

肥満と長時間労働

鈴木 亘

1. はじめに

2006年に成立した医療制度改革関連法に基づき、2008年度から特定健診、特定保健指導が開始されている。そのターゲットの一つは、既に周知の通り、「メタボリック症候群」である。肥満は、糖尿病、高血圧症、高脂血症などの生活習慣病の原因であり、放置すると心筋梗塞、脳梗塞などの循環器系疾患や、他の重篤な疾患となるリスクが高まる。肥満に伴う「超過医療費」の研究は、欧米において数多くの疫学的研究・医療経済学的研究があるが (Heithoff et al (1997), Quesenberry et al. (1998), Thompson et al (2001), Reidpath et al (2002), Costa-Font and Gil (2005), Bhattacharya and Sood (2005), Vandegrift and Datta (2006) 等), わが国においてもいくつかの研究がなされてきている (Kuriyama et al. (2002), 日高他 (2003), 古川・西村 (2007), 北澤他 (2007), 北澤・坂巻 (2007))。その中でも代表的な研究である Kuriyama et al. (2002) によれば、BMI21~23の人の医療費に対して、BMI18.5未満・30以上の人は約15%高い医療費がかかっており、特に40~59歳で BMI 値30以上の人の医療費は BMI21~23の人に比べて44%増にも及ぶ。また、栗山・辻 (2003) によれば、BMI25以上の肥満に伴う医療費が国民医療費に占める割合は3.2%となるが、国民的な肥満化の傾向をあわせて考えると、今後、ただでさえ高齢化によって高騰する医療費に、肥満がさらに拍車をかけることになる。こうした事態に備えるため、2006年改革によって、健保組合、政管健保、国保の保険者ごとに保険加入者の肥満予防・改善を義務化したのである。

具体的には、腹囲や BMI (肥満度) を測定して内臓脂肪蓄積のリスクを判定し、追加的に血糖、脂質、血圧、更に必要に応じて LDL コレステロール、尿酸値等をもて更に細かいリスク判断を行う。その上で、保健指導対象者をグループ化し、①情報提供レベル、②動機づけレベル、③積極的支援レベルに分けた保健指導を行うことになる。保健指導事業者は翌年の健診で指導対象者の半数以上で判定が改善することが求められており、改善度合いに応じて、保険者にもみ後期高齢者支援金の最大1割の加算・減算というアメとムチのインセンティブがかけられる予定である。しかしながら、こうしたインセンティブを何故、保険者だけに課すのか、言い換えれば、保険加入者である個人や、労働者の雇用主にもインセンティブを課すべきでないかという点は、今後、大いに議論が行われるべき課題である (鈴木 (2005, 2006a))。また、こうしたインセンティブとして「どの程度の金額」を「どのような方法で課すのか」という点も、今後、理論的・実証的な検討がなされる必要がある。現在、後期高齢者支援金の加算・減算についてその判断基準や金額が具体化されるのはしばらく先のことであるが、それも含め

て、広い意味での生活習慣病対策のインセンティブとその効果に関する研究を、今後急速に蓄積させてゆく必要があるだろう¹⁾。

さて本稿では、そうした試みの一貫として、企業に対して長時間労働に対する社会的費用を負担させ、肥満の原因の一つである長時間労働を適正化する政策を検討する。平成不況後、企業の正規雇用者のリストラが進展する中で、残った正規雇用者の長時間労働や過重労働が問題視されているが、その原因の一つは、企業の直面している賃金費用に、長時間労働に伴う健康被害額・医療費が反映されずに、残業させることが相対的に安価となっていることが挙げられる。そのため、社会的に望ましい水準を超えて長時間労働が需要されていると考えられる。今、この状況を簡単に示したものが図1である²⁾。一人当たりの労働時間に対する需要曲線(D-D)と供給曲線(S-S)の交点Eで均衡し、Tという労働時間が決まっているが、これは社会的に望ましい(残業)労働時間ではない。なぜならば、長時間労働に伴って労働者の健康が害されれば、その多くは労災保険ではなく、医療保険の医療費増に反映されると思われるが、その多くは企業の負担にならず、この点で企業はフリーライド出来るからである。すなわち、①医療費の自己負担分はもちろん、②医療費増に伴う医療保険料の増加も、名目上の労使折半ではなく、実際には賃金弾力性の低い正規労働者が多くを負担していると考えられる(課税の帰着問題)。また、被用者保険の場合には、③労働が出来ないほど健康被害が進んだ場合には辞職・退職して、医療費の高い労働者が保険から脱してしまう可能性がある。さらに、④生活習慣病の医療費が深刻となる高齢期には、老健や国保退職者医療制度の対象者となるため、被用者保険が直接、元雇用者の医療費にリンクする形で負担を負うことは無い³⁾。その場合、図の矢印で示した長時間労働に伴う医療費増加額を正当に評価して、企業側に課税(ピグー税)などの形で負担させることにより、需要曲線を左にシフトさせ(D'-D')、社会的に望ましい労働時間水準(T')を達成することができる。このような問題意識は、既に泉田(2006)が、雇用量と残業の関係を考慮したフォーマルな理論モデルを構築して考察しており、それに続く実証分析では残業労働時間が様々な生活習慣病罹患率を有意に押し上げていることを報告している。しかしながら、医療費との関係や、長時間労働に伴う医療費増加を内部化させるための課税額の算出までには至っておらず、この点を試算したことが本稿の新しい貢献といえるだろう。また、本稿は泉田(2006)のような生活習慣病全般をとりあげるのではなく、肥満との関係のみに焦点を絞っている。肥満と長時間労働の関係を指摘している文献としては、大竹(2005)が挙げられる。大竹(2005)は、平成不況以降、リストラの中で正社員の労働時間が増加しており、長時間労働にともなって運動不足や不規則な食事、外食などの肥満危険因子が引き起こされているとして、日本人男性が太り続けるわが国固有の要因は長時間労働であるとの仮説を提示し

※ 名古屋市立大学の澤野孝一朗准教授より、本稿に対する適切なコメントを頂いた。感謝申し上げる。

- 1) 生活習慣病対策のインセンティブと効果に関する海外の諸文献のサーベイは、鈴木(2006b)が行っている。
- 2) もちろん、正規雇用者の一人当たりの労働時間を増やす以外に、健康に害がない範囲で、正規あるいは非正規労働者の雇用量を増やすということも考えられる。しかしながら、企業特殊的人的費用や、様々な福利厚生や解雇権濫用法理などのために、雇用量の調整には固定費用がかかるため、正規雇用者の残業時間の方が限界的に調整しやすく、ここでは、長時間労働と雇用量が完全に代替的ではないと考えている。雇用量と残業の関係も含んだ理論モデルの考察は、泉田(2006)で行われている。
- 3) もちろん、老健や国保退職者医療制度の調整金や後期高齢者支援金という形の負担はあるが、それは個別の保険者の努力が反映されない仕組みとなっているので、フリーライドを抑制する動機は働かない。

