

論点に関する医学的知見

- 1 令和 2 年度業務上疾病に関する医学的知見の収集に係る調査研究（精神障害）報告書、p20-57, p82-89
- ※ 精神障害の発病と睡眠時間又は労働時間との関連に関する文献の概要（p20-57）及びその他参考となりうる文献の概要（p82-89）
下線は事務局による。

3. 調査結果

選定した文献 66 件（①精神障害の発病と睡眠時間又は労働時間との関連について 40 件、②精神障害の発病後の悪化について 4 件、③精神障害の治癒、寛解、再発について 15 件、④その他参考資料となる文献 8 件）についてサマリーを作成した⁷。

3.1 精神障害の発病と睡眠時間又は労働時間との関連について、ポジティブな結果を示す文献

精神障害の発病と短い睡眠時間又は長時間労働とポジティブな結果を示した文献は 20 件であった。詳細は以下のとおり。

No	調査内容と結果						著者 発行年
	研究手法	目的・対象集団	方法	睡眠時間・労働時間、 測定	調査期間	結果・考察	
1	横断研究 （睡眠時間に関する研究）	・武漢でコロナウイルス感染症 (COVID-19) に対して最前線で治療にあたる看護師の睡眠障害、うつ病、不安症状の有病率を調査することを目的とした。 ・「火神山」病院からクラスターサンプリングされた、COVID-19 に感染した患者の治療にあたる看護師 100 人を対象にした。 ・対象者は全員女性で、平均年齢は 34.44 歳であった。	・全般的な不安障害 7 項目スケール (GAD-7) を使用して、過去 2 週間の不安症状を評価した (合計スコア 0～21)。中国人集団における、うつ病症状のカットオフ値は 4 以上であった。 ・抑うつ症状は、Patient Health Questionnaire-9 (PHQ-9) を使用して測定された (合計スコア 0～27)。中国人集団における、うつ病症状のカットオフ値は 4 以上であった。 ・多変量ロジスティック回帰分析を用いて、様々な社会人口統計変数、不安、うつ病、睡眠の質の間の関連を調べた。 ・共変量として、年齢、労働年数、教育レベル、婚姻状況、兄弟の有無、子供の有無をそれぞれ個別に調整した。	・対象者は、携帯電話の Wechat アプリケーションを介して自己記入式の質問票に記入した。質問票記入の所要時間は約 15 分であったため、回答時間が 3 分未満又は 30 分を超える対象者は、質問票の質を確保するために除外された。 ・ピッツバーグ睡眠品質指数 (PSQI) を用いて、過去 1 か月間の睡眠障害と睡眠の質を測定した (合計スコア 0～21)。7 以上の PSQI スコアが睡眠の質が悪いと定義された。 ※PSQI では過去 1 か月の 1 日の睡眠時間を質問しており、7 時間以上を 0 点、6 時間以上 7 時間未満を 1 点、5 時間以上 6 時間未満を 2 点、5 時間未満を 3 点としている。	・データは 2 月 7 日から 2 月 25 日に収集された。	・うつ病の症状を目的変数とした場合、睡眠時間を含む睡眠の質 (オッズ比 (OR) 3.16、95%CI: 1.17-8.52) と不安症状 (OR=8.07、95%CI: 2.92-22.33) と有意に関連していた。それ以外の共変量の場合には、有意性が見られなかった (年齢 OR=0.68、95%CI: 0.11-4.24、労働年数 OR=0.54、95%CI: 0.12-2.42、教育レベル OR=1.11、95%CI: 0.25-4.92、婚姻状況 OR=0.47、95%CI: 0.06-3.97、また、兄弟の有無 OR=0.36、95%CI: 0.12-1.04、子供の有無 OR=1.28、95%CI: 0.18-9.11)。 ・不安症状を目的変数にした場合、うつ病の症状 (OR=7.92、95%CI: 2.89-21.73) は不安症状に関連していた。また、睡眠の質の低下を目的変数とした場合、うつ病の症状 (OR=3.24、95%CI: 1.19-8.79) は睡眠の質の低下と関連していた。 ・この研究の限界は、横断的研究であり、因果関係が決定できないこと、PSQI を使用した睡眠の質を測定は客観的ではない可能性があること、サンプルサイズが小さかったことである。	Tu ZH et al., 2020

⁷ ②と③に重複する文献があるため、合計数は一致しない。

No	調査内容と結果						著者 発行年
	研究手法	目的・対象集団	方法	睡眠時間・労働時間、 測定	調査期間	結果・考察	
2	前向きコ ホート研 究（睡眠時 間に関する研究）	- 不眠症が未評価の以前のうつ病の残存症状として、又は他のうつ病リスクに続発する併存症状としても発生する可能性を調べることを目的とした。 - 対象者は、オランダのうつ病と不安の研究（NESDA 研究）から選択された。複合国際診断面接（Composite International Diagnostic Interview : CIDI）を使用して定義された、精神障害の診断・統計マニュアル（Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders : DSM-IV）による現在又は過去の生涯にわたり大うつ病症状の既往がなく、3つのフォローアップ測定それぞれでCIDIが完了した者768人が含まれた。年齢は18～65歳（平均41.1歳）であり、62.7%は女性であった。	- ベースラインでの非臨床的うつ病の症状の重症度は、うつ病症状の項目（Inventory of Depressive Symptomatology : IDS）の30項目を使用して評価され、項目は4段階評価（0～3）で評価された。 - Cox 比例ハザードモデルを使用して、ベースラインの不眠症の重症度、睡眠時間の長さ、および個々の不眠症の症状（愁訴）が、フォローアップ中に最初に発症する大うつ病症状を前向きに予測したかどうかを評価した。このとき、ハザード比（Hazard Ratio : HR）と95%信頼区間（95%CI）を推定した。 - ネットワーク結果分析（network outcome analysis : NOA）の新しい方法により、不眠症に関連する他のいくつかの不眠症の中に、個々の不眠症の症状の直接的な予測値があるかどうかを分類した。 - 共変量として年齢、性別、およびベースラインでの不安障害診断の有無が調整された。	- 不眠症の重症度は、女性の健康イニシアチブの不眠症評価尺度（Insomnia Rating Scale : IRS）を使用して評価された（合計スコア:0～20）。不眠症のカットオフ値はIRS=9とした。 - 睡眠時間は、対象者に過去1か月間の1晩あたりの平均睡眠時間を推定するように依頼して評価した。<u>ここで、最大6時間睡眠は短い睡眠時間として定義された。</u>	合計6年間にわたる追跡調査期間の中で、4回の反復評価が実施された。	6年間の追跡調査で、141人（18.4%）が大うつ病症状の初回発症と診断された。 - 不眠症の重症度は、大うつ病症状の初回発症を予測したが（HR=1.11、95%CI : 1.07-1.15）、<u>入眠障害の不眠症症状（愁訴）単独による過去1か月の6時間以下の睡眠はリスクを増大しなかった（HR=0.95、95%CI : 0.35-2.63）。</u> - 同様にNOAは、他の4つの関連するうつ症状とは無関係に、大うつ病症状の初回発症を直接予測するためにのみ入眠障害を特定した。 - 年齢、性別、およびベースラインでの不安障害診断の有無のどの共変量を分析に追加しても、結果に変化はなかった。 - この研究の限界は、睡眠の評価が自己申告によるものであることである。	Blanken TF et al., 2020

No	調査内容と結果						著者 発行年
	研究手法	目的・対象集団	方法	睡眠時間・労働時間、 測定	調査期間	結果・考察	
3	横断研究 (睡眠時間に関する研究)	- 中国の広東省における睡眠時間と社会人口統計学的特性(年齢、性別、教育年数、婚姻状況、所得階級)、メンタルヘルスおよび慢性疾患の複数の側面との関係を調査することを目的とした。 - 睡眠とうつ症状又は不安症状の関連を検討した。 - 多段層化クラスターサンプリングによってリクルートされた広東省の住民 17,132 人のうち、18 歳以上の 13,768 人を対象とした。	- 対象者は、患者の健康に関する質問-9 (PHQ-9) や全般性不安障害 (GAD-7) などの標準化された評価ツールでインタビューを受けた。 - 基本的な社会人口統計情報、メンタルヘルスおよび慢性疾患の情報が収集された。 - うつ症状は、the Patient Health Questionnaire-9 (PHQ-9) を用いて評価された。対象者は、過去 2 週間の各症状項目を評価し、項目を合計して、カットポイント 10 が中程度のレベルの抑うつ症状を示す基準と定義された。 - 不安症状は、Generalized Anxiety Disorder-7 (GAD-7) を用いて評価された。カットポイント 10 が中程度のレベルの不安症状を示す基準と定義された。 - すべての計算は、広東省統計局の人口データに従って、性別、年齢層、行政区域によって重みづけされた。 - 多項ロジスティック回帰モデルを使用して、睡眠時間の、うつ症状又は不安症状に関するオッズ比 (OR) と 95%信頼区間 (95%CI) が算出された。 - 共変量として、教育年数、喫煙状況、飲酒状況、BMI、PHQ9、GAD-7 が調整された。	すべての対象者が、過去 1 か月間の毎日の平均睡眠時間を尋ねられた。睡眠時間は次の 3 つのグループに分類された：短い (<7 時間)、通常 (7~9 時間)、長い (≥9 時間)。通常 (7~9 時間) を対照群とした。	調査は 2019 年 1 月から 2019 年 10 月まで実施された。	- 平均睡眠時間は 6.75±1.11 時間であった。 - 通常の睡眠と比較して、<u>短い睡眠は抑うつ症状と正の関連を示した (調整前 OR=1.90、95%CI: 1.70-2.12、調整後 OR=1.75、95%CI: 1.52-2.02)。</u> <u>短い睡眠は調整前のモデルでは、不安症状とも有意に関連していたが (OR=1.69、95%CI: 1.50-1.89)、調整後はわずかに有意水準に達しなかった (OR=1.15、95%CI: 0.99-1.33)。</u> - なお、長い睡眠は通常の睡眠と比較して、調整前のモデルでは、うつ症状と不安症状のいずれも、負の関連を示していたが (それぞれ OR=0.72、95%CI: 0.54-0.95、OR=0.67、95%CI: 0.50-0.88)、調整後は有意でなかった (それぞれ OR=0.88、95%CI: 0.61-1.26、OR=0.76、95%CI: 0.53-1.09)。 - この研究の限界は、調査サンプルは中国の広東省の成人のみを対象としているため、結果は中国の一般人口を表していない可能性があること、対象者が実際の睡眠時間とベッドに横たわっている時間の定義を誤解する可能性があること、客観的な睡眠測定がないこと、横断的研究のために因果関係を結論できないことである。	Chen X et al., 2020

No	調査内容と結果						著者 発行年
	研究手法	目的・対象集団	方法	睡眠時間・労働時間、 測定	調査期間	結果・考察	
4	横断研究 (労働時間に関する研究)	- ベトナムの産業労働者のコホートにおけるうつ病性障害の有病率とそれらの潜在的な関連要因を調べた。 - ベトナムのハノイとバグニンの工業地帯から、289人の労働者を対象とした。	- うつ病の重症度のレベルは、精神障害の診断と統計マニュアル (DSM-IV) 基準に基づくうつ病スクリーニングツール Patient Health Questionnaire (PHQ) -9 を使用して評価した (合計スコア: 0~27)。うつ病の重症度は、なし (0~4)、軽度 (5~9)、中程度 (10~14)、重度 (15~19)、およびきわめて重度 (≥ 20) に分類された。 - 一般化線形混合モデル (GLMM) を適用して、回答者のうつ状態に関連する要因を特定した。 - 対象者に性別、年齢、学歴、婚姻状況、月収、子供の数に関する情報を報告させた。また、移民労働者であるかどうか、すなわち仕事のために工場のある地域ではない国の地域から移住したかどうかに関する情報も収集した。 - 共変量の調整は実施しなかった。	1日あたりの労働時間数は、20分間の対面でのインタビューで聞き取りを行った。	調査は2018年7月から9月に行われた。	- 対象者の1日の平均労働時間はおおよそ8時間であった。うつ病群の平均労働時間: 8.5 ± 1.2 時間、非うつ病群の平均労働時間: 8.1 ± 0.5 時間であった (<0.01)。 - 対象者のうち、うつ病の有病率は38.6%であった。非うつ病群の平均 PHQ-9 スコアは1.5、うつ病群のこのスコアは9.1であった。 - うつ病および PHQ-9 スコア上昇の可能性と正の相関があった要因は、長時間労働、より多くの健康問題に苦しんでいること、職場における健康被害へのばく露であった ($p < 0.05$)。 - うつ病を患った労働者は、職場で有毒ガスに晒される状況にあり、また事故を起こしやすい危険に晒されていた ($p < 0.01$)。 - 一方で、女性であること、子供が多いこと、両親と同居していること、喫煙していること、地元の労働者であることは、うつ病になる可能性が低いことと相関していた ($p < 0.05$)。	Tran BX et al., 2019

No	調査内容と結果						著者 発行年
	研究手法	目的・対象集団	方法	睡眠時間・労働時間、 測定	調査期間	結果・考察	
5	コホート研究（睡眠時間に関する研究）	- 臨床研修への参加をストレスへのばく露として、睡眠障害とストレスによる不安症状の持続時間の役割を調べることが目的とした。 - 臨床研修の1年目の研修医を対象に、四半期の前後で Web ベースの調査を行った 1,342 人のうち、不安症状があると回答した 1,336 人を解析対象とした。	- 臨床研修開始前に、不安、抑うつ、睡眠の測定値とともに、年齢、性別、専門分野が調査された。 - 全般性不安障害（GAD）の症状は、全般性不安障害 7 項目スケール（GAD-7）を使用して測定された。スコアが 10 以上の場合、スクリーニングで陽性と解釈した。 - うつ病の症状は、Patient Health Questionnaire-9（PHQ-9）で測定された。スコアが 10 以上の場合、うつ病のスクリーニングで陽性と解釈した。 - GAD-7 と PHQ-9 をインターンシップ期間中、四半期ごとに繰り返し実施した。 - 混合効果ロジスティック回帰モデルを用いて、インターンシップ前の睡眠障害とインターンシップ中の睡眠時間が、不安症状をどのように予測したかを調べた。 - 共変量として、年齢、性別、労働時間、不安症状、インターンシップ中のうつ病の症状、調査時期インターン前の短い睡眠インターン中の睡眠時間を調整した。	- 臨床研修開始前に、ピッツバーグ睡眠品質指数（PSQI）を用いて、睡眠の質を評価した。スコア 5 以下が、質の良い睡眠と定義された。 - PSQI 項目 #4a（「過去 1 か月間に、実際に夜に何時間睡眠をとったか」）への回答を使用して、インターンシップ前の睡眠時間を推定した。 - インターンシップ中に睡眠時間の調査が四半期ごとに繰り返され、「過去 1 週間に、平均して 1 日 1 泊何時間眠ったか？」を尋ねた。また週ごとの労働時間も見積もった。 <u>夜間平均 6 時間以下の睡眠を短い睡眠時間とした。</u>	インターンシップの四半期の前後	- インターンシップ前の睡眠の質が、インターンシップ中の睡眠時間を予測できるかを検討した結果、インターンシップ前に睡眠不足であった人は、インターンシップ中に睡眠が短くなる（6 時間以下）リスクが、睡眠不足でなかった人の 2 倍以上（オッズ比（OR）=2.38、95%CI：1.61-3.57）であった。このとき、ロジスティック混合モデルにおいて、性別（p=0.17）、インターンシップ前の不安状態（p=0.61）、労働時間（OR=1.09、95%CI：1.08-1.10）、調査時期（p=0.61）を共変量として調整した。 - また、睡眠不足の人は、GAD 陽性のリスクが 2 倍であった（OR=2.08、95%CI：1.26-3.45）。このモデルでは労働時間、インターンシップ中のうつ病の症状の共変量について調整した。 - 入眠障害は、ストレス下での不安神経症の発症を強く予測した（OR=3.55、95%CI：1.49-8.45）。このモデルではインターン前の短い睡眠、インターン中の睡眠時間の共変量について調整した。 - インターン前に睡眠時間に問題なかった対象者で、インターン中の不安症状の発症率を検討すると、インターンシップ中の短い睡眠は、<u>現在の不安症状（b=-0.26、95%CI：-0.38--0.14、p<0.001）および将来の不安症状を強く予測することがわかった（b=-0.39、95%CI：-0.76--0.03、p=0.03）。</u>	Kalmbach DA et al., 2019

No	調査内容と結果						著者 発行年
	研究手法	目的・対象集団	方法	睡眠時間・労働時間、 測定	調査期間	結果・考察	
6	記述疫学 (労働時間に関する研究)	日本政府および関係機関のデータを用いて、請求と補償の年、年齢、職種、労働時間、労働イベントなどの関連要因に基づき、地方公務員の過労関連の脳血管/心血管疾患 (CCVD) と精神障害の発生率を含む最近の傾向を調査した。	- 報告書、白書をもとに補償された症例の発生率を算出した (2013～2015 年における地方公務員の過労関連障害の補償に関する年次報告書 (2016、2017 年に基金が発行)、過労関連障害に関する白書 (2016 年に厚生労働省が発行)、2013～2015 年における職種別地方公務員の総数報告 (2015、2016 年に日本地方自治体労働安全衛生協会が毎年発行)。 1999 年から 2015 年までの請求と補償の事例の年間傾向をレビューし、2013 年から 2015 年までの年齢、職種、労働時間、および労働イベントごとに過労関連障害の状況を分析した。 - また、時間外労働時間別に精神障害の補償事例の割合を調査した。時間外労働時間を、20 時間未満、20～39 時間、40～59 時間、60～79 時間、80～99 時間、100 時間以上の 6 つの区分に分け、それぞれの割合を調査した。 - 業務関連事象別にも、精神障害の補償事例の割合を調査している。業務関連事象は、仕事量の多さ (長時間労働)、住民との関係、業務上の非常に厳しい出来事、対人関係、仕事の質、人事異動、スキャンダル、重大なミス、業務管理体制、昇進、勤務中の作業形態の 11 の区分であり、それぞれの割合を調査した。※長時間労働を何時間以上の労働とするか本文中に記載なし。	時間外労働時間別に地方公務員の補償事例の割合も調査している。<u>時間外労働時間は、20 時間未満、20～39 時間、40～59 時間、60～79 時間、80～99 時間、100 時間以上の 6 つの区分に分けられた。</u>	2013 ～ 2015 年のデータを分析した。 - 分析を実施した期間は本文中に記載なし。	- 精神障害の補償を受けている個人の半数以上が 30 歳代以下であった。精神障害の症例の約 47%は、長時間労働以外の労働関連の要因 (業務上のセクシャルハラスメント、暴力、事故、および自然災害) によって補償された。 - 職種別の発生率は、補償された CCVD と精神障害の症例でそれぞれ「警察官」と「消防署職員」の間で最も高かった。 <u>精神障害の補償事例を時間外労働時間別に調べた結果、100 時間以上の残業をしている群が最も高い割合を占めた (20%以上)。</u> - また、<u>精神障害の補償事例を業務関連事象別に調べ、長時間労働を評価した補償事例は 19.8%であった。</u> - この研究の限界は、日本の地方公務員の過労関連障害に関するデータに限られており、データが不足していることである。	Yamauchi T. et al., 2018

