

子供の健康資本と親の時間配分行動 ——親は家計内健康格差に回避的か？——

山 内 太

I はじめに

本稿では、親の時間配分行動と子供の健康資本との相互関係を、日本の家計マイクロデータを用いて実証分析する。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 (Gary Becker, 1964; pp. 54-55 in 3rd Edition), 子供が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ゆえに人的資本形成を考察する上でとりわけ重要である。そこで、子供の健康資本形成を分析する際には、親の時間配分や消費財の家計内分配が子供の成育環境を決定するという意味において、家計の資源配分機能自体を解明する必要が出てくる。それと同時に、子供の健康状態自体が家計の資源配分行動に影響を与えるという側面もあることから、両者は相互依存的な関係にあるとも考えられる¹⁾。

本稿の第1の焦点は、市場労働と家内育児労働との間における親の時間配分が子供の健康資本形成をいかに決定付けているかについてである。育児労働は、例えば傷病の予防を通して子供の健康状態へ影響すると考えられる。この家庭環境から子供の健康状態への影響に関しては、健康資本生産関数を推定することで接近を試みたい。

第2に、子供の健康賦存 (health endowment)²⁾ が、親の労働供給や夫婦間分業にいかん影響しているかを解明する。ここでは健康資本生産関数の残差 (すなわち、説明不可能な部分) として推定される確率的要因を含む健康賦存推定値

から親の時間配分行動への影響を分析する。これによって、子供の健康状態に対して親は時間配分行動をいかに変更しているかが解明できると同時に、その結果として、親の時間配分によって家族構成員間 (とりわけ親子間) の健康格差が縮小しているのか、世帯主・配偶者いずれがその役割を果たしているのかをも明らかにできる。この意味において、第1段階の健康資本生産関数推定は、第2段階の時間配分決定に関する分析の準備作業でもある。

上記の2点は社会保障や労働政策にとって重要な視点を与えてくれる。例えば、少子化の進行にともない女性の労働供給の必要性は今までも増して大きくなることが予想されるが、既婚女性の家内・育児労働と市場労働との代替関係に子供の健康度は影響を与えるのだろうか。仮に子供の健康度が改善することで、家内労働の (子供の健康度で測られる) 限界生産性が低下し、配偶者の市場労働供給が促進されるならば、健康的な成育環境を行政が整えることによって、次世代の人的資本が増大するだけでなく、女性の労働供給の拡大による生産性上昇という (より短期的ではあるが) 社会的収益が発生するであろう。

経済学での健康資本形成に関する本格的な実証研究は80年代に入って始まったが (代表例は M. Grossman = T. Joyce, 1990; Andrew Foster, 1995; Pitt = Rosenzweig, 1990; Rosenzweig = Paul Schultz, 1987; Rosenzweig = Wolpin, 1995; など), その多くは親の経済行動や健康賦存 (例: fecundity) の子供の体重・身長などの計測可能な成育状態への影響を分析したものであつ

た。これに対して本稿の実証分析では、厚生省「国民生活基礎調査」で実施された家族構成員の(ただし単一時点における)健康状態に関する詳細な調査を活用し、子供の「傷病数」と「自覚症状数」とを健康指標として使用する。傷病数は体重・身長などと同様にストック概念であるが、親からの遺伝的要因や乳幼児期の生活環境などが影響することから、初期条件の影響が強いと考えられる³⁾。また、傷病に関しては、流行性感冒などの季節的・確率的要因も無視できない。もう一方の指標である自覚症状数は主観的指標であることから、観察誤差が相当含まれることが予想される。これらの指標には以上のような特徴があるもの、とりわけ子供の場合、体重・身長などは消費水準・栄養摂取量によって主に決定されるのに対し、親の家内育児による世話(時間投入)が十代前半までの傷病の予防に不可欠と考えられる⁴⁾。このような点からも、傷病・自覚症状数という指標を使うことは、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照らして相応しい。