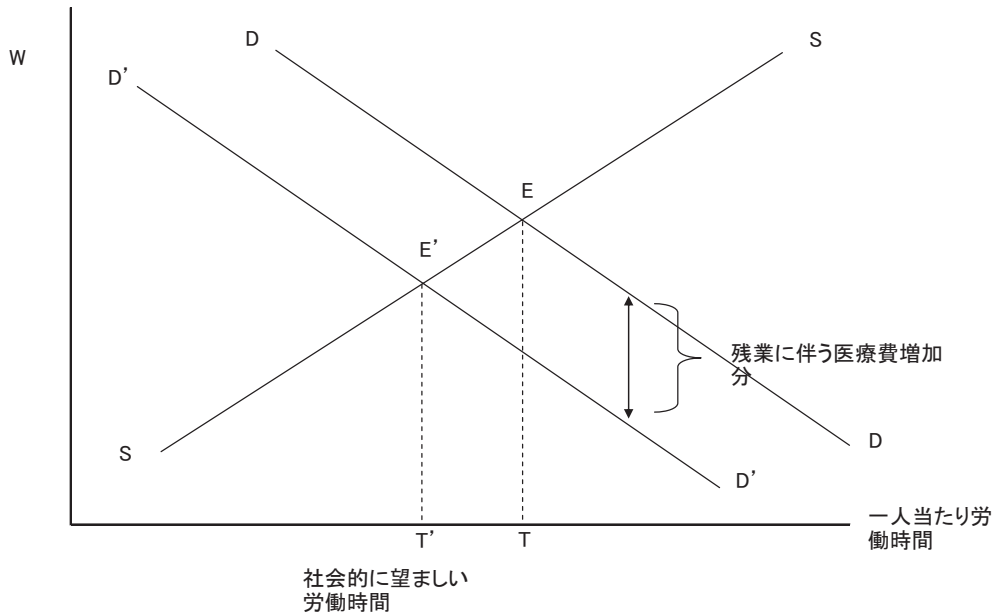


図1 社会的に望ましい正規雇用者の一人当たり労働時間

ている。本稿のもう一つの貢献は、大竹（2005）が提示したこの注目すべき仮説の検証をはじめて行ったという点である⁴⁾。

本稿の構成は以下の通りである。2節では、ある組合健保のレセプトデータ・検診データを用いて、肥満に伴う超過医療費の分析を行う。3節では、同じ組合健保の協力で実施した生活習慣アンケートを用いて、長時間労働と肥満の関係を定量的に評価する。最後にこれらの結果を組み合わせることで、長時間労働に伴う医療費増加額を算出し、企業に課すべき負担額を実際に求める（4節）。

2. 肥満と医療費

2.1 先行研究

まずはじめに、肥満と医療費の関係について、定量的な評価を行うことにする。既に前節で触れたように、わが国においても、Kuriyama et al. (2002), 日高他 (2003), 古川・西村 (2007), 北澤他 (2007), 北澤・坂巻 (2007) などが、肥満と医療費の関係を分析しているが、まだまだ先行研究が少ないことから、本稿においても異なる手法、異なるデータセットで分析を行うことは一定の意義があるだろう。様々な箇所によく引用される Kuriyama (2002) の結果であるが、そのデータセットは意外にも地域的にかなり限定されたものである。すなわち、

4) 一方、米国においても、肥満と労働市場の関係を分析した分析は多いが、文脈はかなり異なっている。それらの多くは、肥満者の賃金や (Baum II and Ford (2004), Bhattacharya and Bundorf (2005)), 肥満者の雇用差別 (Carpenter (2006), Morris (2007)) に焦点を当てており、本稿の分析とは直接関りはない。

Kuriyama (2002) が用いたデータセットは、宮城県大崎保健所管内の1市13町に居住する40～79歳の国保加入者（5万6294人）が対象となっているに過ぎない。この点、日高他（2003）が用いているデータについても、ある組合健保に限られており、やはり代表性の問題があることに変わりはない。これに対して、北澤他（2007）、北澤・坂巻（2007）は、政管健保における北海道と福岡県、長野県サンプルを用いており、かなりの代表性を確保しているが、関心の対象は、リスク暴露年数と医療費の関係にあり、本稿で利用したい「肥満による超過医療費」の金額を直接に得ることはできない。さらに、古川・西村（2007）は2001年の国民健康・栄養調査を用いており、先行研究の中でもっとも代表性の高いデータセットであるが、残念ながら、糖尿病と高血圧性疾患の対象者に限った分析をしており、これも本稿の分析・問題意識には適合していない。

2.2 データセット

そこで、本稿では独自のデータを用いて超過医療費の分析をまず行うことにする。用いるデータセットは、法政大学エイジング総合研究所の小椋正立教授を主査とする研究会において、ある組合健保に依頼し、2000年から2006年までのレセプトデータ及び毎年行われている健康診断のデータの提供を受けたものである。このデータセットは、①受診月についての医療点数、病名などの入った医療費レセプトデータ、②この期間の標準報酬月額と資格取得日、資格喪失日が記載されたマスターデータ、③BMIなどの健康診断の検査値が入った検診データ、④既往歴データの4種類からなるが、ここでは①～③のデータのうち2000年度のみを取り出し、IDで接続して用いることにした。まず、マスターデータから2000年3月から2001年2月までに資格期間が連続しているIDのうち、本人分のみを取り出し、母数サンプルとする。医療費レセプトは受診月分のデータしか記載されないために、この1年間に無受診であったサンプルはレセプトデータからは漏れてしまうが、この母数サンプルと医療費レセプトをIDを用いて接合することにより、無受診のサンプルも分析対象に含めることが出来る。医療費レセプトに記載のある医療点数は、入院外、外来、調剤、歯科などの全てを含めた総医療費（点数）を作り、1年分合計した。一方、無受診サンプルでは総医療費を0点とした。また、肥満と関連性が高い疾病（糖尿病、高血圧、虚血性心疾患・その他心疾患）の発病率を出すために、これらの疾病について119分類の疾病番号が付いている個人が1、それ以外が0となる変数も作成している。

次に、これらのデータと健診データとの接合を行う。具体的には、健康診断を受けた時期が2000年度に限られるサンプルのみに限ってIDを用いて接合した。この結果、接合できた本人サンプルは、2488サンプルとなった。検診データについては、様々な項目の検査値を用いることができるが、ここでは身長と体重、そこから計算されるBMIのみを用いることにした。これは他の検査値を、医療費に回帰させる説明変数として用いると、BMIや肥満グループの純粋な超過医療費を計算することができなくなると考えられるからである。すなわち、BMIや肥満グループになると、血糖や血圧、尿酸値、コレステロール、肝臓関係の検査値（GOT、GPT、 γ -GTP）などの検査値も悪化している可能性が高いが、こうした検査値は内生変数であると考えられる。これらを外生変数として説明変数に用いればBMIや肥満の超過医療費の推

計にバイアスをもたらされ、恐らくは効果が減殺されることになるだろう⁵⁾。したがって、本稿で用いる説明変数は、肥満関係の変数のほかは、年齢や性別、所得（標準報酬月額）といった外生変数に限ることとした。変数の記述統計は、表1の通りである。このうち、BMIは肥満度の判定方法の一つであるボディ・マス・インデックス指数であり、体重（kg）／身長（m）²で求められる。BMI指数の標準値は22.0であり、18.5未満がやせ、18.5～25未満が標準、25～30未満が肥満、30以上が高度肥満とされる。米国では、肥満度として35以上が使われることがあるが、日本の肥満学会では25以上を肥満としているため、18.5未満をやせ、18.5以上25未満を標準、25以上30未満を肥満、30以上を高度肥満とするカテゴリー別のダミー変数を作った。また、肥満と高度肥満を合わせて肥満以上ダミーとしている。

表2は医療費、入院確率、外来日数、肥満と関連性が高い疾病（糖尿病、高血圧、虚血性心疾患・その他心疾患）の発病率の関係を、データの中から年齢階級別に見たものである。総医療費（点数）については、30代が最も低くその後上昇してゆくというU字タイプの特徴がある。外来日数についても同様であるが、入院確率は年齢とともに上昇してゆく。その他の疾患の発

