

---

## 研究ノート

---

# バツツ=ウォード型モデルによる日本の出生力分析\*

今井 博之

### 1. はじめに

妻の時間の機会費用に注目して出生力を分析する新家政学的接近 (new home-economics approach) は、経済学的出生力研究の主流を形成している<sup>1)</sup>。1970年代後半に Butz and Ward が行った分析<sup>2)</sup>も、新家政学的接近を基礎としたモデルを用いて米国の第二次世界大戦後の出生力変動を説明するものであった。数学的な問題点をふまえて Butz and Ward のモデルを修正したバツツ=ウォード型モデルは、すでに日本の出生力変動の分析に利用されている。

日本においては、1970年頃からの出生力の低下が深刻となっており、その背景にある経済学的なメカニズムが関心の的となっているが、本研究ではこの出生力低下がバツツ=ウォード型モデルで説明されるか否かを明らかにする。2. で Butz and Ward の研究の基礎となっている新家政学的接近の理論を整理し、3. で Butz and Ward の研究の趣旨とそれに対する批判について概観する。4. でバツツ=ウォード型モデルによる日本の出生力分析の先行研究について整理し、問題点を探る。5. では4. をふまえて1968-1994年の日本の合計特殊出生率の変動を分析し、その結果について6. でまとめを行う。

### 2. 出生力への新家政学的接近

出生力研究にミクロ経済学の消費者選択の理論をもちこんだのは、Becker の1960年の論文<sup>3)</sup>である。Becker は、子供を耐久財とみなし、両親が予算制約のなかで効用を最大化するという分析枠組みを提示した。この枠組みでは、所得の上昇は子供に対する需要を高める効果をもつことになるが、実際に観測されるデータは、クロス・セクションおよび時系列で所得水準と子供数との負の関係を示すのが通常である。この矛盾を解消するため、Becker は、子供の量と質とを区別する一方で、米国の所得階

---

\* 本研究の一部は、社会福祉法人恩賜財団母子愛育会日本総合愛育研究所の平成7年度家庭・出生問題総合調査研究推進事業の助成を受けて行われたものである。また、本研究の初期の段階では、David Lam 教授、Albert I. Hermalin 教授、Robert J. Willis 教授 (以上ミシガン大) および T. Paul Schultz 教授 (エール大) よりご助言をいただいた。ここに記して感謝の意を表する。

1) George B. Simmons, "Theories of Fertility", Ghazi M. Farooq and George B. Simmons eds., *Fertility in Developing Countries: An Economic Perspective on Research and Policy Issues*, London, The Macmillan Press, 1985, pp.20-66.

2) William P. Butz and Michael P. Ward, "The Emergence of Countercyclical U.S. Fertility", R-1605-NIH, Santa Monica, Rand Corporation, 1977.

William P. Butz and Michael P. Ward, "The Emergence of Countercyclical U.S. Fertility", *American Economic Review*, Vol.69, No.3, 1979, pp.318-328.

3) Gary S. Becker, "An Economic Analysis of Fertility", National Bureau of Economic Research, *Demographic and Economic Change in Developed Countries*, Princeton, Princeton University Press, 1960, pp.209-231.

層別のデータを用いて、高所得の階層ほど避妊をよく実行しているという状況が正の所得効果を覆い隠していることを示した。

この枠組みをふまえた Mincer は、1963年の論文<sup>4)</sup>において、出生力を規定しうる要因として、所得、避妊の他、女子所得によって規定される出産・育児にあてる時間の機会費用をとりあげた。Mincer の米国のクロス・セクションのデータを用いた重回帰分析では、出生力は男子所得の正の効果と女子所得の負の効果によって説明された。

出生力研究の一方で、Becker は、1965年の「時間配分の理論」<sup>5)</sup>で家計の生産機能に関するモデルを提示した。このモデルでは、家計が最大化しようとする効用関数は、娯楽、睡眠等の家計生産物の関数であり、家計の生産における投入は、市場財および家族成員の時間である。市場財を価格により、時間を賃金率によりそれぞれ貨幣タームに換算することにより、予算制約は機会費用を含んだ形で与えられる。

