

図3 育児休業期間の延長と出生児数

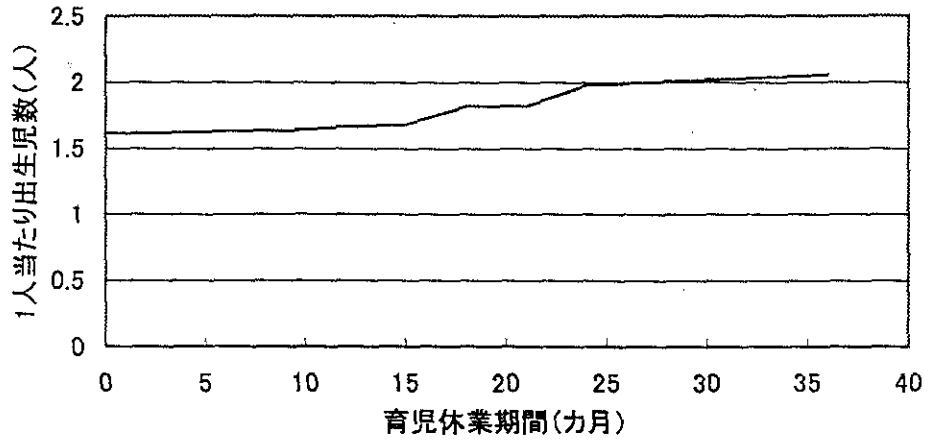


図4 育児休業期間と出生児数の増加

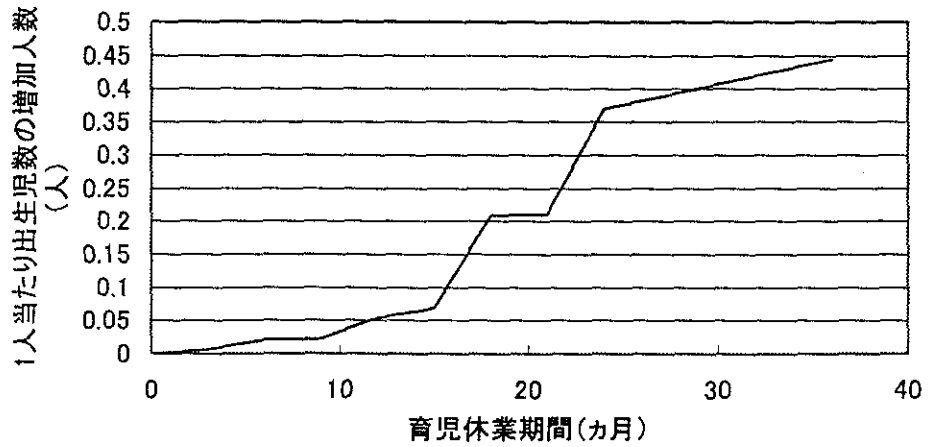


図5 出産時の一時金と出生児数

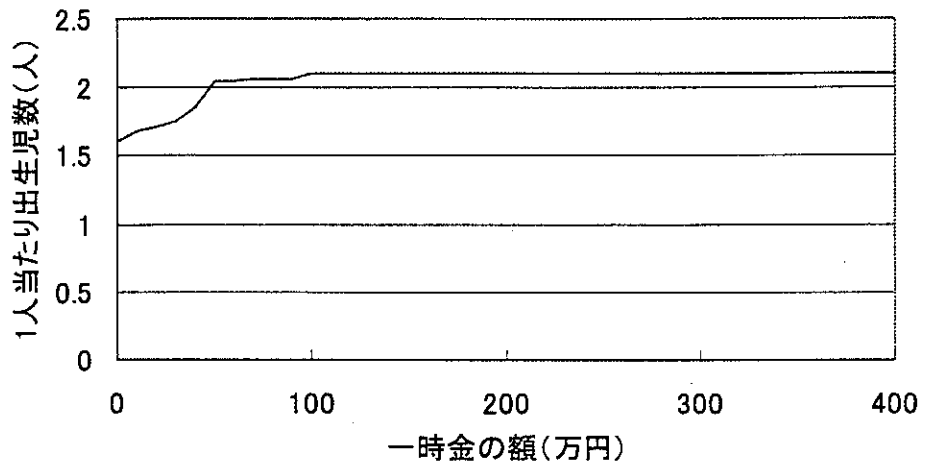


図6 出産時の一時金と出生児数の増加

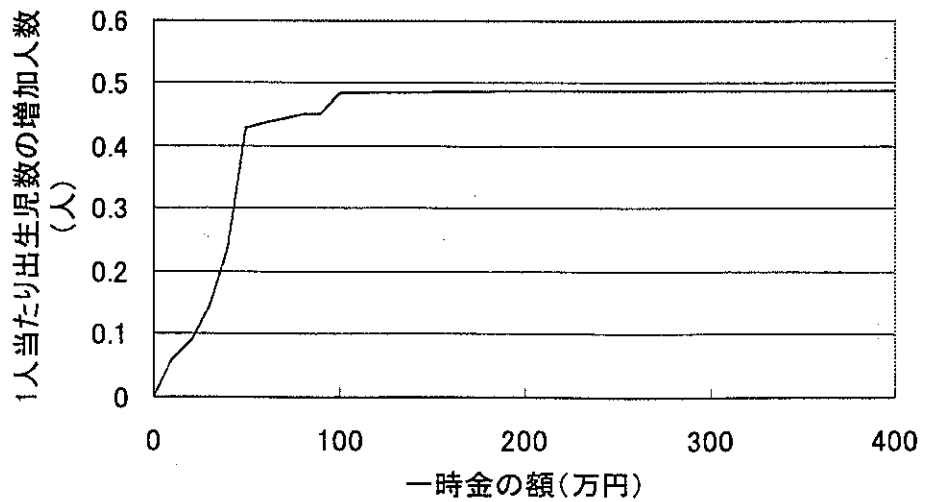


図7 保育料の軽減と出生児数

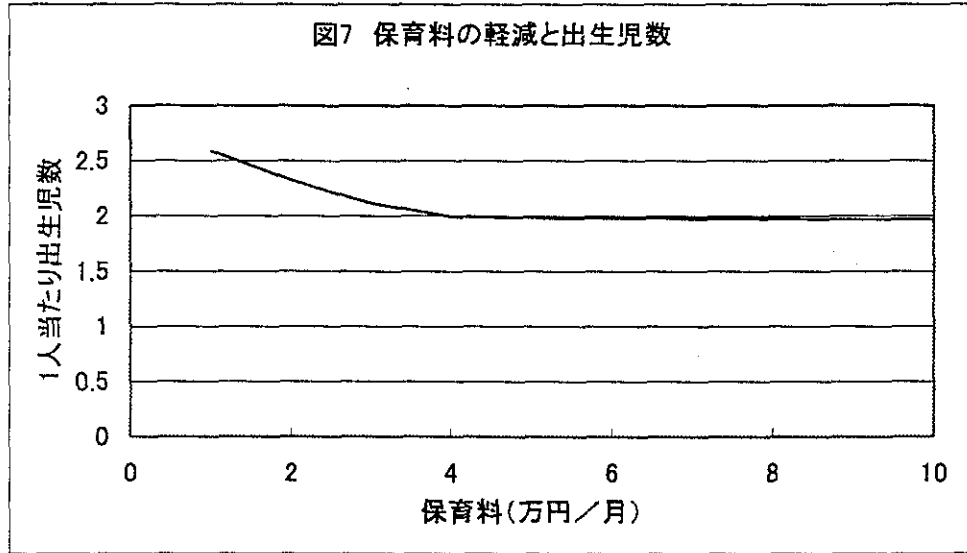
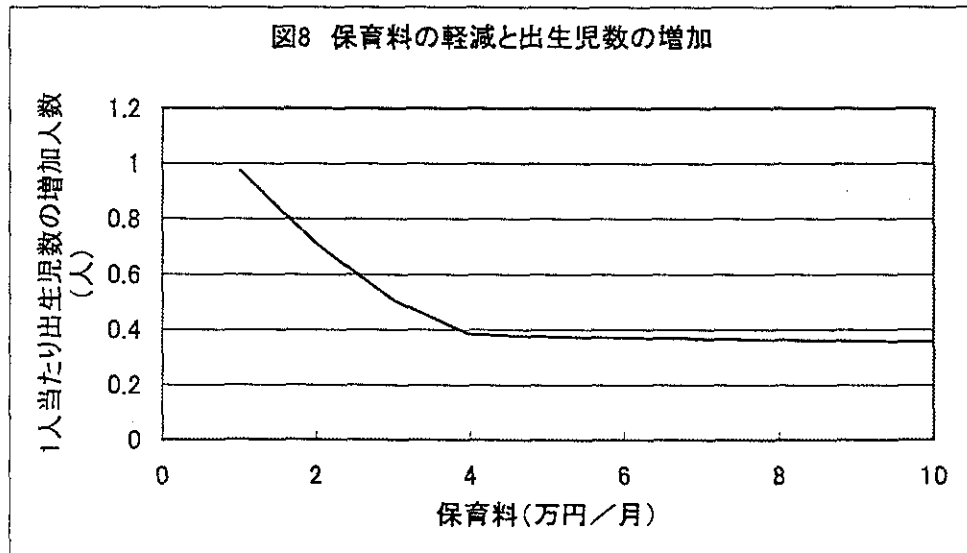


図8 保育料の軽減と出生児数の増加



厚生科学研究費補助金（政策研究推進研究事業）

分担報告書

家族形成の構造変化と社会保障の家計行動の影響に関する研究

親の時間配分行動と子供の健康資本に関する研究

分担研究者 山内 太 京都大学経済研究所

研究要約 本研究では、親の時間配分行動が与える子供の健康状態（傷病数・自覚症状数）への影響を実証分析している。両親家計では夫婦間の分業が行われるため、父親・母親それぞれの市場労働供給が子供の健康状態へ与える個別の限界効果は有意に識別できないものの、片親家計の親の市場労働供給は有意に子供の健康度を減少させることが判明した。また、子供の健康賦存がもたらす親の市場労働供給への影響を調べた結果、子供の健康賦存が低いときには、母親の労働供給が減少し育児労働を増加させることが分かった。すなわち、母親の時間配分行動を通じて、家計内の健康度の平等化が行われていると判断できる。

A. 研究目的

本稿では、親の時間配分行動と子供の健康資本形成との関係を、日本の家計データを用いて実証的に分析する<sup>#</sup>。特に、市場労働と家内育児労働との間での親の時間配分が、いかに子供の健康資本に影響しているか、その逆に子供の健康賦存（health endowment）が親の市場労働供給や夫婦間の分業を決定しているかを分析する。

人的資本を構成する要素の1つに健康であることがあげられるが、特に子供のうちに健康に育つか否かは、教育投資の効果やその収益、さらには職業・結婚選択の幅などに大きな影響を与える。子供が育つ上で基本的な環境を提供するのが家族であり、したがって家計内の財の分配や親の時間配分行動は子供の

