

博士論文 平成25年度（2013）

出生力の変動と女性就業：
日韓比較分析

慶應義塾大学 大学院 経済学研究科

曹 成虎

目次

第1章	研究の目的と背景	1
1)	社会経済的な側面	
2)	文化的な側面	
1-1	人口転換理論 (The Demographic Transition) と少子化	
1-2	学校教育制度と教育費	
1)	学校教育制度と教育熱	
2)	教育費	
1-3	女性就業と労働市場	
第2章	分析の枠組みとデータ	25
2-1	分析の枠組みおよび研究の構成	
2-2	理論モデル	
1)	子どもに対する需要	
2)	子どもの教育費と母親の就業	
2-3	データソースとワークデータ	
1)	結婚と家族に関する国際比較調査 (Japan Gender and Generation Survey: JGGS)	

- 2) 韓国女性家族パネル調査(Korean Longitudinal Survey of Women & Family: KLoWF)
- 3) 慶應義塾家計パネル調査 (Keio Household Panel Survey : KHPS)
- 4) 韓国労働パネル調査 (Korea Labor and Income Panel Study : KLIPS)

第3章 初婚と家族形成のタイミング 38

3-1 先行研究

- 1) 日本の研究
- 2) 韓国の研究

3-2 データとおよび分析の枠組み

3-3 説明変数

3-4 分析結果

- 1) 初婚タイミング
- 2) 第1子出生タイミング
- 3) 第2子出生タイミング
- 4) 第3子出生タイミング

3-4 まとめ

第4章 子どもの養育費と有配偶女性の出生意欲 63

4－1 出生力変化の人口学的要因

4－2 先行研究

1) 日本の研究

2) 韓国の研究

4－3 分析対象および変数

4－4 分析結果

3－5 まとめ

第5章 子どもの教育費支出と有配偶女性の就業 77

5－1 先行研究

1) 日本の研究

2) 韓国の研究

5－2 分析モデル

5－3 データおよび変数

5－4 分析結果

1) 記述統計分析

2) 多変量解析の結果分析

2. 1) 母親の就業確率

2. 2) 子どもの通塾確率

2. 3) 通塾費支出

5-5 まとめ

第6章 まとめと政策的なインプリケーション 97

1) 各章のまとめ

2) 若干の考察および政策的インプリケーション

参考文献 106

謝辞

本稿を作成するにあたり、多くの方にご支援・ご助言をいただいた。ここに記して感謝を申し上げたい。

2003 年 4 月に渡日し早くも 10 年になろうとしている。初めて日本に来た時に通っていた日本語学校では、日本語のご指導のみならず、日本の文化やマナーまでご親切に教えていただいた。そこでの 2 年間はとても楽しい時期だった。サム教育学院の辻信代先生、日坂美香代先生に深く感謝申し上げたい。

慶應義塾大学大学院では感謝すべき先生方が非常に多い。修士課程では友部謙一先生（現：大阪大学大学院経済学研究科）、中澤敏明先生に修士論文の審査や修士論文について多くのご助言をいただいた。深く感謝申し上げたい。博士課程では太田聰一先生、赤林英夫先生、安田宏樹先生、四方理人先生に大変お世話になった。安田宏樹先生（現：九州産業大学経済学部）は研究へのご助言や日本語のご指導、そして、筆者の研究に資する文献を紹介していただいたり、直接持ってきていただくなど大変ご親切に対応していただいた。また、お忙しい時期に本稿の全般において目を通していただき、数えきれないほど詳細なコメントを数多くいただいた。大変恐縮であるとともに深く感謝申し上げたい。四方理人先生（現：関西学院大学総合政策学部）は修士課程に入ってから大変お世話になった。いつも適確なアドバイスをいただき論文の完成度を上げることができた。また、2008 年には共同研究を行い、いろいろ大変勉強をさせていただいたことに心から感謝申し上げたい。赤林英夫先生からは研究のご助言だけではなく、いつも応援していただいた。深く感謝申し上げたい。太田聰一先生は筆者の論文指導担当者であり、いつも筆者の研究にご興味を持っていただき、研究に関する良いご助言をいただき、常に暖かく見守っていただいた。また、公募に応募する際にはご無理なお願いにも快く助けていただき、温かい励ましのお言葉もいただいた。そのお言葉には何度も勇気づけられた。深く感謝申し上げたい。

学外からも多くの先生方にご支援・ご助言をいただいた。西岡八郎先生（日本大学文学部人文科学研究所）、阿藤誠先生（早稲田大学人間科学学術院）、野口晴子先生（早稲田大学政治経済学術院）、鈴木透先生（国立社会保障・人口問題研究所）、菅桂太氏（国立社会保障・人口問題研究所）にご指導いただいた。西岡八郎先生と阿藤誠先生には研究プロジェクトにお誘いいただき、本稿に用いる JGGS データ使用の許可をしていただいた。両先生のご配慮がなければ本稿を完成することはできなかった。深く感謝申し上げたい。野口晴子先生は本稿には収録していないが、保育費用と女性の労働供給の論文を執筆する際に、大変有益なご助言をいただいた。深く感謝申し上げたい。鈴木透先生はいつも韓国のことにご興味を持っていただき、筆者よりも韓国に関する知識の豊富さに驚くとともに尊敬している。また、お仕事で研究所にいく度には毎回ランチをごちそうしていただきながら、楽しく談話することができた。深く感謝申し上げたい。菅桂太氏には言葉で表せないほど大変お世話になった。研究のみならず、プライベートでも深くお付き合いいただき、いつも研究に関してご相談に乗っていただいた。朝日を見ながら一緒にお酒を飲み交わした一時は忘れられない。深く感謝申し上げたい。

最後に感謝の言葉も足りないほど、これまで物心両面にご指導していただいた筆者の指導教授である津谷典子先生に深く感謝申し上げたい。時には厳しく、時には優しく、研究のご助言はもちろん、生活に関するご助言や日本の伝統、マナー等を教えていただいた。津谷先生の下でご指導をいただいた 8 年間、数え切れないほどの思い出があった。津谷先生はいつも筆者のことを温かく見守っていただいている日本の母のような存在である。この恩は死ぬまでお返しすることができないほど大きい。また、研究以外にご迷惑をおかけしたことも多々あった。深く感謝申し上げるとともにお詫び申し上げたい。日本に来て津谷先生に出会ったことは本当に幸運であったと思っている。

このようにこの博士論文は多くの方々のお陰で完成することができた。このことを忘れずに今後も前進していきたい。

第1章 研究の目的と背景

経済が発展していなかったのう農耕時代において、子どもは重要な労働力であり、子どもの経済的価値は高かった。しかし、経済が発展していくにつれ、その社会が必要とする人材の育成等により、子どもを労働力として使うことが徐々に減少していき、教育を受けさせなければならなくなった。子どもを労働力として使えず教育を受けさせることは、子どもから得られる便益より費用の方が増加することを意味しており、少しずつ子どもを産まなくなるだろう。これが出生力低下の一般的な議論である。

しかしながら、出生力低下は子どもの経済的価値の減少のみならず¹、社会の状況にもかなり関連している。特に子どもを産む主体である女性を取り巻く環境や価値観が重要な要因だと考えられる。経済発展とともに女性の教育水準が上昇し、それに伴い女性の価値観が変化し、仕事を重視し結婚をしない女性も増えてくる。また、女性が雇用労働力化していくにつれ、結婚する年齢が上昇している。生物学的に女性が子どもを産める期間は限定されているため（一般的に 15～49 歳）、結婚の時期が遅くなればなるほど、子どもを産める期間は短くなる。さらに、仕事と家事・育児の両立が難しい社会では、より出生力低下が進むと考えられる。その出生力低下が長い間進むと、現代社会の問題の 1 つである少子化社会と言えるのであり、ここで少子化とは、一国の合計特殊出生率（Total Fertility Rate: 以下 TFR）がその人口を維持できる置換水準（2.1 人弱）を長期間下回る現象を指す。

出生力に関する経済学の理論として、Becker（1981）は子どもを家計内で生産される消費財とみなし、各々の家計は実際直面する予算制約の下で、自分たちの効用を最大化し子どもの数を決定するとされるが、子どもの数は予算制約が緩和されても増加しない傾向があり、それは子どもの「質」と「量」の相互作用(interaction between quality and quantity

¹ Bulatao（1979）は、社会経済の発展や近代化が進むにつれ、子どもの経済的価値が低下したことを示している。

of children)に基づくものであるとした。すなわち、追加的に子どもを産まない分、すでに産んだ子どもにより多くの金銭的な支出をするだけでなく、深く愛情を注ぐと解釈ができ、実際多くの実証研究は「質」と「量」の関係が負であることを示している。

労働供給は一般的に余暇と所得との関係に加え、留保賃金（reservation wage）という概念によって決定される。しかし、女性の労働供給は上述の余暇と所得以外に、子どもに費やす費用や時間が加わり、それが留保賃金に影響を与えると考えられる²。留保賃金は労働供給に大きな影響を与え、留保賃金の増加は労働供給を抑制し、減少は労働供給を促進する。したがって、女性の労働供給を論ずるにあたり、留保賃金に影響を与える要因、すなわち、子どもにかかわる要因を考慮しなければならない。

本稿の目的は、日本と韓国の出生力変動と女性就業について比較分析を行うことである。両国を比較するにあたり考えねばならないことは、両者の間に比較が可能かどうかを判断することである。両者間の差が大きかったり、あるいはほとんど差がないほど同様な国であったりすれば、そこから得られる知見は限りがあると考えられる。日本と韓国は開始時期の差はあるものの、アジアで最も経済発展を成し遂げた国であり、儒教に基づいた文化背景を共有している伝統的な「男系社会」であるにとらえられてきた。そして、OECD 諸国の中で、女性の労働力率と TFR がかなり低い国であるという共通点があり、また、人口の変動も日本が韓国より先に経験しており、似通うところが多い。日韓においては上記のように背景的な共通点があり、経済発展や人口の変動を先に経験した日本との比較分析を行うことにより、韓国に適用できる有効な政策インプリケーションについて考察することができると考えられる。両国がともに経験している少子化がいかなる要因により影響を受けているかに関する分析は、出生力を回復させるヒントを得られると考えられる。また、その要因と女性の就業との関係性を探る分析、そして、女性のワーク・ライフ・バランス

² たとえば、Heckman (1974a) と Connelly (1992) では、保育料が高くなるほど、母親の労働供給が減少することを示しており、この場合、子どもに費やす費用（保育料）が母親の留保賃金を上げることにより母親の労働供給を抑制する効果を持っていると解釈できるだろう。

に関する分析を行うことは、今後生産年齢人口の減少に伴い女性の役割が大きくなるとされる中で、重要な研究課題であると考えられる。次節からは両国の社会経済・文化・人口学的な背景を簡単に概観しておきたい。

