

所得が出生に及ぼす影響 JGSS-2000 への Butz and Ward Model の適用

清水 誠

(東京大学社会科学研究所日本社会研究情報センター)

Income Effect to Fertility Behavior

An Application of the Butz and Ward Model to the JGSS-2000

Makoto SHIMIZU

Butz and Ward have assumed that the probability of a couple having a child in a given year is largely dependent upon the husband's income, and the opportunity cost of the wife's time that can be represented by her wage. Empirical studies using time series aggregated data based on the model increased in number and produced results consistent with the hypotheses or showed their weaknesses in some developed countries including Japan. This paper examines the relevance of the re-defined model to Japan, using the JGSS-2000 cross section data with individual couples' ages, incomes, employment status, number of their children, etc. To standardize each data, the paper estimates their incomes and number of children through their lives using functions made through regressions with their data. The results showed that the model fits the data.

Key words: JGSS, Butz and Ward Model

所得と出生力の関係を説明する Butz and Ward Model を検証する。同モデルは、有配偶女性の賃金の上昇が子供の需要に対して負の効果(代替効果)を及ぼし、これが夫の所得による所得効果を上回るならば、その結果出生率が低下するとするものである。これについては、我が国を含めたいくつかの国で集計された時系列データを用いて既に検証されており、適合性が認められたものと否定されたものがある。本稿は、同モデルをクロスセクション用に再構築し、個々の夫婦について、夫婦及び子供の年齢、夫婦双方の所得及び就業状態が調査されているという JGSS-2000 の特色を踏まえ、これらのデータを使用することにより検証を試みた。この際、各データを適正に比較するため、年齢と就業経歴を用いて生涯レベルに換算して標準化した。検証の結果、同モデルの適合性は有意となった。

キーワード : JGSS、Butz and Ward Model

1. はじめに

人口要因と経済要因の間には各種の関連がある。近年、我が国を始めとするいくつかの先進国では、出生率の低下が社会問題となっており、それにはいくつかの経済的要因も影響を及ぼすという見方がある。

代表的なモデルの一つに Butz and Ward Model がある。同モデルは、夫婦について夫の所得の増加は子供に対する需要を増加させる所得効果を生むが、妻の賃金の上昇は子供に対する需要を減少させる代替効果を生み、これが夫の所得による所得効果を上回るならば、その結果出生率は低下するとするものである。

この種のモデルを個票レベルで検討するには、夫婦両面から見た所得と出生の両方について詳しい情報が必要になる。しかし、我が国では、所得か出生のいずれかに詳しい調査は数多く存在するものの、両方を把握しているものは JGSS、国民生活基礎調査（厚生労働省）、職業移動と経歴調査（日本労働研究機構）、全国家族調査（日本家族社会学会）など限られたものしかない。

本稿では、まず、時系列データを想定して構築された同モデルの理論と実証経験を簡単に振り返った上で、官庁統計を利用して我が国について最近の時系列データによる検証を試みる。次に、個々の夫婦について、夫婦及び子供の年齢、夫婦双方の所得及び就業状態が調査されているという JGSS-2000 の特色を生かし、同モデルをクロスセクションで再構築し、適用可能性を検討する。この際、各データを適正に比較するため、年齢と就業年数を用いてあらかじめ標準化しておくこととする。

2. 時系列データによる理論と実証

2.1 これまでの経験

Butz and Ward Model は、米国において景気が回復しても出生力が回復しない現象を説明するために Butz と Ward[1]により提案された時系列モデルであり、具体的には次の形をしている。

