労災疾病臨床研究事業費補助金

作業関連疾患の予防等に資する一般定期健康診断を通じた効果的な健康管理に関する研究

平成 26 年度～28 年度　総合研究報告書

研究代表者　大久保 靖司

平成29年(2017)年 3月

目次

Ⅰ．総括研究報告書

作業関連疾患の予防等に資する一般定期健康診断を通じた効果的な健康管理に関する研究

研究代表者　大久保靖司・・・・・・・

Ⅱ．分担研究報告書

１．　職域多施設研究データベースにもとづく健康診断の評価に関する研究

研究分担者　溝上哲也・・・・・・・・

２．　脳心臓疾患の発症にかかる職域定期健康診断結果についての症例対照研究

研究分担者　山本健也

研究分担者　溝上哲也・・・・・・・・

３．　脳心臓疾患の発症にかかる職域定期健康診断結果についての探索的検討

研究分担者　山本健也・・・・・・・・

４．　文献調査による健康診断項目の検討：作業関連疾患関連要因と一般定期健康診断項目

研究分担者　武林　亨

研究分担者　立道　昌幸・・・・・・・

５．　一般健康診断の有効的な活用に関する産業衛生専門医へのインタビュー調査

研究分担者　森　晃爾

研究分担者　立道　昌幸

研究分担者　武林　亨・・・・・・・

６．　一般定期健康診断の優先度における産業医のコンセンサス調査
研究分担者　森　晃爾
研究分担者　立道　昌幸
研究分担者　武林　亨・・・・・・・

７．　一般健康診断における意義、目的から考えるがん検診の位置づけ
研究分担者　立道　昌幸・・・・・・・

８．　作業関連疾患の予防等に資する一般定期健康診断に関する経済的分析
研究分担者　杉森　裕樹・・・・・・・

９．　作業関連疾患の予防等に資する一般定期健康診断の事後措置・問診票に関する考察
研究分担者　大神　明・・・・・・・

１０．問診情報の判定作業への活用に関するアンケート調査
研究分担者　大久保靖司・・・・・・・

１１．産業看護職を対象とした、定期健康診断後の保健指導実態調査についてのアンケート調査【最終報告】
研究分担者　大久保靖司・・・・・・・

Ⅲ．研究成果の刊行に関する一覧表・・・・・・・・・・・・・・・

資料　・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・

平成 26～28 年度総合研究報告書

作業関連疾患の予防等に資する一般定期健康診断を通じた効果的な健康管理に関する研究

研究代表者　大久保靖司

労災疾病臨床研究事業補助金
総合研究報告書

作業関連疾患の予防等に資する一般定期健康診断を通じた効果的な健康管理に関する研究

研究代表者　大久保靖司　東京大学環境安全本部教授

研究要旨

職域の一般定期健康診断（以下、一般健診）は明治 44 年の工場法により始まり、その目的は、感染症から成人病予防へと変化してきた。平成 20 年には、作業関連疾患としての脳・心臓疾患やメタボリックシンドローム（以下、作業関連疾患等）の早期発見や予防が考慮されて現在に至っている。本研究においては、一般健診項目の有用性についての検討、特に作業関連疾患等の予防における有用性について検討を行い、一般健診の適切な運用と管理についてエビデンスをまとめ、一般健康診断のあり方について提言することを目的としている。

本年度は、職域における一般健診について多方面から検討するために、①日本人の勤労者の大規模検診データを基に日本人における一般健診の有用性の検討を行うグループ、②一般健診の活用についての実態調査、ニーズ調査及びコンセンサス形成を行うグループ、③一般健診の経済的評価を行うグループ、④問診情報の収集とその活用について検討するグループをおいた。

グループ①では、約 １０万人の検診データを基に検討を行い、また、大規模健診成績データベースを基に日本の職域における健康診断成績の基本統計量を求めた。研究は、健康診断や長期病気休暇などの健康管理情報を収集した疫学データベースを用いたコホート研究および断面研究。脳心血管イベントについては症例対照研究として行った。特に、メタボリック症候群の脳心血管イベント都野関連について検討した結果、観察期間中にメタボリック症候群の診断基準を満たすことが多いほど脳心血管イベントリスクが高まることが示された。一方、個々の健康診断項目では結果は一定せず、複合的なリスクとして扱うことの必要性が示唆された。

グループ②では、健診費用を設定してそのコストでの健診項目の優先順位を検討した結果では、概ね法定健診項目が必須項目としてあげられた。健診費用に余裕がある場合は、健診項目の追加は限定的でありむしろ画像診断等の質の向上への投資が志向されていた。また、がん検診の一般健診への組み込みは便潜血が 50%を超えるがそれ以外は 50%未満であった。これは、がん検診項目の費用負担

をするのが事業者か保険者であるかについて、意見が割れるためと考えられた。一方、産業医に対する意識調査では、がん検診への産業の関与している者の比率は高く、また職域の健康管理において一層のがん検診への関与が必要またはがんの予防活動が必要と考える産業医は多かった。

グループ③では、社員、企業経営者に対する支払意思者の調査では、いずれの検査項目も企業経営者の立場で支払意思者割合が高く、健康管理に対する事業者の期待の高さが示唆された。一方、労働者の立場では、胸部エックス線検査、血圧検査の受診意思は約 70%にとどまっていたが、血糖検査は、血圧検査に比べ、支払意思者の割合が高く、産業保健従事者の優先順位との乖離が見られた。企業経営者の立場では、労働者の立場に比べて全般的に支払意思者割合が高く、企業経営上のメリットや企業のリスク管理として検査することが必要であるという認識が高いことが示唆された。

グループ④では、問診票についての検討した結果、ほとんど問診票において自覚症状、現病歴・既往歴等が調査されていたが、その問診選択肢などの内容については、それぞれ異なり標準等なるパターンは認められなかった。しかし、生活習慣等では特定健康診査の標準の問診項目に準拠していることが多かった。作業関連疾患の予防の観点からは業務歴として、業務に関連する情報の収集が来されるが、業務に関連する問診項目を設定しているものは半数以下であり、また判定における影響の優先順位も低かった。

これらの結果より、作業関連疾患予防のとしての一般健康診断においては、作業関連疾患のリスクは各項目単独ではなく、メタボリック症候群に代表される複合的なリスク評価、加えて経年でのリスクの変動等を考慮することが必要であることが示された。健康診断項目としては、昨年度実施したデルファイ調査コンセンサス形成研究の成果及び昨年度床年度に実施した医療経済の観点などから、現行の法定一般健診項目は支持されていることが示された。今後、追加する健康管理の対象としてはがんと考えられ、産業医のがん検診への関与の必要性は高いと認識されていたが、その費用負担については課題が残る。身体計測、理学所見、血液検査、尿検査等以外の健康診断において重要な情報として問診があり、身体症状、現病歴・既往歴等は行われているが、業務関連の情報の収集は少なく、また問診内容については、一定のパターンもしくは標準となるものは認められず、問診情報の標準化が今後の課題と考えられた。

研究分担者　溝上哲也　　国立国際医療研究センター
臨床研究センター疫学予防研究部部長
研究分担者　武林　亨　　慶應義塾大学医学部衛生学公衆衛生学教授
研究分担者　立道昌幸　　東海大学医学部基盤診療学系公衆衛生学教授

研究分担者　杉森裕樹　　大東文化大学大学院スポーツ・健康科学研究科
健康情報科学（予防医学）教授
研究分担者　森　晃爾　　産業医科大産業生態科学研究所学
産業保健経営学教授
研究分担者　大神　明　　産業医科大学産業生態科学研究所
作業関連疾患予防学教授
研究分担者　茅嶋康太郎　産業医科大産業医実務研修センター　准教授

Ａ．研究目的

職域の一般定期健康診断（以下、一般健診）は明治 44 年の工場法により始まり、その目的は、感染症から成人病予防へと変化してきた。労働安全衛生法（昭和47年）では、健診項目に血圧測定、尿定性検査が追加され、平成 20 年には、作業関連疾患としての脳・心臓疾患やメタボリックシンドローム（以下、作業関連疾患等）の早期発見や予防が考慮されて現在に至っている。労働環境の変化、早期発見からリスクファクターの評価への移行、保健指導などによる健康管理の推進などに伴い、一般健診の意義は変化してきており、健診項目や事後措置などを含めた総合的な評価が一般健診の有効的な活用にとって必要となった。そのため、本研究においては、一般健診項目の有用性についての検討、特に作業関連疾患等の予防における有用性について検討を行い、一般健診の適切な運用と管理について３年間の研究でエビデンスをまとめ、提言することを目的とした。

Ｂ．　研究方法

職域における一般健診について多方面から検討するために、①日本人の勤労者の大規模検診データを基に日本人における一般健診の有用性の検討を行うグループ、②一般健診の活用についての実態調査、ニーズ調査及びコンセンサス形成を行うグループ、③一般健診の経済的評価を行うグループ、④健診事後措置及び問診情報の収集とその活用について検討するグループをおいた。

グループ①

グループがこれまでに構築してきた約10万人の検診データを基に検討を行うこととした。

1. 研究設定

関東・東海地方に本社を置く 12 企業、13 施設が参加した J-ECOH（Japan Epidemiological Collaboration on Occupational Health）スタディ

2. 研究期間

2012 年 4 月に研究を開始し、参加施設より定期的にデータ収集を行った。一般健康診断は 2008 年度以降分のデータを収集し、心血管系疾患の発症は

2012 年度以降を登録した。

3. 研究デザイン

大規模疫学データベースを用いたコホート研究および断面研究。脳心血管イベントについては症例対照研究。

4. 研究対象者

研究に参加する事業場において、研究期間内のいずれかの年度に当該事業場に在籍しており、かつ産業医の健康管理下にある社員約 10 万名。

5. 研究で収集するデータ

健康診断や長期病気休暇などの健康管理情報を収集する。脳血管イベントの症例対照研究では、発症前の生活習慣及び就業状況を尋ねる。

6. 分析

1）メタボリックシンドロームと心血管疾患との関連

a) 健康診断項目の基本集計

2013 年度の健康診断受診者 BMI、腹囲、収縮期血圧、拡張期血圧、AST、ALT、γ-GTP、総コレステロール、LDL コレステロール、HDL コレステロール、中性脂肪、赤血球数、ヘモグロビン、空腹時血糖、ヘモグロビン A1c、尿酸、クレアチニンについて、全集団及び性・年齢階級別に基本統計を算出した。

b) 糖尿病及び前糖尿病の有病率

性・5 歳年齢階級別に糖尿病・前糖尿病の有病率を計算した。

c) メタボリックシンドローム診断基準に関する分析

国際的な統一診断基準（Joint interim statement of the International Diabetes Federation Task Force on Epidemiology and Prevention、以下 JIS と略）と日本の基準について、それらの糖尿病発症予測能を時間依存性ROC分析により比較し、カットオフについて検討した。

d) メタボリックシンドロームと心血管疾患との関連

J-ECOH スタディの健康診断データと疾病発症データを突合させた疫学データベースを用いてコホート内症例対照研究を実施し、メタボリックシンドロームと心血管疾患の発症との関連を調べた。各症例に対して施設、性、年齢をマッチさせて対照者を最大5名、無作為に選択し、基準日以前の4年間におけるメタボリックシンドロームの有無を調べ、メタボリックシンドロームに1回も該当しなかった人（比較群）、1～2回該当者（間欠群）、3回以上（持続群）に分類した。メタボリックシンドロームは、JIS を用いた。メタボリックシンドロームは日本の基準によっても分類し、同様に解析した。コックス比例ハザードモデルにより比較群に対する間欠群と持続群の心血管疾患のハザード比を計算した。

2）職域一般健康診断の改訂に関する5つの視点

職域疫学研究会の産業医約 30 名により、職域一般健康診断に関する課題のうち、改訂の必要性や緊急性の観点から 5 つを選定し、現状の分析と改善の方向

性について討議し、その内容をまとめた。

3)大規模データベースの構築

J-ECHO スタディとは別に、全国労働衛生機関連合会会員機関に依頼し、一般健診情報を集約したデータベース構築と集計作業をおこなった。

4)作業関連疾患予防における健康診断の位置づけの検討

作業関連疾患の概念とその対応策を提唱した1985年のWHO専門家委員会報告、日本産業衛生学会循環器疾患の作業関連要因検討委員会報告(1998年)を参照し文献的に検討した。

作業関連疾患の原因となる要因(以下、作業関連疾患要因)として、仕事による心理的ストレスを取り上げ、①国内の疫学研究、②作業関連疾患要因:職業性ストレス、③一般健診項目:心電図、④対象集団:一般集団(職域集団ならびに青・壮年および前期高齢者世代の地域在住者集団)、⑤データベース:PubMed、を条件として検索を行い、該当する研究をレビューした。

文献検索の結果、国内の研究は 1 件のみであったため、国外のものも含めて再検索し、16 件の文献がヒットした)。これらについて、抄録の確認を行ったところ、安静時の心電図所見に関する報告は見当たらなかった。

心電図検査がまず、過労死の予見に寄与できるかどうかの視点による検討を以下の検索式にて行った。この結果、122論文がヒットした。これらは、主にアスリートにおける突然死に対する心電図の有用性評価に関する論文であった。日本のエビデンスについて検索した結果28 論文がヒットし、タイトルから 4 論文を選択した。

次に心房細動について下記の検索式で検索を行った結果、32 論文がヒットした中で4論文を選択した。また、2013年のコクランレビューを参照した。

次に現労働の継続が困難になる疾病の発症、リスクの集積としてはCVDの発症の予見として心電図が有用であるかどうかを日本人を対象とした文献で検討した。結果、83 論文がヒットした。タイトルとアブストラクトでスクリーニングした結果、8論文を参照した。

グループ②

一般健康診断の有効な活用に関する産業衛生専門医へのインタビュー調査

労働衛生機関に所属し主に中小企業や小規模事業場における嘱託産業医の経験を有する群(労働衛生機関医群)及び、大規模事業場を中心に専属産業医として従事している群(専属産業医群)の 2 群を設定した。日本産業衛生学会の専門医・指導医名簿を参考に、10 年以上の産業医実務経験を持つ産業医の中から、実務経験、卒業大学等に偏在がないよう配慮し選定した結果、労働衛生機関医群6名、専属産業医群7名の協力が得られた。

健康診断の医学的なエビデンスについて 3 種類の資料を対象者に事前に配布した。

1つ目は、特定健診・保健指導における健診項目等の見直しに関する研究班による「診療ガイドラインの精査および文献レビューによる健診項目の検証」の要約、2つ目は、「労働安全衛生法における胸部エックス線検査等のあり方検討会」の報告書、3つ目は、昨年度の分担研究報告書「文献調査による健康診断項目の検討:作業関連疾患関連要因と一般定期健康診断項目」とした。

労働衛生機関医群および専属産業医群の両群において、質問内容の乖離を少なくするために、インタビューガイドを作成した。主な質問項目は「一般健診の意義や目的」「一般健診項目に必要な有用性」「メタボリック症候群に関する項目の有用性」「メタボリック症候群以外の項目の有用性」「一般健診の妥当な費用」の 5 点であった。

インタビューガイドを参考に、分担研究者によって、労働衛生機関医群、専属産業医群のそれぞれに対し、約 2 時間の Focus Group Interview(FGI)を実施した。

研究協力者 2 名が各々、FGIの逐語に対して、主語・述語等の補充が必要と思われる部分を補充し、トランスクリプトを作成した。記録単位を決定した後、これらを意味内容の類似性に従いカテゴリーに分類し、カテゴリー毎に仮説形成を行った。また、複数のカテゴリーに分類される記録単位に関しては、重複して使用を行った。

一般健康診断項目の優先度における産業医のコンセンサス調査

1. 健康診断項目の検査費の設定

平成 26 年度診療報酬点数表1)を参考に、一般健康診断における各項目の費用を定めた。

①基本検査

初診料(A000)282 点とした。

②視力の検査

矯正視力検査(D263)69 点とした。

③聴力の検査

自覚的聴力検査(D244)「3 簡易聴力検査」「イ 気道純音聴力検査」の 110 点とした。聴力に関してはオージーメータと会話法を選択できるようにした。

④胸部エックス線検査

放射線科専門医が読影した場合と放射線科の非専門医が読影した場合を設定した。デジタル撮影(68 点)を実施した場合で費用を算出し、2100 円を放射線科の非専門医が読影したものとした。放射線科専門医による読影は 2950 円と設定した。

⑤血液検査

血液検査は、検体検査実施料(D007 血液化学検査)に関する項目を 5 項目以上 7 項目以下実施した場合は 93 点、8 項目又は 9 項目実施した場合は

99 点、10 項目以上実施した場合は 117 点と、5 項目以上は所定の点数に関わらず一定の点数となるが出来高算定とした。貧血検査（血色素量及び赤血球数）は 80 円とした。

⑥尿検査

尿中の糖及び蛋白の有無の検査に関しては、各項目 20 円とした。

⑦心電図検査

機械による自動判定と循環器内科専門医による判定の 2 つを設定した。自動判定による検査費用は、心電図検査（D208）「1　四肢単極誘導及び胸部誘導を含む最低 12 誘導」130 点とした。循環器内科専門医が心電図波形を見て判定した場合は 2000 円とした。

⑧法定外項目

法定外項目に関しても、これまでの考え方に基づき検査項目を算出した。

⑨法定健康診断の総額

法定で定められた検査を最小限度実施した場合（以下、法定最低限）は 9,250 円、最大限実施した場合（以下、法定最大限）は 11,290 円となった。

2. 健康診断の予算設定

9,250 円（法定最低限）の 10%である 925 円を基準として、9,250 円（法定最小限）から 925 円減じて 500 円毎の区切りのよい金額にした 8,500 円を予算1、11,290 円（法定最大限）に 925 円を加算して 500 円毎の区切りのよい金額にした 12,000 円を予算2とした。

3. アンケート調査

予算1（8,500 円）および予算2（12,000 円）内で、自由に検査を選べる場合、どのような項目が選択されるか確認するため、インターネットメールを利用してアンケートを実施した。その集計結果を対象者にフィードバックした後、再度同じアンケートを実施することを 3 回繰り返して、対象者の意見の集約を図った。

4. 対象者

産業医科大学の産業保健経営学研究会に所属する 175 名の産業医のうち、産業衛生専門医を取得もしくはそれと同等以上の実務経験を有すると思われる 134 名の中から、研究参加の同意が得られた 62 名とした。

一般健康診断におけるがん検診の位置づけ

1. 労働者のがん検診の受診状況の把握

全衛連会員機関数 124 機関中、72 機関より平成 26 年度における労働者を対象とした検診項目別受診数 10,740,282 人を対象に調査を実施した。各実施した項目の受診者数を分子として、総対象人数で除して割合を求めた。また、がん検診については、年齢を考慮する必要から 40 歳以上の 5,847,478 人を対象とした。さらに、女性のがん検診においては、女性全員 3,640,935 人中、40 歳以上 2,101,737 人を対象とした。

2. 産業医へのアンケート調査

職域におけるがん検診やがん対策の考え方を産業衛生学会産業医部会に所属する 1003 名の産業医に、アンケート調査を行った。回収率は 330（33%）であった。

グループ③

一般定期健康診断の検査項目に対する支払意思額調査

1. 調査方法

調査は、インターネット調査会社を通じて実施した。インターネット調査会社が保有するモニター9000 人に対して、調査を行った。

胸部エックス線検査、血糖検査、血圧検査に関するシナリオを作成し、金額を提示したうえで、4500 人に対しては労働者の立場で、4500 人に対しては企業経営者の立場で回答を求めた。

2. 質問票

胸部エックス線検査、血糖検査、血圧検査に対して支払意思額を確認するため、企業経営者、労働者の各立場にたって、検査の目的、メリット、デメリット（リスク）の情報を加え、作成した。シナリオは、研究者で議論を行い、修正を行った。

胸部エックス線検査は、0 円（無料）、250 円、500 円、1000 円、1500 円、2000 円、3000 円、4000 円、5000 円、1 万円の 10 段階の価格設定を行った。また、血糖検査、血圧検査は、0 円（無料）、100 円、200 円、300 円、500 円、750 円、1000 円、2000 円、3000 円、5000 円の 10 段階の価格設定を行った。

3. 分析

各シナリオおよび価格設定に対して、支払意思の有無を集計した。また、各シナリオにおいて、設定価格と受診意思人数との関係を図示し、需要曲線を描いた。需要曲線は多項式近似（2 次）として描いた。この需要曲線を用いて、1 人あたりの支払意思額を計算した。

グループ④

一般定期健康診断データベースの有効利用ツール開発に関する基本概念の整理及び一般定期健康診断の事後措置に関する考察

平成 26 年度の研究にて、特に中小企業における嘱託産業医が従業員個々の就業判定・健診事後措置を行うにあたり容易に扱えることを目的としたツール構築のための概念と、データベース構築の後に、事後措置としての保健指導についての概念を検討し、平成 27 年度は、その保健指導に必要な健診項目及びその他の情報の関連についての検討を行った。

作業関連疾患の予防等に資する一般定期健康診断の問診票及び問診に関する考察

1. 各健診機関で使用している問診票の収集

労働衛生機関、企業等を対象に現在使用されている問診票の収集を行った。収集にあたっては、公益社団法人 全国労働衛生団体連合会に協力を依頼した。

2. 問診票情報の解析とアンケート調査の解析

収集された問診票様式とアンケートを解析を行った。解析結果をもとに問診票の分類を行った。

問診情報の判定作業への活用に関するアンケート調査

2016 年 12 月 1 日時点において日本産業衛生学会専門医及び指導医を対象に郵送によるアンケート調査を実施した。調査項目は事業場の業種、産業保健スタッフの在籍状況、問診している項目（役職又は職種、身体症状、現病歴、既往歴、喫煙歴、飲酒歴、運動習慣、食習慣、メンタルヘルス関連、業務負荷量や残業時間等、勤務形態、業務内容）、及び問診項目の内判定に影響を与えると考える項目（上位 3 項目）とした。

同意を得られる場合について、問診票の写しを提供してもらうこととした。

産業看護職を対象とした、定期健康診断後の保健指導実態調査についてのアンケート調査

職域での保健指導について経験豊富な者に対してインタビューを行い、インタビュー内容の要約と参考文献をもとに、定期健康診断後の保健指導についてのアンケートを、研究分担者と研究協力者が作成した。主な質問項目は「保健指導実施に必要な情報」、「保健指導実施にあたり重要な理念」、「保健指導実施に必要なスキル」、の 3 点とした。産業保健看護専門家 422 名に郵送法でアンケート調査を行った。

（倫理面での配慮）

東京大学倫理委員会、国立国際医療研究センター倫理委員会及び第当部下大学倫理委員会にて承認を得た。

C．研究結果

グループ①

1) 健康診断データの収集および整理

12 施設（11 企業）から計約 9 万 5 千名分について 2015 年度分の健康診断データの提供を受けた。2008～2014 年度分のデータと結合し、8 年分の縦断データベースを作成した。

2) 脳心血管イベント及び死亡の登録

約 10 万の集団における該当例を前向きに登録した。2012 年 4 月以降 2016 年 12 月末までの累計は、脳卒中 170 件（うち死亡 25 件）、心筋梗塞 74 件（うち死亡 23 件）、全死亡 297 件であった。

3) 長期病気休暇の登録

対象集団における連続 30 日以上長期病休情報を収集した。傷病名、病休開始、病休終了、転帰（復帰・退職）を調べた。傷病名に ICD-10 を割り当てるコー

ディングシステムを作成した。2012 年 4 月から 2016 年 9 月まで累計で 3998 件が登録された。

4) 脳心血管イベントについての症例対照研究

本集団で発生した症例 1 名に対し、事業所・性・年齢をマッチさせた対照 2 名を無作為に選定し、発症前の生活習慣や勤務状況を尋ねた。2016 年 2 月末時点で、94 件（心筋梗塞 32 件、脳卒中 62）件の調査を完了した。

5) 健康診断データの断面解析

a) 健康診断項目の基本集計

法定健診項目及び BMI、総コレステロール、尿酸、クレアチニンの基本統計量を求めた。

b) 糖尿病の性・年齢別有病率（表1）

糖尿病の有病率は男性 8.0％、女性 3.3％だった。前糖尿病の有病率は男性 14.1％、女性 9.2％だった。糖尿病・前糖尿病いずれもが加齢に伴って増加していた。

c) メタボリックシンドローム診断基準に関する分析

234,926 人年の観察期間中、3,180 名が糖尿病に罹患した。時間依存性ROC分析で糖尿病発症を精度よく把握できる腹囲カットオフを検討したところ、感度と特異度の両者を併せて考慮すると男性では 85 cm、女性では 80 cm が最適と判断された。

メタボリックシンドロームを国内外の診断基準によって定義し、それぞれの糖尿病発症予測に関する精度を検討した結果、日本の現行の診断基準では女性の感度が 13％と低く（男性は 38％）、その後、糖尿病を発症した人の 87%を見逃していると算定された。これを 80 cm に変更しても見逃しが多い。JIS ではにすると糖尿病を予測する感度は男性 54％、女性 44％まで改善する。

d) メタボリックシンドロームと心血管系疾患との関連分析：コホート内症例対照研究

139 名（脳卒中と心筋梗塞）について、施設・性・年齢をマッチさせた対照 695 名を選出した。既往歴調査のみ基づいて把握された心血管疾患は 561 名で、その対照として 2,803 名を選出した。

4年間で一度もメタボリックシンドロームに該当しなかった人に比べ、1～2回、3回以上該当した人の心血管疾患の調整後ハザード比（95％信頼区間）はそれぞれ 1.9 (1.1, 3.0), 4.8 (3.0, 7.7)であった (傾向性 $P < 0.001$)。自己申告のみにより把握された心血管疾患の同ハザード比（95％信頼区間）は 1.7 (1.3, 2.2), 2.6 (2.0, 3.3)であった (傾向性 $P < 0.001$).

加えて実施された症例対照研究結果では、2012 年度から 2016 年度の間に発症した症例 95 例およびその対照 159 名に対して、職域健康診断結果と発症との関連を検討した。喫煙歴の有無との関連、および発症直前の過去3年間において、現行の健診項目のうち赤血球系の検査以外において、優位な関連が認

められた。肝機能検査については GPT の項目で 2 回、症例群が対照群にして高い傾向が見られたが、発症直近の検査では優位な関連は見られなかった。また、検診結果の変動が激しい群との関連と検討した結果では、検査対象疾患である高血圧・糖尿病・高脂血症・肝機能障害の発症前の変動と発症との間に関連は認められなかった一方、血色素量と発症との間に優位な関連が認められた。

6) 職域一般健康診断の改訂に関する5つの視点

「労働衛生の視点を強化する」「最新のエビデンスに基づいて一般健康診断を見直す」「心血管疾患および糖尿病の高リスク者を選定する」「職域のがん検診と精密検査受診率を高める」「健康診断全般の精度管理を維持・向上させる」の5つの視点から、現状分析と改善の方向性を具体策とともに検討した。

7）大規模健康診断成績データベースの構築

労働衛生機関との契約締結の後、3,330,000 人のデータ提供を受けた。提供されたデータは、データのクリーニング及び再カテゴリー化を実施し、地域別都市別に、基礎解析を行い、基本統計量を算出した。

8）文献調査による健康診断項目の検討

作業関連疾患関連要因としての職業性ストレスと心電図検査所見との関連性について直接検討した報告は見当たらなかった。

突然死を発症しうる疾患としては、肥大型心筋症、冠動脈奇形、致死性不整脈、long QT 症候群、Brugada 症候群などがあげられる。これら個々の疾患において、病歴調査、理学的検査に比し心電図検査は、感度はそれぞれ、5 倍（95％CI:94％（95％CI:79％-98％）、10 倍（90％-96％）、陽性尤度比 14.8（95％CI:9.43-23.16）と最も優れており、心電図検査の有用性を支持していた。また、Alattar24）らの「競技者」に関する最新のレビューでは、突然死の予防に関して競技参加者への心電図検査の有用性に科学的根拠が示されているとしていた。ただし、日本人を対象とする論文は少なく、海外のデータの外挿化が必要であった。

重篤な後遺症を伴う疾病の発症については、心房細動のスクリーニングの有用性について論文情報を収集した。その検索結果や、さらにはコクランレビューにおいても 65 歳以上で、安静時の心電図検査によってスクリーニングする意義について有用であるエビデンスを示していた。しかしながら65歳未満についてのエビデンスは世界的にも限定的であり治療技術の進歩により有用性の評価が変わる可能性があるため今後の研究課題であるとしていた。

現労働の継続が困難になる疾病の発症、病態の悪化、CVD に対する健康障害リスクの集積に関する心電図検査の

有用性については文献検索の結果 83 文献がヒットしたが、title とアブストラクトでスクリーニングした結果、9 論文が該当した。さらに、特に日本人でのコホート研究では、Inohara らが 2014 年に報告しており、心臓死のリスクは、心電図異常が 1 個の場合、ハザード比は 1.29（1.13-1.48）、2 個以上の異常で 2.10（1.73-2.53）であった。また、海外の文献では V1 誘導における deep terminal 陰性 P 波、ST-T 異常、T 波軸変位などの異常により心血管障害のリスクの層別化が可能との知見であった。

グループ②

一般健康診断の有効な活用に関する産業衛生専門医へのインタビュー調査

労働衛生機関医群から 184 記録単位、専属産業医群から 176 記録単位、合計 360 記録単位が得られ、以下の 11 カテゴリーに対する仮説形成が得られた。

①事業場で実施される一般健康診断の意義や目的

一般定期健康診断の目的は、以下の 3 つの立場に分類された。

⑴ 労働者の視点：疾患の早期発見と早期介入による重症化防止や合併症予防を通じて、退職後を含めた健康の保持増進を行う。また、自己の健康に関して意識する場であり、産業保健スタッフとコミュニケーションを図る機会ともなる。

⑵ 事業者の視点：作業関連疾患の予防、就業配慮等による安全配慮義務の履行のみならず、アブセンティズムやプレゼンティズムによる生産性低下を防ぐことを目的とする。この結果、健康保険組合の医療費削減にも寄与する。

⑶ 国の視点：日本全体の医療費削減、健康寿命延伸による労働力の維持。母子保健・学校保健から地域保健の間にある職域保健における取り組みの1つであり、生涯健康管理の基盤となる。

②健診診断の目的を前提とした、健康診断の項目に必要な有用性

一般定期健康診断の目的達成のために健診項目に必要な有用性について、脳心疾患のリスクファクターであり就業制限を検討する際に必要な項目、早期発見・早期介入により、効果が期待できる項目、疾患を発見できる項目があげ得られた。

③健康診断の項目

現在の健康診断の項目は必要最低限カバーしている印象があり、これらの検査を出来るだけ活用できるよう取り組んでいた。

④メタボリック症候群に関する項目群

就業制限を検討する項目は、脳心疾患のリスク要因となる血圧と血糖であり、過重労働面談でも活用していた。

メタボリック症候群に関する項目は、健康の意識づけや保健指導に有用であり、長期的視点では医療費削減に繋がると考えられた。

⑤胸部レントゲン検査

胸部レントゲン検査は、主に結核対策

及び肺がん対策のために実施されていた。雇用形態の多様化、グローバル化に伴う人材の流動性が高まりその必要性は高まっていた。

⑥心電図検査

意識消失を伴う不整脈があるため、自動車運転可否等の就業区分検討のために必要な検査であった。

⑦肝機能検査

就業制限に利用する機会はまれであるが、一般に馴染み深い検査項目であり、保健指導に有用であった。検査費用が比較的安価であり、費用対効果は良く、生活習慣に関連する他の検査項目と総合的な判断するために利用していた。

⑧貧血検査

高所作業、自動車運転、暑熱環境下における重筋作業など、一部の業務で就業制限を検討する場合があった。

⑨クレアチニン（腎機能検査）

腎機能低下の早期発見のために重要な検査項目であった。暑熱環境下での就業制限を行う場合に有用であった。

⑩がん検診

がん検診は本来自己保健義務の範疇と考えられるため、法定項目とすることについて疑問の声が多かった。しかし、がんは在職死亡の最多原因であり、早期発見により労働力の損失を低減させる可能性があること、がん就労は企業の安全配慮義務であることなどを考慮すると、早期発見、早期治療により結果の改善が期待できる検査については、会社としての実施を検討できるとされた。

⑪その他

睡眠時無呼吸症候群を主とする睡眠を問診で確認する必要性、健康診断の対象者、尿潜血の有用性、健康診断情報と守秘義務などに関は、上記1～10に該当せず、かつそれぞれの項目で仮説形成ができるほどの記録単位数がなかったために、その他として分類した。

一般健康診断項目の優先度における産業医のコンセンサス調査

62名全員が予定していた3回のアンケートに回答した。対象者の産業医経験歴9.8±5.1年であった。

予算1では、基本検査（100％）から聴力の検査（会話法）（66％）まですべて現行の法定項目であり、次に選択者が多かった血清クレアチニン（58％）までが予算内となった。

予算 2（12,000 円）では、基本検査、LDL コレステロール、中性脂肪、心電図検査（専門医による判定）（すべて 100％）から空腹時血糖、尿酸（共に 89％）までにほとんどの法定項目が含まれていた。法定外項目では、血清クレアチニン（95％）、白血球数（92％）、尿酸（89％）便鮮血反応（81％）の選択率は比較的高かった。

予算 1 から予算 2 と予算が増えると、聴力の検査では会話法（66％）から気道純音聴力検査（90％）、胸部エックス線検査では非専門医による読影（90％）か

ら専門医による読影（97％）、血糖検査では空腹時血糖（47％）から空腹時血糖と HbA1c（87％）、心電図検査では自動判定のみ（92％）から専門医による判定（100％）となった。

一般健康診断におけるがん検診の位置づけ

1）実際のがん検診の受診状況の把握

がん検診関係では、便潜血 52.1％、胃検査（胃透視 29.5％、内視鏡 2.0％）、マンモグラフィー11.7％、子宮頸がん細胞診 4.1％であった。また、肝炎検査としては、C 型肝炎関連 3.8％（40 歳以上 4.8％）B 型関連 6.5％（40 歳以上 8.8％）、ピロリ菌抗体検査 40 歳以上 2.2％ペプシノーゲン 3.1％であった。

2） 産業医へのアンケート調査

産業医のがん教育へは 65％が関与しており、今後、積極的に関与すべきと思われる、時間があれば関与すべきを合計すると 92％であった。また、がん検診後の精査勧奨等へは、78％が関与しており、関わるべきではないとする意見は、2％であった。がん検診への企画、立案に関しては、関与しているとの意見が 54％であった。今後、職域でのがん検診ガイドライン策定の必要性についての質問には、52％が職域でのガイドラインの必要性があると回答していた。また、ピロリ菌抗体価や肝炎ウイルス検査についての実施は、健保主導で行うべきと産業医主導で行うべきとの意見はそれぞれ、34％と 36％と拮抗していた。

グループ③

回答者の属性は社員が約 65％であり、パート・アルバイトの人が約 22％であった。通院、または入院中の人は 35％前後であった。

労働者の立場、企業経営者の立場では、いずれの検査項目も企業経営者の立場で支払意思者割合が高かった。
立場、検査種類ごとに、需要曲線を描き、定積分を計算した結果、一人あたりの平均支払意思額は、胸部エックス線検査は 4683 円、血圧検査は 2335 円、血糖検査は 3820 円であった。

グループ④

一般定期健康診断データベースの有効利用ツール開発に関する基本概念の整理及び一般定期健康診断の事後措置に関する考察

作業関連疾患の予防を達成するためには保健指導を有効に行うことが肝要であるが、安衛法に規定された広義の健康指導の判断基準についての標準フォーマットはなく、各指導担当者の裁量及びスキルに依存するところが大きい。しかし、スキルやプロトコルの違いがあるとしても、安衛法の目的に合致した健診後の保健指導は、その指導方針として、収集すべき情報、すなわち就業環境に留意し、生活習慣改善指導を中心に指導することが肝要であり、健診各項目の結

果による保健指導の特徴・要素については、従事する業務・作業内容、作業環境、就労条件等保健指導対象者の有所見の状況にあわせた情報収集と、それに対応する指導ポイントが示されるようなマトリックス表等の作成することが有効になると考えられた。

保健指導のマニュアルを、健診データに基づく指導体系として整備作成することは、経年にわたる個人保健情報上重要であり、保健指導対象者の選定では、「受診勧奨レベル」、「保健指導レベル」、「情報提供レベル」の3つのレベルが考えられた。

保健指導は、基本情報の収集を行った後に判断がなされるべきであり、基本情報には、「病歴」、「身体状況」、「仕事に関する情報」は必須であり、生活習慣として「食生活」「運動」「睡眠」「飲酒」「喫煙」に関する情報は、あらゆる健康レベルの人に対して必要であった。

作業関連疾患の予防等に資する一般定期健康診断の問診票及び問診に関する考察

1)問診項目

64 種類の問診票を解析対象とした。問診票の質問内容としては、既往歴・現病歴、自覚症状、特定健診・特定保健指導問診、家族歴、業務歴・業種の 5 項目が質問されていた。5 項目を全て質問している問診票は 13 問診票であった

2)既往歴・現病歴

既往歴・現病歴の問診項目数は 305 項目にも及び、多種多様を呈していた。「糖尿病(56)」、「高血圧(56)」、「脂質異常症(56)」、「痛風・高尿酸血症(56)」、「貧血(55)」は単独の質問項目として 8 割以上の問診票で問われていた。メンタル疾患項目を問うている問診票は 9 問診票(14.1%)であった。

3)自覚症状

自覚症状の質問内容と表現は多種多様であった。症状項目として頻出項目は、「呼吸器(59)」、「胸部・心臓(59)」、「神経症状　めまい・たちくらみ(56)」、「頭痛・頭重感(55)」、「腹部(53)」、「腸・下腹(51)」、「筋骨格系(腰痛・肩こり・手・足)(51)」、「疲れ・だるさ(50)」、などであった。

4)特定健診・特定保健指導問診

「特定健康診査・特定保健指導」(以下特定保健指導という)における問診については、デフォルトの 22 問診項目を採用している問診票は 55(85.9%)であった。

5)業務歴・業種

業務歴と業種を質問している問診票は 26 問診票(40.6%)であった。

6)医師による問診に関わるアンケートの実施

各健診機関で実施している問診。診察担当の医師に対しアンケート調査を行い、308 名の健診医師より回答があった。健康診断の問診・診察で行う行為については、自覚症状の確認、当日データの

確認、現病歴の確認、既往歴の確認、喫煙の確認、視診触診、聴打診の各項目が実施率 90%を超えていた。

問診情報の判定作業への活用に関するアンケート調査

調査対象 1241 名のうち有効な回答を 295 名（有効回答率 23.8%）から得た。

調査されている問診項目は身体症状、現病歴、既往歴、喫煙歴、飲酒歴については、90%以上で調査されていた。次いで運動習慣が 80%以上で、食習慣が 70%以上で調査されていた。メンタルヘルス関連は 50%以上で調査されていた。役職又は職種、業務負荷量や残業時間等、勤務形態及び業務内容については、問診での調査は役職又は職種の 48%から業務内容の 20%までであり いずれも半数以下であった。

判定に影響を与える問診項目について、最も影響を与えると考える上位 3 項目については回答を求めた結果、最も多くで影響を与えるとされた項目は現病歴の 55%、次いで身体症状の 45%であった。30%以上で選択された項目は、飲酒歴、既往歴、喫煙歴であった。

問診票の提供は 73 件から得られ、業務に関連する項目が設定されているものは、25 件（34%）であった。項目として最も多いものは、職種であり、次いで勤務形態、特殊健診対象の調査が続いていた。労働時間に関連する項目、VDT 関連項目が続いていたが、これらでも得られた問診票の 10%未満でのみ設定されていた。

産業看護職を対象とした、定期健康診断後の保健指導実態調査についてのアンケート調査

産業保健看護専門家 422 名中 178 名（42.2%）から回答を得た。保健指導の事前に利用する定期健康診断の情報として重要視されている項目は、①血圧や血糖など、労働者集団で有病率が高く、自覚症状に乏しく、早期発見・早期介入によって働き方や生活習慣を変えることにより疾患の進行の遅延や改善が見込まれる、②抑うつ、脳心血管疾患、悪性新生物等の、働き方に大きな影響を及ぼし、就業と生活の両立支援に産業看護職の支援が必要と見込まれる、症状/疾患の情報であった。産業看護職は、保健指導を、労働者の自己健康管理能力向上の支援と、情報収集の場として活用していた。

まとめ

本研究では、健康診断成績と作業関連疾患としての脳心血管疾患の発症リスクの観点から分析を行ってきた。また、職域における健康管理の観点からの一般健康診断の目的と意義についての検討も行った。さらに、妥当と考えられる健康診断費用について調査を行い、加えて健康診断における問診について分析と要件についての検討を行った。

メタボリック症候群の職域における診断基準について検討した結果、現在の日本の診断基準よりもJISの方が糖尿病の発症リスクとして有用であることが示され、また脳心血管イベントの発生とメタボリック症候群の関連については、観察期間中に繰り返しメタボリック症候群の診断基準を満たす者ほどそのリスクが高まることが示されたが、個別の検査項目においては一定の結果は得られなかったことから、メタボリック症候群診断基準などの総合的なリスクとしての評価が脳心血管イベントのリスクの見積もりに必要であることが示唆された。

労働衛生機関保有の健康診断成績についてデータ提供を受け、データのクリーニング及び再カテゴリー化を行い、大規模データベースの整備を行い、健康診断成績の全国各地区における性年齢階層別の基礎統計量の算出を行った。この結果は、職域健診における有所見の基準の検討等に活用されることが望まれる。

一般健康診断項目の有用性及び優先度における産業医のコンセンサス調査では、概ね現行の一般定期健康診断項目の優先順位が高いことが示された。健診費用に余裕がある場合は、専門医による画像診断や聴力検査法などの選択肢においてより精度が高まることへの投資の思考があることが示された。

がん検診については、産業医等の関与の必要性については認識されているが、がん検診の費用負担については仮題が残ってる。コストパフォーマンスが良いとされる便潜血検査は広く普及しているが、それ以外のがん検診の一般健診への組み込みは十分とはいえないため、職域におけるがん検診の意義の整理とコンセンサス形成が必要であると考えられる。

健診のコストについての検討として行われた社員、企業経営者に対する支払意思者の調査では、いずれの検査項目も企業経営者の立場で支払意思者割合が高く、健康管理に対する事業者の期待の高さが示唆された。一方、労働者の立場では、胸部エックス線検査、血圧検査の受診意思は約 70%にとどまっていたが、血糖検査は、血圧検査に比べ、支払意思者の割合が高く、産業保健従事者の優先順位との乖離が見られた。

健康診断事後措置における情報管理の検討及び問診票に関する調査では、有効な事後措置のためには、保健指導が必要であるが、その効果については保健指導実施者のスキルに大きく影響されることから、マニュアル化などのツール開発とその普及が必要であること、また問診情報は身体症状、現病歴・既往歴等の設定は多くの機関で実施されていたが、その内容は多岐にわたり、統一することは困難であることが示唆された。しかし、特定健康診査における標準の問診項目はほとんどの問診票で満たされており、生活習慣等は特定健康診査

に準じて問診することの意義が示された。一方、業務歴および業務に関連する情報は問診では聴取される比率は低く、これらの情報の判定業務における活用に課題が残ることが示された。産業看護職における問診情報活用は、保健指導の予備的調査の意義が高く、不足する情報は保健指導の現場にて聴取する傾向が強かった。

また、健康診断成績やその他健康管理情報については、転職などの際にその連続性が途絶えることが多いことから、データフォーマットの標準化、特に施設ごとに異なる問診情報の標準化が必要であり、同様にいわゆる有所見の基準についても標準化が望ましい。

本研究の結果を俯瞰し、参考資料として、一般定期健康診断のあり方に関する提言をまとめた。

謝辞

本研究の大規模データベースの構築には、以下の労働衛生機関のご協力をいただきました。深く感謝いたします。

公益財団法人　北海道労働保健管理協会、医療法人社団　同友会、公益財団法人　東京都予防医学協会、社会福祉法人　聖隷福祉事業団　保健事業部、一般社団法人　オリエンタル労働衛生協会、一般財団法人　京都工場保健会、日本赤十字社　熊本健康管理センター、一般財団法人　全日本労働福祉協会

Ｄ．健康危険情報

本研究において、健康危険情報はなかった。

Ｅ．研究発表

1. 論文発表

1) Kuwahara K, Mizoue T, et al. Overtime work and prevalence of diabetes in Japanese employees: Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study. PLoS One, 9(5): e95732, 2014.
2) Uehara A, Mizoue T, et al. Prevalence of diabetes and pre-diabetes among workers: Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study. Diabetes Res Clin Pract, 106(1):118-127, 2014.
3) Imai T, Mizoue T, et al. Association of overtime work and hypertension in a Japanese working population: a cross-sectional study. Chronobiol Int, 31(10):1108-1114, 2014.
4) Akter S, Mizoue T, et al. Smoking, Smoking Cessation, and the Risk of Type 2 Diabetes among Japanese Adults: Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study. PLoS One, 10(7):e0132166, 2015.
5) Nanri A, Mizoue T, et al. Development of risk score for

predicting 3-year incidence of type 2 diabetes: Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study. PLoS One, 10(11):e0142779, 2015.

6) Hu H, Mizoue T, et al. Optimal waist circumference cut-off points and ability of different metabolic syndrome criteria for predicting diabetes in Japanese men and women: Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study. BMC Public Health, 16:220, 2016.
7) Hu H, Mizoue T, et al. HbA1c, blood pressure, and lipid control in people with diabetes: Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study. PLoS One 11(7):e0159071, 2016.
8) Kuwahara K, Mizoue T, et al. Current status of health among workers in Japan: Results from the Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study. Ind Health 54(6):505-514, 2016.
9) Hu H, Mizoue T, et al. Duration and degree of weight change and risk of incident diabetes: Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study. Prev Med 96:118–123, 2017
10) Kurotani K, Mizoue T, et al. Metabolic syndrome components and diabetes incidence according to the presence or absence of impaired fasting glucose: the Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study. J Epidemiol (in press)

2. 学会発表

1) Hu H, Mizoue T. Optimal waist circumference cut-off points and ability of different metabolic syndrome criteria for predicting diabetes in men and women: J-ECOH Study. 第26回日本疫学会学術総会, 米子, 1月, 2016
2) Hu H, Mizoue T. Duration and degree of weight change and risk of incident diabetes: J-ECOH Study. 第27回日本疫学会学術総会, 山梨, 1月, 2017
3) 立道昌幸、國枝佳祐、伊藤直人、永田智久、森晃爾、武林亨適正配置の観点から一般健診項目の活用に関する産業衛生専門医へのコンセンサス調査 第271回 日本産業衛生学会関東地方会例会
4) 國枝佳祐、伊藤直人、永田智久、森晃爾、立道昌幸、武林亨 一般健康診断の有効的な活用に関する産業衛生専門医へのインタビュー調査 第 89 回 日本産業衛生学会、福島、平成 28 年 5 月
5) 伊藤直人、永田智久、立道昌幸、武

林亨、森晃爾、一般健康診断項目の優先度に関するコンセンサス調査 第 90 回日本産業衛生学会、福島、平成 29 年 5 月

6) 大神明、池上和範、喜多村紘子、安藤肇、吉田勝美、小林祐一、佐々木敏雄　健診データを核とした標準的なコード体系策定の試み 2016.9　第 26 回 日本産業衛生学会全国協議会　京都　ポスター発表　P120　2017

7) 安藤肇、池上和範、菅野良介、道井聡史、大神明、只野祐　労働衛生機関実施の一般定期健康診断における問診票項目に関する調査 2017.5　第90回日本産業衛生学会　東京　ポスター発表

8) 大神明、池上和範、安藤肇、只野祐　健康診断情報の活用　～一般健診における問診票を如何に活用するか～　2017.5　第90回日本産業衛生学会　東京　シンポジウム

G．知的財産権の出願・登録状況

なし

一般定期健康診断のあり方に関する提言

はじめに

職域の一般定期健康診断（以下、一般健診）は明治 44 年の工場法により始まり、その目的は、感染症対策から成人病予防へと変化してきた。そのため労働安全衛生法（昭和 47 年）では、健診項目に血圧測定、尿定性検査が追加され、平成 20 年には、作業関連疾患としての脳・心臓疾患やメタボリックシンドローム（以下、作業関連疾患等）の早期発見や予防が考慮されて現在に至っている。

現在では、労働を取り巻く環境が大きく変化し、身体的負荷から精神的負荷へ、活動範囲も地域から日本全国へさらにグローバル化に伴い国外まで広がっている。加えて、定年の延長など就労年齢層が変化しており、さらに一般健診の観点からも予防医学の焦点が早期発見からリスクファクターの評価に移行していることや健康管理における「未病」集団への介入手法の開発などに伴い、一般健診の目的及び意義はこれまでと大きく変化している。

一般定期健康診断の意義及び目的

一般健診の意義は、労働者、事業者、国又は保険者の観点で異なり、それぞれの目的及び意義を調整し、最も利得が大きくなることを目指すべきである。

・労働者の立場：疾患の早期発見と早期介入による重症化防止や合併症予防を通じて、生涯を健康の保持増進を目指す。

・事業者の立場：作業関連疾患の予防、就業配慮等による安全配慮義務の履行だけでなく、生産性低下を防ぐことを目指す。

・国又は保険者の立場：医療費削減、健康寿命延伸による労働力の維持すること及び母子・学校保健から地域保健を繋ぐ生涯を通じた健康管理の基盤を目指す。

経営支援としての一般定期健康診断

健康診断が事業者負担で実施されることは、事業主責任、安全配慮義務の意義が必要である。すなわち、労働力の確保、労働損失の削減、従業員の帰属意識の向上、生産性の向上もしくは低下防止などであり、それに投資される経営資源が期待される結果と見合う必要がある。

職域における一般健診項目に必要な有用性としては、脳・心疾患のリスクフ

ァクター等であり就業上の措置を検討する際に必要な項目であること、早期発見・早期介入により進行の遅延や改善、医療費の削減や致死率の低下が期待できる項目であること、有病率の高い疾患や自覚症状に乏しい疾患を発見できる項目であることがあげられる。

健康診断の基準値からの逸脱のスクリーニングからリスク評価への移行

単一の項目において経営支援としての一般健診の有用性を満たすものは多くなく、むしろ複合的、総合的に判定を行う必要があること、また、早期発見からリスク低減へと予防医学の焦点が進んでいることより、基準値からの逸脱のスクリーニングではなく、想定した疾病の発症リスクを評価できる一般健診の設計が必要であり、次の条件を満たす必要がある。

・リスク評価のための判断・評価基準の設定
・経年的な健診情報の利用
・転職時の健康管理情報の連続性の確保
・年齢層別の評価基準の設定
・就労人口の疾病構造に合わせた健診項目の設定

一般定期健康診断の標準化

一般健診は法定項目が定められているが、有所見の定義、基準は定められておらず、事業場や労働衛生機関が独自に定めることも多い、また、問診情報についても、問診の設問は施設ごとに大きく異なっている。健診情報の汎用性の確保、就労人口の疾病構造の把握等のために、これらの情報は標準化される必要がある。

今後の一般定期健康診断の方向性

今後の一般健診の方向性としては、がん、持病等の健康問題を抱えての就業の支援に有用な健康診断の開発、また、定年延長・廃止、再雇用などに伴う労働人口の高齢化への対応、疾病構造の変化に合わせた健診項目の設定が必要である。そのために、勤労者の健康動向の把握のための職域の健康診断成績の集約またはサンプル調査の実施を含めた一般健診の有効性の継続的な監視と評価体制の整備及び定期的に一般健診の見直しを行うことが望まれる

分担研究報告書

職域多施設研究データベースにもとづく健康診断の評価に関する研究

分担研究者　溝上哲也

労災疾病臨床研究事業補助金
総合研究報告書

職域多施設研究データベースにもとづく健康診断の評価に関する研究

分担研究者　溝上哲也　国立国際医療研究センター国際医療協力局
疫学・予防研究科長

研究要旨
12 企業 10 万人規模の職域多施設研究（J-ECOH スタディ）において、健康診断など様々な健康管理情報を収集し、職域疫学データベースを構築した。このデータを用いて、法定項目・法定外項目について性・年齢別の分布を記述統計により明らかにした。糖尿病有病率を性・年齢別に計測し、残業時間と糖尿病及び高血圧との関連を断面的に解析した。糖尿病発症をエンドポイントとして、メタボリックシンドロームの診断基準を検討した。腹囲については男性 85 cm、女性 80 cm が最適なカットオフと判断された。心血管系疾患をエンドポイントとして、発症前のメタボリックシンドロームの有無との関連をコホート内症例対照研究により解析した。疾病登録で把握された心筋梗塞及び脳卒中の 138 例について分析したところ、発症前 4 年間で 3 回以上メタボリックシンドロームに該当した人の心血管系疾患のリスクは 1 回も該当しなかった人のリスクの約 5 倍であった。疾病ごとにみると心筋梗塞との関連が最も強かった。また、職域疫学研究会に参加する関東地区の産業医とともに、職域一般健康診断に関する 5 つの課題について現状を整理した上で、改訂の方向性についてまとめた。

研究協力者　南里明子（国立国際医療研究センター国際医療協力局疫学・予防研究科室長）、胡歓歓（国立国際医療研究センター国際医療協力局疫学・予防研究科特任研究員）
桑原恵介（帝京大学大学院公衆衛生学研究科助教）

A. 研究目的

我が国の就業人口は約 6385 万人（平成 27 年）であり、国民の約半数は何らかの仕事に就いている。平成 24 年労働者健康状況調査によると、労働者の約 6 割が現在の仕事や職業生活に関することで強い不安、悩み、ストレスとなっていると感じる事柄があると回答している。平成 19 年の同調査によると、持病として、男性では高血圧が最も多く（30%）、次いで腰痛（26%）、高脂血症（18%）、糖尿病（12%）となっている。このような疾病統計からも、労働者における疾病予防や健康保持増進の重要性は明らかである。

労働安全衛生法および労働安全衛生規則により、事業者は労働者への年 1 回の定期的な健康診断の実施が義務付けられている。し

かしながら、職域定期健康診断の有効性に関する疫学的な根拠は必ずしも明確でなく、疫学的エビデンスに基づいて実施項目や実施方法を見直す必要性があることが指摘されている。

職域における健康診断の評価に関する疫学研究はこれまでにも行われてきたが、2008年の特定健康診断導入以前に実施された研究であり、現行の健康診断項目になってから体系的な評価は行われていない。また、職域において循環器疾患をエンドポイントして発症前の健康診断データと突き合わせた研究は散見されるが、多くの企業が参加した研究は少ない。申請者らが知る限り、過去 10 年間に国内で多数の事業場が参加して行われた前向き研究は在職中死亡について調べた研究（QQプロジェクト：継続中）と心筋梗塞についての研究（3M スタディ：終了）のみである。しかしいずれも罹患率や死亡率の測定といった記述的な分析が主で、健康診断との関わりについては十分に検討されていない。

分担研究者らは勤労者における糖尿病や脳心血管イベントを把握し、その背景要因を明らかにするため職域多施設共同研究（通称、J-ECOH スタディ）を開始し、健康診断データなどの健康管理情報を系統的に収集している。本研究では、この職域多施設研究におけるデータの収集と整理を継続しつつ、これらを統合したデータベースを作成し、そのデータベースを用いて、糖尿病や循環器系疾患などの生活習慣病の有病あるいは罹患と健康診断との関連を分析することで、健康診断の有効性や効率性を高めること資する疫学的エビデンスを創出することを目的とする。

本研究は、健康管理情報の収集・整理・データベース化を進め、以下のような健康診断項目に関する基礎集計とともに、糖尿病及びメタボリックシンドロームに関する分析を行った。法定項目・法定外項目について性・年齢別の詳細な分布を明らかにした。また、糖尿病の有病率を計測し、残業時間と高血圧・糖尿病との関連を分析した。糖尿病をエンドポイントしてメタボリックシンドローム診断基準について検討した。心血管系疾患をエンドポイントして発症前4年間のメタボリックシンドロームとの関連を検討した。

J-ECOH スタディの連携活動である職域疫学研究会に参加する産業医が中心となって、職域一般健康診断に関する 5 つの課題について現状を整理した上で、改訂の方向性についてまとめた。

B. 研究方法

1) 研究設定

関東・東海地方に本社を置く12企業、13施設が参加した J-ECOH スタディ

2) 研究期間

2012 年 4 月に研究を開始し、参加施設より定期的にデータ収集を行った。一般健康診断は 2008 年度以降分のデータを収集し、心血管系疾患の発症は 2012 年度以降を登録した。

3) 研究デザイン

大規模疫学データベースを用いたコホート研究、コホート内症例対照研究、および断面研究。脳心血管イベントについては症例対照研究。

4) 研究対象者

研究に参加する事業場において、研究期間内のいずれかの年度に当該事業場に在籍しており、かつ産業医の健康管理下にある社

員約 10 万名。

5) 研究で収集するデータ

健康診断や長期病気休暇などの健康管理情報を収集する。心血管疾患(脳卒中と心筋梗塞)の症例対照研究では、発症前の生活習慣及び就業状況を尋ねる。

6) 統計解析

a) 健康診断項目の基本集計

2013 年度の健康診断受診者 BMI、腹囲、収縮期血圧、拡張期血圧、AST、ALT、γ-GTP、総コレステロール、LDL コレステロール、HDL コレステロール、中性脂肪、赤血球数、ヘモグロビン、空腹時血糖、ヘモグロビン A1c、尿酸、クレアチニンについて、全集団及び性・年齢階級別に基本統計(平均値、標準偏差、中央値)を算出し、全集団および男女別にヒストグラムを作成した。

b) 糖尿病及び前糖尿病の有病率

糖尿病は HbA1c 6.5%以上、空腹時血糖 126 mg/dl 以上、糖尿病薬の服用中のいずれかに該当する場合と定義し、前糖尿病は HbA1c 6.0-6.4%または空腹時血糖 110-125 mg/dl と定義した。性・5 歳年齢階級別に糖尿病・前糖尿病の有病率を計算した。

c) メタボリックシンドローム診断基準に関する分析

国際的な統一診断基準(Joint interim statement of the International Diabetes Federation Task Force on Epidemiology and Prevention、以下 JIS と略)と日本の基準について、それらの糖尿病発症予測能を時間依存性ROC分析により比較した。また、男女別に腹囲の最適なカットオフについて検討した。

d) メタボリックシンドロームと心血管疾患との関連

J-ECOH スタディの健康診断データと疾病発症データを突合させた疫学データベースを用いてコホート内症例対照研究を実施し、メタボリックシンドロームと心血管疾患の発症との関連を調べた。疾病登録により把握された心筋梗塞及び脳卒中のうち、過去の健康診断で心血管疾患の既往のないものを症例とした。各症例に対して施設、性、年齢をマッチさせて対照者を最大 5 名、無作為に選択した。マッチセットごとに症例の発症日を基準日とした。基準日以前の 4 年間におけるメタボリックシンドロームの有無を調べ、メタボリックシンドロームに 1 回も該当しなかった人(比較群)、1〜2 回該当者(間欠群)、3 回以上(持続群)に分類した。メタボリックシンドロームは、国際的な統一診断基準(Joint interim statement of the International Diabetes Federation Task Force on Epidemiology and Prevention、以下 JIS と略)を用いた。心血管疾患を疾病登録からではなく、健康診断の問診により把握した症例についても同様に分析した。メタボリックシンドロームは日本の基準によっても分類し、同様に解析した。コックス比例ハザードモデルにより比較群に対する間欠群と持続群の心血管疾患のハザード比を計算した。

7) 職域一般健康診断の改訂に関する 5 つの視点

職域疫学研究会の産業医約 30 名により、職域一般健康診断の課題のうち、改訂の必要性が高いと考えられた 5 つの課題を選定し、現状の分析と改善の方向性について討議し、その内容をまとめた。

(倫理面での配慮)

国立国際医療研究センター倫理委員会にて承認を得た。健康診断成績や疾病罹患など

通常の産業医業務の中で取得されるデータについては個別に調査説明や同意は行わず、事業場に研究実施の情報公開文書を事業所内に掲示し、データ提供を拒否する場合には調査担当者に申し出ることとした。研究のため提供するデータは原則、企業側で匿名化を行った上で研究事務局に提供する方式とした。症例対照研究については、調査に先立ち産業医あるいは産業保健師が対象者に調査内容を説明したのち、本人から署名入りの同意書を得た。

C. 研究結果

1) 健康診断データの収集および整理

12 施設(11 企業)から計約 9 万 5 千名分について 2015 年度分の健康診断データの提供を受けた。2008～2014 年度分のデータと結合し、8 年分の縦断データベースを作成した。

2) 脳心血管イベント及び死亡の登録

13 施設(12 企業)の従業員総計約 10 万の集団における該当例を前向きに登録した(2015 年 4 月以降は 11 施設 10 企業)。2012 年 4 月以降 2016 年 12 月末までの累計(一部施設は期間が異なる)は、脳卒中 170 件(うち死亡 25 件)、心筋梗塞 74 件(うち死亡 23 件)、全死亡 297 件であった。

3) 長期病気休暇の登録

13 施設(12 企業)の従業員総計約 10 万の集団における連続 30 日以上長期病休情報を収集した。傷病名、病休開始、病休終了、転帰(復帰・退職)を調べた。傷病名に ICD-10 を割り当てるコーディングシステムを作成した。2012 年 4 月から 2016 年 9 月まで累計で 3998 件が登録された。

4) 脳心血管イベントについての症例対照研究

本集団で発生した症例 1 名に対し、事業所・性・年齢をマッチさせた対照 2 名(2015 年 4 月以降は 1 名)を無作為に選定し、発症前の生活習慣や勤務状況を尋ねた。2016 年 2 月末時点で、94 件(心筋梗塞 32 件、脳卒中 62)件の調査を完了した。

5) 健康診断データの断面解析

a) 健康診断項目の基本集計

BMI、腹囲、収縮期血圧、拡張期血圧、AST、ALT、γ-GTP、総コレステロール、LDL コレステロール、HDL コレステロール、中性脂肪、赤血球数、ヘモグロビン、空腹時血糖、ヘモグロビン A1c、尿酸、クレアチニンの基本統計及びヒストグラムを附表に示した。

糖尿病及び前糖尿病の有病率

b) 糖尿病の性・年齢別有病率(表1)

糖尿病(HbA1c 6.5%以上、空腹時血糖 126 mg/dl 以上、糖尿病薬の服用中のいずれかに該当)の有病率は男性 8.0%、女性 3.3%だった。前糖尿病(HbA1c 6.0-6.4%もしくは空腹時血糖 110-125 mg/dl)の有病率は男性 14.1%、女性 9.2%だった。糖尿病・前糖尿病いずれもが加齢に伴って増加し、特に 40 代半ばから 50 代における増加が顕著だった。

c) メタボリックシンドローム診断基準に関する分析(表2、表3)

234,926 人年の観察期間中、3,180 名が糖尿病に罹患した。時間依存性ROC分析で糖尿病発症を精度よく把握できる腹囲カットオフを検討したところ、感度と特異度の両者を併せて考慮すると男性では 85 cm、女性では 80 cm が最適と判断された(表 1)。

メタボリックシンドロームを国内外の診断基準によって定義し、それぞれの糖尿病発症予測

に関する精度を調べた(表 2)。日本の現行の診断基準(腹囲カットオフは 90 cm)では女性の感度が 13%と低く(男性は 38%)、その後、糖尿病を発症した人の 87%を見逃していることになる。これを 80 cm に変更すると感度は 26%に上昇するものの、依然、多くの見逃しがある。国際統一基準(JIS)では腹囲はメタボリックシンドローム診断の必須項目ではなく他の項目と並列されているが、この基準にすると糖尿病を予測する感度は男性 54%、女性 44%まで改善する。

d) メタボリックシンドロームと心血管系疾患との関連分析:コホート内症例対照研究(表 4、表 5)

J-ECOH スタディの疾病登録にて把握された心血管疾患症例のうち過去の健康診断にて心血管系疾患の既往歴がない 139 名(脳卒中と心筋梗塞)について、施設・性・年齢をマッチさせた対照 695 名を選出した。健康診断での既往歴調査のみ基づいて把握された心血管疾患(狭心症を含む)は 561 名で、その対照として総計 2,803 名を選出した。

登録により把握した症例についてみると、4 年間で一度もメタボリックシンドロームに該当しなかった人に比べ、1〜2 回、3 回以上該当した人の心血管疾患の調整後ハザード比(95%信頼区間)はそれぞれ 1.9 (1.1, 3.0), 4.8 (3.0, 7.7)であった (傾向性 P < 0.001)。上記の関連は心筋梗塞が最も強かった。日本のメタボリックシンドローム基準でも同様の値が得られた。自己申告のみにより把握された心血管疾患の同ハザード比(95%信頼区間)は 1.7 (1.3, 2.2), 2.6 (2.0, 3.3)であった (傾向性 P < 0.001).

6) 職域一般健康診断の改訂に関する 5 つの視点

「労働衛生の視点を強化する」「最新のエビデンスに基づいて一般健康診断を見直す」「心血管疾患および糖尿病の高リスク者を選定する」「職域のがん検診と精密検査受診率を高める」「健康診断全般の精度管理を維持・向上させる」の 5 つの視点から、現状分析と改善の方向性を具体策とともに示した(詳細は添付資料に記載)。

D. 考察

1) 記述疫学

職域疫学データベースを用いて健康診断測定項目の分布を調べた。多施設大規模集団におけるこうした記述統計は、労働安全衛生法に基づいて実施されている項目を見直し、今後新たに追加される可能性のある項目を事前評価するための基礎資料となる。例えば、特定の性・年齢層で有所見率が極めて低い項目は疾病発見の効率上、当該層での検査は省略するといった判断材料になる。

2) メタボリックシンドロームと糖尿病発症

2008 年、生活習慣病を予防するため、メタボリックシンドロームを標的とした介入のため特定健康診断・特定保健指導が開始された。しかしながら、その診断基準が妥当であるかは確かな科学的証拠はなく、疫学的な検証が求められてきた。今回、糖尿病をアウトカムとして検討したところ、男性の腹囲基準は 85 cm 以上で現行の基準は妥当であったが、女性の現行腹囲基準 90 cm 以上では 5 年以内に罹患する糖尿病を約 90%見逃していること、また女性の腹囲基準は 80 cm 以上が妥当であることが示唆された。日本のメタボリックシンドロームは腹囲を必須項目としているが、国際統一基準では他の構成項目と同じ選択項目として

位置付けられている。こういった点を含め、日本におけるメタボリックシンドローム診断基準を見直す必要性があることが本研究より示唆された。

3) メタボリックシンドロームと心血管疾患のリスク

職域多施設研究に基づく疫学データベースを構築し、メタボリックシンドロームと心血管疾患発症との関連を詳細に調べた。発症前 4 年間のうちメタボリックシンドロームであった回数が増えるほど、心血管疾患のリスクが急上昇し、3 回以上の持続群のリスクはまったく該当しなかった対照群の約 5 倍にも達した。従来型のコホート研究ではベースライン時に測定されたメタボリックシンドロームの有無により2群に分け、その後の発症を調べている。そうした解析では、メタボリックシンドロームに対する介入などにより追跡期間中に状態が変化することによる過小評価の可能性がある。

本結果を解釈する上で、留意すべき点もいくつかある。第 1 は、J-ECOH スタディの疾病登録は産業医からの情報提供に基づくものであり、比較的、重症度が高く、長期の病気休暇を要する疾病が主である。年休の範囲内で治療・復帰したケースの把握は本登録では難しい。一方、職域一般健康診断時の既往歴調査で把握される心血管疾患は、施設によって問診の仕方が異なっていること、また自己申告による診断の妥当性・再現性は検証していないことより、結果の解釈には注意を要する。第 2 は、参加した企業は主に大企業であり、健康管理が行き届き、健康度が比較的に高い集団と考えられる。このため本集団から得た結果が中小企業に適用できるかはわからない。第3は、施設ごとに測定法・検査法が異なっており、メタボリックシンドローム診断の施設間差が結果に影響を与えているかもしれない。第4は、本集団の大多数は男性であるため、女性のメタボリックシンドロームと心血管疾患リスクとの関連が男性と同様であるかについて、さらなる研究が必要である。

4) 職域一般健康診断の改訂に関する5つの視点

労働環境の急激な変化や健康診断に関する新しいエビデンスが次々に出されている状況を踏まえるなら、産業保健の実務を担う産業医が職域一般健康診断の課題を整理し、その解決の方向性を探るといったこのたびの試みは、職域一般健康診断の有効性や信頼性を確保するため、将来にわたり継続的に行われることが望ましい。

E. 結論

12 企業が参加する 10 万人規模の職域多施設研究(J-ECOH スタディ)のデータベースを用いて、健康診断各項目の分布を性・年齢別に明らかにした。また、糖尿病発症をエンドポイントとして、腹囲の最適なカットオフを検索した結果、男性は 85 cm、女性は 80 cm と判断された。現行の日本のメタボリックシンドローム診断基準では腹囲は必須とされるが、糖尿病予測においてこうした点を含め国際統一基準との調和を図る必要性があることが示唆された。メタボリックシンドロームと心血管系疾患発症との関連を調べたところ、同シンドロームに該当した頻度が高いほど発症リスクが高いことが明らかとなった。健康診断の時系列データを活用することで、心血管疾患リスクの高い人を同定できることが示唆された。

F. 参考文献

なし

G. 研究発表

1. 論文発表

1) Kuwahara K, Mizoue T, et al. Overtime work and prevalence of diabetes in Japanese employees: Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study. PLoS One, 9(5): e95732, 2014.
2) Uehara A, Mizoue T, et al. Prevalence of diabetes and pre-diabetes among workers: Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study. Diabetes Res Clin Pract, 106(1):118-127, 2014.
3) Imai T, Mizoue T, et al. Association of overtime work and hypertension in a Japanese working population: a cross-sectional study. Chronobiol Int, 31(10):1108-1114, 2014.
4) Akter S, Mizoue T, et al. Smoking, Smoking Cessation, and the Risk of Type 2 Diabetes among Japanese Adults: Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study. PLoS One, 10(7):e0132166, 2015.
5) Nanri A, Mizoue T, et al. Development of risk score for predicting 3-year incidence of type 2 diabetes: Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study. PLoS One, 10(11):e0142779, 2015.
6) Hu H, Mizoue T, et al. Optimal waist circumference cut-off points and ability of different metabolic syndrome criteria for predicting diabetes in Japanese men and women: Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study. BMC Public Health, 16:220, 2016.
7) Hu H, Mizoue T, et al. HbA1c, blood pressure, and lipid control in people with diabetes: Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study. PLoS One 11(7):e0159071, 2016.
8) Kuwahara K, Mizoue T, et al. Current status of health among workers in Japan: Results from the Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study. Ind Health 54(6):505-514, 2016.
9) Hu H, Mizoue T, et al. Duration and degree of weight change and risk of incident diabetes: Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study. Prev Med 96:118–123, 2017
10) Kurotani K, Mizoue T, et al. Metabolic syndrome components and diabetes incidence according to the presence or absence of impaired fasting glucose: the Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study. J Epidemiol (in press)

2. 学会発表

1) Hu H, Mizoue T. Optimal waist circumference cut-off points and ability of different metabolic syndrome criteria for predicting diabetes in men and women: J-ECOH Study. 第 26 回日本疫学会学術総会, 米子, 1 月, 2016
2) Hu H, Mizoue T. Duration and degree of weight change and risk of incident diabetes: J-ECOH Study. 第 27 回日本疫学会学術

総会, 山梨, 1 月, 2017

H. 知的財産権の出願・登録状況

なし

分担研究報告書

問診情報の判定作業への活用に関するアンケート調査

分担研究者　　大久保　靖司

労災疾病臨床研究事業補助金
分担研究年度終了報告書

問診情報の判定作業への活用に関するアンケート調査

分担研究者　大久保　靖司　東京大学環境安全本部　教授

研究要旨

問診情報の収集方法また収集すべき具体的な内容について、また問診情報の活用の実態をあきらかにすることを目的に日本産業衛生学会専門医及び指導医を対象に郵送によるアンケート調査を実施した。有効回答 295 件（有効回答率 23.8%）を分析した。問診では身体症状、現病歴、既往歴、喫煙歴、飲酒歴については、90%以上で調査され、運動習慣が 80%以上であった。役職又は職種、業務負荷量や残業時間等、勤務形態及び業務内容については、問診での調査は役職又は職種の 48%から業務内容の 20%までであり いずれも半数以下であった。判定に影響を与える問診項目は現病歴（55%）、身体症状（45%）であったが、業務負荷量や残業時間等、勤務形態、業務内容、役職又は職種は低かった。問診票の写しの分類では業務に関連する項目が設定されているものは、25 件（34%）にであった。結論として、一般健康診断の問診においては、身体症状、現病歴等は聴取されているが、判定への活用は限定的であった。業務に関連する問診項目の設定は少なく、作業関連疾患の予防としての活用も限定的と考えられた。

研究協力者　山本　健也（東京大学環境安全本部）
黒田　玲子（東京大学環境安全本部）

A. 研究目的

一般定期健康診断において身体計測、理学検査、生化学検査等以外に問診情報を収集するのが一般的であり、労働安全衛生規則第 44 条に示される既往歴及び業務歴の調査、自覚症状及び他覚症状の有無の検査（他覚症状は問診には含まれない）が含まれる。これらの問診情報の収集方法また収集すべき具体的な内容については明記されていない。

しかし、問診によって得られた情報によって、その他の検査結果が同じであっても健診事後措置は影響を受けることが予想されるが、健診実務において問診情報の活用については明らかにされていないことから、健診実務に習熟していると考えられる産業医実務従事者に対して、問診情報の活用の実態をあきらか

にすることを目的に実施した。

B. 研究方法

2016 年 12 月 1 日時点において日本産業衛生学会専門医及び指導医を対象に郵送によるアンケート調査を実施した。調査項目は事業場の業種、産業保健スタッフの在籍状況、問診している項目（役職又は職種、身体症状、現病歴、既往歴、喫煙歴、飲酒歴、運動習慣、食習慣、メンタルヘルス関連、業務負荷量や残業時間等、勤務形態、業務内容）、及び問診項目の内判定に影響を与えると考える項目（上位 3 項目）とした。

同意を得られる場合について、問診票の写しを提供してもらうこととした。

C. 研究結果

調査対象は日本産業衛生学会認定産業衛生専門医及び産業衛生指導医である 1243 名のうちすでに活動していないと回答された 2 名を除外した 1241 名とした、回答は 298 名（回答率 24.0%）から得られ、内 3 件には回答が記載されていなかったため無効回答とし、295 件（有効回答率 23.8%）を分析した。

問診情報について回答する事業場の業種の分布を表1に示す。45%が製造業であり、回答はほぼすべての業種から得られたが、農業、林業、漁業の第一次産業の事業場の回答はなく、不動産業町、物品賃貸業及び生活関連サービス業、娯楽業はそれぞれ回答数 1 件と少なかった。

問診情報について回答する事業場についての産業保健管理体制を表 2 に示す。常勤産業医は 51％であり、非常勤の産業医は 72%で在籍していた。6 事業場において産業医が在籍していなかった。同様に保健師・看護師については、68 事業場で在籍していなかった。

表1 業種分布

業種	N	比率
農業、林業、漁業	0	0.0%
鉱業、採石業、砂利採取業	3	1.0%
建設業	11	3.7%
製造業	134	45.4%
電気・ガス・熱供給・水道業	20	6.8%
情報通信業	27	9.2%
運輸業、郵便業	13	4.4%
卸売業・小売業	17	5.8%
金融業、保険業	10	3.4%
不動産業、物品賃貸業	1	0.3%
学術研究、専門・技術サービス業	13	4.4%
宿泊業、飲食店	3	1.0%
生活関連サービス業、娯楽業	1	0.3%
教育学習支援業	3	1.0%
医療、福祉	19	6.4%
サービス業	12	4.1%
公務	15	5.1%
その他	10	3.4%

表2 産業保健管理体制

職種	N	比率
産業医(常勤)	150	50.8%
産業医(非常勤)	213	72.2%
保健師・看護師(常勤)	199	67.5%
保健師・看護師(非常勤)	73	24.7%
臨床心理士・カウンセラー	69	23.4%
臨床心理検査技師・診療放射線技師	25	8.5%
事務職員(常勤)	151	51.2%
事務職員(非常勤)	35	11.9%

表3 問診調査項目

項目	N	比率
役職又は職種	142	48.1%
身体症状	281	95.3%
現病歴	275	93.2%
既往歴	282	95.6%
喫煙歴	283	95.9%
飲酒歴	274	92.9%
運動習慣	238	80.7%
食習慣	224	75.9%
メンタルヘルス関連	167	56.6%
業務負荷量や残業時間等	64	21.7%
勤務形態（常昼、交替、フレックス等）	91	30.8%
業務内容	58	19.7%
その他	50	16.9%

比率はそれぞれ有効回答295件中の選択率を示す。

調査されている問診項目を表 3 に示す。身体症状、現病歴、既往歴、喫煙歴、飲酒歴については、90%以上で調査されていた。次いで運動習慣が 80%以上で、食習慣が

70%以上で調査されていた。メンタルヘルス関連は 50%以上で調査されていたが、本調査と同年にストレスチェック制度が開始されたことから、この影響を受けていることが考えられる。就業上の措置の要否及びその内容について判定を行うにあたり必要と想定された役職又は職種、業務負荷量や残業時間等、勤務形態及び業務内容については、問診での調査は役職又は職種の 48%から業務内容の 20%までであり いずれも半数以下であった。

判定に影響を与える問診項目について、最も影響を与えると考える上位 3 項目については回答を求めた結果を表 4 に示す。最も影響を与えるとされる項目は現病歴であり、55%であった。次いで身体症状の 45%であった。30%以上で選択された項目は、飲酒歴、既往歴、喫煙歴であった。20%以上で選択されたものは、食習慣、運動習慣、業務負荷量や残業時間等であった。以下、メンタルヘルス関連、勤務形態、業務内容、役職又は職種であった。

表4 判定に影響を与える問診項目(上位3項目)

項目	N	比率
役職又は職種	17	5.8%
身体症状	132	44.7%
現病歴	161	54.6%
既往歴	95	32.2%
喫煙歴	93	31.5%
飲酒歴	109	36.9%
運動習慣	61	20.7%
食習慣	82	27.8%
メンタルヘルス関連	57	19.3%
業務負荷量や残業時間等	64	21.7%
勤務形態(常昼、交替、フレックス等)	56	19.0%
業務内容	48	16.3%

比率はそれぞれ有効回答295件中の選択率を示す。

役職、メンタルヘルス関連、業務負荷量や残業時間等、勤務形態、業務内容は身体症状や現病歴等と比較して問診項目としての設定される比率が低いことから、それらの問診項目としての設定の有無と判定への影響について集計した結果を表 5 に示す。問診項目として設定されていないにも関わらず判定に影響を与えるとする例があることは、健診の問診としての情報収集によるものではなく、健診結果と人事情報等を連携させて運用や人事情報をシステム的に取得していること等の事例があるためと考えられる。結果として、役職又は職種は影響を与えると考える比率は 5 から 6%と低かった。問診情報なしに比べて、メンタルヘルス関連、業務負荷量や残業時間等、業務内容は影響を与えると考える比率は高くなっていたが、情報があっても影響を与えるとする比率は 26%から 35%程度であった。

表5 問診情報の有無と判定への影響のありの選択率

項目	問診項目	
	設定なし	設定あり
役職又は職種	5.9	4.9
メンタルヘルス関連	10.9	25.7
業務負荷量や残業時間等	19.0	31.3
勤務形態(常昼、交替、フレックス等)	19.6	17.6
業務内容	11.8	34.5

(%)

問診票の内容を業務に関連する項目で集計した結果を表 6 に示す。問診票は 73 件が得られ、業務に関連する項目が設定されているものは、25 件(34%)であった。項目として最も多いものは、職種であり、次いで勤務形態、特殊健診対象の調査が続いていた。労働時間に関連する項目、VDT 関連項目が続いていたが、これらでも得られた問診票の 10%未満でのみ設定されていた。

表6　業務関連項目（総数73件）

項目	N	比率
業務内容	3	4.11%
職種、業種	12	16.44%
勤務形態	9	12.33%
雇用形態	2	2.74%
労働時間、残業時間	7	9.59%
業務負荷	3	4.11%
VDT	6	8.22%
通勤関連	3	4.11%
特殊健診調査	8	10.96%
蓄積疲労	2	2.74%
作業環境	1	1.37%
海外勤務関連	2	2.74%
その他	2	2.74%

D. 考察

健康診断において、問診情報として労働安全衛生規則に示される自覚症状はほとんどの問診において収集されていた。また、現病歴既往歴も同様にほとんどの問診にて収集されていた、しかし業務に関連する情報を収集する問診は半数以下であった。問診として情報収集していないにも関わらず判定において影響を与えるとする回答があることから、業務や職種等の情報については、人事管理システム等を整備している事業場では健診受診者管理においてこれらのシステムと連携し、情報を収集している事例もあることが推察される。労働安全衛生規則に示される業務歴の調査は問診によるものと人事管理システム等との連携によるものの場合があることが示唆されたが、同様に業務歴を適切に収集していない事例も存在することが推察される。

判定に影響する項目として、業務内容や業務負荷など業務に関連した項目の選択率は低いことから医療措置判定や就業措置判定が行われているとは言い難い結果であった。このことから、健康管理においては個別の業務内容や勤務形態ではなく、事業場内に存在する業務形態や業務内容全般を想定した判定を行っている可能性があるが、今回の調査では明らかとはできない。

作業関連疾患の予防のための健康診断としての一般健康診断、定期健康診断を考えると業務に関連した問診又は情報の収集は必須と考えられる。また、問診票の写しの提供を受けた73事業場についてそのパターンの分類を試みたが、パターンは多岐にわたり、現病歴、自覚症状等でも数項目から 100 項目を超えるものまでにわたり、また、生活習慣としての喫煙歴、飲酒歴、運動習慣、食習慣等についても問診の内容は異なっていた。現状では、ほぼ全てにおいて特定健康診査の標準問診項目を満たすことはできていたことから、生活習慣については特定健康診査の問診項目と用いることが妥当と考えられた。

業務や労働に関連した項目は得られた問診票の写しのうちの 34%のみに認められたが、その内容に統一性はなく、業務歴も業種、職種として設定されている問診票は17%程度と低かった。

これらのことは、現在、一般健康診断、定期健康診断として実施されているものは、業務に関連した健康障害の予防や管理としての位置づけであることよりも、一般的健康管理としての意味が強くなっていると考えられる。このことより、業務に関連した健康問題の監視においては、特殊健康診断、特定業務従事者健康診断として行うことによって、よりその目的と活用が明確になると推察される。

Ｅ. 結論

一般健康診断の問診においては、身体症状、現病歴、既往歴、生活習慣等は聴取されているが、判定への活用は限定的であった。業務に関連する問診項目の設定は少なく、また判定への活用は限定的であり、作業関連疾患の予防としての活用も限定的となっている。

F. 参考文献

なし

Ｇ. 研究発表

なし

Ｈ. 知的財産権の出願・登録状況

なし

分担研究報告書

産業看護職を対象とした、定期健康診断後の保健指導実態調査についてのアンケート調査【最終報告】

分担研究者　　大久保 靖司

労災疾病臨床研究事業補助金
分担研究年度終了報告書

産業看護職を対象とした、定期健康診断後の保健指導実態調査についてのアンケート調査【最終報告】

分担研究者　大久保　靖司　　東京大学環境安全本部　教授

研究要旨
【目的】定期健康診断の後に行う保健指導は、その実施について、労働安全衛生法第 66 条の 7 で定められているが、その指導内容については、個々の指導担当者である産業保健看護職等の裁量およびスキルに依存するところが大きいと考えられる。そこで、産業保健を主たる業務としその実務経験が豊かである産業看護職を対象として、アンケート調査による実態調査を行い、定期健康診断後の保健指導実施の実態の把握、保健指導推進に必要な要件等を検討するための資料を得ること、を目的とした。
【方法】実務経験豊富な産業看護職を対象として、定期健康診断後の保健指導についてヒアリング調査を実施した。その結果を基にアンケートを作成し、日本産業衛生学会内の産業保健看護専門家委員会で登録されている専門家を対象に調査を実施した。主な質問項目は、「保健指導実施に事前に必要な情報」、「保健指導実施に重要な理念」、「保健指導実施に必要なスキル」、の 3 点である。
【結果】産業保健看護専門家の名簿に登録された 422 名にアンケートを送付し、178 名(42.2%)から回答を得た。保健指導の事前に利用する定期健康診断の情報として重要視されている項目は、①血圧や血糖など、労働者集団で有病率が高く、自覚症状に乏しく、早期発見・早期介入によって働き方や生活習慣を変えることにより疾患の進行の遅延や改善が見込まれる、②抑うつ、脳心血管疾患、悪性新生物等の、働き方に大きな影響を及ぼし、就業と生活の両立支援に産業看護職の支援が必要と見込まれる、症状/疾患の情報であった。産業看護職は、保健指導を、労働者の自己健康管理能力向上の支援と、情報収集の場として活用していた。
【考察】産業看護職は、定期健診の問診・検査結果等の情報のうち、保健指導による生活習慣改善がより効果的と思われる症状/疾患の項目を重点的に、保健指導の前に確認し、活用していた。今後、他の産業保健専門職の定期健診情報利用実態の調査結果を合わせて、定期健康診断の項目について更なる検討の必要性がある。

研究協力者　黒田　玲子 （東京大学環境安全本部）

Ａ. 研究目的

定期健康診断の後に行う保健指導は、その実施について、労働安全衛生法第 66 条の 7 で定められている。しかし、その指導内容については、個々の指導担当者である産業保健看護職等の裁量およびスキルに依存するところが大きいと考えられる。そこで、産業保健を主たる業務としその実務経験が豊かである産業看護職を対象として、アンケート調査による実態調査で定期健康診断後の保健指導実施の実態の把握と保健指導推進に必要な要件等を検討するための資料を得ることを目的として、質問紙調査を実施した。

Ｂ. 研究方法

1. アンケート対象者

定期健診の活用方法は、産業看護職の経験年数によって異なる可能性があるため、主に実務経験を豊富に有すると思われる、産業保健看護専門家を対象とした。日本産業衛生学会内の産業保健看護専門家委員会の名簿に 2017 年 1 月末時点で登録されている 422 名全員を対象とした。

2. アンケート作成

アンケート作成のために、職域での保健指導について経験豊富な者に対してインタビューを行い、その内容をもとにアンケートを作成した。

2-1.インタビュー

研究分担者が、職域での経験が豊富な産業看護職かつ大学教員である2名を選定し、研究協力者が2名にそれぞれ1時間程度のインタビューを行った。また、上記2名から紹介を受けた実務経験者のうちから2名に同様のインタビューを行った。計4名に対してインタビューを実施した。インタビュー内容は、主に以下の 5 点である。

「インタビュイーの職域での経験」、「職域における保健指導のあり方」、「職域における保健指導の最終目標」、「保健指導に必要な情報・スキル（概念）」、「保健指導に必要な情報・スキル（具体例）」

2-2.インタビュー内容の要約

研究協力者がインタビュー内容の要約を行い一覧を作成した。（添付 1）

2-3.アンケート案の作成

2-2.で作成したインタビュー内容の要約と参考文献をもとに、定期健康診断後の保健指導についてのアンケートを、研究分担者と研究協力者が作成した。主な質問項目は「保健指導実施に必要な情報」、「保健指導実施にあたり重要な理念」、「保健指導実施に必要なスキル」、の 3 点とした。

2-4.アンケート内容を専門家に確認しアンケート最終版を作成

2-1.でインタビューを実施した 4 名に作成したアンケート案の確認を依頼し、その意見を踏まえて修正した。（添付 2）

3.アンケートの実施

1.の対象者に郵送で研究協力依頼文書とアンケート質問用紙を送付し、同封した質問用紙に記入の上返送するか、別途準備した Web 上の質問フォームで回答するか、対象者の便利な方で回答を

依頼した。

C. 研究結果

アンケートを送付した 422 名のうち、178 名(42.2%)から回答を得た。質問紙返送による回答が 160 名、Web フォームによる回答が 18 名であった。回答者の属性以外の項目が無回答であった 2 名を除いて有効回答 176 名とした。属性、保健指導実施に事前に必要な情報」、保健指導実施にあたり重要な理念、保健指導実施に必要なスキル、についてまとめた(添付 3,4)

1. 回答者の属性

産業保健の実務経験が豊富で、企業に所属し、現在も保健指導の企画運営や面談実施を担当している者、が大多数であった。

1-1)資格保有状況 (添付 3 表 1)

産業保健看護専門家に申請する前提として、保健師、もしくは、看護師かつ第一種衛生管理者免許を有する者、のいずれかであることが必要である。そのため、保健師・看護師・衛生管理者の保有状況はそれぞれ8割前後と高かった。主に保健師である者が74.9%、主に看護師である者が 25.1%であった。また、関連領域の資格として尋ねた、労働衛生コンサルタント、産業カウンセラーの資格の保有率は、それぞれ 5.7%、46.0%であった。

1-2)保健師または看護師(合算)の実務経験年数 (添付 3 表 2)

1-3)産業看護職の実務経験年数 (添付 3 表 2)

実務経験年数(育休や離職の期間を除く)は、保健師または看護師(合算)の実務経験年数、産業看護職の実務経験年数、とも 10 年以上である。実務経験豊富な者が回答者の大部分を占めた。

1-4)現在の所属先 (添付 3 表 3)(添付 3 表 4)

企業に所属する者が約 69.3%、健康保険組合所属が 13.6%であった。「その他」の内訳には、病院の健診部門、外来、地域医療連携センター、など産業保健以外の業務も含む施設が含まれた(表 3)。企業に所属する者(122 名)に限定して、保健指導に関する業務の主体はどの職種であるか尋ねた。保健指導の対象者選定や面談実施など保健指導の企画運営、面談実施は、それぞれ約半数の産業看護職が単独で担当しており、残り半数では、産業医の関わりがあった(表 4)。

1-5)健康管理を担当している労働者の業態種別 (添付 3 表 5)

約 4 割が製造業、次に、情報通信業、運輸業・郵便業、卸売・小売業、建設業、の順に続き、調査対象の産業看護職が担当している健康管理対象者の業態は多岐にわたっていた。「その他」の内訳は、医療保険者、農業団体職、リワーク実施期間で多職種担当、等であった。

1-6)健康管理を担当している労働者数(産業看護職1人あたり受持人数)(添付 3 表 6)

上位から、500-999 人が 24.4%、300 人未満が 16.5%、3000 人以上が 11.9%であった。所属別で労働者の受持人数を見ると、企業より健康保険組合の方が、受持人数が多い傾向が見られた。一方、

健康管理を担当していない者の割合は、全体では 9.7%、企業で 2.5%、健康保険組合で 12.5%と差が見られた。

2. 定期健康診断後の保健指導実施にあたり、事前に必要な情報
保健指導により大きく症状が改善する可能性が大きい高血圧や糖尿病等の生活習慣病や、就業に大きな影響を与える可能性の高い、抑うつ症状や脳心血管疾患および悪性新生物、介入の効果が大きく見込まれる喫煙・飲酒習慣等の健康リスク因子、を重視し、保健指導の事前にその情報を確認していることがわかった。

2-1)問診(自覚症状)(1人 10 個以内で選択) (添付 3 図 2-1)
75%以上の回答者が重要としたものは、不眠(85.2%)のみであった。不眠と、抑うつ気分(71.0%)、の2つの問診項目が、他の症状と比べ重要と回答した割合が特に多かった。次に、胸痛(55.1%)、動悸(53.4%)、不安感(48.9%)、この1年間で体重が±3kg 以上変動(47.7%)、疲労感(45.5%)、頭痛(44.3%)、希死念慮(44.3%)、日中の眠気(42.6%)、の 8 症状が重要として選ばれた。保健指導実施前には、主に、ストレス反応や心血管疾患等の重大な疾患の可能性がある症状が重要視され、それ以外の身体症状は、参考にされる度合いが低いことが示唆された。いずれも重要ではない、を選んだ者も 1.1%(2 人)いた。

2-2)問診(現病歴)(いくつでも選択)(添付 3 図 2-2)
75%以上の回答者が重要としたものは、高血圧(96.6%)、糖尿病(96.6%)、心血管疾患(91.5%)、脳血管疾患(90.3%)、脂質異常症(89.2%)、悪性新生物(85.8%)、精神疾患(84.7%)、高尿酸血症(78.4%)、の8つであった。50%以上 75%未満の回答者が重要としたものは、肝臓疾患(66.5%)、貧血(65.3%)、腎臓疾患(62.5%)、自己免疫疾患(60.8%)、内分泌疾患(58.0%)、結核(54.0%)、消化管疾患(53.4%)、呼吸器疾患(51.7%)、の8疾患であった。筋骨格系、感覚器、女性に特徴的な子宮・卵巣・乳腺疾患、男性に特徴的な前立腺肥大症、等は重要とする割合が低かった。その他(4.0%)の内訳は、GFR、クレアチニン等の腎機能検査、時系列で変化が大きいもの、超音波検査、全て重要、等であった。いずれも重要ではない、を選んだ者も 1.1%(2 人)いた。

2-3)問診(既往歴)(いくつでも選択)(添付 3 図 2-3)
75%以上の回答者が重要としたものは、脳血管疾患(84.7%)、心血管疾患(84.1%)、悪性新生物(81.3%)、精神疾患(79.5%)、糖尿病(76.7%)、高血圧(75.0%)の6つであった。50%以上 75%未満の回答者が重要としたものは、脂質異常症(65.3%)、高尿酸血症(55.7%)、肝臓疾患(54.0%)、結核(51.7%)、の 4 つであった。その他(1.7%)の内訳は、自由記載してもらう、即時対応が必要なものは健診当日に対応しているため保健指導の事前確認では重視していない、であった。いずれも重要ではない、を選んだ者も 3.4%(6 人)

いた。

2-4）問診（家族歴）（いくつでも選択）（添付 3 図 2-4）

75％以上の回答者が重要としたものは、高血圧（82.4％）、糖尿病（82.4％）、脳血管疾患（75.6％）、の3つであった。50％以上 75%未満の回答者が重要としたものは、心血管疾患（74.4％）、悪性新生物（70.5％）、脂質異常症（62.5％）の3つであった。
その他（1.7％）の内訳は、必要に応じて、等であった。いずれも重要ではない、を選んだ者も 8.0%（14 人）いた。

2-5）問診（家庭状況・生活習慣・職場環境）（いくつでも選択）（添付 3 図 2-5）

75%以上の回答者が重要であるとしたものは、飲酒・喫煙状況のみであった。

分野別に確認すると、家庭状況では、婚姻状況（59.7％）と同居家族の状況（55.1％）の2つ、生活習慣では、飲酒頻度（90.3％）、現在の喫煙状況（87.5％）、1回あたり飲酒量（85.2％）、1日あたり喫煙本数（75.0％）、睡眠時間（72％）の5つ、職場環境では、職種（71.0％）、残業時間（68.2％）、勤務スケジュール（58.0％）の3つ、の項目を重要と回答した割合が多かった。介護・育児等の家庭内ケアの有無等のワークライフバランスに関係する項目、食事・運動・睡眠のタイミング、仕事の負荷や裁量度に関しては、問診で事前に情報を把握することの重要度が比較的低かった。いずれも重要ではない、を選んだ者も 1.7%（3 人）いた。

2-6）検査、診察 （10 個以内で選択）（添付 3 図 2-6）

75%以上の回答者が重要であるとしたものは、血圧測定（94.3％）、血糖（HbA1c）（91.5%）、血中脂質（89.8％）、肝機能（86.9％）、Body Mass Index（75.6％）、の5つであった。続いて、50％以上の回答者が重要であるとしたものは、心電図検査（61.9％）、貧血検査（55.7％）、血糖（空腹時）（55.7％）、の3つであった。定期健康診断で法定項目と合わせて実施されることが多いがん検診の項目についても、合わせて重要視するかどうか尋ねたが、胃（上部消化管検査/ピロリ菌検査）・大腸（便潜血）・乳腺（触診/マンモグラフィ/エコー）・子宮（子宮頚部細胞診）・前立腺（腫瘍マーカーPSA 等）、肝臓（肝炎ウイルス）、などは、重要とする割合が全て低かった。

その他（4.0％）の内訳は、GFR、クレアチニン等の腎機能検査、時系列で変化が大きいもの、超音波検査、全て重要、等であった。いずれも重要ではない、を選んだものはいなかった。

生活習慣改善が主な介入となる検査結果に関しては事前に把握することが重要とする割合が高く、治療介入が主となる結果は重要度が低いと考えられた。

3. 定期健康診断後の保健指導実施において重要な理念

労働者個人の自己健康管理能力向上の支援と、労働者の課題を同定するための情報収集の場として産業看護職が保健指導の場を活用すること、の 2 点が重視されていた。保健指導の場では、組織への健康支援は、個人に対する支援

と比較すると、重要と回答した者の割合が多くなかった。

3-1)初回の保健指導(面接)で重要な理念 (3 つ以内で選択)(添付 3 図 3-1)
50%以上の回答者が重要であるとした項目は、「労働者が自己の健康課題に気づくこと」(63.2%)、「身体/精神/生活・労働状況などの把握と確認を行うこと」(56.9%)の2つであった。
3-2)保健指導の企画運営で重要な理念 (3 つ以内で選択) (添付 3 図 3-2)
50%以上の回答者が重要であるとした項目は、「労働者の自己管理に対する意識の向上(58.3%)、労働者の身体/精神/社会的健康度を高めること」(54.3%)の2つであった。

4. 定期健康診断後の保健指導実施にあたり必要なスキル

4-1)保健指導に必要なスキル (3 つ以内で選択) (添付 3 図 4-1)
50%以上の回答者が重要であるとした項目は、「行動変容モデルを踏まえ、相手の状況に合わせて指導方法を変えることができるスキル」(58.4%)、「労働者と信頼関係を構築する面談中の雰囲気づくり」(57.8%)の2つであった。

4-2)保健指導に必要なスキル習得するための専門職の自己研鑽 (3 つ以内で選択)(添付 3 図 4-2)
50%以上の回答者が重要であるとした項目は、「産業保健に必要な社会学/心理学/経済学/行動科学等の理論について、研修会など体験型学習の機会に参加すること」(59.5%)の 1 つであった。産業保健の専門職同志で検討会や意見交換を行う、を選んだ回答者の割合は3割程度で、他の保健指導スキル習得のための自己研鑽の項目より比較的高かったが、体験型学習への参加、を除き、大多数が重要であるとした項目はなかった。

5. 保健指導の相手である労働者の価値観を把握する具体的な工夫
82 件(回答者の 46.6%)の回答があった。個々の産業看護職が、生きる上で大事にしていること、食事、会社への思い、経済的な観点、等の切口で話を進め、労働者に対して話しやすい雰囲気づくりに努めていることが示された。(別添 4 参照)

D. 考察およびE. 結論

産業看護職は、保健指導を行う際、事前に定期健康診断の情報のうち、生活習慣改善の効果が大きいと見込まれる一部の情報を主に確認し、最終的には面接による保健指導を行って労働者の健康状況を確認の上、労働者の自己健康管理能力向上を支援していることが示唆された。

保健指導前に利用する定期健康診断の情報として重要視されている項目は、①血圧や血糖など、職域で有病率が高く、自覚症状に乏しく、脳心疾患のリスクファクターであり早期発見・早期介入によって働き方や生活習慣を変えることにより、疾患の進行の遅延や改善が見込まれるため、保健指導が効果的である症状/疾患、②抑うつや悪性新生物など働

き方に大きな影響を及ぼし、就業と生活の両立支援に産業看護職の支援が必要と見込まれる症状/疾患、であった。ただし、悪性新生物に関する項目は、現病歴や既往歴など既に疾患に罹患している場合は、保健指導の前にその情報を重視しているが、新たに罹患の可能性があるかどうかを示す検査結果については、さほど重視されていなかった。産業保健職が対象とする集団においては、生活習慣病やうつ病に比べて悪性新生物の罹患率は低く、がんスクリーニング検査で陽性となっても保健指導の果たす割合は大きくないと考えられるため、既に罹患がわかっている者については保健指導時に詳細を確認するが、それ以外の者に関してはその時点でがんのスクリーニング情報を確認する優先度が低いのではないかと考えられる。

また、同じ症状/疾患についても、肝機能検査や貧血など、問診項目と検査結果で事前に必要とする割合が異なるものも見られ、問診結果と検査結果の両方を組み合わせて、事前に当該労働者の健康リスクを勘案し、保健指導の方針をたてることに情報を利用していることが推察された。

性差がある疾患(男性/女性に特徴的な癌や貧血等)に関しては、重要と回答した者の割合は生活習慣病と比較して高くなかった。産業看護職が対象とする集団は、男性・中年者の割合が高く、生活習慣病が最も優先度の高い疾患として認識されているためと考えられる。

保健指導を行う上で重要な理念として、個人の自己健康管理能力向上のための支援が重視され、組織への健康支援は比較的重要であるとする割合が低かった。保健指導に必要なスキルについては、労働者に合わせた支援と信頼関係の構築が重視されており、参加型研修によるスキル習得が重視されていた。

今後、今回の調査を基に、他の産業保健専門職の同様の調査結果と合わせて、定期健康診断で必要とされる情報について更なる検討の必要性が示唆された。

F. 参考文献

1. 畑中 純子(2012)『40Case で納得→実践 保健面接 ABC』メディカ出版
2. 河野 恵子(2012)『Q&A でわかる産業看護実践 基礎から応用まで』メディカ出版
3.「産業保健師就業実態調査研究事業」報告書. 平成 20 年度地域保健総合推進事業 五十嵐千代

G. 研究発表

なし

H. 知的財産権の出願・登録状況

なし

添付1. アンケート作成用　事前インタビューまとめ （産業看護職4名）

1） 職域における保健指導のあり方
Scienceに基づいて、労働者の体（ケア）だけでなく認識（価値観）に働きかけること、本人の自助力を受け止め（アセスメント）、さらに介入していくことで変えていく、高い次元のもの。
保健師：名称独占、ここに専門性がある。 保健指導は、個人・職場集団・会社組織、のそれぞれに行動変容を促すもの）。
まず、労働者の健康の状態悪化を食い止めること。
保健指導はネゴシエーションの一環である。相手の立場・状況に合わせて提案し、最終的に相手が納得するかという点が重要。
一方的に産業保健職が指導する（Criticism）を前面に出すのではなく、産業保健職と労働者が大人と大人として相対し、相手を尊重して保健指導を行うこと。
労働者のセルフケア能力を高めるために：自己決定の手伝いを行うこと、成功体験を拾い上げて本人の自己肯定感を上げること、本人の受援力を上げること、自分で健康情報を集め取捨選択したり地域で主治医を見つけるたりするなどのセルフケア能力を高めること。
手取り足取りというのは労働者自身のセルフケア能力を高めないので、望ましい姿ではない。本人が望まないからといってまったく介入しないのも望ましくない。流れ作業（Assenbly 保健指導）は良くない、相談者が自分との乖離を感じてしまう。
職域での保健指導は、保健師と労働者の共同作業。
保健指導は手法が確立されていない、というのがある。
仕事に関することだけではなく、生活全般、の情報を踏まえて、健康面で全人的対応を行うこと。
必要に応じて継続的フォローを行うこと。またフォローを行えるよう、次回に向けて利用可能な情報を残す体制をつくること。
2） 職域における保健指導の最終目標
個人に対して：行動変容→セルフケアの確立→個々の豊かな人生、退職後は自立してセルフケアができるように一人立ちしてもらう。
組織に対して：ヘルスプロモーション、健康教育、「職場での健康管理は重要である」という風土の醸成、会社の経営層への社員の健康管理に関する意識への働きかけも広い意味での保健指導。
労働者自身が健康管理を行えるようになること。特に退職後の健康管理において自立すること。自己管理する能力を身に付けて退職してもらうこと。最終目標に達しない人に対しても、退職後の健康管理に社会資源を紹介すること。
「保健師さんと話していたら自分で思いついてできた」と労働者から言われるようになること。
保健指導を受けたことさえ忘れてしまうような「感謝されない保健指導」
3） 保健指導に必要な情報・スキルの概念
1.客観的データ、2.主観的データ、3.職場からのデータ、（フィジカル：健診結果・問診票、メンタルヘルス、過重労働、有害業務、家族について）。情報源は多様。アウトカム：保健指導の満足度
WHOの健康定義に当てはめて、健康診断の結果（身体・心）、職場環境・家庭環境（社会）：職場巡視、予定していない職場訪問、価値観＜仕事指向性・家族指向性・個人指向性、何に重きをおいているか（Spiritual）
相手から語られる情報（休日・夜間の過ごし方）
心理的な情報（相手の表情・顔色などから）
Web問診票（会社独自、勤務体制・通勤時間を含めたライフルタイル・自覚的健康状態（症状）・メンタルヘルス）
母親的側面＜共感（相手を認め）＞と父親的側面＜ジャッジ（（行動を）変えてもらう）＞の両立
全人的な視点を持つ（労働の側面に限らない情報収集を行う姿勢）
労働者が気持ちよく相談できる関係作り（ラポールの形成：医療職の職種によって視点が異なる）
相手のレベル（①積極的介入が必要なレベル②伴奏者が必要なレベル③自分でやれる人（情報提供）に分けて保健指導を行う
保健師としての専門知識：医学知識、心理学（アサーション・ネゴシエーション能力・コーチング、認知行動理論）、社会学（社会を構造化した上での相手の立場への理解（社会階層、組織構造における、人間関係）、ライフスパンにおける年齢や情況で一般的/常識的に想定される生活面での負荷＜育児・受験生・介護＞
アート・マインド：自己を知ること、相手の特性を見極める力、 相手に柔軟によりそう力、傾聴する姿勢（⇔ 固い心、固執する力） もともとの教養力や相手の核となる価値観を大事にする許容力、大学教育でいうところの学士力（個人のセンス・感覚的な問題であるが、これらは、大学教育、特に哲学やその他教養の講義などを通しても身につけられるものだと思う）、職場巡視で五感を使って情報を集める力
新人保健師は、一般的に医療モデルや啓蒙の保健指導から入り、その後、行動変容モデル・産業保健モデル（企業の利益と個人の履歴のバランスが最大化する）に移行することが大事。ここ20年くらいでも標準的な保健指導のあり方が変わった。
労働者（顔色、表情、行動）から本当に言いたいことは何かを読み取ること、面談へのニーズを読み取ること。
労働者自身が健康管理に取り組む動機を本人が明確にできるようサポートするスキル（Focusing, 傾聴法、行動療法、etc） 深めるというより美味しいところどりをして実践で修練する。

添付1．アンケート作成用　事前インタビューまとめ　（産業看護職4名）

自分自身を（専門職として）確固たる状態に保つこと。戦略を持ち冷静に仕事を行うことが必要。
自分で適切に自分のスキルの自己評価を行えるスキル、関わって気た社員と一緒に成長するという心構え。
経験が邪魔をすることがあるので、ニュートラルに判断できること
4）　保健指導に必要な情報・スキルの具体例
保健指導において必ず、受検者が「来て良かった」と思えるお土産（情報/具体的な健康管理に取り組む動機付け）を持って帰ってもらう
本人の健康状態が大きく変わったとき、ライフイベントが起こったときが、保健師から本人の健康管理に働きかける大きなチャンス
保健指導での情報提供は、健康を損なうことに関してイメージできる恐怖（起こりうる時事実）と、本人が得られる利益　のバランスが大事。この情報を相手に提供することで、自分の未来を具体的に想像してもらい自ら行動変容を起こしてもらう。
労働者との距離のとり方：依存してくる人とはうまい距離をとる必要がある。退職時にはセルフケアの一人立ちができるように。経験から言うと、一番依存的になるのは役員クラス。役員は秘書がいるから全ておまかせ、何か問題があれば産業保健職から必ず連絡が来ると思い込んでいる。
常勤保健職は継続して面接指導ができるが、労働衛生機関では一期一会なので、より面接スキルが必要になる（短時間で、現時点で相手受け入れ可能な範囲の保健指導を行う）
保健指導での情報提供は、できたことをほめて「あなたならできる」とSelf-efficacyを高めたほうが良い場合もある。
保健指導での情報提供は、健康を損なうことに関してイメージできる恐怖　と、　本人が得られる利益　のバランスが大事。
行動変容につながらない人にもいろいろな理由がある。その理由を見極めることも大事。理由の例）自分だけは元気だと思っている/医療職が嫌いな人/本当は気になっているけれど怖いからやりたくない、という人。
看護職は自分でできない人を放置することはできない、いつも気になっている、というメッセージを継続して発していくと、相手に響くときが必ずくる。
相手の性格や考え方を知った上で対応方法を変えることが一番大事。定型の「食事は、運動は、どうか」というような話は相手もうんざりしている。
相手のWellness（いいところ）を捕らえながら支援していくにはある程度の経験と技術が必要。イメージしていた所と違う話になったとき、笑顔を保ちながらどのように相手に「来て良かった」と思える保健指導を行うのが一番大事であるがスキルがいる。
多面的指導（個人、職場集団、会社経営層）
（女性保健師のイメージしかわかないが、男性の産業保健師はどうか？） 性別に関わらず包容力が大事、Cool head & Warm heart。Drは事実を元に冷静に言ってもいいが、看護職は受容的というのが大事。医師と看護職の保健指導のあり方・役割分担は違う。知る限り男性の産業保健職は10名くらい？　行政（感染症・難病対策）では多く活躍している。医師ではないが上手に保健師をまとめる役などには向いているのではないか（というケースがあった）また、自分の指導した学生で保健師の性別に関して研究した人もいたが、管理者側としては特に性別によって差異を意識していないということであった。会社によって特に男性が多い職場では、女性保健師を希望するところも多いとは感じている。
会社では、職場での信頼はコツコツ積み上げていくものであるが、1人でも信頼を損なうような行動をとると、健康管理室の信頼はタチマチ損なわれる。100人の職員がいたら100人から愛される健康管理室である必要がある。
上手い保健指導：労働衛生機関の保健師さんは、対価を得て保健指導をしているので、短い時間でも相談者が「やってみます」というようなモチベーションを高める保健指導が上手。しかも年に何度もフォローを行えるわけではなくリピートしてもらうなければいけない、リピート率は99%、ただし、現場では実際には、特定保健指導がメインになり労働の状態を聴取したりその後の調整は難しいだろう。
健康に労働が影響している割合は大きいのだから、必ず個別保健指導だけで行えるものではない。労働を調整しないといけないケースもあるから、みんな体重が増えていて運動もできていない場合は、職場全体で運動時間を確保しようとか、ノー残業デーを作って自分たちがやりたいことができる日をつくろうとか、全体の施策として運用する必要がある。
非公式な場での情報収集（給湯室、廊下などで労働者から本人の健康管理状況を聞けるような雰囲気作り）
保健指導での会話例）私であればこの値を見たときこういう解釈をしてこうしたほうがいいと思うけれど、あなたの立場だったらどう思うのか？ たとえば営業職であれば、まったくお付き合いの酒を飲まない、となると職場を変わるしかなくなってしまうが、どうせ飲むなら、どのように飲むか？飲まない日をどう確保するのか・等。
上手な保健師：パターナリズム（専門職と労働者）ではなく、大人と大人の話し合い（専門家からみた望ましい姿と、現実社会を踏まえた姿の交渉）が行える人
最初から（相手の話を）聞く耳を持たない保健師は上達するのが難しい。「そうですよね～でもね、」と社員が「うん」と言ってくれるまで話を終えない人
睡眠・酒の保健指導についてのコンサルテーションの例にて：問題行動がある運転手の飲酒について
＜保健指導で＞「誰が」問題を解決したいのか？　本人？保健師？会社？　を自覚することが大事。目標設定において、保健師が一方的に行っていることも結構ある。

添付1．アンケート作成用　事前インタビューまとめ （産業看護職4名）

相談者が、相談したい時に安心して専門家としての意見を聞きたい、と思えるような信頼関係の構築が必要。
価値観を探る　自由な時間は何をしている？　週末は何をしている？と聞く
保健指導は2度と会えないと思って、一期一会と思って話を聞く。特に明らかに健康状態が悪い人でなければ次に会えるのはいつかわからないので。
会社によって、総合職と一般職の違い等の各施設における背景の違い、事務職/技能職の違い、などをしっかり踏まえておくことが重要。
自分を見失っている人（周りの反応ばかりが気になる人）に対して保健指導を行うのは大変。
保健指導は自然にうまくいくものではない。うまくなるためには振り返りが必要。ジェネラリストとして、広い分野の専門家からやり方に関しての助言をもらう。（例）専門家をお呼びした講演会で学ぶ/逐語録を作成（記憶に基づいて）し、精神科専門家集団から指導を受けるなどの事例検討会を行う。成功した例、失敗した例、どちらに関しても。うまくいった返しや、うまくいかなかった返しの指摘をもらい、だんだん面接技法が身について納得して技法を使えるようになる/左記の例は、看護実習のプロセスレポート（看護学生にとって一般的）の延長のようなもの/専門家に指摘を受けなくても、自己の気づきを元にスキルアップを図ることもできる。
相手が話しにくい話題も、遠まわりで触れる。
生活指導：相手の人生観を受けとめる。
生活指導：相手の罪悪感もうまく利用する。（これではいけないと思っている、という話が出たら、本人か行動変容したいというモチベーションをもっているので、そのサポートに重点を置き、実行可能性を高める）
継続して生活指導を行える場合：前回の面談における約束（健康管理の目標）、と達成状況を確認する。
モチベーション継続のために：保健指導の場以外で、職場で顔合わせたとき、廊下や食堂での声掛けを行う。（「あなたのことをちゃんと考えている」という態度を見せる）
初回面談：相手の土俵、懐に入る。（最低）ひとつ（のTopicについて）だけ自分のフィールドに引きずり込む。
毎回、今回の「保健指導の目的」を明確化する。
保健指導で、健康のことだけでなく、労働者自身が話したいことをしっかり聞くこと（聞いてくれる経験を積み重ねることで相手との信頼関係構築につながる）
保健指導の成功・失敗からともに学ぶこと
具体例：糖尿病治療中の労働者の食事指導について：食事指導によって得られる利益　カロリー計算が簡単で動機付けが明確にできるようなツールの利用を提案する。
具体例：アルコール摂取量が多くて健康に影響を及ぼしている労働者の節酒指導：具体的に飲酒量を減らすには、 1.休肝日を作ったほうが節酒が楽ではないか？　2.酒は勝手に出てくるわけではない、どこから買うのか、いつ買うか。3.どう捨てるのか、4.飲む動機、きっかけは。5.飲酒行動は自分でコントロールできているのか。6.仕事の効率に影響有無は、7.仕事の安全面への影響はないのか、8.血液データへの影響は、9.家庭への影響、家庭の問題、はないか、→アルコール依存の可能性はないのか、あれば医療的なサポートにつなげる
個々の保健指導でうまくいったように見えても表面的に受け入れただけで行動変容につながらないことは結構ある。相手が真面目であればうまくいったとしても、うまくいかないことが多ければ保健師のスキルが低いということ。
新人（産業保健職として働き始めて数年）のとき、心理的な面接技法を使わないとうまくいかないと実感した。
保健指導時の信頼関係の構築：保健指導時に自己紹介する（本日の目的を知ってもらう、労働者と同じ土俵に上がる）
保健指導時の信頼関係の構築：前回の保健指導内容の記録（あくまでカルテではなく保健師間の引継ぎメモとして）を確認し、総括を伝える（保健スタッフが連携していることを伝える、相手への関心をアピールする）
保健指導時の信頼関係の構築：保健指導の相手が働き続けるために必要な情報を提供できるようにする。
保健指導時の達成感と自己肯定感上昇：相手が現時点で既にできていることを共有し認める。次の行動変容につなげる。
労働者との距離のとり方：各トピックに興味がない人に無理強いはしない。パンフレットを渡し必要があると本人が思えば後から情報確認できるようにする。
社内外の専門家同士で定期的に意見交換の機会を持つ（スキルアップ、ぐちを言って燃えつきを防ぐ）
保健指導時間配分（20分の場合）：最初の5-10分で事前情報を本に生活スタイルをしっかり聞く、特に朝のタイムスケジュールについて：朝食をとっているか（習慣有無/とらない場合時間がないのか、食欲がないのか、など）、睡眠時間（就寝時刻・入眠時間・起床時刻など）、長時間勤務有無について。
保健指導時間配分（20分の場合）：後半で、運動できる状態か、どういう運動を行うのが好きか、など確認の上、主に休日にできそうな運動について相手と話し合う。提案するより、選択肢を見せる資料として提示し、相手に選んでもらうようにする。
保健指導時の禁煙指導：（勤務している会社の喫煙率40％程度、特に保守点検部門高割合）視覚資料として、喫煙者の肺の写真を見せる

添付1．アンケート作成用　事前インタビューまとめ （産業看護職4名）

禁煙指導に向けた環境整備：職位が高い喫煙者から禁煙できるよう支援して禁煙者にしていく→職場の喫煙対策進む。 対策例：事務所内の完全分煙/完全禁煙（建物の外に吸いに行く）、離席時間のクローズアップ、保守点検職が使うサービスカー内の禁煙←各支社で喫煙率の低下を競いあう、客先でも吸わないよう指導（客先から連絡が入ることも）　基本的にはトップダウンで対策を進める
ポピュレーションアプローチ：活動量計（自社製品）をつけて、活動量が多かった部門の人の生活スタイルを集約し、前者に生活スタイルを共有する。
保健指導時のコツ：本人のバックグラウンドを踏まえたうえで、個別性を大事にする。
保健指導時の本人への連絡：職制を通じて本人にアプローチする。応答率を上げるため。
相手の健康への関心度合いを確認：自分の結果を確認したか、受診が必要な状態の場合すでに受診したかどうか。確認している、受診している人は、関心が高いとして取り扱う。
保健指導時のコツ：現在健康に関して取り組んでいることがあるか聞く。あれば、すでにできていること、これからやろうと思っているができていないことを聞き、できていないことに関して選択肢を提示し具体的目標を設定しサポートを行う。なければ無理強いしない。
保健指導時のコツ：まったく保健指導に興味がない、保健指導の時間がもったいない、という人には無理強いはせず、保健師の立場から必要と思われる内容に関するパンフレットを提供するにとどめることも。

「定期健康診断後の保健指導実態調査」についての
アンケート調査へのご協力のお願い

このたび労災疾病臨床研究事業「作業関連疾患の予防に資する一般定期健康診断を通じた効果的な健康管理に関する研究（研究代表者 大久保靖司)」の一部として、保健指導の実態について調査研究を実施しております。

定期健康診断の後に行う保健指導は、その実施について、労働安全衛生法第 66 条の 7 で定められています。しかしながら、その指導のために事前に必要な情報については明らかにされていません。そこで、産業保健を主たる業務としその実務経験が豊かである産業保健看護専門家を対象として、定期健康診断後の保健指導（必要な情報、実施にあたり重要なこと、スキル、等）についてヒアリング調査を実施しました。その結果を基に作成した本アンケートを用いて実態調査を行い、定期健康診断後の保健指導推進に必要な要件を検討するための資料を得ることを目的としています。

本調査の結果である定期健康診断の保健指導の推進のための要件は、本研究の最終報告である「定期健康診断のあり方についての提言」の問診票について及び定期健康診断の効果的な活用について、に盛り込むことを予定しております。この保健指導の一層の推進は定期健康診断の有効な活用に不可欠なものであり、我が国の労働者の健康管理の更なる向上に寄与できるものと考えております。

なお、本研究は東京大学倫理委員会の承認を得て行っており、また、日本産業衛生学会の承認を得て産業保健看護専門家の名簿を基に本アンケート調査をお送りさせていただいております。

本アンケート調査については、個人名を収集せず匿名で取り扱いますので、何卒、本研究にご理解、ご協力を賜りますようお願い申し上げます。

回答につきましては、2 月 21 日（火）までに、 ①同封いたします返信封筒をご使用の上投函いただくか、②Web 回答フォーム（下記に URL を記載）にてご回答いただけますよう、重ねてお願い申し上げます。

Web 回答フォーム：https://goo.gl/cY4MzZ（定期健康診断後の保健指導実態調査）

本研究にかかる費用は、上記研究費から支出されています。本件の内容に関してご意見、ご質問などがございましたら、ご遠慮なく、下記までお寄せください。

研究代表者　東京大学　環境安全本部　教授　大久保靖司
研究担当者　東京大学　環境安全本部　助教　　黒田玲子

本件についての問い合わせ先

研究担当者：東京大学環境安全本部 黒田玲子
Tel/Fax: 03-5841-8429
E-mail: urk@mail.ecc.u-tokyo.ac.jp

定期健康診断後の保健指導実態調査

1　ご回答いただく方についてお尋ねします。

1-1）産業保健関連の専門職資格保有状況　お持ちの資格すべての番号に○をつけてください。

1. 保健師	2. 看護師	3. 衛生管理者	4. 労働衛生コンサルタント	5. 産業カウンセラー

1-2）保健師または看護師（合算）の実務経験年数　当てはまる番号に１つだけ○をつけてください。
＊病棟や外来勤務、行政、教育等、の職域以外の医療専門職としての経験も含めてください。
＊＊育休や離職の期間は除きます。パートタイム勤務は常勤と同様に年数に含めてください。

1. 5 年未満	2. 5 年以上 10 年未満	3. 10 年以上 15 年未満
4. 15 年以上 20 年未満	5. 20 年以上 25 年未満	6. 25 年以上

1-3）産業看護職の実務経験年数　当てはまる番号に１つだけ○をつけてください。
＊＊育休や離職の期間は除きます。パートタイム勤務は常勤と同様に年数に含めてください。

1. 5 年未満	2. 5 年以上 10 年未満	3. 10 年以上 15 年未満
4. 15 年以上 20 年未満	5. 20 年以上 25 年未満	6. 25 年以上

1-4）あなたの現在の所属先　当てはまる番号に１つだけ○をつけてください。
＊「その他」を選んだ場合は、具体的に記載してください。

1. 企業（大学の保健センター・官公庁も含む）	2. 健康保険組合
3. 労働衛生機関	4. 独立系産業看護職
5. 教育研究機関	6. その他（　　）

1-4）で、「1.」を選んだ方にお尋ねします。
あなたの現在の所属先での、保健指導の企画運営（対象者選定・面談実施）の主体

1-4-2）対象者選定の主体となる職種として、当てはまる番号に１つだけ○をつけてください。

1. 産業看護職	2. 産業医	3. 1. 2.の両者

1-4-3）面談実施の主体となる職種として、当てはまる番号に１つだけ○をつけてください。

1. 産業看護職	2. 産業医	3. 1. 2.の両者

1-5）現在あなたが健康管理を担当している労働者の業態について
当てはまる番号に１つだけ○をつけてください。
＊複数担当している場合、最も担当人数が多い業態を選択してください。
＊「その他」を選んだ場合は、具体的に記載してください。

1. 建設業	2. 製造業	3. 情報通信業	4. 運輸業	5. 卸売・小売業
6. 金融・保険業	7. 医療・福祉	8. サービス業	9. 担当していない	10. その他（　　）

1-6）現在あなたが健康管理を担当している労働者の人数（1 人あたり受持人数）
あなたが健康管理を担当する部署所属の労働者の合計人数、または、１年間で担当する保健指導等の対象となる集団の人数について、当てはまる番号に１つだけ○をつけてください。

1. 300 人未満	2. 300-499 人	3. 500-999 人
4. 1000-1499 人	5. 1500-1999 人	6. 2000-2999 人
7. 3000 人以上	8. 担当していない	

2　定期健康診断後の保健指導の企画運営に必要な情報をお尋ねします。

＊保健指導の企画運営業務を担当していない場合は、経験から重要と考えるものを選んでください。

2-1) 検査・診察

保健指導の対象者選定や保健指導の面談実施の**前**に、質問紙等で実際に内容を確認している情報のうち重要なものを、**10 個以内**で選び、番号に○をつけてください。
いずれも重要ではないと考える場合には、**「28. いずれも重要ではない」のみ**選んでください。

＊「その他」を選んだ場合は、具体的に記載してください。

1. 身長	2. 体重
3. Body Mass Index	4. 腹囲
5. 視力	6. 聴力(1000Hz、4000Hz)
7. 胸部 X 線写真	8. 喀痰検査
9. 血圧測定	10. 肝機能（GOT、GPT、γ-GTP）
11. 貧血検査（血色素量及び赤血球数）	12. 血中脂質（ｺﾚｽﾃﾛｰﾙ、血清ﾄﾘｸﾞﾘｾﾗｲﾄﾞ）
13. 血糖（空腹時）	14. 血糖（HbA1c）
15. 血清尿酸（UA）	16. 尿定性検査（尿糖/尿蛋白）
17. 心電図検査	18. 内科所見
19. 便潜血	20. 上部消化管検査（胃ﾊﾞﾘｳﾑ造影/胃ｶﾒﾗ）
21. ピロリ菌検査（血中抗体/呼気/内視鏡）	22. 血清ﾍﾟﾌﾟｼﾉｹﾞﾝ検査（ﾍﾟﾌﾟｼﾉｹﾞﾝ法）
23. 肝炎ウイルス検査	24. 乳房触診/マンモグラフィ/乳腺エコー
25. 子宮頸部細胞診	26. 腫瘍マーカー（PSA 等）
27. その他（　　）	28. いずれも重要ではない

2-2) 問診（自覚症状）

保健指導の対象者選定や保健指導の面談実施の**前**に、質問紙等で実際に内容を確認している情報のうち重要なものを、**10 個以内**で選び、番号に○をつけてください。
いずれも重要ではないと考える場合には、**「34. いずれも重要ではない」のみ**選んでください。

＊「その他」を選んだ場合は、具体的に記載してください。

1. 頭痛	2. **眼のかすみ**・充血・痛み
3. 耳鳴り	4. 鼻炎
5. 咳	6. 咽喉の痛み
7. 口内炎、歯茎の腫れ	8. 息切れ
9. 動悸	10. 胸痛
11. 便秘・下痢	12. 腹痛
13. 便が黒い・血便	14. 口のしびれ
15. 手足のしびれ	16. てんかん発作
17. 意識消失	18. 関節痛、肩こり
19. 腰痛	20. 貧血
21. 出血がとまりにくい	22. めまい
23. 不安感	24. 疲労感
25. 不眠	26. 日中の眠気
27. 集中力の低下	28. 記憶力の低下
29. 抑うつ気分（この 2 週間、いつも憂鬱）	30. 興味の喪失（この 2 週間、いつも）
31. 希死念慮	32. この 1 年間で体重が±3Kg 以上変動
33. その他（　　）	34. いずれも重要ではない

2-3) 問診（現病歴）

2-4）問診（既往歴）
2-5）問診（家族歴）

現病歴・既往歴・家族歴それぞれについて、保健指導の対象者選定や保健指導の面談実施の**前**に、質問紙等で実際に内容を確認している情報のうち重要なものを、**すべて**選び○をつけてください。
いずれも重要ではないと考える場合には、**「25. いずれも重要ではない」のみ**選んでください。

＊「その他」を選んだ場合は、具体的に記載してください。
＊保健指導の企画運営業務を担当していない場合は、経験から重要と考えるものを選んでください。

	疾患名	2-3）現病歴	2-4）既往歴	2-5）家族歴
1.	高血圧			
2.	脂質異常症			
3.	高尿酸血症			
4.	糖尿病			
5.	脳血管疾患			
6.	心血管疾患			
7.	悪性新生物			
8.	結核			
9.	呼吸器疾患（結核・悪性新生物除く）			
10.	アレルギー性疾患			
11.	貧血			
12.	消化管疾患（悪性新生物除く）			
13.	肝臓疾患（悪性新生物除く）			
14.	腎臓疾患（悪性新生物除く）			
15.	感覚器（眼・耳・鼻）疾患（悪性新生物除く）			
16.	内分泌疾患			
17.	自己免疫疾患			
18.	子宮/卵巣の疾患（悪性新生物除く）			
19.	乳腺疾患（悪性新生物除く）			
20.	前立腺肥大症			
21.	整形外科的疾患			
22.	尿路疾患			
23.	精神疾患			
24.	その他（　　）			
25.	いずれも重要ではない			

2-6）問診（個人情報・生活習慣・職場環境）

保健指導の対象者選定や保健指導の面談実施の**前**に、質問紙等で内容を実際に確認している情報のうち重要なものを、**すべて**選び○をつけてください。

いずれも重要ではないと考える場合には、**「36. いずれも重要ではない」のみ**選んでください。

＊「その他」を選んだ場合は、具体的に記載してください。

＊保健指導の企画運営業務を担当していない場合は、経験から重要と考えるものを選んでください。

1.	婚姻状況（未婚/既婚/離別・死別）	2.	同居家族の状況
3.	養育する子供の有無	4.	介護する親族の有無
5.	朝食摂取頻度	6.	間食の頻度
7.	夕食の時刻	8.	就寝前 2 時間以内の食事
9.	食べる速さ	10.	余暇の運動頻度
11.	余暇の運動の強度	12.	休日の気分転換
13.	飲酒頻度	14.	1 回あたり飲酒量
15.	現在の喫煙状況	16.	1 日あたり喫煙本数
17.	喫煙履歴（ブリンクマン指数など）	18.	睡眠時間
19.	就寝時刻	20.	入眠にかかる時間
21.	起床時刻	22.	平日と休日の睡眠タイミングのずれ有無
23.	通勤時間	24.	通勤手段 （徒歩/公共交通機関/自家用車　等）
25.	職種（事務職/営業職/現場職　など）	26.	職位
27.	勤務スケジュール （日勤/交代勤務/夜勤有無など）	28.	仕事上での運動強度（身体負荷）
29.	業務負荷（量）	30.	業務負荷（質）
31.	仕事の裁量度（高低）	32.	残業時間
33.	職場からのサポート	34.	家族・友人からのサポート
35.	その他（　　）	36.	いずれも重要ではない

3　定期健康診断後の保健指導を実施するにあたり重要な点についてお尋ねします。

3-1）初回の保健指導（面談）で重要なこと　下記の選択肢の中から重要だと考えるものを、3つ以内で選び、番号に○をつけてください。

1.	身体/精神/生活・労働状況などの把握と確認を行うこと
2.	労働者の健康状況悪化をひとまず食い止めること
3.	労働者が自己の健康課題に気づくこと
4.	労働者が自己の健康課題について自己管理の方針を自己決定すること
5.	面接を受けた労働者が満足感を持つこと
6.	労働者と産業看護職が互いに相手を尊重し、健康支援を話題にする場を作ること
7.	労働者の自己管理に関する成功体験を拾い上げて自己肯定感を高めること
8.	労働者に対して、相手と相手の健康課題について気にかけているという態度を示すこと
9.	労働者と共有した健康課題について、相手のニーズや準備状況に合わせた適切な目標設定を行うこと
10.	必要に応じて、労働者が産業看護職に相談できる窓口を紹介すること
11.	保健指導で共有した情報につき、守秘義務に基づいて管理し、どの部分を産業医や職場の上司と情報共有するか労働者本人と確認すること
12.	労働者の就業上の健康課題について、産業医と共有すること
13.	労働者の就業上の健康課題について、職場の上司と共有すること
14.	個々の労働者の健康状況を把握することで職場の健康課題を探り出すこと

3-2）産業看護職の活動で、保健指導の企画運営においてあなたが大切にしている理念について
下記の選択肢の中から重要だと考えるものを、3つ以内で選び、番号に○をつけてください。

1.	労働者の疾病罹患を予防すること
2.	労働者の身体・精神・社会的健康度を高めること
3.	労働者の生活の質の向上
4.	労働者の自己管理に対する意識の向上
5.	労働者の自己管理を行う能力の向上
6.	労働者が退職後に自己管理を行える能力を身に着けられるよう支援すること
7.	労働者の労働意欲の向上
8.	労働者や職場と、産業看護職との信頼関係を構築すること
9.	保健指導から見えた職場毎の健康課題を、職場にフィードバックし健康支援の施策として反映すること
10.	労働者が所属する組織（職場・会社など）の生産性向上

4　定期健康診断後の保健指導に必要なスキルについてお尋ねします。

4-1）保健指導に必要なスキル

下記の選択肢の中から重要だと考えるものを3つ以内で選び、番号に○をつけてください。

1.	労働者と信頼関係を構築する面談中の雰囲気づくり
2.	労働者の感情に焦点を当て共感するスキル
3.	面談中に、相手の言葉・表情・身振りから健康管理に関するニーズをくみ取る観察力
4.	労働者が産業看護職へ依存せず自己管理を行えるような、適切な心的距離を保つこと
5.	相手の年代/職種/職位から発達課題を念頭におき、面談を行うことができるスキル
6.	自分自身のコミュニケーションの特性を知り、保健指導に活かすスキル
7.	行動変容モデルを踏まえ、相手の状況に合わせて指導方法を変えることができるスキル
8.	保健指導の終わりに簡潔な要約を行い相手と共有するスキル
9.	労働者が避けたい健康課題についても専門家として話題にすることができるスキル
10.	健康課題に関する目標設定時に、認知行動理論に基づいて、相手のニーズに合わせすぐに実行できるような具体的な提案ができること
11.	企業の利益と個人の利益の合計が最大化するような健康支援の目標を設定できること

4-2）保健指導に必要なスキルを習得するための専門職の自己研鑽

下記の選択肢の中から重要だと考えるものを3つ以内で選び、番号に○をつけてください。

1.	自己の保健指導について（プロセスレコードを作成するなどして）自分で成功・失敗例についての事例分析を行うこと
2.	自己の保健指導について（プロセスレコードを作成するなどして）職場内/外の産業保健の専門職の検討会で事例検討を行うこと
3.	自己の保健指導の事例について（プロセスレコードを作成するなどして）産業保健以外の専門職にコンサルテーションし、事例検討を行うこと
4.	自己の保健指導の事例について、職場関係者とケースカンファで支援方針を検討すること
5.	職場内/外の産業保健の専門職同志で定期的に意見交換を行う機会を設定し参加すること
6.	職場関係者と産業保健施策等につき定期的に意見交換を行う機会を設定し参加すること
7.	自己のコミュニケーションの傾向を知ること
8.	疾病罹患のリスク等についての最新知見を文献や研修会等で収集すること
9.	産業保健に必要な社会学/心理学/経済学/行動科学等の理論について、書籍等から自己学習すること
10.	産業保健に必要な社会学/心理学/経済学/行動科学等の理論について、研修会など体験型学習の機会に参加すること
11.	学会発表や論文発表など産業保健分野の研究活動を行うこと
12.	産業保健分野の学生や専門家向けの講義/実習受入等の準備を通して、保健指導に関するスキルを体系化すること

