



RIETI Discussion Paper Series 05-J-036

女性の労働力参加と出生率の真の関係について： OECD 諸国の分析

山口 一男
経済産業研究所



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所

<http://www.rieti.go.jp/jp/>

女性の労働力参加と出生率の真の関係について：OECD諸国の分析¹

山口一男（RIETI 客員フェロー、シカゴ大学）

【要旨：OECD 諸国では女性の労働力参加率と出生率の関係が 1980 年代に負の相関関係（労働力参加率の高い国々は出生率が低い）から、正の相関関係（労働力参加率の高い国々は出生率も高い）に転じたことは既に知られているが、これはこの 2 変数間の因果関係の変化を意味するのか、それとも他の要因によるものかは未だに明らかにされていない。本稿では、各国固有の観察されない出生率の決定要因を考慮・制御すると OECD 諸国で女性の労働力参加率と出生率の因果的関係は平均的に見て依然として負の関係であるが、1980 年代以降有業有配偶女性にとって仕事と家庭の役割の両立しやすい社会環境（仕事と家庭の両立度）が整ってきたことがこの負の関係を、（1）女性の労働力参加とこの「両立度」との相互作用効果と（2）労働力参加の負の直接効果を相殺する「両立度」を通した正の間接効果、の 2 つのメカニズムによって弱めてきたことを明らかにする。またこれらの事実がわが国の少子化対策に意味することは何か、も議論する。

1. 序

OECD 諸国における特殊合計出生率（TFR）と女性の参加率の相関は 1980 年ごろから以前は負の関係にあったのが、その後正の関係に転じたことは良く知られている（Brewster and Rindfuss 2000; 樋口 2004）。すなわち、以前には女性の労働力参加率の比較的低い国が出生率が高かったのが、現在では女性の労働力参加率の高い国が出生率も高くなっているという現象が見られるのである。Engelhardt et al. (2004)によると、図 1 に見られるように、2 変数の相関係数は 1980 年代にマイナス 0.4 以下からプラス 0.4 以上へと次第に変化し、1986 年ごろ負から正へと逆転している。

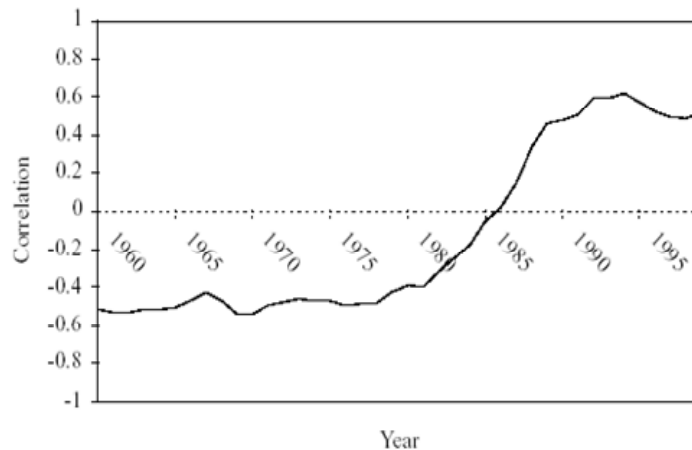
この事実に関して以下の 2 つの問いがある。

問 1：以前には女性の労働力参加の増大は出生率減少を生み出す傾向があったが、現在ではむしろ女性の労働力参加が出生率増大を生み、少子化傾向の歯止めの役割を果たす、という説は正しいか。

問 2：何が原因で、出生率と女性の労働力参加の関係の方向が負から正へと逆転したのか。

¹ Kögel (2004) と Engelhardt et al. (2004) の文献の存在については社会保障人口問題研究所の岩澤美帆氏よりお教えいただいた。この DP を書くきっかけともなっているので記して感謝したい。シカゴ大学大学院生 Wonjae Lee の研究助手としての協力にも感謝する。

図 1. OECD諸国における出生率と女性の労働力参加率の関係



原典: Engelhardt, Kögel, and Prskawetz (2004), page 111

実は問 1 に関する重要な分析が最近発表されている。Kögel (2004)によると OECD 諸国のそれぞれの国で出生率に影響を与える観察されない固定要因があるという仮定の基に、国別固定効果を考えたモデルを用いて分析すると、女性の労働力参加率の出生率に与える影響は現在に至るまで常に負となる。また Engelhardt との共著 (Engelhardt et al. 2004) では、その負の影響は以前では強かったのが 1985 年以降ではそれ以前より弱まったという報告をしている。国々で出生率に与える要因に固有のものがあるという仮定は望ましいもので、これを考慮したモデルに基づく彼らの結論は重要である。ただデータの制約上、女性の労働力参加率について 15-64 才の女性の値を用いており、主たる出産年齢期間の労働力参加率を用いていないので、その点に問題がある。彼らの結論について今暫定的に正しいと仮定すると問 1 の代わりに以下の問 3 が問題になる。

問 3 : 1980 年以前は女性の労働力参加の増大は出生率減少を生み出す強い傾向があったのが、その影響の大きさが OECD 諸国の平均で現在は弱まっている理由は何ですか？

Kögel らの分析はこの問には答えを与えていない。本稿では問 3 に関係する 2 つのメカニズムがあることを仮説として提示しそれを実証する。問 1 の答えがもし否であるなら問 2 も以下のように修正する必要がある。

問4：もし出生率と女性の労働力参加率の真の関係が負であるのなら、なぜOECD諸国間でその2変数の相関をとると近年は正になるのか？

本稿はこの問4に対しては完全な回答は与えないが、Kögelの観察されない異質性によって生じるという結論を基本的に支持するものの、より具体的要因を明らかにする。

女性の労働力参加と出生率の関係を理解することは、わが国の少子化対策および男女共同参画を議論する上で極めて重要である。男女共同参画はそれ自体促進されるべきものであるが、わが国では少子化に歯止めをかける上でも重要という議論がされている(いた)からである。この議論にわが国で疑問を投げかけたのは赤川(2004)である。彼は「仕事と子育ての両立支援などの男女共同参画を進めれば、少子化は止まる」という議論のもととなった人口学者(例えば阿藤(2002))などの分析を「トンデモ統計」とよび、その根拠が薄弱であることを示そうとする。また彼の議論には倫理面があり、男女共同参画はそれ自体が重要だから推進するのが正しく、「少子化対策にも役立つからなどという嘘は止めよう」と主張する。

赤川の主張の根拠は、女性の労働力参加は少子化の歯止めになるという議論の基になっている女性の労働力参加率と特殊合計出生率(TFR)がOECD諸国間で近年正に相関している(女性の労働力参加率の高い国は出生率が高い)という事実について、この相関が分析に含める国の選択の仕方に大きく依存し、例えばトルコを含めるなどの選択によっては相関が無くなるという実証にある。赤川はそこに分析に用いた国の選択の恣意性を見、男女共同参画を推進したい人々が自らに都合の良い統計を作ったと感じ「トンデモ統計」の議論になったと思われる。しかし2変数の正の相関はBrewster and Rindfuss(2000), Ahn and Mira(2002), Engelhardt et al. (2004)らの分析でも報告されており、上記の図1でも変化は歴然であり、阿藤(2002)らの主張の根拠となる事実があったと言ってよく、わが国で政策的意図から作られた統計という批判は見当違いである。また赤川の例示にあるトルコを含むと相関が消えるという事実は、線形の関連の強さを示す相関係数はOECD諸国の平均から大きく離れたトルコなどを含めることにより大きく変わりうるという興味ある事実を示したものの、経済的により発展し少子化を経験しつつある主たるOECD諸国間での2変数の正の相関の存在を否定するものではない。

赤川の分析は一時点での出生率と女性の労働力参加率にのみ着目しているが、この結果見過ごされた点がむしろ重要である。それは始めに紹介したようにこれらのOECD諸国間では1980年以前には女性の労働力参加率と出生率が負に相関していたのが1990年代には、同じ国々の間で、関係が正に逆転しているという事実である(Brewster and Rindfuss 2000, Engelhardt et al, 2004)。女性の労働

力参加と出生率の関係に時代的变化があり、この変化の原因を明らかにすることが重要なのである。

しかし OECD 諸国の傾向分析に基づく議論には、今ひとつの反論がありうる。即ち OECD 諸国といっても多様性があり、出生率はそういった個々の国の社会・経済条件に依存している。だからマクロな女性の労働力参加率と出生率の相関など因果的に解釈するのは誤りであるという主張で、これは赤川もそう主張している。この意見については、筆者も基本的にはマクロな国際比較分析よりも、ミクロな個人レベルでの日本国内での出生率の分析のほうが、より政策的に信頼できる情報をもたらすと考える。また以下で述べる逆因果関係の存在が考えられる時、因果の方向を見極めるには個人レベルでの分析が必須となる。しかしマクロな国際比較に意味がないわけではない。また、国の状況が異なることを考慮に入れられないわけでもない。先に述べた Kōgel (2004) の分析は、出生率の決定に観察されない異質性があると仮定し、国別固定効果を組み込んだモデルで分析しているので、この点他の分析より優れている。本稿でも具体的モデルは異なるが国別固定効果を組み込んだモデルを用いて分析する。

