

母親の就労継続に対する保育費補助の効果 ——生涯所得とリスクの観点から

浜田 浩児

(内閣府経済社会総合研究所 総括政策研究官)

1. はじめに

保育費用は母親の就労に抑制的な効果をもつと考えられ、実証研究でも大石（2003）においてそのような実証結果が示されている。しかし、正社員が育児のために退職することによる生涯所得の損失としての機会費用は、保育費用よりはるかに大きく、内閣府（2005）の推計によれば、保育費用400万円未満に対して機会費用は大卒女性で2億円程度になる。

このように生涯での機会費用が保育費用よりはるかに大きいにもかかわらず、保育費用が母親の就労に抑制的な効果をもち、育児のために退職する正社員女性が少なくないことについては、生涯所得に関するリスクの影響があると考えられる¹⁾。内閣府（2005）の機会費用の推計は、正社員が同一企業で定年まで働き続ける標準労働者のケースと、育児のために退職してパート・アルバイトとして再就職したケースとの比較に基づいているが、内閣府（2005）自身に述べられているように、女性で標準労働者の割合はわずかであり、そこから離脱するリスクは大きい。

しかし、母親の就労に対する保育費用の影響について、こうした生涯所得のリスクの観点からの分析は行われていない。そこで、本稿では、母親の就労継続に対する保育費用の影響について、生涯所得のリスクを考慮した簡単な理論モデルを導出し、保育費補助の効果や効率性についての分析を行う。以下、第2節で理論モデルによる検討、第3節でパネルデータに基づく検証を行う。最後

に、第4節で結論を述べる。

2. 分析の枠組み——リスクを考慮した機会費用と保育費用の比較

(1) 就労継続と出産退職の比較

以下では、正社員が出産に際して就労を続ける就労継続の場合と、育児のために退職してパート・アルバイトとして再就職する出産退職の場合²⁾との比較を行う。ただし、1.で述べたように、出産に際して就労継続しても同一企業で定年まで働き続けられるとは限らず、就労継続の場合の生涯所得にはリスクがあるため、比較は期待生涯効用によることになる。

効用について、相対的危険回避度一定で加法分離性のある通時的効用関数を仮定すると、生涯効用 U は、

$$U = \sum_{s=0}^T \{(c_s^{1+r} - 1) / (1-r) / (1+d)^s\} \quad [1]$$

(T : 出産後の勤労期間、 c_s : 各期の消費、 r : 相対的危険回避度、 d : 時間選好率)と表せる ($r > 0$)³⁾。

生涯効用 U は生涯所得 Y に依存するから、正社員が出産に際して就労を続ける就労継続の場合の期待生涯効用 $E(U_a)$ と、育児のために退職してパート・アルバイトとして再就職する出産退職の場合の生涯効用 U_b の比較は、それぞれの場合の生涯所得 Y_a 、 Y_b に依存する⁴⁾。すなわち、

$$E(U_a) \geq U_b \Leftrightarrow E(Y_a^{1+r}) / (1-r) \geq Y_b^{1+r} / (1-r) \quad [2]$$

である。

$Y_a^{1-r} / (1-r)$ は Y_a の凹関数である⁵⁾から、 $E(Y_a) < Y_b$ であれば就労継続は出産退職より不利となるのに加え、 $E(Y_a) > Y_b$ であっても就労継続が出産退職より不利となる場合がある。これは、就労継続の場合の生涯所得にリスクがあることによるリスク・プレミアムのためである。

(2) 就労継続における生涯所得のリスクの分布型

将来賃金の上昇を考慮し、就労継続の場合の出産前の賃金 w_0 (正社員) と出産退職の場合の再就職の賃金 x_0 (パート・アルバイト) に対する出産後の生涯平均賃金の比率を $1+g$ 、 $1+h$ とすると、それぞれの場合の生涯所得は

$$Y_a = (1+g)Tw_0, Y_b = (1+h)Tx_0$$

と表せる。ただし、 x_0 には無償労働による所得を含む。出産退職の場合には、自ら育児を行うことにより保育費用がかからずにすむが、その分は無償労働による所得とみなせる。これを [2] 式に代入すれば、就労継続と出産退職を比較する式は、

$$E(U_a) \geq U_b \Leftrightarrow E((1+g)^{1-r}) (Tw_0)^{1-r} / (1-r) \geq (1+h)^{1-r} (Tx_0)^{1-r} / (1-r) \quad [3]$$

