

## 日本の内部労働市場：被雇用者の超過労働と健康

2004年2月

山田直志（筑波大学社会工学系）  
山田哲司（米国ラトガース大学経済学部）  
曾 衛紅（筑波大学国際政治経済学研究科）  
陳 佳青（米国コロンビア大学医療行動研究科）

本研究は、財団法人統計研究会の調査研究テーマ「経済構造の変化と労働市場」のプロジェクトの一環である。本研究の実証研究で使用しているデータの『家族についての全国調査(NFR98)』（日本家族社会学会全国家族調査研究会）は、東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センター、SSJ データ・アーカイブより提供されている。京都で行われた労働市場研究委員会の東西コンファレンス（2003年10月17日－19日）の参加者から内容について貴重なコメントを頂き感謝している。また、筑波大学国際総合学類生の宮崎淳子氏に本稿の完成にあたりお世話になったので、感謝の意を表したい。

## 日本の内部労働市場：被雇用者の超過労働と健康

### 1 はじめに

バブル経済の崩壊に始まった景気低迷期における精神疾患の申請数をみると、その数は1990年の3件から2001年の265件に急増している（表1参照）。また同表から、脳血管疾患や虚血性心疾患等による過労死の認定数が1990年代初めから2001年にかけて同じように増加していることから、なぜ被雇用者の健康問題が1990年代の景気低迷期に表面化しているのかという疑問が生じる。被雇用者の過労死については、企業の日本型生産管理（Japanese Production Management）との間に疫学的関係があると指摘されている（Nishiyama and Johnson 1997）。職場における雇用問題や労働条件の悪化（超過労働）、そして過度の生産目標などが被雇用者にストレスを生じさせて、それらの要因が引き金となって健康上の障害を引き起こしていると考えられる。米国では、超過労働はむしろ企業の管理者にみられ、職場での仲間との競争意識(social contagion)、家庭で起因するストレスからの回避、仕事からの報酬（心理的、金銭的）などが心理学の分野で指摘されているなかで、特に金銭的報酬や家庭での心理的安定が超過労働に影響していることが観測されている（Brett and Stroh 2003）。

超過労働時間について、2002年の被雇用者の所定外労働時間をみると、規模500人以上の事業所では1ヵ月当たり14.3時間となっている（表2）。<sup>1</sup> 一方、日本労働組合総連合会（連合）のアンケート調査（2002年6月、標本23,260人）によると、組合員の当月の平均時間外労働は21時間（男性22.6時間、女性11.0時間）、時間外労働以外の不払い残業時間の平均は、8.7時間（男性9.0

---

<sup>1</sup> 厚生労働省統計表データベースシステム統計調査別公表データ、第15表『産業大中分類常用労働者1人平均月間労働時間数』を参考にしている。  
[http://www.dbtk.mhlw.go.jp/toukei/touhyo/indexkr\\_1\\_4.html](http://www.dbtk.mhlw.go.jp/toukei/touhyo/indexkr_1_4.html) (2004年1月17日)

時間、女性 5.4 時間) である。<sup>23</sup> これら二つの資料には被雇用者の超過労働時間について大きな乖離があるが、日本の内部労働市場では所定外労働が慣行されていて、その中に不払い残業も存在することは事実であると思われる。さらに、連合のアンケート調査 (2002 年 6 月) は、長時間の時間外労働をしている人ほど過労による健康不安を感じている割合が高いと報告している。<sup>4</sup> また、日本家族社会学会全国家族調査研究会が行った全国調査『家族についての全国家族調査 (NFR98)』(1998 年の標本 6,985 の横断面データ) よれば、健康状態が悪い人ほど労働日数が少なくなっている (表 3 参照)。<sup>5</sup> そこで、被雇用者と企業 (雇用主) の労使関係において超過労働を奨励するような内部労働市場の慣例について理論モデルを構築して、被雇用者の超過労働と健康がどのような関係にあるのかを実証的に明らかにすることは非常に重要である。<sup>6</sup>

この研究の目的は、経済構造の変化の下での被雇用者の超過労働と健康の関係について理論的考察と実証分析をすることにある。次章では、被雇用者と企業 (雇用主) の労使関係について、被雇用者の超過労働と健康の関係に焦点をあてて理論モデルを用いて説明する。第三章で実証結果を報告し、そして第四章に本研究のまとめを行う。

---

<sup>2</sup> 日本労働組合総連合会 (連合)、雇用リストラの中で高まる仕事の負荷と不払い残業の実態～「2002 連合生活アンケート」調査結果 (速報) ～、表 1、8 ページ。

[http://www.jtuc-rengo.or.jp/new/download/chousa/2002\\_seikatu\\_enq/2002life\\_enq\\_sok.pdf](http://www.jtuc-rengo.or.jp/new/download/chousa/2002_seikatu_enq/2002life_enq_sok.pdf) (2004 年 1 月 17 日)

<sup>3</sup> 不払い残業をした人のみの平均不払い労働時間は月 29.6 時間 (男性 30.5 時間、女性 20.5 時間) と報告されている。

<sup>4</sup> *Ibid.* 14-15 ページ。

<sup>5</sup> M. グロスマン (1972) は、理論的に健康状態が良いと労働日数は増加すると説明している。

<sup>6</sup> この研究では、所定外労働に不払い労働を加えた労働を超過労働と呼ぶ。

## 2 被雇用者の超過労働と健康のモデル

この章の目的は、企業内で被雇用者の無報酬を含めた超過労働がなぜ一般的に行われるのか、という理論的な説明を試みることにある。

### 2-1 被雇用者の所得最大化行動

被雇用者は2期間（当期 $t_0$ と次期 $t_1$ ）の現在割引期待所得を最大にするように、当期の労働時間数を決定すると仮定する。被雇用者は1期間当たりの最大利用可能時間を労働と余暇に割り振ると仮定する。

$$(1) \quad \dot{U} = L + T$$

最大利用可能時間数（1期間当たり） $\tau$  :  $\dot{U}$

労働時間数 :  $L$

余暇時間数 :  $T$

現在割引期待所得は、当期の賃金と次期期待労働賃金から成り立つと仮定する。

$$(2) \quad E(Y) = \bar{W}L_0 + \square W^e L_1$$

現在割引期待所得 :  $E(Y)$

当期賃金率（事前に決められている） :  $\bar{W}$

---

$\tau$  1日ならば  $\square = 24$  時間と考える。

$i$ 期の労働時間数： $L_i$ 、 $i = 0, 1$ .

被雇用者の割引率： $0 < \tilde{n} < 1$

次期期待賃金率： $W^e$

次期期待賃金率 $W^e$ は、当期の労働時間数、賃金上昇率、当期賃金率から成り立つと仮定する。

$$(3) \quad W^e = \frac{L_0}{\bar{L}} + \frac{(L_0 - \bar{L})^{\hat{a}}}{\bar{L}} (1 + P)\bar{W}$$

当期の契約労働時間数： $\bar{L}$ （例えば、 $\bar{L} = 1$ 日8時間）

賃金上昇率： $P$

式（3）の $t_0$ 期の実際の労働時間数 $L_0$ と契約労働時間数 $\bar{L}$ の関係について、

$$(4) \quad P_{pro} = \frac{(L_0 - \bar{L})^{\hat{a}}}{\bar{L}} < 1, \quad 0 < \hat{a} < 1.$$

と定義し、式（4）を被雇用者の昇進率とする。式（4）の $\hat{a}$ は昇進制度のパラメータとする。式（4）の意味するところは $L_0 - \bar{L} > 0$ つまり、被雇用者の実際の労働時間数 $L_0$ が契約労働時間数 $\bar{L}$ よりも多い場合に、被雇用者の昇進率が正ということである。<sup>8</sup> また、もし当期の労働時間数が契約労働時間数と同

---

<sup>8</sup> 昇進は職位の上昇と考え、職位が上位の賃金率 $W^*$ は当期賃金率 $\bar{W}$ よりも高いとする。

じであれば、つまり  $L_0 \square \bar{L} = 0$ 、次期の昇進率はゼロとなり、来期の賃金率は当期の賃金率  $\bar{W}$  と同じになる。また、もし当期の労働時間数が契約労働時間数を下回る場合は、降格率となり来期の賃金率は  $\bar{W}$  より小さくなる。

さらに式 (3) の被雇用者の賃金上昇率を表している  $P$  について、被雇用者が健康  $H$  に投資した余暇の時間数  $T$  に影響されると仮定して、健康関数を次のように定義する。

$$(5) \quad H = H(T) = A \cdot (\square \square L_0)^a = AT_0^a \quad 0 < a < 1$$

したがって健康に影響される賃金上昇率（または、健康確率）を次の式として表す。

$$(6) \quad P(H) = P(A(\square \square L_0)^a) = P(AT_0^a) \quad 9$$

ここで式 (3) と式 (4) を式 (2) に代入し、最大利用可能時間数の制約の下で現在割引期待所得を最大化するために、式 (2) を次のように表す。

$$(7) \quad E(Y) = \bar{W} \cdot L_0 + \square(1 + P_{pro})[1 + P(H)]\bar{W} \cdot L_1$$

---


$$9, \frac{\partial P(H)}{\partial L_i} = \frac{\partial P(H)}{\partial H} \cdot \frac{\partial H}{\partial T_i} \cdot \frac{\partial T_i}{\partial L_i} = P_H \cdot H_T \cdot (\square 1) = \square P_H \square AT_i^{a-1} = \square \frac{P_H \square H}{T_i} < 0, \quad i = 0, 1. \quad \text{健}$$

康確率について、 $\frac{\partial P(H)}{\partial H} = P_H > 0$  と  $\frac{\partial^2 P(H)}{\partial H^2} = \frac{\partial P_H}{\partial H} = P_{HH} < 0$  を仮定する。

式（7）を  $L_0$  について、最大化すると次の結果を得ることができる。

$$(8) \quad \frac{\partial E(Y)}{\partial L_0} = \bar{W} + \frac{\partial P_{pro}}{\partial (L_0 \bar{L})} [1 + P(H)] \bar{W} L_1 \frac{\partial P_H}{\partial L} \cdot \frac{H}{T} \bar{W} \cdot L_1 = 0$$

式（8）をさらに整理すると、

$$(9) \quad \bar{W} = \frac{\frac{\partial P_H}{\partial H} \dot{P}(H) Y^e}{T_0} + \frac{\partial P_{pro}}{\partial L} [1 + P(H)] L_1$$

となる。式（9）について、 $\frac{\partial P_H}{\partial H} = \frac{\partial P(H)}{\partial H} \cdot \frac{H}{P(H)} > 0$  は健康確率の弾力性、

$\dot{P}(H) = \frac{P(H)}{[1 + P(H)]}$  は健康確率の成長率、 $Y^e = (1 + P_{pro}) [1 + P(H)] \bar{W} L_1$  は将来期待