No	調査内容と結果						著者 発行年
	研究手法	目的・対象集団	方法	睡眠時間・労働時間、 測定	調査期間	結果・考察	
7	横断研究 (睡眠時間に関する研究)	・研究対象者は、「韓国健康栄養調査 (KNHANES) 2013」から抽出し、身体障害により日常生活に制限がある者、妊婦、メンタルヘルスに関するデータが欠落している者を除外した結果、20歳以上の韓国の一般成人 4,674 人 (男性 1,938 人、女性 2,736 人) とした。 ・自記式質問票を使用して、睡眠時間とストレス症状および希死念慮との関連を調査。 ・対象者のうち、51.4%が女性、19.1%が 60 歳以上、12.5%が 2 つ以上の慢性疾患を持つ者であった。	・結果の値は、加重平均±標準誤差 (SE) (詳細不明) で表した。p<0.05 が統計的に有意であるとした。 ・説明変数を睡眠時間、目的変数をストレス症状の有無、又は、説明変数を睡眠時間、目的変数を希死念慮の有無として検討した。 ・睡眠時間に応じた統計的な有意性は、χ^2検定を使用して評価した。ロジスティック回帰分析を使用して、共変量を調整した後、睡眠時間からストレス症状および希死念慮のリスクを予測した。 ・睡眠時間、座っている時間と身体活動性がストレス症状および希死念慮に及ぼす独立した影響を調べるために、それぞれのカテゴリデータを単一モデル分析に含めた。 ・共変量として、年齢、性別、肥満度指数 (BMI)、教育レベル、世帯収入、職業状態、生活状況、婚姻状況、喫煙状況、アルコール摂取量、慢性疾患の数などの潜在的な交絡因子が解析に含まれた。共変量は、一般的な健康アンケートを使用して測定された。世帯収入は全人口の四分位数で分類し、教育レベルは「高校未満」、「高校」、「高校以上」に分類し、飲酒は「全くない」、「週に 1 回以下」、「週に 2~3 回」、「≥ 4 回/週」、喫煙状況は「非喫煙者」、「元喫煙者」、「現在喫煙者」に分類した。BMI は、韓国肥満研究協会の勧告に基づき、正常体重は ($<25 \text{ kg/m}^2$)、肥満は ($\geq 25 \text{ kg/m}^2$) と定義した。	・睡眠時間は自記式質問票を使用して測定。報告された睡眠時間に基づき、<u>3 つのグループに分類した。</u>(≤ 5 時間/日、6 時間/日、≥ 7 時間/日 (対照群)) ・睡眠障害国際分類 (ICSD) の定義に基づき、短い睡眠時間は ≤ 5 時間/日と定義した。 ・「過去 1 年間に 2 週間以上、悲しみや絶望感を感じ、日常生活に支障をきたしたことがあるか？」という質問に「ある」と回答した場合を「ストレス症状がある」と定義した。 ・「過去 12 か月間に自殺を考えたか？」という質問に「はい」と回答した対象者は「希死念慮がある」と定義した。	・韓国健康栄養調査 (KNHANES) 2013 のデータから抽出された。 ・調査期間は本文中に記載なし。	・対象者の 24.1%がストレスを感じていた (男性の 23.0%、女性の 25.1%)。 ・対象者の 4.1%が希死念慮を持っていた (男性の 2.8%、女性の 5.4%)。 ・睡眠時間は、ストレス症状 (p<0.001) および希死念慮 (p<0.001) の頻度と有意な負の関連があり、<u>5 時間未満の睡眠でそれぞれ最も頻度が高かった。</u> ・ロジスティック回帰分析では、睡眠時間が 5 時間/日以下 (オッズ比 (OR) =1.88、95%信頼区間 (95%CI) : 1.48-2.38) および 6 時間/日 (OR=1.36、95%CI : 1.14-1.63) であると報告した対象者では、<u>≥ 7 時間/日の対象者と比較してストレス症状の OR が有意に高かった。</u> ・ロジスティック回帰分析では、睡眠時間が 5 時間/日以下 (OR=1.75、95%CI : 1.17-2.62) および 6 時間/日 (OR=1.49、95%CI : 1.06-2.11) であると報告した対象者では、<u>≥ 7 時間/日の対象者と比較して希死念慮のリスクが高いことがわかった。</u> ・また、性別および年代別の分析の結果、睡眠時間 5 時間未満は 7 時間以上と比べて、<u>ストレス症状は女性 (OR=2.16、95%CI : 1.59-2.94) およびすべての年代で有意であり、希死念慮は女性および 60 歳以上 (OR=2.08、95%CI : 1.18-3.69) で有意であった。</u> ・この研究の限界は、睡眠時間が自己申告によるものであること、睡眠障害又は睡眠関連障害のための薬物療法による影響を除外する必要があることである。	An Keun Ok et al., 2015

No	調査内容と結果						著者 発行年
	研究手法	目的・対象集団	方法	睡眠時間・労働時間、 測定	調査期間	結果・考察	
8	横断研究 (睡眠時間に関する研究)	・韓国人の睡眠時間とメンタルヘルスおよび慢性疾患の有病率との関連を調査することを目的とした。 ・韓国国民健康栄養調査 V (2010-2012) の対象 31,596 人のうち、睡眠時間に関する項目に回答した、19 歳以上の成人 17,638 人が分析対象とされた。	・目的変数のメンタルヘルス (ストレス知覚、うつ症状の有無、カウンセリング、希死念慮) については複数の質問を用いて評価された。ストレス知覚は、高、低、およびほとんどなしに分類され、うつ症状の有無 (過去 1 年に 2 週間以上持続する日常生活に支障があるような悲しみ、絶望を経験したか)、精神医学的カウンセリングを過去 1 年に受けたことがあるか、および過去 1 年に自殺を考えたことがあるか (希死念慮) の評価は、ありとなしで評価し分類された。うつ病については、2 週間以上継続的なうつ症状の経験がある人とならない人に分けられた。 ・ロジスティック回帰を用いて、睡眠時間とメンタルヘルスおよび慢性疾患の有病率の間の関連を評価した。 ・共変量として、年齢、性別、収入、教育、職業、婚姻状況、飲酒、喫煙、主観的健康、BMI、医療の利用、日常生活のレベル、安静先月、先月の欠勤が調整された。	・睡眠時間は、「あなたは 1 日に何時間寝ますか?」という質問で尋ねられた。 ・睡眠時間は、1 日あたり平均 6 時間以下 (短い)、7~8 時間、および 9 時間以上 (長い) の睡眠に分類された。	・調査は 2010 年から 2012 年までに実施された。	・うつ症状がある対象者の睡眠時間は、男性で 6 時間以下が 45.0%、7~8 時間が 45.2%、9 時間以上が 9.8%であった。女性では 6 時間以下が 47.3%、7~8 時間が 43.4%、9 時間以上が 9.4%であった。 ・女性で、短い睡眠時間の場合にうつ病のリスクが高かった (オッズ比 (OR) =1.71、95%CI: 1.40-2.09) が、男性では睡眠時間とうつ症状との間に関連がなかった。 ・希死念慮は、男性で、短い睡眠時間の場合に希死念慮のリスクが高かった (OR=1.39、95%CI: 1.09-1.76) が、女性では睡眠時間と希死念慮の間に関連がなかった。 ・この研究の限界は、横断研究であり関連の方向性を結論できないこと、データ収集が自己報告に依存しているため、有効性と信頼性は疑わしい可能性があること、睡眠又は睡眠関連障害の病歴は調査されなかったため、睡眠障害の問題の完全な評価が制限されていることである。	Lee MS et al., 2015

No	調査内容と結果						著者 発行年
	研究手法	目的・対象集団	方法	睡眠時間・労働時間、 測定	調査期間	結果・考察	
9	システマ ティック レビュー (睡眠時 間に関す る研究)	- 睡眠時間とうつ病の発 生率に関する縦断的研 究を対象としたシステ マティックレビュー。 - 次の条件を満たす文献 が対象となった。 ①成人を対象にした前向 き研究 ②複数の連続した機会に わたる質問票又は客観 的測定によって睡眠時 間を評価 ③評価尺度又は医師の診 断によってうつ病を確 認 ④評価の最短期間が6か 月	- PubMed と Web of Science を用いて文 献を検索した。 - うつ病の診断は、臨床的うつ症状の 自己申告 (※詳細不明)、Zung self- rating うつ病スケール、簡易版 CES- D、DSM-IV、Geriatric うつ病スケ ールを用いて行われた。 - 多変量調整相対リスク (ER) と 95% 信頼区間 (95%CI) を算出した。 - 変量効果モデルを用いて、プールさ れた相対リスク (RR*) と 95%CI が 計算された。 *RR は疾病群におけるリスクと対照 群におけるリスクの比であり、リス ク比 1 は、比較群間に差異がないこ とを意味する。	- 睡眠時間は、質問票 (自己申 告) 又はアクチグラフで測定 された。 - 睡眠時間の長さのカテゴリ は、各論文の定義をそのまま 採用してまとめた。 - レビューした 6 件の文献で は、睡眠時間の長さのカテゴリ について、それぞれ次のグ ループに分けられた検討が されていた：研究①：>7 時 間 (対照群)、≤7 時間 (短時 間睡眠)、研究②：≥6.82 時間 (対照群)、<5.57 時間 (短時 間睡眠)、研究③：7～8 時間 (対照群)、<6 時間 (短時間 睡眠)、≥9 時間 (長時間睡 眠)、研究④：7 時間 (対照 群)、<6 時間 (短時間睡眠)、 >8 時間 (長時間睡眠)、研究 ⑤：6～8 時間 (対照群)、≤5 時間 (短時間睡眠)、>8 時間 (長時間睡眠)、研究⑥：5～ 8 時間 (対照群)、<5 時間 (短 時間睡眠)、>8 時間 (長時間 睡眠)。	2014 年 10 月 22 日ま でに発表 された論 文が対象 となった。	- 短い睡眠時間の 25,271 人の対象者と長い睡眠 時間の 23,663 人の対象者を含む 7 つの前向き 研究を対象とした。 - うつ病のプールされた RR は、通常の睡眠時間 と比較し、短い睡眠時間で 1.31 (95%CI : 1.04- 1.64) であり、有意なリスクファクターであつ た。なお、長い睡眠時間の場合の RR は 1.42 (95%CI : 1.04-1.92) であった。 - この研究の限界は、交絡因子を測定した研究が 少なく、メタアナリシスでは交絡因子が十分 に考慮できなかったこと、用量反応分析がで きなかったこと、睡眠時間が質問票又はアク チグラフで測定されており、測定誤差があり 得ることである。	Zhai L et al., 2015

No	調査内容と結果						著者 発行年
	研究手法	目的・対象集団	方法	睡眠時間・労働時間、 測定	調査期間	結果・考察	
10	横断研究 (労働時間に関する研究)	- 韓国における長時間労働と希死念慮との関連を調査した。また、長時間労働と睡眠障害の複合効果を推定した。 - 第4回および第5回韓国国民健康栄養調査(Korea National Health and Nutrition Examination Survey: KNHANES)に参加した 12,076 人(男性 7,164 人、女性 4,912 人)のデータを使用した。	- 多変量ロジスティック回帰モデルを使用して、希死念慮を目的変数、長時間労働と社会経済的地位の低下又は睡眠障害の複合効果を説明変数として、オッズ比(OR)とその 95%信頼区間(95%CI)を推定し、関連性を評価した。複合効果を調べるために、労働時間と他の交絡変数(世帯収入、睡眠時間、職業)の間のダメージ変数を分類し、交絡を伴う週 52 時間未満の労働者との関係で OR と 95%CI を推定した。 - 職業は、ホワイトカラー(マネージャー、専門家)、ピンクカラー(事務員、サービス、セールスワーカー)、ブルーカラー(工芸/商人、機械オペレーターと組み立て業者、基本的な手動労働者)に分類された。勤務形態は、通常勤務と交代勤務に分類された。 - 希死念慮は、「過去 1 年間に死ぬことをいとわなかったことがありますか?」と質問し、この質問に対する回答から判断し、χ^2検定と t 検定を使用して比較した。 - 共変量として、世帯収入、婚姻状況、および健康関連(喫煙歴、アルコール摂取、定期的な身体活動、既往症の有無、高血圧、糖尿病)の特性を調整した。 - 共変量は、2 つのモデルを用いて調整された(モデル I: 年齢、睡眠時間、仕事の特性、モデル II: 世帯収入、婚姻状況、高血圧又は糖尿病の病歴、健康関連の行動、および過去 2 週間の怪我、中毒、および急性又は慢性疾患の既往)。	1 週間の労働時間(食事と休憩を含まない)の評価は、自記式質問票を使用して測定した。 1 週間あたりの労働時間は 52 時間未満、52 時間以上 59 時間以下、60 時間以上の 3 グループに分類された。 - 週 52 時間未満の労働時間を対照群とした。 - 睡眠時間は、5 時間以下、6~9 時間、10 時間以上の 3 グループに分類された。睡眠時間 6~9 時間を対照群とした。	調査期間は本文中に記載なし。	- 長時間労働と希死念慮には性別に関わらず相関が見られた。 - モデル II において、<u>週 52 時間未満の労働者と比較して、労働時間が週 60 時間以上の労働者の希死念慮の OR と 95%CI は、男性で OR=1.36、95%CI: 1.09-1.70、女性で OR=1.38、95%CI: 1.11-1.72 であった。</u> - この睡眠時間の関連は、高収入のグループ中の比較、低収入の中での比較、ホワイトカラーの中の比較、ブルーカラーの中の比較でも男女それぞれ有意であった。 - さらに、希死念慮の割合は、男性で 6~9 時間と比較して 5 時間以下のグループで有意に高かった(1.51、95%CI: 1.13-2.02)。 <u>睡眠量が十分で週に 60 時間以上働いている労働者の OR(95%CI)は、男性で 1.87(1.29-2.71)、女性で 1.98(1.32-3.00)であり、睡眠量が不十分で週に 60 時間以上働いた労働者の OR(95%CI)に関しては、男性で 1.82(1.35-2.44)、女性で 1.69(1.28-2.24)であった。</u> <u>希死念慮の割合は、1 週間あたりの労働時間の増加に応じて増加した(p<0.05)。</u> - この研究の限界は、横断的研究デザインであり、長時間労働と希死念慮との因果関係を決定できないこと、仕事の要求と管理又は努力と報酬の不均衡を含む職業性ストレス要因は、希死念慮のリスクとは見なされていないこと、長時間労働は、高い仕事の需要や努力を表す可能性があること、努力次第で長時間労働は健康への悪影響を緩和し得る報酬を得ることができることである。	Yoon JH. et al., 2015

No	調査内容と結果						著者 発行年
	研究手法	目的・対象集団	方法	睡眠時間・労働時間、 測定	調査期間	結果・考察	
11	システム ティック レビュー （労働時 間に関す る研究）	・職場環境と抑うつ症状との関係の評価するための系統的レビュー。 ・次の基準を満たす論文が対象となった： ①欧州および英語圏の国の研究 ②ばく露と結果との関連を説明する定量化された結果を含む ③100人以上の対象者による前向き研究又は同等の症例対照研究 ④1～5年のフォローアップ後、ばく露とベースライン時での転帰の評価を含む ⑤年齢および性別の調整又は層別化が行われている	・PubMed、Embase、PsycINFO、Arbline（スウェーデンのデータベース）、Cochrane ライブラリおよび NIOSHTIC-2 のデータベースを用いて文献が検索された。 ・検索された文献は、産業医学の専門家および精神科医による要約のスクリーニングと全文の評価が行われた後、各分野の専門家により研究の関連性と質が評価された。 ・GRADE (Grading of Recommendations, Assessment, Development and Evaluation) システムを用いて化学的証拠が体系的に評価された。GRADE システムは 4 段階評価である（GRADE 1：ばく露とうつ病の転帰について関連性の有無を判断できない、<u>GRADE 2：ばく露とうつ病の転帰に関連性がある科学的根拠がある</u>、<u>GRADE 3：ばく露とうつ病の転帰に関連性がある科学的根拠があり、データの整合性や影響の大きさについても検討されておりエビデンスの質が高い</u>、GRADE 4：本文中に記載なし）。 ・職場環境要因と抑うつ症状との関連についてメタアナリシスが行われ、ロジスティック回帰分析によるオッズ比（OR）と 95%信頼区間（95%CI）が算出された。	・本文中に記載なし。	・1990 年から 2013 年 6 月までの間に発表された文献が検索の対象となった。	・スクリーニングにより、文献 59 件が特定された。 ・心理的要求、努力報酬の不均衡、サポートの低さ、不利な社会情勢、公正性の欠如、対立、限定された裁量、仕事の不安、<u>長時間労働とうつ病に関連する研究については、GRADE 2 と評価された。</u> ・ばく露の客観的評価に基づいた研究はほとんどなく、質問票に基づく主観的評価が使用されていた。 ・抑うつ症状の発症との関連について、仕事の緊張、意思決定の自由度の低さ、およびいじめにおいて強い証拠（GRADE 3）が認められた。その中でもいじめと抑うつ症状の発症との関連に関する研究では、所見の一貫性が見られ、いじめは抑うつ症状を悪化させるリスクが高かった（OR=2.82、95%CI：2.21-3.59）。 ・うつ病の転帰に関する研究では、面接官による面接（主に Composite International Diagnostic Interview：CIDI）と質問票（Center for Epidemiological Studies Depression Scale：CES-D、Hospital Anxiety and Depression Scale：HAD、Hamilton Depression Scale：HRSD 等）の両方が使用されていた。 ・この研究の限界は、労働条件と抑うつ症状が自己申告であった点、多くの実証的研究が行われていない作業環境要因を過小評価していた可能性がある点である。	Theorell T et al., 2015