まず、有配偶女性の就業率を K 、就業していない有配偶女性の出生率を B_1 、就業している有配偶女性の出生率を B_2 とすれば、有配偶女性の出生率 B は

$$B = (1 - K) B_1 + K B_2$$

と表される。ここで、 B_1 は夫の所得 Y_m と他の要因 X で決まり、 B_2 は両者に加えて妻の賃金 W_f によって決まるものとした。実用上はこれを全微分して得られる

$$\ln B = \alpha_0 + \alpha_1 K \ln Y_m + \alpha_2 \ln Y_m + \alpha_3 \ln W_f$$

が提示された。ただし、所得効果が +、代替効果は - であることから、係数には

$$\alpha_1 + \alpha_2 > 0, \quad \alpha_2 > 0, \quad \alpha_3 < 0$$

という条件がある。

Butz と Ward はこれを 1948-75 年の米国のデータに適用して理論どおりの結果を得てい

る。英国については Ermisch[2]が 1951-75 年のデータを用いて係数が条件を満たすことを確認しているが、誤差項には系列相関が、説明変数には多重共線性が認められたとしている。我が国についても、Ogawa and Mason[3]が 1966-84 年のデータに適用して良好な結果を示し、大沢[4]が 1960-84 年のデータに適用して女性の市場賃金の上昇による就業率の増大が出生を抑制する方向に働いていることを指摘する一方で、大淵[5]、Kato[6]などは係数の符号条件が満たされないとの結果を報告している。

2.2 最近のデータを用いた検証

このように、Butz and Ward Model については様々な研究が行われてきたが、JGSS-2000 を用いてこのモデルを検討する前に、まず 1971-2000 年の我が国の時系列データにこれを適用してみることにする。

最初に、検証に用いるデータについて説明する。まず、夫の所得は、家計調査（総務省）の勤労者世帯の世帯主の収入を年額換算したものとする。妻の賃金は、賃金構造基本統計調査（厚生労働省）から女性労働者に関するきまって支給する現金給与額（年額換算）に年間賞与その他特別給与額を加え、所定内実労働時間数に超過実労働時間数を加えたもの（年換算）で割ることにより計算した。実際には同じ女性でも、有配偶者とそれ以外とで平均賃金は異なるが、有配偶女性が有配偶者のみに該当する金額を見て出生行動を変えるとは思えないので、市場単価としては一括りで計算しても問題はないと考えた。なお、夫の所得と妻の賃金は消費者物価指数（総務省）により実質化した。また、Butz and Ward Model の適合度は、単位の取り方により変化するため、ここでは金銭の単位をすべて万円に統一して計算した。一方、妻の就業率は労働力調査（総務省）の有配偶女性の就業率とした。次に、出生率は、我が国において出生はほとんど有配偶者により行われるという事情に鑑み、人口動態調査（厚生労働省）による出生児数を労働力調査による有配偶女性数で割ることにより、いわゆる普通出生率として計算した。

必要な変数には対数を取り、Butz and Ward Model を適用した結果は表 1 のとおりである。これによると、決定係数（自由度修正済）は高いものの、Durbin-Watson 比が低く、係数の符号条件は満たされず、夫の所得に係る係数と定数項の t 値の絶対値も小さい。実は、少子化で出生率は長期にわたり低下しているのに対し、夫の所得が減少するようになったのはここ数年のことで、それ以前は右肩上がりであったことから、夫の所得の対数値は出生率の対数値に対して単独で、0.981 もの負の相関がある。これは夫の所得が増加すれば出生率は高まるというモデルの前提に無理があることを意味する。類似の結果は加藤[7]が 1968-97 年のデータを利用した推定結果にもみられる。しかし、時系列データを比較するには、厳密には時点ごとの他の要因による影響を一定に揃える必要があり、ここではこれ以上深い分析には踏み込まないが、加藤[7]はコーホートの影響を制御することによりモデルの適合性を確認している。

表1 時系列データにB.W.モデルを適用した結果

	<i>lnB</i>	
	係数	<i>t</i>
<i>lnYm</i>	-0.849	-0.969
<i>KlnYm</i>	-0.621	-1.411
<i>KlnWf</i>	-0.793	-1.291
定数項	3.336	0.704
<i>N</i>	30	
<i>Adj. R²</i>	0.960	
<i>F</i>	235.959 ***	
<i>D. W.</i>	0.705	