所得と定義する。

もし被雇用者が契約労働時間数を働き、超過労働時間数がゼロならば、 $L_0 = \bar{L}$  つまり  $P_{pro} = 0$  となり、式（9）を次のように表すことができる。<sup>10</sup>

$$(10) \quad \bar{W} = \frac{\frac{\partial P_H}{\partial H} \dot{P}(H) Y^e}{T_0}$$

そして、当期の労働時間数  $L_0$ 、つまり  $\bar{L}$  で解くと、

---

<sup>10</sup> 式（9）から、もし被雇用者が昇進を望まず、欠勤を頻繁にするならば、 $L_0 \bar{L} < 0$

であるから  $1 < P_{pro} < 0$  となるので、その場合の賃金率は  $\bar{W}$  より小さくなる。

$$(11) \quad \bar{L} = \frac{\dot{P}(H)Y^e}{\bar{W}}$$

と表すことができる。<sup>11</sup>

また、 $L_0 > \bar{L}$  の場合で  $P_{pro} > 0$  の時に、式 (9) を超過労働時間数  $\Delta L = L_0 - \bar{L}$  について解くと次の結果を得ることができる。

$$(12) \quad \Delta L = \frac{\dot{P}_{pro} T_0 Y^e}{\dot{P}(H)Y^e + T_0 \bar{W}}$$

式(12)について、 $0 < \dot{P}_{pro} = \frac{P_{pro}}{(1 + P_{pro})} < 1$  を昇進の成長率と定義する。

次に、日本の労働市場において被雇用者がしばしば無報酬の超過労働を行う理由を考察するために、超過労働時間を  $L_0 - \bar{L} = \Delta L > 0$  と定義して、式 (12) の右辺の被雇用者の将来期待所得  $Y^e$ 、健康状態  $P(H)$ 、そして企業内での昇進率  $P_{pro}$  の変化が超過労働時間  $\Delta L$  にどのように影響するのか比較静学を試みる。

最初に、被雇用者の将来期待所得  $Y^e$  の増加は超過労働時間を増加させるのか、それとも減少させるのか、その影響について次のような比較静学の結果を得ることができる。

---

<sup>11</sup>  $\Delta = L_i + T_i$  なので、 $L_0 = \bar{L}$  から  $\bar{L} = \Delta - \bar{T}$  となる。



$$(13) \quad \frac{d \ln \square L}{d \ln Y^e} = \frac{\square \square \square_H \dot{P}(H) Y^e}{(\square \square \square_H \dot{P}(H) Y^e \square \bar{W} T_0)} \square < 0$$

式 (13) では、 $\square = \frac{\square L}{T_0} + \frac{\square L \bar{W}}{(\square \square \square_H \dot{P}(H) Y^e \square \bar{W} T_0)} > 0$  と定義する。式 (13)

の結果がマイナスであることから、将来期待所得  $Y^e$  の増加は、当期における被雇用者の超過労働時間の減少につながる事が分かる。 $Y^e$  の増加による影響は、被雇用者の余暇にプラスの所得効果をもつと考えれば、配偶者などによる家計所得の増加も被雇用者の超過労働時間にマイナスに影響するといえる。言い換えれば、家計所得や配偶者の所得が多い被雇用者ほど超過労働をしないといえる。

次に、被雇用者の昇進率  $P_{pro}$  はどのように被雇用者の超過労働時間に影響するか調べると、昇進率が高いほど、つまり昇進インセンティブがあるほど被雇用者の超過労働時間数は増加するという、プラスの関係を得る (式 (14))。<sup>12</sup>

$$(14) \quad \frac{d \ln \square L}{d \ln P_{pro}} = \frac{1}{(1 + P_{pro})} \square > 0$$

式 (14) の結果はプラスであることから、例えば構造変化により企業内で昇

---

<sup>12</sup>  $\frac{d \ln \square L}{d \ln P_{pro}} > 0$  の関係について、式 (4) の定義から  $P_{pro}$  の変化は  $\hat{a}$  の変化 (増加) とし

て捉えるべきである。ただし、 $\frac{\partial \ln P_{pro}}{\partial \square} = \ln(L_0 \square \bar{L}) > 0$  であることから  $\hat{a}$  について解い

ても  $\frac{\partial \square L}{\partial \square} > 0$  となり、昇進のインセンティブが高いほど、被雇用者の超過労働時間は増加するという同じ結果を得ることができる。勿論、 $\square$  について解く場合に式 (14) の右辺の表現は変わる。



できる。

$$(16) \quad \frac{d \ln L}{d \ln P(H)} = \left( \frac{\partial \dot{P}(H)}{\partial H} \right) \frac{\partial \dot{P}(H) Y^e}{\partial \left( \frac{\partial \dot{P}(H) Y^e}{\partial H} - \bar{W} T_0 \right)} > 0$$

式 (16) の結果がプラスということから、健康状態のよい被雇用者ほど超過労働をする傾向にあるといえる。

このモデルでは被雇用者の労働時間数  $L$  と健康状態  $H$  との関係が、余暇の時間数  $T$  を通じて同時決定の形をとっている。実際に、被雇用者の健康状態と労働時間数が同時決定なのか、それとも健康状態が被雇用者の労働時間数を決定しているのか、もしくは労働時間数が被雇用者の健康状態に影響しているのか、計量分析から検証する。

## 2-2 企業（雇用主）の利潤最大化行動

2-1 では被雇用者の現在割引期待所得の最大化行動について分析を行ったが、ここでは企業（雇用主）の行動も考慮した一般均衡の分析を行う。

最初に、モデルの簡素化のためにいくつかの仮定をする。第一に、被雇用者の当期賃金率  $\bar{W}$  は労働市場で事前に決まっているとす。第二に、企業は、利潤最大化を目的として被雇用者の当期の労働時間数を決定するが、 $\bar{W}$  と当期の限界生産性  $MP$  が等しい労働時間数を当期の契約労働時間数  $\bar{L}$  とする。第三に、企業が被雇用者に提示する次期期待賃金率  $W_F^e$  は、被雇用者の当期労働時間と能力によって決定されるとする。第四に、被雇用者の労働時間数  $L_0$  が契約労働時間数  $\bar{L}$  を上回っても、企業が被雇用者に支払う労働賃金を  $\bar{W} \cdot \bar{L}$  とする。

以上の仮定をもとに、企業（雇用主）の現在割引利潤を以下のように定義する。

$$(17) \quad \Pi = (Y_0 - \bar{W} \cdot L_0) + \beta (Y_1 - W_F^e \cdot L_1)$$

現在割引利潤： $\Pi$

$i$ 期における生産： $Y_i$ 、 $i=0,1$ 。ただし、生産関数を $Y_i = Y(L_i)$ とする。<sup>16</sup>

企業（雇用主）の割引率： $0 < \beta < 1$

企業が被雇用者に提供する次期期待賃金率： $W_F^e$

式（17）の企業が提供する次期期待賃金率 $W_F^e$ を次のように定義する。

$$(18) \quad W_F^e = \frac{\beta}{1 + \beta} + \frac{\beta(L_0 - \bar{L})^\beta}{\bar{L}} \frac{\beta}{1 + \beta} (1 + P) \bar{W}$$

式（18）では、雇用主は賃金上昇率 $P$ に影響を与える被雇用者の能力について正確な情報を得られないために、企業が雇っている全ての被雇用者の健康状態の平均 $\bar{H}$ を当該の被雇用者 $j$ の能力 $H_j$ とみなす。<sup>17</sup> 式（18）の $P$ を $P(\bar{H})$ として式（17）に代入すると、

---

<sup>16</sup>  $\frac{\partial Y_i}{\partial L_i} = MP_i$ 、ただし $MP_i$ は $i$ 期の労働生産性である。また、ここでは生産物 $Y$ の価格を

$P_Y = 1$ と仮定する。

<sup>17</sup> 被雇用者は、自分の健康状態を企業（雇用主）に知られると昇進や賃金の査定に影響するので、真の健康状態を企業に報告しないとする。

$$(19) \quad \Pi = (Y_0 - \bar{W} \cdot L_0) + \left[ Y_1 - \frac{(L_0 - \bar{L})^\beta}{\bar{L}} + P(\bar{H}) \right] \cdot \bar{W} \cdot L_1$$

となるので、被雇用者の当期の労働時間数  $L_0$  について現在割引利潤を最大化すると、

$$(20) \quad \frac{\partial \Pi}{\partial L_0} = (MP_0 - \bar{W}) \left[ \frac{(L_0 - \bar{L})^{\beta-1}}{\bar{L}} + P(\bar{H}) \right] \cdot \bar{W} \cdot L_1 = 0$$

となる。しかし企業が当期支払う労働賃金は  $\bar{W} \cdot \bar{L}$ 、つまり  $\bar{MP}_0 \cdot \bar{L}$  なので、式

(20) は、以下のようになる。

$$(21) \quad \frac{\partial \Pi}{\partial L_0} = \int_L^{L_0} \bar{MP}_0 + \int_L^{L_0} MP \cdot dL - \bar{W} \left[ \frac{(L_0 - \bar{L})^{\beta-1}}{\bar{L}} + P(\bar{H}) \right] \cdot \bar{W} \cdot L_1 = 0$$

その結果、企業（雇用主）は被雇用者の超過時間分の限界生産物、式 (21) の

$$\int_L^{L_0} MP \cdot dL > 0 \text{ の部分が無報酬の超過時間による純便益となる。}^{18}$$

式 (21) を  $(L_0 - \bar{L}) = \Delta L$  について解くと、

<sup>18</sup> 昇進を望まない被雇用者は超過労働をしないので  $L_0 = \bar{L}$ 、つまり  $P_{pro} = 0$  なので、 $\int_L^{L_0} MP \cdot dL = 0$  となり、式 (21) の右辺の第 2 項の  $\int_L^{L_0}$  以下の部分がなくなり  $\bar{MP}_0 = \bar{W}$  となる。



第一に、割引率  $\beta$  の大きな企業ほど被雇用者の超過労働が大きくなる。いわゆる未来志向の企業ほど超過労働を容認する傾向にあることが分かる。ここでは、超過労働を当期における無報酬の労働と定義しているため、企業成長を目指している組織ほど無報酬の超過労働を被雇用者に暗黙のうちに望んでいる可能性がある。一方、このことは被雇用者にとってまったく不合理なことではないといえる。なぜならば、式 (24) から理解できるように、被雇用者にとって

超過労働をすることが将来の期待所得  $Y^e$  や昇進  $\frac{\partial P_{pro}}{\partial L_0} \frac{\partial L_0}{(1 + P_{pro})}$  の増加につながるからである。

第二に、企業（雇用主）による被雇用者の健康状態についての認識である。つまり、企業の認識  $[1 + P(\bar{H})]$  が、被雇用者自身  $j$  が知る自分の健康状態  $[1 + P(H_j)]$  と乖離する場合である。企業が被雇用者の健康状態を過大評価して

いる場合に、式 (24)  $\frac{[1 + P(\bar{H})]}{[1 + P(H_j)]}$  は 1 よりも大きくなる。このことから、企業（雇用主）が被雇用者の超過労働を容認する、もしくは奨励する傾向にある