Becker の時間配分の理論を基礎として Willis が1973年の論文<sup>6)</sup>で示したモデルでは、家計の生産の投入として有効な時間は妻の時間のみとされ、子供が家計生産物に含められている。妻の時間の価格が市場労働の女子賃金率  $W_f$  と一致する状態、妻の時間の価格が  $W_f$  を上回る状態が、それぞれ、妻が雇用される状態、雇用されない状態に対応する。結婚時に確定される子供の需要関数は、妻が雇用されるか否かにより異なった形で与えられる。

### 3. Butz and Ward の研究とそれに対する批判

Butz and Ward が出生力の時系列分析のために提示したモデルは、前節で述べた研究成果を基礎としたものであり、以下の点で、Willis のモデルと類似している。第一に、出産・育児が家計の生産と位置づけられ、その投入として有効な時間は妻の時間のみとされている。第二に、妻が雇用されている世帯と雇用されていない世帯とが区別され、前者においては妻の時間の価格が市場労働の女子賃金率  $W_f$  と一致するとみなされる。

Butz and Ward は、 $Y_m$ 、 $K$  を、それぞれ、男子所得、妻が雇用されている世帯の割合として、期間出生率  $B$  を次の式で表した。

$$\begin{aligned} \ln B &= \beta_0 + \beta_1 K \ln Y_m + \beta_2 (1 - K) \ln Y_m + \beta_3 K \ln W_f \\ &= \gamma_0 + \gamma_1 K \ln Y_m + \gamma_2 \ln Y_m + \gamma_3 K \ln W_f \end{aligned} \quad (1)$$

式(1)の中辺の第2項と第4項が妻が雇用されている世帯に対する効果を表し、第3項が妻が雇用されていない世帯に対する効果を表している。

また、パラメータの符号条件は次の式で与えられている。

$$\beta_1 = \gamma_1 + \gamma_2 > 0, \beta_2 = \gamma_2 > 0, \beta_3 = \gamma_3 < 0 \quad (2)$$

4) Jacob Mincer, "Market Prices, Opportunity Costs, and Income Effects", Carl F. Christ et al., *Measurement in Economics: Studies in Mathematical Economics and Econometrics in Memory of Yehuda Grunfeld*, Stanford, Stanford University Press, 1963, pp.67-82.

5) Gary S. Becker, "A Theory of the Allocation of Time", *Economic Journal*, Vol.75, No.299, Sep., 1965, pp.493-517.

6) Robert J. Willis, "A New Approach to the Economic Theory of Fertility Behavior", *Journal of Political Economy*, Vol.81, No.2, 1973, pp.S14-S64.

女子賃金率  $W_f$  の上昇は、正の所得効果と機会費用の上昇による負の効果の両方をもたらすが、Butz and Ward は、クロス・セクションの実証分析の結果をよりどころに、 $\beta_3 = \gamma_3$  が負であることを条件とした。

式(1)のモデルでは、男子所得  $Y_m$  と女子賃金率  $W_f$  との単位の違いに注意しなければならない。雇用されている妻の時間は、市場労働と家計生産とに分配され、出産・育児に分配される時間に  $W_f$  をかけた機会費用が期間出生率  $B$  に影響を与えるため、 $W_f$  は単位労働時間当たりの賃金で測られねばならない。一方、夫の時間は出産・育児への投入として有効でないから、 $Y_m$  は期間出生率  $B$  に所得効果のみを与える変数であり、労働時間の長短と無関係な単位労働期間当たりの賃金で測定される。Butz and Ward は、 $Y_m$ 、 $W_f$  の単位として、それぞれ、ドル/年、ドル/時を採用し、これらを1964年を基準とした実質の値とした。