成育環境を決定的に規定する。<sup>1</sup> 本稿の分析対象は、親の市場労働・家内育児労働に関する時間配分行動と夫婦間の分業とである。これらは育児労働を通じて子供の健康状態へ影響すると同時に、子供の健康賦存は親の労働供給行動へ影響を与える。ここでの実証分析では、市場への労働供給による家内・育児労働の減少が子供の健康資本を減少させるのか、その程度は父親・母親で異なるか、さらには親の時間配分行動は健康度格差を平等化する役割を果たしているのか、という問題に答える。

人的資本なる概念が生まれた当初から健康状態もその構成要素であることは認識されていたが（Gary Becker, 1964, (pp.54-55,

---

<sup>1</sup> 最近の集合的（collective）意思決定主体としての家計と家計内財配分との関係のサーベイとしては、Behrman(1997)や Bergstrom(1997)を参照されたい。

3rd Edition ))、本格的な実証研究は 80 年代に入って始まる (代表例は M.Grossman = T.Joyce, 1990; Andrew Foster, 1995; Rosenzweig = Paul Schultz, 1987; Rosenzweig = Wolpin, 1995; など)。その多くは、親の経済行動や賦存 (endowment) が子供の体重・身長などの (その意味で anthropometric) 計測可能な健康状態へいかに影響するかを分析したものであった。

本稿の実証分析では、使用するデータの利点を活かし (同時に、その性質に強く制約されて)、ある時点での子供の傷病数と自覚症状数とを健康指標として用いる。傷病数は体重・身長などと同様にストック概念と考えられるが、親からの遺伝的要因や乳児期の生育環境などが影響することから、子供と親の健康賦存がより重要である。同時に、インフルエンザの流行や花粉症などの季節性・確率的要因の大きさも無視できない。

また、もう一方の指標である自覚症状数は主観的であり、観察誤差が存在する。これら指標特有の問題点はあるものの、体重・身長が消費水準・栄養摂取量によって決定されるのに対し、傷病には家内・育児労働による子供への世話が重要と考えられることから、親の時間配分行動と子供の健康状態との相互依存関係を識別する本稿の目的にてらして相応しい指標と考え、これらを使用することとした。

しかし、この課題に実証的に接近するにはいくつかの問題が存在する。まず、両親がいる場合、市場労働と家内 (育児) 労働とに関する夫婦間分業が可能なゆえに、たとえば父親の労働供給増大は母親の家内労働を増大させる可能性がある。よって、父親の育児労働の減少が子供の健康資本形成に与える単独の