といえる。このことを被雇用者の側面から言い換えると、自分自身の健康状態について企業（雇用主）に正確な情報を与えないで、無報酬の超過労働をすることが将来所得の増加や昇進の機会につながるため、情報を隠す傾向にあるといえる。

以上のことから、被雇用者にとって無報酬の超過労働は、もし超過労働が被雇用者の将来所得や昇進に関係しているならば、合理的な選択であるといえる。また、企業（雇用主）側においても、無報酬の超過労働から生産される純便益が企業に投資されることが、企業の成長に結びつくため合理的な選択である。

しかし、この様な企業（雇用主）や被雇用者の合理的な選択が必ずしも社会的にベストな行動と言い切れない可能性もある。なぜならば、企業（雇用主）と被雇用者の間で割引率や健康認識について乖離が生じることによって、社会的損失が生まれると予想される。とくに後者、被雇用者の健康状態について両者の認識の乖離が被雇用者の疾病と関係してくれば、医療費の増加という結果につながる。また、超過労働によって被雇用者の健康状態が悪化すれば、そのような被雇用者は昇進プロセスから外され、状況によっては離職せざるを得ない可能性も生じる。

### 2-3 計量モデル

これまで理論で述べてきた1期間あたりの被雇用者の超過労働時間数について、今回の分析に使用している『家族についての全国調査(NFR98)』（日本家族社会学会全国家族調査研究会：1998年調査）のデータに見当たらないために、実証研究では超過労働時間の代わりに個人の1ヵ月あたりの労働日数 $L_i$ を使用する。また、企業（雇用主）が被雇用者に提示する賃金率もないために、企業の提示賃金率を次のように定義する。

$$(25) \quad W_F = X\beta + v_F$$

$W_F$ ：企業が提示する賃金率

$X$ ：職種や企業の特徴を表す変数（ベクトル）

$\beta$ ：未知のパラメータ

$v_F$ ：攪乱項、 $v_F \sim N(0, \sigma_{v_F}^2)$ 。



そして個人の留保賃金率を次のように定義する。

$$(26) \quad W_R = Y\beta + v_R$$

$W_R$  : 個人の留保賃金率

$Y$  : 個人の社会・経済的特徴を表す変数 (ベクトル)

$\beta$  : 未知のパラメータ

$v_R$  : 攪乱項、 $v_R \sim N(0, \sigma_{vR}^2)$ .

個人  $j$  が労働市場に出るか否かの決定は式 (25) と式 (26) の差によるので、

$$(27) \quad W_F - W_R = X\beta - Y\beta + v_F - v_R = Z\beta + u_j$$

$Z$  : 企業や個人  $j$  の特徴を表す変数 (ベクトル)

$\beta$  : 未知のパラメータ

$u_j$  : 攪乱項、 $u_j \sim N(0, \sigma_u^2)$ .

もし式 (27) がプラスならば個人  $j$  は労働市場に出るので次のようになる。

$$(28) \quad L_j > 0 \quad \text{もし } W_F - W_R = Z\beta + u_j > 0$$

$L_j$  : 個人  $j$  の 1 カ月あたりの労働日数

もし式 (27) が 0 またはマイナスならば個人  $j$  は労働市場に出ないので、

$$(29) \quad L_j = 0 \quad \text{もし } W_F \leq W_R = Z\beta + u_j \leq 0$$

となる。式 (28) と式 (29) の結果を次の式として表す。

$$(30) \quad L_j = Z\beta + u_j$$

式 (30) を最小二乗法 (OLS) で推定している。個人  $j$  の健康インデックス  $H_j$  について内生性の検定の結果が有意であれば、労働日数について二段階最小二乗法 (2SLS) を使って推定する。個人の健康についても同様である。

分析に使用しているデータは、日本家族社会学会全国家族調査研究会の **1998** 年調査から得られた『家族についての全国調査(NFR98)』(横断面データ) である。このデータから年齢が 28 歳から 64 歳の個人 5,482 人を標本として、全体、28-39 歳、40-49 歳、50-64 歳と四つに分けた推定結果を表に報告している。標本を年齢層別に細かくグループ分けすることにより説明変数の影響を正確に把握できると、本研究は考えている。

### 3 実証結果

表 4 に実証分析に使われた変数の標本の統計値（平均値と標準偏差）を報告している。被説明変数の労働日数には、個人の 1 ヶ月あたりの労働日数を使っている。また、個人の健康状態を表す指標として、Cameron, Trivedi, Milne and Piggott (1988)と Campbell, Walker and Farrell (2003)を参考に GHQ(General Health Questionnaire)を作成している。<sup>19</sup> もう一つの健康指標として、個人の主観的  
回答である、「健康である」を 1、「健康でない」を 0、としたダミー変数(health)を使用している。

前章の理論で説明した個人の将来期待所得や昇進率についての変数は当該データにないために、個人の教育年数、勤労年数、仕事の内容、そして企業規模などの変数を代理変数として使用している。また、本研究の関心のひとつである経済構造の変化についてふさわしいインデックスを見つけることができないので、代理変数として 1998 年の都道府県の有効求人倍率と失業率を使用している。<sup>20</sup> その他、推定式に個人の社会・経済的変数などを説明変数として加えている。そして、表 5-1 は、標本全体 (N=5482) の 28 歳から 64 歳までの最小二乗法(OLS)と二段階最小二乗法(2SLS)の結果、同じく、表 5-2 では 28 歳から 39 歳、表 5-3 では 40 歳から 49 歳、表 5-4 では 50 歳から 64 歳、の結果をそれぞれ報告している。

---

<sup>19</sup> 本研究では、個人の健康状態についての質問 16 項目に関して、健康状態が悪いという答えに 1、そうでない答えに 0、として合計 0 点から 16 点までの値を GHQ として採用している。もし GHQ が 16 点であれば、本人の健康状態が非常に悪いことを示している。

<sup>20</sup> バブル経済崩壊前後の産業全体の有効求人倍率指数は 1.25 (1989 年)と 1.40 (1990 年)であった。しかし、この指数は 1993 年 (0.76) から 2002 年 (0.54) まで継続して 1 を下回っている。

厚生労働省：統計表データベースシステム、職業安定業務統計（求人・求職等の状況）、第 1 表 労働市場関係指数（求人倍率・求人率・求職者数・就職件数）を参考にしている。  
[http://www.dbtk.mhlw.go.jp/toukei/kouhyo/indexkr\\_16\\_1.html](http://www.dbtk.mhlw.go.jp/toukei/kouhyo/indexkr_16_1.html) (2003 年 10 月 4 日)

ただし、これら二つの代理変数が 1990 年代の経済構造変化を表す最善の変数とは言い切れないので推定係数の解釈に注意を要する。

### 3-1 労働日数の分析結果（全体：28歳-64歳）

最初に、表 5-1 の標本全体の推定結果について考察する。最初の最小二乗法（OLS）から得られた結果について、健康指標(GHQ)と健康ダミー(health)に内生性の検定をしたところ、これら二つの変数は内生変数であるという結論を得たので、表 5-1 に二段階最小二乗法で推定した結果を 2SLS(1)、2SLS(2)、2SLS(3)として OLS の次に報告している。<sup>21</sup>

最初の 2SLS(1)は、健康指標(GHQ)を内生変数として、一段階(1<sup>st</sup> Stage)から得られた健康指標の予測値を説明変数にしたときの結果である。<sup>22</sup> 次の 2SLS(2)は健康ダミー(health)を内生変数としたときの結果である。<sup>23</sup> 最後の 2SLS(3)は、健康指標と健康ダミーの両方を内生変数として同時に労働日数の式に説明変数とした推定結果である。<sup>24</sup> 3つの 2SLS（二段階最小二乗法）の推定結果のうち、2SLS(3)は健康指標と健康ダミーの間に多重共線性の問題がみられるので、ここでは 2SLS(1) と 2SLS(2)の結果を考察する。

表 5-1 について、健康指標(GHQ)と健康ダミー(health)の推定係数は、労働日数(wkday)に有意水準 1%でもって有意である。これらの符号はそれぞれマイナス（-）とプラス（+）で仮説と合致している。つまり、健康指標について、その数値が大きくなればなるほど健康状態が悪くなることを示しているので、労働日数が減少することになる。健康ダミーについても「健康である」と答えた人は「健康でない」人よりも労働日数が多いことが分かる。なお、健康指標

---

<sup>21</sup> 内生のテスト (**test for endogeneity**)について、**Wooldridge (2002), pp. 118-124**,を参考にして  
いる。

<sup>22</sup> 第一段階で得られた健康指標の残差予測値を労働日数の式(**wkday**)に説明変数として加えた推定係数 (**t**-検定)は **7.5784 (t=8.67)** で有意である。

<sup>23</sup> 第一段階で得られた健康ダミーの残差予測値を労働日数の式(**wkday**) に説明変数として加えた推定係数 (**t**-検定)は **-65.2196 (t=-5.07)** で有意である。

<sup>24</sup> 第一段階で得られた健康指標と健康ダミーの二つの残差予測値を同時に労働日数の式(**wkday**)に入れた残差予測値の **F** 検定は、**F(d.f.=2, 5453)=48.181** で有意である。

(GHQ)に対する労働日数(wkday)の弾力性は、**-1.88** と他の弾力性に比べて非常に大きい。<sup>25</sup> 健康度が**1%**悪くなると、労働日数が**1**ヵ月あたり約**2%**減少する。

経済構造変化の代理変数である有効求人倍率(kyujin98)の推定係数(7.594)はプラスに有意である。有効求人倍率が減少するほど個人の労働日数が減少していることが分かる。前章の理論に即して解釈すれば、経済構造の変化により企業内の昇進が困難になると、超過労働が減少するといえる。

表5-1の失業率の推定係数の符号が2SLS(1)と2SLS(2)の間で異なっている。理論的には、失業率が高いと昇進基準も厳しくなるので超過労働が減少すると考えると、推定係数の符号はマイナスが妥当であると思われる。一方、失業率が高いということは、企業内で人員整理や新規採用が控えられていると解釈すれば、少ない人員でこれまでの仕事をこなす必要性から被雇用者の超過労働が増えるというプラスの解釈もできる。いずれの解釈にしても有効求人倍率や失業率を経済構造変化の代理変数とみなした場合に、構造変化は労働日数に影響しているといえる。

教育年数(eduyr)の影響は2SLS(1)と2SLS(2)の式でマイナスに有意となっている。教育年数のマイナス符号を前章の理論に沿って解釈すれば、教育年数が多いということは、将来期待所得が高いので超過労働が減少するという仮説に合致する。<sup>26</sup> また、勤務年数のマイナス符号については、勤務年数を将来期待所得の代理変数とするか、または昇進率とするか、符号の解釈は異なる。もし

---

<sup>25</sup>  $\frac{\partial wkday}{\partial GHQ} \cdot \frac{GHQ}{wkday} = \square 7.856 \cdot \frac{3.929}{16.376} = \square 1.88$ . GHQとwkdayの値に表4の全体(28

