

業務上疾病に関する医学的知見の収集に係る

調査研究（脳・心臓疾患等）報告書

---

2020年3月

エム・アール・アイリサーチアソシエーツ株式会社



## 目次

1. 調査の背景と目的 .....	1
1.1 認定基準について .....	2
1.1.1 現在定められている認定基準について .....	2
1.1.2 負荷要因としての睡眠時間と労働時間に関する見解 .....	3
1.2 睡眠時間または労働時間による脳・心臓疾患及びリスクファクターとの関連について .....	4
1.2.1 睡眠時間または労働時間による脳・心臓疾患の発症について .....	4
1.2.2 睡眠時間または労働時間による脳・心臓疾患等のリスクファクターとの関連について .....	5
2. 調査方法 .....	6
2.1 調査の概要 .....	6
2.2 医学文献検討委員会の設置・運営 .....	7
2.2.1 医学文献検討委員会の構成 .....	7
2.2.2 医学文献検討委員会の開催 .....	7
2.3 報告書に登載する医学文献の収集及び選定 .....	9
2.3.1 国内外の医学文献の収集 .....	9
2.3.2 報告書に登載する医学文献の選定 .....	16
2.4 レビューサマリーの作成 .....	17
2.4.1 文献の収集・整理 .....	17
2.4.2 レビューサマリーの構成 .....	18
3. 調査結果 .....	19
3.1 睡眠時間または労働時間による脳・心臓疾患等の発症に関する研究 .....	19
3.2 睡眠時間または労働時間による脳・心臓疾患等の発症に関するレビュー .....	75
3.3 睡眠時間または労働時間による脳・心臓疾患等のリスクファクターに関する研究 .....	77
3.4 参考文献 .....	105
4. 参考資料 .....	118

## 1. 調査の背景と目的

平成 13 年 12 月 12 日付け基発第 1063 号「脳血管疾患及び虚血性心疾患等（負傷に起因するものを除く。）の認定基準（最終改正：平成 22 年 5 月 7 日。以下「認定基準」という。）」では、業務による明らかな過重負荷が原因となって発症した脳血管疾患<sup>1</sup>及び虚血性心疾患等<sup>2</sup>（以下「脳・心臓疾患等」という。）を業務上疾病として取り扱っている。

認定基準では、業務による明らかな過重負荷の負荷要因として、長時間労働を挙げているが、これは長期間にわたる 1 日 4～6 時間以下の睡眠時間は、疲労の蓄積（生体へのストレス反応の持続等による回復困難な状態）を生み、脳・心臓疾患の有病率や死亡率を高めるとの医学的知見に基づいたものである。

本調査は、脳・心臓疾患等と睡眠時間または労働時間との関係について疫学調査された国内外の医学文献を収集し、業務上疾病の認定に資する医学情報を整理することを目的とする。

---

<sup>1</sup> 認定基準では、「脳血管疾患」の対象疾病を「脳内出血（脳出血）」、「くも膜下出血」、「脳梗塞」、「高血圧性脳症」としている。

<sup>2</sup> 認定基準では、「虚血性心疾患等」の対象疾病を「心筋梗塞」、「狭心症」、「心停止（心臓性突然死を含む）」、「解離性大動脈瘤脳症」としている。

## 1.1 認定基準について

### 1.1.1 現在定められている認定基準について

脳・心臓疾患は、その発症の基礎となる動脈硬化、動脈瘤などの血管病変等が主に加齢、食生活、生活環境等の日常生活による諸要因や遺伝等による要因により形成され、それが徐々に進行及び増悪して、ある時突然に発症するものとされている<sup>3</sup>。

しかし、仕事が特に過重であったために血管病変等が著しく増悪し、その結果、脳・心臓疾患が発症することがある。このような場合には、仕事が発症に当たって、相対的に有力な原因となったものとして、労災補償の対象となる。

認定基準の対象となる疾病は、脳血管疾患は脳内出血（脳出血）、くも膜下出血、脳梗塞、高血圧性脳症である。また、虚血性心疾患等は心筋梗塞、狭心症、心停止（心臓性突然死を含む）、解離性大動脈瘤である。

業務による明らかな過重負担を受けたことにより発症した脳・心臓疾患は、業務上の疾病として取り扱われる。「業務による明らかな過重負担」とは、発症の有力な原因が仕事によるものであることが明確であり、医学的経験則に照らして、脳・心臓疾患の発症の基礎となる血管病変等の自然経過を著しく増悪させ得ることが客観的に認められている負荷を指す。

過重負荷には、①異常な出来事、②短期間の過重業務、③長期間の過重業務が挙げられている。本研究では③長時間の過重業務及び労働時間の長時間化による睡眠不足による脳・心臓疾患の発症等を調査する。

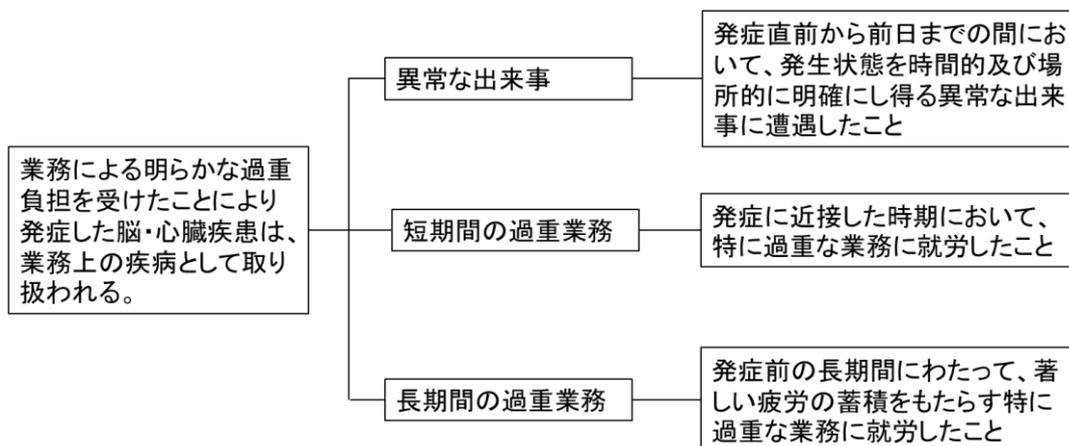


図 1.1-1 認定基準における過重負荷

<sup>3</sup> 厚生労働省 脳・心臓疾患の労災認定-「過労死」と労災保険-. <https://www.mhlw.go.jp/new-info/kobetu/roudou/gyousei/rousai/dl/040325-11.pdf> (2019年12月閲覧)

恒常的な長時間労働等の負荷が長期間にわたって作用した場合には、「疲労の蓄積」が生じ、これが血管病変等をその自然経過を超えて著しく増悪させ、その結果、脳・心臓疾患を発症させることがある。このことから、業務の過重性を評価するにあたっては、発症前の一定期間の就労実態等を考慮し、発症時における疲労の蓄積がどの程度であったかという観点から判断を下す。評価期間はおおむね6か月である。

過重負荷の有無の判断は、業務量、業務内容、作業環境等の具体的な負荷要因を考慮し、同僚等にとっても特に過重な身体的、精神的負荷と認められるか否かという観点から客観的かつ総合的に判断される。労働時間の評価の目安は、発症日を起点とした1か月単位の連続した期間を見て、時間外労働と発症との関連性の強さを踏まえ判断する。

- ① 発症前1～6か月平均で月45時間以内の時間外労働は、発症との関連性は弱い
- ② 月45時間を超えて時間外労働が長くなるほど、関連性は強まる。
- ③ 発症前1か月間に100時間または2～6か月間平均で月80時間を超える時間外労働は、発症との関連性は強い。

短期間であっても、疾病発症直前から前日まで、またはおおむね1週間以内に特に過度な長時間労働が行われていることや休日が確保されていないこと等は、発症との関連性を判断する上で重要な要素である。

業務の過重性の具体的な評価にあたっては、労働時間のほか、不規則な勤務、拘束時間の長い勤務、出張の多い業務、交替制勤務・深夜勤務、作業環境（温度環境、騒音、時差）、精神的緊張を伴う業務などの負荷要因についても十分に検討することが必要である。それらの労働時間以外の負荷要因を含め、総合的な判断が行われる<sup>3</sup>。

### 1.1.2 負荷要因としての睡眠時間と労働時間に関する見解

長時間労働は脳血管疾患をはじめ虚血性心疾患、高血圧、血圧上昇などの心血管疾患への影響が指摘されている。これは長時間労働により睡眠時間を十分にとることができず、疲労の回復が困難となることにより生ずる疲労の蓄積が原因と考えられている<sup>4</sup>。長時間労働が脳・心臓疾患に影響を及ぼす理由は、①睡眠時間が不足し、疲労の蓄積が生ずること、②生活時間の中での休憩・休息や余暇活動の時間が制限されること、③長時間に及ぶ労働では疲労し低下した心理・生理機能を鼓舞して職務上求められる一定のパフォーマンスを維持する必要性が生じ、これが直接的なストレス負荷要因となること、④就労態様による負荷要因（物理・化学的有害因子を含む）に対するばく露時間が長くなることなどが考えられる。こ

---

<sup>4</sup> 脳・心臓疾患の認定基準に関する専門検討会（2000年）脳・心臓疾患の認定基準に関する専門検討会報告書

のうち、疲労の蓄積をもたらす要因として、睡眠不足が深くかかわっていると考えられている。

一般に睡眠不足の健康への影響は、循環器や交感神経系の反応性を高め、脳・心臓疾患の有病率や死亡率を高めると考えられており、1日3～4時間の睡眠は翌日の血圧と心拍数の有意な上昇をもたらすとしている。また長期間にわたる1日4～6時間以下の睡眠不足状態は、脳・心臓疾患の有病率や死亡率を高めると報告されている。

和田（2000）<sup>5</sup>は、睡眠時間が不足し疲労の蓄積が生ずることを挙げており、睡眠不足は循環器や交感神経系の反応性を高め、心血管疾患の罹患率を高めるとしている。血圧上昇と脈拍増加は心血管疾患の指標となるとしている。

睡眠時間と心血管疾患の罹患率との関連を調査した研究では、睡眠時間が6時間未満では狭心症や心筋梗塞の有病率が高く、睡眠時間が5時間以下では心血管疾患の発症率が高いと報告されている。また睡眠時間が4時間以下の人の冠動脈性心疾患による死亡率は、7～7.9時間睡眠の人と比較して2.08倍であった。長期間の睡眠不足が脳・心臓疾患の有病率や死亡率を高めると考えられている。

日本人の1日の平均的な生活時間調査<sup>6</sup>によると、1日に6時間程度の睡眠が確保できない状態は、労働者の場合、1日の労働時間8時間を超え、4時間程度の時間外労働を行った場合に相当し、これが1か月継続した状態は、おおむね80時間を超える時間外労働が想定される<sup>7</sup>。また1日5時間程度の睡眠が確保できない状態は、1日に5時間程度の時間外労働を行った場合に相当し、これが1か月継続した状態は、おおむね100時間を超える時間外労働が想定される<sup>8</sup>。

## 1.2 睡眠時間または労働時間による脳・心臓疾患及びリスクファクターとの関連について

### 1.2.1 睡眠時間または労働時間による脳・心臓疾患の発症について

長時間労働または睡眠時間と脳・心臓疾患の発症率に関する研究は、これまでに多数報告されている。長時間労働などの過重負荷が医学的経験則に照らし合わせて、脳・心臓疾患の基礎となる血管病変等をその自然経過を超えて著しく増悪させ得ることが客観的に認められている<sup>4</sup>。業務による明らかな過重負荷を発症前に受けたことが認められ、このことが原因で脳・心臓疾患を発症した場合は、業務起因性が認められると判断される。これまでの研究で週50時間以上（月200時間以上）の労働は、心血管疾患と何らかの関係があると可能性が示唆されている。

<sup>5</sup> 和田（2000）労働と心臓疾患 “過労死” のリスク要因とその対策. 産業医学レビュー.2002;14(4):183-213.

<sup>6</sup> 総務庁（1996）平成8年社会生活基本調査報告、(財)日本放送協会（2000）2000年国民生活時間調査報告書

<sup>7</sup> 時間外労働時間概ね80時間は、1日の生活の中で時間外労働に充てることができる時間数（24時間から生活を営むうえで必要な睡眠（6時間）、食事等、仕事を引いた時間）に1ヶ月の平均勤務日数21.7日に乗じた概数である。

<sup>8</sup> 時間外労働時間概ね100時間は、睡眠時間を5時間として1日の生活の中で時間外労働に充てることができる時間数に1ヶ月の平均勤務日数21.7日に乗じた概数である。

これまでも示したように、長時間労働により睡眠時間を十分にとることができず、疲労の回復が困難となることにより生ずる疲労の蓄積を原因として、脳・心臓疾患を発症すると考えられている。米国国立労働安全衛生研究所（NIOSH）の職業性ストレスモデル<sup>9</sup>によると、ストレス反応は個々人によって異なり、血圧上昇、心拍数の増加、不眠、疲労感などの生理的な反応、生活習慣など多様である。一般的な日常の業務により生じるストレス反応は一時的なもので、休憩・休息、睡眠、そのほかの適切な対処により回復する。しかし、恒常的な長時間労働等の負荷が長時間にわたって作用した場合には、疲労が蓄積し、回復しがたいものとなる。これによって生体機能が低下し、血管病変等が増悪することがあると考えられている。業務による疲労の蓄積が血管病変等をその自然経過を超えて著しく増悪させ、その結果、脳・心臓疾患は発症したと認められる場合に限って、業務起因性を認めている。

### 1.2.2 睡眠時間または労働時間による脳・心臓疾患等のリスクファクターとの関連について

脳血管疾患の発症には血管病変が前提となり、大部分が動脈硬化である。その進行を促進・増悪させるような各種の条件がリスクファクターと呼ばれている。脳血管疾患のリスクファクターとして報告されているもののうち、有意性が確認されているものは、年齢、高血圧、飲酒、喫煙、高脂血症、肥満、糖尿病などである。高血圧は強いリスクファクターであり、特に脳出血の発症と関係が深い。高脂血症は脳梗塞と相関を示し、糖尿病はしばしば高血圧を合併し、末梢血管を傷害するほか、動脈硬化の進展も促進する。それぞれの疾患は複数のリスクファクターの組み合わせが総合的に作用して発症するものであり、それぞれの関与の程度は個人ごとに異なる<sup>4</sup>。

虚血性心疾患は、冠状動脈粥状硬化が原因となって発症する。粥状硬化は長い年月をかけて徐々に進行し、遺伝的体質のほか生活習慣や環境要因が影響を与えることが明らかにされてきた。現在 100 を超える因子が報告されているが、重要なものとして年齢、高血圧、飲酒、喫煙、高脂血症、肥満、糖尿病が挙げられている<sup>4</sup>。

特に長時間労働及び睡眠不足は高血圧と関連が深い。過去の調査では月 60 時間以上の残業群で有意な血圧の上昇が見られており、月 96 時間以上の残業は、月 43 時間残業に比べて血圧上昇と睡眠短縮が見られたとしている。そのほか残業により血圧が有意に上昇することが多数報告されている。長期間にわたる長時間労働やそれによる睡眠不足に由来する疲労の蓄積が、血圧の上昇などを生じさせ、その結果、血管病変等をその自然経過を超えて著しく増悪させる可能性を示唆している。

---

<sup>9</sup> Hurrell JJ, McLaney MA. (1998) Exposure to job stress a new psychometric instrument. Scand J Work Environ Health 14 (suppl. 1) :27-28.

## 2. 調査方法

### 2.1 調査の概要

本調査は、脳・心臓疾患等の発症と睡眠時間または労働時間との関係について、最新の医学的知見の収集を行った。調査研究フローは図 2.1-1 に示すとおりである。

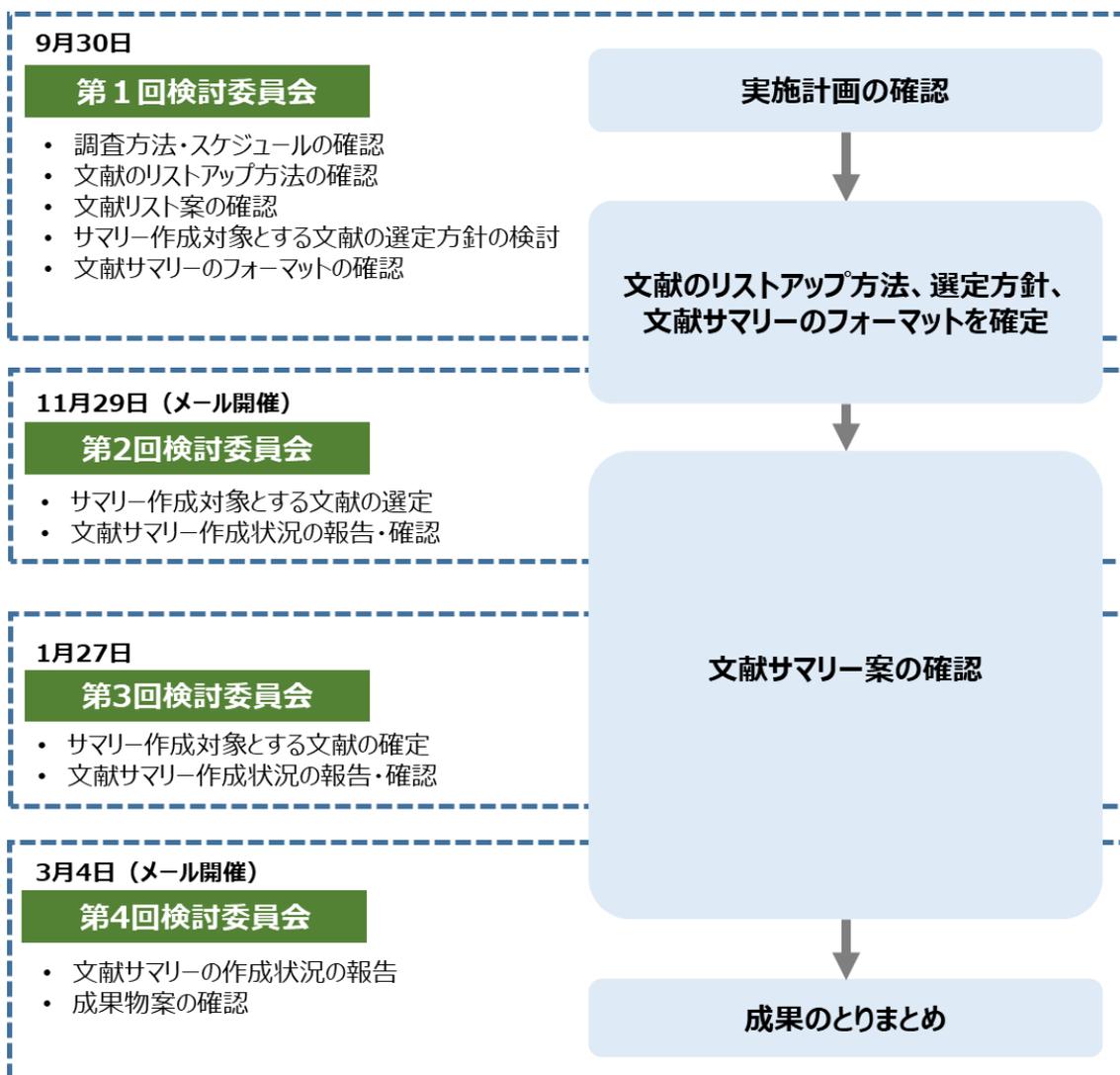


図 2.1-1 調査研究フロー

## 2.2 医学文献検討委員会の設置・運営

### 2.2.1 医学文献検討委員会の構成

本調査では労働者の職業上の疾病または障害、及び労災補償上の取り扱いについての専門的知見を得るため、表 2.2-1 示す公衆衛生及び労災認定基準に掲げる脳・心臓疾患等の専門家からなる3名の委員で医学文献検討委員会を組織した。

表 2.2-1 医学文献検討委員

氏名	所属	役職	専門	検討委員会での役割
茅嶋 康太郎	株式会社ボーディ・ヘルスケアサポート	代表取締役	産業医学	脳・心臓疾患等に係る医学専門家として文献検索、サマリーについての推敲・作成アドバイス
立道 昌幸	東海大学医学部医学科 基盤診療学系公衆衛生学	教授	産業医学、分子環境予防学、疫学	公衆衛生の専門家として文献検索、サマリーについての推敲・作成アドバイス
角田 正史	防衛医科大学校	教授	衛生学・公衆衛生学、毒物学、産業医学	公衆衛生の専門家として文献検索、サマリーについての推敲・作成アドバイス

### 2.2.2 医学文献検討委員会の開催

医学文献検討委員会は、報告書に登載する医学文献や報告書のフォーマット案について確認するほか、調査研究の各場面に応じて具体的な指導を行った。医学文献検討委員会の役割と事務局の関係は図 2.2-1 に示すとおりである。

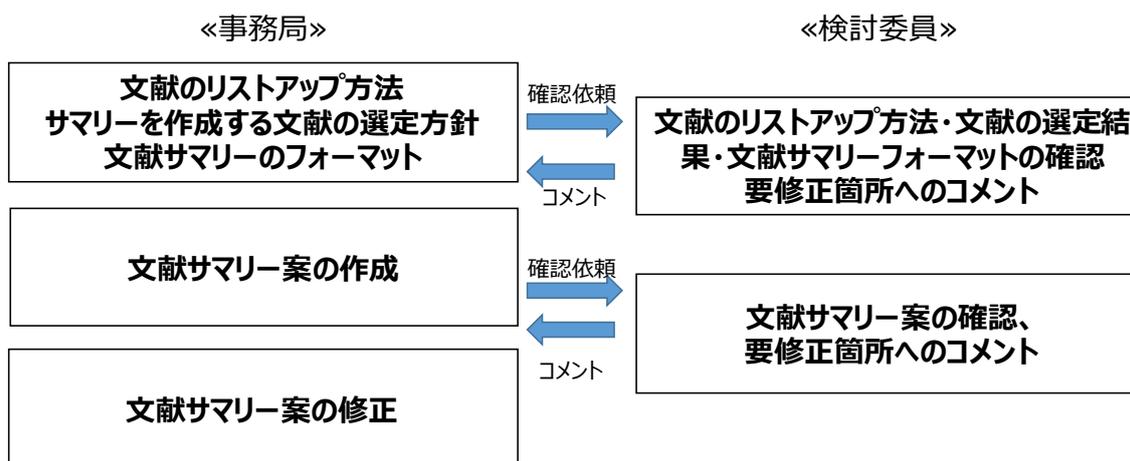


図 2.2-1 検討委員会の役割

第1回医学文献検討委員会で調査方針を確定した後、第4回までの間に報告書に登載する文献を選定し、文献のレビュー結果のまとめ（以下、「レビューサマリー」という）における技術指導や、事務局が作成する報告書案の推敲を行った。医学文献検討委員会の開催実績は、表 2.2-2 に示すとおりである。

表 2.2-2 医学文献検討委員会の開催実績

開催回	開催日時	議題
第1回	2019年9月30日（月） 10:00-12:00	<ul style="list-style-type: none"> <li>● 今年度の実施計画の説明</li> <li>● 報告書に登載する文献の選定方針の確認</li> <li>● 報告のフォーマットの確認</li> <li>● 今後のスケジュールについて</li> </ul>
第2回	2019年11月29日（金） メール開催	<ul style="list-style-type: none"> <li>● 報告書に登載する文献の分類結果の確認</li> <li>● 作成したレビューサマリイの説明</li> <li>● 今後のスケジュールについて</li> </ul>
第3回	2020年1月27日（月） 10:00-12:00	<ul style="list-style-type: none"> <li>● 報告書に登載する文献の確定</li> <li>● 委員によるレビュー結果と対応方針の確認</li> <li>● 作成したレビューサマリイの説明</li> <li>● 今後のスケジュールについて</li> </ul>
第4回	2020年3月4日（水） メール開催	<ul style="list-style-type: none"> <li>● 報告書の作成状況の報告</li> <li>● 委員によるレビュー結果と対応方針の確認</li> <li>● 作成した報告書案の説明</li> <li>● 調査報告書案の説明</li> </ul>

## 2.3 報告書に登載する医学文献の収集及び選定

### 2.3.1 国内外の医学文献の収集

本調査では、脳・心臓疾患等の発症と睡眠時間または労働時間との関連について述べた国内外の文献のうち、平成12年（2000年）以降に発表された文献の中から、業務上疾病の認定に資する医学文献を収集した。医学文献は文献データベース、評価書等の引用文献、レビュー文献及びメタアナリシスの引用文献から収集し、本調査の目的に資する文献の絞り込みを行った。具体的な方法は図2.3-1のとおりである。

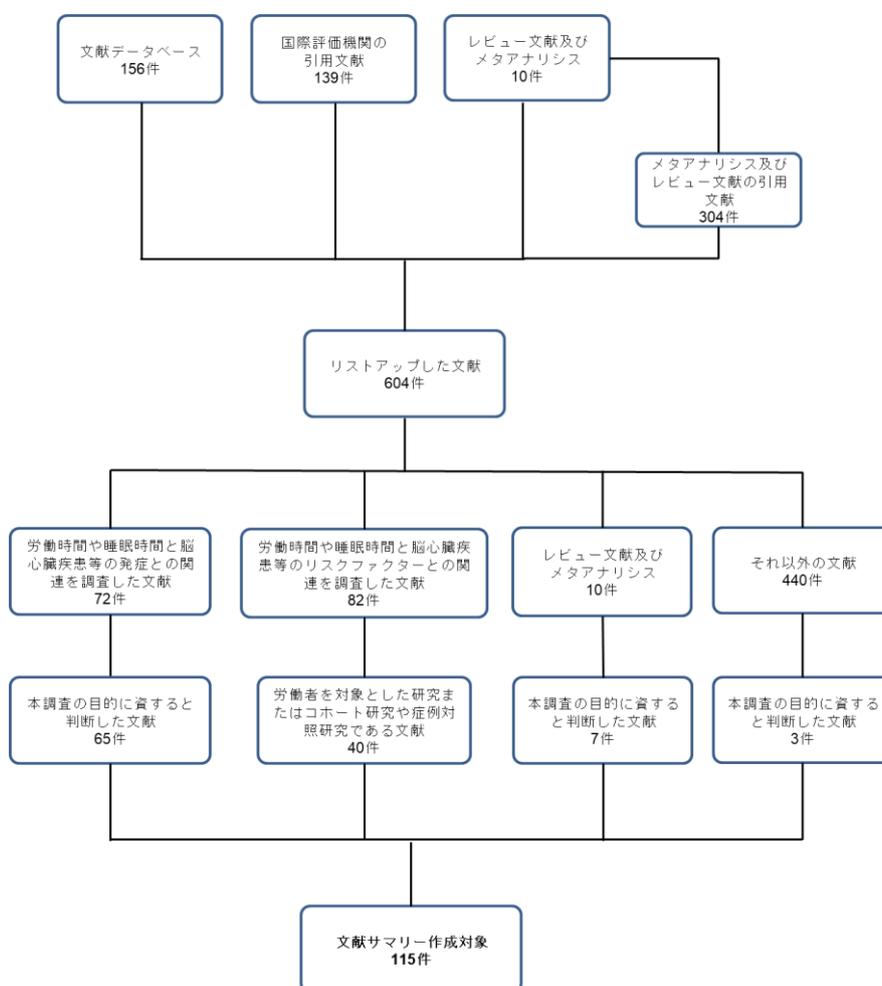


図 2.3-1 医学文献の収集

### 2.3.1.1 文献データベースによる検索

検索キーワードを検討し、文献データベース（PubMed 及び医中誌 Web）を用いて文献検索を実施した。「認定基準」に掲げられている疾患以外にも、関連する疾患等やリスクファクター等も考慮した。検討したキーワードは表 2.3-1 及び表 2.3-2 のとおりである。

表 2.3-1 疾病及びリスクファクターに関連するキーワード

	キーワード	英単語	
疾病	脳疾患	cerebral vascular disease	
	脳血管疾患（脳卒中）	stroke	
	脳内出血	intracerebral hemorrhage	
	くも膜下出血	subarachnoid hemorrhage	
	脳梗塞	cerebral infarction	
	高血圧性脳症	hypertensive encephalopathy	
	心臓疾患	heart disease	
	冠動脈性心疾患	coronary heart disease	
	心臓血管疾患	cardiovascular disease	
	心血管疾患		cardiovascular condition
			cardiovascular illness
	虚血性心疾患	ischemic heart disease	
	狭心症		angina pectoris
			angina
	心筋梗塞		myocardial infarct*
			heart infarction
	虚血性心不全	ischemic heart failure	
	心臓性突然死（心臓急死）		cardiac sudden death
			sudden cardiac death
	解離性大動脈瘤	dissecting aortic aneurysm	
心不全		cardiac failure	
		heart failure	
		malfunction of the heart	
リスク ファク ター	動脈硬化	arteriosclerosis	
	心筋虚血	myocardial ischemia	
	高血圧	high-blood pressure	
		hyperpiesia	
	hypertension		

	キーワード	英単語
	脂質異常 (症)	lipid abnormality
		dyslipidemia
	高脂血症	hyperlipidemia
		hyperlipemia
	肥満症	adipositas
		adiposity
	メタボリックシンドローム	metabolic syndrome
	糖尿病	diabetes
diabetes mellitus		
不整脈	arrhythmia	

表 2.3-2 睡眠時間または労働時間に関連するキーワード

	キーワード	英単語
要因	睡眠時間	sleep duration
	睡眠不足	sleep deprivation
	長時間労働	long working hours
		prolonged work
	残業	overtime work
	労働時間	work hours
	仕事量 / 作業負荷	workload
	勤務間インターバル	work interval

上記で検討したキーワードを踏まえて検索式を作成した。業務上の負荷要因であることから「業務上の occupational」もキーワードとした。また、疫学研究報告を対象とするため、「システマティックレビュー systematic review」「メタアナリシス meta-analysis」「コホート研究 cohort study」「症例対照研究 case control study」「横断研究 cross sectional study」もキーワードに含めた。

検索範囲は、認定基準が制定された 2000 年以降に公表されたものを対象とし、学会発表、学位論文、そのほか学術論文以外の文献は除外した。作成した検索式は表 2.3-3 及び表 2.3-4 のとおりである。

表 2.3-3 PubMed での検索式

脳血管疾患 <sup>10</sup>
("Cerebral vascular disease" OR "stroke" OR "intracerebral hemorrhage" OR "subarachnoid hemorrhage" OR "cerebral infarction" OR "hypertensive encephalopathy" ) AND ("sleep duration" OR "Long working hours" OR "sleep deprivation" OR "prolonged work" OR "overtime work" OR "work hours" OR "workload " OR "work interval" ) AND ("systematic review" OR "meta-analysis" OR "cohort study" OR "case control study" OR "cross sectional study") AND ("2000/1/1"[PDAT] : "3000/1/2"[PDAT]) AND epidemio*
心血管疾患
("Heart disease" OR "coronary heart disease" OR "cardiovascular disease " OR "cardiovascular condition " OR "cardiovascular illness " OR "Ischemic heart disease" OR "angina pectoris" OR "angina" OR "myocardial infarct*" OR "heart infarction " OR "ischemic heart failure" OR "cardiac sudden death" OR "sudden cardiac death" OR "dissecting aortic aneurysm" OR "cardiac failure" OR "heart failure" OR "malfunction of the heart ") AND ("sleep duration" OR "Long working hours" OR "sleep deprivation" OR "prolonged work" OR "overtime work" OR "work hours" OR "workload " OR "work interval") AND ("systematic review" OR "meta-analysis" OR "cohort study" OR "case control study" OR "cross sectional study") AND ("2000/1/1"[PDAT] : "3000/1/2"[PDAT]) AND epidemiol* AND (occupati*)
脳・心血管疾患リスクファクター
("arteriosclerosis " OR "myocardial ischemia" OR "high-blood pressure" OR "hyperpiesia" OR "hypertension" OR "lipid abnormality" OR "dyslipidemia" OR "hyperlipidemia" OR "hyperlipemia" OR "adipositas" OR "adiposity" OR "metabolic syndrome" OR "diabetes" OR "diabetes mellitus" OR "arrhythmia") AND ("sleep duration" OR "Long working hours" OR "sleep deprivation" OR "prolonged work" OR "overtime work" OR "work hours" OR "workload " OR "work interval") AND ("systematic review" OR "meta-analysis" OR "cohort study" OR "case control study" OR "cross sectional study") AND ("2000/1/1"[PDAT] : "3000/1/2"[PDAT]) AND epidemiol* AND (occupati*)

<sup>10</sup> 「業務上の occupational」を含めた検索式ではヒット件数が大幅に減少したため、「業務上の occupational」を検索式から除き、検索を実施した。

表 2.3-4 医中誌での検索式

脳血管疾患
((脳疾患 OR 脳卒中 OR 脳内出血 OR くも膜下出血 OR 脳梗塞 OR 高血圧性脳症) AND (睡眠時間 OR 睡眠不足 OR 長時間労働 OR 残業 OR 労働時間 OR 仕事量 OR 作業負荷 OR 勤務間インターバル) AND (システマティックレビュー OR メタアナリシス OR コホート研究 OR 症例対照研究 OR 横断研究) AND (DT=2000:3000))
心血管疾患
((心臓疾患 OR 冠動脈性心疾患 OR 心臓血管疾患 OR 心血管疾患 OR 心血管疾患 OR 虚血性心疾患 OR 狭心症 OR 心筋梗塞 OR 虚血性心不全 OR 心臓性突然死 OR 解離性大動脈瘤 OR 心不全) AND (睡眠時間 OR 睡眠不足 OR 長時間労働 OR 残業 OR 労働時間 OR 仕事量 OR 作業負荷 OR 勤務間インターバル) AND (システマティックレビュー OR メタアナリシス OR コホート研究 OR 症例対照研究 OR 横断研究) AND (DT=2000:3000))
脳・心血管疾患のリスクファクター
((動脈硬化 OR 心筋虚血 OR 高血圧 OR 脂質異常 OR 高脂血症 OR 肥満症 OR メタボリックシンドローム OR 糖尿病 OR 脳内出血) AND (睡眠時間 OR 睡眠不足 OR 長時間労働 OR 残業 OR 労働時間 OR 仕事量 OR 作業負荷 OR 勤務間インターバル) AND (システマティックレビュー OR メタアナリシス OR コホート研究 OR 症例対照研究 OR 横断研究) AND (DT=2000:3000))

検索結果のうち、レビュー文献やメタアナリシスを除いた件数は156件であった。内訳は表 2.3-5 のとおりである。

表 2.3-5 文献データベースによる検索結果

	PubMed	医中誌 web
脳血管疾患	32	14
心血管疾患	32	43
脳・心血管疾患のリスクファクター	41	56
合計 <sup>11</sup>	88	73

<sup>11</sup> 疾病及びリスクファクターで重複する文献があるため、合計値は一致しない。

### 2.3.1.2 国際評価機関等の評価書の引用文献

国際評価機関及び諸外国の研究機関が公表している脳・心臓疾患等と労働に関連する評価書等を整理し、評価書内で引用されている文献のうち、認定基準が制定された2000年以降に公表された文献をリストアップした。国際評価機関及び諸外国の研究機関が公表している評価書は、当該分野の専門家が原案を策定後、査読を経て成立する関係上、信頼性と客観性が高く、関係性が網羅されている。

なお、使用した国際機関及び諸外国の研究機関が公表している評価書は、表 2.3-6 に示すとおりである。

表 2.3-6 国際評価機関等が発行する評価書等

No.	評価書等	機関名
1	Psychosocial risks in Europe: Prevalence and strategies for prevention	EU-OSHA
2	Overtime and Extended Work Shifts :Recent Findings on Illnesses, Injuries, and Health Behaviors	NIOSH
3	The Changing Organization of Work and the Safety and Health of Working People	
4	DRAFT:NATIONAL OCCUPATIONAL RESEARCH AGENDA FOR HEALTHY WORK DESIGN AND WELL-BEING	
5	過労死等の実態解明と防止対策に関する総合的な労働安全衛生研究平成30年度 総括・分担研究報告書	労働安全衛生総合研究所過労死等防止調査研究センター
6	過労死等の実態解明と防止対策に関する総合的な労働安全衛生研究平成28年度 総括・分担研究報告書	
7	過労死等の実態解明と防止対策に関する総合的な労働安全衛生研究平成27年度 総括・分担研究報告書	
8	業務の過重負荷による脳・心臓疾患の発症要因に係る研究・開発、普及 研究報告書	独立行政法人労働者健康安全機構
9	業務の過重負担による脳・心臓疾患の発症の実態及びその背景因子の研究・開発、普及 研究報告書	

### 2.3.1.3 レビュー文献及びメタアナリシスの引用文献

文献データベースでの検索結果や国際評価機関が公表している評価書等で取り上げられている文献のうち、国内外の脳・心臓疾患等と労働時間または睡眠時間に関するレビュー文献やメタアナリシスを整理し、引用されている文献をリストアップした。整理したレビュー文献及びメタアナリシスは表 2.3-7 に示すとおりである。

表 2.3-7 レビュー文献及びメタアナリシス

番号	著者名	タイトル	発行年	書誌情報
1	Theorell T et al.	A systematic review of studies in the contributions of the work environment to ischaemic heart disease development.	2016	Eur J Public Health.2016;26(3):470-7.
2	Virtanen M et al.	Long working hours and coronary heart disease: a systematic review and metaanalysis	2012	Am J Epidemiol.2012;176(7):586-96.
3	Kivimäki M 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 603,838 individuals.	2015	Lancet.2015;386(10005):1739-46.
4	Yin J et al.	'Relationship of Sleep Duration With All-Cause Mortality and Cardiovascular Events: A Systematic Review and Dose-Response Meta-Analysis of Prospective Cohort Studies.	2017	J Am Heart Assoc.2017;6(9).
5	Jike M et al.	Long sleep duration and health outcomes: A systematic review, meta-analysis and meta-regression.	2018	Sleep Med Rev.2018;39:25-36.
6	Virtanen M & Kivimäki M.	Long Working Hours and Risk of Cardiovascular Disease.	2018	Curr Cardiol Rep.2018;20(11):123.
7	Aziz Muhammad et al.	Association of Subjective and Objective Sleep Duration as well as Sleep Quality with Non-Invasive Markers of Sub-Clinical Cardiovascular Disease(CVD): A Systematic Review	2017	Journal of Atherosclerosis and Thrombosis. 2017;24(3):208-226.
8	寶珠山 務ら	長時間労働と心血管系疾患との関連:体系的レビュー	2005	産業医科大学雑誌.2005;27(4):367-376.
9	van der Hulst M.	Long workhours and health.	2003	Scand J Work Environ Health.2003;29(3):171-88.
10	岩崎健二	長時間労働と健康問題－研究の到達点と今後の課題,	2008	日本労働研究雑誌.2008;575:39-48.