No	調査内容と結果						著者 発行年
	研究手法	目的・対象集団	方法	睡眠時間・労働時間、 測定	調査期間	結果・考察	
12	横断研究 (労働時間および睡眠時間に関する研究)	- 中国の医師の不安と抑うつ症状を定量化し、関連する危険因子を評価することを目的とした。 - 中国南部の深圳の公立病院で働く2,738人の医師が調査に参加し、回答の欠落の少ない2,641人が解析対象であった。	- 精神的健康状態は、ツング自己評価不安尺度(SAS)とツング自己評価うつ病尺度(SDS)によって測定された。不安症状は、SASスコアが50以上と定義し、抑うつ症状はSDSスコア53以上と定義した。 - 多変量ロジスティック回帰モデルを用いて、不安および抑うつ症状を目的変数、睡眠時間および労働時間を説明変数としてオッズ比(OR)と95%信頼区間(95%CI)を推定し、有意な危険因子を検討した。 - 共変量として、年齢、性別、教育歴、婚姻状態、主観的健康観、職級、部署、病院の階級、対立や暴力に合う頻度、身体活動、喫煙習慣が調整された。	- 睡眠と労働時間は自記式質問票によって評価された(評価方法の詳細は本文中に記述なし)。 - 睡眠時間は、6時間未満、6～8時間、8時間以上に分類し、8時間以上を対照群とした。 - 労働時間は、35～44時間、45～59時間、60～69時間、70時間以上に分類し、35～44時間を対照群とした。	2009年6月から2009年10月までにデータが収集された。	- 男性医師と比較して、女性医師は不安(OR=1.81、95%CI: 1.37-2.38)と抑うつ症状(OR=1.57、95%CI: 1.21-2.03)のリスクが高かった。 - 自己申告による週60時間以上の労働時間は、不安(60～69時間のOR=1.74、95%CI: 1.24-2.43、70時間以上のOR=1.94、95%CI: 1.30-2.90)又は抑うつ症状(60～69時間のOR=1.56、95%CI: 1.14-2.13、70時間以上のOR=1.90、95%CI: 1.31-2.77)のリスクが高かった。 - 対照群(8時間以上の睡眠)に比べて、6～8時間の睡眠(OR=1.76、95%CI: 1.17-2.66)、6時間未満の睡眠(OR=2.70、95%CI: 1.51-4.83)は、不安症状と有意に関連していた。 - この研究の限界は、横断的研究であるため、因果関係を確立することができないこと、対象者は大都市の公立病院で働く医師に限定されており、他の地域や他の種類の医療施設への一般化可能性は低いこと、抑うつ症状と燃え尽き症候群との間に中程度の相関関係があることが報告されていることから、燃え尽き症候群と抑うつ症状を区別することが困難になり、医師の間で抑うつ症状の有病率を過大評価している可能性があることである。	Gong Y et al., 2014

No	調査内容と結果						著者 発行年
	研究手法	目的・対象集団	方法	睡眠時間・労働時間、 測定	調査期間	結果・考察	
13	システマ ティック レビュー (労働時 間に関す る研究)	・長時間労働と健康との 関連について調べるこ とを目的とした。 ・長時間労働の定義の違 いと交代制勤務の影響 を排除して、次の基準を 満たす論文が対象とな った。 ①英語で出版され、査読さ れている ②前向きコホート、症例対 照研究、および横断研究 ③標準的な労働時間の対 照群(約 40 時間/週、8 時 間/日)を含む ④勤務計画による階層化 又は共変量としての調 整が行われない限り、シ フト労働者を対象に含 まない	・MEDLINE および PsycINFO に よ、以下を検索ワードとして文献 が検索された。“work hours”, “workhours”, “working hours”, “long hours,” “extended hours”, “overtime”, “overwork”, and “extended work”. ・解析に関する詳細な情報は本文中に なし。	・労働時間は仕事に費やされ た時間と定義され、持ち帰っ た仕事の労働時間を含めた 総労働時間とした。 ・労働時間は 1 日、1 週間、又 は 1 か月あたりの労働時間、 もしくは通常の労働時間と 残業労働時間が示された。 ・労働時間の分類はレビュー した各文献により異なっ ていた。	・1995 年か ら 2012 年 までの間 に公開さ れた文献 が対象と なった。	・合計 17 の文献と 19 の研究 (12 の前向きコ ホートと 7 つの横断研究) が特定された。ア ウトカムは、すべての原因による死亡、循環 器疾患、真性糖尿病、メタボリックシンドロ ーム、抑うつ状態、不安、その他の精神障害、 睡眠状態、認知機能、および健康関連行動で あった。 ・<u>長時間労働は、抑うつ状態、不安、睡眠状態、 および冠動脈性心疾患に関連していると結 論づけられた。</u> ・交代制勤務の影響については、1 つのメタアナ リシスにより、交代勤務自体が労働者の健康 リスクを高めている可能性が示された。<u>長時 間労働の全体的な相対リスクは 1.80 (95%CI: 1.42-2.29) であったが、交代勤務を含まない日 中の労働者に限定したサブグループ分析で は、相対リスクが 1.51 (95%CI: 1.12-2.03) で あった。</u> ・この研究の限界は、文献の選択や出版に関する バイアス、タイムレコーダーを使用した研究 は 2 つのみで労働時間の測定が不正確な場合 が含まれることである。	Bannai A et al., 2014

No	調査内容と結果						著者 発行年
	研究手法	目的・対象集団	方法	睡眠時間・労働時間、 測定	調査期間	結果・考察	
14	横断研究 (睡眠時間に関する研究)	- 定期健診で健康調査に参加し、精神疾患の既往歴のない1,197人の労働者(日勤)を対象とした。そのうち1,668人から調査に同意を得られた。 - 調査の対象者のうち、精神障害の病歴を持つ、Center for Epidemiologic Studies Depression (CES-D) スケールで5つ以上の項目が欠落している、就寝時間又は起床時間に欠落がある、非正規雇用である労働者は除外した。最終的に1,197人(男性1,029人、女性168人)を解析対象とした。	- 健康診断で生化学的情報(年齢、性別)、既往歴、喫煙歴、飲酒習慣等に関する情報を収集した。 - うつ病の症状は、CES-D スケールを用いて評価。スコアが16以上で抑うつ症状があると定義された。日本人に適しているとされるカットオフ値(≥19)も設定し、検討に用いた。 - 就寝時刻および睡眠時間は自己記入式の質問票を使用して記録した。 - その他自記式の調査票を用いて、身体活動、雇用形態(正規雇用又はそれ以外)、職種、残業量、通勤時間、等ライフスタイルや就労に関する情報を収集した。 - 多重ロジスティック回帰分析を用いて、就寝時刻又は睡眠時間と抑うつ症状との関連(オッズ比:ORと95%信頼区間:95%CI)を推定した。	- 普段の就寝時刻と起床時刻は自己記入式の質問票を使用して記録。 - 睡眠時間は就寝時刻と起床時刻の差に基づき計算された。 - 回答から就寝時刻は 23:00 より前、23:00~23:59 (対照群)、0:00~0:59、1:00以降の4つのグループに分けられた。 - 睡眠時間は6時間未満、6~7時間未満(対照群)、7~8時間未満、および8時間以上の4つのグループに分けられた。	定期健診は2011年に実施。	1,197人のうち、男性252人(24.5%)と女性57人(33.9%)が抑うつ症状を持っていると特定された。<u>睡眠時間と抑うつ症状の関連を調べた結果、対照群(6~7時間睡眠)と比較して、6時間未満の睡眠で抑うつ症状のリスクが高かった(OR=1.57、95%CI: 1.08-2.29)。</u>7時間以上の睡眠(7~8時間未満および8時間以上)では関連はなかった。 <u>より高いカットオフ値(CES-Dスコア≥19)を選択し、睡眠時間と抑うつ症状の関係を調べた結果、6時間未満の睡眠と抑うつ症状との関連がより強く示された(OR=2.17、95%CI: 1.42-3.32)。</u>これは主観的な睡眠の充足率を調整した後も変わらなかった(OR=1.9、95%CI: 1.22-2.95)。 - CES-Dスコア≥16の場合の分析では関連性が見られなかったが、CES-Dスコア≥19とし、就寝時間と抑うつ症状の関係を調べた結果、対照群と比較して、23:00より前(早期就寝)で抑うつ症状のリスクが高かった(OR=1.68、95%CI: 0.99-2.85)。 - この研究の限界は、横断研究であるため因果関係を示すことができないこと、入眠時に関する情報を収集していないこと、ストレスに関する情報(他者とのトラブル、仕事上の負担、仕事以外の不安等)を収集していないこと、対象は日本の大手製造会社の日勤の社員であり、一般化されない可能性があることである。	Sakamoto Nobuaki et al, 2013

No	調査内容と結果						著者 発行年
	研究手法	目的・対象集団	方法	睡眠時間・労働時間、 測定	調査期間	結果・考察	
15	横断研究 (労働時間に関する研究)	- アメリカの麻酔科医における燃え尽き症候群とうつ病の有病率を決定することを目的とした。 - アメリカの2,773人の麻酔科医に調査票が送付され、そのうち1,508人(回答率54%)から回答が得られた。そのうち、燃え尽き症候群について91人、うつ病について124人から回答が得られなかった。 - うつ病に関しては、回答の得られた1,384人を解析対象とした。	- 二変量ロジスティック回帰分析を用いて、回答者の特性の、燃え尽き症候群又はうつ病に対するオッズ比(OR)と95%信頼区間(95%CI)を算出した。 - 質問票は、人口統計学的要因、燃え尽き症候群、うつ病を調査するHarvard うつ病スケールの5項目、麻酔科医のベストプラクティスを評価するために設計された10の質問、および自己申告のエラーを評価する7つの質問が含まれていた。 - 燃え尽き症候群は、Maslach Burnout Inventory—Human Services Survey (MBI-HSS)を用いて測定された。燃え尽き症候群のリスクが高いとは、2つ以上のサブスケールで中程度の高い又は高い燃え尽き症候群のサブスケールスコアを持つ回答者として定義された。 - うつ病は the Harvard National Depression Screening Day Scale (HANDS)を用いて測定された。上3分の1(>9)のスコアが、うつ病と定義された。	週あたりの労働時間は質問票で測定された(本文中に詳細の記載なし。)	本文中に記載なし。	- 回答者のうち、22% (1,384人中298人)がうつ病について陽性とスクリーニングされた。二変量の解析では、<u>うつ病の陽性は週に70時間以上の労働 (OR=2.90、95%CI: 1.87-4.50) と関連していた。70時間以上の労働は、喫煙、性別、アルコールで調整しても有意であった (p<0.001)。</u> - 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、測定が自己申告であることである。	De Oliveira, G.S.Jr. et al., 2013

No	調査内容と結果						著者 発行年
	研究手法	目的・対象集団	方法	睡眠時間・労働時間、 測定	調査期間	結果・考察	
16	コホート研究(労働時間に関する研究)	・ベースライン時に精神疾患等の症状がないイギリスの公務員(Whitehall II study) (男性 1626 人、女性 497 人、ベースライン時の平均年齢 47 歳) が対象であった。 ・大うつエピソード(MDE) の発症はフォローアップ時に複合国際判断面接(CIDI) を用いて評価した。 ・労働時間が 7～8 時間の労働者を対照群として比較した。 ・対象者の労働時間、身体的健康に関する情報等は、質問紙を用いてベースライン時に調査された。	・フォローアップ時に複合国際判断面接(CIDI) を用いて、フォローアップ時点までの 12 か月間に MDE の発症の有無を評価した。 ・MDE を目的変数、労働時間を説明変数とし、労働時間と MDE との関連を、バイナリロジスティック回帰を用いて分析した。 ・共変量として、性別、年齢、婚姻状況(既婚又は未婚/同棲)、社会経済的地位、SES (6 段階に分類された職業等級)、アルコール消費、喫煙、病気の有無、仕事上のストレス度が解析に含まれた。	・ベースラインでの労働時間は質問紙を用いて調査した。 ・質問は「平日、次の活動におよそ平均何時間費やすか(該当する場合): 仕事(日中および家に持ち帰った仕事)」 ・回答カテゴリは、1 時間から 12 時間まで、回答により対象者を次のグループに分けた: 1 日あたり 7～8 時間の労働時間(公務員基準、残業なし)、1 日 9 時間(1 日 1 時間の残業)、1 日 10 時間(2 時間の残業)、11～12 時間/日(3～4 時間の残業)。1 日あたり 7～8 時間労働を対照群とし比較を行った。	・平均 5.8 年追跡 ・労働時間、ベースライン時の精神疾患等の有無、うつ病の危険因子は 1991～1993 年に収集。 ・フォローアップは 1997～1999 年に実施。	・追跡調査で確認された MDE は 66 例で割合は 3.1%であった。 ・1 日あたり 7～8 時間働く労働者と比較して 1 日 11 時間以上働く労働者の大うつ病エピソードのオッズ比は、<u>1.29 (95%CI : 0.64-2.64)</u> であり、年齢と性別を調整したモデルではオッズ比 <u>1.55 (95%CI : 0.75-3.20)</u> で有意ではなかった。 ・しかし、年齢と性別に加え職級と婚姻状況を調整したモデルではオッズ比 <u>2.43 (95%CI : 1.11-5.30)</u>、さらに慢性身体疾患の有無、喫煙、アルコールの使用を調整したモデルでは、オッズ比 <u>2.30 (95%CI : 1.05-5.06)</u>、最終的に仕事の負担や職場に置ける社会的な支援の有無を調整したモデルではオッズ比 <u>2.52 (95%CI : 1.12-5.65)</u> で有意にリスクが高かった。 ・労働時間について、1 日 11 時間以上働く労働者以外、有意な差は見られなかった。 ・この調査の限界は、CIDI はフォローアップ時にのみ利用したため、ベースラインの症例は GHQ-30 の症例に基づいて除外する必要があること、観察データに基づいているため、新たに発症するうつ病のその他の測定されていない、又は不正確に測定された予測因子による残留交絡の可能性を排除できないこと、MDE の新規発症症例数が比較的少ないために相互作用の影響を評価できないことである。	Virtanen, M. et al., 2012

No	調査内容と結果						著者 発行年
	研究手法	目的・対象集団	方法	睡眠時間・労働時間、 測定	調査期間	結果・考察	
17	横断研究 (睡眠時間に関する研究)	- 農村部での睡眠時間と抑うつ症状との関連を調査した。 - ミズーリ州、アーカンソー州、テネシー州の12の農村コミュニティを含む、Walk the Ozarks to Wellness ProjectのWave3のデータを使用した。解析対象者は1,204人であった。 - 平均年齢は、睡眠時間<7時間の群 51.4 歳、7～8時間の群 52.4 歳、>8時間の群 51.4 歳で、男性の割合は、各群でそれぞれ 23.3%、23.5%、22.9%であった。	- 主なアウトカムは、自己申告による抑うつ症状の上昇とされた。 - 抑うつ症状は、Patient Health Questionnaire-2 (PHQ-2) を用いて評価された。合計スコアが3以上の場合、対象者は「抑うつ症状が強い」として分類された。それ以外の場合、対象者は抑うつ症状が弱いものとして分類された。 - 多変数ロジスティック回帰を用いて、抑うつ症状に対する睡眠時間の調整されたオッズ比 (OR) と 95%信頼区間 (95%CI) を推定した。 - 共変量として、年齢 (連続変数)、性別、人種/民族、収入、雇用状態、教育歴、喫煙状況、および身体活動、BMI、慢性疾患の既往歴 (自己申告による。心臓病、腎臓病、糖尿病、高血糖、高血圧、コレステロール、又は関節炎) と自己申告による癌の病歴、不眠症の有無を調整した。	- 睡眠時間は、平日と週末、および非稼働日について、「通常、夜間 (又は主な睡眠期間) に何時間の睡眠をとりますか?」という質問で調査された。 - 平日と週末の平均された睡眠時間は、次の3つに分類された: 短い (<7 時間)、最適 (7～8 時間)、および長い (>8 時間)。	2005年7月から9月に実施されたWave3のデータが用いられた。	- 対象集団の 17%で抑うつ症状の上昇が見られた。 - 短い睡眠時間 (<7 時間) は、最適な睡眠時間 (7～8 時間) と比較して、抑うつ症状が強いことについて、有意なリスク要因であった (OR=2.12、95%CI: 1.49-3.01)。逆に、長い睡眠時間 (>8 時間) と抑うつ症状との関連は、共変量調整後、統計的に有意ではなかった。 - この研究の限界は、横断研究であるために、関連の方向性が不明なこと、短い睡眠時間の根本原因もわかっていないこと、対象者は、研究に登録されていない対象者よりも健康的なライフスタイルを持っている可能性があること、睡眠時間や抑うつ症状などの自己報告データに基づいていること、病状の臨床測定値や交代勤務、カフェインとアルコールの消費、薬の使用、うつ病の既往歴に関する情報が収集されていないことである。	Chang JJ et al., 2012

