

JOINT RESEARCH CENTER FOR PANEL STUDIES
DISCUSSION PAPER SERIES

DP2009-009

March, 2010

肥満と家計行動の再検討

上村 一樹*

野田 顕彦**

【概要】

近年わが国においても、肥満者割合の増加を受け、その要因に関する研究が盛んになっている。しかし、先行研究においては、個人の行動バイアスに焦点を当てた分析が主であり、食料品価格のような外生的な要因が与える影響は考慮されていない。

本稿では、日本家計パネル調査(JHPS)を用いて、食料品価格と個人の行動バイアスを共に考慮した上で、肥満であるかどうかの決定要因についての実証分析を行った。その結果、大きく以下の3点が明らかになった。

第一に、時間選好率の高い個人は肥満あるいは重度の肥満になる確率が高まる。

第二に、食料品価格の上昇は、個人が肥満あるいはやせ型である確率を低下させる。

第三に、行動バイアス、より具体的には時間選好率をコントロールするかどうかで、食料品価格が肥満であるかどうかと与える影響は大きく異なる。

以上の結果より、肥満であるかどうかの要因分析を行う際には、食料品価格のような外生的な要因と、時間選好率のような行動バイアスを同時にコントロールすることが望ましいと考えられる。

*慶應義塾大学大学院経済学研究科・慶應義塾大学先導研究センター(パネルデータ設計・解析センター) 研究員

**慶應義塾大学大学院商学研究科・慶應義塾大学先導研究センター(パネルデータ設計・解析センター) 研究員

肥満と家計行動の再検討^{*†}

上村 一樹[‡] 野田 顕彦[§]

This Draft: 2010年3月29日

概要

近年わが国においても、肥満者割合の増加を受け、その要因に関する研究が盛んになっている。しかし、先行研究においては、個人の行動バイアスに焦点を当てた分析が主であり、食料品価格のような外生的な要因が与える影響は考慮されていない。

本稿では、日本家計パネル調査 (JHPS) を用いて、食料品価格と個人の行動バイアスを共に考慮した上で、肥満であるかどうかの決定要因についての実証分析を行った。その結果、大きく以下の3点が明らかになった。

第一に、時間選好率の高い個人は肥満あるいは重度の肥満になる確率が高まる。

第二に、食料品価格の上昇は、個人が肥満あるいはやせ型である確率を低下させる。

第三に、行動バイアス、より具体的には時間選好率をコントロールするかどうかで、食料品価格が肥満であるかどうかに与える影響は大きく異なる。

以上の結果より、肥満であるかどうかの要因分析を行う際には、食料品価格のような外生的な要因と、時間選好率のような行動バイアスを同時にコントロールすることが望ましいと考えられる。

JEL classification: D03; I10

Keywords: 肥満、行動バイアス、時間選好率、危険回避度

©Kazuki Kamimura and Akihiko Noda at March, 2010.

* 本稿の作成にあたり、マッケンジー・コリン教授、宮内環准教授（慶應義塾大学経済学部）より数多くの大変有益なコメントを頂いた。また、慶應義塾大学パネル調査共同研究拠点からは『日本家計パネル調査 (JHPS)』の提供を受けた。ここに記して感謝申し上げる次第である。なお、筆者らが分析に用いた全ての Stata プログラムファイルは要望に応じて開示することができる。

† 本稿は、慶應義塾大学パネル調査共同研究拠点における研究成果をまとめたものである。ただし、公刊前の Preliminary version であるため、引用する場合には Corresponding author までご一報頂ければ幸いである。

‡ Corresponding author: 慶應義塾大学大学院経済学研究科・慶應義塾大学先端研究センター研究員, 108-0073 東京都港区三田 2-15-45 (E-mail: kamimura@gs.econ.keio.ac.jp).

§ 慶應義塾大学大学院商学研究科・慶應義塾大学先端研究センター研究員, 108-0073 東京都港区三田 2-15-45 (E-mail: noda@2007.jukuin.keio.ac.jp).

1 はじめに

OECD (2009) などの国際統計で指摘されているように、近年先進国において肥満である者の割合が増加傾向にあり、それが社会問題となっている。とりわけ、アメリカ合衆国ではその傾向が顕著であり、30年ほど前には15%程度だった肥満である者の割合が、近年の調査では男女ともに約3人に一人が肥満であると報告されている。また、厚生労働省(2009)でも指摘されているように、わが国においても生活習慣病による死亡リスクを高めるといった医学的な見地から肥満が社会問題として取り上げられることが多くなった。

こうした社会問題化した肥満に対し、近年では、医学的な視点からだけでなく、個人の行動バイアスを考慮した経済学、すなわち行動経済学の文脈からも研究が進められている。ここで、行動経済学の文脈では、伝統的な経済学のように「個人は合理的な異時点間の意思決定ができる経済主体」であるため、食料品価格、あるいは食料の生産・貯蓄の進歩といった外生的な要因によってのみ肥満が決定されるとは想定せず、個人は(一時点における)時間選好率や(主観的な)危険回避度といった個人の行動バイアスに依存して意思決定を行うと想定している。たとえば、Ikeda et al. (2010)では、こうした行動経済学に基づく観点から、上述したような個人の行動バイアスを反映した要因が肥満に与える影響を分析している。

しかし、こうした行動経済学に基づく分析では、個人の行動バイアスを反映した要因のみを考慮しており、前述したような外生的な要因が肥満に与える影響は明示的にコントロールされていない。すなわち、食料品価格のような外生的な要因を考慮したときにも個人の行動バイアスが肥満に影響を与えるかどうかの議論まで踏み込めていないと考えられる。よって、本稿では、食料品価格のような外的な要因についても明示的に考慮することによって、個人の行動バイアスに関係した要因が肥満に影響を与えるという、Ikeda et al. (2010)で得られた結論が頑健なものであるのかどうか、あるいはどのように変化するのかについて検証を行う。

以下では、まず、外生的な要因に肥満化傾向の原因を求めている海外の先行研究、続いて個人の行動バイアスにその原因を求めている海外の先行研究、最後にわが国における先行研究の順に概括を行い、それらにおける課題と本稿の具体的な特徴について述べる。