影響を識別するには困難を伴う。ただし、この実証的確定が容易なのは片親家計で親子のみが同居しているケースである。また、ほとんどの場合、離別や死別によって片親家計となることは子供にとって外生的な事象である<sup>2</sup>。従って、この準自然発生・実験的 (quasi-natural experimental) 標本デザインを活用することにより、親の市場労働供給による育児労働時間減少の子供の健康資本形成への影響を実証的に識別できる<sup>3</sup>。

さらなる問題として、親の労働供給行動は彼女(彼)らの健康賦存と相関し、健康賦存が親から子へ部分的に遺伝するならば、健康資本生産関数の固定効果として現れる子供の健康賦存と親の労働供給行動とは相関を持つ可能性が高い。また、もし子供の健康賦存が高いことで育児労働の限界生産性が低下して、市場賃金が一定の下でも親の市場労働供給を促すならば、両者の間に正の相関が発生する可能性が存在する。いずれの場合でも、親の時間配分行動に関する内生性の問題は、操作変数を適切に選び解決されなければならない。

ここで実証分析で明らかとなったことを簡単に要約する。第 1 に、母子家計の世帯主 (母親) の市場労働供給は子供の健康状態を悪化

---

<sup>2</sup> 親から子への健康賦存の遺伝によって親子間で健康賦存の相関があり、なおかつ親の健康賦存が理由で離婚した場合には、外生性の条件は成り立たない。ただし、子供がいる家計を分析対象にしているため、夫婦いずれかの責任で子供が出来ないことによる (その意味で健康賦存が理由の) 離婚は除外できる。したがって、育児をする段階に至ってからの、健康賦存が理由の離婚は非常に少ないと仮定できよう。

<sup>3</sup> このことは双子サンプルを含めることで、子供数の増大による子供一人当たりの教育投資量減少を実証的に識別できることに類似する (例えば Rosenzweig=Wolpin, 1980)。

させる（傷病数を増やす）。しかし、両親家計では夫婦間の分業があるため、効果を明確には識別できない。

第2に、子供の健康資本生産関数の残差として推定されるノイズを含む「健康賦存」と、年齢などの人口学的要因によって変化する健康状態とが与える親の労働供給行動への影響を調べた結果、子供の健康賦存が低いとき、父親の市場労働供給は変化しないが、母親の市場労働供給は減少することが確認された。すなわち、子供がより不健康なとき、この意味で夫婦間の分業は強化され、母親が家内・育児労働へ特化する。また、父親の市場労働供給は、年齢や家族構成などによって決定される子供の健康度の変化に対しては反応し、それとは対照的に、母親の労働供給は健康賦存に対してより反応することが分かった。

以上の結果から、夫婦間の分業を決定している要因として子供の健康度が重要であり、特に母親の時間配分行動は家計内で健康状態を平等化する役割を果たしている。子供の健康賦存が低いときに母親（配偶者）が家内育児労働へ特化することは、労働市場で提供される賃金率（の代理変数）の影響をコントロールした上でも有意であり、その意味で家内育児労働の効率性に男女差があることによるのかもしれない。<sup>4</sup>

---

<sup>4</sup> 所得が家計内で完全にプールされていない可能性については最近の実証研究で明らかとなっている（McElroy,1990;Schultz,1990）。とりわけ子供への投資に関しては、母親の（可処分）所得増大の効果が父親のそれよりも大きいことが確認されている。例えば、Bangladeshにおける男女別の信用提供（loan）において、母親への信用提供が子供の教育投資へ結びつくことが確認されている（Pitt=Khandker,1998）。本稿では、子供の健康管理という育児労働においても母親の家

片親家計への所得保障が従来から政策的に議論されてきたのに対し、子供の健康資本の形成という次世代への影響はあまり注目されてこなかった。この点に関して本稿で示唆されることは、片親家計になることで家内育児労働が減少し子供の健康資本形成が遅れ、従来思われていたよりもより長期的な負の生産性効果が存在しえるという点である。両親家計の場合には、母親（配偶者）の時間配分行動が健康状態の家計内平等化を促すよう調整されるので、以上の負の生産性効果はより小さいと考えられる。

## B. 研究方法

ここでは実証研究の枠組みを設定し、次に実証方法を明確にする。

### 1. モデル

家計は両親と子供で構成され、父親と母親の効用の加重値を $\theta$ とした加重平均を最大化する。

$$V = \theta^m U_m + \theta^f U_f$$

ここで、 $m$ は母親、 $f$ は父親を表す。

$U_k = U(c^k, h)$ は各々の効用関数で、 $c$ は消費、 $l$ は余暇、 $h$ は家族構成員の健康のベクトルを表す。消費と時間配分は以下の制約に従う。

---

内労働時間の価値が父親のそれよりも高いことが示唆される。

$$c^m + c^f + \sum_{i=1}^n c_c^i \leq w^m t_w^m + w^f t_w^f + y$$

$$t_c^k + t_w^k \leq T$$

ここで  $n$  人の子供がいることを仮定し、 $n$  は外生的とする。 $w^k$  は外生的に市場で提供される賃金率、 $t_w^k$  は市場労働時間、 $t_c^k$  は育児時間、 $T$  は時間賦存をそれぞれ表す。父親・母親の育児時間は、その実質的な効率が父親・母親で異なる可能性がある。

そこで、健康資本は以下の生産関数によって規定される。

$$[2.1] \quad h_c^i = h(c_c^i, t_c^m, t_c^f, \mu_c^i)$$

$$[2.2] \quad h^k = h(c^k, \mu^k)$$

$h_c$  は子供の健康資本を表し、消費と育児労働投入との関数であり、 $h_c > 0, h_t > 0, h_n < 0$  を仮定する。また  $\mu$  は健康賦存を表す。

親の健康資本は消費の関数とする。ここで  $\frac{\partial h_c^i}{\partial t_c^k} \rightarrow +\infty$  as  $e_c \rightarrow 0$ ;  $\frac{\partial h_c^i}{\partial t_c^k} \rightarrow 0$  as

$t_c^k \rightarrow T$  を仮定する。健康賦存は親から子へ部分的に遺伝することを仮定し、父親・母親それぞれの影響度は等しいとする。

$$[2.3] \quad \mu_c^i = \rho \left( \frac{\mu^m + \mu^f}{2} \right) + \phi_i$$

ここで  $\rho$  は遺伝の度合いを決定するパラメーターで、 $\phi$  は遺伝の際の恒久的確率的ショック

クである。

以上の設定より、内点解を仮定し、一階の条件は次のようになる。 $k = m, f$

$$\theta^k [U_{k,ck} + U_{k,hk} h_{ck}^k] - \lambda^c = 0$$

$$\lambda^c w^k - \lambda^k = 0$$

$$\left[ \theta^m \frac{\partial U_m}{\partial h_c^i} + \theta^f \frac{\partial U_f}{\partial h_c^i} \right] \frac{\partial h_c^i}{\partial t_c^k} - \lambda^k = 0$$

$$\left[ \theta^m \frac{\partial U_m}{\partial h_c^i} + \theta^f \frac{\partial U_f}{\partial h_c^i} \right] \frac{\partial h_c^i}{\partial c_c^i} - \lambda^c = 0$$