No	調査内容と結果						著者 発行年
	研究手法	目的・対象集団	方法	睡眠時間・労働時間、 測定	調査期間	結果・考察	
18	横断研究 (労働時間に関する研究)	- 医師の労働時間および職業性ストレス(OS)とうつ病の関連を調査することを目的としている。 - 調査時の20年以内に医学部を卒業した卒業生1,902人 795人から回答が得られ、706人(男性534人、女性172人)を解析に含めた。	- 匿名で記入する調査票に回答。人口統計情報(年齢、性別)、臨床経験年数、専門分野、勤務地、労働時間、うつ病の有無、OS等を回答。 - うつ病は Center for Epidemiologic Studies Depression (CES-D) スケールを使用して測定。調査を行う1週間前の抑うつ状態をスクリーニングした。CES-D スコアが16以上をうつ病と定義した。 - 自記式アンケートを用いて評価。努力(高レベルの責任、残業、時間的プレッシャー)、報酬(給与、自尊心、キャリア等)、オーバーコミットメント(OC)(個人的要素)によって構成されている。 - 努力スコアを報酬スコアで割ることで、比率(EER)を計算した。<u>EER>1は費やされた努力が受け取った報酬と一致しないことを示す。</u> - うつ病の有無を目的変数、労働時間を説明変数として、労働時間とうつ病の関連は多重ロジスティック回帰モデルを使用して分析された。 - 共変量として、性別、臨床経験期間、勤務地、EER、OC、社会的支援の有無が調整された。	- 労働時間は調査票へ記入した前週の出社時刻と退社時刻の記録から算出した。 - 調査票の回答をもとに<u>前週の労働時間が54時間未満(対照群)、54~70時間未満、70時間以上の3群に分け解析を行った。</u>	本文中に記載なし	- 対象者の前週の平均労働時間は62.8±19.8時間。対象者の16%が勤務先で80時間以上を過ごしていた。またCES-Dスコアが16以上は28%、ERRが1以上は14%であった。男女による有意な差は見られなかった。 - うつ病の有病率について、<u>週の労働時間が54時間未満の対象者と比較し、70時間以上の対象者の調整済みオッズ比(OR)は1.8(95%CI: 1.1-2.8)であった</u>(労働時間54~70時間未満の対象者では有意な関連は見られなかった)。このとき、性別、臨床経験年数、専門分野、勤務地により調整。 - 労働時間とERRに応じて層別化されたうつ病の有病率のORは、<u>EERが1以上の群に限ると、労働時間が長い群のオッズ比は対照群に比べて有意に高かった(54~70時間未満、かつEERが1以上の群でOR=8.5、95%CI: 3.0-24.0、70時間以上、EERが1以上の群でOR=9.9、95%CI: 3.8-25.7)。</u>このとき、性別、臨床経験年数、EER、OC、社会的支援により調整。 - この研究の限界は、横断研究であり因果関係が確認できないこと、精神症状を示す個人は、職場環境について否定的な不満を持つ傾向が示されているため、うつ病の医師は努力と報酬の不均衡(ERI: the effort-reward imbalance)を発現する可能性が高く、うつ病とERIの関連性が過大評価された可能性があること、アンケートへの回答率が低いこと、対象に精神科医が含まれており、精神科医はうつ病に関する回答を避けることができることである。	Tomioka, K et al., 2011

No	調査内容と結果						著者 発行年
	研究手法	目的・対象集団	方法	睡眠時間・労働時間、 測定	調査期間	結果・考察	
19	コホート研究（労働時間に関する研究）	- 精神的健康に対する長時間労働の影響を調査することを目的とした。 - イギリスの公務員コホート研究に登録した 44～66 歳で、フルタイム（週 35 時間/週）勤務していた 3,536 人のうち、質問に回答し、ベースラインで抑うつ症状のない対象者（n= 2,549）と不安症状のない対象者（n= 2,618）が、対象となった（男性 2,248 人、女性 712 人）。	- 労働時間、不安および抑うつ症状、および共変量はベースライン時にその後の抑うつおよび不安症状の測定はフォローアップ時に行われた。 - 抑うつ症状スコアは、30 項目の General Health Questionnaire (GHQ-30) から抽出された。これには 4 つの項目が含まれ、GHQ-28 のうつ病サブスケールの 7 つの項目のサブセットを構成していた。合計スコア 4 以上が抑うつ症状と定義された。 - 不安症状スコアは GHQ のうちの 5 項目で構成され、GHQ-28 不安尺度の 7 項目のサブセットの合計スコアが 15 の 8 点以上の場合、不安症状と定義された。 - Cox 比例ハザード分析を用いて、労働時間の精神的健康に関するハザード比（HR）と 95%信頼区間（95%CI）が算出された。 - 共変量として、ベースライン時の年齢、性別、職業等級、配偶者の有無、およびフォローアップ時の雇用状況が調整された（モデル 1）。さらに、ベースラインでの慢性疾患、喫煙、およびアルコール使用が調整された（モデル 2）。	労働時間は、「在宅作業を含めて、主な仕事で平均週に何時間働いていますか？」と「副業（your additional employment）で平均週に何時間働いていますか？」という 2 つの質問から確認された。報告された労働時間数に基づいて、対象者は次の 3 つのグループに分けられた：35～40 時間/週（対照群）、41～55 時間/週、55 時間/週以上。	ベースライン調査は 1997～1999 年に、フォローアップ調査は 2001～2004 年に行われた。	- 共変量を調整した場合、<u>対照群（35～40 時間/週）と比較して、55 時間/週以上働く対象者の抑うつ症状のリスクと不安症状のリスクは有意に高かった（モデル 2 にてそれぞれ HR=1.66、95%CI：1.06-2.61、HR=1.74、95%CI：1.15-2.61）。</u>41-55 時間の労働では、有意な関連は見られなかった（うつ症状：モデル 1 では HR=1.03、95%CI：0.79-1.35、モデル 2 では HR=1.02、95%CI：0.78-1.34、不安症状：モデル 1 では HR=1.01、95%CI：0.78-1.31、モデル 2 では HR=1.02、95%CI：0.79-1.32）。 - 労働時間が 10 時間増えるごとのハザード比はうつ症状に対して 1.17（1.01-1.35）、不安症状に対しては 1.22（1.08-1.39）で有意であった（モデル 2）。 - 性別の分析では、<u>女性の長時間労働に関連するうつ病と不安の過剰リスクが示された（モデル 2 にて HR=2.67、95%CI：1.07-6.68 および HR=2.84、95%CI：1.27-6.34）。</u>労働時間が 10 時間増えるごとにハザード比はうつ症状が 1.40、不安症状で 1.31 と有意に上昇した。一方、男性ではハザード比は有意に上昇しなかった（モデル 2 にて HR=1.30、95%CI：0.77-2.19 および HR=1.43、95%CI：0.89-2.30）。ただし、不安症状に関しては労働時間 10 時間ごとにハザード比が 1.19（1.03-1.38）、で有意に上昇した（モデル 2）。 - この研究の限界は、追跡の過程で不健康な対象者が脱落し、真の効果が過小評価されている可能性があること、抑うつ症状と不安症状測定が、臨床診断に対して検証されていないことである。	Virtanen M, et al., 2011

No	調査内容と結果						著者 発行年
	研究手法	目的・対象集団	方法	睡眠時間・労働時間、 測定	調査期間	結果・考察	
20	横断研究 (労働時間に関する研究)	- 日本の296の中小企業の従業員を対象に、労働時間と睡眠がうつ病にどの程度関連しているかを調査した。 - 研究対象者は、2,643人の正社員（男性：1,928人、女性：715人、18～79歳：平均45歳）	- うつ病は、疫学研究センターのうつ病尺度（CES-D）を使用して評価された。スコアが16以上をうつ病と定義された。また、重度のうつ病は、25以上と定義された。 - 労働時間、睡眠状態、および両方の組み合わせによるうつ病のリスクは、多変量ロジスティック回帰分析によって推定された。 - 自記式質問票の結果を使用して、労働時間、睡眠状態、および社会人口統計学および社会経済的要因（性別、年齢、婚姻状況、教育レベル、子供の有無、家計）、健康行動（喫煙、アルコール摂取、BMI）、身体的/心理的症候の数、薬物使用の有無、および職業的要因（職種、職位、勤務スケジュール、従業員数、ジョブコントロール、作業負荷の大きさ）を共変量とした。	- 労働時間および睡眠時間は、自記式質問票による回答結果から算出された。「通常の労働時間は何時間ですか？」と尋ねられた。6～8時間（対照群）、8～10時間、10時間以上の3グループに分けられた。 - 過去1年間の毎日の睡眠時間と主観的な睡眠の充足度は自記式質問票を使用して、「平均して、夜間の睡眠時間はどれくらいか。」（<5時間、5～6時間、6～7時間、7～8時間（対照群）、8～9時間、9時間以上）および「毎日の睡眠は十分だと思うか。」（非常に不十分、やや不十分、かなり十分、非常に十分）と尋ねられ、評価された。	2002年8月から2002年12月	- すべての共変量を調整した結果、<u>1日10時間以上働く対象者は、対照群（7～8時間）と比較してうつ病のリスクが有意に高かった（OR=1.37、95%CI：1.02-1.83）</u>。また、<u>睡眠時間が1日5時間未満の対象者（OR=2.08、95%CI：1.45-2.98）および5～6時間睡眠の対象者（OR=1.45、95%CI：1.10-1.91）も、対照群と比較して、うつ病のリスクが有意に高かった</u>。重度うつ病のリスクについては、10時間以上の労働（OR=1.73、95%CI：1.16-2.57）、5時間未満の睡眠（OR=2.68、95%CI：1.64-4.39）、5-6時間睡眠（OR=1.62、95%CI：1.07-2.46）で有意であった。 1日あたり10時間以上の労働で、1日6時間未満の睡眠不足を報告した対象者は、6～8時間労働で、6時間以上睡眠の対象者よりも、うつ病のリスクが有意に高かった（OR=1.90、95%CI：1.33-2.71）。さらに労働時間が8～10時間かつ睡眠時間が6時間未満の対象者（OR=1.41、95%CI：1.07-1.86）も有意であった。 - 重度うつ病に関しても同様に1日あたり10時間以上労働、1日6時間未満睡眠の群（OR=2.69、95%CI：1.67-4.33）で有意であり、8～10時間労働かつ6時間未満睡眠の群（OR=1.67、95%CI：1.14-2.46）でも有意であった。 - この研究の限界は、横断研究であること、労働時間や睡眠時間が自己申告によるデータであること、回答バイアスが発生した可能性があること（例：長時間労働者は回答時間が短い等）、交絡因子として閉経状態や性格特性を分析に含めていないことである。	Nakata A et al., 2011

3.2 精神障害の発病と睡眠時間又は労働時間との関連について、ネガティブな結果を示す文献

精神障害の発病と短い睡眠時間又は長時間労働とネガティブな結果を示した文献は3件であった。詳細は以下のとおり。

No.	調査内容と結果						著者 発行年
	研究手法	目的・対象集団	方法	睡眠時間・労働時間、 測定	調査期間	結果・考察	
21	コホート研究 (睡眠時間に関する研究)	- 一般集団(臨床の対象ではない集団)におけるうつ病と習慣的な睡眠時間、日中の眠気、および客観的な睡眠傾向との関連を調べることを目的とした。 - ウィスコンシン睡眠コホート研究の対象者のうち、主観的な過眠症の測定分析には1,287人の成人のデータが、多睡眠潜伏検査(MSLT)によって評価された客観的な睡眠傾向の分析には、1,155人の成人のデータが用いられた。	- うつ病は、修正された Zung 自己評価うつ病スケールを用いて、スコア≥ 50又は抗うつ薬の使用があるものとして定義された。 - 目的変数をうつ病、説明変数を3つの主要な過眠症測定値として、反復測定ロジスティック回帰によりオッズ比(OR)を算出し評価した。仮眠度測定値は、主観的な日中の過度の眠気(エプワース眠気スケール[ESS]≥ 11)、自己申告による睡眠時間≥ 9h/d、および客観的な睡眠傾向(MSLT平均睡眠潜時< 8分)とした。 - 共変量として、年齢、性別、体重指数、慢性病状、鎮静催眠薬の使用、カフェイン、タバコ、アルコールの使用、睡眠呼吸障害、不眠症、睡眠時間が調整された。	習慣的な睡眠時間は、次の質問を使用して推定された：「平日の夜、週末あるいは勤務日以外の夜、通常何時間の睡眠をとりますか？」1日の平均睡眠時間は、(5×就業日睡眠+2×週末睡眠)/7として計算された。	4年間隔で複数の評価が実施された。	- 共変量の調整後、習慣的な睡眠時間が9時間以上の場合、対照群(9時間未満)と比較してうつ病のリスクが有意に高かった(OR=2.01、95%CI: 1.49-2.72)。 - また、共変量の調整後のうつ病のORは、ESS≥ 11(対照群: ESS< 11)の場合で1.56(95%CI: 1.31-1.86)、MSLTの平均睡眠潜時が8分未満の場合(対照群:≥ 8分)で0.76(95%CI: 0.63-0.92)であった。 - この研究の限界は、うつ病の診断と、睡眠時間が客観的に測定されていないこと、不眠症の測定方法が妥当性の検証された手段ではないことである。	Plante DT et al., 2016

No.	調査内容と結果						著者 発行年
	研究手法	目的・対象集団	方法	睡眠時間・労働時間、 測定	調査期間	結果・考察	
22	システムレビュー (労働時間に関する研究)	- 標準的な労働時間を超過した労働（時間外労働）と、公表された前向き研究に含まれる労働者のうつ病性障害のリスクの関係を把握することを目的とした。 - 次の基準を満たす文献を対象とした。 ①対象者が成人労働者 ②残業をばく露として定義 ③アウトカムは、構造化面接によって臨床的に診断又は評価されたうつ病性障害 ④前向き又はコホート研究	- MEDLINE (PubMed)、PsycINFO、および PsycARTICLES を用いて文献が検索された。 - アウトカムは、臨床医による診断、又はフォローアップ中の構造化面接によって評価された、うつ病性障害の新規発症、新しい治療の開始、および病欠の発生であった。診断には、ICD-19、DSM-III、Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders、UM-CIDI が用いられた。 - 各文献から相対リスク (RR) と 95% 信頼区間 (95%CI) が抽出された。職場での心理社会的要因（例：仕事の要求）を調整された RR は使用されなかった。変量効果モデルを用いて、残業とうつ病性障害との関連の相対リスク (RR)、および 95%CI を算出した。	- 標準労働時間（35～40 時間/週）との比較を行うために、労働時間と残業に関する情報は週労働時間に換算された：1 日あたりの労働時間には 5 を乗じる；1 か月あたりの労働時間は 4 で割る；1 か月あたりの残業を 4 で割った後、40 を加える。 - 週 40 時間以上の労働が時間外労働と定義された。	- 検索は 2016 年 7 月 15 日に行われた。 - 対象とする文献の発表日に制限は設けられなかった。	7 件の研究が特定された。 - 時間外労働は、うつ病のリスクを上昇させなかった（プールされた相対リスク 1.075、95%CI: 0.834-1.387、$p=0.575$）。 - 時間外労働の定義を週に 50 時間以上の労働とした場合でも、時間外労働によるうつ病の発症リスクは有意ではなかった（プールされた相対リスク 1.241、95%CI: 0.880-1.750、$p=0.218$）。 - 時間外労働はうつ病のリスク要因と関連が見られなかった。	Watanabe K et al., 2016

No.	調査内容と結果						著者 発行年
	研究手法	目的・対象集団	方法	睡眠時間・労働時間、 測定	調査期間	結果・考察	
23	横断研究（労働時間に関する研究）	- 台湾における医師とその他の職種の従業員で職務内容質問票（C-JCQ）やうつ病質問票（TDQ）を使用して、業務上ストレスとうつ病率の関連性を評価。 - Around Taiwan Health Care Alliance に参加している 14 の地域病院で雇用されている医師 1,643 人に対し、質問票調査を実施し、分析には無効のものを除外した 473 の質問票（男性 401、女性 72）を分析に用いた。（回答率：86.31%） - 医師以外の職種の従業員のデータは、ランダムに選ばれた被験者からなる 2004 年に台湾政府の労働安全衛生研究所（IOSH）によって実施されたサンプルを用いた（25～65 歳の 15,288 人）。	- 職業性ストレスは、心理社会的仕事の要求（5 項目）、ジョブコントロール（9 項目）、職場のソーシャルサポート（8 項目）の 3 つの側面で構成される C-JCQ によって測定された。 - うつ病は TDQ を使用して評価された。TDQ スコアの範囲は 0～54 で、スコアが高いほどうつ病のレベルが高い。対象者は TDQ カットオフスコアを 19 として、うつ病グループと非うつ病グループに分けられた。 - うつ病の有無を目的変数に職業性ストレスを説明変数として、ロジスティック回帰分析を実施した。 - 共変量として、人口統計（性別、年齢、婚姻状況）、労働条件（平均日中労働時間、1 か月あたりの夜勤勤務の日数、勤務日数）、行動要因（喫煙の有無、アルコール消費量、運動）、および職業状態（期間、役職：主治医、研修医、又は主治医、病院の場所：北、中央、台湾南部、又は東部）、医師の専門分野：内科医、産婦人科を含む外科医、救急医、歯科医、伝統的な中国医学の医師、皮膚科医、放射線科医、精神科医、眼科医などの他の専門家を調整した。	- 労働時間は質問票を用いて調査した。 - 回答により対象者を次のグループに分けた（1 日あたり 9 時間未満、9 時間～12 時間、12 時間以上）。	本文中に記載なし	- 医師のうつ病率（13.3%）は、台湾の一般人口（3.7%）よりも高かった。 - うつ病の有無にはジョブコントロールが中又は高、ソーシャルサポートが中又は高であればリスクが低く、仕事の要求が高ければリスクは高かったが、<u>労働時間とうつ病に有意な関連はなかった。9 時間未満を対照群として、9 時間～12 時間のオッズ比 0.97（95%CI：0.46-2.07）、12 時間以上のオッズ比 0.50（95%CI：0.17-1.49）であった。</u> - この研究の限界は、対象者に地方の診療所の医師は含まれていないこと、ストレスの多い仕事や重度のうつ病に苦しんでいる医師は、研究に参加する意欲や動機がない可能性があること、JCQ および TDQ 項目が欠落しており、調査結果にある程度影響を与えている可能性があること、収集したデータは自己申告によるものであること、横断研究であるため調査結果は因果関係ではなく相関関係と見なす必要があることである。	Wang, L-J. et al., 2011

3.3 精神障害の発病と睡眠時間又は労働時間との関連について、ポジティブな結果を示す参考文献

労働者を対象としていないが精神障害の発病と睡眠時間との関連を調査している文献、睡眠時間以外の睡眠障害との関連も調査している文献、その他記述疫学やレビュー文献など参考となり得る文献は12件であった。詳細は以下のとおり。