さらに、表 2.3-7 で整理したレビュー文献及びメタアナリシスで引用されている文献を整理した。整理する文献は、認定基準が制定された 2000 年以降に公表されたものとし、学会発表、学位論文、そのほか学術論文以外の文献は除外した。

## 2.3.2 報告書に登載する医学文献の選定

2.3.1 でリストアップした文献から、レビューサマリーを作成する文献を選定した。リストアップした文献数は16表 2.3-8 のとおりである。

表 2.3-8 リストアップした文献の件数

文献の分類	文献数
文献データベースによる検索結果	156 件
国際評価機関等の評価書の引用文献	139 件
レビュー文献及びメタアナリシス	10 件
レビュー文献及びメタアナリシスの引用文献	304 件
合計	604 件 <sup>12</sup>

リストアップした文献はアブストラクトを確認し、カテゴリーに分類した。分類結果は表 2.3-9 のとおりである。

表 2.3-9 カテゴリー別の分類結果

文献の分類	文献数
(1) 労働時間や睡眠時間と脳・心臓疾患等の発症との関連を調査した文献	72 件
(2) 労働時間や睡眠時間と脳・心臓疾患等のリスクファクターとの関連を調査した文献	82 件
(3) 上記以外の文献	440 件
(4) レビュー文献及びメタアナリシス	10 件

このうち、(1) 及び (4) に分類した文献はアブストラクトを確認し、本調査の目的に資する重要な文献は、レビューサマリー作成対象とした。また (2) に分類した文献のうち労働者を対象とした調査であるもの、またはコホート研究や症例対照研究など時系列を考慮した調査も重要と判断し、レビューサマリー作成対象とした。そのほか、労働時間や睡眠時間と疾病の発症との間に負の関連が見られた文献など重要と判断した文献も、レビューサマリー作成対象とした。最終的にレビューサマリー作成対象とした文献は115件であり、表 2.3-10 のとおりである。

表 2.3-10 レビューサマリー作成対象の文献

文献の分類	文献数
(1) に分類した文献のうち、重要と判断した文献	65 件
(2) に分類した文献のうち、労働者を対象とした研究、またはコホート研究や症例対照研究である文献	40 件
(4) に分類した文献のうち、重要と判断した文献	7 件
そのほか、重要と判断した文献	3 件

<sup>12</sup>重複する文献があるため合計値は一致しない。

レビューサマリーを作成した文献 115 件は、「脳・心臓疾患等の発症に関する文献」、「脳・心臓疾患等の発症に関するレビュー文献」、「脳・心臓疾患等のリスクファクターに関する文献」及び「参考文献」に分類し、報告書に登載した。また、ばく露条件が睡眠時間または労働時間である文献数も示した。分類結果及び文献数は表 2.3-11 のとおりである。

表 2.3-11 報告書に登載する文献の分類結果<sup>13</sup>

分類	睡眠時間との関連を調査した文献	労働時間との関連を調査した文献	その他の文献	合計
脳・心臓疾患等の発症に関する文献	42 件	22 件	1 件	62 件
脳・心臓疾患等の発症に関するレビュー文献	0 件	4 件	0 件	4 件
脳・心臓疾患等のリスクファクターに関する文献	21 件	13 件	0 件	32 件
参考文献	12 件	4 件	1 件	17 件

## 2.4 レビューサマリーの作成

### 2.4.1 文献の収集・整理

選定した文献は海外機関から電子購入（PDF ファイルの購入）し収集した。収集した文献はリストを作成して管理するとともに、フォルダを作成し、電子データとして格納した。収集文献リスト、収集文献は統一番号によって整理・管理するとともに、報告書でも同様の番号を掲載することで情報の相互参照性を高めた。

表 2.4-1 文献リスト（管理用）イメージ

No	著者名	タイトル	発行年	概要
29	Thomas C & Power C	Do early life exposures explain associations in mid-adulthood between workplace factors and risk factors for cardiovascular disease?	2010	夜勤、長時間労働、職場ストレスはCVDの関連を調査したコホート調査。
30	Krause N et al.	Work time and 11-year progression of carotid atherosclerosis in middle-aged Finnish men	2009	動脈硬化の進行に対する作業時間の影響を調査
33	Landsbergis P	Long work hours, hypertension, and cardiovascular disease	2004	長時間労働と心血管疾患の関連を調査
39	Tüchsen F et al.	Mortality and morbidity among bridge and tunnel construction workers who worked long hours and long days constructing the Great Belt Fixed Link	2005	デンマークにおける建築業者の死亡率と疾病罹患率を推定。コホート調査。
44	Fukuoka Y et al.	Do Japanese workers who experience an acute myocardial infarction believe their prolonged working hours are a cause?	2005	過度の仕事/仕事のストレスより発症した心血管疾患を調査。発症した患者は労働時間が平均より大幅に長いことを示唆した横断調査。
45	Lallukka T et al.	Associations between working conditions and angina pectoris symptoms among employed women	2006	労働条件と女性の狭心症症状との関連を調査。残業時間との関連を示唆。アンケート調査。

<sup>13</sup> 睡眠時間と労働時間どちらも検討している文献があるため、合計値は一致しない。

## 2.4.2 レビューサマリーの構成

収集した医学的評価の高い疫学研究報告を取りまとめ、レビューサマリーを作成した。レビューサマリーは図 2.4-1 に示す構成に沿って報告書に取りまとめた。作成したレビューサマリーは医学文献検討委員会に提出し、委員会委員による評価を受けた。この際、医学文献委員会からの指摘や考察があれば、必要に応じて追記した。

レビューサマリーの構成						
<b>I. 睡眠時間または労働時間による脳・心臓疾患等の発症に関する研究</b>						
睡眠時間または労働時間と脳・心臓疾患等の発症に関する疫学研究を報告した医学文献を整理する。						
No.	調査内容と結果					参考文献
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等	結果・考察	
	・研究デザイン	・国 ・性別 ・年齢 ・人種 ・人数 ・既往歴	・対象者の追跡期間 ・収集したデータの年数	・従事していた労働 ・労働時間 ・労働形態	・アウトカム ・解析法、検査値 ・有意性の検証 ・研究の限界	
<b>II. 睡眠時間または労働時間による脳・心臓疾患等の発症に関するレビュー</b>						
睡眠時間または労働時間と脳・心臓疾患等の発症に関するレビュー文献を整理する。						
No.	調査内容と結果					参考文献
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等	結果・考察	
	・・・	・・・	・・・	・・・	・・・	
<b>III. 睡眠時間または労働時間による脳・心臓疾患等のリスクファクターに関する研究</b>						
睡眠時間または労働時間と脳・心臓疾患等のリスクファクターに関する疫学研究を報告した医学文献を整理する。						
No.	調査内容と結果					参考文献
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等	結果・考察	
	・・・	・・・	・・・	・・・	・・・	
<b>IV. 参考文献</b>						
結果に有意な差は見られないが重要と判断した医学文献を整理する。						
No.	調査内容と結果					参考文献
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等	結果・考察	
	・・・	・・・	・・・	・・・	・・・	

図 2.4-1 レビューサマリーの構成

### 3. 調査結果

調査の結果、115 件の文献を選定した（表 2.3-11 参照）。そのうち、脳・心臓疾患等の発症に関する文献 62 件（睡眠時間に関連するもの 42 件、労働時間に関連するもの 22 件、その他の文献 1 件）、脳・心臓疾患等の発症に関するレビュー文献 4 件（睡眠時間に関するもの 0 件労働時間に関するもの 4 件）、脳・心臓疾患等のリスクファクターに関する文献 32 件（睡眠時間に関連するもの 21 件、労働時間に関連するもの 13 件）、参考文献（結果に有意な差が見られなかった文献（ネガティブデータ）等）17 件（睡眠時間に関連するもの 12 件、労働時間に関連するもの 4 件、その他の文献 1 件）であった。

#### 3.1 睡眠時間または労働時間による脳・心臓疾患等の発症に関する研究

睡眠時間または労働時間による脳・心臓疾患等の発症との関連を調査した下表に示す文献 62 件を選定した。

表 3.1-1 睡眠時間または労働時間による脳・心臓疾患等の発症との関連を調査した文献

No	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
1	コホート研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>第一段階として、長時間労働と脳血管疾患リスクとの関連について調査し、さらに第二段階として、脳出血と脳梗塞との関連について別々に推定することを目的とした。</li> <li>The Danish Labour Force Survey に参加し 357,085 人から、脳血管疾患と診断された参加者や、週あたりの労働時間</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>1999 年～2013 年に調査が実施され、2014 年まで追跡が行われた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>労働時間は、1 週間あたりの労働時間が 35 時間未満、35-40 時間、41-48 時間、49-54 時間、55 時間以上の 5 つに群分けされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要アウトカムは脳血管疾患の発症（入院または死亡）とされ、脳出血及び脳梗塞を含む脳血管疾患全体と定義された。この時、頭蓋内外傷、非外傷性頭蓋内出血は除かれた。</li> <li>ポアソン回帰分析により、1 週間あたりの労働時間と脳血管疾患リスクとの関連が評価された。性別、年齢、社会経済的地位が調整因子として用いられた。</li> <li>脳血管疾患全体で推定される率比（rate ratio）は、35-40 時間を対照群とした場合、有意な関連は見られなかった。</li> <li>労働時間の 1 つのカテゴリー増加あたりの推定率比は、脳出血で 1.15（95%CI: 1.02-1.31）で有意であった。脳血管疾患全体と脳梗塞に関しては有意な増加なし。</li> <li>この研究の限界は、労働時間が自己申告であること、職業と性別の交互作用について検討するにはデータが少ないこと等である。</li> </ul>	Hannertz H et al. 2018.

No	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
		が 35 時間未満の参加者を除いたデンマークの一般的な労働者 149,811 人 (20-64 歳) のデータについて解析が行われた。				
2	コホート研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>無償の労働時間が心疾患のリスクとの関連について把握することを目的とした。</li> <li>ベースライン時に心疾患を有さないドイツの労働者 6,345 人 (男性 3,079 人、女性 3,266 人) が調査対象となった。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>2011 年から 2013 年まで調査が行われた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>時間外労働は、自己申告によるものとし、「時間外労働無し」、「時間外労働あり、有償」、「時間外労働あり、無償」に群分けされた。</li> <li>参加者のうち、「時間外労働無し」が 27%、「時間外労働あり、有償」が 59%、「時間外労働あり、無償」が 14%であった。</li> <li>また、性別、低収入/高収入で層別解析を行った。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要アウトカムは心疾患の発症とし、ドイツ社会経済パネル (GSOEP) 研究で心疾患に関する情報を収集した。</li> <li>ロバスト標準誤差を用いたポアソン回帰分析により、2011 年時点における時間外労働の状況と 2013 年時点における心臓病のリスクとの関連について評価が行われた。</li> <li>「時間外労働あり、無償」の「時間外労働無し」に対する相対危険度 (RR) は、年齢、性別、婚姻状況、学歴、雇用形態で調整したモデル 1 では、1.84 (95%CI: 1.05-3.22)、モデル 1 の調整変数と喫煙状況、アルコール摂取、運動量、BMI で調整したモデル 2 では、1.83 (95%CI: 1.04-3.22)、モデル 2 の調整変数とうつ状態、糖尿病、高血圧で調整したモデル 3 では 1.85 (95%CI: 1.05-3.25) であった。「時間外労働あり、有償」については有意差がなかった。層別解析では女性 (2.73 (95%CI:1.39-5.38)) 及び収入が低い場合 (3.68 (95%CI:1.81-7.48)) にリスクが高いと示された。男性、高収入は有意差なし。</li> <li>この研究の限界は、実際の労働時間データが得られていない点、時間外労働及び心臓病に関するデータは自己申告による点、サンプル選択における誤差の可能性がある点、2 年間の追跡期間は短すぎる点などである。</li> </ul>	Li J & Siegrist J. 2018.

No	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
3	横断研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>BMI、身体活動量、精神的苦痛が、短時間睡眠と心血管疾患及びそのリスクファクターとの関連に及ぼす影響を把握することを目的とした。</li> <li>the National Health Interview Survey (NHIS)の対象者のうち、18歳以上の、地域居住の206,049人(平均46.75±0.12歳、男性45.3%)が対象者とされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>2004年から2013年の横断調査の対象者が含まれた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間は、短時間睡眠(7時間未満)、標準睡眠時間(7~8時間)に群分けされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要アウトカムは、医師の診断による心血管疾患のリスクファクター及び疾患の有無(冠動脈性心疾患、高血圧、糖尿病、腎機能障害、脳血管疾患を含む)と定義された。</li> <li>構造方程式モデルを用いて、短時間睡眠の心血管疾患及び心血管疾患のリスクファクターに対するBMI、精神的苦痛、身体活動による媒介効果が解析された。</li> <li>解析では、標準睡眠時間が対照群とされ、調整因子として、年齢、人種、性別、婚姻状況、世帯収入、教育歴が用いられた。</li> <li>短睡眠と心血管疾患及び心血管疾患のリスク因子には有意な関連が見られた(<math>\beta=0.08</math>, <math>P&lt;0.001</math>)。また、BMI、精神的苦痛、身体活動による媒介効果も有意であった(すべて<math>P&lt;0.001</math>)。</li> <li>この研究の限界は、この集団における、臨床症状の重症度及び慢性性が、身体活動と睡眠行動に及ぼす交絡効果を捉えられていない点、身体活動に対する短時間の睡眠の時間的遅延及び累積効果を把握できていない点である。</li> </ul>	Seixas AA et al. 2018
4	システマティックレビュー	<ul style="list-style-type: none"> <li>長時間労働と、冠動脈性心疾患や脳血管疾患などの心血管疾患との関連について検討することを目的とした。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>2018年7月にPubMedによる文献検索が行われた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>1週間あたりの労働時間30-45時間が対照群とされ、55時間以上が長時間労働と群分けされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>2015年のIPD-Workによる報告データと、文献検索により得られた2018年のDanish Labour Force Surveyのデータを統合して、ランダム効果モデルを用いたメタアナリシスが行われた。心血管疾患に関する23のコホート研究から744,331人の男女のデータが抽出され、脳血管疾患に関しては15のコホート研究から719,960人の男女のデータが抽出された。</li> <li>労働時間が55時間/週以上では、対照群の30-45時間/週と比較して心血管疾患のリスクが1.12倍(95%CI: 1.03-1.21)で、脳血管疾患のリスクが1.21倍(95%CI: 1.01-1.45)であった。しかし、エビデンスにはいくつか</li> </ul>	Virtanen M & Kivimäki M. 2018.

No	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
					<p>不一致が見られ、残留交絡とバイアスの可能性が示唆された。</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>・ストレス関連、行動、または生物学的なカニズムを調査した研究はほとんど見られなかった。近年のプール解析により、心臓の電氣的不安定性と凝固亢進の増加が関与している可能性が示された。</li> </ul>	
5	システマティックレビュー	<ul style="list-style-type: none"> <li>・糖尿病、高血圧、心血管疾患、脳血管疾患、冠動脈性心臓病、肥満、うつ病、及び脂質異常症などの顕著な健康上の合併症及び疾患の発生率及び死亡率に対する、短い睡眠期間の用量反応を把握することを目的とした。</li> <li>・5,172,710 人の参加者を含む 153 の研究が収集された。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>・2013 年 10 月に、PubMed, PsycINFO, CINAHL, and Embase を用いて文献が検索された。さらに、2014 年 10 月と 2016 年 5 月に PubMed による文献検索が行われた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>・参加者を短時間睡眠と通常睡眠とに分類した。短時間睡眠の定義は、各原著論文の定義を採用した。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>・主要なアウトカムは、長期追跡調査における総死亡率と、糖尿病、高血圧、心血管疾患、脳血管疾患、冠動脈心疾患、肥満、うつ状態) の発症とされた。</li> <li>・1 年以上追跡されたコホート研究を収集し、個々の研究から調整されたデータのメタ分析を通じて、各アウトカムのリスク比 (RR) と 95%信頼区間 (CI) が計算された。サブグループ及びメタ回帰分析を実行して、各アウトカムと短い睡眠時間との関連を調査した。</li> <li>・短い睡眠時間は、死亡率の増加と有意に関連していた (RR1.12、95%CI: 1.08-1.16)。また、糖尿病 (RR1.37、95%CI: 1.22-1.53)、高血圧 (RR1.17、95%CI: 1.09-1.26)、心血管疾患 (RR1.16、95%CI: 1.10-1.23)、冠動脈性心疾患 (RR1.26、95%CI: 1.15-1.38)、及び肥満 (RR1.38、95%CI: 1.25-1.53) の発症リスクも、短い睡眠時間で有意な増加が認められた。一方、うつ状態と脂質異常症の発症リスクに関しては、有意な差が認められなかった (RR1.50、95%CI : 0.94-2.40 ; RR1.23、95%CI : 1.02-1.48)。</li> <li>・メタ回帰分析により、統計的に有意な死亡率の増加と 6 時間未満の睡眠時間との間に線形の関連性が見られた。</li> <li>・この研究の限界は、長時間睡眠との関連について評価していない点、睡眠の質について評価していない点、短時間及び通常睡眠時間に関する論文のみを対象とした点である。</li> </ul>	Itani O et al. 2017

No	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
6	コホート研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>長時間労働と心房細動のリスクの関係について明らかにすることを目的とした。</li> <li>英国、デンマーク、フィンランドの心房細動の罹患歴のない85,494人(平均年齢43.4歳、男性29,579人、女性55,915人)が研究対象となった。</li> <li>10のコホート研究のデータを使用した。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>1991年から2004年まで追跡が行われた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>労働時間は、研究開始時(ベースライン)の1週間あたりの労働時間の長さを指標として、35時間未満、35-40時間、41-48時間、49-54時間、55時間以上に群分けされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要アウトカムは心房細動の発症であり、心房細動発症の平均追跡調査は10年で、患者の診療記録、死亡診断及び薬の処方等により症例が定義された。</li> <li>追跡期間中に新たに発症した心房細動の症例として、1,061例が確認された(10年間の累積発生率12.4/1,000)。</li> <li>年齢、性別、社会経済的状态を調整したコックス比例ハザードモデルによる解析により、35-40時間を対照群として比較した場合、長時間労働(55時間以上)により、心房細動のリスクが1.4倍増加したと示された(HR1.42、95%CI: 1.13-1.80)。</li> <li>コホート固有の効果の推定値(I<sup>2</sup>=0%、P=0.66)の間に有意な不均一性はなく、ベースライン時またはフォローアップ中に冠状動脈性心疾患または脳血管疾患を発症した参加者を除外した場合も、同様の傾向が認められた(N=2006、HR1.36、95%CI:1.05-1.76、P=0.0180)。</li> <li>肥満、危険なアルコール摂取、高血圧などの潜在的な交絡因子を調整した場合の影響は見られなかった。</li> <li>本研究の限界は、コホートにより心房細動の評価が不均一である点、労働時間とライフスタイル要因は研究導入時のみに評価された点、参加者は女性が多い(65%)点などである。</li> </ul>	Kivimäki M et al. 2017.
7	横断研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>職業上の特性(労働時間、勤務シフト、職場環境等)と心血管疾患のリスクとの関連について把握することを目的とした。</li> <li>東ネパールの20-59歳の男性労働者を</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>2012年7月から2013年7月までデータ収集が実施された。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>勤務シフトは、午前7時～午後2時、午前9時～午後4時、午後2時～午後7時の3つに群分けされた。</li> <li>労働時間は、1週間あたり40-50時間、50-60時間、60-70時間、70-80時間、80-90時</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要アウトカムは心血管疾患リスクであった。</li> <li>カイ二乗検定とフィッシャーの直接確率法を用いて心血管疾患の発症のオッズ比を評価した結果、1週間あたりの労働時間が50時間以上の場合、50時間未満を対照としたオッズ比が1.98(95%CI: 1.02-3.83)であった。そのほか、有意差が見られたのは耳栓を使用しない場合、使用した場合を対照としたオッズ比が2.3(95%CI: 1.06-4.97)であった。経済的なストレスがある場合、ストレス</li> </ul>	Pyakurel P et al. 2017.

No	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
		対象にプレテストが行われ、抽出された20-55歳の労働者494人（平均33.56±8.75歳）を対象にインタビューが実施された。対象の40.7%が20-29歳であった。		間の5つに群分けされた。	がない場合を対照としたオッズ比が2.83（95%CI: 1.03-7.72）であった。 ・この研究の限界は、夜間勤務の労働者を含めなかった点、騒音の定量的な評価が行われなかった点などである。	
8	症例クロスオーバー研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>長時間労働と脳血管疾患及び心血管疾患との関連を把握することを目的とした。</li> <li>2009年に労災補償を申請した労働者で、心血管疾患を発症した1,042人を症例群とした。</li> <li>症例クロスオーバー研究という手法を用い、発症3か月前～8か前を対照とし、発症前7日間と比較した</li> </ul>	・2009年のデータが用いられた。	<ul style="list-style-type: none"> <li>発症前7日間及び発症3か月前から8日前の平均的な勤務時間をそれぞれハザード期、コントロール期とした。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要なアウトカムは、脳血管疾患及び心血管疾患の発症とされた。脳血管疾患は、脳梗塞、脳出血及びくも膜下出血と定義され、心血管疾患は、心筋梗塞及び大動脈瘤乖離と定義された。</li> <li>ロジスティック回帰分析を用いてオッズ比（OR）と95%信頼区間（CI）が算出された。共変量には、年齢、性別、喫煙習慣、高血圧、糖尿病、脂質異常症が含まれた。</li> <li>症例群1,042例のうち、脳血管疾患が865例（83%）、心血管疾患が177例（17%）であった。</li> <li>コントロール期と比較して、10時間の労働時間増加と、脳血管-心血管疾患発症リスクとの間に有意な関連が見られた。（OR1.45、95%CI: 1.22-1.72）</li> <li>この研究の限界は、労働関連疾患の可能性が高い者を症例としていること、労働強度は同じ労働時間でも過重労働により影響を与える可能性があるが、この研究では労働時間のみをばく露としていること、通勤時間や、社会的経済的要因（収入、教育歴）が分析に含まれていないことである。</li> </ul>	Shin KS et al. 2017
9	後ろ向きコホート研究	・米国の労働者を対象に、勤務時間と心血管疾患の用量反	・追跡は1986年から2011年まで行われた。	・過去1年間について、自己申告による年間の総労働時間が	・主要アウトカムは、心血管疾患の発症と定義された。対象者から自己申告による、狭心症、冠状動脈性心疾患、	Conway SH et

No	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
		<p>応関連を把握することを目的とした。</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>the Panel Study of Income Dynamics で、1986年に登録された、ベースライン時に18歳以上だった対象者のうち、1,926人（平均年齢32.8±0.3歳、男性52.4%）が解析対象とされた。</li> </ul>		<p>算出された。労働時間の計算には、仕事の数、各仕事の1週間あたりの平均的な労働時間、何らかの理由で欠勤した週数、仕事に従事し始めた日及び仕事を辞めた日を用いられた。年間総労働時間は週あたりの労働時間で表され、45、50、55、60、65、70、75時間に群分けされた。</p>	<p>うっ血性心不全、心臓発作、高血圧、または医師による診断の有無により判別された。</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>ポアソン回帰を用いて、週平均労働時間と心血管疾患発症の相対リスク (RR) 及び95%信頼区間 (CI) が算出された。週平均労働時間は連続変数として用いられた。解析では、年齢、性別、教育、人種/民族、及び給与状況が調整因子とされた。</li> <li>3次スプライン回帰を用いて、特定の労働時間の心血管疾患発症の相対リスク (RR) と95%CI が算出された。解析では、週45時間の労働が対照群とされた。</li> <li>ポアソン回帰分析の解析の結果、週平均労働時間と心血管疾患発症との間に用量反応関係が観察され、少なくとも10年間の平均週労働時間が46時間以上であると、心血管疾患のリスクが増加した (RR1.01、95%CI: 1.00-1.02)。</li> <li>3次スプライン回帰の解析の結果、少なくとも10年間、週10時間以上多く働くと、心血管疾患リスクが少なくとも16%増加した。労働時間を5時間ごとに区分すると55時間から有意にRRが上昇した。55、60、65、70、75労働時間のRRと95%CIは、それぞれ、1.16 (95%CI: 1.02-1.32)、1.35 (95%CI: 1.07-1.72)、1.52 (95%CI: 1.10-2.10)、1.74 (95%CI: 1.14-2.64)、2.03 (95%CI: 1.19-3.48)であった。</li> <li>この研究の限界は、残留交絡をもたらす可能性のある冠動脈性心疾患に関連した因子に関するデータがないこと、労働時間と主要アウトカムの両方が自己申告である点である。</li> </ul>	al. 2016
10	前向きコホート研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>イタリアの成人男性の大規模コホートで、睡眠障害と睡</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>対象者は2008年まで追跡され、追跡期間の</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間はベースライン時に評価され、6時間以下、7-8、9時間</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要なアウトカムは、心血管疾患の発症とされた。2008年12月31日までに、初回の心血管イベント、移住、死亡、</li> </ul>	Gianfagna Fet

No	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
		<p>眠時間と主要な心血管疾患発症の長期発生率との関連を把握することを目的とした。</p> <p>・MONICA-Brianza 及び PAMELA のコホートに登録された、ベースライン時に 35-74 歳であった、心血管疾患の既往のない 2,277 人 (平均 50.9 ±9.5 歳) の男性が対象となった。</p>	<p>中央値は 17 年間であった。</p>	<p>以上に群分けされた。</p> <p>・睡眠障害は The Jenkins Sleep Questionnaire を用いて評価された。入眠障害、中途覚醒、睡眠維持困難、非回復性睡眠に関する質問への回答スコアから、なし/時々、中程度、重度の 3 つに群分けされた。</p>	<p>80 歳の誕生日のいずれかが起きるまでフォローアップし、死因は ICD-IX コードに基づき判定した。</p> <p>・コックス比例ハザードモデルを用いて、睡眠時間または睡眠障害と、心血管疾患発症に関するハザード比 (HR) が算出された。睡眠時間は 7-8 時間群、睡眠障害はなし/時々群が対照群とされた。調整因子として、モデル 1 では収縮期血圧、総コレステロール、HDL コレステロール、糖尿病、喫煙習慣、教育レベル、睡眠障害または睡眠時間が、モデル 2 ではモデル 1 の因子+余暇時間における身体活動、うつ状態が用いられた。</p> <p>・モデル 1 による解析の結果、重度の睡眠障害は、心血管疾患及び冠動脈性心疾患発症のリスク増加と関連していた (HR1.80、95%CI: 1.07-3.03 ; HR1.97、95%CI: 1.09-3.56)。中程度の睡眠障害における HR はそれぞれ、1.19 (95%CI: 0.79-1.79)、1.14 (95%CI : 0.74-1.77) であった。</p> <p>・モデル 1 による解析の結果、9 時間以上の睡眠は、心血管疾患のリスク増加と有意な関連が認められた (HR1.56、95%CI: 1.10-2.22) が、冠動脈性疾患との有意な関連は見られなかった (HR1.36、95%CI: 0.87-2.12)。6 時間以下では、心血管疾患、冠動脈性心疾患発症ともに有意な関連が見られなかった (HR1.14、95%CI: 0.85-1.53 ; HR1.14、95%CI: 0.81-1.61)。</p> <p>・この研究の限界は、対象者が男性のみであること、アルコールの摂取量の情報がなく、追跡期間中に睡眠時間の変化を追っていないことである。</p>	<p>al. 2016</p>
11	コホート研究	<p>・睡眠時間と動脈硬化サブタイプの発症との関連を把握することを目的とした。</p>	<p>・追跡は 1992 年から 2008 年まで行われた。</p>	<p>・睡眠時間は 6 時間以下、7 時間、8 時間、9 時間以上/日に群分けされた。</p>	<p>・主要アウトカムは、脳血管疾患による死亡と定義された。死亡は、日本の法務局から提供された死亡証明書から特定された。死因は、ICD-9 及び 10 に従ってコード化された。脳血管疾患は、脳梗塞、脳内出血、くも膜下出血、及び不定型の脳血管疾患とされた。</p>	<p>Kawachi T et al. 2016</p>

No	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
		<ul style="list-style-type: none"> <li>1992年に高山コホートスタディに登録された者のうち、35歳以上の男性12,875人、女性15,021人が分析対象とされた。</li> </ul>			<ul style="list-style-type: none"> <li>Cox ハザード回帰モデルを用いて睡眠時間と脳血管疾患による死亡のハザード比 (HR) 及び 95%信頼区間 (CI) が算出された。</li> <li>解析では、7時間睡眠の群は対照群とされ、調整因子として、年齢、教育レベル、婚姻状況、BMI、アルコール摂取量、喫煙状況、高血圧及び糖尿病の既往が用いられた。</li> <li>男女全体に対する解析の結果、6時間及び8時間睡眠では、全脳血管疾患、脳梗塞いずれも有意な関連は見られなかったが、9時間以上の睡眠時間で全脳血管疾患による死亡及び脳梗塞による死亡リスクが有意に増加した (HR1.51、95%CI: 1.16-1.97; HR1.65、95%CI: 1.16-2.35)。脳出血は、9時間睡眠では有意な関連は見られなかった (HR0.96、95%CI: 0.60-1.54) が、6時間未満の短時間睡眠では、リスクが低下した (HR0.64、95%CI: 0.42-0.98)。</li> <li>男女別の解析の結果、男性では、8時間、9時間以上の睡眠時間でも、いずれの脳血管疾患による死亡とも有意な関連は見られず、6時間以下の睡眠では、全脳血管疾患及び脳出血による死亡リスクが低下した (HR0.51、95%CI:0.34-0.77; HR0.31、95%CI: 0.16-0.64)。脳梗塞と6時間以下の睡眠には有意な関連はなかった。女性では、6時間以下の睡眠は、いずれの脳血管疾患とも有意な関連は見られなかった。8時間、9時間以上の睡眠は、全脳血管疾患、脳梗塞による死亡リスクが増加した (全脳血管疾患HR1.50、95%CI: 1.10-2.04; HR1.93、95%CI: 1.38-2.70、脳梗塞HR1.75、95%CI: 1.14-2.68; HR2.07、95%CI: 1.30-3.27)。脳出血とは有意な関連は見られなかった。</li> <li>この研究の限界は、睡眠時間が自己申告である点、血圧が測定されていない点、睡眠時間の質が測定されていない点、睡眠時間がリスク因子なのか、予測因子であるか断定できない点である。</li> </ul>	

No	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
					<ul style="list-style-type: none"> <li>また、医学文献検討委員会でも睡眠時間の測定方法が論文中に詳しく記載されていない点が研究の限界であるという意見があった。</li> </ul>	
12	前向きコホート研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間と脳梗塞及び脳出血との関連について把握することを目的とした。</li> <li>中国のコホートに登録された者のうち、ベースライン調査(2006~2007年)で脳血管疾患の既往のない18-98歳(平均51.2歳)の95,023人の中国人成人が分析に含まれた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>2006年から2007年までにデータ収集が実施され、平均7.9年間追跡が行われた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間は、6時間未満(短時間睡眠)、6~8時間、&gt;8時間超(長時間睡眠)に群分けされた。</li> <li>男女比は、短時間睡眠の男性8.35%、6~8時間の男性79.19%、長時間労働睡眠の男性76.47%であった。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要なアウトカムは、脳梗塞及び脳出血の発症とされた。Cox比例ハザードモデルを使用して睡眠時間と脳血管疾患、脳梗塞、脳出血に関するハザード比(HR)と95%信頼区間(CI)が算出された。6~8時間睡眠が対照群とされ、調整因子としてモデル1では年齢と性別、モデル2ではモデル1の因子+婚姻歴、家族一人あたりの月収、教育レベル、喫煙状況、飲酒状況、身体活動、及び脳血管疾患の家族歴、モデル3ではモデル2の因子+BMI、収縮期血圧、拡張期血圧、空腹時血糖、総コレステロール、降圧薬の使用、脂質低下薬の使用、血糖値低下薬の使用、心筋梗塞の罹患歴、いびきの状態、モデル4ではモデル3の因子+高感度C反応性タンパク質及び心房細動が用いられた。</li> <li>モデル4による解析の結果、8時間超の睡眠は全脳血管疾患の発症リスクの増加と関連していた(HR1.29、95%CI: 1.01-1.64)。6時間未満のHRは0.92(95%CI: 0.81-1.05)であった。年齢別に見た場合、60歳以上において、8時間超で全脳血管疾患のリスクが有意に増加したHR1.47(95%CI: 1.05-2.07)。6時間未満のHRは0.94(95%CI: 0.78-1.12)であった。</li> <li>脳出血に関するHRは、モデル4による解析の結果、8時間超、6時間未満でそれぞれ1.63(95%CI: 0.99-2.69)、1.06(95%CI: 0.80-1.40)であった。男女別に見た場合、女性において8時間超で有意に増加した(HR3.58、95%CI: 1.28-10.06)。6時間未満のHRは1.27(95%CI: 0.57-2.85)であった。</li> </ul>	Song Q et al. 2016

No	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
					<ul style="list-style-type: none"> <li>脳梗塞のHRは、モデル4による解析の結果、8時間超、6時間未満でそれぞれ1.19 (95%CI: 0.90-1.57)、0.89 (95%CI: 0.77-1.03) であった。</li> <li>この研究の限界は、睡眠時間の評価がベースライン時の自記式質問票によること、昼寝、昼間の過度の眠気、睡眠の質、睡眠薬の使用に関するデータ、女性の閉経前後の状態に関するデータがないことである。</li> </ul>	
13	前向きコホート研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>心血管リスク因子と慢性疾患の管理を考慮しながら、睡眠時間と冠動脈性心疾患の関係を前向きに把握することを目的とした。</li> <li>台湾で1994年から2011年に実施されたコホートに登録された者のうち、情報に欠損のない20歳以上の392,164人（平均40.4歳）の成人を分析対象とした。死亡は死因登録簿から追跡された。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>1994年から2011年まで追跡が行われた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間は自己申告で評価され、回答カテゴリーから、0-4時間、4-6時間、6-8時間、8時間超に群分けされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要なアウトカムは、冠動脈疾患による死亡とされ、台湾死亡登録簿とICDコードを照らし合わせることで特定された。</li> <li>コックス比例ハザードモデルを用いて、睡眠時間と冠動脈性心疾患による死亡のハザード比（HR）と95%信頼区間（CI）が算出された。</li> <li>6～8時間睡眠の群が対照群とされ、調整因子として、モデル1では年齢と性別、モデル2ではモデル1の因子+教育、婚姻状態、喫煙、アルコール摂取、身体活動、高血圧の履歴、糖尿病の履歴、心臓病の履歴、モデル3ではモデル2の因子+BMI、収縮期血圧、空腹時グルコース、総コレステロール、HDLコレステロール、トリグリセリド、催眠薬/鎮静薬の使用が用いられた。</li> <li>モデル2による解析の結果、8時間超の睡眠が冠動脈性心疾患による死亡のリスク増加と関連していた（HR1.35、95%CI: 1.11-1.65）。睡眠時間が0-4時間、4-6時間のHRは、それぞれ1.34 (95%CI: 0.87-2.07)、1.03 (95%CI: 0.85-1.23) であった。</li> <li>性別と年齢で層別化すると、男性よりも女性の方が(p=0.01)、若年成人よりも高齢者の方が(p=0.13)、強いU字型の関連性を示した。</li> <li>この研究の限界は、因果の逆転があり得ること、睡眠時間が自己申告であること、冠動脈性心疾患による死亡率</li> </ul>	Strand LB et al. 2016

No	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
					が低い集団（台湾人）を対象としているために検出力が低いことである。	
14	システマティックレビュー	<ul style="list-style-type: none"> <li>作業環境と虚血性心疾患との関連について検討することを目的とした。</li> <li>PubMed、PsycINFO、Embaseによる文献検索が行われた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>1985年～2014年に発表された96の文献が抽出された。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>作業環境については、各文献の基準に沿って評価された。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>作業環境と虚血性心疾患との関連についての研究が検索され、参加者1,000以上のコホート研究、あるいは参加者50+50以上の症例対照研究が抽出され、基準を満たす96の文献について評価が行われた。</li> <li>GRADEシステムにより、作業環境要因と虚血性心疾患との関連について、エビデンスレベルが、4 (High)、3 (Moderate)、2 (Limited)、1 (Insufficient) の4段階で評価された。</li> <li>決定権の低さ、Job strain（社会心理学的な要求の高さ、決定権の低さ）について、それぞれ25報、18報の文献が基準以上であると認められ、エビデンスレベルが3と評価された。</li> <li>iso-strain（仕事の負担+仕事上の支援の低さ）、プレッシャーの高い仕事、仕事と報酬のバランスの悪さ、職場におけるサポートの低さ、秩序の無さ、スキルの裁量の欠如、不安定な雇用、夜間労働、長時間労働、騒音については、エビデンスレベルが2と評価された。作業環境による影響に関して、性別による違いは認められなかった。</li> </ul>	Theor ell T et al. 2016.
15	前向きコホート	<ul style="list-style-type: none"> <li>中高年の中国人成人の大規模コホートにおいて、睡眠時間と昼寝が独立して、冠動脈性心疾患の発生リスクと関連しているかどうかを把握すること、脳血管疾患リスク要因の変化、対象者</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>2013年10月まで追跡が行われた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間と昼寝は、過去6か月の就寝時間及び起床時間、昼寝習慣に関する質問で評価された。睡眠時間は、7時間未満、7時間以上8時間未満、8時間以上9時間未満、9時間以上10時</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要アウトカムは、非致死的心筋梗塞、安定狭心症、不安定狭心症、不特定の冠動脈性心疾患、またはベースライン調査後から2013年10月までに発生した冠動脈性心疾患による死亡として定義された。死因はICD-9を用いてコード化された。</li> <li>Coxハザード回帰モデルを用いて、睡眠時間及び昼寝時間とアウトカムとのハザード比（HR）及び95%信頼区間（CI）が算出された。</li> <li>解析では、睡眠時間は7時間以上8時間未満、昼寝時間は1~30分が対照群とされ、調整因子として、年齢、性別、</li> </ul>	Yang L et al. 2016

No	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
		<p>特性や健康状態による関連性の変化を把握することを目的とした。</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>2008年9月から2010年6月までに東風総合病院の健康診断センターで登録された Dongfeng-Tongji (DFTJ) cohort の参加者のうち、成人19,370人（平均年齢62.8歳、男性8,534人、女性10,836人）が解析対象とされた。</li> </ul>		<p>間未満、10時間以上に群分けされた。</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>昼寝の時間は、昼寝なし(0分)、1～30分、31～60分、61～90分、及び90分超に群分けされた。</li> </ul>	<p>BMI、教育歴、喫煙習慣、飲酒習慣、身体活動、高血圧、高脂血症、糖尿病、冠動脈性心疾患の家族歴、昼寝時間または睡眠時間が用いられた。</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>解析の結果、10時間/夜以上の睡眠で冠動脈性心疾患発生率のリスクが増加した (HR1.33、95%CI: 1.10-1.62)。この関連は、体重が正常で糖尿病を患っていない場合に特に顕著であった。10時間未満の睡眠の各群では、有意な差は見られなかった。</li> <li>解析の結果、90分超の昼寝と冠動脈性心疾患のリスクに有意な関連が見られた (HR1.25、95%CI: 1.05-1.49)。昼寝なし、90分未満の昼寝とは有意な差は見られなかった。</li> <li>睡眠時間と昼寝の組み合わせと、アウトカムとの関連を検証した場合、睡眠時間が10時間以上で昼寝が90分を超える群は、睡眠が7時間以上8時間未満で昼寝が1～30分である群よりも冠動脈性心疾患のリスクが有意に高かった (HR1.67、95%CI: 1.04~2.66)。</li> <li>この研究の限界は、睡眠時間と昼寝が自己申告データに基づいていること、残留交絡の可能性を排除できないこと、一般化可能性、追跡期間が短いことである。</li> </ul>	
16	コホート研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>中国人における睡眠時間と総死亡率及び疾患特異的死亡率との関連を評価することを目的とした。</li> <li>1997~2000年に登録された中国上海に住む40~74歳の中国人成人（女性74,941人、男性61,480人）</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>追跡期間の中央値は女性で7.12年、男性で6.07年であった。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間は、過去2年間の1日の平均的な睡眠時間を4-5、6、7、8、9、10時間以上に群分けされた。</li> <li>夜間勤務は、1年以上にわたって月に少なくとも3回、22:00以降の勤務開始として定義された。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要アウトカムは死亡と定義された。死亡は、フォローアップと上海出生統計レジストリとの記録的連携の組み合わせにより特定された。死因は、ICD-9に従ってコード化され、心血管疾患、脳血管疾患、糖尿病、がんが特定された。それ以外のコードの場合は「そのほかの死因」とした。</li> <li>Coxハザード回帰モデルを用いてハザード比 (HR) 及び95%信頼区間 (CI) が算出された。解析では、7時間睡眠が対照群とされ、調整因子として、年齢、学歴、所得、喫煙状況、飲酒量、身体活動量、夜間勤務の有無、茶の摂取量が用いられた。</li> </ul>	Cai H et al. 2015

No	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
		のうち、113,138人が分析対象とされた。			<ul style="list-style-type: none"> <li>・女性と男性の両方で、睡眠時間は総死亡率とJ字型の関連性を示した（傾向P値：女性<math>P&lt;0.001</math>、男性<math>P=0.0007</math>）。ただし、6時間睡眠のハザード比は有意ではなかった。4-5、6、8、9、及び10時間以上の睡眠時間の群それぞれのHR及び95%CIは、女性ではHR1.15（95%CI: 1.01-1.32）、HR1.06（95%CI: 0.94-1.20）、HR1.17（95%CI: 1.04-1.32）、HR1.36（95%CI: 1.13-1.64）、及びHR2.11（95%CI: 1.77-2.52）、男性では、HR1.06（95%CI: 0.90-1.25）、HR1.07（95%CI: 0.94-1.23）、HR1.13（95%CI: 1.00-1.28）、HR1.34（95%CI: 1.10-1.62）、及びHR1.55（95%CI: 1.29-1.86）であった。</li> <li>・男女ともに、心血管疾患（傾向P値：女性<math>&lt;0.001</math>、男性<math>=0.2046</math>）、脳血管疾患（傾向P値：女性<math>=0.0283</math>、男性<math>=0.7890</math>）、糖尿病（傾向P値：女性<math>&lt;0.001</math>、男性<math>=0.0975</math>）、及びがん（傾向P値：女性<math>=0.0006</math>、男性<math>=0.9380</math>）を含む疾患固有の死亡率の関連も、一般に同じJ字型のパターンに従っていたが、女性ではこの関連が有意であった一方、男性では有意な関連ではなかった。</li> <li>・女性で、ハザード比が有意であったのは、心血管疾患（10時間HR2.64、95%CI: 1.99-3.52）、脳血管疾患（8時間HR1.36、95%CI: 1.01-1.82；10時間HR3.09、95%CI: 2.14-4.47）、糖尿病（10時間HR3.73、95%CI: 1.98-7.05）、全がん（10時間HR1.47、95%CI: 1.08-2.00）、大腸がん（10時間HR3.28、95%CI: 1.70-6.32）、そのほかの死因（9時間HR2.04、95%CI: 1.46-2.85；10時間HR2.20、95%CI: 1.53-3.16）であった。</li> <li>・男性で、ハザード比が有意であったのは、心血管疾患（8時間HR1.68、95%CI: 1.23-2.30；10時間HR1.58、95%CI: 1.14-2.18）、脳血管疾患（8時間HR1.62、95%CI: 1.06-2.48；10時間HR1.73、95%CI: 1.14-2.64）、肺がん（10時間HR1.66、</li> </ul>	