もう一点留意すべき重要な点は仮に女性の労働力参加率と出生率に負の因果関係があるとしても、方向的に逆の因果関係が混入していることが考えられる点である。即ち女性の労働力参加率が出生率を低めるのではなく、出生率の低さが女性の労働力参加率を高めることが考えられる。もちろん育児のための離職期間がみな短期であれば、この逆の影響は効果的に小さい。しかしわが国や南欧諸国のように一旦育児のために離職すれば非就業期間が比較的長期にわたるという場合には、出生率が下がった結果労働力参加率が高くなるという因果関係での負の相関関係が生じる可能性を無視できない。本稿の分析では個人レベルの出生ハザード率を分析せずマクロな出生率を分析するので、因果の方向は確定できない。したがって結果の解釈についてはこの点に留意する必要がある。

以下始めに (1) 関連する理論についてレビューし、(2) 新たな理論と仮説を述べ、(3) その仮説を直接あるいは間接的に検定でき、かつ (a) 国別固定効果を組み入れ、(b) 手に入れられる OECD 諸国のデータで実証できる、モデルについて解説し、(4) 分析結果を記述し、最後に (5) 結論と議論を述べる。

2. 理論的背景

2.1 経済理論とそれに関係する家族と就業役割の両立に関する理論

出生率と女性の就業について最重要と考えられるのはベッカーの理論に代表される家族に関する経済理論 (Becker 1960, 1981; Becker and Lewis 1973) である。女性が就業すると所得 (有配偶の場合は世帯の所得) が増え、子供が財であると仮定し収入効果のみを考えると所得の増加は出生率を増大させると考えられるが、実際には2種の「価格効果」があり、ベッカーらの理論によればこれら

を同時に考慮する必要がある。一つは子供には数以外に「質」があり、そのコストを考えねばならないという議論で、今ひとつは女性の教育や所得獲得力の増加は、女性にとって結婚や育児の機会コストを増大させるという観点からの議論である。下記で述べるように、この2つの効果が、前者は主に世帯収入に係る効果であるのに、後者は主として女性個人の収入についての理論であるという点に留意する必要がある。以下まずこれらの論点をレビューする。

2.1.1 子供の質のコストおよび育児手当の効果について

財としての子供には「量」（子供の数）以外に、一人当たりの子供にかかる費用で表せられる「質」があり、収入が増えると子供の数を増やす代わりに、教育費や養育費など、一人当たり当てる「質のコスト」を増やす傾向がある。この質のコストの価格効果は子供の数とともに増大し、一方収入効果は、子供の数に依存しないので、既存の子供数が少ないと（特に0だと）、収入効果が質の価格効果を上回り大きな所得は出生率を増大させるが、すでに2人以上など既存の子供数が多くなると質の価格効果が収入効果を上回りむしろ出生率を減少させるという予測を生む。この収入（もしくは教育などその代替尺度）と既存の子供数の交互作用の仮説はアメリカでは Seiver (1978) や Yamaguchi and Ferguson (1985) などによって支持され、わが国の場合も山口 (2005) が既存の子供の数と夫の収入の負の交互作用効果が有配偶女性の出生意欲と出生率の決定に見られることを示している。

重要なのは、ここでいう所得は家族収入で、もし夫の収入が平均的に妻のそれを大きく上回る状況では、主として夫の収入の効果となるという点である。妻の労働力参加が家族の収入を大きく変える場合は事情が異なるが、そうでなく女性の労働力参加が家族の補足的収入である場合は、この質の価格の理論は有配偶女性の就業と出生率の関係については重要な仮説を生み出さないように思える。一方政府による育児手当を考える場合、それが子供一人当たり支給される場合実質的に子供一人当たりの「質のコスト」を下げるので、理論的には出生率を上げるという予測を生み出す。家族手当が出生率に与える影響については1970-1990年代のOECD 22カ国のデータ分析を通じて、Gauthier and Hatzius (1997) は、大きな効果ではないが育児手当が、第1子、第2子、第3子の出生率をそれぞれみな有意に高めると報告している。なお彼らは同時に育児休業は出生率に有意に影響しないと結論しているが、わが国の場合のように育児休業が出生ハザード率に強く影響する場合もあり（山口2005）、育児休業効果についてはOECD諸国についても再吟味の余地があると思われる。本稿でもOECD諸国についてこの点を再検討する。

2.1.2 機会コストの効果に関する理論

個人の教育や所得が増大すれば、結婚や出産・育児の機会コストが増大する。特にフルタイムで就業している女性が育児と職の両立が困難なことにより、職を離れたり勤務時間を減少させたりしなければならない状況があれば、所得が減り

それが機会コストである。 実際出生によって、少なくとも一時的に多くの女性が職を離れる傾向があることについては多くの実証的研究がある（このレビューについてはBrewster and Rindfuss (2000)を参照）。 一方女性の就業が現在出生率を下げるか否かについては、これが本稿の主なテーマであるが、序で述べた時代的变化もあり、未だ明確でない。しかし、理論的には下げるという仮説が成り立つ。Mennino and Brayfield (2002)によれば、家族と仕事の役割の両立が特に有業有配偶の女性にとって困難なとき、家族を犠牲にするか仕事を犠牲にするかの二者択一の「トレード・オフ」があり、それはフルタイムの職を去ってパートや専業主婦になるという職を犠牲にする選択と、家事育児に手を抜いたり、実際には欲しいのに子供を作らない、などの家族を犠牲にする選択である。また職を犠牲にするための機会コストが大きい女性は、そうでない女性に比べ家族を犠牲にする選択をしやすく、これは結果の一つとして、出生率の減少を生むと考えられるからである。Raymo (2003)によればわが国では、女性は高学歴者であるほど在学期間を制御してもなおかつ晩婚化・非婚化傾向が高い。彼はこれは伝統的家庭内分業の未だ支配的なわが国では、高学歴者の結婚の機会コストが高いためであると主張している。

ただし、これらの議論は Oppenheimer (1994) の議論に典型的に見られるが、仕事と家庭の役割の両立の難しさをいわば無条件に仮定している。しかし実際には、たとえば多くのアメリカの有業女性は仕事と家庭の役割は十分両立しようと考えている (Yamaguchi 2000) 。より重要なのは女性を取り巻く社会環境である。特に work-family friendliness (仕事と家庭の両立度) の程度が問題となる。従来主張されてきたのは family-friendly workplace (家庭に友好的職場) の重要性である。育児休業や、職場が仕事時間や仕事の場所について家庭の都合に応じる柔軟性を持つか否かが問題になる。ここで work-family friendliness とより一般化した表現を用いるのは、特に有業有配偶女性に対して work-friendly family (仕事に友好的家庭) とそうでない家庭、より具体的には働きながら「子供をケアする妻をケアする夫とケアしない夫」(稲葉 2005)があり、これも無視できないと考えるからである(山口 2005)。

一般論として、家庭と仕事の役割が、特に有配偶女性にとって、両立しやすい社会環境が整えば、就業女性の結婚や出産・育児の機会コストが減ると考えられるので、有配偶女性の就業の出生率への負の影響は減少すると考えられる。本稿ではこの理論的仮定について、OECD 諸国において、なぜ以前に比べ近年では女性の労働力参加と出生率の負の関係が減少したのかについて、2つのメカニズムに具体的な仮説として提示し、その検証を試みる。

2.2 文化・価値観変容理論

本稿ではこの理論を直接検証はしないが、OECD 内の欧州諸国での少子化傾向には個人の価値観の変容が大きく関係しているという理論および仮説があり、その理論を簡単に検討しておきたい。この理論は van de Kaa (1987)によって導

入され、彼や Lethaeghe (Lethaeghe and Meekers 1986; Lethaeghe and Surkyn 1988) によって提唱されてきた「第2の人口推移理論 (Theory of Second Demographic Transition)」である。「第2の人口推移」とは現象的には経済発展と共に死亡率が減少し、それにつれて出生率も減少し最終的に安定した人口成長になることを予測した「第1の人口推移理論」に対して、ポストモダンの社会では出生率がさらに人口置換水準以下に落ち込み、自然人口の減少を生み出すという理論で、現象的には多くの欧州諸国や、日本、韓国、台湾など経済的に発展したアジア諸国で実現したもののだが、理論的根拠としては、結婚や子育てを含む家族に価値を置く伝統的価値観が崩壊し、個人の生活と、結婚に代わる同棲や居住をともにしない男女の関係など、個人の生き方と男女関係のあり方について多様性と選択を重視する社会になってきたことが、家族制度の崩壊とともに、置換レベル以下の出生率を生み出したと考える理論である。

しかしこの理論とその検証には未だ大きな問題があり実証的に確立された理論とは言いがたい。今までこの理論を提唱してきた研究者は欧州の国々で (1) マクロな社会の傾向を時系列的にみて、結婚に代わる同棲や出生率低下がこういった価値観の変容と共に起こってきたこと、(2) 一時点で見たとき非伝統的価値観が同棲や少ない子供の数とが、個人間の比較で相関していること、を示してきた。しかしこれだけでは、因果関係的にみて、価値観の変容が少子化傾向を生み出したとはいえない。変化を個人レベルで捉えるパネルデータ分析に基づいた実証ではないからである。変化の動きは、マクロな社会レベルのものであるし、個人レベルの分析は個人間の相関の分析で、個人内での変化の影響を計測してはいない。この結果2つの問題が残る。一つは逆因果関係の可能性があるということである。すなわち、価値観の変容はむしろ社会制度の変化に適応する形で結果として起こった可能性がある。たとえば、何らかの理由で子供を持たない人々が増えれば、子供を含む家族生活に価値をおく人も少なくなるであろう。第2に擬似相関の可能性もある。社会環境の変化が、特に女性に新しい機会の可能性を与え、従来の家事・育児の機会コストを増し、そのことが同時に出生率の低下を招き、かつ新しい環境に見合った価値観へ変容させた可能性がある。つまり第2の人口推移理論は現象的にはその通りであっても、その原因についての解釈には未だ大きな疑問が残っている。