ここで  $\lambda^k$  は  $k$  の時間制約のラグランジュ乗数、 $\lambda^c$  は家計の消費制約のラグランジュ乗数

である。以上から、時間配分に関して

$$\frac{w^f}{w^m} = \frac{\frac{\partial h_c^i}{\partial t_c^f}}{\frac{\partial h_c^i}{\partial t_c^m}} \quad \text{が成立し、母親・父親賃金比率}$$

に応じて連続的に時間配分が変化する。すなわち、父親の市場賃金率が相対的に大きいときには、父親が市場労働を増やし、母親は家内育児労働を増やす。片親家計の場合は  $\theta^k = 1$  に対応し、この場合、通常の一主体による時間配分問題になる。

また、一般に賃金が上昇すると、時間の再配分と消費の増加とが発生する。(i) 両親家計では、代替効果が所得効果を上回るとき、個人の時間再配分によって子供の世話をする時間は短縮するが、夫婦間で子供の世話に関して代替が起こるので、子供の健康資本への影響は軽減される。(ii) 片親家計の場合には、代替効果が所得効果を上回るとき、市場賃金

の上昇は育児時間の減少をもたらし、子供の健康資本への（消費の変化による影響を無視した）限界効果は負となる。すなわち、親の市場労働時間が増大したときの子供の健康資本への負の影響は、消費の影響を制御したとき、片親家計でより大きいことが分かる。

子供の健康賦存  $\mu_c^i$  の個人間格差を、親の時間配分がより増強 (reinforcement) するのか、もしくは補完 (compensation) するのかは、事後的な家計内の健康状態分布を解明する上で重要である。もし育児労働と子供の健康賦存とが代替的な関係ならば、子供が健康でないならば、育児投資を増やして市場労働時間を減らす。この場合、親の市場労働時間が減ることで、家計は親子間の健康度不平等に対して回避的に行動する。もし育児時間と健康賦存との補完性が強ければ、逆に、育児時間を減らし、親子間の健康度不平等を増幅する。すなわち、 $\frac{\partial^2 h_c^i}{\partial t_c \partial \mu_c^i} < 0$  ならば、健康賦存と育児労働とが代替的であり親の時間配分行動は家計内の健康状態平等化を促進する。または、 $\frac{\partial^2 h_c^i}{\partial t_c \partial \mu_c^i} > 0$  ならば、健康賦存と育児労働とが補完的であり、親の時間配分は家計内の健康状態不平等化をもたらす。次に、以上の諸点を検証する具体的な実証方法を論ずる。

## 2. 実証方法

子供の健康資本生産関数を市場労働時間と消費水準とで以下のように線形化する。両親家計の場合、

$$[3.1]$$

$$h_c^i = \beta_0 + \beta_f^{no} t_w^f + \beta_m^{no} t_w^m + \beta_3 c + X\gamma + \frac{\rho}{2} (\mu^f + \mu^m) + \phi_i + \eta + \varepsilon_c^i$$

ここで、 $c$  は均等化済み消費額、 $\eta$  は地域固定効果、 $\varepsilon$  は iid 確率項である。父親・母親の市場労働時間の個別限界効果は、夫婦間分業による時間再配分があるがゆえに、識別することは難しい。また、一般に

$$[3.2a] \quad E[t_w^k \mu^{k'}] \neq 0 \quad k, k' = f, m.$$

$$[3.2b] \quad E[t_w^k \phi] \neq 0$$

$$[3.2c] \quad E[t_w^k \varepsilon] \neq 0$$

$$[3.2d] \quad E[c \mu^k] \neq 0$$

地域労働市場で賃金分布が決定されると仮定すると、ありうる地域固定効果  $\eta$  と  $t_w^k$  との相関は地域労働市場での賃金率（分布）を通じたものと考えることができる。

市場労働時間に関する操作変数の選択について特に深刻な問題となるのは、後述するデータでは地域内価格、とくに賃金率（分布）が一切調査されていないことである。使用するデータでは、県や政令指定都市の中の地区をランダム抽出し、その中の全（国勢調査）単位区を調査対象とし単位区内の家計が全数調査されている。この調査方法を活用した解決法としては、世帯主と配偶者とのそれぞれの市場労働時間の地区レベルでの地域内平均を賃金率の代わりに操作変数として用いることが考えられる。ここで賃金率が地域平均賃金率と個別ショックとの和と表されれば



$$(w_j^k = w_R^k + \omega_j^k),$$

$$[3.3] \quad \bar{t}_w^{-ki} = \frac{1}{N_R} \sum_{j \neq i} t_{w,j}^k (w_j^k, w_j^k \mu_j, y_j)$$

は、 $\mu_j$  と  $y_j$  から  $\bar{t}_w^{-ki}$  と  $t_w^{ki}$  の相関への影響は漸近的には無視しえる。ちなみに、 $t_{w,j}^k$  が 1 (市場労働あり) または 0 (市場労働なし) をとる場合、地域内平均は市場に労働供給する確率となる。内生変数の地域内平均を用いることで、地域内の平均賃金率を代表することができ、個人特殊な賃金ショックの影響を最小化することができる。しかし、健康賦存もしくは健康ショックの地域内相関 (地域固定効果) が存在する場合、操作変数の地域内市場労働時間平均は前者と相関をもつが、居住区選択は個別家計の健康賦存と相関がないとの仮定をおくことで、政令指定都市ダミー変数で地域固定効果を推定し、操作変数リストにも含める。

また、地域固定効果の影響を取り除く推定方法としては、全ての変数について単位区内平均からの乖離を用いることであるが、この場合、操作変数の選択が困難を極めるので、上記の仮定の下で都市ダミー変数を用いることにする。

片親家計 (父子、母子家庭) の場合には、線形化された子供の健康資本生産関数は

[3.4a]

$$h_c^i = \beta_0 + \beta_f^{one} t_w^f + \beta_3 c + X\gamma + \frac{\rho}{2} (\mu^f + \mu^m) + \phi_i + \eta + \varepsilon_c^i$$

[3.4b]

$$h_c^i = \beta_0 + \beta_m^{one} t_w^m + \beta_3 c + X\gamma + \frac{\rho}{2} (\mu^f + \mu^m) + \phi_i + \eta + \varepsilon_c^i$$

