

第5章 出生率に及ぼす家族政策効果の検証

増田 幹人

はじめに

本研究では、日本における少子化対策の実施が、出生率をどの程度押し上げるかを数量的に明らかにする。少子化対策は主に二つの種類に分けることができ、一つは日本において比較的歴史の古い家族政策であり、他方は最近重要性が叫ばれている、ワーク・ライフ・バランス施策としての労働政策である。本研究では、そのうち家族政策を取り上げ、それが出生率に及ぼす影響を検証する。

具体的には、変数間の相互作用を考慮に入れることができる、VEC（多変量誤差修正）モデルに基づきインパルス応答分析を実施し、それを通じて家族政策の実施が出生率に及ぼす影響の変化を明らかにする。家族政策の代理変数（家族政策変数）としては、児童・家族関係給付費における諸項目（①児童手当、②児童福祉サービス支出、③児童手当と育児休業給付と出産関係費の合計（少子化対策としての現金給付））と、保育所定員数を用いる。なお使用するデータはすべて各年を対象とした時系列データであり、出生率を20歳から39歳までの5歳階級に分け、それぞれの5歳階級別出生率に及ぼす家族政策の効果を明らかにし、比較を行う。

1. 少子化対策およびその効果に関する考察

数量分析に入る前に、まず少子化対策およびその効果について考察してみる。わが国で現在実施している少子化対策を大別すると、家族政策と労働政策の二つに分けることができると考えられる。家族政策には、女性の就業と出産・子育ての両立を促進させる施策（両立支援策）と、出産・子育てにかかる直接費用を軽減させる施策（直接費用軽減策、すなわち経済的支援策）の二つが含まれる。一方、労働政策は従来少子化対策として認識されていなかったが、近年そのように認識され始めたもので、労働時間の短縮、不安定就労の解消（非正社員の正社員化）、同一労働同一賃金の達成（正社員と非正社員との均衡処遇）等といったワーク・ライフ・バランス推進施策である（増田 2008）。

本研究では、少子化対策として家族政策に焦点を当て、それが出生率に及ぼす数量的効果を明らかにする。家族政策の代理変数としては、児童・家族関係給付費のうちの、児童手当、児童福祉サービス支出、そして少子化対策としての現金給付（児童手当と育児休業給付と出産関係費の合計）を用いる。児童・家族関係給付費は家族政策に関する支出、すなわち予算を把握できる指標であるが、そこにおける児童手当と出産関係費は出産・子育ての直接費用軽減策に分類され、児童福祉サービス支出は直接費用軽減策と、就業と出産・子育ての両立支援策両方の性格を持っている。なお、児童福祉サービス支出における直接費用軽減策は、児童福祉関連の様々な支出であり、両立支援策は保育関連支出として捉えることができる。また、保育所定員数は保育環境の充実策のうちの現物給付を表す変数で、これは両立支援策である。また児童・家族関係給付費のうちの育児休業給付も両立支援策である。なお本研究では、過不足の程度を反映させるため、それぞれの家族政策変数について、主な対象者である0-4歳人口で除した値として用いている。

表1 広い視点に立った少子化対策効果の分析レビュー（最近の分析）

Adsera (2004)	OECD諸国のパネルデータを用いて、出生率と労働市場関連の制度との関係を分析することにより、政策効果を明らかにしている。
Castle (2004)	OECD諸国のクロスセクションデータを用いて、様々な社会経済変数と出生率との関係を分析することにより、政策効果を明らかにしている。
Laroque and Salanie (2004)	個票データを用いて、フランスにおける家族手当に関する幅広い改革が出生に及ぼす影響を分析し、政策効果を明らかにしている。
Ronsen (2004)	ノルウェイとフィンランドを例にとり、個票データを用いて、政策変数が第1子から3子までの出生に及ぼす影響を分析し、政策効果を示している。
Breton and Prioux (2005)	フランスを例にとり、第3子以降に重点を置いた政策は、第3子以降の出生を高めることを指摘している。
d'Addio and Ercole (2005)	OECD諸国のクロスセクションデータを用いて、いくつかの政策変数を含む社会経済変数でモデルを構築し、それに基づき将来シミュレーションを実施することにより、出生率を押し上げる政策効果を明らかにしている。
Lutz and Skirbekk (2005)	出生タイミングを早める施策に焦点を当て、いくつかの国を例にとり、平均出生年齢を低めるシミュレーションを実施することにより、その施策の重要性を指摘している。
増田 (2008)	日本の時系列データを用いて、様々な社会経済変数で連立方程式モデルを構築し、それに基づき将来シミュレーションを実施しているが、その結果出生率を押し上げる政策効果を明らかにしている。
Thévenon (2008)	先進諸国の少子化対策と出生率の現状を概観し、少子化対策の効果を示している。

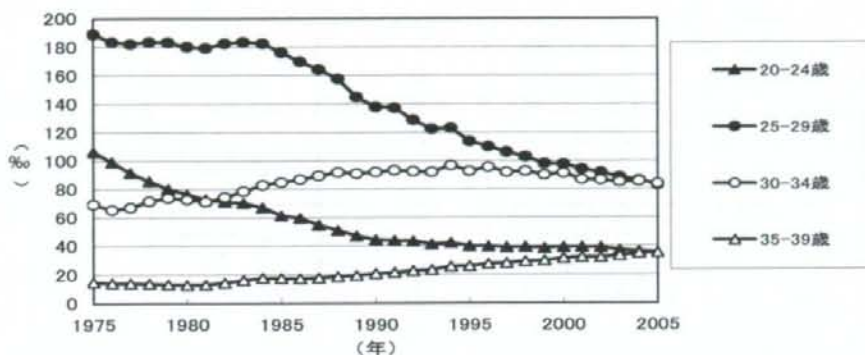
表2 変数一覧と諸変数の関係

○ 変数一覧	
政策大分類	● 児童・家族関係給付費の各項目等(政策小分類)
出産・育児の直接費用軽減策	児童手当
	出産関係費
就業と出産・育児の両立支援策	児童福祉サービス支出
	児童福祉サービス支出1
	児童福祉サービス支出2
	育児休業給付
	保育所定員数
○ 諸変数の関係	● 出生率
20-24歳出生率、児童手当、児童福祉サービス支出	20-24歳の出生率
25-29歳出生率、児童手当、児童福祉サービス支出	25-29歳の出生率
30-34歳出生率、児童手当、児童福祉サービス支出	30-34歳の出生率
35-39歳出生率、児童手当、児童福祉サービス支出、過去の出生行動(外生変数)	35-39歳の出生率
20-24歳出生率、保育所定員数	
25-29歳出生率、保育所定員数	
30-34歳出生率、保育所定員数	
35-39歳出生率、保育所定員数	
20-24歳出生率、少子化対策としての現金給付	
25-29歳出生率、少子化対策としての現金給付	
30-34歳出生率、少子化対策としての現金給付	
35-39歳出生率、少子化対策としての現金給付	