表1 検診・レセプトデータの記述統計

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
BMI	22.15	3.38	14.78	63.44
やせ (BMI <= 18.5)	0.11	0.32	0	1
標準 (18.5 < BMI < 25)	0.72	0.45	0	1
肥満 (25 <= BMI < 30)	0.15	0.36	0	1
高度肥満 (BMI >= 30)	0.02	0.15	0	1
肥満以上 (BMI >= 25)	0.17	0.38	0	1
総医療費 (点数, 年額)	34101.67	59004.47	0	631385
log (総医療費+0.1)	9.12	2.80	-2.30	13.36
入院確率	0.13	0.34	0	1
外来確率	0.96	0.20	0	1
外来日数	26.30	34.21	0	285
入院日数	1.93	11.47	0	161
糖尿病	0.02	0.15	0	1
高血圧	0.08	0.28	0	1
虚血性心疾患・その他心疾患	0.05	0.22	0	1
性別	0.54	0.50	0	1
年齢	39.26	10.42	21	70
年齢2乗	1649.89	867.68	441	4900
標準報酬月額	316.78	124.44	92	980
log (標準報酬月額)	5.68	0.39	4.52	6.89

5) 文脈は全く異なるが、小椋（2004）は様々な検査値とともにBMIが医療費の予測にどれくらい寄与するかを計算しており、医療費の予測に対して、他の検査値とともにBMIも有意な説明変数となっていることを報告している。したがって、BMIの医療費に対する効果としては、他の検査値を経由した効果とともに、BMIからの直接効果も見出すことが出来る。

表2 年齢別一人当たり総医療費等

	サンプル数	総医療費 (点数, 年額)	入院確率	外来日数	糖尿病	高血圧	虚血性心疾患・その他 心疾患
21～25歳	165	33,238.4	6.7%	29.8	0.6%	4.2%	2.4%
26～30歳	428	34,775.4	7.4%	31.7	1.0%	5.7%	5.7%
31～35歳	448	18,814.0	9.2%	15.4	0.0%	1.4%	4.2%
36～40歳	407	28,674.9	13.4%	21.1	3.3%	2.8%	4.4%
41～45歳	322	30,481.6	12.8%	21.3	1.3%	8.3%	3.8%
46～50歳	267	28,440.5	11.2%	25.5	2.3%	19.0%	3.5%
51～55歳	257	55,589.6	27.6%	42.1	8.8%	15.9%	7.9%
56歳以上	194	65,372.2	25.4%	36.2	4.9%	19.5%	7.6%

表3 BMI基準別一人当たり総医療費等

	サンプル数	総医療費 (点数, 年額)	入院確率	外来日数	糖尿病	高血圧	虚血性心疾患・その他 心疾患
やせ (BMI <= 18.5)	278	30,085.5	9.8%	24.5	1.5%	5.7%	8.3%
標準 (18.5 < BMI < 25)	1779	33,490.4	13.1%	26.2	2.3%	7.6%	4.1%
肥満 (25 <= BMI < 30)	373	37,892.9	17.1%	27.1	3.9%	12.6%	5.3%
高度肥満 (BMI >= 30)	58	47,719.9	8.6%	32.9	1.7%	12.1%	10.3%

生率も概ね、年齢とともに上昇してゆく傾向となっている。表3は、BMIのカテゴリ別に、これらの変数を見たものである。総医療費（点数）については予想通り、BMIカテゴリーが高まるほど上昇している。また、外来日数、虚血性心疾患・その他心疾患の発病率などもBMIカテゴリーに比例して高まっている。一方、入院確率や糖尿病、高血圧の発病率は、BMIカテゴリーが高まるほど上昇するが、高度肥満になると逆に下がってしまっている。これは、もしかすると、重篤な疾患に至った高度肥満者が退職・辞職したり、長期入院をしたりして、分析対象外になってしまっていることを反映しているのかもしれない。

2.3 推計モデルと推計結果

本稿の分析で用いる推計モデルは次のようなものである。

$$\ln(MED) = \alpha_0 + \alpha_G G_i + \alpha_A A_i + \alpha_I \ln(I_i) + \beta_B BMI_i + u_i \quad (1)$$

$$\ln(MED) = \beta_0 + \beta_G G_i + \beta_A A_i + \beta_I \ln(I_i) + \sum_j \beta_{D_j} D_{i,j} + u_i \quad (2)$$

被説明変数は総医療費で、右すその長い医療費分布を考慮して対数を取っている。また、無受診を含めるために0.1を加えて医療費0のサンプルも分析対象としている。説明変数は、性別 G 、年齢及び年齢の2乗の A 、対数標準報酬 $\ln I$ のほか、(1)式においては BMI 、(2)式

においてはBMI カテゴリーダミーを用いている。

主な推計結果は、表4の通りである。肥満関連の変数は、推計1の高度肥満ダミーのみが有意であり、標準に比べて52.9%も医療費が高いことが示されている。一方、表5は、年齢階層を40未満の若者と40以上の中高年に分割した推計結果である。同じく肥満関係で有意な変数は、推計6の中高年における高度肥満ダミーのみであり、その係数から標準に比べて85.0%も医療費が高いことがわかる。

ちなみに、表6は入院確率や各疾病の発病率を同じ説明変数で回帰したものである。被説明

表4 一人当たり総医療費関数（対数）の推計結果1

	推計1		推計2		推計3	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
性別	0.716811 ***	0.155574	0.719602 ***	0.155523	0.711592 ***	0.155544
年齢	-0.2052 ***	0.043594	-0.20568 ***	0.043606	-0.20733 ***	0.043668
年齢2乗	0.002452 ***	0.000523	0.002455 ***	0.000524	0.002468 ***	0.000524
log（標準報酬月額）	-0.1523	0.234155	-0.15899	0.233593	-0.16295	0.233744
やせ（BMI<=18.5）	-0.05091	0.183157	-0.05191	0.183093	—	—
肥満（25<=BMI<30）	0.097291	0.162636	—	—	—	—
高度肥満（BMI>=30）	0.52864 **	0.209185	—	—	—	—
肥満以上（BMI>=25）	—	—	0.156125	0.147152	—	—
BMI	—	—	—	—	0.021927	0.016346
定数項	13.5943 ***	1.034545	13.64408 ***	1.031875	13.25131 ***	1.065852
n	2488		2488		2486	
R-squared	0.0209		0.0204		0.0207	

注）OLSによる。*は10%、**は5%、***は1%基準で有意。標準誤差は、White（1980）の方法で、不均一分散を考慮した推計を行っている。

表5 一人当たり総医療費関数（対数）の推計結果2（年齢階層別）

	若者層（20～39歳）				中高年層（40歳以上）			
	推計4		推計5		推計6		推計7	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
性別	0.668496 ***	0.205931	0.667343 ***	0.204713	0.574094 **	0.267249	0.558983 **	0.267203
年齢	-0.78907 ***	0.13295	-0.78922 ***	0.132807	-0.04579	0.194403	-0.04372	0.194101
年齢2乗	0.01069 ***	0.002162	0.010694 ***	0.002159	0.000462	0.001887	0.000436	0.001883
log（標準報酬月額）	0.954173 *	0.506896	0.956089 *	0.505191	-0.51038 *	0.289984	-0.50829 *	0.289813
やせ（BMI<=18.5）	0.096977	0.207007	0.097014	0.20694	-0.44883	0.37224	-0.45193	0.372112
肥満（25<=BMI<30）	0.102288	0.243192	—	—	0.032901	0.218864	—	—
高度肥満（BMI>=30）	0.046959	0.282268	—	—	0.850032 ***	0.298355	—	—
肥満以上（BMI>=25）	—	—	0.094025	0.215239	—	—	0.133739	0.2021
定数項	17.34052 ***	2.980526	17.33133 ***	2.97951	12.97201 ***	5.026427	12.93144 ***	5.020489
n	1448		1448		1040		1040	
R-squared	0.0522		0.0522		0.0102		0.0082	