歳-64歳)のそれぞれの平均を使用した。

<sup>26</sup> 一方、M.スペンス(1973)に沿って解釈すれば、教育年数は個人の潜在的な能力(人的資源の獲得費用が低い)を表すことから、教育年数が多い人ほど超過労働をする必要がなくなる。ゆえに教育年数の推定係数がマイナスであることは仮説に合っている。

前者（将来期待所得）の解釈に従えば、超過労働が減少するので推定係数はマイナス符号でよいことになる。

その他の変数では、現在の仕事のパート、販売、労務作業がプラスに有意となっている。パート(pjobtype2)の場合に、短時間労働で月当たりの労働日数が正規被雇用者より少ないと考えると、符号はマイナスが妥当だと思われる。また、昇進率の理論的な仮説では、式（14）から昇進の可能性と超過労働の関係はプラスなので、パートでの被雇用者は企業内で昇進の可能性は少ないと考えれば、表 5-1 の推定係数のプラスの結果は仮説と合致しない。<sup>27</sup> 従業員数ダミーでは、従業員 10-99 人以下の推定係数が 2SLS(1)と 2SLS(2)の両方においてマイナスで有意である。<sup>28</sup>

個人の特徴を表す社会・経済的変数について、配偶者の年収(spincome)、介護ダミー(caredm)、6 歳以下の子供の人数(child06)、既婚ダミー(marrydm)の推定係数は統計的に非常に強くマイナスに有意となっている。配偶者の年収が労働日数にマイナスに影響していることは仮説に合致している。介護ダミーの推定係数がマイナスで有意になっていることは、高齢者の介護ために家庭での時間が増加すれば、企業での超過労働は減少することは当然のことといえるが、昇進率や将来期待所得などの理論的側面からも同様に解釈できる。

### 3-2 健康の分析結果（全体：28 歳-64 歳）

表 5-1 の健康指標(GHQ)と健康ダミー(health)の推定結果（OLS）では、労働日数が健康指標の式でマイナスに有意、健康ダミーの式でプラスに有意となっ

---

<sup>27</sup> 推定式に従業員ダミーを加えても結果は変わらない。ただし、従業員ダミーを入れることにより、仕事内容の変数や従業員数（企業規模）との多重共線性の問題が生じるので、ここでは説明変数として加えていない。

<sup>28</sup> 企業規模について、従業員数 1000 人以上と官公庁の二つのダミー変数を説明変数から除いている。

ている。被説明変数である健康指標(GHQ)は、数値の高いほど健康状態が悪いことを意味しているので、また健康ダミーは「健康である」と答えた人を1としているので、それぞれの式で労働日数の推定係数がマイナスとプラスであることは仮説に反していない。これらの結果から、労働日数（ひいては超過労働）の多い人ほど健康であるといえる。ただし、労働日数2乗の推定係数が、健康指標の式でプラスに有意、健康ダミーの式でマイナスに有意（有意水準10%）であることから、超過労働は健康を害していることが分かる。

説明変数である労働日数の内生性の検定では、GHQの式で内生的でないという結果に対して、healthの式の結果は有意になっている。<sup>29</sup> これらの結果から労働日数が健康に対して内生的であるかどうかは結論できないが、超過労働は最初に個人の健康に影響して、個人の健康が今度は労働日数に影響するという連鎖があるといえる。GHQの結果に従えば、超過労働が最初の要因であるといえる。一方、健康ダミー(health)の結果に従えば、労働日数（超過労働）と健康は相互作用があるといえる。

他に興味深い結果について、教育年数は個人の健康（健康指標と健康ダミー共）にも非常に強く影響している。教育年数の多い人ほど健康であるといえる。また、配偶者の年収(spincome)が多い人ほど個人の健康状態が良いことが分かる。そして、介護ダミー(caredm)は健康にマイナスに影響を与え、6歳以下の子供の数(child06)は個人の健康状態(health)をよくしているという結果に興味をもつ。

表5-1の結果をまとめると、健康状態は個人の労働日数にプラスに影響し、

---

<sup>29</sup> 第一段階から得た労働日数の残差予測値をGHQのOLSの式に入れて推定した結果（表5-1には報告していない）、その推定係数(t-値)は-0.0525(-1.59)と有意でない。一方、healthの式の結果では0.0083(1.84)と有意になっている。

労働日数も健康にプラスに影響しているが、超過労働が増加すると健康を害するといえる。そして、教育年数や配偶者の所得が多い人ほど超過労働が少なく健康状態は良いという結果を得た。

### 3-3 労働日数の分析結果（28歳-39歳、40歳-49歳、50歳-64歳）

表5-2に28歳-39歳、表5-3に40歳-49歳、表5-4に50歳-64歳、とそれぞれの推定結果を報告している。各説明変数については全体（28歳-64歳）の結果のところすでに詳しく考察しているので、ここでは本研究の焦点である健康や有効求人倍率と失業率の影響について主に言及する。

表5-2の28歳-39歳の結果について、健康指標(GHQ)と健康ダミー(health)は内生変数であるという結果から、2SLS(1)、2SLS(2)、2SLS(3)の式を推定している。<sup>30</sup> 2SLS(1)の健康指標の推定係数はマイナスに有意となっている。この結果は、他の年齢層の40歳-49歳（式5-3）と50歳-64歳（表5-4）の結果とも同じである。<sup>31</sup> しかし、健康ダミーについて、表5-2の28歳-39歳の2SLS(2)の式でマイナスに有意、<sup>32</sup> そして、40歳-49歳でプラスに有意、50歳-64歳ではプラスであるが有意でない。健康指標(GHQ)と労働日数の結果を尊重すると、健康な人ほど労働日数（ひいては超過労働）が多いといえる。

有効求人倍率(kyujin98)と失業率(unemp98)の影響は、2SLS(1)の式において労働日数にプラスとマイナスである。<sup>33</sup> そして、失業率の影響は特に若い年齢

---

<sup>30</sup> 労働日数の式(wkday)、つまり OLS、に入れた健康指標の残差予測値の推定係数 (t-検定) は **7.354 (2.35)** で有意である。また、健康ダミーの残差予測値の推定係数 (t-検定) は **45.717 (4.14)** で有意である。そして、健康指標と健康ダミーの二つの残差予測値を同時に労働日数の式(wkday)に入れた残差予測値の F 検定は、**F(d.f.=2, 1664) = 12.654** で有意である。

<sup>31</sup> 50歳-64歳の 2SLS(1)の推定結果は有意水準 10%で有意である。

<sup>32</sup> 2SLS(3)で、健康ダミーの指定係数がマイナスで有意であるが、これは健康指標と多重共線性の可能性がある。

<sup>33</sup> \*印がついていない推定係数でも t-値の絶対値が **1.645** 以上であれば、**10%**の有意水準で推定係数は有意である。



層ほど労働日数に強く表れている。<sup>34</sup> このことから、経済構造の変化が各年齢層に一様に影響しているのではないことが分かる。

### 3-4 健康の分析結果 (28歳-39歳、40歳-49歳、50歳-64歳)

労働日数(wkday)は、GHQ 式の OLS の結果ではすべての年齢層においてマイナスに有意となっている。さらに労働日 2 乗の推定係数が主にプラスに有意になっていることから、超過労働は健康状態を悪化させていることが分かる。

表 5-2 の健康指標(GHQ)の式の OLS の結果を利用すると、月あたりの労働日数が 17 日を超えると GHQ の値がマイナスからプラスへ、つまり健康状態が良い状態から悪い状態になっている。<sup>35</sup> 同じ弾力性を表 5-1 の全体 (28歳-64歳) の推定係数を使って計算すると 19 日となる。

労働日数の内生性の検定では、28歳-39歳 (表 5-2) について内生的であるという結果を得た。<sup>36</sup> しかし労働日数 (wkday) は健康指標(GHQ)の 2SLS の式で有意にならないので、超過労働が健康状態を悪化させて、次に健康状態は労働日数を減少させると解釈できる。

その他、有効求人倍率 (kyujin98) と失業率 (unemp98) の影響は全体的に有

---

<sup>34</sup> 日本労働組合総連合会 (連合)、雇用リストラの中で高まる仕事の負荷と不払い残業の実態～「2002 連合生活アンケート」調査結果 (速報) ～、によると、男性で時間外労働が一番多い年齢層は 25 歳から 39 歳であり (図 12、9 ページ) と不払い残業では 25 歳から 44 歳 (図 14、11 ページ) である。 [http://www.jtuc-rengo.or.jp/new/download/chousa/2002\\_seikatu\\_enq/2002life\\_enq\\_sok.pdf](http://www.jtuc-rengo.or.jp/new/download/chousa/2002_seikatu_enq/2002life_enq_sok.pdf) (2004 年 1 月 17 日)

<sup>35</sup>  $\frac{\partial GHQ}{\partial wkday} = \square 0.102 + 2 \square 0.003 wkday = 0$ .  $wkday = \frac{0.102}{0.006} = 17$ . しかし、標本に労働日数が 0 の人も含まれているので、正規の被雇用者のみの超過労働を考えると、この 17 日の予測は過小評価しているように思われる。

<sup>36</sup> 労働日数の残差予測値の推定係数 (t-値) は、28歳-39歳の GHQ の式 (OLS) で -0.1080 (-1.82) で 10% の有意水準でもって有意である。40歳-49歳の値は 0.0950 (1.63)、50歳-64歳の値は -0.0603 (1.53) という結果である。

意にならないが、<sup>37</sup> 教育年数 (eduyr) は GHQ の式でいずれの年齢層においてもマイナスに有意であることから、教育水準の高い人ほど健康状態がよいと各年齢層でいえる。

---

<sup>37</sup> 特に、失業率は 50 歳－64 歳の health の式でマイナスに有意となっている。

#### 4 おわりに

1990年代の初頭から始まった景気低迷による日本経済の構造変化は、企業のリストラや倒産による被雇用者の解雇や新規採用の手控えなどを引き起こし、失業を増大させている。経済構造変化による企業のコスト削減は、次第に被雇用者の健康に影響を及ぼしてきているが、これまでの研究に景気低迷期における被雇用者の労働日数と健康との関係を理論的かつ実証的に明らかにしている分析は見られない。本研究はまさにこの点に着目して、経済構造変化に伴う被雇用者の労働日数（ひいては超過労働）と健康との関係を明らかにしている。

本研究は、最初に被雇用者の超過労働と健康との関係を理論的に説明し、次に、『家族についての全国家族調査（NFR98）』（日本家族社会学全国家族調査研究会）の標本 5,482 を使って個人の労働日数と健康指標との関係を回帰式で推定している。

実証結果から、過重な労働（つまり、超過労働）は被雇用者の健康を悪化させ、そのことがさらに労働日数を減少させるという連鎖関係にあるということが明らかにされた。そして、経済構造変化を被雇用者の昇進基準の変化と捉えることにより、1990年代の初めからの経済構造の変化に伴う労働市場の悪化は、被雇用者の将来期待所得や昇進率を通じて超過労働に影響して、超過労働の増加は健康状態を悪化させているといえる。

以上のことから、所定外労働や不払い残業などの超過労働を改善するためには、超過労働が被雇用者の昇進を促すという従来の昇進基準を見直すことが必要であるといえる。

## 参考文献

- Brett, Jeanne M., and Linda K. Stroh. 2003. Working 61 plus hours a week: why do managers do it? *Journal of Applied Psychology* 81 (1): 67-78.
- Cameron, A. C., P. K. Trivedi, Frank Milne, and J. Piggott. 1988. A microeconomic model of the demand for health care and health insurance in Australia. *Review of Economic Studies* 55: 85-106.
- Campbell, Alistair, Judith Walker, and Gerry Farrell. 2003. Confirmatory factor analysis of the GHQ-12: can I see that again? *Australian and New Zealand Journal of Psychiatry* 37: 475-83.
- Grossman, Michael. 1972. On the concept of health capital and the demand for health. *Journal of Political Economy* 80 (2): 223-55.
- Nishiyama, Katsuo and Jeffrey V. Johnson. 1997. Karoshi-Death from overwork: occupational health consequences of the Japanese production management. *International Journal of Health Services* 27(4): 625-41.
- Spence, Michael. 1973. Job market signaling. *Quarterly Journal of Economics* 87 (3): 355-74.
- Wooldridge, Jeffrey M. 2002. *Econometric analysis of cross section and panel data*. Cambridge: MIT Press.