現金給付対策としての合計

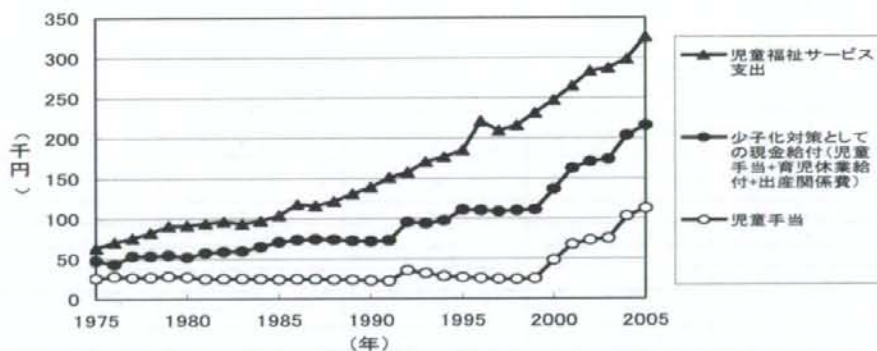
注：児童・家族関係給付費のうち、出産関係費、育児休業給付は単独では用いず、児童扶養手当は少子化対策としての性格が弱いいため用いない。

図1 年齢5歳階級別出生率の推移



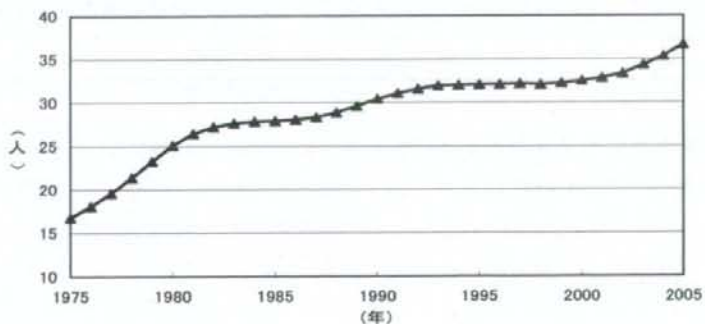
資料：厚生労働省『人口動態統計』

図2 児童・家族関係給付費の各項目（0-4歳人口当たり）の推移



資料：国立社会保障・人口問題研究所『社会保障給付費』

図3 0-4歳人口100人当たりの保育所定員数の推移



資料：厚生労働省『厚生労働白書』

表3 単位根 (ADF) 検定

変数	階差なし	1階の階差	2階の階差
児童手当	1.000	0.008 ***	0.034 **
児童福祉サービス支出	0.992	0.000 ***	0.015 **
保育所定員数	1.000	0.021 **	0.134
少子化対策としての現金給付	0.997	0.001 ***	0.000 ***
20-24歳の出生率	0.168	0.026 **	0.000 ***
25-29歳の出生率	0.149	0.025 **	0.000 ***
30-34歳の出生率	0.992	0.000 ***	0.000 ***
35-39歳の出生率	1.000	0.002 ***	0.031 **

注：検定結果は p 値で表示。推定式は、原則としてトレンドと定数項を含むものを使用した。有意水準は、*が 10%、**が 5%、***が 1%。

表4 共和分 (ヨハンセン) 検定

変数	児童手当・児童福祉サービス支出			
	20-24歳の出生率	25-29歳の出生率	30-34歳の出生率	35-39歳の出生率
ラグ次数	1	4	2	3
トレンド項の有無	無	有	有	有
トレース検定 (p値)	0.111	0.000 ***	0.007 ***	0.006 ***
最大固有値検定 (p値)	0.064 *	0.000 ***	0.024 **	0.041 **

変数	保育所定員数			
	20-24歳の出生率	25-29歳の出生率	30-34歳の出生率	35-39歳の出生率
ラグ次数	2	5	4	4
トレンド項の有無	有	有	有	有
トレース検定 (p値)	0.000 ***	0.000 ***	0.000 ***	0.000 ***
最大固有値検定 (p値)	0.001 ***	0.001 ***	0.006 ***	0.000 ***

変数	少子化対策としての現金給付			
	20-24歳の出生率	25-29歳の出生率	30-34歳の出生率	35-39歳の出生率
ラグ次数	1	6	6	1
トレンド項の有無	無	有	有	有
トレース検定 (p値)	0.051 *	0.000 ***	0.015 ***	0.141
最大固有値検定 (p値)	0.111	0.000 ***	0.015 ***	0.200

注：検定結果は p 値で表示 (帰無仮説は共和分関係が 0)。有意水準は、*が 10%、**が 5%、***が 1%。トレンド項を含む場合、共和分方程式にトレンド項を加えたものを使用。ラグ次数の決定およびトレンド項を含めるかどうかの基準は、赤池情報量基準 (AIC) を参考にした。

ここで、少子化対策の効果を数量的に示した、最近の他の研究結果を提示してみる。これについては多くのものが存在しているが、ここでは広い視点に立って少子化対策の効果を論じたものに限定する。なお広い視点の少子化対策効果分析とは、多くの少子化対策変数を用いた分析であるか、もしくは少子化対策そのものを広く捉えているもの、という意味である。これをまとめたものは表1である。これを見ると明らかのように、少子化対策を実施した場合効果のあることは明らかである。このうち増田 (2008) は、日本の少子化対策の効果を明らかにしたものである。また本報告書に掲載されている筆者のもう一つの

研究論文にも、少子化対策の必要性および妥当性を示している。

2. 分析手法、変数の種類・性質

本研究で対象となる変数、および変数間の関係は表2に示す通りである。各5歳階級別出生率は、家族政策変数と関係し合う構造となっている。VECモデルとは、当該変数分だけ方程式(この場合すべてラグのみの説明変数によって規定される)、すなわち従属変数を作成し、変数間の相互作用を考慮に入れたもので、ここには階差と原系列両方の情報が含まれる。すなわち本研究の例に即せば、出生率、家族政策変数それぞれを従属変数とする方程式が作成されることになる。なお、5歳階級別の出生率、家族政策変数の諸変数の推移は図1から図3に示す通りである。また出生率のデータは厚生労働省の『人口動態統計』、児童・家族関係給付費は国立社会保障・人口問題研究所の『社会保障給付費』、保育所定員数は厚生労働省の『厚生労働白書』を用いている。児童・家族関係給付費については、消費者物価指数を用いて、2005年を100として実質化している。なお、出生率を20歳から39歳までに限定しているのは、この年齢階級における出生率の比重が大きいからである。

インパルス応答とは、このVECモデルに基づき、当該変数が及ぼす影響の変化を示したものである。これにより、家族政策変数それぞれの上昇が出生率に及ぼす影響を明らかにでき、インパルス応答の動きが正であれば家族政策の効果が表れたと判断できる。なお、VECモデルは変数間の相互作用を考慮に入れたものなので、出生率が家族政策変数に及ぼす影響も見ることができる。しかし本研究の目的は、家族政策の実施が出生率に及ぼす影響を明らかにすることであり、逆の方向性を示すと焦点がぼやけてしまうので、出生率が家族政策変数に及ぼす影響は扱わないこととした。なお、VECモデルやインパルス応答の詳細は付録1、2を参照されたい。

VECモデルで推定するためには、データの性質を検証する必要がある。まず、単位根検定を実施してデータが定常であるかどうかを検証し、もし非定常であれば、今度は変数間に共和分関係が成立しているかどうかを検証する必要がある。共和分関係が成立しなければ、階差データのみを用いて、VAR(多変量自己回帰)モデルで推定しなければならないが、もしも共和分関係が成立していれば、階差データのみならず、原系列の情報もモデルに組み入れることができる。

