

博士論文

日本の中高生における睡眠習慣と不安・抑うつとの関連

股村 美里

目次

第1章	はじめに	1
第2章	対象と方法	
2.1	調査対象	12
2.2	調査内容	14
2.3	倫理的配慮	19
2.4	データ管理および統計解析	20
第3章	日本の中高校生における 睡眠習慣と不安・抑うつに関する横断的検討（研究1）	
3.1	はじめに	21
3.2	対象と方法	21
3.3	結果	
3.3.1	性別および学年ごとの睡眠習慣と不安・抑うつ	23
3.3.2	睡眠習慣の変数ごとの相関関係	31
3.3.3	重回帰分析の結果	32
3.4	考察	35

第4章 一卵性双生児を対象とした

睡眠と不安・抑うつへの偽相関の可能性に関する検討（研究2）

4.1	はじめに	38
4.2	対象と方法	46
4.3	結果	
4.3.1	性別および学年ごとの睡眠習慣と不安・抑うつ	52
4.3.2	睡眠習慣どうしの相関関係	58
4.3.3	階層線型モデルによる解析結果	59
4.4	考察	63

第5章 中高生の睡眠習慣と

不安・抑うつの変化に関する縦断的検討（研究3）

5.1	はじめに	69
5.2	対象と方法	71
5.3	結果	
5.3.1	性別および学年ごとの睡眠習慣と不安・抑うつ	77
5.3.2	就寝時刻と不安・抑うつの変化とその関連	82
5.3.3	睡眠時間と不安・抑うつの変化とその関連	84

5.3.4	睡眠習慣と不安・抑うつの時間的影響関係の検討	87
5.4	考察	91
第6章	総合考察	95
6.1	睡眠習慣と不安・抑うつに関連について	96
6.2	考えられる介入方法	98
6.3	本研究の限界	101
第7章	結論	106
	文献	108
	謝辞	124

図表番号

- 表 2-1 調査項目（2009 年度～2014 年度実施分）
- 表 3-1 性別および学年ごとの睡眠習慣と不安・抑うつ
- 表 3-2 睡眠習慣どうしの相関係数
- 表 3-3-1 就寝時刻と GHQ12 得点との関連（重回帰分析による解析）
- 表 3-3-2 睡眠時間と GHQ12 得点との関連（重回帰分析による解析）
- 表 3-3-3 起床時刻と GHQ12 得点との関連（重回帰分析による解析）
- 表 4-1 一卵性双生児を対象とした
性別および学年ごとの睡眠習慣と不安・抑うつ
- 表 4-2 睡眠習慣どうしの相関係数
- 表 4-3 一卵性双生児ペアを対象とした睡眠習慣（就寝時刻、睡眠時間、就寝時刻の規則性）と不安・抑うつとの関連
- 表 4-4 一卵性双生児ペアを対象とした睡眠習慣（就寝時刻、睡眠時間、就寝時刻の規則性）に関する 3 階層の帰無モデルの結果
- 表 5-1 性別および学年ごとの睡眠習慣および不安・抑うつ
- 表 5-2 就寝時刻と GHQ12 に関する多変量潜在成長モデルにおいて推定された因子平均と因子分散、因子共分散
- 表 5-3 睡眠時間と GHQ12 に関する多変量潜在成長モデルにおいて推定された因子平均と因子分散、因子共分散
- 表 5-4-1 多変量自己回帰交差遅延効果モデルにおける母数の推定値（就寝時刻と GHQ12）
- 表 5-4-2 多変量自己回帰交差遅延効果モデルにおける母数の推定値（睡眠時間と GHQ12）

- 表 5-5-1 情報量基準と適合度指標の結果
(就寝時刻と GHQ12 得点についての多変量自己回帰交差遅延モデル)
- 表 5-5-2 情報量基準と適合度指標の結果
(睡眠時間と GHQ12 得点についての多変量自己回帰交差遅延モデル)
- 図 2-1 各実施年の調査対象者数
- 図 3-1 学年ごとの就寝時刻と起床時刻
- 図 3-2 学年ごとの睡眠時間
- 図 3-3 学年ごとの GHQ12 得点
- 図 4-1 学年ごとの就寝時刻と起床時刻
- 図 4-2 学年ごとの睡眠時間
- 図 4-3 学年ごとの GHQ12 得点
- 図 5-1 多変量潜在成長モデル
- 図 5-2 多変量自己回帰交差遅延モデル
- 図 5-3 学年ごとの就寝時刻と起床時刻
- 図 5-4 学年ごとの睡眠時間
- 図 5-5 学年ごとの GHQ12 得点
- 図 5-6 多変量潜在成長モデル 因子間相関 (就寝時刻)
- 図 5-7 多変量潜在成長モデル 因子間相関 (睡眠時間)
- 図 5-8 多変量自己回帰交差遅延モデル 母数の推定値 (就寝時刻)

図 5-9 多変量自己回帰交差遅延モデル 母数の推定値 (睡眠時間)

第1章 はじめに

睡眠習慣は、中学・高校の時期に大きく変化する。すなわち、一般に就寝時刻が遅くなり、睡眠時間が短くなることが知られている。Gradisar ら（2011）によれば、この年齢層では年齢を経るにつれて就寝時刻が遅くなり、12歳から18歳にかけて概ね2時間程度遅くなるとされている。この傾向は世界各国で共通してみられる現象であるが、特にアジア諸国の子どもたちでは顕著であり、就寝時刻は欧米およびヨーロッパ諸国の子どもたちに比べ1時間ほど遅いという（Gradisar ら、2011）。このように就寝時刻は年齢とともに遅くなる一方で、通常、学校の始業時刻は変わらず、起床時刻は比較的一定であるため、結果的に睡眠時間が年齢とともに短くなることが思春期の睡眠習慣の変化の大きな特徴である。さらに、1905年から2008年にかけて発表された睡眠習慣の調査結果を Mariccioni ら（2012）が20か国にわたってメタ分析したところ、5歳から18歳の子どもの睡眠時間は103年間で1時間以上短くなっていることが示されており、思春期のこのような変化の特徴は年々顕著となっている可能性がある。

このように睡眠習慣が変化し、就寝時刻が遅くなり、睡眠時間が短くなると、不安・抑うつ、希死念慮、自殺行動、喫煙・薬物使用を含む健康危険行動、学

業成績、認知機能など、広範に及ぶ様々な不調が生ずることが知られている。特に睡眠習慣が不安・抑うつに関連があるという横断調査は数が多く、例えば、Gau ら (2004) が台湾の10歳から16歳の1,572名を対象に行った横断調査では、学年が上がるごとに就寝時刻が遅い夜型の子どもが増え、日中の眠気や様々な睡眠障害を自覚する割合が増えるだけでなく、不安・抑うつを感じる程度も有意に高くなることが示されている。また、Gangwish ら (2010) が米国の高校生7年生から12年生、15,659名を対象に行った横断調査では、親によって就寝時刻を決められている子どものうち、就寝時刻が夜24時以降の群では、22時以前の群に比べ、抑うつを自覚している者の割合が1.24倍と有意に高く、さらに希死念慮を抱いていた者の割合は1.20倍と有意に高かった。また、Lee ら (2012) によれば、韓国の高校7年生から11年生8,010名（平均年齢16.73歳）を対象とした調査を実施したところ、平日の睡眠時間が7時間以下で、かつ週末と平日の睡眠時間の差が2時間以上の群では、睡眠時間が7時間以上の群に比べ、抑うつや希死念慮の程度が有意に高かった。

国内で行われた調査としては、Suzuki ら (2011) が行った横断調査が中高生99,668名を対象としており最大規模であるが、睡眠時間が7時間以下の群では、7時間未満の群に比べ、不安・抑うつおよびポジティブ感情の喪失 (loss of positive emotion) の程度が有意に高かった。他にも Moore ら (2009)、Pasch

ら (2010)、Short ら (2013)、Wang ら (2013)、De Souza と Hidalgo (2014)、Lee ら (2015) が同様の関連を横断調査によって示している。

さらに、縦断調査を行うことによって、ある時点の睡眠習慣がその後の不安・抑うつをどのように予測するかについて検討した研究は、筆者が知る限り 5 報、報告されている。Glozier ら (2010) は縦断的研究デザインによって、オーストラリアの 17 歳から 24 歳、2,937 名を 1 年間追跡し、平均睡眠時間と心理的ストレスの変化の関連について検討した。調査開始時に心理的ストレスを感じていない対象者でも、平均睡眠時間が 5 時間以下の群では、1 年後の追跡調査時に心理的ストレスを感じるようになる危険性が有意に高いという結果であった

(心理的ストレスが睡眠時間の変化にどのように関連するかについては検討されていない)。Roberts と Duong (2014) はこれらと同様の研究デザインを用いて米国の 11 歳から 17 歳の 4,175 名を 1 年間追跡調査し、調査開始時に睡眠時間が 6 時間以下の群は、6 時間以上の群に比べ、1 年後に抑うつ、いらいら感、快楽消失などの気分が見られる者が有意に多いことを見出した。逆に、調査開始時に抑うつ、いらいら感、快楽消失などの気分が認められたかどうかによる 1 年後の睡眠時間への影響に有意差は認めなかった。より長期に追跡した研究としては、Fredriksen ら (2004) が米国の 11 歳、2,259 名の睡眠時間と自尊感情

の関連について2年間で3回追跡調査した研究がある。彼らの結果では、調査開始時点の睡眠時間が短ければ短いほど、調査開始時点の自尊感情は低く、追跡調査の2年間で睡眠時間が短くなる程度が大きいほど、自尊感情の低下の割合は有意に高まった。睡眠時間と抑うつとの関連も同様に見られ、調査開始時点の睡眠時間が短ければ短いほど、抑うつも高く、追跡調査の2年間で睡眠時間が短くなる程度が大きいほど、抑うつが悪化する割合も有意に高まったことを報告している。

睡眠時間を自己申告によらず、客観的に測定した縦断調査も2報、報告されている。Kellyら(2014)は、米国の子ども176名の睡眠時間を8歳の時点から2年ごとに5年間、アクチグラフを用いて測定し、睡眠と抑うつや不安、攻撃性や衝動性などの心理的特性の関連について検討した。その結果、2年間の間に睡眠時間が短くなる、あるいは睡眠の質が低下すると、2年後の抑うつや不安、攻撃性や衝動性が有意に高まっていたことが示された。睡眠時間についてポリソムノグラフを用いてより詳細に測定したSilvaら(2011)によっても同様の関連が報告され、睡眠時間が7時間30分未満の群は、9時間以上の群に比して不安や抑うつを感じる者の割合が有意に多かった。

このように、睡眠習慣と不安・抑うつとの間の関連は、横断研究では一貫して示されているが、縦断研究による時間を経ての双方の予測関係について検討が

不十分な点がある。また、これまでの縦断研究では、調査時点が限られており（2時点ないし3時点）、追跡期間も短いものが多い（1年追跡が2報（調査回数2回）、2年追跡が1報（調査回数3回）、5年追跡が2報（調査回数2回と3回が各1報））。このように縦断研究は5報あるものの、調査期間・測定時点・測定方法が一貫していないこともあり、睡眠習慣と不安・抑うつとの因果関係を明確にするためにはさらなる知見の蓄積が必要である。

希死念慮や自殺など生命に関わる事象との関連については、Fitzgeraldら（2011）が、米国の9年生から12年生（平均16.2歳）の12,154名（2007年）および14,782名（2009年）の2つのコホートを対象に横断調査を行っている。その結果、睡眠時間が5時間未満と10時間以上の群は、睡眠時間が8時間と回答した群に比べて、過去12ヶ月以内に希死念慮を抱いたり、自殺企図をしたりした割合が有意に高かった。また、Parkら（2013）は、韓国の7年生から12年生、78,843名を対象に調査を実施し、過去1週間の平均睡眠時間が4時間以下の子ども、あるいは目覚めた時に「すっきりした感じがしない」と回答した子どもは、平均睡眠時間8時間以上の子どもに比べて過去12ヶ月間に希死念慮を抱いている割合が有意に高かったことを報告している。他にも、Kangら（2014）、Winslerら（2015）やLiu（2004）が同様の関連を報告しており、睡

眠時間は希死念慮や自殺など生命に関わる事象にも関連することが指摘されている。

タバコや喫煙、薬物使用などの健康危険行動と睡眠時間や就寝時刻との関連も指摘されている。Yen ら (2010) は、台湾の中高生 8,319 名を対象に調査を実施し、睡眠時間が 6 時間以下の子どもは、6 時間以上 8 時間未満の平均的な睡眠時間の子どもに比べて、暴力行為やアルコール・違法薬物を使用した経験、不登校、不用意な性交渉の経験の頻度が有意に高かったことを報告している。

O'Brien ら (2005) は、米国の 14 歳から 19 歳、388 人を対象にした調査を実施し、週末の就寝時刻が平日に比べ 2 時間以上遅くなる者は、喫煙、飲酒、マリファナの使用、性交渉などの健康危険行動をとることが有意に多く、学業成績の低さとも関連があることを報告している。他にも、睡眠時間が短いことや就寝時刻が遅いことと、攻撃性や社会的問題行動との関連 (Gau ら、2007)、テレビやパソコンに向かう時間や不規則な生活習慣との関連 (Stea ら、2014) が報告されている。

学業成績との関連では、Wolfson と Carskadon (1998) が米国の 13 歳から 19 歳、3,120 名を対象とした調査を実施し、学業成績が良くない (C、D、F)

と申告した生徒は、学業成績が良い（A、B）と申告した生徒に比べ、平日の就寝時刻が約 40 分遅く、睡眠時間が約 25 分短かったと報告している。また、Merikanto ら（2013）は、フィンランドの 14 歳から 20 歳の生徒 384,076 人を対象とした調査を実施し、就寝時刻が 23 時 30 分以降である群が、22 時以前の群に比べ、授業の理解や宿題・グループワークの取組などに困難を感じていたこと、過去 30 日間の欠席日数が有意に多かったことを示している。他にも、Saxving（2012）、Chung ら（2008）、Tzischinsky と Shochat（2011）の報告で同様の関連が示されている。さらに、Wong ら（2013）が、中国の 18 歳から 25 歳、930 名を対象にして 1 年間の追跡調査を実施し、横断調査によって示された睡眠習慣と学業成績の関連について、共分散構造分析による解析を行っている。その結果、睡眠時間や睡眠の質は、調査開始時に測定される不安・抑うつを媒介として、1 年後の成績平均点（Grade Point Average : GPA）や主観的な身体的健康度、自尊感情や気分を予測することが示された。すなわち、1 年目の睡眠時間が長いほど、あるいは睡眠の質が良いと自覚されるほど、翌年の学業成績は高く、主観的健康度、精神状態は良好であった。

ワーキングメモリーなどの認知機能との関連では、Kim ら（2011）が韓国の 14 歳から 19 歳の高校生 2,638 人を対象に集中力測定の実験を実施し、週末の

睡眠時間が平日に比べ長くなるほど「見逃し」が多く、週末の起床時刻が遅くなるほど「お手付き」が多かったことを示し、平日の睡眠不足や週末の睡眠の補てんが認知機能と関連していることを示唆した。Dewald-Kaufmann ら (2013) は、オランダの 12 歳から 19 歳を対象に睡眠習慣と認知機能の関連について検討を行った。十分に睡眠がとれず、イライラしやすく、活力がないと判断される 55 名を実験群と統制群に分け、実験群では平日の就寝時刻を 1 日 5 分ずつ早め、2 週間かけて 55 分間早めるようにした。就寝時刻を早める前後で認知機能を測定したところ、就寝時刻を早めた実験群では、統制群に比べて反応時間や空間認識能力、文字の記憶機能について改善が見られた。

このように、横断研究および縦断研究において就寝時刻が遅い、あるいは睡眠時間が短いという思春期の睡眠習慣は不安・抑うつを含む気分から希死念慮、自殺行動、喫煙・薬物使用などの健康危険行動あるいは学業成績、認知機能などをも含む広範囲にわたる不調の発生に関わっている可能性が示されている。

この中で不安・抑うつは、比較的多数の生徒にみられ、かつ一般化された自記式尺度もあり測定しやすいという特徴がある。また、不安・抑うつは希死念慮やその他の自殺関連行動に原因として関わっている可能性があり、その点でも重要である。しかしこれまで睡眠時間や就寝時刻などの睡眠習慣と不安・抑うつ

つとの関連性は明らかにされているものの、両者の因果関係、より正確には「両者のうちどちらがもう一方を予測するのか」についての知見は不十分である。

もし睡眠習慣が不安・抑うつに有意に影響する（あるいは将来の不安・抑うつを有意に予測する）ことが明らかになれば、睡眠習慣に対する教育的介入が不安・抑うつ、さらには自殺関連行動などの予防の一助となることが可能と考えられる。このことから、本研究では、現在の睡眠習慣と不安・抑うつがその後の不安・抑うつと睡眠習慣を予測するかの検討を最終目標に解析を進めることとした。

ただし、睡眠習慣と不安・抑うつとの間の関連の予測性を検討する前に、これらの関連が第三の要因による偽相関でないことを確認する必要がある。さらに、睡眠習慣に対する教育的介入が心理・社会的な働きかけによって改善可能かどうか確認する必要がある。仮に、思春期にある中高生の睡眠習慣が、遺伝要因のような介入しにくいものの影響を受け、介入の可能性が低いものであるならば、不安・抑うつを予防のために睡眠習慣に教育的介入をすることの効果が見込めないことになる。すでに先行研究では、遺伝要因あるいは非共有環境による影響を強く受けており、共有環境要因の影響は思春期において年齢とともに減少していくという示唆が得られている（te Velde ら、(2013)；Butvic ら (2014)；Hur (2007)）。それまでの早期思春期には家庭や学校などの共有環

境要因の影響が強いことも示唆されている (Sletten ら (2013); te Velde ら (2013))。第4章で対象とした一卵性双生児のペアは、世界で実施されている双生児研究のサンプルの中でも、中学校1年生から高校3年生の卒業時まで同じ学校に通学し、多くの公立中学校に通う生徒が経験するであろう高校受験を経験することがなく6年間を過ごすという特徴を持つ。その意味において、6年間という長期の追跡調査を、途中不確定で個人差の大きい受験ストレスや進入学に伴う環境の適応という影響を排除した形で実施した。

こうした特徴を持つ一卵性双生児を対象として、最終的な予測的関連の検討の前に、まず遺伝要因が睡眠習慣および不安・抑うつに関わる第三の要因として影響していないかどうか確認し、さらに遺伝要因および母体内環境や心理・社会的要因としての家庭及び学校を含む共有環境要因と非共有環境要因のそれぞれからどの程度影響をうけているのかを検討することで、睡眠習慣への教育的介入の可能性を検討することとした。

具体的には、まず、日本の中高生を対象に、睡眠習慣と不安・抑うつの間に関連を示された先行研究 (Gau ら、2004 ; Gangwish、2010 ; Lee ら、2012 ; Suzuki ら、2011 ; Moore ら、2009 ; Pasch ら、2010 ; Short ら、2013 ; Wang ら、2013 ; De Souza らと Hidalgo、2014 ; Lee ら、2015) が認められるかど

うかの確認を行った（研究1）。次に、一卵性双生児の中高生を対象とした解析によって、1）研究1で確認された睡眠習慣と不安・抑うつについての関連が偽相関でないか、また2）睡眠習慣と不安・抑うつは、遺伝要因等に規定されて介入が困難なものであるのか、あるいは介入によって改善できる可能性があるのかどうかについて検討した（研究2）。より具体的には、1）については、一卵性双生児を対象とすることにより遺伝要因や生活環境のような双生児ペア内で共有する第三の要因が睡眠習慣（ここでは就寝時刻と睡眠時間を変数として採用；中高生では就寝時刻と睡眠時間は高く相関するので別々の回帰式に投入した）と不安・抑うつの双方に関連して、睡眠習慣と不安・抑うつの間に見かけ上の相関を生じさせていないかを検討した。2）については、睡眠習慣と不安・抑うつの分散を推定することによって、一卵性双生児ペア内で共有している遺伝要因および共有環境要因と、双生児ペア内で共有していない環境要因（以下、非共有環境要因とする）のそれぞれからどの程度影響を受けているのかを検討した。最後に、研究1で示された睡眠習慣と不安・抑うつの相互の予測性の有無について、5年間6時点分の縦断反復データを用いた検討を行った（研究3）。これら全体を総合して、睡眠習慣と不安・抑うつの間での予測的関連性を明らかにし、睡眠習慣に対する教育的介入によって、不安・抑うつの予防が可能であることを明らかにすることを目指した。

第2章 対象と方法

2.1 調査対象

調査は、東京都内中高一貫校1校の協力を得て実施された。調査対象は、2009年度から2014年度までの6年間に在籍した1,214名で、1,203名(99.1%)から協力を得た。2009年から2014年の毎年6月合計6回の調査の中で一度でも参加すれば解析対象に含めた。なお6回の調査の延べ対象者数は4,005名で延べ回答者数は3,867名(回収率96.6%)であった。解析対象の性別の内訳は、男子602名、女子594名、不明7名であった。編入などを含めた対象者数の内訳と共に、各実施年の調査対象者数の概要を図2-1に示した。対象者の内訳は、調査開始時の2009年に中学1年生、中学3年生、高校2年生であった354名、2010年に中学1年生・中学3年生・高校2年生であった369名、2011年に中学1年生であった120名、2012年に中学1年生であった120名、2013年に中学1年生であった120名、2014年に中学1年生であった120名および調査期間中に編入した11名である。

卒 後

※カッコ内は該当年度在籍者数

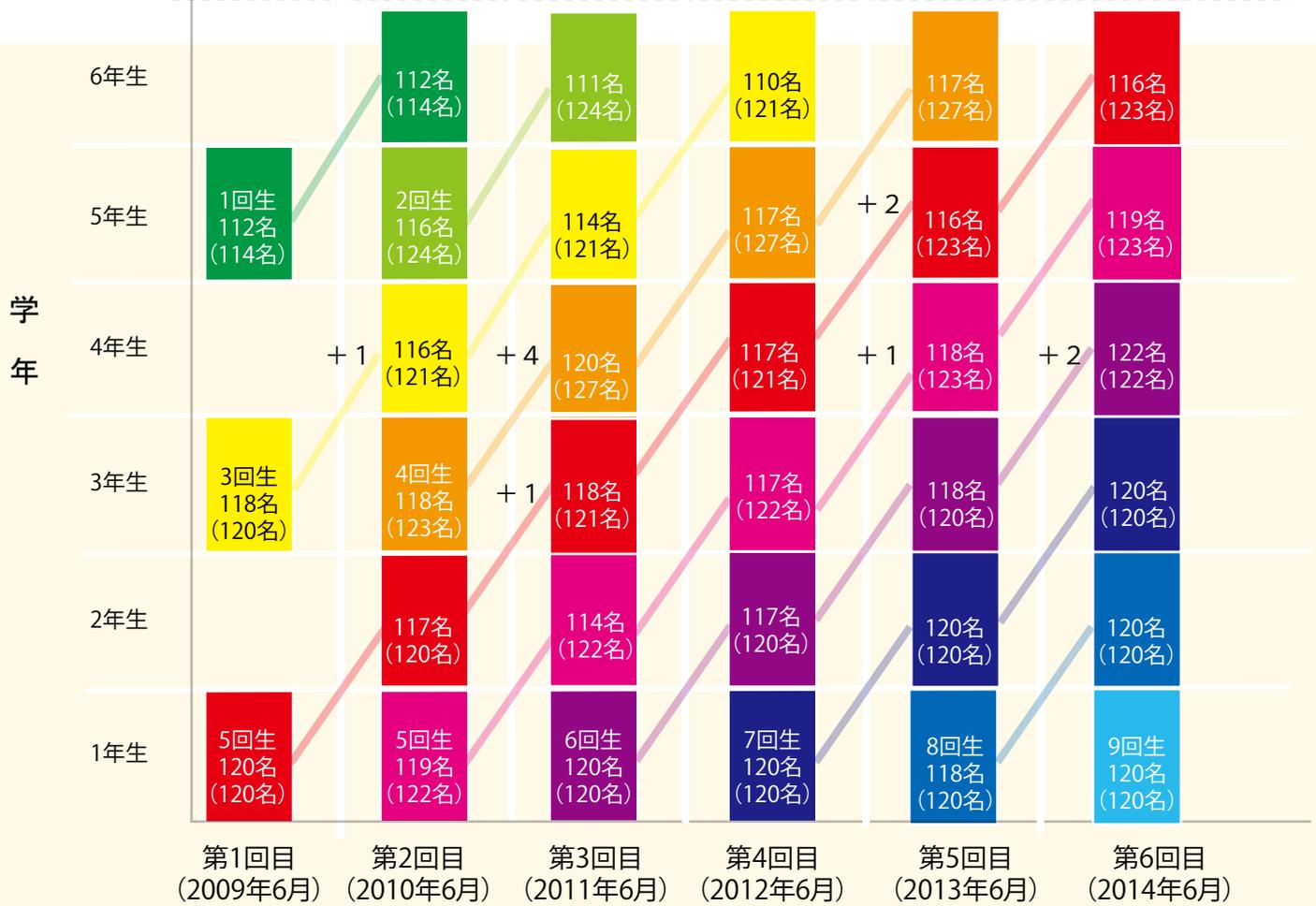


図2-1 各実施年の調査対象者数

研究2および研究3で用いるデータには、同じ学年であっても異なる時期に収集したデータが混在している。このようなデータの解析には、世代効果・時代効果によるバイアスの影響を考慮する必要性がある場合も多いが、ここ数年間で中高生の不安・抑うつ状態や睡眠習慣の平均や相関に大きな変化があったとは考えにくい。また、これらバイアスの問題が生じないと考えられる場合、異なる収集時期に基づく各集団のデータ内に異なる欠測パターンがあったとしても、完全情報最尤推定法を適用してまとめて母数を推定した方が推定精度は一般に高くなる。さらに、この欠測がランダム欠測（missing at random : MAR）である限りは、最尤推定の観点からは最も安定的であることが知られている。そのため、ここではこれらのバイアスの影響は実際上小さいと想定し、収集時期の違いは考慮せずに解析を行った（類似の仮定に基づく応用事例としては、Akiyama ら（2008）や 高橋ら（2008）が挙げられる）。