1) 社会経済的な側面

日本は 1950 年代初頭から経済が発展し、1950 年代後半から 1970 年代前半まで経済の高度成長期を経験した。韓国は 1960 年代に朴正熙（パク・ジョンヒ）大統領の経済政策が始まってから急速な経済成長を経験し、1970 年代～1980 年代は高度成長期と呼ばれるほどかなり高い経済成長率を示した。2011 年の 1 人あたり GDP は名目の米ドルに換算すれば、日本が 45,902 ドル、韓国が 22,424 ドルであり、アジアで最も経済発展を成し遂げた国である³。産業構造も急速に変化し、1980 年における日本の 1 次産業従事者の割合は 10.4%、韓国は 34.0%であったが、2010 年には日本は 3.7%、韓国は 6.6%である⁴。このような産業構造の変化は雇用労働力化が急速に進んでいることを意味しており、経済の動きにより雇用の安定性が変動することをも意味する。2008 年のリーマンショックは世界経済に大きなダメージを与えており、両国のダメージも大きかった。さらに日本は 2011 年 3 月 11 日に起きた「東日本大震災」により多大な被害を受けた。また、東日本大震災に加え、急速な円高の進行、そしてギリシャを初めとする欧州の債務危機による世界経済の減速の影響等を受けているが、雇用情勢の持ち直しの速度は緩やかでありながらも、少しずつ回復している（厚生労働省 2012a）。一方、韓国も欧州の債務危機の影響を受けながらも雇用面では徐々に回復に向かっているという見解を示されている（企画財政部 2012）。

両国の失業率は 2000 年代に入って、日本が 4～5%、韓国は 3～4%で推移している⁵。季節的や摩擦的な要因を考慮すると、この数値は良好な印象を与えるが、年齢別の失業率は

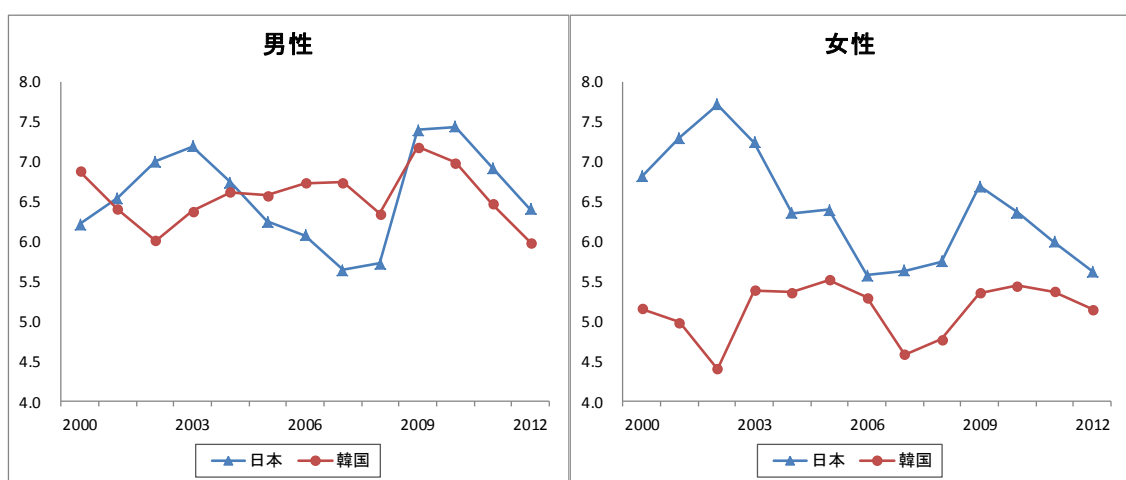
³ 出所：World Bank のホームページ (<http://data.worldbank.org/>)

⁴ 出所：World Bank のホームページ (<http://data.worldbank.org/>)

⁵ 日本：「労働力調査」総務省、韓国：「経済活動人口調査」韓国統計庁

異なる傾向をみせている。図 1-1 は男女別にみた両国における若年層（20～34 歳）の失業率を 2000～2012 年まで表している。この年齢層は就職や結婚、そして出生というイベントが主に行われる年齢であり、ある程度経済的な基盤がなければ、これらのイベントを経験する確率も下がるであろうと考えられる。したがって、若年層の雇用状況を見ることで、出生力の変動を推察することができる。

図1-1 若年層男女の失業率(2000～2012年、%)



資料) 日本:総務省統計局「労働力調査」、韓国:統計庁「経済活動人口調査」から筆者作成

注1) 2011年は東日本大震災のため日本の数値が欠測値になっているため、前後年の失業率を単純平均している。

注2) 年齢層は両国ともに20～34歳である。

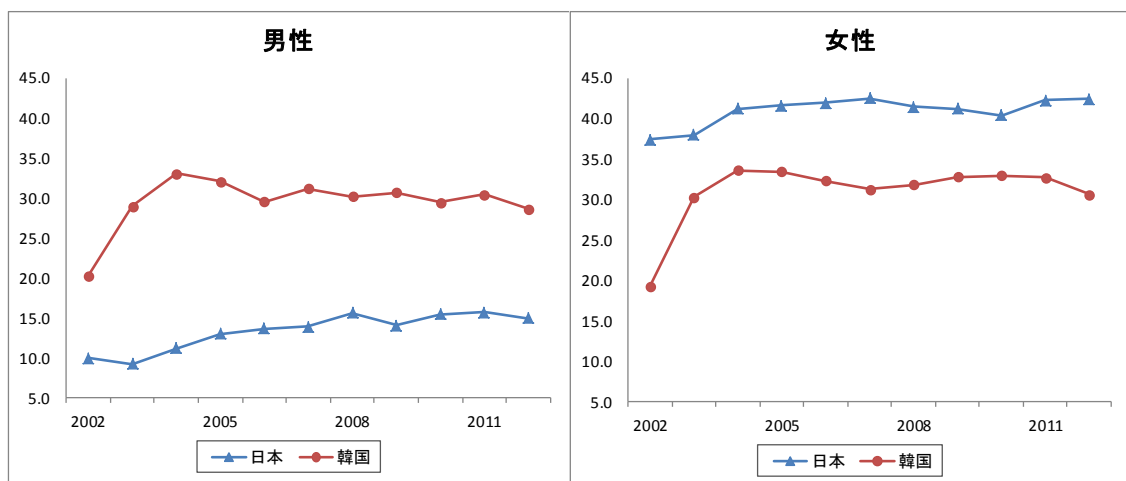
図 1-1 をみると、両国ともに全年齢の平均失業率より高く、両国の差は女性の方が目立つ。日本男性の失業率は上下の変動幅が大きく、2007 年の 5.6%から 2009 年の 7.4%まで急激に増加している。これは 2008 年後半に起きたリーマンショックの影響であると考えられるが、韓国は日本より変動幅が小さい。男性の失業率に関しては両国の差がそれほどみられないと思われるが、韓国は完全失業者に集計されていない若年層がかなり多く⁶、それを含むと 2011 年 1 月～10 月まで年齢層が上記の図と若干異なるが、15～29 歳の失業率は 22%にまでのぼるとしており（現代経済研究院 2011）、韓国の厳しい雇用状況がうかがえる。一方、女性の失業率は日本の方がかなり高く、韓国女性との差も大きいとその差は、

⁶ これは求職を諦め集計には含まれていないが、その他のルートで求職をしている場合、例えば公務員試験の準備等や、就業しておらず教育や教育訓練も受けないニート (NEET: Not in Employment, Education or Training) を集計に含めた場合の集計である。

近年になるにつれ徐々に縮小しており、最も大きかった 2002 年の 3.3%ポイントから 2012 年の 0.5%ポイントとなっている。

男女間における失業率の格差をみると、両国とも 2000 年代半ば頃までには減少傾向であったが、リーマンショック後からはその格差が大きくなる傾向がみられる。ただし、その格差は常に日本より韓国の方が大きく、男性の失業率が高いことが見て取れる。このことは、韓国女性より男性の雇用状況がより厳しいことを物語っている。本章の 2) 項で述べるが女性より結婚費用の大部分を男性が担う韓国は、雇用状況の悪化により所得減少が起こり、それが結婚の減少につながるかもしれない。

図1-2 若年層男女の非正規職割合(2002年~2012年、%)



資料) 日本:総務省統計局「労働力調査」、韓国:統計庁「経済活動人口調査」から筆者作成

注1) 日本の年齢層は25~34歳、韓国は20~29歳

注2) 日本の「労働力調査」は毎年7~9月期、韓国の「経済活動人口調査の付加調査」は毎年8月の統計であるが、2012年のみ3月である。

注3) 日本の非正規職は「パート、アルバイト」、「派遣・契約・嘱託」、「その他」であり、韓国は「(非)期間制勤労者」、「時間制勤労者」、「派遣・日雇・その他」である。

しかしながら、雇用形態により雇用の安定性や収入が異なり、すなわち、正規職か非正規職かによりその差が出てくる。図1-2は2002~2012年まで男女別にみた若年層の賃金労働者に占める非正規職の割合を示したものであり、日本の年齢層は25~34歳、韓国は20~29歳である⁷。韓国は男女ともに20~30%で推移しているが、日本女性の非正規職の

⁷ 韓国の「経済活動人口調査の付加調査」は2001年から毎年8月に行われているが、2007年からは年2回(3月、8月)に行われ、雇用形態別に就業者の情報を詳細に調査している。図1-2は季節変動等を考慮し8月の統計を基に作成した。日本の統計は四半期別に集計し

割合は男性よりもかなり高いことが示されている。韓国男性は日本男性の非正規職の割合より 2～3 倍高くなっており、この図からも韓国の雇用状況の厳しさがうかがえる。このような若年層の雇用不安定は、今後結婚や出産というイベントを経験するであろうという若年層にとって大きな障害になるかもしれない。

2) 文化的な側面

日本と韓国は儒教に基づいた文化背景を共有している伝統的な「男系社会」である。両国とも家父長の家制度が共通にみられ、男性に比べ女性が差別される仕組みである。家制度は明治時代に制定された家族制度であり、家族は戸主とその他の親族に構成されるとし、戸主は家の統率者であるとともに家のことについてかなり強力な権限を持つ（石井 1981）。しかしながら、両国の家制度は若干異なるところがある。韓国は伝統的に家ではなく戸口の概念があり、家長の権限等はなくその統率者も最も年齢が高い男性にあるとされているが、現在韓国の家族制度は日韓併合時代に伝わってきた日本の家制度が根幹になっている（Lee, S. W. 2004）。

男性中心の社会であった両国において、男性は重要な役割を果たし、跡取りのため必ず一家には息子を持たねばならないという男児選好が強かった⁸。特に韓国は 2000 年代に入ってから男児選好が弱まってきているものの（Chung and Das Gupta 2007）、1980 年代から 1990 年代半ばまで、実際の出生性比にも影響を与え、最も高かった 1990 年の出生時の性比は 116.5 であった⁹。この異常とも思われる出生性比の原因は後述するが¹⁰、強力な家族計画プログラムにより男児を産むまで産み続けることができなくなった状況で、1980 年代から広く普及された超音波検査による胎児の性別判定ができたことによる。これが 1980

