

第12章

肥満と家計行動の再検討

上村一樹

野田顕彦

第1節 はじめに*

Cutler et al. (2003) などでも指摘されているように、近年先進国、特にアメリカにおいては肥満である者の割合の上昇が続いている。そのような状況もあり、肥満になる原因に関して様々な研究が蓄積されてきている。近年までの肥満に関する研究の多くは、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その原因を求めてきた。外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

*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。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。

第3部 労働市場と消費者行動の諸相と問題解決への糸口

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

上述したような外的要因に肥満化傾向の原因を求める研究だけではなく、近年では、危険回避度や時間選好率など行動経済学的なパラメータによって、その現象を説明しようとする試みも盛んになっている。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。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としては、Smith et al. (2005) をあげることができる。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、Suzuki (2007) や Ikeda et al. (2009) があげられる。Suzuki (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. (2009) 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、主に行動経済学的な変数と肥満との関係を分析している。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。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、食料の消費状況や消費財の価格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、行動経済学的な変数や性別・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、本研究では、行動経済学的な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どのように変化するかを検証する。

第2節 分析の枠組み

1 理論的背景

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、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。従って、Chou et al. (2002) などの先行研究でも、何らかの最適化問題の解として推定すべき方程式を得るのではなく、最初から誘導形のモデルを提示するアプローチが多く取られている。以下ではそれらを参考に、個人の体型がどのような要因により決定されているかに関する議論について簡潔に述べる。

まず、近年の経済学の文脈における体型の決定要因に関する研究では、危険回避度や時間選好率などの個人の嗜好を表す行動経済学的な変数に着目することが多い。それらの先行研究では、個人の体型に関係すると考えられる全ての行動をコントロールすることは事実上不可能であるため、個人の嗜好を直接的な行動の代理変数として用いていると考えられる。また、喫煙行動や飲酒行動、あるいは食料品価格が変化したときの個人の反応に危険回避度や時間選好率が影響する可能性が考えられるのも、多くの先行研究でそれらの変数がコントロールされている理由であると考えられる。

次に、医学的な観点から見た場合に個人の体型を決定する最も重要な要因であると考えられるのは、個人の摂取カロリーと消費カロリーである。第一に、摂取カロリーについては、様々な社会調査でも直接把握することが難しいため、Chou et al. (2004) など、多くの先行研究では、食料品価格、外食産業の価格などを説明変数に用いることで間接的にコントロールされる場合が多い。第二に、消費カロリーも摂取カロリー同様、殆どの社会調査では直接把握することは困難である。多くの先行研究(例えば Suzuki (2007) や Ikeda et al. (2009) など) で年齢や性別がコントロールされているのは、基礎代謝は年齢や性別で大きく変化することから、消費カロリーを間接的にコントロールする意図もあると考えられる。

さらに、食事以外のさまざまな生活習慣、たとえば喫煙習慣や飲酒習慣についても、体型に何らかの影響を与える可能性があると考えられ、Chou et al. (2004) や Gruber and Frakes (2006) など、経済学の分野でも、多くの先行研究によりその影響が実証されている。ただし、例えば喫煙習慣が肥満である確率に与える影響については、Chou et al. (2004) と Gruber and Frakes (2006) で逆の結論が得られているなど、その符号については議論が一定しない点には注意が必要である。

最後に、個人の遺伝的な要因についても、本来であれば何らかの形でコントロールすることが望ましい。パネルデータを用いて固定効果モデルや変量効果モデル、あるいは固定効果プロビット・モデルや変量効果プロビット・モデルにより推定することで、遺伝的な要因は少なくともある程度コントロール可能であると考えられる。しかし、データの制約などもあり、そのようなアプローチを取っている先行研究は殆ど存在しない。

以上のように、個人の体型を左右すると考えられ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、これらの要因が全て同時にコントロールされているものは存在していない。そのため、本研究では、上述したような要因をできる限りコントロールすることにより、個人の体型の決定要因について、どのような結論が得られるのか検証する。また、わが国における先行研究(Suzuki (2007) や Ikeda et al. (2009)) との比較可能性を担保するため、肥満であるかどうかをプロビット・モデルにより分析するだけでなく、BMI を被説明変数とした線形モデルによる分析、あるいは重度の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・モデルによる分析も行う。

2 使用データ

本研究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。表12-1～12-3は、分析に用いる被説明変数および説明変数の基本統計量をまとめたものである。

以下では、まずそれらの変数の定義を述べ、次にそれぞれ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、上記のデータには、(重度の)肥満であるかどうか、あるいはやせ型であるかどうかなど、体型を直接尋ねている質問は存在しない。そのため、まず、自己申告された身長と体重から Body Mass Index (BMI) を計算した。

