

博士論文 平成26年度(2014年)

生活習慣と健康に関する計量経済分析

慶應義塾大学 大学院 経済学研究科

上村 一樹

はしがき

本論文は、筆者が慶應義塾大学大学院経済学研究科の在学中、およびその後現在までに同大学経済学部駒村康平教授の指導のもとで行った研究成果をまとめたものである。

現在、わが国においては、生活習慣病の蔓延、それによる生活習慣病関連医療費の増大が社会的課題となっている。生活習慣病の罹患リスクは年齢とともに高まるため、今後、わが国の高齢化が進行していくに伴って、国民全体で見たとした場合の生活習慣病罹患リスクは高まっていくことになる。

しかしながら、生活習慣病の罹患リスクは、本文中でも述べるように、生活習慣いかに変わらざるものであり、それを支援するための多様な政策が実施されている。また、生活習慣の改善、それに伴う健康状態の改善は、単に医療費削減にとどまらず、個人や家計に社会経済状況の安定をもたらす、社会に経済活力をもたらすことにもつながる。

本論文を執筆する動機は、今後高齢化が進行し生活習慣病対策がますます重要になる前に、生活習慣と健康の関連を中心に、生活習慣変容を支援するための政策的支援の効果、生活習慣が健康状態に与える影響、健康状態が社会経済状況に与える影響までを体系的に分析することで、生活習慣改善の意義を改めて浮き彫りにして、それを支援するための効果的な政策のあり方に関する政策含意を得ることにある。

博士論文の完成に至ることができたのは、多くの方々による助言、指導、支援があったおかげである。この場を借りて、それらの方々に感謝申し上げたい。

まず、指導教授である慶應義塾大学経済学部駒村康平教授には、様々な面でご指導いただいた。中でも、どのようにして社会状況から問題意識を見出すか、実証分析の結果からどのように政策含意を導き出せばよいか、といった点について熱心にご指導いただいた。そして、慶應義塾大学経済学部山田篤裕教授、慶應義塾大学経済学部赤林英夫教授、慶應義塾大学経済学部太田聡一教授からも、本論文内の研究について、計量手法、推定結果の解釈などについて多くの助言をいただいた。

また、慶應義塾大学家計パネル調査、日本家計パネル調査のリサーチアシスタント経験を通じて、調査設計、データの扱い方などを学ぶ機会を持てたことも、博士論文完成の助けとなった。パネル調査共同研究拠点の統括リーダーである慶應義塾大学商学部樋口美雄教授には、貴重な研究の機会をいただいたこと、感謝申し上げます。

同リサーチアシスタント時代には、慶應義塾大学経済学部 McKenzie Colin 教授、慶應義塾大学経済学部河井啓希教授、慶應義塾大学経済学部宮内環准教授、慶應義塾大学経済学部直井道生准教授、和歌山大学経済学部野田顕彦准教授に調査設計に関するアドバイスや共同研究などで助けていただいた。また、関西学院大学総合政策学部四方理人専任講師、関東学院大学経済学部田中聡一郎専任講師からは、マイクロデータの扱い方に関する助言を数多くいただいた。

「健康ポイント制度のコンジョイント分析」において利用した「健康に関する意識調査」の調査設計においては、東洋大学経済学部隅田和人 准教授、阪南大学経済学部村上雅俊准教授から、多くの助けを受けた。「健康に関する意識調査」や上記論文の執筆・完成は、両先生のお力なくしてはなし得なかった。

大学院在学中の演習科目においても、多くの方からさまざまな助言をいただいた。とりわけ、一橋大学中村亮介氏、慶應義塾大学経済学部荒木宏子助教、立教大学経済学部大津唯助教、ならびに慶應義塾大学大学院経済学研究科駒村研究室の大学院生のみなさんからは多くのコメントをいただいた。

本論文の各章では、以下の組織から提供を受けたデータを用いている。第2章、第4章、第6章の分析においては、「慶應義塾大学家計パネル調査」のデータ提供を受けた。また、第3章、第4章、第5章の分析においては、「日本家計パネル調査」のデータ提供を受けた。第7章の分析で用いた「健康に関する意識調査」では、筑波大学体育系久野研究室の皆様をはじめとして、「平成25年度健康ポイント制度社会実験事業」の関係者の皆様の協力、調査会社マクロミル社の協力があった調査を遂行することができた。

最後に、筆者の家族には、幼少の頃から物心両面から常に支えていただいた。博士論文の完成まで辿り着くことができたのは、家族からの支えもあってこそである。この場を借りて感謝申し上げます。

2014年11月

上村一樹

目次

はしがき	ii
目次	iv
図一覧	viii
表一覧	ix
第1章 わが国における生活習慣病の現状と生活習慣に関する先行研究の展望および分析課題	1
1.1 はじめに	1
1.2 生活習慣病に関する経済学関連研究の展望	9
1.3 本論文の構成	14
第2章 若壮年者の健康状態と就業行動の関係 -内生性と個人の異質性を考慮した分析-	17
2.1 はじめに	17
2.2 先行研究および研究の背景	19
2.3 分析の枠組み	21
2.3.1 分析方法	21
2.3.2 データ	24
2.4 推定結果	26
2.4.1 男性の推定結果	26
2.4.2 女性の推定結果	30
2.5 解釈・議論	32
2.6 おわりに	34

第3章 所得が健康に与える影響	
-動学的パネルデータ分析による検証-	37
3.1 はじめに	37
3.2 先行研究および研究の背景	39
3.3 分析の枠組み	44
3.3.1 分析方法	44
3.3.2 データ	48
3.4 推定結果	52
3.5 解釈・議論	55
3.5.1 頑健性の確認	56
3.6 おわりに	60
第4章 高等教育が健康的な生活習慣に与える影響	63
4.1 はじめに	63
4.2 先行研究および研究の背景	64
4.3 分析の枠組み	67
4.3.1 分析方法	67
4.3.2 データ	71
4.4 推定結果	74
4.4.1 喫煙	74
4.4.2 運動	78
4.5 解釈・議論	81
4.5.1 頑健性の確認	82
4.6 おわりに	86
第5章 喫煙量の価格弾力性はたばこへの依存度が高いほど低下するのか	88
5.1 はじめに	88
5.2 先行研究および研究の背景	90
5.3 分析の枠組み	91
5.3.1 分析方法	91
5.3.2 データ	94
5.4 推定結果	99
5.5 解釈・議論	101
5.6 おわりに	103

第 6 章	がん検診無料クーポンの受診率向上効果	105
6.1	はじめに	105
6.2	研究の背景および先行研究	108
6.3	分析の枠組み	113
6.3.1	分析方法	113
6.3.2	データ	114
6.4	推定結果	119
6.5	解釈・議論	126
6.5.1	頑健性の確認	127
6.6	結論	130
第 7 章	健康ポイント制度のコンジョイント分析	132
7.1	はじめに	132
7.2	先行研究および研究の背景	134
7.3	分析の枠組み	139
7.3.1	分析方法	139
7.3.2	データ	140
7.4	推定結果	148
7.4.1	健康ポイント制度設計と参加確率	148
7.4.2	ポイント付与は本当に無効なのか	155
7.4.3	不参加者になる要因は何か	158
7.5	解釈・議論	160
7.6	結論	163
第 8 章	生活習慣と健康に関する計量経済分析	167
8.1	本論文の分析結果の要約	168
8.1.1	健康状態の改善が就業行動にもたらす影響	168
8.1.2	生活習慣や社会経済属性が健康に与える影響	168
8.1.3	社会経済属性が生活習慣に与える影響	169
8.1.4	生活習慣変容を支援するための政策効果	170
8.2	本論文の主な貢献	172
8.3	本論文からの政策含意	173
8.4	今後の研究課題	174

参考文献	176
初出一覽	187

図一覧

図 1.1	男女別喫煙率の推移 (%)	7
図 1.2	子宮頸がん・乳がん・大腸がん検診受診率の推移	7
図 1.3	運動習慣がない者の割合 (WHO 2011)	8
図 1.4	本論文の分析の概念図	15
図 2.1	健康状態と就業確率	25
図 2.2	健康状態と労働時間	25
図 3.1	健康指標の分布 (男性)	52
図 3.2	健康指標の分布 (女性)	52
図 4.1	大学教育アクセス (操作変数) の推移	69
図 5.1	JHPS の喫煙関連項目	95
図 5.2	ニコチン摂取量の%点とニコチン摂取量の価格弾力性	102
図 6.1	2013 年の死因別年間死者数 (万人)	106
図 6.2	がんの臨床進行度と 5 年相対生存率	106
図 6.3	子宮頸がん・乳がん・大腸がん検診受診率の推移	107
図 6.4	年齢別子宮頸がん受診率	117
図 6.5	年齢別乳がん受診率	117
図 6.6	年齢別大腸がん検診受診率: 女性	118
図 6.7	年齢別大腸がん検診受診率: 男性	118
図 7.1	運動習慣がない者の割合 (WHO 2011)	132
図 7.2	最大ポイントと参加確率	157
図 7.3	最大ポイントと参加確率: 男女別	157
図 7.4	最大ポイントと参加確率: 年齢別	157
図 7.5	最大ポイントと参加確率: 健康への自信	157
図 8.1	本論文の分析の概念図 (再掲)	167

表一覧

表 1.1	わが国の死因上位 5 位までの推移	1
表 1.2	生活習慣病関連医療費の割合	2
表 1.3	わが国の高齢化は今後どのように進行するか	3
表 1.4	生活習慣病の年代別累積罹患リスク (%)	4
表 2.1	労働時間と健康状態の分布	25
表 2.2	記述統計	27
表 2.3	推定結果 (男性の主観的健康状態 (SRH) と就業行動)	28
表 2.4	推定結果 (女性の主観的健康状態 (SRH) と就業行動)	31
表 3.1	行列 Z	45
表 3.2	$Z^T Z = C$ 行列 (左上のブロックが $Z_1^T Z_1 = D_1$ に相当する)	46
表 3.1	健康指標作成に用いる変数	49
表 3.2	記述統計	50
表 3.3	健康指標のウェイト (変数・カテゴリー別)	51
表 3.4	推定結果 (現役世代)	53
表 3.5	頑健性の確認 (現役世代の定義を変更)	56
表 3.6	高齢者に関する推定結果	57
表 3.7	健康指標作成方法の頑健性確認	58
表 3.8	社会経済状況は内生なのか	59
表 4.1	記述統計 (KHPS)	73
表 4.2	記述統計 (JHPS)	74
表 4.3	推定結果: 喫煙習慣の有無	75
表 4.4	推定結果: 喫煙量	77
表 4.5	推定結果: 運動	79
表 4.6	データをプールすることによる時間選好率・危険回避度の推定結果の変化	82
表 4.7	説明変数を教育年数にした場合と大卒ダミーにした場合の推定結果の比較	85
表 5.1	記述統計	98
表 5.2	推定結果 (被説明変数: 1 日あたりのニコチン摂取量の対数)	100
表 6.1	がん検診受診料 (人口上位 5 自治体)	109
表 6.2	雇用形態とがん検診受診率 (%)	111
表 6.3	記述統計	119
表 6.4	がん検診無料クーポンの受診率向上効果 (子宮頸がん)	120
表 6.5	がん検診無料クーポンの受診率向上効果 (乳がん)	121
表 6.6	がん検診無料クーポンの受診率向上効果 (大腸がん・女性)	123
表 6.7	がん検診無料クーポンの受診率向上効果 (大腸がん・男性)	124
表 6.8	正規雇用とそれ以外別の無料クーポン効果	126
表 6.9	年齢トレンドの頑健性確認	129
表 6.10	年齢トレンドの頑健性確認 (正規雇用)	129
表 6.11	年齢トレンドの頑健性確認 (正規雇用以外の者)	129
表 7.1	仮想健康ポイント制度の構成要素一覧	143
表 7.2	記述統計	144
表 7.3	GHQ12	145
表 7.4	健康知識に関する質問 (太字は正しい文章)	146
表 7.5	ヘルスリテラシーに関する質問	147
表 7.6	健康信念に関する質問	147
表 7.7	自己効力感に関する質問	148
表 7.8	記述統計 (不参加者の分析)	149
表 7.9	推定結果 (被説明変数: 仮想健康ポイント制度参加)	151

表 7.10 推定結果 (被説明変数：仮想健康ポイント制度参加) オッズ比表示	152
表 7.11 グループ別：最大ポイント付与額・年と参加オッズ比の関係	156
表 7.12 推定結果 (被説明変数：すべての仮想健康ポイント制度不参加)	159
表 7.13 健康関連変数をコントロールすることによる大卒ダミーの推定値の違い	163

第1章

わが国における生活習慣病の現状と生活習慣に関する先行研究の展望および分析課題

1.1 はじめに

戦後数十年をかけて、わが国の医療制度が整備されていくとともに、わが国の疾病構造も大きく変化してきた。表 1.1 は『人口動態統計』から年度別・死因別死亡者数の上位 5 位までを表にしたものである。『人口動態統計』の死因の分類は少しずつ変化しているものの、表 1.1 はわが国の疾病構造の変化をおおむね反映している。

表 1.1: わが国の死因上位 5 位までの推移

	1947 年	1961 年	1983 年	2013 年
1 位	全結核	脳血管疾患	悪性新生物	悪性新生物
2 位	肺炎及び気管支炎	悪性新生物	脳血管疾患	心疾患
3 位	胃腸炎	心疾患	心疾患	肺炎
4 位	脳血管疾患	老衰	肺炎及び気管支炎	脳血管疾患
5 位	老衰	不慮の事故	不慮の事故及び有害作用	老衰

出典:厚生労働省『人口動態統計』より筆者作成

まず、戦後最初に『人口動態統計』の死因別死亡者数が発表された 1947 年においては、感染症の代表例ともいえる全結核が死因の第 1 位であった。結核による死者が多かったことから、戦後すぐのわが国においては、感染症の予防が重要課題であったことがうかがえる。また、胃腸炎についても、現在では死因の上位 5 位には入っておらず、戦後すぐの疾病構造は現在とは大きく異なるといえる。

しかし、国民皆保険が成立した 1961 年になると、疾病構造は既に現在に近いものとなっている。死因の第 1 位は脳血管疾患であり、三大生活習慣病ともいわれる脳血管疾患、悪性新生物、心疾患が死因の上位 3 位までを占めるようになって

いる。不慮の事故が死亡原因の上位5位に入っている点は現在と異なるが、50年前には既に現在に近い疾病構造になっていたことがわかる。

その後、最新の統計から30年前である1983年においては悪性新生物と脳血管疾患の順位が入れ替わり、最新の統計である2013年においては心疾患・肺炎と脳血管疾患が入れ替わっているものの、悪性新生物、心疾患、脳血管疾患の三大生活習慣病が死因の上位を占め続けていることには変わりがない。表1.1からは、かつては感染症対策がわが国の医療政策の重点的課題だったものの、現在では生活習慣病対策が重点的課題であることがわかる。医療費に占める生活習慣病関連の割合を見ても、現在のわが国の医療政策における生活習慣病対策の重要性は明白である。

表1.2は厚生労働省『国民医療費』より、2012年の国民医療費に占める生活習慣病関連医療費の割合を抜粋したものである。国民医療費の中には歯科をはじめ、医科診療医療費以外にも含まれるが、医科診療医療費のみをもって国民医療費とする場合もあるため、生活習慣病関連医療費が双方に占める割合を載せている。

表 1.2: 生活習慣病関連医療費の割合

	金額 (兆円)	国民医療費に占める割合	医科診療医療費に占める割合
悪性新生物	3.3	8.4%	11.7%
高血圧性疾患	1.9	4.8%	6.7%
脳血管疾患	1.8	4.6%	6.4%
糖尿病	1.2	3.1%	4.2%
虚血性心疾患	0.7	1.8%	2.5%
生活習慣病関連 (上記計)	8.9	22.7%	31.4%

出典:厚生労働省『国民医療費』より筆者作成

悪性新生物、高血圧性疾患、脳血管疾患、糖尿病、虚血性心疾患といった生活習慣病関連の医療費は合計で9兆円弱であり、国民医療費の20%強、医科診療医療費の30%強を占めるに至っている。医療費をどう定義するかにもよるが、国民医療費の20%ないし30%以上を生活習慣病関連が占めている以上、生活習慣病関連が医療政策に占める位置は無視できないほど大きい。

今後、わが国においてはさらなる高齢化が予想されることから、生活習慣病対策がますます重要になることが示唆される。生活習慣病関連の医療費の将来推計を行ったものは数少ないが、厚生労働省「第1回 医薬品新販売制度の円滑施行に関する検討会」の提出資料において、2025年の医療費と生活習慣病関連医療費の将来推計が行われている。同資料によると、国民医療費55兆円のうち実に32兆

円もが生活習慣病関連の医療費になると予測されている¹。

上記のような将来推計以外にも、高齢化の状況と、生活習慣病の年齢別罹患状況を把握することによっても、生活習慣病関連医療費が将来的に増大することが予期される。

表 1.3: わが国の高齢化は今後どのように進行するか

年	2010年	2020年	2030年	2040年	2050年	2060年
総人口	12806	12410	11662	10728	9708	8674
0～14歳	1680	1457	1204	1073	939	791
15～59歳	7100	6607	5950	5008	4392	3848
60～64歳	1004	734	823	779	609	570
65～69歳	821	816	736	887	663	562
70～74歳	696	918	671	758	720	566
75歳以上	1407	1879	2278	2223	2385	2336
高齢化率	30.7%	35.0%	38.7%	43.3%	45.1%	46.5%
(後期高齢者)	11.0%	15.1%	19.5%	20.7%	24.6%	26.9%

出典:国立社会保障・人口問題研究所『日本の将来推計人口（平成24年1月推計）』より筆者作成

表 1.3 の 2020 年以降の数値は「日本の将来推計人口（平成 24 年 1 月推計）」の出生中位・死亡中位仮定による数値であるが、まず、現時点で最新の国勢調査である 2010 年の時点でもわが国の高齢化率は既に 30%ほどで、ほぼ 3 人に 1 人が高齢者ということになる。さらに、2030 年には高齢化率は 40%近くなり、75 歳以上の後期高齢者だけで 20%近くにまで及ぶと推計されている。2050 年には国民の実に半数近くが高齢者、約 4 分の 1 が後期高齢者ということになる。

では、このような高齢化の進展は、生活習慣病の罹患状況にどのような変化をもたらすであろうか。表 1.4 は三大生活習慣病である悪性新生物、心疾患、脳卒中について、年齢階層別の累積リスクを表にしたものである。

悪性新生物とそれ以外でデータの出典が異なるため、詳細な定義は異なるが、いずれのデータも、その年齢までの累積リスクを表わしたものとなっている。悪性新生物以外は、その年齢までに一度でも医師から各々の生活習慣病だという診断を受けたことがあるかを表している。たとえば、脳卒中を例にとると、70 代以上男性における罹患リスクが 12.2%というのは、70 代以上の男性のうち、これまで

¹日本チェーンドラッグストア協会（2009）「意見書（平成 21 年 2 月 24 日、第 1 回医薬品新販売制度の円滑施行に関する検討会、小田委員提出資料）」、
<http://www.mhlw.go.jp/shingi/2009/02/dl/s0224-11x.pdf>（2014 年 11 月 20 日閲覧）

表 1.4: 生活習慣病の年代別累積罹患リスク (%)

病名	性別	30代	40代	50代	60代	70代以上
脳卒中	男性	0.1%	1.4%	3.3%	8.1%	12.2%
	女性	0.3%	0.5%	1.3%	3.9%	7.6%
心筋梗塞	男性	0.0%	0.4%	1.3%	2.9%	7.0%
	女性	0.0%	0.0%	0.1%	1.0%	2.3%
狭心症	男性	0.4%	0.7%	2.3%	4.0%	9.3%
	女性	0.2%	0.0%	1.3%	3.3%	6.5%
悪性新生物	男性	0.9%	2.3%	7.3%	19.0%	55.7%
	女性	1.6%	4.5%	9.2%	15.7%	41.3%

出典:悪性新生物以外は『平成 22 年国民健康・栄養調査結果の概要』の「第 1 部 循環器疾患に関する状況」より、悪性新生物は独立行政法人国立がん研究センターがん対策情報センター『がん情報サービス (<http://ganjoho.jp/>)』の「累積がん罹患・死亡リスク」より筆者作成

1. 悪性新生物は医師の診察結果に基づくが、悪性新生物以外は医師から診断を受けたことがあるかどうかを本人に尋ねた指標である。そのため、両者の定義が若干異なる。

に一度でも脳卒中という診断を受けた者の割合が 12.2%ということの意味する。一方、悪性新生物の場合は、医師の診察結果そのものに基づいた指標である。

表 1.4 からも明らかなように、いずれの疾病についても年齢を重ねるとともに罹患の累積リスクが高まっていくことがわかる。たとえば、悪性新生物の場合、30 代男性における累積罹患リスクと 70 代以上の男性における累積罹患リスクは 60 倍ほどの差がある。高齢化が進展していくとともに、国民の多くがいずれかの、あるいは複数の生活習慣病に罹患する可能性が高まっていくことがわかる。

男性の場合、70 代以上で脳卒中、心筋梗塞、狭心症、悪性新生物のいずれにも一度も罹患しない確率は $(1-0.557) \times (1-0.093) \times (1-0.07) \times (1-0.122) = 0.33$ であり、男性の 3 分の 2 は何らかの生活習慣病に罹患することになる。同様の計算をすると、女性の場合、生活習慣病に一度も罹患しない確率は $(1-0.413) \times (1-0.065) \times (1-0.023) \times (1-0.076) = 0.50$ であり、女性の 2 分の 1 は生涯の間に何らかの生活習慣病に罹患することになる²。

上記の表や計算により、高齢化が進むとともに、国民全体で見た場合の生活習慣病罹患の累積リスクが高まっていくことがわかる。既に述べたように、現状でも生活習慣病関連の医療費は医療費負担を通じて財政を圧迫しているが、今後わが国におけるさらなる高齢化が不可避であること、高齢化が進むとともに生活習慣病の累積罹患リスクが高まることを考慮すると、生活習慣病対策がわが国の医

² これらの計算では、それぞれの生活習慣病に罹患するリスクは独立であることを仮定している。独立ではない場合、生活習慣病に一度も罹患しない確率はこれらよりは高くなる。

療政策に占める位置は、低くなることはないと予想される。

しかしながら、生活習慣病は、遺伝的な要素が強く働く疾患とは異なり、後天的に対策できる余地が大きい。なぜなら、生活習慣病の罹患リスクは、遺伝的体質にも左右されるものの、国民個々の行動で変えうるものだからである。

喫煙習慣と生活習慣病の関連に関する研究は過去数十年間で蓄積が進んでおり、2000年代以降の研究ではそれらの結果をサーベイしている研究が多くなっている。たとえば、Critchley and Capewell (2003)では、禁煙が冠動脈硬化性心疾患に罹患している者の死亡率に与える影響に関する文献がサーベイされており、禁煙すると死亡率が低下することが確認されている。また、Sasco et al. (2004)では、喫煙習慣ががんの罹患リスクに与える影響に関する文献がサーベイされており、その中では西洋諸国におけるがんの死者のうち3分の1は喫煙が理由であることが述べられている。

運動習慣と生活習慣病の関連に関する研究例として、Ueshima et al. (2010)では、既往症がある日本の高齢者の心血管疾患による死亡リスクと全死因による死亡リスクに対する運動習慣の影響が分析されており、運動習慣があるとそれらのリスクが低下することが示されている。また、Sattelmair et al. (2011)では、運動習慣が冠動脈性心疾患の罹患リスクに与える影響に関する研究がサーベイされており、メタ分析の結果、運動習慣があることが罹患リスクを低下させることが確認されている。

その他、飲酒習慣に関するものとして、Brien et al. (2011)では飲酒習慣が冠動脈性心疾患のバイオマーカーに与える影響に関する文献がサーベイされている。また、食習慣に関するものとして、Khan et al. (2004)では食習慣とがんによる死亡率との関係が分析されており、Dauchet et al. (2006)では野菜や果物の摂取状況と冠動脈性心疾患の罹患リスクの関係に関するメタ分析が行われている。これらはいずれも、健康的な生活習慣が生活習慣病罹患リスクを引き下げることが明らかにしている。

生活習慣病対策が重要な課題となっている上に、上記のような膨大な研究によって生活習慣病の罹患リスクは行動次第で変えうるということが明らかになっていることもあって、2002年8月には健康増進法が制定され、その後の医療政策の方向に大きな影響を与えることとなった。その総則第一条では、「この法律は、我が国における急速な高齢化の進展及び疾病構造の変化に伴い」と述べられており、高齢化や疾病構造の変化、具体的には生活習慣病の蔓延が健康増進法制定の背後にある問題意識だということがうかがえる。

健康増進法の施行を受けて、2002年以降には国民の生活習慣をより健康なものへと変容させて、生活習慣病の蔓延を防ぐための様々な政策が講じられた。以下では、それらのうち、本論文の内容と特に関連が深いものについて述べる。

まず、健康増進法制定以降、2003年7月、2006年7月、2010年10月と2度にわたるたばこ税の増税が行われた。とりわけ、2010年10月の増税は、たばこ税込みのたばこの価格を従前の1.3倍にするほどの大幅な増税であった。また、たばこ税増税以外にも、神奈川県においては「神奈川県公共的施設における受動喫煙防止条例」が2010年4月から施行され、兵庫県でも「受動喫煙の防止等に関する条例」を2013年4月より施行されるなど、禁煙関連のさまざまな取り組みが行われている。

また、2009年度からは子宮頸がん・乳がんのがん検診無料クーポンの配布が開始されると、2011年度からは大腸がん検診も無料クーポンの対象とされるようになった。上述のとおり、がんはわが国の国民病ともいえる生活習慣病であるが、がん検診を定期的に受診することはがんに対する有効な対策となる。がん検診無料クーポンの配布により、がん検診の受診率が向上することが期待される。

それ以外にも、各自治体・健康保険組合が健康ポイント制度と呼ばれる仕組み、すなわち、参加者が定期的な運動や健康診断受診といった健康的な生活習慣を送っていることに対してポイントを付与する仕組みが開始されている³。2014年10月には「複数自治体連携型大規模健幸ポイントプロジェクト実証」が開始され、その成否によっては、健康ポイント制度はさらに大きな取り組みになっていく可能性もある。

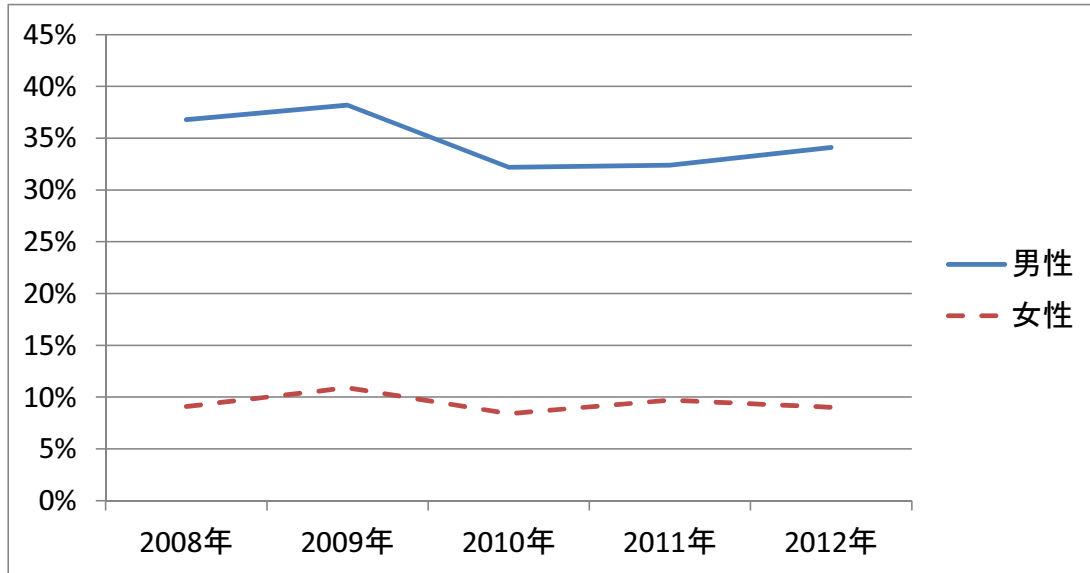
上記のようにさまざまな政策が実施されているものの、現状においては、わが国の国民全てが健康的な生活習慣を送っているとは言い難い面がある。その例として、喫煙、がん検診受診、運動の3つに焦点を当てて、現状を確認する。

2010年10月には過去最大幅の大幅なたばこ税増税が行われたものの、その前後の喫煙率を比較すると、図1.1が示すとおり、女性においては喫煙率が横ばい状態となっている。男性においては増税直後に一度喫煙率が大きく低下したものの、その後漸増傾向にある。図1.1からは、わが国の喫煙率は男性を中心に低下傾向にはあるものの、女性の喫煙率は横ばい傾向にある、2010年10月のたばこ税増税の効果はたばこの税込み価格を約1.4倍にするほどの増税幅に見合ったものとは言い難いなどの問題があることがわかる。

また、わが国の死因第一位であるがんについては、がん検診受診率向上に向けた

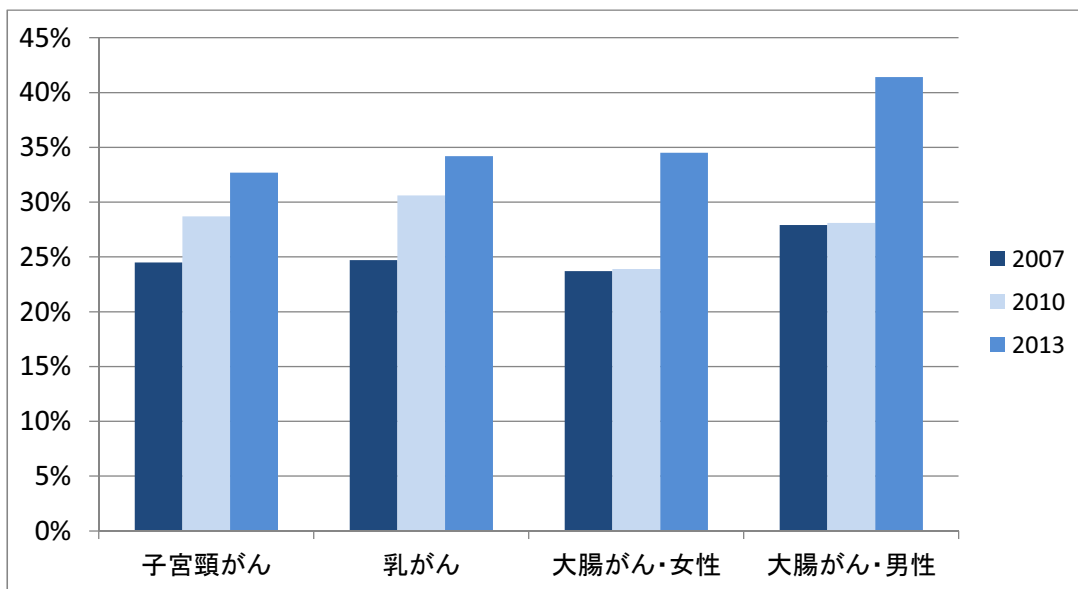
³詳しくは第7章において述べる。

図 1.1: 男女別喫煙率の推移 (%)



出典:厚生労働省『国民健康栄養調査』より筆者作成

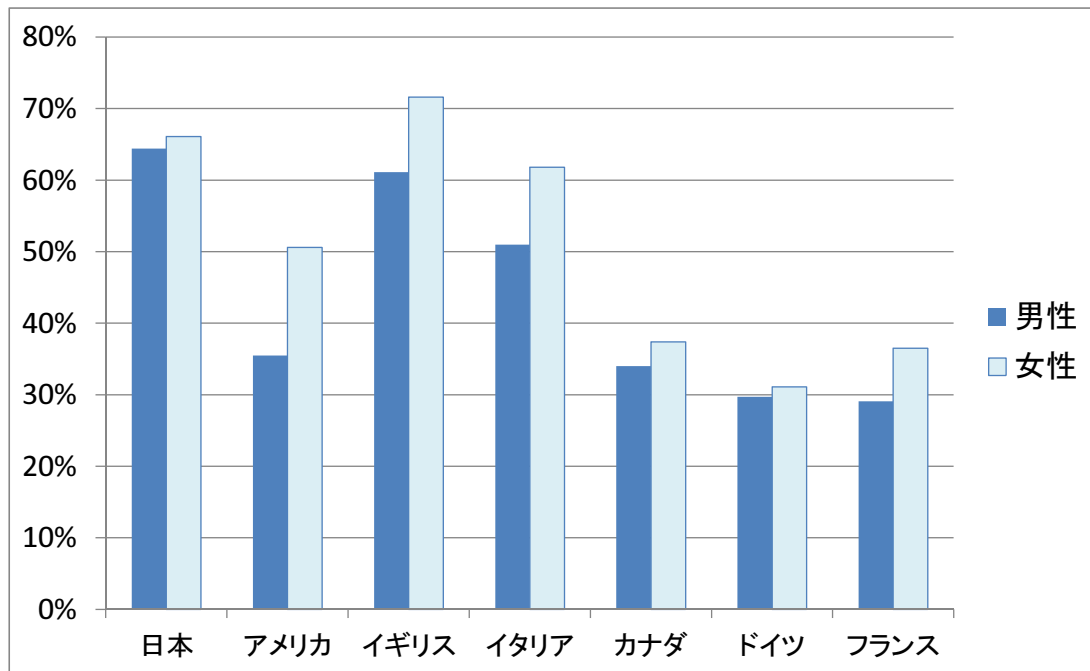
図 1.2: 子宮頸がん・乳がん・大腸がん検診受診率の推移



出典:厚生労働省『国民生活基礎調査』より筆者作成。

さまざまな取り組みが行われている。図 1.2 から、その取り組みが功を奏したこともあり、受診率は上昇傾向にあるものの、それでも受診率は目標値である 50%には遠く及ばない状況である。がんは早期発見早期治療が何よりも重要であるが、図 1.2 からは、がん検診受診が国民に浸透しきっておらず、そのために早期発見しきれていない恐れもあると考えられる。

図 1.3: 運動習慣がない者の割合 (WHO 2011)



出典:WHO 『Noncommunicable diseases country profiles 2011』より筆者作成。

国際的に見ることによって、わが国の運動習慣がいかに不足しているかが浮き彫りとなる。図 1.3 は、WHO の『Noncommunicable diseases country profiles 2011』より、運動習慣がない者の割合を国際比較したものである。運動習慣が社会経済状況や健康に関する知識の浸透度などにも影響される可能性を考慮して、先進諸国、具体的には G7 諸国を抜粋している。運動習慣がない者の割合が男女とも 60%超である国は日本とイギリスだけであることがわかる。また、カナダ、ドイツ、フランスといった国と比べると、運動習慣がない者の割合が 2 倍ほどに及んでいることから、わが国の国民がいかに運動不足であるかがわかる。

図 1.1～図 1.3 の例は、わが国における生活習慣病対策、生活習慣の改善が未だ道半ばであることを示している。そして、冒頭でも述べたように、わが国の疾病構造は生活習慣病中心になっていること、生活習慣病関連の医療費は国民医療費の 2 割以上を占めることから生活習慣病対策は医療費増大の対策としても有効で

あること、そして、さまざまな取り組みが行われているにもかかわらず、未だ国民の生活習慣の改善は十分ではないことなどから、生活習慣に関する研究の必要性が高いことがわかる。

1.2 生活習慣病に関する経済学関連研究の展望

喫煙、運動、健康診断の受診といった行動は、一般的には生活習慣と呼ばれることもあるが、経済学においては健康投資 (Investment in health) と定義される。現在に至るまで経済学における健康投資行動の分析の理論的基礎となっている Grossman (1972) はその冒頭において、” Individuals are said to inherit an initial stock of health that depreciates over time and can be augmented by investment. ” としている。すなわち、健康資本は徐々に減耗していくが、健康に投資することで増大させることも可能だとしている。

また、Grossman (1972) においては、個人が時間や財を使って健康投資を行い、健康資本を生産することが想定されている。その中で重要な仮定は、健康資本の限界生産力は健康投資量に対して逓減するというものである。健康というものの性質上、どれほど時間や資金を投じても無限に改善していくことは難しいと考えられるが、Grossman (1972) の論文中ではそのことを上記の仮定によって表現しているといえる。

本論文では、喫煙、運動、健康診断といった行動を、健康投資ではなく、生活習慣 (ないし健康的な生活習慣) と定義する。理由は以下の3点である。

第一に、喫煙習慣・飲酒習慣などに関する代表的な統計である厚生労働省『国民健康・栄養調査』においては、健康投資ではなく生活習慣という言葉が用いられている。同様に、今後数年の健康・医療政策の方向を左右するであろう「健康日本21(第二次)」においても、健康投資ではなく生活習慣という言葉が用いられている。したがって、生活習慣という言葉の方が一般的であると考えられる。

第二に、上述のとおり、わが国においては生活習慣病対策が大きな課題となっており、その対策が重要な社会的課題である。生活習慣という言葉を用いることには、その点を改めて強調する意義もある。

第三に、投資 (investment) という言葉からは、健康に投資するほど、健康状態が無限に改善していくことが想起される。しかしながら、実際には、健康状態、Grossman (1972) のモデルでの健康資本は健康投資に対して収穫逓減であると考えられる。この点は Grossman (1972) の論文中で仮定されているとおりである。

以下では、生活習慣と健康に関連した先行研究について、わが国における経済学関連の研究を中心に概括する。具体的な生活習慣に関連した研究、生活習慣を中心とした諸要素が健康状態に与える影響に関する研究の順に概括し、最後に、健康状態が就業行動や賃金にもたらす効果に関する研究を概括する。健康状態が就業行動や賃金にもたらす効果に関する研究を概括するのは、生活習慣の改善、それによる健康状態の改善には医療費削減以上の意義があることを確認することで、生活習慣改善の意義をより強調する目的である。

まず、具体的な生活習慣に関連した研究について、喫煙、健康診断、運動、その他の生活習慣に関する研究の順に概括する。経済学において需要を決定する最大要因は価格であるため、価格効果に関するものを中心に概括する。

喫煙に関する研究は数多く、その中でも、たばこの価格と喫煙行動に関する実証分析は数多く存在している。まず、井伊・大日 (2001) においては、独自のアンケート調査を用いた比例ハザードモデルによる喫煙習慣の持続要因の分析の結果、女性や時間割引率が高い者は生涯喫煙しない確率が高いことを確認している⁴。また、佐藤 (2003) では、独自のアンケート調査を用いて比例ハザードモデルによって禁煙の価格弾力性について分析しており、男性は価格弾力的であること、女性は価格弾力的ではないことを明らかにしている。角田他 (2005) は独自のアンケート調査を用いてパネルデータによる分析を行った結果、価格の係数が有意に推定されており、価格が上がると喫煙確率は低下するという結果になっている。石井・河井 (2006) では、慶應義塾家計パネル調査 (KHPS) の回顧データを使って喫煙行動に関するハザード分析を行っており、たばこ税の引き上げには喫煙確率を有意に引き下げる効果があることを確認している。湯田 (2012) では、独自に行ったアンケート調査を用いて、2010年10月の大幅なたばこ税増税の結果を分析しており、増税によるたばこ価格の上昇が喫煙確率、喫煙本数、ニコチン摂取量に有意な影響を与えることを確認している。

これらの研究により、たばこ税率の引き上げを通じてたばこの価格を引き上げることにより、喫煙確率の低下、喫煙量の減少といった効果があることがわかる。しかしながら、それらの研究に共通する問題点として、たばこへの依存度によらず喫煙行動の価格弾力性は一定であると仮定している、という点がある。数少ない例外が後藤他 (2007) であり、たばこへの依存度が高いほど禁煙の価格弾力性が低いことを明らかにしている。

⁴ノンパラメトリック分析においては、性別、時間割引率、危険回避度、健康知識の別にグループ分けをした分析も行っており、パラメトリックな分析と同様、性別や時間割引率による有意な差がある事を確認している。

次に、健康診断の受診行動に関する分析としては、井伊・大日 (2001) や渡辺 (2003)、山田 (2003) や木村 (2013) がある。まず、上記の井伊・大日 (2001) においては、所得や学歴が高い者、被用者は健康診断や人間ドックの受診確率が高いことを確認している。次に、渡辺 (2003) においては、胃がん・肺がん・大腸がん検診の受診行動に関する要因分析が行われており、組合健保加入者の受診確率が高いこと、肺がん・大腸がん検診においては収入が高いほど受診確率が高くなることを明らかにしている。山田 (2003) では大企業の男性従業員に焦点を当て、職場の定期健康診断の受診行動を分析している。その結果、所得が高いほど受診確率が低くなることを確認している⁵。木村 (2013) においては、健康診断の受診行動の決定要因を分析している。収入が高いほど受診確率が高まること、就業者は受診確率が高まることを確認している⁶。

これらの結果から、健康診断の受診行動は加入する保険種別あるいは就業形態、所得などに影響されることが明らかになっている。しかしながら、これらの分析においては、受診料、すなわち価格による受診行動の違いが分析されていない。渡辺 (2003) が述べているように、大企業では福利厚生の一環として健康診断受診が可能であることが多く、大企業に勤務する者とそれ以外の者ではがん検診受診の受診料が異なるという解釈は可能であるが、受診料そのものを説明変数とした分析は行われていない。

運動習慣に関する分析としては上述の井伊・大日 (2001)、梶谷・小原 (2006)、岸田他 (2007)、Kumagai (2013) がある。上述の井伊・大日 (2001) では、定期的に行っている運動の一ヶ月のカロリー消費量は、労働所得が高いほど低いことが確認されている⁷。まず、梶谷・小原 (2006) では、「社会生活基本調査」の都道府県別データを用いて運動時間の決定要因が分析されており、高学歴者が多い地域ではスポーツ時間が有意に長くなることが確認されている。岸田他 (2007) では、独自に行ったアンケート調査を用いて分析した結果、短大・高専卒の者、正規雇業者、自営業者などはその他の者と比べて運動習慣がある確率が有意に高いことを明らかにしている。梶谷・小原 (2010) では、独自に行ったアンケート調査を用いた分析の結果、所得が高い者、配偶者に運動習慣がある者は、運動習慣がある確率が有意に高いことが明らかにされている。Kumagai (2013) では、Japan General Social Survey(JGSS) を用いて、居住都道府県の人口1人あたり運動施設の量が運

⁵山田 (2003) はこの結果を機会費用の違いに由来するものだとしている。

⁶がん検診、職場の健康診断、人間ドックなどすべてを併せて健康診断と定義しているため、それぞれの健康診断については情報が得られない。

⁷井伊・大日 (2001) はこれを機会費用によるものだとしている。

動習慣に与える影響を分析している。その結果、居住都道府県の人口1人あたり運動施設の量が多いほど、労働時間が短いほど、学歴が高いほど、運動習慣がある確率が有意に高いことを明らかにしている。

これらの結果から、運動習慣の有無は所得や学歴といった社会経済属性に加えて、労働時間や居住地域の運動施設の整備状況にも左右されることが明らかになっている。居住地域の運動施設の整備状況は運動するための間接的費用を表しているとも解釈できるため、運動するための間接的費用が低いと運動習慣がある確率が高まるといえる。しかし、健康診断の場合と同様、直接的に価格の効果を検証しているものは筆者の知る限りにおいて存在していない。

それ以外の代表的な生活習慣としては飲酒習慣、食習慣がある。まず、上記の井伊・大日(2001)では、労働所得が低い者、大卒者、女性などは栄養バランスに気をつけて食事していることが明らかにされている。また、上記の岸田他(2007)でも飲酒習慣、食習慣について分析が行われている。まず、短大・高専卒者、管理職に就いている者などは飲酒習慣がある確率が高いことが明らかにされている。次に、健康知識がある者、管理職に就いている者などは良い食事習慣がある確率が高いことが明らかにされている。また、上記の梶谷・小原(2010)でも食習慣についての分析が行われており、女性および短大卒者・大卒者といった高等教育を受けている者は栄養バランスのとれた食事をするようにしている確率が高いことが明らかにされている。

生活習慣の決定要因に関する研究を概括すると、社会経済属性が与える影響をはじめ、さまざまな要素がそれらに与える影響が明らかにされているものの、喫煙行動を除くと、価格効果を直接分析しているものは少ない。また、喫煙行動についても、価格効果には性差以外の個人差が存在しないという仮定の下で分析を行っているものが多く、後藤他(2007)の結果はその妥当性に疑問を投げかけるものである。したがって、喫煙習慣、その他の生活習慣を含め、価格効果の個人差を考慮した上で、さらなる分析が必要であるといえる。

次に、生活習慣と健康状態の関係に関する経済学的な研究として、上記の梶谷・小原(2010)は、個々の生活習慣の決定要因のみならず、それらが健康状態に与える影響も分析している。その結果、睡眠以外の生活習慣は健康状態に有意な影響がない、という結果を得ている。ただし、データがクロスセクションデータであるため、同論文の分析は動学的なものではない。一方、Kumagai and Ogura(2014)では、運動習慣の有無が健康状態に与える動学的な影響が分析されており、定期的な運動習慣があることが健康状態に有意な好影響を与えることが確認されてい

る。また、喫煙習慣や飲酒習慣も健康状態に有意な影響を与えることが確認されている。両者には、クロスセクションデータによる分析か、パネルデータによる分析かという大きな違いがあるため、その違いが結果の相違につながっている可能性もある。

近年、わが国においても、所得をはじめとした社会経済状況と健康の関係に関する分析が盛んに行われるようになってきている。このうち、所得はさまざまな生活習慣に影響を与えられると考えられるため、所得と健康の関係を分析した研究は、生活習慣と健康の関係を間接的に分析した研究であるとも解釈できる。それらのうち、動学的な分析を行っているものが以下の2点となる。

菅 (2009) の研究は、1987年に実施された「全国高齢者調査」および1990・1993年に実施された「高齢者日米比較調査」の個票データを用いて、社会経済状況と健康の関係をプロビット・モデルによって分析したものであり、所得が健康に有意な影響を与えることを確認している。また、立福 (2012) は、「消費生活に関するパネル調査」を用いて、壮年期女性に焦点を当て、所得をはじめとした社会経済状況と健康の関係に関する分析を行っているが、所得の係数は有意に推定されていない。

これらの研究の中には、生活習慣が健康に影響を与えることを直接確認したものもあり、所得が生活習慣を通じて健康に影響を与えていることを確認したものもある。しかしながら、動学的な分析を行っている研究はすべて、男性の若壮年者を分析対象としていない。また、女性についても、40～50代に関する分析は相対的に不足している。したがって、それらの世代を中心として、先行研究では分析対象となっていない者についても健康状態の決定要因を分析し、生活習慣との関連性を明らかにする必要がある。

最後に、生活習慣の改善は健康状態の改善をもたらすが、健康状態の改善がもたらす効果は医療費の削減のみにとどまらない。近年、いくつかの研究において、健康状態の改善は就業行動や賃金の変化を通じて、個人の所得を高める効果があることが確認されている。

湯田 (2010) においては、健康状態が労働生産性(賃金)に与える影響が分析されており、男性の場合は、健康状態の改善が賃金を有意に高めることを確認している。一方、女性の場合は有意な影響は確認されなかった。

また、大石 (2000) や岩本 (2000)、近年では濱秋・野口 (2010) においては、健康状態が就業行動に与える影響が分析されている。これらの研究では、分析方法やデータにもよるが、男性の場合は健康状態が就業選択や労働時間に有意な影響

を与えるが、女性の場合は有意な影響がない、といった結果が得られている。

これらの分析のうち、賃金に関する湯田 (2010) の分析は幅広い年齢層を対象としているが、就業行動に関する分析は、分析対象が中高齢者に限定されている。したがって、若年から壮年における健康状態と就業行動の関係については十分なエビデンスが存在しない状況である。生活習慣の改善、それによる健康状態の改善に所得にもたらす効果を明らかにするためには、若壮年の健康状態と就業行動の関係に関するエビデンスも必要である。

1.3 本論文の構成

上述したように、諸外国だけではなく、わが国においても、生活習慣に関するさまざまな研究が既に存在している。しかしながら、それらの研究には、以下の3点が不足している。

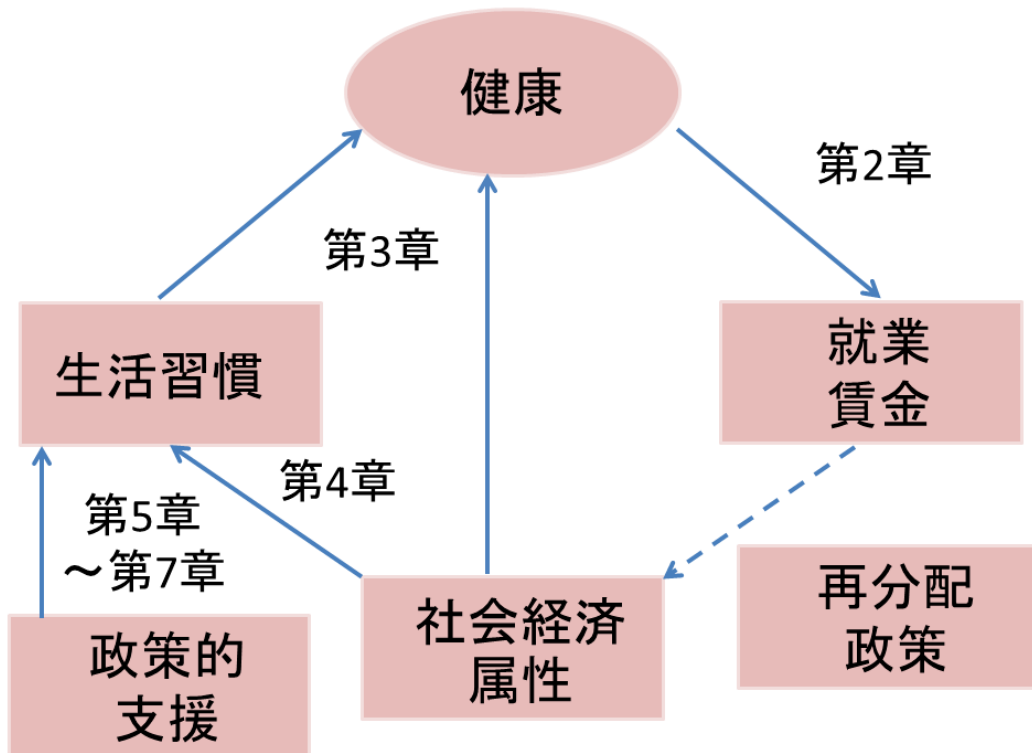
第一に、生活習慣改善の決定要因、生活習慣および生活水準が健康状態に与える影響、そして健康状態改善が所得にもたらす影響までの循環を体系的に研究したものは、筆者の知る限りにおいて存在しない。生活習慣の改善要因やその影響に関する体系的な分析を行うことにより、個人の生活全般に関する政策含意を導くことが可能となる。

第二に、生活習慣改善の決定要因、生活習慣および生活水準が健康状態に与える影響、健康状態改善が所得にもたらす影響に関して個別に研究した分析は数多く存在するものの、それらにおいては、若壮年男性など分析対象に含まれていない者が存在する、分析内容に何らかの不足する点がある、といった問題点がある。

第三に、生活習慣改善を支援するための政策効果の分析においては、喫煙習慣以外については政策効果に関する分析が十分ではない。また、政策効果が対象者の年齢、性別、健康状態などによらず均一であるという仮定の下に分析が行われていることが多い。しかしながら、上述したとおり、その仮定が必ずしも妥当である保障はない。喫煙習慣以外に対する政策効果を分析し、さまざまな個人属性による政策効果の個人差を把握することも、生活習慣改善をいかに支援するのかを検討するためには必要である。

そこで、本論文では、上記で述べた3点に留意しつつ、生活習慣改善の決定要因、生活習慣および生活水準が健康状態に与える影響、そして健康状態改善が所得にもたらす影響までを見渡した体系的な研究を行うことにより、今後のわが国の生活習慣病対策に関する政策含意を導くことを目的とする。

図 1.4: 本論文の分析の概念図



出典:筆者作成

図1.4は本論文の分析の概念図である。生活習慣はさまざまな要因によって決定される。その中には、所得や教育といった社会経済属性だけではなく、たばこ税をはじめとした政策も含まれる。生活習慣の改善は、健康状態に対して影響を及ぼす。そして、先行研究の結果から、健康状態の改善は、就業行動や賃金への影響を通じて、経済状態を改善する可能性がある。したがって、これらが好循環することにより、国民健康の増進のみならず、経済の活性化が果たされる可能性があることがわかる。図1.4の概念図を元に、生活習慣に関して体系的に分析することが本論文の特性である。

第2章ではまず、若壮年者の健康状態と就業行動の関係を実証分析することにより、健康状態を改善することが所得にもたらす効果を再確認する。続いて、第3章では、所得(生活水準や生活習慣)との関係を中心に、健康状態の決定要因について実証分析を行う。第4章では、生活習慣の決定要因として教育水準、具体的には大学教育の影響に着目した分析を行う。第5章以下では、個別の生活習慣に焦点を当てて、その改善を支援する政策に関する分析を行う。第5章では、たばこ税の政策効果について、先行研究では不足していた観点からの実証分析を行う。第6章では、がん検診無料クーポンの政策効果に関する実証分析を行う。第7章では、近年始まった新しい動きである健康ポイント制度について、参加者を増やすための要因分析を行う。最後に、第8章においては各章の内容を要約した後、本論文の学術的貢献や政策含意、本論文の分析で残された課題について述べる。

第2章

若壮年者の健康状態と就業行動の関係 -内生性と個人の異質性を考慮した分析-

2.1 はじめに

Grossman (1972) が初めて人的資本の概念に健康を明示的に組み込んで以降、健康状態と就業行動の関係が注目されるようになり、様々な研究が蓄積されてきた¹。特に近年、計量経済学的手法の著しい進歩も一因となり、研究の蓄積も急速に進展している。そのような流れの中で、近年、わが国においても、健康状態と就業行動との関係が大きく注目されるようになってきている。

健康状態と就業行動の関係が着目される理由は、大きく以下の2点となる。第一に、とりわけ中高齢者の場合に妥当する議論であるが、健康状態の悪化が就業行動を妨げ、結果的にわが国における労働力人口の確保を困難としている点がある。第二に、健康状態が就業行動を左右する場合、健康状態が悪い、あるいは不安定な個人は現在の勤労収入が不安定となるだけでなく、人的資本の蓄積が十分に行えず、将来的な所得格差の要因となり得る点である。このような議論については、むしろ高齢者以外に該当するものと考えられる。

しかしながら、これまで、わが国における健康状態と就業行動の関連についての研究は、前者の観点からのものに限定されている。それらの研究の初期の代表例としては大石 (2000) や岩本 (2000) をあげることができる。また、近年の研究の代表例としては濱秋・野口 (2010) をあげることができる。これらの研究では、男性の場合は健康状態が就業選択や労働時間に影響を与える、女性の場合は男性ほど明確な影響は見いだせないといった結果が得られている。

上記の先行研究から得られた知見により、中高齢者に関しては、健康状態と就業行動との関連が徐々に明らかにされつつある状況ではあるが、それ以下の年齢層においても同様の関係性が成立しているかどうかは必ずしも自明ではない。中高齢者とそれ以下の年齢層において健康状態と就業行動の関係性が異なり得る要

¹近年の議論は Grossman (2000) に詳しい。

因としては、以下の3点が指摘できる。

第一に、近年の経済不況による影響を受けて、30代以下の者には不安定な雇用条件で働いている者が数多く存在する。正社員と比べ、派遣社員等の非正規雇用である場合、健康状態の悪化が就業機会の喪失に直結する可能性がある。この要因が強く影響しているならば、若年者の場合の方がむしろ、健康状態が就業行動に与える影響は強くなる。

