

Table 2. Average Monthly Hazard Rates by Parity

Transition	Parity					
	0	1	2	3	4+	All
$E_N$ to $NE_N$	0.0356 (0.001)	0.0377 (0.002)	0.0334 (0.001)	0.0304 (0.002)	0.0340 (0.002)	0.0347 (0.001)
$E_{N+1}$	0.0081 (0.001)	0.0071 (0.001)	0.0025 (0.0004)	0.0014 (0.0004)	0.0012 (0.0004)	0.0047 (0.0003)
$NE_N$ to $E_N$	0.0374 (0.002)	0.0209 (0.001)	0.0199 (0.001)	0.0180 (0.001)	0.0153 (0.001)	0.0214 (0.0004)
$NE_{N+1}$	0.0416 (0.002)	0.0212 (0.001)	0.0094 (0.001)	0.0071 (0.001)	0.0056 (0.001)	0.0154 (0.0004)

Note: Estimated asymptotic standard errors are within parentheses.

Table 3. Determinants of Transitions From Employment

Variable	Mean (SD)	Coefficient (SE)	
		$NE_N$	$E_{N+1}$
Intercept	—	-3.40*** (0.41)	-14.48*** (1.60)
Years of work experience of wife	8.11 (5.75)	-0.08*** (0.01)	0.055*** (0.019)
Imputed wage rate of wife (\$/hr.)	3.85 (0.90)	-0.14*** (0.04)	0.07 (0.11)
Imputed wage rate of husband (\$/hr.)	6.81 (1.23)	0.03 (0.02)	-0.06 (0.06)
Nonwage income (\$1,000s/mo.)	0.059 (0.267)	0.25*** (0.08)	0.32* (0.20)
Race			
1 = black	0.115 (0.319)	-0.26*** (0.07)	0.33*** (0.16)
1 = Hispanic	0.103 (0.304)	-0.08 (0.07)	0.48*** (0.17)
Education of wife	12.2 (2.6)	-0.013 (0.012)	0.01 (0.03)
Age of wife	30.3 (7.0)	-0.09*** (0.03)	0.50*** (0.11)
(Age of wife) <sup>2</sup>	964.4 (432.9)	0.0011*** (0.0004)	-0.011*** (0.002)
No. of other adults in household	0.19 (0.54)	-0.08* (0.05)	0.31*** (0.13)
Potential child-care tax credit (\$/yr.)	222.44 (42.9)	-0.004*** (0.0006)	0.0014 (0.0014)
Average reported child-care costs (\$/week)	23.5 (3.4)	0.020*** (0.007)	0.009 (0.021)
Log likelihood		-19,073	-3,227

Note: Coefficients are effects on the log of the daily hazard rate.

\* Significant at the 10 percent level.

\*\* Significant at the 5 percent level.

\*\*\* Significant at the 1 percent level.

Table 4. Determinants of Transitions From Nonemployment

Variable	Mean (SD)	Coefficient (SE)	
		$E_N$	$NE_{N+1}$
Intercept	—	-4.73*** (0.41)	-6.77*** (0.53)
Years of work experience of wife	4.6 (4.3)	0.12*** (0.01)	0.07*** (0.01)
Imputed wage rate of wife (\$/hr.)	3.44 (0.85)	0.16*** (0.04)	0.17*** (0.05)
Imputed wage rate of husband (\$/hr.)	6.78 (1.26)	-0.02 (0.02)	-0.06** (0.03)
Nonwage income (\$1,000s/mo.)	0.059 (0.467)	0.034 (0.040)	0.03 (0.04)
Race			
1 = black	0.10 (0.30)	-0.14* (0.07)	0.02 (0.08)
1 = Hispanic	0.13 (0.34)	-0.16*** (0.07)	0.17* (0.07)
Education of wife	11.3 (2.7)	0.048*** (0.012)	-0.004 (0.01)
Age of wife	29.8 (7.0)	-0.14*** (0.03)	0.10*** (0.04)
(Age of wife) <sup>2</sup>	938.9 (429.6)	0.0012*** (0.0004)	-0.0043*** (0.0007)
No. of other adults in household	0.19 (0.56)	-0.002 (0.04)	0.06 (0.05)
Potential child-care tax credit (\$100s/yr.)	215.5 (55.5)	-0.002*** (0.0005)	-0.0004 (0.0005)
Average reported child-care costs (\$/week)	24.0 (3.7)	-0.032** (0.007)	-0.019** (0.008)
Log likelihood		-19,137	-14,099

Note: Coefficients are effects on the log of the daily hazard rate.

\* Significant at the 10 percent level.

\*\* Significant at the 5 percent level.

\*\*\* Significant at the 1 percent level.

## 【別添資料5】

### Taxes and the Family: The Impact of the Tax Exemption for Dependents on Marital Fertility

Lesli A. Whittington (1992)

*Demography*, Vol.29, No.2

アメリカについて、保育費控除などの所得税控除額の増大が、出産のタイミングに対してどのような影響を与えるのか分析した研究。

#### 1. 問題意識

Becker のモデルなどを考えると、育児に対する支援、たとえば税控除などは、子育てのコストを軽減することになり、その結果、出生率が上昇する。このような税控除の出産に対する効果は、アメリカにおける時系列分析など、先行研究にいくつかの分析がある。これらの分析を通して、税控除が出生率にプラスの影響を持っていることが確認されているものの、その弾力性はきわめて小さい。Espenshade and Minarik(1987)<sup>17</sup>では、控除額の拡大による課税後所得の拡大は、子供を一人増やすことによるコストの増加を相殺しないと述べ、税控除の出産に対する効果の限界を示した。

法定控除額や法定税率の変更によって実際の控除額は変動するが、これが最大になったとき、出産へのインセンティブもまた、最大になるだろうと考えられる。よって、ここでは控除額の変更が短期の出産決定に影響を及ぼすことを明らかにすることが、研究の目的となる。

