

平成29年度厚生労働科学研究費補助金

循環器疾患・糖尿病等生活習慣病対策総合研究事業

費用対効果分析の観点からの生活習慣病予防の労働生産性及び
マクロ経済に対する効果に関する実証研究

平成29年度 総括・分担研究報告書

研究代表者 野口 晴子

平成 30 (2018) 年 5 月

目次

I. 総括研究報告

費用対効果分析の観点からの生活習慣病予防の労働生産性及び マクロ経済に対する効果に関する実証研究.....	1
研究代表者 野口晴子 早稲田大学 政治経済学術院 (資料) MengZhao, Yoshifumi Konishi, <u>Haruko Noguchi</u> .(2017.6) タイトルページ	

II. 分担研究報告

1. 生活習慣病と労働生産性との関連性について:先行研究レビュー	9
研究代表者 野口晴子 早稲田大学 政治経済学術院	
研究分担者 川村顕 早稲田大学 政治経済学術院	
研究分担者 田宮菜奈子 筑波大学ヘルスサービス開発研究センター 筑波大学医学医療系ヘルスサービスリサーチ分野	
研究分担者 高橋秀人 国立保健医療科学院 保健・医療・福祉サービス研究分野	
研究分担者 下川哲 早稲田大学 政治経済学術院	
研究協力者 市村英彦 東京大学 経済学研究科	
研究協力者 牛島光一 筑波大学 システム情報系社会工学域	
研究協力者 上田路子 早稲田大学 政治経済学術院	
研究協力者 姜哲敏 早稲田大学 早稲田大学現代政治経済研究所	
研究協力者 富蓉 早稲田大学 政治経済学術院	
2. 健康と就労との関連性に関する理論的考察:グロスマン・モデルの含意と統計学上の課題	44
研究代表者 野口晴子 早稲田大学 政治経済学術院	
研究分担者 川村顕 早稲田大学 政治経済学術院	
研究分担者 下川哲 早稲田大学 政治経済学術院	
研究協力者 姜哲敏 早稲田大学 早稲田大学現代政治経済研究所	
研究協力者 富蓉 早稲田大学 政治経済学術院	
3. 子どもの健康, 親の就労状況, 及び, 親子の関わり方との関連性に関する研究.....	54
研究代表者 野口晴子 早稲田大学 政治経済学術院	
研究分担者 川村顕 早稲田大学 政治経済学術院	
研究協力者 姜哲敏 早稲田大学 早稲田大学現代政治経済研究所	
研究協力者 富蓉 早稲田大学 政治経済学術院	
研究協力者 金子周平 早稲田大学ソーシャル&ヒューマン・キャピタル研究所	

4. 成年者層における生活習慣病の罹患と就労との関連性に関する研究.....	82
研究代表者 野口晴子	早稲田大学 政治経済学術院
研究分担者 川村顕	早稲田大学 政治経済学術院
研究協力者 姜哲敏	早稲田大学 早稲田大学現代政治経済研究所
研究協力者 富蓉	早稲田大学 政治経済学術院
研究協力者 金子周平	早稲田大学ソーシャル&ヒューマン・キャピタル研究所
5. 中高年層における健康と就業との関連性に関する研究.....	98
研究代表者 野口晴子	早稲田大学 政治経済学術院
研究分担者 田宮菜奈子	筑波大学ヘルスサービス開発研究センター 筑波大学医学医療系ヘルスサービスリサーチ分野
研究分担者 高橋秀人	国立保健医療科学院 保健・医療・福祉サービス研究分野
研究分担者 川村顕	早稲田大学 政治経済学術院
研究協力者 姜哲敏	早稲田大学 早稲田大学現代政治経済研究所
研究協力者 富蓉	早稲田大学 政治経済学術院
研究成果の刊行に関する一覧表	125

別添 3

平成29年度厚生労働科学研究費補助金及び厚生労働行政推進調査事業費補助金
(循環器疾患・糖尿病等生活習慣病対策総合研究事業)
総括研究報告書

費用対効果分析の観点からの生活習慣病予防の労働生産性及び
マクロ経済に対する効果に関する実証研究

研究代表者 野口晴子 早稲田大学 政治経済学術院

研究要旨

本研究の目的は、①生活習慣病の罹患が就労状況(就労確率、就労時間・日数、賃金等)に及ぼす影響について実証的に検証することにより現状を把握し、②生活習慣病に対する予防行動が、生活習慣病の罹患率に与える効果を統制した上で、賃金で測った場合の労働生産性に与える効果を定量的に検証する。更に、①と②から得られたパラメータを用い、③生活習慣病予防に対する費用対効果分析の観点から、生活習慣病を予防することによって日本の労働生産性、及び、マクロ経済全体にどの程度の改善がみられるかについてのシミュレーションを行い、「健康日本21(第二次)」等に代表されるヘルスプロモーション政策に対する基礎資料を作成する。

本年度の研究では、第1に、1990-2018年の直近28年間に、公衆衛生・社会疫学、及び、経済学の領域における国際的学術誌に掲載された英文による論文の中から、生活習慣病と労働生産性の関連性について定量的な検証を行った先行研究61件についてレビューを行った。本研究が要約の対象とした論文について、著者・公刊雑誌・公刊年・分析対象とされた国・分析データ・就労と健康に関する変数・分析手法・結果について要約・整理を行った。要約の結果、国際学術誌に掲載された英文論文では、代表性の高いデータに洗練された計量経済学の手法を用いた分析が数多く存在するが、分析対象となった国や地域が北米や欧州に偏っていることが分かった。また、生活習慣病の罹患に代表される「負」の健康ショックは、就労確率を低下させる傾向にあり、賃金や年収を引き下げる可能性が高いという整合的な結果が得られている。他方、生活習慣病の罹患の就労確率や労働生産性に対する影響の大きさは、性別、人種、年齢、教育水準、疾患の種類や重症度によって異なる傾向にあることから、米国や欧州以外での当該テーマに対する研究の必要性が問われている。

第2に、生活習慣病の罹患に代表される健康状態と就労・賃金・所得をはじめとする家計の社会的・経済的地位(socioeconomic status:SES)との関係性を検証するための理論的支柱となっているグロスマン・モデルを概観することにより、健康と就労との因果性のメカニズムについて理論的考察を行い、さらに、両者のメカニズムを紐解く因果推論を実施するに当たっての統計学上の課題についてまとめた。

第3に、政府統計の二次利用に対する承認が下りたのが、2018年4月24日(承認番号:厚生労

働省発政統0424第3号)であったため、今年度の研究では、データ・クリーンアップを進める過程で得られた基本統計量と内生性／因果性を考慮しない単純回帰分析の結果について考察を行った。まず、『21世紀新生児縦断調査』(平成13年、及び、平成22年のコホート)に基づく分析からは、①H13と比較してH22での母親の就労率が高まる傾向にあること;②通院した病気やケガの数や肥満度等子どもの健康を示す変数と、収入や学歴等、親のSESとの間には統計学的に有意な相関があること;③多重コレスポネンス分析(Multiple Correspondence Analysis; MCA)を用いて構築された親子のかかわり方の質と親のSES、また、子どもの健康や成長の度合いとの間に有意な相関があること;④就学前の子どもが病気がちと悩んでいる家庭ほど母親の就労率が高いのに対して、小学校入学以降では、その傾向が逆転する傾向にあること等がわかった。次に、『中高年者縦断調査』(2005-2016年)に基づく分析からは、①生活習慣病の罹患数、主観的健康感、抑うつ指標 Kessler 6(K6)のいずれの健康尺度についても、就業率や知的労働への就業率とは負の相関が観察された;②他方、こうした健康尺度と、週当たりの就業時間や、経済学において労働生産性を示す指標として用いられる1時間当たりの賃金に関しては、逆に正の相関が観察されたり、両者の相関が非線形であったりと、「見せかけの相関」である可能性が高く、内生性／因果性の検証が必要である;③女性よりも、男性においてより明確な相関が観察される傾向にある;④内生性を考慮しない単純回帰分析から、糖尿病、心臓病、脳卒中、高血圧、脂質異常症、悪性新生物等の生活習慣病の罹患が、就業率を引き下げ、就業時間を短くし、さらに、所得を引き下げる傾向にあることがわかった。最後に、『国民生活基礎調査』(1986-2016年)に基づく分析からは、①生活習慣病の罹患数、通院の有無、内分泌／循環器／悪性新生物／精神・神経／貧血・血液について診断の有無、主観的健康感、K6のいずれの健康尺度についても、一定程度、就業に関するアウトカムとの相関が確認された;②とりわけ、悪性新生物／精神・神経系疾患による通院が、男女・年齢に関係なく、成年者層の就業行動にマイナスの限界効果を有している可能性が確認された;③K6が週当たりの就業時間と正規雇用への就業率に与える限界効果については、男女で異なる結果が観察された。

2018年度においては、データ・クリーンアップ上で得られたこうした基本統計量に基づき、ライフサイクルにおける生活習慣病の罹患をはじめとする健康と労働生産性との関連性に関する更なる分析を進めることにする。

A. 研究目的

本研究の目的は、①生活習慣病の罹患が就労状況(就労確率、就労時間・日数、賃金等)に及ぼす影響について実証的に検証することにより現状を把握し、②生活習慣病に対する予防行動が、生活習慣病の罹患率に与える効果を統制した上で、賃金で測った場合の労働生産性に与える効果を定量的に検証する。更に、①と②から得られたパラメータを用い、③生活習

慣病予防に対する費用対効果分析の観点から、生活習慣病を予防することによって日本の労働生産性、及び、マクロ経済全体にどの程度の改善がみられるかについてのシミュレーションを行い、「健康日本 21(第二次)」等に代表されるヘルスプロモーション政策に対する基礎資料を作成する。

B. 研究方法

第1に、生活習慣病と労働生産性の関連性に関する定量的な検証を行った先行研究のレビューについて、その検索方法と選択基準は、公表済みの学術著作物の定量データを用い、1990-2018年に公表された調査研究について、「健康(health)」、「生活習慣病(lifestyle disease)」、「診断(diagnose)」、「労働生産性(labor productivity)」、「賃金(wage)」, または、「労働力の参加(labor force participation)」というキーワードの組み合わせにより、PubMed及びEconlitで検索を行った。さらに、Econlitによる検索については、2000年以降の刊行物に対し、「賃金水準と構造(wage level and structure)」、「賃金格差(wage differentials)」, または、「人的資本(human capital)」、「技能(skill)」, または、「職業選択(occupational choice)」をキーワードとして追加した。結果、英語で書かれた刊行物は、PubMedが269件、Econlitが298件存在したが、本研究プロジェクトとの関連性を1件ずつ判定し、PubMedから30件、Econlitから31件を抽出し、著者・公刊雑誌・公刊年・分析対象とされた国・分析データ・就労と健康に関する変数・分析手法・結果について要約・整理を行った。

第2に、平成29年度に予定していた全国規模の個票情報の収集・整備について、厚生労働省・政策統括官(統計・情報政策担当)へ『国民生活基礎調査』・『21世紀新生児縦断調査』・『成年者縦断調査』・『中高年縦断調査』・『人口動態調査』・『社会医療診療行為別調査』・『患者調査』・『医療施設調査』・『病院報告』, 厚生労働省・健康局へ『国民健康・栄養調査』, 総務省統計局へ『国勢調査』に対する二次利用申請をそれぞれ行った結果、利用データの規模が膨大に及ぶことから、上記全てのデータに関する承認が下りたのが、2018年4月24日

(承認番号:厚生労働省発政統0424第3号)であった。今年度の研究では、データ・クリーンアップを進める過程で得られた基本統計量と内生性/因果性を考慮しない単純回帰分析の結果について考察を行った。

(倫理面への配慮)

厚生労働省による二次利用データを統計法第33条により申請し、許可を得て個票を分析した(承認番号:厚生労働省発政統0424第3号;承認日2018年4月24日)。提供された個票には個人を特定できる情報は含まれていない。

C. 研究結果

C-1 生活習慣病と労働生産性との関連性について:先行研究レビュー

1990-2018年の直近28年間に、公衆衛生・社会疫学、及び、経済学の領域における国際的学術誌に掲載された英文による論文の中から、生活習慣病と労働生産性の関連性について定量的な検証を行った先行研究61件についてレビューを行った。要約の結果、国際学術誌に掲載された英文論文では、代表性の高いデータに洗練された計量経済学的手法を用いた分析が数多く存在するが、分析対象となった国や地域が北米や欧州に偏っていることが分かった。また、生活習慣病の罹患に代表される「負」の健康ショックは、就労確率を低下させる傾向にあり、賃金や年収を引き下げる可能性が高いという整合的な結果が得られている。他方、生活習慣病の罹患の就労確率や労働生産性に対する影響の大きさは、性別、人種、年齢、教育水準、疾患の種類や重症度によって異なる傾向にあることから、米国や欧州以外での当該テーマに対する研究の必要性が問われている。

C-2 健康と就労との関連性に関する理論的考

察:グロスマン・モデルの含意と統計学上の課題

Gary Stanley Beckerが、1964年に“Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education (邦訳『人的資本—教育を中心とした理論的・経験的分析』)”を公表して以来、教育とともに、人的資本の代表的な一形態としての「健康資本(health capital)」に対する個人の投資行動について、数多くの経済学者による理論的・実証的検証が行われてきた。なかでも、今日に至るまで、生活習慣病の罹患に代表される健康状態と就労・賃金・所得をはじめとする家計の社会的・経済的状況(socioeconomic status: SES)との関係性を検証するための理論的支柱となっているのが、グロスマン・モデルと呼ばれる理論である(Grossman 1972)。本研究の目的は、当該モデルを概観することにより、健康と就労との因果性のメカニズムについて理論的考察を行い、さらに、両者のメカニズムを紐解く因果推論を実施するに当たっての統計学上の課題についてまとめることである。

健康と就労との関連性を実証的に検証するに当たって、グロスマン・モデルが示唆する主要な含意は、各期における個人の健康を、内生的な「選択」の結果として処理する必要があるということである。したがって、労働供給関数において、健康因子を外生変数として処理してしまうと、現在の就労状況の健康への潜在的な逆相関が原因となる同時性バイアスによって、健康の効果が過剰または過小に推定されるかもしれない。

健康と就労の内生性の問題を回避するために、公衆衛生学や社会疫学を中心とした分野では、信頼性、妥当性、正確性に優れた健康指標を構築することに力点が置かれた研究が進められている。他方、経済学分野では、健康

指標にかかわらず、むしろ、労働供給関数における内生性の対処による推定バイアスの識別(縮小バイアスと正当化バイアス)を中心とした研究が蓄積されてきた。グロスマン・モデルが想定するような、加齢に伴う緩やかな健康状態の変容が就労の意思決定に与える効果を検証するためには、たとえば、厚生労働省による『中高年縦断調査』や(独)経済産業研究所が一橋大学経済研究所、東京大学経済研究科と共同して実施している『くらしと健康の調査(Japanese Study of Ageing and Retirement: JSTAR)』等のような、長期的な視野に立ったパネルデータの構築が必要である。

C-3 子どもの健康、親の就労状況、及び、親子の関わり方との関連性に関する研究

本研究の目的は、2018年4月24日(承認番号:厚生労働省発政統0424第3号)によって提供を受けた、21世紀出生児縦断調査(平成13年、及び、平成22年のコホート)について、子どもの健康、親の就労状況、及び、親子の関わり方との関連性に焦点を当て、2018年度の分析へ向けて、基本統計量を概観することである。

本研究では、①子どもの出生時の諸属性、②子どもの成長と親の社会的・経済的状況(socioeconomic status: SES)との関連性、③親子や親どうしのinteractionに着目し、多重コレスポネンシス分析(Multiple Correspondence Analysis; MCA)を用いて親と子どもの関わり方の質やしつけの質等に関する新たな変数を構築し、それと子どもの属性との関連性、④子どもの健康と親の就労の関連性について概観する。

分析の結果、(1) H13と比較してH22での母親の就労率が高まる傾向にあること;(2)通院した病気やケガの数や肥満度等子どもの健康を示す変数と、収入や学歴等、親のSESとの間に

は統計学的に有意な相関があること;(3) MCAを用いて構築された親子のかかわり方の質と親のSES, また, 子どもの健康や成長の度合いとの間に有意な相関があること;(4)就学前の子どもが病気がちと悩んでいる家庭ほど母親の就労率が高いのに対して, 小学校入学以降では, その傾向が逆転する傾向にあること等がわかった。

C-4 成年者層における生活習慣病の罹患と就労との関連性に関する研究

本研究の目的は, 2018年4月24日(承認番号:厚生労働省発政統0424第3号)によって提供を受けた, 国民生活基礎調査(1986-2016年)について, 主として, 成年者層における生活習慣病の罹患を中心とする健康状態と就業の関連性に焦点を当て, 2018年度の分析へ向けて, 基本統計量を概観することである。

本研究では, 就業におけるアウトカムとして, ①就業有を1, 無を0とする2値変数;②就業有のうち, 仕事内容が知的労働である場合を1(仕事内容:専門的・技術的職業従事者、管理的職業従事者、事務従事者、販売従事者), それ以外を0(仕事内容:サービス職業従事者、保安職業従事者、農業作業員、林業作業員、漁業作業員、運輸・通信従事者、生産工程・労務作業員、分類不能の職業)とする2値変数;③正規雇用である場合を1(勤め先での呼称:正規の職員・従業員), それ以外を0(勤め先での呼称:パート、アルバイト、労働者派遣事業所の派遣職員、契約社員・嘱託、その他)とする2値変数;④週の就業時間を用いる。また, 健康尺度として, ①生活習慣病の罹患数;②通院の有無;③内分泌/循環器/悪性新生物/精神・神経/貧血・血液について診断の有無;④主観的健康感;⑤抑うつ指標 Kessler 6(K6)を用いる。本研究では, こうした労働市場におけるアウトカムと

生活習慣病を中心とする健康との関係性についての基本統計量を示し, さらに, 通院, 生活習慣病の罹患, 主観的健康感, K6が成年者の就業に関するアウトカムに与える限界効果をプロビット分析によって推定する。

分析の結果, (1)生活習慣病の罹患数, 通院の有無, 内分泌/循環器/悪性新生物/精神・神経/貧血・血液について診断の有無, 主観的健康感, K6のいずれの健康尺度についても, 一定程度, 就業に関するアウトカムとの相関が確認された;(2)とりわけ, 悪性新生物/精神・神経系疾患による通院が, 男女・年齢に関係なく, 成年者層の就業行動にマイナスの限界効果を有している可能性が確認された;(3)K6が週当たりの就業時間と正規雇用への就業率に与える限界効果については, 男女で異なる結果が観察された。

C-5 中高年層における健康と就業との関連性に関する研究

本研究の目的は, 2018年4月24日(承認番号:厚生労働省発政統0424第3号)によって提供を受けた, 中高年者縦断調査(2005-2016年)について, 中高年齢層における生活習慣病の罹患を中心とする健康状態と就業の関連性に焦点を当て, 2018年度の分析へ向けて, 基本統計量を概観することである。

本研究では, 就業におけるアウトカムとして, ①就業有を1, 無を0とする2値変数;②就業有のうち, 仕事内容が知的労働である場合を1(仕事内容:専門的・技術的職業従事者、管理的職業従事者、事務従事者、販売従事者), それ以外を0(仕事内容:サービス職業従事者、保安職業従事者、農業作業員、林業作業員、漁業作業員、運輸・通信従事者、生産工程・労務作業員、分類不能の職業)とする2値変数;③正規雇用である場合を1(勤め先での呼称:

正規の職員・従業員), それ以外を 0(勤め先での呼称:パート、アルバイト、労働者派遣事業所の派遣職員、契約社員・嘱託、その他)とする 2 値変数;④就業希望有を 1, 無を 0 とする二値変数(就業希望有のうち, 就職活動をしている場合を 1, それ以外を 0 とする二値変数);⑤週の就業時間;⑥1 時間当たりの賃金;⑦1 カ月当たりの所得を用いる。また, 健康尺度として, ①生活習慣病の罹患数;②糖尿病、心臓病、脳卒中、高血圧、脂質異常症、悪性新生物のうち医師診断のある疾患数;③②で記載した生活習慣病が原因で入院有を 1, 無を 0 とする 2 値変数;④健康診断の受診有を 1, 無の場合を 0 とする 2 値変数;⑤回答者本人の主観的健康感, 及び, 配偶者の主観的健康感;⑥抑うつ指標 Kessler 6(K6)を用いる。

分析の結果, (1)生活習慣病の罹患数, 主観的健康感, K6 のいずれの健康尺度についても, 就業率や知的労働への就業率とは負の相関が観察された;(2)他方, こうした健康尺度と, 週当たりの就業時間や, 経済学において労働生産性を示す指標として用いられる 1 時間当たりの賃金に関しては, 逆に正の相関が観察されたり, 両者の相関が非線形であったりと, 「見せかけの相関」である可能性が高く, 内生性/因果性の検証が必要である;(3)女性よりも, 男性においてより明確な相関が観察される傾向にある;(4)内生性を考慮しない単純回帰分析から, 糖尿病, 心臓病, 脳卒中, 高血圧, 脂質異常症, 悪性新生物等の生活習慣病の罹患が, 就業率を引き下げ, 就業時間を短くし, さらに, 所得を引き下げる傾向にあることがわかった。

D. 考察

本研究でレビューを行った先行研究から, 生活習慣病の罹患の就労確率や労働生産性に対する影響の大きさは, 性別, 人種, 年齢, 教

育水準, 疾患の種類や重症度によって異なる傾向にあることがわかった。したがって, 日本や東アジアでの研究からは, これまでの北米や欧州を中心とした分析とは, 異なる結果が得られる可能性が高い。また, 医療や介護施策は, 生活習慣病の罹患確率に直接影響を及ぼす可能性が高く, ひいては, こうした施策が異なる国や地域における両者の関連性の統計学的な有意性とその影響の大きさについては, さらに検証の余地が残されている。

本年度の研究では, 『21 世紀新生児縦断調査』・『国民生活基礎調査』・『中高年縦断調査』の 3 つのデータを用いて, データ・クリーンアップを進める過程で得られた基本統計量と内生性/因果性を考慮しない単純回帰分析の結果について考察を行った。こうした単純な分析からも, 健康と就労との有意な関連性について, 先行研究が得た知見と整合的な結果が観察された。一方, 先行研究と違って, 男女やライフサイクルの異なる段階(若年層・成年層・中高年齢層)で, 健康と就労との関連性のメカニズムに違いが生ずる, つまり, 非線形の関連性が存在する可能性があることも示唆された。したがって, 本研究が目的とする, ライフサイクル全般における生活習慣病の罹患に代表される健康と労働生産性との関連性を紐解くためには, グロスマン・モデルが示唆する内生性/因果性の課題に取り組む必要がある。

E. 結論

生活習慣病の罹患と労働生産性の関連性に関する科学的エビデンスは, 超高齢社会となっている日本や, 同じく人口の高齢化が深刻になりつつある東アジア諸国における厚生労働施策にとって必要不可欠な基礎資料となるであろう。したがって, 2018 年度において, 本研究では, データ・クリーンアップ上で得られた基本統計量を活かしながら, ライフサイクルにおける生活習

慣病の罹患をはじめとする健康と労働生産性との関連性における内生性／因果性の課題に取り組むことで推定バイアスを最小化し、精度の高いパラメータによって最終的なマクロ・シミュレーションを実施することを目的とする。

F. 健康危険情報

特に無し。

G. 研究発表

1. 論文発表

MengZhao, Yoshifumi Konishi, Haruko

Noguchi. “Retiring for better health? Evidence from health investment behaviors in Japan”.

Japan and the World Economy, 42: pp. 56-63.

2017.6.

<https://doi.org/10.1016/j.japwor.2017.06.003> [IF

2016/2017: 0.489]

2. 学会発表

特に無し。

H. 知的財産権の出願・登録状況(予定を含む)

1. 特許取得

特に無し。

2. 実用新案登録

特に無し。

3. その他

特に無し。

Japan and the World Economy 42 (2017) 56–63



ELSEVIER

Contents lists available at ScienceDirect

Japan and the World Economy

journal homepage: www.elsevier.com/locate/jwe



Retiring for better health? Evidence from health investment behaviors in Japan[☆]

Meng Zhao^{a,*}, Yoshifumi Konishi^b, Haruko Noguchi^c

^a Faculty of International Social Sciences, Gakushuin University, Japan
^b Faculty of Liberal Arts, Sophia University, Japan
^c School of Political Science and Economics, Waseda University, Japan



ARTICLE INFO

Article history:
Received 7 May 2016
Received in revised form 3 February 2017
Accepted 18 June 2017
Available online 4 July 2017

JEL classification:
C14
C26
I12
J26

Keywords:
Retirement
Health behaviors
Japan

ABSTRACT

This paper examines the causal effects of retirement on health investment behavior among Japanese permanent employees. We find that the Japanese employees participate less in unhealthy habits (smoking and drinking) after retiring from their permanent employment, and after completely ceasing to work, they further increase participation in healthy life habits (regular exercise). We also find gender differences in these responses.

© 2017 Elsevier B.V. All rights reserved.

1. Introduction

Faced with rapidly aging population, many developed countries are starting or have started raising the eligibility ages for publicly funded old-age pensions. Economists have long debated whether delaying pension eligibility ages would actually reduce government expenditures on social security programs. One counteracting effect is the potentially negative impact of delayed retirement on the health of affected population. Earlier studies provide mixed findings on the health impacts of retirement (e.g. Dave et al., 2008; Johnston and Lee, 2009; Rohwedder and Willis, 2010; Coe and Zamarrò, 2011; Kajitani, 2011; Bonsang et al., 2012; De Grip et al., 2012; Hernaes et al., 2013; Insler, 2014; Eibich, 2015). The mixed findings point to two primary difficulties in identifying the causal relationship between retirement and health.

First, there are a number of intermediate mechanisms that can obscure the causal link between retirement and health outcomes. To help disentangle such mechanisms, this study focuses on health *inputs* rather than *outcomes* in health production (Grossman, 1972),

and makes use of the unique features of Japanese labor market to differentiate the effect of retirement from permanent employment (RPE), wherein individuals quit their main occupations but continue working fewer hours, from that of complete retirement (CR), wherein individuals exit the labor force and work zero hours.¹

Second, retirement and health are clearly endogenous, and the direction and magnitude of the bias are a priori ambiguous. For example, those who are healthier may opt to work longer, or those who have innate preferences for healthy lifestyles may opt to retire earlier. Hence, for identification, we employ two econometric approaches: (a) a fuzzy regression-discontinuity (RD) approach, exploiting the fact the probability of RPE significantly increases at the age of 60 in Japan; (b) an instrumental variable (IV) approach, making use of the reform-driven financial incentives of the Japanese pension system.

Our empirical results indicate that, upon RPE, men tend to reduce smoking intensity significantly but do not change drinking and exercising behaviors. When they completely retire from the labor market, they maintain the lower smoking intensity and

[☆] The study was supported by the Grants-in-Aid for Young Scholars from the Japan Society for the Promotion of Science.

* Corresponding author.
E-mail address: zhao057@um.nyu.edu (M. Zhao).

<http://dx.doi.org/10.1016/j.japwoc.2017.06.003>
0922-1425/© 2017 Elsevier B.V. All rights reserved.

¹ In Japan, individuals are often guaranteed to work until mandatory retirement in formal sectors. Yet, RPE does not necessarily lead to CR. This allows us to examine transitional retirement processes.

別添 4

平成29年度厚生労働科学研究費補助金及び厚生労働行政推進調査事業費補助金
(循環器疾患・糖尿病等生活習慣病対策総合研究事業)
分担研究報告書

生活習慣病と労働生産性との関連性について:先行研究レビュー

研究代表者	野口晴子	早稲田大学 政治経済学術院
研究分担者	川村顕	早稲田大学 政治経済学術院
研究分担者	田宮菜奈子	筑波大学ヘルスサービス開発研究センター 筑波大学医学医療系ヘルスサービスリサーチ分野
研究分担者	高橋秀人	国立保健医療科学院 保健・医療・福祉サービス研究分野
研究分担者	下川哲	早稲田大学 政治経済学術院
研究協力者	市村英彦	東京大学 経済学研究科
研究協力者	牛島光一	筑波大学 システム情報系社会工学域
研究協力者	上田路子	早稲田大学 政治経済学術院
研究協力者	姜哲敏	早稲田大学 早稲田大学現代政治経済研究所
研究協力者	富蓉	早稲田大学 政治経済学術院

研究要旨

本研究は、1990-2018年の直近約30年間に、主として、公衆衛生・社会疫学、及び、経済学の領域における国際的学術誌に掲載された英文による論文の中から、生活習慣病と労働生産性の関連性について定量的な検証を行った先行研究を要約・整理することを目的とする。

検索方法と選択基準は、公表済みの学術著作物の定量データを用いて、当該期間中に公表された調査研究について、「健康(health)」、「生活習慣病(lifestyle disease)」、「診断(diagnose)」、「労働生産性(labor productivity)」、「賃金(wage)」, または、「労働力の参加(labor force participation)」というキーワードの組み合わせにより、PubMed及びEconlitで検索を行った。さらに、Econlitによる検索については、2000年以降の刊行物に対し、「賃金水準と構造(wage level and structure)」、「賃金格差(wage differentials)」, または、「人的資本(human capital)」、「技能(skill)」, または、「職業選択(occupational choice)」をキーワードとして追加した。結果、英語で書かれた刊行物は、PubMedが269件、Econlitが298件存在したが、本研究プロジェクトとの関連性を1件ずつ判定し、PubMedから30件、Econlitから31件を抽出し、要約を行った。本研究が要約の対象とした61本の論文について、著者・公刊雑誌・公刊年・分析対象とされた国・分析データ・就労と健康に関する変数・分析手法・結果について要約・整理を行った。

要約の結果、国際学術誌に掲載された英文論文では、代表性の高いデータに洗練された計量経済学の手法を用いた分析が数多く存在するが、分析対象となった国や地域が北米や欧州に偏っていることが分かった。また、生活習慣病の罹患に代表される「負」の健康ショックは、就労確率を低下させる傾向にあり、賃金や年収を引き下げる可能性が高いという整合的な結果が得られている。他方、生活習慣病の罹患の就労確率や労働生産性に対する影響の大きさは、性別、人種、年齢、教育水準、疾患の種類や重症度によって異なる傾向にあることから、米国や欧州以外での当該テーマに対する研究の必要性が問われている。

A. 研究目的

本研究は、1990-2018年の直近約30年間に、主として、公衆衛生・社会疫学、及び、経済学の領域における国際的学術誌に掲載された英文による論文の中から、生活習慣病と労働生産性の関連性について定量的な検証を行った先行研究を要約・整理することを目的とする。

B. 研究方法

検索方法と選択基準は、公表済みの学術著作物の定量データを用いて、当該期間中に公表された調査研究について、「健康(health)」、「生活習慣病(lifestyle disease)」、「診断(diagnose)」、「労働生産性(labor productivity)」、「賃金(wage)」、または、「労働力の参加(labor force participation)」というキーワードの組み合わせにより、PubMed及びEconlitで検索を行った。さらに、Econlitによる検索については、2000年以降の刊行物に対し、「賃金水準と構造(wage level and structure)」、「賃金格差(wage differentials)」、または、「人的資本(human capital)」、「技能(skill)」、または、「職業選択(occupational choice)」をキーワードとして追加した。

C. 研究結果

C-1 検索結果

結果、英語で書かれた刊行物は、PubMedが269件、Econlitが298件存在したが、本研究プロジェクトとの関連性を1件ずつ判定し、PubMedから30件、Econlitから31件を抽出し、要約を行った。本研究が要約の対象とした計61本の論文について、著者・公刊雑誌・公刊

年・分析対象国・分析に用いられたデータ・就労と健康に関する変数・分析手法・結果について要約・整理を行った(表1と表2を参照)。

C-2 分析対象とされた国

本研究における検索結果から、北米(PubMedで、米国が18件、カナダが3件；Econlitでは、米国が8件、カナダが4件)、オーストラリア(PubMedで2件、Econlitで5件)、欧州諸国(PubMedで6件、Econlitで13件)¹を対象とした生活習慣病と労働生産性に関連する研究が数多く存在する一方、その他の地域に関しては、少数の研究が散見されるだけで、PubMedで、シンガポールが1件、Econlitでは、台湾が1件、中国が1件、コロンビアが1件、ブラジルが1件、そして、南アフリカが1件と、分析対象となった国や地域に偏在があることがわかった。

C-3 分析データ

本研究で要約を行った61件の研究の分析では、各国・地域のpopulationに対する代表性が極めて高いデータが用いられており、さらに、同一個人を複数期間にわたって追跡可能なlongitudinal data (panel data)を用いた研究も少なからず存在した。例えば、カナダやスウェーデン等では、長期間にわたって、個人を追跡可能な複数の行政データ(Medical claim, 人口動態統計, 住民基本台帳, 国勢調査, 確定申告台帳, 身体障がい登録台帳, 兵籍台帳, 等)を照合させる等、政策のpure effectを導出するために必要不可欠な因果推論を行うためのデータが整備されている。

¹ 欧州諸国については、PubMedで、EU11か国を対象とした研究が2件、オランダが2件、デンマークが1件、フランスが1件、Econlitでは、EU1

1か国が1件、イギリスが1件、オランダが1件、ギリシアが1件、スウェーデンが1件、デンマークが1件、ドイツが1件であった。

C-4 就労に関わる変数(被説明変数)

就労状況に関する指標として、労働参加(就労の有無)、欠勤(absenteeism)、疾病就業(presenteeism: 出勤しているが、精神的・身体的な健康上の問題を抱えているため、本来発揮されるべき職務遂行能力が低下している状態)が用いられている。労働生産性を検討する際、absenteeismやpresenteeismという概念は重要であるが、当該変数を被説明変数として用いた研究は、PubMedでは、Dibonaventura, Wagner, Yuan, et al. (2011), Gates, Succop, Brehm, et al. (2008), 及び、Pransky, Conti et al. (2004)の3件、Econlitでは、Bubonya, Cobb-Clark, Wooden (2017)の1件と数少ない。また、経済学分野で一般的に労働生産性の指標として、時間当たりの賃金が用いられることが多いが、労働に対する金銭的報酬として年収を用いた研究も散見された。

C-5 健康に関わる変数(説明変数)

本研究が焦点を当てる生活習慣病を中心とする健康に関わる変数としては、特定の疾患(がん、糖尿病、循環器系疾患、精神疾患、HIV、等)や、生活習慣病の発症と関連の高いBody Mass Index (BMI)等の肥満を示す指標が用いられている。

C-6 分析手法

生活習慣病の罹患と労働生産性の関連性に関する研究において、最大の課題は、両者に内生性(causality/endogeneity)が存在するため、因果推論を行うことが極めて困難である点である。とりわけ、因果推論に対して厳格な経済学分野では、内生性による推定値の偏りを回避するため、一時点での横断面データ(cross-section data)の場合、操作変数法(instrumental variable method: IV)による、二

段階最小二乗法(two-stage least squares:

2SLS)やRecursive Bivariate Probit等が用いられている。

最近の研究では、複数期間にわたって個人を追跡可能なlongitudinal data (panel data)が利用可能になったため、生涯にわたる賃金に対する健康資本の動学的効果を推定するdynamic panel modelや構造推定(structural estimation)を用いた分析が散見されるようになった。また、longitudinal data (panel data)では、時間によって変化しない特定個人の属性を固定効果(fixed effect)として統御することが可能となる。したがって、たとえそうした属性に関する情報が存在しなくとも、誤差項との相関によるバイアスを回避することが可能となる。

また、カナダやスウェーデン等の研究が用いている、行政上の目的のために収集される全数調査(行政データ)は、標本抽出の過程で発生する選択バイアスを回避することが出来、窓口業務での入力ミスや申請者による記載ミス等、事務処理上の過誤を除けば、回答者自身による主観が入り込む余地が少なく、回答バイアスによる測定誤差が小さいといった長所があると考えられる(野口, 2018)。こうした特性を有する複数の行政データをし、国内での政策変更を自然実験として活用した、propensity scoring matchingと差の差分析(difference-in-difference)を応用した因果推論も増えつつある。

C-7 分析結果

本研究でレビューを行った研究では、代表性の極めて高いデータに、多様な尺度と分析手法が応用されていた。分析の結果、生活習慣病の罹患に代表される「負」の健康ショックは、就労確率を低下させる傾向にあること、また、労働生産性の1つの指標である時間当た

りの賃金、ひいては年収を引き下げる可能性が高いことがわかった。他方、生活習慣病の罹患の就労確率や労働生産性に対する影響の大きさは、性別、人種、年齢、教育水準、疾患の種類や重症度によって異なる傾向にある。

D. 考察

第1に、本研究における検索結果から、分析対象となった国や地域に偏在があることがわかった。当該地域における国際学術誌による査読プロセスに耐えうる代表性の高いデータの存在、当該データに対する研究者の *accessibility*、また、処置群(制度変更によって影響を受ける地域・人口)と対照群(制度変更によって影響を受けない地域・人口)との識別に対する国内における制度変更の利用のしやすさ、つまり、国内における「自然実験 (natural experiment)」の設定のしやすさ等が、分析対象国に偏りがあることの原因の1つと考えられる。

第2に、本研究のテーマについては、現在、北米や欧州を中心に、信頼性の高い行政データに精緻な計量経済学的手法を応用することによって、因果推論のための最大の課題である内生性(*causality/endogeneity*)による推定バイアスを克服しようと試み数多くの研究が遂行されつつある。他方、行政データには短所もある。特定の行政データから得られる情報は極めて限定的であるという点、また、行政データには、直接住民の利害に影響する個人情報が含まれるため、照合等により情報量が増えれば増えるほど、個人が識別されるリスクが高まり、研究者に課される倫理上の責任が重くなるという点である。日本では、情報が漏れいたした場合、情報の提供を受ける研究者よりも、国や地方自治体など情報を提供

する側に対する法的・社会的制裁の方が大きい制度設計になっていることから、情報提供者に、あまり多くの情報を提供したくないというインセンティブが働く可能性がある。したがって、日本では、情報を提供する側と提供される側との間に、ある種の緊張関係があることも事実である(野口, 2018)。

生活習慣病の罹患と労働生産性の関連性に関する科学的エビデンスは、超高齢社会となっている日本や、同じく人口の高齢化が深刻になりつつある東アジア諸国における厚生労働施策にとって必要不可欠な基礎資料となるであろう。にもかかわらず、当該テーマに関する国際的な業績が、当該地域において数少ないのは、代表性の高い質の良いデータが未だ構築されていないことが要因の1つであるといえよう。

本研究でレビューを行った先行研究から、生活習慣病の罹患の就労確率や労働生産性に対する影響の大きさは、性別、人種、年齢、教育水準、疾患の種類や重症度によって異なる傾向にあることがわかった。したがって、日本や東アジアでの研究からは、これまでの北米や欧州を中心とした分析とは、異なる結果が得られる可能性が高い。また、医療や介護施策は、生活習慣病の罹患確率に直接影響を及ぼす可能性が高く、ひいては、こうした施策が異なる国や地域における両者の関連性の統計学的な有意性とその影響の大きさについては、さらに検証の余地が残されている。

E. 結論

本研究は、1990-2018年の直近約30年間に、主として、公衆衛生・社会疫学、及び、経済学の領域における国際学術誌に掲載された英文による論文の中から、生活習慣病と労働生産性の関連性について定量的な検証

を行った先行研究(計 61 件)の要約・整理を行った。

国際学術誌に掲載された英文論文では、代表性の高いデータに洗練された計量経済学の手法を用いた分析が数多く存在するが、分析対象となった国や地域が北米や欧州に偏っている。生活習慣病の罹患をはじめとする「負」の健康ショックは、就労確率を低下させる傾向にあり、賃金や年収を引き下げる可能性が高いという整合的な結果が得られている。他方、生活習慣病の罹患の就労確率や労働生産性に対する影響の大きさは、性別、人種、年齢、教育水準、疾患の種類や重症度によって異なる傾向にあることから、米国や欧州以外での当該テーマに対する研究の必要性が問われている。

F. 健康危険情報
特に無し。

G. 研究発表

1. 論文発表
特に無し。

2. 学会発表
特に無し。

H. 知的財産権の出願・登録状況(予定を含む)

1. 特許取得
特に無し。

2. 実用新案登録
特に無し。

3. その他
特に無し。

参考文献

野口晴子。「日本における行政データの活用を模索する:介護レセプトデータを中心に」.
井伊雅子・原千秋・細野薫・松島斉『現代経済学の潮流 2017』第 4 章. 東洋経済新報社, 2017.8.

PubMed による参考文献

Meraya AM Sambamoorthi U. 2017.10.

Chronic Condition Combinations and Productivity Loss Among Employed Nonelderly Adults (18 to 64 Years). *Journal of Occupational and Environmental Medicine*, 58(10): pp. 974-978.

Knebelmann J, Prinz C. 2016.12. The Impact of Depression on Employment of Older Workers in Europe. OECD social employment and migration working papers. doi: 10.1787/106dbdae-en.

Ward BW. 2015.9. Multiple chronic conditions and labor force outcomes: a population study of US adults. *American Journal of Industrial Medicine*, 58(9): pp. 943-954.

Samp JC, Perry R, Piercy J, Wood R, Baran, RW. 2015.6. Patient health utility, work productivity, and lifestyle impairment in chronic hepatitis C patients in France. *Clinics and Research in Hepatology and Gastroenterology*, 39(3): pp. 307-314.

Banerjee S, Chatterji P, Lahiri K. 2014.2. Identifying the mechanisms for workplace burden of psychiatric illness. *Medical Care*, 52(2): pp. 112-120.

Howard JT, Potter LB. 2014.1-2. An assessment of the relationships between overweight, obesity, related chronic health

- conditions and worker absenteeism. *Obesity Research & Clinical Practice*, 8(1): pp. e1-e15.
- Churcher L, Chan CH, Badley, EM. 2013.12. Chronic back problems and labor force participation in a national population survey: impact of comorbid arthritis. *BMC Public Health*, 13(1): p. 326.
- Schofield DJ, Callander EJ, Shrestha RN, Passey ME, Percival R, Kelly SJ. 2013.11. Multiple chronic health conditions and their link with labour force participation and economic status. *PloS one*, 8(11): e79108.
- Chong SA, Vaingankar JA, Abdin E, Subramaniam M. 2013.1. Mental disorders: employment and work productivity in Singapore. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 48(1): pp. 117-123.
- Fletcher JM Richards MR. 2012.1. Diabetes's 'health shock' to schooling and earnings: Increased dropout rates and lower wages and employment in young adults. *Health Affairs*, 31(1): pp. 27-34.
- Dibonaventura MD, Wagner JS, Yuan Y, L'Italien G, Langley P, & Ray Kim W. 2011.3. The impact of hepatitis C on labor force participation, absenteeism, presenteeism and non-work activities. *Journal of Medical Economics*, 14(2): pp.253-261.
- Van den Heuvel SG, Geuskens GA, Hooftman WE, Koppes LL, Van den Bossche SN. 2010.9. Productivity loss at work; health-related and work-related factors. *Journal of Occupational Rehabilitation*, 20(3): pp. 331-339.
- Ho CS, Hite D. 2009.12. Toxic chemical releases, health effects, and productivity losses in the U.S.. *Journal of Community Health*, 34(6): p. 539.
- Alavinia SM, Burdorf A. 2008.10. Unemployment and retirement and ill-health: a cross-sectional analysis across European countries. *International Archives of Occupational and Environmental Health*, 82(1): pp. 39-45.
- Schofield DJ, Shrestha RN, Passey ME, Earnest A, Fletcher SL. 2008.10. Chronic disease and labour force participation among older Australians. *The Medical Journal of Australia*, 189(8): pp.447-450.
- Carlsen K, Dalton SO, Diderichsen F, Johansen C. 2008.9. Risk for unemployment of cancer survivors: A Danish cohort study. *European Journal of Cancer*, 44(13): pp. 1866-1874.
- Gates DM, Succop P, Brehm BJ, Gillespie GL, Sommers BD. 2008.1. Obesity and Presenteeism: The Impact of Body Mass Index on Workplace Productivity. *Journal of Occupational and Environmental Medicine*, 50(1): pp.39-45.
- Klarenbach S, Padwal R, Chuck A, Jacobs P. 2006.5. Population-based analysis of obesity and workforce participation. *Obesity*, 14(5): pp. 920-927.
- Ricci JA, Chee E. 2005.12. Lost productive time associated with excess weight in the US workforce. *Journal of Occupational and Environmental Medicine*, 47(12): pp. 1227-1234.