注. 1971-2000に適用。ただし、1972までは沖縄県分を除外

*、**、***はそれぞれ10%、5%、1%基準で有意であることを示す。(他の表についても同じ。)

3. JGSS-2000における検証

3.1 検証の方法

Butz and Ward Model は本来時系列データでの適用が前提となっているが、夫の所得が高いほど出生力が強いのか、また妻の市場賃金が高いほど出生力が弱いのかという問題は、ある時期、ある集団内の個人(夫婦)間の相対的關係においても関心の対象となり得る。しかし、一般に、ある時点において、同一集団内には若年者と高齢者が共存し、出生期に差し掛かったばかりの者とそれを終えた者がいる。また、所得についても就業期間の長い人ほど高いことが一般的であり、また就業の有無についてもその時期にたまたま就業していることもあるので、これらを同じモデルにそのまま当てはめることは無意味である。時系列データに対してButz and Ward Modelを適用する際には、年齢や就業年数などの所得に影響を及ぼす要因を制御して比較するための工夫がなされるが、今回のように同モデルを同一時点で空間的に適用する際にも、これらの要因を取り除く必要がある。つまり、個々のデータを時間ごとにまとめる場合には空間的格差をコントロールする必要があるのに対し、空間ごとにまとめる場合には時間的格差をコントロールする必要がある。そこで、調査時を断片的に捉えるのではなく、各個人(夫婦)の過去と将来の状況を予測し、生涯レベルでの比較を試みることにする。

まず、Butz and Ward Model を次のように再定義することとする。すなわち、有配偶女性が、一生の間に就業している期間の割合を K とし、就業していない間の出生率を B_1 、就業している間の出生率を B_2 とすれば、この女性の両期間を合わせた出生率 B は

$$B = (1 - K) B_1 + K B_2$$

と定義される。ここで、 B_1 は夫の所得に依存し、 K と B_2 は夫の所得と妻の賃金に依存するという仮定を設定すれば、Butz and Ward Model と同じ型になる。もちろん、長期的には夫の所得も妻の賃金も出生率も変動するが、これらは全体から推定される所得関数と出

生関数に沿って動くこととする。また、妻の市場賃金は、学歴、産業、職業などにより異なり、また就業年数などに応じて変化するものとし、妻が出生の決断をする際には、このような変動要因を加味して総合的に行うとの前提に立つこととする。

3.2 使用するデータセット

JGSS-2000 では、本人のみならず、配偶者がいる場合にはその年齢、学歴、就業状況等についても調査をしているので、ケースを夫婦に限定し、夫婦両面のデータをセットで利用することとする。利用に当たっては本人と配偶者の変数から性別により夫と妻の変数に組替えた。ただし、配偶者については変数の種類が限定されているので、所得関数や出生関数の説明変数として組み込むことができる変数には制約があった。また、就業経歴については、現在の主な職に関する問が中心であり、前職や副業がある場合に、そこから得られる所得については情報が限られている。そこで、分析の前に、実態を把握できない状態が長期間発生しているケースをあらかじめ除外するなどの作業が必要であった⁽¹⁾。ただし、このような作業をしても、JGSS-2000 のデータだけでは過去の職歴と副業による影響を十分に調整できないことも確かである。したがって、本稿の検証結果はかなり幅広に捉える必要がある。

変数について施した措置の概略は次のとおりである。まず、年間収入と企業の従業者数は階級の中央値に変換して数量化し⁽²⁾、就業年数とともに無職(先週仕事をしていない人)のデータを0とした。また、学歴については小学・中学、高校・旧中、短大・高専、大学・大学院の4区分に、就労地位については経営者・役員、常用雇用、パート・アルバイト、派遣社員、自営業主、家族従業者、内職の7区分に、産業分類と職業分類は日本標準分類の大分類に近づけるようにコードを大括りにした上で、分類別に該当者を1、非該当者を0としてダミー変数を作成した。地域(6区分)、市郡(3区分)についても同様のダミー変数を作成した。また、これらの変数に一つでも「わからない」としたケースと回答しないケースはあらかじめ対象夫婦から除外した。

