

成 7(1995)～11(1999)年度が実施に移された。そして 1999 年末には少子化対策推進関係閣僚会議において「少子化対策推進基本方針」を策定し、平成 12(2000)～16(2004)年度の少子化対策である新エンゼルプランを策定した。その後も「保育所待機児童ゼロ作戦」や「少子化対策プラスワン」が策定された。しかしながら出生率の低迷は続き、政府は少子化の急速な進展をふまえ、2003 年に「次世代育成支援推進法」や「少子化対策基本法」の立法化、2004 年に「少子化対策大綱」を閣議決定し、従来の「子育て支援」政策から「出生率上昇」政策へとより積極的に少子化問題への取り組みを始めてきている。2004 年 12 月には新エンゼルプランとも呼ばれる「子ども・子育て応援プラン」が策定され、平成 17(2005)～21(2009)年度に講じる具体的な施策内容と目標が提示された。

合計特殊出生率は、そのような施策が強化されて以降もそれでも統計的に明らかな改善の兆しが見られず、2005 年には人口動態統計史上最も低い 1.26 を記録した。そして 2006 年現在ではやや上昇し 1.32 の水準にある。

こうした 1990 年代から行われてきた少子化対策については、国や地方自治体、企業などの様々な段階で取り組まれている少子化対策について、その政策の効果を評価し、より一層効果的な施策展開の必要性が求められている。たとえば、少子化対策として実施されている児童手当などの現金支給によって出産・子育ての機会費用(子どものコスト)の低減を図ることがどの程度出生率上昇に有効なのか、あるいは、保育施設などの両立環境を整える現物支給を通じた対策を推進するのが有効なのか。あるいは、税制をフランス政府が導入しているような「子ども除数(課税における N 分の N 乗方式)」のような制度を導入することによって少子化対策により一層の効果が高まるといった政策の及ぼす効果の検証が求められている。これらの個々の施策が及ぼす効果を計量的に把握することにより、より今後の的確な少子化対策推進に貢献することが期待されている。

以上述べた 1970 年代なかばから始まるわが国の出生率低下とそれに対する政策的対応との関係について、本研究関連分野の専門家を集め、専門分野の最新の知見を集約し、少子化対策の評価研究を通じて、少子化にかかわる厚生労働政策の推進に貢献することを目的として本研究を実施したものである。

本序論では、以下に出生率低下の人口学的な実態について簡単に要約し、そして続いて少子化現象の社会経済的背景要因について説明する。そして序論の最後に、平成 19 年度に本研究プロジェクトから得られた研究を要約することにした。

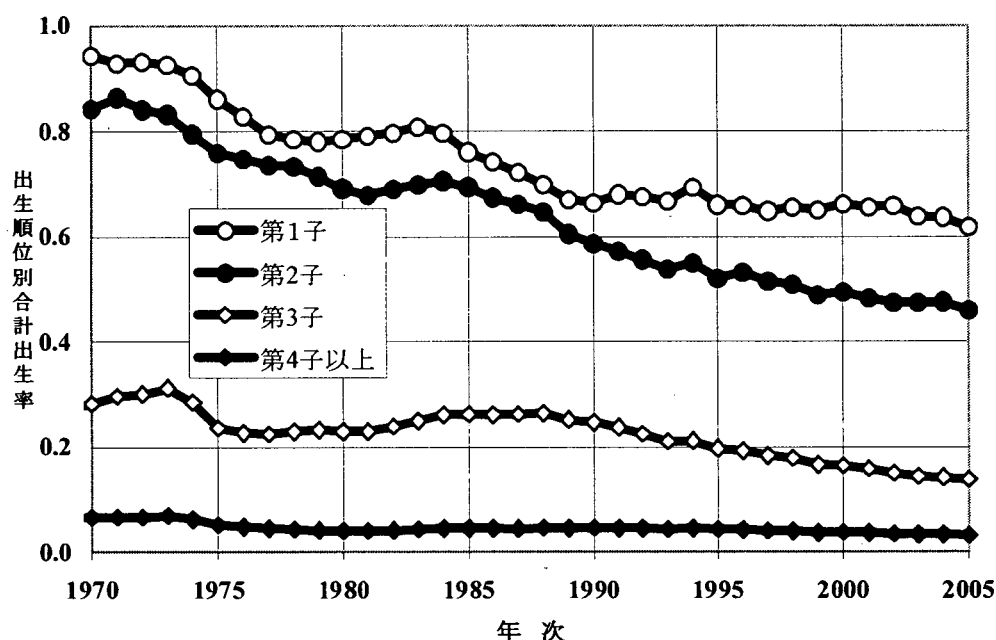
2. 出生率の人口学的動向

わが国の 1970 年代以降の出生率の動向については、すでに簡単には述べたが、より人口学的な特徴を把握して置こう。合計特殊出生率の時系列変化は既に図表 1 に示した通りで、1974 年以降低下傾向にある。

この低下が女性の出生行動のどのような変化を伴っているのかをまず見ることしたい。図表 2 は、各年次別に出生順位ごとの合計特殊出生率を示したものである。黒い折れ線で示した年次推移が第 1 子の合計特殊出生率であるが、1970 年から 1973 年ころにかけて、第 1 子の合計特殊出生率の水準は 0.93 程度あった。すなわち、女性の 93% が第 1 子を産んでいたことを示している。合計特殊出生率の低下に準じて、第 1 子合計特殊

出生率も1974年以降低下したが、1977年に0.8前後に達して以降、1984年ころまでのおおよそ0.8前後の水準にとどまっていた。しかし、1980年代半ばから再び低下し、1990年ころにおおよそ0.65前後の水準に達し、その後も緩やかな低下傾向がみられ、2005年現在で、0.62の水準にある。すなわち、第1子産んでいる女性は全女性の62%の水準にあることを意味している。62%の余数である38%が子どもを一人も産んでいない女性の割合ということになるが、このデータが期間データであるため、直ちにコーホートのみた場合の生涯の子どもを持たない女性の割合であるということの意味しない点に留意する必要がある。

図表2. 出生順位別出生率

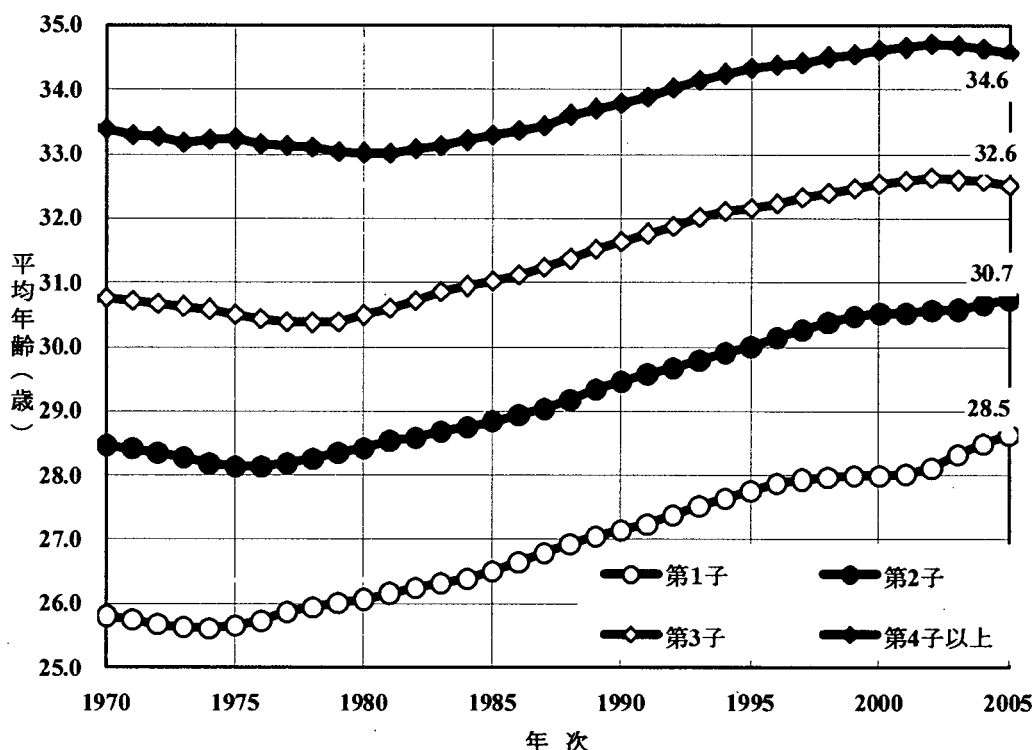


第1子合計特殊出生率の余数、すなわち1から第1子合計特殊出生率を差し引いた値が2005年に0.38に達した。この値の上昇の背景には、未婚率の上昇がある。この余数に含まれる要素のほとんどは既婚女性のうち、子どもを持たない女性の割合（無子の既婚女性の割合）と未婚女性の割合によって占められる。日本の場合には出生児の98%は嫡出子（すなわち法的に婚姻関係を持っている女性からの出生で占められている）である。したがって、わが国の少子化、すなわち極めて低い水準への出生率低下過程には、未婚率上昇の及ぼしている影響が極めて大きいことを示している。