4-3）保健指導において、対象の労働者の価値観を知って指導することが大切である、と言われていますが、価値観を把握する方法について具体的な工夫があれば 200 文字程度でご回答ください。

以上で調査は終了です。

ご協力ありがとうございました。

本件についての問い合わせ先

研究担当者：東京大学環境安全本部 黒田玲子
Tel/Fax: 03-5841-8429
E-mail: urk@mail.ecc.u-tokyo.ac.jp

表１　資格保有状況

資格	人数	割合
保健師	131	74.4%
看護師	150	85.2%
衛生管理者	142	80.7%
労働衛生コンサルタント	10	5.7%
産業カウンセラー	81	46.0%
無回答	1	0.6%

表２　実務経験年数（育休・離職期間除く）

	保健師または看護師（合算）		産業看護職	
経験年数	人数	割合	人数	割合
5 年未満	1	0.6%	5	2.8%
5 年以上 10 年未満	1	0.6%	5	2.8%
10 年以上 15 年未満	10	5.7%	20	11.4%
15 年以上 20 年未満	26	14.8%	38	21.6%
20 年以上 25 年未満	41	23.3%	48	27.3%
25 年以上	94	53.4%	58	33.0%
無回答	3	1.7%	2	1.1%
計	176	100.0%	176	100.0%

表３　現在の所属先

所属種別	人数	割合
企業	122	69.3%
健康保険組合	24	13.6%
労働衛生機関	11	6.3%
独立系産業看護職	4	2.3%
教育研究機関	6	3.4%
その他	8	4.5%
無回答	1	0.6%
計	176	100.0%

表４　保健指導の企画運営の主体（n=122）

	保健指導企画運営主体		面談実施主体	
	人数	割合	人数	割合
産業看護職	65	53.3%	56	45.9%
産業医	11	9.0%	10	8.2%
産業看護職・産業医の両者	43	35.2%	51	41.8%
無回答	3	2.5%	5	4.1%
計	122	100.0%	122	100.0%

表５　健康管理を担当している労働者の主な業態

業態種別	人数	割合
建設業	8	4.5%
製造業	70	39.8%
電気・ガス・熱供給・水道業	4	2.3%
情報通信業	19	10.8%
運輸業・郵便業	14	8.0%
卸売・小売業	10	5.7%
金融・保険業	7	4.0%
学術研究、専門・技術サービス業	3	1.7%
医療・福祉	4	2.3%
サービス業	6	3.4%
公務	4	2.3%
その他	12	6.8%
担当していない	15	8.5%
計	176	100.0%

表６　所属先別　健康管理を担当している労働者の人数（1人あたり受持人数）

	全体(n=176)		企業(n=122)		健康保険組合(n=24)		その他(n=30)	
	人数	割合	人数	割合	人数	割合	人数	割合
300人未満	29	16.5%	17	13.9%	4	16.7%	8	26.7%
300-499人	20	11.4%	14	11.5%	4	16.7%	2	6.7%
500-999人	43	24.4%	37	30.3%	4	16.7%	2	6.7%
1000-1499人	17	9.7%	14	11.5%	2	8.3%	1	3.3%
1500-1999人	12	6.8%	9	7.4%	1	4.2%	2	6.7%
2000-2999人	16	9.1%	11	9.0%	2	8.3%	3	10.0%
3000人以上	21	11.9%	17	13.9%	4	16.7%	0	0.0%
担当していない	17	9.7%	3	2.5%	3	12.5%	11	36.7%
無回答	1	0.6%	0	0.0%	0	0.0%	1	3.3%
計	176	100.0%	122	100.0%	24	100.0%	30	100.0%

図 2-1 保健指導実施前に必要な健診情報：自覚症状　n=176

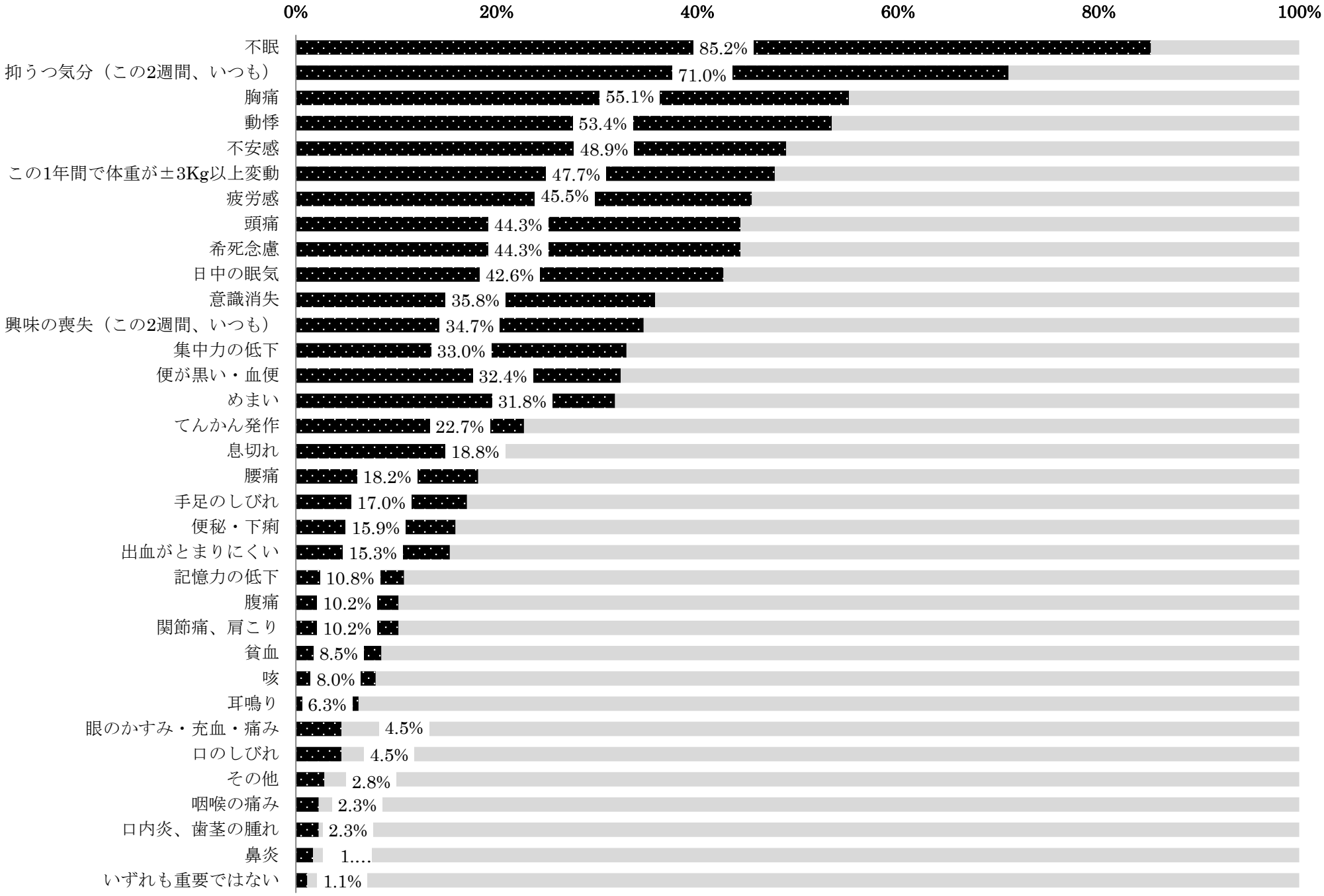


図 2-2 保健指導実施前に必要な健診情報：問診（現病歴）　n=176

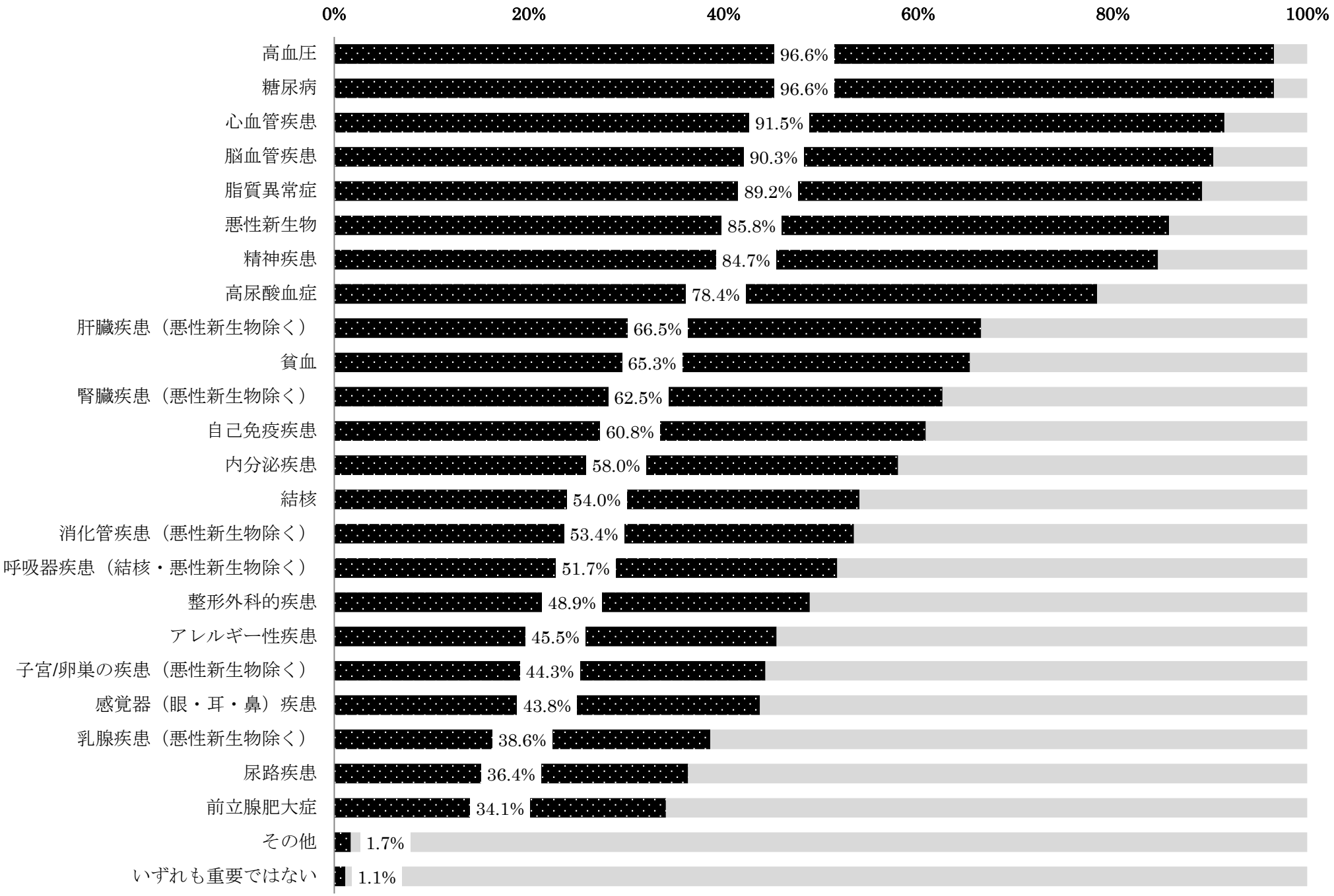


図 2-3 保健指導実施前に必要な健診情報：問診（既往歴）　n=176

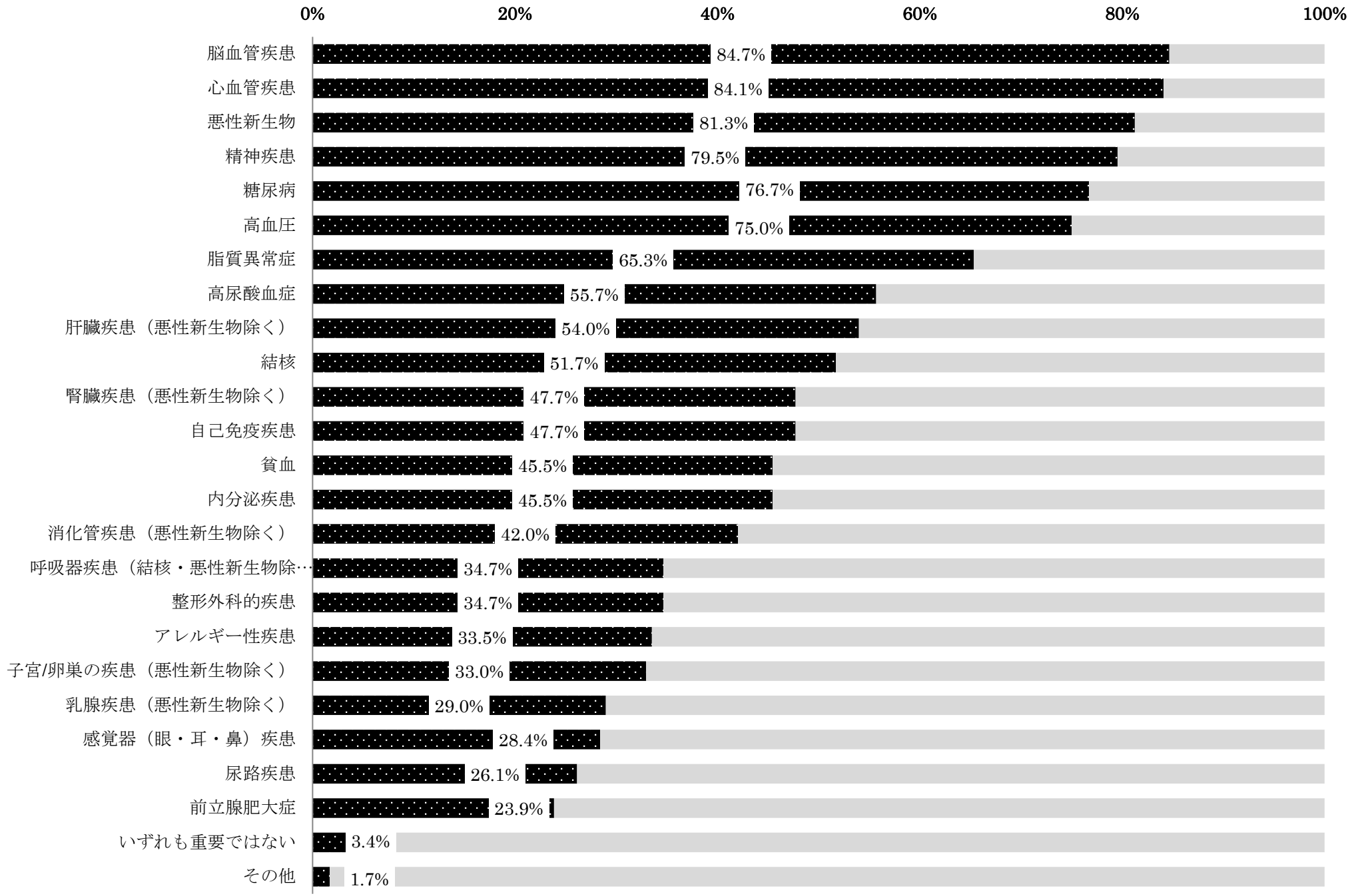


図 2-4 保健指導実施前に必要な健診情報：問診（家族歴）　n=176

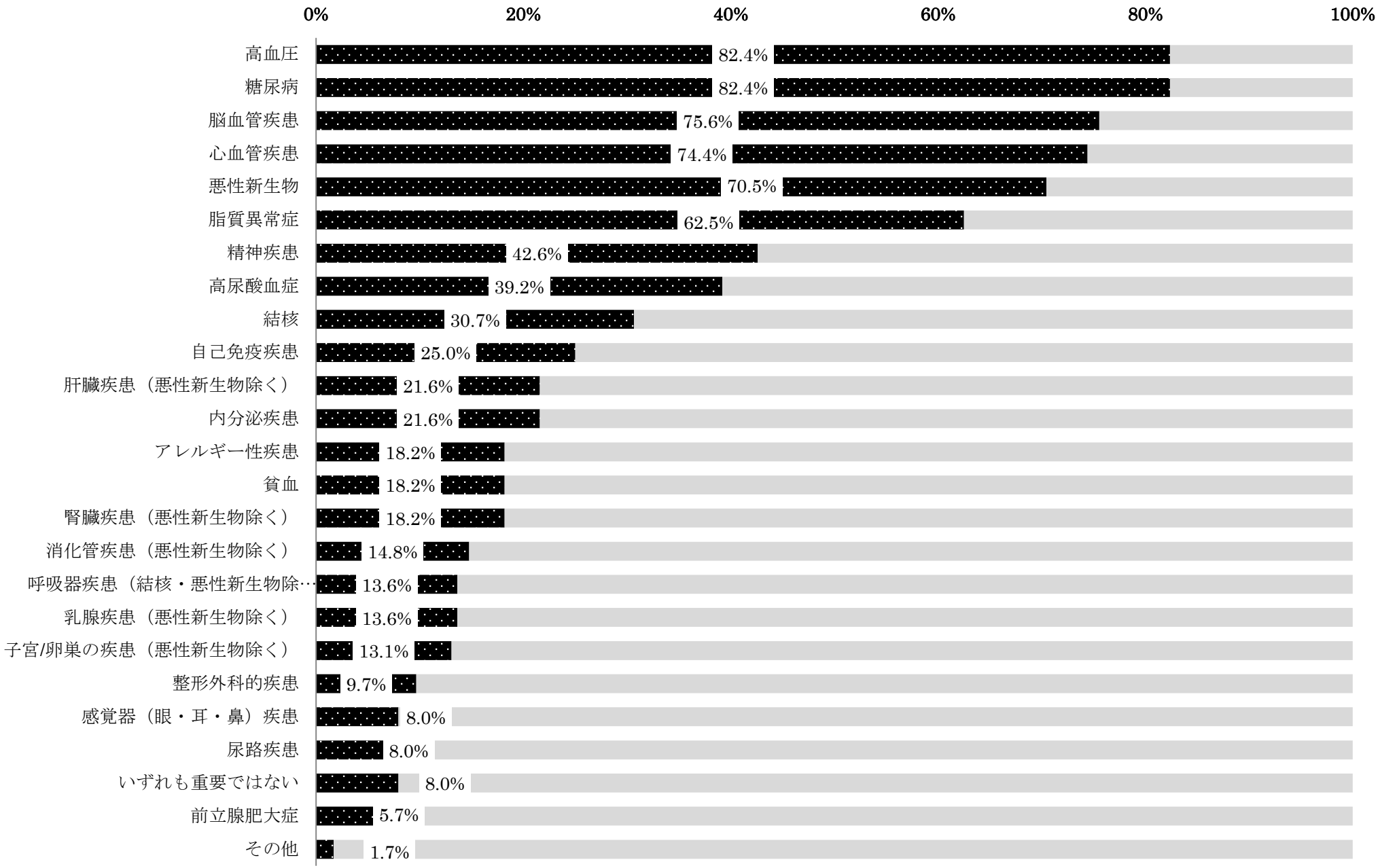


図 2-5　保健指導実施前に必要な健診情報：問診（家庭状況・生活習慣・職場環境）　n=176

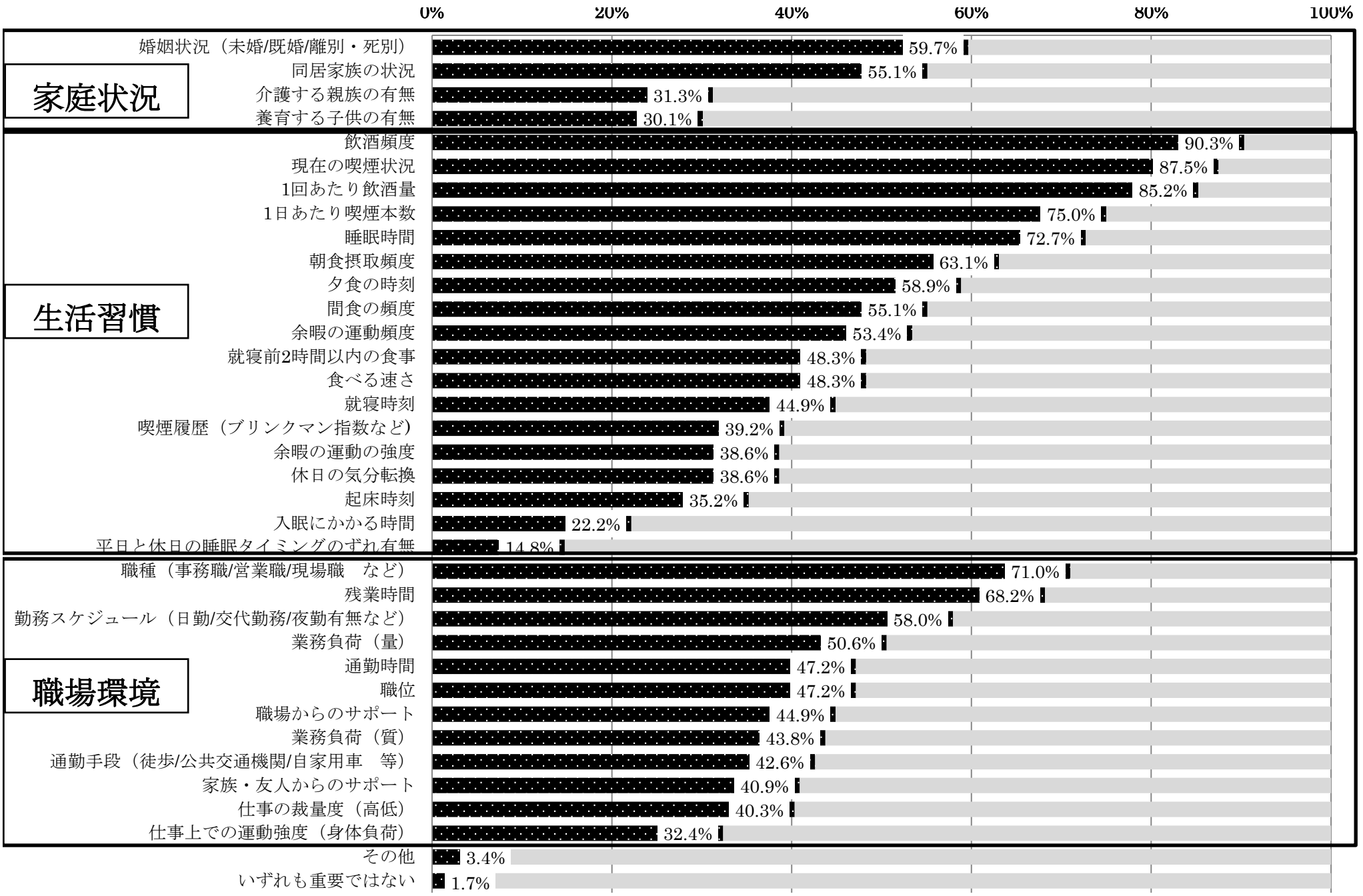


図 2-6 保健指導実施前に必要な健診情報：検査・診察　n=176

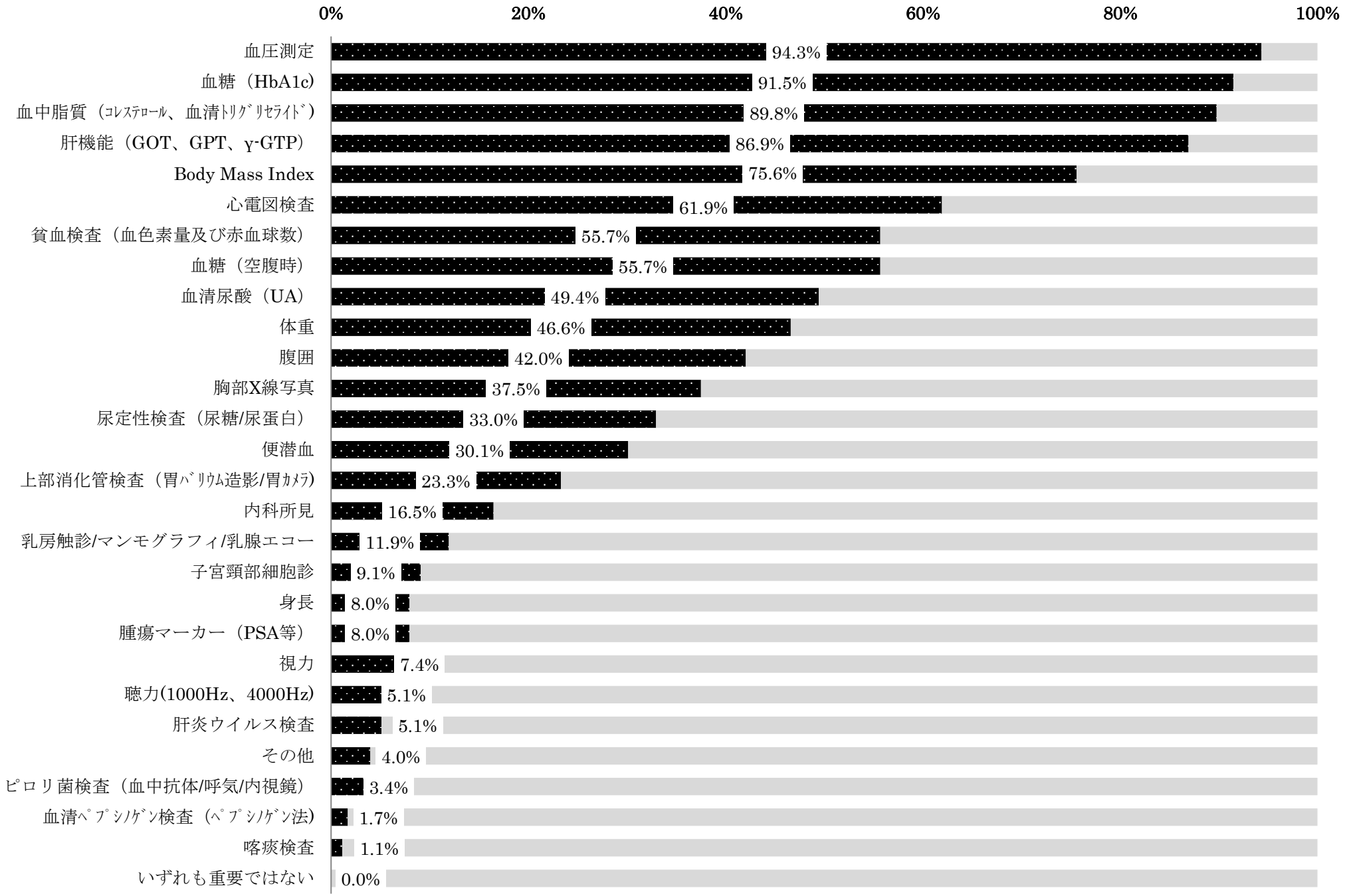


図 3-1　初回の保健指導（面談）で重要なこと（3 つ以内）　n=174

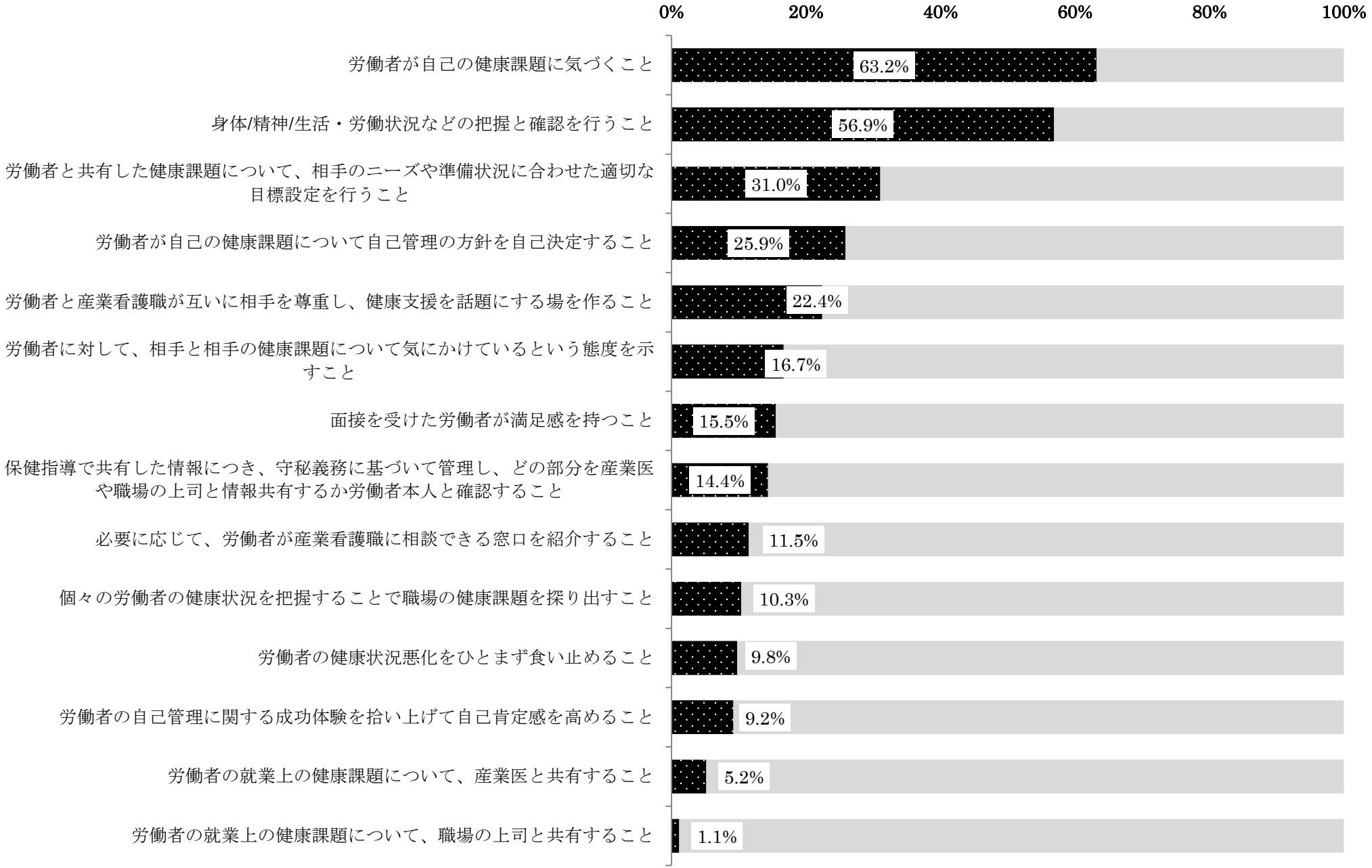


図 3-2　保健指導の企画運営で重要な理念　（3 つ以内）　n=175

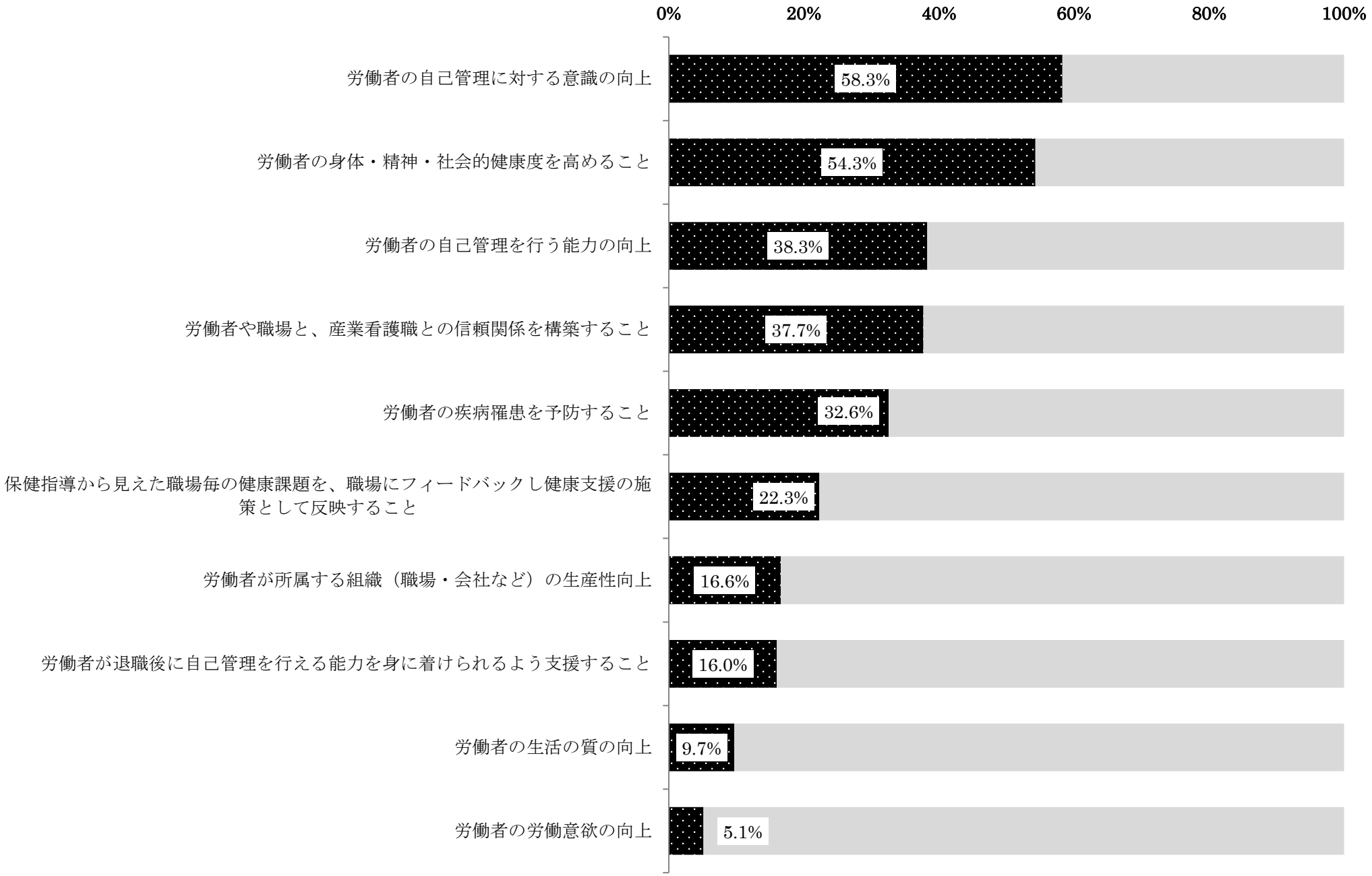


図 4-1　保健指導に必要なスキル　（3 つ以内）　n=173

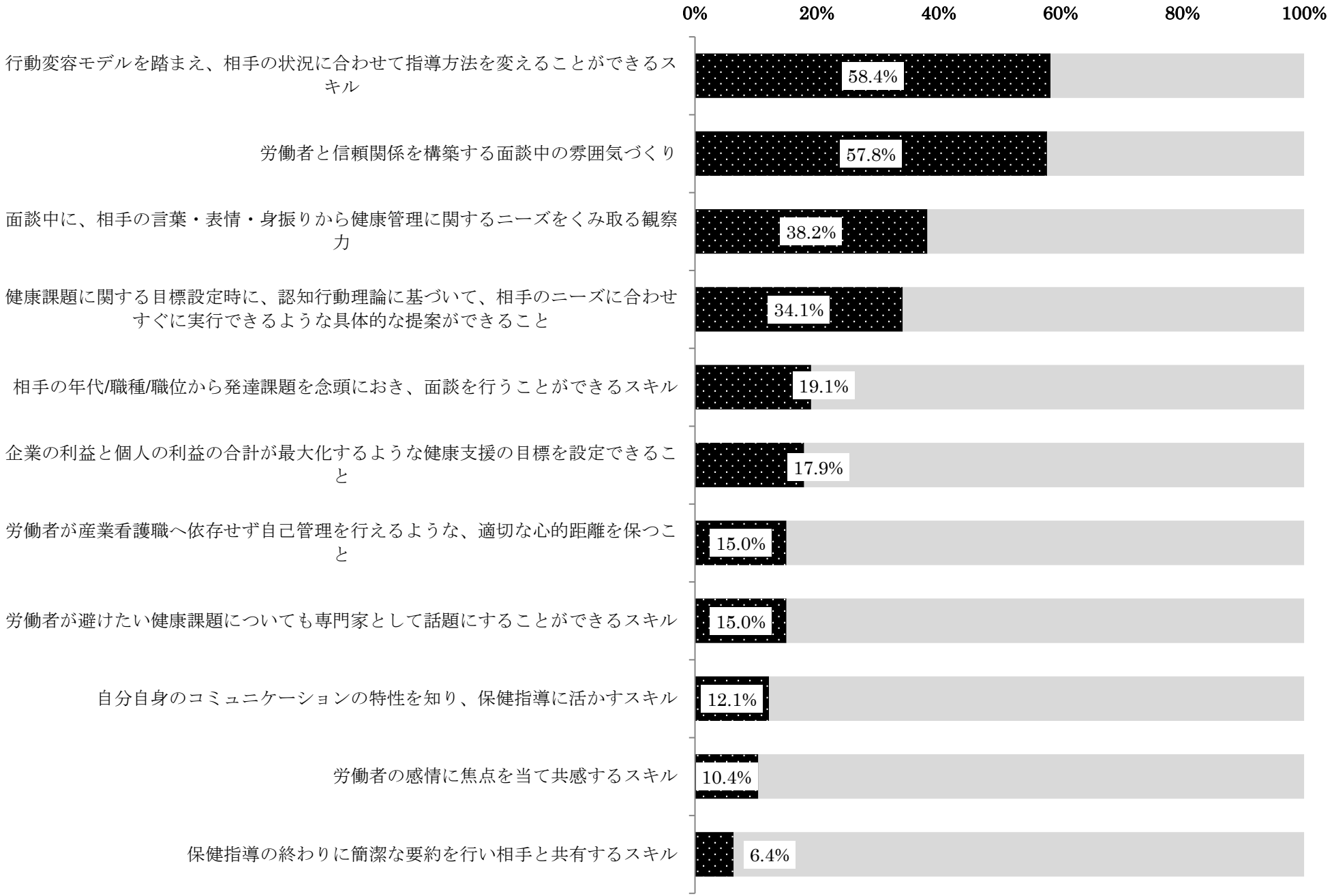
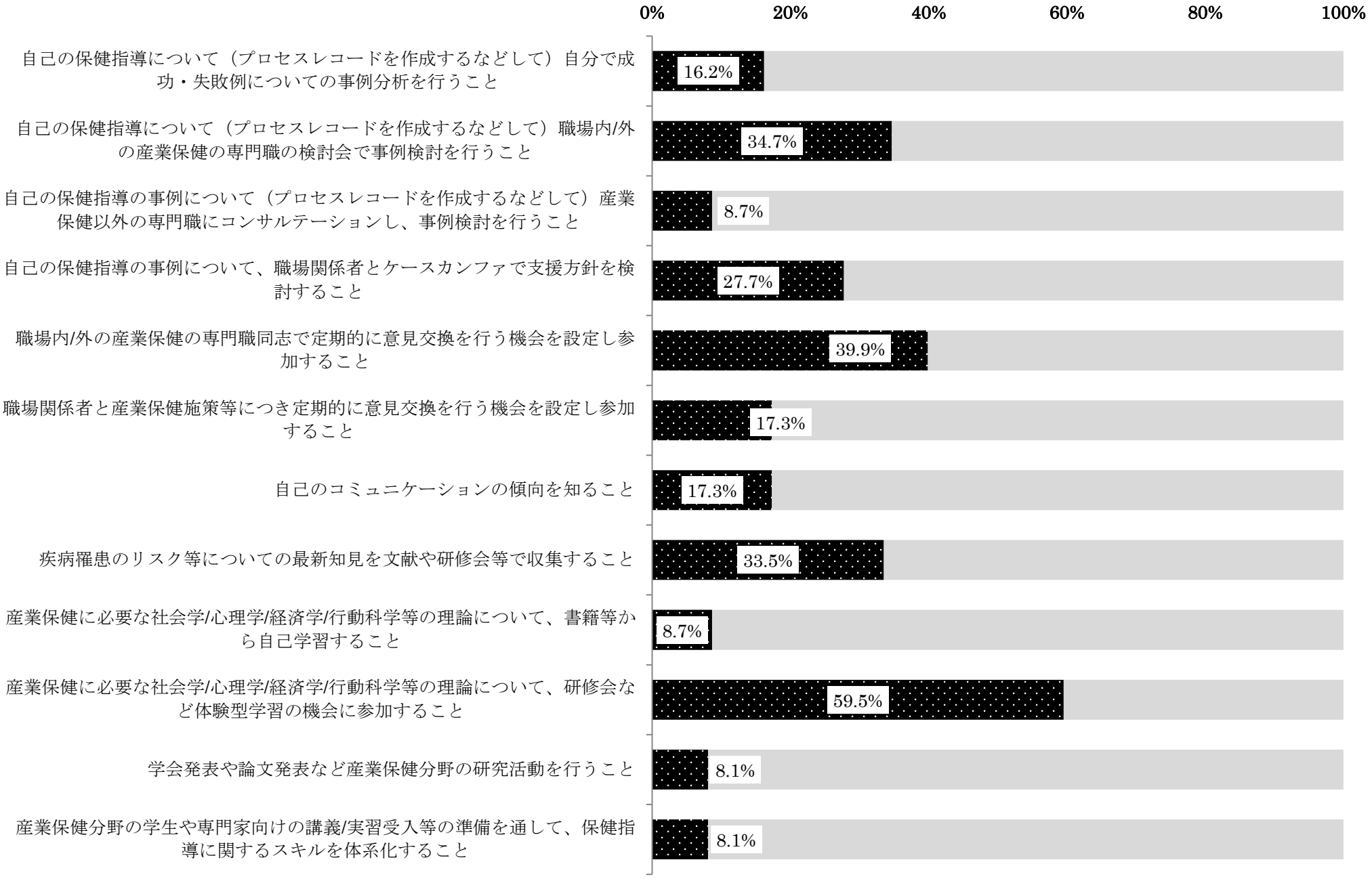


図 4-2　保健指導に必要なスキル習得のための専門職の自己研鑽　（3 つ以内）　n=173



番号	4-3　自由筆記
1	時間をある程度かけ、対象者の生活スタイルや健康感など話を良く聴くことにつきると考えます。アンケートなど使う方法もありますが、初回面談時の観察は一番の情報収集の場と考えます。
2	メールや電話でなく、対面でのコミュニケーションの中で得るものは大きいと感じています。
3	本人の嗜好が本人にとってどのような意味を持つのか確認するようにしている。その嗜好の継続と予測される将来の生活とのバランスについての考えを確認することで、本人が考えることを促す。
4	話をさせる事。引き出す事。聴く事。
5	対象との関係性の構築が大切です。面接技術でも傾聴法、カウンセリング、動機付け面接法、他コーチングなど様々なものを学び生かしています。その上で、トータルとしての対象(発達課題や社会的価値など)考慮しながら面接し、価値感の把握に努めています。
6	生活の背景や育ってきた環境など、又は既往や家族歴を把握する場合には問診票を使用し、面談指導を行う事があります。
7	大事にしていること、大切に思っている人について、課題の中で深めて、気持ちを代弁する型で確認する。
8	ある程度人間関係ができてから趣味や生きがい、大事にしていることを尋ねています。「その為に働いている、だから元気でいないと。」と思ってもらえる様な面接にしたいですが、なかなか難しいです。
9	対象者が大事に思っていることを面談を通して把握する。
10	生きる（日常生活や職業生活)上で、あなた自身が大切と思われていることは何かについて伺う。例)時間、空間、人との関係性、考え、習慣など
11	対象者との話の中で分析するのみで、具体的に価値観を評価する方法はもちあわせていません。
12	価値観は面談の中で把握しております。
13	相手の語る全てをそのまま受け入れること。”最初に語る価値観”は外交用の建前であることがあるので、七掛けくらいで受け止めておき、思い込んだり、それを元に結論を急がないようにすること。価値観は人生イベント等で変動するので常に最新のものを見るように努る。
14	事柄について労働者自身の考えや思いを聞き取ることで価値観を知り得ることができることがある。
15	10年後、20年後になりたい、なっていたい自分について語っていただき、それはどうしてか、どうしたらそうなれるのか、今の自分との違いは何か等についてさらにインタビューをする。
16	面談の最初に、労働者から、労働者の心身上に起こったできごと(主にこの１年)、そしてその時どう本人は感じたか、そして何か行動を起こしたか、じっと聞いて相槌をうちながら労働者が気持ちよくいつの間にか話してしまったような状況で聞き取る。ほぼ価値観がわかる。その時けっしてこちらの意見は言わない。「なるほど」「そうなのですね」等の相槌でよい。
17	仕事、家庭、趣味など、今本人が興味を持っていることを伺う。
18	会話を進める中で、何度も同じ(似たような)言葉が出ます。それが、対象の価値観を示していると考えています。聞き返しや要約で対象の価値観を明らかにして、それを大切に会話を進めるようにしています。(ＭＩのスキルを使います)
19	雑談の中で知る機会があると思います。
20	【面談場所を考慮した上で、ご本人にお尋ねいたします。】ご本人が現在、何を大切と思っているのか、自分が必要としている人、自分を必要としている人、(あるいは事柄、物)その為に努力していること。現在、将来への希望(どうしたい、どうありたいのか)。自身の健康状態をどう考えるのか。
21	「メカニズムを伝えること」が保健指導ではないと常に思っています。まずは、労働者に話してもらい自分を振り返る場を持ってはじめて次の対策へつながると思いま
22	健診後の保健指導、ストレスチェック後の保健指導、超勤等の問診や巡回時、普段の何気ない会話等から、本人の思いをくみとり確認する。PHNの価値観を押し付けるのではなく、又、自己責任をうまく引き出しながら、会社との折り合いを付けられるよう導く。
23	雑談の中で知る機会があると思います。
24	保健指導の場面以外の労働者の生活態度を確認するようにしている。(例：服装(私服)、社内の友人、趣味、興味、出身等)
25	行動変容の必要な場合に、タバコでの指導で効果的な事は、経済的価値を提案してみたり、切り口を変えてみたり工夫している。体に悪いという事は充分理解されている事に対して、どの切り口に反応してくれて興味を示すのか世間で話題になりそうな、何か興味をもってもらえる話をできるように、情報を得る機会を多くもつようにしている。学会参加や研究に機会が合えば、出席している。
26	日頃からコミュニケーションをとること。職場だけでなく、休憩時間や飲み会などでも声をかけること。会社のサークルも活用している。
27	面談の機会を作る(健診の問診、事後指導100％実施、職場巡視での声掛け)メール電話の問い合わせにはすぐに対応する(自分の担当でないことにも丁寧に)社内報などに掲載されたことでよいことは次回の面談で話題にする。異動、時間外情報は頭に入れておく。以上のことから「私があなたの担当者で、あなたのことを理解したいと思っている」というメッセージを発信し続けていれば、自然と従業員の方から話してくれるようになる。
28	価値観だけでなく、あなたのことを知りたい、教えてくださいという姿勢をみせる。

番号	4-3　自由筆記
29	事前の問診票(価値観等に関する質問項目をもりこむ)・指導中の相手の発言から把握
30	継続して面談(保健指導のこと)していく中で、わかってくることもあるので、毎回簡潔に面談記録を残し、次に面談する人がその内容を確認してから面談にあたっている。・面談以外のかかわりの中で把握する。(日常会話)・面談で話をしていればわかる
31	定期健診で保健指導を実施する際、対象者の大半は自覚症状もなく、日常生活に支障がないため、なかなか行動変容につながらない。労働者本人が現在の自身の健康状態をどのように考えているか、今後の人生において自分の健康状態をどうしていきたいのか確認してから保健指導に入るようにする。
32	今の職場についてどう思っているか、会社の方針についての意見や考えをきくこと、同僚、上司、部下に対してどのように接して働いているか等でその人の価値観がある程度わかると思います。
33	生活習慣Check表などを事前に記入頂き、短時間で習慣の特徴を把握できるようにしている。その内容をもとに、本人に改善できる内容を考えてもらう中で、話を伺い、そういった中から価値観を把握している。又、その内容は記録し、次回以降にも活かすようにしている。
34	労働者の身なり、しぐさ、面談に至るまでのメール等のやりとり、日頃の仕事の状況を知ることで、保健指導にはいるまでの準備が整う。保健指導時は傾聴にまずは徹する。傾聴することで労働者の価値観がみえてくる。
35	何歳まで生きていたいか、太く短く生きたいか、細く長く生きたいかを確認。それは具体的にどうしてそう考えるのか、などきいたあと、健康に対してどうしたいか、またはしたくないのか、どんな環境で働いているのかを確認し本人の気持ちを確認し共感していき話しやすい雰囲気を作る。
36	人生において何を大切に生きているか、どういう老後を送りたいか、話の中で聞いていく。
37	生育歴、キャリアアンカー、趣味。大事にしていることなどきいていく
38	面接の初めに目的を伝えた後、考えを話すようなオープンな質問をする。薬とかのみたくないとか考えはありますか？など
39	①可能であれば職場巡視をし仕事の背景をつかむことは重要と考える。②対話。相手が大切と思える事、まず相手自身の考え、意志を確認して、自分の意見を言う場合は、提案してよいか確認してから話すことが重要と考える。
40	信頼関係を築きつつ、価値観を把握する。そのためには対象者が自由に話せる環境づくり(場所、時間その他)保健師が対象者を尊重する態度(上から目線にならない)
41	10年、20年、定年後、自分がどうありたいか、何を楽しみたいか、それに伴っての課題は何か、を必要時伺う。提案として、ＴＶ、ＣＭにて健康情報について流せば子供の頃から親や教師に言われずとも自然と認識していくのではないかと思います。国として生活習慣を改善させたいのであれば、費用はかかりますがすばらしいポピュレーションアプローチになると思うのですが。いかがでしょうか。
42	面談の中でオープンクエッションで質問することによって、何を考えているかわかることが多い。今まで実践してきた生活改善等の方法の確認、生活の中で何を重要視しているかを知ることなど。
43	日常生活の把握について、まずは「食」についての考え方、知識に焦点をあて、話をすすめています。食べることへの感性はその人らしさを最も端的に表現されるもの
44	面談において気を付けているのは、対象者が自身の健康状態をどのように捉えているか、また、データ等含めて、自身の健康状態の立ち位置がどのような状況かを話し
45	何を対象者が求めているか？望んでいるか？をさぐる。健康に関する考え方などを知る。
46	保健指導の時だけではなく、普段から個々の特性を知ることができるよう可能な範囲でのコミュニケーションの場を作るようにしています。
47	面談の中で健康についての意識や行動を具体的に聞いたり自分の一番大切にしているものや働くことの自分にとっての意味付けを聞いてみる。
48	対象が今後どうなりたいか、どうしたいか聴く。
49	初回面接においては、機会を捉えることが困難かも知れないが、その後の面接(ある程度信頼関係の構築が出来た頃)の中で、対象者の労働観や人生観について話題を提供してみる。又、家族(自分と家族、自分の親との親子関係)関係のあり方についても把握できるように。全体像を捉えることが案外対象者との関係づくりに有効に作用するのではないかと考えています。
50	なるべく、話(会話)をする。仕事に関する事以外についても耳をかたむけて話をきく。
51	特に特別な方法はありません。普通にあいさつし、面接の趣旨を説明しながら、あるいは日常生活や食事など伺いながら相手が健康に関心をどのくらい持っているのかに応じた指導を心掛けています。
52	職場なのでどのような仕事をしているのか、その業務にあたりどのような健康影響があると考えているかについて尋ねる。健康について直接たずねるより、仕事の内容、業務に影響されるライフスタイルの方が対象者は話しやすい。（むしろ雄弁に語ってくれることが多い）話しているうちに、自分で健康を犠牲にしていることに気づく人もいるし、保健指導者が「それではなかなかアルコールは減らせませんね」」など指導でなく感想等をいうと「そうそう飲み過ぎだとわかってもね。ただ言い訳しているところもあるかもね。」など本人の価値観を引き出せることがある。
53	労働者の話をよく聴く。健康に対してどう考えているか(日常の困りごとや不安に思っていること、健康のために努力していること）をまず確認してから保健指導にはいります。当社ではｽﾄﾚｽﾁｪｯｸに生活習慣(食事、運動、●、睡眠）の項目もあり、労働者の生活習慣が保健指導前に把握できるようになっています。
54	・今まで生活してきた状況を聞く(兄弟や友達)　・趣味を聞く(休日の過ごし方含）否定せず聞く　・話の中で必ず褒める

番号	4-3　自由筆記
55	労働者の身近な存在になるよう日々みなさんへ意識して声掛けし、常にフラットな立ち位置でいるようにしています。そうすると　通りかかりの立ち話が一番の保健指導になったりします。
56	保健指導を受けることについて　どんなことを考えているか先ず、対象者の気持ちを聴く事を心懸けている。(ラポール形成と忙しい時間を割いて来所していることについて感謝の気持ちを伝える。
57	心理学を学び面接技法をスキルとして身につけること。特にアドラー心理学は対象者を理解し、支援する際に使いやすいと思います。
58	何かにつけて対象者と顔を合わせ、声かけをする。健診や、健康づくり活動に一緒に看護職は積極的に参加することで、対象者の価値観が見えてくる気がします。かといって個別対応が出来る環境にない場合は難しいと思います。
59	十人と色を見つけるために、指導者は自己の既成概念を見つめる努力が求められる
60	簡単なアンケート記述を行う(生活面・プライベート・職業・仕事面）。
61	対象者の話をよく聴く。共感すること。
62	面接の初めに今の自分の健康度をどう感じているかを確認する。健康診断結果を見ているか、健診結果をどう思っているかを確認する。
63	面接時に出身・学歴・職場を選んだ理由　家族構成や興味を持っていること等尋ねたりします。
64	個人情報になるので、現在はほぼ情報収集は難しいが、育ち方、家庭(親子関係・家族関係)環境を知る。職場での仕事の仕方を本人や周囲の人から聞く　本人に仕事の仕方や人間関係について聞く
65	信頼関係を作り、話しやすい場面の設定が重要と考えます。否定的な発言は当初は使わないようにするなど
66	対象者の話に共感的にきちんと耳を傾けること。話される内容を批判・非難せずに一旦受け止めること。理解した内容を相手に伝えること。
67	その人の価値観がどこにあるか見方を変えると価値あるもながないものに変わる事の気づきを体験してもらい自己の健康づくりの実践を行いその結果目標値の達成を確認し自己成長が体験できた時の自己調整能力に基づく日常生活習慣の自立（健康目標の設定）で、はじめに抱いていたものがどう変化したを一緒に見ていく。　10年先ごとの健康づくりの健康であることの価値観をどのように持っているか認識して、今できることの日常生活習慣の確立。(具体的実践行動決定そのチェックと評価）数値的把握出来ることで実践結果による始め抱いていた価値観とそれとの変化を見てもらう。
68	相手の話をよく聞き、流れから価値観についても率直にお聞きします。(失礼がないように配慮しますが）例：〇〇を大切に思っていらっしゃるんですね等
69	コミュニケーションを通じて、生活習慣、仕事、家族、趣味の話題を広げ、本人との確認会話の中で把握する。
70	仕事に対する意欲や思いを語ってもらう
71	産業カウンセラーとキャリアコンサルタント資格を取得したので、そのスキルを活かしていきたい。
72	どうなりたいか？についてオープンクエッションのように聞いてみることはよくあります。
73	自己理解が重要と考える為、定期健康診断結果の全項目について説明後、対象者が重要と考える点について話していただくことで、やりたいけどできない点、実行できる事が具体的に示される。それが、生活習慣の中での対象者にとっての価値観なのかと感じている。
74	まずは、対象者自身の健康についての考え、向き合い方、行動は、対象者自身もっともよく、たぶんよりも長い時間考えており、よく知っているという考えて、こちらはそれを「教えていただく」という姿勢で臨むことが大切である。なかなか価値観についての表出がなくても、まずはそれを信じて、根気強く質問を投げかけていくことが大切です。
75	面談最初にあいさつと目的を話した後、まず健診結果を見て気になったところやわかりにくかったところがなかったかをたずねて、対象者の関心がどこにあるかを聞くようにしています。この問いの反応で、対象者の健康に対する価値観を垣間見ることができますし、こちらが焦点を当てたい問題と全く違うことを気にしていることもよくあると感じています。
76	具体的で確立された方法はないように思える。労働者との会話の中で，どういうことを大事にしているかを把握する（尋ね方・把握の仕方は様々）ようにしている。
77	対象の労働者の価値観を知るためには、想像力を働かせて、いろいろな角度からの質問ができることが必要です。質問力を高めるには、本を読んだり、新聞の投書欄や人生相談を見たり、スーパーで買い物をしたり、旅行をしたり、自分自身がいろいろな生活体験、いろいろな立場の体験をしておくことが基本だと思います。何を聞いても、受け止めれる寛容な精神も養う必要があるのかもしれません。
78	保健指導の場面においても、仕事や家庭サービスなどへの向き合い方を話題にし、自分の人生に求める優先的課題、生活の質のタイプや方向性などを確認している。 また、保健指導以外の場面においても、接する機会を増やせるよう心がけ、人柄に触れることで、相手の大切なものにより添えるよう努めている。
79	個別面談時に健康問題だけでなく、業務・キャリア等の会社生活にかかわる諸問題について意見交換を行う。
80	面接の場においての会話の中から、その人となりを知り、それに合わせた提案に対する反応などやり取りの中から、個人の価値観を把握するように努めている。
81	日常の活動（プライベートや職場内）を労働者と話す中で、日常内での選択方法など知ることで、っどのような判断基準が対象者がもたれているのかを知るようにして
82	労働者との信頼関係を築いていく中で、面談相手の最も大切にしているものを把握する。また、面談相手の感情に焦点を当ててみること。

表 1 . 糖尿病及び前糖尿病の性・年齢階級別の有病率 (%)：J-ECOH スタディ

	年齢階級（歳）										
	計	20 to < 25	25 to < 30	30 to < 35	35 to < 40	40 to < 45	45 to < 50	50 to < 55	55 to < 60	60 to < 65	65 to < 70
男性											
対象者数	47172	1016	1807	2935	7638	8715	7663	6887	7961	2186	364
糖尿病 (%)	8.0	0.5	1.2	2.3	3.1	4.8	7.7	11.5	15.3	16.2	21.4
前糖尿病 (%)	14.1	1.1	2.8	5.1	7.7	10.7	15.0	19.4	22.3	25.1	24.2
女性											
対象者数	8280	341	382	594	1589	1646	1323	1022	1037	279	67
糖尿病 (%)	3.3	0.0	0.0	0.8	1.1	1.9	2.7	6.3	8.3	9.0	13.4
前糖尿病 (%)	9.2	0.9	1.6	1.9	3.3	5.0	9.3	16.4	19.9	32.6	31.3

糖尿病：空腹時血糖 126 mg/dl 以上、HbA1c 6.5 %以上、糖尿病治療中（自己申告）のいずれかに該当

前糖尿病：空腹時血糖 110-125 mg/dl または HbA1c 6.0-6.4% (%)

表２. 腹囲カットオフ別にみた将来５年間の糖尿病発症を予測する精度：J-ECOH スタディ

カットオフ	感度（%）	特異度（%）	ヨーデン指標	距離*
男性				
97.0 cm	16.2	94.6	0.108	0.840
95.0 cm	18.7	93.5	0.122	0.816
90.0 cm	35.0	83.5	0.185	0.671
88.0 cm	49.1	73.0	0.221	0.576
85.0 cm	64.0	59.6	0.235	0.541
83.0 cm	68.6	54.2	0.228	0.555
80.0 cm	81.4	38.8	0.202	0.640
女性				
90.0 cm	29.3	94.0	0.234	0.709
87.0 cm	38.8	90.0	0.287	0.621
84.0 cm	50.6	84.0	0.346	0.519
83.0 cm	55.5	79.4	0.349	0.490
80.0 cm	62.8	70.7	0.334	0.474
78.0 cm	64.9	67.0	0.319	0.482
75.0 cm	75.0	54.6	0.296	0.518

*ROC 曲線が座標 (0,1) に最も近づいたときの距離

表３. メタボリックシンドロームに関する国際統一基準（JIS）と日本基準の
将来５年間の糖尿病発症の予測精度：J-ECOH スタディ

	JIS アジア人	JIS 提案	日本基準	日本基準提案
感度（%）				
男性	44.1	54.5	37.7	37.7
女性	43.5	43.5	13.3	25.8
特異度（%）				
男性	85.7	80.6	90.0	90.0
女性	93.5	93.5	98.9	97.3
陽性的中率（%）				
男性	18.5	17.1	21.7	21.7
女性	17.9	17.9	28.2	23.8
陰性的中率（%）				
男性	95.4	96.0	95.2	95.2
女性	98.1	98.1	97.2	97.6

腹囲カットオフ：（アジア人）男性 90 cm、女性 80 cm
（日本基準）男性 85 cm、女性 90 cm
（分担研究者らの提案） 男性 85 cm、女性 80 cm

表４.メタボリックシンドロームの頻度と心血管疾患のリスク（疾病登録データに基づく分析）

		国際統一基準（JIS）				日本基準（JCCMS）			
	過去４年間のメタボリックシンドローム	症例	対照	ハザード比 (95% 信頼区間)*	傾向性 P	症例	対照	ハザード比 (95% 信頼区間)*	傾向性 P
全心血管疾患									
	なし	58	462	1		64	491	1	
	間欠（1～2 回）	26	119	1.9 (1.1, 3.0)		27	101	2.2 (1.3, 3.7)	
	持続（3 回以上）	55	114	4.8 (3.0, 7.7)	<0.001	46	93	4.3 (2.7, 6.9)	<0.001
心筋梗塞									
	なし	14	152	1		18	151	1	
	間欠（1～2 回）	9	36	2.7 (1.0, 7.3)		9	36	2.5 (1.0, 6.4)	
	持続（3 回以上）	22	37	7.9 (3.4, 18.6)	<0.001	18	34	5.0 (2.1, 11.4)	<0.001
脳卒中									
	なし	44	310	1		46	340	1	
	間欠（1～2 回）	17	83	1.6 (0.9, 3.2)		18	65	2.1 (1.1, 4.1)	
	持続（3 回以上）	33	77	4.0 (2.2, 7.1)	<0.001	28	59	4.2 (2.4, 7.8)	<0.001
脳梗塞									
	なし	18	157	1		21	176	1	
	間欠（1～2 回）	9	47	1.8 (0.7, 4.8)		11	38	2.6 (1.1, 6.5)	
	持続（3 回以上）	22	41	5.7 (2.6, 12.9)	<0.001	17	29	5.6 (2.8, 15.5)	<0.001
脳出血									
	なし	26	153	1		25	164	1	
	間欠（1～2 回）	8	36	1.5 (0.6, 3.9)		7	27	1.7 (0.6, 4.7)	
	持続（3 回以上）	11	36	2.6 (1.1, 6.4)	0.033	11	30	2.7 (1.1, 6.8)	0.024

JIS, the Joint Interim Statement on metabolic syndrome definition (2009); JCCMS, Japanese Committee of the Criteria for Metabolic Syndrome (2005)

*施設、性、年齢、喫煙を調整

表５.メタボリックシンドロームの頻度と心血管疾患のリスク（自己申告データに基づく分析）

		国際統一基準（JIS）				日本基準（JCCMS）			
	過去４年間のメタボリックシンドローム	症例	対照	ハザード比 (95% 信頼区間)*	傾向性 P	症例	対照	ハザード比 (95% 信頼区間)*	傾向性 P
全心血管疾患									
	なし	261	1,812	1		323	1,968	1	
	間欠（1～2 回）	124	525	1.7 (1.3, 2.2)		86	408	1.3 (1.0, 1.7)	
	持続（3 回以上）	176	466	2.6 (2.0, 3.3)	<0.001	138	364	2.3 (1.8, 3.0)	<0.001
虚血性心臓病									
	なし	129	950	1		167	1,065	1	
	間欠（1～2 回）	69	337	1.5 (1.1, 2.1)		54	259	1.4 (1.0, 2.0)	
	持続（3 回以上）	114	273	2.9 (2.2, 4.0)	<0.001	87	215	2.6 (1.9, 3.6)	<0.001
心筋梗塞									
	なし	30	281	1		37	329	1	
	間欠（1～2 回）	20	105	1.7 (0.9, 3.2)		22	80	2.5 (1.3, 4.6)	
	持続（3 回以上）	46	94	4.1 (2.4, 7.1)	<0.001	37	62	5.0 (2.8, 8.9)	<0.001
狭心症									
	なし	64	437	1		85	485	1	
	間欠（1～2 回）	37	158	1.7 (1.0, 2.7)		20	120	1.1 (0.6, 1.8)	
	持続（3 回以上）	43	125	2.3 (1.4, 3.7)	<0.001	36	105	2.2 (1.4, 3.5)	0.004
脳卒中									
	なし	132	862	1		156	903	1	
	間欠（1～2 回）	55	188	2.1 (1.5, 3.1)		32	149	1.3 (0.8, 2.0)	
	持続（3 回以上）	62	193	2.1 (1.5, 3.1)	0.002	51	149	2.0 (1.4, 3.0)	0.022

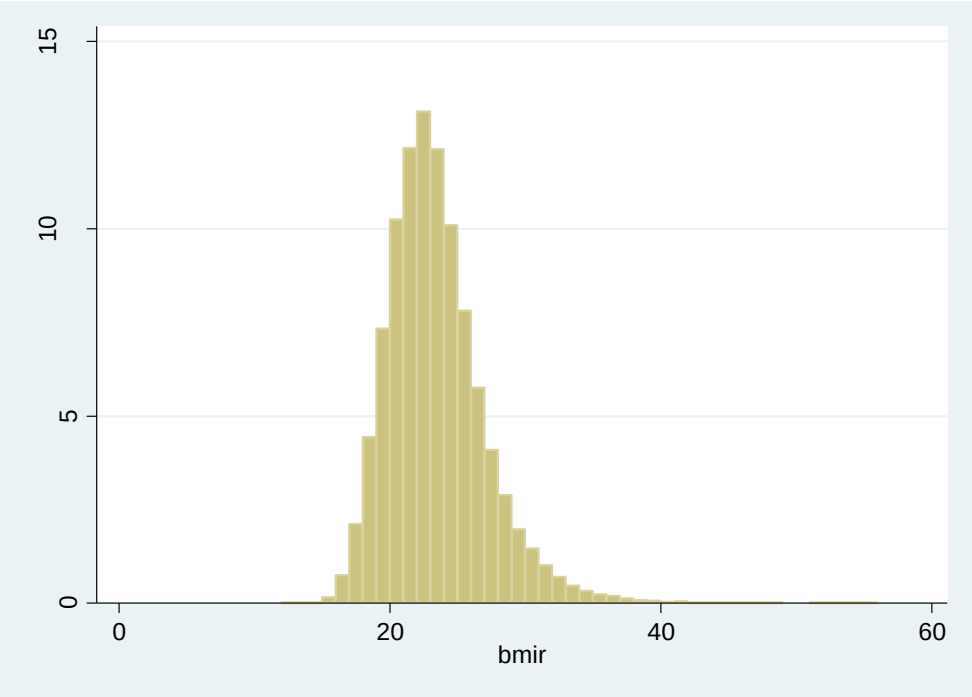
JIS, the Joint Interim Statement on metabolic syndrome definition (2009); JCCMS, Japanese Committee of the Criteria for Metabolic Syndrome (2005)

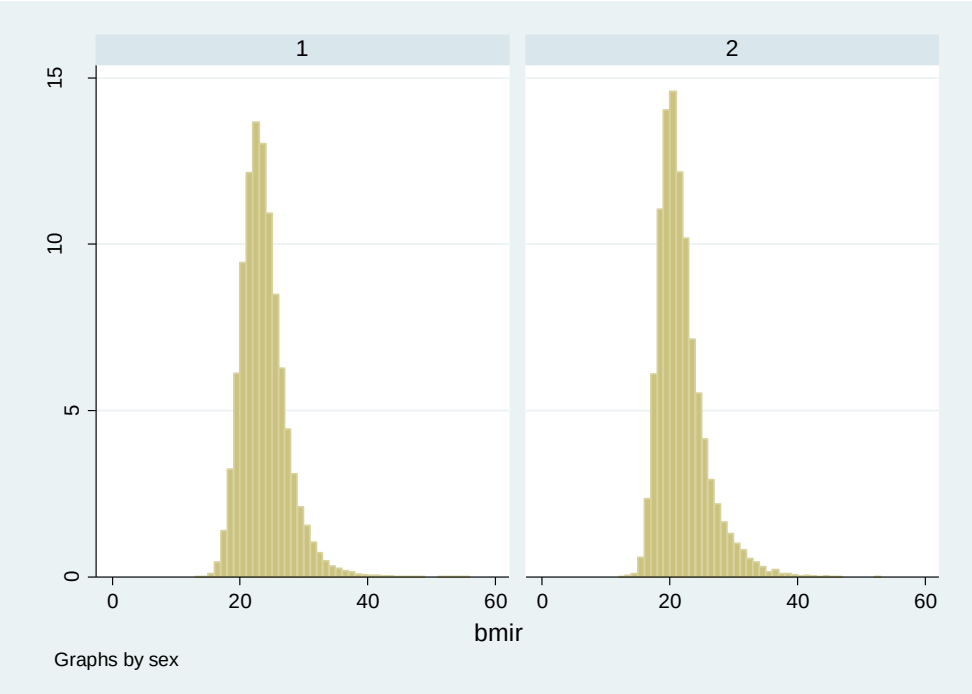
*施設、性、年齢、喫煙を調整

職域多施設共同研究（J-ECOHスタディ）
11企業12施設の2013年度健診データ

			BMI (kg/m^2)			
			人数	平均値	中央値	標準偏差
全体			92335	23.4	22.9	3.6
性別	男性		78216	23.7	23.2	3.5
	女性		14119	21.8	21.0	3.7
年齢階級別	男性	20歳未満	1168	21.6	21.1	2.8
		20-24歳	4619	22.5	21.8	3.7
		25-29歳	6722	22.9	22.3	3.7
		30-34歳	6756	23.4	22.8	3.8
		35-39歳	8888	23.7	23.1	3.7
		40-44歳	12334	24.0	23.5	3.6
		45-49歳	11983	24.1	23.6	3.5
		50-54歳	9517	24.0	23.6	3.3
		55-59歳	9665	23.8	23.5	3.1
		60-64歳	5745	23.7	23.5	2.9
		65歳以上	819	23.4	23.3	2.7
	女性	20歳未満	93	21.2	20.7	2.7
		20-24歳	785	20.9	20.4	3.1
		25-29歳	1340	21.0	20.4	3.3
		30-34歳	1319	21.3	20.6	3.6
		35-39歳	1829	21.6	20.7	3.8
		40-44歳	2894	21.9	21.1	3.8
		45-49歳	2187	22.1	21.4	3.8
		50-54歳	1603	22.2	21.5	3.6
		55-59歳	1239	22.6	21.9	3.9
		60-64歳	642	22.6	22.2	3.5
		65歳以上	188	22.5	22.2	3.2

ヒストグラムは1kg/m^{2}刻み。



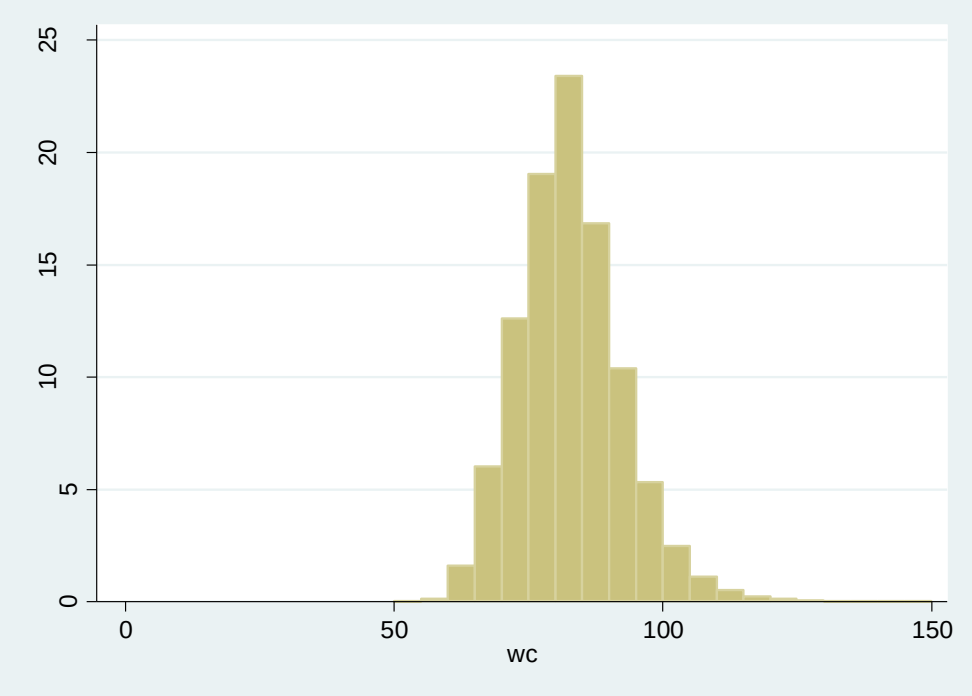


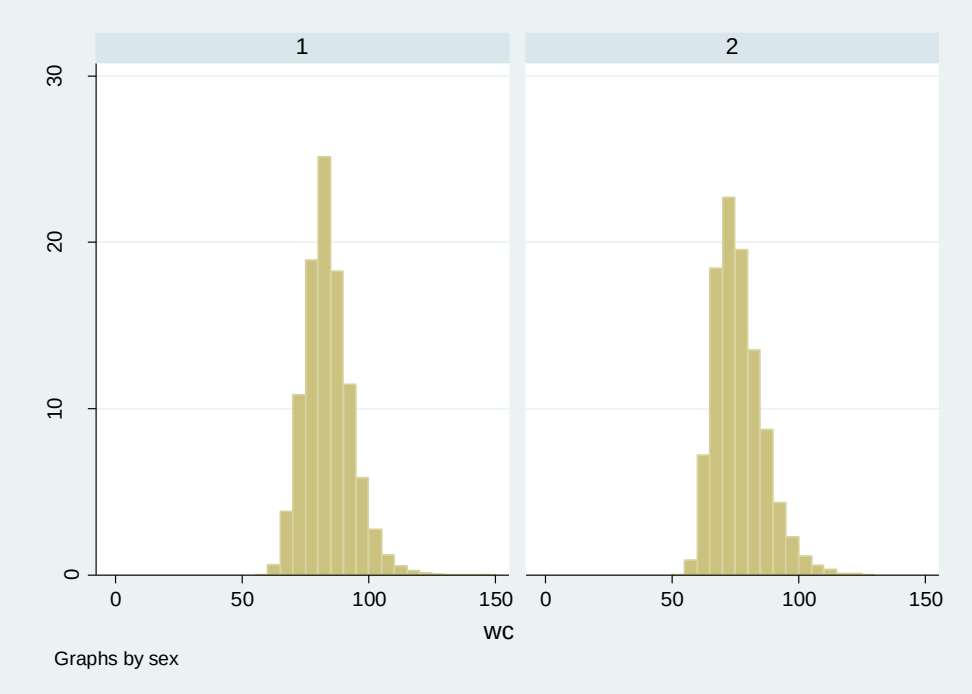
1: 男性、2: 女性

職域多施設共同研究（J-ECOHスタディ）
11企業12施設の2013年度健診データ

			腹囲（cm）			
			人数	平均値	中央値	標準偏差
全体			76500	82.5	82.0	9.6
性別	男性		65049	83.6	83.0	9.1
	女性		11451	76.3	75.0	9.6
年齢階級別	男性	20歳未満	495	74.4	73.0	7.7
		20-24歳	1773	77.1	75.2	9.3
		25-29歳	2218	78.6	77.5	8.9
		30-34歳	2786	80.9	79.9	9.5
		35-39歳	7918	82.5	81.0	9.6
		40-44歳	12286	83.9	83.0	9.3
		45-49歳	11932	84.5	83.65	9.1
		50-54歳	9484	84.8	84.0	8.8
		55-59歳	9623	84.8	84.0	8.3
		60-64歳	5717	84.8	84.2	7.8
		65歳以上	817	83.7	84.0	7.7
	女性	20歳未満	35	68.9	68.0	6.7
		20-24歳	307	70.7	69.5	7.2
		25-29歳	357	70.8	69.5	7.6
		30-34歳	436	73.3	71.95	8.6
		35-39歳	1584	75.1	73.45	9.3
		40-44歳	2878	76.1	74.5	9.6
		45-49歳	2184	76.7	75.2	9.7
		50-54歳	1602	77.3	76.2	9.6
		55-59歳	1238	78.9	77.2	10.0
		60-64歳	642	79.0	78.2	9.5
		65歳以上	188	77.9	77.0	9.1

ヒストグラムは5cm刻み。



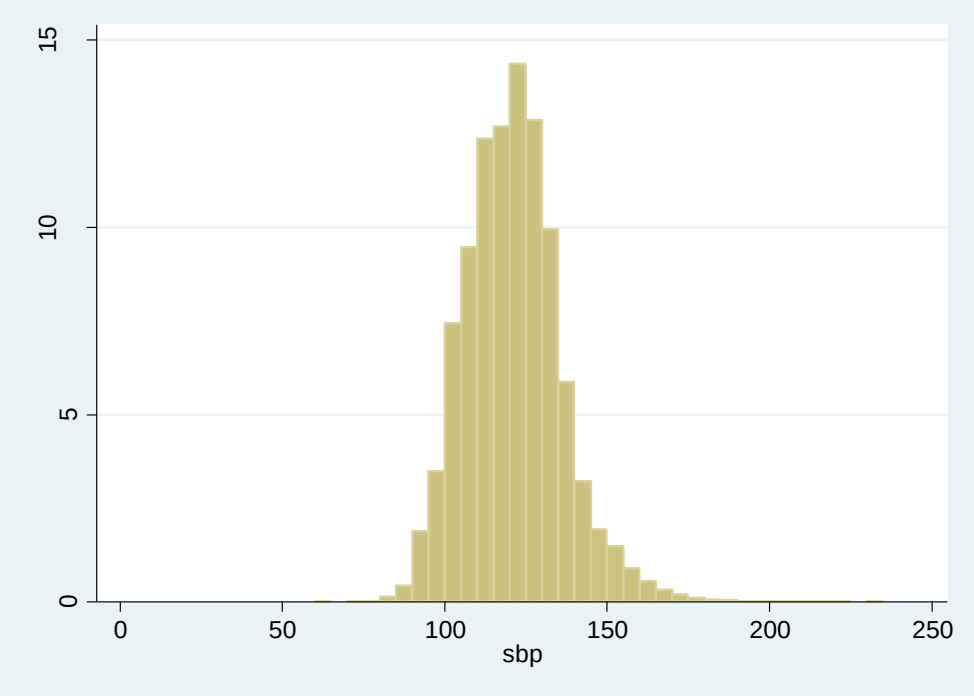


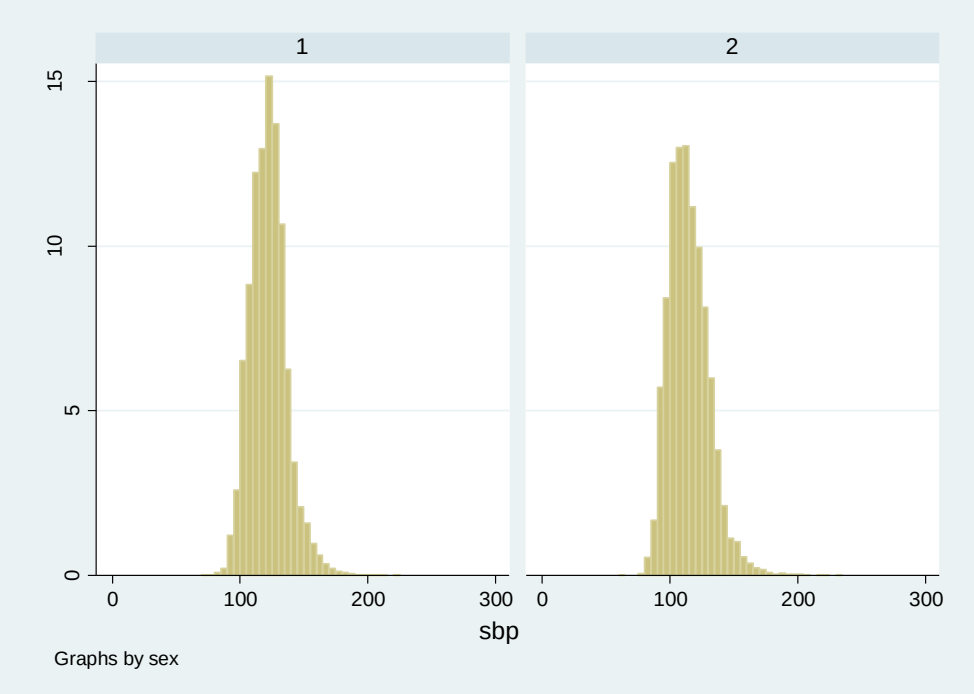
1: 男性、2: 女性

職域多施設共同研究（J-ECOHスタディ）
11企業12施設の2013年度健診データ

			SBP (mmHg)			
			人数	平均値	中央値	標準偏差
全体			92076	121	120	15
性別	男性		77958	122	121	14
	女性		14118	114	112	16
年齢階級別	男性	20歳未満	1167	115	115	12
		20-24歳	4602	117	117	12
		25-29歳	6696	118	118	12
		30-34歳	6731	119	119	13
		35-39歳	8854	119	119	13
		40-44歳	12302	120	120	14
		45-49歳	11942	122	121	14
		50-54歳	9489	124	123	14
		55-59歳	9630	127	126	16
		60-64歳	5726	128	128	16
		65歳以上	819	130	130	16
	女性	20歳未満	93	108	107	11
		20-24歳	785	108	107	11
		25-29歳	1340	107	106	11
		30-34歳	1319	109	109	12
		35-39歳	1828	111	109	14
		40-44歳	2895	113	111	15
		45-49歳	2187	117	115	16
		50-54歳	1602	119	118	17
		55-59歳	1239	122	122	17
		60-64歳	642	127	126	18
		65歳以上	188	126	126	16

ヒストグラムは5mmHg刻み。



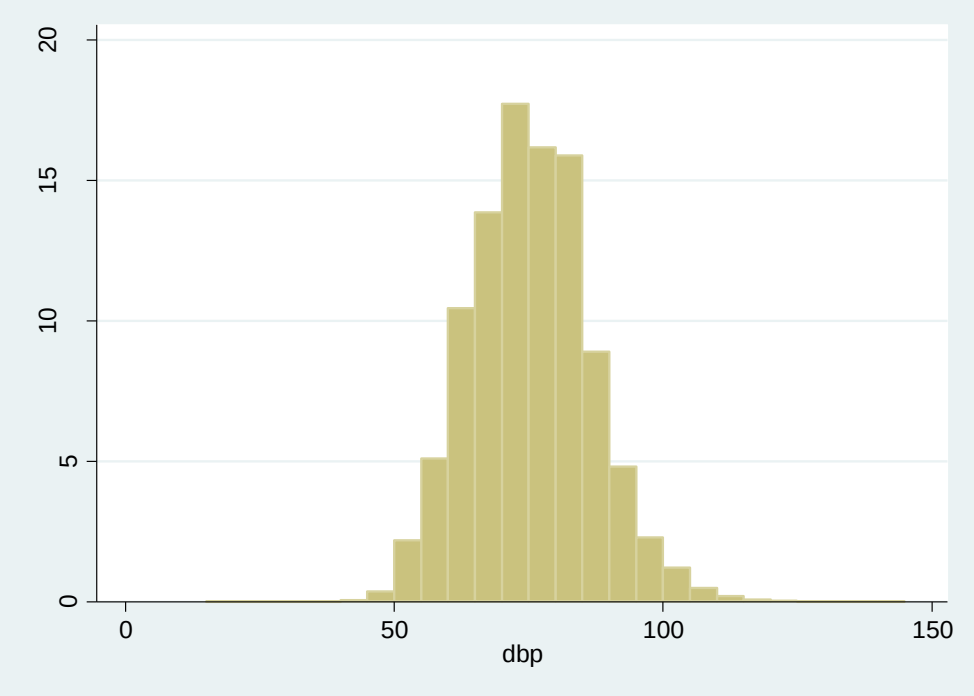


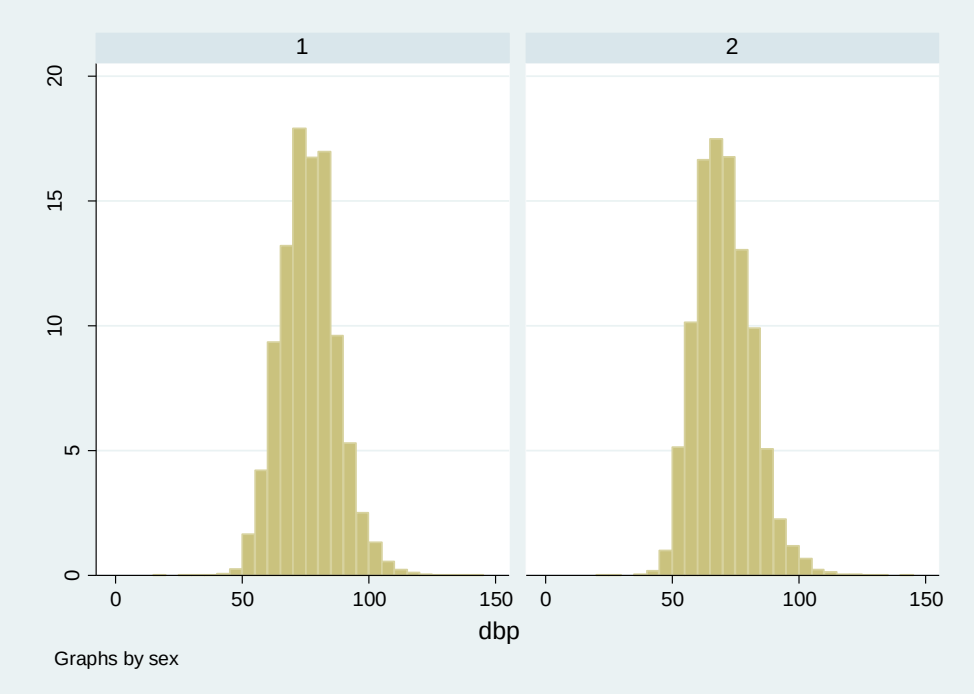
1: 男性、2: 女性

職域多施設共同研究（J-ECOHスタディ）
11企業12施設の2013年度健診データ

			DBP (mmHg)			
			人数	平均値	中央値	標準偏差
全体			92077	75	75	11
性別	男性		77959	76	76	11
	女性		14118	70	69	11
年齢階級別	男性	20歳未満	1167	63	62	9
		20-24歳	4602	66	66	9
		25-29歳	6696	68	68	9
		30-34歳	6731	71	71	9
		35-39歳	8854	74	73	10
		40-44歳	12303	76	76	10
		45-49歳	11942	78	78	11
		50-54歳	9489	80	80	10
		55-59歳	9630	81	81	10
		60-64歳	5726	80	80	10
		65歳以上	819	79	79	9
	女性	20歳未満	93	61	61	7
		20-24歳	785	63	62	8
		25-29歳	1340	63	62	8
		30-34歳	1319	66	65	10
		35-39歳	1828	68	68	10
		40-44歳	2895	70	69	11
		45-49歳	2187	73	72	11
		50-54歳	1602	75	74	11
		55-59歳	1239	76	76	11
		60-64歳	642	76	76.5	11
		65歳以上	188	74	75	9

ヒストグラムは5mmHg刻み。



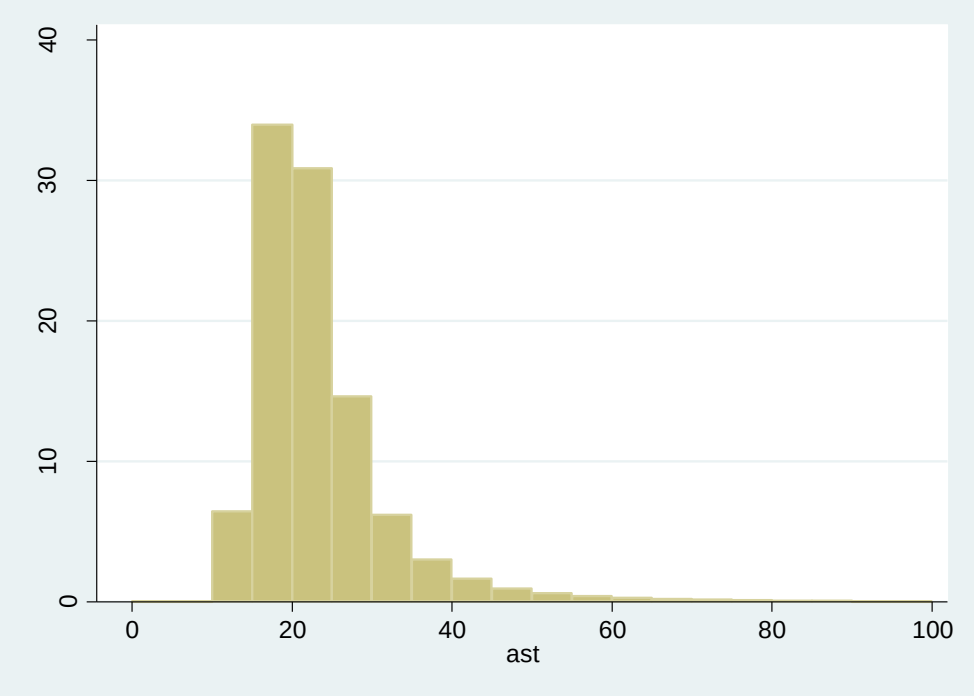


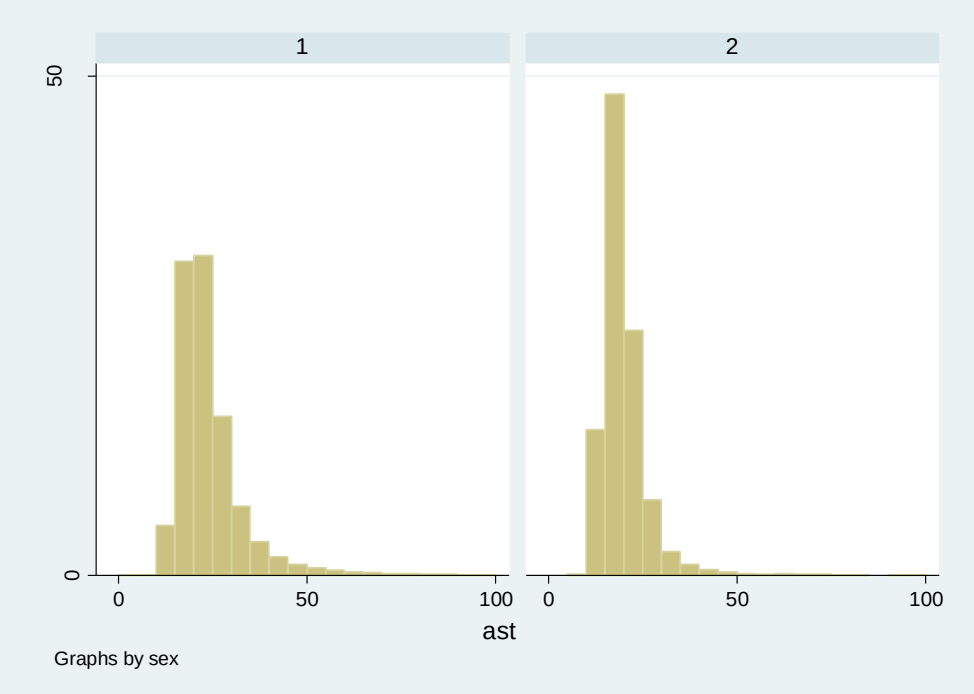
1: 男性、2: 女性

職域多施設共同研究（J-ECOHスタディ）
11企業12施設の2013年度健診データ

			AST （U/L）			
			人数	平均値	中央値	標準偏差
全体			81337	23	21	14
性別	男性		68911	24	21	14
	女性		12426	19	18	8
年齢階級別	男性	20歳未満	574	20	19	6
		20-24歳	2519	22	19	10
		25-29歳	3643	22	20	13
		30-34歳	4238	23	21	12
		35-39歳	8428	24	21	13
		40-44歳	12179	24	21	11
		45-49歳	11864	24	22	12
		50-54歳	9430	25	22	12
		55-59歳	9581	25	22	13
		60-64歳	5655	25	22	28
		65歳以上	800	25	23	18
	女性	20歳未満	49	16	16	4
		20-24歳	437	17	17	4
		25-29歳	728	18	17	5
		30-34歳	736	17	17	5
		35-39歳	1749	18	17	7
		40-44歳	2886	18	17	7
		45-49歳	2180	19	18	7
		50-54歳	1600	21	20	8
		55-59歳	1235	23	21	9
		60-64歳	638	23	21	9
		65歳以上	188	23	21	8

ヒストグラムは5U/L刻み。AST>100U/L (n=222)は除く。



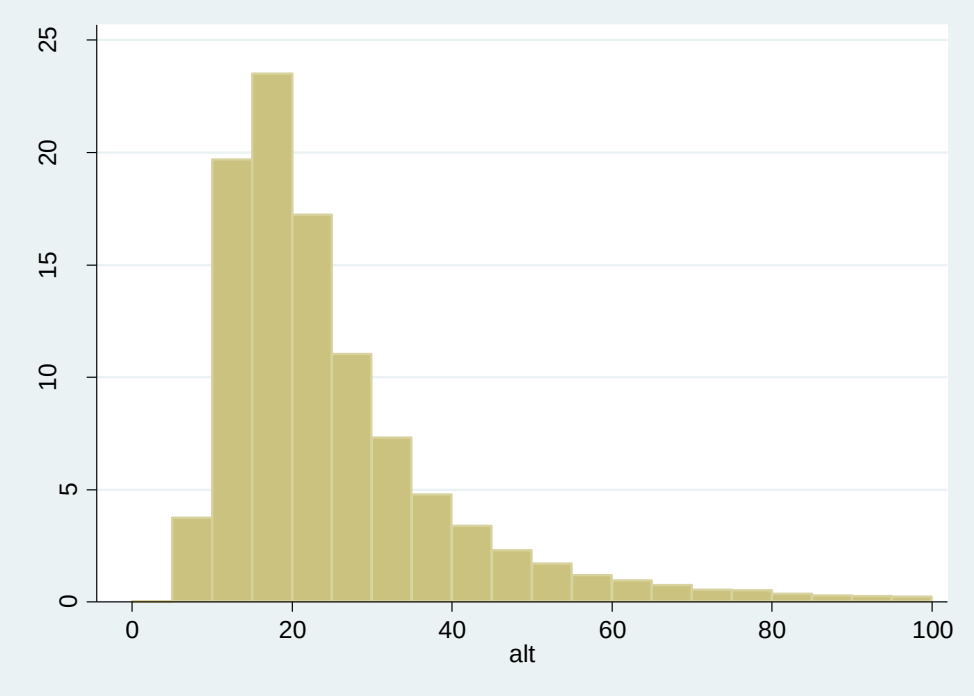


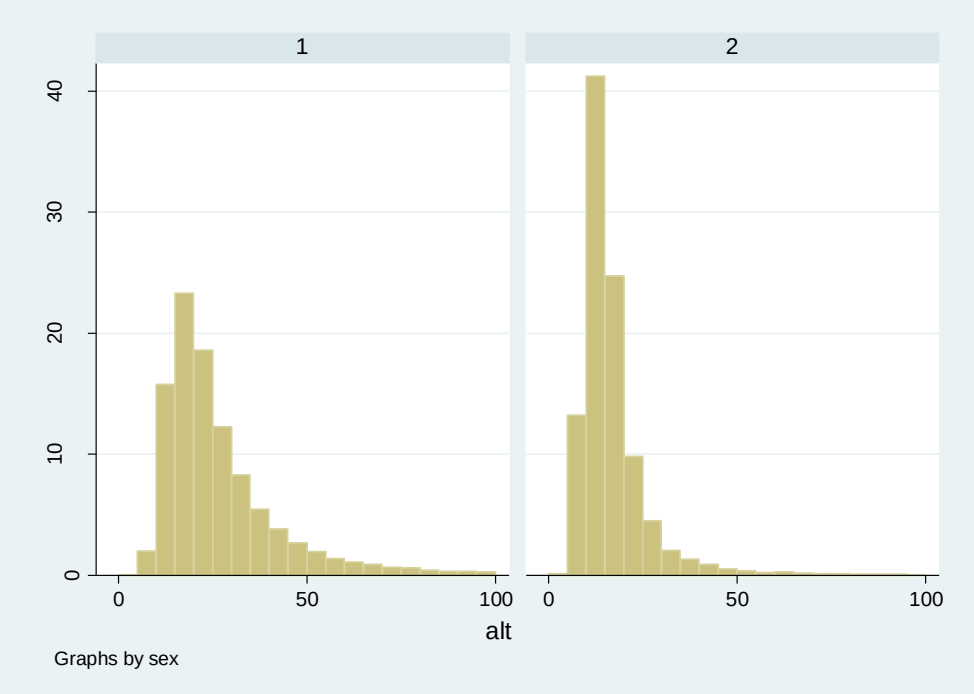
1: 男性、2: 女性

職域多施設共同研究（J-ECOHスタディ）
11企業12施設の2013年度健診データ

			ALT (U/L)			
			人数	平均値	中央値	標準偏差
全体			81337	26	20	20
性別	男性		68911	28	22	21
	女性		12426	17	14	12
年齢階級別	男性	20歳未満	574	20	15	15
		20-24歳	2519	24	17	24
		25-29歳	3643	26	19	22
		30-34歳	4238	29	22	24
		35-39歳	8428	30	23	25
		40-44歳	12179	29	23	21
		45-49歳	11864	28	23	20
		50-54歳	9430	27	22	18
		55-59歳	9581	25	21	17
		60-64歳	5655	25	21	21
		65歳以上	800	23	19	15
	女性	20歳未満	49	12	11	4
		20-24歳	437	13	12	7
		25-29歳	728	14	12	10
		30-34歳	736	14	12	7
		35-39歳	1749	15	13	12
		40-44歳	2886	15	13	11
		45-49歳	2180	17	14	11
		50-54歳	1600	18	16	13
		55-59歳	1235	21	17	14
		60-64歳	638	21	17	14
		65歳以上	188	20	16	11

ヒストグラムは5U/L刻み。ALT>100U/L (n=896)は除く。



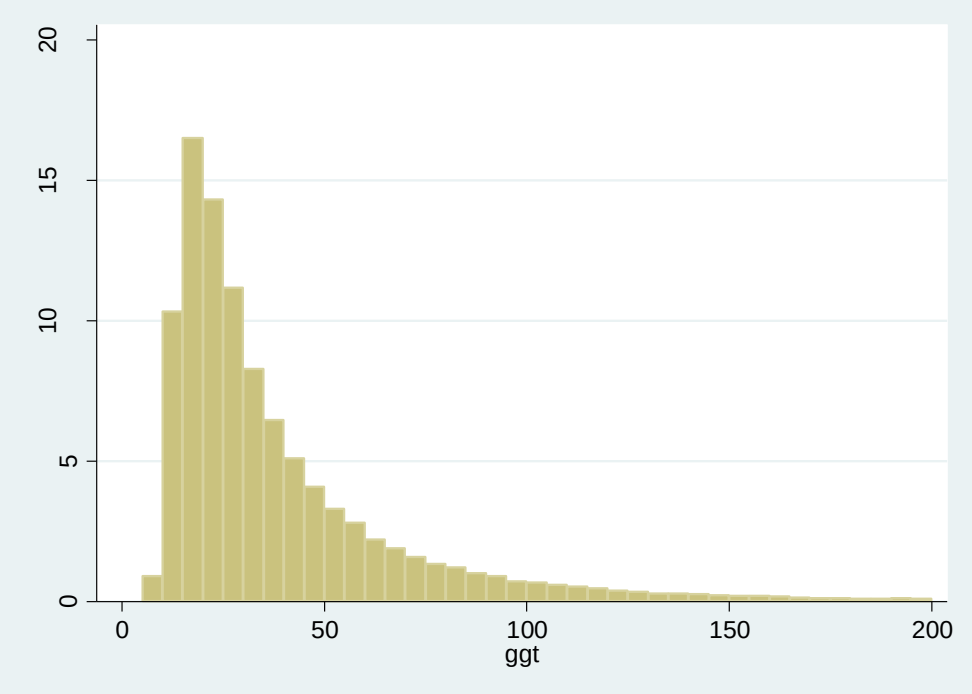


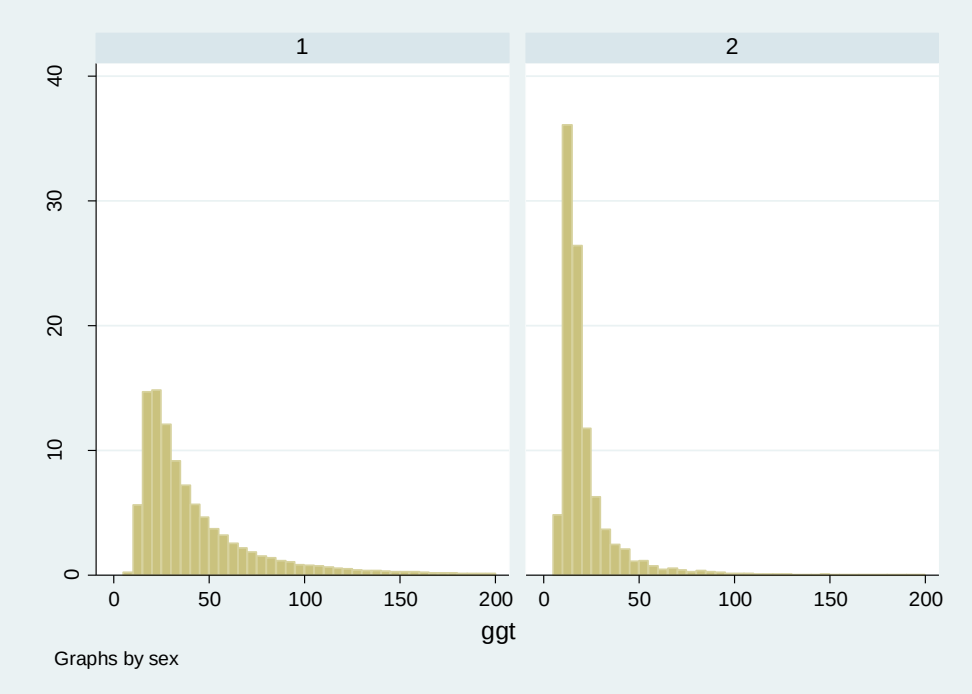
1: 男性、2: 女性

職域多施設共同研究（J-ECOHスタディ）
11企業12施設の2013年度健診データ

			γ-GTP (/L)			
			人数	平均値	中央値	標準偏差
全体			81334	43	28	51
性別	男性		68908	47	31	54
	女性		12426	22	16	23
年齢階級別	男性	20歳未満	574	22	19	14
		20-24歳	2519	26	20	24
		25-29歳	3643	30	22	27
		30-34歳	4237	36	25	33
		35-39歳	8428	42	29	46
		40-44歳	12177	48	32	51
		45-49歳	11864	51	34	56
		50-54歳	9430	55	36	66
		55-59歳	9581	53	36	61
		60-64歳	5655	51	34	63
		65歳以上	800	47	32	56
	女性	20歳未満	49	13	12	3
		20-24歳	437	15	14	9
		25-29歳	728	16	14	9
		30-34歳	736	17	14	10
		35-39歳	1749	19	15	22
		40-44歳	2886	20	15	20
		45-49歳	2180	22	16	20
		50-54歳	1600	25	18	24
		55-59歳	1235	29	20	32
		60-64歳	638	28	19	39
		65歳以上	188	23	17	18

ヒストグラムは5/L刻み。γ-GTP>200/L (n=1304)は除く。



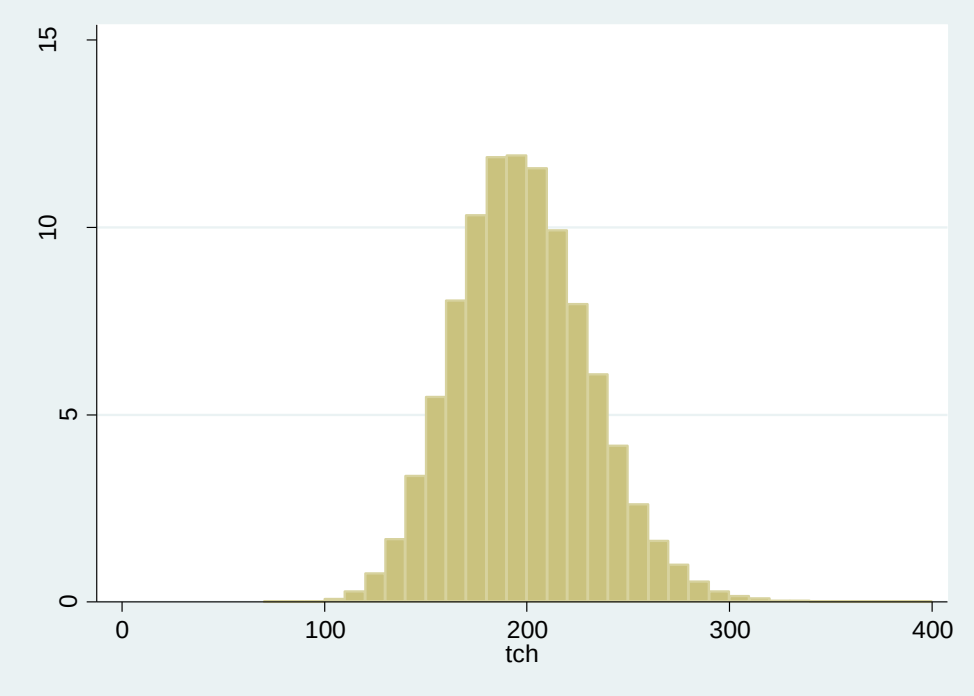


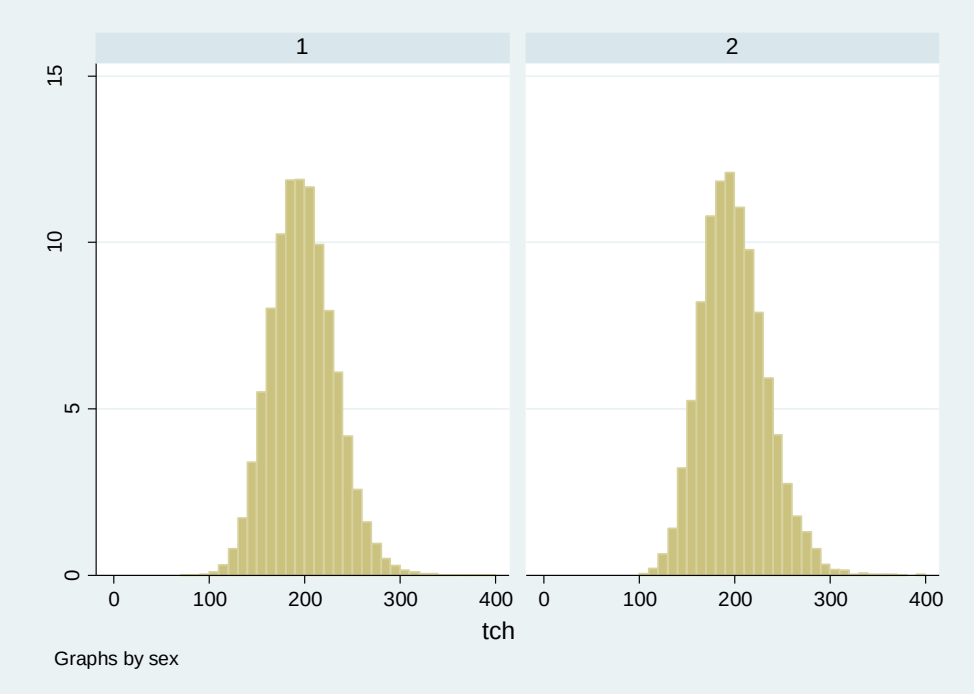
1: 男性、2: 女性

職域多施設共同研究（J-ECOHスタディ）
11企業12施設の2013年度健診データ

			総コレステロール（mg/dL）			
			人数	平均値	中央値	標準偏差
全体			67697	198	196	33
性別	男性		57930	198	196	33
	女性		9767	199	197	34
年齢階級別	男性	20歳未満	551	163	159	27
		20-24歳	2228	169	167	29
		25-29歳	2920	179	176	31
		30-34歳	3290	189	186	34
		35-39歳	7080	196	194	33
		40-44歳	10282	200	199	32
		45-49歳	9819	203	201	32
		50-54歳	8070	204	203	32
		55-59歳	8122	203	202	32
		60-64歳	4825	201	199	32
		65歳以上	743	196	195	32
	女性	20歳未満	45	179	178	29
		20-24歳	320	176	172	29
		25-29歳	495	182	177	34
		30-34歳	489	180	177	30
		35-39歳	1420	187	184	30
		40-44歳	2324	193	191	29
		45-49歳	1713	202	199	31
		50-54歳	1268	214	213	33
		55-59歳	970	221	219	32
		60-64歳	539	217	216	31
		65歳以上	184	209	206.5	33

ヒストグラムは10mg/dL刻み。T-Chol>400mg/dL (n=3)は除く。



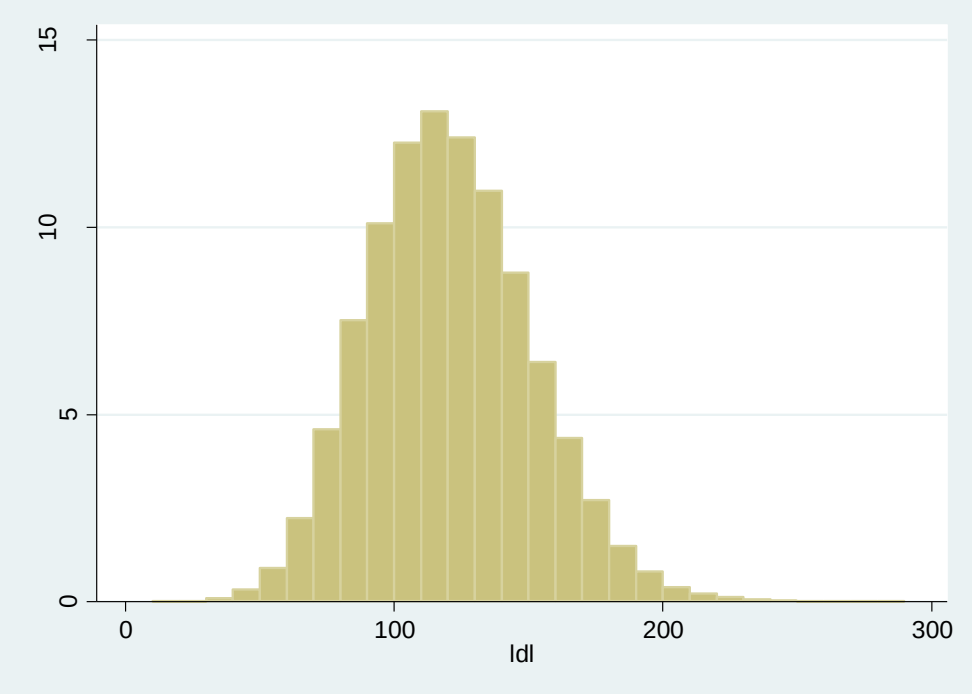


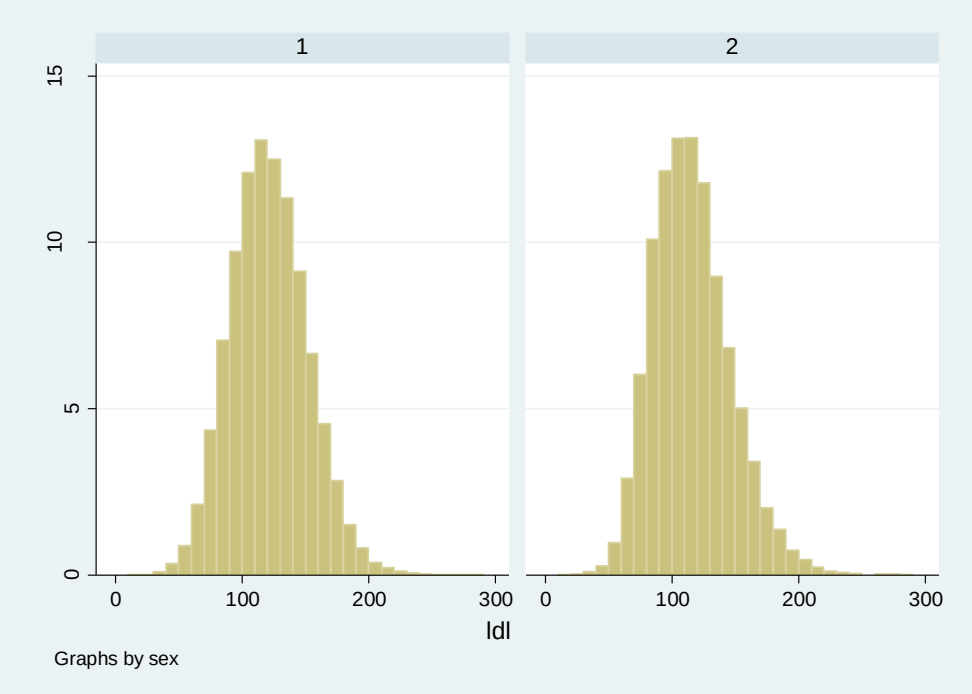
1: 男性、2: 女性

職域多施設共同研究（J-ECOHスタディ）
11企業12施設の2013年度健診データ

			LDL（mg/dL）			
			人数	平均値	中央値	標準偏差
全体			81463	120	119	30
性別	男性		69052	121	120	30
	女性		12411	116	113	31
年齢階級別	男性	20歳未満	573	94	90	26
		20-24歳	2570	100	97	27
		25-29歳	3666	108	105	29
		30-34歳	4245	116	113	31
		35-39歳	8494	121	119	30
		40-44歳	12176	124	123	30
		45-49歳	11863	125	124	30
		50-54歳	9430	124	124	30
		55-59歳	9581	123	122	30
		60-64歳	5655	121	120	29
		65歳以上	799	117	115	29
	女性	20歳未満	49	97	94	23
		20-24歳	436	97	94	25
		25-29歳	718	99	94	28
		30-34歳	733	101	98	27
		35-39歳	1749	107	105	28
		40-44歳	2886	111	109	28
		45-49歳	2179	118	115	30
		50-54歳	1600	128	126	31
		55-59歳	1235	133	130	30
		60-64歳	638	129	128	29
		65歳以上	188	125	121.5	31

ヒストグラムは10mg/dL刻み。LDL>300mg/dL (n=2)は除く。



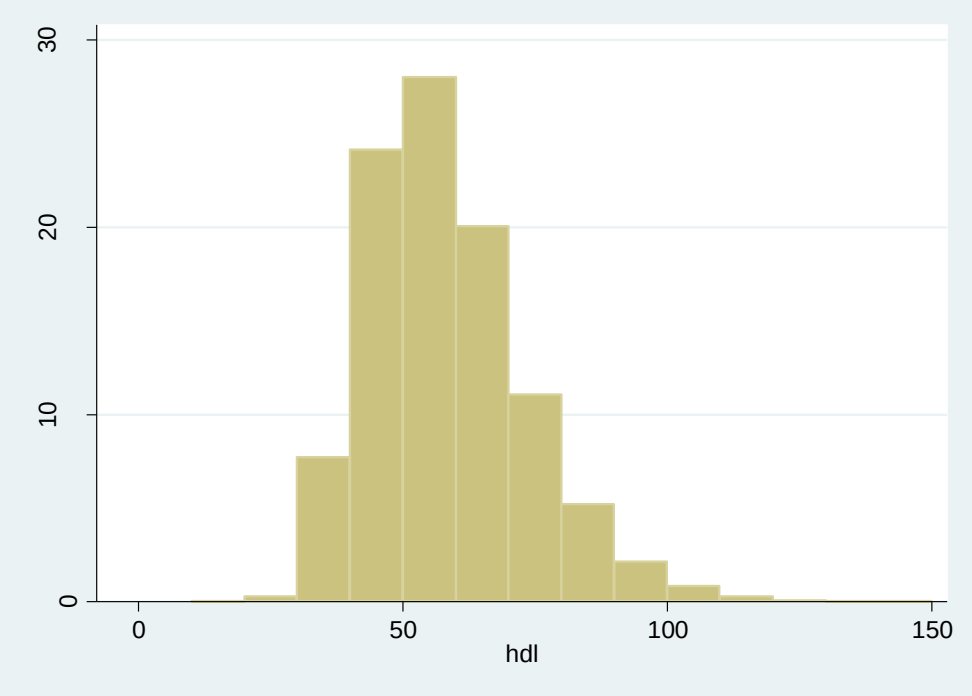


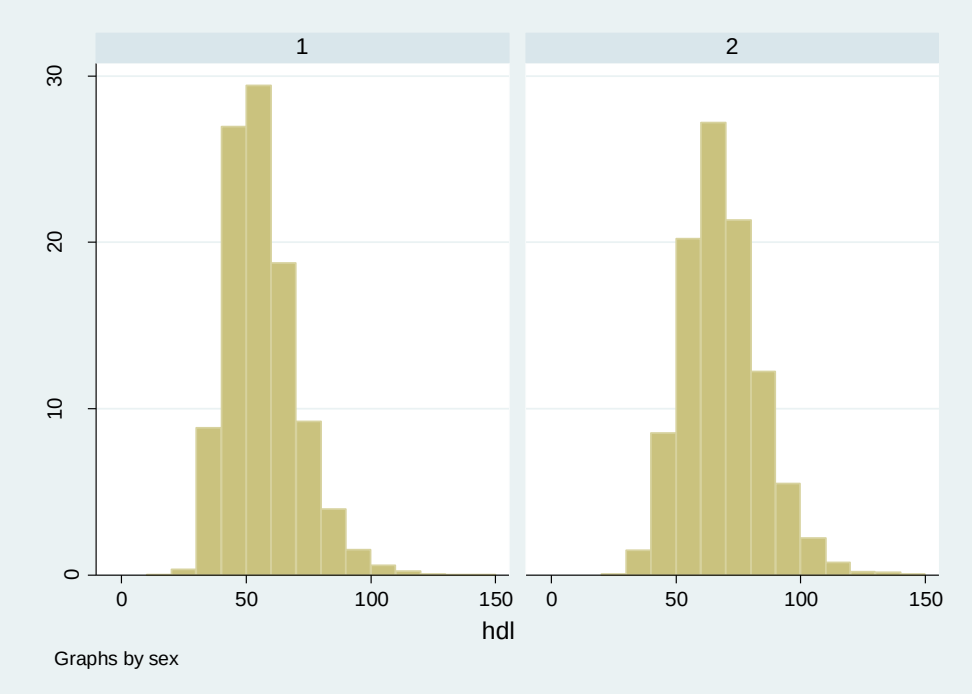
1: 男性、2: 女性

職域多施設共同研究（J-ECOHスタディ）
11企業12施設の2013年度健診データ

			HDL（mg/dL）			
			人数	平均値	中央値	標準偏差
全体			81468	58	56	15
性別	男性		69055	56	54	14
	女性		12413	68	67	16
年齢階級別	男性	20歳未満	573	55	54	11
		20-24歳	2570	56	54	12
		25-29歳	3666	56	54	13
		30-34歳	4246	55	53	13
		35-39歳	8494	55	53	13
		40-44歳	12179	55	53	14
		45-49歳	11863	56	54	14
		50-54歳	9430	57	54	15
		55-59歳	9580	57	55	15
		60-64歳	5655	57	54	15
		65歳以上	799	57	55	15
	女性	20歳未満	49	65	64	13
		20-24歳	436	68	66	13
		25-29歳	718	68	67	15
		30-34歳	734	66	65	14
		35-39歳	1750	67	66	15
		40-44歳	2886	68	66.5	15
		45-49歳	2179	68	67	16
		50-54歳	1600	70	69	17
		55-59歳	1235	69	68	16
		60-64歳	638	67	65	17
		65歳以上	188	63	61.5	15

ヒストグラムは10mg/dL刻み。HDL>150mg/dL (n=7)は除く。



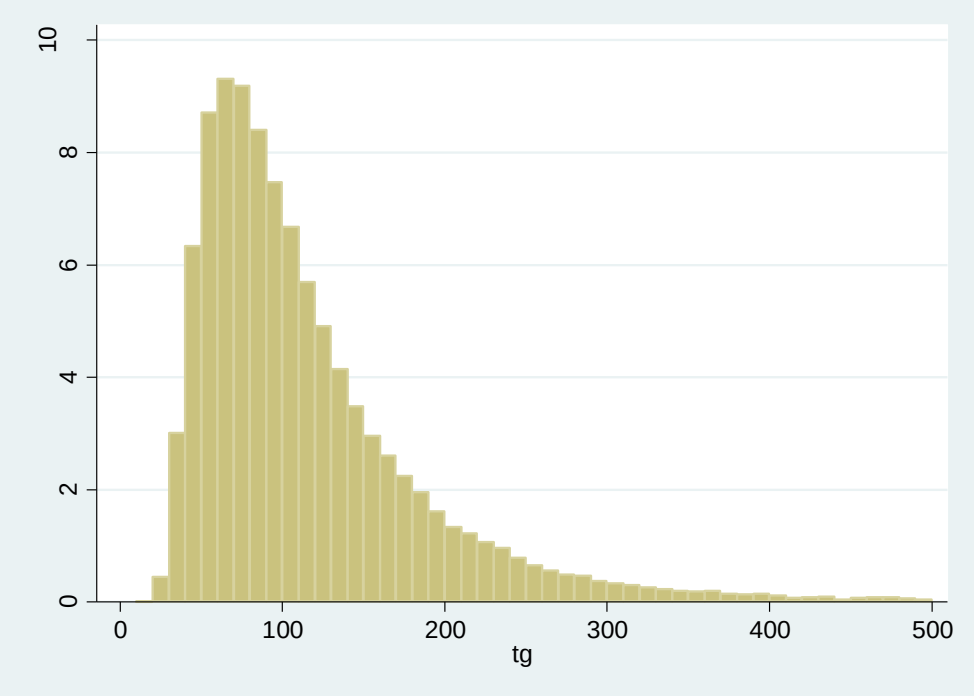


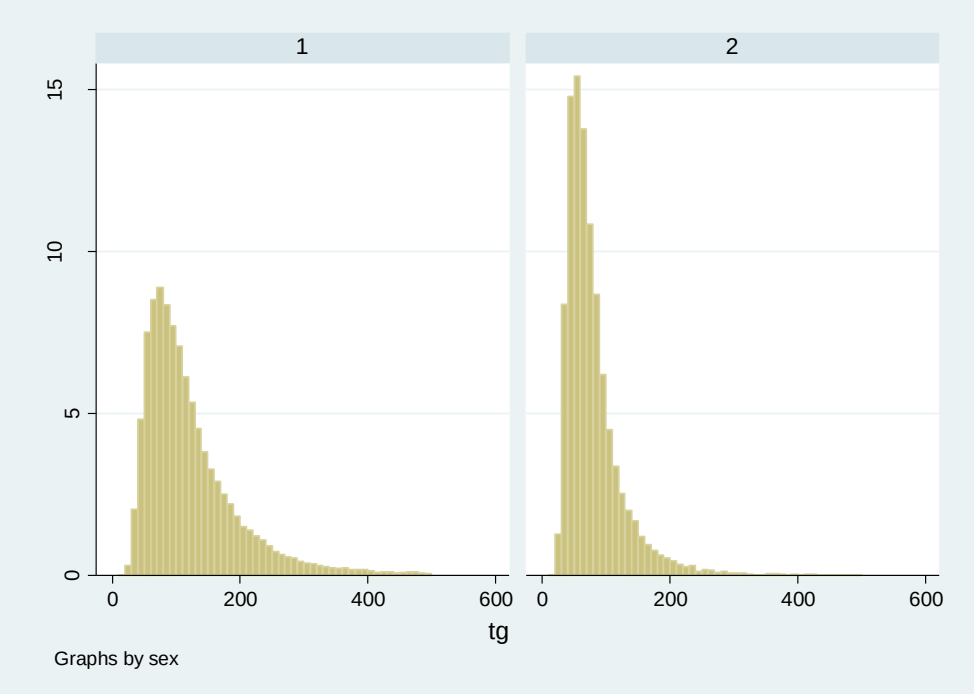
1: 男性、2: 女性

職域多施設共同研究（J-ECOHスタディ）
11企業12施設の2013年度健診データ

			TG (mg/dL)			
			人数	平均値	中央値	標準偏差
全体			81473	120	96	98
性別	男性		69063	127	103	103
	女性		12410	79	67	49
年齢階級別	男性	20歳未満	573	80	68	47
		20-24歳	2571	93	75	64
		25-29歳	3667	103	82	86
		30-34歳	4248	118	92	147
		35-39歳	8495	125	100	102
		40-44歳	12179	131	105	98
		45-49歳	11864	134	108	107
		50-54歳	9430	136	111	103
		55-59歳	9581	133	108	100
		60-64歳	5655	128	106	94
		65歳以上	800	121	102	78
	女性	20歳未満	49	61	58	29
		20-24歳	433	63	53	35
		25-29歳	718	71	57	46
		30-34歳	734	74	60	49
		35-39歳	1750	73	61	46
		40-44歳	2886	74	63	44
		45-49歳	2179	80	68	52
		50-54歳	1600	87	74	50
		55-59歳	1235	91	80	46
		60-64歳	638	98	82	58
		65歳以上	188	97	82.5	54

ヒストグラムは10mg/dL刻み。TG>500mg/dL (n=629)は除く。



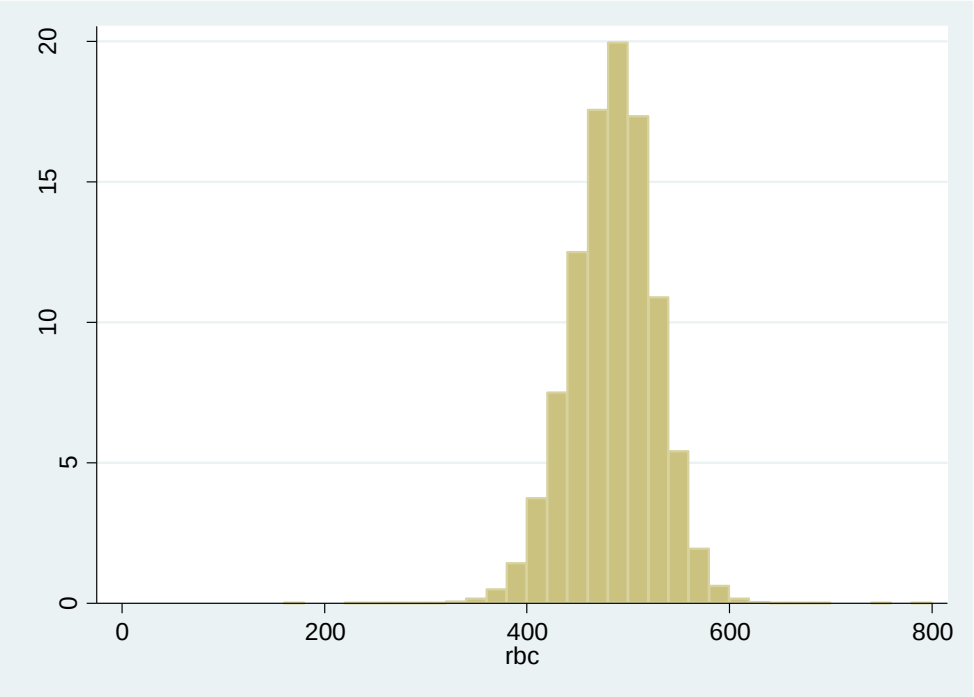


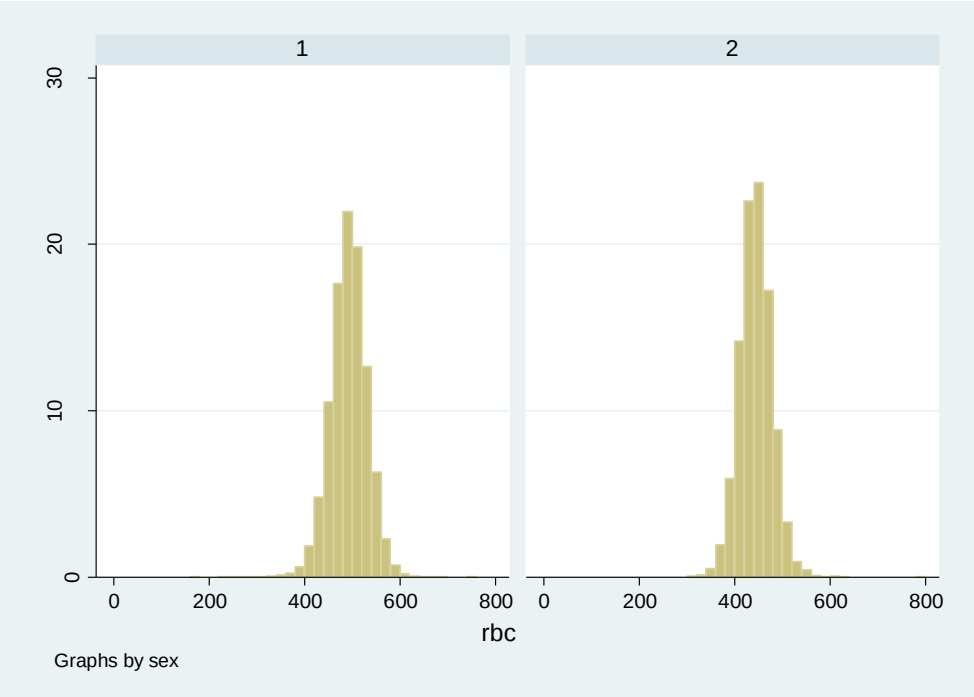
1: 男性、2: 女性

職域多施設共同研究（J-ECOHスタディ）
11企業12施設の2013年度健診データ

			RBC（×10^4/μL）			
			人数	平均値	中央値	標準偏差
全体			81648	485	486	41
性別	男性		69234	492	492	38
	女性		12414	444	443	34
年齢階級別	男性	20歳未満	579	515	515	32
		20-24歳	2565	509	509	32
		25-29歳	3767	505	504	31
		30-34歳	4289	503	502	33
		35-39歳	8394	502	501	34
		40-44歳	12230	498	497	35
		45-49歳	11897	492	492	36
		50-54歳	9447	486	486	38
		55-59歳	9601	478	478	40
		60-64歳	5665	474	474	39
		65歳以上	800	469	468	41
	女性	20歳未満	49	451	453	27
		20-24歳	440	446	444	30
		25-29歳	717	441	440	33
		30-34歳	734	442	444	34
		35-39歳	1748	443	443	33
		40-44歳	2886	442	441	34
		45-49歳	2180	444	443	35
		50-54歳	1600	448	448	35
		55-59歳	1234	447	446	34
		60-64歳	638	442	440	33
		65歳以上	188	438	439	34