表3は、本研究で対象とする変数について、単位根(ADF)検定の結果を示したものである。これを見ると明らかなように、すべての変数は原系列では非定常だが、1階の階差をとると定常になることが分かる。表4は本研究で対象とする変数間に共和分関係が成立しているかどうかについて、トレースと最大固有値の共和分(ヨハンセン)検定結果を示したものである¹⁾。これを見ると明らかだが、おおむね共和分関係が成立しているが、成立していないもの(少子化対策としての現金給付と35-39歳出生率との関係)もある。本研究では一応その場合もVECモデルの推定は行っている。これは、本研究が年齢階級ごとのデータを用いているため、共和分関係が成立していない年齢階級だけVECモデル推定、インパルス応答を実施しないということが望ましくないからである。したがって、その場合の分析結果にそのような問題があるということには注意を要する。

3. 児童手当の影響

それでは、VEC モデル²⁾に基づき、まず直接費用軽減策の代理変数である児童手当に対する出生率のインパルス応答を示してみる。表2で示したように、一つのモデルに児童手当と児童福祉サービスの両方が含まれているが、説明を明瞭にするためこれらの効果は節を分けて説明する。

児童手当が出生率に及ぼす効果について注意を要する点は、35-39歳女性の出生が、比較的高年齢であるため第1子でない場合が多いので、相対的に見て、学童期に入りかかっている第2子以降に対する児童手当の効果が、ある程度まで効いている可能性があるということである。すなわち、児童手当の増額は、第1子出生を直接押し上げる効果を持つだけでなく、既に生まれている第2子以降の育児負担を緩和させることを通じて、第1子の出生を促進させるとも考えられるのである。そこで、学童期に入りかかっている第2子以降に及ぼす効果を差し引いてもなお、第1子出生率に対して正の効果を及ぼしているかを見てみることにする。ここでは、そのことを考慮に入れるために、35-39歳については、出生率、児童手当、児童福祉サービス支出以外に、35-39歳女性の過去の出生行動（すなわち過去の出生コホート）も変数に加えることにした³⁾。このことにより、ある程度まで、35-39歳出生率から第2子以降に対する影響を除去できたことになる。なお、過去の出生行動が現在の出生行動によって影響を受けることはあり得ないので、過去の出生行動は外生変数に設定した。図4は、児童手当に対する、5歳階級別出生率のインパルス応答を示したものである。これを見ると明らかなように、35-39歳以外すべて符合は負となっており、児童手当の増額は、この年齢階級の出生率に対してのみ押し上げ効果を持っていることが分かる。

ここでこの理由を考えてみる。まず20-24歳、25-29歳出生率に対して押し上げ効果がなかったのは、この年齢階級にはそもそも少子化対策の対象者が少ないからだと考えられる。これは図5を見ると明らかである。この図には、20-39歳までの5歳階級について、有配偶女子割合の推移が示されているが、20-24歳と25-29歳の割合が相対的に低い。結婚している女性にとって少子化対策の必要性は相対的に高いので、有配偶割合の低い20-24歳と25-29歳では政策対象者が少ないということになる。

しかし、30-34歳は有配偶割合が高いので、この年齢階級で児童手当の出生率押し上げ効果が現れなかったのは別の理由だと考えられる。この理由として考えられるのは、この年齢階級では、直接費用軽減策ではなく両立支援策が効果的だということである。もしそうだとすれば、直接費用軽減策の代理変数である児童手当が、30-34歳で政策効果を示さないのには納得がいく。なお、35-39歳で効果が現れたのは、この年齢階級では直接費用軽減策が効果的だからだと考えられる。またその場合、学童期に入りかかっている第2子以降に対する効果を差し引いても、正の効果を及ぼしていることから、第1子に対しても児童手当は出生率押し上げ効果を及ぼしていることになる。以上の解釈は表5に示してある。

そこで次に明らかにすべきことは、30-34歳では両立支援策が効果的であるのに対して、35-39歳では直接費用軽減策が効果的だという根拠である。次節では、保育所定員数に対する出生率のインパルス応答を示すこと等により、この根拠を示す。またここでは、政策対象者が少ない20-24歳と25-29歳では、本来直接費用軽減策と両立支援策のどちらが効果的であるかも明らかにする。

図4 児童手当（0-4歳人口当たり）に対する出生率のインパルス応答

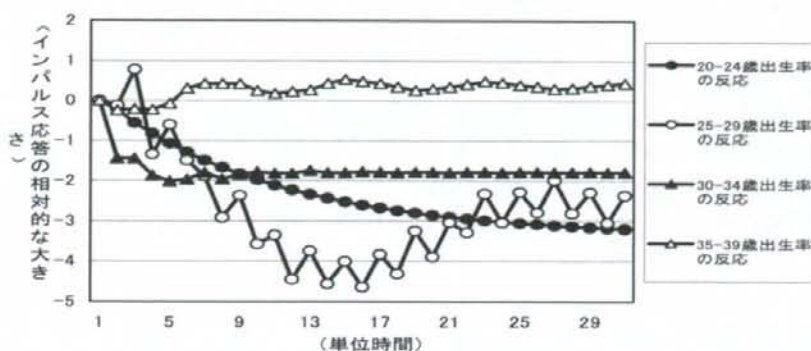
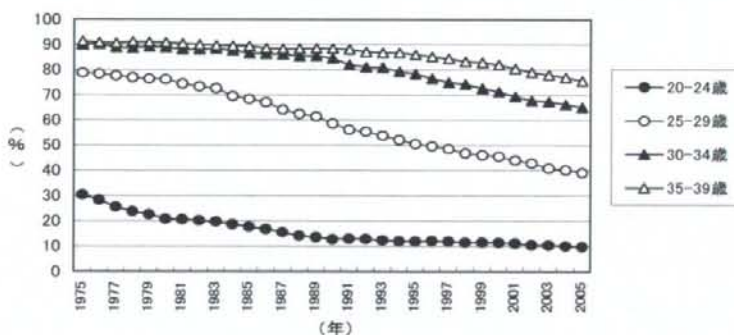


図5 年齢5歳階級別の有配偶女子割合の推移



資料：総務省統計局『労働力調査年報』

注：有配偶女子割合とは、年齢5歳階級別有配偶女子人口を年齢5歳階級別女子人口で除したものである。

表5 児童手当（0-4歳人口当たり）の効果
：インパルス応答の解釈

出生率の 年齢階級	児童手当（直接費用軽減策）	
	効果	解釈
20-24歳 25-29歳	負	政策対象者が少ないので、施策効果は現れにくい
30-34歳	負	政策対象者は多いが、両立支援策と比べて直接費用軽減策に対する反応は小さいので、施策効果は現れにくい
35-39歳	正	政策対象者は多く、両立支援策と比べて直接費用軽減策に対する反応は大きいので、施策効果は現れやすい

4. 保育所定員数の影響

30-34歳では両立支援策が効果的であるのに対して、35-39歳では直接費用軽減策が効果的だという根拠の一つとして考えられるのは、図4で示されたように、直接費用軽減策である児童手当の効果が30-34歳で見られない一方、35-39歳では効果が見られたことである。第二の根拠としては、30-34歳では機会費用効果が大きい反面、35-39歳では、機会費用効果は相対的に小さいということである。このことは、本報告書に掲載されている筆者のもう一つの研究論文における、機会費用効果の年齢階級間比較から明らかである。30-34歳で機会費用効果が大きいということは、この年齢階級で就業と出産・子育ての両立困難の程度が強いことを意味する。したがって30-34歳では、その分両立支援策に対する反応が相対的に強く（直接費用軽減策に対する反応は弱く）、一方35-39歳では相対的に両立支援策に対する反応が弱い（直接費用軽減策に対する反応は強い）と考えることができる。

