

第二章 少子化対策の効果に関するシミュレーション分析

加藤久和

1. 研究の目的

過去の研究（加藤(2000、2002)）では、結婚、出生および女性の労働参加に関する相互依存関係を実証的に把握し、さらに現在の経済社会構造が変化しないという条件の下で2015年までの出生率等の将来展望を行った。一方、今年度においては、次世代育成支援対策推進法が制定され、少子化対策に関して一層の努力を図ることが社会的な合意に達しつつある。このような情勢の中で、少子化対策の実施がどのような効果を有しているかを計量的に明らかにすることが必要となっているが、しかしながら具体的な政策を計量分析に取り入れる試みはいまだ十分なものとは言えない。

本研究では、このような問題意識の下で、少子化対策プラスワンや次世代育成支援対策推進法などが企図している諸施策が出生率に及ぼす効果を試算するため、小規模な連立方程式体系モデルを構築し、これらの政策が遂行された場合に合計出生率がどの程度改善するかについてシミュレーションを行う。

2. 研究方法

2.1 計量モデルの構築

過去の研究においては、結婚、出生および労働供給に関する相互依存関係を構造的に探るため中規模（加藤(2002)では50本）のモデルを構築し、概ねその相互依存関係については理解が進んできたと考えられる。今回は、研究の目的が政策シミュレーションの実施であり、結婚と出生の関わりに焦点を絞った小規模モデル（9本の構造方程式からなる連立方程式体系）を用いることとする。なお、規模が小さいこともあり、三段階最小二乗法によるシステム推定を行ってモデルの構築を行っている。

モデルの構造は、結婚、出生行動の中心を占める20～34歳の層に焦点をあて、3つの年齢階層別の結婚に関わる関数（初婚率、有配偶率）を推定し、これが2つの年齢階層別に推定した出生率関数へ影響して、最終的に合計特殊出生率(TFR)が決定される構造となっている。なお、20歳代の出生率は従来20～24歳、25～29歳に分割していたが、推定のパフォーマンス等を考慮して20～29歳としている。モデル化した期間は1976～2001年までである。モデルに関しては4. を参照されたい。

2.2 少子化対策シミュレーションー考え方ー

少子化対策プラスワンや次世代育成支援対策推進法などにある具体的な施策は、主として家計の出生行動に間接的な影響を及ぼすことで出生率向上が期待されている。とりわけ、女性にとって仕事と子育ての両立が実現すること、保育サービスが充実することなどがその施策の主眼となっている。このことから、本研究では①育児と子育ての両立が可能になり、女性の有配偶労働力率が上昇した場合、②保育環境が整備された場合、の二つの仮定

を設けてシミュレーションを行う。

女性が出産・育児のため就業を断念することが、子どもを持つことのコストであるという考え方は既に周知の事実となっている。しかしながら、われわれの過去の研究では機会コストを、各時点における女性の賃金あるいは賃金水準でしか捉えていない。就業を断念することによって生じるであろう、ライフサイクルを通じた逸失所得を用いた分析は行っていない。本来、機会コストはライフサイクルを通じた逸失所得としてこれを定義するべきであり、本研究では以下の方法によってこの意味での機会コストを推計した。出産・育児と就業の両立の断念は、この機会コストが高くつくことを意味する。

上で述べた①の施策（女性の有配偶労働力率の上昇）は、単に女性が働きやすくなることではなく、機会コストが低下するというシナリオとしてモデルに組み込むこととした。また、②の施策については保育所定員が拡大したと仮定する場合を考えた。なお、保育サービスの充実は低年齢児保育や延長・夜間保育などを指すことが多い。しかしながら、保育サービスに関するこのような時系列データが入手できないことから、保育所定員数が保育サービスの代理変数であると考えてモデルに組み込むこととした。

3. 機会コストの推定

3.1 結婚による逸失所得の推計

わが国では女子の全配偶でみた労働力率と有配偶女子の労働力率に大きな差がある。2001年では全配偶でみた労働力率は20～34歳の層で67.2%であるのに対して、同じ年齢層の有配偶女子労働力率は44.9%に過ぎない。このことは未婚女子の労働力率が有配偶女子の労働力率を上回っていることを意味しており、結婚を契機とした労働市場からの退出が存在することでもある。結婚による労働市場からの退出がないとした場合、有配偶女子労働力率は上昇して現在の水準よりも高くなることが考えられる。しかしながら、専業主婦を選好する女性もいることから、その水準は現在の未婚女子労働力率の水準以下となることが考えられる。そのため、結婚後働きたいと考える女性がすべて働いた場合の有配偶女子労働力率は、全配偶女子労働力率と等しいと仮定する。以上の点を考慮して、結婚による逸失所得を以下のように推計する。

いま、全配偶の女子労働力率を $\frac{L}{P}$ 、有配偶女子の労働力率 $\frac{L_M}{P_M}$ とする。有配偶女子の女子全体に占める割合を α 、労働力人口全体に占める有配偶者の割合を β とすると、 $P_M = \alpha P$ 、 $L_M = \beta L$ と示すことができる。両者の差は $\frac{L}{P} - \frac{L_M}{P_M} = \frac{L}{P} \left(1 - \frac{\beta}{\alpha}\right)$ である。ここで、 $1 - \frac{\beta}{\alpha} = 0$ であれば、結婚を契機とした労働市場からの退出はないと考える。しかし、 $1 - \frac{\beta}{\alpha} > 0$ であれば結婚による労働市場からの退出があることになる。そこで、結婚による労働市場からの退出によって生じた逸失所得の指標を以下で定義する。但し、 w^e は

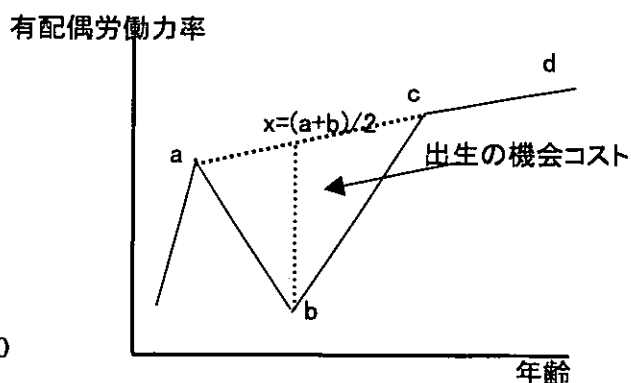
期待賃金であり、59歳まで就業した場合を想定して以下のように算出される。

結婚による労働市場からの退出コスト（結婚の機会コスト）

$$\left(1 - \frac{\beta}{\alpha}\right) \times w^e \quad (1)$$

3.2 出生に伴う労働市場退出による逸失所得の推計

有配偶女子労働力率を観察すると、1980年代中盤では25～29歳の層で低下し、30～34歳の層で上昇するという変形的なM字型カーブが観察された。1980年代後半以降になると、このM字型カーブは解消されたものの、20歳代から30歳代前半にかけての労働力率は、それ以降の年齢階層の労働力率に比べて低くなっている。しかしながら1980年代後半以後、20歳代前半の有配偶者自体が減少して



いることを考慮すると、出産・育児によって労働市場から退出する有配偶女性も多く、このことが若年層で低い労働力率をもたらしていると考えられる。そこで、出産・育児に関わる機会コストを、他の年齢層と比べて相対的に低くなっている労働力率が上昇した場合に得られたであろう所得と考えることとする。そのイメージは上の図の通りである。なお、一度労働市場から退出した女性が再び労働市場に戻る際、正規社員として雇用される機会が小さいことから、労働市場への再参入に関してはパートタイマーとして戻ることを仮定した。

いま、期待賃金を w_{age}^e 、労働者のうちパートタイマーの比率を p 、パートタイマーと正規就業者との賃金格差を q とする。このとき、育児等による労働市場からの退出がない場合の期待される生涯所得は

$$S^e = w_{2024}^e \times a \times (1-p) + w_{2024}^e \times a \times q \times p + w_{2529}^e \times x \times (1-p) + w_{2529}^e \times x \times q \times p + w_{3034}^e \times c \times (1-p) + w_{3034}^e \times c \times q \times p + \dots \quad (2)$$