#### 2. 分析

##### <モデル>

被説明変数は、子供を産むか否かの2値変数で、条件付きロジット分析をおこなう。したがって、ここで明らかにされるのは、ある家計にとって説明変数の変化がどのように影響を及ぼすのかということであり、説明変数の異なるレベルが異なる家計にどのような影響を及ぼしているかということではない。言い換えれば、控除額の変化がある家計の出産確率にどのような影響を与えるかを見るものであって、控除額の違う二つの家計のうちどちらの出産確率が高いかを見るものではない。

説明変数として、まず挙げられるのは、扶養家族控除である。控除額は、家族の限界税率によって決定される。調査対象とした期間にも限界税率の見直しによって控除額が拡大

---

<sup>17</sup> Espenshade, Thomas J. and Joseph J. Minarik (1987) "Demographic Implications of the 1986 U.S. Tax Reform." *Population and Development Review* Vol.13, pp.115-27

している。控除は子供の価格を下げ、また子供の数によっても支給されるので、ここでは出生率に対して正の効果を予想する。

次に、出産の機会費用となる女性賃金率を説明変数とする。ただし全ての女性が就労しているわけではないので、Heckman の手法を使って全ての女性に対する帰属賃金（推定市場賃金）を推定した。これは時間の価値とも言うことができる。仮に賃金率が上昇すれば、子供の時間コストも増加し、出生率を引き下げると考えられる。よって、負の効果を想定する。

課税後の所得も重要な説明変数である。この符号ははっきりしない。所得が増加した場合、家計が子供を増やそうと考えるか、あるいは一人当たりの子供に対する投資を増やして質を高めようとするかという問題が存在するからである。

出産は、融資控除や保育費控除などの税政策にも影響を受けるだろう。しかし、これらは家を購入したり育児サービスを購入したりした場合に発生するものである。それ以上に、家族の決定に依存する。よって、これらの包括的な税政策は今回の分析の対象外とする。

なお、子供を出産するには時間が必要となるため、説明変数の影響力は被説明変数に対してラグを持っていると考えられる。そこで、今回は単年ラグと 3 年間のラグの両方を設定して分析する。

控除額についてだが、控除額を決定する限界税率は、女性の就業によって変動する。女性は就業と出産を同時決定しているという意味で、税率は出産についての内生変数といえるだろう。つまり、控除額も内生変数となり、出産の攪乱項と相関を持ってしまう。この問題を解決するために、操作変数を用いた予想控除額を控除額とよみかえ、外生化する試みもおこなわれている。

### 3. データ

控除額の変更が出生率に与える効果をみるためには、家族についての複数年の情報が必要になる。しかも、経済と人口動態に関する情報を含んでいなければならない。そこでここでは 1979 年から 1983 年の 5 年分の PSID (Panel Study on Income Dynamics) を用いる。これは出生を含む家計構造についての情報も含まれるだけでなく、収入、賃金、税の情報も網羅した longitudinal データである。

このうち、低所得者層はサンプルから取り除いた。ここでは既婚者のみを分析対象としているため、分析期間中、継続して婚姻状態にある夫婦のみを選び、さらに説明変数にラグをつける必要があることから、1977 年から 1983 年までの 7 年間にわたってデータが確保できるよう、サンプルを調整した。また、出産可能性を考慮して、妻の年齢を分析開始時点で 15-44 歳に限定、使用される予定の変数が欠落している世帯を除いた上で、1979 年から 1983 年の間に少なくとも一人を出産している世帯に限定すると、サンプル数は 294 となった。

この期間を選択した理由は、1979 年に控除額が 750 ドルから 1000 ドル（名目）に増加

したことから、この控除額の拡大の影響を見ることが可能になると考えたためである。

#### 4. 計量分析結果

##### ①実際の扶養控除額モデル

実際の扶養控除額をモデルに組み込んだ推定結果は、後掲の Table 2<sup>18</sup>のようになっている。ここでは、モデル1からモデル5までが推定された。それぞれ、モデル1は当年の控除額を用いたもの、モデル2は1年前の控除額を、モデル3は当年を含めた3年間の控除額を各年でウェイト付けしたものを説明変数としたもの、モデル4は1年前の控除額を用いて1983年時点で30歳以下の女性を対象にしたもの、モデル5は1年前の控除額を用いて1978年時点で30歳以上だった女性を対象にしたものである。

いずれのモデルも、有意にならないものも含め、控除額が与える影響は小さい。

各変数の係数をみると、モデル2の結果が最も有意で、控除額が出産に対して1%水準で有意にプラスの効果を持つこと、また妻の帰属賃金の対数値が10%の水準で有意にマイナスの効果を持つことがわかる。確かに控除額について推定された係数は小さいが、その出産に対する弾力性を計算すると、0.893になる。つまり1%控除額が増加すると出産確率は0.839%増加することをあらわしている。仮に30ドル控除額を増加させると、出生率の増加は8%となり、1988年のアメリカ全体で考えると31万2千人の追加出産が発生する。モデル3においては、さらにその効果は大きい。

課税後所得が有意な値をとらなかったのは、あるいは、時に正の効果を持ち、時には負の効果をもつのは、子供の質と量の問題によるものだろう。

##### ②予想扶養控除額モデル

扶養控除を外生化するための予想控除額をモデルに組み込んだ推定結果は、後掲の Table 3<sup>19</sup>のようになっている。ここでは、モデル3およびモデル4において、保育費控除 (Child Care Credit) の最大額が新たな説明変数として使われた。モデル1は当年の控除額を用いたもの、モデル2は1年前の控除額、モデル3は最大保育費控除が子供の数にかかわらず全ての家計に支払われていると仮定し、扶養控除とともに1年前の数値を使ったもの、モデル4は1979年時点において子供が2人未満だった家族を対象に、1年前の扶養控除と保育費控除を用いたものである。

ここでも予想控除額は出産確率に対し、1%の水準で有意にプラスの効果を持っていることが確かめられた。しかし、女性の帰属賃金率については、いずれも有意な値になっていない。

また、モデル3、モデル4においては、保育費控除についても10%の水準ながら正の効果を確認された。ただし、計算された係数をみると、その値は扶養控除額の半分と小さい。