第二に、「高齢者の生活と意識に関する国際比較調査」を参考にすると、わが国の高齢者には、健康のために働くという考え方が少なからず見られる。その一方、それ以下の年齢層の場合には、こういった考え方に基づいて就業行動を決定している者はほとんど存在しないと考えられる。そのため、健康と労働の関係が高齢者とそれ以外で異なっている可能性がある。

第三に、長期的な経済不況に伴い、わが国の労働者の多くは労働市場において厳しい状況に直面している。40代以下の者の多くは現時点では十分な資産形成も行えていないため、健康状態が悪化しても、次の職が見つからない可能性を視野に入れて、無理をして今まで通りの就労状況を続ける可能性もある。

上述した理由により、中高齢者に関する研究で得られた知見を、その他の年齢層にそのまま適用できる保証はない。しかしながら、今後、若壮年者はこれまでに以上に不安定な雇用状況に直面する可能性が高い。また、少子高齢化に伴う労働力不足も大きな課題となっている。そのため、健康状態が高齢者以外の就業行動にどのような影響を与えるのかについて分析する必要性は高まっているといえる。

そのため、本章では、2004年時点で20～69歳の男女から無作為抽出されたデータである「慶応義塾家計パネル調査(KHPS)」を用いて、その中から先行研究の分析対象となっていなかった44歳以下のサンプルを抽出して、健康状態が労働時間に与える影響を分析する。

本章は以下のように構成される。まず、第2節においては、本章と関連した様々な先行研究やそれらで明らかにされている点について述べる。次に、第3節においては、健康状態としてどのような指標を用いるべきかという問題や、本章で用いる分析方法など、分析上の様々な問題について述べる。第3節で推定に用いているデータであるKHPSについても述べた後、第4節では男女別の推定結果、第5節はその解釈について述べる。最後に第6節において、本章の分析を概括する。

2.2 先行研究および研究の背景

健康状態の悪化が就業形態や労働時間に与える影響については、数多くの研究が蓄積されている。上述した Currie and Madrian (1999) では 1990 年代までのこれらの研究の包括的なサーベイがなされている。また、Cai and Kalb (2007) においても、それ以降の研究も含め、多くの研究のサーベイがなされている。

Currie and Madrian (1999) では、簡単な理論モデルにより、なぜ健康と労働時間が関係するかについて示されている。まず、以下のような関数の異時点間の最適化問題を考える。ただし、 δ は割引率であり、 $B(\cdot)$ は遺産関数で、 A は資産を表わすとする。

$$\sum_{t=1}^T E_t \frac{1}{1+\delta} U_t + B(A_{T+1})$$

また、効用関数 U_t は以下のように定義されたとする。

$$U_t = U(Q_t, C_t, L_t; X_t, u_1, \epsilon_{1t})$$

Q は健康資本のストック、 C は消費財全般の消費量、 L は余暇、 X は選好を変化させるような外生要因、 u_1 は生涯を通じて変わらない選好、 ϵ_{1t} は選好へのショックであるとする。効用関数の最大化問題には以下のような制約条件がある。

$$Q_t = Q(S_{t-1}, G_t, V_t; Z_t, u_2, \epsilon_{2t}),$$

$$C_t = Y_t - P_t G_t \quad (A_{t+1} - A_t),$$

$$Y_t = I_t + w_t H_t + r A_t,$$

$$L_t + V_t + H_t + S_t = 1,$$

$$S_t = S(Q_t, u_3, \epsilon_{3t}),$$

ここで、 G と V はそれぞれ、健康資本への物的資源および時間の投入量である。 Z は選好を変化させるような外生要因、 u_2 は生涯を通じて変わらない選好、 ϵ_{2t} は健康状態の生産関数へのショック、 Y は総所得、 P は価格、 I は不労所得、 w は賃金率、 H_t は労働時間、 r は利子率、 S は健康状態を崩している時間の長さ、 u_3 は健康を左右する遺伝的要因、 ϵ_{3t} は病気を引き起こすようなショックであるとする。健康状態と資産の初期賦存 Q_0 と A_0 は所与のものであるとする。

このモデルにはいくつかの特徴がある。Currie and Madrian (1999) の表現を借りると、まず、健康状態は、過去に健康投資に費やした時間と健康資本の減耗率

に影響されると仮定されている。健康であることはそれ自体が効用を高め、活動可能な時間を増やすことで、労働時間や健康投資、余暇にまで影響する。このモデルを解くと、労働供給関数は内生的な健康状態によって左右されることがわかる。そのため、健康状態と労働供給の関係を分析する際には、両者の内生性をコントロールすることが課題となる。

内生性を発生させる原因として、Bound (1991) が指摘するような正当化バイアスの問題がある。すなわち、就労していない者はそれを正当化するために自らの健康状態が悪いと申告する可能性がある。そのような状況が発生している場合、内生性をコントロールしない分析は、健康状態と就業行動の関係を過大評価することにつながる。

内生性をコントロールした近年の研究例としては、Cai et al. (2008) がある。同研究では、The Household, Income and Labour Dynamics in Australia (HILDA) を用いて、健康状態が労働時間に与える影響についての分析が行われている。二段階推定による分析の結果、現在の健康状態および健康状態の変化が、それぞれ別個に労働時間に有意な影響を与えることが明らかにされている。また、Cai (2010) は同様のデータを用いて健康状態が就業確率に与える影響を分析しており、健康状態の改善によって就業確率が有意に高まる、という結果を得ている。

日本においては、前述したようなデータの制約もあることから、健康状態と就業行動の関係についての研究の蓄積はまさに進行しつつある最中といえる。加えて、日本において健康状態と就業行動の関係を分析した先行研究は、これまでのところ、高齢者の引退行動に焦点を当てたものが大半となっている。高齢者の引退行動と健康状態との関係を分析した研究としては、大石 (2000) や岩本 (2000) があり、それぞれ、少なくとも部分的には、健康状態が引退行動を左右するという結果を得ている。

一方、健康状態が労働時間に与える影響を分析したものとしては、濱秋・野口 (2010) があり、45 歳以上の中高齢者を対象とした「健康と引退に関する調査」の個票を用いて、健康状態が主に引退行動にどのような影響を与えるかを分析している。同研究は、「癌や悪性新生物」「循環器系・内分泌系・代謝系疾患」「脳卒中・脳血管障害」といった、遺伝的要素が大きく影響している疾患についての両親の既往歴を操作変数としている点が特徴的である。実証分析の結果は、男性については健康状態の悪化は無職となる確率を有意に高め、労働時間を有意に減らすものの、女性については健康状態の悪化と就業行動の有意な関連は見いだせない、というものとなっている。

上述したように、日本における先行研究は、中高齢者のみに焦点をあてたものが中心である。そのため、それ以下の年齢層に関しては、健康状態と就業行動との関連についてほとんど明らかにされていない状況である。そこで、本章では、先行研究では研究対象となっていない44歳以下までを分析対象として、健康状態と就業行動との関係について分析を行う。

2.3 分析の枠組み

2.3.1 分析方法

健康状態と就業行動との関係について分析する際に最も重要な論点は、健康状態をどのように定義するのかという点である。経済学の観点から健康状態と就業あるいは労働時間の関係を分析している研究では、健康状態の代理変数として、何らかの形で主観的健康状態 (Self-Rated Health, SRH) が用いられていることが多い。

通常、SRHとは以下のようにして定義される。まず、『あなたのふだんの健康状態はどうか』といった質問から、「よい」「まあよい」「ふつう」「あまりよくない」「よくない」などの5段階ないし4段階で回答を得る。多くの場合は、それらに1~5ないし1~4の数字を割り当てたものがそのまま用いられるが、何らかの方法により変換を行ったものが用いられる場合もある。最も頻繁に行われる変換方法は、「よい」「まあよい」と答えた場合には1、「ふつう」「あまりよくない」「よくない」と答えた場合には0を割り当てて、SRHを二値変数に変換する方法である。

Bound (1991)における議論が最も包括的かつ詳細であるが、多くの研究でSRHが健康状態の代理変数として用いられていることには、以下のような理由があると考えられる。まず、SRHが健康状態を表す指標として一定の妥当性を持つという点について、医学の分野でも立証されているという点があげられる。Cai and Kalb (2007)でも概括されているように、SRHは生命予後などの客観的な健康指標との相関が非常に高いことが、数多くの研究から明らかにされている。医学における海外の研究例としては、Spiers et al. (2003)、わが国における研究例としてはOkamoto and Tanaka (2004)がある。

次に、SRHより客観性が高い指標、たとえば血圧などを健康状態の代理変数として用いても、それらと就労能力との相関は強くない可能性が高い、という点があげられる。というのも、頭痛や高血圧の症状があるとしても、そのことが就労

能力に何らかの制約を課すことになるかどうかは、職種や業種にも大きく依存するからである。

その一方で、SRH をそのまま説明変数として用いることには2点の問題がある。第一に、測定誤差の問題である。具体的には、観察不能な真の健康状態と労働時間との相関は十分に高いとしても、SRH と真の健康状態の測定誤差が大きいならば、係数の推定値が0に近づくバイアスが発生することとなる。第二に、就業行動と労働時間との間に内生性がある可能性が考えられる。内生性の問題が生じる理由としては、既に述べた正当化バイアスの問題、自らが身体的に丈夫でない場合にそれに応じた労働時間の選択を行うといった自己選択の問題、逆の因果関係の問題がある。

以上で述べたように、SRH を用いることには長所と短所のいずれもあるが、総合的な健康指標であるという長所は無視できないものであるため、Cai (2010) をはじめ、近年の研究でも何らかの形でSRH が用いられている。したがって、本章でも、SRH を観察不能な真の健康状態の代理変数として用いた分析を行う。

ただし、どのような指標を健康状態の代理変数として用いたとしても、真の健康状態は観察不能であることから、測定誤差や正当化バイアスなどの問題は残る。そこで、本章では、2SLS を用いることにより、その問題に対処する。また、就業行動の決定においては観察されない異質性も影響していると考えられるため、分析にはパネルデータを用いることが望ましい。

近年では、パネルデータの分析に関する理論の進展が著しいことから、パネルデータを用いた2SLSが分析に用いられることも多い。パネルデータを用いた2SLSについては、以下のように記述することができる。推定すべき式が以下のものであるとする。

$$y_{it} = X_{1it} + X_{2it} + \mu_i + \epsilon_{it}$$

ただし、 y_{it} は個人*i*の*t*期における就業の有無ないし労働時間、 X_{2it} は説明変数のうち内生であると考えられるもの、 X_{1it} は外生であると考えられる変数とする。また、 μ_i は通時的な変動のない観察されない個人の異質性、 ϵ_{it} は誤差項であるとする。 X_{2it} の操作変数を Z_{it} とすると、 Z_{it} は以下のような条件を満たしている必要がある。

$$E(Z'_{it}\epsilon_{it}) = 0$$

ここで、被説明変数が就業行動、すなわち就業している=1、就業していない=0のどちらかである場合についても、線形確率モデルで推定を行う。パネルデータ

のプロビット・モデルの説明変数に内生変数が含まれる場合、筆者の知る限りでは、推定方法が未だ十分には確立されていない。そこで、代替的に線形確率モデルでの推定を行うこととする。

また、男性の場合は、若壮年者については労働時間が0である割合が小さく、通常の線形回帰モデルを用いることに問題は少ないと考えられる。一方で、女性の場合は、同じ年齢層においても労働時間が0である個人が少なからず存在する。しかしながら、筆者の知る限りでは、パネルデータを用いたトービット・モデルに内生変数が含まれる場合の推定方法については、確立した推定方法が存在しない。そのため、本章では女性についても線形回帰モデルによる推定を行う。

パネルデータの分析においては、変量効果モデルないし固定効果モデルによる推定が行われることが多い。その場合、Hausman (1978) の検定によって両者を比較することが一般的であるが、Clark and Linzer (2012) はモンテカルロシミュレーションを行い、固定効果と説明変数の相関係数、説明変数の個人内の標準誤差と個人間の標準誤差の比率、パネルデータの観察単位や観察単位ごとの観察回数などの組合せによっては、Hausman (1978) の検定は変量効果モデルを誤って棄却する、ないし棄却しない可能性があることを確認しており、同検定によって変量効果モデルと固定効果モデルに優劣を付けることは推奨されないとしている。

Clark and Linzer (2012) では、その代替手段として、説明変数の個人内の分散と個人間の分散の比率に応じてモデル選択することが推奨されている。しかし、論文中において、両者の比率がどの値ならどちらのモデルを用いるべきかという明確な基準は示されていない。個人内の標準誤差と個人間の標準誤差の比率が0.2の場合は通時的な変動が小さすぎる (sluggish)、比率が1の場合は通常 (standard) であるということまでは論文中で行われているモンテカルロシミュレーションにおいて明記されているものの、どの値までが許容範囲なのかは明示されていない。

本章の分析でも、変量効果二段階線形回帰モデル (RE2SLS) と固定効果二段階線形回帰モデル (FE2SLS) による推定を行う。しかし、モデルを誤って選択する可能性を回避するために、Hausman (1978) の検定による比較は行わず、両者の推定結果を併記し、適宜比較考量することとする²。具体的には、RE2SLS でも FE2SLS でも健康状態と就業行動の関係が統計的に有意であれば、両者の間に統計的に有意な関係があると結論づけることとする。

本章では、2SLS による推定を行うが、どのような変数を操作変数として用いる

²たとえば McNeil (2014) においても、Clark and Linzer (2012) の結果を引用した上で、固定効果モデルと変量効果モデルの検定による比較は行われていない。

かという点は、先行研究でも重要な論点となっている。労働者の意思決定において実際に影響を与えるのは、本人が自らの健康状態をどのように認識するかであると考えられる。そのため、本章では、前年に何らかの健康上の問題を抱えていたかどうか現在の健康状態に対する本人の認識に影響し、そのことを通じて労働時間に影響を与えると仮定する。

具体的な操作変数は、前年に体調の不良を感じて病院・診療所に通院したかどうか、および入院したかどうかである。主観的な健康状態の操作変数に通院・入院関連の変数を用いた例として Jäckle and Himmler (2010) がある。Jäckle and Himmler (2010) においては、健康の主観的評価と賃金の関係を推定する際の操作変数として、過去3ヶ月間の通院回数を用いている。

医療機関での受診履歴を操作変数として用いる理由については、Jäckle and Himmler (2010) の記述が参考になる。Jäckle and Himmler (2010) は医療機関を受診することそのものが賃金に影響することはないとしている。本章の分析対象は就業行動であるが、医療機関の受診の有無そのものが直接就業行動に影響を与えるとは考えにくく、影響を与えるとしても医療機関での受診結果を通じた健康状態の自己評価の変化を介してだと考えられる。

内生変数の数よりも多い数の操作変数を用いる際に問題となるのが、操作変数の妥当性についてである。内生変数はSRHのみであるが、操作変数は通院履歴と入院履歴の2つである。このような状況においては、一般的にはSargan (1958) の過剰識別検定によりその妥当性を検証することとなる。本章でも、Sargan (1958) の過剰識別検定を行うことで、操作変数の妥当性を確認している。

2.3.2 データ

本章で使用するデータは「慶應義塾家計パネル調査 (KHPS)」の2008～2013年調査である。同調査は2004年の第1回調査以降、毎年1月末に実施されている。2008年以降の調査のみ用いる理由は、2004年と2007年においては、健康状態に関する詳細な項目が調査されておらず、2SLSで内生性をコントロールできないからである。以下では、被説明変数の詳細な定義について述べる。

被説明変数である労働時間については、「あなたは収入を得る仕事を週に平均して何時間しますか。(残業時間も含めてお答えください。)」という質問の回答値をそのまま用いている。ただし、回答値が平均値から+3標準偏差以上離れている場合には、異常値として除去している。表2.1の上半分には、男女別に労働時間の

分布を示している。勤労者のみを比較しても、男性の方が労働時間の分布が右寄りであることがわかる。

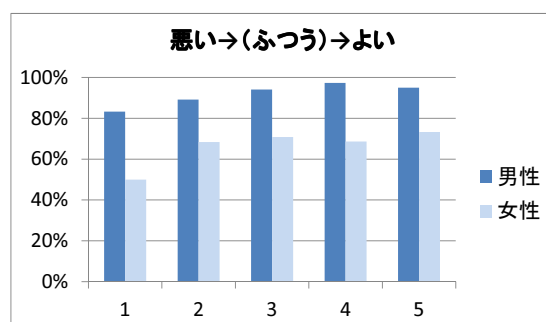
最も重要な説明変数であるSRHについては、KHPSの各年における「ふだんのあなたの健康状態はどうか」という調査項目において、「よい」「まあよい」「ふつう」「あまりよくない」「よくない」という回答のそれぞれに対して、5～1の数字を割り当てている。SRHの分布についても表2.1の男女それぞれの部分のうち下半分に示されている。分布の男女差はわずかであることがわかる。

表 2.1: 労働時間と健康状態の分布

		男性				
労働時間の分布	非就業	20時間以下	20時間以上 40時間未満	40時間以上 60時間未満	60時間以上	
	5.24 %	8.66 %	19.69 %	55.15 %	11.24 %	
健康状態の分布	よくない	あまりよくない	ふつう	まあよい	よい	
	0.87 %	9.06 %	37.64 %	31.34 %	21.08 %	
		女性				
労働時間の分布	非就業	20時間以下	20時間以上 40時間未満	40時間以上 60時間未満	60時間以上	
	29.83 %	21.87 %	29.14 %	17.65 %	1.51 %	
健康状態の分布	よくない	あまりよくない	ふつう	まあよい	よい	
	1.01 %	9.16 %	34.64 %	34.33 %	20.86 %	

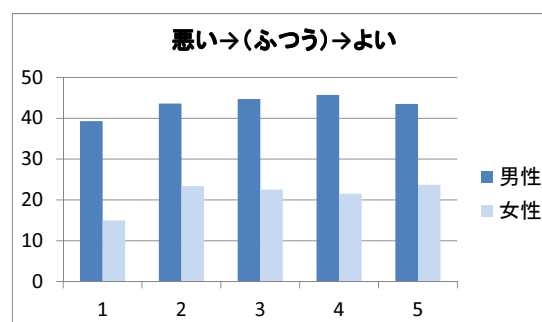
出典:KHPS2008～KHPS2013 より筆者作成。

図 2.1: 健康状態と就業確率



出典:KHPS2008～KHPS2013 より筆者作成。

図 2.2: 健康状態と労働時間



出典:KHPS2008～KHPS2013 より筆者作成。

図 2.1 や図 2.2 に示されているように、男性の労働時間、女性の就業者の割合については、健康状態との関連性が見られる。一方、男性の就業者の割合、女性の

労働時間との間には、特に強い関連性は見いだせない。ただし、これらはその他の要因を一切コントロールしていない状態のものである点に留意する必要がある。たとえば、長時間労働しているために健康ではなくなっているといった可能性もあるため、内生性をコントロールした分析を行わなければ、結論は導けない。

操作変数は昨年度に健康上の問題が発生したかどうかである。具体的には、「あなたは昨年1年間に通院や入院などの治療を経験しましたか。(〇はいくつでも)」という質問の回答から作成している。このうち、「病院や診療所に通院した」「入院した」に〇をつけている場合は1、そうでない場合は0としてダミー変数を作成する。上述したとおり、これらは「通院の有無」「入院の有無」という別々の変数として分析に用いる。

また、本章では、配偶者の就業状況を説明変数に加えている。本来ならば配偶者の勤労所得を説明変数とすることが望ましいが、配偶者の所得を正確に把握することが困難なためか、当該質問については無回答率がかなり高かった。この変数を用いることでサンプルサイズが小さくなることを防ぐため、配偶者が正規雇用であるか、あるいはそれ以外の被用者であるかを示すダミー変数を代理変数として用いている。配偶者が無業者、求職者、自営業者などである場合が基準カテゴリーとなっている。また、配偶者の勤労所得の代理変数であるため、配偶者が居ない場合は0としている。この変数が与える影響は、女性の場合の方が大きいと考えられる。

表2.2は分析に用いる変数の記述統計である。男女で就業者の割合も労働時間も大きく異なっていることがわかる。その他の説明変数についての詳細な定義および男女別の記述統計量については、表2.2を参照されたい。

2.4 推定結果

以下では、まず男性のみのサンプルを用いた場合の推定結果、続いて女性のみのサンプルを用いた場合の推定結果について述べる。

2.4.1 男性の推定結果

まず、健康状態が就業の有無に与える影響についての推定結果が、表2.3の(1)(2)列に示されている。(1)列はRE2SLS、(2)列はFE2SLSによるものである。

表 2.2: 記述統計

性別	男性				女性			
	平均	標準偏差	最小	最大	平均	標準偏差	最小	最大
被説明変数								
就業の有無 (1=就業)	0.948	0.223	0	1	0.702	0.458	0	1
労働時間 (週あたり)	44.603	18.721	0	100	22.390	19.811	0	100
内生変数								
主観的健康状態	3.627	0.943	1	5	3.649	0.943	1	5
操作変数								
昨年 1 年間の通院の有無	0.367	0.482	0	1	0.464	0.499	0	1
昨年 1 年間の入院の有無	0.029	0.167	0	1	0.046	0.210	0	1
外生変数								
年齢	35.779	5.818	20	44	35.751	5.819	20	44
年齢の二乗	1313.999	400.080	400	1936	1312.020	401.783	400	1936
勤続年数	8.857	6.944	0	26	3.178	4.754	0	25
勤続年数の二乗	126.643	149.600	0	676	32.697	79.729	0	625
大卒ダミー	0.413	0.492	0	1	0.209	0.407	0	1
短大・高専卒ダミー	0.077	0.267	0	1	0.294	0.455	0	1
純負債額	0.081	0.343	0	5.320	0.055	0.213	0	4.190
18 歳以下の子どもの数	1.142	1.163	0	7	1.286	1.113	0	7
配偶者正規雇用ダミー	0.090	0.287	0	1	0.557	0.497	0	1
配偶者非正規雇用ダミー	0.225	0.418	0	1	0.024	0.154	0	1
政令指定都市在住ダミー	0.336	0.472	0	1	0.309	0.462	0	1
町村在住ダミー	0.076	0.265	0	1	0.082	0.275	0	1
サンプルサイズ	2747				3178			

出典:KHPS2008~KHPS2013 より筆者作成。

1. 学歴ダミーの reference group は高卒以下
2. 配偶者の雇用形態ダミーの reference group は配偶者が被用者ではない場合
3. 在住地域ダミー (政令指定都市、町村) の reference group は政令指定都市以外の市在住

表 2.3: 推定結果 (男性の主観的健康状態 (SRH) と就業行動)

被説明変数 推定方法	就業の有無		労働時間 (週あたり)	
	RE2SLS (1)	FE2SLS (2)	RE2SLS (3)	FE2SLS (4)
内生変数				
主観的健康状態 (SRH)	0.0080 [0.0454]	0.0495 [0.0841]	6.0972* [3.353]	11.4117 [9.6846]
外生変数				
年齢	0.0013 [0.0099]	-0.0099 [0.0259]	2.2751*** [0.8628]	4.1015 [2.9786]
年齢の二乗	0.0000 [0.0001]	0.0000 [0.0003]	-0.0290** [0.0123]	-0.0591* [0.0343]
勤続年数	0.0318*** [0.0024]	0.0240*** [0.0037]	1.8750*** [0.2199]	1.5137*** [0.4237]
勤続年数の二乗	-0.0011*** [0.0001]	-0.0004** [0.0002]	-0.0663*** [0.0102]	-0.0143 [0.0209]
大卒ダミー	0.0220 [0.0151]		1.3494 [1.1633]	
短大・高専卒ダミー	0.0132 [0.0234]		1.3340 [1.8290]	
純負債額	0.0069 [0.0120]	-0.0116 [0.0151]	2.9429** [1.1556]	2.6864 [1.7370]
18歳以下の子どもの数	0.0124** [0.0059]	0.0073 [0.0139]	0.9515** [0.4612]	-1.0069 [1.6012]
配偶者 = 正規雇用	0.0198 [0.0164]	-0.0106 [0.0245]	1.7236 [1.4788]	-2.4146 [2.8193]
配偶者 = 非正規雇用	0.0265** [0.0107]	0.0105 [0.0164]	0.7581 [0.9973]	-3.9038** [1.8836]
大都市ダミー	0.0067 [0.0132]	-0.0053 [0.0317]	0.6001 [1.0553]	-0.1393 [3.6497]
郡部ダミー	0.0070 [0.0221]	0.0536 [0.0523]	0.5908 [1.7778]	4.4541 [6.0208]
定数項	0.7754*** [0.2836]	0.9425 [0.8156]	29.7671 [22.1045]	-75.7652 [93.9441]
Sargan-Hansen Statistic	0.334	0.837	0.294	0.884
P-value	0.564	0.362	0.588	0.347
F-Statistic(プールされた 2SLS)	36.385			
サンプルサイズ	2747			

出典:KHPS2008~KHPS2013 より筆者が推定し、推定結果を表にしたものである。

1. 上段の数字は推定値、下段の [] 内は標準誤差である。
2. ***は 1%、**は 5%、*は 10%水準で有意であることを示す。
3. 操作変数は「過去 1 年間の通院の有無」「過去 1 年間の入院の有無」である。
4. F-Statistic は上記と同じサンプルをプールして同じ被説明変数、説明変数、操作変数によって 2SLS により推定して、その結果から弱相関に関する検定を行った場合のものである。
5. FE2SLS で学歴ダミーの係数が落ちているのは、サンプル内に最終学歴が変化したものが居ないことによる。

まず、表の下部にある Sargan-Hansen Statistic およびその p 値を確認すると、過剰識別検定の結果、RE2SLS の場合も FE2SLS の場合も操作変数が外生であるという帰無仮説は 10%水準で棄却されておらず、操作変数には妥当性があることがわかる。

操作変数の弱相関の問題についてであるが、本章で推定に用いた Stata/MP 13 の xtivreg は、筆者の知り得る限りにおいては操作変数の弱相関の検定に対応していない。そこで、同じ被説明変数、説明変数、操作変数、サンプルを用いてデータをプールした推定を行い、その結果から弱相関の検定を行うことで、弱相関の問題を間接的に検定している（以下においても同様）。

表の下部にある F-Statistic を見ると、F 値は約 36 である。2SLS の推定値に 10%までのバイアスを許容すると、操作変数が weak instruments であるという帰無仮説を 5%水準で棄却するための F 値は 19.9 である。F 値はその 2 倍近いことから、弱相関の可能性は低いと考えられる³。

次に、SRH の定量的な影響を確認する。RE2SLS、FE2SLS、いずれの場合についても、係数の推定値は 10%水準でも有意ではない。そのため、主観的健康状態は就業の有無に対して有意な影響がないことがわかる。

その他に 10%水準で有意な変数を確認すると、RE2SLS の場合は、勤続年数、勤続年数の二乗、18 歳以下の子どもの数、配偶者=非正規雇用ダミーの 4 つである。一方、FE2SLS の場合には、勤続年数、勤続年数の二乗のみである。Clark and Linzer (2012) では、固定効果モデルは説明変数の個人内の変動に関する情報しか利用しないため、標準誤差が大きくなりやすいことを指摘しているが、実際に、変量効果モデルのみで有意になっている 18 歳以下の子どもの数、配偶者=非正規雇用ダミーとも、FE2SLS による推定の方が標準誤差が大きくなっている。

次に、健康状態と労働時間の関係については、表 2.3 の (3)(4) 列に示されている。(3) 列は RE2SLS、(4) 列は FE2SLS によるものである。まず、表の下部にある Sargan-Hansen Statistic およびその p 値を確認すると、過剰識別検定の結果、RE2SLS の場合も FE2SLS の場合も操作変数が外生であるという帰無仮説は 10%水準で棄却されておらず、健康状態と就業の有無に関する推定と同様、操作変数には妥当性があることがわかる。

次に、本章では上述の通り、プールされた 2SLS による弱相関の検定を行っているが、弱相関の検定結果は被説明変数が就業の有無でも労働時間でも共通である。そのため、(3)(4) の推定においても、弱相関の可能性は低いと考えられる。

³データをプールした推定によって代替的に得た値なので、留保は必要である。以下同様。

SRHの定量的な影響を確認すると、まず、RE2SLSについては、係数の推定値は6.1で10%水準で統計的に有意であり、符号が正であることから、SRHが1段階改善されることが、週あたりの労働時間を6.1時間増やすことがわかる。一方、FE2SLSについては、係数の推定値はRE2SLSの場合の2倍近いものの、標準誤差が3倍近いことから、10%水準でも統計的に有意になっていない。Clark and Linzer (2012)が指摘するように、FE2SLSでは標準誤差が大きくなりやすいことがわかる。

その他に10%水準で有意な変数を確認すると、RE2SLSの場合は年齢、年齢の二乗、勤続年数、勤続年数の二乗、純負債額、18歳以下の子どもの数である。一方、FE2SLSの場合には年齢の二乗、勤続年数、配偶者=非正規雇用ダミーの3つである。変数にもよるが、標準誤差の推定値はFE2SLSの方が1.5倍~4倍程度大きくなっている。FE2SLSの場合に10%水準で有意な変数が少ないことには、標準誤差が大きいことも反映されていると考えられる。

2.4.2 女性の推定結果

まず、健康状態が就業の有無に与える影響についての推定結果は表2.4の(1)(2)列に示されている。(1)列はRE2SLS、(2)列はFE2SLSによるものである。表の下部にあるSargan-Hansen Statisticおよびそのp値を確認すると、過剰識別検定の結果、RE2SLSの場合もFE2SLSの場合も操作変数が外生であるという帰無仮説は10%水準でも棄却されておらず、操作変数には妥当性があることがわかる。ただし、表2.3の(1)(2)列の男性の場合と比べると、p値が低くなっている。

次に、プールされた2SLSによる推定を行い、その結果から弱相関の検定を行うことで、弱相関の問題を間接的に検定した結果を確認している。表の下部にあるF-Statisticを見ると、F値は93である。2SLSの推定値に10%までのバイアスを許容すると、操作変数がweak instrumentsであるという帰無仮説を5%水準で棄却するためのF値は19.9である。F値はその5倍近いことから、弱相関の可能性は低いと考えられる。

続いて、SRHの定量的な影響を確認する。RE2SLSによる推定を行った場合、係数の推定値は5%水準で統計的に有意であり、係数の推定値は約0.1である。この結果は、SRHが1段階改善すると、就業確率が10%高まることを意味する。次に、FE2SLSによる推定を行った場合、係数の推定値は10%水準で統計的に有意であり、係数の推定値は約0.23である。この結果は、SRHが1段階改善することにより、就業確率が23%高まることを意味する。

表 2.4: 推定結果 (女性の主観的健康状態 (SRH) と就業行動)

被説明変数 推定方法	就業の有無		労働時間 (週あたり)	
	RE2SLS	FE2SLS	RE2SLS	FE2SLS
	(1)	(2)	(3)	(4)
内生変数				
主観的健康状態 (SRH)	0.0984** [0.0444]	0.2283* [0.1174]	3.3812* [1.8948]	10.1864** [5.1148]
外生変数				
年齢	-0.0679*** [0.0151]	-0.0616* [0.0339]	1.0114 [0.6463]	-2.2253 [1.4772]
年齢の二乗	0.0010*** [0.0002]	0.0012** [0.0005]	0.0140 [0.0094]	0.0449* [0.0238]
勤続年数	0.0944*** [0.0044]	0.0766*** [0.0071]	3.1762*** [0.1874]	2.6104*** [0.311]
勤続年数の二乗	-0.0039*** [0.0003]	-0.0040*** [0.0005]	-0.1157*** [0.011]	-0.1471*** [0.0236]
大卒ダミー	0.0332 [0.0281]		0.0615 [1.201]	
短大・高専卒ダミー	0.0094 [0.0227]		-1.8027* [0.9696]	
純負債額	0.0275 [0.0280]	0.0365 [0.0332]	0.0529 [1.2061]	0.3643 [1.4451]
18歳以下の子どもの数	-0.0426*** [0.0101]	-0.0579*** [0.0198]	-3.1184*** [0.4311]	-3.1155*** [0.8643]
配偶者＝正規雇用	-0.1091*** [0.0197]	-0.0767** [0.0354]	-6.4718*** [0.8449]	-4.2092*** [1.5417]
配偶者＝非正規雇用	-0.1280*** [0.0472]	-0.0743 [0.0641]	-6.7442*** [2.0263]	-4.6203* [2.7899]
大都市ダミー	0.0266 [0.0202]	0.0513 [0.0577]	0.4437 [0.8635]	0.8858 [2.5132]
郡部ダミー	0.0672** [0.0327]	-0.0173 [0.0838]	0.5553 [1.3998]	-7.1900** [3.6474]
定数項	1.3858*** [0.2779]	0.4646 [0.5260]	29.6001** [11.9155]	9.1721 [22.9062]
Sargan-Hansen Statistic	1.327	2.000	0.149	0.425
P-value	0.249	0.157	0.700	0.514
F-Statistic(プールされた 2SLS)	92.687			
サンプルサイズ	3178			

出典:KHPS2008～KHPS2013 より筆者が推定し、推定結果を表にしたものである。

1. 上段の数字は推定値、下段の [] 内は標準誤差である。

2. ***は 1%、**は 5%、*は 10%水準で有意であることを示す。

3. 操作変数は「過去 1 年間の通院の有無」「過去 1 年間の入院の有無」である。

4. F-Statistic は上記と同じサンプルをプールして同じ被説明変数、説明変数、操作変数によって 2SLS により推定して、その結果から弱相関に関する検定を行った場合のものである。

5. FE2SLS で学歴ダミーの係数が落ちているのは、サンプル内に最終学歴が変化したものが居ないことによる。

その他に 10%水準で有意な変数を確認すると、RE2SLS の場合は、年齢、年齢の二乗、勤続年数、勤続年数の二乗、18 歳以下の子どもの数、配偶者=正規雇用ダミー、配偶者=非正規雇用ダミー、郡部ダミーである。一方、FE2SLS の場合には、年齢、年齢の二乗、勤続年数、勤続年数の二乗、18 歳以下の子どもの数、配偶者=正規雇用ダミーである。

次に、健康状態と労働時間の関係については、表 2.4 の (3)(4) 列に示されている。(3) 列は RE2SLS、(4) 列は FE2SLS によるものである。まず、表の下部にある Sargan-Hansen Statistic およびその p 値を確認すると、過剰識別検定の結果、RE2SLS の場合も FE2SLS の場合も操作変数が外生であるという帰無仮説は 10%水準で棄却されておらず、健康状態と就業の有無に関する推定と同様、操作変数には妥当性があることがわかる。

次に、本章では上述の通り、プールされた 2SLS による弱相関の検定を行っているが、弱相関の検定結果は被説明変数が就業の有無でも労働時間でも共通である。そのため、(3)(4) の推定においても、弱相関の可能性は低いと考えられる。

SRH の定量的な影響を確認すると、まず、RE2SLS については、係数の推定値は 3.4 で 10%水準で統計的に有意であり、符号が正であることから、SRH が 1 段階改善されることが、週あたりの労働時間を 3.4 時間増やすことがわかる。一方、FE2SLS については、係数の推定値は RE2SLS の場合の約 3 倍、標準誤差が 3 倍弱であることから、5%水準で統計的に有意になっている。SRH が 1 段階改善されることが、週あたりの労働時間を 10.2 時間増やすことがわかる。

その他に 10%水準で有意な変数を確認すると、RE2SLS の場合は勤続年数、勤続年数の二乗、短大・高専卒ダミー、18 歳以下の子どもの数、配偶者=正規雇用ダミー、配偶者=非正規雇用ダミーである。また、FE2SLS の場合には年齢の二乗、勤続年数、勤続年数の二乗、18 歳以下の子どもの数、配偶者=正規雇用ダミー、配偶者=非正規雇用ダミー、郡部ダミーである。

2.5 解釈・議論

表 2.3 の推定結果から、男性の場合、RE2SLS、FE2SLS とも、健康状態が就業確率に影響しない、という結果を得た。いずれのモデルでも健康状態と就業確率の関係が有意ではなかったことから、本章の分析の範囲からは、若年期から壮年期の男性の健康状態と就業確率には統計的に有意な関係はない、と結論づけることができる。

一方、健康状態と労働時間の関係は、RE2SLSとFE2SLSで異なっていた。推定値の符号はいずれも正であり、係数の推定値はFE2SLSの場合の方が2倍近いものの、標準誤差の推定値は3倍近いことから、FE2SLSの場合は10%水準でも統計的に有意にならなかった。Hausman (1978)による検定を行わない場合、この結果はどのように判断すればよいであろうか。

上述のように、Clark and Linzer (2012)では説明変数の個人内の分散と個人間の分散の比率を目安に変量効果モデルと固定効果モデルを比較することを提案しているが、その際の閾値は提示されていない。モンテカルロシミュレーションにおいては、比率が1の際を”standard”としており、比率が0.2の際を”sluggish”としていることから、説明変数の個人内の分散と個人間の分散の比率が1以上ないし0, 2以下の場合には、どちらに分類すべきかが判断可能となる。

本章の分析で最も重要な説明変数である主観的健康状態を例にとると、その比率は0.6前後であり、上記の2ケース、0.2と1のほぼ中間の値となる。また、Clark and Linzer (2012)では比率がどの値を超えたらsluggishかといった閾値は提示していない。したがって、Clark and Linzer (2012)の推奨する基準により判断することは難しい。

そのため、本章の分析では、男性の健康状態と労働時間の関係については、RE2SLS、FE2SLS、いずれのケースが妥当であるかを判断することは避け、若年期から壮年期の男性の場合、健康状態が労働時間に影響する可能性があることを確認した、と指摘するにとどめたい。

表2.4の推定結果から、女性の場合、RE2SLS、FE2SLSとも、健康状態が就業確率に有意に影響する、という結果であった。したがって、本章の分析の範囲からは、女性の健康状態と就業確率の間に統計的に有意な関係がある、と結論づけることができる。RE2SLSの推定値とFE2SLSの推定値で2.5倍ほどの差があるが、若年期から壮年期の女性の主観的健康状態が1段階改善すると、就業確率が約10%~23%高まることがわかる。

表2.4の推定結果から、女性の場合、RE2SLS、FE2SLSともに、健康状態が労働時間に有意に影響する、という結果であった。したがって、本章の分析の範囲からは、モデルの選択によらず、女性の健康状態と就業確率の間に統計的に有意な関係がある、と結論づけることができる。定量的な影響について確認すると、RE2SLSとFE2SLSの推定値には約3倍の幅があり、若年期から壮年期の女性の主観的健康状態が1段階改善すると、週あたりの労働時間が約3時間~10時間増えるといえる。

これらの結果から、若壮年の場合、健康状態が就業行動に与える影響は女性において顕著であったといえる。男女で影響が異なっていた理由については、若壮年期の男女の就業確率の違いが指摘できる。本章で用いたサンプルにおいては、男性の就業確率は約95%、女性の就業確率は約70%である。また、労働時間については、平均値は男性の方が約2倍長い、標準偏差は女性の方が大きい。少なくとも本章で分析に用いたサンプルにおいては、就業行動のばらつきは女性の方が大きい。女性の方が就業行動の個人差が大きいため、健康状態による就業行動の差も出やすいと考えられる。

また、これらの結果から、さまざまな政策的支援によって国民の生活習慣を改善し、健康増進を推進した場合、女性の労働力としての活用につながる可能性がある。また、単位時間あたり賃金の低下が伴わない限りは、就業確率の上昇や労働時間の増加は収入の増加につながるため、そのことを通じて若壮年女性やその家族の経済力は現在よりも高まる可能性がある。

男性についても、健康状態の改善で労働時間が高まる可能性があることは確認できたが、上述の通り、確たる結論を導くには至らなかったため、男性についての政策含意を得ることは今後の課題である。

2.6 おわりに

本章では、慶応義塾家計パネル調査(KHPS)を用いて、先行研究では分析の視野から外れることが多かった44歳以下(若壮年期)を対象として、健康状態が労働時間に与える影響についての分析を行った。分析の結果、以下の3点が明らかになった。

第一に、健康状態と就業確率の関係は、女性の場合のみ有意であった。RE2SLSとFE2SLSによって推定値には2.5倍ほどの差があり、主観的健康状態が1段階改善されることが、就業確率を約10%~23%高めることがわかった。

第二に、女性の場合、健康状態と労働時間に関しては、RE2SLSとFE2SLSによって推定値には3倍ほどの差があり、主観的健康状態が1段階改善されることで、労働時間が約3~10時間有意に増加することがわかった。

第三に、男性の場合、健康状態と労働時間に関しては、RE2SLSとFE2SLSで結果が異なっていた。前者の場合のみ、推定値が統計的に有意であった。本章では、Clark and Linzer (2012)に従い、Hausman (1978)の検定によってモデル選択について誤った判断をすることを回避したため、RE2SLSとFE2SLSのどちらが

妥当な結果であるのかは断定できない。そのため、男性についても、健康状態と労働時間の間に有意な関係がある可能性を示唆する結果であると述べるにとどめたい。

本章の結果から、国民健康が増進されることにより、以下の2点の効果が期待できる。第一に、国民健康の増進は、若壮年女性の労働力としての活用につながり、経済に活力をもたらす可能性がある。第二に、国民健康の増進は、就業確率の上昇や労働時間の増加を通じて若壮年期の女性やその配偶者、世帯構成員などの世帯所得を増加させ、国民の生活水準を向上させる可能性がある。昨今、たばこ税の増税、特定健康診査・特定保健指導の開始など、国民健康増進のためのさまざまな政策が実施されているが、これらが効果を上げれば、生活習慣病の罹患率減少を通じた医療費の減少のみならず、上記の2点の効果も期待できる。

最後に、本章で十分に明らかにされていない点、あるいは十分に考慮されていない点や、それらの点についての今後の展望を述べたい。第一に、本章で健康状態の代理変数としてSRHを用いた上で、2SLSにより測定誤差の問題、健康状態と労働時間の内生性の問題に対応した。しかし、SRHは主観的な変数であるため、客観的な健康指標を用いても本章同様の結果が得られるか確かめる必要がある。

第二に、健康状態の識別変数についてである。具体的には、上述した濱秋・野口(2010)で用いられているような、両親の健康状態をはじめとした遺伝的な情報や、急病や事故のように、完全に外生的に発生した健康状態の変動を用いることが考えられる。しかしながら、若壮年者についてそれらの変数と就業行動を共に詳細に把握可能である一般公開されたデータは筆者の知る限りにおいては現状では存在しないため、データの整備も待たれるところである。

第三に、男性の健康状態と労働時間の関係については、RE2SLSによる推定とFE2SLSによる推定で結果が異なっていたが、一点目にあげた客観的健康指標の利用、二点目にあげた識別変数の利用などにより、モデル選択によらない結論を得る必要がある。そのことによって初めて、男性の健康状態と労働時間の関係に関する政策含意が得られる。

第四に、本章ではCai(2010)と同様に、学歴ダミーや勤続年数などで賃金を間接的にコントロールする、という推定方法を用いている。しかしJäckle and Himmler(2010)や湯田(2010)など、健康状態が賃金に有意な影響を与えることを確認した研究も存在することから、賃金と健康状態の内生性も考慮した上で健康状態と労働時間の関係について推定を行うことが望ましい。そのためには健康状態、賃金、労働時間、それぞれの推定式に対して最低1つ、合計で最低3つの識別変数が必

要となる。そうした変数を見つけ出すことは容易ではないが、今後の研究課題としたい。

第3章

所得が健康に与える影響 -動学的パネルデータ分析による検証-

3.1 はじめに

第2章の分析では、健康と就業行動の内生性や観察されない異質性をコントロールした分析の結果、若壮年女性の健康状態は就業行動に有意な影響を与えることを確認した。具体的には、若壮年女性の健康状態が良好であるほど、彼女らの労働時間や就業確率が有意に上昇した。また、若壮年男性についても、健康状態から労働時間に対しては有意な影響がある可能性が確認された。

それらの結果より、健康状態の改善には、2点の効果がある。第一に、当事者の就業行動の変化を通じて、当事者の社会経済状況を改善する効果がある。第二に、社会全体から見た場合、若壮年者の健康状態の改善により、若壮年者を貴重な労働力として活用できる可能性が高まる。先行研究では、中高齢者の健康状態と就業行動の間にも有意な関係があることを確認したものもあるため、年齢層を問わず、国民の健康増進は彼・彼女らの就業行動の変化を通じて経済活力をもたらす可能性がある。

それでは、良好な健康状態は国民全般にくまなく行き渡っているのであろうか。わが国においても、近年、健康格差という言葉が頻繁に取りざたされるようになってきている（近藤 2005）。そのような流れを今後さらに加速させると思われるのが、2012年に厚生労働省が発表した「健康日本21（第二次）（二十一世紀における第二次国民健康づくり運動）」の基本方針の一つとして、「健康寿命の延伸と健康格差の縮小」が掲げられたことである。厚生労働省はわが国の医療・健康政策を管轄する省庁であり、その省庁の基本方針として「健康格差の縮小」が掲げられたことは、わが国の今後の医療・健康政策の方向を示唆するものであるといえる。

そもそも、健康格差とは何を意味するのか。2012年7月に厚生労働省によって発表された「健康日本21（第二次）の推進に関する参考資料¹」によると、「健康

¹厚生科学審議会地域保健健康増進栄養部会次期国民健康づくり運動プラン策定専門委員会（2012）「健康日本21（第二次）の推進に関する参考資料（平成24年7月、厚生労働省ホームページ）」

格差とは、地域や社会経済状況の違いによる集団における健康状態の差と定義される。」とある。社会経済状況の代表例としては、所得をあげることができよう。そのような認識を裏付けるものとして、たとえば2010年の『国民健康・栄養調査』の調査結果の概要においては、所得と生活習慣に関する章が存在しており、所得が高いほど健康的な生活習慣を送っている確率が高いことが明らかにされている²。

また、近藤(2005)を契機として、近年になって、菅(2009)、立福(2012)、Oshio et al. (2013)、Kumagai and Ogura (2014)といった所得と健康の関係に関する研究が行われるようになってきている。これらの中には、様々な要素をコントロールしても所得が健康に有意な影響を与えることを確認した研究もある。とは言え、若壮年男性を中心に、これらの分析には含まれていない層もあるため、所得と健康の関係について、確たる結論が得られるには至っていない。

そこで、本章では、分析上の様々な問題点を解決した上で、所得と健康の関係に関する分析を行い、それらの間に因果関係があるのかを明らかにし、わが国における健康格差の現状を明確化することを試みる。

所得と健康の関係に関する分析には、本論文全体の研究目的との関連においては、以下のような意義もある。喫煙、飲酒をはじめ、さまざまな生活習慣が健康状態に影響を与えると考えられる。しかしながら、生活習慣に関連する変数全てを直接コントロールすることは、本章の分析に用いるデータの制約から難しい。所得が高いほど健康的な生活習慣を送れる可能性が高まることから、所得と健康の関係を分析することは、生活習慣と健康の関係を間接的に分析することにもつながる。

本章の構成は以下のようなものである。まず、次節においては、先行研究における課題と論点を整理する。続いて、第3節においては、本章の分析方法、分析に用いるデータについて述べる。その後、第4節で推定結果、第5節で推定結果の解釈や議論すべき点について述べた上で、最後に本章全体を概括する。

ジ)」、http://www.mhlw.go.jp/bunya/kenkou/dl/kenkounippon21_02.pdf (2014年11月18日閲覧)

²具体的な生活習慣を分析対象としている第4章から第6章では、等価世帯所得が説明変数として加えられており、多くの推定において、所得が高いと生活習慣が有意に改善されるという結果を得ている。詳しくは後述する。

3.2 先行研究および研究の背景

イギリス英国保健社会保障省により発表された Black Report においては、1970年から1972年の3年間の死亡率に職業階層によって差があることが明らかにされた。たとえば、クラス1である専門職の男性においては死亡率が3.98であるが、クラス5である未熟練労働者の死亡率は9.88であり、その差は約2.5倍にも及ぶ。女性においてもクラス1とクラス5の死亡率は約2.5倍差があった。職業をはじめとした社会経済状況と健康の関係が注目されるようになったのは、このレポートの貢献が大きい。

その後、所得と健康との関係については、数多くの分野において、さまざまなアプローチにより膨大な研究が行われてきた。Black Report以降、所得と健康の関係に関する研究が盛んなイギリスにおいても、所得と健康状態の間に何らかの統計的な関係があることが実証的に広く確認されている³。

しかしながら、わが国においても、国際的に見ても、個人レベルでの所得と健康の関係については未だ結論が出ていない状況と見てよい。なぜ結論を出すのが容易ではないのかと言うと、ミクロデータを用いて所得と健康の関係を分析する際には、Gunasekara et al. (2011)で整理されているように、分析上の様々な問題や課題を解決しなければならないからである。

所得と健康に関する文献のレビューを行っている Gunasekara et al. (2011)を参考にすると、それらの課題の中でも特に重要だと思われるのは、いかにして動学的な分析を行うか、健康をどのように定義するのか、所得をどのように定義するのか、最後に、健康状態と所得の内生性をどう処理するのか、という4点である。本節では、これらの論点別に先行研究を整理して、本節の最後にわが国における研究の現状を明らかにする。

所得と健康の関係を分析した経済学関係の論文の多くは、Grossman (1972)のモデルに理論的に依拠している。GrossmanのモデルはPartial Adjustmentモデルとも呼ばれ、簡単に言うと、健康状態の水準ではなく差分が所得によって影響されている、というものである。これをモデルによって記述すると以下ようになる。まず、個人の効用は健康に過ごす時間(h)とその他の消費財(z)から得られる

³Gravelle and Sutton (2009) が一例である。

とする。また、健康に過ごす時間は健康資本 (H) の増加関数であるとする。

$$u = u(h, z)$$

$$h = f(H)$$

そして、健康資本は健康投資 (I) によって変化していくが、健康資本は一定の割合で減耗していくとする。

$$H_t - H_{t-1} = I_{t-1} - \delta_{t-1}H_{t-1}$$

しかしながら、実際には健康状態を即時に完全調整することは難しいため、Wagstaff (1993) の Partial Adjustment Model に基づいて、健康状態を部分的に調整すると仮定する。 H'_t は個人が望ましいと考える t 期の健康状態の水準だとすると、

$$H_t - H_{t-1} = \mu(H'_t - H_{t-1}) \quad (3.1)$$

H'_t そのものは観察不能であるが、観察可能な変数 X_t の関数であると仮定すると、

$$H'_t = \beta X_t + \epsilon_t \quad (3.2)$$

となる。(3.1) と (3.2) より、

$$H_t = \mu\beta X_t + (1 - \mu)H_{t-1} + \mu\epsilon_t \quad (3.3)$$

が導かれる。(3.3) から明らかなように、Grossman モデルに依拠した分析を行うのであれば、前期の健康状態、すなわち健康状態の状態依存性をコントロールしなければならないことがわかる⁴。所得も健康状態に影響を与える観察可能な変数であるため、 X_t の中に含まれる。(3.3) 式からは、所得と健康の間にも内生性があることがわかる。

健康状態の定義は様々であるが、先行研究の中でもマイクロデータを用いた研究の多くは、主観的な指標に焦点を当てた分析を行っている。主観的な指標を用いた研究が多い最大の理由は、客観的な指標を得るためには医師や医療機関の協力が必要であり、一般的な社会調査の中にそうしたデータを含めることは困難だからである。

⁴一例として、年次パネルデータによる分析を行う場合には、前年度の健康状態を説明変数としてコントロールする必要がある。

主観的な指標の代表例としてあげられるのが、主観的健康状態 (Self-Rated Health, SRH) である。SRH とは、通常、「あなたの健康状態はどうか。」といった質問に対して、「よい」「まあよい」「ふつう」「やや悪い」「悪い」といった5段階から最も当てはまるものを選ばせることで定義される。通常はそれぞれの選択肢に1~5の数字が割り当てられ、そのまま被説明変数として用いられるが、何らかの形で加工される場合もある。たとえば、菅 (2009) ではSRHを二値変数に加工して分析している。

SRHの長所と短所については、既に多くの研究でも議論されているが、ここで改めて整理する。まず、最大の長所は、容易に把握可能なことである。質問文も短く、質問内容も簡潔であり、無回答になる恐れはほとんどない。次に、SRHは非常に簡潔な質問ではあるが、Idler and Benyamini (1997) がサーベイしているように生命予後との相関が確認されるなど、健康状態に関する重要な情報を持つ。

一方、短所としては、質問が主観的であるため、測定誤差が発生する恐れがある点があげられる。また、離散変数であるため、分析上の取り扱いに注意を要する、という点も指摘しておかなければならない。Kohn (2012) の議論が参考になるが、まず、離散変数への固定効果モデルの適用は未だに確立された手法がないことから、ダイナミックパネルによる推定が難しい。その他にも、限界効果の解釈が難しい、離散変数であるため被説明変数の通時的な変動が過少になりがちである、といった問題も指摘されている。

中でも、ダイナミックパネルによる推定が難しい、という点は重要である。SRHのような離散変数を説明変数とする場合も、Wooldridge (2005) の方法を使うと一致推定量を得ることができる。しかしながら、Wooldridge (2005) の方法は、説明変数の中に内生変数がある場合には一致性を持たない。本章が依拠する理論的枠組みでは所得と健康の関係が内生であるため、Wooldridge (2005) の方法による推定で得られた結果には一致性がないことになる。

それらの短所を踏まえると、所得と健康の関係を分析する際は、連続変数の健康指標を用いる方が望ましい。SRHよりも段階が多く、連続変数とみなせる健康指標として、たとえば、SF-36(36-Item Short-Form Health Survey)、GHQ(General Health Questionnaire) など、様々な指標がある。しかしながら、社会調査へのこれらの利用には利用料を払う必要があるため、分析に用いることが難しい。

上記の問題点に対処したのが、Kohn (2012) の研究である。Kohn (2012) はSRHをはじめとした主観的な指標や様々な自覚症状(腕、目、耳、肩、腰、頭痛など)を表わす指標、精神面の健康状態を表わす指標を用いて、Mutiple Component Analysis

によって一次元の健康指標を作成して分析を行っている。通常の社会調査においては健康関連の質問項目は限られており、大半が4択ないし5択の離散変数であることから、離散型の指標から連続指標を作り出す Kohn (2012) の方法は有用である。

次に、所得の定義についてであるが、所得と健康の研究体系における所得の定義は、相対所得 (Relative Income, Income Equality) と絶対所得に二分できる。まず、相対所得仮説とは、主に疫学の分野を中心に発達してきた概念であり、自らの所得と準拠集団の所得の比率、あるいは所属する集団や居住地域内の所得格差が健康状態に与える影響を与える、というものである。一方、絶対所得とは、多くの研究で用いられている世帯所得を指す。

相対所得仮説に関する研究例として、たとえば、Rostila et al. (2012) は、スウェーデンのデータを用いて、所得格差と健康状態の関係を分析している。また、わが国の研究例としては Oshio and Kobayashi (2010) があり、Oshio and Kobayashi (2010) は Japan General Social Survey (JGSS) を用いて、相対所得と主観的厚生の関係を分析しており、主観的厚生的一种として主観的健康状態が取り上げられている。

上記の Grossman モデルにおいて、所得は X_t の中に含まれる。 X_t という表記から、Grossman モデルにおける所得とは、他者との比較によって決まるものではないことがわかる。そのため、Grossman モデルに依拠した分析を行うのであれば、相対所得を分析に用いることは適切ではない。

等価所得を用いるのかどうか、という点も分析上重要である。先行研究の多くにおいては、等価所得ではなく、世帯所得がそのまま用いられている。しかしながら、所得と健康の因果関係を分析するためには、世帯構成による所得の違いを考慮することは不可欠である。たとえば、単身世帯で所得1000万円の場合と、夫婦と未成年の子2人で所得1000万円の場合では、所得が健康に与える影響は異なっていると考えるのが自然であろう。実際に、Contoyannis et al. (2004) や Gravelle and Sutton (2009) などの研究では等価所得が用いられており、本章の分析でも等価所得を用いることとする。