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

次に、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。

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

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

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

第一に、行動経済学的な変数としては、時間選好率と危険回避度を説明変数として用いている²。前者については、『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

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。

² 本研究では、Ikeda et al. (2009) と同様に、推定に用いる行動経済学的な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。データセットAは、行動経済学的な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12-1～12-3はそれぞれ、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。

表 12-1 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 ≥ 25	0.1955	0.3967	0	1
BMI ≥ 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				
年齢	49.3054	15.8464	19	93
年齢の二乗	2682.04	1578.67	361	8649
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	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
時間選好率	1.7586	2.7638	-0.0001	8.9999
一日に吸うタバコの本数	0.4935	0.9511	0	6
飲酒頻度	2.2968	1.2391	1	4
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
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 12-2 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 ≥ 25	0.1962	0.3972	0	1
BMI ≥ 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				
年齢	49.5893	15.9416	19	93
年齢の二乗	2713.15	1593.56	361	8649
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	0.6556	0.3886	0.0000	2.2100
家計の年間所得の二乗	0.5808	0.7238	0.0000	4.8841
危険回避度	51.8631	20.0142	0	100
一日に吸うタバコの本数	0.4801	0.9316	0	6
飲酒頻度	2.2877	1.2355	1	4
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
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。

第3部 労働市場と消費者行動の諸相と問題解決への糸口

表 12-3 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 ≥ 25	0.1931	0.3948	0	1
BMI ≥ 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				
年齢	49.2584	15.8346	19	93
年齢の二乗	2677.04	1577.55	361	8649
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	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
時間選好率	1.7586	2.7576	-0.0001	8.9999
危険回避度	51.8650	20.0561	0	100
一日に吸うタバコの本数	0.4846	0.9360	0	6
飲酒頻度	2.2973	1.2384	1	4
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
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。

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、係数の大きさを標準化するため、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、後者については、『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、以下のように作成している。

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

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と考えられる。

第二に、本研究では Chou et al. (2004) などと同様に、摂取カロリーについては、食料品の価格により間接的にコントロールしており、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、2009 年 2 月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。

第三に、本研究では消費カロリーについても、先行研究と同様に、年齢や性別をコントロールすることによって間接的にコントロールしている。JHPS の調査時期の関係から、年齢は各年の 1 月末日時点でのものを用いている。

第四に、生活習慣に関する変数としては、1 日に吸うタバコの本数と、飲酒頻度を用いている。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、回答している本数をそのまま用いた。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お選びください。』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。

第五に、本研究ではさまざまな家計属性についてもコントロールしている。家計の属性に関する変数としては、家計の年間所得、家計の年間所得の二乗、有配偶ダミー、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 で除したものを、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。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。

最後に、表 12-1~表 12-3 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、基本統計量に大きさ差はない。そのため、用いるデータセットによって推定結果が異なるとしても、そ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。次に、最もサンプル数が多いデータセット B(約 2950) と、最もサンプル数が少ないデータセット C のサンプル数(約 2750) の違いは 200 程度であり、サンプル数の違いが推定結果の違いにもたらす影響は比較的小さいと考えられる。

3 分析モデル

本研究では、各個人の体型に関してプロビット・モデルにより決定要因を分析するだけでなく、Suzuki (2007) や Ikeda et al. (2009) などと同様に、連続変数である BMI を被説明変数として用いた分析も行っている。以下ではそれらの分析モデルについて記述する。

まず、先述したような個人属性や家族属性についての各変数が個人の体型に対してどのような影響を及ぼすかを分析するために用いるプロビット・モデルを以下に記述する。

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

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

第3部 労働市場と消費者行動の諸相と問題解決への糸口

ここで、 i は観測された個人、 y_i^* は観測できない潜在変数、 y_i は観測可能な確率、 x_i' は説明変数のベクトル、 β は係数ベクトルである。先述したように、本研究でのプロビット・モデルによる分析における被説明変数は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つである。

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 モデルを以下に記述する。

$$y_i = x_i' \beta_i + u_i, \quad u_i \sim N(0, \sigma^2) \quad (3)$$

$$E(x_i' u_i) = 0 \quad (4)$$

プロビット・モデルの場合同様、 i は観測された個人、 y_i^* は観測できない潜在変数、 y_i は観測可能な確率、 x_i' は説明変数のベクトル、 β は係数ベクトルである。

個人の体型は遺伝的な要因により決定される部分も大きいとの見方に立てば、その点を明示的に考慮した推定を行うことが望ましいと考えられる。そのため、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うことも考えられるが、JHPS は現時点ではパネルデータではないことから、本研究ではそれらの方法による推定は行っていない。