<sup>18</sup> 論文 221 ページに掲載。

<sup>19</sup> 論文 222 ページに掲載。

つまり、扶養控除の方が保育費控除よりも出産確率に与える影響が大きいことがわかった。また、より保育費控除の利用が見込まれる層としてモデル4を設定したが、モデル3との差異はなかった。

#### 5. 結論および政策への反映

以上の分析の結果、扶養控除額は、家計の子供に対する需要の決定に関係することがわかった。平均的に控除額が増加すれば、子供をさらに出産しようとする家族が見られるだろう。

つまり、税控除額の拡大が育児コスト負担を軽減し、これが増加することによって出産のタイミングを早め、子供数を増加させることにつながる。モデルによっては女性の帰属賃金（推定市場賃金）にも、出産に対するマイナスの効果が有意に観察されている。したがって、各世帯では、出産・育児に関するコストや育児サービス価格の変動を考慮しながら出産を決定しているのではないかと考えられる。直接費用を軽減するような政策も出生率拡大には有効だろう。

Table 2. Maximum Likelihood Conditional Logit Estimates: Differential Effects on Probability of Observing a Birth in a Household, 1979-1983 (Absolute value of t-statistic in parentheses)

Independent Variable	Model				
	1	2	3	4	5
Real Tax Value of Exemption	.0002 (1.023)	.0007*** (4.241)	.0011*** (3.494)	.0011*** (3.61)	.0008* (1.73)
Real After-Tax Income, Net of Wife's Earnings <sup>a</sup>	.00001 (0.008)	.00007 (0.047)	-.0005 (0.344)	.0042 (1.33)	-.0005 (0.23)
Log of Imputed Wage of Wife	-.4607 (1.524)	-.5315* (1.715)	-.5074 (1.628)	-.0563 (0.11)	-.7889 (1.28)
Log-Likelihood	-507.98	-515.73	-519.06	-258.65	-89.46
Average Elasticity of Birth Probability with Respect to Exemption	.230	.839	1.31	1.21	1.19

<sup>a</sup> Income is measured in thousands of dollars.

Model 1: No lag on exemption.

Model 2: One-year lag on exemption.

Model 3: Three-year rectangular lag on exemption.

Model 4: Women aged 30 or younger in 1983; one-year lag on exemption (n = 148).

Model 5: Women aged 30 or older in 1978; one-year lag on exemption (n = 54).

\* Significant at the 10% level.

\*\*\* Significant at the 1% level.

Coefficients are presented as  $\delta p/\delta x = P(1-P)\beta$ .

Table 3. Maximum-Likelihood Conditional Logit Estimates: Probability of Observing a Birth in a Household, 1979-1983, with Predicted Marginal Tax Rate Used in Lieu of Actual Marginal Tax Rate (Absolute value of t-statistic in parentheses)

Independent Variable	Model			
	1	2	3	4
Predicted Tax Value of Exemption	.0010*** (5.39)	.0006*** (3.05)	.0006*** (2.92)	.0006** (2.56)
Real After-Tax Income Net of Wife's Earnings <sup>a</sup>	-.0007 (0.47)	.0008 (0.58)	.0010 (0.69)	.0014 (0.84)
Log of Imputed Wage of Wife	-.4500 (1.42)	-.4790 (1.57)	-.4158 (1.35)	-.3646 (1.06)
Maximum Value of Child Care Credit			.0003* (1.78)	.0003* (1.70)
Log Likelihood	-507.01	-517.12	-515.55	-405.7
Average Elasticity of Birth Probability with Respect to Exemption	1.15	.71	.70	.74

<sup>a</sup> Income is measured in thousands of dollars.

Model 1: No lag on predicted exemption value.

Model 2: One-year lag on predicted exemption value.

Model 3: Maximum value of child care credit given to every family; one-year lag on exemption and child care credit.

Model 4: Families with fewer than two children in 1979; one-year lag on exemption and child care credit (n = 233).

\* Significant at the 10% level.

\*\* Significant at the 5% level.

\*\*\* Significant at the 1% level.

## 【別添資料6】

### Family Benefits and Fertility: An econometric analysis

Gauthier, Anne H., and Hatzius, Jan (1997)

*Population Studies*, Vol.51

合計特殊出生率の対数値に対し、家族手当は影響を与えるか否かについて、OECD22 各国のクロスセクション分析をおこなった研究。

#### 1. 問題意識

近年の出生率低下<sup>20</sup>にともない、政府の補助が出生率を増加させるのだという議論をベースに、ファミリーフレンドリーな政策が政党のキャッチフレーズなどでさかんに使われている。確かに理論的には、政府の育児コスト補助などは出生率を向上させる可能性が高い。子供の需要は個人の選好と費用に依存するからである。フランスやルクセンブルグのように、出産奨励者が主張するこのような政策をとっている国もある。しかし一方で、出産は個人の問題であり、また出産奨励者が強調するほど、出生率に対する効果は無いのではないかと考える国も多い。

ここでは、政府の家族に対する補助の増加が、出生率あるいは親が子供を持つとする動機を向上させることが可能なか否か、先進工業国 22 各国のデータを用いて分析する。

#### 2. 分析

##### <理論的枠組み>

Becker らの理論にもとづけば、子供の需要は親の選好と出産・子育てに関するコストに依存している。出産・子育てに関するコストについては、出産・子育てによって失われる母親の収入などの機会費用と、育児サービスを購入するなどの直接費用の二つがある。この二つの費用を軽減することは、どちらも出生率にプラスの効果を与えるだろう。ただし、どちらの効果が大きいかは、人口構成や男女の賃金率などの条件によって異なるものと考えられる。あるいは、質と量の問題があり、男性の高い賃金率が高い世帯所得をもたらすが、これが出産数の増加につながるのか、子供一人当たりに対する投資額を増やして質を向上させようという行動につながるのか、はっきりしない。

また、育児について規模の経済性が成り立つとすれば、子供の数に応じて育児コストが低下することも考えられる。(あるいは増加するのかもしれない。) 一般に、一人目よりも