実際わが国については Ratherford et al. (1996) が伝統的家庭分業や結婚についての価値観の変化は、社会的・経済的環境の変化に伴って起こった少子化現象の後に起こり、少子化に先立つものではなかったと結論づけている。わが国の場合少子化傾向は比較的早期に起こったので、このような変化の時間差の分析が可能であり、このことは前述の逆因果関係の説明がわが国の場合は妥当であるということの意味す。また Atoh (2001) もわが国において第2の人口推移理論の価値観変容の因果説が成り立つかどうかを問い、否定的結論に至っている。彼は家族に関係する価値観についてのより包括的態度変数の時代的变化を分析し、一方で婚前の性関係や離婚についての否定的見方や伝統的家庭内分業を肯定する

考えが減少するなどの時代的变化はあったが、他方で結婚や育児の価値を低く見るといような意味での西欧的な個人中心の考えが増加したとは言えず、その意味で第2の人口推移論の価値観の変化が少子化を生み出したとする理論はわが国には当てはまらないとしている。

これらはわが国についての分析であるが Atoh et al. (2004) はさらに日本を含みアジア6カ国（日本、韓国、シンガポール、中国、台湾、タイ）において、西欧諸国と異なりアジアの国々では、同棲や婚外出産の増加など西洋諸国に見られる他の伝統的家族の崩壊の兆候を伴わずに、主として非婚化・晩婚化により少子化傾向が起り、第2の人口推移論の価値観変容の因果説は成り立たないと結論している。

これらの事実は、少なくともわが国や他のアジア諸国の少子化傾向には、第2の人口推移理論は当てはまらないことを示していると考えられるが、ではこの事実は、わが国の少子化を理解するうえで西欧諸国の経験の分析は役立たないことを意味するのかということとその答えは否である。筆者の見解では、このこと自体は本論で実証しないが、価値観変容を原因とする第2の人口推移理論は少なくとも最近25年の大きな変化について欧州諸国でも成り立たないと考える。その主な理由は、欧州で最も際立った出生率減少を経験したのはイタリア、ギリシャ、スペイン、ポルトガルなどの南欧諸国であり、これらの国々では婚外出産率や同棲率が他の西欧諸国よりむしろ高くなく、家族を重視する伝統的価値観が比較的強く残っており、晩婚化が少子化とともに起こったという点でもアジアのパターンに比較的類似しているからである。一方、個人中心の価値観という点では最も「先進国」であるスカンジナビア諸国の少子化傾向は、近年は進んでいないかむしろ出生率はやや持ち直しているのである。また同棲や結婚外出産が少子化を生むという理論的根拠もない。同棲でも長期のいわゆる事実婚なら子供を産んで家族を形成する傾向は大きいし、結婚外出産の増加は、貧困のもとに育つ子供の増大など大きな社会コストを生み出すので望ましい結果ではないが、当然出生率低下にはむしろ歯止めをかける方向に働くであろう。

本稿で目的とするのは、前述した機会コストや有配偶女性の働く環境の変化が少子化と深く関係していることをOECD諸国の平均的共通項として存在してきたことを実証し、価値観ではなく、社会環境が問題で、このことは少子化を経験する欧州諸国と日本との共通課題であることを実証し確認することである。またそのような社会環境要因の変化と各国に固有の出生率の決定要因を制御した後は、もし時代とともに促進された価値観の個人中心化が原因ならば見られるはずの時代的な出生率減少傾向は、少なくとも今回の分析対象である1980年以降には全く見られないことをあわせて確認する。

3. 女性の就業が出生率に与える負の影響の弱まりのメカニズムについての2つの仮説

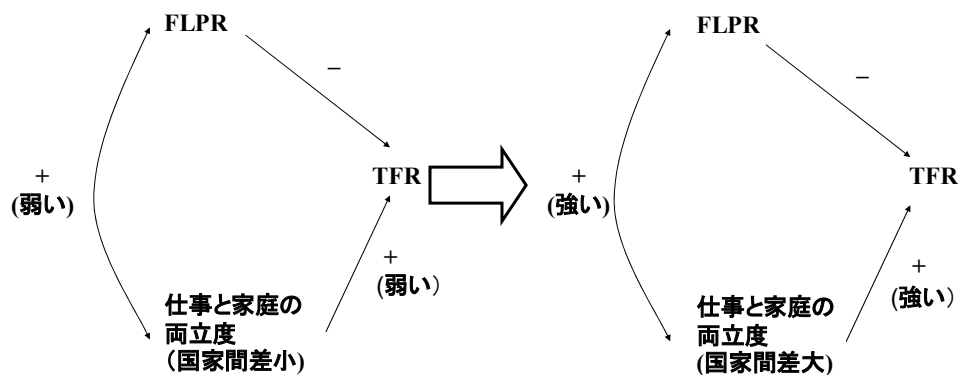
女性の就業が出生率に与える影響が Engelhardt et al. (2004) の分析にあるように、1980 年代の過渡期を経てそれ以降ではそれ以前より弱まっているとするならば、それは OECD 諸国で、女性にとって「仕事と家族の両立度」の高い社会環境が次第に整ってきたことと関係があると考えられる。この仮定の基では二つの異なるメカニズムが考えられる。このメカニズムを (1) **交互作用効果仮説**および (2) **相殺的間接効果増加仮説**と以下呼ぶことにする。以下で「仕事と家庭の両立度」というのは、(a) 育児休業制度の期間の長さや所得保障の程度、(b) 託児所施設の充実など、コミュニティが幼い子供を抱える共働きの家族に暮らしやすい度合い、(c) フレックスタイム、在宅勤務、育児による離職後の労働力再参入の容易さなど職場や労働市場の柔軟性の程度、(d) 妻の就業に対する夫の理解と協力など家族の環境が女性の「仕事に優しい」度合いの 4 要素を含む。わが国では若い夫婦の一方に親との同居も出産後の有配偶女性の就業継続を可能にしているが、これも (d) の要素の特殊な場合と見ることが出来る。後述する OECD 諸国の分析では要素 (a) と (b) を「育児と仕事の両立度」、(c) を「職場や労働市場の柔軟性による仕事と家庭の両立度」として区別しこれらの出生率への影響に着目する。

交互作用効果仮説とは女性の就業が出生率に与える負の影響は、第 3 の変数である「仕事と家庭の両立度」に依存し、両立度が高いほど負の影響は弱くなるという仮説である。この仮説については本稿で OECD 諸国について平均的に成り立つか否かを検定する。仮説の理論的根拠は、機会コストの影響の議論に関連して紹介した、仕事を犠牲にするか家庭を犠牲にするかの「トレードオフ」は、仕事と家庭の両立度を促進する社会環境が整えば、必要がなくなるという理論である。この交互作用効果が存在するとき、仕事と家庭の両立度の増大は、女性の就業が出生に与える負の影響を弱めるので、両立度が OECD 諸国の平均的には高まった 1990 年代以降では、1980 年以前に比べて、女性の就業と出生率の負の関係は弱まったという推論に導く。

相殺的間接効果増加仮説は、以下の図 2 を用いて説明する。図 2 の左側は 1980 年以前の状態を、図の右側は 1990 以降の状態を表すとしよう。両方の状態に共通しているのは、出産可能年齢期間の女性の労働力参加は出生率を減少させ（図では FLPR の TFR への負の影響として示されている）、「仕事と家庭の両立度」は出生率に正の影響を与える点である。変化は「仕事と家庭の両立度」についてその OECD 国間の分散が増しそのせいでその説明力が強まり、女性の労働力参加率や出生率との関連が増したことである。最近の 25 年ほどは女性の労働力参加の高い国ほど仕事と家庭の両立を図るべく社会環境を変えてきたので仕事と家庭の両立度と女性の労働力参加率の強い正の関連を生み出してきたという経緯があるからである（この主張の関連分析は後に提示する）。その結果図 2 で示すように、労働力参加率の出生率へ影響はそ直接的な負の影響は「仕事と家庭の両立度」を通しての間接的な正の影響が強まったことにより相殺され弱まったというのが、この仮説である。

本稿では、図2の左側の状態が近年存在していることについては実証する。1980年以前の右側の状態について「仕事と家庭の両立度」の当時の計測値が得られないので数量的な実証はできないのでこの部分は仮定であるが、「家庭に優しい職場環境」やフレックスタイム勤務などの概念が当時は存在せず、家庭でのインターネットやメール交信による在宅勤務など技術的にも不可能であり、最も早くからいきなり始めた(少なくとも一部は)有給の育児休業も、多くの国は当時はまだ採用していなかったため、雇用により仕事と家庭の両立度は一様に低く、国々とのばらつきも少なく、結果として女性の労働力参加率や出生率との相関はきわめて弱かったと考えるのは妥当と思われる。

図2. TFR(出生率)とFLPR(女性の労働力参加率)の関連の増加による間接効果



交互作用効果仮説と相殺的間接効果増加仮説は対立仮説ではない。むしろ2つのメカニズムが共に存在し、あわせて女性の労働力参加が出生率に与える負の影響を弱めてきたというのが筆者の理論的立場であるが、実証的にはどちらのメカニズムがより重要であったかは実証的に明らかにする。