最後に、健康状態と所得を分析する際、健康状態と所得の内生性にも留意しなければならない。なぜなら、多くの研究で、健康状態と就業状況や賃金（労働生産性）との関係が分析されているからである。海外の研究例としては Cai (2010) や Jäckle and Himmler (2010) があり、国内の研究例としては濱秋・野口 (2010) や湯田 (2010) がある。大半の個人にとって、勤労収入は主要な収入源であるが、Jäckle

and Himmler (2010) などの研究は、健康と所得が内生的な関係であることを示唆している。

先行研究の中には、所得と健康の間に内生性があると仮定した上で、操作変数法による分析を行っているものもある。操作変数に求められる条件は、所得には影響を与え、健康に対しては直接的な影響がないことである。たとえば、Frijters et al. (2005) においては、東西ドイツ合併を操作変数として用いた上で、所得と健康の関係を分析している。しかしながら、わが国では第二次大戦以降、東西ドイツ統合に類するほどの大がかりな制度変更は行われていないため、Frijters et al. (2005) のように、自然実験によって所得と健康の因果関係を識別することは難しい。

そうした場合に考えられるのが、Arellano and Bond (1991) や Blundell and Bond (1998) の GMM で推定することである。GMM により推定すると、説明変数の中に内生変数があっても一致推定量を得ることが可能となる。より大きな利点は、モデルに含まれない操作変数を必ずしも必要としない点である。わが国では操作変数になり得るような大規模な政策が実施される例が少ないことを考えると、この方法は有用である。また、これらの方法を用いると、被説明変数の状態依存性に対処することも可能となる。

上記のように様々な困難がありながらも、わが国においても、所得と健康の関係に関する研究は少しずつ進展している。まず、菅 (2009) の研究では、1987 年に実施された「全国高齢者調査」および 1990・1993 年に実施された「高齢者日米比較調査」の個票データを用いて⁵、社会経済状況と健康の関係をプロビット・モデルによって推定している。同論文では、健康と所得が外生であることを支持するような検定結果が得られているが、一年前の健康状態を外生変数として分析しているため推定値にバイアスが発生している恐れがある。

また、立福 (2012) は、「消費生活に関するパネル調査」を用いて、壮年期女性に焦点を当て、所得をはじめとした社会経済状況と健康の関係に関する分析を行っている。ただし、ここでは、所得と健康の内生性自体が論点となっていない。また、壮年期女性のみ焦点を当てているため、同論文で得られた結果が男性やその他の年齢階層に適用可能かどうかは、同研究の成果のみからは判断できない。

Kumagai and Ogura (2014) も状態依存性をコントロールした上で、社会経済状況と健康の関係を分析している。「中高年者縦断調査」を用いた分析の結果、健康状態の状態依存性をコントロールしても、高所得であることが健康状態に有意に

⁵これらのデータは名前こそ違うが、標本の補充を行いながら追跡調査を行っているパネルデータである。

影響することを確認している。しかしながら、Kumagai and Ogura (2014)においても、所得と健康の内生性はコントロールされていない。

わが国における研究の現状を整理すると、所得と健康の関係に関する研究は進んでいるが、所得と健康の間の内生性をコントロールしていない、健康状態の状態依存性をコントロールしていない、年齢や性別、社会経済的属性が限定された集団に関する分析となっている、といった問題点があることがわかる。そこで、本章では、先行研究では分析対象となっていなかった若壮年男性を含む形で、健康状態の状態依存性、所得と健康の内生性、および個人の観察されない異質性をコントロールして、所得と健康の関係に関する実証分析を行う⁶。

3.3 分析の枠組み

3.3.1 分析方法

先行研究を整理することで、所得をどのように定義するのか、健康をどのように定義するのか、いかにして動学的な分析を行うか、健康状態と所得の内生性をどう処理するのか、といった点が重要であることを確認した。以下では、本章ではそれぞれの問題にどう対処するのかを述べる。

まず、所得については、相対所得ではなく絶対所得を用いる必要がある。また、等価所得を用いるかどうかも重要な論点である。そこで、本章では、以下のような所得変数を用いる。世帯所得を世帯人員数の平方根で除することは、等価所得を計算するための簡便な方法である。

$$\text{所得指標} = \frac{\text{世帯所得}}{\sqrt{\text{世帯人員数}}}$$

本章の分析では、健康関連の様々な変数を用いて次元を集約し、一次元の連続変数である健康指標を作成する。社会科学の研究では主成分分析によって次元の集約を行うことが多い。主成分分析では、指標作成の材料となる変数が連続変数でかつ正規分布している必要があるが、本章の健康指標作成の材料となる変数には、SRHをはじめとした離散変数が多く含まれる。そのため、本章の分析では主成分分析以外の手法を用いる必要がある。

⁶後述するように、現役世代と高齢者では分析結果が異なっており、高齢者に関しては本章の動学的枠組みが適していない可能性がある。

離散変数を用いて次元を集約し、一次元の指標を作成する方法としては本章で用いる MCA 以外にも CA(Correspondence Analysis) がある。指標作成の材料がすべて二値変数であれば、CA を用いることも可能である。しかし、本章の分析では、SRH をはじめ 3 段階以上の変数を多く用いるため、CA ではなく、MCA を用いる必要がある。

Kohn (2012) を参考に、MCA について以下で説明する。まず、健康指標作成の材料は Q 個のカテゴリ変数であり、それぞれのカテゴリ変数 q には、 k_q 個のカテゴリがあるとす。すると、健康指標作成に用いる全変数のカテゴリの総和は、 $J = \sum_{q=1}^Q k_q$ 個になる。たとえば、「はい・いいえ」で答える質問であれば、 $k_q = 2$ であり、SRH の場合は $k_q = 5$ である。これら 2 つの質問のみから健康指標を作成する場合、 $J = \sum_{q=1}^2 k_q = 2 + 5 = 7$ になる。

また、MCA での指標作成に用いるサンプルサイズは N 人とする。ここで、健康指標についての行列 Z は以下のような $N \leq J$ 行列である。行列 Z には延べ J 個のカテゴリに関する N 人分の回答内容が二値変数によって記されており、各個人がそれぞれのカテゴリを選択している場合には 1、そうでない場合は 0 が記されている。下記の Z 行列の場合、サンプル ID=1 の者は SRH が「よい」で頭痛が「ない」と回答していることがわかる。

行列 Z

サンプル ID	SRH(主観的健康状態): Z_1					頭痛の有無: Z_2	
	よい	まあよい	ふつう	あまりよくない	よくない	ない	ある
1	1	0	0	0	0	1	0
2	0	0	1	0	0	0	1
3	0	1	0	0	0	0	1
4	1	0	0	0	0	1	0
5	0	0	0	1	0	1	0

また、各カテゴリの重要性 (ウエート) を $s_q^T = [s_1 \ s_2 \ \dots \ s_{k_q}]$ とする。SRH を例にとると、調査票内では「1 よい」「2 まあよい」... 「5 よくない」と表記されているため、SRH の各カテゴリのウエートは $s_{SRH}^T = [1 \ 2 \ 3 \ 4 \ 5]$ である。頭痛の有無の場合、「1 頭痛がある」「0 頭痛がない」と表記されているとすると、 $s_{頭痛}^T = [1 \ 0]$ である。

次に、 $Z = [Z_1 \ Z_2 \ \dots]$ のように、 Z 行列を変数別に分ける。たとえば、 Z_1

とは、上記の行列 Z のうち、SRH に関連した部分の列を取り出したものである。すると、行列 $Z_q s_q$ はある質問 q に対する N 人分の回答にウェートをかけたものである。以下では $Z_q s_q$ を各カテゴリー変数のスコアと呼ぶことにする。

ここで、中心化行列によって $Z_q s_q$ の各行と各列の平均を 0 にしておく、ある変数の分散と 2 つの変数間の共分散は、ウェート s_1 や s_2 、 Z の部分行列 Z_1 や Z_2 などを使って以下のように定義できる。

$$s_{11} = s_1^2 = (1/N) s_1^T Z_1^T Z_1 s_1$$

$$s_{12} = (1/N) s_1^T Z_1^T Z_2 s_2$$

上記の $Z_1^T Z_1$ は下記の $Z^T Z = C$ 行列では SRH の行ブロックと SRH の列ブロックが交差する部分に相当し、 $Z_1^T Z_2$ は C 行列の SRH の列ブロックと「頭痛の有無」の行ブロックが交差する部分に相当する。 C は対称行列であり、ブロック対角行列 D_q を含む。たとえば、 D_1 は C 行列の例の SRH の行ブロックと列ブロックが交差する部分を指す。そのため、 $Z_1^T Z_1 = D_1$ である。

$Z^T Z = C$ 行列 (左上のブロックが $Z_1^T Z_1 = D_1$ に相当する)

		SRH					頭痛の有無		
		よい (1)	まあよい (2)	ふつう (3)	あまりよくない (4)	よくない (5)	ない (N)	ある (Y)	
SRH	よい	p(1)					p(1,N)	p(1,Y)	
	まあよい		p(2)				p(2,N)	p(2,Y)	
	ふつう			p(3)			p(3,N)	p(3,Y)	
	あまりよくない				p(4)		p(4,N)	p(4,Y)	
	よくない					p(5)	p(5,N)	p(5,Y)	
頭痛の有無	ない	p(N,1)	(同様につき省略)					p(N)	0
	ある						0	p(Y)	

ここまでの表現を用いると、任意の変数間の相関は以下のように定義できる。

$$r_{12} = \frac{s_{12}}{s_1 s_2} = \frac{(1/N) s_1^T Z_1^T Z_2 s_2}{\sqrt{s_1^T D_1 s_1 s_2^T D_2 s_2}}$$

MCA では上記の相関係数を最大化するようなウェート s_q を求める。ここで、Greenacre and Blasius (2006) は、任意の変数間の相関を最大化する問題を解くことと、任意の変数間の相関を最大化しつつそれらの和を最大化するような問題を解くことが同値であることを示している。すると、MCA とは、それぞれのスコア $Z_q s_q$ 同士の相関係数を最大化しつつ、その総和である $Z s$ をも最大化するような s_q を求めることである⁷とわかる。

⁷通常、解を一意に求めるために、 $Z s$ の分散が 1 であるという制約、すなわち $s^T D s = 1$ とい

また、 $Z_q s_q$ は特定のカテゴリ変数に関する回答傾向を示した行列であり、 Z_s は MCA に用いるカテゴリ変数全体の回答傾向を示した行列である。つまり、MCA とは、それぞれのカテゴリ変数の回答傾向と MCA に用いるカテゴリ変数全体の回答傾向ができるだけ近くなるようにウェイト s_q を最適化するものである。最適化されたウェイトを用いて Z_s を計算することにより、一次元の健康指標が作成される。

MCA によって作成した健康指標は、連続変数であり、いかなる値も取り得る。ここで、健康指標を以下のように変換して、健康状態が最も悪いときの値である最小値を 0、健康状態が最も良いときの値である最大値を 100 とすることにより、解釈を行いやすくする。

$$\text{健康指標} = \frac{(\text{健康指標の元の値} - \text{サンプル内の健康指標の最小値}) \leq 100}{\text{サンプル内の健康指標の最大値} - \text{サンプル内の健康指標の最小値}}$$

以下では、このようにして作成された値を、単に健康指標と呼ぶこととする。

MCA による健康指標の作成の際問題となるのが、サンプルをプールして健康指標を作成するのか、1 年ごとに分けて健康指標を作成するのかという点である。Kohn (2012) の論文中では、サンプルをプールして作成した健康指標は加齢とともに低下していたものの、サンプルを分けて作成した健康指標では加齢に伴う低下が見られなかったことが報告されている。そこで、本章でも、サンプルをプールして健康指標を作成する。

また、MCA によって作成された健康指標には問題点もある。本章で分析に用いる健康指標も、Kohn (2012) の分析と同様、主観的な変数から作成されたものである。しかしながら、連続変数により固定効果を除去した分析が行える、所得と健康の内生性がコントロールできるという利点があることから、利点の方が大きいと考えられる。

次に、本章では、Blundell and Bond (1998) の方法により、健康状態の状態依存性をコントロールし、さらには健康状態と社会経済属性の内生性をコントロールした上で、所得と健康の関係を推定する。

第 2 章の分析結果では、女性に関しては、健康状態と就業状態の間に有意な関係があった。そのため、女性については所得や就業状態と健康の関係は内生であると考えられるため、一年前の健康指標（健康指標のラグ）、所得、労働時間は内

う制約を課す。

生変数として扱って推定する。

一方、第2章の分析結果では、男性に関しては、健康状態と就業の有無には有意な関係がなかったため、男性の場合、就業の有無は外生変数として扱う。また、第2章の分析結果から、健康状態と労働時間の間には有意な関係がある可能性がある。そこで、所得と労働時間については内生変数として扱う⁸。

下記の仮定、すなわち、所得と労働時間が内生変数という仮定が正しいのかどうかは、検定によって確認する必要がある。具体的には、不均一分散に対しても頑健な Hansen (1982) の過剰識別検定により、外生変数と内生変数の分類の妥当性を検定する。

また、一階の階差をとって推定することの妥当性についても検定を行う必要がある。データの実質によっては、二階以上の階差をとることが妥当な場合もある。そこで、Arellano-Bond の z-test によって系列相関の検定を行う。具体的には、一階の階差をとった推定が妥当であるのかどうかを検定する。これらの検定における標準誤差の推定には Windmeijer (2005) の頑健な標準誤差を用いる。

先行研究の中には、男女別に推定を行っているものと男女を分けずに推定を行っているものがあるが、Gunasekara et al. (2011) でサーベイされている研究を含め、男女の健康状態の決定要因が異なることを示す研究が数多くあるため、男女別に推定を行う。

また、高齢者をどう扱うのか、という問題もある。Grossman のモデルでも仮定されているように、健康状態の減耗は年齢とともに激しくなる可能性があり、現役世代と高齢者を同じ枠組みで分析することが妥当ではない可能性もある。高齢者のみに焦点を当てた研究が存在するのはそうした背景もあると考えられる。

そのため、本章では現役世代と高齢者を別にして推定を行うが、後述するとおり、高齢者については本章の動学的な分析枠組みが適切ではない可能性を示唆する結果が得られている。そのため、推定結果の節では、主に現役世代に関する推定結果について述べる。

3.3.2 データ

本章の分析では、日本家計パネル調査 (JHPS) を用いる。JHPS はパネル調査共同研究拠点により設計・実施されている社会調査であり、第1回調査は2009年初

⁸解釈・議論の節において、これらを外生変数として扱った場合の分析結果を検討する。

頭に実施され、その後毎年初頭に継続調査が行われている。本章では、第1回調査から2013年初頭に行われた第5回調査までの5年分のデータを用いる。

JHPSを分析に用いる理由は以下の4点である。第一に、JHPSは男女双方を調査対象としていることから、「消費生活に関するパネル調査」を利用する場合と異なり、男女双方を分析対象にできる。第二に、JHPSは20歳以上の幅広い年齢層を対象としたデータであることから、ほぼ全年齢層を分析対象とすることができる。第三に、JHPSにはSRH以外にも多様な健康指標が含まれており、これらをMCAによって統合することが可能である。第四に、JHPSはパネルデータであることから、観察されない個人の異質性をコントロールした分析を行うことが可能となる。

表 3.1: 健康指標作成に用いる変数

項目	選択肢
ふだんのあなたの健康状態はどうか。(SRH)	1 = よい、2 = まあよい、 3 = ふつう、4 = あまりよくない、5 = よくない
頭痛やめまいがするときがある 動悸や息切れがするときがある 胃腸の具合がおかしいときがある 背中・腰・肩が痛むことがある 疲れやすくなった 風邪をひきやすくなった イライラすることが多くなった 寝つきが悪くなった 人と会うのがおっくうになった 仕事への集中力がなくなった 今の生活に不満がある 将来に不安を感じる	1 = よくある、2 = ときどきある、 3 = ほとんどない、4 = 全くない 上に同じ (以下、同様)

出典:JHPSより筆者作成。

本章では、SRHと、それ以外の詳細な12項目、合計13の変数を用いて、MCAにより、単一の健康指標を作成する。表3.1はそれら13の変数の定義である。SRHは5段階、その他の変数は4段階であるが、MCAによる計算を行えば、各々の変数の重要性を反映した上で、それらを統合して健康指標を作成することが可能となる。

その他の変数の詳細な定義および記述統計が表3.2である。上述したように、健康指標については最小で0、最大で100となるように基準化を行っており、所得は等価世帯所得を用いる。表3.2からわかるように、男女別に見た場合、平均等価世帯所得は男性の方がわずかに高い。また、健康状態についても男性の方がやや良

表 3.2: 記述統計

変数名	男性				女性			
	平均	標準偏差	最小	最大	平均	標準偏差	最小	最大
被説明変数								
健康指標	39.374	28.854	0.000	100	32.460	25.728	1.06992	100
健康指標 (1 年前)	40.463	29.414	0	100	32.590	25.685	0.454	100
等価世帯所得 (万円)	295.181	152.333	0	1400	289.319	154.411	0	1200
労働時間	45.330	17.068	0	96	23.720	19.768	0	98
就業の有無	0.959	0.199	0	1	0.750	0.433	0	1
年齢	42.224	9.968	21	59	41.732	10.169	21	59
年齢の二乗	1882.230	835.722	441	3481	1844.928	840.730	441	3481
有配偶ダミー	0.719	0.450	0	1	0.735	0.441	0	1
大卒ダミー	0.487	0.500	0	1	0.241	0.428	0	1
短大・高専卒ダミー	0.068	0.251	0	1	0.273	0.446	0	1
飲酒習慣あり	0.773	0.419	0	1	0.561	0.496	0	1
喫煙習慣あり	0.389	0.488	0	1	0.147	0.355	0	1
2010 年ダミー	0.296	0.457	0	1	0.290	0.454	0	1
2011 年ダミー	0.269	0.443	0	1	0.256	0.437	0	1
2012 年ダミー	0.224	0.417	0	1	0.240	0.427	0	1
2013 年ダミー	0.211	0.408	0	1	0.214	0.410	0	1
サンプルサイズ	2633				2373			

出典:JHPS より筆者作成。

好である。

また、作成した健康指標の分布をヒストグラムにしたものが図 3.1 から図 3.2 である。ヒストグラムから、健康指標は正規分布はしていないことがわかる。また、分布の形状は男女で異なっているが、男女とも被説明変数の分布が正規分布ではないことがわかる。

健康指標の作成に使われたウェイト (MCA により推定) が表 3.3 である。推定結果の説明をする前に、表 3.3 からわかることをいくつか指摘しておきたい。

まず、ほとんどのケースにおいては、健康状態が良いことを想起させる選択肢ほどウェイトの値が高く、健康状態が悪いことを想起させる選択肢はウェイトの値が低くなっている。また、各変数・カテゴリーのウェイトを見ると、他のカテゴリーの 10 倍といった極端に大きな値をとっているものはないことから、特定の変数の回答によって健康指標の値が大きく引っ張られていることはないとわかる。これらの結果から、計算されたウェイトには妥当性があるといえる。

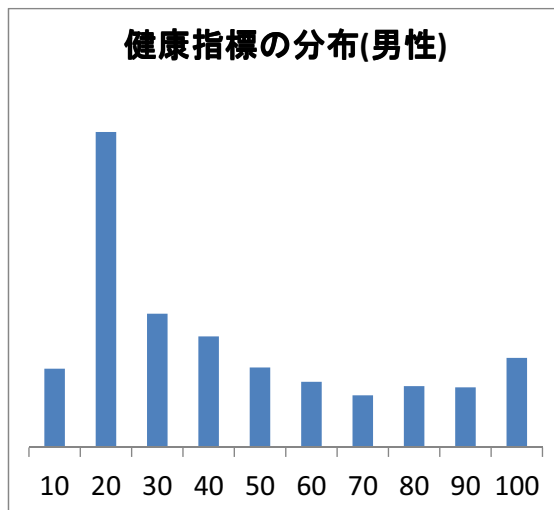
ただし、いくつかのカテゴリー変数では「逆転現象」が起きている。ここで、逆転現象とは、たとえば、「頭痛の有無」のように、元々の選択肢に割り振られている数字とウェイトの順序が逆転していることを指す。一例として、「頭痛やめまいがするときがある」に対して「ときどきある」と答えたときのウェイトは-0.714 だ

表 3.3: 健康指標のウェイト (変数・カテゴリー別)

変数名	選択肢	ウェイト
ふだんのあなたの健康状態はどうか。(SRH)	よい	1.012
	まあよい	-0.201
	ふつう	-0.541
	あまりよくない	-0.960
	よくない	-1.100
頭痛やめまいがするときがある	よくある	-0.867
	ときどきある	-0.714
	ほとんどない	-0.752
	全くない	1.311
動悸や息切れがするときがある	よくある	-1.191
	ときどきある	-0.954
	ほとんどない	-0.940
	全くない	0.982
胃腸の具合がおかしいときがある	よくある	-1.028
	ときどきある	-0.707
	ほとんどない	-0.735
	全くない	1.407
背中・腰・肩が痛むことがある	よくある	-0.682
	ときどきある	-0.389
	ほとんどない	-0.533
	全くない	1.944
疲れやすくなった	よくある	-0.951
	ときどきある	-0.547
	ほとんどない	-0.259
	全くない	2.245
風邪をひきやすくなった	よくある	-0.892
	ときどきある	-0.722
	ほとんどない	-0.698
	全くない	1.463
イライラすることが多くなった	よくある	-0.890
	ときどきある	-0.606
	ほとんどない	-0.447
	全くない	2.096
寝つきが悪くなった	よくある	-0.952
	ときどきある	-0.768
	ほとんどない	-0.748
	全くない	1.259
人と会うのがおっくうになった	よくある	-1.013
	ときどきある	-0.801
	ほとんどない	-0.728
	全くない	1.372
仕事への集中力がなくなった	よくある	-0.918
	ときどきある	-0.901
	ほとんどない	-0.659
	全くない	1.494
今の生活に不満がある	よくある	-0.830
	ときどきある	-0.495
	ほとんどない	-0.404
	全くない	1.927
将来に不安を感じる	よくある	-0.721
	ときどきある	-0.333
	ほとんどない	-0.264
	全くない	2.208

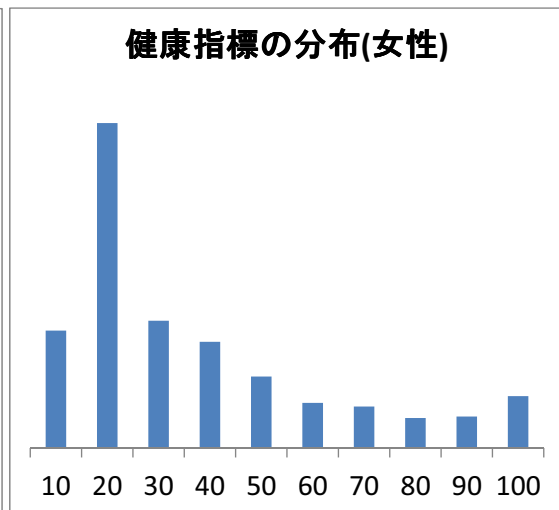
出典:JHPS より MCA により推定し、筆者作成。

図 3.1: 健康指標の分布 (男性)



出典:JHPS を用いて MCA により推定し、筆者作成
1. 最も健康状態が良い場合が 100 である

図 3.2: 健康指標の分布 (女性)



出典:JHPS を用いて MCA により推定し、筆者作成
1. 最も健康状態が良い場合が 100 である

が、「ほとんどない」と答えたときのウェイトは-0.752 である⁹。

逆転現象が起こっているのは3つの変数、「胃腸の具合」「頭痛やめまい」「背中・肩・腰の痛み」である。これらの共通点は複数の症状についてまとめて尋ねていることであり、単一の症状について尋ねている質問ではこのような現象は起きていない。ただし、そのことと逆転現象が起きていることの間にはどのような関係があるのか類推することは難しく、質問文の構成が逆転現象に影響している可能性があることを指摘するにとどめたい。

3.4 推定結果

表 3.4 は現役世代 (60 歳未満) に焦点を当てて、GMM によって所得と健康の関係を推定した結果である。推定は男女別に行っているため、推定結果も男女別になっている。表 3.4 には係数や標準誤差の推定値のみならず、Arellano-Bond の AR(1) および AR(2) 検定の結果、そして Hansen の過剰識別検定の結果を掲載している。

まず、男性についての推定結果から確認する。Arellano-Bond の AR(1) および AR(2) 検定の結果を確認すると、誤差項に一階の系列相関がないという帰無仮説は有意水準 0.1% で棄却される。また、誤差項に二階の系列相関がないという帰無仮説は有意水準 10% でも棄却できない。Arellano-Bond test の結果は、推定方法の妥当性を示しているものである。

⁹このような逆転現象は Kohn (2012) の結果にも表れているが、Kohn (2012) の文中にはそのことについて特段の記述はない。

表 3.4: 推定結果 (現役世代)

性別	男性	女性
健康指標 (一年前)	0.2170*** [0.0439]	0.1391** [0.0585]
等価世帯所得 (万円)	0.0052 [0.0080]	-0.0010 [0.0090]
労働時間	0.0874 [0.0662]	0.0339 [0.0612]
就業状態	-5.5819 [5.0133]	2.0552 [3.4334]
年齢	-1.2799** [0.5774]	-1.1281* [0.5886]
年齢の二乗	0.0129* [0.0067]	0.0119* [0.0070]
有配偶ダミー	-1.0735 [1.7301]	2.6997 [2.1856]
大卒ダミー	-0.5998 [1.5701]	1.6475 [2.0518]
短大・高専卒ダミー	-1.4807 [2.6465]	2.5890 [1.7886]
飲酒習慣あり	-2.5551 [1.6473]	-0.6084 [1.3058]
喫煙習慣あり	-2.889** [1.4247]	-4.1547** [1.7425]
2010年ダミー	4.1003*** [1.1328]	3.0431*** [1.0647]
2011年ダミー	2.3132** [1.1111]	1.5804 [1.0240]
2012年ダミー	1.4149 [1.0868]	-0.3337 [0.9370]
定数項	62.0232*** [12.4807]	46.7704*** [12.9086]
Arellano-Bond test for AR(1)	-8.42	-7.00
Pr>z	0.000	0.000
Arellano-Bond test for AR(2)	-0.75	1.04
Pr>z	0.453	0.299
Hansen test of overid. restrictions	38.22	39.50
Pr>chi2	0.208	0.665
サンプルサイズ	2633	2373

出典: JHPS より筆者が推定し、推定結果を表にしたものである。

1. 上段の数字は推定値、下段の [] 内は標準誤差である。

2. ***は 1%、**は 5%、*は 10%水準で有意であることを示す。

Hansen の過剰識別検定の結果を確認すると、操作変数が外生だという帰無仮説は有意水準 10%でも棄却できない。したがって、操作変数の選択は妥当であることがわかる。¹⁰¹¹

一年前の健康指標の推定値は 1%水準で有意であり、推定値は約 0.22 となっている。推定値が有意であることから、健康指標には状態依存性があることがわかる。この結果は Grossman モデルと整合的であるといえる。

次に、等価世帯所得の推定値は 10%水準でも有意ではない。この結果から、等価世帯所得は現役世代の男性の健康指標に影響しないということがわかる。ただし、本章の分析は動学的な分析であるため、男性の健康指標の変化に影響しないという方が適切である。

また、喫煙習慣の有無の係数が 5%水準で有意になっており、推定値は約 -2.9 である。喫煙者と非喫煙者を比べると、両者の健康指標には年あたり 100 ポイント中 3 ポイントの差がつくことになる。たとえば、10 年間喫煙を続けた者とその間喫煙習慣がなかった者を比べると、両者の健康指標には 10 年間で 30 ポイントの差がつく。

次に、表 3.4 から女性についての推定結果を確認する。まず、Arellano-Bond の AR(1)AR(2) 検定の結果を確認すると、一階の系列相関がないという帰無仮説は有意水準 0.1%で棄却される。また、二階の系列相関がないという帰無仮説は有意水準 10%でも棄却できない。したがって、男性の場合と同様、一階の階差を取って推定することが適切であるとわかる。

また、Hansen の過剰識別検定の結果を確認すると、操作変数が外生だという帰無仮説は有意水準 10%でも棄却できない。したがって、操作変数の選択は妥当であることがわかる。第 2 章の分析結果に基づいて、就業の有無および労働時間を内生変数として扱ったが、それらが内生変数であるという仮定が正しいことを示唆する結果である¹²。

一年前の健康指標の推定値は 5%水準で有意であり、推定値は約 0.14 となっている。推定値が有意であることから、健康指標には状態依存性があることがわかる。この結果は Grossman モデルと整合的であるといえる。また、男性の場合よりも

¹⁰なお、第 2 章の結果とは異なり、現役世代の男性の就業の有無と健康状態が内生であると仮定して推定した場合、Hansen の過剰識別検定の p 値が 0.100 を下回り、帰無仮説が 10%水準で棄却されるようになった。この結果は、第 2 章の結果に基づいて就業の有無を外生変数として扱うことが妥当であることを示していると考えられる。

¹¹また、就業の有無と労働時間の多重共線性の可能性を考慮して、いずれか一方のみを説明変数に含む推定も行ったが、推定値の符号は正になるものの 10%水準でも統計的に有意ではなかった。

¹²就業の有無と労働時間の多重共線性の可能性を考慮して、いずれか一方のみを説明変数に含む推定も行ったが、推定値の符号は正になるものの、10%水準でも統計的に有意ではなかった。

推定値が小さいことから、女性の方が健康状態の状態依存性が小さいといえる。

次に、等価世帯所得の推定値は10%水準でも有意ではない。この結果から、等価世帯所得は現役世代の女性の健康指標に影響しないということがわかる。ただし、男性に関する推定結果の説明でも述べたとおり、本章の分析は動学的な分析であるため、女性の健康指標の変化に影響しないという方が適切である。

また、喫煙習慣の有無の係数が5%水準で有意になっており、推定値は約-4.2である。喫煙者と非喫煙者を比べると、両者の健康指標には年あたり100ポイント中4ポイントの差がつくことになる。たとえば、10年間喫煙を続けた者とその間喫煙習慣がなかったものを比べると、両者の健康指標には10年間で42ポイントの差がつく。

3.5 解釈・議論

以上の分析結果は以下のように解釈できる。

まず、男女とも所得は健康に有意な影響を与えないという結果であった。上述のとおり、「健康日本21（第二次）」では、健康格差の解消も基本方針として掲げられているが、本章の結果からは、現状のわが国の現役世代においては、所得による健康格差が存在する可能性は低いといえる。しかし、本章とは異なり動学的ではない分析を行っている先行研究においては、健康状態の推定における所得の係数はおおむね有意になっている。そのため、どのようにして両者を整合的に説明するのかという課題が残る。

次に、男女とも、喫煙習慣の有無が健康指標に対して影響を与えていた。喫煙習慣の有無によって、健康指標100ポイント中、男性の場合は年間3ポイント、女性の場合は年間4ポイントの差がつくことになる。喫煙者と非喫煙者には、男性の場合は10年間で30ポイント、女性の場合は10年間で40ポイントの差がつくことになる。この結果は、生活習慣が健康に与える重要性を示唆している。

一方、飲酒習慣の有無については、男女の場合とも、係数の推定値が有意にならなかった。本章の分析に用いたJHPSでは詳細な飲酒量がわからないため、飲酒習慣の有無を説明変数とした。単位量あたりのアルコール含有量は酒の種類によっても大きく幅があるため、飲酒習慣の有無を飲酒量の代理変数として解釈した場合、十分に近似できておらず、そのため、飲酒習慣の係数が有意にならなかった可能性がある。

また、本章の分析結果は、わが国の皆保険制度が機能していることの証左とも

解釈できる。皆保険制度の下では医療費の自己負担割合が69歳未満では3割、70歳以上では原則2割である¹³。本章の分析で用いたサンプルは全て69歳未満であるため、医療費の自己負担割合は全員一律3割である。そうした制度があることにより、医療アクセスの公平性が担保されており、所得による健康の違いが発生しにくいとも考えられる。

3.5.1 頑健性の確認

本章の分析では、男性の就業率が60歳以降で低下することを考慮して、60歳未満を現役世代と定義した。しかしながら、総務省統計局『国勢調査』や厚生労働省『国民生活基礎調査』などの社会調査においては、65歳以上を高齢者としている。そこで、本章の分析の頑健性を確認するため、64歳までを含むサンプルで、表3.4と同様の推定を行った。表3.5はその結果である。表3.5には、一年前の健康指標および等価世帯所得の係数、各種検定の結果のみを載せている。

表 3.5: 頑健性の確認 (現役世代の定義を変更)

現役世代の定義 サンプル	現役世代=60歳未満		現役世代=65歳未満	
	男性	女性	男性	女性
健康指標 (一年前)	0.2170***	0.1391**	0.1395***	0.1263***
等価世帯所得 (万円)	0.0052	-0.0010	0.0064	0.0087
Arellano-Bond test for AR(1)	-8.42	-7.00	-9.23	-7.59
Pr>z	0.000	0.000	0.000	0.000
Arellano-Bond test for AR(2)	-0.75	1.04	-0.71	1.06
Pr>z	0.453	0.299	0.479	0.288
Hansen test of overid. restrictions	38.22	39.50	27.75	42.78
Prob>chi2	0.208	0.665	0.681	0.524
サンプルサイズ	2633	2373	3112	2832

出典:JHPS より筆者が推定し、推定結果を表にしたものである。

1. 数字は推定値である。

2. ***は1%、**は5%、*は10%水準で有意であることを示す。

まず、男性については、表3.4の場合と同様、等価世帯所得の係数の推定値は10%水準でも有意ではない。また、女性についても、表3.4の場合と同様、等価世

¹³70歳以上のうち、現役世代並みの所得がある一部の高齢者以外は、軽減特例措置として自己負担割合が1割に据え置かれていた。2014年4月1日以降に70歳を迎えた高齢者から、自己負担割合は順次2割となる。ただし、自己負担割合2割への移行は遡及しない。

帯所得の係数の推定値は10%水準でも有意ではない。これらの結果から、所得と健康の関係については、60歳未満を現役世代とした場合も、65歳未満を現役世代とした場合でも安定した結果が得られることがわかる。

表3.5からは、サンプルを65歳未満とした場合、一年前の健康指標の係数の推定値が小さくなることがわかる。とりわけ、男性の場合は約0.22から0.14と、およそ3分の2になっている。この結果は、高齢者になるほど健康状態の変動が激しく、健康指標の状態依存性は弱まることを示唆していると考えられる。高齢になるほど健康指標の状態依存性が弱まるということは、高齢者の健康状態については本章のような動学的な推定を行うことが適切ではない可能性もある。

表 3.6: 高齢者に関する推定結果

年齢	60歳以上		65歳以上	
	男性	女性	男性	女性
サンプル				
健康指標（一年前）	0.1338*	0.0024	0.0836	0.0007
等価世帯所得（万円）	0.0297*	0.0437***	0.0592***	0.0397
Arellano-Bond test for AR(1)	-5.72	-4.74	-4.19	-3.05
Pr>z	0.000	0.000	0.000	0.002
Arellano-Bond test for AR(2)	0.16	-0.32	0.34	-0.52
Pr>z	0.869	0.746	0.734	0.604
Hansen test of overid. restrictions	46.95	40.91	46.78	59.77
Prob>chi2	0.352	0.605	0.359	0.057
サンプルサイズ	1278	1286	797	772

出典:JHPSより筆者が推定し、推定結果を表にしたものである。

1. 数字は推定値である。

2. ***は1%、**は5%、*は10%水準で有意であることを示す。

その点を確認するため、高齢者のみのサンプルで推定を行った結果が表3.6である。表3.5と対応させるため、高齢者の定義が60歳以上の場合と65歳以上の場合について推定を行っている。

表3.6からは、まず、65歳以上の女性については、過剰識別検定のp値が0.1を下回っており、分析モデルが適切ではないことを示唆する結果となっている。また、65歳以上の男性、60歳以上の女性、65歳以上の女性の3カテゴリーにおいては、一年前の健康指標の係数が10%水準でも有意に推定されていないことがわかる。これらの結果は、動学的な推定、すなわち、一年前の健康指標を説明変数に含む推定が妥当ではないことを示唆するものである。

男性については等価世帯所得の係数が5%水準で有意に推定されているものの、

表 3.6 の結果は高齢者の健康状態に対して動学的な分析枠組みの適切さに疑問を残すようなものである。そこで、表 3.6 の結論から高齢者の所得と健康の関係について何らかの結論を導くことはせず、動学的な枠組みによる分析からは結論を出すに足る結果が得られなかったことだけを述べたい。

次に、健康指標の作成方法についても頑健性を確認する。ここまでの分析では、健康指標の作成の際、全サンプルを集計していた。すなわち、健康指標の作成に使った各指標のウェイトは、時間を通じて一定であり、生涯を通じて一定であると仮定していることになる。たとえば、頭痛持ちであることが健康指標に与える影響は 2009 年でも 2013 年でも一定であり、21 歳でも 59 歳でも一定であると仮定していることになる。しかしながら、実際には、年・年齢によってウェイトが異なる可能性もある。

そこで、以下のような形で健康指標を作成し、推定を行うことで、分析結果の頑健性を確認する。まず、サンプルを年別に分けて健康指標を作成する。これを健康指標(年別)とする。次に、サンプルを 40 歳以下、41 歳以上の 2 カテゴリーに分けて健康指標を作成する。これを健康指標(年齢別)とする。また、便宜上、ここまでの分析で用いた健康指標を健康指標(全サンプル)とする。

表 3.7: 健康指標作成方法の頑健性確認

健康指標の作成方法	健康指標(全サンプル)		健康指標(年別)		健康指標(年齢別)	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性
サンプル						
健康指標(一年前)	0.2170***	0.1391**	0.2170***	0.1364**	0.2168***	0.1448**
等価世帯所得(万円)	0.0052	-0.0010	0.0053	-0.0015	0.0052	-0.0008
Arellano-Bond test for AR(1)	-8.42	-7.00	-8.45	-6.98	-8.41	-7.09
Pr>z	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Arellano-Bond test for AR(2)	-0.75	1.04	-0.84	1.00	-0.71	1.08
Pr>z	0.453	0.299	0.403	0.319	0.478	0.279
Hansen test of overid. restrictions	38.22	39.50	38.31	38.97	38.66	39.2
Prob>chi2	0.208	0.665	0.205	0.687	0.194	0.677
サンプルサイズ	2633	2373	2633	2373	2633	2373

出典:JHPS より筆者が推定し、推定結果を表にしたものである。

1. 数字は推定値である。

2. ***は 1%、**は 5%、*は 10%水準で有意であることを示す。

健康指標(年別)と健康指標(年齢別)を使って推定を行った結果が、表 3.7 である。表には一年前の健康状態、等価世帯所得の係数、各種検定の結果のみ掲載している。また、参考のため、健康指標(全サンプル)を使って推定した結果も一部再掲している。

表 3.7 から明らかなように、健康指標(全サンプル)、健康指標(年別)、健康指標

(年齢別)の間に、大きな結果の差はない。具体的には、一年前の健康指標の係数の推定値や有意水準、等価世帯所得の係数の推定値や有意水準、各種検定の結果については、ほぼ変化がない。したがって、健康指標の作成の際に全サンプルを統合しても、サンプルを年別に分けても、年齢層別に分けても、結果は頑健であることが確認できた。

最後に、本章のこれまでの分析では、第2章の結果を参考に、社会経済状況に関する変数、すなわち、所得、就業の有無、労働時間を内生変数として扱って分析を行った。しかしながら、第2章の分析結果は、男性の場合、健康状態は就業の有無には有意な影響を与えず、労働時間に対しても有意な影響は与えない可能性を示唆するものであった。

また、分析対象としている年齢層が本章と一部重なる先行研究である立福(2012)やKumagai and Ogura(2014)においては、社会経済状況に関する変数は外生変数扱いであった。そこで、社会経済状況に関する変数、所得、就業の有無、労働時間を外生変数として扱った分析を行い、本章の分析枠組みの妥当性について検証する。

表 3.8: 社会経済状況は内生なのか

分析方法 サンプル	社会経済状況は内生		社会経済状況は外生	
	男性	女性	男性	女性
健康指標(一年前)	0.2170***	0.1391***	0.1902***	0.1447***
等価世帯所得(万円)	0.0052	-0.0010	0.0140***	-0.0005
Arellano-Bond test for AR(1)	-8.42	-7.00	-8.50	-7.48
Pr>z	0.000	0.000	0.000	0.000
Arellano-Bond test for AR(2)	-0.75	1.04	-0.93	1.11
Pr>z	0.453	0.299	0.355	0.266
Hansen test of overid. restrictions	38.22	39.50	8.98	5.55
Prob>chi2	0.208	0.665	0.344	0.697
サンプルサイズ	2633	2373	2633	2373

出典:JHPSより筆者が推定し、推定結果を表にしたものである。

1. 数字は推定値である。

2.***は1%、**は5%、*は10%水準で有意であることを示す。

表 3.8 がその結果である。説明変数やサンプルはすべて表 3.4 と同様であるが、所得、就業の有無、労働時間をすべて外生変数扱いしている点が表 3.4 の推定とは異なっている。表 3.8 には、比較対象とするため、表 3.4 の結果も一部再掲している。

表 3.8 からは、男女とも、誤差項に一階の系列相関がないという帰無仮説は有意水準 0.1% で棄却され、誤差項に二階の系列相関がないという帰無仮説は有意水準

10%でも棄却できないことがわかる。

Hansen の過剰識別検定の結果、操作変数が外生だという帰無仮説は有意水準10%でも棄却できない。そのため、所得、就業の有無、労働時間を外生変数扱いしても、Hansen の過剰識別検定の結果からは問題がないことになる。

また、男性の場合、等価世帯所得を外生変数扱いすると、係数の推定値は1%水準で有意になっている。符号が正であるため、等価世帯所得が高いほど、健康指標の値が良好になることがわかる。また、係数の推定値が0.0140であるため、等価世帯所得が100万円違うと、一年間に健康指標100ポイント中1.4ポイントの差がつくことになる。等価世帯所得に100万円の差がある状態が10年間続いた場合、両者の健康状態には10年間で100ポイント中14ポイントの差がつく。

一方、女性の場合は、等価世帯所得を外生変数扱いしても、係数の推定値は10%水準でも有意ではない。そのため、所得と健康の関係に関する限り、表3.8の結果と表3.4の結果に差はなく、所得、就業の有無、労働時間を外生変数扱いするかどうかは分析上大きな違いにならないとわかる。

第2章の結果から、少なくとも女性については、所得、就業の有無、労働時間を内生変数扱いすることが妥当であると考えられる。しかしながら、表3.8の結果からは、それらを外生変数扱いしても分析上問題はないことになる。第2章で健康指標として用いたのはSRHであり、本章の分析ではSRH以外の変数から得られる情報も統合して作成した健康指標を用いている。その点が結果の違いにつながっている可能性もある。

第2章および本章の結果からは、社会経済状況と健康の関係は非常に複雑であり、指標の選択や分析上の仮定によって結果が変わりうること、それゆえに今後多くの分析を行い、頑健な結果を得る必要があることがわかる。女性については、所得、就業の有無、労働時間を外生変数扱いした場合でも、等価世帯所得の係数は有意に推定されないという意味で分析結果が頑健であった。しかしながら、男性については、それらを外生変数扱いするかどうかで等価世帯所得の係数が有意に推定される場合とされない場合がある。そのため、男性については上記の複雑さがより当てはまっており、頑健な結論を得ることが難しいと考えられる。

3.6 おわりに

本章では、健康状態の状態依存性をコントロールした上で所得と健康状態の内生性もコントロールして、現役世代の男女を中心に、所得と健康状態の関係を分

析した。分析からは以下の5点が明らかになった。

第一に、等価世帯所得の係数は10%水準でも有意に推定されなかった。そのため、健康指標の状態依存性をコントロールする、等価世帯所得や就業状態は内生変数扱いする、といった本章の分析枠組みの下では、所得による健康格差の拡大を裏付けるような結果は得られなかった。

第二に、等価世帯所得や就業状態を外生変数として扱った場合、それらを内生変数として扱った場合と分析結果の一部が異なっていた。具体的には、男性の場合、等価世帯所得の係数が1%水準で有意に推定された。符号が正であったため、等価世帯所得の差が健康指標の差を拡大させていくことを意味する。これらの結果から、健康と社会経済状況の関係は複雑であり、分析結果は分析上の仮定に依存することがわかる。

第三に、健康指標の状態依存性をコントロールしても、喫煙習慣があることは健康指標に対して悪影響を与えていた。この結果は、喫煙者と非喫煙者の健康指標の差は年々拡大していくことを意味する。生活習慣による健康状態の差は長期的に拡大していくことを示す結果である。

第四に、健康指標の作成方法による推定結果の違いはほぼ見られなかった。健康指標を年別に作成するか、年齢階級別に作成するかといった点は、分析結果に影響を及ぼさなかった。上記の結果や各種検定の結果は、健康指標の作成方法によらず頑健であった。

第五に、現役世代の区切りを60歳未満から64歳未満に変更した場合、健康指標の状態依存性が弱まっていた。とりわけ、男性の場合には、サンプルを60歳未満から64歳未満に変更することで、一年前の健康指標の係数の推定値が約3分の2になった。また、高齢者のみのサンプルで推定を行ったところ、本章の動学的な分析枠組みが高齢者のサンプルには適さないことを示唆するような結果が多く得られた。そのため、本章の分析では、高齢者に関しては結論を出すに足る結果が得られなかったといえる。

分析結果は以下のように解釈できる。まず、所得と健康の関係については、女性に関する限りでは、分析上の仮定に依存しない頑健な結果が得られた。そのため、本章の分析結果からは、女性については、所得による健康格差は発生していないと結論づけられる。一方、男性の場合、分析上の仮定を変えると、所得と健康の関係に関する分析結果が変化した。そのため、男性については、分析上の仮定に依存しない頑健な分析結果は得られなかったが、所得による健康格差の存在を完全に否定できる結果ではない。

次に、生活習慣、具体的には喫煙習慣が健康指標の変化に有意な影響を与えていることから、生活習慣が健康に与える影響の重要性が再確認された。この結果は Kumagai and Ogura (2014) と同様のものであるが、Kumagai and Ogura (2014) と本章では分析対象となっている年齢層が異なることから、生活習慣と健康の関係に関するエビデンスはより頑健になったといえる。

また、男性の場合、分析上の仮定によっては、所得が健康に影響を与えている可能性があることを示唆する結果が得られた。本章の冒頭でも述べたように、所得は健康的な生活習慣の代理指標でもありと考えられる。そのため、男性については、喫煙や飲酒以外の生活習慣の違いを通じて、所得の違いが健康状態の違いを発生させている可能性がある。

今後検討すべき課題として以下の点があげられる。本章を含め、わが国における所得と健康の関係に関する研究は、主観的な健康指標を用いている。客観的な変数も含めた上で MCA によって健康指標を作成して分析を行えば、わが国における健康格差の現状に関するより頑健なエビデンスが得られる。

次に、本章では、生活習慣を表わす変数として喫煙習慣および飲酒習慣の有無のみを用いたが、上述のとおり、飲酒習慣の有無だけでは、飲酒量を正確に測定できていない可能性がある。また、運動習慣、食習慣など、それ以外の生活習慣についても分析に用いて、健康に与える影響を確認する必要がある。

また、男性については、分析上の仮定に依存しない頑健な結果が得られなかった。社会経済状況から健康への影響のみならず、健康から社会経済状況への因果関係、本章とは逆の因果関係も含めて、さらなる研究が必要である。

最後に、本章の動学的な枠組みによる分析では、高齢者については結論を得るに至らなかった。この点も今後の課題である。

第4章

高等教育が健康的な生活習慣に与える 影響

4.1 はじめに

第2章および第3章の分析結果からは、生活習慣が健康状態に影響を与えること、健康状態は女性を中心に若壮年者の就業行動に影響を与えることが明らかになった。それらの結果から、生活習慣の改善には、医療費の削減以上の社会的な意義があると考えられる。

生活習慣の改善は既に国家的な課題となっており、2012年に発表された「健康日本21（第二次）（二十一世紀における第二次国民健康づくり運動）」においては、栄養・食生活、身体活動・運動、休養、飲酒、喫煙及び歯・口腔の健康に関する生活習慣及び社会環境の改善が基本方針の1つに掲げられている。生活習慣病の蔓延が医療費増大の一因となっていることもあり、生活習慣を改善することは、昨今のわが国の医療・健康政策における最大の課題の1つである。

2002年の健康増進法施行以降、3回のたばこ税増税、路上喫煙防止条例、特定健康診査・特定保健指導の開始、がん検診無料クーポンの配布開始、一部自治体や健康保険組合による健康ポイント制度と呼ばれる諸制度の開始など、国民の生活習慣改善を支援するための様々な法律や政策が施行されている。そのような状況にありながら、女性の喫煙率は横ばいであり、運動習慣がある者の割合は先進国中最低レベルといったように、国民の生活習慣の変容は未だ道半ばである。

生活習慣の決定要因に関する実証的なエビデンスが不足していることも、わが国における健康投資の活性化を妨げる一因であると考えられる。近年、たばこ税の政策効果を中心に研究の蓄積が進んできつつあるものの、諸外国の研究と比べると相対的に進んでいない分野もある。

諸外国においては、どのような者が健康的な生活習慣を送っているのか、それらの研究の文脈に即して言えば健康投資するののかに関しても様々な研究が行われており、その中でも、教育と健康投資（あるいは健康）に関しては Cutler and Lleras-

Muney (2010)をはじめ膨大な研究が存在している。それらの研究成果は、教育と生活習慣の間に相関関係があるとしても、両者の間に因果関係があるとは限らないことを示唆している。

具体的には、両者の関係は因果関係ではなく、第三の変数による見せかけの関係である可能性もある。時間選好率、危険回避度、認知能力など、様々な変数が教育と生活習慣の関係を媒介しており、両者の関係が第三の変数を通じて発生しているならば、教育を受けることが生活習慣を改善しているのではなく、両者の関係は先天的に発生していることになる。そうした場合、国に取り得る対策は、たばこ税引き上げや健康診断受診無料化のような価格政策が主ということになる。

一方、教育と生活習慣の関係が因果関係による可能性もある。両者の関係が因果関係であるということは、学歴による生活習慣の違いが教育を通じて後天的に発生していることを意味する。そのような場合には、学校教育やその他の場面での健康教育を通じて生活習慣の変容を促せる可能性が出てくる。

教育と生活習慣の関係を明らかにすることは、国民全体の生活習慣を改善するための道筋を探る上で重要である。しかしながら、わが国においては、教育と生活習慣の関係に関する分析は十分ではなかった。そこで、本章では、教育と健康投資の関係に焦点を当てて、両者の内生性をコントロールした上で分析を行い、教育から健康投資への影響が因果関係によるものなのかどうかを検証する。

本章は以下のように構成される。次節では先行研究を概括しつつ、教育と健康投資の関係を分析する際の問題点を整理する。第3節においては、分析方法や分析に使用するデータについて述べる。第4節では推定結果、第5節ではその解釈や議論が必要な点を述べる。第6節においては、本章の分析結果を概括し、そこから導かれる政策含意について述べる。

4.2 先行研究および研究の背景

教育と生活習慣に相関関係があるとしても、その関係が必ずしも教育から生活習慣への因果関係を意味しているとは限らず、両者の因果関係を把握するためには、様々な点をコントロールした分析を行う必要がある。教育と生活習慣の関係に関する研究の現状を把握するには、Eide and Showalter (2011) のサーベイが参考になるため、以下では、Eide and Showalter (2011) を参考に、先行研究におけ

る論点と課題について整理する¹。

教育と生活習慣に相関関係がある場合、以下の2つの可能性がある。第一に、教育から生活習慣への因果関係は確かに存在する可能性がある。そうした研究体系の理論的背景となっているのが Grossman (1972) の研究である。同論文内では、教育は理論モデル中で重要な位置を占めている。Grossman (1972) の議論に従うと、高い教育を受けていることは同論文内の文脈でいうところの健康投資行動から健康が「生産」される際の生産性を左右する重要なパラメータである。そのため、高い教育と健康的な生活習慣、良好な健康状態の間には有意な相関がある。

生産性の代表例としてあげられるのが、広い意味での情報活用能力である。情報活用能力に秀でていることは、高い教育を受けるための必要条件であるといえる。また、情報活用能力に優れている場合、過度の喫煙の危険性、適度な運動の効能といった情報に接した際に、その意義にいち早く気づき、実際の生活習慣に反映させると考えられる。実際に、Glied and Lleras-Muney (2003) では、高い教育を受けているほど、医療技術革新の恩恵を受けやすいことが明らかにされている。

第二に、観察されない第三の変数が存在して、教育と生活習慣双方に影響を与えている可能性も考えられる。たとえば、Fuchs (1982) のモデルにおいては、教育と生活習慣の関係は両者を左右する共通要因、具体的には時間選好率にその多くを依存しているとされる。教育も生活習慣も共通の要因によって大きく影響されており、その要因を分析に含めない結果、教育と生活習慣の間に見せかけの相関関係が存在している、というのである。第三の変数は必ずしも時間選好率である必要はなく、たとえば、危険回避度、認知能力なども第三の変数候補となり得る。

上記を整理すると、健康と教育との間の真の関係は、単に生活習慣を教育変数に回帰しただけでは明らかにならない。何らかの形で、教育と生活習慣の複雑な関係性の中から、因果関係を識別する必要がある。主なアプローチとしては、第三の変数となり得る変数を可能な限り明示的にコントロールする、教育にのみ影響を与えるような操作変数を用いて分析する、双子のデータを用いることで真の因果関係のみを抽出する、そして、パネルデータによって個人の異質性をコントロールするといったものがあげられる。

まず、第三の変数となり得る変数については、既に述べた通りである。しかし、これらの変数の多くは直接測定できるものではないこと、これらの変数が経済学

¹Eide and Showalter (2011) のサーベイでは、教育と生活習慣だけでなく、教育と健康状態の関係に関する研究も網羅的にサーベイされている。たとえば、教育と死亡率、教育と高血圧の関係に関する研究についても触れられている。本章の目的は教育と生活習慣の関係に関する検証であるため、それらの研究には言及しない。

において取り上げられるようになったのは最近であることから、分析に用いられた機会はまだ多くない。そうした問題を克服したものとして、van der Pol (2011) はオランダのデータを用いて、教育と健康の関係の少なくとも一部は時間選好率を通じての見せかけの関係であることを明らかにしている。推定式に時間選好率を加えた場合、それらの変数の係数は有意に推定され、わずかではあるが教育の係数が小さく推定された。

次に、教育にのみ影響を与えるような変数を操作変数として用いた分析は、海外には既に多数存在する。一例として、Lleras-Muney (2005)、Arendt (2005)、Cowell (2006)、De Walque (2007)、Park and Kang (2008)、Tenn et al. (2010)、Reinhold and Jürges (2010)、Jürges et al. (2011) などがある。それらの研究で用いられている操作変数の多くは教育政策や教育アクセスに関するものであるが、それ以外の操作変数として Park and Kang (2008) では長子かどうか、De Walque (2007) では従軍資格のくじ引きの結果を用いている。

次に、Webbink et al. (2010) や Fletcher and Frisvold (2008) の研究では、双子のデータを用いて、固定効果モデルによる推定を行うことで、教育から健康への関係を識別しようとしている。双子のデータを用いて固定効果モデルによって推定する利点としては、遺伝的影響を除去できることがある。とりわけ一卵性双生児の場合は遺伝的な相違はほとんどないはずであり、観察された差異は後天的な影響によるものであると考えられる。

