

Panel Data Research Center, Keio University

PDRC Discussion Paper Series

【第4回学生論文コンテスト JHPS AWARD 受賞論文：最優秀賞】

禁煙と適正体重のトレードオフ関係と性格特性－「日本家計パネル調査」を用いた
禁煙と肥満のメカニズムとそのプロセスの実証分析－

青田 賢樹・安書 隣・田尾 歩・高崎 桃子

2023 年 3 月 31 日

DP2022-009

<https://www.pdrc.keio.ac.jp/publications/dp/8525/>



Panel Data Research Center, Keio University
2-15-45 Mita, Minato-ku, Tokyo 108-8345, Japan info@pdrc.keio.ac.jp
31 March, 2021

【第4回学生論文コンテスト JHPS AWARD 受賞論文：最優秀賞】

禁煙と適正体重のトレードオフ関係と性格特性－「日本家計パネル調査」を用いた禁煙と肥満のメカニズムとそのプロセスの実証分析－

青田 賢樹・安書 隣・田尾 歩・高崎 桃子

PDRC Keio DP2022-009

2023 年 3 月 31 日

JEL Classification: C33

キーワード：禁煙；肥満；時間割引率；性格ビッグファイブ；パネルデータ分析；固定効果モデル；変量効果モデル

【要旨】

本稿では、禁煙と肥満（BMI）の関係とそのメカニズムやプロセスについて、「日本家計パネル調査（JHPS/KHPS）」を用いて実証的に分析した。先行研究では、喫煙と肥満のそれぞれが健康や生産性、人的資本、経済成長などへ多岐にわたる負の影響をもたらすことや、喫煙行動やカロリー摂取行動による肥満が時間割引率と関係していること、喫煙や肥満は個々人の性格特性と相互に関わりあっていることなどが明らかにされている。しかし近年、海外の研究では、禁煙者ほど肥満になる可能性があり、禁煙と適正体重にはトレードオフの関係がある可能性が指摘されている。一方で、この関係が日本でも存在するのか、また、存在するとすれば、そのメカニズムやプロセスについては必ずしも明らかになっていない。そこで、本稿では、パネルデータを用いて、観測不能な個々人の異質性を排除した上で、禁煙と肥満の関係を分析し、禁煙と適正体重にはトレードオフ関係が存在するのかについて明らかにした。また、このトレードオフの関係が時間割引率などの性格特性によってもたらされるのかというメカニズムや、禁煙によってどのように食生活が変化することで肥満につながるのかといったプロセスについても検証した。分析の結果、喫煙者と喫煙経験のある禁煙者、喫煙経験のない非喫煙者と比較すると禁煙者ほど肥満度合いが高いことや、同一個人でも禁煙することによって肥満度合いが高くなる傾向があり、この傾向は1年程度続くということなどが示された。また、喫煙と肥満の双方に影響を与える性格特性として、時間割引率や外向性の高さと勤勉性の低さがあることなどが明らかになった。さらに、喫煙者が禁煙することで、喫煙欲の代替として食欲や飲酒欲が高まる傾向が見出せた。以上を踏まえると、禁煙には肥満につながるリスクがあり、また、特定の性格特性の強い人ほどそのリスクが大きいといえる。したがって、喫煙と肥満の両者を考慮した生活習慣病予防策が必要であり、例えば、個々人の性格特性に着目した禁煙後の肥満予防策を検討することや、禁煙後の食生活の指導を行うことなどが重要といえる。

青田 賢樹

慶應義塾大学 商学部

安書 隣

慶應義塾大学 商学部

田尾 歩

慶應義塾大学 商学部

高崎 桃子
慶應義塾大学 商学部

謝辞： 本稿の作成に当たり、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターから「日本家計パネル調査」（JHPS/KHPS）の個票データを提供して頂いた。

禁煙と適正体重のトレードオフ関係と性格特性

－「日本家計パネル調査」を用いた禁煙と肥満のメカニズムとそのプロセスの実証分析－

1.はじめに

現在、日本を含む主要国において、健康寿命¹の延伸に向けて生活習慣病やその予防に対する関心が高まっている（厚生労働省(2018)）。『World Health Statistics 2012』（世界保健機関（WHO））によれば、2008年の世界総死亡者数 5,700 万人のうち、63%にあたる 3,600 万人が、脳卒中やがん、心疾患、糖尿病等の生活習慣病が原因で死亡しており、さらに、日本生活習慣病予防協会（2012）では、今後 2030 年までに生活習慣病による死亡数は 5,500 万人に増加すると予測している。医療経済学の研究などでは、生活習慣病は当該本人の医療費の増加だけでなく、公的健康保険の財政悪化を招き、多くの国民の保険料を増加させる負の外部性をもたらすことや（U.S. Department of Health and Human Services （2017, p.3））、生産性や人的資本、経済成長に負の影響を与えることが指摘されている（Wang（2015））。こうした生活習慣病が社会経済に与える負の影響を踏まえると、生活習慣病を予防することの重要性は高いといえる。

生活習慣病をもたらす危険因子としては、喫煙と肥満が挙げられる（Abdel（1971））。喫煙は、肺がんや喉頭がんをはじめとするがんへの直接的な影響を及ぼすだけでなく、慢性疾患、血管疾患などを誘発する原因とされる（U.S. Department of Health and Human Services （2017））。肥満についても、OECD（2019）によると、がんや脳卒中、糖尿病などの疾病をもたらすと指摘されている。これらの危険因子のうち、喫煙については、世界的に減少傾向がみられる。世界の喫煙者数は、2019 年時点で 11 億 3,300 万人（男性で 9 億 4,000 万人、女性で 1 億 9,300 万人）と依然として多いものの、喫煙率は、2007 年の 22.7%から 2019 年の 19.6%と減少している（The Tobacco ATLAS（2022））。その一方で、肥満については世界的に増加傾向がみられる。世界の肥満人口は 1975 年から急速に増えており、2016 年時点で 6 億 4,100 万人（男性 2 億 6,600 万人、女性 3 億 7,500 万人）に達している（World Health Organization（2021））。

こうした傾向は日本も例外ではない。例えば、『喫煙率（国および都道府県）』（国立がん研究センター）によれば、日本全国の成人喫煙率は、男性では 1995 年以降減少傾向がみられるとともに、女性でも 2004 年以降、特に 20～40 歳代で緩やかに減少している。肥満について、世界保健機関（2016）によると日本は肥満率が非常に低い国（191 カ国中 185 位）といえるが、食生活の欧米化と運動不足を原因に、日本でも近年では肥満の人が増加している（世界保健機関（2016））。『国民健康・栄養調査結果』（厚生労働省）によると、肥満者の割合は男性で 33.0%、女性で 22.3%となっており、特に、男性では 2013 年から 2019 年の間に BMI が 25 以上である肥満者の割合が 28.6%から 33.0%へと増加している。

喫煙率の減少は生活習慣病の予防につながるため望ましい。しかし、近年、禁煙者ほど肥満になるという可能性、すなわち、禁煙と適正体重にはトレードオフの関係がある可能性が指摘されている。例えば、Ginawi et al.（2016）は、肥満は元喫煙者に最も多い一方で、現喫煙者に最も少ないことを示し、禁煙と肥満に正の相関関係があることを指摘している。また、Courrtremanche et al.（2015）は、ニコチンには代

¹ 厚生労働省 e-ヘルスネット『肥満と健康』によると、健康寿命は、「健康上の問題で、日常生活が制限されることなく生活できる期間」、平均寿命は、「平均寿命とは、生まれてから死ぬまでの時間」と定義されている。

謝を促進し、食欲を抑制する作用があるため、禁煙や減煙は体重増加につながる可能性があることを明らかにしている。このように、仮に禁煙と適正体重の間にトレードオフの関係が存在するならば、健康増進法²をはじめとする禁煙に関する政策を進める際に、禁煙者が肥満にならないような対策を講じる必要があるといえる。例えば、厚生労働省が国民の健康増進を目的に 2013 年から進めている「健康日本 21（第二次）」では、肥満予防策として食生活や飲酒、運動習慣の改善を重要視しているが、禁煙によって肥満になる可能性については考慮されていない。しかしながら、日本においても海外の先行研究で指摘されたような禁煙と適正体重のトレードオフの関係が存在するのか、また、存在するとしたらそのメカニズムは何かといったことは必ずしも明らかになっていない。

行動経済学や心理学の先行研究では、喫煙や肥満の要因として時間割引率の高さが関係することがしばしば指摘されている。ここで、時間割引率とは、将来の利益や満足が現在のそれに比べてどれだけ割引かれているかの度合いであり、個々人のせっかちさや我慢のなさを表す選好パラメータとされている（池田、2009）。喫煙について、Miura（2001）は、時間割引率が高い人は喫煙によって引き起こされる将来の結果を最小限の価値とみなすため、喫煙行為に至る傾向があることや、時間割引率が低い喫煙者ほど、禁煙や喫煙量の削減を希望する傾向があることを明らかにしている。一方、肥満についても、池田（2009）は、カロリー摂取の時点とそれが体重の増加に影響を及ぼす時点の間に時間的なずれが生じるため、時間割引率が高い人ほど肥満になりやすいことを明らかにしている。

このように、喫煙と肥満のそれぞれが時間割引率の高さによってもたらされているという先行研究の知見を踏まえると、もともと喫煙者ほど時間割引率が高いため、その人が禁煙すると、喫煙の代わりにカロリー摂取を行うようになるなどして、より肥満になりやすくなるという可能性が見出せる。つまり、禁煙と適正体重のトレードオフの関係は、時間割引率などの性格特性によってもたらされていると推察できる。しかし、禁煙と適正体重のトレードオフの存在と時間割引率などの性格特性の間の関係について、データを用いて検証した研究は未だ存在しない。

そこで本稿では、禁煙と適正体重のトレードオフに時間割引率などの性格特性が関係している可能性を探るため、「日本家計パネル調査（JHPS/KHPS）」（慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター）の個票データを用いた検証を行う。個々人のパネルデータを用いて分析することで、性別、学歴、家族構成だけでなく、観察不能な個々人の異質性をコントロールした上で、禁煙と肥満の関係や時間割引率などの性格特性との関係を適切に示すことができる。さらに、JHPS は喫煙や肥満度合いとともに、間食量や飲酒量といった情報も把握できるため、禁煙と適正体重のトレードオフが生じる過程として、禁煙によって食生活がどのように変化するかを検証することもできる。