Butz and Ward は、20-24歳、25-34歳、35-39歳の3つの年齢階級の出生率および合計特殊出生率を  $B$  とし、1948-1975年の米国における  $B$  の変動に対して、式(1)による重回帰分析を行った。2段階最小2乗法 (two-stage least squares) を用い、 $t$  年に関する操作変数 (instrumental variables) は、年次を添え字で表して  $\ln Y_{mt}$ 、 $\ln W_{ft}$ 、 $\ln Y_{m,t-1}$ 、 $\ln W_{f,t-1}$  とした。35-39歳の出生率を  $B$  とした場合を除き、式(2)の符号条件が満たされ、式(1)のモデルが米国の出生力変動に適合することが結論づけられている。

以上の分析に対し、Krämer and Neusser の1984年の研究ノート<sup>7)</sup>では、式(1)についての数学的な問題点が指摘されている。Krämer and Neusser は、 $Y_m$  および  $W_f$  の貨幣単位を10分の1ドル、100分の1ドル、……のように変えていくと、重回帰分析で得られるパラメータの符号が変化することを示した。通貨が米ドルでない場合には、この点に特に注意しなければならない。

Macunovich の1995年の論文<sup>8)</sup>では、Butz and Ward のデータの取り扱いに関する問題点が指摘されている。Butz and Ward は、女子賃金率  $W_f$  を算出するにあたって、女子の週当たり賃金を週当たり労働時間でわっているが、週当たり労働時間として用いたデータは、男女の区別のない小売り業のものであった。Macunovich は、米国センサス局によるサンプル調査 (Current Population Survey) のデータを用いて1964年以降の  $W_f$  を算出し、それらがButz and Ward が算出したものとは大きく異なることを示した。さらに、20-24歳、25-34歳、25-29歳、30-34歳の4つの年齢階級の出生率を  $B$  とし、1964-1987年の米国における  $B$  の変動に対して、式(1)による重回帰分析を行った。その結果、有意でない変数が含まれる、あるいは、式(2)の符号条件が満たされないという理由から、どの年齢階級の出生率変動にも式(1)のモデルが適合しないことが結論づけられた。

#### 4. 日本における先行研究

Butz and Ward の分析方法を日本の出生力変動に適用するためには、次の2点に注意を払わねばならない。第一に、通貨が米ドルでないため、Krämer and Neusser が指摘した貨幣単位への依存の問題に対処しなければならない。第二に、1966年の丙午に起因する一時的な出生力の変動が重回帰分析の結果に強い影響を与えないようにしなければならない。

Ohbuchi の1982年の論文<sup>9)</sup>では、1948-1980年の日本の合計特殊出生率  $B$  の変動が、次の式で表される2つのモデルによって分析されている。

7) Walter Krämer and Klaus Neusser, "The Emergence of Countercyclical U.S. Fertility : Note", *American Economic Review*, Vol.74, No.1, 1984, pp.201-202.

8) Diane J. Macunovich, "The Butz-Ward Fertility Model in the Light of More Recent Data", *Journal of Human Resources*, Vol.30, No.2, 1995, pp.229-255.

9) Hiroshi Ohbuchi, "Empirical Tests of the Chicago Model and the Easterlin Hypothesis : A Case Study of Japan", 『人口学研究』, 第5号, 1982年, pp.8-16.

$$B = \gamma_0 + \gamma_1 K Y_m + \gamma_2 Y_m + \gamma_3 K W_f \quad (3)$$

$$\ln B = \gamma_0 + \gamma_1 \ln K Y_m + \gamma_2 \ln Y_m + \gamma_3 \ln K W_f \quad (4)$$

この分析で、Ohbuchi は、丙午の影響に対処するため、1965-1967年についてのみ、前後の年をくわえた3年間の合計特殊出生率の平均値を  $B$  とした。また、 $Y_m$  には実質の男子月間給与額に1から男子失業率をひいた値をかけたものを用い、 $W_f$  には実質の女子月間給与額を用いた。重回帰分析の結果、自由度調整済み決定係数  $\bar{R}^2$  は高かったものの、正の  $\gamma_3$  が得られ、どちらのモデルも第二次世界大戦後の日本の合計特殊出生率の変動には適合しないことが結論づけられている。