と計算される。一方、現実の生涯所得は

$$S^r = w_{2024}^e \times a \times (1-p) + w_{2024}^e \times a \times q \times p + w_{2529}^e \times b \times (1-p) + w_{2529}^e \times b \times q \times p + w_{3034}^e \times \bar{b} \times (1-p) + w_{3034}^e \times (c-b+bp) \times q + w_{3539}^e \times \bar{b} \times (1-p) + w_{3539}^e \times (d-b+bp) \times q + \dots \quad (3)$$

(注： $c - b(1 - p) = c - b + bp$)

となる。以上から、出産・育児による労働市場退出による機会所得（出生の機会コスト）を

$$\text{機会コスト} = S^e - S^r \quad (4)$$

と定義する。

3.3 期待賃金の計算

女子正規就業者の期待賃金 w_{age}^e は以下のように計算される。t 年におけるクロスセクションでみた年齢 5 歳階級別（これを age で示す）賃金を w_t^{age} とする。但し、これはデフレーターを用いて実質化された値である。現在、a 歳の女子就業者は、（実質）期待賃金上昇率 g と賃金カーブの傾き δ に沿って将来の所得が得られると期待する。そこで、b 歳における期待賃金は

$$w_{t+(b-a)}^b = w_t^a (1 + g)^{b-a} (1 + \delta)^{b-a}$$

となる。期待賃金を計算する対象を 22 歳として、22 歳から 59 歳までの期待賃金を求めると、

$$w_{age}^e = \sum_{b=22}^{59} w_{t+(b-22)}^b \quad (5)$$

である。なお、期待賃金上昇率は t 年の実績値が今後も続くと仮定した。

3.4 データ

期待賃金の計算で用いた賃金データについては、厚生労働省「賃金構造基本調査（賃金センサス）」の産業計・企業規模計・学歴計で示される女子労働者の「きまって支給される現金給与額」および「年間賞与その他特別給与額」の年齢 5 歳階級別賃金を用いた。賃金上昇率はこの「きまって支給される現金給与額」の年齢計の値から計算した。デフレーターは国民経済計算に沿った GDP デフレーターを、また物価上昇率はこの GDP デフレーターの上昇率を利用した。

機会コストの計算で利用したパートタイマーの賃金は、賃金センサスの女子パートタイマー平均時給額を用いており、女子年齢別労働力率、有配偶女子労働力率、パートタイマー比率など労働供給に関わるデータは総務省「労働力調査」によった。

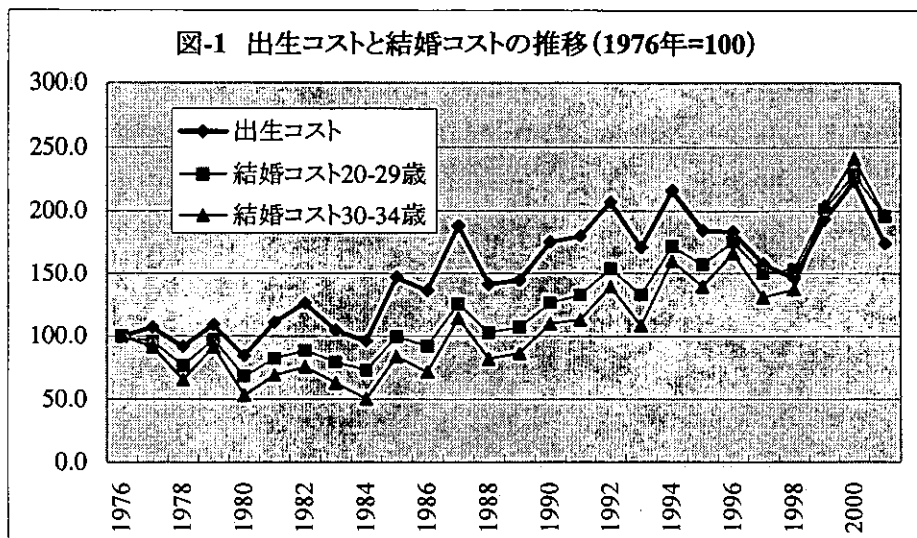
3.5 推定結果と先行研究との比較

以上の方法によって計算される 2001 年の時点における出生の機会コストは、就業継続を行った場合の生涯所得は 2 億 3,235 万円、またパートタイマーで復帰した場合の生涯所得は 1 億 2,267 万円であり、したがって機会コストは 1 億 176 万円程度と推計される。ま

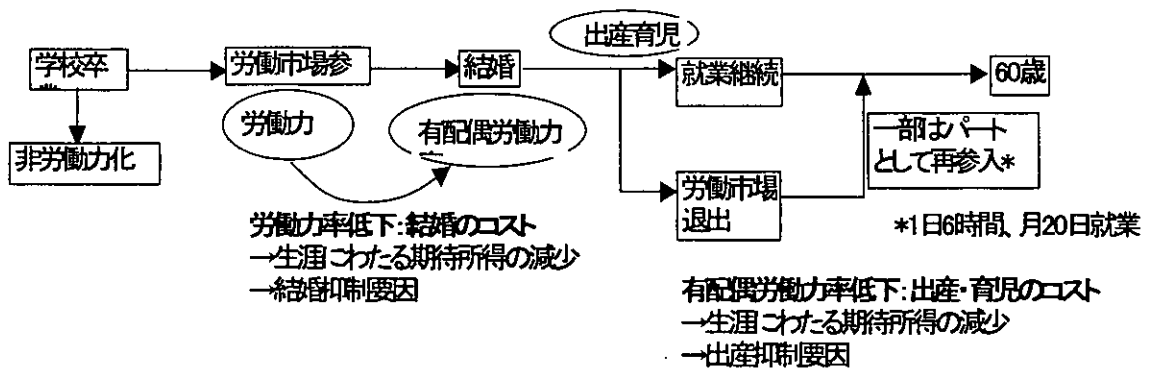
た、2001年の時点における結婚の機会コストはおよそ2,469万円であった。

出生に関する機会コストに関しては、平成15年度の経済財政白書により分析が行われている。これによると、大卒女性の賃金カーブから推計した就業継続による生涯所得額はおよそ2億8,560万円であるのに対し、いったん28歳で退職し34歳で復帰した場合の生涯所得は2億82万円、またパートタイマーとして労働市場に復帰した場合の生涯所得は4,767万円であり、したがって、就業中断による機会コストは前者で8,478万円、後者では2億3,794万円になると試算されている。この推計方法では、28～34歳時には単純に労働市場から退出すると想定している。本研究の推計では、ある女性が特定の年齢で就業中断を行うのではなく、マクロでとらえた労働力率の変化をもとに計算しているものであり、また、大卒女性のみならず全学歴女性を対象としている点など、経済財政白書の分析とは比較の視点が異なることに注意されたい。

以下の分析では、上で計算された結婚および出生の機会コストを実質化して割引き、指数化（1976年度を100としている）した値を用いることとする。その推移を示したものが図1である。これをみると、各年毎の増減はあるものの、結婚および出生の機会コストとも趨勢的に上昇していることがわかる。