観察されない異質性を除去するという方法自体は、双子データ以外にも応用可能である。同一個人を複数時点で観察したパネルデータがあれば、観察されない異質性を除去することができる。ただし、成人の分析に用いる場合には、固定効果モデルを用いることは難しい。学歴に関する事情は国によって異なるが、わが国の場合、最終学歴が一度決定されるとその後それが変わることは希だからである。また、第三の変数のうち、通時的に変動しうる部分については、パネルデータによる推定でも除去することはできない。

これらの方法は必ずしも排他的なものではなく、たとえば、第三の変数をできる限り分析に含んだ上で操作変数法を用いる、双子のデータの分析において第三の変数を説明変数に加える、といったことも可能である。また、第三の変数のうち、通時的な変動がないと考えられるものについてはパネルデータを用いることでコントロール可能であるため、パネルデータによって観察されない異質性をコントロールした上で第三の変数を用いる、といったアプローチも考えられる。いずれかの方法によって、あるいはそれらを組み合わせることによって内生性をコント

ロールしなければ、教育と生活習慣の正しい関係を推定することは難しい。そして、両者の正しい関係を推定することなくしては、教育と生活習慣の関係に関する政策含意は得られない。

しかしながら、生活習慣に関するわが国の先行研究では、筆者の知る限りにおいては、教育を説明変数として加えることはあっても、教育と生活習慣の内生性をコントロールした分析は行われていなかった。そのため、両者の関係についてはまだ明らかになっていない部分があると考えられる。

そこで、本章では、第三の変数を可能な範囲で分析に加える、操作変数で内生性をコントロールする、パネルデータによって観察されない異質性を除去する、という3つの手法を併用することにより、教育が生活習慣に与える影響を識別することを試みる。

4.3 分析の枠組み

4.3.1 分析方法

本章の分析においては、教育と生活習慣を結びつける第三の変数になり得る変数はできる限り説明変数に用いて、その上で操作変数によって内生性をコントロールした分析を行う。以下では、これらの2点を中心に、本章における分析方法を具体的に述べる。

第一に、教育と生活習慣の双方に影響を与える第三の変数の候補としては、時間選好率、危険回避度といったものが考えられる。上述したように、いくつかの研究ではこれらの変数を説明変数に加えた分析を行っている。それらの研究に従って、本章でも、これらの変数を説明変数に加える。しかしながら、経済実験により時間選好率と危険回避度を推定し、かつ実験対象者に対して学歴や生活習慣に関する詳細な調査を行うことは難しいため、本章では紙媒体の社会調査により測定された時間選好率と危険回避度を用いる。

第二に、操作変数によって内生性をコントロールする必要がある。適切な操作変数に求められる条件は、教育には影響があり、生活習慣には直接影響しない、というものである。先行研究では教育政策に関連する何らかの変数が数多く用いられてきた。代表的なものは義務教育の年数変更であるが、わが国の戦後の教育課程においては、義務教育の年数を変更するなどの抜本的な教育改革は行われていない。当然ながら教育課程の微修正は行われてきているが、それらを操作変数と

した場合、弱相関の問題が発生する恐れがある。

そこで、本章では、分析対象を高等教育を受けることによる生活習慣の変化に絞って、大学アクセスを操作変数とした分析を行う。大学アクセスとは、具体的には、ある年・都道府県の大学の定員と、同年・同都道府県の高校卒業者の比率である。わが国の場合、もっとも大規模な奨学金である学生支援機構（旧育英会）の奨学金はほぼ貸与のみであり、そのほかの私的奨学金も充実しているとは言い難い。自宅通学の可否によって必要な仕送り金額が大きく異なっていることに加えて、奨学金が充実していないという状況を踏まえると、自宅通学圏内に大学が存在するかどうか大学進学を決め手になる場合も考えられる。具体的には、以下のような大学アクセス変数を操作変数として用いる。

$$\text{大学アクセス} = \frac{A \text{ 県に立地する大学に } T \text{ 年に入学した者の数}}{A \text{ 県に立地する高校を } T \text{ 年に卒業した者の数}}$$

このうち、大学入学者数については、当該年の文部科学省『学校基本調査報告書(高等教育機関編)』の「出身高校の所在地県別入学者数」の表から算出する。「出身高校の所在地県別入学者数」においては、入学先の都道府県別に大学入学者が示されている。1969年以前については「出身高校の所在地県別入学者数」の表が掲載されていないため、「都道府県別学校数及び学生数」の表から設置されている都道府県別に大学在籍者数を割り出し、それを4で割ることで近似する。

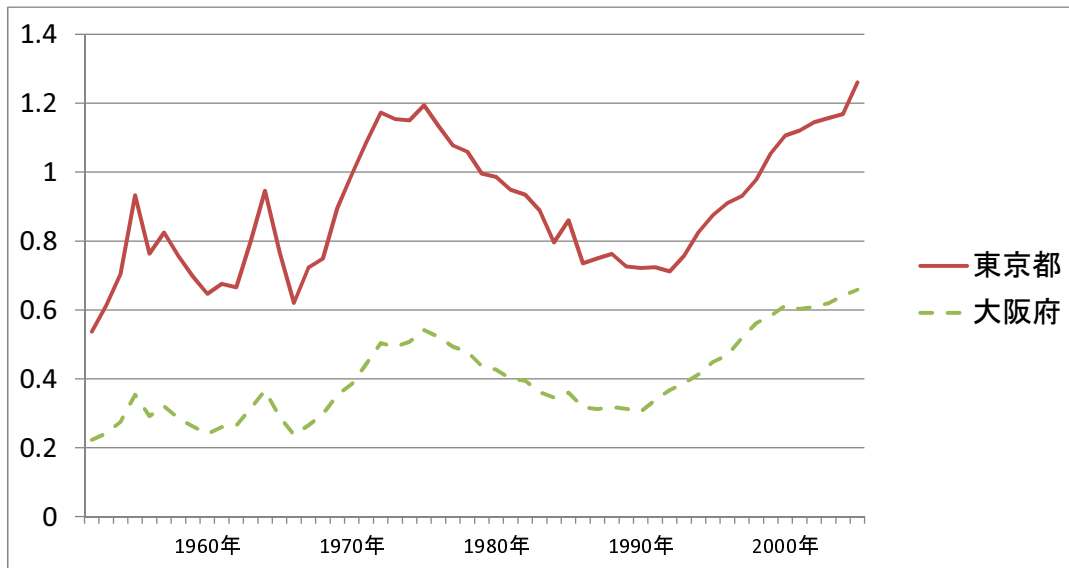
次に、高校卒業生数については、文部科学省『学校基本調査報告書(初等中等教育機関・専修学校・各種学校編)』の「高等学校卒業後の状況調査 進路別卒業生数」の表から算出する。この表には、ある年にある県に立地する高校を卒業した者の数が示されているため、その数値をそのまま用いればよい。

上記のとおり、1969年までと1970年以降で操作変数の定義が異なっている。その時点を境に操作変数の値が不連続に変化している場合、操作変数が妥当ではない可能性がある。そこで、最も人口が多い都道府県である東京都と、次に人口が多い大阪府を例にとり、操作変数の推移をグラフにしたものが図4.1である。

図4.1を見る限りでは、操作変数の値はなだらかに変化しており、操作変数の定義が変わる1970年を境に操作変数のジャンプが発生しているようには見えない。そのため、操作変数の定義が1970年前後で異なることによる分析結果への影響は少ないと考えられる。

問題となるのは、高等教育の効果にのみ焦点を当てることの妥当性である。先行研究では、Park and Kang (2008)のように高校進学による健康投資行動への影響を分析したのもあれば、Arendt (2005)のように就学年数が健康投資行動に与

図 4.1: 大学教育アクセス (操作変数) の推移



える影響を分析したものもあるが、上記の操作変数を用いる以上は、大学教育の教育が健康投資行動に与える影響以外を分析することは難しい。

しかしながら、以下のような理由により、大学教育が生活習慣に与える影響を分析することで、今後のわが国における教育と生活習慣の関係に関する有益な示唆が得られると考えられる。まず、わが国においては、1974年には高校進学率が90%を越えており、現在では高校進学率はほぼ100%となっている。また、大学・短大進学率も50%を越えてから久しい。それに加えて、短大進学率も中長期的に低下傾向にあることから、大学・短大進学者のうちほとんどは、実際には大学へ進学するようになっている。そのため、今後のわが国における政策含意を得る、という点においては、大学教育の影響を確認することが重要である。

本章の分析において何を推定しているのか、という点についてここで整理しておきたい。本章で分析するのは、上記のとおり、大学教育を受けることによる生活習慣の違いである。しかしながら、大卒者の対照群となるのはそれ以外の者全員であり、その中には中学卒、高校卒、高専卒、短大卒といったさまざまな学歴の者が含まれるため、大卒者とそれ以外の比較が何を意味するのか、解釈が難しい面がある。

サンプルを整理することにより、上記の問題に対処する方法もある。たとえば、高卒と大卒の者だけをサンプルから抽出し、両者の違いを推定するという方法も考えられる。しかし、この方法でも高卒者と短大卒者、短大卒者と大卒者、高専卒者と大卒者などの違いはわからず、また、短大卒者を除くことによる推定値の

バイアスが発生する恐れもある。

そこで、本章では、大卒者以外には教育による生活習慣の違いがないという仮定を置くことにより、大学教育を受けることによる生活習慣の違いを推定することとする。上記の仮定がどの程度妥当なのかは、本章の最後で追加的な分析を行うことで確認することとする。

また、操作変数については、以下の点にも留意する必要がある。上記の操作変数は、年度別に計算されたものである。生年しか分からない場合、早生まれかそうでないかが識別できないため、操作変数の値に測定誤差の問題が発生する²。それを回避するためには、生年月日情報が含まれたデータを分析に用いる必要がある。

健康投資、本章の文脈でいうところの生活習慣は広範な概念である。Grossman (1972) では喫煙、飲酒、食習慣が、Cutler and Lleras-Muney (2010) ではそれ以外に運動習慣が健康投資の例としてあげられている。本章では、それらの中から、代表的な健康投資行動（本章では生活習慣）として、喫煙、運動の2つを分析対象としている。これらはいずれも、健康日本21（第二次）（二十一世紀における第二次国民健康づくり運動）における改善目標にも含まれている。

これらに焦点を当てる理由として、喫煙は健康に悪影響を及ぼす生活習慣、運動は健康に好影響を及ぼす生活習慣としての位置づけが明確であることがあげられる。たとえば、飲酒行動の場合を例にとると、飲酒習慣の有無だけでは、健康に対する影響の善し悪しを判断できない。そのような問題を避け、分析結果の解釈を明瞭にするため、本章では喫煙と運動に注目して分析を行うこととする。

本章では、変量効果線形確率モデルによる2SLS(RE2SLS)による推定を行う。喫煙習慣の有無、運動習慣の有無といった変数を分析する場合には、本来であれば、プロビット・モデルやロジット・モデルを用いることが望ましい。また、上述の通り、本章の推定ではパネルデータを用いて、変量効果モデルによって観察されない異質性を除去することを試みるが、変量効果プロビット・モデルに操作変数法を適用する方法については、筆者の知る限りにおいて確立された推定方法が存在していない。そのため、代替的な手段としてRE2SLSによる推定を行う。また、喫煙習慣の有無と運動習慣の有無の他に、喫煙量、1週間あたりの運動日数といった変数も分析対象とするが、同様の理由で、これらについてもRE2SLSによる推定を行う。

RE2SLSについては、以下のように記述できる。まず、 X_{2it} は説明変数のうち内生であると考えられるもの、 X_{1it} は外生であると考えられる変数とする。また、

²具体的には、早生まれの者とそうでない者は生年が同じでも学年が1つ違う。

μ_i は通時的な変動のない観察されない個人の異質性、 ϵ_{it} は誤差項であるとする。

$$y_{it} = X_{1it} + X_{2it} + \mu_i + \epsilon_{it} \quad i = 1, \dots, n, \quad t = 1, \dots, T,$$

X_{2it} の操作変数を Z_{it} とすると、 Z_{it} は以下のような条件を満たしている必要がある。

$$E(Z'_{it}\epsilon_{it}) = 0$$

実際には、本章の分析に用いる操作変数に通時的な変動はないため、 Z_i と ϵ_{it} が相関しないことを仮定することになる。

本章では RE2SLS による推定を行うが、教育と生活習慣の間に内生性がない可能性も考えられる。すなわち、両者の関係は外生であり、操作変数法による推定が必要ない可能性もある。教育変数の内生性について何らかの検定を行う必要があるが、筆者の知る限りにおいて、RE2SLS と変量効果モデルによる推定を行い、内生性の検定を行っている研究が存在しない。

本章では、帰無仮説の下で一致性を持つ効率的な推定量と帰無仮説が成立しない場合でも一致性を持つ推定量を比較する方法であるハウスマン検定により、RE2SLS と変量効果モデルの比較を行う。ハウスマン検定の帰無仮説は、「大卒ダミーが外生」であり、帰無仮説が棄却された場合、変量効果モデルは一致性を持たないことになる。一方、RE2SLS による推定量は帰無仮説が棄却されるかどうかにかかわらず一致性を持つ。

4.3.2 データ

本章では、ともに全国の成人から無作為抽出されたデータである「慶應義塾家計パネル調査 (KHPS)」と「日本家計パネル調査 (JHPS)」の2つのデータを用いる。KHPS は 2004 年 1 月から、JHPS は 2009 年 1 月から毎年継続調査が行われているパネルデータであり、どちらもその後現在に至るまで毎年 1 月に継続調査が行われている。本章では、それらの 2013 年調査までを分析に用いる。

これらのデータの最大の利点は、調査対象者の生年月日まで把握できることである。そのため、対象者が高校を卒業した年度を確定することができ、操作変数の測定誤差の問題を回避することが可能となる³。

³1~3 月生まれと 4 月~12 月生まれでは高校卒業年度が異なるため、生年しか分からない場合、高校卒業年度を特定することができない。なお、大学教育アクセスは 15 歳時の居住都道府県でマッチさせた。

また、2つのデータを併用する理由は以下のようである。まず、KHPSでは運動習慣に関する項目が充実している。一方、JHPSには時間選好率や危険回避度に関する質問がある。これらのデータには互いにはない利点があることから、本章の分析ではそれらを併用する。

ここで、JHPSにおける時間選好率と危険回避度の測定方法を述べる。まず、時間選好率は以下の設問によって観察される。

問：あなたは90日後に1万円もらうかわりに、97日後に最低いくらもらえれば満足できますか。 次の1~8に指定した金額から1つ選んでください。

選択肢	1	2	3	4	5	6	7	8
金額	9981円	10000円	10019円	10038円	10096円	10191円	10383円	10574円
金利(年表示)	-10%	0%	10%	20%	50%	100%	200%	300%

上記の質問から、選択肢番号ではなく、金利(年表示)の数字を時間選好率の代理変数として用いる。この値が大きいほど、時間選好率が高く、将来のことを大きく割り引いていることになる。すなわち、将来よりも現在を重視する傾向があることがわかる。

危険回避度については、以下の質問から観察される。

問：あなたは、ご家族やご友人などと初めて行く場所に外出するとき、降水確率が何%以上ならば傘を持って出かけますか。

- 1 ()%以上
- 2 常に折りたたみ傘を持って出かける。

上記の質問の回答値を危険回避度の代理変数とするが、「常に折りたたみ傘を持って出かける」と答えた場合には0とする。したがって、値が小さいほど危険回避的である。

表4.1と表4.2は分析に用いる変数の定義および記述統計である。KHPSとJHPSの別に、また男女別に分析を行うため、記述統計もそれらの別に集計している⁴。

⁴喫煙量については喫煙習慣がある者についてしか観察できないため、サンプルサイズが他と異なっている。次に、運動習慣についてもサンプルサイズが他と異なっている。これはKHPSの2004年調査(第1回)と2007年調査(第2回)では運動習慣に関するが調査されていないことによる。

表 4.1: 記述統計 (KHPS)

	男性				女性			
	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値
＜被説明変数＞								
喫煙習慣の有無	0.41	0.49	0	1	0.15	0.35	0	1
喫煙量 (喫煙者のみ)	19.63	9.08	1	80	13.74	7.25	1	60
運動習慣の有無	0.37	0.48	0	1	0.29	0.46	0	1
1週間あたりの運動日数	1.06	1.83	0	7	0.82	1.63	0	7
＜説明変数＞								
大卒ダミー	0.35	0.48	0	1	0.12	0.32	0	1
高等教育アクセス	0.27	0.27	0.02	1.19	0.27	0.26	0.02	1.19
年齢	50.47	13.42	20	79	48.79	13.43	20	78
年齢の二乗	2727.77	1347.55	400	6241	2560.97	1326.84	400	6084
等価世帯所得	372.76	207.86	0	2023	342.11	193.66	0	1900
有配偶ダミー	0.80	0.40	0	1	0.75	0.43	0	1
6歳以下の子どもの数	0.18	0.49	0	4	0.19	0.51	0	4
労働時間	38.41	22.74	0	100	19.13	20.32	0	100
正規雇用	0.53	0.50	0	1	0.16	0.36	0	1
その他の被用者	0.09	0.29	0	1	0.31	0.46	0	1
自営業者	0.21	0.41	0	1	0.14	0.35	0	1
たばこの価格 (相対化)	0.94	0.18	0.75	1.31	0.95	0.18	0.75	1.31
サンプルサイズ	10201				10427			

出典:KHPS より筆者作成

1. 男性の喫煙量についてはサンプルサイズ 4207、女性の喫煙量については同 1516、男性の運動習慣・運動日数については同 7762、女性の運動習慣・運動日数については同 7928 である。

表 4.2: 記述統計 (JHPS)

	男性				女性			
	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値
＜被説明変数＞								
喫煙習慣の有無	0.35	0.48	0	1	0.12	0.33	0	1
喫煙量 (喫煙者のみ)	19.05	9.02	1	80	13.67	7.01	1	40
＜説明変数＞								
大卒ダミー	0.45	0.50	0	1	0.18	0.38	0	1
高等教育アクセス	0.27	0.26	0.02	1.24	0.27	0.26	0.02	1.19
年齢	49.21	14.15	20	76	49.49	14.30	20	76
年齢の二乗	2622.08	1391.35	400	5776	2653.21	1404.24	400	5776
等価世帯所得	293.35	153.87	0	1400	281.94	152.43	0	1500
有配偶ダミー	0.77	0.42	0	1	0.76	0.43	0	1
6歳以下の子どもの数	0.20	0.51	0	3	0.19	0.51	0	5
労働時間	37.60	22.28	0	96	18.35	19.59	0	98
正規雇用	0.57	0.50	0	1	0.17	0.38	0	1
その他の被用者	0.11	0.31	0	1	0.32	0.47	0	1
自営業者	0.16	0.36	0	1	0.12	0.32	0	1
時間選好率	94.33	124.19	-10	300	90.69	120.76	-10	300
危険回避度	41.24	23.79	0	100	39.78	23.15	0	100
たばこの価格 (相対化)	1.09	0.18	0.84	1.31	1.09	0.18	0.84	1.31
サンプルサイズ	4896				4636			

出典: JHPS より筆者作成

1. 男性の喫煙量についてはサンプルサイズ 1708、女性の喫煙量については同 547 である。

4.4 推定結果

以下では、推定結果を喫煙習慣、運動習慣の順に確認する。

4.4.1 喫煙

喫煙習慣に関する分析は、喫煙習慣の有無に関する分析、喫煙者のみを対象とした喫煙量に関する分析の2つである。喫煙習慣の有無、喫煙量の順に推定結果を確認する。

まず、喫煙習慣の有無については表 4.3 に掲載されている。男性に関する推定結果、女性に関する推定結果の順に確認する。

まず、男性については、ハウスマン検定の結果、KHPS と JHPS、いずれのデータを用いた場合でも、変量効果モデルが選択される。KHPS の場合は p 値が 0.9980、JHPS の場合は p 値が 1.0000 であるため、いずれの場合も、変量効果モデルが一致性を持つという帰無仮説が棄却できない。そのため、効率的な推定量を得られる変量効果モデルが選択される。

表 4.3: 推定結果：喫煙習慣の有無

分析対象	喫煙の有無							
	男性				女性			
データ	KHPS		JHPS		KHPS		JHPS	
分析方法	RE	RE2SLS	RE	RE2SLS	RE	RE2SLS	RE	RE2SLS
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
大卒ダミー	-0.1599*** [0.0236]	-0.2760** [0.1166]	-0.1296*** [0.0251]	-0.1727 [0.2213]	-0.1019*** [0.0257]	-0.0814 [0.2224]	-0.1438*** [0.0237]	0.2791 [0.2315]
年齢	0.0070** [0.0031]	0.0065** [0.0031]	0.0017 [0.0049]	0.0019 [0.0049]	-0.0101*** [0.0021]	-0.0100*** [0.0023]	0.0030 [0.0036]	0.0071 [0.0052]
年齢の二乗	-0.0001*** [0.0000]	-0.0001*** [0.0000]	-0.0001 [0.0000]	-0.0001* [0.0001]	0.0001** [0.0000]	0.0001** [0.0000]	-0.0001* [0.0000]	-0.0001* [0.0000]
等価世帯所得 (万円)	0.0000* [0.0000]	0.0000 [0.0000]	0.0000 [0.0000]	0.0000 [0.0000]	0.0000 [0.0000]	0.0000 [0.0000]	0.0000 [0.0000]	0.0000 [0.0000]
有配偶ダミー	-0.0065 [0.0163]	-0.0068 [0.0163]	0.0600** [0.0239]	0.0597** [0.0239]	-0.0455*** [0.0099]	-0.0453*** [0.0103]	-0.0622*** [0.0147]	-0.0541*** [0.0158]
6歳以下の子どもの数	0.0019 [0.0071]	0.0015 [0.0071]	-0.0147 [0.0111]	-0.0149 [0.0112]	-0.0096** [0.0047]	-0.0095** [0.0047]	-0.0059 [0.0076]	-0.0051 [0.0077]
労働時間	0.0003 [0.0002]	0.0003 [0.0002]	0.0005* [0.0003]	0.0005* [0.0003]	0.0003** [0.0002]	0.0003** [0.0002]	0.0000 [0.0003]	-0.0001 [0.0003]
正規雇用	0.0409*** [0.0157]	0.0414*** [0.0158]	0.0032 [0.0210]	0.0035 [0.0211]	-0.0267** [0.0111]	-0.0268** [0.0112]	0.0175 [0.0168]	0.0083 [0.0181]
その他の被用者	0.0133 [0.0154]	0.0134 [0.0154]	0.0144 [0.0204]	0.0141 [0.0204]	0.0075 [0.0074]	0.0075 [0.0074]	0.0203* [0.0116]	0.0230* [0.0118]
自営業者	0.0433*** [0.0167]	0.0416** [0.0168]	-0.0013 [0.0228]	-0.0027 [0.0238]	0.0202** [0.0094]	0.0202** [0.0094]	0.0276** [0.0140]	0.0232 [0.0142]
時間選好率			0.0001 [0.0000]	0.0001 [0.0000]			0.0000 [0.0000]	0.0000 [0.0000]
危険回避度			0.0000 [0.0002]	0.0000 [0.0002]			-0.0001 [0.0001]	-0.0001 [0.0001]
たばこの価格 (相対化)	-0.1466*** [0.0167]	-0.1406*** [0.0177]	-0.0726*** [0.0164]	-0.0715*** [0.0172]	-0.0254** [0.0116]	-0.0263* [0.0151]	-0.042*** [0.0125]	-0.0614*** [0.0161]
定数項	0.6352*** [0.0735]	0.6909*** [0.0918]	0.5695*** [0.1108]	0.5866*** [0.1466]	0.5655*** [0.0495]	0.5602*** [0.0754]	0.2442*** [0.0834]	0.0209 [0.1734]
chi2	1.04		0.27		0.04		8.74	
P>chi2	0.9980		1.0000		1.0000		0.3618	
選択されるモデル	RE		RE		RE		RE	
サンプルサイズ	10201		4896		10427		4636	

出典:KHPS および JHPS より筆者が推定し、推定結果を表にしたものである。

1. 上段の数字は推定値、下段の [] 内は標準誤差である。
2. ***は 1%、**は 5%、*は 10%水準で有意であることを示す。

変量効果モデルによる推定結果から、KHPS、JHPS いずれの場合も、大卒ダミーの係数は1%水準で有意に推定されている。推定値はKHPSの場合は約-0.16、JHPSの場合は約-0.13であるため、大卒者であることにより、喫煙者である確率がKHPSの場合は-16%、JHPSの場合は-13%下がるという結果である。大卒ダミーの係数が負で有意に推定されているという意味では、データによらず頑健な結果である。

次に、JHPSのみに含まれる時間選好率および危険回避度の係数の推定値を確認する。選択されるのが変量効果モデルであるため、(3)列を確認すると、時間選好率、危険回避度、いずれの係数の推定値も10%水準でも有意ではない。そのため、これらの変数は男性が喫煙者であるかどうかには有意な影響を与えないということになる。

次に、女性についても、男性の場合と同様、ハウスマン検定の結果から確認する。KHPSの場合はp値が1.0000、JHPSの場合はp値が0.3618であり、いずれの場合も、変量効果モデルが一致性を持つという帰無仮説が棄却できない。そのため、効率的な推定量を得られる変量効果モデルが選択される。

変量効果モデルによる推定結果から、KHPS、JHPS いずれの場合も、大卒ダミーの係数は1%水準で有意に推定されている。推定値についてはKHPSの場合は約-0.1、JHPSの場合は約-0.14であり、大卒者であることにより、喫煙者である確率がKHPSの場合は-10%、JHPSの場合は-14%低下するという結果になっている。男性の場合と同様、大卒ダミーの係数が負で有意に推定されているという意味においては、データによらず頑健な結果である。

次に、JHPSのみに含まれる時間選好率および危険回避度の係数の推定値を確認する。選択されるのが変量効果モデルであるため、(3)列を確認すると、時間選好率、危険回避度、いずれの係数の推定値も10%水準でも有意ではない。そのため、これらの変数は女性が喫煙者であるかどうかには有意な影響を与えないということになる。

喫煙量について推定した結果が表4.4である。JHPS女性の場合はサンプルサイズが約500と小さいことから、推定結果に若干の留保が必要である。男性、女性の順に推定結果を確認する。

まず、男性について、ハウスマン検定の結果から確認する。KHPSの場合はp値が0.9998、JHPSの場合はp値が1.0000であり、いずれの場合も、変量効果モデルが一致性を持つという帰無仮説が棄却できない。そのため、効率的な推定量が得られる変量効果モデルによる推定結果が選択される。

表 4.4: 推定結果：喫煙量

分析対象	喫煙量 (1日に吸うたばこの本数)							
	男性				女性			
データ	KHPS		JHPS		KHPS		JHPS	
分析方法	RE	RE2SLS	RE	RE2SLS	RE	RE2SLS	RE	RE2SLS
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
大卒ダミー	-2.2213***	-4.3581	-1.4728**	-1.2424	-3.5561**	139.0950	-5.2255***	-10.1785
	[0.6360]	[3.0141]	[0.7481]	[6.4284]	[1.3960]	[325.2277]	[1.9083]	[58.8015]
年齢	0.6221***	0.6259***	0.7847***	0.7787***	0.4994***	0.6112***	0.1599	0.0011
	[0.1062]	[0.1060]	[0.1774]	[0.1968]	[0.1306]	[0.1586]	[0.2573]	[0.8729]
年齢の二乗	-0.0060***	-0.0060***	-0.0075***	-0.0075***	-0.0058***	-0.0077***	-0.0015	0.0001
	[0.0011]	[0.0011]	[0.0019]	[0.0021]	[0.0014]	[0.0016]	[0.0028]	[0.0079]
等価世帯所得 (万円)	0.0007	0.0010	0.003**	0.0029	0.0012	0.0022**	0.0025	0.0030
	[0.0007]	[0.0008]	[0.0013]	[0.0019]	[0.0009]	[0.001]	[0.0018]	[0.0065]
有配偶ダミー	-0.2324	-0.2196	-0.4364	-0.4603	-0.0738	0.3096	0.0623	0.4443
	[0.5237]	[0.5223]	[0.7809]	[0.7771]	[0.5488]	[0.677]	[0.9147]	[1.6968]
6歳以下の子どもの数	-0.2506	-0.2563	-0.0030	-0.0145	-0.4858	-0.5029*	-0.5908	-0.7331
	[0.2351]	[0.2367]	[0.4167]	[0.4267]	[0.3023]	[0.3045]	[0.5551]	[0.7504]
労働時間	0.0097	0.0101	0.0083	0.0085	0.0053	0.0037	0.0117	0.0144
	[0.0067]	[0.0067]	[0.0107]	[0.0108]	[0.0090]	[0.0086]	[0.0181]	[0.0176]
正規雇用	1.2708**	1.2551**	0.0853	0.0764	-0.2356	0.1385	-0.5155	0.0805
	[0.5893]	[0.5912]	[0.9154]	[0.9251]	[0.5932]	[0.5910]	[1.1373]	[1.7370]
その他の被用者	0.7382	0.7288	-0.3104	-0.3010	0.2565	0.3432	0.1453	0.1479
	[0.5832]	[0.5855]	[0.9451]	[0.9603]	[0.4152]	[0.4067]	[0.8287]	[0.8339]
自営業者	1.3021**	1.2683**	2.8700***	2.9268***	0.4468	0.7681	-0.9185	-1.0458
	[0.6229]	[0.6289]	[0.9779]	[1.0567]	[0.5017]	[0.4944]	[0.9734]	[1.1309]
時間選好率			-0.0014	-0.0013			0.0013	0.0006
			[0.0013]	[0.0013]			[0.0017]	[0.0017]
危険回避度			0.0072	0.0074			-0.0004	-0.0017
			[0.0065]	[0.0067]			[0.0092]	[0.0104]
たばこの価格 (相対化)	-7.7177***	-7.7160***	-5.3247***	-5.3093***	-2.0942***	-1.4908	-2.5459***	-2.5028
	[0.5937]	[0.5956]	[0.6815]	[0.6883]	[0.7300]	[1.1043]	[0.9287]	[1.6817]
定数項	10.4492***	10.9357***	4.6505	4.6822	4.7768*	-9.7724	11.5457**	14.9548
	[2.4120]	[2.5010]	[3.882]	[3.8344]	[2.8386]	[28.6141]	[5.677]	[24.3676]
chi2	0.75		0.61		9.39		65.18	
P>chi2	0.9998		1.0000		0.3105		0.0000	
選択されるモデル	RE		RE		RE		RE2SLS	
サンプルサイズ	4207		1708		1516		547	

出典:KHPS および JHPS より筆者が推定し、推定結果を表にしたものである。

1. 上段の数字は推定値、下段の [] 内は標準誤差である。
2. ***は 1%、**は 5%、*は 10%水準で有意であることを示す。

変量効果モデルによる推定結果を確認すると、KHPS の場合は大卒ダミーの係数が1%水準で有意であり、JHPS の場合は大卒ダミーの係数が5%水準で有意である。KHPS の場合、大卒ダミーの係数の推定値は約-2であることから、大卒者であることにより、喫煙量がおよそたばこ2本分減るという結果になっている。JHPS の場合、大卒ダミーの係数の推定値は約-1.5であることから、大卒者であることにより、喫煙量がおよそたばこ1.5本分減るという結果になっている。

次に、JHPS のみに含まれる時間選好率および危険回避度の係数の推定値を確認する。選択されるのが変量効果モデルであるため、(3)列を確認すると、時間選好率、危険回避度、いずれの係数の推定値も10%水準でも有意ではない。上述した結果と合わせると、喫煙者であるかどうかには時間選好率が有意な影響を与えず、喫煙量の違いにも有意な影響がないことがわかる。

次に、女性について、ハウスマン検定の結果から確認する。KHPS の場合はp値が0.3105、JHPS の場合はp値が0.0000であり、KHPS の場合は、変量効果モデルが一致性を持つという帰無仮説が10%水準で棄却できないが、JHPS の場合は、変量効果モデルが一致性を持つという帰無仮説が0.1%水準で棄却される。そのため、KHPS の場合は変量効果モデル、JHPS の場合はRE2SLSが選択される。

まず、KHPS の場合の変量効果モデルによる推定結果を確認すると、大卒ダミーの係数の推定値は5%水準で有意である。また、KHPS の場合は推定値が約-3.5であるため、大卒者であることにより、喫煙量がたばこ3.5本分ほど減ることがわかる。女性の場合、喫煙者のみの喫煙量の平均値がたばこ14本弱であることから、その25%近くに相当する量である。一方、JHPS の場合は、大卒者であることによる喫煙量の有意な違いはないことになる。

次に、JHPS のみに含まれる時間選好率および危険回避度の係数の推定値を確認する。選択されるのが変量効果モデルであるため、(3)列を確認すると、時間選好率、危険回避度、いずれの係数の推定値も10%水準でも有意ではない。上述した結果と合わせると、喫煙者であるかどうかにも、喫煙者同士の喫煙量の違いにも、時間選好率や危険回避度は有意な影響を与えないことがわかる。

4.4.2 運動

運動に関する分析は、運動習慣に関する分析、週あたりの運動日数に関する分析の2つである。運動習慣、運動日数の順に推定結果を確認する。

表4.5から、運動習慣、週あたりの運動日数の順に推定結果について確認する。

表 4.5: 推定結果：運動

分析対象	週に1日以上運動				週あたりの運動日数			
	男性		女性		男性		女性	
分析方法	RE	RE2SLS	RE	RE2SLS	RE	RE2SLS	RE	RE2SLS
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
大卒ダミー	0.1083*** [0.0206]	0.1693 [0.1089]	0.0676** [0.0289]	0.3109 [0.2554]	0.2445*** [0.076]	0.3142 [0.4079]	0.0986 [0.1004]	0.3114 [0.8935]
年齢	-0.0124*** [0.0044]	-0.0122*** [0.0044]	-0.0046 [0.0041]	-0.0029 [0.0045]	-0.0378** [0.0163]	-0.037** [0.0164]	-0.0271* [0.0145]	-0.0250 [0.0159]
年齢の二乗	0.0001*** [0.0000]	0.0001*** [0.0000]	0.0001** [0.0000]	0.0001** [0.0000]	0.0005*** [0.0002]	0.0005*** [0.0002]	0.0005*** [0.0001]	0.0005*** [0.0001]
等価世帯所得(万円)	0.0001*** [0.0000]	0.0001*** [0.0000]	0.0001** [0.0000]	0.0000 [0.0000]	0.0002** [0.0001]	0.0002 [0.0002]	0.0001 [0.0001]	0.0001 [0.0002]
有配偶ダミー	0.0530** [0.0218]	0.0533** [0.0218]	-0.0008 [0.0184]	0.0061 [0.0200]	0.0870 [0.0809]	0.0860 [0.0814]	-0.0161 [0.0653]	-0.0108 [0.0709]
6歳以下の子どもの数	-0.0338*** [0.0123]	-0.0332*** [0.0124]	-0.0377*** [0.0108]	-0.0377*** [0.0109]	-0.0480 [0.0459]	-0.0474 [0.0460]	-0.0855** [0.0392]	-0.0853** [0.0392]
労働時間	-0.0018*** [0.0003]	-0.0018*** [0.0003]	-0.0011*** [0.0004]	-0.0011*** [0.0004]	-0.0075*** [0.0013]	-0.0074*** [0.0013]	-0.0018 [0.0014]	-0.0018 [0.0014]
正規雇用	-0.0434* [0.0261]	-0.0437* [0.0261]	-0.0682*** [0.0247]	-0.0747*** [0.0256]	-0.4028*** [0.097]	-0.4051*** [0.0971]	-0.3261*** [0.0891]	-0.3348*** [0.0920]
その他の被用者	-0.0087 [0.0262]	-0.0083 [0.0263]	-0.0345** [0.0169]	-0.0344** [0.0170]	-0.2067** [0.0976]	-0.2065** [0.0976]	-0.2063*** [0.0610]	-0.2079*** [0.0611]
自営業者	-0.0356 [0.0264]	-0.0333 [0.0267]	0.0015 [0.0211]	0.0020 [0.0212]	-0.2963*** [0.098]	-0.2949*** [0.0993]	-0.0366 [0.0759]	-0.0403 [0.0761]
定数項	0.5898*** [0.1016]	0.5604*** [0.1141]	0.2863*** [0.0948]	0.2021 [0.1292]	1.8836*** [0.3767]	1.8400*** [0.4264]	1.0384*** [0.3364]	0.9567** [0.4570]
chi2	0.27		1.05		3.56		0.06	
P>chi2	0.9999		0.9979		0.8944		1.0000	
選択されるモデル	RE		RE		RE		RE	
サンプルサイズ	7762		7928		7762		7928	

出典:KHPS より筆者が推定し、推定結果を表にしたものである。

1. 上段の数字は推定値、下段の [] 内は標準誤差である。

2. ***は1%、**は5%、*は10%水準で有意であることを示す。

また、推定結果は男性、女性の順に確認する。

まず、男性の運動習慣の有無について、ハウスマン検定の結果を確認する。ハウスマン検定の p 値は 0.9999 であり、変量効果モデルが一致性を持つという帰無仮説が棄却できない。そのため、効率的な推定量が得られる変量効果モデルによる推定結果が選択される。

次に、変量効果モデルによる推定結果から、大卒ダミーの係数の推定値は 1%水準で有意であり、推定値は約 0.11 である。そのため、大卒者であることにより、運動習慣がある確率が 11%ほど上がることがわかる。男性の場合、運動習慣がある者の割合は約 30%であるため、大卒者であることにはその 3 分の 1 ほどの影響がある。

次に、女性の運動習慣の有無について、ハウスマン検定の結果を確認する。ハウスマン検定の p 値は 0.9979 であり、変量効果モデルが一致性を持つという帰無仮説が棄却できない。そのため、効率的な推定量が得られる変量効果モデルによる推定結果が選択される。

次に、変量効果モデルによる推定結果から、大卒ダミーの係数の推定値は 5%水準で有意であり、推定値は約 0.07 である。そのため、大卒者であることにより、運動習慣がある確率が約 7%上がることがわかる。女性の場合、運動習慣がある者の割合は約 20%であることから、大卒者であることにはその 3 分の 1 ほどの影響がある。

男性の週あたりの運動日数について、ハウスマン検定の結果を確認する。ハウスマン検定の結果は 0.8944 であり、変量効果モデルが一致性を持つという帰無仮説が棄却できない。そのため、効率的な推定量が得られる変量効果モデルによる推定結果が選択される。

次に、変量効果モデルによる推定結果から、大卒ダミーの係数の推定値は 1%水準で有意であり、推定値は約 0.24 である。そのため、大卒者であることにより、週あたりの運動日数が 0.24 日増えることがわかる。男性の週あたりの運動日数は約 0.8 日であるため、その 3 割ほどの値である。

最後に、女性の週あたりの運動日数について、ハウスマン検定の結果を確認する。ハウスマン検定の結果は 1.0000 であり、変量効果モデルが一致性を持つという帰無仮説が棄却できない。そのため、効率的な推定量が得られる変量効果モデルによる推定結果が選択される。

次に、変量効果モデルによる推定結果から、大卒ダミーの係数の推定値は 10%水準でも有意ではない。そのため、女性の場合、大卒者であることは運動習慣の有

無には影響するが、週あたりの運動日数には影響しないことがわかる。

4.5 解釈・議論

本章の分析では、大学教育を受けること、具体的には大卒者であることが健康投資行動に与える影響を分析した。分析の結果は、おおむね、大卒者であることは健康投資行動に好影響を与えるというものであり、ハウスマン検定の結果、変量効果モデルが一致性を持つという帰無仮説はほとんどの推定において、10%水準でも棄却されなかった。時間選好率や危険回避度の係数は、すべての推定において有意に推定されなかった。これらの結果から、以下のような解釈が可能である。

まず、ほとんどの場合において、選択されたモデルでは大卒ダミーの係数は有意に推定されていた。そのことから、大卒者とそれ以外の者の生活習慣の違いは第三の変数を通じての見せかけのものではないといえる。すなわち、大卒者に特有の特性を持っていることではなく、大卒者であることによる何らかの変化や違いが生活習慣の違いに結びついているといえる。

次に、時間選好率や危険回避度の係数は有意に推定されなかったが、この点については、時間選好率や危険回避度そのものが生活習慣に影響しないという可能性と、時間選好率や危険回避度に通時的な変動がなく、変量効果の中に吸収されているという可能性が考えられる。もし、後者が妥当するのであれば、時間選好率や危険回避度が調査項目に含まれないパネルデータである KHPS を用いた分析でも、変量効果をコントロールすることで時間選好率や危険回避度の影響を除去できていることになる。

最後に、上述したとおり、これまでの分析においては、大卒者とそれ以外の者全般の比較を行っている。そのため、大卒ダミーの推定値は、大卒者であることの限界的な効果としては過大推定になっている可能性がある。たとえば、実際には、義務教育である中卒(9年)を基準として、高卒(12年)、短大・高専卒(14年)と、教育年数に応じて生活習慣が徐々に変化しているとする。これまでの推定では、教育年数が9年から12年、12年から14年に変化した効果は考慮していなかったため、大卒ダミーの係数が過大に推定されている可能性もある。

4.5.1 頑健性の確認

以下では、上記の二点目と三点目について、追加的な推定を行う。まず、表 4.3～表 4.5 と同様の推定をデータをプールして行うことにより、時間選好率や危険回避度の係数が変量効果に吸収されたために有意に推定されなかったのかを確認する。次に、大卒ダミーの代わりに中卒以降の教育年数を説明変数としてこれまでと同様の推定を行い、これまでの推定結果と比較する。

これまでの分析では、変量効果モデルないし変量効果 2SLS(RE2SLS) によって観察されない異質性をコントロールした推定を行っていた。しかしながら、時間選好率や危険回避度に通時的な変動がない場合、あるいは無視しうるほどの変動しかない場合には、それらの効果の変量効果の中に吸収されていた可能性もある。

そこで、表 4.3～表 4.5 の推定を、データをプールして変量効果をコントロールせずに線形確率モデル(LPM)により行ったものが表 4.6 である。表 4.6 には被説明変数(喫煙習慣の有無ないし喫煙量)、データの扱い方(変量効果ないしプール)、そして、それぞれのケースにおいてハウスマン検定によって比較を行った結果、最後にハウスマン検定によって選択されたモデルによる推定結果が掲載されている。パネルと書かれている列の推定結果は、表 4.3～表 4.5 の再掲ということになる。

表 4.6: データをプールすることによる時間選好率・危険回避度の推定結果の変化

被説明変数	喫煙の有無				喫煙量			
	男性		女性		男性		女性	
データの扱い	変量効果	プール	変量効果	プール	変量効果	プール	変量効果	プール
chi2	0.27	0.03	8.74	14.88	0.61	0.02	65.18	0.46
P>chi2	1.0000	1.0000	0.3618	0.2483	1.0000	1.0000	0.0000	1.0000
選択されるモデル	RE	LPM(OLS)	RE	LPM(OLS)	RE	LPM(OLS)	RE2SLS	LPM(OLS)
大卒ダミー	-0.1296***	-0.1206***	-0.1438***	-0.1237***	-1.4728**	-1.1520***	-10.1785	-5.0275***
時間選好率	0.0001	0.0001*	0.0000	0.0001**	-0.0014	0.0030*	0.0013	0.0071***
危険回避度	0.0000	0.0016***	-0.0001	0.0010***	0.0072	0.0100	-0.0004	0.0081
サンプルサイズ	4866		1708		4636		547	

出典:KHPS より筆者が推定し、推定結果を表にしたものである。

1. 上段の数字は推定値、下段の [] 内は標準誤差である。
2. ***は 1%、**は 5%、*は 10%水準で有意であることを示す。
3. パネルと書かれている列の結果は表 4.3～表 4.5 の再掲であり、プールと書かれている列の結果は表 4.3～表 4.5 の場合と同様の被説明変数、操作変数、説明変数を用いて、データをプールした推定を行った結果である。

男性の喫煙習慣の有無から順に確認する。男性の喫煙習慣の有無については、データをプールして推定した結果、LPM が選択される。そして、変量効果モデルによる推定結果と LPM による推定結果を比較すると、大卒ダミーの係数の推定値は後者が約 0.01、喫煙率の違いにして 1%ほど小さい。また、時間選好率の係数の推定値は 10%水準で有意になり、危険回避度の係数の推定値は 1%水準で有意になる。

女性の喫煙習慣の有無については、データをプールして推定した場合もLPMが選択される。そして、変量効果モデルによる推定結果とLPMによる推定結果を比較すると、大卒ダミーの係数の推定値は後者が約0.02、喫煙率の違いにして2%ほど小さい。また、時間選好率・危険回避度ともに係数の推定値は10%水準でも有意ではなかったものが、それぞれ5%水準、1%水準で有意になる。

また、男性の喫煙量についても、データをプールして推定した結果、LPMが選択される。変量効果モデルによる推定結果とLPMによる推定結果を比較すると、大卒ダミーの係数の推定値は後者が約0.3、喫煙量にして0.3本ほど小さい。また、変量効果モデルでは時間選好率の係数が有意に推定されなかったが、LPMでは10%水準で有意に推定されている。

最後に、女性の喫煙量についても、データをプールして推定した結果、LPMが選択される。大卒ダミーの係数の推定はRE2SLSでは有意ではないが、LPMの場合は1%水準で有意に推定されており、後者の推定値が約-5.0であるため、両者の結果にはたばこの本数5本分の違いがある。また、変量効果モデルでは時間選好率の係数が有意に推定されなかったが、LPMでは1%水準で有意に推定されている。

これらの結果から、変量効果モデルからデータをプールした推定に変更した場合、時間選好率や危険回避度の係数の推定値が大きくなる、あるいは有意水準が改善されるといった傾向が見られた。これらの変数には通時的な変動が少なく、時間選好率や危険回避度を直接コントロールできない場合でも、変量効果モデルによる推定によってその影響をいくらかコントロールできているとも考えられる。

次に、以下では、戦後の日本においては義務教育である中学卒を基準として、それ以降の教育年数が健康投資行動に与える影響を確認する。高校卒の場合は3年、短大・高専卒の場合は5年、大学卒の場合は7年となる⁵。

そのためには何らかの操作変数が必要となるが、ここまでの分析で推定に用いた高等教育アクセス変数を3年分遡ったものを操作変数とする。具体的には、ここまでの分析では生まれた年度から19年後の高等教育アクセス変数を操作変数としていたが、以下の分析では、生まれた年度から16年後の高等教育アクセス変数を操作変数とする。

上記の変数を操作変数として用いるのは、以下のような理由による。中学卒業時点での高等教育アクセス変数の値が大きいということは、その3年後に地元で大学進学するチャンスが大きいということを意味する。そのことにより、高校進

⁵KHPS・JHPSとも、最終学歴のカテゴリーは「短大・高専卒」となっており、これらを識別する方法がない。そのため、これらは分析上区別していない。ただし、教育年数という意味ではどちらも中卒後5年であり、ここでの推定において両者を識別する必然性はない。

学意欲が高まり、また、高校時代に熱心に勉強する可能性が高まることで、結果的に3年後に短大や大学に進学する可能性が高くなる。そのような理由により、中学卒業時点での高等教育アクセスが中卒後の教育年数に影響すると考え、操作変数として用いる。

これまでの分析では、大卒者になることで生活習慣に急激に影響が現われると仮定していたことになるが、ここでの分析では、教育が生活習慣に与える影響は中卒後の教育年数に対して線形であると仮定していることになる。教育年数の係数の推定値と大卒ダミーの係数の推定値を比較することにより、以下の2点の議論が可能である。第一に、大卒ダミーの推定値が教育年数の推定値の4倍より大きい場合、大卒者であることには教育年数の4倍以上の効果があることになり、それ以前の教育課程よりも大きな生活習慣改善効果があることになる。第二に、大卒ダミーの推定値が教育年数の推定値の7倍以下である場合には、中卒者から高卒者になること、さらには短大・高専卒者になることでも生活習慣が改善されていることになる。

中卒後の教育年数を説明変数として表4.3～表4.5までと同様の推定を行った結果が表4.7である。表には、変量効果モデルとRE2SLSによる推定結果、ハウスマン検定の結果、そこから選択されるモデル、選択されるモデルにおける教育年数4年分⁶の効果、表4.3～表4.5の該当する推定における大卒ダミーの係数を載せている。教育年数4年分の効果と大卒ダミーの係数により、中卒後の教育年数を説明変数とした場合と大卒ダミーを説明変数とした場合の結果が比較できる。

まず、喫煙習慣の有無について確認すると、大卒ダミーの影響は教育年数4年分相当ないしそれ以上である一方、教育年数7年分未満であることがわかる。例外として、中卒後の教育年数が女性の喫煙習慣の有無に与える影響をJHPSを用いて推定した場合には、RE2SLSが選択されており、教育年数の係数は有意に推定されていない。そのため、大卒ダミーを説明変数とした場合との差が大きくなっている。

次に、喫煙量について確認すると、女性・JHPSの場合以外については、大卒ダミーの係数が中卒後の教育年数の係数の4倍を上回っており、かつ教育年数の係数の7倍未満である。例外として、女性・JHPSの場合には、大卒ダミーの係数は有意ではなく、中卒後の教育年数の係数は有意に推定されているため、その関係が逆転している。

運動習慣の有無および1週間の運動日数については、大卒ダミーの係数の推定

⁶教育年数を説明変数とする場合、教育年数の係数の推定値の4倍は大学卒の効果に相当する。

表 4.7: 説明変数を教育年数にした場合と大卒ダミーにした場合の推定結果の比較

被説明変数	喫煙の有無							
	男性				女性			
性別	KHPS		JHPS		KHPS		JHPS	
データ	RE	RE2SLS	RE	RE2SLS	RE	RE2SLS	RE	RE2SLS
教育年数の係数の推定値	-0.0276***	-0.0590**	-0.0315***	-0.0444	-0.0160***	-0.0114	-0.0398***	0.0526
ハウスマン検定量	2.16		0.22		0.12		19.09	
p-value	0.9887		1.0000		1.0000		0.0391	
選択されるモデル	RE		RE		RE		RE2SLS	
教育年数の係数の 4 倍	-0.1104***		-0.1259***		-0.0641***		0	
教育年数の係数の 7 倍	-0.1932***		-0.2205***		-0.1120***		0	
大卒ダミー	-0.1599***		-0.1296***		-0.1019***		-0.1438***	

被説明変数	喫煙量							
	男性				女性			
性別	KHPS		JHPS		KHPS		JHPS	
データ	RE	RE2SLS	RE	RE2SLS	RE	RE2SLS	RE	RE2SLS
教育年数の係数の推定値	-0.4270***	-0.5705	-0.3566**	-0.2919	-0.6332***	3.5728	-1.0156***	-0.9339
ハウスマン検定量	-0.61		-0.64		-0.70		-3.89	
p-value	1.0000		1.0000		1.0000		0.9522	
選択されるモデル	RE		RE		RE		RE	
教育年数の係数の 4 倍	-1.7040***		-1.4264**		-2.5328***		-4.0624***	
教育年数の係数の 7 倍	-2.9890***		-2.4962**		-4.4324***		-7.1092***	
大卒ダミー	-2.2213***		-1.4728**		-3.5561**		0	

被説明変数	運動習慣の有無				運動日数			
	男性		女性		男性		女性	
性別	RE	RE2SLS	RE	RE2SLS	RE	RE2SLS	RE	RE2SLS
教育年数の係数の推定値	0.0216***	0.0302	0.0174***	0.0547	0.0630***	0.0836	0.0297*	-0.0332
ハウスマン検定量	0.20		1.08		-0.18		28.60	
p-value	1		0.9977		1.0000		0.0004	
選択されるモデル	RE		RE		RE		RE2SLS	
教育年数の係数の 4 倍	0.0864***		0.0696***		0.2520***		0	
教育年数の係数の 7 倍	0.1512***		0.1218***		0.4410***		0	
大卒ダミー	0.1083***		0.0676**		0.2445***		0	

出典:KHPS より筆者が推定し、推定結果を表にしたものである。

1. 上段の数字は推定値、下段の [] 内は標準誤差である。
2. ***は 1%、**は 5%、*は 10%水準で有意であることを示す。
3. 大卒ダミーと書かれている列は表 4.3～表 4.5 の再掲である。
4. それ以外の推定は、中卒後の教育年数を説明変数、中学卒時点における大学アクセスを操作変数として推定を行っている。その他の説明変数は表 4.3～表 4.5 と同様である。
5. 教育年数の係数の 4 倍および 7 倍の列にある数値は、選択されるモデルにおける係数の推定値の 4 倍ないし 7 倍である。

値と、中卒後の教育年数の係数の推定値の4倍がほぼ同様の値となっている。ただし、男性の運動習慣の有無については、%表示にして両者に約2%分の差がある。

おおむね、大卒者であることの生活習慣への好影響は、教育年数4年分よりは大きい、教育年数7年分よりは小さいことがわかる。すなわち、大卒者であることの生活習慣改善効果はそれ以前の教育課程によるものを上回る一方、高校、高専・短大といった教育課程にも生活習慣改善効果があると考えられる。

4.6 おわりに

本章では、教育と生活習慣の関係について、教育と生活習慣の内生性や個人の観察されない異質性をコントロールして分析を行った。その結果、以下の3点が明らかになった。

第一に、多くの推定において大卒ダミーの外生性が支持され、大卒ダミーの係数の推定値は有意であった。有意に推定された場合の推定値の符号から、大卒者であることは生活習慣に有意な好影響を与えることがわかった。また、大卒ダミーの外生性が支持されたことから、この影響は第三の変数を通じての見せかけのものではないことになる。

第二に、時間選好率や危険回避度の係数の推定値はほとんどの場合で有意にならず、生活習慣に影響がないという結果になった。しかしながら、データをプールして推定した場合には、時間選好率や危険回避度の係数の推定値が有意になる割合が高まった。このことから、時間選好率や危険回避度には通時的な変動が少ないため、パネルデータを用いて変量効果モデルによる推定を行うことでもコントロールできているとも考えられる。

第三に、説明変数を大卒ダミーから教育年数に変えた場合も、多くの推定においては、教育年数の増加は生活習慣に有意な好影響を与えるという結果であった。したがって、教育と生活習慣の関係は大卒になることで一気に変化しているわけではなく、教育年数の増加で徐々に変化している可能性がある可能性が高い。また、大卒ダミーの係数の推定値との比較から、教育年数と生活習慣の関係は線形ではない可能性がある。

本章の分析結果から、教育が生活習慣に与える影響は第三の変数を通じての見せかけのものではないと結論づけられるが、Cutler and Lleras-Muney (2010) では、大卒者とそれ以外の健康投資(本章の文脈では生活習慣)の違いを発生させる要因として、情報処理能力、健康知識、認知能力、自制心、自己効力感などを提示し

ている。本章では利用するデータの制約上、そうした変数はコントロールできていない⁷。

それ以外にも、ピア効果による影響が発生している可能性もある。たとえば、学歴が高い者の方が、周囲に喫煙者が少ない環境にいる場合、周囲に合わせる行動を取ることで、喫煙確率が低下している可能性がある。

また、本章の分析結果からは、学歴による生活習慣の違いがあり、第3章では生活習慣も健康状態を左右するという結果が得られていることから、わが国においても、学歴による健康格差の可能性が発生する可能性がある。「健康日本21(第二次)」の基本方針である健康格差の縮小を目指すためには、教育と健康投資の関係を結びつけている要因が何であるのか、さらに詳細な分析が必要となる。

具体的には、まず、就学期の児童生徒に焦点を当てて、教育と健康の関係を分析することが考えられる。それ以外には、双子のデータによる分析も考えられるが、筆者の知る限りにおいて、わが国においては、一般公開されている双子のデータは存在しない。