たものを基に作成しており、韓国とマッチングさせるため 7～9 月期を用いた。

⁸ ただし、韓国では家督を相続するのは、血縁関係の息子でなければならないのに比べ、日本は養子であれ、婿であれ、相続するのに支障はないため、男児選好の強さににおいて両国の差があることに注意されたい。

⁹ 一般的に普通の出生性比は女兒 100 人に対して男児 104～107 人とされる。

¹⁰ 本章の 10～11 ページを参照されたい。

年代半ばからみられた不均衡な出生性比の大きな要因である。

一方、日本は出生性比の不均衡がみられた時期はなかったが、江戸時代においては、子どもの出生順位により選好する性別があり、第 1 子はできる限り娘を持つ傾向が強く、それを達成するために嬰兒殺しや間引きが行われたとされているが (Tsuya and Kurosu 2010)、近代以降出生時の性比が乱れたことは一度もない。おそらくこれはリネージに対する両国の違いによるものであると考えられる。また、人口問題研究所が実施した 1985 年の「家族ライフコースと世帯構造変化に関する人口学的調査」データを用いて分析を行った結果、60 歳以上ではある程度男児選好がみられたが、それ以外は混合選好 (mixed preference) が多いことを示している (坂井 1987, 1989)。さらに、近年は女児選好にかわりつつあることもみられる (守泉 2008) ¹¹。

韓国では男女が結婚をする際に、男性は新居を用意し、女性は家財等の生活にかかわる物を用意するのが一般的である。これは結婚費用に直結しており、男性は住宅を用意しなければならないため、女性より結婚に費やす費用が高い。2003 年に調査された結果によると、平均結婚費用は 9,088 万ウォンで、住宅費用が 68.5%、持参金が 20%¹²、その他が 11.5% である (Ryu, S. I. 2003)。住宅費用は主に男性の負担であり、持参金は主に女性の負担である。しかし、兵役等で就職する年齢が比較的高い韓国の男性は、本人が結婚するまで住宅費用の全額を用意することは不可能であるため、ほとんど親の援助に頼っており、親の負担も大きい。結婚費用を親から全額援助を受ける男性の割合は 4 割弱、一切援助を受けていない割合は約 2 割であるが (Lee, K.C. and E. J. Cho 1992)、この割合には住宅費用が含まれていないため、後者の割合は下がる可能性が高い。上記の統計結果から持参金を女性の負担、住宅費用を男性の負担とすると、男性の負担は女性より 3.4 倍である。また、Ryu, S. I. (2003) は 1 人当たり GNP を勘案して計算した結果、韓国の平均結婚費用は日

¹¹ 「第 14 回出生動向基本調査」では、理想子ども数の性比 (100×理想男児数/理想女児数) は 87 で女児選好傾向が定着しているという見解を示している (国立社会保障・人口問題研究所 2012a)

¹² ここでの持参金は上述した女性が家財等を用意する等の費用を指す。

本の 3.3 倍にのぼるという結果を示している。一方、日本は三和銀行（1998）の報告書によると、男性の負担率は 56%、女性は 44%で、韓国より男性の負担率が低く、女性は日本が高い。また、ホリオカ（1987）によると親の負担率は 4 割弱であり、韓国より親の負担も少ない。

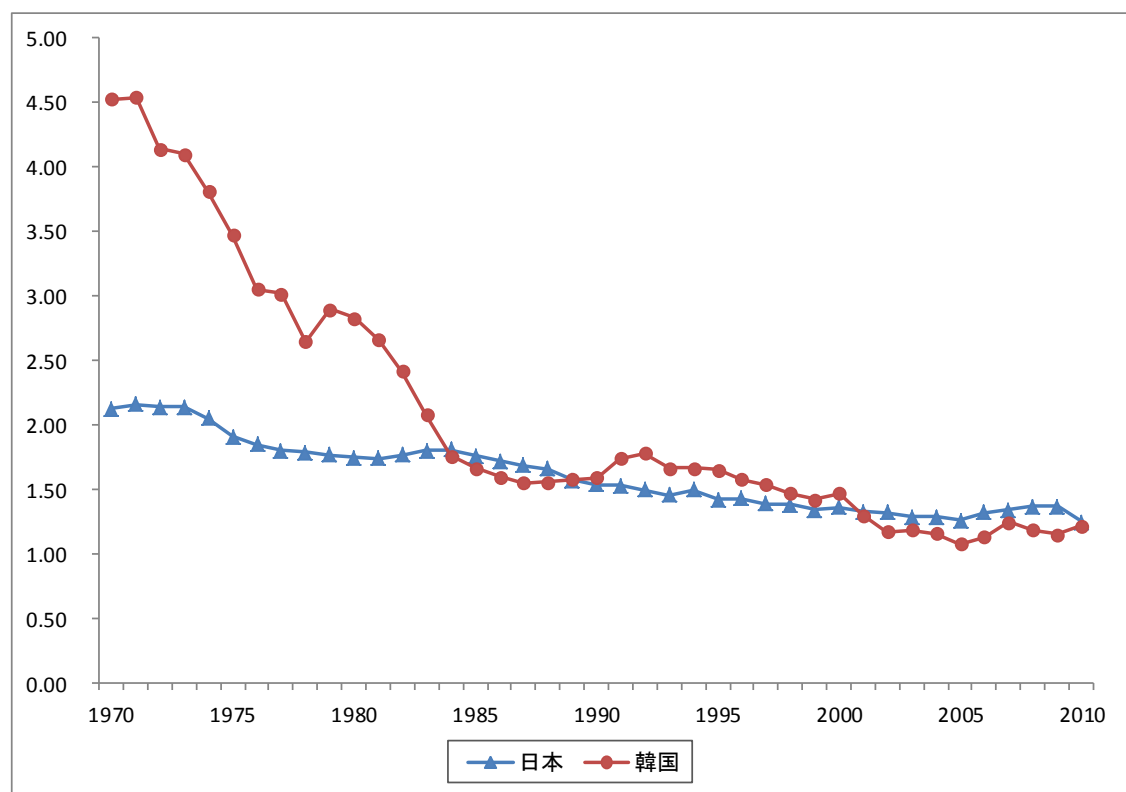
1－1 人口転換理論（The Demographic Transition）と少子化

人口転換理論は多くの人口学者が近代以降における世界の人口変動について議論したものであり、簡潔に定義すると、「多産多死」から「少産少死」の社会に変わっていく過程を説明する理論である。代表的な研究として Thompson（1929）、Notestein（1945）、Blacker（1947）等を挙げられる。彼らは各国および地域の人口水準を段階的に区分し、人口の変動を説明している。その基準になるのは主に出生率（birth-rates）と死亡率（death-rates）であり、Thompson（1929）はそれにより 3 つの国家群に分類している。まず、1 つ目の国家群（Group A）は死亡率が低い状態にありながら、かなり急速な出生率の減少により自然増加（natural increase）¹³が減少し、人口は停滞および減少局面にある国々を指している。2 つ目の国家群（Group B）は出生率が緩やかに減少し、死亡率は出生率より急速に減少している局面であるが、自然増加はまだ減少していないか増加する国々を指している。3 つ目の国家群（Group C）は出生率と死亡率ともに減少の兆候が見えない国々を指している。そして、Notestein（1945）は 3 つのタイプに分けている。1 つ目のタイプ（Incipient Decline）は出生率が置換水準以下やそれに近い状態である。2 つ目のタイプ（Transitional Growth）は出生率と死亡率ともに高い水準を保ちながらも、出生率が下がる形になっている状況である。3 つ目のタイプ（High Growth Potential）は出生率と死亡率とも高く、人口減少の傾向がない状態である。また、Blacker（1947）は 5 つの局面（Phase）に分類しており、1 つ目の局面（High Stationary Phase）は高出生率・高死亡率の状態、2 つ目の局面（Early

¹³ 人口の増加は「出生数－死亡数＋（移入者数－移出者数）」と表すことができ、（出生数－死亡数）が自然増加である。

Expanding Phase) は出生率が高いままであるが、死亡率は出生率より低く減少する状態、3 つ目の局面 (Late Expanding Phase) は出生率と死亡率とも減少するが出生率が死亡率より高い状態、4 つ目の局面 (Low Stationary Phase) は出生率と死亡率とも低いではあるが、まだ人口が減少するかどうかの判断はできない状態、5 つ目の局面 (Declining Phase) は死亡数が出生数より高く、人口が減少する局面を指す。

図1-3 合計特殊出生率の推移(1970~2010年)



資料) 日本: 国立社会保障・人口問題研究所「人口統計資料集」(2012)、韓国: 統計庁「人口動態統計年報」から筆者作成

彼らの研究は分類段階に差異があるものの、高出生率から低出生率、高死亡率から低死亡率に至る過程を説明しており、それらを総合すると「多産多死」→「多産少死」→「少産少死」とすることができる。Blacker (1947) が示した 5 つ目の局面のように「少産少死」はやがて人口の減少をもたらし、その状態を van de Kaa (1987) は「第 2 の人口転換 (The Second Demographic Transition)」と定義しており、人々の価値観が変化し出生を意図的

に抑制することにより起こるとする。

日本と韓国は人口転換理論の段階で表すと、両国とも「少産少死」の段階にあり、2011年のTFRは日本が1.39、韓国が1.24である。図1-3は日本と韓国のTFRを示しているが、日本の1970年のTFRは置換水準であったが、徐々に減少し1970年半ば頃に置換水準を下回り、その後それを上回ることなく、低下し続き2011年は1.39となっている。一方、韓国のTFRは1970年4.5であったが、1980年代半ばに置換水準を割り込んで以来、低下の一途を辿っており、2011年は1.24と非常に低い水準となっている。特に2005年は1.08を記録しており、世界で最も低い水準であった。Kohler et al. (2002)はTFRが1.3未満である国々を超低出生国 (Lowest-low fertility) とし、1990年代のヨーロッパに多数現れてきたことを説明している。彼らの定義によると、韓国のTFRは1.3未満であり、超低出生国と分類することができる。一方、日本は2011年時点では1.39であるが、2003年から2005年までは1.3を下回っていた。