4. 統計的モデルとデータ

データの記述と統計モデルの記述は別の節で行うの普通であるが、本稿ではこれをあわせて行う。その理由は、分析に必要なデータに制約があるので、その制約化で仮説を検定できるモデルを構築するからである。

まず望ましいモデルの条件として、従来の分析の限界を克服し、この点はKögel (2004) によって改良された点であるが、OECD諸国の個々の国々の出生率の決定要因には観察されない異質性があると仮定し、国別固定効果を仮定するモデルを用いることにする。国別固定効果はいわゆるインシデンタルパラメーター

で標本数（ここでは観察国の数）が増えても各パラメーターの推定に寄与する観察数は増えずこの結果推定値は一致性を持たない。従って推定には国別固定効果を除く式に基づいて他のパラメーターを推定する²。第2の望ましいモデルの条件として出生率に対する女性の労働力参加率と仕事と家庭の両立度の交互作用効果を検証できるモデルを作るという点がある。これは前述した交互作用効果仮説の検証に必要なためであるが、モデルがこの条件を満たすの一見容易のように見えるが国別固定効果を考慮し、かつ両立度について変化の情報がない（後述）というデータ制約の基では、実際にはさほど容易ではない。

データの制約が2点ある。第1は、従来の分析でOECD諸国に女性の労働力参加率と出生率の関係について一時点ではなく歴史的変化を問題にすると、データ制約より女性の労働力参加率について15～64歳の値を用いていた。本来なら出産年齢でない女性や大学在学年齢の女性の労働力参加率は分析から省くべきである。データ制約とは基本統計値である年齢階級別の女性の労働力参加率がOECD諸国で必ずしも長期にわたって測定されておらず、そのデータが手に入るようになった年が国々によってまちまちであり、近年にならないと統一的には得られないからという点である。本稿では代表的な出産年齢でかつ大学在学年齢と重ならない25～34歳の女性の労働力参加率を分析に用いるが、そのためには国によって観察開始年が異なるデータを用いることのできる統計モデルを構築して用い、従来の分析のデータ制約を取り除くことにする。

第2のデータ制約として「仕事と家庭の両立度（work-family friendliness）」のOECD諸国の指標としては2001年のOECD Employment Outlookの物が唯一であるという点である。この指標はOECD Employment Outlookが初めて公表したもので、わが国を含む18カ国の指標が掲載されている。以下の分析では、分析に用いる国の選択の恣意性という批判を避けるため、本稿ではこの18カ国の趨勢について分析を行う。ここでの大きな制約は両立度の計測が一回きりであるため、出生率や女性の労働力参加率のデータと異なりこの変化の情報がない点である。この点で分析にはこの変化について仮定を置かねばならないが、可能な限り弱い仮定のモデルを用いることにする。具体的仮定については後述する。またモデルの構築にあたり観察できるこの両立度の指標は他国と比べた**相対的な**両立度の程度で18カ国間平均が0となるように標準化されており、両立度の**絶対的な**指標ではない点に留意する必要がある。

4.1 統計モデル

まず一般的モデルとして以下のようなモデルを考える。

²これは条件付最尤推定となる。なお国別固定効果を考えるということは、よく混同されるのだが、単に国々を名目的に区別するダミー変数を予測変数に用いることと同等ではない。国別ダミー変数の導入はその影響の推定を意味するが、時系列的観察のとき時点の観察値が無限に近づかなければ国別効果は一致性を持たずその推定値に依存する他のパラメーターの推定値も一致性を持たなくなる。したがってそれは望ましい方法でない。

$$\log(F_i(t)) = \alpha_i + g(t) + f(p_i(t), v_i(t)) + \varepsilon_i(t) \quad (1)$$

ここで $F_i(t)$ は時点 t における国 i の出生率を、 α_i は国 i の固定効果を、 $g(t)$ は各国に共通な時系列的傾向の影響を、 $p_i(t)$ と $v_i(t)$ はそれぞれ国 i の時点 t における出産年齢期の女性の労働力参加率と仕事と家庭の両立度を示すとする。

$\varepsilon_i(t)$ は誤差項である。この式は対数出生率が観察されない各国に固有の（ただし時間的に変化しない）決定要因と、共通の時間的変化と、各国に特有でかつ時間と共に変化する女性の労働力参加率と仕事と家庭の両立度の結合関数 f の3要素の線形関数で決定されるという仮定を意味する。

今 $p_i(t)$ の国 i における個別の観察開始時を S_i とし、 T を $T > S_i$ を満たす統一観察時とし、式 (1) について T 時と S_i 時の差を取ると国別固定効果に依存しない以下の式を得る。

$$\log(F_i(T)/F(S_i)) = g(T) - g(S_i) + f(p_i(T), v_i(T)) - f(p_i(S_i), v_i(S_i)) + \varepsilon_i(T) - \varepsilon_i(S_i) \quad (2)$$

パラメーターの推定は国別固定効果を除去した式 (2) をデータに当てはめて得るが、より具体的モデルとして以下の2モデルの応用可能性を考察する。

4.1.1 モデル A

まず始めにモデル A として更に以下の3式を仮定するモデルを考える。

$$f(p_i(t), v_i(t)) = \beta_1 p_i(t) + \beta_2 v_i(t) + \beta_3 v_i(t) p_i(t) \quad (3a)$$

$$g(t) = a + bt \quad (4a)$$

$$v_i(t) = (r_i(T) + c)(t/T) + d \quad (5a)$$

この式の意味は以下の通りである。まず式 (3a) は対数出生率に対する $p_i(t)$ と $v_i(t)$ の結合効果が、それぞれの主効果と交互作用効果の和で表せられるという仮定である。この式の利用は仮説として内容的には

仮説1 女性の労働力参加率の高さは低い出生率と結びついている ($\beta_1 < 0$)。

仮説2 仕事と家庭の両立度の高さは出生率を増大させる ($\beta_2 > 0$)。

仮説3 女性の労働力参加率の出生率への負の影響は、仕事と家庭の両立度が増すほど減少する ($\beta_3 > 0$)。

を検証することに導く。

式の(4a)はもし、 $p_i(t)$ と $v_i(t)$ の影響とは独立に出生率について趨勢効果があるとするれば、それは年代の線形関数になるという仮定である。線形の仮定は

強いものであるが、0時（後述）が何時であるかを特定せず、その趨勢効果を計るには必要な仮定となる。また、もし第2の人口推移理論が主張するように、家族でなく個人を中心に考える価値観を持つ人々の時代的增加が少子化の原因として存在するならば、係数 b は有意に負となるであろう。これはこの理論の直接的検証にはならないが、間接的に傾向が予測と一致している否かの判断の目安を与える。

式 (5a) において $r_i(T)$ は時点 T における各国間の相対的両立度の程度で、これは観察されていると仮定する。相対的でなく絶対的な両立度の程度は時点 T で $v_i(T) = r_i(T) + c + d$ となり、観察される相対的両立度に定数 $c + d$ を加えた値なる。式 (5a) は仕事と家庭の両立度が一時点 T でしか計測していないというデータの制約上両立度の時間的変化について強い仮定をしている。すなわち、国々の T 時における仕事と家庭の両立度は異なるが、ある昔の「0時」ではどの国も仕事と家庭の両立度は同程度で d であり、各国の違いは時間の線形増加関数の勾配の違いで与えられ、その勾配は観察される $r_i(T)$ に定数 c を加えて得られるという仮定である。もちろん現実には時間の関数として線形増加など正確に成り立たないであろうが、雇用についての仕事と家庭の両立度が後戻りなく時代ともに次第に増加してきたとすれば、近似的には成り立つ仮定であろう。ここで c と d という未知のパラメーターを二つ含むことで仮定を弱めているが、この2つの未知のパラメーターについて更に何か仮定を置くことは望ましくなく、また時点0というのが何時なのかを特定するのも結果がその仮定に依存するかも知れずこれも望ましくない。したがって、モデルがこれらの未知のパラメーターについて、特定しないで上記の仮説に關係する3パラメーター β_1 、 β_2 、 β_3 を推定できるか否かが問題となる。

式(2)と式の(3a)、(4a)、(5a)を結びつけると以下の式を得る。

$$\begin{aligned} \log(F_i(T)/F_i(S_i)) &= b(T - S_i) + \beta_1(p_i(T) - p_i(S_i)) + (\beta_2/T)(T - S_i)(r_i(T) + c) \\ &\quad + (\beta_3[\{(r_i(T) + c) + d\}p_i(T) - \{(S_i/T)(r_i(T) + c) + d\}p_i(S_i)] + \varepsilon_i(T) - \varepsilon_i(S_i)) \\ &= (b + \beta_2c/T)(T - S_i) + (\beta_1 + d\beta_3)(p_i(T) - p_i(S_i)) + (\beta_2/T)(T - S_i)r_i(T) \\ &\quad + (\beta_3/T)\{Tp_i(T) - S_i p_i(S_i)\}(r_i(T) + c) + \varepsilon_i(T) - \varepsilon_i(S_i) \quad (6a) \end{aligned}$$