ヒストグラムは$20 \times 10^4/\mu$L刻み。



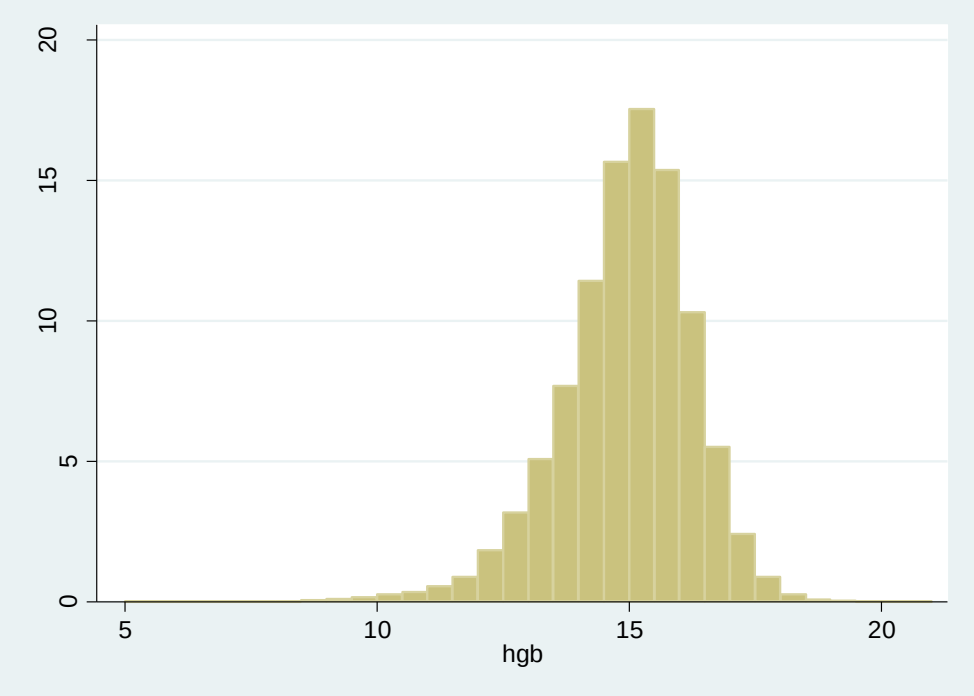


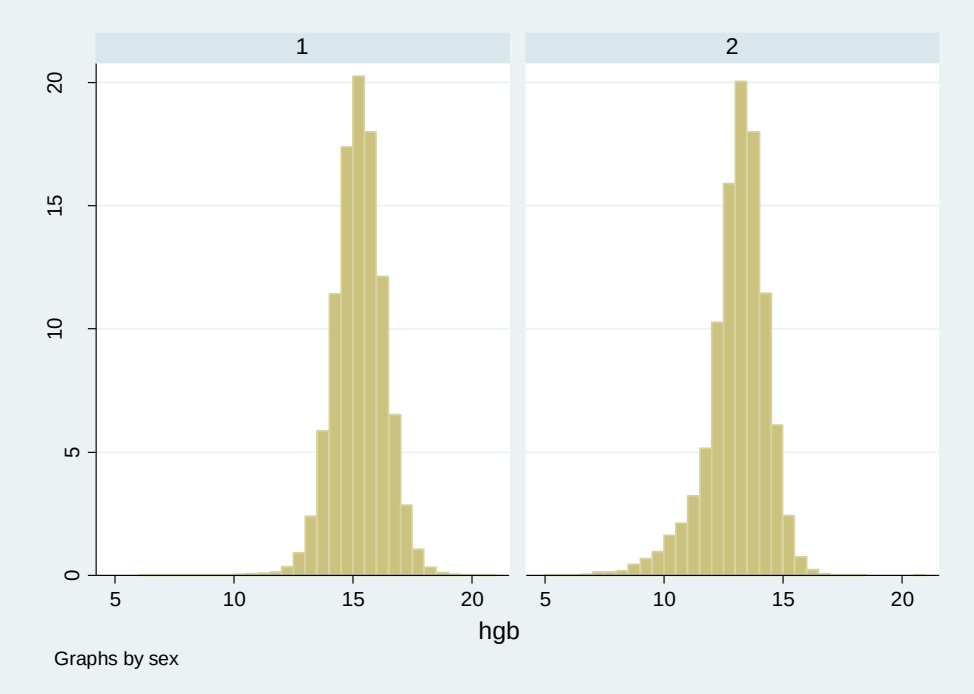
1: 男性、2: 女性

職域多施設共同研究（J-ECOHスタディ）
11企業12施設の2013年度健診データ

			Hb (g/dL)			
			人数	平均値	中央値	標準偏差
全体			81648	14.9	15.0	1.3
性別	男性		69235	15.2	15.2	1.0
	女性		12413	13.0	13.2	1.3
年齢階級別	男性	20歳未満	579	15.5	15.5	0.9
		20-24歳	2565	15.5	15.5	0.9
		25-29歳	3767	15.3	15.3	0.9
		30-34歳	4288	15.3	15.3	0.9
		35-39歳	8395	15.4	15.3	1.0
		40-44歳	12230	15.3	15.3	1.0
		45-49歳	11896	15.3	15.3	1.0
		50-54歳	9448	15.2	15.2	1.1
		55-59歳	9602	15.0	15.0	1.1
		60-64歳	5665	14.9	14.9	1.1
		65歳以上	800	14.7	14.7	1.2
	女性	20歳未満	49	13.4	13.4	0.8
		20-24歳	440	13.1	13.1	1.0
		25-29歳	717	13.0	13.1	1.1
		30-34歳	734	12.9	13.0	1.1
		35-39歳	1748	12.9	13.1	1.2
		40-44歳	2886	12.8	13.0	1.3
		45-49歳	2179	12.9	13.1	1.5
		50-54歳	1600	13.3	13.4	1.2
		55-59歳	1234	13.5	13.4	1.0
		60-64歳	638	13.4	13.4	1.0
		65歳以上	188	13.1	13.3	1.1

ヒストグラムは0.5g/dL刻み。



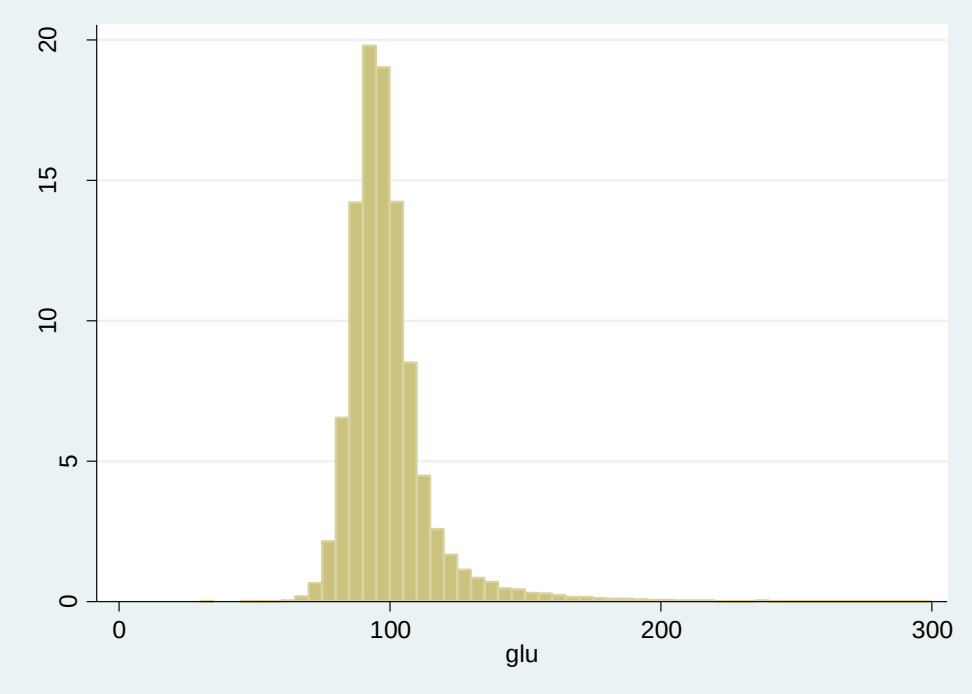


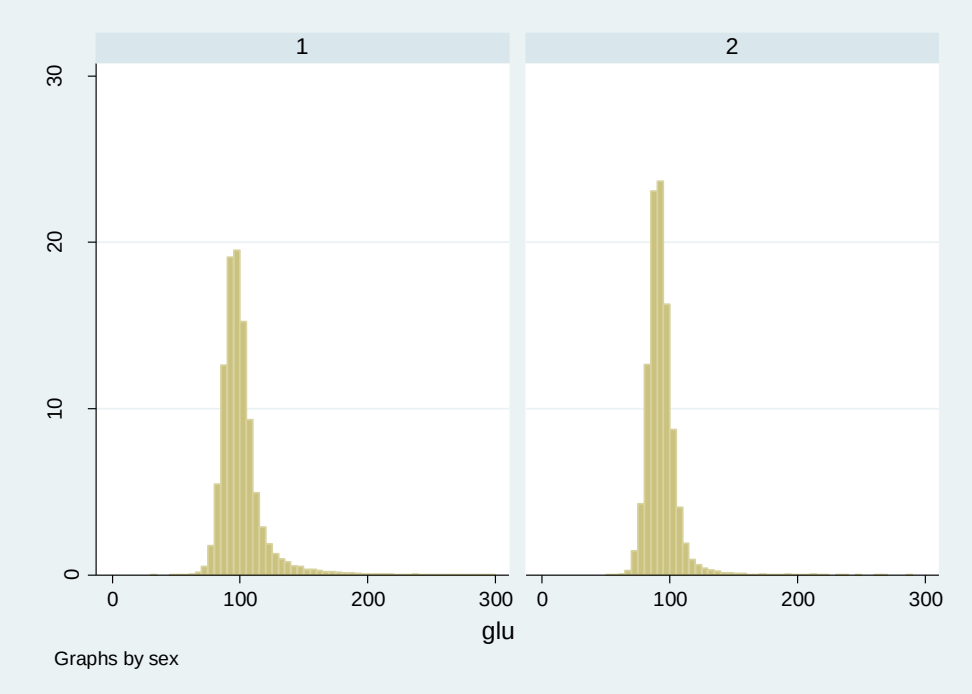
1: 男性、2: 女性

職域多施設共同研究（J-ECOHスタディ）
11企業12施設の2013年度健診データ

			FPG (mg/dL) *空腹時採血のみ			
			人数	平均値	中央値	標準偏差
全体			72165	99	96	18
性別	男性		61119	101	97	19
	女性		11046	93	91	14
年齢階級別	男性	20歳未満	411	90	90	9
		20-24歳	1735	90	90	11
		25-29歳	2391	91	90	11
		30-34歳	2907	92	92	11
		35-39歳	7390	96	94	14
		40-44歳	11363	98	96	17
		45-49歳	11219	101	97	19
		50-54歳	8919	104	99	20
		55-59歳	8725	107	102	22
		60-64歳	5311	108	103	22
		65歳以上	748	110	104	20
	女性	20歳未満	39	89	88	8
		20-24歳	314	89	89	9
		25-29歳	445	87	87	8
		30-34歳	486	88	87	9
		35-39歳	1550	90	89	13
		40-44歳	2699	91	90	11
		45-49歳	2060	93	91	15
		50-54歳	1538	95	93	12
		55-59歳	1151	98	96	15
		60-64歳	592	99	96	18
		65歳以上	172	100	98	14

ヒストグラムは5mg/dL刻み。FPG>300mg/dL (n=28)は除く。





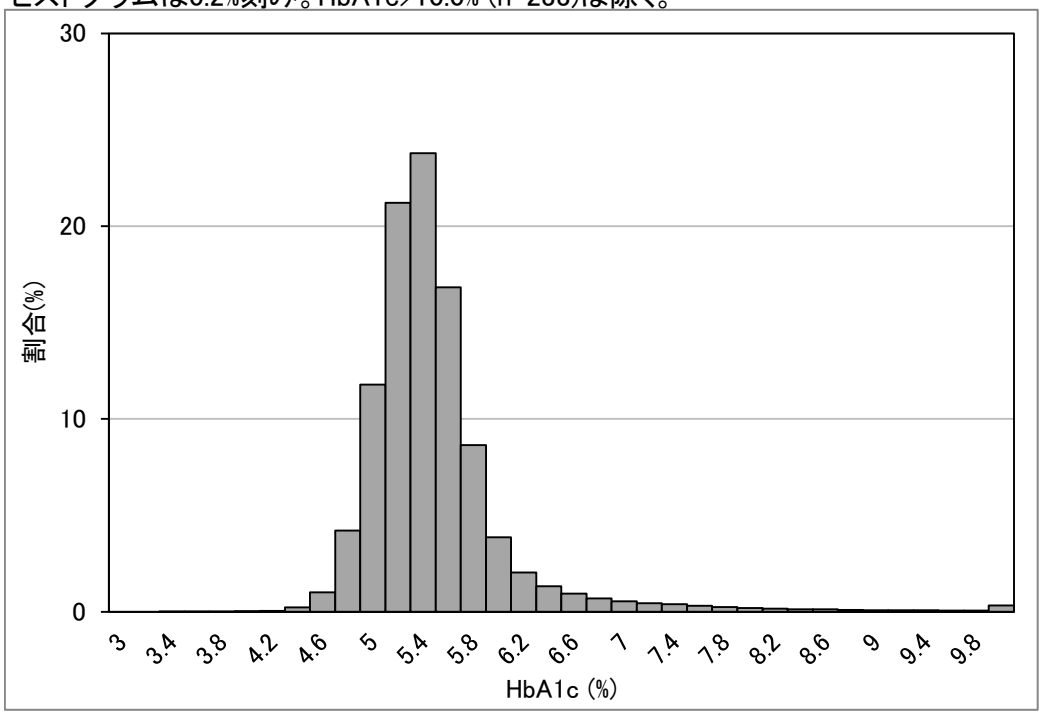
1: 男性、2: 女性

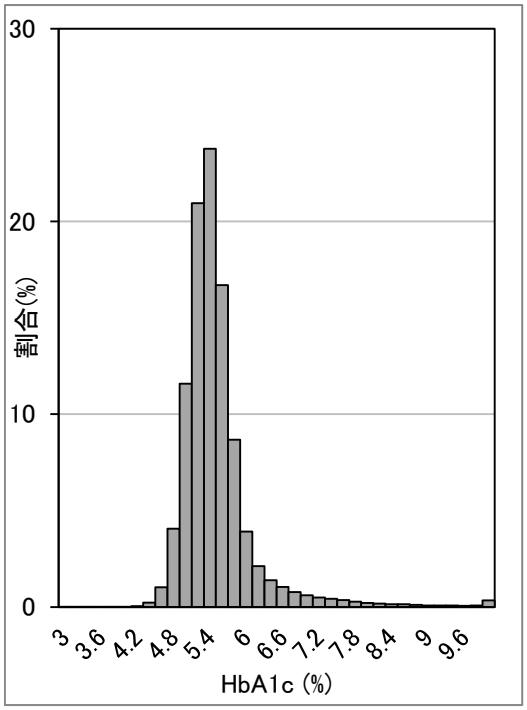
職域多施設共同研究（J-ECOHスタディ）
11企業12施設の2013年度健診データ

			ヘモグロビンA1c （NGSP, %）			
			人数	平均値	中央値	標準偏差
全体			79228	5.6	5.4	0.7
性別	男性		67493	5.6	5.4	0.7
	女性		11735	5.5	5.4	0.5
年齢階級別	男性	20歳未満	571	5.2	5.2	0.3
		20-24歳	2461	5.2	5.2	0.4
		25-29歳	3283	5.2	5.2	0.4
		30-34歳	3882	5.3	5.3	0.5
		35-39歳	8016	5.4	5.4	0.5
		40-44歳	12117	5.5	5.4	0.6
		45-49歳	11802	5.6	5.5	0.7
		50-54歳	9393	5.7	5.5	0.7
		55-59歳	9539	5.8	5.6	0.8
		60-64歳	5635	5.9	5.7	0.7
		65歳以上	794	5.9	5.7	0.7
	女性	20歳未満	48	5.2	5.2	0.3
		20-24歳	386	5.2	5.2	0.6
		25-29歳	540	5.2	5.2	0.3
		30-34歳	546	5.3	5.2	0.4
		35-39歳	1588	5.3	5.3	0.4
		40-44歳	2844	5.4	5.4	0.4
		45-49歳	2156	5.5	5.4	0.6
		50-54歳	1583	5.6	5.5	0.5
		55-59歳	1223	5.7	5.6	0.6
		60-64歳	633	5.8	5.7	0.6
		65歳以上	188	5.8	5.7	0.5
糖尿病治療		なし	75643	5.5	5.4	0.5
		あり*	3389	7.4	7.1	1.3
男性	治療	なし	64159	5.5	5.4	0.5
		あり*	3171	7.4	7.1	1.3
女性	治療	なし	11484	5.4	5.4	0.4
		あり*	218	7.4	7.0	1.5

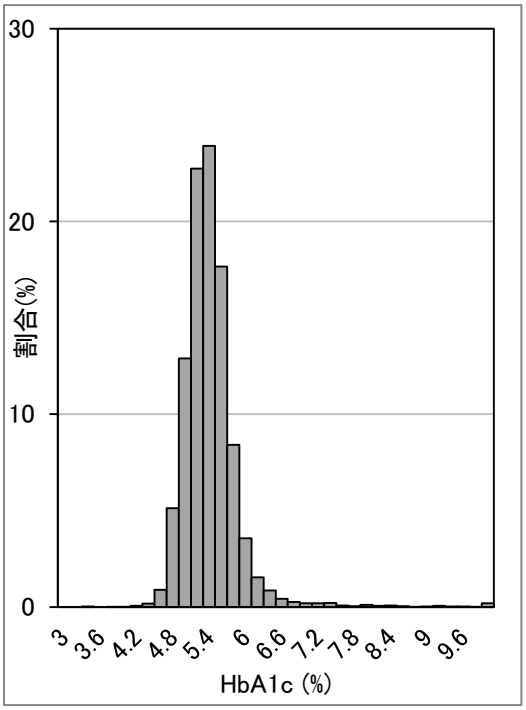
*インスリン注射、血糖降下薬服用、服薬に関わらず現在治療中と回答した人

ヒストグラムは0.2%刻み。HbA1c>10.0% (n=233)は除く。





男性

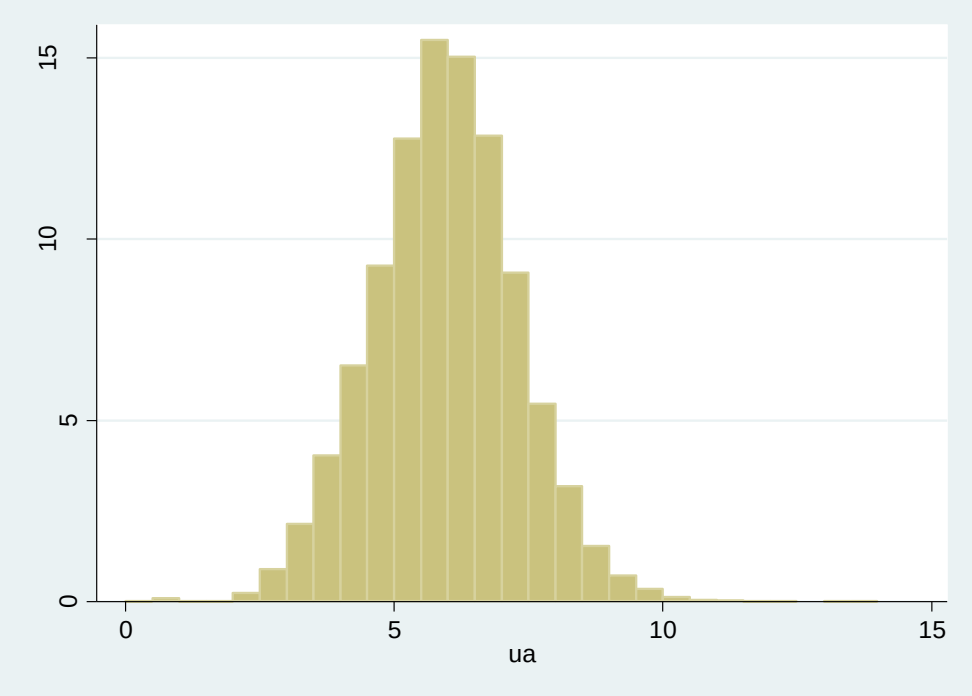


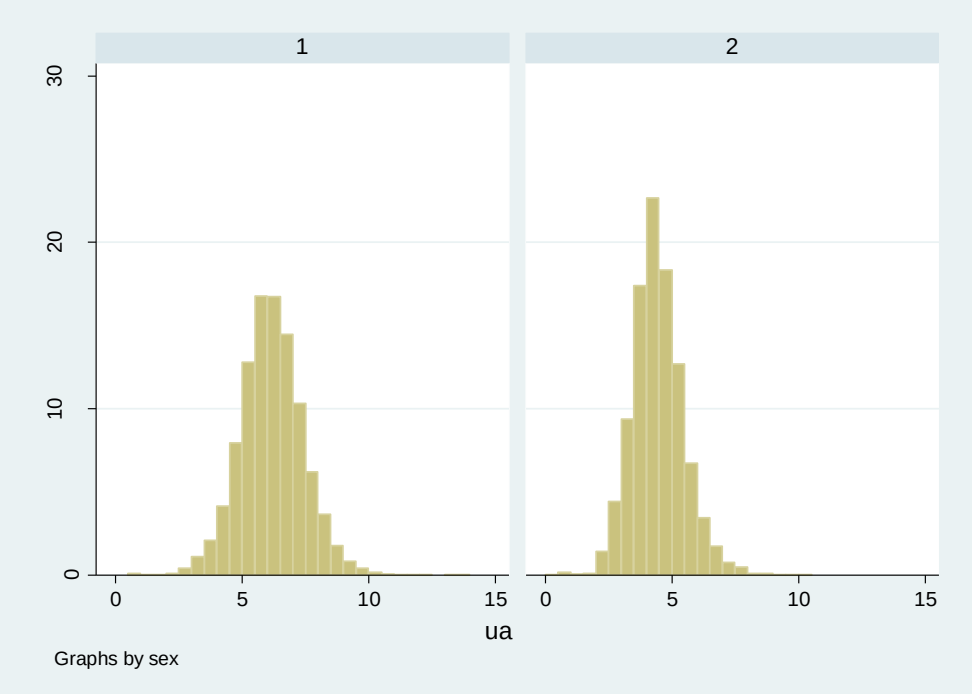
女性

職域多施設共同研究（J-ECOHスタディ）
11企業12施設の2013年度健診データ

			尿酸 （mg/dL）			
			人数	平均値	中央値	標準偏差
全体			52676	5.9	5.9	1.3
性別	男性		45945	6.1	6.1	1.2
	女性		6731	4.4	4.3	1.0
年齢階級別	男性	20歳未満	340	5.9	5.8	1.1
		20-24歳	1747	6.0	6.0	1.1
		25-29歳	2860	6.0	6.0	1.2
		30-34歳	3246	6.1	6.1	1.2
		35-39歳	5357	6.1	6.1	1.2
		40-44歳	8134	6.2	6.2	1.2
		45-49歳	7659	6.2	6.1	1.2
		50-54歳	6244	6.1	6.1	1.2
		55-59歳	6227	6.1	6.0	1.2
		60-64歳	3604	6.0	6.0	1.2
		65歳以上	527	5.9	6.0	1.2
	女性	20歳未満	43	4.5	4.4	0.9
		20-24歳	343	4.3	4.3	0.9
		25-29歳	573	4.3	4.2	0.9
		30-34歳	517	4.2	4.2	0.9
		35-39歳	890	4.2	4.2	1.0
		40-44歳	1391	4.3	4.2	1.0
		45-49歳	1115	4.4	4.3	1.0
		50-54歳	809	4.6	4.5	1.0
		55-59歳	670	4.7	4.6	1.1
		60-64歳	290	4.8	4.7	1.1
		65歳以上	90	5.0	4.8	1.0

ヒストグラムは0.5mg/dL刻み。



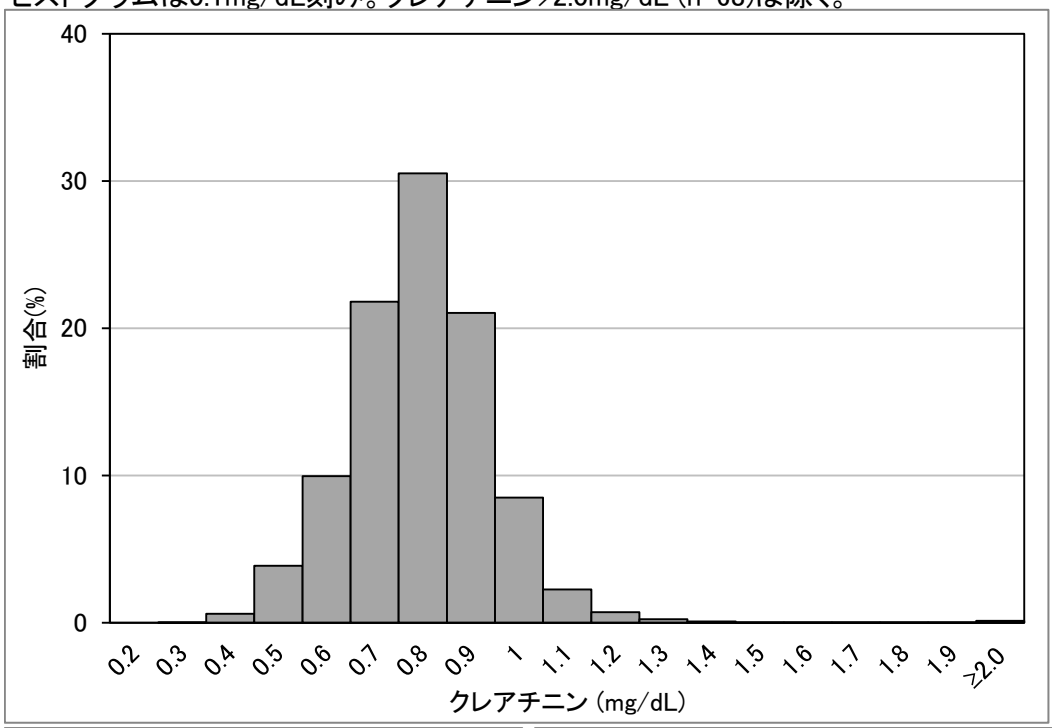


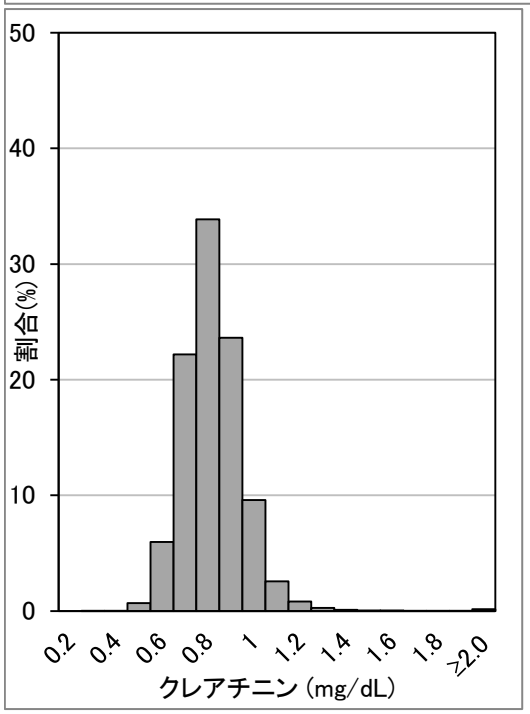
1: 男性、2: 女性

職域多施設共同研究（J-ECOHスタディ）
11企業12施設の2013年度健診データ

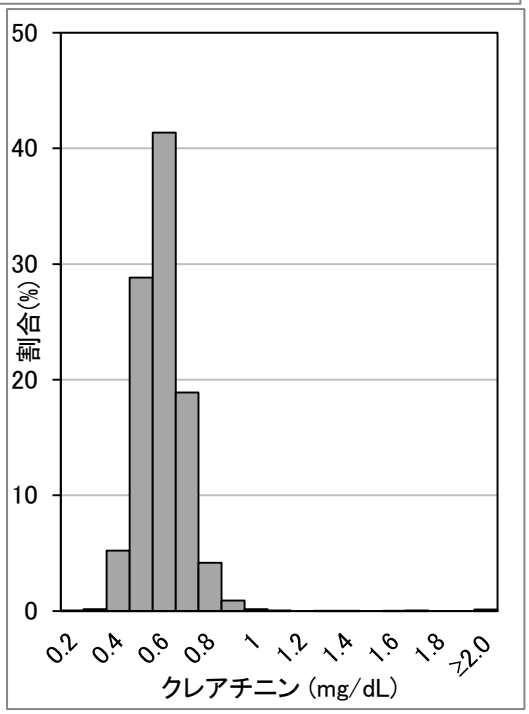
			クレアチニン（mg/dL）			
			人数	平均値	中央値	標準偏差
全体			45574	0.8	0.8	0.3
性別	男性		40427	0.9	0.8	0.3
	女性		5147	0.6	0.6	0.3
年齢階級別	男性	20歳未満	336	0.8	0.8	0.1
		20-24歳	1586	0.8	0.8	0.1
		25-29歳	2337	0.8	0.8	0.2
		30-34歳	2772	0.8	0.8	0.1
		35-39歳	4790	0.8	0.8	0.4
		40-44歳	7198	0.8	0.8	0.3
		45-49歳	6570	0.9	0.8	0.3
		50-54歳	5540	0.9	0.8	0.3
		55-59歳	5642	0.9	0.8	0.3
		60-64歳	3150	0.9	0.8	0.4
		65歳以上	506	0.9	0.8	0.4
	女性	20歳未満	42	0.6	0.6	0.1
		20-24歳	297	0.6	0.6	0.1
		25-29歳	392	0.6	0.6	0.1
		30-34歳	336	0.6	0.6	0.1
		35-39歳	714	0.6	0.6	0.4
		40-44歳	1038	0.6	0.6	0.2
		45-49歳	783	0.6	0.6	0.1
		50-54歳	648	0.6	0.6	0.4
		55-59歳	577	0.6	0.6	0.4
		60-64歳	230	0.6	0.6	0.1
		65歳以上	90	0.6	0.6	0.1

ヒストグラムは0.1mg/dL刻み。クレアチニン>2.0mg/dL (n=68)は除く。





男性



女性

【職域一般健康診断の改訂に関する5つの視点】

著者(〇は班長)
課題１：　〇今井 鉄平（アズビル株式会社)、土肥 誠太郎（三井化学株式会社)、深澤 健二（株式会社アドバンテッジリスクマネジメント)、堀 愛(筑波大学)、江口 将史(古河電気工業株式会社)、本多 融（株式会社 日立製作所)、樫野 いく子（国立国際医療研究センター）

課題２：　〇山本 健也（東京大学)、立道 昌幸（東海大学)、西浦 千尋（東京ガス株式会社)、富澤 亜樹（富士電機株式会社)、黒田 玲子（東京大学)、桑原 恵介（帝京大学)、

課題３：　〇坂本 宣明（ヘルスデザイン株式会社)、欅田 尚樹（国立保健医療科学院)、遠藤 源樹（東京女子医科大学)、戸津崎 貴文(みずほ健康保険組合)、山本 修一郎(株式会社 日立製作所)、永野 千景（株式会社クボタ)、南里 明子（国立国際医療研究センター）

課題４：　〇大津 真弓（ひまわり産業医・労働衛生コンサルタント事務所)、曽根 智史（国立保健医療科学院)、加部 勇（古河電気工業株式会社)、伊藤 敬（新日本無線株式会社)、大崎 陽平（ヘルスデザイン株式会社)、三木 貴子（東京大学）

課題５：　〇増田 将史（イオン株式会社)、上原 明彦（医療法人静仁会静内病院)、加藤 憲忠（富士電機株式会社)、長濱 さつ絵（全日本労働福祉協会)、川島 正敏（東海旅客鉄道株式会社)、井上 義崇（三菱電機株式会社)、大久保 靖司（東京大学)、溝上 哲也（国立国際医療研究センター）

はじめに

健康診断は国民に広く受け入れられており、日本人の健康長寿を支える要因のひとつと考えられている。労働安全衛生法にもとづく職域一般健康診断は、1989 年に生活習慣病（成人病）予防を目的とした検査項目が導入され、2008 年には特定健康診査・特定保健指導の導入に併せて腹囲・脂質など検査項目が追加・変更された。腹部肥満に伴うメタボリックシンドロームを標的に保健資源を重点的に投入し、生活習慣の改善を促すことで、心血管疾患などの生活習慣病の予防につなげようとするものである。導入から８年が経過し、検査項目の変更やメタボリックシンドローム診断基準の見直しについて国の検討会で審議され、この検討会と連携した、職域一般健康診断についての検討会でも同様の審議がなされ、今春、それぞれ最終のとりまとめが公表された。

労働者を対象とする一般健康診断の結果は適正配置など産業保健の実務で活用されており、地域住民を対象とする健康診断とは異なった目的や意義を有する。他方、労働者の健康管理のため、長時間勤務者と面接する制度やストレスチェック制度が導入されている。こうした中、労働者の疾病を予防し、健康を維持・増進し、また労働の質を高めるため、職域一般健康診断に求められることは何であろうか。この問いに対し、日頃、健康診断の結果に基づいて労働者の健康管理を行っている産業医が議論し、改善の方策を探ることは意義があると考えた。

職域疫学研究会（代表：土肥誠太郎）は関東・東海に本社を置く企業 10 数社が参加した共同研究の母体であり、疫学研究の推進を主な目的としているほか、会員の教育・研修のため、産業医と大学・研究機関の教職員が定期的に集い、産業保健の諸課題を討議している。本研究会において職域一般健康診断のあり方を検討することとした。まず、ブレインストーミングにより現状の課題を挙げ、大項目にまと

めた。そのうち最近の労働者を取り巻く状況を踏まえ、改善の優先度や実現性が高いと思われる視点を５つ選定し、グループに分かれて議論を重ねた。各課題に関する現状と問題点を整理した上で、改善に向けた解決策を提示することとした。本稿は、研究会でのそうした議論をまとめたものである。以下に示す解決策は、現場レベルで比較的容易に実践できることもある一方、合意形成や政策づくりといった時間を要することもある。いずれも産業医をはじめ健康診断の企画・実施・事後指導に関わる方、あるいは政策立案者のヒントになるよう心掛けた。

1. 労働衛生の視点を強化する(図1)

１）現状の課題

産業保健の主な目的のひとつは、仕事に起因する疾病を予防することである。現在の職域一般健康診断は主に肥満、高血圧、糖尿病といった心血管疾患に関する検査項目で構成されている。心血管疾患のリスクを高めることが示唆されている過重労働[1)]などの労働関連要因の把握は健康診断では任意である。また、事業所によって留意すべき労働関連要因は異なると想定されるものの、こうした点を健康診断で柔軟に評価する仕組みがない。他方、法令で明記されている業務歴は、健康障害を引き起こす可能性がある業務への従事歴と定義されており[2)]、有害作業従事者の適正配置や健康管理を進める上で重要な情報源である。しかしながら、その調査法が標準化されていないため記載内容がばらつき、信頼性や妥当性が担保されていない。また、法定の健診結果の保存期間は５年間であり、長期的な業務歴の把握が難しい。

産業保健のもうひとつの目的は、仕事と人の適合度を高めることである。個々の労働能力や健康状態に応じて適正配置を進めることにより、健康や安全の確保に加え、労働生産性の改善も期待できる。適正配置上、特に考慮すべき状態として、プレゼンティーズムや高年齢労働者の就労が挙げられる。プレゼンティーズムは、何らかの健康問題によって業務遂行能力が低下している状況で、健康関連コストが増加し[3)]、将来の疾病リスク増大[4)]とも関連する。高年齢労働者の特徴として、持病を有する割合が高く、身体機能が低下していること、そして健康状態と労働能力の個人差が大きいことが挙げられる。このため、仕事上の安全確保において一層の配慮を要するとともに、きめ細かな個別的対応が望まれる。しかしながら、現行では産業医が適正配置を進める上で活用できる健康診断からの情報は限られている。

２）解決の方向性

働く人の健康診断において、疾病への関与が疑われる労働関連要因を問診で把握することは優先度が高いであろう。具体的には、「労働時間」「交替勤務」「深夜勤務」を新たに問診項目に加えることを提案する。特定健診の質問票開発に関する厚生労働科学研究班もこれらの項目の追加を推奨しており[5)]、長時間労働[1)]や交替勤務[6)]については心血管疾患リスクを高めることがメタ解析で示されている。労働時間や交替勤務による影響を受ける「睡眠時間」は、心血管疾患リスクとの関連が明らかであり[7)]、同時に調査するのが適当であろう。さらに、事業所ごとに異なる労働衛生上の優先課題に対応するため、労働関連要因に関する設問（座行時間など）を産業医の判断で問診に追加することを推進する。有効と考えられる問診項目やその聴取方法を指針等で例示すれば、現場での導入が進むであろう。業務歴に関しては、正確かつ統一した方式で把握したい。事業主が把握すべき有害作業の一覧とともに、労働者ごとに従事期間の記録を残すことを法令等で規定するのがよい。離職時に事業主から労働者に業務歴の記録が通知され、再雇用時には労働者が新しい事業主にその記録を提示するといった仕組みにすれば、生涯に渡る業務歴が把握できる。こうした労働関連要因の情報は、例えば睡眠障

害を有する深夜業従事者に対する衛生教育や日勤帯への勤務時間の変更、石綿ばく露歴を有する労働者に対する禁煙指導の強化など、労働者のリスクに応じた保健指導や事後措置等の健康管理を行う上での基礎資料として活用できる。また、職場で複数の労働者に同様の健康障害が発生した場合、職業ばく露との関連を調査するための有用な疫学情報となる[2)]。

仕事と人との適合度を健康診断の枠組みで評価したい。プレゼンティーズムについては藤野らが開発した簡便かつ妥当性が検証済みの「プレゼンティーズム測定調査票」（WFun）[8),9)]がある。労働適応能力は、国際的に認知されている Work Ability Index（WAI）[10),11)]で測定できるが、著作権のため現状では研究以外への活用は難しい。日本人労働者における妥当性検証を経た WAI が、健康診断で使用できる環境が整うことを待ちたい。前者は全労働者を対象に、また後者は定年後再雇用者を対象とするのがよいであろう。産業保健専門職は調査結果を分析し、業務遂行能力や労働適応能力の低下を認める労働者と面談した上で、健康管理について助言し、さらには職制に対して職場環境の改善を求める。こうした対応で解決が難しい場合には、人事部門と連携して配属部署や仕事内容の変更を含む適正配置を行う。労働適合度を評価することは新しい領域であるため、こうした質問紙データの分析法や活用法に関する研修会を開催し、産業保健専門職が適正配置上の判断をする際に調査結果を有効に活用できるように支援する。

2. 最新のエビデンスに基づいて改訂する（図2）

１）現状の課題

現在の職域一般健康診断の項目は、制定当時の本邦における疾病状況および保健衛生施策等を基に行政的に決められ、何度かの改正を経て今日に至る。しかしながら、職域保健を取り巻く環境の急速な変化を背景に、近年、その有効性・有用性について疑問が投げかけられている。現在、科学的エビデンスに準拠した保健医療政策が推進されており、国際的には米国予防医療専門委員会(USPSTF)[12] による予防分野における系統的評価が広く認知されている。こうした中、職域一般健康診断も科学的エビデンスに基づいて見直しが求められている。日本では、基本健康診査について 2005 年度の永井班（福井分担報告）[13] による系統的な評価が行われて以後 10 年間更新されていない。特定健康診査については 2013 年度に健診・保健指導の在り方に関する検討会 [14] で見直しが行われた。職域保健の視点からは 2000 年度に大久保班[15] による有効性評価が行われている。2015 年には厚生労働省で健康診査等専門委員会[16] が、また労働安全衛生法に基づく定期健康診断等のあり方に関する検討会 [17] が開かれ、特定健康診査や職域一般健康診断の見直しについて議論が始まっている。

２）解決の方向性

従来の研究班における評価や現行の専門委員会での議論を踏まえ、内外の最近の科学的知見を取り入れて職域一般健康診断に関するエビデンスをまとめる。ただし個別の論文を収集・整理する作業は膨大であるため、USPSTF の最新判定や、国内外の関連ガイドラインや法律（動脈硬化性疾患予防ガイドラインや感染症法等）を参考資料として採用し、補足的に国内の文献レビューを行うのが適当であろう。なお、肥満度など欧米人との違いが大きな項目については、日本人あるいはアジア人での知見を採用する。また、労働者を対象にした健康診断であるということを踏まえ、疾病に伴う適正配置や保健指導などの産業保健活動、労働者のヘルスリテラシー向上や行動変容等、職域保健のニーズに見合ったエンドポイントについて評価した論文や医療経済学的な側面を評価した調査研究も参照する。健康診断に関するエビデンスは次々と生み出されており、それに伴い各種のガイドラインも逐次、改訂されているため、こうした情報を系統的かつ継続的に収集・整理・評価する仕組みが必要である。がん検診については国立がん研究センターがエビデンスを収集し、勧告を出す役割を担っている。これに倣い、職域の健康診

断に関する勧告をまとめる部門を研究機関あるいは大学に創設することを提言する。そこに職域一般健康診断データを独自に収集・分析する機能も持たせる。産業医も健康診断の有効性に関する科学的なエビデンスに日頃から関心を払い、健康診断にもとづく適正配置を行う実務者として、その改訂に積極的に発言することが求められよう。

3. 疾病リスクによる階層化を行う（図3）

１）現状の課題

職域一般健康診断では喫煙、肥満、血圧、脂質、血糖、心電図など心血管系疾患に関する問診や検査が主に行われ、項目ごとに生活習慣改善や医療の要否が判定されている。2008 年には、メタボリックシンドローム（以下、メタボ）を標的とする生活習慣病対策を進めるため特定健康診査・特定保健指導（以下、メタボ健診）が導入された[18]。しかしながら、メタボ健診に関していくつかの問題が指摘されている。第一に、腹囲をメタボ診断の必須項目としていることである。このため、高血圧や高血糖などの危険因子を有していても非肥満者はメタボとは診断されない。日本の大規模コホートにおいて、循環器疾患発症の寄与危険度割合は、危険因子を保有する肥満者より、むしろ危険因子を保有する非肥満者で大きいことが指摘されている[19]。第二は、女性の腹囲の基準値が男性より高く設定されているため女性におけるハイリスク者の見落としが懸念されることである。職域多施設研究によると、女性の現行基準（腹囲 90cm 以上）では、将来５年間の糖尿病発症を予測する感度は 29％と低く、糖尿病の約７割がメタボに該当しない人から発症していた[20]。第三に、メタボはそもそも脳心血管疾患や糖尿病の発症を予測する精度があまり高くはない[21,22]。メタボ健診の保健指導対象の選定においては、腹囲に加えて BMI を考慮する、また喫煙歴を新たに項目に加えることでハイリスク者を幅広く拾い上げようとする意図が伺えるものの、そうしたアルゴリズムの妥当性は検証されていない。国際的には脳心血管疾患のリスクスコアが既に開発されており、WHO はその利用を推奨している[23]。

２）解決の方向性

健康診断データに基づいて疾病リスクを正確に予測し、それに基づいて保健指導対象者を選定することが求められよう。メタボ健診が当面、継続されるとするならば、日本もしくはアジアの最新のエビデンスに基づいて診断基準を見直すことを提案する。国際的には 2009 年にメタボの診断基準が統一され、腹囲は必須項目ではなくなった[24]。また、国際糖尿病連合（IDF）は日本人を含むアジア人女性の腹囲基準を 80cm 以上と定義しており[25]、職域多施設研究[20]や久山町研究[22]でも同基準が適切であることが確認されている。したがって、腹囲は他の因子と同列に扱うこと、および女性の腹囲カットオフを 80cm とするのが妥当であろう。しかしながら、メタボは予防の対象とする疾病が明確でなく、かつ発症予測能が低いことを踏まえるならば、メタボに代わりリスクスコアを対象者選定のツールとして導入することを推奨したい。心血管系疾患は国によって発症率が大きく異なるため、わが国の地域[26]および職域[27]で開発されたリスクスコアを採用するのが適当であろう。糖尿病については大規模な職域研究で開発された簡便なリスクスコア[28]がある。こうしたリスクスコアの導入により、職域において疾病のリスクに応じた健康管理を行うことが可能となる。例えば、リスクの低い人は健康診断の受診間隔を広げる、あるいは次回の血液検査を省くといったことにより健康診断の効率化を図ることや、リスクの高い人に対しては労働負担を軽減するといった産業医の就業適正判断の支援に役立てることができよう。疾病発症予測精度をさらに高めるには、生活習慣（喫煙、飲酒、睡眠等）、職業要因（残業、交替勤務等）、家族歴等を予測因子に加えたリスクスコアの開発と検証が必要となる。

4. がん検診受診率を高める（図4）

１）現状の課題

働く世代の疾病休業の原因は、多い順にメンタルヘルス不調、がん、循環器疾患[29]である。このうち循環器疾患は職域一般健康診断で、またメンタルヘルスはストレスチェックで対策が講じられているが、がんについては職域での対策が遅れている。一方で近年、高年齢者雇用安定法の成立を背景に定年延長や再雇用が進み、中高年労働者は増加している[30]。また、女性の就労を支援する施策により、女性労働者のさらなる増加も見込まれる。したがって職域において、中年期以降に急増する各種がんのほか、若い女性に多い婦人科系がんに対する予防対策が急務といえよう。がん検診は健康増進法に基づき地方自治体（以下、地域）が実施しているほか、職域においては福利厚生の一環として大企業を中心に主に健康保険組合（以下、健保）が実施している。前者は国のガイドラインで推奨されているがん検診が実施されているのに対し、後者は有効性がはっきりしない検診を含め様々な種類のものが実施されている。こうした受診機会があるにも関わらず、日本のがん検診受診率は欧米に比べ低い[31]ことが指摘されてきた。その打開策として2009年、がん検診受診率50%越えを目指す「がん対策推進企業アクション」[32]という国家プロジェクトが始まった。また、2015年6月に開催された「がんサミット」では「がん対策加速化プラン」[33]が策定され、その柱の一つにがん検診を含む予防対策が挙げられている。「がん対策加速化プラン」への提言[34]では、勤労者におけるがん検診受診率向上のため、職域でのがん検診の実態を把握し、検診受診率に加え精密検査受診率の目標値を設定する必要性が強調されている。

２）解決の方向性

労働者のがん検診受診率を高めるには、受診行動に結びつける多次元の対策が求められる。まずは、啓発用ポスターや社内報・イントラネットを通じてがん検診情報を掲出することで、労働者のがん検診への関心を高め、その意義や必要性を理解してもらう。また、新入社員や管理職等、集団教育の機会を利用して産業保健専門職によるがん教育[35]を実施する。そのうえで、働く人のがん検診受診を直接的に支援するため、「がん検診休暇」制度の導入を提案する。がん検診未受診者への調査で、未受診の理由として「時間がない」を挙げた人が約半数に上っているためである[36]。この制度では、国のガイドラインで推奨されているがん検診（大腸・胃・肺・乳房・子宮頸部）を受診する場合に限り、性・年齢により年2〜4日の休暇を付与する。企業での浸透を図るため、本休暇制度を活用して健保や地域のがん検診を受診するようポスター等で勧奨するとともに、毎年10月のがん検診受診キャンペーン[37]に合わせ、企業と健保が連携して受診の機運を高める活動を展開する。なお、この制度を利用する労働者に対して、検診の結果、精密検査を要する場合には、症状がなくとも受診する必要性があることを説明し、承諾を得ておく。実際に精密検査を要すると判定された受診者については、健保や自治体が受診状況の把握に努め、未受診者には個別に受診を勧奨する。がん検診の受診状況をモニターし、またがん休暇制度の効果を評価するため、職域一般健康診断の際に最近のがん検診受診歴を聴取し、未受診者には受診を勧奨する。日本人が最も多く罹患している大腸がん[38]については、便潜血検査を健保負担により職域一般健康診断に組み込んで実施している例が多く、休暇制度を利用せずとも、こうした方式にて大腸がん検診の拡充を図るのが現実的であろう。以上のように、がん休暇制度を軸として、企業、健保、地域が互いに連携して労働者の主体的ながん検診受診行動をサポートすることでシナジー効果が生まれ、職域のがん検診受診率及び精密検査受診率が大幅に高まることが期待できる。

5. 精度管理を維持・向上させる（図5）

１）現状の課題

健康診断の信頼性を保つためには、健康診断が適切な手法で実施され、測定の妥当性・再現性が担保されているかどうかの確認、すなわち精度管理が不可欠である。精度管理の質の低下は本来不要な再検

査や精密検査によって受診者に不利益をもたらすばかりでなく、経年あるいは事業所間のデータの比較性が担保できず産業医活動に支障をきたすことにもなる。職域一般健康診断に関しては全国労働衛生団体連合会による総合精度管理事業[39]があり、血液・尿検査や胸部エックス線撮影の精度を評価しているが、血圧や体重などの身体測定や聴力測定は対象外であり、生活習慣や既往歴・業務歴等についてはそもそも標準的な問診の手法が定まっていない。また、検査データに影響するのは測定機器や検査手技といった実施者側の要因だけではない。室温（血圧への影響）や騒音（聴力検査への影響）といった実施環境や、健診当日の常用薬内服、絶飲食の時間、前日の勤務状況や睡眠など受診者側の要因も無視できない。しかしながら、こうした点への配慮や取り決めは現場での個別対応に任されている。職域で普及している巡回方式の健康診断は、医療機関で実施する場合と異なり、事業所の個別事情をも考慮した実践的な精度管理が求められる。多くの企業が専門の健康診断機関を利用しているが、その選定に際して、精度管理といった健康診断の品質よりも価格や納期がしばしば優先されるのが実情である。

２）解決の方向性

職域一般健康診断の精度管理を進めるには、健康診断機関はもちろん、事業主や受診者を含め健康診断に関わる全ての人に精度管理の重要性やその方法を理解してもらえるよう、様々なレベルでの取り組みが求められる。事業所レベルにおいては、就業判定を含む労働衛生管理や健康増進活動を担っている産業医が、精度管理の向上にも積極的に関与することが望ましい。ここでは、そうした活動を支援するため、産業医および健康診断に関与するスタッフが参照できる「精度管理のための実践的なチェックリスト」を開発することを提案したい。このチェックリストには、受診者への事前の注意事項、会場設営において留意すべき事項、検査機器の点検、スタッフのトレーニングなどを盛り込む。併せて、特定健康診査[40]や各学会のガイドライン[41-43]で推奨されている方法を踏まえつつ、職域一般健康診断に適した「標準的な実施方法」および「標準的な問診票」（検査値に影響する要因を含む）を整備する。本チェックリストを、健康診断機関との事前打合せや労働者への受診前教育などに幅広く活用すれば、精度管理の改善とともに、健康診断への関心と信頼が高まり、ひいては職域における健康管理の向上も期待できる。また、産業医が選任されていない事業所における健康診断の精度管理を支援するツールとして、全国労働衛生団体連合会や学会が主導して「巡回式健康診断の精度管理に関する実践的な好事例のデータベース構築」を提案する。こうした職域および業界における精度管理の取り組みを推進する国レベル・地域レベルの政策や啓発事業も求められよう。

おわりに

国民の疾病構造の変化に対応して、一般健康診断の目的は疾病の早期発見・早期治療、いわゆる二次予防からリスク評価に基づく一次予防へとシフトしており、職域における健康診断もその例外ではない。また、作業態様の変化に伴う新たな作業関連疾患の台頭や、少子高齢化や女性・高齢者の就業機会拡大に伴う就労人口構成の変化を背景に、産業保健が対象とすべき健康課題は多様化している。このため、産業保健には労働者のニーズを適切に評価し、介入することが一層求められている。そうした状況を踏まえ、このたび産業医を主な構成員とするグループで職域一般健康診断のあり方を議論し、労働衛生の視点強化、エビデンスに基づく検査項目の設定、疾病リスク予測の取り込み、がん検診の推進、精度管理の向上の５つの視点について解決の方向性を提示した。これらの提言に沿って職域一般定期健康診断を見直すことによって、産業保健サービスとしての有効性や効率が高まり、ひいては労働者の健康と生産性の維持・向上に健康診断が一層、寄与することが期待される。今回、議論したこと以外に個人情報保護など重要な課題が残されており、論点の整理を含めて更なる検討が必要である。

参考文献

1) Kivimäki M, Jokela M, Nyberg ST, et al. Long working hours and risk of coronary heart disease and stroke: a systematic review and meta-analysis of published and unpublished data for 603838 individuals. Lancet 386: 1739-46, 2015.
2) 古川泰(2005)「業務歴の記載と利用」,『産業衛生学雑誌』47, pp.198-99, 日本産業衛生学会.
3) Collins JJ, Baase CM, Sharda CE, et al. The assessment of chronic health conditions on work performance, absence, and total economic impact for employers. J Occup Environ Med 47: 547–557, 2005.
4) Kivimaki M, Head J, Ferrie JE, et al. Working while ill as a risk factor for serious coronary events: the Whitehall II study. Am J Public Health 95: 98-102, 2005.
5) 立石清一郎, 伊藤直人, 永田昌子他(2016)「産業保健の立場から見た特定健康診査『標準的な質問票』への追加に関する検討」,『第 89 回日本産業衛生学会講演集』58, p.390, 日本産業衛生学会.
6) Vyas MV, Garg AX, Iansavichus AV, et al. Shift work and vascular events: systematic review and meta-analysis. BMJ 345: e4800, 2012.
7) Cappuccio FP, Cooper D, D'Elia L, et al. Sleep duration predicts cardiovascular outcomes: a systematic review and meta-analysis of prospective studies. Eur Heart J 32: 1484-92, 2011.
8) 産業医科大学公衆衛生学教室(2015)「プレゼンティーズム測定調査票 WFun」 <http://www.uoeh-u.ac.jp/kouza/kosyueis/wfun/> 2017 年 1 月 20 日アクセス.
9) Fujino Y, Uehara M, Izumi H, et al. Development and validity of a work functioning impairment scale based on the Rasch model among Japanese workers. J Occup Health 57(6): 521-31, 2015.
10) 神代雅晴(2010)「高齢労働者の身体特性と労働衛生対策」,『産業保健 21』59, pp.4-7, 労働者健康安全機構.
11) Ilmarinen J. Work ability—a comprehensive concept for occupational health research and prevention. Scandinavian Journal of Work, Environment & Health 35(1): 1-5, 2009.
12) 米国予防医療専門委員会（USPSTF）<http://www.uspreventiveservicestaskforce.org> 2016 年 7 月 1 日アクセス.
13) 福井次矢, 矢野栄二, 吉田勝美「最新の科学的知見に基づいた保健事業に係わる調査研究. 基本的健康診査の健診項目のエビデンスに基づく評価に係わる研究 2005　平成 16 年度厚生労働科学研究費補助金報告書」, < http://minds.jcqhc.or.jp/n/medical_user_main.php> 2016 年 6 月 1 日アクセス. (作成グループ意向により、本文取り下げ 2016 年 7 月 20 日).
14) 厚生労働省健康局がん対策・健康増進課「健診・保健指導の在り方に関する検討会」,<http://www.mhlw.go.jp/stf/shingi/other-kenkou.html?tid=128551> 2016 年 8 月 1 日アクセス.
15) 厚生労働省(2001)『健康診断の有効的活用に関する評価調査研究』厚生労働省.
16) 厚生労働省健康局健康課「第 1 回健康診査等専門委員会」, <http://www.mhlw.go.jp/stf/shingi2/0000104592.html> 2016 年 7 月 1 日アクセス.
17) 厚生労働省労働基準局安全衛生部労働衛生課「第 1 回労働安全衛生法に基づく定期健康診断等のあり方に関する検討会」, <http://www.mhlw.go.jp/stf/shingi/other-roudou.html?tid=328053> 2017 年 1 月 18 日アクセス.
18) 第 5 回特定健康診査・特定保健指導の在り方に関する検討会の概要. <http://www.mhlw.go.jp/file/05-Shingikai-10901000-Kenkoukyoku-Soumuka/0000111245_4.pdf> 2017 年 1 月 20 日アクセス.
19) Noda H, Iso H, Saito I, et al. The impact of the metabolic syndrome and its components on the incidence of

ischemic heart disease and stroke: the Japan Public Health Center-based Study. Hypertens Res 32: 289-98, 2009.
20) Hu H, Kurotani K, Sasaki N, et al. Optimal waist circumference cut-off points and ability of different metabolic syndrome criteria for predicting diabetes in Japanese men and women: Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study. BMC Public Health 16: 220, 2016.
21) Kahn R, Buse J, Ferrannini E, et al. The metabolic syndrome: time for a critical appraisal: joint statement from the American Diabetes Association and the European Association for the Study of Diabetes. Diabetes Care 28: 2289-304, 2005.
22) Doi Y, Ninomiya T, Hata J, et al. Proposed criteria for metabolic syndrome in Japanese based on prospective evidence: the Hisayama study. Stroke 40: 1187-94, 2009.
23) WHO, Cardiovascular disease, WHO/ISH cardiovascular risk prediction charts. http://www.who.int/cardiovascular_diseases/guidelines/Chart_predictions/en/ (access at 2017.1.20).
24) Alberti KG, Eckel RH, Grundy SM, et al. Harmonizing the metabolic syndrome: a joint interim statement of the International Diabetes Federation Task Force on Epidemiology and Prevention; National Heart, Lung, and Blood Institute; American Heart Association; World Heart Federation; International Atherosclerosis Society; and International Association for the Study of Obesity. Circulation 120: 1640-5, 2009.
25) Grundy SM, Cleeman JI, Daniels SR, et al. Diagnosis and management of the metabolic syndrome: an American Heart Association/National Heart, Lung, and Blood Institute Scientific Statement. Circulation 112: 2735-2752, 2005.
26) Nishimura K, Okamura T, Watanabe M, et al. Predicting coronary heart disease using risk factor categories for a Japanese urban population, and comparison with the Framingham risk score: the Suita study. J Atheroscler Thromb 21(8): 784-98, 2014.
27) Noda H, Maruyama K, Iso H, et al. Prediction of myocardial infarction using coronary risk scores among Japanese male workers: 3M Study. J Atheroscler Thromb 17: 452-9, 2010.
28) Nanri A, Nakagawa T, Kuwahara K, et al. Development of Risk Score for Predicting 3-Year Incidence of Type 2 Diabetes: Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study. PLoS One 10: e0142779, 2015.
29) 独立行政法人労働政策研究・研修機構「メンタルヘルス、私傷病などの治療と職業生活の両立支援に関する調査」,<http://www.jil.go.jp/institute/research/2013/112.html> 2016 年 10 月 18 日アクセス.
30) 内閣府「高齢者の就業不就業状況」, <http://www8.cao.go.jp/kourei/whitepaper/w-2014/zenbun/s1_2_4.html> 2016 年 10 月 18 日アクセス.
31) 厚生労働省「平成 25 年国民生活基礎調査　世帯員の健康状況」, <http://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/k-tyosa/k-tyosa13/dl/04.pdf> 2016 年 10 月 18 日アクセス.
32) がん対策推進企業アクション「がん対策推進企業アクションとは」, <http://www.gankenshin50.mhlw.go.jp/about/index.html > 2016 年 10 月 18 日アクセス.
33) 厚生労働省「がん対策加速化プラン」, <http://www.mhlw.go.jp/file/04-Houdouhappyou-10901000-Kenkoukyoku-Soumuka/0000107766.pdf> 2016 年 10 月 18 日アクセス.
34) 厚生労働省「がん対策推進協議会　がん対策加速化プランへの提言」,<http://www.mhlw.go.jp/file/05-Shingikai-10904750-Kenkoukyoku-Gantaisakukenkouzoushinka/0000106059.pdf> 2016 年 10 月 18 日アクセス.
35) 立道昌幸(2015)「職域でのがん対策−がん教育の必要性」,『健康開発』20 (1), pp.4-7.
36) 内閣府政府広報室「がん対策に関する世論調査の概要」,<http://survey.gov-online.go.jp/h26/h26-gantai

saku/gairyaku.pdf> 2016 年 10 月 18 日アクセス.
37) 厚生労働省「平成 28 年度がん検診受診率 50%達成に向けた集中キャンペーン」,< http://www.gankenshin50.mhlw.go.jp/campaign_28/about/index.html > 2016 年 10 月 18 日アクセス.
38) がん情報サービス「日本の最新がん統計まとめ」,<http://ganjoho.jp/reg_stat/statistics/stat/summary.html> 2016 年 10 月 18 日アクセス.
39) 全国労働衛生団体連合会「総合精度管理事業」,<http://www.zeneiren.or.jp/management/> 2017 年 1 月 20 日アクセス.
40) 厚生労働省「標準的な健診・保健指導プログラム【改訂版】」,<http://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/kenkou_iryou/kenkou/seikatsu/> 2017 年 1 月 20 日アクセス.
41) 日本循環器病予防学会(2014)『循環器病予防ハンドブック第 7 版』保健同人社.
42) 日本高血圧学会高血圧治療ガイドライン作成委員会(2014)『高血圧治療ガイドライン 2014』, pp.15-17, ライフサイエンス出版.
43) Weber MA, et al. Clinical practice guidelines for the management of hypertension in the community: a statement by the American Society of Hypertension and the International Society of Hypertension. J Clin Hypertens 16: 14-26, 2014.

図1. 労働衛生の視点を強化する

産業保健の目的1

仕事に起因する疾病の予防

●現状の課題：
・労働関連要因の調査が任意
・事業所ごとの労働関連要因を評価する仕組みの欠如
・業務歴調査の標準的方法が未確立
・長期的な業務歴の把握が困難

●解決の方向性：
・労働関連要因（労働時間・交代勤務・深夜勤務）および睡眠時間を問診で把握
・労働関連要因を産業医の判断で問診に追加
・業務歴調査方法の標準化、及び生涯にわたる業務歴の把握

労働関連要因の標準的な問診票作成

産業保健の目的2

仕事と人の適合度の向上

●現状の課題：
・個々の労働能力や健康状態に応じて適正配置に活用するための情報が不十分
＊特に考慮すべき状況：
①プレゼンティーズム
②高齢者の労働適応能力低下

●解決の方向性：
・労働適合度に関する調査票の導入
①プレゼンティーズム測定調査票（WFun）
②Work Ability Index
・産業医面談に基づく健康管理上の助言（個人）、職場環境改善の提言（職制）、適正配置への意見（人事部門）

産業保健専門職向け研修会

図2. 最新のエビデンスに基づいて改訂する

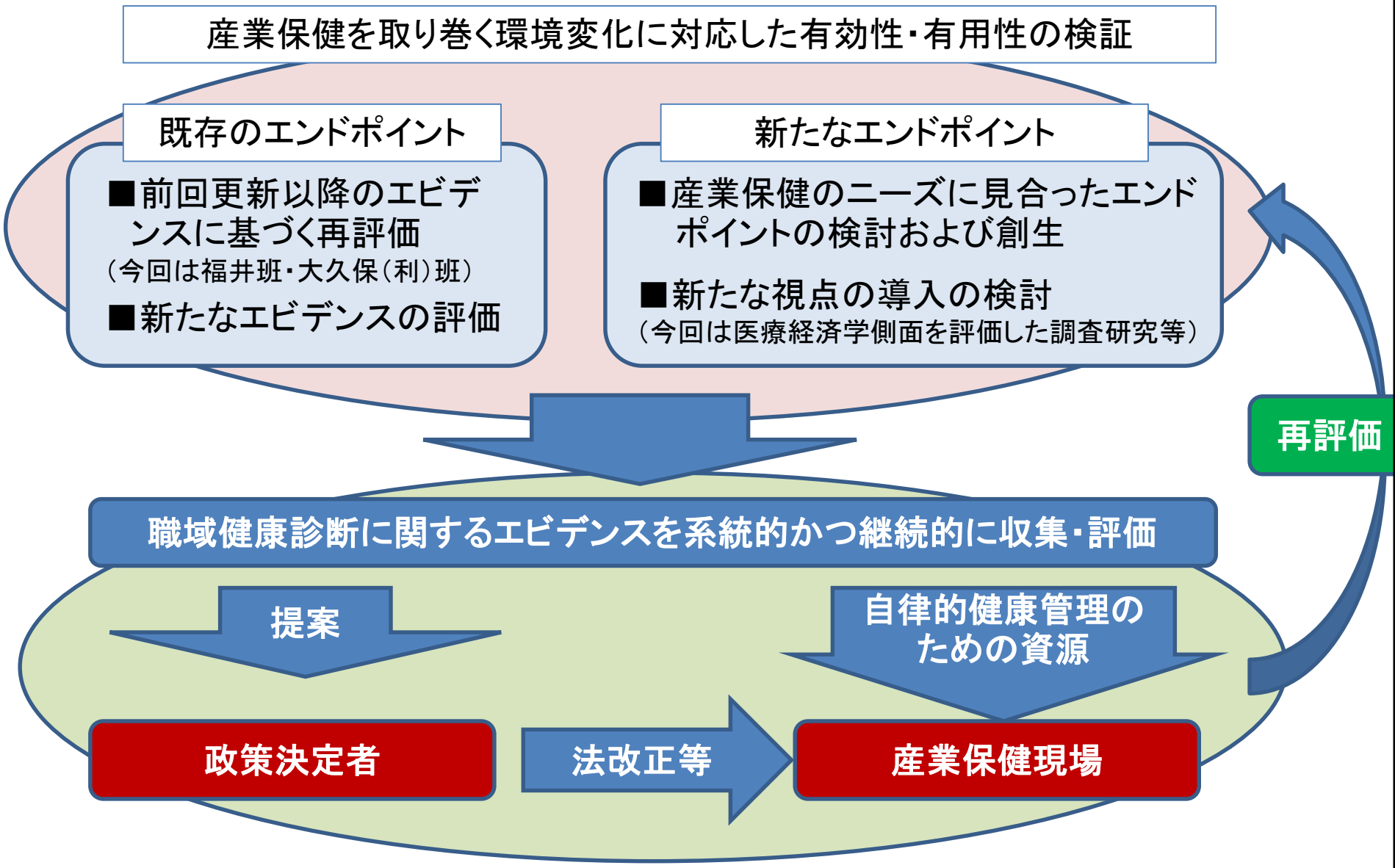


図3. 疾病リスクによる階層化を行う

メタボ健診の課題

腹囲有所見が必須である。
・非肥満者の高血圧や高血糖などの危険因子を有する者が見逃される。

女性の腹囲基準値が高い。
・女性におけるハイリスク者の見落としが懸念される。

疾患の予測精度が低い。
・脳心血管疾患や糖尿病の発症を予測する精度が低い。
・WHOは心血管疾患のリスクスコアの使用を推奨している。

改善提案

○メタボの診断基準を見直す。
・腹囲は他の因子と同列に扱う。
・女性の腹囲基準を80cmにする。

○リスクスコアを導入する。
・日本で開発された心血管疾患や糖尿病のリスクスコアを活用する。
・予測精度向上のため、生活習慣、職業要因、家族歴等を加えた新たなリスクスコアを開発・検証する。

疾病リスクに応じた健康管理

図4. がん検診受診率を高める

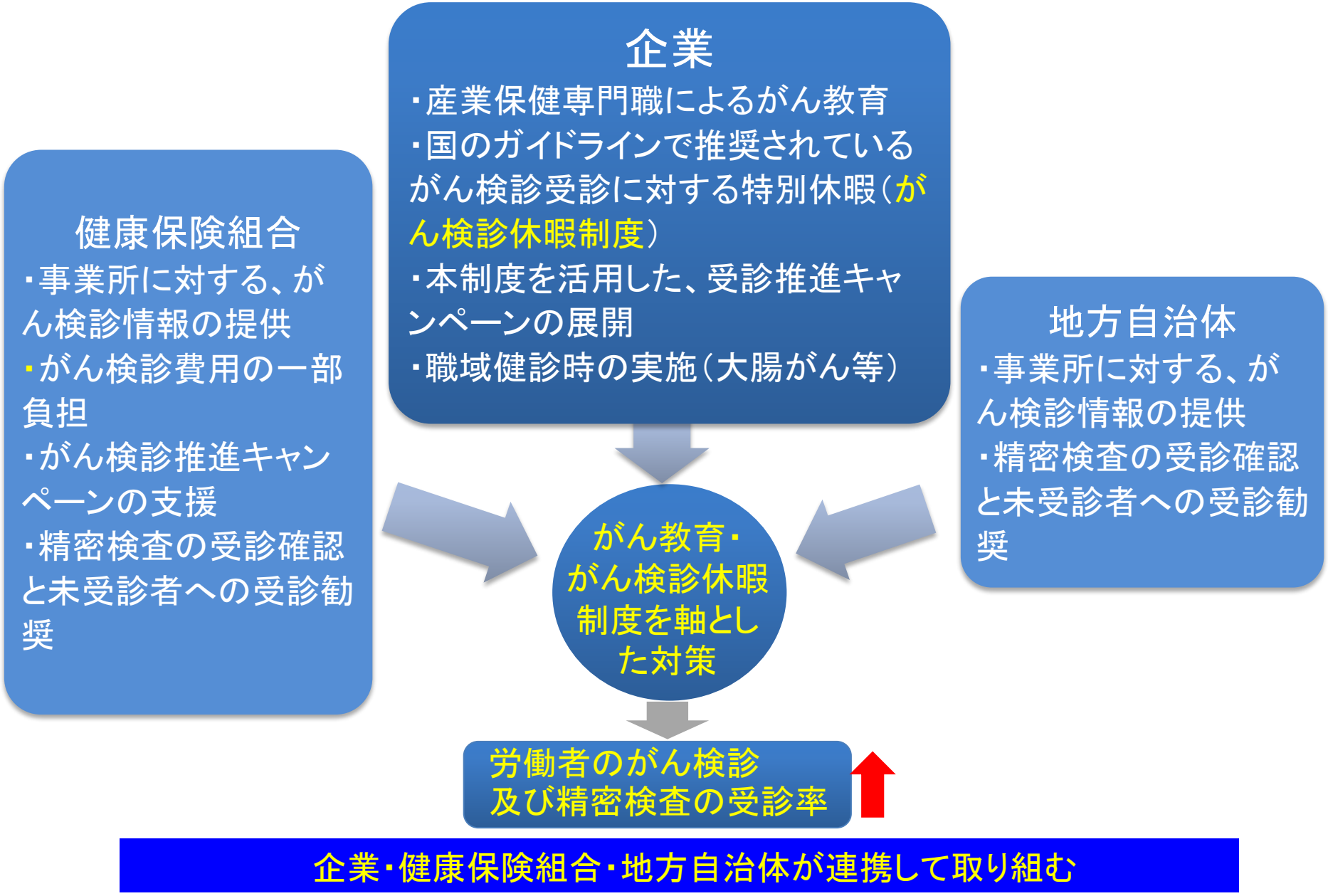


図5. 精度管理を維持・向上させる

健康診断の信頼性を保つ

多面的な精度管理
妥当性・再現性の担保

現在の精度管理

■ 血液検査・胸部レントゲン撮影
全国労働衛生団体連合会等による総合管理事業など

精度管理上、考慮を要する項目

■ 実施環境に関する要因
✓ 寒冷（血圧）や騒音（聴力検査）など
■ 測定方法に関する要因
✓ 測定手技や記録方法など
■ 受診者に関する要因
✓ 健診当日の内服薬や飲食の状況
✓ 交代勤務に伴う受診前の睡眠状況など

実施方法及び問診票の標準化（健診データに影響する要因の記録）

精度管理に関する実践的なチェックリストの開発

全国労働衛生団体連合会や学術団体

好事例の集約

実効性のある精度管理を事業所ごとに実施

関与

事業場の産業医

分担研究報告書

脳心臓疾患の発症にかかる職域定期健康診断結果についての症例対照研究

分担研究者　　大久保 靖司

労災疾病臨床研究事業補助金
分担研究年度終了報告書

脳心臓疾患の発症にかかる職域定期健康診断結果についての症例対照研究

分担研究者　大久保　靖司　　東京大学環境安全本部　教授

研究要旨

職域における脳卒中・心筋梗塞発症における職域健康診断の予防的活用を検討するために、2012 年度から 2016 年度の間に発症した症例 95 例およびその対照 159 名に対して、職域健康診断結果と発症との関連を検討した。喫煙歴濃霧との関連、および発症直前の過去３年間位置いて、現行の健診項目のうち赤血球系の検査以外において、優位な関連が認められた。肝機能検査については GPT の項目で２回、症例群が対照群にして高い傾向が見られたが、発症直近の検査では優位な関連は見られなかった。なお本調査は症例数が約 100 名弱であることから、職歴や年代等で層化しての解析にはサンプルサイズが十分ではなく、また対照群が必ずしも１症例に対して２名配置されていないため、症例群と対照群の対象者属性がやや異なる可能性がある。本解析時点で JECHO 調査において調査継続中であり、今後引き続き解析対象者の蓄積および解析の実施が必要である。

研究協力者　山本　健也（東京大学環境安全本部）
溝上　哲也（国立国際医療センター疫学予防調査研究部）

Ａ. 研究目的

職域健康診断は平成元年に成人病・生活習慣病予防を目的とした項目が採用され、平成 20 年に後期高齢者医療制度を基にした保健事業間の統一を背景にメタボリック症候群に関する検査項目が追加された。しかし、職域での脳卒中・心臓疾患の在職者発症については、その原因の検討は必ずしも十分とは言えず、健康診断が寄与する効果についても明確ではない。本研究の目的は、脳卒中・心筋梗塞（以下、脳心臓疾患）の発症に対する現行の職域健康診断項目の関連を探ることである。

Ｂ. 研究方法

1. デザイン

2012 年 4 月 1 日から 2017 年 2 月末まで(5 年間)に脳卒中・心筋梗塞を発症した症例群

および性別年齢をマッチしてランダムに抽出して対照群とした、症例対照研究を実施した。

２．対象者

対象者は本研究のために新たに参加を募った事業場から登録のあった症例・対照群に加え、国立国際医療センターにて実施している職域疫学コホート調査（JECHO 調査）において登録されている症例・対照群を合わせて対象とした。対照群は症例1名に対し1～2名が登録された。なお、脳卒中・心筋梗塞の既往者、TIA・狭心症・冠動脈再建術の既往者は対象から除外した。

3．調査方法

2008 年度から症例の発症までの期間の健康診断結果のうち、発症前3年間の健康診断結果について症例群と対照群との比較を行った。

C．研究結果

調査対象事業場数 16 事業場より、症例群計 108 件、対照群計 163 件が登録された。このうち、対照群の健診データ欠損などによりマッチングできないケース、対照群の選定基準に誤りがあるケース（年齢のマッチングがされていない等）の理由により症例・対照それぞれ13件・4件が除外され、最終的には症例95件、対照 159 件を解析対象とした。対象者の属性を表1・表 2 に示す。30 歳代の発症は7名、40歳代の発症は28名、50歳代での発症が 51 名、60 歳代での発症が 9 名であった。2015 年以降の発症者数が減少傾向であるが、これは事業場からの症例発生後の情報の収集が継続中であること等が関与している。症例 95 件のうち男性が 91 名、女性が 4 名であった。

非喫煙者・禁煙者に対して喫煙者と症例発症との間には優位な関連を認め、非喫煙者に対する喫煙者・禁煙者と症例発症との間にはより優位な関連が認められた。飲酒歴と症例発症との間には関連は認められなかった。

発症時点から過去 3 回分を遡った職域定期健康診断結果の幾何平均値を表 3 に示す。症例群・対照群 2 群間の比較にて、BMI、血圧値、脂質異常、耐糖能異常と症例の発症との間に関連が認められた。肝機能障害については発症3回前の健康診断において症例対照間で優位な差が認められたが。その後の経過で関連は認められなかった。赤血球系の検査と症例の発症との間には関連は見られなかった。

D．考察およびE．結論

喫煙歴と発症との優位な関連が認められ、また発症直前の過去3年間位置いて、現行の健診項目のうち赤血球系の検査以外において、優位な関連が認められた。肝機能検査については、GPT の項目で 2 回、症例群が対照群にして高い傾向が見られたが、発症直近の検査では優位な関連は見られなかった。

なお本調査は症例数が約 100 名弱であることから、職歴や年代等で層化しての解析にはサンプルサイズが十分ではなく、また対照群が必ずしも1症例に対して2名配置されていないため、症例群と対照群の対象者属性がやや異なる可能性がある。本解析時点で JECHO 調査において調査継続中であり、今後引き続き解析対象者の蓄積を待ち、解析の実施が必要である。

F. 参考文献

なし

G. 研究発表

なし

H. 知的財産権の出願・登録状況

なし

表1:対象者属性

度数		症例	対照	合計
人数		95	159	254
		（脳卒中59例、心筋梗塞36例）		
平均年齢(2008年時点）		45.6±6.8	45.9±7.1	45.7±6.9
年代（2008年時点）	<30歳	1	2	3
	30-39歳	19	28	47
	40-49歳	40	72	112
	50-59歳	34	57	91
	>=60歳	1	0	1
性別	男性	91	152	243
	女性	4	7	11
喫煙歴	非喫煙者	53	64	117
	禁煙者	26	36	62
	喫煙者	15	58	73
飲酒歴	非飲酒者	20	36	56
	禁酒者	1	1	2
	機会飲酒者	19	23	42
	飲酒者	55	97	152

表2 発症年代別発症者数

年度	<30歳	30-39歳	40-49歳	50-59歳	>=60歳	計
2012	0	2	5	7	2	16
2013	0	2	7	13	0	22
2014	0	3	8	16	2	29
2015	0	0	4	9	3	16
2016	0	0	4	4	2	10
2017	0	0	0	2	0	2
計	0	7	28	51	9	95

表3 発症以前3回の健康診断結果の集計

項目	発症3回前									発症2回前									発症1回前								
	症例				対照				p	症例				対照				p	症例				対照				p
	度数	幾何平均値	最小	最大	度数	幾何平均値	最小	最大		度数	幾何平均値	最小	最大	度数	幾何平均値	最小	最大		度数	幾何平均値	最小	最大	度数	幾何平均値	最小	最大	
身長(cm)	87	169.8	148.3	184.5	151	170.5	151.0	186.8	0.39	91	169.3	148.5	184.5	150	170.4	151.0	187.0	0.22	95	169.0	148.8	184.5	159	170.5	149.6	187.1	0.10
体重(kg)	87	73.0	51.8	141.1	151	68.6	46.9	100.6	<0.01	91	73.1	49.8	143.0	150	68.6	48.6	103.9	<0.01	95	74.4	50.5	755.0	159	68.9	48.9	102.6	<0.01
BMI(kg/m^2)	87	25.3	19.5	45.9	151	23.6	15.8	38.2	<0.01	91	25.5	19.4	46.5	150	23.6	15.6	38.1	<0.01	95	25.4	19.6	46.8	159	23.7	15.5	39.1	<0.01
腹囲(cm)	86	87.7	68	145	145	84.0	65	116	<0.01	90	88.1	65	140	148	84.2	65	121	<0.01	94	87.7	67	148	157	84.4	63	117	<0.01
収縮期血圧(mmHg)	87	131.3	100	190	151	121.9	90	168	<0.01	91	132.0	97	190	150	121.5	87	166	<0.01	95	133.0	102	204	159	122.2	91	166	<0.01
拡張期血圧(mmHg)	87	83.3	60	128	151	77.5	54	113	<0.01	91	83.7	56	116	150	76.8	45	111	<0.01	95	84.8	64	142	159	77.8	53	111	<0.01
総コレステロール(mg/dl)	69	207.2	110	327	114	199.9	123	301	0.15	70	212.8	145	301	118	198.8	116	277	<0.01	73	208.3	132	337	123	199.8	128	271	0.07
中性脂肪(mg/dl)	86	133.0	48	524	145	110.3	35	561	<0.05	91	132.7	45	632	150	114.1	30	530	<0.05	95	125.6	45	558	159	110.5	38	449	0.08
HDL−コレステロール(mg/dl)	86	52.0	32	92	145	57.4	32	121	<0.01	91	52.2	33	94	150	56.7	31	111	<0.05	95	53.1	31	110	159	56.9	30	124	<0.05
LDL−コレステロール(mg/dl)	86	126.5	35	210	145	114.9	57	193	<0.05	91	129.7	44	216	150	116.2	50	214	<0.01	95	127.4	63	265	159	115.2	38	204	<0.01
GOT(IU/l)	86	24.4	10	156	146	22.0	12	129	<0.05	91	23.7	11	112	150	22.3	14	77	0.20	95	23.6	11	99	159	22.9	12	80	0.46
GPT(IU/l)	86	26.9	10	257	146	22.8	8	196	<0.05	91	25.7	9	188	150	22.3	8	99	<0.05	95	25.8	8	153	159	23.6	7	109	0.18
γ GTP(IU/l)	86	46.6	10	694	146	36.4	10	278	<0.05	91	45.1	11	584	150	37.9	10	324	0.07	95	44.5	10	429	159	38.9	10	245	0.13
赤血球数(万/ml)	86	485.5	373	625	147	482.5	374	605	0.61	91	489.5	398	657	150	482.4	361	626	0.22	95	489.6	376	628	159	482.9	356	606	0.25
ヘモグロビン(g/dl)	86	15.0	5.6	19.1	147	14.9	10.8	18.8	0.76	91	15.3	12.0	19.0	150	14.9	11.5	19.1	<0.05	95	15.4	11.6	18.8	159	15.0	12.0	18.4	<0.05
血糖値(mg/dl)	80	109.7	78	276	130	99.6	74	169	<0.01	86	112.6	80	334	138	100.7	72	199	<0.01	89	108.4	11	303	143	100.4	78	202	0.06
HbA1c(%)	78	6.0	5.0	11.5	131	5.5	4.7	7.4	<0.01	78	6.0	4.9	11.0	132	5.5	4.6	7.9	<0.01	74	6.0	4.9	9.9	124	5.6	4.6	8.6	<0.01

分担研究報告書

脳心臓疾患の発症にかかる職域定期健康診断結果についての探索的検討

分担研究者　　大久保 靖司

労災疾病臨床研究事業補助金
分担研究年度終了報告書

脳心臓疾患の発症にかかる職域定期健康診断結果についての探索的検討

分担研究者　大久保　靖司　　東京大学環境安全本部　教授

研究要旨

職域における脳卒中・心筋梗塞発症における職域健康診断の予防的介入ポイントとして、発症前の健診結果の変動と発症との関与を検討するために、症例対照研究を実施した。2012 年度から 2016 年度の間に発症した症例 14 例およびその対照 26 名に対して、職域健康診断結果と発症との関連を検討した。本研究により、職域健康診断の主な検査対象疾患である高血圧・糖尿病・高脂血症・肝機能障害の発症前の変動と発症との間に関連は認められなかった一方、血色素量と発症との間に優位な関連が認められた。血色素量の変動と脳心臓疾患との関連については明確な先行研究がなく、また本研究はサンプルサイズが十分ではないことから、測定されていない交絡要因の関与なども考慮し、現時点では結果の解釈は慎重な解釈が必要である。今後サンプルサイズの増加、高変動群のカットオフポイントの調整などによる調査解析が必要である。

研究協力者　山本　健也（東京大学環境安全本部）

A. 研究目的

職域健康診断は平成元年に成人病・生活習慣病予防を目的とした項目が採用され、平成 20 年に後期高齢者医療制度を基にした保健事業間の統一を背景にメタボリック症候群に関する検査項目が追加された。これらの結果は職域において疾患の予防的指導の材料として広く使用されている。しかし、職域での脳卒中・心臓疾患の在職者発症については、その原因の検討は必ずしも十分とは言えず、特に健康診断結果の経年変化と発症との関与については明確とはいえない。本研究の目的は、脳卒中・心筋梗塞（以下、脳心臓疾患）の発症に対する現行の職域健康診断項目の寄与について経年的変化に注目し、特に発症前の健診結果の変動が大きい群（高変動群）への予防的介入の意義について、検討することである。

B. 研究方法

1. デザイン

2012 年 4 月 1 日から 2017 年 2 月末まで(5

年間)に脳卒中・心筋梗塞を発症した症例群および性別年齢をマッチしてランダムに抽出して対照群とした、症例対照研究を実施した。

2. 対象者

対象者は本研究のために新たに参加を募った事業場から登録のあった者を対象とした。対照群は症例1名に対し1～2名が登録された。なお、脳卒中・心筋梗塞の既往者、一過性脳虚血発作(TIA)・狭心症・冠動脈再建術の既往者は対象から除外した。

3. 調査方法

2008 年度から症例の発症までの期間の健康診断結果のうち、発症前3年間の健康診断結果から血液検査結果及び身体測定結果について、以下の条件により設定した項目を曝露要因として、症例の発症の有無を従属変数としたクロス集計を行い、また喫煙歴、飲酒歴、交代勤務の有無で調整したロジステッィック回帰分析により両者の関連を検討した。

1)疾患カテゴリおよびその診断基準

①高血圧

収縮期血圧 140mmHg 以上、または拡張期血圧 90mmHg 以上、または降圧剤服薬あり

②赤血球系異常

多血：Hb18.5g/dl(男性)以上、または16.5g/dl(女性)以上

貧血：Hb13.0g/dl(男性)未満、または12.0g/dl(女性)未満

③高脂血症

中性脂肪 150mg/dl 以上、または LDL コレステロール 140mg/dl 以上、または HDL コレステロール 40mg/dl 未満、または脂質異常改善薬服薬あり

④耐糖能異常

空腹時血糖 126mg/dl 以上、または糖尿病治療あり、または HbA1c (NGSP 値)6.5%以上

⑤肝機能障害

AST40IU/l 以上、または ALT45 IU/l 以上、または GGT80IU/l 以上

2)検査データの高変動群

各血液検査結果・身体測定結果の過去3年間の検査結果の変動の分布より 75 パーセンタイルをカットオフとし、上位を高変動群とした 2 値と発症との関連を検討した。

C. 研究結果

調査対象事業場数 11 事業場より、49 名(症例 17・対照 32)が登録された。このうち、対照群の健診データ欠損などによりマッチングできないケース、対照群の選定基準に誤りがあるケース(年齢のマッチングがされていない等)の理由により症例 3 件、対照 6 件が除外され、最終的には症例 14 件、対照 26 件を解析対象とした。対象者の属性を表 1・表 2 に示す。30 歳代の発症は7名、40 歳代の発症は 15 名、50 歳代での発症が 17 名、60 歳代での発症が 1 名であった。症例 14 件はすべて男性であった。

非喫煙者・禁煙者に対して喫煙者と症例発症との間には優位な関連を認め(p=0.026)、非喫煙者に対する喫煙者・禁煙者と症例発症との間にはより優位な関連が認められた(p=0.012)。飲酒歴と症例発症との間には関連は認められなかった(図表なし)。

発症時点から過去 3 回分を遡った職域定期健康診断結果の幾何平均値を表 3 に示す。2 群間の比較にて、BMI、脂質異常、赤

血球数について、優位な差が認められた。

上記 3−1)で設定した主要疾患カテゴリと発症との関連について表 4 および表 5 に示す。主要疾患カテゴリと脳心臓疾患発症との優位な関連は認められなかった。

上記 3−2)で設定した高変動群と発症との関連について表 6 から表 8 に示す。血色素量について、対照群に対して症例群で増加傾向が認められ、ロジスティック回帰分析において優位な増加が認められた（OR8.4）。

D. 考察

発症直前の過去3年間の定期健康診断結果の解析から、現行の健診項目のうち血色素検査において、3年間の変動と発症の間に優位な関連が認められたが、その他の疾患群および検査項目については優位な関連は認められなかった。

赤血球系異常と発症との関連が認められたことについて、赤血球数の増減との関与は認められなかったことから、骨髄造血や体内水分量の異常との関連は否定的である。血色素量と脳心臓疾患の発症との関連についての先行研究はほとんど見当たらず、今回の結果が脳心臓疾患の原因となる病態生理や、脳心臓疾患の発症過程における代謝的変化を示しているものなのかは明確ではない。なお「特定健診・特定保健指導のあり方にかかる検討会」においては、赤血球数や血色素量は貧血の早期発見のための指標としての評価がされている項目であり、職域健康診断においても、高所作業や運転業務等の一部の危険有害業務に対する就業措置の検討材料として用いられている。したがって、血色素量と脳心臓疾患との関連については、現在測定されていない交絡要因の存在等、現時点ではその結果の解釈について慎重に判断をする必要がある。今後サンプルサイズの増加や、高変動群のカットオフポイントの調整などによる調査・解析が必要である。

なお、75パーセンタイル値をカットオフとした今回の調査では、血色素量以外について、高変動群と他の群との間に関連を示唆する傾向は認められなかった。95 パーセンタイル値をカットオフとした検討は、症例数が少ないことから解析を見送った。

E. 結論

職域定期健康診断結果の脳心臓疾患への寄与について、高血圧・糖尿病・高脂血症・肝機能障害については直前の変動との関与が認められず、また症例群の検査結果が3年間とも対照群よりも高値の傾向であることなどから、その直前の検査結果の変動が疾患の発症に寄与するという本研究の仮説は否定的であった。しかし、血色素量の変動については引き続き検討が必要であると考えられた。

なお、本調査は症例数が 14 名であることからサンプルサイズが十分ではなく、また対照群が必ずしも1症例に対して2名配置されていないため、症例群と対照群の対象者属性がやや異なる可能性がある。本解析時点で JECHO 調査とのデータの統合による解析が進行中であり、今後引き続き解析対象者を増加した段階での実施が必要である。

F. 参考文献

なし

G. 研究発表

なし

H. 知的財産権の出願・登録状況

なし

表1:対象者属性

度数		症例	対照	合計
人数		14	26	40
		（脳卒中7例、心筋梗塞8例）		
平均年齢(2008年時点)		46.7±5.9	46.3±7.7	
年代（2008年時点）				
	30-39歳	3	4	7
	40-49歳	5	10	15
	50-59歳	5	12	17
	>=60歳	1	0	1
性別	男性	14	26	40
	女性	0	0	0
喫煙歴	非喫煙者	0	9	9
	禁煙者	2	4	6
	喫煙者	12	13	25
飲酒歴	非飲酒者	2	8	10
	禁酒者	0	0	0
	機会飲酒者	4	1	5
	飲酒者	8	17	25
有病者数	高血圧	7	13	20
	糖尿病	2	0	2
	高脂血症	12	20	32
	肝機能障害	5	9	14
	赤血球系異常	1	3	4
過去2年間の検査値増悪の該当者（人）	BMI	9	11	20
	腹囲	5	15	20
	収縮期血圧	9	14	23
	拡張期血圧	8	14	22
	中性脂肪	6	12	18
	HDLコレステロール	6	10	16
	LDLコレステロール	10	18	28
	GOT	8	11	19
	GPT	8	11	19
	γ GTP	7	13	20
	赤血球数	8	12	20
	血色素量	10	11	21
	HbA1c（n=29）	4	14	18
	血糖値(n=19)	5	5	10

表2 発症年代別発症者数

年度	<30歳	30-39歳	40-49歳	50-59歳	>=60歳	計
2012	0	0	0	6	0	6
2013	0	0	0	3	0	3
2014	0	0	6	5	1	12
2015	0	5	3	3	0	11
2016	0	2	6	0	0	8
計	0	7	15	17	1	40

表3　発症以前3回の健康診断結果の集計

項目	発症3回前									発症2回前									発症1回前								
	症例				対照				p	症例				対照				p	症例				対照				p
	度数	幾何平均値	最小	最大	度数	幾何平均値	最小	最大		度数	幾何平均値	最小	最大	度数	幾何平均値	最小	最大		度数	幾何平均値	最小	最大	度数	幾何平均値	最小	最大	
身長(cm)	14	171.2	160.3	182.6	26	170.1	160.4	181.8	0.53	14	171.2	160.5	182.4	26	170.1	160.3	181.8	0.514	14	171.2	159.5	183.6	26	170.0	160.3	181.3	0.505
体重(kg)	14	72.4	55.0	95.8	26	68.0	55.4	85.7	0.11	14	73.7	55.7	94.6	26	68.0	54.9	83.5	<0.05	14	72.8	56.1	92.1	26	67.9	53.9	82.0	0.079
BMI(kg/m^2)	14	24.7	20.8	28.9	26	23.5	20.6	28.6	0.12	14	25.2	21.0	28.6	26	23.5	20.5	28.6	<0.05	14	24.9	19.9	30.2	26	23.5	20.5	28.2	0.103
腹囲(cm)	13	86.8	77	100	26	83.2	75	100	0.13	14	87.9	75	99	26	83.9	75	99	0.083	14	86.4	72	98	26	83.8	74	96	0.283
収縮期血圧(mmHg)	14	124.6	114	142	26	122.1	102	149	0.55	14	126.3	110	150	26	124.7	104	160	0.703	14	126.8	110	150	26	124.1	105	152	0.542
拡張期血圧(mmHg)	14	82.2	69	100	26	80.5	66	101	0.59	14	81.7	71	94	26	81.0	62	101	0.795	14	83.0	71	96	26	81.6	67	98	0.654
総コレステロール(mg/dl)	7	212.0	187	236	12	199.0	166	241	0.19	6	218.1	193	269	13	204.2	153	258	0.368	6	221.9	198	279	13	211.5	170	265	0.445
中性脂肪(mg/dl)	14	133.1	52	507	26	145.0	37	561	0.71	14	134.7	67	384	26	135.1	39	428	0.987	14	118.9	64	558	26	142.4	58	430	0.337
HDL−コレステロール(mg/dl)	14	48.3	32	72	26	59.5	35	121	<0.05	14	47.0	36	70	26	58.1	39	100	<0.05	14	49.3	32	71	26	58.5	38	108	0.052
LDL−コレステロール(mg/dl)	14	128.0	89	170	26	107.5	66	154	<0.05	14	134.9	90	185	26	114.0	57	178	0.074	14	136.6	92	204	26	116.4	70	175	<0.05
GOT(IU/l)	14	23.7	14	64	26	23.1	17	46	0.8	14	22.1	14	58	26	22.0	15	34	0.947	14	23.8	13	80	26	22.9	16	40	0.735
GPT(IU/l)	14	24.1	11	98	26	24.7	10	45	0.87	14	22.9	11	81	26	22.2	9	58	0.834	14	24.2	10	98	26	24.4	12	55	0.973
γ GTP(IU/l)	14	44.7	10	122	26	41.5	16	220	0.75	14	42.6	11	136	26	43.7	19	254	0.904	14	43.6	10	215	26	46.8	19	239	0.779
赤血球数(万/ml)	14	481.0	426	538	26	473.4	374	597	0.6	14	484.7	441	529	26	470.3	361	575	0.312	14	483.0	403	564	26	472.9	356	558	0.516
ヘモグロビン(g/dl)	14	15.1	13.6	16.7	26	14.9	12.6	17.4	0.47	14	15.5	13.7	16.9	26	14.7	12.9	17.0	<0.05	14	15.4	12.5	18.2	26	14.8	12.4	16.7	0.135
血糖値(mg/dl)	8	96.9	78	116	12	96.8	85	116	0.99	8	103.7	85	139	11	100.3	89	112	0.533	8	83.8	11	242	11	97.2	85	116	0.584
HbA1c(%)	10	5.8	5.1	10.0	20	5.4	4.8	6.1	0.12	10	5.8	5.1	9.7	20	5.4	4.7	6.0	0.137	10	5.8	5.2	7.7	22	5.5	5.1	6.2	0.107

表4　主要疾患の有無と発症との関連

疾患	症例	対照	合計	p
高血圧	7	13	20	1.00
糖尿病	2	0	2	0.12
高脂血症	12	20	32	0.69
肝機能障害	5	9	14	0.95
赤血球系異常	1	3	4	1.00

表5 疾患カテゴリと発症の関連についてのロジスティック回帰分析結果

疾患名	オッズ比	95%信頼区間		p
		下限	上限	
高血圧	1.1	0.27	4.41	0.91
高脂血症	2.0	0.31	13.54	0.46
肝機能障害	0.9	0.20	3.82	0.85
赤血球系異常	0.6	0.04	8.73	0.69

＊糖尿病については対照群に罹患者がいない為除外

表6　検査項目の変動の比較

項目	症例		対照		p
	人数	平均値	人数	平均値	
BMI	14	0.19 ± 1.37	26	0.06 ± 0.66	0.63
腹囲	13	−0.29 ± 5.33	26	0.28 ± 3.06	0.60
収縮期血圧	14	2.64 ± 11.8	26	2.15 ± 14.96	0.86
拡張期血圧	14	0.57 ± 8.36	26	0.90 ± 8.66	0.86
中性脂肪	14	−13.50 ± 47.8	26	−17.40 ± 107.04	0.81
HDLコレステロール	14	0.93 ± 4.14	26	−0.73 ± 10.88	0.30
LDLコレステロール	14	9.29 ± 19.5	26	9.00 ± 21.70	0.95
GOT	14	0.86 ± 6.48	26	0.18 ± 6.68	0.63
GPT	14	0.57 ± 8.74	26	0.15 ± 10.95	0.84
γ　GTP	14	6.43 ± 37.3	26	6.05 ± 25.20	0.96
赤血球数	14	2.86 ± 17.7	26	0.65 ± 17.30	0.56
血色素量	14	0.36 ± 0.78	26	0.09 ± 0.45	0.08
HbA1c	9	−0.22 ± 0.82	20	0.03 ± 0.22	0.22
血糖値	8	8.38 ± 58.3	11	3.95 ± 5.10	0.72

表7 検査項目の変動と発症との関連

項目	人数	75パーセンタイル値	症例群該当数	対照群該当数	該当者計	p
BMI	40	0.60	5	6	11	0.457
腹囲	39	3.00	4	6	10	0.704
収縮期血圧	40	10.50	4	6	10	0.718
拡張期血圧	40	4.00	3	7	10	1.000
中性脂肪	40	23.75	4	6	10	0.718
HDLコレステロール	40	3.75	1	7	8	0.222
LDLコレステロール	40	23.25	4	6	10	0.718
GOT	40	3.75	4	6	10	0.718
GPT	40	5.75	3	7	10	1.000
γ GTP	40	13.25	4	6	10	0.718
赤血球数	40	11.75	4	6	10	0.718
血色素量	40	0.40	7	4	11	0.061
HbA1c	29	0.25	1	6	7	0.382
血糖値	19	6.00	3	1	4	0.250

検定はFisherの直接確率法による

表8 検査変動値と発症の関連についてのロジスティック回帰分析結果

項目	オッズ比	95%信頼区間		p
		下限	上限	
BMI	2.1	0.40	11.26	0.38
腹囲	0.9	0.17	4.82	0.91
収縮期血圧	1.1	0.22	5.67	0.90
拡張期血圧	0.7	0.13	3.84	0.68
中性脂肪	1.4	0.25	7.64	0.72
HDLコレステロール	1.2	0.19	7.35	0.86
LDLコレステロール	0.9	0.18	4.65	0.91
GOT	1.0	0.17	5.56	0.97
GPT	0.7	0.13	3.71	0.67
γ GTP	1.9	0.35	10.39	0.46
赤血球数	1.3	0.25	6.58	0.76
血色素量	8.4	1.26	56.50	0.03
HbA1c	0.3	0.02	3.37	0.31
血糖値	2.9	0.15	58.01	0.49

表1:対象者属性

度数		症例	対照	合計
人数		14	26	40
		（脳卒中7例、心筋梗塞8例）		
平均年齢(2008年時点)		46.7±5.9	46.3±7.7	
年代（2008年時点）				
	30-39歳	3	4	7
	40-49歳	5	10	15
	50-59歳	5	12	17
	>=60歳	1	0	1
性別	男性	14	26	40
	女性	0	0	0
喫煙歴	非喫煙者	0	9	9
	禁煙者	2	4	6
	喫煙者	12	13	25
飲酒歴	非飲酒者	2	8	10
	禁酒者	0	0	0
	機会飲酒者	4	1	5
	飲酒者	8	17	25
有病者数	高血圧	7	13	20
	糖尿病	2	0	2
	高脂血症	12	20	32
	肝機能障害	5	9	14
	赤血球系異常	1	3	4
過去2年間の検査値増悪の該当者（人）	BMI	9	11	20
	腹囲	5	15	20
	収縮期血圧	9	14	23
	拡張期血圧	8	14	22
	中性脂肪	6	12	18
	HDLコレステロール	6	10	16
	LDLコレステロール	10	18	28
	GOT	8	11	19
	GPT	8	11	19
	γGTP	7	13	20
	赤血球数	8	12	20
	血色素量	10	11	21
	HbA1c(n=29)	4	14	18
	血糖値(n=19)	5	5	10

表2　発症年代別発症者数

年度	<30歳	30-39歳	40-49歳	50-59歳	>=60歳	計
2012	0	0	0	6	0	6
2013	0	0	0	3	0	3
2014	0	0	6	5	1	12
2015	0	5	3	3	0	11
2016	0	2	6	0	0	8
計	0	7	15	17	1	40

表3 発症以前3回の健康診断結果の集計

	項目	発症3回前								
		症例				対照				p
		度数	幾何平均値	最小	最大	度数	幾何平均値	最小	最大	
発症3回前	身長(cm)	14	171.2	160.3	182.6	26	170.1	160.4	181.8	0.53
	体重(kg)	14	72.4	55.0	95.8	26	68.0	55.4	85.7	0.11
	BMI(kg/m^2)	14	24.7	20.8	28.9	26	23.5	20.6	28.6	0.12
	腹囲(cm)	13	86.8	77	100	26	83.2	75	100	0.13
	収縮期血圧(mmHg)	14	124.6	114	142	26	122.1	102	149	0.55
	拡張期血圧(mmHg)	14	82.2	69	100	26	80.5	66	101	0.59
	総コレステロール(mg/dl)	7	212.0	187	236	12	199.0	166	241	0.19
	中性脂肪(mg/dl)	14	133.1	52	507	26	145.0	37	561	0.71
	HDL−コレステロール(mg/dl)	14	48.3	32	72	26	59.5	35	121	<0.05
	LDL−コレステロール(mg/dl)	14	128.0	89	170	26	107.5	66	154	<0.05
	GOT(IU/l)	14	23.7	14	64	26	23.1	17	46	0.8
	GPT(IU/l)	14	24.1	11	98	26	24.7	10	45	0.87
	γGTP(IU/l)	14	44.7	10	122	26	41.5	16	220	0.75
	赤血球数(万/ml)	14	481.0	426	538	26	473.4	374	597	0.6
	ヘモグロビン(g/dl)	14	15.1	13.6	16.7	26	14.9	12.6	17.4	0.47
	血糖値(mg/dl)	8	96.9	78	116	12	96.8	85	116	0.99
	HbA1c(%)	10	5.8	5.1	10.0	20	5.4	4.8	6.1	0.12

	項目	症例				対照				p
		度数	幾何平均値	最小	最大	度数	幾何平均値	最小	最大	
発症2回前	身長(cm)	14	171.2	160.5	182.4	26	170.1	160.3	181.8	0.51
	体重(kg)	14	73.7	55.7	94.6	26	68.0	54.9	83.5	<0.05
	BMI(kg/m^2)	14	25.2	21.0	28.6	26	23.5	20.5	28.6	<0.05
	腹囲(cm)	14	87.9	75	99	26	83.9	75	99	0.08
	収縮期血圧(mmHg)	14	126.3	110	150	26	124.7	104	160	0.7
	拡張期血圧(mmHg)	14	81.7	71	94	26	81.0	62	101	0.8
	総コレステロール(mg/dl)	6	218.1	193	269	13	204.2	153	258	0.37
	中性脂肪(mg/dl)	14	134.7	67	384	26	135.1	39	428	0.99
	HDL−コレステロール(mg/dl)	14	47.0	36	70	26	58.1	39	100	<0.05
	LDL−コレステロール(mg/dl)	14	134.9	90	185	26	114.0	57	178	0.07
	GOT(IU/l)	14	22.1	14	58	26	22.0	15	34	0.95
	GPT(IU/l)	14	22.9	11	81	26	22.2	9	58	0.83
	γGTP(IU/l)	14	42.6	11	136	26	43.7	19	254	0.9
	赤血球数(万/ml)	14	484.7	441	529	26	470.3	361	575	0.31
	ヘモグロビン(g/dl)	14	15.5	13.7	16.9	26	14.7	12.9	17.0	<0.05
	血糖値(mg/dl)	8	103.7	85	139	11	100.3	89	112	0.53
	HbA1c(%)	10	5.8	5.1	9.7	20	5.4	4.7	6.0	0.14

	項目	症例				対照				p
		度数	幾何平均値	最小	最大	度数	幾何平均値	最小	最大	
発症1回前	身長(cm)	14	171.2	159.5	183.6	26	170.0	160.3	181.3	0.51
	体重(kg)	14	72.8	56.1	92.1	26	67.9	53.9	82.0	0.08
	BMI(kg/m^2)	14	24.9	19.9	30.2	26	23.5	20.5	28.2	0.1
	腹囲(cm)	14	86.4	72	98	26	83.8	74	96	0.28
	収縮期血圧(mmHg)	14	126.8	110	150	26	124.1	105	152	0.54
	拡張期血圧(mmHg)	14	83.0	71	96	26	81.6	67	98	0.65
	総コレステロール(mg/dl)	6	221.9	198	279	13	211.5	170	265	0.45
	中性脂肪(mg/dl)	14	118.9	64	558	26	142.4	58	430	0.34
	HDL−コレステロール(mg/dl)	14	49.3	32	71	26	58.5	38	108	0.05
	LDL−コレステロール(mg/dl)	14	136.6	92	204	26	116.4	70	175	<0.05
	GOT(IU/l)	14	23.8	13	80	26	22.9	16	40	0.74
	GPT(IU/l)	14	24.2	10	98	26	24.4	12	55	0.97
	γGTP(IU/l)	14	43.6	10	215	26	46.8	19	239	0.78
	赤血球数(万/ml)	14	483.0	403	564	26	472.9	356	558	0.52
	ヘモグロビン(g/dl)	14	15.4	12.5	18.2	26	14.8	12.4	16.7	0.14
	血糖値(mg/dl)	8	83.8	11	242	11	97.2	85	116	0.58
	HbA1c(%)	10	5.8	5.2	7.7	22	5.5	5.1	6.2	0.11

表4　主要疾患の有無と発症との関連

疾患	症例	対照	合計	p
高血圧	7	13	20	1.00
糖尿病	2	0	2	0.12
高脂血症	12	20	32	0.69
肝機能障害	5	9	14	0.95
赤血球系異常	1	3	4	1.00

表5 疾患カテゴリと発症の関連についてのロジスティック回帰分析結果

疾患名	オッズ比	95%信頼区間		p
		下限	上限	
高血圧	1.1	0.27	4.41	0.91
高脂血症	2.0	0.31	13.54	0.46
肝機能障害	0.9	0.20	3.82	0.85
赤血球系異常	0.6	0.04	8.73	0.69

＊糖尿病については対照群に罹患者がいない為除外

表6 検査項目の変動の比較

項目	症例			対照			p
	人数	平均値		人数	平均値		
BMI	14	0.19	± 1.37105	26	0.06	± 0.66	0.63
腹囲	13	−0.29	± 5.33174	26	0.28	± 3.06	0.60
収縮期血圧	14	2.64	± 11.77747	26	2.15	± 14.96	0.86
拡張期血圧	14	0.57	± 8.36397	26	0.90	± 8.66	0.86
中性脂肪	14	−13.50	± 47.77954	26	−17.40	± 107.04	0.81
HDLコレステロール	14	0.93	± 4.14106	26	−0.73	± 10.88	0.30
LDLコレステロール	14	9.29	± 19.5347	26	9.00	± 21.70	0.95
GOT	14	0.86	± 6.47904	26	0.18	± 6.68	0.63
GPT	14	0.57	± 8.74172	26	0.15	± 10.95	0.84
γ GTP	14	6.43	± 37.25528	26	6.05	± 25.20	0.96
赤血球数	14	2.86	± 17.66725	26	0.65	± 17.30	0.56
血色素量	14	0.36	± 0.77926	26	0.09	± 0.45	0.08
HbA1c	9	−0.22	± 0.81643	20	0.03	± 0.22	0.22
血糖値	8	8.38	± 58.28486	11	3.95	± 5.10	0.72

表7 検査項目の変動と発症との関連

項目	人数	75パーセンタイル値	症例群該当数	対照群該当数	該当者計	p
BMI	40	0.60	5	6	11	0.457
腹囲	39	3.00	4	6	10	0.704
収縮期血圧	40	10.50	4	6	10	0.718
拡張期血圧	40	4.00	3	7	10	1.000
中性脂肪	40	23.75	4	6	10	0.718
HDLコレステロール	40	3.75	1	7	8	0.222
LDLコレステロール	40	23.25	4	6	10	0.718
GOT	40	3.75	4	6	10	0.718
GPT	40	5.75	3	7	10	1.000
γ GTP	40	13.25	4	6	10	0.718
赤血球数	40	11.75	4	6	10	0.718
血色素量	40	0.40	7	4	11	0.061
HbA1c	29	0.25	1	6	7	0.382
血糖値	19	6.00	3	1	4	0.250

検定はFisherの直接確率法による

分担研究報告書

文献調査による健康診断項目の検討：
作業関連疾患関連要因と一般定期健康診断項目

分担研究者　　武林　亨

分担研究者　立道昌幸

労災疾病臨床研究事業補助金

総合研究報告書

文献調査による健康診断項目の検討:作業関連疾患関連要因と一般定期健康診断項目

研究分担者　武林　亨　慶應義塾大学医学部衛生学公衆衛生学教授

研究分担者　立道昌幸　東海大学医学部基盤診療学系公衆衛生学教授

研究要旨

本研究班では、一般健康診断の位置づけを、「作業関連疾患の予防、適正配置に活用可能である」と考え現在実施されている項目を再評価することを目的としている。つまり、健康診断は、単なる疾病のスクリーニングだけではなく、今後業務により健康障害を生じうるリスクがあるかどうかの予見性が必要であり、リスクの層別化を行えるかどうかが、その項目の有用性の指標となる。従って、文献情報収集にもそれぞれの目的にあわせたキーワードによる文献検索が必要なり、単一の検索結果では、不適当な結論を得る可能性があるため、まずはそのストラテジーを明確化させる必要がある。そこで、本年度は、そのストラテジーの検討とあわせて、心電図を一つの例として文献情報の整理を行った。作業関連疾患を対象とした場合、業務は多種、多様であり作業関連疾患として一括りに議論はできない。しかし、一般論として、作業関連疾患の重要度を考えれば、１）過労死、２）重篤な後遺症を伴う疾病の発症、３）現労働の継続が困難になる疾病の発症、病態の悪化、４）現労働の継続が困難になる健康障害リスクの集積、の予防と考えるのが妥当であろう。今回、心電図をその切り口として文献情報を収集したところ、１）ある程度過労死を予見できる可能性があること、２）心原性の脳梗塞発症に対する有用性にはエビデンスが不十分であること、３)、４）コホート研究で心電図異常は心臓死や心血管疾患の発症のリスクを予見できる可能性を示す報告があり、高血圧などの他のリスクとの集積により、より予見性が高まる可能性が報告されていたが、具体的な利用法に関しては提示されておらず、今後の研究課題であることが示唆された。

研究協力者　岡村智教　慶應義塾大学医学部衛生学公衆衛生学

A. 研究目的

広い意味での健康診断(以下、健診)は、疾病の早期発見の観点、ならびに高リスク群の選定の観点で行われている。

国際労働機関(ILO)と世界保健機関(WHO)は、産業保健について、1950年ならびに 1995 年改訂により、次のように定義している[1)]。

産業保健は次のことを目指すべきである。あらゆる職業の労働者の身体的、精神的、社会的に良好な状態を最高度に増進し維持すること、労働条件が原因となる健康（な状態）からの逸脱を予防すること、健康に不利な要因によってもたらされるリスクから雇用中の労働者を保護すること、労働者の生理学的、心理学的能力に適合した労働環境に労働者を配置し維持すること。つまり、仕事（work）を人に、人を仕事（job）に適合させることである。産業保健の主な目的には、以下の異なる3つがある。(i) 労働者の健康と作業能力の維持、増進、(ii)労働環境と仕事を改善し、安全と健康をもたらす、(iii)仕事における健康と安全をサポートする方向に組織と労働文化を発展させ、ポジティブな社会風土の醸成と円滑な職場運営の促進を図り、ひいては仕事の生産性も向上させるかもしれないこと。労働文化という概念には、その組織が採択した基幹的な価値体系の反映が意図されている。こうした文化は、経営システム、人事方針、参加原則、教育方針、品質管理の実践において反映される。

したがって、作業関連疾患の予防、労働者の適正配置を行うことがもっとも重要な産業保健の役割の一つであり、職域における一般定期健康診断（以下、一般健診）は、その一つの手段として位置づけられるべきと考えられる。

そこで本研究では、作業関連疾患の予防、適正配置を行う際に一般健診の結果を活用するための文献情報を整理することを目的とした。本年度は、作業関連疾患の予防における健康診断の位置づけを明確にし、その上で、作業関連疾患の原因となる要因（以下、作業関連疾患要因）と一般健診の健診項目との関係のうち、心電図について検討を行った。

B. 研究方法

（1）作業関連疾患予防における健康診断の位置づけの検討

作業関連疾患の概念とその対応策を提唱した1985年のWHO専門家委員会報告（Identification and control of work-related diseases : report of a WHO expert committee）[2]、日本産業衛生学会循環器疾患の作業関連要因検討委員会報告（1998 年）[3]を参照しつつ、作業関連疾患予防における健康診断の位置づけについて検討した。

（2）健康診断の項目としての心電図検査の有用性について

（2－1）作業関連疾患関連要因としての職業性ストレスと心電図検査所見との関連性について

本年度は、作業関連疾患の原因となる要因（以下、作業関連疾患要因）として、仕事による心理的ストレス（job strain、job stress）を取り上げ、①国内の疫学研究、②作業関連疾患要因：職業性ストレス（job strain）、③一般健診項目：心電図、④対象集団：一般集団（職域集団ならびに青・壮年および前期高齢者世代の地域在住者集団）、⑤データベース：PubMed、を条件として検索を行い、該当する研究をレビューした。

検索式は、以下の通りとした。

((job[All Fields] AND "strain"[All

Fields])) OR (job[All Fields] AND ("Stress"[Journal] OR "stress"[All Fields])))) AND ("electrocardiography"[MeSH Terms] OR "electrocardiography"[All Fields])

文献検索の結果、国内の研究は 1 件のみであったため、国外のものも含めて再検索し、16 件の文献がヒットした(交替制勤務による影響を検討したものや英語以外のものは除外)。これらについて、抄録の確認を行ったところ、ホルター心電図解析等による心拍変動(HRV、heart rate variability)をアウトカムとした報告がと大部分(国内報告を含む)であり、安静時の心電図所見に関する報告は見当たらなかった。

(2－2)過労死予防に対する心電図検査の有用性について

心血管疾患(CVD)に関する作業関連疾患予防における優先順位を考えると、1)過労死、2)重篤な後遺症を伴う疾病の発症、3)現労働の継続が困難になる疾病の発症、病態の悪化、4)CVD に対する健康障害リスクの集積の予防が考えられる。過労死については、過重労働が誘因となった心臓、脳血管障害による突然死を意味する。従って、心電図検査がまず、過労死の予見に寄与できるかどうかの視点による検討を以下の検索式にて行った。("death, sudden"[MeSH Terms] OR ("death"[All Fields] AND "sudden"[All Fields]) OR "sudden death"[All Fields] OR ("sudden"[All Fields] AND "death"[All Fields])) AND ("electrocardiogram"[MeSH Terms] OR "electrocardiography"[All Fields]) AND effectiveness[All Fields]この結果、122 論文がヒットした。これらは、主にアスリートにおける突然死に対する心電図の有用性評価に関する論文であった。直近の 2015 年に Harmon らのシステマチックレビューを認めたのでこれを利用した。[4] さらに、("death, sudden"[MeSH Terms] OR ("death"[All Fields] AND "sudden"[All Fields]) OR "sudden death"[All Fields] OR ("sudden"[All Fields] AND "death"[All Fields])) AND ("electrocardiography"[MeSH Terms] OR "electrocardiography"[All Fields] OR "electrocardiogram"[All Fields]) AND cohort[All Fields] AND ("Japan"[MeSH Terms] OR "japan"[All Fields])の検索式で日本のエビデンスについて検索した結果 28 論文がヒットし、タイトルから 4 論文[5-8]を選択した。

次に重篤な後遺症を伴う疾病の発症として、心原性の脳梗塞の原因となる心房細動が考えられる。従って心房細動について下記の検索式で検索を行った。("atrial fibrillation"[MeSH Terms] OR ("atrial"[All Fields] AND "fibrillation"[All Fields]) OR "atrial fibrillation"[All Fields]) AND ("stroke"[MeSH Terms] OR "stroke"[All Fields]) AND ("electrocardiography"[MeSH Terms] OR "electrocardiography"[All Fields] OR "electrocardiogram"[All Fields]) AND effectiveness[All Fields]この結果、32 論文がヒットした中で 4 論文[9-12]を選択した。また、2013 年のコクランレビュー[13]を参照した。

次に現労働の継続が困難になる疾病

の発症、リスクの集積としては、いわゆるCVD の発症の予見として心電図が有用であるかどうか、日本人を対象とした文献で検討した。("cardiovascular diseases"[MeSH Terms] OR ("cardiovascular"[All Fields] AND "diseases"[All Fields]) OR "cardiovascular diseases"[All Fields] OR ("cardiovascular"[All Fields] AND "disease"[All Fields]) OR "cardiovascular disease"[All Fields]) AND ("electrocardiography"[MeSH Terms] OR "electrocardiography"[All Fields] OR "electrocardiogram"[All Fields]) AND cohort[All Fields] AND ("risk"[MeSH Terms] OR "risk"[All Fields]) AND ("japan"[MeSH Terms] OR "japan"[All Fields])の検索式で検討した結果、83 論文がヒットした。タイトルとアブストラクトでスクリーニングした結果、8 論文[14−22)]を参照した。

C. 研究結果

（1）作業関連疾患予防の枠組みと健康診断の位置づけ

広い意味での健診は、疾病の早期発見ならびに高リスク群の選定の観点で行われていると考えられる。疾病の早期発見の観点では、早期発見に続く早期治療によって健康状態の改善が期待できるという治療可能性があることが求められ、がん検診等がこれに相当する。また、高リスク群選定の観点では、高リスク群の把握が将来の疾患罹患を予測しうるものであり、治療あるいは保健指導による行動変容によって健康状態の改善が期待できるという変容可能性が求められ、一般健診がこれに相当する。

ところで WHO 専門家委員会は、産業保健現場における疾患について、職業病（occupational disease）と作業関連疾患（work-related diseases）に分け、前者は「労働活動によるリスク要因への曝露の直接の結果として引き起こされる」疾患であるのに対し、後者は「労働環境や作業が関与していることだけではなく、その他の要因も加わって引き起こされる多要因性」の疾患であるとしている[2)]。

また同委員会は、作業関連疾患予防における医学検査（medical evaluation）の位置づけについて、「作業関連性、能力障害（disablity）、機能障害（impairment）を評価する健康評価プログラムは、いくつかの基本的機能を持つ必要がある」としている[2)]。この基本的機能には、職歴、病歴、服薬状況、家族歴、個人の習慣（アルコール、喫煙など）、栄養状態、余暇活動、といった情報の収集、ならびに注意深い診察、機能検査、臨床検査が含まれている。

以上より、職域における一般健診は、高リスク群の把握によって、（1）将来の疾患発症リスクを減少させるためという側面と、（2）作業関連疾患予防のための適正配置、就業制限を適切に行う、あるいは仕事と人をより積極的に適合させるために適正配置を適切に行うためという側面、が求められると考えられた（図）。後者の場合には、健診項目の検査結果によってのみ決定されるのではなく、面談や職場巡視を通して入手した情報と統合して判断される。また、非作業関連疾患であっても、疾患有病者の適正配置、就業制限にも、健康診断情報が有用である場

合があると想定された。

(2－1)作業関連疾患関連要因としての職業性ストレスと心電図検査所見との関連性について

この関連性を直接検討した報告は見当たらなかった。なお、Job strain と cardiovascular disease の関連性について、Sultan-Taieb[23]らによって

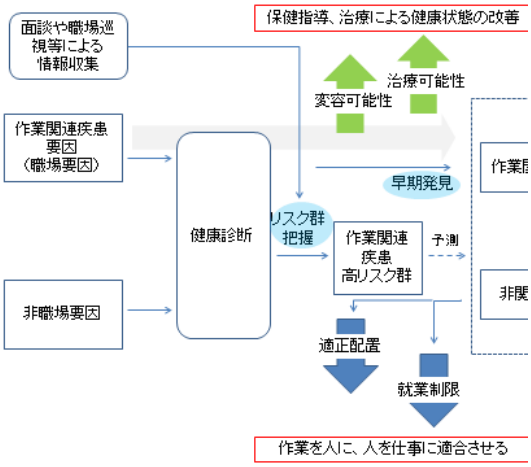


図. 作業関連疾患予防の枠組みと健康診断の位置づけ

初めて心血管疾患の業務による寄与率が計算されており、男性で 4.9-21.5%、女性で 0-15.9%との結果であった。

(3)心電図検査が作業関連疾患を予見しうるかについて:

1)過労死を予見しうる心電図検査の有用性について、

突然死を発症しうる疾患としては、肥大型心筋症、冠動脈奇形、致死性不整脈、long QT 症候群、Brugada 症候群などがあげられる。若年者の競技者に対してのスクリーニングには、理学的所見、家族歴、病歴調査が用いられるが、Harmon らが 2015 年に発刊した systematic review[4]によると、これら個々の疾患において、病歴調査、理学的検査に比し心電図検査は、感度はそれぞれ、5 倍(95%CI:94%(95%CI:79%-98%)、10 倍(90%-96%)、陽性尤度比 14.8(95% CI:9.43-23.16)と最も優れており、心電図検査の有用性を支持していた。また、Alattar[24]らの「競技者」に関する最新のレビューでは、突然死の予防に関して競技参加者への心電図検査の有用性に科学的根拠が示されているとしていた。ただし、日本人を対象とする論文は少なく、海外のデータの外挿化が必要であった。

重篤な後遺症を伴う疾病の発症については、心房細動のスクリーニングの有用性について論文情報を収集した。その検索結果や、さらにはコクランレビューにおいても 65 歳以上で、安静時の心電図検査によってスクリーニングする意義について有用であるエビデンスを示していた。しかしながら抗凝固療法のガイドラインを含め、65 歳未満についてのエビデンスは世界的にも限定的で、また、今後のアブレーションなどの治療技術の進歩により有用性の評価が変わる可能性があるため今後の研究課題であるとしていた。

現労働の継続が困難になる疾病の発症、病態の悪化、CVD に対する健康障害リスクの集積に関する心電図検査の有用性について:

文献検索の結果 83 文献がヒットしたが、title とアブストラクトでスクリーニングした結果、9 論文が該当した。さらに、特に日本人でのコホート研究では、Inohara[15]らが 2014 年に報告しており、心臓死のリスクは、心電図異常が 1 個の場合、ハザード比は 1.29(1.13-1.48)、2 個以上の異

常で 2.10（1.73-2.53）であった。また、海外の文献では V1 誘導における deep terminal 陰性 P 波、ST-T 異常、T 波軸変位などの異常により心血管障害のリスクの層別化が可能との知見であった。

D. 考察

本研究班では、一般健康診断の位置づけを、作業関連疾患の予防、適正配置と考え現在実施されている項目を再評価することを目的としている。つまり、健康診断は、単なる疾病のスクリーニングだけではなく、今後業務により健康障害を生じうるリスクがあるかどうかの予見性が必要であり、リスクの層別化を行えるかどうかが、その項目の有用性の指標となる。従って、それぞれの目的にあわせたキーワードによる文献検索が必要なり、単一の検索結果では、不適当な結論を得る可能性があるため、まずはそのストラテジーを明確化させる必要がある。そこで、本年度は、そのストラテジーの検討とあわせて、心電図を一つの例として文献情報の整理を行った。

作業関連疾患の重要度を優先順位とともに考察すると、1）過労死、2）重篤な後遺症を伴う疾病の発症、3）現労働の継続が困難になる疾病の発症、4）現労働の継続が困難になる健康障害リスクの増加、が考えられる。そこでこの順序で、心電図の有用性に関する文献情報の収集を行った。

まず、過労死であるが、過労死とは、「過度な労働負担が誘因となって、高血圧や動脈硬化などの基礎疾患が悪化、脳血管疾患や虚血性心疾患、急性心不全などを発症し、永久的労働不能または死に至った状態」と定義される。労働負担による生体反応としては、長時間労働、出張過多等による慢性疲労の蓄積、過緊張状態などの精神的、肉体的ストレスによるカテコラミン、ステロイドホルモン等の異常上昇が考えられるが、その類似した状態としては、アスリート「競技」による突然死が具体例として代替できる可能性がある。これまで、競技中の突然死の予防に関して、心電図検査の有用性の評価が、長い議論の中詳細に行われてきたので、これを参考とした。Harmon らのスレマテイックレビュー論文では心電図検査は、競技参加者に実施することにより突然死を防止しうる可能性が高く、医療経済的な観点からも有用性が、支持する結果であった。注意する点としてこれらのエビデンスは、若年者アスリートにおける心電図検査の有用性を評価しているのであって、労働者特に現在中高年に実施されている心電図検査における過労死の予見性についてのエビデンスを示すものではない。労働者における過労死の病態では、若年者に見られる先天的な変化に加え、カテコラミン過剰による冠動脈スパスムや、既存の動脈硬化の進展による虚血性の変化が考えられる。この点で、心電図の ST-T 異常がそれを予見する因子になるかどうか検討が必要であるが、文献的にはこの点での有用性に関するエビデンスは認められなかった。また、突然死予防のための心電図検査では擬陽性率が高く、異常のクライテリアに関しては再検討が必要であることが示唆された。

次に重篤な後遺症を伴う疾病の発症については、心原性のものでは、心房細

動における栓塞、すなわち脳梗塞の発症が最も重要である。心房細動における安静時心電図の有用性の評価について、選択し得た論文ならびにガイドラインでは、抗凝固療法は65歳以上において適応があり65歳未満における無症候性の心房細動の早期発見、治療に関する知見については、エビデンス不足とされていた。従って、この点については、文献情報は限られているので今後さらなる検討が必要と思われた。また、労働と心房細動との関連については、スエーデンでの1報[25]が報告されており、業務上のストレスが心房細動のリスクになり得る可能性（HR=1.32（95％CI：1.003−1.75）を示唆していた。

次に現労働の継続が困難になる疾病の発症に関しては、CVD 発症による心機能の低下が考えられる。海外のシステマティックレビュー[4]においても心電図の異常項目によって、心臓死のリスクが高くなる点、日本人における NIPPON DATA80 の研究グループの報告[21]では、ミネソタコードにより総死亡のリスク評価が可能である点が報告されており、心電図の健診での CVD のリスク評価として有用性を報告する文献がある。さらに、高血圧など他のリスクが合併する場合はリスクがさらに高くなるため、リスク評価として心電図を健診で行う意義があるかもしれないとしている。しかし、現時点で具体的にリスクを判定するようなスコアー化やクライテリアはなく、実際現場での利用は限定的となっている。

E. 結論

健康診断の意義は、その作業（業務）が直接、あるいは間接的に作用する健康障害リスクを予見することにある。従って、検査項目とすると業務負荷による疾病発症リスクを想定しえることが必要である。しかし、業務は多種、多様であり作業関連疾患として一括りに議論はできない。一般論として、作業関連疾患の重要度を考えれば、1）過労死、2）重篤な後遺症を伴う疾病の発症、3）現労働の継続が困難になる疾病の発症、病態の悪化、4）現労働の継続が困難になる健康障害リスクの集積、の予防と考えるのが妥当であろう。今回、心電図をその切り口として文献情報を収集したところ、1）ある程度過労死を予見できる可能性があること、2）心原性の脳梗塞発症に対するリスク評価の有用性にはエビデンスが不十分であること、3）、4）コホート研究で心電図異常は心臓死や CVD 発症のリスクを予見できる可能性を示す報告がある。しかし、具体的な利用法に関しては提示されておらず、個々の所見に依存している状態であった。以上の結果から、文献情報からは心電図検査は、作業関連疾患の予防に対して貢献できる可能性があるが、対象年齢、実施年齢、判定クライテリアを再評価する必要があることが示唆された。

F. 参考文献

1) Alli BO. Fundamental principles of occupational health and safety 2nd edition. International labour organization, Switzerland, 2001.
2) WHO. Identification and control of work-related diseases : report of a

WHO expert committee. WHO Technical Report Series 714, 1985.

3) 日本産業衛生学会循環器疾患の作業関連要因検討委員会．提言　職場の循環器疾患とその対策（1998年版）．産衛誌 1999;A9-A14.

4) Harmon KG et al. The effectiveness of screening history, physical exam, and ECG to detect potentially lethal cardiac disorders in athletes: A systematic review/meta-analysis. J Electrocardiol. 2015 Jan 28. pii: S0022-0736(15)00040-0.

5) Ishikawa J et al. Relationships between the QTc interval and cardiovascular, stroke, or sudden cardiac mortality in the general Japanese population. J Cardiol. 2015 Mar;65(3):237-242

6) Takagi M et al., The prognostic value of early repolarization (J wave) and ST-segment morphology after J wave in Brugada syndrome: multicenter study in Japan. Heart Rhythm. 2013 Apr;10(4):533-9

7) Kabutoya T et al., P-wave morphologic characteristics predict cardiovascular events in a community-dwelling population. Ann Noninvasive Electrocardiol. 2012 Jul;17(3):252-9

8) Watanabe H et al. High prevalence of early repolarization in short QT syndrome. Heart Rhythm. 2010 May;7(5):647-52.

9) Coutts SB et al. Canadian Stroke Best Practice Recommendations: secondary prevention of stroke guidelines, update 2014. Int J Stroke. 2014 Dec 23. doi: 10.1111/ijs.12439

10) Levin LÅ et al. A cost-effectiveness analysis of screening for silent atrial fibrillation after ischaemic stroke. Europace. 2015 Feb;17(2):207-14.doi:10.1093/europace/euu213

11) Quinn FR et al. Screening for undiagnosed atrial fibrillation in the community. Curr Opin Cardiol. 2014 Jan;29(1):28-35. 13)

12）Bell C et al. Use of ambulatory electrocardiography for the detection of paroxysmal atrial fibrillation in patients with stroke. Canadian Task Force on Preventive Health Care. Can J Neurol Sci. 2000 Feb;27(1):25-31

13) Moran PS et al. Effectiveness of systematic screening for the detection of atrial fibrillation. Cochrane Database Syst Rev. 2013 Apr 30;4:CD009586.

14）Kusumoto S et al. Right bundle branch block without overt heart disease predicts higher risk of pacemaker implantation: the study of atomic-bomb survivors. Int J Cardiol. 2014 Jun 1;174(1):77-82

15）Inohara T et al. Cumulative impact of axial, structural, and repolarization ECG findings on long-term cardiovascular mortality among healthy individuals in Japan:

National Integrated Project for Prospective Observation of Non-Communicable Disease and its Trends in the Aged, 1980 and 1990. Eur J Prev Cardiol. 2014 Dec;21(12):1501-8

16）Takagi M et al. The prognostic value of early repolarization (J wave) and ST-segment morphology after J wave in Brugada syndrome: multicenter study in Japan. Heart Rhythm. 2013 Apr;10(4):533-9.

17) Kabutoya T et al.. P-wave morphologic characteristics predict cardiovascular events in a community-dwelling population. Ann Noninvasive Electrocardiol. 2012 Jul;17(3):252-9

18）Suzuki S et al., new scoring system for evaluating the risk of heart failure events in Japanese patients with atrial fibrillation. Am J Cardiol. 2012 Sep 1;110(5):678-82

19）Watanabe H et al.. High prevalence of early repolarization in short QT syndrome. Heart Rhythm. 2010 May;7(5):647-52 Heart Rhythm. 2010 May;7(5):647-52 Heart Rhythm. 2010

20）Nakamura K et al.. Electrocardiogram screening for left high R-wave predicts cardiovascular death in a Japanese community-based population: NIPPON DATA90. Hypertens Res. 2006 May;29(5):353-60

21）Horibe H et al.. A nineteen-year cohort study on the relationship of electrocardiographic findings to all cause mortality among subjects in the national survey on circulatory disorders, NIPPON DATA80. J Epidemiol. 2005 Jul;15(4):125-34

22）Fujiura Y et al. Heart rate and mortality in a Japanese general population: an 18-year follow-up study. J Clin Epidemiol. 2001 May;54(5):495-500.

23) Sultan-Taïeb H et al. Fractions of cardiovascular diseases, mental disorders, and musculoskeletal disorders attributable to job strain. Int Arch Occup Environ Health. 2011 Dec;84(8):911-25.