注）OLSによる。*は10%、**は5%、***は1%基準で有意。標準誤差は、White（1980）の方法で、不均一分散を考慮した推計を行っている。

表6 入院確率・疾病確率関数の推計結果

	入院確率		糖尿病		高血圧		虚血性心疾患・その他心疾患	
	推計8		推計9		推計10		推計11	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
性別	0.21953 ***	0.083456	0.243952	0.149321	0.573348 ***	0.104836	0.478819 ***	0.113187
年齢	0.075137 ***	0.028542	0.099377 **	0.049226	0.051838	0.034065	0.053188	0.033537
年齢2乗	-0.0006 *	0.000333	-0.0008	0.000547	-0.00023	0.000386	-0.00053	0.000401
log (標準報酬月額)	-0.52288 ***	0.117671	-0.21832	0.174229	-0.58804 ***	0.13674	-0.7927 ***	0.160294
やせ (BMI<=18.5)	-0.09241	0.115797	-0.01755	0.215702	0.033083	0.141085	0.422114 ***	0.126197
肥満 (25<=BMI<30)	0.121287	0.090216	0.153069	0.14292	0.225789 **	0.10229	0.118359	0.127719
高度肥満 (BMI>=30)	-0.28793	0.237049	-0.06917	0.428973	0.247825	0.217146	0.434169 **	0.223885
定数項	-0.26883	0.61051	-3.59769 ***	1.159751	-0.18926	0.759726	1.243833	0.799908
n	2377		2377		2377		2377	
Log likelihood	-883.671		-254.377		-613.797		-442.316	

注) Probitによる。*は10%、**は5%、***は1%基準で有意。標準誤差は、White (1980)の方法で、不均一分散を考慮した推計を行っている。

変数が0か1の変数であるため、Probitにより推計を行っている。肥満関係では、高血圧の肥満、虚血性心疾患・その他心疾患の高度肥満が有意であり、標準に比べて発生率が高まっていることが確認できる。

3. 長時間労働と肥満

3.1 肥満の決定要因のモデル

次に、長時間労働と肥満の関係を分析する。医学的には、肥満はカロリーの摂取量と消費量のバランスが崩れることによって起きるから、アルコール摂取量の増加、高カロリーの食事・食品の摂取、運動不足などが直接的な原因であり、肥満化しやすい生活習慣として、睡眠前の食事、飲酒、不規則な生活、不規則な食事、外食、糖分の多い清涼飲料の摂取、喫煙など様々な点が指摘されてきた(岡田(2006))。しかしながら、それでは何故、合理的である人々がそのような生活習慣を獲得してしまい、肥満化するかという、より根本的な原因に対する問いに答えるような医学的研究は存在していない。これに対して、医療経済学分野では、近年、肥満の原因について数多くのモデルや実証分析が精力的に蓄積されつつある(Cutler et al (2003), Chou et al. (2002, 2004), Levy (2002), Lakdawalla and Philipson (2002))。その嚆矢となったCutler et al (2003)によれば、アメリカ人の近年の肥満増加は、食べ物の摂取量の増加ではなく、よりカロリーの高い食べ物を摂取するようになったことに起因する。つまり、保存技術や移送技術の革新や、ファストフードをはじめとする低価格の飲食店の増加によって、直接的なコストあるいは機会費用が安くなり、効率的にカロリーを摂取することが可能となったことに原因があるという。また、Lakdawalla and Philipson (2002)では、食物の消費によって増加する体重をstate variableとして捉え、食物消費とその他消費、体重からなる効用関数の生涯の動学的最適化問題として分析を行っているが、やはり、近年のアメリカ人の体重増の大部分を、技術革新に起因するものと結論付けている。ただし、これらのモデルは、長期的なアメリカ人のマクロ的体重増の分析をすることに目的があり、クロスセクションデータにおける個人間の体重

差を説明することは難しい。個人間の体重差の説明するモデルとしては、Chou et al. (2002) によるものが出発点として標準的であろう。

Chou et al. (2002) は、個人間の体重差を個人のエネルギーバランスの問題と捉える。すなわち、ある期のエネルギーバランス (B_j) とは、その期のカロリー取得量 (C_j) と様々な活動によるカロリー消費量 (E_j) の差 ($B_j = C_j - E_j$) である。肥満 (Obesity: O) は、各期のエネルギーバランス (B_j) の累積和と、肥満に関する遺伝的素因などの個人差 (ε) によって決定する。すなわち、下記のような関数で表される。

$$O = O \left(\sum_j B_j, \varepsilon \right) \quad (3)$$

個人差 (ε) としては、年齢、性別、人種などが想定されているが、行動経済学的な時間選好率 (池田 (2006)) や危険回避度、学歴などによる危険情報の獲得度合いの差 (Kan and Tsai (2004)) などの要素も含めることが出来るだろう。Chou et al. (2002) は、肥満をそれ自体を最適化したい目的関数としてではなく、Becker (1965) の家事生産モデル (household production model) のような他財の最適化に伴う副産物 (byproduct) として捉えている。すなわち、時間的制約と予算制約の中で、 C_j に関係する様々な種類、カロリーの食物摂取や、 E_j に関係する雑用、活動的な余暇、仕事、運動などの変数の量を個人は決定するが、それぞれを決定するモデルはお互いに内生的な要素を持っていると考えられるため、構造形のモデルを作って推計するとするとかなり複雑な推計が必要となる。また、それぞれの構造形モデルも理論的に様々なバリエーションが存在する。そこで、Chou et al. (2002) はそうした構造モデルの複雑な推計を避けるために、それぞれの変数を決める関数を解いた後の誘導系のモデルを実証分析に用いている。すなわち、下記の通りである。

$$O = O(H, F, P, S, M, EW, A, G, R) \quad (4)$$

ここで右辺の各変数は外生変数群であり、労働時間 H 、家計所得 F 、ファストフードやレストラン、コンビニなどの食料品の価格 P 、学歴 S 、結婚状況 M 、平均代謝率 EW 、年齢 A 、性別 G 、人種 R などが、実際に実証分析の変数として用いられている。

3.2 データ

本稿で用いる「生活習慣アンケート」は、前節で用いたレセプト及び検診データを収集した同じ企業の組合健保に依頼し、「本人」サンプルを無作為に抽出して実施したアンケート調査である。2005年8月に実施し、4248サンプルを回収した (有効回答率77.5%)。アンケートでは、身長、体重、自己申告健康、疾病歴、生活習慣、嗜好、検診の有無、労働環境、運動・睡眠、健康意識、属性項目等の幅広い質問を行っている。この論文で用いるサンプルは、そのうちのフルタイムワーカーに限定しており、主な変数の記述統計は、表7の通りである。前節と同様、BMI25以上を肥満以上、30以上を高度肥満としてカテゴリーダミーを作った。

また、本稿で用いる労働時間は、通勤時間を加えた「労働拘束時間」を考える。生活時間を希少にし、健康に影響する労働時間としては、事業所内にいる時間に限られた労働時間よりも、通勤を加えた労働拘束時間の方が適切であるだろう。ただし、回答の中には時間の単位を間違