2.2 調査内容

調査は、2009年から2014年の毎年6月中旬に、学級担任の教示により自記式集合調査によって実施された。生徒には質問紙と回収用封筒が学級担任から配布された。質問紙は回答し終えたら回収用封筒に入れて封をし、学級担任によって回収された。回収された封筒は、封を開けられることなく学級担任より

研究者に渡された。

調査項目は、基本属性に関する項目、睡眠や食事など日常生活に関する項目、および精神的健康を測定する項目のうち、平日の睡眠習慣（就寝時刻、起床時刻）および不安・抑うつに関わるもののみ用いた。具体的に、実際に用いた調査項目は表 2-1 にまとめた。本研究で焦点を当てる平日の就寝時刻（および起床時刻）については、「いつもだいたい、夜は何時に寝て、朝は何時に起きますか」と質問し、それぞれ「何時何分頃」という形での回答を得た。就寝時刻の規則性は、「夜、ふとんやベッドに入る時間帯は同じですか、バラバラですか？」と質問し、「いつも同じ」から「いつもバラバラ」の4件法で回答を求めた。平日の睡眠習慣を解析対象としたのには、週末よりも学校に通う5日間の就寝時刻が遅いこと、あるいは睡眠時間が短いことの方が、不安・抑うつへの影響力が大きいと考えられること、また週末の睡眠習慣は生徒間で部活や家庭内事情など個人差が大きく、睡眠習慣と不安・抑うつの関連以外の要因が介在してしまうことが考えられることによる。

不安・抑うつは 12-item General Health Questionnaire (GHQ12) を用いて測定した。GHQ12 は、非精神病性の精神障害のスクリーニングテストとして Goldberg と Hiller (1979) が開発したもので、世界的に広く用いられており、日本語版についても信頼性と妥当性が示されている (Doi と Minowa, 2003)。

また、中高生でも回答しやすく、12項目と回答への負担が少ないことからこの尺度を用いることとした。なおGHQ12は4件法で回答されるが、今回の解析では、他の多くの研究でも行われているように、上位・下位各二つの選択肢への回答をそれぞれ1、0の二値に置き換え、各項目への回答を加算してGHQ12の尺度得点（GHQ12得点）とした。したがって、0—12点が、GHQ12得点の取りうる範囲となる。

表 2-1 調査項目（2009 年度～2014 年度実施分）

領域		継続項目 <small>注1)</small>	継続項目以外の質問項目
基本属性	基本属性	学年、年齢、性別、生まれ月	通学時間（2011 年度～）
	家族構成	きょうだいの有無（双生児かどうか）、同居している家族	同居家族の就業状況（2011 年度～）
睡眠習慣	睡眠習慣	平日の就寝時刻・起床時刻・睡眠時間、就寝時刻の規則性 週末の就寝時刻・起床時刻・睡眠時間（2011 年度以降～） 就寝理由・起床理由（2011 年度～）、夕寝の有無（2011 年度～）	
	睡眠に関わる問題	寝つき、中途覚醒、早朝覚醒、日中の強い眠気（2011 年度～）	
身体組成およびダイエットに関わる項目		現在の身長・体重、理想とする身長・体重、現在の体型に対する意識、過食嘔吐の経験	
運動習慣、部活動への加入状況		部活動への加入（2011 年度～）、運動の得意不得意（2011～）	
食習慣		食欲の有無、家族と夕食をとる頻度（2011 年度～）、朝食欠食	カフェインの摂取状況（2011 年度）
生活時間			身だしなみにかかる時間（2009 年度、2013 年度） 入浴時間（2013 年度） 勉強時間（2013 年度） 家事手伝い（2013 年度） 寄り道時間（2013 年度）
体調不良		体調不良の有無・症状	
健康危険行動		喫煙経験の有無・頻度、飲酒経験の有無・頻度、薬物乱用経験の有無 対物暴力・対人暴力（過去1年間）、大人から暴力を受けた経験、自傷行為（過去1年間）	時間割引率（2012 年度～） 他者への攻撃（2013 年度～） <small>注2)</small>

注 1) 継続項目には 2009 年度～2014 年度調査分まで共通する項目の他、以下の項目も含めた・項目数の増減や副問の有無、若干の質問文の変更等があったもの。

注 2) 一部の学年では実施しなかった

表 2-1 調査項目（2009 年度～2014 年度実施分）（続）

いじめにかかわる項目	いじめられた経験（生涯／過去1年間）・時期・場面 ^{注2)} 誰かをいじめた経験（2012年度～） ^{注2)}	
精神的健康にかかわる項目	GHQ12、希死念慮（生涯／現在）、学校適応感	
援助希求行動	相談行動（悩みを相談できる相手の人数・相手との関係）、保健室の利用（利用の有無・頻度・来室理由） 養護教諭への相談（2011年度～）	友人から希死念慮があることについて相談された時の対応（2013～）
精神疾患に関わる項目	精神病様体験（Psychotic-like experiences：PLEs）の有無、パニック発作経験	精神保健リテラシー（うつ病、統合失調症、パニック障害、強迫性障害、摂食障害についての知識）（2012年度）、
性成熟に関する項目	にきび・声変わり・ひげがはえた（男子、2012年度～） にきび・初経の有無と時期（女子、2012年度～）	
携帯電話の所有・使用状況	夜12時以降のテレビ視聴状況（2010年度～） 携帯電話あるいはスマートフォンの所有の有無・使用頻度・消灯後の利用の頻度、利用内容・携帯電話の利用についてイライラした経験（2010年度～） もっている携帯電話のタイプ（2011年度～） 消灯後の携帯電話の使用用途（2011年度～）	

注1) 継続項目には2009年度～2014年度調査分まで共通する項目の他、以下の項目も含めた
・項目数の増減や副問の有無、若干の質問文の変更等があったもの、

注2) 一部の学年では実施しなかった

なお、生徒による質問紙への回答時間はおよそ 20 分程度であった。

2.3 倫理的配慮

調査手順における倫理的配慮については、以下の点に留意した。研究への参加意思については、あらかじめ文書により保護者へ調査主旨を説明し、調査に関する質問のある場合には連絡してほしいこと、参加に同意できない場合には無回答としてほしいことを伝えた。また、生徒が不同意の場合には回答しなくてよいことを、質問紙の最初に明記した。ただし、参加の同意は質問紙への回答をもって得られたものとした。質問紙には学籍番号のみが記されるようにし、解析を行う研究者への匿名性を担保した。さらに、解析に際しては、学籍番号を別の符号に置き換えて行い、研究者は学籍番号と生徒氏名との対応表を所持しないこととした。また、測定値の平均の変化や相関関係が集団単位でどのように評価できるかに着目し、個人の特定や個人を取り上げた上での解析は行われなかった。質問項目の中には不安・抑うつなど精神的健康度を問うものが含まれているが、質問紙の最後に「自分の体調やストレス、精神的なことで困っていることを専門の医師やカウンセラーなどに相談したいですか」という項目を加え、本人からの要望があった場合には、学籍番号をたどって相談窓口があることを通知することにより対応することとした。なお、本調査は東京大学ライ

フサイエンス委員会倫理審査専門委員会、および研究協力校の研究部の承認を得て実施された。

2.4 データ管理および統計解析

データの管理と加工に際しては、SPSS for windows ver.20J (IBM、Chicago、IL、USA) を用いた。就寝時刻については時分単位で測定したが、解析では連続量として扱う必要があるために、分単位については、100/60倍してから解析を行った。例えば、10時30分のデータは、 $10+0.30 \times (100/60) = 10.50$ となる。ただし、結果の解釈の際には適宜分単位に戻して行うこととした。また4章の解析ではRのlme4 (Batesら、2015) を用いた制限つき最尤法に基づいて、5章の解析ではAmos ver.21J (IBM、Chicago、IL、USA) を用いた最尤法に基づいて解析を実施し、統計的検定の有意水準は両側5%に設定した。

第3章

日本の中高生における 睡眠習慣と不安・抑うつに関する横断的検討 (研究1)

3.1 はじめに

本章では、横断的な手法を用いた先行研究が示した傾向、すなわち中学生・高校生を中心とする年代では、学年が上がるにつれて就寝時刻の遅い夜型の子どもが増え、睡眠時間の短縮が見られること (Gradisar, 2011) や、就寝時刻が遅い、あるいは睡眠時間が短いほど不安・抑うつが高いという関連 (Gau ら、2004 ; Moore ら、2009 ; Pasch ら、2010 ; Short ら、2013 ; Wang ら、2013 ; De Souza らと Hidalgo, 2014 ; Lee ら、2015 ; Gangwish ら、2010 ; Lee ら、2012 ; Suzuki ら、2011) が、今回の調査のデータでも認められるかどうかについて検討した。

3.2 対象と方法

6 学年全体での調査を開始した 2010 年度に調査対象となった 698 名のデータを用いた。各学年の人数は、中学 1 年生 119 名、中学 2 年生 117 名、中学 3 年

生 118 名、高校 1 年生 116 名、高校 2 年生 116 名、高校 2 年生 112 名であった。全体では男子は 352 名、女子は 346 名であった。

睡眠習慣については、「いつもだいたい、夜は何時にねて、朝は何時に起きますか」と尋ね、それぞれ「何時何分頃」という形での回答を得た。この場合、「いつも」という文言から平日のことと解釈した。また睡眠時間については、得られた就寝時刻と起床時刻の回答から算出した。「夜、ふとんやベッドに入る時間帯は同じですか、バラバラですか」という質問によって就寝時刻の規則性について回答を得て、交絡要因として考慮する解析を行うものとした。

統計解析では、まず、就寝時刻、起床時刻、睡眠時間、就寝時刻の規則性について性別および学年ごとに差があるかどうかを調べた。就寝時刻、起床時刻、睡眠時間の男女差については Student の t 検定を用いて検討した。学年ごとの差については、Levene の等分散性の検定を行い、等分散性が仮定できる場合には一元配置分散分析を用いて、等分散性が仮定できない場合には Kruskal-Wallis 検定を用いて検討した。さらに、学年間のどこに有意差があるのかを確認するために多重比較を行い、有意水準は Bonferroni 法により補正した。就寝時刻の規則性については、母比率の差の検定を用いて男女別、学年ごとの差を検討した。

次に、睡眠習慣と不安・抑うつの関連を検討するために、GHQ12得点を目的変数とし、就寝時刻、起床時刻、睡眠時間のいずれかと、就寝時刻の規則性を説明変数とする重回帰分析を行った。変数は強制投入とした。なお、睡眠習慣どうしの多重共線性の可能性を検討するために、Pearsonの相関係数を算出し、高い相関関係が認められる場合には同じ回帰式に投入することはせず、別々の回帰式に投入した。

3.3 結果

3.3.1 性別および学年ごとの睡眠習慣と不安・抑うつ

対象の睡眠習慣やGHQ12得点の平均値を表3-1に示した。就寝時刻の平均値(±標準偏差、以下同)は全体で23時31分(±1時間07分)であった。男女別でみた場合、男子は23時28分(±1時間06分)、女子は23時34分(±1時間08分)で、5%水準での統計学的有意差は認めなかった($t(693) = -1.013$, $p = 0.312$)。起床時刻の平均値は全体で6時21分(±38分)であった。男女別では男子6時25分(±38分)、女子6時17分(±38分)で、男子より女子の方が統計的に有意に早起きであった($t(694) = 2.299$, $p = 0.003$)。睡眠時間の平均値は全体で6時間50分(±1時間05分)であった。男女別では男子6時間57分(±1時間07分)、女子6時間43分(±1時間02分)で、男子よりも女

子の方が有意に短かった ($t(692) = 2.826, p = 0.005$)。就寝時刻の規則性は、男女間で統計学的に有意な差が認められた ($\chi^2(3) = 7.963, p = 0.047$)。

学年ごとにみた場合、就寝時刻は学年が上がるごとに遅くなり、概ね線型のパターンを示して6学年でおよそ1時間30分遅くなっていた。起床時刻は上級学年ほど遅い傾向が見られ、睡眠時間は上級学年ほど短い傾向が見られた。一元配置分散分析を用いて学年による違いがみられるか統計検定を行ったところ、就寝時刻、起床時刻、睡眠時間のいずれにも学年による有意な違いが認められた (就寝時刻 $F(5, 689) = 46.496, p < 0.0001$; 起床時刻 $F(5, 690) = 5.545, p < 0.0001$; 睡眠時間 $F(5, 688) = 28.391, p < 0.0001$)。Bonferroni法による多重比較を行った結果、就寝時刻には、中学1年生と中学2年生の間、中学2年生と中学3年生の間、高校1年生と高校2年生の間、高校2年生と高校3年生の間以外のすべての学年間に有意な差が認められた ($p < 0.05 \sim p < 0.0001$)。起床時刻には、中学1年生と高校2年生、高校3年生の間、中学2年生と高校2年生、高校3年生の間に有意な差が認められた ($p < 0.001$)。睡眠時間には、中学1年生と中学3年生、高校1年生、高校2年生、高校3年生の間、中学2年生と高校1年生、高校2年生、高校3年生の間、中学3年生と高校1年生、高校2年生、高校3年生の間、高校1年生と高校3年生の間に有意な差が認められた ($p < 0.05 \sim p < 0.0001$)。就寝時刻の規則性については、母比率の差の検

定により有意差を検討したところ、学年間に有意な差は認められなかった (χ^2
(15) = 11.182、 $p = 0.740$)

GHQ12 得点の全体での平均値は 3.36 (± 3.02) であった。性別で見ると、男子 2.85 (± 2.87)、女子 3.87 (± 3.08) で、女子の方が男子よりも有意に GHQ12 得点が高かった ($t(685) = -4.497$ 、 $p < 0.0001$)。また、学年ごとにみた場合、上級学年ほど高い傾向が見られ、統計的に有意であった ($F(687) = 55.522$ 、 $p < 0.0001$)。多重比較を行った結果、GHQ12 得点の平均値には、中学 1 年生と中学 3 年生、高校 2 年生、高校 3 年生の間に、また中学 2 年生と中学 3 年生、高校 1 年生、高校 2 年生、高校 3 年生の間に有意な差があった。($p < 0.05 \sim p < 0.0001$)

表 3-1 性別および学年ごとの睡眠習慣と不安・抑うつ

	N	就寝時刻 (hh:mm)			
		Mean	± SD	p 値	
全体	698	23:31	± 1:07		
性別 [†] 男子	352	23:28	± 1:06	$p = 0.312$	
女子	346	23:34	± 1:08		
学年 ^{††}				$p < 0.0001$	
中学1年生 (1)	119	22:44	± 1:12	1 < 3 ^{***} , 4 ^{***} , 5 ^{***} , 6 ^{***}	
中学2年生 (2)	117	22:59	± 0:47	2 < 4 ^{***} , 5 ^{***} , 6 ^{***}	
中学3年生 (3)	118	23:20	± 0:52	3 < 4 [*] , 5 ^{***} , 6 ^{***}	
高校1年生 (4)	116	23:42	± 0:56	4 < 6 ^{***}	
高校2年生 (5)	116	24:07	± 1:01		
高校3年生 (6)	112	24:17	± 0:58		

	N	起床時刻 (hh:mm)			
		Mean	± SD	p 値	
全体	698	6:21	± 0:38		
性別 [†] 男子	352	6:25	± 0:38	$p = 0.003$	
女子	346	6:17	± 0:38		
学年 ^{††}				$p < 0.0001$	
中学1年生 (1)	119	6:12	± 0:34	1 < 5 ^{**} , 6 ^{**}	
中学2年生 (2)	117	6:12	± 0:38	2 < 5 ^{**} , 6 ^{**}	
中学3年生 (3)	118	6:24	± 0:38		
高校1年生 (4)	116	6:20	± 0:33		
高校2年生 (5)	116	6:28	± 0:33		
高校3年生 (6)	112	6:31	± 0:41		

† 男女間の差については t 検定で比較した。

†† 学年ごとの就寝時刻、起床時刻、睡眠時間の差については、一元配置分散分析を用いて比較した。学年間のどこに有意差があるのかについては Bonferroni の多重比較を用いた (* $p < .05$, ** $p < .001$, *** $p < .0001$)

表 3-1 性別および学年ごとの睡眠習慣と不安・抑うつ (続き)

	N	睡眠時間 (hh:mm)			
		Mean	±	SD	p 値
全体	698	6:50	±	1:05	
性別† 男子	352	6:57	±	1:07	p = 0.005
女子	346	6:43	±	1:02	
学年††					p < 0.0001
中学1年生 (1)	119	7:28	±	1:07	1 < 3*, 4***, 5***, 6***
中学2年生 (2)	117	7:13	±	0:57	2 < 4***, 5***, 6***
中学3年生 (3)	118	7:03	±	0:53	3 < 4*, 5***, 6***
高校1年生 (4)	116	6:38	±	0:55	4 < 6*
高校2年生 (5)	116	6:22	±	0:59	
高校3年生 (6)	112	6:14	±	1:00	

† 男女間の差については t 検定で比較した。

†† 学年ごとの睡眠時間については、一元配置分散分析を用いて比較した。学年間のどこに有意差があるのかについては Bonferroni の多重比較を用いた (*p < .05, ** p < .001***, p < .0001)

表 3-1 性別および学年ごとの睡眠習慣と不安・抑うつ (続き)

	N	就寝時刻の規則性			
		1 (いつも同じ)	2 (ほぼ同じ)	3 (ほぼバラバラ)	4 (いつもバラバラ)
全体	698	29 (4.2)	330 (47.5)	249 (35.8)	87 (12.5)
性別 [†] 男子	352	19 (5.4)	168 (48.0)	112 (32.0)	51 (14.6)
女子	346	10 (2.9)	162 (47.0)	137 (39.7)	36 (10.4)
学年 ^{††}					
中学1年生(1)	119	4 (3.4)	65 (55.6)	35 (29.9)	13 (11.1)
中学2年生(2)	117	5 (4.3)	55 (47.0)	44 (37.6)	13 (11.1)
中学3年生(3)	118	4 (3.4)	61 (51.7)	41 (34.7)	12 (10.2)
高校1年生(4)	116	5 (4.3)	59 (50.9)	38 (32.8)	14 (12.1)
高校2年生(5)	116	5 (4.3)	46 (40.0)	46 (40.0)	18 (15.7)
高校3年生(6)	112	6 (5.4)	44 (39.3)	45 (40.2)	17 (15.2)

† 男女間の差については母比率の差の検定を用いた。

†† 学年ごとの就寝時刻の規則性については、母比率の差の検定を用いて比較した。

表 3-1 性別および学年ごとの睡眠習慣と不安・抑うつ (続き)

		GHQ12 得点			
		Mean	±	SD	p 値
全体	698	3.36	±	3.02	
性別†	男子	2.85	±	2.87	p < 0.0001
	女子	3.87	±	3.08	
学年††					p < 0.0001
	中学 1 年生 (1)	2.59	±	2.76	1 < 3 [*] , 5 ^{***} , 6 ^{***}
	中学 2 年生 (2)	2.09	±	2.43	2 < 3 ^{***} , 4 [*] , 5 ^{***} , 6 ^{***}
	中学 3 年生 (3)	3.70	±	2.98	
	高校 1 年生 (4)	3.30	±	3.19	
	高校 2 年生 (5)	4.35	±	3.12	
	高校 3 年生 (6)	4.15	±	2.96	

† 男女間の差については t 検定で比較した。

† † GHQ12 得点の学年差については Kruskal-Wallis 検定を用いて比較した。学年間のどこに有意差があるのかについては Bonferroni の多重比較を用いた (*p < .05, ** p < .001, *** p < .0001)

第3章 日本の中高生における睡眠習慣と不安・抑うつに関する横断的検討
(研究1)