---

<sup>20</sup> サンプルとなった各国の合計特殊出生率の平均と標準偏差は後掲の Figure 1 のとおり。論文中には 298 ページに掲載されている。



二人目の方が直接費用が少なくなると考えられるが<sup>21</sup>、これに対し、何子でも一律に補助がおこなわれるような政策がとられたなら、必要なところに補助が薄く、不要なところに厚いという不公正を生み出すことになる。

出産休暇中の便益は、その期間と休暇中に支払われる所得補償の問題に分けられる。経済学的に考えれば、所得補償の額が大きければ出産にかかわる機会費用が減少し、出産を促すことになる。期間については明確に効果のあるなしを判断することはできない。休暇が長期にわたれば、その間スキルの蓄積がおこなわれず、結果として職場に戻った後も高い賃金を得る機会を阻害するかもしれない。つまり、長期間の休暇は長期的にみて機会費用を増加させる可能性がある。しかし、出産休暇が保障されているということは、女性にとっては雇用保障があるという意味でもある。よってここでは、長期の出産休暇は出産に対して正の効果をもつと想定する。

また、先行研究から、子供の数によってそれぞれの変数の影響力が変わってくるだろうということが予想されるので、ここでは、第1子、第2子、第3子にわけて分析をおこなう。

ここで取り上げる「家族の便益」は、現金による便益と出産に関する便益とに分けて考える。

#### ①現金による便益

現金による便益については、家族手当の額を考える。一ヶ月あたり、子供一人、二人、あるいは三人に対して支払われた額の製造業男子賃金に占める割合を求めた。後掲の Figure2<sup>22</sup>は、対象となった国々について、子供が二人いる家庭の家族手当の平均と標準偏差を見たものである。1970～1990年の20年間で、一度減少した後、若干回復し、その後は横ばいとなっている。この間、一貫して拡大を続けたのは、オーストラリア、フィンランド、ルクセンブルグ、ノルウェー、スウェーデンの5カ国だけである。日本、スペイン、イタリアは特に水準が低い。

#### ②出産に関する便益

まず、出産休暇の長さを見る。各国の出産休暇の平均と標準偏差の推移は、後掲の Figure3<sup>23</sup>のようになっており、徐々に長期化していることがわかる。

あわせて、出産休暇中の所得補償にも着目し、正規の賃金に対する割合をとる。各国の推移は後掲の Figure4<sup>24</sup>のようになっている。いくつかの国では、賃金の何割というような

---

21 その他の研究によれば、第3子の育児コストは、第1子、第2子に比べて高いという議論もある。

22 論文 298 ページに掲載。

23 論文 298 ページに掲載。

24 論文 299 ページに掲載。

形ではなく、固定金額で支払われることになっているが、この場合は製造業の女子賃金の平均に対する割合を求めた。

#### <モデル>

被説明変数は、各年の合計特殊出生率の対数値である。

説明変数は、一期前のデータを用い、被説明変数に対しラグをつける。

まず、家族手当 ( $b_{it}$ ) を説明変数の一つとする。次に、家計所得の効果をみるために、製造業の男子平均賃金の対数値 ( $\ln m w_{it}$ ) をとり、機会費用の中心であると考えられる女性の収入を、製造業の女子平均賃金の対数値 ( $\ln f w_{it}$ ) で表した。また短期の景気変動を表す指標として、失業率 ( $u_{it}$ ) とその階差 ( $\Delta u_{it}$ ) を用いる。失業率が高いケースでは、出産の機会費用は低下すると考えられるが、反対に再就業を妨げることになるため就業中の女性にとっての機会費用は増加するとも言える。

このほか、出産休暇期間 ( $m l d_{it}$ )、出産休暇期間中の所得補償 ( $m l p_{it}$ ) を用いた。

#### <データ>

OECD22 カ国、1970~1990年の20年間のデータを使用した<sup>25</sup>。

### 3. 計量分析結果

#### ①全サンプルを利用した推定

推定結果は、後掲の Table2<sup>26</sup>のようになっている。

男性賃金は有意な結果を得ず、女性賃金については、10%水準とはいえ、理論と反対の結果が有意にもたらされた。これは失業率の影響によって効果が相殺されてしまったからかもしれないと説明されている。

失業率の変化については1%水準で有意に出生率を引き下げる。つまり、景気が悪化している状況が出産をためらう可能性があることを示唆しているのではないだろうか<sup>27</sup>。

出産休暇の出生率に対する効果は、期間、賃金補償のレベルともに有意な結果を得られなかった。

これに対し、家族手当の支給については、有意に出生率を押し上げる効果が観察された。国によって第3子に対する助成金の扱いが違うことなどから、単純に考えることはできないが、この効果は子供の数が少ないほど大きくなっており、特に1人目の出産に関しての効果が大きいらしいことがわかる。

それぞれの国について、トレンドの問題を考慮する必要があるだろう。しかし、時間ダ

<sup>25</sup> データ出所の詳細については、論文 AppendixA を参照。

<sup>26</sup> 論文 301 ページに掲載。

<sup>27</sup> ただし、AppendixC で時間ダミーを組み込んだ推定をおこなったところ、有意性は失われ、失業率が有意に負の効果をもった。

ミーを入れて計算した結果と（失業率については前述のとおり）、あまり大きな差はみられない。

ここで一般的な家族を想定して、家族手当が出生率に与える影響を試算する。1990年において、第2子の出産に対して、家族手当が25%増加したとする。家族手当の賃金比が0.0531で女性一人当たりの出生率が1.71だとすると、家族手当の係数が0.42だったので、出生率を0.56%引き上げる。これは女性一人に対して、0.01人の増加で、非常に小さい効果といえる。長期的に見た場合には、出生率は4.24%引き上げられ、女性一人当たり0.07人の増加が見込まれる。