第三の根拠として考えられるのは、保育所定員数に対する出生率のインパルス応答の年齢階級間の比較である。図6は、保育所定員数に対する、20-39歳までの5歳階級別出生率それぞれのインパルス応答を示したものである。この図を見ると明らかのように、30-34歳では保育所定員数の出生率押し上げ効果が見られる一方、35-39歳ではその押し上げ効果は見られていない。保育所定員数の増加は保育環境の充実を意味することから、これは両立支援策である。したがって、保育所定員数の出生率押し上げ効果が唯一見られた30-34歳では両立支援策が効果的であり、35-39歳ではそれ以外の直接費用軽減策が効果的だと推察することができる。20-24歳、25-29歳で政策効果が現れていないのは、児童手当の場合と同じく、政策対象者がそもそも少ないことによると考えられる。なお、以上の保育所定員数に対する出生率のインパルス応答の解釈は、表6に示してある。

なお、保育所定員数の増加が出生率を押し上げる効果を考える場合、両者の間に介在する要因も考える必要がある。例えば、保育所定員数が増加すれば、施設不足を引き起こすことを通じて、結果として保育所そのものの数が増えることもあり得る。また、保育所定員数が増加すれば、保育所の利便性の向上を求める声が高まり、結果として保育所の質が向上することもあり得る。こうしたことも、出生率を押し上げる力として作用しているものと考えられる。

ここで、20-24歳と25-29歳では、政策対象者がそもそも少ないために児童手当の効果が現れなかったが、もしも政策対象者が多かったならば、直接費用軽減策と両立支援策のどちらの効果が大きいかについても考察する必要がある。このことは、機会費用効果の比較から明らかである。本報告書に掲載されている筆者のもう一つの研究論文には、20-24歳と25-29歳の機会費用効果も、30-34歳の機会費用効果と比べて長期的に見ると相対的に小さいことが示されている。このことから、20-24歳と25-29歳では、もしも政策対象者が多ければ、両立支援策よりも直接費用軽減策の方が効果的だと推察できる。またこのことから、たとえ政策対象者が多くても、保育所定員数の効果はこの年齢階級では現れないとも推察できる。

以上のことから、20-24歳、25-29歳、35-39歳では直接費用軽減策が効果的である一方、30-34歳では両立支援策が効果的だと考えることができる。

図6 保育所定員数に対する出生率のインパルス応答

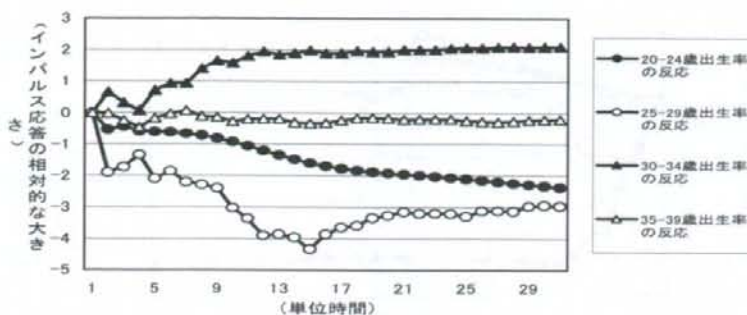


表6 保育所定員数(0-4歳人口当たり)の効果
: インパルス応答の解釈

出生率の 年齢階級	保育所定員数(両立支援策)	
	効果	解釈
20-24歳 25-29歳	負	政策対象者が少ないので、施策効果は現れにくい
30-34歳	正	直接費用軽減策と比べて両立支援策に対する反応は大きいので、施策効果は現れやすい
35-39歳	負	直接費用軽減策と比べて両立支援策に対する反応は小さいので、施策効果は現れにくい

5. 児童福祉サービス支出の影響

次に、児童福祉サービス支出に対する出生率のインパルス応答を明らかにしてみる。図7は、このインパルス応答を示したものである。これを見ると明らかなように、30-34歳以外ではすべて児童福祉サービス支出の出生率押し上げ効果は作用している。この根拠を示すためには、次のことを明らかにする必要がある。それは、児童福祉サービス支出における両立支援策と直接費用軽減策の比重のうち、どちらが大きいかということである。結論を示すと、両立支援策よりも直接費用軽減策の比重の方が大きいと考えられるが、その根拠は次の通りである。それはまさに図7が示すように、児童福祉サービス支出の効果が、両立支援策に対する反応の大きい30-34歳で現れていないのに対して、直接費用軽減策に対する反応の大きい20-24歳、25-29歳、35-39歳で現れていることである。このことから、児童福祉サービス支出における両立支援策と直接費用軽減策の比重のうち、直接費用軽減策の比重の方が大きいと推察できる。

以上のことは、30-34歳以外の年齢階級で児童福祉サービス支出の出生率押し上げ効果が作用している根拠になると考えられる。すなわち、20-24歳、25-29歳では、政策対象者は少ないが、それ以上に、両立支援策と比べて比重の大きい直接費用軽減策が強く作用するので、施策効果は現れやすいと考えられる。30-34歳については、政策対象者は多いが、

図7 児童福祉サービス支出（0-4歳人口当たり）に対する出生率のインパルス応答

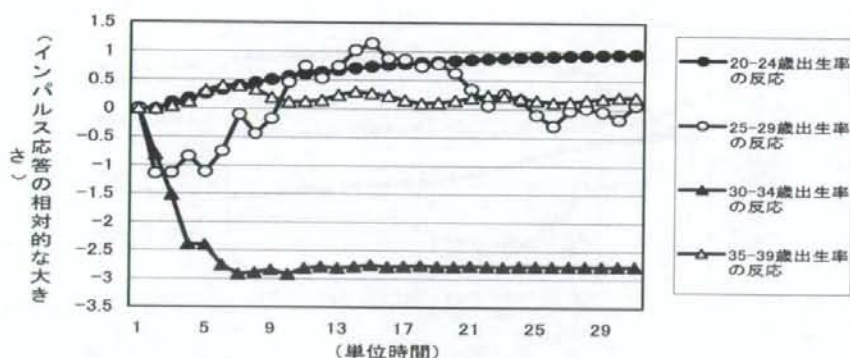


表7 児童福祉サービス支出（0-4歳人口当たり）の効果
：インパルス応答の解釈

出生率の 年齢階級	児童福祉サービス支出（両立支援策と直接費用軽減策の両方） ※ 両立支援策よりも直接費用軽減策の比重の方が大きい	
	効果	解釈
20-24歳 25-29歳	正	政策対象者は少ないが、それ以上に、両立支援策と比べて直接費用軽減策の効果が強く作用するので、施策効果は現れやすい
30-34歳	負	政策対象者は多いが、直接費用軽減策と比べて両立支援策に対する反応が大きいので、施策効果は現れにくい
35-39歳	正	政策対象者は多く、両立支援策と比べて直接費用軽減策に対する反応が大きいので、施策効果は現れやすい

直接費用軽減策と比べて両立支援策に対する反応が大きいので、比重の小さい直接費用軽減策の効果は現れにくいと考えられる。また 35-39 歳については、政策対象者は多く、両立支援策と比べて比重の大きい直接費用軽減策が強く作用するので、施策効果は現れやすいと考えられる。なお、以上の児童福祉サービス支出に対する出生率のインパルス応答の解釈は、表7に示してある。