出生率低下の人口学的な特徴のもう一つの特徴は、出産年齢の上昇である。図表3は1970年代以降の出生順位別平均出生年齢を示したものである。第1子の平均出生年齢は、1970年代前半においては25.7歳前後で推移していた。ところが1970年代半ばより徐々に上昇を始め、1989年に27歳を超え、27.1歳になった。そしてその後も上昇を続け、1998年には28.0歳を記録し、2005年現在では28.5歳となった。高位の出生順位でも同様の傾向がみられ、第2子の出生年齢も1976年の28.1歳から1995年に30.0歳となり、そして2005年現在では30.7歳に上昇してきている。ただし、出生順位第3子や4子以

上でも 1970 年代末から上昇がみられたが、2000 年ころから上昇に頭打ち傾向がみられ、2003 年以降では、むしろ出生年齢が若くなる傾向もみられる。出生順位でみた第 3 子以上の出生年齢に若返り傾向がみられるのは 30 歳台における高順位の出生に対する抑制があるのかも知れない。

図表3. 出生順位別平均出生年齢



女性の年齢別出生率変化の特徴は、このような出生年齢の遅延である。具体的に合計特殊出生率に占める 30 歳以上と 35 歳以上の年齢別出生率のシェアをみると、1970 年当時では 30 歳以上の女性が占める割合が 25.5%、同 35 歳以上が 20.7%であったが、1990 年には 30 歳以上の女性が 38.0%と 13 ポイント上昇し、一方で 35 歳以上の女性のシェアは 20.4%と 1970 年とほぼ同程度のシェアを示していた。しかしながら 35 歳以上のシェアは変化が無かったというよりも、1970 年代以降の出生年齢の 20 歳台への集中化のために 1970 年以降、一旦は低下し、再び上昇する途上にあった。最近の 2006 年のデータでは、30 歳以上の出生率シェアは 51.8%に達しており、出生の過半数は 30 歳を越えて以降に生じている。また、35 歳以上では、出生率の 32.5%を占めている。現在の産科診療においては 35 歳以上の初産はハイリスク妊娠とされているが*2、1980 年代までは第 1 子合計特殊出生率の 3%未満であったが、2000 年に 7%を越え、2005 年には 10%に達した。

いずれにせよ、1970 年代半ば以降の出生率低下の人口統計上の特徴は未婚率上昇に伴

*2 日本産科婦人科学会は 35 歳以上の初産を「高年初産婦」と定義している。

う第1子合計特殊出生率の低下と出生年齢の高年齢化、すなわち晩産化である。ちなみに、20歳台後半の女性の未婚率は、1970年の18.1%から1990年に40.2%、そして2005年に59.0%に達している。

3. 少子化の背景要因

少子化の進展が、人口学的には、1990年代の前半までに見られた結婚行動の変化（未婚率の上昇）を主体とする、20歳代、30歳代の未婚率上昇による合計特殊出生率の低下と、1990年代以降に顕著となってきた結婚後の夫婦の産む子ども数の減少という複合的な要因によって、少子化現象が表れてきた。

このような未婚率の上昇や出生タイミングの遅れ（晩産化）は、当然の事ながら経済社会の大きな変化の結果、人々の結婚行動や出生行動に変化がもたらされ、いわゆる少子化現象を引き起こしてきた。したがって、少子化対策と呼ばれる一連の施策は、経済社会の大きな変化の何が、人々の結婚行動や出生行動に影響を及ぼして来ているのかを明らかにする必要がある。

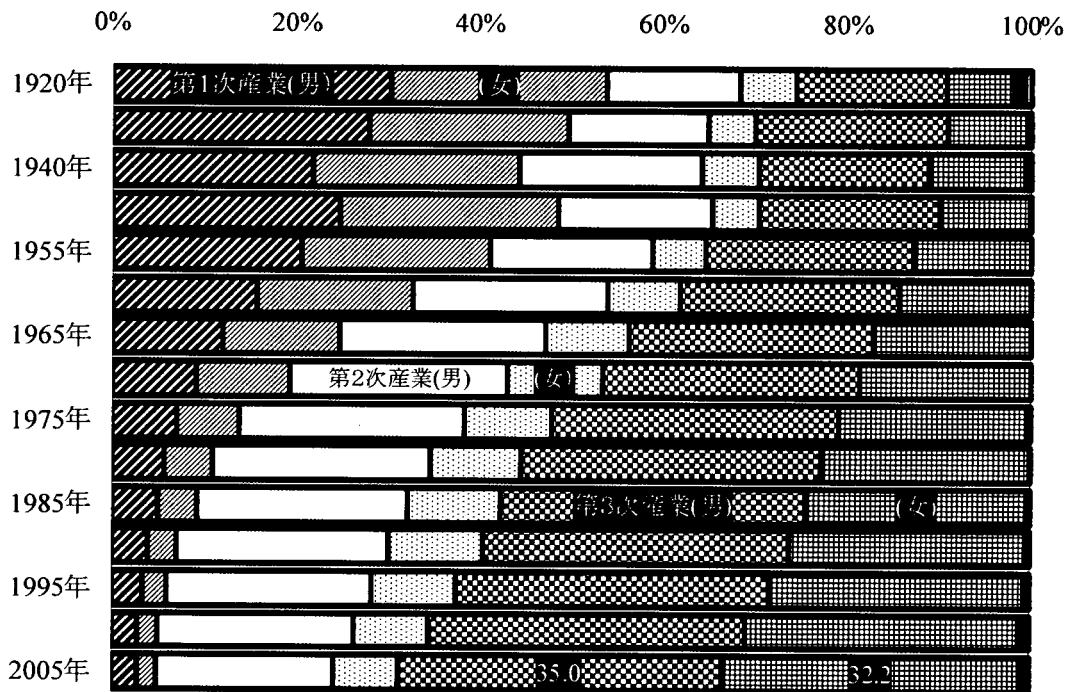
少子化の背景要因に関する様々な研究をレビューするのは本研究の課題ではないが、少なくとも施策的対応との関係で、次の観点を踏まえて置く必要がある^{*3}。

第一に、女性の高学歴化と女性への労働力需要（女性の雇用労働力化）の高まり、第二に、経済のグローバル化と女性と若者の働き方の多様化、第三に、男女関係の変容と伝統的性別役割分業意識の変化である。これら三つの観点はそれぞれ独立したものではなく相互に関連して、先進諸国が1960年代以降にほぼ共通して経験した変化である。

第一の変化は、女性の高学歴化と女性への労働力需要（女性の雇用労働力化）の拡大である。高度経済成長を通じて、日本の社会は製造業を基幹産業として経済成長が続いた。その間、人々暮らしは豊になり、地方から都市部への大規模な人口移動が起き、都市化が進行するとともに、主として男性を稼得者とする雇用労働力化が進行した。そのような時期、なかでも男女の高学歴化の進行は顕著で、文部科学省の『学校基本調査』にもとづけば、1950年当時中学校卒業者の高等学校への進学率は、男性48.0%、女性36.7%であったが、1965年には男女ともおよそ70%へと上昇した。そして1975年には男女とも91%を越えた。つまり高度経済成長期の終わりには、男女ともに高校進学9割時代となった。そして、男女の短期大学・大学への進学率は、1970年当時では男性が29.3%（うち大学27.3%）、女性が17.7%（うち大学6.5%）であったが、1990年には男性で35.1%（うち大学33.4%）、女性で37.4%（うち15.2%）と進学率は上昇し、そして2007年現在では、男性が54.9%（うち大学53.5%）、女性が52.5%（うち大学40.6%）と、いまや男性の過半数、女性の4割が四年制大学へ進学する時代となった。そしてこのような高学歴社会の出現、すなわち人的資本への投資が広がった社会では、女性の社会進出を促し学卒後の就業行動を大きく変化させてきている。