## ②国ごとにグループを設定した場合

国によって家族手当の影響が異なる可能性があることが予想される。そこで、家族手当について4つのサブグループを作成し、あらたに推定をおこなった。サブグループは、アングロサクソン（オーストラリア、イギリス、カナダ、アイルランド、ニュージーランド、アメリカ）、南ヨーロッパ（ギリシャ、イタリア、ポルトガル、スペイン）、内陸ヨーロッパ（オーストリア、ベルギー、フランス、ドイツ、ルクセンブルグ、オランダ、スイス）、北欧（デンマーク、フィンランド、ノルウェー、スウェーデン）である。

推定結果は、後掲のTable3、Table4<sup>28</sup>のようになっている。

これをみると、確かにサブグループによって、差異が見られる。家族手当の効果が最も大きいと考えられるのは、全ての子供に対して有意に正の影響を与えている北欧諸国である。この国々については、係数も大きい。また、第1子に関しては、南ヨーロッパも5%水準で有意にプラスの効果を与えている。内陸ヨーロッパ諸国については、第2子、第3子への効果が有意にプラスに推定されており、かつこれらの国々では第2子への効果が最も高いものの第3子への影響も観察される。

## 5. 結論および政策への反映

家族手当は、子供を持つことによるコストを引き下げる効果を持ち、より多い手当が出生率を高めることがわかった。しかし、その効果は限定されたもので、25%手当を増加させたとしても、短期には0.6%、長期でも4%出生率を高めるにすぎないことが明らかされている。

ただしこれは集計データに基づく分析結果である。年齢や、収入、就業状態、家族手当などが異なれば、政府の助成が出産に与える効果も異なったものになると考えられる。それぞれの個人についての分析をおこなう必要があるだろう。

---

<sup>28</sup> 論文 303 ページに掲載。

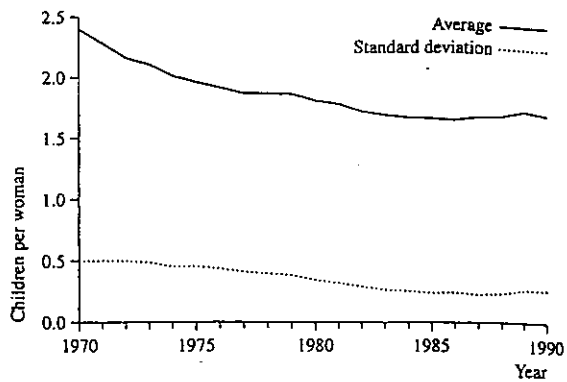


Figure 1. Sum of age-specific fertility rates (expressed as number of children per woman), 22 countries, 1970-1990.

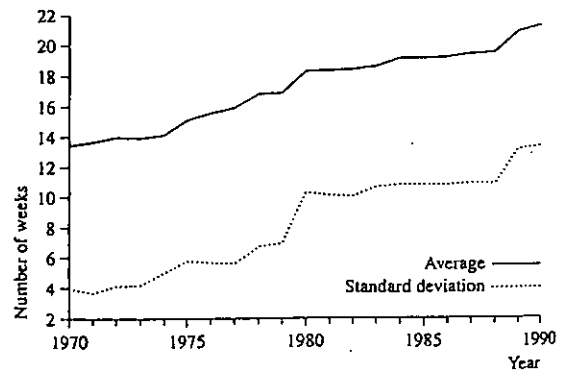


Figure 3. Duration of maternity leave (in weeks), 22 countries, 1970-1990.

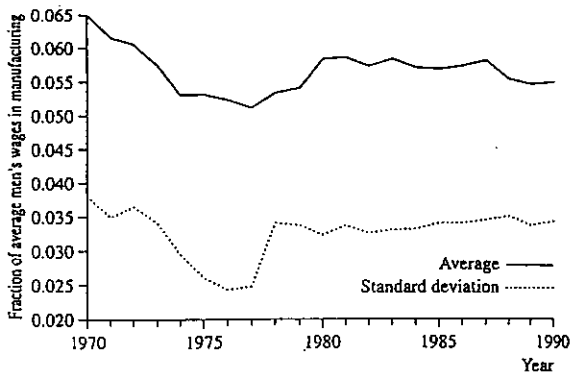


Figure 2. Family allowances for 2-child family (as a fraction of men's average wages in manufacturing), 22 countries, 1970-1990.

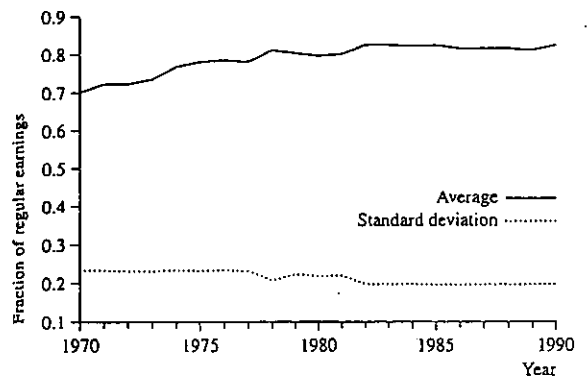


Figure 4. Maternity leave pay (as a fraction of regular earnings), 22 countries, 1970-1990.

Table 2

	Dependent variable $\ln f_{i,t+1}$		
	Model 1 with $b_u$ (one child)	Model 2 with $b_u$ (two children)	Model 3 with $b_u$ (3 children)
$\ln f_u$	0.87*** (0.05)	0.87*** (0.05)	0.87*** (0.05)
$\ln mw_u$	-0.16 (0.13)	-0.17 (0.13)	-0.17 (0.13)
$\ln fw_u$	0.21* (0.12)	0.22* (0.12)	0.22* (0.12)
$u_u$	-0.18 (0.18)	-0.17 (0.18)	-0.16 (0.18)
$\Delta u_u$	-0.64*** (0.11)	-0.66*** (0.12)	-0.68*** (0.12)
$b_u$	1.07*** (0.31)	0.42*** (0.13)	0.19*** (0.09)
$mld_u$	0.74 (0.94)	0.74 (0.94)	0.79 (0.95)
$mlp_u$	-0.02 (0.36)	-0.05 (0.37)	-0.08 (0.37)
RSS	0.48	0.48	0.48
D.F.	388	388	388
$s^2$	0.62	0.62	0.62
$p$ -value autocorrelation	0.39	0.41	0.41
$b_u$ Long-run effect	8.09*** (2.97)	3.19** (1.36)	1.43* (0.79)