この結果このモデルAについては、交互作用効果 β_3 について単に差 $T - S_i$ でなく、 T と S_i の値を個別に分かり（つまり時点0が何時であるかを知り）、またパラメーター c と d 値も知っていないと仮説に關係する β パラメーターの推定ができないことがわかる。結果としてモデルのパラメーターは更に仮定をおかなくては推定できないが、重要な点はもし交互作用効果がなく $\beta_3 = 0$ ならば、式 (6a) は次のように簡略化されるという点である。

$$\log(F_i(T)/F_i(S_i)) = (b + \beta_2 c/T)(T - S_i) + \beta_1(p_i(T) - p_i(S_i)) \\ + (\beta_2/T)r_i(T)(T - S_i) + \varepsilon_i(T) - \varepsilon_i(S_i)$$

この簡略化されたモデルの場合は、0 時がいつであるか知らなくとも差 $T-S_i$ を知っていれば、 β_1 と β_2/T がそれぞれ変数 $p_i(T) - p_i(S_i)$ と $r_i(T)(T - S_i)$ の回帰係数として推定でき、仮説の 1 と 2 が検定が可能となる。しかし、交互作用効果に関する仮説 3 は理論的に重要な仮説なので、以下では交互作用効果の定式化を多少変えた別のモデルを考える。

4.2.2. モデル B

モデル B はモデル A の交互作用の部分を変った形で定式化して得られるモデルである。今モデル A の式 (3a) から交互作用部分を省くと $f(p_i(t), v_i(t)) = \beta_1 p_i(t) + \beta_2 v_i(t)$ となるから、これを変化率で表すと、 $df(p_i(t), v_i(t))/dt = \beta_1 dp_i(t)/dt + \beta_2 dv_i(t)/dt$ となる。この交互作用の無いモデルと拡大し、女性の労働力参加率と出生率の交互作用が変化率のレベルで存在すると仮定するモデルを考えると、このモデル (モデル B) は式 (3a) の部分だけを以下の式 (3b) に置き換えることで得られる。

$$df(p_i(t), v_i(t))/dt = \beta_1(dp_i(t)/dt) + \beta_2(dv_i(t)/dt) \\ + \beta_3(dp_i(t)/dt)(dv_i(t)/dt) \quad (3b)$$

式 (3b) ではパラメーター β_1 と β_2 のそれぞれは、交互作用効果がないときは、式 (3a) のものとまったく同値となる。また $v_i(t) = (r_i(T) + c)(t/T) + d$ を仮定しているので、 $dv_i(t)/dt = (r_i(T) + c)/T$ が成り立つから、仕事と家庭の両立度の変化率は各時点で両立度と完全に正に相関し、したがって具体的には仮説 1 と仮説 2 はモデル A の場合と全く同じになるが、仮説 3 は修正され以下のようなになる。

仮説 3 (修正) 女性の労働力参加率の増加の対数出生率の増加へ及ぼす負の影響は、仕事と家庭の両立度が大きいほど減少する ($\beta_3 > 0$)。

式 (2) と式の (3b)、(4a)、(5a) を結びつけると以下の式を得る³。

³式 (6b) は以下の式を用いて導かれる。

$$f(p_i(T), v_i(T)) - f(p_i(S_i), v_i(S_i)) \\ = \int_{S_i}^T [df(p_i(t), v_i(t))/dt] dt \\ = \int_{S_i}^T [\beta_1(dp_i(t)/dt) + \beta_2(dv_i(t)/dt) + \beta_3(dp_i(t)/dt)(dv_i(t)/dt)] dt$$

$$\log(F_i(T)/F_i(S_i)) = (b + c\beta_2/T)(T - S_i) + (\beta_1 + c\beta_3/T)(p_i(T) - p_i(S_i)) \\ + (\beta_2/T)r_i(T)(T - S_i) + (\beta_3/T)r_i(T)(p_i(T) - p_i(S_i)) + \varepsilon_i(T) - \varepsilon_i(S_i) \quad (6b)$$

式(6b)はいわゆる原点を通る定数項のない回帰式で、 $T - S_i$ 、 $p_i(T) - p_i(S_i)$ 、 $r_i(T)(T - S_i)$ 、 $r_i(T)(p_i(T) - p_i(S_i))$ の4つの独立変数を用いれば係数 $(b + c\beta_2/T)$ 、 $(\beta_1 + c\beta_3/T)$ 、 β_2/T 、 β_3/T の推定値が得られる。このことから以下のことが分かる。

(1) パラメーター β_2 と β_3 の有意に関する仮説2と仮説3はモデルBの式(6b)の回帰式を用いて $r_i(T)(T - S_i)$ と $r_i(T)(p_i(T) - p_i(S_i))$ の係数の有意を検定すればよい、

(2) パラメーター β_1 の有意に関する仮説1は、交互作用を含むモデルでは検定できないが、その平均について交互作用を省いたモデル(即ち $r_i(T)(p_i(T) - p_i(S_i))$ を説明変数から省くモデル)において、 $p_i(T) - p_i(S_i)$ の係数からその平均的効果が検定できる。

(3) パラメーター b の有意に関する時代的趨勢傾向の有無については、両立度の影響と交互作用効果を共に省き、説明変数 $T - S_i$ と $p_i(T) - p_i(S_i)$ のみを含むモデルの $T - S_i$ の係数からその平均的効果が検定できる。

また女性の交互作用を含むモデルで労働力参加率の増加 $(p_i(T) - p_i(S_i))$ の出生率の増加への影響は $(\beta_1 + c\beta_3/T) + (\beta_3/T)r_i(T)$ で与えられ、 $\beta_1 + c\beta_3/T$ と β_3/T の推定値は得られるので、観察される仕事と家庭の両立度 $r_i(T)$ がどの程度の大きさになれば、女性の労働力参加率が出生率に及ぼす影響が0になるかが評価できる。

このようにモデルAと異なりモデルBの利用においては T と S_i の個別の知識を必要とせず、ただその差 $T - S_i$ が分かればよく、したがって0時が何時であったのかの仮定を必要としないですむ点に大きな利点がある。またモデルAと異なり、パラメーター d も回帰式に全く関係しない。交互作用効果について理論的にはモデルAのほうが分かりやすいが、モデルBは未知のパラメーターの値につ

$$= \int_{S_i}^T [\beta_1(dp_i(t)/dt) + \beta_2(r_i(T) + c)/T + \beta_3((r_i(T) + c)/T)(dp_i(t)/dt)] dt \\ = \beta_1(p_i(T) - p_i(S_i)) + (\beta_2/T)(r_i(T) + c)(T - S_i) + (\beta_3/T)(r_i(T) + c)(p_i(T) - p(S_i)) \\ = (c\beta_2/T)(T - S_i) + (\beta_1 + \beta_3c/T)(p_i(T) - p_i(S_i)) + (\beta_2/T)r_i(T)(T - S_i) \\ + (\beta_3/T)r_i(T)(p_i(T) - p(S_i))$$

いて仮定をおかずに主要なパラメーターを推定できるところに大きなメリットがある。よって以下の分析ではモデルBを用いる⁴。

4.2 データ

表1は以下の分析に用いる18カ国のデータを提示している。前述したように18カ国しか分析に含めないのは、OECD Employment Outlook 2001年版に初めて掲載された両立度の指数がこの18カ国のみを与えられているからである。観察開始年はモデルの記述で時点 S_i であるが、図1に見られるように女性の労働力参加率と出生率の関係の主たる変化は1980年以降にあったので、もし25～34歳の女性の労働力参加率がOECD Labor Force Statisticsから1980年に既に得られれば1980年、得られないときはそれ以降一番早くこの統計が得られる年を意味する。ただし、OECD Labor Force Statisticsの統計表における年齢表象区分が他の国と異なるため、イタリアのみは25～39歳の女性の参加率で代替している。モデルの時点Tは両立度指数の公表された翌2002年を用いている。

両立度指数はOECD Employment Outlookでは以下の5つの指標からなっている(1)3歳以下の子供について託児所・育児施設の利用率、(2)政府の保証する育児休業、(3)民間の雇い主が(政府が保証する程度を超えて)自発的に育児休業、子供が病気の場合の休業などを有給提供する程度、(4)フレックスタイムでの就業の程度、(5)自発的パートタイム就業の程度。OECD Employment Outlookでは項目(3)つき、この項目内容と関連する(2)に比べて重要度が落ちるという理由で、ウェイトを半分になっている他は、5指数を標準化の後単純に足しあげており、以下の分析でもこの方法をそのまま採用している。

表1で「両立度指数：育児と仕事」および「両立度指数：職の柔軟性」とあるのは、総合指数を項目(1)、(2)、(3)の部分と項目(4)と(5)の部分に分解したものである。前者は託児所施設の充実や育児休業により、育児と仕事が両立しやすい程度、後者は労働市場や職場の柔軟性により仕事と家庭が両立しやすい程度である。総合指数はこの2つの指数の単純和である。育児施設の利用(項目1)と育児休業(項目2, 3)をさらに分離し独立にその効果を図ればよいが、分離しなければその影響は有意であるが分離すると独自の効果はともに有意でなくなるので(結合効果はもちろん有意であるが)2つを分離をしないことにした。一方上記の2指数への分離は両者の間に有意な相関もなく($\rho = -0.195$)その効果の分離にはまったく問題がない。