上述したように一部の先行研究では、禁煙と肥満の関係性は指摘されてきたが、時間割引率などの性格特性の違いが両者の関係をもたらしめていることや、禁煙後に間食・飲酒行動が変化して肥満に至る可能性があることについては分析がなされていないため、こうした分析を行うことが本稿の特色といえる。分析では、まず、禁煙後の行動変化を通じて禁煙者の肥満度合いに影響を与えているという仮説のもと、禁煙が肥満に与える影響について変量効果モデルと固定効果モデルを用いて推計する。次に、時間割引率や性

² 厚生労働省 e-ヘルスネット『健康増進法』によると、健康増進法は、平成 14 年に国民の健康維持と現代病予防を目的として制定された法律である。

格ビッグファイブといった人々の性格特性が喫煙経験や肥満度合いに与える影響を多項ロジットモデルなどを用いて分析する。最後に、禁煙後に肥満になるメカニズムを明らかにするために、禁煙後に食事量や間食、飲酒などが増えるかどうかを変量効果モデルと固定効果モデルなどによって検証する。このように、禁煙と肥満の間のメカニズムをパネルデータから明らかにすることで、今後の禁煙政策や肥満予防政策、生活習慣病予防策などへの含意を導出する。

本稿の構成は以下の通りである。第2節では、関連する先行研究を紹介する。第3節では、本稿で利用するデータ及び変数について述べる。第4節では、禁煙と肥満の関係について、固定効果モデルと変量効果モデルを用いて分析する。第5節では、禁煙と肥満の関係が、時間割引率などの人々の性格特性によってもたらされている可能性を検証すべく、多項ロジットモデルやOLSで分析する。第6節では、禁煙後に肥満になるメカニズムの解明のために、禁煙が食生活に与える影響について、変量効果モデルや固定効果モデル、変量効果順序ロジットモデルを用いて分析する。最後に、第7節で結論や考察、課題点を述べる。

2. 先行研究

(1) 肥満の研究

本項では、肥満の要因に関する先行研究を概観する。まず、医学・疫学的には、肥満の原因は主に生活習慣にあると指摘されている。例えば、Hruby (2016) は、肥満の要因として、遺伝とともに、不健康的な食事や運動不足、短い睡眠時間、シフト制勤務、住環境が関係していると指摘している。また、大森(1966)も、食事と運動の質と量のバランスのくずれが肥満を引き起こすことを示唆している。

一方、経済学や行動経済学の研究では、肥満の背景には、就労、学歴、所得格差などの社会経済要因のほか、時間割引率などの性格特性があると指摘されている。例えば、長谷川 (2011) は、都道府県別の肥満者割合と社会経済格差の関係について研究を行った結果、男性は完全失業率と保有自家用車数が、女性は大学等進学率とジニ係数、保有自家用車数が肥満者割合と有意な関係を持っていることを示している。また、肥満度合いの個人差と時間割引率の個人差の相関関係を分析した池田 (2009) は、時間割引率の高い被験者ほど重度肥満確率が 2.1% 高く、やせ確率が 3.60% 低いことを示した³。さらに、吉野ほか (2020) は、勤勉性が高い人ほど BMI が低く、外向性が高い人ほど BMI が高いことを明らかにしているほか、Sutin et al. (2011) は、外向性の高い人や神経症的傾向がある人、良心的な人ほど BMI が高い傾向があることや、衝動性⁴が上位 10% の人は下位 10% の人より体重が 11kg 多いことなどを示している。

このように、肥満には、食事や運動習慣などのライフスタイルのほかに、属性や時間割引率などの性格特性が関係していることがわかる。

(2) 禁煙の研究

³ 日本肥満研究学会は 2000 年に、BMI25 以上を肥満、30 以上を重度肥満、22 を標準（理想）、18.5 未満をやせと定義している。

⁴ Sutin et al. (2011) によると、衝動性とは、確実で身近な行動の結果の選択において、より報酬の高い選択肢よりもより報酬の低い選択肢を選ぶことである。

1)喫煙の要因に関する先行研究

喫煙の要因に関する研究は社会経済学や心理学の分野で活発に行われており、喫煙・禁煙の行動を決定する要因としては、性別や心理的要因、社会的環境要因、教育水準などの個人属性が指摘されている。具体的には、Yi-Wen et al. (2008) は、無作為抽出で選ばれた台湾の喫煙者 917 名を対象に喫煙の開始時期や習慣に関する調査を行い、男性の 1 日の喫煙本数は女性より有意に多いことや、男性の喫煙行動が社会環境や構造的要因に大きく影響されるのに対し、女性の喫煙行動は体重や感情をコントロールしたいといった個人的な欲求によって影響される傾向があることを示した。また、家族間の関係という側面から喫煙について分析した Berkman et al. (2000) は、社会的支持や家族の支持が低い人ほど、喫煙率が高く、禁煙成功率は低くなることや、喫煙者は寂しさや孤独を感じる傾向が大きく、ストレスに耐えるための手段として喫煙が習慣化していることなどを示した。Fernandez et al. (2001) は、中等教育や大学教育を受けた人の禁煙率が高いことを明らかにした。

2)喫煙と時間割引率などの性格の関係に関する先行研究

喫煙は時間割引率と関係があることが先行研究で明らかにされている。例えば、Moslem et al. (2020) は、35 歳から 65 歳の 792 人に行ったアンケートをもとに時間割引率と喫煙行動の関係を調査し、時間割引率が 1%高いと喫煙者である可能性が 4.4 ポイント高いことを明らかにした。また、Miura (2018) は、2011 年から 2013 年の 13,863 人のパネルデータを用いて、時間割引率と喫煙行動の間に正の相関があることや、時間割引率が低い人ほど禁煙を試みる傾向が高いことなどを明らかにしている。Brown et al. (2012) は、オーストラリアにおける家計と労働力の計 1827 名の調査データを使用し、時間割引率が低い喫煙者のほうが、時間割引率が高い喫煙者と比較して、禁煙する可能性が高いことを示した。このほか、阿部ほか (2015) は、小塩ほか (2012) による日本語版ビッグファイブ尺度 (TIPI-J) を使用し、外向性が高いほど、また、勤勉性が低いほど、喫煙しやすいことを示した。さらに、阿部ほか (2015) は、男性は協調性が高い人ほど喫煙しやすいのに対して、女性は協調性が低い人ほど喫煙しやすい傾向があることも示した。一方、加藤ほか (1987) は、神経症傾向の低い人ほど喫煙率が高く、ヘビースモーカーが多いことや、喫煙者は外向的で神経症傾向が高く、精神病質傾向も高いという特徴をもっていることなどを明らかにしている。

以上のように、喫煙の性格に関する研究は、性格ビッグファイブを用いた研究が活発に行われており、喫煙者は外向性や神経症傾向が高く、勤勉性が低いことが明らかになっている。また、協調性に関しては、男性では高い人ほど喫煙しやすいのに対して、女性では低い人ほど喫煙しやすいという傾向があることが分かっている。

(3)禁煙と肥満に関する研究

1)禁煙と肥満の関係に関する先行研究

先行研究では、禁煙は体重増加につながるが、喫煙量の減少が肥満度合いに与える影響については見解が分かれている。まず、5,000 人のサウジアラビア人を対象とした横断面データを用いた Ginawi et al. (2016) は、肥満は元喫煙者に最も多く、現喫煙者に最も少ないことを示している。また、スウェーデン

の女性非喫煙者 2381 人と女性喫煙者 1550 人を対象に長期間の追跡調査を行った Janzon et al. (2004) は、禁煙者は継続喫煙者より 3.5kg、非喫煙者より 2.8kg 多く体重が増加する傾向があることを明らかにしている。さらに、Courrtemanche et al. (2015) は、ニコチンには代謝を促進し、食欲を抑制する作用があるため、禁煙や減煙は体重増加につながる可能性があることを報告した。

こうした医学・疫学研究のほか、経済学でも禁煙と肥満の関係について研究されており、例えば、1998 年から 2006 年にかけて行われた BRFSS (18 歳以上のアメリカ人成人を対象とした全国代表調査) を用いた Liu et al. (2010) は、喫煙と体重の関係を二段階最小二乗推定で検討した結果、喫煙量の減少が肥満の上昇につながる可能性があることを示した。ただし、2004 年から 2006 年の British Household Panel Survey (BHPS) を用いて喫煙と体重の因果関係について DID 分析した Pieroni et al. (2016) は、禁煙には体重を増やす影響があるものの、喫煙量の減少については体重に影響しないことを示した。また、上述の BRFSS を用いた Gruber et al. (2005) は、喫煙量の減少は米国における肥満率の上昇に関係していないと指摘している。

2) 禁煙後の行動変化に関する先行研究

禁煙後の行動変化に着目した研究も行われており、例えば、矢口ほか (2011) は、禁煙者は男女ともに非喫煙者に比べて酒類摂取量が多いことを明らかにしている。また、南部ほか (2022) は、2015 年度から 2019 年度までの健康診査連続受診者の男性 1,923 名のうち、禁煙をした受診者の体重の経年変化を分析し、喫煙本数が 20 本以上の方は、禁煙を契機に食べる速度が速まることを示している。

3. 利用データ・変数

本稿では、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターの「日本家計パネル調査」(以下、JHPS/KHPS) を用いる。JHPS/KHPS は 2014 年に (旧)「日本家計パネル調査 (JHPS)」と (旧)「慶應義塾家計パネル調査 (KHPS)」が統合されたデータである。KHPS は 2004 年から全国約 4,000 世帯、7000 人を対象に実施されており、同一対象者を継続的に追跡調査したパネルデータである。JHPS は 2009 年より全国 4000 人の男女を対象として同時並行的に実施している。KHPS は 20 歳から 69 歳の男女、JHPS は 20 歳以上の男女を対象としている。調査対象者は層化 2 段無作為抽出法により選択している。また、調査は留置訪問調査法により行われている。JHPS と KHPS サンプル抽出の母集団は重なっているが、調査回答者は KHPS と JHPS で重複はない。調査項目としては個人属性、家族構成、学歴、生活時間の状態など総合的なトピックを扱っている。

本稿の分析では、対象年を 2009 年から 2020 年に、また対象者を 20 歳から 65 歳の男女に限定する。なお、対象者を限定しても、各年とも 4000 から 6000 程度のサンプルを利用することができる。以下では、本節の分析で利用する各変数の概要について説明する。まず、各個人の喫煙状態について、JHPS/KHPS には「あなたはタバコを吸われますか」という質問項目があり、その回答の選択肢として「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」の 4 つがあるため、「1:毎日吸

う」「2:ときどき吸う」を喫煙者、「3:以前吸っていたが今は吸わない」を禁煙者、「4:以前から吸わない」を非喫煙者（喫煙経験なし）として定義し、非喫煙者をベースとして喫煙者を 1 とする喫煙ダミー変数と喫煙者を 1 とする禁煙ダミーを用いる。