No.	調査内容と結果						著者 発行年
	研究手法	目的・対象集団	方法	睡眠時間・労働時間、 測定	調査期間	結果・考察	
24	横断研究 (睡眠時間に関する研究)	- 不安障害が睡眠特性に及ぼす影響を調査した研究である。 - 自記式質問票を使用して、不安障害と睡眠特性(睡眠時間、睡眠の質、日中の眠気、不眠症、閉塞性睡眠時無呼吸症候群(OSA))それぞれとの関連を評価することを目的とした。 - 対象者は、男性439人、女性518人の合計957人のギリシャ人であり、平均年齢は49.62±14.79歳(範囲:19~86歳、年齢の中央値:50歳)であった。	- 単変量分析では、不安症状と対象者の特徴、睡眠の特徴、睡眠に関する質問票、および睡眠パターンとの関連を、χ^2検定とt検定を使用して評価した。 - 不安症状に関連する要因の特定には、ステップワイズ多変量ロジスティック回帰分析を使用した。また、二変量ロジスティック回帰分析にて、不安症状に対する睡眠に関する質問紙票の項目の関連を評価した。 - 共変量として、性別、年齢、居住地、教育レベル、婚姻状況、文化、雇用状況、ライフスタイルと食習慣(喫煙状況、飲酒量、コーヒー摂取量、夕方のカフェインの消費量、地中海式の食事の遵守、就寝前のテレビ視聴又はコンピューターの使用時間、日中の身体活動、昼寝)、健康状態(主観的な一般的健康状態、BMI、慢性疾患罹患率、うつ病、睡眠薬の使用の有無)が解析に含まれた。	- 不安症状は、Zung自己評価不安尺度(SAS)を使用して評価した(範囲:20~80)。不安症状のカットオフ値は36とした。スコアが36以上の対象者を不安神経症とした。 - 対象者は、就寝時間と起床時間および1日あたりの平均睡眠時間を回答した。睡眠時間は就寝時刻と起床時刻の差から計算した。 - 対象者は、睡眠時間に応じて、短い睡眠時間(<6時間)、通常の睡眠時間(6~8時間)、および長い睡眠時間(>8時間)の3つに分類された。 - エプワース眠気尺度(ESS)、アテネ不眠尺度(AIS)、ピッツバーグ睡眠品質指数(PSQI)、ベルリン質問票(BQ)を使用して、日中の眠気、不眠症、睡眠の質、閉塞性睡眠時無呼吸症(OSA)のリスクを評価した。	2016年9月から2019年5月の間に実施された。	- 自己申告による平均睡眠時間は平日6時間19分、週末6時間45分であった。 χ^2検定による不安障害の有意な決定要因は、性別($p<0.001$)、年齢($p<0.001$)、教育レベル($p=0.002$)、財政状態($p=0.001$)、アルコール消費量($p<0.001$)、地中海食の遵守($p=0.017$)、身体活動状況($p=0.015$)、主観的な健康状態($p<0.001$)、肥満($p=0.013$)、慢性疾患の有無($p=0.024$)、うつ病の症状($p<0.001$)であった。 - 不安神経症の有病率は33.6%であった。 - すべての共変量を含めたモデルで、<u>不安障害に対して短い睡眠時間のリスクが通常睡眠に比べて有意に高く(オッズ比(OR)=4.93、95%CI:3.14-7.75、$p<0.001$)</u>、長い睡眠時間はリスクが有意に低かった。 - 二変量ロジスティック解析では、不安神経症について、日中の眠気(OR=5.20、95%CI:3.12-8.68、$p<0.001$)、不眠症の症状(OR=3.92、95%CI:2.69-5.72、$p<0.001$)、睡眠の質の低下(OR=3.39、95%CI:2.45-4.70、$p<0.001$)、OSA(OR=2.40、95%CI:1.75-3.32、$p<0.001$)のリスクが有意に高かった。 - この研究の限界は横断研究であり不安障害と睡眠障害がお互いの危険因子か判断できないことである。	Serdari A et al., 2020

No.	調査内容と結果						著者 発行年
	研究手法	目的・対象集団	方法	睡眠時間・労働時間、 測定	調査期間	結果・考察	
25	横断研究 (睡眠時間に関する研究)	- 睡眠時間と一般的な疾患の有病率との間の横断的表現型と多遺伝子リスクスコア (PRS) の関連を調べることを目的とした。 2018 年 2 月時点で PartnersBiobank コホートに登録している、78,726 人うち、自己申告による睡眠および電子カルテ (EMR : electronic medical records) データを使用した高品質のジェノタイピングのいずれかを実施した 18 歳以上の成人 43,058 人のデータを用いた。	- 疾患の有病率は電子カルテから決定された。 - 睡眠時間の PRS は、過去の研究で関連づけられた 78 の SNP (一塩基多型) を使用して導出された。 - 睡眠時間と 22 の一般的な疾患との関連は、カテゴリロジスティック回帰分析を用いて調べられた。共変量として、年齢、性別、人種、肥満の結果以外の BMI、アルコール摂取量、チャールソン併存疾患指数、教育、雇用状況、運動、喫煙状況を調整した。 - 睡眠時間と SNP の関連は、自加法遺伝子モデルを用いて調べられた。線形傾向と、年齢、性別、ジェノタイピングアレイが調整された。 22 の一般的な疾患の有病率と PRS の関連は、加法遺伝子モデルを用いて調べられた。EMR から決定された肥満状態がさらに調整された。 $p < 0.05$ となった、すべての重要な PRS 関連について、PRS の四分位数と疾患有病率のオッズ比 (OR) との関連を評価した。	- 睡眠は、「最長の睡眠期間を考慮すると、通常、平日 (勤務日、通学日) / 休日は何時に就寝しますか?」「あなたの最長の睡眠期間を考えると、あなたは通常、平日 (勤務日、通学日) / 週末又は休日は何時に起きますか?」という質問で評価した。回答の区分は 30 分刻みになっていた。週ごとの加重平均睡眠時間は、自己申告による平日と週末の就寝時間と起床時間を使用して計算された。平日は 5/7、週末は 2/7 の重みが使用された。 - 睡眠時間は、短い (1 日あたり 7 時間未満)、通常 (7~9 時間未満)、および長い (9 時間以上) に分類された。通常の睡眠時間を対照群とし、対照群 (7~9 時間未満) に対して睡眠時間 7 時間未満の群と 9 時間以上の群のオッズ比を算出した。	Partners Biobank コホートは 2010 年に立ち上がった。この研究では、2018 年時点のデータが用いられた。	- 睡眠時間と喘息、うつ病、高血圧、不眠症、肥満、閉塞性睡眠時無呼吸症、2 型糖尿病について、U 字型の関連性が観察された。 - 通常の睡眠時間と比較して短時間睡眠では、うつ病のリスクが高く (OR=1.21、95%CI : 1.07-1.36)、喘息、高血圧、不眠症、2 型糖尿病でも有意にリスクが高かった。 - また、通常の睡眠時間と比較して、長時間睡眠では、うつ病のリスクが高く (OR=1.62、95%CI : 1.48-1.76)、喘息、高血圧、不眠症、2 型糖尿病でも有意にリスクが高かった。 - 通常の睡眠時間に比べて、長時間睡眠は双極性障害 (OR=2.78、95%CI : 1.72-4.50)、てんかん (OR=1.51、95%CI : 1.27-1.80)、および統合失調症 (OR=4.45、95%CI : 1.45-13.63) のリスクが高かった。 - 研究の限界は、Partners Biobank コホート集団のうち、睡眠調査に対して回答した人は全体の 39.7%であること、睡眠時間の調査が自己申告であることである。	Dashti HS et al., 2019

No.	調査内容と結果						著者 発行年
	研究手法	目的・対象集団	方法	睡眠時間・労働時間、 測定	調査期間	結果・考察	
26	システマ ティック レビュー (労働時 間に関す る研究)	・組織的ストレスと警察官の精神的健康との関係の評価するための系統的レビューを目的とした。 ・次の基準を満たす論文が対象となった。 ①様々な階級の警察官を対象 ②組織的ストレスと警察の well-being との関係の個別の分析を抽出でき、警察だけでなく他の職業グループを考慮した研究 ③警察官の精神衛生に影響を及ぼすものとして1つ以上の組織的ストレスを特定している ④well-being の一般的な測定によって精神衛生のアウトカムを測定している	・EBSCOHST MEDLINE、SocINDEX、PsycINFO、OVID Embase の4つのデータベースと grey literature が検索された。 ・組織的ストレスの報告は、WHO 組織的ストレス関連のハザード分類にマッピングされた：作業負荷と作業ペース、労働時間、対人関係、参加と管理、キャリア開発、ステータスと報酬。	・文献中の参考文献 89 は「長時間労働」を≥ 49h/週と定義している。(評価方法は記載なし)。	・1990 年から 2017 年 5 月までに出版された文献が対象となった。	・15,150 人の警察官を対象とする 15 件の研究がレビューの対象であった。 ・組織的ストレスが職業性ストレス、精神症状/心理的苦痛、情緒的な消耗および個人的達成感と強く関連していた。 ・メンタルヘルスのアウトカムと有意な関連を示す最もよく示された組織的ストレスには、サポートの欠如、需要、仕事のプレッシャー、管理/組織のプレッシャー、長時間労働があった。 ・文献中の参考文献 89 では、「長時間労働」(≥ 49h/週)は、週 49 時間未満の群と比較して、年齢、性別、ランク、部門の在職期間を調整後、心理的苦痛 (オッズ比 (OR) = 2.05、95%CI : 1.57-2.68、$p < 0.05$) と情緒的な消耗 (Emotional exhaustion) (OR = 1.99、95%CI : 1.52-2.59、$p < 0.05$) に有意な関連を示した。しかし、別の研究 (Janzen BL et al, 2007⁸) では、「残業」と情緒的な消耗の間の調整済みモデルに有意な関連性は見られなかった ($\beta = 0.07$、$p = ns$)。 ・離人症 (Depersonalisation) については、弱い有意な関連が見られた。 ・この研究の限界は、文献検索が実施されてから、適格となり得る新しい研究が発表された可能性があること、含まれた研究が横断研究のため、因果関係を分析できないことである。	Purba A et al., 2019

⁸ Janzen BL, Muhajarine N, Zhu T, Kelly IW. (2007) Effort-reward imbalance, overcommitment, and psychological distress in Canadian police officers. Psychol Rep. 2007;100(2):525-30.

No.	調査内容と結果						著者 発行年
	研究手法	目的・対象集団	方法	睡眠時間・労働時間、 測定	調査期間	結果・考察	
27	横断研究 (睡眠時間に関する研究)	- 中国の都市部と農村部における睡眠パターンおよび不眠症の特徴とその関連について調べることを目的とした。 - 中国の10地域(5つの都市と5つの農村)の30~79歳の512,891人を対象とした。	- 面接官が、虚血性心疾患、脳卒中、肺気腫/慢性気管支炎、糖尿病、癌などの主要な疾患の既往歴を尋ねた。大うつ病エピソードの存在(MDE)についてはCIDI-SF(A)質問票を、全般性不安障害の存在(GAD)についてはCIDI-SF(B)質問票を使用して評価された。 - メンタルヘルスおよび身体的健康の状態を目的変数に、ロジスティック回帰を用いて、短い(≤6時間)および長い(>9時間)睡眠時間(対照群:7~8時間)の調整オッズ比(OR)および年齢に合わせて調整された選択されたベースライン特性による不眠症症状のORを推定した。 - 共変量として、年齢、性別、地域、肥満度指数、収縮期血圧(SBP mmHg)、喫煙、アルコール摂取習慣および代謝当量が調整された。	- 昼寝を含めた1日の睡眠時間を面接官が対象者に尋ねることで評価した。 - 調整された平均睡眠時間と不眠症の症状、昼寝、頻繁ないびきを報告する個人の割合は、コホートの年齢(10年グループ)、性別、研究領域(10グループ)構造に直接標準化することによって計算した。	調査は2004年から2008年の間に実施された。	- 全体として、平均(SD)睡眠時間は7.38(1.37)時間で、23%が短い(≤6時間)、16%が長い(>9時間)睡眠時間を報告した。 - 睡眠時間とメンタルヘルスおよび身体的健康については、平均睡眠時間が7~8時間の人と比較して、睡眠時間が短い(6時間以下)人は、過去12か月におけるMDEが存在する(OR=1.59、95%CI:1.39-1.82)、および過去12か月におけるGADが存在する(OR=1.61、95%CI:1.28-2.03)リスクが有意に高かった。 - 睡眠時間が7~8時間の群と比較して、長い睡眠時間(9時間以上)の群は、生活満足度が低く(OR=1.10、95%CI:1.05-1.15)、2つのストレスの多いライフイベントを経験し(OR=1.29、95%CI:1.15-1.44)、健康状態の自己評価が低く(OR=1.34、95%CI:1.30-1.37)、過去12か月におけるMDEの存在(OR=1.25、95%CI:1.10-1.42)、過去12か月におけるGADの存在(OR=1.08、95%CI:0.86-1.36)と有意に関連していた。 - 次いで、不眠症の有無とメンタルヘルスおよび身体的健康については、不眠症の症状がある群の調整オッズ比は、MDE(OR=6.10、95%CI:5.69-6.55)、GAD(OR=7.46、95%CI:6.65-8.37)、および慢性疾患(OR=1.46、95%CI:1.44-1.49)のある対象者の間で有意にリスクが高かった。 - この研究の限界は、重度の不眠症の症状を持つ個人が調査に含まれず、不眠症の有病率を過小評価している可能性があること、収集された情報は客観的尺度ではなく質問票を使用した自己報告によること、横断的な研究のため関連の方向性を決定できないこと、一般的な睡眠障害に関する情報は記録されていなかったことである。	Chen Y et al., 2018

No.	調査内容と結果						著者 発行年
	研究手法	目的・対象集団	方法	睡眠時間・労働時間、 測定	調査期間	結果・考察	
28	システム ティック レビュー (睡眠時 間に関す る研究)	- 抑うつ気分と様々な因子の関連の概要を示し、これらの相関の強さと統計学的有意性を調べることを目的とした。 - メタアナリシス、コホート研究、系統的レビュー、症例対照研究、ランダム化比較試験、症例報告が対象とされた。客観的に測定されたあらゆるタイプの特徴が含まれ、対象者ベースのモバイル又はウェアラブルデバイスを介してデータが収集され、Patient Health Questionnaire-9などの自己申告尺度又は Hamilton Depression Rating Scale等の臨床診断尺度を含む気分尺度で、研究前、研究中、又は研究後のいずれかで異常な抑うつ気分が定量化された論文を対象にした。	- IEEE Xplore、ACM Digital、Library、Web of Sciences、PsycINFO、PubMed、DBLP、computer science bibliography、HTA、DARE、Scopus、Science Directを用いて文献を検索し、引用文献検索ではシステムティックレビューあるいはメタアナリシスを検索対象とした。 - 検索式は(smartphone OR mobile OR wearable OR “smart phone” OR app OR apps) AND (depression OR bipolar OR unipolar OR “affective disorder” OR “mental health” OR “mood disorder”) AND (“20070101”[Date-Publication]: “20170101” [Date-Publication]) AND English[Language]を用いた。 - 検索で抽出された論文から、タイトルおよびアブストラクトの確認により、抑うつ気分に関する研究を収集し、客観的な評価がなく自己評価のみの研究、感情に関する研究が除外された。 - 筆頭著者、発行年、モバイルデバイスの仕様、対象者数、対象者の年齢、研究の日数、およびアウトカムとしてのうつ病の尺度の情報が文献から抽出され、抑うつ気分の症状と客観的な行動との相関を確認した。	睡眠時間は活動量計で測定された。	最後の検索は 2017 年 4 月 27 日に行われ、2007 年から 2017 年の間に公開された文献が抽出された。	- 合計 46 件の研究がレビューの対象となった。85 の項目を調査し、これは 17 の人口統計データが含まれた。これらの特徴は 7 つに分類された。 - ブートアセスメント (気分評価) と有意な関連が見られたいくつかの要因の 1 つに、睡眠時間があつた。 - 抑うつ気分の症状と自宅での滞在時間、睡眠時間、活発な活動の間に有意かつ、一貫した相関関係を示す傾向にあつた。一方で、その他のカテゴリ (テキストメッセージの送信量、場所間の滞在時間、携帯電話の画面上活動の頻度) には相関関係に関する傾向が一致していなかった。 - この研究の限界は、うつ病の診断と睡眠時間の測定が、自己申告によること、因果関係を示すことができないことである。	Rohani DA et al., 2018

No.	調査内容と結果						著者 発行年
	研究手法	目的・対象集団	方法	睡眠時間・労働時間、 測定	調査期間	結果・考察	
29	記述疫学 (労働時間に関する研究)	2010年度から2014年度に報告された日本の労災補償請求に関するデータベースを使用し、労働に関連する有害事象(精神障害や自殺)の発生が、性別や業種によって異なるかを調査した。 - 精神障害の補償を含む1,362の症例(女性:422人、男性:940人)が分析された。このうち、241件(女性:7件、男性:234件)の症例が自殺症例であり、女性の自殺症例件数が少ないため、男性の自殺事件に関するデータのみが提示された。	2010年1月から2015年3月の間に認定された精神障害と自殺に関するすべての労災補償請求(IACI)に関する情報が収集された。データベースには、補償年、性別、業種、および仕事関連の有害事象に関する情報が含まれていた。業種は、総務省が制定した日本標準産業分類に基づいて分類された。 - 労働関連の有害事象の有無は、2011年の精神障害の認定基準の労働関連の有害事象のリストを使用して労働基準局によって調査された。 - 仕事に関連する有害事象は、長時間労働、仕事に関連する事故や災害、職場におけるいじめやセクシャルハラスメント、その他大きな失敗や退職させられることの4つに分類された。 - クロス集計は、性別、業種、および仕事関連の有害事象に従って実行された。 - IACIを含む症例の頻度分布が性別や業界によって異なるかどうかを調べるために、χ^2検定と、仕事に関連する各有害事象の残差(residuals)の分析を男性で実行した。$p<0.05$を統計的に有意であると見なした。	- 精神障害発症前の1か月あたり80時間以上の残業を「長時間労働」と定義。 - 極度の長時間労働は、2011年の精神障害の認定基準の労働関連の有害事象のリストで1か月あたり160時間以上の残業と定義されている。(本文中に労働時間の測定方法に関する記載なし。)	2010年度から2014年度に報告された日本におけるデータベースを使用した。	- 有害事象の頻度の分布は、性別と業種によって大幅に異なった。 - 男性では、55.7%の症例が「長時間労働」に起因していた。女性では24.6%であった。男女ともに、「長時間労働」やその他のイベントに起因する症例の頻度は業種によって大きく異なった。自殺の補償を伴うケースでは、71.4%が「長時間労働」に起因していた。 - この研究の限界は、警察官、消防士、学校教師、中央政府職員などの地方自治体職員の事例は含まれていないこと、年齢層又は職種に応じた業種と仕事関連の有害事象との関連に関するデータは、利用できないため分析されなかったこと、精神障害の補償を伴う事例を検討したため、補償されていないケースの関連データが含まれていないこと、調査された事例は日本の民間企業の従業員の事例に限定されていたため、現在の調査結果を異なる背景を持つ集団に一般化できないことである。	Yamauchi et al, 2018