*3 日本の少子化については、次の書籍に人口学、人口経済学、人口社会学の観点から詳細に論じられている。大淵寛・高橋重郷編著『少子化の人口学』原書房、2004年

図表4. 産業別男女の就業者推移



資料：総務省統計局『国勢調査』

こうした就業行動の変化は、日本の高度経済成長期以降の産業構造の質的転換と密接に関連している。高度経済成長期においては、製造業を中心とする第二次産業とそれを支える第三次産業が雇用先の主体となっていた。そして、基幹産業の主要な働き手は男性で、性別役割分業、すなわち男性が仕事に特化し、女性が出産・子育てなどの家庭役割を担う構造が定着していた。しかしながら、1973年のオイル・ショック以降、日本経済は低成長期に入り、徐々に経済自体が重厚長大産業と呼ばれる製造業を主体とする産業形態から軽薄短小という製造業自身の変化、そして、経済のサービス化とよばれる産業の一大変革期を迎える。内需主導型の経済成長は、サービス経済の一層の発展であり、そのもとにおける女性労働力に対する高い需要を喚起し、女性の高学歴化というインセンティブを高めながら、女性の就業者数の拡大を生み出した。1975年当時の第三次産業の就業者は、すでに全就業者の51.8%を占めていたが、男性を100とする女性の比率は66%と男性就業者が多くを占めていた。しかし、2005年では、第三次産業の就業者は日本全体の67.2%を占めるようになった。そして第三次産業における男女の比率は男性を100とすると92%と第三次産業における女性の就業規模が格段に大きくなった。

少子化の背景要因の二つ目は、経済のグローバル化と女性や若者の働き方の多様化である。1980年代以降、世界経済は相互に強く結びつき、世界経済が市場原理の中で、大きく影響を受けるようになった。とくに1971年ニクソン・ショック以降の為替相場の変動相場制への移行、その後の円高不況によって、日本の産業構造は大きく変容した。1985年の9月に先進五カ国蔵相・中央銀行総裁会議において「ドル以外の主要通貨がドルに

対して秩序立って上昇することが望ましい」とする合意、すなわちプラザ合意があり、それ以降、急激に円高に向かった。円高に向かったものの貿易黒字は拡大し、景気は内需主導型で急速に回復した。しかしながらその後のバブル経済とその崩壊により、1990年代を通じて、経済は低迷した。デフレ経済下における労働市場は、非正規雇用の拡大という、従来の典型的雇用形態であった正社員・終身雇用型の雇用形態から、期限付の有期雇用、短時間就業という多様な雇用形態が徐々に拡大してきた。多くの企業が、市場経済における競争が激化するなかで、価格競争にさらされ、人件費コスト圧力から雇用の多様化が促進された。

総務省が5年毎に実施している『就業構造基本調査』によって1992年から2002年の3時点いて25～29歳の有業者に占める非正規雇用者（パート、アルバイト、ならびに労働者派遣事業所の派遣社員等）の割合を男女別にみると、1992年が男性6.3%、女性21.1%、1997年が男性8.0%、女性25.5%、2002年が男性13.7%、女性35.6%と就業形態の非正規化が、男女ともに進行し、とくに女性の就業者の非正規化が顕著である。経済のグローバル化進展とともに生じた若者世代の、とりわけ女性の労働市場に置ける不安定化は、先進諸国に共通なものである^{*4}。こうした家族形成期の若者世代の経済的不安定化は、結婚の延期や出生タイミングの遅れをもたらし、合計特殊出生率の水準を極めて低い水準に低下させる要因となる。

第三の背景要因は、これも社会経済変化の結果としてあらわれたことであるが、男女関係の変容と伝統的性別役割分業意識の変化である。1980年代に入って以降、学卒後の女性就業が進み、未婚女性の多くが長期にわたって就業継続するようになった。図表5-1と5-2には、国勢調査に基づいて計算した1985年と2005年の配偶関係別労働力率を示したものである。

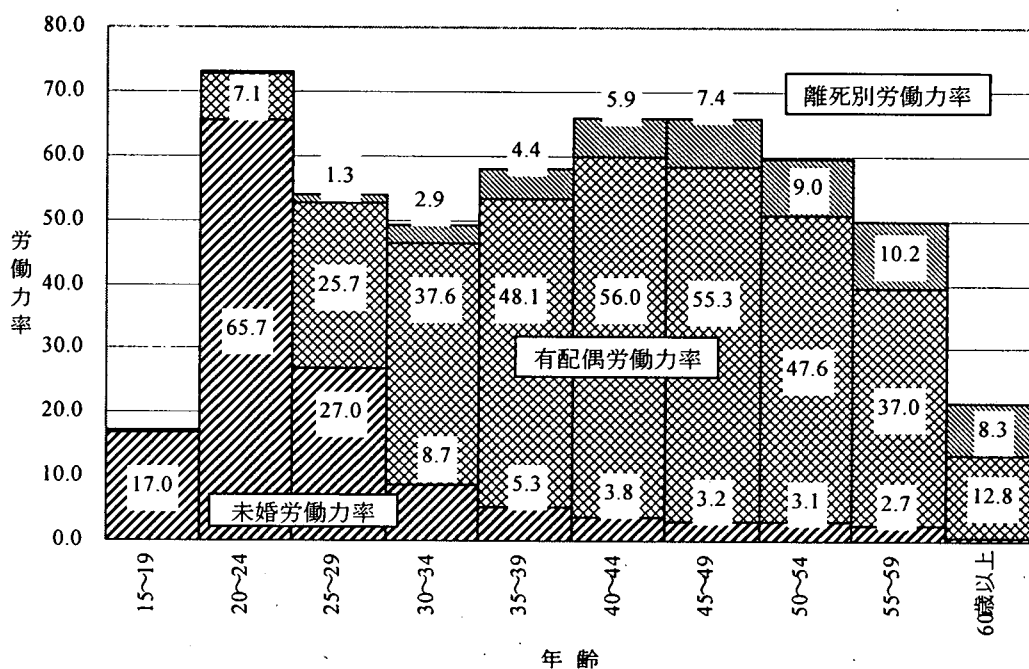
1985年当時、女性の年齢別労働力率は20～24歳が最も高く、73.3%を示し、その多くが未婚女性によって占められ、未婚労働力率は65.7%であった。しかし、20～29歳では、女性の労働力率は54.1%と縮小し、未婚労働力率が27.0%、有配偶労働力率が25.7%と、20歳台半ばを境に大きく変化している。

ところが、2005年になると、20歳台後半の労働力率が高まり、71.6%を示した。他の年齢階層においても女性の年齢別労働力率には上昇がみられ、かつては30歳台のM字の底と表現された出産・子育て期の年齢層の労働力率が上昇してきた。とくに顕著な変化は、20歳台後半の未婚の女性労働力率で、50.8%を示し、30歳台においても未婚の女性労働力率は26.8%を示している。

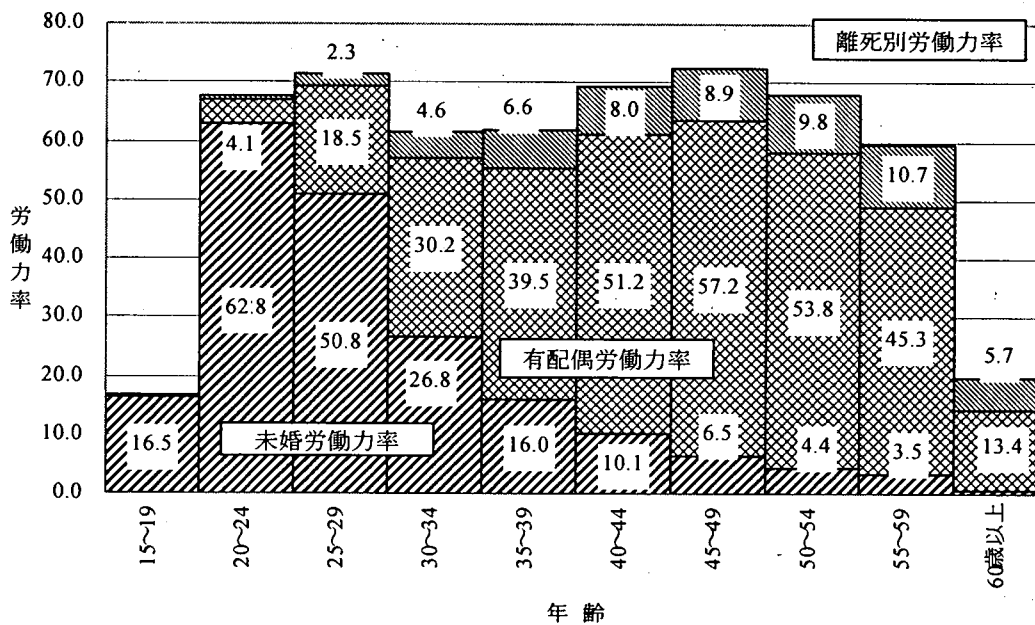
*4 低出生率の要因として労働市場における規制緩和の進展が若者世代の所得や仕事の安定性に格差が広がったことが指摘され、特に東アジアにおいて最も深刻であるとの指摘がある（Peter MacDonald, 2007）。

Peter MacDonald, 2007 "Very Low Fertility: Consequences, Causes and Policy Approaches" paper presented to the 12th IPSS Annual Seminar: Lowest-Low Fertility and the Changes in Society and Family: Experiences of Europe and Policy Challenges of Japan, Tokyo, 12 December 2007.