次に、各個人の肥満度合いについて、BMI (Body Mass Index) という変数を用いる。BMI は、体重 (kg) を身長 (m) の 2 乗で除した値として定義される。また、本研究では、日本肥満研究学会が 2000 年に定めた基準に従って、BMI25 以上を肥満、18.5 以上 25 未満を普通体重、18.5 未満を低体重と定義し、低体重の人を 1 とする低体重ダミー、普通体重の人を 1 とする普通体重ダミー、肥満の人を 1 とする肥満ダミーを用いる。

続いて、性格特性を示す変数として時間割引率と性格ビッグファイブ指標を用いる。時間割引率は「あなたは 1 ヶ月後に 1 万円もらうかわりに 13 ヶ月後に最低いくらもらえれば満足できますか」という質問項目を用いて、「1:9,500 円」「2:10,000 円」「3:10,200 円」「4:10,400 円」「5:10,600 円」「6:11,000 円」「7:12,000 円」「8:14,000 円」と回答した人それぞれについて、「-5%」「0%」「2%」「4%」「6%」「10%」「20%」「40%」とした。性格ビッグファイブは、小塩ほか (2012) によって作成された、日本語版 Ten Item Personality Inventory (TIPI-J) に基づく 10 個の質問項目から算出し、5 つの性格因子を各 2 項目で測定している。ここで、5 つの性格因子とは、外向性、勤勉性、神経症的傾向、開放性のことを指し、数値が大きいほど各個人が強いそれぞれの性格指標を持つことを示している。

さらに分析では、禁煙と肥満の関係が生じるプロセスを捉えるため、飲食にも注目する。具体的には、食費として、世帯全体の 1 カ月当たりの支出食料費を用いる。加えて、間食頻度として、菓子パンやお菓子を食べる頻度について、「0:全く食べない」「1:週 1 回未満」「2:週 1 回」「3:週 2-3 回」「4:週 4-6 回」「5:毎日 1 回」「6:毎日 2 回以上」を質的変数として用いる。また、飲酒頻度として、「0:全く飲まない」「1:月に数回飲酒する」「2:週に 1-2 回飲酒する」「3:週に 3 回以上飲酒する」「4:毎日飲酒する」を質的変数として用いる。

このほか、個人属性として男性を 1 とする男性ダミー、年齢層について、20 代を 1 とする 20 代ダミー、30 代を 1 とする 30 代ダミー、40 代を 1 とする 40 代ダミー、50 代を 1 とする 50 代ダミー、60 代を 1 とする 60 代ダミー、学歴について、最終学歴が中学の人をベースとして最終学歴が高校の人を 1 とする高卒ダミー、大学の人を 1 とする大卒ダミー、大学院の人を 1 とする大学院卒ダミーを用いる。また、家族構成に関する変数として、配偶者がいる人を 1 とする配偶者ダミー、子どもがいる人を 1 とする子どもダミー、未就学児がいる人を 1 とする未就学児ダミーを用いる。また、家計について、昨年の世帯収入を尋ねる質問項目を用いて、家計所得の変数を作成し、6 節の推計におけるコントロール変数として用いる。

これらの変数の基本統計量は表 1 の通りである。表 1 をみると、まず個々人の喫煙状態に関する変数について、非喫煙者ダミー、喫煙者ダミー、禁煙ダミーに着目すると、非喫煙者は全体の半数を、喫煙者、禁煙者はそれぞれ全体の 4 分の 1 を占めており、全体の半数近くが喫煙経験を持つことが読み取れる。厚生労働省国民健康・栄養調査 (2019) によると、成人喫煙率は 27.1%となっており、使用データにおけるバイアスは生じていないといえる。次に、個々人の肥満度合いに関する変数に着目すると、BMI の平均値は、22.71 であり、普通の人が多いことがわかる。厚生労働省国民健康・栄養調査 (2019) によると、普通体重の人の割合は 65.7%と最も多くなっているため、使用データにおけるバイアスは生じていないといえる。

続いて、飲食に関する変数について、食費に着目すると、月平均支出額が 61,360 円ほどである。間食頻度に着目すると、菓子パンやお菓子を週に 1 回ほど食べる人が多いことがわかる。最後に、飲酒頻度の平均値からは、週に 1 ～ 3 回飲酒する人が多いことが読み取れる。時間割引率に着目すると、平均値が 16.82% 程度であることがわかる。

表 1 基本統計量

変数名	標本数	平均	標準偏差	最小値	最大値
被説明変数					
非喫煙者ダミー	58,845	0.536	0.499	0	1
喫煙者ダミー	58,845	0.231	0.421	0	1
禁煙者ダミー	58,845	0.230	0.421	0	1
BMI	40,292	22.71	3.448	11.43	44.57
低体重ダミー	58,845	0.545	0.227	0	1
普通体重ダミー	58,845	0.481	0.5	0	1
肥満ダミー	58,845	0.465	0.499	0	1
食費(千円)	55,736	61.36	32.25	0	200
間食頻度	7,614	3.423	1.516	0	6
飲酒頻度	58,531	1.358	1.321	0	4
説明変数(性格特性)					
時間割引率	39,077	16.82	14.91	5	40
外向性	42,445	8.327	2.565	2	14
協調性	42,408	6.014	1.880	2	14
勤勉性	42,337	7.934	2.178	2	14
神経症的傾向	42,409	7.701	2.223	2	14
開放性	42,379	7.737	2.252	2	14
コントロール変数(性別)					
男性ダミー	58,845	0.489	0.500	0	1
コントロール変数(年齢層)					
20代ダミー	58,845	0.0734	0.261	0	1
30代ダミー	58,845	0.183	0.387	0	1
40代ダミー	58,845	0.247	0.431	0	1
50代ダミー	58,845	0.238	0.426	0	1
60代ダミー	58,845	0.258	0.438	0	1
コントロール変数(学歴)					
中卒ダミー	58,845	0.0482	0.214	0	1
高卒ダミー	58,845	0.441	0.496	0	1
大卒ダミー	58,845	0.154	0.361	0	1
大学院卒ダミー	58,845	0.261	0.439	0	1
コントロール変数(家族構成)					
配偶者ダミー	58,845	0.745	0.436	0	1
子どもダミー	58,845	0.0196	0.139	0	1
未就学児ダミー	58,845	0.151	0.358	0	1
コントロール変数(家計)					
家計所得	44,011	349	267	0	1,400
ID数	5,375	5.375	5.375	5.375	5.375

4. 禁煙と肥満の関係

(1)分析アプローチ

本節では、禁煙と肥満の関係について、喫煙状態の個人間の違いによって肥満度合いがどの程度異なるかを変量効果モデルで、また、同一個人の喫煙状態の変化が肥満度合いの変化にどのように影響するかを固定効果モデルで推計する。具体的な推計式は以下の(1)式と(2)式のとおりである。

$$BMI_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 S_{it}^{smoke} + \alpha_2 S_{it}^{quit} + \alpha_3 X_{it} + T_t + F_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$BMI_{it} = \alpha_0 + \alpha_3 S_{it}^{smoke} + \alpha_2 X_{it} + T_t + F_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

ここで、被説明変数 Y_{it} は個人 i の t 年の BMI を表す。説明変数のうち、 S_{it}^{smoke} は喫煙者ダミー、 S_{it}^{quit} は禁煙者ダミーである。上述したように JHPS/KHPS では喫煙状態について、現時点の喫煙の有無だけでなく、「以前吸っていたが今は吸わない」という過去の喫煙経験、すなわち、禁煙者かどうかを把握できるため、(1)式では非喫煙者（喫煙経験なし）をベースにして、喫煙者と禁煙者をダミー変数として説明変数に入れる。喫煙者ほど時間割引率が高いため、喫煙者が禁煙することで肥満になりやすい傾向があるとすれば、 S_{it}^{quit} の係数は負に推計されるはずである。 X_{it} はコントロール変数であり、男性ダミー、年齢層ダミー、学歴ダミーを含める。 T_t は時間効果を示す変数であり、年ダミーを含める。 F_i は時間によって変わらない個々人の持つ固有効果を指す。 ε_{it} は誤差項であり、 α_0 は定数項、 $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4$ は係数を示す。

(2)式は各年の喫煙の有無を示す喫煙者ダミー S_{it}^{smoke} を説明変数に用いており、固定効果モデルとして推計することで、個人の異質性をコントロールしたうえで、同一個人内の喫煙行動の変化が肥満度合いの変化に与える影響が係数として推計されることになる。ここでも禁煙によって肥満度が高まるとしたら、喫煙ダミー S_{it}^{smoke} の係数は負に推計されるはずである。なお、推計では、禁煙後に肥満度合いが高まるまでに時間がかかる可能性を考慮して、1年前と2年前の喫煙ダミーも説明変数に含めた推計も試みる。

(2)予備的分析

推計の前に、喫煙状態と BMI の関係を概観するため、図 1 には、非喫煙者、喫煙者、禁煙者別に BMI の平均値を示した。図をみると、非喫煙者、喫煙者、禁煙者の順に BMI が高くなっており、他の要因をコントロールしていないものであるが、禁煙者ほど BMI が高いことが読み取れる。また、個人内での変化を確認するため、図 2 には、前年も当年も喫煙していない人、前年も当年も喫煙している人、前年には喫煙していなかったが当年に喫煙し始めた人、前年に喫煙していたが当年に禁煙した人それぞれについて、BMI の前年から当年の差分を示した。図をみると、喫煙状態に変化のない非喫煙者や喫煙者の BMI は大きく変わらない一方で、禁煙した人ほど BMI が増加し、新たに喫煙し始めた人ほど BMI が減少していることがわかる。このことから、喫煙は肥満度合いを小さくする影響があり、だからこそ、喫煙していた人が禁煙することで肥満度合いが大きくなってしまいうリスクがある可能性を指摘することができる。以下の推計では、他の要因をコントロールしたうえで、こうした違いや変化が統計的に有意なものであるかを確認する。