となり、賃金変化は代替効果と所得効果とを通じて市場労働時間を変化させるが、夫婦間の時間再配分効果と配偶者賃金からの夫婦間のクロス効果は存在しない。我々の仮説は、

$\beta_k^{one} < \beta_k^{two}$  と表せる。ただし、両親家計の場合でも、実際には市場労働・育児労働とに完全特化が起こっていれば、一方の市場労働時間は観察されない (多くの場合には、母親の市場労働時間が観察されない)。また育児労働の効率性に男女間で差がある場合には、

$$\beta_f^{one} \neq \beta_m^{one} \text{ となる。}$$

以上の議論では、片親家計となることは子供にとって外生的であることを前提にしている。一般には、片親家計の標本選別問題は存在するであろうが、片親になった理由と子供の健康賦存とは大方無関係であろう。事故などによる死別の場合には外生的と考えられるが、離婚もほとんどの場合夫婦間の問題で発生する。子供の存在が離婚確率を下げる可能性は大いにあるが、定義上、子供の出生は離婚前に起こり、子供を持つ家計のみに分析を限定することでこの点は問題とならない。

1つの可能性は、健康賦存の親から子への遺伝 (相関) が存在し、なおかつ離婚・死別確率が親自身の健康賦存と相関をもつ場合に、離婚・死別による片親家計に属す子供の健康賦存がある特性を持つケースである。これに該当するのは、不健康な子供の出産に起因する離婚や、病弱な親の下に生まれ親が病死し

たケースである。しかし、残念ながら、死別・離婚の具体的な理由がここで使用するデータでは不明なために、健康賦存との関係を特定化することは不可能である。

これ以外の可能性としては、未婚の母親による子供の出生である。後に使用するサンプルの母子家計の約6%がこれに該当する。この場合、母親の（健康賦存を含む）属性と母子家計であることが、何らかの相関を持っている可能性もあるが、その存在を事前に仮定する理由に欠けることや、母子家計に占める比率が低いことにより、この点も以下の分析では無視する。

子供の健康賦存  $\mu_c^i$  の大小に対して、親の時間配分が健康度をより増強 (reinforcement)・補完 (compensation) するのについて以下の分析では健康生産関数の残差を用いて検証する。また、子供の年齢などの人口学的に外生的に決定される健康状態に対する親の時間配分行動の変化も、健康生産関数の該当部分を用いて検証することが出来る。

最後に、複数の子供がいる場合でも、決定要因はあくまでも家計経済環境（親の労働供給と一人当たり消費）なので、子供の間の違いは遺伝確率項と健康ショックだけとなるので、実際の推定では子供の健康指標の家計内平均値を被説明変数とする。また、複数の子供がいる場合、親にとって育児を学習

(learning by doing) する機会が増えるので家内（育児）労働の効率性が高くなる可能性がある。この分析で対象とするのは、子供の累積的な異時点間の健康資本変化ではなく、ある時点での健康状態であることから、仮に学習の効果があつたとしても、その効率性改

善は全ての子供に対して等しく影響すると考えるのが自然であろう。よって、健康指標の子供間平均値を用いて問題はない。母子家計ダミー変数を  $m$  で表せば、最終的な推定式は家計内平均を用いた

[3.5.1]

$$\bar{h}_c = \beta_0 + \beta^{hd} t_w^{hd} + \beta^{mhd} m * t_w^{hd} + \beta^{sps} t_w^{sps} + X\gamma + \beta_3 c + \frac{\rho}{2} (\mu^f + \mu^m) + \bar{\phi} + \eta + \bar{\varepsilon}$$

と、個人を用いた

[3.5.2]

$$h_c = \beta_0 + \beta^{hd} t_w^{hd} + \beta^{mhd} m * t_w^{hd} + \beta^{sps} t_w^{sps} + X\gamma + \beta_3 c + \frac{\rho}{2} (\mu^f + \mu^m) + \phi + \eta + \varepsilon$$

とを用いる。

### 3. データ

本稿で使用する家計データは厚生省「国民生活基礎調査」の1995年調査分である。このデータは健康票と所得・貯蓄票との2種類の調査から構成されており、前者が家計構成員の健康状態を詳細に調べたものであるのに対して、後者は家計構成員の項目別収入・貯蓄状況を調査したものである。所得・貯蓄票の標本規模は健康票のその約5分の1の大きさである。

本稿では12政令指定都市のサンプルを用いる<sup>5</sup>。対象の都市は、東京、札幌、仙台、千葉、川崎、横浜、名古屋、京都、大阪、広島、北九州、福岡である。それぞれの都市内で複

<sup>5</sup> 1995年調査では神戸市が調査されていない。

数の地区が定義され、調査地区が抽出され、その地区内の国勢調査単位区・全家計が調査されている。本稿では子供を16歳未満の男女と定義し、子供のいる家計を分析対象にする。

健康指標として使用するものは傷病数と自覚症状数である。健康票では、傷病とは45項目の病名に該当することであり<sup>6</sup>、自覚症状には44項目の症状がある<sup>7</sup>。両者とも項目数の多さから、非常に広範囲の症状・病気に対応していることが分かる。異なる傷病・自覚症状に対して何らかのウエイトを設けて加重することで総合的な不健康度を表すことも出来るが、ウエイトの決め方に恣意性が入ることから、ここでは単純に傷病数・自覚症状数を用いる。図1.1では家計内子供平均の分布、図1.2では個人の分布が示してある。どちらの指標でもゼロが最も頻度が高く、傷病数・自覚症状数が多くなるほど頻度が下がることが共通している。

<sup>6</sup> 高血圧症、低血圧症、脳卒中、狭心症等、循環系他、かぜ、気管支炎、喘息、呼吸器系他、急性腸炎、胃炎、かいよう、肝炎等、胆石症等、消化系他、虫歯、歯肉炎等、歯その他、精神病、神経症、自律神経、うつ状態、目の病気、耳の病気、鼻炎、鼻その他、皮膚の病、肝臓の病、膀胱炎、前立腺病、ひ尿系他、骨折、やけど等、糖尿病、甲状腺、痛風、腰痛症等、リウマチ、神経痛、骨粗症、血液の病、がん、妊娠等、婦人の病、その他が含まれる

<sup>7</sup> 熱がある、だるい、眠れない、頭痛、めまい、動が悪い、しびれ、目やに等、目かすみ、耳が痛い、耳なり、歯が痛い、歯茎出血、鼻つまり、鼻汁出る、のど痛い、せきでる、たんでる、ゼイゼイ、動悸、息切れ、前胸部痛、吐き気、下痢、便秘、むねやけ、胃もたれ、食欲不振、腹・胃痛、痔の痛み、皮膚発疹、かゆみ、尿痛等、頻尿、尿失禁、つわり、月経不順、おりもの、切り傷等、ねんご等、肩こり、腰痛、関節痛、その他が含まれる。