- Tunceli K, Bradley CJ, Nerenz D, Williams LK, Pladevall M, Lafata JE. 2005.11. The impact of diabetes on employment and work productivity. *Diabetes care*, 28(11): pp. 2662-2667.
- Bradley CJ, Neumark D, Luo Z, Bednarek H, Schenk M. 2005.7. Employment outcomes of men treated for prostate cancer. *Journal of the National Cancer Institute*, 97(13): pp. 958-965.
- Emptage NP, Sturm R, Robinson RL. 2005.4. Depression and comorbid pain as predictors of disability, employment, insurance status, and health care costs. *Psychiatric Services*, 56(4): pp. 468-474.
- Buist-Bouwman MA, de Graaf R, Vollebergh WAM, Ormel J. 2005.3. Comorbidity of physical and mental disorders and the effect on work-loss days. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 111: pp. 436-443.
- Burton WN, Pransky G, Conti DJ, Chen CY, Edington DW. 2004.6. The association of medical conditions and presenteeism. *Journal of Occupational and Environmental Medicine*, 46(6): pp. S38-S45.
- Bradley CJ, Bednarek HL, Neumark D. 2002.10. Breast cancer and women's labor supply. *Health Services Research*, 37(5): pp.1309-1327.
- Kessler RC, Greenberg PE, Mickelson KD, Meneades LM, Wang PS. 2001.3. The effects of chronic medical conditions on work loss and work cutback. *Journal of Occupational and Environmental Medicine*, 43(3): pp. 218-225.
- Ng YC, Jacobs P, Johnson JA. 2001.2. Productivity losses associated with diabetes in the US. *Diabetes Care*, 24(2): pp. 257-261.
- Kraut A, Walld R, Tate R, Mustard C. 2001.1. Impact of diabetes on employment and income in Manitoba, Canada. *Diabetes Care*, 24(1): pp. 64-68.
- Ettner SL, Frank RG, Kessler RC. 1997.10. The impact of psychiatric disorders on labor market outcomes. *ILR Review*, 51(1): pp. 64-81.
- McLean RA, Moon M. 1980.9. Health, obesity, and earnings. *American Journal of Public Health*, 70(9): pp. 1006-1009.
- Econlitによる参考文献**
- Rodríguez-Sánchez B, Cantarero-Prieto D. 2017.11. Performance of people with diabetes in the labor market: An empirical approach controlling for complications. *Economics & Human Biology*, 27 Part A: pp. 102-113
- Slade P. 2017.11. Body mass and wages: New evidence from quantile estimation. *Economics & Human Biology*, 27 Part A: pp.223-240.
- Bubonya M, Cobb-Clark DA, Wooden M. 2017.6. Mental health and productivity at work: Does what you do matter? *Labour Economics*, 46: pp.150-165.
- Jeon SH. 2017.5. The long-term effects of cancer on employment and earnings. *Health Economics*, 26(5): pp.671-684.
- Gilleskie DB, Han E, Norton EC. 2017.4. Disentangling the contemporaneous and dynamic effects of human and health

- capital on wages over the life cycle. *Review of Economic Dynamics*, 25: pp. 350-383.
- Jeon SH, Pohl, RV. 2017.3. Health and work in the family: Evidence from spouses' cancer diagnoses. *Journal of Health Economics*, 52: pp.1-18.
- Banerjee S, Chatterji P, Lahiri K. 2017.2. Effects of psychiatric disorders on labor market outcomes: a latent variable approach using multiple clinical indicators. *Health Economics*, 26(2): pp.184-205.
- Iregui-Bohórquez AM, Melo-Becerra LA, Ramírez-Giraldo MT. 2016.4. Health status and labor force participation: evidence for urban low and middle income individuals in Colombia. *Portuguese Economic Journal*, 15(1): pp. 33-55.
- Peng L, Meyerhoefer CD, Zuvekas SH. 2016. The Short-Term Effect of Depressive Symptoms on Labor Market Outcomes. *Health Economics*, 25: pp. 1223-1238.
- Rees DI, Sabia JJ. 2015.7. Migraine headache and labor market outcomes. *Health Economics*, 24(6): pp. 659-671.
- Qin L, Wang Z. 2015.2. Impact of health status and related factors on labor market positions of urban mature Chinese. *Journal of Labor Research*, 36(2): pp. 224-231.
- Lundborg P, Nilsson A, Rooth DO. 2014.9. Adolescent health and adult labor market outcomes. *Journal of Health Economics*, 37: pp. 25-40.
- Gilleskie D, Hoffman D. 2014.Fall. Health capital and human capital as explanations for health-related wage disparities. *Journal of Human Capital*, 8(3): pp. 235-279.
- Heinesen E, Kolodziejczyk C. 2013.12. Effects of breast and colorectal cancer on labour market outcomes—average effects and educational gradients. *Journal of Health Economics*, 32(6): pp.1028-1042.
- García-Gómez P, Van Kippersluis H, O'Donnell O, Van Doorslaer E. 2013.Fall. Long-term and spillover effects of health shocks on employment and income. *Journal of Human Resources*, 48(4): pp. 873-909.
- Levinsohn J, McLaren ZM, Shisana O, Zuma K. 2013.3. HIV status and labor market participation in South Africa. *Review of Economics and Statistics*, 95(1): pp. 98-108.
- Oliva-Moreno J. 2012.10. Loss of labour productivity caused by disease and health problems: what is the magnitude of its effect on Spain's Economy? *The European Journal of Health Economics*, 13(5): pp. 605-614.
- Hsieh WJ, Hsiao PJ, Lee JD. 2012.6. The impact of Health status on wages—Evidence from the quantile regression. *Journal of International and Global Economic Studies*, 1(5): pp. 35-56.
- Drydakis N. 2012. Health-impaired employees' job satisfaction: new evidence from Athens, Greece. *Applied Economics Letters*, 19(8): pp. 789-793.
- Minor T. 2011.12. The effect of diabetes on female labor force decisions: new evidence from the National Health Interview Survey. *Health Economics*, 20(12): pp. 1468-1486.
- Cai L. 2010.1. The relationship between health

- and labour force participation: Evidence from a panel data simultaneous equation model. *Labour Economics*, 17(1), 77-90.
- Jäckle R, Himmler O. 2010.3. Health and Wages Panel data estimates considering selection and endogeneity. *Journal of Human Resources*, 45(2): pp. 364-406.
- Harris A. 2009.12. Diabetes, cardiovascular disease and labour force participation in Australia: An endogenous multivariate probit analysis of clinical prevalence data. *Economic Record*, 85(271): pp. 472-484.
- Cai L, Cong C. 2009.5. Effects of health and chronic diseases on labour force participation of older working-age Australians. *Australian Economic Papers*, 48(2): pp.166-182.
- Latif E. 2009.5. The impact of diabetes on employment in Canada. *Health economics*, 18(5): pp. 577-589.
- Zhang X, Zhao X, Harris A. 2009.1. Chronic diseases and labour force participation in Australia. *Journal of Health Economics*, 28(1): pp. 91-108.
- Kalwij A, Vermeulen F. 2008.5. Health and labour force participation of older people in Europe: what do objective health indicators add to the analysis? *Health Economics*, 17(5): pp. 619-638.
- Stephen Morris. 2007.6. The impact of obesity on employment. *Labour Economics*, 14: pp. 413-433.
- Jofre-Bonet M, Busch SH, Falba TA, Sindelar, JL. 2005. Poor mental health and smoking: interactive impact on wages. *Journal of Mental Health Policy and Economics*, 8(4): pp.193-203.
- Campolieti M. 2002.6. Disability and the labor force participation of older men in Canada. *Labour Economics*, 9(3): pp.405-432.
- Thomas D, Strauss J. 1997.3. Health and wages: Evidence on men and women in urban Brazil. *Journal of Econometrics*, 77(1): pp.159-185.

表 1: PubMed による検索結果

	Authors	Journal (Year)	Country	Data	Measurements		Method	Results
					Work	Health		
1	Abdulkarim M. Meraya and Usha Sambamoorthi	Journal of Occupational and Environmental Medicine (2017)	U.S.	2004 - 2012 Medical Expenditure Panel Survey	Missed work days (continuous)	Chronic condition combinations such as arthritis with heart diseases (dummies; reference group is arthritis with diabetes)	Negative binomial regression	Compared to those with arthritis and diabetes, people with diabetes and heart diseases, arthritis with diabetes and heart diseases, arthritis with heart disease and hypertension have higher missing work days. On the contrary, those with diabetes and hypertension have lesser missing work days than those with arthritis and diabetes. All disease combinations have similar level of missing work days as people with arthritis and diabetes.
2	J. Knebelmann and C. Prinz	OECD Social, Employment, and Migration Working Papers (2016)	Europe (11 countries in total)	2004 - 2013 Survey of Health, Ageing and Retirement	Employed (dummy), retirement (dummy), and number of days missed from work because of health reasons (continuous)	Depression (dummy), moderate depression (dummy), severe depression (dummy), mobility limitations (dummy), and 2+ chronic diseases (dummy)	Probit, bivariate probit (existence of past depressive episodes), OLS, fixed effect, IV-fixed effect (Euro-D regional scores), fixed effect logistic, and negative binomial regression	Using bivariate probit, depression reduces the probability of employment by 20%. Also, it reduces the probability of employment by 22% for women and 26% for men. On the contrary, the effect of depression gets stronger for total sample using fixed effect ols which is 31% reduction in probability of employment. For men, the association becomes insignificant. The increase in the effect of depression on employment chance is even stronger in women with 51% reduction in employment chance for those with depression using fixed effect. Moreover, using logistics regression the authors found that depression increases the odds of early exist from workforce

								for elder population in particular those with severe depression. Finally, depression increases the work miss days by 7.2 days per day and there are no difference between men and women.
3	Brian W. Ward	American Journal of Industrial Medicine (2015)	U.S.	2011 National Health Interview Survey	Dummies: Employment status Continuous: Hours worked in previous week, days of work missed due to injury/illness in the past 12 months, and gross personal earning	The number of chronic conditions (range from 0 to 3; categories are 0, 1, 2-3 and >=4) and specific chronic conditions (cancer, diabetes, coronary heart diseases, and more; dummies)	OLS and probit	Higher number of chronic conditions lead to poorer labor outcomes. In the case of employment status, relative to an adult with 1 chronic condition there was a 11% reduction in probability of being employed for an adult with 2-3 chronic conditions. Moreover, the chronic conditions associated with highest reduction of the labor outcomes are stroke, coronary heart disease, and cancer.
4	Jennifer C. Samp, Richard Perry, James Piercy, Robert Wood, Robert w. Baran	Clinics and Research in Hepatology and Gastroenterology (2015)	France	HCV-specific work productivity and activity impairment questionnaire	work time loss (dummy)	Hepatitis C virus severity	Logistic regression	Patients with more severe HCV diseases report significantly larger amount of missing hours lost at work.
5	Souvik Banerjee, Pinka Chatterji, and Kajal Lahiri	Medical Care (2014)	U.S.	National Comorbidity Survey Replication and National Latino and Asian American Study	Dummies: Employment status and labor force participation Continuous: Number of weeks worked and number of days missing full day of works in last 30 days	Dummies: Major depressive episode (MDE), social phobia, panic attack, generalized social anxiety (GAD)	Multiple indicator and multiple cause model	Across gender, poor mental health is associated with worse labor outcomes. For example, higher MDE score lowers the probability of being employed. Furthermore, the effect of reduced labor outcomes are much more severe in MDE and GAD.

6	Jeffrey T. Howard and Llyod B. Potter	Obesity Research & Clinical Practice (2014)	U.S.	2000 and 2010 National Health Interview Survey	Work absentee (dummy; 0 if 0 days of work missed and 1 if missed ≥ 1 day)	Obesity dummies: overweight ($25 \leq \text{BMI} < 30$), obese class I ($30 \leq \text{BMI} < 35$), obese class II ($35 \leq \text{BMI} < 40$) and obese class III ($\text{BMI} \geq 40$) and five obesity-related chronic conditions (dummies): hypertension, diabetes, coronary heart disease, other heart disease, and stroke, and interaction terms between obesity dummies and chronic condition dummies	Logistic regression	The impact of obesity on work absentee is positive which means being overweight or obese increases the likelihood of work absence. Moreover, hypertension and stroke are two most significant chronic conditions which associates with higher work absentee. Finally, the interaction between obesity and diabetes is significant indicating that diabetes is the moderator between obesity and work absentee.
7	Lauren Churcher, Chritina H. Chan, and Elizabeth M. Bradley	BMC Public Health (2013)	Canada	2007/2008 Canadian Community Health Survey	Not employed and out of labor force (dummies; reference: currently employed)	Chronic conditions (range from 0 to 4; categories are no chronic conditions, back problem only, arthritis only, both back problem and arthritis, and other chronic conditions)	Log-Poisson regression	After stratified by sex, the respondents having both back problem and arthritis have highest risk of being current unemployed and the effect is greater in men than women. Similarly, the respondents with both back problem and arthritis have greatest likelihood of being out of labor force and the effect is still greater in men than women.
8	Deborah J. Schofield, Emiley J. Callander, Rupendra N. Shrestha, Megan E.	PLOS ONE (2013)	Australia	2009 Survey of Disability, Ageing, and Carers	In labor force (dummy)	The number of health conditions (range from 0 to 5)	Logistic regression	Higher number of chronic conditions reduce the likelihood of being in labor force. For example, those with one health condition have 0.59 odds of being in labor force than those without. Even worse, those with four or more health

Passey,
Richard
Percival, and
Simon J. Kelly

conditions have only 0.14 odds of
being in labor force.

9	Siow Ann Chong, Janhavi, Ajit Vaingankar, Edimansyah Abdin, and Mythily Subramaniam	Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology (2013)	Singapore	2009-2010 Singapore Mental Health Study	Work-lost days (continuous) and Work cut days (continuous)	Mental disorders such as major depression, dysthymia, bipolar (dummies), only physical disorder (dummy), only mental disorder (dummy), and comorbid physical and mental (dummy)	Negative binomial regression	Only physical illness and comorbidity of mental and physical caused significant increase in work lost days and work cut days. In addition, only type of mental disorder which increased work lost days is bipolar disorder. For work cut days, bipolar, general anxiety disorder, any mental disorder, and physical illness have any significant influence on it.
10	Jason M. Fletcher and Michael R. Richards	Health Affairs (2012)	U.S.	1994 - 2008 National Longitudinal Study of Adolescent Health	Employment status (dummy), annual earning (continuous), welfare or social assistance participation (dummy), and any health related absences from work (dummy)	Diabetes (dummy)	OLS	Generally, people with diabetes have 8-11% reduction in employment chance. Also, diabetes is associated with 8-13% increase in participation in social program; 10% increase in reporting absences as a results of health related problem; and approximately 1500-6000 dollars reduction in annual wage. Finally, only those with private insurance are more likely to report absences from work compared to those without insurance and Medicaid after stratifying the sample by insurance types.

11	Macro deCosta DiBonaventura, Jan-Samuel Wagner, Yong Yuan, Gilber L'Italien, Paul Langley, and W. Ray Kim	Journal of Medical Economics (2011)	U.S.	2009 National Health and Wellness Survey	Employed (dummy), work absenteeism, work presentism, work impairment, and activity impairment (continuous)	Hepatitis C virus (dummy)	Generalized linear model (and propensity score matching)	People with Hepatitis C virus are less likely to participate in labor market. In addition, Hepatitis C virus is also associated with increasingly level of absenteeism, presentism, work impairment, and activity limitations for those who are employed. (Note: as a robustness check, the authors use propensity score matching. The findings are relative unchanged except for labor force participation using propensity score matching. In other words, Hepatitis C virus is found not to be associated with labor force participation using propensity score matching.)
12	Swenne G. van den Heuvel, Goedele A. Geuskens, Wendela E. Hooftman, Lando L. J. Koppes, and Seth N. J. van den Bossche	Journal of Occupation Rehabilitation (2010)	Netherlands	2007 The Netherlands Working Conditions Survey	Work performance and sick absence (dummies)	Poor general health status (dummy), types of health conditions (dummies), and the number of chronic health conditions (categorical range from 0 to 2)	Logistic regression	Poor general health status and having two or more health chronic conditions are associated with 21% and 54% of low work performance. Of all the types, psychological complaints or disorder increase the likelihood of low work performance by 54%. For sick leave, having one, two or more health conditions, and poor general health are associated with sick absence with 77%, 147%, and 162% increased odds respectively.
13	Chau-Sa Ho and Diane Hite	Journal of Community Health (2009)	U.S.	2002 National Health Interview Survey merged with county-level data from Toxics Release	Working status (dummy) and the number of work-loss days (continuous)	Self-rated health status (dummy)	Heckman selection	Good health increases the probability of working in past 12 months. Moreover, good health reduces the number of work-loss days by 7.4 days per year.

Inventory
Program

14	Seyed Mohammad Alavinia and Alex Burdorf	International Achieves of Occupational and Environmental Health (2008)	Europe (11 countries in total)	2004 Survey of Health, Ageing and Retirement	Employed (dummy), early retirement (dummy), and homemaker (dummy)	Self-perceived poor health (dummy), long term illness (dummy), and specific types of chronic diseases such as arthritis and depression (dummies)	Logistic regression	Self-perceived poor health reduces the labor force participation (eg. Increased retirement chance and unemployment). Specifically, poor health increased the odds of unemployment by 2.14. Moreover, having a long term illness increases the odds of being unemployed by 1.34. Of all the chronic diseases, depression is the most significant diseases in reducing the labor force participation. Finally, the association between poor health and labor force participation differs among countries. For example, poor health is associated with early retirement in Sweden but not in Netherlands and vice versa for the unemployment.
15	Deborah J. Schofield, Rupendra N. Shrestha, Megan E. Passey, Arul Earnest, and Susan L. Fletcher	The Medical Journal of Australia (2008)	Australia	2003 Survey of Disability, Ageing and Carers	In labor force (dummy)	The types of long term condition such as diabetes or arthritis (dummies) and the number of conditions (categorical range 0 to 5)	Logistic regression	Most of long term conditions such as diabetes, arthritis, or hypertension are associated with increasing odds of being out of labor force except for diseases associated with ear and mastoid, other endocrine, national and metabolic disorders, deafness or hearing loss, and high cholesterol. In addition, higher number of long term conditions reduce the chance of being in labor force. For example,

having one long term condition increase the probability of being out of labor force by 63% compared to no long term condition.

16	Kathrine Carlsen, Susanne Oksbjerg Dalton, Finn Diderichsen, and Christoffer Johansen	European Journal of Cancer (2008)	Denmark	Danish Cancer Registry and Central Population Register linked with Hospital-Discharge Register and Danish Psychiatric Central Register	Unemployed (dummy)	Presence of cancer (dummy), types of cancer such as bladder cancer (dummies), and the extent of the spread of cancer (dummy)	Cox's proportional hazard regression	Having cancer increases the risk of unemployment for women and men but the risk is greater in women than men. For instance, women with cancer are 1.12 times more likely to be unemployed versus men with cancer that are 1.06 times more likely to be unemployed than those without cancer. Also, the risk of unemployment varied by types for women whereas for men it is relatively similar. After stratified by age, women at age 50-60 years have the highest risk of unemployment which is 1.18 times to be unemployed than those without cancer. The extent of spread have no statistical effect on risk of unemployed.
17	D.M. Gates, P. Succop, B.J. Brehm, G.L. Gillespie, and B.D. Sommers	Journal of Occupational and Environmental Medicine (2008)	U.S.	2008 Survey conducted by authors	Work Limitations Questionnaire (WLQ) scores (continuous; measuring the degree of interference of the health problems on the respondent's ability to perform	Obesity dummies (underweight/normal weight, BMI < 25; overweight, BMI 25-29.9; mildly obese, BMI 30-34.9; moderately or extremely obese, BMI >= 35)	ANOVAs and Student-Newman-Keuls (SNK) tests	Moderately or extremely obese people have more difficulty in completing the work on time compared to other obesity groups. Similarly, Moderately or extremely obese people have more difficulty in completing works associated with more physical requirements. In contrast, mental and output for work are not influenced by the obesity levels among the groups. Also,

				job in 2 weeks), productivity loss percentage (continuous; calculated using WLQ scores based on Lerner et al), and work absenteeism in hour (continuous)			moderately or extremely obese suffers higher productivity loss compared to other groups. In terms of absenteeism, four obesity groups have relatively similar level of absenteeism except for mildly obese people which have fewer absent hours than the rest. Finally, mildly obese and moderately or extremely obese people have relatively high percentage of high absenteeism of all groups (unfortunately, nothing was done to test if they are different from each other).	
18	Scott Klarenbach, Raj Padwal, Anderson Chuck, and Philip Jacobs	Obesity (2006)	Canada	2000 - 2001 Canadian Community Health Survey	Employed (dummy) and absenteeism (dummy)	Obesity dummies (normal weight BMI 18.5-24.9; class I 30-24.9; class II 35-39.9; class III >= 40)	Logistic regression	For all three classes of obesity, obesity diminishes the odds of employment (eg. 0.94 OR for class I; 0.85 OR for class II; and 0.66 for class III). Moreover, higher obesity classes are also associated with increasing odds of absenteeism than the normal weight counterpart.
19	Judith A. Ricci and Elsbeth Chee	Journal of Occupational and Environmental Medicine (2005)	U.S.	Caremark American Productivity Audit	Loss productive time (dummy; no lost time as reference group and > 0 as one group)	Obese (dummy) and the number of health conditions (categorical range from 0 to)	Logistic regression	Being obese increases the odds of loss productive time at work by 1.4. With addition of the number of health conditions, the association of obesity and loss productive time is no longer statistically significant. Furthermore, increasing number of health conditions is associated with higher odds of loss productive time (eg. one condition OR, 4.7; two to three conditions OR, 10.2 an more). In other words, the mediation channel between obesity and loss productive time is through the health condition.

20	Kaan Tunceli, Cathy J. Bradley, David Nerenz, L. Keoki Williams, Manel Pladevali, and Jennifer Elston Lafata	Diabetes Care (2005)	U.S.	1992 and 1994 Health and Retirement Study	Employed (dummy), work- loss days (continuous), work limitations (dummy), hours of works (continuous)	Diabetes (dummy)	Probit and OLS	The presence of diabetes reduces the probability of being employed for both men and women. The effect is greater in men than women. For work limitations, people with diabetes are more likely to report having work limitations than those without. Furthermore, diabetes was associated with increasing work loss days but only in women.
21	Cathy J. Bradley, David Neumark, Zhehui Luo, Heather Bednarek, and Maryjean Schenk	Journal of National Cancer Institute (2005)	U.S.	Survey conducted by authors merged with Current Population Survey	Employed at 6 months (dummy), employed at 12 months (dummy), work hours (continuous), work hours at 6 months (continuous) and work hours at 12 months (continuous)	Prostate cancer (dummy) and stages of prostate cancer (categorical range from 0 to 3; local, regional or distant, and invasion or unknown)	Propensity score nearest neighbor method	Having prostate cancer reduces the probability of remaining employed by 10% for men at 6 months. More advanced stages of prostate cancer reduce the probability of employment from 10% to 16% (local to distant) at 6 months. At 12 months after the prostate cancer diagnosis, the effect of prostate cancer on employment are no longer significant. In other words, most recover from the cancer and go back to work.
22	Nicholas P. Emptage, Roland Sturm, and Rebecca L. Robinson	Psychiatric Services (2005)	U.S.	1992 to 2000 Health and Retirement Study	Employed (dummy)	Depression and pain (categorical range from 0 to 5)	Logistic	Depression or mild or moderate pain alone does not reduce the probability of being employed. Only depression with severe pain or severe pain has a negative impact on the probability of being employed.
23	M.A. Buist- Bouwman, R. de Graaf, W. A. M. Vollebergh, and J. Ormel	Acta Psychiatrica Scandinavica (2005)	Netherlands	1996 Netherlands Mental Health Survey and Incidence Study	Excess impairment days (continuous; total working days minus work days loss due to mental disorders and physical disorders)	Physical disorders such as arthritis, asthma, and more (dummies) and mental disorders such as depression (dummies)	OLS	Both physical and mental disorders are associated with increasing level of excess impairment days (EID). For example, chronic back trouble increases the excess impairment days at work by 25.1 days per year. Also, the joint comorbidity of physical and mental disorders further increase the excess impairment days. For instance,

hypertension increases the EID by 5.6 days per year but in the presence of mental disorders the effect increases to 28.3 days per year.

24	Wayne N. Burton, Glenn Pransky, Daniel J. Conti, Chin-Yu Chen, and Dee W. Edington	Journal of Occupational and Environmental Medicine (2004)	U.S.	2002 Health Risk Assessment questionnaire from Midwestern U.S.	Work Limitations Questionnaire (WLQ) scores (continuous; four subcategories: time, physical, mental and output)	Types of medical conditions such as allergy, arthritis, asthma etc (dummies) and total number of medical conditions (categorical range from 0 to 6)	Logistic regression	Overall, having one type of medical conditions increase the odd ratios on four categories from WLQ. In other words, medical conditions reduce the worker overall workers' productivity. Moreover, depression has the strongest effect on WLQ. For example, depression increases the odds of difficulty in completing the tasks on time by 2.05 times.
25	Cathy J. Bradley, Heather L. Bednarek, and David Neumark	Heath Service Research (2002)	U.S.	1992 Health and Retirement Study	Employed (dummy), hours worked (continuous)	Breast cancer (dummy) and years since diagnosed with breast cancer (categorical range from 0 to 2)	OLS	Breast cancer reduces the likelihood of women being employed by 9%. Furthermore, the impact is largest when breast cancer is diagnosed one to two years ago compared to those who were diagnosed with it three year ago. Also, breast cancer seem to increase the hour worked in women especially among those who were diagnosed with it three years ago.

26	Ronald C. Kessler, Paul E. Greenberg, Kristin D. Mickelson, Laurie M. Meneades, and Philip S. Wang	Journal of Occupational and Environmental Medicine (2001)	U.S.	1995 - 1996 Midlife Development in the U.S.	Work impairment (continuous; sum of work loss days and one-half times of work cutback days)	Types of conditions such as arthritis, asthma, etc (dummies) and the number of conditions (categorical range from 0 to 5 and dummies: zero to two as one dummy and three or more as another dummy)	OLS	Overall, arthritis, asthma, ulcers, and mental disorders are positively associated with work impairment. Moreover, six disorders were interacted with the number of conditions dummies. Arthritis, ulcer, and depression increased the work impairment when interacted with zero to two conditions dummy. The impacts of interactions are even greater when the types of conditions interacted with three or more conditions dummy.
27	Ying Chu Ng, Philip Jacobs, and J.A. Johnson	Diabetes Care (2001)	U.S.	1989 National Health Interview Survey	In labor force (dummy) and work-loss days (continuous)	Any diabetes (dummy), diabetes complications (dummy), type 1 diabetes (dummy), and health status (categorical range from 0 to 3)	Probit and tobit	Poor health is associated with lower probability of being in labor force. In other words, poor health reduces the probability of being in labor force by 45%. Also, individuals with diabetes are 4% less likely to be in labor force. Furthermore, having type I diabetes increases the probability of not being in labor force by 11%. Using only sample of diabetic people, individuals with diabetic complications are approximately 12% less likely to be in labor force. Similar to labor status, poor health is associated with increasing level of work days loss. Only diabetic complications are found to be significant effect on reducing the work days loss.

28	Allen Kraut, Robert Tate, Randy Walld, and Cam Mustard	Diabetes Care (2001)	Canada	1986 Longitude healthcare system database linked with provincial census database about demographic information of the individuals	In labor force (dummy), unemployed (dummy) and income (continuous)	Diabetes (dummy), diabetes without complications (dummy), and diabetes with complications (dummy)	Logistic and tobit	Diabetic people with complications are twice as likely to not being in labor force. For those in labor force, diabetes increases the chance of unemployment. Stratified by presence of diabetic complications, those with complications have higher probability of being unemployed than those without (69% versus 35%). The income level of people are only affected by the presence of diabetic complications.
29	Susan L. Ettner, Richard G. Frank, and Ronald C. Kessler	Industrial and Labor Relations Review (1997)	U.S.	1990 and 1992 National Comorbidity Survey	Employment status (dummy), work hours (continuous), personal income (continuous)	Psychiatric disorder (dummy)	IV (number of psychiatric disorders exhibited and the number of psychiatric disorders experienced before 18 and parental history of psychiatric disorders)	For both men and women, having any form of psychiatric disorders reduces the likelihood of being employed. Moreover, it also reduces the hours worked and the personal income level.

30	Robert A. McLean and Marilyn Moon	American Journal of Public Health (1980)	U.S.	1973 National Longitude Survey	Hourly earnings (continuous)	Weight ratio from ideal weight (continuous) and weight dummies	OLS	Ironically, the wage raises when the weight increases with 35 cent increase for every 100% increase in the ratio of actual to ideal weight. Also, those whose weights fall into the category of slender and heavy builds have reduced wage compared to those who aren't. Finally, those whose weights exceed the cutoff of heavy builds actually receive wage premium.
----	-----------------------------------	--	------	--------------------------------	------------------------------	--	-----	--

表 2: Econlit による検索結果

	Authors	Journal (Year)	Country	Data	Measurements		Method	Results
					Work	Health		
1	Beatriz Rodríguez-Sánchez, David Cantarero-Prieto	Economics and Human Biology (2017)	Spain	2011-12 Spanish National Health Survey	Labor force participation, length of unemployment (category), earnings (category)	Diabetes (dummy)	Probit model (for LFP), ordered probit model (for length of unemployment and earnings)	People suffering from diabetes have poorer labor outcomes in terms of longer length of unemployment and lower income. However, diabetes is not significantly associated with probability of labor force participation.
2	Peter Slade	Economics and Human Biology (2017)	U.S.	National Longitudinal Survey of Youth 1979 cohort	Wage	Body mass index	Quantile regression	At 0.9 quantile of the wage distribution, a two standard deviation increase in BMI reduces wages by 8% for white males, 13% for white females, 9% for Hispanic males, and 16% for Hispanic females. In contrast, at 0.1 quantile. A two standard deviation increase in BMI affects by less than 2% for all the groups. For black males, the effect of increase in BMI is positive in wages, and the magnitude increases with wage quantile. For black females, the effect tends to be moderate and uniform across wage quantile.
3	Melisa Bubonya, Deborah A. Clark, Mark Wodden	Labour Economics (2017)	Australia	2001-13 Household, income, and labor dynamics in Australia	Absenteeism (number of paid sick leaves), presenteeism (dummy with	Dummy that taking 1 for poor mental health, i.e., mental health inventory score lower than 60	Fixed effect logistic for presenteeism, random effect negative	Men in poor mental health report diminished productivity at work is 6.17 times higher than those of otherwise similar men in good mental health. Worse still, the odds of

				longitudinal survey	1 for attending 13work with low productivity)	(range from 0 to 100)	binomial model for absenteeism	presenteeism for women is 6.91. The absence rate of men (women) who report being in poor mental health is 4.9 (5.3) percent higher than otherwise similar men (women) in good mental health.
4	Sung-hee Jeon	Health Economics (2017)	Canada	Linkage of 1991 census with cancer registry, vital statistics registry, longitudinal personal income tax records	Earnings and labor force participation (out of labor force if earnings=0)	25 types of cancer	Coarsened exact matching for weighted probit regression and difference in difference	Ove the 3-year period following the year of the diagnosis, the probability of working is 5 percentage points lower for cancer survivors than for the comparison group, and their earnings are 10% lower. The effects differ across the survival rate of cancers. The lower the survival rate, the larger the impacts.
5	Donna B. Gilleskie, Euna Han, Edward C. Norton	Review of Economic Dynamics (2017)	U.S.	National Longitudinal Survey of Youth 1979 cohort (women aged 18-26 in 1983)	Wage in time t	Body mass history (e.g., ever obese prior to time t)	Dynamic panel model	Body mass has significant influences on wage, while the findings are inconclusive by race. White women generally experience positive dynamic wage impacts with body mass improvement. Black women, however, report wage premium only if their body mass improved from obese to overweight. Improvement from overweight to normal weight reduces wages for black women.

6	Sung-Hee Jeon, R. Vincent Pohl	Journal of Health Economics (2017)	Canada	Five administrative sources: the Canadian 1991 census of population, the Canadian cancer database, the Canadian mortality database, the longitudinal worker file, and the T1 family file	Employment, earnings, and family earnings	<i>Spouses'</i> cancer diagnoses by survival level. High survival group contains thyroid, prostate, etc. Medium survival category has chronic lymphocytic leukemia, kidney, etc. Low survival group includes ovary, leukemia, brain, etc.	Coarsened exact matching with difference in difference	Men whose wives were diagnosed with cancer encounter 2.2-2.4 percentage points decline in working probability, 3.4% reduction in earnings, and 3.8-4.8% reduction in family income in the first three years after the diagnosis compare with men whose wives have never been diagnose with cancer. As of 5 th year of diagnose shock, the negative impacts become insignificant. Women reduce their labor force commitment by about 2.5 percentage points and 2.54 face 2.7-5.9% reduction in earnings during the five years after their husbands diagnosed with cancer.
7	Souvik Banerjee, Pinka Chatterji, and Kajal Lahiri	Health Economics (2017)	U.S.	National Comorbidity Survey Replication and National Latino and Asian American Study, 2001-2003	Employment status (dummy), labor force participation (dummy), number of weeks worked (continuous) and number of days missing full day of works in last 30 days (continuous)	A mental illness score (or index) generated from four psychiatric disorders: Major Depressive Episodes, social phobia, panic disorder and generalized anxiety disorder (range unknown)	Structural equation modelling similar to IV (the number of psychiatric disorders with onset prior to age 18 such as anxiety disorder and a set of "demeaned" exogenous covariates as internal	Men's mental health are more likely to reduce their labor outcomes (eg. Employment status) versus women. Based on authors estimates, one standard deviation increase in mental illness score reduce the probability of employment for men by 19% and 10% for women.

						instruments based on Lewbel (2012))		
8	Ana María Iregui-Bohórquez, Ligia Alba Melo-Becerra, and María Teresa Ramírez-Giraldo	Portuguese Journal of Economics (2016)	Columbia	2010 Colombian Longitudinal Survey of the Universidad de los Andes	Labor force participation (dummy) and hour of works (continuous)	Subjective self-assessed health (range from 0 to 3). Also, constructed an objective self-assessed health (0 to 3) from a scale of 100 on person's current health status	IV (socioeconomic stratum, chronic diseases father and mother, contributory health regime, and dwellings near risky places or affected by natural disasters) and probit	Overall, better health is associated with higher probability of labor participation. Using alternative labor outcome (work hours) or objective health status, the conclusion remains unchanged. The association between labor force participation and health is the same across gender age cohorts except younger men (age 13 - 40) which good health does not influence their labor participation.
9	Lizhong Peng, Samuel H. Zuvekas, and Chad D. Meyerhoefer	Health Economics (2016)	U.S.	2004-2009 Medical Expenditure Panel Survey	Employed (dummy), hourly wage (continuous), hours worked (categorical range from 0 to 2), and work loss days (continuous)	Major depression (dummy)	Fixed effect and correlated random effects	Major depression reduces the likelihood of the individual being employed by approximately 3-4%. In contrast, hours worked and hourly wage are not associated with major depression. Finally, the presence of major depression increases the work loss days by 1.4 days per year.
10	Danel I. Rees and Joseph J. Sabia	Health Economics (2015)	U.S.	1995 - 2008 National Longitude Survey of Adolescent Health (1st wave: 1995,	Any earning (dummy), hours, and hourly wages (logged and continuous)	Migraine Headache (dummy)	OLS and IV (mother has migraine or not)	Significant evidences of lower labor outcomes associated with migraine headache are found for women but not for men using OLS. After accounting for endogeneity, migraine reduces the wage of women but

			2nd: 1996, 3rd: 2001, final: 2007)				not other labor outcomes (eg. Work hours). The conclusion for men remains unchanged.	
11	Lijian Qin and Zhen Wang	Journal of Labor Research (2015)	China	2008 Medical Services of Chinese Urban Residents survey	Employment status: unemployed, retired, and homemaker (dummies)	Self-assessed health status (range from 0 to 2)	Logistic regression	Poor or fair health is associated with higher probability of being unemployed and retired. For instance, being in poor health status increase the chance of being unemployed by 105% and fair health status increases the chance by 33% compared to healthy status.
12	Petter Lundborg, Anton Nilsson, Dan-Olof Rooth	Journal of Health Economics (2014)	Sweden	Linkage of military enlistment records on health, cognitive ability from 1969 to 1997, to administrative records on education, occupation, earnings from 2003 for Swedish men.	Annual earnings	In addition to specific conditions (e.g., mental illness) and diagnoses (e.g., diabetes), a unique health measure “global health” is used. The global health is defined to determine a man’s suitability regarding type of military services. It is expressed with letters from A to M. The closer to the start of the alphabet assigned, the better general health a man has.	Sibling fixed effects model	Global health at age 18 (military enlistment) is a strong predictor of adult earnings, e.g., difference between perfect health and a health just somewhat better than required for military services implies a 25% reduction in earnings. Results on specific conditions reveal that mental problems have more server effects than any other types of conditions, whereas effects of injuries and congenital anomalies are much less important for adult earnings. Results on specific diagnoses show that alcoholism and drug dependence, diabetes, and personality disorder are the top three factors that have negative impacts on adult earnings.

Thus A represents the perfect health.

13	Donna Gilleskie, Denise Hoffman	Journal of Human Capital (2014)	U.S.	1996 panel of the Survey of Income and Participation (male workers)	Wage, change in occupation and employer	Self-reported disability severity, i.e. having a physical, mental, or other health condition that limits the kind or amount of work (non, moderated, severe), and Length of disability	Dynamic panel model	Male workers with a disability are more likely to change occupations or employers, e.g., those with a moderate disability are 23 percent more likely to change occupations compared to nondisabled workers. In addition, at onset of a moderate (severe) disability, wages decline by 0.57 USD (1.36 USD), which corresponds to a loss of 23 USD (54 USD) per week on average.
14	Eskil Heinesen, Christophe Kolodziejczyk	Journal of Health Economics (2013)	Denmark	2000-2004 longitudinal administrative register Danish data contains every possible aspect of personal information	Labor force participation, total income, wage, and earnings	Breast and colorectal cancer (two forms of cancer with high survival rates and strike many people of working age)	Propensity score weighting method	People with breast and colorectal cancers have 5-8 percentage points (pp) higher risk of leaving labor force 1-3 years after the diagnosis. There is a significant social gradient. For those with no education beyond compulsory school the effect is 8-11 pp whereas it is 1-5 pp for those with a further education. The negative effects on total income, wage, and earnings are small.

15	Pilar Garcia-Gomez, Hans can Kippersluis, Owen O'Donnell, Eddy van Doorslaer	Journal of Human Resources (2013)	Netherlands	1998-2005 Dutch administrative records: tax records, hospital discharge register, cause-of-death register, municipality register	Labor force participation, personal income, household income	Unscheduled hospitalizations	Propensity score matching difference in difference	Two years after hospitalization, the probability of remaining at work is 7 percentage points lower for the treatment group, and the difference remains over the remainder of the observations period. Annual personal income is reduced by around 250 euro in the year of hospitalization; reaches 1,100 euro two years later, after which it broadly levels out.
16	James Levinsohn, Zoe M. McLaren, Olive Shisana, and Khangelani Zuma	The Review of Economics and Statistics (2013)	South Africa	2005 South African National HIV Prevalence, HIV Incidence, Behavior and Communication Survey	Unemployed (dummy)	Human Immunodeficiency Virus (HIV) positive or negative (dummy)	Propensity score matching	HIV positive increases the probability of being unemployed. The employment status for those with higher education (> high school) do not get impacted by the HIV positive status whereas the less educated are (< high school).
17	Juan Oliva-Moreno	European Journal of Health Economics (2012)	Spain	2005 Wage structure survey, labor force survey, disability records, and registry of death	Expected gross lifetime wages	Years of potential productive life lost by cause of death (there is life year loss if a person dies at an age outside of the normal range established for the diagnose group. If the death occurs under 65, the lost years are referred to be productive life lost)	No econometric method. Annual discount rate is 0%, 3% or 6% for the loss of lifetime wages	There is significant non-medical costs of diseases and accidents in Spain. In 2005, the loss of labor productivity is expected to be over 37,969 million euros, of which 9,136 million euros are due to premature deaths, 18,577 millions to permanent disability and 10,255 millions to temporary disability. The loss in labor productivity corresponds to nearly 4.2% of the GPD of Spain in 2005.

18	Wen-jen Hsieh, Po-Jen Hsiao, Jenq-Daw Lee	Journal of International and Global Economic Studies (2012)	Taiwan	2006 Panel Study of Family Dynamic	Wage	Five rank self-rated health status (reference: very poor)	Heckman model and quantile regression	Self-rated health (SRH) overall has positive impacts on wage. The higher the rank of SRH, the larger the wage premium. The magnitude also varies across wage quantiles. The higher the wage quantile, the larger the premium; and the largest appears to be in the highest quantile group (q=0.9)
19	Nick Drydak	Applied Economics Letters (2012)	Greek	2008 Athens Area Study	Wage	Self-reported illness (dummy) and self-reported limitation on work (dummy) based on illness	Conditional logit model	Lower wage is confirmed among people having work limitation based on their illness, compared to those healthy (i.e. productivity penalty). Interestingly, lower wage is also confirmed among people without work limitation on the basis of illness, compared to those healthy (i.e. wage discrimination).
20	Travis Minor	Health Economics (2011)	U.S.	2006 National Health Interview Survey	Labor force participation, days out of work, average hours worked, earnings	Diabetes Type I and Type II	IV (diabetic condition of biological mother)	Diabetes as a whole negatively impacts most work outcomes. When separate the types, it appears that much of the penalty can be attributed to the type II diabetics. Although type I is regarded as a more debilitating condition, it generates lower wage and productivity losses.

21	Lixin Cai	Labor Economics (2010)	Australia	2001 - 2004 Household, Income, Labor Dynamics in Australia Survey	Labor force participation (dummy)	Self-assessed health status (range from 0 to 4)	IV (Health condition and physical functioning)	Higher self-assessed health status is associated with higher probability of labor force participation for men and women. In the case of men, one-unit increase in health status increases the probability of participation by 41%. For women, it increases by 23%. The effect of health on labor participation is stronger in men.
22	Robert Jäckle, Oliver Himmler	Journal of Human Resources (2010)	Germany	1995-2006 German socio-economic panel	Wage	Self-assessed health satisfaction (range from 0 to 10)	Evolved 2SLS by Semykina and Woodridge (2006), where predicted values of a set of time series probit models in the labor force participation equation serve as their own instruments	Good health raises wages for men, while for women there appears to be no significant effect. (Comments from Natalie: the emphasis of this research is an extension of 2SLS regression that could drive out selection bias, measurement error, and time varying heterogeneity simultaneously. On the other hand, the measurements for wage and health are pretty simple and interpretations are not closely related to policy implications.)

23	Anthony Harris	Economic Record (2009)	Australia	1999 AusDiab Survey	Labor force participation (dummy)	Diabetes and Cardiovascular disease (dummies)	Multivariate probit (exclusion restrictions: obesity, exercise, hypertension, lipid treatment, smoking history, family history of diabetes)	Both diabetes and cardiovascular disease lower the labor force participation for men and women directly. Moreover, the obesity indirectly contributes to lower labor force participation through diabetes instead of cardiovascular disease.
24	Lixin Cai and Changxin Chong	Australian Economic Papers (2009)	Australia	2003 Household, Income, Labor Dynamics in Australia Survey	Labor force participation (dummy)	Self-assessed health status (range from 0 to 4)	IV (Chronic condition such as arthritis, asthma, cancer, and more)	Higher self-assessed increases the probability of labor force participation for men and women. The effect is stronger in men than women. Different chronic conditions are associated with different probability (lower) of labor participation. For men, the largest effect is found in bronchitis and other circulatory. For women, they are coronary and other circulatory diseases.
25	Ehsan Latif	Health Economics (2009)	Canada	1998 National Population Health Survey	Labor force participation	Diabetes (dummy)	Recursive bivariate probit (IV: family history of diabetes)	Diabetes has a significant negative impact on white female employment probability, but has no significant impact on that of non-white counterparts. For males, there is no significant impact from diabetes.

26	Xiaohui Zhang, Xueyan Zhao, Anthony Harris	Journal of Health Economics (2009)	Australia	2001 and 2004/5 Australian National Health Survey	Labor force participation	Chronic conditions (diabetes, cardiovascular, mental illness, and other)	Endogenous multivariate probit model (extension made the authors)	Estimations are separately done by gender and age (aged 18-49 versus 50-65). Older workers above 50 years of age for both sexes are more likely to respond to chronic illnesses by dropping out of the labor force. Specifically, suffering from diabetes reduces probability of working by 3.91% for prime aged men, and 11.47% for older men.
27	Adriaan Kalwij and Frederic Vermeulen	Health Economics (2008)	Europe (11 countries in total)	2004 Survey of Health, Ageing and Retirement	Labor force participation (dummy)	subjective self-reported health (dummy) and objective health status: severe condition such as diabetes and more (dummy), mild condition such as hypertension (dummy), activity of daily living (dummy), grip strength (continuous), overweight and obese (dummies), mental illness (dummy)	Probit regression	Higher subjective self-reported health is positively associated with higher probability of being in labor force for men and women across 11 European countries. (Notes from Josh: It seems that the main purpose of the paper is to demonstrate the endogeneity issue in self-reported health status by adding objective health status into the labor equation and determining the significance of the subjective and objective health.)

28	Stephen Morris	Labour Economics (2007)	England, U.K.	1997 and 1998 of the Health Survey for England (HSE)	Paid employment (dummy)	BMI>30kg/m2 (dummy)	A univariate probit model; propensity score matching; and IV regression using a recursive bivariate probit model	Obesity has a statistically significant and negative effect on employment in both males and females. In males the endogeneity of obesity does not significantly affect the estimates, and the magnitude of effect is similar across the three methods. In females, failure to account for endogeneity leads to underestimation of the negative impact of obesity on employment.
29	Mireia Jofre-Bonet, Susan H. Busch, Tracy A. Falba, Jody L. Sindelar	The journal of mental health policy and Economics (2005)	U.S.	1996, 1998, and 2000 Community tracking survey	Wage	Dummy that taking 1 for poor mental health, i.e., SF-12 mental component summary score is letter than 39	Heckman model	The impact of poor mental health is associated with an almost 8% reduction in wages for males and a more than 4% decline for women. Further, taking potential interactive effect of poor mental health and smoking into account, men who with poor mental health and smoking have the largest reduction at 16.3%, while the interaction is insignificant for women.
30	Michele Campolieti	Health Economics (2002)	Canada	1994/1995 National Population Health Survey	Labor force participation (dummy)	Disability status (dummy)	OLS and IV (alternative specifications: 1st specification - a set of dummies for chronic conditions such	Disability status has a negative impact on the labor participation across different specification of instruments sets in older men. The estimates from Canada and U.S. (estimated using HRS) are compared by authors. They found the disability status has

						arthritis; 2nd to 7th specifications: BMI dummies and chronic dummies)	larger negative impact on labor participation in Canada than the U.S. for older men.	
31	Duncan Thomas, John Strauss	Journal of Econometrics (1997)	Brazil	1974/75 household budget survey	Wage	Height, body mass index, per capita calorie intake, and per capita protein intake	IV (relative food prices, nonlabor income of the worker and nonlabor income of all other household members)	Height has a particularly large impact among male and female workers: taller men and women earn more. Body mass index has a positive effect on wage only for men. More calorie intakes are associated with higher wages, but only at very low intake levels. In contrast, additional protein has the greatest wage return at high levels of intakes.