現在のTFRは両国ともに低い数値になっているが、それに至る過程においては両国に差が存在する。まず、タイミングの側面からみると、日本のTFRが置換水準を割り込んだのは、上述のように1970年代半ば、韓国は1980年代半ばであり、10年ほどの差でTFRが置換水準を割り込んでいるが、その低下幅は両国が異なる。韓国は表1-3にもみられるように、1970年の4.50から2011年の1.24に低下しており、その差は3.26であるが、日本は1970年の2.13から2011年の1.39になっており、その差は0.74で、韓国の低下幅が大きいことがわかる。Tsuya et al. (2009)によると、日本と韓国のパリティ拡大率 (period parity progression ratio) は第2子から第3子への拡大率に大きな差があり、日本はそれほど大きな変動はなかったが、韓国は1980年代半ばの拡大率が1970年代初頭の約1/4に縮小していることを示している。

1970年代から1980年代半ばまで続いた韓国におけるTFRの急速な低下は、日本にはなかった家族計画プログラムによるものであると考えられる。1960年初頭のTFRは6.0であ

り、当時の大統領であった朴正熙氏は経済発展をするためには、出生力を抑制することを考え強力な家族計画プログラムが実施された。当初は「少なく産んで良く育てよう」というのが標語であった。1980年代初頭にはある程度出生力を抑制することに成功したが、男児選好が強い親は息子を産むまで産み続けることを考慮し「子どもは性別を問わず、2人を産んで立派に育てよう」という標語を掲げた。それ以降も政府はより強力な家族計画プログラムをし続け、「2人も多い」というポスターが津々浦々貼り付けられていた¹⁴。そして、実際に1980年代半ばに置換水準まで出生力を抑制することができた。しかしながら、その低下は歯止めがかからず、家族計画プログラムを中止して、出生奨励の政策を実施しているにもかかわらず¹⁵、出生力は一向に増加する気配が見られず現在に至っている。

2009年に調査された韓国の有配偶女性の理想子ども数は平均1.97人、予定子ども数は平均1.94人、実際に出産した子どもは平均1.66人である（Lee, S. S. et al. 2010）¹⁶。一方、日本の有配偶女性の理想子ども数は平均2.42人、予定子ども数は平均2.07人、実際の出生子ども数は1.71人である（国立社会保障・人口問題研究所2011）¹⁷。日本の有配偶女性が理想の子ども数を持たない理由として「子育てや教育にお金がかかりすぎる」と答えた女

¹⁴ 家族計画プログラムの標語を時期別にみると、1961年「適切に産んで立派に育てよう」、1963年「頭ごなしに産んだら乞食になることを免れない」1966年「3人の子どもを3年おきに産んで35歳以前に断産しよう」、1971年「娘・息子を区別せずに2人だけを産んで立派に育てよう」、1980年「立派に育てた娘1人は10人の息子もちも羨ましくない」、1982年「2人も多い、1人を産んで家族団らん」、1986年「1人で十分、わが家は1人娘」、1990年「お母さんの健康、子どもの健康、少なく産んで明るい生活」等の標語がみられた（We 2011）。

¹⁵ 出生率低下の危機感を認識して本格的に政府が乗り出したのは、2003年の盧武鉉（ノム・ムヒョン）政権からであり、その後2005年5月に「低出産および高齢社会基本法」が作られ、大統領直下に低出産・高齢社会委員会を置き、大統領自身が委員長になった。それから2006年に出生奨励および高齢社会を準備するための5か年計画である「セロマジプラン2010」が発表された。全盤的な韓国の出生力低下の要因や「セロマジプラン2010」の詳細な内容とその評価は鈴木（2009）を参照されたい。2011年には「セロマジプラン2015」が発表され現在推進されている。

¹⁶ この調査は2009年に実施された「2009年全国結婚および出産動向調査」であり、調査対象は20～44歳の有配偶女性および未婚男女である。

¹⁷ この調査は2010年に実施された「第14回出生動向基本調査（結婚と出産に関する全国調査）」であり、調査対象は有配偶者の場合、50歳未満の有配偶女性、無配偶者の場合は18～50歳未満の未婚男女である。

性が約 60%であり（国立社会保障・人口問題研究所 2011）、韓国の有配偶女性が出生を諦めた理由として「養育費および教育費の負担」が約 37%を占めている（Lee, S.S. et al. 2010）¹⁸。この結果から子どもの費用が増加していることにより子どもの出生が抑制されていることが垣間見える。子育て費用の大きな部分を占める教育費に関しては次節でみることにする。

両国は結婚しない限り子どもを産まない共通点がある。両国の婚外子の割合は約 2%であり（日本：2.15%、韓国：2.11%）¹⁹、北欧の約 4～5 割に比べるとかなり低いものである（津谷 2003）。したがって、結婚は子どもの出生と密接な関係にあるといえるのであり、上述のように、女性は生物学的に子どもを出産できる年齢が限られているため、結婚が遅れば遅れるほど子どもの出生も遅くなるとともに出生できる子ども数も限られてくる。

表 1-1 は 1970～2010 年の両国における初婚年齢（SMAM）²⁰と生涯未婚率²¹を表している。1970 年の初婚年齢は女性に若干の差があるが、それほど両国の差がみられない。その後 2000 年直前までは、日本男性が先に年齢が上がり、韓国男性が後を追うような形をとっているが、2000 年からは韓国男性が日本男性より高くなっており、2010 年に日本男性が 31.2 歳に対して韓国は 33.2 歳である。韓国女性は 1970 年には日本女性より初婚年齢が低かったが、1980 年代から急速に上がり、2010 年には日本女性が 29.7 歳、韓国女性が 30.2 歳のように日本女性より高くなっている。

¹⁸ 日本の調査は複数回答である。

¹⁹ 日本の出所は国立社会保障・人口問題研究所（2012b）、韓国は統計庁の人口動向調査（2011）である。

²⁰ SMAM とは Singulate Mean Age at Marriage の略であり、人口静態統計（人口センサス）から算出することができる。一般の初婚年齢は人口動態統計（婚姻している人々からの届け出により作成される統計）からの平均であり、すなわち、初婚を経験している者のみの平均であるため、初婚未経験の者は除外されてしまい、統計にバイアスがかかってしまう。要するに、未婚者を考慮した平均初婚年齢ともいえる。

²¹ 生涯未婚率は 50 歳時の未婚率であり、45～49 歳の未婚率と 50～54 歳の未婚率を平均した数値である。

表1-1 初婚年齢(SMAM)と生涯未婚率(1970～2010年)

	日本				韓国			
	男性		女性		男性		女性	
	初婚年齢 (歳)	生涯未婚率 (%)	初婚年齢 (歳)	生涯未婚率 (%)	初婚年齢 (歳)	生涯未婚率 (%)	初婚年齢 (歳)	生涯未婚率 (%)
1970	27.5	1.7	24.7	3.3	27.2	0.2	23.3	0.1
1975	27.7	2.1	24.5	4.3	27.5	0.3	23.8	0.2
1980	28.7	2.6	25.1	4.5	27.4	0.4	24.2	0.3
1985	29.6	3.9	25.8	4.3	28.0	0.7	24.9	0.4
1990	30.4	5.6	26.9	4.3	28.7	0.6	25.6	0.5
1995	30.7	9.0	27.7	5.1	29.6	1.0	26.3	0.8
2000	30.8	12.6	28.6	5.8	30.9	1.8	27.5	1.4
2005	31.1	16.0	29.4	7.3	32.1	2.7	28.9	1.7
2010	31.2	20.1	29.7	10.6	33.2	5.8	30.2	2.8

出所) 日本:『人口統計資料集』(2012)、韓国:1970-2005年はKim, S. K., K. H. Chun, T. H. Kim, S. H. Lee, Hiroshi Kojima, Toru Suzuki, Ryuzaburo Sato(2006b)『超低出産国家の出産動向と政策対応に対する韓日比較研究』、韓国保健社会研究院から抜粋、2010年は韓国の人口センサスデータから筆者算出。

一方、生涯未婚率は男女ともに日本の方が圧倒的に高い。2010年の日本男性の生涯未婚率は20.1%、日本女性は10.6%に比べ、韓国男性は5.8%、韓国女性は2.8%で日本より低いことがわかる。しかし、2000年代に入って韓国の生涯未婚率の増加幅がそれ以前より大きくなってきており、韓国男性における2005～2010年間の変化は日本男性の1980～1990年間の変化とほぼ同率である。また、韓国女性の増加も2000年代に入って増加の兆候が見え始めており、2000年に1.4%から2010年に2.8%になっている。結婚は男女が一緒になって行われるイベントであるため、近年急速に増加する韓国男性の生涯未婚率から考えると、韓国女性の生涯未婚率も今後増加すると予想される。また、韓国は上述のように根強い男児選好により1980年代半ばから2000年初頭まで不均衡な男女の出生性比がみられたこともあり、出生性比の乱れがみられなかった日本でさえ2010年に20%に達していることからすると、韓国男性の生涯未婚率の増加は今後加速するであろう。

両国の未婚男女は結婚についてどのように考えているのか。韓国の調査では「結婚をした方が良い」と考える未婚男性は69.8%、未婚女性は63.2%であり(Lee, S. S. et al. 2010)

22、日本は「いずれ結婚するつもり」と考える未婚男性は86.3%、未婚女性は89.4%である(国立社会保障・人口問題研究所2012a)。この統計を見る限りでは、両国の未婚男女の

22 これは結婚の必要性に関する考えを尋ねる項目で、選択肢は「必ずしなければならない」、「した方が良い」、「してもしなくても良い」、「しない方が良い」、「わからない」の5つであり、「必ずしなければならない」と「した方が良い」を足した数値である。

結婚意欲は低くはないようにみえる。それにもかかわらず、生涯未婚率や初婚年齢の増加は、本人の意思を貫き通せない周辺環境の問題によるものが大きいことを物語っているかもしれない。

1－2 学校教育制度と教育費

1) 学校教育制度と教育熱

日本と韓国の教育体系はほぼ同様であり、小・中・高・大学に至る 6－3－3－4 というような教育制度を持ち、中学まで義務教育としている。しかし、韓国の選抜試験は大学入学に集中しており、有田（2006）は韓国の大学選抜を「大学進学段階集中型・国家管理型・一元選システム」と表現している。一方、日本は小・中・高校の受験のように分散されており、大学の付属学校に入れば、大学まで選抜試験なしに進学できる制度は韓国では見られない。そして、韓国の小・中・高校は公立・私立を問わず、居住地により割り当てられる制度であるため、公立学校と私立学校の差はないが、特殊目的高校²³という学校は優秀な学生を独自の選抜方式で学生を募集しており、一般の学校より学生の能力が高い。大学は専門大学と一般の大学があり、専門大学は 2・3 年制であるが、一般の大学は医学や薬学等の学科を除く 4 年制である。韓国の専門大学の位置は日本の高等専門学校に類似している（有田 2006）。