こうして用意されたデータセットの該当ケースは231組(夫婦)になった。

3.3 所得・出生関数の作成方法

夫、妻の所得関数は、年間収入を被説明変数としてそれぞれ影響力があると考えられる変数を説明変数とする重回帰分析を適用することにより作成した。変数の選択にはステップワイズ法を用いた。選択前に投入した説明変数は、夫、妻それぞれについて、年齢、就業年数、企業の従業者数、最終学歴(ダミー)、就労地位(ダミー)、職業(ダミー)、産業(ダミー)、地域(ダミー)、市郡(ダミー)である。このうち、地域(ダミー)及び市郡(ダミー)は夫・妻ともに共通である。また、分析にはWeightを付与した。実際に選択された変数とその係数及び関数の適合度に関する情報は表2及び表3のとおりである。

表2 夫年間収入の重回帰分析の結果

説明変数	係数	t
年齢	17.220	6.543 ***
企業の従業者数	0.022	4.113 ***
就労地位 自営業主 ダミ-	328.225	5.150 ***
職業 労務等 ダミ-	-146.004	-3.850 ***
就労地位 パート・アルバイト ダミ-	-639.463	-3.537 ***
職業 農林漁業 ダミ-	318.384	3.063 ***
産業 電気・ガス・熱供給・水道業 ダミ-	379.067	2.371 **
産業 金融・保険・不動産業 ダミ-	233.180	2.223 **
就労地位 経営者・役員 ダミ-	170.726	2.130 **
定数項	-91.567	-1.023
N	231	
Adj. R ²	0.395	
F	17.672 ***	

表3 妻年間収入の重回帰分析の結果

説明変数	係数	t
年齢	-2.283	-2.288 **
就労年数	12.307	6.358 ***
就労地位 常用雇用者 ダミ-	58.295	2.352 **
職業 専門的・技術的 ダミ-	64.970	3.656 ***
無職 ダミ-	-136.056	-5.574 ***
最終学歴 大学・大学院 ダミ-	53.836	3.737 ***
就労地位 パート・アルバイト ダミ-	-109.807	-4.219 ***
職業 農林漁業 ダミ-	-240.411	-2.875 ***
就労地位 自営業主 ダミ-	-111.558	-2.542 **
職業 労務等 ダミ-	69.643	2.790 ***
産業 製造業 ダミ-	-50.957	-2.234 **
定数項	201.803	5.513 ***
N	231	
Adj. R ²	0.783	
F	76.268 ***	

一方、出生関数の作成には、上記の変数の他に、夫、妻ごとに初婚年齢、父との同居(ダミ-)、母との同居(ダミ-)を加えて同じ方法を用いた。JGSS-2000には、他にも例えば住居の種類や広さ、同居人数など、出生に影響を及ぼすと考えられる変数が含まれているが、これらは子供が増えれば変化するものなので、過去及び将来への延長を想定している当関数の説明変数の候補には加えなかった。また、意識関連変数の中にも、例えば理想の子供数、結婚後の子供の必要性など出生力に影響を及ぼす変数はあるが、夫婦の片側だけしか調査されていないので候補から除外した。実際に選択された変数とその係数及び関数の適合度に関する情報は表4のとおりである。

このような関数の作成は、平均的な傾向を抽出することにより、個々のデータが持つ特殊要因を取り除くという意味でも有意義であると考えられる。

表4 子供数の重回帰分析の結果

説明変数	係数	t
夫の初婚年齢	-0.128	-8.743***
夫の年齢	0.125	11.879***
妻の職業 事務 ダミ	-0.501	-3.982***
夫の就労地位 パート・アルバイト ダミ	-2.538	-4.565***
妻の就労地位 パート・アルバイト ダミ	-0.411	-3.131***
町村 ダミ	0.374	2.748***
夫の父と同居 ダミ	-0.415	-2.784***
関東 ダミ	-0.339	-3.322***
夫の産業 電気・ガス・熱供給・水道業 ダミ	-1.168	-2.309**
夫の職業 保安 ダミ	0.734	2.728***
夫の就労地位 経営者・役員 ダミ	0.585	2.340**
妻の職業 農林漁業 ダミ	1.759	2.090**
夫の産業 金融・保険・不動産業 ダミ	0.673	2.044**
定数項	0.823	2.428**
N	231	
Adj. R ²	0.525	
F	20.525***	