No	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
					95%CI: 1.01-2.72)、そのほかの死因 (4-5時間HR1.46、95%CI:1.06-2.03 ; 10時間HR2.03、95%CI: 1.42-2.91)。 ・この研究の限界は、睡眠時間が自己申告である点、睡眠の質、睡眠障害、うつ病、自己評価の健康状態、催眠薬の使用に関するデータが収集されていない点、睡眠の評価に単一の項目を使用し、睡眠パターンが過去1~2年にわたって一貫していると仮定していることである。	
17	システムティックレビュー	<ul style="list-style-type: none"> <li>冠動脈性心疾患と脳血管疾患の危険因子として長時間労働を評価することを目的とした。</li> <li>20のコホート研究に関する未公開データを、労働人口(IPD-Work)コンソーシアムとデータアーカイブにアクセスして入手した。</li> <li>累積変量効果のメタ分析を使用して、公開データと未公開データからの効果推定値を組み合わせた。</li> <li>ヨーロッパ、アメリカ、オーストラリアの24のコホートからの25の研究が含まれた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>PubMed と Embaseを用いて、データベースの開始から2014年8月20日までに公開された文献のシステムティックレビューを行った。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>記載なし</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>冠状動脈性心臓病のメタ分析には、ベースラインで冠状動脈性心疾患のない603,838人の男女のデータが含まれた。追跡は5,100万人年(平均8年5年)で4,768件の冠状動脈性心疾患が記録された。</li> <li>脳血管疾患のメタ分析には、ベースラインで脳血管疾患がなかった528,908人の男女のデータが含まれた。3,800万人年で、1,722件の脳血管疾患が記録された。</li> <li>年齢、性別、社会経済的状态について調整された累積メタ分析では、標準時間(週35~40時間)と比較して、長時間労働(週55時間以上)は冠動脈性心疾患(相対危険度RR= 1.13、95%CI:1.02-1.26)および脳血管疾患(RR=1.33、95%CI:1.11-1.61)を発症するリスクが高かった。</li> <li>脳血管疾患と労働時間の関連は用量反応関係を示し、RR推定値は41-48労働時間で1.10(95%CI0.94-1.28)に対して、49-54労働時間および週55労働時間以上でそれぞれ1.27(95%CI1.03-1.56)および1.33(95%CI1.11-1.61)であった。</li> </ul>	Kivimaki M et al. 2015

No	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
18	システムティックレビュー	<ul style="list-style-type: none"> <li>長時間労働及び社会経済的地位とII型糖尿病の発症リスクとの関連について検討することを目的とした。</li> <li>PubMed、Embaseによる文献検索が行われ、複合基準を満たす文献のデータと、さらに19の疫学研究の公開データも含めてメタアナリシスが行われた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>2014年4月30日までに文献検索が行われた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>1週間あたりの労働時間30-40時間が対照群とされ、55時間以上が長時間労働と群分けされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>前向きコホート研究、労働時間または時間外労働、糖尿病の発症、95%信頼区間における相対危険度、オッズ比、ハザード比などの単語を用いた文献検索が行われ、4報の文献が抽出された。</li> <li>文献以外に、Inter-University Consortium for Political and Social Research (ICPSR)、the UK Data Service、Individual-Participant-Data Meta-analysis in Working Populations (IPD-Work) Consortiumから得た19の疫学研究のデータも含めて、合計222,120人の男女（米国、ヨーロッパ、日本、オーストラリア）のデータが抽出され、メタアナリシスが行われた。異質性はI2統計により評価された。</li> <li>170万人年のうち4,963人において糖尿病の発症が見られた（29/10,000人年）。標準的な労働時間（30-40時間/週）と比較して、最小限に調整された長時間労働（55時間以上/週）の相対危険度は、1.07（95%CI: 0.89-1.27、I2=53%、P=0.0016）であり、有意な関連は見られなかった。</li> <li>Z検定の結果、社会経済的地位の低い群において、より強い関連が認められ、相対危険度が1.29（95%CI: 1.06-1.57、I2=0%、P=0.4662）であった。社会経済的地位が高い群の相対危険度は1.00（95%CI: 0.80-1.25、I2=15%、P=0.2464）で関連が見られなかった。社会経済的地位が低い群では、年齢、性別、肥満、及び身体活動で調整した場合も強い関連が見られ、シフト制の労働者を除外した後も関連が認められた。</li> </ul>	Kivimäki M et al. 2015.
19	前向きコホート研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>不眠症、短時間及び長時間睡眠と心血管疾患との関連に、性別（男性）と社会経済的地位の低さがどのように関連</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>1992~1994年から2005年まで追跡された。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>不眠症は、DSM-IV診断基準に基づき、4つの睡眠障害（入眠困難、中途覚醒、早朝覚醒、熟眠障害）のいずれかが確認された場</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要なアウトカムは、心血管疾患の発症とされ、国民1人1人に付与される10桁の番号と、病院退院登録、死因登録及び人口統計登録データを照らし合わせることで確認された。またICDコードに基づき、心筋梗塞、脳血管疾患、虚血性心疾患に基づく死亡が心疾患イベントと定義された。</li> </ul>	Canivet C et al. 2014

No	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
		<p>するかを把握することを目的とした。</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>スウェーデンで、1992~1994年にコホートに登録された参加者のうち心血管疾患の既往歴のない45~64歳の男性5,875人、女性7,442人が分析対象とされた。</li> </ul>		<p>合に「不眠症の症状あり」とされた。</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間は、通常の平日の夜の睡眠時間を自己申告に基づいて評価し、回答から6時間以下、7~8時間、9時間以上に群分けされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>コックス比例ハザードモデルを用いて、睡眠時間及び不眠症と心血管疾患発症のハザード比 (HR) と95%信頼区間 (CI) が算出された。解析では「不眠症なし」「7~8時間睡眠」が対照群とされ、調整因子としてモデル1では年齢が用いられた。モデル2ではモデル1の因子+社会経済的地位、婚姻歴、社会参加、モデル3ではモデル2の因子+喫煙状況、少ない身体的運動量、肥満、モデル4ではモデル3+高血圧、糖尿病、モデル5ではモデル4の因子+首の痛さ、肩の痛さ、腰痛が用いられた。</li> <li>モデル1を用いて解析した睡眠時間のみとの関連については、男性では6時間以下のHRは1.1 (95%CI : 0.96-1.3)、9時間以上は1.3 (95%CI : 1.01-1.7であり、短い睡眠との関連は消失した。女性ではそれぞれ1.3 (95%CI : 1.1-1.5)、1.5 (95%CI : 1.1-2.1) であった。</li> <li>不眠症の症状と睡眠時間を組み合わせた場合、男性では6時間以下の睡眠時間と不眠症の組み合わせがリスク増加と関連していたが、女性ではいずれの睡眠時間でも、不眠症と組み合わせた場合にリスク増加と関連していた。</li> <li>潜在的な交絡因子を段階的に追加して検証したところ、男性では、社会経済的地位、配偶者の有無、社会参加の調整後、不眠症と心血管疾患発症との有意な関連性は消失した。女性では、調整によってHRがわずかに減少したが、有意な関連は残った。</li> <li>この研究の限界は、参加者の選択バイアス、不眠症の定義に懸念があることである。</li> </ul>	
20	症例対照研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>長時間労働及び短時間睡眠が、急性心筋梗塞 (AMI) または重度の冠状動脈</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>2008年1月から2011年11月の間にデータ収集が行われた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>労働時間は、1週間あたりの平均労働時間が40時間未満、40-48時間、49-60時間、60</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要アウトカムはAMIまたはCHDの発症とされた。</li> <li>ロジスティック回帰分析により、労働時間及び睡眠時間と、AMIまたはCHDの関連について評価が行われた。この時、年齢と学歴による調整が行われた。</li> </ul>	Chen g Y et al. 2014.

No	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
		<p>性心疾患（Severe coronary heart disease: SCHD）<sup>14</sup>のリスクと関連しているかどうか把握することを目的とした。</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>台湾において、AMIまたはSCHDと診断された23歳から60歳未満の男性322人（AMI134人、SCHD188人）と、対照として全国調査から選ばれた男性644人について調査が行われた。</li> </ul>		<p>時間超に群分けされた。</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間は、1日あたり6時間未満、6-8時間、8時間超に群分けされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>1週間あたりの平均労働時間が60時間超の場合、対照群の40-48時間と比較して、CHDのリスクが有意に高いことが認められた（OR2.2、95%CI: 1.6-3.1）。また、睡眠時間が6時間未満の場合、対照群の6-9時間と比較して、CHDのリスクが増加することが認められた（OR3.0、95%CI: 2.3-3.9）。</li> <li>睡眠時間とAMIのリスクには有意な関連は見られなかった。</li> <li>長時間労働及び短い睡眠時間は、男性の心血管疾患のリスクに独立して寄与すると示された。</li> <li>この研究の限界は、入院中にインタビューが行われた症例に対して、対照は自宅で質問票に回答したように評価方法が異なる点、症例におけるバイアスが大きい可能性がある点、対照の健康状態が不明である点などである。</li> </ul>	
21	横断研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>米国の成人における自己申告による睡眠時間と心血管疾患発症の10年後の予測リスクとの関連を把握することを目的とした。</li> <li>2005~2012年の国民健康栄養調査に参加した、心血管疾患</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>2005~2012年の国民健康栄養調査のデータが用いられた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間は自己申告で評価され、5時間以下、6時間、7時間、8時間、9時間、10時間以上に群分けされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要なアウトカムは、心血管疾患の発症とされた。</li> <li>自己申告による睡眠時間は、5時間以下、6時間、7時間、8時間、9時間、10時間以上がそれぞれ13.1%、24.4%、31.9%、25.2%、4.0%であった。</li> <li>共分散分析により、10年後に心血管疾患を発症するリスクの予測値が算出された。調整因子として、モデル2では年齢、モデル3ではモデル2の因子+性別、人種または民族、教育レベル、余暇の身体活動、BMI、関節炎、がん、慢性閉塞性肺疾患、肝臓の状態、甲状腺の障害、睡眠障</li> </ul>	Ford ES 2014

<sup>14</sup> SCHD は動脈造影によって確認された重度のCHDである。

No	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
		<p>と脳血管疾患の既往がない40~79歳（平均54.6歳）の男性及び非妊娠女性7,690人が解析の対象となった。</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>参加者のうち男性が48.7%であった。人種構成は、白人45.3%、黒人21.2%、メキシコ系16.9%、そのほか16.6%であった。</li> </ul>			<p>害の既往、モデル4ではモデル3から年齢を除外した因子が用いられた。</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>モデル3による解析の結果、睡眠時間5時間以下、6、7、8、9時間、10時間以上における、心血管疾患の10年後の予測発症リスクは、それぞれ4.0%、3.6%、3.4%、3.5%、3.7%、3.7%であった（<math>p&lt;0.001</math>）。</li> <li>予測心血管リスクが20%以上になる割合は、モデル2による解析では、睡眠時間が5時間以下、6、7、8、9時間、10時間以上で、それぞれ14.5%、11.9%、11.0%、11.4%、11.8%、及び16.3%であった（<math>p=0.022</math>）。ただし、モデル3による解析では、有意な関連は見られなかった（<math>p=0.698</math>）。</li> <li>この研究の限界は、横断研究であるために、因果関係を判断できないこと、ばく露（睡眠時間）と、アウトカム（心血管疾患）の両方が自己申告の情報によること、10時間以上の睡眠を報告した対象者が少ないこと、潜在的な調整因子が含まれていない可能性があることである。</li> </ul>	
22	コホート研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>十分な睡眠時間が、すでに報告されている健康的な4つの生活様式（十分な運動量、適切な食事、適度なアルコール摂取、禁煙）に加えて、心血管疾患リスクの低さに関連しているか把握することを目的とした。</li> <li>ベースラインで心血管疾患を有さない20-65歳の男性</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>1994年～1997年に調査が開始された。10～14年間（平均12年）追跡が行われた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間は自己申告によるものとし、7時間以上を「十分な睡眠」とした。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要アウトカムは何らかの心血管疾患の発症とされた。</li> <li>年齢、性別、学歴で調整したコックス比例ハザードモデルによる解析により、健康的な4つの生活様式、または睡眠時間と、心血管疾患リスクとの関連について評価が行われた。</li> <li>追跡中に合計607例の心血管疾患が確認され、そのうち致命的な疾患が129例（21%）、非致命的な心筋梗塞が367例（60%）であった。なお、非致命的な脳血管疾患が111例（18%）であった。</li> <li>健康的な4つの生活様式（十分な運動量、適切な食事、適度なアルコール摂取、禁煙）のうち、4つすべてに該当し、十分な睡眠である群は、0もしくは1つに該当する対照群と比較して、心血管疾患全体のリスクは65%低く（ハザ</li> </ul>	Hoevernaar - Blom MP et al. 2014.

No	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
		8,128人及び女性9,759人が調査対象となった。			ード比0.35、95%CI: 0.23-0.52)、致命的な心血管疾患のリスクは83%低かった(ハザード比0.17、95%CI: 0.07-0.43)。 <ul style="list-style-type: none"> <li>この研究の限界は、自己申告によるため睡眠時間の妥当性に欠ける点、生活様式の調査は1回のみであるため追跡中に変化している可能性がある点などである。</li> </ul>	
23	症例対象研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>韓国の労働者を対象に、労働時間と心血管疾患(CVD)の関連を調査し、CVDサブタイプに基づいてリスクの程度を比較することを目的とした。</li> <li>the Occupational Cardiovascular Disease Surveillance 2010のデータを使用。</li> <li>登録された824の症例のうち、特定の2病院に由来する711人から、不就業、再発、誤診断、労働時間に関する情報が不足した者を除外した、348人を対象として症例対照研究を行った</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>症例群は the Occupational Cardiovascular Disease Surveillance 2010のデータを使用した。</li> <li>対照群769人は、2010年11月から2011年10月までの期間に、性別、年齢、職業の種類、地域が症例群とマッチするよう、大学病院の4つの労働衛生研究所でリクルートされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>職業の種類はホワイトカラーまたはブルーカラーに群分けされた。</li> <li>「短期労働時間」(前週の労働時間を<math>\leq 40</math>、40.1-45、45.1-50、50.1-55、55.1-60、<math>&gt; 60</math>時間)とし、「長期労働時間」(過去3か月間の週平均労働時間を<math>\leq 40</math>、40.1-44、44.1-48、48.1-52、<math>&gt; 52</math>)とし、群分けを行った。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要なアウトカムはCVD(脳梗塞、脳内出血、くも膜下出血、急性心筋梗塞)の発症と定義された。解析対象となったCVD348例のうち、脳梗塞が123例、脳内出血が69例、くも膜下出血が57例、急性心筋梗塞が99例であった。</li> <li>CVD発症を従属変数、短期及び長期労働時間を独立変数とする多変量ロジスティック回帰分析が用いられ、オッズ比と95%信頼区間が算出された。短期労働時間の場合には40.1-50時間労働の群、長期労働時間の場合には40.1-48時間労働の群が対照群とされた。調整因子として、教育のレベル、高血圧、糖尿病、運動、BMI、喫煙及びアルコール摂取レベルが用いられた。</li> <li>多変量ロジスティック回帰分析の結果、短期的にも、長期的にも、CVDリスクのオッズ比(OR)は、対照群と比較して、労働時間が長い群で増加した(短期労働時間の場合、50.1~60時間労働: OR1.85、95%CI: 1.22-2.81、60時間以上: OR4.23、95%CI: 2.81-6.39、長期労働時間の場合、48.1-52時間労働: OR1.73、95%CI: 1.03-2.90、52時間以上: OR3.46、95%CI: 2.38-5.03)。</li> <li><math>&lt; 40</math>時間労働については、有意な差は見られなかった。</li> <li>この研究の限界は、労働時間に関する思い出しバイアス、参加者の選択バイアス、因果の逆転(40時間未満の群で有意にリスクが増加)の可能性である。</li> </ul>	Jeong I et al. 2014

No	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
24	前向きコホート研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>• C反応性タンパク質 (CRP) が、睡眠時間による冠動脈性心疾患のリスク予測に影響を及ぼすかどうかを把握することを目的とした。</li> <li>• 1971年に Framingham Offspring Study に登録された30歳以上の成人のうち、冠動脈性心疾患の既往がなく、CRPと睡眠時間の測定値が欠落していない3,381人を分析対象とした。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• 1971年から2007年末まで追跡が行われた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• 睡眠時間は6時間以下、7-8時間、及び9時間以上に群分けされた。</li> <li>• CRPレベルは2003年米国心臓協会の声明に基づいて3つ (&lt;1mg/L、1-3mg/L、≥3mg/L) に群分けされた。</li> <li>• さらに、睡眠時間とCRPレベルと組み合わせることで9つのグループに分けられた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• 主要なアウトカムは、心筋梗塞の発生や冠動脈性心疾患による死亡を含む冠動脈性心疾患の発症と定義された。発症についてはFramingham Offspring Studyのデータを用いた。睡眠時間による冠動脈性心疾患リスクの予測とCRPの関連を把握するために、免疫比濁法により一晩絶食後のCRPの測定が行われた。</li> <li>• 初回イベントあるいは冠動脈性心疾患以外による死亡、またはイベントが発生せずに参加者が生存している場合は2007年12月31日までフォローアップが行われた。追跡期間中に、冠動脈性疾患の発症491例が確認された。</li> <li>• コックス比例ハザードモデルを用いて、睡眠時間、CRPレベルと、冠動脈性心疾患の発生リスクに関するハザード比と95%信頼区間が算出された。7-8時間が対照群とされ、調整因子として、モデル1では年齢と性別、モデル2ではモデル1の因子+喫煙状況、週あたりのアルコール摂取量、収縮期血圧、総コレステロール値、BMI、及び糖尿病、モデル3ではモデル2の因子+CRPが用いられた。</li> <li>• モデル1による解析の結果、6時間以下の睡眠は冠動脈性心疾患の発症リスク増加と関連していた (HR1.42、95%CL: 1.15-1.76) が、9時間以上の睡眠では有意な関連は見られなかった (HR1.23、95%CL: 0.90-1.70)。モデル2では、6時間以下のHRが1.35 (95%CL: 1.09-1.67)、9時間以上が1.14 (95%CL: 0.82-1.58)、モデル3ではそれぞれ1.29 (95%CL: 1.03-1.61)、1.13 (95%CL: 0.81-1.58) であった。</li> <li>• 7-8時間睡眠かつCRPレベルが1mg/L未満の群を対照とした場合、CRPレベルに関係なく6時間以下または9時間以上の睡眠が冠動脈性心疾患の発症リスク増加と関連していた。</li> <li>• この研究の主な限界は、睡眠時間が自己申告によること、参加者が白人のみであることである。</li> </ul>	Liu J et al. 2014

No	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
25	前向きコホート研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>中国人における、睡眠時間と脳血管疾患死亡率の関連を把握することを目的とした。</li> <li>1993年から1998年の間にリクルートされた、中国南部の福建省と広東省出身でシンガポールに住む45-74歳の中国人63,257人が対象とされた（The Singapore Chinese Health Study）。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>平均追跡期間は14.7年であった。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間は、過去1年間における、1日の平均的な睡眠時間を、5時間以下、6時間、7時間、8時間、9時間、10時間以上に群分けした。</li> <li>死亡は、2011年12月31日までのシンガポールの出生及び死亡のレジストリを通じて特定された。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要アウトカムは、脳血管疾患による死亡と定義され、2011年12月31日までのシンガポール出生死のレジストリとの連携を通じて特定された。</li> <li>Cox比例ハザード回帰を用いて、睡眠時間と脳血管疾患死亡率のハザード比（HR）が算出された。7時間睡眠が対照群とされた。</li> <li>調整因子として、モデル1では、年齢、募集年、性別、地域、教育レベル、BMI、飲酒、喫煙強度（タバコの数/日）及び期間（喫煙年数）、身体活動のレベル、総カロリー、野菜、果物、食物繊維、多価不飽和脂肪酸の摂取量が、モデル2では、モデル1の因子+高血圧、糖尿病、心血管疾患、脳血管疾患、及びがんの病歴が用いられた。</li> <li>モデル2による解析の結果、1日7時間の睡眠と比較して、短時間（5時間以下）及び長時間睡眠（9時間以上）の両方が脳血管疾患死亡のリスク増加と関連した。5時間以下で1.25（95%CI: 1.05-1.50）、9時間以上も1.54（95%CI: 1.28-1.85）で有意であった。また脳梗塞では短時間睡眠で1.37（95%CI: 1.12-1.68）、長時間睡眠で1.68（95%CI: 1.36-2.06）であった。この関連は合併症を調整した後にわずかに減衰した。危険因子では高血圧の既往がある群では脳血管疾患死亡は短時間睡眠、長時間睡眠両方で有意差がなかった。</li> <li>この研究の限界は脳血管疾患死亡をアウトカムにしていたため、致命的ではない脳血管疾患に結果を適用できるかどうかは不明である点である。</li> </ul>	Pan A et al. 2014
26	前向きコホート研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間と睡眠障害の原因特異的死亡率（心血管疾患、がん、そのほか）に対する独立した効</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>1985~1988年から2010年まで追跡された。平均追跡期間は22年であった。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠の測定値はベースラインで自己申告（平日の平均的な睡眠時間）により評価され、5時間以下、6、</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要なアウトカムは、心血管疾患による死亡率とされた。死因に関する情報は、National Health Services Central Registryから得られた。</li> <li>Cox比例ハザードモデルを使用して、睡眠障害と、死亡のハザード比（HR）と95%信頼区間（CI）が算出された。</li> </ul>	Rod NH et al. 2014

No	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
		<p>果及び複合効果を把握することを目的とした。</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>英国のホワイトホールIIに登録された者のうち、既存の疾患のない9,098人の男女が解析対象とされた。</li> </ul>		<p>7、8、9時間以上に分類された。</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠障害は、General Health Questionnaire-30の1つの質問“最近あなたは眠れず睡眠に障害のある夜を過ごしていますか？”で評価された。</li> <li>睡眠時間と睡眠障害の複合効果を評価するために、7~8時間睡眠かつ睡眠障害なし、7~8時間睡眠及び睡眠障害あり、≤6時間睡眠かつ睡眠障害なし、≤6時間睡眠かつ睡眠障害ありの複合変数が作成された。睡眠時間が9時間以上の者は、7~8時間睡眠と比較して死亡リスクが高いため、複合変数には含まれなかった。</li> </ul>	<p>7~8時間睡眠の群が対照群とされ、共変量として、年齢、職階級、喫煙習慣、高アルコール摂取量、及び身体活動量、BMI、総コレステロール、うつ病/不安、婚姻状況が含まれた。</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>22年間の追跡中に、死亡者804人(男性538人、女性266人)が見られ、そのうち男性167人、女性54人が心血管疾患によるものであった。</li> <li>男性では、6時間以下の睡眠と睡眠障害は、心血管疾患死亡率と独立した関連は見られなかった。しかし、両方を経験した男性は、心血管疾患死亡率のリスクは有意ではないが高かった (HR1.57、95%CI: 0.96-2.58)。</li> <li>女性では、6時間以下の睡眠 (HR1.81; 95%CI: 1.05-3.10) と睡眠障害 (HR3.04; 95%CI: 1.42-6.51) は独立して心血管疾患死亡率のリスク増加と関連しており、睡眠不足と睡眠障害を両方持つ女性は、睡眠障害がなく、7-8時間睡眠の群と比較して、心血管疾患死亡率のリスクがはるかに高かった (HR3.19; 95%CI: 1.52-6.72)。</li> <li>この研究の限界は、睡眠不足または睡眠障害は、単に既往疾患のマーカーであり、短時間睡眠群は健康状態が悪い(うつ等診断されている)ことはよく知られていること、主要かつ一般的な睡眠障害である睡眠時無呼吸に関する情報がないこと、睡眠時間と睡眠障害の評価がいずれも自己申告に基づくことである。</li> </ul>	
27	コホート研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間と、総死亡率、心血管疾患及びがんによる死亡率との関連について把握することを目</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>1995年から1996年にデータ収集が行われた。2011年末まで、平均14年</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間は、自己申告による過去12か月の通常の時間とし、5時間未満、5-6時間、</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要アウトカムは、心血管疾患及びがんによる死亡と定義された。死亡原因は、National Death Index Plusによるデータが用いられ、心血管疾患による死亡はI00-I78と定義された。</li> </ul>	Xiao Q et al. 2014.

No	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
		<p>的とした。睡眠と、身体活動やテレビの視聴、BMIとの関連についての評価が行われた。</p> <p>• National Institutes of Health (NIH)-AARP Diet and Health Studyに参加した心血管疾患、がん、呼吸器疾患を有さない米国の51-72歳の男女239,896人が調査の対象となった。</p>	<p>間の追跡が行われた。</p>	<p>7-8時間、9時間以上に群分けされた。</p> <p>• 昼寝時間は、なし、1時間未満、1-2時間、3-4時間、5時間以上に群分けされた。</p>	<p>• Cox比例ハザードモデルを用いて、睡眠時間と、総死亡率、心血管疾患による死亡率、がんによる死亡率に関するHRと95%信頼区間 (CI) が算出された。</p> <p>• 解析では、睡眠時間7-8時間が対照群とされた。調整モデルでは、性別、年齢、人種、婚姻歴、学歴、自己申告による健康状態、喫煙状況、喫煙量、禁煙後の年月 (0を含む)、アルコール摂取が調整因子とされた。調整モデルの因子に、身体活動 (MVPA)、テレビの視聴、BMIをそれぞれ追加したモデルと、これらの因子をすべて追加した Full modelが用いられた。</p> <p>• 追跡中に44,100の死亡例が確認された。Full modelによる解析の結果、心血管疾患による死亡率のHRは5時間未満の群で1.25 (95%CI: 1.13-1.38)、9時間以上の群で1.07 (95%CI: 0.97-1.17) であった。</p> <p>• 調整モデルによる解析の結果、睡眠時間7-8時間かつBMIが25未満を対照群とした場合、睡眠時間7時間未満かつBMIが25以上の群は、HRが1.33 (95%CI: 1.26-1.40) であったことから、睡眠時間とBMIの相乗効果が示唆された。</p> <p>• ベースラインにおいて4つの不健康なリスク要因を持つ群 (睡眠時間/日: 7時間未満、身体活動/週: 1時間未満、テレビの視聴時間/日: 3時間以上、BMI: 25以上) は、対照群と比較し、心血管疾患によるHRが1.90 (95%CI: 1.67-2.17) であった。</p> <p>• この調査の限界は、睡眠時間や身体活動、BMI等が自己申告であること、ベースライン時のみのデータであること、精神状態や睡眠障害について調査していないこと、対象が慢性疾患を有さない中高年に限定されていること等である。</p>	

No	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
28	前向きコホート研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間が虚血性心疾患の死亡率と総死亡率のリスク指標であるかどうか、仕事や余暇の間に知覚されるストレスと精神安定剤/催眠薬の使用による影響も含めて把握することを目的とした。</li> <li>コペンハーゲンのコホートに登録された男性のうち、ベースライン時に心血管疾患の既往がある男性を除外した5,249人（40～59歳）が分析対象とされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>1970年-1971年にデータ収集が実施され、追跡が30年間行われた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間は、6時間未満、6-7時間、8時間以上に群分けされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要なアウトカムは、虚血性心疾患による死亡とされ、ICD-8の410-414、ICD-10のI20-I25に該当する場合と定義された。</li> <li>Cox比例ハザードモデルを使用して、睡眠時間と、虚血性心疾患による死亡、全死亡率に関するハザード比(HR)と95%信頼区間(CI)が算出された。6-7時間睡眠の群が対照群とされた。調整因子として、年齢のほか、さらにライフスタイル要因(アルコール摂取、喫煙、余暇の身体活動)、臨床及び健康関連要因(BMI、収縮期血圧、拡張期血圧、糖尿病、高血圧、体力)、社会階級が段階的に追加されて用いられた。</li> <li>調整因子をすべて用いたフルモデルによる解析の結果、6時間未満の睡眠は、虚血性心疾患の死亡リスクの増加とは関連していた(HR1.46、95%CI: 1.07-2.00)が、総死亡率とは関連が見られなかった(HR1.06、95%CI: 0.90-1.25)。8時間以上の虚血性心疾患、全死亡のHRは、それぞれ1.20(95%CI: 0.97-1.49)、0.99(95%CI: 0.84-1.09)であった。</li> <li>仕事と余暇の間に知覚される心理的プレッシャーは、睡眠時間と虚血性心疾患死亡率との関連性に対する重要な効果修飾因子ではなかった。精神安定剤/催眠薬を使用している男性では(まれにまたは定期的に)、6時間未満の睡眠は6-7時間睡眠と比較して虚血性心疾患死亡率のリスクを2-3倍増加させた。精神安定剤/催眠薬を使用することがない人の間では、睡眠時間と虚血性心疾患死亡率の間に関連性は観察されなかった。</li> <li>この研究の限界は、30年の追跡期間中に精神安定剤及び催眠薬の種類が変化している点、対象がコペンハーゲンの都市部で勤務する男性に限られる点などである。</li> </ul>	Garde AH et al. 2013

No	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
29	コホート研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>血液凝固に関与する急性期の炎症性タンパク質であるフィブリノゲンが睡眠時間と冠動脈性心疾患 (CHD) の発症及び死亡率との関連を媒介するかどうかを把握することを目的とした。</li> <li>1993年から1998年に Women's Health Initiativeに登録された50-79歳の女性のうち、ベースライン時にCHDの既往のない3,942人が解析の対象となった。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>1993年から1998年に登録され、2009年まで追跡された。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間は、ベースライン時に自己申告で評価した過去4週間の典型的な夜の睡眠時間 (≤5、6、7、8、9、≥10時間のカテゴリで回答) を、9時間以上、7または8時間、6時間、及び5時間以下に群分けした。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要なアウトカムは、CHDの発症とフォローアップ中の全死亡とされた。CHDは、CHDまたは心筋梗塞の最初の発生、CHDまたは心筋梗塞による死亡と定義された。</li> <li>平均フィブリノゲンレベルは304.45mg dL-1 (標準偏差: 61.68mg dL-1) であった。平均値が0で標準偏差が1となるように標準化されたフィブリノゲンレベルが解析に用いられた。</li> <li>最小二乗回帰モデルを使用して、フィブリノゲンと自己申告睡眠時間との関連を調査したのち、ロジスティック回帰モデルを用いて、フィブリノゲンのCHDの発症及び総死亡率に関するオッズ比 (OR) と95%信頼区間が算出された。睡眠時間7-8時間が対照群とされ、調整因子として、モデルAでは睡眠時間、年齢、人種、学歴、収入、モデルBではモデルAの因子+フィブリノゲンレベル、モデルCではモデルBの因子+BMI、低運動量、高アルコール摂取、喫煙歴、高血圧、糖尿病有無、うつ病有無、一般的な健康状態、及び生活満足度スケールが用いられた。</li> <li>フィブリノゲンレベルは、交絡因子調整後も、自己申告の長時間睡眠時間 (1晩9時間以上)、CHD及び総死亡率と正の関連があった。</li> <li>モデルAによる解析の結果、9時間以上の長時間睡眠時間では、CHD発症リスクが有意に増加した (OR2.05、95%CI: 1.02-4.11)。フィブリノゲンレベルを調整因子に加えたモデルBでは、オッズ比が約8%下がった (OR1.97、95%CI: 0.98-3.97)。睡眠時間6時間、5時間以下のオッズ比は、モデルAでは、0.64 (95%CI: 0.40-1.00)、1.13 (95%CI: 0.66-1.94)、モデルBでは、0.65 (95%CI: 0.41-1.02)、1.16 (95%CI: 0.68-1.98) であった。</li> </ul>	Hale L et al. 2013

No	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
					<ul style="list-style-type: none"> <li>この調査の限界は、結果の一般化可能性に懸念があること、睡眠時間が自己申告であること、夜間の覚醒について情報が無いことである。</li> </ul>	
30	コホート研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間と全死因及び原因別死亡率との関連を把握すること、身体機能と自己評価された健康による層別分析を実施することを目的とした。</li> <li>宮城県の大崎保健所が管轄する地域の国民健康保健受給者で、1995年にリクルートされた40-79歳の51,253人のうち、49,256人（男性23,749人、女性25,507人）が分析対象とされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>1995年1月1日から2008年3月31日が追跡期間とされた。平均追跡期間は10.8年であった。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間は、過去1年間における1日あたりの平均睡眠時間を、6時間以下、7時間、8時間、9時間及び10時間以上/日に群分けされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要アウトカムは、全死因、冠動脈性心疾患（虚血性心疾患と脳血管疾患）、がん、そのほかの原因による死亡率と定義された。国民健康保険の履歴ファイルをレビューすることにより、死亡率と転出が追跡された。大崎保健所に提出された死亡証明書を確認することにより、死因が調査された。死因は、ICD-10に従い、医師によってコード化された。</li> <li>Cox比例ハザード回帰分析を用いて、睡眠時間と全死因、心血管疾患による死亡、がん、そのほかの原因による死亡のハザード比（HR）及び95%信頼区間（CI）が算出された。</li> <li>解析では、7時間睡眠が対照群とされ、調整因子として、年齢、性別、総エネルギー摂取量、体格指数、婚姻状況、教育レベル、雇用状況、心筋梗塞・がん・脳血管疾患・高血圧・糖尿病の既往歴、喫煙状況、飲酒習慣、1日の歩行時間、精神的ストレスレベル、主観的健康観、身体的機能（制限有無）が用いられた。</li> <li>解析の結果、8時間以上の睡眠の群で、全死因死亡率と有意な関連が見られた（8時間HR1.07、95%CI: 1.01-1.14、9時間HR1.14、95%CI: 1.06-1.24、10時間以上HR1.37、95%CI: 1.27-1.47）。6時間以下の睡眠では有意な関連は見られなかった。</li> <li>8時間以上の睡眠では、心血管疾患による死亡リスクとの有意な関連が見られた（8時間HR1.21、95%CI: 1.08-1.36、9時間HR1.32、95%CI: 1.15-1.28、10時間以上HR1.49、95%CI: 1.30-1.71）。6時間以下の睡眠では有意な関連は見られなかった。心血管疾患のうち、虚血性心疾患と脳血</li> </ul>	Kakizaki M et al. 2013

No	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
					<p>管疾患のみ、個別に分析した結果では、6時間以下の睡眠、8時間以上の睡眠の両方が虚血性心疾患による死亡と有意に関連していた（6時間以下HR1.38、95%CI: 1.02-1.86、8時間HR1.36、95%CI: 1.06-1.73、9時間HR1.49、95%CI: 1.10-2.02、10時間以上HR1.41、95%CI: 1.04-1.92）。一方で、脳血管疾患では9時間以上での睡眠でのみ有意な関連が見られ（9時間HR1.30、95%CI: 1.06-1.60、10時間以上HR1.51、95%CI: 1.24-1.85）、6時間、8時間では有意な関連はなかった。</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>• いずれの睡眠時間も、がんによる死亡とは有意な関連はなかった。</li> <li>• そのほかの死因による死亡は、9時間以上の睡眠と関連していた（9時間HR1.20、95%CI: 1.06-1.36、10時間以上HR1.53、95%CI: 1.36-1.7）が、6時間以下、8時間の睡眠とは関連がなかった。</li> <li>• この研究の限界は、睡眠時間が自己申告であること、睡眠の質、睡眠のタイミング、睡眠障害の存在、睡眠薬または抗うつ薬やベンゾジアゼピンなどのほかの種類の薬の使用に関する情報が得られていないこと、交替勤務や夜勤などの勤務時間の情報が得られていないことである。</li> </ul>	
31	コホート研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>• 睡眠時間と死因別死亡率との関連を把握することを目的とした。</li> <li>• 1990年代に The Multiethnic Cohortに登録された45-75歳のハワイとロサンゼルスの人々のうち</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• 平均追跡期間は12.9年であった。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• 睡眠時間は、過去1年間の平均的な睡眠時間を、5時間未満、6、7、8、9時間以上に群分けした。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• 主要アウトカムは死亡と定義された。死亡は、主に州の死亡証明書との連携を通じて確認された。死因は、国際疾病分類第9改訂（ICD-9）及び第10改訂（ICD-10）に従ってコード化された。</li> <li>• Coxハザード回帰モデルを用いてハザード比（HR）及び95%信頼区間（CI）が算出された。</li> <li>• 解析では、7時間睡眠の群が対照群とされ、調整因子として、年齢、人種、喫煙習慣が用いられた。</li> </ul>	Kim Y et al. 2013

No	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
		ち、がんや心疾患、動脈硬化の既往のない男性61,936人、女性73,749人が分析対象とされた。			<ul style="list-style-type: none"> <li>解析の結果、男性では、5時間以下、8時間、9時間以上の睡眠で総死亡率のリスク (HR1.15、95%CI: 1.06-1.23 ; HR1.07、95%CI: 1.01-1.12 ; HR1.19、95%CI: 1.12-1.27)、9時間以上で心血管疾患のリスク (HR1.22、95%CI: 1.09-1.35) が増加した。心血管疾患のサブタイプ別では、5時間以下及び9時間以上と冠動脈心疾患 (HR1.21、95%CI: 1.04-1.42 ; HR1.16、95%CI: 1.04-1.42)、9時間以上の睡眠と脳血管疾患 (HR1.35、95%CI: 1.03-1.75) と有意な関連が見られたが、そのほかのサブタイプ (心筋症、心停止、高血圧性心疾患、高血圧、うっ血性心不全) とは有意な関連は見られなかった。</li> <li>解析の結果、女性では、5時間以下及び9時間以上の睡眠では、全死因の死亡リスク (HR1.20、95%CI: 1.05-1.36 ; HR1.22、95%CI: 1.13-1.31)、心血管疾患の死亡リスク (HR1.20、95%CI: 1.05-1.36 ; HR1.29、95%CI: 1.13-1.47) が増加した。心血管疾患のサブタイプ別では、9時間以上と冠動脈心疾患 (HR1.23、95%CI: 1.02-1.49)、9時間以上と脳血管疾患 (HR1.39、95%CI: 1.06-1.83)、5時間以下、6時間、8時間、9時間以上の睡眠と高血圧 (HR2.21、95%CI: 1.09-4.46、HR2.03、95%CI: 1.11-3.72)、HR2.05、95%CI: 1.13-3.71、HR2.46、95%CI: 1.22-4.97) で有意な関連が見られた。そのほかのサブタイプとは有意な関連は見られなかった。この研究の限界は、睡眠の質が測定されていない点である。</li> </ul>	
32	横断研究	・肥満と frequent mental distress (FMD) が、睡眠と冠動脈性心疾患、動脈硬化、糖尿病に及ぼす影響を把握す	・調査は2010年に実施された。	・睡眠時間は短時間 (6時間以下)、適切 (7-9時間)、長時間睡眠 (10時間以上) に群分けされた。	・主要アウトカムは、慢性疾患 (冠動脈性心疾患、脳血管疾患、糖尿病) と定義された。これらの診断を過去に受けたかどうかを対象者に尋ねることにより、疾患の有無が判別された。	Liu Y et al. 2013

No	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
		<p>ることを目的とした。</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>米国の14の州で行われた Behavioral Risk Factor Surveillance System survey に参加した者のうち、45歳以上の成人 54,269 人が分析対象とされた。対象の 33.1%が 65歳以上で、52.8%が女性であった。人種の構成は、非ヒスパニック系白人 76.5%、非ヒスパニック系黒人 5.7%、ヒスパニック系 10.2% であった。</li> </ul>			<ul style="list-style-type: none"> <li>ロジスティック回帰分析を用いて、短時間及び長時間睡眠と、FMD、肥満、慢性疾患との関連のオッズ比及び 95%CIが算出された。</li> <li>解析では7-9時間睡眠が対照群とされた。モデル1は未調整、モデル2では性別、年齢、人種及び民族、教育歴が調整因子として用いられた。モデル3とモデル4では、モデル2の因子に加えて、それぞれ肥満及びFMDが調整因子として用いられ、睡眠時間と慢性疾患の関連における肥満とFMDの媒介効果が検証された。</li> <li>モデル2の解析の結果、6時間以下、10時間以上のいずれの睡眠時間も、冠動脈性心疾患 (OR1.45、95%CI: 1.29-1.63 ; OR1.92、95%CI: 1.52-2.43)、脳血管疾患 (OR1.34、95%CI: 1.14-1.59 ; OR2.47、95%CI: 1.89-3.22)、糖尿病 (OR1.34、95%CI: 1.20-1.49 ; OR1.96、95%CI: 1.60-2.39) のリスク増加と有意に関連していた。</li> <li>モデル3の解析の結果、モデル2に比べ、ORがやや減衰した。モデル4の解析の結果、モデル2に比べ、ORが減衰したことから、FMDによる媒介効果が示された。</li> <li>この研究の限界は、睡眠時間が自己申告である点である。</li> </ul>	
33	横断研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>健康な中年女性の自己申告による睡眠障害と持続時間及び冠動脈と大動脈の石灰化との横断的な関連性を評価した。</li> <li>SWAN Heart studyに登録した512人（平均50.4±2.8歳）の黒</li> </ul>	記載なし	<ul style="list-style-type: none"> <li>毎年の訪問で、過去2週間について、睡眠障害の頻度が評価された（カテゴリー：なし、週に1回未満、週に1~2回、週に3~4回、週に5回以上）。</li> <li>ピッツバーグ睡眠品質指数の一部を用いて、前月の1晩あたりの実際の睡眠時間</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要なアウトカムは、冠動脈及び大動脈の石灰化とされ、該当する血管上に130ハウズフィールドユニット (HU) より大きい3つ以上のピクセルが検出された場合、石灰化病変が存在するとみなした。</li> <li>線形回帰分析を用いて、睡眠特性と冠動脈と大動脈の石灰化の関連が検証された。共変量として、モデル1では年齢、部位、人種、BMI、フラミンガムリスクスコア、モデル2ではモデル1の共変量に加えて、学力、自覚的健康感、入眠薬の服用有無、アルコール摂取量、モデル3はモデル2のすべての共変量とCES-Dスコア (Center for</li> </ul>	Matthews KA et al. 2013