(参考)機会費用の計算について



4. モデルの構築と推定結果

4.1 モデルの定式化

4.1.1 出生に関する構造方程式

20～29 歳出生率および 30～34 歳出生率に関する構造方程式を作成し、これらと合計特殊出生率を統計式で結んでいる。

出生率を子どもに関する需要が実現したものと考えると、通常の需要方程式にあるように、説明変数は所得要因、価格要因及びシフト項の三つに分類される。20～29 歳の出生率では、価格要因（子どもを生み育てるためのコスト）については上記で推計した機会コストとし、また所得要因としては 1 人当たり実質賃金上昇率を説明変数に加える。さらに、シフト要因としては、過去の初婚率（結婚したカップルの多くが 3 年以内に第一子を出産している）及び政策変数として保育所整備状況を示す変数を加えることとした。30～34 歳出生率に関しては、価格要因として機会コストが対応していないためこれを除き、またシフト項として 30～34 歳男子失業率（男子失業率の上昇は家計の出生決定にマイナスの影響を与えると仮定）を組み込んでいる。以上から、

$$20\sim 29 \text{ 歳出生率} = F \left(\text{1 人当たり実質賃金上昇率(+)}、\text{機会コスト(-)}、\text{過去の初婚率(+)}、\text{保育所整備関連指数(+)} \right)$$

$$30\sim 34 \text{ 歳出生率} = F \left(\text{1 人当たり実質賃金上昇率(+)}、\text{過去の初婚率(+)}、\text{保育所整備関連指数(+)}、\text{男子 30}\sim\text{34 歳失業率} \right)$$

$$\text{合計特殊出生率} = F \left(20\sim 29 \text{ 歳出生率}、30\sim 34 \text{ 歳出生率} \right)$$

4.1.2 結婚に関する構造方程式

結婚については、20～24 歳、25～29 歳および 30～34 歳の三つの階層ごとに構造方程式を設けた。20～24 歳については結婚による逸失所得、そのコーホートの大学等進学率、夫となる男性の賃金上昇率を説明変数とした。25 歳以降の層では、晩婚化の動向を捉えるため、そのコーホートのより若い年齢時における初婚率が高いほど、当該年齢での初婚率は低下すると考えた。その他、25～29 歳では結婚による逸失所得と男性の賃金上昇率を、30～34 歳では失業率を説明変数とした。なお、この他に 20～29 歳初婚率を計算する統計式を加えている。

$$20\sim 24 \text{ 歳初婚率} = F \left(\text{機会コスト(-)}、\text{大学等進学率(-)}、\text{賃金上昇率(+)} \right)$$

$$25\sim 29 \text{ 歳初婚率} = F \left(\text{過去の結婚履歴(-)}、\text{機会コスト(-)}、\text{賃金上昇率(+)} \right)$$

$$30\sim 34 \text{ 歳初婚率} = F \left(\text{過去の結婚履歴(-)}、\text{失業率} \right)$$

$$20\sim 29 \text{ 歳初婚率} = F \left(20\sim 24 \text{ 歳初婚率}、25\sim 29 \text{ 歳初婚率} \right)$$

結婚ではこの他に、20～29 歳有配偶者割合、30～34 歳有配偶者割合をもとめるため、以下の式をモデルに加えている。

$$\text{有配偶女子人口の割合} = F \left(\left(\text{1 期前の有配偶人口} + \text{その年の初婚率} \times \text{女子人口} \right) / \text{女子人口} \right)$$

4.2 モデルの推定結果

モデルは以上の9本の方程式（9つの内生変数）からなる小規模なものである。各方程式には説明変数として内生変数が含まれており、明らかに内生性バイアス（ハーベルモ・バイアス）が存在する。そのため、モデルの外生変数、先決内生変数を操作変数とする三段階最小二乗法での推定を行った。推定結果は以下のとおりである。

4.2.1 方程式

推定すべき方程式の誘導型は以下のとおり。

$$\text{BR2029}=\text{C}(1)+\text{C}(2)*(\text{MR2029}(-1)+\text{MR2029}(-2)+\text{MR2029}(-3))/3+\text{C}(3)*\text{OPCOST} \\ +\text{C}(4)*\text{WAGEMG}+\text{C}(5)*\text{HOIKU}*\text{MS2029}$$

$$\text{BR3034}=\text{C}(6)+\text{C}(7)*(\text{MR3034}(-1)+\text{MR3034}(-2)+\text{MR3034}(-3))/3+\text{C}(8)*\text{WAGEMG} \\ +\text{C}(9)*\text{HOIKU}*\text{MS3034}+\text{C}(10)*\text{URM3034}$$

$$\text{MR2024}=\text{C}(11)+\text{C}(12)*\text{OPMCOST2029}+\text{C}(13)*\text{UNIV}(-5)+\text{C}(14)*\text{WAGEMG}$$

$$\text{MR2029}=\text{C}(15)+\text{C}(16)*(\text{MR2024}+\text{MR2529})$$

$$\text{MR2529}=\text{C}(17)+\text{C}(18)*\text{OPMCOST2029}+\text{C}(19)*(\text{MR2024}(-2)+\text{MR2024}(-3) \\ +\text{MR2024}(-4))/3+\text{C}(20)*\text{WAGEMG}+\text{C}(21)*\text{D70S}$$

$$\text{MR3034}=\text{C}(22)+\text{C}(23)*(\text{MR2529}(-5)+\text{MR2024}(-6))+\text{C}(24)*(\text{URF3034}(-1) \\ +\text{URF3034}(-2))+\text{C}(25)*\text{D70S}$$

$$\text{MS2029}=\text{C}(26)+\text{C}(27)*(\text{POPF2029}*\text{MR2029}/10000+\text{POPF2029M}(-1))/\text{POPF2029}$$

$$\text{MS3034}=\text{C}(28)+\text{C}(29)*(\text{POPF3034}*\text{MR3034}/10000+\text{POPF3034M}(-1))/\text{POPF3034} \\ +\text{C}(30)*\text{D70S}$$

$$\text{TFR}=\text{C}(31)+\text{C}(32)*(\text{BR2029}+\text{BR3034})$$

（変数一覧）

BRXY：X～Y歳出生率、HOIKU：保育所整備指数（0-4歳人口100人当たり保育所定員数）、MRXY：X～Y歳初婚率、MSXY：X～Y歳有配偶者割合、POPFXY：X～Y歳女子人口、OPCOST：出生の機会コスト、OPMCOST2029：20～29歳結婚の機会コスト、TFR：合計特殊出生率、UNIV：大学等進学率、URFXY：X～Y歳女子失業率、URMXY：X～Y歳男子失業率、WAGEMG：実質賃金上昇率、D70S：70年代ダミー

4.2.2 推定結果

推定期間は1976～2001年である。

表1は各方程式の推定された係数パラメータとその標準誤差等を示したものである。20～29歳出生率を決定する方程式（BR2029）では、出生コストが有意にマイナスで推定され、また保育所整備関連指数も有意な推定値が得られている。結婚に関する方程式（MR2024、MR2529）においても、結婚の機会コストに関するパラメータはいずれも有意に負の値が得られている。さらに、25～29歳初婚率、30～34歳初婚率に関する方程式（MR2529、MR3034）では過去の結婚履歴が有意にマイナスに影響を及ぼしていること

がみられる。係数の推定値において、10%有意水準を満たすことのできなかつたパラメータは、20～24歳初婚率の方程式(MR2024)における実質賃金上昇率に係るもののみであった。

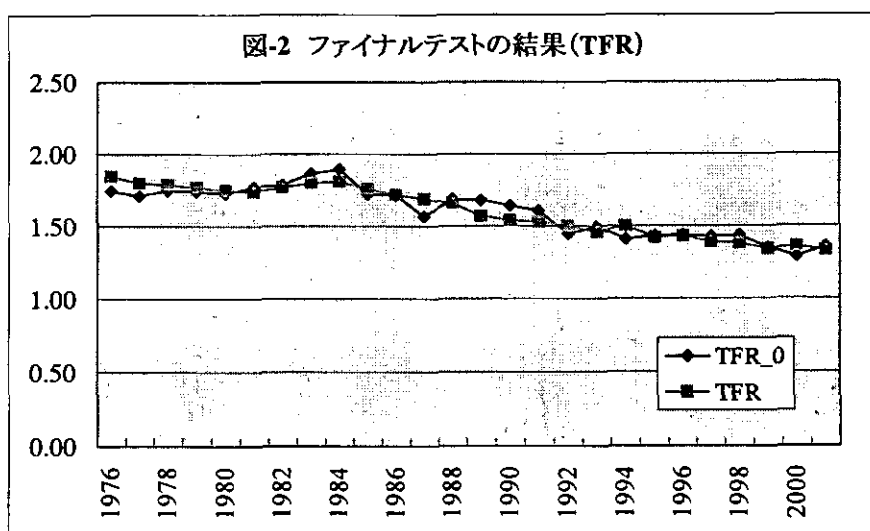
表2は各方程式の調整済み決定係数を示したものであり、概ね良好な結果が得られている。