No.	調査内容と結果						著者 発行年
	研究手法	目的・対象集団	方法	睡眠時間・労働時間、 測定	調査期間	結果・考察	
30	コホート研究（睡眠時間に関する研究）	・日中の過度の眠気（EDS）、長い習慣的な睡眠時間（9時間以上の睡眠）、および客観的な睡眠傾向とうつ病の症状との長期的な関連を調べることを目的とした。 ・ウィスコンシン州中南部の州労働者で、ベースラインの夜間睡眠ポリグラフ検査を受けた者のうち過眠症とうつ病の測定値が評価されている者を解析対象とした。過眠の主観的尺度は、1998年から2014年までの間に対象者を訪問した際に収集された（n=1,287）。多重睡眠潜時試験は、1989年から2011年の対象者のサブサンプル（n=1,155）で実施された。対象者の平均年齢は59歳、男性の割合は54%だった。	・主観的なEDSはエプワース眠気尺度（ESS）で測定された⁹。 ・うつ病は、Zung自己評価うつ病尺度で測定された¹⁰。スコア50～59を軽度のうつ病、60以上で中程度あるいはそれ以上のうつ病であると定義された。 ・条件付き（対象者内）ロジスティック回帰分析を用いて、うつ病の発症の可能性と3つの主要な過眠症の測定値のオッズ比を推定した：主観的EDS [エプワース眠気尺度（ESS）>10]、習慣的な睡眠時間≥9時間/日、および生理的睡眠傾向の増加 [睡眠潜時反復検査（MSLT¹¹）平均睡眠潜時<8分]。 ・共変量として、年齢、性別、肥満度指数、喫煙状況、アルコール使用、カフェイン使用、慢性病状、不眠症、鎮静睡眠薬使用、睡眠呼吸障害、睡眠時間を調整した。	・習慣的な睡眠時間は、次の質問を使用して推定された：「平日の夜、週末あるいは勤務日以外の夜、通常何時間の睡眠をとりますか？」1日の平均睡眠時間は、（5×就業日睡眠+2×週末睡眠）/7として計算された。 ・891人に対して主観的な過眠症測定値の評価がなされ、680人に対して客観的な過眠症測定値の評価がなされた。	・4年間隔で複数の評価が実施された。 ・1989年から2011年までの対象者のサブサンプルで、複数の睡眠潜時検査が実施された（n=1,155）。	・共変量の調整後、うつ病の発症のオッズ比（OR）は、主観的なEDSを持つ対象者で1.67（95%CI：1.02-2.73）と有意に増加した。しかし、MSLTでの生理的睡眠傾向の増加は、うつ病の発症のオッズ比が減少する傾向と関連していた（OR=0.50、95%CI：0.24-1.06）。9時間以上の睡眠とうつ病の間に有意な縦断的関連は見られなかった。 ・この研究の限界は、うつ病の診断が精神医学的面接によって確認されていないこと、また、睡眠時間の客観的尺度が利用されていないことである。	Plante DT et al., 2017

⁹ ESS：エプワース眠気尺度、日中の眠気の程度を調べる質問票で、実生活においてどのような時に眠くなるかを尋ねる。各質問には0（ない）～3（ほとんど）で回答（スコアの範囲0～24）する。（M W Johns 1991 A new method for measuring daytime sleepiness: the Epworth sleepiness scale. Sleep, 1991 Dec;14(6):540-5 参照）

¹⁰ Zung 自己評価うつ病尺度：うつ病を簡単に臨床的に評価できる自己評価尺度。25の各質問に1～4で回答し評価する（スコアの範囲25～100）。（福田ら 1973 自己評価式抑うつ性尺度の研究. 精神神経学雑誌, 1973; 75(10):673-679 参照）

¹¹ MSLT：睡眠潜時反復検査、過眠症を診断する検査方法。脳波装置を装着し2時間おきに計5回検査を実施し眠気の程度を評価する。（加藤ら 2017 睡眠関連疾患の評価法 睡眠ポリグラフ検査と反復睡眠潜時検査. 脳と発達, 2017; 49:391-395 参照）

No.	調査内容と結果						著者 発行年
	研究手法	目的・対象集団	方法	睡眠時間・労働時間、 測定	調査期間	結果・考察	
31	コホート研究（睡眠時間に関する研究）	2008年に中国で発生した四川大地震を経験した青年の大規模コホートにおいて、睡眠障害と心的外傷後ストレス障害（PTSD）および抑うつ症状との関連を調査した。 - 対象者は震源地から20km離れた中国の都江堰にある Wenchuan 地震青年健康コホート（WEAHC）の1,573人の青年であった（調査時の平均年齢 15.0 ±1.3 歳、男性 46%）。	- 調査開始 12 か月時点と（T12m）24 か月時点（T24m）を比較評価した。 - 抑うつ症状は中国語版の子供向けうつ病自己評価尺度（DSRSC）を使用して評価された。合計スコア 15 をカットオフとして使用した。 - PTSD の症状は、心的外傷後ストレス障害自己評価尺度（PTSD-SS）を用いて測定した。PTSD をスクリーニングするためのカットオフとして合計スコア 50 が使用された。 - 対象者の地震体験は 6 か月時点で評価されて、地震による被害を報告した。 χ^2検定を使用して、T12m と T24m の間の睡眠障害、PTSD、抑うつ症状の有病率の違いを調査した。 - ロジスティック回帰分析を行い、各睡眠変数（睡眠時間、入眠障害、睡眠維持困難、睡眠の質、睡眠の乱れ）と PTSD および抑うつ症状との間の二変量および多変量の関連を個別に調査した。 - 多変量回帰モデルでは、性別、年齢、居住地、一人っ子、父親の教育レベル、地震体験、T12m での PTSD/抑うつ症状により潜在的な交絡を調整した。	- 睡眠の質については Pittsburgh Sleep Quality Index (PSQI)を使用して、自己申告された過去 1 か月の睡眠時間と睡眠障害について評価した。 - 睡眠障害は、睡眠開始の困難（週に 3 日以上）、睡眠の維持の困難（週に 3 日以上）、睡眠の質の低下の 3 つの症状のいずれかがあると定義された。 <u>睡眠時間は 5 時間未満、5 ～ 6 時間、7 ～ 8 時間、9 時間以上に分けられた。</u>	- 対象者は 2008 年 5 月 12 日に発生した地震の 6 か月後から 6 か月ごとに評価された。 24 か月追跡された。	- T12m と T24m で、対象者の 38.3%と 37.5%が睡眠障害を報告し、22.5%と 14.0%が PTSD 症状を報告し、41.0%と 38.3%が抑うつ症状を報告した。 - T12m での性別、年齢、居住地、一人っ子、父親の教育レベル、地震体験で調整した後、T12m での睡眠障害は、T24m での PTSD（オッズ比（OR）=1.80、95%CI：1.17-2.75）および抑うつ症状（OR=1.51、95%CI：1.14-2.02）のリスク増加と有意に関連していた。さらに睡眠障害は、PTSD の持続性（OR=2.35、95%CI：1.43-3.85）および抑うつ症状（OR=2.41、95%CI：1.80-3.24）を予測した。 <u>睡眠時間は、年齢、性別、居住地、一人っ子、父親の教育レベル、地震体験で調整すると T24m では PTSD、うつともに有意な差は見られなかったが、T12m において PTSD では有意性がないがうつでは 5 時間未満睡眠（OR=5.61、95%CI：1.45-21.74）で有意であった。</u> - この研究の限界は、地震の前後の対象者の睡眠とメンタルヘルスに関するデータを収集できなかったこと、収集したデータは対象者の自己申告に基づくこと、フォローアップ中に睡眠時間および睡眠障害の状態が変化する可能性があること、フォローアップ中の治療が対象者の抑うつ症状や PTSD に影響を与える可能性があることである。	Fan F et al., 2017

No.	調査内容と結果						著者 発行年
	研究手法	目的・対象集団	方法	睡眠時間・労働時間、 測定	調査期間	結果・考察	
32	コホート研究（睡眠時間に関する研究）	- 合併する注意欠如・多動性障害（ADHD：Attention-deficit hyperactivity disorder）はうつ病や不安障害における概日リズム障害の原因となり得るか調査した。 - 睡眠と概日リズム障害が評価されたオランダのうつ病と不安障害の研究（NESDA）データを分析した。 18～65歳の個人のうつ病および不安障害の長期経過と結果を調査するためのコホート研究であり、ベースラインで2,981人の対象者が含まれた。	- ADHDは評価尺度（Conner's Adult ADHD Rating Scale）を用いて健康な対照群、うつ病および不安障害（LDA）、LDAかつ高ADHDの両方（LDA+ADHD）の3群に定義した。 - うつ病又は不安障害はDSM-IVに基づき定義された。うつ病又は不安障害と定義された対象者のうち、6か月以内に症状がない者は寛解と判断した。 - 対照群、LDA群、LDA+ADHDの間で、一般的な特徴と睡眠特性の違いを分散分析およびχ²検定を用いて検討した。また、目的変数を概日リズム障害とし、説明変数を睡眠特性とした多変量解析も実施した。 - 共変量として、年齢、性別、教育年数、同居パートナーを持つこと、同居する子供を持つこと、BMI、慢性疾患の既往歴の有無、喫煙、過去1か月の薬物の使用を調整した。	- 概日リズムに関する情報は、ベースライン時に収集された。 - 睡眠特性は対象者による自己申告であり質問票（Munich Chronotype Questionnaire：MCTQ）を用いて評価された。MCTQは就寝時間、起床時間、midsleep（睡眠サイクルの中間点）、入眠潜時、就業前夜と休日の睡眠時間、小児期と成人期のクロノタイプ（chronotype：活動的な時間帯が朝型か夜型かを定める概日リズムの型）に関する質問で構成される。 - 短い睡眠は6時間未満と定義された。	対象者は2年間追跡された。	- LDAと比較してLDA+ADHDは、小児期および成人期の非常に遅いクロノタイプの有病率（非常に遅い時間に活動する割合）が有意に高かった。就業日には00：30時間以降に就寝することが多く、睡眠時間が大幅に短くなり、睡眠時間が6時間未満になることが多い。また、入眠潜時が長くなり、30分以上になることが多かった。休日には入眠時間が長くなり、入眠潜時が30分以上になることが多かった（すべてp<0.05）。 - 高いADHD症状は共変量を完全に調整した後でも3つの概日リズムの状態（遅いクロノタイプ、睡眠時間6時間未満、DSPS（遅延睡眠機症候群））のすべてのオッズ比（OR）を大幅に増加させ、統計的に有意な差を示すORは2.4～2.7の範囲であった。 - 集中できないという症状は、DSPSの兆候（SD増加あたりOR=1.3、p=.002）、成人期の後期クロノタイプ（SD増加あたりOR=1.2、p=.055）、および就業日の短い睡眠時間（SD増加あたりOR=1.3、p=.057）のORを大幅に増加させた。一方で、過活動性の症状は、概日リズムに関するパラメーターのいずれのオッズも増加させなかった。 - ADHD症状と概日リズム睡眠障害との用量反応関係に関して、ADHD指数は成人期の後期クロノタイプ（SD増加あたりOR=1.3、p=.014）、DSPS（SD増加あたりOR=1.3、p=.004）のオッズ比を有意に増加させた。 - 高いADHD症状は、うつ病および不安障害を持つすでにリスクのある集団に対して、概日リズム障害を原因とする睡眠障害の増加率と関連していた。この研究の限界はADHDがうつ病や不安症状と概念的に重複していること、横断研究であり自己申告による睡眠特性を使用していることである。	Bron TI et al., 2016

No.	調査内容と結果						著者 発行年
	研究手法	目的・対象集団	方法	睡眠時間・労働時間、 測定	調査期間	結果・考察	
33	横断研究 (睡眠時間に関する研究)	- うつ病と全就床時間の短縮との関連を調査することを目的とした。 3段階の層化サンプリング法でリクルートされた4,738人の日本人のうち、調査への参加に同意し、CES-D等のデータに欠損のない2,532人が分析の対象となった(日本大学睡眠・メンタルヘルス疫学プロジェクト(NUSMEP))。	- うつ病は、Center for Epidemiologic Studies うつ病スケール (CES-D) を使用して評価され、カットオフポイントは16点とされた。 - 多重ロジスティック回帰分析を用いて睡眠時間又は全就床時間の、各カテゴリのうつ病に対するオッズ比 (OR) と95%信頼区間 (95%CI) を算出した。 - 共変量として、モデル1では社会人口統計変数(年齢、性別、教育レベル、居住地域の規模、婚姻状況)を、モデル2では社会人口統計学的変数と不眠症の症状を、モデル3では、社会人口統計学的変数、不眠症の症状、および睡眠薬の使用を調整した。	- 睡眠習慣に関する質問は、日本版のピッツバーグ睡眠品質指数 (PSQI) から採用された。7つの質問を用いて、就寝時刻、起床時刻、実際の睡眠時間、入眠困難になった頻度、夜に覚醒した頻度、朝早くに起きた頻度、睡眠薬を服用した頻度が尋ねられた。 - 全就床時間は、就寝時間と起床時間から算出された。 - 睡眠時間とベッドにいる時間は、次のカテゴリに分けられた：<6時間、6～7時間、7～8時間、8～9時間、≥9時間。7～8時間を対照群として比較した。	調査は2009年に実施された。	- 睡眠時間とうつ病の関連性について、<6時間睡眠は、調整しないモデル (Crude)、調整後のモデルいずれでも、うつ病と有意な関連を示した。(Crude : OR=3.33、95%CI : 2.13-5.22、モデル1 : OR=3.35、95%CI : 2.12-5.30、モデル2 : OR=2.50、95%CI : 1.55-4.02、モデル3 : 2.27、95%CI : 1.40-3.68)。6～7時間、8～9時間の睡眠は、うつ病と有意な関連を示さなかった。また、≥9時間の睡眠は、調整しないモデルでは有意な関連があったが (Crude : OR=2.89、95%CI : 1.33-6.29)、調整後では有意ではなかった (モデル3 : OR=1.90、95%CI : 0.78-4.65)。 - 全就床時間とうつ病の関連性について、<6時間睡眠は Crude とモデル1でうつ病との有意な関連を示した (Crude : OR=1.93、95%CI : 1.20-3.11、モデル1 : OR=2.00、95%CI : 1.23-3.26)。6～7時間、8～9時間睡眠とうつ病との関連はなく、≥9時間睡眠はモデル1でうつ病との有意な関連性を示した。 - この研究の限界は、横断研究であるため、因果関係が結論できないこと、この研究で定義されたうつ病は、抗うつ薬による治療によって抑うつ症状が改善された対象者を除外した可能性があること、睡眠障害は自己報告アプローチを使用して評価されたこと、参加率が54%程度のため、対象者にバイアスがかかっている可能性があることである。	Furihara R, et al, 2015

No.	調査内容と結果						著者 発行年
	研究手法	目的・対象集団	方法	睡眠時間・労働時間、 測定	調査期間	結果・考察	
34	横断研究 (労働時間に関する研究)	日本、韓国、台湾において、長時間労働や仕事のストレスによる心血管障害、脳血管障害、および精神障害の傾向を比較し、1980年から2010年までの労働時間の変化との関連を調査することを目的とした。	- 職業病に関するデータは、労働者災害補償制度の公式統計から得られた。 <u>職業性の精神障害と認定されたものの過去1か月の労働時間を年齢区別に集計した。</u>	- 労働時間に関する情報は、公式統計と従業員の全国調査から得られた(日本:総務省統計局が発表した5人以上の正社員がいる事業所の全国調査のデータ、韓国:韓国雇用労働部が実施した5人以上の労働者を抱える事業所の全国調査に基づくデータ、台湾:台湾の行政院主計総局が実施した家計調査)。 - 週60時間以上の労働が長時間労働と定義された(労働時間の詳細な調査方法については記載なし)。	1980年から2010年のデータが用いられた。	- 仕事のストレスに起因する職業性心血管障害、脳血管障害、精神障害に対する補償は、3か国すべてで増加していた。一方で、平均労働時間と長時間労働の従業員の割合は共に減少していたが一致しなかった。 - 日本では、<u>職業性精神障害のうち、30%は発症前1か月以内に100時間以上の残業をしていた。</u> - 男性が多く(76%)、40歳未満の労働者が57.8%、40～50歳台が37.6%を占めていた。平均労働時間の傾向に関する調査結果と一致して、週60時間以上働く長時間労働の従業員の割合も3つの国すべてで減少していた。 - この研究の限界は、利用できたデータに制限があったことにより、長時間労働の相対的な寄与を、健康リスクに関する他の心理社会的労働ハザードの寄与と直接評価および比較することができないことである。	Cheng Y, et al., 2012
35	横断研究 (労働時間に関する研究)	- アラブ首長国連邦の労働キャンプに居住する移民労働者のうつ病の有病率と相関関係を調査することを目的とした。 30の労働収容所から、収容人数に応じてランダムに選ばれた3つの収容所から、さらに対象者がランダムにリクルートされた。参加に同意した319人のうち、239人が Depression Anxiety Stress Scale (DASS-42) を完遂した。	- うつ病と希死念慮は、DASS-42を使用して評価された。スコア10点以上がうつ病と定義された。希死念慮は、自殺をしようとする(自殺念慮)、自殺の計画、自殺の試みなど、生涯にわたる自殺行動に関する一連の質問によって評価され、「自殺を真剣に考えたことはありますか？」という質問に肯定的に回答した場合、希死念慮があると特定された。 - ステップワイズロジスティック回帰分析により、有意な因子を抽出した。	1日あたりの労働時間は質問票を用いて評価された。(本文中に評価方法の詳細な記載なし)。 - 労働時間が8時間未満と8時間以上の2群に分けた。	2008年10月から11月	- うつ病の有病率は25.1%(60/239人)であった。 - ステップワイズロジスティック回帰分析によって、うつ症状に対しては建築現場での労働、身体的病気があること、ひと月あたりの収入が低いこと、1日8時間以上働いている(有病率:213/315、調整オッズ比=2.7、95%CI: 1.19-6.27) <u>ことが有意な因子であった。</u> <u>希死念慮に関しては、身体的病気と収入が低いこと、8時間以上の労働(調整オッズ比=8.35、95%CI: 1.03-67)が有意な因子であった。</u>	Al-Maskari, F. et al, 2011