No	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
		人及び白人女性が解析対象とされた。		数、前月の全体的な睡眠の質、以前の咳やいびきによる睡眠障害の頻度が評価された。	<p>Epidemiological Studies-Depression scale) から睡眠項目を引いたものが用いられた。</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>大動脈の石灰化は、線形回帰分析（モデル1）で、眠りに落ちるトラブルのレベルの高さ、予定より早く目覚める、睡眠の質の低さ、咳/いびき、短い睡眠時間と関連していた。</li> <li>追加の共変量の調整後も、睡眠の質が低いこと（<math>p=0.007</math>）、予定より早く目覚めること（<math>p=0.03</math>）は、大動脈の石灰化と有意に関連した。</li> <li>冠動脈の石灰化は睡眠特性とは無関係であった。</li> <li>この研究の限界は、心疾患または脳血管疾患の既往がないことで選別された女性を対象としたため、半分以上の対象者が冠動脈の石灰化がなく、そのために、睡眠特性との関連を検出できなかった可能性がある点である。一方で、対象者集団には、様々な程度の大動脈の石灰化した人が含まれていたため、関連が検出された可能性もある。</li> </ul>	
34	前向きコホート研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>この研究の目的は、男女における長時間労働の死亡リスクに対する影響を定量化し、これが労働市場の位置によってどのように変化するかを判断すること、特に心血管疾患、事故またはアルコールに対するこれらの影響を把</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>2001年から2009年まで追跡が行われた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>労働時間は、2001年の国勢調査で評価され、週あたり35~40時間、41~8時間、49~54時間、55時間以上に群分けされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要アウトカムは死亡と定義された。死因は、ICD-10を用いてコード化された。</li> <li>Cox比例ハザードモデルを用いて、長時間労働による健康への影響と死亡リスクに関するハザード比（HR）と95%信頼区間（CI）が算出された。</li> <li>相互作用の検定を用いて、長時間労働に伴う健康への影響が年齢、健康状態、または職業的社会階級によって異なるかどうかを検証された。</li> <li>解析では、35~40時/週労働が対照群とされ、調整因子として、年齢、配偶者の有無、扶養している子供の数、介護義務の有無、職業階級、長期の病気と一般的な健康の制限の有無が用いられた。解析は男女別に行われた。</li> </ul>	O'Reilly D & Rosato M 2013

No	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
		<p>握することを目的とした。</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>2001年の英国国勢調査時に20~59歳または64歳(公的な退職年齢)であったフルタイム雇用の男女コホートのうち、414,949人(男性270,011人、女性144,938人)が解析対象に含まれた。</li> </ul>			<ul style="list-style-type: none"> <li>職業的社会階級を考慮しない、男女別の解析の結果、いずれの労働時間も、総死亡率との有意な関連は見られなかった。</li> <li>職業的社会階級(管理職、中間職、自営業、単純労働)別の解析の結果、男性では、55時間/週以上労働の管理職のみ、総死亡のリスクの増加と関連していた(HR1.31、95%CI: 1.11-1.55)。さらに、死因別に解析を行ったところ、全心血管疾患による死亡リスク(HR1.49、95%CI: 1.10-2.00)また虚血性心疾患(HR1.53、95%CI: 1.08-2.17)、脳血管疾患(HR2.65、95%CI: 1.28-5.50)、呼吸器疾患(HR2.67、95%CI: 1.43-5.01)も有意であった。女性では、いずれの職業的社会階級でも、労働時間と総死亡と有意な関連は見られず、死因別の解析でも有意な関連は見られなかった。</li> <li>この研究の限界は、副業の労働時間が含まれていない点、仕事の通勤・帰宅時間が含まれていない点、健康状態が悪いため労働時間を短縮している参加者がいる可能性がある点である。</li> </ul>	
35	前向きコホート研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間と不眠症が閉経後女性の冠動脈性心疾患及び心血管疾患の増加に関連しているかどうかを把握することを目的とした。</li> <li>Women's Health Initiative Observational Studyの参加者86329人</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>平均追跡期間は10.3年であった。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間は、ベースライン時における、過去4週間の平均的な睡眠時間の自己申告をもとに、5時間以下、6、7~8、9、10時間以上に群分けされた。</li> <li>不眠症スコアはWHI Insomnia Rating Scale(WHIIRS)で以下</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要アウトカムは、冠動脈性心疾患及び心血管疾患の発症と定義された。心筋梗塞の発症、心血管疾患による死亡または入院、狭心症、冠動脈バイパス移植または経皮経管冠動脈形成術を含む冠動脈再建として定義された。</li> <li>Cox比例ハザードモデルを用いて、睡眠時間と冠動脈性心疾患及び心血管疾患発症のハザード比(HR)と95%信頼区間(CI)を算出した。</li> <li>解析では、7-8時間睡眠、WHIIRS&lt;3の不眠症を対照群とし、年齢、人種、教育、収入、喫煙、BMI、身体活動、アルコール摂取、うつ病、糖尿病、高血圧、高脂血症、併存疾患が調整因子とされた。</li> </ul>	Sands - Linco In M et al. 2013

No	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
		(50~79歳)が分析に含まれた。		のように群分けした。 WHIIRS<3 3≤WHIIRS<6 6≤WHIIRS<9 9≤WHIIRS	<ul style="list-style-type: none"> <li>不眠症スコアが高い(9≤WHIIRS)女性では、対照群と比べ冠動脈性心疾患及び心血管疾患それぞれの発症リスクが増加した(HR1.19、95%CI: 1.09–1.30;HR1.11、95%CI: 1.03–2.00)。</li> <li>短時間(5時間以下)及び長時間(10時間以上)の睡眠時間は、年齢調整及び人種調整モデルで冠動脈性心疾患及び心血管疾患発症率の増加が見られたが、完全調整モデルでは有意ではなかった。6時間睡眠、9時間睡眠では有意な関連は見られなかった。</li> <li>相互作用の検定では、冠動脈性心疾患及び心血管疾患のリスクについて、睡眠時間と不眠症の間の有意な相互作用が示された。</li> <li>この研究の限界は、閉経後の女性を対象としており、男性や若年女性へ結果を一般化できないこと、閉塞性睡眠時無呼吸などの情報がないこと、睡眠時間が自己申告である点である。</li> </ul>	
36	メタアナリシス	<ul style="list-style-type: none"> <li>長時間労働と心血管疾患の関連を把握することを目的とした。</li> <li>MEDLINE (PubMed)、EMBASE、Cochrane Register of Controlled Trials in the Cochrane Libraryで検索を行い、包含基準をみたす6つの症例対照研究または5つのコホート研</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>記載なし(メタアナリシス)</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>長時間労働の定義として、45時間以上、55時間以上、60時間以上のいずれを用いているかでサブグループ分析を行った。</li> <li>メタアナリシスでは研究によって労働時間のカテゴリーが異なるため、長時間労働としては、40時間未満と60時間以上を比較した。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>メタアナリシスにより、長時間労働と心血管疾患の関連を検証した。また、研究デザイン、性別、労働時間によるサブグループ分析を行った。</li> <li>検定の結果、研究間に有意な異質性があったため、メタアナリシスにはランダム効果モデルが用いられた。分析の結果、労働時間と心血管疾患に有意な関連が認められた(OR=1.37、95%CI: 1.11-1.70)。</li> <li>研究デザイン(症例対象研究/コホート研究)のサブグループ分析でも、有意な関連が認められた。性別によるサブグループ分析では、性別を分けて分析している研究が少なかったためと考えられる。</li> <li>労働時間によるサブグループ分析では、55時間以上を長時間労働と定義した研究では、有意な関連は見られなかった。60時間以上と定義した研究は1報のみであった。</li> </ul>	Kang MY et al. 2012

No	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
		<ul style="list-style-type: none"> <li>究を抽出し、メタアナリシスを行った。</li> <li>合計15,923人の参加者を含む、11の文献が抽出された。</li> </ul>			<ul style="list-style-type: none"> <li>この研究の限界は、英語以外の言語で出版された文献を含んでいないこと、心血管疾患に対する労働時間の量作用反応を調査できなかったこと、職業による調整を行っていないことである。</li> </ul>	
37	横断研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>日本、台湾、韓国における職業関連心血管疾患の類似性を比較することを目的とした。</li> <li>各国の職業関連心血管疾患の定義の比較、職業関連心血管疾患の有病率データなどが分析された。</li> </ul>	・記載なし	・記載なし	<ul style="list-style-type: none"> <li>職業関連心血管疾患に関連する社会的因子は異なるが、職業関連心血管疾患の定義は3か国間で類似していることが明らかになった。</li> </ul>	Park J et al. 2012
38	システマティックレビュー	<ul style="list-style-type: none"> <li>メタ分析を用いたシステマティックレビューにより、長時間労働と冠動脈性心疾患の関連を把握することを目的とした。</li> <li>MEDLINEの英語で発表された研究を検索し、検索された論文の引用参照検索をWeb of Scienceで行い、さらに、検索されたすべての</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>1966年から2011年1月19日までの期間に、MEDLINEの英語で発表された研究を検索し、2011年3月14日までにこれらの検索された論文の引用参照検索をWeb of Scienceで行った。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>長時間労働の基準は研究により異なった。報告された残業、毎日の労働時間（長時間労働の定義のカットポイントが10時間以上または11時間以上の範囲）、または毎週の労働時間（長時間のカットポイントは、&gt;40時間から&gt;65時間の範囲）、などが用いられた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要なアウトカムは冠動脈性心疾患の発症とされ、自己申告によるもの、臨床的な証明、登録データのすべてを含んだ。</li> <li>研究間の不均一性はI2統計量を使用して評価され、出版バイアスはファンネルプロットとEgger's testを使用して評価された。</li> <li>12件の研究が選択された（7件の症例対照、4件の前向きコホート研究、及び1件の横断的研究）。</li> <li>合計22,518人の参加者（2,313人の冠動脈性心疾患症例）について、長時間労働に対する冠動脈性心疾患の最小調整相対リスクは1.80（95%CI: 1.42-2.29）で、多変量調整分析では相対リスクは1.59（95%CI: 1.23-2.07）であった。</li> <li>4つの前向き研究のメタ分析では、相対リスク1.39（95%CI: 1.12-1.72）が得られた。</li> </ul>	Virtanen M et al 2012

No	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
		論文の参照文献を精査し、関連する記事の潜在的な情報源を抽出した。さらに、4人の専門家に問い合わせを行った。			<ul style="list-style-type: none"> <li>7つの症例研究のメタ分析では、相対リスクは2.43 (95%CI: 1.81、3.26) であった。</li> <li>出版バイアスの可能性は低いが、比較的大きな異質性が観察された。</li> <li>この研究の限界は、観察研究に基づくメタ分析では因果関係を証明できないこと、抽出された研究の多くは症例対照研究であったことである。</li> </ul>	
39	システムステマティックレビュー	<ul style="list-style-type: none"> <li>長時間労働と冠動脈性心疾患リスクとの関連について調査することを目的とした。</li> <li>MEDLINE、Web of Scienceによる文献検索が行われ、包含基準を満たす文献についてメタアナリシスが行われた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>MEDLINEによる検索が2011年1月に、Web of Scienceによる検索が2011年3月に実施された。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>長時間労働は各文献の基準に沿って評価された。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>データの抽出は、2人の研究者により独立して行われ、研究間の異質性はI<sup>2</sup>統計により評価された。出版バイアスの可能性は、ファンネルプロットとEgger's testを用いた評価が行われた。</li> <li>1958年から2010年に発表された合計22,518人の参加者を含む文献12報（症例対照研究7、前向きコホート4、横断研究1）が抽出された。</li> <li>長時間労働と冠動脈性疾患のリスクについて、12の研究（計22,518人の対象者）に関して調整が最小限の相対危険度は、1.80 (95%CI: 1.42-2.29) であった。最大限に多変量で調整された相対危険度は、1.59 (95%CI: 1.23-2.07) であった。</li> <li>前向きコホート研究4報の相対危険度は、1.39 (95%CI: 1.12-1.72) で、症例対照研究7報の素体危険度は、2.43 (95%CI: 1.81-3.26) であった。</li> <li>出版バイアスはごくわずかであったが、比較的高い異質性が見られた。</li> </ul>	Virtanen M et al. 2012.
40	コホート研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠習慣と慢性疾患の関連を把握することを目的とした。</li> <li>1994年から1998年にリクルートされ</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>2007年まで追跡が行われ、平均追跡期間は7.8年であった。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>過去12か月間の日中及び夜間の平均的な睡眠時間を合計し、6時間未満、6時間以上7時間未満、7時間以上8時間未満、8時間</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要アウトカムは、慢性疾患の発症と定義された。慢性疾患の発症は、追跡調査の質問票で、服薬状況、食事の変化の理由の自己申告から評価された。潜在的な疾患の発症は、医師、がん登録、または死亡証明書からの医療報告書の情報を使用して検証された。疾患の分類は国際疾病分類ICD-10を用いてコード化された。</li> </ul>	von Ruesten A et al. 2012

No	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
		た、35-65歳のThe European Prospective Investigation into Cancer and Nutrition (EPIC) studyの参加者のうち、23,620人（平均年齢48.8~53.9歳、女性57.9~65.9%）が分析対象とされた。		以上9時間未満、9時間以上に群分けされた。	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Cox比例ハザード回帰分析を用いて、睡眠時間のカテゴリーによるハザード比（HR）及び95%信頼区間（CI）が算出された。</li> <li>• 解析では、7時間以上8時間未満が対照群とされ、調整因子として、年齢、性別、社会経済的要因、睡眠障害の有無、飲料からのアルコール摂取量、喫煙状態、身体活動量、雇用状況、教育レベル、BMI、ウエストヒップ比、ベースラインでの高血圧有無及び高血中脂質の既往、カフェイン入り飲料の摂取量、生活への満足度、健康への満足度、抗うつ剤の摂取有無が用いられた。</li> <li>• 解析の結果、対照群と比較して、6時間未満の群では、脳血管疾患（HR2.06、95%CI：1.18-3.59）、がん（HR1.43、95%CI：1.09-1.87）、慢性疾患全体（糖尿病、心筋梗塞、脳血管疾患のいずれか）（HR1.31、95%CI：1.10-1.55）のリスクが有意に増加した。それ以外の睡眠時間では、有意な関連は見られなかった。</li> <li>• ベースライン時における日中の睡眠は、慢性疾患と関連していなかった。</li> <li>• この研究の限界は、睡眠時間が自己申告であることである。</li> </ul>	
41	システマティックレビュー	<ul style="list-style-type: none"> <li>• 睡眠時間と、冠状動脈性心疾患、脳血管疾患、心血管疾患による死亡率及び罹患率との関係性を評価する。</li> <li>• MEDLINE（1966-2009年）、EMBASE（1980年以降）、Cochrane Library、及</li> </ul>	• 記載なし	• 記載なし	<ul style="list-style-type: none"> <li>• ランダム効果モデルを使用して、相対リスク（RR）と95%信頼区間（CI）が算出された。</li> <li>• 15の研究（24のコホート研究）が抽出され、474,684人の男女（フォローアップ6.9-25年）、及び16,067の発症例（冠状動脈性心疾患4,169人、脳血管疾患3,478人、心血管疾患8,420人）が含まれた。</li> <li>• 短い睡眠時間は、冠状動脈性心疾患（RR1.48、95%CI：1.22-1.80）、脳血管疾患（RR1.15、95%CI：1.00-1.31、P=0.047）の発症または死亡のリスクの高さと関連してい</li> </ul>	Cappuccio FP et al. 2011

No	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
		<p>び言語制限なしの手動検索を使用して、出版物の体系的な検索が行われた。</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>前向き研究、追跡期間3年以上、ベースライン時の睡眠時間の情報があり、冠状動脈性心疾患、脳血管疾患、または心血管疾患の症例を含む研究が抽出された。</li> </ul>			<p>たが、心血管疾患 (RR1.03、95%CI : 0.93-1.15) とは関連がなかった。</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>長時間の睡眠は、冠状動脈性心疾患 (RR1.38、95%CI : 1.15-1.66)、脳血管疾患 (RR1.65、95%CI : 1.45-1.87)、及び心血管疾患 (RR1.41、95%CI : 1.19-1.68) と関連していた。</li> <li>出版バイアスはないと判断されたものの、残留交絡とバイアスの可能性が残っていることが主な限界である。</li> </ul>	
42	前向きコホート研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>健康な労働者のみを含む中年の日本人男性における睡眠時間と心血管疾患発症との関係を調査することを目的とした。</li> <li>35~54歳の富山県の軽金属工場の男性労働者で、1994年のベースライン調査で登録された者のうち、2,282人が分析に含まれた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>追跡期間は1994年から2007年までの14年間であった。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間は、6時間未満、6~6.9、7~7.9、及び8時間以上に群分けされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要アウトカムは、心血管疾患の発症とされた。</li> <li>Cox比例ハザードモデルを用いて、睡眠時間と心血管疾患、冠動脈性心疾患、脳血管疾患発症のハザード比 (HR) と95%信頼区間 (CI) を算出した。7~7.9時間睡眠が対照群とされ、調整因子として、モデル1では年齢、モデル2ではモデル1の因子+仕事の種類、労働時間、精神的負荷、モデル3ではモデル2の因子+BMI、平均血圧、HbA1c、総コレステロール値、現在の喫煙習慣、飲酒習慣、余暇の身体活動、及び高血圧、糖尿病、及び高コレステロール血症のための服薬状況が用いられた。</li> <li>6時間未満の睡眠は、心血管疾患 (HR3.49、95%CI : 1.30-9.40) 及び冠動脈性心疾患 (HR4.95、95%CI : 1.31-18.73) の発症リスクの増加と関連していた。</li> <li>いずれの睡眠期間も脳血管疾患の発症リスクに有意な増加は見られなかった。</li> <li>この研究の限界は、対象者が男性のみであること、短時間睡眠、長時間睡眠の対象者が少ないこと、睡眠時間の</li> </ul>	Hamazaki Y et al. 2011

No	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
					調査がベースライン時のみであり、なおかつ自己申告によるものであること、アウトカムと関連があるとされる、睡眠時無呼吸症候群に関する因子は分析に含まれていないことである。	
43	コホート研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間及び睡眠の質と心血管疾患の発症率の関連を把握することを目的とした。</li> <li>1993年から1997年間にオランダの3つの街（Doetinchem、Maastricht、Amsterdam）でランダムにリクルートされた23,033人のうち、情報に欠損がある者を除いた20～65歳平均41.4～44.3歳の20,432人（男性9,217人、女性11,215人）が解析の対象とされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>追跡は10～15年（平均11.9年）行われた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間は自記式質問票によって調査され、6時間以下、7または8時間、9時間以上に群分けされた。</li> <li>睡眠の質に関する情報は、ベースライン測定時にのみ得られ、質問“Do you usually rise rested?”に対して「はい」と答えた群が「良好」に、「いいえ」と答えた群が「質が低い」と定義された。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要アウトカムは、心血管疾患及び冠動脈疾患の発症と定義された。非致命的及び致命的な心血管疾患及び冠動脈疾患の発症は、レジストリとの連携により追跡され、罹患率データは、オランダ病院退院診断データベースを使用して、National Medical Registry（NMR）から提供された。その後、「Statistics Netherlands」との連携を通じ、一次及び二次的な死因の情報が得られた。</li> <li>Cox比例ハザードモデルを用いて、睡眠時間の各カテゴリーにおける心血管疾患及び冠動脈性心疾患の合計発症率のハザード比（HR）及び95%信頼区間（95%CI）が算出された。</li> <li>解析では、7または8時間が対照群とされた。調整因子として、モデル1では、年齢及び性別、モデル2では、モデル1の因子＋喫煙状況、アルコール、コーヒーの摂取、モデル3では、モデル2の因子＋主観的健康観、学歴、モデル4では、モデル3の因子＋総/HDLコレステロール比、収縮期血圧、冠動脈疾患に対する服薬、及びII型糖尿病が用いられた。</li> <li>モデル3では対照群と比較して、短時間睡眠（6時間以下）は、心血管疾患のリスクが15%高く（HR1.15、95%CI: 1.00-1.32）、冠動脈性心疾患のリスクが23%高かった（HR1.23、95%CI: 1.04-1.45）。さらに、モデル4では、これらの6時間睡眠の相対リスクは、心血管疾患について1.11（95%CI:0.97-1.27）、冠動脈性心疾患については1.19（95%CI:1.00-1.40）に減衰し、有意な関連は見られなかった。9時間以上では、モデル3、モデル4ともに、心血管</li> </ul>	Hoevernaar - Blom MP et al. 2011

No	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
					<p>疾患と冠動脈疾患のいずれとも有意な関連は見られなかった。</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠の質が低く、かつ睡眠時間が短い者は、睡眠の質が良好な睡眠者と比較して、心血管疾患のリスクが63% (HR1.63、95%CI:1.21-2.19)、冠動脈性心疾患発生のリスクが79% (HR1.79、95%CI: 1.24-2.58) 増加していた。</li> <li>すべての交絡因子の調整後、長時間睡眠 (9時間以上) と心血管疾患または冠動脈性心疾患の発生率との間に関連性は認められなかった。</li> <li>この研究の限界は、睡眠時間が自己申告である点、睡眠の質が検討されていない点、身体活動のデータが利用可能な参加者が全体の77%であった点である。</li> </ul>	
44	コホート研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>自己申告による睡眠時間と心血管疾患による死亡率及び罹患率との関連を明らかにすることを目的とした。</li> <li>フィンランドにおける1972年と1977年の調査でコホートに登録され、2006年まで追跡された25,025人のうち、完全なデータが取得できた23,290人 (男性11,373人、女性11,917人) が分析対象とされた。1972年の調査対象は25-59</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>追跡は1972年または1977年から2006年まで行われた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間はベースライン時に調査され、5時間以下、6時間、7-8時間、9時間、10時間以上に群分けされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要なアウトカムは、心血管疾患による死亡率及び罹患率とされた。全国的な死因登録簿及び病院退院登録簿に基づき、何らかの理由による死亡、心血管疾患 (心筋梗塞または脳血管疾患) による死亡、及び非致命的心血管イベントに関する情報が収集された。コックス比例ハザードモデルを用いて、睡眠時間と心血管疾患死亡率及び総死亡率のハザード比 (HR) と95%信頼区間 (CI) が算出された。7-8時間睡眠が対照群とされた。調整因子として、年齢、婚姻状況、収入、1か月間の社会活動の頻度、BMI、喫煙、総コレステロール、トリグリセリド、及び収縮期血圧が用いられた。</li> <li>男女ともに、総死亡率と自己申告による睡眠時間との間にU字型の関連が見られた。</li> <li>男性では、調整前のモデルによるハザード比は、睡眠時間5時間以下、6時間、9時間、10時間以上でそれぞれ1.97(p&lt;0.01)、1.46(p&lt;0.01)、0.95(p=0.54)、1.44(p=0.02)であった。調整モデルのハザード比は、それぞれ1.20(p=0.12)、1.12(p=0.16)、0.95(p=0.58)、1.27(p=0.14)であった。</li> </ul>	Kronholm E et al. 2011

No	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
		歳、1977年は30-64歳であった。			<ul style="list-style-type: none"> <li>女性では、調整なしのモデルによるハザード比は、睡眠時間5時間以下、6時間、9時間、10時間以上でそれぞれ3.04(p&lt;0.01)、1.77(p&lt;0.01)、1.04(p=0.65)、1.95(p&lt;0.01)、調整モデルのハザード比は、1.33(p=0.01)、1.20(p=0.04)、1.20(p=0.06)、1.76(p&lt;0.01)であった。心血管疾患による死亡率と自己申告による睡眠時間との関連は、ほかの関連リスク要因とは独立していると示された。</li> <li>5時間以下及び10時間以上の睡眠を報告した対象者の数が、ほかの睡眠時間に比べて少ないこと、睡眠時間が自己申告で評価されていることが主な限界である。</li> <li>この研究の限界は30年前の睡眠時間調査の結果を用いて評価していることである。</li> </ul>	
45	横断研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>日本の大規模研究で自己申告による睡眠時間と動脈硬化の関係を把握することを目的とした。</li> <li>2003年4月から2004年3月の間に、毎年の健康診断を受けた、北海道の35~62歳の地方自治体の職員のうち、データに欠損のない4,268人の従業員（平均48.0±6.9歳、男性3,410人）が分析対象とされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>2003年4月から2004年3月</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間は自己申告で評価され、≤5時間、6時間、7時間、8時間、及び≥9時間に群分けされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要なアウトカムは、動脈硬化とし、ボリュームプレチスモグラフ装置を用いて測定した上腕足首脈波速度をその指標とした。上腕足首脈波速度（PWV）が上昇していることは動脈硬化性疾患と関連するとされている。</li> <li>多重線形回帰分析を用いて、上腕足首脈波速度（動脈硬化の指標）と、睡眠時間の関連が検証された。7時間睡眠の群を対照群とし、調整因子として、年齢、性別、収縮期血圧、高血圧、生物学的危険因子（BMI、総コレステロール（TC）、logトリグリセリド（中性脂肪）、HDL-C、及び血糖値（FBS）、ライフスタイル要因（運動、喫煙、アルコール摂取）、職業的要因（職業、労働時間、交替勤務、休日、仕事の負担））が用いられた。</li> <li>すべての因子について調整したモデルにおいては、9時間以上の睡眠群のみ、上腕足首脈波速度値の上昇と有意に関連していた（標準回帰係数44.69、95%CI: 17.69-71.69、p&lt;0.01）。5時間以上の睡眠に関しては有意差がなかった。</li> </ul>	Yoshioka E et al. 2011

No	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
					<ul style="list-style-type: none"> <li>性別分析では、男性の9時間以上の睡眠のみに、上腕足首脈波速度値と有意な関連があることが示された（標準回帰係数49.50、95%CI：20.79-78.20、<math>p&lt;0.01</math>）。</li> <li>この研究の限界は、横断的研究であるため、因果関係を特定できないこと、回答率が低い上に女性の対象者が少なく、一般的可能性に懸念があること、睡眠時間が自己申告であること、アウトカムに影響し得る服薬の情報が得られていないことである。</li> </ul>	
46	前向きコホート研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間と心血管疾患、動脈硬化、心筋梗塞との関連を把握することを目的とした。</li> <li>1992年から1995年に自治医科大学コホートに登録された者のうち、18歳から90歳の11,367人（男性4,413人、平均年齢55.1±11.9歳；女性6,954人、平均年齢55.3±11.2歳）が分析対象とされた。</li> </ul>	平均追跡期間は10.7年であった。	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間は、5.9時間以下、6.0-6.9時間、7.0-7.9時間、8.0-8.9時間、9.0時間以上に群分けされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要アウトカムは、心血管疾患の発症と定義された。研究への登録後に脳血管疾患または冠動脈性心疾患の既往の有無を尋ねられた。診断基準は、放射線科医、神経科医、及び2人の心臓専門医で構成される診断委員会によって独立して決定された。脳血管疾患の基準は、24時間以上持続する突発性の非痙攣性の神経障害とされた。</li> <li>Coxハザード回帰モデルを用いてハザード比(HR)及び95%信頼区間(CI)が算出された。</li> <li>解析では、7.0-7.9時間睡眠の群が対照群とされ、調整因子として、年齢、総コレステロールレベル、BMI、喫煙習慣、飲酒習慣が用いられた。</li> <li>解析の結果、心血管疾患の発症は、男性では6時間未満の睡眠でリスクが増加した(HR2.14、95%CI: 1.11-4.13)。8時間以上の睡眠では有意な関連は見られなかった。女性では、いずれの睡眠時間でも、有意な関連は見られなかった。</li> <li>この研究の限界は、睡眠時間と潜在的な危険因子に関するデータが参加者の自己申告で得られている点、睡眠の質に関する情報が得られていない点、短時間睡眠の理由が確認されていない点である。</li> </ul>	Amagai Y et al. 2010

No	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
47	前向きコホート研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>短時間睡眠と睡眠障害の冠動脈性心疾患のリスクへの相互作用が、相加効果よりも高いかどうかを把握することを目的とした。</li> <li>英国のホワイトホールIIの調査に登録された、ベースライン時(1985-1988年)に35-55歳だった者のうち、10,308人が解析の対象とされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>ベースライン(1985-1988年)から平均15年間追跡された。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間は、自己申告による平日の平均的な睡眠時間を、5時間以下、6時間、7時間、8時間以上に群分けした。</li> <li>睡眠障害 General Health Questionnaire-3026を用いて評価された。</li> <li>睡眠障害は、全くない、一般と同じ、一般より多い群に群分けされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要なアウトカムは、冠動脈性心疾患の発症とされた。</li> <li>Cox比例ハザードモデルを用いて、睡眠時間、睡眠障害と冠動脈性心疾患に関するハザード比(HR)と95%信頼区間(CI)が算出された。睡眠時間は7時間睡眠が対照群とされ、睡眠障害は「全くない」群が対照群とされた。</li> <li>分析では、交絡因子として、睡眠に関するすべての変数、年齢、性別、民族、雇用等級、車のアクセス、及び住宅の契約年数が含まれた。媒介因子として、自己評価の健康状態、総コレステロール値、高血圧、肥満度指数、糖尿病、喫煙、アルコール摂取、激しい運動と中程度の運動の習慣、果物と野菜の摂取が用いられた。</li> <li>多変量解析を用いて、睡眠時間と睡眠障害の相互作用を検証した。睡眠時間の短さと睡眠障害は、女性と男性の両方で冠動脈性心疾患のリスク増加に関連していたが、交絡因子の調整後は、睡眠障害のみがリスク増加と有意に関連していた。睡眠障害が「一般より多い」はHR1.36(95%CI: 1.10-1.68)であった。</li> <li>睡眠時間と睡眠障害との間には、アウトカムへの相互作用が見られ、睡眠時間が短く、睡眠障害ありの群は、冠動脈性心疾患のハザード比が最も高かった。調整後はHR1.28(1.08-1.51)であった。</li> <li>この研究の限界は、睡眠時間及び睡眠障害の情報が自己申告であること、睡眠時無呼吸障害の有病率に関する情報がないことである。</li> </ul>	Chandola T et al. 2010
48	前向きコホート研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間及び不眠の重症度と、総死亡率、心血管疾患発症リスクとの関連について把握することを目的とした。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>1990年にデータ収集が行われ、追跡期間の中央値は15.9年であった。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間は、5時間以下、6、7、8時間、及び9時間以上に群分けされた。</li> <li>不眠症の頻度は、過去1年間の頻度を「な</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要なアウトカムは、心血管疾患のイベントの発生及び全死亡とされた。Cox比例ハザードモデルを使用して、睡眠時間及び睡眠障害の頻度と、総死亡率または心血管疾患のイベント発生に関するハザード比(HR)と95%信頼区間が算出された。7時間睡眠の群が対照群とされ、不眠症については「なし」が対照群とされた。調整因子とし</li> </ul>	Chien KL et al. 2010

No	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
		<ul style="list-style-type: none"> <li>1990~1991年に台湾の Chin-Shan Community Cardiovascular Cohort 研究に登録された35歳以上の成人3,430人を解析対象とした。</li> </ul>		<ul style="list-style-type: none"> <li>「時々 (1か月に2-3回)」「頻繁な不眠症 (毎週2~3回)」及び「ほぼ毎日不眠症」に群分けされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>て、モデル1は年齢、性別、モデル2はモデル1の因子+BMI、喫煙状況、アルコール摂取、婚姻歴、教育レベル、職業、定期的な身体活動の有無、冠動脈性心疾患の家族歴、モデル3ではモデル2の因子+ベースライン時の高血圧有無、糖尿病有無、コレステロール、HDL、トリグリセリド、グルコース、及び尿酸レベルが用いられた。</li> <li>睡眠時間と総死亡との間にU字型の関連性が見られた。モデル1による解析の結果、5時間以下、6時間、8時間、9時間以上のHRは、1.15 (95%CI: 0.91-1.45)、1.02 (95%CI: 0.85-1.25)、1.05 (95%CI: 0.88-1.27)、及び1.43 (95%CI: 1.16-1.75) であった。心血管疾患のイベント発生のHRは、5時間以下、6時間、8時間、9時間以上でそれぞれ1.04 (95%CI:0.73-1.49)、1.09 (95%CI:0.81-1.46)、1.16 (95%CI:0.89-1.51)、1.38 (95%CI: 1.01-1.89) であった。</li> <li>不眠症が「なし」の群と比較して、不眠症の頻度の増加は総死亡のリスク増加と関連していた (p=0.028)。フルモデルによる解析の結果、「ほぼ毎日不眠症」の群における全死亡のHRは1.70 (95%CI: 1.16-2.49)、心血管疾患のHRは1.78 (1.03-3.08) であった。ただし、不眠症の増加と心血管疾患死亡との関連は有意でなかった。</li> <li>フルモデルによる解析の結果、9時間以上睡眠かつ不眠症が頻発している参加者の総死亡、心血管疾患のイベント発生のHRは、それぞれ2.53 (95%CI: 1.71-3.76)、2.07 (95%CI: 1.11-3.85) であった。</li> <li>この研究の限界は睡眠時間及び不眠症の頻度が自己申告によること、コホートの医療記録が限られているため、睡眠薬の処方量が含まれていないことである。</li> </ul>	
49	前向きコホート研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>身体活動の低さが、長時間労働を原因とする心血管疾患</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>追跡は30年間行われた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>労働時間は、自己申告に基づき、週あたり40時間以下、41~45</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要なアウトカムは虚血性心疾患による死亡とした。追跡期間中に、2,663例の死亡例が認められ、そのうち587例は虚血性心疾患が原因であった。</li> </ul>	Holte rman n A et

No	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
		<p>に及ぼす影響を把握することを目的とした。</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>1970-1971年にCopenhagen Male Study cohortに登録された40-59歳の男性のうち、5,249人が分析対象とされた。</li> </ul>		<p>時間、46時間以上に群分けされた。</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>身体活動能力(最大酸素摂取量VO2max)を測定し、低、中、高の3群に分けて、それぞれ労働時間と虚血性心疾患との関連を検討した</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>Cox比例ハザードモデルを使用して、労働時間と、虚血性心疾患による死亡及び総死亡率のハザード比(HR)と95%信頼区間(CI)が算出された。週あたり41時間以下の労働時間の群を対照群とし、共変量として、BMI、血圧、糖尿病の治療有無、高血圧の治療有無、飲酒、喫煙週間、職業関連身体活動の要求度、社会階級が含まれた。</li> <li>週あたりの労働時間が45時間以上の群で、VO2maxが低い群では、有意に虚血性心疾患による死亡のリスク増加が見られたが(HR2.28、95%CI: 1.10-4.73)、VO2maxが中程度、高度の群では有意な関連は見られなかった。</li> <li>この研究の限界は、労働時間が自己申告である点である。</li> </ul>	al. 2010
50	横断研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>心血管疾患と睡眠時間の長さとの関連を調査することを目的とした。</li> <li>米国人において、National Health Interview Survey 2005に参加した18歳以上の30,397人(女性:57.1%)を対象とした調査が行われた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>2005年にデータが収集された。</li> </ul>	<p>睡眠時間の長さは、5時間以下、6時間、7時間、8時間、9時間以上に群分けされた。</p>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要アウトカムは心血管疾患であり、医師によって心筋梗塞、狭心症、脳血管疾患と診断されたものと定義され、質問票によって回答を得た。</li> <li>ロジスティック回帰分析により、睡眠時間と心血管疾患との関連について評価が行われた。7時間睡眠が対照群とされた。</li> <li>年齢、性別、人種、喫煙状況、アルコール摂取、運動量、BMI、糖尿病、高血圧、うつ病で調整した場合の睡眠時間ごとの7時間睡眠に対するオッズ比は、5時間以下が2.20(CI: 1.78-2.71)、6時間が1.33(CI: 1.13-1.57)、8時間が1.23(CI: 1.06-1.41)、9時間以上が1.57(CI: 1.31-1.89)であった。</li> <li>性別、人種、BMIで群分けを行ったサブグループ解析の結果からも、短時間睡眠及び長時間睡眠と心血管疾患の関連が認められた。</li> <li>この研究の限界は、横断研究であるため睡眠時間と心血管疾患との関連における因果関係が制限される点、睡眠時間は自己申告による点である。</li> </ul>	Sabanayagam C & Shankar A. 2010.