まず、外生的な要因に肥満化傾向の原因を求めている研究の代表例としては、Chou et al. (2004) や Gruber and Frakes (2006) などがある。Chou et al. (2004) は“Behavioral Risk Factor Surveillance System”という個票データの1984年から1999年調査を用いて、各州のタバコの価格や外食産業の価格などの影響を分析しており、外食産業の価格が肥満に与える影響は正でかつ有意であるという結果を得ている。タバコの価格が与える影響も10%水準では統計的に有意ではないものの符号は正であるという結果が得られており、著者らはタバコ価格の上昇が喫煙量を減少させ、その結果として肥満である確率が上昇すると結論付けている。しかし、用いられている外食産業の価格は各州の平均値であ

り、各個人が実際に直面している価格をどの程度反映しているのかについては疑問が残る。一方、タバコの価格の影響については Gruber and Frakes (2006) による反証も行われており、各州のタバコ税率が肥満に負の影響を与えるという推定結果が得られている。著者らはこの結果を、タバコ税率の上昇が喫煙量を減らし、その結果として肥満である確率が低下すると結論付けている。しかし、同論文では食料価格については全くコントロールされておらず、全サンプルを用いている Chou et al. (2004) と異なり 65 歳以上のサンプルは用いていないなどの違いもある。

一方、危険回避度や時間選好率などの個人の行動バイアスに関する要因に肥満化傾向の原因を求めている研究の代表例としては Komlos et al. (2004) や Smith et al. (2005) などをあげることができる。まず、Komlos et al. (2004) は、簡単な効用最大化モデルを用いて、時間選好率と肥満との間の関連を示している。また、貯蓄率と肥満率の国際比較により、両者の間に相関関係があることも示しているが、因果関係ではなく相関関係を示しているに過ぎないことに注意が必要である。一方、時間選好率と肥満の因果関係をマイクロデータを用いて実証したものの代表例が、Smith et al. (2005) である。同論文では、"National Longitudinal Survey of Youth (NLSY79)" を用いた分析により、時間選好率が肥満に正の影響を与える事が確認されている。しかし、時間選好率の代理変数として用いられているのは貯蓄額が前年より増えたかどうかのダミー変数であり、それによって時間選好率をどれだけ正確に測れているのかという問題がある。

近年のわが国における肥満に関する研究の代表例としては、鈴木 (2007) や Ikeda et al. (2010) があげられる。鈴木 (2007) は、ある組合健保から提供されたレセプトデータと健康診断のデータを ID で接続し、労働拘束時間が肥満に与える影響に焦点を当てた分析を行っている。その他の説明変数としては危険回避度と時間選好率という行動経済学的な変数、また年齢・性別などの個人属性を用いている。その結果、推定式の特定化によっては労働拘束時間の有意な影響が確認されているものの、行動経済学的な変数はいずれも有意ではない。また、食事に関連する変数として医師から食事制限を課されているかどうか、生活習慣病の恐れがあると指摘されているかどうかの 2 つがコントロールされている。しかし、これらの変数、特に前者は肥満になるかどうかに影響を与えているというよりも、肥満と同時決定される可能性があると考えられる。

一方、Ikeda et al. (2010) は、大阪大学 21 世紀 COE プログラム『アンケート調査と実験による行動マクロ動学』が実施した「くらしの好みと満足度に関するアンケート」の 2005 年調査を用いて、主に個人の行動バイアスに関係する変数が肥満に与える影響について分析している。その結果、モデルの特定化にも依存するものの、その他の変数をコントロールしてもなお、純負債保有額が高いほど肥満である確率が高いとの結果を得ている。しかし、同調査はアンケート調査であるため、Cawley (2004) などに類似した方法で身長と体重の自己申告バイアスを修正しているものの、実測値ではないという問題は残る。また、食料の消費量や価格といった外生的な要因については全くコントロールされていない。

このように、わが国における先行研究では、個人の行動バイアスに関する変数や性別・年齢などの個人属性はコントロールされているものの、食料品の消費額については、直接的な形でも、あるいは間接的な形でもコントロールされていない。そこで、本稿では、個人の行動バイアスに関する変数と食料の消費状況を同時にコントロールすることによって、先行研究で得られた結論が頑健なものか、あるいはどのように変化するかを検証する。

2 分析の枠組み

2.1 理論的背景

個人が肥満であるかどうか、より一般的にいえば個人の体型がどのように決定されるかには、非常に多くの先天的、あるいは後天的な要因が複雑に作用していると考えられる。また、それらの中には明示的に考慮することが困難な要素も多い。そのため、個人の体型を決定するモデルの関数形を特定することは難しい。

以上のような理由で、先行研究においても、関数形を特定化した形で、個人の最適化問題に基づいて肥満となる要因について議論を行っているものはほとんど存在しない。先行研究においてしばしば行われている、一般的な関数形に基づいての議論は以下のように概括することができる。

まず、上述したように、食料の価格、あるいは食料の生産・貯蔵技術の進歩といった外的な要因に肥満化傾向の要因を求めている研究では、消費を c 、労働時間を h とすると、一般形の関数により

$$u_t(c, h)$$

といった形の効用関数が暗黙のうちに仮定されていると考えられる。ただし、添え字は効用関数がいずれの時点におけるものかを表しているとする。

また、それらの研究において想定されている個人の最適化問題は以下のように記述することができる。

$$\max \int_{t=1}^{t=\infty} u_t(c, h)$$

個人の行動が、上記の最適化問題の解として記述することができるならば、過食をはじめとした、自らの健康を害する行動を取ることは考えにくい。この点については、以下のような議論から明らかである。まず、過食・喫煙など、それらの行動の多くは当期の効用を高める一方で、体調の悪化を通じての人的資本の低下、障害寿命の期待値の低下といった負の影響ももたらす。そして、後者の影響が前者の影響を上回るならば、そのような行動は結局生涯における効用の期待値を低下させることになり、個人は健康を害する行動を取らない。そのため、肥満化傾向の原因は技術などの外生的な変化に求めることになる。