となる。

このうち、 $1+g$ は、就労継続の場合の生涯所得にリスクがあることを反映した確率変数である。この $1+g$ は、長期の勤労期間にわたる各年の賃金変化の積と考えられるから、その対数 $\log(1+g)$ は各年の賃金変化の対数の長期にわたる和になり、中心極限定理により、 $\log(1+g)$ は正規分布、したがって、 $1+g$ は対数正規分布に従う⁶⁾。これにより、

$$\mu = E(\log(1+g)), \sigma^2 = V(\log(1+g))$$

と定義すると、

$$E(1+g) = \exp(\mu + \sigma^2/2) \quad [4]$$

である。

次に、 $\log((1+g)^{1-r}) = (1-r) \log(1+g)$ だから、正規分布の再生性により、 $\log(1+g)^{1-r}$ は正規分布、したがって、 $(1+g)^{1-r}$ は対数正規分布に従う。よって、

$$E(\log(1+g)^{1-r}) = (1-r)\mu$$

$$V(\log(1+g)^{1-r}) = (1-r)^2\sigma^2$$

となるから、[4] 式に示されるような、期待値と対数の期待値・分散との関係を用いることにより、 $E((1+g)^{1-r}) = \exp((1-r)\mu + (1-r)^2\sigma^2/2) = \{\exp(-r\sigma^2/2) E(1+g)\}^{1-r}$ [5] である。

これを [3] に代入すれば、

$$E(U_a) \geq U_b \Leftrightarrow \{Tw_0 \exp(-r\sigma^2/2) E(1+g)\}^{1-r} / (1-r) \geq \{Tx_0(1+h)\}^{1-r} / (1-r)$$

となるから、就労継続と出産退職の比較は、

$$E(U_a) \geq U_b \Leftrightarrow \{Tw_0 E(1+g)\} / \{Tx_0(1+h)\} \geq \exp(r\sigma^2/2) \quad [6]$$

に基づく⁷⁾。

[6] 式の右辺は 1 より大きいから、その範囲で就労継続の場合の期待生涯所得が出産退職の場合を上回っても、就労継続は出産退職より不利となる。したがって、 $\exp(r\sigma^2/2) - 1$ は、就労継続の場合の生涯所得にリスクがあることによるリスク・プレミアムとみなせる。これは、相対的危険回避度 r と賃金変化 $1+g$ の対数の分散 σ^2 が大きいほど、大きくなる。

(3) 保育費補助の生涯所得リスクに対する保険機能とその効率性

以上のような就労継続での生涯所得リスクによるリスク・プレミアムに対して、これに見合う保育費補助を行うことによって、社会の総所得が増加する。[6] 式において $b_0 E(1+g)$ の保育費補助がなされると、

$$E(U_a) \geq U_b \Leftrightarrow \{(Tw_0 + b_0) E(1+g)\} / \{Tx_0(1+h)\} \geq \exp(r\sigma^2/2)$$

$$\therefore E(U_a) \geq U_b \Leftrightarrow \{Tw_0 E(1+g)\} / \{Tx_0(1+h)\} \geq \exp(r\sigma^2/2) - b_0 E(1+g) / \{Tx_0(1+h)\} \quad [7]$$

であるから、[6] 式に比べて就労継続が有利になり、保育費補助後は補助前に比べて就労継続が増

加する。さらに

$$b_0 E(1+g) / \{T_{X_0}(1+h)\} \leq \exp(r\sigma^2/2) - 1$$

であれば、保育費補助で就労継続が増加するのは、 $\{T_{W_0}E(1+g)\} / \{T_{X_0}(1+h)\} > 1$ 、すなわち、所得が増加する範囲内となる。

このように、保育費補助率 $b_0 E(1+g) / \{T_{X_0}(1+h)\}$ が生涯所得リスクによるリスク・プレミアム $\exp(r\sigma^2/2) - 1$ の範囲であれば、就労継続の増加により社会の総所得が増加する。これは、保育費補助に生涯所得リスクに対する保険の機能があることによる。