図表5-1. 配偶関係別労働力率、S60(1985)年



図表5-2. 配偶関係別労働力率、H17(2005)年



資料：総務省統計局『国勢調査』

このように現代の家族形成は、高度経済成長期のかつての時代のような、女性が親の経済の元で成長し、20歳台の前半の一時期に働き、20歳台の半ばに男性と結婚し、夫を主たる稼得者として家族を形成し、家庭内役割（＝出産と子育て、老親扶養）を女性が担うという性別役割分担型の家族形成の仕組みが、急速な女性労働力市場の需要拡大により成り立たなくなってきた。

女性の高学歴化と労働力市場の急速な変化の結果、結婚へのインセンティブ（内発的誘因）であった成人期以降の結婚による経済的な安定化機能は、むしろ未婚就業時における経済を失うという意味で、結婚そのものがリスク要因となってきたと考えられる。たとえば、国立社会保障・人口問題研究所の『第13回出生動向基本調査』の結果に基づけば、1985～89年に第1子を出産した母親の就業経歴を調べてみると、35.7%が出産退職、34.6%が妊娠前から無職で、就業継続は25.0%であった。そして、最近時の2000～05年では41.3%が出産退職、25.2%が妊娠前から無職、25.3%が就業継続であった。このように、1980年代以降の女性就業時代においても、第1子を出産を契機にして就業行動を中断し、労働力市場から退出する傾向は全く変化していない。

このように変わらない結婚後の出産・子育ての状況は、女性の仕事と家庭の両立を阻んでおり、意識面では男女の性別役割分業意識は大きく変わったが、一方では、実際の家族形成の場である家庭や企業社会においては両立が艱難な状況があらわれている。

少子化の背景要因には、とくに家族主義の強いスペインやイタリア等の南ヨーロッパや東アジアにおいて、出産や子育て、あるいは介護は「家族」で行なうものという規範意識が強いことが指摘されている。

以上みてきたように、少子化にかかわる社会経済的背景要因の変化は、経済のグローバル化の進行とともに、急速に進行してきた。そのようななかで、少子化対策は、すでにのべたように、1990年8月に「健やかに子どもを産み育てる環境づくりに関する関係省庁連絡会議」の設置から今日「少子化対策」と呼ばれる低出生率に対する一連の対策を開始した。阿藤（2005）は、少子化対策を理解するために家族政策の概念整理を出発点として議論している^{*5}。阿藤によれば、家族政策を出生政策との関係で分ければ①出生率向上の明示的（直接的）意図を持った家族政策、②出生率向上の潜在的（間接的）意図を持った家族政策、③出生率向上の意図をまったく持たない家族政策、となるとしている。そのうち①は、人口政策の一つである出生促進策と同義であるとしている。わが国一連の少子化対策は、阿藤によれば、「2000年頃までの政府の文書にはそのような意図（「出生（促進）政策」）を示す言葉は含まれてこなかった」と指摘し、②に相当するものであったと指摘している。そして、現在の「少子化対策」が出生促進策として明確化されたのは2003年に成立した「少子化社会対策基本法」ならびに同年の「次世代育成支援対策推進法」以降であると指摘している。

1990年代から始まる日本の少子化対策は、文字通り「健やかに子どもを産み育てる環境づくり」から始まる、子育てに困っている人々への支援であり、保育所整備であり、出産と子育ての両立支援であった。しかしながら、現在のわが国出生率の極めて低い水

*5 阿藤 誠「少子化と家族政策」大淵 寛・阿藤 誠編著『少子化の政策学』原書房、2005年、pp.33-58.

準にあり、働き方の見直しや、若者世代が家族形成しやすい社会の構築など、人口減少社会の到来を受けて、規模や量の両面で、強力な家族・労働政策を必要とする段階にきている。

第2章 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

増田幹人

はじめに

本研究では、我が国で少子化対策を実施した際に、それが出生率の変化に及ぼす数量的な効果を、マクロ計量経済モデルに基づく合計特殊出生率（以下 TFR）の将来シミュレーションによって明らかにする。具体的には、様々な社会経済に関するマクロ時系列データを使って連立方程式モデルを組み、それに基づき少子化対策の代理変数（少子化対策変数）と GDP が変化するシナリオを組み合わせることで、我が国の TFR の将来シミュレーションを実施し、そこから少子化対策の効果を数量的に示す。今年度は昨年度のモデルをより精緻化し、少子化対策変数を増やしている。また推定手法も改良を行い、時系列データの定常性を考慮に入れるため階差をとって推定を行っている。

本研究では少子化対策として家族政策と労働政策の二つを取り上げる。家族政策は 1990 年代から既に実施されてきた狭義の少子化対策で、主に女性の就業と出産・子育ての両立を推進するものと、出産・子育ての直接費用を補助するものに分けることができる。ここでいう労働政策は、働き方の見直しという視点に立って労働市場や勤務形態の柔軟化を推し進めていくワーク・ライフ・バランス（仕事と生活の調和）施策で、最近少子化対策として効果的だと考えられるようになってきている広義の少子化対策である。

また家族政策と労働政策をさらに細かく分ける。家族政策としては保育環境の充実と出産・子育て世帯への現金の直接給付という施策を取り上げ、これらを変数として表す際は、それぞれ保育所定員数、児童・家族関係給付費の現金給付部分を用いる。また労働政策としては労働時間の短縮、不安定就労の解消、同一労働同一賃金の達成という施策を取り上げ、これらの代理変数は、それぞれ女子短時間就業率、女子正規就業率、女子非正規賃金（厳密には後者二つはトレンド変数で代理）とする。このように今年度は、可能な限り少子化対策変数をマクロ計量経済モデルに取り込んでおり、幅広く少子化対策を実施した場合の政策効果を示すことができると考えられる。

1. 我が国の少子化対策

1.1 少子化対策の流れ

我が国で実施された最初の具体的な少子化対策は 1992 年の育児休業法施行だと考えられており、1995 年には育児休業給付制度が発足し、それ以降育児休業の賃金保障は引き上げられてきている。また、1994 年に政府はエンゼルプラン策定をした。この新たな施策では保育所の量的拡大や低年齢児保育、延長保育等の多様な保育サービスの充実等が目標とされた（内閣府 2007）。その後、1999 年には新エンゼルプランが策定され、旧エンゼルプランの内容を見直し、これまでの保育サービス関係を中心とした内容だけでなく雇用、母子保健・相談、教育等の事業も加えた幅広い内容となった（内閣府 2007）。また児童手当制度も年々拡充されてきており、2008 年現在では第 1 子以降について小学校修了前まで支給されるに至っている。これらの少子化対策はすべて家族政策に含まれるもので、もっぱら女性の就業と出産・子育ての両立に焦点を当て、子どもを産み育てやすい環境づくり対

策という内容にとどまるものであった。

しかし 1990 年代後半頃から、従来の家族政策の内容に加えて働き方の見直しという視点が重要視されるようになり、2002 年に策定された少子化対策プラスワン以降ではこの視点が大きく取り上げられるようになった。この理由は、働く女性の増加、長時間労働と雇用の非正規化という働き方の実態を背景として、家族政策だけでは少子化対策として不十分で、働き方の見直しの視点に立った労働市場や勤務形態の柔軟化を促す労働政策も必用だという認識が強まったためである。

この施策は、ワーク・ライフ・バランスの達成を目指した一連の施策（ワーク・ライフ・バランス施策）として位置づけられる。ワーク・ライフ・バランスとは、企業における雇用形態や勤務形態等の就業状態を根本から見直すことにより、柔軟に働ける社会の実現を目指すことによって、企業にとって効率性の高い生産性を実現しながら、個人にとっても職業生活と家庭生活がともに充実し、満足のいくものにするを目的とする考え方で、仕事と生活の調和を意味するものである（山口 2006）。

ワーク・ライフ・バランス施策は様々なものがあり、労働市場や勤務形態の柔軟化の推進に力点を置く労働政策だけでなく、本来は就業と出産・子育ての両立に力点を置く家族政策も含まれる（山口 2006）。しかし我が国でワーク・ライフ・バランス施策という場合には、労働市場や勤務形態の柔軟化の達成という意味合いが強い。実際、アメリカやイギリスではこの達成がワーク・ライフ・バランス施策の核となっている（労働政策研究・研修機構 2005）。したがってこれらの点から、本研究では労働市場や勤務形態の柔軟化の達成という労働政策をワーク・ライフ・バランス施策とし、就業と出産・子育ての両立という家族政策はこの施策に含めないこととする。