表7 生活習慣アンケートの記述統計

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
BMI	21.656	3.270	15	65
肥満以上 (BMI>=25)	0.134	0.341	0	1
高度肥満 (BMI>=30)	0.017	0.131	0	1
性別	0.491	0.500	0	1
年齢	39.6	10.6	18.0	68.0
年齢2乗	1,676.4	868.7	324.0	4,624.0
労働時間	8.585	0.850	8	17
通勤時間	1.910	1.386	0	8
労働拘束時間	10.609	1.612	8	18
一般クラス	0.610	0.488	0	1
主任クラス	0.037	0.189	0	1
係長クラス	0.204	0.403	0	1
課長・次長クラス	0.100	0.301	0	1
部長クラス	0.020	0.141	0	1
取締役クラス	0.012	0.107	0	1
事務職	0.236	0.425	0	1
営業職	0.140	0.347	0	1
技術職	0.026	0.160	0	1
販売・サービス職	0.539	0.499	0	1
生産・建設現場の職種	0.011	0.105	0	1
その他職種	0.036	0.186	0	1
喫煙者	0.396	0.489	0	1
リスク回避度	5.211	2.267	1	11
時間選好率	6.597	3.030	0	11
学歴	0.425	0.494	0	1
既婚	0.497	0.500	0	1
年収	344.3	232.1	0	2,000
log(年収)	5.764	0.605	4	8
フレックスタイム制適用	0.200	0.400	0	1
部下の数	7.16	61.09	0	3,000
配偶者の労働フルタイム	0.189	0.392	0	1
配偶者の労働パート	0.149	0.356	0	1
食事制限有り	0.062	0.242	0	1
生活習慣病になりかかっていると指摘有り	0.139	0.346	0	1

えて記入したものや、期間を間違えて記入したものが少なくなかったために、次のような計算方法を取っている。アンケートは具体的に、「先月1ヶ月のa就業時間」と「bそのうちの残業時間」を答えさせるものとなっている。単位や期間を間違えた場合、aとb両者とも共通して間違えると思われるので、単位の無い「残業時間割合」(残業時間/(就業時間-残業時間))という変数を一旦作り、所定内の1日8時間の労働時間に(1+残業時間割合)を乗じて、先

月1ヶ月の平均的な1日の労働時間とする。ただし、計算結果が18時間以上になったサンプルは論理的ではないと考えられるために、分析対象から除いた。一方、片道の通勤時間は電車やバス、自転車、徒歩、自家用車分など詳しく個別に片道通勤時間を尋ねているので、それらを合計して往復の時間にした。通勤時間については、8時間以上となったサンプルを異常値として除いている。また、通勤時間と労働時間を加えて18時間以上になったサンプルも労働持続が難しいはずであるので除いている⁶⁾。こうして作成した労働拘束時間の分布は、図2の通りで

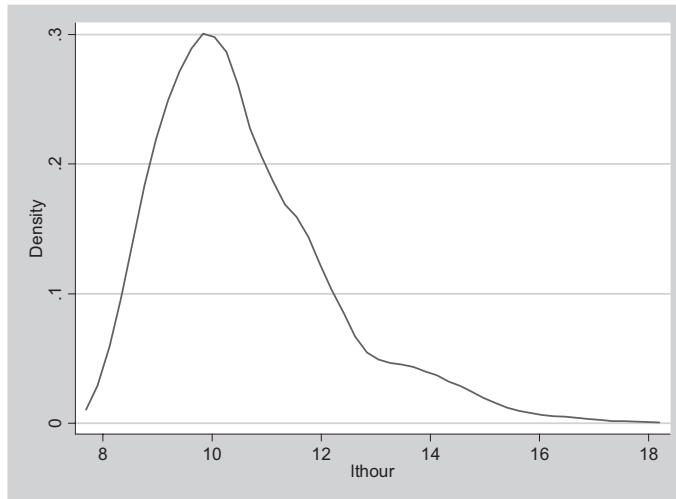


図2 労働拘束時間の分布（カーネル推計）

表8 労働拘束時間と肥満，生活習慣

労働拘束時間	10時間以内 (n=587)	10~12時間 (n=648)	12時間以上 (n=264)
BMI	21.52	22.02	22.43
肥満以上割合% (BMI>=25)	12.78	15.74	20.45
高度肥満割合% (BMI>=30)	1.19	2.01	3.03
生活習慣病の診断割合%	24.53	25.46	27.65
生活習慣病になりかかっていると指摘割合%	17.04	14.20	16.67
就寝前2時間前の食事日数/週	2.04	2.48	2.94
間食をした日数/週	2.77	2.58	2.07
甘い清涼飲料水を飲む本数/週	3.67	3.90	3.81
肉食の割合%	39.69	42.59	43.56
一人で食事する割合%	33.22	36.27	40.15
ラーメンやうどんを食べた日数/週	4.04	4.13	4.34
飲酒日数	3.06	3.38	3.38
運動日数	0.99	1.09	0.77
就寝・起床時間不規則の割合%	42.25	42.90	44.70

6) 18時間ではなく、20時間とした場合にも以下の結果はほとんど変化がない。

ある。10時間のあたりに分布の中心があり、右すそがやや長い分布となっている。

次に、表8は、労働拘束時間と肥満や生活習慣の関係を見たものである。上から、BMI、肥満以上割合、高度肥満割合の3つの指標をみると、いずれも労働拘束時間が長いほど高い値を示しており、やはり長時間労働と肥満には正の関係がありそうである。また、生活習慣病と過去に診断された人の割合も労働拘束時間が長いほど多い。もっとも、過去1年間に受けた検診で生活習慣病になりかかっていると指摘された人の割合は、10~12時間で一度低くなってから12時間以上で再び上がる姿となっている。また、肥満に関係する生活習慣と労働時間の関係をみたものが、その下の諸変数である。就寝2時間前の食事日数、肉食の割合、一人で食事をする割合、ラーメンやうどんを食べた日数、飲酒日数、就寝・起床時間が不規則である割合などは、労働時間が長いほど高い値になっている。一方、間食をした日数はむしろ労働時間が長いほど少なく、甘い清涼飲料水を飲む本数との関係も明確ではない。運動日数については、10時間に比べて10-12時間の方がやや高いが、12時間以上では大きく下がっていることがわかる。以上から、概ねではあるが、大竹(2006)が指摘したように、長時間労働者ほど肥満危険因子を保有しているといえるだろう。

3.3 推計モデル

次に、長時間労働と肥満の関係を他の様々な要因をコントロールした上で捉えるため、肥満関数を推計することにする。被説明変数は、BMIのほかに、肥満以上になる確率、高度肥満になる確率の3つを用いることにする。説明変数は、Chou et al. (2002)による(4)式にならって、なるべく外生変数となるものを選択した。すなわち、性別 G 、年齢・年齢2乗 A 、リスク回避度 R^7 、時間選好率 P^8 、学歴(大卒) E 、既婚 M 、 \ln (年収) I などである。そのほか、喫煙者 S はそれ自体選択変数である可能性もあるが、喫煙と肥満の関係は先行研究でも指摘されているために用いることにした(Chou et al. (2002), Gruber and Frakes (2006))。また、医師による食事制限有りや、過去1年間の検診で生活習慣病になりかかっているとの指摘有りという変数 D は、被説明変数の肥満と両方向の関係があると思われるが、肥満に気をつけて体重調整をしている可能性もあるために、コントロールする必要であると考えて説明変数とした。一方、労働拘束時間 H であるが、Chou et al. (2002) では外生変数として用いられているし、ここで検証しようとしている仮説も長時間労働を強いられているという意味で外生的な扱いをしているが、理論的には内生変数となる可能性もある。したがって、外生変数としての扱いだけでなく、内生変数として扱う推計も行い、最終的に外生性のテストを行って扱いを判断することにした。まず、労働拘束時間 H が外生変数である場合の推計は、下記の式において、BMI関数がOLS、肥満関数(肥満以上関数、高度肥満関数)がProbitによって推計される。

BMI関数

$$B_i = \alpha_0 + \alpha_H H_i + \alpha_G G_i + \alpha_A A_i + \alpha_R R_i + \alpha_P P_i + \alpha_E E_i + \alpha_M M_i + \alpha_I I_i + \alpha_S S_i + \alpha_D D_i + u_i \quad (5)$$