ただし、親の時間配分行動によって傷病が内生的に予防される程度は明らかではなく、むしろ外生的な子供の傷病発生によって親の労働供給行動が変化する程度がより大きい可能性もある。どちらの因果関係がより重要なのかについては我々は実証的に答える他ない。よって冒頭に記した2つの分析目的は密接に関連し合っている。

分析に入る前に、実証研究で明らかとなった諸点を要約する。第1に、母子家計の世帯主では、世帯主の市場労働供給は子供の傷病数を増加させる。しかし、両親家計の場合、市場労働供給の効果は有意に識別されなかった。このことは夫婦間の分業が存在するからと思われる。子供の健康資本形成における内生性については総じて弱い結果が得られた。

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健康賦存と健康ショックとが親の労働供給行動へ与える影響を調べた結果、興味深い事実として、子供の健康賦存が低い(または負の健康ショックの)場合には世帯主の市場労働供給は

変化しないものの、配偶者の市場労働供給は有意に減少することが確かめられた。すなわち、子供の健康賦存が低い(または負の健康ショックの)とき、家内・市場労働に関する夫婦間分業は強化され、配偶者が家内・育児労働へ特化する傾向がある。以上から、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、特に配偶者の時間配分を変更することで健康状態の家計内格差を是正していることが分かった⁵⁾。

続くIIでは、実証研究の枠組みの基礎となるモデルを設定する。IIIでは実証方法を論じ、IVではここで使用する「国民生活基礎調査」に関して説明を加える。Vでは実証結果をまとめ、最終節VIでは実証結果の示唆する諸点を整理したい。

II 実証的枠組み

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。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 θ 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、 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。

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

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

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、 y は労外所得をそれぞれ表す。父親・母親の育児時間は、その実質的な効率性が父親・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。

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

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

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、 $h_c > 0$ 、 $c_i > 0$ 、 $h_u < 0$ を仮定す

る。また μ 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 $t_c^k \rightarrow 0$; $\frac{\partial h_c^i}{\partial t_c^k} \rightarrow 0$ as $t_c^k \rightarrow T$ を仮定する。また、健康賦存は親から子へ部分的に遺伝することを仮定する: $\mu_c^i = \rho(\mu^m, \mu^f) + \phi_i$, ここで ρ は増加関数で、 ϕ は遺伝の際の恒久的確率ショックである。

一階の条件 (内点解を仮定) より⁶⁾、時間配分

に関して $\frac{w^f}{w^m} = \frac{\frac{\partial h_c^i}{\partial t_c^f}}{\frac{\partial h_c^i}{\partial t_c^m}}$ が成立し、母親・父親賃金

比率に応じて両親の時間配分が変化することが分かる。片親家計の場合は $\theta^k=1$ に対応し、通常の単一主体による時間配分問題となる。ここで相対賃金が増加した場合を考えよう。このとき市場労働・家内労働の夫婦間分業が変化したが、家計内の総育児労働の変化がわずかな場合には子供の健康資本への影響は小さくなる。ただし、片親家計の場合には夫婦間分業が存在しないため、賃金上昇の代替効果が所得効果を上回るときには、子供の健康資本が減少することになる。

さらに、子供の健康賦存の個人間格差が存在した場合、親の時間配分が健康格差を増強する方向で調整しているのか、その逆に補正する方向で変化しているのかによって、事後的な家計内の健康状態分布が大きく変化する可能性がある。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、子供が不健康なときには、育児労働を増やして市場労働時間を減らす。このとき、親の時間再配分行動を通じて、家計は親子間の健康度格差に対して回避的に行動する。逆に、もし育児時間と健康賦存との補完性が強ければ、育児時間を減らし、親子間の健康度格差を増幅することになる。すなわち、 $\frac{\partial^2 h_c^i}{\partial t_c^k \partial \mu_c^i} < 0$ 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格差を是正する。または、 $\frac{\partial^2 h_c^i}{\partial t_c^k \partial \mu_c^i} > 0$ 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格差を拡大させる。次に、以上