6. 少子化対策としての現金給付の効果

次に、少子化対策としての現金給付に対する出生率のインパルス応答を明らかにしてみよう。なお、先に示したように、少子化対策としての現金給付とは、児童手当と育児休業給付と出産関係費の合計である。これらの支出の合計をこのように呼ぶのは、いわゆる少子化対策の現金給付としての性格を有しているためである。

図8は、このインパルス応答を示したものである¹⁾。これを見ると明らかなように、20-24歳以外はすべて、少子化対策としての現金給付の出生率押し上げ効果が現れている。この理

図8 少子化対策としての現金給付（0-4歳人口当たり）に対する出生率のインパルス応答

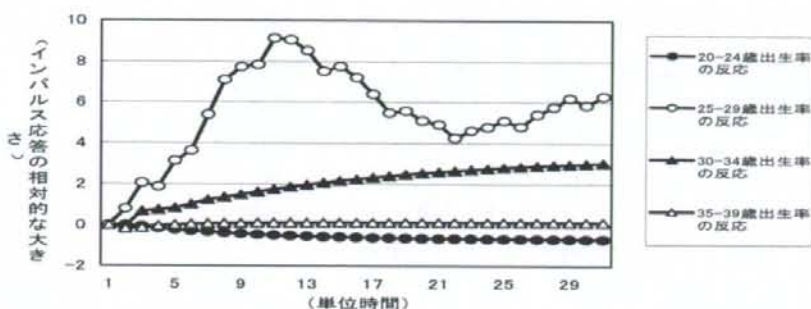


表8 少子化対策としての現金給付（0-4歳人口当たり）の効果：インパルス応答の解釈

出生率の年齢階級	少子化対策としての現金給付	
	効果	解釈
20-24歳	負	政策対象者が少ないので、政策効果は現れにくい
25-29歳	正	政策対象者は少ないが、それ以上に効果が強く作用するので、施策効果は現れやすい
30-34歳 35-39歳	正	政策対象者は多いので、施策効果は現れやすい

注：少子化対策としての現金給付とは、直接費用軽減策の代理変数である児童手当・出産関係費と、両立支援策の代理変数である育児休業給付の合計のことである。

由は次の通りである。20-24歳は政策対象者がそもそも少ないために効果が現れず、25-29歳は政策対象者こそ少ないが、それ以上に効果が強く作用したので、施策効果が現れたものと考えられる。また、30-34歳と35-39歳では、政策対象者が多い分、効果が現れたと考えられる。なお、以上の少子化対策としての現金給付に対する出生率のインパルス応答の解釈は、表8に示してある。

総括および政策提言

以上の結果をまとめると以下ようになる。20-24歳、25-29歳、35-39歳出生率に対しては、出産・子育ての直接費用軽減策が効果的であるのに対して、30-34歳出生率に対しては就業と出産・子育ての両立支援策が効果的だと考えられる。そして、直接費用軽減策の代理変数である児童手当は、直接費用軽減策が効果的な35-39歳出生率に対してだけ効果を及ぼしている。20-24歳、25-29歳出生率で効果が弱いのは、政策対象者がそもそも少ないからであり、30-34歳で効果が弱いのは、両立支援策の方が効果的だからだと考えら

れる。また両立支援策の代理変数である保育所定員数は、両立支援策に対する反応の強い30-34歳出生率にだけ効果を及ぼしている。20-24歳、25-29歳出生率で効果が弱いのは、児童手当の場合と同じく政策対象者が少ないからであり、35-39歳で効果が弱いのは、直接費用軽減策の方が効果的だからだと考えられる。

児童福祉サービスには、直接費用軽減策と両立支援策の両方の性格があり、比重は前者の方が後者よりも大きいと考えられる。そのため、直接費用軽減策に対する反応の強い20-24歳、25-29歳、35-39歳出生率では政策効果が現れる一方、両立支援策に対する反応の強い30-34歳出生率では効果が現れていない。政策対象者が少ない20-24歳、25-29歳でも効果が現れているのは、それ以上に政策効果が強く作用するためだと考えられる。児童手当と出産関係費と育児休業給付の合計である、少子化対策としての現金給付の効果については、20-24歳出生率に対しては効果的でないが、それ以外の年齢階級では効果的である。政策対象者が少ない25-29歳でも効果が現れているのは、それ以上に政策効果が強く作用したためだと考えられる。

この結果を踏まえて政策提言を示すならば、以下ようになる。30-34歳出生率に対しては、保育環境や育児休業制度の充実などの両立支援策、20-24歳、25-29歳、35-39歳出生率に対しては、児童手当や出産関係費の増加などの直接費用軽減策に重点を置いた少子化対策を実施していく必要があると考えられる。また、児童福祉サービス支出のうち、保育関連以外の支出項目については、20-24歳、25-29歳、35-39歳に対して重点を置くことが重要だと思われる。

このように、先の先行研究結果で政策効果が示されているように、VECモデル、インパルス応答分析を実施した本研究からも、少子化対策の効果は明らかにされている。ここで注意を要するのは、効果が現れなかった政策も、全く効果が無いことを意味するわけではなく、その程度が弱かっただけということである。したがって当該施策についても、実施する意味は十分にあることになる。このことはインパルス応答の解釈につながる。VECモデルは原系列と階差の両方を情報として取り入れ、また様々なラグを組み入れているため、それらによって符合もまた様々である。したがって、インパルス応答で得られた結果は、それらが複合的に作用した結果（すなわち綱引きの結果）であるため、厳密には正と負どちらの効果も持っていることになる。ゆえに、インパルス応答によって得られた符合が負であったとしても、政策効果が全く無かったことにはならず、負の効果が正の効果を上回ったに過ぎないのである。

付録1) VECモデル

VARモデルとは

$$Y_t = a_0 + a_1 Y_{t-1} + \dots + a_n Y_{t-n} + b_1 X_{t-1} + \dots + b_n X_{t-n} + \mu_{Yt} \quad \text{①}$$

$$X_t = b_0 + c_1 X_{t-1} + \dots + c_n X_{t-n} + d_1 Y_{t-1} + \dots + d_n Y_{t-n} + \mu_{Xt} \quad \text{②}$$

を言うが、VECモデルとは、例えば①式を

$$\Delta Y_t = \rho + \phi_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \phi_n \Delta Y_{t-n} + \phi_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \phi_n \Delta X_{t-n} + \gamma \varepsilon_{t-1} + \mu_{Yt}$$

もしくは

$$\Delta Y_t = \rho + \phi_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \phi_n \Delta Y_{t-n} + \phi_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \phi_n \Delta X_{t-n} + \gamma (Y_{t-1} - \alpha - \beta X_{t-1}) + \mu_{Yt} \quad ④$$

に拡張したものである。μは誤差項であり、また③式のε_{t-1}と④式のY_{t-1} - α - βX_{t-1}は同じものだが、これらは長期関係式、Y = α + βX + εにおける誤差項εのことである。本研究の例に即せば、例えばYが5歳階級別出生率、Xが家族政策変数ということになる。