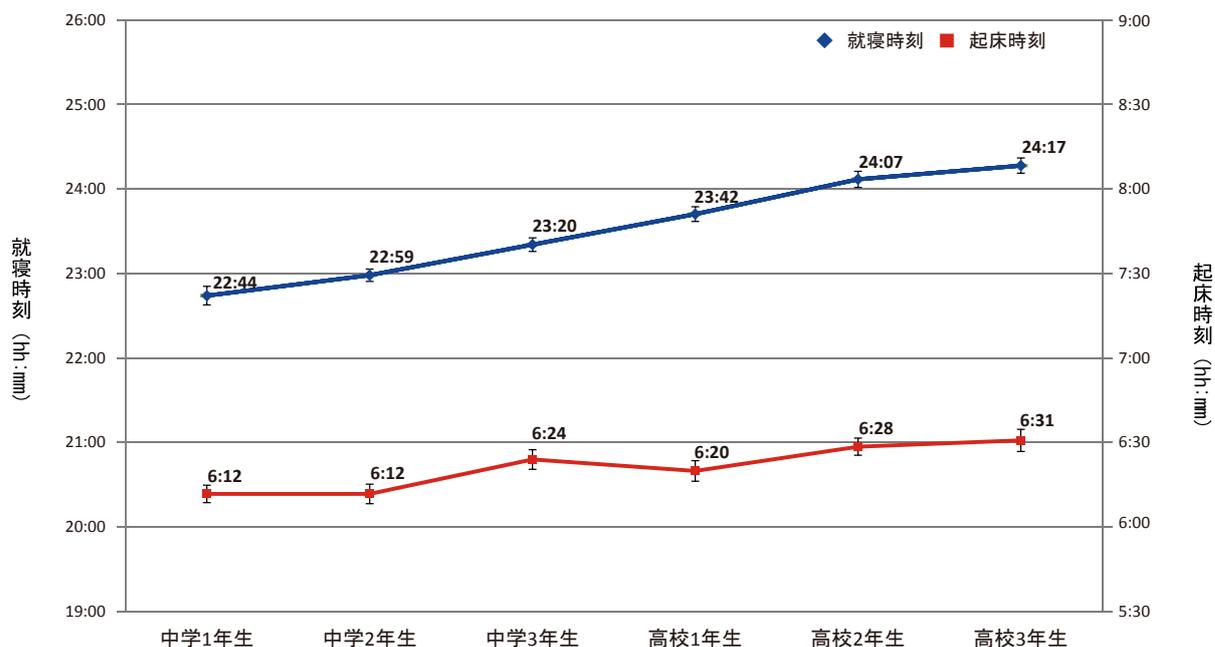


図3-1 学年ごとの就寝時刻と起床時刻

エラーバーは標準誤差

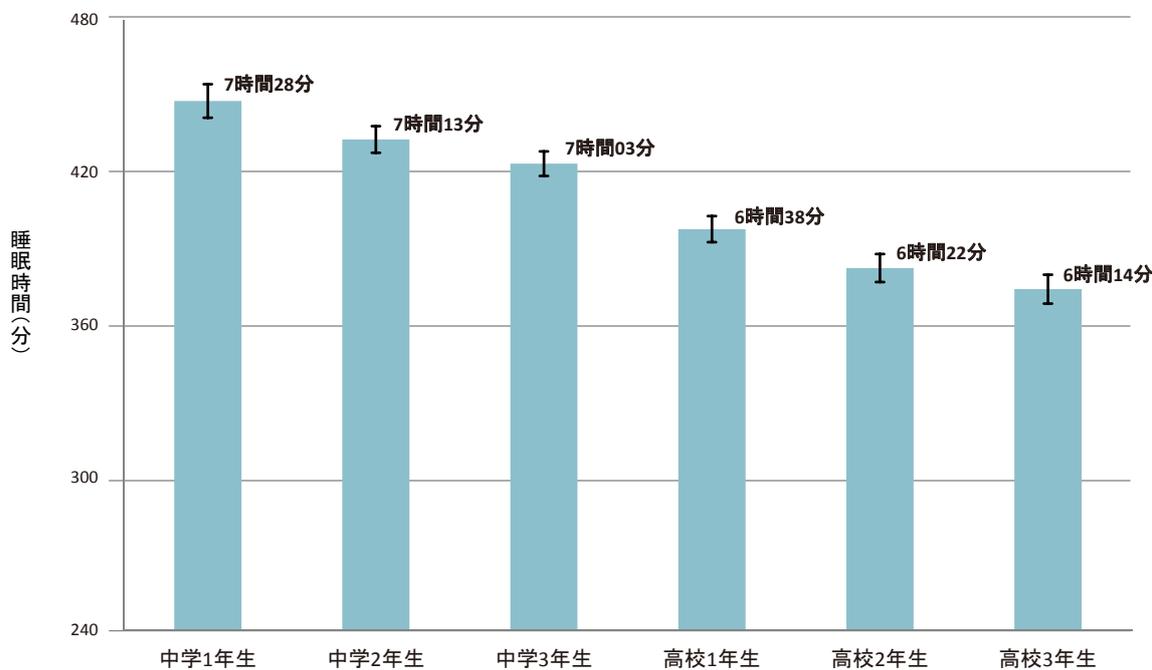


図3-2 学年ごとの睡眠時間

エラーバーは標準誤差

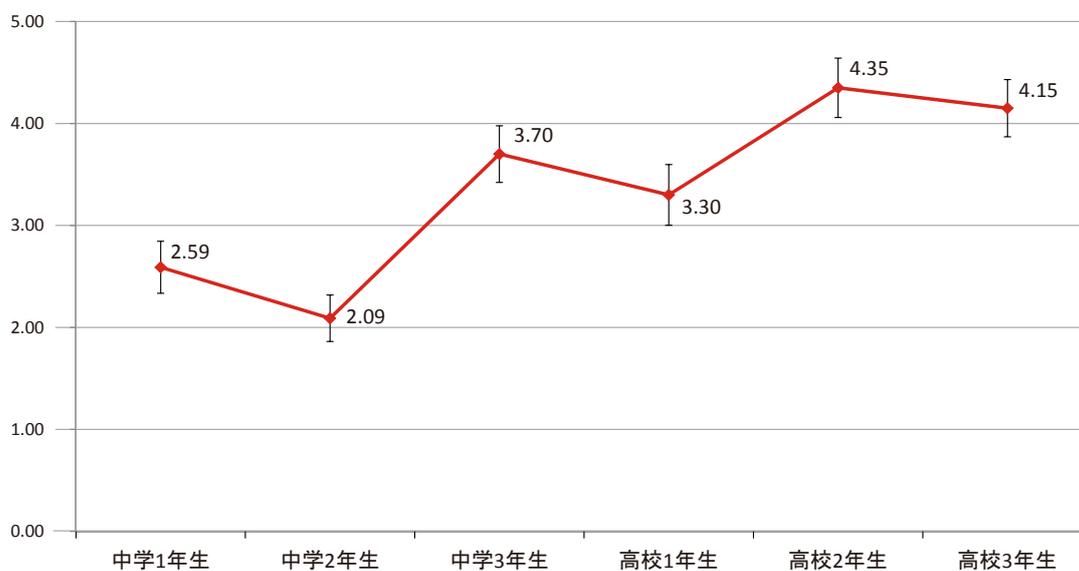


図3-3 学年ごとのGHQ12得点

エラーバーは標準誤差

3.3.2 睡眠習慣の変数どうしの相関関係

表 3-2 に就寝時刻、睡眠時間、起床時刻、就寝時刻の規則性どうしの Pearson の相関係数を示した。就寝時刻と睡眠時間の間は特に相関が高く ($r = -0.836$ 、 $p < 0.001$)、就寝時刻と起床時刻の間にも中程度の相関関係が認められた ($r = 0.335$ 、 $p < 0.001$) ことから、就寝時刻の遅れは睡眠時間の短縮とほぼ一義的な関係にあり、同時に起床時刻の遅れとも相関していると考えられた。このため、就寝時刻、睡眠時間、起床時刻を説明変数として同時に同一モデルに投入することは避け、別々の回帰式を用いることとした。就寝時刻の規則性は、就寝時刻、睡眠時間、起床時刻のいずれとも低い相関が認められたため、重回帰分析において交絡として強制投入した。

表 3-2 睡眠習慣どうしの相関関係

	就寝時刻	起床時刻	睡眠時間	就寝時刻の 規則性
就寝時刻	1.000			
起床時刻	0.335**	1.000		
睡眠時間	-0.836**	0.237**	1.000	
就寝時刻の規則性	0.232**	0.062	-0.200**	1.000

相関係数については Pearson の相関係数を用いた。 ** $p < 0.01$

3.3.3 重回帰分析の結果

重回帰分析の結果を表 3-3-1～表 3-3-3 に示す。学年、性別、就寝時刻の規則性を統制した重回帰分析（表 3-3-1 の Adjusted^a）で、就寝時刻から GHQ12 得点への標準偏回帰係数 $\beta = 0.145$ ($p < 0.0001$)、同じ交絡を統制して、睡眠時間を説明変数とした重回帰分析（表 3-3-2）では、睡眠時間から GHQ12 得点への標準偏回帰係数は $\beta = -0.090$ ($p < 0.05$) であった。同様の交絡を統制しての、起床時刻から GHQ12 得点への標準偏回帰（表 3-3-3）では、係数は $\beta = 0.064$ で統計学的に有意ではなかった ($p = 0.084$)

表 3-3-1 就寝時刻と GHQ12 得点との関連 (重回帰分析による解析)

	Crude	Adujsted ^a
	β	β
Grade	0.229***	0.147***
Sex	0.169***	0.157***
Bedtime	0.255***	0.145***
Bedtime irregularity	0.179***	0.128***

$R^2 = 0.118$

*** $p < 0.0001$ 、 ** $p < 0.001$ 、 * $p < 0.05$

^a 交絡要因として学年、性別、就寝時刻および就寝時刻の規則性を強制投入

表 3-3-2 睡眠時間と GHQ12 得点との関連 (重回帰分析による解析)

	Crude	Adujsted ^a
	β	β
Grade	0.229***	0.178***
Sex	0.169***	0.152***
Sleep duration	-0.211***	-0.090*
Bedtime irregularity	0.179***	0.144***

$R^2 = 0.109$

*** $p < 0.0001$ 、 ** $p < 0.001$ 、 * $p < 0.05$

^a 交絡要因として学年、性別、睡眠時間および就寝時刻の規則性を強制投入した。

表 3-3-3 起床時刻と GHQ12 得点との関連 (重回帰分析による解析)

	Crude	Adjusted ^a
	β	β
Grade	0.229***	0.204***
Sex	0.169***	0.172***
Wake-up time	0.089*	0.064
Bedtime irregularity	0.179***	0.161***

$R^2 = 0.110$

*** $p < 0.0001$ 、 ** $p < 0.001$ 、 * $p < 0.05$

^a 交絡要因として学年、性別、起床時刻および就寝時刻の規則性を強制投入した。

3.4 考察

本章(研究1)では横断的な手法を用いた先行研究が示した結果、すなわち学年が上がるにつれて就寝時刻の遅い夜型の子どもが増え、睡眠時間の短縮が見られること(Gradisar、2011)と、就寝時刻の遅さあるいは睡眠時間の短さが不安・抑うつと関連すること(Gauら、2004; Mooreら、2009; Paschら、2010; Shortら、2013; Wangら、2013; De SouzaらとHidalgo、2014; Leeら、2015; Gangwishら、2010; Leeら2012; Suzukiら、2011)について、都内中高一貫校に在籍する中学生・高校生の睡眠習慣と不安・抑うつについてのデータのうち、2010年度に在籍した698名のものを横断的に解析することによって検討した。また、睡眠習慣については「いつもだいたい、夜は何時にねて、朝は何時に起きますか」と尋ね、「何時何分」という形での回答を得た。「いつも」という文言から平日の睡眠習慣について回答が得られたものと解釈し、解析を進めることとした。

睡眠習慣と学年との関係を検討した結果では、上級学年ほど就寝時刻や起床時刻は遅くなり、睡眠時間は短くなる傾向が明らかとなった。就寝時刻は中学1年生から高校3年生の6学年でおよそ1時間30分遅くなったのに対して、起床時刻はおよそ20分しか遅くならなかった。その結果、睡眠時間は中学1年生から高校3年生の6学年でおよそ1時間短くなった。すなわち、睡眠時間の短縮

は基本的に就寝時刻の遅れによるものと考えられた。就寝時刻が学年とともに大幅に遅くなっていくのに対して、起床時刻は遅れの幅が限定的となっていた。これは学校の始業時刻が一定であるためと思われる。このような傾向は先行研究で認められた結果と同様であった (Gradisar ら、2011 ; Kang ら、2014)。一方、GHQ12 得点で測定した不安・抑うつは、学年が上がるごとに高まっていた。この傾向は、先行研究で認められている結果と同様の傾向が確認された (Nishida ら、2008 ; 荒木田ら、2003)。

次に、重回帰分析を用い、学年および性別、就寝時刻の規則性を統制した上で、睡眠習慣と不安・抑うつとの間の関連について検討した。その結果、睡眠習慣のうち、就寝時刻、睡眠時間と不安・抑うつとの間に有意な関連が認められた。すなわち、就寝時刻が遅いほど、睡眠時間が短いほど、不安・抑うつ の程度が高くなることが確認された。起床時刻と不安・抑うつの間には有意な関連は認められなかった。先述のように起床時刻の遅れは学校の始業時刻により限定的であるため、就寝時刻の遅れの反映が小さく、不安・抑うつへの実質的な関与は限定的と考えられた。就寝時刻が遅いほど、睡眠時間が短いほど、不安・抑うつが高まることについては、先行研究を支持する結果であった (Lee ら、2012 ; Gangwisch ら、2010 ; Pasch ら、2010 ; Gau ら、2004 ; Moore ら、2009 ; Pasch ら、2010 ; Short ら、2013 ; Wang ら、2013 ; De Souza らと

Hidalgo, 2014 ; Lee ら, 2015 ; Suzuki ら, 2011)。

なお、男女別の検討では、就寝時刻、起床時刻、睡眠時間で男女間に統計的有意差が認められた。すなわち女子の方が男子よりも睡眠時間が短く、起床時刻が早かった。また、GHQ12 得点も男女間で差が認められ、男子に比べて女子の方が高い結果となった。これらはわが国の先行研究の結果 (Nishida ら, 2008 ; 荒木田ら, 2003 ; Oshima, 2012 ; Tagaya ら, 2004) と同様であり、本研究の対象は性差についてもわが国の先行研究の対象と概ね同様の傾向を持つ集団であることが確認された。

第4章

一卵性双生児を対象とした

睡眠と不安・抑うつとの偽相関の可能性に関する 検討（研究2）¹⁾

4.1 はじめに

第3章では、少なくとも横断的な手法に基づけば、本研究対象においても先行研究（Lee ら、2012；Gangwisch ら、2010；Pasch ら、2010；Gau ら、2004；Moore ら、2009；Pasch ら、2010；Short ら、2013；Wang ら、2013；De Souza らと Hidalgo、2014；Lee ら、2015；Suzuki ら、2011）で示されたのと同様、就寝時刻や睡眠時間と不安・抑うつとの関連性が認められることを確認した。本章では1）この関連が偽相関と異なること、および2）睡眠習慣および不安・抑うつが、双生児ペア内で共有される遺伝要因や共有環境要因と双生児ペア内の非共有環境要因のそれぞれからどの程度影響を受けているかを検討することを目的とした。一卵性双生児は、一つの受精卵から出生したきょうだいであり、

¹⁾ 本章は、以下の掲載論文を元に、新たにデータを追加・解析し日本語に修正したものである。Misato Matamura, Mamoru Tochigi, Satoshi Usami, Hiromi Yonehara, Masako Fukushima, Atsushi Nishida, Fumiharu Togo and Tsukasa Sasaki. (2014) Associations between sleep habits and mental health status and suicidality in a longitudinal survey of monozygotic twin adolescents. *Journal of Sleep Research* Volume 23, Issue 3, pages 292–296. DOI: 10.1111/jsr.12127

variation のほぼ 100% 共通したゲノムを持っている。ここでいう、「遺伝要因」とは、この variation のほぼ 100% 共通したゲノムをもつことにより双生児内のふたりを似たものにする要因を示す。一方で「共有環境要因」とは、遺伝情報以外で共有されるきょうだい間の生活環境を示している。例えば、出生前の母体内環境といったような生理的環境もあれば、同じ家庭で生活するようなものも示している。本章の場合、解析対象となった一卵性双生児の生徒たちは皆同じ学校に通っているため、学校もこの共有環境要因に含まれると考えられる。そして、「非共有環境要因」とは、双生児ペア内で同じでない、共有することのできない、あるいは共有されていない環境のことを示している。例えば、同じ家庭で生活し同じ食事をとっていたとしても、ダイニングテーブルに座る位置やそこからの眺めは異なるかも知れない。また学校においても、仲間となる友達はずしもすべて同じであることはないだろう。所属する部活や友達からの評価も異なるかもしれない。一卵性双生児であったとしても、それぞれが異なる経験、環境の中で生活していることによる影響を「非共有環境要因」という。本研究では、一卵性双生児のみを対象としたために「遺伝要因」および「共有環境要因」を区別することはできないが、これら「遺伝要因および共有環境要因」と「非共有環境要因」は、睡眠習慣あるいは不安・抑うつにどの程度影響しているのか推定することによって、教育的介入などによってある程度変化が

第4章 一卵性双生児を対象とした
睡眠と不安・抑うつとの偽相関の可能性に関する検討 (研究2)

可能なものであるかどうかを検討することができる。

1) は第1章で指摘したように、就寝時刻や睡眠時間と不安・抑うつとの2変数の関連のほかに遺伝要因などの第三の変数が存在していて、見かけ上の相関関係を生じさせている可能性を検討しておく必要があるためである。

一方、2) は教育的介入によって、睡眠習慣あるいは不安・抑うつを変化させる余地があることを示すためである。思春期の睡眠習慣については、これまでに遺伝要因あるいは非共有環境要因による影響を強く受けており、共有環境要因の影響は年齢とともに減少していくことを示唆する研究 (te Velde ら

(2013) ; Butkovic ら (2014) ; Hur (2007)) と、早期思春期には共有環境要因の影響を強く受けていることを示唆する研究 (Sletten ら (2013) ; te Velde ら (2013)) がある。例えば、te Velde ら (2013) は、オランダの12歳から20歳の一卵性双生児 6,319 組、二卵性双生児 1,359 組を対象として睡眠時間の個人差が遺伝的なものなのか、環境要因 (共有環境要因あるいは非共有環境要因) によるものなのかを検討した。対象者は、自己報告式により普段の睡眠時間を回答した。結果、12歳の対象における遺伝要因による影響は34~36%、共有環境要因の影響は28~45%、そして非共有環境要因の影響は19~38%であった。一方で、より上の年齢である20歳の対象では、遺伝要因による影響は33~47%、非共有環境要因による影響は53~67%で共有環境要因による影響はほとんどみ

第4章 一卵性双生児を対象とした
睡眠と不安・抑うつとの偽相関の可能性に関する検討 (研究2)

られなかった。対象の年齢別の遺伝要因、共有環境要因、非共有環境要因の寄与率は、男女ともに12歳から共有環境要因の影響は減りはじめ、16歳時点での共有環境要因の影響はほぼゼロに近い値であった。この結果を受けて彼らは、思春期における睡眠時間の個人差は、遺伝要因および非共有環境要因から影響を受けており、共有環境要因の影響が大きいのは前思春期の期間のみであると結論付けている。また、Butkovicら(2014)の研究によっても同様の傾向が示されている。彼らは、クロアチアの15歳から22歳の339組の双生児(一卵性双生児105組、二卵性双生児234組)を対象に、遺伝要因、共有環境要因および非共有環境要因のそれぞれがどれだけ睡眠時間に影響しているのかを検討した。結果、自己申告による睡眠時間の遺伝要因と非共有環境要因の影響を考慮したモデルの当てはまりがよく、遺伝要因の寄与率は63%、残りの寄与率(37%)は非共有環境要因によるものであった。さらに、Hur(2007)は、韓国の9歳~23歳の双生児977組(一卵性双生児621組、二卵性双生児356組)を対象に調査をし、前思春期(9歳~12歳)、思春期(13歳~18歳)、思春期後期(19歳から23歳)と3つの年齢層に分け、遺伝要因と共有環境要因および非共有環境要因の影響を年代別に解析した。結果、Butkovicらと同様、いずれの年代においても遺伝要因と非共有環境要因によるモデルの当てはまりがよかったこと(早期思春期AEモデルのAIC = -4.9 ; ACEモデルのAIC = -2.9 : 思春期

AE モデルの AIC = -7.5 ; ACE モデルの AIC = -5.5 : 思春期後期 AE モデルの AIC = -7.1 ; ACE モデルの AIC = -5.6)、また朝型-夜型の傾向は遺伝要因 (寄与率 45%) と非共有環境要因 (寄与率 55%) の影響が大きく、共有環境要因の影響は見られないと結論付けている

一方で、睡眠習慣にはある時期までは共有環境要因が影響していることを示唆する研究も存在する。Sletten ら (2013) らは、オーストラリアの 12 歳の双生児 66 組 132 名 (一卵性双生児 25 組、二卵性双生児 41 組) を対象に、2 週間アクチグラフと睡眠日記をつける方法で、睡眠習慣への遺伝要因、共有環境要因および非共有環境要因のそれぞれがどの程度影響しているのかを検討した。結果、双生児の睡眠のタイミング、すなわち就寝時刻と起床時刻は一卵性でも二卵性でも双生児ペア内で極めて似ており (睡眠開始時刻、すなわち就寝時刻の双生児ペア内の級内相関 $MZr = 0.94$ 、 $DZr = 0.81$; 睡眠終了時刻、すなわち起床時刻の双生児ペア内の級内相関 $MZr = 0.90$ 、 $DZr = 0.83$)、モデルにあてはめて検討すると、睡眠開始時刻については遺伝要因の影響および共有環境要因、非共有環境要因の三要因を含めたモデルが、また睡眠終了時刻については共有環境要因および非共有環境要因をあてはめたモデルの適合度が高かった。特に、共有環境要因については、睡眠開始時刻において 67%、睡眠終了時刻において 86% と著しく高い寄与率であり、共有環境要因の影響が大きいことを示した。

第4章 一卵性双生児を対象とした
睡眠と不安・抑うつとの偽相関の可能性に関する検討 (研究2)

また先に述べた通り、te Velde ら (2013) も、12 歳という年齢においては共有環境要因の影響を受けていることを示している。

また、不安・抑うつに関する先行研究では、遺伝要因と非共有環境要因の両方からの影響によって説明可能である一方で、寄与率は相対的に遺伝要因からの影響の方が小さく、非共有環境要因の方が大きいことが示唆されている。例えば、Ono ら (2002) は、日本の 9 歳から 27 歳の一卵性双生児と二卵性双生児 201 組を対象に、抑うつと新奇性追究、損害回避、報酬依存、固執などのパーソナリティ特性の関連について検討し、抑うつが遺伝要因、共有環境要因、非共有環境要因のそれぞれからどの程度影響を受けているか検討した。結果、抑うつおよび調査したいずれのパーソナリティ特性も、遺伝要因と非共有環境要因によって説明するモデルの当てはまりが最もよく、抑うつに対する遺伝要因の寄与率は 40%、非共有環境要因の寄与率は 59%であり、遺伝要因および非共有環境要因から受ける影響が主なものであることを示した。また、Zavos ら (2012) は、イギリスの平均 15 歳 (12 歳～21 歳) の一卵性双生児および二卵性双生児およそ 1,300 組 (第 1 回目調査では 2,651 名 (平均年齢 15 歳、対象は 12 歳～21 歳) ; 第 2 回目調査では 1,597 名 (平均年齢 17 歳、対象は 14 歳～23 歳)) を対象に、2 年間の追跡調査を実施した。結果、第 1 回目から第 2 回目調査にかけて抑うつへの遺伝要因の寄与率は 41%から 13%へと減少したのに対

第4章 一卵性双生児を対象とした
睡眠と不安・抑うつとの偽相関の可能性に関する検討 (研究2)

し、非共有環境要因の寄与率は 51%および 55%と安定していた。また、遺伝要因と非共有環境がそれぞれ時間を経ても継続的に影響するのか、その時点で特異的に影響するのかについて、検討するために、第 1 回目の調査結果が第 2 回目の調査結果とある程度一貫することを考慮して、第 2 回目の調査時点での寄与率が全体の寄与率に占める割合について検討した結果、第 2 回目の調査においての遺伝要因の寄与率は 54%、非共有環境要因の寄与率は 82%であることを示した。この結果を受けて、不安・抑うつの遺伝要因の影響は年齢が上がるにつれ下がり、非共有環境要因の影響は年齢が上がっても（時間を経ても）相対的に高いものであると示唆した。さらに、非共有環境要因の影響は、時間特異的なものとして影響している可能性も示唆した（例えばストレスフルなライフイベントを経験するなど）。このように不安・抑うつが遺伝要因および非共有環境要因から主に影響を受けていることを示唆する研究は、ほかにも Chen. J ら (2014)、Moore ら (2013) によるものがある。

以上のように、双生児を対象とした研究によって、思春期における睡眠習慣は遺伝要因と非共有環境要因の両方から主に影響を受けており、12 歳程度の年齢までは共有環境要因の影響も受けているという知見が示されている。また、不安・抑うつについては、遺伝要因と非共有環境要因の影響を受けているが、相対的には遺伝要因の方が小さく、非共有環境要因の方が相対的に大きく影響

していることが示されている。

本博士論文の最終目標は、睡眠習慣に対して介入をすることによって改善を図り、さらに不安・抑うつ予防・改善が可能であることを示すことである。そのためには、睡眠習慣がペア内で共有されている遺伝要因および共有環境要因と、非共有環境要因からそれぞれの程度影響を受けているのかを明らかにし、介入により改善が図れる可能性があるか検討する必要がある。また、不安・抑うつは、相対的に先行研究同様遺伝要因や共有環境要因よりも、非共有環境要因からの影響を強く受けていることが本研究の対象でもみられることを確認する必要がある。

本研究では、先行研究に比して情報は限られるが、解析対象を一卵性双生児のみと限定することで、睡眠習慣や不安・抑うつについての遺伝要因および双生児ペア内の共有環境要因を統制し、ペア内の非共有環境要因の影響を検討することが可能である。具体的に共有環境要因の例としては、胎生期における母体内環境などの生物学的環境、あるいは出生後の生育環境、例えば家庭環境や同じ学校への通学などが考えられる。本章（研究2）では、解析対象をそのように統制することにより、睡眠習慣あるいは不安・抑うつがペア内で共有される遺伝要因および共有環境要因と非共有環境要因のそれぞれから、相対的にどの程度影響を受けているかを検討することを目指した。

以上の通り、本章 (研究2) では、睡眠習慣と不安・抑うつが偽相関ではないこと、および不安・抑うつ改善のために介入可能なものであることを示すために、遺伝要因と共有環境の影響が統制可能な一卵性双生児の生徒のみを対象に、階層線型モデルを用いた検討を行った。

4.2 対象と方法

調査期間中に協力校に在籍した一卵性双生児 74 組 148 名 (男子 58 名、女子 90 名) を解析対象とした。得られたデータ数は延べ 483 個であった。

本研究では、まず対象の平均値や標準偏差など記述的統計値についての検討を行った。男女差については Student の t 検定を用いて検討し、学年ごとの差については、Levene の等分散性の検定を行い、等分散性が仮定できない場合には Kruskal-Wallis 検定を用いて検討した。さらに、学年間のどこに有意差があるのかを確認するために多重比較を行い、有意水準は Bonferroni 法により補正した。また、順序尺度である就寝時刻の規則性については、学年ごとに差があるかどうかについてカイ二乗値を用いた母比率の差の検定を行った。解析にあたって用いた変数は、3章同様に、説明変数として就寝時刻、睡眠時間、就寝時刻の規則性を、目的変数として GHQ12 得点を用いた。起床時刻は不安・抑