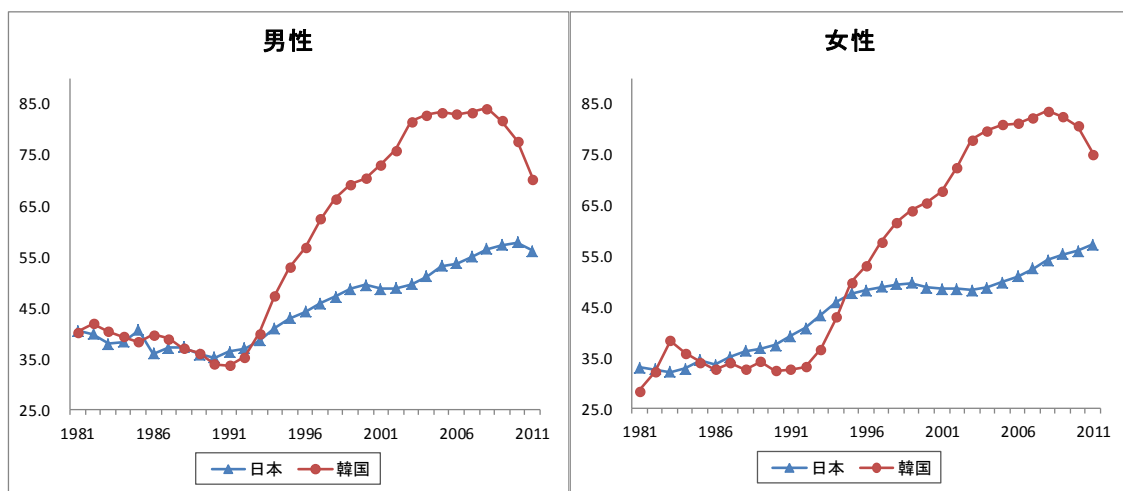
韓国社会には日本では稀にしかみられない光景があり、しばしば日本のマスコミにも紹介されるほどである。例えば、日本のセンター試験にあたる修学能力試験日の朝、交通渋滞等で試験場に遅れて警察のバイクの後ろに乗って試験場に入ってくる受験生の姿や、学校の後輩達が試験場の正門の前で、試験場に入ってくる先輩達を応援する姿、そして試験

²³ 外国語や科学等に才能がある学生を受け入れる学校であり、将来その分野で活躍することが期待され選抜されているが、近年は専門と関係のない上位大学の学部に進学することが目立ち、日本の有名進学校のような意味を持つ傾向になりつつある。

場の正門等に餅飴を貼り付ける姿は定番の光景である²⁴。また、試験当日に公務員は普段より1～2時間遅らせて出勤したり、試験の聞き取りの問題が流れる時間帯は飛行機を飛ばすことを禁じたり、車のクラクション使用を控えたりするなど、修学能力試験日は国家の一大イベントとも言えるほどである。

韓国の教育熱は、さまざまな要因から起こっていると考えられるが、大きな要因としては、大学受験が「1本勝負」であるという制度的な面が教育熱を過熱させる1つの要因であると考えられる（Kim, K. G. 2004、有田 2006）。上述のように韓国の中学校と高校は選抜試験がなく、学区に割り振られる仕組みであり、大学進学のためには修学能力試験を必ず受けなければならない。よって、修学能力試験の結果でその後の人生が決まると言っても過言ではない²⁵。このように学歴が本人のライフコースに甚大な影響を及ぼす韓国社会では、大学受験のために教育熱が高まることは理解に苦しまないであろう。

図1-4 大学進学率の推移(1981～2011年、%)



資料) 日本: 文部科学省「学校基本調査」(2012)、韓国: 教育科学技術部「教育統計年報」から筆者作成
 注) 日本の進学率には4年制大学・短期大学、韓国は4年制大学・2年制の専門大学・その他の大学が含まれている。

²⁴ 正門に餅飴を貼り付ける理由は、韓国語で「受かる」という言葉が「貼り付ける」と同音異義語であり、餅飴の持つ粘りのように合格してほしいという願いが込められている。

²⁵ もちろん、大学の入学選考には大学別の論述試験、学校生活記録簿（内申）や奉仕活動等も含まれるが、修学能力試験を反映する割合が最も高い。例えば、2012年度の4年制大学の文系の場合、修学能力試験の反映率が60%以上である大学の割合は83%（169/203）であるが、その中に100%の反映率は43%（88/203）である（韓国大学教育協議会 2011）。特に100%の反映率の中には有名な私立大学の大多数が入っている。

日本も教育熱が高く、有名な私立学校に入学させるために子どもに莫大な教育費を費やす親が存在する（東洋経済新報社 2008）。しかしながら、センター試験日に韓国のような姿はさほどみられず、韓国よりは若干沈静化しているようにみえるが、高い教育熱を持つ国であるのは確かである。

このような教育熱は大学等進学率に明確に表れており、図 1-4 は 1981～2011 年の両国における男女の大学等進学率を表している。日本の大学等進学率には 4 年制大学・短期大学、韓国は 4 年制大学・2 年制の専門大学・その他の大学が含まれている。図 1-4 をみると、大学等進学率は男女ともに韓国の方がかなり高いことが見て取れる。韓国の大学等進学率は 1990 年以前までは男女とも日本とそれほど差はなかったが、1990 年代から急速に増加しており、近年は若干下降してきているが、最も高かった時期は男性が 2008 年の 84.0%、女性が同年の 83.5%である。両国ともに大学等進学率の男女差はほとんどなく、2011 年から両国とも女性の大学等進学率が男性より高くなっているのは興味深い。

なぜ両国は教育熱が高く、大学に進学をさせるだろうか。ひとつは、「職業威信」にあるだろう。韓国は朝鮮時代から「士農工商」という「四民」思想が強く、「士」を最も高貴な者とし、「農工商」は軽視する風潮があった。要するに、「農工商」のように体を使って仕事をすることを推奨しないということである。それは現在も人々の意識に存在しており、体を使って仕事をする職業はなるべく控える傾向があり、ブルーカラーのような労働者はそれほど評価されず、親は自分の子どもができればオフィスに働くホワイトカラー職に就くことを願う²⁶。日本の職業威信は韓国と似通うところがあり、江戸時代に「四民」思想が存在していたが、鈴木正三が述べるように「職業には差はなくそれに従事する心が大事である」という思想が強い（鈴木 1962）。職業威信の評価は韓国の方がより極端に偏っており、ホワイトカラーと非ホワイトカラーが上下に二極化している（有田 2006）。そのホワイトカ

²⁶ 韓国人自身の職業威信に対する評価が高いグループとしては、専門技術職、管理職、事務職のようなホワイトカラーであり、非ホワイトカラーは自ら就いている職業であってもかなり低い評価を下している（有田 2006）。

ラー職に就くためには必ずと言っていいほど大学を卒業しなければならない。このような教育熱は親の子どもの教育達成度を上げるための競争を煽り、それが高い教育費支出をもたらしている。

また、両国の親は子どもを出世させる願望が強く、その責任感が強い親である（Brinton 1992, Tsuya and Choe 2004）。Kim, K. G. (2004) によると、韓国の親は自分の価値（親）は家族構成員（子ども）が成し遂げた結果から評価されるという考え方があり、例えば、一流大学や有名な大手企業に子どもを入れることができれば、それは子ども本人のみならず親のステータスにもなるのである。

2) 教育費

前項でみたように高い大学進学率は進学するための費用（例えば、学習塾や家庭教師等の費用）や進学してからの学費等の高い教育支出にもつながり、家計の重い教育費負担になりかねない。2012年に刊行されたOECDの「Education at a Glance 2012」はOECD諸国におけるGDPに占める学校教育費支出の割合が調査されている（表1-2）。まず、日本を見ると、初等・中等教育に対する政府の支出はOECD平均3.7%に比べ、2.7%であり、高等教育は平均1.1%に比べ、0.5%のように低い水準である。次に、韓国を見ると、初等・中等教育に対する政府の支出は3.6%、高等教育は0.7%であるように、両国ともOECDの平均より低いことが見て取れる。

表1-2 GDPに占める学校教育費支出の割合(%)

	日本		韓国		OECD平均	
	政府	民間	政府	民間	政府	民間
初等・中等教育	2.7	0.3	3.6	1.1	3.7	0.3
高等教育	0.5	1.0	0.7	1.9	1.1	0.5

出所) "Education at a Glance 2012", OECD(2012a)

一方、日本の民間の場合、初等・中等教育はOECD平均0.3%に対し0.3%、高等教育は

平均 0.5%に対し 1.0%である。韓国の場合、初等・中等教育は 1.1%、高等教育は 1.9%である。上述のように政府の支出は OECD 平均より低い値を示しているが、民間の場合は両国とも OECD 平均より高く、日本より韓国の民間支出がより高いことが見て取れる。特に、韓国の高等教育の民間支出は、日本の 2 倍、OECD 平均の約 4 倍にも上るほどの高い値である。要するに、これは高等教育の場合、政府からの支出不足分を民間で賄うことを意味する。

ただし、表 1-2 から注意を払うべきは、この統計には学校教育費のみが入っており、学習塾やレッスン等に費やされる学校外教育費の支出は入っていない。もしその費用が加わると、さらに一般世帯の教育費負担は重くなる一方であると考えられる。実際 2011 年に実施された韓国の「私教育実態調査」では学校外教育費に費やす費用の全額が約 20 兆ウォンにのぼるとしている。2011 年の名目国内総生産 (GDP) が約 1,237 兆ウォンであり²⁷、GDP に占める割合を計算するとおよそ 1.6%である。しかし、この数値は少子化によりかなり減っているものであり、8 年前に実施された 2003 年の調査では GDP の約 2.7%であるとしている (韓国教育開発院 2003)。

表 1-3 学校種別にみた子ども 1 人あたりの年間補助学習費と年間家計所得に占める割合
(日本:2010年、韓国:2011年)

	1人あたりの年間金額(円、ウォン)			年間家計所得に占める割合(%)		
	日本		韓国	日本		韓国
	公立	私立		公立	私立	
小学校	206,937	584,069	2,888,000	3.4	9.5	6.3
中学校	292,562	278,863	3,141,000	4.8	4.5	6.8
高校	155,795	237,641	3,108,000	2.5	3.9	6.7

資料) 日本:「平成22年度子どもの学習費調査」(文部科学省 2011)、「家計調査(家計収支編)」(統計局 2011)、韓国:「2011年私教育実態調査」(統計庁 2011)、「家計動向調査」(統計庁 2012)

注1) 年間所得は両国とも全国2人以上世帯の平均である。

注2) 日本の高校は全日制、韓国の高校は一般高である。

注3) 年間家計所得に占める割合は上記の資料から筆者算出。

表 1-3 は学校種別にみた子ども 1 人あたりの年間補助学習費とその年間補助学習費が年

²⁷ 出所: Bank of Korea Economic Statistics System

間家計所得に占める割合を示したものである。日本は在籍している学校が公立か私立かによって差があるため、両者を分けている。また、日本の高校は全日制、韓国は一般高の集計である。年間家計所得は全国 2 人以上世帯の平均である。集計をみると、1 人あたり年間金額は日本の場合、中学校は若干低い、概ね公立より私立が高いことがわかり、公立は中学校、私立は小学校が最も高い。一方、韓国は小学校が若干低い、中学校と高校との差はないことがわかる。