図 1.1 挿入

図 1.2 挿入

労働供給に関しては、健康票で「仕事の有無」が各家計構成員に対して聞かれているので、これを世帯主・配偶者の市場労働時間（1または0）として、子供の健康資本生産関数の推定には健康票サンプルが使用できる。世帯主・配偶者の市場労働供給（1,0）の自己を除いた地区内平均が、賃金率と相関する労働供給確率であり、操作変数として使えることは前節で説明した。ここで自己を除かないで計算した地区内平均の夫婦間相関を見ることで、夫婦の労働供給を概観することが出来る（図2）。

図 2 挿入

図2から、配偶者の労働供給確率が世帯主のそれを超えることはないものの、世帯主の供給確率を所与にしたとき、配偶者の労働供給確率にバラツキ（地域差）があることが分かる。後の実証分析では、この労働供給のバラツキがいかにかに子供の健康資本形成に影響を与えるか、逆に、子供の健康資本が親の労働供給行動にいかにかに影響を与えているかを家計レベルで分析する。

親の市場労働時間と子供の健康賦存との相関を、操作変数によって消去することは一般に難しい。特に、子供の健康賦存のうち、遺伝を通じた親の健康賦存と労働時間との相関を消去することは困難である。このことから、職業分類のうち、健康でなければ従事できないと考えられる農林漁業従事家計をサンプルから除き、残ったサンプル（専門的・技術的職業、管理的職業、事務、販売、サービス、

保安、運輸・通信、技能工、採掘・製造・建設作業、その他)を用いる。そして、職種は賃金率を規定する要因なので、農林漁業以外の職種ダミー変数を市場労働時間の操作変数として用いる。このことは、個人にとって職種は固定的で、働くか否かのみを意思決定することを仮定している。また、自営業家計は、通常の市場労働供給とは異なり、家内育児労働との区분이不明確なので、サンプルから除外する。消費水準の操作変数として、資産水準を代表して家の室数・畳数、および一室当りの平均畳数を用いる。また、父子家計がわずかであることから、分析では父子家計をサンプルから除外する。また3世代家計は時間配分問題がより複雑になるので、ここでは親(両親・片親)と未婚の子供のみが同居する家計を対象とする。以上の選別を行った後の家計数は7615、子供数は12915となった。

#### (倫理面への配慮)

統計調査の個票を使用しているが、統計法を遵守し、個人情報秘匿されるように、個人が識別されるような集計はおこなっていない。

### C. 研究結果

表1は記述統計を示してある。

#### 表1挿入

子供の健康資本生産関数に関する推定結果は表2に示してある。表2.1では家計内平均を用い、表2.2では個人を用いている。

#### 表2.1挿入

#### 表2.2挿入

結果の解釈はD.考察にまわして、次に、表2.1の第2列(傷病数)と第4列(自覚症状数)とから残差を推定し、これを(ノイズを含む)健康賦存と解釈する。また、子供年齢、子供数、親平均年齢の限界効果を含ませたものを、人口学的に決定される健康状態と定義する。これらと親の労働供給行動との関係を見る。図3は、それぞれの健康賦存推定値の分布を示している。

#### 図3.1挿入

#### 図3.2挿入

健康賦存と人口学的健康状態から親の市場労働供給への影響を分析した結果は、表3と表4に示してある。

#### 表3挿入

#### 表4挿入

表3は傷病数決定式(表2・第2列)から、また表4は自覚症状数決定式(表2・第4列)から求められた健康賦存と人口学的健康状態とをそれぞれ用いている。

### D. 考察

表2.1の健康資本生産関数(1)では、傷病数を分析対象にした場合、操作変数を用いたケースでは内生変数の影響の絶対値はいずれも大きくなり、理論的想定と整合的な符号を示している。そこで注目すべきは、母子家計での世帯主(母親)の市場労働供給は子供の健

康状態を悪化させる（傷病数を増やす）ことである。両親家計の世帯主（父親）・配偶者（母親）の市場労働供給は、子供の健康状態へ影響を与えない。また、消費水準は有意に自覚症状数を減少させている。

年齢の効果は非線型で、傷病数・自覚症状数は6-7歳で最大値をとることは興味深い。さらに、子供数は平均的な健康状態に正の効果を持つことが分かる。家庭内での育児に関しての家計内学習効果によって規模の経済性が存在する可能性が示唆される。

表 2.2 の健康資本生産関数(2)での結果も、基本的に表 2.1 と同じく、根本的な差は観察されない。家計ランダム効果の分散は誤差項全体の分散の 27%（傷病数）と 38%（自覚症状数）であり、どちらの場合でも分散は有意にゼロから棄却される。また、操作変数を用いた場合でも、家計ランダム効果と操作変数との無相関の仮定のもとで、表 2.1 の推定値と大きな差は観察されない。

次に、表 3 を要約する。ここでは健康賦存の労働供給行動へ与える影響を夫婦間で比較することが出来る。配偶者（母親）の労働供給行動は子供の（不）健康賦存に負に反応するが、父親のそれは有意に反応しない。すなわち、子供が不健康であれば、母親が家内育児労働に特化する傾向がある。

他方、年齢や家族構成によって規定される人口学的（不）健康度を含めた場合、父親の労働供給行動はこの部分に対して正に反応することが分かる。この時でも、母親の労働供給行動の健康賦存への反応は依然有意に存在する。

次に、賃金分布の影響を制御するために地区内労働供給確率推定値（労働供給の自己を除く地区内平均）を含めたのが第 3 列・第 6 列である。この場合でも、以上の結論は変化

しない。また、世帯主・配偶者の労働供給はそれぞれの地域内労働供給確率に対し正に有意に反応していることから、賃金率の上昇に伴って労働供給を増やすことが示唆される。また、世帯主の賃金が上昇するとき、配偶者の労働供給は減少することも観察される。

以上の結果は、自覚症状数をもとにした表 4 では推定値の有意性は著しく低い。よって、親の時間配分行動は、子供の自覚症状にではなく、より客観的な傷病に反応していることが分かる。

子供の健康賦存が低いときには、母親が育児・家内労働へ特化することで子供の健康状態を補完し家計内で健康状態の平等化を促す役割を果たし、他方、年齢や家族構成によって決定される健康度が下がったときには、父親の市場で働く確率が高まる。

## E. 結論

親の市場労働供給行動は、育児労働の変化を通じて、子供の健康状態に影響をもつことが予想されるが、両親家計の場合には夫婦間の分業によって負の影響は減少される。推定結果では、世帯主・配偶者の市場労働供給それぞれの影響は有意に推計されなかった。母子家計の場合、市場労働と育児労働との代替関係があるため、世帯主（母親）の市場労働は育児労働を減少させ、子供の健康状態は悪化する。