うつとの間に有意な関連が見られなかったため、以降の分析では含めないこととした。

就寝時刻、睡眠時間、就寝時刻の規則性の相関について Pearson の相関係数で多重共線性の可能性を検討した上で、3 レベルの階層線型モデル

(Raudenbush と Bryk、2002) を用いて検討を行った。具体的には、目的変数 Y_{tkj} を GHQ12 得点、説明変数 X_{tkj} を睡眠習慣のパラメータ (就寝時刻、睡眠時間、就寝時刻の規則性) として、以下の式で表現した。

$$Y_{tkj} = \beta_{0kj} + \beta_1 X_{tkj} + \varepsilon_{tkj} \cdots (1)$$

$$\beta_{0kj} = \beta_{0j} + \varepsilon_{kj} \cdots (2)$$

$$\beta_{0j} = \beta_0 + \varepsilon_j \cdots (3)$$

ここで、 t は学年 (1 : 中学 1 年生、2 : 中学 2 年生・・・6 : 高校 3 年生) を、 k は双生児ペア内の各人の番号 (1、2 ; なおペア内の個人のどちらが 1 番でどちらが 2 番でもここでは問題にならない) を、 j は 74 組いる双生児に任意に割り振られた番号 (1・・・74) を示している。

(1)式における β_1 は傾き、すなわち説明変数である X_{tkj} が1ポイント増加した時の Y_{tkj} の変化量を示している。 ε_{tkj} は誤差項であり、 $\varepsilon_{tkj} \sim N(0, \sigma_1^2)$ と仮定したものである(σ_1^2 は個人内の残差分散を示す)。(2)式は、個人の切片項 β_{0kj} が一卵性双生児ペアごとに固定される切片項 β_{0j} とその残差成分 ε_{kj} で構成されていることを示しており、 β_{0j} は双生児j組における平均を表している。 ε_{kj} は双生児ペアj組内の任意の番号k番目生徒の残差項であり、 $\varepsilon_{kj} \sim N(0, \sigma_2^2)$ と仮定される。 σ_2^2 は、双生児ペア内の個人における残差であり、双生児ペア内でそれぞれの個人の切片が確率的に変動することを示している。(3)式は、ペア内の切片 β_{0j} が一卵性双生児ペア間で固定される切片項 β_0 とその残差成分 ε_j で構成されていることを示しており、 β_0 は全個人における平均を表している。 ε_j は、双生児j組における残差で、 $\varepsilon_j \sim N(0, \sigma_3^2)$ と仮定される。 σ_3^2 は、双生児ペア間の違いを示す残差であり、双生児ペア間で切片が確率的に変動することを示している。

なお、この3レベルの階層線型モデルを用いると、説明変数の変化に伴う目的変数の変化の分散を双生児ペア内、双生児ペア間、およびそれ以外(誤差分散)の分散の3つに分解することが出来る。すなわち1)双生児ペア内での非共有環境要因による影響(分散)、2)双生児ペア内での遺伝要因および共有環境要因の影響(分散)を推定できることになる。具体的に説明すると、説明変数 X_{tkj} によって予測される値と実測値との差の分散は、 $\sigma^2 = \sigma_1^2 + \sigma_2^2 +$

第4章 一卵性双生児を対象とした
睡眠と不安・抑うつとの偽相関の可能性に関する検討 (研究2)

σ_3^2 と示すことができる。 σ_2^2 / σ^2 は、全体の分散のうち、一卵性双生児ペアごとに推定される切片に対し双生児ひとりずつに推定される切片の散らばり（分散）が占める割合に相当する。すなわち、双生児ペア内で共有している遺伝要因および共有環境要因からのずれを表しており、言い換えれば双生児ペア内の非共有環境の影響を示している。 σ_3^2 / σ^2 は、全体の分散のうち、全体における切片に対し一卵性双生児ペアごとに推定される切片の分散の占める割合に相当する。すなわち、双生児ペアごとに異なり、かつ双生児ペア内で非共有の要因を除いた要因、すなわちペア内で共有している遺伝要因および共有環境要因に起因する分散の割合に相当し、双生児ペア内の遺伝要因及び共有環境の影響を示している。 σ_1^2 / σ^2 は、全体の分散のうち、個人内の残差分散が占める割合に相当し、各個人に推定される切片から時点 t の測定値の分散が占める割合を示している。いずれも0~1の値をとり、1に近いほどその階層（ペア内の非共有環境要因、ペア内の遺伝要因および共有環境要因、個人内の誤差）の影響が大きいことを示唆するものである。すなわち、 σ_2^2 の値が相対的に小さければ非共有環境の影響が小さく、双生児ペア内の不安・抑うつは似たものであり、この値が大きければ非共有環境の影響が大きく、双生児ペア内の抑うつ・不安は大きく異なるものであると解釈することができる。また、 σ_3^2 の値が相対的に小さければ、双生児ペア内で共有している遺伝要因および共有環境の影響が小さく、不安・抑

第4章 一卵性双生児を対象とした
睡眠と不安・抑うつとの偽相関の可能性に関する検討 (研究2)

うつの程度は大きく異なるものであると解釈することができる。一方、 σ_3^2 の値が大きければ、双生児ペア内で共有している要因により不安・抑うつ程度が似ており、双生児ペア間の特徴は異なる状態であると解釈することができる。

また(1)式に共変量(交絡)を加えて調整した検討も行った。この検討では上記(1)の代わりに、以下の式を用いた。なお(4)に続く階層の式は、(2)(3)式と同じである。

$$Y_{tkj} = \beta_{0kj} + \beta_1 X_{1tkj} + \beta_2 X_{2tkj} + \varepsilon_{tkj} \dots (4)$$

本研究では、説明変数 X_{1tkj} に就寝時刻もしくは睡眠時間を、さらに X_{2tkj} に就寝時刻の規則性を投入した際の β_1 および β_2 の値を用いることにより、これらと目的変数 Y_{tkj} の関係について評価した。

次に、睡眠習慣への介入の可能性を検討するために、目的変数 y_{tkj} である睡眠習慣の各パラメータ(就寝時刻、睡眠時間、就寝時刻の規則性)に説明変数を投入しない帰無モデル(Null Model)を推定することにより、目的変数の集団間変動および集団内変動、また個人内誤差の分散の割合を推定した。帰無モデル

は以下の式で表現した。

$$Y_{tkj} = \beta_{0kj} + \varepsilon_{tkj} \cdots (5)$$

$$\beta_{0kj} = \beta_{0j} + \varepsilon_{kj} \cdots (6)$$

$$\beta_{0j} = \beta_0 + \varepsilon_j \cdots (7)$$

なお、この3レベルの帰無モデルにおいて推定される分散 σ_2^2 / σ^2 、 σ_3^2 / σ^2 、 σ_1^2 / σ^2 は先述の通り、それぞれ全分散に対する、双生児ペア内の非共有環境要因の分散の割合、双生児ペア内の遺伝要因および共有環境要因の分散の割合、そして誤差分散、すなわち個人ごとに推定される切片から各時点の個人の測定値のちらばり（分散）の割合を示している。この分散の割合を評価することにより睡眠習慣への教育的介入の可能性を検討することとした。また、GHQ12 得点についても同様に検討した。

4.3 結果

4.3.1 性別および学年ごとの睡眠習慣と不安・抑うつ

表 4-1(a)および図 4-1~4-2 に各学年別の睡眠習慣の推移を示した。就寝時刻の平均値 (±標準偏差、以下同) は 23 時 13 分 (±0 時間 58 分) であった。男女別でみた場合、男子 23 時 11 分 (±1 時間 04 分)、女子 23 時 14 分 (±53 分) で、統計的に有意な差は認められなかった ($t(497) = -0.678, p = 0.518$)。睡眠時間の平均値は 6 時間 59 分 (±53 分) であった。男女別に見た場合、男子 7 時間 03 分 (±58 分)、女子 6 時間 56 分 (±50 分) で統計的に有意な差は認められなかった ($t(497) = 1.394, p = 0.164$)。就寝時刻の規則性は、「ほとんど同じ」か「どちらかと言えば同じ」と回答した者が全体の 65.2%で、男女別に見た場合、統計的に有意な差は認められなかった ($\chi^2(3) = 3.027, p = 0.388$)。

学年ごとで見た場合、就寝時刻の平均値は、学年が上がるごとに遅くなり、概ね線型なパターンを示し、6 学年でおよそ 1 時間 30 分遅くなっていた。睡眠時間の平均値は上級学年ほど短い傾向が見られた。一元配置分散分析によってその差について統計的な検定を行ったところいずれも有意であった。(就寝時刻 $F(5, 493) = 46.496, p < 0.0001$; 睡眠時間 $F(5, 493) = 27.018, p < 0.0001$)。Bonferroni 法による多重比較を行った結果、就寝時刻の平均値には、中学 2 年生と中学 3 年生、中学 3 年生と高校 1 年生、高校 1 年生と高校 2 年生、高校 2

年生と高校3年生以外のすべての学年間で有意な差が認められた ($p < 0.05 \sim p < 0.0001$)。睡眠時間の平均値には、中学2年生と3年生、中学2年生と高校1年生、中学3年生と高校1年生、高校1年生と高校2年生、高校2年生と高校3年生以外の人に有意な差があった ($p < 0.05 \sim p < 0.0001$)。また、就寝時刻の規則性について母比率の差の検定について検討したところ、学年間で統計的に有意な差は認められなかった ($\chi^2(15) = 14.196$, $p = 0.511$)。

表4-1 (b)および図4-3 に各学年別のGHQ12得点の推移を示した。GHQ12得点の平均値は2.66 (± 2.78)であった。男女別に見た場合、男子2.17 (± 2.71)、女子2.97 (± 2.79)で、女子の方が男子よりも有意にGHQ12得点が高かった ($t(493) = -0.314$, $p = 0.002$)。また、上級学年ほどGHQ12得点が高い傾向にあり ($F(5, 495) = 34.432$, $p < 0.0001$)、中学1年生と高校2年生 ($p = 0.020$)、高校3年生 ($p < 0.0001$)、また、中学2年生と高校3年生 ($p < 0.0001$) の間に有意な差が認められた。

表 4-1
一卵性双生児を対象とした性別および学年ごとの睡眠習慣と不安・抑うつ
(a) 睡眠習慣

		就寝時刻			
		N	Mean	SD	p 値
全体		148	23:13	±0:58	
性別 [†]	男子	50	23:11	±1:04	$p = 0.518$
	女子	98	23:14	±0:53	
学年 ^{††}					$p < 0.0001$
中学1年生	(1)	36 / 50	22:27	±0:42	1 < 2 [*] , 3 ^{***} , 4 ^{***} , 5 ^{***} , 6 ^{***}
中学2年生	(2)	28 / 42	22:49	±0:44	2 < 4 ^{**} , 5 ^{***} , 6 ^{***}
中学3年生	(3)	34 / 58	23:06	±0:59	3 < 5 ^{***} , 6 ^{***}
高校1年生	(4)	32 / 46	23:19	±0:56	4 < 6 ^{***}
高校2年生	(5)	32 / 56	23:41	±0:54	
高校3年生	(6)	24 / 50	24:06	±1:08	
		睡眠時間			
		N	Mean	SD	p 値
全体		148	6:59	±0:53	
性別 [†]	男子	50	7:03	±0:58	$p = 0.164$
	女子	98	6:56	±0:50	
学年 ^{††}					$p < 0.0001$
中学1年生	(1)	36 / 50	7:30	±0:25	1 < 2 [*] , 3 ^{**} , 4 ^{***} , 5 ^{***} , 6 ^{***}
中学2年生	(2)	28 / 42	7:19	±0:31	2 < 5 ^{***} , 6 ^{***}
中学3年生	(3)	34 / 58	7:05	±0:34	3 < 5 ^{***} , 6 ^{***}
高校1年生	(4)	32 / 46	7:01	±0:34	4 < 6 ^{***}
高校2年生	(5)	32 / 56	6:36	±0:29	
高校3年生	(6)	24 / 50	6:14	±0:29	

[†]男女間の差については、t検定で比較した。

^{††}学年ごとの就寝時刻、睡眠時間の差については、一元配置分散分析を用いて比較した。学年間のどこに有意差があるのかについては多重比較を行いBonferroni法にて調整した (* $p < 0.05$ 、** $p < .001$ 、*** $p < .0001$)

表 4-1
一卵性双生児を対象とした性別および学年ごとの睡眠習慣と不安・抑うつ
(a) 睡眠習慣 (続き)

		就寝時刻の規則性				
		男子 / 女子	1 (regular)	2	3	4(Irregular)
全体		58 / 90	38 (7.6)	288 (57.6)	143 (28.6)	31(6.2)
性別 [†]	男子	58	19 (9.8)	111 (57.5)	50 (25.9)	13 (6.7)
	女子	90	19 (6.2)	177 (57.7)	93 (30.3)	18 (5.9)
学年 ^{††}						
中学1年生	(1)	36 / 50	3 (3.8)	48 (61.5)	21 (26.9)	6 (7.7)
中学2年生	(2)	28 / 42	4 (5.6)	37 (51.4)	29 (40.3)	2 (2.8)
中学3年生	(3)	34 / 58	4 (4.3)	61 (66.3)	23 (25.0)	4 (4.3)
高校1年生	(4)	32 / 46	7 (9.0)	48 (61.5)	16 (20.5)	7 (9.0)
高校2年生	(5)	32 / 56	3 (3.8)	44 (55.7)	28 (35.4)	4 (5.1)
高校3年生	(6)	24 / 50	3 (4.1)	41 (56.2)	27 (37.0)	2 (2.7)

[†]男女間の差については、母比率の差の検定を用いた。

^{††}学年ごとの差については、母比率の差の検定を用いた。

表 4-1 (b) GHQ12 得点

		GHQ12		
	男子 / 女子	Mean	SD	<i>p</i> 値
全体	58 / 90	2.66	±2.78	
性別 [†]				
男子	58	2.17	±2.71	<i>p</i> = 0.002
女子	90	2.97	±2.79	
学年 ^{††}				<i>p</i> < 0.0001
中学1年生 (1)	36 / 50	1.63	±1.95	1 < 5*, 6***
中学2年生 (2)	28 / 42	1.74	±1.89	2 < 6***
中学3年生 (3)	34 / 58	2.79	±3.01	
高校1年生 (4)	32 / 46	2.94	±3.24	
高校2年生 (5)	32 / 56	2.93	±2.69	
高校3年生 (6)	24 / 50	3.94	±2.97	

[†]男女間の差については、t 検定で比較した。

^{††}学年ごとの GHQ12 得点の差については、ノンパラメトリック検定 (Kruskal-Wallis 検定) を用いて比較した。学年間のどこに有意差があるのかについては多重比較を行い Bonfferoni 法にて調整した

(* *p* < 0.05、** *p* < .001、*** *p* < .0001)

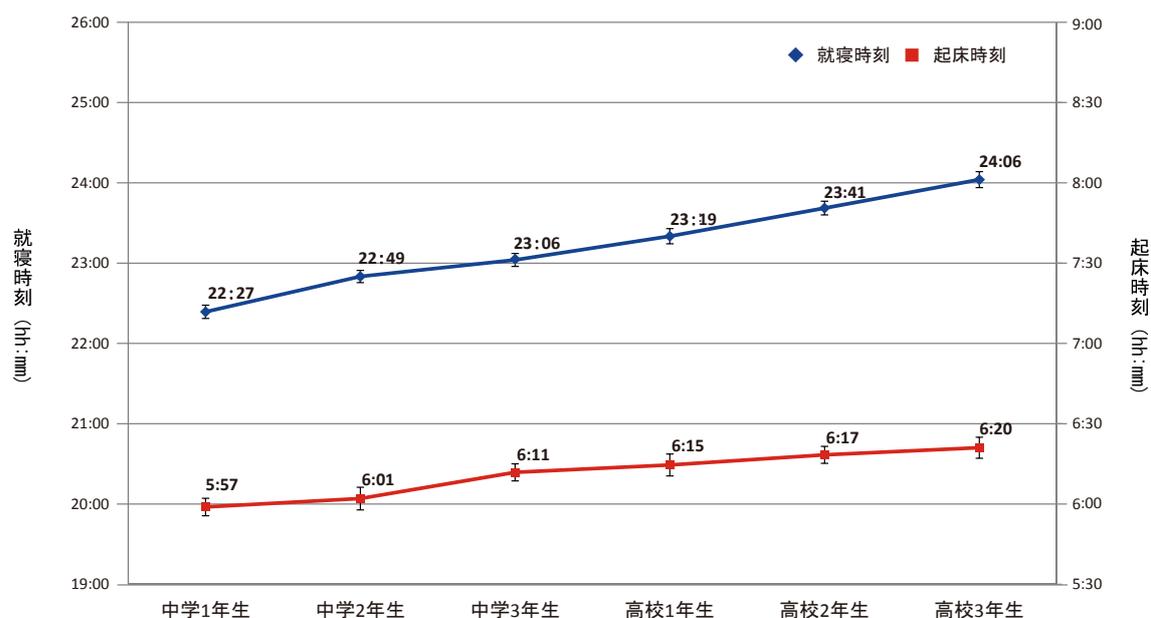


図4-1 学年ごとの就寝時刻と起床時刻

第4章 一卵性双生児を対象とした
睡眠と不安・抑うつとの偽相関の可能性に関する検討（研究2）

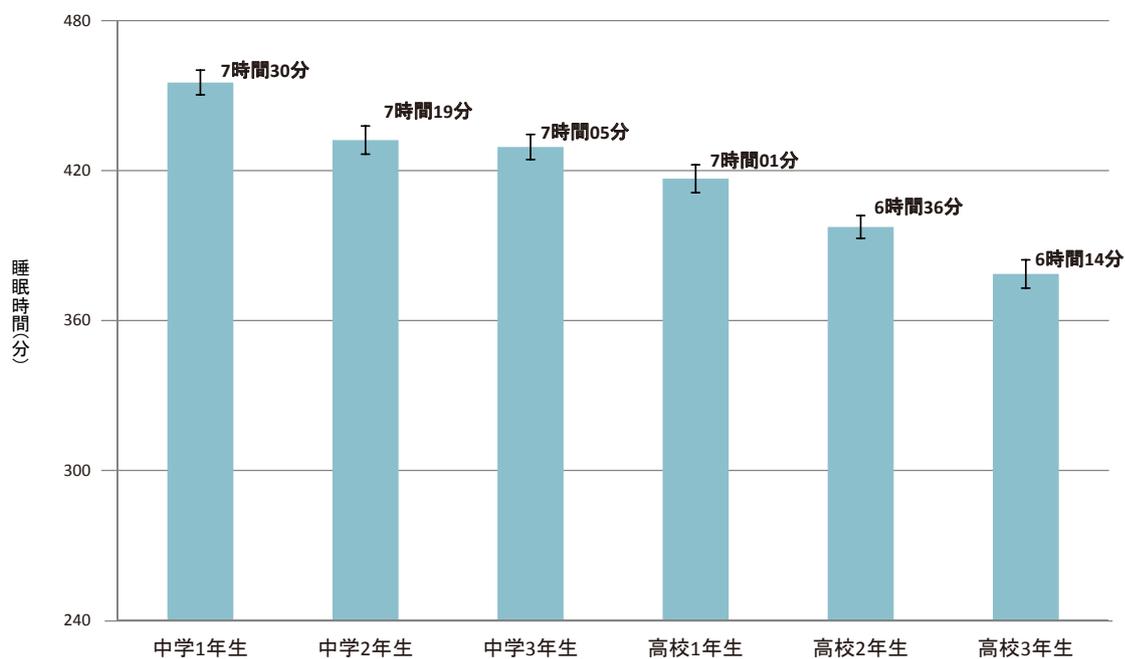


図4-2 学年ごとの睡眠時間

エラーバーは標準誤差

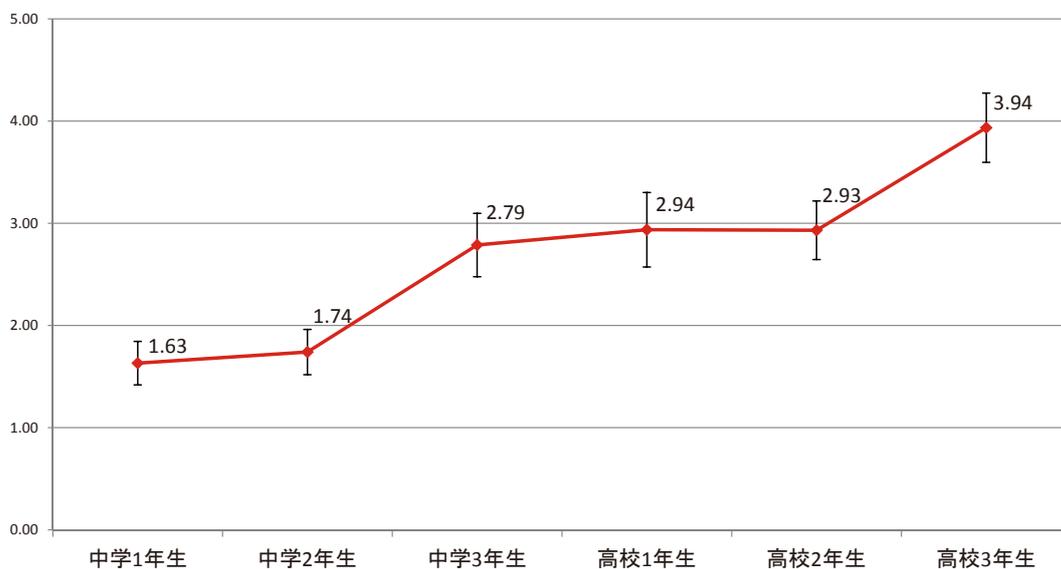


図4-3 学年ごとのGHQ12得点

エラーバーは標準誤差

4.3.2 睡眠習慣どうしの相関係数

表 4-2 に睡眠習慣に関するパラメータ、すなわち、就寝時刻、睡眠時間、および就寝時刻の規則性それぞれの間の Pearson の相関係数を示した。就寝時刻と睡眠時間の間で特に高い負の相関を認め ($\alpha = -0.782$ 、 $p < 0.001$)、これにより就寝時刻の遅れと睡眠時間が長くなることがほぼ一義的な関係にあると考えられたため、以後の階層線型モデルによる解析でこれらの同時投入は行わないこととした。就寝時刻の規則性については、就寝時刻、睡眠時間との間でともに相関関係が認められず、多重共線性の可能性を排除できることから、説明変数としてこれらと同時投入することとした。

表 4-2 睡眠習慣どうしの相関係数について

	就寝時刻の		
	就寝時刻	睡眠時間	規則性
就寝時刻	1.000		
睡眠時間	-0.782**	1.000	
就寝時刻の規則性	0.191**	-0.181**	1.000

相関係数については Pearson の相関係数を用いた。** $p < 0.01$

4.3.3 階層線型モデルによる解析結果

表 4-3 に階層線型モデルを用いた解析の結果を示した。(1) 式において就寝時刻および睡眠時間を説明変数として推定した際の回帰係数 β_1 (±標準偏差、以下同) は、それぞれ 0.669 (±0.126) および-0.011 (±0.002) であり、0.01%水準で有意であった。また、就寝時刻の規則性についても、回帰係数 β_1 は 0.343 (±0.176) であり、5%水準で有意であった。さらに、(4) 式を用いて、説明変数 X_{1tkj} に就寝時刻もしくは睡眠時間を、さらに交絡として X_{2tkj} に就寝時刻の規則性を投入した際の回帰係数 β_1 を推定したところ、それぞれ 0.648 (±0.126) および-0.011 (±0.002) であり、就寝時刻は 0.01%水準、睡眠時間は 0.1%水準で有意であった。

残差分散の推定では、双生児ペア内の非共有環境要因の分散の割合(σ_2^2 / σ^2) は、就寝時刻、睡眠時間、就寝時刻の規則性の各々で 20%、20%、23%であった。また、双生児ペア内の遺伝要因および共有環境要因の分散の割合は(σ_3^2 / σ^2) は、上述同様に 30%、30%、27%であった。その他の個人内の分散の割合 (σ_1^2 / σ^2) は、上述同様に 52%、51%、50%であった。

表 4-3 一卵性双生児ペアを対象とした睡眠習慣（就寝時刻、睡眠時間、就寝時刻の規則性）と不安・抑うつとの関連

説明変数 / 目的変数	GHQ12 得点			
	β_1	$\sigma_2^2 \dagger$	σ_3^2	σ_1^2
睡眠習慣のいずれかひとつを投入した結果				
就寝時刻	0.669 ** (0.126)	1.455 (0.196)	2.145 (0.299)	3.842 (0.516)
睡眠時間	-0.011 ** (0.002)	1.502 (0.198)	2.248 (0.296)	3.838 (0.506)
就寝時刻の規則性	0.343 # (0.176)	1.790 (0.225)	2.123 (0.268)	4.021 (0.504)
就寝時刻の規則性を交絡として統制した結果				
就寝時刻	0.648 ** (0.126)	1.483 (0.199)	2.043 (0.274)	3.918 (0.526)
睡眠時間	-0.011 * (0.002)	1.552 (0.204)	2.130 (0.281)	3.909 (0.515)