ワーク・ライフ・バランス施策は本来少子化対策ではないが、最近我が国ではこの施策が少子化対策として効果的だと考えられるようになっており、この点も含め、ワーク・ライフ・バランスの重要性に関する指摘は出始めている（大沢 2006, 山口 2005, 2006, 労働政策研究・研修機構 2005）。

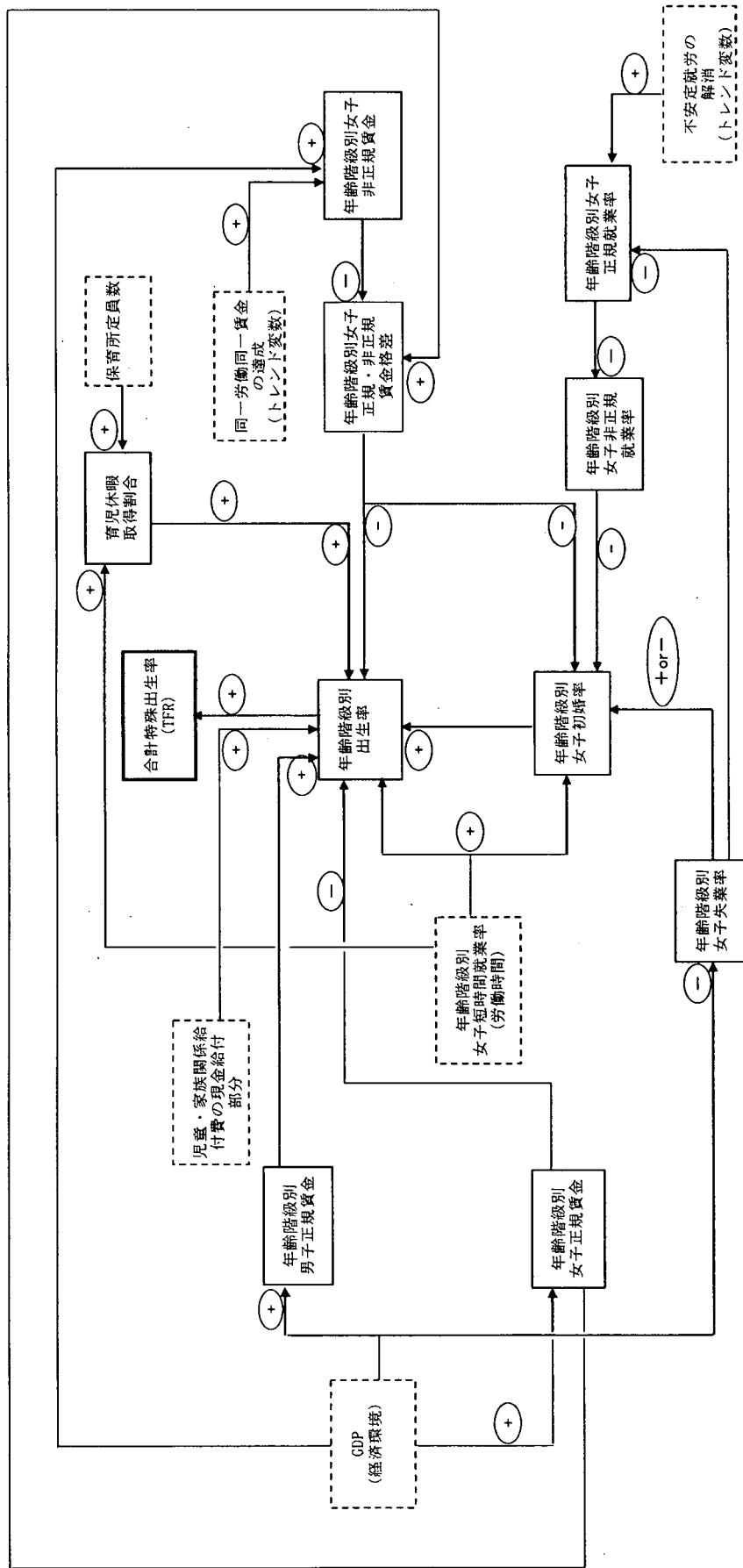
1.2 労働政策

① 不安定就労の解消

次に、家族政策と労働政策に含まれるそれぞれ個別の少子化対策の意味、およびそれらの代理変数の説明、そしてそれらが結婚・出生へ影響を及ぼすメカニズムの説明を行う。様々な社会経済変数と結婚変数（初婚率）および出生変数（出生率）との詳しい関係は、図 1 のモデルの全体構造、および付録 1 の方程式一覧に示してある。まず労働政策について説明を行う。

不安定就労が増えるほど結婚、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）。この理由を男性の立場から考えると、就業形態が非正規だと収入が低く、雇用も不安定なので、結婚して家庭を作るのが難しく結婚を先延ばしにするからだと考えられている。また女性の立場からみると、就業形態が非正規だと周りにいる男性も非正規社員が多く、上方婚を望む女性にとっては良い結婚相手が周りに少ないという職場環境に身を置くことになり、やはり結婚を先延ばしにすると考えられている。また結婚した後にもこの問題は起こる。夫のみが稼ぎ手の夫婦の場合には、夫の就業形態が非正規だと家計の

図1 モデルの全体構造



- [Solid Line Box] : 内生変数
- [Dashed Line Box] : 外生変数
- [Circle] : 内は符号条件を示す

収入も低くなるために、お金のかかる出産にはなかなか踏み込みにくい。また、必要から妻も働いている場合を考えると、もしも妻の就業形態が収入の少ない非正規ならばその分家計収入は減るので、出産に対する動機は働きにくくなる。したがってこれらのことから、正規の仕事を望んでいる非正社員が実際正規の仕事を得れば、収入が上がり雇用も安定するので結婚・出産に対する意欲は高まると考えられている。この非正社員の正社員化という、不安定就労の解消は労働政策の一つで、正規就業率の上昇はこの実施状況を反映できる。本研究では女性の非正社員から正社員への動き、すなわち女子正規就業率の上昇に焦点を当てる。

不安定就労の解消を正規就業率によってコントロールしようとする場合には、正規就業率を外生変数として設定するのが機能的には望ましいが、本モデルでは理論的観点から経済環境からも影響を受けるように定式化されているので、外生変数に設定できない。したがってこの代わりに正規就業率の説明変数にトレンド変数を加え、これを不安定就労の解消施策の代理変数としている。シミュレーションを実施する際には、正規就業率を上昇させるようにトレンド変数を変化（他の少子化対策変数の年変化率に準拠。非正規賃金の場合も同じ）させている。また正規就業率の変化は、非正規就業率の変化を通じて初婚率・出生率に影響を及ぼすように定式化している。

なお本研究では、正規就業率を週 35 時間以上就業率、非正規就業率を週 35 時間未満就業率とする。前者は労働力人口に占める非農林業週 35 時間以上就業者の割合、後者は労働力人口に占める非農林業週 35 時間未満就業者の割合のことである。正規就業率の分母は労働力人口なので、正規就業率の上昇は失業者が正規就業者に転じる状況、すなわち潜在的に正規就業を望んでいた者が正規就業者になるという状況も反映することになる。

図 2 は、20-39 歳の女性について、5 歳階級別に正規就業率の時系列変化（1985～2005 年）を示したものである。これをみると明らかなように、正規就業率は近年低下傾向にあるかもしくは全体を通して横ばいで、これが結婚・出産を抑制するように作用していると考えられることができる。