の諸点を検証する具体的な実証方法を論ずる。

III 特定化, 識別, および推定方法

子供の健康資本生産関数の推定には、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ゆえに、例えば父親の労働供給の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。この実証的確定化が容易なケースは、片親家計で親子のみが同居している場合である。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なので⁷⁾、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と思われる⁸⁾。

さらなる問題としては、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。また、もし子供の健康賦存が大き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ある。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。

子供の健康資本生産関数 ((2.1) 式) を親の市場労働時間と均等化消費水準とで以下のように線形化する。両親家計の場合、

$$h_c^i = \beta_0 + \beta_1^{fwo} t_w^m + \beta_2^{fwo} t_w^m + \beta_3 c + X\gamma + \rho(\mu^f, \mu^m) + \phi_i + \eta + \varepsilon_c^i \quad (3.1)$$

ここで、 c は均等化済み消費額、 η は地域固定効果、 ε は i.i.d. 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 $E[t_w^k \mu^{k'}] \neq 0$, $E[t_w^k \phi] \neq 0$, $E[t_w^k \varepsilon] \neq 0$, $E[c \mu^k] \neq 0$ ($k, k' = f, m$)。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 η 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、県や政令指定都市内の地区をランダム抽出し、その中の全 (国勢調査) 単位区を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。ここで個人 j の賃金率が地域平均賃金率 w_R^k と個別ショック ω_j^k との和と表されれば、自己 j を除いた労働供給の地域内平均は

$$t_w^{-ki} = \frac{1}{N_R} \sum_{j \neq i} t_{w,j}^k (\omega_j^k, w_j^k, \mu_j, y_j) \quad (3.2)$$

となる。ここでは、操作変数としての有用性を決定する t_w^{-ki} と t_w^{ki} との相関に対しての、 μ_j と y_j の影響は家計間の独立性を仮定することで漸的には無視できる。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、その地域内平均は労働供給確率となる。(3.2) によれば、この地域内労働供給確率 t_w^{-ki} と自己の労働供給 $t_{w,i}^k$ との相関は地域内の賃金分布 (w_R^k, w_i^k) から発生するので、(3.2) を操作変数として用いることで地域内の賃金分布の影響を代表することができる、個人特殊な賃金ショック ω_j^k によって発生する労働供給の変動分と健康賦存や誤差項との相関の影響を最小化できる⁹⁾。

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

$$h_c^i = \beta_0 + \beta_f^{one} t_w^f + \beta_3 c + X\gamma + \rho(\mu^f, \mu^m) + \phi_i + \eta + \varepsilon_c^i \quad (3.3.1)$$

$$h_c^i = \beta_0 + \beta_m^{one} t_w^m + \beta_3 c + X\gamma + \rho(\mu^f, \mu^m) + \phi_i + \eta + \varepsilon_c^i \quad (3.3.2)$$

となる。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、ここでは夫婦間の時間再配分クロス効果は存在しないゆえに¹⁰⁾、 $\beta_k^{one} < \beta_k^{two}$ が成立する。

推定では家計内平均を用いて¹¹⁾、最終的な推定式は、母子家計ダミー変数を m で表せば、(3.4) 式で表される。

$$\begin{aligned} \bar{h}_c = & \beta_0 + \beta^{hd} t_w^{hd} + \beta^{mhd} m^* t_w^{hd} + \beta^{sps} t_w^{sps} \\ & + \bar{X}\gamma + \beta_3 c + \rho(\mu^f, \mu^m) + \bar{\phi} + \eta + \bar{\varepsilon} \end{aligned} \quad (3.4)$$