別添 4

平成29年度厚生労働科学研究費補助金及び厚生労働行政推進調査事業費補助金
(循環器疾患・糖尿病等生活習慣病対策総合研究事業)
分担研究報告書

健康と就労との関連性に関する理論的考察:グロスマン・モデルの含意と統計学上の課題

研究代表者	野口晴子	早稲田大学	政治経済学術院
研究分担者	川村顕	早稲田大学	政治経済学術院
研究分担者	下川哲	早稲田大学	政治経済学術院
研究協力者	姜哲敏	早稲田大学	早稲田大学現代政治経済研究所
研究協力者	富蓉	早稲田大学	政治経済学術院

研究要旨

Gary Stanley Beckerが、1964年に“Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education (邦訳『人的資本—教育を中心とした理論的・経験的分析』)”を発表して以来、教育とともに、人的資本の代表的な一形態としての「健康資本(health capital)」に対する個人の投資行動について、数多くの経済学者による理論的・実証的検証が行われてきた。なかでも、今日に至るまで、生活習慣病の罹患に代表される健康状態と就労・賃金・所得をはじめとする家計の社会的・経済的状況(socioeconomic status: SES)との関係性を検証するための理論的支柱となっているのが、グロスマン・モデルと呼ばれる理論である(Grossman 1972)。本研究の目的は、当該モデルを概観することにより、健康と就労との因果性のメカニズムについて理論的考察を行い、さらに、両者のメカニズムを紐解く因果推論を実施するに当たっての統計学上の課題についてまとめることである。

健康と就労との関連性を実証的に検証するに当たって、グロスマン・モデルが示唆する主要な含意は、各期における個人の健康を、内生的な「選択」の結果として処理する必要があるということである。したがって、労働供給関数において、健康因子を外生変数として処理してしまうと、現在の就労状況の健康への潜在的な逆相関が原因となる同時性バイアスによって、健康の効果が過剰または過小に推定されるかもしれない。

健康と就労の内生性の問題を回避するために、公衆衛生学や社会疫学を中心とした分野では、信頼性、妥当性、正確性に優れた健康指標を構築することに力点が置かれた研究が進められている。他方、経済学分野では、健康指標にかかわらず、むしろ、労働供給関数における内生性の対処による推定バイアスの識別(縮小バイアスと正当化バイアス)を中心とした研究が蓄積されてきた。グロスマン・モデルが想定するような、加齢に伴う緩やかな健康状態の変容が就労の意思決定に与える効果を検証するためには、たとえば、厚生労働省による『中高年縦断調査』や(独)経済産業研究所が一橋大学経済研究所、東京大学経済研究科と共同して実施している『くらしと健康の調査(Japanese Study of Ageing and Retirement: JSTAR)』等のような、長期的な視野に立ったパネルデータの構築が必要である。

A. 研究目的

本研究の目的は、生活習慣病の罹患に代表される健康状態と就労との関連性に着目する研究の理論的支柱となっているグロスマン・モデルを概観し、両者の因果性のメカニズムについて理論的考察を行い、さらに、両者のメカニズムを紐解く因果推論を実施するに当たっての統計学上の課題についてまとめることである。

B. 研究方法

Gary Stanley Beckerが、1964年に“Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education (邦訳『人的資本—教育を中心とした理論的・経験的分析』)”を發表して以来、教育とともに、人的資本の代表的な一形態としての「健康資本 (health capital)」に対する個人の投資行動について、数多くの経済学者による理論的・実証的検証が行われてきた。なかでも、今日に至るまで、生活習慣病の罹患に代表される健康状態と就労・賃金・所得をはじめとする家計の社会的・経済的地位(socioeconomic status: SES)との関係性を検証するための理論的支柱となっているのが、グロスマン・モデルと呼ばれる理論である(Grossman 1972)。本研究では、当該モデルについて解説を加えるとともに、その含意について、いくつかの先行研究をレビューしながら要約を行う。

C. 研究結果

C-1 グロスマン・モデルの含意(同時性バイアス)

人的資本論を理論展開したグロスマン・モ

デルでは、個人は、各期の健康ストックに依存した健康時間を投入した、生涯にわたる異時点効用関数(U)を最大化すると仮定されている²。

$$\max U = U(H_0, \dots, H_n, Z_0, \dots, Z_n, T_0, \dots, T_n; X_0, \dots, X_n, \varepsilon_{10}, \dots, \varepsilon_{1n}, \mathbf{u}_1) \quad (1)$$

式(1)で、 H は健康ストックの量、 Z は健康関連以外の財の消費、 T は余暇時間、 X は時間経過により変動する各個人の外生的な嗜好ベクトル、 ε_1 は個人の嗜好に対する何らかの外生ショック、そして、 \mathbf{u}_1 は各個人に特有の時間不変的な嗜好ベクトルを示している。通常とは異なり、Grossmanの異時点効用関数の文脈では、人生の長さを示す n は内生変数として扱われる。なぜならば、個人は、誕生時点において健康ストックの初期賦存量(H_0)を所与として生まれるが、死亡時点は当該時点における健康ストックの量に依存して決まると仮定されているからである。すなわち、個人は、健康ストック量がある一定水準となった場合($H_n = H_{min}$)に死亡する、あるいは、死を「選択」する。

この異時点効用関数は、各期(たとえば、 i 期)における、次のような一連の制約条件下において、最大化される。

$$H_i = H_i(H_{i-1}, M_i, TH_i; Y_i, \varepsilon_{2i}, \mathbf{u}_2) \quad (2)$$

$$Z_i = I_i + P_i M_i - (A_{i+1} - A_i) \quad (3)$$

$$I_i = K_i + w_i TW_i + r A_i \quad (4)$$

²ここでは、健康と雇用保険ならびに労働市場との関連性に関する先行研究について包括的なサーベイを行った Currie and Madrian (1999)による、

単純化された離散型グロスマン・モデルを参考に解説を行う。連続型モデルについては、Grossman (1972)の Appendix 参照のこと。

$$T_i + TH_i + TW_i + TL_i = \bar{\Omega} \quad (5)$$

$$TL_i = TL_i(H_i, \varepsilon_{3i}, \mathbf{u}_3) \quad (6)$$

まず式(2)について、 i 期における健康ストック量(H_i)は、 $i-1$ 期における健康ストック量(H_{i-1})、健康関連の財やサービス(M)、健康投資に費やす時間(TH)に依存して決まるが、この健康投資(あるいは、健康生産)のプロセスは、時間経過により変動する各個人の外生的な生産性ベクトル(\mathbf{Y}_i)、個人の生産性に対する何らかの外生ショック(ε_{2i})、各個人に特有の時間不変的な生産性ベクトル(\mathbf{u}_2)によって、条件づけられる。また、式(3)は健康関連以外の財の消費、式(4)は所得制約、式(5)は時間制約を示しており、 I は総所得、 P は健康関連の財やサービスの価格、 A は資産³、 K は不労所得、 w は賃金、 TW は労働時間、 r は利率、 TL は健康を害したことが原因で就労・余暇・健康投資等の日常的な活動を行うことができなかった時間損失、 $\bar{\Omega}$ は当該期間について人間に与えられた時間の総計である。また、式(6)は、 i 期における時間損失は、 ε_3 は健康を害する要因となった何らかの外生的なショック、 \mathbf{u}_2 は当該個人に特有の普遍的な罹患要因ベクトルの条件下で、同じく i 期における健康ストックの量(H_i)に依存して決まることを示している。

グロスマン・モデルの特徴は、Currie and

Madrian (1999)によって次のように要約されている。第1に、今日における健康ストックの量が、過去に当該個人が行った健康投資と健康ストックの減耗率に依存しているという点である⁴。第2に、式(5)と式(6)から、各期において、市場もしくは非市場において社会的・経済的な活動を行うことのできる時間は、各期における所与の時間から「不健康」による時間損失を差し引いた、 $\bar{\Omega} - TL_i$ と示すことができる。したがって、当該モデルからは、当該個人の各期における就労状況が内生的な健康に関わる諸変数に依存するという、条件付きの労働供給関数を導出することができる。すなわち、健康と就労との関連性を実証的に検証するに当たって、グロスマン・モデルが示唆する主要な含意は、各期における個人の健康を、内生的な「選択」の結果として処理する必要があるということである。したがって、労働供給関数において、健康因子を外生変数として処理してしまうと、現在の就労状況の健康への潜在的な逆相関が原因となる同時性バイアスによって、健康の効果が過剰または過小に推定されるかもしれない。

C-2 健康尺度について(測定誤差と正当化仮説)

もし仮に、個人の「健康」を正確に測定することができるのであれば、前節で述べたような

³誕生時点において健康ストックの初期賦存量(H_0)と同様に、資産の初期保有量(A_0)は所与である。

⁴Grossman(1972)では、 i 期における健康ストック量は、 i 期における健康投資(HI_i)と、 $i-1$ 期の健康ストックの量から減耗率(δ_{i-1})により損なわれた分を差し引いたものを足し上げたものに等しいという形により明示的に示されている。すなわち、 $H_i = HI_i + (1 - \delta_{i-1})H_{i-1}$ 。また、Currie and Madrian (1999)では、減耗率(δ_{i-1})は、各個人に特有の時間不変的な生産性ベクトル(\mathbf{u}_2)の一部として論じられてい

るが、Grossman(1972)では、個人が死亡時点での健康ストックを「選択」するためには、減耗率が加齢とともに増加するという仮定をおく必要性が言及されている。Grossmanのこの仮定は、加齢に伴う身体的・精神的・知的機能の劣化を考えれば、むしろ自然なことであり、また、さらに厳密に言えば、各期における健康ストックの減耗率は、個人の生産性に対する何らかの外生ショック(ε_{2i})によって影響を受けることがあるかもしれない。

健康の内生性は識別することが可能かもしれない。しかし、実際の実証分析において、個人の「健康」を厳密に把握することは不可能で、「健康」をどう測るか、「何」をもって「健康」を示す尺度とするのか、ということが常に問題となる。たとえば、分析の基となるデータが、レセプトやカルテといった医療や介護の専門家等第三者の診断による客観情報ではなく⁵、調査対象者本人(あるいは、要介護者や障がい者の場合は、代理人としての世帯構成員等)から自記式か面接法によるアンケートによって情報を得る自己申告型である場合、回答バイアスがかかり、それに起因する測定誤差(measurement error)が生ずる可能性を回避することはできない(Bound, Brown, Mathiowetz 2001)。ここでは、先行研究において、最も頻繁に用いられる健康指標である主観的健康観(self-rated health: SRH)について考察することにする。

SRHに関する標準的な聞き方は、「あなたの現在の健康状態はいかがですか」といった趣旨の質問に対し、「よい」、「まあよい」、「ふつう」、「あまりよくない」、「よくない」という5段階(場合によっては、4段階)の選択肢を提示するやり方である。このSRHについては、追調査による将来の死亡率や生活習慣病等の特定疾病の罹患率等の客観的健康指標と強い相関を持っていることが数多くの研究によって報告されている(Adler, Boyce, Chesney et al

1994; Idler and Kasl 1995; McCallum, Shadbolt, Wang 1994; Gerdtham, Johannesson, Lundberg et al. 1999, ほか多数)。したがって、SRHが個人の健康状態を的確に反映している可能性が高い一方で、調査対象者が楽観的か悲観的かといった内的属性(Bound 1991; Bound et al. 1999)、さらには、質問内容や提示された選択肢に対する捉え方(自分の「健康」を、自覚症状、障がい、診断結果等「何」に重点を置いて回答するか、健康状態が「ふつう」とはどういうことか、等)(Lokshin and Ravallion 2008)によって評価が異なり、個人間で比較可能ではないという指摘もある。また、調査の実施方法(自記式か聞き取り方式か)(Tourangeau and Smith 1996; Grootendorst, Feeny, and Furlong 1997)や、同じ質問の繰り返しによる調査目的に対する学習効果が、回答に影響を与えるとの報告もある(Tversky and Kahneman 1998)⁶。健康指標にこうした観察不能な測定誤差があれば、就労に対する健康の効果が過小に推定されてしまう縮小バイアス(attenuation bias)の恐れがある。

また、SRHの評価は、調査対象者の性別、年齢、学歴、所得、職業等外的属性に依存することが知られているが(Crossley and Kennedy 2002)、不健康を理由に自分が働いていないことを正当化しようとする行動がとられる可能性が、数多くの研究によって指摘されており、このことは、他の測定誤差からは区別され、正当

⁵第三者による客観的な診断の場合ですら、欠落変数が存在する場合や、データの欠損がランダムに起生していない場合、推定値にバイアスがかかる可能性があることを指摘しておく。非実験データを用いる限り、推定の一致性をいかに担保するかが、実証研究の最大の課題である。

⁶野口(2011)は、2007年の6月7日と7月1日に、同じ調査客体を対象として実施された、「国民生活基礎調査」(厚生労働省)と「社会保障実態調

査」(国立社会保障・人口問題研究所)との3週間のタイム・ラグを利用して、全く同じSRHに対する回答の信頼性を検証した(再テスト法: test-retest study)。結果、質問内容に対する調査対象者の捉え方、配偶者の有無・世帯人員数・教育・就労状況・貯蓄・保険の加入状況等の個人の外的属性、そして、繰り返しによる学習効果(認知や記憶)が回答にバイアスをかける可能性あることがわかった。

化仮説と呼ばれている(Chirikos and Nestel 1984; Anderson and Burkhauser, 1985; Bazzoli, 1985; Stern 1989; Bound 1991; Waidmann et al.1995; Dwyer and Mitchell 1999; Kreider 1999). こうした自己正当化の結果, 就労に対する健康の効果は過大に推定されてしまうことになる.

上記の問題を簡単に定式化して考えてみると(Stern 1989; Bound 1991; Cai and Kalb 2006; Cai, 2010), まず, 個人の健康は次の式によって示される.

$$h_i^{**} = \gamma_1 l_i^* + \mathbf{x}_{h,i} \boldsymbol{\beta}_h + \varepsilon_{1,i} \quad (7)$$

労働供給関数において健康は内生変数として処理される必要があることから, 式(7)は, i 期における「真」の健康を示す潜在変数(h_i^{**})が, 就労の有無を示す潜在変数(l_i^*)と外生変数ベクトル($\mathbf{x}_{h,i}$)によって決まることを示している. γ_1 と $\boldsymbol{\beta}_h$ は推定されるパラメータであり, $\varepsilon_{1,i}$ は誤差項である. 式(7)において, h_i^{**} は「真」の健康指標であることから, ここでは, 自己正当化バイアスは起生しない. 次に, i 期における労働供給関数は,

$$l_i^* = \gamma_2 h_i^{**} + \mathbf{x}_{l,i} \boldsymbol{\varphi}_l + \varepsilon_{2,i} \quad (8)$$

と表すことができる. 式(8)は, l_i^* が h_i^{**} と外生変数ベクトル($\mathbf{x}_{l,i}$)によって決まることを示している. γ_2 と $\boldsymbol{\varphi}_l$ は推定されるパラメータであり, $\varepsilon_{2,i}$ は誤差項である⁷. しかしながら, 前段で述べたように, 「真」の健康を観察することは, おおよそ不可能であるため, たとえば, SRH のような観察可能な健康状態を示す次のような式を仮定する.

$$h_i^* = h_i^{**} + \alpha l_i^* + \varepsilon_{3,i} \quad (9)$$

ここで, h_i^* は i 期における SRH に代表される観察可能な健康の潜在変数を示す. 式(9)は, h_i^* が h_i^{**} と l_i^* に依存して決まることを示し, したがって, この式は, 正当化仮説の存在を示唆している. 仮に, 正当化仮説が本当であるならば, α は正値をとるはずである. なぜならば, 就労者は健康状態を誇張して回答し, 非就労者は健康状態を控えめに回答するからである.

Cai(2010)のモデルに要約されているように, パネルデータによる分析が可能であれば, 上記式における3つの誤差項, $\varepsilon_{1,i}$, $\varepsilon_{2,i}$, $\varepsilon_{3,i}$ は, 時間によって変動しない構成要素(μ)と時間によって変動する構成要素(ν)とに分解される.

$$\varepsilon_{k,i} = \mu_k + \nu_{k,i} \quad k = 1,2,3 \quad (10)$$

式(7)を式(9)に代入すると,

$$\begin{aligned} h_i^* &= (\gamma_1 l_i^* + \mathbf{x}_{h,i} \boldsymbol{\beta}_h + \varepsilon_{1,i}) + \alpha l_i^* + \varepsilon_{3,i} \\ &= (\gamma_1 + \alpha) l_i^* + \mathbf{x}_{h,i} \boldsymbol{\beta}_h + ((\mu_1 + \nu_{1,i}) + (\mu_3 + \nu_{3,i})) \\ &= \theta_1 l_i^* + \mathbf{x}_{h,i} \boldsymbol{\beta}_h + \mu_h + \nu_{h,i} \end{aligned} \quad (11)$$

h_i^{**} が観察不能であるため, 実際には, γ_1 と α を別々に観察することはできず, 式(11)において, 測定誤差による縮小バイアスと正当化バイアスという, 2 種類の同時性バイアスを識別することはできない. しかし, θ_1 の符号を検証すれば, 縮小バイアスと正当化バイアスのどちらの影響が支配的かについて知ることができる. 正当化仮説(つまり, $\alpha > 0$)を所与とすると, $\theta_1 < 0$ であるならば, 必然的に $\gamma_1 < 0$ となり, 観察不能な測定誤差による縮小バイアスによ

⁷式(7)と式(8)の外生変数ベクトル, $\mathbf{x}_{h,i}$ と $\mathbf{x}_{l,i}$ の中に

は, 共通する変数が存在しうる.

る影響が支配的であることが示唆される。他方、 $\theta_1 > 0$ であるならば、2つの解釈が成り立つ。すなわち、 $\gamma_1 > 0$ である場合か、または、 $\gamma_1 < 0$ であるが、正当化バイアスによる影響が支配的である場合である。いずれにしても、式(11)の推定において、 θ_1 が統計的に有意に正値をとることが示されれば、正当化仮説を棄却することはできない。

D. 考察

健康と就労の内生性の問題を回避するために、より客観的な健康指標を使うことが1つの方法とされてきたが、たとえば、ADL(activities of daily living)のような指標を使っても測定誤差の問題が生じることが指摘されている(Mathiowetz and Lair 1994)。そうした中、公衆衛生学や社会疫学を中心とした分野では、信頼性、妥当性、正確性に優れた健康指標を構築することに力点が置かれた研究が進められている。たとえば、調査対象者に仮想的な質問をしたり(Salomon, Tandon, Murray et al. 2004)、外生的な近隣環境のデータを収集したり(Pruitt, Jeffe, Yan et al. 2010)、SRHを含む複数指標を組み合わせた総合指標を作成したりすることで(野口 2011)、測定誤差を調整し、比較可能な標準化尺度を作成しようとする試みが行われている。

他方、経済学分野では、健康指標にかかわらず、むしろ、労働供給関数における内生性の対処による推定バイアスの識別(縮小バイアスと正当化バイアス)を中心とした研究が蓄積されてきた。内生性に対処する手法として広く用いられているのが、操作変数法である⁸。たとえば、調査時点から死亡期日までの期間の長さ(Bound 1991)、両親の健康状態や生存状

況(Dwyer and Mitchell 1999)、障がいの程度やBMI(Campolieti 2002; Benitez-Silva et al. 2004)等特定の健康指標が、SRHに対する操作変数として用いられている。しかしながら、正当化仮説を支持する結果は少数であり(Parsons, 1982; Anderson and Burkhauser, 1985), Stern (1989) , Au, Crossley, and Schellhorn (2005) , Cai and Kalb (2006)は、主観的健康に基づく健康効果は、正当化バイアスよりも、むしろ、縮小バイアスが支配的であること、さらに、McGarry (2004) は、正当化バイアスを回避するための代替的な健康指標の投入が、かえって、欠落変数によるバイアスの問題を引き起こしてしまうことを指摘している。

E. 結論

近年の少子高齢化の進行に伴い、将来の労働力不足の問題が深刻化する中で、健康な高齢者の労働参加が期待されている。しかしながら、実際には、多くの高齢者がさまざまな理由で労働市場から退出しており、健康要因はその最も重要な理由の1つとなっている。『高年齢者就労実態調査』(平成16年)では、55歳以上69歳以下の者を対象として高年齢者の雇用状況が調査されているが、男性で28.5%、女性で54.4%が不就労者で、うち男性では半数が、女性では約7割が就労を希望していない非就労希望者であった。非就労希望者が仕事をしたいと思わなかった理由として、男性では「本人の健康上の理由」を選択した比率が最も高く(39%)、女性では「家事等に専念したいから」の34%の次に高くなっている(約28%)。このように、健康状態は高齢者の就労に大きな影響を与えている可能性があり、両者の関係を実証的に明らかにすることの政策

⁸もう1つ主要な手法として、何らかの外生ショックを自然実験(natural experiment)として活用してトリートメント効果を推定する手法がある(Limdeb

oom, Llana-Nozal and van der Klaauw 2005; Gómez and Nicolás 2006)。

的な重要性が高まっている。

日本のデータを用いて、健康と就労との関連性について実証分析を行っている研究は少なくない。しかしながら、労働供給関数における健康の内生性に対処した研究は、大石(2000)、Hamaaki and Noguchi (2009)、濱秋・野口(2010)など、いまだごく少数である。

大石(2000)は、『高齢者就労実態調査』(厚生労働省)の個票(1996年)を用いて、賃金関数と就労関数との同時方程式が推定されている。健康指標としては、ふだんの健康状態、および肉体的な面からみた就労可能性が用いられている。この論文では、賃金関数と就労関数を識別するために、「平均的な医療衛生環境の代理変数」として1995年の都道府県別の男性平均余命とその2乗項を用いているが、健康に与える影響は有意ではなく、賃金関数、就労関数の2段階目(構造型)の推定が安定しておらず、健康にのみ影響を与える変数の選択が大きな問題となっていた。

Hamaaki and Noguchi (2009)は、中高齢者を対象として行った『健康と引退に関するパネル調査』(国立社会保障・人口問題研究所)の個票(2008-2010年)を用い、回答者の居住地から最寄りの病院までの直線距離、回答者が属する二次医療圏の診療所の密度、および回答者の30歳時点のBody Mass Index(BMI)⁹の値を操作変数として用い、健康指標を説明変数として含む就労関数を推定した。健康指標としては、健康意識、生活や仕事への支障の有無、調査時点で罹患している疾病の数、病気の罹患状況から主成分分析によって作成された第1主成分に基づいて健康状態を測定したスコア(Disease score)の4つを用いている。この研究では、操作変数には

健康指標との相関は見られるものの、弱相関(weak instrument)の問題を克服できるほどではないと結論付けられている。

濱秋・野口(2010)では、Hamaaki and Noguchi (2009)と同じデータを用い、30歳時点のBMIの値と、新たに両親の既往歴を操作変数として、調査時点までの既往症数とわが国の死亡理由の上位を占める三大疾病(癌・悪性新生物、心臓の病気、脳卒中・脳血管疾患)の罹患歴が、中高齢者の無職確率と労働時間に与える効果を推定した。結果、男性については、どの操作変数の値も就労者と無職者の間で有意に異ならないので、本人の過去のBMIと両親の既往歴は操作変数として望ましい性質を持っているように見える。他方、女性については、過剰識別制約の検定結果から、操作変数と誤差項が相関していることが疑われる。これは、女性の方が親の看病や介護を担当する可能性が高く、親の既往歴と本人の就労状態が相関していることが原因となっているのかもしれない。

グロスマン・モデルが想定するような、加齢に伴う緩やかな健康状態の変容が就労の意思決定に与える効果を検証するためには、より長期的な視野に立ったパネルデータの構築が必要である。日本でも、過去十数年にわたり社会疫学、人口学や経済学を中心とした社会科学の専門家や厚生労働省によって、こうした試みが行われてきた。たとえば、東京都老人総合研究所が実施している『中年期の生活の送り方に関する調査』、日本大学総合学術センターによる『健康と生活に関する調査』、厚生労働省による『中高年縦断調査』、日本福祉大学健康社会研究センターを中心とした『愛知老年学的評価研究(Aichi Gerontological

⁹BMI指数は、体重(kg)/(身長(m))²で算出できる。日本肥満学会の基準によれば(2000)、18.5未満が低

体重、18.5以上25未満が普通体重、25以上30未満が肥満(1度)、30以上35未満が肥満(2度)、35以上40未満が肥満(3度)、40以上が肥満(4度)。

Evaluation Study: AGES)』, (独)経済産業研究所が一橋大学経済研究所, 東京大学経済研究科と共同して実施している『くらしと健康の調査 (Japanese Study of Ageing and Retirement: JSTAR)』などである。今後, こうしたパネルデータが, 幅広く研究者に活用されることによって, 政策に対して有益なエビデンスが得られることが期待される。

F. 健康危険情報
特に無し。

G. 研究発表

1. 論文発表
特に無し。

2. 学会発表
特に無し。

H. 知的財産権の出願・登録状況(予定を含む)

1. 特許取得
特に無し。

2. 実用新案登録
特に無し。

3. その他
特に無し。

参考文献

大石亜希子,2000,「高齢者の就労決定における健康要因の影響」『日本労働研究雑誌』, 481; 51-62.

健康日本 21 企画検討会・健康日本 21 計画策定検討会,2000,「21 世紀における国民健康づくり運動(健康日本 21)について」

報告書。

ゲーリー・ベッカー (著),佐野陽子 (訳),1976,『人的資本—教育を中心とした理論的・経験的分析』東洋経済新報社。

野口晴子, 2011,「社会的・経済的要因と健康との因果性に対する諸考察～「社会保障実態調査」および「国民生活基礎調査」を用いた実証分析～」『季刊社会保障研究』,46(4): 382-402.

橋本秀樹,2005,「社会疫学」青山英康監修,川上憲人・甲田茂樹編 『今日の疫学』: 318-327,医学書院。

濱秋純哉・野口晴子,2010,「中高齢者の健康状態と労働参加」『日本労働研究雑誌』,601: 5-24.

本庄かおり,2007,「社会疫学の発展」『保健医療科学』*Journal of the National Institute of Public Health* ,56(2): 99-105.

Adler, N.E., Boyce, T., Chesney, M.A., Cohen, S., Folkman, S., Kahn, R.L., and Syme, S.L., 1994 “Socioeconomic Status and Health: the Challenge of the Gradient,” *American Psychologist* ,49(1): 15-24.

Anderson, K.H. and Burkhauser, R.V., 1985, “The Retirement-health nexus:A new measure of an Old Puzzle,” *Journal of Human Resources*, 20: 315-330.

Bazzoli, G.J., 1985, “The Early Retirement Decision: New Empirical Evidence on the Influence of Health,” *Journal of Human Resources*, 20: 214-234.

Au, D.W.H, Crossley, T.F. and Schellhorn, M., 2005, “The effect of health changes and long-term health on the work activity of older Canadians,” *Health Economics* 14; 999-1018.

Becker, G.S., 1964. Human capital, Columbia

- University Press, New York.
- Benitez-Silva, H., Buchinsky, M., Chan, H.M., Cheidvasser, S., and Rust, J., 2004, "How large is the bias in self-assessed disability?" *Journal of Applied Econometrics* 19: 649–670.
- Bound, J., 1991, "Self-Reported versus Objective Measures of Health in Retirement Model," *Journal of Human Resources*, 26:107-137.
- Bound, J., Schoenbaum, M., Stinebrickner, T.R., and Waidmann, T., 1999 "The Dynamic Effects of Health on the Labour Force Transitions of Older Workers," *Labour Economics*, 6: 179-202.
- Bound, J., Brown, C., and Mathiowetz, N., 2001 "Measurement Error in Survey Data," In: Heckman, J.J. and Leamer, E.E. (eds) . *Handbook of Econometrics* 5, Chapter 59: 3705-3843, Elsevier.
- Cai, L. and Kalb, G., 2006, "Health status and labour force participation: evidence from Australia," *Health Economics*, 15; 241–261.
- Cai, L., 2010, "The relationship between health and labour force participation: Evidence from a panel data simultaneous equation model," *Labour Economics*, 17: 77–90.
- Campolieti, M., 2002, "Disability and the labor force participation of older men in Canada," *Labour Economics* 9: 405–432.
- Chirikos, T.N. and Nestel, G., 1984 "Economic Determinants and Consequences of Self-Reported Work Disability," *Journal of Health Economics*, 3: 117-136.
- Gómez, P.G. and Nicolás, A.L., 2006, "Health shocks, employment and income in the Spanish labour market," *Health Economics*, 15: 997–1009.
- Crossley, T.F. and Kennedy, S., 2002, "The Reliability of Self-Assessed Health Status," *Journal of Health Economics*, 21: 643-658.
- Currie, J. and Madrian, B.C., 1999, "Health, health insurance and the labor market," In: Ashenfelter, O. and Card, D. (Eds.), *Handbook of Labor Economics* 3, Chapter 50: 3310–3415, Elsevier.
- Dwyer, D.S. and Mitchell, O.S., 1999, "Health Problems as Determinants of Retirement: Are Self-Rated Measure Endogenous?" *Journal of Health Economics*, 18;173-193.
- Gerdtham, U.G., Johannesson, M., Lundberg, L., and Isacson, D., 1999 "A Note on Validating Wagstaff and Van Doorslaer's Health Measure in the Analysis of Inequality in Health," *Journal of Health Economics*, 18: 117-224.
- Grootendorst, P., Feeny, D., and Furlong, W., 1997 "Does It Matter Whom and How You Ask? Inter and Intra-Rater Agreement in the Ontario Health Survey," *Journal of Clinical Epidemiology*, 50: 127-136.
- Grossman, M., 1972 "On the concept of health capital and the demand for health," *Journal of Political Economy*, 80(2): 223-255.
- Hamaaki, J. and Noguchi, H., 2009 "Does Health Status Matter to People's Retirement Decision in Japan?: An Evaluation of "Justification Hypothesis" and Measurement Errors in Subjective Health", mimeo, presented at iHEA 7th World Congress on Health Economics.
- Haveman, R.H., Wolfe, B.L., Kreider, B., and Stone, M., 1994 "Market Work, Wages and

- Men's Health," *Journal of Health Economics*, 13:163-182.
- Idler, E.L. and Kasl, S.V., 1995 "Self-ratings of Health: Do They Also Predict Change in Functional Ability?" *Journal of Gerontology* ,50B: S344-353.
- Kreider, B., 1999, "Latent work disability and reporting bias," *Journal of Human Resources*, 34 (4): 734–769.
- Lindeboom, M., Llena-Nozal, A., van der Klaauw, B. 2005, "The interrelation between disability and work and the role of health shocks," Paper presented at the IZA Conference on Income Distribution, Health and Social Insurance of an Ageing Population, Bonn, Germany.
- Lokshin, M. and Ravallion, M., 2008 "Testing for an Economic Gradient in Health Status Using Subjective Data," *Health Economics*,17(11): 1237-1259.
- Mathiowetz, N. and Lair, T., 1994 "Getting better? Change or Error in the Measurement of Functional Limitations," *Journal of Economic and Social Measurement*, 20; 237–62.
- McCallum, J., Shadbolt, B., Wang, D., 1994, "Self-rated Health and Survival: 7 Years Follow-up Study of Australian Elderly," *American Journal of Public Health*,847: 1100-1105.
- Parsons, D.O., 1982, "The male labour force participation decision: health, reported health, and economic incentives," *Economica* 49 (193): 81–91.
- Pruitt, S.L., Jeffe, D.B., Yan, Y., and Schootman, M., 2010, "Reliability of Perceived Neighborhood Conditions and the Effects of Measurement Error on Self-Rated Health across Urban and Rural Neighborhoods," *Journal of Epidemiol Community Health* [Epub ahead of print] doi:10.1136/jech.2009.103325.
- Salomon, J.A., Tandon, A., Murray, C.J.L., and World Health Survey Pilot Study Collaborating Group, 2004, "Comparability of Self Rated Health: Cross Sectional Multi-Country Survey Using Anchoring Vignettes," *British Medical Journal*; 328 : 258 doi: 10.1136/bmj.37963.691632.44.
- Stern, S., 1989, "Measuring the effect of disability on labour force participation," *Journal of Human Resources*, 24 (3): 361–395.
- Tourangeau, R. and Smith, T.W., 1996 "Asking Sensitive Question the Impact of Data Collection Mode, Question Format, and Question Context," *Public Opinion Quarterly*, 60: 275-304.
- Tversky, A. and Kahneman, D., 1998 "Rational Choice and the Framing of Decisions," In: Bell, D., Raiffa, D., and Tversky, A.(Eds.), *Decision Making: Descriptive, Normative, and Prescriptive Interactions*, Cambridge University Press.
- Waidmann, T., Bound, J., and Schoenbaum, M., 1995, "The Illusion of Failure: Trends in the Self-Reported Health of the U.S. Elderly," NBER Working Paper No. 5017.

別添 4

成29年度厚生労働科学研究費補助金及び厚生労働行政推進調査事業費補助金
(循環器疾患・糖尿病等生活習慣病対策総合研究事業)
分担研究報告書

子どもの健康, 親の就労状況, 及び, 親子の関わり方との関連性に関する研究

研究代表者	野口晴子	早稲田大学 政治経済学術院
研究分担者	川村顕	早稲田大学 政治経済学術院
研究協力者	姜哲敏	早稲田大学 早稲田大学現代政治経済研究所
研究協力者	富蓉	早稲田大学 政治経済学術院
研究協力者	金子周平	早稲田大学ソーシャル&ヒューマン・キャピタル研究所

研究要旨

本研究の目的は, 2018年4月24日(承認番号:厚生労働省発政統0424第3号)によって提供を受けた, 21世紀出生児縦断調査(平成13年, 及び, 平成22年のコホート)について, 子どもの健康, 親の就労状況, 及び, 親子の関わり方との関連性に焦点を当て, 2018年度の分析へ向けて, 基本統計量を概観することである。

本研究では, ①子どもの出生時の諸属性, ②子どもの成長と親の社会的・経済的状況(socioeconomic status:SES)との関連性, ③親子や親どうしの interaction に着目し, 多重コレスポネンデンス分析(Multiple Correspondence Analysis; MCA)を用いて親と子どもの関わり方の質やしつけの質等に関する新たな変数を構築し, それと子どもの属性との関連性, ④子どもの健康と親の就労の関連性について概観する。

分析の結果, (1) H13と比較して H22での母親の就労率が高まる傾向にあること;(2)通院した病気やケガの数や肥満度等子どもの健康を示す変数と, 収入や学歴等, 親のSESとの間には統計学的に有意な相関があること;(3) MCAを用いて構築された親子のかかわり方の質と親のSES, また, 子どもの健康や成長の度合いとの間に有意な相関があること;(4)就学前の子どもが病気がちと悩んでいる家庭ほど母親の就労率が高いのに対して, 小学校入学以降では, その傾向が逆転する傾向にあること等がわかった。

本研究で概観された子どもの健康と親の就労状況に関する様々な基本統計量から, 2018年度では, 子どもの健康と親の労働生産性との関連性に関する更なる分析を進めることにする。

A. 研究目的

本研究の目的は, 2018年4月24日(承認番号:厚生労働省発政統0424第3号)によって提供を受けた, 21世紀出生児縦断調査(平成13年, 及び, 平成22年のコホート)のデー

タについて, 子どもの健康, 親の就労状況, 及び, 親子の関わり方との関連性に焦点を当て, 2018年度の分析へ向けて, 基本統計量を概観することである。

B. 研究方法

本研究では、21世紀出生児縦断調査平成13年、及び、平成22年のコホート)に基づき、①子どもの出生時の諸属性、②子どもの成長と親の社会的・経済的状況(socioeconomic status:SES)との関連性、③親子や親どうしのinteractionに着目し、多重コレスポネデンス分析を用いて親と子どもの関わり方の質やしつけの質等に関する新たな変数を構築し、それと子どもの属性との関連性、④子どもの健康と親の就労の関連性について概観する。

(倫理面への配慮)

厚生労働省による二次利用データを統計法第33条により申請し、許可を得て個票を分析した(承認番号:厚生労働省発政統0424第3号;承認日2018年4月24日)。提供された個票には個人を特定できる情報は含まれていない。

C. 研究結果

C-1 出生時の諸属性について

C-1-1 出生時体重

出生時の体重は、21世紀出生児縦断調査の平成13年(以下、H13)、及び、平成22年のコホート(以下、H22)で、おおよそ同じ分布をなしているが、若干、H22について左方向へ偏っている傾向が確認できる(図1参照)。両コホートにおける統計学的有意差の検定を行った結果、H13の出生児体重が若干重い傾向にあることがわかった(表1参照)。

世界保健機構(World Health Organization: WHO)や国際連合(United Nations: UN)によれば、2,500g未満の出生児を「低体重児」、1,500g未満の出生児を「超低体重児」と定義されている。本研究が用いたデータでは、2,500gを下回る出生は全体の約8%、1,500g

を下回る出生は1%未満であった(図1参照)。

C-1-2 妊娠期間

図2から、妊娠日数については、H13とH22の両コホートでほとんど差はない。図2における垂直な破線は、新生児特定集中治療室(Neonatal Intensive Care Unit: NICU)での保育が必要とされる36週の閾値を示した線である。両コホートにおける統計学的有意差の検定を行った結果、H13の方がH22に比較すると有意に妊娠日数が長い傾向にはあったが、両差の差は1日にも満たないものであった(表2参照)。

C-1-3 親の就労の変化

図3は、子どもが誕生する前後における親の就労状況の変化を示した図である。図3から、出産を機に、母親の就労率が下がる傾向にあることが確認できる。H13とH22を比較すると、H22のコホートの方が出産前後の母親の就労率が高く、かつ、出産後の就労率の減少幅が小さい傾向にある。尚、ここでは、就労状況について、「その他」や「不詳」は欠損として扱い、「学生」は就労していないものとして処理した。

C-2 子どもの成長と親の属性

以下では、子どもの成長過程における様々な属性について、その基本統計量を概観する。まず、子どもの健康状態、肥満度等に関する分布を観察し、次に、そうした子どもの属性と親の収入や学歴等の社会的・経済的状況(socioeconomic status:SES)との相関について確認する。

C-2-1 子どもの健康状態

① 通院した病気やケガの数

①-1 就学前

図4は、就学前の各回調査において、「子どもが一年間のうちに通院した病気やけが」の質問項目から、該当するものを全て足し合わせた数の分布を回調査ごとに示している図である。就学前における通院した病気の数、約2~3を平均としてほぼ左右に均等に分布していることがわかる。1年間で、5つ以上の病気やけがをする子どもは極少数であった。

①-1 就学後(小学生期)

図5は、前節同様、就学後の小学校期における分布を示している。分布の構造は就学前とあまり変化ないが、就学前の分布と比べ、平均が若干左方向へ偏る傾向にあることから、成長とともに通院の回数も減少することが見て取れる。

② 子どもが病気がちという親の悩み

図6において、横軸(x)軸の1行目にある{1,2}はそれぞれ「H13 コホート」と「H22 コホート」を示している。また、2行目の{1,2,...,15}は、調査回数を表す。H22 コホートについては、第7回以降の調査は未実施のため、ここでは「欠落」として処理した。図6を見ると、H13とH22両者のコホートにおいて、第2回調査(子どもが1歳6カ月)で、子どもが病気がちという親の悩みがピークを迎え、その後、減少する傾向にあることが見て取れる。

C-2-2 子どもの肥満

次に、子どもの成長に伴う体型に関する指数についてみてみよう。

① カウプ指数

図7-図9は、第2回から第6回調査までの就学前のサンプルを用いてカウプ指数の分布を示している。まず、図7は、H13のコホー

トを用いて作成した図、図8はH22のコホートを用いて作成した図、そして、ヒストグラムからカーネル密度分布を導出し、H13とH22の分布の統計学的有意差を検証したのが図9である。図9を見ると、両者の分布はほぼ重複しており、両者のサンプルにおける体型(肥満度)の有意差は観測されないことがわかる。カウプ指数については、15-18が「標準的」な体型とされているが、本データのサンプルも当該標準値を中心に左右対称的な分布になっていることがわかる。

② ローレル指数

第7回以降の就学期については、コホートをH13に限定してローレル指数を算出し、分布を描き出した(図10参照)。ローレル指数については、約130前後で「標準」とみなされており、全ての調査回において、標準体型を中心に左右に正規分布の形状であることがわかる。

C-2-3 子どもの肥満と親の属性

① 子どもの肥満と母親の学歴

図11は、調査回ごとに子どものBody Mass Index(BMI)を標準化し、それらの平均を母親の学歴ごとにプロットした図である。ここでは、H13コホートのみを分析対象としている。点線で示されている区間は各グループの95%信頼区間を示している。図11から、母親の学歴と子どもの肥満には明らかな相関があることが見て取れる。特に、母親が中卒である場合、他のグループとは大きく傾向が異なり、年齢が上がるごとに、子どもの肥満度が高まる傾向にあることがわかる。一方、親が短大卒や大卒の場合、BMIは有意に平均値を下回る。学歴については、学歴について尋ねた第2回調査時で、有効回答が得られたサンプル

に限定しており、第2回以降に学歴が変わった場合は考慮に入れていない。また、就労状況についての質問項目に、「学生」と回答した母親の割合は全体の0.2%程度で、結果に影響を及ぼすとは考えにくい。図12は、H22コホートに対する同様の分析結果を示しているが、就学前では、H13コホートとの大きな差は見られない。

② 子どもの肥満と父親の学歴

母親と同様の分析を父親に対して行ったのが図13である。図13を見ると、母親ほど明確な相関は見られないものの、父親の学歴と子どものBMIにも負の相関が見て取れる。特に、中卒と大卒では、第8回以降の調査において95%信頼区間の重複は見られない。短大卒の信頼区間が極めて広いことが、これは短大を卒業した男性の数が極めて少数であるためであろう。母親と父親の学歴に関する集計表については、表3を参照のこと。H22コホートの分析結果については、図12で観察された傾向とほぼ同じであったため、割愛する。

③ 子どもの肥満と家庭の収入

子どもの肥満と家庭の収入との関連性を、時系列で観察したのが図14である。図14によると、収入の低い家庭ほど子どものBMIが高い傾向にあることから、家庭の収入と子どもの肥満に負の相関があることが見て取れる。ここで留意すべき点は、家庭の収入が多いほど子どもの肥満度は低いという相関については、家庭の収入が多い家庭ほど母親の就労確率が高い可能性があるということである。親が共働きであれば、そうでない家庭と比較して、親が子どもの面倒を見る時間が減少し、結果として、間食の摂取等、子どもの食生活

が乱れ、肥満が増えるという経路も考えられなくはない。そこで、母親の就労の有無と子どもの肥満度についての関連性を次に見てみることにする。

④ 子どもの肥満と母親の労働

図15からも明らかなように、H13を対象とした分析では、母親が就労している家庭ほど、子どものBMIが高い傾向にあることがわかる。こうした傾向は全ての調査期間を通じて観察される、特に就学前において顕著な差があることがわかった。以上のことから、子どもの肥満は、親の様々な属性と密接に関わっていることが推察される。

C-2-4 子どもの成長度合い

① 2歳6カ月時点での子ども成長の度合いと母親の学歴

図16は、2歳6カ月時点での子どもの成長の度合いと母親の学歴との相関を示している。統計学的に有意な相関は観察出来ないが、歯磨きの習慣については、母親の学歴が高いほど身につけている傾向が若干みられる。ここでは、専門学校卒と大学院卒については少数であるため除外している。表3では、さらに{高卒以下、短大卒以上}に分けて、統計学的な有意差に対するt検定を行った。結果、いくつかの成長の度合いについて統計学的な有意差が観察された。

② 2歳6カ月時点での子ども成長の度合いと父親の学歴

図17は、2歳6カ月時点での子どもの成長の度合いと父親の学歴の相関を示している。母親と同様、父親の学歴についても顕著な差は見られなかった。{高卒以下、短大卒以上}に大きく分けて分析を行った表5でも

学歴別に統計学的な有意差は全く観察されなかった。

③ 2歳6カ月時点での子ども成長の度合いと家族の収入

図 18 は、家庭の収入に関しても、2歳6カ月時点での子どもの成長に顕著な差は見られない。

④ 2歳6カ月時点での子ども成長の度合いと母親の就労

図 19 は、2歳6カ月時点での子ども成長の度合いと母親の就労との関連性を示している。「自分の名前が言える」、「昼間はおむつが取れた」、「衣服の着脱を一人でできる」の3点に関して差が観察された。さらに、母親の就労の有無別に統計学的な有意差を検定(t検定)した表 5 によれば、子どもの成長の度合いを示す全項目で有意差が観測された。子どもの成長及び発育と母親の就労の間には、密接な関係があることが推察される。

C-3 親と子どもの関わり方及び親どうしの関わり方

C-3-1 しつけ

①しつけの質

ここでは、第4回調査(子どもが3歳6カ月時点)における、「子どもが悪いことをした時の対応」を、親のしつけの方針を表す代理変数と見なし、分析を行うことにする。具体的には、多重コレスポネンダ分析(Multiple Correspondence Analysis; MCA)を活用し、回答から「親のしつけの質」を示す変数を構築した。MCAの結果は、図 20 に示されており、より詳細には、表 6 を参照のこと。例えば、表 6 において、「押し入れ等に関じ込める」ことを「よくする」場合、親のしつけの質を示す点数

は大きく低下する(-7.228)ことを示している。一方、「理由を説明しない」や「お尻を叩く」等の対応を「全くしない」と回答した場合、親のしつけの質を示す点数が高まる(1.523, 1.279)ことを表している。尚、表 6 の数値は、図 20 における各変数の x 座標を表している。

② しつけの質と学歴

①で構築した「しつけの質」に関する点数が、回答者(母、父)の学歴によってどう変わるかを見てみることにする。学歴については、第2回調査での回答を用いている。図 21 と図 22 はそれぞれ、母親と父親の学歴ごとの点数の分布差を表している。図 21 と図 22 にみられるように、しつけの質は、学歴に応じて、分布が明確に異なる傾向にあることがわかる。父母いずれの場合でも、学歴が高いほうが「しつけの質」が高くなる傾向にある。

③ しつけの質と子どもの健康

次に、しつけの質と子どもの客観的な健康状態(今回は通院した病気やけがの数で計測)との相関について考察を加える(図 23 参照)。図 23 を見る限りでは、親のしつけの質が上がる子ども健康に対して若干プラスの影響(通院する病気やけがの数の減少)がみられるが、それほど顕著なものではない。これは、子どもを病院に連れて行くという行為が親の選択に依存しているためであると思われる。しつけの質が低い親ほど子どもをあまり病院に連れて行かないといった傾向がある場合、通院した病気やけがの数は、子どもの健康を示すバロメータとしてやや不完全であることに留意されたい。

C-3-2 親の接し方

親の接し方の指標として、第6回調査(子ども

もが5歳6カ月時点)において「(父母が)お子さんとどのように接しますか」という質問に対する回答を用いて、前段と同様のMCAを用いて、「親の子どもとの関わり方の質」を示す新たな変数を構築した。MCAの結果は、図24(母親)と図25(父親)に示されている。また、MCAの詳細な表に関しては表7(母親)と表8(父親)がそれぞれ対応している。

MCAの結果を見ると、母親が「トランプやおもちゃ」、「体を動かす」遊びを子どもと「よくする」という回答している場合は、子どもとの関わり方の質が大きく改善され、父親の場合「読み聞かせ」を「よくする」と回答すると子どもとの関わり方の質が改善されることが見て取れる。また、「ほめる」に関しては、父親・母親とも、子どもとの関わり方の質において重要な要素であることがわかる。

図26は、母親と父親の子どもとの関わり方のMCA得点の散布図を示した図である。散布図からは、母親と父親の子どもとの関わり方の質には正の相関があることがわかる。すなわち、母親が子どもと良質な関わりを持っているほど父親の関わりも良質になる傾向にある、ということがわかる。おそらくこれは、両者が補完的な関係にあり、「父親が子どもと積極的に関わらない分、母親が関わる」といった代替的な関係は観察されなかった。

C-4 子どもの健康と親の就労

最後に、親の労働供給と子どもの健康の関連性に焦点を当てる。

C-4-1 親の労働供給

図27は、H13コホートを対象として、調査回を追うごとの母親と父親の就労率の95%信頼区間をプロットした図である。調査の初期の頃(就学期前の子ども)では、母親の就労率は低い、子どもの成長に伴い就労率が高まる

傾向にあり、最終的には8割程度まで伸びていることがわかる。

図28は、H22コホートを対象として同様の図を描いたものである。両者のトレンドはそれほど変わらないが、H13コホートの第6回調査までの母親の就労率は、H22コホートの就労率を下回る傾向にあることに注目されたい。

C-4-2 子どもの健康と母親の労働供給

子どもが不健康だったり、虚弱だったりすると、母親は子どもの面倒を見るために就労を控える可能性がある。あるいは、その逆に医療費を支払うために就労するかもしれない。

①「子どもが病気がち」であることと母親の就労との関連性

ここでは、毎回の調査で質問されている「子育て、子どもについての悩み」の中の「子どもが病気がち」という選択肢について、「該当あり」と回答したグループと「該当なし」と回答したグループに分けて、分析を行った。図29と図30はそれぞれ、H13とH22のコホートを対象として、調査回を追うごとの母親と父親の就労率の95%信頼区間をプロットした図である。