- 7) 大阪大学の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)で用いられている傘を持つ降水確率をそのまま変数とした。
- 8) 時間選好率は、100万円の宝くじを3年後に持ち越す場合にはいくらである必要があるかという質問で、その金額をそのまま用いた。

肥満関数

$$B_i^* = \beta_0 + \beta_H H_i + \beta_G G_i + \beta_A A_i + \beta_R R_i + \beta_P P_i + \beta_E E_i + \beta_M M_i + \beta_I I_i + \beta_S S_i + \beta_D D_i + u_i$$

$$B_i = \begin{cases} 1 & \text{if } B_i^* > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (6)$$

一方、労働拘束時間 H を内生とする場合には、次のような労働拘束時間関数を想定する。

労働拘束時間関数

$$H_i = \gamma_0 + \gamma_G G_i + \gamma_A A_i + \alpha_E E_i + \alpha_M M_i + \alpha_L L_i + \sum_j \alpha_X^j X_{i,j} + \sum_j \alpha_Z^j Z_{i,j} + \alpha_D D_i + v_i \quad (7)$$

ここで、 X は時間当たり賃金が無いために用いる代理変数であり、職種ダミー（事務職、営業職、技術職、販売・サービス職、生産・建設作業、その他、その他がベンチマーク）及び職位ダミー（一般クラス、主任クラス、係長クラス、課長・次長クラス、部長クラス、取締役クラス、取締役クラスがベンチマーク）である。また、 Z は労働環境として、フレックスタイムの適用、部下の数といった変数を想定する。さらに、配偶者の労働状況 L も労働供給に重要な要因なので、配偶者がフルタイム労働であるダミー、配偶者がパート労働であるダミーの2つを用いた。

労働拘束時間の内生性を考慮する場合には、BMI 関数については労働拘束時間関数の全変数を操作変数とした操作変数法（IV）、肥満関数については Newey（1987）による IV-Probit を用いて推計を行った。さらに、労働拘束時間について内生変数とみなすべきか、外生変数と見なすべきかの判断に当たって、BMI 関数については Hausman 検定、肥満関数については Rivers and Vuong（1988）の Wald 検定を行って判断した。

3.4 推計結果

表9の推計12はまず OLS による BMI 関数の推計結果である。まず、労働拘束時間が有意であることが確認でき、1時間の労働拘束時間上昇に対して0.107ポイント BMI が上昇することがわかる。そのほかでは、性別、年齢、年齢2乗、食事制限有り、生活習慣病になる指摘有りといった変数が有意となっている。一方、推計14の IV による推計結果では、労働拘束時間は有意とはなっていない。推計13は、OLS と IV のどちらを信頼すべきかを判断するために、労働拘束時間関数（表10の推計15）の残差を説明変数に加えて推計したものである（Hausman 検定⁹⁾）。残差は有意ではなく、したがって労働拘束時間は外生変数であるとの仮説を棄却できないことから、OLS の推計結果が信頼できることになる。

次に表11の左欄の推計17、18は、BMI 25以上である肥満以上の推計結果である。OLS の推計結果（推計17）をみると、労働拘束時間は10%基準ではあるが有意となっている。そのほかでは、先の BMI 関数と同様、性別、年齢、年齢2乗、食事制限有り、生活習慣病になる指摘

9) この方法は、通常の χ^2 乗検定を用いる Hausman 検定と同一であることが証明されている（Hausman（1978）の p1261）。ちなみに、Rivers and Vuong（1988）の Wald 検定は、プロビット版のこの Hausman 検定とでも言うべき類似した手法である。

表9 BMI関数の推計結果

	推計12		推計13		推計14	
	OLS		OLS		IV	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
労働拘束時間	0.107261 **	0.047834	0.037439	0.295018	0.027401	0.306848
労働拘束時間推計残差	—		0.071287	0.299157	—	
性別	2.460702 ***	0.205083	2.489107 ***	0.236014	2.48149 ***	0.217789
年齢	0.19385 ***	0.058859	0.196184 ***	0.059754	0.193022 ***	0.05891
年齢2乗	-0.00183 ***	0.000679	-0.00186 ***	0.000696	-0.00184 ***	0.00068
喫煙者	-0.06322	0.155474	-0.06484	0.155114	-0.06321	0.155742
リスク回避度	-0.01324	0.035542	-0.01329	0.03555	-0.00737	0.043148
時間選好率	-0.00041	0.025321	-0.00039	0.025319	0.000449	0.02556
学歴	-0.25744	0.165023	-0.24957	0.16888	-0.25444	0.16577
既婚	-0.24528	0.185943	-0.24866	0.186844	-0.24864	0.186386
log(年収)	-0.23815	0.188813	-0.23062	0.191728	-0.20376	0.231463
食事制限有り	1.790398 ***	0.390845	1.785834 ***	0.393103	1.786949 ***	0.393868
生活習慣病になる指摘有り	1.007287 ***	0.251211	1.000894 ***	0.250871	0.998298 ***	0.252979
定数項	16.20744 ***	1.253773	16.8529 ***	2.95867	16.85165 ***	2.724627
n	1469		1469		1469	
R-squared	0.2544		0.2545		0.2528	

注) *は10%, **は5%, ***は1%基準で有意。標準誤差は、White (1980) の方法で、不均一分散を考慮した推計を行っている。

表10 労働拘束時間関数の推計結果

	全年齢		中高年(40歳以上)	
	推計15		推計16	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
性別	0.301104 **	0.124706	0.580205 **	0.226307
年齢	0.023208	0.033959	0.077829	0.185192
年齢2乗	-0.00038	0.00042	-0.00088	0.001835
学歴	0.069164	0.096541	-0.16475	0.154596
既婚	0.141391	0.14392	0.079791	0.207245
配偶者の労働フルタイム	-0.29394 *	0.150475	-0.3031	0.20832
配偶者の労働パート	-0.16113	0.147601	-0.26048	0.182902
一般クラス	-0.06297	0.234537	-0.0149	0.325526
主任クラス	-0.35787	0.239357	-0.32622	0.325715
係長クラス	-0.10386	0.31436	0.116185	0.445853
課長・次長クラス	-0.38583 *	0.225556	-0.18488	0.315208
部長クラス	-0.57337	0.441801	-0.53303	0.595558
事務職	-0.32469	0.38308	-0.44835	0.443841
営業職	0.41215	0.433543	0.640097	0.613211
技術職	-0.1293	0.384299	-0.14039	0.44497
販売・サービス職	-0.17416	0.382998	-0.21971	0.436718
生産・建設現場の職種	0.137799	0.462855	0.153814	0.507777
フレックスタイム制適用	0.080533	0.100904	0.183718	0.167613
部下の数	-0.003 **	0.001531	-0.00295 *	0.001685
食事制限有り	-0.08665	0.172234	0.042028	0.211118
生活習慣病になる指摘有り	-0.10379	0.132435	-0.13152	0.148927
定数項	10.63323 ***	0.707457	9.083985 **	4.615627
n	1499		700	
R-squared	0.0493		0.068	

注) OLSによる。*は10%, **は5%, ***は1%基準で有意。標準誤差は、White (1980) の方法で、不均一分散を考慮した推計を行っている。

有りといった変数が有意であるほか、既婚ダミーが有意であり、既婚者ほど肥満になる確率が低くなることがわかる。一方、IV-Probitの推計結果（推計18）では労働拘束時間は有意ではないが、Rivers and Vuong（1988）のWald検定は労働拘束時間が外生変数であるとの仮説を棄却していないことから、OLSの推計結果が選ばれることになる。デルタ法によって、労働拘束時間の限界効果を計算すると、1時間の増加に対して、0.889%の肥満以上確率の増加となっていることがわかる。