3.4 精神障害の発病と睡眠時間又は労働時間との関連について、ネガティブな結果を示す参考文献

精神障害の患者を対象としているが精神障害と睡眠時間の関連を調査している文献、精神障害と労働時間との間に有意な関連を示さなかったが参考となり得る文献は3件であった。詳細は以下のとおり。

No.	調査内容と結果						著者 発行年
	研究手法	目的・対象集団	方法	睡眠時間・労働時間、 測定	調査期間	結果・考察	
36	症例対照研究（睡眠時間に関する研究）	・双極性障害患者のグループと健康な対照群の睡眠状態を評価することを目的とした。 ・209人の対象者（104人の健康な者（対照群）と105人の双極性障害患者）が研究に登録された。患者と対象群は、睡眠時間の割合に差がなかった（睡眠時間7時間以下：54.3% vs 50.0%、7時間より長い：45.7% vs 50.0%）。	・MINI-plus 構造化面接により、双極性障害群の選択基準は DSM-IV-TR 基準に従った双極性障害の診断によって行われた。気分が正常であること（Euthymia）は、ハミルトンうつ病評価尺度（HDRS）とヤングマニア評価尺度（YMRS）の両方で7未満のスコアとして確立された。 ・対照群も MINI-plus を使用してインタビューされ、現在又は過去の DSM-IV-TR 軸 I 精神障害、および精神薬理学的薬剤の使用がない場合に、この研究の対象とした。 ・対照群と気分が正常である（Euthymia）と判断される患者群との2群間でピッツバーグ睡眠品質指数（PSQI-BR）のスコアを比較した。連続変数は Mann-Whitney 検定を、カテゴリ変数は χ^2 検定を用いて比較した。	・睡眠評価には、ポルトガル語で検証された PSQI-BR が使用された。グローバル PSQI スコア>5 が、睡眠の質が悪いことと定義された。さらに、7つの PSQI サブコンポーネントのそれぞれをカテゴリ変数に変換するグループを比較した。	・調査期間は本文中に記載なし。	・対照群と患者群との間でスコアを比較した。7つの睡眠の質に関する項目のうち5つは患者群で有意に睡眠の質が悪かった（$p=0.000$）。他の PSQI 睡眠時間サブコンポーネントについても、双極性患者の睡眠潜時（$p=0.000$）および睡眠効率（$p=0.000$）に大きく有意な乱れがあるにも関わらず、2つの群で同等の結果を示したと著者らは述べている。 ・この研究の限界は、睡眠は複雑で複数の決定要因を持つ変数であるため、複雑なタスクで完全な結果を保証することが現実的でないこと、睡眠時間の質の測定に思い出しバイアスがある可能性があること、評価された重要な交絡因子が医学的臨床状態の数であったこと、双極性障害群の睡眠パターンに対する精神科薬の影響を排除することができないことである。	Rocha PM et al., 2013

No.	調査内容と結果						著者 発行年
	研究手法	目的・対象集団	方法	睡眠時間・労働時間、 測定	調査期間	結果・考察	
37	コホート研究（労働時間に関する研究）	・ばく露と反応の関係を予測して、長時間労働の潜在的な健康への悪影響としてうつ病を調査することを目的とした。 ・2,790 人のデンマークの上級医療コンサルタントの全国的な前向きコホート研究が実施された（61.7%の回答率）。	・質問票のデータは、医療製品庁の登録簿のデータ（1995–2009 年）とリンクされた。 ・うつ病は、医療製品庁の登録簿データを使用して、処方された抗うつ薬を受け取ることで定義された。 ・比例ハザードコックス回帰分析を用いて、長時間労働とうつ病のハザード比（HR）と 95%信頼区間（95%CI）が算出された。 ・共変量として、性別、年齢、婚姻状況、専門分野、職場での決定権、社会的支援、定量的労働需要、およびベースライン前に処方された抗うつ（anti-depressive：AD）薬が調整された。	・労働時間は、「平均して1週間に何時間働いていますか。」と尋ねられた。 ・回答のカテゴリは、25～36 時間、37～40 時間、41～44 時間、45～49 時間、50～54 時間、55～59 時間、および 60 時間以上であった。週労働時間 37～40 時間を対照群として比較し、週 40 時間以上の労働が長時間労働と定義された。	・ベースライン調査は 2008 年 4 月から 10 月までに実施され、医療製品庁の登録簿のデータとは 2010 年にリンクされた。	・<u>長時間労働は、対照群と比較し、フォローアップ中に常にうつ病のリスクを増加させなかった。週 60 時間以上でもリスクは上昇しなかった（HR=0.48、95%CI：0.1-3.7、調整前週 60 時間以上：HR=0.42、95%CI：0.06-3.11）。</u> ・労働時間を連続変数として適用した場合に、労働時間はうつ病のリスクを上昇させず（HR=0.93、95%CI：0.76-1.13）、同じ結果が得られた。 ・この研究の限界は、労働時間は、ある時点でのみ測定されていること、上級コンサルタントは、長時間労働を勤勉と献身の表れと見なす場合があり、労働時間の回答にバイアスが生じている可能性があることである。	Varma A, et al., 2012
38	症例対照研究（労働時間に関する研究）	・うつ病性障害が台湾のマイクロエレクトロニクスエンジニアの仕事のパフォーマンスを損なうかどうかを評価することを目的とした。 ・台湾の新竹科学工業園区（HSP）の近くにあるマッケイ記念病院で、うつ病と診断された 678 人のマイクロエレクトロニクスエンジニア（対照群：452 人、うつ病性障害群：226 人）が対象者であった。	・精神科医の診断によって、ベックうつ病調査のスコアが 17 以上であるとうつ病と定義された。 ・自記式の質問票により、職務内容、努力と報酬の不均衡、人口統計、心理社会的要因、健康行動および職務遂行能力が評価された。 ・階層ロジスティック回帰を用いて、うつ病性障害の危険因子が特定された。 ・多変量線形回帰を用いて、作業パフォーマンスに影響を与える因子が決定された。 ・共変量として、仕事（労働時間、交代勤務）、外部の仕事内の他の心理社会的要因（ライフイベント、社会的支援）、および健康行動（アルコール、喫煙、運動、知覚された健康）を調整した。	・週間労働時間は、職場で過ごした週平均時間の自己申告による報告（自記式質問票）から算出された。	・調査は 2007 年 1 月から 2008 年 6 月に行われた。	・<u>週間労働時間は、ロジスティック回帰分析を行うと、オッズ比は 1.00（95%CI：0.98-1.02）であり、有意ではなかった。</u> ・階層的ロジスティック回帰より、うつ病性障害の危険因子として、需要の高さ、仕事の社会的支援の低さ、努力/報酬の比率の高さ、および運動頻度の低さが特定された。2 つの仕事のストレスモデルを組み合わせると、一方を単独で採用するよりも、うつ病性障害の予測力が高くなる可能性が示唆された。 ・3 つの多変量線形回帰により、うつ病性障害が欠勤（$\beta=0.192$、$p=0.000$）、役割制限（$\beta=0.112$、$p=0.011$）、社会的機能制限の観点から仕事のパフォーマンスの低下（$\beta=0.098$、$p=0.026$）に関連していることが示された。	Chen SW et al., 2011

3.5 精神障害の発病と睡眠時間又は労働時間との関連について（報告書等）

国内の労災補償の状況等を調査した報告書等であり、本調査において参考となる情報として2件を整理した。詳細は以下のとおり。

No.	調査内容と結果						著者 発行年
	研究手法	目的・対象集団	方法	睡眠時間・労働時間、 測定	調査期間	結果・考察	
39	記述疫学 （労働時間に関する研究）	- 日本の運輸・郵便に従事する労働者の過労に関連する精神障害の特徴について調べることを目的とした。 - 過労によって精神障害を発症し補償された214件の症例が対象とされ、男性176人（発症時の平均年齢41.6±10.3歳）、女性38人（38.2±10.8歳）であった。 - 職種は、運転手98人、事務職25人、倉庫管理者17人、管理職13人、郵便局員11人であった。	年齢、性別、診断、自殺、および経験した仕事関連イベントの観点から、各症例の評価が行われた。発症人数を症例数で割った割合によって評価した。	本文中に記載なし	2010年1月から2015年3月までの症例を対象とした。	- 過労によって精神障害を発症し補償された症例のうち、精神障害は、F32 うつ病エピソード（42.5%）、F43.2 適応障害（23.4%）、F43.1 心的外傷後ストレス障害（17.8%）、および F43.0 急性ストレス反応（4.2%）であった。 - 男性29人（14%）が自殺していた。 - 過労によって発症した精神障害は、長時間労働（仕事関連イベントの50%）、職場での問題（31%、重大な失敗やエラー、仕事内容の劇的な変化など）、監督者との対立（21%）、乗客との衝突（11%）、自動車事故による負傷（10%）、および労働災害による負傷（9%）と関連していた。 - この研究の限界に関する記載は本文中になし。	Masaya Takahashi et al, 2019

No.	調査内容と結果						著者 発行年
	研究手法	目的・対象集団	方法	睡眠時間・労働時間、 測定	調査期間	結果・考察	
40	記述疫学 (労働に関する研究)	- 精神障害の労災認定事案における運輸業・郵便業の被災状況や関連する要因を調査した。 - 精神障害による労災認定事案(平成22年1月～平成27年3月)のデータベースからデータを収集し、運輸業・郵便業の事案(214件)を調査対象とした。	- 各事案の調査復命書に基づき、被災労働者の職種を同定し、自殺の有無、恒常的な長時間労働の有無を確かめた。 - 長時間労働以外の関連要因を分け(路上事故(被害又は加害)、事業場内事故(被害又は加害)、仕事上の問題、上司関連の問題、同僚関連の問題、部下関連の問題、乗客関連の問題、顧客関連の問題、退職強要、東日本大震災関連の問題)、職種ごとに集計した。 - トラック運転手は、長距離走行する長距離群とそうでない非長距離群に分けた。	労働時間の測定方法は本文中に記載なし。	精神障害による労災認定事案(平成22年1月～平成27年3月)のデータベースからデータを収集した。	- 恒常的な長時間労働である割合は50%であり、職種ごとに分析すると、管理責任者が85%(11/13人)と高値であった。 - 長時間労働以外の関連要因を分析した結果、仕事上の問題が最も多く(31%)、職種ごとに分析すると、管理責任者、事務職、郵便局員が多かった。 - トラック運転手、事務職、管理責任者では特に、恒常的な長時間労働を伴う事案が多かった。 - 関連要因のうち2番目に多い上司関連の問題(21%)を職種ごとに分析すると、郵便局員と事務職で多く、業務指導範囲内と見なされたものの、仕事のミスに対する罵声や叱責を上司から受けていたことが共通していた。 - 仕事上の問題と同じように、恒常的な長時間労働がトラック運転手や倉庫作業で付随していた。トラック運転手を長距離群と非長距離群とで比較すると、恒常的な長時間労働が認められた割合は60%ほどで同様であったが、長距離群では路上事故の加害者となるが多かった(11%)。それに対して、非長距離群では仕事上の問題(30%)や自殺(10%)が多いことが判明した。	高橋正也 ら、 2018

3.9 その他参考となる文献について

その他、長時間労働以外の就労に関連する要因や睡眠時間以外の睡眠障害等と精神障害との関連を調査した文献のうち、参考となり得る文献 8 件を整理した。詳細は以下のとおり。

No.	調査内容と結果						著者 発行年
	研究手法	目的・対象集団	方法	労働条件・睡眠障害等の要因、 精神障害の判断基準等	調査期間	結果・考察	
1	横断研究 (睡眠の質に関する研究)	- サービス産業における内部移民労働者の睡眠の質の低下に関連する危険因子を調べ、不眠症と精神医学的要因の相関を評価することを目的とした。 - 中国の深圳の、内部移民労働者 1,756 人(女性 54.8%) が調査に参加した。平均年齢は 40.02 歳であった。	- 多変量回帰分析を用いて、睡眠の質の悪さの危険因子を特定した。睡眠の質の悪さを目的変数に、性別、過去 2 年間の病気の有無、年齢、教育レベル、収入、労働時間(8 時間以上/未満)、不安、うつ病を説明変数にロジスティック回帰分析を行った。 - さらに構造方程式モデルを使用して、睡眠、不安、うつ病、および回復力の間の関係を分析した。 - Center for Epidemiologic Studies うつ病スケール (CES-D) を使用して、うつ症状を評価した。中国人集団における、うつ病症状のカットオフ値は 21 以上とした。不安については General Anxiety Disorder 7(GAD-7) を指標に 4 つに区分(最小: 0~4、低: 5~9、中: 10~14、高: 15 以上)した。 - 社会統計学的特性として、対象者の性別、年齢、婚姻状況、教育レベル、月収、日々の労働時間について調べた。また、過去 2 週間に身体的な病気(風邪、インフルエンザ、連鎖球菌性咽頭炎等)の診断をされたか調べた。	- 社会統計学的特性として、対象者の日々の労働時間を収集した。労働時間は対象者の自己申告である。 - 過去 1 か月の主観的な睡眠の質は、中国語版のピッツバーグ睡眠の質の指標 (PSQI) によって評価された。7 ポイントを超える PSQI スコアが、睡眠の質が悪いと定義された。	2014 年 6 月から 2014 年 8 月に対象者がリクルートされた。	- 睡眠の質の悪さの有病率は 25.4% だった。 - ロジスティック回帰分析の結果、1 日 8 時間以上働いており(オッズ比 (OR) =1.553)、年齢が高く (OR=1.452)、過去 2 週間に身体的な病気を経験しており (OR=3.631)、不安などの精神医学的問題を抱えていること (OR は最小を 1 としたときに、段階別に 1.645、1.990、3.331)、うつ病 (OR=1.437) が、睡眠の質の悪さが低下するリスクと関連していた ($p<0.05$)。 - 不安の重症度が増すにつれて、睡眠の質が低下するリスクが高まった。 - 男女ごとに解析すると、女性では<u>うつ病と、睡眠の質との関連が検出された</u> (OR=1.480) が、男性では検出されなかった。<u>労働時間は男女ともに有意(男性: OR=1.6、女性: OR=1.5)であった。</u> - 構造方程式モデルは、睡眠が不安 ($r=0.277$)、うつ病 ($r=0.301$)、および回復力 ($r=0.103$) と相互に関連していることを示した。忍耐性は、不安 ($r=0.179$) およびうつ病 ($r=0.222$) と相互に関連していた。 - この研究の限界は、横断的研究であり、因果関係が決定できないこと、労働時間が自己申告であることである。	Yang X et al, 2020

No.	調査内容と結果						著者 発行年
	研究手法	目的・対象集団	方法	労働条件・睡眠障害等の要因、 精神障害の判断基準等	調査期間	結果・考察	
2	記述疫学 (労働に関する研究)	- 性別および年齢別の過労関連の精神障害に対する補償請求の分析を実施した。 - 分析内容は、症例数の年次傾向(1998～2017年)、補償症例数(2010年1月から2015年3月)、産業ごとの補償症例数および発生率(IR)であった。	- 精神障害は、疾病および関連保健問題の国際統計分類：International Statistical Classification of Diseases and Related Health Problems (ICD-10) に従い、男女間で評価された。自殺した場合も評価対象となった。 - 大きな心理的負担を引き起こす仕事関連のイベントを分類し、その発生率を男女間で評価した。	労働時間の測定方法は、本文中に記載なし。	分析を実施した期間は本文中に記載なし。	- 過労関連の精神障害の請求数は、過去20年間で急速に増加していた。2017年度では1,732件の請求があった。補償件数も増加し、過去5～6年度で約500件となった(約100人の自殺労働者を含む)。 - 精神障害の症例は男性69%、女性31%で構成されていた。また、症例数は30歳で最大であり、男女両方で年齢の上昇につれて症例数が減少した。 - ICD-10に基づく分類に従うと、男性はF3(気分[情動]障害)およびF4(神経症、ストレス関連、および身体表現性障害)の診断数が同等であったが、一方で、女性はその約75%がF4と診断された。精神障害の症例は、怪我や災害、そして職場での対人対立にも関連することが明らかになった。	Takahashi M, 2019

No.	調査内容と結果						著者 発行年
	研究手法	目的・対象集団	方法	労働条件・睡眠障害等の要因、 精神障害の判断基準等	調査期間	結果・考察	
3	メタレビュー(仕事に関する研究)	・仕事と一般的な精神的健康問題(うつ病、不安および仕事関連のストレスの発症)との関連を調査することを目的とした。 ・次の条件を満たす文献が対象となった ①一般的な精神的健康問題、特にうつ病、不安および仕事関連のストレスを評価 ②仕事の役割又は職場の危険因子を評価 ③文献レビュー、系統的レビュー、又はメタアナリシス ④英語で発行 ⑤1990年1月1日以降に公開	・MEDLINE、PsycINFO、Embase、Cochrane Collaboration、および grey literature のデータベースを用いて文献を検索した。 ・仕事に関連する3つのカテゴリが特定された(不均衡な仕事のデザイン、職業の不確実性、職場での価値と尊敬の欠如)。研究の質は3つに分類された。(低:研究の目的がない、体系的な検索ができない、又は含まれる論文の方法論に対応した品質評価ができないもの、中:研究目的が定義されており、少なくとも2つのデータベース内で適切な系統的検索が行われている。質の高い評価は完了したが、説明が不十分であったか、評価結果が結果考察のセクションに有意義に統合されていないもの、高:研究目的が明確であり、再現性のある優れた系統的な検索を行っている。採点基準の明確な詳細が示され、質の高い評価が行われ、質の高い評価の結果は「Results Discussion」のセクションに組み入れられ、限界と今後の研究のための情報提供に利用されているもの)	・本文中に記載なし。	・検索は2016年4月4日に完了した。	・37件のレビュー文献が特定され、そのうち7件は少なくとも中程度の質であった。 ・職場での高い仕事の需要、低い仕事の管理、高い努力と報酬の不均衡、低い関係の正義、低い手続き的公正、役割のストレス、いじめ、および低い社会的支援が、一般的なメンタルヘルスの問題を発症するリスクが高くなる要因として、中程度のレベルのエビデンスとして示された。	Harvey SB et al., 2017