表1の最後の列に1980年のTFRの値を掲載しているが、この値は補足分析のみで用い、モデルBを用いた主たる分析では用いない。

表1：OECD 18カ国のデータ¹

⁴ 国別固定効果を考慮しているので誤差項に serial correlation が無いと仮定するか、あるいは T と S_i が十分離れているので $\varepsilon(T)$ と $\varepsilon(S_i)$ の相関が無視できると仮定すると式(3b)のOLSの推定値は条件付最尤推定値は一致する。以下の分析はこの仮定に基づく。

国名	観察 開始年	FLPR 開始年	FLFP 2002	TFR 開始年	TFR 2002	両立度 総合	両立度 育児と 仕事	両立度 職の 柔軟性	TFR 1980
カナダ	1980	62.8	80.3	1.74	1.52	0.2	0.5	-0.3	1.74
アメリカ合衆国	1980	65.5	75.0	1.84	2.01	1.2	-0.3	1.5	1.84
日本	1980	48.7	66.0	1.75	1.33	-2.9	-2.3	-0.6	1.75
デンマーク	1983	88.1	83.1	1.38	1.72	2.9	3.3	-0.4	1.55
フィンランド	1980	81.8	80.3	1.63	1.72	-0.3	1.5	-1.8	1.63
スウェーデン	1980	81.3	82.1	1.68	1.64	3.3	2.5	0.8	1.68
ギリシャ	1983	46.7	71.9	1.94	1.27	-3.4	-1.3	-2.1	2.23
イタリア	1980	50.5	64.7	1.64	1.26	-1.9	-0.3	-1.6	1.64
ポルトガル	1980	64.8	84.0	2.19	1.42	-2.2	0.0	-2.2	2.19
スペイン	1980	34.0	73.3	2.22	1.26	-2.5	-0.7	-1.8	2.22
アイルランド	1981	36.4	77.6	3.07	1.97	-1.1	0.0	-1.1	3.23
イギリス	1984	61.2	75.3	1.77	1.63	1.3	-0.3	1.6	1.89
オーストリア	1994	76.2	79.0	1.44	1.40	-0.6	-0.3	-0.3	1.62
ドイツ	1980	61.1	76.1	1.44	1.34	1.3	-0.2	1.5	1.44
オランダ	1980	40.9	79.8	1.60	1.73	2.7	-0.8	3.5	1.60
ベルギー	1983	70.9	80.1	1.56	1.62	0.2	0.1	0.1	1.67
フランス	1980	68.7	78.6	1.95	1.88	-0.1	0.4	-0.5	1.95
オーストラリア	1980	52.8	70.7	1.90	1.75	1.9	-2.0	3.9	1.90

¹原資料：

FLPR: OECD Labor Force Statistics 1980-2000; OECD Labor Force Statistics 1982-2002. 年齢はイタリアを除き25～35歳、イタリアは25～39歳。

TFR: World Bank WDI data base.

両立度指数: OECD Employment Outlook 2001, Table 4.9.

5. 分析結果

5.1 基本事実と予備分析

5.1.1 出生率と女性の労働力参加率の相関とその変化について

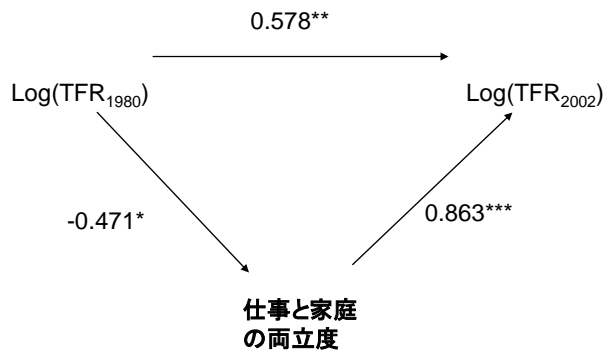
基本事実として、図1で記述したような特徴が19カ国のデータに制限した表1のデータに成り立つことを確認しておこう。まず対数出生率と女性の労働力参加率の相関であるが、表1のデータでは「観察開始時」で-0.602と1%有意の負の相関、2002年では逆に0.425と10%有意ではあるが正の相関となっている。即ち、観察開始時から2002年時点までの変化は図1の特徴と一致している。

5.1.2 出生率が時代を超えて無相関であることとその主な理由について

次にこれは興味深い事実であるが対数出生率について1980年時と2002年時の相関を取ると、0.172となるがこれは有意でない。つまり、女性の労働力参加と出生率の相関関係が負から正へと変化した約20年の時期を経た後出生率の高かった国が現在も高いわけでは必ずしもないという結果を得る。実際表1が示すように、スペインやギリシャは1980年では他の国々より出生率が高いのに2002年ではむしろ他の国々より低くなり、一方1980年では出生率最も低いほうのデンマークは20年後には出生率がやや上がり諸国間の平均的値になっている。各国々の出生率に対し時間的に変わらない固有の文化的影響などがあることを考えると、この無相関はやや異常に思える。

実は図3で示すように、出生率そのものは直接的には時系列的に強い正の相関があるはずなのだが、それを相殺する仕事と家庭の両立度を通した間接的な負の影響があって、結果として無相関になったと考えられる（仕事と家庭の両立度を制御して $\log(\text{TFR})$ の2時点間の観察値の偏相関を取ると0.632で1%有意で正となる）。つまり、1980年時に出生率の低い国ほど、少子化対策として仕事と家庭の両立度を高めてきた経緯があり（図3におけるパス係数-0.471）、一方仕事と家庭の両立度の高まりは、より厳密な分析はあとで行うが、現在の出生率が高まることに貢献してきた（図3におけるパス係数0.863）ので、間接的に1980年時点の出生率が2002年時点の出生率に負の影響を与え、直接的な正の影響を相殺したのである。

図3. 出生率の時点間無相関を説明するパス解析



Log(TFR)_{1980} と Log(TFR)_{2002} は有意に相関しない($\rho=0.172$)

5.1.3 仕事と家庭の両立度の主な決定要因について

図3について、一言補足しておくことが重要と思われる。仕事と家庭の両立度は、少子化対策のみのためにもたらされたものではなく、他の重要な要因とし

ては女性の労働力参加率の高さがあるという点である。実際 1980 年時点の女性の労働力参加率（ただし 25～34 歳の値は統一的に得られないので 15～64 歳の値）と仕事と家庭の両立度は正に相関する（ $\rho=0.493$ で 5%有意）。しかし、1980 年時点での対数出生率と女性の労働力参加率をともに説明変数として現在の仕事と家庭の両立度を予測すると 2 説明変数間の負の相関が高いので、独自の影響はともに有意でなくなる。分散分析を行うと両立度の分散の 33.3%は 1980 年の出生率と女性の労働力参加率の線形結合で説明され、この 33.3%の内訳は 9.0%が出生率の独自の影響、11.2%が女性の労働力参加率の独自の影響、そして残りの 13.1%が 2 変数の説明のオーバーラップの部分となる。あわせても丁度 3 分の 1 程度の説明力ではあるが、家庭と仕事の両立しやすい社会環境は、女性の労働力参加がすでに 1980 年で高かったことと当時すでに出生率が低かったことの双方が主たる理由で進んできたと言えよう。

5.2 国別固形効果を考慮したモデル B に基づく分析

表 2 はモデル B に基づくつの回帰分析の結果を提示している。モデル 1 は時代の趨勢効果と女性の労働力参加のみ考慮したモデルである。これだけでも Adjusted R^2 が 55%と大きく出生率変化にかなりの説明力を持っている。結果は (1) 平均として女性の労働力参加が高いと出生率は低くなる傾向があること、(2) 女性の労働力参加率の効果を考慮すると、説明されない時代的趨勢効果としての少子化傾向は存在しないこと、がわかる。第 1 の点は仮説 1 を支持する。第 2 の点は、間接的であるが、価値観の時代的変化が、女性の労働力参加率増加の影響を超えて、少子化傾向を生み出すというような傾向は少なくとも 1980 年以降は見られないことを示す。

表 2. 国別固定効果と考慮したモデル B の結果 1：従属変数 $\log(TFR_{2002} / TFR_{Si})$

	モデル 1	モデル 2	モデル 3
1. 年代差: $(2002 - S_i) / 10$	0.021 (0.66)	-0.012 (0.58)	0.008 (0.44)
		[-0.096]	
2. 女性の労働力参加率の増加 $(p_i(2002) - p_i(S_i))$	-1.103** (3.51)	-0.699** (3.38)	-0.810*** (4.79)
		[-0.577]	
3. 「両立度：総合」 x 「年代差」	-----	0.033*** (5.27)	0.012 (1.50)
		[0.547]	
4. 「女性の労働力参加率の増加」 x 「両立度：総合」	-----	-----	0.226** (3.08)
Adjusted R^2	0.552	0.832	0.893

*** $p < 0.001$; ** $p < 0.01$; * $p < 0.5$; † $p < 0.10$. カッコ内は t 統計値。有意度は小標本であることを考慮する入れている。なおモデル 2 について [] 内は標準化された回帰係数値を示す。

モデル2はモデル1に「両立度」 x 「年度差」を説明変数に加えたモデルである。年度差をかけるのはモデルBの式(6b)がそれを要求するからである。Adjusted R²に見られるモデルの説明力はさらに83%へと大きく増大し、(3)仕事と家庭の両立度が高まれば出生率が有意に増大することを示す。この結果は仮説2を支持する。なおこのモデルの標準化された回帰係数の値は、女性の労働力参加の負の影響と両立度の正の影響はほぼ同程度の強さであることを示す。