付録2) インパルス応答

インパルス応答とは、ある変数の誤差にショックが与えられた場合、それによって他の変数や自分自身に対して及ぼされる影響の動きを示すものである。①式をVMA(多変量移動平均)モデル

$$Y_t = a_{00} + \mu_{Yt} + a_{11} \mu_{Yt-1} + \dots + a_{m1} \mu_{Yt-m} + \dots + \mu_{Xt} + b_{11} \mu_{Xt-1} + \dots + b_{m1} \mu_{Xt-m} + \dots$$

に変換し、各変数の係数a₁₁・・・・、b₁₁・・・・の動きを並べたものがインパルス応答であり、これを見ることで影響の動きが分かる。

注

- 1) 推定式のラグ次数は、基本的にはまず共和分方程式にトレンド項を含む推定式について、赤池情報量基準(AIC)が最小になるものを選び、その後トレンド項を含まない推定式とAICについて比較し、AICが小さい方を選択するようにしている。ただし選択された推定式が、インパルス応答分析の際に、傾向を読み取るのに困難な場合があるほど振動・発散が大きくなる等という場合には、それらを避けるために他の推定式を選んでいる。ただしその場合も、残された選択肢からAICが最小のものを選んでいく。
- 2) VECモデルの推定結果は紙面の都合上割愛する。推定対象期間は1975年から2005年までであり、推定方程式やラグ次数は共和分検定の場合と同じである。なお、推定されたVECモデルの方程式の誤差項に系列相関があるかどうかを、Portmanteau検定により調べた結果(検定結果は割愛)、すべての方程式について誤差におおむね系列相関がないという帰無仮説は棄却されていない。
- 3) 過去の出生行動は下記の式によって表現している。

$$\{((1 \text{ 期前の } 35-39 \text{ 歳出生率} \times 4) + (1 \text{ 期前の } 30-34 \text{ 歳出生率} \times 1) / 5) + ((2 \text{ 期前の } 35-39 \text{ 歳出生率} \times 3) + (2 \text{ 期前の } 30-34 \text{ 歳出生率} \times 2) / 5) + ((3 \text{ 期前の } 35-39 \text{ 歳出生率} \times 2) + (3 \text{ 期前の } 30-34 \text{ 歳出生率} \times 3) / 5)\} / 3$$
- 4) この場合の35-39歳について過去の出生行動を変数に組み入れないのは、少子化対策としての現金給付には、学童期の子供を対象とした支出の比重が相対的に小さいからである。

参考文献

- Adsera, A., (2004) "Changing Fertility Rates in Developed Markets : The Impact of Labor Market Institutions," *Journal of Population Economics*, Vol.17, No.1, pp.17-43.
- Breton, d. and F.Prioux, (2005) "Two Children or Three? : Influence of Family Policy and Sociodemographic Factors," *Population*, Vol.60, No.4, pp.415-445.
- Butz W.P. and M.P.Ward, (1979) "The Emergency of Countercyclical U.S. Fertility," *The American Economic Review*, Vol.69, No.3, pp.318-328.
- Castle, F., (2004) *The Future of the welfare State : Crisis Myths and Crisis Realities*, Oxford University Press.
- d' Addio, A. C. and M. M. d' Ercole, (2005) "Trends and Determinants of Fertility Rates in OECD Countries : The Role of Policies," *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*, OECD.
- Laroque, G. and B. Salanie, (2004) "Fertility and Financial Incentives in France," *CEPR Discussion Paper*, DP4046.
- Lutz, W. and V. Skirbekk, (2005) "Policies Addressing the Tempo Effect in Low-Fertility Countries," *Population and Development Review*, Vol.31, No.4, pp.699-720.
- Ronsen, M., (2004) "Fertility and Public Policies : Evidence from Norway and Finland," *Demographic Research*, Vol.10, Art.6, pp.143-170.
- Thévenon, O., (2008) "Family Policies in Developed Countries : Contrasting Models," *Population and Societies*, No.448.
- 樋口美雄・酒井正 (2003) 「女性フリーターの増加要因とその後の生活への影響」『家計・仕事・暮らしと女性の現在』消費生活に関するパネル調査(第10年度), 55-69 ページ。
- _____ (2005) 「フリーターのその後: 就業・所得・結婚・出産」『日本労働研究雑誌』第535号, 29-41 ページ。
- 増田幹人 (2008) 「出生率の将来シミュレーションと少子化対策効果の分析」『少子化関連施策の効果と出生率の見通しに関する研究』厚生労働科学研究政策科学推進研究事業報告書, 47-67 ページ。

第6章 出生率に及ぼす機会費用効果と所得効果の検証

増田幹人

はじめに

現在わが国において、少子化対策は重要な施策になっている。出生率が持続的に低下したことがその背景にあるが、出生率低下の要因には様々なものが考えられる。古くから言われているのは、養育費等の出産・子育てにかかる直接費用や、出産・子育ての間接費用（機会費用）、すなわち女性が出産・子育てを理由に仕事を辞めた際に失う所得を挙げることができる。本研究では日本を分析対象とし、まず、この機会費用の代理変数としてよく用いられる、女性の正規賃金の上昇が出生率を押し下げる効果（機会費用効果）を数量的に明らかにする。一方、男性の正規賃金やパート・アルバイト賃金の上昇は、出産・子育ての直接費用の軽減を通じて、出生率に対して押し上げる正の効果（所得効果）を持つことが知られている¹⁾。本研究ではまた、男子正規賃金や女子パート・アルバイト賃金の上昇が出生率に対して及ぼす影響も数量的に明らかにする。

これら諸賃金の上昇が出生率に及ぼす影響を明らかにすることは、経済成長には出生率を押し上げる効果と押し下げる効果の二つがあることを示すとともに²⁾、少子化対策実施の必要性および妥当性を示唆することにもなる。本研究では、変数間の相互作用を考慮に入れることができる VEC（多変量誤差修正）モデルに基づき、インパルス応答分析を実施する。これにより、諸賃金の上昇が出生率に及ぼす影響の変化を明らかにできる。なお使用するデータはすべて各年を対象とした時系列データであり、出生率、賃金のデータは、20歳から39歳までを5歳階級に分けたデータを用いることとする。

1. 機会費用効果と所得効果の考察

数量分析に入る前に、まず男女正規賃金やパート・アルバイト賃金が出生率に及ぼす影響の理論的考察を行う。女子賃金と夫（もしくは家計）の所得の上昇は、出生率に対して相反する効果を及ぼすと考えられている。Butz and Ward は、この二つの相反する効果を体系的に論じている。Butz and Ward (1979)は、女性の労働供給と出生率の関係を探るパツ＝ウォード・モデルを提示し、経済成長が出生率を上昇させる効果と低下させる効果の二つを同時に説明した。そこではまず、経済が成長し夫（もしくは家計）の所得が上昇すると、出産・子育ての費用（直接費用）負担が減ることにより出生率は上昇すると考えられており、この効果は所得効果と呼ばれている。

一方、経済成長は出生率を低下させる効果も持つと考えられている。子供は通常財であるため子供の価格の上昇は子供の需要を低下させる。そしてこの場合、量の需要の価格弾力性は負だと考えられているので、価格が上昇すると子供数は減少する。この子供の価格は抽象的な概念だが、これを具体的に反映する一つの指標として女性の賃金水準が考えられ、これは先に示した機会費用としても表現できる。したがって、経済が成長し豊かになると女性の賃金水準も上昇するが、それにより出産・子育ての機会費用が上昇し、結果的に出生率は低下すると考えられており、この効果は機会費用効果と呼ばれる。