表1 方程式の推定結果(3SLS)

	係数	標準誤差	t-値	p-値
C(1)	-46.02	25.27	-1.82	0.070
C(2)	2.11	0.25	8.39	0.000
C(3)	0.00	0.00	-6.26	0.000
C(4)	228.05	122.82	1.86	0.065
C(5)	45.37	12.15	3.73	0.000
C(6)	22.50	5.66	3.98	0.000
C(7)	1.55	0.20	7.80	0.000
C(8)	74.84	42.27	1.77	0.078
C(9)	21.63	2.42	8.92	0.000
C(10)	-2.86	0.89	-3.19	0.002
C(11)	127.35	3.41	37.39	0.000
C(12)	0.00	0.00	-6.38	0.000
C(13)	-1.56	0.11	-14.15	0.000
C(14)	78.82	55.67	1.42	0.158
C(15)	7.47	1.66	4.51	0.000
C(16)	0.44	0.01	33.48	0.000
C(17)	112.84	7.38	15.30	0.000
C(18)	0.00	0.00	-5.16	0.000
C(19)	-0.49	0.07	-7.25	0.000
C(20)	86.65	37.88	2.29	0.023
C(21)	-6.80	2.15	-3.16	0.002
C(22)	47.58	3.29	14.48	0.000
C(23)	-0.30	0.02	-13.49	0.000
C(24)	0.94	0.10	9.28	0.000
C(25)	1.34	0.72	1.85	0.066
C(26)	0.02	0.01	3.73	0.000
C(27)	0.89	0.01	60.31	0.000
C(28)	0.16	0.04	3.86	0.000
C(29)	0.78	0.05	15.57	0.000
C(30)	0.05	0.01	4.27	0.000
C(31)	-0.21	0.03	-6.13	0.000
C(32)	0.01	0.00	54.09	0.000

表2 方程式の修正済み決定係数

BR2029	0.9066
BR3034	0.8788
MR2024	0.9193
MR2029	0.9700
MR2529	0.8662
MR3034	0.9039
MS2029	0.9900
MS3034	0.8479
TFR	0.9885



4.2.3 ファイナルテストの結果

上で推定を行ったモデルをもとに、TFR について 1976～2001 年までの推定期間内で解かれた値（予測値、ファイナルテスト）と実際の値を比較したものが図 2 である。なお、最小二乗誤差率は 3.9%であった。

5. シミュレーションの実施

以下では、構築したモデルを用いたシミュレーションの結果等を紹介する。はじめに、女性の有配偶率の上昇などが標本期間内に生じた場合における出生率への影響を試算するシミュレーションを行う。次いで、標本期間外（将来）にまで外生変数等を外挿した場合のシミュレーションを試みる。

5.1 シミュレーションの設定(1)

ここでは、標本期間内におけるシミュレーションを行う。少子化対策プラスワンや次世代育成支援対策推進法などに遂行によって、育児と子育ての両立が可能になり、女性の有配偶労働力率が現状より上昇する場合と、これに加えて保育環境の整備が推進され、保育所定員数が増加する場合のシミュレーションを実施する。具体的なシミュレーション・ケースの設定は以下のとおりである。

政策シミュレーション(1)

ケース A：1976 年以降、女性の有配偶労働力率が実績よりも 5%ポイント高いケース。
(その結果、2001 年における 25～29 歳女子有配偶労働力率は 40.0%から 45.0%、30～34 歳女子有配偶労働力率は 45.1%から 50.1%に上昇する。)

ケース B：ケース A に加え、1976 年以降、保育所定員数が実績よりも 5%ポイント多いケース。

政策シミュレーション(2)

ケース A：1995 年以降、女性の有配偶労働力率が実績よりも 1%ポイントずつ徐々に高まり、1999 年以降実績よりも 5%ポイント高くなるケース。

ケース B：ケース A に加え、1995 年以降、保育所定員数が実績よりも 1%ポイントずつ徐々に高まり、1999 年以降実績よりも 5%ポイント高くなるケース。

以上のシミュレーション・ケースを設定し、モデルの推定期間内において合計特殊出生率がどのような影響を受けるかを計算した。以下の計算値は、上で示した期間内予測値（ファイナルテストの結果）とシミュレーションによる計算結果との乖離幅を実際の合計特殊出生率に加えたものである。

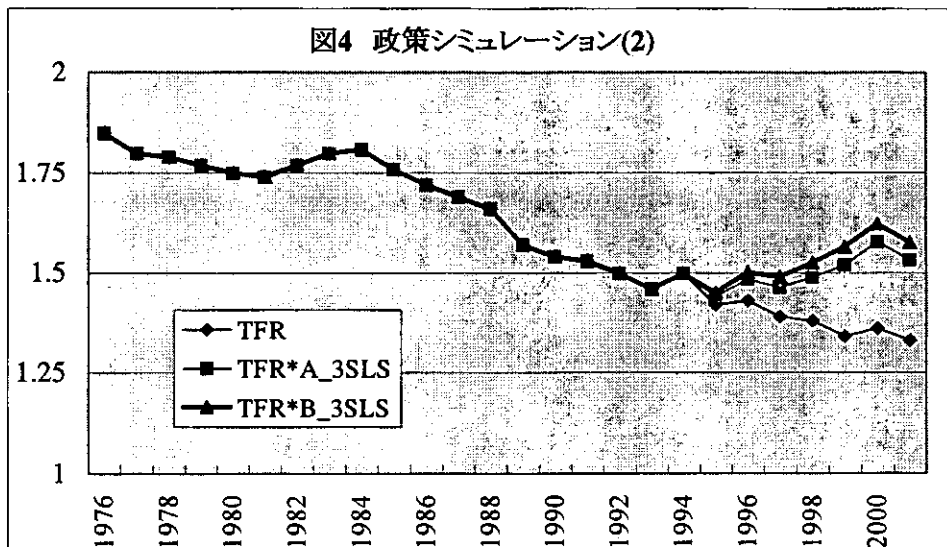
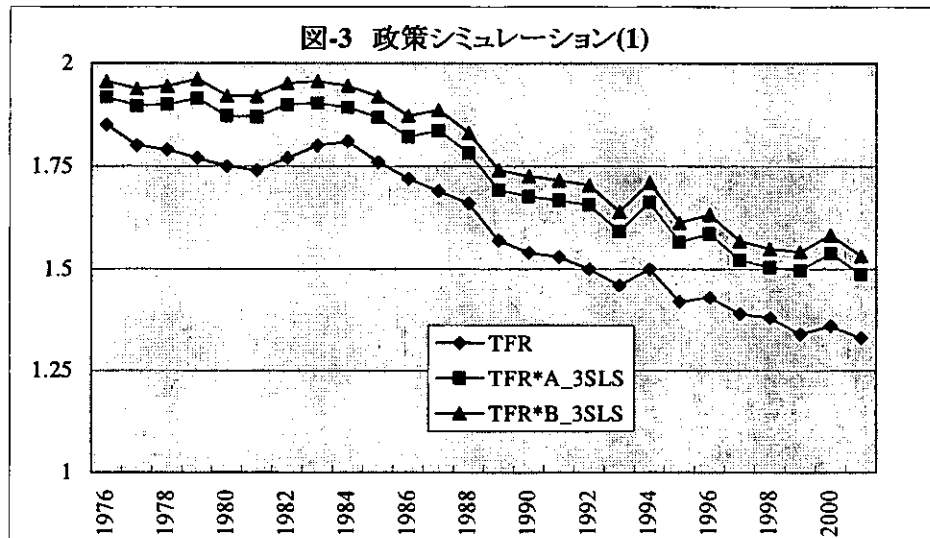
5.2 シミュレーション結果(1)