ただし、ここでは、保育費補助の財源調達について一括固定額税等を前提とし、その影響を考慮していないが、就労継続後に保育費補助の財源を負担すると想定しても、保育費補助によって社会の総所得や期待効用が増加すると考えられる。

(2) で述べた就労継続の場合の生涯所得リスクに対して、

$$\text{保険料率 } 1 - (1+g)^{-t}, 0 < t < 1$$

$$\text{保険給付率 } (1+g)^{-t} \{ \exp(t\mu + \sigma^2/2) - (1-t)^2 \sigma^2/2 - 1 \}$$

の保険を考える。保険料率の $1+g$ による微分は、 $t(1+g)^{-t-1} > 0$ であるから、保険料は累進税を表すとみなせ、また、保険給付は、出産に際して就労継続の場合のものであるから、保育費補助がこれに相当する。両者については、

$$\text{保険料の期待値} : E\{[1 - (1+g)^{-t}] Y_a\}$$

$$= \{E(1+g) - E((1+g)^{-t})\} T_{W_0}$$

$$\text{給付の期待値} : E\{(1+g)^{-t} \{ \exp(t\mu + \sigma^2/2) - (1-t)^2 \sigma^2/2 - 1 \} Y_a\}$$

$$= \{E((1+g)^{-t} \exp(t\mu + \sigma^2/2 - (1-t)^2 \sigma^2/2)) - E((1+g)^{-t})\} T_{W_0}$$

$$= \{ \exp((1-t)\mu + (1-t)^2 \sigma^2/2) \exp(t\mu + \sigma^2/2) - (1-t)^2 \sigma^2/2 - E((1+g)^{-t}) \} T_{W_0}$$

$$= \{ \exp(\mu + \sigma^2/2) - E((1+g)^{-t}) \} T_{W_0}$$

$$= \{E(1+g) - E((1+g)^{-t})\} T_{W_0}$$

であるから、給付の期待値は保険料(税)の期待値と等しい。

このような保育費補助・保険料負担後の生涯所得 Y_{ah} は、

$$Y_{ah} = Y_a + (1+g)^{-t} \{ \exp(t\mu + \sigma^2/2 - (1-t)^2 \sigma^2/2) - 1 \} Y_a$$

$$= (1+g)^{-t} \exp(t\mu + \sigma^2/2 - (1-t)^2 \sigma^2/2) Y_a$$

$$= (1+g)^{-t} \exp(t\mu + \sigma^2/2 - (1-t)^2 \sigma^2/2) T_{W_0}$$

と表されるから、補助後の期待効用 $E(U_{ah})$ と補助前の期待効用 $E(U_a)$ との比較については、[3] 式を考慮すると、

$$E(U_{ah}) \geq E(U_a)$$

$$\Rightarrow E\{[(1+g)^{-t} \exp(t\mu + \sigma^2/2 - (1-t)^2 \sigma^2/2)]^{1-r}\} \times (T_{W_0})^{1-r} / (1-r) \geq E\{(1+g)^{-t}\} (T_{W_0})^{1-r} / (1-r)$$

となる。保育費補助後については、

$$E(\log\{(1+g)^{-t}\}^{1-r}) = (1-r)(1-t)\mu$$

$$V(\log\{(1+g)^{-t}\}^{1-r}) = (1-r)^2(1-t)^2 \sigma^2$$

であるから、[4] 式、[5] 式に示されるような、期待値と対数の期待値・分散との関係を用いることにより、

$$E\{[(1+g)^{-t} \exp(t\mu + \sigma^2/2 - (1-t)^2 \sigma^2/2)]^{1-r}\} (T_{W_0})^{1-r} / (1-r)$$

$$= \exp\{(1-r)(1-t)\mu + (1-r)^2(1-t)^2 \sigma^2/2\} \exp\{(1-r) \times [t\mu + \sigma^2/2 - (1-t)^2 \sigma^2/2]\} (T_{W_0})^{1-r} / (1-r)$$

$$= \exp\{(1-r)\mu + (1-r)^2 \sigma^2/2\} \exp\{r(1-r) \{1 - (1-t)^2\} \sigma^2/2\} (T_{W_0})^{1-r} / (1-r)$$

$$= E\{(1+g)^{-t}\} \exp\{r(1-r) \{1 - (1-t)^2\} \sigma^2/2\} (T_{W_0})^{1-r} / (1-r)$$