モデル3はモデル2に更に「両立度」 x 「女性の労働力参加率の増加」を説明変数に加えたモデルである。この交互作用効果を測る変数に年度差がかからないのはモデルBの式(6b)がそれを要求しないからである。この結果はAdjusted R²は89%へと更に増大し、またこの交互作用効果が有意であることは、女性の労働力参加率の増加率の対数出生率の増加率への負の影響は、仕事と家庭の両立度が大きいほど減少することを示し仮説3を支持する。なお、交互作用効果を考慮すると女性の労働力参加率の増加の出生率へ影響は(-0.810+0.226x「両立度」となり、両立度が約3.6になると効果が0になることが分かるが、表1に見られるように両立度は最大のスウェーデンでも3.3であり、実際に女性の労働力参加率の出生率に対する負の影響を完全に相殺するまでには、どの国もいたっていないことを示唆する。しかしこれは以下の追加分析で緻密化されるので最終結論ではない。

以上のように表2の結果は、モデルBで検証できる仮説1, 2, 3がすべてデータにより支持されることを示す。

表3は両立度指数について、「育児と仕事の両立度」と「職場や労働市場の柔軟さによる仕事と家庭の両立度」に分けた場合の結果である。モデル4は主効果のみについて、モデル5はそれぞれの両立度指数と女性の労働力参加率の増加との交互作用効果を考慮したモデルについて、モデル6は交互作用効果のうち有意な一方のみを残し、他方を除去したモデルの結果を与えている。モデル6がFテストの結果(詳細は略)でみて3モデルのうち最もデータに適合するモデルなので、以下その結果を主に記述するが、モデル4の結果について重要な点が一点ある。それは二つの指数が出生率に与える影響の程度であるが、標準化された回帰係数に見られるようにこれは職場や労働力市場の柔軟さによる両立度の影響が、育児と仕事の両立度の影響に比べほぼ2倍の重要度を持っていることを示している。

モデル6の結果はまずAdjusted R²が90%で表2のモデル3より若干説明力の増したモデルとなっている。このモデルの結果は(1)育児と仕事の両立度については、有意(5%)に出生率を高めるが、女性の労働力参加率との交互作用がなく、この効果が増しても女性の労働力参加率増加の出生率に対する負の効果を直接弱めることにはならない(間接効果については結論の節で議論する)ことを示す。その反対に職場や労働市場の柔軟性による仕事と家庭の両立度は女性の労働力参加率の出生率に対する負の影響を弱める。

働力参加率との間に強い交互作用効果があり、この側面での両立度が増すと女性の労働力参加率の出生率への負の効果が直接減少する。また交互作用を考慮すると女性の労働力参加率増加の効果は $(-0.799+0.287x$ 「両立度：職の柔軟性」) となり、この効果は柔軟性による両立度が 2.78 で 0 となる。表 1 が示すように、この程度の両立度はオランダやオーストラリアがすでに実現しているものより低く、わが国でも達成可能性が高いと言えよう。

表 3. 国別固定効果と考慮したモデル B の結果 2：従属変数 $\log(TFR_{2002} / TFR_{S_i})$

	モデル 3	モデル 4	モデル 5
1. 年代差： $(2002-S_i) / 10$	-0.001 (0.06)	-0.003 (0.16)	-0.005 (0.27)
	[-0.011]		
2. 女性の労働力参加率の増加 ($p_i(2002) - p_i(S_i)$)	-0.834** (3.49)	-0.797*** (4.15)	-0.799*** (4.35)
	[-0.683]		
3. 「両立度：育児と仕事」 x 「年代差」	0.023 † (2.05)	0.019 † (1.85)	0.020* (2.31)
	[0.252]		
4. 「両立度：職の柔軟性」 x 「年代差」	0.035*** (5.37)	0.004 (0.39)	0.004 (0.42)
	[0.532]		
5. 「女性の労働力参加率の増加」 x 「両立度：育児と仕事」	-----	0.036 (0.22)	-----
6. 「女性の労働力参加率の増加」 x 「両立度：職の柔軟性」	-----	0.290** (3.14)	0.287** (3.26)
Adjusted R ²	0.835	0.894	0.902

***p<0.001; **p<0.01; *p<0.5; †<0.10. カッコ内は t 統計値。有意度は小標本であることを考慮する入れている。なおモデル 4 について [] 内は標準化された回帰係数値を示す。

6. 結論と議論

主な結論をまず再提示しておこう。

- (1) 女性の労働力参加率の高さは低い出生率と結びついている(仮説 1)。
- (2) 仕事と家庭の両立度は出生率を増大させる (仮説 2)。
- (3) 上記の (1) と (2) 効果は大きさにおいてほぼ同等である。
- (4) 女性の労働力参加率の増加率の対数出生率の増加率の負の関係は、仕事と家庭の両立度が大きいほど減少する(仮説 3)。
- (5) 女性の労働力参加率の増加の効果を検討した後、それだけでは説明できない少子化傾向という時代的趨勢効果は見られない。

(6) 仕事と家庭の両立度を託児所の充実や育児休業による「育児と仕事の両立度」と「職場や労働市場の柔軟性による仕事と家庭の両立度」に分けてみると、その増大はともに出生率を高めるが、平均的にみて後者の影響度が前者の影響度より2倍も大きい。

(7) 育児と仕事の両立度は、女性の労働力参加率の増加との間に交互作用がなく、直接的には女性の労働力参加率の増加の対数出生率の増加への負の効果を弱めない。

(8) 職場や労働市場の柔軟さによる仕事と家庭の両立度は、女性の労働力参加率の増加との間に有意な交互作用効果があり、女性の労働力参加率の増加の対数出生率の増加への負の効果は、この両立度が大きいほど減少する。

結論の(1)で「結びつく」という表現をしたのは、序で述べたようにマクロな分析では逆因果関係がありえるので、必ずしも高い女性の参加率が出生率を減少させるとは言えないからである。因果の方向がどちらであるのかは、個人レベルデータを用い双方の方向の影響を比較しないと分からない。両立度との交互作用効果についても、わが国では樋口・阿部(1999)は育児休業があれば育児期の女性の就業継続が高まることを示しており、子供の出生が女性の就業に与える負の影響も育児と就業の両立度が高まると緩和されると考えられるから、交互作用効果も逆因果的解釈と矛盾しないからである。しかしいずれにしても関係は負であり、「最近では女性の就業はむしろ出生率を高める」という説には実証的根拠はないと言えよう。

さて、3節において女性にとっての「仕事と家族の両立度」が社会環境が次第に整ってきたことと関係があると一般的に仮定すると、それには(1)交互作用効果仮説と(2)相殺的間接効果増加仮説の二つのメカニズムがあると議論した。この二つのメカニズムについて、「育児と仕事の両立度」と「職場や労働市場の柔軟性による仕事と家庭の両立度」について、どちらのメカニズムが主であるかを検討しよう。まず交互作用効果仮説については柔軟性の面での両立度に関しては成り立つが、育児の仕事の両立度については成り立たないことは上記の結論の(7)と(8)から明らかである。

では相殺的間接効果増加仮説についてはどうか？ これに関しては表4に二つの両立度指数について、各々と2002年と「観察開始時」の女性の労働力参加率との相関係数、女性の労働力参加率の2時点間の変化率との相関係数を示しているのが参考になる。

表4. 相殺的間接効果増加仮説に関係する相関係数

	FLPR ₂₀₀₂	FLPR _{観察開始時}	$\frac{FLPR_{2002} - FLPR_{S_i}}{2002 - S_i}$
両立度：育児と仕事	0.695**	0.731***	-0.599*

表4が示すように実は職場や労働市場の柔軟性についての両立度は女性の労働力参加率との間に全く相関がなく、従って相殺的間接効果増加仮説は全く成り立たない。一方育児と仕事の両立度については女性の労働力参加率と現時点で強い相関があり(0.695)、従って実際には過去におけるこの両立度は測定していないが、図の2で議論したように過去の相関は弱かったと仮定すると相殺的間接効果増加仮説が成り立つ。ただしここで留意することは表4が示すように実は現在の育児と仕事の両立度は現在の女性の労働力参加率よりも、むしろ過去の女性の労働力参加率と一層強く相関し、従って女性の労働力参加率の変化率とはむしろ負に相関していることである。このことは何を意味するかというと、まず第一に託児所の充実や育児休業などは1980年ごろに既に女性の労働力参加率が非常に高かった国々で主に推進されてきたものであり、それ以降の最近の20年の女性の労働力参加率の増加によって引き起こされたものではないこと。また一方で既に女性の労働力参加率が高かった国々はシーリング効果によりそれ以上参加率は伸びず、他方で後発的に女性の労働力参加がここ20年で進んだ国々は、育児と仕事の両立度の比較的低い社会環境を残したまま現在に至ったという事実である。一方そのため後者の国々では少子化が急激に進んできた。以上をまとめると、以下の結論が得られる。

(9) 1980年代以前に比べ1990年以降女性の労働力参加の増加が少子化に与える負の影響が減ったことには理論的には交互作用仮説と相殺的間接効果増加仮説が考えられるが、

(9-1) 「女性の労働力参加率の出生率への負の効果は仕事と家庭の両立度に依存するという相互作用効果があり、両立度が高まれば平均的に負の効果は弱まる」という交互作用仮説については、職場や労働市場の柔軟性による両立度に対しては成り立つが、育児と仕事の両立度に対しては成り立たない。