図 1 喫煙状態と BMI の関係（水準）

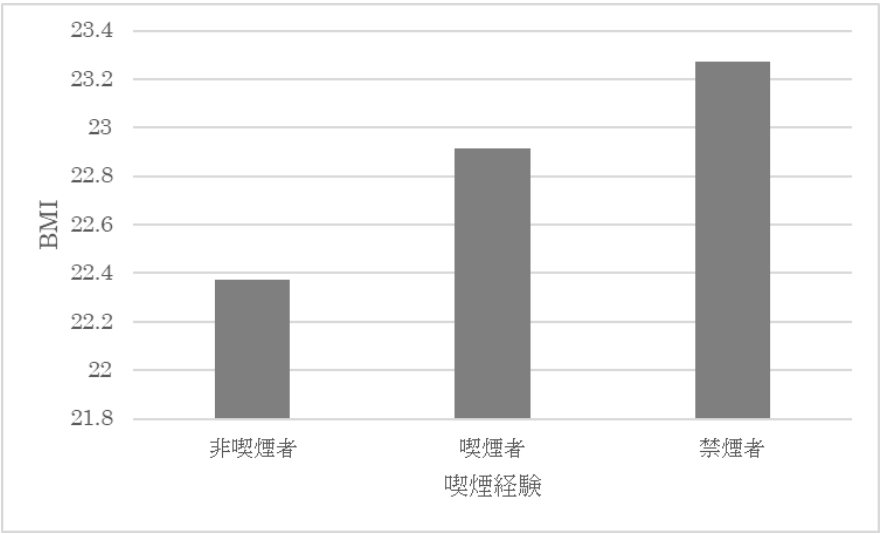
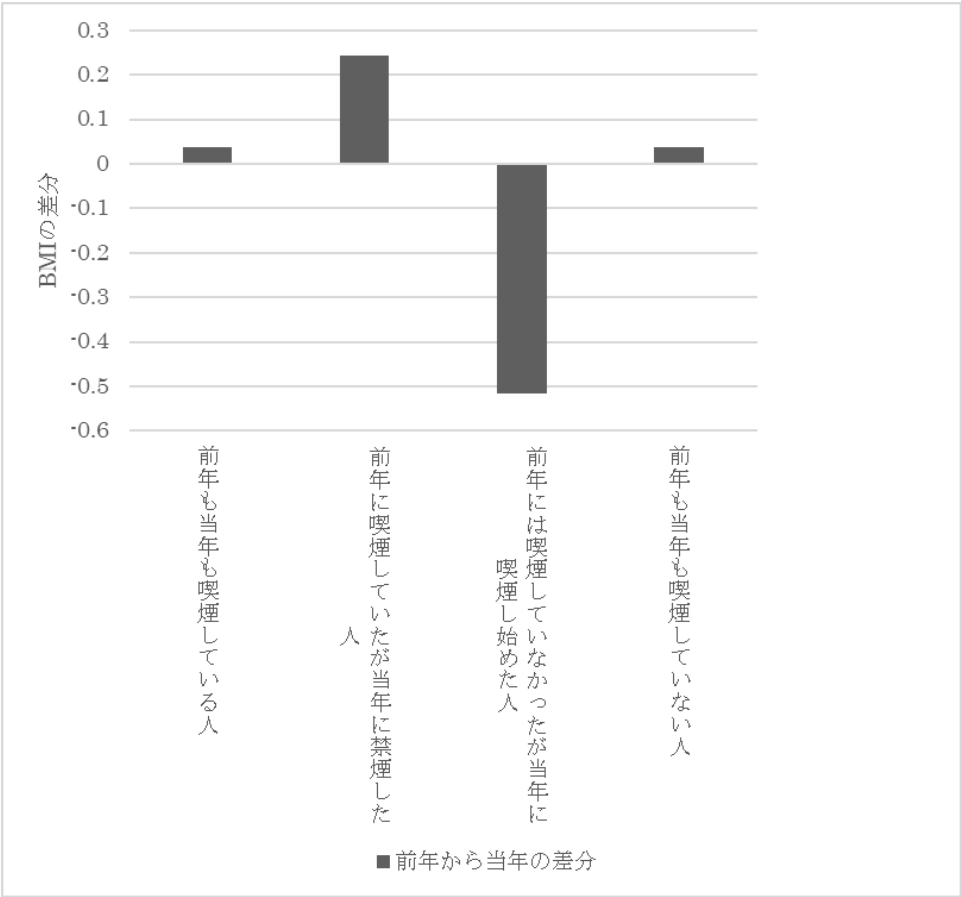


図 2 喫煙状態と BMI の関係（変化）



(3)推計結果

推計結果は表 2 の通りである。まず、変量効果モデルの推計結果である(1)列をみると、喫煙者ダミーの係数は-0.159 とマイナスで有意に、また、禁煙者ダミーの係数は 0.112 とプラスで有意に推計されており、非喫煙者よりも喫煙者の肥満度は小さい一方で、禁煙者の肥満度は大きいことがわかる。次に、固定効果モデルの推計結果は(2)～(5)列のとおりであり、(2)～(4)列は喫煙者ダミーの時点を当年、1 年前、2 年前としたケースであり、(5)列はそれぞれを同時に用いたケースである。まず(2)列をみると、喫煙ダミーの係数はマイナスで有意になっており、喫煙していた人が禁煙すると BMI が 0.261 高くなることが示されている。同様に、(3)列では、1 年前の喫煙ダミーの係数がマイナスで有意であり、1 年経っても禁煙によって BMI が 0.255 高くなった状態が続くことがわかる。ただし、(4)列をみると 2 年前の喫煙ダミーの係数は有意でなくなっており、禁煙による BMI の増加は 2 年後にはみられなくなるといえる。なお、こうした傾向は、すべての時点を含めた(5)列でも確認できる。

以上の推計結果から、喫煙は肥満度を小さくする影響を持っており、そのために禁煙することで肥満度が高くなる傾向があり、その傾向が 1 年程度は続くことが明らかになった。この点は海外のデータを用いて禁煙と肥満の関係を検証した Ginawi et al. (2016) などの先行研究の結果と整合的であり、日本のデータでも同様の関係性があるとともに、その関係性が持続することを示すことができたといえる。ただし、限界効果は 0.11~0.26 程度の違いとなっており、BMI への影響度としては必ずしも大きいとはいえない。

なお、コントロール変数については、(1)列をみると、男性は女性と比べて、BMI が 1.558 高い傾向があることがわかる。次に、(1)～(5)列をみると、20 代～50 代までは年齢を重ねるにつれて BMI が高くなり、60 代では 20 代、30 代より BMI は高いが、40 代、50 代よりは低いことが読み取れる。家族構成と BMI の関係については、配偶者がいる人は配偶者がいない人と比べて、BMI が 0.305~0.363 高いことがわかる。次に、子どもの有無は BMI とほとんど関係ないことが読み取れる。(3)列については、子どもがいる人は、子どもがいない人に比べて、10%水準で BMI が 0.101 有意に高くなっている。(1)列では未就学児がいる人は、いない人と比べて、BMI が 0.0957 低い。一方で、(2)～(5)列では、未就学児がいる人はいない人と比べて、BMI が 0.348~0.424 高くなっている。学歴については、(1)列において、中卒の人に比べて、大卒の人は 0.553、大学院卒の人は 0.432、BMI が低い結果となっている。また、時間効果を考慮するため、(1)～(5)列のすべての推計において、年ダミーをコントロール変数として含めているが、BMI は年々増加傾向あることが読み取れる。

表 2 喫煙と肥満の関係についての推計結果（変量効果・固定効果モデル）

変数名	被説明変数：BMI				
	RE	FE			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
喫煙状態ダミー(喫煙経験のない非喫煙者がベース)					
喫煙者ダミー	-0.159** (0.0630)				
禁煙者ダミー	0.112*** (0.0419)				
喫煙状態ダミー(非喫煙者がベース)					
喫煙ダミー		-0.261*** (0.0595)			-0.148** (0.0608)
喫煙ダミー (1年前)			-0.255*** (0.0596)		-0.147*** (0.0512)
喫煙ダミー (2年前)				-0.0858 (0.0591)	-0.0281 (0.0535)
男性ダミー	1.558*** (0.0811)				
年齢層ダミー (20代がベース)					
30代ダミー	0.433*** (0.0659)	0.355*** (0.0714)	0.331*** (0.0796)	0.310*** (0.0838)	0.305*** (0.0847)
40代ダミー	0.739*** (0.0740)	0.612*** (0.0845)	0.583*** (0.0937)	0.549*** (0.0982)	0.535*** (0.0990)
50代ダミー	0.822*** (0.0777)	0.651*** (0.0940)	0.616*** (0.104)	0.570*** (0.109)	0.553*** (0.109)
60代ダミー	0.621*** (0.0818)	0.424*** (0.103)	0.403*** (0.114)	0.365*** (0.119)	0.348*** (0.120)
家族構成ダミー(中卒がベース)					
配偶者ダミー	0.305*** (0.0702)	0.363*** (0.0836)	0.341*** (0.0902)	0.353*** (0.0942)	0.351*** (0.0951)
子どもダミー	0.0453 (0.0458)	0.0432 (0.0461)	0.101* (0.0539)	0.0681 (0.0577)	0.0643 (0.0579)
未就学児ダミー	-0.0957*** (0.0315)	-0.0988*** (0.0320)	-0.0904*** (0.0324)	-0.0898*** (0.0323)	-0.0915*** (0.0322)
学歴ダミー(中卒がベース)					
高卒ダミー	-0.141 (0.119)				
大卒ダミー	-0.553*** (0.141)				
大学院卒ダミー	-0.432*** (0.132)	-0.220 (0.052)	-0.145 (0.030)	0.103 (0.504)	0.0118 (0.522)
年ダミー	yes	yes	yes	yes	yes
定数項	21.28*** (0.128)	21.91*** (0.203)	22.31*** (0.206)	22.22*** (0.183)	22.31*** (0.187)
決定係数		0.0283	0.253	0.021	0.0224
標本数	40,292	40,195	34,852	30,633	30,399
ID数	7,832	7,829	6,851	5,113	5,100

(注1)括弧内は、ロバスト標準誤差を示す。
(注2)*** ** *はそれぞれ1% 5% 10%水準で有意であることを示す。
(注3)表中のREは変量効果モデル、FEは固定効果モデルを示す。

5. 時間割引率や性格ビッグファイブといった性格特性が喫煙・肥満に与える影響

(1) 分析アプローチ

本節では、前節で確認した禁煙と肥満の関係性が、時間割引率や性格ビッグファイブといった人々の性格特性によってもたらされている可能性を検証する。具体的には、以下の(3)式と(4)式を多項ロジットモデルとして、また、(5)式を変量効果モデルで推計する。

$$\{S_{it}^{smoke}, S_{it}^{quit}, S_{it}^{nonsmoke}\} = a_0 + a_1 M_i + a_2 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$\{B_{it}^{underweight}, B_{it}^{normal}, B_{it}^{obese}\} = a_0 + a_1 M_i + a_2 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$BMI_{it} = a_0 + a_1 M_i + a_2 X_{it} + \varepsilon_{it}, \quad i \in \{S_i^{smoke}, S_i^{quit}, S_i^{nonsmoke}\} \quad (5)$$