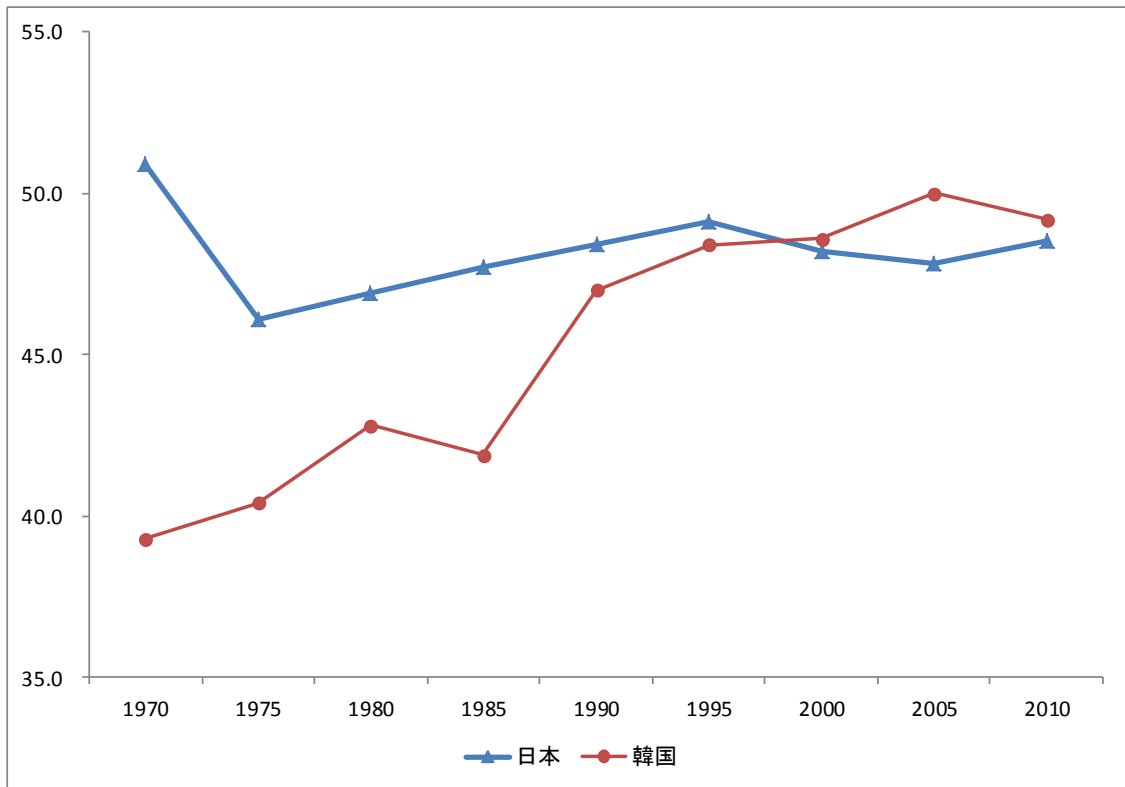
金額だけではその水準がわからないため、年間家計所得に占める補助学習費の割合をみると、日本の公立は 5%未満、私立も小学校を除く 5%未満である。しかし、韓国はすべて 6%以上になっており、仮に中学校と高校に通う子どもが 2 人いるとすると、日本家計の負担は約 7~8%であるが、韓国は 13.5%になるように日本より家計の負担は高いと考えられる。しかしながら、韓国は 7~8 割の高校卒業生が大学に進学するため、大学の学費も家計の負担を重くする要因である。表 1-2 でみたように高等教育（大学以上）における民間の支出は OECD 平均より日本が 2 倍、韓国は 4 倍になっている。さらに、政府の負担割合でみると、OECD 平均の 70.0%に比べ、日本は 35.3%、韓国は 26.1%であるように、両国ともかなり低いことが見て取れる（OECD 2012a）。

1-3 女性就業と労働市場

従来の労働経済学では、労働供給は個人の時間と予算制約の下で効用を最大化することにより決定されるとする。その際に考慮される要因が余暇であり、効用を最大化する労働時間と余暇時間の配分を決定することである。その配分にかかわる重要な要因は賃金による効果、すなわち、代替効果と所得効果であり、代替効果は賃金増加により余暇時間の価格が上がるため、その分労働時間を増やす一方、所得効果は賃金増加による所得の増加が余暇需要を増加させ、労働時間を減らすことである。したがって、賃金増加による代替効果が大きい個人は労働時間を増やし、所得効果が大きい個人は労働時間を減らすことにな

る。

図 1-5 女性の労働力率(1970~2010年、%)



資料) 日本: 国立社会保障・人口問題研究所「人口統計資料集」(2012)、韓国: 統計庁「経済活動人口調査」から筆者作成

しかし、女性の就業は労働時間の観点から考慮する前に、女性が労働市場に参加しているか否かについてみるべきである。なぜならば、女性の労働市場に参加する割合は男性より小さいからである。実際、日本と韓国女性の労働力率は2010年50%弱であり(図1-5)、日本女性は1970年から50%前後に推移しているが、韓国女性は1970年に40%を下回りその後徐々に増加していることがわかる。両国における女性の労働力率の水準はOECD諸国からみると、34か国の中で(平均:61.8%)、日本は20位(63.0%)、韓国は31位(54.9%)で韓国の方がかなり低い(OECD 2012b)²⁸。仕事をしている女性の全女性に占める割合が

²⁸ OECDと図1-5の数値が異なっているが、これは年齢幅の違いによるものであると考えられる。図1-5の日本のデータは「国勢調査」から算出された数値であり、年齢は15歳以上人口になっているに比べ、OECDの統計は15~64歳である。韓国のデータは「経済活

約半分しかないということは、なんらかの理由で女性の就業が抑制されていることを意味するだろう。その理由としては、ジェンダー役割意識、雇用慣行、労働市場の需要や税制であると考えられる。

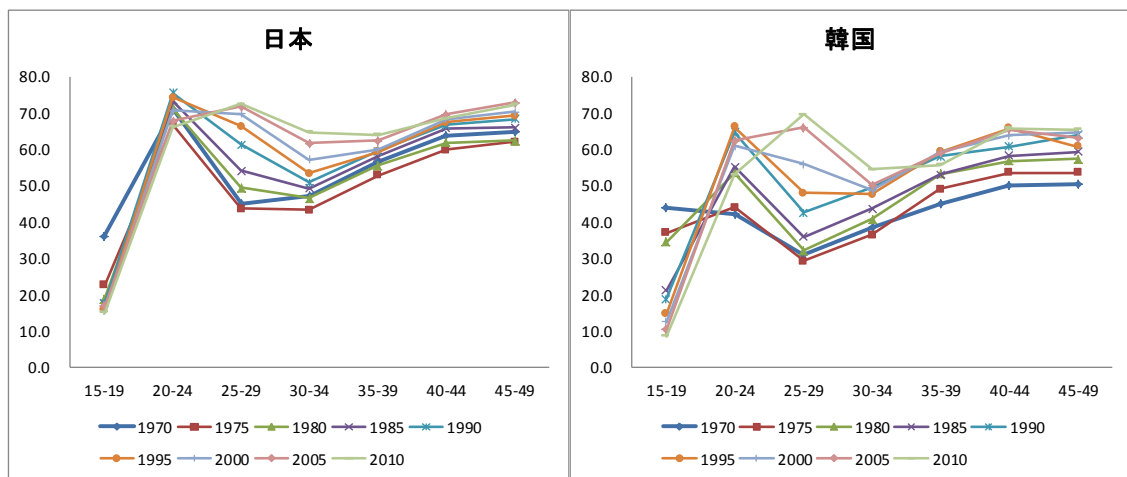
伝統的なジェンダー役割意識は「男性は外で仕事をし、女性は家を守る」というような意識であり、その意識が強い社会ほど女性の出生率が低く (McDonald 2000)、また、男性の家事・育児等の家庭内労働への参加も低い (Tsuya and Bumpass 2004)。日本と韓国は上述したように伝統的な「男系社会」であり、ジェンダー役割の意識が強い社会である。家庭内で有配偶男性（夫）が家庭内労働（家事・育児）に費やす時間をみると、日本の場合、男性が1日平均0.8時間に比べ、女性は4.8時間であり（総務省 2012）、その差は約6倍にのぼる。一方、韓国は平日1日平均でみると、男性は0.6時間、女性は4.7時間であり（統計庁 2009）、その差は約8倍である。比較のためにアメリカをみると、男性は1日平均2.3時間、女性は3.6時間であり（U. S. Bureau of Labor Statistics 2011）、その差は約1.6倍である。これをみると、日本と韓国の男性は家庭内労働に費やす時間がかなり低いことがわかる。しかし、上記の集計は女性の就業有無を考慮していない有配偶男女の平均であり、女性が働く場合、すなわち共働きの場合をみると、日本男性は0.5時間、女性は3.9時間でその差は約8倍であり、日本男性の家庭内労働時間は全体の平均より減少していることがみられる。一方、韓国男性は0.6時間、女性は3.3時間でその差は約5倍であり、全体の平均よりその差が縮小しているが、それは女性の家庭内労働時間が減少したことによるものであり、両国とも妻が働いても夫は家事や育児をする時間を増やさない傾向がみられる。

女性の労働力を年齢別にみると（図 1-6）、両国ともにグラフの形が M 字を描くという大きな特徴がある。日本は 1970 年から M 字型になっているが、韓国の 1970 年は M 字というよりは V 字に近い形をとっている。このことは当時の年齢が低い女性（15～19 歳）の

動人口調査」から得られたデータであり、日本と同様に対象は 15 歳以上人口になっている。

労働力化が現在より進んでいたことによるものであると考えられる。しかし、1980年代からは明確な M 字型になっていることがわかる。若年層の中で労働力率が最も高かった 20～24 歳層が 2000 年代に入ると、25～29 歳層に変わっており 2010 年は両国とも 70%に達している。

図 1-6 女性の年齢別にみた労働力率(1970～2010年、15～49歳、%)