健康賦存や、年齢要因などで決定される健康度の親の労働供給への影響を両親家計に限定してみると、世帯主・配偶者として対照的な行動が観察された。母親（配偶者）の労働供給行動は、主に健康賦存に反応し、賦存が低

いときには家内・育児労働へ特化することが分かった。この意味で、母親の時間配分行動は、健康賦存の格差を是正し家計内で健康度の平等化をはかっている。

それとは対照的に、父親（世帯主）の労働供給行動は、年齢などの要因によって決まる健康度の変化に反応する。子供の健康度が下がると、労働供給の確率が上昇し、所得を増大させる。さらに以上の結果は、家族の年齢構成や地域労働市場の賃金分布にも頑強であることが確認された。

よって、子供の健康度は、夫婦間の分業や時間配分行動にとって重要な決定要因であると考えられる。従来、女性の市場労働供給の分析では、夫の収入や留保賃金（効用）に注目してきたが、本稿では子供の健康賦存が留保賃金（効用）の決定要因であることが明らかとなった。

#### F. 研究発表

##### 1. 論文発表

複数の大学・研究会で報告予定

##### 2. 学会発表

2000年秋期日本経済学会で報告予定

#### G. 知的所有権の取得状況

なし

#### 参考文献

Becker, Gary, 1964, Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education, Chicago: University of Chicago Press.

Behrman, Jere, "Intrahousehold Distribution and the Family," Ch.4,

Rosenzweig and Stark, ed. Handbook of Population and Family Economics, Amsterdam: Elsevier Science.

Bergstrom, Theodore, 1997, "A Survey of Theories of the Family", Ch.1, Rosenzweig and Stark, ed. Handbook of Population and Family Economics, Amsterdam: Elsevier Science.

Grossman, Mecheal and Theodore Joyce, 1990, "Unobservables, Pregnancy Resolutions, and Birthweight Production Functions in New York City," Journal of Political Economy, 98:986 -1007.

Foster, Andrew, 1995, "Prices, Credit Markets and Child Growth in Low-income Rural Areas," Economic Journal, 105:551 -570.

McElroy, Marjorie, 1990, "The Empirical Content of Nash Bargained Household Behavior," Journal of Human Resources, 25:559-634.

Pitt, Mark and Shahidur Khandker, 1998, "The Impact of Group-based Credit Programs on Poor Households in Bangladesh: Does the Gender of Participants Matter?," Journal of Political Economy, 106:958-996.

Rosenzweig, Mark and Paul Schultz, 1987, "Fertility and Investments in Human Capital: Estimates of the Consequence of Imperfect Fertility Control in Malaysia," Journal of Econometrics, 36:167-184.

Rosenzweig, Mark and Kenneth Wolpin, 1995, "Sisters, Siblings, and Mothers: The Effect of Teen-age Childbearing on Birth Outcomes in a Dynamic Family Context,"

Econometrica, 63:303-326.

Schultz, Paul, 1990, "Testing the Neoclassical Model of Family Labor Supply and Fertility," Journal of Human Resources, 25:599-634.

表1 記述統計

	平均	標準誤差
傷病数 (家計内平均)	0.2299628	0.4847256
自覚症状数 (家計内平均)	0.4958984	1.13329
傷病数 (個人)	0.2276423	0.5479015
自覚症状数 (個人)	0.4825397	1.217637
母子世帯ダミー	0.0393959	0.1945478
世帯主労働供給 (1,0)	0.9422193	0.2333436
配偶者労働供給 (1,0)	0.2622456	0.4398843
世帯主年齢*	40.55472	8.689323
配偶者年齢**	34.84132	12.35717
子供平均年齢	7.771118	4.649302
世帯人員数	4.017991	0.9258378
有業者数	1.302429	0.6040865
子供数	1.695995	0.713967
6歳未満子供ダミー	0.0365069	0.18756
消費額 (1)	29.21484	32.28243
消費額 (2)	27.07196	26.76481
均等化消費額	13.61072	13.38558
室数	4.542613	5.941156
畳数	367.7073	936.7098
一室当り畳数	6.481606	1.575924
世帯主・専門 (ダミー)	0.1921208	0.3939934
世帯主・管理 (ダミー)	0.1198949	0.32486
世帯主・事務 (ダミー)	0.2086671	0.4063826
世帯主・販売 (ダミー)	0.0990151	0.2987019
世帯主・サービス (ダミー)	0.0990151	0.2987019
世帯主・保安 (ダミー)	0.0755089	0.264228
世帯主・運輸通信 (ダミー)	0.0409718	0.1982378
世帯主・技能工他 (ダミー)	0.1327643	0.3393421

傷病数・自覚症状数 (個人) を除いて観察家計数は 7615 (親子のみ同居家計、非農林漁業、両親家計・母子家計、非自営業家計が対象；ただし欠損値により、\*は 7611、\*\*は 7613 である)。観察個人数は 12915 である。消費額 (1) は 5 月中の総支出額、消費額 (2) は消費額 (1) から冠婚葬祭・耐久消費財支出を除いたもの (単位：万円)。均等化消費額は消費額 (2) を世帯人数の平方根で割った値。



表 2.1 子供の健康資本生産関数 (1)

被説明変数：	傷病数		自覚症状数	
	操作変数なし	操作変数	操作変数なし	操作変数
世帯主市場労働*	0.0098 (0.436)	-0.00993 (0.239)	-0.0617 (0.964)	0.0785 (0.769)
母子家計ダミー ・世帯主市場労働*	0.0592 (1.690)	0.0914 (1.773)	0.0765 (0.987)	0.1341 (1.041)
配偶者市場労働*	0.0155 (1.228)	0.0587 (0.671)	0.07097 (2.310)	0.0611 (0.294)
均等化消費額*	0.00017 (0.344)	-0.00092 (0.210)	0.00095 (0.909)	-0.0162 (1.493)
子供年齢	0.0413 (7.104)	0.04078 (6.735)	-0.0191 (1.386)	-0.0134 (0.918)
子供年齢 2 乗	-0.00339 (9.319)	-0.0034 (9.162)	-0.00029 (0.329)	-0.00053 (0.603)
子供数	-0.0316 (3.644)	-0.0314 (3.350)	-0.03998 (2.107)	-0.0566 (2.673)
6 歳未満子供ダミー	-0.0301 (1.236)	-0.0342 (1.262)	-0.0379 (2.107)	-0.03496 (2.673)
親平均年齢	0.0023 (2.188)	0.0024 (1.847)	0.00151 (0.612)	0.00311 (1.106)
家計数	7615	7611	7615	7611
都市数	12	12	12	12