$\ln f_u$ , logarithm of sum of age-specific fertility rate;  $\ln mw_u$ , logarithm of men's wages (in US dollars);  $\ln fw_u$ , logarithm of women's wages (in US dollars);  $u_u$ , unemployment rate;  $\Delta u_u$ , first-order difference unemployment rate;  $b_u$ , monthly family allowances (as a percentage of men's average wage in manufacturing), respectively for 1, 2 and 3 children;  $mld_u$ , duration of maternity leave in weeks (with regression coefficient expressed in  $10^8$ );  $mlp_u$ , benefits received during maternity leave (as a percentage of regular earnings) (with regression coefficient expressed in  $10^3$ ); RSS, residual sum of squares;  $s^2$ , estimated sigma-squared (expressed in  $10^3$ );  $p$ -value for autocorrelation (see Appendix B). Standard errors are given in parentheses. The sample period is 1973-90. All equations were estimated using the first-difference GMM estimator provided in the software package DPD (see Appendix B). \*\*\* Significant at the 0.01 level; \*\* significant at the 0.05 level; \* significant at the 0.10 level.

Table 3

	Dependent variable $\ln f_{i,t+1}$		
	Model 1 with $b_u$ (1 child)	Model 2 with $b_u$ (2 children)	Model 3 with $b_u$ (3 children)
$\ln f_u$	0.82*** (0.05)	0.83*** (0.05)	0.84*** (0.05)
$\ln mw_u$	-0.11 (0.14)	-0.09 (0.13)	-0.06 (0.13)
$\ln fw_u$	0.17 (0.13)	0.15 (0.12)	0.13 (0.12)
$u_u$	-0.18 (0.19)	-0.22 (0.19)	-0.23 (0.20)
$\Delta u_u$	-0.60*** (0.13)	-0.64*** (0.16)	-0.64*** (0.16)
$b_u$ -Anglo	-0.30 (1.18)	-0.41 (0.65)	-0.34 (0.45)
$b_u$ -South	1.95** (0.93)	0.44 (0.34)	0.09 (0.15)
$b_u$ -Cont	0.82 (0.53)	0.86** (0.37)	0.58*** (0.23)
$b_u$ -Scan	2.44*** (0.92)	1.31*** (0.42)	0.89*** (0.31)
$mld_u$	0.66 (0.87)	0.35 (0.91)	0.26 (0.95)
$mlp_u$	-0.16 (0.27)	-0.11 (0.30)	-0.11 (0.30)
RSS	0.45	0.45	0.45
D.F.	367	367	367
$s^2$	0.61	0.62	0.62
$p$ -value autocorrelation	0.37	0.48	0.46

For notes, see Table 2.  $b_u$ -Anglo, estimates for Anglo-Saxon countries;  $b_u$ -South, estimates for Southern European countries;  $b_u$ -Cont, estimates for Continental European countries;  $b_u$ -Scan, estimates for Scandinavian countries (see text for details). \*\*\* Significant at the 0.01 level; \*\* significant at the 0.05 level; \* significant at the 0.10 level.

Table 4

	Model 1 with $b_u$ (1 child)	Model 2 with $b_u$ (2 children)	Model 3 with $b_u$ (3 children)
$b_u$ Long-run-Anglo	-1.73 (7.05)	-2.47 (4.49)	-2.07 (3.21)
$b_u$ Long-run-South	11.08 (7.32)	2.64 (2.51)	0.58 (1.00)
$b_u$ Long-run-Cont	4.66 (3.85)	5.20 (3.21)	3.54* (1.99)
$b_u$ Long-run-Scan	13.83** (6.35)	7.90** (3.40)	5.38** (2.57)

For notes, see Table 2.  $b_u$ -Anglo; estimates for Anglo-Saxon countries;  $b_u$ -South, estimates for Southern European countries;  $b_u$ -Cont, estimates for Continental European countries;  $b_u$ -Scan, estimates for Scandinavian countries (see text for details). \*\*\* Significant at the 0.01 level; \*\* significant at the 0.05 level; \* significant at the 0.10 level.

## 【別添資料7】

### 「国際比較から見た日本の家族政策支出」

勝又幸子(2003)