となる。したがって、保育費補助後の補助前との差は

$$E\{(1+g)^{-t}\} (T_{W_0})^{1-r} \{ \exp\{r(1-r) \{1 - (1-t)^2\} \sigma^2/2\} - 1 \} / (1-r)$$

となり、 $r > 0$, $0 < t < 1$ より、正であるから、保育費補助後の期待効用は補助前の期待効用よりも大きい。

また、

$$E\{[(1+g)^{-t} \exp(t\mu + \sigma^2/2 - (1-t)^2 \sigma^2/2)]^{1-r}\}$$

$$= \exp\{-r(1-r)(1-t)^2 \sigma^2/2\} E\{(1+g)^{-t}\}^{1-r}$$

より、

$$E\{[(1+g)^{-t} \exp(t\mu + \sigma^2/2 - (1-t)^2 \sigma^2/2)]^{1-r}\} \times (T_{W_0})^{1-r} / (1-r)$$

$$= \{T_{W_0} \exp\{-r(1-r)(1-t)^2 \sigma^2/2\} E\{(1+g)^{-t}\}^{1-r} / (1-r)$$

であるから、保育費補助後の就労継続と出産退職の比較は、補助前の [6] 式に対して、

$$E(U_{ah}) \geq U_b \Leftrightarrow \{T w_0 E(1+g)\} / \{T x_0(1+h)\} \geq \exp(r(1-t)^2 \sigma^2 / 2) \quad [8]$$

に基づく。[8] 式と [6] 式の右辺を比べると、 $0 < t < 1$ より、

$$1 < \exp(r(1-t)^2 \sigma^2 / 2) < \exp(r \sigma^2 / 2)$$

であるから、[8] 式は [6] 式に比べて就労継続が有利になり、保育費補助後は補助前に比べて就労継続が増加する。さらに $1 < \exp(r(1-t)^2 \sigma^2 / 2)$ より、保育費補助で就労継続が増加するのは、 $\{T w_0 E(1+g)\} / \{T x_0(1+h)\} > 1$ 、すなわち、所得が増加する範囲内となる。このように、就労継続後に保育費補助の財源を負担すると想定しても、保育費補助後は補助前に比べて就労継続が有利になり、社会の総所得が増加する。これは、保育費補助の保険効果によって生涯所得リスクが低下したためであり、総効用も増加する。

3. 母親の就労継続に対する保育費補助の効率性の検証

2. のモデルにおいて、賃金のベースアップは就労継続と出産退職の場合で同じ、すなわち $E(1+g) = 1+h$ と仮定し、[8] 式の両辺について対数をとった、

$$E(U_{ah}) \geq U_b \Leftrightarrow \log(w_0/x_0) - r(1-t)^2 \sigma^2 / 2 \geq 0 \quad [9]$$

に基づき、就労継続に対する保育費補助の効率性を検証した。

(1) 生涯所得のリスクの推定

就労継続の場合の生涯所得リスクを示す賃金変化の対数分散 $(1-t)^2 \sigma^2$ の推定には、個々人を継続調査したパネルデータが必要である。このため、本稿では、公益財団法人家計経済研究所「消費生活に関するパネル調査」の個票の賃金データに基づき、正社員が出産に際して就労を続ける場合の各自の賃金変化を求め、賃金変化の対数分散 $(1-t)^2 \sigma^2$ の推定を行った。「消費生活に関するパネル調査」は、1993年に24～34歳の若年層の女性を全国規模で抽出して毎年行われており、妻（本

図表-1 正社員女性が出産に際して仕事を続ける場合の賃金変動

手取り賃金変化の対数分散： $(1-t)^2 \sigma^2$	
出産前と子3歳時点との間	0.028
子4歳時点と子6歳時点との間	0.030
両者の賃金変化の相関係数	-0.047
同相関係数の有意確率	0.721