* 時刻は時間 hour の単位で扱った(例えば 10 時 30 分は $10+0.30 \times (100/60) = 10.50$ 時間に変換). β_1 の上段には点推定値、下段カッコ内には標準偏差(SD)を示した。

σ_2^2 : 双生児ペア内の非環境要因による分散、 σ_3^2 : 双生児ペア間で共有されている要因による分散、 σ_1^2 : 個人内の誤差分散。また、分散(例えば σ_3^2)のカッコ内は、全分散 σ^2 におけるそれぞれの分散の割合を示している。

$p < 0.05$ 、* $p < 0.001$ 、** $p < 0.0001$

第4章 一卵性双生児を対象とした
睡眠と不安・抑うつとの偽相関の可能性に関する検討 (研究2)

また、睡眠習慣について説明変数を投入しない帰無モデルによる分散の推定から、双生児ペア内における非共有環境要因の分散の割合は、就寝時刻、睡眠時間、睡眠時間の規則性のいずれの変数においても、ごく小さな値 ($9.40 \times 10^{-20} \sim 8.65 \times 10^{-14}$) であった。また、双生児ペア内の遺伝要因および共有環境要因の分散の割合は、就寝時刻および睡眠時間においては、51%、47%であった。就寝時刻の規則性については、26%と相対的に小さかった。個人内の誤差分散は、就寝時刻、睡眠時間、睡眠の規則性の各々で50%、53%、74%であった。

GHQ12 得点について説明変数を投入しない帰無モデルによる分散の推定では、双生児ペア内の非共有環境要因の分散の割合は21%、双生児ペア内の遺伝要因および共有環境要因の分散の割合は29%、個人内の誤差分散の割合は50%であった。

表 4-4 一卵性双生児ペアを対象とした睡眠習慣（就寝時刻、睡眠時間、就寝時刻の規則性）に関する3階層の帰無モデルの結果*

	σ_2^2 †	σ_3^2	σ_1^2
就寝時刻	0.000 (0.000)	0.524 (0.505)	0.514 (0.495)
睡眠時間	0.000 (0.000)	1424 (0.469)	1610 (0.531)
就寝時刻の規則性	0.000 (0.000)	0.118 (0.263)	0.330 (0.737)
GHQ12 得点	1.69 (0.212)	2.316 (0.289)	3.985 (0.499)

* 時刻は時間 hour の単位で扱った(例えば 10 時 30 分は $10+0.30 \times (100/60) = 10.50$ 時間に変換)。

† σ_2^2 : 双生児ペア内の非環境要因による分散、 σ_3^2 : 双生児ペア間で共有されている要因による分散、 σ_1^2 : 個人内の誤差分散。また、分散(例えば σ_3^2) のカッコ内は、全分散 σ^2 におけるそれぞれの分散の割合を示している。

4.4 考察

本研究では、一卵性双生児の生徒のみを対象として、1) 睡眠習慣と不安・抑うつとの関連が遺伝要因によって生ずる偽相関でないことを示すこと、2) 就寝時刻、睡眠時間、就寝時刻の規則性および GHQ12 得点の分散について、双生児ペア内の非共有環境要因と、双生児ペア内の遺伝要因と共有環境要因のそれぞれによる割合を明らかにすることを目的に、階層線型モデルを用いた解析を行った。その結果、睡眠に関するいずれの変数、すなわち就寝時刻、睡眠時間を説明変数とした場合でも係数が有意であった(就寝時刻については正の値、睡眠時間については負の値)。すなわち、就寝時刻が遅くなればなるほど、または睡眠時間が短くなればなるほど、不安・抑うつが高まることが予測された。また、これらの係数は、就寝時刻の規則性を統制した場合でも、統計的に有意であった。この結果から、睡眠習慣と不安・抑うつの間には、遺伝要因をはじめとする双生児ペア内で共有している諸要因を統制しても有意な関連があること、すなわちこれらの諸要因を第三の変数として介した偽相関ではないことが示された。

さらに本研究では、階層線型モデルを用いることにより、双生児ペア内の遺伝要因および共有環境要因と、ペア内の非共有環境要因の影響の大きさを切片

第4章 一卵性双生児を対象とした
睡眠と不安・抑うつとの偽相関の可能性に関する検討 (研究2)

分散の大きさによって検討した。就寝時刻、睡眠時間、および就寝時刻の規則性のいずれの睡眠習慣のパラメータにおいても、不安・抑うつの双生児内の非共有環境要因の分散の割合はおよそ 20%、双生児内の遺伝要因および共有環境要因の分散の割合はおよそ 30%、個人内分散の割合はおよそ 50%であった。本論文には示していないが、身長や体重を目的変数にして同様の検討を行うと、双生児における非共有環境に起因する分散の割合 (σ_2^2 / σ^2) はほぼ 0 に近い値になるのに対し、遺伝要因および共有環境要因による分散の割合 (σ_3^2 / σ^2) は 80%となる。すなわち、一卵性双生児の場合、身長や体重は遺伝要因やペア内で共有している環境の影響を強く受けていることが知られている。それらに比べて、就寝時刻および睡眠時間による不安・抑うつの高さは、非共有環境要因に起因する分散の割合がおよそ 20%であったのに対し、遺伝要因および共有環境要因に起因する分散の割合がおよそ 30%であった。すなわち、不安・抑うつの高さは、遺伝要因や共有環境要因のように各個人では動かしにくい要因のみならず、双生児ペア内で個人ごとに変化する要因からも、影響を受けていることが示唆された。

さらに、一卵性双生児を対象とした帰無モデルにおける分散の割合の推定を行うことによって、睡眠習慣および不安・抑うつの双生児ペア内の遺伝要因お

よび共有環境要因と非共有環境要因の影響のみを推定する試みを行った。

全体における σ_1^2 、すなわち観測時点での測定値のずれに加え、個人の成長に伴う変化による分散が、相対的に大きく推定された。この σ_1^2 には、遺伝要因および共有環境要因、非共有環境要因のいずれもが含まれている可能性があり、そしてその影響が三要因のどれか一つであることを特定することは困難である。本研究では、先行研究のように、双生児でも一卵性双生児と二卵性双生児を対象として、遺伝要因と共有環境要因、非共有環境要因の寄与率を推定することによってその影響を明らかにする研究手法を用いず、同じ学校に通う双生児で、かつ一卵性の双生児のみを対象としたため、情報が限られている。そのため、本解析で推定される σ_1^2 には、遺伝要因や、母体内環境などに加え家庭環境や通学している学校環境などの共有環境要因の影響、さらには非共有環境要因の影響が含まれており、3つの要因を明確に区別することはできない。すなわち、この解析の結果において、睡眠習慣はペア内の遺伝要因から影響を受けているのか、あるいは共有環境要因から影響を受けているのか、非共有環境から影響を受けているのか考察をすることはできない。

しかしながら、全体における σ_2^2 、すなわち非共有環境の分散の占める割合が極めて小さく（分散の推定値はほぼゼロに近い数値であった）、 σ_3^2 、すなわち遺伝要因あるいは共有環境の分散の占める割合がある程度大きく推定されたこと

から、睡眠習慣は、遺伝あるいは共有環境要因の影響を受けている可能性が示された。特に、本研究の対象は一卵性双生児として遺伝要因を共有するのみならず、同じ家庭および同じ学校への通学という共有環境要因を大きく共有している。そのため睡眠習慣のような生活リズムの形成に、遺伝要因のみが大きく寄与していると断言することはできず、むしろ共有環境要因の影響が寄与している可能性を示唆するものであると推測する方が自然なことと考えられる。

以上より本研究の結果からは、睡眠習慣に遺伝要因または共有環境要因が影響する可能性が示唆されること（この両者のどちらが影響しているか、あるいは両者ともに影響しているかは方法論上の制約から分からないが）ただし非共有環境要因の影響も否定できないことが示唆された。

一方、先行研究では、睡眠習慣は遺伝要因および非共有環境の両方から主に影響を受けているという知見とある程度の年齢までは共有環境の影響を受けているという知見が示されている。つまり、te Velde ら (2013) や Butkovic ら (2014) は、遺伝要因と非共有環境要因の両方からともに影響を受けていると示唆し、また Sletten ら (2013) らは、遺伝要因よりも共有環境要因の影響が大きいことを示唆したことから、睡眠習慣は、遺伝要因のみに規定されるものではなく、共有環境要因および非共有環境のいずれから影響を受けている可能性が示唆されている。

以上、本研究で得られた結果と先行研究の知見を合わせて考えると、睡眠習慣には遺伝要因とともに共有環境要因が影響している可能性が高いと考えられる。

このうち、教育的介入に利用できるものとしてまず考えられるのは、生活リズムの形成に影響している心理社会的要因である。具体的には、双生児ペアが共有している集団、すなわち家庭や学校などから受ける心理・社会的要因を活用することである。この点を対象とした介入により、睡眠習慣の改善を図ることができるかもしれない。

本研究では、第一に、階層線型モデルによる解析によって、睡眠習慣と不安・抑うつの間には遺伝要因および共有環境要因を統制しても関連があり、遺伝要因および共有環境要因による偽相関ではないことを示した。第二に、帰無モデルによる目的変数の集団間変動を推定することにより、就寝時刻や睡眠時間を含む睡眠習慣は、遺伝要因、共有環境要因、非共有環境要因のいずれの影響も否定できなかったものの、特に遺伝要因とともに共有環境要因による影響を受けている可能性が示唆された。先行研究の知見と合わせて考えてみても、遺伝要因とともに共有環境要因は、睡眠習慣に影響している可能性が高いと考えられる。さらに共有環境要因のうち、心理社会的要因への働きかけ、具体的には

第4章 一卵性双生児を対象とした
睡眠と不安・抑うつとの偽相関の可能性に関する検討 (研究2)

双生児ペアで共有している家庭や学校などを対象とした教育的介入によって改善が可能であることを示した。また、不安・抑うつは双生児ペア内での非共有環境要因からの影響も認められ、介入により改善を図れる可能性があることを示唆した。なおこのような研究は、我々の知る限りでは、世界でも本研究が初めてのものである。

第5章

中高生の睡眠習慣と不安・抑うつの変化に関する 縦断的検討（研究3）²⁾

5.1 はじめに

これまでに、研究1で通常の横断解析によって睡眠習慣と不安・抑うつの間に関連が認められること、研究2では一卵性双生児ペアのデータを用いて1)この関連が遺伝素因など第三の要因と両者との関連による偽相関でないこと、および2)睡眠習慣は、遺伝要因とともに共有環境要因の影響を受けている可能性が高い可能性を示した。本章で述べる研究3は、睡眠習慣と不安・抑うつとの間に縦断的な予測性があるかどうかを明らかにすることを主目的に検討を行った。第1章で述べたように、縦断データを用いた先行研究では、必ずしも十分な検討がなされているとはいえない。すなわち、睡眠習慣が不安・抑うつに対し、縦断的な有意な予測性を持つことは一貫して示されているが（Fredriksen ら、2004；Glozier ら、2010；Silva ら、2011；Kelly ら、2014；Roberts と Duong、2014）、調査期間や調査回数はGlozier ら（2010）および Roberts と Duong（2014）が1年（調査回数2回）、

²⁾ 本章は、以下の掲載論文を元に、新たにデータを追加・解析し加筆修正したものである。股村美里、宇佐美慧、福島昌子、米原裕美、東郷史治、西田淳志、佐々木司（2013）「中高生の睡眠習慣と精神的健康度の変化に関する縦断的検討」学校保健研究第55巻、186~196頁

Fredriksen ら（2004）が2年（調査回数3回）、Silva ら（2011）および Kelly ら（2014）が5年（調査回数はそれぞれ2回および3回）と限られている。

このように、これまでの縦断研究は数も限られており、かつ追跡年数や追跡時点数が必ずしも十分でないため、本研究では6学年（中1から高3）6時点分のデータを最大限に生かして、十分な期間と調査回数での縦断解析を行うことを目指した。なお解析には2つのモデルを用いた。まず、睡眠習慣と不安・抑うつそれぞれの1年あたりの変化どうしに関連があるかどうかを明らかにするために多変量潜在成長モデル（latent growth model: LGM）を用いた検討を行った。次いで、ある年の睡眠習慣と不安・抑うつが、翌年の不安・抑うつと睡眠習慣をそれぞれ予測するかどうかを、多変量自己回帰交差遅延モデル（autoregressive cross-lagged (ARCL) model）を用いて解析した。これにより、本研究の対象者である10代（中高生）の睡眠習慣と不安・抑うつそれぞれの変化率（1年あたり）間の相関関係を定量的に解析すると同時に、睡眠習慣が翌年の不安・抑うつ予測因子となり得るかどうか（および、その逆の関係）について検討を行った。

5.2 対象と方法

本調査の対象となった全員のデータを用いて解析を行った。今回の解析に用いたデータの有効回答者実数は1203名（有効回収率99.1%）であった。

本研究では、まず対象の平均値や標準偏差など記述統計値を示した後、男女間の差については Student の t 検定を用いて検討し、学年ごとの差については、Levene の等分散性の検定を行い、等分散性が仮定できない場合には Kruskal-Wallis 検定を用いて検討した。さらに、学年間のどこに有意差があるのかを確認するために多重比較を行い、有意水準を Bonferroni 法により補正した。また、順序尺度である就寝時刻の規則性については、学年ごとに差があるかどうかについてカイ二乗値を用いた母比率の差の検定を行った。

就寝時刻もしくは睡眠時間と不安・抑うつの変化率の相関については、線形の変化（変化率がどの学年でも一定）を仮定しての多変量潜在成長モデルで解析を行った（宇佐美、2012；宇佐美と菅原、2012）。具体的には、GHQ12 得点（ x ）および就寝時刻（ y ）について、時点 t における個人 j ($1, \dots, j, \dots, 1203$) の測定値 X_{jt} 、 Y_{jt} を以下の式で表現した。

$$x_{jt} = f_{Ixj} + (t-1)f_{Sxj} + \varepsilon_{xjt} \quad y_{jt} = f_{Iyj} + (t-1)f_{Syj} + \varepsilon_{yjt} \quad (1)$$

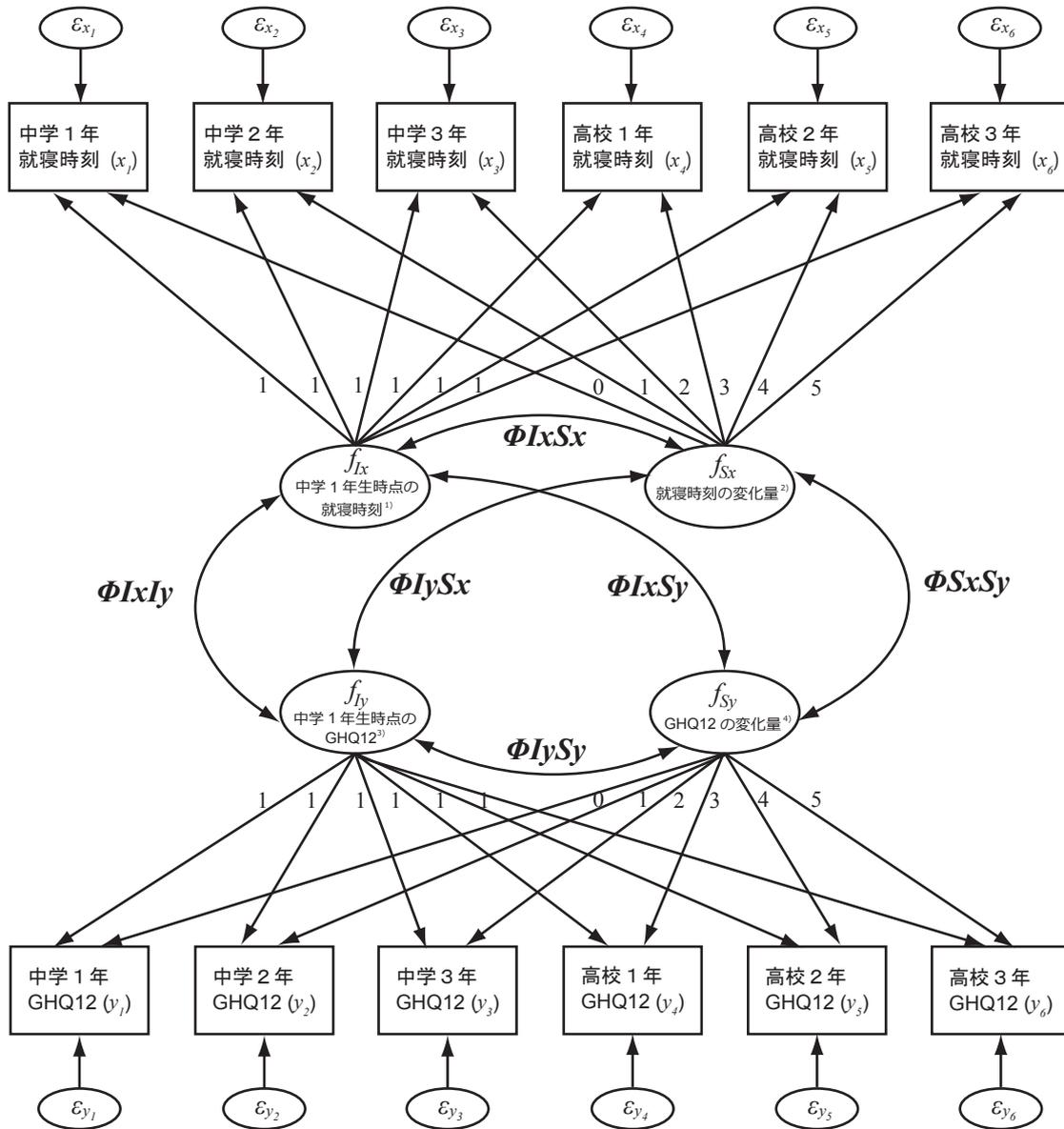
ここで、 t は学年（1：中学1年生、2：中学2年生・・・6：高校3年生）を、 j は個人に任意に割り振られた番号（1…1203）を示している。 f_{Ixj} 、 f_{Iyj} は変数 x, y に関する個人 j の切片因子得点、すなわち、中学1年時（ $t=1$ ）での個人の値を示す潜在変数である。これらの切片因子得点に関する因子平均や因子分散を推定することで、中学1年時（ $t=1$ ）でのGHQ12得点および就寝時刻の平均的な測定値やその個人差の大きさを知ることができる。また、 f_{Sxj} 、 f_{Syj} は変数 x, y に関する個人 j の傾き因子得点、すなわち、各時点間での変化量を表現する潜在変数である。これらの傾き因子得点に関する因子平均や因子分散を推定することで、各時点間でのGHQ12得点および就寝時刻の変化量の平均値やその個人差の大きさを知ることができる。

ε_{xjt} 、 ε_{yjt} は誤差項であり、誤差間および、各因子得点と誤差間の無相関性、ならびに $\varepsilon_{xjt} \sim N(0, \psi_{xt}^2)$ 、 $\varepsilon_{yjt} \sim N(0, \psi_{yt}^2)$ を仮定している（ ψ_{xt}^2 、 ψ_{yt}^2 は誤差分散であり、 N は正規分布を意味する）。

さらに、各因子得点に関して、それらを全てまとめたベクトル $\mathbf{F} = (f_{Ixj}, f_{Sxj}, f_{Iyj}, f_{Syj})$ は多変量正規分布 $\mathbf{F} \sim N(\boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\Phi})$ に従うことが仮定される（ $\boldsymbol{\mu}$ および $\boldsymbol{\Phi}$ はそれぞれ、因子平均および因子得点間の分散共分散の情報をまとめた（ 4×1 ）ベクトル

ルおよび（4×4）行列）。

多変量潜在成長モデルでは、各変数に関する平均的な変化やその個人差の大きさは、 μ および Φ の対角要素に含まれている分散情報を通して評価することが可能である。さらに、 Φ の非対角要素に含まれている共分散情報を通して、GHQ12得点および就寝時刻の変化に関する変数間および変数内の相関関係を、中学1年生時点の真値（すなわち切片因子得点）と、時点間の変化量の真値（すなわち傾き因子得点）に関する相関関係を通して評価することが可能となる。(1)式に基づく、多変量潜在成長モデルのパス図を図5-1に示した。



- 1) f_{Ix} : 中学 1 年生時点の就寝時刻、睡眠時間
各個人に対する、中学 1 年時点での就寝時刻を表す因子。(平均と分散を推定。I は切片 Intercept)
- 2) f_{Sx} : 就寝時刻、睡眠時間の変化量 : 1 年間あたりの就寝時刻、睡眠時間の遅れ
各個人に対する、1 学年ごとの就寝時刻の変化量を表す因子。(平均と分散を推定。S は傾き Slope)
- 3) f_{Iy} : 中学 1 年生時点の GHQ12
各個人に対する、中学 1 年時点での GHQ12 を表す因子。(平均と分散を推定)
- 4) f_{Sy} : GHQ12 得点の変化量 : 1 年間あたりの GHQ12 の高まり
各個人に対する、1 学年ごとの GHQ12 の変化量を表す因子。(平均と分散を推定)
- 矢印中の数字 : パス係数
因子負荷に相当する値。対応する切片因子あるいは傾き因子から説明される量にかかわる。

図 5-1 多変量潜在成長モデル

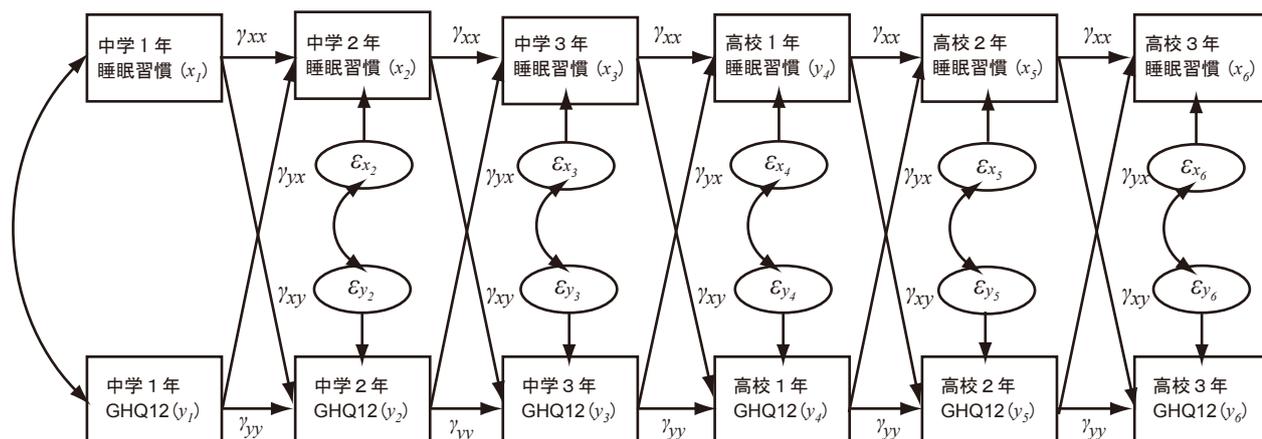
就寝時刻もしくは睡眠時間と不安・抑うつとの相互的な影響関係については、多変量自己回帰交差遅延モデル（autoregressive cross-lagged (ARCL) model）を用いた解析を行った。具体的には、現時点における GHQ12 得点および就寝時刻の測定値 x_{jt} 、 y_{jt} をそれらの一時点前（ $t-1$ ）の値によってそれぞれどの程度説明できるかを検証するために、以下の回帰式を仮定した。

$$\begin{aligned}x_{jt} &= \beta_{xt} + \gamma_x x_{j(t-1)} + \gamma_{xy} y_{j(t-1)} + \varepsilon_{xjt} \\y_{jt} &= \beta_{yt} + \gamma_y y_{j(t-1)} + \gamma_{yx} x_{j(t-1)} + \varepsilon_{yjt} \quad (t \geq 2) \quad (2)\end{aligned}$$

ここで、 β_{xt} と β_{yt} は各回帰式における切片項であり、その値は各時点 t （1：中学1年生、2：中学2年生・・・6：高校3年生）に依存する。 γ_x および γ_y は、各変数の時点 $t-1$ における値から1年後（時点 t ）のその変数の値をどの程度説明できるかを表現する自己回帰係数である。 γ_{xy} および γ_{yx} は、時点 $t-1$ における変数 x または y の値から1年後（時点 t ）のもう一方の変数（ y または x ）の値をどの程度説明できるかを表現するクロスラグ（交差遅延）係数である。これによって、ある時点におけるある変数の値に対する一時点前（一年前）の別の変数の影響を、一時点前（一年前）の同じ変数の値により説明される部分（自己回帰により決まる部分）を統制しながら、定量的に検討することが可能となる。 ε_{xjt} 、 ε_{yjt} は誤差項で