表1 過労死認定数の推移

	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
脳血管疾患 申請	480	538	436	404	328	277	289	403	415	399	358	390	509	509
認定	61	96	77	78	66	59	80	102	87	88	90	95	96	150
1号	47	77	56	54	55	40	57	59	38	42	43	46	48	54
9号	14	19	21	24	11	19	23	43	49	46	47	49	48	96
虚血性心疾患 等申請	196	239	161	151	130	103	116	155	163	195	163	178	176	241
認定	20	14	15	15	80	13	12	38	29	31	44	37	41	49
1号	5	3	3	5	1	1	3	5	0	4	1	5	4	2
9号	15	11	12	10	7	12	9	33	29	27	43	32	37	47
<b>合計 申請</b>	<b>676</b>	<b>777</b>	<b>597</b>	<b>555</b>	<b>458</b>	<b>380</b>	<b>405</b>	<b>558</b>	<b>578</b>	<b>594</b>	<b>521</b>	<b>532</b>	<b>685</b>	<b>750</b>
<b>認定</b>	<b>81</b>	<b>110</b>	<b>92</b>	<b>93</b>	<b>74</b>	<b>72</b>	<b>92</b>	<b>140</b>	<b>116</b>	<b>119</b>	<b>134</b>	<b>132</b>	<b>137</b>	<b>199</b>
精神疾患 申請	8	2	3	2	2	7	13	13	18	41	42	155	212	265
うち自殺	4	2	1	0	1	3	5	10	11	30	29	93	100	92
認定	0	1	1	0	2	0	0	1	2	2	4	14	36	70

注. 1.労働省労働基準局補償課資料による。 2.1号は労働基準法施行規則別表第1-2「業務上の負傷に起因する疾病」、9号は同表第9号の「業務に起因することの明らかな疾病」に関わる脳血管疾患及び虚血性心疾患等でいわゆる過労死に対応する。 3.認定件数は当該年度に請求されたものとは限らない。

4.精神疾患のうち1983年から1995年の13年間の請求件数は75件(うち自殺38件)、認定件数は7件(うち自殺3件)、認定件数は7件(うち自殺3件)。

資料：ストレス疾患労災研究会、<http://www.union-net.or.jp/stress/change/index.html> (2003年10月4日)

表2 事業所規模別常用労働者1人平均月間労働時間数

事業所規模	総実労働時間	所定内労働時間	所定外労働時間
500人以上			
1997年	159.1	143.9	15.2
1998年	157.6	143.9	13.7
1999年	155.8	142.6	13.2
2000年	158.2	143.8	14.4
2001年	156.9	143.1	13.8
2002年	156.8	142.5	14.3
100～499人			
1997年	157.7	145.1	12.6
1998年	155.8	144.4	11.4
1999年	153.1	141.8	11.3
2000年	154.3	142.4	11.9
2001年	153.3	141.9	11.4
2002年	152.5	141.0	11.5
30～99人			
1997年	158.4	147.2	11.2
1998年	156.7	146.3	10.4
1999年	152.9	142.8	10.1
2000年	154.2	143.8	10.4
2001年	153.5	143.5	10.0
2002年	152.4	142.1	10.3
5～29人			
1997年	156.8	149.2	7.6
1998年	155.1	147.8	7.3
1999年	153.1	145.9	7.2
2000年	153.7	146.4	7.3
2001年	151.6	144.7	6.9
2002年	150.6	143.6	7.0

資料：厚生労働省統計表データベースシステム統計調査別公表データ、  
 第15表『産業大中分類常用労働者1人平均月間実労働時間数』。  
[http://www.dbtk.mhlw.go.jp/toukei/touhyo/indexkr\\_1\\_4.html](http://www.dbtk.mhlw.go.jp/toukei/touhyo/indexkr_1_4.html) (2004/01/17)

表 3-1 男性の健康状態と労働日数との関係

年齢		月あたりの労働日数						合計
		0日	1~10日	11~19日	20日	21~24日	25日以上	
39歳以下	人数	32	1	20	282	347	108	790
	健康状態が悪い人の割合 <sup>a</sup>	0.250 <sup>b</sup>	0.000	0.100	0.060	0.153	0.093	0.092
40~49歳	人数	32	5	12	230	293	158	730
	健康状態が悪い人の割合	0.344	0.200	0.083	0.087	0.147	0.108	0.099
50~64歳	人数	162	12	42	271	382	212	1081
	健康状態が悪い人の割合	0.303	0.417	0.119	0.133	0.186	0.165	0.153
合計（64歳以下）	人数	226	18	74	783	1022	478	1601
	健康状態が悪い人の割合	0.301	0.333	0.108	0.093	0.162	0.130	0.119

注 a：健康状態が悪い人とは、健康が「やや悪い」または「大変悪い」と報告している人を指す。

b：39歳以下の人で0日の労働日数の人数は32人であり、その内の0.250(=25%)は健康状態が悪いと報告している。

資料：日本家族社会学会全国家族調査研究会『家族についての全国調査(NFR98)』、東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センター、SSJデータ・アーカイブ提供。

表 3-2 女性の健康状態と労働日数との関係

年齢		月あたりの労働日数						合計
		0日	1~10日	11~19日	20日	21~24日	25日以上	
39歳以下	人数	344	28	61	235	168	38	874
	健康状態が悪い人の割合	0.113	0.179	0.131	0.119	0.232	0.105	0.109
40~49歳	人数	209	31	74	203	211	57	785
	健康状態が悪い人の割合	0.158	0.194	0.095	0.143	0.265	0.088	0.136
50~64歳	人数	514	49	84	206	224	145	1222
	健康状態が悪い人の割合	0.200	0.102	0.155	0.155	0.263	0.152	0.165
合計（64歳以下）	人数	1067	108	219	644	603	240	2881
	健康状態が悪い人の割合	0.164	0.148	0.128	0.138	0.255	0.129	0.140

注 表の読み方と資料は表 3-1 と同じ。

表4 変数の定義と統計量

変数	定義	全体 (28歳-64歳)		28歳-39歳		40歳-49歳		50歳-64歳	
		平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
ghq	健康指標*	3.929	2.601	3.892	2.612	3.904	2.632	3.972	2.573
ghqhat	健康指標予測値	3.929	0.452	3.892	0.428	3.904	0.644	3.972	0.523
eghat	健康指標残差予測値	2.95e-10	2.561	-8.81e-10	2.576	5.01e-11	2.552	1.16e-09	2.519
health	健康状態ダミー(この一年間の健康: よい=1、悪い=0)	0.848	0.359	0.886	0.318	0.865	0.341	0.810	0.393
healthhat	健康状態予測値	0.848	0.048	0.886	0.049	0.865	0.059	0.810	0.059
ehhat	健康状態残差予測値	-2.41e-11	0.356	-1.84e-10	0.314	7.96e-11	0.336	-6.66e-11	0.388
wkday	一ヶ月間の労働日数	16.376	9.658	16.418	9.333	18.068	8.512	15.233	10.408
wkdayhat	一ヶ月間の労働日数予測値	16.376	4.655	16.418	5.171	18.068	3.966	15.233	4.927
ewhat	一ヶ月間の労働日数残差予測値	-2.82e-09	8.462	-9.23e-09	7.770	-1.00e-09	7.531	2.00e-09	9.167
wkday2	一ヶ月間の労働日数2乗	361.436	235.993	356.597	221.672	398.852	214.302	340.319	255.961
wkdayhat2	一ヶ月間の労働日数2乗予測値	289.848	143.871	296.258	165.631	342.174	134.755	256.316	141.776
kyujin98	県別有効求人倍率(1998年)	0.426	0.126	0.422	0.125	0.431	0.127	0.427	0.126
unemp98	県別失業率(1998年)	4.073	0.917	4.108	0.915	4.042	0.934	4.069	0.907
eduyr	学歴(教育年数=卒業年齢-6)	12.253	0.430	13.011	4.502	12.731	4.146	11.391	4.168
jobyr	仕事の年数(=年齢-初めて仕事について年数)	12.472	14.046	12.859	14.265	12.170	14.009	12.391	13.910
frjobtype1	初めてついた仕事: 一般従業者=1、その他=0	0.814	0.389	0.874	0.332	0.848	0.359	0.749	0.434
frjobtype2	初めてついた仕事: パート・アルバイト等=1、その他=0	0.069	0.253	0.074	0.262	0.061	0.240	0.070	0.256
frjobtype45	初めてついた仕事: 自営業=1、その他=0	0.077	0.267	0.032	0.177	0.059	0.235	0.122	0.327
pjobtype0	現在の仕事の種類: 経営者=1、その他=0	0.030	0.170	0.033	0.179	0.030	0.172	0.027	0.162
pjobtype1	現在の仕事の種類: 一般従業者=1、その他=0	0.420	0.494	0.421	0.494	0.420	0.494	0.418	0.493
pjobtype2	現在の仕事の種類: パート、アルバイト等=1、その他=0	0.122	0.328	0.126	0.332	0.118	0.323	0.122	0.328
pjobtype45	現在の仕事の種類: 自営業=1、その他=0	0.100	0.298	0.108	0.310	0.083	0.276	0.102	0.303
pjobcon1	現在の仕事の内容: 専門・技術系の職業=1、その他=0	0.143	0.350	0.204	0.403	0.143	0.350	0.100	0.300
pjobcon2	現在の仕事の内容: 管理の職業=1、その他=0	0.064	0.244	0.018	0.133	0.077	0.266	0.089	0.284
pjobcon3	現在の仕事の内容: 事務、営業系の職業=1、その他=0	0.221	0.415	0.300	0.459	0.218	0.413	0.165	0.371
pjobcon4	現在の仕事の内容: 販売、サービス系の職業=1、その他=0	0.233	0.423	0.218	0.413	0.230	0.421	0.245	0.430
pjobcon5	現在の仕事の内容: 技能、労務、作業系の職業=1、その他=0	0.281	0.449	0.234	0.424	0.280	0.449	0.315	0.465
compsize1	従業員数ダミー-1(1-9人=1、その他=0)	0.202	0.401	0.218	0.413	0.195	0.396	0.195	0.397
compsize2	従業員数ダミー-2(10-99人=1、その他=0)	0.218	0.413	0.212	0.409	0.224	0.417	0.218	0.413
compsize3	従業員数ダミー-3(100-299人=1、その他=0)	0.072	0.259	0.075	0.263	0.067	0.250	0.075	0.263
compsize4	従業員数ダミー-4(300-499人=1、その他=0)	0.033	0.177	0.034	0.180	0.034	0.182	0.032	0.175
compsize5	従業員数ダミー-5(500-999人=1、その他=0)	0.034	0.182	0.035	0.184	0.028	0.166	0.037	0.189
spincome	配偶者年収(万円)	272.927	330.433	233.810	298.093	310.809	348.316	276.270	337.521
caedm	介護や看病の有無ダミー: 経験あり=1、なし=0	0.142	0.349	NA	NA	NA	NA	0.337	0.473
child06	6歳以下の子供の人数	0.161	0.491	0.496	0.765	0.035	0.226	0.001	0.047
hheadm	世帯主ダミー: 世帯主=1、その他=0	0.446	0.497	0.345	0.475	0.455	0.498	0.514	0.500
marrydm	既婚ダミー: 結婚している=1、その他=0	0.890	0.313	0.752	0.432	0.921	0.270	0.970	0.171
gender	性別: 男性=1、女性=0	0.474	0.499	0.475	0.500	0.482	0.500	0.469	0.499
age	年齢	51.405	13.641	33.444	3.442	44.689	2.877	56.436	4.407
city1	地区規模: 人口13大都市=1、その他=0	0.194	0.395	0.214	0.410	0.183	0.387	0.186	0.388
city2	地区規模: 人口10万以上都市=1、その他=0	0.378	0.485	0.397	0.489	0.363	0.481	0.375	0.484
city3	地区規模: 人口10万未満都市=1、その他=0	0.191	0.393	0.178	0.383	0.196	0.397	0.196	0.367
標本		5482		1664		1515		2303	