さらに、表11の右欄のBMI 30以上の高度肥満の推計結果も、OLSの推計結果（推計19）はやはり、労働拘束時間が有意であり、限界効果は1時間当たり0.196%である。一方、推計20のIV-Probitでも労働拘束時間は有意であり、係数はかなり大きくなっているが、Wald検定は外生性を棄却しておらず、OLSの推計結果が採択される。推計19におけるその他の変数では、年収が負に有意となっており、年収が高まるほど高度肥満確率が低くなることがわかる。

表12は、40歳以上の中高年にサンプルを限って、BMIと2つの肥満関数を推計した結果である¹⁰⁾。表11とほぼ同様の変数が有意となっているが、労働拘束時間の係数は全年齢の表11の推計結果に比べてかなり大きくなっていることがわかる。1時間あたりの限界効果を計算すると、BMI関数については0.153、肥満以上に関しては1.69%、高度肥満に関しては0.336%、そ

表11 肥満関数の推計結果1（全年齢）

	肥満以上 (BMI> =25)				高度肥満 (BMI> =30)			
	推計17		推計18		推計19		推計20	
	Probit		IV - Probit		Probit		IV - Probit	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
労働拘束時間	0.043071 *	0.026124	-0.24294	0.352878	0.088504 **	0.04416	0.594663 ***	0.188739
性別	0.782159 ***	0.126813	0.772111 ***	0.172662	0.925873 ***	0.246595	0.334831	0.663887
年齢	0.099949 **	0.040253	0.084399 *	0.046256	0.100455	0.094214	0.062641	0.078486
年齢2乗	-0.00105 **	0.000455	-0.00093 *	0.000482	-0.001	0.001017	-0.00054	0.000836
喫煙者	0.005488	0.089114	0.004458	0.084061	0.226556	0.180979	0.134049	0.199877
リスク回避度	-0.00393	0.019318	0.017027	0.031331	-0.0521	0.043544	-0.06775 **	0.027343
時間選好率	-0.00235	0.015412	0.000924	0.014967	-0.00052	0.031066	-0.00837	0.016998
学歴	-0.08989	0.097206	-0.06978	0.098459	-0.10885	0.192142	-0.07104	0.119382
既婚	-0.23958 **	0.105365	-0.22175 **	0.112074	-0.38231 *	0.223637	-0.18169	0.295166
log（年収）	-0.06339	0.113981	0.062098	0.194109	-0.57051 ***	0.22263	-0.54982 **	0.277722
食事制限有り	0.598901 ***	0.142453	0.526673 **	0.216488	0.886909 ***	0.198459	0.472598	0.542935
生活習慣病になる指摘有り	0.47082 ***	0.112179	0.389634 **	0.193642	0.391181 *	0.211435	0.268278	0.263295
定数項	-3.79392 ***	0.803793	-1.06763	3.775379	-2.54908	1.7865	-5.72431 ***	1.084831
ρ			0.448008				-0.8649	
n	1469		1469		1469		1469	
Log likelihood	-556.508		-3294.45		-111.788		-2849.28	
Wald test of exogeneity			chi2(1) = 0.51 (p=0.4752)				chi2(1) = 0.78 (p=0.3761)	

注) *は10%、**は5%、***は1%基準で有意。標準誤差は、White（1980）の方法で、不均一分散を考慮した推計を行っている。

10) IV、IV-Probitで推計した上で、表11と同様、Hausman検定、Wald検定を行ったが、外生性を支持する結果となったので、ここではそれらの推計結果を省略している。

表12 肥満関数の推計結果2（中高年）

	BMI		肥満以上 (BMI> =25)		高度肥満 (BMI> =30)	
	推計21		推計22		推計23	
	OLS		Probit		Probit	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
労働拘束時間	0.153315 **	0.068721	0.065781 *	0.034454	0.117017 **	0.056508
性別	2.948408 ***	0.345563	1.12649 ***	0.206811	1.04426 ***	0.280435
年齢	0.516028 *	0.281979	0.306426 *	0.160695	0.365301	0.285049
年齢2乗	-0.005 *	0.002725	-0.00303 *	0.001573	-0.00374	0.002737
喫煙者	0.006159	0.227423	0.007434	0.120122	0.140165	0.21724
リスク回避度	0.000624	0.055644	-0.00362	0.026097	-0.08656	0.056486
時間選好率	0.002397	0.038665	0.004598	0.021248	0.051018	0.035452
学歴	-0.49138 *	0.282507	-0.053	0.139442	-0.00784	0.258821
既婚	-0.57917 *	0.314124	-0.33535 **	0.157174	-0.57984 **	0.275122
log(年収)	-0.37421	0.315138	-0.30493 **	0.155205	-0.7545 ***	0.262716
食事制限有り	1.659276 ***	0.456703	0.429047 **	0.170695	1.046229 ***	0.233738
生活習慣病になる指摘有り	0.860396 ***	0.267678	0.388587 ***	0.12794	0.083593	0.23865
定数項	8.458394	7.301534	-8.07623 **	4.014788	-8.03684	7.51935
n	689		689		689	
R-squared	0.2111					
Log likelihood			-311.288		-67.522	

注) *は10%, **は5%, ***は1%基準で有意。標準誤差は、White (1980) の方法で、不均一分散を考慮した推計を行っている。

それぞれ BMI と肥満確率を上昇させることがわかる。

4. 長時間労働の追加コストの算出

最後に、2節と3節の分析結果を用いて、1節の図1で示された企業が負担すべき「長時間労働に伴う医療費増加額」を計算してみよう。今、その結果をまとめたものが、表13である。まず、表の上段の(a)の項目は、「標準+やせ」の医療費の加重平均を、全年齢及び中高年に分けてデータの中から算出したものである。全年齢で年間約33万円、中高年で約43万円となっている。これに、2節の表4（推計1）、表5（推計6）の係数を乗じると、(c)の高度肥満の年間超過医療費が算出されることになる。一方、(d)は1日あたりの労働拘束時間が1時間増えた場合に、高度肥満となる限界効果である（表11、12より計算）。これを(c)の年間超過医療費に乘じ、年間の労働日数である250日で除すと¹¹⁾、1日1時間あたりの限界的な医療費コストが計算される。今それを計算すると、全年齢ベースで1.4円、中高年においても4.9円となり、思いのほか小さいことが判明した。

しかしながら、これは、①サンプルが小さかったためか、高度肥満のみにしか有意な超過医療費が確認できなかったこと、②高度肥満の割合がこの健保組合で小さかったこと（両データとも2%程度）、③労働拘束時間の限界効果が非常に小さかったことを考え合わせると、ある

11) 想定として、毎日1時間の追加残業が年間を通じて行われるとする。

表13 追加的労働拘束時間に対する医療費コスト

	全年齢	中高年（40歳以上）
(a) 標準+やせの年間総医療費（円）	330,302	428,255
(b) 高度肥満の超過割合（表4, 表5）	0.5286403	0.8500317
(c) 高度肥満の年間超過医療費（a × b, 円）	174,611	364,030
(d) 労働拘束時間当たりの肥満確率限界効果	0.0019603	0.0033597
(e) 1時間あたりの超過医療費（c × d/250日, 円）	1.4	4.9

程度納得のいく数値であるのかもしれない。また、実際には、長時間労働による健康被害は肥満だけではなく、精神的疾患や他の様々な生活習慣病にも及ぶはずであるから、それらを全て考慮した場合には、かなりのオーダーとなる可能性がある。