ここで、(3)式と(4)式では、喫煙状態を喫煙者 S_i^{smoke} 、禁煙者 S_i^{quit} 、非喫煙者（喫煙経験なし） $S_i^{nonsmoke}$

の3つ、また、肥満度合いを低体重 $B_{it}^{underweight}$ (BMI18.5未満)、普通体重 B_{it}^{normal} (BMI18.5以上25.0未満)、肥満 B_{it}^{obese} (BMI25.0以上)の3つに分類し、被説明変数として用いる。説明変数 M_i は、各個人 i の時間割引率や性格ビッグファイブ指標(外向性、協調性、勤勉性、神経症傾向、開放性)である。(3)式と(4)式は時間割引率や性格ビッグファイブ指標が大きいほど、肥満と喫煙者になる傾向が共に高まるかを多項ロジットモデルで確認する。時間割引率や外向性の高い人、勤勉性の低い人ほど、喫煙や肥満になる傾向があるとすれば、喫煙者、肥満の人が被説明変数となる推計では、 M_i の中でも時間割引率、外向性の係数は正に、勤勉性の係数は負に推計されるはずである。

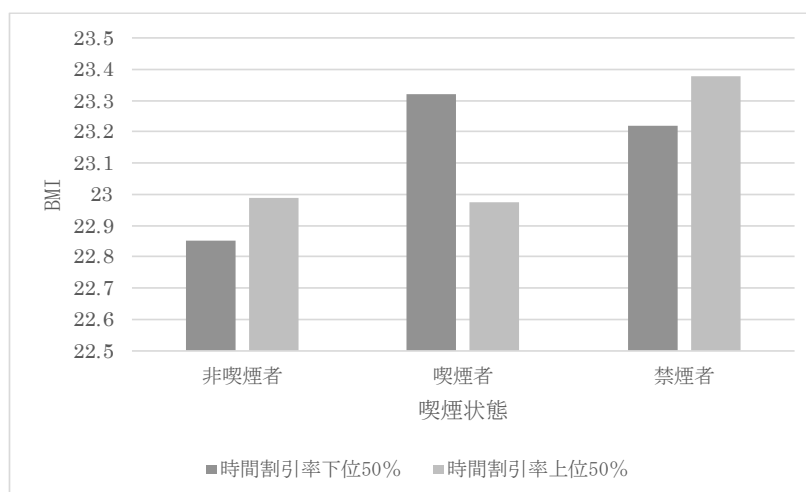
また、(5)式は喫煙者・禁煙者・非喫煙者の中でも時間割引率や性格ビッグファイブ指標が大きいほど、肥満傾向になりやすいかを確認するものである。禁煙と適正体重にはトレードオフの関係があり、喫煙者・禁煙者の中でも時間割引率や外向性の高い人、勤勉性の低い人ほど肥満傾向にあるとすれば、 M_i の中でも時間割引率、外向性の係数は正に、勤勉性の係数は負に推計されるはずである。

X_{it} はコントロール変数であり、男性ダミー、年齢層ダミー、学歴ダミー、年ダミーを含める。 ε_{it} は誤差項であり、 a_0 は定数項、 a_1 と a_2 は係数ベクトルを示す。なお、時間割引率⁵や性格ビッグファイブ等の性格特性は、幼少期に形成されて成人してからには変わりにくいという点で、外生変数とみなせることから、本節での推計結果は因果関係として解釈する。

(2)予備的分析

図3は時間割引率上位50%と下位50%の人に分けて、喫煙状態とBMIの関係を示したものである。図3より、非喫煙者、禁煙者は、時間割引率の高い人ほど、BMIが高い傾向にあることが確認できる。一方で、喫煙者は、時間割引率の高い人ほど、BMIが低い傾向にあることが確認できる。以上より、喫煙と肥満度合いの間に、時間割引率の高さが関係していることが示唆される。

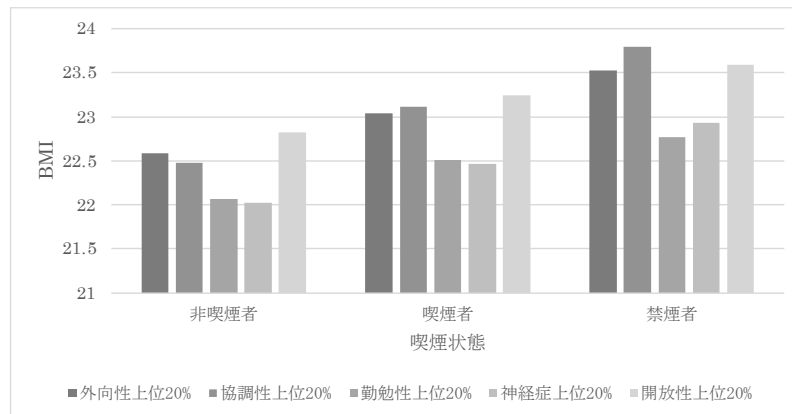
図3 時間割引率別の喫煙状態とBMIの分布



⁵ Samuelson (1937)によれば、時間割引率は時間によらず一定であると定義されている。

図 4 は、性格ビッグファイブ各項目が上位 20%の人について、喫煙状態と BMI の関係を示したものである。図 4 より、性格ビッグファイブの全項目において、性格指標の数値がより高い人ほど、非喫煙者、喫煙者、禁煙者の順に、BMI が高い傾向にあることが確認できる。以上より、喫煙状態と肥満度合いの間には、性格ビッグファイブが関係していることが示唆される。

図 4 性格ビッグファイブ別の喫煙状態と BMI の分布



(3) 推計結果

性格特性が喫煙状態と肥満度合いに与える影響について着目した推計結果は表 3 の通りである。ここで、(1)~(4)列は性格特性と喫煙状態、肥満度合いの因果関係についての推計結果、(5)~(7)列は喫煙状態別にサンプルを分けて、性格特性と肥満度合いの因果関係を検証した推計結果である。

第一に、性格特性と喫煙状態の因果関係に着目する。(1)列をみると、時間割引率、外向性、協調性がそれぞれ正に有意、勤勉性、神経症傾向、開放性がそれぞれ負に有意になっており、時間割引率、外向性、協調性の高い人、勤勉性、神経症傾向、開放性の低い人ほど、非喫煙者よりも喫煙者になる確率が高まるといえる。(2)列をみると、時間割引率、外向性、協調性、神経症傾向がそれぞれ正に有意、勤勉性が負に有意になっており、時間割引率、外向性、協調性、神経症傾向の高い人、勤勉性の低い人ほど、非喫煙者よりも禁煙者になる確率が高まるといえる。

第二に、性格特性と肥満度合いの因果関係について、(3)列をみると、外向性と開放性がそれぞれ正に有意、勤勉性が負に有意になっており、外向性、開放性の高い人、勤勉性の低い人ほど、低体重よりも普通体重になる確率が高まるといえる。一方で、時間割引率の係数は統計的に有意になっておらず、普通体重の人は、肥満度合いに時間割引率は統計的に有意な影響を与えていないことがわかる。(4)列をみると、時間割引率、外向性、開放性がそれぞれ正に有意、勤勉性が負に有意になっており、時間割引率、外向性、開放性の高い人、勤勉性の低い人ほど、低体重よりも肥満になる確率が高まるといえる。

最後に、喫煙状態別に推計した(5)~(7)列について、(5)列の非喫煙者をみると、時間割引率、外向性、開放性がそれぞれ正に有意、勤勉性、神経症傾向がそれぞれ負に有意になっており、非喫煙者の中でも時

間割引率、外向性、開放性が高い人や、勤勉性、神経症傾向が低い人ほど、BMIが増加するといえる。次に、(6)列の喫煙者に着目すると、外向性が正に有意、勤勉性が負に有意になっており、喫煙者の中でも外向性が高い人や勤勉性が低い人ほど、BMIが増加するといえる。続いて、(7)列の禁煙者をみると、外向性、開放性がそれぞれ正に有意、勤勉性が負に有意になっており、禁煙者の中でも外交性や開放性が高く、勤勉性が低い人ほどBMIが増加するといえる。

以上の推計結果から、時間割引率や外向性の高い人、勤勉性の低い人ほど、喫煙や肥満に繋がりやすいことが明らかになり、禁煙と適正体重におけるトレードオフの関係にこれらの性格特性が影響していることが示唆される。また、禁煙者の中でも、外向性が高い人、勤勉性が低い人はBMIが増加する傾向にあることが示された。なお、(6)(7)列の時間割引率について着目すると、喫煙者、禁煙者に関しては有意な結果が得られなかった。加えて、付表として掲載した推計結果では、喫煙者と時間割引率、禁煙者と時間割引率の交差項はいずれも統計的に有意でない。したがって、非喫煙者に比べて時間割引率の高い喫煙者や禁煙者の中での比較においては、より時間割引率が高い人ほど肥満になりやすいわけではないということがわかる。

表3 性格特性が喫煙・肥満に与える影響についての推計結果（多項ロジットモデル・変量効果モデル）

変数	被説明変数：喫煙<非喫煙者をベース>		被説明変数：肥満<低体重をベース>		被説明変数：BMI		
	多項ロジット		多項ロジット		RE		
	喫煙者	禁煙者	普通体重	肥満	非喫煙者	喫煙者	禁煙者
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
時間割引率	0.00754*** (0.00108)	0.00306*** (0.00103)	0.00184 (0.00153)	0.00685*** (0.00166)	0.00148* -0.000789	0.00104 (0.00145)	5.58e-05 (0.00132)
性格ビッグファイブ							
外向性	0.171*** (0.00716)	0.130*** (0.00671)	0.0829*** (0.00961)	0.123*** (0.0106)	0.0906*** (0.0247)	0.0897** (0.0449)	0.105*** (0.0331)
協調性	0.0361*** (0.00914)	0.0300*** (0.00861)	-0.00420 (0.0127)	-0.00822 (0.0139)	0.0429 (0.0341)	0.0149 (0.0586)	-0.00690 (0.0439)
勤勉性	-0.0654*** (0.00814)	-0.0399*** (0.00769)	-0.101*** -0.011	-0.198*** (0.0121)	-0.208*** (0.0293)	-0.149*** (0.0507)	-0.176*** (0.0387)
神経症的傾向	-0.0423*** (0.00811)	0.0354*** (0.00762)	-0.0174 (0.0109)	-0.0114 (0.0120)	-0.0639** (0.0280)	0.00994 (0.0481)	0.0187 (0.0406)
開放性	-0.0510*** (0.00781)	0.00955 (0.00734)	0.0287*** (0.0108)	0.0680*** (0.0118)	0.0720** (0.0280)	0.0405 (0.0458)	0.0864** (0.0399)
定数項	-3.114*** (0.149)	-4.664*** (0.154)	0.977*** (0.190)	-0.613*** (0.213)	22.28*** (0.477)	21.38*** (0.939)	21.06*** (0.663)
年ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
男性ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
年齢層ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
学歴ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
家族構成ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
決定係数	0.1146		0.0272				
標本数	30,616		30,679		15,990	6,207	7,205
ID数					3,250	1,263	1,624