No	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
51	コホート研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>職業関連因子と中年期の心血管疾患の危険因子との関係が、ライフステージ初期へのばく露によって説明されるかどうかを把握することを目的とした。</li> <li>1958年に登録された英国の出生コホートの参加者のうち、45歳時(2002~2004年)に有給雇用であった7,916人(男性4,132人、女性3,784人)が解析対象となった。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>1958年から2002~2004年まで追跡が行われた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>45歳時に、主業務の総労働時間/週が報告された。時間/週は、パートタイム(&lt;35時間/週)、フルタイム(35~40時間/週)、短時間の時間外労働(41~48時間/週)、及び長時間労働(48時間/週)に群分けされた。</li> <li>夜間労働は、42歳時に、午後10時~午前4時、午前4時~7時に働く頻度が報告された。習慣的な夜勤業務の有無は、月に少なくとも1回、午後10時~午前7時の間に働くことと定義された。</li> <li>ジョブコントロールと要求度は、45歳時に Karasek's Job Content Instrument に基づいて測定された。低/高コントロール/要求は、サンプル全体の中央値で各スコアを二分すること</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要アウトカムは、心血管疾患の危険因子と定義された。心血管疾患リスクの従来のマーカー(血圧、脂肪過多、血中脂質、血糖)及び新規(炎症性因子)マーカーが追跡時に測定された。</li> <li>重回帰分析を用いて、職場の要因と心血管疾患のリスク要因との関連を調査した。調整因子として、モデル1は性別、モデル2は性別、ほかの仕事量、性別、夜間労働と仕事欲求度の相互作用の層別化が用いられた。</li> <li>(i) 職場要因と心血管疾患リスク要因との間の単純な関連性の検証と、尤度比テストを使用した性別相互作用の評価、(ii) 職場の要因の独立した効果の推定、(iii) 尤度比テストを使用した職場の要因間の相互作用の検証、(iv) 職場での要因と、幼少期のばく露に対する心血管疾患の危険因子との関連性が調査された。</li> <li>解析の結果、夜間労働は、ほとんどの心血管疾患リスク因子の有害レベルと関連していた(トリグリセリド%change=4.40 (95%CI: 0.80-8.01)、CRP%change=7.24 (95%CI: 0.24-14.24))。</li> <li>解析の結果、週48時間以上の勤務は、BMI(モデル1のみ、%change=0.31、95%CI: 0.01-0.61)及びウエスト周囲長(%change=1.03、95%CI: 0.24-1.83)と正の関連があった。</li> <li>職業関連因子が互いに調整されると、いくつかの関連が減衰した。低需要の仕事に従事する夜間労働者のBMIはより高い傾向が見られた。</li> <li>この研究の限界は、もとのコホート集団に比べ、分析に用いられた対象者数が限られていることである。</li> </ul>	Thom as C & Powe r C 2010

No	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
				により群分けされた。		
52	前向きコホート研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>• 中年の労働者において、残業と冠動脈性心疾患の関連を把握することを目的とした。</li> <li>• ロンドン（英国）の20の公務員部門に勤務する公務員を対象としたコホート研究（ホワイトホールスタディII）。</li> <li>• フェーズ3ベースライン時（1991~1994）で、勤務時間に関する質問に回答したフルタイム労働者で、データの欠損がなく、かつ、フェーズ7（2002~2004）まで追跡された39~61歳の6,014人が分析対象とされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• 追跡期間は平均11.2年</li> <li>• フェーズ7では臨床検査データが収集された。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• 残業は、残業なし（1日7~8時間勤務）、1時間の残業（1日9時間勤務）;2時間の残業（1日10時間勤務）;3~4時間の残業（1日11~12時間勤務）に群分けした。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• 主要なアウトカムは、冠動脈性心疾患の発症とされた。</li> <li>• Cox比例ハザードモデルを用いて、残業時間と冠動脈性心疾患に関するハザード比及び95%信頼区間が算出された。残業なしが対照群とされた。モデルAでは年齢、性別、婚姻歴、職場における地位、モデルBではモデルAの因子+糖尿病、収縮期及び拡張期血圧、LDL及びHDLコレステロール、トリグリセリド、モデルCではモデルBの因子+喫煙状況、アルコール摂取、果実及び野菜の摂取、運動レベル、BMI、睡眠時間、モデルDではモデルCの因子+病欠、心理的ストレス、仕事の要求、職場での決定権、モデルEではモデルDの因子+タイプAの行動パターンが調整因子として用いられた。</li> <li>• モデルAでは1日あたり3~4時間の残業が、残業なしの従業員と比較して、冠動脈性心疾患発症のリスクを1.60倍（95%CI: 1.15-2.23）増加させることが示された。この結果は、モデルのEでもほぼ同じであった（HR1.56、95%CI: 1.11-2.19）。狭心症を除いた場合でも、モデルEでHR1.67（95%CI: 1.02-2.76）であった。</li> <li>• この研究の限界は、未測定の交絡因子が存在する可能性、潜在的な交絡因子の変化が冠動脈性心疾患発生のリスクに及ぼす可能性のある影響が評価されていない点、ベースライン時に参加者によって報告された労働時間数がフォローアップ時にも同様であったかが明らかでない点、診断ベースの抑うつ及び不安障害が検査されておらず、モデルに組み込まれていない点である。</li> </ul>	Virtanen M et al. 2010
53	前向きコホート研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>• 日本人において、睡眠時間と脳血管疾患、冠状動脈性心臓</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• 追跡期間の中央値は14.3年であった。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• 1日あたりの平均睡眠時間は、4時間以上、5、6、7、8、9時</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• 主要アウトカムは死亡と定義され、死亡証明書のレビューにより死亡率が調査された。死因（全脳血管疾患、脳出血、脳梗塞、冠動脈性心疾患、全心血管疾患、がん）</li> </ul>	Ikeha S et al. 2009

No	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
		<p>病、そのほかの原因による死亡率、及び総死亡率の性別との関連を把握することを目的とした。</p> <p>・ 1988~1990年に the Japan Collaborative Cohort Study に登録された、当時40-79歳だった参加者のうち、男性41,489人、女性57,145人が解析に含まれた。</p>		<p>間、10時間以上、に群分けされた。端数時間は四捨五入された。</p>	<p>は、ICD-10によりコード化された。Cox比例ハザードモデルを用いて、睡眠時間と死亡率のハザード比(HR)と95%信頼区間(CI)が男女別に算出された。</p> <p>・ 解析では、7時間睡眠が対照群とされ、調整因子として、年齢、BMI、高血圧症の既往、糖尿病の既往、アルコール摂取、喫煙、教育レベル、運動時間、歩行時間、正規雇用か否か、知覚精神的ストレス、抑うつ症状及び新鮮な魚介類の摂取頻度が用いられた。</p> <p>・ 解析の結果、男性では、全脳血管疾患、脳梗塞、全心血管疾患が10時間以上の睡眠と関連していた(HR1.66、95%CI: 1.31-2.08 ; HR1.58、95%CI: 1.19-2.12 ; HR1.56、95%CI: 1.33-1.83)。冠動脈性心疾患は、いずれの睡眠時間とも関連がなかった。非心血管疾患/非がんとは、4時間以下、6時間、9時間、10時間以上の睡眠と関連が見られた(HR1.49、95%CI: 1.02-2.18 ; HR1.06、95%CI: 1.06-1.37 ; HR1.20、95%CI: 1.05-1.37 ; HR1.66、95%CI: 1.44-1.91)。総死亡率とは、4時間以下、9時間、10時間以上の睡眠が有意に関連していた(HR1.29、95%CI: 1.02-1.64 ; HR1.13、95%CI: 1.05-1.22 ; HR1.41、95%CI: 1.29-1.54)。</p> <p>・ 解析の結果、女性では、全脳血管疾患は、8時間、9時間、10時間以上の睡眠と有意に関連していた(HR1.24、95%CI: 1.05-1.47 ; HR1.29、95%CI: 1.01-1.64 ; HR1.69、95%CI: 1.29-2.20)。脳出血、がんはいずれの睡眠時間とも有意な関連はなく、脳梗塞は、10時間以上の睡眠と関連していた(HR2.37、95%CI: 1.70-3.32)。冠動脈性心疾患は、4時間以下、5時間、9時間睡眠と有意に関連していた(HR2.32、95%CI: 1.19-4.50 ; HR1.64、95%CI: 1.07-2.53 ; HR1.52、95%CI: 1.05-2.19)。全心血管疾患とは、8時間、9時間、10時間以上の睡眠が有意に関連していた(HR1.28、95%CI: 1.14-1.44 ; HR1.37、95%CI: 1.17-1.62 ;</p>	

No	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
					<p>HR1.54、95%CI: 1.28-1.86)。非心血管疾患/非がんとは、4時間以下、6時間、8時間、9時間、10時間以上の睡眠が関連していた (HR1.47、95%CI: 1.01-2.15; HR1.07、95%CI: 0.85-1.34; HR1.34、95%CI: 1.16-1.54; HR1.33、95%CI: 1.18-1.50; HR1.65、95%CI: 1.40-1.94; HR1.99、95%CI: 1.65-2.39)。総死亡率とは、4時間以下、8時間、9時間、10時間以上の睡眠が有意に関連していた (HR1.28、95%CI: 1.03-1.60; HR1.16、95%CI: 1.08-1.24; HR1.32、95%CI: 1.20-1.45; HR1.56、95%CI: 1.40-1.75)。</p> <p>・この研究の限界は、睡眠の質が考慮されていない点、睡眠時間が自己申告である点、死因の誤分類がある可能性がある点である。</p>	
54	前向きコホート研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>・シンガポールの中国人成人の睡眠時間と冠状動脈性心疾患による死亡率との関連を把握することを目的とした。</li> <li>・1993~1998年にコホートに登録された者のうち、冠状動脈性心疾患の既往のない45-74歳の成人58,044人（女性58.95%）が解析の対象とされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>・1993年から2006年まで追跡が行われた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>・睡眠時間は、ベースライン時における自己申告による過去1年間の平均的な睡眠時間を、5時間以下、6時間、7時間、8時間、9時間以上に群分けした。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>・主要なアウトカムは、冠動脈性心疾患による死亡とされ、ICD-9の410-414、427.5、429.2、798に該当する場合と定義された。</li> <li>・Cox比例ハザードモデルを用いて、冠動脈性心疾患による死亡のハザード比 (HR) と95%信頼区間 (CI) が算出された。7時間睡眠が対照群とされ、調整因子として、年齢、性別が用いられ、多変量調整モデルでは、年齢、性別に加えて、方言グループ (広東語、福建語)、学歴、リクルート年、BMI、喫煙習慣、アルコール摂取量、中程度の身体活動の頻度、総エネルギー摂取量、果物、野菜、食物繊維、総脂肪及びコレステロールの摂取量、ビタミン/ミネラルサプリメントの使用有無、閉経状態及び閉経後ホルモン補充療法の使用経験が用いられた。</li> <li>・多変量調整モデルによる解析の結果、対照群と比較して、短い睡眠時間 (5時間以下) と長い睡眠時間 (9時間以上) の両方が、冠動脈性心疾患による死亡率と関連していた (それぞれHR1.57、95%CI: 1.32-1.88、HR1.79、95%CI:</li> </ul>	Shan kar A et al. 2008

No	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
					1.48-2.17)。性別とBMIによるサブグループ解析においても、同様の結果が得られた。 <ul style="list-style-type: none"> <li>この研究の限界は、うつ病と抑うつ症状に関する情報が欠如していること、睡眠時間の評価が自己申告であることである。</li> </ul>	
55	前向きコホート研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間及び睡眠時間の変化と、総死亡率、心血管疾患、及び非心血管疾患による死亡率との関連を把握することを目的とした。</li> <li>英国のホワイトホールIIスタディの参加者で、ベースラインで35~55歳であった10,308人のホワイトカラーの英国公務員のうち、データに欠損のない9,781人の参加者がフェーズ1の分析に含まれ、そのうち7,729人がフェーズ3の分析と睡眠時間の変化の分析に含まれた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>ベースライン（フェーズ1、1985~88年）及びフェーズ3（1991~93年）からのデータが用いられ、死亡率の追跡期間はそれぞれ17年と12年であった。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>自己申告による睡眠時間は、5時間以下、6、7、8時間、9時間以上に群分けされた。</li> <li>睡眠時間の変化については、フェーズ1の睡眠時間が9時間以上の参加者が除外され、5時間以下、6、7、8時間の参加者について評価が行われた。フェーズ1からフェーズ3への睡眠時間の変化が「5、6時間から増加」、「変化なし」、「6、7、8時間から減少」、「7、8時間から増加」の4つに群分けされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要なアウトカムは、心血管疾患による死亡、全死亡とされた。ICD-9の390-459及びICD-10のI00-I99に該当する場合が心血管疾患による死亡と定義された。</li> <li>Cox比例ハザードモデルを使用して、睡眠時間と死亡に関するハザード比（HR）と95%信頼区間（CI）が算出された。睡眠時間の長さは7時間睡眠が対照群とされ、睡眠時間の変化は、「変化なし」が対照群とされた。調整因子として、年齢調整モデルでは年齢のみ、フルモデルでは年齢、性別、婚姻歴、雇用等級、喫煙状態、身体活動、アルコール摂取、自己評価による健康状態、BMI、収縮期血圧、コレステロール、身体疾患、修正GHQ(General Health Question)スコア、冠動脈性心疾患の有病が用いられた。</li> <li>フェーズ1及びフェーズ3の睡眠時間（5時間以下、6、7、8時間、9時間以上）とその後の総死亡率、心血管疾患、及び非心血管による死亡率の間でU字型の関連性が観察された。</li> <li>睡眠時間の変化については、「6、7、8時間から減少」群において、心血管疾患による死亡率のリスク増加との関連が見られた。年齢調整モデル、フルモデルによるHRはそれぞれ2.39 (95%CI: 1.41-4.05)、2.04 (95%CI: 1.20-3.49)であった。全死亡率のHRは、それぞれ1.72 (95%CI: 1.25-2.38)、1.62 (95%CI: 1.17-2.25)、非心血管疾患による死亡率のHRは、それぞれ1.48 (95%CI: 0.98-2.23)、1.44 (95%CI: 0.95-2.18)であった。</li> </ul>	Ferrie JE et al. 2007

No	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
					<ul style="list-style-type: none"> <li>「7、8時間から増加」群において、非心血管疾患による死亡率リスク増加との関連が見られた。年齢調整モデル、フルモデルによるHRはそれぞれ、2.09 (95%CI: 1.40-3.12)、2.06 (95%CI: .38-3.08)であった。全死亡率のHRは、それぞれ1.84 (95%CI: 1.31-2.58)、1.75 (95%CI: 1.24-2.47)、心血管疾患による死亡率のHRは、それぞれ1.29 (95%CI: .64-2.59)、1.22 (95%CI: 0.60-2.48)であった。</li> <li>この研究の限界は、睡眠時間が自己申告である点、対象者がホワイトカラーであるために一般化可能性が低いことである。</li> </ul>	
56	コホート研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間と睡眠障害及び心筋梗塞の発症間の性別固有の関連を把握することを目的とした。</li> <li>1984~1995年の間に実施された、3つのMONICA研究(Monitoring trends and determinants on cardiovascular diseases)のいずれかに参加した、男性3,508人、女性3,388人(45~74歳)を対象にした。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>追跡は2002年まで行われ、平均の追跡期間は10.1年であった。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>調査開始時にインタビューで、入眠困難(「眠りにつくのに苦労したか?」)と睡眠維持困難(「夜中に目を覚ましたか?」)を訪ね、「時々」または「ほとんどない」と、「頻繁に」の2つのカテゴリーにわけた。</li> <li>睡眠時間は、調査開始時点で習慣的な睡眠時間の自己申告により評価され、5時間以下、6、7、8、9時間以上に群分けされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要なアウトカムは、非致命的及び致死的心筋梗塞の発症とされた。ベースライン調査で心筋梗塞(MI)または狭心症の既往のない群のフォローアップ中に初めて発生した場合、心筋梗塞の発症とみなした。</li> <li>Cox比例ハザードモデルを用いて、睡眠時間と睡眠障害が心筋梗塞の発症リスクに及ぼす影響を解析した。解析モデルでは、共変量として、年齢、調査、BMI、教育、脂質異常症、アルコール摂取、MIの親の履歴、身体活動、定期的な喫煙、高血圧、糖尿病、更年期障害の状態(女性のみ)が調整された。</li> <li>女性では、8時間睡眠と比較して、5時間未満の睡眠ではMIのリスクが増加したが(HR2.98、95%CI: 1.48-6.03)、9時間以上の睡眠では有意な増加は見られなかった(HR1.40、95%CI: 0.74-2.64)。</li> <li>男性では、5時間未満、9時間以上ともに有意なリスク増加は見られなかった(HR1.13、95%CI: 0.66-1.92及びHR1.07、95%CI: 0.75-1.53)。</li> <li>睡眠維持困難ありについては、男女ともに有意なリスク増加は見られず(HR1.12、95%CI: 0.84-1.48 ; HR1.53、</li> </ul>	Meisinger C et al. 2007

No	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
					95%CI: 0.99-2.37)、入眠困難についても同様であった (HR1.16、95%CI: 0.82-1.63 ; HR1.30、95%CI: 0.81-2.06)。 <ul style="list-style-type: none"> <li>この研究の限界は、睡眠維持困難、入眠困難、睡眠時間に関する情報が自己申告であること、いびきと睡眠時無呼吸に関する情報が収集されていないこと、このデザインでは睡眠困難または短時間睡眠が心筋梗塞の原因とは結論できないこと、5時間以下の睡眠の群では、発症数が少ないことである。</li> </ul>	
57	横断研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>心理社会的労働条件が女性の狭心症症状に関連しているかどうかを把握することを目的とした。</li> <li>フィンランドのヘルシンキ市の40~60歳の女性7,093人が分析対象とされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>データは2000年から2002年に収集された。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>仕事の要求とコントロールは、Karasekのジョブストレインモデルを用いて評価された。</li> <li>作業疲労 (work fatigue) は6つの質問項目の回答から、「高作業疲労」(4項目該当)、「中作業疲労」(1~3項目該当)、及び「作業疲労なし」に群分けされた。</li> <li>職場での肉体的及び精神的緊張に対する対応の選択肢は、「低度」、「中度」、「高度」に群分けされ、「低」が対照群として用いられた。</li> <li>長時間労働のカットオフポイントは、週</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要アウトカムは狭心症の症状の有無と定義された。狭心症症状は、Rose Angina Pectoris Questionnaireによって測定された。</li> <li>ロジスティック回帰分析を用いて、オッズ比 (OR) と95%信頼区間 (CI) が算出された。結果変数として狭心症の症状を、独立変数として、仕事の要求と仕事のコントロール、仕事の疲れ、残業、仕事に関連する精神的及び肉体的緊張、仕事と家庭のインターフェース、及び年齢に合わせたソーシャルサポートが用いられた。</li> <li>解析では、「作業疲労なし」、「仕事の管理レベルが非常に高い」、「非長時間労働 (週40時間未満)」が対照群とされ、調整因子として、年齢、社会経済的状態、健康行動 (喫煙、暴飲、肥満度指数)、及び閉経が用いられた。</li> <li>解析の結果、作業疲労は狭心症症状と強く関連していた (「中作業疲労」OR1.847、「高作業疲労」OR2.804)。</li> <li>長時間労働あり (OR1.414、95%CI: 1.059-1.888)、仕事の管理の低さ (「高い」OR0.933、「低い」OR1.496、「非常に低い」OR2.036) が狭心症症状に関連していた。</li> <li>すべての情報が自己申告である点が主な限界である。</li> </ul>	Lallukka T et al. 2006

No	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
				に40時間以上とした。		
58	症例対照研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>日本人において、(1) 急性心筋梗塞 (AMI) 患者と健常労働者の患者の職務ストレスレベルを比較し、(2) 患者のAMIに関連するストレスのタイプを把握することを目的とした。</li> <li>愛知県3か所及び東京2か所の病院にAMIで入院した47人(平均52.0±6.1歳)の患者を症例群とし、健康診断のために病院(上記の病院のうち愛知県1か所、東京1か所)を訪れた労働者のうち、性別と年齢が症例群と対応する健康な47人(平均50.7±6.1歳)が対照群とされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>データ収集は2002年に実施された。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>ジョブストレスは、ジョブデマンド、ジョブコントロール、上司からのサポート、同僚からのサポートの4つのサブスケールで構成される the Brief Job Questionnaire によって評価された。</li> <li>AMIとの関連は、半構造化面接により評価された。</li> <li>睡眠時間は、AMIを発症する前の週の平均的な1日の睡眠時間、あるいは健康診断で把握された睡眠時間を用いた。</li> <li>労働時間は、週あたりの労働時間を用いた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要なアウトカムはAMIの発症とされた。</li> <li>健康な対照群の労働時間(50.7±8.6時間)と比較して、AMI患者はAMI発症前の労働時間(58.3±15.0時間)が有意に長かった(p&lt;0.01)。睡眠時間は、対照群が(6.6±0.9時間)、AMI患者が(6.3±0.9時間)で、有意な差が認められなかった。</li> <li>AMI患者の38%が、仕事のストレスがAMIに寄与している可能性があるとして報告した。AMIに寄与する可能性があるとして報告した群の労働時間と睡眠時間は、それぞれ57.9±14.0時間、6.5±0.72時間で、可能性があるとして報告しなかった群(労働時間:58.6±15.8時間、睡眠時間:6.2±0.94時間)と有意な差が認められなかった。</li> <li>多変量ロジスティック回帰分析を用いて、AMI患者におけるジョブストレスとAMI発症に関するオッズ比(OR)と95%信頼区間(CI)が算出された。AMI発症の前月に職場で急性のストレスがないと報告した、週あたり労働時間55時間未満かつ54歳未満の群が対照群とされ、調整因子として、週あたりの労働時間と年齢が用いられた。</li> <li>AMI発症の前月に職場で急性のストレスの多い出来事があったと報告したAMI患者は、仕事のストレス/過労がAMIを引き起こした可能性のあるORが有意に高かった(OR6.88、95%CI: 1.84-25.75)。</li> <li>この研究の限界は、対照群と症例群の比較可能性に疑問が残る点、半構造化面接で、AMIの原因として質問した項目数が限られていたことである。</li> </ul>	Fukuoka Y et al. 2005
59	前向きコホート研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間の減少が、冠動脈イベントの発症と関連するか</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>追跡期間は10年であった。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間は、5時間未満、6、7、8時間、9時</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>Cox比例ハザードモデルを用いて、冠動脈性心疾患発症のハザード比(HR)と95%信頼区間(CI)を算出した。8時間睡眠の群を対照とした。</li> </ul>	Ayas NT et al. 2003

No	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
		<p>どうかを検証することを目的とした。</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>米国の Nurses' Health Study に登録された45~65歳の女性71,617人を対象とした。</li> </ul>		<p>間以上に群分けされた。</p>	<ul style="list-style-type: none"> <li>分析では、年齢、シフト勤務の有無、高コレステロール血症、BMI、身体活動レベル、アルコール摂取、うつ、アスピリンの使用、閉経後のホルモン使用、心筋梗塞の家族歴が調整された。</li> <li>すべての交絡因子の調整後、短い睡眠時間（5時間未満）は冠動脈性心疾患発症のリスク増加と関連していた（HR1.45、95%CI：1.10-1.92）。糖尿と高血圧を調整するとHR1.39（1.05-1.84）だが、6時間睡眠、7時間睡眠では有意ではなかった。9時間以上の睡眠でも有意な関連が見られた（HR1.38、95%CI：1.03-1.86）。糖尿と高血圧調整後はHR1.37（1.02-1.85）であった。</li> <li>この研究の限界は、対象者が女性のみであること、睡眠時間やそのほかの潜在的なリスク因子の情報が自己申告であること、観察研究であるために関連を結論できないこと、参加者に置いて睡眠時間を制限している要因が明らかでないことが挙げられる。</li> </ul>	
60	コホート研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>個人の知覚ストレスを考慮して、睡眠時間と心血管疾患のリスク因子及び死亡率の間の関連を把握することを目的とした。</li> <li>1970~1973年にコホートに登録されたスコットランドの労働者男女のうち、1回目のスクリーニングを受け、情報に欠損のない5,819人</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>1970~1973年から25年間追跡が行われた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間は、ベースラインと2回目のスクリーニングの2回、自己申告により調査され、7時間未満、7-8時間、8時間超に群分けされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要なアウトカムは、心血管疾患による死亡とされ、ICD-9の390から459に該当する場合と定義された。心疾患のリスク因子として、拡張期血圧、血中コレステロール値、ボディマス指数、1秒間の呼気量（FEV1）、レクリエーション運動、喫煙、アルコール摂取）と、睡眠時間との関連が評価された。</li> <li>Cox比例ハザードモデルを使用して、睡眠時間と、心血管疾患による死亡率と総死亡率に関するハザード比（HR）と95%信頼区間（CI）が算出された。解析は7~8時間睡眠の群が対照とされ、調整因子として年齢、配偶者の有無、社会階級、病気の危険因子、自己認識ストレスレベルが用いられた。</li> <li>1回目のスクリーニング時の睡眠時間を用いた場合、男性では、8時間超睡眠の群の死亡リスクは、対照群と比べ</li> </ul>	Heslop P et al. 2002

No	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
		<p>の男性と978人の女性が分析に含まれた。このうち、4~7年後の1997年に2回目のスクリーニングを受けたのは男性2,588人、女性442人であった。</p>			<p>て減少した (HR0.63、95%CI: 0.30-1.34)。女性では、7時間未満睡眠の群で死亡リスク増加と関連していた (HR2.30、95%CI: 0.94-5.60)。</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>1回目と2回目の睡眠の情報を縦断的に検討した場合、両方で7時間未満睡眠を報告した男女は、対照群と比べ、総死亡率の増加が見られた (RR1.15、95%CI: 0.93-1.42 ; RR1.73、95%CI: 0.99-3.03)。</li> <li>この研究の限界は、うつ病などの精神疾患が交絡として考慮できていない点、睡眠時間が自己申告による点である。</li> </ul>	
61	症例対照研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>残業及び睡眠不足と急性心筋梗塞の関係を把握するために、症例対照研究が実施された。</li> <li>症例群は、1996~1998年の間に急性心筋梗塞を発症して入院した男性労働者(40~79歳)260人とされた。</li> <li>対照群は住民登録簿から年齢と居住地が一致する心筋梗塞の発症がない男性445人とされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>症例群は、1996年9月から1998年9月の間に、AMI (acute myocardial infarction) で福岡の病院に入院した男性の症例がもとにされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>症例群及び対照群の職種は、ホワイトカラー(専門職、管理部門、事務職、営業職)、ブルーカラー(技能職、肉体労働者、サービス業)に群分けされた。作業は着席が多いか、体を動かすかによって運動量が分類された。</li> <li>過去1年間における週あたりの労働時間、月間休日数、勤務日及び休日それぞれの睡眠時間、週あたりの睡眠時間5時間以下の日数について調査された。また、過去1か月間における</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要なアウトカムは、急性心筋梗塞の発症と定義された。</li> <li>条件付きロジスティック回帰分析を用いて過去1年間、過去1か月間それぞれのグループ間の労働時間、休業日数、睡眠時間と急性心筋梗塞の発症についてオッズ比(OR)が算出された。週あたり労働時間は40時間以下、月間休日数は8日以上、睡眠時間は6-8時間、週あたりの睡眠時間5時間以下の日数が0日の集団が対照群とされた。解析モデルにおいては、高血圧、糖尿病、高脂血症、過体重、喫煙、アルコール摂取、両親の既往歴(狭心症及び心筋梗塞)、職種(ホワイトカラーまたはブルーカラー)、労働の運動量が調整因子とされた。</li> <li>急性心筋梗塞のリスクは、過去1年間、過去1か月間ともに、労働時間61時間の群のオッズ比が対照群の約2倍に増加した(それぞれOR1.8、95%CI: 1.0-3.3 ; OR1.9、95%CI: 1.1-3.5)。</li> <li>また、過去1年間における勤務日の睡眠時間5時間以下の群、及び睡眠時間5時間未満が週2日以上群において、それぞれOR2.5、95%CI: 1.1-5.3 ; OR2.1、95%CI: 0.9-4.6。</li> </ul>	Y Liu et al. 2002

No	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
				<p>週あたりの労働時間、月間休日数、週あたりの睡眠時間5時間以下の日数についても調査された。</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>週あたりの勤務時間は、40時間未満、41-60時間、61時間以上に群分けされた。月間休日数は、2日以下、2-7日、8日以上も群分けされた。</li> <li>睡眠時間は5時間以下、6-8時間、9時間以上に群分けされた。</li> <li>週あたりの睡眠時間5時間以下の日数は、0日、1日、2日以上に群分けされた。</li> <li>勤務形態が交替制の場合「シフト勤務」とした。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>過去1か月間については、睡眠時間5時間未満の日が2日以上以上の群のオッズ比 (OR3.6、95%CI: 1.9-6.9) が有意に高かった。</li> <li>本研究の限界は急性心筋梗塞の発症によって、急性心筋梗塞の発症前の仕事や睡眠等の思い出しに影響を与えた可能性があること、非致命的な急性心筋梗塞のみに基づいており、致命的なAMIの発生に対する勤務時間と睡眠時間の影響は考慮されていないため、本研究結果の一般化には限界があることである。</li> </ul>	
62	前向きコホート研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠障害と冠動脈性心疾患死亡率との関係を把握することを目的とした。</li> <li>スウェーデンのダーラナ県で、1983年、45～65歳の1,870人</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>1983年から1995年の12年にわたり追跡がされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間は自己申告により評価され、6時間未満、6~8時間、8時間超に群分けされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>Cox比例ハザードモデルを使用して、睡眠障害と、冠動脈性心疾患による死亡の相対リスク比 (RR) と信頼区間 (CI) が算出された。</li> <li>年齢、独身、独居、喫煙有無、BMI (&gt;28)、心臓病、高血圧、糖尿病、呼吸器疾患、関節炎、消化器系疾患、睡眠時間 (6時間未満及び8時間超)、入眠困難、睡眠維持の困難、いびき、睡眠薬の使用が調整された。</li> </ul>	Mallo n L et al. 2002

No	調査内容と結果				参考文献
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等	
					<ul style="list-style-type: none"> <li>・男性では、入眠障害は冠動脈性心疾患の死亡リスク増加に関連していた (RR3.1、95%CI: 1.5-6.3)。女性では有意な関連は見られなかった。</li> <li>・短期または長期の睡眠時間は、どちらの性別でも冠動脈性心疾患による死亡または総死亡のリスクに影響していなかった。</li> <li>・この研究の限界はベースライン時にしか情報を収集できていないこと、睡眠障害の評価が自己申告によることである。</li> </ul>

### 3.2 睡眠時間または労働時間による脳・心臓疾患等の発症に関するレビュー

本調査の参考となる医学文献として、睡眠時間または労働時間による脳・心臓疾患等の発症に関するレビュー文献、下表に示す4件を選定した。

表 3.2-1 睡眠時間または労働時間による脳・心臓疾患等への影響に関するレビュー文献

No	調査内容と結果					参考文献
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等	結果・考察	
63	レビュー	<ul style="list-style-type: none"> <li>長時間労働及び交替勤務の有害な影響の定義の違いを排除することにより、既存の研究における長時間労働と健康との関連に関する疫学的証拠を明らかにすることを目的とした。</li> <li>合計17の論文と19の研究（12の前向きコホートと7つの横断研究）が抽出された。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>1995~2012年にMedlineとPsycINFOで公開された文献を体系的に検索、抽出した。シフトワーカーを含む論文は除外した。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>労働時間は、「仕事に費やされた時間」と定義し、自宅に持ち帰って仕事を行った時間も労働時間に含まれた。</li> <li>参加者の平均労働時間が40時間/週（8時間/日）を超える文献、または平均労働時間に1標準偏差（SD）を加えた時間が40時間/週以上（8時間/日）の文献を抽出した。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>抽出された研究におけるアウトカムは、総死亡率、循環器疾患、糖尿病、メタボリックシンドローム、抑うつ状態、不安、ほかの心理的障害、睡眠状態、認知機能、及び健康関連行動であった。長時間労働はほとんどの健康アウトカムに有意な悪影響を及ぼしていた。</li> <li>総死亡率をアウトカムにした研究は前向きコホート研究1報のみであり、長時間労働との有意な関連性は示されなかった。</li> <li>循環器疾患及び冠動脈性心疾患に関する結果は論文間で一致しなかった。</li> </ul>	Bannai A & Tamakoshi A. 2014
64	記述的レビュー	<ul style="list-style-type: none"> <li>長時間労働と健康問題（脳・心臓疾患含む）に関する研究の到達点と、今後の課題について検討することを目的とした。</li> </ul>	記載なし	<ul style="list-style-type: none"> <li>業務の過重性を評価する労働時間の目安（評価期間1か月間では月時間外労働100時間超、2~6か月間では月時間外労働80時間超を示している（厚生労働省）</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>脳・心臓疾患についての研究により、長時間労働が脳・心臓疾患のリスクを増加させることが示唆された。さらに短時間睡眠が、長時間労働による脳・心臓疾患への影響メカニズムに大きく関与していることが示された。</li> <li>長時間労働と精神疾患については、さらに研究を進める必要があると示唆された。</li> <li>「2001年社会生活基本調査報告」（総務省）により、長時間労働と睡眠時間の減少との関連が示され、「2002年労働者健康状況</li> </ul>	岩崎健二, 2008.

No	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
				働省 労災認定基準の再改定 2001年より))。	調査」(厚生労働省)により、所定外労働時間と身体の疲労、心身の不調との関連が示された。 ・今後の研究課題として、長時間労働とメンタルヘルスとの関連の検討、幅広い国民を対象とした労働時間と健康との関連の検討の2つが重要であるとされた。	
65	レビュー	・長時間労働と心血管疾患のリスクとの関連について検討することを目的とした。	・ PubMed による文献検索が2005年1月に行われ、12の文献が抽出された。	・長時間労働は、各文献の基準に沿って評価された。	・長時間労働と心血管疾患を直接結びつけた研究はごくわずかであり、その関連を強く支持する新たな科学的エビデンスは得られなかった。労働時間は鋭敏なばく露指標とは考えられず、ほかの測定値との併用もしくはより鋭敏な因子の代用を検討する必要性が示された。 ・労働による健康影響の指標として、労働時間ではなく活力疲弊(VE: Vital exhaustion)などの心理学的要因や心理社会的要因を用いた文献や、交互作用項を付加した統計解析モデルを用いた文献が認められ今後の研究に応用できる可能性が示唆された。	寶珠山 務ら. 2005.
66	レビュー	・長時間労働と健康(心血管疾患、糖尿病、障害者の退職、主観的に報告された身体的健康、主観的疲労)との関連について検証することを目的とした。	・ 1996年1月から2001年7月までに PsycINFO 及び Medline databases で公開された文献が体系的に検索された。	・少なくとも参加者の一部が、1週間あたりの労働時間が40時間を超えている文献と、1週間あたりの平均労働時間に1標準偏差(SD)を加えた時間が40時間以上の文献が抽出された。	・ 1996年1月から2001年7月までに PsycINFO 及び Medline databases で公開された文献が体系的に検索され、基準を満たす27報の文献が抽出された(横断研究18、症例対照研究2、縦断的研究5、反復測定研究2)。 ・抽出された文献から、死亡率、心血管疾患、糖尿病、障害による退職、自己申告による身体的健康状態、疲労状態を指標とした健康状態の悪さと、長時間労働との関連が確認された。 ・生理学的変化(心血管及び免疫学的要因)及び健康に関連した行動の変化(睡眠時間の短縮)と、長時間労働の関連に関するエビデンスが認められた。 ・心理的な回復に関わるサポートは、生活行動様式に関わるサポートよりも強い効果を持つと示唆された。しかし、抽出された研究の多くで潜在的な交絡因子が制御されていなかったため、信頼性の高いエビデンスとは認められなかった。	van der Hulst M. 2003.

### 3.3 睡眠時間または労働時間による脳・心臓疾患等のリスクファクターに関する研究

本調査の参考となる医学文献として、睡眠時間または労働時間による脳・心臓疾患等のリスクファクターとの関連を調査した下表に示す文献 32 件を選定した。

表 3.3-1 睡眠時間または労働時間による脳・心臓史観等のリスクファクターとの関連を調査した文献

No.	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
67	コホート研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>長時間労働及び睡眠時間と、II型糖尿病 (T2DM) リスクとの関連について把握することを目的とした。</li> <li>職域多施設研究 (J-ECOH スタディ) に参加したベースライン時に糖尿病の罹患がない 30-64 歳 (平均 44.9 歳、SD:8 歳) の 4 社の企業に勤務する日本人労働者 33,050 人 (男性 28,489 人、女性 4,561 人) がデータ解析の対象となった。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>2008 年 (4 社) あるいは 2010 年 (1 社) にデータ収集が実施された。2014 年 3 月まで追跡が行われた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>1 か月あたりの時間外労働時間が (労働時間/日 - 8 時間) × 20 日と定義され、自己申告による労働時間から算出された。</li> <li>時間外労働時間の長さは、企業ごとに使用された質問票に応じて、1 (短時間) から 4 (長時間) までの 4 つに群分けされた。</li> <li>3 社では、45 時間未満:1、45 時間以上 80 時間未満:2、80 時間以上 100 時間未満:3、100 時間以上:4 に、1 社では、40 時間未満:1、41-80 時間:2、81-100 以上 100 時間:3、100 時</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要アウトカムは T2DM の発症とされ、空腹時血糖 7.0mmol/L 以上、随時血糖 11.1mmol/L 以上、ヘモグロビン A1c (HbA1c) 48mmol/L 以上、もしくは糖尿病の治療中と定義された。</li> <li>コックス比例ハザードモデルにより、時間外労働時間と T2DM の発症リスクのハザード比 (HR) と 95%信頼区間 (CI) が算出された。モデル 1 では、勤務先、年齢、性別で調整され、モデル 2 ではモデル 1 の調整因子と BMI、喫煙状況、モデル 3 ではモデル 2 の調整因子とベースライン時 HbA1c による調整が行われた。</li> <li>追跡期間中に T2DM の発症 1,975 例が確認された。</li> <li>時間外労働時間と T2DM リスクに有意な相関は見られなかったが、時間外労働時間と睡眠時間を組み合わせた場合に関連が認められた。時間外労働時間 45 時間未満かつ睡眠時間 5 時間以上を対照群とした場合、時間外労働時間/月 45 時間以上かつ睡眠時間 5 時間未満の群のハザード比は、1.42 (95%CI: 1.11-1.83) でリスクが高かった。</li> <li>この研究の限界は、労働時間の調査は、参加企業間で一律ではなかったこと、睡眠時間や労働時間は自己申告であること、時間外労働/月が 0 時間超 45 時間未満の群が含まれなかったこと、時間外労働時間はベースライン時のみのデータであること等である。</li> </ul>	Kuwahara K et al. 2018.

No.	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
				<p>間超:4 と定義された。</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間は、5.0 時間未満、5.0-5.9 時間、6.0-6.9 時間、7 時間超に群分けされた。</li> </ul>		
68	横断研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間と病的肥満との関連について把握することを目的とした。</li> <li>米国フロリダ州マイアミにおいて、2014 年に実施された Baptist Health South Florida による Health Risk Assessment (HRA) に参加した 9,505 人 (平均年齢 42.8±12.1 歳、75%女性) がデータ解析の対象となった。</li> <li>人種の割合は、非ヒスパニック系白人 13.9%、非ヒスパニック系黒人 26.6%、ヒスパニック系 47.1%、そのほか 12.4%であった。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>データ収集は 2014 年に実施された。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間は、オンラインの質問票を用いた自己申告データとされた。</li> <li>6 時間未満、6-7.9 時間、8 時間以上に群分けされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要なアウトカムは、病的肥満の発症とされた。肥満の定義は、BMI30kg/m<sup>2</sup>、肥満 30-34.9kg/m<sup>2</sup>、病的肥満 35kg/m<sup>2</sup> と定義された。</li> <li>睡眠時間 6 時間未満の群で、病的肥満が 24.7%を占めた。6-7.9 時間では 13.5%、8 時間以上では 12.9%であった。</li> <li>ロジスティック解析により、睡眠時間と肥満に関するオッズ比 (OR) と 95%信頼区間 (95%CI) が算出された。睡眠時間 6-7.9 時間が対照群とされた。調整因子として、モデル 1 では、年齢と性別、モデル 2 では、モデル 1 の因子+学歴、人種、モデル 3 では、モデル 2 の因子+食事、身体的活動、喫煙状況が調整因子として用いられた。</li> <li>モデル 1 を用いた解析の結果、6 時間未満における肥満、病的肥満のオッズ比は、それぞれ 1.9(95%CI: 1.6-2.2)、2.1(95%CI: 1.8-2.5)、8 時間以上ではそれぞれ 0.97(95%CI: 0.9-1.07)、0.98(95%CI: 0.9-1.1)であった。モデル 2 では、6 時間未満における肥満、病的肥満のオッズ比は、それぞれ 1.7(95%CI: 1.5-2.0)、2.0(95%CI: 1.6-2.4)、8 時間以上では 0.94(95%CI: 0.9-1.03)、0.94(95%CI: 0.8-1.1)、モデル 3 では、6 時間未満における肥満、病的肥満のオッズ比は 1.6(95%CI: 1.4-1.9)、1.8(95%CI: 1.5-2.2)、8 時間以上では 0.97(95%CI: 0.9-1.07)、0.98(95%CI: 0.9-1.1)であった。</li> <li>この研究の限界は、自己申告による睡眠時間のため誤差の可能性のある点、シフト勤務や仕事によるストレス、うつ</li> </ul>	Aziz M et al. 2017.

No.	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
					状態などに関する情報がない点、横断研究であるため継続的な関連については不明である点などである。	
69	前向きコホート研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間と HbA1c 値で定義される前糖尿病患者の糖尿病進行リスクとの関連を評価することを目的とした。</li> <li>コホートに登録された 17,983 人の成人（平均 41.6±5.9 歳）が分析対象とされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>追跡期間の中央値は 22 か月であった。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間は 5 時間以下、6 時間、7 時間、8 時間以上に群分けされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要なアウトカムは糖尿病の進行と定義された。糖尿病は、HbA1c≥48mmol/mol (6.5%)、または糖尿病治療薬の使用として定義された。</li> <li>Cox 比例ハザードモデルを用いて、睡眠時間と糖尿病への進行リスクとの関連のハザード比 (HR) と 95%信頼区間 (CI) が算出された。</li> <li>解析では、睡眠時間が 7 時間を対照群とし、年齢、性別、センター、配偶者の有無、教育レベル、抑うつ症状、抗うつ薬の使用、自覚的健康観、糖尿病の家族歴、睡眠時無呼吸、交替勤務、いびき、睡眠中の呼吸困難、睡眠薬の使用、喫煙状態、アルコール摂取、身体活動、ベースライン時の空腹時血清 HbA1c、合併症の変化、BMI、インスリン抵抗性指数が調整因子とされた。</li> <li>解析の結果、短時間睡眠 (5 時間以下、6 時間) が糖尿病の進行と有意に関連していた (それぞれ、HR1.68、95%CI: 1.30-2.16、HR1.44、95%CI: 1.17-1.76)。8 時間以上の睡眠では有意な関連はなかった (HR1.23、95%CI: 0.85-1.78)。</li> <li>この研究の主な限界は、睡眠時間が自己申告である点である。</li> </ul>	Kim CW et al. 2017
70	横断研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>米国の長距離トラックの運転手のコレステロールプロフィールを生成すること、長距離トラックの運転者のコレステロール値に対する作業組織の特性と睡眠の質と</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>記載なし</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間 (勤務日と非勤務日のそれぞれ) は、「短い (7 時間未満/日)」、「最適 (7~9 時間/日)」、「長い (9 時間以上/日)」</li> <li>睡眠の質は、「よい睡眠が得られてい</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要アウトカムは、非 HDL コレステロール (&lt;100mg/dL を健康、100-129.9mg/dL を中程度リスク、&gt;130mg/dL をリスク増加と群分け)、及びコレステロール比 (総コレステロールと HDL コレステロールの比とし、2.5-4 を低リスク、4.01-5.5 を中程度リスク、5.51 以上をリスク増加と群分け) と定義された。</li> <li>順序ロジスティック回帰分析を実施して、運転歴、週あたりの運転距離、睡眠時間、睡眠の質、労働時間と非 HDL コレステロールの関連、運転年数、保証の種類、睡眠の質と</li> </ul>	Lemke Michael K. et al. 2017

No.	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
		<p>期間の影響を把握することを目的とした。</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>262人の長距離トラック運転手が解析対象とされた。このうち、血液サンプルが得られたのは115人(平均年齢47.8±9.7歳)であった。</li> </ul>		<p>る頻度」の質問に対して、「全くない」「ほとんどない」を「睡眠の質が低い」に、「ほとんど毎日」「毎日」を「睡眠の質がよい」に群分けした。</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>労働時間は、11時間未満/日、11時間以上/日に分類された。</li> </ul>	<p>の関連のオッズ比(OR)及び95%信頼区間(CI)が算出された。</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>解析では、11時間未満/日の労働時間、「睡眠の質がよい」、「最適」な睡眠時間が対照群とされた。</li> <li>解析の結果、労働時間と非HDLコレステロールの間に関連は見られなかったが、勤務日の睡眠時間では関連が見られた(OR0.33、95%CI: 0.13-0.83)。非勤務日の睡眠時間とは関連が見られなかった。睡眠の質とは、勤務日、非勤務日ともに有意な関連は見られなかった。</li> <li>非勤務日の睡眠の質はコレステロール比と関連していた(OR0.25、95%CI: 0.06-0.95)。</li> </ul>	
71	コホート研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間及び睡眠の質と、高血圧との関連について把握することを目的とした。</li> <li>Dongfeng-Tongji Cohort Studyの一貫として実施された。</li> <li>中国のDongfeng Motor Corporationを退職した21,912人(男性8,659人、女性13,253人、平均年齢62.2歳)から、高血圧を有さない9,017人(男性3,692人、女性5,345人、平均年齢60.9歳)が</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>2008年9月から2010年7月までデータ収集が実施され、2013年10月まで追跡が行われた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間は自己申告による過去6か月間の睡眠時間とされ、7時間未満、7-&lt;8時間、8-&lt;9時間、9-&lt;10時間、10時間以上の5つに群分けされた。</li> <li>睡眠の質は、Pittsburgh Sleep Quality Indexを指標とした評価が行われ、「良好」、「やや悪い」、「悪い」の3つに群分けされた。</li> <li>年齢は、60歳未満、60-&lt;75歳、75歳以上に群分けされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要なアウトカムは、高血圧の発症とされた。血圧は①医師による診断の自己申告、②血圧降下剤の服用の自己申告、③収縮期血圧140mmHg及び拡張期血圧90mmHg超のいずれかと定義された。</li> <li>ロジスティック解析が行われ、睡眠時間、睡眠の質と高血圧に関するオッズ比(OR)と、95%信頼区間(95%CI)が算出された。睡眠時間は7-&lt;8時間、睡眠の質は「良好」が対照群とされた。</li> <li>モデル1は調整無し、モデル2は年齢、性別が調整因子とされ、モデル3はモデル2の因子+昼寝、モデル4はモデル3+睡眠の質/睡眠時間、モデル5は年齢、性別、婚姻歴、学歴、シフト勤務、BMI、高血圧の家族歴、喫煙状況、飲酒状況、茶の摂取、コーヒーの摂取、身体的活動、慢性疾患、生活上のストレス、睡眠の質/睡眠時間、睡眠時無呼吸、睡眠薬と心血管疾患薬の服用、いびき、腹囲、昼寝が調整因子とされた。</li> <li>睡眠時間についてモデル4を用いた解析の結果、対照群と比較して、7時間未満のORは1.13(95%CI: 1.03-1.24)で有</li> </ul>	Wang D et al. 2017.