図29をみると、H13コホートでは、就学前期において、「子どもが病気がち」と悩んでいる家庭ほど母親の就労率が高いのに対して、小学校入学以降(第6-7回調査時以降)では、その傾向が逆になることがわかる。H22コホートにおいても同様の傾向がみられ、第5回調査を境に、H13コホート同様の逆転現象が観測される。

② 子どもの通院した病気やけがの数と母親の就労

図31は、子どもの通院した病気やけがの数と母親の就労率の相関を描いた図である。図

31 から明らかなように、第 2-5 回までは通院した病気の数が増えるほど母親の就労率の期待値が上昇傾向にあることがわかる。他方、図 32 から、子どもが小学校入学後は、通院した病気の数が増えるほど母親の就労率の期待値は低下している。こうした逆転現象は、前段の①で観察された傾向と類似している。

C-4-3 親の就労と子どもとの関わり方

前段で構築した、親と子どもとの関わり方の質に対する MCA 得点と働いている親の帰宅時間の関係について分析を行う。図 33 は、母親の帰宅時間と子どもとの関わり方の質を、図 34 は父親の帰宅時間と子どもとの関わり方の質との相関をそれぞれ表している。いずれも、帰宅時間が遅い(深夜)と、子どもとの関わりが希薄になっていることがわかる。また、母親の MCA 点数が帰宅時間にかかわらずマイナスで推移しているが、これは働いていない母親の方が関わりが密である可能性を示唆している。

D. 考察/E. 結論

分析の結果、(1) H13 と比較して H22 での母親の就労率が高まる傾向にあること;(2)通院した病気やケガの数や肥満度等子どもの健康を示す変数と、収入や学歴等、親の SES との間には統計学的に有意な相関があること;(3) MCA を用いて構築された親子のかかわり方の質と親の SES, また、子どもの健康や成長の度合いとの間に有意な相関があること;(4)就学前の子どもが病気がちと悩んでいる家庭ほど母親の就労率が高いのに対して、小学校入学以降では、その傾向が逆転する傾向にあること等がわかった。主に、米国を中心とした先行研究で明らかにされてきたように、本研究が概観した一連の結果は、子どもの健康

に関するアウトカムと親の SES の間には何らかの関係があるということを示唆している。

本研究で概観された子どもの健康と親の就労状況に関する様々な基本統計量から、2018 年度では、子どもの健康と親の労働生産性との関連性に関する更なる分析を進めることにする。

F. 健康危険情報

特に無し。

G. 研究発表

1. 論文発表

特に無し。

2. 学会発表

特に無し。

H. 知的財産権の出願・登録状況(予定を含む)

1. 特許取得

特に無し。

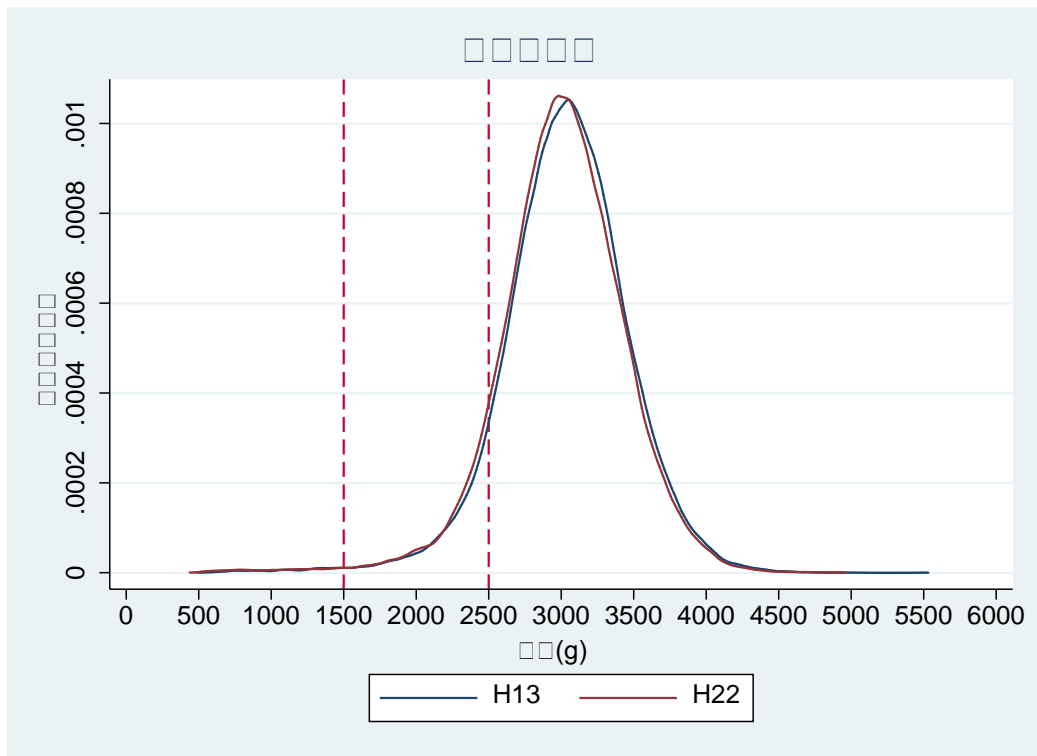
2. 実用新案登録

特に無し。

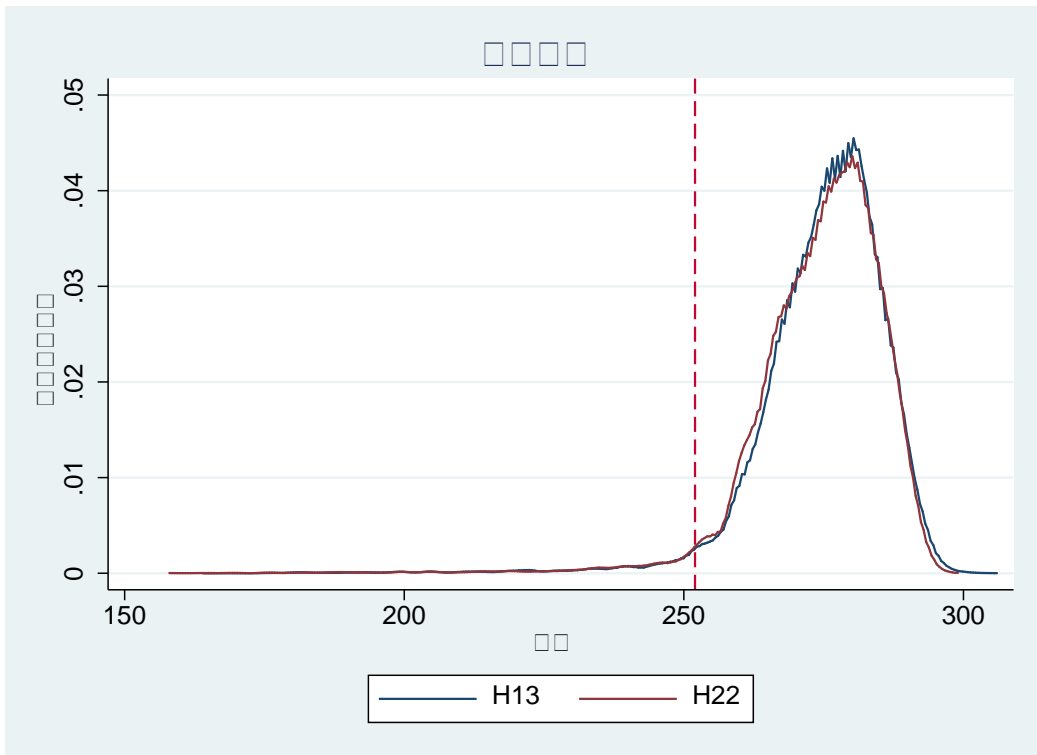
3. その他

特に無し。

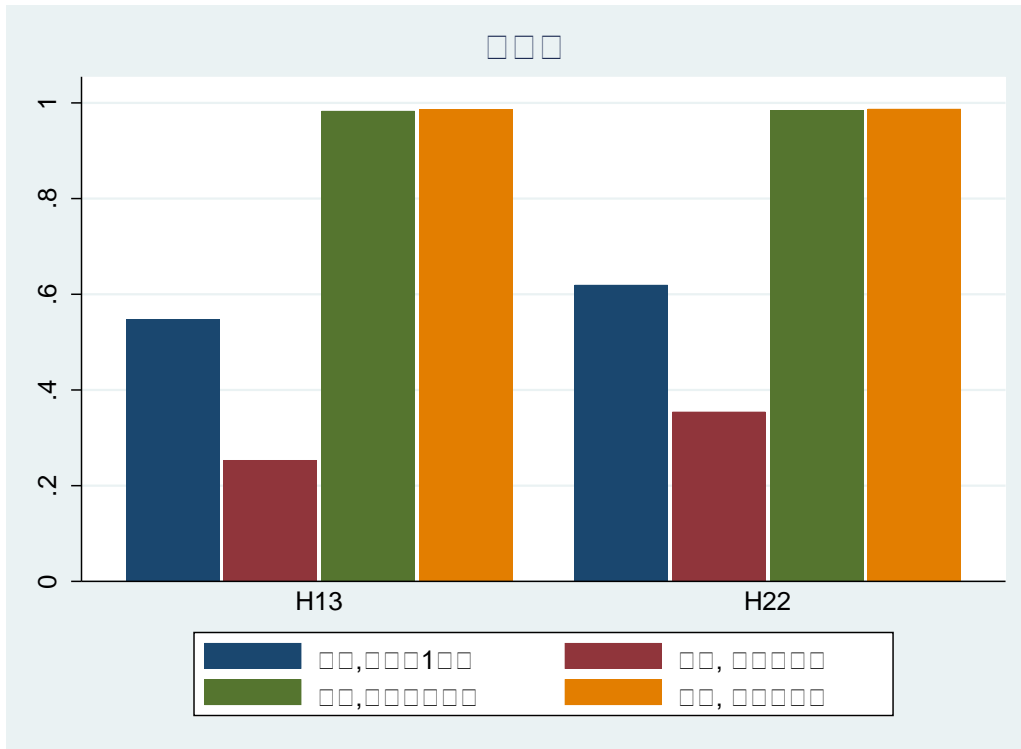
[圖 1]



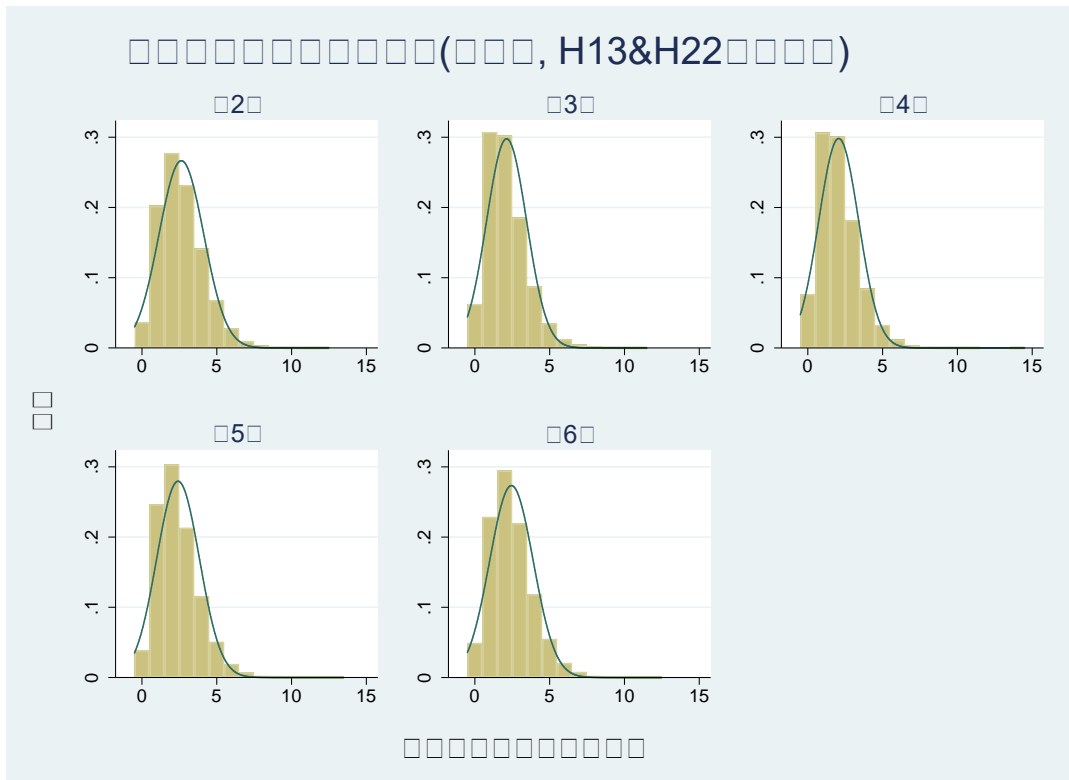
[圖 2]



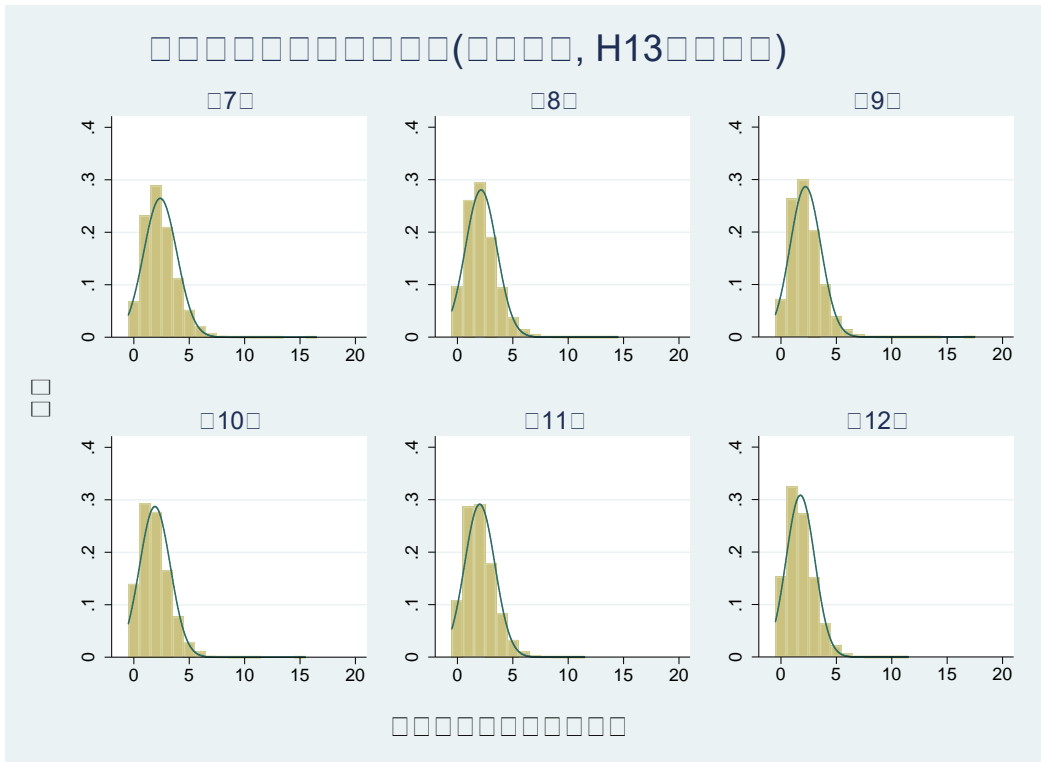
[图 3]



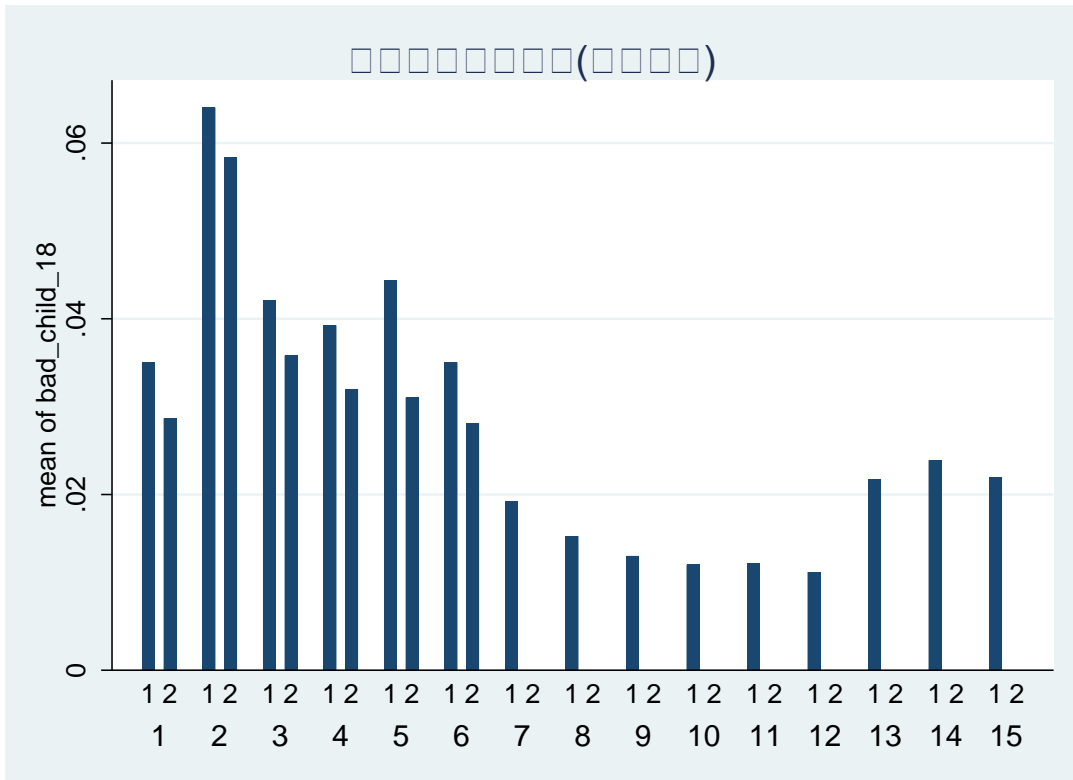
[图 4]



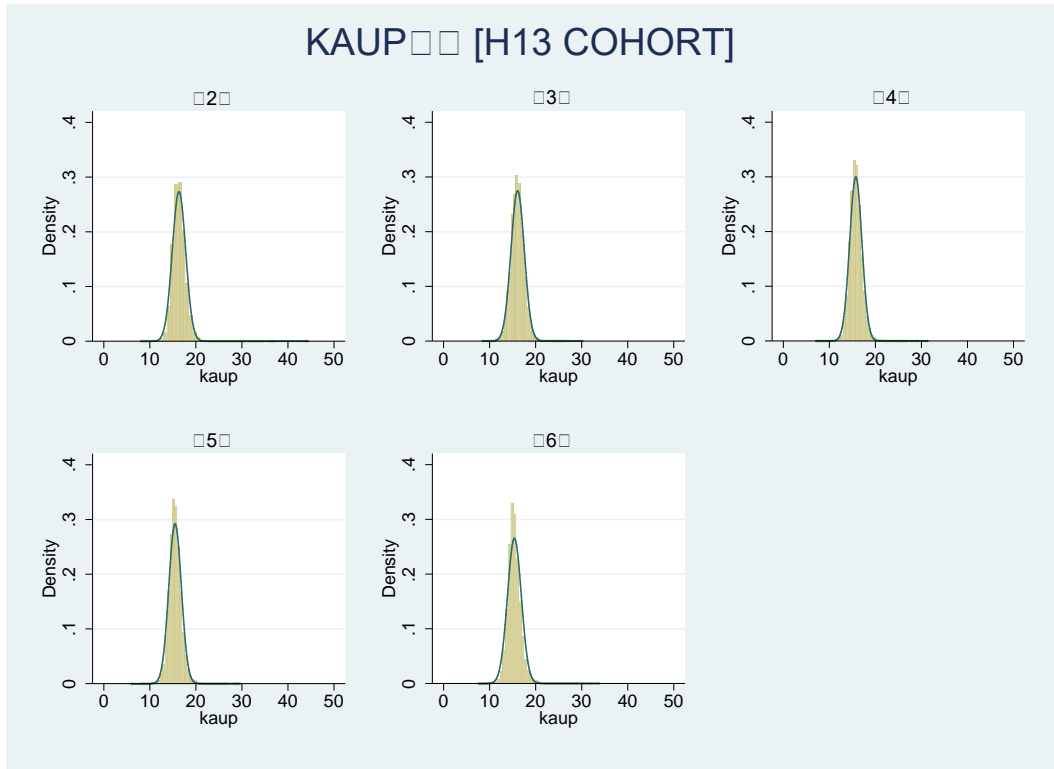
[图 5]



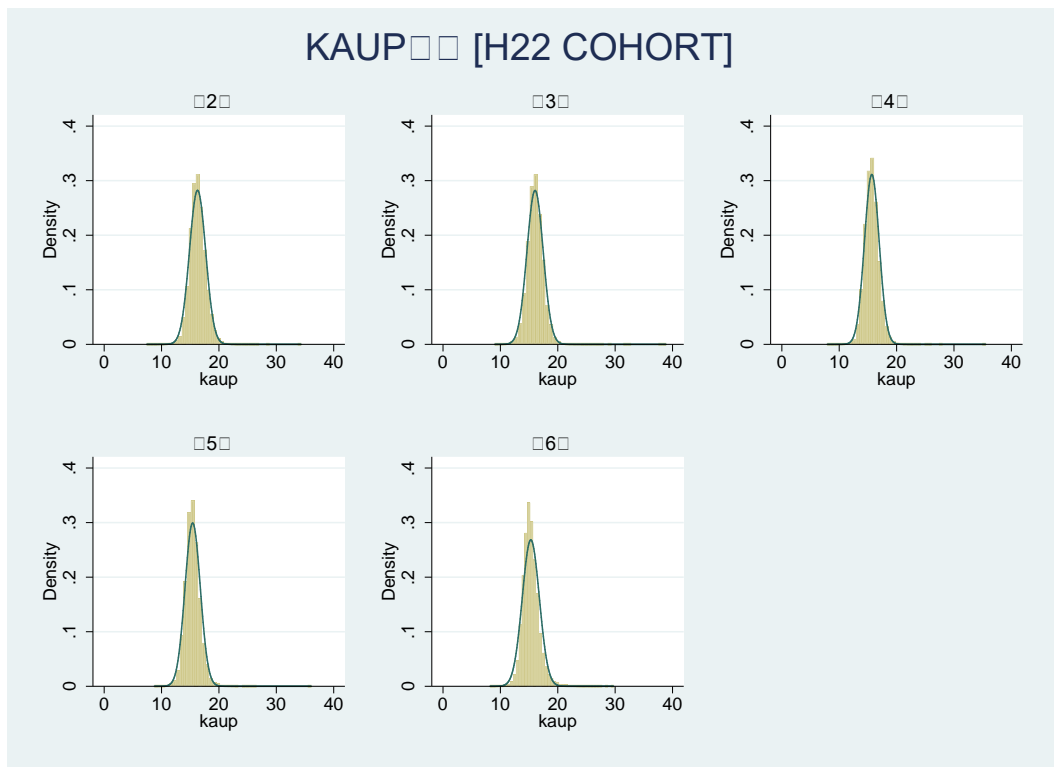
[图 6]



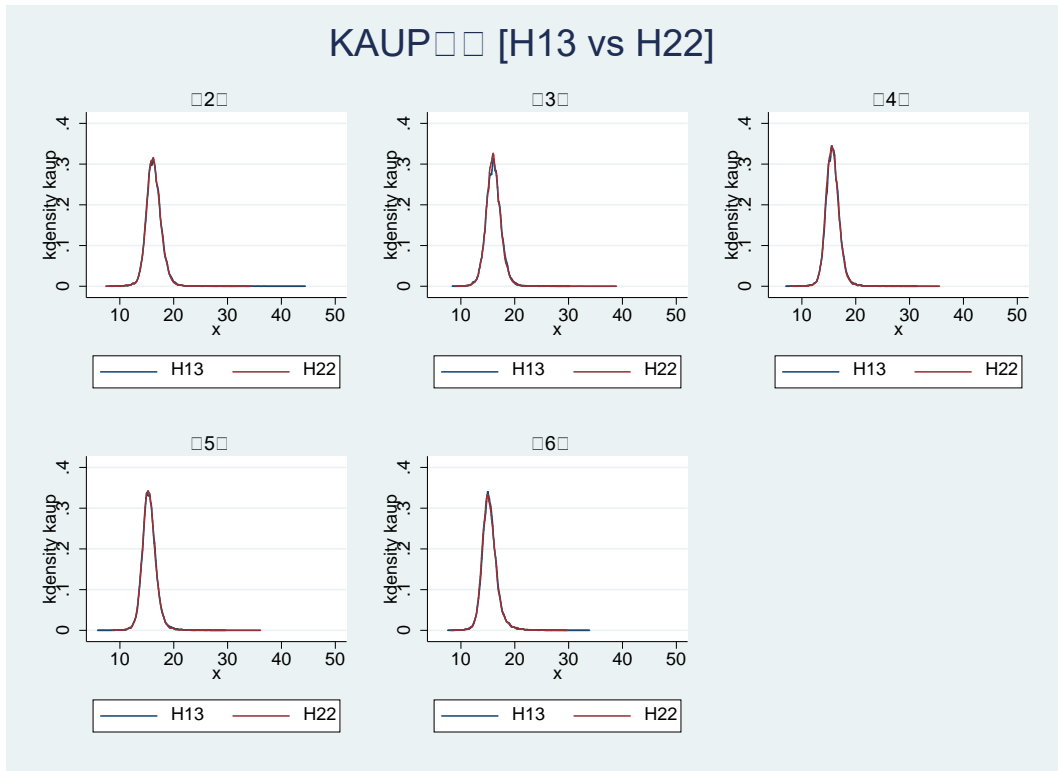
[圖 7]



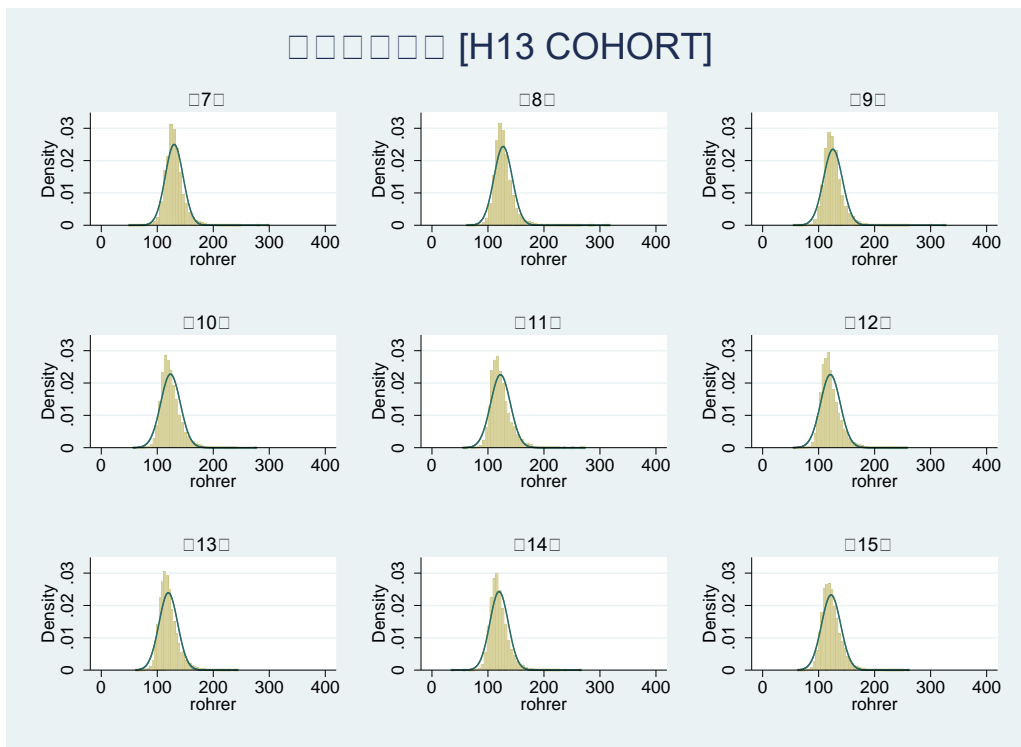
[圖 8]



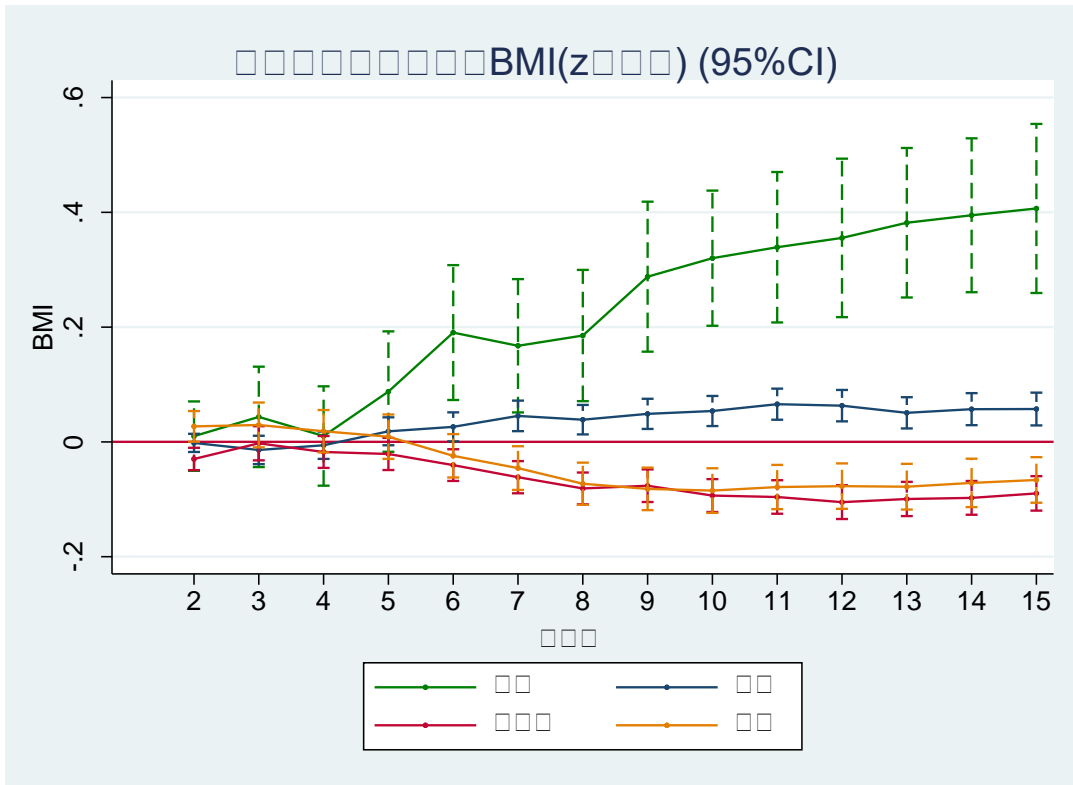
[图 9]



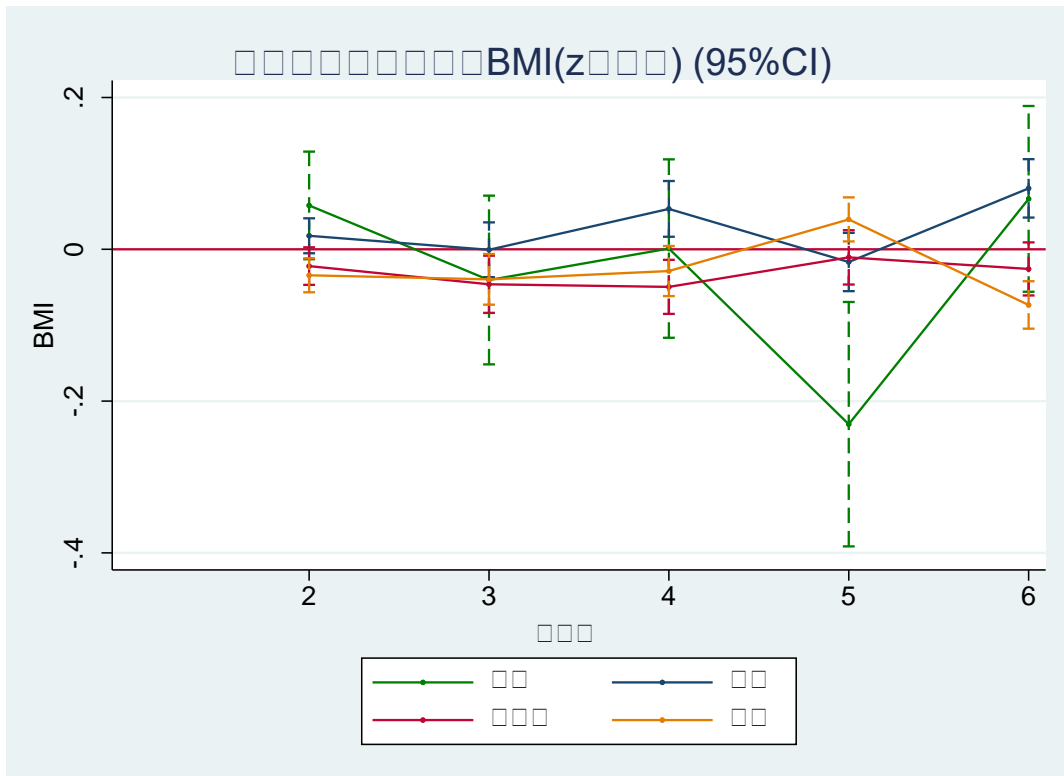
[图 10]



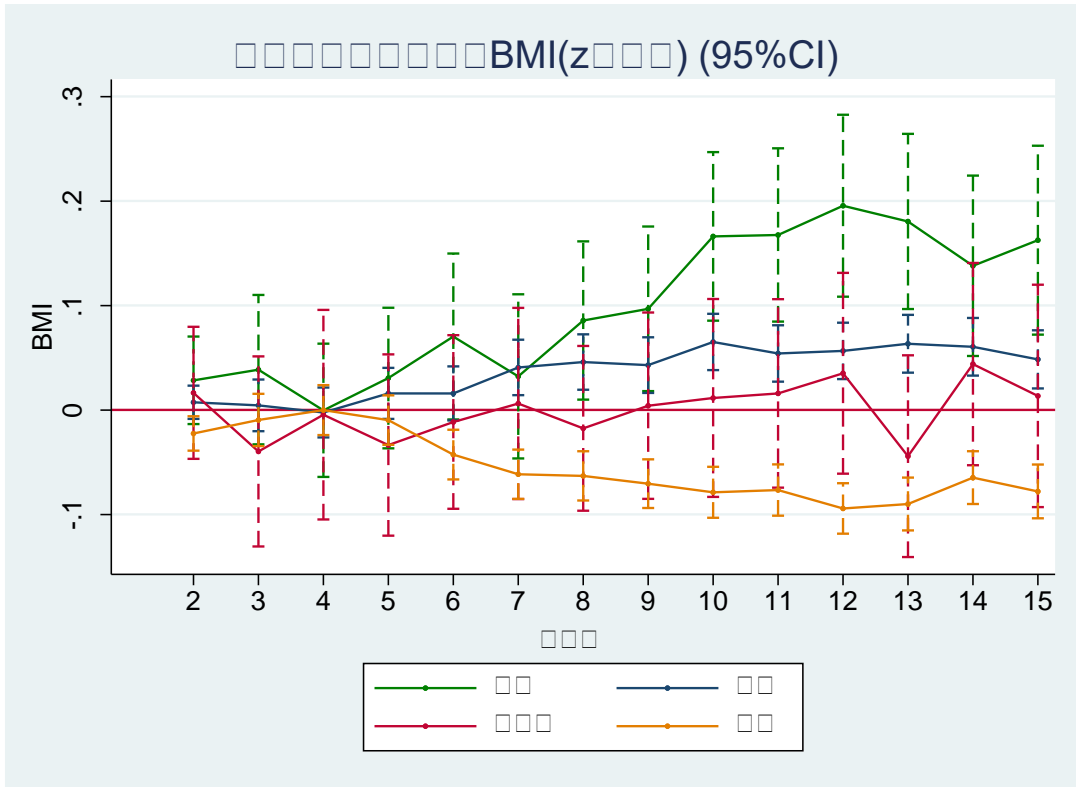
[图 11]



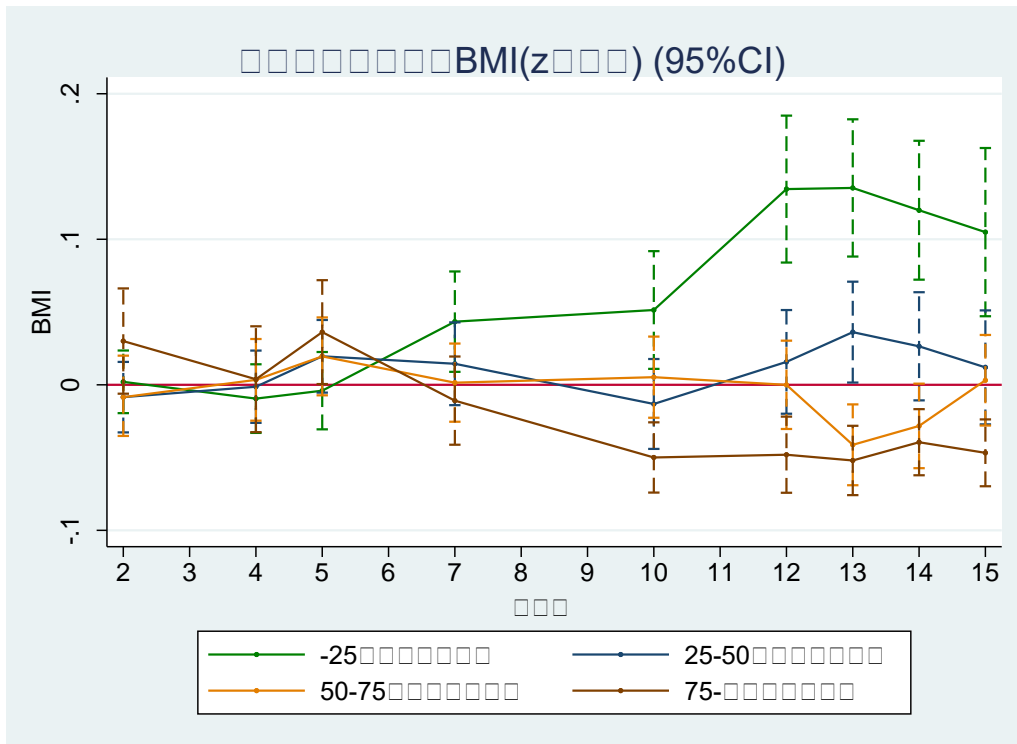
[图 12]



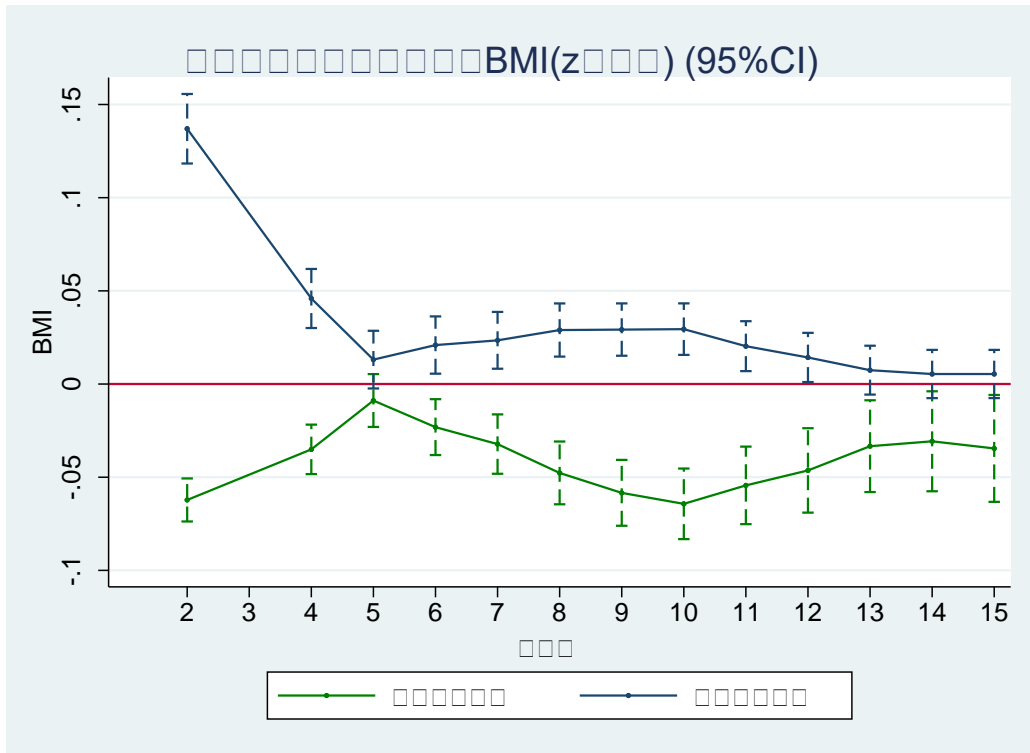
[图 13]



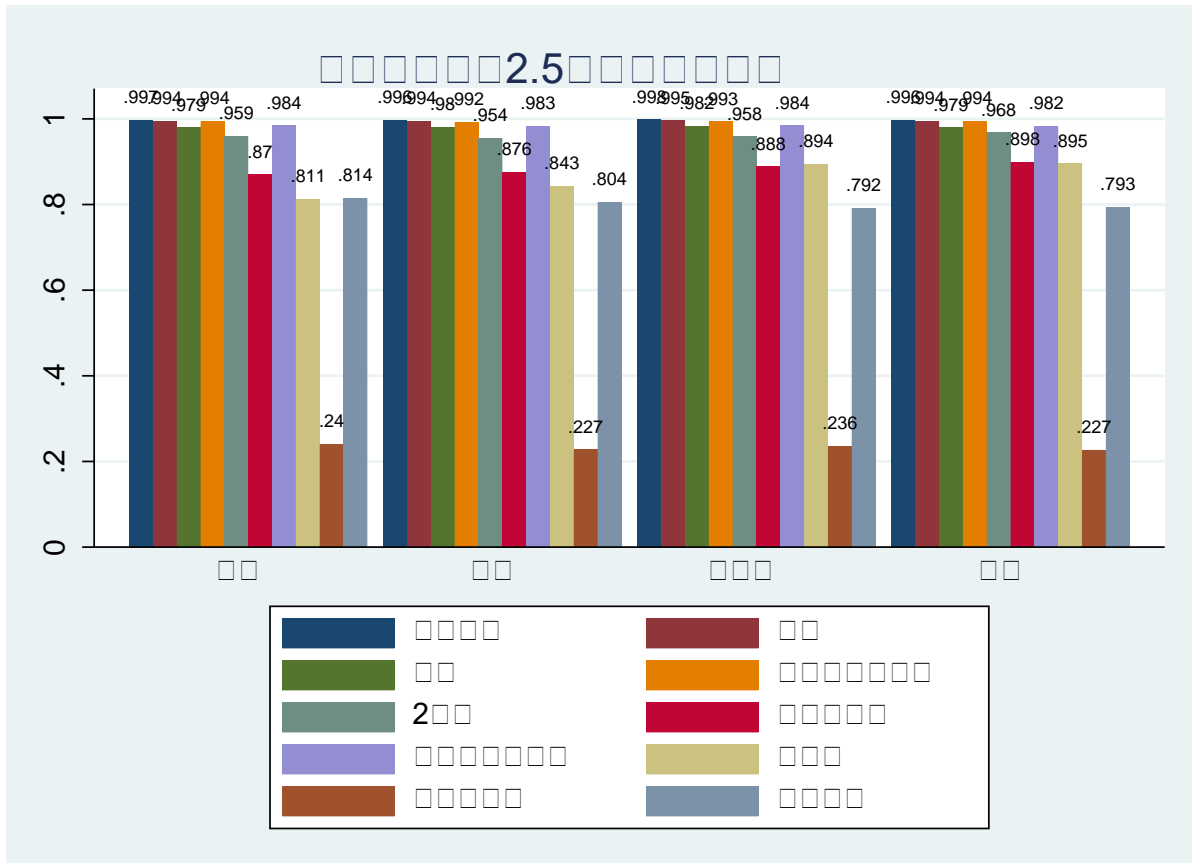
[图 14]



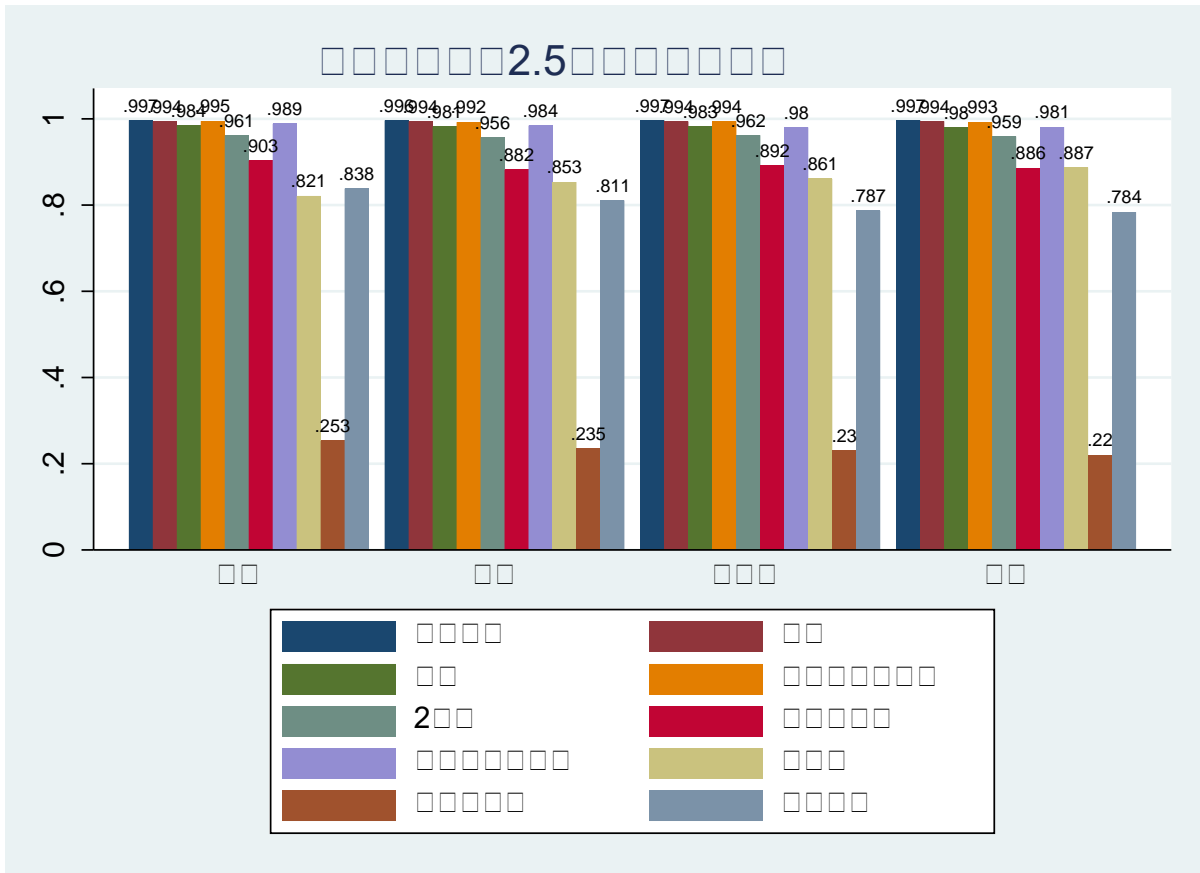
[圖 15]