あり、上の多変量潜在成長モデルの場合と同様、誤差間および、各測定値と誤差間の無相関性と、 $\varepsilon_{xjt} \sim N(0, \psi_x^2)$ 、 $\varepsilon_{yjt} \sim N(0, \psi_y^2)$ が仮定される (ψ_{xt}^2 、 ψ_{yt}^2 は残差分散、 N は正規分布を意味する)。なお(2)式に基づく、多変量自己回帰交差遅延モデルのパス図を図5-2に示した。

なお、(2)式で定義された多変量自己回帰交差遅延モデルでは各時点間における回帰式で母数が同じであることを示す等値制約をありのモデルと、母数が異なる等値制約なしのモデルが有り得るが、それぞれのモデルの適合度を算出し、その適合度に大きな差がなければ、等値制約ありのモデルを採用した。その理由としては、一般に等値制約ありのモデルには「母数の数が少なくなり、時間の経過にともなうデータの変化のメカニズムを単純化して理解できる」(宇佐美と荘島、2015)という利点があるからである。制約のあるモデルが適切であるかどうかについての評価は、モデルの当てはまりの良さを示す指標としてカイ二乗統計量の差に基づく尤度比統計検定量、情報量基準として赤池情報量基準 (Akaike Information Criterion : AIC)、Comparative Fit Index (CFI) および Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) を用いて行った (豊田、1998)。



γ_{xx} : 睡眠習慣 (就寝時刻、睡眠時間) に対する一次の自己回帰係数、 γ_{yy} : GHQ12 に対する一次の自己回帰係数
 γ_{xy} : GHQ12 に対する就寝時刻の一次のクロスラグ係数
 γ_{yx} : 睡眠習慣 (就寝時刻、睡眠時間) に対する GHQ12 の一次のクロスラグ係数
 ϵ_x : 各測定時点の就寝時刻、睡眠時間におけるモデル上の誤差、 ϵ_y : 各測定時点の GHQ12 におけるモデル上の誤差

図 5-2 多変量自己回帰交差遅延モデル

5.3 結果

5.3.1 性別および学年ごとの睡眠習慣と不安・抑うつ

表 5-1(a) および図 5-3、図 5-4 に各学年別の就寝時刻、睡眠時間の平均値の推移を示した。就寝時刻の平均値 (±標準偏差、以下同) は全体で 23 時 25 分 (±1 時間 05 分) であった。男女別でみた場合、男子は 23 時 23 分 (±1 時間 09 分)、女子は 23 時 27 分 (±1 時間 02 分) で、統計的に有意な差は認められなかった ($t(3783.674) = -1.944, p = 0.052$)。睡眠時間の平均値は全体で 6 時間 52 分 (±1 時間 02 分) であった。男女別でみた場合、男子 6 時間 58 分 (±1 時間 04 分)、女子 6 時間 46 分 (±1 時間 00 分) で、男子よりも女子の方が統計的に有意に短か

った ($t(3767.724) = 5.736, p < 0.0001$)。学年ごとにみた場合、就寝時刻の平均値は上級学年ほど遅くなり、概ね線型的なパターンを示した。就寝時刻の平均値は6学年でおよそ1時間50分遅くなっていた。睡眠時間の平均値は、学年が上がるごとに短くなる傾向が見られた。就寝時刻も睡眠時間ともに学年による有意な差が認められた (就寝時刻 $F(5,3821) = 316.992, p < 0.0001$; 睡眠時間 $F(5, 3809) = 156.934, p < 0.0001$ (一元配置分散分析))。Bonferroni法による多重比較を行った結果、すべての学年間で就寝時刻および睡眠時間に統計的に有意な差が認められた ($p = 0.05 \sim p < 0.0001$)。

表5-1 (b) および図5-5に学年によるGHQ12得点の推移を示した。全学年でのGHQ12得点の平均値 (±標準偏差) は、2.86 (±2.91) であった。男女別に見た場合、女子の方が男子に比べて高く、その差は認められ、統計的に有意であった (男子 2.30 (±2.69)、女子 3.43 (±3.01)、 $t(3756.87) = -12.187, p < 0.0001$)。また、学年別にみた場合、上級学年ほどGHQ12得点は上昇しており、全体的に概ね線形の変化を示していた。一元配置分散分析によってその差について統計的な検定を行ったところいずれも有意であった ($F(5, 3801) = 179.973, p < 0.0001$)。Bonferroni法による多重比較を行った結果では、中学2年生と高校1年生、中学3年生と高校1年生、高校2年生以外の間に、統計的に有意な差が認められた ($p < 0.05 \sim p < 0.001$)

表 5-1 性別および学年ごとの睡眠習慣と不安・抑うつ
(a) 睡眠習慣

		N	就寝時刻 (hh:mm)			
			Mean	±	SD	ρ 値
全体		3827	23:25	±	1:05	
性別 [†]	男子	602	23:23	±	1:09	$p = 0.052$
	女子	594	23:27	±	1:02	
学年 ^{††}						$p < 0.0001$
中学1年生	(1)	710	22:32	±	0:53	1 < 2 ^{***} , 3 ^{***} , 4 ^{***} , 5 ^{***} , 6 ^{***}
中学2年生	(2)	581	22:59	±	0:52	2 < 3 ^{***} , 4 ^{***} , 5 ^{***} , 6 ^{***}
中学3年生	(3)	707	23:17	±	0:58	3 < 4 ^{***} , 5 ^{***} , 6 ^{***}
高校1年生	(4)	584	23:40	±	0:56	4 < 5 ^{***} , 6 ^{***}
高校2年生	(5)	681	23:57	±	0:58	5 < 6 ^{***}
高校3年生	(6)	564	24:20	±	0:55	

		N	睡眠時間 (hh:mm)			
			Mean	±	SD	ρ 値
全体		3827	6:52	±	1:02	
性別 [†]	男子	602	6:58	±	1:04	$p < 0.0001$
	女子	594	6:46	±	1:00	
学年 ^{††}						$p < 0.0001$
中学1年生	(1)	710	7:32	±	0:58	1 < 2 ^{***} , 3 ^{***} , 4 ^{***} , 5 ^{***} , 6 ^{***}
中学2年生	(2)	581	7:10	±	1:01	2 < 3 [*] , 4 ^{***} , 5 ^{***} , 6 ^{***}
中学3年生	(3)	707	6:59	±	1:03	3 < 4 ^{***} , 5 ^{***} , 6 ^{***}
高校1年生	(4)	584	6:46	±	0:58	4 < 5 ^{***} , 6 ^{***}
高校2年生	(5)	681	6:28	±	0:58	5 < 6 ^{***}
高校3年生	(6)	564	6:11	±	0:56	

[†] 男女間の差については、t検定で比較した。

^{††} 学年ごとの就寝時刻、睡眠時間の差については、一元配置分散分析を用いて比較した。学年間のどこに有意差があるのかについては多重比較を行い Bonferroni 法にて調整した。

(* $p < 0.05$ 、** $p < 0.01$ 、*** $p < 0.001$)

表 5-1 性別および学年ごとの睡眠習慣と不安・抑うつ
(b) GHQ12 得点

		GHQ12 得点			
		Mean	± SD	p 値	
全体	3827	2.86	± 2.91		
性別 [†]					
男子	602	2.30	± 2.69	$p < 0.0001$	
女子	594	3.43	± 3.01		
学年 ^{††}				$p < 0.0001$	
中学1年生 (1)	710	1.91	± 2.37	1 < 2 ^{**} , 3 ^{***} , 4 ^{***} , 5 ^{***} , 6 ^{***}	
中学2年生 (2)	581	2.41	± 2.62	2 < 3 [*] , 5 ^{***} , 6 ^{***}	
中学3年生 (3)	707	2.97	± 2.98	3 < 6 ^{***}	
高校1年生 (4)	584	2.84	± 2.88	4 < 5 [*] , 6 ^{***}	
高校2年生 (5)	681	3.33	± 3.05	5 < 6 [*]	
高校3年生 (6)	564	3.86	± 3.15		

[†] 男女間の差については、t 検定で比較した。

^{††} 学年ごとの GHQ12 得点の差については、ノンパラメトリック検定 (Kruskal-Wallis 検定) を用いて比較した。学年間のどこに有意差があるのかについては多重比較を行い Bonfferoni 法にて調整した。

(* $p < 0.05$ 、** $p < 0.01$ 、*** $p < 0.001$)

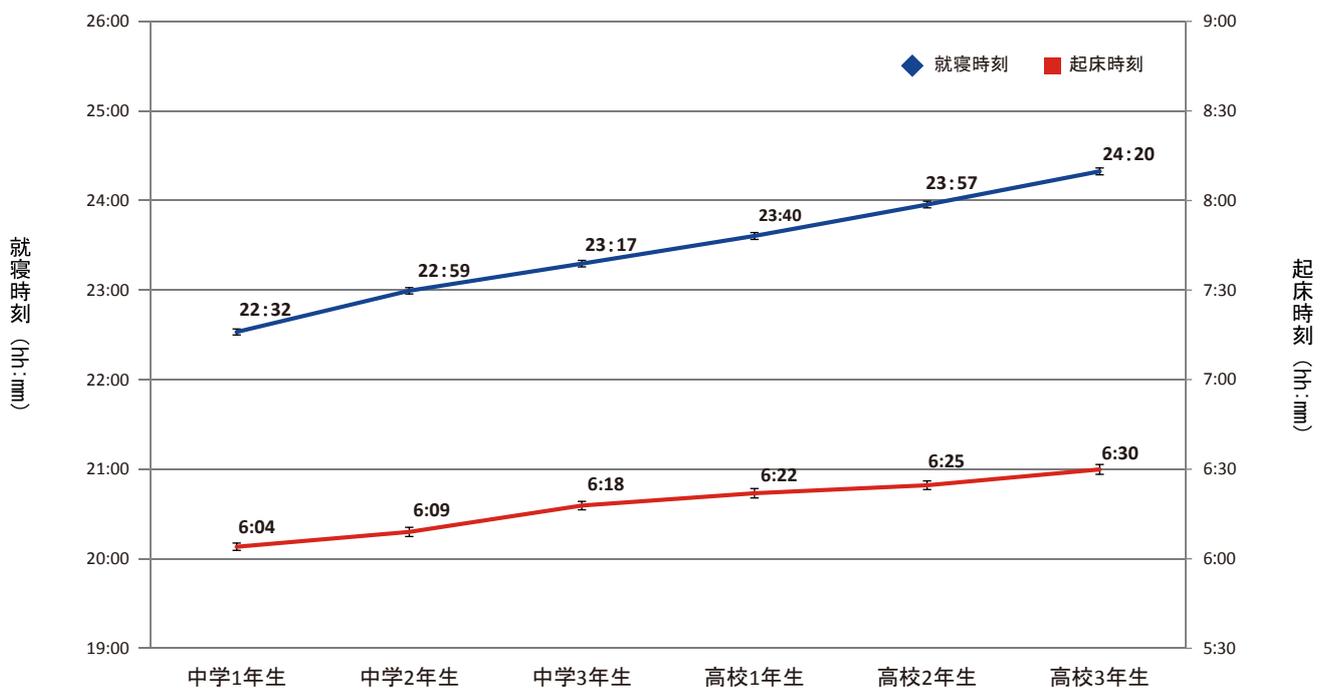


図5-3 学年ごとの就寝時刻と起床時刻

エラーバーは標準誤差

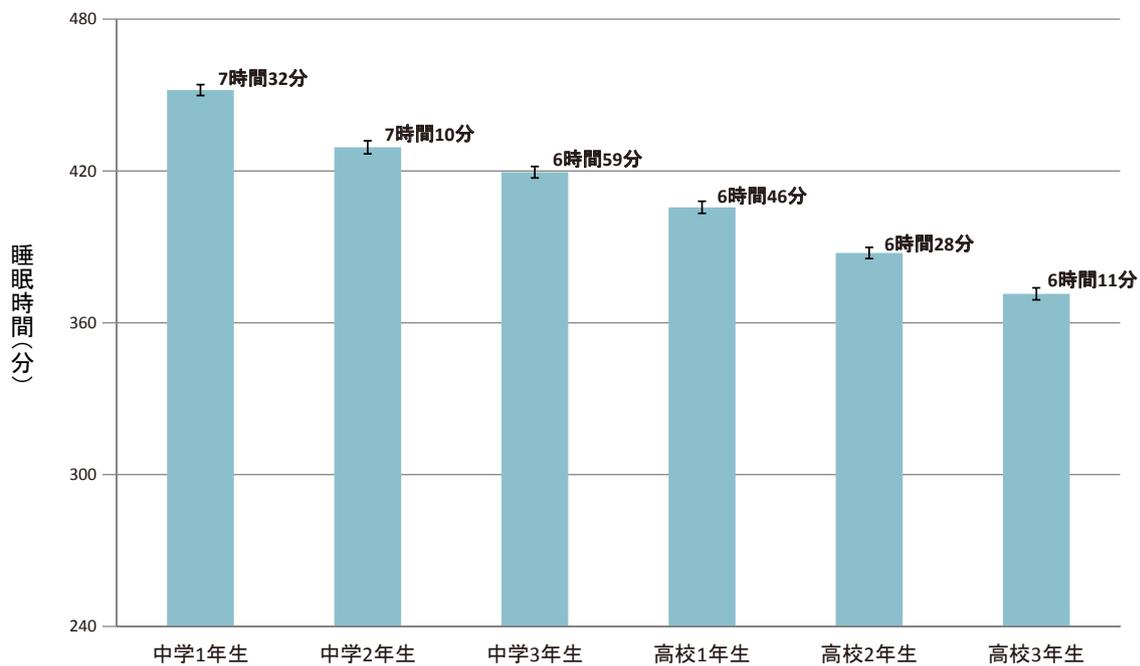


図5-4 学年ごとの睡眠時間

エラーバーは標準誤差

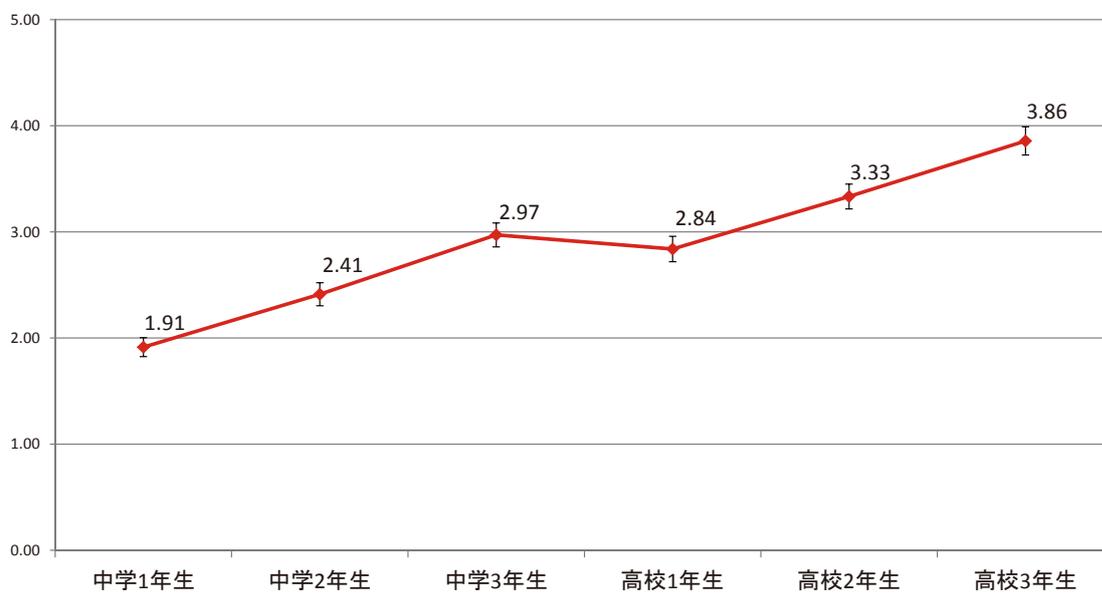


図5-5 学年ごとのGHQ12得点

エラーバーは標準誤差

5.3.2 就寝時刻と不安・抑うつの変化とその関連

就寝時刻と GHQ12 得点の多変量潜在成長モデルにおける因子平均・因子分散および共分散の推定値を表 5-2 に示した。GHQ12 得点の切片因子得点 μ_{ly} は平均（±標準偏差（ $=\sqrt{\text{因子分散}}$ ）、以下同）は 2.233（±1.936）、傾き因子得点 μ_{sy} は 0.274（±0.442）と推定された。この結果は、中学 1 年生時での GHQ12 得点の平均値は 2.233 点で、1 学年あがると、GHQ12 得点が平均して 0.274 点上昇すると推定されることを示しており、実際の観測値によく近似していることが確認された。

一方、就寝時刻の切片 μ_{lx} は 22.62（±0.753）時、傾き μ_{sx} は 0.334（±0.158）時/年と推定された。すなわち、中学 1 年生の時点で就寝時刻の平均は 22 時 37 分で、1 学年ごとに 1 年あたりおよそ 20 分（±9.48 分）就寝時刻が遅くなることが示された。切片の平均と分散から、 μ_{lx} の推定値の 95%信頼区間は 22.56 ～ 22.68（ $22.62 \pm 1.96 \times 0.031$ ）であった。また、傾きの平均と分散から、 μ_{sx} の推定値の 95%信頼区間は 0.316 ～ 0.352（ $0.334 \pm 1.96 \times 0.009$ ）であり多くの中高生において傾きは正の値をとる可能性が示された。

表 5-2. 就寝時刻と GHQ12 に関する
多変量潜在成長モデルにおいて推定された因子平均と因子分散、因子共分散

パラメータ		推定値	SE	z 値	p 値	相関係数
因子平均	μ_{Iv}	2.233	0.088	25.474	<0.001	
	μ_{Sv}	0.274	0.028	9.91	<0.001	
	μ_{Ix}	22.619	0.031	729.535	<0.001	
	μ_{Sx}	0.334	0.009	36.964	<0.001	
因子分散	ϕ^2_{Iv}	3.748	0.339	11.058	<0.001	
	ϕ^2_{Sv}	0.195	0.036	5.389	<0.001	
	ϕ^2_{Ix}	0.567	0.043	13.303	<0.001	
	ϕ^2_{Sx}	0.025	0.004	6.413	<0.001	
因子共分散	ϕ_{IxSx}	-0.059	0.011	-5.288	<0.001	-0.500
	ϕ_{IvSv}	-0.233	0.096	-2.418	0.016	-0.273
	ϕ_{IxIv}	0.473	0.084	5.626	<0.001	0.324
	ϕ_{IxSv}	-0.058	0.029	-1.979	0.048	-0.174
	ϕ_{IvSx}	-0.082	0.027	-3.082	0.002	-0.269
	ϕ_{SxSv}	0.028	0.008	3.5	<0.001	0.405

SE: 標準誤差

就寝時刻と GHQ12 得点の多変量潜在成長モデルにおける潜在変数どうしの相関係数の推定値を表 5-2 の右欄および図 5-6 に示す。GHQ12 得点および就寝時刻の切片因子得点および傾き因子得点の間の相関係数を推定した結果、就寝時刻の切片および傾きの間（ ϕ_{IxSx} ）に、また GHQ12 得点の切片および傾きの間（ ϕ_{IvSv} ）に、相関係数でそれぞれ -0.500 と -0.273 の負の相関が認められた。これより、中学 1 年生時点での就寝時刻が遅い子どもほど、その後の就寝時刻の遅くなる程度は小さくなり、また中学 1 年生時点での GHQ12 得点が高い子どもほど、その後の GHQ12 得点の上昇量は小さくなることが示された。

また、就寝時刻と GHQ12 得点の切片間 (ϕ_{IxIy}) と、就寝時刻と GHQ12 得点の傾き間 (ϕ_{SxSy}) には、それぞれ相関係数で 0.324 と 0.405 の正の相関がみられた。すなわち、中学 1 年生時点での就寝時刻が遅い子どもほど、中学 1 年生時点の GHQ12 得点が高く、またその後は、1 年あたりの就寝時刻の遅れと GHQ12 得点の上昇の間に正の相関がみられることが示された。

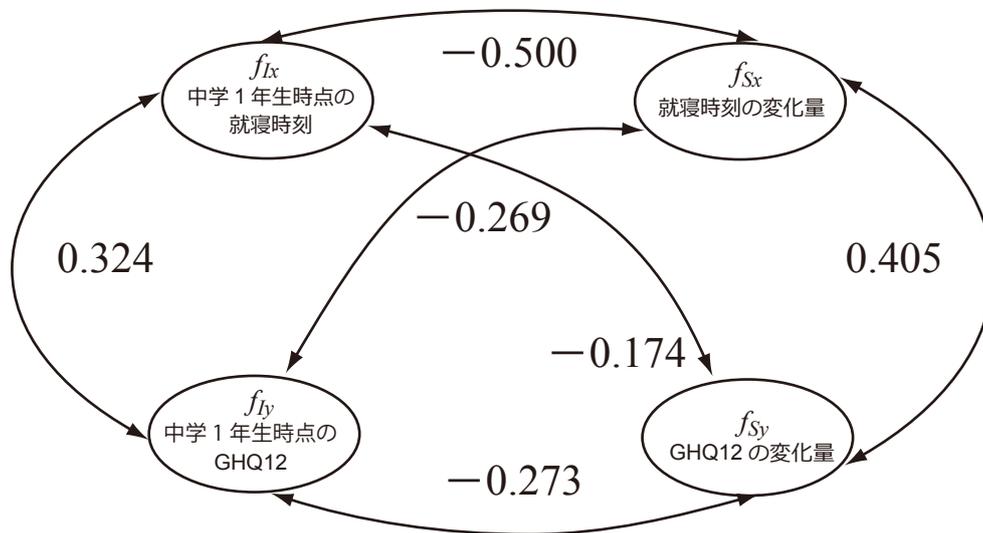


図 5-6 多変量潜在成長モデル 因子間相関 (就寝時刻)

5.3.3 睡眠時間と不安・抑うつの変化とその関連

睡眠時間と GHQ12 得点の多変量潜在成長モデルにおける因子平均・因子分散および共分散の推定値を表 5-3 に示した。GHQ12 得点の切片 μ_{Iy} は平均 (±標準偏差 (= $\sqrt{\text{因子分散}}$), 以下同) で 2.23 (±1.93) 点、傾き μ_{Sy} は 0.28 (±0.44) 点/

年、睡眠時間の切片 μ_{Ix} は449.34（±48.43）分、傾き μ_{Sx} は-15.48（±9.26）分/年と推定された。すなわち、中学1年生の時点で睡眠時間の平均は449.34分（＝7時間29分）で、1学年ごとに約15分睡眠時間が短くなることが示された。また、切片の平均と分散より μ_{Ix} の推定値の95%信頼区間は445.50～453.17分（7時間25分～7時間33分； $449.34 \pm 1.96 \times 1.956$ ）と計算された。また、傾きの平均と分散より、 μ_{Sx} の推定値の95%信頼区間は-16.57～-14.40（-9.94分～-8.64分； $-15.48 \pm 1.96 \times 0.553$ ）と計算された。

表 5-3. 睡眠時間と GHQ12 に関する

多変量潜在成長モデルにおいて推定された因子平均と因子分散、因子共分散

パラメータ		推定値	標準誤差	z 値	p 値	相関係数
因子平均	μ_{Iv}	2.225	0.087	25.429	<0.001	
	μ_{Sv}	0.278	0.028	10.03	<0.001	
	μ_{Ix}	449.335	1.956	229.682	<0.001	
	μ_{Sx}	-15.481	0.553	-27.974	<0.001	
因子分散	ϕ^2_{Iv}	3.718	0.338	11.012	<0.001	
	ϕ^2_{Sv}	0.196	0.036	5.411	<0.001	
	ϕ^2_{Ix}	2345.112	170.231	13.776	<0.001	
	ϕ^2_{Sx}	85.841	14.355	5.98	<0.001	
因子共分散	ϕ_{IxSx}	-209.999	42.668	-4.922	<0.001	-0.468
	ϕ_{IvSv}	-0.228	0.096	-2.374	0.018	-0.268
	ϕ_{IxIv}	-28.602	5.302	-5.395	<0.001	-0.306
	ϕ_{IxSv}	2.714	1.842	1.473	0.141	0.127
	ϕ_{IvSx}	4.085	1.615	2.53	0.011	0.229
	ϕ_{SxSv}	-1.451	0.488	-2.974	0.003	-0.354

SE: 標準誤差

睡眠時間と GHQ12 得点の多変量潜在成長モデルにおける潜在変数どうしの相関係数の推定値を表 5-3 の右欄および図 5-7 に示す。睡眠時間の切片因子得点および傾き間 (ϕ_{IxSx}) に、また GHQ12 得点の切片および傾き間 (ϕ_{IySy}) にそれぞれ -0.468 および -0.268 の負の相関がみられた。また、睡眠時間と GHQ12 得点の切片間 (ϕ_{IxIy}) と、睡眠時間と GHQ12 得点の傾き間 (ϕ_{SxSy}) に、それぞれ -0.306 と -0.354 の負の相関がみられた。すなわち、中学 1 年生時点での睡眠時間が短い子どもほど、中学 1 年生時点の GHQ12 得点は高く、またその後 1 年あたりの睡眠時間短縮が大きい子どもほど、1 年あたりの GHQ12 得点の上昇も大きくなること
が示された。