\*印は内生変数。括弧内は robust 標準誤差をもとにした漸近 t 絶対値。都市ダミー変数を全て含む。操作変数は、世帯主市場労働の地区内平均（市場労働の確率）と、それと母子家計ダミー変数との積（市場労働の確率）、配偶者市場労働の地区内平均（市場労働の確率）、そして、これら市場労働確率と都市ダミー変数との積、世帯主の職種ダミー変数、室数、畳数、一室当り畳数、父親年齢、母親年齢、世帯主年齢、未婚母子ダミー、死別母子ダミー、離婚母子ダミー、都市ダミー変数である。均等化消費額は、総支出額から耐久消費財支出と冠婚葬祭費とを差し引いた額を、世帯人数の平方根で割ったものである。被説明変数が家計内平均値を使用していることから、年齢と年齢 2 乗も家計内平均を用いている。

表 2.2 子供の健康資本生産関数 (2)

被説明変数：	傷病数		自覚症状数	
	操作変数なし	操作変数	操作変数なし	操作変数
	(家計ランダム効果)		(家計ランダム効果)	
世帯主市場労働*	0.0246 (1.029)	0.0347 (1.562)	-0.0468 (0.850)	-0.0431 (0.643)
母子家計ダミー ・世帯主市場労働*	0.0552 (1.693)	0.0589 (1.440)	0.0372 (0.499)	0.0372 (0.393)
配偶者市場労働*	0.0127 (1.009)	0.0161 (1.193)	0.0612 (2.113)	0.0788 (2.404)
均等化消費額*	0.0001 (0.402)	-0.0027 (0.661)	0.0008 (0.885)	-0.0136 (1.134)
子供年齢	0.0255 (5.622)	0.0287 (6.254)	-0.0135 (1.380)	-0.0102 (0.894)
子供年齢 2 乗	-0.0020 (7.459)	-0.0023 (8.607)	0.0010 (1.734)	0.0004 (0.689)
子供数	-0.0282 (3.632)	-0.0361 (4.626)	-0.0534 (2.977)	-0.0743 (3.952)
家計内 6 歳未満ダミー	0.0209 (1.211)	0.0122 (0.677)	0.2138 (5.552)	0.1680 (4.405)
親平均年齢	0.0005 (0.519)	0.0009 (0.785)	-0.0016 (0.680)	0.0001 (0.041)
観察数	12915	12908	12915	12908
家計数	7615	7611	7615	7611
都市数	12	12	12	12

\*印は内生変数。括弧内は robust 標準誤差をもとにした漸近 t 絶対値。都市ダミー変数を全て含む。操作変数は、世帯主市場労働の地区内平均（市場労働の確率）と、それと母子家計ダミー変数との積（市場労働の確率）、配偶者市場労働の地区内平均（市場労働の確率）、そして、これら市場労働確率と都市ダミー変数との積、世帯主の職種ダミー変数、室数、畳数、一室当り畳数、父親年齢、母親年齢、世帯主年齢、未婚母子ダミー、死別母子ダミー、離婚母子ダミー、都市ダミー変数である。均等化消費額は、総支出額から耐久消費財支出と冠婚葬祭費とを差し引いた額を、世帯人数の平方根で割ったものである。

表3 親の市場労働供給(1)

被説明変数：市場労働 = 1, 0 対象：両親家計	プロビット分析					
	世帯主			配偶者		
健康賦存(傷病数)	0.0898 (1.543)	0.0918 (1.556)	0.0806 (1.328)	-0.0993 (2.771)	-0.0993 (2.772)	-0.1036 (2.882)
人口学的健康要因(傷病数)		0.5798 (1.116)	0.6246 (1.194)		0.0109 (0.038)	-0.0014 (0.005)
世帯主・地区内労働供給確率			2.236 (9.583)			-0.3549 (2.453)
配偶者・地区内労働供給確率			-0.4253 (1.451)			1.5807 (9.336)
世帯主年齢	0.0318 (13.401)	0.0311 (12.698)	0.0313 (12.448)	0.0145 (8.413)	0.0145 (8.174)	0.0142 (8.078)
配偶者年齢	0.00043 (0.068)	-0.0004 (0.061)	-0.0006 (0.097)	-0.0012 (0.375)	-0.0012 (0.375)	-0.0010 (0.285)
子供平均年齢	-0.0509 (5.664)	-0.0441 (4.053)	-0.0402 (3.692)	0.0428 (8.473)	0.0430 (6.883)	0.0406 (6.513)
観察数	7315	7315	7315	7315	7315	7315
都市数	12	12	12	12	12	12

括弧内は、単位区内相関を仮定した漸近t絶対値。対象家計は両親家計・親子同居家計のうち農林業・自営業家計を除いたものである。全ての式には都市ダミー変数が含まれている。説明変数のうち、人口学的健康要因などは、表2第2列(傷病数・操作変数あり)での親子の年齢と子供数の効果を合わせたもので、家計の人口学的要因によって決定された(不)健康度と考えられる。また、地区内労働供給確率は、地区内の市場労働(1,0)の自己の家計を除いた平均であり、賃金率の代理変数(操作変数)として用いている。

表4 親の市場労働供給(2)

被説明変数：市場労働 = 1, 0 対象：両親家計	プロビット分析					
	世帯主			配偶者		
健康賦存(自覚症状数)	-0.0231 (1.115)	-0.0228 (1.088)	-0.0341 (1.598)	0.0143 (1.007)	0.0143 (1.008)	0.0134 (0.943)
人口学的健康要因(自覚症状数)		0.7208 (1.021)	0.9219 (1.284)		0.6113 (1.510)	0.6455 (1.596)
世帯主・地区内労働供給確率			2.2510 (9.621)			-0.3523 (2.433)
配偶者・地区内労働供給確率			-0.4093 (1.395)			1.5753 (9.334)
世帯主年齢	0.0316 (13.326)	0.0307 (12.272)	0.0306 (11.930)	0.0146 (8.438)	0.0137 (7.549)	0.0134 (7.417)
配偶者年齢	0.0006 (0.094)	-0.0008 (0.117)	-0.0013 (0.202)	-0.0013 (0.408)	-0.0027 (0.792)	-0.0025 (0.728)
子供平均年齢	-0.0508 (5.660)	-0.0354 (2.003)	-0.0279 (1.566)	0.0430 (8.506)	0.0563 (5.549)	0.0549 (5.405)
観察数	7315	7315	7315	7315	7315	7315
都市数	12	12	12	12	12	12

括弧内は、単位区内相関を仮定した漸近t絶対値。対象家計は両親家計・親子同居家計のうち農林業・自営業家計を除いたものである。全ての式には都市ダミー変数が含まれている。説明変数のうち、人口学的健康要因とは、表2第4列(自覚症状数・操作変数あり)での親子の年齢と子供数の効果を合わせたもので、家計の人口学的要因によって決定された(不)健康度と考えられる。また、地区内労働供給確率は、地区内の市場労働(1,0)の自己の家計を除いた平均であり、賃金率の代理変数(操作変数)として用いている。