注 a: 健康状態についての16項目の質問について、健康状態が悪いと答えた場合は1、そうではない場合を0とし、16項目の回答すべてを合計した変数である。

資料: 『家族についての全国家族調査 (NFR98)』(日本家族社会学会全国家族調査研究会)、東京大学社会科学研究所附属、日本社会研究情報センター、SSJ データアーカイブ。



表5-1 回帰分析 (全体: 28歳 \_ 64歳)

変数	variables	wkday				GHQ		health	
		OLS	2SLS (1)	2SLS (2)	2SLS (3)	OLS	2SLS	OLS	2SLS
健康指標	GHQ	-0.241 (-5.21)**	-7.856 (-8.97)**	---	-14.189 (-8.57)**	---	---	---	---
健康ダミー	health	1.826 (5.47)**	---	67.394 (5.22)**	-109.440 (-4.51)**	---	---	---	---
労働日数	wkday	---	---	---	---	-0.076 (-4.68)**	0.080 (1.38)	0.008 (3.33)**	-0.015 (-1.87)*
労働日数 2乗	wkday2	---	---	---	---	0.002 (3.28)**	-0.002 (-1.00)	-0.000 (-1.75)	0.000 (1.52)
求人倍率	kyujin98	2.857 (2.07)*	7.594 (5.11)**	6.471 (4.12)**	5.333 (3.41)**	0.798 (1.93)	0.648 (1.54)	-0.071 (-1.25)	-0.051 (-0.87)
失業率	unemp98	-0.185 (-0.93)	-0.623 (-3.07)*	0.829 (2.97)*	-2.635 (-5.37)**	-0.059 (-0.99)	-0.051 (-0.85)	-0.014 (-1.76)	-0.016 (-1.91)
教育年数	eduyr	0.014 (0.49)	-0.171 (-4.73)**	-0.151 (-3.04)*	-0.043 (-0.94)	-0.034 (-4.14)**	-0.037 (-4.42)**	0.003 (2.90)**	0.004 (3.11)**
勤務年数	jobyr	-0.002 (-0.17)	-0.027 (-2.77)*	-0.018 (-1.76)	-0.021 (-2.11)*	-0.003 (-1.15)	-0.003 (-1.14)	0.000 (0.68)	0.000 (0.68)
最初の仕事 従業員	frjotype1	---	---	---	---	-0.336 (-1.82)	-0.985 (-2.80)**	-0.006 (-0.23)	0.097 (1.99)*
パート	frjotype2	---	---	---	---	-0.107 (-0.48)	-0.662 (-1.95)	-0.015 (-0.50)	0.074 (1.58)
自営者	frjotype45	---	---	---	---	-0.104 (-0.47)	-0.807 (-1.91)	-0.029 (-0.96)	0.086 (1.47)
現在の仕事 パート	pjobtype2	0.574 (1.54)	2.093 (5.06)**	2.065 (4.29)**	0.821 (1.64)	0.229 (2.05)*	0.202 (1.79)	-0.026 (-1.71)	-0.023 (-1.44)
仕事の内容 専門技術	pjobcon1	3.075 (5.25)**	-0.336 (-0.47)	1.410 (2.06)*	-0.251 (-0.36)	---	---	---	---
管理	pjobcon2	3.436 (4.96)**	-0.464 (-0.56)	-0.474 (-0.45)	2.937 (2.62)**	---	---	---	---
事務営業	pjobcon3	1.691 (3.06)**	0.207 (0.36)	0.778 (1.33)	0.554 (0.95)	---	---	---	---
販売	pjobcon4	4.876 (8.99)**	4.948 (9.13)**	5.586 (9.93)**	3.836 (6.45)**	---	---	---	---
労務作業	pjobcon5	2.954 (5.50)**	3.707 (6.82)**	3.174 (5.86)**	3.930 (7.21)**	---	---	---	---
従業員数 10人以下	compsize1	-0.474 (-1.34)	-0.287 (-0.81)	-1.489 (-3.67)**	1.532 (2.86)**	0.011 (0.10)	0.032 (0.30)	0.017 (1.17)	0.014 (0.93)
10-99人	compsize2	0.195 (0.57)	-0.792 (-2.19)*	-0.850 (-2.11)*	0.162 (0.39)	-0.129 (-1.27)	-0.143 (-1.39)	0.016 (1.13)	0.018 (1.25)
100-299人	compsize3	0.124 (0.26)	0.624 (0.13)	-0.405 (-0.82)	0.886 (1.72)	-0.018 (-0.12)	-0.026 (-0.18)	0.008 (0.40)	0.009 (0.46)
300-499人	compsize4	0.151 (0.22)	0.031 (0.05)	-0.006 (-0.01)	0.198 (0.29)	0.041 (0.20)	0.028 (0.14)	-0.002 (-0.07)	-0.001 (-0.02)
500-999人	compsize5	-0.023 (-0.03)	0.255 (0.39)	-2.687 (-3.17)*	4.861 (3.99)**	0.030 (0.15)	0.024 (0.12)	0.040 (1.44)	0.040 (1.43)
配偶者年収	spincome	-0.002 (-4.14)**	-0.007 (-9.32)**	-0.004 (-6.32)**	-0.006 (-8.69)**	-0.001 (-5.73)**	-0.001 (-4.23)**	0.000 (2.96)**	0.000 (1.64)
介護ダミー	careadm	-4.776 (-13.92)**	-5.153 (-15.00)**	-0.812 (-0.95)	-11.978 (-7.71)**	-0.213 (-2.02)*	0.096 (0.50)	-0.037 (-2.57)**	-0.084 (-3.13)**
6歳以下の 子供の人数	child06	-0.399 (-1.62)*	-0.935 (-3.66)**	-1.891 (-4.89)**	1.105 (2.13)*	-0.080 (-1.09)	-0.065 (-0.87)	0.024 (2.30)*	0.021 (2.01)*
世帯主 ダミー	hheaddm	1.700 (4.58)**	0.435 (1.10)	4.633 (6.80)**	-5.384 (-3.99)**	-0.147 (-1.34)	-0.245 (-1.95)	-0.047 (-3.07)**	-0.033 (-1.87)
既婚ダミー	marrydm	-0.948 (-2.29)*	-4.247 (-7.52)**	-2.499 (-4.73)**	-4.265 (-7.56)**	-0.446 (-3.62)**	-0.408 (-3.25)**	0.028 (1.64)	0.023 (1.33)
性別ダミー	gender	5.367 (14.48)**	3.950 (9.67)**	2.250 (3.10)*	7.981 (8.12)**	-0.062 (-0.56)	-0.294 (-1.53)	0.034 (2.24)*	0.069 (2.58)**
地区規模 13大都市	city1	-1.600 (-4.14)**	-1.989 (-5.12)**	-2.463 (-5.81)**	-0.869 (-1.89)	-0.121 (-1.05)	-0.062 (-0.51)	0.020 (1.27)	0.011 (0.64)
地区規模 十万人以上	city2	-1.221 (-3.92)**	-1.890 (-5.90)**	-1.042 (-3.32)**	-2.706 (-7.36)**	-0.115 (-1.24)	-0.070 (-0.71)	0.001 (0.07)	-0.006 (-0.46)
地区規模 十万人以下	city3	-0.821 (-2.29)*	-2.560 (-6.22)**	-1.572 (-4.00)**	-2.678 (-6.51)**	-0.248 (-2.31)*	-0.219 (-2.01)*	0.014 (0.97)	0.010 (0.68)
定数	Constant	11.834 (7.87)**	52.801 (11.10)**	-45.154 (-4.08)**	178.619 (6.31)**	5.893 (13.26)**	5.260 (9.51)**	0.792 (12.83)**	0.900 (11.74)**
サンプル数	Observations	5482	5482	5482	5482	5482	5482	5482	5482
F値	F value	58.07	60.76	58.07	59.41	7.67	5.74	5.52	3.70
自由度 調整済 R2	Adjusted R2	0.21	0.21	0.21	0.22	0.03	0.02	0.02	0.01

注:カッコ内はt値。\*:有意水準は5%。\*\*:有意水準は1%。

資料:『家族についての全国家族調査(NFR98)』(日本家族社会学会全国家族調査研究会)、東京

大学社会科学研究所附属、日本社会研究情報センター、**SSJ** データ\_アーカイブ.