② 同一労働同一賃金の達成

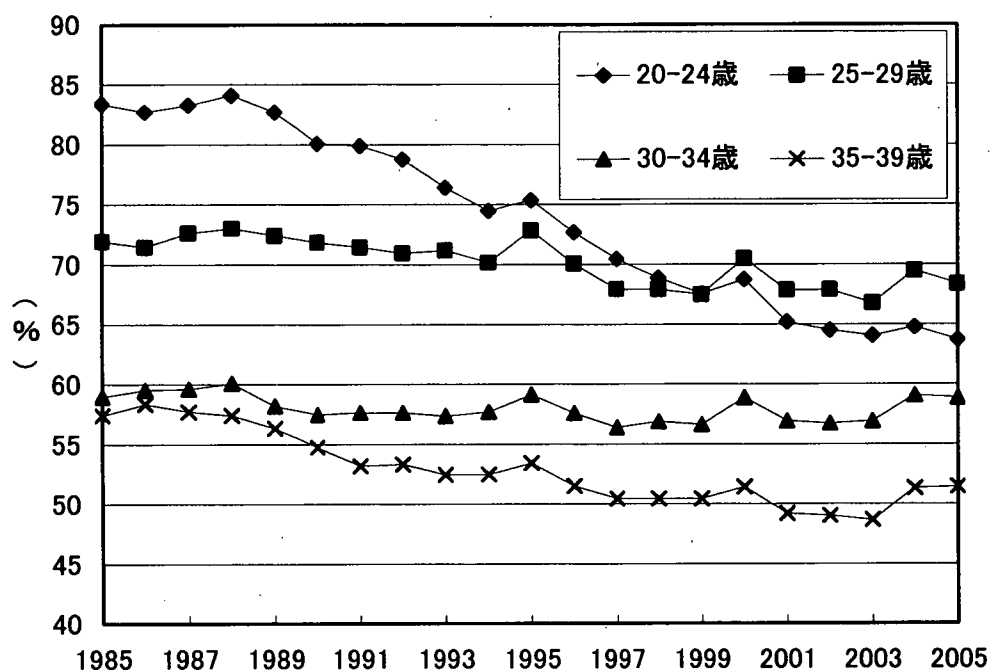
収入が低く雇用も不安定なほど結婚・出産が遅れるという考え方に基づけば、非正社員が正社員に移動しなくても、非正社員の賃金が上がり非正規の仕事そのものが正規並みに安定してくれば結婚・出産は促進されると考えられている。この正社員と非正社員との均衡処遇という、同一労働同一賃金の達成も労働政策の一つで、非正規賃金の上昇はこの実施状況を反映できる。本研究では女性の均衡処遇、すなわち女子非正規賃金の上昇に焦点を当てる。

同一労働同一賃金の達成を非正規賃金によってコントロールしようとする場合には、非正規賃金²を外生変数として設定するのが機能的には望ましいが、本モデルでは理論的観点から経済環境からも影響を受けるように定式化されているので、外生変数に設定できない。したがってこの代わりに、先と同じ要領で非正規賃金²の説明変数にトレンド変数を加え、

¹ 正規就業率と非正規賃金の説明変数であるトレンド変数を将来シミュレーションの際に変化させる場合は、他の少子化対策変数と同様に年率 2%と 3%で変化させている。

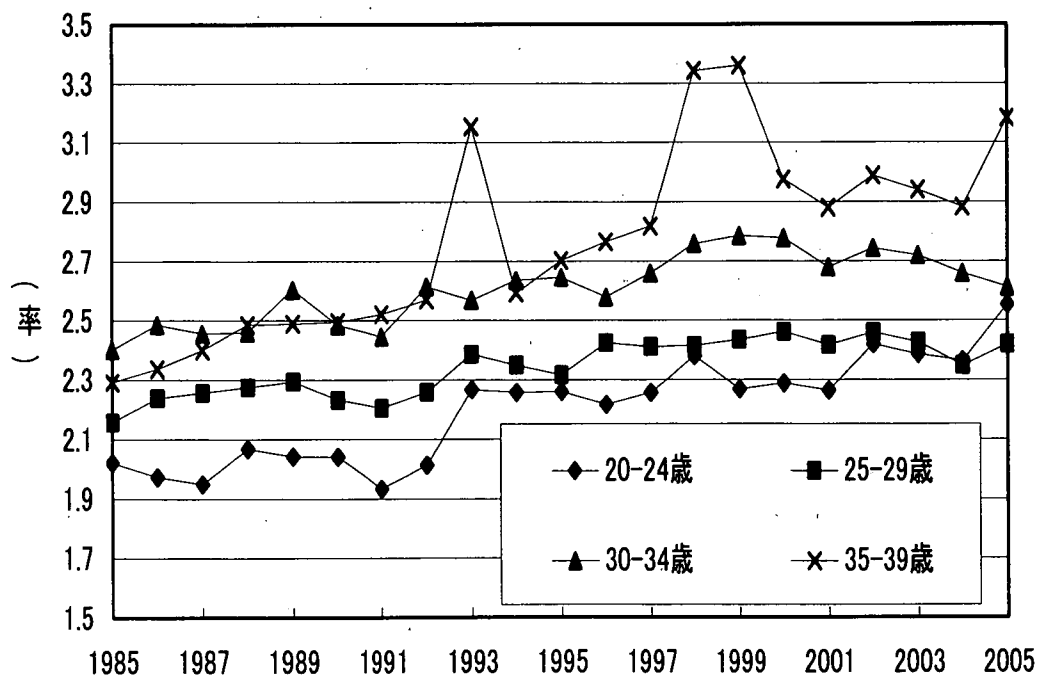
² 本研究の非正規賃金とは、賃金構造基本統計調査におけるパートタイム労働者の賃金（所定内給与額に賞与やその他特別給与額を含めたもの）のことである。

図2 女性の正規（週35時間以上）就業率の推移



資料：総務省『労働力調査年報』より作成。

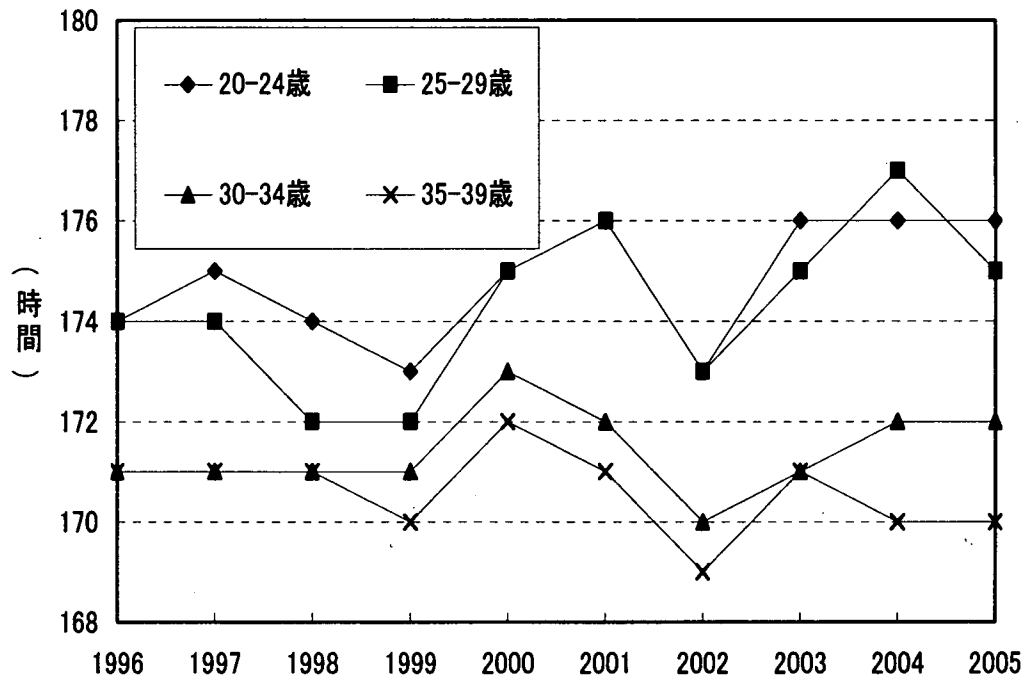
図3 女性の正規・非正規賃金格差の推移



注：正規・非正規賃金格差とは、非正規賃金に対する正規賃金の比率のことである。

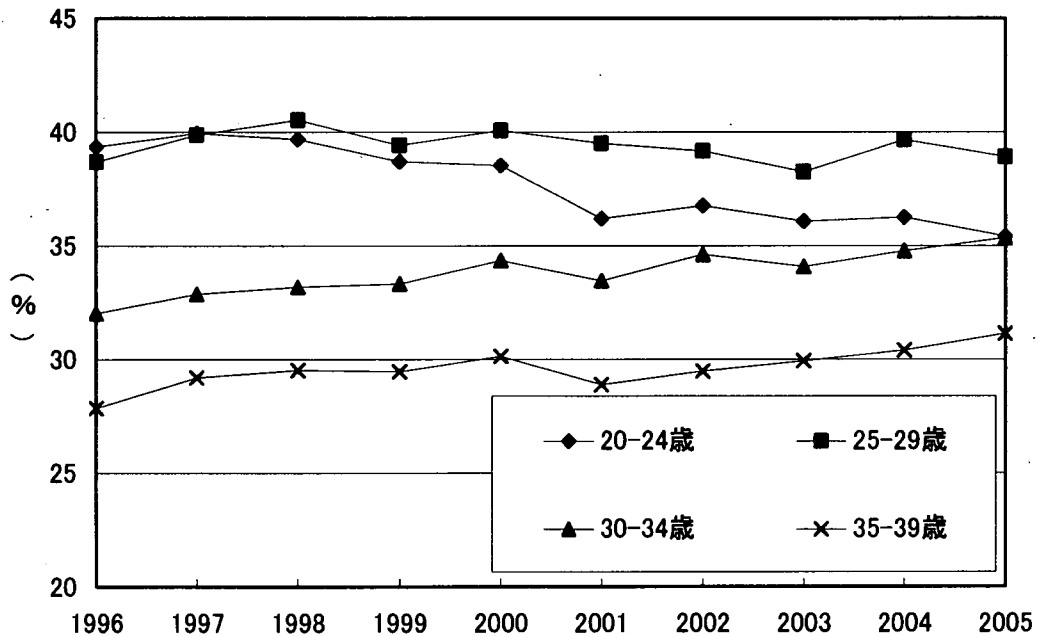
資料：厚生労働省『賃金構造基本統計調査』より作成。

図4 女性労働者月1人当たりの労働時間の推移



資料：厚生労働省『賃金構造基本統計調査』より作成。

図5 女性の短時間（週35-42時間）就業率の推移



資料：総務省『労働力調査年報』より作成。

これを同一労働同一賃金の達成施策の代理変数としている。シミュレーションを実施する際には、非正規賃金を上昇させるようにトレンド変数を変化させている。また非正規賃金の上昇は、正規³・非正規賃金格差（非正規賃金に対する正規賃金の比率）の変化を通じて初婚率・出生率に影響を及ぼすように定式化している。