また、情報処理能力、健康知識、認知能力、自制心、自己効力感など、Cutler and Lleras-Muney (2010) で提示されている要素については、可能な限りコントロールすることが望ましい。教育と生活習慣の関係を媒介するものが何であるのかを詳細に把握することで、政策的介入が可能になる。

⁷第7章では、これらの変数のうちの一部が教育と生活習慣をどのように媒介しているのかについて検討を加えている。

第5章

喫煙量の価格弾力性はたばこへの依存度が高いほど低下するのか

5.1 はじめに

第4章までの分析において、生活習慣は教育水準によって左右されること、生活習慣が健康に影響を与えること、健康は就業行動に影響することなどが明らかになった。以下では、生活習慣改善のためのさまざまな政策がどのような効果をもたらしているのかを実証分析によって確認していく。まず、第5章ではたばこ税の効果に関する分析を行う。

過去数十年の間に、わが国の喫煙率は大きく低下している。とりわけ男性の喫煙率の低下は顕著であり、数十年前には80%を越える時期もあったが、現在では30%台にまで低下している。喫煙率が大きく低下した背景には、公共の場での喫煙規制、たばこ税の引き上げといった政策が一定の効果を発揮したことがある。そのような流れの中、2010年10月には過去最大幅となる大幅なたばこ税増税が実施され、2010年の増税によってたばこの価格は従前の1.3倍超にまで上昇した。

2010年10月の増税の効果が期待されていたほどのものであったのかについては、議論が分かれるところである。たばこの価格は1.3倍以上になり、この増税幅は近年の増税と比べて2倍以上であった。しかしながら、増税の前後で喫煙率を比較すると、2010年の増税の効果は過去の増税時のその2倍以上にはなっていない。

日本たばこ産業が行っている「JT全国喫煙率調査」によると、2010年5月の喫煙率は男性36.6%、女性12.1%であり、2011年8月の喫煙率は男性33.7%、女性10.6%である。前回の増税が2006年7月であったため、その前後で喫煙率を比較してみると、2005年6月の喫煙率は男性45.8%、女性13.8%であり、2006年8月の喫煙率は男性41.3%、女性12.4%である。この結果から、必ずしも増税幅に比例した喫煙率低下効果が得られていないことを示唆している¹。

¹ 「JT全国喫煙率調査」は年によって調査時期が異なるため、増税と調査のタイムラグが2006年と2010年で異なる点には注意が必要である。

なぜそのような結果になったのかを説明する仮説として、たばこへの依存度が高いほど喫煙行動が価格に対して非弾力的である、というものが考えられる。そのような仮説が成立するならば、増税後に喫煙を続ける喫煙者は、増税によって禁煙した者と比べてたばこへの依存度が平均的に高いはずである。そして、増税を繰り返すほどに、たばこへの依存度が高く、喫煙行動の価格弾力性が低い喫煙者が残っていく。その結果として、たばこ税が喫煙行動に与える影響は徐々に弱まることになる。

たばこ税が喫煙行動に与える影響は喫煙習慣の有無への影響と喫煙量への影響の二つに分けることが可能である。そのため、喫煙行動の価格弾力性も禁煙(喫煙習慣の有無)の価格弾力性と喫煙量の価格弾力性の二つに分かれる。前者に関しては、日本においても、たばこへの依存度と価格弾力性の関係を分析した論文が存在している。後藤他(2007)では、たばこへの依存度が高い喫煙者は禁煙の価格弾力性が低い、という結果を得ている。したがって、たばこ税が喫煙率に与える影響は今後徐々に弱まることが予想される。

しかし、喫煙量の価格弾力性についても同様の関係が成立することは保証されない。実際に、海外では喫煙量の価格弾力性がたばこへの依存度とどう関係するかについての研究も進んでおり、それらの結果は必ずしも一様ではない。Goel and Ram(2004)の結果はたばこへの依存度が高まるにつれて喫煙量の価格弾力性が低下することを示唆するものであるが、Nesson(2012)ではそれに反する結果を得ている。加えて、わが国においては喫煙量の価格弾力性とたばこへの依存度の関係については分析がなされていないことから、この点に関して日本のデータを用いた研究が必要であるといえる。

上述したとおり、2010年10月には過去最大幅のたばこ税増税が行われた。それにも関わらず、現在、さらなる増税が議論されている最中であり、今後数年の間には何らかの動きがあることが予想される。喫煙行動の価格弾力性について明らかにすることは、今後のたばこ税増税がどの程度喫煙習慣を変容させるかの手がかりとなり、今後の禁煙政策の中でたばこ税をどう位置づけていくのか検討する際の大きな参考材料ともなる。そこで、本章においては、たばこへの依存度の高さと喫煙量の価格弾力性について分析を行う。

本章の構成は以下のとおりである。まず、次節においては研究の背景を述べる。第3節においては分析上の重要な論点、分析モデル、データの順に分析の枠組みについて述べる。続いて第4節では推定結果について述べた後、第5節で推定結果の解釈を述べる。最後に第6節において本章のまとめを述べる。

5.2 先行研究および研究の背景

多くの研究により²喫煙の有害性が認識されることも一因となり、アメリカやわが国をはじめ多くの国ではたばこ税が税制の中に組み込まれている。そのため、たばこ税引き上げを自然実験として利用してたばこの価格弾力性、あるいはたばこ税率に対する弾力性を推定する研究も数多く行われてきた。

しかし、それらの研究においては、価格弾力性の個人差という観点が欠けていた。より正確には、男女差、人種差、未成年と成人の差などが考慮されることはあっても、たばこへの依存度との関係は考慮されていなかった³。

上述したように、たばこ税(あるいはたばこ価格)の引き上げの有効性を知るためには、たばこへの依存度と価格弾力性の関係に関する研究が欠かせない。近年ではその重要性が認識されるようになり、それにつれてたばこへの依存度と喫煙行動の価格弾力性を研究した論文がアメリカを中心に数多く発表されるようになった。

わが国における研究例が後藤他(2007)である。同論文は、Heatherton et al. (1991)の提唱したテストによりニコチン依存度を測定し、ニコチン依存度と禁煙の価格弾力性との関係を分析したものである。その結果、ニコチン依存度が高いグループはそうでないグループと比べて禁煙の価格弾力性が低い、という結果を得ている。後藤他(2007)は緻密に設計された仮想質問法を用いた研究であるが、調査設計上、禁煙の価格弾力性のみが推定されており、喫煙量の価格弾力性は推定されていない。

海外においては、喫煙量の価格弾力性とたばこへの依存度との関係も分析されている。厳密にはたばこへの依存度と喫煙量の価格弾力性を分析した論文ではないものの、上述のGoel and Ram(2004)はそうした研究の嚆矢であるといえる。Goel and Ram(2004)の論文では、アメリカ各州のたばこの消費量とたばこの価格のデータを用いて、たばこの消費量が多い州ほどたばこの消費量の価格弾力性が低い、という結果を得ている。同論文ではQuantile Regressionを用いることにより、たばこの消費量の多さが価格弾力性に与える影響を解明することに成功している。

Nesson(2012)の論文では、アメリカのマイクロデータであるNational Health and Nutritional Survey(NHNES)を用いて、たばこへの依存度と喫煙量の価格弾力性との関係を分析している。同論文もQuantile Regressionによってたばこの消費量の価格弾力性が消費量に応じてどう変化するのかを分析している。結果はGoel and

²たとえば、第1章でも言及したCritchley and Capewell(2003)やSasco et al.(2004)がある。

³Yen(2005)が指摘するように、男女差を考慮していない研究も数多くある。

Ram (2004) の場合と異なり、たばこの消費量が多いほどたばこの消費量の価格弾力性は高い、というものである。他にも体内のコチニン濃度⁴の価格弾力性についても分析しているが、コチニン濃度についてはそもそも価格弾力性が統計的に有意ではない。

たばこの消費量もコチニン濃度もたばこへの依存度の代理指標であり、また、どちらも喫煙量を表してもいる。そのため、上記の二本の論文の結果はたばこへの依存度と喫煙量の価格弾力性の関係を示しているものだと解釈できるが、両論文の結果が相違していることから、たばこへの依存度と喫煙量の関係について未だ十分な結論が得られていないことが示唆される。加えて、日本においてはそうした研究自体がまだ存在していない。たばこ税をはじめとした禁煙政策の今後のあり方を考えるためにも、本章では、日本のデータを用いて、たばこへの依存度と喫煙量の価格弾力性の関係を分析する。

5.3 分析の枠組み

5.3.1 分析方法

たばこへの依存度と喫煙量の価格弾力性の関係を分析するに際して、重要な論点が2点ある。第一に、たばこへの依存度の代理指標として何を用いるのかという点である。第二に、たばこへの依存度と価格弾力性の対応関係をどのように明らかにするのかという点である。以下ではこの2点について順に検討する。

たばこへの依存度の代理指標としては、様々な指標が考えられる。まず、後藤他 (2007) と同様に、Heatherton et al. (1991) の提唱したテストによりニコチン依存度を測定することが考えられる。このテストの妥当性は医学的な観点からも広く検証されており、その客観性や正確性は高い。問題点は、わが国にはこのテストと喫煙量を同時に把握できる社会調査が存在しないことである。本章の研究目的はたばこへの依存度と喫煙量の価格弾力性との関係を日本のデータを用いて検証することであるため、この方法を採用することはできない。

次に、Nesson (2012) のように体内のコチニン濃度を用いることが考えられる。この指標も一つ目の候補と同様に、客観性や正確性といった利点がある。とはいえ、コチニン濃度を測定するためには血液の採取が必要であり、そのためにはかなり大がかりな社会調査を行う必要がある。筆者の知る限り、わが国においては

⁴コチニンとは、ニコチンの代謝物質であり、ニコチンを摂取した者の体内にはコチニンが生成される。なお、コチニン (Cotinine) とは、ニコチン (Nicotine) のアナグラムである。

コチニン濃度を調査しているような社会調査が存在しないため、本章ではこの方法も採ることができない。

Goel and Ram (2004) の研究を参考にすると、たばこの消費量の多少をたばこへの依存度の代理指標とみなすことができる。たばこの消費量、具体的にはたばこの本数を尋ねている社会調査は日本でも複数あるため、この方法は実行可能である。しかし、大きな難点もある。たばこ 1 本あたりに含まれるニコチンやタールの量には非常に大きな幅があり、その差は最大で 20 倍以上になる。そのため、吸っているたばこの本数やたばこに費やした金額はたばこへの依存度の代理指標としては精度が低い。

最後に、ニコチン摂取量をたばこへの依存度の代理指標とすることも可能である。たばこの依存性はニコチンに由来するため、たばこの本数やたばこへの支出額と比べると、代理指標としての精度が高まる。また、Wan (2006) や湯田 (2012) の研究が示しているように、近年、ニコチン摂取量に関する実証分析はわが国でも増えつつある。このことも、ニコチン摂取量の重要性を間接的に示唆している。そうした流れを受けて、後述する日本家計パネル調査 (以下 JHPS) ではニコチン摂取量が調査項目に含まれている。そこで、本章では、ニコチン摂取量をたばこへの依存度の代理指標として分析を行う。

続いて、ニコチン摂取量の多少と価格弾力性の関係をどのように分析するのか、という点が重要となる。ここで、分析方法に関する具体的な議論に入る前に、ニコチン摂取量はたばこへの依存度の代理指標であると同時に、喫煙量という側面も持つことを強調しておきたい。そのことによって、以下の議論はより明瞭になる。

まず、最も簡単な分析方法は、ニコチン摂取量によってサンプルをグループ分けして推定を行うことである。たとえば、ニコチン摂取量が多い、少ない、その中間のようにグループ分けを行うことが考えられる。それぞれのグループについてニコチン摂取量の価格弾力性を推定して、複数の推定値を比較することで、たばこへの依存度と喫煙量の価格弾力性との関係を明らかにできる。しかし、サンプルをグループ分けすることで、サンプルサイズの減少という問題が発生する。

次に、finite mixture model による推定が考えられる。この手法を簡潔に述べるならば、サンプルのグループ分け自体をも推定対象とするものといえる。そのため、グループ分けの恣意性という問題は完全に回避できる。加えて、サンプルを分割する必要がないため、サンプルサイズも最大限に保つことが可能になる。しかしながら、finite mixture model のグループ分けは、必ずしも特定の変数の大小によってのみ決まるわけではない。つまり、ニコチン摂取量の多さとグループ分

けの関係が複雑なものとなってしまう、解釈が難しくなるという問題がある。

最後に、Quantile Regression による推定を行うことが考えられる。この手法は Goel and Ram (2004) や Nesson (2012) でも採用されており、サンプルを分割する必要がないため、サンプルサイズを最大限に保つことができる。そして、さらに大きな利点が2点ある。第一に、ニコチン摂取量の多少とそれによる価格弾力性の違いを明瞭な形で提示できることである。第二に、被説明変数の分布が歪んでいる場合、分布の歪みによる推定量への影響が小さいことである。ニコチン摂取量という変数の特性上、分布が歪んでいる疑いが強い。そこで、本章では Quantile Regression による推定を行い、いくつかの推定値を得てそれらの比較を行うことにより、たばこへの依存度と喫煙量の価格弾力性との関係を分析する。

本章では、たばこへの依存度の高さや喫煙量の価格弾力性の関係について、Koenker and Bassett (1978) によって確立された統計手法である Quantile Regression を用いて推定を行う。Quantile Regression とは、以下のような関数を最大化するパラメータを推定する手法である。

$$\sum_{i=1}^n \rho_{\tau}(y_i - x_i\beta)$$
$$\rho_{\tau}(u) = u(\tau - I(u < 0))$$
$$I(u < 0) = \begin{cases} 1 & \text{if } u < 0 \\ 0 & \text{if } u \geq 0 \end{cases}$$

ここで y_i は被説明変数、 x_i は説明変数のベクトル、 β は推定すべきパラメータであり、 τ は0から1までの任意の値を取り、被説明変数の値を下位から数えて何%の位置を目的関数としてパラメータを求めるかを表している。たとえば、 $\tau = 0.3$ ならば、下位30%点における推定量を求めることになる。すなわち、Quantile Regression とは、被説明変数の分布上の任意の点との差の絶対値を最小化するような推定量である。これに対して、線形回帰 (OLS) とは被説明変数の平均値との差の二乗を最小化するような推定量であるといえる。

上記の推定式から明らかなように、Quantile Regression の利点は平均値以外についても推定値を得られる点である。その利点を活用することにより、依存度の高さと弾力性の関係を直接推定することが可能となる。たとえば、以下の関数を最大化するようなパラメータを推定することにより、喫煙者の中でも依存度の高

さ(ニコチン摂取量の多さ)が下位 10%に位置する者の価格弾力性が得られる。

$$\rho_{0.1}(u) = u(0.1 - I(u < 0))$$

本章では、サンプルサイズが高々1000程度と大きくないことを踏まえて、10個、20個といった多くの%点について推定値を得ることはせず、ニコチン摂取量の下位 10%、下位 30%、中位点、下位 70%、下位 90%の点について Quantile Regression による推定を行う。複数の点において Quantile Regression を行い、それらで得られた推定値を比較することにより、ニコチン摂取量とその価格弾力性の関係、すなわち、たばこへの依存度と喫煙量の価格弾力性との関係を明らかにすることができる。また、Quantile Regression の有用性を示すために、OLS による推定も行い、その結果との比較も行う。

本章の分析ではパネルデータを用いるが、パネルデータの枠組みの Quantile Regression は進展中の段階であり、筆者の知る限りにおいては、パネルデータの枠組みで Quantile Regression を推定する方法が確立されていない。そこで、データをプールした上で推定を行うが、パネルデータをプールして用いた場合、効率的な推定量が得られない可能性がある。本章では、データをプールして推定を行った上で、個人を観察単位とした誤差項のクラスタリングを行うことにより、推定量の効率性を改善することを試みる。

5.3.2 データ

本章では「日本家計パネル調査 (JHPS)」を用いる。JHPS は 2009 年 1 月にパネル調査共同研究拠点によって第 1 回調査が行われ、その後も各年 1 月に継続して調査が行われているパネルデータである。本章の分析内容との関連で述べると、JHPS には以下の 2 点の利点がある。

第一に、JHPS では 2011 年調査より、喫煙者に対する調査項目が拡張された。具体的には、その他の社会調査でも尋ねられることが多い喫煙本数だけでなく、吸っているタバコの銘柄、さらには自らが吸っている銘柄のニコチンの含有量、その価格についても尋ねている。そのため、JHPS を用いることで、たばこ税の増税、それによる価格の上昇がニコチンの摂取量に与えた影響を分析することが可能となる。

第二に、JHPSでは、2010年10月の増税前後の喫煙行動が把握できる。上述したような詳細な喫煙行動についても、増税前後の比較が可能である。JHPSでは調査回答者の居住都道府県も把握できるため、たばこの価格には地域差と通時的な価格変動の両方が存在することになる。ここでいう地域差とは、各年・都道府県の総合消費者物価指数によってたばこの価格を実質化することによって生じるものである。

図 5.1: JHPS の喫煙関連項目

問2. あなたはタバコを吸われますか。

1
毎日吸う
2
ときどき吸う
3
以前吸っていたが
今は吸わない
4
以前から吸わない

↓
→ (付問2へ)
→ (問3へ)

【問2で「1」または「2」を回答された方におうかがいします】
付問1. 現在、お吸いになっているタバコについてお答えください。

銘柄:	タール量: <input style="width: 30px;" type="text"/> <input style="width: 30px;" type="text"/> mg
ニコチン量: <input style="width: 30px;" type="text"/> <input style="width: 30px;" type="text"/> mg	価格: 1箱 <input style="width: 30px;" type="text"/> <input style="width: 30px;" type="text"/> 円
	喫煙本数: 1日 <input style="width: 30px;" type="text"/> <input style="width: 30px;" type="text"/> 本

※ 銘柄はできるだけ正確に書いてください (マイルドセブン・アクア・メンソール・スーパーライト・ボックスなど)。タール量・ニコチン量はタバコのパッケージに記載されています。

【問2で「1」、「2」、「3」を回答された方におうかがいします】
付問2. 昨年1月にタバコを吸っていた方は、そのタバコの銘柄についてお答えください。

1 吸っていた・銘柄を変えた 2 銘柄を変えていない 3 昨年1月には吸っていなかった

→ 銘柄:

本章において最も重要な変数はニコチンの摂取量であるが、それらの情報は以下の設問から得ている。図5.1は調査票の実物である。実際の設問からも明らかのように、喫煙者が吸っているたばこの銘柄が特定可能であるためには、

- (1) 銘柄が具体的に記述されており、その情報が正確である
 - (2) 銘柄は記入されていないが、ニコチンおよびタール含有量と価格の情報から銘柄を特定可能である
 - (3) 銘柄名、ニコチンおよびタール含有量と価格の情報のいずれかでは特定が不可能なもの、両者を照合すると銘柄が特定可能である
- の条件のうちいずれかが成立している必要がある。

そこで、本章では以下のように銘柄の特定を行った。まず、銘柄名が記述されており、その銘柄名が実存のものである場合は、原則的にその銘柄名をそのまま用いている。ただし、一部の喫煙者については銘柄名の情報と、ニコチンおよび

タール含有量の情報に矛盾が見られた。ニコチンかタール、あるいは価格のいずれか1つのみが誤りである場合には、それらの情報は単純な記入ミス、あるいは記憶違いであるとみなして、喫煙者が記入した銘柄をそのまま用いた。

次に、ニコチン、タール、価格のうち2つ以上が間違いである場合には、銘柄名の記入ミスが発生している可能性が考えられる。そのため、類似した銘柄名でかつニコチン、タール、価格の情報が喫煙者によって記入されたものと一致する銘柄名を探した。そのような銘柄が存在しない場合には、喫煙者が記入した銘柄名を用いた。

また、銘柄名らしきものは記入されているものの、その銘柄名は現存しない、あるいは現存するものと一部の単語のみ一致しているという場合もみられた。このような場合には、ニコチン、タール、価格の情報と照合を行った。喫煙者が記入している単語(例:アクアメンソール、マイルドセブン、ラクなど)をすべて含み、かつニコチン、タール、価格のうち最低2つ以上の情報が一致する銘柄名が存在する場合には、その銘柄名を用いた。

銘柄名は何も記入されていないものの、ニコチン、タール、価格については情報が記入されており、該当する組み合わせの銘柄が存在する場合もあった。その場合には、それら3つの情報については正確に記入されているとみなし、そのまま用いている。

該当する銘柄が2つ以上ある場合には、銘柄名の特定ができないという問題がある。銘柄名の特定の可否が問題となるのは、主に2010年と2011年で吸う銘柄に変化が生じている者の場合である。2010年と2011年双方について完全な、あるいはほぼ完全な記述がある場合、2011年については詳細な記述がある場合、そして2010年についてのみ詳細な記述がある場合の3通りが考えられる。ニコチン、タール、価格のいずれについても詳細な記述がない場合、銘柄の特定は完全に不可能であり、分析には用いていない。

また、吸っているたばこ銘柄については詳細に記述しているにもかかわらず、1日あたりの喫煙本数については回答していない者もいた。そのような場合、吸っている銘柄名が特定できても、1日あたりのニコチン摂取量は計算できないため、サンプルから除外している。表5.1は変数の定義や記述統計である。表5.1から明らかのように、1日あたりのニコチン摂取量の分布は歪度が2以上であり、右に歪んでいることがわかる。このことから、上述したQuantile Regressionによる推定が望ましいことがわかる。

以下では説明変数の定義について述べる。説明変数の定義は表5.1の通りである

が、もっとも重要な説明変数はたばこの価格である。たばこの価格については、たばこの消費者物価指数を、各都道府県の総合消費者物価指数で実質化したものを用いている。データは2010年と2011年の2年分であるため、たばこの価格には都合94通りの場合が存在する。これらに対数化して説明変数に用いる。また、その他の変数としては以下のようなものを用いている。

年齢や年齢の二乗については、喫煙歴の長さに影響を与えること、ここ数十年間に喫煙に対する価値観が変化していることから、喫煙量に影響を与える可能性がある。また、わが国の先行研究でも有意であることが多かったことから用いている。また、学歴や等価世帯所得についても同様である。等価世帯所得については、弾力性の推定を容易にするために対数化している。労働時間を用いたのは、長時間労働することによるストレスが喫煙行動に与える影響をコントロールするためである。学歴を表わすダミー変数については、学歴が喫煙量に有意な影響を与えることが湯田(2012)や第4章で確認されていることから、説明変数に用いている。また、配偶者の有無についてもダミー変数でコントロールしている。

本章では、健康状態に関する変数は説明変数に加えていない。JHPSにおいては、健康に関する質問項目の多くは主観的なものである。したがって、喫煙行動との内生性の問題が発生する可能性が高い。しかしながら、筆者の知る限りにおいては、Quantile Regressionの枠組みの中で内生性をコントロールする簡便かつ確立された手法は存在しない。本章の主眼は健康状態が喫煙行動に与える影響ではないため、内生性の問題を回避するために、健康状態に関する変数は用いないこととする。

なお、JHPSではほとんどの調査項目について、本人と配偶者の双方に同じ質問を尋ねている。そのため、本人のデータと配偶者のデータをプールして用いることにより、サンプルサイズの小ささという問題を緩和できる。有配偶者と無配偶者の喫煙行動の違いについては有配偶ダミーにより可能な限りコントロールする。

データの記述統計が表5.1である。表5.1から、男性の方が喫煙量の平均値や標準偏差、尖度が大きいことがわかる。分析に用いるサンプルのみで男女の喫煙量の差についてt検定を行うと、両者の喫煙量が異ならないという帰無仮説は有意水準0.1%でも棄却される。被説明変数の分布に男女差があるため、先行研究同様に、何らかの形で男女差を考慮した分析を行うことが望ましい。

男女計の場合のサンプルサイズの差と男性のみの場合のサンプルサイズの差が

表 5.1: 記述統計

変数名	変数の定義	男女合計				男性のみ			
		平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値
< 被説明変数 > 1日あたりのニコチン摂取量	1日あたりのニコチン摂取量 (mg)	9.791	9.317	0.1	90	10.956	9.994	0.1	90
< 説明変数 > たばこの実質価格	各年におけるたばこの消費者物価指数を 居住都道府県の総合消費者物価指数で実質化したもの	1.218	0.211	0.982	1.592	1.214	0.209	0.982	1.592
男性ダミー		0.756	0.43	0	1	48.745	13.688	21	85
年齢	調査時点 (各年1月末時点) での年齢	48.207	13.38	21	85	376.132	217.863	32.527	1897
等価年間世帯所得	年間世帯所得 (万円単位) の対数	366.483	214.861	12.5	1897	31.807	23.374	0	95
労働時間 (週あたり)	1週間あたりの平均的な労働時間	27.7	23.201	0	95	0.335	0.472	0	1
大卒ダミー	最終学歴が大学卒あるいはそれ以上ならば 1, そうでない場合は 0	0.273	0.446	0	1	0.069	0.253	0	1
短大あるいは高専卒ダミー	最終学歴が短大あるいは高専卒ならば 1, そうでない場合は 0	0.082	0.275	0	1	0.819	0.385	0	1
有配偶ダミー	配偶者がいる場合は 1, そうでない場合は 0	0.821	0.383	0	1				
	サンプルサイズ			1371				1006	

出典: JHPS2011~2012 より筆者作成

女性のみの場合のサンプルサイズになる。表 5.1 から明らかなように、女性のみでは 350 程度のサンプルサイズしか確保できない。そのため、本章では女性のみサンプルによる分析は行わず、男女計の場合と男性のみの場合の推定結果の違いを確認することにより、間接的に男女差を検証する。

5.4 推定結果

表 5.2 は推定結果である。表の左側から順に 10%点、30%点、50%点、70%点、90%点について推定した結果となっている。表の右側ほどニコチン摂取量が多い、すなわち、たばこへの依存度が高い場合の推定結果になる。また、最も右側の列には、比較対象とするために行った OLS による推定結果を載せている。それぞれの %点について、左側が男女合計の場合、右側が男性のみの場合の推定結果である。以下では、10%点から順に、OLS の場合と比較しつつ推定結果を確認する。以下の推定結果の確認では、煩雑さを避けるため、価格弾力性の小数点以下第 2 位までを報告する。

まず、10%における価格弾力性を確認する。男女合計の場合の価格弾力性の推定値は表 5.2 の (1) 列から-0.66、男性のみ場合は (2) 列から-0.94 である。いずれの場合も推定値は 1%水準で統計的に有意である。表 5.2 の (1) 列と (11) 列、(2) 列と (12) 列を比べると、男女合計、男性、いずれの場合も、10%点の方が価格弾力性の推定値 (絶対値) が大きい。したがって、平均的な喫煙者と比べると、10%点の者、すなわち、ニコチン摂取量が少なく、たばこへの依存度が低いと考えられる者は価格弾力性が大きいといえる。

次に、30%における価格弾力性を確認する。男女合計の場合の価格弾力性の推定値は表 5.2 の (3) 列から-0.91、男性のみ場合は (4) 列から-0.86 である。いずれの場合も推定値は 1%水準で統計的に有意である。表 5.2 の (3) 列と (11) 列、(4) 列と (12) 列を比べると、男女合計、男性、いずれの場合も、30%点の方が価格弾力性の推定値 (絶対値) が大きい。したがって、平均的な喫煙者と比べると、30%点の者、すなわち、ニコチン摂取量が比較的少なく、たばこへの依存度も比較的低いと考えられる者は価格弾力性が大きいといえる。

50%点における価格弾力性について確認する。男女合計の場合の価格弾力性の推定値は表 5.2 の (5) 列から-0.56、男性のみ場合は (5) 列から-0.40 である。また、推定値は男女合計の場合は 1%水準で、男性のみ場合は 5%水準で統計的に有意である。表 5.2 の (5) 列と (11) 列、(6) 列と (12) 列を比べると、男女合計、男性、

表 5.2: 推定結果 (被説明変数: 1日あたりのニコチン摂取量の対数)

	10%点		30%点		50%点		70%点		90%点		OLS	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	男女合計	男性のみ	男女合計	男性のみ	男女合計	男性のみ	男女合計	男性のみ	男女合計	男性のみ	男女合計	男性のみ
たばこの実質価格 (対数)	-0.6576*** [0.2164]	-0.9457*** [0.2762]	-0.9128*** [0.2382]	-0.8637*** [0.2686]	-0.5584*** [0.1674]	-0.4015** [0.1776]	-0.4028*** [0.1242]	-0.4311*** [0.1416]	-0.3406** [0.1485]	-0.5611*** [0.1670]	-0.6054*** [0.1172]	-0.7056*** [0.1346]
男性ダミー	0.4311*** [0.1123]		0.6868*** [0.1598]		0.5759*** [0.1118]		0.5022*** [0.0805]		0.5685*** [0.1075]		0.5743*** [0.0879]	
年齢	0.0700*** [0.0259]	0.0756** [0.342]	0.0289 [0.0427]	0.0342 [0.0358]	0.0367 [0.0281]	0.0535* [0.0294]	0.0169 [0.0179]	0.0261 [0.0217]	0.0097 [0.0209]	0.0078 [0.0203]	0.0322* [0.0189]	0.0445** [0.0213]
年齢の二乗	-0.0007*** [0.0003]	-0.0007** [0.0003]	-0.0004 [0.0004]	-0.0005 [0.0004]	-0.0004 [0.0003]	-0.0005* [0.0003]	-0.0002 [0.0002]	-0.0003 [0.0002]	-0.0001 [0.0002]	0.0000 [0.0002]	-0.0004** [0.0002]	-0.0005** [0.0002]
等価年間世帯所得 (万円) の対数	0.0354 [0.0985]	0.0236 [0.1426]	-0.2908*** [0.1004]	-0.3643*** [0.1138]	-0.1026 [0.0686]	-0.1791** [0.0742]	-0.0533 [0.0471]	-0.0447 [0.0549]	0.0135 [0.0699]	-0.0777 [0.0796]	-0.0930 [0.0625]	-0.1379* [0.0757]
労働時間 (週あたり)	0.0020 [0.0029]	0.0035 [0.0040]	0.0036 [0.0031]	0.0067** [0.0031]	0.0037* [0.0022]	0.0061*** [0.0021]	0.0025* [0.0014]	0.0040** [0.0016]	0.0007 [0.0022]	0.0031 [0.0020]	0.0017 [0.0018]	0.0039* [0.0020]
大卒ダミー	-0.0904 [0.1072]	-0.0215 [0.1257]	-0.0952 [0.1440]	0.0205 [0.1711]	-0.0912 [0.1112]	0.0375 [0.0953]	-0.0700 [0.0654]	-0.0127 [0.0683]	-0.0708 [0.0967]	-0.0423 [0.0922]	-0.0753 [0.0874]	0.0219 [0.0923]
短大あるいは高専卒ダミー	-0.3950** [0.1958]	0.0260 [0.3699]	-0.2814 [0.3171]	0.2161 [0.1890]	-0.1168 [0.1299]	0.0087 [0.1259]	-0.1575 [0.1194]	-0.1265 [0.1618]	0.1708 [0.1433]	0.1975 [0.1702]	-0.1223 [0.1412]	0.0952 [0.1631]
有配偶ダミー	[0.1390]	-0.2409 [0.1882]	-0.1959 [0.1550]	-0.2080 [0.1702]	-0.0359 [0.1017]	-0.0346 [0.1059]	0.0265 [0.0763]	-0.0132 [0.0870]	0.0674 [0.0934]	0.0740 [0.0946]	-0.0889 [0.0912]	-0.1123 [0.1024]
定数項	-1.4582* [0.8325]	-1.2297 [0.1257]	2.4338** [0.9834]	3.1809*** [0.9429]	1.5609** [0.7268]	1.9060*** [0.7240]	2.0858*** [0.4449]	2.2277*** [0.5250]	2.2451*** [0.5104]	3.1838*** [0.6101]	1.4895*** [0.5436]	1.8781*** [0.6288]
サンプルサイズ	1371	1006	1371	1006	1371	1006	1371	1006	1371	1006	1371	1006
(クラスター)	910	695	910	695	910	695	910	695	910	695	910	695

出典: JHPS2011~JHPS2012 より筆者が推定し、推定結果を表にしたものである。

1. 上段の数字は推定値、下段の [] 内は標準誤差である。

2. ***は 1%、**は 5%、*は 10%水準で有意であることを示す。

3. たばこの価格は各年・地域の総合消費者物価指数で相対化されている。

4. 誤差項は個人を単位としてクラスター化している。

いずれの場合も、OLS で得た価格弾力性の推定値 (絶対値) の方が大きい。男女合計の場合は両者の違いは-0.05 であるが、男性のみの場合には-0.30 の違いがあるため、男性のみの場合の方が両者の差が大きい。

70%点における価格弾力性について確認する。男女合計の場合の価格弾力性の推定値は表 5.2 の (7) 列から-0.40、男性のみ場合は (8) 列から-0.43 である。いずれの場合も推定値は 1%水準で統計的に有意である。表 5.2 の (7) 列と (11) 列、(8) 列と (12) 列を比べると、男女合計、男性、いずれの場合も、70%点の方が価格弾力性の推定値 (絶対値) が小さい。したがって、平均的な喫煙者と比べると、70%点の者、すなわち、ニコチン摂取量が比較的多く、たばこへの依存度も比較的高いと考えられる者は価格弾力性が小さいといえる。

最後に、90%点における価格弾力性について確認する。男女合計の場合の価格弾力性の推定値は表 5.2 の (9) 列から-0.34、男性のみ場合は (10) 列から-0.56 である。また、推定値は男女合計の場合は 5%水準で、男性のみの場合は 1%水準で統計的に有意である。表 5.2 の (9) 列と (11) 列、(10) 列と (12) 列を比べると、男女合計、男性、いずれの場合も、90%点の方が価格弾力性の推定値 (絶対値) が小さい。したがって、平均的な喫煙者と比べると、90%点の者、すなわち、ニコチン摂取量が多く、たばこへの依存度も高いと考えられる者は価格弾力性が小さいといえる。

5.5 解釈・議論

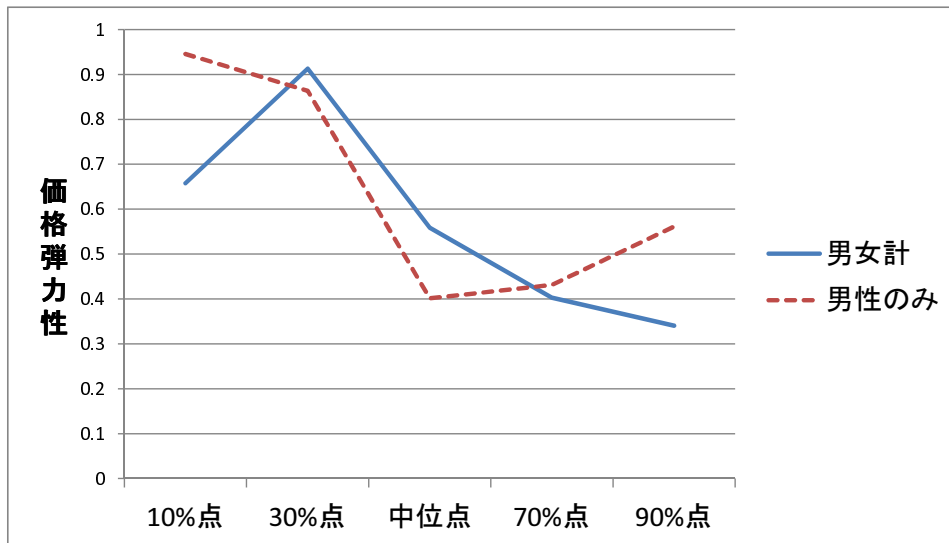
以上が推定結果であるが、この結果に関する解釈は以下のとおりである。

まず、大きな傾向としては、ニコチンの摂取量が多いほど、すなわち表の右側ほど価格弾力性の絶対値は小さくなる。図 5.2 は%点別の価格弾力性の推定値を男女別にグラフにしたものであるが、図 5.2 を見ると、上記の点がより明確になる。ただし、ニコチン摂取量と価格弾力性の関係は単調減少にはなっていない。

また、上述のように、ニコチン摂取量の分布には歪みがある。その結果として OLS と 50%点における推定値が異なっており、表 5.2 の (11)(12) の OLS の推定値は、(1)~(10) の Quantile Regression による推定値とは一致していなかった。このことから、分布に歪みがあるニコチン摂取量を被説明変数とする際には、Quantile Regression を用いる方が望ましいといえる。

また、本章の結果は、後藤他 (2007) における禁煙の弾力性に関する分析結果とも整合的である。後藤他 (2007) はたばこへの依存度を高・中・低の 3 グループに分けた場合、ニコチン依存度が高いグループはそうでないグループと比べて禁煙

図 5.2: ニチコン摂取量の%点とニコチン摂取量の価格弾力性



出典:JHPS2011~JHPS2012 より筆者が推定した結果から筆者作成

の価格弾力性が低い、という結果を得ている。本章の結果と合わせると、たばこへの依存度が高い喫煙者は禁煙の価格弾力性も低く、喫煙量の価格弾力性も低いことになる。

次に、男女計の場合と男性のみの場合を比較したとき、分布の中心近くでは弾力性の差が小さく、分布の両端では弾力性の差が大きくなっている。そのため、たばこへの依存度が非常に高い、あるいは低い場合においてのみ、価格弾力性の男女差が顕著になることがわかるが、筆者の知る限りにおいて、この点を説得的に説明する仮説やエビデンスは存在しないため、解釈を行うことは難しい。

また、本章および後藤他 (2007) の結果から、増税後には以下のようなことが起こると予想できる。まず、増税後に喫煙を続ける喫煙者はたばこへの依存度が相対的に高い喫煙者である。そして、それらの喫煙者の喫煙行動の価格弾力性は低い。そのため、増税を繰り返していくほど、同じ増税幅に対する喫煙率引き下げ効果は小さくなるはずである。また、増税後に喫煙を続ける喫煙者の弾力性は低いことから、増税による税収の変化は最小限となる。したがって、税収確保の観点からはたばこ税増税を繰り返しても十分な効果が期待できる一方、健康増進という観点からはその効果は徐々に弱まることになる。

5.6 おわりに

本章では、たばこへの依存度の高さ喫煙量の価格弾力性の関係について、Quantile Regression による推定を行った。その結果、以下の2点が明らかになった。

第一に、Quantile Regression による推定の結果、ニコチン摂取量の違い、すなわち、たばこへの依存度の違いによって、ニコチン摂取量の価格弾力性が異なっていた。また、おおむね、たばこへの依存度が高い喫煙者ほど、価格弾力性が小さかった。男女を合計したサンプルで推定した場合には、価格弾力性が最も高かったのは30%点で価格弾力性は-0.91、最も低かった90%点では価格弾力性が-0.34で、両者には3倍近い差があった。一方、男性のみのサンプルで推定した場合には、価格弾力性が最も高かったのは10%点で-0.95、最も低かった50%点では-0.40で、両者の差は約2.5倍であった。これらの結果は、たばこへの依存度が高いほど喫煙行動が価格弾力的ではないという意味において、禁煙の価格弾力性を分析した後藤他(2007)と整合的なものといえる。

第二に、弾力性の推定値には差があるものの、ニコチン摂取量の価格弾力性は全てのケースで有意に推定された。したがって、どのような喫煙者に対しても、たばこ税の引き上げは有意な喫煙量の減少をもたらす。後藤他(2007)のコンジョイント分析の結果と本章の結果から、たばこ税の引き上げはどのような喫煙者についても有意な喫煙確率の低下と喫煙量の減少をもたらすことになる。

筆者が知る限りにおいて、これまでの日本における喫煙量の価格弾力性の推定では、たばこへの依存度による弾力性の差が考慮されてこなかった。しかし、本章の結果はそのような分析の限界点を裏付けるものである。また、後藤他(2007)の結果も併せて考慮すると、禁煙の価格弾力性、喫煙量の価格弾力性ともに、たばこへの依存度との関連を考慮した分析が望ましい。

本章の結果から、今後のたばこ税の引き上げに際して留意しなければならない点が明らかになった。たばこへの依存度が高い喫煙者は増税後も喫煙を続ける確率が高く、さらには喫煙量の減少幅も相対的に小さい。その傾向は徐々に強まると予想されるため、たばこ税が喫煙行動に与える効果は徐々に弱まると予想される。たばこ税の大幅な増税は、それらの喫煙者が多大な税負担をする結果になる一方、本人たちの健康状態の十分な改善は望めない、ということにもなりうる。

ただし、たばこへの依存度がかなり高い喫煙者においても価格弾力性は有意に推定されており、たばこ税引き上げの効果が完全に否定されるわけではない。そのため、たばこ税引き上げの是非はたばこ税以外の禁煙政策と効果を比較するこ

とによって判断する必要がある。

最後に、今後の研究課題と思われる点についても述べる。まず、価格以外の禁煙政策についても、本章と同様の分析がなされることが望ましい。喫煙に影響を与える外的要因として、公共の場での禁煙条例の導入について詳細に分析することが考えられる。たとえば、たばこへの依存度が高い喫煙者に対しては増税による価格の変化よりも禁煙条例が効果が大きいとすると、それらの喫煙者の行動変容を促すためには、増税よりも禁煙条例が効果的ということになる。

また、2014年4月には消費税の増税が行われ、2015年にはさらなる消費税増税も議論されている。また、たばこ税の再増税も検討されていることから、わが国では今後、たばこの価格のさらなる上昇が予想される。それらが喫煙習慣の変容にもたらす影響についても、今後検証する必要がある。

第6章

がん検診無料クーポンの受診率向上効果

6.1 はじめに

第5章では、たばこ税の効果に関する分析を行った。たばこ税は価格の引き上げを通じた生活習慣の改善を意図した政策であるが、価格の引き下げを通じて生活習慣の改善を意図している政策もある。

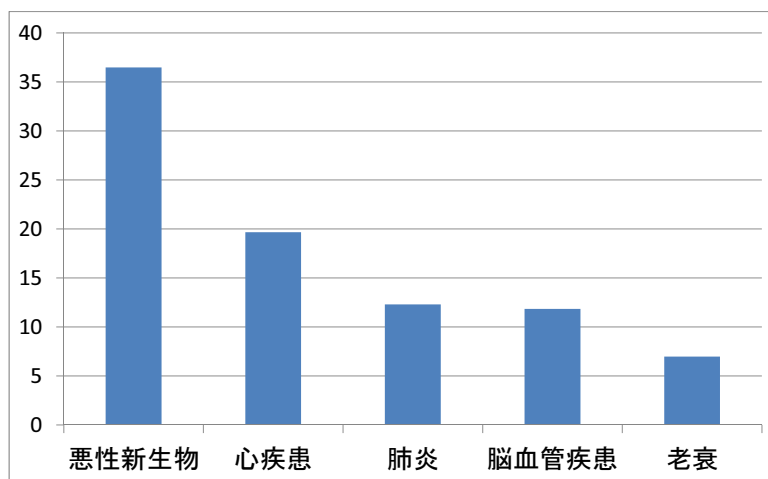
その一例が2009年より配布開始されたがん検診無料クーポンである。がん検診無料クーポンの配布対象者は所定のがん検診を無料で受診することができるため、がん検診無料クーポンの配布は価格をゼロにすることで生活習慣の改善を意図している政策だといえる。本章では、がん検診無料クーポンの配布ががん検診の受診率に与える影響を分析する。

近年、わが国においては、年間死亡者の3分の1にあたる35万人ほどががん（悪性新生物）が原因で亡くなっている。図6.1が示すように、35万人という人数は、死亡原因の2位である心疾患による死亡者と3位である肺炎による死亡者の合計よりも多い。この事実は、わが国においてどれほど多くの者ががんによって亡くなっているのかを物語っている。がんは日本の国民病などとも言われるように、わが国の国民健康増進のためには、がんに対する対処が不可欠である。

いかなる疾病でも同様ではあるが、がんの場合は特に、早期発見の重要性が高い。公益財団法人がん研究振興財団が公表している「がんの統計'13」に掲載されている「全国がん（成人病）センター協議会加盟施設における5年生存率」では、がんの臨床進行度を限局、領域、遠隔の3段階に分けて、ステージ別の5年生存率が示されている。

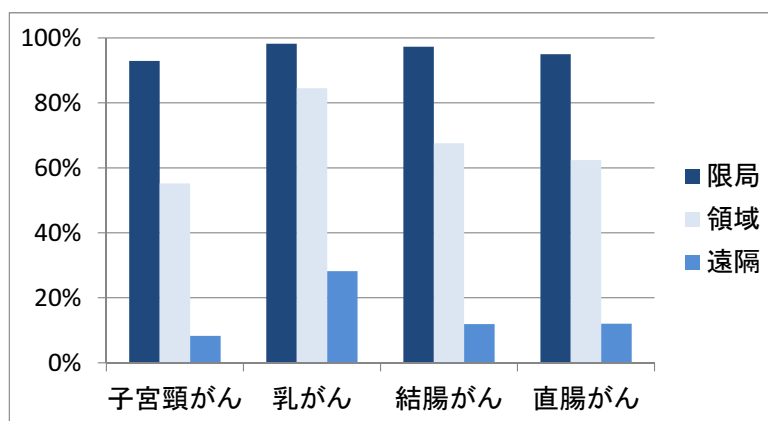
図6.2は子宮頸がん、乳がん、結腸がん、直腸がんに関する統計を抜粋し、グラフ化したものである。それによると、いずれのがんについても、限局、領域、遠隔とがんが進行しているほど、5年相対生存率が低下している。がんの種類によって低下度合いに差があるものの、いずれのがんについても、遠隔にまで進行して

図 6.1: 2013 年の死因別年間死者数 (万人)



出典:厚生労働省『平成 25 年人口動態統計』より筆者作成。

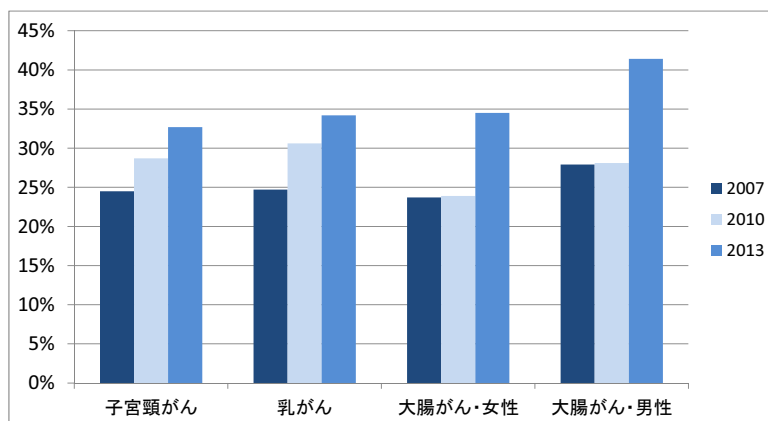
図 6.2: がんの臨床進行度と 5 年相対生存率



出典:公益財団法人がん研究振興財団『がんの統計'13』より筆者作成。

いる場合、5年生存率は10～30%と極めて低い。言い方を変えれば、症状の進行が限局であれば、5年生存率は90～95%あり、かなりの確率で生き延びることができる。がんに対する特効薬はまだ開発されていないが、早期発見こそが特効薬ともいえる。

図 6.3: 子宮頸がん・乳がん・大腸がん検診受診率の推移



出典:厚生労働省『国民生活基礎調査』より筆者作成。

がんの早期発見のためには、定期的に検診を受けることが何よりも重要である。そうした背景を踏まえて、2007年6月に制定された「がん対策推進基本計画」においては、がん検診の受診率50%が目標とされた。その5年後、2012年6月には目標の見直しが行われ、新たな「がん対策推進基本計画」では、5年以内に受診率50%（ただし、胃、肺、大腸は当面40%）に到達することが目標とされた。しかしながら、国立がん研究センターが発表している「男女別がん検診受診率(40～69歳)」によると、多くのがんで受診率は男性の場合40%台、女性の場合30%台にとどまっている(図6.3参照)。がんが国民病ともいえる事情を踏まえると、がん検診受診率の向上は大きな政策的課題の一つである。

目標値到達に向けて、近年、受診率向上のための様々な方策が展開されている。その代表例は個別検診の実施と「がん検診無料クーポン」の配布である。特に女性の場合、プライバシーの問題から、集団検診での受診に消極的な場合も多い。上述した男女別がん検診受診率受診率において女性の受診率が低いことには、そうした背景もあろう。高久(2011)では、自治体別のデータを用いて、個別検診の実施が受診率向上に貢献していることが明らかにされている。

一方、もう一つの重要政策である「がん検診無料クーポン」の効果については、いくつかの研究は点在するものの、回帰分析による受診率向上効果の推定は行われ

ていない。経済学に基づいて考えると、がん検診受診も財・サービスの購入行動の一環であり、価格の高低によって需要が変化することになる。また、Shampanier et al. (2007) では、消費者の購買行動は価格が0になった際に不連続に変化することが確認されている。その知見ががん検診受診行動にも妥当するならば、がん検診の無料化には、単なるがん検診の受診料の引き下げ以上の効果があるはずである。がん検診受診率の目標値と現状に乖離がある中、今後の医療政策のあり方を見定めていくためにも、がん検診無料クーポンの効果を検証する必要がある。

がん検診無料クーポンに関して検証しておくべき点がもう一点ある。2012年に厚生労働省が発表した健康日本21（第二次）（二十一世紀における第二次国民健康づくり運動）では、基本方針の一つとして、「健康寿命の延伸と健康格差の縮小」が掲げられた。先行研究によって、被用者保険加入者の方ががん検診受診率が高いことが明らかになっているが、無料クーポンの配布は被用者保険加入者以外の受診率向上にどの程度寄与しているのかについても、明らかにしておく必要があろう。

そこで、本章では、がん検診無料クーポン配布が受診率に与える影響、正社員以外の者（被用者保険以外の公的医療保険加入者）に与えた影響を実証分析によって明らかにする。がん検診無料クーポンの対象は子宮頸がん、乳がん、大腸がんなので、分析対象はそれらの検診受診行動である。

本章の構成は以下のようなものである。まず、第2節においては、研究の背景を考察した後、先行研究で得られた知見を概括する。次に、第3節においては、分析方法やデータについて述べる。その後、推定結果、解釈や議論、結論の順に述べる。

6.2 研究の背景および先行研究

2012年度から2017年度までの5年間を対象とした『がん対策推進基本計画』¹によると、がんの治療に加え、がんの早期発見も重要課題としてあげられている。また、「国は、平成23（2011）年度までにがん検診受診率を50%以上にすることを目標に掲げ、がん検診無料クーポンと検診手帳の配布や、企業との連携促進、受診率向上のキャンペーン等の取組を行ってきた。」という記述からは、がん検診無料クーポン配布が重要な政策であることがわかる。

¹厚生労働省（2012）「がん対策推進基本計画＜平成24年6月＞（平成24年6月、厚生労働省ホームページ）」、http://www.mhlw.go.jp/bunya/kenkou/dl/gan_keikaku02.pdf（2014年11月17日閲覧）

以下ではまず、がん検診無料クーポンの概要を確認した後、がん検診無料クーポンに何らかの関係がある先行研究、がん検診受診の決定要因を分析したその他の研究の順に先行研究を概括し、それらが明らかにしたこと、そこからがん検診無料クーポンの効果について予測されることについて述べる。その上で、本章の問題意識と具体的な分析内容について改めて述べる。

がん検診無料クーポンの配布が開始されたのは2009年度であり、配布開始から既に5年が経過している。配布開始当初は子宮頸がんおよび乳がんの検診が対象であり、配布対象は女性に限定されていた。しかしながら、2011年度からは大腸がんについても無料クーポンの配布が開始され、こちらは男女双方が対象となっている。

無料クーポンの配布対象は年齢によって制限されており、乳がんと大腸がんについては、配布の前年度中に40歳、45歳、50歳、55歳、60歳となった者、子宮頸がんについては配布の前年度中に20歳、25歳、30歳、35歳、40歳となった者が対象となっている。簡潔に述べると、一定の範囲内の年齢層の中から、前年度に5の倍数の年齢を迎えた者が対象となっている。

また、がん検診無料クーポンの配布時期は自治体によって多少異なるものの、おおむね、6月前後となっている。たとえば、2013年度中に成人した女子は、2014年6月をめどに子宮頸がん検診の無料クーポンを受け取れることになる。有効期限は通常、配布から半年である。したがって、無料クーポンの効果が発生するとしたら、配布年の6月～12月にかけての受診である。

表 6.1: がん検診受診料 (人口上位5自治体)

	子宮頸がん	乳がん	大腸がん
横浜市	1360 円	1370 円	600 円
大阪市	400 円	1000 円	300 円
名古屋市	500 円	500 円	500 円
札幌市	1000 円	1300 円 1100 円 (50 歳以上)	400 円
神戸市	1700 円 1500 円 (50 歳以上)	2000 円	500 円

出典：各自治体の HP の情報より筆者作成

がん検診が無料となることがどの程度の効果を持つのか推測する手がかりが、がん検診の受診料である。がん検診の受診料はがん検診の種別や自治体によってばらつきが大きい、おおむね数百円から数千円程度となっている。表 6.1 は全市区

町村の中で人口が上位5位以内に入る横浜市、大阪市、名古屋市、札幌市、神戸市について、がん検診の受診料をまとめたものである。たとえば、横浜市について見てみると、がん検診無料クーポンの対象である子宮頸がん、乳がん、大腸がん検診の受診料はそれぞれ2620円(より簡易な検査の場合は1370円)、1370円、600円となっている。この料金だけを見ると一見、無料にしたところでどれほど大きな効果があるのか、疑わしい面もある。

しかしながら、近年の行動経済学の研究成果により、無料化には単なる価格引き下げ以上の特別な意味があることが明らかになりつつある。たとえば、Shampanier et al. (2007)では、価格がゼロになることは、消費者行動に単に価格が低下した以上の不連続な影響をもたらすことが確認されている。その知見に基づいて考えると、がん検診を無料化することには、単なる受診料引き下げ以上の効果がある可能性が高い。たとえば、受診料を1000円から500円にした時よりも、500円から0円にした時の方が、同じ500円引き下げでも受診率向上効果は大きいと期待される。

がん検診無料クーポンに関する留意点が2点ある。第一に、医療保険者・企業等が行うがん検診や人間ドック、あるいは個人で申し込んだ人間ドックなどの一環として行われるがん検診には使えない。第二に、それらの一環としてがん検診を受診した者が、クーポン分相当の現金還付を受け取ることもできない。したがって、職場の健康診断の一環でがん検診を受診している者には恩恵がない。

このような制度設計を踏まえると、がん検診無料クーポンは、被用者保険に加入していない者を主なターゲットとしたものだと考えられる。すなわち、正社員以外の被用者、自営業者、専業主婦といった層の受診率向上を主眼に置いた政策であるといえる。渡辺(2003)においても、社会経済状況ががん検診受診率に影響を与えることが確認されており、被用者保険加入者以外をターゲットとして受診率向上を図ることは、それらの研究成果とも整合的である。

わが国では就業状況別のがん検診の受診状況は公表されていないが、一部の社会調査においては、調査対象者に対して種類別にごがん検診の受診状況を尋ねている。表6.2はそのような社会調査の一つである「慶應義塾家計パネル調査(KHPS)」を用いて、就業状況とがん検診の受診率を表にまとめたものである。ここで注意しなければならないのは、大腸がん検診については職場の健康診断の一環として行われる場合が多いことである。また、河合他(2010)や坂他(2009)を参考にとすると、子宮頸がん検診や乳がん検診についても、職場の検診の一環で受けているケースがあることがわかる。そのため、職場の健康診断や人間ドックの受診率も

併せて掲載している。

表 6.2: 雇用形態とがん検診受診率 (%)