24) Alattar A et al. The Validity of Adding ECG to the Preparticipation Screening of Athletes An Evidence Based Literature Review. Transl Med UniSa. 2014 Dec 19;11:2-13

25) Torén K et al. The association between job strain and atrial fibrillation in Swedish men. Occup Environ Med. 2015 Mar;72(3):177-80. doi: 10.1136/oemed-2014-102256

G. 研究発表

なし

H. 知的所有権の取得状況

なし

分担研究報告書

一般健康診断の有効的な活用に関する
産業衛生専門医へのインタビュー調査

分担研究者　　森　晃爾

立道　昌幸

武林　亨

労災疾病臨床研究事業補助金
総合研究報告書

一般健康診断の有効的な活用に関する産業衛生専門医へのインタビュー調査

研究分担者　森 晃爾　産業医科大学産業生態科学研究所産業保健経営学 教授
立道 昌幸　東海大学医学部基盤診療学系公衆衛生学 教授
武林 亨　慶應義塾大学医学部衛生学公衆衛生学 教授

研究要旨
【目的】職域における健康診断は工場法の一環で始まった産業保健サービスの一つである。労働安全衛生法が制定された際、作業関連疾患の予防を目的として一般健康診断（以下、一般健診）が開始されたが、特定健康診査との整合化や医療費の適正化などの社会的な要請があり、一般健診の目的が拡散する傾向にある。そこで本研究では、産業保健領域における一般健診の目的や有効的な活用に関する現状を把握するために、産業医に対してインタビュー調査を実施した。
【方法】労働衛生機関医群、専属産業医群の 2 群に対して、約 2 時間の Focus Group Interview（FG I）を実施した。主な質問項目は「一般健診の意義や目的」「一般健診項目に必要な有用性」「メタボリック症候群に関する項目の有用性」「メタボリック症候群以外の項目の有用性」「一般健診の妥当な費用」の 5 点である。FG I の逐語に対してトランスクリプトを作成し、記録単位を決定した後、意味内容毎にカテゴリー化し、仮説形成を行った。
【結果】労働衛生機関医群から 184 記録単位、専属産業医群から 176 記録単位、合計 360 記録単位が得られ、「事業場で実施される一般健康診断の意義や目的」、「健診診断の目的を前提とした、健康診断の項目に必要な有用性」、「健康診断の項目」「メタボリック症候群に関する項目群」、「胸部レントゲン検査」、「心電図検査」、「肝機能検査」、「貧血検査」、「クレアチニン（腎機能検査）」、「がん検診」「その他」の計 11 カテゴリーに分類された。また、一般健診一人当たりの妥当な費用は 1 万を限度とする意見が多数であった。
【考察】一般健診の各項目には、「就業配慮・適正配置」「早期発見・早期治療」「保健指導・ヘルスリテラシー向上」という目的があり、これらを組み合わせることで、一般健診を総合的に活用していた。今後、今回の調査を基に、産業衛生専門医資格を有する産業医に対象を拡大し、デルファイ法を用いたコンセンサス調査を実施する予定である。

研究協力者　伊藤 直人　産業医科大学 産業医実務研修センター
國枝 佳祐　産業医科大学 産業医実務研修センター
永田 智久　産業医科大学 産業生態科学研究所産業保健経営学

A. 研究目的

職域における健康診断は 1912 年に感染症対策として工場法の一環で始まった産業保健サービスの一つである。1972 年に労働安全衛生法が制定された際、作業関連疾患の予防を目的として一般健康診断（以下、一般健診）が開始され、徐々に健診項目が追加されている。その後、特定健康診査との整合化や医療費の適正化などの社会的な要請があり、一般健診の目的に関する認識が拡散する傾向にある。そこで本研究では、産業保健専門職の一般健診の目的に関する認識と目的に沿った有効的な活用方略に関する現状を把握するために、産業保健を専門分野とする産業医に対してインタビュー調査を実施した。

B. 研究方法

1. 対象者

一般健診の目的や活用方法は、産業医の立場や産業保健サービスを提供できる時間によって異なる可能性があるため、労働衛生機関に所属し主に中小企業や小規模事業場における嘱託産業医の経験を有する群（労働衛生機関医群）及び、大規模事業場を中心に専属産業医として従事している群（専属産業医群）の 2 群を作ることにした。日本産業衛生学会の専門医・指導医名簿を参考に、10 年以上の産業医実務経験を持つ産業医の中から、実務経験、卒業大学等に偏在がないよう配慮し選定した結果、労働衛生機関医群 6 名、専属産業医群 7 名の協力が得られた。

2. 事前配布の資料

健康診断の医学的なエビデンスについては、各項目ごとに検討されており、そのことを前提にインタビューを実施するため、3 種類の資料を対象者に事前に配布した。

1 つ目は、脳・心血管予防に対する予見性との観点から健診項目の有効性について評価が行われている特定健診・保健指導における健診項目等の見直しに関する研究班による「診療ガイドラインの精査および文献レビューによる健診項目の検証」の要約である。2 つ目は、健康診断等において実施されている胸部エックス線検査の実施の意義・対象・頻度等について検討した「労働安全衛生法における胸部エックス線検査等のあり方検討会」の報告書である。3 つ目は、本研究班のねらいを、心電図を一例に文献情報の整理を行った昨年度の分担研究報告書「文献調査による健康診断項目の検討：作業関連疾患関連要因と一般定期健康診断項目」である。

3. インタビューガイドの作成

労働衛生機関医群および専属産業医群の両群において、質問内容の乖離を少なくするために、インタビューガイドを作成した（添付 1）。主な質問項目は「一般健診の意義や目的」「一般健診項目に必要な有用性」「メタボリック症候群に関する項目の有用性」「メタボリック症候群以外の項目の有用性」「一般健診の妥当な費用」の 5 点である。

4. インタビューの実施

上記インタビューガイドを参考に、分担研究者によって、労働衛生機関医群、専属産業医

群のそれぞれに対し、約2時間のFocus Group Interview（FGI）を実施した。

5. インタビューのまとめ

インタビュー終了後、FGIにおける内容の確認及びそのまとめ方に関する方針を立てた。

まず研究協力者 2 名が各々、FGIの逐語に対して、主語・述語等の補充が必要と思われる部分を‘（）’で補充し、トランスクリプトを作成した。記録単位を決定した後、労働衛生機関医群の記録単位を 1000 番代、専属産業医群の記録単位を2000番代とし、時系列に従い記録単位に番号を付けた。その後これらを意味内容の類似性に従いカテゴリーに分類し、カテゴリー毎に仮説形成を行った。また、複数のカテゴリーに分類される記録単位に関しては、重複して使用を行った。なお、トランスクリプトの作成、記録単位の決定、カテゴリーの分類、仮説形成の各段階において、2 名の研究協力者が互いの内容を確認し結果を統一した。

ここまでの過程を分担研究者らに提示し、カテゴリーに対する仮説に修正が加えられ、最終的に研究者全員の合意を得た。

なお、インタビューガイドの‘質問 4’の一般健診の妥当な費用に関しては、仮説形成に適切な内容でなかったために、上記の手順をふまず結果をまとめた。

C. 研究結果

労働衛生機関医群から 184 記録単位、専属産業医群から 176 記録単位、合計 360 記録単位が得られ、以下の 11 カテゴリーに対する仮説形成が得られた（添付 2,3）。

1. 事業場で実施される一般健康診断の意義や目的

記録単位数は 49 単位で総記録単位数に関する割合は 13.6%であった。

一般定期健康診断の目的は、以下の 3 つの立場に分類される。

①労働者の視点：疾患の早期発見と早期介入による重症化防止や合併症予防を通じて、退職後を含めた健康の保持増進を行う。また、自己の健康に関して意識する場であり、産業保健スタッフとコミュニケーションを図る機会ともなる。

②事業者の視点：作業関連疾患の予防、就業配慮等による安全配慮義 FG の履行のみならず、アブセンティズムやプレゼンティズムによる生産性低下を防ぐことを目的とする。この結果、健康保険組合の医療費削減にも寄与する。

③国の視点：日本全体の医療費削減、健康寿命延伸による労働力の維持。母子保健・学校保健から地域保健の間にある職域保健における取り組みの1つであり、生涯健康管理の基盤となる。

2. 健診診断の目的を前提とした、健康診断の項目に必要な有用性

記録単位数は 17 単位で総記録単位数に関する割合は 4.7%であった。

一般定期健康診断の目的達成のために健診項目に必要な有用性について、以下の要素が挙げられた。血圧や血糖など、脳心疾患のリスクファクターであり就業制限を検討する際に必要な項目、早期発見・早期介入により、進行の遅延や改善、医療費の削減や致死率の低下が期待できる項目、有病率の高い疾患や自覚症状に乏しい疾患を発見できる項目。このためには、質の高い問診と事後措置が重要である。

3. 健康診断の項目

記録単位数は 14 単位で総記録単位数に関する割合は 3.9%であった。

現在の健康診断の項目は必要最低限カバーしている印象があり、これらの検査を出来るだ

け活用できるよう取り組んでいる。しかし、健康診断は社員と産業保健スタッフが接する機会となるので、事後措置等を含めその後どのような関わりあいを持つかが重要である。健診項目が増加したからといって、直ちに社員の健康に寄与するとは限らない。

個別の健診項目については、下記で検討する以外に尿酸についての意見が多く認められた。尿酸は保健指導において重要であると考えられた。

4. メタボリック症候群に関する項目群

記録単位数は 45 単位で総記録単位数に関する割合は 12.5%であった。

就業制限を検討する項目は、脳心疾患のリスク要因となる血圧と血糖であり、過重労働面談でも活用している。

メタボリック症候群の該当者は多く、それだけで産業医面談の対象となることは少ないため、保健師の活用が重要となる。

「メタボ」という言葉が世間に浸透したため、健康の意識づけや保健指導に有用であり、長期的視点では医療費削減に繋がると考えられる。

20～30 歳代で体重増加者が多く、40 歳以上の保健指導では生活習慣の改善は難しいため、若年者は節目毎、一定の年齢以上では毎年実施が望まれる。

腹囲及び中性脂肪は変動が大きく判断が難しいため、他の項目ほど重視されていない。

5. 胸部レントゲン検査

記録単位数は 30 単位で総記録単位数に関する割合は 8.3%であった。

胸部レントゲン検査は、主に結核対策及び肺がん対策のために実施されていた。結核発生時の企業内の影響や、接触者健診等による顧客への影響を考慮し、接客業などの特定の業務従事者や、結核好発地域では毎年検査を実施している企業もある。

非正規雇用、転職、グローバル化に伴う人材の流動性が高まりその必要性は高まっている。

長年実施してきた歴史があり、検査によって肺がんが発見されると社内インパクトは大きいが、胸部レントゲン検査で肺がんを早期発見するのは困難であるため、全従業員に毎年検査するのは被爆の問題や有効性の観点から推奨しない。

レントゲン読影のレベルが当該検査の必要性を決定づけるため、前回のレントゲン検査と画像を比較することが重要である。

6.心電図検査

記録単位数は 30 単位で総記録単位数に関する割合は 8.3%であった。

意識消失を伴う不整脈があるため、自動車運転可否等の就業区分検討のために必要な検査である。

検査を要する頻度は医師による聴診の有無により異なるが、自覚症状がない場合や、自己申告をしない場合もあるため、若年者は 5 年毎に実施し、心房細動の有病率が増える一定の年齢以上では異常がないことを確認するため、毎年実施することが望ましい。

高血圧性変化に伴う心電図波形を利用した保健指導も可能である。

自動判定による疑陽性の問題もあるが、直接波形を見る、胸部レントゲン検査や血圧等の他の検査との組み合わせで判断することで、疑陽性を減らすことができる。

7. 肝機能検査

記録単位数は 30 単位で総記録単位数に関する割合は 8.3%であった。

就業制限に利用する機会はまれであるが、一般に馴染み深い検査項目であり、過去に B 型

肝炎及びC型肝炎の検査を実施し、非感染を確認すれば、不適切な飲酒習慣・食習慣と関連のある脂肪肝、アルコール性肝障害、NASHの可能性が高く、その場合保健指導に有用である。

一般健診の項目における重要度はそれほど高くないが、検査費用が比較的安価であり、費用対効果は良く、生活習慣に関連する他の検査項目と総合的な判断するために利用している。

8. 貧血検査

記録単位数は29単位で総記録単位数に関する割合は8.1%であった。

高所作業、自動車運転、暑熱環境下における重筋作業など、一部の業務で就業制限を検討する場合がある。

貧血によって、疲労感の出現、生産性の低下、心血管系の負荷があるが、慢性経過であると自覚症状が乏しい場合があり検査が必要となる。

鉄欠乏性貧血の頻度の高い若年女性が主な対象となるが、子宮筋腫、がん、腎性貧血、SASによる多血症などの補助診断、また喫煙者の多血症に対する保健指導でも利用可能である。

9. クレアチニン(腎機能検査)

記録単位数は37単位で総記録単位数に関する割合は10.3%であった。

腎機能低下の早期発見のために重要な検査項目である。腎機能低下が疑われた場合は、専門医の紹介や血圧の管理レベルの厳格化等により対応する。暑熱環境下での就業制限を行う場合があるが、運動強度の制限は1日の尿蛋白量等を加味して検討する。このような対応により透析導入割合を減少させれば、本人のQOLも高く、医療費削減という意味でも大きい。

職場では随時尿による検査が多く、尿蛋白疑陽性率が高い。専門医の数が少なく、病院受診させても尿再検査となることが多く、腎臓の早期機能低下が見逃されてしまう可能性がある。また、再検査の勧奨・管理に伴う産業保健スタッフの人件費を考えると、費用対効果の面からも採血検査に追加が望ましいと考えられる。

10. がん検診

記録単位数は51単位で総記録単位数に関する割合は14.2%であった。

がん検診は本来自己保健義務の範疇と考えられるため、法定項目として会社に費用負担させることについて疑問の声が多かった。しかし、がんは在職死亡の最多原因であり、がんの早期発見により労働力の損失を低減させる可能性があること、がん就労は企業の安全配慮義務であること、がんによる在職死亡は会社内のインパクトが大きいことなどを考慮すると、便潜血検査など早期発見のエビデンスがあり、早期治療により結果の改善が期待できる検査については、会社としての実施を積極的に検討できる。

B型肝炎・C型肝炎・ヘリコバクターピロリ菌などの、一度検査するとリスク評価ができる項目は、有用性が高く既に導入している企業が多かった。しかし法定項目ではないため、健康保険組合と連携し個人情報保護等検討すべき課題も存在する。

11.その他

記録単位数は47単位で総記録単位数に関する割合は13.1%であった。

睡眠時無呼吸症候群を主とする睡眠を問診で確認する必要性、健康診断の対象者、尿潜血の有用性、健康診断情報と守秘義務などに関は、上記1～10 に該当せず、かつそれぞれの項目で仮説形成ができるほどの記録単位数

がなかったために、その他として分類した。

12.一般健診の妥当な費用

健診の有用性を前提とした、一般健診の一人あたりの費用としては、最小値5000円から最大値 3 万円と意見があったが、現行の一般健診の費用が1万円弱ということを考えると1万円が限度とする意見が多数を占めた。

1人1万円と仮定しても、社員数 1000 人の事業場では、年間 1000 万円、10 年間で 1 億円のコストとなり割高感があるという意見がある一方、1カ月で考えると月 1000 円弱であり、健康保険や社会保険の費用と比較すれば妥当であるとの意見が多く認められた。

また、一般健診の有用性のためには、適切な事後措置の実施が必須であるとの意見に異を唱える参加者はいなかった。

D. 考察およびE. 結論

一般健診の各項目には、「就業配慮・適性配置」「早期発見・早期治療」「保健指導・ヘルスリテラシー向上」といった有用性があり、これらを組み合わせることで、一般健診の目的を総合的に満たしていると考えられる。(添付 4)。

「就業制限・適性配置」に関する検査は、血圧、血糖、胸部レントゲン検査、心電図検査、貧血検査、クレアチニンがあり、これら全項目で「早期発見・早期治療」にも有用性が認められた。これは、一般健診が企業の安全配慮義務などのために、単に業務適性の判断に利用しているだけでなく、2 次予防という観点から重症化防止や合併症予防を通じて労働者の健康の保持増進といった目的を同時に満たしていることが示唆された。

がん検診では、主な有用性が「早期発見・早期治療」のみという点で特徴的な項目である。便潜血検査、ウイルス性肝炎、ピロリ菌検査はエビデンスが明らかであり、その実施により、企業の生産性低下を抑制する期待があるものの、「就業配慮・適性配置」という有用性は含まれていないため、自己保健義務の範疇と捉えられ、その実施義務及び費用負担を企業が負うことに対して否定的な意見があったと考えられる。がん検診はこれまでの一般健診項目と異なるタイプであるため、健診項目選定の際には、今後更なる検討が必要である。

「保健指導・ヘルスリテラシー」は、メタボリック症候群に関する項目群と、心電図検査、肝機能検査、貧血検査が該当した。これらは、社会に広く認知されており、保健指導に利用しやすいという特徴を持っていた。腹囲、脂質、肝機能検査は他の項目に比べ優先度が低かった。その理由として、「就業配慮・適性配置」「早期発見・早期治療」に関する有効性が確認できず、かつ生活習慣の改善により、これらの項目が同時に改善できる可能性があるためだと考えられる。

また、これらの目的達成のためには、健康診断の事後措置が鍵となるため、その効果的な実施を検討する必要性が示唆された。

F. 参考文献

1「特定健診・保健指導における健診項目等の見直しに関する研究」分担研究報告書疫学グループ総括報告 1「診療ガイドラインの精査および文献レビューによる健診項目の検証」厚生労働省科学研究費補助金(循環器疾患・糖尿病等生活習慣病対策総合事業)2014 年度 岡村智教、磯博康、津下一代、苅尾七臣、宮本恵宏

2.「労働安全衛生法における胸部エックス線検査等のあり方検討会」報告書 工藤翔二ら

3.「文献調査による健康診断項目の検討:作業関連疾患関連要因と一般定期健康診断項目」報告書 武林亨、立道昌幸、岡村智教

G. 研究発表

1.適正配置の観点から一般健診項目の活用に関する産業衛生専門医へのコンセンサス調査
第271回　日本産業衛生学会関東地方会例会
立道昌幸、國枝佳祐、伊藤直人、永田智久、森晃爾、武林亨

2.一般健康診断の有効的な活用に関する産業衛生専門医へのインタビュー調査
國枝佳祐、伊藤直人、永田智久、森晃爾、立道昌幸、武林亨
第 89 回　日本産業衛生学会、福島、平成 28 年 5 月

H. 知的財産権の出願・登録状況

なし

添付１　　健診項目の有効性に関する専門家インタビューガイド

質問１

事業場で実施される一般健康診断は、どのような意義や目的がありますか？

質問２

議論いただきました健康診断の意義や目的を前提に、一般健康診断の項目には、どのような有用性があることが必要ですか？

※質問１および２で、がんの早期発見（便潜血等）やリスク評価（ピロリ菌、肝炎検査等）に関する議論が出てこなかった場合には、追加で確認する。

質問３

ここからは、各健診項目または項目群についてお聞きします。産業保健の視点から、“メタボリック症候群に関する項目群”には、どのような有用性があると考えられますか？

－　有用性があるとした場合以下の質問をする。

- 適当な対象年齢や健診頻度は、どうでしょうか？

以下、各健診項目または検査項目群について、同様の質問をする。（各 10 分程度で）

- ✓ 胸部レントゲン検査
- ✓ 心電図検査
- ✓ 肝機能検査
- ✓ 貧血検査
- ✓ クレアチニン（腎機能検査）
- ✓ ガン検診項目

質問４

一般健康診断について、その有用性に対して、労働者１人あたり、いくらまでが妥当と思いますか？

添付2　カテゴリー別の記録単位

1. 事業場で実施される一般健康診断の意義や目的

労働者の視点

1009	(健康診断の目的は)大きく分けて健康管理の目的と安全管理の目的があるかなというふうにいつも思ってる
1010	(健康診断の目的としての)健康管理としては、いわゆる早期発見、早期介入。その病気、生活習慣病自体が進行していくのを防止する。進行防止。で、合併症、なんかこう、合併症予防の、脳心疾患なのか透析なのか分かりませんけど、何らかの大きな病気の合併症予防みたいな流れが健康管理のなかにある
1016	働く人にとっては、(健康診断の目的は)ご自身の健康保持であるはずですけど、まあ、なかにはやってほしくないという人もいるわけで。なので、そこはご本人にとったら目的ない健診という人もなかにはいる。
1022	健康診断の事後措置までするっていうことの目的は、労働者の健康維持するというか、早期発見でしかないと思うんですけれども。その早期発見をして、早期に治療して、それ以上悪くならないようにするっていうことかなと思います
1027	(健康診断の目的は)会社を勤め上げて、その後も健康に、暮らしていけるようにっていう、そういうイメージが強いんだと思うんですね。
1029	産業医の立場としては、今が良ければいいっていうんじゃ、やっぱり先の長い、保健、予防的な話をしている自分に気付くのがあるので。そういうのがやっぱり、時代の流れとともに、ニーズとしては少し変わってきているのかなというふうには思います。
2004	特定健康診断だとか、そういう健保とのからみとか出てくると、純粋にこの方の就労期間だけのことではなくて、その方が退職なさった後も健康を維持できるような、そういうことも含めて、何か見ていくことが求められつつあるんじゃないかなあ、というふうには思う
2013	健診を通して労働者自身が健康意識をもつっていう、そのきっかけに、毎年1回あるっていうのは、すごく大きいことで。そこに関して介入をすることで、労働者の健康状況っていうのが大きく変わってきているなっていうのは、ちょっと会社を変わって、介入が異なるところに変わると、それがほんとに在職中の死亡の人数にまで、かなり影響しているので。その介入というところでも、重要な役割をしている
2014	問診をしながら、なかなか社員さんが、病気ではないけれども何か分からないような、不安に思ってるような症状に対する早期発見といいますか、病院につなげるという意味での意義っていうのはあるんじゃないかなあ、というふうに思います。わざわざ産業医に相談っていうのは、まだ敷居が高いような気がするんですけれども、健診のときのちょっと相談ということで、新たな病気の発見につながったりっていうところも、あるのではないかなあ、というふうに思います。
2017	毎年、毎年(健診を)やっていくときに、やっぱり健康を意識するタイミングって、そういう(健診の)タイミングになる
2023	(健診での産業医の)の関わり方が、すごく深く入っていくと、個人を大事にしているというか。そういう形での関わり方が、将来への自分の先行投資にもなるというか、退職した後も、という形に関わってくると思います
2024	われわれ(専属産業医)はおそらく、その場にいる人たちをずっと経年的に見ているものだから、そういう意識(健康管理っていうのをかなり長い期間のものとしてとらえてらっしゃって。健康診断って場があって、そこで得られる情報をもとにコミュニケーションを図ったりとか、そこで動機づけをしたりとか。何かそういう機会として、健康診断をとらえてらっしゃる)になるんじゃないかなと思うんですよね。なので、やっぱり連続性という観点からすると、そういう発想になってくるんじゃないかと思います
2053	中高年期の健康状態が、その後の寿命に大きく関わってくると。で、今、一般的な動脈硬化のリスクファクターとか、そういった、いわゆる喫煙とか飲酒習慣とかあったと思うので、そういったものとかは、予測因子になりうると。
2058	(健診は)入口で、あっていいと思うんですね。その後に、二次で、例えば、職域であれば事後措置っていう仕組みがあるので、やっぱりそういう中で、産業医だとか産業保健スタッフが関わっていくっていうことが、より重要なのかなあ、というふうに思ってます。
2061	企業で少し節目健診みたいな形で、40歳とか35歳とかっていう区切りで、少したくさんのものをドック的にやられているんですけど。そういうときに1日かけて、そこの健康というところを1日仕事として考えるというのは、かなり、労働者にとっては、いい影響があるなっていうのは、実感はしています。

事業者の視点

1011	(健康診断の目的としての)安全管理も、職域というか産業保健上は大事かなと思います。安全管理としては、いわゆる有害業務をやらせて悪化しないのか、なんていう話。あ、有害業務との関係性ですかね。
1012	(健診目的のための安全管理)最近だと訴訟を防止するために、えー、安全管理面として運転は控えてくださいとか、高所作業は控えてくださいとか、交替勤務駄目よみたいな、安全管理上の目的があるのかなと思いました
1013	(健康診断の目的は)労働力の損失を最小限にしたいという企業の要望に応えるというかたちなので。まあ、健康管理にしても安全管理にしても、要は、例えば病気で休んだ人がいれば、もっと早く気付くことはできなかったのかという観点です.
1014	(健康診断の目的は)労働力の損失を最小限にするというのが、まあ、一番ニーズとしてある
1015	事業者にとったら、(健診の目的は)やっぱり労働者の損失を減らすとか、安全配慮とかっていう話になる
1046	(労働者の死亡)は労働力の損失を防ぐために(健診で見つける必要がある)

1. 事業場で実施される一般健康診断の意義や目的

事業者の視点

1047	(労働力の損失っていうのは、給料も払ってそれが損失になるからだけど、死んだら払わなくてもいいっていうむきもあるが)会社としては、お給料だけではなくて、それまでに技術の習得にかけてきた、当然時間もあると思う
2001	(健診の目的は)会社としては、法定健診で事業者に実施義務がありますので、安全配慮義務の履行というか、そういったような目的があるかなあ、というふうに思っております。法令に基づいてっていうことです。
2002	(健診の目的は)就業上の措置をするための健康状況をきちんと把握する、という目的が、まずあるのではないかな、というふうに考えております
2003	(健診の目的は)最近の動向っていうかを考えると、もちろんそれ(安全配慮義務)はベースにある
2004	特定健康診断だとか、そういう健保とのからみとか出てくると、純粋にこの方の就労期間だけのことではなくて、その方が退職なさった後も健康を維持できるような、そういうことも含めて、何か見ていくことが求められつつあるんじゃないかなあ、というふうには思う
2005	われわれ産業医として関わるときには、もちろん作業関連疾患の予防という観点で、一番は、やります(健康診断を利用している)
2006	事業主の方も、それは社員の健康を、健保の費用負担のことも考えると、求められるというか(笑)、ニーズがあるような印象が、最近、出てきていると思っています。
2007	(作業管理疾患の予防っていう言葉が出てきました。これはその前にあった安全配慮義務とか、そのあたりとの関係)同じです。
2009	健康診断だけで健康管理をやるわけではないんですけれども。法定のものっていうことで、年に1回という機会があるので、それをさまざまな形で利用して、例えば健康診断の前に健康づくりプログラムみたいなものを企画して、そこで健康診断の結果でモニターをするとか、いろいろなやり方があると思っています
2010	その機会(健康診断は一つの健康関連のいろんな取り組みをする場)をうまく使う
2011	健康経営という観点から、健康投資というか、作業効率だとかパフォーマンスを上げると利益につながる、という意味では、より従業員が健康でいていただくこと、ということに関して、会社がいかに投資できるかというところ、先行投資ですね、戦略的な。そういう部分で、それが健診に活かせればいいかという点は、あるかと思います。
2012	(健診の目的は)就業上の措置をするための健康状況をきちんと把握する、という目的が、まずあるのではないかな、というふうに考えております先生もおっしゃった健康経営という観点から、健康投資というか、作業効率だとかパフォーマンスを上げると利益につながる、という意味では、より従業員が健康でいていただくこと、ということに関して、会社がいかに投資できるかというところ、先行投資ですね、戦略的な。そういう部分で、それが健診に活かせればいいかという点は、あるかと思います。
2016	目の前の仕事の生産性の低下とか、あるいはメンタルヘルス不調での長期の休業とか、あるいは事故とか、けがとか、そういったものに、実はいろいろ生活習慣とか根本の根っこのとこにあって。そこのところを掘り下げることによって、企業が本当に問題解決したいと思ってることに、その健康管理っていうのを結びつけていくっていう視点も非常に必要かなあと。そのときに、やっぱり何らかの分かりやすい、モニターする指標があった方がいい。例えば、お酒を飲み過ぎてるという問題があったとしたらγ－GTPとか、交代勤務とか長時間労働によって睡眠が不足してると血圧が上がるとか。そういった分かりやすい指標をもとにコミュニケーションをすることによって、さまざまな問題の根っこのところにアプローチすると
2030	すでに顕在化してしまった疾患に関して、健診で分かることっていうのは限られてると思うんですけど。例えば、てんかん
2031	特に何も顕在化してない方について、それでも一定の確率で突然死とかは起こるので。そういったことを考えたときに、じゃあ何ができるのかっていうと、とりあえずは法定のものはやって、それでは問題なかったっていうことを担保しておくっていうことが必要。
2053	中高年期の健康状態が、その後の寿命に大きく関わってくると。で、今、一般的な動脈硬化のリスクファクターとか、そういった、いわゆる喫煙とか飲酒習慣とかあったと思うので、そういったものとかは、予測因子になりうると。
2096	企業によっては、やはり、卒業されるまでは元気でいてほしいっていうのを、やはりきっちりうたっているところがあるんですけど。そうすると、定年までで、今までだったら60歳までをターゲットに置いてやってきてきてしまったものですから。実は再雇用という形で今65歳までいくと、そこからやっぱり急に重症化してくることは、はっきりしてきているんですね。ご卒業されるまでは元気に、何とか生きながらえてほしいっていう思いだけだと、ちょっと今後の日本ではだめだなということを、ここのところ感じています。
2097	入社してから卒業されるまで、元気に、それこそ就業制限をつけずに働いていただくっていうことを、安全衛生委員会とかでは、建前だけでなく、きっと皆さん健康の目標としては掲げているんで、在職中死亡は減らしましょう、もしくはゼロでいきたい。なので、毎年、毎年その報告をすると、何で増えたんだろう、減ったんだろうっていう議論にはなるので。労働損失だけではなくて、家族からお預かりしている労働力と一緒に、ということはあると思いますけど。日本は特にそういう風潮じゃないかな、とは思いますね。

国の視点

1018	国というか公衆全般に衛生とか健康確保するというようなために何か大きな目的があって、その一部を事業者に課してるのかなという責任。そういう側面がひょっとしたらあるのかなという気がしております。
1020	国全体で行いたい健診を、ある程度事業者に課してると、そういう側面もあるのかなという、ちょっとそういう気がしております。
1031	(国全体としての保健とか医療っていう目的達成の指標は)健康寿命を伸ばすってこと
1032	(国全体としての保健とか医療っていう目的達成の指標は)医療費の抑制
1033	(国全体としての保健とか医療っていう目的達成の指標は)労働力としての健康寿命(を延ばす)
1034	ひょっとしたら国として(健康診断の目的)は、ヘルスケアの事業とかそういった基盤を、といったところのことも。ビジネスっていうかね、そういうところも考えてる可能性が十分ありますよね。
2018	(健診を毎年行うことが)そういう蓄積の結果、元気に退職をなさって、元気に地域に戻る(ことへ繋がる)

1. 事業場で実施される一般健康診断の意義や目的

国の視点

2019	健診をやったからって、退職のときにすごく元気ってわけではなくて。そうやれる一つのツールになるんじゃないかなあ、というふうに思う
2020	(健診は)地域の人が職域に入って、また地域に戻っていくわけですので、その真ん中を担保しているような仕事のように思ってはいる
2021	(健診は)確かに健康増進法でもそういった(職域と地域との架け橋)理念はうたわれてますし、生涯健康管理っていうところで、母子保健から職域、さらには地域保健とか、そういう条件って、やっぱりつながっているので、そこを担っているっていう意識は、少なからずある

2. 健康診断の項目に必要な有用性

1021	(健康診断の)目的、その健康維持するとかっていうことが目的になってくるんだとは思うんですけれども。目的を果たすための仕組みっていうのが、十分。健康診断だけではなくて、結局その、事後措置が必要なわけですよね。だから、そこまで含めてやっと目的が達成できるはずなので。
1036	それは(健診の有効性のためには)大きなくくりでいうと、要は改善の余地があるかどうかっていうとこですね。項目についても、とことん悪くなって治療の余地がないようなものについては、あまり健診をやっても意味は、意味がないとは言わないですけど。予防的な観点からいけば、戻せるというか改善できるっていうのが、まあ、健診の大きなところではあるかなと思うんですね。そうしないと、単純に評価して排除していく方向に動いていくかと思うので。
1037	(健診を有効に使うには)就業制限なんかを考えていくと、その安全とかになると、戻せない、治療の余地ないってなると、こう、排除の方向に進んでいくかと思うので。やっぱり大前提にはその、治せる。
1038	(健診項目は)やっぱり治療できるっていうところもあるんですね。病院に行って薬を飲めば進行が遅らせられるとか、そういうようなところもあると思います
1039	(健診を有効に活用するには)就業制限のなかに入れる項目は、やっぱ絶対残していく必要があると思います。
1041	(健診の有効性のために)医療費がかかってしまう病気を早めに見つけるっていうことと
1042	(健診の有効性のために)死ぬ病気で防げるものがあれば健診で見つけたい
1043	(健診の有効性のために)有病率が高い病気を見つけるっていうのはいいのかなと思います。
1045	(死ぬ病気とは)循環器疾患過労死するようなタイプのもの。心筋梗塞とか、くも膜下出血とかもです
1046	(労働者の死亡)は労働力の損失を防ぐために(健診で見つける必要がある)
1048	自覚症状で拾えるものは、当然そんなに優先度は高くなんないと思うので。健診以外での発見のしやすさですね。
1073	就業制限に一番結びついてる項目で、だから血圧と、尿、まあ、血圧と血糖に関する項目ですよね。これは高血圧と糖尿病がありゃ、まあ、脳心疾患のリスクっていうところでとらえてますけども。まあ、ちょっとそのあたりが、まあ、一つは。
2035	(安全配慮義務のために効果のある項目は)問診だと思ってます
2036	問診でしっかりと、今までの既往歴ですとか治療歴とかっていうのをよく伺って、どの程度きちんと、何年前からどういう病気で治療してるのかということを知っておくことが(安全配慮義務のために)大事
2037	健康診断を委託する場合に、問診のやり方というか、そこに大きな問題がありまして。自動的に問診を、まあ適当にっていうことは失礼なんですけれども、つけられると、正確な情報が得られないという。そういうやり方というとこの部分が、非常に大きい
2041	問診の内容に含まれちゃうと思うんですけども。安全配慮が必要な疾患に関しては、専門医療機関での診断結果、それから治療のアドヒアランスとか、そこらへんをちゃんと確認しておくことっていうのは必須なのかな、と思います
2049	それ(きちんとした問診)が医者の診察のとこで、できないことが多いんじゃないかと思うんですよね。自前でやってればいいと思うんですけど、そうじゃないとこだと、ほんとに機械的に終わっていけば。終わっちゃう。

その他

2008	一般健診の項目だけで分かることっていうのは、限りがあるとは思う
1035	(健康診断を有効に行うために)年代別、性別の項目っていうのも考えられるんじゃないかなと思うんですよね。

3. 健康診断の項目

健診項目全般

1001	今の法定健診の項目は以前に比べたら増えてきたと思いますが、必要なことを必要最低限にやっているような感じが私はしますね。よく吟味されてできた項目なんじゃないかなと(思います)
1019	今法律で義務づけられてるからやって、データがあるから、じゃあ、なんか使ってるという感じが、私は今のところしてる。そういう義務が何もなくて、じゃあ、このデータを、こういう情報を得る必要があるからこれをやるんだという設計になったときに、はたして今のものをやろうということを考えるかというと、ちょっとなかなかそうは思えない
1092	目的があってこの項目をやりますっていうのと、この項目をどう使う、どう有効に使うかっていうのでは全然視点が違う。

3. 健康診断の項目

健診項目全般

1093	(健診項目を)全部洗い出して、予算がないので、じゃあどれ削りますかって言われたときに順番がどうなるかっていうのはまた別。
2022	健康診断の項目はもちろん大事だと思うんですけども、健康診断っていうのは、どれだけ関われるかっていうか、その深さだと思うんですね。
2058	(健診は)入口で、あっていいと思うんですね。その後に、二次で、例えば、職域であれば事後措置っていう仕組みがあるので、やっぱりそういう中で、産業医だとか産業保健スタッフが関わっていくっていうことが、より重要なのかなあ、というふうに思ってます。
2057	健診項目をどんどん増やしていくっていうのは、私自身はあんまり賛成ではなくて
2060	今あるもの(健診項目)で結構、有効に使えるんですね。特に特定健診に入るまで、運動とたばこ、飲酒っていうのは、しっかり聞けるようになって。それを全年代にだいたい企業はやってますので、経年的に入社時から全てそこらへんは分かるようになっています。そこのところを総合的に、かなり若いときから、入社のときから、きっちりと健康意識を付けていく。これはべつに産業医でなくても産業保健というところでしっかりやる。
2062	今ある情報でも、使い切れていない、というところがあるので。逆にいうと、しっかりとその情報を使っていかなければいけないんじゃないかなと思います。

個別の健診項目(尿酸)

1004	(健診項目に)尿酸はあったほうがいいかなと思いますけど。やっぱりコストの問題もありますから。全国でやるわけですから。
2173	尿酸は、実際は測ってしまっているんですけど、就業制限とかは、特に。やはり政策習慣と食習慣で、糖尿病とかそっちで当然、尿酸が上がってる人が多いのでっていうところで。ただ、中には尿酸がすごい上がっていって、結局、透析まで腎機能が悪くなってっていうのもあるんですけど。やっぱりそれは腎機能とか尿検査で代わりはできますし。尿酸が絶対にほしいかというと、私はいらないかなと思いますけど。
2174	(尿酸は)なくてもいいですけど、まあγ-GTPと同じような位置づけ(保健指導に有用)です
2175	(尿酸は)指導しやすい
2176	痛風の発作を起こしたことがない方には、薬物療法をしない方がいいというのもあるので。まあ、なくてもいいといえば、なくてもいいですかね。

その他

1069	公衆衛生に関して企業がその負担をしてくださいっていう観点で考えるんだとしたら、麻疹とか風疹とかの、感染症の抗体を持っているかっていうことも、項目としてはあり得るのかなとおもうんですけど。そっちのほうが、若手がみんな倒れましたっていう、あの、状況が企業のなかで実際起こりうるということを考えれば、リスク管理的にはあってもいい項目のような気はします。
1070	(麻疹は風疹は)子どものころちゃんと予防接種やっときゃ済む話
1076	(貧血は)高所でも怖いもんね。でも、例えば運転してる人とかだと、気になるのは目とかね、緑内障とか結構最近多くなってるから。

4. メタボリック症候群に関する項目群

有用性

1102	(メタボ検診は)あまり有用じゃないと思いますね。
1104	われわれ、その、判定基準に合致したから「おお」っていう、特に関心どころは上がらないと思うので。診断基準に合致するかどうか自体、意味がないと思うんですけど
1073	就業制限に一番結びついてる項目で、だから血圧と、尿、まあ、血圧と血糖に関する項目ですよね。これは高血圧と糖尿病がありゃ、まあ、脳心疾患のリスクっていうところでとらえてますけども。まあ、ちょっとそのあたりが、まあ、一つは。
1077	(一般的な就業制限には)血圧はたぶん最低限必要かなと思います。まあ、糖尿病もやはり、そういった(データがあるから制限に使ってるのか。やっぱりその、考える上で必要だから取ってるのかっていう)意味では必要なのかな。
1078	肝機能、脂質で(就業)制限はあんまりかけてないです。
1079	脂質で(就業)制限したことはないです。
1106	脳心疾患にどれぐらい結びつくかっていうんで、メタボの項目がちょっと少し、あの、血圧とよりは腹囲というよりは少しもう一歩前の段階かなという、僕なんか感覚的なものはありま
1107	嘱託で行ってるともう時間が少ないので、もう就業制限いる人最優先でやっていくから、メタボの人とかは、まあ、保健指導レベルなんですよね。だから、保健指導で保健師を派遣できるところだったら、もうそこでやってねっていう感じになるので。ちょっと、産業医の立場では、もうそこはスルーしてしまうことが実際多い
1108	(メタボ検診は)長い目で、それこそ国民の医療費とかっていうのを考えていったときに、もしそれが効果があるんだとしたらやる意義としてはあるかなあと思う
1109	(メタボ検診は)産業医としては(順位が低い)
1110	(メタボ健診の基準に)ひっかかってしまう人がやっぱ多すぎるので。ちょっとやりきれないっていうテクニカル的なところもあると思うので。もう少し絞らないと産業保健職には対応できない

4. メタボリック症候群に関する項目群

有用性

1112	(特定保健指導は)会社が、その、保健師を呼んでくれるのであれば、活用の仕方はあると思うんですよね。
1113	(保健指導の時期として)体重の増加とか生活習慣の改善って、40過ぎてからだとちょっと遅いイメージは。
1114	(保健指導の時期は)新入社員に対しての生活習慣の指導だったり、30代の節目での、あの、保健指導だったりっていう、生活改善のアプローチの年令層もちょっとズレがあるので。
2025	メタボリックシンドロームがらみのやつが、作業関連疾患という位置づけになっている以上は、安全配慮義務の範囲かなあ、とは思います。ただ一方で、ストレス関連疾患といわれるものは、もっともっといっぱいありますし、企業側がとらえている安全配慮だとか作業関連疾患っていう範囲は、かなり幅広いのかな、とは思いますね。なので、その一部として特定健診がらみの、そういったメタボリックシンドロームかなっていう認識をしています。
2026	企業は、過労死とか(脳血管)の問題にどうしても顔が向いてしまっている
2027	企業側としても、そういう(脳心臓疾患の)リスクっていうのは知りたい面はあるんだろうと思うんですけれど。もし、だから知ったとして、その限界とか、予見できるかっていうことでは、そこが、やったからできるっていう問題ではないので。そのメタボというところの範囲で、今、分かる範囲で、企業は目を向いてる
2029	(脳心疾患の話しは)健診の直接の安全配慮義務と、会社、企業(の注目する点)としては結びついてる
2032	おそらくメタボになる背景に、過重労働があったり、夜遅くまで仕事をして、食事が遅くなって睡眠時間が削られてっていう、業務要因の部分が少なからずあるだろうと思われるので。メタボでやはり(安全配慮義務には)直結はしないと思います。ですけれど間接的にやっぱり関わってくるところが多いんじゃないか(と思う)メタボをやってれば、健診を公務でやってれば、安全配慮義務だっていうことには合致はしないと思う。間接的に関わっているというふうに、私は思います。
2033	メタボの状態だけでは安全配慮義務というのは必要ないんじゃないかな、と思っておりまして。そのメタボが原因でいろいろな病気が起こって初めて、仕事上、何か不安全なことが出てくるという状況になって、初めて安全配慮というのが必要になってきてるんじゃないかなあ、というふうに思います。
2034	健診で得られた情報は、多分、過重労働者面談ですとかっていうところに十分、使われていくんじゃないかなあ、と思いますので、そういう過重労働者面談なんかの際に、健診で得られたメタボの情報を参考にして、対応していくっていうことが必要ではないか
2038	今の健康診断でやってる法定の項目ですね。それ(現在の検診項目)が生活習慣病を含めて、将来的なMIとかCIとかを予防するための、高血圧、脂質異常、あと血糖ですね。血糖は、弊社でも、だんだん血糖が高くなってらっしゃる割合は上がってきてるんですが、ただ、現職で死亡って、そんなに多くないんですね。となると、安全配慮義務という部分では、なかなかそこで就業制限をかけてしまうってことは難しいと思われるので。
2098	やはりメタボっていう言葉がかなり浸透したこともありまして、健康状態を確認するという意味では、本人の意識づけをする意味では、いいんじゃないかな、と思いますし。メタボだと言葉が簡単なので、社員同士でも、お前メタボだ、というような会話が出てきてるようですので。そういう健康意識を高めるという意味では、大変、効果があるんじゃないかな、というふうに思います。
2099	(メタボという言葉は浸透しているので)健康意識を高めるということが、生涯の健康をどう上げるということにも、つながっているのではないかな、と推察を致しますので。
2100	(メタボは)僕としては健康意識の向上にもつながっていくと思います。
2101	(メタボは)長期的なフォローが必要だとは思いますけれども、動脈硬化のリスクですとか、というところにもつながるだろうという。リスク管理にもつながるだろうと思いますので。費用対効果の、そういう生活習慣病にとどまらず、大きな疾病の予防というところにも、効果があるのではないかと思われます。
2102	メタボリックシンドロームって、いろんなほかの病気との関連もあるので。例えば、メタボリックシンドロームの方は睡眠時無呼吸症との合併が多いっていわれているし、そういった方面への手掛かりにすることもできます。糖尿病の方は、がんのリスクも高いとか、そういったがん対策とかにも結局つながっていくと思うのでとても分かりやすい、メタボというところを入口に、いろいろ広げていけるとは思うんです。
2103	ちょっと統計的に調べてないんで分からないんですが。最近、新入社員さんを見てると、やはり体型の、肥満の方が多いんじゃないかな、という気が致しておりまして。そういう方々にも、少しメタボに準ずるような。ちょっと調べていかなければいけないとは思ってるんですけれども、そういう方、もう少し若い方でも肥満傾向のある方に関しては、きちんと対策を取っていく必要がある
2104	それ(メタボ検診)以上は調べる必要はないと思うんですけど、(年齢に関係なく実施して)BMIだけでちょっと見てみて、階層化していって、BMIの高い方に関しては、早めの対策をとっていく、というのが必要かなというふうに思われます。
2110	肥満だけではなくて、あなたの脂肪はこれぐらいだよっていう感じで、あくまで目安なんですけど、体脂肪も測っていただいて、見た目に分かりやすくというような施策を行ってまして。それが項目として入れられるかどうかは別として、そういう「見える化」っていうのは非常にいいかなと思ってます。
2111	(メタボ検診の情報とか方法を使って、もともとあったコミュニケーションを図り、健康意識を高めっていう、そういう目的からいくと、そういう情報(体重か何かメルクマールになるようなものは経年的に見ていって。若い時にもやっぱり一回ぐらいは血液も含めた健診が節目であって。一定年齢層になると毎年やった方がいい)があると、それがうまくいく)労働者側が分かりやすいというか、いきなり感もないし、いいんじゃないか

4. メタボリック症候群に関する項目群

対象及び頻度

2105	メタボの採血の項目まで含めたときに、やっぱり40歳以上でもいいかなあ、とは思うんですけども。集団で見てみると、40歳到達時にはすでにもうメタボがしっかり成立している、30歳以降で体重がぐっと上がってくるっていう傾向が、私共の事業所では、やっぱりあるので。そういう意味では、もうちょっと若いときからの教育、体重をメルクマールにすればいいような気がしますけれども、やった方がいいかなあと。
2106	入社の人たちに関しては、確かにすでにその時点で肥満という人たちに関していうと、もっと若いときからの対策、学校保健とか母子保健とか（笑）、そっちのとこからの、食育も含めて対策しないと。会社でメタボ対策してくださいっていうのは、実はもしかしたら、ちょっと違うとこがあるのかもしれないな、というふうに思ってますので。生涯って考えると、メタボ対策って観点からすると、もっと若いときから、ちっちゃいときからっていうことを含めて、やらないといけないなって思ってますね。
2107	集団分析をするにも、メタボっていうのは、とても取っ掛かりがいいとは思うので。若い人は節目でやって、40歳以上の人は毎年っていうようなスキームがいいんじゃないかなと思います。
2108	（若い人は節目でやって、40歳以上の人は毎年しているので）30歳の人は、保健師さんですけども全員、面接をして、特にメタボ関係の指導を行っている
2109	25ぐらいから30代の肥満が圧倒的にぐっと増えてくるんですけども。統計を見てみると、そこと、あと喫煙率が、割と減ってきてるはずなのに、若い人たちが、職種によると喫煙率がすごく高い、高専卒なんかは非常に高いんですね。なので、この時期に動機づけとして、しっかりガツンとやっておくっていうことが非常に大事だと思いますので。今後コンテンツとして、そういう意味での動機づけのタイミングという形では、メタボっていうのは入れていただければな、というふうに、若いときにでも一回っていう感じで。

項目関して

1115	腹囲はちょっとまあ置いておいて。ほかのメタボの項目のHDLとか中性脂肪とか。この項目はやっておいたほうがいい
2056	そういう（保健指導という）意味では、ウエストの値を測ってると思うんですけども、正直いいまして、スポーツをしていらっしゃる方はウエスト85なんて、ざらにいらっしゃって。それがほんとに内臓脂肪と関係してるかっていうと、だいぶ、ちょっと整合性がとれないので、弊社は前、ウエスト・ヒップ比で代用してたんですけども。でもそれに代わる、ウエストでないものに代わるようなものを一つ、体重プラスアルファの指標っていうものが望ましいののではないかなと思います
2055	（コミュニケーションが促進されて、本人の健康に対する意識が上がる項目は）体重ですかね（笑）。やっぱり対面で聞くのは、まず体重ですね。それには、やっぱりトレンドが必要なので、去年はこうでしたね、今年はどうしてこんなにやせてるんですか、とか、どうしてこんなに太ってるんですかっていう背景に、仕事の事情とか、ああ、あそこにプラントあったもんね、とかっていう話になってくると、そこに仕事と生活との関わりが、本人の気付きとして出てくると、行動につながるんじゃないかと思うんですよね。それは医者じゃなくて、保健師さんでもいいとは思うんですけど。
1103	トリグリは微妙だと思います。やっぱり前日の食事とかすごく関係するし。
1115	腹囲はちょっとまあ置いておいて。ほかのメタボの項目のHDLとか中性脂肪とか。この項目はやっておいたほうがいい
1116	中性脂肪はかなり無視する。
1117	中性脂肪そのものが必要かどうかってことになると、あの、極端に高い場合って、LDLにしろトータルコレステロールの値が、そっちがおかしくなるので。そういう意味の参考にはしますよね、
1118	（中性脂肪）血糖の変動とか食後の時間がどうなってるかって見たときに、検査データがどれぐらい関係してるか、どんな状態かっていうことの判断には、値そのものよりも参考値って感じで使っている気はします。

5. 胸部レントゲン検査

有用性①：結核対策

1030	外からの結核の問題というのは非常に大きいので。やっぱり、その、勤務日数が少ないっていうところで、えーと、はじいてしまう問題っていうのも当然出てきている
1119	日本が大体そう（IT企業など、生活リズムや食生活が不規則になり、免疫力低下している状況）いうふうになりつつありますから、果たして胸のレントゲン省略したまんまでいいのかという疑問は残りますね。私のところで、あの、食品会社とか、あと、ホテル関係は全員やってます。胸のレントゲン。で、分かる、あの、大体1,000人ぐらいで1人ぐらい出てくるんですけど。そうすると、まあ、早期に見つかってますね。
1125	（胸部Xpの必要性は）かなり職種にもよるかと思うんですよね。結核、その、外国人が入ってきてるとか、結核、食品関係だとか。結核が発生すれば、対外的にも、えーと、企業のダメージが大きいというところでは、やはり気にされると思いますし。あんまりその影響の少ないところは。
1126	（胸部Xpは）どんな人を実施するっていうことのほうが大切なのかなという気もしますけどね。
1131	毎年やる必要があるかどうかは別なんですけれども。昔よりは、その、非正規雇用だったり、転職してる人が非常に多いので、その、前職で何やってたか分からない人も。職歴が見えないっていう人もある程度いると思うんです。本人のヒアリングでも、本人がどういう業務をしてるのかちゃんと自分で説明できないという人もいるので。そういう意味では、ある、その年齢が高い人でも、ゼロにするとそういう人（レントゲンでフォローなく感染がある方）が埋もれてくる可能性はある
1132	感染症っていうと、日本はやっぱり結核まだまだあるので。今後のこととかね、やっぱり考えると、まあ、侵襲も少ないし被ばくも少ないし、肺がん健診というとこではちょっと有効性は低いけれども、まあ、別に（胸部）Xpを）撮っておいても（よい）。

5. 胸部レントゲン検査

有用性①:結核対策

2114	(地域によっては結核が多いため、胸部Xpは)がん対策というよりは、結核対策として、やっぱり年間で、片手は必ずぐらいは見つかるんです。なので、そこはやっぱり(若年者も)外せないだろうっていうことで。うちの事業所は、どうしてもしたくないという方には申し出ていただくっていう形で、そこは免除になってるんですけれども。そういう観点では、必要だなというふうに、われわれの事業所では、認識をしております。
2115	不特定多数の方と接触する職種ですので、それ(胸部Xp)は全員やってるという形になっています。年に1人か2人は(結核が)見つかるだとか、20代で、どちらかというと見つかるような状態でございます
2116	雇入時健診で2年連続、結核が見つかったんですけど。同じ会社の前の工場のときに。どういう方だったかっていうと、中国の方で、おそらく中国で感染して、入社してきたみたいで。やっぱり集団で研修とか(感染対策の面)をやったりすることを考えると、(胸部Xpを)やっといてよかったなあ、とは思ってる
2117	グローバル化して、いろんなところの方が入社してくるということを考えると、結核対策っていうのは、なかなかやめられない
2118	(胸部Xpを)毎年する必要があるかどうかは、ちょっとまた業種だったりとか、あるいは地域性とかにもよってくると思うんですけど。
2119	(胸部Xpは)被ばくがなければ、もう少し違う(全員に実施しやすい)んだと思うんですよね。被ばくがあるので。あとは世の中の罹患率の低下だとかっていうことを考えると、そういった結核予防法が変わっていったっていうところも、仕方がないかなあと思いますし。そういう中では、今いった従業員の業務特性とかに応じては、やっぱりしっかりやるべきでしょうけど。じゃあ、それを全ての従業員に照らしてやるべきか、というところでは、その必要性は確かに薄れているのかなあっていうのは、私自身は思ってますけども。
2120	(肺がんが見つかったというインパクトと、1人、結核が見つかったというインパクトとを比較したら)経営側っていうか、人事とか、そういう側は結核ですね。だけど会社全体とすると肺がん。業種によると思うんですけれど、完全な製造業だと、もう結核は治る病気なので、比較的、そこよりは肺がんの方、若くてっていうと
2121	結核の場合、やっぱり接触者検診とかをやらないといけないので、へたするとお客さんとか、そういったところまで広がってしまったりすることがあるので。そういうことを考えると、会社としては、(必要性は)やっぱり結核かなと思うんですよね。
2122	海外への出張者が多いので、駐在だけではなく、渡航だけではなくてっていうと、やはり、そういう方たちは、受けた方がいいのではないのかな。中国担当、年3回、2カ月ずつとかって、意外と今はシビアに行っていて。それが海外派遣の健診に引っ掛からないんですね。そうすると、やっぱり業務によっても、やった方がいい方と、やらなくてもいい対象っていうのが、あるのではないかなと思う

有用性②:肺がん対策

1120	結核目的じゃなくても、やっぱりどんなに小さい会社でも、必ずレントゲンで引っかかる方っていらっしゃって。もちろん重大な病気じゃないにしろ、何かしらこう指摘されることがある。それはもちろん擬陽性で不利益なのかもしれませんけど、私はやっぱり、何か大きな病気をもし見つけるとすれば必要かなというふうに思います。肺がん、大体肺がん健診じゃないっていうふうな批判だと思うんですけど、それで見つかる方もいらっしゃるのは事実だと思うので。
1121	肺がん目的で今のレントゲン、胸部レントゲン毎年やるっていうことに対して見つかったらラッキー。
1122	やっぱり今はCTでしょうね、やるなら。肺がんを見つけるっていうことを考えれば。
1123	(胸部Xpは)あれば使うけど、がん目的での、では主たる目的にはならないと思う
1127	医学的エビデンスは分からないですけど、やっぱり肺がんというその主たるのがラッキーで見つかるというニュアンスのほうが強いんですけど。でも実際見つかる人もいるなというのは経験上あるので、私は直接レントゲンで被ばく量のこととか考えてもやっていいと思います
1128	(胸部で肺がんは)見つかる数が少ないですからね。たまに見つかるっていうので、じゃあ全員に毎年撮るかっていうと、そこは難しいところはある
1135	(胸部Xpを)撮る撮らないっていう以上に、それこそ前年度との比較をしてるかどうかとか、その健診機関がどんな、あの、読影の仕方をしてるかっていうことのほうが大きい気はしますね。、毎年やる必要があるかと言われると、ちょっとそこはあれなんですけどね。ただ、肺がんの目的にしてやるんだったら、やっぱり年にいっぺんはやりたいところですよね。結構肺がんスピードが速いので。肺がんを目的にするっていうんだったら、やっぱり毎年っていうかたちに。
2081	胸部エックス線で肺がんが見つかる例が年間、何例も弊社はありまして。そこはたばこの関連ということで、動脈硬化とも関連してますので、上手にそこらへん(健康意識の向上)を結びつけています
2112	若い人は、(胸部Xpは)いらないと思います
2113	私も原則(若年者に胸部Xpは)いらないと思うんですけど、(胸部Xpでがんが発見されると社内でのインパクトが強く)エビデンスというだけでは、やめられないっていうところもあるのかなとは思います。今までの、もう歴史が、長くやり過ぎてしまったというか(笑)、やってきてしまったところで。

読影方法

1129	(胸部Xpを)撮る撮らないっていう以上に、それこそ前年度との比較をしてるかどうかとか、その健診機関がどんな、あの、読影の仕方をしてるかっていうことのほうが大きい気はしますね。
1130	(胸部Xpを)単に撮る撮らないっていうようにするよりも、きちんと前年度と比較しなさいとか、そういうことのほうがより大切な気はする
1133	(胸部Xpは)被ばくそのものも間接じゃなくて、もうデジタルになってる(のでかなり少ない)
1134	(胸部Xpは)デジタル化されていくと、あの、前年度比較もっとしやすくなる

5. 胸部レントゲン検査

読影方法

1135	(胸部Xpを)撮る撮らないっていう以上に、それこそ前年度との比較をしてるかどうかとか、その健診機関がどんな、あの、読影の仕方をしてるかっていうことのほうが大きい気はしますね。、毎年やる必要があるかと言われると、ちょっとそこはあれなんですけどね。ただ、肺がんの目的にしてやるんだったら、やっぱり年にいっぺんはやりたいところですよね。結構肺がんスピードが速いので。肺がんを目的にするっていうんだったら、やっぱり毎年っていうかたちに。

その他

1124	(特殊健診の胸部Xpは)呼吸器系の健康障害を見つけるという、そういう意味はある

6. 心電図検査

有用性

1074	(就業制限に結びつく項目は)心電図。あと、貧血もたまにまだありますよね。
1136	心電図も私、循環器なんですけど。ブルガダ見つかってきたり、一番大きいのは心房細動ですかね。
1145	(心電図での就業制限としては)心房細動の問題
1146	(心電図での就業制限としては)たまに若い人でWPWとかで引っかかって、よくよく話聞いたら、「いや、たまに意識フラッとなるときあります」とか言いながら車を運転してたりしたので、あかんやろっていう話はあります。。でも、親もそんなんだから、いや、普通やって言われて育ってたみたいな。
1147	(心電図検査要否に関する自覚症状の)申告があれば、まあ、それを拾うことは可能ですけど、ないものをオッケーとするのは難しい
1148	年齢が上がってくるとAfになる人多いので。だから、これから60歳、65歳になると、その人たちの心電図を取っていくと、結構、去年まで問題なかったけど、ああ、61歳Afになってるっていう心電図結構あるので。そこのその、あの、高齢者の方たちを雇っていくときの、まあ、Afとかいうことを見つけようと思えばですね、まあ、とったほうが。もちろん、ちゃんとね、診察しない医師が悪いって言われるかもしれないですけど、ちゃちゃっと聞いたなかで、もしかしたら正常って書いてるかもしれないっていうのもあるので。
1150	高齢の方はちょっと心配なんで。私見てるところは65から75、70まで働かせてるところは65以上のチェックを厳しくしてますけど。やっぱり心電図ないって、あの、やってませんって言われるとちょっとやってきてって。大丈夫だというチェックをしたいっていうのはあるので。どちらかっていうと、そのぐらいになると病気を見つけるというよりは、大丈夫であることの確認ですよね。レントゲンもそうですよね。結核じゃないというのと一緒で、正常であることの確認を、リスク管理の一つとしてやりたい。
1152	一定の年齢が高くなってくれば、それなりの(心疾患の)リスクが、業務に関係なくリスクが高まるっていう、今さっきおっしゃったのも当然あると思うので。そういう意味では、あの、(心電図には)広く何もないのをチェックするっていう目的がある
1153	(心電図で)通勤の安全確保という面は、どうしてもあると思います。
1154	(心電図で)意識消失のリスクがあるのに、自動車通勤許してたっていうんで、何かそれはリスクになるのかもしれませんね。
2123	心電図検査は、これからの高齢化社会を考えますと、やっぱり抜けないんじゃないかなあと思っていまして。心房細動とか期外収縮っていうのは年齢にともなって発生しやすくなりますし、それが脳梗塞とかにつながるということを考えますと、心電図はやはりあるべきじゃないかな、と思います。
2124	心電図は必要だと思います。メタボにプラス心電図っていうところで、結構、就業配慮とか、それこそ海外出張とかっていうところは検討しています。データがよくでも心房細動等があって抗凝固剤とかを飲んでいると、どうだろうっていうところで。リスクとしてはかなり高くなるっていうところがある
2125	診察は必ずあるので、Afだったらほぼ分かるんですよね。PAFでなければ、発作性心房細動でなければ。ただ、やめる理由は全くないと思いますので。そこは、先ほどの例えばLH、左心室肥大がある方はメタボの動機づけに、ということとかにも使えるので、そういう意味では、やめる理由は全くないと思います。
2131	40歳以上という状況になりますと、高血圧の発症が、そこから増えてくるということになりますので。それを先ほど体重で経年的に先生がというお話があったように、意識づけとか動機づけに関しては、心電図の波形が変わっていれば非常に話をしやすいという部分がありますので。実際そういうふうに使うこともありますから。その年齢層では、私はあった方がいいかなとは思ってるんですが。
2132	それ(心電図波形そのものをみせる)が一番、動機づけに、見ていただきやすいので。ご本人さんにも、形が違いますよね、という形でご説明ができると思っております。

対象及び頻度

1137	診察をちゃんとやってれば、脈の不整っていうのは分かるだろうと。そしたら、その脈の不整のある人を心電図に回していただければいいんじゃないかっていうことを言われれば、まあ、そうかなというふうになっちゃうんですね。
1138	どうしても毎年心電図をやんなきゃいけないかっていうと、あんまり毎年やらなくてもいいのかなっていう気はしますね。
1139	診察をその分しっかり、脈の不整をちゃんととらえていただく、または心雑音とかをちゃんととらえていただくっていうふうにしたほうがいいんじゃないか
1140	毎年やる必要はないかなと思いつつも、(ブルガダなど再現性のない不整脈も考慮すると)ただ1回でいいのかなという気もちょっとするんですけど。
1141	(心電図の検査頻度は)節目ぐらいですかね。5年とか。
1142	(心電図の検査頻度は)2年にいっぺんとか3年にいっぺんとかね。
1143	(心電図の検査頻度は)糖尿病のね、A1Cが高い人とか、前回の高い人とか、糖尿病の人。あとは血圧が高い人とか(頻度を多くしたい。)

6. 心電図検査

対象及び頻度

1144	(心電図の検査対象者を)そのほかのデータを見て、あの、対象者を選ぶっていうふうになると難しいという話に戻る
1149	そういう(心電図は最初のころはもう節目だけで良くて、ある年齢になったら、こう、少し頻度を増やしてく)のもあるんじゃないかと思うんです。心疾患ってやっぱり、その、やっぱ年齢が上がると多いですよね。もちろん突然死はあるけれども、まあ、ある程度若い方もあるんだけれども、やっぱり年齢が上がっていくと増えるっていうのはあります
2123	心電図検査は、これからの高齢化社会を考えますと、やっぱり抜けないんじゃないかなあと思っていまして。心房細動とか期外収縮っていうのは年齢にともなって発生しやすくなりますし、それが脳梗塞とかにつながるということを考えますと、心電図はやはりあるべきじゃないかな、と思います。
2130	(聴診が)されてたら、そんなに毎年(心電図をとる)というのではなくてもいいのかもしれませんけれども。聴診されなければ、やった方が診やすいかなあ、という感じは致します

自動判定による疑陽性への対応

2126	擬陽性というのは、例えば、左室肥大と、自動的に読んでくるとしましたとしても、胸部のレントゲンで心臓が大きいだとか、血圧が高いだとか、何かと組み合わせて、明らかにそれが擬陽性なのか陽性なのかっていうことの判断がつくんだと思うんですね。ちょっと女性ホルモンでSTが下がるなんていうのも、もちろん十分あるんですけども、それはもう全然、左室肥大でも何でもないわけなので。そこはそういう、ちゃんとしたドクターが見れば、見る人が見れば、十分、使える材料だというふうに考えます
2127	総合として見るという状況になりますと、血圧値でありますとか、ほかのデータと一緒に見ることができますので、その意味では、(心電図の自動判定で疑陽性となっても心電図検査は)ある方が、私はありあたいと思います。
2128	心電図異常で擬陽性が出たとしても、医療機関につなげる機会というのは、そんなに多分ないはずだろうと思いますので。やはり自覚症状で胸痛があるですとか、動悸があるですとか、あるいはもう間違いなく心房細動があるとかっていうような状況以外は、あんまり紹介状で医療機関というところには、つながらなんじゃないかと思います
2129	産業医がしっかりしておられれば、私は中小のところも若干やってるんですけれども、心電図を健診センターから取り寄せて、きっちりと本人に見せて、ほかのとデータを合わせて説明をすることができる

7. 肝機能検査

有用性

1078	肝機能、脂質で(就業)制限はあんまりかけてないです。
1080	やっぱりアルコール依存症の発見につながるケースはあって。まあ、問題行動かγ-GTPかっていうことなんですよね。
1081	(肝機能は)使えてる部分はあるかと思うんですよね。だからその、病気の発症数からいって、本当に必要かっていうのは。もっとその数を、拾い上げるなら、もっとほかの病気のほうが優先されるっていうのも、罹患率からしたらあるかもしれないですけど。使えなくはない。
1082	GPTなんかは脂肪肝、上がってる人なんか脂肪肝が多いですよね。GOTはやっぱりアルコール性肝障害で、γ-GTPもそうですけども。使えないことはない
1083	(肝機能は)NASHで使える。
1084	B、Cを1回やっといていただければ、あとはGOT、GPT、γが動くのは酒か脂肪肝かっていうぐらいになりますから、保健指導っていうふうに回せるわけですよね。で、パニック値みたいなのは別ですよ。ですけど、まあ、そういうふうにできるので、まあ、本当地域と職域がコラボできれば非常にいいなと思うんですね。
1085	(肝機能を有効に活用するために)再検査になったときに、あの、肝機能で必ず引っかかった人はもう、ルーチンに絶対B、Cやってないと過去をずっと調べて、絶対セット項目で「この人Bしかやってないからc入れよう」っていうことで、約束処方みたいにして、次来たときに採血したときにもうオーダーが出てるみたいにしてる
1086	トランスがちょっと動いたときに、じゃあそれですぐに肝臓がんになるかっていったら、肝臓がんにならないわけなんで。ちょっと動いたときに1回でも保険を使って(B、Cの検査を)やればいいんじゃないかと思うので、逆に言うと、じゃあ、やっぱ肝機能は入れといてほしいなっていうか。そういう意味では。経年的にデータをフォローできてるっていう前提で。
1087	(肝機能障害でBCに関しては)過去に1回B型、C型の肝炎検査をやっていて、マイナスだっていうのが自分で分かっていれば、もう次にかかったときにもうそれを言ってもらえればですね、いいわけなんで。
1088	アルコール依存のスクリーニング、本当にするんだったらやっぱ問診票とかも方法はあるので。必ずしもγ-GDPだけっていうわけではたぶんないと思います
1090	(肝機能は)保健指導とかに使うとか、受診者もすでになじみ深いので、保健指導で脂肪肝ですよ、アルコール飲みすぎてませんか的にはすごいよく使うツールですね。
1091	(肝機能は)最近脂肪肝が多いっていうことを考えれば、その、ナッシュも肝硬変とか肝臓がんって言われるので、そのへんを拾うっていうのは
1095	(肝機能検査は)就業制限の値には普通は入れないですよね。よっぽどね、パニック値とかならともかく。
1096	(健診項目の優先順位に肝機能検査は)手前にはでてこない
1097	(肝機能を)就業制限入るとしたら、B肝、C肝で慢性肝炎に罹患してる人のレベルなかで考える話で。B肝、C肝で慢性肝炎に罹患してる人だから、やっぱりトランスが動いてる人なんですよね。
1098	就業制限実際につけるときって、健診の結果を見て就業制限っていうよりは、治療してます、主治医のところからの検査結果もらってきて、今こんな治療してこんな検査結果ですっていうのを見てやるっていうことを考えるとインターフェロン治療中なので、ちょっと制限してくださいぐらいな感じ。
1099	(肝機能は)自己管理に生かすっていうのはある。
1100	(肝機能の検査頻度は)ウィルスのマーカーの情報があるかどうかでずいぶん変わってくる

7. 肝機能検査

有用性

2028	肝機能とかに関していうと、(脳心疾患)ほとんどそんなに、やはり興味がもてない。健診結果の報告をしたとしても、まあ飲酒の問題だよねっていう話
2070	B型肝炎、C型肝炎については、肝機能が悪くなったときのタイミング、もしくはγが上がってきたときのタイミングで、必ずルールとして、再検査でB型とC型をチェックをしましょうと、それを本人にフィードバックをしましょう、という形にしています。
2133	若い人でも、お酒を飲まなくても、肝機能は、肥満で、とかっていう人は、確かに散見はされるのは事実なので。集団としてとらえたらどうかっていわれると、ちょっと苦しいところはありますけれども、個別で見れば、有効に使える人はいますね。若い人も、やっぱり使えるデータではあると思う、指導にですね。お酒とか肥満とかっていうところに変化が出てくるときがあるので。
2134	(肝機能検査は指導の)動機づけにしたい。だからといって、じゃあ病院につなげるかっていうと、そこまでの人はほとんどいないし、就業制限に使うって人もほとんどいないとは思う
2135	アルコールの問題がある方は、やはり指標(肝機能検査)に使いやすいし、その後ほんとにお酒飲んでませんよねっていう意味では、これを見ていくっていうのはあります。
2136	GOT、GTPだけで何か早期治療に結びつけるとかって。逆に、多分、中小なんかはそうだと思うんですけど、二次検査とか要医療になっていって、こんなの治療する必要ないよっていってまた送り返されて、ご本人は、全然大丈夫だったのに、また行かされたって、毎年のようにっていうのは、もうご本人たちが、逆に意識づけにもならずっていうところは、やっぱりちょっと小さい、そういう健診結果だけを返すところにはあるのかなと思います。
2137	企業が大きくて、保健師さんとかが、ちゃんと指導ができれば、それはそう(有効)なんですが。でも、やっぱり毎年同じだと、べつにそれで薬、飲まなくたっていいんでしょう、とか、体重を減らせばいいんでしょう、というだけだと、逆にほかのメタボでも十分、対応ができる
2138	肝臓の先生たちも、こんなの体重を減らせばいいのに何で来たのって、意外とおっしゃる、健診結果で行かれるとおっしゃるっていうことで。そこはもう結構、前からディレンマかな
2139	飲酒とメンタルとGTPが意外と連動しているので。そこは、私としては、有用だなとは思ってます。

対象及び頻度

1068	GOT、GPTとかもっといらない項目もいっぱいありますし。であれば、(B,Cヘリコなど)有益な病気を発見できる項目を押さえ、25歳でとか20歳でとか押さえたほうがいいと思う。
1101	(肝機能検査は)コストが高い検査じゃないので、使えるんなら(使いたい)
2140	肝機能っていりますかって聞かれても、全体で見てるので、そこだけ取られても、(困ります)

その他

1089	γ-GDPと心疾患との関連性が1つとか2つぐらいあったって報告ありましたけど。われわれの経験上、それで使うことはたぶんないと思う
1094	免疫性の肝硬変とかっていうのを会社のお金でスクリーニングしないといけないかって言われると、もっと違う症状出てきて病院行ってねっていう話だったりということですよね、きっ

8. 貧血検査

有用性

1074	(就業制限に結びつく項目は)心電図。あと、貧血もたまにまだありますよね
1076	(貧血は)高所でも怖いもんね。でも、例えば運転してる人とかだと、気になるのは目とかね、緑内障とか結構最近多くなってるから。
1156	(貧血検査は)喫煙の男性はやってほしいですよ、逆に多血のほうで。
1157	(貧血検査は)閉経期だったり、子宮筋腫がおっきいような年齢の、人も結構あるのと。
1158	(Hb)6、7、ゴロゴロいるんですけど。本人に受診を促しても、別に痛くもかゆくもないという。あれ、治してからじゃないと分からないからね。
1159	(貧血検査をする理由は)疲労感が強い
1160	(貧血検査をする理由は)生産性の問題
1161	(貧血検査をする理由は)心血管系にはやっぱり負荷になる
1162	脚立に乗ってものを乗せ上げますとか、女性でもやっている。そういう意味では(貧血によって就業制限を)使うかもしれない。
1163	一般のオフィスワーカーで、じゃあヘモグロビン7の人がデスクワークできないかっていうと、たぶんできちゃう
1164	(貧血は)健康管理として、やっぱり鉄剤飲んだほうがいいですよみたいな、保健指導
1165	(一定以上の貧血になると)車の運転は止めますね。ちょっとそういうふうに使える。 そこはたぶんエビデンスはたぶんないですね。7だと倒れるとかっていう。 なんとなく気持ち悪いので止めてるっていうぐらいです
1166	(Hbの)前年比が。落ちた場合はがんを考えたりする
1167	MCVは法定では出てこない
1168	MCVは百七十いくつだと言われると、アルコール依存ですとか、そんな人はいます。

8. 貧血検査

有用性

2141	大きな組み立ての現場では、男性が50代後半になってくると(低栄養で)貧血が進んでくる方が、特に弊社は多くて。それがぐっと、さっきのアルコールの問題もあるんですけれども。そうするとやっぱりこの暑い中、重量物っていうのを、貧血で就業制限を出している方が、ちらちらいらっしゃるんですけども。なので、貧血を就業制限に、業務形態としては結びつく形態もあるんじゃないかなと思ってるんです。
2142	MCVとかMCHCとかまでやってるんですけれど、中高年でお酒をよく飲む方は、大球性の貧血が結構、多くてですね。そういう方って、食道がんのリスクがすごく高いといわれてるので。そういった動機づけに使ったりはしてます
2143	貧血は、女性の人がやっぱり、(問題になります)
2144	まあ診察で、よっぽどひどい人はだいたい分かってきますよね。分かるので、そのチェックがあって、じゃあ採血してね、でもいいかもしれないんですけど。やっぱり男性も含めて、トレンドで見ていくっていう話と、横断的に見ていくっていう話を考えれば、貧血はやっぱりあった方が、就業制限に、女性は特に結びつきやすいと思います。
2146	貧血の場合、腎性貧血とかもありますので。腎機能がどうだとかっていうところにもつながっていくこともあると思いますし。また睡眠の話に戻って恐縮ですが、睡眠時無呼吸症だと多血症になってしまうってこともありますので、そういう診断の補助にもつながる

対象及び頻度

1075	(就業制限では)女の人の多い職場だと、やっぱりかなりの貧血がまだ(ある)
1155	貧血は若い女性。まあ、男性はいらないって言っちゃ申し訳ないけど、男性はいらないし、必要なのは若い女性なんですね。
1157	(貧血検査は)閉経期だったり、子宮筋腫がおっきいような年齢の、人も結構あるのと。
2143	貧血は、女性の人がやっぱり、(問題になります)
2144	まあ診察で、よっぽどひどい人はだいたい分かってきますよね。分かるので、そのチェックがあって、じゃあ採血してね、でもいいかもしれないんですけど。やっぱり男性も含めて、トレンドで見ていくっていう話と、横断的に見ていくっていう話を考えれば、貧血はやっぱりあった方が、就業制限に、女性は特に結びつきやすいと思います。
2145	それ(高齢女性への採血)はいらないかも(笑)。だけど、今度は悪性腫瘍があってとかっていう背景があるかもしれないので。ちょっとこれをなくすという選択肢は、あんまり、YESかNOかで聞かれれば、NOかなあと思いますね。
2147	(貧血は少なくとも女性は)ほしいな。(年齢にかかわらずやった方がいいなという感じ)と思います
2148	(若年男性の貧血が問題になることは)経験上はないですね、若い男性でっていうのは。多血の人はいるかもしれない。
2149	(貧血を)省略するとしたら、若い男性ですかね

9. クレアチニン(腎機能検査)

有用性

1005	透析の問題を早めにピックアップできるとすれば、安くできるとすればクレアチニンでeGFRを出していただくっていうことがいいのかなとは思っています
1172	(Cre低下した際には)血圧とかそういう既存のリスクへの介入を強化するという方法になってきます
1173	(Creで腎機能低下が疑われても)腎とかでの専門の医療機関がそんなにない
1174	(Creで)就業制限かけるのも、腎機能としての尿たんぱくとか、その状態によってです
1175	CKDの管理のなかで、どんな就業のさせ方しろって出てるもんね。運動量、運動強度。制限かけるべきものっていうのは出てるから、それに合わせてるけど、クレアチニンの値だけじゃないですもんね。
1176	(Creによって就業制限は)場合によってはそれは考えますけどね。eGFRとか出して、尿たんぱく、1日たんぱく量とか。ただ、それは健診データだけではどうしようもない
1177	(残業すると腎機能が悪化するという考えは)進行が早まるっていう解釈じゃないですか
1178	その(Cre)数字で一律にかけるんじゃなくて、主治医との意見、あの、情報交換のなかで残業を控えたほうがいいかとか。それは、あの、単に長時間労働だけじゃなくて、食生活の問題とか含めたことだと思う
1179	透析とかは、透析の医療費とかが問題になっている上では、クレアチニンを測らないというのは話ができないと思うので、私はやっぱり測るべきかなと思う
1181	(Creにより腎機能低下が疑われた場合、)早く専門医に介入してもらって、腎不全を防ごうっていうことですね。実際、腎不全の導入件数は減ったんですよね。おととしぐらいから。効果は出てると思うんですよ。それを広げるべきだなとは思うんです。
2039	そこ(安全配慮義務)の部分は将来的にCKDを予防するような、という意味では、項目としてクレアニチンなんかを入れるのかどうか、だと思うんですけれども。
2040	クレアチニンを入れたからといって、それが安全配慮義務履行に結びつくかっていうと、非常に難しくて。先生もおっしゃったように、生涯の健康の予防というか、国の医療費の予防というんですか、そっちの方には結びつくとは思いますし。ことによったら、自分の健康管理というところの意識づけ、動機づけには使える、というふうには考えます。
2151	(クレアチニンを測定していれば腎疾患を早期発見して)早めに就業制限をやるというふうには、できた。

9. クレアチニン(腎機能検査)

有用性

2152	就業制限っていうのは、よっぽどその腎機能低下とかが進まない限りはっていうとこなんで。あんまりクレアチニンの数値でっていう感覚は、私はないですね。ただ、進行した後にはっていうところがあるし。
2153	多分その方なんかは、飲水制限なんかでされていますので、(クレアチニンは)熱中症になるような仕事を制限する契機になります
2154	健保との関係の中で、健保財政にとってみると、やっぱり透析の方っていうのは、すごく大きいので、CKDの予防っていうところは、今一緒に結構、力を入れてやってるところで。その観点でいうと、やっぱりeGFRを指標として見ていくっていうのは一つ、必要なのかなあ、というふうには思ってはいますけども。法定健診っていうのとは、またちょっと別かもしれないなとは思ってますけど。
2158	現場に出ていかれるような方が何人かいらっしゃって、夏場の熱中症対策として水分を十分に取れないような現場でありやすいっていうところになると、就業制限をかけざるを得なくなってきまして。この季節柄。そういう意味ではクレアチニンは非常に弊社では役に立っている部分が。それは職種がある程度、限定されているんですけど、ほぼ毎日、現場で、外しかいないっていうようなタイプで、移動もバイクで移動すると。涼しくないという状況の事業所では、クレアチニンを非常に有用に活用しています。
2160	結局、(Creで腎機能低下が)見つかったときには血圧のコントロールが一番大切にはなってくるので、血圧とも健診結果で照らし合わせた中で、より、例えば、通常、血圧は、脳、心臓疾患とかのリスク要因として見ているわけですけども、そういったクレアチニンとかもあれば、今度は腎機能とのからみの中で、管理レベルを少し変えて見ていきたいだとかっていう、きめ細かいところができるかなと。より早期に治療導入に結びつける
2161	(血圧が全く正常な人にとってのクレアチニンと、血圧が高い人にとってのクレアチニンは違うという感じ)そうです。その後の介入っていうことを考えれば、もちろんそうです
2165	尿蛋白とクレアチニンeGFRの組み合わせで見ていくってことですね、事後措置として。じゃあ尿蛋白だけでは片手落ちっては言わないけど、ちょっとそういう感じだ

法定項目導入への可否

1003	(健診項目に)追加で入れていただきたいなといつも、自分の産業医やっている企業にもぜひやってもらいたいと言っているのはクレアチニンです。
1169	(Creは)すでにやっている
1170	(Creを健診項目として)入れてほしい
1171	(Creは)いると思う
1179	透析とかは、透析の医療費とかが問題になっている上では、クレアチニンを測らないというのは話ができないと思うので、私はやっぱり測るべきかなと思う
1180	そこ(Creを毎年測定すべき)はちょっと分からないですけど。今全くやってない状況なので、何かしらのかたちで入れないと議論にならないです。
2150	(クレアチニン)やっぱり組み合わせだと思うんですけど、これだけが先行して悪くなるって、あるのかしら。私はちょっと経験上ないっていうか、弊社では今、入れてないので分かりませんが。やっぱり血圧とか糖尿のものがあって、あとは医療機関でやれば十分なんではないか、という気が、私は個人的にはしてますけれど。
2155	血圧とか糖尿とか、ほかのあった人っていうことに限ってはだめなんですかね。すべからくの人に、法律でクレアチニンをやってという(のは少し違和感がある)。
2156	(クレアチニンの測定は)だから法律でっていうよりは、ほんとに健保とかとの関係の中でっていうところで。事業者責任っていう話とは、またちょっと線を引いたらいいとは思います
2157	尿蛋白、先ほど先生がおっしゃったように、尿蛋白でずっと続いてて、紹介しても尿蛋白再検で止まって、腎臓のクレアチニンなんかは取ってくださらない.くて。
2159	尿蛋白だから紹介したのに、もう一回それで返ってきて、腎機能を測ってもらえないし。血圧が動いてくれればいいんですけど、血圧が＝ほんと＝に動かないパターンが中にはあるんですね。じゃあ貧血出る前ですし。となってくるとクレアチニンの値がある方が、ありがたいなというのと、それから先ほどおっしゃったように高齢化ってなると、腎臓も余力っていうのがなくなってきますので。であれば早めに分かるとありがたい部分もあると考えますね。
2162	ほんとに有用だとは思うんですけど、あってもなくても産業医はできるなっていうのが、経験で、ない企業とある企業と、同じぐらいいたんですけど。あると、ほんとにわれわれとしては、仕事がすごく時間が短くて済むというか。尿蛋白再検で行かせて、まだ行かなくてっていうんではなくて、クレアチニンも見ているので、まあまあ放っておいてもいいかなという人たちが、こちらで分かってしまっているところで、仕事は進みやすいんですけれども。なくても、それはそれでちゃんと要精検で、二次検査で、ご本人にはお伝えをしますので。それは、やらなければいけない、本人が二次検査を受けなければいけないというところであれば。そういうところからすれば、安全配慮も含めて、べつになくてもいいんですが。仕事をする上では、とてもありがたい指標でもあるのかなと。
2163	(クレアチニンを測定すると)二次検査を完遂するまでの期間とか判断が(短くなる)。
2164	(特定健診の40歳以上ぐらいは、もしやるなら、やった方がいいんじゃないかということですか。)やっても。それまである程度、元気なままで。
2166	クレアチニンの何十円ぐらいでも追加しておいた方が、全体的には本人のメリットがある
2167	(クレアチニンを測定すると)私たち(専属産業医)としても、(労働衛生)機関としても、全員に尿蛋白をプラスをして、早く行ってよというよりは、行ってほしい人にセレクトして重点を
2168	特に中小なんかは、早朝尿なんて取ってなくて、午後とか、健診とかもやっちゃってるので。多分、尿蛋白の精検率ってか二次の率って、すごい高いと思うんですね。でも、もう全然、多分、受診してくれって毎年言われてるもんで終わっちゃって。1回も精検をしてない人が意外といて。やっぱり20年たってやっと精密検査を受けると、何かしら起きてる場合がありま

その他

1182	(eGFR2は)筋肉との関係って全然考慮されてない

10. がん検診

がん検診の有用性と法定項目にすることの可否

1006	がん健診を法定項目に入れるのは、私はあんまり適当ではないと思うんですが。がん健診の受診率が伸びない状況で、まあ、どうするかっていうところで。
1008	(がん健診を)法定、職域の法定健診に加えるのはあんまり適当ではないと思ってるんですよ。だけど、今がんで死ぬ人はやっぱりかなり多いわけですから、それをなんとかするためにはやむを得ないのかもしれないけど、本当にそれでいいのかなと思ってるということです
1044	(死ぬ病気とは)胃がん、大腸がんとか、いわゆるがん健診をどうするかというのは必ず考えなきゃいけないのかなあと思います。ま、一方その白血病とかは見つけにくいだろうなとは思いますけど
1054	まっさらな状態、何も健康管理には手を加えてない会社にがん対策やってもあまり定着はしないと思うんですね。その、がん対策って、恐らく健康管理を一通り、いわゆる健康診断の事後措置もやって、えっと、循環器疾患とか糖尿病の管理もきちんとされてっていう次の段階になってくると、がんが顕著な問題になってくるというイメージが強いなので。一律に、こう、横並びにやってもあまり効果はないんじゃないかなという印象であります。
1055	(がん対策の効果的な実施には、)一般の健康診断があって、それに次の、ある程度の段階がクリアされたらがん対策にも取り組むっていうのがいい
1056	アルコールと、あの、タバコに関しての介入っていうのは。まあ、あの、意識せずにやってるとしては、まあそれもがん対策と言えなくはないのかなと思いますので。そうしますと、それはだいぶ展開しやすい
1049	(がん検診は)結局年齢が上がるほど罹患率とかは上がっていくので。そこをやっぱり考えた上での対策をしないと。
1050	すい臓がんを見つけたからっていって、たいがいは亡くなってしまうわけですよね。そういうところも考えた上で、コストと、ですよね。そういうところも、やっぱりがん健診の場合はやっぱり考えたほうがいいんじゃないかと思う
1052	(がん検診は)労働衛生の健診としては、ちょっと不適だと私も思うんですね。だけど、全体のがん死亡を減らすためには、やっぱり職域も協力しなきゃいけないのかなという気はしてるんです。
1053	(がん対策は)結局何を(どの種類のがんを)ターゲットにするのかで変わってしまうと思う。がんとその脳心臓血管疾患を比べるとがんのほうが多いといっても、内訳がいろいろあるんですね。
1057	(がん対策は、一般健康診断に入れるか入れないかっていう議論のなかで、どのぐらい優先順位が高いものなのか)個別性がすごく高いような感じがしていて。
1058	(がん検診は)地域と職域がコラボしてない
1065	事業者としてはがん対策はかなり。脳心疾患、循環器疾患とどう、同じぐらいのレベルぐらい大事だと思っていて。先ほどから出ている、その、貴重な人材が失うとか、職域での死亡率ががんが1位だとかっていうことを踏まえると、ほぼ必須レベルでやるべきだと私は思っています。
1071	(がん検診は)自分で健康を保持してくださいっていう、労働者が本来すべき、果たすべき義務を、どこまで事業者に押しつけるんだっていう話
1072	B型、C型肝炎にしても、ずっとね、あの、国が広報して、あの、無料で検査受けれますとかっていうのもいろいろ、電車の中に広告うったりとかしてるので。自己管理でしようと思えばできる話
2065	法定項目としていれるとなると、会社がそこ(ピロリなどがん検診)まで負担をするのか、というところに関しては、若干、自己管理というか自己保健義務的な部分があると思います
2067	あらためて健康診断の項目にそれだけの費用を入れて、費用対効果を考えると、がんに関しましては、どこのがんだというものを見ていくのかと。がんで、死亡していくがんの比率が高いがんと、現職で死亡には至らないんですけれども見つかる、例えば女性の乳がんだとか。そうなってくると、法定項目としては、ちょっと厳しいのではないかなあ、と思う
2079	(がん検診は)安全配慮義務では、やっぱりなくて。どっちかっていうと、生涯健康管理だったりだとか、あとはほんとに従業員に対する従来の福利厚生の一環じゃないですけど、従業員の方の健康を、企業としても支援しますよっていうところ
2080	健保がだいたい負担をしてくれてるのが、がん検診、今、日本の企業っていうのはほとんどなってるので、もちろん健保の意見と従業員という形になるんですけども。生涯っていうことに関すると、やはり、がんっていうのは大きな疾病になるので、定年退職した後っていうところでの健康意識を高めるために受けましょうねっていうことは、かなり言ってます
2082	がんをもちながら働く。基本的にそこに関しては、主治医の先生が、あんまり就業制限については言わない。
2083	(がん検診は)項目としては重要だとは思うんですけれども、安全配慮義務そのものではなくて、やはりご本人の、労働者の一生の、長期間にわたる健康というところを考える上では、年齢も、しくは性別によって必要なものは、選択した方がいいのかなとは思います。
2084	結局、がん検診そのものは安全配慮じゃないんですけども、今、先生が言われたように、がんになった後の、がん就労とかっていう話になってくると、今度はまた安全配慮義務とかの話の中に、場合によっては戻ってくるというか、入ってくるのかなっていうのは思いますね。
2085	(がん検診は)安全配慮という観点ではないんですけども、労働損失をどこまで減らすか。がんになると、やっぱり後で見つかったら長く損失してしまうので。そういう意味では、私たちが考えるということよりも、私たちが情報提供をした上で、事業者としっかり話をして、その企業企業で、やっぱり考え方ってちょっと違うんじゃないかなあ、というふうには思ってる
2086	(がん検診の)エビデンスがしっかりあって早期発見できる。そういうエビデンスがしっかりあるものに関しては、会社としてやってもいいんじゃないのかなあ、というのが、最近の私の、ちょっと意見がシフトしてきているところではあります。例えば、便潜血とかですね。
2087	(がんの罹患率と労働生産を考えるとがん検診は)健保とタッグを組んでやっていく。もしくは、これは難しいですけど、地域とタッグを組んでやっていくとかですね。企業という枠だけにとらわれない対策が、われわれのような人間がチューターのような役割をとりながら、できないかなあ、というふうに考えています。
2088	行政にもいたので、例えば、安衛部の立場としては、やっぱり今の事業者健診っていうのは法定、法律で義務づけて、さらに実施そのものを、やっぱり事業者に罰則を義務づけてるので。そこの部分と、がん検診っていうのは、少し合わない部分っていうのがあるかなと。
2089	国民対策としての従業員っていうか、がん対策っていうのは、やっぱりすごく重要だな、というふうに思います

10. がん検診

がん検診の有用性と法定項目にすることの可否

2090	コラボヘルスみたいな話もあるので、やっぱりそういった中で、事業者は意識をもってやるべきだし、弊社でもずっと、従来から健保と健診は共同実施っていう形で、がん対策も一般健診とくっつけてというか、同時に実施してるっていうような、現状がありますね。
2091	個人情報っていう部分では、私たちの会社には、BもCも、そうするとHIVも全部一緒だと。だからといって、それが就業に何か影響をするかっていうと、発症して就業上の措置をしない限りは、べつに、もっておられるからといって、どうこうというわけではないので。検査をするということに関しても、肝機能が高かったら調べるようにしますと先ほど申し上げたんですけれども、必ず承諾をとって検査をしている
2093	(がんの在職死亡のような、そういう、かなり影響の大きいものは、健保がお金を出すっていうことも含めて、会社がそれに協力するっていう立場でも、会社がかなりの金を出すという意味でも、職域の中でやるっていう選択肢は結構ある)そうです。場としては、あると思うんです
2094	(がんによる在職死亡の)インパクトですかね。
1059	2週間インターバル期間は出勤できるのに、その、飛び飛びでの出勤の仕組みがないので、結局ケモの間半年間ずっと、中途半端な勤務は認めないっていうことで休まざるを得なくて、それで治療期間満了で退職になるっていう例もあるので。もしなんか、そのインターバルでとれる休みを制度を作ったらどうかとかっていうことで、えーと、会社に残れるようなかたちを提案するんですけども、そういうのがないとやっぱり退職せざるを得ない。
1060	がんっていう病気に関しては、かなりみんなが同情的に動くので。病気の特性だと思うんですけど。なので、なんかこう、周りの人たちもなんとかフォローしよう、なんとかカバーしようみたいな感じで動いていることが多いので。まあ、私の今までの経験では、幸いにして、あの、もういけるところまで頑張っていこうみたいな感じで対応されてるのがほとんど
2095	(がんによる在職死亡は)短期的ではあるんです、インパクトは。だから事業主がそこに重きを置くのであれば、やっぱりその方が十何年、20年近く培ってきたスキルがそこでプツンと切れてしまうっていう、その損失の方が、説明としてはありなんじゃないかな、とは思うんですよ

B型肝炎・C型肝炎・ヘリコバクター・ピロリ

1061	(B,Cヘリコは)やったほうがいいと思うので、結局年齢決めてやってしまってます。
1066	B、Cなんてそんな高い検査じゃないので。地域、地域が今やってるじゃないですか、節目のときにB型、C型。で、1回やって、やってない人はいつでも受けられるみたいなかたちに今なってますけど、それとコラボができればいいんですよ
1067	B、Cがプラスだと(将来的に肝がんになり)会社の戦力ダウンにつながってしまうので、(検査を行うのは)会社の責務。なんで、雇い入れ時なのか、20代でなのか、一発、会社の責務としてやっておくほうがいいんじゃないかなと思うんです。
1068	GOT、GPTとかもっといらない項目もいっぱいありますし。であれば、(B,Cヘリコなど)有益な病気を発見できる項目を押さえ、25歳でとか20歳でとか押さえたほうがいいと思う。
1084	B、Cを1回やっといていただければ、あとはGOT、GPT、γが動くのは酒か脂肪肝かっていうぐらいになりますから、保健指導っていうふうに回せるわけですよね。で、パニック値みたいなのは別ですよ。ですけど、まあ、そういうふうにできるので、まあ、本当地域と職域がコラボできれば非常にいいなと思うんですね。
1085	(肝機能を有効に活用するために)再検査になったときに、あの、肝機能で必ず引っかかった人はもう、ルーチンに絶対B、Cやってないと過去をずっと調べて、絶対セット項目で「この人Bしかやってないからc入れよう」っていうことで、約束処方みたいにして、次来たときに採血したときにもうオーダーが出てるみたいにしてる
1086	トランスがちょっと動いたときに、じゃあそれですぐに肝臓がんになるかっていったら、肝臓がんにならないわけなんで。ちょっと動いたときに1回でも保険を使って(B、Cの検査を)やればいいんじゃないかと思うので、逆に言うと、じゃあ、やっぱ肝機能は入れといてほしいなっていうか。そういう意味では。経年的にデータをフォローできてるっていう前提で。
1087	(肝機能障害でBCに関しては)過去に1回B型、C型の肝炎検査をやっていて、マイナスだっていうのが自分で分かっていれば、もう次にかかったときにもうそれを言ってもらえればですね、いいわけなんで。
2063	ABC健診っていうのを導入してるんですけども。胃がんのリスクの高い集団から低い集団に、アドプテーション・アプローチできるという点では、非常に、将来の医療費とかも含めて、とても有効かな、とは思います
2064	それ(ABC検診)が退職した後の健康ということにもプラスにはなるんでしょうけど、会社としてそれがどうなのかっていうのは、ちょっと分かりませんが。
2070	B型肝炎、C型肝炎については、肝機能が悪くなったときのタイミング、もしくはγが上がってきたときのタイミングで、必ずルールとして、再検査でB型とC型をチェックをしましょうと、それを本人にフィードバックをしましょう、という形にしています。
2075	肝炎に関しては、多分、節目ごとにAとBとCは測ってるような状況になっています。大腸がんに関しましては、35歳まではやってなくて、40歳以上の方には毎年やってるという感じで。出た人に対しては、受診紹介をしてるという形です。
1062	(B,Cヘリコの検査結果を実施した際)その場合は、情報をどう取り扱うかっていう問題があると思う
1063	(B,C,ヘリコの結果は)会社側には知らせない。
1064	(B,C,ヘリコの結果を)労働衛生機関が責任を持ってとか、かたち。あるいは健保と連動してと管理するということは可能でしょうし。それこそ、ねえ、ナンバー、マイナンバー制度だったらそれと連動して簡単でしょうし。
2091	個人情報っていう部分では、私たちの会社には、BもCも、そうするとHIVも全部一緒だと。だからといって、それが就業に何か影響をするかっていうと、発症して就業上の措置をしない限りは、べつに、もっておられるからといって、どうこうというわけではないので。検査をするということに関しても、肝機能が高かったら調べるようにしますと先ほど申し上げたんですけれども、必ず承諾をとって検査をしている

10. がん検診

B型肝炎・C型肝炎・ヘリコバクター・ピロリ

2092	理想としては多分、無差別にやれば非常にいいと思うんですけれども、そのあたりは個人情報との兼ね合いとしては、どうなんでしょうか。BもCも強制で、うちの会社は取ります、というのは、会社のルールとして決められてればいいのかもしれないですけども。そういうのも法定項目として入るというのは、例えば、HIVも一緒に検査します、みたいなのと、私の中では同じようなレベルのお話かな、と思ったんですが。

その他

2071	マンモグラフィーはお勧めはしています。
2072	腹部エコーが健康診断の項目に入っているので、それががん検診の一つであったりということで、特化して何か腫瘍マーカーを取るというようなことは、やっていません。
2074	PSA検査を導入したんですけど、もちろん高齢の男性が社員として増えているという面もあるんですが、実は隠れた意図として、シフトワークによる前立腺がんのリスクが高まるとか、そういった、デンマークとかだと、それは労災の対象となるようなこともあるので。
2075	肝炎に関しては、多分、節目ごとにAとBとCは測ってるような状況になっています。大腸がんに関しましては、35歳まではやってなくて、40歳以上の方には毎年やってるという感じで。出た人に対しては、受診紹介をしてるという形です。
2076	乳がんそれから子宮がんに関しては、25歳以上の女性で希望者というような形でやってるという感じで。あくまでも本人の希望によるというような形にしています。
2078	膵炎に関しましては、人間ドックを希望される方に関しては、全員測っているというような形になって、45歳以上は全員測っているというような形になっていると思います。
2066	アナウンスをするということは非常に大事だと思いますが、そういう(ピロリなどのがん検診)ツール的なものをきっちりと整えるという形で。
2069	ピロリに関してはABCも検討したんですけれども、Upper GIが自由に受けられる状況ですので、萎縮性胃炎という所見がつけばピロリ菌を除菌することを勧奨させていただく、という形で、胃カメラをお勧めするというふうな、そういうルールをつくっています。
2077	以前はペプシノーゲンを測って、萎縮性胃炎の、高い方に関してはバリウム検査をやって、場合によっては紹介という形をとっておりましたが、最近はちょっとそれはやめたような感じになっています。
1051	(がん検診では)腫瘍マーカーの開発が進んでるので、まあ、ぜひそういうものを実用化されるといいなあと思う。職場でやらせてもらったとしても、精密検査は病院行っていただくっていうようなかたちにできますから。そんなにコストもかからないし、深く踏み込まなくてもすむと思う
2073	(がん検診において)腫瘍マーカーは早期発見には役に立たない

11. その他

1007	なんでもかんでも法律で決めてやれって言わなきゃできない国民っていうのも情けない話で。やっぱり自分で自分の健康を守ろうっていう意識を、もっと持ってもらいたいなっていう気はする
1017	労働衛生機関にとったら、(健康診断の目的は)どっちの立場にとって健診を実施するかでやっぱり変わってくる。
1023	一般健診の対象者って4分の3、一定の労働者の4分の3以上の人で、実際にはパートの人とかアルバイトははい、義務づけられてないわけですよね。事業者の立場からいくと、本当に逆にそれでいいのかなという気もする
1024	働く人の安全配慮っていうことを考えれば、短時間労働も当然入れないとおかしい話で。職場のリスク考えたら入っておかないと、短時間の人のほうが結核とかね、職場に持ちこむリスクは高いわけだと思うんですけどね。
1026	会社は安全配慮義務とかがあるでしょうし。労働者は健康な労働力を提供しなきゃいけないっていうことがあるので、お互いにそこはちゃんとすみ分けっていうかしないと、なんか両方(地域の健診、職域の健診、人間ドック)受けられるようなことが整然と行われてるっていうのもおかしな話なんですね。
1030	外からの結核の問題というのは非常に大きいので。やっぱり、その、勤務日数が少ないっていうところで、えーと、はじいてしまう問題っていうのも当然出てきている
1040	(健診の有効性を高めるために)1回の健診に行くときに、その項目があまりにバラツキがあると、いくつもプランがあるっていうのはすごく難しいし、ミスを誘発するので、労働衛生機関としてはなかなか引き受けにくい
1183	尿潜血は、iga腎症とかに必要かな
1184	潜血は、だからたんぱくと合わせるって判断を考えるとか。そういう使い方
2042	SASの方は夜中の血圧が高くて、とかっていうような話をされてましたので。そういう、睡眠時無呼吸症候群が心筋梗塞とか脳梗塞のリスクにつながるということを考えますと、それに関するような項目というのが若干入ってくれば、高血圧とかっていうところに関しても、少しリスク評価をする上では重要な項目が入ってくるんじゃないかな、というふうには考えて
2043	メンタルな面からも、睡眠っていうのは大事な部分じゃないかな、と思いますので。これは一つ、今後、検討が必要な部分かなあ、というふうに思います。
2044	(睡眠の評価として)ESSはあんまり効果がなさそうだ、ということでございますので。睡眠時無呼吸に関しては多分、いびきですとかですね。
2045	(睡眠の評価に関しては)あと血圧が高くなってるというような自覚症状ですとか、あと頭痛とかっていう部分が、関係してくるかなあ、というふうに。あと昼間の眠気がどうですかと、この3点ぐらい
2046	(睡眠に関して)自他覚症状のチェックを問診票でするっていうので、チェックする。
2047	睡眠時間と自覚的睡眠不足感っていうのを聞いてるだけでも、ずいぶん違う

11. その他

2048	睡眠時無呼吸に関しては、体格とか血圧うんぬんとかっていうのがあると思います
2050	健診の項目じゃなく問診の項目で、今の睡眠の時間だとか質だとか、昼間の眠気だとか、いびきを聞いているんですけども。実際、じゃあ、それが疾患に結びついてるかというところで、簡易のアプノモニターまで貸し出しをしてやっているんですけど、それほど整合性が取れてなかったりとかすることもあ(る)問診だけでも、ちょっと難しいのではないかというのが現実問題としてあると思います。
2051	(SASが)あったとしても、安全配慮義務にどうやって結びつけるかなんですけど、ほぼ自己保健義務とひっつけます
2052	安全配慮義務として、旅客として人を乗せるというようなお仕事の人は、確実に危ないと思うんですけども。業務車両は乗りますが、なかなかそこまでは、実をいうとこちらも難しくて、高血圧の人に、血圧高いから病院に行ってね、というのに関して就業制限をかけるかというのと、ほぼ同じレベルの安全配慮義務の履行になるっていう状況ですね。
2054	睡眠不足っていうのをずっと続けてると、将来の認知症のリスクが上がるとか、そういうのもありますから。睡眠不足という、時間を聞くというのも、あるのかなと。
2059	(健診が入口と考えると)でやっぱり重要なのは、問診情報だったりだとか。あとはそういった問診情報の中でも、特に健康行動とか、そういう、運動をどのくらいしますか、だとか、そういったような行動変容レベルが見れるような指標を含めて、何かそういったような情報をやっぱり経年的に見て、またそれに関わっていってあげることが大切かなあ、と思ってま
2068	節目健診でありますとか、そういうのと会社の制度でカフェテリアプランみたいなのがありまして、プラスアルファで自分のお金を払って健康診断を受けていただく。なので多分、職場行動っていうのも非常に大事なのではないかなあと、自分の健康が大事だという職場行動をつくっていくということに投資をした方がいいかな、と私は思います。
2169	人間ドックの結果を見てて思うのは、その守秘義務の部分と、医師の全管理注意義務の2つが関係してると思いまして。ドックの結果って、法定項目だけ出てくるわけではなくて、いろんな結果が出てきますので、やっぱり見てしまった以上は、医師としてきちんと指導せざるを得ないんじゃないかなあ、というふうに思っています。個人に対しては、それでもって何とか受診勧奨するとかって形は、やるべき、やれればいいんじゃないかな、と思うんですが。事業主に対してお知らせをするということに対しては、やはり本人の同意を得るとかっていうような形をとらざるを得ないんじゃないかなあと思います。
2170	(法定項目外の個人情報の取り扱いに関して)私は、まあ同意は必要だなと思うんですけども。今回のストレスチェックの議論でもあったように、同意を取るタイミングだとか、あと方法については、少しいろいろ差があっていいのかなあと。現実、私のとこだと、どっちかというと、黙認の同意っていう形で、嫌な人はむしろ申し出てください、みたいな、そういうふうなやり方をしてますし。ほんとに個別に細かく取っていくのかっていうところでは、そうじゃなくて、むしろ従業員は、どっちかっていうと、健康管理してくれるんでしょ？というような意識が高かったりとかも実際にはするので。そのへんでいいのかなあ、というふうには、個人的には思ってますけれど。(がん検診の項目も含めて共同実施になったから、第三者提供になってない。だから全体の同意を取っている)
2171	事業主に知らせる、知らせないというよりも、本人にとってのメリットを考えなければ、そこ(指導しない)はいけないと思うし。やった側が最後まで、やはり事後措置までやるべきであろうな、とは思います。
2172	やはりほんとに受診勧奨って、予約の仕方から全部、教えて、ようやく今、労働者の方たちって精査に行けるので。やっぱりそれは、産業保健のスタッフがいるところでないとできないですし、どの病院がいいよとか、ここが早いよとか、手取り足取りやらないと、がん検診って多分、二次まで、精査まで結びつかないとすれば、やっぱりそこを、健保でもしやるとしたら、健保から産業医っていうところに委託をして、そういう委託契約じゃないんですけど、覚え書きを交わしておけば、そこも問題なくできるのではないかな、と思います。
1025	お金を出しているのは事業主なので、事事業健康診断の場合は、事後措置もやはり、ある意味そこは事業主がやらないといけない
1028	今30カ国の人が働いてる企業を見てるとですね、定年後(の健康)がどうのこうのっていうのはない
2015	将来の疾患発症リスクを減少させるという側面と、作業関連疾患予防のための適正な制限を適切に行うということが(事前配布資料に)書かれてるんですけども。ただ、これだけだと、遠い将来のことだったりとか、あるいは重大かもしれないけれども非常に頻度が少ないものってことになってしまって、非常にインパクトが少ないかなとも思ってまして。

分担研究報告書

一般健康診断項目の優先度における産業医のコンセンサス調査

分担研究者　森 晃爾

立道 昌幸

武林 亨

労災疾病臨床研究事業補助金
総合研究報告書

一般健康診断項目の優先度における産業医のコンセンサス調査

研究分担者　森 晃爾　産業医科大学産業生態科学研究所産業保健経営学 教授
立道 昌幸　東海大学医学部基盤診療学系公衆衛生学 教授
武林 亨　慶應義塾大学医学部衛生学公衆衛生学 教授

研究要旨
【目的】
事業者は、健康診断の費用を負担し、その実施義務が課されているため、健康診断の項目選定には、メタボリック症候群予防のための医学的エビデンスのみならず、企業における健康配慮義務等の産業保健の目的達成という観点からの検討が必要である。また、企業が支出できる健康診断の費用は上限があるため、健診項目を選定する際には優先順位が重要となる。そこで本研究では、産業医に対し一般健診項目における優先度のコンセンサスを得ることを目的とした。
【方法】
平成 26 年度診療報酬点数表を参考に、一般健康診断における各検査費用を定め、法定項目を満たす健康診断の総額を 9,250 円から 11,290 円と設定した。法定項目のうち優先度の低い項目、また法定外項目のうち優先度の高い項目を明らかにするため、健康診断の予算を 8,500 円と 12,000 円と設定し、62 名の産業医に対しアンケート調査を実施した。それぞれの予算内で選択する項目を集計し、その結果を対象者にフィードバックした後、再度同じアンケートを実施することを 3 回繰り返して、意見の集約を図った。
【結果および考察】
現行の健康診断項目の多くが、産業医のニーズと合致していた。腹囲、喀痰検査を選択する者は少なかったが、法定外項目である血清クレアチニンは限られた予算であっても必要と考える産業医が 6 割近く存在し、今後の健康診断の項目選定の参考となると考えられる。

研究協力者　伊藤 直人　産業医科大学 産業医実務研修センター
永田 智久　産業医科大学 産業生態科学研究所産業保健経営学

Ａ. 研究目的

平成 20 年度から開始になった特定健診・保健指導制度における健診項目の選定の際、労働安全衛生法に基づく一般定期健康診断（以下、一般健診）との整合性が検討され、基本的な統一が図られた。現在、特定健診項目の見直しが行われているが、特定健診導入時の経緯から考えると、その結果は一般健診にも影響を与えることになると考えられる。しかし、一般健診と特定健診の根拠法令や目的が同一でないため、健診項目は個別に検討する必要がある。

事業者は、一般健診の実施については罰則付きの実施義務が課せられており、併せて就労上の措置を目的とした事後措置の実施が義務化されている。このことを考えると、健康診断の項目選定には、メタボリック症候群等の疾病予防に関する医学的エビデンスのみならず、企業における健康配慮義務の履行といった産業保健の基本的目的の視点からの検討が必要である。この点に関して、平成 27 年度の分担研究「一般健康診断の有効的な活用に関する産業衛生専門医へのインタビュー調査」で実施した産業保健専門医へのフォーカスグループインタビュー（以下、先行研究）でも明らかになった。一方、企業が支出できる健康診断の費用は上限があるため、健診項目を選定する際には、優先順位の検討が重要となるが、この点に関しては十分に検討されていない。

そこで、一般健診項目における優先度に関して、産業医のコンセンサス調査を実施した。

Ｂ. 研究方法

1. 健康診断項目の検査費の設定

平成26年度診療報酬点数表[1)]を参考に、一般健康診断における各項目の費用を以下のように定めた。

①基本検査

本項目に含まれる一般健康診断の項目は、既往歴及び業務歴の調査、自覚症状及び他覚症状の有無の検査、身長及び体重、血圧の測定であり、初診料（A000）282 点とした。

腹囲も本来、基本検査に含まれるであろうが、先行研究では腹囲の重要性は相対的に高くなく、その必要性を判断するため、基本検査には含めなかった。腹囲は、診療報酬点数表に掲載がないため、他の検査費用を勘案して100円の検査料とした。また、聴力の検査（会話法）や体脂肪率も診療報酬点数表に掲載されていないため一律 100 円とした。

②視力の検査

視力検査は、眼科学的検査の矯正視力検査（D263）69 点とした。

③聴力の検査

聴力の検査では、オージオメータを使用する方法が一般的であり、自覚的聴力検査（D244）「3 簡易聴力検査」「イ 気道純音聴力検査」の 110 点とした。

労働安全衛生規則第 44 条第 4 項に「第一項第三号に掲げる項目（聴力の検査に限る。）は、四十五歳未満の者（三十五歳及び四十歳の者を除く。）については、同項の規定にかかわらず、医師が適当と認める聴力（千ヘルツ又は四千ヘルツの音に係る聴力を除く。）の検査をもつて代えることができる。」とあり、若年者を中心に医師の診察の会話で聴力を判

断する（会話法）場合も少なくない。そのため、聴力に関してはオージーメータと会話法を選択できるようにした。会話法も腹囲と同様にその要否を確認するため基本検査には含めず 100 円の検査料とした。

④胸部エックス線検査

先行研究で健診における胸部エックス線検査の有用性は読影の精度に大きく依存するとの意見があり、放射線科専門医が読影した場合と放射線科の非専門医が読影した場合の 2 つの検査料を設定した。

アナログ撮影（60 点）とデジタル撮影（68 点）で金額に差があるが、近年はデジタル撮影が増加してきたため、本研究ではデジタル撮影を実施した場合で費用を算出した。具体的にはエックス線診断料（E001 写真診断）の「1 単純撮影」「イ 頭部、胸部、腹部又は脊椎」85 点、エックス線診断料（E002 撮影）の「1 単純撮影」「ロ デジタル撮影」68 点、エックス線診断料の通則 4 の撮影した画像を電子化して管理及び保存した場合に加算される「イ 単純撮影の場合」57 点の合計 2,100 円となり、これは、放射線科の非専門医が読影したものとした。

放射線科専門医による読影は、エックス線診断料（E001 写真診断）の通知（1）「他の医療機関で撮影したフィルム等についての診断料は撮影部位及び撮影方法別に 1 回の算定とする（85 点）」との記載があるのでこれを加算し 2,950 円と設定した。

⑤血液検査

血液検査は、貧血検査（血色素量及び赤血球数）、肝機能検査（GOT、GPT、γ－GTP）、血中脂質検査（LDL コレステロール、HDL コレステロール、血清トリグリセライド）、血糖検査からなる。

採血に関する費用は、検体採取料（D400 血液採取 1 静脈）20 点、検体検査実施料（D005 血液形態・機能検査、D007 血液化学検査）診療報酬点数別の検査項目（11 点：γ－GTP、血清トリグリセライド、血糖、17 点：GOT、GPT、HDL コレステロール、18 点：HDL コレステロール、21 点：末梢血液一般検査、49 点：HbA1c）、検体検査判断料（D026）の「2 血液学的検査判断料」125 点、「3 生化学的検査（Ⅰ）判断料」144 点からなる。検体検査実施料（D007 血液化学検査）に関する項目を 5 項目以上 7 項目以下実施した場合は 93 点、8 項目又は 9 項目実施した場合は 99 点、10 項目以上実施した場合は 117 点と、5 項目以上は所定の点数に関わらず一定の点数となるが、各検査がその費用に見合う効果が得られると考えているか確認するため出来高算定とした。また、同様の理由により、項目数に関わらず一定加算される検体採取料（D400 血液採取）、検体検査判断料（D026）の「2 血液学的検査判断料」及び「3 生化学的検査（Ⅰ）判断料」を含めなかった。

血色素量及び赤血球数は⑧の法定外項目である白血球、ヘマトクリット値、血小板数と共に検体検査実施料（D005 血液形態・機能検査）の「5 末梢血液一般検査」21 点に共に含まれるため、これら 5 項目に関しては 1 項目につき 40 円と定め、貧血検査（血色素量及び赤血球数）は 80 円とした。

⑥尿検査

尿中の糖及び蛋白の有無の検査に関しては、尿比重や⑧の尿潜血反応などを含めた合計 13 項目で尿中一般物質定性半定量検査(DOOO)26 点となるため、各項目 20 円とした。

⑦心電図検査

先行研究で、健診における心電図検査の有用性は心電図波形の解析の精度により異なるとの意見があり、機械による自動判定と循環器内科専門医による判定の 2 つを設定した。

自動判定による検査費用は、心電図検査(D208)「1 四肢単極誘導及び胸部誘導を含む最低 12 誘導」130 点とした。また、当該項目の注釈に「当該保険医療機関以外の医療機関で描写した心電図について診断を行った場合は、1 回につき 70 点とする。」との記載があり、循環器内科専門医が心電図波形を見て判定した場合は 70 点を加算し、2,000 円とした。

⑧法定外項目

法定外項目に関しても、これまでの考え方に基づき検査項目を算出した。体脂肪率は基本検査に含まれる項目であるが、腹囲や聴力の検査(会話法)と同様に基本検査には含めず 100 円の検査費用とした。

⑨法定健康診断の総額

健康診断の各項目に関する費用が定め、健康診断の総額を算出すると、法定で定められた検査を最小限度実施した場合(以下、法定最低限)は 9,250 円、最大限実施した場合(以下、法定最大限)は 11,290 円となった。両者の差は、胸部エックス線検査における専門医による読影の有無、血糖検査における HbA1c 追加の有無、心電図検査における専門医の確認有無である。

なお、喀痰検査は、胸部エックス線検査によって病変の発見の発見されない者、胸部エックス線検査によって結核発病の恐れのないと診断された者、胸部エックス線を省略された者で、医師で必要でないと認めた時と省略基準が緩やかであり、産業保健の現場でも健康診断の項目として実施しているところは少ないため、法定項目として健診費用の総額に含めていない。

2. 健康診断の予算設定

現行の法定健診項目のうち優先度の低い項目、また法定外項目のうち優先度の高い項目を明らかにするため、9,250 円(法定最低限)の 10%である 925 円を基準として、9,250 円(法定最小限)から 925 円減じて 500 円毎の区切りのよい金額にした8,500円を予算1、11,290円(法定最大限)に 925 円を加算して 500 円毎の区切りのよい金額にした12,000円を予算 2 とした。

3. 予備調査

コンセンサス調査を実施するための、調査方法を確立するために予備調査を実施した。対象者は、産業医実務経験 1～2 年目の医師 9 名及び日本産業衛生学会指導医 2 名の合計 11 名と幅広い産業医経験歴を有する医師とした。現行の法定健診項目と、研究者で選定した 29 の法定外項目から、予算 1(8,500 円)および予算 2(12,000 円)内で、自由に検査を選べる場合、どのような項目が選択されるか確認した結果、法定項目と法定外項目のうち 15 項目は少なくても 1 名

以上の産業医が選択し(表 1)、提示された検査以外を望む声はなかった。

4. コンセンサス調査

現行の法定健診項目と、予備調査で 1 名以上の産業医が選択した15項目の合計 35 項目から、予算1(8,500 円)および予算2(12,000 円)内で、どのような項目が選択されるか確認するため、インターネットメールを利用してアンケートを実施した。その集計結果を対象者にフィードバックした後、再度同じアンケートを実施することを3回繰り返して、対象者の意見の集約を図った。対象者は産業医科大学の産業保健経営学研究会に所属する 175 名の産業医のうち、産業衛生専門医を取得もしくはそれと同等以上の実務経験を有すると思われる 134 名の中から、研究参加の同意が得られた 62 名とした。

C. 研究結果

62 名全員が予定していた 3 回のアンケートに回答した(図 1)。対象者の年齢は 37.5±6.1 歳、医師歴は 12.4±5.5 年、産業医経験歴 9.8±5.1 年であり、48 名(77.4%)は産業衛生専門医・指導医の資格を有し、産業衛生専攻医を含めると 62 名(100%)であった。また現在の主な業務として 48 名(77.4%)が専属産業医として主に大企業に所属し、所属組織と健康診断の関わりでは 43 名(69.4%)が健康診断の実施を企業外労働衛生機関等に外注し健康診断の総合判定や事後措置を実施していた(表 2)。

予算1では、基本検査(100%)から聴力の検査(会話法)(66%)まですべて現行の法定項目であり、次に選択者が多かった血清クレアチニン(58%)までが予算内となった。一方、腹囲(15%)、聴力の検査(気道純音聴力検査)(3%)、喀痰検査(0%)は現行の法定項目であるが予算外となった(表 3、4)。

予算 2(12,000 円)では、基本検査、LDL コレステロール、中性脂肪、心電図検査(専門医による判定)(すべて 100%)から空腹時血糖、尿酸(共に 89%)までにほとんどの法定項目が含まれていた。法定外項目では、血清クレアチニン(95%)、白血球数(92%)、尿酸(89%)便鮮血反応(81%)の選択率は比較的高かったものの、血小板(68%)以下の検査では選択率が大きく低下し、総コレステロールは予算内であるにも関わらず選択者が 31%であった。また、予算1で法定項目であるにも関わらず予算外となった、腹囲、聴力の検査(気道純音聴力検査)、喀痰検査は、それぞれ 39%、92%、2%であった。

聴力の検査における会話法と気道純音聴力検査など、聴力の検査、胸部エックス線検査、血糖検査、心電図検査は検査費用や精度が異なる 2 種類の検査を選択できる。これらの検査で、予算1から予算 2 と予算が増えると、最も選択者の多い検査も変化した。聴力の検査では会話法(66%)から気道純音聴力検査(90%)、胸部エックス線検査では非専門医による読影(90%)から専門医による読影(97%)、血糖検査では空腹時血糖(47%)から空腹時血糖と HbA1c(87%)、心電図検査では自動判定のみ(92%)から専門医による判定(100%)となった(表 5)。

D. 考察

予算 1、2 ともに多くの法定項目が選択率の上位を占めた。また、予算 1 から予算 2 になると、法定外項目を追加するより、聴力の検査、胸部エックス線検査、血糖検査、心電図検査における検査の精度向上を優先させる傾向があった。さらにこれらの検査の精度を下げても健診項目を確保する傾向は、現行の健診項目の多くが、最低限必要な項目と認識されていることの表れと考えられる。

聴力の検査は、予算 2 で気道純音聴力検査の選択者が 90%であったにも関わらず、予算 1 では会話法のみが 66%、両検査とも実施しないが 31%であり、他の法定項目と比べ選択者が少なかった。聴力低下は比較的症状を自覚しやすく、検査費用も気道純音聴力検査で 1,100 円と相対的に高かったためだと考えられる。

血糖検査と HbA1c は、脳心臓疾患のリスクファクターであり産業医が就業制限を検討する項目である。職域で実施される健康診断は食後採血時間の個人差が大きいため、労働者の血糖コントロールの程度を一律に判断でき、糖尿病診療ガイドラインの治療目標として数値が掲げられていることから、予算1であっても 55%が HbA1c を選択したのであろう。また、血糖コントロール不良の早期指標である食後高血糖を確認する目的や、血糖値と HbA1c が同一採血でそれぞれ糖尿病型を示すことが確認されれば糖尿病と診断できるため、血糖と HbA1c を共に選択する産業医が多かったと考えられる。

腹囲に関しては、先行研究で明らかになったように腹囲のみで産業医が就業配慮を検討することは少なく、循環器疾患の発症は内臓脂肪蓄積以外の原因によるリスクファクター（血圧高値、脂質異常、血糖高値）保持者でも増えるため、これらのリスクファクターより優先度が低くなったと考えられる。腹囲を保健指導で利用する場合でも、職場での健診では飲食直後に腹囲測定をすることもあり得るため検査精度が十分でないこと、労働者の日々の健康管理として腹囲の測定を推奨するより家庭や職場にある体重計を利用して体重や BMI を指標とした方が簡便で継続しやすく測定誤差も少ないことが考慮されたのであろう。

喀痰検査は、省略基準が緩やかであり健診における実施率が低いこと、以前より新規罹患率は低下していること、胸部レントゲン検査である程度代用できることから優先度が低くなったと考える。

血清クレアチニンは法定外項目の中で最も選択者が多く、予算 1 で唯一予算内となった法定外項目であった。慢性腎不全の診断における健診時の尿タンパクと血清クレアチニンの有用性が報告されており [2,3,4]、自覚症状の乏しい慢性腎不全を健診で早期発見するという視点は、先行研究の結果に一致する。さらに慢性腎不全の重症度分類には尿タンパクと GFR が共に必要であることや、地域によっては腎臓内科専門医が不足し、適切な診断や管理がされない可能性が考慮されたのであろう。費用対効果という観点では、1 人の透析導入阻止を予防するために年に一度、尿タンパクと血清クレアチニンを共に検査する場合の費用は約 1,000 万円であり、最も安価で費用

対効果に優れているのは試験紙法による尿タンパクの測定のみであるとの報告がある[5)]。しかし、この金額には慢性腎不全が心血管疾患のリスクファクターとして考慮されておらず、企業で尿タンパク陽性の労働者に対する病院受診勧奨や受診確認等の管理に要する産業保健スタッフの人件費も含まれていない。また、近年企業と健康保険組合が連携して労働者の健康増進に取り組む(コラボヘルス)ことが多くなり、高額な医療費となる透析導入を防止することにより健康保険組合の負担を軽減しようと考えている産業医がいることもその一因として考えられる。

E. 結論

現行の健康診断項目の多くが、産業医のニーズと合致していた。腹囲、喀痰検査を選択する者は少なかったが、法定外項目である血清クレアチニンは限られた予算であっても必要と考える産業医が存在し、今後の健康診断の項目選定の参考となるであろう。

F. 参考文献

1. 診療報酬点数表 Web2014 http://2014.mfeesw.net/
2. Irie F, et al. Kidney Int 2006；69；1264—71.
3. Iseki K, et al. Kidney Int 1996；49；800—5.
4. Uchida D et al. Clin Exp Nephrol 19: 474-480, 2015
5. Kondo M, et al. Clin Exp Nephrol 2012；16；279—91.