ここで X は年齢・家族構成を表す変数であり、外生変数として扱う。

次に健康資本生産関数 (3.4) の残差を用いて、親の時間配分行動は家計内健康格差を縮小・拡大しているかについて分析する。また、子供の年齢や家族構成などによって規定される健康状態、すなわち $\bar{X}\hat{\gamma}$ に対する親の時間配分行動の変化も同時に分析する。そこで (3.4) で推定された残差 $\mu_c = \rho(\mu^f, \mu^m) + \bar{\phi} + \bar{\varepsilon}$ の $t_c^k (k = hd, sps)$ への効果をプロビットモデルで推定する。

$$t_w^{k*} = \alpha + q\mu_c + [\bar{X}\hat{\gamma}]\beta + \xi,$$

$$t_w^{k*} > 0 \text{ の場合 } t_w^k = 1, \text{ その他の場合 } t_w^k = 0 \quad (3.5)$$

ここで ξ は正規分布に従う。賃金率の影響を所与としたとき、健康賦存と育児時間とが補完的か代替的かは μ_c の効果、すなわち q の符号で識別される。

IV データ

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。このデータは世帯票・健康票・所得票・貯蓄票との 4 種類の調査から構成されており、世帯票・健康票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、所得票・貯蓄票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世帯・健康票のその約 1/5 の大きさである。

都市部在住家計の時間配分行動を分析する目的から、本稿では 12 政令指定都市のサンプルを用いる¹²⁾。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。

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¹³⁾。そして、子供の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¹⁴⁾、自覚症状には44項目の症状がある¹⁵⁾。両者ともに項目数の多さから、広範囲の症状・病気に対応していることが分かる。ちなみに16歳未満の子供にとっての傷病の発生頻度は特定項目で高く、通院傷病では急性上気道炎(かぜ)、皮膚の病気、むし歯、アレルギー性鼻炎に集中している。図1Aと図1Bでは家計内平均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(傷病数個人平均:0.228, 自覚症状数個人平均:0.483)。

労働供給については、15歳以上の個人に関する情報として所得を伴う仕事の有無が聞かれている。ここでは、仕事有り、主婦(専業)、生徒学生、その他という4種の選択肢がある。「仕事有り」を労働供給=1と定義し、主婦(専業)・生徒学生・その他を合わせて「仕事無し」:労働供給=0と定義する。以上から世帯主・配偶者の市場労働供給(1または0)として、子供の健康資本生産関数の推定には世帯票・健康票サンプルが使用できる¹⁶⁾。

親の市場労働時間と(誤差項に含まれる)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。とりわけ、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。この問題を回避するために、職業分類のうち、健康でなければ従事不可能と考えられる農林漁業従事家計をまずサンプルから除き、残ったサンプルを用いる。さらに、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と仮定することで、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とにする¹⁷⁾。

また、自営業家計は、通常の市場労働供給とは異なるゆえに家内育児労働との区分が不明確であり、モデルの想定と合致しないのでサンプルから除外する。また、父子家計がわずかであることから、サンプルをより均一化するために父子家計をサンプルから除外する。さらに、3世代家計は時間配分問題がより複雑になりモデルの想定と合致しないので、ここでは親と未婚の子供のみが同居する家計(核家族)を対象を絞った。以上の選別を行った後の家計数は7615、子供数は12915となる¹⁸⁾。