(注1)括弧内は、ロバスト標準誤差を示す。

(注2)***,*,*はそれぞれ1%,5%,10%水準で有意であることを示す。

(注3)REは変量効果モデルを示す。

6. 禁煙と支出食料費・間食頻度・飲酒頻度の関係

(1)分析アプローチ

本節では、禁煙後に肥満になるプロセスを解明するために、禁煙が支出食料費や間食頻度、飲酒頻度

といった食生活に与える影響について分析する。具体的には、以下の(6)式を変量効果モデルと変量効果順序ロジットモデルとして、(7)式を固定効果モデルとして推計する。

$$Y_{it} = a_0 + a_1 S_{it}^{nonsmoke} + a_2 S_{it}^{quit} + a_4 X_{it} + T_t + F_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$Y_{it} = a_0 + a_3 S_{it}^{smoke} + a_4 X_{it} + T_t + F_i + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

ここで、被説明変数 Y_{it} は、個人 i の t 年における1ヶ月に支出した食料費、個人 i の t 年における間食頻度、個人 i の t 年における飲酒頻度とする。間食頻度⁶は、菓子パンやお菓子を食べる頻度についての質問項目を用いて、7段階評価で調査を行ったものを使用し、数値が大きいほど頻度が高くなる。飲酒頻度⁷は「あなたの最近の飲酒の習慣についてあてはまるものをお選びください」という問いに対し、5段階評価で調査を行ったものを使用し、間食量と同様に、数値が大きいほど頻度が高くなる。間食頻度と飲酒頻度は、同一個人が禁煙した後に間食頻度や飲酒頻度が高まるかを検証するため、(7)式では、(6)式で用いた被説明変数 Y_{it} のうち、間食頻度と飲酒頻度を質的変数ではなく連続変数とみなして、固定効果モデルを用いて推計する。 X_{it} は前節と同じコントロール変数を用いるが、支出食料費を被説明変数として推計する際には、家計所得も含める。

(2)予備的分析

図5は、喫煙状態別に支出食料費の平均を示したものである。図を見ると、支出食料費の平均は、禁煙者が最も高いことが読み取れる。喫煙者と禁煙者の比較からは、禁煙後に支出食料費が増えることが示唆される。

図5 喫煙状態別の支出食料費

⁶ 「あなたは、菓子パン（ドーナツ等）やお菓子（チョコレート・クッキー・ポテトチップス等）をどのくらい食べていますか。」という問いに対し、「0:全く食べない」「1:週1回未満」「2:週1回」「3:週2-3回」「4:週4-6回」「5:毎日1回」「6:毎日2回以上」と回答したものを7段階の質的変数として用いる。

⁷ 「あなたの最近の飲酒の習慣についてあてはまるものをお選びください。」という問いに対し、「0:全く飲まない」「1:月に数回飲酒する」「2:週に1-2回飲酒する」「3:週に3回以上飲酒する」「4:毎日飲酒する」と回答したものを5段階の質的変数として用いる。

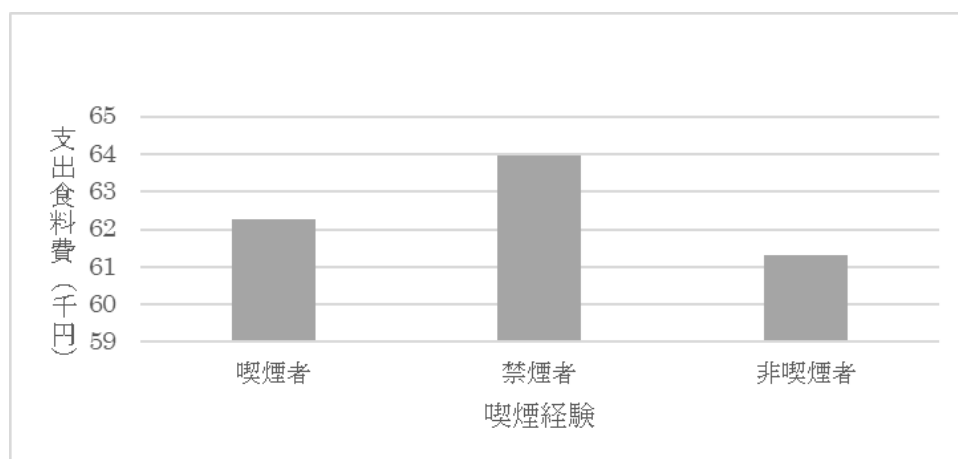


図6は、喫煙状態別に間食頻度の分布を示したものである。図を見ると、間食頻度が週に3回以下の人の割合は、喫煙者、禁煙者、非喫煙者の順に減少傾向にある。一方で、間食を食べる頻度が週4-6回以上の人の割合は、喫煙者、禁煙者、非喫煙者の順に増加傾向にある。喫煙者と禁煙者の比較からは、間食を週4-6回以上食べる人が増加することが読み取れるため、禁煙後の間食頻度が増加することが示唆される。

図6 喫煙状態別の間食頻度の分布

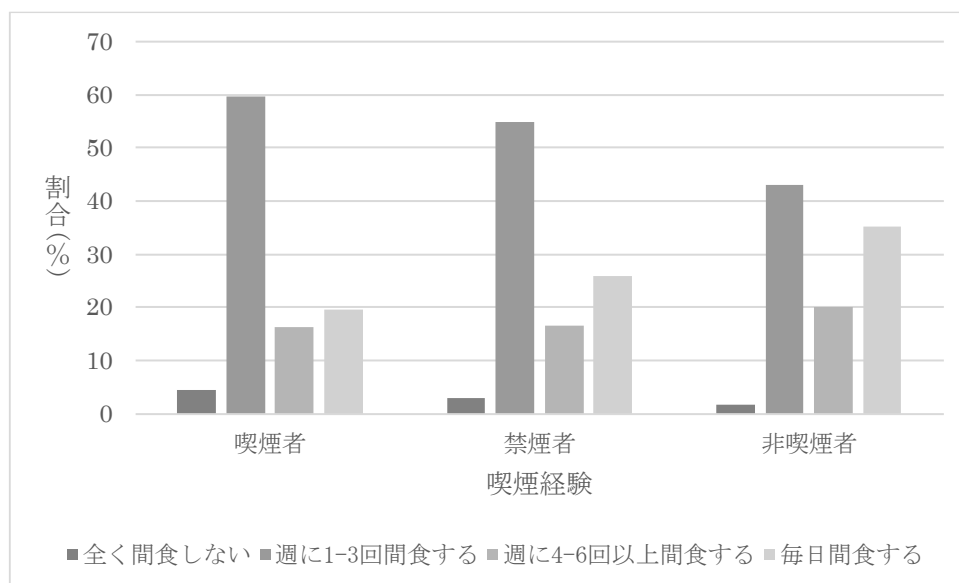
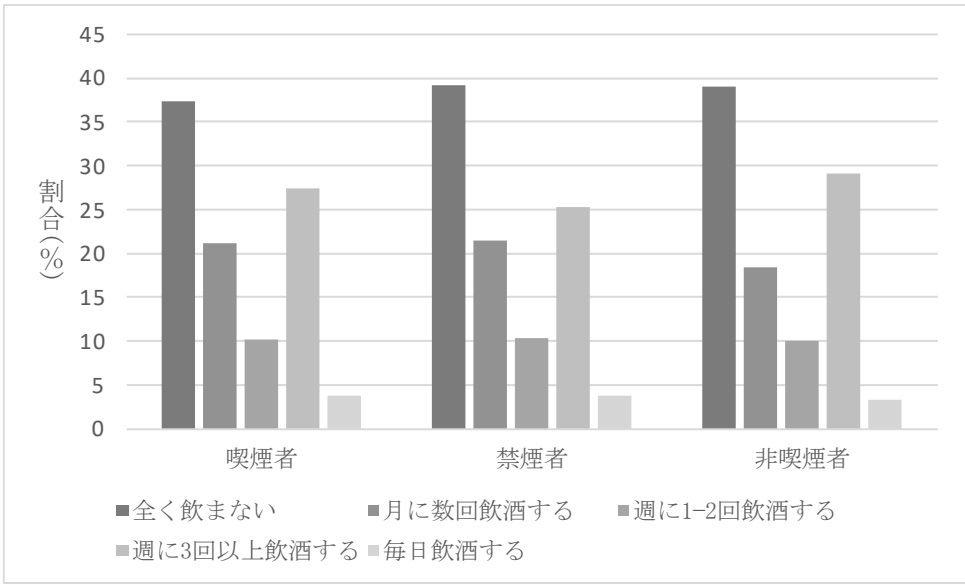


図7は、喫煙状態別に飲酒頻度の分布を示したものである。図をみると、全ての項目において、喫煙者と禁煙者、非喫煙者の間で明らかな差はない一方で、全く飲まないと回答した人に着目すると、禁煙者、非喫煙者、喫煙者の順に割合が低くなっていることがわかる。また、月に数回飲酒すると答えた人の中では非喫煙者の割合が一番低く、週に3回以上飲酒するという項目で非喫煙者の割合が一番高いことも読み

取れる。総じてみると、禁煙者の飲酒頻度が喫煙者や非喫煙者と比べて低い傾向があり、禁煙後に飲酒頻度が増えるとはいえない。ただし、ここでは属性等をコントロールしていないため、この点は以下の推計結果でさらに分析する。

図 7 喫煙状態別の飲酒頻度の分布



(3)推計結果

禁煙が支出食料費や間食頻度、飲酒頻度に与える影響について着目した推計結果は表 4 の通りである。ここで、(1)～(2)列は喫煙状態と支出食料費の関係、(3)～(4)列は喫煙状態と間食頻度の関係、(5)～(6)列は喫煙状態と飲酒頻度の関係に着目した推計結果である。