G. 研究発表

1. 一般健康診断項目の優先度に関するコンセンサス調査

伊藤直人、國枝佳祐、永田智久、森晃爾、立道昌幸、武林亨、杉森裕樹

第 89 回日本産業衛生学会、福島、平成 28 年 5 月

2. 一般健康診断項目の優先度に関するコンセンサス調査

伊藤直人、永田智久、立道昌幸、武林亨、森晃爾、

第 90 回日本産業衛生学会、福島、平成 29 年 5 月

H. 知的財産権の出願・登録状況

なし

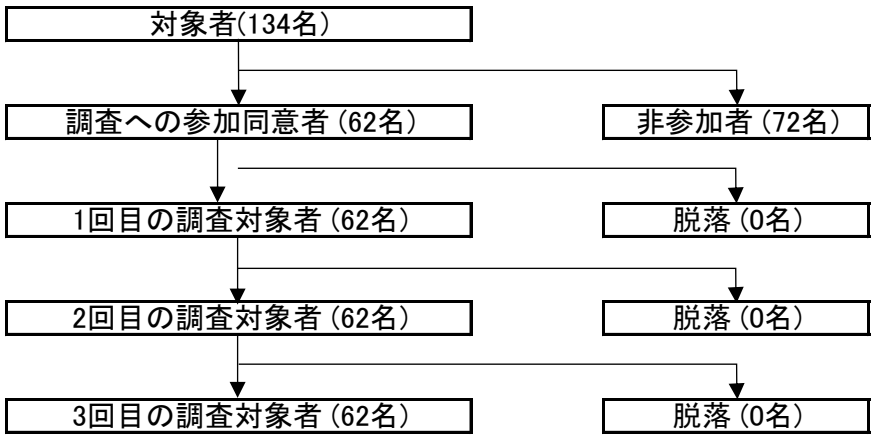

対象者(134名)
調査への参加同意者(62名)
非参加者(72名)
1回目の調査対象者(62名)
脱落(0名)
2回目の調査対象者(62名)
脱落(0名)
3回目の調査対象者(62名)
脱落(0名)

図1　対象者数の推移

表1　予備調査における検査項目に対する選択者数

検査項目		検査費用（円）	選択者数（n=11）	
			予算1（8,500円）	予算2（12,000円）
基本検査	既往歴及び業務歴の調査 自覚症状及び他覚症状の有無 身長・体重の検査 血圧の測定	2,820	11	11
腹囲		100	2	6
視力の検査		690	7	7
聴力の検査	会話法	100	8	2
	気道純音聴力検査	1,100	1	6
胸部エックス線	非専門医による読影	2,100	9	1
	専門医による読影	2,950	2	10
喀痰検査		320	0	1
貧血検査	血色素量及び赤血球数	80	10	11
肝機能検査	AST	170	7	11
	ALT	170	8	11
	γ-GTP	110	8	11
血中脂質検査	HDL-コレステロール	170	9	10
	LDL-コレステロール	180	9	10
	中性脂肪	110	7	11
血糖検査	空腹時血糖	110	9	5
	HbA1c（NGSP）	490	3	11
尿検査	尿中の糖及び蛋白の有無の検査	40	8	9
心電図検査	自動判定のみ	1,300	8	2
	専門医による判定あり	2,000	3	9
法定外項目	体脂肪率	100	0	5
	白血球数	40	0	7
	血小板数	40	0	4
	ヘマトクリット値	40	0	3
	クレアチニン	110	3	9
	尿素窒素	110	0	3
	尿酸	110	2	5
	総コレステロール	170	0	2
	総ビリルビン	110	0	1
	ALP	110	0	1
	PT	180	0	1
	APTT	290	0	1
	FDP	800	0	0
	Dダイマー判定量	1,370	0	0
	出血時間	150	0	0
	血中ケトン体	110	0	0
	Fe	110	0	0
	フェリチン	1,160	0	0
	CK	110	0	0
	アンモニア	50	0	0
	カリウム	110	0	2
	血液ガス分析	1,460	0	0
	胸腹部エコー	5,300	0	0
	頭頸部エコー	3,500	0	0
	便潜血反応	90	2	11
	尿比重	20	0	0
	尿ケトン体	20	0	0
	尿潜血検査	20	0	4
	尿白血球検査（試験紙法）	20	0	0

表2　アンケート回答者の属性

	人数(人)	割合(%)
産業医経験年数		
3～4.9年	6	9.7
5～9.9年	30	48.7
10～14.9年	15	24.2
15年～	11	17.8
資格者		
産業医	62	100.0
産業衛生専攻医	14	22.6
産業衛生専門医・指導医	48	77.4
労働衛生コンサルタント	44	71.1
臨床系		
認定内科医	10	16.1
専門医	7	11.3
現在の主業務		
専属産業医	48	77.4
嘱託産業医	13	21.0
その他	1	1.6
所属組織と健康診断との関わり		
健康診断を提供する機関に勤務	5	8.1
企業に勤務し、自組織で健康診断を実施	7	11.3
企業に勤務し、基本的に健康診断の総合判定や事後措置のみ実施	43	69.4
その他	7	11.3

表3 検査項目における選択率の推移

検査項目		検査費用（円）	予算1（8,500円）の選択者（%）			予算2（12,000円）の選択者（%）		
			1回目	2回目	3回目	1回目	2回目	3回目
基本検査	既往歴及び業務歴の調査 自覚症状及び他覚症状の有無 身長・体重の検査 血圧の測定	2,820	100	100	100	100	100	100
腹囲		100	39	23	15	66	53	39
視力の検査		690	72	77	77	100	100	98
聴力の検査	会話法	100	64	63	66	28	10	10
	気道純音聴力検査	1,100	16	6	3	77	87	92
胸部エックス線	非専門医による読影	2,100	70	92	90	8	3	2
	専門医による読影	2,950	15	5	5	90	95	97
喀痰検査		320	3	0	0	11	5	2
貧血検査	血色素量及び赤血球数	80	97	98	98	98	97	98
肝機能検査	AST	170	92	98	95	97	98	98
	ALT	170	92	98	97	98	98	98
	γ-GTP	110	87	87	87	97	97	97
血中脂質検査	HDL-コレステロール	170	82	84	87	95	97	98
	LDL-コレステロール	180	92	95	98	97	98	100
	中性脂肪	110	87	82	82	95	98	100
血糖検査	空腹時血糖	110	77	77	77	87	89	89
	HbA1c（NGSP）	490	59	52	55	100	100	98
尿検査	尿中の糖及び蛋白の有無の検査	40	84	81	92	93	95	98
心電図検査	自動判定のみ	1,300	77	87	92	7	3	0
	専門医による判定あり	2,000	10	6	5	93	97	100
法定外項目	体脂肪率	100	7	3	2	39	24	19
	白血球数	40	43	29	26	87	90	92
	血小板数	40	34	18	21	69	68	68
	ヘマトクリット値	40	10	3	2	51	34	27
	クレアチニン	110	54	53	58	90	97	95
	尿素窒素	110	16	10	10	51	47	45
	尿酸	110	26	19	21	89	89	89
	総コレステロール	170	13	6	5	36	34	31
	総ビリルビン	110	0	0	0	31	15	6
	ALP	110	3	0	0	10	5	6
	PT	180	0	0	0	3	0	0
	APTT	290	0	0	0	2	0	0
	カリウム	110	3	0	0	3	2	3
	便潜血反応	90	39	32	35	74	87	81
	尿潜血検査	20	23	19	23	56	58	63

表4　最終アンケートの高選択率の検査を順に加算した合計費用

予算1（8,500円）

選択者（%）	検査項目	検査費用	費用合計
100	基本検査 ・既往歴及び業務歴の調査 ・自覚症状及び他覚症状の有無の検査 ・身長、体重の検査、血圧の測定	2,820	2,820
98	LDL-コレステロール	180	3,000
98	血色素量及び赤血球数	80	3,080
97	ALT	170	3,250
95	AST	170	3,420
92	尿中の糖及び蛋白の有無の検査	40	3,460
92	心電図検査（自動判定のみ）	1,300	4,760
90	胸部レントゲン（非専門医による読影）	2,100	6,860
87	γ-GTP	110	6,970
87	HDL-コレステロール	170	7,140
82	中性脂肪	110	7,250
77	視力の検査	690	7,940
77	空腹時血糖	110	8,050
66	聴力	100	8,150
58	クレアチニン	110	8,260
55	HbA1c	490	8,750
35	便潜血反応	90	8,840
26	白血球数	40	8,880
23	尿潜血検査	20	8,900
21	血小板数	40	8,940
21	尿酸	110	9,050
15	腹囲	100	9,150
10	尿素窒素	110	9,260
5	胸部レントゲン（専門医による読影）	2,950	12,210
5	心電図（専門医による判定あり）	2,000	14,210
5	総コレステロール	170	14,380
3	聴力（気道純音聴力検査）	1,100	15,480
2	体脂肪率	100	15,580
2	ヘマトクリット値	40	15,620
0	喀痰検査	320	15,940
0	総ビリルビン	110	16,050
0	ALP	110	16,160
0	PT	180	16,340
0	APTT	290	16,630
0	カリウム	110	16,740

予算2（12,000円）

選択者（%）	検査項目	検査費用	費用合計
100	基本検査 ・既往歴及び業務歴の調査 ・自覚症状及び他覚症状の有無の検査 ・身長、体重の検査、血圧の測定	2,820	2,820
100	LDL-コレステロール	180	3,000
100	心電図（専門医による判定あり）	2,000	5,000
100	中性脂肪	110	5,110
98	血色素量及び赤血球数	80	5,190
98	ALT	170	5,360
98	AST	170	5,530
98	尿中の糖及び蛋白の有無の検査	40	5,570
98	HDL-コレステロール	170	5,740
98	視力の検査	690	6,430
98	HbA1c	490	6,920
97	γ-GTP	110	7,030
97	胸部レントゲン（専門医による読影）	2,950	9,980
95	クレアチニン	110	10,090
92	白血球数	40	10,130
92	聴力（気道純音聴力検査）	1,100	11,230
89	空腹時血糖	110	11,340
89	尿酸	110	11,450
81	便潜血反応	90	11,540
68	血小板数	40	11,580
63	尿潜血検査	20	11,600
45	尿素窒素	110	11,710
39	腹囲	100	11,810
31	総コレステロール	170	11,980
27	ヘマトクリット値	40	12,020
19	体脂肪率	100	12,120
10	聴力（会話法）	100	12,220
6	総ビリルビン	110	12,330
6	ALP	110	12,440
3	カリウム	110	12,550
2	胸部レントゲン（非専門医による読影）	2,100	14,650
2	喀痰検査	320	14,970
0	心電図検査（自動判定のみ）	1,300	16,270
0	PT	180	16,450
0	APTT	290	16,740

法定外項目

表5　聴力の検査、エックス線検査、血糖検査、心電図検査の選択割合の詳細

検査項目		8,500円	12,000円
聴力の検査			
	両検査とも選択せず	31	0
	会話法	66	6
	気道純音聴力検査	3	90
	両検査選択	0	3
胸部エックス線検査			
	両検査とも選択せず	5	2
	非専門医による読影	90	2
	専門医による読影	5	97
	両検査選択	0	0
血糖検査			
	両検査とも選択せず	7	0
	空腹時血糖	47	2
	HbA1c	21	11
	両検査選択	32	87
心電図検査			
	両検査とも選択せず	3	0
	自動判定のみ	92	0
	専門医による判定	5	100
	両検査選択	0	0

単位は全て%

分担研究報告書

一般健康診断における意義、目的から考えるがん検診の位置づけ

分担研究者　　立道昌幸

労災疾病臨床研究事業補助金
総合研究報告書

一般健康診断における意義、目的から考えるがん検診の位置づけ

研究分担者　立道昌幸 東海大学医学部基盤診療学系衛生学公衆衛生学　教授

研究要旨
現在一般健康診断（法定健診）は、職域の中で最も重要な健康施策である。直近ではメタボリック症候群の予防を中心とした項目が選定されているが、65 才に定年が引き上げられた現在、職域での疾病構造も考慮すれば、がん対策もその中で重要な課題となる。本研究班では、法定健診の項目について医学的エビデンス、社会的ニーズ、産業保健の実施者である産業医から質的研究を行い、その目的、必要とされる項目、現状を分析した。その結果、法定健診のあるべき姿は、各ステークホルダーの視点から以下の内容に集約された。①労働者の視点：ヘルスリテラシーを向上するツール・機会であり、産業保健スタッフとコミュニケーションを図る機会ともなる。②事業主の視点：安全配慮義務の履行のみならず、生産性低下を防ぐことに有効である。③国の視点：医療費削減、健康寿命延伸による労働力の維持、生涯健康管理の基盤となる。さらに法定健診の意義を前提として健診項目に必要な有用性については、①就業制限、適正配置を検討する際に必要な項目、②早期介入により進行の遅延や改善、医療費の削減、致死率の低下が期待できる項目、③有病率の高い疾患で自覚症状に乏しい疾患を発見できる項目の 3 点が重要であった。これらの点から、がん対策、がん検診の位置づけについて総合的に評価した。その結果、がん検診の中でも便潜血検査、ピロリ菌、ウイルス肝炎検査などは、法定健診の目的、意義、有用性に合致する項目であることが示された、一方で、これらの項目について事業主負担で実施されている現行の法定健診の枠組みとは異なる必要性があり、今後産業保健の中での健康施策においては法定健診を超えて、コラボヘルスや健康経営といった視点から総合的に健診のあり方を議論する必要である。

研究協力者　伊藤　直人（産業医科大学　産業医実務研修センター）

A. 研究目的

現在、日本の産業保健の中で最も重要な位置づけは安衛法で定める一般健康診査（法定健診）である。法定健診については、事業主の実施義務だけではなく労働者においても受診義務が規定されている。

法定健診については、約 10 年毎に見直され、その都度、項目の追加がなされた。出発の原点は、結核対策であり、労

働者の栄養状態の把握から始まり、1989年には当時の成人病対策の一環として、肝機能と脂質検査が加わった、さらに1999年には、糖尿病対策として、血糖検査が加わり、2009 年からは、メタボリック対策として特定健診との整合性の観点から、腹囲が加えられた。それぞれが年代毎の健康課題を反映してきたものであるが、そもそも法定健診とはどのような位置づけにあるのかを確実なものとしなくてはならない。本研究班では、他の分担者と共同してまずは、この法定健診の意義について、産業保健の専門家からの質的調査を実施し、コンセンサスを得た。

次に、法定健診の意義を前提として、有用性の高い検査項目について明らかにする必要がある。有用性については、文献調査にはじまり、いかに健診結果を利用し産業保健活動につなげていくかとの議論が必要であった。その中で、当分担としては、がん対策としてのがん検診は法定健診の中でどのような位置づけになるべきであるかを明らかにすることを目的とした。

B. 研究方法

（1）法定健診の目的、各項目の有用性に関する質的研究

具体的な方法については、森晃爾、武林亨との共同研究の報告書に記述されている。産業衛生学会専門医を持つ産業医、労働衛生機関に所属している産業医からそれぞれフォーカスクループデイスカッションを行い、法定健診の意義について、検討した。

（2）現在の労働者のがん検診の受診状況に関する研究

全衛連会員機関数 124 機関中、72 機関より平成 26 年度における労働者を対象とした検診項目別健診受診数（事業者健診のほか、健保組合の人間ドック、協会けんぽの成人病予防健診を含む）10740282 人を対象に調査を実施した。各実施した項目の受診者数を分子として、総対象人数で除して割合を求めた。また、がん検診については、年齢を考慮する必要から 40 歳以上の 5847478 人を対象とした。

（2）産業医へのアンケート調査

健康診断時におけるがん検診の考え方を産業衛生学会産業医部会に所属する 1003 名の産業医に、アンケート調査を行った。回収率は 330（33%）であった。

C. 研究結果

（1）法定健診の目的、各項目の有用性に関する質的研究

フォーカスクループデイスカッションでの文脈を各カテゴリー毎に分類して、最終的な目的について、詳細をまとめた（図１）。

（2）実際のがん検診の受診状況の把握

各健診項目とがんの受診率については、表１に示した。便潜血 52.1%、胃検査（胃透視 29.5%、内視鏡 2.0%）、マンモグラフィー11.7%、子宮頸がん細胞診 4.1%であった。また、肝炎検査としては、C 型肝炎関連 3.8%（40 歳以上 4.8%）B 型関連 6.5%（40 歳以上 8.8%）、ピロリ菌抗体検査 40 歳

以上 2.2%ペプシノーゲン 3.1%であった。

（詳細は、28 年度研究報告書参照）

（３）産業医へのアンケート調査

産業医のがん教育への関与については、65%関与しており、今後、関与すべきと思われるのが、92%であった。また、がん検診後の精査勧奨等への関与については、現在でも 78%が関与しており、関わるべきではないとする意見は、2%であった。がん検診への企画、立案に関しては、関与しているとの意見が 54%であった。

生涯1回の検査でのリスク評価が可能なピロリ菌抗体価や肝炎ウイルス検査についての実施は、健保主導で行うべきと産業医主導で行うべきとの意見はそれぞれ、34%、36%と拮抗しており、議論の必要があった。ただし、これらの費用負担については、健保＋個人負担が 45%と最も多く、事業主負担での実施についいては、4%と低かった。

D. 考察

まずは、法定健診の目的、意義としては、各ステークホルダーの視点から

①労働者の視点：ヘルスリテラシーを向上するツール・機会であり、産業保健スタッフとコミュニケーションを図る機会ともなる。

②事業主の視点：安全配慮義務の履行のみならず、生産性低下を防ぐことに有効である。

③国の視点：医療費削減、健康寿命延伸による労働力の維持、生涯健康管理の基盤となる。以上の 3 点が重要な意義と考えられた。

この意義、目的を前提とした有用性の評価としての項目は、

① 就業制限、適正配置を検討する際に必要な項目、
② 早期介入により進行の遅延や改善、医療費の削減、致死率の低下が期待できる項目、
③ 有病率の高い疾患で自覚症状に乏しい疾患を発見できる項目

の 3 点が重要であった。

しかし、この3つの条件に当てはまるのは、現在の法定健診項目からは「血糖」と「血圧」のみであり、メタボリックシンドロームの各検査項目が全てには合致しない。それであるならば、同じ理屈で有効性の評価が高く検査の簡便な「便潜血」を考えると②、③に合致する。

健診には3者のステークホルダーが関与しそれぞれでの優先すべき事項が存在する。その妥協点として健診項目が選定されているのであるとしたら、急速な労働人口の高齢化に伴う「がん対策」の一部のリスク評価項目も法定健診項目としていれる時期に来ているのかもしれない。

そこで、現状の実態としてどの程度の労働者ががん検診を受診しているのか、そして現場の産業医はどのように健康診断とがん対策について意見をもっているのを明らかにするために調査を行った。

その結果便潜血検査としては、すでに、全 40 才以上の労働者の 50%以上が受診している。便潜血検査については、大腸がんによる死亡率減少効果の

エビデンスも十分であり、健診時に同時にできる利便性も問題ない。コストも低額であるため積極的な導入が求められる。本研究班にて共同で実施したコスト調査において、コストを規定した時（12000 円）として、専門産業医が選択する項目には、便潜血検査が81%の産業医が選択した。これらの結果からも、便潜血検査はがん検診の中でも毎年の定期健診と同時に実施する意味の高い検査であると言えよう。ただし、費用負担については、事業主に負担させる意見は低く、法定健診とは別のスキーム特に健保負担による実施が望ましいとされる。

次に、ピロリ菌抗体やC型肝炎ウイルス検査などは生涯で1回検査すれば十分なリスク評価とともにがんの予防が可能な検査項目を考察する。これらの感染関連がんについては、若年層における一斉検診にて、除菌あるいは、除ウイルスの医学的意義は高い。健診項目の有用性との意味では②、③の項目に合致する。一方で、これを法定でするかどうかの議論は当然あるものの、現在での実施は、わずか労働者の3%に満たない。本調査は単年度であるので、これが毎年別の集団で行われていけば、総合的な意義はあるが、恐らく一定の項目として提供されているので、同一集団に実施されている可能性が否定できない。確かに就労配慮や適正配置のような労働衛生的な面での有用性のある項目ではないものの、今後の医療費抑制、予防医学的な面からは、戦略的な、胃がん、肝がん対策としてこれは国を挙げて実施すべき項目であると考える。現在、ウイルス肝炎検査に関しては、無料での受診機会が与えられているが、保健所や指定医療機関での実施にとどまっている。法定健診との同時実施であれば、検査の機会については十分であり、健診費用に対して、国が補助金を出すなどの積極的な政策をとるべきと考える。

胃がん検診、マンモグラフィー、子宮頸がん検診など内視鏡、画像機器、施設が必要ながん検診については、現実的には集団健診の形態をとる、法定健診の中での実施は現実的ではなく、別途の実施が必要となる。女性のがんについては、子宮頸がんが 30 歳、乳がんが40–50歳でピークを認める労働者層のがんである観点から、職域でのがん対策は非常に重要な位置づけになる。しかし、現在の実施率は、マンモグラフィーで11.1%、子宮頸がんで5%未満と極めて低いことが明になった。今後、特に女性のがん対策についての課題が重要となると考えられる。

がん検診ついて、職域で実施した場合その情報管理が課題となる。法定健診については、事業主の管理の下、産業医、産業保健スタッフによる事後措置が法的にも許容されている。一方で、がん検診の結果については、平成 27 年、個人情報保護法が改正され、健康情報は新たに「要配慮個人情報」とされ、包括的に同意をとるオプトアウトでは対応できなく、個人毎の同意が必要とされる。従って法定項目外であるため、個別同意が必要となるような情報については産業保健スタッフが関

与するべきではないという意見もある。今回、産業医部会の産業医へのアンケート調査では、セレクションバイアスの関係も否定はできないが、85%産業医が、精査勧奨までの実施を産業医がすべきであると回答している。従って、がん検診の情報管理に関しても、（個人同意をとった上で）産業医や産業保健スタッフが関与していく必要が認められた。

これらの結果から、がん検診は法定健診の枠組みの中には入らないが、現行の法定健診を中心とした産業保健から一歩、進めて現在トピックになっている健康経営やコラボヘルスの概念も含めた、包括的な健康施策の実施が求められていることが、特にがん対策においては示された。

E. 結論

がん検診については、法定健診の意義、目的、有用性の観点からは、その項目に十分該当する根拠が示されたが、費用負担については健保＋個人負担が最も一般的な考え方であり、事業主負担である法定健診とは一線を画することは、今回の調査でも明らかであった。一方で、健診の機会は、健康施策上極めて重要であり、この機会を利用したがん対策も重要と思われる。すなわち、法定健診の意義、目的を再度確認した後、その有用性がある項目の選定に関しては、メタボ関連の項目だけではなく、がん対策の項目についても、今一度議論する余地があることが示された。法定健診を事業主負担とする現行の法律体系に課題があり、健康経営やコラボヘルスなどの新しい概念の元、法定健診のあり方も議論される余地があると考えられた。今後、法定健診という枠組みから一歩進め、より戦略的でかつ有用性の高い健診項目を事業主、健保、労働者、そして国を合わせて包括的に策定するべき時に来ていると考える。

F. 参考文献

なし

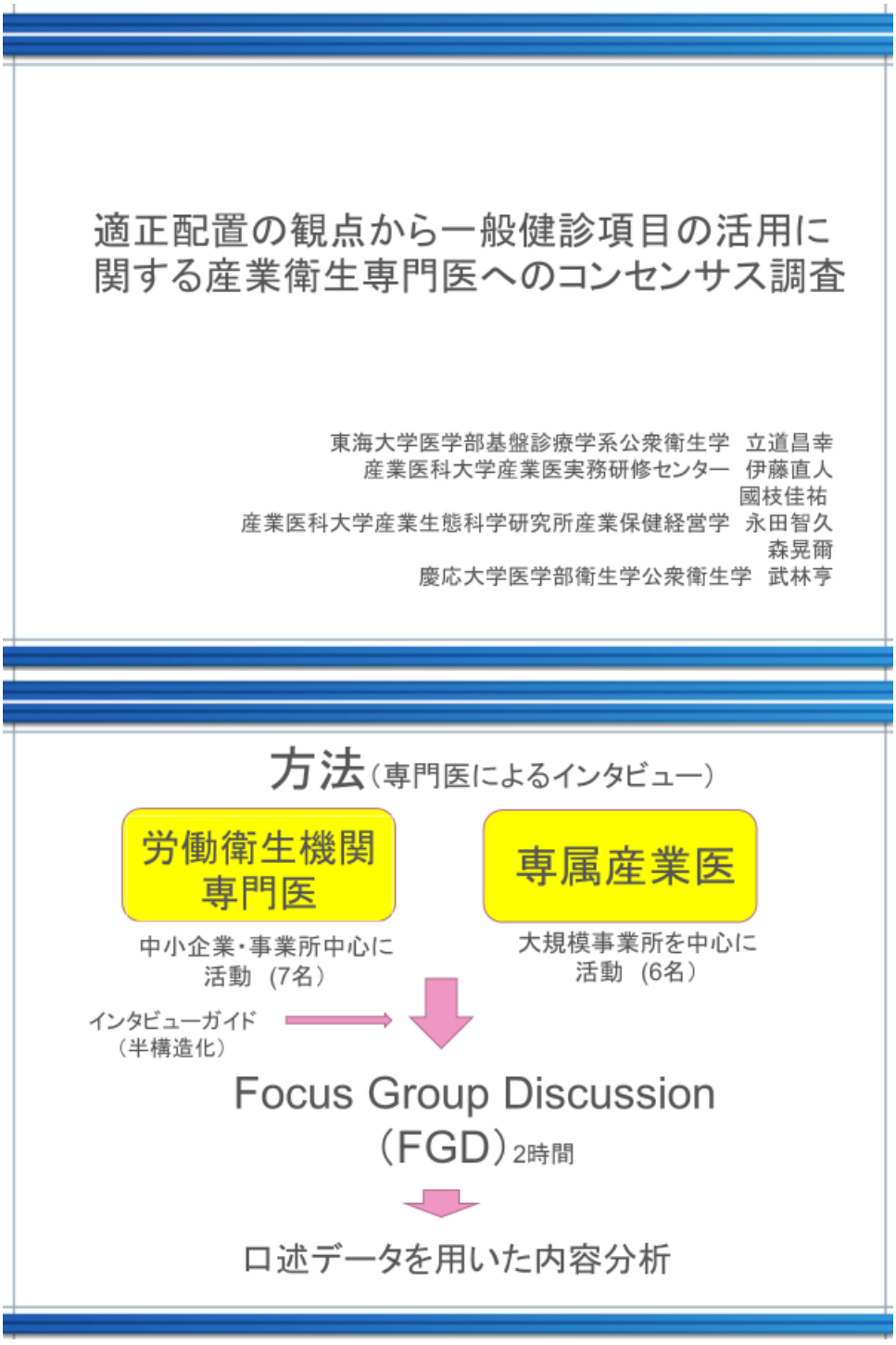
G. 研究発表

なし

H. 知的財産権の出願・登録状況

なし

図１コンセンサス研究のまとめ



事前配付資料

- 「特定健診・保健指導における健診項目等の見直しに関する研究班」 疫学グループ総括報告 ・・・・診療ガイドラインの精査および文献レビューによる健診項目の検証 サマリー
- 「労働安全衛生法における胸部エックス線検査等のあり方検討会」報告書(平成18年）
- 労災疾病臨床研究事業費研究
  作業関連疾患の予防等に資する一般定期健康診断を通じた効果的な健康管理に関する研究分担研究報告書2014年
  （心電図における文献調査）

インタビューガイド

質問1
事業場で実施される一般健康診断は、どのような意義や目的がありますか？

質問2
議論いただきました健康診断の意義や目的を前提に、一般健康診断の項目には、どのような有用性があることが必要ですか？

質問3
ここからは、各健診項目または項目群についてお聞きします。産業保健の視点から、“メタボリック症候群に関する項目群”には、どのような有用性があると考えられますか？
ーメタボ以外の項目：胸部レントゲン、心電図、肝機能、貧血、クレアチニン、がん検診について、

質問4
一般健康診断について、その有用性に対して、労働者１人あたり、いくらまでが妥当と思いますか？

内容分析の手順
（Content　Analysis）

インタビュー（ボイスレコーダーによる録音）

⇩

インタビューの逐語録の作成（テキスト化）

⇩

カテゴライズ（コーデイング）

⇩

仮説形成・ネーミング

事業場で実施される一般健康診断の意義や目的

一般定期健康診断の目的は、以下3つの視点からなる

①**労働者の視点**：疾患の早期発見と早期介入による重症化防止や合併症予防を通じて、退職後を含めた健康の保持増進を行う。そのためのヘルスリテラシーを向上するツール・機会であり、産業保健スタッフとコミュニケーションを図る機会ともなる。

②**事業者の視点**：作業関連疾患の予防、就業配慮等による安全配慮義務の履行のみならず、アブセンティズムやプレゼンティズムによる生産性低下を防ぐことを目的とする。この結果、健康保険組合の医療費削減にも寄与する。

③**国の視点**：日本全体の医療費削減、健康寿命延伸による労働力の維持。母子保健・学校保健から地域保健の間にある職域保健における取り組みの1つであり、生涯健康管理の基盤となる。

健診診断の目的を前提とした、健康診断の項目に必要な有用性

①脳血管疾患、心疾患のリスクファクターであり就業制限・適正配置を検討する際に必要な項目

②早期発見・早期介入により、進行の遅延や改善、医療費の削減や致死率の低下が期待できる項目

③有病率の高い疾患や自覚症状に乏しい疾患を発見できる項目。

現行の健康診断の項目について

①現在の健康診断の項目は必要最低限カバーしている印象があり、これらの検査を出来るだけ有効に活用できるかが重要。

②健康診断は社員と産業保健スタッフが接する機会となるので、事後措置、保健指導等を含めその後の関わりあいを深めていけるかが重要。

③健診項目が増加したからといって、直ちに社員の健康に寄与するとは限らない。質の高い問診と事後措置（＋保健指導）が重要。

胸部レントゲン検査の有用性

①胸部レントゲン検査は、主に結核対策及び肺がん対策のために実施されている。
②結核発生時の企業内の影響や、接触者健診等による顧客への影響を考慮し、接客業などの特定の業務従事者や、結核好発地域では毎年検査を実施している。
③非正規雇用、転職、グローバル化に伴う人材の流動性が高まりその必要性は高まっている。
④肺がん対策としては限定的である。
⑤レントゲン読影では前年比較が重要で、その精度が当該検査の有用性を決定づける。

仮説

特に結核対策として、精度を確保した上で、少なくとも特定業務従事者には（毎年）実施すべきである。

がん検診

①がん検診は本来自己保健義務の範疇と考えられるため、法定項目として会社に費用負担させることについて疑問である。

②がんは在職死亡の最多原因であり、がんの早期発見により労働力の損失を低減させる可能性があること、**がん就労は企業の安全配慮義務**であること、がんによる**在職死亡は会社内のインパクトが大きい**ことなどを考慮すると、**便潜血検査**など確かなエビデンスがあり、早期治療により結果の改善が期待できる検査については、積極的に検討すべき。

③B型肝炎・C型肝炎・ヘリコバクターピロリ菌などの、一度検査するとリスク評価ができる項目は、有用性が高く導入を考慮。

④健康保険組合との連携と個人情報保護の配慮が必要である。

がん検診

仮説

法定項目とするかは議論があるが、職域でのがん死のインパクトを考えれば、健診時に出来る項目でかつ確固たるエビデンスのある項目については、健保組合と連携し実施出来る体制を作るのが望ましい。

まとめ （産業保健を目的として）

		就業配慮 適正配置	早期発見 早期治療	保健指導 ヘルスリテラシー
メタボリックS関連項目				
	喫煙情報	×	×	○
	腹囲	×	×	△
	脂質	×	―	△
	血圧	○	○	○
	血糖	○	○	○
その他の項目				
	胸部レントゲン	○	○	―
	心電図	○	○	○
	肝機能	×	×	○
	貧血	○	○	○
	クレアチニン	○	○	―
がん検診				
	便潜血	×	○	―
	ウイルス肝炎	×	○	―
	ピロリ検査	×	○	―
	その他	×	△	―

○：有用性あり、 ×：有用性なし、△：限定的、―：記述なし

表１　労働者のがん検診受診率

	男性	女性	男女計	実施率	男性	女性	男女計	実施率
受診者総数	7,099,347	3,640,935	10,740,282	－	3,745,741	2,101,737	5,847,478	－
胸部レントゲン	5,589,486	3,082,479	8,671,965	80.7%	3,134,615	1,772,071	4,906,686	83.9%
頭部CT	4,120	1,055	5,175	0.0%	3,949	990	4,939	0.1%
胸部CT(MD-CT、らせんCTを含む)	38,704	16,803	55,507	0.5%	36,180	15,708	51,888	0.9%
喀痰細胞診	47,902	15,572	63,474	0.6%	41,381	10,000	51,381	0.9%
便潜血（1日法）	880,182	425,062	1,305,244	12.2%	719,571	335,393	1,054,964	18.0%
便潜血（2日法）	1,626,382	776,575	2,402,957	22.4%	1,351,023	644,233	1,995,256	34.1%
大腸CT	78	23	101	0.0%	78	23	101	0.0%
大腸内視鏡（S状結腸まで）	4,455	891	5,346	0.0%	4,086	818	4,904	0.1%
大腸内視鏡（全大腸）	980	255	1,235	0.0%	894	169	1,063	0.0%
注腸検査	96	49	145	0.0%	81	18	99	0.0%
経鼻上部消化管内視鏡	16,112	8,257	24,369	0.2%	15,109	7,558	22,667	0.4%
経口上部消化管内視鏡	68,822	37,166	105,988	1.0%	60,818	31,285	92,103	1.6%
胃透視（バリウム）間接	526,137	238,545	764,682	7.1%	439,552	198,536	638,088	10.9%
胃透視（バリウム）直接	940,564	416,034	1,356,598	12.6%	754,609	334,398	1,089,007	18.6%
腹部CT	2,812	1,332	4,144	0.0%	2,424	1,109	3,533	0.1%
CEA	164,243	85,475	249,718	2.3%	139,789	69,595	209,384	3.6%
AFP	98,204	48,443	146,647	1.4%	84,964	40,095	125,059	2.1%
CA19-9	94,788	49,114	143,902	1.3%	83,148	42,396	125,544	2.1%
SCC抗原	19,516	21,340	40,856	0.4%	13,248	14,872	28,120	0.5%
SLX	6,431	1,400	7,831	0.1%	3,879	735	4,614	0.1%
PSA	387,350	0	387,350	3.6%	415,479	0	415,479	7.1%
CA125	39,119	68,935	108,054	1.0%	1,472	61,466	62,938	1.1%
CA15-3	1,819	29,170	30,989	0.3%	932	14,182	15,114	0.3%
アミノインデックス	1,778	685	2,463	0.0%	1,508	536	2,044	0.0%
他の腫瘍マーカー	11,445	8,797	20,242	0.2%	9,527	6,667	16,194	0.3%
乳がん検診(マンモグラフィー)	0	298,590	298,590	2.8%	0	245,410	245,410	4.2%
乳がん検診（超音波検診）	0	191,892	191,892	1.8%	0	120,183	120,183	2.1%
子宮頸がん検診（細胞診）	0	440,344	440,344	4.1%	0	282,754	282,754	4.8%
子宮頸がん検診（HPV検査）	0	5,346	5,346	0.0%	0	3,539	3,539	0.1%
PET-CT検査	544	200	744	0.0%	527	188	715	0.0%
ヘリコバクターピロリ血清抗体	96,109	52,284	148,393	1.4%	87,835	41,279	129,114	2.2%
ピロリ抗体（CagA)検査	3,821	3,338	7,159	0.1%	3,206	2,736	5,942	0.1%
血中ペプシノーゲンI,II	152,042	73,052	225,094	2.1%	124,077	59,441	183,518	3.1%
便中ヘリコバクター抗原	4,542	1,533	6,075	0.1%	7,272	3,326	10,598	0.2%
ヘリコ呼気検査	59	45	104	0.0%	58	45	103	0.0%
HBs抗原	419,617	281,179	700,796	6.5%	320,627	194,707	515,334	8.8%
HBs抗体	115,978	154,749	270,727	2.5%	75,707	70,329	146,036	2.5%
HBe抗原	423	273	696	0.0%	376	156	532	0.0%
HBe抗体	425	480	905	0.0%	1,523	1,031	2,554	0.0%
HCV抗体	218,700	172,589	391,289	3.6%	164,250	115,411	279,661	4.8%
HCV核酸増幅検査	367	258	625	0.0%	264	235	499	0.0%

図２産業医へのアンケート調査結果

産業医のがん対策に関する意識調査

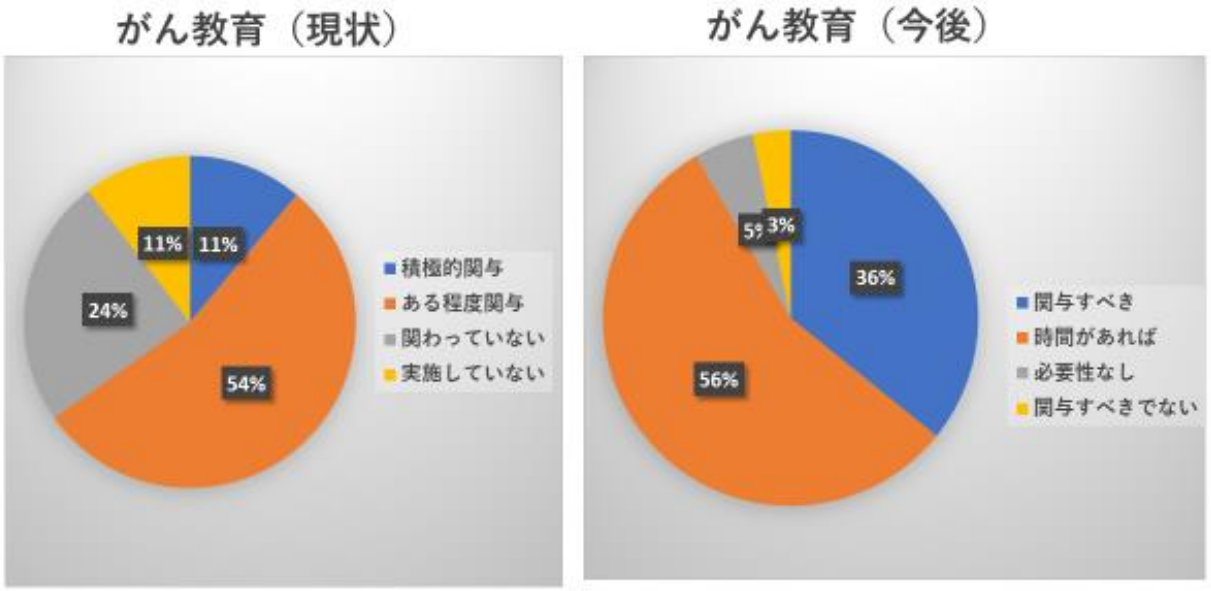
対象

産業医部会　　回答330

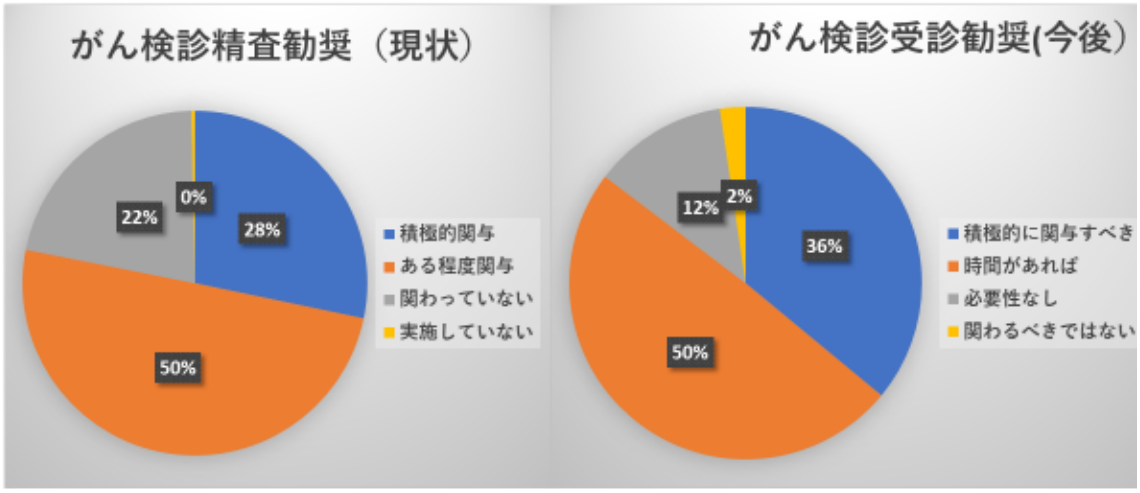
専属産業医122
嘱託産業医178

経験　20年以上	89
10年～20年	89
5年－10年	52
5年未満	69

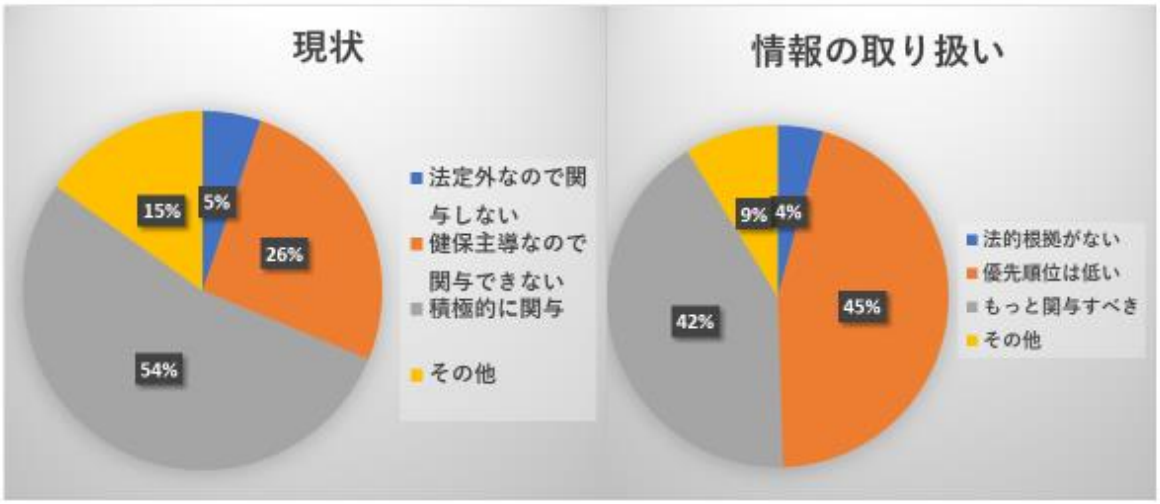
がん教育への関わり



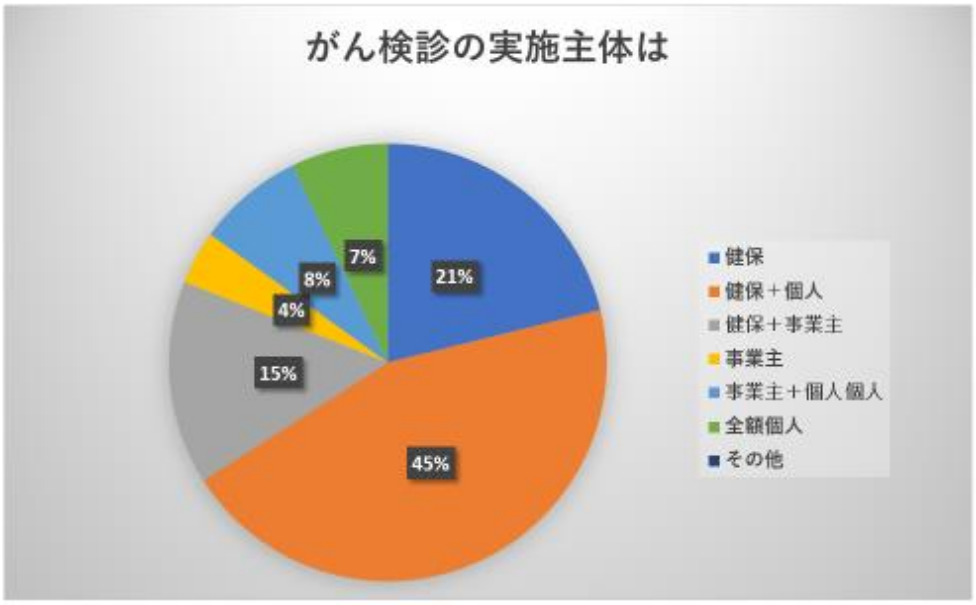
がん検診の精査勧奨への関与



がん検診の企画・立案への関与



がん検診の実施主体は？



分担研究報告書

作業関連疾患の予防等に資する一般定期健康診断に関する経済的分析

分担研究者　　杉森裕樹

労災疾病臨床研究事業補助金
分担研究年度終了報告書

作業関連疾患の予防等に資する一般定期健康診断に関する経済的分析

研究分担者　杉森　裕樹　大東文化大学大学院
スポーツ・健康科学研究科健康情報科学　教授

研究要旨
本分担研究では、研究協力者と作業部会による検討を重ねて、一般定期健康診断を通じた効果的な健康管理に係る経済的分析をいくつかの指標を用いて、3カ年にわたって複眼的に検討した。
1）胸部エックス線検査、血糖検査、血圧検査について、企業経営者の立場、労働者の立場に分け、仮想的なシナリオのもとで支払意思額（Willing to pay: WTP）を評価した。インターネット調査会社を通じて、モニター9000 人に対して調査を行い、3つの代表的な検査項目に関するシナリオを作成し、金額を提示したうえで、4500 人に対しては「労働者の立場」で、4500 人に対しては「企業経営者の立場」で回答を求めた。各検査について、10 種類の価格設定（各価格に対して 450 人）を行い、その価格で各種検査を受診する意思があるかどうか（二肢選択法）により分析した。性・年齢区分が均等になるようランダムサンプリングを行った。「労働者の立場」では、実際の価格（胸部エックス線：2100、血圧検査：2950 円、血糖検査：490 円）において約半数の人が支払意思を示した。「企業経営者の立場」では、最高設定額（胸部エックス線：1 万円、血圧・血糖検査：5000 円）でも過半数の人は支払意思を示した。「労働者の立場」における、各種検査の一人あたりの平均支払意思額は、胸部エックス線検査は 4683 円、血圧検査は 2335 円、血糖検査は 3820 円であり、いずれも受診のニーズが高いことが示唆された。さらに、本検討ではデータマイニングの二分岐法を用いて決定木作成による解析を行った。
2）検診実施の費用対効果について、糖尿病患者のリスク低減という観点からの定量化を試み、健康診断実施の費用対効果分析を行なった。新規の糖尿病発症率を推計した上で、適切な血糖コントロールに移行した場合の合併症リスク低下度合いおよび医療費削減幅を推計し、生存年数1年延長あたりの増分費用効果比 ICER を算出した。糖尿病合併症のリスク推計に関しては、日本の疫学研究のデータを基にした JJ リスクエンジンを用いた。糖尿病による超過リスクを合併症ごとに求めた。結果として10年間の超過リスクは、冠動脈疾患 1.33%・脳卒中 1.24%・顕性腎症 1.81%・網膜症進展が 0.80%となった（非血管死亡のリスクは不変）。糖尿病改善割合として 50%、検診 1 人当たり費用を 10,000 円に設定した場合、全体で 57,642×10,000 =5.76 億円の検診コストが発生するが、超過医療費は 1.05×50%=0.53 億円削減され、130.5×50%=65.3 年の生存年数を獲得できる。1 年延長あたりの ICER は、(5.76 億円-0.53 億円)÷65.3=803 万円/LYG (Life Year Gained)となった。

研究協力者　永田　智久（産業医科大学産業生態科学研究所産業保健経営学研究室）
五十嵐　中（東京大学大学院薬学系研究科医薬政策学講座）
大重　賢治（横浜国立大学保健管理センター）
須賀　万智（東京慈恵医科大学環境保健医学講座）

本分担研究では、研究協力者と作業部会による検討を重ねて、一般定期健康診断を通じた効果的な健康管理に係る経済的分析をいくつかの指標を用いて、３カ年にわたって複眼的に大きく分けて２つの検討を行った。
大きく二つの分析を行った。

１）胸部エックス線検査、血糖検査、血圧検査に関する、「企業経営者の立場」、「労働者の立場」ごとの、仮想的なシナリオに基づく支払意思額（Willing to pay: WTP）の評価、及びデータマイニング（二分岐法）を用いた決定木作成による分析

２）糖尿病患者モデルを用いた健康診断実施の費用対効果分析

１）胸部エックス線検査、血糖検査、血圧検査に関する、「企業経営者の立場」、「労働者の立場」ごとの、仮想的なシナリオに基づく支払意思額（Willing to pay: WTP）の評価、及びデータマイニング（二分岐法）を用いた決定木作成による分析

Ａ．研究目的

1972 年に制定された労働安全衛生法における一般健康診断の検査項目（法定項目）は、疾病構造の変化や時代にニーズによって、適宜、追加・変更が行われている。一般健康診断は法的には事業者に実施義務が課せられており、かかる費用は企業（事業者）が負担する。「健康診断の有効性活用に関する評価調査研究」（厚生労働省委託研究、代表：大久保利晃）（平成 11～12 年度）[1)]のなかで、健康診断の費用調査が実施され、定期健康診断の費用は 7,592±1,500 円（平均値±SD）という結果が得られている。

一般健康診断の目的は多岐にわたるが、事業者にとって最も大切なことは、労働者の健康状態を評価し、就業上の措置を行うことで、安全配慮義務を適切に果たすことに繋がる。単に義務を果たすのみでなく、年齢が上がるにつれて多くの疾病（心筋梗塞や脳卒中、がん等）を早期発見し、疾病による休職や死亡を予防することは、企業にとって有益である。労働者にとっても、早期発見を行い、早期治療を行うことは有益である。しかし、これらの利益（便益）が貨幣価値としていくらであるかという先行研究は少なく、また、企業経営者の立場と労働者の立場に分けて比較検討した研究は存在しない。貨幣価値に換算した金額がわかることで、実際にかかる健康診断の費用と比較検討し、議論を行うことが可能である。

本研究では、産業医（専門医）が就業上の措置を考える際に特に重要視している項目（血糖検査、血圧検査）[2)]と、胸部エックス線検査について、企業経営者の立場、労働者の立場に分け、仮想的なシナリオのもとで

支払意思額を評価することを目的とした。

B. 研究方法

調査方法

本調査は、インターネット調査会社を通じて実施した。インターネット調査会社が保有するモニター9,000 人に対して、調査を行った。

胸部エックス線検査、血糖検査、血圧検査に関するシナリオを作成し、金額を提示したうえで、4,500 人に対しては労働者の立場で、4,500 人に対しては企業経営者の立場で回答を求めた。各検査について、10 種類の価格設定(各価格に対して 450 人)を行い、その価格で各種検査を受診する意思があるかどうか(二肢選択法)を聴取した。

450 人は男女、年齢区分(20～29 歳、30～39 歳、40～49 歳、50～59 歳、60 歳以上)が均等となるよう、ランダムサンプリングを行った。

質問票

胸部エックス線検査、血糖検査、血圧検査に対して支払意思額を確認するため、企業経営者、労働者の各立場にたって、検査の目的、メリット、デメリット(リスク)の情報を加え、作成した。シナリオは、研究者で議論を行い、修正を行った。

作成したシナリオを 4 名(2 名は産業衛生専門医、2 名は一般労働者)に対して同時に支払意思額について尋ねた。胸部エックス線検査は 2,000～3,000 円、血糖検査、血圧検査は 500 円であれば支払うという意見であった。また、日本における診療報酬において、胸部エックス線検査は、医師による読影で 2,100 円、専門医による読影(過去との比較あり)で 2,950 円、血糖検査(HbA1c)で 490 円という価格設定であった。以上の情報をもとに、胸部エックス線検査は、0 円(無料)、250 円、500 円、1,000 円、1,500 円、2,000 円、3,000 円、4,000 円、5,000 円、1 万円の 10 段階の価格設定を行った。また、血糖検査、血圧検査は、0 円(無料)、100 円、200 円、300 円、500 円、750 円、1,000 円、2,000 円、3,000 円、5,000 円の 10 段階の価格設定を行った。

分析

各シナリオおよび価格設定に対して、支払意思の有無を集計した。また、各シナリオにおいて、設定価格と受診意思人数との関係を図示し、需要曲線を描いた。需要曲線は多項式近似(2 次)として描いた。この需要曲線を用いて、受診意思人数の 0 人から 450 人までの範囲で定積分を行い、450 で除すことによって、各検査における 1 人あたりの支払意思額を計算した。ただし、需要曲線で価格がマイナス(需要曲線が第4事象)となる範囲は 0 として計算した。

統計解析は SPSS(IBM, version 22)を用いて行った。また、需要曲線の描写および近似曲線の設定は Microsoft Excel 2013 を用いた。

倫理

本研究は、大東文化大学倫理委員会の承認を得て実施した。

C. 研究結果

回答者の属性を Table 1.に示す。社員(契約社員を含む)が約 65%であり、パート・アルバイトの人が約 22%であった。通院、または入院中の人は 35%前後であった。

労働者の立場、企業経営者の立場での支払意思者の割合を Table 2.に示す。いずれの検査項目も企業経営者の立場で支払意思者割合が高かった。

立場、検査種類ごとに、需要曲線を描き、定積分を計算した (Figure 1.)。その結果、一人あたりの平均支払意思額は、胸部エックス線検査は 4,683 円、血圧検査は 2,335 円、血糖検査は 3,820 円であった。

D. 考察

胸部エックス線検査、血糖検査、血圧検査について、労働者の立場、企業経営者の立場に分け、10 段階の価格設定で、二項選択式で受診意思を聴取し、需要曲線を描いて、一人当たりの支払意思額を算出した。

労働者の立場において、各検査でたとえ無料(0 円)であったとしても、すべての人が受診意思を示すことはなく、いずれもおよそ3割の人は受診意思を示さなかった。たとえば胸部エックス線検査の場合、「がんが見つかるのが怖い」、「胸部エックス線による被ばくを避けたい」等、何らかの理由によって、受診したくないと思う人が一定数いることが考えられる。この傾向は、血圧検査、血糖検査でも同様であった。一般に、健診を受けたくない、病院に受診したくない理由としてあがるのは、「面倒だから」「病気であることがわかるのが怖いから」と言われており、その意識が反映されている可能性が高いと考えられる。3つの検査の中で、血糖検査が無料(0 円)の価格設定で最も高い受診意思(72.7%)を示した。糖尿病に対する啓発活動が進んでおり、血糖値を確認したい人が他検査に比べて多いことが考えられる。

企業経営者の立場では、労働者の立場に比べて全般的に支払意思者割合が高いこと、最高額(胸部エックス線検査で1万円、血圧検査・血糖検査で5,000 円)でも半数以上の人が、支払意思がある点が特徴である。企業経営上のメリットがあること、また、企業のリスク管理として検査することが必要であるという認識が高いことが示唆された。ただし、企業経営者の立場であると「想定」して回答を求めたため、実感と乖離し、「自分が支払うわけではなく、企業で払ってくれるのであれば」という考えが反映された可能性も否定できず、本結果の解釈を行ううえでの大きな限界である。需要曲線をみると、価格の高低に関わらず、たとえ価格が高かったとしても企業として各種検査を実施すべき、と考える人が一定数いることがわかる。

一人あたりの平均支払意思額は、胸部エックス線検査は 4,683 円、血圧検査は 2,335 円、血糖検査は 3,820 円であった。胸部エックス線検査は、実際の価格 (診療報酬を参考とすると 2,100、2,950 円) よりも高い支払意思額であり、労働者の受診に対するにニーズが高いことが考え

られる。血圧検査、血糖検査においても実際の価格（血糖検査は診療報酬を参考とすると 490 円）よりも高い支払意思額であった。

E. 結論

胸部エックス線検査、血糖検査、血圧検査について、企業経営者の立場、労働者の立場に分け、仮想的なシナリオのもとで支払意思額を評価した。労働者の立場では、実際の価格（胸部エックス線：2,100、2,950 円、血糖検査：490 円）において約半数の人が支払意思を示した。企業経営者の立場では、最高設定額（胸部エックス線：1 万円、血圧・血糖検査：5,000 円）でも過半数の人は支払意思を示した。労働者の立場における、各種検査の一人あたりの平均支払意思額は、胸部エックス線検査は 4,683 円、血圧検査は 2,335 円、血糖検査は 3,820 円であり、いずれも受診のニーズが高いといえる。

F. 参考文献

１）大久保利晃（研究班代表）.「健康診断の有効的活動に関する評価調査研究報告書」（厚生労働省委託研究　労働安全衛生に関する調査研究　平成 11～12 年）

２）Tateishi S, Watase M, Fujino Y, Mori K. The opinions of occupational physicians about maintaining healthy workers by means of medical examinations in Japan using the Delphi method. J Occup Health. 2016;　58(1):72-80.

G. 研究発表

平成 28 年度は該当なし

H. 知的財産権の出願・登録状況

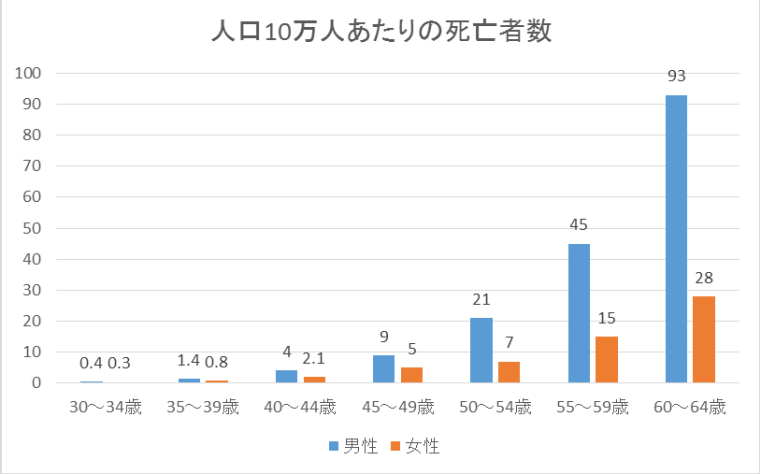
なし

シナリオ（胸部エックス線検査：労働者の立場）

胸部エックス線検査は、胸部にある臓器（主に肺・心臓・大動脈など）に異常がないかを調べる検査です。胸部エックス線検査を受け、何らか「所見あり」となる率は、約 7%です。

肺結核を早期に発見し、治療に結びつけることができます。検査により、10 万人中、約 14 人発見したという報告があります。

また、肺がんを発見できることがあります。
胸部エックス線検査により、10 万人中、約 10 人発見したという報告があります。
肺がんによる死亡者数は、年齢があがるにつれ上昇します。



早期に見つけることができれば（Ⅰ期：肺がんが 5cm以下で、他の臓器やリンパ節に転移がない）、5 年後にも生存している率（5 年生存率）は 80.4%ですが、末期であれば（Ⅳ期：他の臓器やもう一方の肺に転移している）、5 年生存率は 4.9%となります。早期発見で治療に結びつけることが重要です。
ただし、胸部エックス線検査によりがんなどの異常陰影を指摘することは、進行がんなど大きなものでは呼吸器科医や放射線科医でなくとも指摘可能ですが、手術可能な早期がんの指摘については、専門家でも困難な場合が多く、健康診断として胸部エックス線検査を行うことにより肺がんの死亡率が改善しない、というのが現在の一般的な知見です。

職場や自治体からの胸部エックス線検査の提供がないと仮定し、胸部エックス線検査を自費で行う場合、検査代が〇〇円（設定価格）かかるとします。この検査を自分で受けますか？

シナリオ（血圧検査：労働者の立場）

高血圧は脳梗塞や心筋梗塞の最も重要なリスクの1つです。
厚生労働省によると、収縮期（最高）血圧が 140mmHg 以上の者の割合は、男性 38.3%、女性 29.6%です。

さまざまな研究で、高血圧を早期にみつけ、治療することにより、脳梗塞や心筋梗塞が予防できることが明確に示されています。高血圧を早期に見つけることで、降圧薬の使用や食事内容の見直しで血圧を適正にコントロールすることができます。薬物療法は副作用を起こすことがあるが、降圧薬による致死的な副作用はまれであるといわれています。

職場や自治体からの血圧測定の提供がない場合、血圧測定検査を自分で受けますか？なお、検査代は〇〇円（設定価格）かかるとします。

シナリオ（血糖検査：労働者の立場）

糖尿病は脳梗塞や心筋梗塞の最も重要なリスクの1つです。
厚生労働省によると、「糖尿病が強く疑われる者」の割合は、男性 16.2%、女性 9.2%です。

さまざまな研究で、糖尿病を早期にみつけ、治療することにより、脳梗塞や心筋梗塞が予防できることが明確に示されています。高血糖を早期に見つけることで、血糖を下げる薬やインスリンの使用、食事内容の見直しで血糖を適正にコントロールすることができます。また、糖尿病を放置したまま進行すると、神経障害、網膜症（最終的には失明の原因となる）、腎障害（最終的には透析の原因となる）の合併症にかかりますが、いずれも初期には症状がほとんどないため、健診で早期に見つけ、治療を行うことは有効であることがわかっています。

血糖検査を受けるためには、採血により血液を採取する必要があります。ここでいう血糖検査は、過去 1～2 ヵ月の血糖の平均がわかる検査 HbA1c（グリコヘモグロビン・エーワンシー）であり、一般的に使われている検査です。

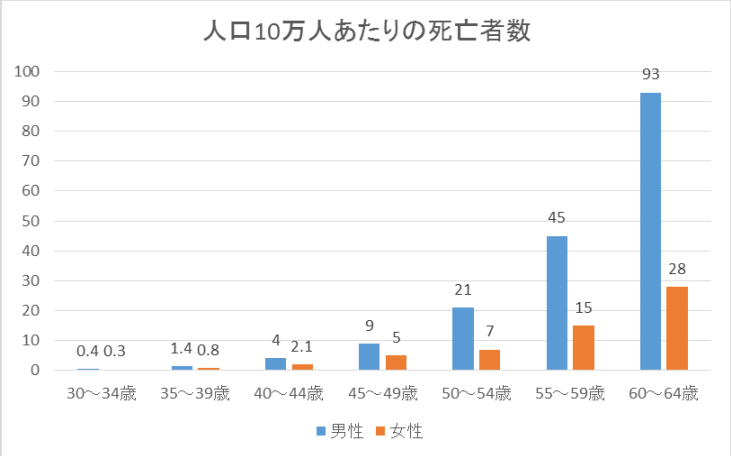
職場や自治体からの血糖検査の提供がない場合、血糖検査を自分で受けますか？なお、検査代は〇〇円（設定価格）かかるものとします。

シナリオ（胸部エックス線検査：企業経営者の立場）

胸部エックス線検査は、胸部にある臓器（主に肺・心臓・大動脈など）に異常がないかを調べる検査です。胸部エックス線検査を受け、何らか「所見あり」となる率は、約 7%です。

肺結核を早期に発見することが目的です。肺結核（排菌している場合）があれば、他の労働者への感染を拡大することがあります。検査により、10 万人中、約 14 人発見したという報告があり、他の労働者への感染を防止することができることがあります。

また、肺がんを発見できることがあります。検査により、10 万人中、約 10 人発見したという報告があります。
肺がんによる死亡者数は、年齢があがるにつれ上昇します。



早期に見つけることができれば（Ⅰ期：肺がんが 5cm以下で、他の臓器やリンパ節に転移がない）、5 年後にも生存している率（5 年生存率）は 80.4%ですが、末期であれば（Ⅳ期：他の臓器やもう一方の肺に転移している）、5 年生存率は 4.9%となります。早期発見で治療に結びつけることが重要です。
がんの罹患率は年齢が上がるにつれ上昇しますので、特に管理職以上の貴重な人財をがんで失うことを未然に防ぐため、早期にがんをみるけることは重要な対策の1つです。
ただし、胸部エックス線検査によりがんなどの異常陰影を指摘することは、進行がんなど大きなものでは呼吸器科医や放射線科医でなくとも指摘可能ですが、手術可能な早期がんの指摘については、専門家でも困難な場合が多く、健康診断として胸部エックス線検査を行うことにより肺がんの死亡率が改善しない、というのが現在の一般的な知見です。

胸部エックス線検査は現在、法定健診の検査項目であり、企業が法的に実施する義務が課せられています（費用は企業負担）。もし胸部エックス線検査を提供するかどうかは企業の判断に任されるとしたら（法的に実施義務がないとしたら）、従業員に検査を提供しますか？胸部エックス線検査の実施には、従業員1人当たり〇〇円（設定価格）かかるとします。

シナリオ（血圧検査：企業経営者の立場）

高血圧は脳梗塞や心筋梗塞の最も重要なリスクの1つです。
厚生労働省によると、収縮期（最高）血圧が 140mmHg 以上の者の割合は、男性 38.3%、女性 29.6%です。

さまざまな研究で、高血圧を早期にみつけ、治療することにより、脳梗塞や心筋梗塞が予防できることが明確に示されています。高血圧を早期に見つけることで、降圧薬の使用や食事内容の見直しで血圧を適正にコントロールすることができます。薬物療法は副作用を起こすことがあるが、降圧薬による致死的な副作用はまれであるといわれています。

一定以上の残業をしている人（月 45～60 時間以上が目安）が脳梗塞や心筋梗塞等の脳・心臓疾患を発症した際、その人が高血圧の管理が不良であれば、企業に課せられている安全配慮義務違反を問われる可能性があります。
労働者やその遺族から、民事訴訟による損害賠償請求を課せられる可能性があります。
また、このような疾患は年齢が上がるにつれ罹患率が上昇しますので、特に管理職以上の貴重な人財を脳・心臓疾患で失なったり、長期休業することを未然に防ぐため、早期に発見し治療を促すことは重要な対策の1つです。

血圧検査は現在、法定健診の検査項目であり、企業が法的に実施する義務が課せられています（費用は企業負担）。もし血圧検査を提供するかどうかは企業の判断に任されるとしたら（法的に実施義務がないとしたら）、従業員に検査を提供しますか？血圧測定検査の実施には、従業員１人当たり〇〇円（設定価格）かかるとします。

シナリオ（血糖検査：企業経営者の立場）

糖尿病は脳梗塞や心筋梗塞の最も重要なリスクの1つです。
厚生労働省によると、「糖尿病が強く疑われる者」の割合は、男性 16.2%、女性 9.2%です。

さまざまな研究で、糖尿病を早期にみつけ、治療することにより、脳梗塞や心筋梗塞が予防できることが明確に示されています。高血糖を早期に見つけることで、血糖を下げる薬やインスリンの使用、食事内容の見直しで血糖を適正にコントロールすることができます。また、糖尿病を放置したまま進行すると、神経障害、網膜症（最終的には失明の原因となる）、腎障害（最終的には透析の原因となる）の合併症にかかりますが、いずれも初期には症状がほとんどないため、健診で早期に見つけ、治療を行うことは有効であることがわかっています。

一定以上の残業をしている人（月 45～60 時間以上が目安）が脳梗塞や心筋梗塞等の脳・心臓疾患を発症した際、その人が糖尿病の管理が不良であれば、企業に課せられている安全配慮義務違

反を問われる可能性があります。
労働者やその遺族から、民事訴訟による損害賠償請求を課せられる可能性があります。
また、このような疾患は年齢が上がるにつれ罹患率が上昇しますので、特に管理職以上の貴重な人財を脳・心臓疾患で失なったり、長期休業することを未然に防ぐため、早期に発見し治療を促すことは重要な対策の1つです。

血糖検査を受けるためには、採血により血液を採取する必要があります。ここでいう血糖検査は、過去 1～2 ヵ月の血糖の平均がわかる検査 HbA1c（グリコヘモグロビン・エーワンシー）であり、一般的に使われている検査です。
血糖検査は現在、法定健診の検査項目であり、企業が法的に実施する義務が課せられています（費用は企業負担）。もし血糖検査を提供するかどうかは企業の判断に任されるとしたら（法的に実施義務がないとしたら）、従業員に検査を提供しますか？血糖検査の実施には、従業員１人当たり〇〇円（設定価格）かかるとします。

Table 1. Demographic and socioeconomic characcteristics of survey respondents.

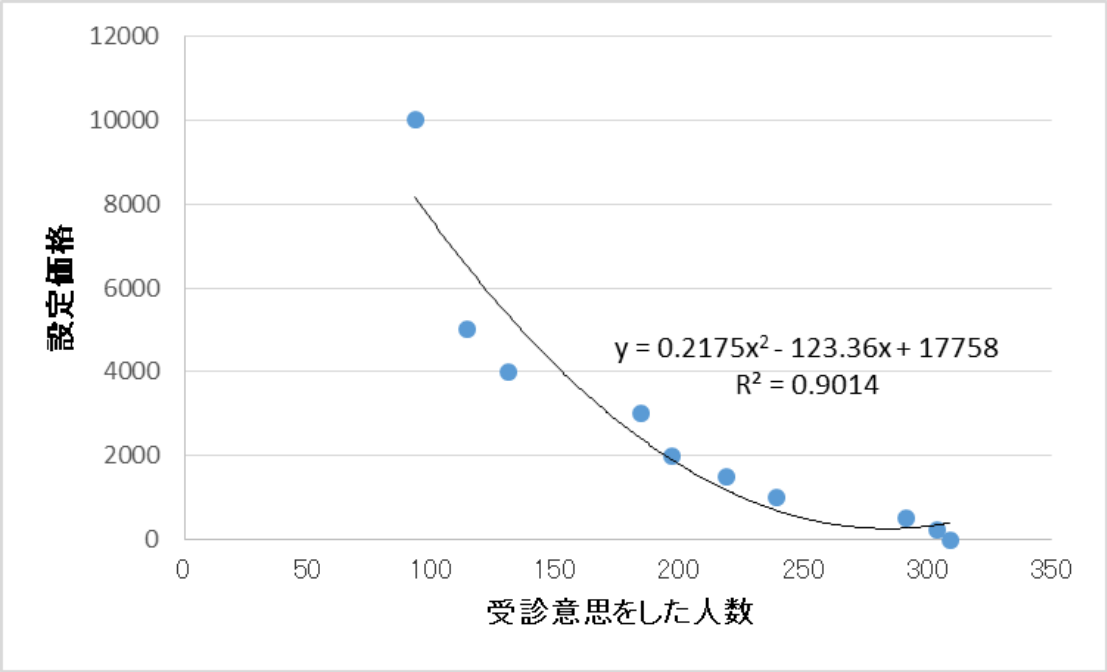
	労働者の立場		企業経営者の立場	
	Number	%	Number	%
marital status				
unmarried	1732	38.5%	1686	37.5%
married	2768	61.5%	2814	62.5%
Income per year (JPY)				
Less than 299 M(million)	796	17.7%	746	16.6%
300-499 M	934	20.8%	903	20.1%
500-799 M	941	20.9%	939	20.9%
800-999 M	348	7.7%	399	8.9%
1000-1499 M	306	6.8%	317	7.0%
1,500 M or more	95	2.1%	119	2.6%
No answer	1080	24.0%	1077	23.9%
Employment status				
Permanent employee	1773	56.9%	1763	58.6%
Contracted employee	237	7.6%	223	7.4%
Part-time employment	692	22.2%	646	21.5%
Dispatched employee	112	3.6%	85	2.8%
Others	303	9.7%	291	9.7%
Hospital visit or stay				
Yes	1562	34.7%	1619	36.0%
No	2938	65.3%	2881	64.0%
Health condition				
Good	666	14.8%	607	13.5%
Reasonably good	1357	30.2%	1343	29.8%
Normal	1712	38.0%	1716	38.1%
Reasonably bad	596	13.2%	667	14.8%
Bad	169	3.8%	167	3.7%

Table 2. 労働者および企業経営者の立場における支払意思者の割合

	労働者の立場		企業経営者の立場	
設定価格	N	%	N	%
胸部エックス線検査				
0円(無料)	309	68.7%	330	73.3%
250 円	304	67.6%	311	69.1%
500 円	291	64.7%	318	70.7%
1000 円	239	53.1%	294	65.3%
1500 円	219	48.7%	271	60.2%
2000 円	197	43.8%	287	63.8%
3000 円	184	40.9%	276	61.3%
4000 円	131	29.1%	284	63.1%
5000 円	114	25.3%	290	64.4%
1 万円	93	20.7%	258	57.3%
血圧検査				
0円(無料)	313	69.6%	360	80.0%
100 円	246	54.7%	339	75.3%
200 円	216	48.0%	345	76.7%
300 円	204	45.3%	339	75.3%
500 円	169	37.6%	300	66.7%
7500 円	175	38.9%	335	74.4%
1000 円	151	33.6%	318	70.7%
2000 円	111	24.7%	320	71.1%
3000 円	91	20.2%	311	69.1%
5000 円	94	20.9%	299	66.4%
血糖検査				
0円(無料)	327	72.7%	361	80.2%
100 円	328	72.9%	337	74.9%
200 円	298	66.2%	338	75.1%
300 円	278	61.8%	343	76.2%
500 円	268	59.6%	299	66.4%
7500 円	263	58.4%	337	74.9%
1000 円	239	53.1%	325	72.2%
2000 円	198	44.0%	311	69.1%
3000 円	161	35.8%	300	66.7%
5000 円	144	32.0%	275	61.1%

Figure 1. 需要曲線

胸部エックス線検査:労働者の立場

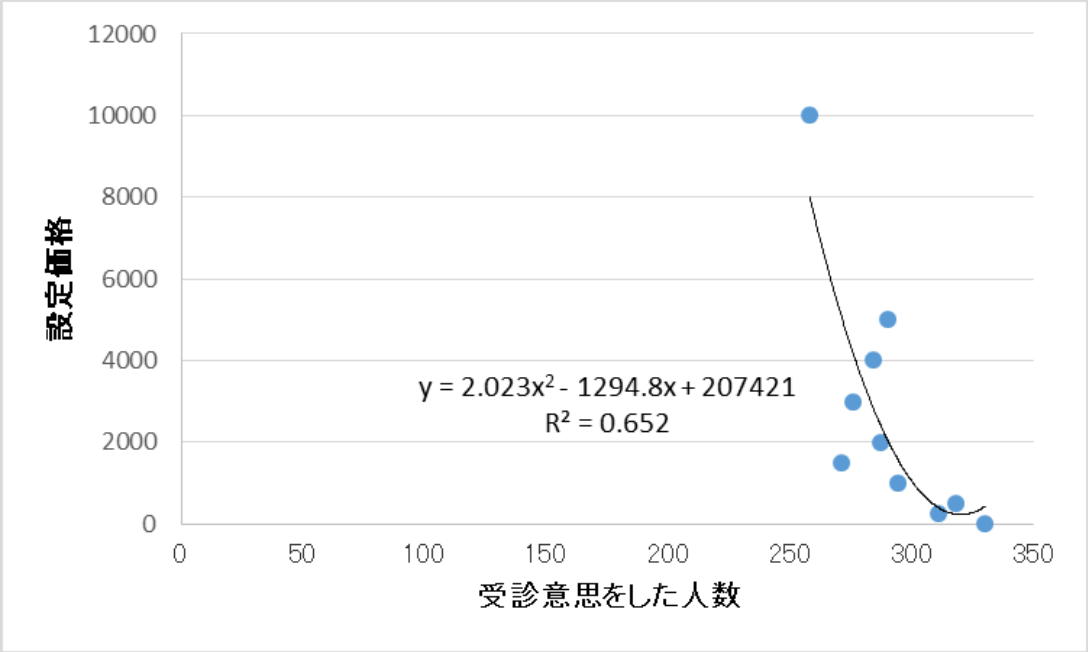


設定価格（円）	受診意思人数（人）
0	309
250	304
500	291
1000	239
1500	219
2000	197
3000	184
4000	131
5000	114
10000	93

定積分:2107462.5

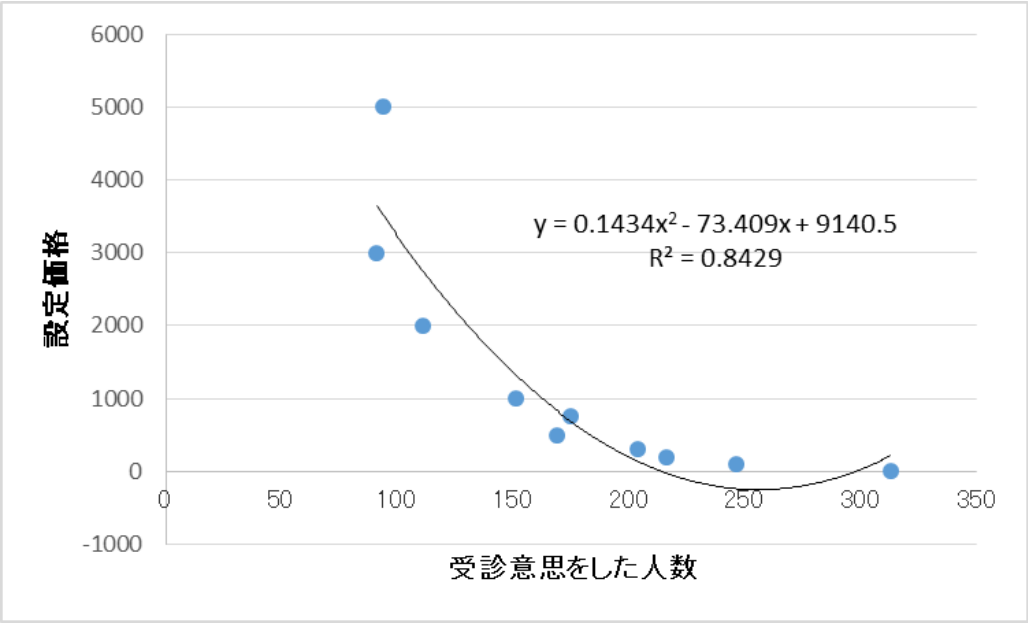
定積分/450:4683.25

胸部エックス線検査:企業経営者労働者の立場



設定価格（円）	受診意思人数（人）
0	330
250	311
500	318
1000	294
1500	271
2000	287
3000	276
4000	284
5000	290
10000	258

血圧検査:労働者の立場

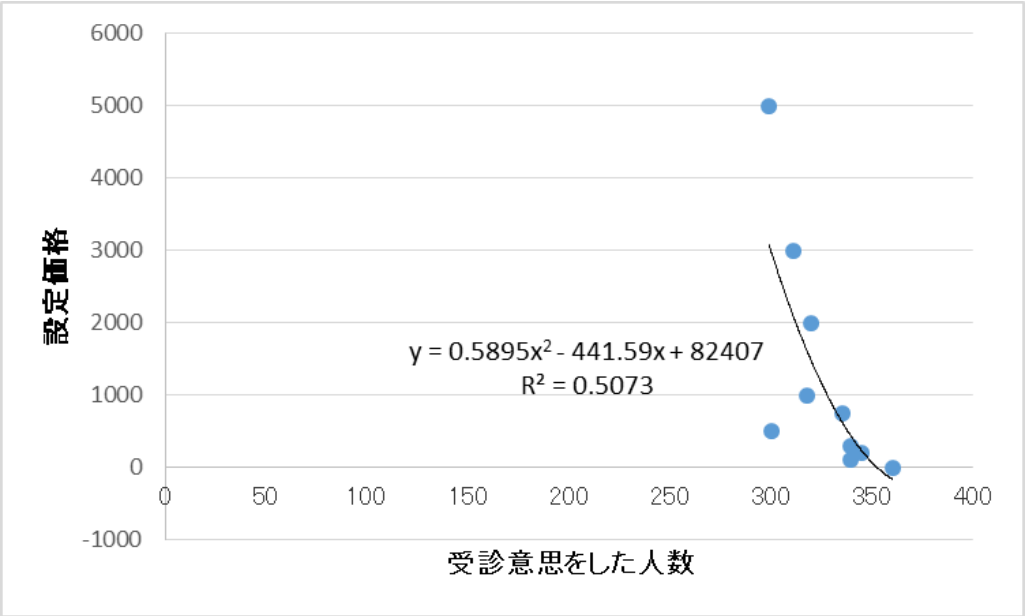


設定価格（円）	受診意思人数（人）
0	313
100	246
200	216
300	204
500	169
750	175
1000	151
2000	111
3000	91
5000	94

定積分:1050620.811

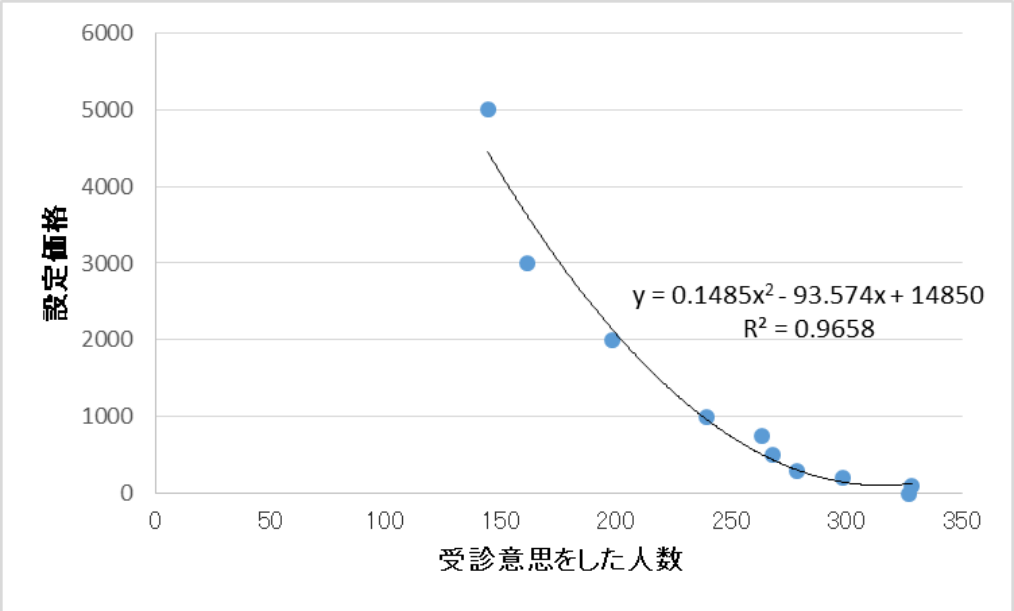
定積分/450:2334.712913

血圧検査:企業経営者の立場



設定価格（円）	受診意思人数（人）
0	360
100	339
200	345
300	339
500	300
750	335
1000	318
2000	320
3000	311
5000	299

血糖検査:労働者の立場

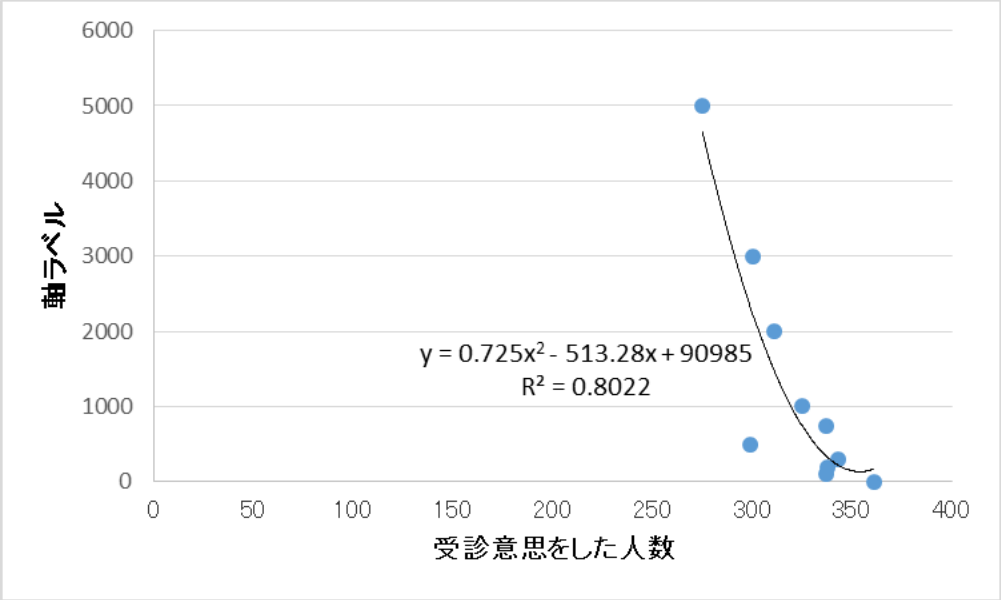


設定価格（円）	受診意思人数（人）
0	327
100	328
200	298
300	278
500	268
750	263
1000	239
2000	198
3000	161
5000	144

定積分:1718820

定積分/450:3819.6

血糖検査:企業経営者の立場



設定価格（円）	受診意思人数（人）
0	361
100	337
200	338
300	343
500	299
750	337
1000	325
2000	311
3000	300
5000	275

２）糖尿病患者モデルを用いた健康診断実施の費用対効果分析

Ａ．研究目的

企業検診に関し、その有効性のみならず効率性（費用対効果)を実際の検診結果を援用して評価した研究は数少ない。検診・予防の効率性は、背景の有病率に大きく依存するため、定量的な分析が本来は不可欠である。

効率性の評価として、糖尿病の新規罹患者の発見効率をとった。分担研究者・研究協力者らが実施した既存の検診結果（2014・2015年）を用い、新規の糖尿病発症率を推計した上で、適切な血糖コントロールに移行した場合の合併症リスク低下度合いおよび医療費削減幅を推計し、生存年数 1 年延長あたりの増分費用効果比 ICER を算出した。

Ｂ．研究方法

2014 年・2015 年の検診結果を分析に用いた。糖尿病の新規発症者としては、2014 年データでは「HbA1c 8.0%未満かつ糖尿病治療薬の内服なし」、2015 年データでは「HbA1c 8.0%以上または糖尿病治療薬の内服あり」と診断された者と定義した。なお、HbA1c および治療薬の内服歴が捕捉可能な受診者数は 57,642 名であった。

このデータから 57,642 名中の新規罹患者数を計上した上で、糖尿病による合併症発生の超過リスクを推計した。

糖尿病合併症のリスク推計に関しては、日本の疫学研究のデータを基にした JJ リスクエンジンを用いた。JJ リスクエンジンは J-EDIT/JDCS のデータを基に、糖尿病患者の背景因子(HbA1c 値・罹病期間・年齢・性別・身長・体重・コレステロール値・血圧など)から各種合併症のリスクを予測するプログラムである。具体的には、冠動脈疾患・脳卒中・非血管死亡・顕性腎症・網膜症進展の 5 つの合併症リスクを個別に算出できる。

検診から得られた患者背景をもとに、10 年間の合併症リスクを算出した上で、合併症発症時の影響を健康アウトカム（生存年)・医療費の双方から推計した。

健康アウトカムについては、冠動脈疾患および脳卒中に関して、既存のコホート研究のデータから生存期間の中央値を推計し、平均余命との差から逸失生存年を求めた。他の疾患に関しては、生存期間には影響しないものと仮定した。

医療費は、急性期および慢性期の医療費を既存研究から収集し、個別に組み込んだ。急性期の医療費が発症直後の 1 ヶ月に、その後生存期間の中央値まで慢性期の医療費がかかるものとした。費用とアウトカムともに、年率2%で割引いた。

Ｃ．研究結果

データが得られた 57,642 名のうち、286 名が「HbA1c 8.0%未満かつ糖尿病治療薬の内服なし」、2015 年データでは「HbA1c 8.0%以上または糖尿病治療薬の内服あり」と診断された。286 名（男性 263 名・女性 23 名)の平均年齢は 51.1 歳で、収縮期血圧は 129mmHg・拡張期血圧は 81mmHg，総コレステロール値および LDL コレステロール値は 204mg/dl・52mg/dl であった。

これらの数値を JJ リスクエンジンに入力した上で、「HbA1c 値が 8.0%を維持した場合」「6.5%まで低下した場合」の双方についてリスクを計算し、糖尿病による超過リスクを合併症ごとに求めた。結果として 10 年間の超過リスクは、冠動脈疾患 1.33%・脳卒中 1.24%・顕性腎症 1.81%・網膜症進展が 0.80%となった（非血管死亡のリスクは不変)。

病院協会のデータと福田らのレセプト分析(2014)、さらに Hattori (2012)の脳卒中費用分析のデータから、各疾患の慢性期医療費と急性期医療費を求めた。組み込んだ医療費は表1に示す。

また Kubo (脳卒中)および Okura (冠動脈疾患)から、それぞれの疾患罹患時の生存年数の中央値を計算した。冠動脈疾患が 126 ヶ月・脳卒中が 31 ヶ月となった。割引後の逸失生存年(平均余命との比較)は、冠動脈疾患で 15.2 年・脳卒中で 20.4 年となった。

超過リスクに該当人数 (286 名)を乗じた上で、超過医療費および逸失生存年を計算した結果を表 2 に示す。四疾患の超過医療費の総計は 1.05 億円、逸失生存年の総計は 130.5 年であった (いずれも割引ずみ)。

検診 1 人当たりにかかる費用を 5,000 円から 15,000 円まで変動させた場合の生存年数 1 年延長あたりの増分費用効果比 ICER を表 3 に示す。例えば糖尿病改善割合として 50%を仮定し、検診 1 人当たり費用を 10,000 円に設定した場合、全体で 57,642×10,000 =5.76 億円の検診コストが発生する。一方で超過医療費は 1.05×50%=0.53 億円削減され、130.5×50%=65.3 年の生存年数を獲得できる。1 年延長あたりの ICER は、(5.76 億円−0.53 億円)÷65.3=803 万円/LYG (Life Year Gained)となる。

日本での閾値としては 1QALY あたり 500−600 万円が提案されており、本来は QALY と LY とは同一視できないが、同じ基準をあてはめたときに ICER が 600 万円を下回るポイントを白地で示している。

D. 考察および結論

検診実施の費用対効果について、糖尿病患者のリスク低減という観点からの定量化を試みた。本研究には、いくつかの限界も存在する。まず、「検診によって新規に発見されたこと」と「その患者に介入を施すことで、リスクを低減できること」との結びつけは困難であった。確率を変動させることで分析を行ったが、発見者のうちどの程度がコントロール良好に達するかによって検診の効率性は大きく変動する。今後、単なる「発見者増加」にとどまらず、真のアウトカムが推計可能なデータの整備が強く望まれる。

今回の分析では、アウトカム指標に関して生存年数を用いており、糖尿病領域では重要な疾患罹患に伴う QOL の低下は組み込んでいない。そのため、腎障害や網膜障害に関しては、コスト面のみの組み込みにとどまる。これらの影響をより精緻に補足するためには、国内での QOL 調査の実施が不可欠である。

より効率的に検診戦略を設計することは、限られた予算の中での種々の介入の優先順位を評価するためには必須ともいえ、実データを用いた今後の深度化した研究が望まれる。

F. 参考文献

なし

G. 研究発表

なし

H. 知的財産権の出願・登録状況

なし

表１． 疾患ごとの慢性期医療費、急性期医療費、総医療費、割引後総医療費

	慢性期医療費	急性期医療費	総医療費	割引後総医療費
冠動脈疾患	12,200	1,867,000	3,392,000	3,246,355
脳卒中	259,252	2,666,880	10,444,440	10,261,618
顕性腎症	36,450	0	12,393,642	9,475,985
網膜障害	11,255	198,792	4,014,435	3,124,778

表２． 疾患ごとの超過医療費および逸失生存年

	超過リスク	超過罹患者数	割引後超過医療	総超過医療費	逸失生存年	総逸失生存年
冠動脈疾患	1.34%	3.82	3,246,355	12,404,191	17.835	57.983
脳卒中	1.24%	3.56	10,261,618	36,509,193	25.751	72.484
顕性腎症	1.81%	5.17	9,475,985	48,999,179		
網膜障害	0.80%	2.29	3,124,778	7,149,493		
合計		14.84		105,062,057		130.467

表３．

	10%	20%	30%	40%	50%	60%	70%	80%	90%	100%
5000	21,285,406	10,240,064	6,558,283	4,717,393	3,612,859	2,876,502	2,350,534	1,956,057	1,649,242	1,403,790
6000	25,703,543	12,449,132	8,030,995	5,821,927	4,496,486	3,612,859	2,981,696	2,508,324	2,140,146	1,845,604
7000	30,121,680	14,658,201	9,503,708	6,926,461	5,380,113	4,349,215	3,612,859	3,060,591	2,631,050	2,287,417
8000	34,539,817	16,867,269	10,976,420	8,030,995	6,263,741	5,085,571	4,244,021	3,612,859	3,121,954	2,729,231
9000	38,957,954	19,076,338	12,449,132	9,135,530	7,147,368	5,821,927	4,875,183	4,165,126	3,612,859	3,171,045
10000	43,376,091	21,285,406	13,921,845	10,240,064	8,030,995	6,558,283	5,506,346	4,717,393	4,103,763	3,612,859
11000	47,794,228	23,494,475	15,394,557	11,344,598	8,914,623	7,294,639	6,137,508	5,269,660	4,594,667	4,054,672
12000	52,212,365	25,703,543	16,867,269	12,449,132	9,798,250	8,030,995	6,768,671	5,821,927	5,085,571	4,496,486
13000	56,630,501	27,912,612	18,339,982	13,553,667	10,681,878	8,767,352	7,399,833	6,374,194	5,576,475	4,938,300
14000	61,048,638	30,121,680	19,812,694	14,658,201	11,565,505	9,503,708	8,030,995	6,926,461	6,067,379	5,380,113
15000	65,466,775	32,330,748	21,285,406	15,762,735	12,449,132	10,240,064	8,662,158	7,478,728	6,558,283	5,821,927

分担研究報告書

作業関連疾患の予防等に資する一般定期健康診断の事後措置・問診票に関する考察

分担研究者　　大神　明

平成２６−２８年度労災疾病臨床研究事業費補助金
分担研究報告書

作業関連疾患の予防等に資する一般定期健康診断の事後措置・問診票に関する考察

分担研究者：大神　明
産業医科大学　産業生態科学研究所
作業関連疾患予防学

【はじめに】

労働安全衛生法に規定された健康診断では、事業場における健康診断は、事業者の責任の下に、法律によって個人健康情報を管理し、個人に対する健康管理と職場環境の包括的な健康管理をすることとなっている。

本分担研究では、平成 26 年度から 28 年度までの 3 年間において、①特に中小企業における嘱託産業医が従業員個々の就業判定・健診事後措置を行うにあたり容易に扱えることを目的としたツール構築のための概念と、データベース構築の後に、事後措置としての保健指導についての概念を提示(平成 26 年度)、②その保健指導と健診項目との関連についての考察(平成 27 年度)、および③一般健診における問診票と問診の在り方について考察（平成 28 年度）をおこなった。

① 作業関連疾患の予防等に資する一般定期健康診断データベースの有効利用ツール開発に関する基本概念（平成 26 年度）

労働安全衛生法に規定された健康診断では、事業場における健康診断は、事業者の責任の下に、法律によって個人健康情報を管理することとなっている。健康診断は一口に言っても,現状では多くの概念が混在していることが指摘されている。すなわち、疾病の早期発見を主体とした「がん検診」、「特定保健指導」「人間ドック」、などの概念と、労働安全衛生法が目的とする個人に対する健康管理と職場環境の包括的な健康管理の概念とを同一に取り扱うことは容易ではない。

一方で中小企業の状況を見てみても、少子高齢化、非正規雇用の拡大、

終身雇用制の衰退、情報のＩＴ化、などの社会情勢もあり、その情報により個人が自分自身の健康を管理するという点で、健康診断による情報が十分に活用されているとは言いがたい。今日では個人の健康診断データは、技術的革新と高度情報化の中で、デジタル情報として包括的かつ経年的に多容量を取り扱うことが可能になってきているが、特に中小企業では健康診断の有効活用に対する十分な体制の構築は困難であること多いことが予想される。そのため、中小企業における嘱託産業医が従業員個々の就業判定・健診事後措置を行うにあたり容易に扱えることが肝要であると考える。しかしながら、データの抽出や蓄積、事後措置判定のためのスキルや熟練度から考えても、実際に取り扱う情報の種類は、煩雑にならず、かつ効果的な要素を含んでいなければでなければならないと思われる。厚生労働科学研究「中小企業用産業保健電子カルテの開発とそれによる効果的・効率的な産業保健手法に関する検討（研究代表者：大神　明)」では、3種類の情報ユニットが考案されている。1項目目は、「健診データユニット」として、一般健診データ、雇い入れ健診データ、(特殊健診データ)、二次健診結果データ、主治医意見データが格納されるユニットである。このユニットには主として健診機関からの情報が入り、ストレスチェック結果データも格納されると思われる。２項目目は、「勤務情報ユニット」として、事業場の情報を格納するユニットであり、職制情報、勤怠情報、作業状況情報･作業環境評価データなどが格納される。3項目目は、「産業保健スタッフユニット」で、産業保健スタッフによる情報を格納するユニットであり、面談報告書、産業医意見書、巡視記録、就業判定結果等が含まれる。

このシステムの運用におけるステークホールダーとして、事業場（人事･総務担当者/衛生管理者など)、産業保健スタッフ（産業医/保健師など)、健診機関の3者を想定している。

以上の要素を踏まえ、健診データに基づく指導体系として各種の保健指導のマニュアルを、整備作成することは、経年にわたる個人保健情報上重要であり、また、健診データベースの有効利用として、健康診断の事後措置としての保健指導を客観的に健診結果のみならず、勤怠や経年の産業保健情報を考慮して選択し、的確な指導を行っていくことが求められると考えられる。

② 作業関連疾患の予防等に資する一般定期健康診断の事後措置に関する考察（平成 27 年）

労働安全衛生法（安衛法）第 66 条の 7 は「事業者は、健康診断の結果、特に健康の保持に努める必要があると認める労働者に対し、医師または保健師による保健指導を行うように努めなければならない。」と書かれている。それゆえに、職業性疾病の予防にとどまらず、脳・心臓疾患、メンタルヘルス不調及びその他の作業関連疾患の予防を達成するために、保健指導おける定型的な指導や判定が行われているが、安衛法に規定された広義の健康指導の判断基準については一定の標準フォーマットはなく、産業医や保健師などの各指導担当者の裁量及びスキルに依存するところが大きいと思われる。しかしながら、スキルやプロトコルの違いがあるとしても、安衛法の目的に合致した健診後の保健指導は、その指導方針として、収集すべき情報、すなわち就業環境（作業内容、作業量、労働時間、勤務形態等）に留意し、生活習慣改善指導（栄養指導、運動指導、生活指導）を中心に指導することが肝要と思われる。

その内容として、「栄養指導」であれば、栄養指導が必要と判断される者に対し、栄養の摂取量にとどまらを有効に行うことが肝要と思われる。

一般健康診断の結果をふまえて、医療区分判定（医学的評価）→指導区分判定→就業判定というワークフローを取ることが一般的と思われる。この中の、「指導区分判定」の範疇に、保健指導は含まれ、実施されていることが一般的と思われる。

その指導内容及び評価区分については、特定健康診査・特定保健指導にず、個々人の食習慣の評価とその改善に向けて指導を行うことが求められるし、「運動指導」であれば、運動指導が必要と判断される者に対し、運動実践の指導を行い、「生活指導」であれば、勤務形態や生活習慣が原因と考えられる健康上の問題を解決するために、睡眠、喫煙、飲酒、口腔保健等の健康的な生活への指導及び教育を、職場生活を通して行われると思われる。

健診各項目の結果による保健指導の特徴・要素については、従事する業務・作業内容、作業環境、就労条件等保健指導対象者の有所見の状況にあわせた情報収集と、それに対応する指導ポイントが示されるようなマトリックス表等の作成することが有効になると思われる。

【安衛法における一般健康診断項目とそれに対応した保健指導フロー】

保健指導対象者の選定に当たっては、受診の確認、主治医等との連携による療養指導を実施する「受診勧奨レベル」、次に指摘された所見改善のための指導（主として生活習慣改善指導）を実施する「保健指導レベル」、さらには健康診断の結果、正常範囲であるが悪化の傾向がある場合、所見はなくても問診票から把握される生活習慣に偏りや問題がある場合など主として生活習慣改善のための知識、情報の提供指導若しくは集団指導を実施する「情報提供レベル」の３つのレベルが考えられる。「血圧」を例にして挙げるならば、検査結果から収縮期血圧／拡張期血圧が 140／90 以上であれば、受診勧奨レベルで、130／80～140／90 で保健指導レベルと評価区分ではなるが、実際の保健指導に当たっては、血圧に関係する作業関連要因、例えば職種・職位・職歴・作業状況・取扱物質・労働時間・有休取得状況・勤務形態・通勤手段などの情報をもとに、重筋労働、高所作業、高熱低温作業、異常気圧下作業、運転作業、単独作業等の作業の有無を想定して、保健指導が有機的に、また適切に選択・実施されることが必要と思われる。そのためには、断面的な単年度の健診結果および付加情報による保健指導選択に加えて、経年の保健指導情報の蓄積が必要になってくると思われる。すなわち、各年度の保健指導の内容を的確に蓄積するシステムの構築が求められる。

図１に保健指導の記録票の参考例を示す。保健指導実施結果を図１のような保健指導記録票に整理することにより、継続的かつ持続的な保健指導記録を俯瞰することが可能になると思われる。



指導日:　　年　　月　　日

保健指導記録票

所属コード　　社員番号　　氏名

受診年月日		平成　　年　　月　　日		
該当項目に○印	尿検査	尿糖　[1+ ・ 2+ ・ 3+ ・ 4+]	尿蛋白　[1+ ・ 2+ ・ 3+ ・ 4+]	
	血圧	最大 [　　] mmHg	最小 [　　] mmHg	
	血糖関連	血糖値　(FBS ・BS　　h)　[　　mg/dl]	HbA1c　[　　%]	
	肝臓	GOT　[　　]	GPT　[　　]	γ-GTP　[　　]
	脂質	総コレステロール　[　　]	HDLコレステロール [　　]	LDLコレステロール [　　] 中性脂肪　[　　]
	その他			

＜情報収集ポイント＞

A・仕事・業務関係			
	A1. 業務内容		
	A2. 勤務形態	常昼 ・ 2交替(甲・乙者) ・ 3交替	
	A3. 残業時間	直近半年平均	h
		直近半年の月最大値	h
	A4. その他特記事項		
B・生活	B1. 同居の有無	1人暮らし ・ 単身赴任 ・ 家族と同居	
	B2. 通勤	車・公共機関・自転車・徒歩	片道(　　)分
	B3. 特記事項		

C・生活習慣・身体状況・病歴		
	C1. BMI	
	C2. 飲酒量	なし ・　合／日で週　日
	C3. 喫煙	なし ・　本／日
	C4. 自覚症状	
	C5.他覚症状	
	C6.治療中疾病	
	C7. 内服薬	あり ・ なし
	C8. 特記事項	

現在の就業措置事項	D1. なし(通常勤務)　D2. 要配慮(内容:　　)
	D3. 要制限(内容:　　)　D4. 要休業　D5. 不明

＜保健指導記録欄＞

指導ポイント(上記情報収集ポイントコードより記載)								

＜指導内容＞

該当項目に○印		
	S1.食生活	
	S2.運動	
	S3.睡眠	
	S4.飲酒	
	S5.喫煙	
	S6.通院・服薬	
	S7.ストレス	
	S8.特定保健指導・労災二次健診受診状況	
	S9.その他	

＜面談者/指導担当者の意見＞

就業区分(該当に○印)	O1.通常勤務	O2.就業制限	O3.就業禁止
特記事項			

記載年月日	健診機関・医療機関名／指導者名

図１：保健指導記録票（厚生労働科学研究　平成 27 年度報告「中小企業用産業保健電子カルテの開発とそれによる効果的・効率的な産業保健手法に関する検討」～労働安全衛生法に基づく保健指導実施者の手引き～より引用）

【保健指導の有効活用】

安衛法における保健指導を適切に行うためには、健診結果の医学的評価のみで保健指導を行うようなワークフローではその目的を達成することは困難で在り、また、データの有効活用という面から見ても不十分であると思われる。活用のためには、基本情報というべき、「病歴」、「身体状況」、「仕事」、生活習慣「食生活」「運動」「睡眠」「飲酒」「喫煙」に関する情報収集は必須である。特に、業務内容や業務環境、さらには労働時間などの情報の重要性は前述した通りであるが、これらの情報を収集すべき手段である「**問診票**」については、現在様々なフォーマットの調査票が使用されている。健診情報の有効活用というフェイズにおいて、然るべき情報を然るべき手段によって収集し、しかるべき保存方法によって、特にデジタル情報として運用するということが求められている。

③ 作業関連疾患の予防等に資する一般定期健康診断の問診票及び問診に関する考察（平成 28 年）

安衛法における健診時の「問診票」については、現在各健診機関又は事業所で様々なフォーマットの調査票が使用されているのが実情である。

平成 28 年度の分担研究においては、各健診機関や医療施設で使用されている健診「問診票」を収集し、その質問項目やデータ集積方法および保健指導への活用などについて課題点をレビューすることを目的とした。

【問診票の解析】

調査方法

１）各健診機関で使用している問診票の収集

労働衛生機関、企業等を対象に現在使用されている問診票（雛形：無記入のもの）の収集を行った。収集にあたっては、本研究の研究協力者である公益社団法人 全国労働衛生団体連合会に依頼した。

２）　問診票情報の解析とアンケート調査の解析

収集された問診票様式とアンケートを産業医科大学(作業関連疾患予防学研究室)にて解析を行った。

結果

問診票数全国各地の 70 健診機関より問診票を収集した。そのうち同内容の問診票をまとめ 64 種類の問診票を解析対象とした。問診項目問診票の質

問内容としては、既往歴・現病歴、自覚症状、特定健診・特定保健指導問診、家族歴、業務歴・業種の 5 大項目が質問されていた。これらの 5 大項目を全て質問している問診票は 13 問診票であった。また、業務歴・業種を問うている問診票は 26 問診票であり、全体の 40.6%であった。

① 既往歴・現病歴

既往歴・現病歴の問診項目数は「なし」、「その他」を含み 305 項目にも及び、「がん」という項目 1 つを取っても、「悪性腫瘍　・腫瘍」、「がん」、「悪性新生物」など 3 通りの表記があり、多種多様を呈していた。その中で問診項目が 64 問診票中 50 問診票以上で上げられていた項目は、「心臓疾患、「糖尿病」、「高血圧」、「脂質異常症」、「痛風・高尿酸血症」、「貧血」、「呼吸器疾患」、「肝・胆疾患」、「腎疾患」、「脳血管疾患」、「消化器疾患」、「胃・十二指腸疾患」であった。

「糖尿病（56）」、「高血圧（56）」、「脂質異常症（56）」、「痛風・高尿酸血症（56）」、「貧血（55）」は単独の質問項目として 8 割以上の問診票で問われていた。「がん」を尋ねていたのは半数の 32 問診票であったが、そのうち部位に関する細項目を問うていた問診票は 15 問診票であった。以下、疾患と問われていた問診票数を示す。

心臓疾患：　狭心症（39）　心筋梗塞（39）　不整脈（31）

脳血管疾患：　脳卒中（22）　脳梗塞・脳血栓（31）　脳出血（29）

呼吸器疾患：　喘息（34）　結核（41）

肝・胆疾患：　肝炎（22）　胆石（23）

消化器疾患：　胃・十二指腸潰瘍（47）　腸・大腸疾患（28）

腎疾患：　腎・尿路結石（24）　透析（20）

眼科疾患：　白内障（14）　緑内障（17）

メンタル疾患項目を問うている問診票は 9 問診票（14.1%）であった。

② 自覚症状

自覚症状の質問内容と表現は多種多様であった。症状項目として頻出項目は、「呼吸器（59）」、「胸部・心臓（59）」、「神経症状　めまい・たちくらみ（56）」、「頭痛・頭重感（55）」、「腹部（53）」、「腸・下腹（51）」、「筋骨格系（腰痛・肩こり・手・足）（51）」、「疲れ・だるさ（50）」、「婦人科（妊娠・出産・生理・月経）（48）」、「首・肩・腰の痛み（46）」、「むくみ（体・顔・眼瞼・手・足）（43）」、「胃（40）」、「睡眠（39）」、「しびれ（37）」、「ストレス（33）」の 15 項目であった。

④　特定健診・特定保健指導問診

2008 年より始まった「特定健康診査・特定保健指導」(以下特定保健指導という)における問診については、デフォルトの 22 問診項目を採用している問診票は 55 であり（85.9%）、デ

フォルトの問診を改変した内容を問診している問診票を含めると 61 問診票（95.3%）であった。そのうち、喫煙と飲酒に関してはこの問診項目とは独立して別に質問している問診票が 1 票あった。喫煙については、本数を尋ねている問診票が 50、喫煙年数を尋ねている問診票が 45 であった。飲酒については、飲酒量は全ての問診票で尋ねられているが、飲酒頻度について尋ねている問診票は 55 であった。

④　業務歴・業種

業務歴と業種を質問している問診票は 26 問診票（40.6%）であった。記述のみの問診票は 4，7 項目から 23 項目の業種から選択させる問診票が 22 であった。特殊業務を尋ねている問診票は 6，労働時間を尋ねている問診票は 4，残業時間を尋ねている問診票は 3 であった。

3）　医師による問診に関わるアンケートの実施

各健診機関で実施している問診。診察担当の医師に対し別紙の様式のアンケート調査を行い、2）の問診票とともに回収した。

結果

①　対象者の属性

308 名の健診医師より回答があった。性別は男性 210 名、女性 98 名であった。回答者の年齢構成は 40 代以上が回答者の 89.0%であった。所属は健診機関に所属する医師が 89.1%であった。

②　出務回数、問診・診察時間

出務回数は年間 31 回以上が最も多く、全体の 86.5%であった。1 名に対する問診・診察時間は 5 分以内が全体の 96.1%であった。

③　問診・診察で行われていること

一般健康診断の問診・診察で行うと想定される行為については、自覚症状の確認、当日データの確認、現病歴の確認、既往歴の確認、喫煙の確認、視診触診、聴打診の各項目が実施率 90%を超えていた。一方で、職歴、交代勤務の有無、残業時間についての問診は実施率 6 割を切っていた。

【考察と提言】

労働安全衛生法における一般健診について全国健診機関にて使用されている問診票の調査を行ったが、特定保健指導に関わる問診については、特定保健指導問診としてのデフォルトの問診 22 項目を採用している問診票は全体の 8 割以上であり（85.9%）、デフォルトの問診を改変した内容を問診している問診票を含めると 61 問診票（95.3%）であった。特定保健指導は、実施に関する基準があらかじめ設定されているため、多くの健診機関の質問票に組み込まれていることは理解できる。しかしながら、この特定

健診の設置目的はいわゆるメタボリックシンドローム予防にあり、生活習慣改善のための積極的支援や動機付け支援を実施することをその要点としている。一方、労働安全衛生法における一般健康診断の目的は職業上の疾患早期発見のみならず、健診の事後措置としての適正配置や就業措置を遂行するための健康情報という位置づけであり、要求される情報としては,単なる個人の健康情報の他に、作業情報や作業環境情報も必要とされる。その意味で、定期健康診断で入手すべき情報として問診票は設計されるべきであろう。今回の調査において、業務歴と業種を質問している問診票は 26 問診票（40.6%）であった。また、問診を担当する医師による職歴、交代勤務の有無、残業時間についての情報収集は実施率 6 割を切っていた。このことは健康診断の目的が混在している状況を反映しており、入手すべき情報とその情報の有効活用が円滑に行われていないと考察することもできる。よって、今後一般的健康診断問診票を考案するに当たって、本来の目的に沿った情報を的確かつコンパクトかつ必要十分に収集できる問診票であることが肝要と思われる。例えば、「現病歴」という情報を見ても、今回の調査票では、自由記載のものから健診機関独自のコードを選択する形式、又は記号を選択する形式、マークシート方式など様々であった。今回収集した問診票情報から現病歴情報を集約し、整理した一例を表 1 に示した。このような情報集約を進めつつ、より標準的な問診票の策定を行うことが、健診情報活用における今後の課題となると思われる。

【おわりに】

安衛法におけるデータの有効活用という面から、基本情報は健診時の自記式あるいは聴取式の「問診票」は必要なドキュメントであり、その内容については、「病歴」、「健診時の身体症状」、「就業内容」、生活習慣「食生活」「運動」「睡眠」「飲酒」「喫煙」に関する情報収集は必須であると思われる。特に、業務内容や業務環境、さらには労働時間などの情報の重要性は前述した通りであるが、現在様々なフォーマットの「問診票」調査票が使用されており、その情報は特定保健指導の問診項目を除いては標準化されておらず、情報が必ずしも有効活用されていない現状が調査により明らかになった。健診情報の有効活用というフェイズにおいて、然るべき情報を然るべき手段によって収集し、しかるべき保存方法によって、特にデジタル情報として運用するということが求められている。平成 28 年度の調査では問診票情報の中から、現病歴についてコ

ード化例を示したが、自覚症状や職歴や就業情報など、就業判定や事後措置に必要な問診情報は多項目収集されるべきで、またその情報を効率的に集約・蓄積する必要がある。さらにそれらの情報は IT 技術の発展とともに解析され、有効活用されるべきであると考える。

【学会発表等】

（平成 28 年）

大神明、池上和範、喜多村紘子、安藤肇、吉田勝美、小林祐一、佐々木敏雄

健診データを核とした標準的なコード体系策定の試み

2016.9　第 26 回 日本産業衛生学会全国協議会　京都　ポスター発表　P120

（平成 29 年）
安藤肇、池上和範、菅野良介、道井聡史、大神明、只野祐
労働衛生機関実施の一般定期健康診断における問診票項目に関する調査
2017.5　第 90 回日本産業衛生学会　東京　ポスター発表

大神明、池上和範、安藤肇、只野祐
健康診断情報の活用　～一般健診における問診票を如何に活用するか～
2017.5　第 90 回日本産業衛生学会　東京　シンポジウム

表１　現病歴のコード化に関する一例

区分	記号		疾患名
#	0	0	なし、該当なし、病歴なし、特になし
A	1	0	貧血、貧血症　　鉄欠乏症貧血
B	0	0	脳　　脳・神経
	0	1	てんかん
	0	2	失神発作
	0	3	髄膜炎
	0	4	脳腫瘍
	1	0	脳血管障害　　脳血管疾患、脳血管の病気
	1	1	脳卒中
	1	2	脳梗塞　　脳血栓
	1	3	一過性脳虚血発作
	1	4	脳出血
	1	5	くも膜下出血
	9	0	その他の脳卒中
	2	0	神経疾患
	2	1	神経痛
	9	0	その他　　脳神経系疾患
C	0	0	悪性腫瘍　　腫瘍、腫瘍疾患　　がん　　悪性新生物
	0	1	胃がん
	0	2	大腸がん　　結腸がん
	0	3	直腸がん
	0	4	肝臓がん
	0	5	気管支・肺がん
	0	6	前立腺がん
	0	7	乳がん　　乳腺がん　　乳房がん
	0	8	子宮がん　　子宮頸がん　　子宮体がん
	0	9	リンパ腫
	1	0	白血病
	1	1	喉頭がん
	1	2	食道がん
	1	3	腎臓がん
	1	4	膵臓がん
	8	0	良性新生物
	9	0	その他悪性新生物　　肉腫
D	0	0	糖尿病
	0	1	境界型糖尿病　　耐糖能低下　　高血糖
	0	2	腎性糖尿病
E	0	0	血液疾患
	0	1	紫斑病
	0	2	血小板減少症
	9	0	その他血液系疾患
F	0	0	脂質異常症　　高脂血症・高中性脂肪血症・中性脂肪　　高コレステロール血症・コレステロール
G	0	1	痛風
	0	2	高尿酸血症、尿酸、高尿酸
H	0	0	心臓病・心臓疾患　　心疾患　　循環器疾患
	1	0	虚血性心疾患
	1	1	狭心症
	1	2	心筋梗塞
	2	0	不整脈
	2	1	心房細動
	2	2	ペースメーカー
	3	0	先天性心疾患
	3	1	(心臓)弁膜
	4	0	心肥大
	5	0	心不全
	6	0	動脈瘤
	6	1	大動脈瘤
	7	0	動脈硬化
	7	1	閉塞性動脈硬化症
	7	2	アテローム硬化症
	7	3	解離
	9	0	その他心臓疾患　　その他心疾患　　その他の循環器系疾患
J	0	0	免疫アレルギー性疾患、
	1	0	膠原病
K	0	0	高血圧　　血圧
	0	1	低血圧
L	0	0	肝臓病、肝臓疾患、肝臓の病気、肝疾患　　肝胆道系疾患　　肝・胆疾患　　肝・胆のう・
	1	0	肝機能障害　　肝機能異常
	1	1	(慢性)肝障害
	1	2	アルコール性肝障害
	2	0	脂肪肝
	3	0	急性肝炎
	3	1	(慢性)肝炎
	3	2	ウィルス性肝炎
	3	3	C型肝炎
	3	4	B型肝炎
	4	0	肝硬変
	8	0	その他肝臓病、その他肝疾患
	5	0	胆道疾患
	5	0	胆のう疾患、胆のうの病気、胆のう病
	5	1	胆のうポリープ
	5	2	胆のう炎
	5	3	胆石、胆石症　　胆のう結石
	9	0	その他胆のう疾患
M	0	0	消化器疾患　　食道・胃・十二指腸疾患
	1	0	食道の病気、食道
	1	1	食道炎
	1	2	逆流性食道炎
	1	3	食道潰瘍
	1	4	食道ポリープ
	1	9	その他食道
	2	0	胃腸疾患　　胃、胃の病気
	2	1	急性胃腸炎
	2	2	(慢性)胃炎
	2	3	胃潰瘍
	2	4	胃ポリープ
	2	9	その他胃疾患
	3	0	胃・十二指腸疾患、胃・十二指腸　　十二指腸疾患
	3	1	消化性潰瘍
	3	2	胃・十二指腸潰瘍、胃または十二指腸潰瘍
	3	3	十二指腸潰瘍
	3	4	十二指腸ポリープ
	3	9	その他十二指腸
	4	0	腸の病気、腸　　大腸疾患、大腸の病気、大　　大腸直腸疾患
	4	1	腸炎
	4	2	炎症性腸疾患等
	4	3	クローン病
	4	4	遺伝性大腸炎
	4	5	虫垂炎(盲腸)
	4	6	大腸ポリープ
	4	7	(大腸)憩室(炎)
	4	8	腸閉塞
	5	0	大腸肛門疾患
	5	1	脱腸　　脱肛
	5	2	鼠径ヘルニア
	5	3	痔疾患、痔、痔の病気
	9	0	その他胃腸疾患
N	1	0	腎障害　　腎臓病・腎臓疾患、腎障害、腎症、腎臓の病気
	1	1	腎炎
	1	2	慢性腎炎
	1	3	腎盂炎　　腎盂腎炎
	1	4	ネフローゼ症候群
	1	5	腎のう胞
	1	6	(慢性)腎不全
	1	7	腎透析、腎透析中　　人工透析、透析、透析中
	1	9	その他腎臓病　　その他の腎・尿路系の病気
	1	8	腎・尿路腫瘍
	2	0	泌尿器疾患　　尿路系疾患
	2	1	腎(臓)結石
	2	2	腎・尿管結石　　腎・尿路結石　　尿路結石、尿路結石症
	2	3	膀胱結石
	2	4	膀胱炎、膀胱疾患
	2	5	尿道炎
	3	0	前立腺の疾患、前立腺、前立腺疾患
	3	1	前立腺炎
	3	2	前立腺肥大症
	4	0	睾丸疾患
	9	0	その他の泌尿器疾患

区分	記号		疾患名
P	0	0	精神科・心療内科疾患
	1	0	メンタルヘルス疾患、メンタル疾患、メンタル
	1	1	うつ、うつ病　　うつ状態
	1	2	自律神経失調症
	1	3	神経症
Q	0	0	胃腸疾患、胃腸病、胃腸の病気、胃腸、腸疾
	0	1	急性膵炎
	0	2	(慢性)膵炎・膵臓炎
	0	3	膵臓結石
	0	9	その他膵臓疾患
R	0	0	肺疾患、肺の病気
	1	0	じん肺
	1	1	右肺肺
	1	2	けい肺
	2	0	肺炎
	2	1	TB　　(肺)結核　　呼吸器系の結核
	2	2	胸膜炎　　肋膜炎
	2	3	慢性閉塞性肺疾患　　慢性閉塞性肺疾患　　肺気腫
	2	4	(慢性)気管支炎
	2	5	(自然)気胸
	2	6	肺のう胞
	2	7	サルコイドーシス
	3	0	肺腫瘍
	3	1	縦隔腫瘍
	4	0	睡眠時無呼吸症候群
	5	0	気管支疾患　　気管支の病気
	5	1	気管支拡張症
	5	9	その他の気管支の疾病
	6	0	喘息
	6	1	気管支喘息
	6	0	呼吸器疾患　　(肺・呼吸器疾患、その他　　その他呼吸器疾患　　その他胸部疾患
S	0	0	整形外科疾患　　筋肉(骨、関節の病気　　骨疾患
	1	0	脊椎の疾患
	1	1	椎間板ヘルニア
	1	2	首(頚椎)疾患
	1	3	腰痛(腰椎)、腰痛疾患、腰　　腰痛・腰疾患
	2	0	関節疾患
	2	1	関節炎
	2	2	関節リウマチ、リウマチ
	2	3	関節痛
	3	0	大きな外傷　　けが(外傷)　　不慮の事故
	3	1	骨折
	3	2	骨折(鎖骨・肋骨部分)
	3	3	骨折(鎖骨・肋骨以外)
	4	0	骨粗鬆症
	9	0	その他筋骨格系疾患
T	0	0	甲状腺疾患、甲状腺の病気
	0	1	甲状腺機能障害
	0	2	甲状腺機能亢進症
	0	3	甲状腺腫
V	0	0	婦人科疾患、婦人科、婦人科の病気
	1	0	乳房疾患　　乳腺疾患、乳腺症、乳腺の病　　乳房症
	1	1	乳腺腫瘍　　乳房腫瘍
	2	0	子宮疾患
	2	1	子宮筋腫
	2	2	子宮内膜症
	2	3	子宮腺筋性細胞
	3	0	卵巣疾患
	3	1	卵巣のう腫
	3	2	卵巣腫瘍
	9	0	その他の婦人科系疾患
W	0	0	眼科疾患、目の病気、眼疾患、眼科
	0	1	白内障
	0	2	緑内障(高眼圧)
	0	3	眼底出血
	0	4	網膜剥離
	0	5	糖尿病性網膜症
	9	0	その他眼疾患
X	0	0	皮膚科疾患、皮膚の病気
	1	0	アレルギー疾患・アレルギー　　アトピー性皮膚炎
	1	1	じんましん
	2	0	帯状疱疹
	9	0	その他皮膚疾患
Y	0	0	耳鼻科疾患、耳鼻科、耳・鼻疾患
	1	0	鼻の病気
	1	1	鼻炎
	1	2	アレルギー性鼻炎
	1	3	花粉症
	1	4	副鼻腔炎
	1	9	その他鼻疾患
	2	0	耳の病気
	2	1	難聴
	2	2	突発性難聴
	2	3	中耳炎
	2	4	補聴器使用
	2	5	先天性聴力障害
	2	6	メニエール病
	2	9	その他耳疾患
	3	0	喉頭　　咽　　のどの病気
Z	1	0	感染症
	2	0	虫歯・口腔疾患
	3	0	風邪・感冒
	4	0	輸血歴、輸血を受けた
	9	0	その他、その他の疾患

Ⅲ　研究成果の刊行に関する一覧表

研究成果の刊行に関する一覧表

論文

発表者氏名	論文タイトル名	発表誌名	巻号	ページ	出版年
Kuwahara K, Mizoue T, et al.	Overtime work and prevalence of diabetes in Japanese employees: Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study.	PLoS One	9(5)	e95732	2014
Uehara A, Mizoue T, et al.	Prevalence of diabetes and pre-diabetes among workers: Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study.	Diabetes Res Clin Pract	106(1)	118-127	2014
Imai T, Mizoue T, et al.	Association of overtime work and hypertension in a Japanese working population: a cross-sectional study.	Chronobiol Int	31(10)	1108-1114	2014
Akter S, Mizoue T, et al.	Smoking, Smoking Cessation, and the Risk of Type 2 Diabetes among Japanese Adults: Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study.	PLoS One	10(7)	e0132166	2015
Nanri A, Mizoue T, et al.	Development of risk score for predicting 3-year incidence of type 2 diabetes: Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study.	PLoS One	10(11)	e0142779	2015
Hu H, Mizoue T, et al.	Optimal waist circumference cut-off points and ability of different metabolic syndrome criteria for predicting diabetes in Japanese men and women: Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study.	BMC Public Health	16	220	2016

Hu H, Mizoue T, et al.	HbA1c, blood pressure, and lipid control in people with diabetes: Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study	PLoS One	11(7)	E0159071	2016
Kuwahara K, Mizoue T, et al.	Current status of health among workers in Japan: Results from the Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study	Ind Health	54(6)	505-514	2016
Hu H, Mizoue T, et al.	Duration and degree of weight change and risk of incident diabetes: Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study	Prev Med	96	118-123	2017
Hu H, Mizoue T, et al.	HbA1c, blood pressure, and lipid control in people with diabetes: Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study.	PLoS One	11(7)	e0159071	2016
Kuwahara K, Mizoue T, et al.	Current status of health among workers in Japan: Results from the Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study.	Ind Health	54(6)	505-514	2016
Hu H, Mizoue T, et al.	Duration and degree of weight change and risk of incident diabetes: Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study.	Prev Med	96	118-123	2017
Kurotani K, Mizoue T, et al.	Metabolic syndrome components and diabetes incidence according to the presence or absence of impaired fasting glucose: the Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study.	J Epidemiol			In press

５．「研究成果の刊行に関する一覧表」

この一覧表に記入した書籍又は雑誌は、その刊行物又は別刷り一部を添付すること。

Ⅳ　資料

Chronobiology International, 2014; 31(10): 1108–1114
© Informa Healthcare USA, Inc.
ISSN: 0742-0528 print / 1525-6073 online
DOI: 10.3109/07420528.2014.957298

informa
healthcare

Chronobiol Int Downloaded from informahealthcare.com by National Center for Global Health and Medicine (NCGM) on 04/24/15
For personal use only.

ORIGINAL ARTICLE

Association of overtime work and hypertension in a Japanese working population: A cross-sectional study

Teppei Imai[1]*, Keisuke Kuwahara[2]*, Akiko Nishihara[1], Tohru Nakagawa[3], Shuichiro Yamamoto[3], Toru Honda[3], Toshiaki Miyamoto[4], Takeshi Kochi[5], Masafumi Eguchi[5], Akihiko Uehara[6], Reiko Kuroda[7], Daisuke Omoto[8], Tomohisa Nagata[9], Ngoc Minh Pham[10], Kayo Kurotani[2], Akiko Nanri[2], Shamima Akter[2], Isamu Kabe[5], Tetsuya Mizoue[2], Tomofumi Sone[11], and Seitaro Dohi[12], Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study Group

[1]Azbil Corporation, Tokyo, Japan, [2]Department of Epidemiology and Prevention, Center for Clinical Sciences, National Center for Global Health and Medicine, Tokyo, Japan, [3]Hitachi, Ltd., Ibaraki, Japan, [4]Nippon Steel & Sumitomo Metal Corporation Kimitsu Works, Chiba, Japan, [5]Furukawa Electric Corporation, Tokyo, Japan, [6]YAMAHA CORPORATION, Shizuoka, Japan, [7]Division for Environment, Health and Safety, The University of Tokyo, Tokyo, Japan, [8]Mitsubishi Heavy Industries, Ltd., Aichi, Japan, [9]Department of Occupational Health Practice and Management, University of Occupational and Environmental Health, Fukuoka, Japan, [10]Department of Epidemiology, Faculty of Public Health, Thai Nguyen University of Medicine and Pharmacy, Thai Nguyen Province, Vietnam, [11]Director for Planning and Coordination, National Institute of Public Health, Saitama, Japan, and [12]Mitsui Chemicals, Inc., Tokyo, Japan

Long working hours have been associated with an increased risk of cardiovascular disease, but its relationship with hypertension remains unclear. The objective of this study is to examine the relationship between overtime and presence of hypertension using data from a large-scale multi-company study in Japan. Participants were 52 365 workers of four companies that provided both health-checkup data and self-reported data on overtime worked. Hypertension was defined as systolic blood pressure ≥140 mmHg, diastolic blood pressure ≥90 mmHg, and/or the use of antihypertensive drug. Logistic regression analysis was performed to determine the odds ratio for hypertension for each category of overtime work (<45, 45–79, 80–99 or ≥100 h/month) with adjustments for age, sex, company, smoking status and body mass index. The prevalence of hypertension tended to decrease with increasing overtime work: 17.5, 12.0, 11.1 and 9.1% for the shortest (<45 h/month) through the longest overtime category (≥100 h/month). The age-, sex- and company-adjusted odds ratios (95% confidence interval) were 1.00 (reference), 0.81 (0.75–0.86), 0.73 (0.62–0.86), 0.58 (0.44–0.76), respectively (p for linear trend <0.001). In a sub-cohort, the inverse association remained statistically significant after an additional adjustment for other potential confounders. Results of the present large-scale study among Japanese workers suggest an inverse association between overtime work and presence of hypertension.

Keywords: Cross-sectional study, hypertension, Japan, long working hours

INTRODUCTION

Long working hours are common in the world; it is estimated that 22% workers are working more than 48 h per week (Lee et al., 2007). Much attention has been paid to adverse health effect of long working hours. A meta-analysis of observational studies indicated that long working hours are associated with an increased risk of cardiovascular disease (Virtanen et al., 2012), possibly due to prolonged exposure to work-related stress (Kivimäki et al., 2012), physical inactivity (Li & Siegrist, 2012), and short sleep duration (Nagai et al., 2010). On the other hand, evidence is conflicting regarding the relationship of working hours with diabetes (Cosgrove et al., 2012) and hypertension or blood pressure (Bannai & Tamakoshi, 2014).

In Japan, long working hours are still prevalent and the so-called *Karoshi*, sudden death from over work, has been a critical occupational-health problem (Iwasaki et al., 2006). Some (Fukuoka et al., 2005; Liu et al., 2002; Sokejima & Kagamimori, 1998) but not all (Uchiyama

Submitted February 8, 2014, Returned for revision July 7, 2014, Accepted August 14, 2014

*These two authors contributed equally to the work and should be considered as co-first authors.

Correspondence: Teppei Imai, Azbil Corporation, Tokyo Building, 2-7-3 Marunouchi, Chiyoda-ku, Tokyo 100-6419, Japan. Tel: +81-3-6810-1013. E-mail: t.imai.pz@azbil.com

RIGHTSLINK

Chronobiol Int Downloaded from informahealthcare.com by National Center for Global Health and Medicine (NCGM) on 04/24/15
For personal use only.

et al., 2005) Japanese studies have shown that long working hours were associated with increased risk or odds of cardiovascular disease. Hypertension is a major risk factor of cardiovascular disease (Law et al., 2009) and could be caused by lifestyles associated with long working hours, including short sleep hours (Bannai & Tamakoshi, 2014), physical inactivity (Nakanishi et al., 2001; Pimenta et al., 2009; Taris et al., 2011; Yang et al., 2006), and increased alcohol consumption (Schluter et al., 2012), all of which can increase risk of hypertension (Guo et al., 2013; Huai et al., 2013; Taylor et al., 2009). It is thus anticipated that long working hours are associated with hypertension.

Epidemiological evidence to date is conflicting on the relationship between working hours and risk or prevalence of hypertension or blood pressure. Specifically, Nakamura et al. (2012), Artazcoz et al. (2009) and Yang et al. (2006) found a positive linear relationship in overall subjects or some sub-groups, whereas Itani et al. (2013) and Pimenta et al. (2009) showed no significant relationship, and Wada et al. (2006) and Nakanishi et al. (2001) reported an inverse relationship. These studies have limitations in their design. For instance, the association with extremely long overtime ($\geq$100 h per month) has not been examined. We recently reported a U-shaped association of working hours with diabetes (Kuwahara et al., 2014), suggesting that the effect of overtime work on disease risk may not be linear. In addition, most previous studies were performed in one facility and their sample sizes were not large.

The purpose of this study is to examine the association of overtime work, including extremely long working hours, with the prevalence of hypertension using data from a large-scale, multi-company study in Japan.

MATERIALS AND METHODS

Study design and population

The Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health (J-ECOH) Study is an ongoing, large-scale, multi-company study in Japan. Details of the study procedure have been described elsewhere (Hori et al., 2014; Kuwahara et al., 2014). The study procedure conforms to the international ethical standards (Portaluppi et al., 2010). The study protocol was approved by the Ethics Committee of the National Center for Global Health and Medicine, Japan.

From the original database of the J-ECOH Study which included health checkup data (80 469 individuals in nine companies), we retrieved data (mostly in 2008) for 64 434 individuals in four companies where information on overtime work was available. Of these, we excluded 1809 participants who reported a history of cardiovascular disease (n = 490), cerebrovascular disease (n = 182) or psychiatric disease (n = 1160). We further excluded 10 260 subjects who had missing information regarding overtime work (n = 7604), systolic blood pressure (n = 206), diastolic blood pressure (n = 206), current use of anti-hypertensive drugs (n = 1260), body mass index (BMI) (n = 138), and smoking status (n = 6032). Some participants met more than one exclusion criteria. Finally, 52 365 participants (43 906 men and 8459 women) were retained for analysis.

Overtime-work hours

During periodic health checkups, monthly overtime-work hours were self-reported in two companies (<45, 45 to <60, 60 to <80, 80 to <100 and $\geq$100 h in the last two to three months, for one company; <45, 45 to <80, 80 to <100 and $\geq$100 h, for the second company). In another company, the total daily working-hours were self-reported at the time of the health checkup and monthly overtime work-hours were calculated using the following formula: (working hours – 8 h) × 20 d. In the remaining company, monthly overtime work-hours in the last month were self-reported at an annual survey in September, but not during the health checkup (11 options at 10-h intervals from ''0 to 10'' to ''>100 h''). With reference to compensation criteria for *Karoshi* in Japan (Iwasaki et al., 2006), we re-classified overtime work-hours into four categories for analysis (<45, 45 to <80, 80 to <100 and $\geq$100 h). In one company, 41 to 80 h of overtime was categorized into 45 to <80 h, and >100 h into $\geq$100 h for statistical analysis.

Diagnosis of hypertension

Hypertension was diagnosed in accordance with the WHO criteria (WHO, 2003) as systolic blood pressure (SBP) $\geq$140 mmHg, diastolic blood pressure (DBP) $\geq$90 mmHg, or the current use of anti-hypertensive drug. Blood pressure was measured by using an automated sphygmomanometer in all companies. In a company where blood pressure was measured twice for all examinees, the first measurement was used for this study. In three other companies, blood pressure was measured twice only for workers with SBP $\geq$140 mmHg and/or DBP $\geq$90 mmHg at the first measurement. Of these, lower value was adopted in two companies and the first measurement was recorded in one.

Other covariates

BMI was calculated as body weight in kilograms divided by squared height in meters. Health-related lifestyle, including smoking status (never, past or current), was ascertained via a self-reported questionnaire. In one of the participating companies, information on job (work shift including rotating and night shift, job position, and type of department), lifestyle (alcohol consumption, sleep duration and leisure-time physical activity), and family history of hypertension was available and used for additional adjustment. Job position was categorized as high (department chief, department director or higher position) or low (others). The type of department was divided into field or non-field work.

© Informa Healthcare USA, Inc.

RIGHTSLINK

Chronobiol Int Downloaded from informahealthcare.com by National Center for Global Health and Medicine (NCGM) on 04/24/15
For personal use only.

Statistical analysis

Means (standard error) and percentages were presented for continuous and categorical variables with adjustment for age and sex, respectively. Trend association across categories of overtime-work hours was tested using linear regression analysis for the continuous variable by assigning 23, 62, 90 and 100 to the categories of overtime work. Logistic regression was used for categorical variables. Multiple logistic regression analysis was performed to calculate the odds ratio and its 95% confidence interval for having hypertension across categories of overtime-work hours. Multivariable-adjusted model 1 was adjusted for age (continuous, year), sex and company. Multivariable-adjusted model 2 was additionally adjusted for smoking (never, past or current) and BMI (continuous, kg/m^2). In one company ($n = 43\,117$) where information on work and lifestyle was obtained, we additionally adjusted for other potential confounders, including alcohol use (non-drinker, drinker consuming <23 g of ethanol per day, drinker consuming 23 to <46 g of ethanol per day, or drinker consuming ≥46 g of ethanol per day), family history of hypertension (yes or no), shift work (yes or no), department (field-work or others), job position (high or low), sleep duration (<6, 6 to <7 or ≥7 h per day), and physical activity in leisure time (<150 min or ≥150 min per week) in multivariable-adjusted model 3. Trend association was assessed by assigning 23, 62, 90 and 100 to increasing levels of overtime work. We confirmed that variance inflating factor in any variable for each logistic regression model was very low (<2), suggesting no presence of multicollinearity among independent variables. We examined the effects of company, age (<40 or ≥40 years), sex, BMI (<25 or ≥25 kg/m^2), shift work (yes or no), smoking (non-smoker or smoker), alcohol use (<23 or ≥23 g of ethanol per day), physical activity (<150 or ≥150 min per week), and sleep duration (<6 or ≥6 h) on the association between overtime work and hypertension using the likelihood ratio test comparing models with and without interaction terms. We repeated the above analyses after an exclusion of subjects with severe hypertension (SBP ≥180 mmHg and/or DBP ≥110 mmHg) to minimize the possibility of reverse causality. To investigate potential bias due to missing information on covariates, we additionally performed multiple imputation based on regression model (Horton & Kleinman, 2007) for missing data on all covariates using information on age and sex. Two-sided p values of less than 0.05 were considered to be statistically significant. All analyses were performed using Stata version 13.1 (StataCorp, College Station, TX).

RESULTS

Table 1 shows the characteristics of subjects for different overtime hours worked with adjustments for age and sex. Subjects with long overtime hours tended to be young, male, non-smoker, physically inactive, in a high job position and in a non-field work-related department, and they had a higher prevalence of short sleep duration.

Table 2 shows odds ratio of hypertension for varying overtime hours worked. The prevalence of hypertension was lower with increasing overtime work: 17.5, 12.0, 11.1 and 9.1% for the shortest (<45 h per month) through the longest overtime category (≥100 h per month). The corresponding unadjusted odds ratios (95% confidence interval) were 1.00 (reference), 0.64 (0.61, 0.69), 0.59 (0.50, 0.69), and 0.47 (0.36, 0.62), respectively (p for trend <0.001). After adjustment for age, sex and company (multivariable-adjusted model 1), the inverse association was slightly attenuated; the corresponding

TABLE 1. Age- and sex-adjusted characteristics of participants according to overtime work hours.

		Overtime work (hours per month)				
Characteristics	Total	<45	45–79	80–99	≥100	p-trend[a]
Number of subjects	52 365	38 058	12 022	1625	660	
Male sex (%)		79.2	96.9	97.9	98.2	<0.001
Age (year)		42.9 (0.1)[b]	40.0 (0.1)	40.5 (0.3)	40.4 (0.4)	<0.001
Body-mass index (kg/m^2)						
Mean		23.3 (0.02)	23.2 (0.03)	23.5 (0.08)	23.6 (0.13)	0.18
≥25 (%)		25.8	25.3	26.5	26.1	0.75
Current smoker (%)		39.3	38.1	32.2	34.3	<0.001
Alcohol user (≥23 g of ethanol/day) (%)[c]	43 117	19.2	20.7	19.7	17.1	0.022
Sleeping <6 h per day (%)[c]		46.3	63.3	80.3	86.5	<0.001
Leisure time physical activity (%)[c,d]		15.6	11.6	7.9	6.6	<0.001
Family history of hypertension (%)[c]		26.7	28.3	29.1	29.3	0.001
Shift worker (%)[c]		18.3	15.6	10.8	12.5	<0.001
Field-work department (%)[c]		45.4	41.8	30.5	29.4	<0.001
High job position (%)[c]		5.9	14.4	24.5	25.2	<0.001

[a] p for the trend was obtained from linear regression for continuous variables, or from logistic regression for categorical variables by assigning 23, 62, 90 and 100 to categories of overtime work.
[b] Data were expressed as the means (SE) for continuous variables.
[c] Data were obtained from one company ($n = 43\,117$).
[d] Defined as ≥150 min of physical activity per week.

RIGHTSLINK

TABLE 2. Odds ratio (OR) for hypertension[a] according to overtime work hours.

	Overtime work (hours per month)				
	<45	45–79	80–99	≥100	*p*-trend[b]
Four companies					
Number of subjects	38 058	12 022	1625	660	
Number of cases (%)	6640 (17.5)	1442 (12.0)	180 (11.1)	60 (9.1)	
Unadjusted OR	1.00	0.64	0.59	0.47	<0.001
(95% CI)	(Ref)	(0.61, 0.69)	(0.50, 0.69)	(0.36, 0.62)	
Multivariable-adjusted model 1[c]					
Adjusted OR	1.00	0.81	0.73	0.58	<0.001
(95% CI)	(Ref)	(0.75, 0.86)	(0.62, 0.86)	(0.44, 0.76)	
Multivariable-adjusted model 2[d]					
Adjusted OR	1.00	0.80	0.70	0.53	<0.001
(95% CI)	(Ref)	(0.74, 0.85)	(0.59, 0.82)	(0.40, 0.71)	
One company					
Number of subjects	30 026	11 298	1310	543	
Number of cases (%)	4853 (16.1)	1323 (11.7)	138 (10.5)	45 (8.3)	
Unadjusted OR	1.00	0.69	0.61	0.47	<0.001
(95% CI)	(Ref)	(0.64, 0.73)	(0.51, 0.73)	(0.34, 0.64)	
Age- and sex-adjusted model[e]					
Adjusted OR	1.00	0.80	0.71	0.53	<0.001
(95% CI)	(Ref)	(0.75, 0.86)	(0.59, 0.86)	(0.39, 0.73)	
Multivariable-adjusted model 3[e,f]					
Adjusted OR	1.00	0.79	0.71	0.49	<0.001
(95% CI)	(Ref)	(0.73, 0.85)	(0.58, 0.86)	(0.35, 0.68)	

CI, confidence interval; Ref, reference.

[a]Defined as systolic blood pressure ≥140 mmHg, diastolic pressure ≥90 mmHg, or current use of antihypertensive medication.

[b]*p* for linear trend was obtained from multiple logistic regression analysis by assigning 23, 62, 90 and 100 to categories of overtime work.

[c]Multivariable-adjusted model 1 adjusted for age (continuous), sex and company in four companies ($n = 52\,365$).

[d]Multivariable-adjusted model 2 adjusted for factors in model 1, smoking status (never, past or current), and body mass index (kg/m^2, continuous) in four companies ($n = 52\,365$).

[e]Data were obtained from one company ($n = 43\,117$).

[f]Multivariable-adjusted model 3 adjusted for factors in model 1 plus smoking status (never, past or current), body mass index (kg/m^2, continuous), alcohol use (non-drinker, drinker consuming <23, 23 to <46 or ≥46 g of ethanol per day), family history of hypertension (yes or no), shift-work (yes or no), department (field-work or others), job position (high or low), sleep duration (<6, 6 to <7 or ≥7 h per day), and leisure-time physical activity (<150 or ≥150 min per week) in one company ($n = 43\,117$).

Chronobiol Int Downloaded from informahealthcare.com by National Center for Global Health and Medicine (NCGM) on 04/24/15
For personal use only.

adjusted odds ratios were 1.00 (reference), 0.81 (0.75–0.86), 0.73 (0.62–0.86) and 0.58 (0.44–0.76), respectively (*p* for trend <0.001). Further adjustment for smoking and BMI (multivariable-adjusted model 2) did not materially alter the inverse association (*p* for trend <0.001). In one company where detailed lifestyle information was available ($n = 43\,117$), the inverse association remained significant after additional adjustment for shift work, job position, type of department, family history of hypertension, alcohol use, sleep duration and leisure time physical activity (multivariable-adjusted model 3) (*p* for trend <0.001). An exclusion of 169 subjects with severe hypertension (SBP ≥180 mmHg and/or DBP ≥110 mmHg) did not change the result (data not shown). Imputation of missing data on smoking and BMI (all study population) or on these two variables plus alcohol consumption, family history of hypertension, shift work, job position, department, sleep duration and leisure time physical activity (subpopulation) did not materially change the results in any model (data not shown). The association between working hours and hypertension did not significantly differ across the participating companies (*p* for interaction = 0.48 in model 2).

Table 3 shows the association between hypertension and overtime work stratified by risk factors for hypertension. The inverse association between overtime-work hours and hypertension was consistent across the subgroups divided by age, overweight, shift work, smoking status, sleep duration and leisure-time physical activity (all *p* for interaction > 0.05).

DISCUSSION

In this large-scale multi-company study in Japan, we found a statistically significant inverse association between hours of overtime work and presence of hypertension in overall subjects and confirmed that this association was virtually unchanged after controlling for potential confounders in a sub-sample.

The present finding is analogous to two previous studies in Japan showing a lower risk of hypertension

© Informa Healthcare USA, Inc.

RIGHTSLINK

TABLE 3. Odds ratio with 95% confidence interval of hypertension according to overtime work hours stratified by participant characteristics.

		Overtime work (hours per month)				
	Number of subjects	<45	45–79	80–99	≥100	*p*-trend[a]
Age			*p* for interaction = 0.95			
<40 years[b]	22 157	1.00 (Ref)	0.80 (0.69, 0.94)	0.69 (0.48, 0.99)	0.28 (0.12, 0.65)	<0.001
≥40 years[b]	30 208	1.00 (Ref)	0.78 (0.73, 0.85)	0.69 (0.57, 0.84)	0.59 (0.43, 0.80)	<0.001
Sex			*p* for interaction = 0.45			
Men[b]	43 906	1.00 (Ref)	0.79 (0.74, 0.85)	0.69 (0.57, 0.81)	0.52 (0.39, 0.69)	<0.001
Women[b]	8459	1.00 (Ref)	0.84 (0.51, 1.36)	1.01 (0.31, 3.26)	1.50 (0.29, 7.88)	0.71
BMI (kg/m^2)			*p* for interaction = 0.80			
<25[b]	38 665	1.00 (Ref)	0.82 (0.75, 0.90)	0.72 (0.58, 0.90)	0.59 (0.40, 0.85)	<0.001
≥25[b]	13 700	1.00 (Ref)	0.78 (0.70, 0.86)	0.68 (0.53, 0.87)	0.49 (0.32, 0.75)	<0.001
Shift work			*p* for interaction = 0.45			
Non-shift worker[c]	35 415	1.00 (Ref)	0.78 (0.72, 0.85)	0.67 (0.55, 0.83)	0.51 (0.36, 0.73)	<0.001
Shift worker[c]	7762	1.00 (Ref)	0.82 (0.68, 0.98)	0.90 (0.53, 1.53)	0.31 (0.11, 0.86)	0.009
Smoking status			*p* for interaction = 0.64			
Non-smoker[b]	31 445	1.00 (Ref)	0.79 (0.72, 0.86)	0.71 (0.58, 0.87)	0.57 (0.40, 0.80)	<0.001
Current smoker[b]	20 920	1.00 (Ref)	0.81 (0.72, 0.90)	0.68 (0.51, 0.90)	0.48 (0.30, 0.78)	<0.001
Sleep duration			*p* for interaction = 0.90			
<6 h[c]	22 587	1.00 (Ref)	0.77 (0.70, 0.86)	0.72 (0.57, 0.90)	0.51 (0.36, 0.74)	<0.001
≥6 h[c]	20 590	1.00 (Ref)	0.80 (0.72, 0.90)	0.62 (0.40, 0.95)	0.30 (0.11, 0.78)	<0.001
Alcohol use			*p* for interaction = 0.94			
<23 g of ethanol/day[c]	33 047	1.00 (Ref)	0.78 (0.71, 0.86)	0.70 (0.55, 0.90)	0.48 (0.32, 0.72)	<0.001
≥23 g of ethanol/day[c]	10 130	1.00 (Ref)	0.83 (0.73, 0.94)	0.74 (0.53, 1.04)	0.52 (0.29, 0.94)	<0.001
Physical activity			*p* for interaction = 0.82			
<150 min per week[c]	36 941	1.00 (Ref)	0.79 (0.73, 0.86)	0.67 (0.55, 0.83)	0.48 (0.34, 0.68)	<0.001
≥150 min per week[c]	6236	1.00 (Ref)	0.78 (0.63, 0.96)	1.12 (0.61, 2.06)	0.52 (0.14, 1.87)	0.036

BMI, body mass index; Ref, reference.