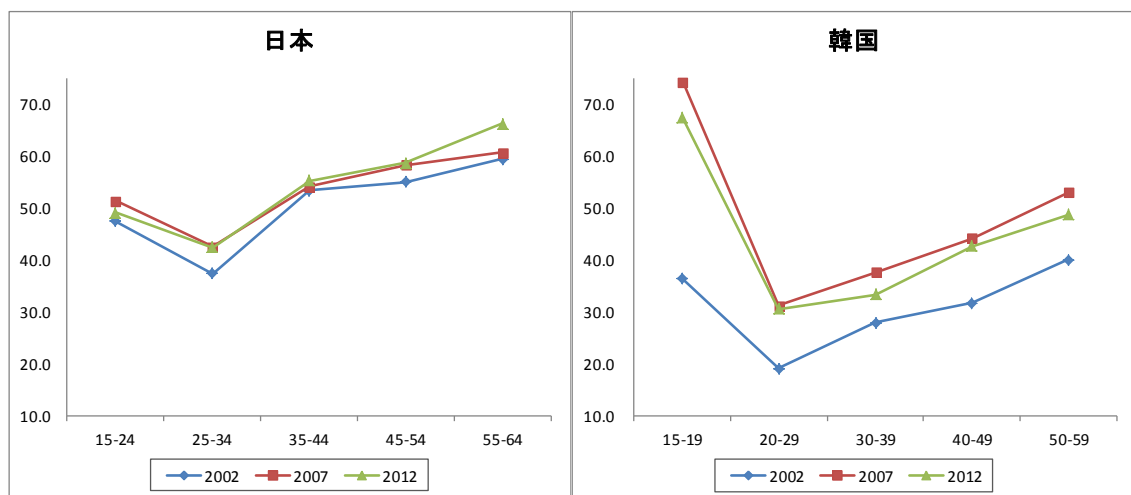
資料) 日本: 総務省統計局「国勢調査」、韓国: 統計庁「経済活動人口調査」から筆者作成

労働力率の曲線が M 字を描くということは、仕事を始めてからある時期に一旦非労働力化し、その後、ある時期にまた労働市場に戻ることを意味する。すなわち、仕事と家事・育児の両立が難しいことによるものである (Hwang, S. K. 2002、津谷 1999、今田・池田 2004)。非労働力化する時期は大概結婚や子どもの出生に伴う子育てによるものであり、子どもがある程度成長してから、再び仕事を始めることが M 字型の労働力率曲線になる理由である。図 1-6 からその時期を推察すると、1970 年代には 20 代前半であったが、2000 年代からは 20 代後半から 30 代前半になっている。これは表 1-1 でみた女性の初婚年齢の増加と一致する。ところが、2000 年代の労働力率における 25～29 歳から 30～34 歳までの下降傾向は、日本より韓国の方が著しいことがわかり、日本の M 字型は徐々に弱まってきている。

日本の雇用慣行は、経済の不況やグローバル化により弱まってきているものの、終身雇

用と年功序列で表される内部労働市場を重視する社会であるということであり実証研究もこれを証明している（Mincer and Higuchi 1985、大竹 2001）。一方、韓国も日本でみられるような終身雇用と年功序列が強い社会ではあったが、1990 年代後半と 2008 年の後半に起きた経済危機や不況を経験しながら、雇用安定性が大きく揺らいできている。しかし、内部労働市場を重視する傾向は大企業を中心にまだ存在しているとの見解が主流である（Jung, E. H. 2008）。

図1-7 女性の年齢別にみた非正規職割合（2002年～2012年、%）



資料) 日本:総務省統計局「労働力調査」、韓国:統計庁「経済活動人口調査の付加調査」から筆者作成

注1) 日本の「労働力調査」は各年7～9月期、韓国の「経済活動人口調査の付加調査」は各年8月の統計であるが、2012年のみ3月である。

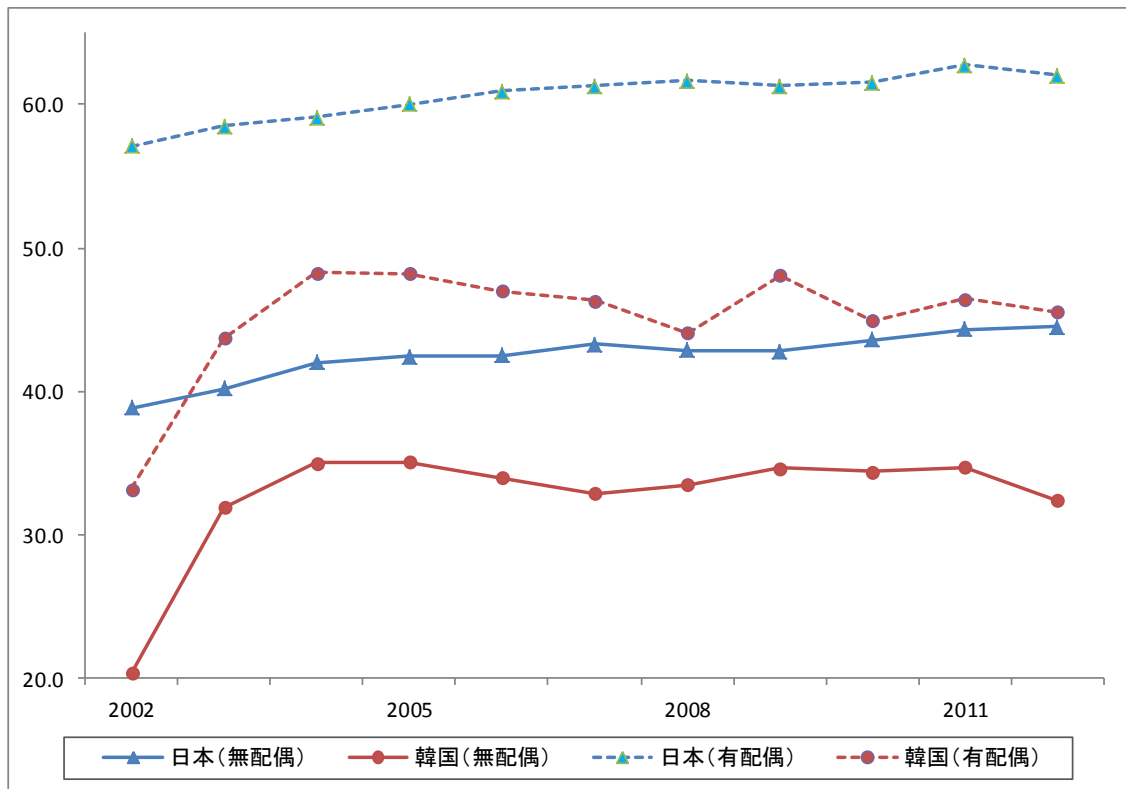
注2) 日本の非正規職は「パート、アルバイト」、「派遣・契約・嘱託」、「その他」であり、韓国は「(非)期間制勤労者」、「時間制勤労者」、「派遣・日雇・その他」である。

このような雇用慣行の下で一度労働市場から離れてしまうと、元のところに復帰することはかなり難しく、仕事を希望してもパートやアルバイト等の勤務を余儀なくされる。このことは有配偶女性の非正規化を促進させると考えられる。図1-7は2002～2012年の女性の年齢別にみた非正規職の割合であるが、両国とも初婚を経験し子どもを出生する主な年齢層は低くなっているが、その後の年齢層からは徐々に増加していることがわかる。

この傾向をより詳細に検討するために、配偶別に非正規職の割合を示したのが図1-8である。ここで無配偶には離別・死別を含んでいる。図をみると、両国とも無配偶より有配偶女性の非正規職割合が高いことが見て取れる。また、日本の割合は韓国よりかなり高く、

2012年に日本が62.0%であるに比べ、韓国は45.6%である。

図1-8 女性の配偶別にみた非正規職割合(2002年～2012年、%)



資料) 日本:総務省統計局「労働力調査」、韓国:統計庁「経済活動人口調査の付加調査」から筆者作成

注1) 日本の「労働力調査」は2002～2009年までは年平均、2011年は10～12月期、2012年は1～3月期の平均、韓国の「経済活動人口調査の付加調査」は各年8月の統計であるが、2012年のみ3月である。

注2) 無配偶は死別・離別を含む。

注3) 日本の非正規職は「パート・アルバイト」、「派遣・契約・嘱託」、「その他」であり、韓国は「(非)期間制勤労者」、「時間制勤労者」、「派遣・日雇・その他」である。

この差は両国における労働市場や税制の差異によるものであり、Choe et al. (2004) によると、韓国の有配偶女性の労働市場参加率が低いことを、彼女等が選択できる短時間労働の数が少なく、仕事をするならば、長時間労働をするかそれができなければ仕事を諦めるしかないことによるものであるとする。一方、日本の場合は配偶者控除が挙げられる。これは配偶者がパートやアルバイト等の就業をする場合を想定して作られた税制であり、配偶者を補助的な収入源であると見做すものである。正規職で働く妻は収入が一定額（合計所得金額が年間38万円）以下ではないと考えられるため、配偶者としての控除は適用されないだろう。もちろん、妻が主な収入源で夫が補助的な収入を得る場合もあり得るがそ