表からは、第一に、個人間の違いを検証するため変量効果モデルで推計した列(1)をみると、喫煙者と比べて非喫煙者は支出食料費が有意に高いものの、禁煙者ダミーの支出食料費の係数は統計的に有意ではなく、喫煙者と変わらないことがわかる。一方で、個人内の変化を検証するため、固定効果モデルを用いた列(2)をみると、喫煙ダミーの係数が有意に正であるため、禁煙することで支出食料費が有意に減少することや、喫煙ダミーのラグ項が有意でないため、そうした傾向は当年のみでなくなることもわかる。いずれにしても、この結果は、仮説と一致していない。

第二に、禁煙が間食頻度に与える影響について変量効果順序ロジットモデルで推計した列(3)をみると、喫煙者と比べて、非喫煙者と禁煙者は喫煙者よりも間食頻度が有意に高いことがわかる。ただし、固定効果モデルを用いた列(4)からは、禁煙後に間食頻度が有意に高まるとはいえないことが示されている。

最後に、禁煙が飲酒頻度に与える影響について変量効果順序ロジットモデルを用いて推計した列(5)では、喫煙者よりも非喫煙者と禁煙者で飲酒頻度が低いことが示されている。個人内の変化を検証するために固定効果モデルを用いた列(6)では、禁煙後に飲酒頻度が有意に低くなる一方で、1年後と2年後には逆に有

意に高くなる傾向を確認することができる。

以上の結果から、3つのことが明らかになったといえる。まず、禁煙すると支出食料費が減少することであり、仮説とは一致していない。しかし、間食頻度については、禁煙者は喫煙者と比べて有意に間食頻度が高いことから、仮説と合致する傾向が確認できた。最後に、禁煙者は喫煙者と比べて飲酒頻度が減少することが示されたが、1年・2年という時間の差をおいて飲酒頻度が増加する傾向があり、仮説は部分的に正しいといえる。

表 4 禁煙と支出食料費・間食頻度・飲酒頻度の関係についての推計結果
(変量効果モデル・変量効果順序ロジットモデル・固定効果モデル)

変数	被説明変数：支出食料費		被説明変数：間食頻度		被説明変数：飲酒頻度	
	RE	FE	変量効果 順序ロジット	FE	変量効果 順序ロジット	FE
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
喫煙状態ダミー(喫煙者をベース)						
非喫煙者ダミー	1.509** (0.654)		0.349*** (-0.0544)		-0.260*** (0.0251)	
禁煙者ダミー	-0.102 (0.585)		0.206*** (-0.0589)		-0.0650*** (0.0204)	
喫煙ダミー		1.286* (0.778)		0.120 (-0.154)		0.0828*** (0.0264)
1年前喫煙ダミー		-0.833 (0.818)		-0.195 (-0.154)		-0.0392* (0.0213)
2年前喫煙ダミー		0.341 (0.813)		-0.044 (-0.143)		-0.0462** (0.0201)
定数項	50.61*** (1.178)	55.15*** (2.955)	3.446*** (-0.1)	3.183*** (-0.322)	0.863*** (0.0441)	1.544*** (0.0910)
年ダミー	yes	yes	no	no	yes	yes
男性ダミー	yes	no	yes	no	yes	no
年齢層ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes
学歴ダミー	yes	no	yes	no	yes	no
家族構成ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes
家計所得	yes	yes				
標本数	55,736	44,447	7,614	6,028	58,531	46,178
決定係数		0.011		0.009		0.030
ID数	9,321	6,527	4,857	3,356	9,683	6,631

(注1)括弧内は、ロバスト標準誤差を示す。

(注2)***,*,*はそれぞれ1%,5%,10%水準で有意であることを示す。

(注3)REは変量効果モデル、FEは固定効果モデルを示す。

7. おわりに

本稿では、健康を目指して遂行した禁煙が、肥満という別の健康被害をもたらす要因に繋がる可能性があるという問題意識のもと、禁煙と肥満の関係とそのメカニズム、および禁煙後に肥満体型となる行動プロセスについて、「日本家計パネル調査 (JHPS/KHPS)」を用いて実証的に分析した。

具体的には、まず、禁煙によって肥満体型に繋がるという仮説のもと、喫煙状態の個人間の違いによって肥満度合いがどの程度異なるかを変量効果モデルで、また、同一個人の喫煙状態の変化が肥満度合いの変化にどのように影響するかを固定効果モデルで推計した。個人間の比較に着目した結果、喫煙経験のない人と比べて、喫煙者は BMI が低く、禁煙者は BMI が高いことが明らかになった。続いて、同一個人の喫煙状態の変化に着目した結果、喫煙している場合と比較して、禁煙すると、BMI が高くなることが示

された。また、ラグ項を説明変数に含めたことで、禁煙すると1年後にBMIが高くなるという結果が得られた。しかし、限界効果は0.1~0.2程度の違いとなっており、BMIへの影響度としては必ずしも大きいとはいえない。

次に、時間割引率や性格ビッグファイブといった性格特性が喫煙・肥満に与える影響について、多項ロジットモデルを用いて分析した。その結果、時間割引率や外向性、開放性の高い人、勤勉性の低い人ほど、喫煙者とともに肥満者になる可能性が高いことが示された。さらに、喫煙状態別にサンプルを分けて、性格特性と肥満度合いの因果関係について変量効果モデルを用いて分析した。その結果、禁煙者の中でも、外向性が高い人、勤勉性が低い人はBMIが増加する傾向にあることが示された。

最後に、禁煙後に食事量や間食頻度、飲酒頻度の増加といったプロセスを経て肥満体型になるという仮説のもと、禁煙が支出食料費や間食頻度、飲酒頻度といった食生活に与える影響について、変量効果モデル、変量効果順序ロジットモデル、固定効果モデルを用いて推計を行った。その結果、禁煙者は喫煙者と比べて間食頻度が高いことや、禁煙は1年・2年というタイムラグを有して飲酒頻度の増加に影響を与えることを明らかにした。

以上を踏まえた本稿の学術的貢献は、禁煙と適正体重にはトレードオフの関係にあり、そのメカニズムとして時間割引率といった性格特性があることを日本のデータで示すことができた点にあるといえる。さらに、喫煙者が禁煙することによって、喫煙欲の代替となるもの、すなわち食欲や飲酒欲へと移行するというプロセスについても一部示すことができた。また、政策含意としては、禁煙政策と肥満予防策をそれぞれ独立して行うのではなく、両者を連携することや、性格特性を考慮した対策をとることが重要であることが導出できる。例えば、禁煙者の中でも外向性、開放性の高い人、勤勉性の低い人といった、肥満になりやすい性格特性を持つ人に対し、より丁寧な注意喚起を行う必要がある。また、禁煙後の間食頻度や飲酒頻度の増加防止を目的に、禁煙者を対象とした食生活改善の指導やアドバイスを行うことも必要といえる。

最後に本稿の懸念点を述べる。まず、支出食料費を被説明変数とした推計において、食料費を指標として用いる妥当性に懸念点がある。食事量の変化を示す代替指標として食料費を用いたが、各世帯が食料費を増やす他の要因をコントロールできていない可能性がある。次に、禁煙が肥満に与える影響度合いが大きくないことが挙げられる。本稿の分析では、禁煙や禁煙による食生活の変化等によってBMIが高まる可能性が示されたが、その影響度合いはBMIで0.1~0.2程度となっており、必ずしも大きい影響とはいえない。最後に、先行研究での指摘のように、喫煙か禁煙かといった違いだけでなく、タバコ本数やニコチン含有量といった喫煙量の違いによっても肥満度合いが異なる可能性があるが、JHPS/KHPSでは喫煙量のデータに欠損値が比較的多く、十分なサンプルを確保できなかったため、本稿では分析ができなかった。こうした懸念点を解消した分析を行うことを今後の研究課題とし、本稿の結びとする。

参 考 文 献

<論文>

Hruby, A., Manson, J. E., Qi, L., Malik, V. S., Rimm, E. B., Sun, Q., ... & Hu, F. B. (2016). Determinants and

- consequences of obesity. *American journal of public health*, 106(9), 1656-1662. Audrain - McGovern, J., & Benowitz, N. L. (2011). Cigarette smoking, nicotine, and body weight. *Clinical Pharmacology & Therapeutics*, 90(1), 164-168.
- Brown, H., & Adams, J. (2013). The role of time preference in smoking cessation: a longitudinal analysis of data from the Household Income and Labour Dynamics of Australia survey, 2001-08. *Addiction (Abingdon, England)*, 108(1), 186-192. Burton, W. N. and Conti DJ. (1999), "The real measure of productivity", *Business and Health*, 17(11), 34-36.
- Coutemanche, Charles, Rusty Tchernis and Benjamin Ukert. (2018), "The effect of smoking on obesity: Evidence from a randomized trial", *Journal of Health Economics*, 57, 31-44.
- Chou, S. Y., Grossman, M., & Saffer, H. (2004). An economic analysis of adult obesity: results from the Behavioral Risk Factor Surveillance System. *Journal of health economics*, 23(3), 565-587.
- FERNÁNDEZ, E., Schiaffino, A., GARCÍA, M., & Borrás, J. M. (2001). Widening social inequalities in smoking cessation in Spain, 1987-1997. *Journal of Epidemiology & Community Health*, 55(10), 729-730. Gruber, J., & Frakes, M. (2006). Does falling smoking lead to rising obesity?. *Journal of health economics*, 25(2), 183-197. Ginawia, Ibrahim, Abdelhafiz Bashira, Yaser Quayed Alreshidia, Ahmed D. Irweeshb, Awdah M. Al-Hazimic, Hussain Gadelkarim Ahmeda, Ehab Kamald and Mohamed H. Ahmede. (2016), "Association Between Obesity and Cigarette Smoking: A Community-Based Study", *Journal of Endocrinology & Metabolism*, 6(5), 149-153.
- Janzon E., Hedblad B, Berglund G and Engström G. (2004), "Changes in blood pressure and body weight following smoking cessation in women", *J Intern Med*, 255(2), 266-72.
- Liu, Feng, Ning Zhang, Kai-Wen, Cheng and Hua W. (2010), "Reduced Smoking and Rising Obesity: Does Smoking Ban in the Workplace Matter?", *Economics Letters*, 108(3), 249-252.
- Luppino, F. S., de Wit, L. M., Bouvy, P. F., Stijnen, T., Cuijpers, P., Penninx, B. W., & Zitman, F. G. (2010). Overweight, obesity, and depression: a systematic review and meta-analysis of longitudinal studies. *Archives of general psychiatry*, 67(3), 220-229. Miura, Takahiro. (2019), "Does time preference affect smoking behavior? A dynamic panel analysis" *Journal of behavioral and experimental economics*. 78, 170-180.
- Moslem, S., Ali, A. Sari and Farid N. (2020), "The Effect of Individual Time Preferences on Smoking Behavior: Insights from Behavioral Economics", *Iran J Public Health*, 49(9), 1787-1795
- Omram, A. R. (2001). The epidemiologic transition: a theory of the epidemiology of population change. *Bulletin of the World Health Organization*, 79(2), 161-170. Pieroni, Luca, and Luca Salmasi. (2016), "The Effect of Smoking Habit Changes on Body Weight: Evidence from the UK," *Economics and Human Biology*, 20, 1-13.
- Rusty, Tchernis, Keith F., Teltser and Arjun Teotia. (2022), "Does Quitting Smoking Increase Obesity? Evidence