[a]*p* for the trend was obtained from multiple logistic regression analysis by assigning 23, 62, 90 and 100 to categories of overtime work.

[b]Adjusted for age (continuous), sex, company, smoking status (never, past or current), and BMI (kg/m^2, continuous) in four companies ($n = 52\,365$).

[c]Adjusted for age (continuous), sex, company, smoking status (never, past or current), BMI (kg/m^2, continuous), alcohol use (non-drinker, drinker <23, 23 to <46 or ≥46 g of ethanol per day), sleep duration (<6, 6 to <7 or ≥7 h per day), physical activity (<150 or ≥150 min per week), family history of diabetes (yes or no), shift work (yes or no), department (field-work or others), and job position (high or low) in one company ($n = 43\,177$).

among those who worked long working hours (Nakanishi et al., 2001; Wada et al., 2006). A recent study in Japan showed no association between working hours and hypertension risk (Itani et al., 2013). In contrast, another Japanese study showed that DBP but not SBP was positively associated with working hours in assembly-line workers and no significant association of SBP and DBP with working hours in clerks or engineers/special technicians (Nakamura et al., 2012). Finding from non-Asian populations are also conflicting: no association of working hours with risk or presence of hypertension in Spanish men and women (Pimenta et al., 2009) and Spanish women (Artazcoz et al,. 2009), whereas a positive association with presence of hypertension in Spanish men (Artazcoz et al., 2009) and US men and women (Yang et al., 2006). Such inconsistency among studies may be ascribed to the differences in the assessment of working hours (and its cut-off points) and hypertension (self-reported or blood pressure measurement).

Workers with serious diseases including severe hypertension might avoid long working hours, or health management staff might limit working hours of such workers based on the requirement of the Japanese Industrial Safety and Health Act. We excluded, however, participants who reported a history of cardiovascular disease, cerebrovascular disease or psychiatric disease. In addition, the results were materially unchanged after excluding those with severe hypertension (SBP ≥180 mmHg or DBP ≥110 mmHg), who may be more likely to set a limit to their working hour. Therefore, reverse-causality may not be a plausible explanation for

Chronobiol Int Downloaded from informahealthcare.com by National Center for Global Health and Medicine (NCGM) on 04/24/15
For personal use only.

RIGHTSLINK

the observed inverse association between overtime hours and hypertension.

We found that even 100 h or more of monthly overtime were associated with lower odds of hypertension. In the present study population, long working hours were associated with deterioration of lifestyles including shortened sleep duration and lower physical activity on leisure, which can contribute to the elevation of blood pressure (Guo et al., 2013; Huai et al., 2013). Therefore, these factors cannot explain the observed lower likelihood of hypertension among workers with extremely long overtime. Interestingly, a Japanese study showed higher levels of daily total physical activity, a protective factor for hypertension (Hu et al., 2004), among those who worked long overtime than among those who worked less (Nakanishi et al., 2001). Such not-well recognized factors related to overtime may underlie the association between the lower odds of hypertension and long overtime.

The major advantages of the present study included a large sample size from multiple companies and sufficient number of workers in the extremely long overtime category ($\geq$100 h per month). However, our study has several limitations. First, the cross-sectional design does not allow us to make causal inferences. Second, although we performed a sensitivity analysis with adjustment for known or putative confounders in a subgroup of study population, some other factors including salt intake, job type, socio-economic status, education and work stress might have confounded the association. Moreover, we cannot deny a possibility of effect of residual confounding. Third, the assessment of overtime-work hours and blood pressures differed among the companies. We confirmed, however, that the association of work hours with hypertension did not differ across the companies. Fourth, overtime work was self-reported for a relatively short period of time (in the last one to three months). Unfortunately, we do not have data to assess the reliability and validity of such measurement. Fifth, we excluded a large number of subjects ($n = 11\,931$) who lacked the information on working hours and smoking status. The subjects excluded were younger than those included (38.5 years vs. 42.1 years) and had a lower smoking rate (30.3 vs. 42.7%). Multiple imputations for smoking, however, did not materially alter the results. Finally, the participating companies in the present study are large-scale companies in Japan. Thus, it is not clear whether the present results can be applied to small- and middle-sized companies or those in other countries.

In conclusion, the present cross-sectional study in Japanese workers found a significant inverse relationship between working hours and the presence of hypertension, denying a hypothesis that overtime work causes hypertension. The present finding needs confirmation in longitudinal studies with objective measurement of working hours.

ACKNOWLEDGEMENTS

We thank Toshiteru Okubo (Radiation Effects Research Foundation) for scientific advice regarding the conduct of the J-ECOH Study; Asami Fukuda (National Center for Global Health and Medicine) for data management; and Saeko Takagiwa (National Center for Global Health and Medicine) for administrative support.

DECLARATION OF INTEREST

This research was supported by the Industrial Health Foundation (Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study working group) and a grant from the Occupational Health Promotion Foundation. The authors declare that no competing interests are present. TI, A Nishihara, T Nakagawa, SY, TH, T Miyamoto, TK, ME, AU, DO, IK, and SD are health professionals in the corporations.

All authors were involved in the interpretation of the results and revision of the manuscript and approved the final version of the manuscript.

REFERENCES

Artazcoz L, Cortès I, Escribà-Agüir V, et al. (2009). Understanding the relationship of long working hours with health status and health-related behaviours. J Epidemiol Community Health. 63: 521–7.

Bannai A, Tamakoshi A. (2014). The association between long working hours and health: A systematic review of epidemiological evidence. Scand J Work Environ Health. 40:5–18.

Cosgrove MP, Sargeant LA, Caleyachetty R, et al. (2012). Work-related stress and Type 2 diabetes: Systematic review and meta-analysis. Occup Med (Lond). 62:167–73.

Fukuoka Y, Dracup K, Froelicher ES, et al. (2005). Do Japanese workers who experience an acute myocardial infarction believe their prolonged working hours are a cause? Int J Cardiol. 100: 29–35.

Guo X, Zheng L, Wang J, et al. (2013). Epidemiological evidence for the link between sleep duration and high blood pressure: A systematic review and meta-analysis. Sleep Med. 14:324–32.

Hori A, Nanri A, Sakamoto N, et al.; Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study Group. (2014). Comparison of body mass index, waist circumference, and waist-to-height ratio for predicting the clustering of cardiometabolic risk factors by age in Japanese workers. Circ J. 78:1160–8.

Horton NJ, Kleinman KP. (2007). Much ado about nothing: A comparison of missing data methods and software to fit incomplete data regression models. Am Stat. 61:79–90.

Hu G, Barengo NC, Tuomilehto J, et al. (2004). Relationship of physical activity and body mass index to the risk of hypertension: A prospective study in Finland. Hypertension. 43:25–30.

Huai P, Xun H, Reilly KH, et al. (2013). Physical activity and risk of hypertension: A meta-analysis of prospective cohort studies. Hypertension. 62:1021–6.

Itani O, Kaneita Y, Ikeda M, et al. (2013). Associations of work hours and actual availability of weekly rest days with cardiovascular risk factors. J Occup Health. 55:11–20.

Iwasaki K, Takahashi M, Nakata M. (2006). Health problems due to long working hours in Japan: Working hours, workers' compensation (Karoshi), and preventive measures. Ind Health. 44:537–40.

Chronobiol Int Downloaded from informahealthcare.com by National Center for Global Health and Medicine (NCGM) on 04/24/15
For personal use only.

© Informa Healthcare USA, Inc.

RIGHTSLINK

Kivimäki M, Nyberg ST, Batty GD, et al.; IPD-Work Consortium. (2012). Job strain as a risk factor for coronary heart disease: A collaborative meta-analysis of individual participant data. Lancet. 380:1491–7.

Kuwahara K, Imai T, Nishihara A, et al.; Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study Group. (2014). Overtime work and prevalence of diabetes in Japanese employees: Japan epidemiology collaboration on occupational health study. PLoS One. 9:e95732.

Law MR, Morris JK, Wald NJ. (2009). Use of blood pressure lowering drugs in the prevention of cardiovascular disease: Meta-analysis of 147 randomised trials in the context of expectations from prospective epidemiologic studies. BMJ. 338:b1665.

Lee S, McCann D, Messenger J. (2007). Working time around the world. Trends in working hours, laws and policies in a global comparative perspective. London: Routledge.

Li J, Siegrist J. (2012). Physical activity and risk of cardiovascular disease – A meta-analysis of prospective cohort studies. Int J Environ Res Public Health. 9:391–407.

Liu. Y, Tanaka H; Fukuoka Heart Study Group. (2002). Overtime work, insufficient sleep, and risk of non-fatal acute myocardial infarction in Japanese men. Occup Environ Med. 59:447–51.

Nagai M, Hoshide S, Kario K. (2010). Sleep duration as a risk factor for cardiovascular disease – A review of the recent literature. Curr Cardiol Rev. 6:54–61.

Nakamura K, Sakurai M, Morikawa Y, et al. (2012). Overtime work and blood pressure in normotensive Japanese male workers. Am J Hypertens. 25:979–85.

Nakanishi N, Yoshida H, Nagano K, et al. (2001). Long working hours and risk for hypertension in Japanese male white collar workers. J Epidemiol Community Health. 55:316–22.

Pimenta AM, Beunza JJ, Bes-Rastrollo M, et al. (2009). Work hours and incidence of hypertension among Spanish university graduates: The Seguimiento Universidad de Navarra prospective cohort. J Hypertens. 27:34–40.

Portaluppi F, Smolensky MH, Touitou Y. (2010). Ethics and methods for biological rhythm research on animals and human beings. Chronobiol Int. 27:1911–29.

Schluter PJ, Turner C, Benefer C. (2012). Long working hours and alcohol risk among Australian and New Zealand nurses and midwives: A cross-sectional study. Int J Nurs Stud. 49: 701–9.

Sokejima S, Kagamimori S. (1998). Working hours as a risk factor for acute myocardial infarction in Japan: Case-control study. BMJ. 317:775–80.

Taris TW, Ybema JF, Beckers DG, et al. (2011). Investigating the associations among work, health behaviors, and health: A longitudinal study among full-time employees. Int J Behav Med. 18:352–60.

Taylor B, Irving HM, Baliunas D, et al. (2009). Alcohol and hypertension: Gender differences in dose-response relationships determined through systematic review and meta-analysis. Addiction. 104:1981–90.

Uchiyama S, Kurasawa T, Sekizawa T, Nakatsuka H. (2005). Job strain and risk of cardiovascular events in treated hypertensive Japanese workers: Hypertension follow-up group study. J Occup Health. 47:102–11.

Virtanen M, Heikkila K, Jokela M, et al. (2012). Long working hours and coronary heart disease: A systematic review and meta-analysis. Am J Epidemiol. 176:586–96.

Wada K, Katoh N, Aratake Y, et al. (2006). Effects of overtime work on blood pressure and body mass index in Japanese male workers. Occup Med (Lond). 56:578–80.

World Health Organization, International Society of Hypertension Writing Group. (2003). 2003 World Health Organization (WHO)/International Society of Hypertension (ISH) statement on management of hypertension. J Hypertens. 21:1983–92.

Yang H, Schnall PL, Jaurequi M, et al. (2006). Work hours and self-reported hypertension among working people in California. Hypertension. 48:744–50.

Chronobiol Int Downloaded from informahealthcare.com by National Center for Global Health and Medicine (NCGM) on 04/24/15
For personal use only.

RIGHTSLINK

OPEN ACCESS Freely available online

PLOS ONE

Overtime Work and Prevalence of Diabetes in Japanese Employees: Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study

Keisuke Kuwahara[1*9], Teppei Imai[2 9], Akiko Nishihara[2], Tohru Nakagawa[3], Shuichiro Yamamoto[3], Toru Honda[3], Toshiaki Miyamoto[4], Takeshi Kochi[5], Masafumi Eguchi[5], Akihiko Uehara[6], Reiko Kuroda[7], Daisuke Omoto[8], Kayo Kurotani[1], Ngoc Minh Pham[9], Akiko Nanri[1], Isamu Kabe[5], Tetsuya Mizoue[1], Naoki Kunugita[10], Seitaro Dohi[11], Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study Group[¶]

1 Department of Epidemiology and Prevention, Center for Clinical Sciences, National Center for Global Health and Medicine, Tokyo, Japan, **2** Azbil corporation, Tokyo, Japan, **3** Hitachi, Ltd., Ibaraki, Japan, **4** Nippon Steel & Sumitomo Metal Corporation Kimitsu Works, Chiba, Japan, **5** Furukawa Electric Corporation, Tokyo, Japan, **6** YAMAHA CORPORATION, Shizuoka, Japan, **7** The University of Tokyo, Tokyo, Japan, **8** Mitsubishi Heavy Industries, Ltd., Aichi, Japan, **9** Department of Epidemiology, Faculty of Public Health, Thai Nguyen University of Medicine and Pharmacy, Thai Nguyen Province, Vietnam, **10** National Institute of Public Health, Saitama, Japan, **11** Mitsui Chemicals, Inc., Tokyo, Japan

Abstract

Objective: Epidemiologic evidence on long working hour and diabetes has been conflicting. We examined the association between overtime work and prevalence of diabetes among Japanese workers.

Methods: The subjects were 40,861 employees (35,170 men and 5,691 women), aged 16 to 83 years, of 4 companies in Japan. Hours of overtime were assessed using self-reported questionnaires. Diabetes was defined as a fasting plasma glucose ≥126 mg/dl (7.0 mmol/l), hemoglobin A1c ≥6.5% (48 mmol/mol), or current use of anti-diabetic drug. Multiple logistic regression analysis was used to calculate odds ratio of diabetes for each category of overtime.

Results: After adjustment for age, sex, company, smoking, and BMI, there was a suggestion of U-shaped relationship between overtime work and prevalence of diabetes (P for quadratic trend = 0.07). Compared with those who worked <45 hours of overtime per month, the adjusted odds ratios (95% confidence interval) of diabetes were 0.86 (0.77–0.94), 0.69 (0.53–0.89), and 1.03 (0.72–1.46) for those who worked 45–79, 80–99, and ≥100 hours of overtime per month, respectively. In one company (n = 33,807), where other potential confounders including shift work, job position, type of department, alcohol consumption, sleep duration, leisure time physical activity, and family history of diabetes was additionally adjusted for, similar result was obtained (P for quadratic trend = 0.05).

Conclusions: Long hours of overtime work may not be associated with increased prevalence of diabetes among Japanese workers.

Citation: Kuwahara K, Imai T, Nishihara A, Nakagawa T, Yamamoto S, et al. (2014) Overtime Work and Prevalence of Diabetes in Japanese Employees: Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study. PLoS ONE 9(5): e95732. doi:10.1371/journal.pone.0095732

Editor: Sompop Bencharit, University of North Carolina at Chapel Hill, United States of America

Received December 1, 2013; **Accepted** March 29, 2014; **Published** May 1, 2014

Copyright: © 2014 Kuwahara et al. This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License, which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original author and source are credited.

Funding: This study was supported by the Industrial Health Foundation (to Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study working group) and the Occupational Health Promotion Foundation (to Dr Imai). The funders had no role in study design, data collection and analysis, decision to publish, or preparation of the manuscript.

Competing Interests: Teppei Imai and Akiko Nishihara belong to Azbil Corporation; Tohru Nakagawa, Shuichiro Yamamoto, and Toru Honda, Hitachi, ltd.; Toshiaki Miyamoto, Nippon Steel & Sumitomo Metal Corporation Kimitsu Works; Isamu Kabe, Takeshi Kochi, and Masafumi Eguchi, Furukawa Electric Co., Ltd.; Akihiko Uehara, YAMAHA CORPORATION; Daisuke Omoto, Mitsubishi Heavy Industries, Ltd.; and Seitaro Dohi, Mitsui Chemicals, Inc. Teppei Imai, Akiko Nishihara, Tohru Nakagawa, Shuichiro Yamamoto, Toru Honda, Toshiaki Miyamoto, Isamu Kabe, Takeshi Kochi, and Masafumi Eguchi are the health professionals in each participating company. All authors declare no conflict of interest, patents, products in development or marketed products etc. This does not alter their adherence to PLOS ONE policies on sharing data and materials.

* E-mail: kuwahara@ri.ncgm.go.jp

◑ These authors contributed equally to this work.

¶ Membership of the Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study Group is provided in the Acknowledgments.

Introduction

Working long hours has been paid much attention in relation to cardiovascular risk or *karoshi*, death due to overwork [1,2], possibly caused by short sleep duration, physical inactivity, and prolonged exposure to psychological stress at work [3,4]. Because such deterioration of lifestyle has been linked to diabetes [5,6,7], working long hours may also increase the risk of diabetes. Given working long hours is still common in many countries including

Japan [8] and that the prevalence of diabetes has been increasing [9], causing a significant health and economic burden [10,11,12], it is important to uncover whether working long hours increases risk of diabetes.

Several studies have addressed the relation of working hours to the risk of diabetes, but their results are inconsistent. A Japanese study [13] and a US study [14] reported an increased risk of diabetes with increasing working hours. In contrast, other Japanese studies found no association [15] or even decreased risk of diabetes [16] with increasing working hours. Some methodological issues in these studies need to be addressed. One is that no previous study has examined the association with extremely long overtime (for instance, ≥100 hours per month) in relation to diabetes. Another is that no study used hemoglobin A1c (HbA1c), a diagnostic test for diabetes recently adopted by the International Expert Committee [17]. Furthermore, sample size in half of previous studies was not large (n = 1,000 to 2,000) [13,16], which may limit their findings.

Here, we cross-sectionally investigated associations between overtime work and prevalence of diabetes among a Japanese working population using a large-scale multiple companies-based data using fasting glucose and HbA1c criterion. We hypothesized that long working hours would be associated with increased prevalence of diabetes. Nonetheless, preventive measures for overtime work related health problem were introduced by the Japanese government in 2002–2005 [18], after or during the all the Japanese studies were conducted. Such political actions may modify the relation of working hours with diabetes.

Methods

Study Procedure

Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health (J-ECOH) Study is an ongoing, large-scale study among workers in Japan. According to standard procedure of the study, researchers obtained several types of worker health data including those of periodic health checkup (2008 and thereafter), cardiovascular event (myocardial infarction and stroke), death from all causes, and long-term sick leave (1 month or longer) from participating companies. Additional researches including case-control study on cardiovascular event and nutritional survey were performed in selected companies.

In Japan, employees are obliged to undergo general health examination at least once a year under the health and safety law. Of the 11 participating companies of the J-ECOH Study, 9 provided data on periodic health checkup that was performed during the period between 2008 and 2011, which was then combined to create an analytic database. Of these, data with the earliest date of examination (mostly in 2008) were selected for the present cross-sectional analysis; however, if 2008 dataset for a company contained a much greater number of missing information or much fewer subjects than other datasets, 2009 or 2010 dataset were used instead, giving a total sample size of 80,469 (67,472 men and 12,997 women aged 15–84 years) for cross-sectional analysis.

Ethics Statement

Prior to the collection of data, the conduct of the J-ECOH Study was announced in each company by using posters that explained the purpose and procedure of the study. Participants did not provide their verbal or written informed consent to join the study but were allowed to refuse their participation. This procedure conforms to the Japanese Ethical Guidelines for Epidemiological Research [19], where informed consent is not necessarily required for observational studies using existing data. The study protocol was approved by the Ethics Committee of the National Center for Global Health and Medicine, Japan. Most participating companies provided data in either anonymized or de-identified form, but a few other companies provided data including identifiable information, which was removed from analytic database. The data are hosted in the National Center for Global Health and Medicine. Currently, the data cannot be widely shared because the research group has not obtained permission from participating companies to provide the data on request. However, the data can be requested by other researchers for the purpose of academic, non-commercial research; inquiries and applications can be made to Department of Epidemiology and Prevention, Center for Clinical Sciences, National Center for Global Health and Medicine, Tokyo, Japan.

Subjects

We extracted checkup data for 64,434 individuals in 4 companies where overtime work data were available from the original database. Of these, we excluded data for 1,809 participants who reported a history of cardiovascular disease (n = 490), cerebrovascular disease (n = 182), or psychiatric disease (n = 1,160). After this manipulation, we further excluded 21,764 subjects who had missing data on overtime work (n = 7,604), HbA1c (n = 12,768), blood glucose (n = 11,871), current use of anti-diabetic drug (n = 1,261), body mass index (BMI) (n = 138), smoking status (n = 6,032), and fasting condition (n = 1,449); and who received health checkup in non-fasting condition (n = 4,592). Some participants met more than one of the exclusion criteria. Finally, 40,861 participants (35,170 men and 5,691 women) remained for analysis.

General Health Examination

Body height and body weight were measured according to a standard protocol in each company. BMI was calculated as weight in kilograms divided by squared height in meters. History of disease and health-related lifestyle were ascertained using a questionnaire, the content of which differs considerably among participating companies. Biochemical measurements included plasma glucose and HbA1c. HbA1c was measured according to a method used by the Japan Diabetes Society, thus we converted it to the National Glycohemoglobin Standardization Program (NGSP) equivalent value (%) using the formula: HbA1c (%) = 1.02×HbA1c (Japan Diabetes Society) (%) +0.25% [20].

Overtime Work Hours

In two companies, employees self-reported overtime work hours at health checkup (<45, 45 to <60, 60 to <80, 80 to <100, or ≥ 100 hours per month in the last 2 to 3 months; <45, 45 to <80, 80 to <100, or ≥100 hours per month, respectively). In another company, employees self-reported average total working hours per day at the timing of health checkup and monthly overtime were calculated using the following formula: (daily hours worked – 8 h) ×20 days. In the remaining company, employees were asked to self-report their overtime work hours in the last month with 11 response options (from "0 to 10" to ">100 hours" per month) at annual survey, not health checkup, in September. We classified these data on overtime work hours into 4 categories using cutoff point of 45, 80, and 100 hours per month for statistical analysis. In one company, 41–50 hours and 71–80 hours of overtime was categorized into 45–79 hours, and >100 hours into ≥100 hours for statistical analysis.

Diagnosis of Diabetes

Diabetes was diagnosed according to the American Diabetes Association criteria [21] as a fasting plasma glucose level of ≥ 126 mg/dl (≥7.0 mmol/L), HbA1c of ≥6.5% (≥48 mmol/mol), or the current use of anti-diabetic drug.

Other Variables

Smoking status (never, past, or current) and, if current smoker, number of cigarettes smoked per day were asked at the time of health check-up.

Detailed information on job, lifestyle, and family history of disease was available in one of these companies and used for adjustment as a sensitivity analysis. The information on shift work, job position, type of department, alcohol consumption, sleep duration, physical activity, and family history of diabetes was assessed using a questionnaire at the time of health check-up. Shift work was categorized as shift worker (rotating or night shift) or non-shift worker. Job position was categorized as high position (department chief, department director, or more) or low position (others). We classified 12 departments into two categories; one was termed "field work" for 4 departments and the rest was termed "non-field work" for 8 departments. Averaged daily ethanol consumption from alcohol beverage was calculated as drinking frequency multiplied by ethanol consumption per drinking day. Average sleep duration were assessed with 4 options (<5 hours, 5–<6 hours, 6–<7 hours, or ≥7 hours). Total weekly minutes of leisure time physical activity were calculated as frequency of physical activity or sports activity multiplied by duration of the activity.

Statistical Analysis

The difference of age, sex, smoking, and BMI between those who were included in the present analysis and those who were excluded was tested by using t-test for continuous variables and χ^2 test for categorical variables. Means (standard error) and percentages across overtime category were presented for continuous and categorical variables with adjustment for age and sex, respectively. Trend association was assessed using linear regression analysis for continuous variable and using logistic regression for categorical variables by assigning 23, 62, 90, and 100 to categories of overtime work hours, respectively.

Multiple logistic regression analysis was performed to calculate odds ratio and its 95% confidence interval of having diabetes across categories of overtime work hours. Trend association was assessed by assigning 23, 62, 90, and 100 to each category of overtime. To test quadratic trend, we used Stata contrast command after running multiple logistic regression. Model 1 was adjusted for age (continuous, year), sex, and company (4 companies). Model 2 was additionally adjusted for smoking (never, past, or current) and model 3 for BMI (continuous, kg/m^2).

In one company (n = 33,807) from which detailed information on work and lifestyle was obtained, we additionally adjusted for other potential confounders, including alcohol use (non-drinker, drinker consuming >0 to <23 g, 23 to <46 g, or ≥46 g of ethanol per day), family history of diabetes (yes or no), shift work (yes or no), department (field work or non-field work), and job position (high or low) in model 2. We further adjusted for sleep duration (<6 hours, 6 to <7 hours, or ≥7 hours per day) in model 3 and physical activity (<150 min or ≥150 min per week) in model 4. We examined the effect modification by shift work (yes or no), type of department (field work or non-field work), smoking habits (non-smoker or smoker), alcohol use (<23 g or ≥23 g of ethanol/day), physical activity (<150 min or ≥150 min per week), and sleep duration (<6 hours or ≥6 hours) on the association between overtime work and diabetes using likelihood ratio test comparing models with and without interaction terms in the fully adjusted model treating overtime work as a categorical variable. We repeated the above analyses after exclusion of subjects under medication for diabetes to minimize the possibility of reverse causality. Two-sided P values of less than 0.05 were considered as statistically significant. All analyses were performed using Stata version 12.1 (StataCorp, College Station, Texas, USA).

Results

Compared with those who were included in the present study (n = 40,861), those who were excluded (n = 23,573) were younger (34.6 years vs. 45.4 years), tended to be female (22.4% vs. 13.9%) and non-smoker (crude smoking rates: 35.9% vs. 40.3%), and had a lower BMI (22.9 kg/m^2 vs. 23.5 kg/m^2).

Table 1 shows the characteristics of participants according to overtime working hours per month with adjustment for age and sex. Subjects with long overtime were younger and more likely to be male, non-smokers, and physically inactive in leisure time, slept shorter hours, and had family history of diabetes compared with those with short overtime. As regard work related variables, subjects who worked long overtime tended to be a non-shift worker, in a high job position, and in non-field work-related department than those who worked short overtime.

Table 2 shows the associations between overtime work and prevalence of diabetes. In the age-, sex-, and company-adjusted model, there was a U-shaped manner (P for quadratic trend = 0.038). The adjusted odds ratios (95% confidence intervals) were 1.00 (reference), 0.84 (0.76, 0.93), 0.67 (0.52, 0.87), and 1.03 (0.74, 1.45) for those who worked <45, 45 to <80, 80 to <100, and ≥100 hours of overtime, respectively. After further adjustment for smoking and BMI, the U-shaped relationship remained but became marginally significant (P for quadratic trend = 0.07). In one company (n = 33,807), additional adjustment for shift work, job position, type of department, family history of diabetes, alcohol use, sleep duration, and leisure time physical activity did not appreciably alter the associations in model 4 (P for quadratic trend = 0.05). The corresponding odds ratios were 1.00 (reference), 0.88 (0.79, 0.98), 0.67 (0.49, 0.90), and 1.12 (0.77, 1.63) for those who worked <45, 45 to <80, 80 to <100, and ≥ 100 hours of overtime, respectively. After an exclusion of 1,609 subjects who were under treatment for diabetes, results were not materially changed (data not shown).

Table 3 shows odds ratio of diabetes across overtime work by risk factors for diabetes. There was no significant effect modification by age, sex, overweight, shift work, type of department, smoking status, alcohol consumption, sleep duration, and physical activity (all P for interaction >0.05).

Discussion

In the present study among Japanese workers, overtime work was associated with diabetes in a U-shaped manner, with the lowest odds ratio of diabetes being observed in persons with 80 to 99 hours of overtime per month. This study not only provides evidence on overtime and diabetes using a large dataset but also extends knowledge to extremely long overtime (100 hours or more per month).

We found a decreasing trend of diabetes prevalence with increasing hours of overtime up to 100 hours per month. This finding is in line with that in a prospective study of Japanese [16], showing a decreased risk of diabetes with increasing working hours (from <8 hours to ≥11 hours per day, which approximately correspond to overtime working from none to ≥60 hours per

Table 1. Subject characteristics according to overtime work hours.

	Overtime work (hours per month)				
Characteristic	**<45**	**45–79**	**80–99**	**≥100**	***P* for trend***
No. of subjects	29,308	9,648	1,369	536	
Male sex, %	81.5	97.6	98.2	98.6	<0.001
Age, year,	46.4 (0.1)	42.8 (0.1)	42.5 (0.3)	42.8 (0.4)	<0.001
Body-mass index, kg/m^2	23.5 (0.02)	23.4 (0.03)	23.6 (0.09)	23.6 (0.14)	0.74
Body-mass index ≥25 kg/m^2, %	28.0	26.8	28.0	27.1	0.1
Current smoker, %	40.2	37.2	31.4	32.7	<0.001
Alcohol user (≥23 g of ethanol/day), %†	23.6	25.1	22.7	20.1	0.38
Sleeping <6 hours per day, %†	45.5	63.1	80.5	86.3	<0.001
Leisure time physical activity, %†, ‡	15.2	11.9	8.1	6.5	<0.001
Family history of diabetes, %†	16.0	16.6	17.9	17.5	0.025
Shift worker, %†	18.0	13.5	8.3	10.1	<0.001
Field-work department, %†	47.8	42.4	31.0	30.3	<0.001
High job position, %†	10.0	22.2	34.8	36.3	<0.001

Data are adjusted for age and sex, and presented as mean ± standard error unless otherwise specified.
*P for trend was obtained from linear regression for continuous variables, or from logistic regression for categorical variables. by assigning 23, 62, 90, and 100 to categories of overtime work.
†n = 33,807 in one company.
‡Defined as ≥150 min per week.
doi:10.1371/journal.pone.0095732.t001

month, respectively). Another Japanese study observed no association in diabetes risk between employees working <9 hours and ≥9 hours per day (approximately monthly overtime work < 20 hours and ≥20 hours, respectively) [15]. By contrast, another Japanese study found increased risk of diabetes among men who worked overtime >50 hours per month than those who worked less than 25 hours of overtime [13]. A study in the US [14] reported an increased risk of diabetes among those who worked 41 to 60 hours per week (approximately 4 to 80 hours of overtime per month); and no increase in the risk among those with overtime working ≥84 hours per month than those with no overtime work (working 21 to 40 hours per week). In addition, a recent meta-analysis of the cohort studies found that long working hours were not associated with the increased risk of diabetes [22]. Although there is no plausible explanation for the mixed results among studies, characteristics of subjects (white collar [16], local government employee [15], mostly blue collar [13], nurse [14], and mixture of white and blue collar in the present study) might have contributed to the inconsistent findings. In addition, the differences in the cutoff of overtime work hours may have resulted in the discordant results.

Reverse causality is a concern for cross-sectional studies, but it may not explain the present finding of a low diabetes prevalence associated with long overtime due to the following reasons. In Japan, occupational health system to prevent diseases related to long working hours has recently been introduced [18], including health guidance by occupational physician for workers with long working hours and restriction of working hours of employees with diseases [18]. Such preventive measures may have lead to the increased prevalence of diabetes among employees with short overtime. In the participating companies, however, occupational physicians recommend employers to shorten working hours only for patients in the advanced stage of disease including diabetes. In addition, we confirmed that an exclusion of subjects under medication for diabetes did not appreciably change the result. Alternatively, the present finding might be explained by risk factors for diabetes. Of risk factors we measured, short sleep duration and leisure time physical inactivity were associated with long working hours, and BMI was not. Although smoking rate was decreased with increasing working hours in the present study, adjustment for smoking did not seemingly change the results. Some other factors may contribute to the low diabetes prevalence associated with overtime. A recent Japanese study reported that daily total physical activity level, a protective factor for diabetes [23], was increased with increasing daily overtime working hours [16], suggesting some benefit of increased occupational physical activity on glucose metabolism.

In the present study, overtime working ≥100 hours per month was not associated with either increased or decreased odds of prevalent diabetes. To our knowledge, no previous study has examined the association with such long overtime. Nonetheless, our finding is in line with a study in the US [14], showing no increase in diabetes risk among those who worked ≥61 hours per week (≥84 hours of overtime per month; relative risk, 1.1). We have no clear explanation for the lack of increase in the prevalent diabetes among employees who not only worked extremely long hours but also had unfavorable lifestyles (short sleep hours and physical inactivity on leisure). As mentioned above, health guidance by a doctor for employees with long overtime working is required by law [18] and might have lead to the null finding; however, sensitivity analysis did not appreciably change the result. Our data did not support a view that extremely long overtime deteriorates glucose metabolism.

The strengths of our study include a large-scale data, and diagnosis of diabetes with a combination of fasting plasma glucose, HbA1c, and self-reported medication. Previous studies diagnosed diabetes by self-report [14], screening glycosuria followed by oral glucose tolerance test [13], or fasting glucose [15,16]. Japan is among the countries with long working hours [8], and this allows us to examine the association with extremely long overtime work (100 hours per month or more). The cutoff for the longest overtime work category in the present study was much longer than

Table 2. Odds ratio (OR) and 95% confidence interval of diabetes* according to overtime work hours.

	Overtime work (hours per month)				
	<45	45–79	80–99	≥100	*P* for quadratic trend[†]
4 companies					
No. of subjects	29,308	9,648	1,369	536	
No. of cases (%)	2418 (8.3)	583 (6.0)	64 (4.7)	38 (7.1)	
Model 1[‡]					
Multivariable-adjusted OR	1.00	0.84	0.67	1.03	0.038
(95% confidence interval)	(Ref)	(0.76, 0.93)	(0.52, 0.87)	(0.74, 1.45)	
Model 2[§]					
Multivariable-adjusted OR	1.00	0.85	0.69	1.05	0.037
(95% confidence interval)	(Ref)	(0.77, 0.94)	(0.53, 0.89)	(0.75, 1.48)	
Model 3[‖]					
Multivariable-adjusted OR	1.00	0.86	0.69	1.03	0.07
(95% confidence interval)	(Ref)	(0.77, 0.95)	(0.53, 0.89)	(0.72, 1.46)	
1 company					
No. of subjects	23,094	9,116	1,136	461	
No. of cases (%)	1,927 (8.3)	554 (6.1)	51 (4.5)	36 (7.8)	
Model 1[¶]					
Multivariable-adjusted OR	1.00	0.85	0.66	1.16	0.011
(95% confidence interval)	(Ref)	(0.77, 0.94)	(0.49, 0.87)	(0.82, 1. 64)	
Model 2**					
Multivariable-adjusted OR	1.00	0.89	0.70	1.17	0.045
(95% confidence interval)	(Ref)	(0.80, 1.00)	(0.52, 0.94)	(0.81, 1.70)	
Model 3[††]					
Multivariable-adjusted OR	1.00	0.87	0.66	1.11	0.05
(95% confidence interval)	(Ref)	(0.78, 0.97)	(0.49, 0.90)	(0.76, 1.61)	
Model 4[‡‡]					
Multivariable-adjusted OR	1.00	0.88	0.67	1.12	0.05
(95% confidence interval)	(Ref)	(0.79, 0.98)	(0.49, 0.90)	(0.77, 1.63)	

Abbreviations: OR, odds ratio; Ref, reference.

*Defined as fasting glucose ≥126 mg/dL (7.0 mmol/l), HbA1c ≥6.5% (48 mmol/mol), or current use of anti-diabetic drug.

[†]*P* for quadratic trend obtained from multiple logistic regression analysis by assigning 23, 62, 90, and 100 to categories of overtime work.

[‡]Model 1 adjusted for age (continuous), sex, and company in 4 companies (n = 40,861).

[§]Model 2 adjusted for factors in model 1 and smoking status (never, past, or current) in 4 companies (n = 40,861).

[‖]Model 3 adjusted for factors in model 2 and body mass index (kg/m^2, continuous) in 4 companies (n = 40,861).

[¶]Model 1 adjusted for age (continuous) and sex in 1 company (n = 33,807).

**Model 2 adjusted for factors in model 1 plus smoking status (never, past, or current), body mass index (kg/m^2, continuous), alcohol use (non-drinker, drinker consuming >0 to <23 g, 23 to <46 g, or ≥46 g of ethanol per day), family history of diabetes (yes or no), shift work (yes or no), department (field work or non-field work), and job position (high or low) in 1 company (n = 33,807).

[††]Model 3 adjusted for factors in model 2 and sleep duration (<6 hours, 6 to <7 hours, or ≥7 hours per day) in 1 company (n = 33,807).

[‡‡]Model 4 adjusted for factors in model 3 and leisure time physical activity (<150 min or ≥150 min per week) in 1 company (n = 33,807).

doi:10.1371/journal.pone.0095732.t002

those in previous studies, varying from 20 hours to 84 hours per month [13,14,15,16]. Nevertheless, this study has several limitations. First, we cannot infer causal-relationship from results of a cross-sectional study. Second, because overtime work was self-reported by using different response options across companies, we chose overtime of <45 hours per month as the reference. In two companies where detailed data on working hour or overtime was available, however, an analysis using other definition of the reference (working 8 hours per day, which corresponds to no overtime, and 0 to 10 hours of overtime per month) showed similar result, at least up to 80 hours of overtime per month. Third, overtime in the past 1 to 3 months, depending on companies, was assessed only at one time point. Thus, the relationship between long-term exposure to overtime work and diabetes remains elusive. Fourth, a large number of subjects (23,573 out of 64,434) were excluded from the present analysis, and their majority (70%) were those aged less than 40 years, who are not required to receive blood test by law (except age 35 years). We cannot deny a possibility of bias associated with such selective inclusion. Fifth, healthy individuals, who have low risk of disease including diabetes, may tend to work long hours. If so, the association between overtime and prevalence of diabetes would be underestimated. Sixth, the present study was conducted among the large companies. Therefore, caution is needed to generalize the present finding to the small and middle-sized companies. Finally, even though we adjusted for potential confounders, unmeasured

Table 3. Odds ratio with 95% confidence interval of diabetes according to overtime work hours stratified by participant characteristics.

		Overtime work (hours per month)				
	No. of subjects	**<45**	**45–79**	**80–99**	**≥100**	***P* for quadratic trend***
4 companies						
Age		P for interaction = 0.98				
<40 years†	11835	1.00 (Ref)	0.88 (0.66, 1.17)	0.76 (0.40, 1.44)	0.95 (0.37, 2.44)	0.69
≥40 years†	29026	1.00 (Ref)	0.85 (0.76, 0.95)	0.67 (0.50, 0.89)	1.03 (0.70, 1.49)	0.07
Sex		P for interaction = 0.30				
Men†	35170	1.00 (Ref)	0.86 (0.77, 0.95)	0.70 (0.54, 0.91)	1.00 (0.70, 1.43)	0.09
Women†	5616‡	1.00 (Ref)	1.04 (0.47, 2.30)	-	5.21 (0.58, 47.24)	-
Smoking status		P for interaction = 0.36				
Non-smoker†	24399	1.00 (Ref)	0.78 (0.68, 0.90)	0.71 (0.51, 1.00)	0.96 (0.60, 1.55)	0.11
Current smoker†	16462	1.00 (Ref)	0.94 (0.81, 1.09)	0.64 (0.42, 0.97)	1.10 (0.66, 1.84)	0.33
BMI (kg/m^2)		P for interaction = 0.32				
<25†	29437	1.00 (Ref)	0.84 (0.73, 0.97)	0.77 (0.53, 1.12)	1.03 (0.62, 1.73)	0.19
≥25†	11424	1.00 (Ref)	0.90 (0.78, 1.04)	0.65 (0.45, 0.94)	1.08 (0.67, 1.74)	0.22
1 company						
Shift work		P for interaction = 0.24				
Non-shift worker§	27718	1.00 (Ref)	0.86 (0.76, 0.97)	0.59 (0.42, 0.83)	1.16 (0.77, 1.73)	0.026
Shift worker§	6089	1.00 (Ref)	0.97 (0.75, 1.26)	1.32 (0.65, 2.67)	0.91 (0.32, 2.57)	0.86
Type of department		P for interaction = 0.93				
Field work§	15464	1.00 (Ref)	0.91 (0.78, 1.06)	0.68 (0.42, 1.12)	1.02 (0.55, 1.92)	0.45
Non-field work§	18343	1.00 (Ref)	0.83 (0.71, 0.97)	0.65 (0.44, 0.95)	1.13 (0.71, 1.80)	0.05
Alcohol use		P for interaction = 0.11				
<23 g of ethanol/day§	24674	1.00 (Ref)	0.93 (0.82, 1.06)	0.62 (0.43, 0.88)	1.24 (0.82, 1.88)	0.07
≥23 g of ethanol/day§	9133	1.00 (Ref)	0.73 (0.60, 0.90)	0.79 (0.46, 1.37)	0.73 (0.30, 1.77)	0.61
Sleep duration		P for interaction = 0.22				
<6 hours§	17592	1.00 (Ref)	0.87 (0.75, 1.00)	0.57 (0.39, 0.81)	1.12 (0.74, 1.69)	0.049
≥6 hours§	16215	1.00 (Ref)	0.88 (0.74, 1.04)	1.16 (0.66, 2.01)	1.12 (0.42, 2.99)	0.56
Physical activity		P for interaction = 0.06				
<150 min per week§	28963	1.00 (Ref)	0.89 (0.79, 1.00)	0.72 (0.53, 0.98)	1.16 (0.79, 1.70)	0.06
≥150 min per week§	4844	1.00 (Ref)	0.80 (0.60, 1.07)	0.13 (0.02, 0.94)	0.51 (0.06, 3.96)	0.95

Abbreviations: BMI, body mass index; Ref, reference.

**P* for trend obtained from multiple logistic regression analysis by assigning 23, 62, 90, and 100 to categories of overtime work.

†Adjusted for age (continuous), sex, company, smoking status (never, past, or current), and BMI (kg/m^2, continuous) in 4 companies (n = 41,081).

‡48 women in 1 company were excluded in this analysis due to no diabetic patients.

§Adjusted for age (continuous), sex, company, smoking status (never, past, or current), BMI (kg/m^2, continuous), alcohol use (non-drinker, drinker consuming >0 to <23 g, 23 to <46 g, or ≥46 g of ethanol per day), sleep duration (<6 hours, 6 to <7 hours, or ≥7 hours per day), physical activity (<150 min or ≥150 min per week), family history of diabetes (yes or no), shift work (yes or no), department (field work or non-field work), and job position (high or low) in 1 company (n = 33,807).

doi:10.1371/journal.pone.0095732.t003

confounders including dietary factors, socioeconomic status, and work stress may have influenced the overtime work hours - diabetes association.

In conclusion, this cross-sectional analysis of large-scale data from Japanese workers showed a U-shaped association of overtime work with prevalent diabetes, with no increase in diabetes even among those who worked 100 hours or more of overtime per month, suggesting that overtime work may not be associated with impaired glucose metabolism. The present finding requires confirmation in longitudinal studies.

Acknowledgments

We thank Toshiteru Okubo (Radiation Effects Research Foundation) for scientific advice on the conduct of the J-ECOH Study; Asami Fukuda (National Center for Global Health and Medicine) for data management; and Saeko Takagiwa (National Center for Global Health and Medicine) for administrative support.

Members of the Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study (J-ECOH Study) Group are: T. Mizoue, A. Nanri, K. Kurotani, K. Kuwahara, and S. Akter, National Center for Global Health and Medicine, Tokyo, Japan; T. Nakagawa, S. Yamamoto, and T. Honda, Hitachi, Ltd., Ibaraki, Japan; S. Dohi and H. Okazaki, Mitsui Chemicals, Inc., Tokyo, Japan; T. Imai and A. Nishihara, Azbil Corporation, Tokyo, Japan; N. Sasaki, Mitsubishi Fuso Truck and Bus Corporation, Kanagawa, Japan; A. Uehara and M. Yamamoto, YAMAHA CORPORATION, Shizuoka, Japan; T. Miyamoto, Nippon Steel & Sumitomo Metal Corporation Kimitsu Works, Chiba, Japan; I. Kabe, T. Kochi, and M. Eguchi, Furukawa Electric Co., Ltd., Tokyo, Japan; T. Murakami, C. Shimizu, and M. Shimizu, Mizue Medical Clinic, Keihin Occupational Health Center, Kanagawa, Japan; N. Kato, Fuji Electric Co., Ltd., Kanagawa, Japan; K. Tomita, Mitsubishi Plastics, Inc., Tokyo, Japan; S. Nagahama, All Japan Labour Welfare Foundation, Tokyo, Japan; N. Kunugita and T. Sone, National Institute of Public Health, Saitama, Japan; K. Fukasawa, Ricoh Co., Ltd., Kanagawa, Japan; A. Hori and C. Nishiura, Tokyo Gas Co., Ltd., Tokyo, Japan; R. Kuroda, The University of Tokyo, Tokyo, Japan; M. Ohtsu, Jichi Medical University Hospital, Tochigi, Japan; D. Omoto, Mitsubishi Heavy Industries, Ltd., Aichi, Japan; N. Sakamoto, Genkiplaza Medical Center for Health Care, Tokyo, Japan; and T. Totsuzaki, Mizuho Helth Insurance Society, Tokyo, Japan.

S. Dohi (Seitaro.Dohi@mitsui-chem.co.jp) and T. Mizoue (mizoue@r-i.ncgm.go.jp) are the co-principal investigators for the J-ECOH Study Group.

Author Contributions

Conceived and designed the experiments: SD T. Mizoue. Performed the experiments: SD T. Mizoue. Analyzed the data: K. Kuwahara. Wrote the paper: K. Kuwahara. Conducted data collection: K. Kuwahara TI K. Kurotani A. Nanri T. Mizoue. Provided databases for the research: TI A. Nishihara TN SY TH T. Miyamoto TK IK. Drafted the plan for the data analyses: K. Kuwahara TI A. Nishihara AU DO ME RK K. Kurotani TK T. Miyamoto TN A. Nanri IK T. Mizoue NK SD. Provided statistical expertise: NMP T. Mizoue. Interpretation of the results and revision of the manuscript: K. Kuwahara TI A. Nishihara TN SY TH T. Miyamoto TK ME AU RK DO K. Kurotani NMP A. Nanri IK T. Mizoue NK SD.

References

1. Spurgeon A, Harrington JM, Cooper CL (1997) Health and safety problems associated with long working hours: a review of the current position. Occup Environ Med 54: 367–375.
2. van der Hulst M (2003) Long workhours and health. Scand J Work Environ Health 29: 171–188.
3. Virtanen M, Heikkila K, Jokela M, Ferrie JE, Batty GD, et al. (2012) Long working hours and coronary heart disease: a systematic review and meta-analysis. Am J Epidemiol 176: 586–596.
4. Nagai M, Hoshide S, Kario K (2010) Sleep duration as a risk factor for cardiovascular disease- a review of the recent literature. Curr Cardiol Rev 6: 54–61.
5. Cappuccio FP, D'Elia L, Strazzullo P, Miller MA (2010) Quantity and quality of sleep and incidence of type 2 diabetes: a systematic review and meta-analysis. Diabetes Care 33: 414–420.
6. Weber MB, Oza-Frank R, Staimez LR, Ali MK, Narayan KM (2012) Type 2 diabetes in asians: prevalence, risk factors, and effectiveness of behavioral intervention at individual and population levels. Annu Rev Nutr 32: 417–439.
7. Nyberg ST, Fransson EI, Heikkila K, Alfredsson L, Casini A, et al. (2013) Job strain and cardiovascular disease risk factors: meta-analysis of individual-participant data from 47,000 men and women. PLoS One 8: e67323.
8. Lee S, McCann D, Messenger J (2007) Working Time Around the World. Trends in working hours, laws and policies in a global comparative perspective. London: Routledge.
9. Shaw JE, Sicree RA, Zimmet PZ (2010) Global estimates of the prevalence of diabetes for 2010 and 2030. Diabetes Res Clin Pract 87: 4–14.
10. Emerging Risk Factors Collaboration, Sarwar N, Gao P, Seshasai SR, Gobin R, et al. (2010) Diabetes mellitus, fasting blood glucose concentration, and risk of vascular disease: a collaborative meta-analysis of 102 prospective studies. Lancet 375: 2215–2222.
11. Zhang P, Zhang X, Brown J, Vistisen D, Sicree R, et al. (2010) Global healthcare expenditure on diabetes for 2010 and 2030. Diabetes Res Clin Pract 87: 293–301.
12. Jiang Y, Ben Q, Shen H, Lu W, Zhang Y, et al. (2011) Diabetes mellitus and incidence and mortality of colorectal cancer: a systematic review and meta-analysis of cohort studies. Eur J Epidemiol 26: 863–876.
13. Kawakami N, Araki S, Takatsuka N, Shimizu H, Ishibashi H (1999) Overtime, psychosocial working conditions, and occurrence of non-insulin dependent diabetes mellitus in Japanese men. J Epidemiol Community Health 53: 359–363.
14. Kroenke CH, Spiegelman D, Manson J, Schernhammer ES, Colditz GA, et al. (2007) Work characteristics and incidence of type 2 diabetes in women. Am J Epidemiol 165: 175–183.
15. Itani O, Kaneita Y, Ikeda M, Kondo S, Murata A, et al. (2013) Associations of work hours and actual availability of weekly rest days with cardiovascular risk factors. J Occup Health 55: 11–20.
16. Nakanishi N, Nishina K, Yoshida H, Matsuo Y, Nagano K, et al. (2001) Hours of work and the risk of developing impaired fasting glucose or type 2 diabetes mellitus in Japanese male office workers. Occup Environ Med 58: 569–574.
17. International Expert Committee (2009) International Expert Committee report on the role of the A1C assay in the diagnosis of diabetes. Diabetes Care 32: 1327–1334.
18. Iwasaki K, Takahashi M, Nakata A (2006) Health problems due to long working hours in Japan: working hours, workers' compensation (Karoshi), and preventive measures. Ind Health 44: 537–540.
19. Ministry of Education, Culture Sports, Science and Technology, Ministry of Health, Labour and Welfare (2002) Ethical Guidelines for Epidemiological Research.
20. Kashiwagi A, Kasuga M, Araki E, Oka Y, Hanafusa T, et al. (2012) International clinical harmonization of glycated hemoglobin in Japan: From Japan Diabetes Society to National Glycohemoglobin Standardization Program values. Diabetol Int 3: 8–10.
21. American Diabetes Association (2010) Diagnosis and classification of diabetes mellitus. Diabetes Care 33 Suppl 1: S62–69.
22. Cosgrove MP, Sargeant LA, Caleyachetty R, Griffin SJ (2012) Work-related stress and Type 2 diabetes: systematic review and meta-analysis. Occup Med (Lond) 62: 167–173.
23. Hu G, Lakka TA, Kilpelainen TO, Tuomilehto J (2007) Epidemiological studies of exercise in diabetes prevention. Appl Physiol Nutr Metab 32: 583–595.

Contents available at ScienceDirect

Diabetes Research and Clinical Practice

journal homepage: www.elsevier.com/locate/diabres

International Diabetes Federation

Prevalence of diabetes and pre-diabetes among workers: Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study

Akihiko Uehara [a,1], *Kayo Kurotani* [b,1,*], *Takeshi Kochi* [c], *Keisuke Kuwahara* [b], *Masafumi Eguchi* [c], *Teppei Imai* [d], *Akiko Nishihara* [d], *Kentaro Tomita* [e], *Makoto Yamamoto* [a], *Reiko Kuroda* [f], *Tomohisa Nagata* [g], *Daisuke Omoto* [h], *Taizo Murakami* [i], *Chii Shimizu* [i], *Makiko Shimizu* [i], *Toshiaki Miyamoto* [j], *Satsue Nagahama* [k], *Tohru Nakagawa* [l], *Toru Honda* [l], *Shuichiro Yamamoto* [l], *Hiroko Okazaki* [m], *Naoko Sasaki* [n], *Akiko Nanri* [b], *Ngoc Minh Pham* [b], *Isamu Kabe* [c], *Tetsuya Mizoue* [b], *Naoki Kunugita* [o], *Seitaro Dohi* [m]
for the Japan Epidemiology Collaboration of Occupational Health Study Group

[a] YAMAHA CORPORATION, Shizuoka, Japan
[b] *Department of Epidemiology and Prevention, Center for Clinical Sciences, National Center for Global Health and Medicine, Tokyo, Japan*
[c] *Furukawa Electric Co., Ltd., Tokyo, Japan*
[d] *Azbil Corporation, Tokyo, Japan*
[e] *Mitsubishi Plastics, Inc., Tokyo, Japan*
[f] *The University of Tokyo, Tokyo, Japan*
[g] *University of Occupational and Environmental Health, Fukuoka, Japan*
[h] *Mitsubishi Heavy Industries, Ltd., Aichi, Japan*
[i] *Mizue Medical Clinic, Keihin Occupational Health Center, Kanagawa, Japan*
[j] *Nippon Steel & Sumitomo Metal Corporation Kimitsu Works, Chiba, Japan*
[k] *All Japan Labour Welfare Foundation, Tokyo, Japan*
[l] *Hitachi, Ltd., Ibaraki, Japan*
[m] *Mitsui Chemicals, Inc., Tokyo, Japan*
[n] *Mitsubishi Fuso Truck and Bus Corporation, Kanagawa, Japan*
[o] *National Institute of Public Health, Saitama, Japan*

[*] *Corresponding author at*: Department of Epidemiology and Prevention, Center for Clinical Sciences, National Center for Global Health and Medicine, Tokyo 162-8655, Japan. Tel.: +81 3 3202 7181; fax: +81 3 3202 7364.
E-mail address: kkurotani@ri.ncgm.go.jp (K. Kurotani).
[1] Both the authors are co-first authors.
http://dx.doi.org/10.1016/j.diabres.2014.07.013
0168-8227/© 2014 Elsevier Ireland Ltd. All rights reserved.

ARTICLE INFO

Article history:
Received 1 April 2014
Received in revised form
3 June 2014
Accepted 4 July 2014
Available online 22 July 2014

Keywords:
Diabetes
Pre-diabetes
Prevalence
HbA1c
FPG
Japanese

ABSTRACT

Aims: Few studies have examined the prevalence of diabetes using glycated hemoglobin (HbA1c), a newly recommended diagnostic test. We examined the prevalence of diabetes and pre-diabetes using both HbA1c and fasting plasma glucose (FPG) and their associations with risk factors for type 2 diabetes in a large-scale Japanese working population.
Methods: Participants were 47,172 men and 8280 women aged 20–69 years who received periodic health checkup in nine companies which participated in the Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health study. Participants were categorized into diabetes (HbA1c ≥6.5% (≥48 mmol/mol), FPG ≥126 mg/dl (≥7.0 mmol/L), or medication for diabetes), pre-diabetes (HbA1c 6.0–6.4% (42–46 mmol/mol) or FPG 110–125 mg/dl (6.1–6.9 mmol/L) among those without diabetes), and normal glucose regulation.
Results: The prevalence of diabetes was 8.0% and 3.3% in men and women, respectively. Of individuals with diabetes, approximately 80% were defined by HbA1c ≥6.5% (≥48 mmol/mol) criterion. The prevalence of pre-diabetes was 14.1% in men and 9.2% in women. Prevalence of these glucose abnormalities increased with advancing age, especially during mid-40s and 50s. Higher body mass index and waist circumference, hypertension, dyslipidemia, and current smoking were each associated with higher prevalence of diabetes in both men and women.
Conclusions: Using HbA1c and FPG criteria or current medication, one in 13 men and one in 30 women had diabetes in the present Japanese working population. Interventions targeted for those in an early stage of impaired glucose metabolism would be required to prevent diabetes.

© 2014 Elsevier Ireland Ltd. All rights reserved.

1. Introduction

The prevalence of diabetes has been increasing globally, with estimated number of diabetes being 592 million by 2035 [1]. Diabetes is associated with an increased risk of cardiovascular disease events [2,3], cancer [4,5], and mortality [6]. In Japan, the prevalence of diabetes has markedly increased in the last few decades [7]. According to health surveys of a Japanese community of Hisayama using the 75g oral glucose tolerance test (OGTT), the age-adjusted prevalence of diabetes among residents aged 40 years or older increased from 14.3% to 20.6% in men and from 9.0% to 11.5% in women from 1988 to 2002 [8]. However, OGTT is difficult to perform in practice and thus not recommended for routine use by the Expert Committee on the Diagnosis and Classification of Diabetes Mellitus [9].

Recently, the Expert Committee [9] and the American Diabetes Association (ADA) [10] recommended a new definition of diabetes using a glycated hemoglobin (HbA1c) criterion (≥6.5%, 48 mmol/mol). According to a national survey in Japan using HbA1c criterion, the prevalence of diabetes has considerably increased from 9.9% in 1997 to 15.3% in 2007 in male adults, whereas it was stable in female adults (from 7.1% to 7.3%) [11]. The prevalence of pre-diabetes has also increased from 8.0% to 14.0% and from 7.9% to 15.9% in men and women, respectively, between 1997 and 2007 [11]. In the 2003–2006 US National Health and Nutrition Examination Survey (NHANES), the prevalence of diabetes defined as a HbA1c ≥6.5% (≥48 mmol/mol) was 9.6% in adults [12]. In that study, however, a HbA1c ≥6.5% (≥48 mmol/mol) criterion identified one-third fewer cases of undiagnosed diabetes than a fasting plasma glucose (FPG) ≥126 mg/dl (≥7.0 mmol/L) [12]. It might thus be better to diagnose diabetes using both HbA1c and FPG criteria than using only HbA1c criterion [13,14].

To our best knowledge, few studies reported the prevalence of diabetes [13,14] and pre-diabetes [15] using both HbA1c and FPG criteria. The participants of these studies, however, were examinees of a specific screening facility and thus may not be representative samples. Moreover, data are limited on the prevalence of diabetes and pre-diabetes stratified by age and other risk factors for diabetes including higher body mass index (BMI), higher waist circumference, smoking, hypertension, and dyslipidemia. The objectives of the present study were to estimate the prevalence of diabetes and pre-diabetes using criteria of HbA1c and FPG and to examine these conditions in relation to type 2 diabetes risk factors using data from a large, multi-center study of working population in Japan.

2. Materials and methods

2.1. Study procedure

The Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health (J-ECOH) is an ongoing multi-center epidemiologic study among workers from several companies in Japan. According to standard procedure of the study, researchers obtained several types of worker health data including those of periodic health checkup (2008 and thereafter), cardiovascular event (myocardial infarction and stroke), death from all causes, and long-term sick leave (1 month or longer) from participating

companies. Additional researches including case-control study on cardiovascular event and nutritional survey were performed in selected companies. The study protocol was approved by the Ethics Committee of the National Center for Global Health and Medicine, Japan.

In Japan, employees are obliged to undergo general health examination at least once a year under the health and safety law. A total of 12 companies covering various industries (electric machinery and apparatus manufacturing, steel, chemical, gas, non-ferrous metal manufacturing, automobile and instrument manufacturing, plastic product manufacturing, and health care) participated in the J-ECOH study. As of August 2013, 9 participating companies, which mostly located in Kanto and Tokai areas, provided data of worker health checkups that were performed during the period between January 2008 and December 2012 or between April 2008 and March 2013, which were combined to create an analytic database. Of these, data with the earliest date of examination (mostly in 2008) were selected for the present cross-sectional analysis; in two companies, where electronic data for 2008 or 2009 health examination were not available, 2009 or 2010 dataset were used instead, giving a total sample size of 80,469 (67,472 men and 12,997 women) for cross-sectional analysis.

2.2. Subjects

We extracted checkup data for 78,920 individuals aged 20–69 years from the original database. Of these, we excluded data for 23,468 participants who had missing information on diabetic drug use ($n = 1491$), glucose ($n = 11,711$), and HbA1c ($n = 12,650$); and received examination in non-fasting status (less than 8 h after the last meal [10], $n = 12,653$). Some participants met more than one of the exclusion criteria. Ultimately, data for 55,452 participants (47,172 men and 8280 women) remained for analysis.

2.3. General health examination

History of disease and health-related lifestyle were ascertained *via* a questionnaire. Body height, body weight, and waist circumference were measured by using standardized equipment and procedures in each company. Height was measured to the nearest 0.1 cm. Weight was measured in light clothes, without shoes, to the nearest 0.1 kg, with 1 kg being subtracted to consider weight of clothes. BMI was calculated as weight in kilograms divided by squared height in meters. Waist circumference was measured to the nearest 0.1 cm (the nearest 1 cm in two companies) at the umbilicus level with the participants in the standing position. Blood pressure was measured by using automated sphygmomanometer. In eight of nine participating companies, blood pressure was measured twice for workers showing high blood pressure (systolic blood pressure ≥140 mmHg and/or diastolic blood pressure ≥90 mmHg or systolic blood pressure ≥130 mmHg and/or diastolic blood pressure ≥85 mmHg) in the first measurement. Of these, blood pressure in the first measurement was used for the present analysis in five companies, whereas lower blood pressure was used in others that provided data on lower blood pressure only. Biochemical measurements included plasma glucose, HbA1c, serum high-density lipoprotein (HDL) cholesterol, low-density lipoprotein (LDL) cholesterol, and triglycerides (TG).

2.4. Laboratory measurements

Plasma glucose was measured by enzymatically method in eight companies and glucose oxidase peroxidative electrode method in one company. HbA1c was measured by latex agglutination immunoassay in five companies, HPLC method in two, and enzymatic method in two. HbA1c was measured according to a method of the Japan Diabetes Society and was converted to the National Glycohemoglobin Standardization Program (NGSP) equivalent value (%) using formula A1C (%) = 1.02 × A1C (Japan Diabetes Society) (%) + 0.25% [16]. The details of measurement method of glucose and HbA1c were shown in Supplementary Table 1. In all participating companies, HDL-cholesterol, LDL-cholesterol, and TG were measured by using enzymatic method. All laboratories involving health checkup in the participating companies have received satisfactory results (rank A or score >95 out of 100) from some external quality control surveillance including those by Japan Medical Association, Japanese Association of Laboratory Medical Technologists, and National Federation of Industrial Health Organization.

2.5. Diagnosis of diabetes and definition of pre-diabetes

Diabetes was defined as a fasting plasma glucose level of ≥126 mg/dl (≥7.0 mmol/L), HbA1c of ≥6.5% (≥48 mmol/mol), or the current use of anti-diabetic drug, according to ADA criteria [10]. There are no conclusive definitions of pre-diabetes using both FPG and HbA1c criteria. In this study, pre-diabetes was primarily defined as a FPG of 110–125 mg/dl (6.1–6.9 mmol/L) and/or a HbA1c of 6.0–6.4% (42–46 mmol/mol) among those without diabetes because this combination can well predict progression to diabetes in a Japanese population [15]. Other definitions of pre-diabetes considered were: a FPG of 100–125 mg/dl (5.6–6.9 mmol/L) [17], a FPG of 110–125 mg/dl (6.1–6.9 mmol/L) [18], a HbA1c of 6.0–6.4% (42–46 mmol/mol) [9], or a HbA1c of 5.7–6.4% (39–46 mmol/mol) [10] among those without diabetes. Normal glucose regulation (NGR) was defined as a FPG level of <110 mg/dl (<6.1 mmol/L) and a HbA1c of <6.0% (<42 mmol/mol) among those not taking anti-diabetic drug.

2.6. Statistical analysis

All the analyses were performed by sex. Means (standard deviation), medians (interquartile range), and percentages were presented for normal continuous, non-normal continuous, and categorical variables, respectively. The crude prevalence of diabetes and prevalence of pre-diabetes was calculated for the overall population and by sex- and age-group. To examine the contribution of each component (FPG, HbA1c, and current medication) of diabetes diagnosis, the prevalence of diabetes was also calculated for following diagnostic criteria: FPG criterion alone, HbA1c criterion alone, current medication alone, a combination of FPG and HbA1c criteria, a combination of FPG criterion and current medication, or a combination of HbA1c criterion and current

medication. Age-standardized prevalence of diabetes and pre-diabetes was calculated according to BMI, waist circumference, smoking status, hypertension, and dyslipidemia by using the direct method, with the total study population structure (5 year interval from 20 to 69 years) being the standard. Multiple logistic regression was used to estimate odds ratio (OR) and its 95% confidence interval (CI) for the associations of diabetes or pre-diabetes with BMI category (<23.0 kg/m^2, 23.0 to <25.0 kg/m^2, 25.0 to <30.0 kg/m^2, and ≥30.0 kg/m^2), waist circumference (<90 cm or ≥90 cm in men and <80 cm or ≥80 cm in women), smoking status (never smoker, past smoker, or current smoker in men and nonsmoker including past smoker or smoker in women), hypertension (yes or no), and dyslipidemia (yes or no). Hypertension was defined by systolic blood pressure of ≥140 mmHg, diastolic blood pressure of ≥90 mmHg, or the current drug use of hypertension, in accordance with the criteria of the World Health Organization [19]. Dyslipidemia was defined by TG of ≥150 mg/dl, LDL-cholesterol of ≥140 mg/dl, HDL-cholesterol of <40 mg/dl, or the current drug use of dyslipidemia, based on the criteria for the Japan Atherosclerosis Society [20]. All the above-mentioned variables were entered simultaneously in one model. This multivariate analysis was repeated by including BMI (continuous, per 1 kg/m^2) instead of BMI category. Additionally, age-, sex-, and BMI-adjusted means of FPG and HbA1c and age-adjusted prevalence of diabetes were calculated for each company. Two-sided *P* values of less than 0.05 were considered as statistically significant. All analyses were performed using Statistical Analysis System (SAS) software version 9.1 (SAS Institute, Cary, NC, USA).

3. Results

The crude prevalence of diabetes and pre-diabetes was 8.0% and 14.1% in men, respectively, and 3.3% and 9.2% in women, respectively (Table 1). Subjects with diabetes, as compared with those with pre-diabetes or NGR, were older and had a higher mean BMI in both men and women. Subjects with diabetes or pre-diabetes had higher systolic and diastolic blood pressures, higher serum levels of TG, and LDL-cholesterol and lower levels of HDL-cholesterol than did subjects with NGR in both men and women.

The prevalence of diabetes was increased with advancing age, reaching 16.2% and 9.0% among men and women aged 60–64 years, respectively. A large increase was observed between 40 and 54 years of age in both men and women (approximately 4% points increase per 5 year of age; Table 2). In overall subjects, if diabetes was defined by using HbA1c criterion and current medication but not using FPG criterion, its prevalence was 7.0% in men and 3.0% in women aged 20–69. The age-specific prevalence of diabetes for those aged 40–49, 50–59, and 60–69 years were 5.3%, 11.8%, and 15.0%, respectively, in men and 2.0%, 6.5%, and 9.5%, respectively, in women (Supplementary Table 2). If diabetes was defined by using FPG criterion and current medication but not using HbA1c criterion, its prevalence was 6.8% in men and 2.6% in women (Table 2). Of all patients with diabetes, approximately 80% of men and women were defined by HbA1c ≥6.5% (≥48 mmol/mol) criterion, whereas approximately 70% and 55% of men and women, respectively, were defined by FPG ≥126 mg/dl (≥7.0 mmol/L) criterion (Fig. 1). Fifteen percent of men with diabetes and 23% of women with diabetes were missed by using FPG criterion plus current medication but not using HbA1c criterion. Diabetic patients defined by HbA1c criterion had higher mean BMI and waist circumference and were more likely to be current smokers as compared with those defined by FPG criterion in both men and women (data not shown). In both men and women, approximately 50% of diabetic patients were currently under medical treatment for diabetes.

The prevalence of pre-diabetes (FPG 110–125 mg/dl (6.1–6.9 mmol/L) or HbA1c 6.0–6.4% (42–46 mmol/mol)) was also increased with age, reaching 25.1% and 32.6% among men and

Table 1 – Characteristic of study participants (*n* = 55,452).

	Men			Women		
	Diabetes[a]	Pre-diabetes[b]	NGR[c]	Diabetes[a]	Pre-diabetes[b]	NGR[c]
Number of subjects (%)	3776 (8.0)	6630 (14.1)	36,766 (77.9)	273 (3.3)	764 (9.2)	7243 (87.5)
Age, year[d]	51.5 ± 7.8	50.1 ± 8.2	44.0 ± 9.6	51.8 ± 7.8	51.4 ± 8.2	42.4 ± 9.6
BMI, kg/m^2	25.6 ± 4.2	24.7 ± 3.4	23.2 ± 3.0	26.1 ± 5.4	23.7 ± 4.4	21.5 ± 3.3
Waist circumference, cm[d]	88.6 ± 10.1	86.5 ± 8.7	82.4 ± 8.2	86.7 ± 12.1	80.7 ± 10.8	75.3 ± 8.9
Current smoker (%)	45.3	42.1	41.8	16.4	11.3	12.4
Fasting plasma glucose, mg/dl[d]	144.8 ± 39.7	108.9 ± 8.9	94.5 ± 7.2	138.2 ± 42.4	101.1 ± 10.7	89.8 ± 7.1
HbA1c, %[d]	7.3 ± 1.4	5.9 ± 0.3	5.4 ± 0.3	7.6 ± 1.6	6.0 ± 0.2	5.4 ± 0.3
Systolic blood pressure, mmHg[d]	128.5 ± 15.1	125.6 ± 14.6	120.3 ± 13.9	130.2 ± 16.7	124.1 ± 17.1	114.5 ± 15.1
Diastolic blood pressure, mmHg[d]	80.9 ± 9.7	80.0 ± 9.8	76.0 ± 10.2	78.4 ± 10.1	76.0 ± 10.4	70.9 ± 10.2
HDL-cholesterol, mg/dl[d]	52.0 ± 13.6	53.8 ± 13.9	56.5 ± 14.8	60.6 ± 15.4	63.8 ± 15.4	68.4 ± 15.1
LDL-cholesterol, mg/dl[d]	125.4 ± 31.4	127.8 ± 30.0	119.8 ± 29.9	135.7 ± 32.3	130.4 ± 30.9	112.4 ± 29.4
Triglycerides, mg/dl[d]	162.3 ± 137.2	148.2 ± 105.0	121.3 ± 87.9	115.8 ± 57.0	101.3 ± 69.3	72.5 ± 40.0

NGR, normal glucose regulation; BMI, body mass index; HDL, high-density lipoprotein; LDL, low-density lipoprotein.
[a] Diabetes was defined as fasting plasma glucose level of ≥126 mg/dl (≥7.0 mmol/L), HbA1c of ≥6.5% (≥48 mmol/mol), or the current use of anti-diabetic medication.
[b] Pre-diabetes was defined as fasting plasma glucose of 110–125 mg/dl (6.1–6.9 mmol/L) or HbA1c of 6.0–6.4% (42–46 mmol/mol).
[c] Normal glucose regulation was defined as a fasting plasma glucose level of <110 mg/dl (<6.1 mmol/L) and a HbA1c of <6.0% (<42 mmol/mol) among those not taking anti-diabetic drug.
[d] Mean ± standard deviation

Table 2 – Prevalence (%) of diabetes and pre-diabetes according to age and sex groups among men (n = 47,172) and women (n = 8280).

	Age categories										
	Total	20 to <25	25 to <30	30 to <35	35 to <40	40 to <45	45 to <50	50 to <55	55 to <60	60 to <65	65 to <70
Men											
No. of subjects	47,172	1016	1807	2935	7638	8715	7663	6887	7961	2186	364
Diabetes[a] (%)	8.0	0.5	1.2	2.3	3.1	4.8	7.7	11.5	15.3	16.2	21.4
Current use of anti-diabetic medication (%)	4.1	0.2	0.3	0.7	1.4	2.2	3.6	6.0	8.3	10.0	11.3
FPG ≥ 126 mg/dl (≥7.0 mmol/L) (%)	5.7	0.3	0.7	1.4	2.1	3.4	5.7	8.3	11.1	10.4	12.6
HbA1c ≥ 6.5% (≥48 mmol/mol) (%)	6.2	0.3	0.8	1.9	2.4	3.8	6.1	9.2	11.5	12.5	16.8
Current medication or HbA1c ≥ 6.5% (≥48 mmol/mol) (%)	7.0	0.4	0.8	1.9	2.7	4.1	6.7	10.2	13.2	14.4	19.2
Current medication or FPG ≥ 126 mg/dl (≥7.0 mmol/L) (%)	6.8	0.4	0.8	1.6	2.5	3.9	6.6	10.0	13.3	13.6	17.6
Pre-diabetes											
FPG 110–125 mg/dl (6.1–6.9 mmol/L) or HbA1c 6.0–6.4% (42–46 mmol/mol) (%)	14.1	1.1	2.8	5.1	7.7	10.7	15.0	19.4	22.3	25.1	24.2
FPG 100–125 mg/dl (5.6–6.9 mmol/L) (%)	31.9	7.0	8.6	18.2	25.6	28.4	35.3	40.3	42.5	40.3	33.2
FPG 110–125 mg/dl (6.1–6.9 mmol/L) (%)	8.4	0.5	1.1	2.9	4.2	5.8	9.0	12.2	14.1	14.7	10.7
HbA1c 5.7–6.4% (39–46 mmol/mol) (%)	21.7	5.2	7.0	12.2	16.0	19.4	23.0	26.5	29.2	33.0	37.9
HbA1c 6.0–6.4% (42–46 mmol/mol) (%)	8.3	0.6	1.8	2.9	4.7	6.6	8.9	11.1	12.6	16.1	19.0
Women											
No. of subjects	8280	341	382	594	1589	1646	1323	1022	1037	279	67
Diabetes[a] (%)	3.3	0.0	0.0	0.8	1.1	1.9	2.7	6.3	8.3	9.0	13.4
Current use of anti-diabetic medication (%)	1.7	0.0	0.0	0.3	0.4	1.0	1.9	3.1	4.1	5.0	7.5
FPG ≥ 126 mg/dl (≥7.0 mmol/L) (%)	1.9	0.0	0.0	0.5	0.7	1.3	1.3	3.7	4.9	3.9	3.0
HbA1c ≥ 6.5% (≥48 mmol/mol) (%)	2.7	0.0	0.0	0.8	0.9	1.4	2.2	4.7	7.3	7.5	13.4
Current medication or HbA1c ≥ 6.5% (≥48 mmol/mol) (%)	3.0	0.0	0.0	0.8	1.1	1.6	2.6	5.2	7.7	8.6	13.4
Current medication or FPG ≥ 126 mg/dl (≥7.0 mmol/L) (%)	2.6	0.0	0.0	0.5	0.8	1.6	2.1	5.1	6.0	6.8	10.5
Pre-diabetes											
FPG 110–125 mg/dl (6.1–6.9 mmol/L) or HbA1c 6.0–6.4% (42–46 mmol/mol) (%)	9.2	0.9	1.6	1.9	3.3	5.0	9.3	16.4	19.9	32.6	31.3
FPG 100–125 mg/dl (5.6–6.9 mmol/L) (%)	12.9	1.8	3.7	6.6	6.9	9.1	14.1	21.3	25.3	24.0	20.9
FPG 110–125 mg/dl (6.1–6.9 mmol/L) (%)	2.6	0.0	1.1	0.7	1.0	1.2	1.7	5.1	7.0	8.2	3.0
HbA1c 5.7–6.4% (39–46 mmol/mol) (%)	20.4	3.8	4.5	8.1	9.9	15.5	23.1	30.4	38.6	54.5	49.3
HbA1c 6.0–6.4% (42–46 mmol/mol) (%)	7.4	0.6	0.5	1.5	2.5	4.1	7.5	12.6	16.0	28.7	29.9

FPG, fasting plasma glucose.

[a] Diabetes was defined as fasting plasma glucose level of ≥126 mg/dl (≥7.0 mmol/L), HbA1c of ≥6.5% (≥48 mmol/mol), or the current use of anti-diabetic medication.

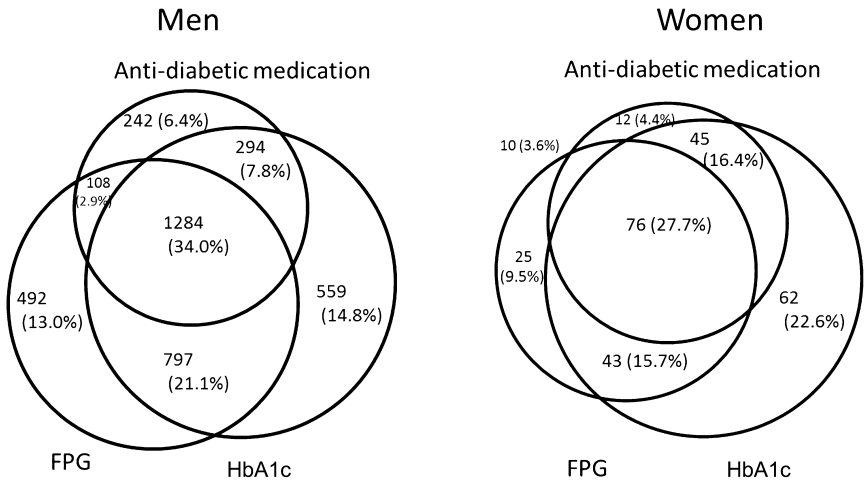


Fig. 1 – Proportion of individuals with diabetes identified by a combination of current use of anti-diabetic medication, fasting plasma glucose (FPG) ≥126 mg/dl (≥7.0 mmol/L), and HbA1c ≥6.5% (≥48 mmol/mol), respectively, among 3776 total diabetes cases in men and 273 total diabetes cases in women.

women, respectively, aged 60–64 years (Table 2). The increment of pre-diabetes prevalence was approximately 5% points per 5 year between 40 and 54 years of age in both men and women. Among various definitions of pre-diabetes (FPG 100–125 mg/dl (5.6–6.9 mmol/L), FPG 110–125 mg/dl (6.1–6.9 mmol/L), HbA1c 5.7–6.4% (39–46 mmol/mol), or HbA1c 6.0–6.4% (42–46 mmol/mol)), FPG 100–125 mg/dl (5.6–6.9 mmol/L) criteria showed the highest prevalence of pre-diabetes in men (31.9%), whereas HbA1c 5.7–6.4% (39–46 mmol/mol) did in women (20.4%).

Age-standardized prevalence of diabetes for BMI ≥30 kg/m^2 was 26.5% and 17.4% in men and women, respectively (Tables 3 and 4). In multiple logistic models, higher BMI and waist circumference and having hypertension and dyslipidemia were all statistically significantly associated with an increased prevalence of diabetes and pre-diabetes in both sexes ($P < 0.001$); the multivariate-adjusted OR of prevalent diabetes per 1 kg/m^2 of BMI was 1.19 (95% CI, 1.17–1.20) in men and 1.17 (1.13–1.21) in women. The associations of obesity and abdominal obesity with diabetes were stronger in women than those in men; the OR for the highest (≥30 kg/m^2) *vs* lowest (<23 kg/m^2) category of BMI was 6.95 (5.89–8.20) in men and 6.86 (4.18–11.2) in women; the OR for higher (≥90 cm in men and ≥80 cm in women) *vs* lower waist circumference was 1.16 (1.05–1.28) in men and 1.69 (1.17–2.45) in women. Smoking was associated with an increased odds of diabetes in both men and women; the OR for current smoker in men (compared with never smoker) and women (compared with non-smoker including past-smoker) was 1.45 (95% CI: 1.33–1.58) and 1.80 (1.26–2.58), respectively.

Age, sex, and BMI adjusted mean of FPG ranged from 94.3 mg/dl to 101.5 mg/dl and that of HbA1c ranged from 5.3% to 5.7% for each company. Age-standardized prevalence of diabetes ranged from 2.3% to 6.4% in men and from 1.0% to 3.4% in women.

4. Discussion

In this large-scale study among Japanese workers aged 20–69 years, the crude prevalence of diabetes, defined by HbA1c of ≥6.5% (≥48 mmol/mol), FPG level of ≥126 mg/dl (≥7.0 mmol/L), or medication for diabetes, was 8.0% and 3.3% in men and women, respectively. Of individuals with diabetes, approximately 80% were defined by HbA1c ≥6.5% (≥48 mmol/mol) criterion. Moreover, 15% and 23% of diabetic patients were missed in men and women, respectively, if diabetes was defined based on FPG criterion and current medication but not using HbA1c criterion. The prevalence of pre-diabetes, defined by FPG 110–125 mg/dl (6.1–6.9 mmol/L) or HbA1c 6.0–6.4% (42–46 mmol/mol), was 14.1% in men and 9.2% in women. Both diabetes and pre-diabetes showed an increase with advancing age. Higher BMI and waist circumference, hypertension, dyslipidemia, and current smoking were significantly associated with a higher prevalence of diabetes in both men and women.

Although there is no population-based data that are directly comparable to those of the present study, two Japanese studies reported the prevalence of diabetes using both HbA1c and FPG criteria in a population without known diabetes; 7.5% in men and 3.4% in women aged 15–93 years, who were community residents and voluntarily participated in a health screening [13], and 3.6% in both men and women aged 18–91 years, who were mainly government employees and underwent health screenings including comprehensive medical examination [14]. The prevalence of diabetes in the present study was similar to that in the former study [13] but appears to be higher than that in the latter [14], a difference that might be due to higher health consciousness of participants in the latter study. In another Japanese study among community residents of Hisayama using 75 g-OGTT, age-specific prevalence of diabetes was 7.5% and 3.9% in men and women, respectively, aged 40–49 years and 19.5% and 9.1% in men and women, respectively, aged 50–59 [21]. Compared with that study, the prevalence of diabetes for these age groups was generally lower in the present study, especially among men aged 50–59 (13.6%). Such difference in prevalence may reflect the different distribution of risk factor for diabetes between the study populations. Alternatively, given that US [12] and Chinese [22] national surveys reported that HbA1c

Table 3 – Age-standardized prevalence (%) of diabetes and pre-diabetes by risk factors and multivariable adjusted odds ratios (OR) in men.

	Diabetes[a]			Pre-diabetes[b]		
	Subjects	Prevalence[c]	Multivariable adjusted OR (95% CI)[d]	Subjects[e]	Prevalence[c]	Multivariable adjusted OR (95% CI)[d]
BMI, kg/m^2						
<23.0	21,759	4.0	1.00 (reference)	20,730	8.4	1.00 (reference)
23.0–24.9	11,880	5.4	1.26 (1.15–1.39)	11,027	11.9	1.42 (1.32–1.53)
25.0–29.9	11,690	9.8	2.05 (1.84–2.28)	10,283	16.8	1.99 (1.83–2.17)
≥30.0	1842	26.5	6.95 (5.89–8.20)	1355	21.8	3.78 (3.24–4.41)
BMI 1 kg/m^2	–	–	1.19 (1.17–1.20)	–	–	1.14 (1.13–1.15)
Waist circumference, cm						
<90	37,626	5.1	1.00 (reference)	35,344	10.4	1.00 (reference)
≥90	9546	13.0	1.16 (1.05–1.28)	8052	18.6	1.22 (1.13–1.33)
Smoking status						
Never smoker	15,980	5.6	1.00 (reference)	14,947	11.0	1.00 (reference)
Past smoker	10,107	6.6	1.19 (1.08–1.31)	9158	12.8	1.18 (1.09–1.27)
Current smoker	18,999	7.7	1.45 (1.33–1.58)	17,355	12.6	1.22 (1.14–1.30)
Hypertension						
No	37,579	5.4	1.00 (reference)	35,367	11.2	1.00 (reference)
Yes	9593	13.1	1.59 (1.48–1.72)	8029	17.3	1.23 (1.15–1.31)
Dyslipidemia						
No	24,454	4.5	1.00 (reference)	23,179	9.3	1.00 (reference)
Yes	22,718	9.2	1.58 (1.46–1.70)	20,217	15.0	1.50 (1.42–1.59)

OR, odds ratio; 95% CI, 95% confidence interval; BMI, body mass index.

[a] Diabetes was defined as fasting plasma glucose level of ≥126 mg/dl (≥7.0 mmol/L), HbA1c of ≥6.5% (≥48 mmol/mol), or the current use of anti-diabetic medication.

[b] Pre-diabetes was defined as fasting plasma glucose of 110–125 mg/dl (6.1–6.9 mmol/L) or HbA1c of 6.0–6.4% (42–46 mmol/mol).

[c] Standard population was total population (n = 80,469).

[d] Age (continuous), body mass index (<23.0 kg/m^2, 23.0–24.9 kg/m^2, 25.0–29.9 kg/m^2, or ≥30.0 kg/m^2), waist circumference (<90 cm or ≥90 cm), smoking status (never smoker, past smoker, or current smoker), hypertension (yes or no), and dyslipidemia (yes or no) were included in the model simultaneously.

[e] Subjects were not included diabetes.

criterion detected fewer diabetes patients than OGTT, it could be ascribed to the difference in diagnostic method.

Results of the present study are also similar to those of the Japanese National Health and Nutrition Survey on diabetes in 2007 [11], in which diabetes was diagnosed if HbA1c ≥6.5% (≥48 mmol/mol) and/or presence of treated diabetes (but not using FPG). The age-specific prevalence of diabetes in those aged 40–49, 50–59, and 60–69 years in the national survey was 7.6%, 12.1%, and 22.1%, respectively, in men and 2.9%, 5.6%, and 14.1%, respectively, in women [11]. A lower prevalence of diabetes in 60s of the present study than in the counterparts of the national survey could be ascribed to the difference of age distribution in that category (median; 61 years of age in the present study). In the 2003–2006 US NHANES [12], where diabetes was defined if one had a HbA1c ≥6.5% (≥48 mmol/mol) or reported previously diagnosed diabetes, the prevalence of diabetes in those aged 20 or older was 9.6% in men and 9.6% in women. The figure in men is similar to that in men of the present study (8.0%).

In the present study, approximately 80% of individuals with diabetes were defined by HbA1c ≥6.5% (≥48 mmol/mol) criterion. The difference of diabetes prevalence between HbA1c and FPG criteria and current medication combined and FPG criterion and current medication combined (not using HbA1c criterion) was 1.2% (8.0% *vs* 6.8%) in men and 0.7% (3.3% *vs* 2.6%) in women aged 20–69 years. If diabetes is defined using FPG criterion and current medication combined, 15% and 23% of total diabetes patients will be missed in men and women, respectively. Women appear to be more likely to be missed than men if HbA1c is not used, as was suggested in previous Japanese and US studies [13,23]. Although the reason is unclear, iron deficiency might partly explain the difference. Iron deficiency is common in women. Because glycation fraction increases in iron deficient state [24], women may have higher HbA1c levels than men if glucose levels are similar [25]. In contrast, the difference of diabetes prevalence between combined HbA1c and FPG criteria plus current medication and HbA1c criteria plus current medication (not using FPG criteria) was 1.0% (8.0% *vs* 7.0%) in men and 0.3% (3.3% *vs* 3.0%) in women in the present study. If diabetes is defined using HbA1c criterion and current medication combined, 13% and 10% of total diabetes patients will be missed in men and women, respectively. In the US NHANES, however, HbA1c detected fewer number of diabetes patients than FPG [12]. The discrepancy between the US and the present study is unclear. However, it might be ascribed to a relatively lower insulin secretory capacity [26] and higher consumption of white rice [11], a high glycemic food [27], in Japanese, leading to a greater increase of postprandial glucose [28]. Because HbA1c reflects not only fasting but also postprandial glucose levels [29], more diabetes patients might be detected using HbA1c among Japanese population than among US population.

We observed a large variation of the prevalence of pre-diabetes by definition; from 8.3% (HbA1c 6.0–6.4%

Table 4 – Age-standardized prevalence (%) of diabetes and pre-diabetes by risk factors and multivariable adjusted odds ratios (OR) in women.

	Diabetes[a]			Pre-diabetes[b]		
	Subjects	Prevalence[c]	Multivariable adjusted OR (95% CI)[d]	Subjects[e]	Prevalence[c]	Multivariable adjusted OR (95% CI)[d]
BMI, kg/m^2						
<23.0	5793	1.5	1.00 (reference)	5712	6.8	1.00 (reference)
23.0–24.9	1137	3.5	1.63 (1.09–2.45)	1083	8.7	1.24 (0.97–1.59)
25.0–29.9	1067	5.9	2.10 (1.38–3.21)	986	15.7	2.22 (1.71–2.90)
≥30.0	282	17.4	6.86 (4.18–11.2)	225	22.5	4.17 (2.81–6.19)
BMI 1 kg/m^2	–	–	1.17 (1.13–1.21)	–	–	1.12 (1.09–1.15)
Waist circumference, cm						
<80	5744	1.6	1.00 (reference)	5662	6.9	1.00 (reference)
≥80	2536	5.8	1.69 (1.17–2.45)	2345	12.6	1.19 (0.95–1.48)
Smoking status						
Non-smoker	6899	3.0	1.00 (reference)	6675	8.9	1.00 (reference)
Current smoker	983	4.7	1.80 (1.26–2.58)	939	9.4	1.15 (0.89–1.48)
Hypertension						P = 0.30
No	7392	2.3	1.00 (reference)	7231	8.1	1.00 (reference)
Yes	888	9.2	2.26 (1.70–2.99)	776	17.3	1.45 (1.17–1.78)
Dyslipidemia						
No	6128	1.8	1.00 (reference)	6035	7.0	1.00 (reference)
Yes	2152	6.1	2.27 (1.71–3.02)	1972	13.6	1.71 (1.44–2.03)

OR, odds ratio; 95% CI, 95% confidence interval; BMI, body mass index.

[a] Diabetes was defined as fasting plasma glucose level of ≥126 mg/dl (≥7.0 mmol/L), HbA1c of ≥6.5% (≥48 mmol/mol), or the current use of anti-diabetic medication.

[b] Pre-diabetes was defined as fasting plasma glucose of 110–125 mg/dl (6.1–6.9 mmol/L) or HbA1c of 6.0–6.4% (42–46 mmol/mol).

[c] Standard population was total population (n = 80,469).

[d] Age (continuous), body mass index (<23.0 kg/m^2, 23.0–24.9 kg/m^2, 25.0–29.9 kg/m^2, or ≥30.0 kg/m^2), waist circumference (<80 cm or ≥80 cm), smoking status (non-smoker or current smoker), hypertension (yes or no), and dyslipidemia (yes or no) were included in the model simultaneously.

[e] Subjects were not included diabetes.

(42–46 mmol/mol)) to 31.9% (FPG 100–125 mg/dl (5.6–6.9 mmol/L)) in men and from 2.6% (FPG 110–125 mg/dl (6.1–6.9 mmol/L)) to 20.4% (HbA1c 5.7–6.4% (39–46 mmol/mol)) in women. The overall prevalence of pre-diabetes defined on the basis of combination of FPG 110–125 mg/dl (6.1–6.9 mmol/L) and HbA1c 6.0–6.4% (42–46 mmol/mol), which can precisely predict progression to diabetes [15], was 14.1% and 9.2% among men and women, respectively in the present study. From a prospective observation among 6551 Japanese men and women aged 24–82 years (mean age 49.9 years) [15], a lower prevalence of pre-diabetes at baseline was reported (7.8%) than those in the present study (mean age: 45.5 years in men, 43.5 years in women). The reason of the lower pre-diabetes prevalence in that study (in spite of their relatively older mean age) than ours may be ascribed to higher health consciousness of the study participants (comprehensive medical examinee) [15].

As with previous association studies, we found a strong positive relationship between obesity and prevalence of diabetes; the multivariate-adjusted OR of diabetes per 1 kg/m^2 increase of BMI was 1.19 in men and 1.17 in women. In prospective studies among Japanese men and women, multivariate-adjusted hazard ratio of diabetes per 1 kg/m^2 of BMI was 1.21[30] and multivariate-adjusted OR of diabetes per 1 kg/m^2 of BMI was 1.21 [31]. In spite of the differences in study design (cross-sectional *vs* prospective) and criteria for diabetes (FPG ≥110 mg/dl (≥6.1 mmol/L) or medication for diabetes [30] and by OGTT [31]) among these and the present studies, the magnitude of association was similar. We also found a strong association between abdominal obesity and diabetes, especially in women; the OR of diabetes for higher (≥90 cm in men and ≥80 cm in women) *vs* lower waist circumference was 1.16 in men and 1.69 in women. The observed association with abdominal obesity was similar to those in previous studies among Asian populations using the same cutoff of waist circumference; the multivariate-adjusted OR of prevalent diabetes for higher *vs* lower waist circumference was 1.39 in Chinese [32] and the prevalence ratio was 1.40 in Japanese-Brazilians [33]. Similar to the present study, a stronger association in women than in men was reported in a multi-ethnic study that assessed abdominal obesity by using computed tomography [34]; OR for 1-SD increase in visceral adipose tissue was 1.74 in men and 2.50 in women. In addition, the present finding of a higher prevalence of diabetes among those with hypertension or dyslipidemia agrees with previous ones [30–32,35–37]. A higher prevalence of diabetes associated smoking is consistent with a meta-analysis of 25 prospective studies [38].

The major strengths of the present study included a large number of participants from several Japanese companies. Because worker health examination is mandatory in Japan, the present study is less likely to be subject to bias due to selective participation. Limitations of the present study also deserve mention. First, OGTT was not available in this study. Instead, we used HbA1c, which has several advantages over FPG; it does not require fasting, reflects long-term level of

glycaemia, is relatively unaffected by acute perturbations in glucose levels, and has substantially less biologic variability and pre-analytic instability than FPG [9,10]. Second, because dietary intake and physical activity, an important determinant of type 2 diabetes, were not assessed in this study, we were not able to examine the association between these factors and diabetes. Third, an association between diabetes/pre-diabetes and risk factors derived from a cross-sectional study does not indicate causality. However, our finding is also supported by those from prospective studies [30,31]. Fourth, FPG and HbA1c levels differed among companies even after adjustment for age, sex, and BMI. Given satisfactory results of external quality control in all participating companies, the difference might be due to the variation of factors other than method of glucose measurement. Finally, most subjects in the present study were employees in large-scale companies, and their occupational background might differ from that in small- and medium-companies. Because health promotion service might be better provided in large companies than in small- and medium-companies, the prevalence of diabetes and pre-diabetes in the present study might be underestimated. In addition, the number of women in the present study was relatively small. In Japan, more than half of adult women were housewife or unemployed according to the National Health and Nutrition Survey [11]. The present finding might not be applied to those in small and medium companies or non-working population. As we mentioned above, however, the prevalence of diabetes in the present study was similar to those in the national survey in Japan [11].

In conclusion, one in 13 men and one in 30 women aged 20–69 years (one in 7 men and one in 21 women aged 40–69 years) were identified to have diabetes using HbA1c ≥6.5% (≥48 mmol/mol) and FPG ≥126 mg/dl (≥7.0 mmol/L) criteria and current use of anti-diabetic medication in a large Japanese working population. Approximately 80% of those with diabetes were detected by HbA1c ≥6.5% (≥48 mmol/mol) criterion. Moreover, one in 7 men and one in 11 women aged 20–69 years (one in 6 men and one in 8 women aged 40–69 years) had pre-diabetes (FPG 110–125 mg/dl (6.1–6.9 mmol/L) or HbA1c 6.0–6.4% (42–46 mmol/mol)), a stage earlier in the diabetes continuum where individuals are at increased risk of developing diabetes and where intervention is effective in delaying or preventing the onset of diabetes [10]. Given high prevalence of pre-diabetes among those aged 40 years or older, screening and interventions targeted for these groups would be a priority to decrease social burden of diabetes.

Conflict of interest statement

The authors have declared that no competing interests exist. AU, TK, ME, TI, ANS, KT, MY, DO, TMR, CS, MS, TMY, SN, TNK, TH, SY, HO, NS, IK, and SD are occupational health physician in each corporation.

Sources of support

This work was supported by the Industrial Health Foundation.

Contributors

The authors' responsibilities were as follows: SD and TMZ: conception and design of the study; KKR, KKW, ANN, and TMZ conducted data collection; AU, TK, ME, TI, ANS, KT, MY, TMR, CS, MS, TMY, SN, TNK, TH, SY, HO, NS, IK, and SD provided databases for the research; AU, KKR, TK, KKW, ME, TI, ANS, KT, MY, RK, TNG, DO, TMR, TMY, TNK, ANN, IK, TMZ, NK, and SD drafted the plan for the data analysis; KKR conducted data analysis; NMP and TMZ provided statistical expertise; KKR drafted the manuscript; and all authors were involved in interpretation of the results and revision of the manuscript and approved the final version of manuscript.

Acknowledgements

We thank Toshiteru Okubo (Radiation Effects Research Foundation) for scientific advice on the conduct of J-ECOH Study; Asami Fukuda (National Center for Global Health and Medicine) for data management; and Saeko Takagiwa (National Center for Global Health and Medicine) for administrative support.

Appendix A. Supplementary data

Supplementary material related to this article can be found, in the online version, at http://dx.doi.org/10.1016/j.diabres.2014.07.013.

REFERENCES

[1] Guariguata L, Whiting DR, Hambleton I, Beagley J, Linnenkamp U, Shaw JE. Global estimates of diabetes prevalence for 2013 and projections for 2035. Diabetes Res Clin Pract 2014;103:137–49.
[2] The Emerging Risk Factors Collaboration. Diabetes mellitus, fasting blood glucose concentration, and risk of vascular disease: a collaborative meta-analysis of 102 prospective studies. Lancet 2010;375:2215–22 [British edition].
[3] Saito I. Epidemiological evidence of type 2 diabetes mellitus, metabolic syndrome, and cardiovascular disease in Japan. Circ J 2012;76:1066–73.
[4] Sasazuki S, Charvat H, Hara A, Wakai K, Nagata C, Nakamura K, et al. Diabetes mellitus and cancer risk: pooled analysis of eight cohort studies in Japan. Cancer Sci 2013;104:1499–507.
[5] Deng L, Gui Z, Zhao L, Wang J, Shen L. Diabetes mellitus and the incidence of colorectal cancer: an updated systematic review and meta-analysis. Dig Dis Sci 2012;57:1576–85.
[6] The Emerging Risk Factors Collaboration. Diabetes mellitus, fasting glucose, and risk of cause-specific death. N Engl J Med 2011;364:829–41.
[7] Iso H. Changes in coronary heart disease risk among Japanese. Circulation 2008;118:2725–9.
[8] Nagata M, Ninomiya T, Doi Y, Yonemoto K, Kubo M, Hata J, et al. Trends in the prevalence of chronic kidney disease and its risk factors in a general Japanese population: the Hisayama Study. Nephrol Dial Transplant 2010;25:2557–64.

[9] International Expert Committee. International Expert Committee report on the role of the A1C assay in the diagnosis of diabetes. Diabetes Care 2009;32:1327–34.
[10] American Diabetes Association. Diagnosis and classification of diabetes mellitus. Diabetes Care 2010;33(Suppl. 1):S62–9.
[11] Joho Kenkyukai Kenko Eiyo. The National Health and Nutrition Survey in Japan, 2007. Tokyo: Daiichi-shuppan; 2010.
[12] Cowie CC, Rust KF, Byrd-Holt DD, Gregg EW, Ford ES, Geiss LS, et al. Prevalence of diabetes and high risk for diabetes using A1C criteria in the U.S. population in 1988–2006. Diabetes Care 2010;33:562–8.
[13] Inoue M, Inoue K, Akimoto K. Effects of age and sex in the diagnosis of type 2 diabetes using glycated haemoglobin in Japan: the Yuport Medical Checkup Centre study. PLoS ONE 2012;7:e40375.
[14] Heianza Y, Hara S, Arase Y, Saito K, Tsuji H, Kodama S, et al. Impact of introducing HbA1c into the diagnostic criteria on prevalence and cardiovascular risk profiles of individuals with newly diagnosed diabetes in Japan: the Toranomon Hospital Health Management Center Study 2 (TOPICS 2). Diabetes Res Clin Pract 2012;95:283–90.
[15] Heianza Y, Arase Y, Fujihara K, Tsuji H, Saito K, Hsieh SD, et al. Screening for pre-diabetes to predict future diabetes using various cut-off points for HbA(1c) and impaired fasting glucose: the Toranomon Hospital Health Management Center Study 4 (TOPICS 4). Diabet Med 2012;29:e279–85.
[16] Kashiwagi A, Kasuga M, Araki E, Oka Y, Hanafusa T, Ito H, et al. International clinical harmonization of glycated hemoglobin in Japan: from Japan Diabetes Society to National Glycohemoglobin Standardization Program values. J Diabetes Investig 2012;3:39–40.
[17] The Expert Committee on the Diagnosis and Classification of Diabetes Mellitus. Report of the expert committee on the diagnosis and classification of diabetes mellitus. Diabetes Care 2003;26(Suppl. 1):S5–20.
[18] World Health Organization. Definition, diagnosis, and classification of diabetes Mellitus and its complications: Report of a WHO consultation. Geneva: World Health Organization; 1999.
[19] Guidelines Subcommittee. 1999 World Health Organization-International Society of Hypertension Guidelines for the Management of Hypertension. J Hypertens 1999;17:151–83.
[20] Teramoto T. Executive Summary of the Japan Atherosclerosis Society (JAS) Guidelines for the Diagnosis and Prevention of Atherosclerotic Cardiovascular Diseases in Japan – 2012 version. J Atherosclerosis Thromb 2013;20:517–23.
[21] Sekikawa A, Eguchi H, Tominaga M, Igarashi K, Abe T, Manaka H, et al. Prevalence of type 2 diabetes mellitus and impaired glucose tolerance in a rural area of Japan. The Funagata diabetes study. J Diabetes Complications 2000;14:78–83.
[22] Xu Y, Wang L, He J, Bi Y, Li M, Wang T, et al. Prevalence and control of diabetes in Chinese adults. JAMA 2013;310:948–59.
[23] Lipska KJ, De Rekeneire N, Van Ness PH, Johnson KC, Kanaya A, Koster A, et al. Identifying dysglycemic states in older adults: implications of the emerging use of hemoglobin A1c. J Clin Endocrinol Metab 2010;95:5289–95.
[24] Ahmad J, Rafat D. HbA1c and iron deficiency: a review. Diabetes Metab Syndr 2013;7:118–22.
[25] Coban E, Ozdogan M, Timuragaoglu A. Effect of iron deficiency anemia on the levels of hemoglobin A1c in nondiabetic patients. Acta Haematol 2004;112:126–8.
[26] Torrens JI, Skurnick J, Davidow AL, Korenman SG, Santoro N, Soto-Greene M, et al. Ethnic differences in insulin sensitivity and beta-cell function in premenopausal or early perimenopausal women without diabetes: the Study of Women's Health Across the Nation (SWAN). Diabetes Care 2004;27:354–61.
[27] Jenkins DJ, Wolever TM, Buckley G, Lam KY, Giudici S, Kalmusky J, et al. Low-glycemic-index starchy foods in the diabetic diet. Am J Clin Nutr 1988;48:248–54.
[28] Wolever TM, Jenkins DJ, Jenkins AL, Josse RG. The glycemic index: methodology and clinical implications. Am J Clin Nutr 1991;54:846–54.
[29] Landgraf R. The relationship of postprandial glucose to HbA1c. Diabetes Metab Res Rev 2004;20(Suppl. 2):S9–12.
[30] Sugimori H, Miyakawa M, Yoshida K, Izuno T, Takahashi E, Tanaka C, et al. Health risk assessment for diabetes mellitus based on longitudinal analysis of MHTS database. J Med Syst 1998;22:27–32.
[31] Okada K, Furusyo N, Sawayama Y, Kanamoto Y, Murata M, Hayashi J. Prevalence and risk factors for diabetes: a ten year follow-up study of the Yaeyama district of Okinawa. Fukuoka Igaku Zasshi 2010;101:215–24.
[32] Yang W, Lu J, Weng J, Jia W, Ji L, Xiao J, et al. Prevalence of diabetes among men and women in China. N Engl J Med 2010;362:1090–101.
[33] Andrade RC, Figueiredo RC, Foss-Freitas MC, Pace AE, Dal Fabbro AL, Franco LJ, et al. Prevalence of diabetes mellitus in the Japanese-Brazilian community of Mombuca, Guatapara, SP. Arq Bras Endocrinol Metabol 2011;55:127–33.
[34] Nazare JA, Smith JD, Borel AL, Haffner SM, Balkau B, Ross R, et al. Ethnic influences on the relations between abdominal subcutaneous and visceral adiposity, liver fat, and cardiometabolic risk profile: the International Study of Prediction of Intra-Abdominal Adiposity and Its Relationship With Cardiometabolic Risk/Intra-Abdominal Adiposity. Am J Clin Nutr 2012;96:714–26.
[35] Rathmann W, Haastert B, Icks A, Lowel H, Meisinger C, Holle R, et al. High prevalence of undiagnosed diabetes mellitus in Southern Germany: target populations for efficient screening. The KORA survey 2000. Diabetologia 2003;46:182–9.
[36] Escobedo J, Buitron LV, Velasco MF, Ramirez JC, Hernandez R, Macchia A, et al. High prevalence of diabetes and impaired fasting glucose in urban Latin America: the CARMELA Study. Diabet Med 2009;26:864–71.
[37] Hadaegh F, Bozorgmanesh MR, Ghasemi A, Harati H, Saadat N, Azizi F. High prevalence of undiagnosed diabetes and abnormal glucose tolerance in the Iranian urban population: Tehran Lipid and Glucose Study. BMC Publ Health 2008;8:176.
[38] Willi C, Bodenmann P, Ghali WA, Faris PD, Cornuz J. Active smoking and the risk of type 2 diabetes: a systematic review and meta-analysis. JAMA 2007;298:2654–64.

PLOS | ONE

RESEARCH ARTICLE

Smoking, Smoking Cessation, and the Risk of Type 2 Diabetes among Japanese Adults: Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study

Shamima Akter[1]*, Hiroko Okazaki[2], Keisuke Kuwahara[1,3], Toshiaki Miyamoto[4], Taizo Murakami[5], Chii Shimizu[5], Makiko Shimizu[5], Kentaro Tomita[6], Satsue Nagahama[7], Masafumi Eguchi[8], Takeshi Kochi[8], Teppei Imai[9], Akiko Nishihara[9], Naoko Sasaki[10], Tohru Nakagawa[11], Shuichiro Yamamoto[11], Toru Honda[11], Akihiko Uehara[12], Makoto Yamamoto[12], Ai Hori[13], Nobuaki Sakamoto[14], Chiro Nishiura[13], Takafumi Totsuzaki[15], Noritada Kato[16], Kenji Fukasawa[17], Ngoc M. Pham[18], Kayo Kurotani[1], Akiko Nanri[1], Isamu Kabe[8], Tetsuya Mizoue[1], Tomofumi Sone[19], Seitaro Dohi[2], the Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study Group[¶]

1 Department of Epidemiology and Prevention, Center for Clinical Sciences, National Center for Global Health and Medicine, Tokyo, Japan, **2** Mitsui Chemicals, Inc., Tokyo, Japan, **3** Teikyo University Graduate School of Public Health, Tokyo, Japan, **4** Nippon Steel & Sumitomo Metal Corporation Kimitsu Works, Chiba, Japan, **5** JFE Steel Corporation, Kanagawa, Japan, **6** Mitsubishi Plastics, Inc., Tokyo, Japan, **7** All Japan Labour Welfare Foundation, Tokyo, Japan, **8** Furukawa Electric Co., Ltd., Tokyo, Japan, **9** Azbil Corporation, Tokyo, Japan, **10** Mitsubishi Fuso Truck and Bus Corporation, Kanagawa, Japan, **11** Hitachi, Ltd., Ibaraki, Japan, **12** YAMAHA CORPORATION, Shizuoka, Japan, **13** Department of Safety and Health, Tokyo Gas Co., Ltd., Tokyo, Japan, **14** Genkiplaza Medical Center for Health Care, Tokyo, Japan, **15** Mizuho Bank, Ltd., Tokyo, Japan, **16** Fuji Electric Co., Ltd., Kanagawa, Japan, **17** Ricoh Co., Ltd., Kanagawa, Japan, **18** Department of Epidemiology, Faculty of Public Health, Thai Nguyen University of Medicine and Pharmacy, Thai Nguyen Province, Vietnam, **19** National Institute of Public Health, Saitama, Japan

¶ Membership of the Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study Group is provided in the Acknowledgments.
* samimarub@yahoo.com

CrossMark
click for updates

OPEN ACCESS

Citation: Akter S, Okazaki H, Kuwahara K, Miyamoto T, Murakami T, Shimizu C, et al. (2015) Smoking, Smoking Cessation, and the Risk of Type 2 Diabetes among Japanese Adults: Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study. PLoS ONE 10(7): e0132166. doi:10.1371/journal.pone.0132166

Editor: Raymond Niaura, Legacy, Schroeder Institute for Tobacco Research and Policy Studies, UNITED STATES

Received: January 12, 2015

Accepted: June 10, 2015

Published: July 22, 2015

Copyright: © 2015 Akter et al. This is an open access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License, which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original author and source are credited.

Data Availability Statement: Due to ethical restrictions and patient confidentiality concerns, de-identified data are available upon request to qualified researchers from Dr. Mizoue (Department of Epidemiology and Prevention, Center for Clinical Sciences, National Center for Global Health and Medicine, Tokyo, Japan).

Funding: This study was supported by a grant from the Industrial Health Foundation (to Dr Mizoue), the National Cancer Center Research and Development

Abstract

Aims

To examine the association of smoking status, smoking intensity, and smoking cessation with the risk of type 2 diabetes (T2D) using a large database.

Methods

The present study included 53,930 Japanese employees, aged 15 to 83 years, who received health check-up and did not have diabetes at baseline. Diabetes was defined as fasting plasma glucose ≥126 mg/dl, random plasma glucose ≥200 mg/dl, HbA1c ≥6.5% (≥48 mmol/mol), or receiving medication for diabetes. Cox proportional-hazards regression models were used to investigate the association between smoking and the risk of diabetes.

Fund (to Dr Mizoue), and Grant-in-Aid for Scientific Research (B) (25293146) (to Dr Mizoue). "Mitsui Chemicals, Inc.", "Nippon Steel & Sumitomo Metal Corporation Kimitsu Works", "JFE Steel Corporation", "Mitsubishi Plastics, Inc.", "Furukawa Electric Co., Ltd.", "Azbil Corporation", "Mitsubishi Fuso Truck and Bus Corporation", "Hitachi, Ltd.", "YAMAHA CORPORATION", "Tokyo Gas Co., Ltd", "Mizuho Bank, Ltd", "Fuji Electric Co., Ltd" and "Ricoh Co., Ltd" provided support in the form of salaries for authors [H. Okazaki, S. Dohi, T. Miyamoto, T. Murakami, C. Shimizu, M. Shimizu, K. Tomita, M. Eguchi, T. Kochi, I. Kabe, T. Imai, A. Nishihara, N. Sasaki, T. Nakagawa, S. Yamamoto, and T. Honda, A. Uehara, M. Yamamoto, A. Hori, C. Nishiura, T. Totsuzaki, N. Kato, and K. Fukasawa], but did not have any additional role in the study design, data collection and analysis, decision to publish, or preparation of the manuscript. The specific roles of these authors are articulated in the 'author contributions' section.

Competing Interests: H. Okazaki and S. Dohi belong to Mitsui Chemicals, Inc.; T. Miyamoto, Nippon Steel & Sumitomo Metal Corporation Kimitsu Works; T. Murakami, C. Shimizu, and M. Shimizu, JFE Steel Corporation. K. Tomita, Mitsubishi Plastics, Inc.; S. Nagahama, All Japan Labour Welfare Foundation; M. Eguchi, T. Kochi, and I. Kabe, Furukawa Electric Co., Ltd.; T. Imai and A. Nishihara, Azbil Corporation; N. Sasaki, Mitsubishi Fuso Truck and Bus Corporation; T. Nakagawa, S. Yamamoto, and T. Honda, Hitachi, Ltd.; A. Uehara, and M. Yamamoto, YAMAHA CORPORATION; A. Hori, and C. Nishiura, Tokyo Gas Co., Ltd.; N. Sakamoto, Genkiplaza Medical Center for Health Care; T. Totsuzaki, Mizuho Bank, Ltd.; N. Kato, Fuji Electric Co., Ltd.; K. Fukasawa, Ricoh Co., Ltd. H. Okazaki, S. Dohi, T. Murakami, C. Shimizu, and M. Shimizu, K. Tomita, M. Eguchi, T. Kochi, and I. Kabe, T. Imai and A. Nishihara, N. Sasaki, T. Nakagawa, S. Yamamoto, and T. Honda, A. Uehara, and M. Yamamoto, A. Hori, and C. Nishiura, N. Sakamoto, T. Totsuzaki, and N. Kato are the health professionals in each participating company. All authors declare no conflict of interest, patents, products in development or marketed products etc. This does not alter their adherence to PLOS ONE policies on sharing data and materials.

Results

During 3.9 years of median follow-up, 2,441 (4.5%) individuals developed T2D. The multivariable-adjusted hazard ratios (95% CI) for diabetes were 1 (reference), 1.16 (1.04 to 1.30) and 1.34 (1.22 to 1.48) for never smokers, former smokers, and current smokers, respectively. Diabetes risk increased with increasing numbers of cigarette consumption among current smokers (P for trend <0.001). Although the relative risk of diabetes was greater among subjects with lower BMIs (< 23 kg/m^2), attributable risk was greater in subjects with higher BMIs ($\geq$ 23 kg/m^2). Compared with individuals who had never smoked, former smokers who quit less than 5 years, 5 to 9 years, and 10 years or more exhibited hazards ratios for diabetes of 1.36 (1.14 to 1.62), 1.23 (1.01 to 1.51), and 1.02 (0.85 to 1.23), respectively.

Conclusions

Results suggest that cigarette smoking is associated with an increased risk of T2D, which may decrease to the level of a never smoker after 10 years of smoking cessation.

Introduction

Tobacco smoking is a leading global disease risk factor, with nearly 6 million premature deaths, 6.9% years of life lost, and 5.5% disability-adjusted life-years (DALYs) in 2010 [1]. The global prevalence of tobacco smoking among adults is 22% [2]. In Japan, the prevalence of smoking has been declining as nearly 20% of adults were current tobacco smokers in 2012 [2]. Diabetes is a major health problem worldwide. Its current prevalence is approximately 8%, and it is predicted to rise to 10% by the 2035 [3]. An extensive body of literature has consistently found that cigarette smoking is a risk factor for diabetes. In a systematic review with meta-analysis based on evidence from 25 cohort studies, Willi et al. found that active smoking was associated with a higher incidence of type 2 diabetes (T2D), followed by past smokers, compared to never smokers [4]. A dose-response relationship was also observed between diabetes and the number of cigarettes smoked [4].

Although epidemiological data have consistently supported the role of smoking in the pathogenesis of T2D, some issues remain to be addressed. For one, given that obesity is a strong risk factor for T2D and smoking influences weight, the effect of smoking on T2D risk may differ according to the level of obesity. However, the few studies that have addressed this issue reported inconsistent results [5–7]. Thus, it is unclear how obesity modifies the association between smoking and the risk of T2D. Another important issue is the effect of smoking cessation. As quitting smoking frequently accompanies weight gain and can worsen some diabetic symptoms [8], a concern has been raised as to whether smoking cessation increases the risk of T2D. Although some [9–13] but not all [6, 14] studies reported an increase in the risk of T2D during a few years after smoking cessation, most studies have consistently shown that the risk of diabetes decreased to the non-smoker level after a long-period of smoking cessation [9–15]. These findings, however, may be limited due to small sample size [6, 10], inclusion of men only [6, 9, 10], women only [12, 14], or self-reports of the diagnosis of diabetes [10, 12, 13, 15]. Herein, we examined the prospective association of smoking status, smoking intensity, and smoking cessation with the risk of T2D in a large cohort of Japanese workers.

Methods

Study design

The Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health (J-ECOH) Study is an on-going multi-center study among workers of 12 companies from various industries. Researchers collected several types of health-related data including general health examinations, which all employees are obliged to undergo each year under the health and safety law in Japan. As of August 2013, nine participating companies provided health check-up data for the period January 2008 to December 2012 or April 2008 to March 2013. The date of the earliest examination (mostly in 2008) was regarded as baseline, but if the 2008 dataset of a company contained a large number of missing data, the date of 2009 or 2010 examinations was considered as baseline for the company. Outcome of the present prospective analysis was determined using data of health check-ups after the baseline through 2013.

Ethics statement

Detail of ethical procedure of J-ECOH study has been described elsewhere [16]. In short, the objective and procedure of the study was announced in each company by using posters. The requirement for written informed consent was waived. Participants did not provide their verbal or written informed consent to join the study but were allowed to refuse their participation. This procedure conforms to the Japanese Ethical Guidelines for Epidemiologic Research [17], where informed consent from each participants is not necessarily required for observational studies using existing data. The study protocol was approved by the Ethics Committee of the National Center for Global Health and Medicine, Japan.

Study population

Of the 80,469 subjects (67,472 men and 12, 997 women aged 15 to 84 years) with baseline data, we excluded subjects in one company (n = 141) for which there was no information on former smoking. Of the remaining eight companies (n = 80,328), we excluded 14,132 subjects with no data on glucose measurement, 5,027 subjects with diabetes mellitus, 2,562 subjects with missing data on smoking, and 15 subjects with missing covariates that were used in the main analysis including body mass index (BMI), blood pressures, and drugs for hypertension. Some of the excluded subjects met two or more exclusion criteria. Of the remaining 58,592 subjects, we excluded 4,662 subjects who did not attend any subsequent health check-ups or attend but did not receive glucose measurements at the health check-up setting. Finally, 53,930 subjects remained for our first set of analyses to assess the association between the risk of diabetes among former and current smokers compared to that for never smokers. In the second set of analyses to assess the association between smoking intensity among current smokers (number of cigarettes smoked per day) and the risk of diabetes, data were available for six companies (n = 36,756). In the third set of analysis, which focused on duration of smoking cessation and the risk of diabetes, data were available for two major companies (n = 38,557).

General health examination

Height and weight were measured using scale in a light cloth and without shoes. BMI was calculated as the body weight in kilograms divided by the square of body height in meters. Waist circumference at umbilical level was measured using tape in a standing position. Blood pressure was measured in a sitting position. Hypertension was defined as a systolic blood pressure (SBP) $\geq$140 mm Hg, a diastolic blood pressure (DBP) $\geq$90 mm Hg, or use of antihypertensive medication. History of disease and health-related lifestyle were ascertained via a questionnaire.

Laboratory measurements

Plasma glucose was measured using an enzymatic method in seven companies and a glucose oxidase preoxidative electrode method in one company. Glycated hemoglobin (HbA1c) was measured by latex agglutination immunoassay in five companies, HPLC method in two companies, and enzymatic method in one company. HbA1c was measured according to a method of the Japan Diabetes Society and was converted to the National Glycohemoglobin Standardization Program (NGSP) equivalent value (%) using formula HbA1c (%) = 1.02 × HbA1c (Japan Diabetes Society) (%) + 0.25%.

Smoking status

Smoking status (never, former, or current) was identified from the self-administered questionnaires at baseline. In six companies, the number of cigarettes smoked per day was also asked. In four companies, the total number of cigarettes smoked per day was reported as a continuous variable, while in the other two companies, the respondents selected from among three options ($\leq$10, 11 to 20, or $>$20 cigarettes per day). Similarly, those who reported themselves as former smokers, a further question regarding number of years since quitting was asked. In one company, we calculated years since quitting before baseline as age at first visit minus the recalled age at quitting, and in another company, years since quitting was self-reported. From these data, we classified data on years of smoking cessation into three categories $<$5, 5 to 9, or $\geq$10 years.

Diagnosis of type 2 diabetes and prediabetes

T2D and prediabetes were diagnosed according to the American Diabetes Association criteria [18]. Diabetes was defined as a fasting plasma glucose $\geq$126 mg/dl; random plasma glucose $\geq$200 mg/dl; HbA1c $\geq$ 6.5% ($\geq$48 mmol/mol), or under medical treatment for diabetes. Individuals without diabetes at baseline who met any of these conditions in the subsequent health check-ups were considered to have incident T2D. Prediabetes was defined as a HbA1c of 5.7 to 6.4% (39 to 46 mmol/mol).

Other covariates

In one major company, data on shift work, alcohol consumption, sleep duration, leisure-time physical activity, and family history of diabetes were also obtained via a self-administered questionnaire. These variables were adjusted for in a sensitive analysis.

Statistical analyses

To assess the statistical significance of the differences in background characteristics of the study population across categories for the three smoking statuses, we used analysis of variance and Pearson chi-square test. Imputation, based on a regression model, was used to estimate missing values from known values to account for missing data [19] for waist circumference (missing in 5.2% of respondents). Age, sex, and BMI were included as covariates in the imputation.

Person-time was calculated from the date of the baseline examination to the date of the first diagnosis of diabetes in a subsequent examination or to the date of the last examination, whichever occurred first. We estimated age-adjusted incidence rate per 1,000 person-years and calculated the attributable risk for current and former smokers by subtracting age-adjusted incidence rate of never smokers from those of current or former smokers, respectively. We used Cox proportional hazards model to estimate hazard ratios (HRs) for incident diabetes by

categories of smoking status, considering never smoker as the reference category. The first model was adjusted for baseline age (y, continuous), sex, and worksite. The second model was additionally adjusted for hypertension (yes or no), waist circumference (cm, continuous), and BMI (kg/m^2, continuous). In one company (n = 32,373) where detailed information on lifestyle was available, we conducted a sensitivity analysis by adding to the second model alcohol intake ($<$23 or $\geq$23 g ethanol/d), shift work (yes or no), sleeping time ($<$6, 6 to $<$7, or $\geq$7 h/d), physical activity ($<$150 or $\geq$150 min/wk), and family history of diabetes (yes or no). We performed a stratified analysis according to BMI ($<$23 or $\geq$23 kg/m^2). We repeated the above analysis after excluding 888 subjects with chronic diseases including stroke, angina pectoris, myocardial infarction, ischemic heart disease, and cancer. We also conducted several stratified analyses according to age ($<$45 and $\geq$45 years), prediabetes status, and hypertension status. Interaction terms between smoking status and the above-mentioned stratifying variables (dichotomous) were created and included in the model to assess statistical interactions. P for interaction was examined by using the likelihood ratio test.

Multivariable-adjusted HRs for incident diabetes by categories of smoking intensity who smoked 1 to 10, 11 to 20, and $>$20 cigarettes per day, compared with persons who never smoked, were estimated. Tests for trends were performed by assigning the categories of smoking intensity as ordinal numbers and modelling this variable as a continuous variable. To assess the effects of smoking cessation on the risk of diabetes, we stratified the study population into 5 smoking categories: never smokers, former smokers (years since quitting $\geq$10, 5 to 9, $<$5 years), and current smokers. All analyses were performed using Stata version 13.1 (StataCorp, College Station, Texas, USA).

Results

Table 1 shows baseline characteristics of the study population by smoking status. Former smokers were older, had a higher BMI, larger waist circumference, hypertension, a family history of diabetes, and were physically more active than their counterparts. Current smokers were more likely to be shift workers and alcohol drinkers than never smokers and past smokers.

Table 2 shows adjusted HRs for incident diabetes according to baseline smoking status. During 3.9 years of median follow-up, 2,441 (4.5%) individuals developed T2D, corresponding to an incident rate of 12.8 per 1000 person-years. The age-adjusted incident rate was highest in current smokers (15.4), followed by past smokers (14.5) and never smokers (10.5). The attributable risk (absolute risk difference compared with never smokers) of T2D in current smokers and former smokers was 4.9 and 4.0 per 1000 person-years, respectively, and it was higher among subjects with a higher BMI than those with a lower BMI. After adjusting for age, sex, worksite, hypertension, BMI, and waist circumference, the HRs and 95% confidence interval (CI) for incidence of diabetes were 1.16 (1.04 to 1.30) in former smokers and 1.34 (1.22 to 1.48) in current smokers compared with never smokers. In one company, where detailed occupational and lifestyle data were available, a similar association was observed after further adjustment for alcohol intake, shift work, sleep time, physical activity, and family history of diabetes. The HRs (95% CI) were 1.00, 1.16 (1.02 to 1.33) and 1.31 (1.16 to 1.47) for never smoker, former smoker, and current smoker, respectively.

We performed a stratified analysis according to BMI (BMI$<$23 kg/m^2 or BMI$\geq$23 kg/m^2) (Table 2). A stronger association was observed among individuals with lower BMIs ($<$23 kg/m^2) than for those with higher BMIs (BMI$\geq$23 kg/m^2). Among subjects with lower BMIs, the HRs (95% CI) were 1.27 (1.02 to 1.59) for former smokers and 1.49 (1.24 to 1.78) for current smokers compared to never smokers. Among subjects with higher BMIs, the corresponding

Table 1. Characteristics of study population without diabetes at baseline.

Characteristic	Never smoker	Former smoker	Current smoker	P value[1]
n	23189	10162	20579	
Men, %	72.3	96.3	95.5	<0.001
Age (years)	43.0 ± 10.2[2]	46.6 ± 9.1	43.2 ± 9.6	<0.001
BMI (kg/m^2)	22.9 ± 3.0	24.0 ± 2.9	23.3 ± 3.3	<0.001
SBP (mmHg)	120.2 ± 14.8	122.8 ± 14.2	120.2 ± 14.4	<0.001
DBP (mmHg)	75.4 ± 10.7	78.2 ± 10.0	75.3 ± 10.2	<0.001
Hypertension, %	15.6	22.6	15.1	<0.001
Waist circumference (cm)	80.5 ± 9.2	83.5 ± 8.0	82.4 ± 8.8	<0.001
Shift work (yes, %)[3]	14.9	16.3	26.5	<0.001
Alcohol drinker (>23 g ethanol/d, %)[3]	11.1	28.5	50.9	<0.001
Sleeping time (<6 h/d, %)[3]	55.6	47.1	50.9	<0.001
Leisure-time physical activity (≥150 min/wk, %)[3]	13.2	17.3	12.7	<0.001
Family history of diabetes[3], %	14.5	15.5	14.0	0.02

BMI, body mass index; SBP, systolic blood pressure; DBP, diastolic blood pressure.

[1]Calculated by using the Pearson chi-square test for categorical variables or analysis of variance F test for continuous variables at baseline.

[2]Mean ± SD (all such values).

[3]Data were available for 32373 subjects.

doi:10.1371/journal.pone.0132166.t001

HRs (95% CI) were 1.11 (0.97 to 1.26) and 1.26 (1.13 to 1.41). In analyses excluding subjects with chronic diseases, a similar association was found among overall subjects and among each BMI sub-group.

In the stratified analysis according to age, a stronger association was observed among comparatively older individuals (≥45 years) than among those with younger individuals (<45 years) (S1 Table). Among older individuals, the HRs (95% CI) were 1.24 (1.09–1.41) for former smoker and 1.38 (1.22–1.55) for current smoker, as compared to never smoker. Among younger individuals the corresponding figures were 0.95 (0.76–1.20) and 1.23 (1.04–1.45). In stratified analyses according to prediabetes or hypertension status, the risk of diabetes among former and current smokers was significantly increased only among those without prediabetes or hypertension at baseline.

Table 3 shows adjusted HRs for incident diabetes according to baseline smoking intensity. The risk of diabetes increased significantly as the number of cigarettes smoked per day increased (P for trend <0.001). In a multivariable adjusted model, compared with persons who never smoked, the HRs of diabetes among persons who smoked 1 to 10, 11 to 20, and more than 20 cigarettes per day were 1.31 (1.10 to 1.58), 1.36 (1.22 to 1.52), and 1.50 (1.25 to 1.80), respectively. We also estimated HRs according to smoking intensity among those with lower and higher BMIs. The risk of diabetes increased significantly as the number of cigarettes smoked per day increased both among subjects with lower and higher BMIs (P for trend <0.001). However, the association was stronger among individuals with lower BMIs than among those with higher BMIs.

Fig 1 shows HRs for incident diabetes by years since quitting before baseline. In a multivariable model adjusted for age, sex, worksite, and hypertension, HRs (95% CI) for diabetes were 1.00 (reference), 1.36 (1.14 to 1.62), 1.23 (1.01 to 1.51), and 1.02 (0.85 to 1.23) for never smokers, former smokers who quit less than 5 years before, 5 to 9 years before, and 10 years or more before the baseline visit, respectively. Although we observed a slightly higher BMI among those who had quit smoking (baseline mean BMI: 23.53, 23.56, and 23.52 kg/m^2 for those who quit

Table 2. Adjusted hazard ratios (95% CI) for incidence diabetes according to baseline smoking status.

	Never smoker	Former smoker	Current smoker
n	23189	10162	20579
Cases	799	568	1074
Incidence (/1000 person-years)	9.7	16.1	14.7
Age-adjusted incidence	10.5	14.5	15.4
Attributable risk[1]	-	4.0	4.9
Model 1[2]	1.00	1.20 (1.07–1.34)	1.31 (1.19–1.44)
Model 2[3]	1.00	1.16 (1.04–1.30)	1.34 (1.22–1.48)
Model 3[4, 5]	1.00	1.16 (1.02–1.33)	1.31 (1.16–1.47)
BMI <23 kg/m^2			
n	12936	4570	10414
Cases	215	149	325
Incidence (/1000 person-years)	4.7	9.3	8.7
Age-adjusted incidence	5.3	8.2	9.0
Attributable risk[1]	-	2.9	3.7
Model 1[2]	1.00	1.33 (1.07–1.65)	1.50 (1.25–1.79)
Model 2[3]	1.00	1.27 (1.02–1.59)	1.49 (1.24–1.78)
Model 3[4, 5]	1.00	1.22 (0.94–1.59)	1.37 (1.10–1.72)
BMI ≥23 kg/m^2			
n	10253	5592	10165
Cases	584	419	749
Incidence (/1000 person-years)	16.2	21.7	21.0
Age-adjusted incidence	16.9	20.1	22.3
Attributable risk[1]	-	3.2	5.4
Model 1[2]	1.00	1.12 (0.99–1.28)	1.28 (1.14–1.43)
Model 2[3]	1.00	1.11 (0.97–1.26)	1.26 (1.13–1.41)
Model 3[4, 5]	1.00	1.13 (0.96–1.32)	1.25 (1.09–1.43)
P for interaction[6]		0.13	0.07

CI, confidence interval; BMI, body mass index.

[1]Difference in age-adjusted incidence rate per 1000 person-years between never smoker and current or former smoker.

[2]Adjusted for age (years), sex, and worksite.

[3]Adjusted for all factors in model 1 plus BMI (kg/m^2), waist circumference (cm), and hypertension (yes or no).

[4]Adjusted for all factors in model 2 plus alcohol intake (<23 g ethanol/d or ≥ 23 g ethanol/d), shift work (yes or no), sleeping time (<6 h/d, 6–7 h/d, or ≥7 h/d), leisure-time physical activity (<150 min/wk or ≥150 min/wk), family history of diabetes (yes or no).

[5]Data were available for 32373 subjects.

[6]P for interaction for dichotomized variable of BMI (<23 or ≥23 kg/m^2) on the association between smoking and type 2 diabetes was based on model 2 and was examined using the likelihood ratio test.

doi:10.1371/journal.pone.0132166.t002

<5, 5 to 9, and ≥10 years, respectively) than among current smokers (baseline mean BMI: 23.23 kg/m^2), the association was materially unchanged after additional adjustments for BMI: the corresponding HRs (95% CI) were 1.00 (reference), 1.35 (1.13 to 1.60), 1.18 (0.97 to 1.45), and 1.01 (0.84 to 1.21).

Table 3. Adjusted hazard ratios (95% CI) for incidence diabetes according to baseline smoking intensity[1].

	n	Cases	Incidence	Age-adjusted incidence	Attributable risk[2]	Model 1[3]	Model 2[4]
Total	36756						
Never smoker	19324	707	10.4	11.2	-	1.00	1.00
Current smoker (cigarettes smoked/d)							
1–10	3880	154	11.7	13.5	2.3	1.23 (1.03–1.46)	1.31 (1.10–1.58)
11–20	11604	660	15.7	16.9	5.7	1.37 (1.22–1.53)	1.36 (1.22–1.52)
21+	1948	149	21.5	20.8	9.6	1.51 (1.26–1.81)	1.50 (1.25–1.80)
P for trend						<0.001	<0.001
BMI <23 kg/m^2	23432	617					
Never smoker	10739	194	5.1	5.7	-	1.00	1.00
Current smoker (cigarettes smoked/d)							
1–10	2163	47	6.3	7.7	2.0	1.33 (0.96–1.84)	1.35 (0.98–1.87)
11–20	5807	204	9.6	10.5	4.8	1.50 (1.22–1.85)	1.49 (1.21–1.83)
21+	851	42	13.7	12.4	6.7	1.74 (1.24–2.46)	1.74(1.23–2.45)
P for trend						<0.001	<0.001
BMI $\geq$23 kg/m^2	21971	1566					
Never smoker	8585	513	17.0	17.8	-	1.00	1.00
Current smoker (cigarettes smoked/d)							
1–10	1717	107	18.9	20.9	3.1	1.26 (1.02–1.56)	1.28 (1.03–1.58)
11–20	5797	456	21.8	23.9	6.1	1.28 (1.12–1.45)	1.28(1.12–1.45)
21+	1097	107	27.7	28.4	10.6	1.49 (1.20–1.84)	1.39 (1.12–1.72)
P for trend						<0.001	<0.001
[5]P for interaction							0.07

CI, confidence interval; BMI, body mass index.