V 推定結果

本節では実証結果を要約する。まず表1では記述統計を示してある。子供の健康資本生産関数に関する家計内平均を用いた推計結果を示してある

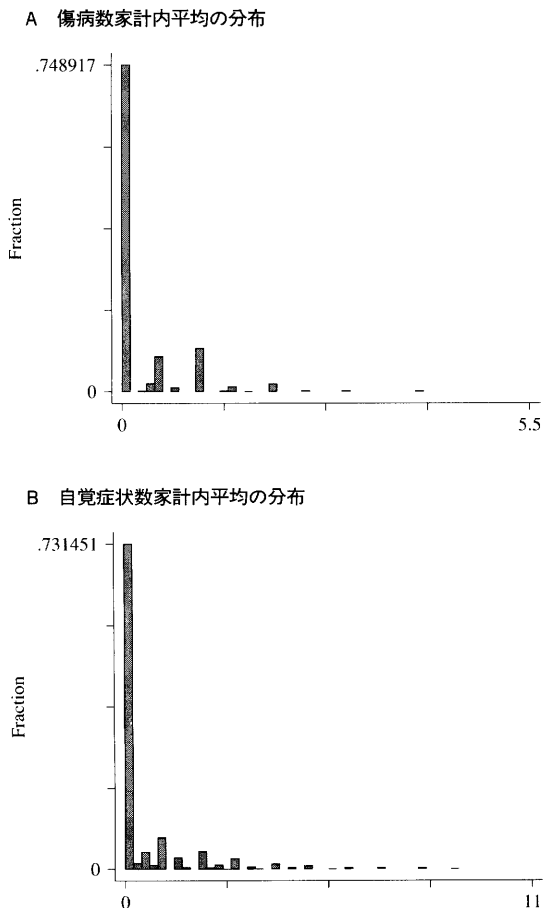


図1 家計内平均の分布

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
一室当たり畳数	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

注) 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。

(個人単位の推計結果は補論表を参照¹⁹⁾)。表2では健康資本生産関数の家計単位 Between 推定(3.5)の結果を示してある^{20,21)}。傷病数に関する分析では、操作変数を用いること(IV推計)で労働供給の影響がOLS推計に比べていずれも絶対値が大きいの。ここで注目すべきは、母子家計での世帯主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(10%有意)。しかし予想通り、両親家計の世帯主(父親)・配偶者(母親)の市場労働供給の影響は有意に推計されなかった。また、IV推計では、消費水準は

有意に自覚症状数を減少させている²²⁾。

その他の効果としては、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。また、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²³⁾。

次に、表2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(健康ショックを含む)健康賦存推定値と解釈する。また、子供年齢・子供数・親平均年齢による予測値($\bar{X}\hat{\gamma}$)を人口学的に規定される子供の健康度と定義する。これらと親の労働供給行動との関係を両親家計に限定して調べたのが表3・4である。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度とをそれぞれ用いている。また図2では、傷病数・自覚症状数それぞれの健康賦存(推定値)の分布が示されている。

表3では、傷病数・健康賦存推定値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できる。配偶者(母親)の労働供給行動は子供の(不)健康賦存に対して負に反応するが、父親のそれは有意に反応しない。すなわち、子供が恒常的に不健康であるか負の健康ショックを受けたときには、母親が家内育児労働に特化する傾向があることが確認された。

第2列・第5列では年齢構成や家族構成によって規定される(不)健康度を含めている。父親の労働供給行動の反応度は依然有意性が低い、母親の労働供給行動の健康賦存への反応度は有意に存在する。

次に、地域労働市場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、先の結果は変化しない。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。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ことから、配偶者労働供給の留保賃金が世帯主賃金と正の相関をもっている

表2 子供の健康資本生産関数

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 (0.622)	-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
adj-Rsq	0.0228	0.0204	0.0105	0.0328

注) *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、一室当たり畳数、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。

考えられる。

表3の結果とは対照的に、表4の自覚症状数をもとにした推定結果では総じて有意性が著しく低い。一般に調整費用を伴う親の時間配分行動は、子供の主観的な自覚症状ではなく、より客観的な傷病に反応していることが分かる。

以上から、子供の健康賦存が低いときや負の健康ショックを受けたときには、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健康状態の家計内均等化を促していると判断できる。

VI 結 論

親の市場労働供給は子供の健康資本を減少させ

ており(片親家計の結果)、また外生的な子供の健康賦存や健康ショックに対して親の時間配分行動は有意に反応していることが確認された。健康資本生産関数の残差として推定される健康賦存・健康ショックの親の労働供給への影響を両親家計に限定して推定すると、世帯主・配偶者とで非対称的な行動形態が観察された。配偶者(その多くは母親)は、子供の健康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。母親の時間配分行動を通じて、健康状態の格差を縮小させ家計内で健康度の均等化をはかっていると解釈できる。これに対して、世帯主(父親)の労働供給行動には以上の点が確認されなかった。この推定結果は、家計の年齢構成や地域労働市場の賃金