本研究では、計量経済学の VEC モデルに基づきインパルス応答分析を実施することによ

り、これらの二つの効果を数量的に明らかにする。その際、女子賃金を表す変数としては女子正規賃金を用い、夫の所得としては男子正規賃金を用いる。夫の所得とは既婚男性の所得水準を意味するが、データの制約上、本研究では既婚、独身を合わせた男子正規賃金を用いる。したがってその意味では少し粗くなるが、既婚、独身を合わせた男子正規賃金を用いたとしても、所得効果を導出するには十分であると考えられる。それは、独身男性の所得は、もしも結婚した場合、将来の既婚男性の所得を意味するからである。

また、男性の正規賃金とともに、パート・アルバイト賃金の上昇も、出生率を上昇させる効果を及ぼすと考えられている。例えば、就業状態が不安定であるほど結婚、延いては出産が遅れるという分析結果がある(樋口・酒井 2003, 2005)。これは、パート・アルバイト労働者は収入が低く、雇用状態が不安定であるため、結婚・出産に踏み込みにくいことを示している。この場合、経済が成長し、パート・アルバイト労働者の賃金が上昇するほど、結婚・出産は増えると考えることができる。この点について Butz and Ward は指摘していないが、もしもパート・アルバイト賃金の上昇が出生率を押し上げるならば、これも所得効果として捉えることができると考えられる。本研究ではこの効果も所得効果として捉えることにする。ここでは、30-34 歳、35-39 歳については、女子パート・アルバイト賃金も変数として用いる。

2. 分析手法、変数の種類・性質

本研究で対象となる変数、および変数間の関係は表 1 に示す通りである。各 5 歳階級別出生率は、当該年齢階級の男子正規賃金、女子正規賃金、そして女子パート・アルバイト賃金それぞれと関係し合う構造となっている。VEC モデルとは、当該変数分だけ方程式(この場合すべてラグのみの説明変数によって規定される)、すなわち従属変数を作成し、変数間の相互作用を考慮に入れたもので、ここには階差と原系列両方の情報が含まれる。すなわち本研究の例に即せば、出生率、男子正規賃金、女子正規賃金それぞれを従属変数とする方程式が作成されることになる。なお、5 歳階級別の出生率、男子正規賃金、女子正規賃金の推移は図 1 から図 3 に示す通りである³⁾。また出生率と賃金のデータはそれぞれ、厚生労働省の『人口動態統計』、『賃金構造基本統計調査』を用いている。賃金については、消費者物価指数を用いて、2005 年を 100 として実質化している。なお、出生率を 20 歳から 39 歳までに限定しているのは、この年齢階級における出生率の比重が大きいからである。

インパルス応答とは、この VEC モデルに基づき、当該変数が及ぼす影響の変化を示したものである。これにより、諸賃金の上昇が出生率に及ぼす影響を明らかにできる。女子正規賃金に対する出生率の反応が負であれば機会費用効果が作用していると判断でき、男子正規賃金や女子パート・アルバイト賃金に対する出生率の反応が正であれば、所得効果が作用していると判断できる。

なお、VEC モデルは変数間の相互作用を考慮に入れたものなので、出生率が賃金水準に及ぼす影響も見ることができる。しかし本研究の目的は、賃金が出生率に及ぼす影響を明らかにすることであり、逆の方向性を示すと焦点がぼやけてしまうので、出生率が賃金水準に及ぼす影響は扱わないこととした。なお、VEC モデルやインパルス応答の詳細は付録 1、2 を参照されたい。

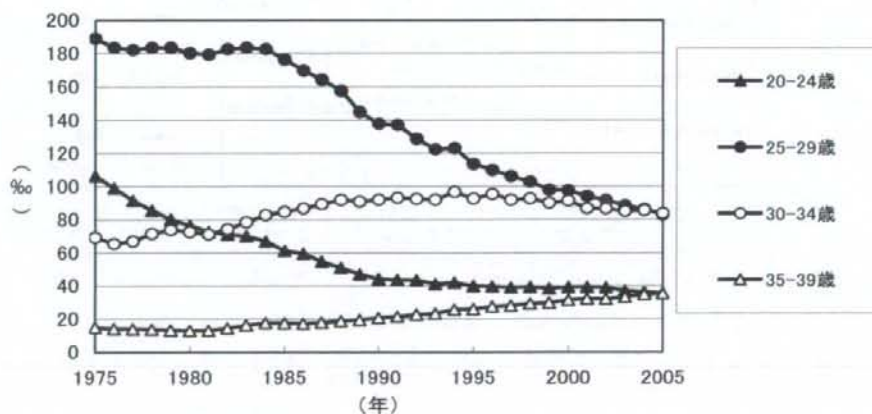
VEC モデルで推定するためには、データの性質を検証する必要がある。まず、単位根検

表1 変数一覧と諸変数の関係

変数一覧	
女子賃金	出生率
20-24歳の女子正規賃金	20-24歳の出生率
25-29歳の女子正規賃金	25-29歳の出生率
30-34歳の女子正規賃金	30-34歳の出生率
35-39歳の女子正規賃金	35-39歳の出生率
30-34歳の女子パート・アルバイト賃金	○ 諸変数の関係 20-24歳出生率、20-24歳女子正規賃金、20-24歳男子正規賃金 25-29歳出生率、25-29歳女子正規賃金、25-29歳男子正規賃金 30-34歳出生率、30-34歳女子正規賃金、30-34歳女子パート・アルバイト賃金、30-34歳男子正規賃金 35-39歳出生率、35-39歳女子正規賃金、35-39歳女子パート・アルバイト賃金、35-39歳男子正規賃金*
35-39歳の女子パート・アルバイト賃金	
男子賃金	
20-24歳の男子正規賃金	
25-29歳の男子正規賃金	
30-34歳の男子正規賃金	
35-39歳の男子正規賃金	

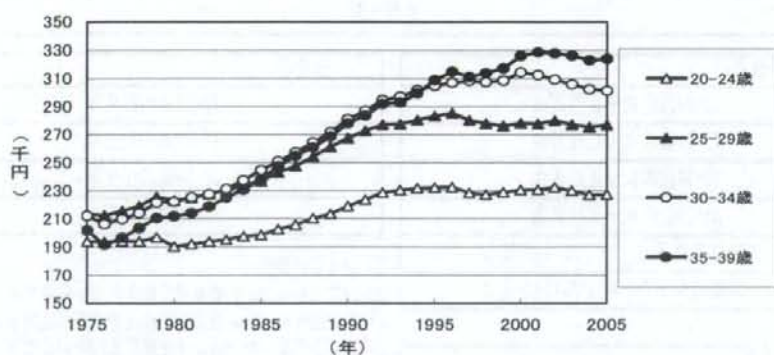
注：男子正規賃金のうち※は所定内給与に賞与およびその他特別給与額を加えたもの、それ以外はきまって支給する現金給与に賞与およびその他特別給与額を加えたもの。