[1]Analyses excluded former smoker (n = 8647).

[2]Difference in age-adjusted incidence rate per 1000 person-years between never smoker and current smoker.

[3]Adjusted for age (years), sex, and worksite.

[4]Adjusted for all factors in model 1 plus BMI (kg/m^2), waist circumference (cm), and hypertension (yes or no).

[5]P for interaction for dichotomized variable of BMI (<23 or $\geq$23 kg/m^2) on the association between smoking and type 2 diabetes was based on model 2 and was examined using the likelihood ratio test

doi:10.1371/journal.pone.0132166.t003

Discussion

Using a large database and an objective measurement of blood glucose, we have demonstrated that cigarette smoking is associated with an increased risk of T2D. Among current smokers, the risk of diabetes increased significantly as the number of cigarettes smoked per day increased. Participants who had quit smoking less than 5 years before baseline had a similar

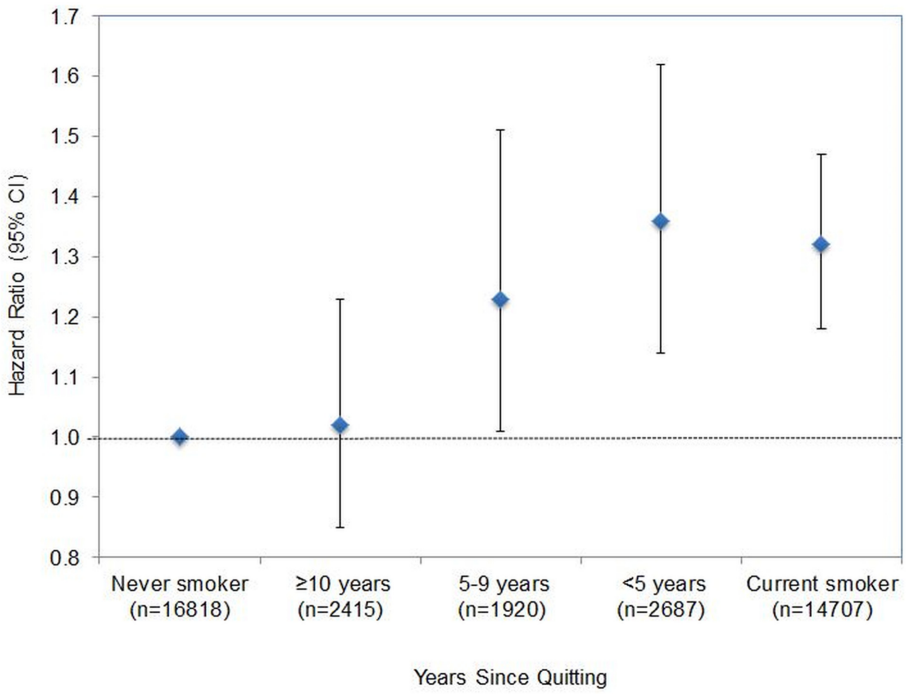


Fig 1. Adjusted hazard ratio for incident diabetes by years since quitting before baseline. Estimates are adjusted for age, sex, worksite, and hypertension. Bars indicate 95% confidence intervals. Never smokers are the reference group.

doi:10.1371/journal.pone.0132166.g001

risk of diabetes than those who continued smoking, but the risk dissipated steadily as the time since smoking cessation increased.

Our findings of an elevated risk of diabetes among current smokers are consistent with the findings of a meta-analysis of 25 prospective cohort studies on active smoking and T2D [4] and findings from the cohort studies published after the systematic review [11, 12, 14, 20]. The significant positive association between the number of cigarettes smoked per day and the risk of diabetes in our study is consistent with the findings of a number of recent studies [12, 20, 21]. The magnitude of the increased risk is also comparable to the estimate from the meta-analysis. We found a stronger association with respect to the relative risk between current smoking and the risk of T2D among subjects with lower BMIs (BMI$<$23 kg/m^2) than those with higher BMIs (BMI$\geq$23 kg/m^2). Previously, studies among middle-aged Japanese [5] and US [7] men reported a stronger association among normal-weight participants than over-weight or obese participants, whereas another Japanese study reported the opposite data [22]. In spite of the inconsistencies among studies for the relative risk estimate, all previous studies, as well as the current study, have consistently shown that the risk attributable to smoking or the risk difference between non-smoker and smoker was greater among over-weight persons than among normal-weight persons. Given a greater absolute impact of smoking on T2D risk among over-weight persons, the avoidance of smoking together with weight control would be advised for obese smokers.

In the present study, the risk of diabetes among former smokers was higher than it was for never smokers, a finding consistent with those of the meta-analysis [4] and with recently published studies [11, 12, 20]. However, results for diabetic risk for recent quitters relative to current smokers vary among studies. The degree of increase of diabetic risk was similar between recent quitters (quit $<$5 years before baseline) and current smokers in the present study. Some

studies in Japan [15], Korea [9], and US [11, 12], however, have reported a sizable increase (>20%) in the risk of diabetes risk among recent quitters (quit <5 years) compared with current smokers. In contrast, other studies in Japan [6] and US [14] have reported a lower risk of diabetes among recent quitters than among current smokers. Such inconsistencies may be ascribed to methodological differences among studies, including the definition of recent quitter (some studies defined former smokers based on the information of smoking status at baseline only, while others also used information during follow-up) and the length of the follow-up period (some studies followed for ≤5 years, while others followed for >5 years).

The aging of population is a significant driver of diabetes epidemic, but few data are available that compared the impact of smoking on diabetes risk between different age groups. In the present study, a significantly increased risk of diabetes associated with current smoking was observed among both older (≥45 years) and younger (<45 years) subjects, whereas the risk associated with former smoking was statistically significantly increased only among older subjects. The duration of smoking may partly responsible for the differential association for former smoking. We found that the mean duration of smoking was much longer among older former smokers (20.7 years) than that among younger former smokers (12.0 years). Previously, in a study among middle aged Japanese, an increased risk of diabetes was observed among quitters who had smoked cigarettes for more than 30 to 40 years, but not among those who had smoked less than 30 years [15].

Prediabetes is considered as a high risk state of developing diabetes, and hypertension is considered as an important risk factor for diabetes. In our previous cross-sectional study, the prevalence of diabetes was about two times higher among subjects with hypertension than those without [23]. In the present study, participants with prediabetes or hypertension had much higher incidence rate of diabetes than those without these conditions. Besides, we found a weaker association, in terms of relative risk, between current smoking and diabetes among subjects with prediabetes or hypertension than among those without each of these conditions. Similarly, a previous US study reported a weaker association between current smoking and diabetes risk among subjects with impaired glucose tolerance than among those with normal glucose tolerance [24]. More important finding of the present study in terms of prevention was that subjects with prediabetes or hypertension showed somewhat greater absolute risk associated with smoking than did subjects without these conditions. Therefore, avoidance of smoking should be advocated irrespective of glycemic or blood pressure status.

In the present study, the risk of diabetes among those who had quit smoking decreased as the number years since smoking cessation increased up to 10 years. After 10 years or more of cessation, the risk levels was the same as that of never smokers. Similarly, most [9–15] but not all [6] studies found a gradual reduction in diabetic risk over time after smoking cessation. Moreover, the majority of previous studies on this issue reported diabetic risk among quitters with 10-years or more of cessation was comparable to that of never smokers [11, 13–15]. Taken together, the increased risk of T2D associated with smoking may gradually decrease after smoking cessation and totally disappear after at least 10 years of smoking cessation.

The underlying mechanism by which smoking increases the risk of T2D is unclear, although several potential mechanisms have been suggested. First, active smoking has been related to various systemic effects including oxidative stress, systematic inflammation, and endothelial dysfunction [25, 26], all of which have been linked to insulin resistance [27, 28]. Second, nicotine in cigarettes has a direct toxic effect on beta cell function [29]. Third, although smoking tends to decrease weight, it leads to central adiposity [30, 31], which has been linked to inflammation [32] and insulin resistance [33].

The strengths of our study include its prospective design, large sample size, and diagnoses of diabetes using both fasting glucose and HbA1c. Despite these strengths, our study has

several limitations that deserve mention. First, the follow-up period of our study was relatively short. The present findings in terms of incidence rate and relative risk, however, are comparable to those of a meta-analysis [4] and a long-term prospective study in Japan [34]. Second, no information was collected on diet or weight change due to smoking cessation, and hence, we were unable to control for or assess the joint effect of these factors on the risk of T2D. Third, the method of blood glucose and HbA1c measurement differed among companies. Given the highest level of quality control achieved in all of the participating companies, however, measurement bias is unlikely. Fourth, although we adjusted for putative and potential confounders, the possibility of residual confounding and unmeasured factors cannot be ruled out. Finally, our study subjects were employees from large companies, and thus the findings might not be generalizable to populations with different backgrounds or to non-working populations.

In conclusion, the present study found an increased risk of T2D in both current and former smokers, with a clear dose-response relationship between smoking intensity and diabetic risk in current smokers. Although recent quitters did not have a lower risk of T2D than current smokers, long-term quitters (10 or more years of cessation) had a risk that was comparable to that of never smokers. These findings greatly strengthen the evidence regarding the relationship between smoking and T2D, and they provide a rationale for the urgent implementation of tobacco control programs, especially in countries such as Japan where tobacco smoking is still prevalent.

Supporting Information

S1 Table. Adjusted hazard ratios (95% CI) for incidence diabetes according to baseline smoking status stratified according to age, prediabetes, and hypertension.
(DOCX)

Acknowledgments

We thank Toshiteru Okubo (Radiation Effects Research Foundation) for scientific advice on the conduct of the J-ECOH Study, Maki Konishi (National Center for Global Health and Medicine) for data management and Rika Osawa (National Center for Global Health and Medicine) for administrative support.

Members of the Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study (J-ECOH Study) Group are: T. Mizoue, A. Nanri, K. Kurotani, K. Kuwahara, and S. Akter, National Center for Global Health and Medicine, Tokyo, Japan; T. Nakagawa, S. Yamamoto, and T. Honda, Hitachi, Ltd., Ibaraki, Japan; S. Dohi and H. Okazaki, Mitsui Chemicals, Inc., Tokyo, Japan; T. Imai and A. Nishihara, Azbil Corporation, Tokyo, Japan; N. Sasaki, Mitsubishi Fuso Truck and Bus Corporation, Kanagawa, Japan; A. Uehara and M. Yamamoto, YAMAHA CORPORATION, Shizuoka, Japan; T. Miyamoto, Nippon Steel & Sumitomo Metal Corporation Kimitsu Works, Chiba, Japan; I. Kabe, T. Kochi, and M. Eguchi, Furukawa Electric Co., Ltd., Tokyo, Japan; T. Murakami, C. Shimizu, and M. Shimizu, Mizue Medical Clinic, Keihin Occupational Health Center, Kanagawa, Japan; N. Kato, Fuji Electric Co., Ltd., Kanagawa, Japan; K. Tomita, Mitsubishi Plastics, Inc., Tokyo, Japan; S. Nagahama, All Japan Labour Welfare Foundation, Tokyo, Japan; N. Kunugita and T. Sone, National Institute of Public Health, Saitama, Japan; K. Fukasawa, Ricoh Co., Ltd., Kanagawa, Japan; A. Hori and C. Nishiura, Tokyo Gas Co., Ltd., Tokyo, Japan; R. Kuroda, The University of Tokyo, Tokyo, Japan; M. Ohtsu, Jichi Medical University Hospital, Tochigi, Japan; D. Omoto, Mitsubishi Heavy Industries, Ltd., Aichi, Japan; N. Sakamoto, Genkiplaza Medical Center for Health Care, Tokyo, Japan; and T. Totsuzaki, Mizuho Helth Insurance Society, Tokyo, Japan.

S. Dohi (Seitaro.Dohi@mitsui-chem.co.jp) and T. Mizoue (mizoue@ri.ncgm.go.jp) are the co-principal investigators for the J-ECOH Study Group.

Author Contributions

Conceived and designed the experiments: SD T. Mizoue. Performed the experiments: SD T. Mizoue. Analyzed the data: SA. Wrote the paper: SA. Conducted data collection: K. Kuwahara K. Kurotani A. Nanri T. Mizoue. Provided databases for the research: HO T. Miyamoto T. Murakami CS MS KT SN ME TK TI A. Nishihara N. Sasaki TN SY TH AU MY A. Hori N. Sakamoto CN TT NK KF IK TS SD. Drafted the plan for the data analysis: SA HO K. Kuwahara T. Miyamoto T. Murakami CS MS KT SN ME TK TI A. Nishihara N. Sasaki TN SY TH AU MY A. Hori N. Sakamoto CN TT NK KF NMP K. Kurotani A. Nanri IK T. Mizoue TS SD. Provided statistical expertise: T. Mizoue K. Kuwahara.

References

1. Lim SS, Vos T, Flaxman AD, Danaei G, Shibuya K, Adair-Rohani H, et al. A comparative risk assessment of burden of disease and injury attributable to 67 risk factors and risk factor clusters in 21 regions, 1990–2010: a systematic analysis for the Global Burden of Disease Study 2010. *Lancet* 2012; 380 (9859):2224–60.
2. World Health Organization. http://who.int/gho/tobacco/en/ (accessed 29 July, 2014).
3. International Diabetes Federation (IDF). Country estimates table 2011. IDF diabetes atlas. 6th ed. 2012. Available from: http://www.idf.org/sites/default/files/EN_6E_Atlas_Full_0.pdf (accessed June 7, 2013).
4. Willi C, Bodenmann P, Ghali WA, Faris PD, Cornuz J. Active smoking and the risk of type 2 diabetes: a systematic review and meta-analysis. *JAMA* 2007; 298(22):2654–64.
5. Nakanishi N, Nakamura K, Matsuo Y, Suzuki K, Tatara K. Cigarette smoking and risk for impaired fasting glucose and type 2 diabetes in middle-aged Japanese men. *Ann Intern Med* 2000; 133(3):183–91.
6. Morimoto A, Ohno Y, Tatsumi Y, Nishigaki Y, Maejima F, Mizuno S, et al. Impact of smoking cessation on incidence of diabetes mellitus among overweight or normal-weight Japanese men. *Diabetes Res Clin Pr* 2012; 96(3):407–13.
7. Rimm EB, Chan J, Stampfer MJ, Colditz GA, Willett WC. Prospective study of cigarette smoking, alcohol use, and the risk of diabetes in men. *Brit Med J* 1995; 310(6979):555–59.
8. Berlin I. Smoking-induced metabolic disorders: a review. *Diabetes Metab* 2008; 34(4 Pt 1):307–14.
9. Hur NW, Kim HC, Nam CM, Jee SH, Lee HC, Suh I. Smoking cessation and risk of type 2 diabetes mellitus: Korea Medical Insurance Corporation Study. *Eur J Cardiovasc Prev Rehabil* 2007; 14(2):244–9.
10. Wannamethee SG, Shaper AG, Perry IJ. Smoking as a modifiable risk factor for type 2 diabetes in middle-aged men. *Diabetes Care* 2001; 24(9):1590–95.
11. Yeh HC, Duncan BB, Schmidt MI, Wang NY, Brancati FL. Smoking, smoking cessation, and risk for type 2 diabetes mellitus: a cohort study. *Ann Intern Med* 2010; 152(1):10–7.
12. Zhang LX, Curhan GC, Hu FB, Rimm EB, Forman JP. Association between passive and active smoking and incident type 2 diabetes in women. *Diabetes Care* 2011; 34(4):892–7.
13. Will JC, Galuska DA, Ford ES, Mokdad A, Calle EE. Cigarette smoking and diabetes mellitus: evidence of a positive association from a large prospective cohort study. *Int J Epidemiol* 2001; 30(3):540–6.
14. Luo JH, Rossouw J, Tong E, Giovino GA, Lee CC, Chen C, et al. Smoking and diabetes: Does the increased risk ever go away? *Am J Epidemiol* 2013; 178(6):937–45.
15. Oba S, Noda M, Waki K, Nanri A, Kato M, Takahashi Y, et al. Smoking cessation increases short-term risk of type 2 diabetes irrespective of weight gain: the Japan Public Health Center-Based Prospective Study. *PloS One* 2012; 7(2):e17061.
16. Kuwahara K, Imai T, Nishihara A, Nakagawa T, Yamamoto S, Honda T, et al. Overtime work and prevalence of diabetes in Japanese employees: Japan epidemiology collaboration on occupational health study. *PLoS One* 2014, 9:e95732.
17. Ministry of Education, Culture, Sports, Science and Technology. Ministry of Health, Labour and Welfare. *Ethical Guidelines for Epidemiological Research* 2000.
18. American Diabetes Association. Diagnosis and classification of diabetes mellitus. *Diabetes Care* 2014; 37 Suppl 1:S81–90.

19. Sterne JA, White IR, Carlin JB, Spratt M, Royston P, Kenward MG, et al. Multiple imputation for missing data in epidemiological and clinical research: potential and pitfalls. *BMJ* 2009; 338:b2393.
20. Jee SH, Foong AW, Hur NW, Samet JM. Smoking and risk for diabetes incidence and mortality in Korean men and women. *Diabetes Care* 2010; 33(12):2567–72.
21. Cho NH, Chan JCN, Jang HC, Lim S, Kim HL, Choi SH. Cigarette smoking is an independent risk factor for type 2 diabetes: a four-year community-based prospective study. *Clin Endocrinol* 2009; 71 (5):679–85.
22. Morimoto A, Ohno Y, Tatsumi Y, Nishigaki Y, Maejima F, Mizuno S, et al. Risk of smoking and body mass index for incidence of diabetes mellitus in a rural Japanese population. *Prev Med* 2012; 54 (5):341–344.
23. Uehara A, Kurotani K, Kochi T, Kuwahara K, Eguchi M, Imai T, et al. Prevalence of diabetes and pre-diabetes among workers: Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study. *Diabetes Res Clin Pract* 2014, 106:118–127.
24. Foy CG, Bell RA, Farmer DF, Goff DC, Wagenknecht LE. Smoking and incidence of diabetes among US adults findings from the Insulin Resistance Atherosclerosis Study. *Diabetes Care* 2005, 28:2501–2507.
25. van der Vaart H, Postma DS, Timens W, ten Hacken NH. Acute effects of cigarette smoke on inflammation and oxidative stress: a review. *Thorax* 2004; 59(8):713–21.
26. Yanbaeva DG, Dentener MA, Creutzberg EC, Wesseling G, Wouters EFM. Systemic effects of smoking. *Chest* 2007; 131(5):1557–66.
27. Weyer C, Yudkin JS, Stehouwer CD, Schalkwijk CG, Pratley RE, Tataranni PA. Humoral markers of inflammation and endothelial dysfunction in relation to adiposity and in vivo insulin action in Pima Indians. *Atherosclerosis* 2002; 161(1):233–42.
28. Evans JL, Goldfine ID, Maddux BA, Grodsky GM. Are oxidative stress-activated signaling pathways mediators of insulin resistance and beta-cell dysfunction? *Diabetes* 2003; 52(1):1–8.
29. Chowdhury P, MacLeod S, Udupa KB, Rayford PL. Pathophysiological effects of nicotine on the pancreas: an update. *Exp Biol Medicine* 2002; 227(7):445–54.
30. Barrettconnor E, Khaw KT. Cigarette smoking and increased central adiposity. *Ann Intern Medicine* 1989; 111(10):783–7.
31. Troisi RJ, Heinold JW, Vokonas PS, Weiss ST. Cigarette smoking, dietary intake, and physical activity: effects on body fat distribution—the Normative Aging Study. *Am J Clin Nutr* 1991; 53(5):1104–11.
32. Bastard JP, Maachi M, Lagathu C, Kim MJ, Caron M, Vidal H, et al. Recent advances in the relationship between obesity, inflammation, and insulin resistance. *Eur Cytokine Netw* 2006; 17(1):4–12.
33. Kahn SE, Hull RL, Utzschneider KM. Mechanisms linking obesity to insulin resistance and type 2 diabetes. *Nature* 2006; 444(7121):840–46.
34. Teratani T, Morimoto H, Sakata K, Oishi M, Tanaka K, Nakada S, et al. Dose-response relationship between tobacco or alcohol consumption and the development of diabetes mellitus in Japanese male workers. *Drug Alcohol Depen* 2012; 125(3):276–82.

PLOS ONE

RESEARCH ARTICLE

Development of Risk Score for Predicting 3-Year Incidence of Type 2 Diabetes: Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study

Akiko Nanri[1]*, Tohru Nakagawa[2], Keisuke Kuwahara[1,3], Shuichiro Yamamoto[2], Toru Honda[2], Hiroko Okazaki[4], Akihiko Uehara[5], Makoto Yamamoto[5], Toshiaki Miyamoto[6], Takeshi Kochi[7], Masafumi Eguchi[7], Taizo Murakami[8], Chii Shimizu[8], Makiko Shimizu[8], Kentaro Tomita[9], Satsue Nagahama[10], Teppei Imai[11], Akiko Nishihara[11], Naoko Sasaki[12], Ai Hori[13], Nobuaki Sakamoto[14], Chihiro Nishiura[13], Takafumi Totsuzaki[15], Noritada Kato[16], Kenji Fukasawa[17], Hu Huanhuan[1], Shamima Akter[1], Kayo Kurotani[1], Isamu Kabe[7], Tetsuya Mizoue[1], Tomofumi Sone[18], Seitaro Dohi[4] for the Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study Group¶

1 Department of Epidemiology and Prevention, Center for Clinical Sciences, National Center for Global Health and Medicine, Tokyo, Japan, **2** Hitachi, Ltd., Ibaraki, Japan, **3** Teikyo University, Graduate School of Public Health, Tokyo, Japan, **4** Mitsui Chemicals, Inc., Tokyo, Japan, **5** YAMAHA CORPORATION, Shizuoka, Japan, **6** Nippon Steel & Sumitomo Metal Corporation Kimitsu Works, Chiba, Japan, **7** Furukawa Electric Co., Ltd., Tokyo, Japan, **8** Mizue Medical Clinic, Keihin Occupational Health Center, Kanagawa, Japan, **9** Mitsubishi Plastics, Inc., Tokyo, Japan, **10** All Japan Labour Welfare Foundation, Tokyo, Japan, **11** Azbil Corporation, Tokyo, Japan, **12** Mitsubishi Fuso Truck and Bus Corporation, Kanagawa, Japan, **13** Department of Safety and Health, Tokyo Gas Co., Ltd., Tokyo, Japan, **14** Health Design Inc., Tokyo, Japan, **15** Mizuho Health Insurance Society, Tokyo, Japan, **16** Fuji Electric Co., Ltd., Kanagawa, Japan, **17** ADVANTAGE Risk Management Co., Ltd., Tokyo, Japan, **18** National Institute of Public Health, Saitama, Japan

¶ Membership of the Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study Group is provided in the Acknowledgments.
* nanri@ri.ncgm.go.jp

CrossMark
click for updates

OPEN ACCESS

Citation: Nanri A, Nakagawa T, Kuwahara K, Yamamoto S, Honda T, Okazaki H, et al. (2015) Development of Risk Score for Predicting 3-Year Incidence of Type 2 Diabetes: Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study. PLoS ONE 10(11): e0142779. doi:10.1371/journal.pone.0142779

Editor: Utpal Sen, University of Louisville, UNITED STATES

Received: November 24, 2014

Accepted: October 27, 2015

Published: November 11, 2015

Copyright: © 2015 Nanri et al. This is an open access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License, which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original author and source are credited.

Data Availability Statement: The data are hosted in the National Center for Global Health and Medicine. Currently, the data cannot be widely shared because the research group has not obtained permission from participating companies to provide the data on request. However, the data can be requested by academic researchers for non-commercial research; inquiries and applications can be made to Department of Epidemiology and Prevention, Center for Clinical Sciences, National Center for Global

Abstract

Objective

Risk models and scores have been developed to predict incidence of type 2 diabetes in Western populations, but their performance may differ when applied to non-Western populations. We developed and validated a risk score for predicting 3-year incidence of type 2 diabetes in a Japanese population.

Methods

Participants were 37,416 men and women, aged 30 or older, who received periodic health checkup in 2008–2009 in eight companies. Diabetes was defined as fasting plasma glucose (FPG) ≥126 mg/dl, random plasma glucose ≥200 mg/dl, glycated hemoglobin (HbA1c) ≥6.5%, or receiving medical treatment for diabetes. Risk scores on non-invasive and

Health and Medicine, Tokyo, Japan (Dr. Mizoue, mizoue@ri.ncgm.go.jp).

Funding: This study was supported by a grant from the Industrial Health Foundation and Grant-in-Aid for Scientific Research (B) (25293146) from the Japan Society for the Promotion of Science.

Competing Interests: T. Nakagawa, S. Yamamoto, and T. Honda belong to Hitachi, Ltd.; H. Okazaki and S. Dohi, Mitsui Chemicals, Inc.; A. Uehara and M. Yamamoto, YAMAHA CORPORATION; T. Miyamoto, Nippon Steel & Sumitomo Metal Corporation Kimitsu Works; T. Kochi, M. Eguchi, and I. Kabe, Furukawa Electric Co., Ltd.; T. Murakami, C. Shimizu, and M. Shimizu, Mizue Medical Clinic, Keihin Occupational Health Center; K. Tomita, Mitsubishi Plastics, Inc.; S. Nagahama, All Japan Labour Welfare Foundation; T. Imai and A. Nishihara, Azbil Corporation; N. Sasaki, Mitsubishi Fuso Truck and Bus Corporation; A. Hori and C. Nishiura, Tokyo Gas Co., Ltd.; N. Sakamoto, Health Design Inc.; T. Totsuzaki, Mizuho Health Insurance Society; N. Kato, Fuji Electric Co., Ltd.; K. Fukasawa, ADVANTAGE Risk Management Co., Ltd. T. Nakagawa, S. Yamamoto, T. Honda, H. Okazaki, S. Dohi, A. Uehara, M. Yamamoto, T. Miyamoto, T. Kochi, M. Eguchi, I. Kabe, T. Murakami, C. Shimizu, M. Shimizu, K. Tomita, S. Nagahama, T. Imai, A. Nishihara, N. Sasaki, A. Hori, C. Nishiura, N. Sakamoto, T. Totsuzaki, N. Kato, and K. Fukasawa are the health professionals in each participating company. All authors declare no conflict of interest, patents, products in development or marketed products etc. This does not alter the authors' adherence to PLOS ONE policies on sharing data and materials.

invasive models including FPG and HbA1c were developed using logistic regression in a derivation cohort and validated in the remaining cohort.

Results

The area under the curve (AUC) for the non-invasive model including age, sex, body mass index, waist circumference, hypertension, and smoking status was 0.717 (95% CI, 0.703–0.731). In the invasive model in which both FPG and HbA1c were added to the non-invasive model, AUC was increased to 0.893 (95% CI, 0.883–0.902). When the risk scores were applied to the validation cohort, AUCs (95% CI) for the non-invasive and invasive model were 0.734 (0.715–0.753) and 0.882 (0.868–0.895), respectively. Participants with a non-invasive score of $\geq$15 and invasive score of $\geq$19 were projected to have >20% and >50% risk, respectively, of developing type 2 diabetes within 3 years.

Conclusions

The simple risk score of the non-invasive model might be useful for predicting incident type 2 diabetes, and its predictive performance may be markedly improved by incorporating FPG and HbA1c.

Introduction

The prevalence of type 2 diabetes is rapidly increasing worldwide [1]. The International Diabetes Federation estimates that 382 million people had diabetes in 2013, and this number is expected to rise to 592 million by 2035 [1]. In addition, the number of those with prediabetes, a high risk state of developing diabetes, is projected to reach 472 million by 2030 [2]. Around 5–10% of individuals with prediabetes become diabetic every year, and up to 70% of those with prediabetes eventually develop diabetes [2]. In Japan, the prevalence of diabetes increased from 6.9 to 9.5 million between 1997 and 2012 [3]. Given that diabetes and associated complications decrease quality of life and represent a major health-care burden worldwide [2], detecting individuals at high risk of developing diabetes is important for prevention.

A number of risk factors for diabetes have been identified, including obesity, smoking habit, hypertension, level of physical activity, and family history of diabetes [4]. Numerous studies in Western populations have reported that weighted models and scores developed using these factors could identify individuals at high risk of developing diabetes [5]. Given the large differences in diabetes risk across ethnic groups [6], however, the performance of each model and score may differ by ethnicity [7]. In East Asia, several studies have developed risk models [8–15]. Of these, three studies were conducted in Japan [10, 11, 14] but did not include participants under the age of 40 [10, 11, 14] and did not validate the developed risk model [14]. Given the relatively high proportion of undiagnosed diabetes mellitus among younger age groups (under 40 years old) [16], models capable of identifying high-risk participants in this age group are still necessary. In addition, these scores require some variables including family history of diabetes and physical activity which are not routinely available or uniformly collected in general health examination in Japan, and thus are of limited use for wider population.

Here, we developed risk scores using only non-invasive risk factors initially and then incorporated laboratory measurements, such as fasting plasma glucose (FPG) and glycated

hemoglobin (HbA1c), to predict 3-year incidence of type 2 diabetes. We then assessed the validity of the developed risk score in a large-scale multi-center study among Japanese workers.

Methods

Study Procedure

The Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health (J-ECOH) Study is an ongoing multi-center epidemiologic study among workers from several companies in Japan. A total of 12 companies covering various industries (electric machinery and apparatus manufacturing, steel, chemical, gas, non-ferrous metal manufacturing, automobile and instrument manufacturing, plastic product manufacturing, health care) participated in the J-ECOH study. In Japan, employees are obliged to undergo general health examination at least once a year under the health and safety law. As of August 2013, nine participating companies provided health check-up data obtained between January 2008 and December 2012 or between April 2008 and March 2013, which were combined to create an analytic database. The data of the earliest examination (mostly in 2008) was regarded as baseline, but if a 2008 dataset contained a large number of missing data, data from the 2009 examination was used as baseline (one company). We excluded data from one company due to a large number of missing data for both the 2008 and 2009 datasets.

Ethics Statement

Prior to the collection of data, the conduct of the J-ECOH Study was announced in each company by using posters that explained the purpose and procedure of the study. Participants did not provide their verbal or written informed consent to join the study but were allowed to refuse their participation. This procedure conforms to the Japanese Ethical Guidelines for Epidemiological Research, where the procedure of obtaining consent may be simplified for observational studies using existing data. The study protocol including consent procedure was approved by the Ethics Committee of the National Center for Global Health and Medicine, Japan (NCGM-G-001140-05). Most participating companies provided data in either anonymized or de-identified form, but a few other companies provided data including identifiable information, which was removed from analytic database. The data are hosted in the National Center for Global Health and Medicine. Currently, the data cannot be widely shared because the research group has not obtained permission from participating companies to provide the data on request. However, the data can be requested by academic researchers for non-commercial research; inquiries and applications can be made to Department of Epidemiology and Prevention, Center for Clinical Sciences, National Center for Global Health and Medicine, Tokyo, Japan (Dr. Mizoue, mizoue@ri.ncgm.go.jp).

Subjects

From a total of 82,380 participants in eight companies who received a health checkup in 2008 or 2009, 16,198 participants under 30 years old at baseline were excluded because the majority of them did not receive blood test, which is required for employees aged 35 years and 40 years or older by the Industrial Safety and Health Act in Japan. Of the remaining 66,182 participants aged 30 years or older, the present study included 53,216 participants who received health checkup 3 years after the baseline. Of these, we excluded participants who had diabetes at the baseline (n = 3512), who had missing information on glucose (n = 3192), HbA1c (n = 3274), or medical treatment of diabetes (n = 212), and who received blood sample in non-fasting status (n = 5321) or lacked information on fasting status (n = 1905). Some participants met more

than one of the exclusion criteria. After further exclusion of 2031 participants with missing data for variables used to develop risk score of diabetes, including body height, body weight, waist circumference, blood pressure, smoking status, low-density lipoprotein (LDL) cholesterol, high-density lipoprotein (HDL) cholesterol, triglyceride, and drug use for hypertension or dyslipidemia, 37,416 participants (32,040 men and 5376 women) remained for analysis.

From the analytic cohort, we randomly selected a two-thirds derivation sample stratified by sex and site to develop a risk score for predicting incidence of diabetes (24,950 participants: 21,364 men and 3586 women). The remaining one third of participants (12,466 participants: 10,676 men and 1790 women) were included in a validation cohort to assess the validity of the derived risk score from the derivation cohort.

Assessment of risk factors

Body height, body weight, and waist circumference were measured at each company in accordance with a standard protocol. Waist circumference was measured at the umbilical level in the standing position by a health professional. Body mass index (BMI) was calculated as weight in kilograms divided by squared height in meters. Smoking status and medication of hypertension or dyslipidemia were ascertained using a questionnaire. Blood pressure was measured using an automated sphygmomanometer. Hypertension was defined as systolic blood pressure of $\geq$140 mmHg, diastolic blood pressure of $\geq$90 mmHg, or taking medication for hypertension.

Biochemical measurements included plasma glucose, HbA1c, LDL-cholesterol, HDL-cholesterol, and triglycerides. Plasma glucose was measured by enzymatic method in seven companies and glucose oxidase peroxidative electrode method in one company. HbA1c was measured by latex agglutination immunoassay in five companies, high-performance liquid chromatography method in two, and enzymatic method in one. As HbA1c was measured in accordance with a method used by the Japan Diabetes Society, we converted values to the National Glycohemoglobin Standardization Program (NGSP) equivalent value (%) using the following formula: HbA1c (%) = 1.02 × HbA1c (Japan Diabetes Society) (%) + 0.25% [17]. In all participating companies, HDL-cholesterol, LDL-cholesterol, and triglyceride levels were measured by enzymatic method. Dyslipidemia was defined as LDL-cholesterol of $\geq$140 mg/dl, HDL-cholesterol of $<$40 mg/dl, triglyceride of $\geq$150 mg/dl, or taking medication for dyslipidemia. All laboratories involved in the health checkup in the participating companies have received satisfactory scores (rank A or score $>$95 out of 100) from external quality control agencies, including the Japan Medical Association, Japanese Association of Laboratory Medical Technologists, and National Federation of Industrial Health Organization.

Outcome

Diabetes newly diagnosed during the 3-year period after the baseline examination was determined as the outcome in the present analysis. Diabetes was defined as having FPG of $\geq$126 mg/dl, or random plasma glucose of $\geq$200 mg/dl, HbA1c of $\geq$6.5%, or receiving medical treatment of diabetes, which was defined in two ways: medical treatment of diabetes (3 companies) or anti-diabetic drug use (5 companies). Individuals without diabetes at baseline who met any of these conditions in the subsequent health checkups were considered to have incident type 2 diabetes.

Statistical analysis

The following variables were used to derive the risk score: sex, age (30–39, 40–49, 50–59, or $\geq$60 years), BMI ($<$21, 21-$<$23, 23$<$25, 25-$<$27, 27-$<$29, or $\geq$29 kg/m^2), abdominal obesity (waist circumference $\geq$90 cm in men and $\geq$80 cm in women; yes or no), currently smoking

(yes or no), hypertension (yes or no), dyslipidemia (yes or no), FPG level (<100, 100-<110, or ≥110 mg/dl), and HbA1c level (<5.6, 5.6-<6.0, or ≥6.0%). Data of characteristics in the derivation and validation cohort were expressed as means (standard deviation) and percentage for continuous variables and categorical variables, respectively. The differences in mean and percentage between derivation and validation cohort were tested using Student's t-test and the chi-squared test.

Logistic regression analysis was performed to estimate OR and 95% CI of type 2 diabetes for each category of risk factors. We analyzed data using a multiple regression model with backward elimination methods with a significance level of less than 0.05 to first determine variables used for the non-invasive model (excluding dyslipidemia, FPG, and HbA1c). To develop a risk score for predicting 3-year incidence of diabetes, we assigned each category of risk factor with one of the following point scores, corresponding to β coefficients of multivariate logistic regression, in accordance with the method by Guasch-Ferré et al [18] and Lindström et al [19]: 1 for β = 0.01–0.20, 2 for β = 0.21–0.80, 3 for β = 0.81–1.20, 4 for β = 1.21–2.20, and 5 for β >2.20. The reference category of each variable was given a score of 0. The risk score of incident diabetes was calculated as the sum of the individual scores. We then assessed predictive performance for the risk score by drawing a receiver operating characteristic (ROC) curve, with calculation of the area under the ROC curve (AROC) and sensitivity, specificity, positive predictive value, and negative predictive value for various cutoffs. We also assigned point scores in accordance with methods in the Framingham [20] and Hisayama Study [10]. The score in the present study had a larger AROC than the score based on the Framingham Study's method. While the score based on the Hisayama Study's method showed better predictive performance than the present score in terms of AROC, the former had a much wider range than the latter. We therefore decided to use the present method to create a precise and simple risk score.

We next incorporated either or both FPG and HbA1c into the non-invasive model, thereby creating invasive models including FPG, HbA1c, or both. We performed ROC analyses for these models as well as the non-invasive model. We compared discriminative ability (AROC) among four models by using DeLong's method [21]. In addition, we calculated net reclassification improvement (NRI) using three risk categories (<3%, 3–10%, and >10%) and integrated discrimination improvement (IDI). Finally, to assess the internal validity of the obtained risk scores, we applied the scoring system to the validation cohort and performed ROC analyses. We compared the predicted and observed incidence of diabetes in each decile of risk score and performed the Hosmer-Lemeshow test to assess model goodness-of-fit. Two-side *P* values of less than 0.05 were regarded as statistically significant. All analyses were performed using Stata version 13.0 (StataCorp, College Station, TX, USA) and Statistical Analysis System (SAS) software version 9.1 (SAS Institute, Cary, NC, USA).

Results

Compared to participants included in the present analysis, those excluded were younger and more likely to be men and current smoker and to have hypertension and dyslipidemia, but had lower FPG and HbA1c for both age groups of 30–39 years (excluding 35 years) and ≥40 years (including 35 years) (data not shown).

During the 3-year period, we identified 1122 and 565 incident cases of diabetes in the derivation (1049 men and 73 women) and validation (537 women and 28 women) cohorts, respectively. The characteristics of study participants in the derivation and validation cohorts are shown in Table 1. The means (standard deviation) of age and BMI were 45.5 (7.9) years and 23.3 (3.2) kg/m^2 in the derivation cohort and 45.5 (7.8) years and 23.3 (3.2) kg/m^2 in the validation cohort. The means of age, BMI, waist circumference, and FPG and HbA1c levels and the

Table 1. Baseline characteristics of study subjects in the derivation and validation cohorts.

Characteristics	Derivation cohort	Validation cohort	*P* value[a]
No. of subjects	24,950	12,466	
Age (years)	45.5 ± 7.9	45.5 ± 7.8	0.85
Women (%)	14.4	14.4	0.97
BMI (kg/m^2)	23.3 ± 3.2	23.3 ± 3.2	0.56
Waist circumference (cm)	82.2 ± 8.8	82.3 ± 8.8	0.85
Current smoker (%)	37.0	37.3	0.55
Hypertension (%)	16.6	16.4	0.57
Dyslipidemia (%)	45.1	44.7	0.52
FPG (mg/dl)	96.6 ± 9.1	96.5 ± 9.0	0.75
HbA1c (NGSP) (%)	5.53 ± 0.35	5.53 ± 0.35	0.87

Abbreviations: FPG, fasting plasma glucose; NGSP, National Glycohemoglobin Standardization Program. Data are mean ± standard deviation unless otherwise indicated.

[a]Based on chi-squared test for categorical variables and student t-test for continuous variables.

doi:10.1371/journal.pone.0142779.t001

proportion of women, current smokers, hypertension, and dyslipidemia did not differ markedly between the derivation and validation cohorts.

The association between risk factors and type 2 diabetes risk is shown in Table 2. In the non-invasive variables-adjusted model, men had significantly higher risk of type 2 diabetes than women. In addition, older age, higher BMI, abdominal obesity, current smoking, and hypertension were associated with an increased risk of type 2 diabetes. All variables remained significant in the backward elimination analysis (*P* value <0.05). In the model including dyslipidemia, FPG, and HbA1c, the ORs of type 2 diabetes for men, older age, higher BMI, abdominal obesity, and hypertension were considerably attenuated, such that sex, abdominal obesity, and dyslipidemia were no longer associated with type 2 diabetes risk. Participants with FPG of ≥110 mg/dl or HbA1c of ≥6.0% had significantly higher risk of type 2 diabetes than those with FPG of <100 mg/dl or HbA1c of <5.6%; the multivariable-adjusted ORs (95% CI) of type 2 diabetes were 13.69 (11.15–16.81) for FPG of ≥110 mg/dl or 17.26 (13.41–22.21) for HbA1c of ≥6.0%.

All risk factors in the four models and the points derived for each category are shown in Table 3. The total score ranged from 0 to 16 in the non-invasive model, from 0 to 15 in the invasive model including either FPG or including HbA1c, and from 0 to 20 in the model including both FPG and HbA1c. ROCs of each risk model in predicting type 2 diabetes are shown in Fig 1. The AROC for the non-invasive model was 0.717 (95% CI, 0.703–0.731), increasing to 0.893 (95% CI, 0.883–0.902) for the invasive model including both FPG and HbA1c (*P* value <0.001). In addition, the AROC for the invasive model including FPG (0.843) was significantly higher than that for the invasive model including HbA1c (0.827, *P* value <0.01) and was significantly lower than that for the invasive model including both FPG and HbA1c (0.893, *P* value <0.01). When AROCs were calculated by sex, they were larger in women than in men. The values (95% CI) were 0.746 (0.695–0.798) in women and 0.703 (0.688–0.718) in men for the non-invasive model and 0.898 (0.864–0.932) in women and 0.890 (0.880–0.900) in men for the model including both FPG and HbA1c. The NRI (95% CI) were 52.9% (49.5–56.4) for the invasive model including FPG, 53.2% (49.8–56.6) for the model including HbA1c, and 72.9% (69.7–76.2) for the model including both FPG and HbA1c as reference the non-invasive model. The IDI (95% CI) were 13.0% (12.3–13.6) for the model including FPG, 13.0% (12.4–13.7) for the model including HbA1c, and 21.0% (20.0–22.0) for the model including both FPG and HbA1c. The Hosmer-Lemeshow test showed a χ^2 value = 19.3

Table 2. Odds ratios and 95% confidence intervals of type 2 diabetes for each risk factor.

Risk factors	No of subjects	No of cases	Odds ratio (95% confidence interval)		
			Age-, sex-, and site-adjusted	Multivariable-adjusted (Non-invasive model)	Multivariable-adjusted (Full model)
Sex					
Women	3586	73	1.00 (reference)	1.00 (reference)	1.00 (reference)
Men	21,364	1049	2.31 (1.81–2.94)	1.85 (1.43–2.38)	1.13 (0.85–1.50)
Age (year)					
30-<40	6741	129	1.00 (reference)	1.00 (reference)	1.00 (reference)
40-<50	10,087	409	2.13 (1.74–2.61)	1.99 (1.62–2.44)	1.28 (1.01–1.61)
50-<60	7391	515	3.79 (3.11–4.62)	3.61 (2.94–4.43)	1.33 (1.06–1.68)
≥60	731	69	5.07 (3.74–6.88)	5.23 (3.81–7.17)	1.62 (1.12–2.32)
BMI (kg/m^2)					
<21	5825	107	1.00 (reference)	1.00 (reference)	1.00 (reference)
21-<23	6589	195	1.38 (1.08–1.75)	1.36 (1.06–1.73)	0.99 (0.75–1.29)
23-<25	5963	274	2.08 (1.65–2.61)	1.97 (1.56–2.49)	1.15 (0.88–1.49)
25-<27	3670	260	3.29 (2.61–4.16)	2.81 (2.19–3.62)	1.36 (1.02–1.82)
27-<29	1674	131	3.95 (3.03–5.15)	2.99 (2.19–4.09)	1.39 (0.98–1.99)
≥29	1229	155	7.86 (6.06–10.19)	5.39 (3.90–7.45)	1.77 (1.22–2.58)
Abdominal obesity[a]					
No	19,498	674	1.00 (reference)	1.00 (reference)	1.00 (reference)
Yes	5452	448	2.64 (2.33–2.99)	1.24 (1.03–1.50)	1.08 (0.88–1.34)
Smoking status					
Non smoker	15,714	636	1.00 (reference)	1.00 (reference)	1.00 (reference)
Current smoker	9236	486	1.24 (1.09–1.40)	1.30 (1.15–1.47)	1.27 (1.09–1.47)
Hypertension					
No	20,803	760	1.00 (reference)	1.00 (reference)	1.00 (reference)
Yes	4147	362	1.92 (1.67–2.20)	1.54 (1.34–1.77)	1.34 (1.14–1.58)
Dyslipidemia					
No	13,701	408	1.00 (reference)		1.00 (reference)
Yes	11,249	714	1.95 (1.72–2.21)		1.02 (0.88–1.19)
FPG (mg/dl)					
<100	16,489	156	1.00 (reference)		1.00 (reference)
100-<110	6252	322	5.28 (4.33–6.44)		2.96 (2.40–3.63)
≥110	2209	644	37.67 (31.13–45.57)		13.69 (11.15–16.81)
HbA1c (NGSP) (%)					
<5.6	12,731	91	1.00 (reference)		1.00 (reference)
5.6-<6.0	9725	326	4.96 (3.90–6.31)		2.90 (2.26–3.71)
≥6.0	2494	705	54.31 (42.86–68.82)		17.26 (13.41–22.21)

Abbreviations: FPG, fasting plasma glucose; NGSP, National Glycohemoglobin Standardization Program.

[a]Abdominal obesity was defined as waist circumference of 90 cm or more in men and 80 cm or more in women.

doi:10.1371/journal.pone.0142779.t002

and P value = 0.01 for the non-invasive model and χ^2 value = 11.7 and P value = 0.17 for the model including both FPG and HbA1c (Fig 2).

The predictive performance for a range of cut-off points for the developed diabetes risk scores are shown in Table 4. In the non-invasive model, a score of 9 points or higher and where

Table 3. Points assigned to predict 3 year incidence of type 2 diabetes.

	Non-invasive model			Model including FPG			Model including HbA1c			Model including FPG and HbA1c		
Risk factors	**β**	**OR (95% CI)**	**P**	**β**	**OR (95% CI)**	**P**	**β**	**OR (95% CI)**	**P**	**β**	**OR (95% CI)**	**P**
Sex												
Women		1.00 (reference)	0		1.00 (reference)	0		1.00 (reference)	0		1.00 (reference)	0
Men	0.61	1.85 (1.43–2.38)	2	-0.10	0.91 (0.69–1.19)	0	0.70	2.01 (1.54–2.62)	2	0.12	1.13 (0.85–1.50)	1
Age (year)												
30-<40		1.00 (reference)	0		1.00 (reference)	0		1.00 (reference)	0		1.00 (reference)	0
40-<50	0.69	1.99 (1.62–2.44)	2	0.47	1.59 (1.28–1.98)	2	0.29	1.34 (1.08–1.66)	2	0.24	1.28 (1.01–1.61)	2
50-<60	1.28	3.61 (2.94–4.43)	4	0.69	2.00 (1.61–2.49)	2	0.49	1.63 (1.31–2.03)	2	0.29	1.33 (1.06–1.68)	2
≥60	1.65	5.23 (3.81–7.17)	4	1.11	3.03 (2.15–4.27)	3	0.49	1.64 (1.16–2.31)	2	0.48	1.61 (1.12–2.32)	2
BMI (kg/m^2)												
<21		1.00 (reference)	0		1.00 (reference)	0		1.00 (reference)	0		1.00 (reference)	0
21-<23	0.30	1.36 (1.06–1.73)	2	0.08	1.09 (0.84–1.40)	1	0.12	1.13 (0.88–1.46)	1	-0.01	0.99 (0.76–1.29)	0
23-<25	0.68	1.97 (1.56–2.49)	2	0.36	1.44 (1.12–1.84)	2	0.34	1.40 (1.10–1.79)	2	0.14	1.15 (0.89–1.50)	1
25-<27	1.03	2.81 (2.19–3.62)	3	0.61	1.85 (1.41–2.42)	2	0.55	1.73 (1.32–2.26)	2	0.32	1.37 (1.03–1.83)	2
27-<29	1.10	2.99 (2.19–4.09)	3	0.67	1.96 (1.41–2.73)	2	0.47	1.60 (1.15–2.24)	2	0.34	1.41 (0.99–2.00)	2
≥29	1.68	5.39 (3.90–7.45)	4	1.16	3.20 (2.26–4.55)	3	0.73	2.08 (1.46–2.95)	2	0.58	1.79 (1.23–2.60)	2
Abdominal obesity[a]												
No		1.00 (reference)	0		1.00 (reference)	0		1.00 (reference)	0		1.00 (reference)	0
Yes	0.22	1.24 (1.03–1.50)	2	0.16	1.18 (0.97–1.43)	1	0.09	1.10 (0.90–1.34)	1	0.08	1.09 (0.88–1.34)	1
Smoking status												
Non smoker		1.00 (reference)	0		1.00 (reference)	0		1.00 (reference)	0		1.00 (reference)	0
Current smoker	0.26	1.30 (1.15–1.47)	2	0.43	1.54 (1.34–1.77)	2	0.07	1.07 (0.93–1.23)	1	0.24	1.27 (1.10–1.47)	2
Hypertension												
No		1.00 (reference)	0		1.00 (reference)	0		1.00 (reference)	0		1.00 (reference)	0
Yes	0.43	1.54 (1.34–1.77)	2	0.19	1.21 (1.04–1.41)	1	0.50	1.64 (1.41–1.91)	2	0.30	1.34 (1.14–1.58)	2
FPG (mg/dl)												
<100					1.00 (reference)	0					1.00 (reference)	0
100-<110				1.54	4.66 (3.82–5.69)	4				1.08	2.96 (2.41–3.63)	3
≥110				3.49	32.85 (27.08–39.84)	5				2.62	13.70 (11.15–16.82)	5
HbA1c (NGSP) (%)												
<5.6								1.00 (reference)	0		1.00 (reference)	0
5.6-<6.0							1.52	4.55 (3.58–5.79)	4	1.07	2.90 (2.27–3.71)	3
≥6.0							3.81	45.05 (35.43–57.28)	5	2.85	17.33 (13.48–22.27)	5

Abbreviations: CI, confidence interval; FPG, fasting plasma glucose; NGSP, National Glycohemoglobin Standardization Program; OR, odds ratio; P, point.

[a]Abdominal obesity was defined as waist circumference of 90 cm or more in men and 80 cm or more in women.

doi:10.1371/journal.pone.0142779.t003

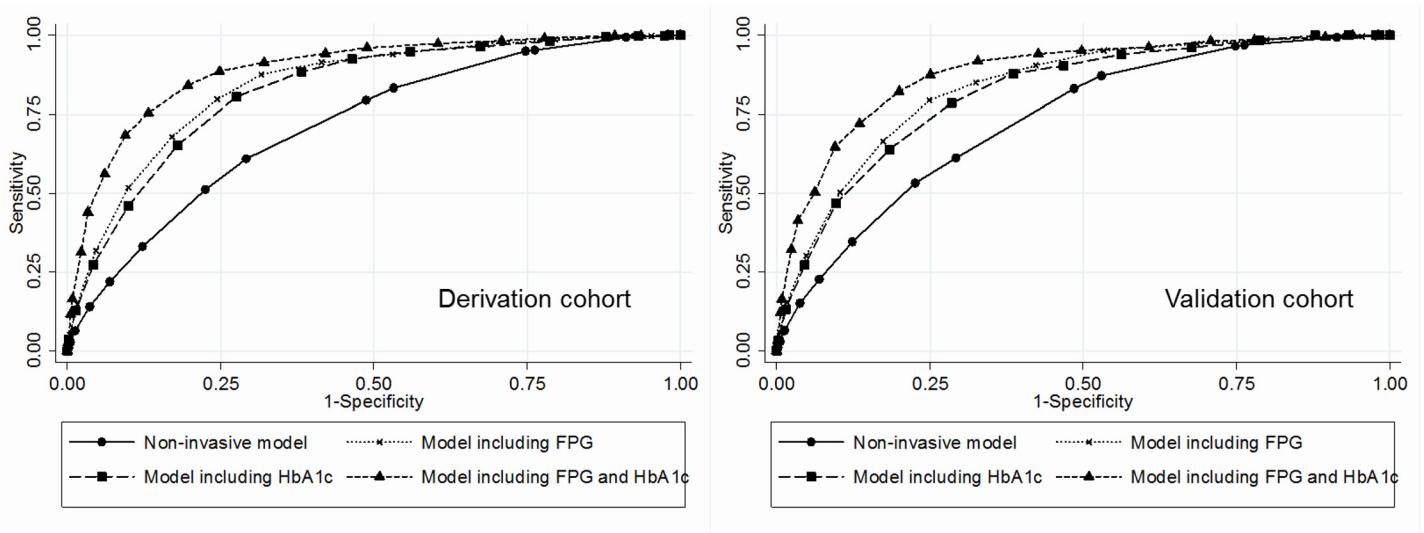


Fig 1. Receiver operating characteristics (ROC) curves for each risk score model in predicting type 2 diabetes. Abbreviation: FPG, fasting plasma glucose. In the delivation cohort, the area under the ROC (95% confidence interval) were 0.717 (0.703–0.731) for the non-invasive model, 0.843 (0.832–0.853) for the model including FPG, 0.827 (0.816–0.838) for the model including HbA1c, and 0.893 (0.883–0.902) for the model including both FPG and HbA1c. In the derivation cohort, the corresponding value were 0.734 (0.715–0.753) for the non-invasive model, 0.835 (0.820–0.851) for the model including FPG, 0.819 (0.803–0.835) for the model including HbA1c, and 0.882 (0.868–0.895) for the model including both FPG and HbA1c.

doi:10.1371/journal.pone.0142779.g001

the sum of sensitivity and specificity was maximized in the derivation cohort had a sensitivity of 61.0% and specificity of 70.8%. In the model including FPG, a score of 7 points or higher with maximized sensitivity and specificity had sensitivity of 87.6% and specificity of 68.4%. In the model including HbA1c, a score of 10 points or higher had sensitivity of 80.7% and specificity of 72.4%. The model including both FPG and HbA1c with a score of 11 points or higher had sensitivity of 84.2% and specificity of 80.3%.

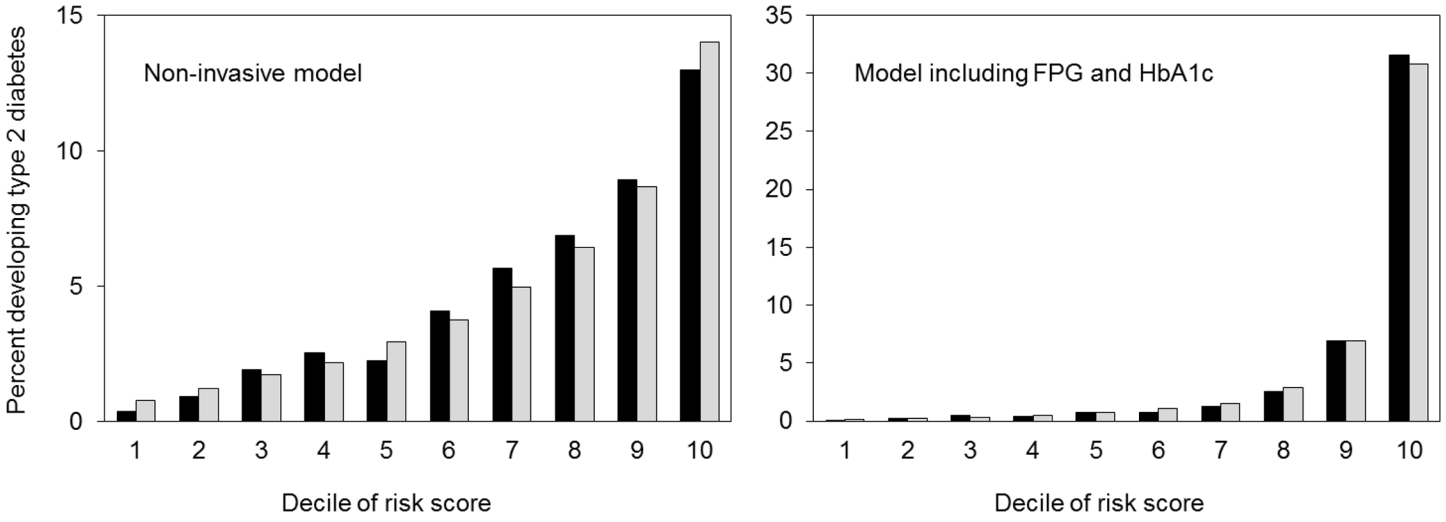


Fig 2. Observed and expected risk for developing type 2 diabetes (%) in each score of expected risk according to prediction models using the non-invasive model and the model including fasting plasma glucose and HbA1c in the derivation cohort; black bars, observed risk; grey bars, expected risk.

doi:10.1371/journal.pone.0142779.g002

Table 4. Predictive performance of the developed diabetes risk scores.

	Derivation cohort							Validation cohort						
Risk scores	**Sens**	**Spec**	**PPV**	**NPV**	**Ydn**	**LR+**	**LR-**	**Sens**	**Spec**	**PPV**	**NPV**	**Ydn**	**LR+**	**LR-**
Non-invasive model														
≥5	95.3	23.7	5.6	99.1	19.0	1.25	0.20	97.0	23.6	5.7	99.4	20.6	1.27	0.13
≥6	95.0	25.2	5.6	98.3	20.2	1.27	0.20	96.6	25.1	5.7	98.7	21.8	1.29	0.13
≥7	83.3	46.7	6.9	98.2	30.1	1.56	0.36	87.3	47.0	7.2	98.5	34.3	1.65	0.27
≥8	79.5	51.2	7.1	97.5	30.7	1.63	0.40	83.2	51.4	7.5	97.5	34.6	1.71	0.33
≥9	61.0	70.8	9.0	97.1	31.8	2.09	0.55	61.2	70.8	9.0	97.2	32.0	2.09	0.55
≥10	51.3	77.5	9.7	96.5	28.7	2.27	0.63	53.3	77.4	10.0	96.6	30.7	2.36	0.60
≥11	33.0	87.7	11.3	96.2	20.9	2.70	0.76	34.7	87.6	11.7	96.2	22.3	2.80	0.75
Model including FPG														
≥5	94.0	46.9	7.7	99.3	40.9	1.77	0.13	95.2	46.6	7.8	99.2	41.8	1.78	0.10
≥6	91.4	58.5	9.4	99.2	50.0	2.20	0.15	90.4	57.8	9.2	99.0	48.2	2.14	0.17
≥7	87.6	68.4	11.5	98.8	56.0	2.77	0.18	85.1	67.5	11.1	98.7	52.6	2.62	0.22
≥8	79.8	75.5	13.3	98.2	55.3	3.26	0.27	79.5	75.1	13.1	98.1	54.5	3.19	0.27
≥9	67.9	82.9	15.8	97.5	50.9	3.98	0.39	66.6	82.7	15.4	97.4	49.2	3.84	0.40
≥10	51.8	90.0	19.6	96.7	41.8	5.19	0.54	50.3	89.7	18.7	96.6	39.9	4.86	0.55
≥11	31.8	95.3	24.3	96.1	27.2	6.83	0.72	30.3	95.2	22.9	96.1	25.4	6.24	0.73
Model including HbA1c														
≥5	98.2	21.3	5.5	99.5	19.5	1.25	0.08	98.4	21.3	5.6	99.4	19.7	1.25	0.07
≥6	96.5	32.6	6.3	99.5	29.1	1.43	0.11	96.1	32.3	6.3	99.4	28.4	1.42	0.12
≥7	94.9	44.0	7.4	99.4	39.0	1.70	0.12	94.0	43.8	7.4	99.2	37.8	1.67	0.14
≥8	92.6	53.5	8.6	99.1	46.1	1.99	0.14	90.4	53.1	8.4	99.1	43.6	1.93	0.18
≥9	88.4	61.7	9.8	98.8	50.2	2.31	0.19	88.0	61.4	9.8	98.6	49.3	2.27	0.20
≥10	80.7	72.4	12.1	98.0	53.0	2.92	0.27	78.6	71.5	11.6	98.0	50.0	2.75	0.30
≥11	65.2	82.0	14.6	97.3	47.3	3.63	0.42	64.1	81.5	14.1	97.3	45.6	3.47	0.44
≥12	45.9	90.1	17.9	96.6	36.0	4.63	0.60	46.9	90.3	18.6	96.5	37.2	4.81	0.59
Model including FPG and HbA1c														
≥5	98.3	29.2	6.1	99.7	27.5	1.39	0.06	98.2	29.2	6.2	99.6	27.4	1.39	0.06
≥6	97.4	39.5	7.1	99.6	37.0	1.61	0.07	96.3	39.3	7.0	99.6	35.6	1.59	0.09
≥7	96.1	51.1	8.5	99.5	47.2	1.96	0.08	95.2	50.3	8.3	99.5	45.5	1.91	0.10
≥8	94.3	57.9	9.5	99.4	52.2	2.24	0.10	94.2	57.3	9.5	99.4	51.5	2.21	0.10
≥9	91.4	67.9	11.8	99.3	59.3	2.85	0.13	91.9	67.2	11.7	99.2	59.1	2.80	0.12
≥10	88.7	75.1	14.4	99.1	63.8	3.57	0.15	87.6	74.9	14.2	99.0	62.5	3.50	0.17
≥11	84.2	80.3	16.7	98.7	64.5	4.27	0.20	82.3	80.0	16.4	98.5	62.3	4.12	0.22
≥12	75.6	86.7	21.2	98.4	62.3	5.70	0.28	72.2	86.5	20.2	98.2	58.7	5.33	0.32
≥13	68.5	90.5	25.4	97.9	59.0	7.24	0.35	64.8	90.5	24.4	97.6	55.3	6.80	0.39

Abbreviations: FPG, fasting plasma glucose; LR, Likelihood ratio; NPV, Negative predictive value; PPV, positive predictive value; Sens, sensitivity; Spec, specificity; Ydn, Youden index.

doi:10.1371/journal.pone.0142779.t004

The 3-year predicted probability of incident type 2 diabetes by total points for each risk model are shown in Table 5. In the non-invasive model, participants with scores of 0 to 8 (69.4% of total participants in the derivation cohort) had less than 5% risk of 3-year incident type 2 diabetes. The risk were 5 to <10% for a score of 9 to 11 (23.0% of total participants), 10 to <20% for a score of 12 to 14 (7.0%), and >20% for a score of ≥15 (0.6%). In the invasive model including both FPG and HbA1c, participants with a score of 0 to 10 (77.4% of total participants), 11 to 12 (10.5%), 13 to 14 (6.9%), and 15 to 18 (5.0%) had less than 5%, 5 to <10%,

Table 5. Total point for each risk score and absolute estimated probability (%) of incidence of type 2 diabetes.

Non-invasive model		Model including FPG		Model including HbA1c		Model including FPG and HbA1c	
Score	Probability	Score	Probability	Score	Probability	Score	Probability
0	0.2	0	0.2	0	0.0	0	0.0
2	0.5	1	0.0	1	0.6	1	0.1
3	0.0	2	0.4	2	0.2	2	0.0
4	1.3	3	0.6	3	0.2	3	0.3
5	0.8	4	1.0	4	0.7	4	0.5
6	2.5	5	1.0	5	0.7	5	0.4
7	3.9	6	1.8	6	0.7	6	0.5
8	4.3	7	4.9	7	1.1	7	1.2
9	6.4	8	7.0	8	2.3	8	1.3
10	7.7	9	9.7	9	3.3	9	1.8
11	9.0	10	15.0	10	7.0	10	3.9
12	10.3	11	20.8	11	10.1	11	5.9
13	13.0	12	27.6	12	13.4	12	8.1
14	17.7	13	35.7	13	19.2	13	14.6
≥15	20.5	≥14	40.6	14	27.0	14	17.4
				15	44.2	15	35.1
						16	32.6
						17	45.1
						18	49.0
						19	53.3
						20	53.8

Abbreviation: FPG, fasting plasma glucose.

doi:10.1371/journal.pone.0142779.t005

10 to <20%, and 35 to <50% risk of incident type 2 diabetes, respectively. Those with a score of ≥19 (0.2% of total participants) had >50% risk.

The ROCs of four risk scores in the validation cohort were closely similar to those in the derivation cohort (Fig 1). When AROCs were calculated by sex, values (95% CI) were 0.841 (0.756–0.927) in women and 0.708 (0.687–0.728) in men for the non-invasive model and 0.938 (0.896–0.981) in women and 0.872 (0.856–0.887) in men for the invasive model including both FPG and HbA1c. At the cut-off point for a non-invasive model score of 9 or higher, sensitivity (61.2%) and specificity (70.8%) were similar to those in the derivation cohort (Table 4).

Discussion

In this large-scale, multi-center study among Japanese working population, we developed a risk score for predicting 3-year risk of type 2 diabetes. In the non-invasive model in which sex, age, BMI, abdominal obesity, smoking, and hypertension were included, the predictive ability for incidence of type 2 diabetes was reasonably good. Performance was further improved by adding FPG and HbA1c. Similar predictive ability was observed in the validation cohort. To our knowledge, this is the third largest study developing risk models and scores to predict incidence of type 2 diabetes.

The risk score based on the non-invasive model we developed showed relatively high predictive ability for type 2 diabetes. Noble et al [5] reviewed 94 risk models and scores and

identified 40 non-invasive types of risk score, with AROCs ranging from 0.62 (for a model including BMI, waist circumference, and family history of diabetes) to 0.87 (for a model including age, BMI, waist circumference, use of antihypertensive drugs, history of hypertension, physical inactivity, and diet). The AROC for the non-invasive risk model in the present study was within this range (0.717; 95% CI, 0.703–0.731). Among Japanese studies, the Hisayama study established a non-invasive risk model using age, sex, family history of diabetes, waist circumference, BMI, hypertension, exercise habit, and smoking habit among 1935 participants aged 40–79 years [10]. In that study, AROC for the score in predicting incidence of type 2 diabetes (follow-up period, 14 years) was 0.700 (95% CI, 0.667–0.732). In the Toranomon Hospital Health Management Center Study 6 (TOPICS 6) among 7654 government employees aged 40–75 years [11], a non-invasive model including age, sex, family history of diabetes, BMI, and current smoking had an AROC of 0.708 (95% CI, 0.679–0.737) in predicting type 2 diabetes (follow-up period, 5 years). The risk score we developed in a large working population had comparable predictive ability but a more stable estimate (narrow confidence interval) than these previous Japanese studies. Given that 27% of the present study population were less than 40 years old, the present risk score could be applied to relatively young populations.

Numerous risk scores for diabetes have been developed across diverse populations. Given ethnic origin is strongly related to diabetes risk [2], however, a risk score derived from a population may not be applicable to others. In Japan, three diabetes risk scores have been developed: one among residents in a prefecture [14], another among residents in a rural town [10], and the other among government employees [11]. These scores require family history of diabetes, physical activity, and alcohol consumption which are not routinely available or uniformly collected in general health examination in Japan, and thus are of limited use for wider population. The risk scores we developed here using a large and multi-company database of periodic health checkup are not only statistically robust but also useful in practice.

We used six risk factors, including age, sex, BMI, abdominal obesity, smoking habit, and hypertension to create a non-invasive risk score. The number of factors used in risk models has ranged from 3 to 14 (mean 7.8) in previous studies [5]. The most commonly incorporated factors in previous risk models were age, family history of diabetes, BMI, hypertension, waist circumference, and sex, followed by ethnicity, fasting glucose level, smoking status, and physical activity [22]. We did not include family history of diabetes in the current risk model because that information was collected in only some participating companies. Nevertheless, the predictive power of our risk model was no less than those of previous risk models which did include family history of diabetes. To examine the impact of including family history of diabetes, we repeated the analyses in two major companies where this information was available (n = 31,202) and confirmed that AROCs for the non-invasive model were little improved after incorporating that information (from 0.724 to 0.736). Given that adults with family history of diabetes tend to have higher BMI, waist circumference, blood pressure, and FPG level than those without [23–26], a lack of family history information can be largely compensated by incorporating the above-mentioned data in the prediction model.

In the present study, the predictive power was enhanced by adding either FPG or HbA1c to the non-invasive model and was further improved by adding both, a finding compatible with previous studies [10, 11, 15, 18, 27, 28]. The degree of improvement was similar between the model including FPG and the model including HbA1c, though the difference was significant. In the TOPICS 6, the AROCs for the non-invasive models were increased to 0.836, 0.837, and 0.887 after FPG, HbA1c, and both FPG and HbA1c were added, respectively [11], and these corresponding values were 0.867, 0.886, and 0.893 in the European Prospective Investigation into Cancer and Nutrition-Potsdam study conducted in 1962 men and women aged 35–65 years [28]. The AROCs for the model including FPG were 0.772 in the Hisayama Study [10],

0.756 in a Thai cohort of 2677 participants aged 35–55 years [27], 0.784 in the PREDIMED study among 1381 participants aged 55–80 years [18], and 0.848 in a Taiwanese study among 36,972 participants aged 35–74 years [15]. The predictive ability of the present invasive model (AROC: 0.843 for FPG model, 0.827 for HbA1c model, and 0.893 for FPG and HbA1c model) was comparable to or higher than values in these previous studies. Further, the current model including both FPG and HbA1c can identify individuals at very high risk (≥40–50%) of developing type 2 diabetes within 3 years (Table 5) and thus is a tool for risk stratification.

Strength of the present study included a large number of participants from several companies, making our estimates highly stable (narrow confidence interval). In addition, we confirmed the performance of the risk score in a validation cohort. However, our study also has some limitations. First, we relied on HbA1c and fasting and casual glucose and not the oral glucose tolerance test to define incident type 2 diabetes. However, performing this test in a large sample is not feasible. HbA1c does not require fasting and reflects long-term glycemic status. In addition, the International Expert Committee has recommended using HbA1c to diagnosis diabetes [29]. Second, there were some differences in the characteristics between participants included and excluded from the present analysis. We thus could not rule out the possibility of selection bias as a result of these exclusions. Third, when we assessed the goodness-of-fit using the Hosmer-Lemeshow test, the *P* value for the non-invasive model was statistically significant, showing poor calibration. However, Hosmer-Lemeshow χ^2 values <20 are considered indicative of good calibration [30] (χ^2 = 19.3 and *P* value = 0.01 for the non-invasive model in the present study). Fourth, the follow-up period was 3 years, and thus the risk score developed may only be applicable to short-term prediction of diabetes. Nevertheless, the present score may serve for allocating resource to individuals who are at high risk of developing diabetes in near future. Fifth, the J-ECOH Study is a multi-company study using existing data, and thus survey questions regarding lifestyle, history of disease, and drug use as well as the procedure for obtaining anthropometric and biochemical measurement were not uniform. However, all laboratories that performed biochemical analyses for the participating companies have participated in one or more external quality control programs and received the highest rank of evaluation. Finally, most study subjects were workers in large companies; therefore, the present finding might not be applicable to workers in small- and medium-sized companies, those in other large companies with markedly different background, or members of the non-working population. Diabetes risk is probably higher in general population that includes vulnerable people than working population, and thus the application of the present score to the general population would lead to underestimation of diabetes risk. However, the extent of underestimation, if any, may be small, given a similar age-specific prevalence being reported in a nationally-representative sample [31].

In conclusion, we developed a simple risk model using age, sex, BMI, waist circumference, hypertension, and smoking status to predict 3-year incidence of type 2 diabetes in a large-scale multi-center study among Japanese workers. The predictive ability was reasonably high and well reproduced. Since this risk model uses non-invasive information, it may be useful among working population, particularly relatively young individuals who have less opportunity to undergo an examination of blood glucose levels than older individuals. Further, the risk model with FPG and HbA1c showed excellent predictive ability and thus can contribute to risk stratification, facilitating the development of efficient prevention programs against type 2 diabetes.

Acknowledgments

We thank Toshiteru Okubo (Chairperson of Industrial Health Foundation, Director of Radiation Effects Research Foundation) for scientific advice on the conduct of J-ECOH Study; Maki

Konishi (National Center for Global Health and Medicine) for data management; and Rika Osawa (National Center for Global Health and Medicine) for administrative support.

Members of the Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study Group are: T. Mizoue, A. Nanri, K. Kurotani, K. Kuwahara, I. Kashino, S. Akter, and H. Hu, National Center for Global Health and Medicine, Tokyo, Japan; T. Nakagawa, S. Yamamoto, and T. Honda, Hitachi, Ltd., Ibaraki, Japan; S. Dohi and H. Okazaki, Mitsui Chemicals, Inc., Tokyo, Japan; T. Imai and A. Nishihara, Azbil Corporation, Tokyo, Japan; N. Sasaki and T. Ogasawara, Mitsubishi Fuso Truck and Bus Corporation, Kanagawa, Japan; A. Uehara and M. Yamamoto, YAMAHA CORPORATION, Shizuoka, Japan; T. Miyamoto, Nippon Steel & Sumitomo Metal Corporation Kimitsu Works, Chiba, Japan; I. Kabe, T. Kochi, and M. Eguchi, Furukawa Electric Co., Ltd., Tokyo, Japan; T. Murakami, C. Shimizu, and M. Shimizu, Mizue Medical Clinic, Keihin Occupational Health Center, Kanagawa, Japan; N. Kato and A. Tomizawa, Fuji Electric Co., Ltd., Kanagawa, Japan; K. Tomita, Mitsubishi Plastics, Inc., Tokyo, Japan; S. Nagahama, All Japan Labour Welfare Foundation, Tokyo, Japan; N. Kunugita and T. Sone, National Institute of Public Health, Saitama, Japan; K. Fukasawa, ADVANTAGE Risk Management Co., Ltd., Tokyo, Japan; A. Hori, C. Nishiura, and C. Kinugawa, Tokyo Gas Co., Ltd., Tokyo, Japan; R. Kuroda and K. Yamamoto, The University of Tokyo, Tokyo, Japan; M. Ohtsu, Himawari Industrial Physician & Occupational Health Consultant Office, Saitama, Japan; D. Omoto, Mitsubishi Heavy Industries, Ltd., Aichi, Japan; N. Sakamoto and Y. Osaki, Health Design Inc., Tokyo, Japan; T. Totsuzaki, Mizuho Health Insurance Society, Tokyo, Japan; M. Endo, Tokyo Women's Medical University, Tokyo, Japan; T. Itoh, New Japan Radio Co., Ltd., Tokyo, Japan; M. Kawashima, Central Japan Railway Company, Aichi, Japan; M. Masuda, AEON Co., Ltd., Chiba, Japan; C. Nagano, KUBOTA Corporation, Ibaraki, Japan. S. Dohi (Seitaro.Dohi@mitsui-chem.co.jp) and T. Mizoue (mizoue@ri.ncgm.go.jp) are the co-principal investigators for the J-ECOH Study Group.

Author Contributions

Conceived and designed the experiments: SD T. Mizoue. Performed the experiments: A. Nanri K. Kuwahara K. Kurotani T. Mizoue. Analyzed the data: A. Nanri HH. Contributed reagents/materials/analysis tools: TN SY TH HO AU MY T. Miyamoto TK ME T. Murakami CS MS KT SN TI A. Nishihara N. Sasaki IK SD. Drafted the plan for the data analyses: A. Nanri K. Kuwahara SN AH N. Sakamoto CN TT NK KF HH SA K. Kurotani T. Mizoue TS SD. Interpretation of the results and revision of the manuscript: A. Nanri TN K. Kuwahara SY TH HO AU MY T. Miyamoto TK ME T. Murakami CS MS KT SN TI A. Nishihara N. Sasaki AH N. Sakamoto CN TT NK KF HH SA K. Kurotani IK T. Mizoue TS SD. Wrote the paper: A. Nanri. Conducted data collection: A. Nanri K. Kuwahara K. Kurotani T. Mizoue.

References

1. Guariguata L, Whiting DR, Hambleton I, Beagley J, Linnenkamp U, Shaw JE. Global estimates of diabetes prevalence for 2013 and projections for 2035. Diabetes Res Clin Pract. 2014; 103: 137–149. doi: 10.1016/j.diabres.2013.11.002 PMID: 24630390
2. Tabák AG, Herder C, Rathmann W, Brunner EJ, Kivimaki M. Prediabetes: a high-risk state for diabetes development. Lancet. 2012; 379: 2279–2290. doi: 10.1016/S0140-6736(12)60283-9 PMID: 22683128
3. Ministry of Health, Labour and Welfare. The National Health and Nutrition Survey Japan, 2012. 2012. Available: http://www.mhlw.go.jp/file/04-Houdouhappyou-10904750-Kenkoukyoku-Gantaisakukenkouzoushinka/0000032813.pdf. Accessed 7 March 2014.
4. Zimmet P, Alberti KG, Shaw J. Global and societal implications of the diabetes epidemic. Nature. 2001; 414: 782–787. PMID: 11742409
5. Noble D, Mathur R, Dent T, Meads C, Greenhalgh T. Risk models and scores for type 2 diabetes: systematic review. BMJ. 2011; 343: d7163. doi: 10.1136/bmj.d7163 PMID: 22123912

6. Ramachandran A, Ma RC, Snehalatha C. Diabetes in Asia. Lancet. 2010; 375: 408–418. doi: 10.1016/S0140-6736(09)60937-5 PMID: 19875164
7. He S, Chen X, Cui K, Peng Y, Liu K, Lv Z, et al. Validity evaluation of recently published diabetes risk scoring models in a general Chinese population. Diabetes Res Clin Pract. 2012; 95: 291–298. doi: 10.1016/j.diabres.2011.10.039 PMID: 22129653
8. Chien K, Cai T, Hsu H, Su T, Chang W, Chen M, et al. A prediction model for type 2 diabetes risk among Chinese people. Diabetologia. 2009; 52: 443–450. doi: 10.1007/s00125-008-1232-4 PMID: 19057891
9. Chuang SY, Yeh WT, Wu YL, Chang HY, Pan WH, Tsao CK. Prediction equations and point system derived from large-scale health check-up data for estimating diabetic risk in the Chinese population of Taiwan. Diabetes Res Clin Pract. 2011; 92: 128–136. doi: 10.1016/j.diabres.2010.12.022 PMID: 21237522
10. Doi Y, Ninomiya T, Hata J, Hirakawa Y, Mukai N, Iwase M, et al. Two risk score models for predicting incident Type 2 diabetes in Japan. Diabet Med. 2012; 29: 107–114. doi: 10.1111/j.1464-5491.2011.03376.x PMID: 21718358
11. Heianza Y, Arase Y, Hsieh SD, Saito K, Tsuji H, Kodama S, et al. Development of a new scoring system for predicting the 5 year incidence of type 2 diabetes in Japan: the Toranomon Hospital Health Management Center Study 6 (TOPICS 6). Diabetologia. 2012; 55: 3213–3223. doi: 10.1007/s00125-012-2712-0 PMID: 22955996
12. Lim NK, Park SH, Choi SJ, Lee KS, Park HY. A risk score for predicting the incidence of type 2 diabetes in a middle-aged Korean cohort: the Korean genome and epidemiology study. Circ J. 2012; 76: 1904–1910. PMID: 22640983
13. Liu M, Pan C, Jin M. A Chinese diabetes risk score for screening of undiagnosed diabetes and abnormal glucose tolerance. Diabetes Technol Ther. 2011; 13: 501–507. doi: 10.1089/dia.2010.0106 PMID: 21406016
14. Sasai H, Sairenchi T, Irie F, Iso H, Tanaka K, Ota H. Development of a diabetes risk prediction sheet for specific health guidance. Nippon Koshu Eisei Zasshi. 2008; 55: 287–294 (in Japanese). PMID: 18592979
15. Sun F, Tao Q, Zhan S. An accurate risk score for estimation 5-year risk of type 2 diabetes based on a health screening population in Taiwan. Diabetes Res Clin Pract. 2009; 85: 228–234. doi: 10.1016/j.diabres.2009.05.005 PMID: 19500871
16. Beagley J, Guariguata L, Weil C, Motala AA. Global estimates of undiagnosed diabetes in adults. Diabetes Res Clin Pract. 2014; 103: 150–160. doi: 10.1016/j.diabres.2013.11.001 PMID: 24300018
17. Kashiwagi A, Kasuga M, Araki E, Oka Y, Hanafusa T, Ito H, et al. International clinical harmonization of glycated hemoglobin in Japan: From Japan Diabetes Society to National Glycohemoglobin Standardization Program values. Diabetol Int. 2012; 3: 8–10.
18. Guasch-Ferré M, Bulló M, Costa B, Martínez-Gonzalez MA, Ibarrola-Jurado N, Estruch R, et al. A risk score to predict type 2 diabetes mellitus in an elderly Spanish Mediterranean population at high cardiovascular risk. PLoS One. 2012; 7: e33437. doi: 10.1371/journal.pone.0033437 PMID: 22442692
19. Lindström J, Tuomilehto J. The diabetes risk score: a practical tool to predict type 2 diabetes risk. Diabetes Care. 2003; 26: 725–731. PMID: 12610029
20. Sullivan LM, Massaro JM, D'Agostino RB Sr. Presentation of multivariate data for clinical use: The Framingham Study risk score functions. Stat Med. 2004; 23: 1631–1660. PMID: 15122742
21. DeLong ER, DeLong DM, Clarke-Pearson DL. Comparing the areas under two or more correlated receiver operating characteristic curves: a nonparametric approach. Biometrics. 1988; 44: 837–845. PMID: 3203132
22. Collins GS, Mallett S, Omar O, Yu LM. Developing risk prediction models for type 2 diabetes: a systematic review of methodology and reporting. BMC Med. 2011; 9: 103. doi: 10.1186/1741-7015-9-103 PMID: 21902820
23. Bianco A, Pomara F, Raccuglia M, Bellafiore M, Battaglia G, Filingeri D, et al. The relationship between type 2 diabetes family history, body composition and blood basal glycemia in sedentary people. Acta Diabetol. 2014; 51: 79–84. doi: 10.1007/s00592-013-0502-x PMID: 23852532
24. Das M, Pal S, Ghosh A. Family history of type 2 diabetes and prevalence of metabolic syndrome in adult Asian Indians. J Cardiovasc Dis Res. 2012; 3: 104–108. doi: 10.4103/0975-3583.95362 PMID: 22629026
25. Pomara F, Russo G, Gravante G. Influence of family history to type 2 diabetes on the body composition and homeostasis model assessment: a comparison between young active and sedentary men. Minerva Med. 2006; 97: 379–383. PMID: 17146418

26. Zamora-Ginez I, Perez-Fuentes R, Baez-Duarte BG, Revilla-Monsalve C, Brambila E. Risk factors for diabetes, but not for cardiovascular disease, are associated with family history of Type 2 diabetes in subjects from central Mexico. Ann Hum Biol. 2012; 39: 102–107. doi: 10.3109/03014460.2011.645507 PMID: 22324835

27. Aekplakorn W, Bunnag P, Woodward M, Sritara P, Cheepudomwit S, Yamwong S, et al. A risk score for predicting incident diabetes in the Thai population. Diabetes Care. 2006; 29: 1872–1877. PMID: 16873795

28. Schulze MB, Weikert C, Pischon T, Bergmann MM, Al-Hasani H, Schleicher E, et al. Use of multiple metabolic and genetic markers to improve the prediction of type 2 diabetes: the EPIC-Potsdam Study. Diabetes Care. 2009; 32: 2116–2119. doi: 10.2337/dc09-0197 PMID: 19720844

29. International Expert Committee. International Expert Committee report on the role of the A1C assay in the diagnosis of diabetes. Diabetes Care. 2009; 32: 1327–1334. doi: 10.2337/dc09-9033 PMID: 19502545

30. Hosmer DW, Hjort NL. Goodness-of-fit processes for logistic regression: simulation results. Stat Med. 2002; 21: 2723–2738. PMID: 12228887

31. Ministry of Health, Labour and Walfare. The National Health and Nutrition Survey Japan, 2007. Tokyo: Daiichi-shuppan, 2010.

Hu et al. BMC Public Health (2016) 16:220
DOI 10.1186/s12889-016-2856-9

BMC Public Health

RESEARCH ARTICLE Open Access

Optimal waist circumference cut-off points and ability of different metabolic syndrome criteria for predicting diabetes in Japanese men and women: Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study

Huanhuan Hu[1*], Kayo Kurotani[1], Naoko Sasaki[2], Taizo Murakami[3], Chii Shimizu[3], Makiko Shimizu[3], Tohru Nakagawa[4], Toru Honda[4], Shuichiro Yamamoto[4], Hiroko Okazaki[5], Satsue Nagahama[6], Akihiko Uehara[7], Makoto Yamamoto[7], Kentaro Tomita[8], Teppei Imai[9], Akiko Nishihara[9], Takeshi Kochi[10], Masafumi Eguchi[10], Toshiaki Miyamoto[11], Ai Hori[12], Keisuke Kuwahara[1,13], Shamima Akter[1], Ikuko Kashino[1], Isamu Kabe[10], Weiping Liu[14], Tetsuya Mizoue[1], Naoki Kunugita[15], Seitaro Dohi[5] and the Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study Group

Abstract

Background: We sought to establish the optimal waist circumference (WC) cut-off point for predicting diabetes mellitus (DM) and to compare the predictive ability of the metabolic syndrome (MetS) criteria of the Joint Interim Statement (JIS) and the Japanese Committee of the Criteria for MetS (JCCMS) for DM in Japanese.

Methods: Participants of the Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study, who were aged 20–69 years and free of DM at baseline ($n = 54,980$), were followed-up for a maximum of 6 years. Time-dependent receiver operating characteristic analysis was used to determine the optimal cut-off points of WC for predicting DM. Time-dependent sensitivity, specificity, and positive and negative predictive values for the prediction of DM were compared between the JIS and JCCMS MetS criteria.

Results: During 234,926 person-years of follow-up, 3180 individuals developed DM. Receiver operating characteristic analysis suggested that the most suitable cut-off point of WC for predicting incident DM was 85 cm for men and 80 cm for women. MetS was associated with 3–4 times increased hazard for developing DM in men and 7–9 times in women. Of the MetS criteria tested, the JIS criteria using our proposed WC cut-off points (85 cm for men and 80 cm for women) had the highest sensitivity (54.5 % for men and 43.5 % for women) for predicting DM. The sensitivity and specificity of the JCCMS MetS criteria were ~37.7 and 98.9 %, respectively.
(Continued on next page)

* Correspondence: hu.huanhuan@yahoo.com
[1]Department of Epidemiology and Prevention, Center for Clinical Sciences, National Center for Global Health and Medicine, Toyama 1-21-1, Shinjuku-ku, Tokyo 162-8655, Japan
Full list of author information is available at the end of the article

BioMed Central

© 2016 Hu et al. **Open Access** This article is distributed under the terms of the Creative Commons Attribution 4.0 International License (http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided you give appropriate credit to the original author(s) and the source, provide a link to the Creative Commons license, and indicate if changes were made. The Creative Commons Public Domain Dedication waiver (http://creativecommons.org/publicdomain/zero/1.0/) applies to the data made available in this article, unless otherwise stated.

(Continued from previous page)

Conclusion: Data from the present large cohort of workers suggest that WC cut-offs of 85 cm for men and 80 cm for women may be appropriate for predicting DM for Japanese. The JIS criteria can detect more people who later develop DM than does the JCCMS criteria.

Keywords: Waist circumference, Metabolic syndrome, Diabetes mellitus

Background

Metabolic syndrome (MetS) is defined as a clustering of metabolic abnormalities [1], and has been shown to be associated with increased risks of developing type 2 diabetes mellitus (DM) and cardiovascular disease [2–4]. However, controversy exist over the diagnostic criteria and utility of MetS [5–7]. Of several MetS criteria proposed [5, 8], the National Cholesterol Education Program Adult Treatment Panel III (NCEP-ATP III) [1] and the International Diabetes Federation (IDF) [9] have been most widely used. In 2009, a Joint Interim Statement (JIS) criteria was published as a combined effort by a number of international scientific bodies and authorities [8]. Besides these international definitions, a Japanese-specific MetS criteria has been proposed by the Japanese Committee of the Criteria for MetS (JCCMS) [10].

These criteria differ in several aspects, including the cut-off points of waist circumference (WC), handling of the WC component (prerequisite or optional for the diagnosis of MetS), and the criteria of hyperglycemia and dyslipidemia. These differences have led to confusion regarding the choice of the criteria to diagnose MetS. One major concern for Japanese individuals is the WC cut-off point. The JCCMS adopts cut-offs of WC ≥85 cm for men and ≥90 cm for women [10]. In Japan, cross-sectional studies have suggested cut-off points of 85–90 cm for men and 77–83 cm for women for predicting the presence of multiple other MetS components [11–13], and a recent prospective study showed that the optimal cut-off point of WC for predicting cardiovascular disease (CVD) was 90 cm in men and 80 cm in women [14]. Several prospective studies have examined the ethnic specific WC cut-off values in relation to DM risk among Koreans, Mexicans, and Americans [15–17]; however, no such study has yet been performed in the Japanese population.

Here, we examined the optimal WC cut-off points for predicting the development of DM and compared the predictive ability of two MetS criteria (JIS [8] and JCCMS [10]) in a large-scale working population in Japan.

Methods

Survey description

The Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health (J-ECOH) Study is an ongoing multicenter epidemiologic study among workers from several companies in Japan. A total of 12 companies covering various industries (electric machinery and apparatus manufacturing; steel, chemical, gas, and non-ferrous metal manufacturing; automobile and instrument manufacturing; plastic product manufacturing; and health care) participated in the J-ECOH study. As of May 2014, eleven participating companies provided health check-up data obtained between January 2008 and December 2013 or between April 2008 and March 2014. In this study, the data from the earliest examination (mostly carried out in 2008) were regarded as the baseline data; however, if the 2008 dataset contained a large number of missing data, the data from the 2009 or 2010 (one company each) examination were used as the baseline. The outcomes of the present prospective analysis were determined using data from the health check-ups after the baseline through 2014.

The J-ECOH Study was announced in each company using posters. In Japan, workers are obliged to undergo health examination at least once a year under the Industrial Safety and Health Act; nearly all workers attend their health examination in each year. Participants did not provide their oral or written informed consent to take part in the study but were given an opportunity to refuse the use of their data for research, according to the Japanese Ethical Guidelines for Epidemiological Research [18]. The details of the J-ECOH Study have been described elsewhere [19, 20]. The study protocol was approved by the Ethics Committee of the National Center for Global Health and Medicine, Japan.

Study participants

As shown in Fig. 1, of 95,040 participants who attended the baseline health check-up, we excluded those who were aged <20 or ≥70 years, who had DM or missing data necessary for the diagnosis of DM or MetS, and who attended the health check-up in a non-fasting state or lacked information on smoking. Of the remaining 58,753 participants, we further excluded those who did not attend any subsequent health check-up or who attended but did not receive glucose measurements, leaving 54,980 participants (46,981 men and 7999 women) for analysis.

Measurements

The body height, body weight, WC, and blood pressure were measured according to a standard protocol of each company. Body mass index (BMI) was calculated as the

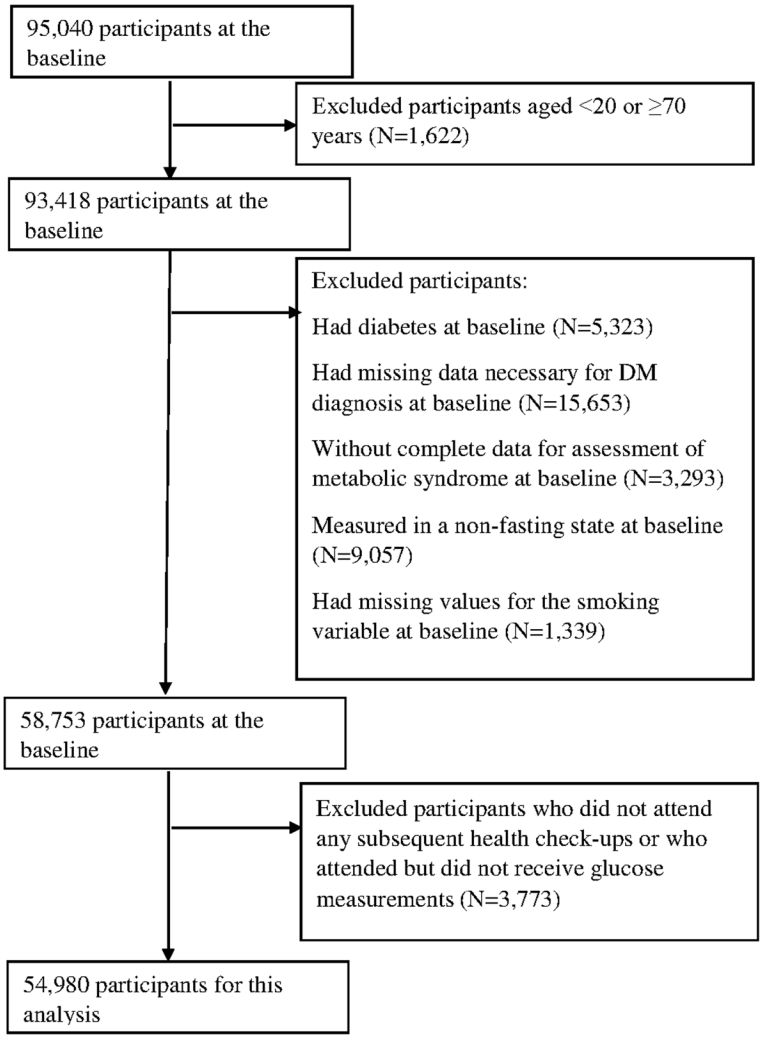


Fig. 1 Flow chart of participant selection

weight in kilograms divided by the squared height in meters. WC was measured at the umbilical level using a measuring tape, with the subjects in the standing position [21]. Blood pressure was measured in a sitting position. Hypertension was defined as systolic blood pressure ≥140 mmHg, diastolic blood pressure ≥90 mmHg, or as receiving medical treatment for hypertension [22]. Smoking status was ascertained via a self-administered questionnaire.

The plasma glucose was measured by the enzymatic or glucose oxidase peroxidative electrode method. Glycated hemoglobin (HbA1c) was measured by using latex agglutination immunoassay, high-performance liquid chromatography, or the enzymatic method. Total cholesterol (TCH), triglyceride (TG), low-density lipoprotein-cholesterol (LDL-C), and high-density lipoprotein-cholesterol (HDL-C) level were measured by the enzymatic method. All laboratories involved in the health checkup in the participating companies have received satisfactory scores (rank A or a score >95 out of 100) from external quality control agencies.

Criteria of MetS

We defined the presence of MetS using the following two criteria (Table 1): JIS [8] and JCCMS [10].

Outcome

DM was identified using data from the annual health check-ups for a maximum of 6 years after the baseline examination. DM was defined as HbA1c ≥6.5 %, fasting plasma glucose ≥126 mg/dl, random plasma glucose ≥200 mg/dl, or currently under medical treatment for DM, according to the American Diabetes Association criteria for the diagnosis of DM [23]. Individuals without DM at baseline who met any of the above

Table 1 Diagnostic criteria for metabolic syndrome

Risk factor	JIS	JCCMS
WC	M ≥ 90 Cm W ≥ 80 cm	M ≥ 85 cm W ≥ 90 cm
BP	SBP ≥ 130 and/or DBP ≥ 85 mmHg or on treatment for HPT	SBP ≥ 130 and/or DBP ≥ 85 mmHg or on treatment for HPT
FPG	≥100 mg/dl or diagnosed DM	≥110 mg/dl or diagnosed DM
TG	≥150 mg/dl or Treatment for TG	TG ≥150 mg/dl or treatment for TG or HDL < 40 mg/dl
HDL-C	M < 40 mg/dl, W < 50 mg/dl or treatment for HDL	
Criteria	At least 3	WC + 2 or more

WC waist circumference, *FPG* fasting plasma glucose, *TG* triglyceride, *HDL-C* high-density lipoprotein cholesterol, *SBP* systolic blood pressure, *DBP* diastolic blood pressure, *M* men, *W* women, *DM* diabetes mellitus, *HPT* hypertension, *Modified NCEP-ATP III* National Cholesterol Education Program Adult Treatment Panel III (2005), *JIS* the Joint Interim Statement on metabolic syndrome definition (2009), *JCCMS* Japanese Committee of the Criteria for Metabolic Syndrome (2005)

conditions in the subsequent check-ups were considered to have an incident case of type 2 DM.

Statistical analyses

All analyses were performed separately by sex. Descriptive statistics were generated using the sample size, percentage, and mean. Chi-square tests for categorical variables or t-tests for continuous variables were used to examine differences in baseline characteristics between subjects with incident DM and those who did not develop it. Age-standardized incidence of DM and mean WC for each company were calculated by direct standardization to the total population of the present study. Time-dependent receiver operating characteristic (ROC) curves for WC for predicting the development of DM in the next 5 years were depicted with the Kaplan-Meier method [24]. The optimal WC cut-offs on the ROC curve were determined by applying the Youden's index [25] and the closest top-left point approaches [26].

Person-time was calculated from the date of the baseline examination to the date of the first diagnosis of DM in a subsequent examination or to the date of the last examination, whichever occurred first. Cox proportional hazards regression models were used to estimate the hazard ratios (HRs) for the development of DM associated with MetS in men and women, respectively. Covariates included age (years) and tobacco smoking (current smoker, non-current smoker). Company was treated as a cluster variable to account for intraclass correlations. The time-on-study was used as the primary time scale. We verified that the proportional hazards assumption was not violated for our main exposure and other covariates by including interaction terms with time, and we used the Wald chi-square procedure to test whether all coefficients equaled 0. To compare the predictive ability of the JIS and the JCCMS MetS criteria, the sensitivities, specificities, and positive and negative predictive values at 5-year follow-up were determined [27].

The JCCMS criteria requires WC as a prerequisite for the diagnosis of MetS [10]. Hence, additional analyses were performed to determine if the sensitivity and specificity of JCCMS could be improved when having WC as an "optional" rather than "essential" criterion (modified JCCMS criteria).

The time-dependent sensitivities, specificities, and positive and negative predictive values for different criteria of MetS were performed using R version 3.2.2 (R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria). All other statistical analyses were performed using SAS version 9.3 (SAS Institute, Cary, NC, USA). A two-sided P <0.05 was considered statistically significant.

Results

During 234,926 person-years of follow-up (a median of 4.9 years), 3180 individuals (2963 men and 217 women) developed DM. The incidence rate of progression to DM was 14.7 per 1000 person-years of observation for men, and 6.5 per 1000 person-years for women. The age-standardized incidence of DM across companies ranged between 9 and 15 per 1000 person-years for men, and between 6 and 7 per 1000 person-years for women.

The baseline characteristics of the subjects according to the presence or absence of incident DM are shown in Table 2. For both sexes, the mean age, BMI, WC, systolic blood pressure, diastolic blood pressure, fasting plasma glucose, TCH, TG, and LDL-C in subjects who developed DM were greater than in those who did not, while the HDL-C was lower. Moreover, the prevalence rates of hypertension and smoking were higher in subjects with incident DM than in those who did not develop it for both men and women. The coefficients between BMI and WC were 0.88 for men and 0.84 for women. The age-standardized mean WC across companies ranged between 81.0 and 84.0 cm for men, and between 74.0 and 77.0 cm for women. The characteristics of the study participants by MetS and sex are shown in Additional file 1.

Optimal WC cut-off points

Figure 2 shows ROC curves for the prediction of the development of DM within the next 5 years using baseline WC. The AUCs were 0.67 (95 % confidence interval [CI], 0.61–0.72) for men, and 0.70 (0.62–0.78) for women. The optimal cut-off points of WC according to the ROC curve for predicting incident DM for men and women are shown in Table 3. In men, a cut-off point of 85.0 cm (sensitivity 64.0 %, specificity 59.6 %) yielded both the maximal Youden index and minimum distance from the top left corner of the ROC curve. In women, a cut-off point of 83.0 cm (sensitivity 55.5 %, specificity 79.4 %) yielded the maximal Youden index, and 80.0 cm

Table 2 Baseline characteristics of subjects

	Men		Women	
	No DM	DM	No DM	DM
N	44018	2963	7782	217
Age (years)	45.4 ± 8.9	49.2 ± 7.6*	43.9 ± 8.9	48.4 ± 7.8*
BMI (kg/m^2)	23.4 ± 3.0	25.3 ± 3.7*	21.5 ± 3.3	25.3 ± 5.4*
WC (cm)	82.9 ± 8.2	88.0 ± 9.3*	75.4 ± 8.9	84.3 ± 11.8*
FPG (mg/dl)	96.3 ± 8.3	109.2 ± 9.7*	90.8 ± 7.8	104.1 ± 10.2*
TCH (mg/dl)[a]	200.9 ± 32.6	208.2 ± 33.3*	200.8 ± 33.5	215.7 ± 34.2*
TG (mg/dl)	125.5 ± 90.1	159.7 ± 124.4*	74.9 ± 41.6	121.7 ± 112.7*
LDL-C (mg/dl)	120.2 ± 29.5	126.4 ± 30.5*	113.7 ± 29.9	128.7 ± 32.7*
HDL-C (mg/dl)	57.1 ± 14.4	53.5 ± 13.9*	69.6 ± 15.5	63.4 ± 17.1*
SBP (mmHg)	121.5 ± 14.8	128.1 ± 16.2*	115.3 ± 16.0	127.4 ± 18.3*
DBP (mmHg)	77.1 ± 10.4	81.5 ± 10.7*	71.6 ± 10.6	78.6 ± 11.4*
Hypertension (%)	19.7	36.8*	10.1	31.8*
Smoking (%)	40.5	45.8*	10.7	15.2*

Data was expressed as mean ± SD or as percentages
DM diabetes mellitus, *BMI* body mass index, *WC* waist circumference, *FPG* fasting plasma glucose, *TCH* Total cholesterol, *TG* triglyceride, *LDL-C* low-density lipoprotein cholesterol, *HDL-C* high-density lipoprotein cholesterol, *SBP* systolic blood pressure, *DBP* diastolic blood pressure
*Difference between groups is statistically significant ($P < 0.05$)
[a]Data were available for 46,152 subjects

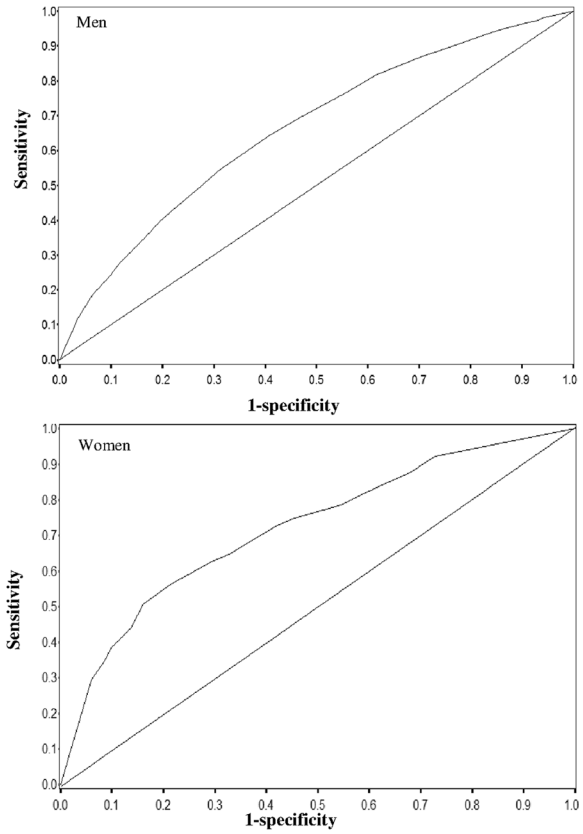


Fig. 2 ROC curves for the prediction of diabetes in the next 5 years using baseline WC. ROC curves showing the ability of baseline waist circumference (WC) to predict the development of diabetes in the next 5 years

Table 3 Performance of different waist thresholds to predict the development of diabetes in the next 5 years

Waist thresholds	Sensitivity	Specificity	Youden index	Distance[a]
Men				
97.0 cm	16.2 %	94.6 %	0.108	0.840
95.0 cm	18.7 %	93.5 %	0.122	0.816
90.0 cm	35.0 %	83.5 %	0.185	0.671
88.0 cm	49.1 %	73.0 %	0.221	0.576
85.0 cm	64.0 %	59.6 %	0.235	0.541
83.0 cm	68.6 %	54.2 %	0.228	0.555
80.0 cm	81.4 %	38.8 %	0.202	0.640
Women				
90.0 cm	29.3 %	94.0 %	0.234	0.709
87.0 cm	38.8 %	90.0 %	0.287	0.621
84.0 cm	50.6 %	84.0 %	0.346	0.519
83.0 cm	55.5 %	79.4 %	0.349	0.490
80.0 cm	62.8 %	70.7 %	0.334	0.474
78.0 cm	64.9 %	67.0 %	0.319	0.482
75.0 cm	75.0 %	54.6 %	0.296	0.518

[a]Distance, the distance from a point on the curve to the point (0, 1)

(62.8 %, 70.7 %) yielded the minimum distance from the top left corner of the ROC curve. Taken together with earlier studies in Japan [11–13], we thus propose WC cut-off points of 85 cm for men and 80 cm for women.

Association between MetS and DM

The prevalence of MetS ranged from 12.0 to 22.1 % in men and 1.3 to 8.0 % in women according to the different criteria of MetS (Table 4). The incidence rates of DM were higher in subjects with MetS than in those without for both sexes ($P < 0.05$). In men, the adjusted HRs (95 % CI) for the development of DM according to the different criteria of MetS were as follows: JIS (Asian WC cut-off value) 3.72 (3.46–4.00), JIS (proposed WC cut-off value) 3.84 (3.69–4.00), and JCCMS (same for Japanese central obesity criteria and proposed WC cut-off point) 4.16 (3.89–4.45). In women, the adjusted HRs were as follows: JIS (same for Asian WC cut-off value and proposed WC cut-off value) 7.08 (6.19–8.09), JCCMS (Japanese central obesity criteria) 9.63 (8.17–11.36), and JCCMS (proposed WC cut-off point) 7.40 (5.68–9.64). Kaplan-Meier estimates of DM-free survival by MetS and sex are provided in Additional file 2.

Sensitivity and specificity

Table 5 shows the sensitivity and specificity for prediction of incident DM in the next 5 years using MetS. In both sexes, the JIS criteria [8] had a higher sensitivity than the JCCMS criteria [10]. In men, a large increase in sensitivity (44.1 to 54.5 %), with only a moderate decrease of the positive predictive value (18.5 to 17.1 %), was seen in the JIS criteria when the WC cut-off point (90 cm) was substituted by our proposed value (85 cm). In women, the sensitivity increased (JCCMS, 13.3 to 25.8 %) when the Japanese obesity criteria (WC ≥90 cm) [10] was substituted by our proposed cut-off point (80 cm). The specificity for all criteria ranged from 80.6 to 98.9 %. The positive and negative predictive values were approximately ~28 and 95 %, respectively.

Table 4 Risk for the development of diabetes associated with metabolic syndrome

Metabolic syndrome	Prevalence at baseline (%)	Incidence of diabetes per 1000 person-years		Adjusted HR (95 % CI) for incident DM[a]
		Without	With	
JIS (Asian cut-off points for WC)				
Men	16.5	9.7	42.0	3.72 (3.46–4.00)
Women	8.0	4.1	37.1	7.08 (6.19–8.09)
JIS (Proposed cut-off points for WC)				
Men	22.1	8.5	38.3	3.84 (3.69–4.00)
Women	8.0	4.1	37.1	7.08 (6.19–8.09)
JCCMS				
Men	12.0	10.3	50.2	4.16 (3.89–4.45)
Women	1.3	5.7	72.1	9.63 (8.17–11.36)
JCCMS (Proposed cut-off points for WC)				
Men	12.0	10.3	50.2	4.16 (3.89–4.45)
Women	3.4	5.0	53.0	7.40 (5.68–9.64)

DM diabetes mellitus, *IDF* International Diabetes Federation, *JIS* the Joint Interim Statement on metabolic syndrome definition, Asian cut-off points for *WC* waist circumference ≥90 cm in men or ≥80 cm in women, Proposed cut-off points for *WC* waist circumference ≥85 cm in men or ≥80 cm in women, *JCCMS* Japanese Committee of the Criteria for Metabolic Syndrome

[a]HRs are adjusted for age and tobacco use

Table 5 Sensitivity and specificity of JIS and JCCMS criteria for the prediction of diabetes in the next 5 years

	JIS Asian	JIS New	JCCMS	JCCMS new
Sensitivity				
Men	44.1	54.5	37.7	37.7
Women	43.5	43.5	13.3	25.8
Specificity				
Men	85.7	80.6	90.0	90.0
Women	93.5	93.5	98.9	97.3
PPV				
Men	18.5	17.1	21.7	21.7
Women	17.9	17.9	28.2	23.8
NPV				
Men	95.4	96.0	95.2	95.2
Women	98.1	98.1	97.2	97.6

JIS the Joint Interim Statement on metabolic syndrome definition, Asian waist circumference ≥90 cm in men or ≥80 cm in women; New: our proposed waist circumference ≥85 cm in men or ≥80 cm in women; *JCCMS* Japanese Committee of the Criteria for Metabolic Syndrome, *PPV* positive predictive value, *NPV* negative predictive value

Additional analyses

When having WC as an "optional" rather than "essential" criterion (modified JCCMS criteria), the sensitivity modestly increased from 37.7 to 41.7 % in men and from 13.3 to 14.2 % in women. The specificity slightly decreased from 90.0 to 89.7 % in men and from 98.9 to 98.8 % in women.

Discussion

In the present prospective study of a large Japanese working population, we demonstrated that the optimal cut-off points of WC for predicting DM were 85 and 80 cm for men and women, respectively. In the comparison of the JCCMS criteria, the JIS criteria using the above WC cut-off points provided the highest sensitivity for predicting DM. To our knowledge, this is the first prospective study in Japan to assess the optimal WC cut-off points for predicting DM and to compare the predictive abilities of different MetS criteria for the development of DM.

In the present study, the incidence rate of DM was 14.7 per 1000 person-years for men and 6.5 per 1000 person-years for women. According to a systematic review and meta-analysis of Japanese studies [28], the incidence rates of DM showed varied considerably among studies (2.3–52.6 per 1000 person-years). This could be attributable to differences in background characteristics (e.g., age and gender), follow-up durations, and diagnostic procedures among studies. In line with the present findings, previous studies in the Japanese population also found a higher incidence of DM among men than among women [29, 30]. For instance, the incidence rate of DM was 20.9 per 1000 person-years for men and 9.8 per 1000 person-years for women in the Ibaraki Prefectural Health Study (age range: 40–79 years) [29].

Much controversy exist over the current Japanese cut-offs for WC (85 cm for men and 90 cm for women) [31], which have been adopted in the JCCMS. The results of the present ROC analysis indicate that the optimal cut-off points of WC for predicting the development of DM are 85 cm for men and 80 cm for women. Several studies in the Asian population have reported that the optimal WC cut-offs for predicting DM were 80–85 cm for men and 75–80 cm for women, based on cross-sectional data relating WC to the presence of DM [32–34]. A prospective cohort study in Korea also suggested that WCs of 85 cm for men and 80 cm for women were appropriate cut-offs to predict the development of DM [15]. Taken together, WC cut-off points of 85 cm for men and 80 cm for women may be suitable for the prediction of development of DM. Besides, a community-based cohort study in Japan suggested that the optimal WC cutoff points for predicting CVD were 90 cm for men and 80 cm for women [14]. Further prospective studies are required to confirm whether optimal cut-off points of WC for predicting DM are different from those for predicting CVD.

To determine whether, and to what extent, our proposed WC cut-off points (85 cm for men and 80 cm for women) can improve the performance of the MetS criteria for predicting DM, we further analyzed the impact of different WC cut-off points on the sensitivity and specificity of MetS for predicting the development of DM. In women, the sensitivity of the JCCMS criteria substantially increased from 13.3 to 25.8 % after substituting the original WC cut-off (90 cm) with our proposed cut-off (80 cm). Similarly, in men, the sensitivity of the JIS criteria increased from 44.1 to 54.5 % when the WC cut-off (90 cm) was substituted by our proposed value (85 cm). These findings suggest that a MetS criteria using WC cut-offs of 85 cm for men and 80 cm for women can identify a greater number of people with increased risks of DM than the cut-offs for the Asian population (for men) or the current Japan central obesity criteria (for women).

Several prospective studies outside Japan have investigated the predictability of MetS (defined by IDF, NCEP, WHO, and the European Group for the Study of Insulin Resistance) for the development of DM [4]. The Hong Kong Cardiovascular Risk Factor Prevalence Study showed that the sensitivity of the modified NCEP-ATP III (similar to the JIS criteria) tended to be higher compared with the IDF criteria (41.7 % versus 31.9 %) in the total population [3]. Further, another study in Beijing, China, also showed that the sensitivity of the modified NCEP-ATP III was higher than that of the IDF criteria (52 % versus 44 %)

[35]. In our study, the JIS criteria (Asian WC cut-off values, 44.1 % for men and 43.5 % for women; proposed cut-off values, 54.5 % for men and 43.5 % for women) was more sensitive for predicting incident DM than the JCCMS criteria (Japanese central obesity criteria, 37.7 % for men and 13.3 % for women; proposed cut-off values, 37.7 % for men and 25.8 % for women), whereas both two criteria had similar positive predictive values (approximately ~28 %) and negative predictive values (>95 %). Therefore, the JIS criteria seems to have superior sensitivity to predict incident DM in East Asian populations.

Our additional analyses showed only a slight increase in sensitivity in both sexes when WC was treated as an optional component of the JCCMS criteria. This finding suggests that including WC as an "optional" component in the current JCCMS criteria has minimal impact on its predictability for DM. One possible explanation is that WC itself may not be a good risk predictor of DM. In fact, FPG has much higher ability to identify individuals with high risk of DM than do other components of the MetS [3, 36, 37].

Limitations

The main strengths of our study include its prospective design, large sample size, and sufficient number of DM events. However, several limitations need to be considered. First, because the majority of study participants were employees of large companies, caution should be exercised in generalizing the present finding to workers in smaller-sized companies or non-working population. Second, the sample size for women was relatively small and the estimates obtained were unstable. Third, the methods of blood glucose and HbA1c measurements differed among the companies. Given the highest level of quality control achieved in all of the participating companies, however, measurement bias is unlikely. Measurement error is also inevitable in the assessment of exposures including WC and blood pressure. Such error usually occurs in random manner and thus might have attenuated the association. Fourth, because data on family history of DM and lifestyle other than smoking (e.g., diet and physical activity) were not collected in a standardized manner across the participating companies, we were unable to control for the effects of these confounders. Lastly, our data are not able to discriminate between type 1 and type 2 DM. However, given that the prevalence of type 1 DM is as low as 1.75 per 10,000 in Japanese adults aged 20 years and over [38], most cases in the present study maybe type 2 DM.

Conclusion

In conclusion, the results of the present study show that WC cut-offs of 85 cm for men and 80 cm for women are appropriate for predicting incident DM in the Japanese population. Use of the JIS criteria detected more cases of incident DM compared to the JCCMS criteria.

Availability of data and materials

Not applicable.

Additional files

Additional file 1: Table S1. Baseline characteristics of participants with no history of diabetes stratified by metabolic syndrome and sex. (DOCX 16 kb)

Additional file 2: Figure S1-2. Kaplan-Meier estimates of diabetes-free survival by metabolic syndrome and sex.pdf. Figure S1.Kaplan-Meier estimates of diabetes-free survival by metabolic syndrome (JIS criteria) and sex; Figure S2. Kaplan-Meier estimates of diabetes-free survival by metabolic syndrome (JCCMS criteria) and sex. (PDF 98 kb)

Abbreviations

AUC: area under the curve; BMI: body mass index; DM: diabetes mellitus; HbA1c: glycated hemoglobin; HDL-C: high density lipoprotein-cholesterol; HR: hazard ratio; IDF: International Diabetes Federation; JCCMS: Japanese Committee of the Criteria for Metabolic Syndrome; J-ECOH: Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health; JIS: Joint Interim Statement; LDL-C: low-density lipoprotein-cholesterol; MetS: metabolic syndrome; NCEP-ATP III: National Cholesterol Education Program Adult Treatment Panel III; ROC: receiver operating characteristic; TCH: total cholesterol; TG: triglyceride; WC: waist circumference.

Competing interests

The authors declare that they have no competing interests.

Authors' contribution

SD and T Mizoue were involved in the design of the study as the principal investigators; TN, SY, TH, HO, AU, MY, T Miyamoto, TK, ME, T Murakami, CS, MS, KT, SN, TI, AN, NS, AH, I Kabe, and SD collected health check-up data; T Mizoue and K Kuwahara created database; HH, K Kurotani, T Mizoue and NK drafted the plan for the data analysis; HH and WL conducted data analysis; HH drafted and revised the manuscript; T Mizoue, SA, K Kurotani, I Kashino and K Kuwahara were involved in critical revision of the manuscript. All authors have approved the final version of the manuscript.

Acknowledgments

We thank Toshiteru Okubo (Chairperson of Industrial Health Foundation, Director of Radiation Effects Research Foundation) for scientific advice on the conduct of J-ECOH Study; Maki Konishi (National Center for Global Health and Medicine) for data management; and Rika Osawa (National Center for Global Health and Medicine) for administrative support.

Members of the Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study Group are: T. Mizoue, A. Nanri, K. Kurotani, K. Kuwahara, I. Kashino, S. Akter, and H. Hu, National Center for Global Health and Medicine, Tokyo, Japan; T. Nakagawa, S. Yamamoto, and T. Honda, Hitachi, Ltd., Ibaraki, Japan; S. Dohi and H. Okazaki, Mitsui Chemicals, Inc., Tokyo, Japan; T. Imai and A. Nishihara, Azbil Corporation, Tokyo, Japan; N. Sasaki and T. Ogasawara, Mitsubishi Fuso Truck and Bus Corporation, Kanagawa, Japan; A. Uehara and M. Yamamoto, YAMAHA CORPORATION, Shizuoka, Japan; T. Miyamoto, Nippon Steel & Sumitomo Metal Corporation Kimitsu Works, Chiba, Japan; I. Kabe, T. Kochi, and M. Eguchi, Furukawa Electric Co., Ltd., Tokyo, Japan; T. Murakami, C. Shimizu, and M. Shimizu, Mizue Medical Clinic, Keihin Occupational Health Center, Kanagawa, Japan; N. Kato and A. Tomizawa, Fuji Electric Co., Ltd., Kanagawa, Japan; K. Tomita, Mitsubishi Plastics, Inc., Tokyo, Japan; S. Nagahama, All Japan Labour Welfare Foundation, Tokyo, Japan; N. Kunugita and T. Sone, National Institute of Public Health, Saitama, Japan; K. Fukasawa, ADVANTAGE Risk Management Co., Ltd., Tokyo, Japan; A. Hori, C. Nishiura, and C. Kinugawa, Tokyo Gas Co., Ltd., Tokyo, Japan; R. Kuroda and K. Yamamoto, The University of Tokyo, Tokyo, Japan; M. Ohtsu, Himawari Industrial Physician & Occupational Health Consultant Office, Saitama, Japan; D. Omoto, Mitsubishi Heavy Industries, Ltd., Aichi, Japan; N. Sakamoto and Y. Osaki, Health Design Inc., Tokyo, Japan; T. Totsuzaki, Mizuho Health Insurance Society, Tokyo, Japan; M. Endo, Tokyo

Women's Medical University, Tokyo, Japan; T. Itoh, New Japan Radio Co., Ltd., Tokyo, Japan; M. Kawashima, Central Japan Railway Company, Aichi, Japan; M. Masuda, AEON Co., Ltd., Chiba, Japan; C. Nagano, KUBOTA Corporation, Ibaraki, Japan. S. Dohi (Seitaro.Dohi@mitsui-chem.co.jp) and T. Mizoue (mizoue@ri.ncgm.go.jp) are the co-principal investigators for the J-ECOH Study Group.

Funding
This study was supported by the Industrial Health Foundation, JSPS KAKENHI Grant Number 25293146, and Industrial Disease Clinical Research Grants (140202–01, 150903–01).

Author details
[1]Department of Epidemiology and Prevention, Center for Clinical Sciences, National Center for Global Health and Medicine, Toyama 1-21-1, Shinjuku-ku, Tokyo 162-8655, Japan. [2]Mitsubishi Fuso Truck and Bus Corporation, Kanagawa, Japan. [3]Mizue Medical Clinic, Keihin Occupational Health Center, Kanagawa, Japan. [4]Hitachi, Ltd., Ibaraki, Japan. [5]Mitsui Chemicals, Inc., Tokyo, Japan. [6]All Japan Labour Welfare Foundation, Tokyo, Japan. [7]YAMAHA CORPORATION, Shizuoka, Japan. [8]Mitsubishi Plastics, Inc., Tokyo, Japan. [9]Azbil Corporation, Tokyo, Japan. [10]Furukawa Electric Co., Ltd., Tokyo, Japan. [11]Nippon Steel & Sumitomo Metal Corporation Kimitsu Works, Chiba, Japan. [12]Tokyo Gas Co., Ltd., Tokyo, Japan. [13]Teikyo University Graduate School of Public Health, Tokyo, Japan. [14]Xian Janssen Pharmaceutical Ltd., Shanghai, China. [15]National Institute of Public Health, Saitama, Japan.

Received: 30 September 2015 Accepted: 10 February 2016
Published online: 03 March 2016

References

1. Grundy SM, Cleeman JI, Daniels SR, Donato KA, Eckel RH, Franklin BA, et al. Diagnosis and management of the metabolic syndrome: an American Heart Association/National Heart, Lung, and Blood Institute Scientific Statement. Circulation. 2005;112:2735–52.
2. Lorenzo C, Okoloise M, Williams K, Stern MP. Haffner SM; San Antonio Heart Study. The metabolic syndrome as predictor of type 2 diabetes: the San Antonio heart study. Diabetes Care. 2003;26:3153–9.
3. Cheung BM, Wat NM, Man YB, Tam S, Thomas GN, Leung GM, et al. Development of diabetes in Chinese with the metabolic syndrome: a 6-year prospective study. Diabetes Care. 2007;30:1430–6.
4. Shin JA, Lee JH, Lim SY, Ha HS, Kwon HS, Park YM, et al. Metabolic syndrome as a predictor of type 2 diabetes, and its clinical interpretations and usefulness. J Diabetes Investig. 2013;4:334–43.
5. Kassi E, Pervanidou P, Kaltsas G, Chrousos G. Metabolic syndrome: definitions and controversies. BMC Med. 2011;9:48.
6. Hanley AJ, Karter AJ, Williams K, Festa A, D'Agostino Jr RB, Wagenknecht LE, et al. Prediction of type 2 diabetes mellitus with alternative definitions of the metabolic syndrome: the Insulin Resistance Atherosclerosis Study. Circulation. 2005;112:3713–21.
7. Ford ES, Li C, Sattar N. Metabolic syndrome and incident diabetes: current state of the evidence. Diabetes Care. 2008;31:1898–904.
8. Alberti KG, Eckel RH, Grundy SM, Zimmet PZ, Cleeman JI, Donato KA, et al. Harmonizing the metabolic syndrome: a joint interim statement of the International Diabetes Federation Task Force on Epidemiology and Prevention; National Heart, Lung, and Blood Institute; American Heart Association; World Heart Federation; International Atherosclerosis Society; and International Association for the Study of Obesity. Circulation. 2009;120:1640–5.
9. Alberti KG, Zimmet P, Shaw J. IDF Epidemiology Task Force Consensus Group. The metabolic syndrome–a new worldwide definition. Lancet. 2005; 366(9491):1059–62.
10. Committee to Evaluate Diagnostic Standards for Metabolic Syndrome. Nippon Naika Gakkai Zasshi. 2005;94:794–809. (in Japanese)
11. Hara K, Matsushita Y, Horikoshi M, Yoshiike N, Yokoyama T, Tanaka H, et al. A proposal for the cutoff point of waist circumference for the diagnosis of metabolic syndrome in the Japanese population. Diabetes Care. 2006;29:1123–4.
12. Nishimura R, Nakagami T, Tominaga M, Yoshiike N, Tajima N. Prevalence of metabolic syndrome and optimal waist circumference cut-off values in Japan. Diabetes Res Clin Pract. 2007;78:77–84.
13. Ogawa D, Kahara K, Shigematsu T, Fujii S, Hayakawa N, Okazaki M, et al. Optimal cut-off point of waist circumference for the diagnosis of metabolic syndrome in Japanese subjects. J Diabetes Invest. 2010;1:117–20.
14. Doi Y, Ninomiya T, Hata J, Yonemoto K, Arima H, Kubo M, et al. Proposed criteria for metabolic syndrome in Japanese based on prospective evidence: the Hisayama study. Stroke. 2009;40:1187–94.
15. Choi SJ, Keam B, Park SH, Park HY. Appropriate waist circumference cut-offs to predict diabetes in the Korean population - the Korean Genome and Epidemiology Study. Circ J. 2010;74:1357–63.
16. Berber A, Gómez-Santos R, Fanghänel G, Sánchez-Reyes L. Anthropometric indexes in the prediction of type 2 diabetes mellitus, hypertension and dyslipidaemia in a Mexican population. Int J Obes Relat Metab Disord. 2001; 25:1794–9.
17. Wang Y, Rimm EB, Stampfer MJ, Willett WC, Hu FB. Comparison of abdominal adiposity and overall obesity in predicting risk of type 2 diabetes among men. Am J Clin Nutr. 2005;81:555–63.
18. The Ministry of Health, Labour and Welfare, Ministry of Education, Culture, Sports, Science and Technology. Ethical guidelines for epidemiological research. 2002. http://www.niph.go.jp/wadai/ekigakurinri/guidelines.pdf (accessed 28 Jul 2014).
19. Hori A, Nanri A, Sakamoto N, Kuwahara K, Nagahama S, Kato N, et al. Comparison of body mass index, waist circumference, and waist-to-height ratio for predicting the clustering of cardiometabolic risk factors by age in Japanese workers–Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health study. Circ J. 2014;78:1160–8.
20. Uehara A, Kurotani K, Kochi T, Kuwahara K, Eguchi M, Imai T, et al. Prevalence of diabetes and pre-diabetes among workers: Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study. Diabetes Res Clin Pract. 2014;106:118–27.
21. Matsushita Y, Tomita K, Yokoyama T, Mizoue T. Relations between waist circumference at four sites and metabolic risk factors. Obesity (Silver Spring). 2010;18:2374–8.
22. James PA, Oparil S, Carter BL, Cushman WC, Dennison-Himmelfarb C, Handler J, et al. 2014 evidence-based guideline for the management of high blood pressure in adults: report from the panel members appointed to the Eighth Joint National Committee (JNC 8). JAMA. 2014;311:507–20.
23. American Diabetes Association. Diagnosis and classification of diabetes mellitus. Diabetes Care. 2012;35 Suppl 1:S64–71.
24. Heagerty PJ, Lumley T, Pepe MS. Time-dependent ROC curves for censored survival data and a diagnostic marker. Biometrics. 2000;56:337–44.
25. Youden WJ. Index for rating diagnostic tests. Cancer. 1950;3:32–5.
26. Perkins NJ, Schisterman EF. The inconsistency of "optimal" cut-points obtained using two criteria based on the receiver operating characteristic curve. Am J Epidemiol. 2006;163:670–5.
27. Blanche P, Dartigues JF, Jacqmin-Gadda H. Estimating and comparing time-dependent areas under receiver operating characteristic curves for censored event times with competing risks. Stat Med. 2013;32:5381–97.
28. Goto A, Goto M, Noda M, Tsugane S. Incidence of type 2 diabetes in Japan: a systematic review and meta-analysis. PLoS One. 2013;8:e74699.
29. Sairenchi T, Iso H, Nishimura A, Hosoda T, Irie F, Saito Y, et al. Cigarette smoking and risk of type 2 diabetes mellitus among middle-aged and elderly Japanese men and women. Am J Epidemiol. 2004;160:158–62.
30. Fujita M, Ueno K, Hata A. Association of gamma-glutamyltransferase with incidence of type 2 diabetes in Japan. Exp Biol Med (Maywood). 2010;235: 335–41.
31. Ohnishi H, Saitohi S, Takagii S, Katohi N, Chibai Y, Akasakai H, et al. Incidence of type 2 diabetes in individuals with central obesity in a rural Japanese population: the Tanno and Sobetssu study: response to Oda. Diabetes Care. 2006;29:1989.
32. Ito H, Nakasuga K, Ohshima A, Maruyama T, Kaji Y, Harada M, et al. Detection of cardiovascular risk factors by indices of obesity obtained from anthropometry and dual-energy X-ray absorptiometry in Japanese individuals. Int J Obes Relat Metab Disord. 2003;27:232–7.
33. Aekplakorn W, Kosulwat V, Suriyawongpaisal P. Obesity indices and cardiovascular risk factors in Thai adults. Int J Obes (Lond). 2006;30: 1782–90.
34. Zhou BF. Predictive values of body mass index and waist circumference for risk factors of certain related diseases in Chinese adults: Study on optimal cut-off points of body mass index and waist circumference in Chinese adults. Biomed Environ Sci. 2002;15:83–96.
35. Wang JJ, Li HB, Kinnunen L, Hu G, Järvinen TM, Miettinen ME, et al. How well does the metabolic syndrome defined by five definitions predict incident diabetes and incident coronary heart disease in a Chinese population? Atherosclerosis. 2007;192:161–8.

36. Klein BE, Klein R, Lee KE. Components of the metabolic syndrome and risk of cardiovascular disease and diabetes in Beaver Dam. Diabetes Care. 2002; 25(10):1790–4.
37. Hanson RL, Imperatore G, Bennett PH, Knowler WC. Components of the "metabolic syndrome" and incidence of type 2 diabetes. Diabetes. 2002; 51(10):3120–7.
38. Tajima N. Japan. In: Ekoé J-M, Rewers M, Williams R, Zimmet P, editors. The Epidemiology of Diabetes Mellitus. Chichester: John Wiley & Sons, Ltd; 2008. p. 172.

Submit your next manuscript to BioMed Central and we will help you at every step:

- We accept pre-submission inquiries
- Our selector tool helps you to find the most relevant journal
- We provide round the clock customer support
- Convenient online submission
- Thorough peer review
- Inclusion in PubMed and all major indexing services
- Maximum visibility for your research

Submit your manuscript at
www.biomedcentral.com/submit



PLOS ONE

RESEARCH ARTICLE

Hba1c, Blood Pressure, and Lipid Control in People with Diabetes: Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study

Huanhuan Hu[1]*, Ai Hori[2], Chihiro Nishiura[2], Naoko Sasaki[3], Hiroko Okazaki[4], Tohru Nakagawa[5], Toru Honda[5], Shuichiro Yamamoto[5], Kentaro Tomita[6], Toshiaki Miyamoto[7], Satsue Nagahama[8], Akihiko Uehara[9], Makoto Yamamoto[9], Taizo Murakami[10], Chii Shimizu[10], Makiko Shimizu[10], Masafumi Eguchi[11], Takeshi Kochi[11], Teppei Imai[12], Akiko Okino[12], Keisuke Kuwahara[1,13], Ikuko Kashino[1], Shamima Akter[1], Kayo Kurotani[1], Akiko Nanri[1], Isamu Kabe[11], Tetsuya Mizoue[1], Naoki Kunugita[14], Seitaro Dohi[4], Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study Group

1 Department of Epidemiology and Prevention, Center for Clinical Sciences, National Center for Global Health and Medicine, Tokyo, Japan, **2** Tokyo Gas Co., Ltd., Tokyo, Japan, **3** Mitsubishi Fuso Truck and Bus Corporation, Kanagawa, Japan, **4** Mitsui Chemicals, Inc., Tokyo, Japan, **5** Hitachi, Ltd., Ibaraki, Japan, **6** Mitsubishi Plastics, Inc., Tokyo, Japan, **7** Nippon Steel & Sumitomo Metal Corporation Kimitsu Works, Chiba, Japan, **8** All Japan Labour Welfare Foundation, Tokyo, Japan, **9** YAMAHA CORPORATION, Shizuoka, Japan, **10** Mizue Medical Clinic, Keihin Occupational Health Center, Kanagawa, Japan, **11** Furukawa Electric Co., Ltd., Tokyo, Japan, **12** Azbil Corporation, Tokyo, Japan, **13** Teikyo University Graduate School of Public Health, Tokyo, Japan, **14** National Institute of Public Health, Saitama, Japan

* huhuanhuan@ri.ncgm.go.jp

CrossMark
click for updates

OPEN ACCESS

Citation: Hu H, Hori A, Nishiura C, Sasaki N, Okazaki H, Nakagawa T, et al. (2016) Hba1c, Blood Pressure, and Lipid Control in People with Diabetes: Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study. PLoS ONE 11(7): e0159071. doi:10.1371/journal.pone.0159071

Editor: Massimo Pietropaolo, Baylor College of Medicine, UNITED STATES

Received: February 2, 2016

Accepted: June 27, 2016

Published: July 20, 2016

Copyright: © 2016 Hu et al. This is an open access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License, which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original author and source are credited.

Data Availability Statement: 1. The Ethical Guidelines for Medical and Health Research Involving Human Subjects and Personal Information Protection Law in Japan prohibit the authors from making the minimal data set publicly available. The data cannot be shared because the research group has not obtained permission from participating companies to provide the data on request. The raw data, which contains identification number, should be strictly kept by the responsible person (Dr. Mizoue) and his team not only and should not be open to public under Ethical Guidelines for Medical and Health Research

Abstract

Aims

The control of blood glucose levels, blood pressure (BP), and low-density lipoprotein cholesterol (LDL-C) levels reduces the risk of diabetes complications; however, data are scarce on control status of these factors among workers with diabetes. The present study aimed to estimate the prevalence of participants with diabetes who meet glycated hemoglobin (HbA1c), BP, and LDL-C recommendations, and to investigate correlates of poor glycemic control in a large working population in Japan.