No.	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
		抽出されデータ解析の対象となった。			<p>意な関連が認められた。8-&lt;9 時間のオッズ比は 1.06(95%CI: 0.99-1.14)、9-&lt;10 時間は 1.15(95%CI: 1.06-1.26)、10 時間以上は 1.01(95%CI: 0.89-1.16)であった。モデル 5 を用いた解析では、9-&lt;10 時間のオッズ比が 1.14(95%CI: 1.04-1.27)で、有意な増加が認められた。7 時間未満は 1.08(95%CI: 0.98-1.21)、8-&lt;9 時間は 1.07(95%CI: 0.99-1.15)、10 時間以上は 0.96(95%CI: 0.82-1.11)であった。</p> <p>・この研究の限界は、睡眠時間及び睡眠の質が自己申告である点、うつ状態について評価が行われなかった点、高血圧患者が除外され、平均追跡期間が 5 年より短かった点である。</p>	
72	前向きコホート研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>・糖尿病と長時間労働の関連について、交替制勤務のシフトごとに把握することを目的とした。</li> <li>・ベースライン時に日本・北海道の毎年定期健康診断を受診している 35 歳以上の男女 10,423 人のうち、研究に同意をした男性 3,195 人解析の対象となった。そのうち、824 人がシフト勤務であった。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>・2003 年 4 月から 2009 年 3 月まで追跡が行われた。追跡期間の中央値は、シフト無しの参加者で 5.0 年、シフトありで 4.9 年であった。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>・自己申告による週あたりの労働時間は、35-44 時間と 45 時間以上の 2 つに群分けされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>・主要アウトカムは、糖尿病の発症とされた。空腹時血糖が 126mg/L 以上または医師から診断された場合が糖尿病と定義され、I 型と II 型で区別されなかった。</li> <li>・追跡期間中、シフト無しの参加者 138 人、シフトありの参加者 46 人において、糖尿病の発症が確認された。</li> <li>・Cox 比例ハザードモデルにより、勤務シフトごとに、労働時間と糖尿病の発症リスクとの関連について評価された。対照群は、週あたりの労働時間 35-44 時間とされた。モデル 1 では年齢、ベースライン時の空腹時血糖、糖尿病の家族歴、健康診断を受診した月で調整され、モデル 2 ではモデル 1 の因子に学歴、婚姻状況、職種、モデル 3 ではモデル 2 の因子に BMI、喫煙状況、飲酒習慣、運動習慣、ベースライン時における高血圧（収縮期血圧 140mmHg 以上及び拡張期血圧 90mmHg または治療中）を調整因子とした。</li> <li>・シフト無しの参加者において、モデル 3 による解析の結果、45 時間以上の労働時間の群のハザード比は 0.84 (95%CI: 0.57-1.24) であった。一方、シフトありにおいては、45 時間以上の労働時間の群のハザード比が 2.43 (95%CI: 1.21-5.10) と有意な上昇が認められた。なお非事</li> </ul>	Bannai Akira et al. 2016

No.	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
					<p>務員のみで解析しても 45 時間以上群のハザード比は 2.28 (95%CI: 1.13-4.82) と有意であった。</p> <p>・この研究の限界は、糖尿病患者の参加者数及び発症数が少ないこと、シフト勤務の詳細なデータが含まれないこと、労働時間が自己申告であること、回答率が低いこと等である。</p>	
73	コホート研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間の変化や睡眠障害の発症が、心血管疾患のリスク因子（高血圧、糖尿病、脂質異常症）にどのような影響を与えるか把握することを目的とした。</li> <li>フィンランドにおける 18-69 歳の労働者（女性 83%）を対象に調査が実施された。</li> <li>3 回にわたって実施されたデータ収集のうち、2 回以上データが取得できたのは 45,657 人であった。</li> <li>2 つのデータサイクルが設定され、データサイクル 1 では 32,038 人のデータ</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>2000 年、2004 年、2008 年の 3 回にわたりデータ収集が行われた。2 つのデータサイクルが設定された。</li> <li>データサイクル 1 では、2000 年～2004 年に生じた睡眠時間の変化や睡眠障害の発症が、2004 年～2012 年にどのような影響を与えるか調査された。追跡は平均 7 年行われた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間は登録時に自己申告され、6 時間以下から 10 時間以上まで 30 分間隔で群分けされた。通常の睡眠時間は 7-8 時間と定義された。</li> <li>睡眠時間の変化は、通常の睡眠時間から 7 時間未満に減少した「短時間化睡眠」、通常の睡眠時間を維持した「通常睡眠維持」、通常の睡眠時間から 9 時間以上に増加した「長時間化睡眠」に群分けされた。</li> <li>睡眠障害は、Jenkins Sleep Problem Scale を基準として、入眠障害、中途覚醒、非回復性睡眠の生じ</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要アウトカムは、心血管疾患のリスク因子である高血圧、糖尿病、脂質異常症の発症とされた。高血圧は、the Central Reimbursement Register の基準値である継続的な拡張期血圧&gt;105mmg、心血管合併症または合併症の徴候を伴う拡張期血圧&gt;95mmHg；投薬治療無しの 6 か月のフォローアップ及びその後の 6 か月の薬物療法後の収縮期血圧&gt;200mmHg と定義された。糖尿病は、医師によって診断され、空腹時血糖値<math>\geq</math>7.0mmol/L、もしくは非空腹時血糖値<math>\geq</math>11.1mmol/L、多尿症、多飲症、糖尿の徴候と定義された。</li> <li>Cox 比例ハザードモデルを用いて睡眠時間の変化/睡眠障害の発症と、心疾患リスク因子に関するハザード比(HR)と 95%信頼区間が算出された。睡眠時間の変化は通常睡眠維持群、睡眠障害については睡眠障害無しの群が、それぞれ対照群とされた。年齢・性別調整モデルでは年齢と性別が、多変量調整モデルでは年齢、性別、同居状況、職業的地位、退職状況、喫煙状況、アルコール摂取、身体的活動、BMI、呼吸器疾患、がんが調整因子とされた。フルモデルでは多変量調整モデルの因子とうつ状態、不安状態が調整因子とされた。</li> <li>フルモデルを用いた解析の結果、睡眠障害が発生した群における高血圧 (HR1.22、95%CI: 1.04-1.44) 及び脂質異常症 (HR1.17、95%CI: 1.07-1.29) の有意なリスク増加が認められたが、糖尿病との関連は見られなかった (HR0.96、95%CI: 0.72-1.28)。</li> </ul>	Clark AJ et al. 2016

No.	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
		が、データサイクル2では38,011人のデータが収集された。合計で70,049人分のデータについて解析が実施された。	<ul style="list-style-type: none"> <li>データサイクル2では、2004年～2008年に生じた睡眠時間の変化や睡眠障害の発症が2008年～2012年にどのような影響を与えるか調査された。平均3年間の追跡が行われた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>頻度とし、無し(スコア:1)から毎晩(スコア:6)までの6段階で評価された。</li> <li>睡眠障害の発症は、「睡眠障害無し」と、睡眠障害が週1回以上発生した(スコア:4)「睡眠障害発症」に群分けされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間の変化に関しては、高血圧のハザード比は短時間化睡眠群と長時間化睡眠群ともに有意な関連は見られなかった。</li> <li>この研究の限界は、登録時の情報のみに依存している場合に集団の誤分類が行われた可能性、睡眠障害の既往歴を持つ参加者の可能性、検出バイアスが考えられること、自己申告で睡眠を評価していることである。</li> </ul>	
74	コホート研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間や睡眠障害の頻度などの睡眠の質と糖尿病リスクとの関連について把握することを目的とした。</li> <li>ドイツのノルトライン・ヴェストフォア州のHeinz Nixdorf Recall Studyに参加した4,814人(男性49.8%、45-75歳)から抽出された、がん、脳梗塞、心血管疾患の罹患</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>2005年から2008年の間にベースライン時のデータ収集が行われ、2005年から2008年の間に追跡5年後のデータが収集された。</li> <li>追跡期間の中央値は5.1年であった。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>自己申告による睡眠時間は、最近4週間における平均値とされた。</li> <li>夜の睡眠時間は、5時間以下、5.5-6.5時間、7時間、7.5時間以上に群分けされた。</li> <li>昼寝時間は、0時間、0時間超30分未満、30分以上60分未満、60分以上に群分けされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要なアウトカムは、糖尿病予備軍及びII型糖尿病の発症とされた。糖尿病は、①医師に診断されたとの自己申告、②糖尿病治療薬の服用、③8時間以上の空腹時グルコース値&gt;125mg/dL、グルコース値&gt;200mg/dLのいずれかと定義された。糖尿病予備軍は、糖尿病との診断や糖尿病治療薬による治療を受けておらず、グルコース値が6.1mmol/L以上6.9mmol/L以下の場合と定義された。</li> <li>多重ロジスティック分析により、睡眠時間、睡眠障害、昼寝の時間と頻度について、糖尿病リスクに関する相対危険度(RR)と95%信頼区間(95%CI)が算出された。年齢、性別、喫煙状況、アルコール摂取、日常的なコーヒーの摂取、食事パターン、運動強度、学歴、うつ状態、ストレス、BMI、収縮期血圧、拡張期血圧、高血圧治療薬の服用が調整因子とされた。</li> </ul>	Kowall B et al. 2016.

No.	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
		歴を有さない 45-75 歳の II 型糖尿病患者 2,962 人が解析の対象となった。		<ul style="list-style-type: none"> <li>・ 昼寝の頻度は、なし、週あたり 1 回未満、1-4 回、5-6 回、毎日に群分けされた。</li> <li>・ 睡眠障害（入眠障害、中途覚醒、早朝覚醒のいずれか）の頻度は、週あたり 5 回以上、4 回以下に群分けされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>・ 睡眠時間 7 時間を対照群として比較した結果、5 時間以下 (RR1.56(95%CI: 1.02-2.39))、7.5 時間以上 (RR1.40(95%CI: 1.01-1.96)) で、糖尿病のリスクの増加が見られた。睡眠時間が 5.5-6.5 時間の RR は 1.12(95%CI: 0.78-1.60) であり有意差は見られなかった。</li> <li>・ 昼寝時間及び昼寝の頻度に関して有意な関連は見られなかった。</li> <li>・ 糖尿病予備軍のリスクと、睡眠時間、睡眠障害の頻度との関連について、糖尿病のリスクと同様の調整因子を用いた解析モデルにより、RR と 95%CI が算出された。睡眠時間 7 時間を対照群として比較した結果、5 時間以下、5.5-6.5 時間、7.5 時間以上は有意な関連は見られなかった。</li> <li>・ この研究の限界は、日常的なコーヒー摂取の量について調査していない点、睡眠の質についてアクティグラフィーやポリグラフィーなどで評価していない点、睡眠による回復を評価していない点、傾口グルコース負荷試験を実施していない点である。</li> </ul>	
75	横断研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>・ 労働者の職場環境や労働形態、労働時間、睡眠時間、休日数と運動負荷試験中の収縮期血圧の反応との関係を把握することを目的とした。</li> <li>・ 運動負荷中の収縮期血圧の最大値は心血管疾患のリスクファクターである。</li> </ul>	・ 記載なし	<ul style="list-style-type: none"> <li>・ 労働時間は 1 日あたり 8 時間未満、8-10 時間、10 時間以上に群分けされた。</li> <li>・ 平均睡眠時間は、7 時間以上、6-7 時間、6 時間未満に群分けされた。</li> <li>・ 1 週あたりの休日数は 3 日以上、2 日、1 日以下に群分けされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>・ 主要アウトカムは、運動負荷試験中の収縮期血圧の最大値と定義された。自転車エルゴメータを使用して 3 分毎に 10-30W ずつ漸増する最大下多段階漸増運動負荷試験を実施し、各負荷終了 1 分前に血圧が測定された。運動負荷試験中の収縮期血圧の最大値が男性 210mmHg 以上、女性 190mmHg 以上を過剰血圧反応と定義した。</li> <li>・ ロジスティック回帰分析を用いて、労働に関連する因子と、過剰血圧反応のオッズ比 (OR) と 95%信頼区間 (CI) が算出された。</li> <li>・ 解析では、7 時間以上/日の睡眠、8 時間未満/日の労働時間、3 日以上/週の休日数がそれぞれ対照群とされた。</li> <li>・ 解析の結果、過剰血圧反応発生と関連する要因は、労働時間が 1 日 10 時間以上 (OR2.88、95%CI: 1.42-5.82、p=0.003)、</li> </ul>	道下竜馬ら 2016

No.	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
		<ul style="list-style-type: none"> <li>日本の某市の健康増進事業に参加した者のうち、安静時血圧が正常であった労働者 362 名 (男性 79 人、女性 283 名、平均 49.1 歳) が解析対象とされた。</li> </ul>			<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間が 1 日 6 時間未満 (OR2.14、95%CI: 1.03-4.38、<math>p=0.041</math>)、休日数が週 1 日以下 (OR2.78、95%CI: 1.27-5.97、<math>p=0.010</math>) であった。それ以外の労働時間、睡眠時間、休日数では、有意な関連は見られなかった。</li> <li>労働時間、睡眠時間、休日数を 3 分割し、それぞれの組み合わせによる過剰血圧反応発生の調整オッズ比について検討したところ、労働時間が長く、睡眠時間、休日数が少ないほど、過剰血圧反応発生の調整オッズ比が有意に高かった (<math>p&lt;0.05</math>)。</li> </ul>	
76	横断研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>固定シフト制の労働者において、人口統計学的、社会経済学的、行動的要因がメタボリックシンドロームのリスクと関連しているか把握することを目的とした。</li> <li>ブラジル南部の 24 時間稼働の工場に勤務する 18-50 歳の男女労働者 2,645 人から、勤務歴 6 か月未満や妊娠中の女性を除いて抽出した 902 人 (平均年齢 31 歳、女性が 65.9%) についてデータ解析が行われ</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>2010 年にデータ収集が実施された。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>人口統計学特性、社会経済学的特性、行動学的要因に関する情報は、自宅においてインタビュー形式により収集された。</li> <li>睡眠時間は、5 時間以下と 5 時間超の 2 つに群分けされた。</li> <li>勤務シフトは、勤務時間の 90%以上が夜/早朝である場合が、夜間勤務と定義された (例: 午後 5 時以降始業は夜間勤務、午前 6 時始業は昼日勤務)。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要アウトカムはメタボリックシンドロームとし、腹囲は男性が 94cm 以上、女性が 80cm、HDL は男性が 40mg/dL 未満、女性が 50mg/dL、血圧は男女ともに 135/85mmHg 以上、TG は 150mg/dL、空腹時血糖が 100mg/dL のうち少なくとも 3 つ以上持つ者がメタボリックシンドロームと定義された。</li> <li>ロバスト分散を伴うポアソン回帰による解析の結果、メタボリックシンドロームの有病率は、9.3% (95%CI: 7.4-11.2) であった。最も有病率が高かった症状が腹囲で、有病率が 48.4% (95%CI: 45.5-51.2) であった。次いで HDL33.8% (95%CI: 30.7-36.9) であった。</li> <li>勤務シフトとメタボリックシンドロームとの関連は認められなかった。</li> <li>人口統計学特性 (性別、人種、婚姻状況、年齢) で調整した場合、女性の有病率比が 2.16 (対男性 95%CI: 1.28-3.64)、40 歳以上の有病率比が 3.90 (対 18-22 歳 95%CI: 1.78-8.93) であった。</li> <li>人口統計学的特性に加えて、教育、収入、勤務シフト、喫煙、身体活動、飲酒、一日の食事回数、睡眠時間を因子とした場合、睡眠時間 5 時間以下の有病率比が 5 時間以上と</li> </ul>	Canuto R et al. 2015

No.	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
		た。平均勤務歴は 68 か月であった。			<p>比べて 1.70 (95%CI: 1.09-2.24) と高い値を示した。一方、学歴や食事回数との関連は認められなかった。</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>この研究の限界は、横断研究であるため一時的な関連しか分からない点、メタボリックシンドロームの症状の認識により勤務シフトを変更する可能性がある点、固定シフト勤務を対象としておりローテーション勤務には適用できない点などである。</li> </ul>	
77	横断研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>医療従事者のさまざまな職業関連の要因と、動脈硬化との関係を調査することを目的とした。</li> <li>台湾の地方病院の医療従事者 576 人 (平均 43 歳、女性 85%) が解析対象とされた。</li> </ul>	・記載なし	<ul style="list-style-type: none"> <li>職業関連の要因には、仕事の要求、仕事の管理、社会的支援、交代勤務、労働時間、睡眠時間、精神的健康が含まれた。</li> <li>労働時間は、前月の週あたりの平均労働時間として計算され、40 時間以下、41-49 時間、50-59 時間、および 60 時間以上に群分けされた。</li> <li>睡眠時間は、毎日の睡眠を 6 時間未満、6~8 時間、および 8 時間以上に群分けされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要アウトカムは、上腕足首脈波速度 (baPWV) によって評価される動脈硬化と定義された。</li> <li>多重線形回帰モデルを用いて、選択された共変量と動脈硬化と関連について、<math>\beta</math> と 95%信頼区間 (CI) が算出された。</li> <li>解析では、6~8 時間睡眠、労働時間 41-49 時間が対照群とされ、性別、年齢、医療従事者、労働時間、仕事の種類、うつ病、肥満度指数、収縮期および拡張期血圧、空腹時血糖値、およびコレステロールが調整因子とされた。</li> <li>解析の結果、6 時間未満の睡眠時間 (<math>\beta=0.3</math>, 95%CI: 0.0~0.6, <math>P&lt;0.05</math>) と 60 時間を超える週労働時間 (<math>\beta=0.8</math>, 95%CI: 0.2~1.5, <math>P&lt;0.05</math>) のみが、動脈硬化のリスク増加と有意に関連していた。それ以外の睡眠時間、労働時間では有意な関連は見られなかった。</li> <li>この研究の限界は、baPWV 測定ツールによるシステムエラーが発生している可能性があること、対象者が医療従事者に限定されていること、サンプルサイズが比較的小さく、女性の割合が高いこと、横断研究であり因果関係を結論できないことである。</li> </ul>	Chou Li-Ping et al. 2015
78	横断研究	・睡眠時間及び睡眠の質と冠動脈石灰化 (CAC) 及び上腕	・記載なし	・睡眠時間は 5 時間、6 時間、7 時間、8 時	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要アウトカムは冠動脈石灰化 (CAC) 及び上腕足首脈波速度 (baPWV) と定義された。CAC は心臓 CT を Agatston のスコアに基づいて評価し、CAC スコア&gt;0 を CAC あ</li> </ul>	Kim CW

No.	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
		<p>足首脈波速度 (baPWV) との関連を把握することを目的とした。</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>研究に参加した者のうち、CAC を測定した 29,203 人 (平均 41.8±7.3 歳)、baPWV を測定した 18,106 人が解析対象とされた。</li> </ul>		<p>間、9 時間以上に群分けされた。</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠の質はピッツバーグの睡眠の質インデックスを用いて評価され、回答カテゴリーが「かなり悪い」、「非常に悪い」に該当する者を「主観的な睡眠の質の低下 (poor subjective sleep quality)」とした。</li> </ul>	<p>りとした。baPWV は、両側上腕及び足首の血圧と動脈脈波を、自動波形アナライザーし、測定し、式 (L1-L2) / T を使用して baPWV が計算された。L1 及び L2 はそれぞれ、心臓から足首まで、及び心臓から上腕までの距離と定義され、T は上腕と後脛骨動脈波形間の通過時間と定義された。</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間及び睡眠の質と CAC の関係の評価するために、CAC スコアをログ変換して、標準誤差の Huber-White 推定によるロバストビット回帰を用い各睡眠期間カテゴリーの指数化された Tobit 回帰係数 (CAC スコア比) 及び 95% 信頼区間 (CI) を算出した。7 時間の睡眠及び「主観的な睡眠の質が良好」な群を対照群とした。</li> <li>睡眠時間及び主観的な睡眠の質と baPWV の関連を評価するため、複数の線形回帰モデルを用いて、baPWV (cm/s) の平均差を、対照群と比較して 95% CI が算出された。解析では、7 時間の睡眠及び「主観的な睡眠の質が良好」な群を対照群とした。</li> <li>CAC と baPWV の両方について、解析では、年齢、性別、スタディセンター、訪問年、教育、婚姻状況、うつ状態、喫煙状態、アルコール摂取、身体活動レベル、BMI、空腹時血糖、収縮期及び拡張期血圧、身長、心拍数を調整因子とした。</li> <li>睡眠時間と CAC には U 字型の関連が見られ、5 時間以下、6 時間、7 時間、8 時間、及び 9 時間以上の睡眠群のうち、CAC スコアが正の参加者の割合は、それぞれ 16.2、15.1、12.5、12.6、及び 18.4% であった。多変量調整 CAC スコア比 (95% CI) は、1.50 (1.17-1.93)、1.34 (1.10-1.63)、1.37 (0.99-1.89)、1.72 (0.90-3.28) (2 次傾向 P=0.002) であった。</li> </ul>	et al. 2015

No.	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
					<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間と baPWV の関連も U 字型で、対照群と比較した歳の 5 時間以下、6 時間、7 時間、8 時間、及び 9 時間以上の baPWV の多変数調整平均差 (95%CI) は、6.7 (0.7-12.6)、2.9 (-1.7-7.4)、10.5 (4.7-16.5)、9.6 (-0.7-19.8) cm/s (2 次傾向 P=0.019) であった。</li> <li>この研究の限界は、睡眠時間が自己申告である点、極端な睡眠時間と睡眠の質の悪さが、ほかの病状のマーカである可能性がある点である。</li> </ul>	
79	横断研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>残業時間と動脈硬化の新しい指標である心臓足首血管指数 (cardio-ankle vascular index:CAVI) との関連を把握することを目的とした。</li> <li>日本人労働者 3,862 人 (26~59 歳) が解析対象とされた。</li> </ul>	・記載なし	<ul style="list-style-type: none"> <li>残業時間は、&lt;45、≥45 及び&lt;60、≥60 及び&lt;80、≥80 及び&lt;100 及び≥100 時間 /月に群分けされた。</li> <li>睡眠時間は&lt;5 時間、≥5 及び&lt;6 時間、≥6 及び&lt;7 時間、≥7 時間に群分けされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要アウトカムは動脈硬化とされ、測定値から、<math>CAVI=2\rho \times \ln(Ps/Pd) \times PWV2/\Delta P</math> の式 (<math>\rho</math> は血液密度、Ps は収縮期血圧、Pd は拡張期血圧、PWV は大動脈弁から足首までの測定脈波速度、<math>\Delta P</math> は収縮期血圧と拡張期血圧) を用いて算出され、CAVI は≥9.0 が動脈硬化ありと定義された。</li> <li>多変数ロジスティック回帰分析を用いて、残業時間と CAVI≥9.0 のオッズ比 (OR) と 95%信頼区間 (CI) が算出された。</li> <li>解析では、45 時間未満の残業時間が対照群とされ、共変量は、残業時間、定期的な運動、年齢、体重分類 (BMI によりやせ、正常、過体重、肥満に群分け)、糖尿病、脂質異常症、高血圧、喫煙習慣、脈拍数を調整因子とした。</li> <li>解析の結果、全体では、平均 CAVI と残業時間の間に有意な関連は見られなかった。CAVI≥9.0 のオッズ比は、次のとおりであった ; ≥45 及び&lt;60 時間/月 : OR1.11 (95%CI: 0.73-1.69)、≥60 及び&lt;80 時間/月 : OR0.92 (95%CI: 0.48-1.76) ; 80 時間以上及び 100 時間未満/月 : OR1.50 (95%CI: 0.50-4.49)、≥100 時間/月 OR2.65 (95%CI: 0.82-8.54)。</li> <li>30 代、40 代、50 代の年齢別の層別解析の結果、50 代の労働者では、CAVI≥9.0 のオッズ比は、100 時間/月以上の労働者で有意に高かった (OR4.26、95%CI: 1.2-15.1)。そのほ</li> </ul>	Hata Koichi et al. 2014

No.	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
					<p>かの残業時間、30代、40代では有意な関連は見られなかった。</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間とCAVIの関連も同様の解析が行われたが、有意な関連は見られなかった。</li> <li>本研究の限界は、横断研究であるために因果関係を結論できないこと、残業や労働災害の心理的側面を考慮できていないこと、比較的健康的な労働者を対象としている影響によるバイアスの問題（健康的な労働者は不健康的な労働者よりも長時間働く可能性があり、労働時間による違いを過小評価している可能性がある）である。</li> </ul>	
80	前向きコホート研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>45歳以上の賃金労働者の残業と高血圧との関連を調査することを目的とした。</li> <li>韓国の老化に関する長期調査に参加した45歳以上の賃金労働者のうち、ベースラインで高血圧のある労働者とほかの主要な疾病のない1,079人（女性65.2%）が解析対象とされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>2006年から2010年まで追跡が行われた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>労働時間は、週あたり40時間以下、41~50時間、51~60時間、61時間以上に群分けされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要アウトカムは高血圧の発症と定義され、フォローアップ時に、高血圧の診断有無と診断日を尋ねることで把握された。</li> <li>Cox 比例ハザードモデルを用いて、ハザード比（HR）と95%信頼区間（CI）が算出された。</li> <li>解析では、週40時間以下の労働時間の者を対照群とし、性別、年齢、教育、収入、職業、雇用形態、肥満度指数、アルコール習慣、喫煙習慣、定期的な運動、就業日数などのベースライン特性が調整された。</li> <li>時間外労働者の割合は61.0%（カットオフ：週40時間）であった。対照群と比較し、残業が高血圧の発症と有意に関連していた（41~50時間労働 HR2.20、95%CI: 1.19-4.06；週51~60時間 HR2.40、95%CI: 1.07-5.39、61時間以上 HR2.87、95%CI: 1.33-6.20）。</li> <li>この研究の限界は、対象集団が大学卒業者に限られていること、高血圧が自己申告であること、BMI、喫煙歴、飲酒習慣以外の高血圧のリスク因子（家族歴、高塩食、高カリウム食など）のデータがなく、調整できなかったこと、すべての被験者は45歳以上であったことである。</li> </ul>	YooD H et al. 2014

No.	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
81	前向きコホート研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>ベースラインの健康状態を考慮した際、短時間睡眠が将来の心血管疾患または2型糖尿病の発症を予測するかどうかを把握することを目的とした。</li> <li>241,949人のオーストラリア成人(45歳以上)が対象とされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>平均追跡期間は2.3年であった。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間は、6時間未満、6時間(6時間以上、7時間未満)、7時間(7時間以上、8時間未満)、8時間(8時間以上9時間未満)、9時間(9時間以上10時間未満)、10時間以上に群分けされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要アウトカムは心血管疾患または糖尿病の発症と定義された。疾患の診断は、疾患及び関連する健康問題の国際統計分類10改訂、オーストラリア修正版(ICD10-AM)を使用して記述された。心血管疾患の発症は、虚血性心疾患、脳梗塞または末梢血管疾患による入院とされた。</li> <li>「重篤な病気」は、自己申告、医師が診断した現在のがん(非黒色腫皮膚がんを除くすべてのがんに対する過去1か月の治療)、または以前に診断されたがん、心臓病、脳血管疾患または(自己申告と現在の薬物治療に基づく)糖尿病として定義された。医療結果研究身体機能(MOS-PF)スケールを使用し、ベースラインで重篤な病気を報告せず、MOS-PFが75以上の参加者は「healthy」と定義され、ベースラインで重篤な病気を報告、MOS-PF&lt;75の個人では「less healthy」と定義された。</li> <li>Cox比例ハザードモデルを用いて、睡眠時間と心血管疾患または2型糖尿病の発症に関するハザード比(HR)と95%信頼区間(CI)が算出された。</li> <li>解析モデルでは、7時間睡眠を対照群とし、性別、5歳ごとの年齢群、教育歴、婚姻状況、居住地(大都市、地方、または遠隔地)、アルコール摂取量、喫煙状況、健康保険ステータス、世帯の税引前年間収入、BMI、及び十分な身体活動の有無が調整因子として用いられた。</li> <li>解析の結果、6時間未満の睡眠は、ベースライン時に何らかの疾患を報告していた者の心血管疾患の発症に関連していた(HR1.38、95%CI:1.12-1.70)。しかし、ベースライン時に病気のあった者を除外し、ベースラインの健康状態を調整した後では有意ではなかった。ベースラインに病気を有していた患者を除外し、ベースラインの健康状態を調整した後でも2型糖尿病の発症リスクは6時間未満の睡眠と関連していた(HR1.29、1.08-1.53、P=0.004)。</li> </ul>	Holli day EG et al. 2013

No.	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
					<ul style="list-style-type: none"> <li>この研究の限界は、追跡期間が短いこと、睡眠時間が自己申告であること、2型糖尿病の発症までの時間を測定できなかったこと、2型糖尿病を発症した人が追跡中に入院したか確認できなかったことである。</li> </ul>	
82	横断研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>心血管疾患のリスクの高い者における、睡眠時間と頸動脈内膜中膜厚(IMT)との関連を把握することを目的とした。</li> <li>心血管疾患のリスクが高い257人(平均42.2歳)の米国人警察官が解析対象とされた。</li> </ul>	記載なし	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間は、アクチグラフィデータと自己申告を使用して推定され、5.0時間未満、5.0-5.9時間、6.0-6.9時間、7.0-7.9時間、及び8.0時間以上に群分けされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要アウトカムは総頸動脈IMTと平均最大IMTと定義された。平均最大IMTは、総頸動脈、頸動脈球、内頸動脈の近壁と遠壁の3つの角度から左右にスキャンした最大12個の値の平均が用いられた。</li> <li>線形及び二次回帰モデルを用いて、睡眠期間とIMTの関連を評価した。IMTの線形傾向は線形回帰モデルのフィッティングによりテストされ、2次傾向は2つの方法を使用して検定された：睡眠時間の2次項を含む回帰モデルのフィッティング(連続形式)及び睡眠時間の5カテゴリーとの直交多項式のコントラスト係数。</li> <li>解析では、年齢、性別、人種/民族、腹部高(仰臥位で測定した腹部の厚み)、収縮期血圧、抗高血圧薬の使用、グルコース、LDL、HDL、血中脂質低下薬の服用、身体活動、アルコール摂取、知覚ストレス、抑うつ症状スコア、睡眠の質、喫煙状況、交替勤務、副業を調整因子とした。</li> <li>解析の結果、客観的に測定された睡眠時間と最大平均IMTの間にはU字型の関連が示された(P=0.029)。自己申告による睡眠時間は、どちらのIMT測定とも関連していなかった。</li> <li>この研究の限界は、横断研究のために因果関係を結論できないこと、比較的健康的な対象者が参加している選択バイアスがあること、対象者が全体として若いことである。</li> </ul>	Ma CC et al. 2013
83	コホート研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>多様な職種を含む地域職域集団において、長時間労働を含む職業ストレス</li> </ul>	2010年度及び東日本大震災後の2011年度に	<ul style="list-style-type: none"> <li>週あたり労働時間は、40時間未満、40時間以上50時間未</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要アウトカムは心血管リスクの発症であり、肥満、高血圧、糖尿病、脂質異常症、うつ傾向と定義された。肥満(BMI25kg/m<sup>2</sup>以上)、高血圧(140/90mmHg以上または高血圧治療中)、糖尿病(HbA1c6.1%以上または糖尿病治療</li> </ul>	宗像 正徳, 金野

No.	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
		<p>が心血管疾患リスクとなるか把握することを目的とした。</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>宮城県南部の亘理町において、2010年度の特定健診を受診して、「現在仕事をしている」と回答した1,075人（一般住民751人、自治体行政職員324人）がデータ解析の対象となった。</li> </ul>	<p>実施された特定健診において、データ収集が行われた。初回健診時に正常アルブミン尿を示した参加者について、3年間追跡が行われた。</p>	<p>満、50時間以上の3つに群分けされた。</p>	<p>中)、脂質異常症 (LDL140mg/dL 以上、中性脂肪 150mg/dL 以上、HDL40mg/dL 未満、脂質異常症治療中のいずれか)、うつ傾向の有無を目的変数としたロジスティック回帰分析が行われた。週あたりの労働時間を量的労働負荷指標、技能の活用度を質的職業ストレス指標とし、評価が行われた。技能の活用度は、NIOSH 職業性ストレス調査票によるアンケート結果が用いられた。</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>年齢、性別、喫煙の有無、飲酒で調整した場合、週あたり労働時間 50 時間以上では、対照群の 40 時間未満に比べて、肥満リスクが 49%高かった (オッズ比 1.49、95%CI: 1.04-2.14)。40 以上 50 時間未満でもオッズ比 1.48 (95%CI: 1.08-2.05) と有意であった。肥満以外のアウトカムについて BMI を加えて調整したところ、うつ傾向リスクは 1.7 倍と有意に高値であった (95%CI: 1.21-2.43)。</li> <li>年齢、性別、喫煙の有無、飲酒、BMI で調整した場合、技能活用が低い群では、高活用群に比べて高血圧リスクが 61%高かった (95%CI: 1.06-2.48)。また、技能活用の低下とうつ傾向には量依存的な関係が見られ、低活用では高活用に比べてうつ傾向リスクが 2.36 倍 (95%CI: 1.70-3.29) であった。(中活用で 1.68、95%CI: 1.23-2.31)</li> <li>この研究で用いた東日本大震災前後のデータは、年齢と性別で調整して変化量を調査した結果、収縮期血圧は一般住民では 1.9mmHg 減少していたが、行政職員では 11.3mmHg の上昇が認められ、復興業務による過重労働などが一因である可能性が示されたことである。</li> </ul>	<p>敏. 2013.</p>
84	コホート研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>短時間睡眠と高血圧の発症に関連する遺伝的要因を把握することを目的とし、睡眠時間が短</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>追跡は6年間行われた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間は、5時間未満、5~7時間、7時間以上に群分けされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要アウトカムは高血圧の発症とされた。高血圧の発症は、フォローアップ時の測定で収縮期血圧及び拡張期血圧がそれぞれ 140mmHg 以上かつ 90mmHg 以上と診断された時、あるいは降圧剤を使用していると回答した時とされた。</li> </ul>	<p>Kim Se Joong et al. 2012</p>

No.	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
		<p>い被験者の高血圧の発生率を前向きに調査し、発症に関連する遺伝子変異を特定した。</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>40～69歳の韓国人成人のコホートに登録された4,965人（平均50.5±8.5歳）が分析対象とされた。</li> </ul>			<ul style="list-style-type: none"> <li>ジェノタイプピングはAffymetrix Genome-Wide Human Single Nucleotide Polymorphism (SNP) Array 5.0を使用して行われた。</li> <li>追跡期間中、4,965人のうち、1,071人が高血圧を発症した。累積発生率は21.6%であった。</li> <li>睡眠時間を独立変数、高血圧の発症を従属変数とするCox比例ハザードモデルを用いて、ハザード比(HR)と95%信頼区間(CI)が算出された。</li> <li>解析では、5～7時間睡眠が対照群とされ、年齢、地域、性別、BMI、職業、収入、喫煙状況、飲酒状況、教育、いびき、糖尿病、及び総身体活動が調整因子とされた。解析は、対象者全体、男女、閉経後女性それぞれを対象に行われた。</li> <li>解析の結果、女性では5時間未満の睡眠が高血圧と有意に関連していた(HR1.53、95%CI: 1.06-2.21)。一方、長時間睡眠は男女いずれでも有意な関連は見られなかった。女性を対象に、閉経後女性、閉経前とでさらに層別解析を行ったところ、閉経前の女性でのみ高血圧の発症リスクの増加と有意な関連が見られた(HR2.43、95%CI: 1.36-4.35)。また、rs6691577、rs2226284、rs12756253のSNPが、リスクの増加と関連していた。</li> <li>この研究の限界は、睡眠時間が自己申告である点、短時間睡眠(5時間未満)の定義が恣意的である点、国民代表的なサンプルではない点、閉経状態が自己申告である点である。</li> </ul>	
85	横断研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>長時間労働とメタボリックシンドロームの関連について把握することを目的とした。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>2009年5月から10月にデータ収集が実施された。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>労働時間は、≥7-8時間、&gt;8-9時間、&gt;9-10時間、10時間超に群分けされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要なアウトカムは、メタボリックシンドロームの発症とした。腹囲が85cm以上であることに加えて、1)高血清トリグリセリド(150mg/dL以上)及び/または低HDLコレステロール(40mg/dL未満)、2)高血圧(130/85mmHg以上)、3)高空腹時血漿グルコース(110mg/dL以上)のうち、2つ</li> </ul>	Kobayashi T et al. 2012.

No.	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
		<ul style="list-style-type: none"> <li>・ 静岡県の製造業に従事する労働者において、定期健診を受診した19-70歳の男女1,601人から、健康に関する質問票への回答が得られた。女性の78.2%が時間外労働をしていないことから、男性のみが調査対象とされ、条件に適した993人の男性が分析対象とされた。</li> </ul>			<p>以上に該当する場合はメタボリックシンドロームと定義された。</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>・メタボリックシンドロームが110例(11.8%)確認された。</li> <li>・重回帰分析を用いて、労働時間とメタボリックシンドロームの発症率に関するオッズ比(OR)と95%信頼区間(CI)が算出された。解析モデルでは、7-8時間を対照群とし、モデル1では調整なし、モデル2では年齢、モデル3では年齢、職業、勤務シフト、喫煙状況、アルコール摂取頻度、同居の有無が調整因子として用いられた。</li> <li>・モデル3を用いた解析の結果、対照群と比較して、&gt;8-9時間、&gt;9-10時間、10時間超の各群で、メタボリックシンドロームの発症のオッズ比はそれぞれOR1.66、95%CI: 0.91-3.01 ; OR1.48、95%CI: 0.75-2.90、OR2.32、95%CI: 1.04-5.16であり、10時間超群のみが有意であった。</li> <li>・さらに40歳未満と40歳以上に分けて比較した結果、40歳以上では対照群と比較して、&gt;8-9時間、&gt;9-10時間、10時間超の長時間労働の各群で、メタボリックシンドロームの発症のオッズ比は、それぞれOR2.02、95%CI: 1.04-3.90 ; OR1.21、95%CI: 0.53-2.77 ; OR3.14、95%CI: 1.24-7.95であり、&gt;8-9時間、10時間超が有意であった。一方、40歳未満では関連が見られなかった(それぞれOR0.62、95%CI: 0.13-2.96 ; OR1.93、95%CI: 0.59-6.34 ; OR0.77、95%CI: 0.14-4.14)。</li> <li>・この研究の限界は、労働時間の評価が1回のみである点、労働時間が自己申告である点、投薬についての情報がない点、因果の逆転の可能性がある点、身体活動や仕事のストレスに関する情報がない点、等である。</li> </ul>	
86	前向きコホート研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>・ 睡眠時間と頸動脈内膜中膜厚(CIMT)</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>・ コホートへの登録は1985年に行</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>・ 睡眠時間は、手首アクティグラフィモ</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>・ 主要アウトカムのCIMTは、超音波画像を用いて評価され、平均総頸動脈、球根、及び内部CIMTの20の測定値の平均が用いられた。</li> </ul>	Sands MR

No.	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
		<p>の関連を把握することを目的とした。</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>the Coronary Artery Risk Development in Young Adults (CARDIA)に参加した、617人の黒人及び白人の健康な参加者(37~52歳、58%の女性)が対象者とされた。</li> </ul>	<p>われ、睡眠の測定は15年目(2005~2006年)、CIMTの測定は20年目(2010~2011年)に行われた。</p>	<p>ニターを使用して測定された。</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>多変数調整線形回帰モデルを使用して、客観的に評価された睡眠時間とCIMTの断面の関連性が検証された。</li> <li>解析では、年齢、性別、人種、BMI、うつ病、喫煙、腰囲、トリグリセリド、低比重リポタンパク質コレステロール、高比重リポタンパク質コレステロール、糖尿病、収縮期血圧、拡張期血圧、インターロイキン-6、C反応性タンパク質、身体活動、アルコール摂取、カフェイン消費、血圧とコレステロールの薬、夜間覚醒、いびきが調整された。</li> <li>解析の結果、調整後、睡眠時間が1時間長くなると、男性ではCIMTが0.026mm少なくなり有意であったが(P=0.02; 95%CI: -0.047~-0.005)、女性では0.001mmに留まり有意ではなかった(P=0.91; 95%CI: -0.020~0.022)。</li> <li>この研究の限界は、断面的な測定のため因果関係に制限があること、睡眠障害や血液酸素飽和度の変化等は測定していないこと等である。</li> </ul>	et al. 2012	
87	コホート研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>中年女性における短時間睡眠とメタボリックシンドロームの発症リスクの関連について調査することを目的とした。</li> <li>Korean Genomic Rural Cohortに参加した韓国の40-70歳の男女を2005-2006年に募集し、2008-2009年に回答が得られ、調査の目的に適した1,107人(男</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>2008年から2009年にデータ収集が実施された。追跡期間は2-4年であった。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間は対面式のインタビューによりデータが収集され、6時間未満、6-7.9時間、8-9.9時間、10時間以上に群分けされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要アウトカムはメタボリックシンドロームの発症であった。メタボリックシンドロームは、National Cholesterol Education Program (NCEP)の基準に従い、1)腹囲:男性90cm以上、女性80cm以上、2)空腹時血清グルコース:100mg/dL以上または糖尿病治療中、3)収縮時血圧130mmHg以上/拡張期血圧85mmHg以上または高血圧治療中、4)血清トリグリセリド150mg/dL以上または脂質異常症治療中、5)HDLコレステロール:男性40mg/dL未満、女性50mg/dL未満または高コレステロール治療中のうち、3項目以上に該当した場合と定義された。</li> <li>メタボリックシンドロームの発症率は、18.4%(男性21.2%、女性16.9%)であった。</li> <li>Cox比例ハザードモデルにより、睡眠時間とメタボリックシンドロームの発症率との関連について評価が行われた。モデル1は調整なし、モデル2は年齢、BMI、モデル3は、</li> </ul>	Choi Jung-Kyu et al. 2011

No.	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
		性 386 人、34.6%、女性 721 人、65.1%) がデータ解析の対象となった。			<p>モデル 2 の調整因子と喫煙状況 (箱/年)、アルコール摂取量/日、身体活動 (無し、軽度、中高程度)、閉経状態で調整が行われた。</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>・対照群は睡眠時間 6-7.9 時間とされた。睡眠時間 6 時間未満の女性において、ハザード比が 1.798 (95%CI: 1.06-3.05) であった。短時間睡眠とメタボリックシンドロームの発症率との関連が確認されたのは、女性のみであった。</li> <li>・この研究の限界は、睡眠時間が自己申告であること、睡眠の質に関する情報がないこと、追跡期間が短いこと、うつ状態や投薬などを調査しなかったことである。</li> </ul>	
88	コホート研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>・メタボリックシンドローム (MetS) の発症率及び MetS 発症に関連する生活習慣因子について把握することを目的とした。</li> <li>・神奈川県精密機器開発事業所の社員で、2005 年度定期健康診断を受診し、MetS の診断に該当しなかった男性 948 人が調査の対象となった。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>・2005 年度から 2009 年度までの定期健康診断データが収集された。平均 3.7 年間追跡された。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>・睡眠時間は、5 時間以下、5 時間超 6 時間以下、6 時間超の 3 つに群分けされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>・主要アウトカムは MetS の発症とした。診断は日本内科学会・合同 8 委員会による診断基準が使用され、腹部肥満 (腹囲径 85cm 以上) を必須とし、①血圧高値 (収縮期 130mmHg 以上かつ/または拡張期 85mmHg 以上)、②脂質代謝異常 (中性脂肪 150mg/dl 以上かつ/または HDL コレステロール 40mg/dl 未満)、③空腹時血糖値高値 (空腹時血糖 110mg/dl 以上) のうち 2 項目を満たすものと定義された。</li> <li>・追跡期間中 76 人において MetS の発症が認められた。年間発症率は 2.2/100 人年で、カプラン・マイヤー法による 4 年発症率は 8.5% であった。</li> <li>・年齢で調整した Cox 比例ハザードモデルによる解析の結果、睡眠時間 5 時間以下の群は 6 時間超の群と比較し、MetS 発症に対する有意なハザード比の上昇が示された (オッズ比 3.18 (95%CI: 1.52-6.64)。なお 5 以上 6 時間以下ではオッズ比 1.83 (95%CI: 0.96-3.48) であった)。</li> <li>・この研究の限界は対象が男性のみであったこと、単一職場における比較的少人数の集団であったこと、健康診断に伴う事後指導による影響の可能性があること、腹部肥満以外の MetS 構成因子については保有数で分類したこと等である。</li> </ul>	大塚俊昭ら. 2011.