人）と夫について、9月の手取り賃金（税、社会保険料控除後の月給）が調査されている⁸⁾。したがって、これによる賃金変化の対数分散は課税後のもの $(1-t)^2 \sigma^2$ と対応すると考えられる。

推定結果は図表-1のとおりであり、育児休業取得等による一時的な影響を除いて出産前と子3歳時点との間で見ると、1年当たり賃金変化の個人間対数分散は0.028となっている。これは、入学に対応する子6歳時点と子4歳時点との間で見ても、0.030と同様の値になっている⁹⁾。また、両者の賃金変化の相関係数は小さく、有意でない。そこで、1年当たり賃金変化は、各年独立かつ対数分散一定と想定し、1年当たり賃金変化の対数分散に出産時から定年までの勤労年数の半分を乗じることにより、出産前の賃金 w_0 に対する生涯平均賃金の比率 $1+g$ の対数分散を推定した。平均勤労期間（約30年）での対数分散は0.43である。

ただし、この推定ではサンプル数が100前後と小さいが、総務省統計局『平成11年全国消費実態調査報告』により、妻の賃金月額対数分散を推定しても大差のない値が得られた。すなわち、上記の平均勤労期間に当たる夫30～59歳の妻の収入階級別分布から、その対数分散を推定すると0.59で、上記の推定値0.43と大きな差はない¹⁰⁾。

(2) 仮想的な保育費用の推定（出産退職の場合）

出産に際して就労を続ける場合には、保育費用がかかるが、実際に就労継続する女性については、「消費生活に関するパネル調査」の育児費用から保育費用の月額が得られる¹¹⁾。しかし、[9] 式に基づく推計のためには、出産退職した女性が仮に就労継続した場合の保育費用も必要である。そこで、この場合の保育費用を推計するために、同調査に基づいて保育費用関数を推定した。

推定結果は図表-2のとおりであり、夫の賃金の

図表-2 保育費用関数の推定結果

変数	係数	標準誤差	t 値	有意確率
夫の手取り賃金 (万円) の対数	1.109	0.128	8.658	0.000
指定都市ダミー	1.325	0.571	2.318	0.023
その他の市ダミー	1.115	0.501	2.225	0.029

注: 自由度調整済決定係数 0.843
サンプル数 91

高いほうが、また、都市部に居住するほうが保育費用が高い。夫の賃金の影響については、保育所の保育料が所得に応じた額になっていることが反映されていると考えられる¹²⁾。また、居住地の影響については、都市部のほうが保育所の保育単価が高いことや、保育所の利用が難しく認可外保育施設を利用することになる可能性が高いことが反映されていると考えられる。

なお、大石 (2003) では、母親が就労し、かつ、保育所を利用している場合だけ保育料が観察可能であることによるサンプル・セレクション・バイアスを修正した推定を行っているが、セレクション項は5%水準で有意でない。保育所の保育料は制度的に決まっているため、推定対象範囲の違いで大差はないと考えられる。

(3) 就労関数の推定

以上の推定を踏まえ、正社員が就労継続か出産退職かを選択する就労関数を推定した。推定は、就労継続確率P について、[9] 式に基づき、次のようなロジスティック回帰を行った。

$$P = \exp(a \{ \log(w_0/x_0) - r(1-t)^2 \sigma^2/2 \}) / [1 + \exp(a \{ \log(w_0/x_0) - r(1-t)^2 \sigma^2/2 \})] \quad [10]$$

就労継続の場合と出産退職の場合との賃金の比率 w_0/x_0 については、厚生労働省「賃金構造基本統計調査」、「毎月勤労統計調査」によるパート・アルバイトの賃金に、無償労働による所得の分として「消費生活に関するパネル調査」による保育費用を加えたもので、同調査による正社員の賃金を割って求めた。

各変数の記述統計量は図表-3のようになっている。就労継続の場合と出産退職の場合との賃金の比率 w_0/x_0 は、平均で2.8倍となっており、内閣府

図表-3 賃金、保育費用等の記述統計量

(賃金、保育費の額は万円単位)