式(3)および式(4)のモデルは、Ogawa and Mason が1986年の論文<sup>10)</sup> で詳述しているように、Krämer and Neusser の指摘にこたえて、得られるパラメータの符号が貨幣単位を選択に依存せぬよう式(1)のモデルを改良したものである。本稿では、これら2つのモデルを Butz and Ward の式(1)のモデルと区別してパッツ＝ウォード型モデルと呼ぶ。ただし、式(4)については、式(1)の中辺に対応する変形が成り立たないことに注意しなければならない。

Ogawa and Mason は、式(3)、式(4)のそれぞれに1966年にのみ1となる丙午に関するダミー項をつけくわえたモデルを用いて、1966-1984年の日本の合計特殊出生率を分析した。 $Y_m$ 、 $W_f$  には、それぞれ、実質の男子月間給与額、女子月間給与額が用いられている。重回帰分析の結果、高い  $\bar{R}^2$  が得られ、さらに、 $\gamma_1$  と  $\gamma_2$  が正、 $\gamma_3$  が負であったため、どちらのモデルも1966-1984年の合計特殊出生率の変動に適合することが結論づけられている<sup>11)</sup>。

さらに、Ohbuchi は、1988年の論文<sup>12)</sup> のなかでも、1950-1983年を対象に1982年の論文と同様の分析を行っている。ただし、モデルには次の式に丙午に関するダミー項をくわえたものが用いられ、 $B$  には1965-1967年においてもその年の合計特殊出生率が用いられている。

$$\ln B = \beta_0 + \beta_1 \ln K Y_m + \beta_2 \ln (1 - K) Y_m + \beta_3 \ln K W_f \quad (5)$$

重回帰分析の結果、 $\bar{R}^2$  は高かったものの、正の  $\beta_3$  が得られ、このモデルも第二次世界大戦後の長期的な合計特殊出生率の変動に適合しなかった。

これら3つの先行研究は、 $W_f$  を月間給与額としている点で共通している<sup>13)</sup>。しかしながら、前節で述べたように、女子賃金率  $W_f$  は単位労働期間当たりではなく単位労働時間当たりの賃金で測るべき変数である。

10) Naohiro Ogawa and Andrew Mason, "An Economic Analysis of Recent Fertility in Japan: An Application of the Butz-Ward Model", 『人口学研究』, 第9号, 1986年, pp.5-15.

11) 式(4)に丙午に関するダミー項をくわえたモデルの適合性は、次の報告書に含まれる日本の将来人口推計の基礎となっている。

小川直宏他, 『「超低出生社会における統合モデルに基づく医療分析」報告書』, 日本大学人口研究所, 1993年.

12) Hiroshi Ohbuchi, "The Quantity and Quality of Children, Labor Supply and Wages of Married Women in Postwar Japan", 『人口学研究』, 第11号, 1988年, pp.5-14.

13) モデルの形が式(1)とは異なるものの、大谷も次の文献で  $Y_m$ 、 $W_f$ 、 $K$  のデータを用いた出生力の時系列分析を行っているが、やはり  $W_f$  を月間給与額としている。

大谷憲司, 『現代日本出生力分析』, 関西大学出版部, 1993年, pp.56-66.

## 5. 1968-1994年の合計特殊出生率の分析

前節で指摘した  $W_f$  の測り方に関する問題点は、単位期間当たりの労働時間がほぼ一定であるならば、重要ではない。しかしながら、労働省の「賃金構造基本統計調査」によれば女子の月間実労働時間数は1968年の195時間から1993年の172時間へと11.8%短縮されている。そこで、本節では、単位労働時間当たりの女子賃金のデータを用いて、日本の合計特殊出生率の変動を式(3)および式(4)のバツツ=ウォード型モデルで分析する。