Methods

The Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health (J-ECOH) Study is an ongoing cohort investigation, consisting mainly of employees in large manufacturing companies. We conducted a cross-sectional analysis of 3,070 employees with diabetes (2,854 men and 216 women) aged 20–69 years who attended periodic health examinations. BP was measured and recorded using different company protocols. Risk factor targets were defined using both American Diabetes Association (ADA) guidelines (HbA1c < 7.0%, BP < 140/90 mmHg, and LDL-C < 100 mg/dL) and Japan Diabetes Society (JDS) guidelines (HbA1c < 7.0%, BP < 130/80 mmHg, and LDL-C < 120 mg/dL). Logistic regression models were used to explore correlates of poor glycemic control (defined as HbA1c $\geq$ 8.0%).

Involving Human Subjects and Personal Information Protection Law in Japan. 2. The data are hosted in the National Center for Global Health and Medicine. Currently, the data cannot be widely shared because the research group has not obtained permission from participating companies to provide the data on request. However, the data can be requested by academic researchers for non-commercial research; inquiries and applications can be made to Department of Epidemiology and Prevention, Center for Clinical Sciences, National Center for Global Health and Medicine, Tokyo, Japan (Dr. Mizoue, mizoue@ri.ncgm.go.jp).

Funding: This study was supported by the Industrial Health Foundation and Industrial Disease Clinical Research Grants (140202-01, 150903-01). "Tokyo Gas Co., Ltd.", "Mitsubishi Fuso Truck and Bus Corporation", "Mitsui Chemicals, Inc.", "Hitachi, Ltd.", "Mitsubishi Plastics, Inc.", "Nippon Steel & Sumitomo Metal Corporation Kimitsu Works", "YAMAHA CORPORATION", "Furukawa Electric Co., Ltd." and "Azbil Corporation" provided support in the form of salaries for authors [A. Hori, C. Nishiura, N. Sasaki, H. Okazaki, S. Dohi, T. Nakagawa, T. Honda, S. Yamamoto, K. Tomita, T. Miyamoto, A. Uehara, M. Yamamoto, M. Eguchi, T. Kochi, I. Kabe, T. Imai, and A. Okino], but did not have any additional role in the study design, data collection and analysis, decision to publish, or preparation of the manuscript. The specific roles of these authors are articulated in the 'author contributions' section.

Competing Interests: H. Okazaki and S. Dohi belong to Mitsui Chemicals, Inc.; T. Miyamoto, Nippon Steel & Sumitomo Metal Corporation Kimitsu Works; T. Murakami, C. Shimizu, and M. Shimizu, Keihin Occupational Health Center. K. Tomita, Mitsubishi Plastics, Inc.; S. Nagahama, All Japan Labour Welfare Foundation; M. Eguchi, T. Kochi, and I. Kabe, Furukawa Electric Co., Ltd.; A. Hori and C. Nishiura, Tokyo Gas Co., Ltd.; T. Imai and A. Okino, Azbil Corporation; N. Sasaki, Mitsubishi Fuso Truck and Bus Corporation; T. Nakagawa, S. Yamamoto, and T. Honda, Hitachi, Ltd.; A. Uehara, and M. Yamamoto, YAMAHA CORPORATION. H. Okazaki, S. Dohi, T. Murakami, C. Shimizu, and M. Shimizu, K. Tomita, M. Eguchi, T. Kochi, and I. Kabe, T. Imai and A. Okino, N. Sasaki, A. Hori, C. Nishiura, T. Nakagawa, S. Yamamoto, and T. Honda, A. Uehara, and M. Yamamoto are the health professionals in each participating company. There are no patents, products in development or marketed products to declare. This does not alter the authors' adherence to all the PLOS ONE policies on sharing data and materials, as detailed online in the guide for authors.

Results

The percentages of participants who met ADA (and JDS) targets were 44.9% (44.9%) for HbA1c, 76.6% (36.3%) for BP, 27.1% (56.2%) for LDL-C, and 11.2% (10.8%) for simultaneous control of all three risk factors. Younger age, obesity, smoking, and uncontrolled dyslipidemia were associated with poor glycemic control. The adjusted odds ratio of poor glycemic control was 0.58 (95% confidence interval, 0.46–0.73) for participants with treated but uncontrolled hypertension, and 0.47 (0.33–0.66) for participants with treated and controlled hypertension, as compared with participants without hypertension. There was no significant difference in HbA1c levels between participants with treated but uncontrolled hypertension and those with treated and controlled hypertension.

Conclusion

Data from a large working population, predominantly composed of men, suggest that achievement of HbA1c, BP, and LDL-C targets was less than optimal, especially in younger participants. Uncontrolled dyslipidemia was associated with poor glycemic control. Participants not receiving antihypertensive treatment had higher HbA1c levels.

Background

Diabetes and its complications are a major public health issue throughout the world [1]. It is estimated that 387 million people had diabetes in 2013, and this number will rise to 592 million by 2035 [2]. In Japan, the prevalence of diabetes has markedly increased in the past few decades [3]. In 2013, there were 7.2 million cases of diabetes in Japan [2], foreboding future growth in premature mortality, morbidity, and economic burden, which are largely associated with its complications. The risk of diabetes complications can be reduced by intensive control of blood glucose [4], blood pressure (BP) [5,6], and blood lipid profile [7]. The American Diabetes Association (ADA) recommends that most adults with diabetes achieve a glycated hemoglobin (HbA1c) $< 7.0\%$, BP $< 140/90$ mmHg, and low-density lipoprotein cholesterol (LDL-C) < 100 mg/dL [8]. Similarly, the Japan Diabetes Society (JDS) has established targets for the three risk factors for patients with diabetes: HbA1c $< 7.0\%$, BP $< 130/80$ mmHg, and LDL-C < 120 mg/dL [9].

Despite evidence showing the benefits of simultaneous control of HbA1c, BP, and LDL-C in reducing the risk of diabetes complications and death [10,11], studies from Western [12–14] and Asian [15–17] countries showed that attainment of all three goals simultaneously was low (10–30%). In Japan, there are limited data on treatment and/or achieving rates for patients with diabetes with respect to these risk factors [18,19]. In a clinic- and hospital-based study, 34% of patients had HbA1c $< 6.5\%$ and half of the patients had BP $< 130/80$ mmHg [18]. In a study of health check-up attendants, 44.7% of patients under treatment of anti-diabetic drugs achieved HbA1c ($< 7.0\%$), 51.8% for BP ($< 130/80$ mmHg), and 58.1% for LDL-C (< 120 mg/dL) [19]. However, these studies did not report the proportion of patients meeting all three targets [18,19]. In addition, no study assessed diabetes control status in the Japanese working population, in which 8.0% of men and 3.3% of women had diabetes [20].

Knowledge about demographic and clinical characteristics associated with glycemic control would be helpful for health-care providers. Younger age, obesity, long duration of diabetes, and co-morbidity are associated with poor glycemic control [21,22]. Use of antihypertensive or lipid-lowering drugs may also influence glycemic control [23–25]. A study in the Netherlands reported lower HbA1c levels in patients with diabetes treated for hypertension compared with

patients with diabetes without hypertension [23]. However, it remains elusive, among patients with diabetes treated for hypertension, whether control status of hypertension is additionally associated with glycemic level.

In Japan, employees are required by law to receive an annual health examination including measurement of glycemic status. This provides a valuable opportunity to assess the current control of diabetes in the working population. We conducted a cross-sectional study in participants with diabetes using data of the Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health (J-ECOH) Study. The present study aimed to (1) estimate the prevalence of participants who meet ADA (and JDS) recommendations for HbA1c, BP, and LDL-C and (2) investigate correlates of poor glycemic control.

Methods

Survey description

The J-ECOH Study is an ongoing, multicenter, epidemiologic study among employees of 12 companies mainly in the manufacturing industry (electric machinery and apparatus manufacturing; steel, chemical, gas, and non-ferrous metal manufacturing; automobile and instrument manufacturing; plastic product manufacturing; and health care). The investigators of the J-ECOH Study have been collecting several types of health-related data from each participating company, and the present study was based on health check-up data. In Japan, employees are obliged to undergo periodic health examination under the Industrial Safety and Health Act. As of May 2014, 11 of the 12 participating companies provided health check-up data obtained between January 2008 and December 2013 or between April 2008 and March 2014.

Prior to the collection of data, the conduct of the J-ECOH Study was announced in each company by using posters that explained the purpose and procedure of the study. Participants did not provide their verbal or written informed consent to join the study but were allowed to refuse their participation. This procedure conforms to the Japanese Ethical Guidelines for Epidemiological Research, where the procedure of obtaining consent may be simplified for observational studies using existing data [26]. The details of the J-ECOH Study have been described elsewhere [20,27]. The study protocol including consent procedure was approved by the Ethics Committee of the National Center for Global Health and Medicine, Japan (NCGM-G-001140-05).

Participants

There were a total of 83,234 male and 15,820 female employees in the participating companies in 2013. The majority of employees were male (84%), representing the ratio of male to female employees in the manufacturing industry. Of the employees in the participating companies, about 95% of male and 90% of female employees attended the annual health check-up during the period between January 2013 and December 2013 or between April 2013 and March 2014. In the present study, our analysis was restricted to participants aged 20–69 years who were receiving medical treatment for diabetes, which was defined in two ways: (1) anti-diabetic drug use or non-pharmacological treatment, such as lifestyle modification (five companies, consisting of 76.9% of total study participants, were asked about these) and (2) anti-diabetic drug use (six companies). Of the J-ECOH Study participants, we identified 3,395 diabetic participants under medical treatment. Of these, we excluded those who had missing values for HbA1c, BP, triglyceride (TG), high-density lipoprotein cholesterol (HDL-C), LDL-C, antihypertensive treatment, and lipid-lowering treatment (n = 108). Of the remaining 3,287 participants, we excluded participants measured in a non-fasting state (n = 217), leaving 3,070 participants (2,854 men and 216 women) for analysis.

Measurements

The body height, weight, and waist circumference (WC) were measured according to a standard protocol of each company. Body mass index (BMI) was calculated as the weight in kilograms divided by the squared height in meters. WC was measured at the umbilical level using a measuring tape, with the participants in the standing position [28]. Smoking status and medical treatment status for diabetes, hypertension and dyslipidemia were self-reported. Data about medication types and adherence to therapy were not available.

BP was measured with the patient in a sitting position using automatic BP monitors. In most participating companies, BP was measured once, followed by the second measurement if the first measurement was equal to or higher than a certain cutoff defined by the companies (systolic/diastolic BP: 130/85 mmHg, 140/90 mmHg, or 150/90 mmHg). If both first and second measurements were recorded, we used the first one in the present analysis to improve comparability among companies. In two companies in which BP was measured twice for all participants, the lower value was recorded for one company, whereas the first value was recorded in another company. The details of measurement method of BP were shown in S1 Table.

Plasma glucose was measured by the enzymatic or glucose oxidase peroxidative electrode method. HbA1c was measured by using latex agglutination immunoassay, high-performance liquid chromatography, or the enzymatic method. The details of measurement of glucose and HbA1c were shown in S2 Table. In all participating companies, TG, LDL-C, and HDL-C level were measured by the enzymatic method. All laboratories involved in the health check-up in the participating companies have received satisfactory scores (rank A or a score $>$ 95 out of 100) from external quality control agencies.

Hypertension was defined as systolic BP $\geq$ 140 mmHg, diastolic BP $\geq$ 90 mmHg, or as receiving medical treatment for hypertension [29]. Dyslipidemia was defined as TG of $\geq$ 150 mg/dl, LDL-C of $\geq$ 140 mg/dl, HDL-C of $<$ 40 mg/dl, or as receiving medical treatment for dyslipidemia, based on the criteria for the Japan Atherosclerosis Society [30].

Treatment goals

For HbA1c, BP, and LDL-C, the goals used for this study were based on the 2015 ADA guidelines (HbA1c $<$ 7.0%, BP $<$ 140/90 mmHg, and LDL-C $<$ 100 mg/dL) [8] and 2013 JDS guidelines (HbA1c $<$ 7.0%, BP $<$ 130/80 mmHg, and LDL-C $<$ 120 mg/dL) [9], respectively. We also examined secondary lipid targets: TG $<$ 150 mg/dL and HDL-C $>$ 40 mg/dL in men and $>$ 50 mg/dL in women [8].

Statistical analyses

Characteristics of study participants were described in means for continuous variables and percentages for categorical variables by age groups. Trend association was assessed by assigning ordinal numbers to each age group (20–49, 50–59, and 60–69 years old) and was tested using a linear regression analysis and the Cochran–Armitage trend test for continuous and categorical variables, respectively.

We calculated the percentage of participants who met individual and all three (HbA1c, BP, and LDL-C) risk factor goals. For BP and lipids, we identified participants who reported receiving medical treatment at the time of health check-up (lipid-lowering treatment, or antihypertensive treatment). We then examined goal attainment rates for these participants with respect to lipids and BP management.

We analyzed the correlates of poor glycemic control (HbA1c $\geq$ 8.0%) compared with optimal control defined as HbA1c $<$7.0% [8,9]. HbA1c of 8.0% is considered as a "take action" threshold in the ADA and JDS guidelines [8,9] and was treated as a cut-off point of poor

glycemic control in previous studies [12,19,31,32]. Thus, HbA1c ≥ 8.0% is considered as poor glycemic control in our study. In this analysis, we excluded participants with HbA1c of 7.0–7.9%, which is commonly considered as sub-optimal [12,31,32]. Logistic regression analysis was performed to estimate odds ratio (OR) and 95% confidence interval (CI) of poor glycemic control for age, sex, WC (< 90 cm or ≥ 90 cm for men, < 80 cm or ≥ 80 cm for women), BMI (< 25 kg/m^2, 25 to < 30 kg/m^2, and ≥ 30 kg/m^2), smoking status (current smoker or non-current smoker), dyslipidemia (none, untreated, treated but uncontrolled, treated and controlled), and hypertension (none, untreated, treated but uncontrolled, treated and controlled). We adjusted age, sex, and, worksite in the basic model and additionally adjusted for WC, BMI, smoking status, hypertension, and dyslipidemia in the full model. All statistical analyses were performed using SAS version 9.3 (SAS Institute, Cary, NC, USA), and two-sided $P < 0.05$ was considered statistically significant.

Results

Participant characteristics

Of 3,070 participants with diabetes, 6.2% were female. The mean age was 53.7 ± 7.3 years. The characteristics of participants by age group are shown in Table 1. The prevalence of smoking was higher in the younger age group (P for trend < 0.001). The mean WC, BMI, HbA1c,

Table 1. Characteristics of participants with diabetes.

	Age (years)			Total
	20–49	50–59	60–69	
N	869	1470	731	3,070
Female, %	7.3	5.7	5.9	6.2
Current smoker¶, %	43.9	39.9	32.9*	39.4
WC (cm)	94.6±13.0	89.7±9.9	87.1±8.9*	90.5±11.0
BMI (kg/m^2)	28.3±5.4	25.9±4.1	24.7±3.4*	26.3±4.5
HbA1c (%)	7.7±1.5	7.3±1.2	7.1±1.0*	7.3±1.2
FPG (mg/dL)	152.4±44.5	146.5±36.8	141.5±32.4*	147.0±38.4
BP				
SBP (mmHg)	127.4±14.1	127.7±14.9	129.8±15.4*	128.1±14.8
DBP (mmHg)	81.2±10.0	80.4±9.7	78.5±8.6*	80.2±9.6
Hypertension, %	48.2	57.1	63.3*	56.0
Anti-hypertension treatment†, %	79.7	88.7	88.3*	86.4
Lipids				
LDL-C (mg/dL)	122.7±30.1	116.3±30.3	113.2±26.4*	117.3±29.6
TG (mg/dL)	169.3±143.1	146.5±120.2	130.1±78.2*	149.0±119.8
HDL-C (mg/dL)	48.8±11.8	52.4±13.9	54.1±14.2*	51.8±13.5
Dyslipidemia	74.2	69.2	60.3*	68.5
Lipid-lowering treatment‡, %	53.3	62.4	56.9	58.5

Data was expressed as mean ±SD or as percentages.

*P for trend < 0.001.

¶ Data were available for 3006 participants.

†The denominator is the total number of people with hypertension.

‡The denominator is the total number of people with dyslipidemia.

WC: waist circumference, BMI: body mass index, FPG: fasting plasma glucose, SBP: systolic blood pressure, DBP: diastolic blood pressure, LDL-C: low-density lipoprotein cholesterol, TG: triglyceride, HDL-C: high-density lipoprotein cholesterol.

doi:10.1371/journal.pone.0159071.t001

fasting plasma glucose, diastolic BP, LDL-C, and TG were higher in younger participants, whereas systolic BP and HDL-C were higher in older participants (P for trend < 0.001). The prevalence of hypertension and the proportion of participants under hypertension treatment among those with hypertension increased with advancing age (P for trend < 0.001). The prevalence of dyslipidemia was higher in the younger age group (P for trend < 0.001). No age difference was found in the prevalence of lipid-lowering treatment.

Prevalence of meeting risk factor targets

Table 2 shows the prevalence of meeting risk factor targets in participants with diabetes. Of the participants, 44.9% met the target for HbA1c (< 7.0%). Approximately three-fourths and one-quarter of participants met ADA targets for BP (< 140/90 mmHg) and LDL-C (< 100 mg/dL), respectively. Approximately one-third and one-half of participants met JDS targets for BP (< 130/80 mmHg) and LDL-C (< 120 mg/dL), respectively. The proportion of attainment of all three (HbA1c, BP, and LDL-C) target achievements was 11.2% by the ADA recommendations and 10.8% by the JDS recommendations. Approximately two-thirds had TG values < 150 mg/dL, and four-fifths had HDL-C > 40 mg/dL (50 mg/dL for women). The prevalence of HbA1c, LDL-C, TG, and HDL-C control increased with age (P for trend < 0.001).

Table 3 shows goal attainment rates for participants who were receiving antihypertensive or lipid lowering treatment. Of participants with antihypertensive treatment (n = 1,488), 67.5% and 24.3% met ADA target for BP (< 140/90 mmHg) and JDS target for BP (< 130/80 mmHg), respectively. Of participants with lipid-lowering treatment (n = 1,230), 29.4% and 57.0% met ADA target for LDL-C (< 100 mg/dL) and JDS target for LDL-C (< 120 mg/dL), respectively. Approximately three-fifths had TG values <150 mg/dL, and three-fourths had HDL-C > 40 mg/dL (50 mg/dL for women). The prevalence rates of BP, LDL-C, TG, and HDL-C control increased with age (P for trend < 0.05).

Table 2. Prevalence of meeting risk factor targets in participants with diabetes.

	Age (years)			Total
	20–49	50–59	60–69	
HbA1c < 7.0%, %	36.6	46.1	52.3*	44.9
BP, %				
ADA (< 140/90 mmHg) ¶	75.4	77.4	76.6	76.6
JDS (< 130/80 mmHg) §	35.8	36.4	36.8	36.3
LDL-C, %				
ADA (< 100 mg/dL) ¶	21.5	28.1	31.9*	27.1
JDS (< 120 mg/dL) §	48.2	58.1	61.7*	56.2
HbA1c, BP and LDL-C†, %				
ADA (HbA1c, BP and LDL-C) ¶	7.0	12.8	13.1*	11.2
JDS (HbA1c, BP and LDL-C) §	7.8	11.2	13.4*	10.8
TG < 150 mg/dL¶, %	58.3	66.5	72.0*	65.5
HDL-C > 40 mg/dL¶ ‡, %	73.1	81.8	83.5*	79.7

*P for trend < 0.001.

¶ American Diabetes Association Standards of medical care in diabetes– 2015.

§ Japan Diabetes Society Treatment Guide for Diabetes– 2013.

†Meeting targets for all three risk factors simultaneously.

‡50 mg/dL for women.

BP: blood pressure, LDL-C: low-density lipoprotein cholesterol, TG: triglyceride, HDL-C: high-density lipoprotein cholesterol.

doi:10.1371/journal.pone.0159071.t002

Table 3. Prevalence of meeting risk factor targets in participants receiving blood pressure- and lipid-lowering treatment.

	Age (years)			Total
	20–49	50–59	60–69	
Anti-hypertension treatment, n	334	745	409	1,488
ADA (BP < 140/90 mmHg) ¶, %	61.4	68.2	71.4*	67.5
JDS (BP < 130/80 mmHg)§, %	18.9	24.4	28.6*	24.3
Lipid-lowering treatment, n	344	635	251	1,230
ADA (LDL-C < 100 mg/dL)¶, %	27.0	28.4	35.5*	29.4
JDS (LDL-C < 120 mg/dL)§, %	50.0	57.3	65.7*	57.0
TG < 150 mg/dL¶, %	50.9	59.8	68.5*	59.1
HDL-C > 40 mg/dL¶ †, %	70.0	80.8	80.5*	77.6

*P for trend < 0.05.

¶ American Diabetes Association Standards of medical care in diabetes– 2015.

§ Japan Diabetes Society Treatment Guide for Diabetes– 2013.

†50 mg/dL for women.

BP: blood pressure, LDL-C: low-density lipoprotein cholesterol, TG: triglyceride, HDL-C: high-density lipoprotein cholesterol.

doi:10.1371/journal.pone.0159071.t003

Correlates of poor glycemic control

In our study, 721 participants had HbA1c level $\geq$ 8.0%. Associations of demographic and clinical characteristics with poor glycemic control are presented in Table 4. Younger age is significantly associated with poor glycemic control, with the OR being 2.02 (95% CI, 1.52–2.70) and 1.33 (1.02–1.72) for the age groups of 20–49 years and 50–59 years, respectively, as compared with 60–69 years old. Larger WC and BMI are associated with poor glycemic control. The OR of poor glycemic control for current smoking versus non-current smoking was 1.28 (1.05–1.57).

Participants with untreated hypertension had a non-significant 22% higher odds (OR, 1.22; 95% CI, 0.86–1.74) for poor glycemic control compared with participants without hypertension. In contrast, participants with treated hypertension, irrespective of BP control, were less likely to have poor glycemic control than participants without hypertension. The OR of having poor glycemic control was 0.58 (0.46–0.73) for participants with treated but uncontrolled hypertension and 0.47 (0.33–0.66) for participants with treated and controlled hypertension. No significant difference was observed in HbA1c levels between the two groups.

Uncontrolled dyslipidemia was associated with poor glycemic control, with the OR being 1.70 (1.32–2.19) and 1.70 (1.31–2.20) for participants with untreated dyslipidemia and participants with treated but uncontrolled dyslipidemia, respectively, as compared with participants without dyslipidemia. There was no such association for participants with treated and controlled dyslipidemia (OR, 0.89; 95% CI 0.64–1.25).

Discussion

In the present study among a large working population in Japan, the percentages of participants who met ADA (and JDS) targets were 44.9% (44.9%) for HbA1c, 76.6% (36.3%) for BP, 27.1% (56.2%) for LDL-C, and 11.2% (10.8%) for simultaneous control of all three risk factors. Younger age, obesity, smoking, and uncontrolled dyslipidemia were associated with increased odds of poor HbA1c control, whereas antihypertensive treatment was associated with reduced odds.

Table 4. Factors related with poor glycemic control (HbA1c ≥ 8.0%).

		OR (95% CI)	
	N	Basic model¶	Full model↳
Age (years)			
20–49	614	3.15 (2.42–4.11)	2.02 (1.52–2.70)
50–59	991	1.60 (1.24–2.05)	1.33 (1.02–1.72)
60–69	494	Referent	Referent
Sex			
Male	1,958	Referent	Referent
Female	141	0.94 (0.65–1.35)	0.95 (0.64–1.40)
WC† (cm)			
< 90	1,050	Referent	Referent
≥ 90	1,049	1.48 (1.22–1.79)	1.24 (0.94–1.64)
BMI (kg/m^2)			
< 25	905	Referent	Referent
25– < 30	844	1.41 (1.15–1.74)	1.25 (0.95–1.64)
≥ 30	350	1.69 (1.29–2.22)	1.60 (1.09–2.33)
Current smoker			
No	1,268	Referent	Referent
Yes	787	1.32 (1.09–1.60)	1.28 (1.05–1.57)
Hypertension			
None	921	Referent	Referent
Untreated	168	1.34 (0.95–1.88)	1.22 (0.86–1.74)
Treated but uncontrolled	748	0.68 (0.55–0.84)	0.58 (0.46–0.73)
Treated and controlled§	262	0.52 (0.37–0.72)	0.47 (0.33–0.66)
Dyslipidemia			
None	662	Referent	Referent
Untreated	604	1.90 (1.49–2.42)	1.70 (1.32–2.19)
Treated but uncontrolled	544	1.79 (1.39–2.30)	1.70 (1.31–2.20)
Treated and controlled£	289	0.87 (0.62–1.21)	0.89 (0.64–1.25)

¶ Age was adjusted by sex and worksite; sex was adjusted by age and worksite; WC, BMI, current smoker, dyslipidemia, and hypertension were adjusted by age, sex, and worksite.

↳ All variables including age, sex, worksite, WC, BMI, current smoker, dyslipidemia, and hypertension were entered.

†80 cm for women.

§ Controlled hypertension was defined as systolic blood pressure < 130 mmHg and diastolic blood pressure < 80 mmHg, based on the 2014 Japanese Society of Hypertension Guidelines for the Management of Hypertension.

£ Controlled dyslipidemia was defined by TG of < 150 mg/dL, LDL-C of < 120 mg/dL, and HDL-C of ≥ 40 mg/dL, based on the criteria for the Japan Atherosclerosis Society.

doi:10.1371/journal.pone.0159071.t004

HbA1c, BP, and LDL-C control

Regarding HbA1c, less than half of the participants in our study reached the HbA1c target. This finding is similar to that in a previous Japanese study of patients who received anti-diabetic drugs (HbA1c < 7.0%, 44.7%) [19]. Similar achievement rates for HbA1c have also been reported from other countries [12,15,33]. The U.S. National Health and Nutrition Examination Survey (NHANES) 2007–2010 reported that 52.5% of adults diagnosed with diabetes achieved HbA1c < 7.0% [12]. In the Korean National Health and Nutrition Examination Survey, 49.1% of adults diagnosed with diabetes had HbA1c < 7.0% in 2010 [15]. A national survey in China showed that 39.7% of patients treated for diabetes had optimal glycemic control in 2010 [33].

Although these studies differed in their sample sizes, population, and survey period, the results showed that glycemic control is a challenge in both Asian and Western countries.

As for BP, only one-third of participants achieved the JDS goal of BP (< 130/80 mmHg). Similar low achievement rates for BP (< 130/80 mmHg) goal have also been reported from other Asian countries [15,17]. A joint research among seven Asian countries showed that 32.3% of patients with diabetes enrolled through physicians met target for BP < 130/80 mmHg in 2007–2009 [17]. The Japanese Society of Hypertension emphasizes that the target BP level for patients with hypertension and diabetes should be less than 130/80 mmHg because strict BP control is necessary in patients with hypertension and diabetes for preventing cardiovascular disease, especially stroke [29]. Our further analysis showed that only approximately 20% of participants with hypertension and diabetes achieved BP goal (< 130/80 mmHg). This indicates that a large proportion of participants with hypertension and diabetes are at high risk of developing cardiovascular disease, including stroke.

For LDL-C, approximately one-quarter of participants achieved the ADA LDL-C (< 100 mg/dL) goal and one-half achieved the JDS goal of LDL-C (< 120 mg/dL). The U.S. NHANES 2007–2010 survey showed that more than half of the patients with diabetes achieved the ADA LDL-C goal [12]. In Korea, nearly half of the patients with diabetes reached the ADA LDL-C goal [15]. The relatively low achievement rates for LDL-C goal (< 100 mg/dL) in Japanese patients may be due to the less stringent JDS LDL-C goal (< 120 mg/dL) [10] and/or suboptimal management of dyslipidemia in patients with diabetes. In our study, only half of participants with dyslipidemia were receiving lipid-lowering treatment, and 29.4% of those treated for dyslipidemia achieved the ADA LDL-C goal.

In the present study, only one in ten met all three targets. This finding is comparable to those in Asian studies [15–17], in which approximately 10% of patients met all three targets. To reduce the risk of future complications, there is a need to improve the comprehensive management of diabetes in the Japanese working population.

Correlates of poor glycemic control

We analyzed characteristics that could be associated with the poor control of HbA1c (≥ 8.0%). Younger participants were less likely to meet risk factor goals and had a poorer glycemic control, as reported in previous studies [12,22]. It is speculated that younger patients may be busy with their job and have less time to comply with a healthy lifestyle and treatment [22]. In addition, younger patients may not perceive the need for good diabetic control because their quality of life has not yet been affected by diabetic complications, which take a number of years to develop [34]. Consistent with previous studies [22,35], obesity and smoking were related with poor glycemic control. Increased insulin resistance occurs in smokers with and without diabetes [36,37].

Participants with untreated hypertension had a nonsignificant 22% higher odds of poor glycemic control compared with participants without hypertension. In contrast, participants receiving antihypertensive treatment (regardless of whether BP was controlled or not) were more likely to have optimal HbA1c control compared with participants without hypertension. The reason for this is unclear. One possible explanation might be that some antihypertensive drugs have beneficial effects on glucose metabolism [38]. The Japanese Society of Hypertension recommends the use of angiotensin-converting enzyme inhibitors (ACE inhibitors) and angiotensin receptor blockers (ARBs), which enhance insulin sensitivity [39], for patients with diabetes and hypertension [29]. A study in Japan showed that 33% of patients with hypertension and diabetes were taking ACE inhibitors and/or ARBs [40].

Our results indicated that participants with uncontrolled dyslipidemia (untreated or treated but uncontrolled) were more likely to have poor HbA1c control. In line with our findings,

previous studies also showed that poor lipid profiles were associated with poor glycemic control [41,42]. The mechanisms have not been completely clarified. The higher HbA1c levels in patients with abnormal lipids may partly be due to the adverse effect of free fatty acids on insulin sensitivity [43]. Further study is needed to clarify the role of dyslipidemia and its treatment in diabetes control.

Limitations

Our real-life data reflect actual treatment status in participants with diabetes in the working population. However, several limitations need to be considered. First, because the majority of study participants were employees of large companies, caution should be exercised in generalizing the present findings to workers in smaller-sized companies or non-working populations. Second, because the majority of the participants were male employees of manufacturing companies, the results thus may not be generalizable to female and employees in other industries. Third, the methods of blood glucose and HbA1c measurements differed among the companies. Given satisfactory results of external quality control in all of the participating companies, however, measurement bias is unlikely. We used the first BP reading in analysis to improve comparability across companies. This might have led to some overestimation of poor BP control. Fourth, we did not have detailed data about medication types and patients' adherence to medications for diabetes, hypertension, and dyslipidemia. This has limited our interpretation of the results. Fifth, the control rates of hypertension and dyslipidemia may be somewhat underestimated because some patients might have skipped their medications on the day of health check-up. Finally, a causal relationship between dyslipidemia, hypertension, and glycemic control cannot be established in this cross-sectional study.

Data from a Japanese working population, predominantly composed of men, suggest that achievement of management targets for HbA1c, BP, and LDL-C is less than optimal, especially in younger participants. Uncontrolled dyslipidemia was associated with poor glycemic control. Participants not receiving antihypertensive treatment have higher HbA1c levels. The control of blood glucose, BP, and lipid should be strengthened to reduce the cardiovascular risk of patients with diabetes in Japan.

Supporting Information

S1 Table. Measurement of blood pressure according to participating companies.
(DOCX)

S2 Table. Measurement of glucose and HbA1c according to participating companies.
(DOCX)

Acknowledgments

We thank Toshiteru Okubo (Chairperson of Industrial Health Foundation, Director of Radiation Effects Research Foundation) for scientific advice on the conduct of J-ECOH Study; Maki Konishi (National Center for Global Health and Medicine) for data management; and Rika Osawa (National Center for Global Health and Medicine) for administrative support.

Members of the Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study Group are: T. Mizoue, A. Nanri, K. Kurotani, K. Kuwahara, I. Kashino, S. Akter, and H. Hu, National Center for Global Health and Medicine, Tokyo, Japan; T. Nakagawa, S. Yamamoto, and T. Honda, Hitachi, Ltd., Ibaraki, Japan; S. Dohi and H. Okazaki, Mitsui Chemicals, Inc., Tokyo, Japan; T. Imai and A. Nishihara, Azbil Corporation, Tokyo, Japan; N. Sasaki and T. Ogasawara, Mitsubishi Fuso Truck and Bus Corporation, Kanagawa, Japan; A. Uehara and M. Yamamoto,

YAMAHA CORPORATION, Shizuoka, Japan; T. Miyamoto, Nippon Steel & Sumitomo Metal Corporation Kimitsu Works, Chiba, Japan; I. Kabe, T. Kochi, and M. Eguchi, Furukawa Electric Co., Ltd., Tokyo, Japan; T. Murakami, C. Shimizu, and M. Shimizu, Mizue Medical Clinic, Keihin Occupational Health Center, Kanagawa, Japan; N. Kato and A. Tomizawa, Fuji Electric Co., Ltd., Kanagawa, Japan; K. Tomita, Mitsubishi Plastics, Inc., Tokyo, Japan; S. Nagahama, All Japan Labour Welfare Foundation, Tokyo, Japan; N. Kunugita and T. Sone, National Institute of Public Health, Saitama, Japan; K. Fukasawa, ADVANTAGE Risk Management Co., Ltd., Tokyo, Japan; A. Hori, C. Nishiura, and C. Kinugawa, Tokyo Gas Co., Ltd., Tokyo, Japan; R. Kuroda and K. Yamamoto, The University of Tokyo, Tokyo, Japan; M. Ohtsu, Himawari Industrial Physician & Occupational Health Consultant Office, Saitama, Japan; D. Omoto, Mitsubishi Heavy Industries, Ltd., Aichi, Japan; N. Sakamoto and Y. Osaki, Health Design Inc., Tokyo, Japan; T. Totsuzaki, Mizuho Health Insurance Society, Tokyo, Japan; M. Endo, Tokyo Women's Medical University, Tokyo, Japan; T. Itoh, New Japan Radio Co., Ltd., Tokyo, Japan; M. Kawashima, Central Japan Railway Company, Aichi, Japan; M. Masuda, AEON Co., Ltd., Chiba, Japan; C. Nagano, KUBOTA Corporation, Ibaraki, Japan. S. Dohi (Seitaro.Dohi@mitsui-chem.co.jp) and T. Mizoue (mizoue@ri.ncgm.go.jp) are the co-principal investigators for the J-ECOH Study Group.

Author Contributions

Conceived and designed the experiments: SD T. Mizoue. Performed the experiments: AH CN NS HO TN TH SY KT T. Miyamoto SN AU MY T. Murakami CS MS ME TK TI AO I. Kabe SD. Analyzed the data: HH T. Mizoue NK. Contributed reagents/materials/analysis tools: T. Mizoue K. Kuwahara. Wrote the paper: HH T. Mizoue SA K. Kurotani AN I. Kashino K. Kuwahara.

References

1. van Dieren S, Beulens JW, van der Schouw YT, Grobbee DE, Neal B. The global burden of diabetes and its complications: an emerging pandemic. Eur J Cardiovasc Prev Rehabil. 2010; 17 Suppl 1:S3–8. doi: 10.1097/01.hjr.0000368191.86614.5a PMID: 20489418
2. International Diabetes Federation. IDF Diabetes Atlas, 6 ed. Brussels, Belgium: International Diabetes Federation, 2013.
3. Iso H. Changes in coronary heart disease risk among Japanese. Circulation. 2008; 118:2725–9. doi: 10.1161/CIRCULATIONAHA.107.750117 PMID: 19106396
4. Intensive blood-glucose control with sulphonylureas or insulin compared with conventional treatment and risk of complications in patients with type 2 diabetes (UKPDS 33). UK Prospective Diabetes Study (UKPDS) Group. Lancet. 1998; 352:837–53. PMID: 9742976
5. Hansson L, Zanchetti A, Carruthers SG, Dahlöf B, Elmfeldt D, Julius S, et al. Effects of intensive blood-pressure lowering and low-dose aspirin in patients with hypertension: principal results of the Hypertension Optimal Treatment (HOT) randomised trial. HOT Study Group. Lancet. 1998; 351:1755–62. PMID: 9635947
6. Tight blood pressure control and risk of macrovascular and microvascular complications in type 2 diabetes: UKPDS 38. UK Prospective Diabetes Study Group. BMJ. 1998; 317:703–13. PMID: 9732337
7. Collins R, Armitage J, Parish S, Sleigh P, Peto R; Heart Protection Study Collaborative Group. MRC/BHF Heart Protection Study of cholesterol-lowering with simvastatin in 5963 people with diabetes: a randomised placebo-controlled trial. Lancet. 2003; 361:2005–16. PMID: 12814710
8. American Diabetes Association Standards of medical care in diabetes–2015. Diabetes Care. 2015; 38 Suppl1:S1–94.
9. Guideline committee of the Japan Diabetes Society. Treatment guide for diabetes 2013. Japan Diabetes Society, Bunkodo, 2013 (in Japanese).
10. Gaede P, Vedel P, Larsen N, Jensen GVH, Parving HH, Pedersen O. Multifactorial intervention and cardiovascular disease in patients with type 2 diabetes. N Engl J Med. 2003; 348:383–93. PMID: 12556541

11. Gaede P, Lund-Andersen H, Parving HH, Pedersen O. Effect of a multifactorial intervention on mortality in type 2 diabetes. N Engl J Med. 2008; 358:580–91. doi: 10.1056/NEJMoa0706245 PMID: 18256393
12. Stark Casagrande S, Fradkin JE, Saydah SH, Rust KF, Cowie CC. The prevalence of meeting A1C, blood pressure, and LDL goals among people with diabetes, 1988–2010. Diabetes Care. 2013; 36:2271–9. doi: 10.2337/dc12-2258 PMID: 23418368
13. Ali MK, Bullard KM, Gregg EW, Del Rio C. A cascade of care for diabetes in the United States: visualizing the gaps. Ann Intern Med. 2014; 161:681–9. doi: 10.7326/M14-0019 PMID: 25402511
14. Kemp TM, Barr EL, Zimmet PZ, Cameron AJ, Welborn TA, Colagiuri S, et al. Glucose, lipid, and blood pressure control in Australian adults with type 2 diabetes: the 1999–2000 AusDiab. Diabetes Care. 2005; 28:1490–2. PMID: 15920075
15. Yu SH, Kang JG, Hwang YC, Ahn KJ, Yoo HJ, Park SW, et al. Increasing achievement of the target goals for glycemic, blood pressure and lipid control for adults with diagnosed diabetes in Korea. J Diabetes Invest. 2013; 4:460–5.
16. Janghorbani M, Papi B, Amini M. Current status of glucose, blood pressure and lipid management in type 2 diabetes clinic attendees in Isfahan, Iran. J Diabetes Invest. 2015; 6: 716–25.
17. So WY, Raboca J, Sobrepena L, Yoon KH, Deerochanawong C, Ho LT, et al. Comprehensive risk assessments of diabetic patients from seven Asian countries: The Joint Asia Diabetes Evaluation (JADE) program. J Diabetes. 2011; 3:109–18. doi: 10.1111/j.1753-0407.2011.00115.x PMID: 21599865
18. Arai K, Hirao K, Matsuba I, Takai M, Matoba K, Takeda H, et al. The status of glycemic control by general practitioners and specialists for diabetes in Japan: a cross-sectional survey of 15,652 patients with diabetes mellitus. Diabetes Res Clin Pract. 2009; 83:397–401. doi: 10.1016/j.diabres.2008.11.036 PMID: 19124170
19. Takahashi E, Moriyama K, Yamakado M; Ningen Dock Database Group. Status of diabetes treatment in Japanese adults: an analysis of the 2009 Japan Society of Ningen Dock database. Intern Med. 2014; 53:1491–6. PMID: 25030559
20. Uehara A, Kurotani K, Kochi T, Kuwahara K, Eguchi M, Imai T, et al. Prevalence of diabetes and prediabetes among workers: Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study. Diabetes Res Clin Pract. 2014; 106:118–27. doi: 10.1016/j.diabres.2014.07.013 PMID: 25112921
21. Juarez DT, Sentell T, Tokumaru S, Goo R, Davis JW, Mau MM. Factors associated with poor glycemic control or wide glycemic variability among diabetes patients in Hawaii, 2006–2009. Prev Chronic Dis. 2012; 9:120065. doi: 10.5888/pcd9.120065 PMID: 23017247
22. Quah JH, Liu YP, Luo N, How CH, Tay EG. Younger adult type 2 diabetic patients have poorer glycaemic control: a cross-sectional study in a primary care setting in Singapore. BMC Endocr Disord. 2013; 13:18. doi: 10.1186/1472-6823-13-18 PMID: 23725198
23. JA Spoelstra. Type 2 diabetes mellitus treatment strategies in primary care: Utrecht Diabetes Epidemiology Studies. 2003; Utrecht University. (Dissertation) Available: http://www.dart-europe.eu/full.php?id=544189
24. Liew SM, Lee PY, Hanafi NS, Ng CJ, Wong SS, Chia YC, et al. Statins use is associated with poorer glycaemic control in a cohort of hypertensive patients with diabetes and without diabetes. Diabetol Metab Syndr. 2014; 6:53. doi: 10.1186/1758-5996-6-53 PMID: 24782916
25. Cederberg H, Stančáková A, Yaluri N, Modi S, Kuusisto J, Laakso M. Increased risk of diabetes with statin treatment is associated with impaired insulin sensitivity and insulin secretion: a 6 year follow-up study of the METSIM cohort. Diabetologia. 2015; 58:1109–17. doi: 10.1007/s00125-015-3528-5 PMID: 25754552
26. The Ministry of Health, Labour and Welfare, Ministry of Education, Culture, Sports, Science and Technology. Ethical guidelines for epidemiological research. 2002. Available: http://www.niph.go.jp/wadai/ekigakurinri/guidelines.pdf (accessed 28 Jul 2014).
27. Hori A, Nanri A, Sakamoto N, Kuwahara K, Nagahama S, Kato N et al. Comparison of body mass index, waist circumference, and waist-to-height ratio for predicting the clustering of cardiometabolic risk factors by age in Japanese workers—Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health study. Circ J. 2014; 78:1160–8. PMID: 24662439
28. Matsushita Y, Tomita K, Yokoyama T, Mizoue T. Relations between waist circumference at four sites and metabolic risk factors. Obesity (Silver Spring). 2010; 18:2374–8.
29. Shimamoto K, Ando K, Fujita T, Hasebe N, Higaki J, Horiuchi M, et al. The Japanese Society of Hypertension Guidelines for the Management of Hypertension (JSH 2014). Hypertens Res. 2014; 37:253–390. doi: 10.1038/hr.2014.20 PMID: 24705419

30. Teramoto T, Sasaki J, Ishibashi S, Birou S, Daida H, Dohi S, et al. Executive Summary of the Japan Atherosclerosis Society Guidelines for the Diagnosis and Prevention of Atherosclerotic Cardiovascular Diseases in Japan -2012 version. J Atherosclerosis Thromb. 2013; 20:517–23.

31. Macisaac RJ, Jerums G, Weekes AJ, Thomas MC. Patterns of glycaemic control in Australian primary care (NEFRON 8). Intern Med J. 2009; 39:512–8. doi: 10.1111/j.1445-5994.2008.01821.x PMID: 19220533

32. Holmes VA, Young IS, Patterson CC, Pearson DW, Walker JD, Maresh MJ, et al. Optimal glycemic control, pre-eclampsia, and gestational hypertension in women with type 1 diabetes in the diabetes and pre-eclampsia intervention trial. Diabetes Care. 2011; 34:1683–8. doi: 10.2337/dc11-0244 PMID: 21636798

33. Xu Y, Wang L, He J, Bi Y, Li M, Wang T, et al. Prevalence and control of diabetes in Chinese adults. JAMA. 2013; 310:948–59. doi: 10.1001/jama.2013.168118 PMID: 24002281

34. Quah JH, Luo N, Ng WY, How CH, Tay EG. Health-related quality of life is associated with diabetic complications, but not with short-term diabetic control in primary care. Ann Acad Med Singapore. 2011; 40:276–86. PMID: 21779616

35. Gunton JE, Davies L, Wilmshurst E, Fulcher G, McElduff A. Cigarette smoking affects glycemic control in diabetes. Diabetes Care. 2002; 25:796–7.

36. Targher G, Alberiche M, Zenere MB, Bonadonna RC, Muggeo M, Bonora E. Cigarette smoking and insulin resistance in patients with noninsulin-dependent diabetes mellitus. J Clin Endocrinol Metab. 1997; 82:3619–24. PMID: 9360516

37. Ronnemaa T, Ronnemaa EM, Puukka P, Pyorala K, Laakso M. Smoking is independently associated with high plamsa insulin levels in nondiabetic men. Diabetes Care. 1996; 19:1229–32. PMID: 8908385

38. Rizos CV, Elisaf MS. Antihypertensive drugs and glucose metabolism. World J Cardiol. 2014; 6:517–30. doi: 10.4330/wjc.v6.i7.517 PMID: 25068013

39. Gillespie EL, White CM, Kardas M, Lindberg M, Coleman CI. The impact of ACE inhibitors or angiotensin II type 1 receptor blockers on the development of new-onset type 2 diabetes. Diabetes Care. 2005; 28:2261–6. PMID: 16123505

40. Yokoyama H, Kawai K, Kobayashi M; Japan Diabetes Clinical Data Management Study Group. Microalbuminuria is common in Japanese type 2 diabetic patients: a nationwide survey from the Japan Diabetes Clinical Data Management Study Group (JDDM 10). Diabetes Care. 2007; 30:989–92. PMID: 17392559

41. Chan WB, Tong PC, Chow CC, So WY, Ng MC, Ma RC, et al. Triglyceride predicts cardiovascular mortality and its relationship with glycaemia and obesity in Chinese type 2 diabetic patients. Diabetes Metab Res Rev. 2005; 21:183–8. PMID: 15386811

42. Mullugeta Y, Chawla R, Kebede T, Worku Y. Dyslipidemia associated with poor glycemic control in type 2 diabetes mellitus and the protective effect of metformin supplementation. Indian J Clin Biochem. 2012; 27:363–9. doi: 10.1007/s12291-012-0225-8 PMID: 24082461

43. Boden G, Shulman GI. Free fatty acids in obesity and type 2 diabetes: defining their role in the development of insulin resistance and beta-cell dysfunction. Eur J Clin Invest. 2002; 32 Suppl 3:14–23. PMID: 12028371

Industrial Health 2016, **54**, 505–514

Original Article

Current status of health among workers in Japan: Results from the Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study

Keisuke KUWAHARA[1, 2*], Akihiko UEHARA[3], Makoto YAMAMOTO[3], Tohru NAKAGAWA[4], Toru HONDA[4], Shuichiro YAMAMOTO[4], Hiroko OKAZAKI[5], Naoko SASAKI[6], Takayuki OGASAWARA[6], Ai HORI[7], Chihiro NISHIURA[7], Toshiaki MIYAMOTO[8], Takeshi KOCHI[9], Masafumi EGUCHI[9], Kentaro TOMITA[10], Teppei IMAI[11], Akiko NISHIHARA[11], Satsue NAGAHAMA[12], Taizo MURAKAMI[13], Makiko SHIMIZU[13], Isamu KABE[9], Tetsuya MIZOUE[1], Naoki KUNUGITA[14], Tomofumi SONE[14], Seitaro DOHI[5] for Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study Group

[1]Department of Epidemiology and Prevention, Bureau of International Health Cooperation, National Center for Global Health and Medicine, Japan
[2]Teikyo University Graduate School of Public Health, Japan
[3]YAMAHA CORPORATION, Japan
[4]Hitachi, Ltd., Japan
[5]Mitsui Chemicals, Inc., Japan
[6]Mitsubishi Fuso Truck and Bus Corporation, Japan
[7]Tokyo Gas Co., Ltd., Japan
[8]Nippon Steel & Sumitomo Metal Corporation Kimitsu Works, Japan
[9]Furukawa Electric Co., Ltd., Japan
[10]Mitsubishi Plastics, Inc., Japan
[11]Azbil Corporation, Japan
[12]All Japan Labour Welfare Foundation, Japan
[13]Mizue Medical Clinic, Keihin Occupational Health Center, Japan
[14]National Institute of Public Health, Japan

Received May 3, 2016 and accepted July 7, 2016
Published online in J-STAGE July 13, 2016

Abstract: Data are limited on the sex-specific prevalence of diseases and their risk factors in middle-aged and older workers in Japan. In this cross-sectional study, we investigated the age- and sex-specific prevalence of hypertension, diabetes, dyslipidemia, metabolic syndrome (defined using joint statement criteria), obesity, underweight, abdominal obesity, and smoking among approximately 70,000 to 90,000 Japanese workers (predominantly men) aged 20–69 years in 2014. We also investigated the prevalence of low cardiorespiratory fitness in 2012 and no leisure-time exercise in 2014. In both sexes, the prevalence of lifestyle-related risk factors, including hypertension, diabetes, dyslipidemia, metabolic syndrome, obesity, and abdominal obesity, was increased with aging. In contrast, the prevalence of underweight was decreased with aging. Smoking prevalence exceeded 30% in men regardless of age, whereas the prevalence was around 10% in women of all age groups. Prevalence of no leisure-time exercise exceeded 50% among middle-aged and older workers in both sexes. Among workers aged 50–64 years, less than half of men had low fitness, whereas more than half of women had low fitness. Given the high prevalence of lifestyle-related risk factors among middle-aged and older workers, effective strategies to prevent cardiovascular disease in this age group are needed in Japan.

Key words: Descriptive study, Japan, Workers, Middle-aged, Elderly, Health

*To whom correspondence should be addressed.
E-mail: kkuwahara@med.teikyo-u.ac.jp

©2016 National Institute of Occupational Safety and Health

This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial No Derivatives (by-nc-nd) License.

Introduction

Japan, a country that has successfully achieved good population health[1], is now facing new challenges caused by a rapidly aging population[2]. Statistics in Japan suggest that the proportion of people aged 75 and over will exceed 25% until 2025[3], whereas the proportion of the working population will decrease[3]. Given that these situations may threaten the sustainability of economic growth and health insurance[4], there is an urgent need to develop effective strategies to overcome these issues. One promising solution is prolonging working life and emphasizing health promotion among workers[5]. For effective health promotion, it is important to understand the current health status of middle-aged and older Japanese workers.

To date, few studies have shown the age- and sex-specific prevalence of cardiovascular risk factors in middle-aged and older workers in Japan. Suka *et al.*[6] recently reported a higher prevalence of hypertension, hyperlipidemia, diabetes, and obesity in male workers than female workers (n=approximately 120,000), and a high prevalence of these factors among middle-aged and older workers in both sexes. Similar results were shown for hypertension, hyperlipidemia, and diabetes in a national survey of 11,140 Japanese male and female workers[7]. We also reported similar trends for diabetes and pre-diabetes in 55,000 male and female workers[8]. In addition, descriptive data among Japanese workers are limited for metabolic syndrome[9], abdominal obesity[10, 11], underweight[11], physical activity[12, 13], and fitness[12], which would all be important factors for health management.

Providing updated and systematic data on diseases and their risk factors among Japanese workers — with a special emphasis on middle-aged and older workers — would lead to a better understanding of the current health situation and help develop effective strategies for health promotion in the occupational settings of Japan. Here, we show data on the age- and sex-specific prevalence of hypertension, diabetes, dyslipidemia, metabolic syndrome, obesity, underweight, abdominal obesity, and smoking among Japanese workers aged 20–69 years in 2014 using health checkup data from large-scale companies. Among subgroups, we also show data on leisure-time exercise in 2014 and cardiorespiratory fitness in 2012.

Participans and Methods

Study settings

The present descriptive analyses were performed using cross-sectional data on periodic health checkups from the Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health (J-ECOH) Study, an on-going, large-scale multi-company based study among Japanese workers from more than 10 companies. In Japan, workers are obliged to undergo health examination at least once a year under the Industrial Safety and Health Act. The details of the J-ECOH Study[14] and sub-cohorts for analysis of fitness[15] and physical activity[16] have been described elsewhere. The J-ECOH Study was announced in each company using posters. Participants did not provide their verbal or written informed consent to take part in the study but were given an opportunity to refuse the use of their data for research, according to the Japanese Ethical Guidelines for Epidemiological Research. The study protocol was approved by the Ethics Committee of the National Center for Global Health and Medicine, Japan.

For analysis of data other than exercise and fitness, we extracted data on 91,150 workers (77,264 men and 13,886 women), aged 20–69, from 11 companies who received health checkups between April 2014 and March 2015 (in some companies, between January 2014 and December 2014). For analysis of leisure-time exercise, we used data on 50,864 workers (8,389 women) aged 20–69 who underwent their health checkups between April 2014 and March 2015 from one of the 11 participating companies[16]. For cardiorespiratory fitness, we extracted data on 4,346 workers (810 women) aged 20–64 collected between January 2012 and December 2012 from another one of the participating companies[15].

Participants

We excluded individuals who did not have data on target outcomes for respective analysis, which yielded different population sizes in each analysis, as shown in Fig. 1. Excluded participants were 1,845 men and 278 women for hypertension; 20,126 men and 3,201 women for diabetes; 14,779 men and 2,415 women for dyslipidemia; 19,926 men and 3,137 women for metabolic syndrome; 12,853 men and 2,212 women for waist circumference; and 790 men and 36 women for BMI. For leisure-time exercise analysis, we excluded 5,526 men and 958 women who did not have data on leisure-time exercise or who engaged only in unspecified activity in one of the participating companies. For cardiorespiratory fitness, 889 men and 240 women were excluded in another one of the participating companies.

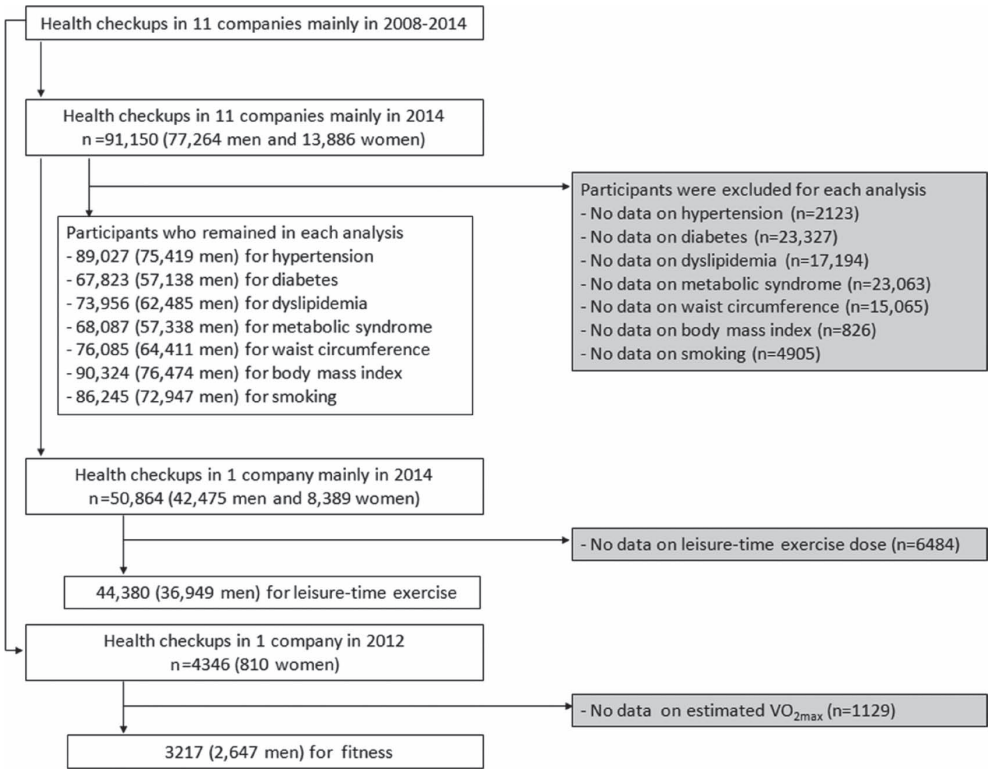


Fig. 1. Sampling design.

General health examination

Body height and weight were measured at each company in accordance with a standard protocol. Body mass index (BMI) was calculated as weight (kg) divided by squared height (m). Blood pressures were measured using an automated sphygmomanometer. Smoking habits and treatment for hypertension, dyslipidemia, and diabetes were self-reported using a questionnaire. Biochemical measurements included plasma glucose, hemoglobin A1c (HbA1c), low-density lipoprotein (LDL)-cholesterol, high-density lipoprotein (HDL)-cholesterol, and triglycerides. Plasma glucose level was determined by enzamatic method in ten companies and glucose oxidase peroxidative electrode method in one company. HbA1c level was determined by latex agglutination immunoassay in eight companies, high-performance liquid chromatography method in two companies, and enzymatic method in one company. LDL-cholesterol, HDL-cholesterol, and triglycerides levels were estimated by enzymatic method in all participating companies. All laboratories involved in the health examinations in the participating companies have received sufficiently high scores (score >95 out of 100 or rank A) from external quality control agencies, including National Federation of Industrial Health Organization, the Japan Medical Association, and Japanese Association of Laboratory Medical Technologists.

Diagnosis of disease

Hypertension was defined as systolic blood pressure of ≥140 mm Hg, diastolic blood pressure of ≥90 mm Hg, or under treatment for hypertension. Dyslipidemia was defined as LDL-cholesterol of ≥140 mg/dL, HDL-cholesterol of <40 mg/dL, fasting triglycerides of ≥150 mg/dL, or under treatment for dyslipidemia. Diabetes was defined as fasting plasma glucose of ≥126 mg/dL, HbA1c of ≥6.5%, or self-report (under treatment for diabetes and/or history of diabetes). Metabolic syndrome was defined according to the criteria of the joint interim statement[17] as the presence of any three or more of the following criteria: (1) high waist circumference for Asians: ≥90 cm in men and ≥80 cm in women; (2) high triglycerides: ≥150 mg/dL; (3) low HDL cholesterol: <40 mg/dL in men, <50 mg/dL in women; (4) high blood pressure: systolic blood pressure ≥130 mmHg or diastolic blood pressure ≥85 mmHg; and (5) high fasting glucose: ≥100 mg/dL. Participants reporting current treatment for dyslipidemia, hypertension, or diabetes were considered to meet the criteria for high triglycerides, high blood pressure, and high fasting glu-

cose, respectively, irrespective of the data measured at the checkups.

Measurement of cardiorespiratory fitness and leisure-time exercise

As an indicator of cardiorespiratory fitness, we assessed estimated VO_{2max}. Estimated VO_{2max} was obtained by an incremental endurance exercise test using a bicycle ergometer (Aerobike 900 U, Combi, Tokyo, Japan) with three phases of three minutes duration each (a total of 9 minutes). Details of this fitness measurement has been described previously[15]. Participants were divided into two levels of cardiorespiratory fitness based on the criteria by Ministry of Health, Labour, and Welfare, Japan[18]: high cardiorespiratory fitness in men was defined as ≥39 mL/kg/min among individuals aged <40 years, ≥35 mL/kg/min among individuals aged 40-<60 years, and ≥32 mL/kg/min among individuals aged ≥60 years, whereas high cardiorespiratory fitness in women was defined as ≥33 mL/kg/min among individuals aged <40 years, ≥30 mL/kg/min among individuals aged 40-<60 years, and ≥26 mL/kg/min among individuals aged ≥60 years.

Weekly dose of leisure-time exercise expressed in metabolic equivalent (MET) hours was calculated using data on types, frequency, and duration of exercise or sports activities during leisure using a standard questionnaire as described elsewhere[16]. Participants were categorized into four groups according to the dose of leisure-time exercise per week: no exercise (0 MET hours), low (>0 to <7.5 MET hours), medium (7.5 to <15.0 MET hours), or high (≥15.0 MET-hours) in harmony with recommended dose of physical activity by World Health Organization[19].

Statistical analysis

Data are shown as mean (standard deviation) for continuous variables and percentages for categorical variables.

Results

The crude prevalence of hypertension was 22.0% and 11.6% in men and women, respectively (Table 1). The prevalence of hypertension increased linearly with advancing age, reaching 48.4% and 37.4% among men and women aged 60–69 years, respectively. A large increase was observed in both men and women aged 30–69 years.

The crude prevalence of diabetes was 9.8% and 3.8% in men and women, respectively. The prevalence of diabetes increased with advancing age (Table 1), reaching 21.7% and 12.7% among men and women aged 60–69 years, respectively. A large increase was observed in both men and women aged 40–59 years. A similar trend was observed for fasting glucose and HbA1c in both men and women.

The crude prevalence of dyslipidemia was 47.7% and 27.1% in men and women, respectively (Table 1). In men, the prevalence of dyslipidemia increased with advancing age, reaching 51.2% in workers aged 50–59 years; the prevalence of dyslipidemia was slightly decreased in workers aged 60–69 years (47.8%). In women, the prevalence of dyslipidemia increased linearly with aging, reaching 47.3% in workers aged 60–69 years. Similar changes with aging were observed for triglycerides and LDL cholesterol. HDL cholesterol levels were not materially different by age group in both sexes.

The crude prevalence of metabolic syndrome, defined by the 2009 joint statement criteria, was 23.2% and 12.7% in men and women, respectively (Table 1). The prevalence of metabolic syndrome increased with advancing age, reaching 36.8% and 36.7% in men and women aged 60–69 years, respectively. A large increase was observed in men aged 30–69 years and in women aged 40–69 years.

Regarding abdominal obesity, defined as a waist circumference ≥90 cm in men and ≥80 cm in women, the crude prevalence was 21.9% in men and 31.4% in women. In men, the prevalence of abdominal obesity increased with aging for workers aged 50–59 years (reaching 24.6%), and then slightly decreased in workers aged 60–69 years (reaching 23.8%). In women, the prevalence of abdominal obesity gradually increased with aging, reaching 45.5% in workers aged 60–69 years.

The crude prevalence of obesity (BMI ≥25.0 kg/m^2) was 29.5% and 15.9% in men and women, respectively (Table 1). In men, the prevalence of obesity increased with advancing age, reaching 32.7% in workers aged 40–49 years, then, the prevalence of obesity was slightly and gradually decreased in workers aged 50–69 years. In women, the prevalence of obesity increased linearly with aging; the highest prevalence of obesity was observed in workers aged 60–69 years (22.9%). Similar changes with aging were observed for mean BMI levels.

The crude prevalence of underweight (<18.5 kg/m^2) was 3.5% and 14.6% in men and women, respectively (Table 1). The prevalence of underweight decreased with advancing age, reaching 2.2% and 9.2% in men and women aged 60–69 years, respectively.

The crude prevalence of smoking was 36.1% and 11.1% in women, respectively (Table 1). In both sexes, the prevalence of smoking increased in workers aged 20–39 years;

Table 1. Age- and sex-specific prevalence of smoking, diabetes, hypertension, dyslipidemia, metabolic syndrome, abdominal obesity, obesity, and underweight (n=67,823 to 90,324)

Characteristics	Categories of age (year)					
	<30	30 to 39	40 to 49	50 to 59	≥60	All (20 to 69)
Men, *n*	11,778	14,989	24,362	19,617	6,518	77,264
Smoker	36.9	38.3	37.6	34.2	30.1	36.1
Fasting glucose, mg/dL	91±10	95±14	99±17	105±22	109±22	101±19
HbA_{1c}, %	5.3±0.4	5.4±0.5	5.6±0.6	5.8±0.8	5.9±0.7	5.6±0.7
Diabetes	1.0	3.4	6.8	14.8	21.7	9.8
SBP, mmHg	118±12	119±13	121±14	125±15	129±16	122±14
DBP, mmHg	68±9	73±10	77±11	80±10	80±10	76±11
Hypertension	3.6	8.2	19.6	37.0	48.4	22.0
Fasting triglyceride, mg/dL	92±78	117±93	130±104	132±96	127±92	126±97
LDL-cholesterol, mg/dL	105±29	119±30	125±30	124±30	122±30	121±31
HDL-cholesterol, mg/dL	56±12	56±14	56±14	58±15	58±15	57±15
Dyslipidemia	29.2	44.7	50.3	51.2	47.8	47.7
Metabolic syndrome	3.6	11.1	20.3	31.1	36.8	23.2
Waist circumference, cm	77.8±9.1	81.7±9.7	84.0±9.4	84.7±8.7	84.6±7.9	83.5±9.3
Waist circumference ≥90 cm	9.7	17.6	23.5	24.6	23.8	21.9
BMI, kg/m^2	22.7±3.7	23.6±3.8	24.1±3.6	23.9±3.2	23.7±2.9	23.7±3.5
Weight status						
≥30.0 kg/m^2	4.8	5.9	6.3	4.3	2.8	5.2
25.0 to <30.0 kg/m^2	15.9	21.8	26.4	27.7	26.7	24.3
23.0 to <25.0 kg/m^2	17.9	21.6	25.0	26.4	27.3	23.8
18.5 to <23.0 kg/m^2	54.2	46.4	39.8	39.3	41.1	43.3
<18.5 kg/m^2	7.2	4.3	2.6	2.3	2.2	3.5
Women, *n*	2,051	2,859	5,219	2,939	818	13,886
Smoker	8.6	13.3	11.5	10.4	9.7	11.1
Fasting glucose, mg/dL	88±9	89±10	92±13	96±14	100±18	93±13
HbA_{1c}, %	5.3±0.4	5.4±0.4	5.5±0.5	5.7±0.5	5.9±0.6	5.5±0.5
Diabetes	1.2	1.7	2.5	6.1	12.7	3.9
SBP, mmHg	108±11	110±13	114±16	121±17	127±18	115±16
DBP, mmHg	63±8	67±10	71±11	75±11	76±11	70±11
Hypertension	0.7	3.4	9.3	23.1	37.4	11.6
Fasting triglyceride, mg/dL	61±33	71±45	75±50	87±48	98±55	78±49
LDL-cholesterol, mg/dL	98±26	105±28	115±29	130±31	129±30	116±31
HDL-cholesterol, mg/dL	68±14	67±14	69±16	72±17	68±17	69±16
Dyslipidemia	12.4	15.0	22.7	42.7	47.3	27.1
Metabolic syndrome	1.4	5.2	8.4	21.1	36.7	12.7
Waist circumference, cm	70.7±7.4	74.7±9.0	76.3±9.6	77.9±10.0	79.0±9.5	76.2±9.6
Waist circumference ≥80 cm	10.3	24.9	30.4	39.0	45.5	31.4
BMI, kg/m^2	20.9±3.2	21.5±3.7	22.0±3.8	22.3±3.8	22.7±3.5	21.8±3.7
Weight status						
≥30.0 kg/m^2	2.4	3.6	4.4	4.8	4.2	4.0
25.0 to <30.0 kg/m^2	7.0	10.0	12.5	14.1	18.7	11.9
23.0 to <25.0 kg/m^2	8.1	11.2	13.2	15.6	19.6	12.9
18.5 to <23.0 kg/m^2	62.5	58.4	56.3	53.8	48.4	56.7
<18.5 kg/m^2	20.1	16.8	13.6	11.7	9.2	14.6

Data are shown as (%) for categorical variables and mean±standard deviation for continuous variables.

in men and women aged 60–69 years, the prevalence of smoking slightly but steadily decreased with aging, reaching 30.1% and 9.7%, respectively.

The crude prevalence of no leisure-time exercise was 62.3% and 77.0% in men and women, respectively (Table 2). The prevalence of no leisure-time exercise increased in men aged 20–49 years, while in workers aged 60–69 years, the prevalence of no leisure-time exercise decreased

Table 2. Weekly dose of leisure-time exercise by age and sex (n=44,380)

Characteristics	Categories of age (year)					
	<30	30 to 39	40 to 49	50 to 59	≥60	All (20 to 69)
Men, *n*	5,483	7,506	11,873	8,973	3,159	36,949
Weekly exercise dose						
0 MET-hour	2,982 (54.8)	4,869 (64.9)	7,709 (64.9)	5,736 (63.9)	1,732 (54.8)	23,028 (62.3)
>0 to <7.5 MET-hours	1,215 (22.3)	1,191 (15.9)	1,718 (14.5)	1,135 (12.7)	420 (13.3)	5,679 (15.4)
7.5 to <15.0 MET-hours	632 (11.6)	766 (10.2)	1,245 (10.5)	989 (11.0)	401 (12.7)	4,033 (10.9)
≥15.0 MET-hours	609 (11.2)	680 (9.1)	1,201 (10.1)	1,113 (12.4)	606 (19.2)	4,209 (11.4)
Women, *n*	1,134	1,643	2,492	1,590	572	7,431
Weekly exercise dose						
0 MET-hour	800 (70.6)	1,328 (80.8)	1,970 (79.1)	1,195 (75.2)	425 (74.3)	5,718 (77.0)
>0 to <7.5 MET-hours	184 (16.2)	181 (11.0)	278 (11.2)	205 (12.9)	64 (11.2)	912 (12.3)
7.5 to <15.0 MET-hours	76 (6.7)	68 (4.1)	128 (5.1)	91 (5.7)	40 (7.0)	403 (5.4)
≥15.0 MET-hours	74 (6.5)	66 (4.0)	116 (4.7)	99 (6.2)	43 (7.5)	398 (5.4)

Data are shown as number (%).

Table 3. Cardiorespiratory fitness level by age and sex (n=4,346)

Characteristics	Categories of age (year)					
	<30	30 to 39	40 to 49	50 to 59	60 to 64	All (20 to 64)
Men, *n*	433	719	708	707	80	2,647
High cardiorespiratory fitness[a]	287 (66.3)	351 (48.8)	469 (66.2)	438 (62.0)	65 (81.3)	1,610 (60.8)
Low cardiorespiratory fitness	146 (33.7)	368 (51.2)	239 (33.8)	269 (38.1)	15 (18.8)	1,037 (39.2)
Women, *n*	158	109	150	153	3	573
High cardiorespiratory fitness[b]	71 (54.2)	38 (34.9)	77 (51.3)	55 (36.0)	2 (66.7)	246 (42.9)
Low cardiorespiratory fitness	84 (53.8)	71 (65.1)	73 (48.7)	98 (64.1)	1 (33.3)	327 (57.1)

Data are shown as number (%).

[a] High cardiorespiratory fitness was defined as ≥39 mL/kg/min in individuals aged <40 years, ≥35 mL/kg/min in individuals aged 40 to <60 years, and ≥32 mL/kg/min in individuals aged ≥60 years.

[b] High cardiorespiratory fitness was defined as ≥33 mL/kg/min in individuals aged <40 years, ≥30 mL/kg/min in individuals aged 40 to <60 years, and ≥26 mL/kg/min in individuals aged ≥60 years.

with aging, reaching 54.8%. In women aged 20–39 years, the prevalence of no leisure-time exercise increased; however, the prevalence of no leisure-time exercise decreased with aging in workers aged 60–69 years, reaching 74.3%.

The crude prevalence of low cardiorespiratory fitness was 39.2% and 57.1% in men and women, respectively (Table 3). In men, the prevalence of low fitness was 33.7%, 51.2%, 33.8%, 38.1%, and 18.1% in workers aged <30, 30–39, 40–49, 50–59, and 60–64, respectively. In women, the corresponding values were 53.8%, 65.1%, 48.7%, 64.1%, and 33.3%, respectively.

Discussion

The present study among Japanese workers aged 20–69 years from large-scale companies in Japan showed that the crude prevalence of cardiometabolic risk factors including hypertension, diabetes, dyslipidemia, metabolic syndrome, obesity, and abdominal obesity were 22.0%, 9.8%, 47.7%, 23.2%, 29.5%, and 21.9% in men, respectively, and 11.6%, 3.9%, 27.1%, 12.7%, 15.9%, and 31.4% in women, respectively. The prevalence of these factors increased overall with advancing age in both men and women. In contrast, the prevalence of underweight decreased linearly with increasing age in both men and women. The prevalence of smoking exceeded 30% in men regardless of age group, whereas smoking prevalence was around 10% in women. In both men and women, more than half of workers did not engage in leisure-time exercise regardless of age group.

In the present study, the prevalence of cardiometabolic risk factors including hypertension, dyslipidemia, diabetes, obesity defined by BMI, abdominal obesity defined by waist circumference, and metabolic syndrome increased with aging both in men and women. This finding is supported by previous studies among Japanese workers on hypertension[6, 7], dyslipidemia, diabetes[6, 7], obesity[6], waist

circumference[10], and metabolic syndrome[9]. The present findings, together with existing data of Japanese workers, suggest the importance of effective strategies for protecting cardiovascular health among middle-aged and older workers in Japan. A high-risk approach using a risk predicting score for cardiovascular disease[20] and/or a population-based approach to improve cardiovascular health[21] would serve such a purpose. Given the nature of our cross-sectional design, we could not elucidate the incidence of untreated and uncontrolled hypertension or other diseases. Future longitudinal studies should investigate these issues to develop a better health management system in Japanese occupational settings.

Our study showed lower age- and sex-specific prevalence of hypertension and obesity compared with those in the nationally representative sample of Japanese, which included the self-employed, the unemployed, and the housewife[22, 23]. The national survey in 2013[22] showed that the prevalence of hypertension in individuals aged 20–29 years, 30–39 years, 40–49 years, 50–59 years, and 60–69 years were 11.6%, 17.9%, 32.9%, 56.4%, and 68.0% in men, and 1.8%, 5.7%, 16.4%, 34.7%, and 57.7% in women, respectively. The national survey in 2014[23] showed that the corresponding prevalence of obesity were 20.9%, 27.2%, 30.9%, 34.4%, 31.2%, respectively, in men, and 10.4%, 15.9%, 17.0%, 23.7%, and 24.0% in women, respectively. Further, a previous study using health checkup data in 2000 from five occupational health organizations[24] reported that, among men, prevalence of hypertension and obesity were slightly lower among workers in large-scale companies than those in small-scale enterprises. Thus, our finding of lower prevalence of hypertension and obesity than those in the national representative sample may be ascribed to the fact that our sample did not include workers in small and medium-sized enterprises. Although prevalence of dyslipidemia and metabolic syndrome in our sample were higher than those in the nationally representative sample[22, 25], this difference may be ascribed to the differences in the definition of the diseases (i.e., low HDL-cholesterol and self-report for dyslipidemia[22]; abdominal obesity plus any one or more of the three conditions including high blood glucose, high blood pressure, and dyslipidemia for metabolic syndrome[25] in the national surveys). Previously, we reported similar age- and sex-specific prevalence of diabetes compared to those in nationally representative sample when using the same definition with HbA1c and self-report[8].

We found that the prevalence of no leisure-time exercise was high, especially in women. Although both male and female workers aged 60–69 years tended to engage in leisure-time exercise compared with younger workers, the prevalence of no exercise among workers aged 60–69 years exceeded 50% in men and 70% in women. This finding is supported by a recent national survey in Japan[13] showing similar age and sex difference in weekly sports time among workers. Additionally, another national survey of general population conducted in Japan in 2013 showed that the proportion of adults who did not engage in exercise (≥2 days per week of ≥30 min of exercise in a day for at least 1 year) was 66.2% in men and 72.8% in women[22]. In addition, our results on the lower prevalence of no leisure-time exercise among workers aged 60–69 years compared with younger groups agree with this survey's findings[22]. Given that women after menopause are at high risk of osteoporosis[26], physical activity promotion among middle-aged to older women would help to prevent this disease[27] and contribute to healthy life span. Given the decreasing trend of energy expenditure at work[28] and the high prevalence of no leisure-time exercise, workplace interventions for physical activity, including workstation interventions and promoting the use of stairs[29], may be a solution for maintaining or increasing regular physical activity level for Japanese workers.

In the present study, the prevalence of low fitness was 30–50% in men aged 20–59 years and approximately 20% in men aged 60–64 years. In women, the prevalence of low fitness was approximately 50–70% among workers aged 20–59 years, and approximately 30% in workers aged 60–64 years. However, only three women aged 60 to 64 years provided cardiorespiratory fitness data. Thus, any conclusion can be drawn for women aged 60 and over. The low prevalence of low fitness in men aged 60–64 years may be due to the selective inclusion of healthy workers, rather than a true prevalence; indeed, the proportion of those who did not provide cardiorespiratory fitness data increased with aging (data not shown). A previous study of Japanese workers showed that, compared with workers aged 50–59 years, workers aged 60–64 years and those aged 65 years and over tended to have lower fitness, although the proportion of women in each age group in that study is unclear[12]. To minimize non-participation bias, measurement of grip strength, which is another indicator of fitness and can be assessed more simply, quickly, and inexpensively, and has been considered to be a promising biomarker of aging[30], may help stratify target individuals for intervention in occupational settings.

The strengths of this study include a large sample size and measurement of cardiorespiratory fitness, although fit-

ness data were available only in a subgroup. However, there are limitations of our study. First, this study used existing data from more than 10 companies. Thus, questionnaires for lifestyles, history of disease, and medication, and the procedures for measuring anthropometric and biochemical data, were different by companies. All laboratories that conducted biochemical measurements for the participating companies, however, have participated in one or more external quality control programs and received the highest rank of certification. Second, although cancer[31] and mental health[32] in a working population are growing concerns in Japan, we did not systematically collect data on either of these factors. Future studies should elucidate the current situations of these issues among Japanese workers. In addition, we have no data on social class and occupation, and thus are not able to examine whether socioeconomic status is related to health among Japanese workers[33]. Lastly, study participants were workers mainly from large-scale companies (electric machinery and apparatus manufacturing, steel, chemical, gas, non-ferrous metal manufacturing, automobile and instrument manufacturing, plastic product manufacturing). Therefore, the present findings may not be applicable to workers in small- to mid-sized companies, companies with different background, or general population in Japan.

We found that the prevalence of lifestyle-related risk factors including hypertension, diabetes, dyslipidemia, metabolic syndrome, and obesity was higher in men than women, and that the prevalence of these factors was high overall in workers aged 60–69 years. These findings reinforce the importance of developing effective strategies for the prevention of cardiovascular disease among middle-aged and older Japanese workers, especially in men. Regardless of age group, the prevalence of smoking exceeded 30% in men, whereas the prevalence of smoking was about 10% in women; smoking cessation and prevention of smoking initiation should be recommended, especially for men regardless of age. The prevalence of underweight was lowest among workers aged 60–69 years regardless of sex. Given the low proportion of workers who engaged in leisure-time exercise regardless of age or sex, physical activity promotion may yield large health benefits.

Funding

This study was funded by the Industrial Health Foundation.

Conflict of Interest

The authors declare there is no conflict of interest. T. Nakagawa, S. Yamamoto, and T. Honda belong to Hitachi, Ltd.; H. Okazaki and S. Dohi, Mitsui Chemicals, Inc.; A. Uehara and M. Yamamoto, YAMAHA CORPORATION; T. Miyamoto, Nippon Steel & Sumitomo Metal Corporation Kimitsu Works; T. Kochi, M. Eguchi, and I. Kabe, Furukawa Electric Co., Ltd.; T. Murakami and M. Shimizu, Mizue Medical Clinic, Keihin Occupational Health Center; K. Tomita, Mitsubishi Plastics, Inc.; S. Nagahama, All Japan Labour Welfare Foundation; T. Imai and A. Nishihara, Azbil Corporation; N. Sasaki and T. Ogasawara, Mitsubishi Fuso Truck and Bus Corporation; A. Hori and C. Nishiura, Tokyo Gas Co., Ltd. T. Nakagawa, S. Yamamoto, T. Honda, H. Okazaki, S. Dohi, A. Uehara, M. Yamamoto, T. Miyamoto, T. Kochi, M. Eguchi, I. Kabe, T. Murakami, M. Shimizu, K. Tomita, S. Nagahama, T. Imai, A. Nishihara, N. Sasaki, T. Ogasawara, A. Hori, C. Nishiura are the health professionals in each participating company.

Acknowledgement

We thank Toshiteru Okubo (Chairperson of Industrial Health Foundation, Former Director of Radiation Effects Research Foundation) for scientific advice on the conduct of J-ECOH Study; Maki Konishi (National Center for Global Health and Medicine) for data management; and Rika Osawa (National Center for Global Health and Medicine) for administrative support.

Members of the Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study Group are: T. Mizoue, A. Nanri, K. Kurotani, K. Kuwahara, I. Kashino, S. Akter, and H. Hu, National Center for Global Health and Medicine, Tokyo, Japan; T. Nakagawa, S. Yamamoto, and T. Honda, Hitachi, Ltd., Ibaraki, Japan; S. Dohi and H. Okazaki, Mitsui Chemicals, Inc., Tokyo, Japan; T. Imai and A. Nishihara, Azbil Corporation, Tokyo, Japan; N. Sasaki and T. Ogasawara, Mitsubishi Fuso Truck and Bus Corporation, Kanagawa, Japan; A. Uehara and M. Yamamoto, YAMAHA CORPORATION, Shizuoka, Japan; T. Miyamoto, Nippon Steel & Sumitomo Metal Corporation Kimitsu Works, Chiba, Japan; I. Kabe, T. Kochi, and M. Eguchi, Furukawa Electric Co., Ltd., Tokyo, Japan; T. Murakami, and M. Shimizu, Mizue Medical Clinic, Keihin Occupational Health Center, Kanagawa, Japan; N. Kato and A. Tomizawa, Fuji Electric Co., Ltd., Kanagawa, Japan; K. Tomita, Mitsubishi Plastics, Inc.,

Tokyo, Japan; S. Nagahama, All Japan Labour Welfare Foundation, Tokyo, Japan; N. Kunugita and T. Sone, National Institute of Public Health, Saitama, Japan; K. Fukasawa, ADVANTAGE Risk Management Co., Ltd., Tokyo, Japan; A. Hori, C. Nishiura, and C. Kinugawa, Tokyo Gas Co., Ltd., Tokyo, Japan; R. Kuroda and K. Yamamoto, The University of Tokyo, Tokyo, Japan; M. Ohtsu, Himawari Industrial Physician & Occupational Health Consultant Office, Saitama, Japan; D. Omoto, Mitsubishi Heavy Industries, Ltd., Aichi, Japan; N. Sakamoto and Y. Osaki, Health Design Inc., Tokyo, Japan; T. Totsuzaki, Mizuho Health Insurance Society, Tokyo, Japan; M. Endo, Tokyo Women's Medical University, Tokyo, Japan; T. Itoh, New Japan Radio Co., Ltd., Tokyo, Japan; M. Kawashima, Central Japan Railway Company, Aichi, Japan; M. Masuda, AEON Co., Ltd., Chiba, Japan; C. Nagano, KUBOTA Corporation, Ibaraki, Japan.

References

1) Shibuya K, Hashimoto H, Ikegami N, Nishi A, Tanimoto T, Miyata H, Takemi K, Reich MR (2011) Future of Japan's system of good health at low cost with equity: beyond universal coverage. Lancet **378**, 1265–73. [Medline] [CrossRef]
2) Miyata H, Ezoe S, Hori M, Inoue M, Oguro K, Okamoto T, Onishi K, Onozaki K, Sakakibara T, Takeuchi K, Tokuda Y, Yamamoto Y, Yamazaki M, Shibuya K; Health Care 2035 Advisory Panel (2015) Japan's vision for health care in 2035. Lancet **385**, 2549–50. [Medline] [CrossRef]
3) Tamiya N, Noguchi H, Nishi A, Reich MR, Ikegami N, Hashimoto H, Shibuya K, Kawachi I, Campbell JC (2011) Population ageing and wellbeing: lessons from Japan's long-term care insurance policy. Lancet **378**, 1183–92. [Medline] [CrossRef]
4) Arai H, Ouchi Y, Toba K, Endo T, Shimokado K, Tsubota K, Matsuo S, Mori H, Yumura W, Yokode M, Rakugi H, Ohshima S (2015) Japan as the front-runner of super-aged societies: Perspectives from medicine and medical care in Japan. Geriatr Gerontol Int **15**, 673–87. [Medline] [CrossRef]
5) Hudson RB (2015) The Need for and the Needs of Older Workers: An International Perspective. Public Policy Aging Rep **25**, 117–9. [CrossRef]
6) Suka M, Miwa Y, Ono Y, Yanagisawa H (2013) [Changes in the prevalence of cardiovascular risk factors in Japanese workers during decade 2001–2011]. Sangyo Eiseigaku Zasshi **55**, 1–10. [Medline] [CrossRef]
7) Ministry of Health, Labour and Welfare (2007) Survey on State of Employees' Health 2007. http://www.mhlw.go.jp/toukei/itiran/roudou/saigai/anzen/kenkou07/. Accessed May 3, 2016.
8) Uehara A, Kurotani K, Kochi T, Kuwahara K, Eguchi M, Imai T, Nishihara A, Tomita K, Yamamoto M, Kuroda R, Nagata T, Omoto D, Murakami T, Shimizu C, Shimizu M, Miyamoto T, Nagahama S, Nakagawa T, Honda T, Yamamoto S, Okazaki H, Sasaki N, Nanri A, Pham NM, Kabe I, Mizoue T, Kunugita N, Dohi S; Japan Epidemiology Collaboration of Occupational Health Study Group (2014) Prevalence of diabetes and pre-diabetes among workers: Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study. Diabetes Res Clin Pract **106**, 118–27. [Medline] [CrossRef]
9) Kawada T, Okada K (2006) The metabolic syndrome: prevalence and associated lifestyles in Japanese workingmen. J Cardiometab Syndr **1**, 313–7. [Medline] [CrossRef]
10) Kawada T, Otsuka T, Inagaki H, Wakayama Y, Li Q, Li YJ, Katsumata M (2011) Optimal cut-off levels of body mass index and waist circumference in relation to each component of metabolic syndrome (MetS) and the number of MetS component. Diabetes Metab Syndr **5**, 25–8. [Medline] [CrossRef]
11) Anuurad E, Shiwaku K, Nogi A, Kitajima K, Enkhmaa B, Shimono K, Yamane Y (2003) The new BMI criteria for asians by the regional office for the western pacific region of WHO are suitable for screening of overweight to prevent metabolic syndrome in elder Japanese workers. J Occup Health **45**, 335–43. [Medline] [CrossRef]
12) Japan Organization for Employment of the Elderly, Persons with Disabilities and Job Seekers. 70歳雇用に向けた高年齢者の体力等に関する調査研究結果 http://www.jeed.or.jp/elderly/research/report/elderly/tairyoku.html. Accessed May 3, 2016.
13) Ministry of Internal Affairs and Communications (2013) The 2011 Survey on Time Use and Leisure Activities. http://www.stat.go.jp/english/data/shakai/. Accessed June 20, 2016.
14) Nanri A, Nakagawa T, Kuwahara K, Yamamoto S, Honda T, Okazaki H, Uehara A, Yamamoto M, Miyamoto T, Kochi T, Eguchi M, Murakami T, Shimizu C, Shimizu M, Tomita K, Nagahama S, Imai T, Nishihara A, Sasaki N, Hori A, Sakamoto N, Nishiura C, Totsuzaki T, Kato N, Fukasawa K, Huanhuan H, Akter S, Kurotani K, Kabe I, Mizoue T, Sone T, Dohi S; Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study Group (2015) Development of Risk Score for Predicting 3-Year Incidence of Type 2 Diabetes: Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study. PLoS One **10**, e0142779. [Medline] [CrossRef]
15) Kuwahara K, Uehara A, Kurotani K, Pham NM, Nanri A, Yamamoto M, Mizoue T (2014) Association of cardiorespiratory fitness and overweight with risk of type 2 diabetes in Japanese men. PLoS One **9**, e98508. [Medline] [CrossRef]
16) Kuwahara K, Honda T, Nakagawa T, Yamamoto S, Akter S, Hayashi T, Mizoue T (2016) Leisure-time exercise, physical activity during work and commuting, and risk of metabolic syndrome. Endocrine **53**, 710–21. [Medline] [CrossRef]
17) Alberti KG, Eckel RH, Grundy SM, Zimmet PZ, Cleeman JI, Donato KA, Fruchart JC, James WP, Loria CM, Smith

SC Jr; International Diabetes Federation Task Force on Epidemiology and Prevention; National Heart, Lung, and Blood Institute; American Heart Association; World Heart Federation; International Atherosclerosis Society; International Association for the Study of Obesity (2009) Harmonizing the metabolic syndrome: a joint interim statement of the International Diabetes Federation Task Force on Epidemiology and Prevention; National Heart, Lung, and Blood Institute; American Heart Association; World Heart Federation; International Atherosclerosis Society; and International Association for the Study of Obesity. Circulation **120**, 1640–5. [Medline] [CrossRef]

18) Ministry of Health, Labour and Welfare (2013) Physical activity reference for health promotion 2013. http://www.mhlw.go.jp/stf/houdou/2r9852000002xple-att/2r9852000002xpqt.pdf. Accessed May 3, 2016.
19) World Health Organization (2010) Global recommendations on physical activity for health. http://www.who.int/dietphysicalactivity/factsheet_recommendations/en/. Accessed May 3, 2016.
20) Nishimura K, Okamura T, Watanabe M, Nakai M, Takegami M, Higashiyama A, Kokubo Y, Okayama A, Miyamoto Y (2014) Predicting coronary heart disease using risk factor categories for a Japanese urban population, and comparison with the framingham risk score: the suita study. J Atheroscler Thromb **21**, 784–98. [Medline] [CrossRef]
21) Pearson TA, Bazzarre TL, Daniels SR, Fair JM, Fortmann SP, Franklin BA, Goldstein LB, Hong Y, Mensah GA, Sallis JF Jr, Smith S Jr, Stone NJ, Taubert KA; American Heart Association Expert Panel on Population and Prevention Science (2003) American Heart Association guide for improving cardiovascular health at the community level: a statement for public health practitioners, healthcare providers, and health policy makers from the American Heart Association Expert Panel on Population and Prevention Science. Circulation **107**, 645–51. [Medline] [CrossRef]
22) Ministry of Health, Labour and Welfare (2015) The National Health and Nutrition Survey in Japan, 2013. http://www.mhlw.go.jp/bunya/kenkou/eiyou/dl/h25-houkoku.pdf. Accessed June 20, 2016.
23) Ministry of Health, Labour and Welfare (2016) The National Health and Nutrition Survey in Japan, 2014. http://www.mhlw.go.jp/bunya/kenkou/eiyou/dl/h26-houkoku.pdf. Accessed June 20, 2016.
24) Hoshuyama T, Hino Y, Kayashima K, Morita T, Goto H, Minami M, Sakuragi S, Tanaka C, Takahashi K (2007) Inequality in the health status of workers in small-scale enterprises. Occup Med (Lond) **57**, 126–30. [Medline] [CrossRef]
25) Ministry of Health, Labour and Welfare (2013) The National Health and Nutrition Survey in Japan, 2011. http://www.mhlw.go.jp/bunya/kenkou/eiyou/dl/h23-houkoku.pdf. Accessed June 20, 2016.
26) Lane NE (2006) Epidemiology, etiology, and diagnosis of osteoporosis. Am J Obstet Gynecol **194** Suppl, S3–11. [Medline] [CrossRef]
27) Schmitt NM, Schmitt J, Dören M (2009) The role of physical activity in the prevention of osteoporosis in postmenopausal women-An update. Maturitas **63**, 34–8. [Medline] [CrossRef]
28) Ng SW, Popkin BM (2012) Time use and physical activity: a shift away from movement across the globe. Obes Rev **13**, 659–80. [Medline] [CrossRef]
29) Commissaris DA, Huysmans MA, Mathiassen SE, Srinivasan D, Koppes LL, Hendriksen IJ (2016) Interventions to reduce sedentary behavior and increase physical activity during productive work: a systematic review. Scand J Work Environ Health **42**, 181–91. [Medline]
30) Sayer AA, Kirkwood TB (2015) Grip strength and mortality: a biomarker of ageing? Lancet **386**, 226–7. [Medline] [CrossRef]
31) Endo M, Haruyama Y, Takahashi M, Nishiura C, Kojimahara N, Yamaguchi N (2016) Returning to work after sick leave due to cancer: a 365-day cohort study of Japanese cancer survivors. J Cancer Surviv **10**, 320–9. [Medline] [CrossRef]
32) Tsuchiya M, Kawakami N, Ono Y, Nakane Y, Nakamura Y, Fukao A, Tachimori H, Iwata N, Uda H, Nakane H, Watanabe M, Oorui M, Naganuma Y, Furukawa TA, Kobayashi M, Ahiko T, Takeshima T, Kikkawa T (2012) Impact of mental disorders on work performance in a community sample of workers in Japan: the World Mental Health Japan Survey 2002–2005. Psychiatry Res **198**, 140–5. [Medline] [CrossRef]
33) Wada K, Higuchi Y, Smith DR (2015) Socioeconomic status and self-reported health among middle-aged Japanese men: results from a nationwide longitudinal study. BMJ Open **5**, e008178. [Medline] [CrossRef]

Preventive Medicine 96 (2017) 118–123

Contents lists available at ScienceDirect

Preventive Medicine

journal homepage: www.elsevier.com/locate/ypmed

Duration and degree of weight change and risk of incident diabetes: Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study

Huanhuan Hu [a,*], Satsue Nagahama [b], Akiko Nanri [a], Kentaro Tomita [c], Shamima Akter [a], Hiroko Okazaki [d], Keisuke Kuwahara [a,e], Teppei Imai [f], Akiko Nishihara [f], Ikuko Kashino [a], Naoko Sasaki [g], Takayuki Ogasawara [g], Masafumi Eguchi [h], Takeshi Kochi [h], Toshiaki Miyamoto [i], Tohru Nakagawa [j], Toru Honda [j], Shuichiro Yamamoto [j], Taizo Murakami [k], Makiko Shimizu [k], Akihiko Uehara [l], Makoto Yamamoto [l], Ai Hori [m], Chihiro Nishiura [m], Isamu Kabe [h], Tetsuya Mizoue [a], Naoki Kunugita [n], Seitaro Dohi [d], for the, Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study Group:

[a] Department of Epidemiology and Prevention, Bureau of International Health Cooperation, National Center for Global Health and Medicine, Tokyo, Japan
[b] All Japan Labour Welfare Foundation, Tokyo, Japan
[c] Mitsubishi Plastics, Inc., Tokyo, Japan
[d] Mitsui Chemicals, Inc., Tokyo, Japan
[e] Teikyo University Graduate School of Public Health, Tokyo, Japan
[f] Azbil Corporation, Tokyo, Japan
[g] Mitsubishi Fuso Truck and Bus Corporation, Kanagawa, Japan
[h] Furukawa Electric Co., Ltd., Tokyo, Japan
[i] Nippon Steel & Sumitomo Metal Corporation Kimitsu Works, Chiba, Japan
[j] Hitachi, Ltd., Ibaraki, Japan
[k] Mizue Medical Clinic, Keihin Occupational Health Center, Kanagawa, Japan
[l] Yamaha Corporation, Shizuoka, Japan
[m] Tokyo Gas Co., Ltd., Tokyo, Japan
[n] National Institute of Public Health, Saitama, Japan

ARTICLE INFO

Article history:
Received 13 July 2016
Received in revised form 21 December 2016
Accepted 23 December 2016
Available online 28 December 2016

Keywords:
Body mass index
Obesity
Diabetes
Epidemiology

ABSTRACT

We prospectively examined diabetes risk in association with a summary measure of degree and duration of weight change. The study participants were 51,777 employees from multiple companies in Japan, who were aged 30–59 years, free of diabetes at baseline, and followed up for 7 years (2008–2015). Exposure was cumulative body mass index (BMI)-years, which was defined as the area of BMI units above or below baseline BMI during follow-up, and was treated as a time-dependent variable in the Cox proportional hazards regression models. During the 263,539 person-years of follow-up, 3465 participants developed diabetes. The adjusted hazard ratio (HR) of diabetes for a 1-unit increase in cumulative BMI-years was 1.11 (95% confidence interval (CI): 1.09, 1.12). The association was more pronounced among overweight (HR = 1.11; 95% CI: 1.08, 1.14) and obese (HR = 1.12; 95% CI: 1.08, 1.15) adults compared with normal- and under-weight (HR = 1.07; 95% CI: 1.03, 1.11) adults (*P* for interaction of cumulative BMI-years X baseline BMI-group = 0.002). The association of higher cumulative BMI-years with incident diabetes did not substantially differ by metabolic phenotype. The present results emphasize the importance of avoiding additional weight gain over an extended period of time for the prevention of type 2 diabetes, especially among overweight and obese adults, irrespective of metabolic health status.
© 2016 Elsevier Inc. All rights reserved.

1. Introduction

Diabetes is a major public health issue throughout the world, and Asian countries contribute to >60% of the world's diabetic population (NCD Risk Factor Collaboration, 2016 and Ramachandran et al., 2012). In Japan, there are 10.8 million patients with diabetes (NCD Risk Factor Collaboration, 2016). Not only obesity at a single point in time (Abdullah et al., 2010) but also weight gain (Kaneto et al., 2013;

* Corresponding author at: Department of Epidemiology and Prevention, Bureau of International Health Cooperation, National Center for Global Health and Medicine, Toyama 1-21-1, Shinjuku-ku, Tokyo 162-8655, Japan.
E-mail address: hu.huanhuan@yahoo.com (H. Hu).

http://dx.doi.org/10.1016/j.ypmed.2016.12.046
0091-7435/© 2016 Elsevier Inc. All rights reserved.

Krishnan et al., 2007; Morimoto et al., 2011; Nanri et al., 2011; Oguma et al., 2005 and Wannamethee and Shaper, 1999) is known to increase the risk of type 2 diabetes. However, most prospective studies linking weight gain and type 2 diabetes have focused primarily on the degree of weight change in a specified period before baseline (Kaneto et al., 2013; Krishnan et al., 2007; Morimoto et al., 2011; Nanri et al., 2011; Oguma et al., 2005 and Wannamethee and Shaper, 1999), without accounting for weight change during follow-up. Long duration of obesity had significant metabolic consequences, such as a fall in the insulin response to glucose and in the rate of total glucose oxidation, and a rise in glucose levels (Felber et al., 1988). Additionally, some epidemiological studies suggest that a greater cumulative obesity exposure is associated with an increased risk of diabetes (Abdullah et al., 2012 and Felber et al., 1988). Given these findings, it would be critical to account for both the degree and duration of obesity simultaneously to precisely estimate diabetes risk in association with obesity.

To the best of our knowledge, only two prospective studies among Western populations have addressed this issue using cumulative body mass index (BMI)-years, which is a time-dependent variable representing both the degree to which his or her BMI at each interim examination exceeds/falls below his or her baseline/reference BMI and the length of time since baseline (Lee et al., 2012 and Wei et al., 2015). Both studies showed that higher levels of cumulative BMI-years were associated with an increased risk of diabetes (Lee et al., 2012 and Wei et al., 2015). Importantly, Lee et al. (2012) showed that models including cumulative BMI-years had better predictive ability for diabetes than did models including baseline BMI only. These studies, however, have some limitations. Specifically, one study assessed BMI and diabetes status solely based on self-report (Lee et al., 2012), and the other measured BMI once in every 3–6 years (Wei et al., 2015). Studies with more frequently and objectively measured BMI and precise detection of incident diabetes are needed to better estimate the association between cumulative BMI-years and diabetes. Moreover, this type of study is lacking in Asian population, which have a higher prevalence of diabetes compared with Westerners at the same level of BMI (Chan et al., 2009 and Ma and Chan, 2013), probably due to their higher body fat percent than Westerners (Wang et al., 1994).

In this study, we assessed the association between the degree and duration of weight change, expressed as BMI-years and incident type 2 diabetes among Japanese employees using data from the Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health (J-ECOH) Study. The J-ECOH Study provides a valuable opportunity to estimate accurately the cumulative impact of weight change on the risk of incident diabetes because the participants received an annual health examination that included measurements of BMI and glycemic status.

2. Materials and methods

2.1. Survey setting

The J-ECOH Study is an ongoing multicenter epidemiologic study among workers from 12 companies covering various industries (electric machinery and apparatus manufacturing; steel, chemical, gas, and nonferrous metal manufacturing; automobile and instrument manufacturing; plastic product manufacturing; and health care). In Japan, workers are obliged to undergo health examination at least once a year under the Industrial Safety and Health Act; nearly all workers attend their health examination each year. As of May 2015, 11 participating companies provided health check-up data obtained between January 2008 and December 2014 or between April 2008 and March 2015.

Prior to the collection of the data, the format of the J-ECOH Study was announced in each company by using posters that explained the purpose and procedure of the study. Participants did not provide their verbal or written informed consent to join the study but were allowed to refuse their participation. This procedure conforms to the Japanese Ethical Guidelines for Epidemiological Research, where the procedure for obtaining consent may be simplified for observational studies that use existing data (The Ministry of Health, Labour and Welfare, Ministry of Education, Culture, Sports, Science and Technology, 2002). The details of the J-ECOH Study have been described elsewhere (Hu et al., 2016 and Uehara et al., 2014). The study protocol, including the consent procedure, was approved by the Ethics Committee of the National Center for Global Health and Medicine, Japan.

In this study, the data from the earliest examination (mostly carried out in 2008) were regarded as the baseline data; however, if the 2008 dataset contained a large number of missing data, then the data from the 2009 or 2010 (one company each) examination were used as the baseline. The outcomes of the present prospective analysis were determined using data from the health check-ups after the baseline and through March 2015.

2.2. Study participants

From a total of 75,857 participants aged 30–59 years, we excluded participants who had diabetes at baseline (n = 4924); who had missing information on glucose (n = 6246), glycated hemoglobin (HbA1c, n = 1085), or medical treatment of diabetes (n = 407); and who had blood drawn while they were non-fasted (n = 7022). Of the remaining 56,173 participants, we excluded participants with missing data on smoking status (n = 1282) and participants (n = 44) with missing data on other covariates at baseline. After further exclusion of participants who did not attend any subsequent health check-ups (n = 2135) or who attended but did not receive glucose (n = 124) or BMI (n = 49) measurements, 52,539 participants remained. Some participants met more than one of the exclusion criteria. We further excluded 762 participants who had an unusual weight change, defined as more than three standard deviations from the mean annual BMI change from baseline to incident diabetes or the date of the last examination. Finally, 51,777 participants, comprising 44,324 men and 7453 women, remained in the analysis.

2.3. Health check-up

At the health check-up, participants received physical examinations, anthropometric measurements, and measurements of blood pressure (BP), blood glucose, and lipids. The body height and weight were measured using a scale while the participant wore light cloth and no shoes. BMI was calculated as the weight in kilograms divided by the squared height in meters. BP was measured with the participants in a sitting position using an automatic BP monitor. The plasma glucose was measured with either the enzymatic or glucose oxidase peroxidative electrode method. HbA1c was measured using a latex agglutination immunoassay, high-performance liquid chromatography, or the enzymatic method. Triglyceride, low-density lipoprotein-cholesterol, and high-density lipoprotein-cholesterol levels were measured with the enzymatic method. All of the laboratories involved in the health check-ups of the participating companies have received satisfactory scores (rank A or a score > 95 out of 100) from external quality control agencies.

Each participant also filled out a questionnaire about medical history and health-related lifestyle behaviors. Because the questions on lifestyle, including physical activity and alcohol use, were markedly different across the participating companies, only smoking was considered in the present study.

2.4. Cumulative BMI-years

To account for duration and degree of weight change, we calculated 'BMI-years', which was defined as the area of BMI units above or below baseline BMI during follow-up (Wei et al., 2015). Cumulative BMI-years for each participant was calculated for each interim heath check-up by summing the area defined by the time between health check-ups and

the linear interpolation of starting BMI and interim-health check-up BMI from baseline to incident diabetes or the date of the last examination (Wei et al., 2015). An example is shown in Appendix Table 1. If BMI at an examination was missing (2.0% of all measurements), then we averaged BMI values between adjacent examinations to create a value for the missing BMI. For example, a participant with BMI values of 27 and 29 kg/m^2 at baseline and year 2, respectively, was assigned a BMI of 28 kg/m^2 at year 1.

2.5. Covariates

Other covariates measured at baseline included age, sex, BMI, smoking, hypertension, dyslipidemia, metabolic phenotypes, fasting plasma glucose (FPG), and HbA1c. Hypertension was defined as systolic BP ≥ 140 mm Hg, diastolic BP ≥ 90 mm Hg, or receiving medical treatment for hypertension (Shimamoto et al., 2014). Dyslipidemia was defined as triglyceride level ≥ 150 mg/dl, low-density lipoprotein-cholesterol level ≥ 140 mg/dl, high-density lipoprotein-cholesterol level < 40 mg/dl, or receiving medical treatment for dyslipidemia, based on the criteria for the Japan Atherosclerosis Society (Teramoto et al., 2013). We used different BMI cut-points in the definition of baseline BMI groups and metabolic phenotype groups. Baseline BMI groups were defined as obesity (BMI ≥ 27.5 kg/m^2), overweight (23 ≤ BMI < 27.5 kg/m^2), and normal- and under-weight (BMI < 23 kg/m^2) according to the Asian BMI criteria (World Health Organization, 2004). Baseline metabolic phenotype was defined according to the criteria used in a Japanese study (Heianza et al., 2014), in which study participants were classified according to BMI (obese: ≥25 kg/m^2, non-obese: <25 kg/m^2) and metabolic health status determined by the presence/absence of ≥2 components of metabolic syndrome using the Joint Interim Statement criteria (Alberti et al., 2009), except waist circumstance. The components of metabolic syndrome used for classification were (1) systolic BP ≥ 130 mm Hg or diastolic BP ≥ 85 mm Hg or medication for hypertension; (2) FPG ≥ 100 mg/dl or medication for diabetes; (3) triglycerides ≥ 150 mg/dl or medication for dyslipidemia; and (4) high-density lipoprotein-cholesterol <40 mg/dl in men, and <50 mg/dl in women. Participants were categorized into four groups: metabolically healthy non-obese (MHNO), metabolically healthy obese (MHO), metabolically unhealthy non-obese (MUNO), and metabolically unhealthy obese (MUO).

2.6. Outcome

Incident diabetes was identified using data from the annual health check-ups after the baseline examination. Diabetes was defined as HbA1c ≥ 6.5%, FPG ≥ 126 mg/dl, random plasma glucose ≥200 mg/dl, or currently under medical treatment for diabetes, according to the American Diabetes Association criteria for the diagnosis of diabetes (American Diabetes Association, 2015). Individuals without diabetes at baseline who met any of the above conditions in the subsequent check-ups were considered to have an incident case of type 2 diabetes.

2.7. Statistical analyses

Characteristics of the study participants were described as means for continuous variables and percentages for categorical variables. Chi-square tests for categorical variables or *t*-tests for continuous variables were used to examine differences in baseline characteristics between subjects with incident type 2 diabetes and those who did not develop it.

Person-time was calculated from the date of the baseline examination to the date of the first diagnosis of diabetes in a subsequent examination or to the date of the last examination, whichever occurred first. Multivariable Cox proportional hazards regression models were used to estimate hazard ratios (HR) and 95% confidence intervals (CI) for the development of diabetes associated with cumulative BMI-years. Cumulative BMI-years was included as a time-dependent variable. All the other covariates were based solely on baseline values. To address any potential concerns about whether baseline FPG and HbA1c should be adjusted, we performed two models. Model 1 adjusted for age, sex, BMI, smoking (current smoker, non-current smoker), hypertension, and dyslipidemia. Model 2 further adjusted for FPG and HbA1c. We tested the 2-way interactions of cumulative BMI-years X sex, cumulative BMI-years X age, cumulative BMI-years X baseline BMI-group, cumulative BMI-years X baseline metabolic health status (irrespective of obesity status), cumulative BMI-years X baseline metabolic phenotype (with consideration of obesity status), and cumulative BMI-years X smoking. To display the effect of the interactions, we performed subgroup analyses by age group, baseline BMI group, and metabolic phenotype group. We also performed a subgroup analysis by age and baseline BMI.

All statistical analyses were performed using SAS version 9.3 (SAS Institute, Cary, NC, USA). A two-sided $P < 0.05$ was considered statistically significant.

3. Results

During the 263,539 person-years of follow-up (a median of 5.9 years), 3465 individuals (3223 men and 242 women) developed diabetes. The incidence rate of progression to diabetes was 14.2 per 1000 person-years of observation for men and 6.5 per 1000 person-years for women. Table 1 shows the baseline characteristics of the participants according to the presence or absence of incident diabetes. The mean age, systolic BP, diastolic BP, FPG, HbA1c, triglyceride, and low-density lipoprotein-cholesterol in participants who developed diabetes were greater than those in participants who did not, while the high-density lipoprotein-cholesterol was lower. Moreover, the prevalence of

Table 1
Baseline characteristics according to the presence or absence of incident diabetes, J-ECOH Study, Japan, 2008–2014.

	No diabetes	Incident diabetes	Total
N	48,312	3465	51,777
Age (years)	45.1 ± 7.7	48.3 ± 7.2*	45.3 ± 7.7
Male, %	85.1	93.4*	85.6
BMI, %			
<23 kg/m^2	51.7	27.3*	50.3
23–<27.5 kg/m^2	40.1	48.2	40.5
≥27.5 kg/m^2	8.2	24.5	9.2
SBP (mm Hg)	120.4 ± 15.0	128.0 ± 16.2*	120.9 ± 15.2
DBP (mm Hg)	76.2 ± 10.6	81.4 ± 10.7*	76.5 ± 10.7
Hypertension, %	17.6	36.3*	18.7
Anti-hypertension treatment, %[a]	44.4	55.4*	45.6
FPG (mg/dl)	95.4 ± 8.4	108.7 ± 9.9*	96.2 ± 9.1
HbA1c (%)	5.4 ± 0.3	5.9 ± 0.3*	5.5 ± 0.4
TG (mg/dl)	119.3 ± 88.0	159.6 ± 125.8*	121.5 ± 91.2
LDL-C (mg/dl)	119.8 ± 29.6	127.1 ± 30.6*	120.3 ± 29.7
HDL-C (mg/dl)	58.9 ± 15.3	53.8 ± 14.1*	58.6 ± 15.3
Dyslipidemia, %	42.7	63.9*	43.9
Lipid-lowering treatment, %[b]	9.5	17.0*	10.1
Metabolic phenotype, %			
MHNO	58.5	17.5*	55.8
MHO	11.5	9.6	11.3
MUNO	17.7	33.5	18.8
MUO	12.3	39.4	14.1
Smoking, %	36.8	44.6*	37.2

Data was expressed as mean ± SD or as percentages.
BMI, body mass index; DBP, diastolic blood pressure; FPG, fasting blood glucose; HbA1c, glycated hemoglobin; HDL-C, low-density lipoprotein-cholesterol; J-ECOH, Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health; LDL-C, low-density lipoprotein-cholesterol; SBP, systolic blood pressure; TG, triglyceride; MHNO, metabolically healthy non-obese; MHO, metabolically healthy obese; MUNO, metabolically unhealthy non-obese; MUO, metabolically unhealthy obese.
[a] The denominator is the total number of people with hypertension.
[b] The denominator is the total number of people with dyslipidemia.
* $P < 0.001$.

overweight/obese, hypertension, anti-hypertension treatment, dyslipidemia, lipid-lowering treatment, MUNW, MUO, and smoking was higher in participants with incident diabetes than in those who did not develop it.

Among participants, cumulative BMI-years from baseline to incident diabetes or the date of the last examination varied from −12.7 to 12.9. As shown in Table 2, after adjusting for age, sex, worksite, hypertension, and dyslipidemia, cumulative BMI-years was significantly associated with incident diabetes. The HRs of diabetes risk for a 1-unit increase in cumulative BMI-years were 1.10 (95% CI: 1.10, 1.13) and 1.10 (95% CI: 1.07, 1.12) in younger and middle-aged adults, respectively (*P* for interaction of cumulative BMI-years X age-group = 0.79). The HRs of diabetes risk for a 1-unit increase in cumulative BMI-years were 1.07 (95% CI: 1.03, 1.11) for people with a baseline BMI < 23 kg/m^2, 1.11 (95% CI: 1.08, 1.14) for people with a baseline BMI between 23 and 27.4 kg/m^2, and 1.12 (95% CI: 1.08, 1.15) for people with a baseline BMI ≥ 27.5 kg/m^2 (*P* for interaction of cumulative BMI-years X baseline BMI-group = 0.002). The HRs of diabetes risk for a 1-unit increase in cumulative BMI-years were 1.16 (95% CI: 1.11, 1.21) for people with MHO, 1.11 (95% CI: 1.08, 1.14) for people with MUO, 1.08 (95% CI: 1.05, 1.12) for people with MUNO, and 1.09 (95% CI: 1.05, 1.14) for people with MHNO (*P* for interaction of cumulative BMI-years X baseline metabolic phenotype < 0.001). After further adjustments for FPG and HbA1c, the cumulative BMI-years were more strongly associated with incident diabetes, whereas the association between baseline BMI and diabetes was attenuated. The interactions among baseline BMI, metabolic phenotype, and cumulative BMI-years to incident diabetes remained statistically significant.

The results of the subgroup analysis by BMI and age revealed similar findings (Table 3). There was no significant difference in the HRs of diabetes risk for a 1-unit increase in cumulative BMI-years between younger and middle-aged adults. Cumulative BMI-years was associated with a significantly higher risk of diabetes in overweight and obese adults compared with normal- and under-weight adults.

The results did not change when we repeated the analyses without imputation of missing BMI values. Including persons whose annual BMI change were more than three standard deviations from the mean of annual BMI change also did not influence the results.

4. Discussion

In the present prospective study of a large Japanese working population, we demonstrated that higher levels of cumulative BMI-years, a measure of degree and duration of weight change, were associated with an increased risk of diabetes, independent of baseline BMI. Overweight and obese adults had a greater relative risk of developing diabetes compared with normal- and under-weight adults with similar weight gain. The association of higher cumulative BMI-years with incident diabetes did not substantially differ by metabolic phenotype (a small *P*-value for interaction could reflect the large sample size). To our knowledge, this is the first study in Asia to examine the association between the degree and duration of weight change and incident diabetes.

We found that the HR of diabetes risk for a 1-unit increase in cumulative BMI-years was 1.11 (95% CI:1.09, 1.12) after adjusting for baseline BMI, age, sex, smoking, hypertension, and dyslipidemia and that this association was independent of baseline HbA1c and FPG. Such independent associations with cumulative BMI-years or a similar index have been documented previously. Based on anthropometric data measured every 3–6 years, Wei et al. (2015) reported that BMI-years were significantly associated with a risk of type 2 diabetes in Whites and younger Blacks, even after adjusting for sex, baseline BMI, FPG, and other cardiometabolic factors. Using excess weight calculated as self-reported BMI over a reference BMI (25 kg/m^2 for adults or 85th percentile for adolescents) from 1981 through 2006, Lee et al. (2012) found that White men aged 40 years with 200 excess BMI-years had a 2.94 times higher odds

Table 2
Hazard ratios for the association of cumulative BMI-years with incident diabetes, J-ECOH Study, Japan, 2008–2014.

	Model 1[a] HR (95% CI)	Model 2[b] HR (95% CI)
Total		
N	51,777	51,777
No. of incident diabetes	3465	3465
Baseline BMI (1 unit)	1.16 (1.15, 1.17)	1.07 (1.06, 1.08)
Cumulative BMI-years (1 unit)	1.11 (1.09, 1.12)	1.15 (1.14, 1.17)
Age-group		
30–44 years		
N	25,442	25,442
No. of incident diabetes	1128	1128
Baseline BMI (1 unit)	1.19 (1.17, 1.20)	1.08 (1.07, 1.10)
Cumulative BMI-years (1 unit)	1.10 (1.08, 1.13)	1.15 (1.12, 1.17)
45–59 years		
N	26,335	26,335
No. of incident diabetes	2337	2337
Baseline BMI (1 unit)	1.12 (1.10, 1.13)	1.05 (1.03, 1.06)
Cumulative BMI-years (1 unit)	1.10 (1.07, 1.12)	1.16 (1.14, 1.19)
P for interaction of cumulative BMI-years X age-group	0.79	0.08
BMI-group		
BMI < 23 kg/m^2		
N	26,048	26,048
No. of incident diabetes	964	964
Baseline BMI (1 unit)	1.05 (1.01, 1.11)	0.97 (0.92, 1.02)
Cumulative BMI-years (1 unit)	1.07 (1.03, 1.11)	1.09 (1.05, 1.12)
23 kg/m^2 ≤ BMI < 27.5 kg/m^2		
N	20,986	20,986
No. of incident diabetes	1666	1666
Baseline BMI (1 unit)	1.20 (1.16, 1.25)	1.08 (1.04, 1.12)
Cumulative BMI-years (1 unit)	1.11 (1.08, 1.14)	1.17 (1.14, 1.20)
BMI ≥ 27.5 kg/m^2		
N	4743	4743
No. of incident diabetes	835	835
Baseline BMI (1 unit)	1.12 (1.10, 1.14)	1.05 (1.03, 1.07)
Cumulative BMI-years (1 unit)	1.12 (1.08, 1.15)	1.18 (1.14, 1.21)
P for interaction of cumulative BMI-years X BMI-group	0.002	<0.001
Metabolic phenotype		
MHNO		
N	28,882	28,882
No. of incident diabetes	605	605
Baseline BMI (1 unit)	1.09 (1.04, 1.14)	1.01 (0.97, 1.06)
Cumulative BMI-years (1 unit)	1.09 (1.05, 1.14)	1.10 (1.06, 1.15)
MHO		
N	5874	5874
No. of incident diabetes	333	333
Baseline BMI (1 unit)	1.22 (1.17, 1.26)	1.12 (1.08, 1.16)
Cumulative BMI-years (1 unit)	1.16 (1.11, 1.21)	1.21 (1.16, 1.26)
MUNO		
N	9718	9718
No. of incident diabetes	1161	1161
Baseline BMI (1 unit)	1.04 (1.01, 1.08)	1.10 (0.96, 1.03)
Cumulative BMI-years (1 unit)	1.08 (1.05, 1.12)	1.13 (1.14, 1.21)
MUO		
N	7303	7303
No. of incident diabetes	1366	1366

Table 2 (*continued*)

	Model 1[a] HR (95% CI)	Model 2[b] HR (95% CI)
Baseline BMI (1 unit)	1.11 (1.09, 1.13)	1.05 (1.04, 1.07)
Cumulative BMI-years (1 unit)	1.11 (1.08, 1.14)	1.17 (1.14, 1.20)
P for interaction of cumulative BMI-years X metabolic phenotype	<0.001	<0.001

BMI, body mass index; CI, confidence interval; HR, hazard ratio; J-ECOH, Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health; MHNO, metabolically healthy non-obese; MHO, metabolically healthy obese; MUNO, metabolically unhealthy non-obese; MUO, metabolically unhealthy obese.

[a] Adjusted for sex, worksite, baseline age, hypertension, dyslipidemia, and smoking.

[b] Adjusted for sex, worksite, baseline age, hypertension, dyslipidemia, smoking, fasting plasma glucose, and HbA1c.

of developing diabetes compared with men of the same age and race with 100 excess BMI-years. These findings highlight the importance of preventing weight gain during adulthood for the prevention of diabetes across ethnic groups.

Previous cohort studies in Asian (Nanri et al., 2011) and Western (Schienkiewitz et al., 2006 and The et al., 2013) populations suggested that weight gain during early adulthood may have a greater impact on risk of diabetes than that during middle-to-late adulthood. However, the interpretation of these findings requires caution due to a few reasons. For instance, the length of the observation period differed between early adulthood and middle-to-late adulthood, and weight change was measured before baseline. Wei et al. (2015) reported that younger people (30–44 years) were at greater relative risk of developing diabetes compared with middle-aged people (45–59 years) for a given level of cumulative BMI-years (HRs for younger adults versus middle-aged adults, 1.35 versus 1.11 in Whites, *P* for cumulative BMI-years X age = 0.008; 1.18 versus 1.02 in Blacks, *P* for cumulative BMI-years X age = 0.047). Contrary to those results, we did not find such an age difference in diabetes risk for a given level of cumulative BMI-years. Given limited and conflicting findings regarding the effect of age on the association between cumulative BMI-years and risk of diabetes, further studies are needed on this issue.

In the current study, we found that the HRs of diabetes risk for a 1-unit increase in cumulative BMI-years were higher in overweight and obese adults compared to normal- and under-weight weight adults. The study by Wei et al. (2015) reported that HRs of diabetes risk for a weight gain of two additional BMI units over 9 years increased from 1.42 in normal-weight Whites to 1.95 and 2.69 in overweight and obese middle-aged whites, respectively. Most (Bao et al., 2015; Chan et al., 1994; Hartwig et al., 2015 and Resnick et al., 2000) but not all (Morimoto et al., 2011) prospective studies using other types of weight gain measured before baseline also observed similar findings, despite the difference in study population, length of follow-up, obesity criteria, and measure of weight change (absolute or relative weight change before baseline). For instance, obese men had a higher HR of diabetes for a given weight change compared with non-obese men (1.68 vs 1.16) (Hartwig et al., 2015). The reason for the stronger association in overweight and obese participants is unclear, but overweight and obese people, who are already at a higher risk of diabetes, may be more likely to progress into diabetes with additional weight gain.

The strengths of our study include its prospective design, large sample size, and sufficient number of diabetes events. In addition, weight and blood glucose were measured annually during the follow-up, ensuring an accurate estimation of the association between cumulative BMI-years and incident diabetes. Several limitations also warrant attention. First, given that the majority of study participants were employees of large companies, caution should be exercised in generalizing the present finding to workers in smaller-sized companies, the self-employed, or the unemployed. Likewise, because the lifestyle in Japan is different from people in other Asian countries, the present findings may not be applied to Asians in general. Second, blood glucose and HbA1c were measured according to the protocol of each company. Given the high level of quality control achieved in all the participating companies, however, measurement bias is less likely. Third, because data on socioeconomic status were not collected, and data on family history of diabetes and lifestyle other than smoking were not collected in a standardized manner across the participating companies, we were unable to control for the potential effects of these factors. Lastly, our data did not allow us to discriminate between type 1 and type 2 diabetes. Given the low prevalence of type 1 diabetes among Japanese adults (1.75 per 10,000) (Tajima, 2008), however, most cases in the present study are likely to be type 2 diabetes.

Table 3
Hazard ratios by age and baseline BMI groups for the association of cumulative BMI-years with incident diabetes, J-ECOH Study, Japan, 2008–2014.

	30–44 years old HR (95% CI)	45–59 years old HR (95% CI)
Model 1[a]		
BMI < 23 kg/m^2		
N	13,391	12,657
No. of incident diabetes	248	716
Baseline BMI (1 unit)	1.08 (0.99, 1.19)	1.04 (0.99, 1.10)
Cumulative BMI-years (1 unit)	1.07 (1.01, 1.14)	1.07 (1.02, 1.11)
23 kg/m^2 ≤ BMI < 27.5 kg/m^2		
N	9504	11,482
No. of incident diabetes	463	1203
Baseline BMI (1 unit)	1.23 (1.15, 1.33)	1.19 (1.13, 1.24)
Cumulative BMI-years (1 unit)	1.10 (1.06, 1.14)	1.11 (1.08, 1.15)
BMI ≥ 27.5 kg/m^2		
N	2547	2196
No. of incident diabetes	417	418
Baseline BMI (1 unit)	1.14 (1.11, 1.18)	1.09 (1.06, 1.13)
Cumulative BMI-years (1 unit)	1.12 (1.08, 1.16)	1.11 (1.06, 1.16)
P for interaction of cumulative BMI-years X BMI-group	0.317	0.044
Model 2[b]		
BMI < 23 kg/m^2		
N	13,391	12,657
No. of incident diabetes	248	716
Baseline BMI (1 unit)	1.06 (0.97, 1.17)	0.93 (0.88, 0.99)
Cumulative BMI-years (1 unit)	1.08 (1.02, 1.14)	1.10 (1.06, 1.15)
23 kg/m^2 ≤ BMI < 27.5 kg/m^2		
N	9504	11,482
No. of incident diabetes	463	1203
Baseline BMI (1 unit)	1.07 (0.99, 1.15)	1.08 (1.03, 1.13)
Cumulative BMI-years (1 unit)	1.14 (1.10, 1.18)	1.19 (1.15, 1.22)
BMI ≥ 27.5 kg/m^2		
N	2547	2196
No. of incident diabetes	417	418
Baseline BMI (1 unit)	1.05 (1.02, 1.09)	1.05 (1.01, 1.09)
Cumulative BMI-years (1 unit)	1.17 (1.13, 1.22)	1.18 (1.13, 1.24)
P for interaction of cumulative BMI-years X BMI-group	0.003	0.001

BMI, body mass index; CI, confidence interval; HR, hazard ratio; J-ECOH, Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health.

[a] Adjusted for sex, worksite, baseline age, hypertension, dyslipidemia, and smoking.

[b] Adjusted for sex, worksite, baseline age, hypertension, dyslipidemia, smoking, fasting plasma glucose, and HbA1c.

5. Conclusions

Higher levels of cumulative BMI-years were associated with an increased risk of diabetes, independent of baseline level of obesity, and the association was pronounced among overweight and obese adults, irrespective of the clustering of metabolic syndrome components. These data suggest that the degree and duration of weight change should be simultaneously accounted for when assessing the impact of weight change over time on the development of diabetes. The present results emphasize the importance of avoiding additional weight gain over an extended period of time for the prevention of type 2 diabetes, especially among overweight and obese adults, irrespective of metabolic health status.

Supplementary data to this article can be found online at http://dx.doi.org/10.1016/j.ypmed.2016.12.046.

Funding

This study was supported by the Industrial Health Foundation and Industrial Disease Clinical Research Grants (140202-01, 150903-01).

Conflict of interest

The authors declare there is no conflict of interest.

Transparency document

The Transparency document associated with this article can be found, in the online version.

Acknowledgements

We thank Dr. Toshiteru Okubo (Chairperson of Industrial Health Foundation, Director of Radiation Effects Research Foundation) for scientific advice on the conduct of J-ECOH Study; Maki Konishi (National Center for Global Health and Medicine) for data management; and Rika Osawa (National Center for Global Health and Medicine) for administrative support.

References

Abdullah, A., Peeters, A., de Courten, M., Stoelwinder, J., 2010. The magnitude of association between overweight and obesity and the risk of diabetes: a meta-analysis of prospective cohort studies. Diabetes Res. Clin. Pract. 89, 309–319.

Abdullah, A., Wolfe, R., Mannan, H., Stoelwinder, J.U., Stevenson, C., Peeters, A., 2012. Epidemiologic merit of obese-years, the combination of degree and duration of obesity. Am. J. Epidemiol. 176, 99–107.

Alberti, K.G., Eckel, R.H., Grundy, S.M., Zimmet, P.Z., Cleeman, J.I., Donato, K.A., et al., 2009. Harmonizing the metabolic syndrome: a joint interim statement of the International Diabetes Federation Task Force on Epidemiology and Prevention; National Heart, Lung, and Blood Institute; American Heart Association; World Heart Federation; International Atherosclerosis Society; and International Association for the study of obesity. Circulation 120, 1640–1645.

American Diabetes Association Standards of Medical Care in Diabetes, 2015D. Diabetes Care 38 (Suppl. 1), S1–S94.

Bao, W., Yeung, E., Tobias, D.K., Hu, F.B., Vaag, A.A., Chavarro, J.E., et al., 2015. Long-term risk of type 2 diabetes mellitus in relation to BMI and weight change among women with a history of gestational diabetes mellitus: a prospective cohort study. Diabetologia 58, 1212–1219.

Chan, J.M., Rimm, E.B., Colditz, G.A., Stampfer, M.J., Willett, W.C., 1994. Obesity, fat distribution, and weight gain as risk factors for clinical diabetes in men. Diabetes Care 17, 961–969.

Chan, J.C., Malik, V., Jia, W., Kadowaki, T., Yajnik, C.S., Yoon, K.H., et al., 2009. Diabetes in Asia: epidemiology, risk factors, and pathophysiology. JAMA 301, 2129–2140.

Felber, J.P., Golay, A., Jéquier, E., Curchod, B., Temler, E., DeFronzo, R.A., et al., 1988. The metabolic consequences of long-term human obesity. Int. J. Obes. 12, 377–389.

Hartwig, S., Greiser, K.H., Medenwald, D., Tiller, D., Herzog, B., Schipf, S., et al., 2015. Association of change of anthropometric measurements with incident type 2 diabetes mellitus: a pooled analysis of the prospective population-based CARLA and SHIP cohort studies. Medicine (Baltimore) 94, E1394.

Heianza, Y., Arase, Y., Tsuji, H., Fujihara, K., Saito, K., Hsieh, S.D., et al., 2014. Metabolically healthy obesity, presence or absence of fatty liver, and risk of type 2 diabetes in Japanese individuals: Toranomon Hospital Health Management Center Study 20 (TOPICS 20). J. Clin. Endocrinol. Metab. 99, 2952–2960.

Hu, H., Kurotani, K., Sasaki, N., Murakami, T., Shimizu, C., Shimizu, M., et al., 2016. Optimal waist circumference cut-off points and ability of different metabolic syndrome criteria for predicting diabetes in Japanese men and women: Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study. BMC Public Health 16, 220.

Kaneto, C., Toyokawa, S., Miyoshi, Y., Suyama, Y., Kobayashi, Y., 2013. Long-term weight change in adulthood and incident diabetes mellitus: MY Health Up Study. Diabetes Res. Clin. Pract. 102, 138–146.

Krishnan, S., Rosenberg, L., Djoussé, L., Cupples, L.A., Palmer, J.R., 2007. Overall and central obesity and risk of type 2 diabetes in U.S. black women. Obesity (Silver Spring) 15, 1860–1866.

Lee, J.M., Gebremariam, A., Vijan, S., Gurney, J.G., 2012. Excess body mass index-years, a measure of degree and duration of excess weight, and risk for incident diabetes. Arch. Pediatr. Adolesc. Med. 166, 42–48.

Ma, R.C., Chan, J.C., 2013. Type 2 diabetes in East Asians: similarities and differences with populations in Europe and the United States. Ann. N. Y. Acad. Sci. 1281, 64–91.

Morimoto, Y., Schembre, S.M., Steinbrecher, A., Erber, E., Pagano, I., Grandinetti, A., et al., 2011. Ethnic differences in weight gain and diabetes risk: the Multiethnic Cohort Study. Diabete Metab. 37, 230–236.

Nanri, A., Mizoue, T., Takahashi, Y., Matsushita, Y., Noda, M., Inoue, M., et al., 2011. Association of weight change in different periods of adulthood with risk of type 2 diabetes in Japanese men and women: the Japan Public Health Center-Based Prospective Study. J. Epidemiol. Community Health 65, 1104–1110.

NCD Risk Factor Collaboration, 2016. NCD Risk Factor Collaboration (NCD-RisC). Worldwide trends in diabetes since 1980: a pooled analysis of 751 population-based studies with 4.4 million participants. Lancet 387, 1513–1530.

Oguma, Y., Sesso, H.D., Paffenbarger Jr., R.S., Lee, I.M., 2005. Weight change and risk of developing type 2 diabetes. Obes. Res. 13, 945–951.

Ramachandran, A., Snehalatha, C., Shetty, A.S., Nanditha, A., 2012. Trends in prevalence of diabetes in Asian countries. World J. Diabetes 3, 110–117.

Resnick, H., Valsania, P., Halter, J., Lin, X., 2000. Relation of weight gain and weight loss on subsequent diabetes risk in overweight adults. J. Epidemiol. Community Health 54, 596–602.

Schienkiewitz, A., Schulze, M.B., Hoffmann, K., Kroke, A., Boeing, H., 2006. Body mass index history and risk of type 2 diabetes: results from the European Prospective Investigation into Cancer and Nutrition (EPIC)-Potsdam Study. Am. J. Clin. Nutr. 84, 427–433.

Shimamoto, K., Ando, K., Fujita, T., Hasebe, N., Higaki, J., Horiuchi, M., et al., 2014. The Japanese Society of Hypertension Guidelines for the Management of Hypertension (JSH 2014). Hypertens. Res. 37, 253–390.

Tajima, N., 2008. Japan. In: Ekoé, J.-M., Rewers, M., Williams, R., Zimmet, P. (Eds.), The Epidemiology of Diabetes Mellitus 172. John Wiley & Sons, Ltd., Chichester.

Teramoto, T., Sasaki, J., Ueshima, H., Egusa, G., Kinoshita, M., Shimamoto, K., et al., 2013. Executive summary of the Japan Atherosclerosis Society guidelines for the diagnosis and prevention of atherosclerotic cardiovascular diseases in Japan - 2012 version. J. Atheroscler. Thromb. 20, 517–523.

The Ministry of Health, Labour and Welfare, Ministry of Education, Culture, Sports, Science and Technology, 2002d. Ethical guidelines for epidemiological research. http://www.niph.go.jp/wadai/ekigakurinri/guidelines.pdf (Published June 17, accessed July 28, 2014).

The, N.S., Richardson, A.S., Gordon-Larsen, P., 2013. Timing and duration of obesity in relation to diabetes: findings from an ethnically diverse, nationally representative sample. Diabetes Care 36, 865–872.

Uehara, A., Kurotani, K., Kochi, T., Kuwahara, K., Eguchi, M., Imai, T., et al., 2014. Prevalence of diabetes and pre-diabetes among workers: Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study. Diabetes Res. Clin. Pract. 106, 118–127.

Wang, J., Thornton, J.C., Russell, M., Burastero, S., Heymsfield, S., Pierson Jr., R.N., 1994. Asians have lower body mass index (BMI) but higher percent body fat than do whites: comparisons of anthropometric measurements. Am. J. Clin. Nutr. 60, 23–28.

Wannamethee, S.G., Shaper, A.G., 1999. Weight change and duration of overweight and obesity in the incidence of type 2 diabetes. Diabetes Care 22, 1266–1272.

Wei, G.S., Coady, S.A., Reis, J.P., Carnethon, M.R., Coresh, J., D'Agostino Sr., R.B., et al., 2015. Duration and degree of weight gain and incident diabetes in younger versus middle-aged Black and White adults: ARIC, CARDIA, and the Framingham Heart Study. Diabetes Care 38, 2042–2049.

World Health Organization, 2004. Appropriate body-mass index for Asian populations and its implications for policy and intervention strategies. Lancet 363, 157–163.

研究協力機関

公益財団法人　北海道労働保健管理協会

医療法人社団　同友会

公益財団法人　東京都予防医学協会

社会福祉法人　聖隷福祉事業団　保健事業部

一般社団法人　オリエンタル労働衛生協会

一般財団法人　京都工場保健会

日本赤十字社　熊本健康管理センター

一般財団法人　全日本労働福祉協会