表5-2 回帰分析(28歳\_39歳)

変数	variables	wkday				GHQ		health	
		OLS	2SLS (1)	2SLS (2)	2SLS (3)	OLS	2SLS	OLS	2SLS
健康指標	GHQ	-0.290 (-3.81)**	-5.648 (-2.47)*	---	-6.560 (-2.87)**	---	---	---	---
健康ダミー	health	0.446 (0.71)	---	-44.738 (-4.06)**	-47.676 (-4.32)**	---	---	---	---
労働日数	wkday	---	---	---	---	-0.102 (-3.17)**	-0.099 (-0.85)	0.006 (1.59)	-0.004 (-0.28)
労働日数 2乗	wkday2	---	---	---	---	0.003 (2.31)*	0.006 (1.85)	-0.000 (-1.23)	0.000 (0.31)
求人倍率	kyujin98	0.674 (0.29)	7.766 (2.03)*	-6.203 (-2.21)*	2.137 (0.53)	1.288 (1.71)	1.326 (1.75)	-0.149 (-1.61)	-0.149 (-1.61)
失業率	unemp98	-0.584 (-1.76)	-0.606 (-1.83)	-1.411 (-3.64)**	-1.481 (-3.82)**	-0.025 (-0.23)	0.042 (0.37)	-0.019 (-1.40)	-0.019 (-1.38)
教育年数	eduyr	0.003 (0.07)	-0.104 (-1.60)	0.121 (2.28)*	-0.005 (-0.07)	-0.025 (-1.72)	-0.025 (-1.70)	0.003 (1.57)	0.003 (1.67)
勤務年数	jobyr	0.011 (0.69)	0.022 (1.34)	0.015 (0.97)	0.029 (1.78)	0.002 (0.44)	0.002 (0.36)	0.000 (0.27)	0.000 (0.28)
最初の仕事 従業員	frjobtype1	---	---	---	---	0.022 (0.05)	-0.515 (-0.72)	-0.098 (-1.73)	-0.071 (-0.82)
パート	frjobtype2	---	---	---	---	0.206 (0.40)	-0.130 (-0.19)	-0.071 (-1.14)	-0.048 (-0.60)
自営者	frjobtype45	---	---	---	---	0.090 (0.15)	-0.715 (-0.83)	-0.066 (-0.92)	-0.042 (-0.40)
現在の仕事 パート	pjobtype2	0.949 (1.54)	1.675 (2.42)*	0.931 (1.51)	1.823 (2.64)**	0.160 (0.79)	0.071 (0.34)	0.003 (0.13)	0.004 (0.17)
仕事の内容 専門技術	pjobcon1	1.613 (1.25)	-1.947 (-0.98)	2.130 (1.65)	-2.213 (-1.11)	---	---	---	---
管理	pjobcon2	2.667 (1.40)	-0.295 (-0.13)	6.593 (3.12)**	3.165 (1.31)	---	---	---	---
事務営業	pjobcon3	-0.054 (-0.04)	-3.443 (-1.79)	-0.570 (-0.45)	-4.757 (-2.46)*	---	---	---	---
販売	pjobcon4	2.311 (1.80)	0.763 (0.53)	0.546 (0.40)	-1.448 (-0.95)	---	---	---	---
労務作業	pjobcon5	2.209 (1.72)	0.078 (0.05)	2.202 (1.71)	-0.414 (-0.26)	---	---	---	---
従業員数 10人以下	compsize1	-0.921 (-1.58)	-0.963 (-1.65)	-0.959 (-1.65)	-1.013 (-1.74)	-0.018 (-0.10)	0.084 (0.43)	-0.002 (-0.08)	-0.003 (-0.14)
10-99人	compsize2	-0.467 (-0.81)	-0.148 (-0.25)	-0.544 (-0.95)	-0.158 (-0.27)	0.064 (0.34)	0.098 (0.52)	-0.002 (-0.07)	-0.002 (-0.08)
100-299人	compsize3	-1.035 (-1.28)	-0.433 (-0.51)	-1.051 (-1.30)	-0.313 (-0.37)	0.115 (0.43)	0.189 (0.70)	-0.001 (-0.04)	-0.003 (-0.10)
300-499人	compsize4	-0.781 (-0.69)	-0.167 (-0.14)	-0.895 (-0.80)	-0.148 (-0.13)	0.119 (0.32)	0.201 (0.54)	0.002 (0.04)	0.000 (0.00)
500-999人	compsize5	-1.513 (-1.38)	-0.869 (-1.68)	1.524 (1.15)	1.247 (0.94)	-0.143 (-0.40)	0.049 (0.13)	0.066 (1.50)	0.062 (1.36)
配偶者年収	spincome	-0.005 (-5.23)**	-0.007 (-5.32)**	-0.007 (-6.53)**	-0.010 (-6.76)**	-0.001 (-1.99)*	-0.000 (-0.63)	-0.000 (-1.12)	-0.000 (-0.97)
介護ダミー	careadm	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
6歳以下の 子供的人数	child06	0.045 (0.17)	-0.369 (-1.13)	0.465 (1.60)	-0.021 (-0.06)	-0.074 (-0.82)	-0.087 (-0.97)	0.008 (0.69)	0.081 (0.74)
世帯主 ダミー	hheaddm	2.392 (4.12)**	1.571 (2.34)*	-0.549 (-0.59)	-1.713 (-1.69)	-0.097 (-0.51)	-0.428 (-1.83)	-0.066 (-2.84)**	-0.062 (-2.16)*
既婚ダミー	marrydm	-1.982 (-3.53)**	-4.229 (-3.78)**	0.526 (0.65)	-2.098 (-1.72)	-0.452 (-2.47)*	-0.197 (-0.96)	0.054 (2.43)*	0.051 (2.03)*
性別ダミー	gender	5.663 (9.97)**	4.754 (6.88)**	6.444 (10.83)**	5.369 (7.65)**	-0.004 (-0.02)	-0.712 (-1.85)	0.018 (0.78)	0.023 (0.49)
地区規模 13大都市	city1	-0.893 (-1.37)	-1.199 (-1.80)	1.693 (1.88)	1.456 (1.61)	-0.116 (-0.55)	-0.020 (-0.09)	0.054 (2.10)*	0.054 (2.02)*
地区規模 十万人以上	city2	-0.984 (-1.83)	-1.930 (-2.87)**	-1.385 (-2.52)*	-2.568 (-3.75)**	-0.198 (-1.13)	-0.108 (-0.59)	-0.013 (-0.61)	-0.013 (-0.60)
地区規模 十万人以下	city3	-0.911 (-1.45)	-3.657 (-2.74)**	1.278 (1.60)	-1.977 (-1.43)	-0.515 (-2.51)*	-0.452 (-2.15)*	0.046 (1.81)	0.045 (1.77)
定数	Constant	17.826 (6.73)**	43.907 (3.91)**	60.041 (5.49)**	94.285 (5.84)**	4.970 (5.70)**	4.659 (3.91)**	1.011 (9.46)**	1.048 (7.19)**
サンプル数	Observations	1664	1664	1664	1664	1664	1664	1664	1664
F値	F value	27.08	27.63	28.24	27.56	2.51	1.90	1.53	1.36
自由度 調整済R <sup>2</sup>	Adjusted R <sup>2</sup>	0.28	0.28	0.28	0.29	0.02	0.01	0.01	0.01

注:カッコ内はt値。\*:有意水準は5%。\*\*:有意水準は1%。

資料:表5-1と同じ。

表5-3 回帰分析(40歳\_49歳)

変数	variables	wkday				GHQ		health	
		OLS	2SLS (1)	2SLS (2)	2SLS (3)	OLS	2SLS	OLS	2SLS
健康指標	GHQ	-0.306 (-3.89)**	-4.931 (-6.75)**	---	-6.284 (-5.88)**	---	---	---	---
健康ダミー	health	1.227 (2.05)*	---	27.708 (3.70)**	-18.805 (-1.74)	---	---	---	---
労働日数	wkday	---	---	---	---	-0.066 (-2.05)*	0.059 (0.36)	0.006 (1.47)	-0.013 (-0.60)
労働日数 2乗	wkday2	---	---	---	---	0.001 (0.97)	-0.006 (-1.21)	-0.000 (-0.73)	0.001 (0.87)
求人倍率	kyujin98	2.822 (1.22)	5.037 (2.17)*	-0.641 (-0.26)	8.002 (2.77)**	0.630 (0.81)	0.851 (1.07)	0.100 (0.97)	0.095 (0.92)
失業率	unemp98	-0.204 (-0.62)	-0.598 (-1.81)	-0.382 (-1.15)	-0.571 (-1.73)	-0.092 (-0.84)	-0.112 (-0.12)	0.006 (0.44)	0.007 (0.47)
教育年数	eduyr	-0.016 (-0.31)	-0.137 (-2.52)*	-0.166 (-2.45)*	-0.062 (-0.89)	-0.036 (-2.18)*	-0.037 (-2.21)*	0.005 (2.43)*	0.005 (2.46)*
勤務年数	jobyr	0.016 (0.97)	-0.010 (-0.58)	0.023 (1.40)	-0.021 (-1.17)	-0.004 (-0.79)	-0.003 (-0.46)	-0.000 (-0.39)	-0.000 (-0.48)
最初の仕事 従業員	frjobtype1	---	---	---	---	-1.121 (-2.84)**	-0.785 (-1.00)	0.039 (0.77)	0.077 (0.74)
パート	frjobtype2	---	---	---	---	-0.810 (-1.73)	-0.471 (-0.57)	-0.045 (-0.73)	-0.007 (-0.07)
自営者	frjobtype45	---	---	---	---	-1.381 (-2.91)**	-0.944 (-1.12)	0.041 (0.66)	0.072 (0.65)
現在の仕事 パート	pjobtype2	-0.227 (-0.35)	1.387 (2.00)*	1.124 (1.46)	0.840 (1.10)	0.356 (1.64)	0.294 (1.34)	-0.054 (-1.88)	-0.051 (-1.77)
仕事の内容 専門技術	pjobcon1	5.177 (5.03)**	1.409 (1.19)	5.383 (5.22)**	0.338 (0.25)	---	---	---	---
管理	pjobcon2	5.377 (4.63)**	2.395 (1.93)	5.722 (4.91)**	1.420 (1.04)	---	---	---	---
事務営業	pjobcon3	2.936 (3.02)**	2.098 (2.15)*	3.273 (3.35)**	1.655 (1.65)	---	---	---	---
販売	pjobcon4	5.618 (5.84)**	3.763 (3.77)**	5.544 (5.74)**	3.358 (3.28)**	---	---	---	---
労務作業	pjobcon5	4.278 (4.52)**	3.531 (3.73)**	4.169 (4.39)**	3.423 (3.61)**	---	---	---	---
従業員数 10人以下	compsize1	-0.979 (-1.64)	-0.662 (-1.12)	-2.223 (-3.22)**	0.286 (0.35)	0.014 (0.07)	-0.072 (-0.35)	0.047 (1.79)	0.050 (1.85)
10-99人	compsize2	-0.345 (-0.60)	-0.858 (-1.48)	-1.094 (-1.77)	-0.460 (-0.74)	-0.127 (-0.66)	-0.156 (-0.80)	0.028 (1.11)	0.030 (1.16)
100-299人	compsize3	-0.286 (-0.34)	1.711 (1.93)	-0.821 (-0.97)	2.577 (2.53)*	0.431 (1.53)	0.368 (1.30)	0.017 (0.45)	0.018 (0.49)
300-499人	compsize4	0.9781 (0.86)	1.242 (1.10)	-1.356 (-1.03)	2.938 (1.97)*	0.155 (0.41)	0.264 (0.68)	0.081 (1.63)	0.077 (1.53)
500-999人	compsize5	1.013 (0.82)	3.970 (3.03)**	1.294 (1.04)	4.502 (3.35)**	0.675 (1.64)	0.754 (1.81)	-0.023 (-0.42)	-0.024 (-0.45)
配偶者年収	spincome	-0.002 (-2.70)**	-0.006 (-6.07)**	-0.004 (-4.05)**	-0.005 (-5.57)**	-0.001 (-3.69)**	-0.001 (-3.97)**	0.000 (2.46)*	0.000 (2.28)*
介護ダミー	careadm	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
6歳以下の 子供の人数	child06	-2.053 (-2.32)	-0.647 (-0.71)	-2.208 (-2.49)*	-0.192 (-0.20)	0.222 (0.75)	0.014 (0.04)	0.007 (0.18)	0.012 (0.27)
世帯主 ダミー	hheadm	1.015 (1.60)	0.811 (1.29)	1.603 (2.45)*	0.350 (0.51)	-0.051 (-0.24)	0.093 (0.41)	-0.026 (-0.92)	-0.030 (-1.00)
既婚ダミー	marrydm	1.161 (1.51)	-3.396 (-3.22)**	-0.336 (-0.36)	-3.472 (-3.29)**	-0.931 (-3.64)**	-0.784 (-2.91)**	0.058 (1.72)	0.054 (1.53)
性別ダミー	gender	4.697 (7.23)**	1.940 (2.48)*	2.985 (3.54)**	2.458 (2.93)**	-0.366 (-1.68)	0.137 (0.41)	0.052 (1.81)	0.036 (0.80)
地区規模 1-3大都市	city1	-1.910 (-2.94)**	-1.876 (-2.91)**	-1.533 (-2.32)*	-2.130 (-3.22)**	-0.100 (-0.46)	-0.276 (-1.15)	-0.009 (-0.32)	-0.005 (-0.16)
地区規模 十万人以上	city2	-1.509 (-2.90)**	-1.035 (-1.98)*	-1.098 (-2.05)*	-1.205 (-2.27)*	0.065 (0.37)	-0.096 (-0.49)	-0.013 (-0.55)	-0.009 (-0.33)
地区規模 十万人以下	city3	-0.862 (-1.45)	-1.227 (-2.07)*	-0.242 (-0.39)	-1.752 (-2.63)**	-0.095 (-0.48)	-0.176 (-0.85)	-0.022 (-0.82)	-0.020 (-0.74)
定数	Constant	11.749 (4.60)**	41.220 (7.99)**	-5.868 (-1.15)	60.784 (4.90)**	7.562 (8.88)**	7.109 (5.52)**	0.543 (4.84)**	0.633 (3.74)**
サンプル数	Observations	1515	1515	1515	1515	1515	1515	1515	1515
F値	F value	15.24	16.98	15.34	27.56	4.39	3.85	2.29	1.95
自由度 調整済 R2	Adjusted R2	0.19	0.20	0.19	0.29	0.05	0.04	0.02	0.01