季刊・社会保障研究, Vol.39, No.1

家族政策支出の国際比較から、現金・現物支給の組み合わせによる分類、低出生率国に共通する問題を指摘している。

- ・ 同じ経済力をもつ国々に比べて、日本の社会保障費は規模が小さいが、家族支援にかかわる給付規模はさらに小さい。
- ・ データ：OECDの社会支出統計

#### a)各国の社会支出の規模と家族支援支出の規模の関係（家族支援支出の対GDP比率・社会保障支出総額の対GDP比率）

社会支出の規模が大きくなると家族支援支出も大きくなるという傾向がある。

日本はアメリカと同じ位置で、韓国も同じような位置にある。これに対して、ニュージーランドは公費で手厚い家族支援の現金給付をおこなっている。

#### b)5年間の家族支援支出の変動（最高支出－最低支出）

家族支援支出の規模の変化が小規模だった国には、現在急激な出生率の低下によって少子化が深刻な問題になっている国（日本・スペイン・イタリアなど）が挙げられる。

一方、家族支援支出の規模の変動が大きかった国には、出生率維持と家族支援政策で効果があがっているといわれている国が含まれる。（デンマーク、フィンランド、フランス）

#### c)現金給付と現物給付の構造（家族支援現物（サービス）給付・家族支援現金給付）

韓国・日本・アメリカはどちらも低い。

デンマークとスウェーデンは相対的に現物給付が大きい。（現金給付も充実）

スウェーデン：3歳未満児の40.9%が保育所や家庭型保育所を利用。ただし、親保険が充実していて産休・育休が保障されているので0歳児の保育所利用はほとんどない。

ニュージーランドは圧倒的に現金給付…0-16歳（18歳）までの児童手当、一人親世帯の家事および介護援助のための家族介護手当がある。

- ・ 現金・現物の組み合わせの時間的変化（1980-1998までの5時点）

後掲の図3・図4・図5を参照<sup>29</sup>。

北欧3カ国（スウェーデン、デンマーク、フィンランド）は現金給付から現物給付へのシフトが観察される。

- ・スウェーデン：1980年代には現金給付の充実が見られる。1990年代は所得補償の圧縮のかわりに保育所などの施設サービス充実を図っている。
- ・デンマーク：1998年の両親手当の大幅な圧縮のかわりに施設保育サービスを充実させている。
- ・フィンランド：一人親世帯などの子供に対する家族手当が1990年代に増加していたのが、1994年をピークに減少している。

フランスも現金給付から現物給付へシフトしてきており、出生率の回復との関係の有無が気になる。(大矢)

d)低出生率国に共通している点は、社会保障支出に占める家族支援支出が相対的に小規模であるということだろう。ただし、子供の数が減っているから支出も少ないというロジックも成り立つので、一概には言えない。

→過去に何らかの家族支援給付の増加を経験した国（デンマーク・フランスなど）で出生率が変動していることは注目に値すべきである。一方、どの国でもある程度の家族支出の規模の拡大はみられる。

→ある程度規模的に大きな家族支援支出を施さないと目に見える効果は期待できないということの意味しているのではないか。

e)その他の支援政策…税制を通じた所得補填・補足

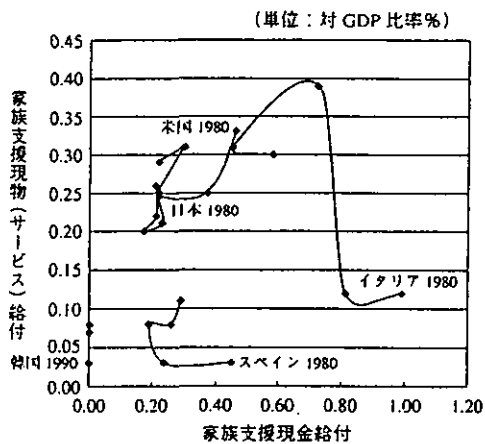
アメリカ：児童手当制度が無い。所得税における税額控除制度は、子供が居る+保育費用を捻出したことが前提で適用されるので、これが児童手当の役割を担っているとみることもできる。

日本：外部保育サービスを購入しても、その支出は所得税還付の対象にならない。ただし、児童手当・児童扶養手当はインカムテストなどの一定制限を設けて支給されているので、受給した給付はすべて非課税という仕組みをとっている。

---

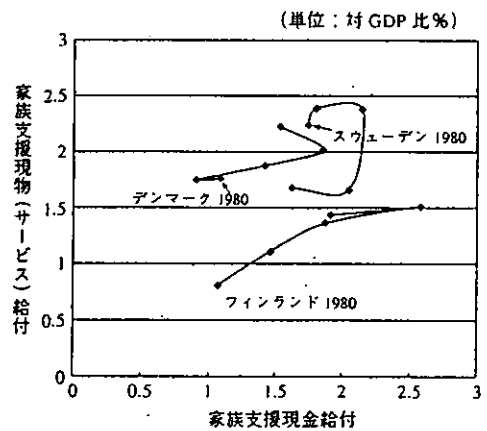
<sup>29</sup> 本文、22から23ページに掲載。





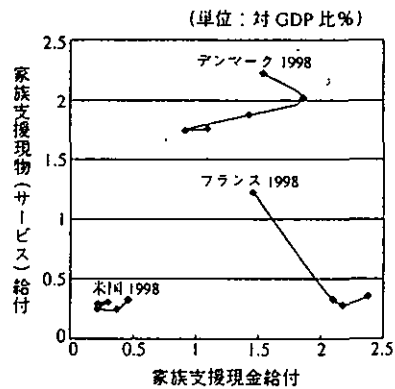
資料) OECD (2001) 「社会支出統計」。

図3 家族支援給付の規模が小さい国の特徴



資料) OECD (2001) 「社会支出統計」。

図4 高家族支援給付の北欧諸国



資料) OECD (2001) 「社会支出統計」。

図5 比較的高出生率を維持している国および近年出生率が回復してきた国

## 【別添資料8】

### 「子育て支援政策の国際比較：日本とヨーロッパ」

福田亘孝(2003)

『人口問題研究』, Vol.59, No.1

EUと日本の子育て支援策を4つに類型し、その中から日本の子育て支援策の位置づけをさぐった研究である。

#### 1. 問題意識

日本の子育て支援政策プログラムについて、欧米の先進諸国と比べて家族や世帯による高齢者や子供のケアが強調される傾向があり、「儒教型」などと形容されることもある。他国についても、それぞれの成立条件や社会環境によって政策プログラムは異なったものになるのは当然だろう。しかし、近年では先進諸国間には共通した情勢が多く見られる。脱工業化が進み家庭外で就業する女性の割合が高くなって仕事と家庭の両立が問題になる、高齢化や少子化への対応を迫られるなどの点である。このような状況を鑑みると、日本型などという独自性は存在しなくなるのではないか。

この研究では、日本とEU諸国の子育て支援政策に注目し、両者の比較をおこなう。そして、多変量解析を用いて日本とEU諸国の子育て支援策の包括的な分析をおこない、政策パターンの差異をさぐることを目的としている。