図3は、20-39歳の女性について、5歳階級別に正規と非正規の賃金格差の時系列変化（1985-2005年）を示したもので、これをみると明らかなように賃金格差は時系列で上昇している。このことは、正規賃金と比べて非正規賃金の伸びが十分でないことを意味しており、結婚・出産を抑制するように作用していると考えられることができる。

③ 労働時間の短縮

労働時間の短縮は結婚・出産を促進させると考えられている。労働時間が短くなると企業活動に拘束される時間が短縮され、個々人がプライベートに費やす時間が拡大する。その結果、独身者にとっては結婚相手と出会う確率が高まり、結婚した後も子育てに費やす十分な時間を確保できるようになる。また、夫婦にとっては家族生活の時間が拡大し、産み控えられているとみられる出生行動が高まるものと期待されている。本研究では労働時間を変数として用いず、短時間就業率をその代理変数としてモデルに組み入れている。本来は労働時間そのものを変数として用いる方が望ましいが、方程式における適合度を考慮した結果代わりに短時間就業率を用いることとした。

ここでも女性のみ（女子短時間就業率）を対象としている。労働時間と少子化との関係を論じる際には、よく男性の労働時間が取り上げられる。確かに、結婚・出産を行う女性の周辺にいる男性（交際している男性）や夫の労働時間は結婚・出産に対して重要な影響を及ぼすが、女性の労働時間も十分に結婚・出産に対して影響を及ぼす。また、そもそも女性の交際相手の男性や夫を特定化することはマクロ時系列データからでは難しいため、この点からも女性のみを対象とすることは妥当性がある。このことは正規就業率や非正規賃金についてもいえる。

本研究の短時間就業率とは、非農林業就業人口に占める非農林業週35-42時間就業者の割合のことで、この上昇は正社員の労働時間の短縮を表すことができると考えられる。その理由は、週35-42時間という就業時間が、本研究で定義した正規就業者の週35時間以上という就業時間のうち比較的短い場合だからである。週35-42時間就業率の上昇は、正社員のうち比較的就業時間の長い週43時間以上就業率の低下だけでなく、本研究で非正規就業率と定義した週35時間未満就業率の低下にも影響を受けるが、後者の影響はあまり大きくないので⁴、週35-42時間就業率の上昇は正社員の労働時間の短縮を表すことができるの

³ 本研究の正規賃金とは、賃金構造基本統計調査における一般労働者の賃金（所定内給与額に賞与やその他特別給与額を含めたもの）のことである。

⁴ 週35-42時間就業率の分母は全体の非農林業就業者なので、この率の上昇は週43時間以上就業率の低下以外に、週35時間未満就業率の低下にも影響を受ける。この週35時間未満就業率の低下によって達成される週35-42時間就業率の上昇は、非正社員が就業時間の比較的短い正規就業に移行することを意味するので、正社員の労働時間の短縮そのものを意味しない。しかし、労働時間の適正化という点では労働時間の短縮と同じ質のもので、この効果を考慮に入れることは意味がある。ただし、週35時間未満就業者と週43時間以上就業者の、非農林業就業者全体に対する割合の変化を比べてみると（図は割愛）、前者の変動は後者の変動と比べて弱いため、この効果はあまり大きくない。

である。

しかし週 35-42 時間就業率の上昇は、週 35 時間未満就業率以外の非正規就業率の変化にも影響を受ける。なぜなら、週 35-42 時間就業者の中にも非正規就業者が含まれていて、この就業者が増えても週 35-42 時間就業率は上昇するからである。この場合、週 35-42 時間就業率の上昇は一般的な労働時間の短縮を表現できても、正社員の労働時間の短縮を主に表す変数ではなくなってしまう。非正規就業の主な特性が短時間労働なので、本研究でそれを週 35 時間未満就業として位置づけたこと自体に問題はない。しかし週 35 時間以上の就業時間にも非正規就業者がいないとは限らない。そしてここで問題なのは、非正規就業者は収入状況が不安定だということで、この就業者が増えると前述の議論が示すように結婚・出産は抑制される。すなわち、短時間就業率の上昇には結婚・出産を抑制する要素も含まれている可能性がある。しかし、もしも週 35-42 時間就業者のうちの非正規就業者の変化が、全体の週 35-42 時間就業者の変化と連動していなければこうした問題は発生しない。

このことを明らかにするためには、週 35 時間未満就業以外で非正規就業を反映できる指標が必用となる。そこで、労働力調査特別調査報告における非農林業パート・アルバイト就業者（企業の自己申告に基づく）の割合を用い、これと週 35-42 時間就業率が連動しているかどうかをみる。プロジェクト初年度では、このパート・アルバイト就業者の割合を非正規就業率として用いていたが、いくつか問題点があるため 2 年目以降は前述の週 35 時間未満就業率を用いることにしている。その問題点とは、データの期間が限られているということと、10 歳階級別にしか情報が得られないということである。しかし週 35-42 時間就業率の動きとの連動を確認する上では十分である。

ここではパート・アルバイト就業率（分母は非農林業就業者）に週 35-42 時間就業率を回帰した結果、およびパート・アルバイト就業率が週 35-42 時間就業率の原因なのかどうかについてのグレンジャー因果性検定の結果を提示する。なおパート・アルバイト就業率は 10 歳階級でしかデータが得られないため、15-24 歳パート・アルバイト就業率は 20-24 歳の週 35-42 時間就業率に対応し、25-34 歳パート・アルバイト就業率は 25-29 歳と 30-34 歳の週 35-42 時間就業率に、そして 35-44 歳パート・アルバイト就業率は 35-39 歳の週 35-42 時間就業率に対応する形となっている。単位根検定を行った結果これらの変数は 1 階の階差定常データであったため、1 階の階差をとって回帰分析を行った。回帰分析の結果は付録 2 に示す通りで、説明変数の t 値はすべての方程式について有意ではなく、自由度修正済み決定係数も負の値を示す非常に低い値となっている。グレンジャーの因果性についての検定結果は付録 3 に示す通りである。2、4 回のラグについて調べてみたが、F 値が示すようにどれも因果関係がないという帰無仮説は棄却されておらず、両者の間に因果関係がないことも明らかとなった。

以上の結果から、パート・アルバイト就業率と週 35-42 時間就業率との間には有意な関係がなく、また因果関係も存在しないことが明らかとなった。したがって、パート・アルバイト就業率の変化は週 35-42 時間就業率の変化に影響を与えていないと判断できるので、この率の上昇を正社員の労働時間の短縮の代わりとして扱うことができる。本モデルで週 35-42 時間就業率は外生変数に設定しており、これを上昇させることによって労働時間の短縮という少子化対策の効果を数量的に示すことができる。

なお図 4、5 は、20-39 歳の女性について 5 歳階級別に労働者月 1 人当たりの労働時間と週 35-42 時間就業率の時系列変化（1996-2005 年）を示したものである。これをみると明らかのように、最近労働時間の短縮や短時間就業率の上昇はほとんど起きていない。近年の景気回復とそれに付随した労働環境の引き締めは、むしろワーク・ライフ・バランスの実現を阻んでいることを意味し、結婚・出産が抑制されているとも考えることができる。

1.3 家族政策

① 保育環境の充実

保育環境の充実は家族政策の重要な一部で、仕事を持つ女性が出産後においても就業を継続しやすい環境を整えることにより、希望する子どもを産みやすくすると考えられている。保育環境の充実の程度は保育所定員数の推移で把握することができるので、本研究ではこれを使用するが、0-4 歳人口当たりの保育所定員数として用いる。