図1 年齢5歳階級別出生率の推移



資料：厚生労働省『人口動態統計』

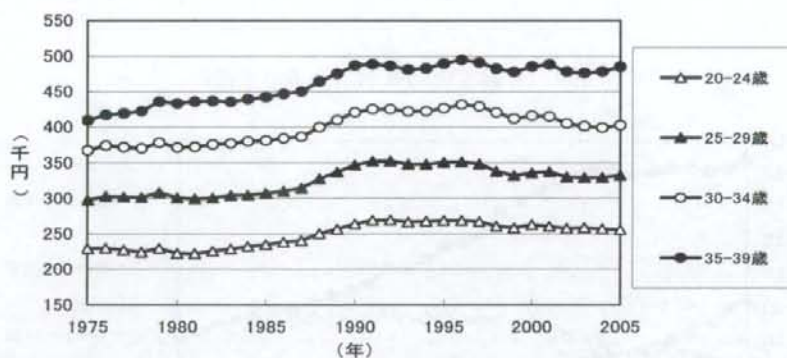
図2 年齢5歳階級別女子正規賃金の推移



資料：厚生労働省『賃金構造基本統計調査』

注：女子正規賃金とは、一般労働者の、きまって支給する現金給与に賞与およびその他特別給与額を加えたものを、消費者物価指数（2005年を100）で除した実質賃金である。

図3 年齢5歳階級別男子正規賃金の推移



資料：厚生労働省『賃金構造基本統計調査』

注：男子正規賃金とは、一般労働者の、きまって支給する現金給与に賞与およびその他特別給与額を加えたものを、消費者物価指数（2005年を100）で除した実質賃金である。

定を実施してデータが定常であるかどうかを検証し、もし非定常であれば、今度は変数間に共和分関係が成立しているかどうかを検証する必要がある。共和分関係が成立しなければ、階差データのみを用いて、VAR(多変量自己回帰)モデルで推定しなければならないが、もしも共和分関係が成立していれば、階差データのみならず、原系列の情報もモデルに組み入れることができる。

表2は、本研究で対象とする変数について、単位根(ADF)検定の結果を示したものであ

表2 単位根 (ADF) 検定結果

変数	階差なし	1階の階差	2階の階差
20-24歳の女子正規賃金	0.930	0.046 **	0.000 ***
25-29歳の女子正規賃金	0.978	0.024 **	0.000 ***
30-34歳の女子正規賃金	1.000	0.008 ***	0.000 ***
35-39歳の女子正規賃金	0.986	0.001 ***	0.001 ***
30-34歳の女子パート・アルバイト賃金	0.529	0.003 ***	0.000 ***
35-39歳の女子パート・アルバイト賃金	0.360	0.000 ***	0.027 **
20-24歳の男子正規賃金	0.985	0.037 **	0.000 ***
25-29歳の男子正規賃金	0.826	0.085 *	0.000 ***
30-34歳の男子正規賃金	0.917	0.048 **	0.021 **
35-39歳の男子正規賃金	0.754	0.028 **	0.002 ***
35-39歳の男子正規賃金 (所定内給与に賞与およびその他特別給与額を加えたもの)	0.533	0.009 ***	0.000 ***
20-24歳の出生率	0.168	0.026 **	0.000 ***
25-29歳の出生率	0.149	0.025 **	0.000 ***
30-34歳の出生率	0.992	0.000 ***	0.000 ***
35-39歳の出生率	1.000	0.002 ***	0.031 **

注：検定結果は p 値で表示。推定式は、原則としてトレンドと定数項を含むものを使用した。有意水準は、*が10%、**が5%、***が1%。なお、男子正規賃金で所定内給与に賞与およびその他特別給与額を加えたものと記述されている以外は、きまって支給する現金給与に賞与およびその他特別給与額を加えたもののことである。

る。これを見ると明らかなように、すべての変数は原系列では非定常だが、1階の階差をとると定常になることが分かる。表3は本研究で対象とする変数間に共和分関係が成立しているかどうかについて、トレースと最大固有値の共和分(ヨハンセン)検定結果を示したものである⁴⁾。これを見ると明らかだが、おおむね共和分関係が成立していると言ってよい。したがって本研究では、階差と原系列両方の情報を含めることができる、VECモデルで推定を行うことが可能となる。

3. 機会費用効果と所得効果の検証

それではまず、VECモデル⁵⁾に基づき、諸賃金に対する出生率のインパルス応答分析を実施してみる。表1で示したように、20-24歳、25-29歳については出生率、女子正規賃金、男子正規賃金の組み合わせであり、30-34歳、35-39歳については、出生率、女子正規賃金、男子正規賃金、女子パート・アルバイト賃金の組み合わせである。20-24歳で女子パート・アルバイト賃金を組み入れなかったのは、この年齢階級では出生行動に結びつきにくい学生が多いからであり、25-29歳で組み入れていないのは、入れるとモデルの適合度が悪くなることによる。

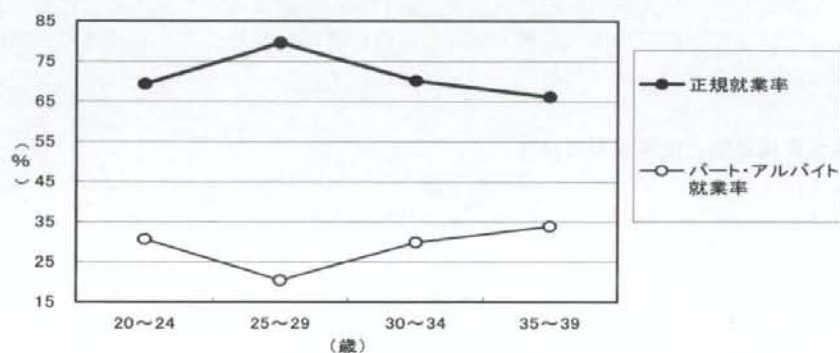
この点については、若年齢でパート・アルバイト就業率が低いことから、ある程度まで説明できると思われる。図4は、2007年における年齢5歳階級ごとのパート・アルバイト就業率を示したものである。これを見ると明らかなように、20-24歳を除くと年齢が高く

表3 共和分（ヨハンセン）検定結果

変数	20-24歳の女子正規賃金	25-29歳の女子正規賃金
	20-24歳の男子正規賃金	25-29歳の男子正規賃金
	20-24歳の出生率	25-29歳の出生率
ラグ次数	3	1
トレンド項の有無	無	無
トレース検定 (p値)	0.024 **	0.040 **
最大固有値検定 (p値)	0.155	0.154
変数	30-34歳の女子正規賃金	35-39歳の女子正規賃金
	30-34歳女子パート・アルバイト賃金	35-39歳女子パート・アルバイト賃金
	30-34歳の男子正規賃金	35-39歳の男子正規賃金*
	30-34歳の出生率	35-39歳の出生率
ラグ次数	3	3
トレンド項の有無	無	有
トレース検定 (p値)	0.000 ***	0.000 ***
最大固有値検定 (p値)	0.013 **	0.000 ***

注：検定結果はp値で表示（帰無仮説は共和分関係が0）。有意水準は、*が10%、**が5%、***が1%。トレンド項を含む場合、共和分方程式にトレンド項を加えたものを使用。ラグ次数の決定およびトレンド項を含めるかどうかの基準は、赤池情報量基準（AIC）を参考にした。なお、男子正規賃金のうち※は所定内給与に賞与およびその他特別給与額を加えたもの、それ以外はきまって支給する現金給与に賞与およびその他特別給与額を加えたもの。

図4 女子パート・アルバイト就業率の年齢階級間の比較（2007年）



資料：総務省統計局（各年版）『労働力調査報告』

総務省統計局（各年版）『労働力調査特別調査報告』

注：パート・アルバイト就業率は、非農林業パート・アルバイト就業人口を非農林業就業人口で割ったもので、正規就業率はその余数。