変数	平均	標準偏差
就労継続と出産退職との生涯手 取り賃金の比率	2.78	0.78
(同、保育費補助のない場合)	2.69	0.78
生涯手取り賃金変化の対数分散	0.43	0.05
就労継続の生涯手取り賃金 (同、保育費補助のない場合)	8266.08	2158.20
出産退職の生涯手取り賃金 (無償保育労働を含む)	7993.48	2158.20
就労継続の生涯手取り賃金 (無償保育労働を含む)	2975.98	420.65
就労継続の手取り賃金 (月額)	18.03	5.34
出産退職の手取り賃金 (月額)	9.80	0.19
保育費 (月額)	3.17	2.53

注: サンプル数 171

(2005) の推計において5倍程度であるのに比べて低い。これは、就労継続の場合として、内閣府(2005)では正社員が同一企業で定年まで働き続ける標準労働者のケースを考えているのに対し、本稿では標準労働者から離脱するケースも含めていること、また、内閣府(2005)では税込み賃金によるのに対し、本稿では手取り賃金によっていること等を反映している。就労継続か出産退職かの選択は、就労継続でも標準労働者から離脱するケースも考慮し、手取り賃金に基づいて行われると考えられる。

また、保育費用は、図表-3のように平均で月額3万円程度となっており、予算ベースでの保育所在籍児1人当たり保護者負担¹³⁾に近い。これは保育費補助後のものであり、予算ベースでの公費負担は保護者負担の1.2倍程度となっていることから、保育費補助は平均で月額4万円弱と見込まれ、図表-3のように、生涯所得は3%程度多くなる。

就労関数の推定結果は図表-4のとおりであり、相対的危険回避度は2程度と推定される¹⁴⁾。ただし、相対的危険回避度の有意性はやや低く、サンプル数も170程度と小さいが、相対的危険回避度の推定値は先行研究に近いものとなっている。すなわち、相対的危険回避度については、Szpiro (1986) において、保険需要に基づく推定が各国に関して行われているが、その中で、日本の推定値は2.8程度となっており、ここでの推定結果に近い。ま

図表-4 就労関数の推定結果

変数	推定値	標準誤差	有意確率
就労継続と出産退職との生涯手取り賃金比率（対数）の係数：a	2.572	0.681	0.000
相対的危険回避度：r	2.078	1.110	0.061

注：自由度調整済決定係数 0.445
サンプル数 171

た、浜田（1998）では、所得、消費、金利等のマクロ・データに基づき、相対的危険回避度を2.5程度と推定している。

(4) 就労継続に対する保育費補助の効率性

図表-4の推定結果を平均値で評価すると、[9]式の第1項は1.02、第2項は0.44である。これに対して、保育費補助がなければ、就労継続の場合に不利な影響を及ぼし、図表-3のように w_0/x_0 は平均で2.8倍から2.7倍に低下するため、[9]式の第1項は0.99と、0.03だけ小さくなる。すなわち、[9]式の第1項は保育費補助により0.03だけ大きくなっているが、これは第2項より小さい¹⁵⁾。したがって、実際の保育費補助は、就労継続の場合の生涯所得リスクを減少させる範囲にあるから、就労継続の増加により社会の総所得が増加する。すなわち、実際の保育費補助は、過大な就労継続を奨励していることはなく、効率的な補助であるといえる。

また、保育費補助の財源調達面を考慮すると、2.(3)で述べたように、保育費補助に見合う（期待値が等しい）負担は $\{1+(1+g) - (1+g)^{1-t}\} Tw_0$ と表されるから、負担率の期待値は、 $1 - E((1+g)^{1-t}) / \{E(1+g)\}$

と表される。[5]式と同様にして $E((1+g)^{1-t}) = \exp((1-t)\mu + (1-t)^2\sigma^2/2)$ であり、また、[4]式より $E(1+g) = \exp(\mu + \sigma^2/2)$ であるから、 $1 - E((1+g)^{1-t}) / \{E(1+g)\} = 1 - \exp((1-t)\mu + (1-t)^2\sigma^2/2 - (\mu + \sigma^2/2))$