男子所得  $Y_m$  は、単位を千円/年とし、労働省の「賃金構造基本統計調査」による賞与等を含めた給与額とした。女子賃金率  $W_f$  は、単位を千円/時とし、「賃金構造基本統計調査」による賞与等を含めた給与額と月間実労働時間数とから計算した。これらは、企業規模10人以上の民営企業に関する数値であり、パートタイム労働者のデータを含まない。総務庁による消費者物価指数（全国、帰属家賃を除く総合）を用いて給与額を1990年を基準とした実質の値に換算した。

妻が雇用されている世帯の割合  $K$  は、総務庁の「労働力調査」から求めた。15歳以上の有配偶女子について、非農業雇用者に分類される就業者の数を総数でわったものを  $K$  とした。「労働力調査」では、対象期間中に少しでも仕事をした者が就業者とみなされる。

期間出生率  $B$  には、厚生省の「人口動態統計」による合計特殊出生率を用いた。

丙午である1966年とその前後の年の合計特殊出生率の大きな変動を避けるため、分析の対象期間を1968-1994年とする。この処置により、1967年に行われた「労働力調査」の調査方式の改正の影響をも避けることができる。この期間における  $B$ 、 $Y_m$ 、 $W_f$ 、 $K$  の平均値と標準偏差を表1に示す。

重回帰分析の方法は、2段階最小2乗法とする。  $t$  年に関する操作変数は、式(3)のモデルについては、年次を添え字で表して  $Y_{mt}$ 、

表1 合計特殊出生率、男子所得、女子賃金率、妻が雇用されている世帯の割合の平均値と標準偏差（1968-1994年）

変数	$B$	$Y_m$ (千円/年)	$W_f$ (千円/年)	$K$
平均値	1.81	4190	1.026	0.2662
標準偏差	0.22	749	0.241	0.0589

$W_{ft}$ 、 $Y_{m,t-1}$ 、 $W_{f,t-1}$  と

注： $Y_m$ 、 $W_f$  は1990年を基準とした実質の値である。

し、式(4)のモデルについては、 $\ln Y_{mt}$ 、 $\ln W_{ft}$ 、 $\ln Y_{m,t-1}$ 、 $\ln W_{f,t-1}$  とする。

重回帰分析の結果を表2に示す。どちらのモデルでも自由度調整済み決定係数  $\bar{R}^2$  は0.8以上と高い。実際の  $Y_m$ 、 $W_f$ 、 $K$  を用いて合計特殊出生率  $B$  を推定した結果を実際の  $B$  と比較して図1に示すが、 $\bar{R}^2$  のより高い式(4)のモデルでは、 $B$  の乖離は常に8%以下にとどまっている。しかし、得られた  $t$  値をみると、式(3)のモデルでは3つの説明変数  $KY_m$ 、 $Y_m$ 、 $KW_f$  がすべて有意でなく、式(4)のモデルでは3つの説明変数のうち  $\ln KY_m$  が有意でないから、どちらのモデルもこの期間の合計特殊出生率の変動には適合していないことがわかる。また、どちらのモデルでもD-W比が0.5以下と低く、残差に自己相関が生じている。

比較的  $t$  値の高い説明変数をもつ式(4)のモデルについては、得られたパラメータの検討も行う。バツツ=ウォード型モデルでは、 $B$  に対する  $Y_m$  の効果が正、 $W_f$  の効果が負であることを前提とするのが妥当であるが、この前提条件は、次の式が常に成

表2 重回帰分析の結果（1968-1994年）

説明変数	式(3)のパラメータ	式(4)のパラメータ
定数項	3.17 (4.266)	-15.6 (-1.696)
$KY_m$	0.000746 (0.657)	
$Y_m$	-0.00407 (-1.105)	
$KW_f$	-1.83 (-0.875)	
$\ln KY_m$		-0.319 (-0.787)
$\ln Y_m$		2.081 (1.691)
$\ln KW_f$		-0.800 (-2.052)
$\bar{R}^2$	0.816	0.849
D-W比	0.347	0.461

注：括弧内の数値は  $t$  値である。

り立つことに相当する。

$$\frac{\partial B}{\partial Y_m} > 0, \quad \frac{\partial B}{\partial W_f} < 0 \quad (6)$$