	サンプルサイズ	子宮頸がん	乳がん	大腸がん	職場健診	人間ドック
女性正規雇用	1175	21.4	18.4	6.4	67.7	15.3
女性それ以外	6254	19.2	16.5	11.0	40.2	6.0
男性正規雇用	3725	-	-	3.3	71.5	18.0
男性それ以外	3234	-	-	11.3	41.8	7.7

出典:KHPS2008～2012 より筆者作成

1. サンプルをプールしているため、毎年受診している者とそうでない者がいる。したがって、5年間に1度でも受診している者は、この数値よりは高い。その一方、毎年受診している者も含まれているため、実態より過大な値が出る恐れもある。

表 6.2 から、子宮頸がんについては、正規雇用者の受診率が 21.4% に対してそれ以外の者の受診率が 19.2%、乳がんについては、正規雇用者の受診率が 18.4% に対してそれ以外の者の受診率が 16.5% である。職場のがん検診の分が計上されていないにもかかわらず、子宮頸がんや乳がんの検診受診率は正規雇用者の方が高いことがわかる。

また、女性の大腸がんについては正規雇用者の受診率が 6.4% でそれ以外の者は 11.0%、男性の大腸がんについては正規雇用者の受診率が 3.3% でそれ以外の者は 11.3% である。職場健診で大腸がん検診を受診している者が数多くいることを示唆するように、表 6.2 では正規雇用者の大腸がん検診の受診率はそれ以外の者の 2 分の 1 から 3 分の 1 程度である。

これらの結果から、がん検診受診率は正規雇用者以外において低く、それらの者の受診率向上は、わが国全体のがん検診受診率向上のために欠かせないことがわかる。

がん検診無料クーポン配布開始から既に 5 年が経過していることもあり、何らかの形でがん検診無料クーポンと受診行動の関係を分析・考察している研究は存在する。それらは無作為抽出されたサンプルによる分析ではないものの、がん検診無料クーポンには受診率向上効果があることが示唆されている。そうした研究例としては古元・竹田 (2010)、坂他 (2011)、梅澤他 (2012) がある。

まず、古元・竹田 (2010) では、三重県の年・年齢別乳がん検診受診者数のデータを元に、乳がん検診無料クーポンの効果を推計している。その結果、乳がん検診無料クーポンの対象年齢においては受診者数が大きく伸びていることを確認している。また、坂他 (2011) の研究によると、都内の医療施設における乳がん検診受診者は、乳がん検診無料クーポン配布後に増加しており、とりわけこれまで受診

していなかった層の新規受診が目立つことを指摘している。梅澤他 (2012) では、東京都内の保健医療系女子学生を対象として、子宮頸がんに関する意識調査を行い、子宮頸がん検診の決定要因について分析している。受診者に受診理由を確認したところ、無料クーポンの存在が受診理由であると答えた者が最も多かった。

これらの研究はすべて、無料クーポンの存在ががん検診の受診率に影響を与えることを何らかの形で確認している。しかしながら、乳がん・子宮頸がんのみが研究対象であること、特定の地域、あるいは特定の集団に属する者など、偏りがある母集団を対象とした分析であること、クロスセクションデータによる分析であること、回帰分析ではないため、受診率向上効果を定量的に求められていないなどの問題点がある。

無料クーポンとは関係ない文脈でがん検診受診行動や受診率の決定要因を分析した研究も複数存在する。まず、渡辺 (2003) は首都圏および関西圏を対象として行われた調査の個人データを用いて、がん検診の受診率に関する実証分析を行っている。被説明変数は胃がん、肺がん、大腸がんのそれぞれを受診したかどうかであり、分析の結果、肺がんについては所得が高いほど受診率が高くなり、いずれのがんについても組合健保加入者は受診率が高い、という結果を得ている。

兼任他 (2010) は、金融保険系企業職員を対象とした調査を利用して、子宮がん検診受診の決定要因を分析している。その結果、家族ががんに罹患したことがある者、婦人科疾患の既往歴がある者などの受診率が高いことを確認している。また、大原他 (2014) においては、奈良県が実施した「平成 24 年度なら健康長寿基礎調査」の個票を用いて、胃がん、大腸がん、肺がん検診の受診行動の決定要因を分析している。その結果、会社員・公務員といった、被用者保険に加入している層においては受診率が高く、がんに対する不安が強い者ほど受診率が高かった。

様々な研究成果により、がん検診無料クーポンには受診率向上効果があると考えられること、被用者保険加入者とそれ以外では受診行動に違いがあることが示唆される。それらを踏まえて、以下のような分析を行う。まず、職種を限定しない形で、子宮頸がん、乳がん、大腸がん（女性）、大腸がん（男性）の別に、がん検診無料クーポンの政策効果を推定する。続いて、被用者保険加入者²とそれ以外にサンプルを分けて、クーポンの種類別ががん検診無料クーポンの政策効果を推定する。

²データの制約上、分析上は正規雇用者である。

6.3 分析の枠組み

6.3.1 分析方法

本章の分析において、被説明変数はがん検診を受診したかどうかの二値変数である。したがって、プロビット・モデルないしロジット・モデルによる推定を行う必要がある。

また、がん検診受診に関しては個人の観察されない異質性が影響している可能性が高い。たとえば、健康を維持することに重きを置いている者、健康に関する知識が豊富な者、がん検診の有効性に対して肯定的な者、身近にがんとの闘病経験者がいる者などは、所得や健康状態のいかんに関わらず、がん検診を受診する確率が高いはずである。そうした要素全てを回帰分析の説明変数に含んで直接コントロールすることは難しいため、パネルデータによって個人の観察されない異質性をコントロールすることが重要となる。

パネルデータの場合、変量効果モデルまたは固定効果モデルによる推定を行うことにより、観察されない異質性をコントロールした上で二値変数の分析を行うことが可能となる。両者のどちらを用いるべきなのかは、分析上の仮定や分析の主眼に依存する。また、二値変数を分析するモデルにはロジット・モデルとプロビット・モデルがあるため、延べ4つのモデルが分析に用いる候補となる。

まず、固定効果プロビット・モデルについては、Heckman (1981) の指摘する問題、プロビット・モデルは最尤法により推定することになるが、 N (観察主体数) が大きく、 T (主体あたりの観察回数) が固定されている場合には、一致推計量が得られない問題があることが知られている。筆者の知る限りにおいて、利用可能な推定方法がないため、固定効果プロビット・モデルは推定に用いない。

次に、固定効果ロジット・モデルについては、被説明変数の値が変化したサンプルのみを実際の推定に用いるという分析方法の関係上、固定効果の推定値が得られない。固定効果の推定値を得られないため、限界効果を計算することができない。本章では、がん検診無料クーポンの政策効果を容易に解釈可能な形、すなわち、限界効果の形で求めたいため、固定効果ロジット・モデルについても推定には用いない。

それらの理由により、変量効果ロジット・モデルおよび変量効果プロビット・モデルを用いる。変量効果二値変数モデルは以下のような分析方法である。

$$y_{i,t}^* = \mathbf{z}'_{i,t}\boldsymbol{\gamma} + \mathbf{x}'_{i,t}\boldsymbol{\beta} + \delta_i + \epsilon_{i,t}, \quad i = 1, \dots, n, \quad t = 1, \dots, T,$$

$$y_{i,t} = \begin{cases} 1 & \text{if } y_{i,t}^* > 0 \\ 0 & \text{if } y_{i,t}^* \leq 0 \end{cases}$$

ただし、 z はがん検診無料クーポン対象者ダミー、 x はそれ以外の説明変数である。

上述の通り、がん検診無料クーポンの効果は正規雇用者以外において顕著であることが期待される。両者のがん検診受診行動の決定要因が異なっている可能性も考えられるため、全サンプルでの推定以外に、正規雇用者とそれ以外に分けた推定も行うことで、がん検診無料クーポンの効果の違いを確認する³。また、男女では正規雇用者の比率も大きく異なり、がん検診の受診行動が異なることが予想されるため、大腸がん検診の受診行動については男女別に推定する。

6.3.2 データ

本章では、「慶應義塾家計パネル調査 (KHPS)」を分析に用いる。KHPS は 2004 年 1 月から調査が開始された家計パネルデータであり、その後も毎年 1 月に継続して調査が行われている。KHPS を分析に用いる最大の理由は、同調査ではがん検診受診の有無が質問項目に含まれているからである。

KHPS においては、2005 年調査から過去 1 年間におけるがん検診受診の有無が尋ねられているが、当初はがん検診を受診したかどうかのみが尋ねられており、がん検診の種別は把握できない。しかし、2008 年調査から 2012 年調査の 5 年分ではがん検診の受診の有無に加えて、胃がん、肺がん、子宮がん、乳がん、大腸がんの 5 つについて過去 1 年間における受診の有無も尋ねられている。

本章では、これらのデータを用いて、がん検診無料クーポンの効果について推定する。これまでにがん検診クーポンが配布されたことがあるのは子宮がん、乳がん、大腸がんの 3 つなので、その 3 種類の検診に関するデータを用いる。したがって、実際の分析に用いるのは KHPS の 2008 年 1 月調査 (KHPS2008) から、KHPS の 2012 年 1 月調査 (KHPS2012) まで 5 年分の子宮がん、乳がん、大腸がん検診受診歴のデータである。

最も重要な変数は、がん検診無料クーポンの対象者であったかどうか (無料クーポンダミー) である。既に述べたとおり、がん検診無料クーポンは前年度に 5 の倍数の年齢を迎えた者に配布される。生年月日を正確に把握しなければ無料クーポ

³ 先行研究には、正規雇用者かどうかではなく、加入する保険種別での受診率の違いを分析しているものもある。本章で用いる KHPS では、加入する保険種別そのものは把握できないため、正規雇用者かどうかで加入している保険種別を近似していることになる。

ンダミーは作成できないが、KHPS では調査対象者に生年のみではなく、生年月日まで尋ねている。たとえば、2010 年度にがん検診無料クーポンの対象になるのは、2009 年度に 40 歳、45 歳、50 歳、55 歳、60 歳を迎えたものであり、2009 年度に 40 歳を迎えるのは 1969 年 4 月 2 日生まれから 1970 年 4 月 1 日生まれである。45 歳、50 歳、55 歳、60 歳を迎えたものについても、同様に把握可能である。

がん検診無料クーポンダミー (子宮頸がん)

$$\begin{cases} 1 & \dots & \text{前年度に 20 歳、25 歳、30 歳、35 歳、40 歳を迎えた者} \\ 0 & \dots & \text{その他の者} \end{cases}$$

がん検診無料クーポンダミー (乳がん、大腸がん)

$$\begin{cases} 1 & \dots & \text{前年度に 40 歳、45 歳、50 歳、55 歳、60 歳を迎えた者} \\ 0 & \dots & \text{その他の者} \end{cases}$$

がん検診無料クーポンの効果がいつ現われるのか、ここで整理しておく。上述のように、がん検診無料クーポンの有効期間は 6 月から 12 月までである。一例として、2010 年度にがん検診無料クーポンを配られた場合、その有効期限は 2010 年 6 月～12 月である。KHPS のデータ上でその期間の受診経験を確認できるのは、2011 年 1 月に行われる KHPS2011 における「過去 1 年間のがん検診受診の有無」の質問項目である。

KHPS の調査時期は毎年 1 月であるが、調査票回収締め切りは 3 月末日までとなっている。したがって、KHPS2011 における「過去 1 年間」には、調査票回収時期によって、2010 年の 1 月～2011 年の 3 月までの幅がある。1 月に回答した者にとっては「過去 1 年間」とは 2010 年 1 月～2011 年 1 月であり、3 月に回答した者にとっては「過去 1 年間」とは 2010 年 3 月～2011 年 3 月である。

「過去 1 年間」には幅があるものの、がん検診無料クーポンの有効期間は 2010 年 6 月から 12 月までの間であるため、「過去 1 年間」の中には必ず含まれている。そのため、KHPS の調査時期の問題によってがん検診無料クーポンの有効期間を捕捉し損ねる可能性は低い⁴。

⁴例外となるのは、無料クーポン対象年度であるにもかかわらず、クーポンの有効期間前か有効期間後に受診した場合である。そのような行動を取っているかどうかデータ上把握することはできないため、その点は考慮できない。

また、調査票回収時期に幅があることから、同じ年度生まれであっても、調査回収時点での年齢に差がある可能性もある。たとえば、2月生まれで1月に調査票が回収できた場合と、2月生まれで調査票回収が3月になった場合では、調査票回収時点での年齢が異なっている。年齢の定義を調査票回収時点に合わせると、同じ年齢の者の中に、当該年度にがん検診無料クーポン対象者であった者とそうでない者が混在することになる。

本章では、年齢を年度末時点での年齢に統一することで、そのような問題を回避する。1月末に調査票が回収できた場合でも、3月末に調査票が回収できた場合でも、年度末に迎える満年齢を「年齢」として定義する。すると、年齢とがん検診無料クーポン対象者であったかどうかが一対一に対応するはずである。

ここで、がん検診無料クーポン配布開始以降のサンプルのみを用いて、年齢別がん検診受診率をグラフにしたものが図6.4～図6.7である。がん検診無料クーポンの対象者となっている者は前年度に5の倍数の年を迎えた者であり、上記のように年齢を定義すると、その効果は5の倍数+1歳の年に現われるはずである。そのため、図中には21歳、26歳…など、5の倍数+1の年を表記している。

図6.4を確認すると、子宮頸がんについては21歳、26歳、31歳、36歳、41歳の時に受診率が高くなっている。また、その他のがん検診無料クーポンについては41歳、46歳、51歳、56歳、61歳の者に対して効果が現われることが期待されるが、図6.5、図6.6、図6.7を見ると、一部例外もあるものの、それらの年齢において受診率が高くなっている。

その他の説明変数は、学歴(大卒、高専あるいは短大卒)、等価世帯所得、有配偶ダミー、労働時間、主観的健康状態である。実証分析に用いる変数の記述統計が表6.3である。先行研究の節で述べたように、被用者保険加入者とそれ以外では受診行動に違いがある可能性がある。しかし、本章の分析で用いるKHPSでは被用者保険加入者を正確に識別する質問が存在しない。そこで、正規雇用であるかどうかで被用者保険加入者であるかを代替することになる。したがって、表6.3にある説明変数も正規雇用ダミーとなる。

図 6.4: 年齢別子宮頸がん受診率



出典:KHPS2008~2012 より筆者作成

図 6.5: 年齢別乳がん受診率



出典:KHPS2008~2012 より筆者作成

図 6.6: 年齢別大腸がん検診受診率：女性



出典:KHPS2008~2012 より筆者作成

図 6.7: 年齢別大腸がん検診受診率：男性



出典:KHPS2008~2012 より筆者作成

表 6.3: 記述統計

被説明変数 (がん検診受診)	女性				男性			
	平均	標準偏差	最小	最大	平均	標準偏差	最小	最大
子宮頸がん検診受診	0.195	0.396	0	1				
乳がん検診受診	0.168	0.374	0	1				
大腸がん検診受診	0.103	0.304	0	1	0.070	0.255	0	1
無料クーポン対象ダミー								
子宮頸がん受診	0.036	0.187	0	1				
乳がん検診	0.065	0.246	0	1				
大腸がん検診	0.023	0.150	0	1	0.025	0.157	0	1
その他の説明変数								
年齢	49.828	13.206	20	77	51.012	13.233	20	78
年齢の二乗	2657.222	1326.077	400	5929	2777.298	1348.412	400	6084
年齢トレンド (男女別)	20.051	12.821	0	47	21.200	12.892	0	48
等価世帯所得 (万円)	353.373	199.663	0	2000	375.350	203.999	0	2023
大卒ダミー	0.133	0.340	0	1	0.365	0.482	0	1
短大・高専卒ダミー	0.218	0.413	0	1	0.064	0.244	0	1
有配偶ダミー	0.762	0.426	0	1	0.806	0.395	0	1
労働時間	18.951	19.863	0	100	37.889	22.255	0	100
正規雇用ダミー	0.158	0.365	0	1	0.535	0.499	0	1
主観的健康状態	2.532	0.930	1	5	2.528	0.948	1	5
サンプルサイズ	7429				6959			

出典:KHPS2008～2012 より筆者作成

6.4 推定結果

まず、全サンプルによる推定結果から、子宮頸がん、乳がん、大腸がん別にがん検診無料クーポン対象になることが受診率を引き上げているかどうかを確認する。

表 6.4 は子宮がん検診の受診に関する推定結果である。表の左側は変量効果プロビット・モデルによる推定結果、表の右側は変量効果ロジット・モデルによる推定結果である。

まず、無料クーポン対象ダミーの係数はいずれのモデルでも 1%水準で有意に推定されている。推定値から計算した限界効果はプロビットの場合 14.1%、ロジットの場合は 12.8%である。したがって、子宮頸がん検診無料クーポンの対象となることで、子宮頸がん検診の受診率は 13～14%程度上昇することがわかる。

次に、等価世帯所得の係数については、いずれのモデルの場合も 10%水準で有意に推定されている。そのため、等価世帯所得が高く、金銭的に余裕があるほど、子宮頸がん検診の受診率は高まることになる。

表 6.4: がん検診無料クーポンの受診率向上効果 (子宮頸がん)

検診の種別	子宮頸がん	
	reprobit	relogit
推定方法		
無料クーポン対象ダミー		
推定値	0.6427*** [0.1123]	1.1318*** [0.1958]
限界効果 (%)	14.1	12.8
年齢	0.1332*** [0.0227]	0.2385*** [0.0405]
年齢の二乗	-0.0014*** [0.0002]	-0.0026*** [0.0004]
等価世帯所得 (万円)	0.0003* [0.0002]	0.0005* [0.0003]
大卒ダミー	0.0413 [0.1158]	0.0807 [0.2045]
短大・高専卒ダミー	0.1999** [0.0926]	0.3492** [0.1636]
有配偶ダミー	0.1722* [0.0923]	0.3044* [0.1642]
労働時間	-0.0079*** [0.0019]	-0.014*** [0.0034]
正規雇用ダミー	0.1402 [0.1055]	0.2463 [0.1871]
主観的健康状態	0.0218 [0.0316]	0.0400 [0.0558]
定数項	-4.4679*** [0.527]	-7.9527*** [0.9423]
サンプルサイズ	7429	

出典:KHPS2008~2012 より筆者が推定し、作成

1. 上段の数字は推定値、下段の [] 内は標準誤差である。
2. ***は 1%、**は 5%、*は 10%水準で有意であることを示す。

表 6.5: がん検診無料クーポンの受診率向上効果 (乳がん)

検診の種別	乳がん	
	reprobit	relogit
推定方法		
無料クーポン対象ダミー		
推定値	0.5865*** [0.0857]	1.0271*** [0.1509]
限界効果 (%)	9.5	8.1
年齢	0.2145*** [0.0266]	0.3854*** [0.0483]
年齢の二乗	-0.002*** [0.0003]	-0.0035*** [0.0005]
等価世帯所得 (万円)	0.0005*** [0.0002]	0.0008*** [0.0003]
大卒ダミー	0.1695 [0.1217]	0.2962 [0.2178]
短大・高専卒ダミー	0.1921** [0.0973]	0.3369* [0.1739]
有配偶ダミー	0.0853 [0.0975]	0.1739 [0.1752]
労働時間	-0.0082*** [0.002]	-0.0145*** [0.0036]
正規雇用ダミー	0.3553*** [0.1121]	0.6448*** [0.2011]
主観的健康状態	0.0097 [0.0333]	0.0184 [0.0594]
定数項	-7.3344*** [0.6535]	-13.1373*** [1.1883]
サンプルサイズ	7429	

出典:KHPS2008~2012 より筆者が推定し、作成

1. 上段の数字は推定値、下段の [] 内は標準誤差である。
2. ***は 1%、**は 5%、*は 10%水準で有意であることを示す。

また、正規雇用ダミーの係数については、10%水準でも有意に推定されていない。そのため、所得や労働時間の影響をコントロールした場合には、就業形態による子宮頸がん受診率の差はないことになる。ただし、この結果は職場における子宮頸がん検診以外に関するものであることには注意が必要である。

その他の変数に関して確認すると、いずれのモデルにおいても、係数の有意水準や符号に変化はないことがわかる。そのため、いずれのモデルを用いても同様の結果が得られるといえる。

次に、表 6.5 は乳がん検診の受診に関する推定結果である。表の左側は変量効果プロビット・モデルによる推定結果、表の右側は変量効果ロジット・モデルによる推定結果である。

まず、無料クーポン対象ダミーの係数はいずれのモデルでも 1%水準で有意に推定されている。推定値から計算した限界効果はプロビットの場合 9.5%、ロジットの場合は 8.1%である。したがって、乳がん検診無料クーポンの対象となることで、乳がん検診の受診率は 8~10%程度上昇することがわかる。

等価世帯所得の係数については、いずれのモデルでも 1%水準で有意に推定されている。子宮頸がんの場合と同様、等価世帯所得が高く、家計に金銭的な余裕があるほど、乳がん検診の受診率が高まることがわかる。

また、いずれのモデルの場合も、正規雇用ダミーの係数が 1%水準で有意に推定されている。符号は正であるため、乳がん検診については、正規雇用者の方が受診率が高いことがわかる。等価世帯所得についてはコントロールしていることから、この結果はそれ以外の要因による受診率の差を表している。また、子宮頸がんと同様、正規雇用者は職場でがん検診を受診している可能性もある。

その他の変数について確認すると、短大・高専卒ダミーはプロビットの場合は 5%有意、ロジットの場合は 10%有意に推定されているという違いがあるものの、それ以外の変数は全て、いずれのモデルによって推定しても推定値の符号や有意水準に変化はない。そのため、いずれのモデルを用いても同様の結果を得ることができるといえる。

表 6.6 は女性の大腸がん検診の受診に関する推定結果である。表の左側は変量効果プロビット・モデルによる推定結果、表の右側は変量効果ロジット・モデルによる推定結果である。

まず、無料クーポン対象ダミーの係数はいずれのモデルでも 1%水準で有意に推定されている。推定値から計算した限界効果はプロビットの場合 9.2%、ロジットの場合は 6.1%である。したがって、大腸がん検診無料クーポンの対象となること

表 6.6: がん検診無料クーポンの受診率向上効果 (大腸がん・女性)

検診の種別	大腸がん (女性)	
	reprobit	relogit
無料クーポン対象ダミー		
推定値	0.9987*** [0.1657]	1.7982*** [0.2984]
限界効果 (%)	9.2	6.1
年齢	0.2001*** [0.0386]	0.3789*** [0.071]
年齢の二乗	-0.0014*** [0.0004]	-0.0027*** [0.0007]
等価世帯所得 (万円)	0.0002 [0.0002]	0.0004 [0.0004]
大卒ダミー	0.0737 [0.1624]	0.1234 [0.2984]
短大・高専卒ダミー	0.0254 [0.1274]	0.0396 [0.2336]
有配偶ダミー	0.1897 [0.1219]	0.3358 [0.2222]
労働時間	-0.0066*** [0.0025]	-0.0124*** [0.0046]
正規雇用ダミー	0.1545 [0.1545]	0.2969 [0.2857]
主観的健康状態	0.0260 [0.0422]	0.0446 [0.0766]
定数項	-8.8647*** [1.0207]	-16.4683*** [1.8848]
サンプルサイズ	7429	

出典:KHPS2008~2012 より筆者が推定し、作成

1. 上段の数字は推定値、下段の [] 内は標準誤差である。
2. ***は 1%、**は 5%、*は 10%水準で有意であることを示す。

表 6.7: がん検診無料クーポンの受診率向上効果 (大腸がん・男性)

検診の種別	大腸がん (男性)	
	reprobit	relogit
無料クーポン対象ダミー		
推定値	0.3809*	0.7116*
	[0.2252]	[0.4216]
限界効果 (%)	0.4	0.5
年齢	0.1445***	0.2877***
	[0.0483]	[0.0906]
年齢の二乗	-0.0007*	-0.0015*
	[0.0004]	[0.0008]
等価世帯所得 (万円)	0.0005**	0.0009**
	[0.0002]	[0.0004]
大卒ダミー	0.2277*	0.4302*
	[0.1227]	[0.2286]
短大・高専卒ダミー	0.0497	0.0834
	[0.259]	[0.4877]
有配偶ダミー	0.3323*	0.6099*
	[0.1703]	[0.3183]
労働時間	-0.0046*	-0.0085*
	[0.0025]	[0.0046]
正規雇用ダミー	-0.2899**	-0.5342**
	[0.1322]	[0.2488]
主観的健康状態	0.0005	-0.002
	[0.0492]	[0.091]
定数項	-8.4419***	-16.1561***
	[1.3723]	[2.576]
サンプルサイズ	6959	

出典:KHPS2008~2012 より筆者が推定し、作成

1. 上段の数字は推定値、下段の [] 内は標準誤差である。
2. ***は 1%、**は 5%、*は 10%水準で有意であることを示す。

で、女性の大腸がん検診の受診率は6~9%程度上昇することがわかる。

等価世帯所得の係数については、いずれのモデルでも10%水準で有意に推定されていない。そのため、子宮頸がんや乳がんとは異なり、女性の大腸がん検診は経済的余裕によって左右されないことになる。

また、正規雇用ダミーの係数については、10%水準でも有意に推定されていない。そのため、所得や労働時間の影響をコントロールした場合には、就業形態による女性の大腸がん検診受診率の差はないことになる。ただし、大腸がん検診の場合、正規雇用者は職場による検診を受ける機会が多いと考えられる点には留意する必要がある。

その他の変数について確認すると、いずれの変数についても、推定値の有意水準や符号に変化はない。そのため、モデルによらず、同様の結果が得られることがわかる。

最後に、表6.7は男性の大腸がん検診の受診に関する推定結果である。表の左側は変量効果プロビット・モデルによる推定結果、表の右側は変量効果ロジット・モデルによる推定結果である。

まず、無料クーポン対象ダミーの係数はいずれのモデルでも10%水準で有意に推定されている。推定値から計算した限界効果はプロビットの場合0.4%、ロジットの場合は0.5%である。したがって、大腸がん検診無料クーポンの対象となることで、男性の大腸がん検診の受診率は0.5%程度上昇することがわかる。

また、等価世帯所得の係数については、いずれのモデルでも5%水準で有意に推定されている。符号は正であることから、等価世帯所得が高く、経済的に余裕があるほど男性の大腸がん検診受診率は高まることがわかる。

また、いずれのモデルの場合も、正規雇用ダミーの係数が1%水準で有意に推定されている。符号は負であるため、男性の大腸がん検診については、正規雇用者の方が受診率が低いことがわかる。上述のとおり、正規雇用者は職場でがん検診を受けている可能性が高く、その点が影響していると考えられる。

最後に、上記以外を含めたいずれの変数についても、係数の推定値の符号や有意水準はモデルによらず同様である。そのため、モデル選択によらず、同様の結果を得ることができるとわかる。

上述のとおり、正規雇用者とそれ以外ではがん検診受診行動の決定要因が異なる可能性がある。そのため、がん検診無料クーポンの効果も両者で異なっている可能性がある。そこで、表6.4~表6.7と同様の推定を正規雇用者とそれ以外の別に行ったものが表6.8である。表6.8にはがん検診無料クーポン対象ダミーの係数

の推定値から計算した限界効果を掲載している。また、推定値が1%水準、5%水準、10%水準で有意であったかどうかを併せて載せている。

子宮頸がんから順に確認すると、表 6.8 の中央のブロックと右側のブロックを比較することにより、子宮頸がんについては、がん検診無料クーポンの効果は正規雇用者以外において0.4~0.6%大きくなっていることがわかる。

また、乳がんについても同様に確認すると、乳がん検診無料クーポンの効果は正規雇用者とそれ以外で3.4~3.8%異なっていることがわかる。子宮頸がん検診と比べるとその差が大きくなっている。

女性の大腸がんについても同様に確認すると、大腸がん検診無料クーポンの効果は正規雇用者とそれ以外で6.4~7.6%異なっていることがわかる。子宮頸がん、乳がんと比べるとその差が約2倍~10倍になっている。

最後に、男性の大腸がんについて確認すると、大腸がん検診無料クーポンの効果は、正規雇用者については有意ではない。それ以外の者では3.2~3.7%の受診率上昇効果があるため、この値がそのまま、正規雇用者とそれ以外の差になる。女性の大腸がんよりは正規雇用者とそれ以外の者の差が小さく、乳がんの場合と同程度の差である。

表 6.8: 正規雇用とそれ以外別の無料クーポン効果

推定方法	全サンプル		正規雇用		それ以外の者	
	reprobit	religit	reprobit	religit	reprobit	religit
子宮頸がん	14.1***	12.8***	13.5***	12.4***	14.1***	12.8***
乳がん	9.5***	8.1***	6.3***	5.2***	10.1***	8.6***
大腸がん(女性)	9.2***	6.1***	2.0**	1.7**	9.6***	8.1***
サンプルサイズ	7429		1175		6254	
推定方法	全サンプル		正規雇用		それ以外の者	
	reprobit	religit	reprobit	religit	reprobit	religit
大腸がん(男性)	0.4	0.5	0.0	0.0	3.7**	3.2**
サンプルサイズ	6959		3725		3234	

出典:KHPS2008~2012 より筆者が推定し、作成

1. 数字は限界効果 (%) である。

2. ***は 1%、**は 5%、*は 10%水準で有意であることを示す。

6.5 解釈・議論

ここまでの分析結果をまとめると、以下のものであった。まず、いずれのがん検診無料クーポンにも、受診率を引き上げる効果があることがわかった。プロビッ

ト・モデルとロジット・モデルによる限界効果の違いはあるものの、子宮頸がん検診の場合は12.8～14.1%、乳がん検診の場合は8.1～9.5%、女性の大腸がん検診の場合は6.1～9.2%、男性の大腸がん検診の場合は0.4～0.5%、受診率が上昇していることがわかる。

また、無料クーポンの効果は正規雇用者とそれ以外で異なっており、女性の大腸がん、乳がんおよび男性の大腸がん、子宮頸がんの順に正規雇用者とそれ以外の無料クーポン効果の差が大きかった。女性の大腸がんの場合は7%前後、乳がんおよび男性の大腸がんの場合は3.5%前後、子宮頸がんの場合は0.5%前後の差があった。

これらの結果から、まず、受診料が比較的高い子宮頸がんや乳がんにおいて、無料クーポンの効果が高いことがわかる。それらの検診の場合、等価世帯所得の係数も有意に推定されていることから、受診料が比較的高い子宮頸がんや乳がん検診の受診には経済的余裕が影響し、そのため、無料クーポンの効果も大きいことがわかる。

また、正規雇用者とそれ以外での無料クーポン効果の違いは大腸がん検診の場合に大きかった。大腸がん検診の場合、正規雇用者の多くは職場健診の一環で大腸がん検診を受診していることから無料クーポンによる受診率向上の余地が少なく、正規雇用者以外との無料クーポン効果の差が大きくなっていると考えられる。

6.5.1 頑健性の確認

以下では、上述した分析結果の頑健性を確認する。具体的には、年齢トレンドの処理の仕方を変えて推定を行うことにより、がん検診無料クーポンダミーの係数や限界効果がどう変化するかを確認する。

がん検診無料クーポンの対象者は、データ上ではn+1歳とされている。そこで、n+1歳を中心とした5歳刻みの年齢階級ダミーを作成し、年齢および年齢の二乗の代わりに年齢階級ダミーを用いることにより、年齢トレンドをコントロールすることを試みる。5歳刻みの年齢階級ダミーを用いる目的は、クーポン対象年齢前後の年齢層における平均的な受診率から、クーポン対象年齢における受診率が有意に異なるかを検証することである。

5歳刻みの年齢階級ダミーの例として、24歳～28歳ダミーの定義を述べる。

$$\text{年齢階級 24～28 歳ダミー} = \begin{cases} 1 & \dots & 24 \text{ 歳} \sim 28 \text{ 歳} \\ 0 & \dots & \text{それ以外} \end{cases}$$

たとえば、2009年度に25歳を迎え、2010年度にがん検診無料クーポン対象者であった者の年齢は本章で分析に用いるデータ上では26歳である。上記の年齢階級ダミーは24～28歳における平均的な受診率をコントロールするためのものであり、がん検診無料クーポン対象ダミーは、26歳の者の受診率がそこからどれだけかい離しているかを測定するためのものである。

また、図6.6や図6.7から、大腸がん検診については、一定年齢を境とした線形の年齢トレンドがあることがわかる。男性の場合は40歳、女性の場合は30歳以降の受診率のトレンドはほぼ線形となっている。そのため、大腸がん検診については、以下のような線形の年齢トレンド変数によって年齢トレンドの影響をコントロールした推定も行う。

$$\text{大腸がん検診の年齢トレンド変数 (男性)} = \begin{cases} 0 & \dots & 40 \text{ 歳未満の者} \\ \text{年齢} & 40 & \dots & 40 \text{ 歳以上の者} \end{cases}$$

$$\text{大腸がん検診の年齢トレンド変数 (女性)} = \begin{cases} 0 & \dots & 30 \text{ 歳未満の者} \\ \text{年齢} & 30 & \dots & 30 \text{ 歳以上の者} \end{cases}$$

以下では、年齢や年齢の二乗によって受診率の年齢トレンドをコントロールした場合と、上記の年齢階級ダミーや線形の年齢トレンド変数でコントロールした場合で推定結果がどう異なるのかを確認する。

その結果が表6.9～表6.11である。表の最も左の部分が表6.4～表6.7の一部再掲、中央部が5歳刻みの年齢階級ダミーで年齢効果をコントロールした場合、右側は線形の年齢トレンド関数で年齢効果をコントロールした結果である。表6.9～表6.11にはこれらの推定結果から計算された限界効果が掲載されている。

まず、全サンプルの場合を確認する。子宮頸がん検診については、年齢効果のコントロール方法による限界効果の違いは0～0.1%である。プロビットの場合には、年齢効果のコントロール方法による限界効果の違いはないが、ロジットの場合には、年齢効果のコントロール方法を年齢と年齢の二乗から年齢階級ダミーに変えることで、限界効果が0.1%異なっている。以下同様に、乳がんの場合は0.4～0.5%、女性の大腸がんの場合は0.5～1.7%、男性の大腸がんの場合は0.3%である。

次に、正規雇用者について確認すると、年齢効果のコントロール方法による限界効果の違いは子宮頸がんが0.4～0.7%、乳がんが0.2～0.3%、女性の大腸がんが0.6～0.9%、男性の大腸がんが0～0.5%であることがわかる。

最後に、正規雇用者以外についても同様に確認すると、年齢効果のコントロー

ル方法による限界効果の違いは子宮頸がんで0.2%、乳がんで0.5%、女性の大腸がんで0.5~2.2%、男性の大腸がんで0.6~1.8%であることがわかる。

これらの結果から、検診の種類、正規雇用者かそうでないかなどで異なるものの、年齢効果のコントロール方法によって、がん検診無料クーポンの限界効果が最大で2%程度異なることがわかる。

表 6.9: 年齢トレンドの頑健性確認

年齢効果のコントロール	年齢、年齢の二乗		年齢階級ダミー		年齢トレンド関数	
	reprobit	relogit	reprobit	relogit	reprobit	relogit
推定方法						
子宮頸がん	14.1***	12.8***	14.1***	12.9***	-	-
乳がん	9.5***	8.1***	10.0***	8.5***	-	-
大腸がん(女性)	9.2***	6.1***	8.7***	7.2***	9.2***	7.8***
大腸がん(男性)	0.4	0.5	0.7	0.8	0.7	0.8

出典:KHPS2008~2012より筆者が推定し、作成

1. 数字は限界効果(%)である。

2. ***は1%、**は5%、*は10%水準で有意であることを示す。

表 6.10: 年齢トレンドの頑健性確認(正規雇用)

年齢効果のコントロール	年齢、年齢の二乗		年齢階級ダミー		年齢トレンド関数	
	reprobit	relogit	reprobit	relogit	reprobit	relogit
推定方法						
子宮頸がん	13.5***	12.4***	13.9***	13.1***	-	-
乳がん	6.3***	5.2***	6.6***	5.4***	-	-
大腸がん(女性)	2.0**	1.7**	2.9**	2.3**	2.8**	2.3**
大腸がん(男性)	0.0	0.0	0.0	0.5	0.0	0.0

出典:KHPS2008~2012より筆者が推定し、作成

1. 数字は限界効果(%)である。

2. ***は1%、**は5%、*は10%水準で有意であることを示す。

表 6.11: 年齢トレンドの頑健性確認(正規雇用以外の者)

年齢効果のコントロール	年齢、年齢の二乗		年齢階級ダミー		年齢トレンド関数	
	reprobit	relogit	reprobit	relogit	reprobit	relogit
推定方法						
子宮頸がん	14.1***	12.8***	14.3***	13***	-	-
乳がん	10.1***	8.6***	10.6***	9.1***	-	-
大腸がん(女性)	9.6***	8.1***	10.4***	8.6***	11.8***	10.1***
大腸がん(男性)	3.7**	3.2**	5.5**	4.7**	4.3**	3.8**

出典:KHPS2008~2012より筆者が推定し、作成

1. 数字は限界効果(%)である。

2. ***は1%、**は5%、*は10%水準で有意であることを示す。

がん検診無料クーポン配布の有無が年齢のみによって決定されるという性質上、年齢効果とがん検診無料クーポンの効果を完全に識別することは難しいが、がん

検診無料クーポンの受診率向上効果は本章で得られた限界確率の最小値から最大値の間にあると考えられる。

6.6 結論

本章では、2009年度より配布開始されたがん検診無料クーポンががん検診の受診率をどれだけ向上させているのかについて実証分析を行った。また、がん検診無料クーポンが低所得層の受診率向上に役立っているのかどうかについても分析した。分析の結果、以下の3点が明らかになった。

第一に、がん検診無料クーポンは女性のがん検診受診率向上に大きく寄与していることが確認できた。子宮頸がん、乳がん、大腸がん、いずれのがん検診についても、がん検診無料クーポンダミーの係数は正で有意に推定された。プロビットかロジットという分析方法の選択や年齢トレンドのコントロール方法で限界効果に変化があるものの、子宮頸がん検診で約13~14%、乳がんで約8%~10%、大腸がんで約6%~9%の受診率引き上げ効果があることが確認された。

第二に、がん検診無料クーポンは正規雇用者以外の者の受診率向上に貢献している。男性の場合、全サンプルを用いて推定すると、大腸がん検診無料クーポン効果の係数は有意に推定されたが、限界効果は0.5%程度であり、女性の場合の10分の1にも満たない。しかしながら、職場で大腸がん検診を受けていることが多いと考えられる正規雇用者をサンプルから除くと、プロビットかロジットという分析方法の選択や、年齢トレンドのコントロール方法で限界効果に変化があるが、大腸がん検診無料クーポンにより受診率が3.2%~5.5%向上していることが確認できた。また、女性の場合にも、正規雇用者以外のサンプルで推定すると、がん検診無料クーポンの効果の限界効果が大きくなった。

第三に、女性の大腸がん検診以外については、等価世帯所得が高いほど受診率が高かった。これらの結果から、子宮頸がん、乳がん、男性の大腸がんの検診受診には家計の経済的余裕が影響することがわかる。

以下は分析結果の解釈およびそこから導かれる政策含意である。まず、子宮頸がん検診やの無料クーポン効果が最も大きいのが、これは子宮がん検診の受診料が比較的高いことによると考えられる。また、乳がん検診の無料クーポン効果も比較的大きいのは、受診料の相対的な高さに加え、ピンクリボン運動をはじめとして、乳がん検診に関しては様々なキャンペーンも行われており、検診の存在を知る、あるいは検診の重要性を再認識する機会が多いからであると考えられる。

一方、男性の大腸がん検診については、既に職場の検診で受診している者も多くいると考えられることから、女性の場合よりも効果が低いと考えられる。正規雇用者以外のみに注目するとがん検診無料クーポンの効果が大きくなることは、そのことを示唆していると考えられる。ただし、それでも受診率上昇効果は女性ほど大きくないことから、男性の大腸がん検診受診率をさらに向上させるためには、無料クーポン以外の何らかの対策を講じて、無料クーポン配布と併せて実施する必要があるかもしれない。

Sasieni et al. (2003) などの研究成果⁵によると、2年に1回がん検診を受診することが有効ながん対策となる。それらの研究成果も踏まえて、わが国においても、子宮頸がん検診や乳がん検診の受診は2年に1回とされている。2年に1回の受診を国民に浸透させるためには、たとえば2年に1度クーポンを配布することも考えられる。本章の結果からは、クーポン配布回数を増やすことで受診率がさらに向上することが期待される。

本章の分析においては、以下のような課題も残されている。まず、本章の分析では、利用したデータの関係で、危険回避度や時間選好率、健康に関する知識や情報が受診率に与える影響については分析できなかった。今後は、それらとがん検診受診の関係についても分析することが必要であろう。

また、特定健康診査においても、一部の市町村国保では受診料の無料化が行われている⁶。『第2期特定健康診査等実施計画』⁷によると、特定健康診査の受診率の目標値は70%とされているが、国民健康保険中央会『平成24年度市町村国保特定健康診査・特定保健指導実施状況概況報告書⁸』によると、市町村国保加入者の特定健康診査の受診率は30%程度に過ぎないため、大幅な受診率向上の余地がある。受診料の無料化が受診率にどのような影響を与えるのかについても、今後確認したい。

⁵Sasieni et al. (2003) の研究は子宮頸がんに関するものである。

⁶一例として、大阪市の市町村国保加入者は、特定健康診査を無料で受診できる。

⁷厚生労働省保険局総務課医療費適正化対策推進室(2012)「第2期特定健康診査等実施計画における保険者の目標について(平成24年6月18日、第9回保険者による健診・保健指導等に関する検討会、資料2)」、<http://www.mhlw.go.jp/stf/shingi/2r9852000002d8ft-att/2r9852000002d8ky.pdf> (2014年11月18日閲覧)

⁸国民健康保険中央会(2014)「市町村国保特定健診・保健指導実施状況(速報値) 平成24年度市町村国保特定健康診査・特定保健指導実施状況概況報告書(平成26年3月3日、国民健康保険中央会ホームページ)」、https://www.kokuho.or.jp/hoken/public/lib/h24_report.pdf (2014年11月18日閲覧)

第7章

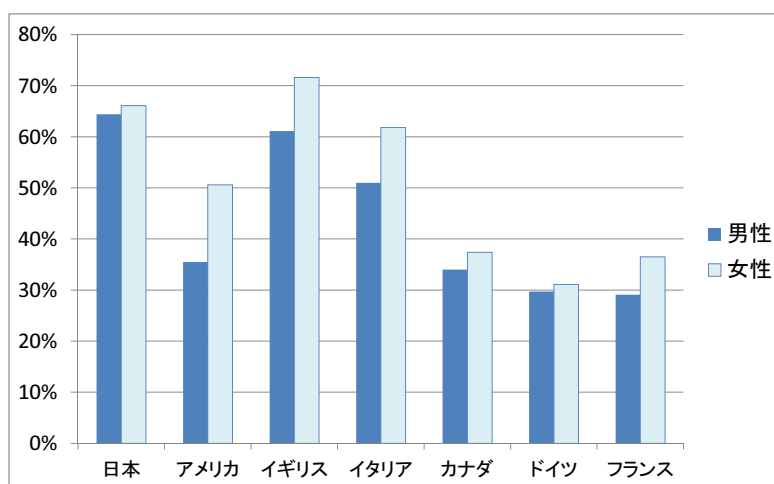
健康ポイント制度のコンジョイント分析

7.1 はじめに

第5章と第6章においては、価格政策が生活習慣改善に与える影響について分析を行った。その結果、喫煙習慣、がん検診については価格政策が有効であることが明らかになった。

近年、健康ポイント制度(詳しくは後述)と呼ばれる制度により、インセンティブを付与することによる行動変容の試みが行われている。第5章と第6章の分析対象であったたばこ税とがん検診無料クーポンが価格政策だとすると、インセンティブの付与による行動変容は一種の補助金政策であるといえよう。健康ポイント制度は始まったばかりの取り組みであるが、本章では、どのような制度設計によりインセンティブを付与すれば制度参加者が増え、運動習慣の変容を促すことができるのかについて分析を行う。

図 7.1: 運動習慣がない者の割合 (WHO 2011)



出典:WHO『Noncommunicable diseases country profiles 2011』より筆者作成。

現代の日本人は深刻な運動不足である。図 7.1 は WHO の『Noncommunicable

diseases country profiles 2011』から先進諸国、具体的には G7 諸国の運動習慣について抜粋したものである。図 7.1 から明らかなように、日本は G7 諸国中で運動習慣がない者の割合が最も高い。イギリスとは大差ないものの、その他の国とはかなり大きな差があり、男女とも国民の約 3 分の 2 には十分な運動習慣がないことがわかる。

そのような状況に対する危惧は、2012 年に発表された「健康日本 21（第二次）（二十一世紀における第二次国民健康づくり運動）」にも現われている。そこでは、栄養・食生活、身体活動・運動、休養、飲酒、喫煙及び歯・口腔の健康に関する生活習慣及び社会環境の改善が基本方針に掲げられている。「健康日本 21」はその後数年間の医療・健康政策の向かう方向を示唆しているため、今後のわが国においては、運動習慣を国民に広めるための多種多様な取り組みが行われることになると予想される。

具体的な取り組みの一部は既に始まっている。ここ数年間で、多くの自治体や健康保険組合が健康ポイント制度と呼ばれる制度を開始しており、その取り組みは徐々に広がりつつある。たとえば、静岡県においては、「ふじのくに健康マイレージ事業¹」が進められており、県をあげての健康ポイント制度という意味では先進的な取り組みを行っている。また、健康保険組合の実施している健康ポイントの例としては、「健康マイレージ（花王健康保険組合）²」がある。

こうした制度の多くは、会員の運動量や運動習慣に対してポイントを付与して、何らかの形で利用できる仕組みを取っている。ポイント関連をはじめとした健康ポイントの制度設計は、参加確率に大きな影響を与えることが予想される。そのため、今後、健康ポイント制度をより大きな取り組みへと広げていくに際して、制度設計と参加確率の関係に関するエビデンスが求められる。

しかしながら、これらの制度は、無作為割り当て実験の形式を取っていないため、ポイント制度の制度設計と参加確率を推定することが難しい。また、国内では既に数多くの健康ポイント制度が立ち上がっているとはいえ、制度間比較をできるような構造にはなっていない。加えて、国民・住民の十分な理解を得る必要があるため、無作為割り当て実験の仕組みを取り入れた政策の実施は難しい。これらの状況を踏まえると、制度設計と参加確率の関係を知る手がかりは存在しないように思われる。

¹静岡県健康増進課（2014）「ふじのくに健康マイレージ事業（平成 26 年 9 月 9 日、静岡県公式ホームページ）」、<http://www.pref.shizuoka.jp/kousei/ko-430/kenkoumaireiji.html>（2014 年 11 月 21 日閲覧）

²花王健康保険組合「健康マイレージ（花王健康保険組合ホームページ）」、<http://www.kaokenpo.or.jp/hoken/mileage/index.html>（2014 年 11 月 22 日閲覧）

そうした状況下で政策評価に用いられることが多いのが、コンジョイント分析である。海外ではコンジョイント分析によって運動教室参加に関する政策評価も行われている。Farooqui et al. (2014)³ はシンガポールでの社会調査を元に、健康ポイント制度の制度設計と参加確率の関係を分析している。しかしながら、Farooqui et al. (2014) がシンガポールで得たエビデンスがそのままわが国にも妥当する保障はない。そのため、わが国独自のエビデンスが必要である。

上述したように、日本人は深刻な運動不足の状況にあり、また、第1章で述べたように、生活習慣病に悩む者も多い。厚生労働省「国民医療費」によると、2012年の国民医療費約40兆円のうち、悪性新生物、高血圧性疾患、脳血管疾患、糖尿病、虚血性心疾患といった生活習慣病関連だけで約12兆円を占める。生活習慣病に悩む者が多く、そのことが医療費増加の一因となっていることから、運動習慣を国民に広めていくことは今後の医療・健康政策上の重要課題である。

そのような状況を踏まえ、本章では、運動習慣を広めていくための有効な政策となりうる健康ポイント制度について、制度設計と参加確率の関係を分析し、健康ポイント制度の制度設計の参考材料を提供する。

本章の構成は以下のようなものである。まず、次節においては、先行研究について整理する。健康ポイント制度のコンジョイント分析のみならず、関連があると思われる先行研究を幅広く概括する。第3節では、本章で行ったコンジョイント分析について、仮想健康ポイント制度の概要を中心に述べる。その後、分析方法や利用するデータについて述べる。第4節では、推定結果を検討する。第5節においては推定結果の解釈や議論すべき点について述べる。第6節では本章全体を概括し、どのような政策含意が得られるかを述べる。

7.2 先行研究および研究の背景

近年のわが国では、「健康ポイント制度」と呼ばれる一連の制度により、運動習慣への政策的介入が行われるようになってきている。その背景には、医療費の高騰をいかにして食い止めるか、生活習慣病をいかにして予防するかといった問題意識がある。それだけではなく、多くの研究において運動が健康に与える影響、あるいはそれを通じて医療費に与える影響が確認されたことも、運動が政策的介入の対象であることを裏付ける根拠となっている。

³Farooqui et al. (2014) の研究については詳しくは後述する。

そこで、本節ではまず、運動の効果に関する研究を概括することで運動習慣を国民に広める意義を確認し、続いて健康ポイント制度の概要を述べる。最後に、健康ポイント制度と関連した先行研究を概括する。

中でも、運動習慣の有無が健康に与える影響については、既に膨大な研究が存在している。海外における研究例としては、Mazzeo et al. (1998) や Warburton et al. (2006) などがある。わが国における研究だけでも、奥野他 (2003)、滝本他 (2009)、伊藤他 (2010) などの研究がある。これらの研究の多くでは、運動習慣の有無が、精神面から身体面に至るまで、様々な面で健康状態に好影響を与えることを確認している。

運動習慣が健康状態に影響を与えるのならば、運動習慣は医療費や医療需要にも影響を与えるはずである。Sari (2011) では、2000 年台までの運動習慣と医療費ないし医療需要の関係についての研究を網羅的にサーベイしている。その中では、たとえば Sari (2009) のように、運動習慣があると通院日数が減る、という結果を得ているものもある。わが国においては、岡田他 (2004) や岩藤 (2013) などの研究がある。いずれも無作為割り当て実験に基づいた分析ではないものの、岡田他 (2004) は運動が入院外医療費を、岩藤 (2013) は運動が薬局の購入費を低下させることを確認している。

それらの成果を背景として、海外では、運動に関する介入実験も行われている。Finkelstein et al. (2008) は、ノースカロライナ州ダーラムの 50 代以上の 51 名を対象として無作為割り当て実験を行った。参加者は無作為に二つのタイプ、定額型と努力型に振り分けられた。定額型の場合は運動量にかかわらず、週に 1 度参加するだけで 75 ドルを受け取ることができた。一方、努力型の場合、最低保障額 50 ドルに加え、歩行時間やエアロバイクでの運動時間が一定値を超える度に 25 ドルずつが追加された。その結果、定額型の者は週に平均 2.3 時間、努力型の者は週に平均 4.1 時間の運動をしたことがわかった。この結果から、運動量に応じた金銭付与は運動を促すインセンティブとなることがわかる。

国内外を含めた多くの研究により、運動や身体活動の重要性が広く認識されつつあることや、海外には運動に対する金銭付与の有効性を確認した研究も存在していることを背景として、近年のわが国では健康ポイント制度と呼ばれる取り組みが進んでいる。それらの制度から共通点を見出して健康ポイント制度を簡潔に定義すると、参加者（会員）が健康的な生活習慣を送ることにに対して主催者がポイントを付与していき、貯まったポイントは何らかの形で利用可能になる、というものである。

まず、ポイント付与の対象となる行動は、日々のウォーキング（歩行）、健康教室や運動教室、介護予防教室への参加、各種健康診断の受診、運動施設の利用、健康講演会への参加、ボランティア活動をはじめとした社会参加がある。このうち、ボランティア活動にポイントを付与しているのは、自治体主催の健康ポイント制度である。そのため、自治体主催の健康ポイント制度では、健康ポイント制度による自治体住民の交流の活性化やソーシャルキャピタルの蓄積も目的としていると考えられる。

ポイントの付与額にも幅がある。最大で年間に数万ポイントを貯めることができるポイント制度もある一方、最大でも年間数百ポイントしか貯められないポイント制度もある。ポイントの付与額以外の制度設計に差がない場合には、あるいは、ポイントの付与額が健康ポイント制度参加の主要因である場合には、ポイントの付与額の大小が潜在的な参加者に対する訴求要因となりうる。

ポイントの使い道としては、現金との引き替え、健康グッズとの引き替え、クオカードとの引き替え、提携する薬局での利用、健康診断受診料への充当、保養施設の利用、提携する商店・飲食店での利用、地域の公共施設（学校、幼稚園など）への寄付がある。現金そのものから商品券、一部の店舗や施設での利用、寄付に至るまで、ポイントの使い道にも大きな幅がある。

また、一部の健康ポイント制度では、健康に関する努力や過程の評価と成果の評価を別々に行っている場合もある。たとえば、JFE健康保険組合の「ヘルスポイント⁴」では、健康診断受診やがん検診受診に対してポイントを付与するだけでなく、メタボリックシンドローム判定で一定基準をクリアした者や健康表彰者に対してもポイントを付与している。努力や過程を評価することと成果を評価することのどちらがインセンティブになるのかは興味深い点である。

現存する健康ポイント制度の中でも比較的早期から取り組んでいたのが、2007年から開始されている「健康マイレージ制度（袋井市）⁵」である。袋井市の健康マイレージ制度においては、日々の運動、食事、歩数や歩行時間などに応じてポイントが貯まり、5ヶ月間で最大1000ポイントを貯めることが可能である。また、ポイントの使い道としては、地元の飲食店の食事券、様々な商品との引き替え、健康関連サービスへの利用、幼稚園・保育園・学校への寄付がある。

⁴JFE健康保険組合「ヘルスポイント（JFE健康保険組合ホームページ）」、http://www.kenpo.gr.jp/jfekenpo/hoken/health_point/（2014年11月22日閲覧）

⁵袋井市健康づくり政策課健康づくり政策企画推進室（2014）「健康チャレンジ!! すまいる運動 あなたをまちを幸せにします!健康マイレージ制度（平成26年8月22日、袋井市ホームページ）」、<http://www.city.fukuroi.shizuoka.jp/kbn/08100095/08100095.html>（2014年11月22日閲覧）

わが国においても、いくつかの研究において、運動に対するポイント付与が行動変容を促す可能性が確認されている。たとえば、田辺他(2014)は自治体主催の運動教室参加者にポイントが付与する健康ポイント制度のデータを用いて、ポイント付与と運動プログラム実施度の関係を分析している。その結果、教室に参加することでポイントが付与される確定型、体力や体組成の改善度に応じてポイントが付与される成果型と比べて、運動実施量に応じてポイントが付与される努力型が運動プログラム実施度向上に寄与することを確認している。

また、金他(2014)においては、2つの自治体で社会実験を行い、ポイントが付与されない運動教室と、ポイント付与額が年間15000円程度の運動教室(健康ポイント制度)の比較を行っている⁶。その結果、後者の健康ポイント制度、すなわち、ポイント付与額が年間15000円程度の健康ポイント制度の参加者の方が運動実施度が高いことを確認している。

総務省スマートプラチナ社会推進会議戦略部会配付資料3-2「ICTによる健康づくり無関心層へのアプローチモデルの重要性」⁷においては、健康ポイント制度の意義を示す資料が提示されている。同資料によると、(1)運動することによって高額のポイントが付与したグループ、(2)運動することによって低額のポイントが付与したグループ、(3)運動することによるポイント付与は行わなかったグループを比較すると、(1)の運動量は(3)よりも有意に多く、(2)の運動量と(3)の運動量に有意な差はない、という結果となっている。