No.	調査内容と結果						著者 発行年
	研究手法	目的・対象集団	方法	労働条件・睡眠障害等の要因、 精神障害の判断基準等	調査期間	結果・考察	
4	コホート研究（睡眠障害に関する研究）	・構造化面接法を使用して、日中働いている労働者（日中労働者）の睡眠障害とうつ病の関連を調査した。 ・2014年7月から2016年10月の間に健康診断を受けた合計2,006人のうち、スクリーニングした1,184人の日中労働者を研究対象とした（20～64歳）。 ・対象者は、69%が男性、31%が女性で、平均年齢は45.3±11.0歳であった。	・すべての対象者について、入眠困難（DIS : difficulty initiating sleep）、中途覚醒（DMS : difficulty maintaining sleep）、早朝覚醒（EMA : early morning awakening）、国際不眠尺度（ISs : global insomnia scores）を用いて評価した。 ・構造化面接は医師、健康看護師、臨床心理療法士、産業カウンセラー、および管理栄養士を含む5人の訓練を受けた面接官のうちの1人によって実施された。インタビュアーは、睡眠障害、うつ病、人口統計学的特性について質問した。 ・年齢、性別、勤務スケジュール、糖尿病、高血圧、メタボリックシンドローム（なし、治療中、未治療）などの併存疾患に関するデータを含む人口統計データを収集した。 ・うつ病は、ストレス調査票（NBJSQ : new brief job stress questionnaire）を用いて測定した。うつ病の尺度は、4ポイントのリッカート尺度で評価された6つの項目について1 : ほとんどない、2 : 時々、3 : 頻繁、4 : ほとんど常に）を回答した。平均スコアが高いほどうつ病の重症度が高いことを示す。 ・スピアマンの順位相関分析を実施し、睡眠障害（ISs）とうつ病（NBJSQ うつ病スコア）の関係を調べた。カテゴリ回帰（CATREG）分析を使用して、うつ病に対する睡眠障害の影響を調べた。従属変数はうつ病スコアであり、独立変数にはDIS、DMS、およびEMAスコアを用いた。共変量として性別と年齢を調整した。 ・統計的有意性の閾値として $p<0.05$ を採用した。	・睡眠障害は、ハミルトンうつ病評価尺度（HAM-D）の日本語版13）に基づく6つの修正された質問を含む3つの不眠尺度（DIS、DMS、EMA）を使用して測定された。 ・DISの調査には、「眠りにつくまでに30分以上かかることがある」と「毎晩眠りにつくのが難しい」の2つの質問が使用された。 ・DMSの調査には「私は時々夜中に目覚めるが、再び眠りにつくことができる」と「私は夜中に目覚めしばしばベッドの外に出る」の2つの質問が使用された。 ・EMAの調査には、「朝の早い時間に目覚めるが、再び眠りにつくことができる（yes=1、no=0）」と「朝の早い時間に目覚め、再び眠りにつくことができない（yes=2、no=0）」の2つの質問が使用された。質問の各ペアの合計スコアを使用して、各睡眠障害スコアを算出した。さらに、対象者が両方の質問に肯定的に回答した場合、スコアは2ポイントとして記録された。スコアが高いほど、症状の重症度が高いことを示す。3つのスケールすべての合計スコアを使用して、不眠症の全体的な程度を評価した（IS、0～6の範囲）。質問に1つでもあてはまると睡眠障害と判断した。	・2014年7月から2016年10月	・睡眠障害のうち、特に入眠障害が労働者のうつ病に関連していた。 ・対象者の60%が何らかの睡眠障害を示した。対象者の39%が抑うつ症状（抑うつスコア>1）を示した。DIS、DMS、およびEMAの有病率（スコア>0）はそれぞれ16%、46%、および22%であった。 ・ISはうつ病スコアと有意に相関していた（スピアマンの順位相関係数（rs）=0.320、$p<0.001$）。 ・すべてのISサブスケール（DIS、DMS、およびEMA）は、うつ病スコアと有意に関連していた（DIS : $\beta=0.251$、$p<0.001$、DMS : $\beta=0.157$、$p<0.001$、EMA : $\beta=0.171$、$p<0.001$）が、その中でもうつ病スコアに関連する主な要因はDISであった。 ・この研究の限界は、HAM-Dの睡眠時間についての質問がなかったため、構造化面接では睡眠時間を評価しなかったこと、日中労働者は睡眠時間が短いことが以前に報告されていること、この研究は睡眠障害とうつ病との関係を明らかにしたが、この関係の因果関係は確認されなかったことである。	Ikeda H. et al., 2017

No.	調査内容と結果						著者 発行年
	研究手法	目的・対象集団	方法	労働条件・睡眠障害等の要因、 精神障害の判断基準等	調査期間	結果・考察	
5	コホート研究（労働時間に関する研究）	- 過度な残業と男性労働者のうつ病性障害との関連を調べることを目的とした。 - 日本の製造会社の男性労働者を対象とした追跡コホート研究の対象者のうち、ベースラインでうつ病性障害を持っていたものを除いた、1,194人（18～71歳）の対象者が解析対象とされた。	- うつ病は、疫学研究センターうつ病（CES-D）スケールを用いて評価された。うつ病のカットオフ値をスコア≥ 16とした。 - 労働時間、うつ病性障害、および共変量は、ベースライン時とフォローアップ時に測定された。 - 多重ロジスティック回帰分析により、労働時間および残業と、うつ病発症の関連性を調査した。 - 共変量として、ベースライン時の年齢、フォローアップ時の労働時間、教育、経験年数、職務等級、家族の収入、交代勤務、勤務地、喫煙、アルコール摂取習慣を調整した。	- ベースラインでの週あたりの労働時間に基づいて対象者を次の3つのグループに分けた：週50時間以下、週50.1～60時間、週60時間以上。 - 週に50.1～60時間（又は月に40.1～80時間の残業）働いた労働者を残業労働者と定義し、週に60時間以上（又は月に80時間以上の残業）を過度な残業労働者と定義した。 - 労働時間が週50時間以下の群を対照群とした。	追跡期間は1年間で、2008年から2009年までの追跡が行われた。	- すべての共変量を用いたモデルにおいて、<u>うつ病性障害の新たな発症のオッズ比（OR）は、週60時間以上の従業員が4.5（95%CI：1.8-11.1）で有意にリスクが高かった。</u>週50.1～60時間の労働とうつ病性障害との関連は有意ではなかった（OR=1.26）。 - ただし労働時間とうつ病発症の傾向性の検定においては有意な結果が見られた（$p<0.01$）。 - この研究の限界は、うつ病性障害と労働時間に関する情報が自記式質問票から得られたため、情報バイアスがあり得ること、残業に関連するうつ病性障害が、倦怠感や睡眠障害の要因の影響を受ける可能性があること、ベースライン前およびフォローアップ期間中に人が長時間労働に晒された期間を評価できなかったこと、週に60時間以上働いている対象者が少なかったこと、調査対象の地域や工場が限られており、一般化が難しいことである。	Kato R et al., 2014

No.	調査内容と結果						著者 発行年
	研究手法	目的・対象集団	方法	労働条件・睡眠障害等の要因、 精神障害の判断基準等	調査期間	結果・考察	
6	コホート研究（労働条件に関する研究）	- 睡眠障害が仕事の要求、社会的支援、およびうつ病の関連を長期的に関連するかを調べることを目的とした。 - コホートに参加したスウェーデンの労働者のうち、4回の調査に参加した2,017人を解析対象とした（SLOSH研究）。 - 対象者の平均年齢は46.7歳、男性の割合は44.8%であった。	4回の各調査で、スウェーデン版の要求管理質問票を用いて、職場での仕事の要求、管理状況、および支援を評価した。 - 睡眠障害は、カロリンスカ睡眠質問指標に由来する4つの質問（入眠困難、繰り返しの目覚め、早朝覚醒、睡眠障害）で評価した。 - 抑うつ症状は、ホブキンス症状チェックリスト（SCL-90、SCL-CD6の簡易版サブスケール）で測定した。 - 構造方程式モデリング（SEM）に基づく自己回帰アプローチを使用して、媒介効果を検証した。	抑うつ症状のチェックリストにおける6つの項目（ブルーな気分である、物事に興味がない、無気力又はエネルギー不足を感じる、物事を心配しすぎる、物事を自分のせいにする、すべての出来事に労力を感じる）は、中核症状を表しており、うつ病の重症度を示す複合スコアに組み合わせるのに適していることが以前の結果で示されている。	2006年、2008年、2010年、および2012年に4回の調査を繰り返し実施した。	- 仕事の特徴と睡眠障害は、抑うつ症状と独立して関連していた。 - 高い仕事の要求のみがその後の抑うつ症状と睡眠障害に関連していた。 - 縦断的な自動回帰モデルは、仕事の要求と抑うつ症状（標準化$\beta=0.008$、$p<0.001$）の関係において、睡眠障害の弱い役割を示すことを支持したが、社会的支援と抑うつ症状との間においては睡眠障害の役割はなかった。 - この研究の限界は、測定誤差が排除できず、パラメーターの過小評価又は過大評価が生じた可能性があること、構造方程式モデリングが変数間の線形性について強い仮定を行うこと、推定値の減衰は、ドロップアウトによる自己選択の結果である可能性があることである。	Magnusson Hanson LL et al., 2014

No.	調査内容と結果						著者 発行年
	研究手法	目的・対象集団	方法	労働条件・睡眠障害等の要因、 精神障害の判断基準等	調査期間	結果・考察	
7	横断研究	・職場の組織的公正レベルやストレスサーが大うつ病エピソードに及ぼす影響に関する研究。 ・研究対象者は、日本の製造会社5支店の従業員1,228人であった。 ・アンケートの回答が欠落している対象者を除き、1,133人のデータが分析に用いられた（男性：425人、女性：708人）。 ・DSM-IV基準を使用して、対象者が過去12か月および12か月以上に大うつ病エピソードに苦しんでいたかどうかを判断した。	・紙の自記式アンケートとWEBアンケートを実施した（回答率96%）。 ・アンケートにより過去12か月間における大うつ病エピソードの有無を評価した。大うつ病エピソードは、Composite International Diagnostic Interview Version 3.0を使用して評価された。 ・Organizational Justice Questionnaireを使用して組織的な公正レベルを評価した。 ・仕事のストレスサーには、仕事の緊張（要求と管理）や職場の社会的支援、努力と報酬の不均衡（the effort-reward imbalance：ERI）が含まれた。仕事の緊張と社会的支援はJob Content Questionnaireを使用して、ERIはEffort-Reward Imbalance Questionnaireを使用して評価された。 ・その他の変数として、年齢（50～64歳、40～49歳、30～39歳、20～29歳）、教育年数（12年以上、12年未満）、婚姻状況（既婚、未婚、離婚/未亡人）、過去12か月のライフイベント、慢性疾患が含まれた。これらは質問票により評価した。 ・3つのモデル（モデル1：単変量ロジスティック回帰分析、モデル2：多変量ロジスティック回帰分析、モデル3：年齢、性別、教育、婚姻状況、過去12か月のライフイベント、慢性疾患、過去1か月の職業、雇用契約、労働時間を調整）で共変量を調整した。 ・ロジスティック回帰分析を使用して、組織の公正レベルおよび仕事のストレスサー（社会的支援、ERI）に基づき分類されたグループにおける、過去12か月の大うつ病エピソードのオッズ比（OR）および95%信頼区間（95%CI）を推定した。両側有意水準は0.05とした。	・悪化の判断に関する基準は本文中に記載なし。	・調査期間は本文中に記載なし。	・3.4%（39人の従業員、男性：6人、女性：33人）が過去12か月間に大うつ病エピソードに苦しんでいると診断された。 ・モデル1において、組織的公正レベルが低く、仕事の負担が高く、職場での社会的支援が低く、ERIが高いことは、過去12か月の大うつ病エピソードと有意に関連していた（$p<0.05$）。 ・モデル2において、低い相互作用の公正（Interactional Justice）と過去12か月の大うつ病エピソードは有意に関連していた（OR=5.08、95%CI：1.47-17.5、$p=0.006$）。 ・モデル3においても同様に、低い相互作用の公正と過去12か月の大うつ病エピソードは有意に関連していた（OR=4.93、95%CI：1.32-18.4、$p=0.012$）。 ・この研究の限界は、組織的公正を測る上で、使用したOJQに監督者の態度と各従業員に与えられる監督者によるサポートを区別できないため、公正レベルの推定結果の精度が低下している可能性があることである。	Inoue A et al., 2013

No.	調査内容と結果						著者 発行年
	研究手法	目的・対象集団	方法	労働条件・睡眠障害等の要因、 精神障害の判断基準等	調査期間	結果・考察	
8	コホート研究（労働時間に関する研究）	- 労働環境要因とうつ病性障害（MDD）との関連を追跡調査した。 - 追跡対象者は、カナダのアルバータ州に住む、3,280 人（25～64 歳）で、そのうちベースライン時に MDD と診断されたことのない従業員（n=2,752）が含まれていた。	- MDD は CIDI-Auto2.1 を使用して評価された。 - 業務上ストレスは、Job Content Questionnaire (JCQ) を使用して評価された（意思決定の自由度、スキルの裁量、心理的要求、雇用保障、上司と同僚からの社会的支援）。各回答は、1（非常にそう思わない）から 4（非常にそう思う）のスケールで採点された。JCQ スケールのスコアが高いほど業務上ストレスが大きいことを示す。 - job strain ratio (JSR) は、意思決定の自由度とスキルの裁量、心理的欲求から算出された（JSR=心理的要求/（スキル裁量+決定権限）/2）。 - 努力-報酬不均衡（effort-reward imbalance：ERI）モデルを使用して、努力と報酬の間の不均衡を算出した。ERI 比が高いほど不均衡のレベルが高いことを示す。 - その他の変数は、性別、年齢、婚姻状況、教育レベル、年収、週平均労働時間数、職種、職務等級、仕事と家庭の両立であった。 - 共変量として、モデル 1：教育レベル、年収、仕事の負担、同僚のストレス、労働時間、努力と報酬の不均衡、仕事の不安定さ、仕事と家庭の両立、モデル 2：労働時間、努力と報酬の不均衡、仕事の不安定さ、仕事と家庭の両立を調整した。 - ロジスティック回帰分析を使用して、MDD の発症リスクに関連する労働環境要因を評価し、オッズ比（OR）と 95%信頼区間（95%CI）を推定した。	- 労働時間の測定方法は、本文中に記載なし。週平均労働時間に基づき、3 つのグループ（≤35 時間、35.5～40 時間、≥40.5 時間）に分類された。 - 労働時間 35.5～40 時間の群と労働時間 35 時間未満又は 40.5 時間以上を合わせた群を比較している（詳細の記載なし）	2008 年 1 月～2008 年 12 月	- MDD の 1 年間の発生率は 3.6%であった（95%CI: 2.8-4.6）。男性で 2.9%（95%CI: 1.9-4.2）、女性で 4.5%（95%CI: 3.3-6.2）であった。 - MDD 発症に関連するベースライン時の要因を特定するために、二変量解析を行った結果、年齢、婚姻状況、職種、職務等級は関連を示さなかったが、教育レベル、年収、仕事と家庭の両立、職業上ストレス、仕事の不安、努力-報酬不均衡等と関連を示した。労働時間については、週平均労働時間が 35.5～40 時間であることが MDD 発症との関連を示した（OR=2.06, 95%CI: 1.24-3.43）。 - MDD の発症に関連するベースライン時の要因を含めたロジスティック回帰分析を行った結果、努力と報酬の不均衡が高いこと（OR=2.58, 95%CI: 1.40-4.76）、週平均労働時間が週に 35～40 時間であること（OR=2.14, 95%CI: 1.18-3.86）、仕事の不安（OR=2.67, 95%CI: 1.46-4.88）および家族と仕事の両立（OR=1.94, 95%CI: 1.06-3.54）が MDD の発症リスクを高めた。 - 男性と女性を比較すると、女性では、労働時間が週 35～40 時間であること（OR=3.50, 95%CI: 1.52-8.06）、仕事の不安（OR=2.29, 95%CI: 1.05-4.99）、努力と報酬の不均衡が高いこと（OR=2.35, 95%CI: 1.04-5.30）、および仕事と家庭の両立が難しいこと（OR=2.67, 95%CI: 1.14-6.25）が MDD の発症リスクを高めた。男性では仕事の不安（OR=2.91, 95%CI: 1.27-6.70）、仕事と家庭の両立が難しいこと（OR=2.53, 95%CI: 1.07-5.99）が MDD の発症リスクを高めたが、週平均労働時間が 35.5～40 時間であること	Wang J et al., 2012

No.	調査内容と結果						著者 発行年
	研究手法	目的・対象集団	方法	労働条件・睡眠障害等の要因、 精神障害の判断基準等	調査期間	結果・考察	
						(OR=0.48、95%CI : 0.15-1.54) は関連が見られなかった。 この研究の限界は、自己申告による収集データであること、コホートの対象者の約19%は、フォローアップインタビューでMDDに関する情報を提供しなかったこと、大うつ病を発症するリスクは、慢性的な病状、家族歴、助けを求める行動、仕事の種類、否定的なライフイベント等の要因に関連しており、これらの要因は、仕事のストレスと大うつ病との関連を混乱させる可能性があること、ベースラインで生涯にMDD歴を有する対象者は分析から除外したが、軽度のうつ病を有する人が含まれた可能性があること、一部の推定値に関連する95%CIが広く、特定の分析の統計的検出力が十分でなかったことである。	