しかし、近年において先進国における肥満化傾向が著しいため、上記の枠組では考慮されていない要因も考慮する必要があるとの考えから、時間選好率や危険回避度といった行動バイアスに着目した研究が盛んになった。

それらの研究では、個人が近視眼的に行動する可能性を明示的に考慮している。例えば、最も極端な場合、すなわち、個人が当期の効用のみを考慮して行動する場合の最適化問題は以下のように記述することができる。

$$\max u_1(c, h)$$

個人の行動がこのような最適化問題の解として記述することができるならば、過食をはじめとした健康を害する行動を取る理由について以下のように説明できる。まず、それらの行動が健康にもたらす悪影響は、比較的長い時間を経て表れることが多い。例えば過食の場合も、食べ過ぎたその日に体重が急増することは通常考えにくい。そのため、当期だけではなく将来の効用も考慮して行動する場合と比べ、当期の効用のみを考慮する場合には、過食のような行動の負の側面は無視されやすい。そして、負の側面について無視された結果として、将来の健康を害する一方で現在の効用を高めるような行動を取る確率が高くなると考えられる。

個人は当期の効用のみを考慮して行動するといった最も極端な例が妥当しないとしても、将来の効用を非常に軽視するような個人であれば、議論を多少の修正することは必要なものの、ほぼ同様の議論が成立する。そのような理由に基づき、近年の先行研究では、行動バイアスを何らかの代理変数によりコントロールした研究が主流となりつつある。

行動バイアスを考慮した研究、考慮していない研究のいずれにおいても、以上のような議論に基づき、肥満になる確率を決定する方程式を以下のような誘導形で導出している。

$$P(\text{obesity}) = f(z)$$

ここで、 z は肥満になる確率に影響すると考えられる変数のベクトルとする。

多くの先行研究では、推定する方程式が誘導形で導出されており、 z にどのような変数が含まれるのかについて、理論から受ける制約は非常に少ない。そのため、多くの先行研究では、肥満であるかどうかは何らかの形で影響を与えらると思われる変数のうち、推定に用いるデータに質問項目が存在する変数は全て説明変数に含まれている。

肥満であるかどうかに影響を与えらる要素は数多く存在するものの、現在のところ、わが国における先行研究では、食料品価格のような外生的な要因と行動バイアスが同時にコントロールされているものは存在しない。

食料品価格は摂取カロリーに大きく影響を与える変数であると考えられるため、それをコントロールするかどうかによって、先行研究において得られている、行動バイアスが肥満に与える影響についての結論が変化する可能性も考えられる。

そのため、本稿では、食料品価格によって摂取カロリーをコントロールした上で、行動バイアスが肥満に与える影響がどのようなものか、改めて検証を行う。

2.2 使用データ

本稿で使用したデータは「日本家計パネル調査 (JHPS)」の 2009 年調査 (JHPS2009) である*1。以下ではまず、推定に用いられる被説明変数および説明変数の定義とそれぞれの変数をどのような目的で推定に用いているかを述べ、最後に推定に用いるデータセットの基本統計量の特徴について述べる。

まず、被説明変数についてであるが、本稿では日本における先行研究である鈴木 (2007) や Ikeda et al. (2010) に従い、個人が肥満であるかどうか、重度の肥満であるかどうか、やせ型であるかどうかの 3 つの被説明変数をそれぞれ別々にプロビット・モデルにより推定することに加え、個人の BMI についても線形回帰モデルにより推定しているため、4 種類の被説明変数を推定に用いている。

それらの被説明変数を定義するためには、個人の体型 (肥満・重度の肥満・やせ型) についての情報が必要となるが、JHPS においては、医師から肥満であるという診察を受けたかどうかなど、個人の体型を客観的に知ることができる質問項目は存在せず、身長と体重を尋ねている質問項目のみが存在する。そのため、本稿ではまず、自己申告された身長と体重から Body Mass Index (BMI) を以下のように計算した。

$$BMI = \frac{\text{体重 (kg)}}{\text{身長 (m)}^2}$$

続いて、上記の計算により得られた BMI から、肥満ダミー、重度の肥満ダミー、やせ型ダミーをそれぞれ次のように定義した。

$$\text{肥満ダミー} = \begin{cases} 1 & \text{if } BMI \geq 25 \\ 0 & \text{if } BMI < 25 \end{cases}$$

$$\text{重度の肥満ダミー} = \begin{cases} 1 & \text{if } BMI \geq 30 \\ 0 & \text{if } BMI < 30 \end{cases}$$

$$\text{やせ型ダミー} = \begin{cases} 1 & \text{if } BMI < 18.5 \\ 0 & \text{if } BMI \geq 18.5 \end{cases}$$

次に、推定に用いる説明変数については、行動バイアスに関する変数、その他の個人属性、家計属性、生活習慣に関係する変数に大きく分けることができる。以下ではそれらの定義と、特に説明を要すると考えられる場合には、それらを推定に用いる理由などについても述べる。

*1 JHPS2009 は 2009 年 2 月から 3 月にかけて調査が行われているが、回答者が実際に回答するのは 2008 年中の個人および世帯の行動についてである。

第一に、行動バイアスに関する変数としては、時間選好率と危険回避度を説明変数として用いている。まず、時間選好率については、JHPSにおける『仮にあなたが次の2つの時期のどちらかにお金をもらえることとします。1つは1ヶ月後で額は1万円です。もう1つはさらに1年経った13ヶ月後です。あなたは1ヶ月後に1万円もらう代わりに、13ヶ月後に何円もらえれば納得できますか。納得できる最低額をお答えください。』という質問の回答値(時間選好率の回答値とする)から作成している。ただし、回答値をそのまま用いるのではなく、以下のような計算により回答値の標準化を行っている。

$$\text{時間選好率} = \frac{\text{時間選好率の回答値} - 10000}{10000}$$

次に、危険回避度については、JHPSにおける『あなたが普段お出かけになるとき、降水確率が何%以上ならば傘を持って出かけますか。』という質問の回答値から、以下のよう

$$\text{危険回避度} = 100 - \text{降水確率} (\%)$$

このような変換を行うことにより、危険回避的な個人であるほど説明変数の値が大きくなることになり、推定結果の解釈がより容易になる。

第二に、その他の個人属性としては年齢、年齢の二乗、男性ダミー、有配偶ダミー、大卒ダミー、正規雇用ダミー、パートタイマーダミー、自営業ダミーを用いている。まず、年齢については2009年1月末時点での年齢を用いており、年齢の二乗については、係数の大きさを調整するため、年齢を二乗したものを10で除して説明変数として用いている。また、それぞれのダミー変数については該当する場合は1、該当しない場合は0として定義している。これらのうち、年齢や性別、就業形態ダミーについては、基礎代謝量や消費カロリーを間接的にコントロールするために説明変数に用いている。