シミュレーション結果は図 3、4 の通りである。

政策シミュレーション(1)

2001 年の合計特殊出生率は 1.33 であったが、ケース A ではこれが 1.49 と 0.16 ポイント上昇し、またケース B では 1.53 とさらに 0.04 ポイント上昇し、合計で実績値よりも 0.20

ポイント高いという試算結果が得られた（図3参照）。



政策シミュレーション(2)

1995年から少子化対策が実行されたと仮定すると、2001年の合計特殊出生率はケースAでは1.53、ケースBでは1.58となった。これは政策シミュレーション(1)よりも高い値となったが、その理由は次の通りである。政策シミュレーション(1)では1976年以降継続して結婚が促進され、その前提で出生が増加した結果、2001年のTFRは1.49（ケースA）に高まった。一方、政策シミュレーション(2)では実績通りの低い初婚率（若年時の初婚率が低いほど高齢時の初婚率が高くなるという仮定から）が1995年以降急速に高まり（とりわけ25～29歳の層）、したがって20歳代後半の出生をより高めることから2001年のTFRは1.53（ケースA）とシミュレーション(1)よりも高い値となった（図4参照）。

5.3 シミュレーションの設定(2)－将来値の試算

上で計算されたモデルをもとに、将来の予測値を試算する。

5.3.1 外生変数の設定とベース解

本モデルでは外生変数が 12 含まれている。このうち、女子人口については国立社会保障・人口問題研究所(2002)の中位推計を、またストックである有配偶女子人口については 2001 年の有配偶女子人口割合をもとに将来値を作成した。機会コスト(OPCOST、OPMCOST2529)については過去 5 年間の上昇率をもとに将来値を計算している。なお、失業率、実質賃金上昇率、大学進学率については 2001 年時点の値を用いている。

なお、標本期間内におけるシミュレーションでは、出生・結婚の機会コストが有配偶労働力率と密接に関連して計算されており、そのため有配偶労働力率の上昇が機会コストをどの程度引き下げることができるかについては直接計算が可能である。しかしながら、標本期間外にあっては有配偶労働力率と機会コストの直接的な関係は計算できない。そのため、標本期間内における有配偶労働力率の 5% 上昇と機会コストの関係を参考に以下ではシミュレーション用外生値を求めることとした。以上をもとに、標本期間外である 2002 年以降 2010 年までの合計特殊出生率の予測を行うこととする。

5.3.2 シミュレーションの設定

ベース解に加え、少子化対策の効果を試算するため、上記のシミュレーションを実施する。

将来シミュレーション(1)

ケース A：少子化対策の効果により、育児と就業の両立が促され、就業中断を余儀なくされる女性が減少し、その結果出生の機会コスト、結婚の機会コストとも低下する。具体的には、2004 年以降有配偶労働力率が徐々に上昇して、2010 年には有配偶労働力率がベース解に比べ 5% 上昇するケース。

ケース B：ケース A に加え、さらに 2004 年以降保育所定員数が上昇し、2010 年にはベース解よりも 5% ポイント多くなるケース。

さらに、経済環境の変化を考慮して、実質賃金上昇率が上昇し失業率が低下するケースと、逆に実質賃金上昇率が低下し失業率が上昇するケースを考える。

将来シミュレーション(2)

ケース C：実質賃金上昇率がベース解に比べ 1.5 倍に上昇し、失業率がベース解に比べ 0.5% ポイント低下するケース。

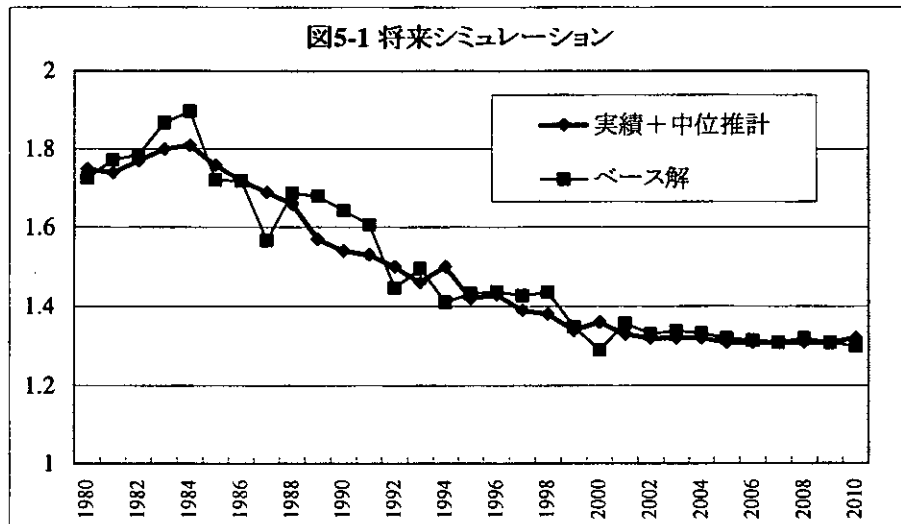
ケース D：実質賃金上昇率がベース解に比べ 1/2 に低下し、失業率がベース解に比べ 0.5% ポイント上昇するケース。

ケース E：ケース B とケース C を組み合わせたケース。

5.4 シミュレーション結果(2)

5.4.1 ベース解の結果

標本期間外である2002年以降2010年までの合計特殊出生率の予測を行った結果を示したものが図5-1である。合計特殊出生率の予測値は、2005年が1.32、2010年が1.30という結果になった。国立社会保障・人口問題研究所(2002)の中位推計における合計特殊出生率の仮定値は2005年が1.31、2010年が1.32であり、ほぼ同水準の値が計算されている。



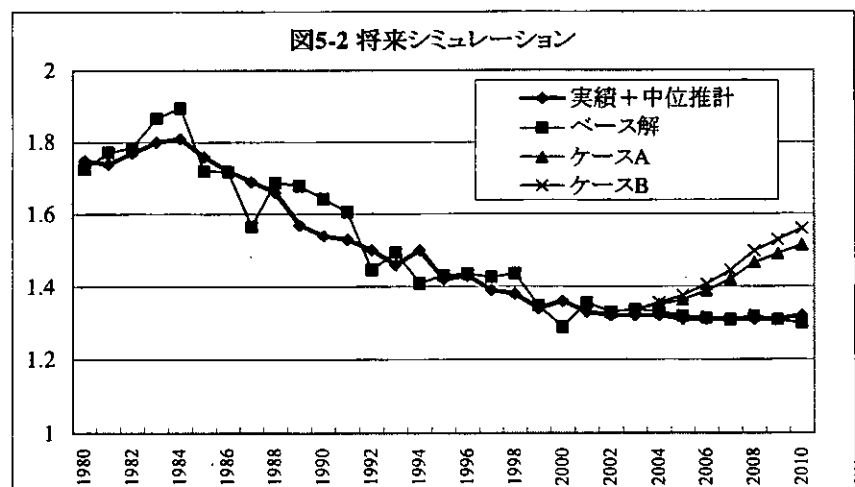
5.4.2 シミュレーションケースの結果

①少子化対策の効果

少子化対策によって出生・結婚の機会コストが減少するケースAでは、2010年の合計特殊出生率は1.51とベース解に比べ、0.21ポイント上昇した。また、ケースAに加えて保育所整備がさらに進む場合には2010年の合計特殊出生率は1.56まで回復し、ベース解に比べ0.26ポイント上昇するという結果になった。