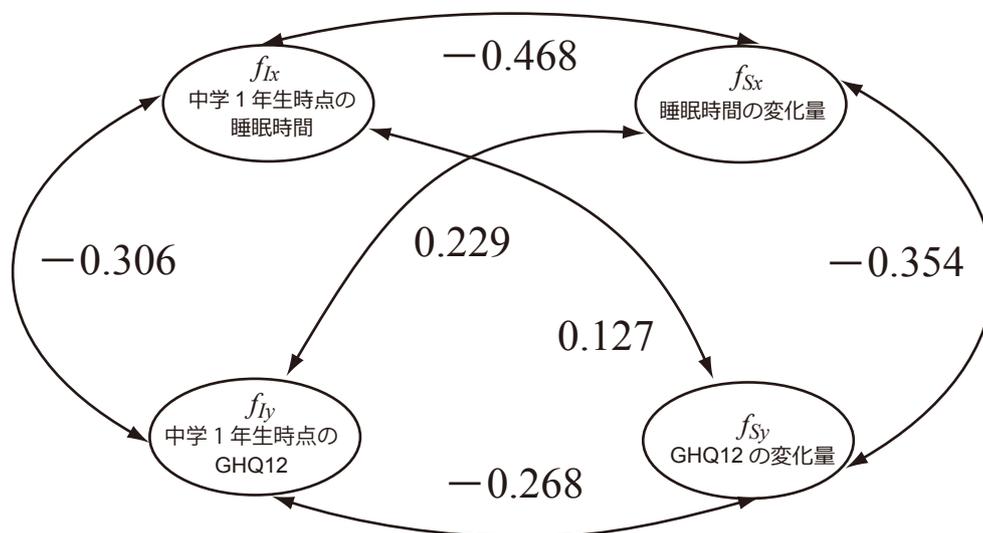


図 5-7 多変量潜在成長モデル 因子間相関（睡眠時間）

5.3.4 睡眠習慣と不安・抑うつの時間的影響関係の検討

図 5-2 で示した多変量自己回帰交差遅延モデルを用いて、就寝時刻と GHQ12 得点に関する縦断的な影響関係について検討した結果を表 5-4-1 および図 5-8 に示した。自己回帰係数の点推定値は $\gamma_{xx} = 0.592$ および $\gamma_{yy} = 0.572$ であり、現在の変数の値から 1 年後の同じ変数の値をある程度予測できること、またその説明力は、標準化係数を見ても概ね同程度であることが分かった。クロスラグ係数の点推定値は $\gamma_{xy} = 0.124$ および $\gamma_{yx} = 0.009$ であった。これらの値は標準化係数の比較で明らかのように、自己回帰係数に比べると小さいものの、 γ_{xy} の推定値は統計的に有意であった ($p = 0.015$)。このことから、現在の就寝時刻から翌年の GHQ12 得点を一定程度予測できる関係にある可能性が示された。

表 5-4-1. 多変量自己回帰交差遅延モデルにおける母数の推定値
(就寝時刻と GHQ12)

パラメータ	推定値	標準誤差	Z 値	標準化 係数	p 値
γ_{xy} (hour/point)	0.124	0.051	2.425	0.034	0.015
γ_{yx} (point/hour)	0.009	0.005	1.615	0.023	0.106
γ_{xx}	0.592	0.016	37.561	0.504	<0.001
γ_{yy}	0.572	0.016	35.653	0.495	<0.001
ψ_x^2	0.61	0.014	43.300		<0.001
ψ_y^2	5.951	0.138	43.186		<0.001

また、睡眠時間と GHQ12 得点に関する縦断的な影響関係について検討した結果を表 5-4-2 および図 5-9 に示した。自己回帰係数の点推定値は $\gamma_{xx} = 0.612$ および $\gamma_{yy} = 0.571$ であり、現在の変数の値から 1 年後の同じ変数の値をある程度予測できること、またその説明力は、標準化係数を見ても概ね同程度であることが分かった。クロスラグ係数の点推定値は $\gamma_{xy} = -0.003$ および $\gamma_{yx} = -0.792$ であった。これらの値は標準化係数の絶対値の比較で明らかのように自己回帰係数に比べると小さいが、 γ_{xy} と γ_{yx} の推定値はともに統計的に有意であった (γ_{xy} ; $p = 0.001$ 、 γ_{yx} ; $p = 0.016$)。このことから、現在の睡眠時間から翌年の GHQ12 得点および現在の GHQ12 得点から翌年の睡眠時間への影響関係は双方向の関係にある可能性が示唆された。

表 5-4-2. 多変量自己回帰交差遅延モデルにおける母数の推定値
(睡眠時間と GHQ12)

パラメータ	推定値	標準誤差	Z 値	標準化 係数	p 値
γ_{xy} (minutes/point)	-0.003	0.001	-3.203	-0.045	0.001
γ_{yx} (point/minutes)	-0.792	0.33	-2.399	-0.034	0.016
γ_{xx}	0.612	0.016	39.452	0.520	<0.001
γ_{yy}	0.571	0.016	35.573	0.494	<0.001
ψ_x^2	2346.23	54.328	43.186		<0.001
ψ_y^2	5.942	0.138	43.176		<0.001

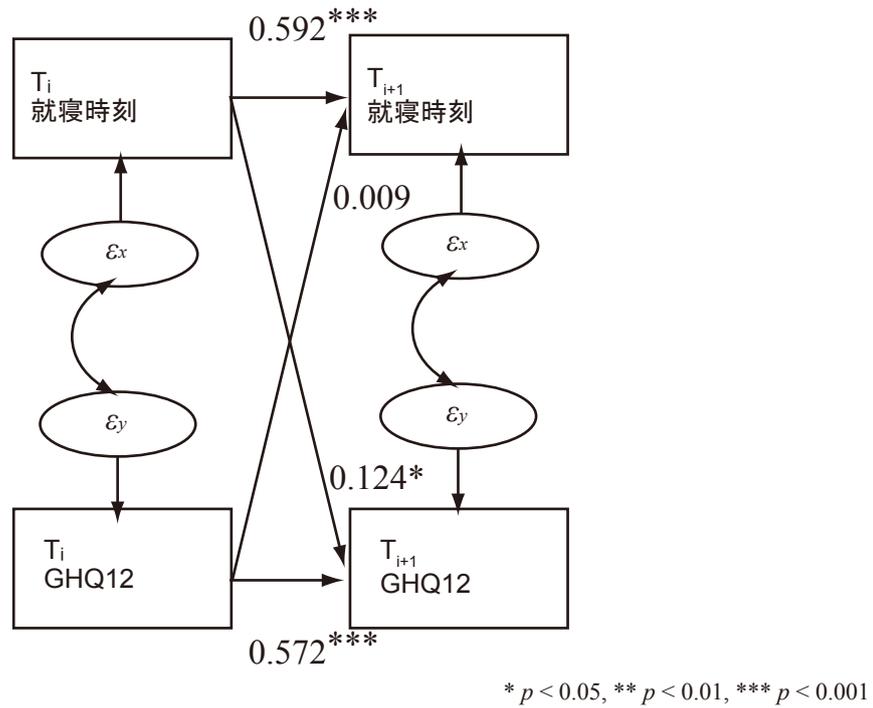


図 5-8 多変量自己回帰交差遅延モデル 母数の推定値（就寝時刻）

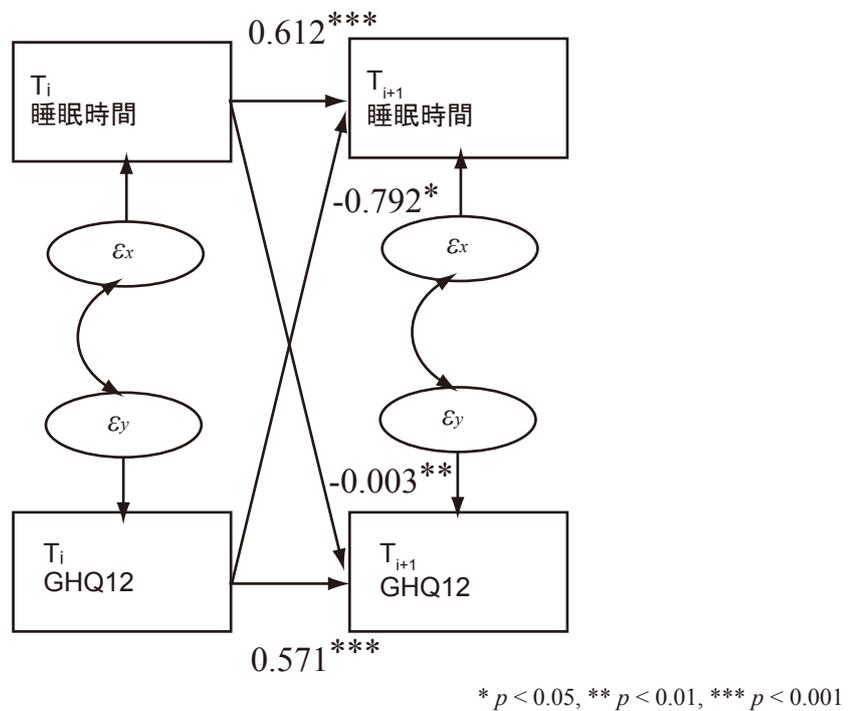


図 5-9 多変量自己回帰交差遅延モデル 母数の推定値（睡眠時間）

なお、表 5-5-1 および表 5-5-2 に示したように、時点間で誤差分散の大きさが異なるモデルを想定した場合でも、適合度にほとんど違いはみられなかった。

表 5-5-1 情報量基準と適合度指標の結果
(就寝時刻と GHQ12 得点についての多変量自己回帰交差遅延モデル)

	χ^2 値	母数の数	自由度	CFI	RMSEA	AIC
制約あり	341.966	24	66	0.879	0.059	389.936
制約なし	276.165	40	50	0.901	0.061	356.165

表 5-5-2 情報量基準と適合度指標の結果
(睡眠時間と GHQ12 得点についての多変量自己回帰交差遅延モデル)

	χ^2 値	母数の数	自由度	CFI	RMSEA	AIC
制約あり	333.860	24	66	0.889	0.058	381.860
制約なし	301.102	40	50	0.896	0.064	381.102

5.4 考察

本研究ではまず、多変量潜在成長モデルを用いて、睡眠習慣と不安・抑うつ (GHQ12 得点) の変化とこれらの変数間・変数内で生じた変化の相関関係を検討した。その結果、学年が上がるごとに就寝時刻や睡眠時間、不安・抑うつの得点が等間隔に遅延、短縮あるいは上昇することを仮定した場合、学年が1年あがると就寝時刻は20分遅延し、睡眠時間は15分程度短縮することが推測された。また、GHQ12得点は、学年が1年あがると、0.27程度上昇することが推測された。

本章ではまた、睡眠習慣と不安・抑うつが、前の年の睡眠習慣と不安・抑うつからどの程度影響を受けるかについて、多変量自己回帰交差遅延モデルを用いた分析を行った。その結果、クロスラグ係数の推定値から、就寝時刻と不安・抑うつとの間に統計的に有意な影響関係があることが示された。すなわち、 γ_{xy} および γ_{yx} の推定値 (0.124 点/年、 $p=0.015$ と 0.009 時間/年、 $p=0.106$) から、就寝時刻が遅いと翌年の不安・抑うつは高くなるという時間的影響関係が認められる一方で、その逆の傾向は見られないことが示唆された。一方睡眠時間については、ある年の睡眠時間から次の年の不安・抑うつへ、またある年の不安・抑うつから次の年の睡眠時間へと、どちらの方向にも有意な影響関係が認められた (γ_{xy} および γ_{yx} の推定値はそれぞれ -0.003 点/年、 $p=0.001$ と -0.792 分

／年, $p = 0.016$)。

なお、両変数ともに高い自己回帰係数が推定されたことから、前年の就寝時刻が遅い子どもは、次の学年でも就寝時刻が遅い状態が続き ($\gamma_{xx} = 0.592$ 時間／年)、また不安・抑うつが高い子どもは次の年でも不安・抑うつが引き続き高い ($\gamma_{yy} = 0.572$ 点／年) ことが分かった。

これらの結果の中でも、とりわけ、就寝時刻や睡眠時間により不安・抑うつを一定程度予測可能であったという結果は、就寝時刻の遅さや睡眠時間の短さが翌年の不安・抑うつの高さの原因の一端を担っているという影響・予測関係を示しており興味深い。より具体的には、クロスラグ係数の推定値から、現在の時点で同程度の不安・抑うつを示している子どもでも、就寝時刻が1時間遅いと翌年のGHQ12得点が0.124点高くなり、睡眠時間が1時間短いと1年後のGHQ12得点が平均して 0.003 (点/分) $\times 60$ 分 = 0.18 点高くなると推定することができる。この影響力の大きさについては、ある年に同じGHQ12得点の子であっても、22時に眠る子どもと25時に眠る子どもを比べた場合、平均すると、次年度のGHQ12得点が $0.124 \times 3 = 0.372$ 点悪化することを意味する。同様に、ある年にGHQ12得点と同じ子であっても、睡眠時間が3時間短い子では、平均すると翌年のGHQ12得点は、 $0.18 \times 3 = 0.54$ 点悪化することを意味する。これは、中高生において教育的介入を行い、不安・抑うつを予防し、

精神的健康度を増進するのに具体的な情報であると言えよう。なお、等値制約ありの場合となしの場合の間で、自己回帰係数およびクロスラグ係数の推定値に目立った変動はほとんど見られなかった。そのため、設定するモデルの差異による縦断的な影響関係の検証結果への影響は小さいと考えられた。

以上のように、本章では、睡眠習慣と不安・抑うつの間に関連について、縦断的なデータを用いた多変量潜在成長モデルによる解析を行うことにより、睡眠習慣と不安・抑うつの変化パタンの個人差とその相関関係を定量的に示した。また、多変量自己回帰交差遅延モデルによって就寝時刻や睡眠時間が次年度の不安・抑うつの高まりを予測する可能性があることを示した。なお、睡眠時間については、その年の不安・抑うつスコアが翌年の睡眠時間に対しても有意な予測効果をもつことも示された。

性別および学年ごとに睡眠習慣と不安・抑うつ傾向を解析した結果では、GHQ12 得点で示される不安・抑うつレベルは、学年が上がるごとにほぼ線形に高くなる傾向が認められており、先行研究と同様であった(荒木田ら、2003; Nishida ら 2008)。なお、GHQ12 得点の平均値は、男子よりも女子の方が一貫して高かったが、この点についても先行研究と同様の傾向である(高倉ら、

1996; 高倉ら、2000)。さらに、メタ分析を行った先行研究 (Gradisar ら、2011) と同様、夜間の睡眠の長さが学年とともに短くなっていく傾向も確認されており、縦断的に見ても本研究の対象が先行研究の対象と概ね同様の傾向を持つ集団であることが確認された。

第6章 総合考察

第3章では研究1として、重回帰分析を用いて、既に先行研究でも示されている睡眠習慣と不安・抑うつとの横断的な関連について検討した。第4章では、研究2として一卵性双生児を対象とした階層線型モデルによる解析を行い、1) 横断研究で観察された睡眠習慣と不安抑うつの関連が、それぞれの要因と遺伝的要因など一卵性双生児ペアで共有される第三の要因との関連による見かけ上の関連（偽相関）はないこと、2) 不安・抑うつが、身長や体重などの身体的特徴と異なり、遺伝的要因など双生児ペア内で共有している要因のみに規定されるものでなく、ペア内の非共有環境要因によっても大きく影響されることを示した。睡眠習慣については、遺伝的要因あるいは共有環境要因の影響を受けている可能性が示唆された。先行研究の知見と本研究の結果を合わせて考えると、共有環境要因のうち介入可能な心理社会的要因への働きかけ、すなわち双生児ペア内で共有される家庭や学校などを対象とした共有環境への教育的介入によって改善を図れる可能性が考えられた。また、不安・抑うつは遺伝的要因あるいは共有環境、非共有環境の影響を受けている可能性が示唆され、教育的介入によって改善が図れることを示唆するものと考えられた。第5章では、研究3として多変量潜在成長モデルによる縦断的な検討を行い、就寝時刻の遅れや睡

眠時間の短縮と不安・抑うつの高まりの変化量には相関関係があることが示唆された。また、多変量自己回帰交差遅延モデルによる検討からは、就寝時刻と睡眠時間が次年度の GHQ12 得点を予測する可能性があること、また睡眠時間に対しては、その年の GHQ12 得点が翌年の時間の有意な予測要因となることが示唆された。

6.1 睡眠習慣と不安・抑うつに関する関係について

縦断デザインを採用した本研究では、中高生における不安・抑うつと就寝時刻の変化のパターンや変化の影響関係および予測可能性について、これまでの先行研究に比べて精緻に検証することができた。

先行研究では、生活のリズムが夜型 (eveningness) の人の方が、抑うつが高い傾向にあり (Levandovski ら、2011 ; Gaspar-Barba ら 2009 ; Gau ら、2007)、抑うつ症状の発現と関連する可能性 (Selvi ら、2010 ; Kitamura ら、2010) が指摘されている。すなわち、就寝時刻が遅く、起床時刻も遅い方を好む夜型の生活リズムと抑うつ症状の発現が関連していることが示唆されている。この点については、中高生の就寝時刻と不安・抑うつとの縦断的な影響関係を検証した本研究の結果とも整合性が高いと言える。しかしながら、本論文の対象においては、就寝時刻と睡眠時間の相関が高いため、就寝時刻から不安・

抑うつへの影響は、睡眠時間の短縮の影響によるものである可能性も考えられ、解釈には注意が必要である。すなわち、夜型傾向による影響が不安・抑うつに影響しているとは必ずしも言い切ることはできない。一方、睡眠時間と不安・抑うつとの間の相互的な関連性、すなわち、睡眠時間の長さも、有意に次年度の不安・抑うつを予測していた。なおその逆もまた然りであった。これについても、先行研究において同様の結果が示されている (Roberts と Duong, 2014))。

では、なぜ就寝時刻の遅れと睡眠時間の短縮が不安・抑うつを高めるのか。この点については、疫学的手法を用いた本研究では考察するのに限界があるが、二つの可能性を挙げることができる。第一に、睡眠時間の短縮による睡眠不足は、判断や集中力、いらいら感などの衝動を抑えることが難しくなる可能性があり、気分へと影響する可能性がある。また、就寝時刻の遅れおよび睡眠時間の短縮は、本来行われるべき身体的な疲労回復を行うことができない状態、すなわち脳をはじめとする全身が休み日中曝されたストレスにより弱った部分を修復することができない状態を引き起こす可能性がある。結果、起床後疲労感が抜けないまま、また翌日の活動に移らなければならない。そうした習慣は、日常のストレスへの対応が困難になる可能性、さらには友人や周囲の大人との人間関係を阻害する可能性がある。そうした困難さが不安・抑うつへと影響する可能性が考えられる。

特に学校のある平日の就寝時刻の遅れおよび睡眠時間の短縮は、週末の睡眠補填を促す可能性がある。すなわち、平日に睡眠時間の短縮による睡眠不足になっている分を週末の睡眠時間を延ばすことにより、補填しようとする行動パターンの影響が考えられる。週末の睡眠時間を平日よりも長く確保できることは身体的な回復に影響する可能性もあるが、それによる週末の起床時刻が遅れた場合、朝の陽の光を浴びる機会を逃し、また体内の生活リズムの崩れる内的脱同調を引き起こし、日中の活動量が減る可能性がある。短期的かもしれないが、平日の就寝時刻の遅れおよび睡眠時間の短縮は、週末の睡眠習慣に影響を及ぼし、まわりまわって平日の心身の体調不良に影響を及ぼす可能性が考えられる。

6.2 考えられる介入方法

以上の結果をもとにすると、不安・抑うつ予防および精神的な健康増進を目的とした教育的介入としては、少なくとも就寝時刻の遅れを防ぎ、睡眠時間を十分に確保する生活習慣を維持することが望ましいことが示されたと言えよう。夜更かしは、食事や学校での過ごし方など様々な生活習慣全体に関わる問題である。今後は、社会的・心理的要因を含めた影響関係の検討を通して、夜更かしを誘発するメカニズムをより明確化していくことや、その予防のための介入について具体的な方策を提案することが課題となるだろう。睡眠習慣への具体的なア

アプローチ方法としては、睡眠自体の意義や知識を身に着けることを目的とする既に試みられた介入プログラム（辻ら、2008）がある。辻ら（2008）は中学1年生38名を対象に睡眠のメカニズムや睡眠中の各種ホルモンの動態、睡眠の役割について学習する教育プログラムを実施し、授業の期待度、満足度、内容の理解度、教具の適切度、今後の活動度の観点から教育プログラムを評価した。その結果、授業の満足度や理解度、教具の適切度、活用度については高い評価が得られた。しかし、実際の睡眠習慣の改善に効果があったかどうかについては検討していない。また、辻ら（2008）の教育プログラムの中には、睡眠習慣と不安・抑うつに関連や、中高生という学齢期には様々な要因から就寝時刻が遅くなりがちであるという点については触れられていない。規則正しい生活習慣を送ることの重要性は本研究での対象と同様の年代においてすべての学校での保健教育で取り上げられている学習内容であるが、本研究の結果に鑑みると、睡眠習慣と不安・抑うつが関連していることを内容として盛り込み、行動変容につながる保健指導のプログラムを、今後開発する必要があるだろう。

さらに、研究2の結果から、睡眠習慣には遺伝要因とともに共有環境要因が影響を与えている可能性が示唆された。今後考えられる介入として、母体内環境などの生物学的要因に働きかけることは困難だが、生活リズムの形成に影響している心理社会的要因、特に双生児ペアが共有している家庭や学校といった

集団を対象として働きかけることで、睡眠習慣の改善を図ることができる可能性がある。先行研究によれば、まず学校の始業時刻自体を遅らせることによって、生徒の起床時刻を遅らせ、睡眠時間を確保しようという試みが行われている。例えば、Owens ら（2010）は米国の9年生から12年生201名を対象に、始業時刻を3か月間にわたり8時から8時30分まで遅らせ、その前後で睡眠習慣や抑うつ気分、学校の保健センターへの来室状況がどのように変わったのかを評価している。結果、学校のある日の睡眠時間は45分延伸し、就寝時刻も18分早くなり、少なくとも8時間以上寝ている生徒が16.4%から54.7%へと有意に増加したと報告している。また睡眠に関する満足度の向上、日中の眠気や抑うつ気分も有意に改善されたという。起床時刻の後退については、始業時刻の影響を受けていることが考えられるが、就寝時刻の前進、すなわち早寝の現象が起きたことについては、始業時間が遅くなり睡眠時間が確保されることによって、睡眠が十分にとれることによる利点を生徒自身が感じ、このように至ったのではないかと考察されている。ほかにも Wolfson ら（2007）や Wahlstrom（2002）が同様の試みを行い、就寝時刻の前進と睡眠時間の増加（就寝時刻の前進と起床時刻の後退による）がみられたことを報告している。今の日本の現状では、始業時刻は小学校から中学校・高校までほぼ同時間帯に設定されている。しかしながら、年齢ごとの睡眠習慣の変化を考慮しつつ、起床時刻の遅れ

を許容し睡眠時間の確保を学校という組織全体で試みることも、不安・抑うつ
の改善を図るために、検討されるべきだろう。加えて、不要な就寝時刻の後退
を防ぐ試みを実施する必要があるだろう。

さらに、家庭への働きかけとして、家族全体を含めた健康教育及び食事、入
浴などの生活習慣に加え、テレビやインターネットの視聴など、就寝時刻の遅
れを引き起こすことが考えられる要因への対策を各家庭で工夫をすることなど
が有効である可能性がある。先行研究によると、生徒への就寝時刻への親の関
与頻度は年齢が上がるにつれ、下がっていく傾向が指摘されている（Gangwish
ら、2010）。

こうした結果を踏まえると、生徒個人の努力にゆだねることなく、家族を含
めた就寝・起床時刻のタイミングが適切に図れるよう促していくことが効果的
であることが本研究の結果からも示唆されたと言えよう。

6.3 本研究の限界

以上の結果については、本研究の限界としていくつか注意しておくべき点がある。まず、今回は睡眠習慣に関わる変数として、簡便な把握が可能であり学校保健への実践が期待される就寝時刻や睡眠時間について自己報告式の質問紙