本モデルでは、保育所定員数の増加は、育児休暇取得割合の上昇を通じて出生率を押し上げるように作用する。なぜなら、育児休暇の取得条件に保育環境の充実があると考えられるからである。また、育児休暇の取得条件には勤務形態の柔軟性もあると考えられるので、育児休暇取得割合の説明変数には労働時間の代理変数である週 35-42 時間就業率も加えている。すなわち、育児休暇を取得できる環境にあったとしても、その後の保育環境の充実や勤務形態の柔軟性などの子育てサポートの仕組みが十分でない社会では、就業と子育ての両立が難しいために出産自体も難しくなり、育児休暇を取得する意味がなくなってしまうからである。

② 出産・子育て世帯への現金直接給付

児童手当などの出産・子育て世帯に対する現金の直接給付も家族政策の重要な一部である。これは出産・子育てにかかる直接費用の負担を、補助金を通じて軽減しようとするもので、その結果親世代にとって子どもを産む経済的コストが軽減され、子どもが産みやすくなると考えられている。この出産・子育て世帯に対する現金の直接給付は、児童・家族関係給付費における現金給付部分の項目（児童手当、育児休業給付、出産関係費の合計）でその状態を把握することができる。本研究では、児童・家族関係給付費における現金給付部分を 0-4 歳人口で除したものを変数として使用する。

2. モデル構造・推定手法・データ

本モデルは 39 の内生変数（方程式）と 9 の外生変数によって構成されており、人口および他の変数の対象年齢は 15 歳から 39 歳までとし、必要かつ可能な場合はそれぞれを 5 歳の年齢階級に分けることとした。推定対象期間は 1975 年から 2003 年までだが、すべての変数が揃うのは 1985 年から 2003 年までとなる。将来シミュレーション期間は 2004 年から 2030 年までとしているが、この理由は推定期間がおおよそ 30 年だからである。ただし、TFR のデータが 2006 年まで公表されているので、将来シミュレーション結果は 2007 年から表示することとした。

変数間の諸関係については、図 1 のモデルの全体構造、および付録 1 の方程式一覧を参照されたい。ここで重要なことは、GDP の増加（経済環境の改善）には結婚・出生を促進させる所得効果とともに、相反する抑制させる代替効果（機会費用効果）も存在するとい

うことである⁵。本モデルでは、結婚・出生を促進させる所得効果は男子正規賃金、女子正規就業率、女子非正規賃金等の上昇を通じて作用し、結婚・出生を抑制させる機会費用効果は女子正規賃金の上昇を通じて作用する。これら二つの異なる効果のうちどちらが強いかは、将来シミュレーションを通じて明らかにすることができる。なお経済環境の改善には、失業率の変化を通じても結婚に対して直接的なプラスとマイナスの効果を及ぼすが、これらは前述の効果とは質の異なるものである。この詳細は前年度の報告書における増田(2007)を参照されたい。

方程式の推定手法は昨年度と異なり、階差をとってから OLS で推定を行っている。これは時系列データの定常性を考慮に入れるためである。このため、前年度の内容とはシミュレーション結果や政策効果等について異なる点がみられるが、より信頼性の高い結果を得ることができるようになってきている。ただし、説明変数にトレンド変数を持つ方程式や、階差をとると適合度が非常に悪くなるか予測誤差が非常に大きくなる方程式は、階差をとらずそのまま推定を行っている。

ここで、本研究で使用したデータを簡単に示しておく。出生、初婚は厚生労働省「人口動態統計」、労働市場関係は総務省「労働力調査年報」、賃金は厚生労働省「賃金構造基本統計調査」から用いている。また、保育所定員数は厚生労働省「厚生労働白書」、児童・家族関係給付費は国立社会保障・人口問題研究所(社人研)「社会保障給付費」から用いている。育児休暇取得割合は、社人研の第10回~13回出生動向基本調査(夫婦票)より計算されたもので、調査時点で1歳以上の子どもがいるすべての女性の第1子出産時における育児休暇取得割合のことである。また、経済データはすべて内閣府「国民経済計算年報」から用いている。データによっては実質化を行っているが、これには総務省「消費者物価指数」を使用している。

3. 将来シミュレーションと政策効果

先に示したように、TFRの将来シミュレーションは推定されたモデルに基づき、GDPが変化するシナリオと少子化対策変数が変化するいくつかのシナリオとを組み合わせる。ここでまず、GDPのみが変化するとTFRがどのように変化するかをみてみる。

図6は、少子化対策変数がすべて一定という仮定のもと、GDPが年率0%、1%、2%で変化する三つの経済成長シナリオについて、将来シミュレーション期間におけるTFRの時系列の動き、および2030年のTFRの値(図中の吹き出し部分)を示したものである。これを見ると明らかなように、GDPの年増加率の高い方がTFRは高く、このことは経済環境の改善が出生率を上昇させる効果が、低下させる効果を上回っていることを示している。したがってここから、経済成長が少子化を食い止める一つの有効な手段にもなり得ることが示唆される。

なお、GDPが年率1%と2%で増加する時系列の動きを図示すると図7(2004年から予測期間)のようになる。これは名目GDPを消費者物価指数(2005年=100)で除して算出した実質GDPだが、年率2%増加シナリオは過去の趨勢とほぼ同じで、年率1%増加シナリオは過去の趨勢を下回っている。中長期の将来における経済状況を予測することは難しいが、

⁵ この考え方はバツツ=ワード・モデルに基づいている。

2030年までに持続的に年増加率を2%で維持するためには相当の努力が必要と思われる。したがって、GDPが年率2%で増加するとTFRは2030年に1.365まで上昇することが示されているが、これはそれほど容易に達成されるわけではないと考えられる。

しかし、経済環境の改善がTFRを上昇させる効果はそれほど強いものではないので、ここから少子化対策の重要性が示唆される。これらの結果は前年度までの報告書に掲載された結果（増田 2006a, 2007a）と比べると異なる。前年度までの結果は経済環境が改善するほど出生率の値は低いという結果であった⁶。この違いの原因は、推定方法が変わったこともあるが、正規就業率と非正規賃金が経済環境から影響を受けるように定式化し直したことが大きいと思われる。

それでは次に、少子化対策がどれだけ出生率を上昇させるかをみってみる。表1は、本研究で用いられる少子化対策変数の変化、およびそれらが初婚率・出生率に及ぼす影響等を整理して表にしたもので、少子化対策変数が変化するとTFRは上昇する。シミュレーションを実施する際に少子化対策変数をコントロールする場合には、次の三つの変数について上限を設けている。まず、保育所定員数は0-4歳人口に対する保育所定員数なので1を上限とし、週35-42時間就業率は分子が分母の構成要素なので100%を越えないように設定している。また児童・家族関係給付費の現金給付部分は総額が2030年までに1.5倍程度に収まるように設定している。非正規就業率と非正規賃金に上限は設けていないが、内生変数としてトレンド変数に影響を受けて変化するので、外生変数として直接コントロールする場合（計算結果は割愛）よりも増加の勢いは抑えられており、将来値は過去の値と比べてかけ離れた値とはなっていない。非正規就業率を仮に直接コントロールするのであれば、週35-42時間就業率と同様に100%を越えないように設定しなければならないが、トレンド変数に影響を受ける設定でもこの場合とほぼ同じ趨勢になっている。このように、少子化対策変数の設定は変数ごとに異なるので、同じ年率で変化させても厳密に同列比較をすることはできない。しかし、少子化対策変数の将来値はすべて現実的な範囲内に収まっているので、粗くはなるがある程度までなら諸政策の効果を比較することはできる。

ここで各少子化対策変数の将来値を確認してみる。表2は、少子化対策変数の2005年の実績値と年率2%、3%で変化した場合の2030年の値を示したものである。児童・家族関係給付費の現金給付部分は0-4歳人口当たりの額と総額（括弧内に表示）の両方が示してある。また、正規就業率と非正規賃金の将来値は、コントロールされたトレンド変数に影響を受けて変化した値である。正規就業率の30-34歳と非正規賃金の35-39歳の値はないが、これは適合度を考慮した結果トレンド変数が説明変数に組み入れられていないためである。この表から各シナリオにおける少子化対策変数の将来の値を確認することができる。

まず、表1の大分類に基づき家族政策変数と労働政策変数、そして両方合わせたものが変化（少子化対策変数すべてが変化）した場合の、出生率の変化に及ぼす効果を、前述の三つのGDP年増加率シナリオと組み合わせて示してみる。少子化対策変数の年率変化は2%と3%についてみる。図8、9は、これらの結果を1970年代から時系列で示したもので、図中の吹き出し部分には2030年の値が示してある。この結果、すべての少子化政策変数を変化させた場合には、TFRは最も高くなるシナリオで2030年に1.718にまで上昇する。こ

⁶ 増田（2006b, 2007b, 2007c）にも同様の結果が示されている。