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	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
quasi-Rsq	0.0958	0.0963	0.1416	0.0421	0.0421	0.0531
chi-sq [Wald]	238.72	240.69	320.80	322.54	322.53	419.34

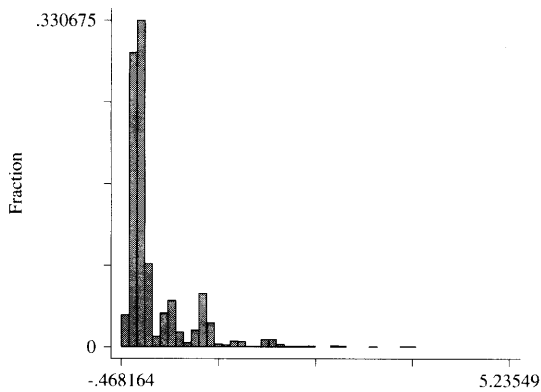
注) 括弧内は、単位区内相関を仮定した漸近t絶対値。対象家計は両親家計・親子同居家計のうち農林業・自営業家計を除いたものである。全ての式には都市ダミー変数が含まれている。説明変数のうち、人口学的健康要因とは、表2第2列(傷病数・操作変数あり)での親子の年齢と子供数による予測値で、家計の人口学的要因によって決定された(不)健康度と考えられる。また、地区内労働供給確率は、地区内の市場労働(1, 0)の自己の家計を除いた平均であり、賃金率の代理変数(操作変数)として用いている。

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)	-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
quasi-Rsq	0.0954	0.0958	0.1419	0.0413	0.0415	0.0524
chi-sq [Wald]	236.92	236.36	324.23	315.81	321.61	414.60

注) 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・操作変数あり)での親子の年齢と子供数による予測値で、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。

A 傷病数家計内平均からの推定



B 自覚症状数家計内平均からの推定

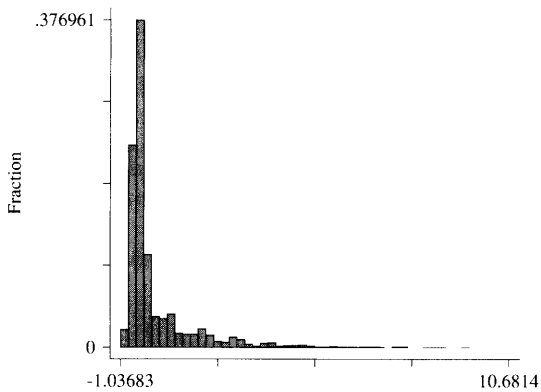


図2 健康賦存推定値

分布（その代理指標）に対しても頑健である。以上より、外生的に決定される子供の健康度が夫婦間の分業・時間配分行動を規定していることが理解できる。

以上の分析結果は、何らかの理由で子供の平均的な健康度が改善されるならば、労働市場の条件が一定の下でも、配偶者の市場労働供給がより促進されることを意味する。健康資本への私的収益は子供が成長し労働市場へ出た後に顕在化すると考えられているが、子供の健康資本から親の労働供給行動への波及効果が確認されたことから、少なくとも短期的な正の社会的収益が存在することになる²⁴⁾。

また、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。（子供にとって外生的に）片親化することで家内育児労働が減少し子供の健康資本（および人的資本一般）の形成が遅れ、従来思われていたよりも長期的な負の生産性効果が発生する危険性がある²⁵⁾。しかし我が国では、この面での次世代人的資本への影響に関する厳密な実証研究の蓄積は遅れている。