ここで、 $f(t) = (1-t)\mu + (1-t)^2\sigma^2/2 - (\mu + \sigma^2/2)$ とすると、 $f'(t) = -\mu - (1-t)\sigma^2$ であるから、 $0 < t < 1$ において、 $f'(t) < 0$

さらに、

$$f(0) = 0, f(1) = -(\mu + \sigma^2/2)$$

であるから、

$$0 < t < 1 \text{ において、} 0 > f(t) > -(\mu + \sigma^2/2)$$

したがって、

$$0 < t < 1 \text{ において、} 0 < 1 - E((1+g)^{1-t}) / \{E(1+g)\} < 1 - 1/E(1+g) \tag{11}$$

となる。

(3)で述べたように、保育費補助の負担率は3%程度と見込まれるが、 g は、出産後定年までの長期の勤労期間に対応する賃金上昇率であるから、通常3%よりは大きいであろう。したがって、負担率の期待値 $1 - E((1+g)^{1-t}) / \{E(1+g)\}$ は $0 < t < 1$ に対応する範囲にあるため¹⁶⁾、2.(3)で述べたように、保育費補助によって社会の総所得や期待効用が増加すると考えられる。

4. 結論

保育費用は母親の就労に抑制的な効果をもつと考えられるが、正社員が育児のために退職することによる生涯所得の損失としての機会費用は、保育費用よりはるかに大きい。それにもかかわらず、保育費用が母親の就労に抑制的な効果をもち、育児のために退職する正社員女性が少なくないことについては、生涯所得に関するリスクの影響があると考えられる。

しかし、母親の就労に対する保育費用の影響について、こうした生涯所得やそのリスクの観点からの分析は行われていない。そこで、本稿では、母親の就労継続に対する保育費用の影響について、生涯所得とそのリスクの観点に基づく簡単な理論モデルを導出し、保育費補助の効果の推計やその効率性についての検討を行った。

推定結果を見ると、実際の保育費補助は、就労継続の場合の生涯所得リスクを減少させる範囲にあるから、期待効用が増加するとともに、就労継続の増加により社会の総所得が増加する。すなわち、保育費補助は、過大な就労継続を奨励してい

ることはなく、効率的な補助であるといえる。

付記

本稿は、筆者が所属する組織の見解を示すものではなく、内容に関しての全ての責任は筆者にある。

注

- 1) もちろん、非経済的な要因等もあろうが、それだけで機会費用と保育費用との大差が埋め合わせられるとは考えられない。
- 2) 内閣府（2005）のとおりに、これが最も多い再就職のケースと考えられる。
- 3) このように表せるのは $r \neq 1$ の場合であるが、 $r=1$ の場合でも、

$$U = \sum_{s=0}^T \log c_s / (1+d)^s$$

と表せて $r=1$ で効用関数は連続であり、以下での論理展開も成り立つ（浜田（1998）参照）。

- 4) 予算制約の下での効用最大化より、

$$\max U \text{ s.t. } \sum_{s=0}^T \{c_s / (1+i)^s\} = Y$$

(i : 利子率、 Y : 生涯所得)

となるように各期の消費 c_s が決定されるから、[1] 式の生涯効用関数より、

$$c_s^{-r} / (1+d)^s - \lambda / (1+i)^s = 0$$

$$c_s / c_{s-1} = \{(1+d) / (1+i)\}^{-1/r} \therefore c_s = \{(1+d) / (1+i)\}^{-s/r} c_0$$

$$\therefore c_s = \{(1+d) / (1+i)\}^{-s/r} \{1 - (1+i)^{1/r-1} (1+d)^{-1/r}\} / \{1 - \{(1+i)^{1/r-1} (1+d)^{-1/r}\}^{s+1}\} Y$$

したがって、 $c_s = k_s Y$ (k_s は就労継続の場合と出産退職の場合で共通) と表せるから、

$$U = \sum_{s=0}^T \{ (k_s^{1-r} Y^{1-r} - 1) / (1-r) / (1+d)^s \}$$

したがって、

$$E(U_a) - U_b = (E(Y_a^{1-r}) - Y_b^{1-r}) / (1-r) \sum_{s=0}^T \{k_s^{1-r} / (1+d)^s\}$$