#### 2. 子育て支援政策の国際比較

子育て支援政策には、大きく分けて「子育てと仕事」の両立支援、子供の居る家族に対する経済的支援の二つに分類されるだろう。

##### ① 「子育てと仕事」の両立支援

まず、子育てと仕事の両立をはかるための支援策について比較をおこなっている。詳しくは論文本文に譲るが、出産休暇、親休暇（育児休暇）の期間および休暇期間中の所得補償について、EU諸国に比べ、日本は低い水準にあることが明らかにされた。親休暇については、フィンランドのように制度を組み合わせると子供が3歳になるまで休むことができるような国や、フランスやドイツなどの3年間の休暇期間と比べると、日本の育児休暇は短いことになるが、ヨーロッパの平均水準並みではある。ただし、その間の賃金補償は事業主から賃金が支払われる場合には80%までが補填されることになっているものの、賃金を支払っている事業所は約1割強であるといわれている。したがって、実際の賃金補償の水準は40%であると考えられる。

育児サービスについても日本は利用水準が低く、特に3～5歳の利用率はEU諸国が9割前後の利用者割合になっているのに対し、日本は3割強でしかない。

## ②子育てに対する経済的支援

次に、子育て費用に関する経済的な支援策について比較がおこなわれている。

代表的な経済支援というと、児童手当が思い浮かぶ。この制度については、さらに国による違いが大きいですが、いくつかの共通点を見出すことができる。

一番の特徴は、支給年齢だろう。子供が18歳になるまで児童手当を支給する国が圧倒的に多く、デンマーク、ノルウェーなど17カ国中で9カ国ある。16歳まで支給されるのがイギリスなどの5カ国である。またフランスなどのように、さらに長期間支給される国もある。子供が教育機関に在籍している場合には、通常よりも手当での支給期間が延長される国も多い。これに対し、日本はこの支給期間は6歳までと圧倒的に短い。

二つ目として、給付額の変動に5パターンあることが挙げられる。まず、子供の年齢に応じて給付額が変動する国で、デンマークとノルウェーの2カ国で見られた。次に子供の出生順位や数によって給付額が変わるパターンで、イギリス、スウェーデンなど6カ国が該当する<sup>30</sup>。日本もこのパターンに属しているが、現金給付の水準を見ると日本はかなり低く、他国の3分の1程度でしかない。3つ目のパターンは子供の数・出生順位・年齢によって給付金額が変動するタイプであり、ベルギーなど5カ国で観察される。4つめはいずれによっても変動しないタイプ、5つめは世帯収入によって変動するイタリアなどのパターンである。

筆者は、さらにモデル家族による分析もおこなっている。子供のいない夫婦と子供(2歳11ヶ月)が一人いる夫婦の所得低下率<sup>31</sup>を、「夫のみが就業し平均収入」、「夫が平均収入+妻が平均収入の2分の1」、「夫が平均収入+妻が平均収入」のそれぞれの家族について計算した。これによると、「夫のみが就業し平均収入」の家族に対し、ノルウェー、ルクセンブルグ、フランスでは経済的支援の水準が高く、日本はヨーロッパに比べると経済支援の水準がかなり低いことがわかった。また、「夫が平均収入+妻が平均収入の2分の1」、「夫が平均収入+妻が平均収入」の場合も同様で、子供を持つことに対する経済支援が、他国に比べて低いことがあきらかになった。これらの傾向は、ギリシャ、スペイン、イタリアなどの地中海諸国と共通のものである。

## 3. 子育て支援策のクラスター分析

<sup>30</sup> ただし、出生順位によって金額が増加するケースと、反対に金額が減少するケースの両方がある。

<sup>31</sup> 所得低下率 = [(粗所得 - 純所得) ÷ 粗所得] × 100 と定義される。粗所得とは社会保険料、所得税を差し引く前の収入であり、純所得とは粗所得から社会保険料、所得税を差し引き、子供や家族に対する諸ベネフィットを加えた後の収入である。

国際比較でみたように、EU 諸国や日本では子育て支援のパターンにかなりバリエーションがある。これを個々の政策ごとにみているのは、各国の子育て支援のパターンを包括的に比較するのが難しい。そこで、(1)出産休暇期間、(2)出産休暇中の賃金補償率、(3)親休暇期間、(4)親休暇中の賃金補償率、(5)育児サービスを利用している 0-2 歳児の割合、(6)育児サービスを利用している 3-5 歳児の割合、(7)所得低下率の差（夫のみが就業し平均収入の家族タイプ）、(8)所得低下率の差（夫：平均収入+妻：平均収入の 2 分の 1 の家族タイプ）、(9)所得低下率の差（夫：平均収入+妻：平均収入の家族タイプ）の 9 つの変数を z-score に変換し、後掲図 1<sup>32</sup>のようなウォード法によるクラスター分析が試みられている。

その結果、以下のような 4 つのクラスターに分類することができた。

- ・クラスター 1：積極的に子育てと就業の両立支援を展開している国  
デンマーク、スウェーデン、ノルウェーから構成されている Scandinavian 型。  
出産休暇と親休暇が一体化した制度で、休暇期間中の賃金補償率も高い。  
育児施設を利用している割合も高い。
- ・クラスター 2：全体として子育て支援に消極的な国  
イタリア、ポルトガル、ギリシャ、スペイン、オランダ、日本、フィンランドを加えた Southern Europe 型。  
育児サービスを利用している 0-2 歳児の割合が低く、親休暇の期間に差があるものの賃金補償率は低い。  
子供をもつ親に対する経済的支援の水準も低い。
- ・クラスター 3：休暇制度よりも低年齢層の育児支援サービスにウェイトを置く国  
イギリスとアイルランドの Anglo-Irish 型。  
親休暇の期間が短く、賃金補償も低い。  
所得低下率の差などから見る経済的支援の水準はほぼ中位。  
育児サービスの利用は 3-5 歳児では高くないが、0-2 歳児の利用割合が高い。
- ・クラスター 4：低年齢層の子供の家族による子育てを支援し、家族の子育て機能の維持、促進にウェイトを置く国  
オーストリア、ドイツ、ベルギー、フランスから構成される Franco-German 型。  
親休暇の賃金補償率は高くないが、休暇期間はかなり長い。  
子供を持つ親に対する経済的支援も高い水準。  
育児サービスの利用は 3-5 歳児の割合が高く、0-2 歳児の利用割合は低い。

<sup>32</sup> 本文 21 ページに掲載。