(9-2) 「女性の労働力参加率は仕事と家庭の両立度に近年より強く相関し、一方仕事と家庭の両立度は出生率を高めるため、女性の労働力参加率の出生率への負の直接効果を相殺する正の間接効果が増大した」という相殺的間接効果増加仮説は育児と仕事の両立度に対しては成り立つが、職場や労働市場の柔軟性による両立度に対しては成り立たない。

(10) 育児と仕事の両立度については1980年以前に既に女性の労働力参加率の進んだ国により主として推し進められ結果としてそれらの国々で少子化が更に進む歯止めとなったが、この20年間で後発的に女性の労働力参加率の進んだ国々で育児と仕事の両立度を高める社会環境が比較的伴わず、そのことはこれらの国々での少子化傾向に拍車をかけることになった。

次に序節で述べた問4の「もし、出生率と女性の労働力参加率の関係が負であるのなら、なぜOECD諸国でその2変数の相関をとると近年は正になるのか？」を議論したい。実は完全な回答は無いのだが、まず事実として2002年時

点で、 $\log(\text{TFR})$ とFLPRの相関は0.425で正に相関することは既に述べたが、仕事と家庭の両立度を制御して偏相関をとると0.210と半減し相関は有意でなくなる。だから見かけ上の正の相関の理由の一部は、仕事と家庭の両立度が出生率と女性の労働力参加率の双方に正に影響することからくることとわかる。しかし、国別固定効果を考慮したモデルでは2者の関係は負になるから、残りは観察されない国々の固有の要因が正の関係を作り出してという結論になる。この点はKögel (2004)の結論と同じであるが、観察されない異質性が何を具体的に意味するのか今後更に明らかにする必要がある課題であろう。

以上の発見はわが国の少子化対策に対しどのような結論を意味するのか？託児所充実や育児休業の拡大など育児と仕事の両立度は、表1にOECDの両立指数では18カ国間で最低となっている。これはもとになったデータが1990年代後半のもので、わが国では育児休業法の改正や新エンジェルプランなどによりこの指標の評価の時点より大分改善されてきてはいるが、やはりこの面での両立度の更なる促進は重要であろう。

今回の分析で重要性をより示したのは職場や労働市場の柔軟性の重要さである。この側面での両立度は交互作用効果を通じて直接的に女性の労働力参加の出生率への負の影響を弱めると考えられるからである。女性の労働力参加率の高さとこの面の両立度が相関していないのは、おそらく託児所の充実や育児休業に比べ、政策を通してより有効に対処することが難しい側面であるためであろう。特に重要であると思われるのは、今回のOECDの指数には入っていないのだが、育児などで離職した後の労働力再参入（特に同類の職に就くこと）の容易さである。Adsera (2004)の比較によると、より過激な出生力低下を経験したスペイン、ポルトガルなどの国々は、わが国同様、労働力再参入障壁が大きく育児による離職の機会コストが非常に高い。これらの国々は実際表1に見られるように職場や労働市場の柔軟性尺度もスコアがとても低い。一方Adseraの分析によるとスウェーデン、デンマークなどのスカンジナビア諸国では、実際には育児期に一時的離職をする女性が多いが、すぐに労働力に再参入でき、また以前と同様の職に就ける可能性も高い。育児による離職の機会コストの高さが少子化を促進させている以上、今後わが国で労働市場での再参入の道を開くことは、育児期の男女にフレックスタイム勤務を認めることを推進していくことなどの他の柔軟性の促進とともに重要であろう。

山口 (2005) はわが国で育児休業が取れることが出生ハザード率を大きく高めることを示したが、このような効果はOECD諸国の分析からは出てきていない。今回の分析でも育児施設の充実をあわせて出生率を有意に高めるとの結果は得られたものの、育児休業のみの効果は（託児所施設の充実のみの効果も同様であるが）有意でなかった。Gauthier and Hatzius (1997)もOECD22カ国のデータ分析で育児手当ては出生率を高める効果は在るが、育児休業の効果はないと結論している。これは推測であるが、おそらく育児休業の効果は、労働力参入の障壁と関

連して国々の状況で大きく異なるのではないか。つまり、米国、カナダ、スカンジナビア諸国など類似の職への労働力再参入が容易で育児による離職期間も短い国では、育児による離職の機会コストは小さく、従って職を継続できる育児休業のベネフィットはそれほど多くはないからである。一方わが国や韓国や南欧諸国のように、いったん育児で離職すると同種の職に戻る事が非常に難しく、離職機関も長く、離職の機会コストの高い国々では、育児休業は子どもを産んでも同じ職を継続できることを意味し、育児によって大きな機会コストを払わなくてもすむことを意味する。このことが平均的にはOECD諸国には見られない、育児休業の出生率への効果をわが国の場合に生み出していると考えられる。今後韓国や南欧の国などわが国と類似した状況の国についてパネル調査データを基に検討すべき課題である。

引用文献

- 赤川学. 2004. 『子供が減ってなにかが悪いか!』筑摩新書。
- 阿藤誠. 2002. 『現代人口学—少子高齢社会の基礎知識』日本評論社。
- 稲葉昭英. 2005. 「家族と少子化」『社会学評論』 56 : 38-54。
- 樋口美雄. 2004. 「高就業率で低出生率は本当か」『エコノミスト』
11月30日号:79.
- 樋口美雄・阿部正浩 1999. 「経済変動と女性の結婚・出産・就業のタイミング：固定要因と変動要因の分析」『パネルデータからみた現代女性』25-65.
東洋経済新報社.
- 山口一男. 2005. 「少子化の決定要因と対策について：夫の役割、職場の役割、
政府の役割、社会の役割」『家計経済研究』66:57-67.
- Adsera, Alicia. 2004. “Balancing Childbearing and Work under Different
Labor Market Arrangement: An Analysis of European Union Countries.”
Paper presented at the Annual Meetings of the Population Association
of America, April 2004.
- Ahn, N. and P. Mira. 2002. “A Note on the Changing Relationship between
Fertility and Female Employments in Developed Countries.” *Journal of
Population Economics* 15: 667-82.
- Atoh, Makoto. 2001. “Very Low Fertility and Value change Hypotheses.”
Review of Population and Social Policy 10: 1-21.
- Atoh, Makoto, Vasantha Kandiah, and Serguey Ivanov. 2004. “The Second
Demographic Transition in Asia? Comparative Analysis of Low Fertility
Situation in East and South-East Asian Countries.” *The Japanese
Journal of Population* 1: 42-75.
- Becker, Gary S. 1960. “An Economic Analysis of Fertility”, in pp. 209-
40 *Demographic and Economic Change in Developed Countries, by National
Bureau of Economic Research*. Princeton, Princeton University Press.
- Becker, Gary S. 1981. *A Treatise on the Family*. Cambridge, MA. Harvard
University Press.
- Becker, Gary S. and H. Gregg Lewis. 1973. “On the Interaction between
Quality and Quantity of Children.” *Journal of Political Economy*
81(2) :S279-88.
- Brewster, Karin L. and Ronald R. Rindfuss. 2000. “Fertility and
Women’s Employment in Industrialized Countries.” *Annual Review of
Sociology* 26:271-86.
- Engelhardt, Henrietta, Tomas Kōgel, and Alexia Prskawetz. 2004.
“Fertility and Women’s Employment Reconsidered: A Macro-Level Time-
Series Analysis for Developed Countries, 1900-2000.” *Population
Studies* 58: 109-120.
- Gauthier, Anne H. and Jan Hatzius. 1997. “Family Benefits and
Fertility: An Econometric Analysis.” *Population Studies* 51: 295-306.

- Kögel, Thomas. 2004. "Did the Association between Fertility and Female Employment within OECD Countries really Change in Sign?" *Journal of Population Economics* 17:45-65.
- Lesthaeghe, R. and D. Meekers. 1986. "Value change and the Dimension of Familism in the European Community." *European Journal of Population* 2: 226-68.
- Lesthaeghe, R. and J. Surkyn. 1988. "Cultural Dynamics and Economic Theories of Fertility Change." *Population and Development Review* 14: 1-45.
- Mennino, Sue F. and April Frayfield. 2002 "Job-Family Trade Off." *Work and Occupation* 29: 226-56.
- Oppenheimer, Valerie K. 1994. "Women's Employment and the Future of the Family Societies." *Population and Development Review* 20: 293-342.
- Ratherford, Robert D., Naohiro Ogawa, and Satomi Sakamoto. 1996. "Values and Fertility Change in Japan." *Population Studies* 50: 5-25.
- Raymo, James M. 2003. "Educational Attainment and the Transition to First Marriage Among Japanese Women." *Demography* 40: 83-103.
- Seiver, Daniel A. 1978. "Which Couples at Given Parities Have Additional Births." *Research in Population Economics* 1:309-19.
- van de Kaa, D. J. 1987. "Europe's Second Demographic Transition." *Population Bulletin* (March).
- Yamaguchi, Kazuo. 2000. "Gender-Role Attitudes of Married Women and Social Stratification: Commonality and Differences between Japan and the United States." *International Journal of Sociology* 30: 52-89.
- Yamaguchi, Kazuo and Linda Ferguson. 1995. "The Stopping and Spacing of Childbirths and Their Birth-History Predictors: Rational-Choice Theory and Event-History Analysis." *American Sociological Review*. 60: 272-98.