を利用した。しかし、その精度や、回顧的バイアスの問題、すなわち就寝・起床時刻を含む睡眠習慣についてのより正確な測定を行うことが今後の課題となる可能性がある。この点についてはポリソムノグラフィやアクチグラフを用いた測定を行い、それらのデータと自己回答の結果の測定の信頼性を比較検討する作業が有効であると考えられる。なお Wolfson ら (2003) によれば、米国の 302 名の高校生を対象として調査方法として過去 2 週間を回顧し回答する School Habits Survey の結果と 8 日間アクチグラフを装着して記録される睡眠の結果、また自己報告式による睡眠日記の結果の比較について報告している。結果は、学校のある日の睡眠時間と起床時刻については、アクチグラフと睡眠日記には違いがなかった。短期間であるならば、睡眠日記も情報源として利用可能かもしれない。また、生活習慣の変化としての睡眠時間の短縮と不眠の区別が本研究の手法ではできない点も限界としてあげることができる。なぜ、就寝時刻が遅れ、睡眠時間が短縮したのかといった要因については本研究では考慮せずに検討を行った。また就寝時刻の遅れなどには、卒業後の進路に関わる受験勉強等の影響が高校 3 年生へと進級するにしたがって関連してくることが考えられる。今後の研究課題としたい。

さらに、就寝時刻について考えると、就寝前に何をしていたかという就寝前行動や生活時間の使い方などからの影響も考えられる (Tochigi ら、2012) し、

睡眠時間については、睡眠の質や目覚めた時の回復感などとの関連も考えられるが、今回はこれらの要素との関連は検討していない。なお、睡眠時間の短さが不安・抑うつの前駆症状や合併症状であるという指摘もある (Glozeir, 2010)。今回、睡眠時間と不安・抑うつとの関係については、双方向での予測性が示されたことは、このような先行研究の結果と一致するものとしての解釈も可能である。

また、必ずしも就寝時刻が早い、あるいは睡眠時間が長いことが健康的であるとは断言できない。具体的には、すでに鬱病を発症しているような状態においては、その疲労感から早い時間に就床し、睡眠時間の延長（過眠）が見られる。本研究では、そうした医学的なスクリーニング調査を実施せず、協力校へ登校し、調査に参加可能な健康状態にある生徒のみを対象としているため、必ずしも医学的ケアの必要な生徒を排除した上で検討してはいないことを付記しておく。

一方、不安・抑うつを測定する GHQ12 得点への回答は、社会的望ましさによるバイアスの可能性も疑われるため、例えば面接法を併用した検証が行われることが望ましいと考えられる。抑うつに関連する変数には、心理変数（例えば対人ストレス）やバイオマーカに関わる変数など、様々なものがある。さらに、これらの変数と抑うつとの間の実際の因果関係は極めて複雑性に富む

ものと思われ、例えば研究2で検討した遺伝素因や一卵性双生児ペアの共有環境以外にも睡眠習慣と不安・抑うつに共に相関する第三の要因による影響がある可能性も否定できない。そのため、今後はさらに多くの変数を同時に考慮しながら、予測力の比較や因果モデルの構築を進めていくことも重要な課題となると考えられる。

本研究対象で見られた結果が、わが国の中高生をどの程度代表するものかについては、研究1と研究3における男女別・学年別の解析結果で先行研究（Leeら、2012；Nishidaら、2008；荒木田ら、2003；Oshima、2012；Tagayaら、2004）と同様の傾向が示されたことから、ある程度保障されるものと考えられる。しかし、都内中高一貫校1校のみから抽出されているため、この結果の一般化可能性については注意する必要がある。縦断データは一般に多くの時間的・経済的コストを伴うが、人口統計学的により代表性の高い対象に即した縦断データの収集を行い、本研究で行われた一連の検証結果と比較検討していく作業を行うことも必要と考えられる。

最後に、本研究では、異なる時期に収集された中高生のデータを統合した解析になっている点にも注意が必要である。抑うつや就寝時刻に関する測定の平均値や相関関係が異なる時期において収集された集団間で異なっている、すなわち、時代効果・世代効果がある場合には、完全情報最尤推定法を利用した際

にもバイアスを生じさせる原因となるためである。ただし第2章で述べたとおり、ここ数年間でこれらについての大きな変化があるとは考えにくいため、ここでは収集時期の違いを考慮して個別に解析することは行わなかった。

第7章 結論

日本の中高生における睡眠習慣と不安・抑うつに関する縦断調査を、東京都内中高一貫校1校の協力を得て、2009年度から2014年度の間に在籍した1,203名を対象に毎年調査を行った。研究1では、横断的な手法を用いて、睡眠習慣と不安・抑うつの間で、就寝時刻が遅い、あるいは睡眠時間が短いほど、不安・抑うつが高いという関連があることを示した。研究2では、一卵性双生児の生徒のデータのみを対象として階層線型モデルを用いた検討を行った。その結果、睡眠習慣と不安・抑うつの間には、遺伝要因および共有環境要因を統制してもなお関連があり、それらの要因に引きずられた偽相関ではなさそうなこと、睡眠習慣は、対象を一卵性双生児のみに限定し、双生児ペア内で共有される遺伝要因や共有環境要因を統制しても、不安・抑うつと有意に関連していることが示された。さらに、帰無モデルによる集団内変動の推定から、就寝時刻および睡眠時間については、遺伝要因とともに共有環境要因の影響を受けている可能性が示唆された。考えられる介入として、双生児ペアで共有している家庭や学校の集団を対象とした健康教育によって睡眠習慣の改善を図ることができる可能性が示された。研究3では、多変量潜在成長モデルおよび多変量自己回帰交差遅延モデルを用いた縦断的な検討を行い、睡眠習慣と不安・抑うつ

の間には相互に関連しあう予測可能な時間的影響関係があることを示した。

これら一連の解析により、日本の中高生にあたる時期に、就寝時刻の遅れを防ぎ、睡眠時間を十分に確保する生活習慣を維持するための教育的介入を行うことが、不安・抑うつ予防および精神的な健康増進に資する可能性が示唆された。

文献

Akiyama, H., Sugawara, I., Takeuchi, M., & Kobayashi, E. (2008) Men and women's resilience in health trajectories over 20 years in Japan. The 61st Annual Scientific Meeting of the Gerontological Society of America, National Harbor, MD, 2008.11.21-25.

荒木田 美香子, 高橋 佐和子, 青柳 美樹, & 金森 雅夫. (2003) 中学生の精神的健康状態とその要因に関する検討: 第一報 3年間の縦断調査. 小児保健研究, 62(6), 667-679.

Bates, D., Maechler, M., Bolker, B and Walker, S. (2015) Fitting Linear Mixed-Effects Models Using lme4. *Journal of Statistical Software*, 67(1), 1-48.

Butkovic, A., Vukasovic, T., & Bratko, D. (2014) Sleep duration and personality in Croatian twins. *Journal of Sleep Research*, 23(2), 153-158.

Chen, J., Li, X., Natsuaki, M. N., Leve, L. D., & Harold, G. T. (2014) Genetic and environmental influences on depressive symptoms in Chinese adolescents. *Behavior Genetics*, 44(1), 36–44.

Chung, K. F., & Cheung, M. M. (2008) Sleep-wake patterns and sleep disturbance among Hong Kong Chinese adolescents. *Sleep*, 31(2), 185–94.

De Souza, C. M., & Hidalgo, M. P. L. (2014) Midpoint of sleep on school days is associated with depression among adolescents. *Chronobiology International*, 31(2), 199-205

Dewald-Kaufmann, J. F., Oort, F. J., & Meijer, A. M. (2013) The effects of sleep extension on sleep and cognitive performance in adolescents with chronic sleep reduction: an experimental study. *Sleep Medicine*, 14(6), 510–7.

Doi, Y., & Minowa, M. (2003) Factor structure of the 12-item General Health Questionnaire in the Japanese general adult population. *Psychiatry and Clinical Neurosciences*, 57, 2–3.

Fitzgerald, C. T., Messias, E., & Buysse, D. J. (2011) Teen sleep and suicidality: results from the youth risk behavior surveys of 2007 and 2009. *Journal of Clinical Sleep Medicine : JCSM : Official Publication of the American Academy of Sleep Medicine*, 7(4), 351–6.

Fredriksen K, Rhodes J, Reddy R, Way N. (2004) Sleepless in Chicago: tracking the effects of adolescent sleep loss during the middle school years. *Child Development*, 75(1):84-95.

Gangwisch, J. E., Babiss, L. A., Malaspina, D., Turner, J. B., Zammit, G. K., & Posner, K. (2010) Earlier parental set bedtimes as a protective factor against depression and suicidal ideation. *Sleep*, 33(1), 97–106.

Gaspar-Barba, E., Calati, R., Cruz-Fuentes, C. S., Ontiveros-Uribe, M. P., Natale, V., De Ronchi, D., & Serretti, A. (2009) Depressive symptomatology is influenced by chronotypes. *Journal of Affective Disorders*, 119(1-3), 100–6.

Gau, S. S., Soong, W., Frcp, C., & Merikangas, K. R. (2004) Correlates of Sleep-Wake Patterns among Children and Young Adolescents in Taiwan
SLEEP IS ONE OF THE BASIC COMPONENTS OF HUMAN BIO-. SLEEP, 27(3), 512–9.

Gau, S. S., Shang, C., Merikangas, K. R., Chiu, Y., Soong, W., & Tai-ann, A. (2007) Association between morningness-eveningness and behavioral/emotional problems among adolescents. *Journal of Biological Rhythms*, 22, 268–274.

Glozier, N., Martiniuk, A., Patton, G., Ivers, R., Li, Q., Hickie, I., Senserrick, T., Woodward, M., Norton, R and Stevenson, M. (2010) Short sleep duration in prevalent and persistent psychological distress in young adults: the DRIVE study. *Sleep*, 33(9), 1139–45.

Goldberg, D. P., & Hillier, V. F. (1979) A scaled version of the General Health Questionnaire. *Psychological Medicine*, 9, 139–145.

Gradisar, M., Gardner, G., & Dohnt, H. (2011) Recent worldwide sleep patterns and problems during adolescence : A review and meta-analysis of age, region, and sleep. *Sleep Medicine*, 12(2), 110–118.

Hur, Y. M. (2007) Stability of genetic influence on morningness-eveningness: A cross-sectional examination of South Korean twins from preadolescence to young adulthood. *Journal of Sleep Research*, 16(1), 17–23.

Kang, S.-G., Lee, Y. J., Kim, S. J., Lim, W., Lee, H.-J., Park, Y.-M., Cho, I. H. and Hong, J. P. (2014) Weekend catch-up sleep is independently associated with suicide attempts and self-injury in Korean adolescents. *Comprehensive Psychiatry*, 55(2), 319–25.

Kelly, R. J., & El-Sheikh, M. (2014) Reciprocal relations between children's sleep and their adjustment over time. *Developmental Psychology*, 50(4), 1137–47.

Kim, S. J., Lee, Y. J., Cho, S., Cho, I., Lim, W., & Lim, W. (2011) Relationship Between Weekend Catch-up Sleep and Poor Performance on Attention Tasks in Korean Adolescents, 165(9), 806–812.

Kitamura, S., Hida, A., Watanabe, M., Enomoto, M., Aritake-Okada, S., Moriguchi, Y., Kamei, Y, and Mishima, K. (2010) Evening preference is related to the incidence of depressive states independent of sleep-wake conditions. *Chronobiology International*, 27(9-10), 1797-812.

Lee, Y. J., Cho, S.-J., Cho, I. H., & Kim, S. J. (2012) Insufficient sleep and suicidality in adolescents. *Sleep*, 35(4), 455–60.

Lee, Y. J., Park, J., Kim, S., Cho, S.-J., & Kim, S. J. (2015) Academic Performance among Adolescents with Behaviorally Induced Insufficient Sleep Syndrome. *Journal of Clinical Sleep Medicine : JCSM : Official Publication of the American Academy of Sleep Medicine*, 11(1), 61–8.

Levandovski, R., Dantas, G., Fernandes, L. C., Caumo, W., Torres, I.,
Roenneberg, T., Hidalgo, M, P, & Allebrandt, K. V. (2011) Depression scores
associate with chronotype and social jetlag in a rural population.
Chronobiology International, 28(9), 771–8.

Liu, X. (2004) Sleep and Adolescent Suicidal Behavior. *Sleep*, 27(7), 1351–
1358.

Matricciani L, Olds T, Petkov J (2012) In search of lost sleep: secular trends
in the sleep time of school-aged children and adolescents. *Sleep Med Rev*.
16(3), 203-11.

Merikanto, I., Lahti, T., Puusniekka, R., & Partonen, T. (2013) Late bedtimes
weaken school performance and predispose adolescents to health hazards.
Sleep Medicine, 14(11), 1105–11.

Moore, M. N., Salk, R. H., Hulle, C. A. Van, Abramson, L. Y., Hyde, J. S., Lemery-Chalfant, K., and Goldsmith, H. H. (2013) Genetic and Environmental Influences on Rumination, Distraction, and Depressed Mood in Adolescent. *Clinical Psychology Science*, 1(3), 316–322.

Moore, M., Kirchner, H. L., Drotar, D., Johnson, N., Rosen, C., Ancoli-Israel, S., & Redline, S. (2009) Relationships among sleepiness, sleep time, and psychological functioning in adolescents. *Journal of Pediatric Psychology*, 34(10), 1175–83.

Nishida, A., Tanii, H., Nishimura, Y., Kajiki, N., Inoue, K., Okada, M., Sasaki, T., & Okazaki, Y. (2008) Associations between psychotic-like experiences and mental health status and other psychopathologies among Japanese early teens. *Schizophrenia Research*, 99(1-3), 125–33.

O'Brien E. M., & Mindel J.A. (2005) Sleep and Risk-Taking behavior in adolescents. *Behavioral Sleep Medicine*, 3(3), 113-133.

Ono, Y., Ando, J., Onoda, N., Yoshimura, K., Momose, T., Hirano, M., & Kanba, S. (2002) Dimensions of temperament as vulnerability factors in depression. *Molecular Psychiatry*, 7(9), 948–953.

Oshima, N., Nishida, A., Shimodera, S., Tochigi, M., Ando, S., Yamasaki, S., Okazaki, Y. & Sasaki, T. (2012) The Suicidal Feelings, Self-Injury, and Mobile Phone Use After Lights Out in Adolescents. *Journal of Pediatric Psychology*, 37(9), 1023–30.

Owens, J. a, Belon, K., & Moss, P. (2010) Impact of delaying school start time on adolescent sleep, mood, and behavior. *Archives of Pediatrics & Adolescent Medicine*, 164(7), 608–614.

Park, J. H., Yoo, J.-H., & Kim, S. H. (2013) Associations between non-restorative sleep, short sleep duration and suicidality: findings from a representative sample of Korean adolescents. *Psychiatry and Clinical Neurosciences*, 67(1), 28–34.

Pasch, K. E., Laska, M. N., Lytle, L. A., & Moe, S. G. (2010) Adolescent sleep, risk behaviors, and depressive symptoms: Are They Linked? *American Journal of Health Behavior*, 34(2), 237–249.

Raudenbush, S. W. and Bryk, A. S. (2002) *Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods*, 2nd edn. Sage, London.

Roberts, R. E., & Duong, H. T. (2014) The prospective association between sleep deprivation and depression among adolescents. *Sleep*, 37(2), 239–44.

Saxving, I., Pallesen, S., Wilhelmsen-Langeland, A., Molde, H., & Bjorvatn, B. (2012) Prevalence and correlates of delayed sleep phase in high school students. *Sleep Medicine*, 13, 193–199.

Selvi, Y., Aydin, A., Boysan, M., Atli, A., Agargun, M. Y., & Besiroglu, L. (2010) Associations between chronotype, sleep quality, suicidality, and depressive symptoms in patients with major depression and healthy controls. *Chronobiology International*, 27(9-10), 1813–28.

Short, M. A., Gradisar, M., Lack, L. C., & Wright, H. R. (2013) The impact of sleep on adolescent depressed mood, alertness and academic performance. *Journal of Adolescence*, 36(6), 1025–33.

Silva, G. E., Goodwin, J. L., Parthasarathy, S., Sherrill, D. L., Vana, K. D., Drescher, A. A., & Quan, S. F. (2011) Longitudinal association between short sleep, body weight, and emotional and learning problems in Hispanic and Caucasian children. *Sleep*, 34(9), 1197–205.

Sletten, T. L., Rajaratnam S. M. W., Wright M. J., Zhu G., Naismith S., Npsycj M. C., Martin N. G. and Hickie L. (2013) Genetic and environmental contributions to sleep-wake behavior in 12-year-old twins. *Sleep*, 36(11) 1715-1722

Stea, T. H., Knutsen, T., & Torstveit, M. K. (2014) Association between short time in bed, health-risk behaviors and poor academic achievement among Norwegian adolescents. *Sleep Medicine*, 15(6), 666–671.

Suzuki, H., Kaneita, Y., Osaki, Y., Minowa, M., Kanda, H., Suzuki, K., Wada, K., Hayashi, K, Tanihata, T and Ohida, T. (2011) Clarification of the factor structure of the 12-item General Health Questionnaire among Japanese adolescents and associated sleep status. *Psychiatry Research*, 188(1), 138–146.

Tagaya, H., Uchiyama, M., Ohida, T., Kamei, Y., Shibui, K., Ozaki, A., Tan, X., Suzuki, H., aritake. S., Li, L., & Takahashi, K. (2004) Sleep habits and factors associated with short sleep duration among Japanese high-school students: A community study. *Sleep and Biological Rhythms*, 2(1), 57–64.

高橋雄介、岡田謙介、星野崇宏、安梅勅江 (2008) 就学前児の社会的スキル：コホート研究による因子構造の安定性と予測的妥当性の検討. *教育心理学研究* 56、81-92

高倉 実, 崎原 盛造, 與古田 孝夫, 新屋 信雄. (2000) 中学生における抑うつ症状と心理社会的要因との関連. *学校保健研究*, 42(1), 49–58.

高倉実, 盛造崎原, 信雄新屋, 平良一彦, 三輪一義. (1996) 高校生の抑うつ症状と健康習慣との関連性について. 学校保健研究, 38, 335–345.

Te Velde, S. J., van der Aa, N., Boomsma, D. I., van Someren, E. J. W., de Geus, E. J. C., Brug, J., & Bartels, M. (2013) Genetic and environmental influences on individual differences in sleep duration during adolescence. *Twin Research and Human Genetics : The Official Journal of the International Society for Twin Studies*, 16(6), 1015–25.

Tochigi, M., Nishida, A., Shimodera, S., Oshima, N., Inoue, K., Okazaki, Y., & Sasaki, T. (2012) Irregular Bedtime and Nocturnal Cellular Phone Usage as Risk Factors for Being Involved in Bullying: A Cross-Sectional Survey of Japanese Adolescents. *PLoS ONE*, 7(9), e45736.

豊田秀樹 (1998) 共分散構造分析—入門編— 朝倉書店

辻延浩, 佐藤尚武, 宮崎総一郎, & 大川匡子. (2008). 中学校における睡眠学習教材の開発: 保健体育科の実践による有効性の検討. 日本教科教育学会誌,

31(1), 1–10.

Tzischinsky, O., & Shochat, T. (2011) Eveningness, sleep patterns, daytime functioning, and quality of life in Israeli adolescents. *Chronobiology International*, 28(4), 338–43.

宇佐美慧 (2012) 潜在変化得点モデルに基づく縦断データの群間比較・検定力と潜在クラス数の推定に焦点を当てて・ 東京大学博士論文 (未刊行論文)

宇佐美慧・菅原郁子 (2012) 潜在曲線モデルを用いた日本の高齢者の身体的特性の変化と個人差に関する縦断的検討-MCMC 法に基づく全国高齢者縦断調査データの解析から・ A Longitudinal Investigation of Some Physical Traits of the Japanese Old Using Latent Curve Models ——Analysis of Japanese Longitudinal Study Data Using MCMC Method——. *行動計量学*, 39(2), 43–65.

宇佐美慧・荘島宏二郎 (2015) 発達心理学のための統計学—縦断データの分析、誠信書房

Wahistrom, K. (2002) Changing Times: Findings From the First Longitudinal Study of Later High School Start Times. *NASSP Bulletin*, 86(633), 3–21.

Wang, G., Xu, G., Liu, Z., Lu, N., Ma, R., & Zhang, E. (2013) Sleep patterns and sleep disturbances among Chinese school-aged children: prevalence and associated factors. *Sleep Medicine*, 14(1), 45–52.

Winsler, A., Deutsch, A., Vorona, R. D., Payne, P. A., & Szklo-Coxe, M. (2015) Sleepless in Fairfax: the difference one more hour of sleep can make for teen hopelessness, suicidal ideation, and substance use. *Journal of Youth and Adolescence*, 44(2), 362–78.

Wolfson, A. R., & Carskadon, M. A. (1998) sleep schedule and daytime functioning in adolescents..pdf. *Child Development*, 69(4), 875–887.

Wolfson, A. R., Carskadon, M. A., Acebo, C., Seifer, R., Fallone, G., Lubyak, S. E., & Martin, J. L. (2003) Evidence for the Validity of a Sleep Habits Survey

for Adolescents. *SLEEP*, 2, 9–12.

Wolfson, A. R., Spaulding, N. L., Dandrow, C., & Baroni, E. M. (2007) Middle school start times: the importance of a good night's sleep for young adolescents. *Behavioral Sleep Medicine*, 5(3), 194–209.

Wong, M. L., Lau, E. Y. Y., Wan, J. H. Y., Cheung, S. F., Hui, C. H., & Mok, D. S. Y. (2013) The interplay between sleep and mood in predicting academic functioning, physical health and psychological health: a longitudinal study. *Journal of Psychosomatic Research*, 74(4), 271–7.

Yen, C.-F., King, B. H., & Tang, T.-C. (2010) The association between short and long nocturnal sleep durations and risky behaviours and the moderating factors in Taiwanese adolescents. *Psychiatry Research*, 179(1), 69–74.

Zavos, H. M. S., Rijdsdijk, F. V., & Eley, T. C. (2012) A longitudinal, genetically informative, study of associations between anxiety sensitivity, anxiety and depression. *Behavior Genetics*, 42(4), 592–602.

謝 辞

本論文は、多くの方々の力添えがなければ今に至らなかったと思っている。ここにお世話になった方々のお名前と感謝の気持ちを述べさせていただきたい。

はじめに、本研究は、東京大学大学院教育学研究科総合教育科学専攻身体教育学コース佐々木司先生の指導のもとで行われた。佐々木先生には本研究の論文執筆のみならず、博士課程在学中のあらゆる機会にご指導を賜った。時に厳しく時に温かい先生のご指導に感謝の意を表す。

同コース山本義春先生、多賀巖太郎先生、野崎大地先生、東郷史治先生、森田賢治先生には、本研究の初期段階からご指導ご鞭撻を賜った。また、すでに退官された日本子ども家庭総合研究所衛藤隆先生、日本体育大学武藤芳照先生には修士課程入学後からご指導ご鞭撻を賜った。諸先生方の数多くの指摘と助言が、研究を導いて下さった。改めて御礼申し上げます。

帝京大学医学部精神神経科学講座栃木衛先生、筑波大学大学院人間総合科学研究科宇佐美慧先生、東京都医学総合研究所西田淳志先生、東京大学教育学部附属中等教育学校福島昌子先生、米原裕美先生には、論文執筆にあたり多くの力添えをいただいた。本論文第5章の基礎となった学校保健研究に掲載された論文で学会奨励賞を受賞できたことも、共同研究者の先生方のお力添えのおかげと考えている。

本コースに在籍された諸先輩方、時を長く共にした同期、至らない私を支えてくれた後輩達に心からのありがとうの気持ちを伝えたい。

本コースの依田真弓さん、加藤祐子さん、奈良浩子さんには研究の遂行にあたり様々な場面でお世話になった。皆さんの温かい言葉や気遣いが私を支え、研究を陰で支えてくれた。

そして、研究協力校の関係者及び中高生には長きにわたる調査に協力していただいた。皆様に引き受けていただければ、今日のこの日を迎えることはできなかったはずである。

最後に、私の長かった大学院生生活を支えてくれた家族に感謝の気持ちを表したい。

なお本論文は、以下の投稿論文をもとにデータを追加し、加筆修正したものである。

第4章：

Misato Matamura, Mamoru Tochigi, Satoshi Usami, Hiromi Yonehara, Masako Fukushima, Atsushi Nishida, Fumiharu Togo and Tsukasa Sasaki. (2014) Associations between sleep habits and mental health status and suicidality in a longitudinal survey of monozygotic twin adolescents. *Journal of Sleep Research* Volume 23, Issue 3, pages 292–296. DOI: 10.1111/jsr.12127

第5章：

股村美里、宇佐美慧、福島昌子、米原裕美、東郷史治、西田淳志、佐々木司（2013）「中高生の睡眠習慣と精神的健康度の変化に関する縦断的検討」学校保健研究第55巻、186~196頁