付記

本稿の作成に当たっては、岩本康志、大日康史、尾高煌之助、滋野由紀子、各氏および3人のレフリーから有益なコメントをいただき、大変役立った。ここに記して感謝の意を表したい。また本稿は、厚生科学研究費補助金・政策研究推進研究事業「家族形成の構造変化と社会保障の家計行動への影響に関する分析」の筆者の分担研究をもとにし、「国民生活基礎調査」の個票を用いた以下の分析は同研究における目的外使用（総務庁告示第51号、2000年3月17日）によって、筆者が行ったものである。

（平成13年1月投稿受理）

注

- 1) 最近の集会的 (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。消費や労働供給の分析では McElroy (1990) や Schultz (1990) を参照されたい。
- 2) 子供にとって生まれつきの外生的な健康度であり、健康資本の初期条件を意味する。以下の分析との関連では、親の時間配分に左右されない部分を指す。
- 3) 親から子供への遺伝によって健康賦存の親と子供との相関が存在するので、子供の健康賦存のある割合は両親の健康賦存からの影響を含むことになる (Rosenzweig = Wolpin, 1995 を参照)。遺伝の他に、家族特有の要因が存在する場合には親子間で健康賦存に相関が生じる可能性がある。
- 4) 一般に親による予防行動、本人の注意および外生ショックとから傷病発生が決定し、その程度は傷病によって異なる。例えば歯磨き指導と虫歯のように、親による育児労働によって少な

くとも予防可能な部分があると仮定するが、以下の実証分析では傷病の多様性 (heterogeneity) は考慮しない。

- 5) 時間配分の性差に着目した研究として Pitt = Rosenzweig (1990) は、3歳未満の子供の傷病発生に伴って男性 (父親・息子) に比べ女性 (母親・娘) が家内労働にシフトすることを、傷病発生の内生性をも考慮し、インドネシアのデータを用い実証している。

$$6) \theta^k [U_{k,ck} + U_{k,hk} h_{ck}^k] - \lambda^c = 0$$

$$\lambda^c w^k - \lambda^{tk} = 0$$

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

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

ここで、 $k = m, f$ 、 λ^{tk} は k の時間制約のラグランジュ乗数、 λ^c は家計の予算制約のラグランジュ乗数である。

- 7) 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できないことによる (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。

以下の議論では、片親家計とす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と考えられる。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るので、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。

ただし、健康賦存が親から子へ遺伝し (健康賦存が親子で相関し)、離婚・死別確率が親自身の健康賦存と相関をもつ場合には、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可能性がある。これに該当するのは、不健康な子供の出生に起因する離婚のケースや、子供が病弱な親の下に生まれ、後に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産である。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、健康賦存を含む母親の属性と (未婚) 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があるが、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極めて低いことにより、この点も以下の分析では無視する。

- 8) このことは双子サンプルを含めることで、子供数の外生的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)。

- 9) ただし、健康賦存もしくは健康ショックの地域内相関が存在する場合には、この操作変数は健康賦存や健康ショックと相関をもつことになる。ここでは、家計が事前的に行った居住区選択は個別家計の健康賦存やショックと相関がないと仮定する。このことによって、政令指定都市ダミー変数によって都市固定効果を個別に一致推定することができる。また政令指定都市ダミー変数は操作変数リストに含める。

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も考えられるが、この場合には操作変数の選択が困難を極めることから、上記の仮定の下で都市ダミー変数によって都市固定効果を推定することにする。

- 10) 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けば、一方の市場労働時間は観察されない (多くの場合には、配偶者の市場労働時間が観察されない)。

- 11) 複数の子供がいる場合でも、決定要因はあくまでも家計の経済環境 (親の労働供給と一人当たり消費) なので、子供間の差異は年齢、遺伝確率項と健康ショックだけとなる。したがって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ことが許される。また、複数の子供がいる場合、親にとって育児を学習する機会が増大するので家内 (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、仮に育児の経験学習効果があったとしても、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、健康指標の家計内平均を用いて問題はない。補足的に個人単位の推定結果も補論で示す。