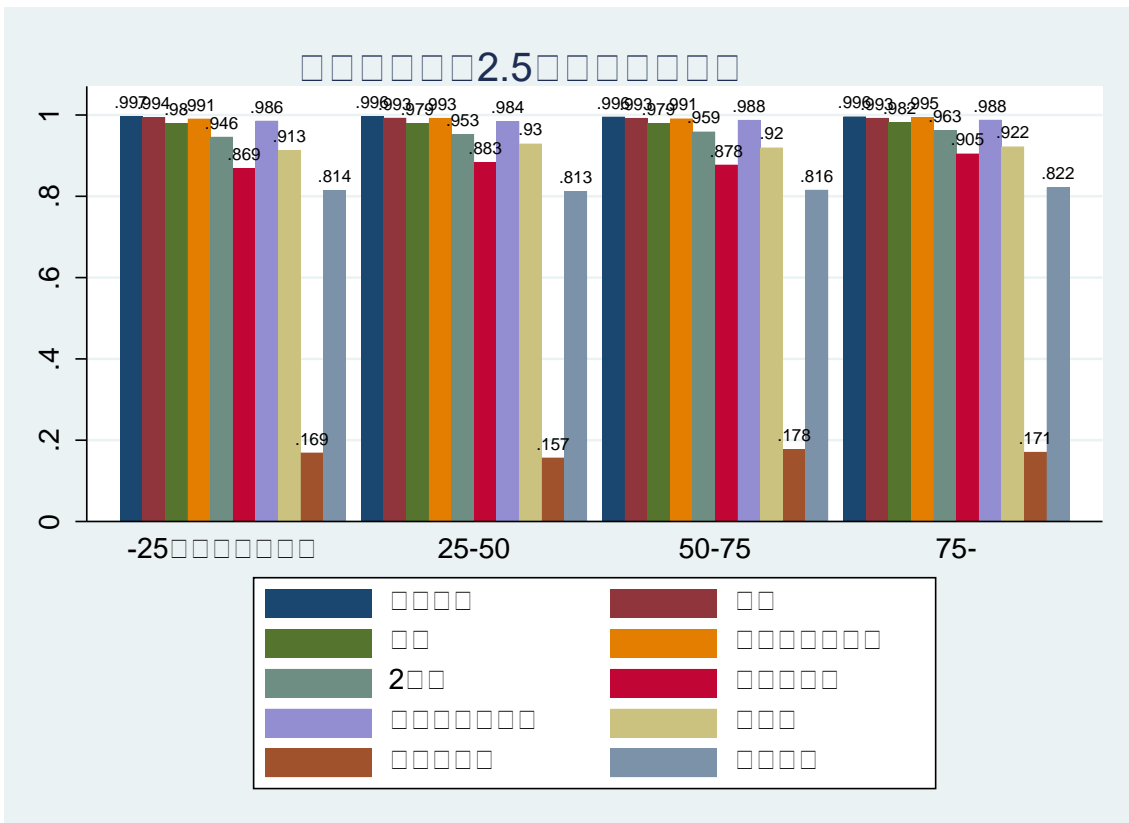
[圖 16]



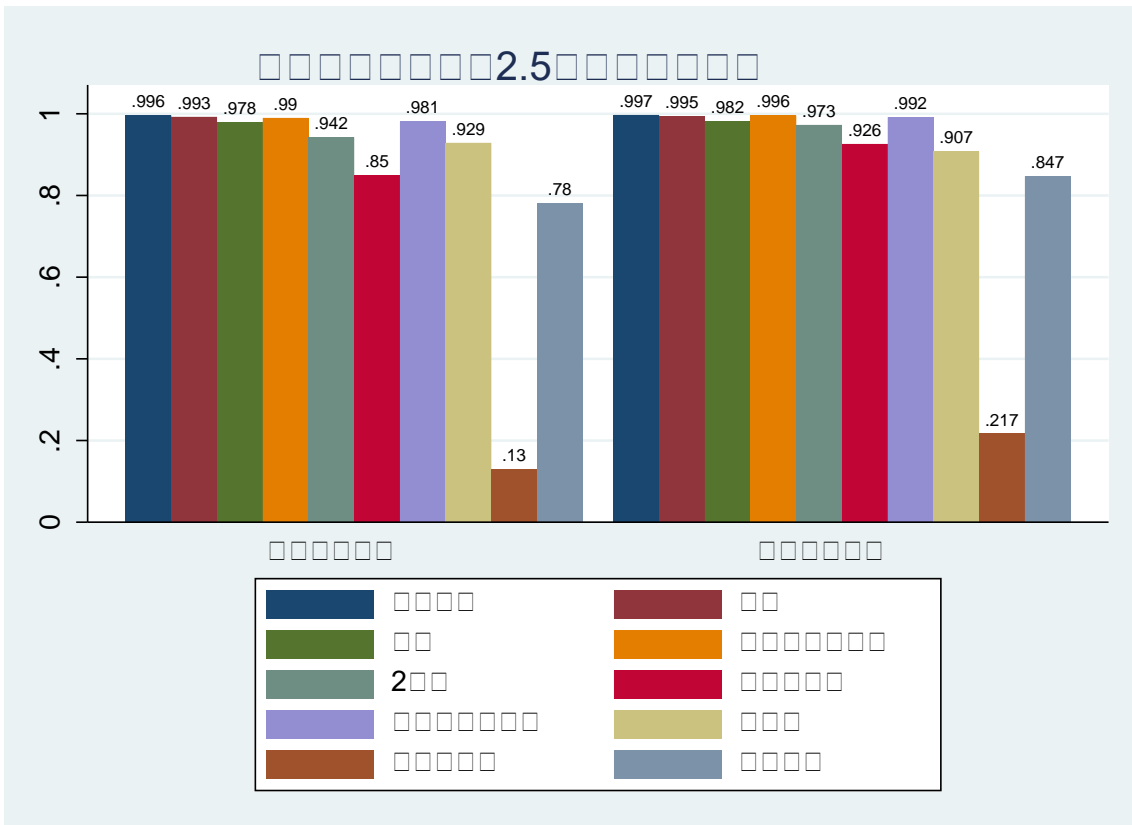
[圖 17]



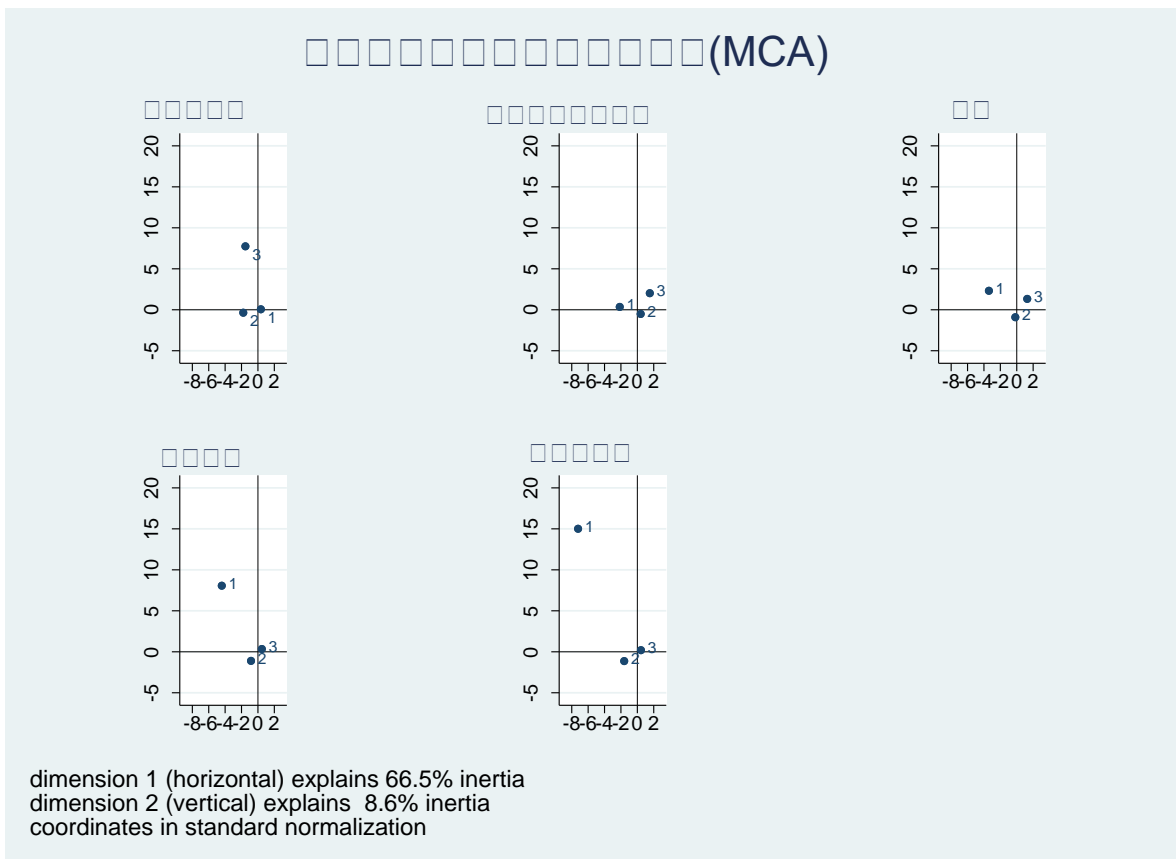
[圖 18]



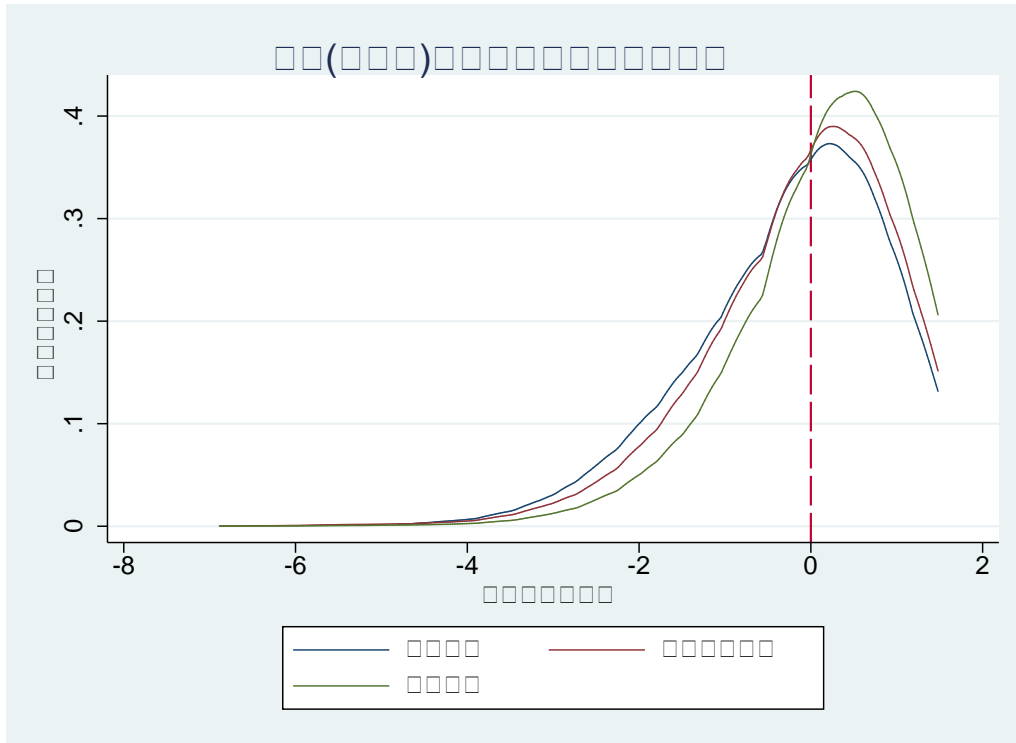
[圖 19]



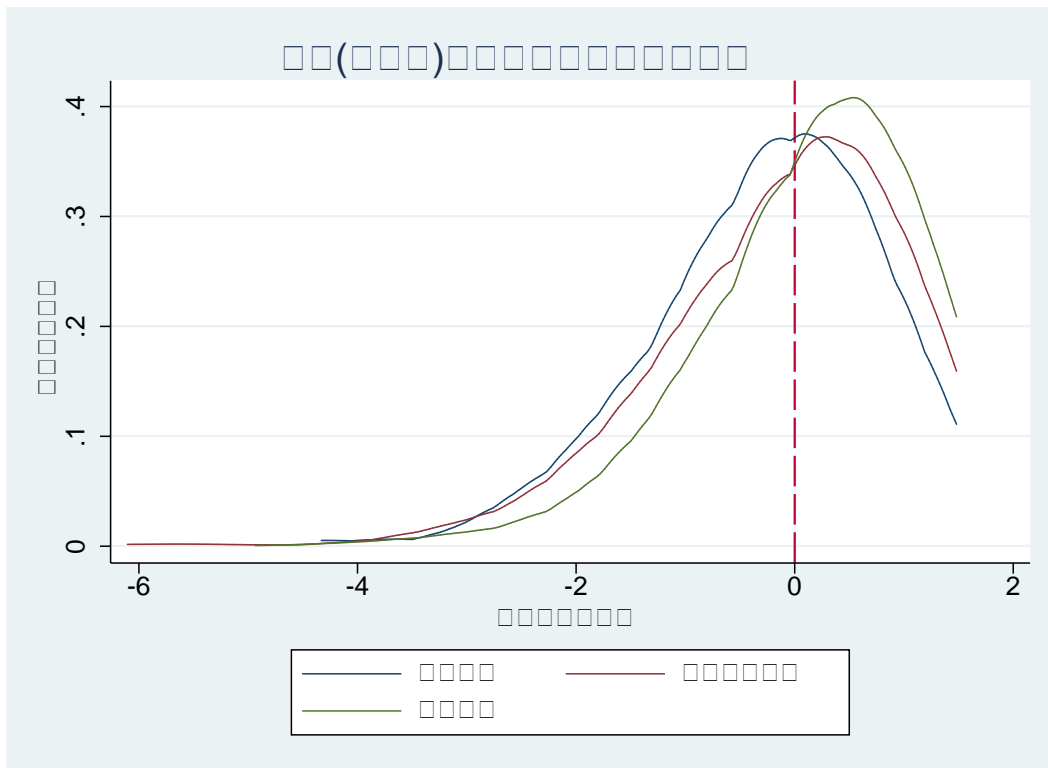
[圖 20]



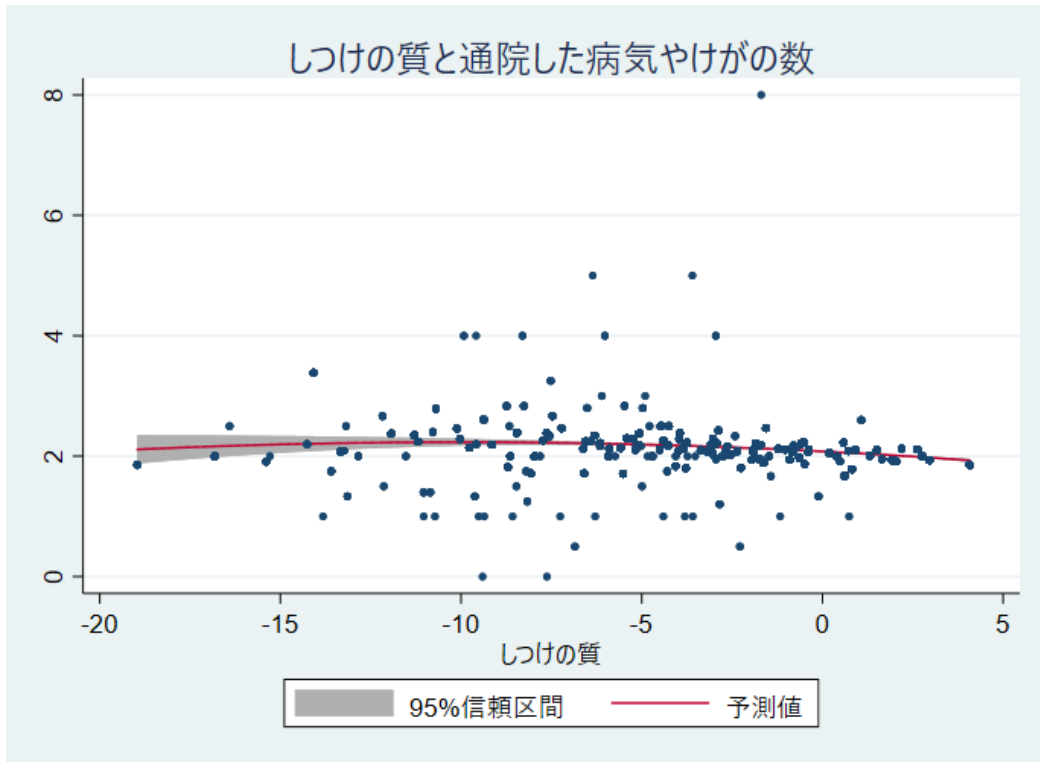
[图 21]



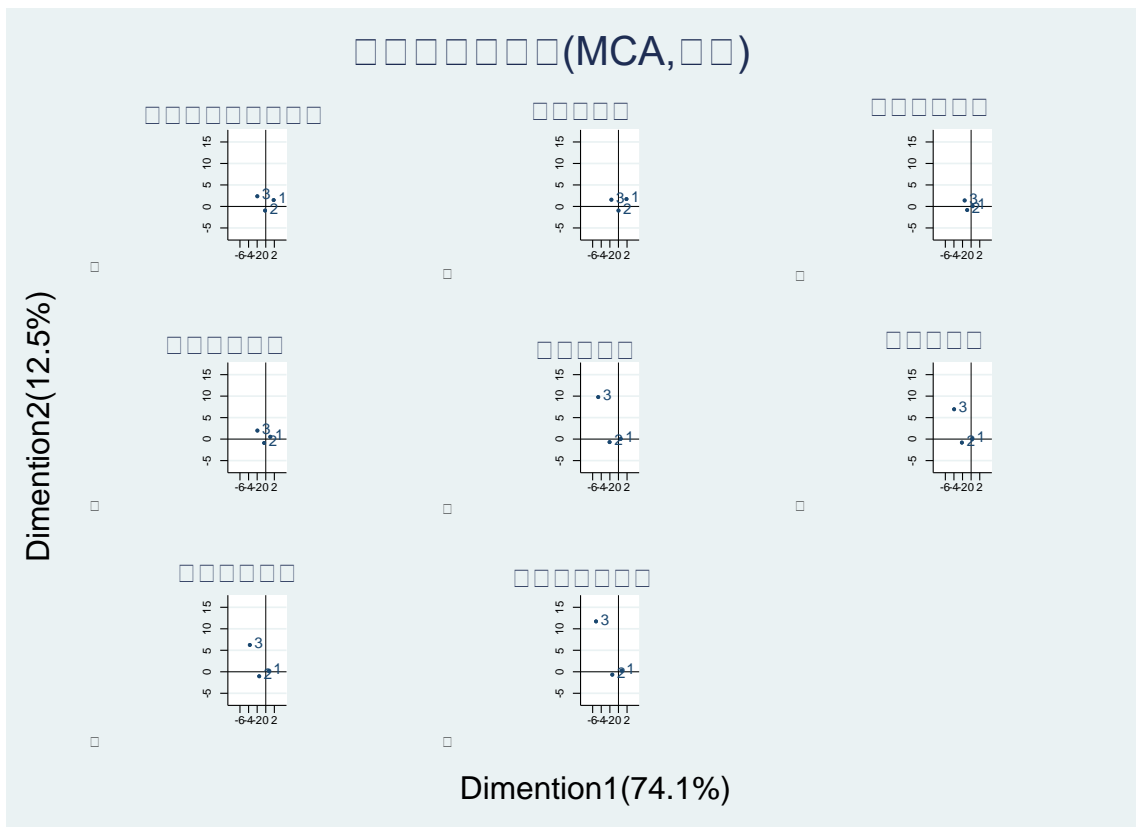
[图 22]



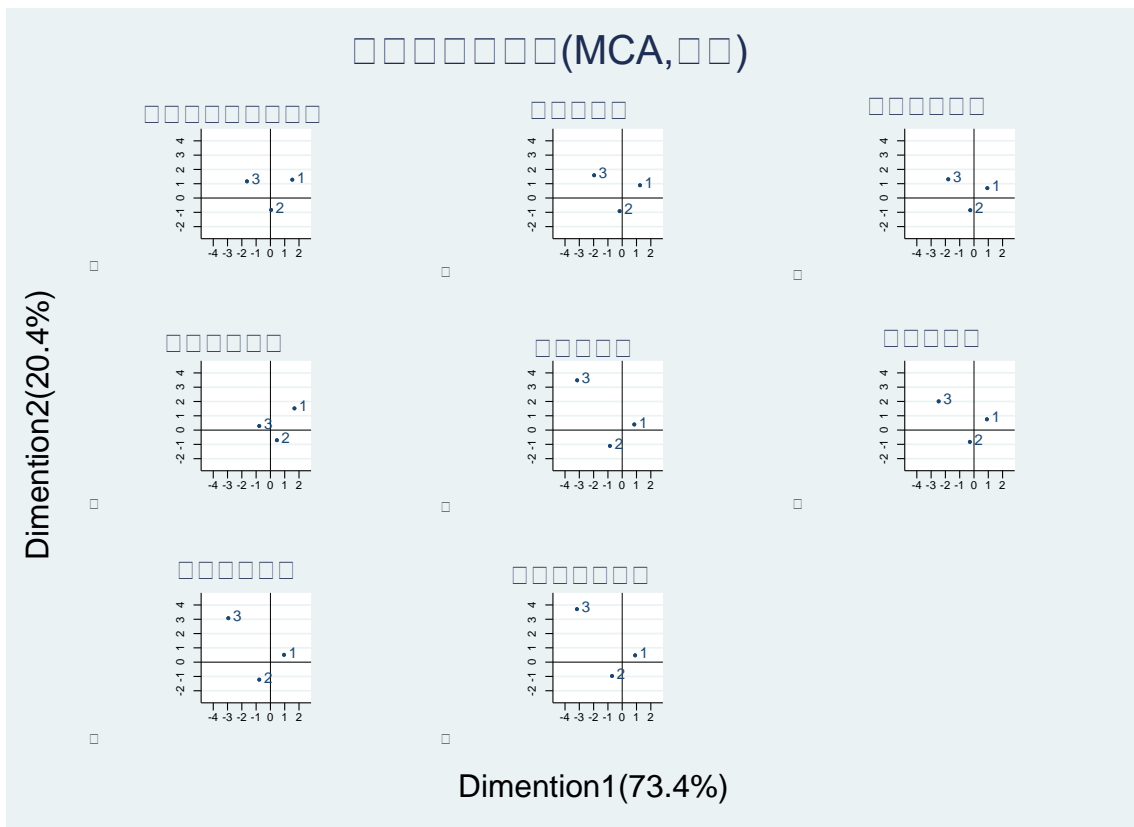
[図 23]



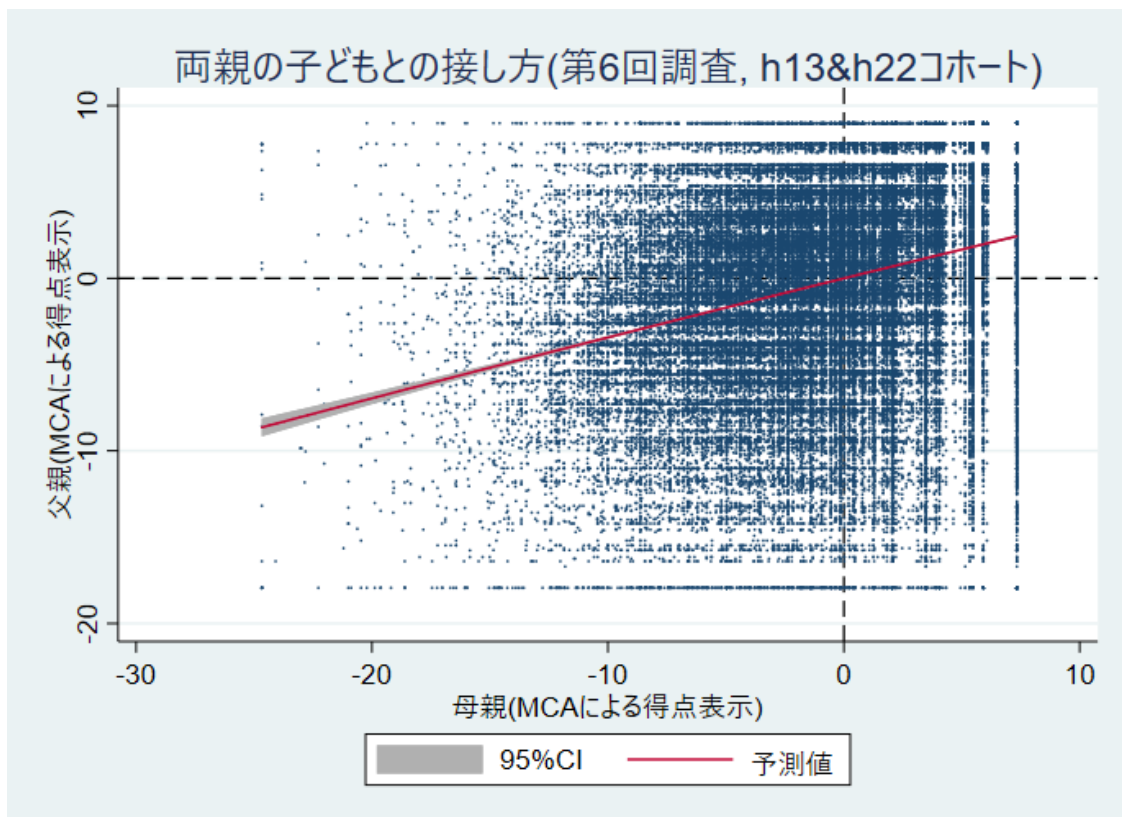
[図 24]



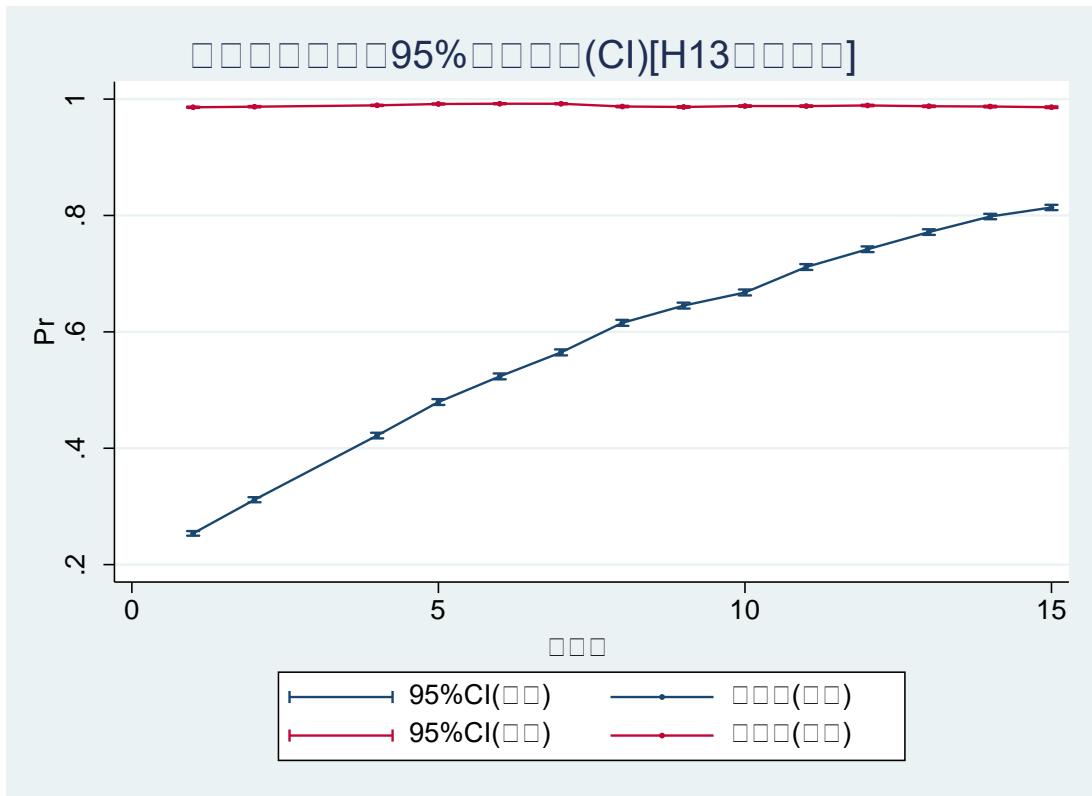
[図 25]



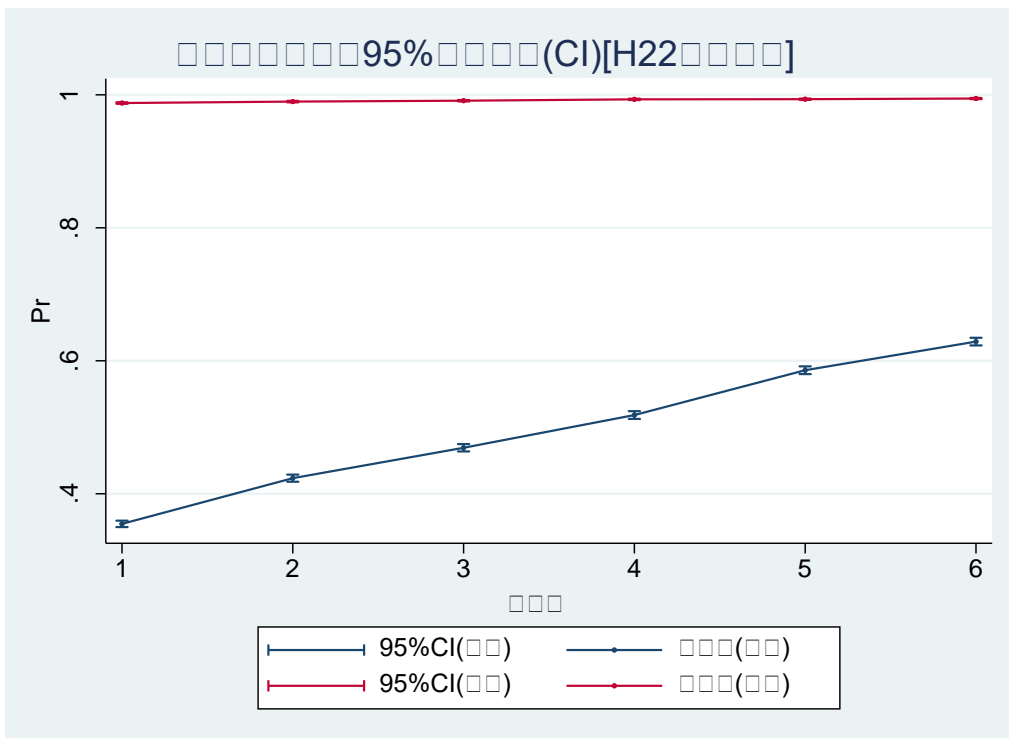
[図 26]



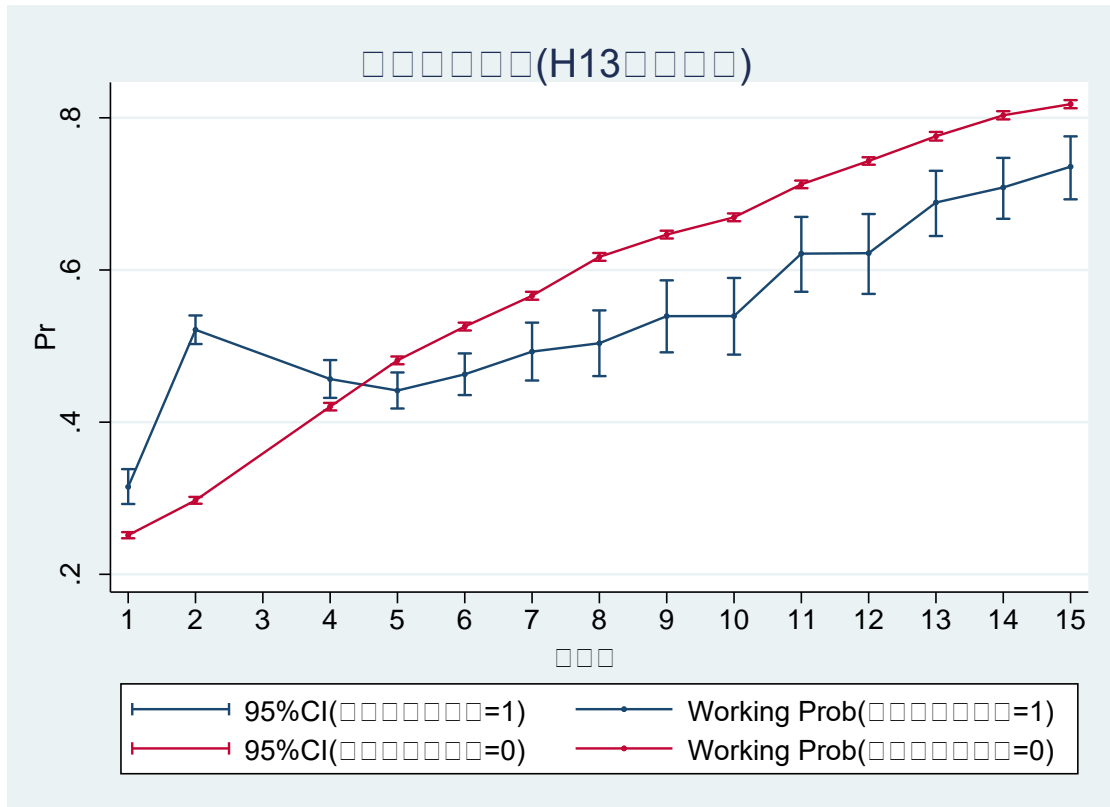
[图 27]



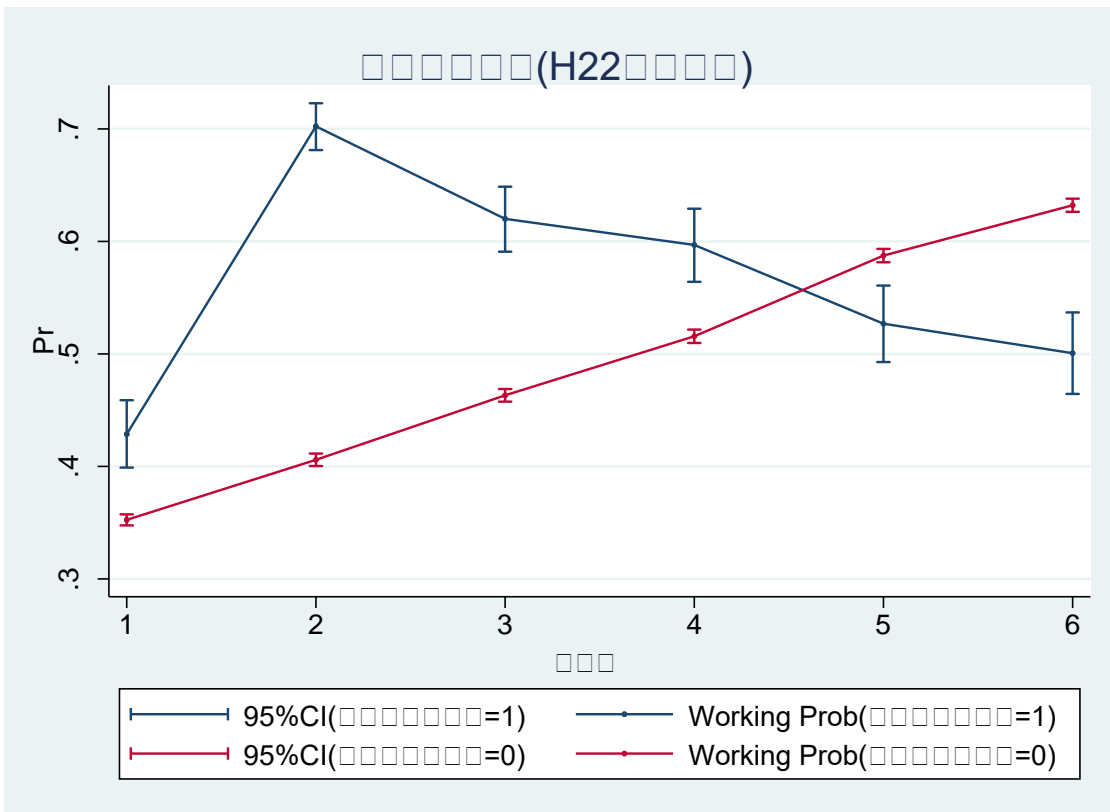
[图 28]



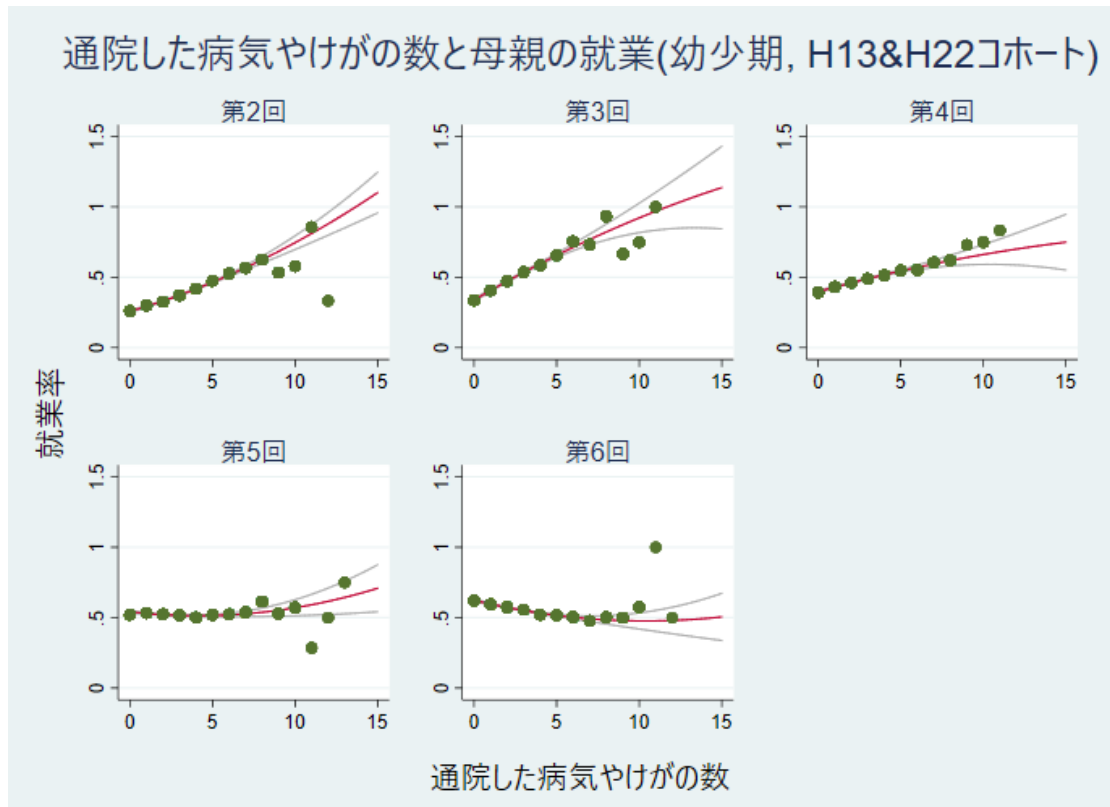
[圖 29]



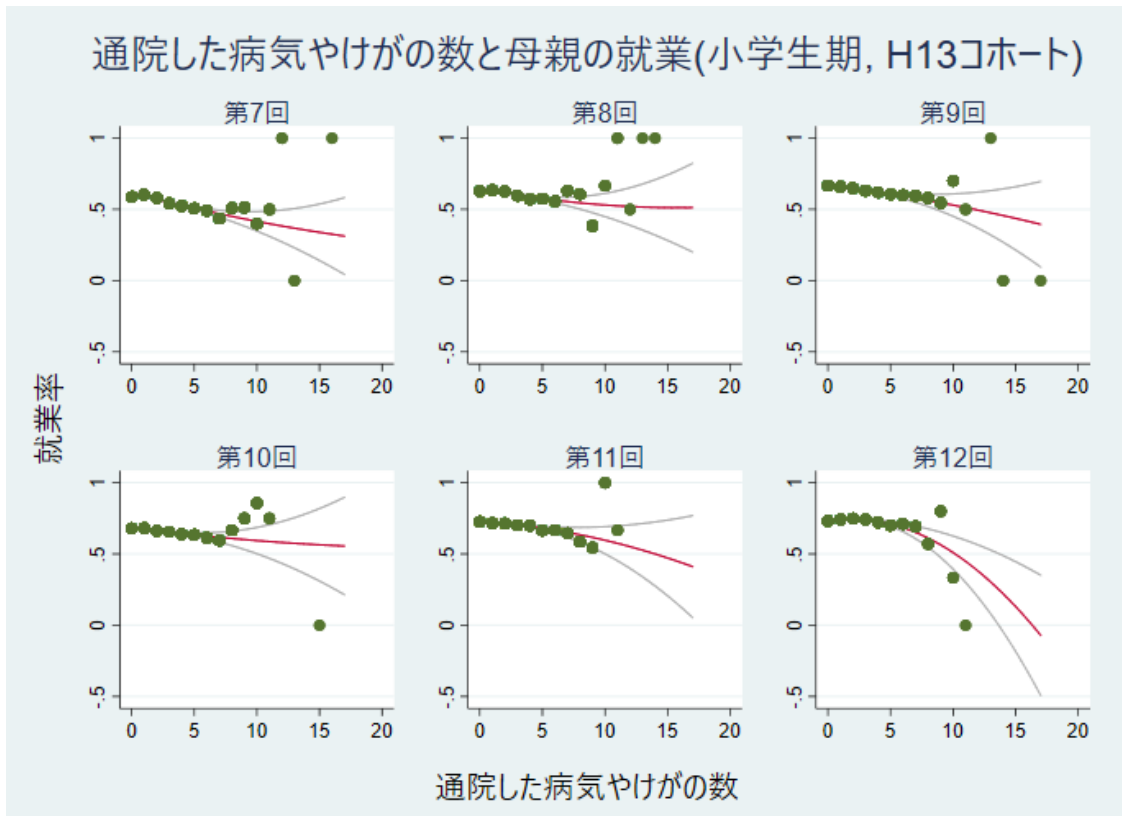
[圖 30]



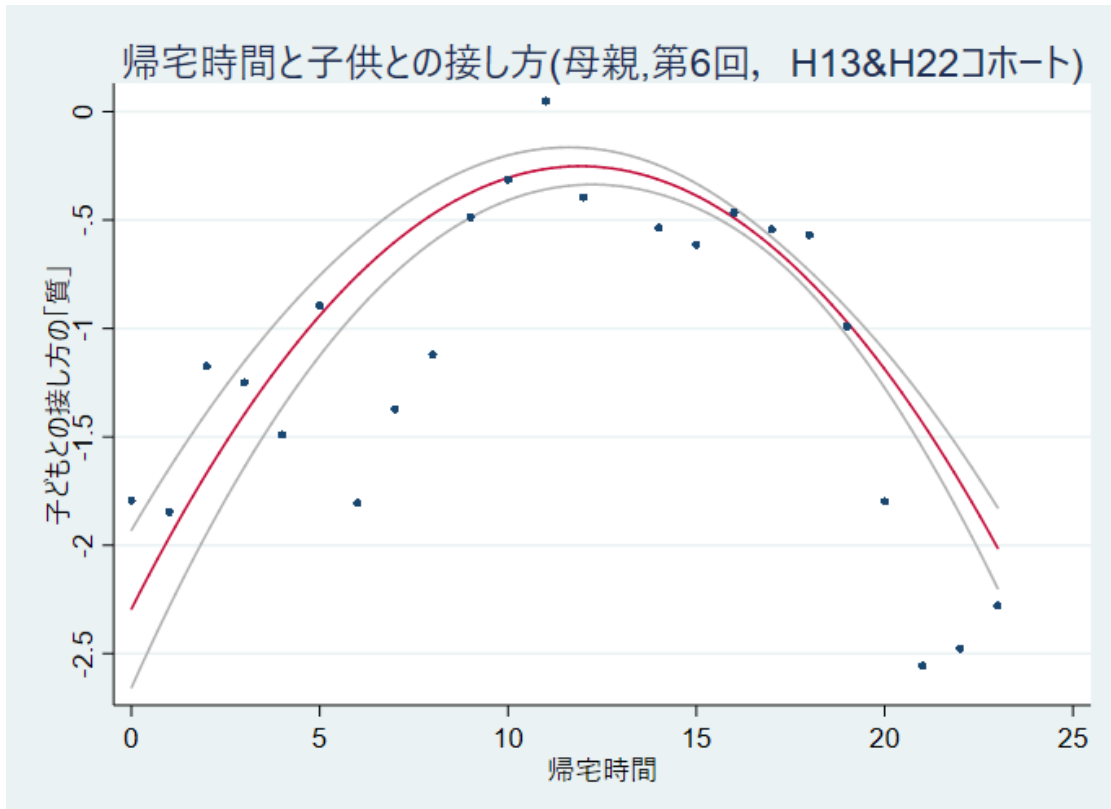
[図 31]



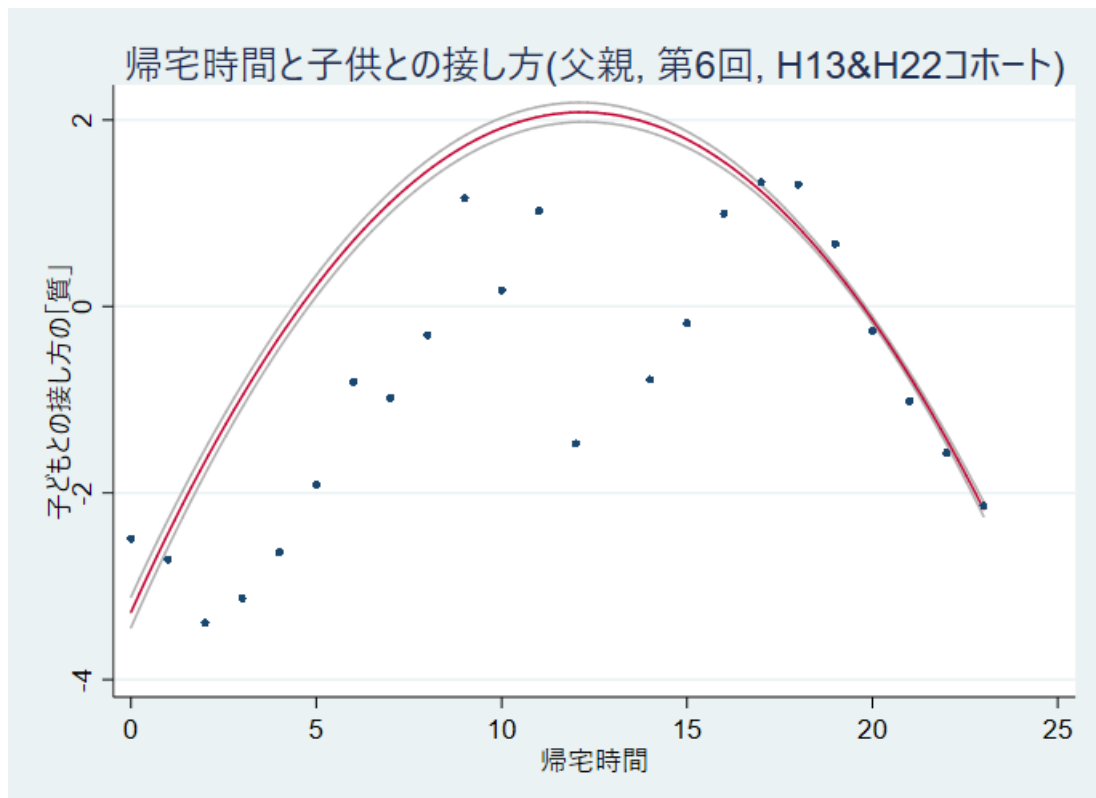
[図 32]



[図 33]



[図 34]



[表 1]

帰無仮説: コホート 1 の出生時体重の平均とコホート 2 の出生時体重の平均が等しい。

対立仮説: コホート 1 の出生時体重の平均とコホート 2 の出生時体重の平均が等しくない。

コホート	N	平均	標準誤差	標準偏差	95%信頼区間	
1	47,001	3034.786	1.993	431.983	3030.881	3038.691
2	38,547	3005.851	2.202	432.359	3001.535	3010.168
	85,548	3021.748	1.478	432.390	3018.851	3024.646
差		28.935	2.970		23.114	34.755

t 値 = 9.744

自由度: 85546

Pr(|T| > |t|) = 0.000

[表 2]

帰無仮説: コホート 1 の出生時体重の平均とコホート 2 の出生時体重の平均が等しい。

対立仮説: コホート 1 の出生時体重の平均とコホート 2 の出生時体重の平均が等しくない。

コホート	N	平均	標準誤差	標準偏差	95%信頼区間	
1	46,909	275.140	0.052	11.244	275.038	275.242
2	38,530	274.528	0.059	11.485	3001.535	274.642
	85,439	274.864	0.039	11.357	274.788	274.94
差		0.612	0.078		0.459	0.765

t 値 = 7.840

自由度 85437

Pr(|T| > |t|) = 0.000

[表 3] 母親の学歴と子どもの成長の度合い

	高卒以下	短大卒以上	z 値	p 値
一人で歩く	0.997	0.997	-1.26	0.209
走る	0.994	0.994	-0.37	0.709
階段	0.980	0.980	-0.28	0.781
意味のある言葉	0.993	0.994	-1.02	0.308
2 語文***	0.954	0.962	-3.81	0.000
自分の名前***	0.878	0.893	-4.61	0.000
スプーン等	0.983	0.983	0.19	0.848
歯磨き***	0.853	0.894	-11.59	0.000
昼間おむつ	0.225	0.231	-1.41	0.159
衣服着脱***	0.808	0.790	4.30	0.000

有意水準 10%以下で有意であった項目には*を, 有意水準 5%以下で有意であった項目には**を, 有意水準 1%以下で有意であった項目には***を付している.