上記のエビデンスにより、健康ポイント制度によって運動に対してポイントが付与することで大きな行動変容を促せる可能性が示唆される。しかしながら、それが可能になるためには、まず健康ポイント制度への参加者を増やすことが第一となる。そして、健康ポイント制度を今後国民に広めていくためには、健康ポイント制度の参加者をどのように増やせるのかに関するエビデンスが必要となる。

健康ポイントのような制度の政策評価を行う際、最も理想的な状況は無作為割り当てによる政策実験を行い、そこから得られたデータを分析することである。潜在的な参加者を2グループに分けて、前者と後者に違う条件の健康ポイント制度を提示して、両グループの参加行動を観察することができれば、制度設計と参加確率の関係を分析することが可能となる。

しかしながら、実際には、健康ポイント制度を無作為に割り当てること自体が

⁶前者が先行しており、後者が新規に実施された。

⁷久野譜也(2014)「ICTによる健康づくり無関心層へのアプローチモデルの重要性(平成26年2月6日、スマートプラチナ社会推進会議戦略部会第3回会合、部会資料3-2)」、http://www.soumu.go.jp/main_content/000276585.pdf(2014年11月21日閲覧)

難しい。健康保険組合を例にとると、ある従業員は比較的条件がよい健康ポイント制度を提示され、別の従業員は条件が悪い健康ポイント制度を提示されたとする。それによって従業員間に生じるかもしれない不公平感を考慮すると、無作為割り当ては現実には難しいと考えられる。健康保険組合だけでなく自治体の場合でも同様のことが考えられるため、無作為割り当て実験とは異なる方法を用いる必要がある。

実際の行動が観察できない場合の代替手段として様々な分析に用いられているのが、コンジョイント分析である。コンジョイント分析を簡潔に説明すると、調査対象者に様々な仮想条件を提示することによって選好を表明させ、どのような条件がどの程度好まれるかを分析するものである。元々は商品のマーケティングで用いられることが多い手法であったが、近年、経済学分野での利用例も急増している。

コンジョイント分析によって健康ポイント制度への参加行動を分析したものとしては、Farooqui et al. (2014) がある。Farooqui et al. (2014) では、シンガポールの国民から無作為抽出された調査対象者に対して、延べ10の仮想健康ポイント制度を提示し、その回答から制度設計と参加確率の関係を推定している。具体的には、週に何回参加しなければならないかという運動ノルマ、会場に向かうための交通費、会場までの所要時間、ノルマをクリアした場合のポイント付与額、ポイントの使い道（現金、医療貯蓄口座への振り込み、スーパーマーケットの商品券、健康グッズ）、参加料の組合せを様々に変えることにより、それらがポイント制度参加確率に与える影響をしている。その結果、ポイント付与額を上げると参加確率が上がること、参加料にはゼロか有料かの違いしかないこと、現金に近いほど強い動機付けになること、ノルマが高くなると参加確率が下がることが明らかにされている。

わが国においても、医療経済学分野におけるコンジョイント分析の活用は進められており、それらの代表例として、後藤他 (2007) や大日・菅原 (2006)、佐野・石橋 (2009) などがある。これらの例はいずれも、実際の行動を観察することが難しい内容を分析しており、コンジョイント分析でなければ得られないような結果や政策含意を得ている。

しかしながら、わが国においては健康ポイント制度に関するコンジョイント分析は筆者らの知る限りではまだ行われていない。健康ポイント制度が地道な広がりを見せる中、今後より多くの参加者を取り込むためには、制度設計と参加確率に関する何らかのエビデンスが必要である。そこで、本章では、コンジョイント

分析によって、健康ポイントの制度設計と参加確率の関係を分析する。

7.3 分析の枠組み

7.3.1 分析方法

本章では、どのような仮想健康ポイント制度が選択されているのかについて分析することで、最適な制度設計がどのようなものなのかを検証する。

以下では、分析方法について具体的に述べる。まず、仮想の健康ポイント制度への参加の可否のデータから、仮想健康ポイント制度の設計と参加確率との関係を分析する。被説明変数は二値変数であり、ロジット・モデルやプロビット・モデルによる推定が必要となる。

ロジット・モデルやプロビット・モデルにより推定を行うと、係数の推定値を解釈することが難しくなるため、推定結果の中で限界効果も提示することが多い。

しかし、本章の分析に用いるデータでは、仮想健康ポイント制度の参加確率の上限が20%となっている（後述）。そのため、たとえば、限界効果によって「Aという制度設計を選択すると参加確率は5%」という数値を求めても、その意味するところは必ずしも明確ではない。そこで、本章では、ロジット・モデルとプロビット・モデルの推定値、ロジット・モデルのオッズ比を求め、定量的な解釈は後者に基づいて行う。

次に、本章で行うコンジョイント分析では、同一人物から複数回の回答を得るため、同一人物について複数の観察値が得られることになる。したがって、パネルデータの分析手法によって推定することができる。とりわけ、説明変数と誤差項（観察されない異質性）に相関がないと仮定できる場合には、変量効果モデルによって効率的な推定量を得ることができる。本章では、コンピュータソフトによって仮想健康ポイント制度を完全にランダムに提示しているため、説明変数と誤差項は相関しない。そこで、変量効果ロジット・モデルおよび変量効果プロビット・モデルにより、効率的な推定量を得る。

パネルデータのロジット・モデルおよびプロビット・モデルは以下のように記述される。

$$y_{i,t}^* = \mathbf{x}'_{i,t} \boldsymbol{\beta} + \delta_i + \epsilon_{i,t}, \quad i = 1, \dots, n, \quad t = 1, \dots, T,$$

$$y_{i,t} = \begin{cases} 1 & \text{if } y_{i,t}^* > 0 \\ 0 & \text{if } y_{i,t}^* \leq 0 \end{cases}$$

x は仮想健康ポイント制度関連の説明変数である。 $\epsilon_{i,t}$ は通常の誤差項、 δ_i は観察されない個人の異質性である。 δ_i を正規分布すると仮定すると、変量効果モデルになる。ここで、通常のパネルデータであれば、 t は観察された時点を表わす。しかし、今回の場合は、ある回答者に提示された何個目の仮想健康ポイント制度であるかを表わす。

後述するように、本章で分析に用いた「健康に関する意識調査」では、1人に対して延べ50の仮想健康ポイント制度を提示している。しかしながら、調査協力者の23.5%が50個すべての仮想健康ポイント制度に対して参加を拒否した。このような者、すなわち健康ポイント制度への不参加者の個人属性を知ること、ポイント付与によるインセンティブが有効ではない層を把握することができる。

そこで、調査協力者の個人属性に関する変数だけを用いて、どのような属性の者が不参加者であるかをロジット・モデルおよびプロビット・モデルにより分析を行い、ポイント付与によるインセンティブが有効ではない層の姿を把握することを試みる。

7.3.2 データ

本章の分析では、調査対象者に仮想健康ポイント制度を提示し、それらに対する選好を表明させることによりデータを収集し、そのデータを用いて、どのような制度設計が参加確率を高めるのか分析する。

本章では、「健康に関する意識調査」の個票を用いる。「健康に関する意識調査」は、厚生労働省「平成25年度健康ポイント制度社会実験事業」の一環として資金提供を受けて2014年3月に実施されたインターネット調査である。

「平成25年度健康ポイント制度社会実験事業(以下、社会実験事業)」では、今後わが国に健康ポイント制度を浸透させていくためにはどのような制度設計とすればよいか、健康ポイント制度によって参加者の運動量は増加するのか、参加者が貯めた健康ポイントを何らかの形で利用することによって地域経済への波及効果は生まれるのかなど、さまざまな点が検討課題となっていた。

その中でも、「健康に関する意識調査」の調査目的は、翌年以降のプロジェクトで実施する予定の健康ポイント制度において、どのような設計にすれば参加確率が高まるかを明らかにすることであった。社会実験事業の一環として新規の健康ポ

イント制度も設立されたが、非参加者の属性や行動が観察できないことから、制度設計と参加確率の関係を分析することはできない。そこで、別途実施した「健康に関する意識調査」において仮想健康ポイント制度を提示し、その回答値をコンジョイント分析することにより、健康ポイント制度の制度設計に関する政策含意を得ることとなった。

また、「健康に関する意識調査」は40代から70代を対象として行われた調査であり、インターネット調査会社マクロミル社の会員2090名が調査に回答した。70代後半の調査会社会員数が人口比に相当する数に満たなかったため、70代についてはわが国全体の人口分布よりも少なくなっているが、その他の年齢層については、人口分布と等しい構成比になるように抽出されている。最初から健康に関心がある者だけが回答することによるバイアスを避けるため、仮想健康ポイント制度の件については告知しない形で調査協力者を募った。

社会実験事業は地方自治体との共同プロジェクトであったため、仮想健康ポイント制度においても、自治体主催の健康ポイント制度を想定している。また、プロジェクト内では自治体主催の運動教室参加と日々の歩行へのポイント付与を軸とした健康ポイント制度の実施が検討されていたため、「健康に関する意識調査」内の仮想健康ポイント制度も同様の構成となっている。

以下では、仮想健康ポイント制度の詳細な設計を述べる。まず、ポイント計算方法は2通りある。1つめが日々の歩行量や運動量に応じてポイントが付与される努力型⁸、2つめが定期的な健康診断における血圧や体組成の改善状況に応じてポイントが付与される成果型⁹である。

運動教室に一定回数参加することでポイントが付与される定額型を提示しなかった理由としては、田辺他(2014)において、定額型では大きな行動変容が期待できない、という結果が得られていたことが大きい。一方、上記のデータでは、成果型についても大きな行動変容が期待できないという結果が出ていたものの、成果型については追試の必要があるという理由により、仮想健康ポイント制度には成果型も取り入れられた。

次に、ポイント付与額については、年間の最大ポイント付与額が1万円、3万円、5万円、7万円、9万円の5通りである。プロジェクト内では当時、年間最大ポイント付与額を2~3万円程度にすることが議論されていた。しかし、「健康に関する

⁸選好を表明する画面においては、「努力型ポイント…自治体主催の運動教室での運動量や、毎日歩いた歩数に応じてポイントがつきます!!」と表示されていた。

⁹選好を表明する画面においては、「成果型ポイント…健康になったり、健康を維持したりすると、ポイントがつきます!!」と表示されていた。

る意識調査」においては、あえてそれよりも大きい金額を提示することで潜在的な参加者の動向を知ることも目的の1つであった。そのため、最大で9万円という大きな金額が提示されている。

貯まったポイントの使い道についても明示しておく必要がある。今回の仮想健康ポイント制度は地方自治体が主催することを想定しているため、各自治体内で利用可能となる地域商品券とは必ず引き替え可能である、という形にしている。追加的な引き替え先として、全国商品券、健康グッズへの引き替え、地域活動への寄付の3つを用意した。これらもすべて、プロジェクト内で実施が検討されていたものである。

運動教室での運動や日々の歩行以外のどのような行動に対してポイント付与するかも決めておく必要がある。プロジェクト内で検討課題となっていたのが、友人紹介に対するポイント付与、地域活動の活性化を期待しての地域のボランティア活動へのポイント付与¹⁰、民間スポーツクラブへのポイント付与、一定期間継続することに対するポイント付与であった。そのため、それらの4つを追加ポイント付与の対象としている。

これらを表にまとめると、表7.1のようになる。延べ、1280通りの仮想健康ポイント制度が存在することになる。紙媒体の調査において、これだけ多くの仮想健康ポイント制度を無作為に抽出して提示することは難しい。そこで、今回の分析では、マクロミル社のコンジョイント分析ソフトを用いて、延べ1280通りの仮想健康ポイント制度を完全に無作為な形で提示している。まず、仮想健康ポイント制度の冒頭において、以下のような説明文を提示している。

<以下説明文の引用>

現在、様々な自治体で、運動不足の解消を目的とした「健康ポイント制度」の実施が企画されています。

健康ポイントとは…運動したり、健康になったり、あるいはその他の活動をする
と健康ポイントが貯まります。健康ポイントは1ポイント=1円分でいろいろなこ
とに使えます。

¹⁰ 上記社会実験における健康ポイント制度の目的の一つに、健康ポイント制度による地域住民の交流の活性化、というものがあつた。そのため、運動と直接関係はないが、社会活動へのポイント付与という選択肢を用意している。

詳しい内容 … 自治体開設の運動教室で、ランニング・ストレッチ・筋力トレーニングなどをしてもらいます。専門家がデータに基づいた指導をしてくれるので、効率的な運動ができます。

ポイント発生の仕組み … 努力型と成果型があります。努力型 … 運動教室での運動量、毎日の歩行量に応じてポイントが貯まります。成果型 … 健康になったり、健康を維持したりするとポイントが貯まります。（運動教室で測定します）

どんな形で健康ポイント制度を実施するのかの参考材料として、以下の質問に答えてください。以下の質問では、いくつかの案の中から、「最も参加してみたい健康ポイント制度」を選んでもらいます。

<以上説明文の引用>

表 7.1: 仮想健康ポイント制度の構成要素一覧

ポイント制度の構成要素	条件 1	条件 2	条件 3	条件 4	条件 5
ポイント付与額（年間、最大値）	10000 円	30000 円	50000 円	70000 円	90000 円
ポイント付与計算方法	努力型	成果型			
ポイント付与対象 （デフォルト：運動教室と日々の歩行）					
ボランティア参加ボーナス	あり	なし			
民間スポーツクラブ参加ボーナス	あり	なし			
友人紹介ボーナス	あり	なし			
一定期間運動継続ボーナス	あり	なし			
ポイントの使い道 （デフォルト：地域商品券のみ）					
ポイントの使い道/全国商品券	使える	使えない			
ポイントの使い道/健康グッズ	使える	使えない			
ポイントの使い道/地域への寄付	使える	使えない			

出典:「健康に関する意識調査」より筆者作成。

説明文に引き続き、調査対象者に仮想健康ポイント制度が提示される。1つの画面には5つの仮想健康ポイント制度が提示され、調査対象者1人あたり10の画面が表示される。そのため、1人あたり延べ50の仮想健康ポイント制度を提示される。

分析ソフトの仕様上、画面に表示された5つの仮想健康ポイント制度から、もっ

とも参加したいもの1つを選ぶ形式になっている。「いずれも参加したくない」という選択肢も用意されているため、画面に表示された5つの仮想健康ポイント制度すべてに対して参加を拒否する可能性もある。そのため、全ての調査回答者が各画面から1つ、合計10個の仮想健康ポイント制度に参加を希望するとは限らず、50の仮想健康ポイント制度全てに対して参加拒否する可能性もある。

分析に用いるデータの記述統計が表7.2である。表7.2からは、仮想健康ポイント制度関連の変数は完全にランダム化されていることがわかる。たとえば、努力型と成果型の出現確率は50%ずつであり、最大ポイント付与額の出現確率は20%ずつになっている。その他、ボランティア参加へのポイント付与、健康グッズへの引き替えといった要素も50%の確率で出現していることがわかる。また、全回答者がすべての画面においていずれかの健康ポイント制度への参加を希望した場合、被説明変数の平均値は0.2になるはずである。したがって、表7.2から、すべての健康ポイント制度に対して参加を拒否した者がいることがわかる。

表 7.2: 記述統計

変数名	平均	標準偏差	最小	最大
被説明変数				
健康ポイント参加	0.139	0.346	0	1
説明変数 (健康ポイント制度関係)				
ポイント計算方法: 努力型	0.500	0.500	0	1
ポイント付与額 (年)	50000	28284.410	10000	90000
最大ポイント付与額・年 = 30000	0.200	0.400	0	1
最大ポイント付与額・年 = 50000	0.200	0.400	0	1
最大ポイント付与額・年 = 70000	0.200	0.400	0	1
最大ポイント付与額・年 = 90000	0.200	0.400	0	1
ボランティア活動へのポイント付与	0.500	0.500	0	1
民間スポーツクラブ参加へのポイント付与	0.500	0.500	0	1
友人紹介へのポイント付与	0.500	0.500	0	1
1年間継続ボーナスポイントの付与	0.500	0.500	0	1
全国商品券と引き替え可能	0.500	0.500	0	1
健康グッズと引き替え可能	0.500	0.500	0	1
地域の公共施設・公共団体に寄付可能	0.500	0.500	0	1
サンプルサイズ	104500			

出典: 「健康に関する意識調査」より筆者作成。

「健康に関する意識調査」では、仮想健康ポイント制度以外にもさまざまな質

問が尋ねられている。その目的は、どのような者が健康ポイント制度に対して積極的であるかを把握することにあった。不参加者の要因分析では、それらの質問項目から、以下のものを用いる。

まず、基本的な個人属性として、年齢、性別(男性ダミー)、大卒ダミー、等価世帯所得をコントロールする。その他の個人属性として、GHQ(General Health Questionnaire)、同世代と比較した際の健康に関する自信、健康に関する知識、ヘルスリテラシー、健康信念(Health Belief)、自己効力感、ソーシャルキャピタルを用いる。以下では、その他の個人属性に分類されている変数の定義や期待される効果について述べる。

GHQにはGHQ60、GHQ30、GHQ28、GHQ12などの種類がある。当然ながら、質問数が多いほど、健康に関する多くの側面が把握可能になる。「健康に関する意識調査」においては、調査票全体の分量を考慮して、その中でも最も簡便であるGHQ12を用いている¹¹。その定義が表7.3である。選択肢に割り当てられている数字をそのまま回答値として合計すると、数値が高いほど不健康であることになり、解釈がしづらくなる。そこで、48から回答値の合計を差し引いた指標を分析に用いる。数値が良いほど健康状態が良いことになるため、GHQ12の値が良いほど、不参加である確率が低くなると考えられる。

表 7.3: GHQ12

質問文	選択肢 1	選択肢 2	選択肢 3	選択肢 4
何かをする時いつもより集中して	できた	いつもと変わらなかった	いつもよりできなかった	全くできなかった
心配事があってよく眠れないようなことは	全くなかった	あまりなかった	あった	たびたびあった
いつもより自分のしていることに生きがいを感じることは	あった	いつもと変わらなかった	なかった	全くなかった
いつもより容易に物ごとを決めることが	できた	いつもと変わらなかった	できなかった	全くできなかった
いつもよりストレスを感じたことが	全くなかった	あまりなかった	あった	たびたびあった
問題を解決できなくて困ったことが	全くなかった	あまりなかった	あった	たびたびあった
問題を解決できなくて困ったことが	全くなかった	あまりなかった	あった	たびたびあった
いつもより日常生活を楽しく送ることが	できた	いつもと変わらなかった	できなかった	全くできなかった
問題があった時にいつもより積極的に解決しようとするのが	できた	いつもと変わらなかった	できなかった	全くできなかった
いつもより気が重くて憂鬱になることは	全くなかった	いつもと変わらなかった	あった	たびたびあった
自信を失ったことは	全くなかった	あまりなかった	あった	たびたびあった
自分は役に立たない人間だと考えたことは	全くなかった	あまりなかった	あった	たびたびあった
一般的にみて、幸せといつも感じたことは	たびたびあった	あった	なかった	全くなかった

※筆者作成

同世代と比較した際の健康に関する自信については、「あなたの健康状態は、同年代の人よりも「よい」と思いますか。」という質問に対して、「よい」「だいたい同じ」「悪い」から当てはまるものを選ぶ形の質問項目から定義している。「悪い」をベースラインとして、「よい」「だいたい同じ」と答えた場合をそれぞれ別のダ

¹¹GHQ60、GHQ30、GHQ28はサクセス・ベル社によって日本語版の調査票が販売されているが、GHQ12については、日本語の定訳が存在しない。そのため、3章や4章などの分析で用いた「日本家計パネル調査」の調査票にあるGHQ12の項目を参考にGHQ12の英文を日本語に訳したものをを用いている。

ミー変数としている。「悪い」と答えた者と比較すると、「よい」「だいたい同じ」と答えた者の方が不参加である確率が低くなると考えられる。

健康に関する知識についても、健康ポイント制度への態度を左右すると考えられる。たとえば、Kan and Tsai (2004) や岸田他 (2007) の研究においては、健康に関する知識が豊富な者は、健康的な生活を送っている可能性が高いことが確認されている。それらの研究成果を踏まえると、健康に関する知識が豊富であれば、仮想健康ポイント制度の意義や効力に対しても理解を示す可能性が高く、肯定的な態度を示すため、不参加である確率が低くなることが期待される。実際に用いた質問が表 7.4 である。正解数をそのまま説明変数に用いる。

表 7.4: 健康知識に関する質問 (太字は正しい文章)

質問	選択肢 (共通)
1) 通勤や買い物など移動で歩くことでも、生活習慣病の予防ができる	1. ○
2) 運動は、うつ病の予防など精神面には効果がない	2. ×
3) 80 歳 になると、筋肉の大きさは 20 歳 に比べておおよそ半分になる	3. わからない
4) 歩行で体重を減らす時には、10 分の歩行を 1 日 3 回行うよりも連続した 30 分の歩行を 1 回行った方が減量効果は大きい	
5) 食事制限によるダイエットは、脂肪だけではなく筋肉も減少させる	
6) 健康づくりのためには、一日 8,000 歩 ~ 10,000 歩 、歩くことが必要である	
7) 日本のメタボリック・シンドロームの腹囲の基準値は、男性が 90cm 以上、女性が 85cm 以上である	
8) 日常生活におけるクルマの利用率が高いほど肥満になる確率が高い	
9) 1 日あたり 50g 程度の純アルコール摂取量であれば、健康にはむしろ好影響がある。(※ 50g の純アルコールとは、ビールなら 350 ml 缶おおよそ 3 本半、焼酎なら 180ml 分に相当します。)	
10) 喫煙により、がんの罹患率だけではなく、脳卒中や心疾患のリスクも悪化する。	

※筆者作成

質問項目作成には筑波大学体育系久野研究室の協力を得た。

ヘルスリテラシーとは、保健科学や健康科学の分野でよく用いられている概念であり、蝦名 (2011) によると、「健康を高めたり維持したりするのに必要な情報にアクセスし、理解・利用していくための、個人の意欲や能力を決定する、認知・社会的なスキル」とされている。ヘルスリテラシーが高いということは、健康に対する情報活用に積極的であることを意味し、仮想健康ポイント制度に対しても前向きな態度を示すため、不参加である確率が低くなることが期待される。実際に用いた質問が表 7.5 である。回答値をそのまま合計すると、値が高いほどヘルスリテラシーが低いことになる。そこで、50 から回答値の合計を引く形で説明変数を定義する。

健康信念 (Health Belief) という概念は、Becker (1974) の研究から広まった概念である。健康信念には、罹患可能性の認識、罹患の重大性の認識、行動の有効性

表 7.5: ヘルスリテラシーに関する質問

質問	選択肢 (共通)
(1) 健康に関して、たくさんの情報を得たいと考えている	1. そう思う
(2) 健康に関して、専門的な情報を得たいと考えている	2.(言葉なし)
(3) 様々な情報源から、健康に関する様々な情報を集めることができる	3. どちらとも言えない
(4) たくさんの情報の中から、自分の知りたい健康関連情報を見つけることができる	4.(言葉なし)
(5) 健康に関する情報の内容を、理解することができる	5. そう思わない
(6) 健康に関する情報の内容が正しいものであるか判断できる	
(7) 健康に関する情報を自分の健康づくりに当てはめて考えることができる	
(8) 健康に関する情報を、自分の健康づくりに活用できる	
(9) 健康に関する情報を理解して、自分の言葉で人に伝えることができる	
(10) 健康に関する情報を理解して、相手の理解度に合わせて説明することができる	

※筆者作成

質問項目作成には筑波大学体育系久野研究室の協力を得た。

の自覚、行動への障がいの自覚、という4つの下位概念がある。これらを数値化して得た指標の値が高い者は、自らの健康が損なわれる可能性を重大視しており、そうなった時に失う物が大きいと考えており、自らの行動次第で健康状態を変えられると考えており、実際に行動することも厭わないため、健康行動に対して積極的であると考えられる。実際に用いた質問が表 7.6 である。岸田他 (2007) 同様、4つの質問の回答値を別々の変数として分析に用いる。ただし、値が大きいほど罹患の可能性、罹患の重大性などが大きい形にするため、5から回答値を差し引く形で変数を定義する。

表 7.6: 健康信念に関する質問

設問	選択肢 (共通)
<罹患可能性> 今のうちから健康の維持・改善のために積極的に行動しなければ、将来取り返しがつかない健康上の問題が発生すると思いますか。	1. そう思う
<罹患の重大性> 何らかの健康上の重大な問題が発生したとすると、そのこと自体が大きな苦痛であり、また、仕事や家庭生活にも大きな支障をきたすと思いますか。	2. どちらかと言えばそう思う
<行動の有効性> 健康診断を欠かさず受け、また、生活習慣全般を健康的なものにすることによって、健康を維持することができると思いますか。	3. どちらとも言えない
<行動への障がい> 健康を維持するために、定期的な健康診断を受けたり、継続的な運動習慣を身につけたり、あるいは健康的な食生活を送ったりすることは面倒だと思いますか。	4. あまりそう思わない

※筆者作成

これら4つの概念は Becker (1974) など、健康信念モデルで一般的に用いられるものである

次に、自己効力感（セルフエフィカシー、Self-Efficacy）とは、Chen et al. (2001)などで提唱されている尺度であり、自制心、セルフコントロールと類似したものである。自己効力感が高い者は、物事に対して積極的に取り組むため、自らの資源や能力を全て活用することができ、結果として高いパフォーマンスを発揮すると考えられる。これまで定期的な運動をしていなかった者が健康ポイント制度に参加することはハードルが高い可能性もあるが、自己効力感が高い者であれば、そのハードルを乗り越えられる可能性が高い。実際に用いた質問が表 7.7 である。回答値を合計したものを説明変数として用いる。

表 7.7: 自己効力感に関する質問

質問	選択肢 (共通)
(1) 自分で決めた目標のほとんどを達成することができる。	1. 全くそう思わない
(2) 何らかの困難に直面した場合でも、それを乗り越えることができる。	2. あまりそう思わない
(3) 重要な局面では、おおむねよい結果が得られている。	3. ややそう思う
(4) 一度やると決めたことについては努力することができる。	4. そう思う
(5) 多くのことに挑戦して成功を取めることができると思う。	
(6) 様々な事柄に対して効率的に取り組むことができる。	
(7) 他の人と比べて、だいたいのは得意である。	
(8) 難しい局面であっても、最善を尽くすことができる。	

※筆者作成

質問項目は Chen et al. (2001) を参考に作成した。

表 7.8 は、不参加者の分析に用いるデータの記述統計である。男女比は 1:1 よりもやや男性が少なめであるが、これは 40 代から 70 代の人口構成比に合わせたことによる。また、上述のとおり、調査回答者のうちの 23.5% が 50 の健康ポイント制度すべてに対して参加を拒否した不参加者であることがわかる。

7.4 推定結果

7.4.1 健康ポイント制度設計と参加確率

表 7.9 は仮想健康ポイント制度への参加確率を変量効果プロビット・モデルおよび変量効果ロジット・モデルにより推定した結果である。また、表 7.10 は変量効果ロジット・モデルによる推定結果をオッズ比の形で表わしたものである。

表 7.10 はオッズ比表示なので、各変数名の横に出ている数値がそのまま、参加確率の倍数になる。たとえば「1.1」となっていたら、その変数=1 の場合には参加確率は 1.1 倍になる。

表 7.8: 記述統計 (不参加者の分析)

変数名	平均	標準偏差	最小	最大
不参加者	0.235	0.424	0	1
年齢	58.076	10.693	40	79
男性ダミー	0.488	0.500	0	1
大卒ダミー	0.361	0.480	0	1
等価世帯所得 (万円)	348.178	207.542	0	1600
GHQ12	24.665	5.887	12	48
同世代と同じぐらい健康	0.556	0.497	0	1
同世代より健康	0.267	0.442	0	1
健康に関する知識	6.426	1.917	0	10
ヘルスリテラシー	35.705	6.078	10	50
罹患可能性	3.892	0.733	1	5
罹患の重大性	4.052	0.732	1	5
行動の有効性	3.731	0.850	1	5
行動への障がい	2.892	1.066	1	5
自己効力感	21.030	3.826	8	32
サンプルサイズ	2090			

出典: 「健康に関する意識調査」より筆者作成。

1. 「あなたの健康状態は、同年代の人よりも「よい」と思いますか。」という質問に対して、「よい」と答えた場合が「同世代より健康」、「だいたい同じ」と答えた場合が「同世代と同じぐらい健康」、「悪い」と答えた場合がベースラインである。

表 7.9 が示すとおり、各変数の係数の推定値の有意水準や符号はロジット・モデルとプロビット・モデルですべて同様である。したがって、以下では、表 7.10 に基づき、変量効果ロジット・モデルによる推定結果から計算したオッズ比について検討する。

まず、ポイントの計算方法から確認する。基準になっているのはポイントの計算方法が成果型の場合である。努力型にすると、オッズ比の推定値は約 1.2 であり、1%水準で統計的に有意である。したがって、成果型から努力型に変えることにより、参加確率は 1.2 倍になることがわかる。

次に、年間最大ポイントについて確認する。基準になっているのは年間に獲得可能な最大ポイントが 10000 ポイントの場合である。今回の仮想健康ポイント制度内では 1 ポイント 1 円相当であることをここで改めて強調しておく。

まず、10000 ポイントから 30000 ポイントに変えた場合、オッズ比の推定値は 1.04 である。しかしながら、推定値は 10%水準でも統計的に有意ではないため、10000 ポイントから 30000 ポイントに変えても参加確率に有意な差は現われないことになる。

次に、10000 ポイントから 50000 ポイントに変えた場合、オッズ比の推定値は 1.01 である。しかしながら、推定値は 10%水準でも統計的に有意ではないため、10000 ポイントから 50000 ポイントに変えたときも、参加確率に有意な差は現われないことになる。

また、10000 ポイントから 70000 ポイントに変えた場合には、オッズ比の推定値は 0.84 である。推定値は 1%水準で統計的に有意であることから、10000 ポイントから 70000 ポイントに変えた場合、参加確率が 0.84 倍になることがわかる。

最後に、10000 ポイントから 90000 ポイントに変えた場合には、オッズ比の推定値は 0.99 である。推定値は 10%水準でも統計的に有意ではないため、10000 ポイントから 90000 ポイントに変えても、参加確率に有意な変化は生じないことになる。

これらの結果から、10000 ポイントを基準としてポイントを変化させていった場合、70000 ポイントにする際のみ、参加確率に有意な変化が出ることがわかる。ただし、参加確率は 0.84 倍になり、10000 ポイントのときと比べて、ポイント付与額が 7 倍、60000 ポイント増やしたにもかかわらず、参加確率は下がっていることになる。この点については後ほど詳細な検討を加えたい。

ポイント付与対象について確認する。まず、基準となっているのは日々の歩行および自治体主催の運動教室にのみポイントを付与する場合である。それぞれの変数の横にあるオッズ比は、日々の歩行および自治体主催の運動教室に加えてそ

表 7.9: 推定結果 (被説明変数：仮想健康ポイント制度参加)

	relogit	reprobit
<ポイント計算方法> 基準：成果型 努力型	0.1862*** [0.0186]	0.1023*** [0.0103]
<年間最大ポイント> 基準：10000 ポイント 30000 ポイント 50000 ポイント 70000 ポイント 90000 ポイント	0.040 [0.0289] 0.005 [0.029] -0.1746*** [0.0299] -0.016 [0.0291]	0.0159 [0.0161] -0.0059 [0.0161] -0.1044*** [0.0165] -0.0174 [0.0162]
<ポイント付与対象> 基準：日々の歩行、自治体主催運動教室のみ ボランティア活動 民間スポーツクラブ 友人紹介 1年間継続	0.1322*** [0.0186] 0.0689*** [0.0186] -0.005 [0.0186] 0.0839*** [0.0186]	0.0729*** [0.0103] 0.038*** [0.0103] -0.0028 [0.0103] 0.046*** [0.0103]
<ポイントの引き替え先> 基準：地域商品券のみ 全国商品券 健康グッズ 地域への寄付 定数項	0.5215*** [0.0188] 0.1377*** [0.0186] -0.0384** [0.0186] -2.6894*** [0.0435]	0.2868*** [0.0104] 0.0756*** [0.0103] -0.0219** [0.0103] -1.5371*** [0.0235]
サンプルサイズ	104500	

出典:「健康に関する意識調査」より筆者が推定し、推定結果を表にしたものである。

1. 上段の数字は推定値、下段の [] 内は標準誤差である。

2.***は 1%、**は 5%、*は 10%水準で有意であることを示す。

3. 各要素の出現確率はソフトによって完全にランダム化されている

表 7.10: 推定結果 (被説明変数：仮想健康ポイント制度参加) オッズ比表示

	制度設計	参加確率 (オッズ比)
<ポイント計算方法> 基準：成果型	努力型	1.2046*** [0.0224]
<年間最大ポイント> 基準：10000 ポイント	30000 ポイント	1.0410 [0.0301]
	50000 ポイント	1.0050 [0.0292]
	70000 ポイント	0.8398*** [0.0251]
	90000 ポイント	0.9846 [0.0287]
<ポイント付与対象> 基準：日々の歩行、自治体主催運動教室のみ	ボランティア活動	1.1414*** [0.0212]
	民間スポーツクラブ	1.0713*** [0.0199]
	友人紹介	0.9950 [0.0185]
	1年間継続	1.0875*** [0.0202]
<ポイントの引き替え先> 基準：地域商品券のみ	全国商品券	1.6845*** [0.0318]
	健康グッズ	1.1476*** [0.0213]
	地域への寄付	0.9623** [0.0179]
	サンプルサイズ	104500

出典：「健康に関する意識調査」より筆者が推定し、推定結果を表にしたものである。

1. 上段の数字は推定値、下段の [] 内は標準誤差である。

2. ***は 1%、**は 5%、*は 10%水準で有意であることを示す。

3. 各要素の出現確率はソフトによって完全にランダム化されている

これらの要素にもポイントが付与する場合の参加確率であり、日々の歩行および自治体主催の運動教室の代わりにこれらの要素にポイント付与する場合の参加確率ではないことに注意されたい。

ボランティア活動にポイント付与する場合には、オッズ比の推定値は1.14となっている。推定値は1%水準で統計的に有意であることから、ボランティア活動にもポイント付与することで、日々の歩行および自治体主催の運動教室にのみポイント付与する場合と比べて、参加確率が1.14倍に高まることがわかる。

次に、民間スポーツクラブでの運動にポイント付与する場合には、オッズ比の推定値は1.07となっている。推定値は1%水準で統計的に有意であることから、民間スポーツクラブでの運動にもポイントが付与することにより、日々の歩行および自治体主催の運動教室にのみポイント付与する場合と比べて、参加確率が1.07倍になる。なお、これらの結果から、日々の歩行および自治体主催の運動教室、ボランティア活動、民間スポーツクラブでの運動にポイントが付与すると、日々の歩行および自治体主催の運動教室にのみポイント付与する場合と比べて、参加確率はおよそ $1.14 \times 1.07 = 1.2$ 倍になることがわかる。

健康ポイント制度への友人紹介の際にポイントが付与する場合には、オッズ比の推定値は1.00である。推定値は10%水準でも統計的に有意ではないことから、友人紹介の際にポイントが付与しても、参加確率に有意な差は表れないことがわかる。

最後に、1年間継続した際にボーナスポイントを付与する場合には、オッズ比の推定値は1.09である。推定値は1%水準で統計的に有意であることから、1年間継続した際にボーナスポイントを付与することにより、参加確率が1.09倍になることがわかる。なお、ここまでの結果から、日々の歩行および自治体主催の運動教室、ボランティア活動、民間スポーツクラブでの運動、1年間継続した際にポイントが付与すると、日々の歩行および自治体主催の運動教室にのみポイント付与する場合と比べて、参加確率はおよそ $1.14 \times 1.07 \times 1.09 = 1.3$ 倍になることがわかる。

今度はポイントの引き替え先について確認する。基準となっているのは、健康ポイント制度の実施主体である地方自治体内でのみ利用可能な地域商品券である。それぞれの変数の横にあるオッズ比は、地域商品券に加えてそれらにも引き替え可能とした場合に、参加確率が何倍になるのかを表わしている。

まず、全国商品券にも引き替え可能とした場合には、オッズ比の推定値が約1.7になっている。推定値は1%水準でも統計的に有意であるため、地域商品券に加えて全国商品券にも引き替え可能とした場合、参加確率は約1.7倍になることがわ

かる。表 7.10 にもある通り、全ての要素の中で参加確率の変化が最も大きいのが、全国商品券へ引き替え可能にした場合である。

次に、さまざまな健康グッズにも引き替え可能にした場合、オッズ比は約 1.1 となっている。推定値は 1%水準で統計的に有意になっていることから、地域商品券に加えて健康グッズにも引き替え可能にすることで、参加確率は約 1.1 倍になることがわかる。ポイント付与対象の場合と同様の計算方法により、全国商品券と健康グッズをポイントの引き替え先に加えることで、参加確率は約 1.8 倍になることがわかる。

最後に、貯まったポイントを地域に寄付することも可能にした場合には、オッズ比は 0.95 倍になっている。推定値は 5%水準で統計的に有意になっているため、ポイントを地域に寄付することも可能にすると、参加確率はかえって低下することがわかる。

これらの結果から、オッズ比が統計的に有意なものだけを取り上げて計算すると、参加確率が最も高まるのは、ポイント計算方法は努力型、ポイント数は 70000 ポイント以外、ボランティア活動、民間スポーツクラブでの運動、1 年間継続した際にポイントを付与し、全国商品券および健康グッズに引き替え可能にした場合である。

そのときの参加確率は、ポイント計算方法は成果型、基準となる 10000 ポイント、日々の歩行および自治体主催の運動教室にのみポイント付与、ポイントの引き替え先が地域商品券のみの場合と比べて、およそ $1.2 \times 1.1 \times 1.1 \times 1.1 \times 1.7 \times 1.1 = 3.1$ 倍になることがわかる。制度設計次第で参加確率が最大で約 3 倍になるということからも、健康ポイント制度の参加者を増やすためには、制度設計が重要であることがわかる。

ポイント付与が有効ではない理由としては、以下のような解釈が考えられる。まず、ポイント付与が内発動機を相殺してしまう、という可能性が考えられる。多額の金銭を提示するほど内発動機が弱まってしまうのであれば、多額のポイントを提示することが参加確率をかえって引き下げることになる。また、最大ポイント付与額が 7 万円の時に参加確率が最低になっていることについては、調査回答者に内発動機型と外発動機型がいると仮定すれば説明できる可能性がある。ただし、Promberger and Marteau (2013) のサーベイでは、内発動機の存在を棄却するような結果を得ており、内発動機がどこまで影響しているのか、疑問も残る。

次に、本章のコンジョイント分析では、Farooqui et al. (2014) とは異なり、ノルマを明示していない。ノルマを明示していないことにより、最大ポイント付与額

が9万円の場合と1万円の場合では、ノルマが違って見えてしまうかもしれない。もし、ノルマを提示しなかったことが影響しているのであれば、体力に自信がない者ほど、多額のポイントに対して消極的であると考えられる。なぜなら、体力に自信がないものほど、ノルマが高くなることを避けたいはずだからである。この点においては、項を改めて以下で詳細に検証する。

7.4.2 ポイント付与は本当に無効なのか

上述の表7.10の分析結果は、ポイント付与額増加は有効ではない、というものであった。これはFarooqui et al. (2014)の結果とは異なるものである。Farooqui et al. (2014)と本章の仮想健康ポイント制度にはさまざまな相違点があるが、最大の違いは、制度参加のための運動量のノルマを明示していないことである。ノルマを明示していないことにより、最大ポイント付与額が9万円の場合と1万円の場合では、ノルマが違って見えてしまう可能性がある。もし、ノルマを提示しなかったことが参加意思に影響しているのであれば、体力に自信がない者ほど、多額のポイント付与に対して消極的であると考えられる。なぜなら、体力に自信がないものほど、ノルマが高くなることを避けたいはずだからである。以下ではこの点について検証する。

個々の体力差はあるものの、平均的に見た場合、女性よりも男性が、高齢者よりも現役世代が体力的に優れていると考えられる。そして、体力的に優れているの方が、高いノルマを設定されても、参加に消極的にならないはずである。さらに、本章のコンジョイント分析に用いた仮想健康ポイント制度では、参加するための運動量のノルマを明示していないため、提示された最大ポイント付与額をノルマの大きさだと誤解している者もいる可能性がある。

それらの想定が正しければ、男性と現役世代は多額のポイント付与に対して積極的であり、女性と高齢者は多額のポイント付与に対して消極的であるはずである。したがって、男女別、年齢層別(64歳以下と65歳以上)に推定を行い、ノルマを提示しなかったことがポイント付与の効果を弱めていたのかを間接的に検証する。

また、「健康に関する意識調査」では、健康に対する自信を尋ねているため、健康への自信と多額のポイント付与への反応の関係について、より直接的に分析することも可能である。具体的には、「あなたの健康状態は、同年代の人よりも「よい」と思いますか。」という質問に対して「よい」と答えた場合には健康に自信あ

り、「だいたい同じ」「悪い」と答えた場合には健康に自信なしとして、健康への自信の有無別に推定を行うことで、ノルマ提示とポイント付与の提示に関する仮説を確かめる。

男性と女性、現役世代と高齢者、健康に自信がある者となない者の別に、再度推定を行ったものが表 7.11 である。表 7.11 は、それぞれのグループ別に、表 7.10 と同様の説明変数・手法で推定を行った結果から、ポイント付与額に関する部分だけを抽出したものである。

表 7.11: グループ別：最大ポイント付与額・年と参加オッズ比の関係

グループ	男性	女性	現役世代	高齢者	健康に 自信あり	健康に 自信なし
10000 ポイント (基準)	1	1	1	1	1	1
30000 ポイント	1.08*	1.00	1.06*	1.01	1.22***	0.98
50000 ポイント	1.09**	0.93*	1.10***	0.84***	1.19***	0.94*
70000 ポイント	0.95	0.75***	1.02	0.56***	1.00	0.78***
90000 ポイント	1.19***	0.81***	1.28***	0.54***	1.18***	0.92**
サンプルサイズ (総数)	50800	53250	71700	32350	27900	76150
サンプルサイズ (人数)	1016	1065	1434	647	558	1523

- 出典: 「健康に関する意識調査」より筆者が推定し、推定結果を表にしたものである。
1. 推定には表と同様の変数を用いたが、ポイント付与額関連のものだけを抜粋している。
 2. 数字は参加確率のオッズ比である。
 3. ***は 1%、**は 5%、*は 10%水準で有意であることを示す。
 4. 各要素の出現確率はソフトによって完全にランダム化されている

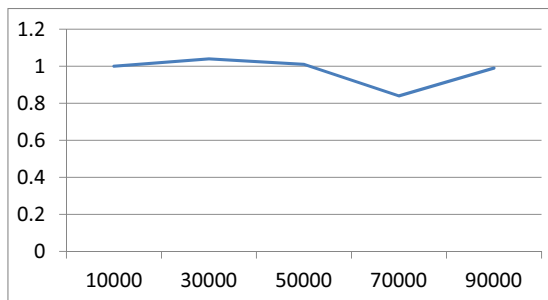
表 7.11 の左側より、まず、男女の違いを確認する。男性の場合は、ポイント付与額を 30000、50000、90000 ポイントにした際に参加確率が有意に変化し、参加確率が 1.08 倍、1.09 倍、1.19 倍になる。女性の場合は、ポイント付与額を 50000、70000、90000 ポイントにした際に参加確率が有意に変化し、参加確率が 0.93 倍、0.75 倍、0.81 倍になる。そのため、男性はポイント付与額を高くすると参加確率も高くなる傾向があり、女性にはその逆の傾向がある。上述したとおり、この結果は男女の根本的な選好の違いを示したものというよりも、体力に関する自信の男女差を表わしたものだと考えられる。

次に、表 7.11 の中央部より、高齢者と現役世代の違いを確認する。現役世代の場合は、ポイント付与額を 30000、50000、90000 ポイントにした際に参加確率が有意に変化し、参加確率が 1.06 倍、1.10 倍、1.28 倍になる。高齢者の場合は、ポイント付与額を 50000、70000、90000 ポイントにした際に参加確率が有意に変化

し、参加確率が0.84倍、0.56倍、0.54倍になる。予想される通り、現役世代はポイント付与額を高くすると参加確率も高くなる傾向があり、高齢者にはその逆の傾向がある。両者の違いは、ちょうど男女の違いと類似している。

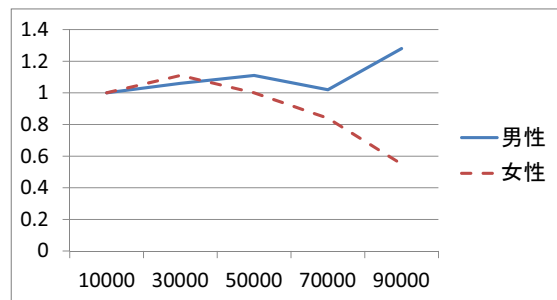
最後に、表7.11の右側より、健康に自信がある者となない者の違いを確認する。健康に自信がある者の場合は、ポイント付与額を30000、50000、90000ポイントにした際に参加確率が有意に変化し、参加確率が1.22倍、1.19倍、1.18倍になる。健康に自信がない者の場合は、ポイント付与額を50000、70000、90000ポイントにした際に参加確率が有意に変化し、参加確率が0.94倍、0.78倍、0.92倍になる。健康に自信がある者はポイント付与額を高くすると参加確率が高くなる傾向があり、健康に自信がない者にはその逆の傾向がある。この結果は、男女や現役世代と高齢者の違いと似た傾向である。

図 7.2: 最大ポイントと参加確率



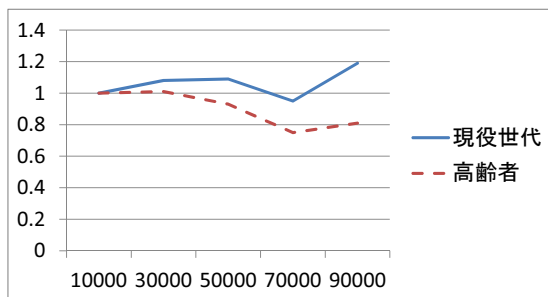
出典:「健康に関する意識調査」を用いた推定結果より筆者作成

図 7.3: 最大ポイントと参加確率:男女別



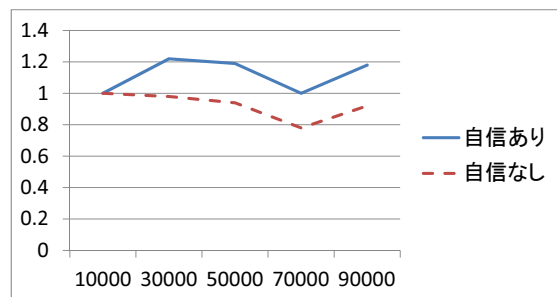
出典:「健康に関する意識調査」を用いた推定結果より筆者作成

図 7.4: 最大ポイントと参加確率:年齢別



出典:「健康に関する意識調査」を用いた推定結果より筆者作成

図 7.5: 最大ポイントと参加確率:健康への自信



出典:「健康に関する意識調査」を用いた推定結果より筆者作成

これらの結果を図にまとめると、図7.2~図7.5のようになる。点線で示されている側、女性、高齢者、健康に自信なしというグループにはポイント付与の効果薄い。一方、実線で示されている側、男性、現役世代、健康に自信ありというグループには、ポイント付与が比較的有効である。また、この結果から、ポイント付与額の大きさをノルマの大きさと置き換えて回答している者が少なからずい

ることが示唆される。

7.4.3 不参加者になる要因は何か

続いて、不参加者の要因分析の結果を確認する。表7.12は、50の仮想健康ポイント制度すべてに対して参加を拒否した不参加者であるかどうかの決定要因について、ロジット・モデルおよびプロビット・モデルによる推定を行った結果である。

まず、年齢の係数については10%水準で有意に推定されている。符号が正であり、年齢が上がると不参加者になる確率が上がることがわかる。

次に、大卒ダミーの係数はプロビット・モデルでは10%水準で有意に推定されている。符号が負であるため、大卒者は不参加者になりにくいことがわかる。

また、GHQ12の係数については1%水準で統計的に有意である。符号が負であるため、GHQ12の値が高く、健康であるほど、不参加者にはなりにくいことがわかる。

同世代と比べたときの健康に関する自信については、係数は1%水準で有意に推定されており、符号が負であるため、同世代と比べて健康に自信があると、不参加者になりにくいことがわかる。

健康信念に関する変数については、罹患可能性の認知、重大性の認知、利益の認知、障害の認知とも、係数は10%水準以上で有意に推定されている。係数の推定値は罹患可能性、利益の認知、重大性の認知、障害の認知の順に大きい。これらの値が大きいほど、不参加者にはなりにくい。

また、健康に関する知識の係数も1%水準で有意に推定されており、符号が負であるため、健康に関する知識があると不参加者にはなりにくいことがわかる。

ヘルスリテラシーに関しても同様に、係数は1%水準で有意に推定されており、符号が負であるため、健康に関する知識があると不参加者にはなりにくいことがわかる。

最後に、自己効力感についても、係数は1%水準で有意に推定されている。符号が負であり、自己効力感が高いものは不参加者にはなりにくいことがわかる。

これらの結果から、性別や社会経済状況は不参加者になる要因ではなく、健康に関する知識や意識、自己効力感といった変数が不参加者になるかどうかを規定していることがわかる。

表 7.12: 推定結果 (被説明変数：すべての仮想健康ポイント制度不参加)

説明変数	logit	probit
年齢	0.0098* [0.0055]	0.0059* [0.0032]
男性ダミー	-0.0744 [0.1179]	-0.0430 [0.0682]
大卒ダミー	-0.2093 [0.1280]	-0.1259* [0.0736]
等価世帯所得 (万円)	0.0001 [0.0003]	0.0001 [0.0002]
GHQ12	-0.0389*** [0.0112]	-0.0223*** [0.0064]
同世代と同じぐらい健康	-0.4613*** [0.1469]	-0.2690*** [0.0866]
同世代より健康	-0.6944*** [0.1821]	-0.4063*** [0.1056]
健康に関する知識	-0.1344*** [0.0286]	-0.0813*** [0.0169]
ヘルスリテラシー	-0.0429*** [0.0106]	-0.0249*** [0.0061]
罹患可能性	-0.2194** [0.0915]	-0.1308** [0.0538]
罹患の重大性	-0.1701** [0.0854]	-0.0957* [0.0501]
行動の有効性	-0.1854** [0.0725]	-0.1021** [0.0424]
行動への障がい	-0.1031* [0.0581]	-0.0631* [0.0330]
自己効力感	-0.0446*** [0.0171]	-0.0253*** [0.0099]
定数項	5.4690*** [0.7415]	3.1274*** [0.4255]
サンプルサイズ	2090	

出典: 「健康に関する意識調査」より筆者が推定し、推定結果を表にしたものである。

1. 上段の数字は推定値、下段の [] 内は標準誤差である。

2. ***は 1%、**は 5%、*は 10%水準で有意であることを示す。

7.5 解釈・議論

仮想健康ポイント制度設計と参加確率の関係については、以下のように解釈できる。まず、ポイント計算方法については、努力型の方が好まれており、成果型から努力型にすると参加確率が1.2倍になるという結果であった。この結果から、以下のような解釈が可能である。

努力型は成果型に比べて不確実性がない。不確実性がない方が好まれているということは、参加者全体としては経済合理的な回答をしている証拠だといえる。仮に健康ポイント制度加入後に1日に1kmずつ余分に歩くようになったとする。努力型であれば、その歩数がそのままポイントに反映される。しかし、成果型の場合、その歩数がどのように体重減、血圧減、体脂肪率減などにつながるのかは遺伝学的な特性にも影響される。成果型には不確実性があることで、努力型の方が好まれることにつながっていると解釈できる。

さらに、成果型よりも努力型の方が好まれるということから、以下のような政策含意が導かれる。現在、社会保障審議会医療保険部会においては、個人の健康・予防に向けた取組に応じて、保険者が財政上中立な形で各被保険者の健康保険料に差を設けることが検討されている¹²。本章の結果からは、健康保険料を血圧や血糖値といった健康増進の成果を現す指標に連動させるのではなく、健康的な生活習慣(努力)と連動させた方が、結果的に大きな行動変容につながることを示唆される。

ポイント付与対象と参加確率の関係については、ボランティア活動、民間スポーツクラブでの運動といった多様な活動へのポイント付与、運動教室の継続へのボーナスポイントによって運動継続のインセンティブを高めることが健康ポイント制度への参加確率を増やす要因であるとわかった。それぞれの行動に対して健康ポイントを付与すると、健康ポイント制度への参加確率が約1.1倍ずつ高くなっていった。

多様な活動へのポイント付与が参加確率を増やす要因であるということから、健康ポイント制度の実施主体を大きくすることも、参加確率を向上させる要因となりうることを示唆される。まず、健康ポイント制度の実施主体が大きい単位であるほど、多様な活動にポイントを付与しやすくなる。たとえば、特定の市区町村

¹²厚生労働省保険局(2014)「医療費適正化について(平成26年10月15日、第82回社会保障審議会医療保険部会、参考資料2)」、http://www.mhlw.go.jp/file/05-Shingikai-12601000-Seisakutoukatsukan-Sanjikanshitsu_Shakaihoshoutantou/0000061516.pdf(2014年11月21日閲覧)

実施の健康ポイント制度であれば、市区町村外での活動にポイントを付与することが難しくなる。しかし、特定の都道府県全体が実施する健康ポイント制度であれば、都道府県内のどの自治体における活動にもポイントを付与することができる。健康ポイント制度の実施主体が大きい単位であればあるほど多様な活動にポイントを付与しやすくなり、多様な活動へのポイント付与は、本章の結果が示すとおり、参加確率を上昇させることにつながる。

ポイントの引き替え先と参加確率の関係について確認すると、地域商品券に引き替え可能なことは前提とした上で、全国商品券に引き替え可能にすると参加確率が1.7倍になり、健康グッズへの引き替えを可能にすると参加確率が1.1倍になっていた。しかしながら、地域の学校・公共施設への寄付が可能になると、参加確率が有意に低下した。

まず、全国商品券に引き替え可能にすることで参加確率が大きく上昇することから、ポイントの使い道を現金との代替性が高くするほど、参加確率が高くなることが示唆される。特定の市区町村内で利用可能な地域商品券と比べると、全国で利用可能な商品券の方が、利用可能な店舗が多くなるため、現金との代替性が高く、参加確率が上昇することにつながる。

次に、健康グッズとの引き替えが参加確率を上昇させることについては、解釈が難しい面があるが、以下のように解釈できる。本章の仮想健康ポイント制度では、全国商品券に関する明確な定義づけをしていない。全国商品券が実店舗のみで利用可能なのか、通信販売でも利用可能なのかによって、その意味合いは大きく異なる。近所に健康グッズを売っているような店がなく、全国商品券が実店舗のみで利用可能だとする。その場合、健康グッズと引き替え可能になると、全国商品券では代替不可能な使い道が存在することになる。そのため、参加確率が上昇したと考えられる。

最後に、最も解釈が困難なのは、地域の公共活動への寄付を可能にした場合、参加確率が低下してしまうことである。経済学的に考えると、寄付したくなければしなくてよいだけなので、寄付するという選択肢が増えて参加確率が有意に上昇しないことがあっても、有意に低下することは考えられない。しかし、本章の結果からは、本章の調査協力者はそのように考えなかったことがわかる。

この結果が調査協力者が利他的ではないことを示しているかと言うと、以下の理由により、そうではないと判断できる。ポイント付与対象のところでは、ボランティア活動へのポイント付与が参加確率を上昇させることがわかった。ボランティア活動に一切興味がない、あるいは否定的である者ばかりであれば、ボラン