第三に、家計属性としては家計の年間所得、家計の年間所得の二乗、持ち家ダミー、同居人数を用いている。まず、家計の年間所得については、調査の回答で得られた値を1000で除したものの、次に、家計の年間所得の二乗についてはそれを二乗したものをを用いている。調査の回答値の単位が万円であるため、推定に用いている家計の年間所得の単位は千万円となる。有配偶ダミーと持ち家ダミーについては該当者は1、被該当者は0として作成している。また、同居人数については、回答者本人を含めた形で作成している。所得や同居人数などの家計属性によって摂取可能なカロリーがかなり左右されるため、これらの変数は、摂取カロリーを間接的にコントロールするために推定に用いられているといえる。

最後に、生活習慣に関する変数については1日に吸うタバコの本数と、飲酒頻度、食料品価格(FCPI)を用いている。1日に吸うタバコの本数は、『あなたはタバコを吸われますか。吸われる場合は、現在の1日の喫煙本数をお答えください。』という質問から、回答している本数から、回答値を10で除することによって作成した。ここで、10で除しているのは、推定結果における係数の大きさを調整するためである。

また、飲酒頻度については、『あなたの最近の飲酒の習慣についてあてはまるものを選びください。』という質問において、全く飲まないと回答している場合は“1”、月に数

回飲酒すると回答している場合は“2”、週に1~2回飲酒すると回答している場合は“3”、週に3回以上飲酒すると回答している場合は“4”とした。

次に、本稿では Chou et al. (2004) などと同様に、食料品価格により、食習慣や摂取カロリーを間接的にコントロールしている。食料品価格については、総務省統計局が発表している『消費者物価指数』から、JHPS2009の調査時点において各個人が居住している都道府県の Food Consumer Price Index (FCPI) を用いた。

本稿では、Ikeda et al. (2010) と同様に、推定に用いる行動バイアスに関する変数の組み合わせを変えることにより、3つのデータセットを構築している。具体的には、データセット A は、行動バイアスに関する変数として時間選好率のみを用いた場合、データセット B は危険回避度のみを用いた場合、データセット C は両者を同時に用いた場合である。

表1~表3はそれぞれ、上述した定義に基づいて構築したデータセット A~データセット C の基本統計量を表にしたものである。

(Table 1 ,2 and 3 around here)

表1~表3からは以下のことが分かる。まず、データセット A~データセット C のいずれを用いても、それぞれに含まれていない変数を除いては、基本統計量に大きな差はない。そのため、データセット A~C を用いた場合の推定結果の違いは、サンプルの歪みによるものではないと考えられる。

また、その違いは僅かではあるが、データセット A~C でサンプル数が異なっている。このようなサンプル数の違いは、データセット A の場合は時間選好率に関する質問に回答していない個人、データセット B の場合は危険回避度に関する質問に回答していない個人、データセット C の場合はどちらか一方、あるいは両方に回答していない個人がそれぞれ、推定に用いることのできるサンプルから脱落していることによる。

最もサンプル数が少ないデータセット C にサンプルを揃えることも考えられるものの、最もサンプル数が多いデータセット A でもサンプル数は約3000に過ぎない。また、上述したように、サンプルの歪みの問題は無視できる程度のものである。したがって、それぞれの推定においてできる限り多くのサンプル数を確保するため、データセット C にサンプルを揃えることは行わない。

2.3 分析モデル

本稿では、上述したように、鈴木 (2007) や Ikeda et al. (2010) などと同様に、肥満ダミー・重度の肥満ダミー・やせ型ダミーに関してそれぞれプロビット・モデルにより決定要因を分析するだけでなく、連続変数である BMI を被説明変数として用いた分析も行い、計4通りの推定で個人の体型と家計行動の関係について検討している。以下ではそれらの分析モデルについて記述する。

まず、肥満ダミー・重度の肥満ダミー・やせ型ダミーの3つのダミー変数をそれぞれ被

説明変数とした場合に推定に用いるプロビット・モデルについては、以下のように記述することができる。

$$y_i^* = \mathbf{x}'_i \beta_i + u_i, \quad u \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2) \quad (1)$$

$$y_i = \begin{cases} 1 & \text{if } y_i^* > 0 \\ 0 & \text{if } y_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (2)$$

ここで、 i は観測された個人、 y^* は観測できない潜在変数、 \mathbf{x}' は説明変数のベクトル、 β は係数ベクトルである。また、 y は肥満ダミー、重度の肥満ダミー、やせ型ダミーの3種類であり、これらはそれぞれ別々に推定を行う。

次に、BMI をそのまま被説明変数として分析を行う場合に用いる OLS モデルは以下のように記述することができる。

$$y_i = \mathbf{x}'_i \beta_i + u_i, \quad u \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2) \quad (3)$$

$$E(\mathbf{x}'_i u_i) = 0 \quad (4)$$

ここで、 i は観測された個人、 y_i は BMI、 \mathbf{x}' は説明変数のベクトル、 β は係数ベクトルである。

最後に、分散不均一の問題を考慮するため、本稿ではいずれの分析モデルにおいても White (1980) の頑健な標準誤差を用いている。

3 分析結果

3.1 肥満かどうかのプロビット・モデルによる分析結果

表 4 は 2 章 2 節で定義された肥満ダミーを被説明変数としてプロビット・モデルによる推定を行い、そこから計算した限界効果を示したものである。

(Table 4 around here)