なお、この1.56という水準は1989～90年頃の水準であり、高位推計で2015年頃に達するとされた水準である。図5-2がこの試算結果を示している。

図5-2がこの試算結果を示している。

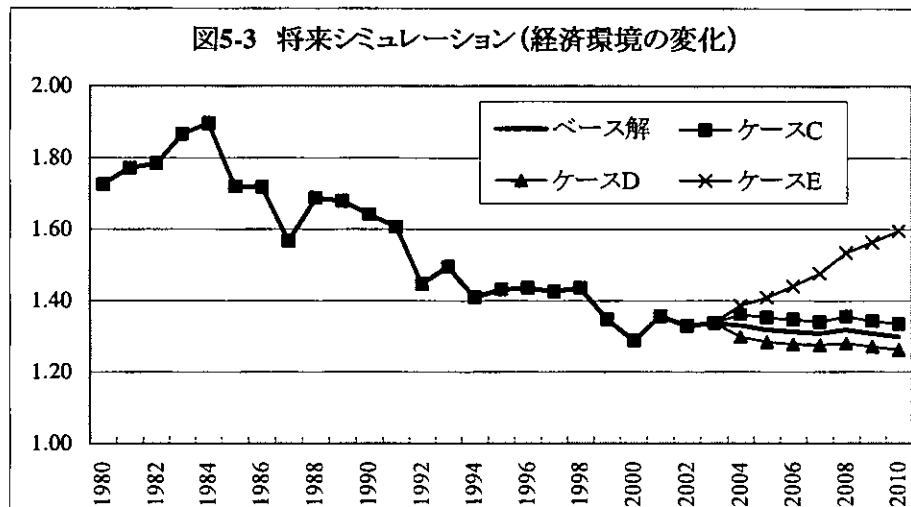


②経済環境の変化

経済環境が好転するケース C では 2010 年の合計特殊出生率は 1.33 となり、ベース解に比べ 0.03 ポイント上昇した。逆に経済環境が悪化するケース D では 2010 年の合計特殊出生率は 1.26 で、ベース解に比べ 0.04 ポイント低下する。

少子化対策が行われ、かつ経済環境が好転するケース E では 2010 年の合計特殊出生率は 1.60 にまで上昇する。これはベース解に比べ 0.30 ポイント高い水準である。

なお、以上の結果については一定の留保をつけて解釈する必要がある。経済環境が好転（賃金上昇率の上昇）することによって、機会コストも上昇することが考えられる。本モデルでは、将来の賃金上昇率を機会コストと直接的にリンクさせることができないため、経済環境好転に伴う出生率への負の影響を検証することはできない。そのため、ケース C、E では合計特殊出生率の試算値がその分やや高めに計算されることに注意しなければならない。



6. おわりに—政策的インプリケーション—

本稿は、女性の就業と育児の両立が困難なことから生じる子どもの機会コストを推計し、これをもとに出生・結婚に関する小規模の連立方程式モデルを作成するとともに、少子化対策の効果によってこの機会コストが減少した場合に、どの程度まで出生率の回復が可能であるかについてシミュレーションを行ったものである。

就業と育児の機会コストについては先行研究と異なり、いわゆる M 字型カーブによって示される、20 歳代後半から 30 歳代の女性の労働市場からの退出がこれにあたりと定義して推計を行っている。推計結果によると、2001 年の段階ではこの機会コストは 1 億 176 万円程度であった。少子化対策によって、この機会コストが低下するならば、これは合計特殊出生率を上昇させる要因になりうると考えられる。

以上の試算を行うため、本稿では 9 本の方程式からなる小規模な同時連立方程式モデルを構築し、これを三段階最小二乗法によって推定した。推定結果はおおむね良好であり、

出生率を推定する関数では上の機会コストは有意な値を得ることができた。

シミュレーションでは、最初に標本期間（1976～2001年）内において、この機会コストが低下し、その結果、女子有配偶労働力率が5%上昇（2001年では25～29歳女子有配偶労働力率は40.0%から45.0%まで上昇することになる）した場合（政策シミュレーション）を行った。特に、1995年以降、有配偶労働力率が徐々に高まり、1999年からは実績よりも5%ポイント高くなるとともに、保育所整備が進み、保育所定員数が実績よりも5%ポイント高かったと仮定するケースでは、2001年の合計特殊出生率は1.58と実績である1.33よりも0.25ポイント上昇することになる。

次に、標本期間外（2002～2010年）までの合計特殊出生率のシミュレーションを行った。2001年時点の経済環境を前提にすると、モデルから計算される2010年の合計特殊出生率は1.30と、国立社会保障・人口問題研究所(2002)による中位推計での仮定値とほぼ同水準の値が得られた。2004年以降少子化対策が徐々にその効果を発揮し、2010年時点で有配偶労働力率が5%ポイント上昇するのに対応するだけの機会コストが低下したならば、2010年の合計特殊出生率は1.56まで、さらに経済環境が好転すれば1.60程度まで上昇する可能性がある。但し、シミュレーションでは経済環境の好転が機会コストを引き上げる要因を排除できないためややこの値は高めに出ていることに注意されたい。

少子化対策によって女性の就業と育児の両立が促されるならば、機会コストの低下から合計特殊出生率が上昇する可能性があることを示すことができた。しかしながら、その回復水準は1.5～1.6程度であり、置換水準を見据えた回復にはほど遠いことも明記しておきたい。

参考文献

- 大淵寛・高橋重郷・金子隆一・加藤久和・和田光平・岩沢美帆・原田理恵「出生力変動モデル構築のための基礎研究」、『人口問題研究』第54巻第1号、pp.88-119、1998年。
- 加藤久和「出生、結婚及び労働市場の計量分析」、『人口問題研究』第56巻第1号、pp.38-60、2000年。
- 加藤久和『人口経済学入門』、日本評論社、2001年。
- 加藤久和「結婚・出生の将来予測」、『人口問題研究』第58巻第4号、pp.22-46、2002年。
- 国立社会保障・人口問題研究所『日本の将来推計人口』（平成9年1月推計）、1997年。
- 国立社会保障・人口問題研究所『人口統計資料集』、各年版。
- 高橋重郷編「少子化の見通しに関する社会経済モデル」、『少子化に関する家族・労働政策の影響と少子化の見通しに関する研究』、厚生科学研究政策科学推進研究事業報告書、2000年。
- 内閣府『経済財政白書』平成15年版、2003年。

第三章 少子化の社会経済的諸側面

1. 子どものコストと少子化：機会費用の分析Ⅱ

守泉 理恵

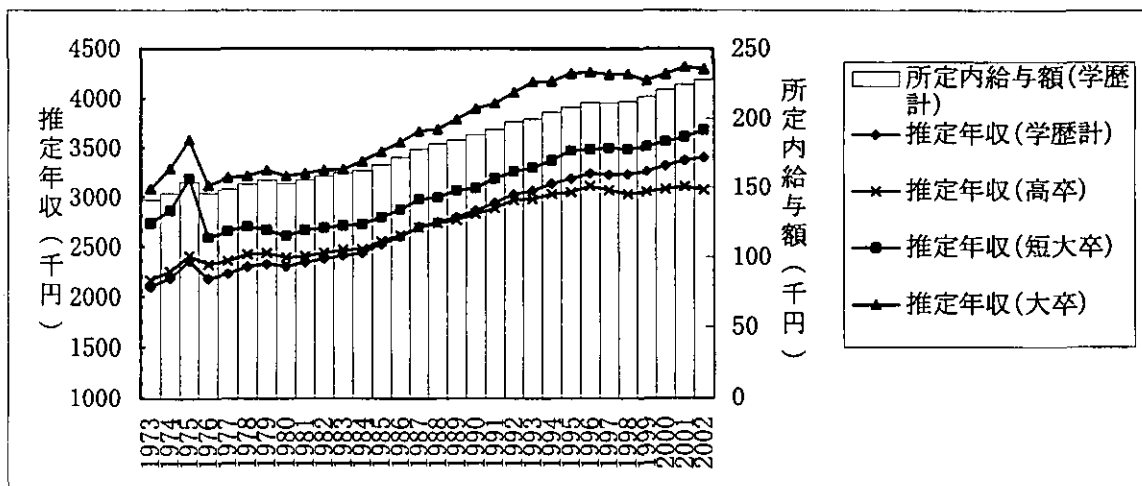
はじめに

本研究は、女性が結婚・出産というライフイベントを経験することによって生じる、様々なライフコース別の機会費用を推計することで、女性の労働供給行動の変化が少子化にどのような影響を与えるのか分析するのが目的である。プロジェクト第2年目にあたる今年度は、厚生労働省『賃金構造基本統計調査』の年齢・学歴別賃金データを用いて賃金プロフィールを作成し、様々な結婚・出産年齢のシナリオ別に機会費用を推計した。