[表 4] 父親の学歴と子どもの成長の度合い

	高卒以下	短大卒以上	z 値	p 値
一人で歩く	0.997	0.998	-1.43	0.152
走る	0.994	0.995	-1.18	0.236
階段	0.980	0.980	0.18	0.854
意味のある言葉	0.993	0.993	0.49	0.626
2 語文	0.957	0.956	0.27	0.786
自分の名前	0.882	0.881	0.09	0.925
スプーン等	0.984	0.981	2.10	0.036
歯磨き*	0.856	0.885	-7.90	0.000
昼間おむつ*	0.236	0.220	3.51	0.000
衣服着脱*	0.811	0.783	6.22	0.000

有意水準 10%以下で有意であった項目には*を, 有意水準 5%以下で有意であった項目には**を, 有意水準 1%以下で有意であった項目には***を付している.

[表 5] 母親の労働の有無と子どもの成長の度合い

	母親労働なし	母親労働あり	z 値	p 値
一人で歩く**	0.996	0.997	-2.01	0.044
走る**	0.993	0.995	-2.18	0.029
階段**	0.978	0.982	-2.05	0.040
意味のある言葉***	0.990	0.996	-5.73	0.000
2 語文***	0.942	0.973	-13.22	0.000
自分の名前***	0.850	0.926	-21.22	0.000
スプーン等***	0.981	0.992	-8.39	0.000
歯磨き***	0.929	0.907	6.96	0.000
昼間おむつ***	0.130	0.217	-20.36	0.000
衣服着脱***	0.780	0.847	-14.98	0.000

有意水準 10%以下で有意であった項目には*を, 有意水準 5%以下で有意であった項目には**を, 有意水準 1%以下で有意であった項目には***を付している.

[表 6]MCA(子どもが悪いことをした時の対応)→図 20 の x 座標の値の数字に対応

	理由を説明 する	理由を説明 しない	叩く	無視する	閉じ込める
1:よくする	0.361	-2.146	-3.395	-4.406	-7.228
2:ときどきする	-1.787	0.409	-0.173	-0.842	-1.603
3:まったくしない	-1.528	1.523	1.279	0.476	0.439

[表 7-1] MCA(母親の子どもとの関わり方)

	トランプ,おもちゃ	体を動かす	お風呂に入る	読み聞かせ
1:よくする	1.837	1.865	0.346	1.051
2:できるだけする	-0.161	0.006	-0.924	-0.371
3:していない	-1.969	-1.645	-1.508	-1.952

[表 7-2]MCA(母親の子どもとの関わり方)-続き

	話しかける	食事をする	スキンシップ	ほめる
1:よくする	0.539	0.242	0.698	0.755
2:できるだけする	-2.065	-2.149	-1.528	-1.436
3:していない	-4.706	-3.960	-3.708	-5.220

[表 8-1]MCA(父親の子どもとの関わり方)

	トランプ,おもちゃ	体を動かす	お風呂に入る	読み聞かせ
1:よくする	1.530	1.243	0.932	1.681
2:できるだけする	0.048	-0.179	-0.263	0.451
3:していない	-1.641	-1.964	-1.801	-0.781

[表 8-2] MCA(父親の子どもとの関わり方)-続き

	話しかける	食事をする	スキンシップ	ほめる
1:よくする	0.844	0.901	0.951	0.904
2:できるだけする	-0.860	-0.289	-0.781	-0.712
3:していない	-3.153	-2.472	-2.948	-3.169

別添 4

平成29年度厚生労働科学研究費補助金及び厚生労働行政推進調査事業費補助金
(循環器疾患・糖尿病等生活習慣病対策総合研究事業)
分担研究報告書

成年者層における生活習慣病の罹患と就労との関連性に関する研究

研究代表者	野口晴子	早稲田大学 政治経済学術院
研究分担者	川村顕	早稲田大学 政治経済学術院
研究協力者	姜哲敏	早稲田大学 早稲田大学現代政治経済研究所
研究協力者	富蓉	早稲田大学 政治経済学術院
研究協力者	金子周平	早稲田大学ソーシャル&ヒューマン・キャピタル研究所

研究要旨

本研究の目的は、2018年4月24日(承認番号:厚生労働省発政統0424第3号)によって提供を受けた、国民生活基礎調査(1986-2016年)について、主として、成年者層における生活習慣病の罹患を中心とする健康状態と就業の関連性に焦点を当て、2018年度の分析へ向けて、基本統計量を概観することである。

本研究では、就業におけるアウトカムとして、①就業有を1、無を0とする2値変数;②就業有のうち、仕事内容が知的労働である場合を1(仕事内容:専門的・技術的職業従事者、管理的職業従事者、事務従事者、販売従事者)、それ以外を0(仕事内容:サービス職業従事者、保安職業従事者、農業作業者、林業作業者、漁業作業者、運輸・通信従事者、生産工程・労務作業者、分類不能の職業)とする2値変数;③正規雇用である場合を1(勤め先での呼称:正規の職員・従業員)、それ以外を0(勤め先での呼称:パート、アルバイト、労働者派遣事業所の派遣職員、契約社員・嘱託、その他)とする2値変数;④週の就業時間を用いる。また、健康尺度として、①生活習慣病の罹患数;②通院の有無;③内分泌/循環器/悪性新生物/精神・神経/貧血・血液について診断の有無;④主観的健康感;⑤抑うつ指標 Kessler 6(K6)を用いる。本研究では、こうした労働市場におけるアウトカムと生活習慣病を中心とする健康との関係性についての基本統計量を示し、さらに、通院、生活習慣病の罹患、主観的健康感、K6が成年者の就業に関するアウトカムに与える限界効果をプロビット分析によって推定する。

分析の結果、(1)生活習慣病の罹患数、通院の有無、内分泌/循環器/悪性新生物/精神・神経/貧血・血液について診断の有無、主観的健康感、K6のいずれの健康尺度についても、一定程度、就業に関するアウトカムとの相関が確認された;(2)とりわけ、悪性新生物/精神・神経系疾患による通院が、男女・年齢に関係なく、成年者層の就業行動にマイナスの限界効果を有している可能性が確認された;(3)K6が週当たりの就業時間と正規雇用への就業率に与える限界効果については、男女で異なる結果が観察された。

本研究で概観された成年者層における健康と就業に関する様々な基本統計量から、2018年度では、成年者層の健康と労働生産性との関連性に関する更なる分析を進めることにする。

A. 研究目的

本研究の目的は、2018年4月24日(承認番号:厚生労働省発政統0424第3号)によって提供を受けた、国民生活基礎調査(1986-2016年)について、主として、成年者層における生活習慣病の罹患を中心とする健康状態と就業の関連性に焦点を当て、2018年度の分析へ向けて、基本統計量を概観することである。

B. 研究方法

本研究では、就業におけるアウトカムとして、①就業有を1、無を0とする2値変数;②就業有のうち、仕事内容が知的労働である場合を1(仕事内容:専門的・技術的職業従事者、管理的職業従事者、事務従事者、販売従事者)、それ以外を0(仕事内容:サービス職業従事者、保安職業従事者、農業作業員、林業作業員、漁業作業員、運輸・通信従事者、生産工程・労務作業員、分類不能の職業)とする2値変数;③正規雇用である場合を1(勤め先での呼称:正規の職員・従業員)、それ以外を0(勤め先での呼称:パート、アルバイト、労働者派遣事業所の派遣職員、契約社員・嘱託、その他)とする2値変数;④週の就業時間を用いる。また、健康尺度として、①生活習慣病の罹患数;②通院の有無;③内分泌/循環器/悪性新生物/精神・神経/貧血・血液について診断の有無;④主観的健康感;⑤抑うつ指標 Kessler 6(K6)を用いる。

本研究では、こうした労働市場におけるアウトカムと生活習慣病を中心とする健康との関係性についての基本統計量を示し、さらに、通院、生活習慣病の罹患、主観的健康感、K6が成年者の就業に関するアウトカムに与える限界効果をプロビット分析によって推定する。

(倫理面への配慮)

厚生労働省による二次利用データを統計法

第33条により申請し、許可を得て個票を分析した(承認番号:厚生労働省発政統0424第3号;承認日2018年4月24日)。提供された個票には個人を特定できる情報は含まれていない。

C. 研究結果

C-1 男女・年齢群別、疾患数・K6・主観的健康感と成年者の就業に関するアウトカムとの相関

C-1-1 就業率

図1は、男女・年齢群別、疾患数・K6・主観的健康感と就業率との相関を示している。男女ともに、30歳以上-60歳未満の成年者層では、疾患数が多く、K6が高まり抑うつ傾向が強まり、主観的健康感が悪化すると、就業率が低下する傾向にあることがわかる。他方、15歳以上-30歳未満では、有意な相関は観察されなかった。

C-1-2 週当たりの就業時間

図2は、男女・年齢群別、疾患数・K6・主観的健康感と週当たりの就業時間との相関を示している。男女・年齢をとわず、有意な相関は観察されなかった。

C-1-3 知的労働への就業率

図3は、男女・年齢群別、疾患数・K6・主観的健康感と知的労働への就業率との相関を示している。男女ともに、30歳以上-45歳未満の成年者層で、疾患数と知的労働への就業率との間に弱い相関が観察された。K6については、男女ともに、年齢とは無関係に、弱い負の相関がみられる。主観的健康感については、相関は観察されなかった。

C-1-4 正規雇用への就業率

図4は、男女・年齢群別、疾患数・K6・主観

的健康感と正規雇用への就業率との相関を示している。女性については、15歳以上-30歳未満で、男性については、30歳以上-60歳未満の成年者層で、疾患数と正規雇用への就業率との間に弱い相関が観察された。K6については、男女ともに、60歳未満で、極弱い負の相関がみられる。主観的健康感については、相関は観察されなかった。

C-2 男女・年齢群別、通院が成年者の就業に関するアウトカムに与える限界効果

C-2-1 就業率

図5は、男女・年齢別、通院が就業率に与える限界効果と95%信頼区間を示している。男女とも、いずれの年齢においても、通院は就業率を引き下げるマイナスの限界効果があることが確認出来る。但し、男性では、年齢が上がるにつれて限界効果がより大きくマイナスになる傾向があるのに対し、女性では、55歳を境に、マイナスの限界効果が緩和する傾向が認められる。

C-2-2 週当たりの就業時間

図6は、男女・年齢別、通院が週当たりの就業時間に与える限界効果と95%信頼区間を示している。男性では45-50歳で、女性では30-35歳で、通院の就業時間に対する限界効果がプラスからマイナスに転じる傾向にあることがわかる。但し、男女ともに、通院により、週当たりの就業時間に対する限界効果は年齢に比例して減少する傾向が認められる。

C-2-3 知的労働への就業率

図7は、男女・年齢別、通院が知的労働への就業率に与える限界効果と95%信頼区間を示している。男性では65歳で、女性では40歳で、通院の知的労働への就業率に対する限界

効果がプラスからマイナスに転じる傾向にあることがわかる。但し、男女ともに、通院により、知的労働への就業率に対する限界効果は年齢に比例して減少する傾向が認められる。

C-2-4 正規雇用への就業率

図8は、男女・年齢別、通院が正規雇用への就業率に与える限界効果と95%信頼区間を示している。男性では45-50歳で、女性では40歳で、通院の正規雇用への就業率に対する限界効果がプラスからマイナスに転じる傾向にあることがわかる。但し、男女ともに、通院により、知的労働への就業率に対する限界効果は年齢に比例して減少する傾向が認められるが、成年層と中高齢者層では、限界効果の減少幅に違いがみられ、非線形の形状が確認出来る。

C-3 男女・年齢・疾患名別、生活習慣病の罹患が就業に関するアウトカムに与える限界効果

C-3-1 就業率

図9は、男女・年齢・疾患名別、生活習慣病の罹患が就業率に与える限界効果を示している。男女とも、いずれの年齢においても、疾患にかかわらず、通院は就業率を引き下げるマイナスの限界効果があることが確認出来る。さらに、男女ともに、いずれの年齢においても、精神・神経系の疾患と悪性新生物による通院が就業率に与えるマイナスの限界効果が深刻であることが確認された。

C-3-2 週当たりの就業時間

図10は、男女・年齢・疾患名別、生活習慣病の罹患が週当たりの就業時間に与える限界効果を示している。男女とも、いずれの年齢においても、精神・神経系の疾患による通院は就業時間に対してマイナスの限界効果があることがわかる。男性については、精神・神経系に加

え、貧血・血液の病気と悪性新生物による通院についても、年齢を問わず、ほぼマイナスの限界効果を示している。循環器系疾患と内分泌系疾患による通院の就業時間に与える限界効果については、男性が45歳でプラスからマイナスに転じるのに対して、女性では、55-60歳とやや高い年齢で同様の転換が発生する。

C-3-3 知的労働への就業率

図11は、男女・年齢・疾患名別、生活習慣病の罹患が知的労働への就業率に与える限界効果を示している。女性では、いずれの年齢においても、精神・神経系の疾患による通院が知的労働への就業率に対してマイナスの限界効果があることがわかる。同じく女性では、悪性新生物以外の全疾患による通院について、45歳でその限界効果がプラスからマイナスに転じるのに対して、男性では、貧血・血液の病気以外の疾患での、同様の転換はやや高い年齢で発生していることが確認できる。

C-3-4 正規雇用への就業率

図12は、男女・年齢・疾患名別、生活習慣病の罹患が正規雇用への就業率に与える限界効果を示している。男女ともに、精神・神経系の疾患による通院が正規雇用への就業率に与える限界効果は、他の疾患と異なり、年齢が上がるに伴い、マイナスの限界効果が緩和する傾向にあることが確認できる。とりわけ女性では、高齢期において、当該限界効果がマイナスからプラスに転じていることがわかる。また、男女とも、50歳以降に、精神・神経系の疾患以外の疾患による通院の限界効果がマイナスに転じ、とりわけ、男性の悪性新生物による通院が与える限界効果が大きくマイナスに転じていることが確認出来る。

C-4 男女・年齢別、主観的健康感が就業に関するアウトカムに与える限界効果

C-4-1 就業率

図13は、男女・年齢別、主観的健康感が就業率に与える限界効果を示している。男女とも、いずれの年齢においても、主観的健康感が良好であるほど、就業率を引き上げるプラスの限界効果があることが確認出来る。主観的健康感のプラスの限界効果は、年齢に対して非線形の形状をしており、女性では40-45歳、男性では、60-65歳にピークがあることがわかる。

C-4-2 週当たりの就業時間

図14は、男女・年齢別、主観的健康感が週当たりの就業時間に与える限界効果を示している。興味深いのは、男女とも、若年層の場合、主観的健康感が良好であるほど、週当たりの就業時間により大きなマイナスの限界効果が認められるのに対して、女性では50-55歳、男性では45-50歳で、そうした傾向が逆転し、主観的健康感が良好であるほど、就業時間に対する限界効果がより大きくプラスに転ずる点である。

C-4-3 知的労働への就業率

図15は、男女・年齢別、主観的健康感が知的労働への就業率に与える限界効果を示している。男女とも、主観的健康感が「よい」「まあよい」と回答したグループでは、年齢が上がるに従い、主観的健康感が知的労働への就業率に与える限界効果がより大きくプラスになる傾向を示している。但し、男性の場合は、35歳で、「よい」と回答したグループでマイナスの限界効果からプラスの限界効果に転じている。他方、「あまりよくない」と回答したグループでは、年齢が上がると、当該限界効果が減少する傾向にあり、女性では60歳、男性では、65歳を超えた時点で、プラスの限界効果からマイナスに転じ

ている。

C-4-4 正規雇用への就業率

図 16 は、男女・年齢別、主観的健康感が正規雇用への就業率に与える限界効果を示している。まず顕著な傾向として、主観的健康感が正規雇用への就業率に与える限界効果については、男女とも、年齢にかかわらず、ばらつきが大きいことが確認出来る。男女とも、主観的健康感が「よい」と回答したグループでは、男性の場合、主観的健康感が正規雇用への就業率に与える限界効果は、年齢にかかわらずプラスの値を示しており、また、年齢が上がるに従い、より大きくプラスなる傾向を示している。他方、女性の場合は、40歳で、当該グループの限界効果はプラスから若干マイナスに転じている。男性の場合は、主観的健康感が「ふつう」・「あまりよくない」と回答したグループで、限界効果が50歳を境に大きくマイナスに転じている。女性については、「ふつう」・「あまりよくない」に加え、「まあよい」と回答したグループについても、35歳を境に、マイナスに転じ、さらに、年齢に伴い、限界効果がより大きくマイナスになる傾向を示している。

C-5 男女・年齢別、抑うつ指標 Kessler 6(K6)が就業に関するアウトカムに与える限界効果

C-5-1 就業率

図 17 は、男女・年齢別、K6 が就業率に与える限界効果を示している。女性では、20歳以上の成年者層で、K6 が下位 25 分位(抑うつ傾向が低い)と上位 75%分位(抑うつ傾向が高い)とを比較すると、前者の方が就業率が高い傾向にあるのに対して、男性では、両者の就業率に統計学的な有意差は確認出来なかった。

C-5-2 週当たりの就業時間

図 18 は、男女・年齢別、K6 が週当たりの就業時間に与える限界効果を示している。興味深いのは、男女で K6 の限界効果が逆転している点である。女性では、K6 が下位 25 分位(抑うつ傾向が低い)と上位 75%分位(抑うつ傾向が高い)とを比較すると、前者の方が就業時間が長い傾向にあるのに対して、男性では、後者の方が就業時間が長い傾向にある。男性では、就労時間が長いために K6 が高くなっているのかもしれない、内生性／因果性の検証が必要である。

C-5-3 知的労働への就業率

図 19 は、男女・年齢別、K6 が知的労働への就業率に与える限界効果を示している。K6 が下位 25 分位(抑うつ傾向が低い)と上位 75%分位(抑うつ傾向が高い)とを比較すると、女性では、25-35歳の若年期において、後者の方が若干限界効果が高い傾向にある。他方、男性では、35歳を超えてからは、前者の方が若干限界効果が高い傾向にあることがわかる。

C-5-4 正規雇用への就業率

図 20 は、男女・年齢別、K6 が正規雇用への就業率に与える限界効果を示している。興味深いのは、男女で K6 の限界効果が逆転している点である。女性では、K6 が下位 25 分位(抑うつ傾向が低い)と上位 75%分位(抑うつ傾向が高い)とを比較すると、前者の方が正規雇用への就業率が高い傾向にあるのに対して、男性では、後者の方が正規雇用への就業率が高い傾向にある。週当たりの就業時間と同様、男性では、正規雇用の方が K6 が高くなっているのかもしれない、内生性／因果性の検証が必要である。

D. 考察/E. 結論

分析の結果, (1)生活習慣病の罹患数, 通院の有無, 内分泌/循環器/悪性新生物/精神・神経/貧血・血液について診断の有無, 主観的健康感, K6 のいずれの健康尺度についても, 一定程度, 就業に関するアウトカムとの相関が確認された;(2)とりわけ, 悪性新生物/精神・神経系疾患による通院が, 男女・年齢に関係なく, 成年者層の就業行動にマイナスの限界効果を有している可能性が確認された;(3)K6 が週当たりの就業時間と正規雇用への就業率に与える限界効果については, 男女で異なる結果が観察された.

本研究で概観された成年層における健康と就業に関する様々な基本統計量から, 2018 年度では, 中高年の健康と労働生産性との関連性に関する更なる分析を進めることにする.

F. 健康危険情報

特に無し.

G. 研究発表

1. 論文発表

特に無し.

2. 学会発表

特に無し.

H. 知的財産権の出願・登録状況(予定を含む)

1. 特許取得

特に無し.

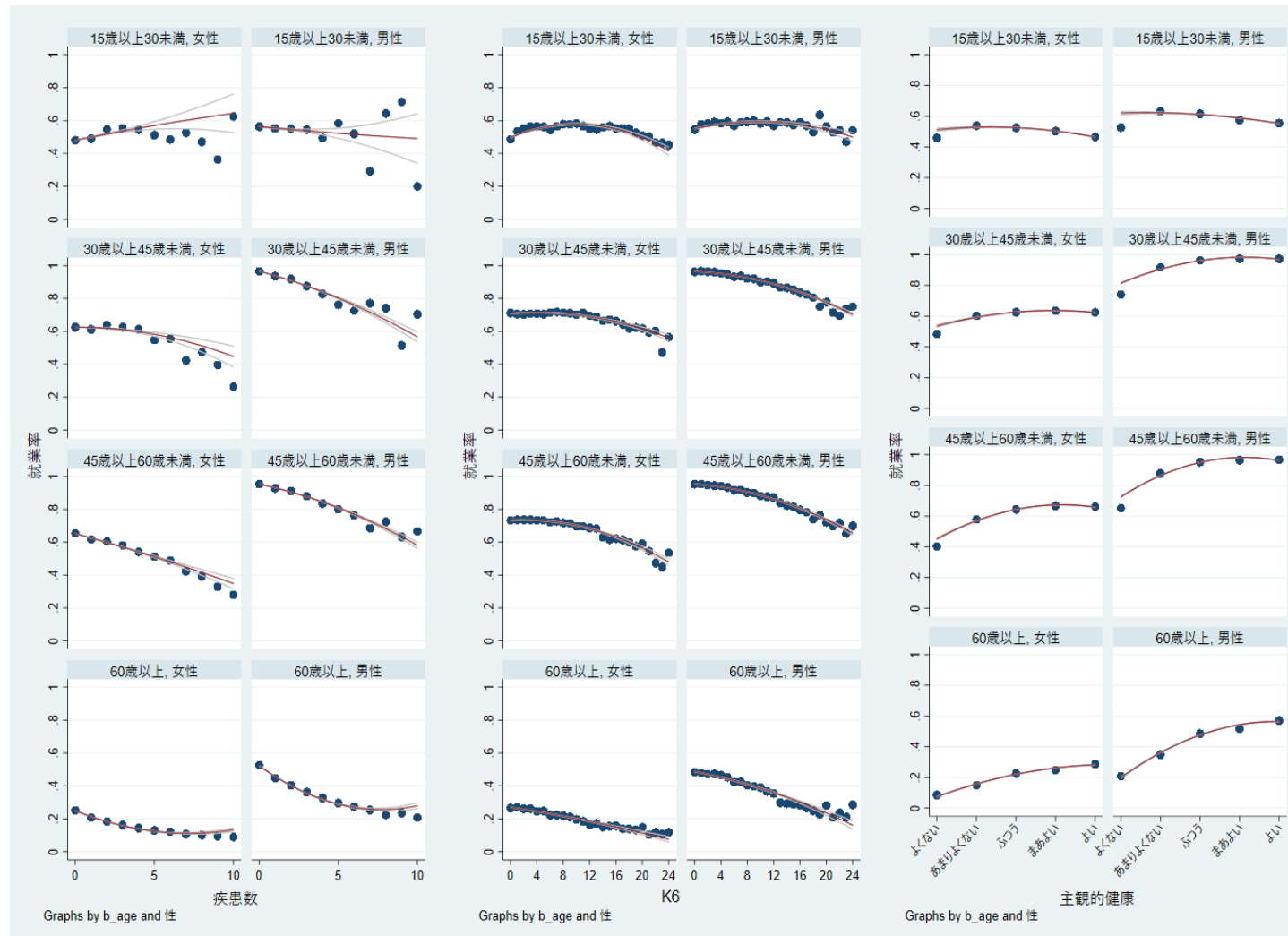
2. 実用新案登録

特に無し.

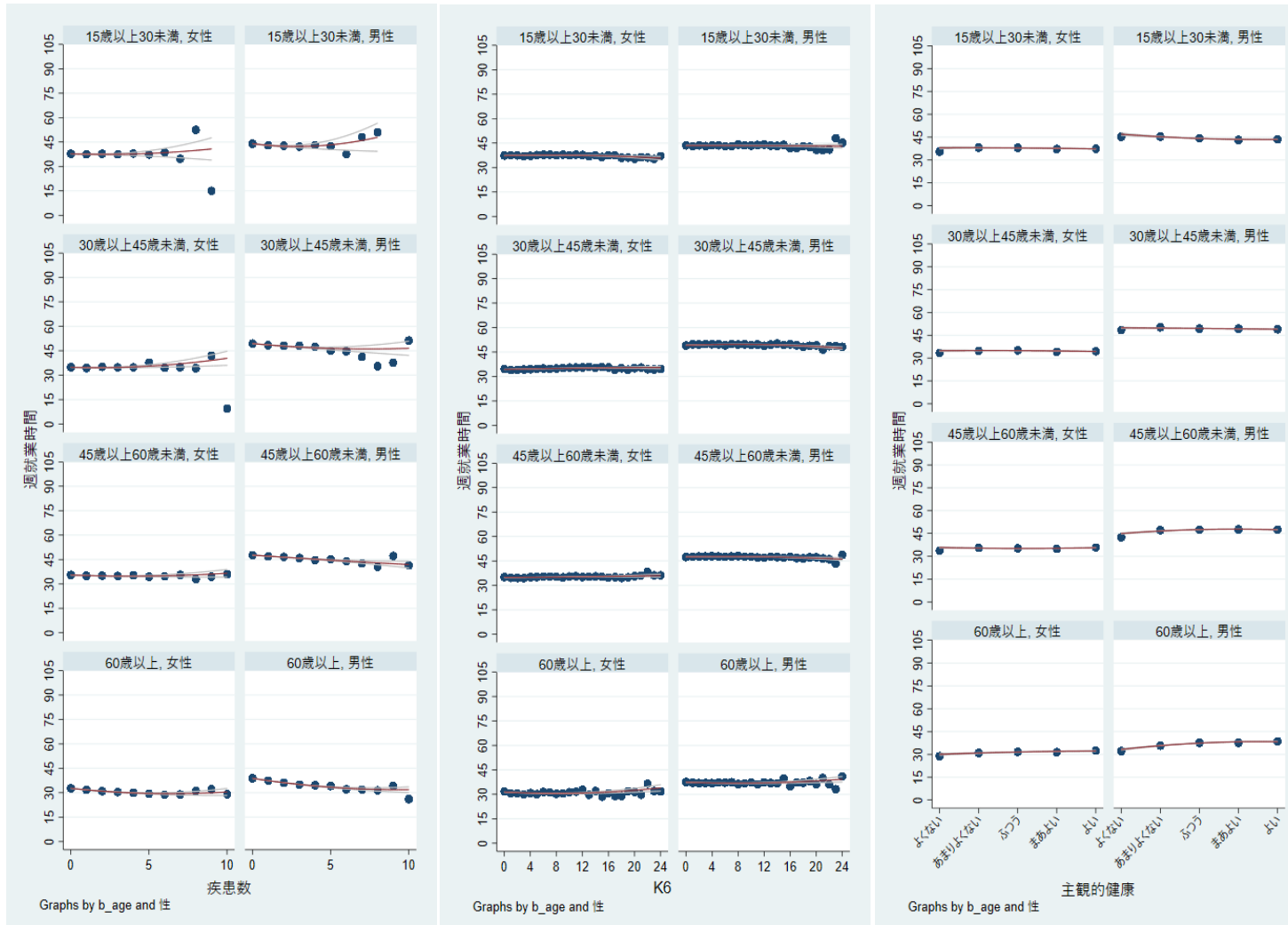
3. その他

特に無し.

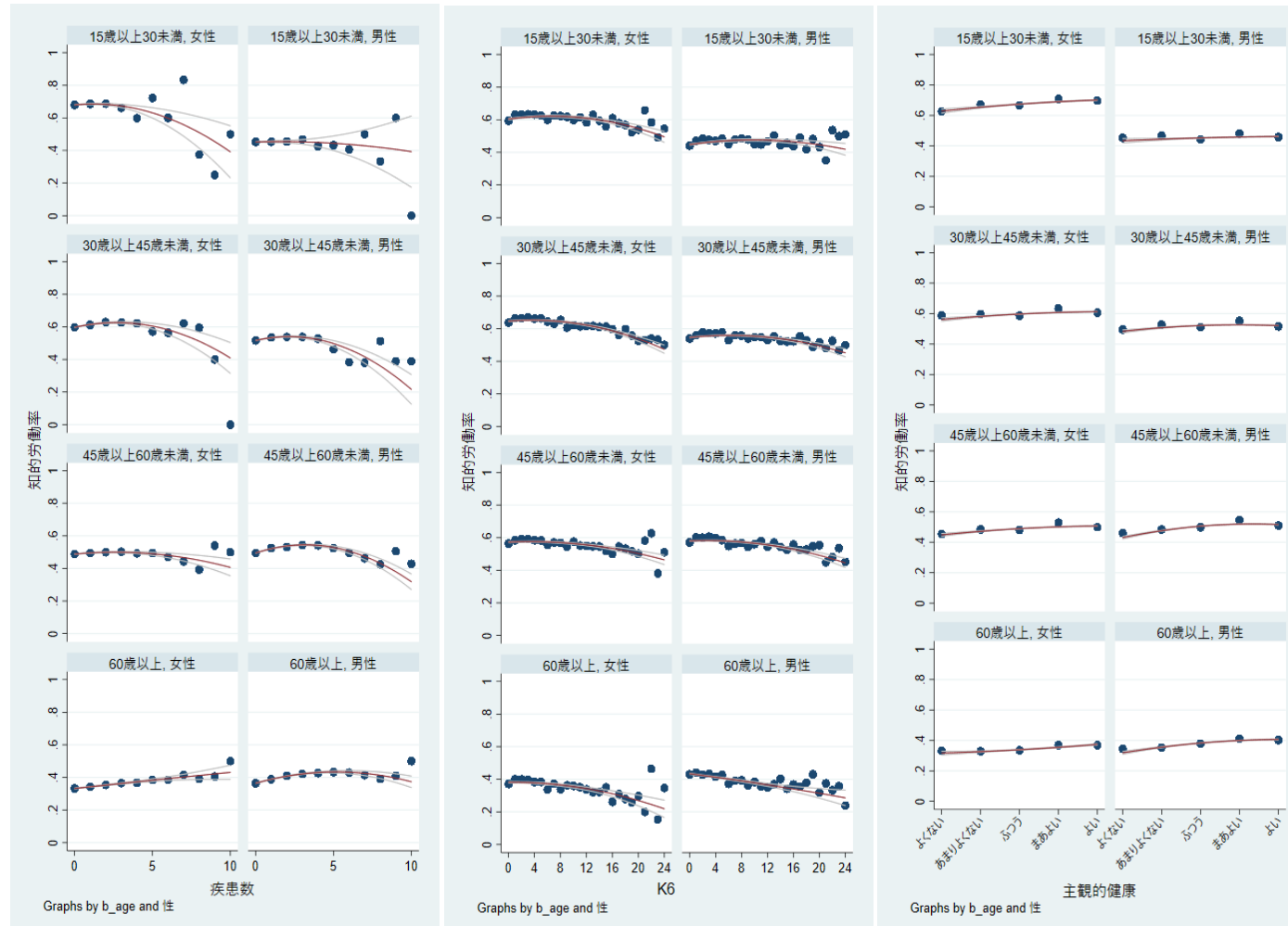
[圖 1] 男女・年齢群別, 疾患数・K6・主観的健康と就業率



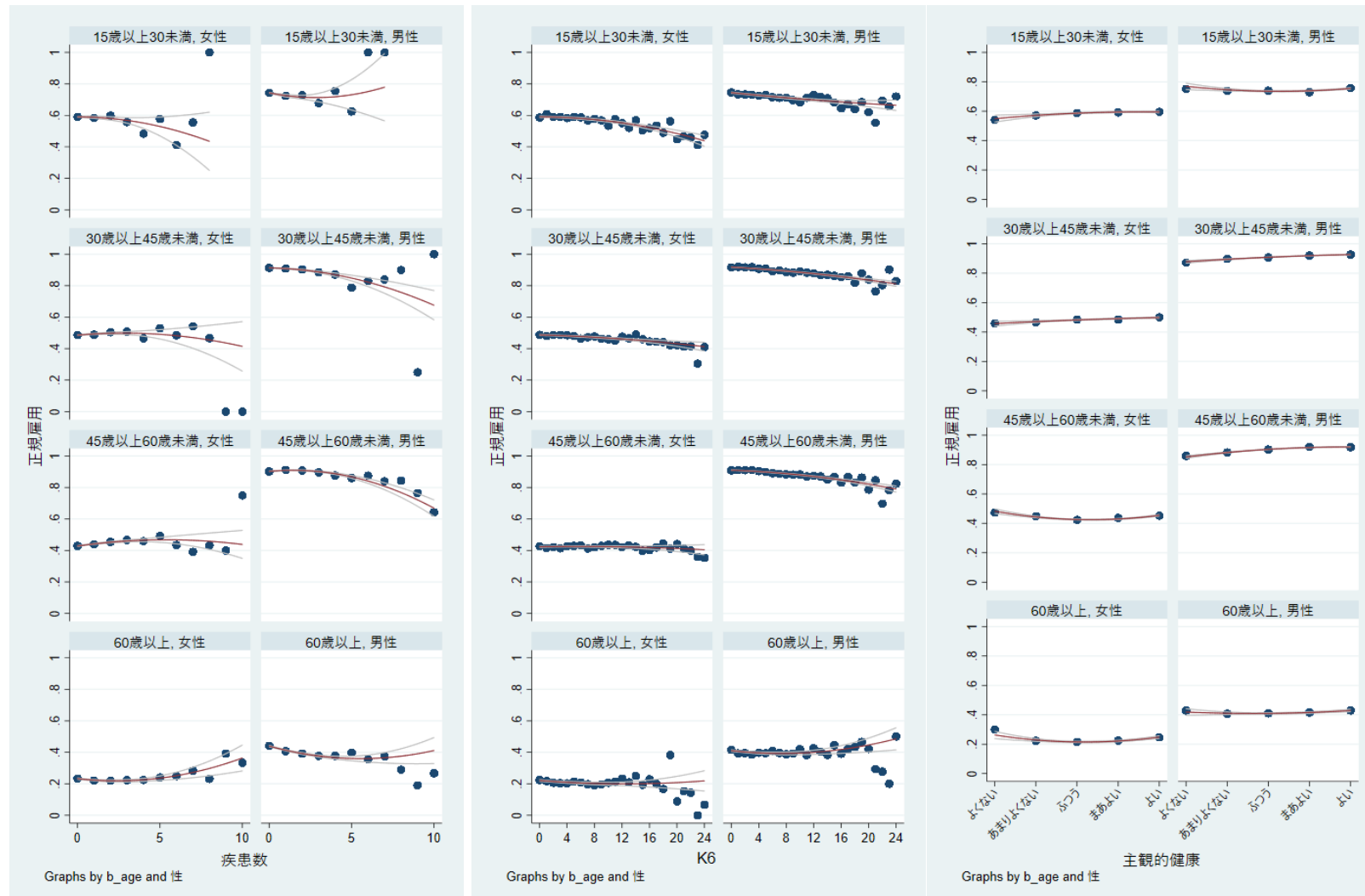
[図2] 男女・年齢群別, 疾患数・K6・主観的健康と週当たりの就業時間



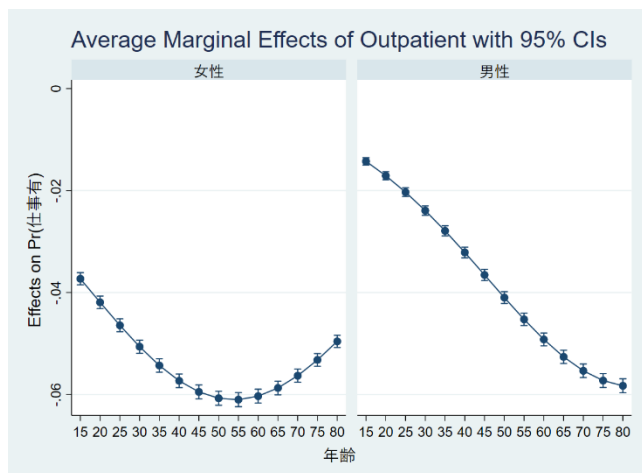
[図 3] 男女・年齢群別, 疾患数・K6・主観的健康と知的労働への就業率



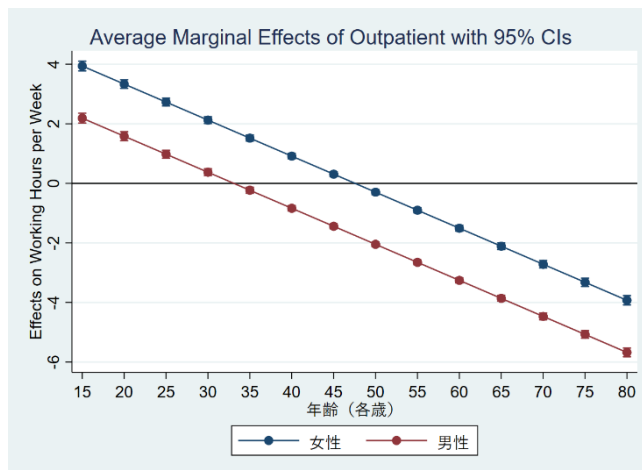
[図 4] 男女・年齢群別, 疾患数・K6・主観的健康と正規雇用への就業率



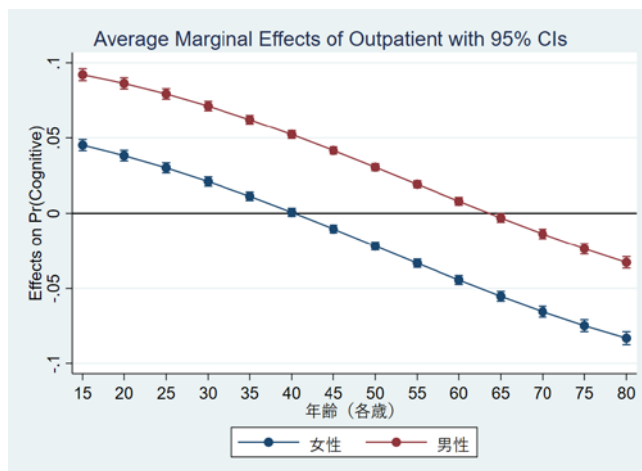
[図 5] 男女・年齢別, 通院が就業率に与える限界効果



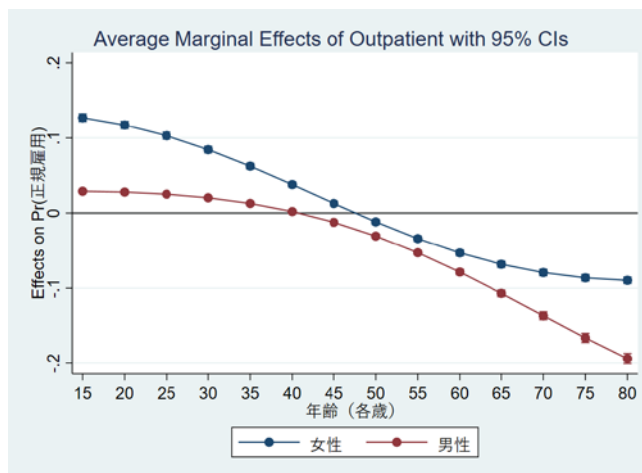
[図 6] 男女・年齢別, 通院が週当たりの就業時間に与える限界効果



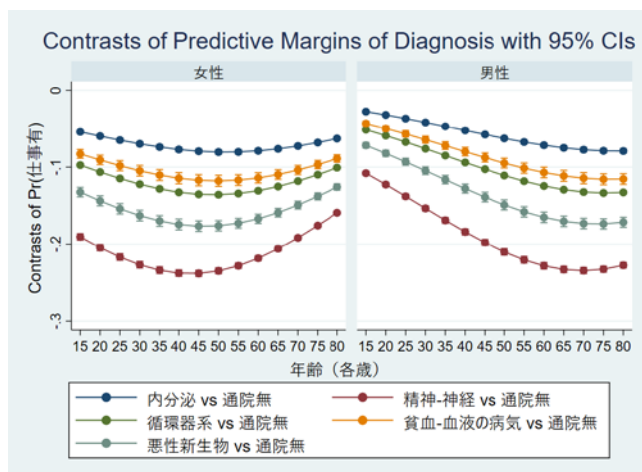
[図 7] 男女・年齢別, 通院が知的労働への就業率に与える限界効果



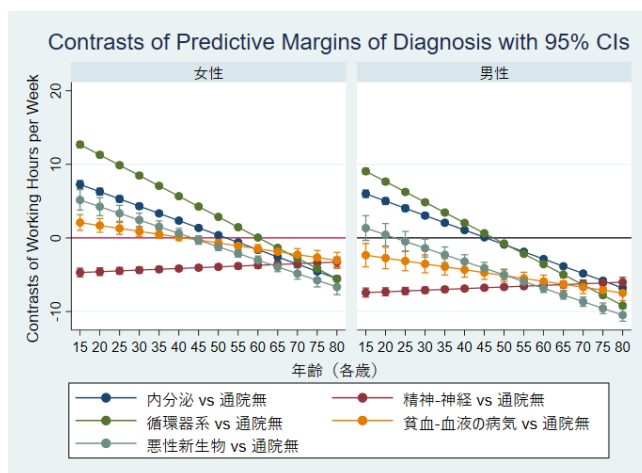
[図 8] 男女・年齢別, 通院が正規雇用への就業率に与える限界効果



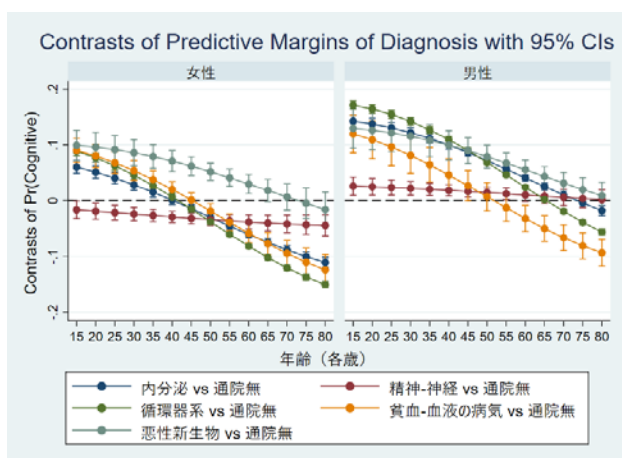
[図 9] 男女・年齢・疾患名別, 生活習慣病の罹患が就業率に与える限界効果



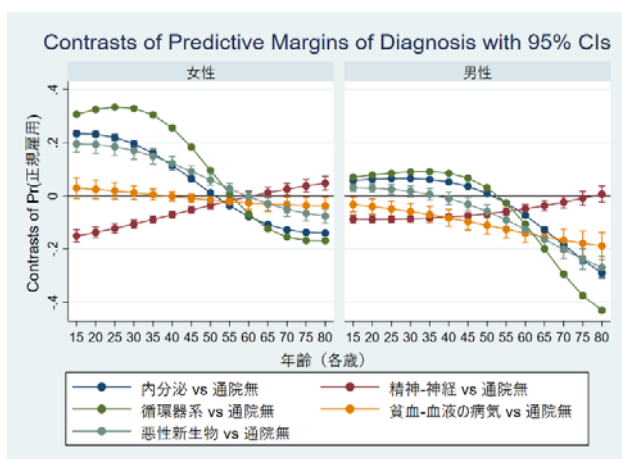
[図 10] 男女・年齢・疾患名別, 生活習慣病の罹患が週当たりの就業時間に与える限界効果