まず、時間選好率の代理変数については、データセット A・C のいずれを用いた場合でも、符号が正で統計的に有意となっている。従って、時間選好率が高い個人は、肥満に関係すると思われるその他の要因を一定にコントロールしても、そうでない個人と比べて肥満になる確率が高くなる。一方、危険回避度の代理変数については、データセット B・C のいずれを用いた場合でも、符号は負であるが統計的に有意ではない。従って、本稿の範囲からは、時間選好率は肥満であるかどうか統計的に有意な影響を与えるものの、危険回避度は統計的に有意な影響を与えないといえる。

次に、食料品価格については、データセット A・C を用いた場合には、符号が負で統計的に有意となっている。データセット B を用いた場合にも、統計的に有意ではないもの

の符号は負であることから、所得や同居人数を一定にコントロールした場合には、居住地の食料品価格が高くなるほど大量のカロリーを摂ることが困難になり、肥満になる確率が低下すると解釈できる。

生活習慣に関する変数については、まず、一週間に吸うタバコの本数の係数は、データセット A を用いた場合には符号は正で 10% 水準で統計的に有意である一方、データセット B・C を用いた場合については、符号は同様に正であるものの、統計的に有意ではない。この点については、Gruber and Frakes (2006) とある程度整合的な結果であるといえる。また、飲酒頻度の係数は、データセット A～C のいずれにおいても符号は負で 1% 水準で統計的に有意である。従って、本稿の範囲からは、喫煙頻度が高まると肥満になる確率が高くなる一方、飲酒頻度が高まると肥満になる確率が低くなると結論付けることができる。しかし、本稿では、個人の遺伝的な体質などを十分にコントロールできていないこともあり、どのような医学的な要因が背後にあるかについては、本稿の範囲からは特定することは難しい。

それ以外の説明変数については、統計的に有意なものについてのみ、得られた結果とその解釈を述べる。まず、年齢の係数は正、年齢の二乗の係数は負でいずれも統計的に有意である。係数の推定結果から年齢の影響のピークを計算すると、データセット A～C のいずれにおいても 60 歳代となっている。また、男性ダミーについても正で統計的に有意となっており、男性は女性と比べ、肥満である確率が 10% 強高いという結果となっている。これらの結果は、厚生労働省 (2009) などで見えた場合の年齢別の肥満者の割合、あるいは男女別の肥満者の割合と整合的である。次に、就業形態ダミーの係数については、正規雇用ダミーが 5% 水準で有意であり、符号は正である。この結果は鈴木 (2007) と整合的である。

3.2 その他のモデルによる分析結果

以下では、それ以外のモデルによる分析結果について、適宜表 4 の結果と比較させながら述べる。

まず、表 5 は BMI を OLS により推定した結果を示したものである。

(Table 5 around here)

時間選好率の代理変数と危険回避度の代理変数はデータセット A～C のいずれにおいても統計的に有意ではない。また、食料品価格についても、符号は負であるものの、データセット A～C のいずれにおいても統計的に有意ではない。喫煙頻度と飲酒頻度についても同様に、データセット A～C のいずれにおいても統計的に有意でないことから、食事をはじめとした生活習慣は、BMI を連続変数として分析した場合には BMI に対して統計的に有意な影響を与えないと考えられる。

次に、表 6 は、2 章 2 節において定義した重度の肥満ダミーを被説明変数としてプロ

ビット・モデルにより推定し、そこから計算した限界効果を示したものである。

(Table 6 around here)

時間選好率の代理変数はデータセット A・C のいずれを用いた場合にも符号は正で統計的に有意であるものの、危険回避度の代理変数はデータセット B・C のいずれにおいても統計的に有意ではない。これらの結果は、肥満であるかどうかをプロビット・モデルにより推定した場合と同様の結果である。したがって、個人の行動バイアスは肥満となるかどうかと同様に、重度の肥満となるかどうかにも影響を与えるといえる。

また、食料品価格については、符号は負であるものの、データセット A～C のいずれにおいても統計的に有意ではない。さらに、喫煙頻度についても、同様にデータセット A～C のいずれにおいても統計的に有意でない。しかし、飲酒頻度についてはデータセット A～C のいずれにおいても符号は負で統計的に有意であり、飲酒頻度は重度の肥満となる確率も低下させることが分かる。

その他の変数については、男性ダミーの係数は 1% 水準で正で統計的に有意であるものの、年齢の係数は統計的に有意ではない。従って、肥満であるかどうかについては、年齢や生活習慣などにより左右される部分が大きいものの、重度の肥満であるかどうかについては、個人の選好などに左右される部分が大きいと考えられる。ただし、表 1～3 から明らかのように、重度の肥満である者は推定に用いたサンプル中の約 2% に過ぎないため、この点についてより頑健な結論を得るためには、より多くのサンプル数によって分析することが望ましい。

最後に、表 7 は、2 章 2 節において定義したやせ型ダミーを被説明変数としてプロビット・モデルにより推定し、そこから計算した限界効果を示したものである。

(Table 7 around here)

時間選好率や危険回避度、喫煙頻度の係数はデータセット A～C のいずれにおいても統計的に有意ではなく、飲酒頻度はデータセット B を用いた場合のみ符号が負で統計的に有意である。また、食料品価格についてはデータセット A・C においては符号が負で統計的に有意であるものの、データセット B を用いた場合は符号が負であるものの統計的に有意ではない。

まず、飲酒頻度については、統計的に有意なのはデータセット B を用いた場合のみであるが、いずれのデータセットを用いた場合でも符号は負となっている。本稿では、飲酒頻度が高いことはやせ型である確率だけではなく、表 4 や 6 に示されているように、肥満あるいは重度の肥満である確率も低下させるという結果を得ている。これらの推定結果は、適度な飲酒は適度な体型を保てる確率を高めると解釈することができる。

一方、食料品価格については、データセット A と C を用いた場合には符号は負で統計的に有意である。家計の年間所得もコントロールしていることから、食料品価格の上昇は食料品の実質的な購買力を低下させる。そして、その他の要素をコントロールした場合に