1. 戦後日本の女子賃金の動向

図1は、機会費用推計の基礎データとなる、戦後日本の女子賃金の推移を描いている。『賃金構造基本統計調査』各年版より産業計、学歴別、年齢5歳階級別に一ヶ月の所定内給与額および年間賞与その他特別給与額をとり、それらのデータから年収を推定した。比較にあたって、2000年を100とした消費者物価指数により各年の年収を2000年価格に変換した。

図1 女子の学歴計・学歴別推定賃金および学歴計所定内賃金の年次推移



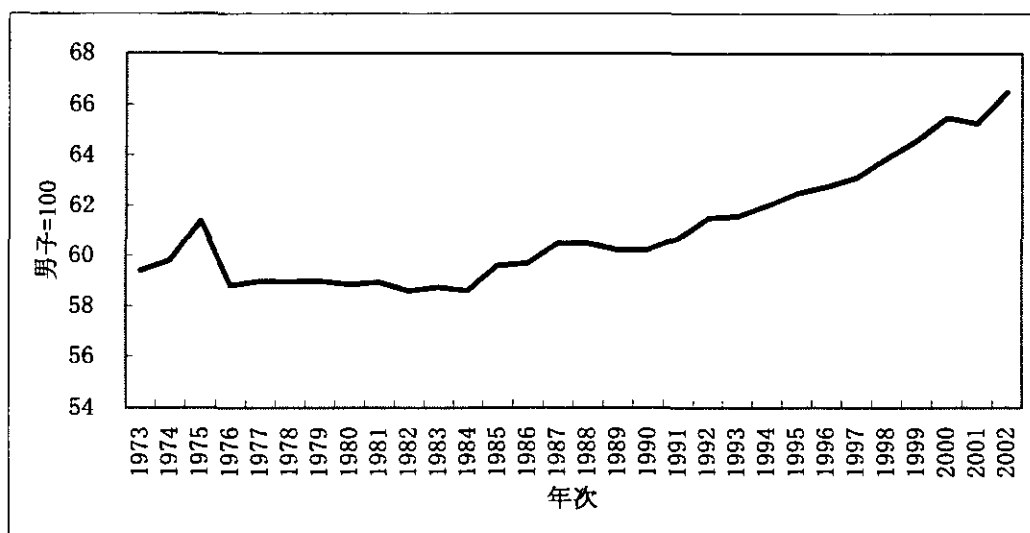
資料：厚生労働省『賃金構造基本統計調査』各年版。

女子賃金は70年代から上昇の趨勢にあり、90年代後半からは、上昇の勢いが弱まってやや横ばいの状態が続いている。また、学歴別には特に大卒女性の賃金の高さが目立つ。大卒女性の年収を100とすると、高卒女性の年収は一貫しておよそ75である。短大卒女性の年収は、70年代～80年代にかけて大卒女性との格差が広がったが、90年代に入って

からまた縮小し、近年はおよそ 85 である。

図 2 は同年の男子賃金を 100 とした場合の女子賃金水準の推移を時系列であらわした図である。女子賃金が増大傾向にあることは図 1 からわかるが、男子賃金と比べても、80 年代後半からはその指数を上げており、男性との格差が縮まっている。図 3 は、さらに年齢・学歴別に分けてそれぞれ同じ属性の男子の賃金と比べたものであるが、2002 年に 20～24 歳では高卒で 89.3、短大卒と大卒は 100 に近く、20 代後半から 30 代前半でも短大卒・大卒では 85 を超えており、若年層ではかなり格差は縮小してきたといえよう。

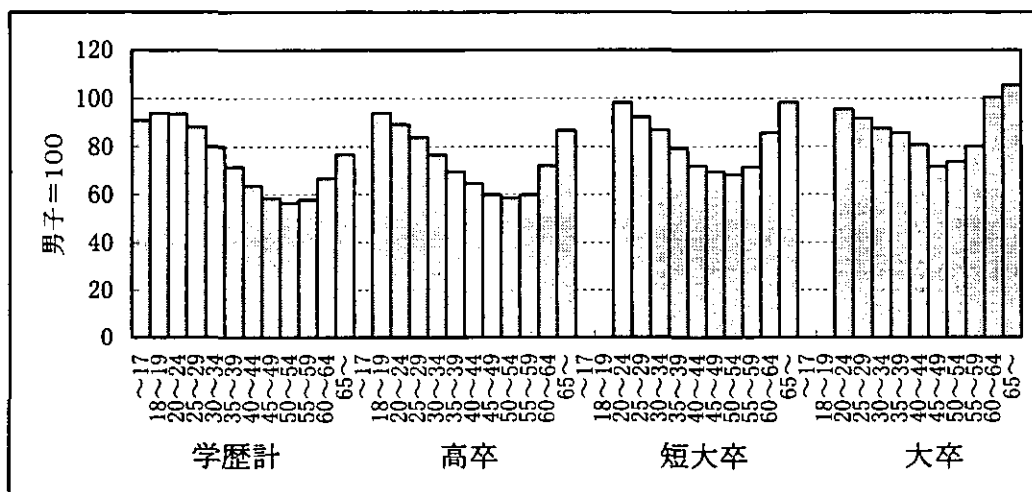
図 2 男女賃金格差の推移



注：常用労働者の産業計の所定内給与額に基づく。

資料：図 1 に同じ。

図 3 年齢・学歴別男女賃金格差：2002 年



資料：図 1 に同じ。

2. 機会費用の推計：算出方法

結婚・出産の機会費用は、それらのライフイベントの際に離職あるいは正規労働者から非典型労働者へと移行することで発生する。1節でみたように、女子賃金は戦後、上昇の趨勢にあることから、結婚・出産の機会費用も増大している。女性が結婚・出産・子育てのために家庭で過ごす時間も市場賃金率を用いて評価し、これも子どものコストの一部として子どもの需要を決める一要因とする見方は、少子化の議論で常に言及されてきた（大淵 1997；八代 1998；阿藤・赤地 2003 など）。その割に実際に機会費用を試算したものは少ないが、これまでに、『賃金構造基本統計調査』のデータを用いた機会費用の推計としては、経済企画庁（1997）、内閣府（2001）が行なっている。一方、官庁統計のようなマクロデータではなく、調査個票から得たマイクロデータを用いた機会費用の推計方法もある（Joshi 1990；Hugh, Joshi and Peronaci 2000；Nishimura 2000；井口・西村 2002）。しかし、所得や就業歴など労働関連の適切な質問項目を含んだ個票データを入手できない場合、この方法での推計は難しい。本研究では、マクロデータを利用して機会費用の推計を行なっている先行研究の計算方法を参考にして、次のようにデータの加工を行った。