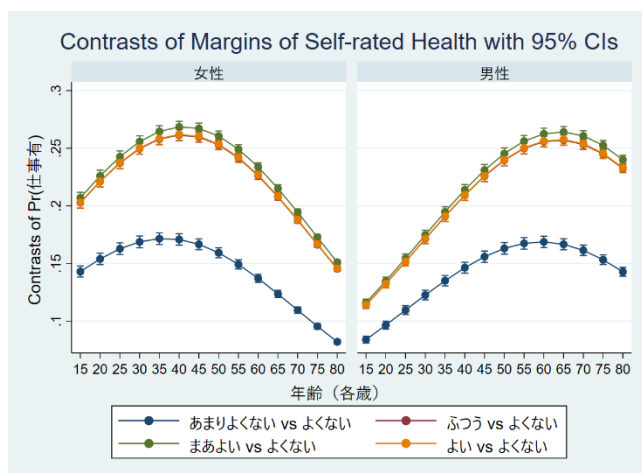
[図 11] 男女・年齢・疾患名別, 生活習慣病の罹患が知的労働への就業率に与える限界効果



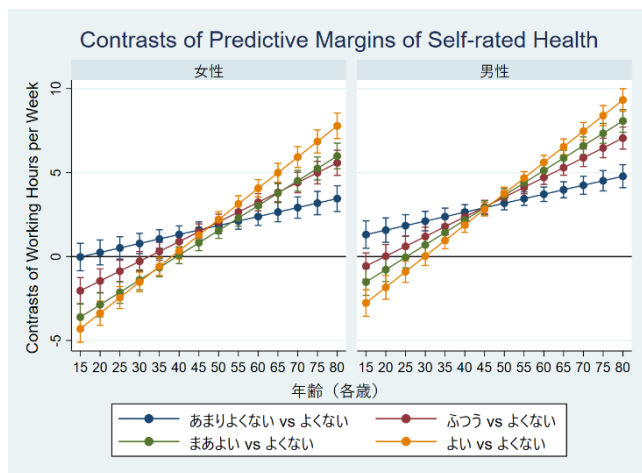
[図 12] 男女・年齢・疾患名別, 生活習慣病の罹患が正規雇用への就業率に与える限界効果



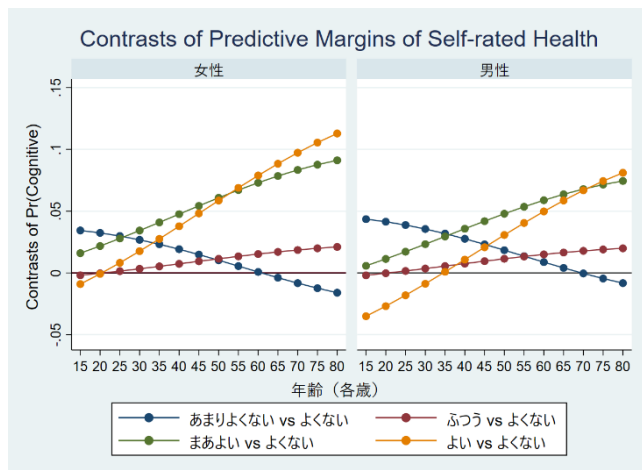
[図 13] 男女・年齢別, 主観的健康感が就業率に与える限界効果



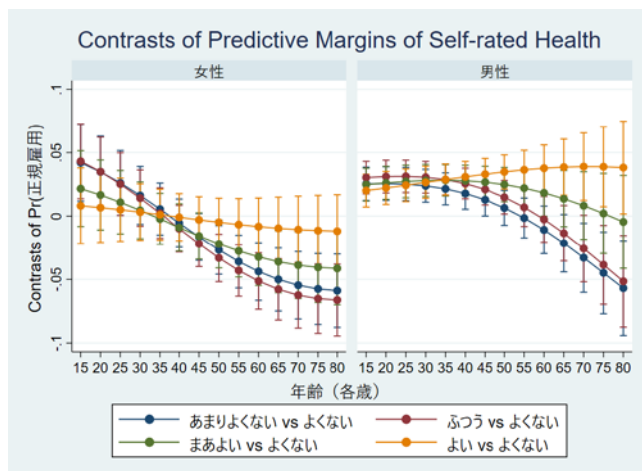
[図 14] 男女・年齢別, 主観的健康感が週当たりの就業時間に与える限界効果



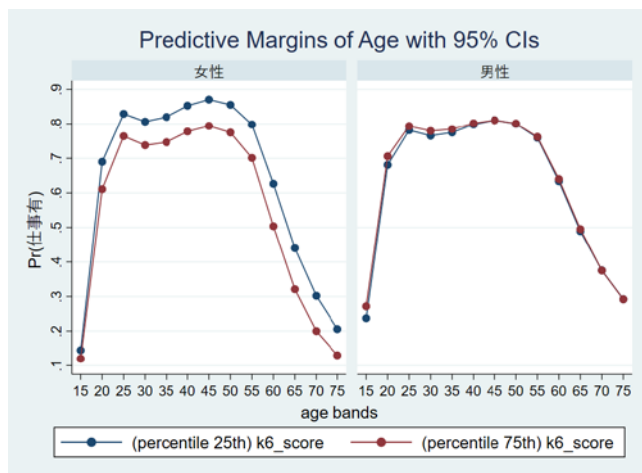
[図 15] 男女・年齢別, 主観的健康感が知的労働への就業率に与える限界効果



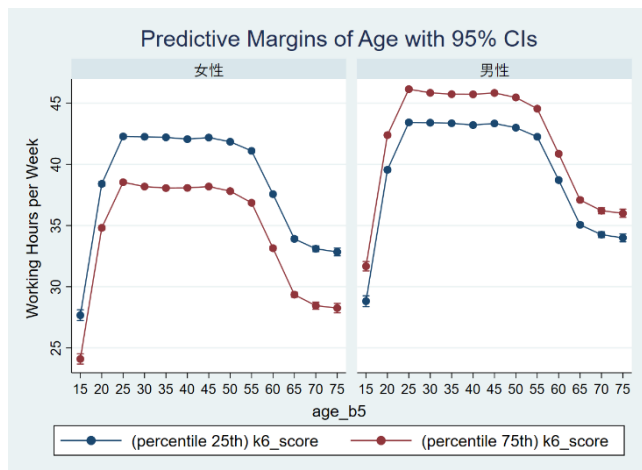
[図 16] 男女・年齢別, 主観的健康感が正規雇用への就業率に与える限界効果



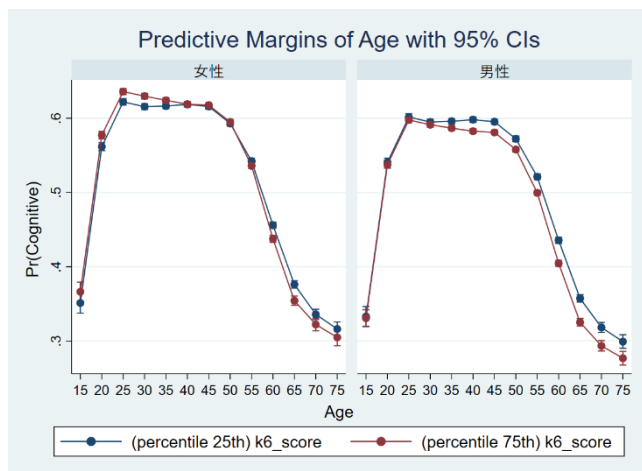
[図 17] 男女・年齢別, K6 が就業率に与える限界効果



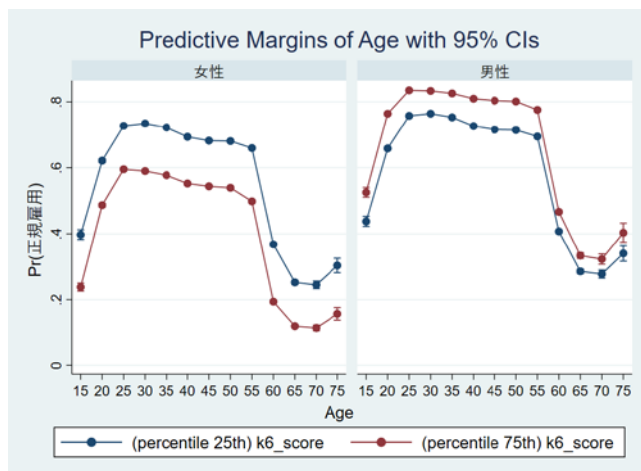
[図 18] 男女・年齢別, K6 が週当たりの就業時間に与える限界効果



[図 19] 男女・年齢別, K6 が知的労働への就業率に与える限界効果



[図 20] 男女・年齢別, K6 が正規雇用への就業率に与える限界効果



別添 4

平成29年度厚生労働科学研究費補助金及び厚生労働行政推進調査事業費補助金
(循環器疾患・糖尿病等生活習慣病対策総合研究事業)
分担研究報告書

中高年層における健康と就業との関連性に関する研究

研究代表者	野口晴子	早稲田大学 政治経済学術院
研究分担者	田宮菜奈子	筑波大学ヘルスサービス開発研究センター 筑波大学医学医療系ヘルスサービスリサーチ分野
研究分担者	高橋秀人	国立保健医療科学院 保健・医療・福祉サービス研究分野
研究分担者	川村顕	早稲田大学 政治経済学術院
研究協力者	姜哲敏	早稲田大学 早稲田大学現代政治経済研究所
研究協力者	富蓉	早稲田大学 政治経済学術院

研究要旨

本研究の目的は、2018年4月24日(承認番号:厚生労働省発政統0424第3号)によって提供を受けた、中高年者縦断調査(2005-2016年)について、中高年齢層における生活習慣病の罹患を中心とする健康状態と就業の関連性に焦点を当て、2018年度の分析へ向けて、基本統計量を概観することである。

本研究では、就業におけるアウトカムとして、①就業有を1、無を0とする2値変数;②就業有のうち、仕事内容が知的労働である場合を1(仕事内容:専門的・技術的職業従事者、管理的職業従事者、事務従事者、販売従事者)、それ以外を0(仕事内容:サービス職業従事者、保安職業従事者、農業作業員、林業作業員、漁業作業員、運輸・通信従事者、生産工程・労務作業員、分類不能の職業)とする2値変数;③正規雇用である場合を1(勤め先での呼称:正規の職員・従業員)、それ以外を0(勤め先での呼称:パート、アルバイト、労働者派遣事業所の派遣職員、契約社員・嘱託、その他)とする2値変数;④就業希望有を1、無を0とする二値変数(就業希望有のうち、就職活動をしている場合を1、それ以外を0とする二値変数);⑤週の就業時間;⑥1時間当たりの賃金;⑦1カ月当たりの所得を用いる。また、健康尺度として、①生活習慣病の罹患数;②糖尿病、心臓病、脳卒中、高血圧、脂質異常症、悪性新生物のうち医師診断のある疾患数;③②で記載した生活習慣病が原因で入院有を1、無を0とする2値変数;④健康診断の受診有を1、無の場合を0とする2値変数;⑤回答者本人の主観的健康感、及び、配偶者の主観的健康感;⑥抑うつ指標 Kessler 6(K6)を用いる。

分析の結果、(1)生活習慣病の罹患数、主観的健康感、K6のいずれの健康尺度についても、就業率や知的労働への就業率とは負の相関が観察された;(2)他方、こうした健康尺度と、週当たりの就業時間や、経済学において労働生産性を示す指標として用いられる1時間当たりの賃金に関しては、逆に正の相関が観察されたり、両者の相関が非線形であったりと、「見せかけの相関」である可能性が高く、内生性/因果性の検証が必要である;(3)女性よりも、男性においてより明確な相関が観察される傾向にある;(4)内生性を考慮しない単純回帰分析から、糖尿病、心臓病、脳卒中、高血圧、脂質異常症、悪性新生物等の生活習慣病の罹患が、就業率を引き下げ、就業時間を短くし、さらに、所得を引き下げる傾向にあることがわかった。本研究で概観された中高年層における健康と就業に関する様々な基本統計量から、2018年度では、中高年の健康と労働生産性との関連性に関する更なる分析を進めることにする。

A. 研究目的

本研究の目的は、2018年4月24日(承認番号:厚生労働省発政統0424第3号)によって提供を受けた、中高年者縦断調査(2005-2016年)について、中高年齢層における生活習慣病の罹患を中心とする健康状態と就業の関連性に焦点を当て、2018年度の分析へ向けて、基本統計量を概観することである。

B. 研究方法

本研究では、労働市場におけるアウトカムとして、①就業有を1、無を0とする2値変数;②就業有のうち、仕事内容が知的労働である場合を1(仕事内容:専門的・技術的職業従事者、管理的職業従事者、事務従事者、販売従事者)、それ以外を0(仕事内容:サービス職業従事者、保安職業従事者、農業作業員、林業作業員、漁業作業員、運輸・通信従事者、生産工程・労務作業員、分類不能の職業)とする2値変数;③正規雇用である場合を1(勤め先での呼称:正規の職員・従業員)、それ以外を0(勤め先での呼称:パート、アルバイト、労働者派遣事業所の派遣職員、契約社員・嘱託、その他)とする2値変数;④就業希望有を1、無を0とする二値変数(就業希望有のうち、就職活動をしている場合を1、それ以外を0とする二値変数);⑤週の就業時間;⑥1時間当たりの賃金;⑦1カ月当たりの所得を用いる。また、健康尺度として、①生活習慣病数;②糖尿病、心臓病、脳卒中、高血圧、脂質異常症、悪性新生物のうち医師診断のある疾患数;③②で記載した生活習慣病が原因で入院有を1、無を0とする2値変数;④健康診断の受診有を1、無の場合を0とする2値変数;⑤回答者本人の主観的健康感、及び、

配偶者の主観的健康感;⑥抑うつ指標 Kessler 6(K6)を用いる。

本研究では、こうした労働市場におけるアウトカムと生活習慣病を中心とする健康との関係性についての基本統計量を示し、男女別・学歴別に、就業率・就業時間・所得を従属変数とする単純な回帰分析を行う。但し、本研究の最後に参考資料として示した回帰分析については、内生性を考慮していないことに留意して頂きたい。

(倫理面への配慮)

厚生労働省による二次利用データを統計法第33条により申請し、許可を得て個票を分析した(承認番号:厚生労働省発政統0424第3号;承認日2018年4月24日)。提供された個票には個人を特定できる情報は含まれていない。

C. 研究結果

C-1 中高年の就業に関するアウトカム

C-1-1 就業率の時系列変化

図1は、調査年・年齢ごとの就業率の変化を示している。全ての調査で、年齢が上がると就業率が減少することから、年齢と就業率の間には負の相関があることがわかる。また、直近の調査になるほど、負の相関が強まる傾向が観察される。

C-1-2 週当たりの就業時間の時系列変化

図2は、調査年・年齢ごとの週当たりの就業時間の変化を示している。全ての調査で、年齢が上がると週の就業時間が短縮することから、年齢と就業時間の間には負の相関があることがわかる。また、直近の調査になるほど、負の相関が強まる傾向が観察される。

C-1-3 1時間当たりの賃金の時系列変化

図3は、調査年・年齢ごとの1時間当たりの賃金の変化を示している。年齢と賃金との関連性については、就業率や就業時間ほど明確ではなく、両者には、非線形の関係が伺われる。

C-1-4 1カ月当たりの所得の時系列変化

図4は、調査年・年齢ごとの1カ月当たりの所得の変化を示している。2008年以降、年齢が上がると1カ月当たりの所得が減少健康に転ずることが見て取れる。但し、2013-2014年と比較的高い年齢層で所得が増加傾向にあり、賃金と同様、若干非線形の傾向がみられる。

C-1-5 知的労働への就業率の時系列変化

図5は、調査年・年齢ごとの知的労働への就業率の変化を示している。全ての調査で、年齢が上がると就業率が減少することから、年齢と知的労働への就業率との間には負の相関があることがわかる。また、直近の調査になるほど、負の相関が強まる傾向が観察される。

C-1-6 正規雇用への就業率の時系列変化

図6は、調査年・年齢ごとの正規雇用への就業率の変化を示している。まず、定年(60歳)までは年齢と就業率との間に相関は観察出来ないが、定年を過ぎると、両者との間に明らかな負の相関があることがわかる。他方、直近の調査では、両者の相関が若干弱まる傾向にあることが見て取れる。

C-2 生活習慣病の罹患数

C-2-1 生活習慣病の罹患数と就業率との関係

図7は、男女別・生活習慣病の罹患数と

就業率との関係を示している。男女とも、生活習慣病の罹患数が増えると就業率が減少するという負の相関がみられる。但し、罹患数が一定数以上になると、標本数が少数であるため、95%信頼区間が拡大し、統計学的な有意性は確認できなかった。

C-2-2 生活習慣病の罹患数と週当たりの就業時間との関係

図8は、男女別・生活習慣病の罹患数と週当たりの就業時間との関係を示している。男女ともに、就業率ほどには、明確な負の相関は観察されない。男女ともに、生活習慣病の罹患数が増えると、標本数が減少するため、95%の信頼区間は拡大する。就業率と同様、内生性/因果性の存在を検証する必要がある。

C-2-3 生活習慣病罹患数と1時間当たりの賃金との関係

図9は、男女別・生活習慣病の罹患数と1時間当たりの賃金との関係を示している。男女ともに、罹患数と賃金との間には、むしろ弱い正の相関が観察される。男女ともに、生活習慣病の罹患数が増えると、標本数が減少するため、95%の信頼区間は拡大する。ここでも、内生性/因果性の存在を検証する必要がある。

C-2-4 生活習慣病罹患数と1カ月当たりの所得との関係

図10は、男女別・生活習慣病の罹患数と1カ月当たりの所得との関係を示している。男性では、両者の間に相関が存在しないように見える。他方、女性については、賃金と同様、罹患数が2-3よりも大きい場合には、弱い正の相関があるように見える。内生性/因

果性の存在を検証する必要がある。

C-2-5 生活習慣病罹患数と知的労働への就業率との関係

図 11 は、男女別・生活習慣病の罹患数と知的労働への就業率との関係を示している。男女ともに、両者の間には弱い負の相関が観察されるが、男性の方が若干強い相関がみとれる。内生性／因果性の存在を検証する必要がある。

C-2-6 生活習慣病罹患数と正規雇用への就業率との関係

図 12 は、男女別・生活習慣病の罹患数と正規雇用への就業率との関係を示している。男性では、両者の間に負の相関が観察できるが、女性ではそうした傾向は観察されない。内生性／因果性の存在を検証する必要がある。

C-3 主観的健康感

C-3-1 主観的健康感と就業率との関係

図 13 は、男女別・主観的健康感と就業率との関係を示している。男女ともに、主観的健康感が良好であるほど就業率が高まる正の相関が観察される。

C-3-2 主観的健康感と週当たりの就業時間との関係

図 14 は、男女別・主観的健康感と週当たりの就業時間との関係を示している。男女ともに、両者の間に明確な相関は観察されなかった。

C-3-3 主観的健康感と1時間当たりの賃金との関係

図 15 は、男女別・主観的健康感と1時間

当たりの賃金との関係を示している。男女ともに、「どちらかといえば悪い」を基点として、主観的健康感と賃金との間に緩やかな正の相関が観察されるが、「大変悪い」と回答した回答者の賃金が男女ともに若干高い傾向にあることがわかる。しかし、男女ともに、「大変悪い」と回答した標本数は少数であるため、95%の信頼区間は拡大する。内生性／因果性の存在を検証する必要がある。

C-3-4 主観的健康感と1カ月当たりの所得との関係

図 16 は、男女別・主観的健康感と1カ月当たりの所得との関係を示している。男女ともに、両者の間に正の相関が観察出来るが、男性の方が、女性に比較するとより強い相関がみられる。

C-3-5 男女別・主観的健康感と知的労働への就業率との関係

図 17 は、男女別・主観的健康感と知的労働への就業率との関係を示している。男女ともに、両者の間には明確な正の相関が観察される。

C-3-6 男女別・主観的健康感と正規雇用への就業率との関係

図 18 は、男女別・主観的健康感と正規雇用への就業率との関係を示している。男女ともに明確な相関は観察されない。

C-4 抑うつ指標 Kessler 6(K6)

C-4-1 K6 と就業率との関係

図 19 は、男女別・K6 と就業率との関係を示している。男女ともに、K6 が高まり抑うつ傾向が強まるほど、就業率が低下する負の相関が観察される。特に、男性においてこう

した傾向が顕著であることがわかる。

C-4-2 K6と週当たりの就業時間との関係

図 20 は、男女別・K6と週当たりの就業時間との関係を示している。男女ともに、就業率とは逆に、抑うつ傾向が強まるほど若干就業時間が長くなる傾向が観察出来るが、就業時間が長いこと K6 の得点が高いという逆相関の可能性が否定できず、内生性／因果性の存在を検証する必要がある。

C-4-3 K6と1時間当たりの賃金との関係

図 21 は、男女別・K6と1時間当たりの賃金との関係を示している。男女ともに、K6 が高まり抑うつ傾向が強まるほど、賃金が低下する負の相関が観察される。特に、男性においてこうした傾向が顕著であることがわかる。

C-4-4 K6と1カ月当たりの所得との関係

図 22 は、男女別・K6と1カ月当たりの所得との関係を示している。賃金と同様、特に男性で、K6 が高まり抑うつ傾向が強まるほど、所得が低下する負の相関が観察される。

C-4-5 男女別・K6と知的労働への就業率との関係

図 23 は、男女別・K6と知的労働への就業率との関係を示している。男女ともに、K6 が高まり抑うつ傾向が強まるほど、知的労働への就業率が低下する傾向にあり、両者の間には明確な負の相関が観察される。

C-4-6 男女別・K6と正規雇用への就業率との関係

図 24 は、男女別・K6と正規雇用への就業率との関係を示している。男女ともに明確

な相関は観察されない。

D. 考察／E. 結論

分析の結果、(1)生活習慣病の罹患数、主観的健康感、K6 のいずれの健康尺度についても、就業率や知的労働への就業率とは負の相関が観察された；(2)他方、こうした健康尺度と、週当たりの就業時間や、経済学において労働生産性を示す指標として用いられる1時間当たりの賃金に関しては、逆に正の相関が観察されたり、両者の相関が非線形であったりと、「見せかけの相関」である可能性が高く、内生性／因果性の検証が必要である；(3)女性よりも、男性においてより明確な相関が観察される傾向にある。

本研究では、最後に、単純回帰分析を行った。結果は、参考表 1-1～参考表 3-2 に示されている。当該結果は内生性／因果性を考慮に入れていないため、係数にバイアスがかかっていることに留意して頂きたい。その上で、当該分析において従属変数として投入した、糖尿病、心臓病、脳卒中、高血圧、脂質異常症、悪性新生物等の生活習慣病の罹患が、就業率を引き下げ、就業時間を短くし、さらに、所得を引き下げる傾向にあることがわかった。

本研究で概観された中高年層における健康と就業に関する様々な基本統計量から、2018年度では、中高年の健康と労働生産性との関連性に関する更なる分析を進めることにする。

F. 健康危険情報

特に無し。

G. 研究発表

1. 論文発表

特に無し.

2. 学会発表

特に無し.

H. 知的財産権の出願・登録状況(予定を含む)

1. 特許取得

特に無し.

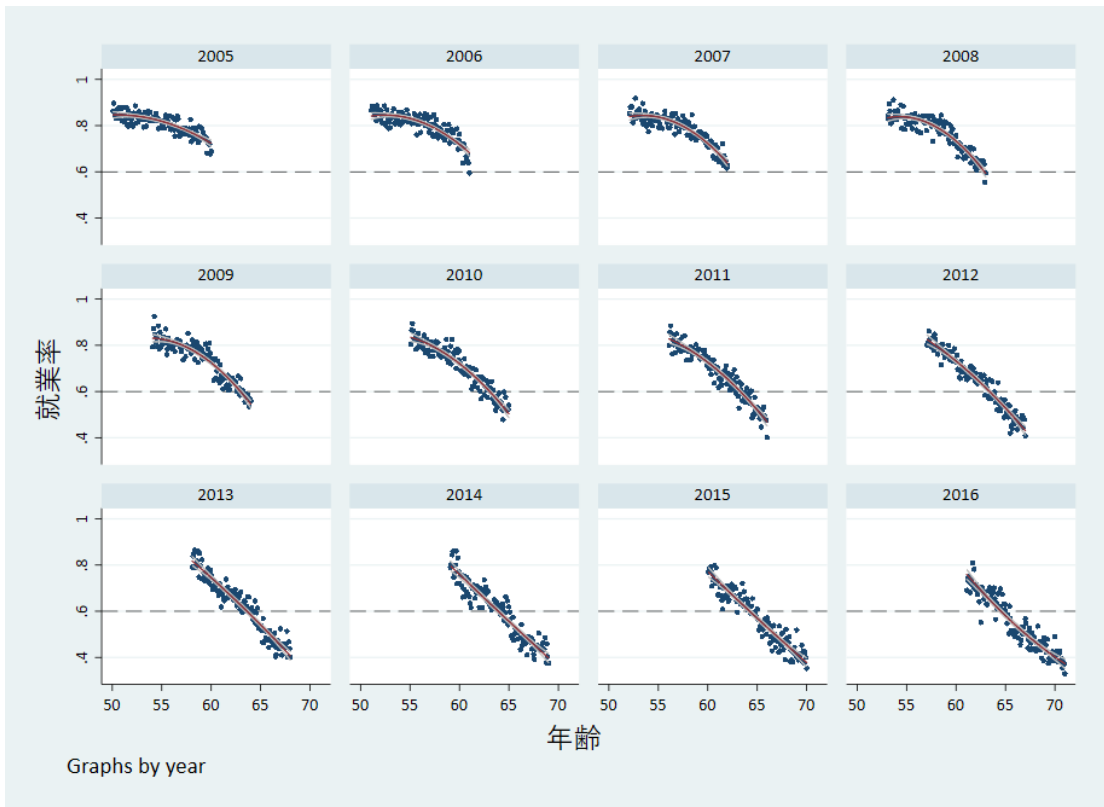
2. 実用新案登録

特に無し.

3. その他

特に無し.

[図 1] 調査年・年齢ごとの就業率の変化



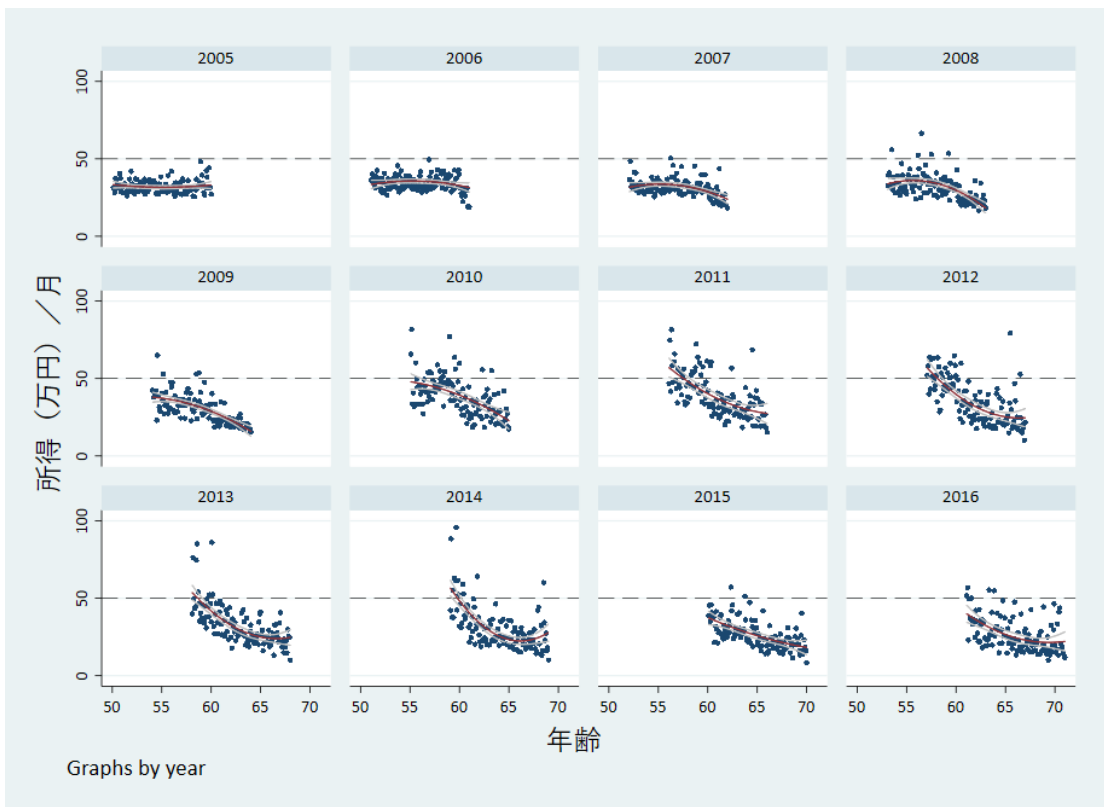
[図 2] 調査年・年齢ごとの週当たりの就業時間の変化



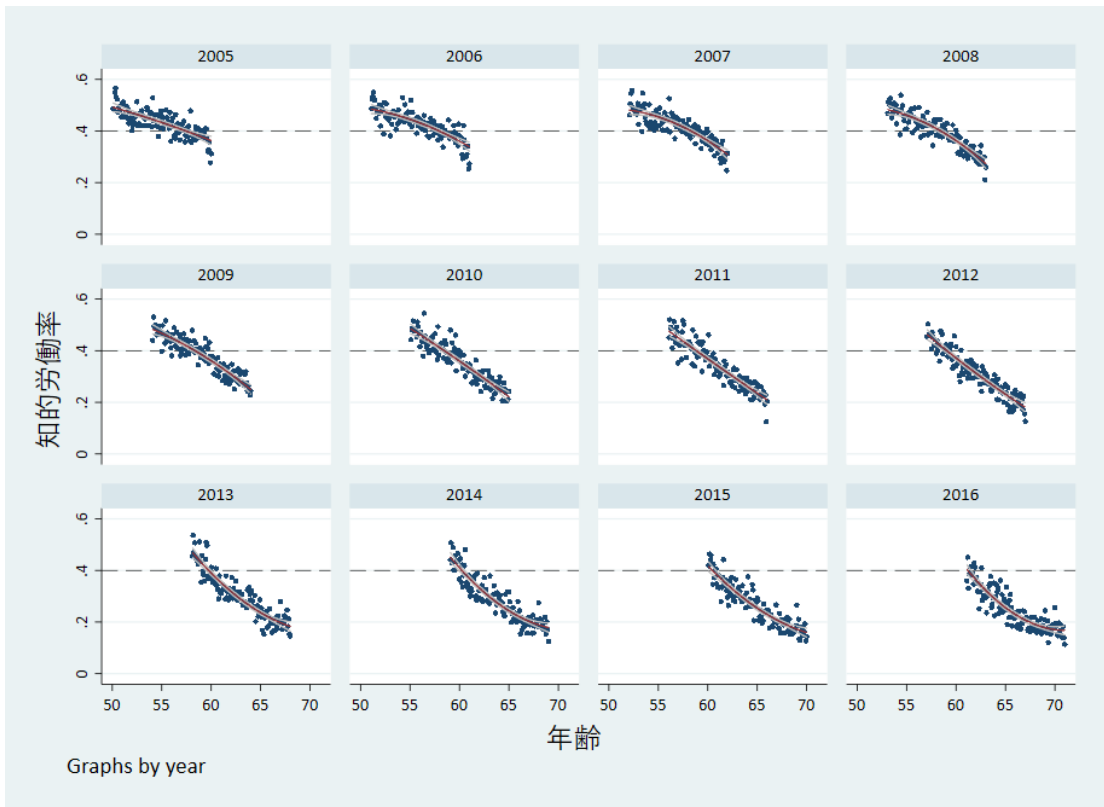
[図 3] 調査年・年齢ごとの 1 時間当たりの賃金の変化



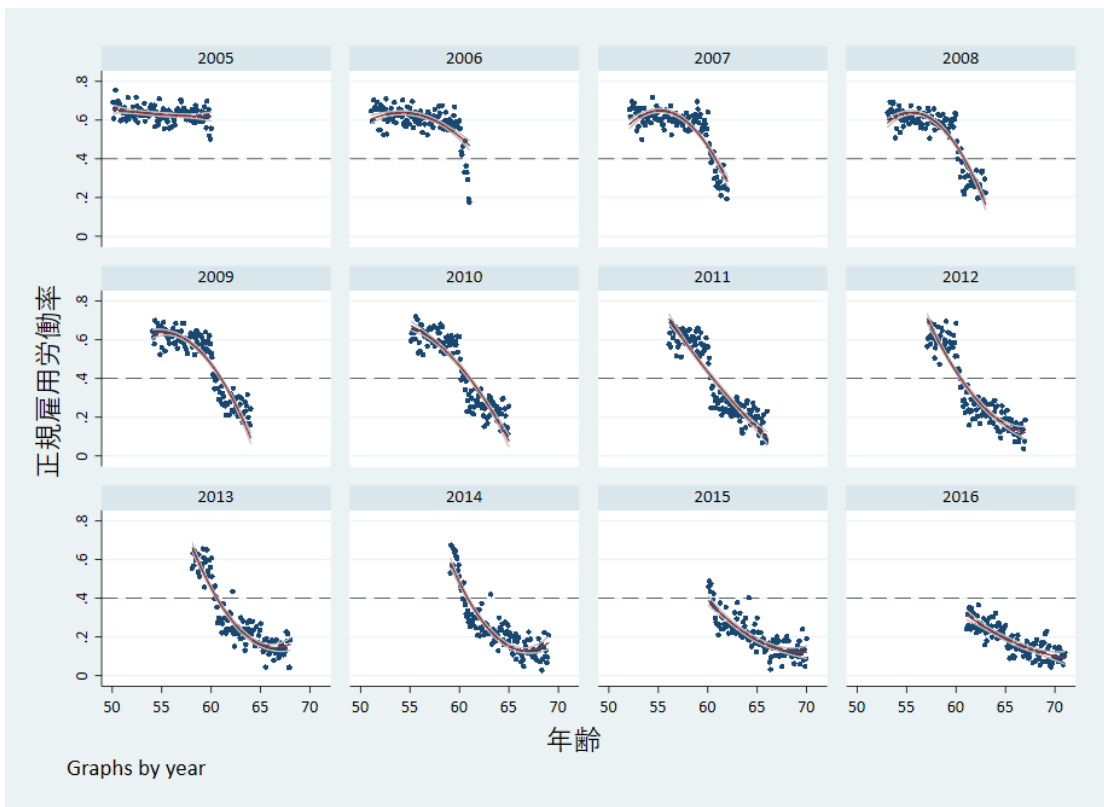
[図 4] 調査年・年齢ごとの 1 カ月当たりの所得の変化



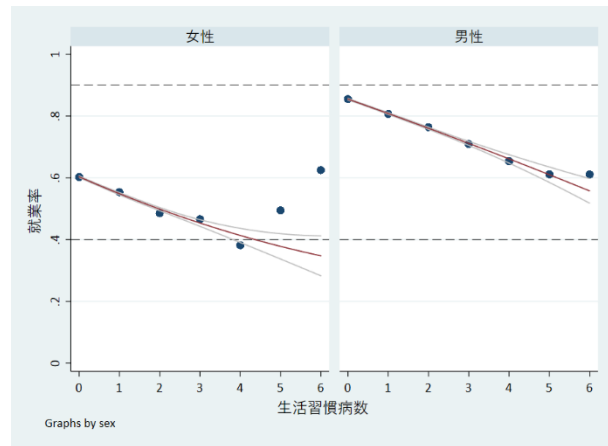
[図 5] 調査年・年齢ごとの知的労働への就業率の変化



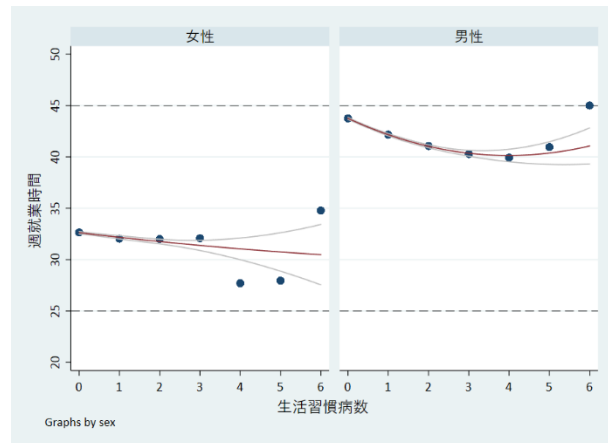
[図 6] 調査年・年齢ごとの正規雇用への就業率の変化



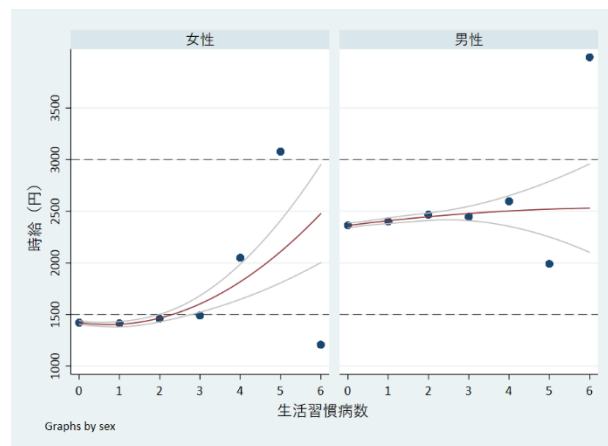
[図 7] 男女別・生活習慣病の罹患数と就業率との関係



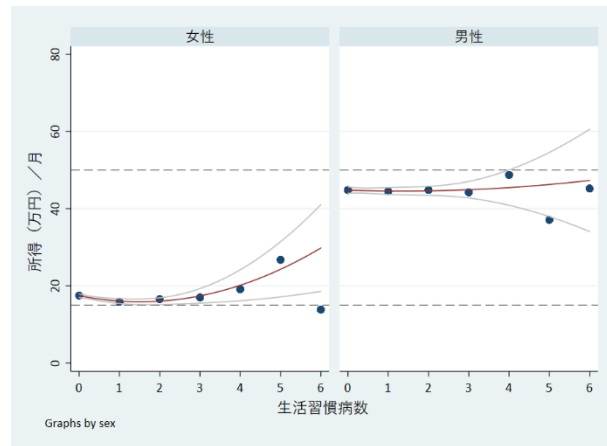
[図 8] 男女別・生活習慣病罹患数と週当たりの就業時間との関係



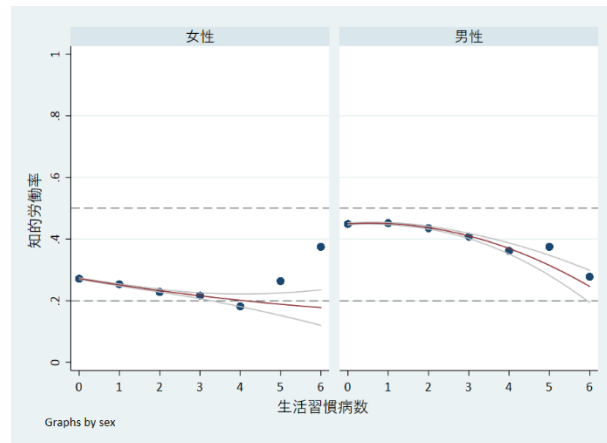
[図 9] 男女別・生活習慣病罹患数と1時間当たりの賃金との関係



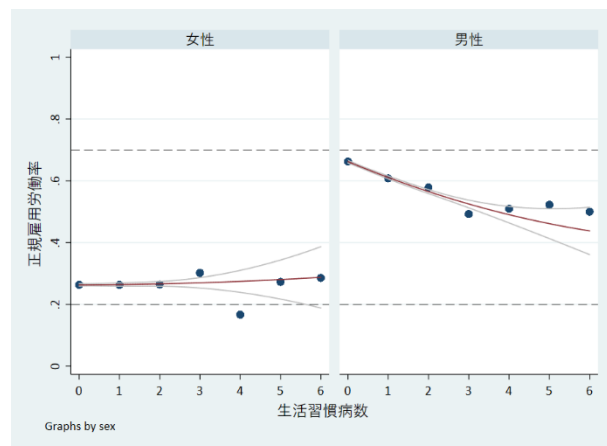
[図 10] 男女別・生活習慣病罹患数と1カ月当たりの所得との関係



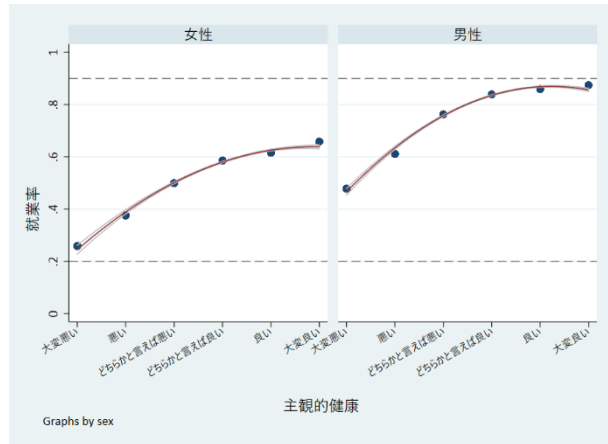
[図 11] 男女別・生活習慣病罹患数と知的労働への就業率との関係



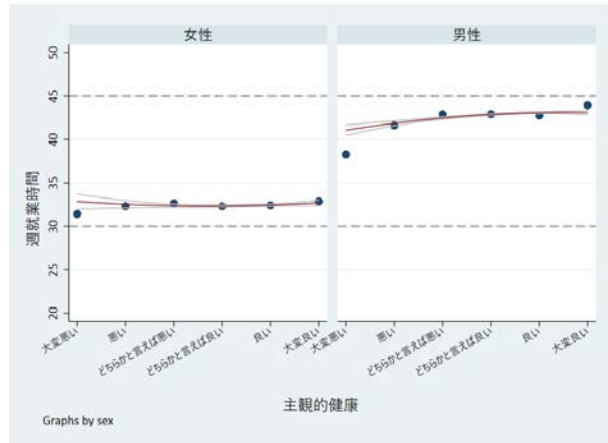
[図 12] 男女別・生活習慣病罹患数と正規雇用への就業率との関係



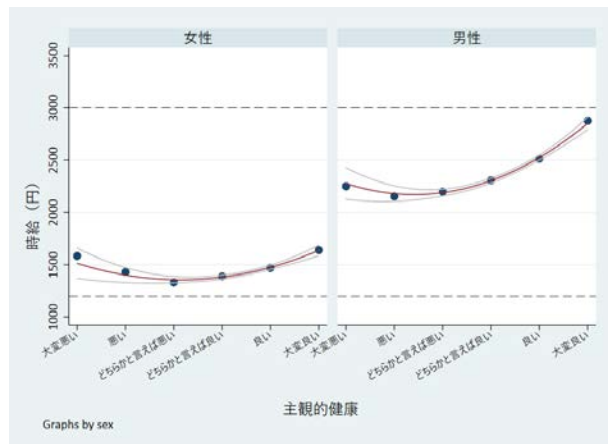
[図 13] 男女別・主観的健康感と就業率との関係



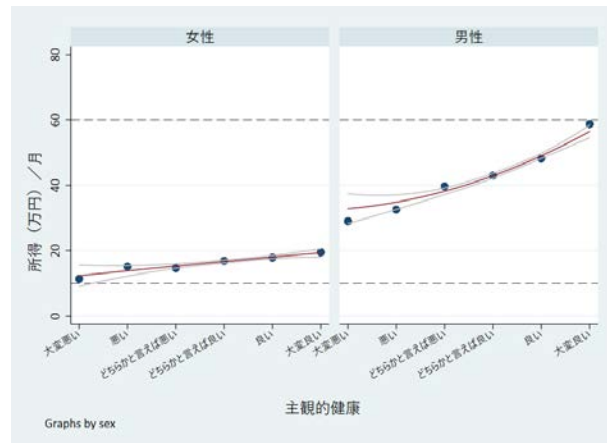
[図 14] 男女別・主観的健康感と週当たりの就業時間との関係



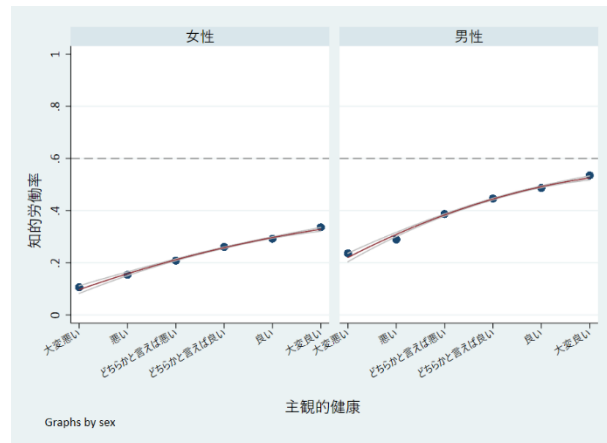
[図 15] 男女別・主観的健康感と1時間当たりの賃金との関係



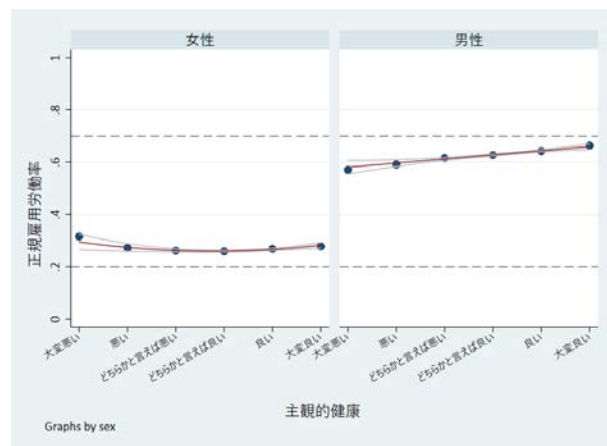
[図 16] 男女別・主観的健康感と1カ月当たりの所得との関係



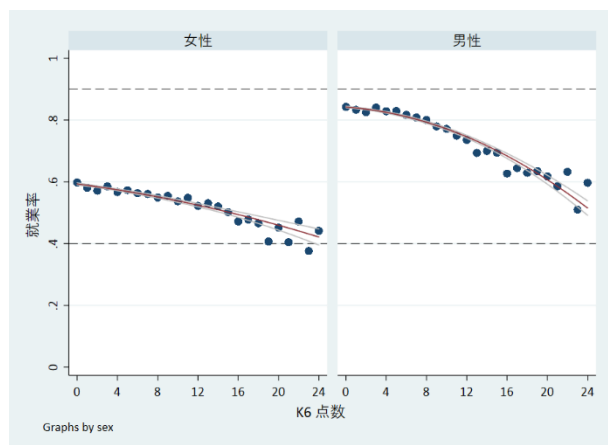
[図 17] 男女別・主観的健康感と知的労働への就業率との関係



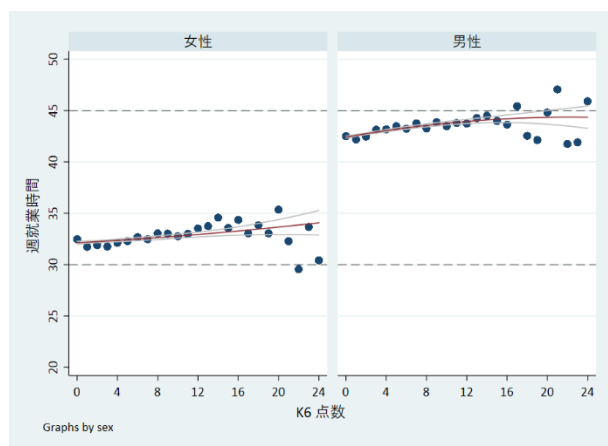
[図 18] 男女別・主観的健康感と正規雇用への就業率との関係



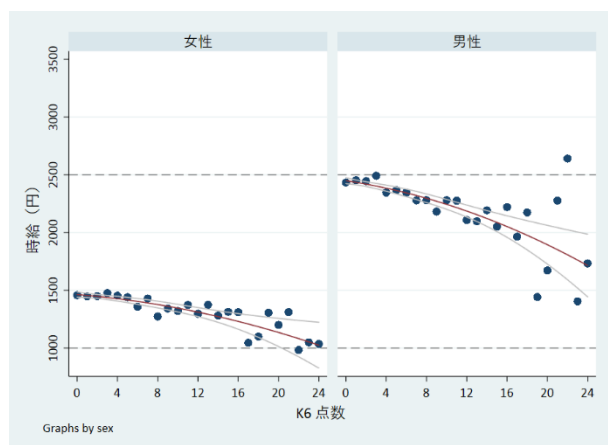
[図 19] 男女別・K6と就業率との関係



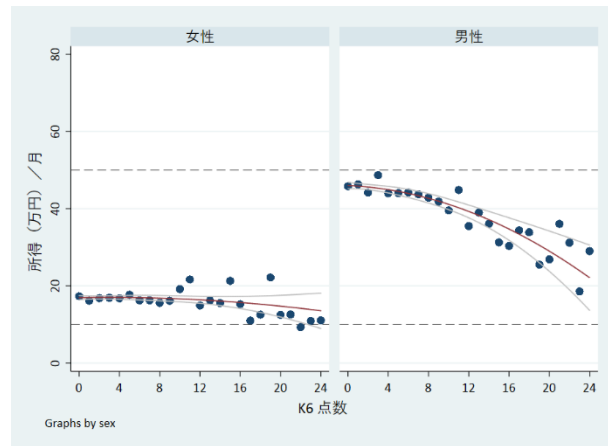
[図 20] 男女別・K6と週当たりの就業時間との関係



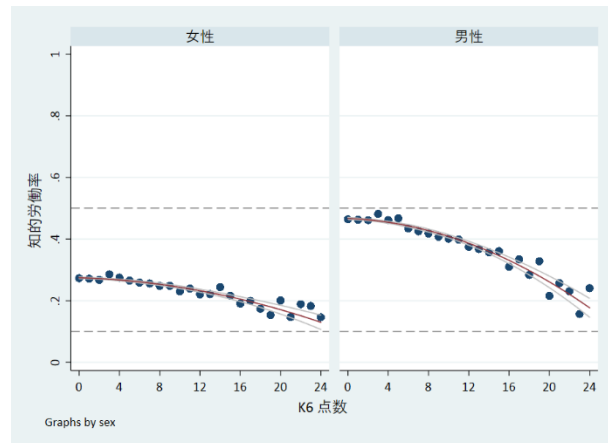
[図 21] 男女別・K6と1時間当たりの賃金との関係



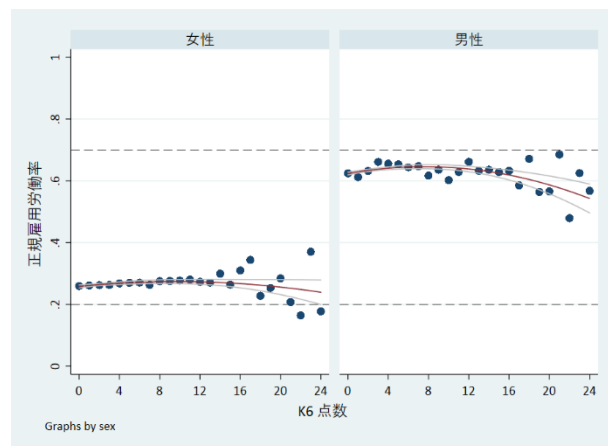
[図 22] 男女別・K6と1カ月当たりの所得との関係



[図 23] 男女別・K6と知的労働への就業率との関係



[図 24] 男女別・K6と正規雇用への就業率との関係



参考表 1-1 男女別 被説明変数:仕事の有無(1=有)