は、食料品の実質的な購買力の低下はカロリー摂取を困難にするはずであるが、推定結果はその正反対のものである。そのため、食料品価格の上昇がなぜ個人がやせ型となる確率を低下させるのかについての解釈は容易ではない。この点については、何らかの医学的な要因が背後にある可能性も考えられるが、本稿の範囲からはこれ以上詳細な議論を行うことは困難である。

4 おわりに

本稿では、JHPS2009 を用いて、肥満である要因などについての実証分析を行った。分析の結果得られたことは、大きくは以下の3点である。

第一に、先行研究同様、行動バイアスが肥満に大きく影響することが確認された。まず、時間選好率の係数は、肥満であるかどうか、重度の肥満であるかどうかのプロビット・モデルによる分析では統計的に有意であったが、その他の分析では統計的に有意ではなかった。一方、危険回避度の係数は、いずれの分析においても統計的に有意ではなかった。これらの推定結果から、先行研究でも述べられているように、個人の時間選好率が高いことは、個人が肥満あるいは重度の肥満である要因の一つであると考えられる。

第二に、食料品価格については、肥満であるかどうか、やせ型であるかどうかのプロビット・モデルによる分析で負で統計的に有意であった。前者の結果については、家計の年間所得や食料品価格などもコントロールしていることから、食料品価格の高い地域に居住すると大量のカロリーを摂取することが難しくなり、そのために肥満となる確率が低下すると解釈できる。一方、後者の結果については、家計の年間所得もコントロールしていることから、食料品価格が上昇することにより食品の実質的な購買力は下がるはずであるため、そのような解釈は妥当せず、本稿の範囲からは明示的な解釈を行うことが難しい。

第三に、食料品価格が体型に与える影響については、時間選好率をコントロールするかどうかによって得られる結果が大きく異なっていた。具体的には、いずれの分析においても、時間選好率をコントロールすることにより、食料品価格の係数の統計的有意水準が大きく改善された。この点については、時間選好率が異なると、食料品価格の変動が食料消費行動の変化に与える影響が異なるとも解釈できる。

最後に、本稿における分析上の課題についても述べたい。まず、本稿では、自己申告された身長と体重によって求めた BMI を被説明変数として分析を行ったが、自己申告バイアスについて考慮した形で推定を行う事がより望ましいと考えられる。次に、BMI が全く同じであったとしても、骨格筋量が大きく異なれば肥満かどうかの判定基準が全く異なってくる可能性もあり、そういった点も考慮した研究を行う必要がある。最後に、本稿では、個人の遺伝的な体質などについては、明示的な形でコントロールできていない。この点については、固定効果プロビット・モデルや変量効果プロビット・モデルによる推定を行えば間接的にコントロールすることが可能となるが、本稿で推定に用いた JHPS は現時点ではクロスセクションデータであるため、それらの推定方法は不可能であった。こ

これらの点については今後の研究課題としたい。

参考文献

- Cawley, J. (2004) “The Impact of Obesity on Wages,” *Journal of Human Resources*, Vol. 39, No. 2, pp. 451–474.
- Chou, S.Y., M. Grossman, and H. Saffer (2004) “An Economic Analysis of Adult Obesity: Results from the Behavioral Risk Factor Surveillance System,” *Journal of Health Economics*, Vol. 23, No. 3, pp. 565–587.
- Gruber, J. and M. Frakes (2006) “Does Falling Smoking Lead to Rising Obesity?,” *Journal of Health Economics*, Vol. 25, No. 2, pp. 183–197.
- Ikeda, S., M. Kang, and F. Ohtake (2010) “Hyperbolic Discounting, the Sign Effect, and the Body Mass Index,” *Journal of Health Economics*, Vol. 29, No. 2, pp. 268–284.
- Komlos, J., P.K. Smith, and B. Bogin (2004) “Obesity and the Rate of Time Preference: Is there a Connection?,” *Journal of Biosocial Science*, Vol. 36, No. 2, pp. 209–219.
- OECD (2009) *Health at a Glance 2009: OECD Indicators*: OECD Publishing.
- Smith, P.K., B. Bogin, and D. Bishai (2005) “Are Time Preference and Body Mass Index Associated? Evidence from the National Longitudinal Survey of Youth,” *Economics and Human Biology*, Vol. 3, No. 2, pp. 259–270.
- White, H. (1980) “A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity,” *Econometrica*, Vol. 48, No. 4, pp. 817–838.
- 厚生労働省 (2009) 『国民健康・栄養の現状 平成 18 年厚生労働省国民健康・栄養調査報告』, 健康・栄養情報研究会編, 第一出版 .
- 鈴木亘 (2007) 「肥満と長時間労働」. 2007 年秋季日本経済学会 (東北大学) 発表論文 .

表 1 基本統計量 (データセット A)

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
被説明変数				
BMI \geq 25	0.1955	0.3967	0	1
BMI \geq 30	0.0174	0.1309	0	1
BMI $<$ 18.5	0.0736	0.2611	0	1
BMI	22.4830	3.0547	14.9515	32.6608
説明変数				
時間選好率	1.7586	2.7638	-0.0001	8.9999
年齢	49.3054	15.8464	19	93
年齢の二乗/10	268.2037	157.8672	36.1	864.9
男性ダミー	0.5190	0.4997	0	1
有配偶ダミー	0.7401	0.4386	0	1
大卒ダミー	0.2851	0.4515	0	1
正規雇用ダミー	0.3555	0.4787	0	1
パートタイマーダミー	0.1920	0.3939	0	1
自営業ダミー	0.1610	0.3676	0	1
家計の年間所得 (単位:千万円)	0.6529	0.3855	0.0090	2.2100
家計の年間所得の二乗	0.5748	0.7149	0.000081	4.8841
持ち家ダミー	0.7927	0.4054	0	1
同居人数 (本人含む)	3.2385	1.4201	1	10
一日に吸うタバコの本数/10	0.4935	0.9511	0	6
飲酒頻度	2.2968	1.2391	1	4
FCPI	107.1218	4.0201	98.7936	114.1737
サンプル数	2813			

出所：JHPS2009 より筆者らが作成した。

表 2 基本統計量 (データセット B)