No.	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
89	前向きコホート研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>• 青年期の睡眠時間と若成人期の高コレステロール血症との関係を調査することを目的とした。</li> <li>• 米国で、学校単位でサンプリングされた14,257人(ベースライン時 7~12年生、フォローアップ時の18~26歳)が分析対象とされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• 1994~95年から2001~02年まで追跡が行われた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• ベースライン時に睡眠時間を調査した。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• 主要アウトカムは、自己申告による高コレステロール血症の診断の有無と定義された。</li> <li>• 多重ロジスティック回帰分析を用いて、ベースラインでの睡眠時間と追跡時の高コレステロール血症有無に関するオッズ比(OR)と95%信頼区間(CI)が算出された。</li> <li>• 解析モデルでは、身体活動/非活動、感情的苦痛、及び体重が調整因子として用いられた。</li> <li>• 解析の結果、女性では、共変量調整後、睡眠時間が1時間増えるごとに、若年成人の高コレステロール血症と診断される確率が大幅に低下した(OR0.85、95%CI: 0.75-0.96)。追加の睡眠は、男性の高コレステロール血症のオッズ比の低下と関連していたが、統計的に有意ではなかった(OR0.91、95%CI: 0.79-1.05)。</li> <li>• この研究の限界は、睡眠時間、主要アウトカムの両方が自己申告による点である。</li> </ul>	Gangwisch JE et al. 2010
90	コホート研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>• 日本人において、年間の時間外労働と高血圧、脂質異常症、糖尿病保有状況の関係を明らかにすることを目的とした。</li> <li>• 時間外労働時間と健康診断データを正確に把握することができた全国労災病院に勤務する非管理職職員2,161名(平均年齢44±5歳、男性635人、女</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• 2002年から2006年までの間に、データ収集が行われた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• 1年間の時間外労働時間は、給与明細書から算出された。</li> <li>• 対象者の職種は、事務職、医師、医療職、看護職、技能業務職に群分けされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• 主要なアウトカムは、高血圧、脂質異常症、糖尿病の保有とされた。年1回の健康健診データから、血圧、空腹時血糖、血清脂質のデータが収集された。</li> <li>• 収縮期血圧140mmHg以上または拡張期血圧90mmHg以上または降圧薬服用ありが「高血圧」、中性脂肪150mg/dL以上またはHDL-c 40mg/dL未満が「脂質異常症」、空腹時血糖126mg/dL以上または血糖降下薬服用が「糖尿病」と定義された。</li> <li>• 年間残業時間のほぼ中央値に相当する150時間をカットオフ値とし、150時間未満の群に対する150時間以上の群のオッズ比が算出された。高血圧、脂質異常症、糖尿病保有のオッズ比は、それぞれ1.118(95%CI: 1.008-1.399)、1.175(95%CI: 0.978-1.410)、1.06(95%CI: 0.832-1.450)で、高血圧のみ統計的に有意なオッズ比の増加が認められた。カットオフ値を500時間とした同様の解析の結果、500時</li> </ul>	宗像ら. 2010.

No.	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
		性 1,526 人) が調査対象となった。			<p>間以上群の 500 時間未満の群に対する高血圧、脂質異常症、糖尿病保有のオッズ比は、それぞれ 2.069 (95%CI:1.435-2.984)、1.928 (95%CI: 1.280-2.904、1.936 (95%CI: 1.062-3.530) であり、すべて有意に保有頻度が増加した。</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>服薬がなく 5 年連続でデータが得られた 1,651 人を対象に、年間残業時間と高血圧、脂質異常症、糖尿病保有の関連について、一般化推定式により時間軸上で評価が行われた。その結果、年間残業時間と高血圧保有の間に有意な関連が認められたが (p=0.04)、前年度残業時間が 500 時間となると未満と比べ、高血圧判定となるオッズ比は 1.49 であった。脂質異常症、糖尿病との間では認められなかった。</li> <li>この研究の限界は、アンケートや面接など主観的に調査していることである。</li> </ul>	
91	コホート研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間と II 型糖尿病の関連について、リスク因子であるインスリン感受性(SI)と急性インスリン応答(AIR)の観点から把握することを目的とした。</li> <li>Insulin Resistance Atherosclerosis Study (IRAS)に参加した 40-69 歳の多民族の米国人 1,624 人から、ベースライン時に糖尿病を有さない 900 人 (非ヒスパニック系白人 360</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>1992 年 10 月から 1994 年 4 月にデータ収集が行われ、1997 年 2 月から 1999 年 7 月まで、5 年間の追跡が実施された。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>自己申告による睡眠時間は、7 時間以下、8 時間、9 時間以上に群分けされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要なアウトカムは、II 型糖尿病の発症とされた。ブドウ糖 75g を摂取して 2 時間後の血糖値を測定する経口ブドウ糖負荷試験が行われ、WHO の基準に基づき、正常値：140mg/dL 未満、境界型：140mg/dL 以上 200mg/dL 未満、糖尿病：200 mg/dL 以上と定義された。AIR は、インスリン注入 8 分後の数値で評価された。</li> <li>平均睡眠時間は、非ヒスパニック系白人 7.1 時間、ヒスパニック系 6.7 時間、アフリカ系 6.3 時間であった。</li> <li>追跡中に II 型糖尿病 146 例が確認された。非ヒスパニック系白人及びヒスパニック系では、睡眠時間 8 時間において II 型糖尿病の発症率が最も低くなる U 字型を示したが、アフリカ系では 6-7 時間の発症率が最も低かった。</li> <li>多変量ロジスティック解析により、睡眠時間と II 型糖尿病に関するオッズ比(OR)と 95%信頼区間(95%CI)が算出された。睡眠時間 8 時間が対照群とされた。調整因子として、モデル 1 では年齢と性別、clinic、モデル 2 ではモデル 1 の因子+高血圧、糖尿病の家族歴、喫煙状況、学歴、モデル 3</li> </ul>	Beihl DA et al. 2009.

No.	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
		<p>人、ヒスパニック系 302 人、アフリカ系 238 人) が抽出され解析の対象となった。</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>全体の年齢構成は、40-49 歳 32.2%、50-59 歳 34.7%、60-69 歳 33.2%で、男性が 43.3%、女性が 56.7%であった。</li> </ul>			<p>ではモデル 2 の因子+BMI、モデル 4 ではモデル 3 の因子 +SI、AIR が用いられた。</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>非ヒスパニック系白人/ヒスパニック系においては、モデル 3 による解析の結果、7 時間以下の OR が 2.15(95%CI: 1.21-3.79)、9 時間以上で 2.78(95%CI: 0.90-8.58)であった。SI 及び AIR も調整因子に加えたモデル 4 では、それぞれ 2.36(95%CI: 1.11-5.00)、2.15(95%CI: 0.50-9.30)であった。アフリカ系においては、モデル 3 による解析の結果、7 時間以下が 0.47(95%CI:0.16-1.36)、9 時間以上が 0.36(95%CI: 0.03-5.09)、モデル 4 ではそれぞれ 0.63(95%CI:0.14-2.90)、0.39(95%CI: 0.02-7.19)であった。</li> <li>この研究の限界は、睡眠時間が自己申告である点、社会経済的な因子が学歴のみであった点、アフリカ系は非ヒスパニック系白人及びヒスパニック系と比較して平均睡眠時間が短い点、睡眠時間 9 時間以上のサンプル数が少ないため長時間睡眠との関連が評価できない点、睡眠時間はベースライン時のみの評価である点である。</li> </ul>	
92	前向きコホート研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>フィンランドの男性労働者を対象に、労働時間とアテローム性動脈硬化の関連を把握することを目的とした。</li> <li>621 人のフィンランド人男性労働者が分析対象とされた。</li> <li>虚血性心疾患のある者 (542 人、平均年齢 49.1±5.9 歳) と、ない者と (79 人、</li> </ul>	追跡は 11 年行われた。	<ul style="list-style-type: none"> <li>労働時間は①ベースラインでの週あたりの労働日数 (3 日、5 日、7 日)、②ベースラインでの 1 日あたりの労働時間、③ベースラインでの週あたりの労働時間、④フォローアップ中の雇用強度、及び⑤フォローアップ期間中の 1</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要なアウトカムは頸動脈内膜中膜肥厚 (intima-media thickness: IMT) の進行と定義された。</li> <li>IMT の進行を従属変数、労働時間を独立変数とする多重回帰分析が用いられ、IMT の指標として Relative change ratio (RCR)とその 95%信頼区間 (CI) が算出された。解析では、血糖値、血漿フィブリノーゲン値、LDL コレステロール値、HDL コレステロール値、収縮期血圧、脂質低下薬の服薬期間、降圧剤の服薬期間、BMI、喫煙習慣、アルコール摂取量、収入、ジョブストレスなどが調整された。</li> <li>全体に対して行われた解析では、ベースライン時の週あたりの労働日数は IMT の増加と有意に関連していた (RCR=1.14、95%CI: 1.04-1.24)。そのほかの労働時間の指標とは有意な関連が見られなかった。</li> </ul>	Krause N et al. 2009

No.	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
		平均年齢 52.3±5.5 歳) で層別解析が行われた。		年間の平均労働時間で評価された。	<ul style="list-style-type: none"> <li>ベースライン時に虚血性疾患がない者では、いずれの労働時間の指標も、IMT の進行と有意な関連が見られなかった。</li> <li>ベースライン時に虚血性疾患があった者では、ベースライン時の週あたりの労働日数 (RCR=1.35、95%CI: 1.11-1.63)、ベースラインでの週あたりの労働時間 (RCR=1.41、95%CI: 1.13-1.76) が、IMT の進行と有意な関連が見られた。そのほかの労働時間の指標とは有意な関連が見られなかった。</li> <li>この研究の限界は、労働時間が自己申告である点である。</li> </ul>	
93	コホート研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>長時間労働とメタボリックシンドロームとの関連について把握することを目的とした。</li> <li>2002年から2006年にかけて過労死研究に参加した労働者健康福祉機構職員のうち、時間外労働時間と健康診査データを正確に把握できた非管理職職員 2,161 人 (平均年齢 44±5 歳、男性 635 人、女性 1,526 人) が解析の対象となった。</li> <li>参加者の年齢は 40 歳未満が 27.6%、40-44 歳が 32.0%、45-</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>2002 年から 2006 年までデータ収集が実施された。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>年間の時間外労働時間は、給与明細書から算出され、50 時間未満、50 時間以上-150 時間未満、150 時間以上-250 時間未満、250 時間以上に群分けされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要なアウトカムは、メタボリックシンドロームの発症とされた。メタボリックシンドロームは、BMI が 25kg/m<sup>2</sup> 以上で高血圧(収縮期血圧 130mmHg 以上または拡張期血圧 85mmHg 以上)、高血糖(空腹時血糖 110mg/dL 以上)、脂質異常症(中性脂肪 150mg/dL 以上または HDL40mg/dL 未満)のうち、2つ以上有するものがメタボリックシンドローム (MetS)、1つ有するものが予備軍(PreMetS)、それ以外が非 MetS(non-MetS)と定義された。</li> <li>年間の時間外労働時間が翌年の健康状況に影響するという仮定に基づき、各参加者において N 年の時間外労働時間と N+1 年の MetS または PreMetS 保有状況をペアとして、年間の時間外労働時間と MetS または PreMetS 保有頻度の関係について分析が行われた。</li> <li>時間外労働時間のほぼ中央値である 150 時間と区分して、150 時間未満の群を対照群とした場合、150 時間以上のメタボリックシンドロームのオッズ比は 1.162(95%CI: 1.008-1.340)であった。さらに、500 時間をカットオフ値として同様の解析を行った結果、対照群の 500 時間未満に対する 500 時間以上のオッズ比は 1.973(95%CI: 1.416-2.749)であった。さらに年齢別に検討した場合、40 歳未満のオッズ比が 3.530(95%CI: 2.063-6.042)、40-44 歳が 2.607(95%CI:</li> </ul>	宗像正徳. 2009.

No.	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
		<p>49歳が22.6%、50歳以上が17.7%であった。</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>職種は事務職8.7%、医師1.0%、医療職30.2%、看護職55.1%、技能業務職5.1%であった。</li> </ul>			<p>1.463-4.650)で有意に増加したが、45-49歳は1.002(95%CI: 0.443-2.270)、50歳以上は0.947(95%CI: 0.320-2.800)であった。</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>高血圧、脂質異常症、糖尿病についても同様の解析を実施した結果、対照群の500時間未満に対する500時間以上のオッズ比は、高血圧が2.069(95%CI: 1.435-2.984)、脂質異常症が1.928(95%CI: 1.280-2.904)、糖尿病が1.936(95%CI: 1.062-3.530)であった。</li> </ul>	
94	コホート研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>日本人において、長時間労働とメタボリックシンドローム有病率の関係を明らかにすることを目的とした。</li> <li>時間外労働時間と健康健診データを正確に把握することができた全国労災病院に勤務する非管理職職員2,161名(平均年齢44±5歳、男性635人、女性1,526人)が調査対象となった。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>2002年から2006年までデータ収集が行われた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>1年間の時間外労働時間は、給与明細書から算出された。</li> <li>年1回の健康健診データから、体格指数(BMI)、血圧、空腹時血糖、血清脂質のほか、高血圧、糖尿病、脂質異常症の治療に関する服薬状況が調査された。</li> <li>対象者の職種は、事務職、医師、医療職、看護職、技能業務職に群分けされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要なアウトカムは、メタボリックシンドロームの保有とされた。「メタボリックシンドローム(Mets)」は、BMIが25kg/m<sup>2</sup>以上かつ高血圧(収縮期血圧130mmHg以上または拡張期血圧85mmHg以上)、高血糖(空腹時血糖110mg/dL以上)、脂質異常症(中性脂肪150mg/dL以上またはHDL40mg/dL未満)のうち、2つ以上に該当する場合と定義された。1つのみ該当する場合は「予備軍(PreMetS)」、それ以外が「非メタボリックシンドローム(non-MetS)」と定義された。</li> <li>各被験者において、N年の残業時間とN+1年のMetsまたはPreMetS保有状況をペアとし、年間残業時間とMetSまたはPreMetS保有頻度に関するオッズ比が算出された。年間残業時間150時間未満の群が対照群とされた。</li> <li>年間残業時間が150時間以上の群の150時間未満に対するMetSまたはPreMetS保有のオッズ比が、1.162(95%CI: 1.008-1.340)であった。</li> <li>年間残業時間500時間をカットオフ値とした同様の解析の結果、500時間以上群の500時間未満に対するオッズ比は、1.973(95%CI: 1.416-2.749)で、150時間をカットオフ値にした時より大きな値となった。残業時間と健康健診データが5年連続収集された服薬のない1,651名において、年間残業時間とMetS保有状況が時間軸上で相関するかど</li> </ul>	宗像正徳ら. 2009.

No.	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
					<p>うかを、マルコフ連鎖ロジスティック混合回帰によるランダム効果モデル及び一般化推定方程による GEE モデルを用いた評価が行われた。</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>• GEE モデルでは、残業時間が 500 時間以上増えると MetS となるオッズは 1.576 となった。</li> <li>• この調査の限界は、長時間労働により、メタボリックシンドロームのいずれの要素が最も影響されやすいか明らかにできなかった点、職業が限定されている点である。</li> </ul>	
95	前向きコホート研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>• 客観的及び主観的な測定による睡眠時間と睡眠の質が 5 年間にわたる冠動脈石灰化の発生率と関連しているかどうか、及び石灰化の危険因子が関連を媒介しているかどうかを把握することを目的とした。</li> <li>• 1985-1986 年に若年成人の冠動脈リスク開発 (CARDIA) コホートのシカゴサイトに登録された 18 歳から 30 歳の成人のうち、15 年後、20 年後の両方の追跡データがある 495 人が解析対象とされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• ベースラインから、15~20 年後の 5 年間の冠動脈石灰化のデータが用いられた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• アクティビティモニターを用いた睡眠時間及び睡眠の質の測定、ピッツバーグ睡眠の質指標を含む質問票を用いた睡眠時間及び質の測定が行われた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• 主要アウトカムは、冠動脈石灰化と定義された。石灰化電子ビームコンピューター断層撮影を使用して得られたスキャン画像からカルシウムスコアを算出し、0 以外の正の Agatston スコアを持つ場合に石灰化ありと判定された。</li> <li>• ロジスティック回帰を用いて、冠動脈石灰化の発症とアクティグラフィで測定された睡眠時間及び 4 つの代替睡眠指標とのオッズ比 (OR) と 95%信頼区間 (CI) が算出された。</li> <li>• 解析では、潜在的な交絡因子 (年齢、性別、人種、教育、無呼吸のリスク、喫煙状況) 及び媒介因子 (脂質、血圧、BMI、糖尿病、炎症マーカー、アルコール摂取、うつ、敵意、自己申告の医学的状态) が調整された。</li> <li>• 年齢、性別、人種、教育、喫煙、及び無呼吸のリスクの調整後は、測定された睡眠時間が長くなるに従い、石灰化の発生率が低下した (OR0.67/時間、95%CI: 0.49-0.91/時間)。</li> <li>• この研究の限界は、ベースライン時に石灰化がある者が少なかった点、アクティグラフィでは、睡眠段階などの潜在的に重要な睡眠の次元を測定できない点である。</li> </ul>	King CR et al. 2008

No.	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
96	横断研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間と、アテローム性動脈硬化のリスク因子である頸動脈内膜中膜厚(IMT)の関連について把握することを目的とした。</li> <li>ドイツ北東沿岸部の一般集団を対象とした Study of Health in Pomerania (SHIP) の参加者 2,437 人(45-81 歳)が解析の対象となった。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>1997 年 10 月から 2001 年 5 月までデータ収集が実施された。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間は、自己申告による夜の睡眠時間と昼寝時間の合計とされ、5 時間、6 時間、7 時間、8 時間、9 時間、10 時間、11/12 時間に群分けされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要なアウトカムは、アテローム性動脈硬化のリスク因子である IMT の肥大とされた。エコーを用いて頭蓋外頸動脈の検査が行われ、IMT として内腔内膜から中膜外膜界面の距離が測定された。</li> <li>睡眠時間 7 時間、8 時間の群で総頸動脈 IMT の平均値が最も小さく(それぞれ <math>0.76 \pm 0.15 \text{mm}</math>、<math>0.79 \pm 0.16 \text{mm}</math>)、睡眠時間が短い長い場合に大きくなる J 字型の分布が示された。</li> <li>多変量回帰分析により、睡眠時間と IMT に関する推定値(調整された平均差)と 95%信頼区間(95%CI)が算出された。睡眠時間 8 時間が対照群とされ、年齢・性別調整モデルのほか、さらに調整因子が追加されたモデルによる解析が行われた。モデル 1(生活様式)では喫煙状況、アルコール摂取、身体的活動、シフト勤務、モデル 2(社会経済的)では、家庭の月間収入、婚姻歴、学歴、職業、モデル 3(生化学)では BMI、総コレステロール/HDL、糖尿病、心筋梗塞、高血圧、フルモデルでは、モデル 1 からモデル 3 までの因子すべてが調整因子として追加された。フルモデルによる解析の結果、睡眠時間ごとの推定値は、睡眠時間 5 時間 <math>0.038(95\%CI: 0.002-0.074)</math>、6 時間 <math>0.007(95\%CI: -0.012-0.027)</math>、7 時間 <math>0.001(95\%CI: -0.015-0.018)</math>、9 時間 <math>0.022(95\%CI: 0.000-0.045)</math>、10 時間 <math>0.043(95\%CI: 0.015-0.070)</math>、11/12 時間 <math>0.065(95\%CI: 0.017-0.113)</math>であった。すべてのモデルを用いた解析の結果、11/12 時間では IMT が有意に大きいと示された。</li> <li>この研究の限界は、生存者バイアスによる影響の可能性がある点、睡眠時間が自己申告である点などである。</li> </ul>	Wolff B et al. 2008.
97	縦断的分析	<ul style="list-style-type: none"> <li>短時間睡眠と高血圧の関連を把握することを目的とした。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>1982 年から 1992 年まで追跡が行われた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間は、5 時間以下、6 時間、7~8 時間、9 時間以上に分類された。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要アウトカムは、高血圧の発生と定義された。高血圧は、追跡期間中の医師の診断、病院の記録、または死因によって判定された。</li> </ul>	Gangwisch JE et al. 2006

No.	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
		<ul style="list-style-type: none"> <li>1971~1975年に行われた調査に参加した者のうち、1982~1984年、1986年、1987年、1992年のNHANES Iの疫学的追跡調査に参加した4,810人(32~86歳)が分析対象とされた。</li> </ul>			<ul style="list-style-type: none"> <li>Cox 比例ハザードモデルを用いて、短時間睡眠による高血圧発症のハザード比 (HR) と 95%信頼区間 (CI) が算出された。解析では、7~8 時間睡眠を対照群とし、日中の眠気、うつ病有無、身体活動の程度、アルコール摂取量、1 日あたりの食塩摂取量、現在の喫煙状態、脈拍数、性別、教育歴、年齢グループ (5 年間隔)、及び民族が調整された。</li> <li>32~86 歳対象者を用いた分析と、32~59 歳、60~86 歳の層別解析が行われた。層別解析の結果、32~59 歳では、5 時間以下の睡眠で高血圧の発症リスクが有意に増加した (HR2.10、95%CI: 1.58-2.79) が、6 時間睡眠、9 時間以上の睡眠では有意な関連は見られなかった。60~86 歳の解析ではいずれの睡眠時間でも有意な関連は見られなかった。</li> <li>この研究の限界は、睡眠時間が自己申告である点、高血圧の診断がなされていない可能性があることである。</li> </ul>	
98	横断研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>労働時間と高血圧の関連を把握することを目的とした。</li> <li>2001 年カリフォルニア健康インタビュー調査に参加した、週 11 時間以上勤務する 18~64 歳の 24205 人の成人 (女性 43.3%) が分析対象とされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>記載なし</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>週あたりの労働時間は、11~39 時間、40 時間、41~50 時間に群分けされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要アウトカムは、自己申告による高血圧の有無とされた。ロジスティック回帰分析を用いて、週あたりの労働時間と自己申告の高血圧のオッズ比 (OR) と 95%信頼区間 (CI) が算出された。解析では、週あたりの労働時間 11~39 時間が対照群とされ、年齢、性別、人種、喫煙習慣、糖尿病の有無、学歴、収入、座りがちな生活の有無、職種、BMI が調整因子とされた。</li> <li>週あたりの労働時間と自己申告による高血圧の可能性との間に正の関連性があることを示した。週 11~39 時間労働の参加者と比較して、週 40 時間労働 (OR1.14、95%CI: 1.01-1.28)、週に 41~50 時間労働 (OR1.17、95%CI: 1.04-1.33)、週 51 時間以上労働 (OR1.29、95%CI: 1.10-1.52) では高血圧を報告する可能性が有意に高かった。</li> <li>この研究の限界は、労働時間、高血圧のいずれも自己申告によるものであることである。</li> </ul>	Yang H et al. 2006

### 3.4 参考文献

結果に有意な差が見られないことを報告した文献として、下表に示す 17 件を選定した。

表 3.4-1 参考文献

No.	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
99	コホート研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>中高年の中国人における睡眠時間及び昼寝時間と、糖尿病の発症リスクとの関連について把握することを目的とした。</li> <li>27,009人の登録者のうち96.2%の25,978人において追跡が完了し、そのうち糖尿病、冠動脈性疾患、脳血管疾患への罹患がないと自己申告した16,399人（平均年齢62.5歳、男性7,083人、女性9,316人）がデータ解析の対象となった。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>2008年9月から2010年7月までの間にデータ収集が実施された。</li> <li>追跡は2013年10月まで行われた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間及び昼寝時間に関する情報は、対面式のインタビューにより収集された。</li> <li>睡眠時間は、7時間未満、7-8時間未満（対照群）、8-9時間未満、9-10時間未満、10時間以上に群分けされた。</li> <li>昼寝時間については、昼寝0分（対照群）、1-30分、31-60分、61-90分、90分超に群分けされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要アウトカムは糖尿病の発症とされた。</li> <li>Cox 比例ハザードモデルを用いた回帰分析により、睡眠時間及び昼寝と、糖尿病リスクのハザード比及び95%信頼区間が算出された。対照群は、睡眠時間7-8時間未満、昼寝0分と定義された。</li> <li>睡眠時間10時間以上のハザード比は、年齢、性別、BMI、学歴、喫煙状況、アルコール摂取、身体運動、高血圧、脂質異常症、糖尿病の家族歴、睡眠の質、昼寝により調整した場合、1.42（95%CI: 1.08-1.87）であった。昼寝時間90分超のハザード比は、年齢、性別、BMI、学歴、喫煙状況、アルコール摂取、身体運動、高血圧、脂質異常症、糖尿病の家族歴、睡眠の質、睡眠時間で調整した場合、1.28（95%CI: 1.03-1.59）であった。これらの関連は、高血圧でない参加者においてより顕著であった。</li> <li>睡眠時間10時間以上かつ昼寝60分超の参加者は、睡眠時間7-8時間かつ昼寝0分の群と比較して糖尿病を発症するリスクが72%高かった（<math>P &lt; 0.05</math>）。</li> <li>長時間睡眠と昼寝時間は、それぞれ独立でも一緒の場合でも糖尿病のリスクと関連があることが示された。</li> <li>この研究の限界は、自己申告によるため睡眠時間及び昼寝時間は実際と異なる可能性があること、両者はベースライン時のみのデータである点、糖尿病と関連があるとされる非回復性睡眠に関する情報がないことなどである。</li> </ul>	Han X et al. 2016

No.	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
100	システムティックレビュー	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間と、脳血管疾患の発症リスク及び脳血管疾患による死亡率との関連を把握することを目的とした。</li> <li>PubMed 及び Embase では 2016 年 1 月までに出版された文献が検索された。メタ分析には、16 の独立したレポートを含む 11 の文献が含まれた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>記載なし</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間は、5時間以下、6時間（6時間以上7時間未満）、7時間（7時間以上8時間未満）、8時間（8時間以上9時間未満）、9時間以上に群分けされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要なアウトカムは、脳血管疾患の発症、脳血管疾患による死亡とされた。</li> <li>睡眠時間と脳血管疾患発症リスク、脳血管疾患による死亡リスクに関する相対リスク（RR）及び95%信頼区間が算出された。睡眠時間7時間が対照群とされた。</li> <li>睡眠時間と脳血管疾患及び脳血管疾患による死亡リスクとの間に、J字型の関係が検出された。</li> <li>脳血管疾患の発症リスクは、対照群の睡眠時間7時間と比較して、睡眠時間が1時間長くなるごとに、あるいは1時間短くなるごとに、プールされた相対リスクが有意に増加した（RR1.17、95%CI: 1.14-1.20；1.07、95%CI: 1.02-1.12）。</li> <li>脳血管疾患による死亡率に関しては、1日あたり7時間の睡眠時間と比較して、睡眠時間が1時間長くなるごとにリスクが有意に増加した（RR1.17、95%CI: 1.13-1.20）。1時間短くなるごとにリスクが増加したが、有意差は認められなかった（RR1.05、95%CI: 0.99-1.11）。</li> <li>この研究の限界は、対象とした文献における睡眠時間がすべて自己申告である点、追跡中に睡眠時間が変化した可能性がある点、解析結果はサブグループの結果にのみに限定される点である。</li> </ul>	Li W et al. 2016
101	前向きコホート研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>ライフスタイル要因と、心血管疾患（CVD）による死亡率との関連を把握することを目的とした。</li> <li>コホートに登録されたシンガポールに住む中国人（ベースライン時45-74歳）のう</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>1994年から2009年まで追跡が行われた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>ばく露因子は、6つ要因（食事パターン、身体活動、アルコール摂取、通常の睡眠、喫煙状態、BMI）を組み合わせたライフスタイル要因と定義された。各ライフスタイル要因は、それぞれ、1（"protective"）また</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要アウトカムは、心血管疾患、冠状動脈性心疾患、及び脳血管疾患に起因する死亡と定義された。死亡日または死因に関する情報は、シンガポールの全国の出生及び死亡の登録簿（ICD IX コード使用）との連鎖分析を通じて得られた。</li> <li>Cox 比例ハザードモデルを用いて、健康な参加者（CVD、糖尿病、またはがんの既往がない者）と臨床的糖尿病の既往のある参加者の間で、組み合わせたライフスタイル要因と CVD による死亡のハザード比（HR）と 95%信頼区間（CI）が算出された。保護的（"protective"）なライフスタイル要因の数と対応する 95%CI に従い、CVD による死亡のハザード比を推定した。</li> </ul>	Smagula SF et al. 2016

No.	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
		ち、50,466人(糖尿病、CVD、またはがんの既往のない者は44,056人)が解析対象とされた。		は0(”referent”)に群分けされ、睡眠は、6時間未満または9時間以上が”referent”、6時間~8時間が”protective”と群分けされた。	<ul style="list-style-type: none"> <li>解析では、保護的ライフスタイル因子のない参加者を対称群とし、年齢、糖尿病または心血管疾患の診断時年齢、性別、方言、在籍年、教育、婚姻状況、及びエネルギー摂取量が調整された。</li> <li>保護的ライフスタイル因子の数の増加に伴い、ハザード比は単調に減少した。</li> <li>睡眠に関しては、”referent”に対して、”protective”な者のハザード比は0.82(95%CI: 0.72-0.94)であった。</li> <li>この研究の限界は、ライフスタイル因子の評価が自己申告であることである。</li> </ul>	
102	前向きコホート研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>ドイツ成人男女において、睡眠障害及び睡眠時間が脳血管疾患の発症に及ぼす影響を把握することを目的とした。</li> <li>Monitoring Trends and Determinants in Cardiovascular Diseases (MONICA)/Cooperative Health Research in the Region of Augsburgのコホートに登録された者のうち、25~74歳の男女17,604人が解析対象とされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>1984/85年のベースラインから1999/2001年まで14年間追跡が行われた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠障害(入眠障害及び中途覚醒)は、ベースライン時にインタビューで調査された。</li> <li>睡眠時間は1日あたりの習慣的な睡眠時間を、5時間以下、6、7-8、9、10時間に群分けした。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要アウトカムは、全脳血管疾患(非致命的及び致命的)、非致命的脳血管疾患、致命的脳血管疾患と定義された。対象者への定期的な対面インタビューや郵便調査、病院の記録と、担当医から収集された情報を使用して、すべての潜在的な脳血管疾患症例と診断日が検証された。非致死性脳血管疾患は、塞栓性脳梗塞、脳梗塞、脳内出血、くも膜下出血、一過性脳虚血性発作/長期可逆性虚血性神経障害、及び未知の脳血管疾患タイプに分けられた。致死性脳血管疾患は、調査域内外の人口レジストリによって定期的に確認された。地元の保健当局の死亡証明書から、主な死因が抽出された。</li> <li>Cox ハザード回帰モデルを用いてハザード比(HR)及び95%信頼区間(CI)が算出された。</li> <li>解析では、7-8時間睡眠の群が対照群とされ、調整因子として、年齢、調査時期、教育歴、身体活動、アルコール摂取量、喫煙習慣、BMI、高血圧有無、糖尿病有無、脂質異常症有無が用いられた。</li> <li>入眠障害及び中途覚醒と、総脳血管疾患の発症とは有意な関連が見られなかった。</li> <li>解析の結果、男性では、5時間以下の睡眠及び10時間以上の睡眠と、全脳血管疾患との関連が見られた(5時間以下:HR1.44、95%CI: 1.01-2.06; 10時間以上: HR1.63、95%CI: 1.16-2.29)。6</li> </ul>	Helbig AK et al. 2015

No.	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
					<p>時間、9時間睡眠では、全脳血管疾患とは有意な関連は見られなかった。非致命的、致命的脳血管疾患とは、いずれの睡眠時間でも、有意な関連は見られなかった。</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>解析の結果、女性では、いずれの睡眠時間も、いずれのアウトカムと有意な関連は見られなかった。</li> <li>この研究の限界は、フォローアップ時に選択バイアスが生じている可能性がある点、動脈硬化に関するスクリーニングが自己申告である点、不眠症の症状のそれぞれの原因に関する情報が得られていない点、未測定の変因因子があり得る点である。</li> </ul>	
103	横断研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>韓国の成人において、生活様式と高血圧の関連について把握することを目的とした。</li> <li>20歳超の男性 586人（平均年齢 51.0±11.9歳）及び女性 1,135人（平均年齢 51.3±10.6）の合計 1,721人（平均年齢 51.2±11.1歳）が調査対象となった。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>記載なし</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>自己申告のアンケートに従って年齢、性別、睡眠時間、精神的ストレスレベル、教育レベル、経済状況、飲酒頻度、喫煙状況が群分けされた。</li> <li>睡眠時間は、5時間未満、6時間、7時間、8時間超の4つに群分けされた。</li> <li>精神的ストレス、学歴、経済状況、飲酒頻度は、それぞれ4つに群分けされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要アウトカムは高血圧とし、&gt;140/90mmHgと定義した。</li> <li>年齢及び性別で調整したロジスティック回帰分析により、生活様式の各要因（睡眠時間、精神的ストレス、学歴、経済状況、飲酒頻度、喫煙状況）と高血圧との関連について評価が行われた。</li> <li>睡眠時間に関して、5時間未満の群を対照とすると、6時間 OR0.596 (95%CI; 0.291-1.219)、7時間 OR0.576 (95%CI; 0.271-1.222)、8時間越え OR0.611 (95%CI; 0.311-1.203) であり、有意な関連は見られなかった。</li> <li>精神的ストレス及び経済状況と高血圧との関連は認められたが、それ以外の要因との関連は見られなかった。</li> <li>この研究の限界は、横断研究であるため因果関係が不明であること、食事と運動量に関する情報が不足していること、自己申告によるため誤差の可能性が有ること等である。</li> </ul>	Kim III-Gwan g et al. 2015
104	前向きコホート研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間が糖尿病患者の予後に与える影響を把握することを目的とした。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>ベースライン(1988~1990年)から2009年まで追跡</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間は、5時間以下（5.4時間以下）、6時間（5.5~6.4時間）、7時間（6.5~7.4時間）、8</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要アウトカムは死亡として定義された。コホートに登録された者の死亡は、公衆衛生センターからの死亡証明書によって確認された。死因の分類は、ICD-10が用いられた。</li> </ul>	Kubota Y et al. 2015

No.	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
		<ul style="list-style-type: none"> <li>ベースライン時に心血管疾患、がん、腎疾患、または肺結核の既往がない、日本人で、糖尿病を自己申告した患者（40～79歳男性1,674人、女性1,240人）が解析対象とされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>が行われた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>時間（7.5～8.4時間）、及び9時間以上（8.5時間以上）に群分けされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間を独立変数、総死亡率及び原因別死亡率（心疾患、がん、感染症）を従属変数、Cox 比例ハザードモデルを使用して、ハザード比（HR）と95%信頼区間（CI）が算出された。</li> <li>解析では、7時間睡眠を対照群とし、年齢、BMI、高血圧症の既往歴、糖尿病の薬物治療、アルコール摂取、喫煙状況、昼間の睡眠、知覚される精神的ストレス、抑うつ症状、ウォーキング、スポーツ、緑黄色野菜摂取を調整因子とした。</li> <li>解析の結果、男性では、5時間以下及び9時間以上の睡眠が総死亡率と有意に関連（HR1.53、95%CI: 1.22-1.91）していた。それ以外の睡眠時間では有意な関連は見られなかった。心血管疾患による死亡は、9時間以上の睡眠（HR1.56、95%CI: 1.01-2.41）が、感染症では5時間以下の睡眠（HR3.08、95%CI: 1.17-8.12）、9時間以上の睡眠（HR2.23、95%CI: 1.13-4.39）が有意に関連していた。それ以外の睡眠時間では、有意な関連は見られなかった。</li> <li>女性の場合、9時間以上の睡眠は総死亡率と関連していた（HR1.44、95%CI: 1.09-1.90）が、それ以外の睡眠時間では有意な関連は見られなかった。心血管疾患、感染症はいずれの睡眠時間とも関連がなく、がんでは、5時間以下の睡眠のみ、有意な関連が見られた（HR2.03、95%CI: 1.05-3.94）。</li> <li>この研究の限界は、真性糖尿病を区別できていないこと、ベースライン時の糖尿病の重症度の情報がないこと、追跡中の治療に関する情報がないこと、睡眠時間が自己申告であること、睡眠時無呼吸を含む睡眠の質の情報がないこと、睡眠時間の季節間差を考慮できていないことである。</li> </ul>	
105	横断研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>様々な年齢の成人の睡眠時間と動脈硬化の関係を把握することを目的とした。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>2006～2009年に調査が行われた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間は短時間睡眠（6時間未満）、通常（6～8時間）及び長時間睡眠（8時</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要アウトカムである動脈硬化は、上腕足首脈波速度（baPWV）で測定され、動脈硬化の増加は baPWV<math>\geq</math>1400cm/sec として定義された。</li> <li>ロジスティック回帰分析を用いて、動脈硬化と睡眠時間のオッズ比（OR）と95%信頼区間（CI）が算出された。</li> </ul>	Tsai TC et al. 2014

No.	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
		<ul style="list-style-type: none"> <li>台湾国立成功大学病院の健康診断センターを拠点とし、脳血管イベント、冠動脈疾患、末梢動脈疾患の既往のない、3,508人（20~87歳）が解析対象とされた。</li> </ul>		<p>間以上)に群分けされた。</p>	<ul style="list-style-type: none"> <li>解析では、通常（6~8時間）睡眠を対照群とし、BMI、eGFR、高血圧の有無、糖尿病の有無、喫煙習慣、アルコール摂取量、身体活動の有無、いびきの有無、が調整された。</li> <li>男性では、長時間睡眠（OR1.75、P=0.034）は動脈硬化のリスクと有意に関連していたが、短時間睡眠では有意な関連は見られなかった（OR0.98、P=0.92）。女性では、短い睡眠時間も長い睡眠時間も動脈硬化の増加と有意な関連は見られなかった。</li> <li>この研究の限界は、睡眠時間が自己申告であること、横断研究のために因果関係を結論できないこと、睡眠の質が評価されていないことである。</li> </ul>	
106	コホート研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠による心血管疾患死亡率及び総死亡率の関する新しい証拠を明らかにし、睡眠時間に関連する複数の生化学的変化を把握することを目的とした。</li> <li>SAKUCESSE 研究に登録された、ベースライン時に20-79歳であった日本人12,489人（男性4,770人、女性7,719人）が分析対象とされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>データ収集は1983年から1990年に実施され、追跡は7年間行われた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間は、5時間以下（<math>\leq 5.9</math>）、6時間（6.0-6.9）、7時間（7.0-7.9）、8時間（8.0-8.9）、9時間以上（<math>\geq 9.0</math>）に群分けされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要なアウトカムは、心血管疾患による死亡率とされた。死因はICD IXに基づき、コード390-459に分類される場合が心血管疾患による死亡と定義された。</li> <li>Cox 比例ハザードモデルを用いて、睡眠時間と心血管疾患による死亡率及び総死亡率に関するハザード比（HR）と95%信頼区間（CI）が算出された。</li> <li>解析モデルでは、7時間睡眠が対照群とされ、調整因子として、年齢、BMI、収縮期血圧、拡張期血圧、喫煙状態、飲酒習慣、身体活動が用いられた。</li> <li>解析の結果、男性では対照群と比較して、睡眠時間が9時間以上の群で総死亡率及び心血管疾患死亡率のリスクの有意な増加が認められた（HR1.70、95%CI: 1.07-2.70；HR2.73、95%CI: 1.22-6.11）。睡眠時間が5時間以下の総死亡率及び心血管疾患死亡率のハザード比は、1.44（95%CI: 0.65-3.19）、1.57（95%CI: 0.35-7.15）、6時間では0.86（95%CI: 0.50-1.48）、0.60（95%CI: 0.17-2.15）、8時間では1.05（95%CI: 0.72-1.53）、1.04（95%CI: 0.49-2.21）であった。</li> <li>女性では、対照群と比較して、9時間以上睡眠で総死亡率のリスクの有意な増加が認められた（HR1.85、95%CI: 1.09-3.13）。9時間以上の心血管疾患死亡率のハザード比は、1.72（95%CI:</li> </ul>	Li Y et al. 2013

No.	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
					<p>0.76-3.89)であった。睡眠時間が5時間以下の総死亡率及び心血管疾患死亡率のハザード比は、それぞれ 1.01 (95%CI: 0.42-2.39)、0.80 (95%CI: 0.18-3.47)、6時間では 1.31 (95%CI:0.78-2.21)、0.91 (95%CI:0.38-2.23)、8時間では 1.01 (95%CI:0.63-1.60)、1.13 (95%CI:0.57-2.23)であり短時間睡眠との有意な関連は見られなかった。</p> <p>・この研究の限界は、対象者が日本人に限定されていることである。</p>	
107	横断研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間と頸動脈アテローム性動脈硬化との関連について把握することを目的とした。</li> <li>定期健診を受けている日本人 23-92歳の 2,498 人から、40-84歳の 2,214 人（男性 1,064 人、女性 1,150 人）が抽出され、データ解析の対象となった。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>2009年8月から2010年7月までにデータ収集が実施された。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>自己申告による睡眠時間は、5時間以下、6時間、7時間以上に群分けされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要なアウトカムは、頸動脈アテローム性動脈硬化の発症とされ、頸動脈内膜中膜厚(IMT)が 1.2mm 以上の状態と定義された。IMT は B モードの超音波診断装置により測定された。</li> <li>2,214 人のうち、1,169 人(男性 604 人、女性 565 人)が IMT1.2mm 以上であった。</li> <li>ロジスティック回帰分析により、睡眠時間と頸動脈アテローム性動脈硬化の発症に関するオッズ比(OR)と 95%信頼区間(95%CI)が算出された。対照群は睡眠時間 6 時間とされ、年齢、性別、LDL コレステロール、HDL コレステロール、トリグリセリド、空腹時血漿グルコース、HbA1c、空腹時インスリン、BMI、アルコール摂取、喫煙状況が調整因子とされた。</li> <li>年齢及び性別のみで調整したモデルでは、睡眠時間 5 時間以下のオッズ比は 1.087(95%CI: 0.787-1.500)で有意ではなく、7 時間以上は 1.261(95%CI: 1.032-1.542)であった。すべての調整因子を用いたモデルでは、5 時間以下が 1.059(95%CI: 0.764-1.467)と有意ではなく、7 時間以上が 1.263(95%CI: 1.031-1.546)で、いずれのモデルにおいても、7 時間以上で有意な関連が認められた。</li> <li>この研究の限界は、横断研究であるため睡眠時間とアテローム性動脈硬化の因果関係が判断できない点、血管造影データが含まれない点、睡眠時間が自己申告である点、短時間睡眠の原因が不明である点である。</li> </ul>	Abe T et al. 2011.