もっとも、肥満に限られたものであっても、ここで行った計算は、以下のようにいくつかの問題・課題を抱えている。

第一の問題は、労働拘束時間が肥満に与える動学的経路、つまりどれぐらいの期間残業が続けば肥満になるのかという時間的要素がわからないことである。上の試算では、分析対象が1年間であったので、仮に1時間の平均的残業が1年間続けば肥満確率が推計結果の限界効果分だけ増加すると想定している。実際には、もっと短い期間で現れるものかもしれないし、もっと長い期間を経るものなのかもしれない。ここには、肥満というストック変数を労働拘束時間というフロー変数で回帰しているという根本的な問題が存在している。この問題を回避するためには、労働拘束時間を労働期間内の累積値にしてストック変数化するか、肥満を一定期間の体重増加量のようなフロー変数とするべきであるが、どちらも現在あるデータセットでは分析できないので、将来の課題である。第2の問題は、高度肥満者が退職後に発生させる超過医療費負担を考慮できていないことである。長時間労働に起因する生活習慣病は退職後も続き、退職前よりも大きな超過医療費が持続することは想像に難くないが、健保組合のデータセットではこの点は分析できない。おそらく、こうした退職後の高齢期の医療費を勘案した場合には、残業による追加的医療費負担は、もっとずっと大きな金額になるであろう。第3に、このデータからは、死亡者が除かれているという問題も指摘できる。肥満に起因した生活習慣病で、長期入院をして検診を受けていない人、そのまま年度途中で退職をした人々の医療費はサンプルから除かれてしまっている。第4に、その場合、社会的費用は、本人の超過医療費だけではなく、生涯逸失所得や家族がうける心理的費用も膨大であろう。その意味で、本節の試算結果は考え得るもっとも低い課税負担額を提示したということになるのかもしれない。

参考文献

- 池田新介（2006）「よく効く経済学：なぜあなたは太り、あの人はやせる？」エコノミスト2006年10月10日号
- 泉田信行（2006）「生活習慣病罹患と労働時間の関係」2006年度日本経済学会秋季大会報告論文
- 大竹文雄（2005）『経済学的思考のセンス お金がない人を助けるには』中公新書
- 岡田正彦（2006）『人はなぜ太るのか—肥満を科学する』岩波新書
- 小椋正立（2004）「健康診断の検査は医療費の予測に有効か？」『医療と社会』Vol.14 No.3, pp.147-173

- 北澤健文・坂巻弘之・武藤孝司 (2007) 「政府管掌健康保険データを用いた健康診断結果と10年後の医療費発生状況との関係」『日本公衆衛生雑誌』 54(6), pp.368-377
- 北澤健文・坂巻弘之 (2007) 「政府管掌健康保険データを用いた生活習慣病リスクの曝露と10年後の医療費発生状況との関係に関する研究」『医療と社会』 17(2), pp.181-193
- 栗山進一・辻一郎 (2003) 「健康増進の医学的・経済的効果」『体力科学』 52, pp.199-206
- 鈴木亘 (2005) 「厚生労働省・医療制度構造改革試案の批判的検討」単著, 2005年12月, 『ESP』(内閣府) 2005年12月号, pp 76-80
- 鈴木亘 (2006a) 「医療改革を斬る (下)・世代格差是正 積立式で」日本経済新聞経済教室2006年 3月 10日朝刊
- 鈴木亘 (2006b) 「生活習慣病対策」日本医療企画『2006年版・医療白書』, pp.200-204
- 日高秀樹・広田昌利・山崎義光・他 (2003) 「生活習慣病健診成績と八年後の医療費」日本醫事新報 4143, pp.28-32
- 古川雅一・西村周三 (2007) 「肥満に伴う糖尿病や高血圧性疾患の医療費に関する研究」Kyoto University Working Paper J-57
- Baum II , C and W. Ford (2004), “The wage effects of obesity: a longitudinal study”, *Health Economics* 13, pp.885-899
- Becker, G (1965), “A theory of the allocation of time” *Economic Journal* 75, pp.493-517
- Bhattacharya, J. and M. Bundorf (2005), “The incidence of the healthcare costs of obesity”, NBER Working Paper No.11303
- Bhattacharya, J. and N. Sood (2005), “Health insurance and the obesity externality”, NBER Working Paper No.11529
- Carpenter, C (2006), The Effects of Employment Protection for Obese People, *Industrial Relations* 45(3), pp.393-415
- Costa-Font, J and Gil, J (2005), Obesity and the Incidence of Chronic Diseases in Spain: A Seemingly Unrelated Probit Approach, *Economics and Human Biology* 3(2), pp.188-214
- Cutler, D. M., Glaeser E. L. and J. M. Shapiro (2003), “Why have Americans become more obese?”, *Journal of Economic Perspectives*, Vol.17, No.3, pp.93-118
- Chou, S., Grossman, M. and H. Saffer (2004), “An economic analysis of adult obesity: results from the behavioral risk factor surveillance system”, *Journal of Health Economics* 23, pp.565-587
- Chou, S.-Y., Grossman, M., Saffer, H. (2002) “An economic analysis of adult obesity: results from the Behavioral Risk Factor Surveillance System” NBER . Working Paper 9247
- Gruber, J and Frakes, M (2006), Does Falling Smoking Lead to Rising Obesity?, *Journal of Health Economics* 25(2), pp.183-97
- Hausman, J (1978), “Specification tests in econometrics”, *Econometrica* 46, pp.1251-1271
- Heithoff, K et al (1997), “The Association Between Body Mass and Health Care Expenditures” *Clinical Therapeutics* 19(4), pp.811-820
- Kuriyama S, Tsuji I, Ohkubo T, Anzai Y, Takahashi K, Watanabe Y, Nishino Y, Hisamichi S. (2002), “Medical care expenditure associated with body mass index in Japan: The Ohsaki Study” *International Journal of Obesity and Related Metabolic Disorders* 26, pp. 1069-1074
- Kan, K. and W. Tsai (2004), “Obesity and risk knowledge”, *Journal of Health Economics* 23, pp.907-934

- Levy, A. (2002), "Rational eating: can it lead to overweightness or underweightness?", *Journal of Health Economics* 21, pp.887-899
- Kenkel, D. (2000), "Prevention" *Handbook of Health Economics*, Volume 1 1B Edited by A. J. Culyer and J. P. Newhouse, Elsevier
- Lakdawalla, D. and Philipson, T. (2002), "The growth of obesity and technological change: a theoretical and empirical investigation" NBER Working Paper 8965
- Morris, S (2007), The Impact of Obesity on Employment, *Labour Economics* 14(3), pp.413-33
- Newey, W. K. (1987), Efficient estimation of limited dependent variable models with endogenous explanatory variables, *Journal of Econometrics* 36, pp.231-250
- Quesenberry, C , Caan, B., and A. Jacobson (1998), "Obesity, health services use, and health care costs among members of a health maintenance organization" *Archives of Internal Medicine* 158, pp.466-472
- Reidpath, D et al (2002), "Relationship between Body Mass Index and the Use of Healthcare Services in Australia" *Obesity Research* 10(6), pp.526-531
- Rashad, I and Markowitz, S (2007), Incentives in Obesity and Health Insurance, NBER Working Papers 13113
- Rivers, D. and Q. H. Vuong (1988), Limited information estimators and exogeneity tests for simultaneous probit models, *Journal of Econometrics* 39, pp.347-366
- Thompson, D et al (2001), "Body Mass Index and Future Healthcare Costs: A Retrospective Cohort Study" *Obesity Research* 9(3), pp.210-218
- Vandegrift, D and Datta, A (2006), Prescription Drug Expenditures in the United States: The Effects of Obesity, Demographics, and New Pharmaceutical Products, *Southern Economic Journal* 73(2), pp.515-29