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
被説明変数				
BMI \geq 25	0.1962	0.3972	0	1
BMI \geq 30	0.0183	0.1341	0	1
BMI $<$ 18.5	0.0756	0.2643	0	1
BMI	22.4797	3.0570	14.9515	32.6608
説明変数				
危険回避度	51.8631	20.0142	0	100
年齢	49.5893	15.9416	19	93
年齢の二乗/10	271.3146	159.3559	36.1	864.9
男性ダミー	0.5117	0.4999	0	1
有配偶ダミー	0.7384	0.4396	0	1
大卒ダミー	0.2792	0.4487	0	1
正規雇用ダミー	0.3517	0.4776	0	1
パートタイマーダミー	0.1908	0.3930	0	1
自営業ダミー	0.1620	0.3685	0	1
家計の年間所得 (単位:千万円)	0.6556	0.3886	0.0000	2.2100
家計の年間所得の二乗	0.5808	0.7238	0.000081	4.8841
持ち家ダミー	0.7991	0.4008	0	1
同居人数 (本人含む)	3.2362	1.4383	1	10
一日に吸うタバコの本数/10	0.4801	0.9316	0	6
飲酒頻度	2.2877	1.2355	1	4
FCPI	107.1273	4.0426	98.7936	114.1737
サンプル数	2951			

出所：JHPS2009 より筆者らが作成した。

表3 基本統計量 (データセット C)

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
被説明変数				
BMI \geq 25	0.1931	0.3948	0	1
BMI \geq 30	0.0178	0.1322	0	1
BMI $<$ 18.5	0.0744	0.2625	0	1
BMI	22.4678	3.0493	14.9515	32.6608
説明変数				
時間選好率	1.7586	2.7576	-0.0001	8.9999
危険回避度	51.8650	20.0561	0	100
年齢	49.2584	15.8346	19	93
年齢の二乗/10	267.7038	157.7547	36.1	864.9
男性ダミー	0.5165	0.4998	0	1
有配偶ダミー	0.7412	0.4381	0	1
大卒ダミー	0.2846	0.4513	0	1
正規雇用ダミー	0.3564	0.4790	0	1
パートタイマーダミー	0.1917	0.3937	0	1
自営業ダミー	0.1608	0.3674	0	1
家計の年間所得 (単位:千万円)	0.6558	0.3870	0.0090	2.2100
家計の年間所得の二乗	0.5798	0.7199	0.000081	4.8841
持ち家ダミー	0.7931	0.4052	0	1
同居人数 (本人含む)	3.2515	1.4423	1	10
一日に吸うタバコの本数/10	0.4846	0.9360	0	6
飲酒頻度	2.2973	1.2384	1	4
FCPI	107.1414	4.0200	98.7936	114.1737
サンプル数	2755			

出所：JHPS2009 より筆者らが作成した。

表 4 肥満に関するプロビットモデルの分析結果 (限界効果)

データセット	A	B	C
時間選好率	0.0061** [0.0026]	- -	0.0062** [0.0026]
危険回避度	- -	-0.0000 [0.0003]	-0.0001 [0.0004]
年齢	0.0138*** [0.0035]	0.0123*** [0.0034]	0.0137*** [0.0036]
年齢の二乗/10	-0.0011*** [0.0004]	-0.0010*** [0.0003]	-0.0011 [0.0004]
男性ダミー	0.1292*** [0.0180]	0.1225*** [0.0176]	0.1309*** [0.0182]
有配偶ダミー	0.0059 [0.0207]	0.0041 [0.0204]	0.0061 [0.0209]
大卒ダミー	0.0054 [0.0174]	-0.0030 [0.0171]	-0.0011 [0.0174]
正規雇用ダミー	0.0540** [0.0249]	0.0524** [0.0242]	0.0496** [0.0248]
パートタイマーダミー	-0.0177 [0.0235]	-0.0285 [0.0225]	-0.0238 [0.0233]
自営業ダミー	0.0078 [0.0248]	0.0039 [0.0239]	0.0001 [0.0245]
家計の年間所得	-0.0366 [0.0695]	-0.0336 [0.0669]	-0.0273 [0.0698]
家計の年間所得の二乗	0.0009 [0.0369]	-0.0005 [0.0348]	-0.0015 [0.0369]
持ち家ダミー	-0.0109 [0.0203]	-0.0181 [0.0204]	-0.0157 [0.0207]
同居人数 (本人含む)	-0.0011 [0.0059]	0.0033 [0.0058]	0.0001 [0.0059]
一日に吸うタバコの本数/10	0.0141* [0.0079]	0.0118 [0.0080]	0.0097 [0.0081]
飲酒頻度	-0.0215*** [0.0063]	-0.0189*** [0.0062]	-0.0201*** [0.0063]
FCPI	-0.0036* [0.0019]	-0.0022 [0.0018]	-0.0033* [0.0019]
Log likelihood	-1314.4602	-1391.9266	-1279.8464
Pseudo R ²	0.0543	0.0473	0.0533
サンプル数	2813	2951	2755