ティア活動にポイントを付与しても、参加確率は上昇しないはずである。そのため、調査協力者の中にはボランティア活動に関心がある者、利他性がある者もいると考えられる。

それではなぜ、寄付が可能になると参加確率が低下したのかについては、以下のような仮説が考えられる。まず、「寄付が可能」という表記から、一定割合を寄付しなければならないような印象を与えてしまった可能性がある。実際には「地域の公共施設・公共団体への寄付」とだけ表記しているため、寄付を強請するような文言は含まれていなかったが、「ポイントをどこにどう引き替えるかは自由です」ということは明記していない¹³。その点を明記しなかったことから、貯まったポイントの一定割合を寄付しなければならないような印象を与えた可能性がある。

いずれにせよ、本章で用いたデータからは、なぜ寄付を可能にしたことで参加確率が低下したか断言することは難しい。しかしながら、実際の健康ポイント制度を設計・運営するに際して貯まったポイントの寄付という選択肢を提示する場合、その表現、タイミングなどに注意し、寄付はあくまで可能な選択肢の一つであり、強制ではないということを確実に伝える必要があることが示唆される。

また、不参加者の要因分析については以下のように解釈できる。まず、年齢については、年齢が上がるほど不参加者になる確率が高くなることがわかる。GHQ12の値が低く健康状態が悪い者、同世代と比べて健康に自信がない者も不参加者である確率が高かった。運動するためにはある程度の体力が必要であり、年齢が上がるほど健康状態が悪化するために不参加者となる確率が高くなると思われるが、健康状態が悪い者をどのようにして不参加者にせず、行動変容させるかは難しい課題である。

次に、大卒ダミーの係数はプロビット・モデルの場合、10%水準で有意に推定されていた。この点は第4章の結果、すなわち、高い教育を受けていることにより健康的な生活習慣を送れるようになる、という結果と整合的である。

また、第4章との関連において、健康に関する知識、健康信念に関する変数、ヘルスリテラシー、自己効力感といった変数をコントロールせずに表7.12と同様の推定を行った場合、表7.13が示すように、大卒ダミーの係数の推定値は1.6倍以上になった。そのため、Cutler and Lleras-Muney (2010)が指摘するように、大卒者とそれ以外の者の生活習慣の違いは、健康に関する意識、知識、態度、あるいは自己効力感といった変数に影響されていることがわかる。

¹³このような点についてもっと詳細に説明することもプロジェクト内で検討されたが、調査画面が煩雑になることを避けるため見送られることとなった。

表 7.13: 健康関連変数をコントロールすることによる大卒ダミーの推定値の違い

	logit	probit
健康意識・知識に関する変数なし	-0.3569***	-0.2100***
健康意識・知識に関する変数あり	-0.2093	-0.1259*

出典:「健康に関する意識調査」より筆者が推定し、推定結果を表にしたものである。

1. 上段の数字は推定値、下段の [] 内は標準誤差である。

2.***は 1%、**は 5%、*は 10%水準で有意であることを示す。

したがって、健康に関する知識、健康信念に関する変数、ヘルスリテラシー、自己効力感といった変数に直接働きかけることができれば、教育による生活習慣の違い、「健康日本 21」が指摘する健康格差の問題が解消可能になる。ただし、どのような政策でそれらの変数に働きかけるのかについては、本章の分析の範囲を超えるので具体的に提示することが難しい。

7.6 結論

本章では、わが国では初の試みとして、仮想健康ポイント制度参加に関するコングジョイント分析を行った。分析の結果、以下の 5 点が明らかになった。

第一に、多額のポイントを付与する際には留意が必要である。全サンプルで分析した場合には、ポイント付与額の引き上げは参加確率に悪影響がある、という結果であった。しかしながら、性別、年齢、健康への自信といった基準でサンプルを分けて分析した場合、以下のようなことがわかった。男性、現役世代、健康に自信がある者といった、体力・健康・運動能力に自信がある者に対しては、ポイント付与額引き上げが有効であった。その逆に、女性、高齢者、健康に自信がない者に対しては、ポイント付与額引き上げは逆効果であった。

第二に、努力型と成果型を比較した場合、努力型の方が好まれた。今回の仮想健康ポイント制度では、努力型でも成果型でも提示ポイント額の分布は同一である。そして、成果型の場合、どれだけ運動しても、遺伝的な要因の差によってその成果が異なってくる可能性がある。そのため、参加者の目から見ると、努力が無駄になる恐れがあり、付与されるポイント額に不確実性がある。不確実性がある分、成果型の方が低く評価されていると考えられる。この結果は、回答者が合理的な回答をしていることの証左ともいえる。

第三に、貯まったポイントの使い道は現金に近いほど好ましいことがわかった。

ポイントの使い道が地域商品券のみの場合と比べて、地域商品券ないし全国商品券と引き替え可能にした場合、参加確率が1.7倍近くになった。ポイントの使い道が現金に近いほど、使い道が自由であるため、参加者に好まれると考えられる。

第四に、できる限り多くの健康行動にポイントを付与することで、参加確率が高まることがわかった。具体的には、地域でのボランティア活動、民間スポーツクラブでの運動といった行動にもポイントを付与することで、健康ポイント制度の参加確率が高くなった。一方、友人紹介に対するポイント付与は参加確率に影響しないことがわかった。

第五に、不参加者であるかどうかの決定要因は、社会経済的変数よりも、健康に関する知識、健康信念モデルに関する変数、ヘルスリテラシー、自己効力感といった健康に関する意識や知識を表す変数であった。また、これらの変数を分析に含めない場合、大卒ダミーの推定値は1.6倍以上になったため、大卒者とそれ以外の者の生活習慣の違いの何割かは、これらの変数を媒介してのものであることが示唆される。

政策含意は以下のようなものである。まず、ポイントを付与することやポイント付与額の引き上げ自体は参加誘因となり得るといえる。ただし、健康に自信がない者にハードルを高く感じさせない工夫は不可欠である。具体的には、健康診断の結果に応じてノルマを設定する、運動能力や体力に不安がある者の相談窓口を設けるなどして、誰でも気軽に健康ポイント制度に参加しやすくなる工夫をすることが重要である。

健康ポイント制度の究極の目標は国民健康の維持・改善であるが、本章の結果から、最初から健康診断結果の改善といった結果を求めるよりは、まずは地道に運動習慣をはじめとした生活習慣の改善を促す方がかえって効果的であることがわかる。遺伝的な要因には個人差があるため、運動しても健康状態が改善されにくい者もいるであろうが、国民全体に運動習慣が定着すれば、国民全体としての健康状態は改善されるはずである。

また、現在、社会保障審議会医療保険部会においては、個人の健康・予防に向けた取組に応じて、保険者が財政上中立な形で各被保険者の保険料に差を設けることが検討されている¹⁴。本章の結果からは、血圧や血糖値の測定結果に応じて保険料を軽減するよりも、日々の歩行数のような取り組み、健康作りのための努

¹⁴厚生労働省保険局(2014)「医療費適正化について(平成26年10月15日、第82回社会保障審議会医療保険部会、参考資料2)」、http://www.mhlw.go.jp/file/05-Shingikai-12601000-Seisakutoukatsukan-Sanjikanshitsu_Shakaihoshoutantou/0000061516.pdf(2014年11月21日閲覧)

力に応じて保険料を軽減する方が、大きな行動変容を促す可能性が示唆される。

わが国では今後、国民健康保険の運営が市区町村単位から都道府県単位へと統合されていく可能性がある¹⁵が、それと同時に、健康ポイント制度の運営主体も市区町村単位から都道府県単位へと変化していけば、ポイント付与対象を増やす、ポイントの引き替え先を都道府県内全域で利用可能な商品券にするといった制度設計も可能になる。本章の結果から、特定市区町村内で利用可能な商品券と都道府県内全域で利用可能な商品券であれば、後者の方が現金に近いと、参加者を増やす誘因となりうる。

ボランティア活動へのポイント付与によって、地域住民の健康改善のみならず、地域住民の交流活性化、ソーシャルキャピタルの蓄積など、地域社会に多面的に貢献する可能性がある。健康ポイント制度にはそうした役割も期待される。

国民健康の改善という目的のために、民間スポーツクラブと自治体主催の健康ポイント制度の提携が進むことも期待される。たとえば、2014年10月に開始された「複数自治体連携型大規模健幸ポイントプロジェクト実証」においては、民間スポーツクラブを含む民間企業、高等教育機関、地方自治体が一体となり、該当地域住民の健康増進を目指している。今後、こうした動きがさらに広がり、国民が一丸となって健康的な生活習慣を送れるようになることが期待される。

最後に、教育水準による生活習慣の違いが健康に関する知識、健康信念モデルに関する変数、ヘルスリテラシー、自己効力感といった変数を媒介してのものであるならば、これらの変数に直接働きかけることができれば、教育水準による生活習慣の違いを埋めることが可能となり、国民全体が健康的な生活を送ることに近づく可能性がある。第5章から第7章において検討してきた具体的な政策も重要であるが、それと同時に、上記の変数に働きかけるようなキャンペーン・政策を検討することも必要であろう。

今後の課題として、以下のような点があげられる。まず、Farooqui et al. (2014) は、ノルマが健康ポイント制度参加に与える影響や、参加料が健康ポイント制度参加に与える影響も分析しており、ノルマが高いと参加確率が低下すること、参加料が無料であると参加確率が上昇することが確認されている。本章では、ノルマや参加料に関する分析を行うことができなかったため、ノルマや参加料と参加確率の関係も今後分析する必要がある¹⁶。

¹⁵厚生労働省社会保障審議会医療保険部会「社会保障審議会医療保険部会での主な意見（案）（平成26年7月24日、第79回社会保障審議会医療保険部会）」、<http://www.mhlw.go.jp/file/05-Shingikai-12601000-Seisakutoukatsukan-Sanjikanshitsu-Shakaihoshoutantou/0000051976.pdf>（2014年11月22日閲覧）

¹⁶なお、Farooqui et al. (2014) の論文が公開されたのは本章の分析に用いた「健康に関する意

次に、Charness and Gneezy (2009) は金銭インセンティブを途中で打ち切った場合の行動の変化を分析している。Charness and Gneezy (2009) によると、金銭インセンティブを途中で打ち切っても運動教室への参加確率は下がらないとされているが、その結果がわが国においても妥当するのか、実証分析により明らかにする必要がある。Charness and Gneezy (2009) が指摘するように、運動にも習慣形成 (Habit Formation) があるのならば、金銭インセンティブは最初のきっかけとして用意すれば事足りるかもしれない。

女性や高齢者の場合、金銭インセンティブ、本章においてはポイント付与が有効ではなかったが、ポイント付与が内発動機を相殺してしまった可能性も考えられる。しかしながら、Promberger and Marteau (2013) のサーベイでは、運動に関する限りでは、内発動機が存在を確認した実証分析はないとされている。こうした点についても明らかにすることで、健康ポイント制度が少しでも成功に近づくことが期待される。

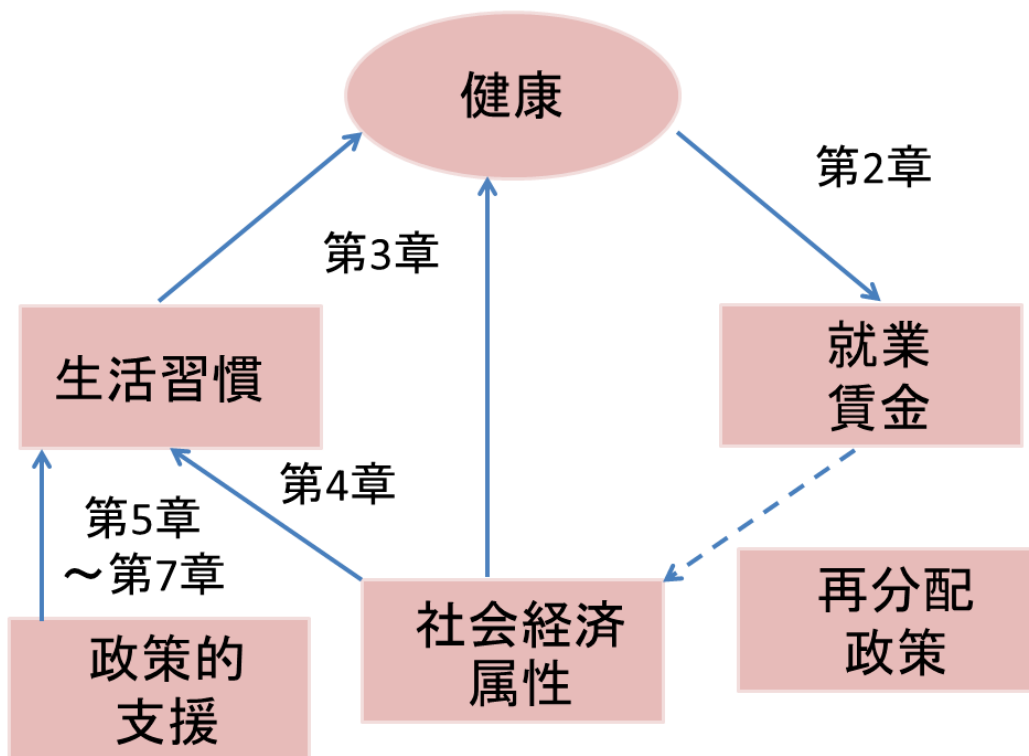
識調査」の調査票が確定した後であった。そのため、今回の分析に反映させることが不可能であった。

第8章

生活習慣と健康に関する計量経済分析

本論文全体を通じて、生活習慣と健康に関連する計量経済分析を行った。図 8.1 はその概念図であり、第 1 章の図を再掲したものである。第 1 節では各章の分析結果を要約し、第 2 節では本論文全体の主要な貢献について述べる。第 3 節においてはそこから政策含意を述べ、最後に第 4 節で今後の研究課題について述べる。

図 8.1: 本論文の分析の概念図 (再掲)



出典:筆者作成

8.1 本論文の分析結果の要約

本節では、図 8.1 の分類に沿って、本論文の分析結果に関して要約する。すなわち、健康状態の改善が就業行動にもたらす影響、生活習慣や社会経済属性が健康に与える影響、社会経済属性が生活習慣に与える影響、生活習慣変容を支援するための政策効果の 4 つの項に分けて、分析結果を要約する。

8.1.1 健康状態の改善が就業行動にもたらす影響

第 2 章「若壮年者の健康状態と就業行動の関係-内生性と個人の異質性を考慮した分析-」では、健康状態が改善することが若壮年男女の就業行動にどのような影響を与えるのかについて分析を行った。若壮年者に焦点を当てた理由は、第 2 章でも述べたとおり、健康状態と就業行動に関するわが国の先行研究が主に中高齢者に焦点を当てており、若壮年者に関するエビデンスが不足していたことによる。健康と就業行動の内生性をコントロールして、固定効果二段階最小二乗法 (FE2SLS) と変量効果二段階最小二乗法 (RE2SLS) による分析を行った結果、以下の 4 点が明らかになった。第一に、健康状態は男性の就業確率には有意な影響がなかった。第二に、RE2SLS によって分析した場合のみ、健康状態は男性の労働時間には有意に影響していた。一方、FE2SLS によって分析した場合には、健康状態は男性の労働時間に有意な影響がなかった。第三に、健康状態は女性の就業確率に有意な影響があった。第四に、健康状態は女性の労働時間に有意な影響があった。これらの結果から、健康状態が改善することは、若壮年期女性の就業行動に有意な影響があることが明らかになった。健康状態を改善することは、個人の就業行動に影響を与え、所得にも影響を与えることがわかる。

8.1.2 生活習慣や社会経済属性が健康に与える影響

第 3 章「所得が健康に与える影響-動学的パネルデータによる検証-」では、健康状態はどのように決定されているのかについて動学的な分析枠組みによる実証分析を行った。具体的には、さまざまな主観的健康指標から得られる情報を統計処理によって一次元の健康指標に集約し、その健康指標を被説明変数とした分析を行った。また、健康状態を動学的に分析した先行研究では所得、就業の有無、労働時間といった変数を外生変数として分析していたが、本章では、それらと健康状態の間に内生性があるという仮定で分析を行った。分析の結果、以下の 3 点が

明らかになった。第一に、現役世代の女性については、所得は健康に有意な影響を与えていない。第二に、喫煙習慣があると、健康状態は年々有意に悪化していく。第三に、現役世代の男性については、所得と健康の間に内生性があるという分析枠組みの下では所得とは健康に有意な影響がなかったが、先行研究と同様に所得と健康の間に内生性がないという分析枠組みの下では、所得が高いほど健康状態は有意に改善されていた。これらの結果から、生活習慣が健康状態に影響を与えていることが確認できた。また、現役世代の男性については所得が健康に有意に影響している可能性を否定できない分析結果であったため、所得の違いが喫煙以外の生活習慣を通じて健康状態に影響を与えている可能性もある。

8.1.3 社会経済属性が生活習慣に与える影響

第4章「高等教育が健康的な生活習慣に与える影響」では、生活習慣を決定づける要因として、教育水準の違いに着目した分析を行った。具体的には、大学教育が生活習慣にどのような影響を与えるのかについて、教育と生活習慣の内生性をコントロールした分析を行った。教育と生活習慣の内生性とは、たとえば時間選好率のような第三の変数が教育と生活習慣を同時に決定しており、教育そのものは生活習慣に影響を与えていない状況を意味する。第4章では、時間選好率や危険回避度を説明変数に含む、高等教育へのアクセスを操作変数とする、パネルデータにより観察できない異質性の影響を除去する、という3つの方法によって内生性の問題に対処した分析を行った。その結果、以下の3点が明らかになった。第一に、大学教育を受けていることは、禁煙、運動といった健康的な生活習慣につながることを改めて確認した。第二に、その関係は時間選好率や危険回避度を通じての見せかけのものではないことを確認した。第三に、教育による生活習慣の違いは、高校や短大・高専など、大卒者かどうか以外の学歴の違いによっても生じている可能性がある。

また、第7章「健康ポイント制度のコンジョイント分析」においては、教育水準が生活習慣に与える影響がどのような変数を通じてのものなのか検討を加えた。具体的には、健康に関する知識、健康信念、ヘルスリテラシー、自己効力感といった変数を分析に加えるかどうかで、大卒ダミーの係数の推定値がどう変化するかを確認した。その結果、それらの変数を分析に加えない場合には、それらの変数を分析に加えた場合と比べて、大卒ダミーの係数の推定値が1.6倍以上になった。分析に用いたデータの制約上、第7章の分析では上記の変数と大卒ダミーの内生

性はコントロールできていないが、教育水準が生活習慣に与える影響には、これらの変数を通じての影響が含まれていると考えられる。

また、第4章に加え、第5章「喫煙量の価格弾力性はたばこへの依存度が高いほど低下するのか」、第6章「がん検診無料クーポンの受診率向上効果」では、いくつかの推定において、等価世帯所得の係数の推定値が有意であった。第4章の分析では、等価世帯所得が高いと、運動習慣がある確率や1週間あたりの運動日数が有意に上昇していた。第5章の分析においては、いくつかの推定においては、等価世帯所得が高いほど喫煙量が少ない、という結果を得た。第6章の分析においては、子宮頸がん検診、乳がん検診、男性の大腸がん検診については、等価世帯所得が高いほど受診率が有意に高い、という結果を得た。これらの結果から、所得が高いことも健康的な生活習慣の決定要因であることがわかる。

8.1.4 生活習慣変容を支援するための政策効果

第5章では、たばこ税が喫煙者の行動変容をどの程度支援することができるのか、これまでとは異なる観点から実証分析を行った。具体的には、ニコチンの摂取量が多く、たばこへの依存度が高い喫煙者は、ニコチン摂取量の価格弾力性が低いという仮説を実証的に検証した。第5章の分析において、ニコチン摂取量は被説明変数であると同時に、たばこへの依存度の代理指標でもある。第5章ではQuantile Regressionによる分析を行うことで、ニコチン摂取量、すなわちたばこへの依存度ごとの価格弾力性を推定した。分析の結果、以下の2点が明らかになった。第一に、ニコチンの摂取量が多く、たばこへの依存度が高い喫煙者ほどニコチン摂取量の価格弾力性が低い傾向があった。第二に、その一方で、ニコチン摂取量が喫煙者中で上位10%に入るような喫煙者についても、たばこ税増税によって喫煙量が有意に変化していた。これらの結果から、たばこ税増税には喫煙者の行動を変容させる効果はあるが、行動変容が最も強く期待される層は価格引き上げを行っても行動変容の程度が弱いことが確認された。

第6章では、がん検診無料クーポンの配布が、がん検診の受診行動にどのような影響を与えるのかを分析した。当該年度に5の倍数+1の年齢を迎える者を対象としたがん検診無料クーポンの配布によるがん検診の無料化は価格の引き下げによる行動変容を意図した政策であるといえる。パネルデータにより観察されない個人の異質性をコントロールした分析の結果、以下の2点が明らかになった。第一に、女性のがん検診受診率は、がん検診無料クーポン対象であることによって

有意に上昇していた。受診率向上効果は子宮頸がんで10%以上、乳がんで10%近く、大腸がんで5~10%であった。第二に、男性については、正規雇用者以外のサンプルで推定すると、¹大腸がん検診受診率はがん検診無料クーポン対象者であることによって3~5%上昇しており、全サンプルの場合の約0.5%の数倍の効果がある。また、女性についても、無料クーポンの効果は正規雇用者以外において大きくなっていた。これらの結果から、がん検診の無料化は国民全体のがん検診受診率を押し上げるだけでなく、その効果は元々受診率が低い正規雇用者以外において顕著であることがわかった。

第7章では、近年、わが国において始まった新しい取り組みである健康ポイント制度に着目して、どのような制度設計が参加確率が高くなるのかを分析した。仮想健康ポイント制度への参加意向を尋ねて得られたデータを元に実証分析を行った結果、以下の4点が明らかになった。第一に、多くのポイントを付与すれば必ず参加確率が高くなるわけではなく、個々の体力や運動能力に応じたノルマを設けてポイントを設定する必要があることが明らかになった。具体的には、性別、年齢、健康への自信の別にサンプルを分けて分析を行った場合、以下の2点の結果が得られた。まず、男性、現役世代、健康に自信がある者のみのサンプルで分析すると、ポイント付与額を増やすことが参加確率を有意に高めた。一方、女性、高齢者、健康に自信がない者のみのサンプルで分析した場合、ポイント付与額を増やすと参加確率が有意に低下した。第二に、運動量に応じてポイントが付与される努力型と運動の結果としての健康状態の改善状況に応じてポイントが付与される成果型では、努力型の方が好まれており、ポイント付与の仕組みを成果型から努力型にすると、参加確率が有意に高くなった。第三に、一定期間の継続した運動、民間スポーツクラブでの運動、地域のボランティアといった行動に対してポイントを付与すると、参加確率が有意に高くなった。第四に、ポイントの使い道として特定自治体内でのみ利用可能な地域商品券だけでなく全国で利用可能な商品券を追加することで、参加確率が約1.7倍に高まった。そのため、ポイントの使い道は現金に近いほど好まれることが明らかになった。運動に対するポイント付与は一種の補助金政策ともみなすことができるが、補助金政策が効果を発揮するためには、補助金付与の条件に工夫が必要であるといえる。

また、第5章から第7章での分析に共通する結果として、政策効果には個人差があった。第5章においては、たばこへの依存度が高いほど喫煙量の価格弾力性

¹第6章でも述べたように、加入する公的医療保険種別、すなわち被用者保険加入者であるかどうかの別に分析を行うことが望ましいが、分析で用いたデータでは加入する医療保険種別がわからないため、正規雇用者とそれ以外の別に分析を行った。

が低く、第6章においては、正規雇用者とそれ以外でがん検診無料クーポンの受診率向上効果が異なっており、第7章においては年齢、性別、健康への自信などによってポイント付与額と健康ポイント制度参加確率の関係が異なっていた。

8.2 本論文の主な貢献

本論文の主要な貢献は3点ある。第一に、わが国において生活習慣病の蔓延が重大な社会問題になっていることに鑑み、喫煙習慣、がん検診の受診、運動習慣といった具体的な生活習慣に関する分析を中心に、生活習慣と健康状態の関係、健康状態の改善がもたらす経済的な恩恵までを体系的に実証分析した。その結果、さまざまな政策的支援は生活習慣の変容に対して有意な影響を与えること、生活習慣は健康状態に影響を与えること、健康状態は就業行動に影響を与えることを確認した。本論文の結果は、生活習慣変容を支援することが経済的な活力の向上につながり、生活習慣改善を軸とした好循環が社会に生まれることを示唆するものである。

第二に、わが国における健康状態の決定要因および健康状態と就業行動に関する先行研究は、中高齢者に関するものが大半であり、女性のみを対象とした分析もあるなど、分析対象から外れている者が存在していた。本論文では、若壮年者に焦点を当てて分析を行うなど、先行研究では十分なエビデンスが存在していなかった者に関して分析を行った。先行研究で得られた知見と照らし合わせることにより、男女双方の幅広い年齢層に関して健康状態の決定要因および健康状態と就業行動に関するエビデンスが得られたといえる。

第三に、わが国における生活習慣変容支援政策の分析は、その効果が一律であるという仮定の下に行われることが多く、性差以外の個人差が考慮されることが少なかった。しかしながら、第5章から第7章の分析結果は、正規雇用者かそうでないか、たばこへの依存度が高いかどうか、健康や体力に自信があるかどうかといった個人属性によって、政策効果が変わりうることを示唆するものである。政策効果の個人差を考慮した分析を行うことにより、政策による行動変容が難しい層を把握することが可能となる。そして、どのような層が行動変容しにくいかわかることで、それらの層に対して別途対策を講じることも可能となる。本論文の分析結果は、そのような可能性を改めて提示したものである。

8.3 本論文からの政策含意

序章およびその後の章でも何度か述べたように、生活習慣病対策は現在のわが国における最重要課題の一つともいえる。本論文の分析結果からは、その対策について、主に以下の5点の政策含意が導かれる。

第一に、第5章および第6章の結果から、少なくとも喫煙とがん検診受診に関する限りは、価格政策による行動変容は有効である。ただし、第5章と第6章の分析結果に共通する点として、その効果は国民全てに一様というわけではなく、価格政策が有効な層とそうでない層が存在する。価格政策が有効ではない層の行動変容を促すのであれば、国民全体に対するポピュレーション・アプローチとして価格政策を用いる一方、行動変容が望まれるにもかかわらず価格効果が弱い層に対しては価格政策以外の政策を併用することも考えられる。

第二に、第7章の結果から、価格政策ではなく、補助金政策にも行動変容を促す効果がある。第7章の文中でも述べたように、現在、健康診断の結果による健康保険料の減免措置の導入が検討中である。第7章の分析結果は、そうした政策が行動変容を促せる可能性を示唆するものである。費用対効果に関する分析を別途行うことが条件となるが、喫煙、飲酒、健康診断の受診といった生活習慣の変容に関しても同様の政策を検討することも必要かもしれない。

第三に、金銭インセンティブの設定対象を努力（過程）にするか成果（結果）にするかという点について、第7章の結果からは、過程に対する評価の方が大きな行動変容を促せる可能性が示唆される。国民の生活習慣改善の最終的な目的は、生活習慣病の蔓延を防ぎ、医療費の適正化を図ることである。生活習慣病の罹患という結果を評価するよりも、それに向けた過程を評価した方が、結果的には大きな行動変容が期待できる。

第四に、生活習慣の改善には、医療費削減以上の効果が期待できる。第2章および第3章の結果から、生活習慣の改善は健康状態の改善につながり、健康状態の改善は若壮年女性の就業行動の変化につながることを確認できた。そのため、国民の生活習慣の改善は、若壮年女性の就業行動に対する影響を通じて、経済の活性化にも寄与する可能性がある。国民の生活習慣の改善に対する財政支出規模を検討する際には、医療費削減効果のみならず、そうした効果を視野に入れる必要もある。

第五に、第4章および第7章の結果から、教育水準による生活習慣の違いのうちの何割かは、健康に関する知識、健康信念、ヘルスリテラシー、自己効力感といっ

た変数を通じてのものである。これらの変数を政策的に改善することができれば、「健康日本 21(第二次)」の基本方針である健康格差の改善にもつながる可能性がある。上記の変数を改善するための取り組みは、価格政策や補助金政策による行動変容と比べると直接的な効果を発揮するものではなく、時間もかかるかもしれないが、健康格差を改善しつつ国民全体の生活習慣を変容させられる可能性がある。

8.4 今後の研究課題

本論文では、わが国における生活習慣病の蔓延を鑑み、生活習慣に関するさまざまな実証分析を行った。残された主な研究課題として、以下の4点を指摘しておきたい。

第一に、本章の分析では、具体的な生活習慣として、喫煙習慣、がん検診受診、運動習慣という3つの習慣に注目した分析を行った。しかしながら、生活習慣病に影響を与えうる生活習慣は上記3つにとどまらない。それらの中でも重要であると考えられるものは、食習慣、飲酒習慣、そして特定健康診査をはじめとしたがん検診以外の健康診断の受診の3つである。これらの生活習慣に関しても本論文の第5章から第7章のような政策効果の分析を行う必要がある。

第二に、本論文の分析は就学期を終えている高齢者以外、現役世代に注目したものが多かった。本論文の目的の一つは、健康状態に関する先行研究が女性のみ、高齢者のみなど、限られた者に焦点を当てたものに偏っていたため、先行研究では十分に焦点を当てられてこなかった者に注目することで、先行研究の知見を補強することであった。そのため、いくつかの分析においては、これまで焦点が当てられていなかった男性や現役世代に注目した。今後は就学期にある者から高齢者まで含むより幅広い年齢層に注目した分析を行うことも必要である。

第三に、第7章以外の分析では、実際の行動を観測したデータを用いて分析した。しかしながら、第7章の分析では、仮想健康ポイント制度への参加決定要因を分析したものである。仮想健康ポイント制度はコンピュータソフトによって完全に無作為な形で提示されているため、推定値にバイアスが発生している恐れはない。しかし、仮想健康ポイント制度への参加決定要因と、実際の運動習慣の形成要因や健康ポイント制度への参加決定要因が異なっている可能性も考えられる。第1章でも述べたとおり、わが国の運動習慣不足は先進国中でも際立っており、今後、実際の運動習慣の形成要因についてもさらなる分析が必要であろう。

第四に、第2章、第3章においては、性別や年齢層、分析上の仮定によって分

析結果が異なっていた。とりわけ、第2章、第3章とも、現役世代の男性に関しては、分析方法による推定結果の違いが顕著であり、分析方法を変えると健康状態と労働時間の関係、所得と健康の関係が有意に推定された。現役世代については分析方法によらない頑健なエビデンスが得られなかった理由について今後詳しく検証し、頑健なエビデンスを得る必要がある。

参考文献

- Arellano, Manuel and Stephen Bond (1991) “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations,” *The Review of Economic Studies*, Vol. 58, No. 2, pp. 277–297.
- Arendt, Jacob Nielsen (2005) “Does Education Cause Better Health? A Panel Data Analysis using School Reforms for Identification,” *Economics of Education Review*, Vol. 24, No. 2, pp. 149–160.
- Becker, Marshall H. (1974) “The Health Belief Model and Sick Role Behavior,” *Health Education & Behavior*, Vol. 2, No. 4, pp. 409–419.
- Blundell, Richard and Stephen Bond (1998) “Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models,” *Journal of Econometrics*, Vol. 87, No. 1, pp. 115–143.
- Bound, John (1991) “Self-reported Versus Objective Measures of Health in Retirement Models,” *Journal of Human Resources*, Vol. 26, No. 1, pp. 106–138.
- Brien, Susan E., Paul E. Ronksley, Barbara J. Turner, Kenneth J. Mukamal, and William A. Ghali (2011) “Effect of Alcohol Consumption on Biological Markers Associated with Risk of Coronary Heart Disease: Systematic Review and Meta-Analysis of Interventional Studies,” *BMJ: British Medical Journal*, Vol. 342, p. d636.
- Cai, Lixin (2010) “The Relationship between Health and Labour Force Participation: Evidence from a Panel Data Simultaneous Equation Model,” *Labour Economics*, Vol. 17, No. 1, pp. 77–90.
- Cai, Lixin, Kostas Mavromaras, and Umut Oguzoglu (2008) “The Effects of Health and Health Shocks on Hours Worked,” *IZA Discussion Papers*, No. 3496.

- Cai, Lixin and Guyonne Kalb (2007) "Health Status and Labour Force Status of Older Working-Age Australian Men," *Australian Journal of Labour Economics*, Vol. 10, No. 4, pp. 227–252.
- Charness, Gary and Uri Gneezy (2009) "Incentives to Exercise," *Econometrica*, Vol. 77, No. 3, pp. 909–931.
- Chen, Gilad, Stanley M. Gully, and Dov Eden (2001) "Validation of a New General Self-efficacy Scale," *Organizational Research Methods*, Vol. 4, No. 1, pp. 62–83.
- Clark, Tom S. and Drew A. Linzer (2012) "Should I Use Fixed or Random Effects?". available at <http://polmeth.wustl.edu/media/Paper/ClarkLinzerREFEMar2012.pdf>.
- Contoyannis, Paul, Andrew M. Jones, and Nigel Rice (2004) "The Dynamics of Health in the British Household Panel Survey," *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 19, No. 4, pp. 473–503.
- Cowell, Alexander J. (2006) "The Relationship between Education and Health Behavior: Some Empirical Evidence," *Health Economics*, Vol. 15, No. 2, pp. 125–146.
- Critchley, Julia A. and Simon Capewell (2003) "Mortality Risk Reduction Associated with Smoking Cessation in Patients with Coronary Heart Disease: A Systematic Review," *Journal of American Medical Association*, Vol. 290, No. 1, pp. 86–97.
- Currie, Janet and Brigitte C. Madrian (1999) "Health, Health Insurance and the Labor Market," in Ashenfelter, Orley and David Card eds. *Handbook of Labor Economics*: Elsevier, Chap. 50, pp. 3309–3416.
- Cutler, David M. and Adriana Lleras-Muney (2010) "Understanding Differences in Health Behaviors by Education," *Journal of Health Economics*, Vol. 29, No. 1, pp. 1–28.
- Dauchet, Luc, Philippe Amouyel, Serge Hercberg, and Jean Dallongeville (2006) "Fruit and Vegetable Consumption and Risk of Coronary Heart Disease: A

- Meta-Analysis of Cohort Studies,” *The Journal of Nutrition*, Vol. 136, No. 10, pp. 2588–2593.
- De Walque, Damien (2007) “Does Education Affect Smoking Behaviors?: Evidence Using the Vietnam Draft as an Instrument For College Education,” *Journal of Health Economics*, Vol. 26, No. 5, pp. 877–895.
- Eide, Eric R. and Mark H. Showalter (2011) “Estimating the Relation between Health and Education: What Do We Know and What Do We Need to Know?” *Economics of Education Review*, Vol. 30, No. 5, pp. 778–791.
- Farooqui, Muhammad Assad, Yock-Theng Tan, Marcel Bilger, and Eric A. Finkelstein (2014) “Effects of Financial Incentives on Motivating Physical Activity among Older Adults: Results from a Discrete Choice Experiment,” *BMC Public Health*, Vol. 14, No. 1, pp. 141–149.
- Finkelstein, Eric A., Derek S. Brown, David R. Brown, and David M. Buchner (2008) “A Randomized Study of Financial Incentives to Increase Physical Activity among Sedentary Older Adults,” *Preventive Medicine*, Vol. 47, No. 2, pp. 182–187.
- Fletcher, Jason M. and David E. Frisvold (2008) “Higher Education and Health Investments: Does More Schooling Affect Preventive Health Care Use?” *Journal of Human Capital*, Vol. 3, No. 2, pp. 144–176.
- Frijters, Paul, John P. Haisken-DeNew, and Michael A. Shields (2005) “The Causal Effect of Income on Health: Evidence from German Reunification,” *Journal of Health Economics*, Vol. 24, No. 5, pp. 997–1017.
- Fuchs, Victor R. (1982) *Economic Aspects of Health*: University of Chicago Press.
- Glied, Sherry and Adriana Lleras-Muney (2003) “Health Inequality, Education and Medical Innovation,” *NBER Working Paper Series*, Vol. 9738.
- Goel, Rajeev K. and Rati Ram (2004) “Quantile-Regression Estimates of Cigarette Demand Elasticities for the United States,” *Journal of Economics and Finance*, Vol. 28, No. 3, pp. 413–421.

- Gravelle, Hugh and Matt Sutton (2009) "Income, Relative Income, and Self-reported Health in Britain 1979–2000," *Health Economics*, Vol. 18, No. 2, pp. 125–145.
- Greenacre, Michael and Jorg Blasius (2006) *Multiple Correspondence Analysis and Related Methods*: CRC Press, New York.
- Grossman, Michael (1972) "On the Concept of Health Capital and the Demand for Health," *The Journal of Political Economy*, Vol. 80, No. 2, pp. 223–255.
- Grossman, Michael (2000) "The Human Capital Model," in Culyer, Anthony J. and Joseph P. Newhouse eds. *Handbook of Health Economics*: Elsevier, Chap. 7, pp. 347–408.
- Gunasekara, Fiona Imlach, Kristie Carter, and Tony Blakely (2011) "Change in Income and Change in Self-rated Health: Systematic Review of Studies Using Repeated Measures to Control for Confounding Bias," *Social Science & Medicine*, Vol. 72, No. 2, pp. 193–201.
- Hansen, L.P. (1982) "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators," *Econometrica*, Vol. 50, No. 4, pp. 1029–1054.
- Hausman, Jerry. A. (1978) "Specification Tests in Econometrics," *Econometrica*, Vol. 46, No. 6, pp. 1251–1271.
- Heatherton, Todd F., Lynn T. Kozlowski, Richard C. Frecker, and Karl-Olov Fagerström (1991) "The Fagerström Test for Nicotine Dependence: A Revision of the Fagerstrom Tolerance Questionnaire," *British Journal of Addiction*, Vol. 86, No. 9, pp. 1119–1127.
- Heckman, James J. (1981) "The Incidental Parameters Problem and the Problem of Initial Conditions in Estimating a Discrete Time - Discrete Data Stochastic Process," in Manski, Charles F. and Daniel. McFadden eds. *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications*: MIT Press Cambridge, MA.
- Idler, Ellen L. and Yael Benyamini (1997) "Self-rated Health and Mortality: A Review of Twenty-Seven Community Studies.," *Journal of Health and Social Behavior*, Vol. 38, No. 1, pp. 21–37.

- Jäckle, Robert and Oliver Himmler (2010) “Health and Wages Panel data Estimates Considering Selection and Endogeneity,” *Journal of Human Resources*, Vol. 45, No. 2, pp. 364–406.
- Jürges, Hendrik, Steffen Reinhold, and Martin Salm (2011) “Does Schooling Affect Health Behavior? Evidence from the Educational Expansion in Western Germany,” *Economics of Education Review*, Vol. 30, No. 5, pp. 862–872.
- Kan, K. and W.D. Tsai (2004) “Obesity and Risk Knowledge,” *Journal of Health Economics*, Vol. 23, No. 5, pp. 907–934.
- Khan, Md. Mobarak Hossain, Ryoichi Goto, Kota Kobayashi, Shigeo Suzumura, Yoshie Nagata, Tomoko Sonoda, Fumio Sakauchi, Masakazu Washio, and Mitsuru Mori (2004) “Dietary Habits and Cancer Mortality Among Middle Aged and Older Japanese Living in Hokkaido, Japan by Cancer Sites and Sex,” *Asian Pacific Journal of Cancer Prevention*, Vol. 5, No. 1, pp. 58–65.
- Koenker, Roger W. and Gilbert W. Bassett (1978) “Regression Quantiles,” *Econometrica*, Vol. 46, No. 1, pp. 33–50.
- Kohn, Jennifer L. (2012) “What is Health ? A Multiple Correspondence Health Index,” *Eastern Economic Journal*, Vol. 38, No. 2, pp. 223–250.
- Kumagai, Narimasa (2013) “Physical Inactivity of Workers and its Relation to Uneven Allocation of Public Sports Facilities,” *CIS Discussion Paper Series*, No. 598.
- Kumagai, Narimasa and Seiritsu Ogura (2014) “Persistence of Physical Activity in Middle Age: A Nonlinear Dynamic Panel Approach,” *The European Journal of Health Economics*, Vol. 15, No. 7, pp. 717–735.
- Lleras-Muney, Adriana (2005) “The Relationship between Education and Adult Mortality in the United States,” *The Review of Economic Studies*, Vol. 72, No. 1, pp. 189–221.
- Mazzeo, Robert S., Peter Cavanagh, William J. Evans, Maria Fiatarone, James Hagberg, Edward McAuley, and Jill Startzell (1998) “American College of Sports Medicine position stand. Exercise and Physical Activity for Older

- Adults,” *Medicine & Science in Sports & Exercise*, Vol. 30, No. 6, pp. 992–1008.
- McNeil, Lawrence (2014) “The Impact of Export Demand on Domestic Productivity Improvement,” *Global Business and Economics Research Journal*, Vol. 3, No. 9, pp. 1–14.
- Nesson, Erik (2012) “The Distributional Effects of Tobacco Control Policies on Adult Smoking Behavior.” available at <https://cms.bsu.edu/-/media/WWW/DepartmentalContent/MillerCollegeofBusiness/Econ/research/WorkingPapers/bsuecwp201208Nesson.pdf>.
- Okamoto, Kazushi and Yuko Tanaka (2004) “Subjective Usefulness and 6-year Mortality Risks among Elderly Persons in Japan,” *The Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, Vol. 59, No. 5, pp. 246–249.
- Oshio, Takashi, Maki Umeda, and Mayu Fujii (2013) “The Association of Life Satisfaction and Self-rated Health with Income Dynamics among Male Employees in Japan,” *Japan and the World Economy*, Vol. 28, pp. 143–150.
- Oshio, Takashi and Miki Kobayashi (2010) “Income Inequality, Perceived Happiness, and Self-rated Health: Evidence from Nationwide Surveys in Japan,” *Social Science & Medicine*, Vol. 70, No. 9, pp. 1358–1366.
- Park, Cheolsung and Changhui Kang (2008) “Does Education Induce Healthy Lifestyle?” *Journal of Health Economics*, Vol. 27, No. 6, pp. 1516–1531.
- van der Pol, Marjon (2011) “Health, Education and Time Preference,” *Health Economics*, Vol. 20, No. 8, pp. 917–929.
- Promberger, Marianne and Theresa M. Marteau (2013) “When Do Financial Incentives Reduce Intrinsic Motivation? Comparing Behaviors Studied in Psychological and Economic Literatures,” *Health Psychology*, Vol. 32, No. 9, pp. 950–957.
- Reinhold, Steffen and Hendrik Jürges (2010) “Secondary School Fees and the Causal Effect of Schooling on Health Behavior,” *Health Economics*, Vol. 19, No. 8, pp. 994–1001.

- Rostila, Mikael, Maria L. Kölegård, and Johan Fritzell (2012) “Income Inequality and Self-rated health in Stockholm, Sweden: A test of the ‘Income Inequality Hypothesis’ on Two Levels of Aggregation,” *Social Science & Medicine*, Vol. 74, No. 7, pp. 1091–1098.
- Sargan, J.D. (1958) “The Estimation of Economic Relationships Using Instrumental Variables,” *Econometrica*, Vol. 26, No. 3, pp. 393–415.
- Sari, Nazmi (2009) “Physical Inactivity and Its Impact on Healthcare Utilization,” *Health Economics*, Vol. 18, No. 8, pp. 885–901.
- Sari, Nazmi (2011) “Exercise, Physical Activity and Healthcare Utilization: A Review of Literature for Older Adults,” *Maturitas*, Vol. 70, No. 3, pp. 285–289.
- Sasco, Annie J., Marie B. Secretan, and Kurt Straif (2004) “Tobacco Smoking and Cancer: A Brief Review of Recent Epidemiological Evidence,” *Lung Cancer*, Vol. 45, pp. S3–S9.
- Sasieni, Peter, Joanna Adams, and Jack Cuzick (2003) “Benefit of Cervical Screening at Different Ages: Evidence from the UK Audit of Screening Histories,” *British Journal of Cancer*, Vol. 89, No. 1, pp. 88–93.
- Sattelmair, Jacob, Jeremy Pertman, Eric L. Ding, Harold W. Kohl, William Haskell, and I-Min Lee (2011) “Dose Response between Physical Activity and Risk of Coronary Heart Disease a Meta-Analysis,” *Circulation*, Vol. 124, No. 7, pp. 789–795.
- Shampanier, Kristina, Nina Mazar, and Dan Ariely (2007) “Zero as a Special Price: The True Value of Free Products,” *Marketing Science*, Vol. 26, No. 6, pp. 742–757.
- Spiers, Nicola, Carol Jagger, Michael Clarke, and Antony Arthur (2003) “Are Gender Differences in the Relationship between Self-rated Health and Mortality Enduring? Results from Three Birth Cohorts in Melton Mowbray, United Kingdom,” *The Gerontologist*, Vol. 43, No. 3, pp. 406–411.

- Tenn, Steven, Douglas A. Herman, and Brett Wendling (2010) “The Role of Education in the Production of Health: An Empirical Analysis of Smoking Behavior,” *Journal of Health Economics*, Vol. 29, No. 3, pp. 404–417.
- Ueshima, Kazumune, Kazuko Ishikawa-Takata, Takashi Yorifuji, Etsuji Suzuki, Saori Kashima, Soshi Takao, Masumi Sugiyama, Toshiki Ohta, and Hiroyuki Doi (2010) “Physical Activity and Mortality Risk in the Japanese Elderly: A Cohort Study,” *American Journal of Preventive Medicine*, Vol. 38, No. 4, pp. 410–418.
- Wagstaff, Adam (1993) “The Demand for Health: An Empirical Reformulation of the Grossman Model,” *Health Economics*, Vol. 2, No. 2, pp. 189–198.
- Wan, Junmin (2006) “Consumption of Cigarettes, Nicotine, and Tar under Anti-smoking Policies: Japan as a Case Study,” *Osaka University Discussion Papers In Economics And Business*, No. 04-12-Rev.
- Warburton, Darren E.R., Crystal Whitney Nicol, and Shannon S.D. Bredin (2006) “Health Benefits of Physical Activity: the Evidence,” *Canadian Medical Association Journal*, Vol. 174, No. 6, pp. 801–809.
- Webbink, Dinand, Nicholas G. Martin, and Peter M. Visscher (2010) “Does Education Reduce the Probability of Being Overweight?” *Journal of Health Economics*, Vol. 29, No. 1, pp. 29–38.
- Windmeijer, Frank (2005) “A Finite Sample Correction for the Variance of Linear Efficient Two-step GMM Estimators,” *Journal of Econometrics*, Vol. 126, No. 1, pp. 25–51.
- Wooldridge, Jeffrey M. (2005) “Simple Solutions to the Initial Conditions Problem in Dynamic, Nonlinear Panel Data Models with Unobserved Heterogeneity,” *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 20, No. 1, pp. 39–54.
- Yen, Steven T. (2005) “Zero Observations and Gender Differences in Cigarette Consumption,” *Applied Economics*, Vol. 37, No. 16, pp. 1839–1849.
- 井伊雅子・大日康史 (2001) 「予防行動の分析」, 井伊雅子・大日康史 (編) 『医療サービス需要の経済分析』, 日本経済新聞社, 第9章, 173–194頁.

- 石井加代子・河井啓希 (2006) 「たばこ税の引上げや健康増進法は禁煙にどこまで有効か」, 樋口美雄 (編) 『日本の家計行動のダイナミズム 税制改革と家計の対応』, 慶應義塾大学出版会, 第9章, 211-236頁.
- 伊藤裕介・菅沼一男・芹田透・榊原僚子・知念紗嘉・丸山仁司 (2010) 「介護予防事業の運動介入が運動機能及び健康関連 QOL に及ぼす影響について-転倒経験の有無による検討」, 『理学療法科学』, 第25巻, 第5号, 779-784頁.
- 岩藤のり子 (2013) 「日常生活における身体活動の量および運動強度が生活習慣病のリスクファクターおよび医療費に及ぼす影響」, 『四国大学紀要』, 第36巻, 1-10頁.
- 岩本康志 (2000) 「健康と所得」, 国立社会保障・人口問題研究所 (編) 『家族・世帯の変容と生活保障機能』, 東京大学出版会, 第6章, 95-118頁.
- 梅澤敬・星山佳治・落合和徳 (2012) 「30歳未満女性の子宮頸がんに対する意識とがん検診受診要因に関する研究」, 『厚生指標』, 第59巻, 第2号, 17-22頁.
- 蝦名玲子 (2011) 「ヘルスリテラシー研究の概況」, 『日本健康教育学会誌』, 第19巻, 第2号, 158-162頁.
- 大石亜希子 (2000) 「高齢者の就業決定における健康要因の影響」, 『日本労働研究雑誌』, 第42巻, 第8号, 51-62頁.
- 大日康史・菅原民枝 (2006) 「1QALY獲得に対する最大支払い意思額に関する研究」, 『医療と社会』, 第16巻, 第2号, 157-165頁.
- 大原賢了・佐伯圭吾・根津智子・大林賢史・富岡公子・岡本希・車谷典男 (2014) 「がん検診の受診行動規定要因に関する検討」, 『厚生指標』, 第61巻, 第11号, 13-20頁.
- 岡田真平・上岡洋晴・武藤芳照・半田秀一 (2004) 「在宅高齢者における身体活動状況と医療費との関連について」, 『身体教育医学研究』, 第5巻, 第1号, 11-23頁.
- 奥野純子・徳力格尔・西嶋尚彦・久野譜也 (2003) 「「閉じこもり」高齢者の体力と生活機能および精神健康度との関連」, 『体力科学』, 第52巻, 237-247頁.
- 梶谷真也・小原美紀 (2006) 「有業者の余暇時間と健康投資」, 『日本労働研究雑誌』, 第48巻, 第7号, 44-59頁.

- 梶谷真也・小原美紀 (2010) 「予防行動と健康状態」, 『医療経済研究』, 第 22 卷, 第 1 号, 47-63 頁.
- 角田保・小椋正立・鈴木亘 (2005) 「喫煙習慣の世代関連鎖に関する計量経済学分析」, 田近栄治・佐藤主光 (編) 『医療と介護の世代間格差現状と改革』, 東洋経済新報社, 第 10 章, 221-240 頁.
- 兼任千恵・豊川智之・三好裕司 (2010) 「女性労働者の子宮がん検診受診行動に関わる要因-MYヘルスアップ研究から」, 『厚生指標』, 第 57 卷, 第 13 号, 1-7 頁.
- 河合晴奈・高山紗代・今井美和 (2010) 「子宮がん検診の受診行動に関わる因子の検討」, 『石川看護雑誌』, 第 7 卷, 59-69 頁.
- 菅万理 (2009) 「日本の高齢者の健康格差に関する計量分析-老人保健制度の効果に注目して」, 『医療経済研究』, 第 20 卷, 第 2 号, 85-108 頁.
- 岸田研作・柿原浩明・高塚直能・後藤励 (2007) 「運動習慣, 節酒習慣, 良い食事習慣の実践に影響する要因の分析」, 『医療と社会』, 第 17 卷, 第 3 号, 329-338 頁.
- 金正訓・田辺解・横山典子・千々木祥子・吉澤裕世・久野譜也 (2014) 「運動プログラム実施度を向上させる効果的なインセンティブ付与方法の検討 SWC プロジェクト (23)」, 『日本体育学会第 65 回大会』, 岩手大学, 8 月.
- 木村好美 (2013) 「健康診断の受診と社会階層」, 『早稲田大学大学院文学研究科紀要』, 第 58 卷, 35-44 頁.
- 近藤克則 (2005) 『健康格差社会:何が心と健康を蝕むのか』, 医学書院.
- 後藤励・西村周三・依田高典 (2007) 「禁煙意思に関するコンジョイント分析」, 『厚生指標』, 第 54 卷, 第 10 号, 38-43 頁.
- 坂佳奈子・高梨智子・南澤京子・竹下茂樹・木下雅雄・高田維茂・佐藤隆宣・長束美貴・緒方昭彦・金慶一・西田潤子・竹井淳子・荒木智恵子・角田博子・小野良樹 (2009) 「東京での職域乳癌検診の現状と今後の課題」, 『日本乳癌検診学会誌』, 第 18 卷, 第 2 号, 182-188 頁.
- 坂佳奈子・渡邊聡子・小野良樹 (2011) 「当施設における乳癌無料検診クーポン券の効果」, 『日本乳癌検診学会誌』, 第 20 卷, 第 2 号, 127-134 頁.

- 佐藤雅代 (2003) 「喫煙・飲酒の経済分析」, 大日康史 (編) 『健康経済学』, 東洋経済新報社, 第1章, 33-56頁.
- 佐野洋史・石橋洋次郎 (2009) 「医師の就業場所の選択要因に関する研究」, 『季刊社会保障研究』, 第45巻, 第2号, 170-182頁.
- 高久玲音 (2011) 「自治体はがん検診の受診率を向上させたいのか? 個別検診の実施に関する実証分析」, 『医療と社会』, 第21巻, 第3号, 249-264頁.
- 滝本幸治・宮本謙三・竹林秀晃・井上佳和・宅間豊・宮本祥子・岡部孝生 (2009) 「地域に根ざした高齢者運動教室の効果検証総合体力評価と効果要因の検討を踏まえて」, 『理学療法科学』, 第24巻, 第2号, 281-285頁.
- 立福家徳 (2012) 「社会経済的地位が壮年期女性の健康に与える影響: 動学的パネルデータによる実証」, 『医療経済研究』, 第24巻, 第2号, 157-168頁.
- 田辺解・横山典子・金正訓・千々木祥子・吉澤裕世・久野譜也 (2014) 「高額なインセンティブを付与する健康運動教室における参加者の運動実施度と健康状態の変化SWCプロジェクト (22)」, 『日本体育学会第65回大会』, 岩手大学, 8月.
- 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』, 第601巻, 5-24頁.
- 古元重和・竹田寛 (2010) 「三重県における乳がん検診無料クーポンならびに検診手帳配布の効果について」, 『日本乳癌検診学会誌』, 第19巻, 第3号, 179-183頁.
- 山田武 (2003) 「健康診断の受診と情報としての健康診断の価値」, 『医療と社会』, 第13巻, 第1号, 39-52頁.
- 湯田道生 (2010) 「健康状態と労働生産性」, 『日本労働研究雑誌』, 第52巻, 第8号, 25-36頁.
- 湯田道生 (2012) 「たばこ価格の上昇と供給ショックが喫煙行動に与えた影響」, 『医療経済研究』, 第24巻, 第2号, 142-156頁.
- 渡辺励 (2003) 「がん検診受診行動に関する要因分析」, 『医療と社会』, 第13巻, 第2号, 113-132頁.

初出一覧

第1章「わが国における生活習慣病の現状と生活習慣に関する先行研究の展望および分析課題」

書き下ろし

第2章「若壮年者の健康状態と就業行動の関係-内生性と個人の異質性を考慮した分析-」

『生活経済学研究』、第36巻、pp.73-84.

第3章「所得が健康に与える影響-動学的パネルデータによる検証-」

書き下ろし

第4章「高等教育が健康的な生活習慣に与える影響」

書き下ろし

第5章「喫煙量の価格弾力性はたばこへの依存度が高いほど低下するのか」

『生活経済学研究』、第39巻、pp.55-67.

第6章「がん検診無料クーポンの受診率向上効果」

書き下ろし

第7章「健康ポイント制度のコンジョイント分析」

書き下ろし

※筑波大学体育系久野譜也教授および慶應義塾大学経済学部駒村康平教授と筆者の共同研究

第8章「生活習慣に関する計量経済分析」

書き下ろし