- 12) 1995年調査では震災の影響で神戸市が調査されていない。

- 13) 以下の結果は全てこの定義に従う。準備的考察では7歳未満 (小学校入学以前) の男女を対象に同様の実証分析を行ったが、ほぼ同様もしくはより弱い結果が確認された。

- 14) 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、泌尿系他、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。ただし、その多くはゼロ値である。
- 15) 熱がある、だるい、眠れない、頭痛、めまい、動きが悪い、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、ねんざ等、肩こり、腰痛、関節痛、その他が含まれる。ただし、その多くはゼロ値である。
- 16) 所得・貯蓄票を用いた場合、労働収入データから賃金率を算出することが可能であるが、そのときには観察数が極端に減少(約1/5)してしまう。前述のように労働供給に関する操作変数が作成可能であることから、観察数のより大きい世帯票・健康票サンプルを用いることにした。
- 17) この意味で、より短期的な労働供給意思決定を想定していることになる。
- 18) 以上の選別を行うことにより、理論モデルの想定とより合致したサンプルとなっている。これに対する潜在的批判の1つに母集団推計との乖離が発生するというものがあるが、分析目的はモデルのパラメーターをより正確に識別することにあり、ここでは分析枠組みと合致したサンプルを選別する。
- 19) 健康資本生産関数の個人単位推定での結果も、基本的に表2と同じく、明確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ゼロから有意に棄却される。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の推定値と大きな差は観察されない。
- 20) 操作変数に世帯主年齢と配偶者年齢とを独立して使用しているため、片方の欠損値の存在により、標本規模が小さくなっている。操作変数を使わない場合、親の平均年齢の計算において片親の年齢が欠損しているときには、もう片方の親の年齢を平均年齢として代用している。従って、操作変数を使用した場合とそうでない場合とで標本規模がわずかに違ってくる。ただし、このことの結果への影響は無視し得るほど小さい。
- 21) ここでの推定結果は12政令指定都市サンプルを独自に選別し、かつ子供のいる家計の内、IIで述べた選別を経ている。
- 22) 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、および一室当たりの平均畳数を用いる。OLS推定とは異なり、IV推定では理論的想定と整合的な符号が確認できる。ただし、傷病数に関しては有意ではない。
- 23) 規模の経済効果に関しては、仮に親の平均健康賦存が大きいとき子供の出生確率が高くなるならば、子供数を外生変数として扱った場合には正のバイアスが生じる。
- 子供の人的資本の質・量のトレードオフ関係が存在することは知られている。通常、質の指標として教育投資量が用いられるが、ここでは健康度を質の指標とした場合、質・量に正の相関関係があることが示唆された。仮に、家計の資源制約からもたらされる質・量のトレードオフ関係が健康度と子供数とも存在するならば、ここで確認された正の関係から、正の経験学習効果がより大きいことを意味しよう。
- 24) 配偶者の市場労働供給に関する留保賃金決定の分析では、世帯主収入、子供の有無や年齢構成・世帯構成の役割が従来注目されてきたが(例えば、樋口1991、樋口・早見1984)、本稿では、それに加えて子供の健康賦存が留保賃金を決定する要因であることが明らかとなった。
- 25) 母子世帯主の就業時間は両親家計世帯主のそれよりも短い可能性があり(例えば就業構造基本調査)、母子家計サンプルにおける労働供給指標(仕事有り=1, 仕事無し=0)の影響は過小に推計されている恐れがある。しかし、両親家計世帯主・配偶者の労働供給の効果(非有意)と比べて絶対値が大きい。

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 (1997) "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 Mark Rosenzweig (1990) “Estimating the Intrahousehold Incidence of Illness: Child Health and Gender-Inequality in the Allocation of Time,” *International Economic Review*, 31: 969-989.
- 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.
- 樋口美雄 (1991) 『日本経済と就業行動』, 東洋経済新報社。
- 樋口美雄・早見均 (1987) 「女子労働供給の日米比較」『三田商学研究』第27巻5号。
(やまうち・ふとし 横浜国立大学助教授)