式(4)から次の式が得られる。

$$\frac{\partial B}{\partial Y_m} = (\gamma_1 + \gamma_2) e^{\gamma_0} K^{\gamma_1 + \gamma_3} Y_m^{\gamma_1 + \gamma_2 - 1} W_f^{\gamma_3} \quad (7)$$

$$\frac{\partial B}{\partial W_f} = \gamma_3 e^{\gamma_0} K^{\gamma_1 + \gamma_3} Y_m^{\gamma_1 + \gamma_2} W_f^{\gamma_3 - 1} \quad (8)$$

式(4)のモデルから得られるパラメータに対しては、式(7)の値は正、式(8)の値は負であり、式(6)の前提条件は満たされる<sup>14)</sup>。式(7)の値の符号はパラメータ  $\gamma_1$  に依存するが、 $\gamma_1$  に対応する説明変数が有意でないことに注意しなければならない。

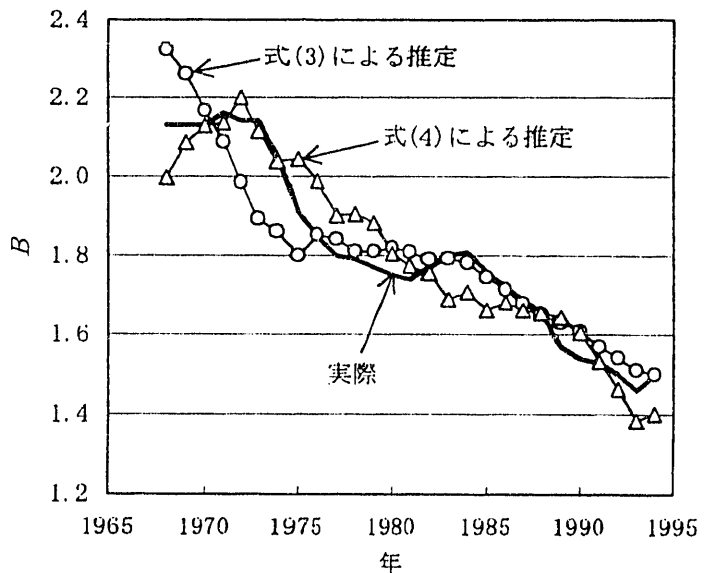
## 6. おわりに

1968-1994年の日本の合計特殊出生率の変動について、2種類のバツツ=ワード型モデルを用いて重回帰分析を行った。その結果、説明変数のt値の低さから、どちらのモデルも適合しないことがわかった。新家政学的接近で重要となる女子賃金率は、合計特殊出生率が2.13~2.16で全く安定している1968-1973年には年1.5%で急上昇し、1.81から1.46へと大きく落ちこんだ1984-1993年には年3.6%で

しか上昇していないが、このことから妻の時間の機会費用に重きをおいて1970年頃からの出生力低下を説明することの困難であることがうかがわれる。

しかしながら、実証的な新家政学的接近としては、地域間較差を分析する方法やマイクロデータを分析する方法もあり、また、時系列分析においても年齢階級ごとの出生率を対象とする方法もある。近年の低出生力と妻の時間の機会費用との関係を明らかにするためには、多様な視点から分析を行う必要がある。

図1 合計特殊出生率の推定値と実際値 (1968-1994年)



14) 説明変数のt値の低さを無視して、式(3)のモデルから得られたパラメータを検討すると、以下のようになる。

式(3)を偏微分して次の式が得られる。

$$\frac{\partial B}{\partial Y_m} = \gamma_1 K + \gamma_2, \quad \frac{\partial B}{\partial W_f} = \gamma_3 K$$

第1式の値は、 $K$ が1に近ければ正となるが、データとして用いた $K$ が0.169~0.360であるため、この分析においては常に負である。したがって、第2式の値は負であるものの、式(3)のモデルから得られるパラメータは、式(6)の前提条件を満たさない。