	全数			男性			女性					
	係数	標準誤差	P 値	係数	標準誤差	P 値	係数	標準誤差	P 値			
病気#入院の有無(参照群:下記の病気無#無)												
下記の病気無#有	-0.021	***	0.01	0.001	-0.015	**	0.01	0.048	-0.029	**	0.01	0.012
糖尿病#無	0.018	**	0.01	0.010	0.027	***	0.01	0.001	0.002		0.01	0.840
糖尿病#有	-0.026		0.02	0.123	-0.016		0.02	0.412	-0.041		0.03	0.151
心臓病#無	0.000		0.01	0.977	0.001		0.01	0.955	0.006		0.02	0.692
心臓病#有	0.001		0.01	0.941	0.014		0.02	0.396	-0.026		0.03	0.430
脳卒中#無	-0.028	*	0.01	0.054	-0.030	*	0.02	0.087	-0.013		0.02	0.597
脳卒中#有	-0.092	***	0.02	0.000	-0.064	**	0.03	0.019	-0.138	***	0.04	0.000
高血圧#無	0.017	***	0.00	0.000	0.023	***	0.01	0.000	0.009		0.01	0.152
高血圧#有	-0.005		0.01	0.532	0.009		0.01	0.365	-0.026	*	0.01	0.064
脂質異常症#無	0.018	***	0.00	0.000	0.029	***	0.01	0.000	0.007		0.01	0.261
脂質異常症#有	-0.001		0.01	0.937	0.012		0.01	0.400	-0.016		0.02	0.311
悪性新生物#無	-0.030	***	0.01	0.001	-0.029	**	0.01	0.030	-0.031	**	0.01	0.013
悪性新生物#有	-0.074	***	0.01	0.000	-0.065	***	0.01	0.000	-0.081	***	0.01	0.000
その他#無	-0.005		0.00	0.264	0.003		0.01	0.599	-0.012	**	0.01	0.034
その他#有	-0.035	***	0.01	0.000	-0.033	***	0.01	0.000	-0.037	***	0.01	0.000
年齢	-0.026	***	0.00	0.000	-0.026	***	0.00	0.000	-0.027	***	0.00	0.000
健康診断	0.080	***	0.00	0.000	0.104	***	0.00	0.000	0.056	***	0.00	0.000
家族同居	0.002		0.00	0.588	0.007		0.00	0.157	-0.004		0.01	0.509
介護あり	-0.030	***	0.00	0.000	-0.017	***	0.01	0.001	-0.041	***	0.01	0.000
K6 点数	-0.002	***	0.00	0.000	-0.002	***	0.00	0.000	-0.001	***	0.00	0.007
主観的健康感(参照群:大変悪い)												
悪い	0.049	***	0.01	0.000	0.053	***	0.01	0.000	0.039	**	0.02	0.010
どちらかと言えば悪い	0.083	***	0.01	0.000	0.093	***	0.02	0.000	0.068	***	0.02	0.000

どちらかと言えば良い	0.092 ***	0.01	0.000	0.099 ***	0.02	0.000	0.080 ***	0.02	0.000
良い	0.089 ***	0.01	0.000	0.094 ***	0.02	0.000	0.079 ***	0.02	0.000
大変良い	0.082 ***	0.01	0.000	0.089 ***	0.02	0.000	0.070 ***	0.02	0.000
飲酒頻度#喫煙の有無(参照群:毎日#無)									
毎日#有	0.028 ***	0.01	0.000	0.032 ***	0.01	0.000	0.004	0.02	0.829
週 5-6 日#無	-0.013 ***	0.01	0.009	-0.009	0.01	0.152	-0.025 **	0.01	0.011
週 5-6 日#有	0.013	0.01	0.142	0.019 *	0.01	0.058	-0.018	0.02	0.418
週 3-4 日#無	-0.029 ***	0.01	0.000	-0.027 ***	0.01	0.001	-0.031 ***	0.01	0.006
週 3-4 日#有	0.008	0.01	0.437	0.018	0.01	0.121	-0.042 *	0.02	0.090
週 1-2 日#無	-0.031 ***	0.01	0.000	-0.030 ***	0.01	0.000	-0.026 **	0.01	0.025
週 1-2 日#有	-0.012	0.01	0.274	-0.007	0.01	0.564	-0.039	0.03	0.121
月 1-3 日#無	-0.049 ***	0.01	0.000	-0.065 ***	0.01	0.000	-0.030 **	0.01	0.013
月 1-3 日#有	-0.015	0.01	0.214	-0.016	0.01	0.252	-0.024	0.02	0.320
ほとんど飲まない#無	-0.067 ***	0.01	0.000	-0.085 ***	0.01	0.000	-0.044 ***	0.01	0.000
ほとんど飲まない#有	-0.037 ***	0.01	0.000	-0.041 ***	0.01	0.002	-0.044 **	0.02	0.016
飲めない#無	-0.087 ***	0.01	0.000	-0.115 ***	0.01	0.000	-0.059 ***	0.01	0.000
飲めない#有	-0.046 ***	0.01	0.000	-0.052 ***	0.01	0.000	-0.048 **	0.02	0.011
お住まい形態(参照群:持ち家無)									
持ち家ローンなし	-0.031 ***	0.01	0.000	-0.041 ***	0.01	0.000	-0.015	0.01	0.237
持ち家ローンあり	0.002	0.01	0.797	-0.005	0.01	0.641	0.012	0.01	0.330
定数項	2.209 ***	0.03	0.000	2.256 ***	0.04	0.000	2.124 ***	0.05	0.000
Number of obs	174,732			91,985			82,747		
Number of groups	32,135			16,011			16,124		
Hausman 検定	0.000			0.000			0.000		

***1%水準で有意。**5%水準で有意。*10%水準で有意。Robust standard errors adjusted for clusters in districts.

参考表 1-2 学歴別 被説明変数:仕事の有無(1=有)

	中学校			高校・専門学校			短大・大学・大学院					
	係数	標準誤差	P 値	係数	標準誤差	P 値	係数	標準誤差	P 値			
病気#入院の有無(参照群:下記の病気無#無)												
下記の病気無#有	-0.044	**	0.02	0.025	-0.023	***	0.01	0.006	-0.012	0.01	0.310	
糖尿病#無	0.021		0.02	0.183	0.020	**	0.01	0.046	0.016	0.02	0.280	
糖尿病#有	-0.040		0.03	0.217	-0.013		0.02	0.573	-0.013	0.04	0.733	
心臓病#無	0.027		0.02	0.199	-0.004		0.01	0.799	-0.006	0.02	0.748	
心臓病#有	-0.055		0.04	0.165	0.011		0.02	0.594	0.044	0.03	0.177	
脳卒中#無	-0.053	*	0.03	0.086	0.008		0.02	0.715	-0.081	***	0.03	0.006
脳卒中#有	-0.131	***	0.04	0.003	-0.072	**	0.03	0.030	-0.126	**	0.05	0.012
高血圧#無	0.016		0.01	0.159	0.024	***	0.01	0.000	-0.001		0.01	0.936
高血圧#有	-0.013		0.02	0.532	0.002		0.01	0.834	-0.024		0.02	0.178
脂質異常症#無	0.011		0.01	0.404	0.020	***	0.01	0.000	0.016	**	0.01	0.027
脂質異常症#有	-0.014		0.03	0.620	0.014		0.01	0.312	-0.014		0.02	0.520
悪性新生物#無	-0.034		0.02	0.164	-0.028		0.01	0.018	-0.028		0.02	0.134
悪性新生物#有	-0.103	***	0.03	0.000	-0.068	***	0.01	0.000	-0.056	***	0.02	0.006
その他#無	-0.001		0.01	0.904	-0.003		0.01	0.575	-0.012		0.01	0.125
その他#有	-0.035	**	0.02	0.048	-0.027	***	0.01	0.003	-0.053	***	0.01	0.000
年齢	-0.027	***	0.00	0.000	-0.027	***	0.00	0.000	-0.026	***	0.00	0.000
健康診断	0.068	***	0.01	0.000	0.081	***	0.00	0.000	0.079	***	0.01	0.000
家族同居	0.008		0.01	0.374	0.001		0.00	0.869	0.001		0.01	0.909
介護あり	-0.031	***	0.01	0.005	-0.026	***	0.00	0.000	-0.035	***	0.01	0.000
K6 点数	-0.002	**	0.00	0.028	-0.002	***	0.00	0.000	0.000		0.00	0.599
主観的健康感(参照群:大変悪い)												
悪い	0.026		0.02	0.247	0.052	***	0.01	0.000	0.046	*	0.03	0.066
どちらかと言えば悪い	0.072	***	0.02	0.002	0.083	***	0.01	0.000	0.072	***	0.03	0.005

どちらかと言えば良い	0.081	***	0.02	0.001	0.093	***	0.02	0.000	0.081	***	0.03	0.002
良い	0.075	***	0.02	0.002	0.090	***	0.02	0.000	0.078	***	0.03	0.003
大変良い	0.085	***	0.03	0.002	0.081	***	0.02	0.000	0.072	***	0.03	0.008
飲酒頻度#喫煙の有無(参照群:毎日#無)												
毎日#有	0.027		0.02	0.162	0.026	**	0.01	0.010	0.026	*	0.02	0.080
週 5-6 日#無	-0.038	**	0.02	0.020	-0.011		0.01	0.112	-0.003		0.01	0.739
週 5-6 日#有	0.000		0.02	0.985	0.015		0.01	0.222	0.016		0.02	0.326
週 3-4 日#無	-0.072	***	0.02	0.000	-0.026	***	0.01	0.004	-0.016		0.01	0.114
週 3-4 日#有	-0.032		0.03	0.248	0.010		0.01	0.475	0.026		0.02	0.150
週 1-2 日#無	-0.069	***	0.02	0.001	-0.031	***	0.01	0.001	-0.016		0.01	0.135
週 1-2 日#有	-0.068	**	0.03	0.011	0.009		0.02	0.551	-0.023		0.02	0.247
月 1-3 日#無	-0.069	***	0.02	0.002	-0.049	***	0.01	0.000	-0.034	**	0.01	0.011
月 1-3 日#有	-0.070	**	0.03	0.011	-0.010		0.02	0.575	-0.003		0.02	0.894
ほとんど飲まない#無	-0.121	***	0.02	0.000	-0.066	***	0.01	0.000	-0.041	***	0.01	0.002
ほとんど飲まない#有	-0.062	**	0.03	0.015	-0.039	***	0.01	0.008	-0.022		0.02	0.323
飲めない#無	-0.134	***	0.02	0.000	-0.084	***	0.01	0.000	-0.062	***	0.02	0.000
飲めない#有	-0.072	***	0.03	0.006	-0.043	***	0.02	0.005	-0.027		0.02	0.284
お住まい形態(参照群:持ち家無)												
持ち家ローンなし	-0.045	**	0.02	0.033	-0.024	**	0.01	0.038	-0.029	*	0.02	0.056
持ち家ローンあり	-0.025		0.02	0.245	0.018		0.01	0.123	-0.006		0.02	0.692
定数項	2.274	***	0.08	0.000	2.224	***	0.04	0.000	2.201	***	0.06	0.000
Number of obs	25,714				97,531				43,565			
Number of groups	5,601				17,725				7,198			
Hausman test	0.001				0.000				0.000			

***1%水準で有意。**5%水準で有意。*10%水準で有意。Robust standard errors adjusted for clusters in districts.

参考表 2-1 男女別 被説明変数:週間就業時間

	全数			男性			女性			
	係数	標準誤差	P 値	係数	標準誤差	P 値	係数	標準誤差	P 値	
病気#入院の有無(参照群:下記の病気無#無)										
下記の病気無#有	-0.860 ***	0.28	0.002	-0.760 **	0.34	0.024	-1.297 ***	0.48	0.007	
糖尿病#無	0.233	0.27	0.381	0.026	0.31	0.933	0.396	0.51	0.439	
糖尿病#有	0.458	0.75	0.544	0.106	0.89	0.906	1.004	1.40	0.472	
心臓病#無	-0.179	0.36	0.616	-0.342	0.41	0.408	0.042	0.73	0.954	
心臓病#有	0.314	0.60	0.598	0.231	0.65	0.721	0.053	1.63	0.974	
脳卒中#無	-0.319	0.59	0.590	-0.375	0.73	0.607	-0.427	0.96	0.658	
脳卒中#有	-2.264 **	1.15	0.048	-2.650 **	1.27	0.037	-0.991	2.87	0.730	
高血圧#無	0.166	0.15	0.264	0.034	0.18	0.854	0.298	0.25	0.241	
高血圧#有	-1.127 ***	0.35	0.001	-1.296 ***	0.39	0.001	-0.923	0.76	0.222	
脂質異常症#無	0.461 ***	0.15	0.002	0.233	0.19	0.226	0.582 **	0.23	0.013	
脂質異常症#有	0.332	0.44	0.448	-0.178	0.54	0.743	1.171	0.73	0.110	
悪性新生物#無	-0.470	0.40	0.235	-1.076 **	0.50	0.033	0.279	0.58	0.632	
悪性新生物#有	-3.496 ***	0.47	0.000	-3.545 ***	0.56	0.000	-3.465 ***	0.84	0.000	
その他#無	-0.162	0.16	0.320	-0.530 **	0.22	0.015	0.005	0.24	0.984	
その他#有	-1.429 ***	0.32	0.000	-2.025 ***	0.41	0.000	-0.516	0.49	0.291	
年齢	-0.842 ***	0.02	0.000	-0.940 ***	0.02	0.000	-0.634 ***	0.03	0.000	
健康診断	1.058 ***	0.12	0.000	1.242 ***	0.15	0.000	0.721 ***	0.17	0.000	
家族同居	0.012	0.13	0.923	0.067	0.15	0.665	-0.154	0.20	0.447	
介護あり	-0.313 **	0.15	0.033	-0.001	0.20	0.995	-0.660 ***	0.22	0.002	
K6 点数	0.066 ***	0.02	0.000	0.074 ***	0.02	0.000	0.049 ***	0.02	0.033	
主観的健康感(参照群:大変悪い)										
悪い	4.000 ***	0.77	0.000	4.121 ***	0.98	0.000	3.502 ***	1.26	0.005	
どちらかと言えば悪い	5.131 ***	0.79	0.000	5.450 ***	1.00	0.000	4.198 ***	1.23	0.001	

どちらかと言えば良い	5.099	***	0.80	0.000	5.310	***	1.00	0.000	4.364	***	1.26	0.001
良い	4.865	***	0.80	0.000	5.040	***	1.00	0.000	4.169	***	1.27	0.001
大変良い	4.791	***	0.81	0.000	5.108	***	1.02	0.000	3.799	***	1.30	0.003
飲酒頻度#喫煙の有無(参照群:毎日#無)												
毎日#有	1.675	***	0.28	0.000	1.422	***	0.30	0.000	0.857		0.73	0.239
週 5-6 日#無	-0.099		0.20	0.616	0.012		0.22	0.955	-0.582		0.39	0.131
週 5-6 日#有	1.069	***	0.34	0.002	0.796	**	0.37	0.030	0.829		0.84	0.327
週 3-4 日#無	-0.255		0.24	0.282	-0.017		0.28	0.952	-0.922	**	0.42	0.030
週 3-4 日#有	1.230	***	0.36	0.001	1.130	***	0.40	0.005	-0.034		0.82	0.967
週 1-2 日#無	-1.311	***	0.28	0.000	-1.112	***	0.33	0.001	-1.697	***	0.49	0.001
週 1-2 日#有	-0.388		0.41	0.344	-0.410		0.45	0.368	-1.819	*	0.95	0.057
月 1-3 日#無	-1.488	***	0.29	0.000	-1.352	***	0.37	0.000	-1.762	***	0.50	0.000
月 1-3 日#有	-0.406		0.44	0.354	-0.248		0.52	0.633	-2.116	***	0.74	0.004
ほとんど飲まない#無	-1.960	***	0.30	0.000	-2.152	***	0.37	0.000	-1.925	***	0.50	0.000
ほとんど飲まない#有	0.228		0.40	0.564	0.243		0.47	0.604	-0.460		0.74	0.535
飲めない#無	-1.895	***	0.33	0.000	-2.066	***	0.44	0.000	-1.866	***	0.52	0.000
飲めない#有	-0.739		0.47	0.119	-0.693		0.57	0.224	-1.366		0.86	0.112
お住まい形態(参照群:持ち家無)												
持ち家ローンなし	-1.155	***	0.32	0.000	-0.828	**	0.38	0.031	-1.501	***	0.56	0.008
持ち家ローンあり	-0.440		0.32	0.169	0.029		0.39	0.940	-1.346	**	0.56	0.017
定数項	84.214	***	1.36	0.000	93.038	***	1.65	0.000	67.796	***	2.26	0.000
Number of obs	122,109				75,894				46,215			
Number of groups	26,603				15,138				11,465			
Hausman test	0.000				0.000				0.000			

***1%水準で有意。**5%水準で有意。*10%水準で有意。Robust standard errors adjusted for clusters in districts.

参考表 2-2 学歴別 被説明変数:週間就業時間

	中学校			高校・専門学校			短大・大学・大学院			
	係数	標準誤差	P 値	係数	標準誤差	P 値	係数	標準誤差	P 値	
病気#入院の有無(参照群:下記の病気無#無)										
下記の病気無#有	-0.734	0.80	0.356	-0.905 **	0.38	0.016	-0.795	0.50	0.110	
糖尿病#無	1.618 **	0.74	0.030	-0.134	0.35	0.703	0.081	0.48	0.866	
糖尿病#有	2.048	1.79	0.254	0.463	0.95	0.628	-1.230	1.65	0.457	
心臓病#無	0.369	1.06	0.729	-0.263	0.47	0.573	-0.581	0.68	0.394	
心臓病#有	1.272	1.65	0.440	-0.186	0.82	0.821	0.278	1.13	0.805	
脳卒中#無	0.371	1.18	0.754	-0.279	0.85	0.742	-0.897	1.25	0.472	
脳卒中#有	-2.236	2.05	0.275	-2.122	1.60	0.185	-0.129	2.37	0.957	
高血圧#無	0.111	0.43	0.797	0.128	0.19	0.496	0.123	0.31	0.687	
高血圧#有	-1.614 *	0.86	0.060	-0.942 **	0.46	0.040	-1.080	0.73	0.141	
脂質異常症#無	0.227	0.48	0.635	0.565 ***	0.20	0.004	0.302	0.28	0.284	
脂質異常症#有	-0.192	1.78	0.914	0.515	0.55	0.348	-0.044	0.79	0.956	
悪性新生物#無	-1.303	1.15	0.255	-0.157	0.50	0.754	-0.677	0.77	0.381	
悪性新生物#有	-3.751 **	1.46	0.010	-3.387 ***	0.62	0.000	-3.310 ***	0.89	0.000	
その他#無	0.022	0.47	0.963	-0.032	0.20	0.872	-0.315	0.32	0.321	
その他#有	-2.841 ***	0.95	0.003	-1.366 ***	0.44	0.002	-0.802	0.59	0.174	
年齢	-0.927 ***	0.06	0.000	-0.784 ***	0.02	0.000	-0.944 ***	0.04	0.000	
健康診断	0.594 *	0.30	0.050	0.973 ***	0.15	0.000	1.617 ***	0.24	0.000	
家族同居	-0.185	0.37	0.614	-0.033	0.17	0.846	0.081	0.24	0.738	
介護あり	-0.385	0.47	0.417	-0.191	0.20	0.330	-0.441	0.28	0.111	
K6 点数	-0.009	0.04	0.826	0.046 **	0.02	0.018	0.169 ***	0.03	0.000	
主観的健康感(参照群:大変悪い)										
悪い	3.362 *	1.88	0.074	4.552 ***	1.04	0.000	4.048 **	1.65	0.014	
どちらかと言えば悪い	4.340 **	1.85	0.019	5.905 ***	1.05	0.000	4.744 ***	1.75	0.007	

どちらかと言えば良い	4.119	**	1.88	0.028	6.085	***	1.06	0.000	4.310	**	1.75	0.014
良い	4.239	**	1.88	0.025	5.936	***	1.07	0.000	3.819	**	1.76	0.030
大変良い	4.641	**	1.95	0.018	5.686	***	1.09	0.000	3.865	**	1.78	0.030
飲酒頻度#喫煙の有無(参照群:毎日#無)												
毎日#有	0.406		0.67	0.544	2.057	***	0.36	0.000	1.037	*	0.57	0.069
週 5-6 日#無	-0.204		0.57	0.719	-0.358		0.25	0.160	0.192		0.36	0.592
週 5-6 日#有	0.835		1.02	0.413	1.372	***	0.42	0.001	0.738		0.64	0.250
週 3-4 日#無	-1.324	*	0.78	0.089	-0.068		0.31	0.828	-0.149		0.42	0.720
週 3-4 日#有	-0.693		0.91	0.448	1.472	***	0.47	0.002	1.500	**	0.73	0.040
週 1-2 日#無	-1.894	**	0.92	0.039	-0.933	***	0.34	0.006	-1.289	**	0.51	0.012
週 1-2 日#有	-2.322	**	0.98	0.018	-0.293		0.56	0.603	0.247		0.77	0.749
月 1-3 日#無	-2.351	**	0.94	0.013	-1.263	***	0.37	0.001	-1.553	***	0.53	0.004
月 1-3 日#有	-1.732		1.15	0.133	0.144		0.60	0.809	-0.244		0.87	0.779
ほとんど飲まない#無	-1.933	**	0.87	0.026	-1.877	***	0.39	0.000	-1.689	***	0.55	0.002
ほとんど飲まない#有	-0.269		0.95	0.778	0.459		0.54	0.394	0.229		0.84	0.786
飲めない#無	-1.851	**	0.89	0.038	-1.934	***	0.42	0.000	-1.209	**	0.63	0.056
飲めない#有	-0.418		1.02	0.683	-0.412		0.64	0.522	-1.903	**	0.96	0.047
お住まい形態(参照群:持ち家無)												
持ち家ローンなし	-0.434		0.88	0.621	-1.164	***	0.43	0.007	-1.252	**	0.61	0.040
持ち家ローンあり	-0.856		0.84	0.309	-0.134		0.43	0.753	-0.671		0.61	0.272
定数項	91.656	***	3.74	0.000	79.222	***	1.79	0.000	90.767	***	2.85	0.000
Number of obs	17,000				67,493				32,274			
Number of groups	4,454				14,676				6,188			
Hausman test	0.000				0.000				0.000			

***1%水準で有意。**5%水準で有意。*10%水準で有意。Robust standard errors adjusted for clusters in districts.

参考表 3-1 男女別 被説明変数:この1ヶ月間収入(log scale)

	全数			男性			女性			
	係数	標準誤差	P 値	係数	標準誤差	P 値	係数	標準誤差	P 値	
病気#入院の有無(参照群:下記の病気無#無)										
下記の病気無#有	0.009	0.02	0.615	0.004	0.02	0.859	0.006	0.03	0.832	
糖尿病#無	-0.037 **	0.02	0.038	-0.042 **	0.02	0.045	-0.061 *	0.03	0.054	
糖尿病#有	-0.035	0.04	0.433	-0.045	0.06	0.414	-0.058	0.06	0.320	
心臓病#無	-0.114 ***	0.02	0.000	-0.135 ***	0.03	0.000	-0.083 *	0.05	0.086	
心臓病#有	-0.050	0.05	0.274	-0.071	0.05	0.162	-0.023	0.10	0.820	
脳卒中#無	-0.170 ***	0.04	0.000	-0.195 ***	0.05	0.000	-0.111	0.08	0.175	
脳卒中#有	-0.117 *	0.06	0.060	-0.131 *	0.07	0.053	-0.122	0.17	0.471	
高血圧#無	-0.099 ***	0.01	0.000	-0.122 ***	0.01	0.000	-0.059 ***	0.02	0.000	
高血圧#有	-0.092 ***	0.02	0.000	-0.117 ***	0.03	0.000	-0.048	0.04	0.265	
脂質異常症#無	-0.088 ***	0.01	0.000	-0.106 ***	0.01	0.000	-0.062 ***	0.01	0.000	
脂質異常症#有	-0.067 **	0.03	0.022	-0.085 **	0.04	0.018	-0.048	0.04	0.279	
悪性新生物#無	-0.198 ***	0.03	0.000	-0.213 ***	0.04	0.000	-0.168 ***	0.04	0.000	
悪性新生物#有	-0.168 ***	0.03	0.000	-0.202 ***	0.04	0.000	-0.097 *	0.05	0.065	
その他#無	-0.206 ***	0.01	0.000	-0.276 ***	0.01	0.000	-0.111 ***	0.01	0.000	
その他#有	-0.242 ***	0.02	0.000	-0.298 ***	0.02	0.000	-0.138 ***	0.03	0.000	
年齢	-0.044 ***	0.00	0.000	-0.051 ***	0.00	0.000	-0.028 ***	0.00	0.000	
健康診断	0.083 ***	0.01	0.000	0.095 ***	0.01	0.000	0.060 ***	0.01	0.000	
家族同居	-0.001	0.01	0.888	0.001	0.01	0.909	-0.009	0.01	0.503	
介護あり	-0.007	0.01	0.470	-0.003	0.01	0.826	-0.009	0.01	0.502	
K6 点数	-0.001	0.00	0.435	-0.002	0.00	0.129	0.001	0.00	0.683	
主観的健康感(参照群:大変悪い)										
悪い	-0.007	0.04	0.864	-0.018	0.05	0.710	0.010	0.08	0.898	
どちらかと言えば悪い	0.012	0.04	0.763	0.004	0.05	0.929	0.019	0.08	0.811	

どちらかと言えば良い	0.001	0.04	0.972	-0.004	0.05	0.936	0.008	0.08	0.918			
良い	-0.003	0.04	0.946	-0.004	0.05	0.938	-0.005	0.08	0.946			
大変良い	0.008	0.04	0.845	0.005	0.05	0.928	0.013	0.08	0.880			
飲酒頻度#喫煙の有無(参照群:毎日#無)												
毎日#有	0.073	***	0.02	0.000	0.042	**	0.02	0.031	0.094	*	0.05	0.060
週 5-6 日#無	-0.023		0.01	0.109	-0.018		0.02	0.260	-0.045		0.03	0.102
週 5-6 日#有	0.032		0.02	0.163	0.007		0.03	0.780	0.020		0.05	0.671
週 3-4 日#無	-0.011		0.02	0.476	-0.001		0.02	0.942	-0.040		0.03	0.170
週 3-4 日#有	0.068	**	0.03	0.010	0.044		0.03	0.128	0.069		0.06	0.266
週 1-2 日#無	-0.029	*	0.02	0.096	-0.026		0.02	0.209	-0.028		0.03	0.368
週 1-2 日#有	0.001		0.03	0.983	-0.034		0.03	0.239	0.057		0.06	0.332
月 1-3 日#無	-0.058	***	0.02	0.002	-0.057	**	0.02	0.015	-0.054		0.03	0.106
月 1-3 日#有	0.013		0.03	0.664	0.002		0.03	0.945	-0.018		0.05	0.737
ほとんど飲まない#無	-0.076	***	0.02	0.000	-0.079	***	0.02	0.000	-0.064		0.03	0.051
ほとんど飲まない#有	-0.012		0.03	0.637	-0.027		0.03	0.373	0.008		0.05	0.863
飲めない#無	-0.080	***	0.02	0.000	-0.087	***	0.03	0.002	-0.066	*	0.03	0.058
飲めない#有	-0.054	*	0.03	0.051	-0.067	**	0.03	0.043	-0.032		0.05	0.509
お住まい形態(参照群:持ち家無)												
持ち家ローンなし	-0.046	**	0.02	0.021	-0.068	***	0.02	0.004	0.032		0.04	0.379
持ち家ローンあり	0.083	***	0.02	0.000	0.096	***	0.02	0.000	0.063	*	0.04	0.082
定数項	5.626	***	0.08	0.000	6.392	***	0.10	0.000	4.122	***	0.14	0.000
Number of obs	101,237			63,211			38,026					
Number of groups	24,995			14,303			10,692					
Hausman test	0.000			0.000			0.000					

***1%水準で有意。**5%水準で有意。*10%水準で有意。Robust standard errors adjusted for clusters in districts.

参考表 3-2 学歴別 被説明変数:この1ヶ月間収入(log scale)

	中学校			高校・専門学校			短大・大学・大学院			
	係数	標準誤差	P 値	係数	標準誤差	P 値	係数	標準誤差	P 値	
病気#入院の有無(参照群:下記の病気無#無)										
下記の病気無#有	0.021	0.04	0.600	0.016	0.02	0.496	-0.010	0.03	0.725	
糖尿病#無	-0.020	0.05	0.664	-0.045 **	0.02	0.059	-0.011	0.04	0.771	
糖尿病#有	0.023	0.09	0.805	-0.094 *	0.06	0.096	0.100	0.13	0.426	
心臓病#無	0.007	0.07	0.918	-0.105 ***	0.03	0.002	-0.140 ***	0.04	0.001	
心臓病#有	0.000	0.16	0.999	-0.049	0.06	0.387	-0.136 *	0.08	0.078	
脳卒中#無	-0.138	0.12	0.238	-0.187 ***	0.06	0.002	-0.172 ***	0.05	0.001	
脳卒中#有	-0.028	0.13	0.833	-0.103	0.08	0.222	-0.173	0.12	0.164	
高血圧#無	-0.120 ***	0.03	0.000	-0.091 ***	0.01	0.000	-0.095 ***	0.02	0.000	
高血圧#有	-0.135 **	0.06	0.017	-0.061 *	0.03	0.066	-0.127 ***	0.04	0.002	
脂質異常症#無	-0.133 ***	0.03	0.000	-0.086 ***	0.01	0.000	-0.066 ***	0.02	0.000	
脂質異常症#有	0.015	0.10	0.875	-0.067 *	0.04	0.086	-0.082	0.05	0.111	
悪性新生物#無	-0.252 **	0.11	0.020	-0.195 ***	0.04	0.000	-0.203 ***	0.05	0.000	
悪性新生物#有	-0.105	0.09	0.234	-0.196 ***	0.04	0.000	-0.178 ***	0.05	0.000	
その他#無	-0.207 ***	0.03	0.000	-0.202 ***	0.01	0.000	-0.207 ***	0.02	0.000	
その他#有	-0.258 ***	0.05	0.000	-0.209 ***	0.03	0.000	-0.272 ***	0.04	0.000	
年齢	-0.046 ***	0.00	0.000	-0.044 ***	0.00	0.000	-0.044 ***	0.00	0.000	
健康診断	0.039 **	0.02	0.037	0.082 ***	0.01	0.000	0.119 ***	0.02	0.000	
家族同居	-0.010	0.02	0.662	0.004	0.01	0.712	-0.002	0.02	0.891	
介護あり	0.049 *	0.03	0.084	0.005	0.01	0.724	-0.034 **	0.02	0.045	
K6 点数	-0.003	0.00	0.249	-0.002	0.00	0.191	0.003	0.00	0.197	
主観的健康感(参照群:大変悪い)										
悪い	-0.052	0.12	0.675	0.021	0.05	0.673	-0.031	0.08	0.701	
どちらかと言えば悪い	-0.012	0.13	0.923	0.030	0.05	0.540	-0.031	0.08	0.697	

どちらかと言えば良い	-0.031	0.13	0.811	0.030	0.05	0.547	-0.053	0.08	0.507	
良い	-0.029	0.13	0.824	0.023	0.05	0.642	-0.055	0.08	0.492	
大変良い	-0.040	0.13	0.760	0.023	0.05	0.662	-0.029	0.08	0.725	
飲酒頻度#喫煙の有無(参照群:毎日#無)										
毎日#有	0.118 ***	0.04	0.007	0.053 **	0.03	0.041	0.059 **	0.03	0.050	
週 5-6 日#無	0.011	0.04	0.797	-0.044 **	0.02	0.024	-0.011	0.02	0.642	
週 5-6 日#有	0.064	0.05	0.209	0.014	0.03	0.658	0.032	0.04	0.436	
週 3-4 日#無	0.019	0.05	0.735	-0.018	0.02	0.405	-0.021	0.03	0.423	
週 3-4 日#有	0.033	0.06	0.613	0.065 *	0.04	0.073	0.076 *	0.05	0.097	
週 1-2 日#無	0.005	0.05	0.925	-0.045 *	0.02	0.058	-0.027	0.03	0.381	
週 1-2 日#有	-0.026	0.06	0.692	-0.020	0.04	0.576	0.025	0.05	0.588	
月 1-3 日#無	-0.056	0.06	0.384	-0.063 **	0.03	0.017	-0.069 **	0.03	0.028	
月 1-3 日#有	0.043	0.08	0.590	-0.001	0.04	0.982	0.010	0.06	0.859	
ほとんど飲まない#無	-0.028	0.05	0.603	-0.091 ***	0.03	0.000	-0.066 **	0.03	0.041	
ほとんど飲まない#有	0.010	0.06	0.880	-0.061 *	0.03	0.072	0.061	0.05	0.220	
飲めない#無	-0.013	0.06	0.819	-0.109 ***	0.03	0.000	-0.059	0.04	0.135	
飲めない#有	-0.044	0.07	0.516	-0.065 *	0.04	0.076	-0.053	0.05	0.339	
お住まい形態(参照群:持ち家無)										
持ち家ローンなし	0.023	0.06	0.690	-0.059 **	0.03	0.027	-0.054	0.04	0.142	
持ち家ローンあり	0.071	0.06	0.247	0.087 ***	0.03	0.001	0.069 ***	0.04	0.068	
定数項	5.571 ***	0.24	0.000	5.549 ***	0.10	0.000	5.945 ***	0.16	0.000	
Number of obs	13,456			55,759			27,781			
Number of groups	4,047			13,872			5,977			
Hausman test	0.000			0.000			0.000			

***1%水準で有意。**5%水準で有意。*10%水準で有意。Robust standard errors adjusted for clusters in districts.

別添 5

研究成果の刊行に関する一覧表

(2017年4月1日～2018年3月31日迄)

書籍

著者氏名	論文タイトル名	書籍全体の編集者名	書籍名	出版社名	出版地	出版年	ページ
<u>野口晴子</u>	計量経済学的手法の応用	<u>田宮菜奈子</u> 小林廉毅	ヘルスサー ビスリサー チ入門	東京大学 出版会	東京	2017	77-88
<u>田宮菜奈子</u>	サービスを評価する3つの概念	<u>田宮菜奈子</u> 小林廉毅	ヘルスサー ビスリサー チ入門	東京大学 出版会	東京	2017	1-20
加藤剛平 柏木聖代 <u>田宮菜奈子</u>	介護保険サービス	<u>田宮菜奈子</u> 小林廉毅	ヘルスサー ビスリサー チ入門	東京大学 出版会	東京	2017	37-47
柏木聖代 <u>田宮菜奈子</u>	地域ケア活動の評価	<u>田宮菜奈子</u> 小林廉毅	ヘルスサー ビスリサー チ入門	東京大学 出版会	東京	2017	48-56

柏崎扶友 美 <u>田宮菜奈子</u> 東 尚弘 柏木聖代	小児保健	<u>田宮菜奈子</u> 小林廉毅	ヘルスサー ビスリサー チ入門	東京大学 出版会	東京	2017	141-155
伊藤智子 <u>田宮菜奈子</u> 宮石智	法医学	<u>田宮菜奈子</u> 小林康毅	ヘルスサー ビスリサー チ入門	東京大学 出版会	東京	2017	156-167
<u>田宮菜奈子</u>	終章まとめ	<u>田宮菜奈子</u> 小林廉毅	ヘルスサー ビスリサー チ入門	東京大学 出版会	東京	2017	156-167
<u>野口晴子</u>	第4章日本における行政データの活用を模索する：介護レセプトデータを中心に	井伊雅子 原 千秋 細野 薫 松島 斉	現代経済 学の 潮流 2017	東洋経済 新報社	東京	2017	99-126

—

雑誌

発表者氏名	論文タイトル名	発表誌名	巻号	ページ	出版年	DOI/ID/URL
Taiga Shibayama <u>Haruko</u> <u>Noguchi</u> <u>Hideto</u> <u>Takahashi</u> <u>Nanako</u> <u>Tamiya</u>	Relationship between social engagement and diabetes incidence in a middle-aged population :Results from a longitudinal nationwide survey in Japan	Journal of Diabetes Investigation	NIL	NIL	2018	doi: 10.1111/jdi.12820.2018.2.

<p>X. Jin <u>N. Tamiya</u> B. Jeon <u>A.</u> <u>Kawamura</u> <u>H.</u> <u>Takahashi</u> <u>H. Noguchi</u></p>	<p>Resident and facility characteristics associated with care-need level deterioration in long-term care welfare facilities in Japan</p>	<p>Geriatrics & Gerontology International 2018-01</p>	<p>NIL</p>	<p>NIL</p>	<p>2018</p>	<p>DOI10.1111/ggi.13248</p>
<p>Shin Nakamine Hirokazu Tachikawa Miyuki Aiba Sho Takahashi <u>Haruko</u> <u>Noguchi</u> <u>Hideto</u> <u>Takahashi</u> <u>Nanako</u> <u>Tamiya</u></p>	<p>Changes in social capital and depressive states of middle-aged adults in Japan</p>	<p>PLOS ONE</p>	<p>NIL</p>	<p>NIL</p>	<p>2017</p>	<p>DOI.ORG/10.1371/journal.pone.0189112.</p>

<p>植嶋大晃 高橋秀人 野口晴子 川村顕 松本吉央 森山葉子 田宮菜奈 子</p>	<p>地域包括ケアシステムの評価指標としての在宅期間-8年間の全国介護レセプトデータによる検討-</p>	<p>厚生 の指標.</p>	<p>64(15)</p>	<p>pp8-18</p>	<p>2017</p>	<p>NIL</p>
<p>Rong Fu Haruko Noguchi</p>	<p>Does the Positive Relationship between Health and Marriage Reflect Protection or Selection? Evidence from Middle-Aged and Elderly Japanese</p>	<p>Review of Economics of the Household.</p>	<p>forthcoming</p>		<p>2017</p>	<p>forthcoming</p>

Rong Fu <u>Haruko</u> <u>Noguchi</u> <u>Akira</u> <u>Kawamura</u> <u>Hideto</u> <u>Takahashi</u> <u>Nanako</u> <u>Tamiya</u>	Spillover Effect of Japanese Long- Term Care Insurance as an Employment Promotion Policy for Family Caregivers	Journal of Health Economics.	56	103-112	2017	https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2017.09.011
Yui Yamaoka Naho Morisaki <u>Haruko</u> <u>Noguchi</u> <u>Hideto</u> <u>Takahashi</u> <u>Nanako</u> <u>Tamiya</u>	Comprehensive assessment of risk factors of cause- specific infant deaths in Japan	Journal of Epidemiology	forthcoming	NIL	2017	forthcoming

Atsushi Miyawaki <u>Haruko Noguchi</u> Yasuki Kobayashi	Impact of Medical Subsidy Disqualification on Children's Healthcare Utilization: A Difference-in-Differences Analysis from Japan	Social Science & Medicine.	NIL	NIL	2017	- https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2017.09.001
Hirokazu Tanaka, Satoshi Toyokawa, <u>Nanako Tamiya,</u> <u>Hideto Takahashi,</u> <u>Haruko Noguchi,</u> Yasuki Kobayashi	“Changes in mortality inequalities across occupations in Japan: A national register-based study of absolute and relative measures, 1980-2010”	BMJ Open	NIL	NIL	2017	http://orcid.org/0000-0002-3153-8802

Y. Yamaoka N. Morisaki <u>H. Noguchi</u> <u>H.</u> <u>Takahashi</u> <u>N. Tamiya</u>	Comprehensive assessment of risk factors for cause- specific deaths among Japanese infants using linked Birth and Death data from Vital statistics in 2003-2010.	Journal of Epidemiology	(accepted July 4 2017)	NIL	2017	Forthcoming
Takehiro Sugiyama <u>Nanako</u> <u>Tamiya</u> Taeko Watanabe Tomoko Wakui Taiga Shibayama Yoko Moriyama Yui	Association of care recipient's care- need level with family caregiver participation in health checkup in Japan	Geriatrics & Gerontology International.	NIL	NIL	2017	DOI: 10.1111/ggi.13131

Yamaoka <u>Haruko</u> <u>Noguchi</u>						
渡邊多永子 <u>田宮菜奈子</u> <u>野口晴子</u> <u>高橋秀人</u>	都道府県別にみた主たる家族介護者である中高年女性の就業および就業希望の状況－平成 25 年国民生活基礎調査から	厚生指標	64(6)	16-20	2017	
相羽美幸 太刀川弘和 仲嶺真 高橋晶 <u>野口晴子</u>	中高年縦断調査を用いたソーシャル・キャピタル指標の作成と妥当性・信頼性の検討	日本公衆衛生雑誌	64(7)	371-383	2017	

高橋秀人 田宮菜奈 子						
MengZhao Yoshifumi Konishi <u>Haruko</u> <u>Noguchi</u>	Retiring for better health? Evidence from health investment behaviors in Japan	Japan and the World Economy	42	56-63	2017	https://doi.org/10.1016/j.japwor.2017.06.003
Atsushi Miyawaki Jun Tomio Yasuki Kobayashi <u>Hideto</u> <u>Takahashi</u> <u>Haruko</u> <u>Noguchi</u> <u>Nanako</u> <u>Tamiya</u>	Impact of long-hours informal caregiving on coronary heart disease risk in middle-aged people: Results from a longitudinal nationwide survey in Japan	Geriatrics & Gerontology International.	NIL	NIL	2017	10.1111/ggi.13061

I. Nagata T. Abe M. Uchida D. Saito <u>N. Tamiya</u>	10-year in-hospital mortality trends for trauma patients in Japan: A multi-center observational study	BMJ open (Accepted)	NIL	NIL	2017	Forthcoming
M. Uchida T. Abe K. Ono <u>N. Tamiya</u>	Ulinastatin did not reduce mortality in elderly multiple organ failure patients: a retrospective observational study in a single center ICU	Acute Medicine & Surgery	NIL	NIL	2017	doi: 10.1002/ams2.304, 2017
C Araki H Imai H Nakao H Sugisawa F Seki <u>N Tamiya</u>	Sexual Activity in the Elderly Japanese	The Journal of Sexual Medicine	14(5)	SUPPLEMENT	2017	NIL

K. Sugimoto M. Kashiwagi <u>N. Tamiya</u>	Predictors of preferred location of care in middle-aged individuals of a municipality in Japan: a cross-sectional survey	BMC Health Services Research	NIL	NIL	2017	doi: 10.1186/s12913-017-2293-1
宮田 澄子 <u>田宮 菜奈子</u> 金 雪瑩 森山 葉子 柏木 聖代	介護施設における湯灌(死後の入浴ケア)の意義—ターミナルケア態度との関連と経験した職員への調査からの考察	厚生指標	64(1)	7-15	2017	NIL
Lei Lei <u>Satoru</u> <u>Shimokawa</u>	Promoting Dietary Guide lines and Environmental Sustainability in China	China Economic Review	forthcoming		2017	forthcoming