最後に、分散不均一の問題を考慮するため、本研究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。

第3節 分析結果

1 肥満かどうかのプロビット・モデルによる分析結果

まず、表 12-4 は肥満であるかどうかのプロビット・モデルによる推定結果から計算した限界効果を示したものである。

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、将来より現在に重きを置く個人は、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いと考えられる。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、本研究の範囲からは、時間選好率は肥満であるかどうか統計的に有意な影響があるものの、危険回避度は統計的に有意な影響がない、と結論付けることができる。

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

表 12-4 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
年齢	0.0138*** [0.0035]	0.0123*** [0.0034]	0.0137*** [0.0036]
年齢の二乗	-0.0001*** [0.0000]	-0.0001*** [0.0000]	-0.0001 [0.0000]
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]	0.00390.0039 [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]
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]
一日に吸うタバコの本数	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]
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]
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。

2: [] 内は、White (1980) の一貫性を持つ標準誤差である。

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、本研究の範囲からは、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高まると、どのような医学的な要因が背後にあるかについては、本研究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、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。これらは厚生労働省『国民健康・栄養調査』とある程度整合的な結果であるといえる。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。これはSuzuki (2007) と整合的である。

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12-5はBMIをOLSにより推定した結果を示したものである。

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統計的に有意な影響を与えないと考えられる。

次に、表12-6は重度の肥満であるかどうかのプロビット・モデルによる推定結果から計算した限界効果を示したものである。

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。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多いものの、重度の肥満であるかどうかについては、その他の要因、たとえば遺伝的な要因などに左右される部分が多いと考えられる。ただし、表12-1~12-3から明らかのように、重度の肥満である者はサンプル中の約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12-7はやせ型であるかどうかのプロビット・モデルによる推定結果から計算した限界効果を示したものである。

表 12-5 BMI を OLS により推定した結果

データセット	A	B	C
年齢	0.1437*** [0.0255]	0.1357*** [0.0249]	0.1460*** [0.0259]
年齢の二乗	-0.0012*** [0.0003]	-0.0010*** [0.0003]	-0.0012*** [0.0003]
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]
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]
一日に吸うタバコの本数	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]
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]
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) の一貫性を持つ標準誤差である。

第3部 労働市場と消費者行動の諸相と問題解決への糸口

表 12-6 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
年齢	0.0016 [0.0010]	0.0016 [0.0010]	0.0016 [0.0010]
年齢の二乗	-0.0000* [0.0000]	-0.0000 [0.0000]	-0.0000* [0.0000]
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]
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]
一日に吸うタバコの本数	-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]
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]
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 12-7 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
年齢	-0.0055*** [0.0020]	-0.0049** [0.0020]	-0.0056*** [0.0021]
年齢の二乗	0.000** [0.0000]	0.0000 [0.0000]	0.0000 [0.0000]
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]
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]
一日に吸うタバコの本数	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]
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]
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) の一貫性を持つ標準誤差である。

第3部 労働市場と消費者行動の諸相と問題解決への糸口

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、表12-4や表12-6の結果と照らし合わせると、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、表12-4と同様の符号であり、家計の年間所得も一定にコントロールしていることから、解釈は容易ではない。この点については、何らかの医学的な議論が背後に成立している可能性も考えられるが、本研究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。

第4節 おわりに

本研究では、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、行動経済学的な変数は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。家計の年間所得や同居人数、食料品価格などもコントロールしていることから、食費以外の何らかの要因により、近視眼的な個人は肥満になる確率が高くなると考えられる。

第二に、食料品の価格については、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、そのために肥満であると解釈できる。一方、後者については、そのような解釈をすることは困難であり、本研究の範囲では、これ以上詳細な議論を行うことは困難である。

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ってくることも解釈できる。

最後に、本研究における分析上の課題についても述べたい。まず、本研究では、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、本研究では、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、本研究で推定に用いた 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, H. Saffer, and F. Floor (2002) "An Economic Analysis of Adult Obesity: Results from the Behavioral Risk Factor Surveillance System," *NBER Working Paper*.
- 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.
- Cutler, D.M., E.L. Glaeser, and J.M. Shapiro (2003) "Why have Americans Become More Obese?," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 17, No. 3, pp. 93–118.
- 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.I. Kang, and F. Ohtake (2009) "Fat Debtors: Time Discounting, its Anomalies, and Body Mass Index," *Osaka University Discussion Paper*, Vol. 732, pp. 1–52.
- 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.
- 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.
- Suzuki, W. (2007) "Obesity and Overworking." presented at the fall meeting of JEA, held at Tohoku University, Japan (in Japanese).
- White, H. (1980) "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity," *Econometrica*, Vol. 48, No. 4, pp. 817–838.