注:カッコ内はt値。\*:有意水準は5%。\*\*:有意水準は1%。

資料:表5-1と同じ。

表5-4 回帰分析(50歳\_64歳)

変数	variables	wkday				GHQ		health	
		OLS	2SLS (1)	2SLS (2)	2SLS (3)	OLS	2SLS	OLS	2SLS
健康指標	GHQ	-0.131 (-1.65)	-2.017 (-1.68)	---	-4.267 (-2.15)*	---	---	---	---
健康ダミー	health	2.774 (5.35)**	---	7.152 (0.46)	-36.391 (-1.43)	---	---	---	---
労働日数	wkday	---	---	---	---	-0.065 (-2.69)**	0.112 (1.55)	0.010 (2.62)**	-0.019 (-1.72)
労働日数 2乗	wkday2	---	---	---	---	0.002 (2.09)*	-0.002 (-1.07)	-0.000 (-1.27)	0.000 (1.36)
求人倍率	kyujin98	4.286 (1.82)	4.530 (1.89)*	4.731 (1.62)	1.167 (0.35)	0.572 (0.89)	0.331 (0.50)	-0.145 (-1.48)	-0.102 (-1.01)
失業率	unemp98	0.125 (0.37)	-0.071 (-0.20)	0.264 (0.46)	-1.300 (-1.40)	-0.058 (-0.62)	-0.066 (-0.71)	-0.030 (-2.09)*	-0.029 (-2.00)
教育年数	eduyr	0.019 (0.37)	-0.025 (-0.43)	0.025 (0.48)	-0.102 (-1.29)	-0.037 (-2.79)**	-0.039 (-2.93)**	0.001 (0.60)	0.001 (0.73)
勤務年数	jobyr	-0.033 (-1.97)*	-0.043 (-2.33)*	-0.035 (-1.69)	-0.028 (-1.34)	-0.006 (-1.44)	-0.005 (-1.11)	0.001 (1.34)	0.001 (0.92)
最初の仕事 従業員	frjobtype1	---	---	---	---	-0.153 (-0.64)	-0.900 (-2.08)*	-0.019 (-0.52)	0.117 (1.75)
パート	frjobtype2	---	---	---	---	0.0924 (0.31)	-0.494 (-1.20)	-0.017 (-0.37)	0.090 (1.41)
自営者	frjobtype45	---	---	---	---	0.242 (0.87)	-0.612 (-1.15)	-0.056 (-1.31)	0.103 (1.27)
現在の仕事 パート	pjobtype2	0.691 (1.09)	0.945 (1.42)	0.749 (1.07)	0.651 (0.93)	0.208 (1.21)	0.171 (0.98)	-0.026 (-0.98)	-0.018 (-0.68)
仕事の内容 専門技術	pjobcon1	2.398 (2.54)*	1.897 (1.87)	2.352 (2.36)*	1.939 (1.91)	---	---	---	---
管理	pjobcon2	3.085 (3.06)**	2.446 (2.09)*	2.719 (1.49)	4.937 (2.35)*	---	---	---	---
事務営業	pjobcon3	1.878 (2.23)*	1.816 (2.13)*	1.763 (1.84)	2.685 (2.56)**	---	---	---	---
販売	pjobcon4	5.827 (7.38)**	6.292 (7.30)**	5.882 (6.86)**	6.160 (7.10)**	---	---	---	---
労務作業	pjobcon5	2.542 (3.28)**	3.171 (3.53)**	2.607 (2.97)**	3.063 (3.39)**	---	---	---	---
従業員数 10人以下	compsize1	0.192 (0.31)	0.272 (0.44)	0.189 (0.31)	0.346 (0.56)	0.018 (0.11)	0.006 (0.04)	0.002 (0.09)	0.005 (0.19)
10-99人	compsize2	0.880 (1.50)	0.435 (0.65)	0.834 (1.27)	0.512 (0.76)	-0.272 (-1.71)	-0.319 (-1.96)	0.016 (0.67)	0.025 (1.00)
100-299人	compsize3	1.521 (1.89)	0.869 (0.95)	1.528 (1.86)	0.393 (0.40)	-0.394 (-1.80)	-0.488 (-2.16)*	0.006 (0.18)	0.023 (0.66)
300-499人	compsize4	0.669 (0.58)	0.198 (0.17)	0.916 (0.65)	-2.057 (-1.04)	-0.149 (-0.47)	-0.196 (-0.62)	-0.054 (-1.12)	-0.048 (-0.99)
500-999人	compsize5	0.345 (0.32)	0.113 (0.10)	0.147 (0.11)	1.529 (1.02)	-0.173 (-0.59)	-0.222 (-0.75)	0.044 (0.97)	0.051 (1.12)
配偶者年収	spincome	-0.001 (-0.92)	-0.001 (-1.61)	-0.001 (-0.66)	-0.001 (-0.61)	-0.001 (-4.40)**	-0.001 (-3.93)**	0.000 (3.03)**	0.000 (2.50)*
介護ダミー	careadm	-4.373 (-10.42)**	-4.617 (-10.66)**	-4.218 (-6.37)**	-5.998 (-5.67)**	-0.226 (-1.92)	0.091 (0.42)	-0.005 (-0.26)	-0.062 (-1.84)
6歳以下の 子供の人数	child06	-5.911 (-1.40)	-3.916 (-0.89)	-6.431 (-1.44)	1.478 (0.26)	0.404 (0.35)	0.852 (0.73)	0.149 (0.85)	0.075 (0.42)
世帯主 ダミー	hheaddm	2.467 (3.37)**	1.496 (1.57)	2.564 (3.44)**	0.106 (0.08)	-0.483 (-2.43)	-0.658 (-2.90)**	-0.018 (-0.60)	0.014 (0.41)
既婚ダミー	marrydm	2.020 (1.73)	1.624 (1.31)	1.751 (1.09)	3.505 (1.94)	-0.239 (-0.75)	-0.423 (-1.27)	0.053 (1.10)	0.084 (1.64)
性別ダミー	gender	4.708 (6.62)**	5.276 (6.74)**	4.560 (5.56)**	6.807 (5.13)**	0.291 (1.53)	0.105 (0.46)	0.017 (0.60)	0.051 (1.45)
地区規模 13大都市	city1	-1.642 (-2.48)**	-1.850 (-2.72)**	-1.627 (-2.43)*	-2.097 (-2.98)**	-0.136 (-0.76)	-0.090 (-0.49)	0.010 (0.37)	0.000 (0.01)
地区規模 十万人以上	city2	-1.122 (-2.13)*	-1.390 (-2.46)*	-1.155 (-2.05)*	-1.295 (-2.28)*	-0.147 (-1.03)	-0.128 (-0.89)	0.016 (0.73)	0.012 (0.54)
地区規模 十万人以下	city3	-0.720 (-1.20)	-1.002 (-1.57)	-0.760 (-1.18)	-0.865 (-1.34)	-0.172 (-1.06)	-0.170 (-1.04)	0.017 (0.68)	0.017 (0.66)
定数	Constant	4.939 (1.84)**	17.132 (2.54)*	0.411 (0.03)	60.768 (1.94)	5.672 (7.94)**	5.310 (6.95)**	0.821 (7.51)**	0.894 (7.61)**
サンプル数	Observations	2303	2303	2303	2303	2303	2303	2303	2303
F値	F value	22.18	21.33	21.21	20.60	3.46	3.05	2.92	1.54
自由度 調整済 R2	Adjusted R2	0.19	0.18	0.18	0.18	0.03	0.02	0.02	0.01

注:カッコ内はt値。\*:有意水準は5%。\*\*:有意水準は1%。

資料:表5-1と同じ。