3.4 生涯レベルの推定方法

ある時点 t の夫の所得を $Y(t)$ とすると、生涯レベルの所得は

$$\int Y(t)dt$$

と表される。ここで、 $Y(t)$ のうち時間に依存する要素は年齢と就労期間だけであり、調査時点の年齢を t_0 、就労期間を w_0 、時間に依存しない部分を Z とすると、

$$Y(t) = \alpha t + \beta(t - t_0 + w_0) + Z$$

と表される。60歳まで働くとすると、生涯レベルの所得は、

$$\int_{t_0-w_0}^{60} \{ \alpha t + \beta(t - t_0 + w_0) + Z \} dt$$

$$= (60 - t_0 + w_0) \left\{ \frac{1}{2} \alpha (60 + t_0 - w_0) + \frac{1}{2} \beta (60 - t_0 + w_0) + Z \right\}$$

となる。実用上は、所得は連続変数ではなく年ごとに变化するものとする。また、及びには重回帰分析の説明変数の係数を、 Z には推定値から逆算した値を適用することにより生涯レベルの推定値が求まる。妻の所得についても同様である。これらの推定は、個々人の生涯を正確に予想しようとするよりは、データ間の比較を行う以前の標準化のための措置であり、あくまで現在の職の状態が当該職の開始時期から60歳まで維持されたときに

生涯レベルでどの程度の所得が得られるかを求めたものにすぎない⁽³⁾。

妻の賃金については、上記で得られた生涯レベルの推定値を現職の開始時期から 60 歳までの期間に年平均 50 週 × 40 時間働くものとして単位時間に換算した。これも、実際の平均賃金を求めようとするのではなく、生涯レベルの所得を時間単位に換算したにすぎない。このことは、期間が長いとその間に賃金は変動するので、子育ての代替としての捉え方は現実的には困難であり、むしろ就業期間中の子供に対する需要は現職から推定される生涯レベルの所得を踏まえて決定されるとの見方に立つことを意味している。なお、金銭の単位はすべて万円に統一して計算した。

生涯レベルの子供数も基本的には同じ方針で推定した。ただし、子供数は、フローである所得とは異なり、ストックの変数なので、時間に関連のある部分を延長するだけで計算できる。説明変数の中で時間の流れに応じて変化するものは夫の年齢だけなので、その係数に妻の現年齢から 50 歳になるまでの年数を掛けて推計値に加算した。

妻の就業率は 15 歳から 60 歳までの 45 年間に対する就業年数の割合とした。

3.5 結果の評価

上記で計算した生涯レベルの夫の所得、妻の賃金、就業率及び出生数を用いて Butz and Ward Model に適用した結果は表 5 のとおりである。これによると、係数の符号は同モデルの条件を満たしている。また、各係数の *t* 値の絶対値は大きく、同モデルの適合性は有意である。これは、出生に対して所得は夫婦で同一方向に作用するのではなく、夫についてはプラスに、妻についてはマイナスに作用するという旧態の構造が依然として我が国に根付いていることを物語っている。しかし、決定係数（自由度修正済）は 0.179 と低く、同モデルの当てはまりは良好であるとは言えないことから、その構造はそれほど強くないともとれる。

表 5 B.W.モデルの検証

	<i>lnB</i>	
	係数	<i>t</i>
<i>lnYm</i>	0.176	3.629 ***
<i>KlnYm</i>	0.025	2.613 ***
<i>KlnWf</i>	-0.312	-5.335 ***
定数項	-1.176	-2.370 **
<i>N</i>	231	
<i>Adj. R²</i>	0.179	
<i>F</i>	17.760 ***	