No.	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
108	記述的レビュー	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠と死亡に関する最近のメタアナリシスを取り上げて論じている総論。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>記載なし</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>記載なし</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間と死亡率の関係に関する研究において、データをプールしたメタ分析が必要であると述べている。</li> <li>睡眠と死亡率に関する疫学研究では、睡眠時間のみを評価しており、非常に短いまたは長い睡眠時間は悪影響を及ぼすと結論付けたものが多いと述べている。</li> <li>また、多くの大規模疫学研究が、睡眠の評価を主目的としてはおらず、データに限界があることを指摘している。</li> <li>睡眠時間と死亡の関連について、短時間睡眠と長時間睡眠とで、メカニズムが異なる可能性を考慮し、個別のモデルを開発する必要があること、考えられる原因のメカニズムと経路を探る必要があること、睡眠時間の選好に関する個人差の役割を把握する必要があること、健康上のアウトカムと死亡率に対する睡眠時間の影響を評価するために、コミュニティベースの介入研究を実施する必要があることを指摘している。</li> </ul>	Grandner MA & Patel NP 2009
109	前向きコホート研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>労働時間と高血圧の関連を把握することを目的とした。</li> <li>スペインの大学卒業者を対象としたコホートに登録された者のうち、ベースライン時に心血管疾患、がん、糖尿病、高血圧の既往がなく、労働時間の情報の得られた8,779人が解析対象とされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>平均追跡期間は4.4年であった。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>労働時間は、男性は39時間、40~49時間、50~59時間、60時間に、女性は29時間、30~39時間、40~49時間、50時間に群分けされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要アウトカムは、高血圧の発症と定義された。ベースライン時に高血圧の既往がなく、フォローアップ時の質問で、高血圧（拡張期血圧140mmHg以上かつ収縮期血圧90mmHg以上）であると医師の診断を受けたと回答した者を「高血圧の発症」とした。</li> <li>高血圧発症を従属変数、労働時間を独立変数とするロジスティック回帰分析を用いて、オッズ比（OR）と95%信頼区間（CI）が算出された。解析では、女性は週29時間労働の群を、男性は週39時間労働の群を対照群とし、BMI、高血圧の家族歴、アルコール摂取量、食塩摂取量、身体活動量、高コレステロール血症有無、食事摂取量が調整因子とされた。</li> <li>解析の結果、男女ともに、いずれの労働時間でも、高血圧の発症との有意な関連は見られなかった。</li> <li>この研究の限界は、対象者が大学卒業者に限られていること、高血圧の診断の情報が自己申告による者であることである。</li> </ul>	Pimental AM et al 2009

No.	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
		<ul style="list-style-type: none"> <li>平均年齢（労働時間の群ごとに記載）の範囲は、男性は39.1~41.2歳、女性は33.6~37.3歳であった。</li> </ul>				
110	症例対照研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>メチレンテトラヒドロ葉酸還元酵素 (MTHFR) C677T 遺伝子多型と長時間睡眠との間に、脳梗塞の発症に対する相互作用があるか把握することを目的とした。</li> <li>中国の漢民族 749 人から、北京大学第三医院神経内科によるインタビューにより抽出された脳梗塞患者 245 人(31-88 歳、平均年齢：63.7±10.4)、脳出血患者 222 人(30-90 歳、平均年齢：63.5±11.0)、脳梗塞あるいは一過性脳虚血発作の罹患歴を有さない</li> </ul>	・不明	<ul style="list-style-type: none"> <li>自己申告による睡眠時間は、6時間未満、6-8時間、8時間超に群分けされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要なアウトカムは、脳梗塞の発症とされた。</li> <li>高血圧、心血管疾患、糖尿病、高コレステロール血症、脳梗塞などの既往歴について、自己申告による調査が行われた。高血圧は、脳梗塞の急性期後における 2 回の測定で収縮期血圧 &gt;160mmHg かつ拡張期血圧 &gt;95mmHg、または調査開始前に高血圧治療薬を処方されていた場合と定義された。高コレステロール血症は、血清コレステロール値が 2,200mg/L 以上、またはコレステロール降下剤による治療中と定義された。</li> <li>多変量ロジスティック解析を用いて、MTHFR C677T 多型及び睡眠時間と、脳梗塞リスクに関するオッズ比 (OR) と 95%信頼区間 (95%CI) が算出された。年齢、性別、喫煙状況、アルコール摂取、高血圧、糖尿病、心血管疾患、高コレステロール血症が調整因子とされた。</li> <li>睡眠時間 6-8 時間を対照群とした場合、睡眠時間 8 時間超では、脳梗塞と有意な関連が認められたが (OR3.90(95%CI: 2.43-6.26))、脳出血との関連は見られなかった。睡眠時間 6 時間未満では、脳梗塞及び脳出血ともに関連が認められなかった。</li> <li>遺伝子型別の解析では、MTHFR CC 多型を対照群として、遺伝子型で比較した結果、MTHFR TT 多型は、脳梗塞のリスクが有意に増加した (OR2.01(95%CI: 1.12-3.61))。脳出血との関連は認められなかった (OR1.16(95%CI: 0.71-1.92))。</li> <li>遺伝子型を有さない睡眠時間 6-8 時間の群を対照群として脳梗塞リスクを比較した場合、MTHFR TT 多型かつ睡眠時間 8 時間</li> </ul>	Zhang Y et al. 2008.

No.	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
		対照 282 人(30-82 歳、平均年齢 59.4±9.2)がデータ解析の対象となった。			超では、OR が 6.22(95%CI: 2.44-15.83)で、MTHFR TT 多型と長時間睡眠による相乗効果が示された。 <ul style="list-style-type: none"> <li>この研究の限界は、睡眠時間が自己申告である点、睡眠時無呼吸について評価しなかった点、遺伝子型あるいは睡眠時間のサブグループ分析のサンプルサイズが小さい点、対象を中国の漢民族に限定している点である。</li> </ul>	
111	横断研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>高齢者における睡眠時間と高血圧の関連を把握することを目的とした。</li> <li>ロッテルダム研究に参加したオランダ人 5,058 人(58-98歳)が解析対象とされた。</li> </ul>	・記載なし	<ul style="list-style-type: none"> <li>自己申告による睡眠時間は、5 時間未満、5 時間以上 6 時間未満、6 時間以上 7 時間未満、7 時間以上 8 時間未満、8 時間以上 9 時間未満、9 時間以上に群分けされた。</li> <li>975 人のサブグループでアクティグラフィーを用いて測定された睡眠時間は、5 時間未満、5 時間以上 6 時間未満、6 時間以上 7 時間未満、7 時間以上 8 時間未満、8 時間以上に群分けされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要アウトカムは高血圧と定義された。血圧は研究センターで測定され、高血圧は、収縮期血圧 160mmHg 及び拡張期血圧 100mmHg、または現在の降圧薬の使用として定義された。</li> <li>睡眠時間を独立変数、高血圧を従属変数とするロジスティック回帰分析を用いて、オッズ比 (OR) と 95%信頼区間 (CI) が算出された。</li> <li>解析では、自己申告による睡眠時間は 7 時間以上 8 時間未満が、アクティグラフィーによる睡眠時間は 6 時間以上 7 時間未満が対照群とされ、年齢と性別、さらに BMI 指数、喫煙、抑うつ症状、睡眠薬の使用、糖尿病、心筋梗塞、及び脳血管疾患を調整因子とした。</li> <li>解析の結果、いずれの睡眠時間でも、高血圧との関連は見られなかった。</li> <li>この研究の限界は、参加率が 100%でないために参加者に選択バイアスがある点、アクティグラフィーによる測定も測定誤差がある点、残留交絡の可能性を排除できないことである。</li> </ul>	van den Berg JF et al. 2007
112	コホート研究	・長時間労働が血圧と BMI にどのような影響を与え	・2002 年 1 月から 2004 年 1 月まで調査が行わ	・通常の労働時間を 160 時間/月とした場合の 1 月あたり	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要なアウトカムは、高血圧の発症と BMI の増加とされた。高血圧は収縮期血圧 140mmHg 以上または拡張期血圧 90mmHg 以上と定義された。</li> </ul>	Wada K et al. 2006

No.	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
		<ul style="list-style-type: none"> <li>るか把握することを目的とした。</li> <li>日本人の高血圧を有さない男性労働者 323 人（平均年齢 34.7 歳）が解析の対象となった。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>れた。平均追跡期間は 23.0 週間であった。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>の平均時間外労働時間が算出された。</li> <li>時間外労働時間は、50 時間以上、50 時間未満に群分けされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>Cox 比例ハザードモデルを用いて、時間外労働時間と高血圧の発症、BMI の増加に関するハザード比 (HR) と 95% 信頼区間が算出された。時間外労働時間 50 時間未満が対照群とされ、年齢が調整因子として用いられた。解析の結果、平均時間外労働 50 時間以上の群は、高血圧を発症するリスクが有意に低く (HR0.36; 95%CI: 0.15-0.88)、BMI が増加するリスクも有意に低かった (HR0.44; 95%CI: 0.31-0.63)。</li> <li>この研究の限界は、時間外労働時間と年齢のみで評価しており職業や生活様式を考慮していない点、調査開始前の労働時間を考慮していない点、男性のみを対象とした点などである。</li> </ul>	
113	コホート研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間と心血管疾患及びそのほかの原因による死亡率との関連について把握することを目的とした。</li> <li>西エルサレム地区に居住する 50 歳以上の 1,842 人（女性 1,001 人）が調査の対象となった。年齢の中央値は男性が 64 歳、女性が 63 歳であった。</li> <li>参加者には、イスラエル出身者以外に、1950 年～1960 年代に中央及び東ヨーロッ</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>1985年から1987年までデータが収集され、9-11年間追跡が行われた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>睡眠時間は、自己申告による就寝時刻と起床時刻から算出された「夜間の睡眠時間」と、自己申告による昼寝時間を加えた「全体の睡眠時間」の2つが算出された。</li> <li>2つの睡眠時間は、どちらも6時間未満、6-8時間、8時間超に群分けされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要なアウトカムは心血管疾患による死亡とされ、心血管疾患による死亡は、International Classification of Diseases 9th の 390 から 458 に分類される場合と定義された。</li> <li>Cox 比例ハザードモデルにより、睡眠時間と総死亡率、心血管疾患による死亡率、心血管疾患以外による死亡率に関するハザード比 (HR) と 95% 信頼区間 (CI) が算出された。</li> <li>夜間の睡眠時間、昼寝を加えた全体の睡眠時間ともに 6 時間未満が対照群とされた。</li> <li>男性では、年齢、自己申告による健康状態、日常の運動量、心血管疾患、アルコール摂取、収縮期血圧、ホモシステイン値、グルコース値が調整因子とされた。女性では、年齢、糖尿病、うっ血性心不全、BMI、収縮期血圧、アルブミン値が調整因子とされた。男女ともに夜間の睡眠時間モデルでは、昼寝時間が調整因子として追加された。</li> <li>追跡中に認められた死亡例 403（女性 205 例）のうち、170 例（女性 93 例）が心血管疾患によるものであった。男性では、総睡眠時間が 8 時間超の群で心血管疾患による死亡率と強い関連が見られたが (HR2.86、95%CI: 1.15-7.13)、6-8 時間睡眠の群では有意な関連は見られなかった (HR1.57 (95%CI: 0.65-3.78)。女性では有意な関連は見られなかった。</li> </ul>	Burazeri G et al. 2003

No.	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
		パ、北アフリカ、中東からの移民も含まれた。			<ul style="list-style-type: none"> <li>この研究の限界は、検出力が制限されていること、交絡因子を排除しきれていないこと等である。</li> </ul>	
114	コホート研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>時間外労働と、空腹時血糖異常 (Impaired fasting glycaemia, IFG) 及び II 型糖尿病 (2DM) との関連について把握することを目的とした。</li> <li>フルタイム勤務の日本人男性で、IFG、2DM を有しておらず、糖尿病の罹患がない、ベースライン時に高血圧治療薬も使用していない 35-59 歳の 1,266 人が解析の対象となった。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>1994 年から 1999 年に調査が実施された。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>1 日あたりの労働時間は自己申告により、8 時間未満、8.0-8.9 時間、9.0-9.9 時間、10.0-10.9 時間、11 時間以上に 5 群分けされた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要なアウトカムは、2DM あるいは IFG の発症と定義された。米国糖尿病学会のガイドラインに従い、IFG は空腹時血漿グルコース 6.1-6.9mmol/l、2DM は空腹時血漿グルコース 7.0mmol/l 以上または治療中と定義された。</li> <li>コックス比例ハザードモデルにより、労働時間と、IFG または 2DM の発症率に関する相対危険度と 95%信頼区間 (CI) が算出された。解析モデルでは、労働時間 8 時間未満が対照群とされ、年齢、職業、地位、BMI、喫煙状況、アルコール摂取、朝食の摂取、野菜の摂取、果実の摂取、身体活動、糖尿病の家族歴、収縮期及び拡張期血圧、空腹時血糖、総コレステロール、HDL コレステロール、トリグリセリドが調整因子とされた。</li> <li>5,736 人年の追跡中、138 人において IFG または 2DM の発症が確認された。IFG の発症は 87 人 (追跡 5,817 人年)、2DM の発症は 54 人 (5,937 人年) であった。</li> <li>IFG 発症の相対危険度は、労働時間 8.0-8.9 時間、9.0-9.9 時間、10.0-10.9 時間、11 時間以上の群において、それぞれ 0.74 (95%CI: 0.43-1.28)、0.77 (95%CI: 0.37-1.62)、0.69 (95%CI: 0.35-1.33)、0.61 (95%CI: 0.26-1.40) で、労働時間の長さに伴いリスクの減少傾向が見られたが、有意ではなかった (p=0.202)。</li> <li>2DM 発症の相対危険度は、労働時間 8.0-8.9 時間、9.0-9.9 時間、10.0-10.9 時間、11 時間以上の群において、0.90 (95%CI: 0.46-1.74)、0.50 (95%CI: 0.18-1.42)、0.49 (95%CI: 0.19-1.26)、0.30 (95%CI: 0.09-0.94) で、労働時間の長さに伴いリスクが有意に減少した (p=0.014)。</li> <li>この研究の限界は、労働時間は自己申告であるため主観的であること、追跡期間中の労働時間が解析に含まれていないこと、仕事のストレスやサポートを評価していないこと等である。</li> </ul>	Nakani shi N et al..2001

No.	調査内容と結果				参考文献	
	研究手法	目的・対象集団	調査期間	時間・労働状況等		結果・考察
115	コホート研究	<ul style="list-style-type: none"> <li>長時間労働と高血圧の関係について把握することを目的とした。</li> <li>日本人の高血圧を有さない事務職の男性 (35-54 歳) 941 人が解析の対象となった。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>1994 年から 1999 年まで、追跡が行われた。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>職場の勤務記録から 1 日あたりの平均労働時間が算出され、8 時間未満、8.0-8.9 時間、9.0-9.9 時間、10.0-10.9 時間、11 時間以上の 5 つに群分けされた。</li> <li>1994 年から 1998 年までの血圧の変化傾向を示すために、収縮期血圧、拡張期血圧、平均動脈圧それぞれについて 6 回の測定値を単純回帰モデルにあてはめ傾きを計算した。</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>主要なアウトカムは、高血圧の発症とされた。「高血圧」は、収縮期血圧が 160mmHg 以上及び/または拡張期血圧 95mmHg または高血圧治療薬の服用と定義された。収縮期血圧が 140mmHg 未満及び拡張期血圧が 90mmHg 未満の場合は「正常血圧」、これらの間の血圧が「ボーダーライン」と定義された。追跡中に、ボーダーラインが 336 人 (3,940 人年)、高血圧が 88 人 (4,531 人年) 確認された。</li> <li>Cox 比例ハザードモデルを用いて、労働時間と高血圧に関する相対危険度と 95%信頼区間 (CI) が算出された。解析モデルでは、8 時間未満が対照群とされ、年齢、職業、地位、平均動脈圧、BMI、アルコール摂取、喫煙状況、朝食の摂取、野菜の摂取、定期的な身体運動、塩分摂取、睡眠時間、通勤時間が調整因子ととれた。</li> <li>ボーダーラインの相対危険度は、8 時間未満群に対して 8.0-8.9 時間と 9.0-9.9 時間では有意差はなく、10.0-10.9 時間で 0.63 (95%CI: 0.43-0.91)、11 時間以上で 0.48 (95%CI: 0.31-0.74) であった。8 時間未満/日を対照群とした場合の高血圧の相対危険度は、8.0-8.9 時間から 10.0-10.9 時間では有意差はなく、11 時間以上では 0.33 倍 (95%CI: 0.11-0.95) であった。</li> <li>5 年間の追跡期間における収縮期血圧、拡張期血圧、平均動脈圧の変化を評価するために傾きを算出した。年齢、職業、地位、収縮期血圧、拡張期血圧、BMI、アルコール摂取、喫煙状況、朝食の摂取、野菜の摂取、果物の摂取、定期的な身体運動、塩分摂取、睡眠時間、通勤時間、BMI の傾きが調整因子とされた。</li> <li>拡張期血圧の傾きは、8 時間未満、8.0-8.9 時間、9.0-9.9 時間、10.0-10.9 時間、11 時間以上の各群において、それぞれ 1.52、1.49、1.55、1.18、1.05 で、労働時間が長くなると有意に傾きは小さくなった (<math>p=0.021</math>)。平均動脈圧の傾きについても、それぞれ 1.43、1.38、1.34、1.04、1.01 で、労働時間が長くなると有意に傾きは小さくなった (<math>p=0.043</math>)。</li> </ul>	Nakami shi N et al. 2001

#### 4. 参考資料

国際機関・国内機関等	機関の説明
NIOSH National Institute of Occupational Safety and Health 米国国立労働安全衛生研究所	米国保健社会福祉省の管轄下の CDC の 1 組織であり、業務関連障害、疾病の防止を目的とした研究及び勧告を行う連邦機関。 <sup>15</sup>
EU-OSHA European Agency for Safety and Health at Work 欧州労働安全衛生機関	欧州連合の専門機関の一つであり、ヨーロッパにおける労働安全衛生状態の改善を目的とする情報の展開、収集、分析を行っている。 <sup>16</sup>
独立行政法人労働者健康安全機構 <sup>17</sup>	平成 28 年 4 月より、独立行政法人労働者健康福祉機構と独立行政法人労働安全衛生総合研究所が統合し発足した厚生労働省所管の独立行政法人。加えて、国が委託事業として実施してきた化学物質の有害性調査（日本バイオアッセイ研究センター事業）が統合法人の業務に追加されている。
独立行政法人労働者健康安全機構 労働安全衛生総合研究所 過労死等防止調査研究センター <sup>18</sup>	平成 26 年 6 月に成立した「過労死等防止対策推進法」を受けて新たに設置されたセンターである。医学的見地から過労死等に関する実態を把握するために、過労死等の事例分析、過労死等の要因分析、疲労の蓄積と心身への影響や健康障害に関する調査研究を行っている。

<sup>15</sup> NIOSH (<https://www.cdc.gov/niosh/index.htm>) (2020 年 3 月現在)

<sup>16</sup> EU-OSHA (<https://osha.europa.eu/en>) (2020 年 3 月現在)

<sup>17</sup> 独立行政法人労働者健康安全機構(<https://www.johas.go.jp/>) (2020 年 3 月現在)

<sup>18</sup> 独立行政法人労働者健康安全機構 労働安全衛生総合研究所過労死等防止調査研究センター (<https://www.jniosh.johas.go.jp/groups/overwork.html>) (2020 年 3 月現在)

業務上疾病に関する医学的知見の収集に係る調査研究（脳・心臓疾患等）報告書

2020年3月

エム・アール・アイリサーチアソシエーツ株式会社

令和元年度 医学的知見の収集に係る調査研究の概要  
 (脳・心臓疾患と睡眠時間又は労働時間との関係についての疫学調査)

収集文献を、労働時間と脳・心臓疾患の発症に関するもの、睡眠時間と脳・心臓疾患の発症に関するものに分類すると、下記のとおりとなる。

1 労働時間と脳・心臓疾患の発症に関する文献(43文献)

No.	著者名	タイトル	年次
1	Hannerz H et al.	Long working hours and stroke among employees in the general workforce of Denmark.	2018
2	Li J & Siegrist J.	The role of compensation in explaining harmful effects of overtime work on self-reported heart disease: Preliminary evidence from a Germany prospective cohort study.	2018
4	Marianna Virtanen.et. al	Long Working Hours and Risk of Cardiovascular Disease	2018
6	Kivimäki M et al.	Long working hours as a risk factor for atrial fibrillation: a multi-cohort study.	2017
7	Pyakurel P et al.	A Study of Occupational Characteristics and their Association with Cardiovascular Disease among Industrial Workers in Eastern Nepal.	2017
8	Shin KS et al.	The effect of longworking hours on cerebrovascular and cardiovascular disease; a case-crossover study	2017
9	Conway SH et al.	Dose-Response Relation Between Work Hours and Cardiovascular Disease Risk: Findings From the Panel Study of Income Dynamics.	2016
14	Theorell T, et al.	A Systematic Review Including Meta-Analysis of Work Environment and Depressive Symptoms	2015
16	Cai H et al.	Sleep duration and mortality: a prospective study of 113 138 middle-aged and elderly Chinese men and women.	2015
17	Kivimaki M 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 603 838 individuals	2015
18	Mika Kivimäki.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 603,838 Individuals	2015
20	Cheng Y et al.	Working hours, sleep duration and the risk of acute coronary heart disease: a case-control study of middle-aged men in Taiwan.	2014
23	Jeong I et al.	Working hours and cardiovascular disease in Korean workers: a case-control study.	2014
34	O' Reilly D & Rosato M	Worked to death? A census-based longitudinal study of the relationship between the numbers of hours spent working and mortality risk	2013
36	Kang MY et al.	Long working hours and cardiovascular disease: a meta-analysis of epidemiologic studies	2012
38	Virtanen M et al	Long working hours and coronary heart disease a systematic review and meta-analysis	2012
39	Virtanen M, et al.	Long Working Hours and Alcohol Use: Systematic Review and Meta-Analysis of Published Studies and Unpublished Individual Participant Data	2015
49	Holtermann A et al.	Long work hours and physical fitness: 30-year risk of ischaemic heart disease and all-cause mortality among middle-aged	2010
51	Thomas C & Power C	Do early life exposures explain associations in mid-adulthood between workplace factors and risk factors for cardiovascular disease?	2010
52	Virtanen M et al.	Overtime work and incident coronary heart disease: the Whitehall II prospective cohort study.	2010
57	Lallukka T et al.	Associations between working conditions and angina pectoris symptoms among employed women	2006
61	Liu Y & Tanaka H.	Overtime work, insufficient sleep, and risk of non-fatal acute myocardial infarction in Japanese men.	2002

No.	著者名	タイトル	年次
63	岩崎 健二	長時間労働と健康問題	2008
64	寶珠山 務	過重労働とその健康障害：いわゆる過労死問題の現状と今後の課題について	2003
65	Monique van der Hulst	Long Workhours and Health	2003
66	Bannai A & Tamakoshi A	The association between long working hours and health: a systematic review of epidemiological evidence	2014
67	Kuwahara K et al.	Sleep Duration Modifies the Association of Overtime Work With Risk of Developing Type 2 Diabetes: Japan Epidemiology Collaboration on Occupational Health Study	2018
72	Akira Bannai.et. Al	The Risk of Developing Diabetes in Association With Long Working Hours Differs by Shift Work Schedules	2016
75	道下 竜馬ら	Associations of the work duration, sleep duration and number of holidays with an exaggerated blood pressure response during an exercise stress test among workers	2016
77	Chou Li-Ping et al.	Work-Related Psychosocial Hazards and Arteriosclerosis: A Cross-Sectional Study Among Medical Employees in a Regional Hospital in Taiwan	2015
79	Hata Koichi et al.	Relationship between Overtime Work Hours and Cardio-ankle Vascular Index (CAVI): A Cross-sectional Study in Japan	2014
80	YooDH et al.	Effect of long workinghours on self-reported hypertension among middle-aged and olderwage workers	2014
83	宗像 正徳, 金野 敏	過重労働と健康障害 亘理町研究が明らかにした新知見	2013
85	Kobayashi T et al.	Long working hours and metabolic syndrome among Japanese men: a cross-sectional study.	2012
90	宗像 正徳ら	勤労者における年間残業時間と高血圧、脂質異常症、糖尿病保有状況の関係—労災過労死研究—	2010
92	Krause N et al.	Work time and 11-year progression of carotid atherosclerosis in middle-aged Finnish men	2009
93	宗像 正徳	産業医に役立つ最新の研究報告 長時間労働がメタボリックシンドロームのリスクを増加させている 職場におけるメタボリックシンドロームの予防管理と将来展望	2009
94	宗像 正徳ら	若年勤労者における長時間労働とメタボリックシンドロームの密接な関係 労災過労死研究	2009
98	Yang H et al.	Work hours and self-reported hypertension among working people in California	2006
109	Pimenta AM et al.	Work hours and incidence of hypertension among Spanish university graduates: the Seguimiento Universidad de Navarra prospective cohort	2009
112	Wada K et al.	Effects of overtime work on blood pressure and body mass index in Japanese male workers	2006
114	N Nakanishi.et. Al	Hours of work and the risk of developing impaired fasting glucose or type 2 diabetes mellitus in Japanese male office workers	2001
115	Nakanishi N et al.	Long working hours and risk for hypertension in Japanese male white collar workers.	2001

## 2 睡眠時間と脳・心臓疾患の発症に関する文献(75文献)(再掲5文献を含む)

No.	著者名	タイトル	年次
3	Seixas AA et al.	Mediating effects of body mass index, physical activity, and emotional distress on the relationship between short sleep and cardiovascular disease.	2018
5	Itani O et al.	Short sleep duration and health outcomes: a systematic review, meta-analysis, and meta-regression.	2017
10	Gianfagna F et al.	Influence of sleep disturbances on age at onset and long-term incidence of major cardiovascular events: The monica-brianza and pamela cohort studies	2016

No.	著者名	タイトル	年次
11	Kawachi T et al.	Sleep Duration and the Risk of Mortality From Stroke in Japan: The Takayama Cohort Study.	2016
12	Song Q et al.	Long sleep duration and risk of ischemic stroke and hemorrhagic stroke: The kailuan prospective study	2016
13	Strand LB et al.	Self-reported sleep duration and coronary heart disease mortality: A large cohort study of 400,000 taiwanese adults	2016
15	Yang L et al.	Longer Sleep Duration and Midday Napping Are Associated with a Higher Risk of CHD Incidence in Middle-Aged and Older Chinese: the Dongfeng-Tongji Cohort Study.	2016
16(再掲)	Cai H et al.	Sleep duration and mortality: a prospective study of 113 138 middle-aged and elderly Chinese men and women.	2015
19	Canivet C et al.	Insomnia increases risk for cardiovascular events in women and in men with low socioeconomic status: A longitudinal, registerbased study	2014
20(再掲)	Cheng Y et al.	Working hours, sleep duration and the risk of acute coronary heart disease: a case-control study of middle-aged men in Taiwan.	2014
21	Ford ES	Habitual sleep duration and predicted 10-year cardiovascular risk using the pooled cohort risk equations among us adults	2014
22	Hoevenaar-Blom MP et al.	Sufficient sleep duration contributes to lower cardiovascular disease risk in addition to four traditional lifestyle factors: the MORGEN study.	2014
24	Liu J et al.	Sleep duration, c-reactive protein and risk of incident coronary heart disease--results from the framingham offspring study	2014
25	Pan A et al.	Sleep duration and risk of stroke mortality among Chinese adults: Singapore Chinese health study.	2014
26	Rod NH et al.	The joint effect of sleep duration and disturbed sleep on cause-specific mortality: results from the Whitehall II cohort study	2014
27	Xiao Q et al.	Sleep duration and total and cause-specific mortality in a large us cohort: interrelationships with physical activity, sedentary behavior, and body mass index	2014
28	Garde AH et al.	Sleep duration and ischemic heart disease and all-cause mortality: prospective cohort study on effects of tranquilizers/hypnotics and perceived stress	2013
29	Hale L et al.	Fibrinogen may mediate the association between long sleep duration and coronary heart disease	2013
30	Kakizaki M et al.	Long sleep duration and cause-specific mortality according to physical function and self-rated health: the Ohsaki Cohort Study.	2013
31	Kim Y et al.	Insufficient and excessive amounts of sleep increase the risk of premature death from cardiovascular and other diseases: the Multiethnic Cohort Study.	2013
32	Liu Y et al.	Sleep duration and chronic diseases among U.S. adults age 45 years and older: evidence from the 2010 Behavioral Risk Factor Surveillance System.	2013
33	Matthews KA et al.	Do reports of sleep disturbance relate to coronary and aortic calcification in healthy middle-aged women?: Study of women's health across the nation	2013
35	Sands-Lincoln M et al.	Sleep duration, insomnia, and coronary heart disease among postmenopausal women in the women's health initiative	2013
40	von Ruesten A et al.	Association of sleep duration with chronic diseases in the European Prospective Investigation into Cancer and Nutrition (EPIC)-Potsdam study.	2012
41	Cappuccio FP et al.	Sleep duration predicts cardiovascular outcomes a systematic review and meta-analysis of prospective studies	2011
42	Hamazaki Y et al.	The effects of sleep duration on the incidence of cardiovascular events among middleaged male workers in japan	2011
43	Hoevenaar-Blom MP et al.	Sleep duration and sleep quality in relation to 12-year cardiovascular disease incidence: the MORGEN study.	2011
44	Kronholm E et al.	Self-reported sleep duration, all-cause mortality, cardiovascular mortality and morbidity in Finland	2011
45	Yoshioka E et al.	Relation between self-reported sleep duration and arterial stiffness a cross-sectional study of middle-aged Japanese civil servants	2011
46	Amagai Y et al.	Sleep duration and incidence of cardiovascular events in a Japanese population: the Jichi Medical School cohort study.	2010

No.	著者名	タイトル	年次
47	Chandola T et al.	The effect of short sleep duration on coronary heart disease risk is greatest among those with sleep disturbance: A prospective study from the whitehall ii cohort	2010
48	Chien KL et al.	Habitual sleep duration and insomnia and the risk of cardiovascular events and all-cause death: report from a community-based cohort	2010
50	Sabanayagam C & Shankar A.	Sleep duration and cardiovascular disease: results from the National Health Interview Survey.	2010
53	Ikehara S et al.	Association of sleep duration with mortality from cardiovascular disease and other causes for Japanese men and women: the JACC study	2009
54	Shankar A et al.	Sleep duration and coronary heart disease mortality among chinese adults in singapore: A population-based cohort study	2008
55	Ferrie JE et al.	A prospective study of change in sleep duration: associations with mortality in the Whitehall II cohort	2007
56	Meisinger C et al.	Sleep duration and sleep complaints and risk of myocardial infarction in middle-aged men and women from the general population: The monica/kora augsburg cohort study	2007
58	Fukuoka Y et al.	Do Japanese workers who experience an acute myocardial infarction believe their prolonged working hours are a cause?	2005
59	Ayas NT et al.	A prospective study of sleep duration and coronary heart disease in women	2003
60	Heslop P et al.	Sleep duration and mortality: the effect of short or long sleep duration on cardiovascular and all-cause mortality in working men and women	2002
61(再掲)	Liu Y & Tanaka H.	Overtime work, insufficient sleep, and risk of non-fatal acute myocardial infarction in Japanese men.	2002
62	Mallon L et al.	Sleep complaints predict coronary artery disease mortality in males: a 12-year follow-up study of a middle-aged Swedish population J Intern Med 2002	2002
68	Aziz M et al.	The Association of Sleep Duration and Morbid Obesity in a Working Population: The Baptist Health South Florida Employee Study.	2017
69	Kim CW et al.	Sleep duration and progression to diabetes in people with prediabetes defined by HbA(1c) concentration.	2017
70	Lemke Michael K. et al.	Work, sleep, and cholesterol levels of U.S. long-haul truck drivers	2017
71	Wang D et al.	The effect of sleep duration and sleep quality on hypertension in middle-aged and older Chinese: the Dongfeng-Tongji Cohort Study.	2017
73	Clark AJ et al.	Onset of Impaired Sleep and Cardiovascular Disease Risk Factors: A Longitudinal Study.	2016
74	Kowall B et al.	Associations among sleep disturbances, nocturnal sleep duration, daytime napping, and incident prediabetes and type 2 diabetes: the Heinz Nixdorf Recall Study.	2016
75(再掲)	道下 竜馬 ら	Associations of the work duration, sleep duration and number of holidays with an exaggerated blood pressure response during an exercise stress test among workers	2016
76	Canuto R et al.	Metabolic syndrome in fixed-shift workers.	2015
77(再掲)	Chou Li-Ping et al.	Work-Related Psychosocial Hazards and Arteriosclerosis: A Cross-Sectional Study Among Medical Employees in a Regional Hospital in Taiwan	2015
78	Kim CW et al.	Sleep Duration, Sleep Quality, and Markers of Subclinical Arterial Disease in Healthy Men and Women.	2015
81	Holliday EG et al.	Short sleep duration is associated with risk of future diabetes but not cardiovascular disease: A prospective study and meta-analysis	2013
82	Ma CC et al.	Associations of objectively measured and self-reported sleep duration with carotid artery intima media thickness among police officers	2013
84	Kim Se Joong et al.	Genetic Association of Short Sleep Duration With Hypertension Incidence: A 6-Year Follow-up in the Korean Genome and Epidemiology Study	2012
86	Sands MR et al.	Short sleep duration is associated with carotid intima-media thickness among men in the Coronary Artery Risk Development in Young Adults (CARDIA) Study	2012
87	Choi Jung-Kyu et al.	Association between Short Sleep Duration and High Incidence of Metabolic Syndrome in Midlife Women	2011

No.	著者名	タイトル	年次
88	大塚 俊昭ら	一職域男性集団におけるメタボリックシンドロームの発症率およびメタボリックシンドローム発症に関連する生活習慣因子の検討	2011
89	Gangwisch JE et al.	Short sleep duration as a risk factor for hypercholesterolemia analyses of the National Longitudinal Study of Adolescent Health	2010
91	Beihl DA et al.	Sleep duration as a risk factor for incident type 2 diabetes in a multiethnic cohort	2009
95	King CR et al.	Short sleep duration and incident coronary artery calcification	2008
96	Wolff B et al.	Relation of self-reported sleep duration with carotid intima-media thickness in a general population sample	2008
97	Gangwisch JE et al.	Short sleep duration as a risk factor for hypertension analyses of the first National Health and Nutrition Examination	2006
99	Han X et al.	Long sleep duration and afternoon napping are associated with higher risk of incident diabetes in middle-aged and older Chinese: the Dongfeng-Tongji cohort study.	2016
100	Li W et al.	Sleep duration and risk of stroke events and stroke mortality: A systematic review and meta-analysis of prospective cohort studies.	2016
101	Smagula SF et al.	Chronic disease and lifestyle factors associated with change in sleep duration among older adults in the singapore chinese health study	2016
102	Helbig AK et al.	Symptoms of Insomnia and Sleep Duration and Their Association with Incident Strokes: Findings from the Population-Based MONICA/KORA Augsburg Cohort Study.	2015
103	Kim III-Gwang et al.	The relationships between lifestyle factors and hypertension in community-dwelling Korean adults	2015
104	Kubota Yasuhiko et al.	Relationship between sleep duration and cause-specific mortality in diabetic men and women based on self-reports	2015
105	Tsai TC et al.	Long sleep duration associated with a higher risk of increased arterial stiffness in males	2014
106	Li Y et al.	Potential biochemical pathways for the relationship between sleep duration and mortality	2013
107	Abe T et al.	Sleep duration is significantly associated with carotid artery atherosclerosis incidence in a Japanese population	2011
110	Zhang Y et al.	Interaction between methylenetetrahydrofolate reductase C677T gene polymorphism and sleep duration on risk of stroke pathogenesis.	2008
111	van den Berg JF et al.	Sleep duration and hypertension are not associated in the elderly.	2007
113	Burazeri G et al.	Over 8 hours of sleep marker of increased mortality in mediterranean population: follow-up population study	2003

### 3 その他の文献(2文献)

No.	著者名	タイトル	年次
37	Park J et al.	A comparison of the recognition of overwork-related cardiovascular disease in Japan, Korea, and Taiwan.	2012
108	Grandner MA & Patel NP	From sleep duration to mortality: implications of meta-analysis and future directions	2009