注 1: “***”、“**”、“*” はそれぞれ 1%、5%、10% 水準で統計的に有意であることを示す。推定は、Stata/MP 11.0 を用いて行った。

注 2: [] 内は、White (1980) の一貫性を持つ標準誤差である。

表5 BMIをOLSにより推定した結果

データセット	A	B	C
時間選好率	0.0287 [0.0208]	- -	0.0331 [0.0211]
危険回避度	- -	-0.0022 [0.0029]	-0.0025 [0.0030]
年齢	0.1437*** [0.0255]	0.1357*** [0.0249]	0.1460*** [0.0259]
年齢の二乗/10	-0.0115*** [0.0026]	-0.0105*** [0.0025]	-0.0117*** [0.0026]
男性ダミー	1.5568*** [0.1378]	1.4972*** [0.1333]	1.5751*** [0.1389]
有配偶ダミー	0.0412 [0.1595]	0.0188 [0.1565]	0.0316 [0.1621]
大卒ダミー	-0.0038 [0.1328]	-0.0382 [0.1300]	-0.0454 [0.1338]
正規雇用ダミー	0.4691*** [0.1726]	0.4788*** [0.1681]	0.4324** [0.1733]
パートタイマーダミー	-0.1161 [0.1702]	-0.1700 [0.1675]	-0.1536 [0.1716]
自営業ダミー	0.2525 [0.1809]	0.1964 [0.1766]	0.1893 [0.1823]
家計の年間所得	-0.0972 [0.4912]	-0.1214 [0.4814]	0.0086 [0.4943]
家計の年間所得の二乗	-0.0440 [0.2424]	-0.0279 [0.2344]	-0.0809 [0.2433]
持ち家ダミー	-0.0462 [0.1558]	-0.0798 [0.1538]	-0.0831 [0.1579]
同居人数(本人含む)	0.0071 [0.0445]	0.0315 [0.0444]	0.0167 [0.0449]
一日に吸うタバコの本数/10	0.0097 [0.0697]	-0.0172 [0.0693]	-0.0171 [0.0714]
飲酒頻度	-0.0689 [0.0476]	-0.0514 [0.0469]	-0.0573 [0.0481]
FCPI	-0.0222 [0.0136]	-0.0118 [0.0133]	-0.0183 [0.0138]
Pseudo R ²	0.1099	0.1046	0.1104
サンプル数	2813	2951	2755

注1：“***”、“**”、“*”はそれぞれ1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを示す。推定は、Stata/MP 11.0を用いて行った。

注2：[]内は、White (1980)の一致性を持つ標準誤差である。

表 6 重度の肥満に関するプロビットモデルの分析結果 (限界効果)

データセット	A	B	C
時間選好率	0.0011* [0.0006]	- -	0.0011* [0.0006]
危険回避度	- -	-0.0000 [0.0001]	-0.0011 [0.0021]
年齢	0.0016 [0.0010]	0.0016 [0.0010]	0.0016 [0.0010]
年齢の二乗/10	-0.0002* [0.0001]	-0.0002 [0.0001]	-0.0002* [0.0001]
男性ダミー	0.0119*** [0.0044]	0.0126*** [0.0047]	0.0123*** [0.0045]
有配偶ダミー	-0.0017 [0.0048]	-0.0057 [0.0062]	-0.0016 [0.0048]
大卒ダミー	0.0019 [0.0042]	0.0042 [0.0050]	0.0022 [0.0043]
正規雇用ダミー	0.0101 [0.0081]	0.0089 [0.0079]	0.0102 [0.0083]
パートタイマーダミー	0.0058 [0.0091]	0.0033 [0.0085]	0.0061 [0.0093]
自営業ダミー	0.0171 [0.0117]	0.0120 [0.0102]	0.0175 [0.0119]
家計の年間所得	0.0173 [0.0192]	0.0036 [0.0202]	0.0181 [0.0192]
家計の年間所得の二乗	-0.0135 [0.0105]	-0.0080 [0.0104]	-0.0140 [0.0106]
持ち家ダミー	-0.0064 [0.0055]	-0.0061 [0.0060]	-0.0064 [0.0056]
同居人数 (本人含む)	-0.0001 [0.0015]	0.0013 [0.0017]	-0.0002 [0.0015]
一日に吸うタバコの本数/10	-0.0013 [0.0021]	-0.0012 [0.0025]	-0.0011 [0.0021]
飲酒頻度	-0.0044*** [0.0014]	-0.0052*** [0.0017]	-0.0045*** [0.0015]
FCPI	-0.0003 [0.0004]	-0.0002 [0.0005]	-0.0003 [0.0004]
Log likelihood	-227.5460	-253.9876	-226.3296
Pseudo R ²	0.0789	0.0577	0.00800
サンプル数	2813	2951	2755

注 1: “***”、“**”、“*” はそれぞれ 1%、5%、10% 水準で統計的に有意であることを示す。推定は、Stata/MP 11.0 を用いて行った。

注 2: [] 内は、White (1980) の一貫性を持つ標準誤差である。

表7 やせ型に関するプロビットモデルの分析結果 (限界効果)

データセット	A	B	C
時間選好率	-0.0001 [0.0016]	- -	-0.0000 [0.0016]
危険回避度	- -	-0.0001 [0.0002]	0.0001 [0.0002]
年齢	-0.0055*** [0.0020]	-0.0049** [0.0020]	-0.0056*** [0.0021]
年齢の二乗/10	0.0004** [0.0002]	0.0004** [0.0002]	0.0005** [0.0002]
男性ダミー	-0.0652*** [0.00124]	-0.0669*** [0.0120]	-0.0666*** [0.0125]
有配偶ダミー	-0.0129 [0.0129]	-0.0162 [0.0129]	-0.0135 [0.0132]
大卒ダミー	0.0011 [0.0117]	0.0018 [0.0117]	0.0031 [0.0120]
正規雇用ダミー	-0.0102 [0.0133]	-0.0113 [0.0130]	-0.0107 [0.0135]
パートタイマーダミー	0.0128 [0.0143]	0.0126 [0.0141]	0.0139 [0.0146]
自営業ダミー	0.0077 [0.0154]	0.0095 [0.0152]	0.0088 [0.0157]
家計の年間所得	-0.0270 [0.0384]	-0.0373 [0.0374]	-0.0313 [0.0389]
家計の年間所得の二乗	0.0114 [0.0197]	0.0162 [0.0189]	0.0126 [0.0199]
持ち家ダミー	0.0039 [0.0036]	-0.0164 [0.0132]	-0.0208 [0.0138]
同居人数 (本人含む)	-0.0018* [0.0011]	0.0038 [0.0035]	0.0040 [0.0036]
一日に吸うタバコの本数/10	0.0056 [0.0054]	0.0079 [0.0053]	0.0067 [0.0055]
飲酒頻度	-0.0064 [0.0042]	-0.0080* [0.0042]	-0.0067 [0.0043]
FCPI	-0.0018* [0.0011]	-0.0016 [0.0011]	-0.0018* [0.0011]
Log likelihood	-689.0096	-734.7011	-678.9413
Pseudo R ²	0.0680	0.0704	0.00697
サンプル数	2813	2951	2755

注1: “***”、“**”、“*” はそれぞれ1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを示す。推定は、Stata/MP 11.0を用いて行った。

注2: []内は、White (1980)の一致性を持つ標準誤差である。