今回 Butz and Ward Model を再定義し、空間的に適用可能性を試みたものの、課題は山積している。まず今回の推定方法は、例えば、時間に応じて変化する要因が直線的に変化

すると仮定する、就業終了年齢を60歳に揃えるなど、便宜的にかなり単純化したものとなっている。これを精緻にしたときに結果がどう変化するかを引き続き検討する必要がある。また、データの制約が結果に反映しているおそれもある。特に、生涯レベルでの比較という意味では、今回無視した前職からの所得について、他の調査のデータ等を利用しつつ推定を試みる必要がある。さらに、出生率に影響を及ぼす要因は、所得以外にも、就業条件、保育施設の整備状況、女性の自己実現意欲の強さなど多方面から様々なものが指摘されている。今回のような所得要因に着眼する分析においては、他の影響を一定に揃える必要があるが、様々な要因が平均されている集計値とは異なり、直接影響している個票データでは、個々にこれらの影響を評価するための工夫が必要である。

[注]

(1)具体的には、次のとおりである。

最初の子供を出産する時点が夫の現職の就業開始時期よりも早いケースを除外した。これは、子供の出産時期に、夫は無職ではなく現職とは異なる職に就いて所得を得ていた可能性が高いので、それについての情報がなければ分析に支障が生じるからである。妻についても、現職の就業開始時期より早く出産している場合には同様の問題があるが、夫よりは無職であった可能性が高く、また仮に就業していても所得は平均的には低いと想定されることから、無職と仮定しても生涯レベルの推定をすれば大きな問題は生じないとの判断をした。

さらに、妻の年齢を40歳未満かつ夫の年齢を50歳未満に限定した。これも、年齢が高くなれば現職の前に仕事をしている可能性が高いという理由によるが、併せて、できるだけ最近の出生事情を反映させること、世代間格差を避けることなどにも配慮した。

(2)正確には、年間収入について、2,300万円以上は実額のままである。企業の従業員数について、1万人以上は1万人とし、官公庁は夫・妻別に平均値を当てた。

(3)この推定によると、現在無職の者は、現在を就業開始時期として60歳まで働くこととなるが、当推定ではそれにより得られる所得は僅かであるとの結果になる。Butz and Ward Modelを適用するには、対数をとる必要があるが、0以下を避けるという意味でも好都合な推定となっている。一方、結婚以前に就業していた期間の所得は、すべて貯蓄されて結婚後の出生に影響を及ぼすとの想定になっている。

[参考文献]

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

[2]John Ermisch, 1979, The Relevance of the Easterlin Hypothesis and the New Home Economics to Fertility Movements in Great Britain, *Population Studies*, Vol.33, No.1, 39-58.

- [3]Naohiro Ogawa and Andrew Mason, 1986, An Economic Analysis of Recent Fertility in Japan: An Application of the Butz-Ward Model, 人口学研究 第9号, 5-15.
- [4]大沢真知子, 1993, 経済変化と女子労働, 日本経済評論社.
- [5]大淵寛, 1988, 出生力の経済学, 中央大学出版部.
- [6]Hisakazu Kato, 1997, Time Series Analysis of Fertility Change in Postwar Japan, 人口学研究 第20号, 23-35.
- [7]加藤久和, 2001, 人口経済学入門, 日本評論社.
- [8]総務省統計局<http://www.stat.go.jp/>
- [9]総務省統計局, 1971-2000, 労働力調査年報.
- [10]総務省統計局, 1971-2000, 家計調査年報.
- [11]厚生労働省大臣官房統計情報部<http://www.mhlw.go.jp/toukei/index.html>
- [12]厚生労働省大臣官房統計情報部, 1970-1987, 1989-2000, 賃金構造基本統計調査報告 (第1巻).