- From Accounting for Misreporting”, *IDEAS Working Paper Series from RePEc*.
- Samuelson, P. A. (1937). A note on measurement of utility. *The review of economic studies*, 4(2), 155-161.
- Sturm, Roland, and Kenneth B. Wells. (2002), “The Health Risks of Obesity: Worse Than Smoking, Drinking or Poverty”, *RAND Corporation*, 21(2), 245–253.
- Sutin, A. R., Ferrucci, L., Zonderman, A. B., & Terracciano, A. (2011). Personality and obesity across the adult life span. *Journal of personality and social psychology*, 101(3), 579.
- OECD. (2019), “The heavy burden of obesity: the economics of prevention”. *Paris, OECD Publishing* , ISBN9789264330047.
- Tucker, L. A., & Friedman, G. M. (1998). Obesity and absenteeism: an epidemiologic study of 10,825 employed adults. *American Journal of Health Promotion*, 12(3), 202-207.
- Tsai, Yi-Wen, Tzu-I Tsai, Chung-Lin Yang, and Ken N. Kuo. (2008), “Gender Differences in Smoking Behaviors in an Asian Population” *Journal of Women's Health*, 17(6), 971-978. Tsai, Yi-Wen, U.S. Department of Health and Human Services, Centers for Disease Control and Prevention, National Center for Chronic Disease Prevention and Health Promotion. (1996), “Physical activity and health: a report of the surgeon general. Atlanta”.
- U.S. Department of Health and Human Services Office on Smoking and Health (2017), “The health consequences of smoking-50 years of progress: a report of the surgeon general”, Atlanta: U.S. Department of Health and Human Services, *Centers for Disease Control and Prevention National Center for Chronic Disease Prevention and Health Promotion*..
- Wang Qing. (2015), “Smoking and body weight: Evidence from China health and nutrition survey”, *BMC public health*, 15(1), 1238–1238.
- Xu, Xin, Sundar S., Shrestha Katrina F. Trivers Linda Neff, Brian S. Armour and Brian A. King. (2021) “U.S. healthcare spending attributable to cigarette smoking in 2014”, *Preventive Medicine*, 150(106529), 91-7435.
- 阿部晋吾・小塩真司・川本哲也・伊藤大幸・平島太郎・坪田祐基 (2015), 「喫煙者は外向的・喫煙習慣とビッグファイブ性格特性・喫煙習慣とビッグファイブ性格特性」, 『日本心理学会大会』.
- 池田新介 (2009), 時間割引と肥満(消費者心理を科学する・認知心理学と行動経済学の接点・2008 年度第 2 回フォーラム), 『基礎心理学研究』 28(1), 156–159.
- 大森暢久 (1966), 「肥満系と肥満型」, 『[肥満の諸問題\(シンポジウム\)](#)』, 10-13.
- 加藤正明・高橋徹・山本和郎 (1987), 「ストレスと喫煙に関する学際的研究」, 『昭和 62 年度喫煙科学研究財団研究年報』, 725-743.
- 小塩真司・阿部晋吾・Pino Cutrone (2012), 「日本語版 Ten Item Personality Inventory (TIPI-J) 作成の試み」, 『パーソナリティ研究』, 21(1), 40-52.

南部美由紀・桐原優子・高橋俊明・齊藤研 (2022), 「禁煙後の体重増加と喫煙本数,食行動の関連」,『人間ドック(Ningen Dock)』, 36(5), 672-7.

長谷川卓志 (2011), 「都道府県別の肥満者割合と社会経済格差について」, 『一般社団法人 厚生労働統計協会』

矢口(田中)友理・石川仁・邵 力・佐々木敏・深尾彰 (2011), 「地域住民における喫煙習慣と栄養素並びに食品群摂取量との関連」, 『日本栄養・食糧学会誌』, 64(3), 159-167.

吉野伸哉・小塩真司 (2020) 「日本における Big Five パーソナリティ特性と BMI の関連」, 『心理学研究 2020 年』, 91(4), 267-273.

<Web サイト>

The Tobacco ATLAS, “Prevalence” (最終閲覧日：2022 年 11 月 2 日)

<https://tobaccoatlas.org/challenges/prevalence/>

WHO, “Global Obesity Levels” (最終閲覧日：2022 年 8 月 9 日)

<https://obesity.procon.org/global-obesity-levels/>

WHO, “Probability of dying between age 30 and exact age 70 from any of cardiovascular disease, cancer, diabetes, or chronic respiratory disease” (最終閲覧日：2022 年 11 月 2 日)

[https://www.who.int/data/gho/data/indicators/indicator-details/GHO/probability-\(c\)-of-dying-between-age-30-and-exact-age-70-from-any-of-cardiovascular-disease-cancer-diabetes-or-chronic-respiratory-disease](https://www.who.int/data/gho/data/indicators/indicator-details/GHO/probability-(c)-of-dying-between-age-30-and-exact-age-70-from-any-of-cardiovascular-disease-cancer-diabetes-or-chronic-respiratory-disease)

World Health Organization, “Obesity and overweight” (最終閲覧日：2022 年 11 月 2 日)

<https://www.who.int/news-room/fact-sheets/detail/obesity-and-overweight>

厚生労働省 e-ヘルスネット 『肥満と健康』 (最終閲覧日：2022 年 11 月 2 日)

<https://www.e-healthnet.mhlw.go.jp/information/food/e-02-001.html>

厚生労働省 『健康日本 21 (第 2 次) の推進に関する参考資料』 (最終閲覧日：2022 年 11 月 2 日)

https://www.mhlw.go.jp/bunya/kenkou/dl/kenkounippon21_02.pdf

厚生労働省 『平成 28 年簡易生命表の概況』 (最終閲覧日：2022 年 11 月 2 日)

<https://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/life/life16/dl/life16-15.pdf>

厚生労働省 『平成 30 年国民健康・栄養調査結果の概要』 (最終閲覧日：2022 年 11 月 2 日)

<https://www.mhlw.go.jp/content/10900000/000688863.pdf>

厚生労働省 『令和元年国民健康・栄養調査結果の概要』 (最終閲覧日：2022 年 11 月 2 日)

<https://www.mhlw.go.jp/content/10900000/000687163.pdf>

厚生労働省 『令和 2 年版 厚生労働白書』 (最終閲覧日：2022 年 10 月 16 日)

<https://www.mhlw.go.jp/wp/hakusyo/kousei/19/dl/all.pdf>

厚生労働省 e-ヘルスネット 『平均寿命と健康寿命』 (最終閲覧日：2022 年 11 月 2 日)

<https://www.e-healthnet.mhlw.go.jp/information/hale/h-01-002.html>

国立がん研究センター 『喫煙率 (国および都道府県)』 (最終閲覧日：2022 年 11 月 2 日)

https://ganjoho.jp/reg_stat/statistics/stat/smoking/index.html

総務省統計局 『家計調査 用語の解説. エンゲル係数』 (最終閲覧日：2022 年 10 月 29 日)

<https://www.stat.go.jp/data/kakei/kaisetsu.html>

日本生活習慣病予防協会 『生活習慣病による年間死亡数は 3,600 万人、2030 年には 5,500 万人に』

<https://seikatsusyukanbyo.com/statistics/2012/003548.php> (最終閲覧日：2022 年 11 月 2 日)

付表 時間割引率や性格ビッグファイブといった性格属性に着目した禁煙と肥満の関係 (変量効果モデル)

RE								
変数	BMI							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
喫煙状態ダミー(非喫煙者をベース)								
喫煙者ダミー	-0.159** (0.0630)	-0.106 (0.0730)	0.0775 (0.245)	-0.250 (0.223)	0.0285 (0.266)	-0.293 (0.267)	0.137 (0.271)	0.0849 (0.553)
禁煙者ダミー	0.112*** (0.0419)	0.131*** (0.0478)	0.144 (0.165)	-0.139 (0.131)	0.259 (0.190)	-0.114 (0.188)	0.234 (0.187)	-0.191 (0.379)
時間割引率		0.00112 (0.000708)						0.00103 (0.000799)
×喫煙者ダミー		-0.000741 (0.00143)						9.70e-05 (0.00165)
×禁煙者ダミー		-0.000686 (0.00132)						-0.00103 (0.00151)
外向性			0.0968*** (0.0193)					0.102*** (0.0219)
×喫煙者ダミー			-0.0272 (0.0267)					-0.0244 (0.0309)
×禁煙者ダミー			-0.00298 (0.0181)					0.00168 (0.0214)
協調性				0.0442 (0.0273)				0.00846 (0.0294)
×喫煙者ダミー				0.0165 (0.0344)				0.00260 (0.0402)
×禁煙者ダミー				0.0435** (0.0216)				0.0328 (0.0240)
勤勉性					-0.148*** (0.0231)			-0.189*** (0.0253)
×喫煙者ダミー					-0.0232 (0.0315)			0.00195 (0.0355)
×禁煙者ダミー					-0.0163 (0.0217)			0.00322 (0.0240)
神経症的傾向						-0.00497 (0.0232)		-0.0245 (0.0260)
×喫煙者ダミー						0.0183 (0.0332)		0.00866 (0.0377)
×禁煙者ダミー						0.0313 (0.0242)		0.0171 (0.0286)
開放性							0.0731*** (0.0227)	0.0694*** (0.0255)
×喫煙者ダミー							-0.0352 (0.0325)	-0.0132 (0.0396)
×禁煙者ダミー							-0.0134 (0.0220)	-0.00649 (0.0280)
定数項	21.28*** (0.128)	20.85*** (0.608)	21.16*** (0.162)	21.17*** (0.162)	21.18*** (0.163)	21.16*** (0.163)	21.17*** (0.162)	21.84*** (0.157)
年ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
男性ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
年齢層ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
学歴ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
家族構成ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
標本数	40,292	36,338	31,536	31,511	31,464	31,509	31,484	29,458
ID数	7,832	7,234	5,446	5,443	5,433	5,440	5,439	5,342

(注1)括弧内は、ロバスト標準誤差を示す。

(注2)***,*,*はそれぞれ1%,5%,10%水準で有意であることを示す。