まず、厚生労働省『賃金構造基本統計調査（賃金センサス）』1974～2002年版より、産業計・学歴別・年齢5歳階級別賃金データを取得し、所定内給与と年間賞与その他特別給与について2000年を100とした消費者物価指数(CPI)を用いて2000年価格に統一した。この調整済みデータで、「所定内給与額×12ヶ月+年間賞与その他特別給与額」として推定年収を学歴別に算出した（高卒、短大卒、大卒）。次に、5歳階級となっているデータを各歳に直すため、直線補間して学歴別・各歳別推定年収を作成した。定年退職金については、労働省『退職金制度・支給実態調査報告』平成9年版のデータより、59歳時の所定内給与額について、大卒事務49.3ヶ月分、高卒事務45.3ヶ月分、短大卒は間を取って47.3ヶ月分として計算した。（ただし、定年退職に関する退職金統計は男性のみ表章されているため、これらの月数は男性労働者のデータである。また、この月数換算は、退職一時金制度、退職年金制度を合わせた退職金制度計のものである）。出産時の自己都合退職金は、日本経団連・東京経協『退職金・年金に関する実態調査』2000年のデータを用いて、大卒事務で勤続5年2.1ヶ月、勤続10年5.4ヶ月、短卒事務で勤続5年2.3ヶ月、勤続10年5.7ヶ月、高卒事務で勤続10年5.2ヶ月、勤続15年9.5ヶ月として計算した。子どもは2人生むこととし、そのタイミングは、第1子27歳・第2子29歳、同じく33歳・35歳、25歳・29歳、31歳・35歳の4ケースを想定した。子どもの出産に伴う離職タイミングは第1子出産と同時であるとし、再就職年齢は第2子が満6歳になる時とした（第2子出産29歳の場合35歳で再就職、第2子出産35歳の場合41歳で再就職）。正規労働へ再就職する場合の賃金カーブは、産業計・学歴別・年齢別・勤続年数別のデータを用いて算出したところ、正規雇用継続型の賃金を超える年齢層が出るなど矛盾が生じていたため、35歳、41歳から先の正規雇用継続型の賃金伸び率を適用してフルタイム再就職型賃金カーブを算出した。フルタイム再就職型における退職金は、35歳再就職の場合は上述の『退職金制度・

支給実態調査報告』より学歴別・勤続20～24年の男性のデータを使用し、41歳再就職の場合は、『退職金・年金に関する実態調査』における学歴別・勤続20年の男性のデータを使用した。パート再就職型では、年収は一貫して100万円とし、就業を開始してから59歳まで勤め続けると仮定した。なお、機会費用推計は、1974年、1982年、1992年、2002年の4時点について行なったが、ここでは大卒女性のデータを挙げて分析することにする。

3. 推計結果1：機会費用の内訳

はじめに、2002年のデータを用いて算出した大卒女性の機会費用とその内訳を示す。表1は、27歳・29歳で第1子・第2子を出産すると想定された女性について、4タイプのライフコース別に、生涯所得、継続就業型と比べた機会費用およびその内訳を算出した結果をまとめたものである。「継続就業型」は22歳で就職した後、定年まで勤め続けるコース、「育児休業取得型」は、27歳・29歳の2年間は育児休業を取得し、その後は定年まで勤め続けるコース、「フルタイム再就職型」は、第1子出産のため27歳で退職した後、第2子が6歳となる35歳で正社員として再就職するコース、「パートタイム再就職型」はフルタイム再就職型と同じ離職・再就職タイミングだが、パートタイム職で復帰するコース、「専業主婦型」は、第1子出産の際に離職した後は就業しないコースである。表1において、「所得ロス」は、継続就業型の生涯所得と比べた場合の所得逸失率を示す。機会費用内訳のカッコ内の数字は、機会費用全額のうちその項目が何パーセントを占めるか表わしている。

表1 2002年賃金データによる大卒女性の機会費用とその内訳

	継続就業型	育児休業取得型	フルタイム再就職型	パートタイム再就職型	専業主婦型
生涯所得(千円)	231095.9	226512.6	141621.0	41395.7	16395.7
機会費用(千円)	—	4583.3	89474.9	189700.2	214700.2
離職による逸失 ¹⁾	—	4583.3 (100.0%)	33824.0 (37.8%)	33824.0 (17.8%)	191987.0 (89.4%)
再就業後の低賃金による逸失	—	0	42320.2 (47.3%)	133163.0 (70.2%)	0
退職金減少による逸失	—	0	13330.7 (14.9%)	22713.2 (12.0%)	22713.2 (10.6%)
所得ロス	—	2.0%	38.7%	82.1%	92.9%

注1) 育児休業型では、育児休業中の給与減額分を指す。

資料：厚生労働省『賃金構造基本統計調査』平成14年版。

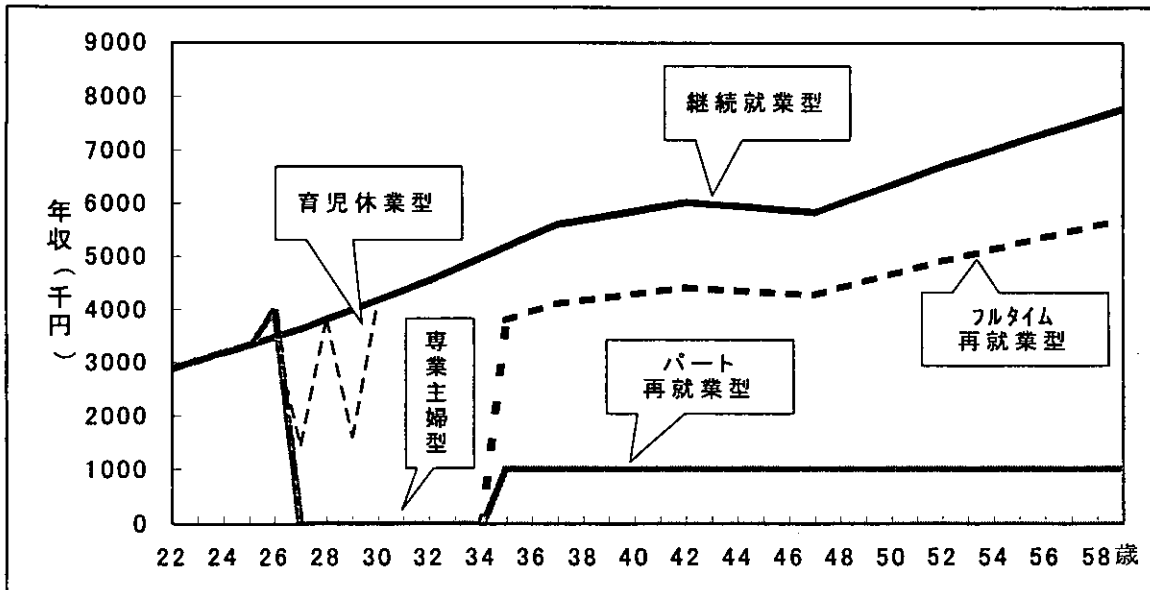
表1によると、2002年の各歳別賃金プロファイルでは、22歳で就職後、定年まで仕事を続けた場合、約2億3000万円の賃金を稼ぐことになる。これを生涯に稼得可能な最大

所得とすると、まず、育児休業制度を利用した場合、2回の休業中の所得減額のみが出産の機会費用となり、その額は458万円で所得ロス(逸失率)は2.0%にとどまる。子育て一段落後にフルタイム職へ再就業して定年まで勤めた場合は、機会費用は約8947万円で所得ロスは38.7%である。この場合、再就業後の低賃金による逸失が最も大きい。再就業がパートタイム職であるコースでは、機会費用は一気に跳ね上がって1億8970万円となる。所得ロスは82.1%である。専業主婦型は、当然もっとも逸失が大きく、機会費用は2億1470万円、所得ロスは92.9%である。

機会費用の内訳は、フルタイム/パートタイム再就職型では、8年の離職期間の逸失よりも再就職後の低賃金による逸失のほうが割合が高い。

図4は、表1の計算に用いた各歳別賃金プロフィールを描いたものである。25歳まではどのライフコースでも賃金カーブは一致している。その後、育児休業型ではWのカーブを描いた後、就業継続型と軌を一にする。いったん退職する再就業コースと専業主婦の場合、自己都合退職による退職金が支払われるため、退職する26歳時の賃金がわずかに上昇した後、0となる。再就職型では、35歳から再び賃金を得、59歳までそれぞれの賃金カーブに沿って収入を得る。

図4 2002年賃金データによる大卒女性のシナリオ別賃金カーブ



資料：表1に同じ。

4. 機会費用の推計2：年次別に見た、出産タイミングの相違による機会費用の相違

同じく大卒女性のケースについて、20代で産むか、30代で産むかという出産タイミングの相違が機会費用に与える影響を試算した。27歳・29歳で出産するケースと、33歳・