となり、両ケースの生涯効用の相違は生涯所得の違いに依存する。

- 5) $Y_a^{1-r} / (1-r)$ を Y_a で2回微分すれば、 $-r Y_a^{-1-r} < 0$ となる。
- 6) したがって、賃金増加率 g が正規分布に従うと仮定すべきではない。そもそも、正規分布の仮定では、 $g < -1$ 、すなわち、賃金がマイナスになるというあり得ないケースが含まれることになる。これは、金利についても同様である。
- 7) これは $r=1$ でも当てはまる。 $r=1$ の場合には、[3] 式が、

$$E(U_a) \geq U_b \Leftrightarrow E(\log((1+g) T w_0)) \geq \log((1+h) T x_0)$$

となり、[4] 式より、

$$E(\log(1+g)) = \mu = \log(E(1+g)) - \sigma^2/2$$

であるから、就労継続と出産退職の比較は、

$$E(U_a) \geq U_b \Leftrightarrow \{T w_0 E(1+g)\} / \{T x_0 (1+h)\}$$

$$\geq \exp(\sigma^2/2)$$

に基づくが、これは [6] 式で $r=1$ の場合に当たる。

- 8) 「消費生活に関するパネル調査」では、勤め先収入の年収や税金・社会保険料の年額も調査されているが、前年の値であるため、調査時点の就業状況等と対応せず、また、税金・社会保険料の回答率も低い。
- 9) 賃金変化率は賃金水準や年齢によって異なる可能性があるが、回帰分析においてこれらの効果は有意ではなかった。
- 10) 両者の差については、全国消費実態調査による推定には、出産前に正社員ではなかった女性も含まれること、賃金変化ではなく賃金自体の対数分散を求めているため、出産前の賃金水準の散らばりも含まれてしまうこと等の要因が考えられる。
- 11) 出産した子についての保育費用が得られるのは、「消費生活に関するパネル調査」の第10年度調査までである（第11年度調査以降は、未就学児全員の合計費用しか得られない）ため、本稿では第10年度調査までを分析対象とした。ただし、生涯所得のリスクの推定には、その後の調査データも用いている。
- 12) 妻の賃金の影響は有意でなく、また、大石（2003）が述べているように、保育費用の説明変数に妻の賃金を含めると妻の就業との内生性の問題が生じるため、妻の賃金は除いた。また、年次ダミーは有意でなかった。
- 13) 中央教育審議会初等中等教育分科会幼児教育部会第10回配布資料による2003年度値。
- 14) [9] 式に年次ダミーを加えた推定も行ったが、年次ダミーは有意でなかった。[9] 式は、就労継続の場合と出産退職の場合との賃金の比率 w_0/x_0 を説明変数としているため、賃金水準の年次変化の影響を受けにくいと考えられる。また、居住地ダミーや夫の賃金も有意でなかったが、これらは保育費用の説明変数となっているため、保育費用を通じた間接的な影響はある。
- 15) 相対的危険回避度の推定誤差を考慮しても、第2項は0.20 ~ 0.67であり、保育費補助の効果は第2項より小さい。
- 16) [11] 式は t が1をかなり超える場合にも成立するが、保育費補助の負担率は3%程度と見込まれることから、このようなケースは生じない。

文献

大石亜希子, 2003, 「母親の就業に及ぼす保育費用の影響」『季刊社会保障研究』39 (1) : 55-69.
 内閣府, 2005, 『平成17年版国民生活白書』.
 浜田浩児, 1998, 「インフレ・リスク、高齢化と公的年金、個人年金の機能」チャールズ・ユウジ・ホリオカ・浜田浩児編『日米家計の貯蓄行動』日本評論社, 135-174.
 Szpiro, George G. 1986, "Relative Risk Aversion around the World," *Economics Letters*, 20: 19-21.

はまだ・こうじ 内閣府経済社会総合研究所 総括政策研究官。主な著書に『高齢者雇用の現状と課題』（共著、労働政策研究・研修機構、2012）。社会保障論・経済統計専攻。(koji.hamada@cao.go.jp)