れはごく少数であると考えられる。韓国にも配偶者控除はあるが、上述した理由や控除金額の少なさにより労働力率に影響を与えるような効果は小さいと考えられる²⁹。

次章からは以上の出生力変動や女性の労働の一般論的な背景を踏まえて、日本と韓国の比較分析を行い、最後に適切な政策インプリケーションを提案する。

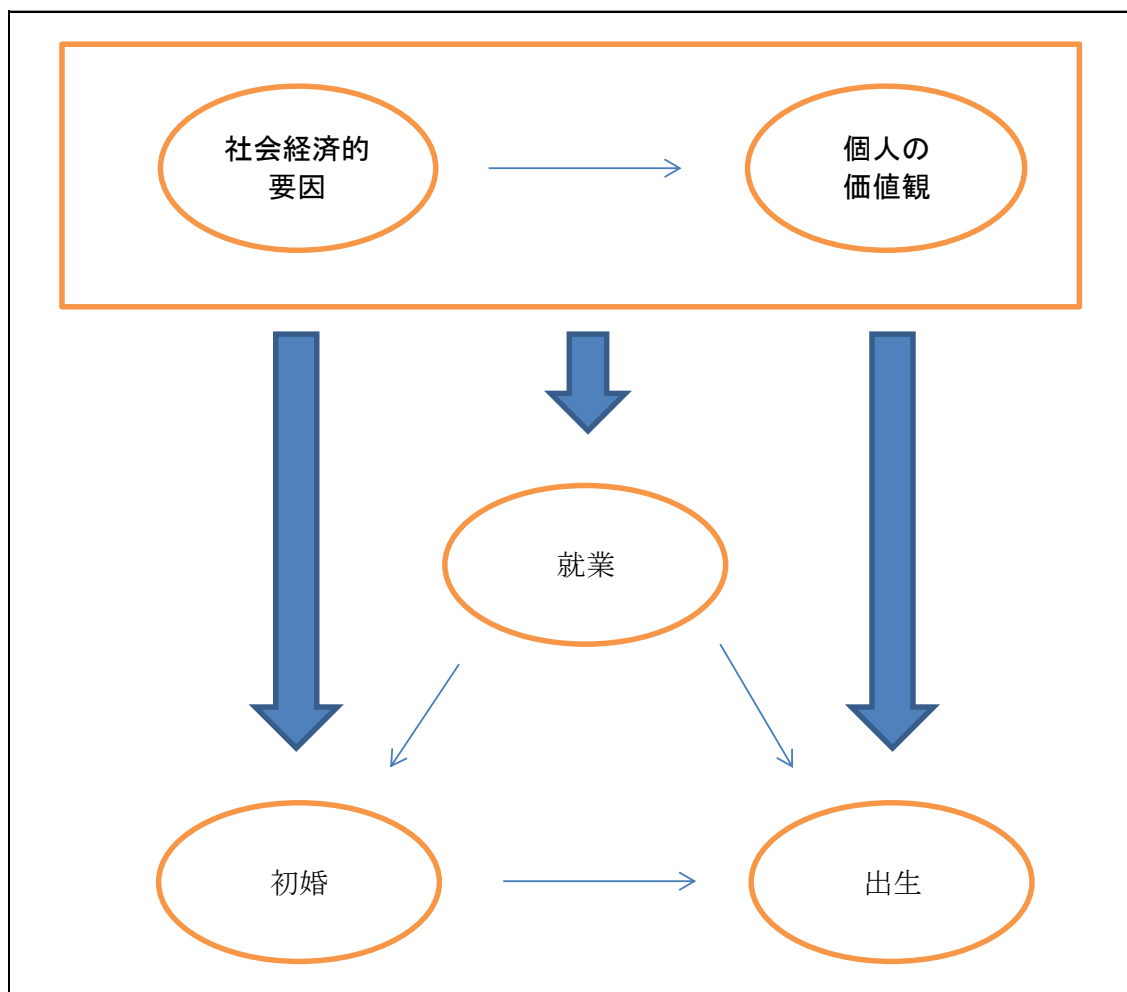
²⁹ 韓国の配偶者控除の対象額は合計所得金額が年間 100 万ウォン以下であり、給与所得は 500 万ウォンである。この金額を 2 人以上世帯の平均年間所得 4,610 万ウォン（2011 年）でその割合を計算すると約 11%である。日本の場合は 2 人以上世帯の平均年間所得 613 万円（2010 年）で計算すると約 17%である。また、韓国の控除金額は年間 150 万ウォンであり、割合を計算すると、日本は約 6%、韓国は約 3%であるというように配偶者控除のインセンティブは日本が高い。

第2章 分析の枠組みとデータ

2-1 分析の枠組みおよび研究の構成

本章では本稿の分析枠組みや理論モデルを提示する。図2-1は全体の分析枠組みを示している。出生力は第1章で概観したように様々な要因により変動すると考えられる。本稿ではその中でも社会経済的要因と女性の就業という要因を考慮して出生力に与える影響について分析を行うが、就業に影響を与える要因、すなわち、子どもに費やす教育費も考慮に入れる。

図2-1 分析の枠組み



本稿の分析プロセスは、まず第 3 章で初婚と出生行動について分析を行う。第 1 章で叙述したように両国には結婚をしない限り子どもを産まない傾向があるため、出生力の分析に結婚は欠かせない要因である。したがって、第 3 章では「就業」→「初婚」→「出生」と「就業」→「出生」への経路について検証する。両国における女性の年齢別の労働力率曲線は M 字型をしており、このことは就業と初婚・出生の間に密接な関係があると考えられるため（第 1 章参照）、就業と初婚、そして就業と出生行動の関係について分析を行う。

次いで第 4 章では「社会経済的要因」→「個人の価値観」への経路について分析を行う。特にこの章では子どもの養育費（教育費）が出生意欲に与える影響に焦点を当てる。個々の女性（夫婦）は子どもを産む前に、自分たちの経済状況や周りの環境などを考慮して、子どもを産むかどうかという計画を立てると考えられ、これがいわゆる出生意欲である。出生意欲は出生行動ではなく、出生意欲が高い女性が実際出生することにつながるとはいえないが、実際の出生行動と密接な関係があることは確かである³⁰。これを基に「出生意欲」≡「出生行動」であるとみなすことができれば、「社会経済的要因」→「出生」という関係性が確立される。そこで養育費に加えて男児選好が出生意欲に与える影響について検討する。

第 5 章では「社会経済的要因」→「就業」の経路を検証する。この章で表す「社会経済的要因」は子どもの教育費である。子どもに対する過剰な教育支出によって、子どもの教育費のためにそれまで専業主婦であった母親が働き出す可能性があり（Tsuya and Choe 2004、Jung, N. I. 2007）、第 5 章では子どもに対する教育費と母親の就業について分析を

³⁰ 山口 (2005) は出生意欲と実際の出生行動の間に密接な関係があることに言及しており、Schoen et al. (1999) は NSFH (National Survey of Families and Households) のデータを用いて、出生意欲と実際の出生行動間に強い相関があることを示している。ただし、子どもを産む予定が確実であるほど効果は大きくなる。例えば、クロス集計では 1 人の子どもの持つ女性は出生予定が「かなり確実 (Very Sure)」である場合、74% が次の子どもを出生しており、「ある程度確実 (Moderately Sure)」は 64.3%、「確実でない (Not Sure)」は 39.3% であることを示している。なお、Berrington (2004) も出生予定がない女性よりある女性が、有意に出生確率が上がることを確認しており、出生予定のある女性の約半分が実際次の子どもを出生したことを示している。これらの研究結果は出生意欲が実際の出生行動の代理変数として有効であることを示していると考えられる。

行う。

最後に、第 6 章では第 3 章から第 5 章で行った分析を総合的にまとめて政策的インプリケーションを提案する。次節からは以上の研究課題に関する理論モデルを簡単に提示し、本稿に用いるデータについて説明する。

2-2 理論モデル

1) 子どもに対する需要

子どもの出生に関する基本的なモデルは Becker (1960, 1991) の理論が代表的であり、本節ではその理論を簡単に紹介する。彼の理論は当時まで考えられてきた出生率と所得との正の関係が（いわゆるマルサスの理論、Malthusian Theory）、逆転している現状に問題意識を持ち、新古典派の消費者理論を適用して、子どもを持つ理由について説明している。そこで彼は「親は子どもの価格と予算制約下で、効用最大化により子どもの数を決定する」という消費者であるとする。すなわち、子どもをある種の消費財と見做している。しかし、彼のモデルは静学モデル（static model）であり、モデルで想定する予算制約が生涯を通じて変わらず、その予算制約下で効用を最大化し出生する子ども数を決定するという点で現実とはかけ離れている感が否めない。しかしその後、それを補うために動態モデル（dynamic model）を用いて、出生のメカニズムを究明する理論が次々と現れた（Michael and Willis 1976, Heckman and Willis 1976, Rosenzweig and Schultz 1985）。Becker (1960, 1991) の理論が静学モデルとはいえ、動態モデルは彼の静学モデルを基に展開しているため、基本理論としての意味は大きい。

マルサスの理論に従うと、効用関数は次のように表すことができる。

$$U = U(n, X) \quad (1)$$

$$I = \pi_X X + P_n n \quad (2)$$

(1) 式は親の効用関数、(2) 式は親が直面する予算制約であり、 n は子ども数 (quantity)、 X は財の消費、 I は家計所得、 P_n は子どもの価格、 π_X はその他の財の価格を表す。親は (2) 式の予算制約の下で効用を最大化し、最適な子ども数とその他の財の消費量を決定する。

$$\frac{\partial U}{\partial n} / \frac{\partial U}{\partial X} = \frac{MU_n}{MU_X} = \frac{P_n}{\pi_X} \quad (3)$$

(3) 式は (1) 式を (2) 式を条件に最大化問題を解いた 1 階条件である。この式から子ども数は子どもの価格とその他の財との相対価格により決定されることがわかる。すなわち、この式から子どもは所得の関数であることが推察でき、その他の条件が一定であり、子どもが劣等財 (inferior good) ではないと仮定すると、所得が増加するにつれ子ども数も増加すると予測できる。しかし、所得が増加しても子ども数は理論の通りに増加しないことで、Becker (1960, 1991) は効用関数にもう 1 つの要因を加える。

$$U = U(n, q, X) \quad (4)$$

$$I = \pi_X X + P_c q n \quad (5)$$

ここで新たに加えられた q は子どもの質 (quality) を表し、 P_c は質の価格を表す。このモデルがいわゆる質と量の相互作用 (interaction between quantity and quality) である。(5) 式は新たな予算制約を表しているが、右辺の第 2 項に質 (q) と量 (n) の掛け算となっているため、予算制約式は (2) 式と異なり非線形になっていることが特徴である。(4) 式を (5) 式を条件に最大化すると、次のように表すことができる。

$$\frac{\partial U}{\partial n} = MU_n = \lambda P_c q = \lambda \pi_n$$

$$\frac{\partial U}{\partial q} = MU_q = \lambda P_c n = \lambda \pi_q \quad (6)$$

$$\frac{\partial U}{\partial X} = MU_X = \lambda \pi_X$$

where

$$P_c q = \pi_n$$

$$P_c n = \pi_q$$

ここで注目すべきところは π_n （子どもの価格）と π_q （子どもの質の価格）であり、 π_n は質（q）、 π_q は量（n）に依存していることがわかる。子ども数は子どもの価格と質の価格により決定されるが、どちらにより大きく影響を受けるかは両者の所得弾力性（量の所得弾力性： ε_n 、質の所得弾力性： ε_q ）に依存する。仮に $\varepsilon_n < \varepsilon_q$ である親がいるとすると、子ども数を抑制し、質により多く支出することとなり、所得弾力性により所得増加が子ども数の減少につながることも考え得ることが数理的に証明される。これまで多くの実証研究は $\varepsilon_n < \varepsilon_q$ であることを示している（Rosenzweig and Wolpin 1980、Blake 1981、Lee 2008、森田 2004）。

第 4 章では多くの先行研究が示しているように子どもに対する質の所得弾力性が大きいのか、あるいは量の所得弾力性が大きいかを検証するが、養育費（教育費）を子どもの質を表す指標とみなして、出生との関係を探ってみる。ただし、第 4 章では実際の出生行動ではなく、今後子どもを持つ意欲があるかどうかという変数であるため、上記の先行研究のような検証はできないと考えられる。しかし、注 30 において説明したように、実際の出生行動と出生意欲は強い相関があるため、第 4 章の分析結果からは子どもの質と量との関係を推測することができると考えられる。

しかしながら、子どもに対する需要は子どもの性別により異なってくる。Ben-Porath and

Welch (1972) は (4) 式の子どもの質、 q は子どもの性別により異なることを考慮し、次のような効用関数を提示している。

$$u = u(c(n_b, n_g), s) = u((1 - \lambda)gn, s) = u(c_n n, s)$$

where $n = n_b + n_g$, $\lambda = n_b/n$, $c_n = (1 - \lambda)g$ (7)

$$\text{Subject to } P_n n + s = P_c c + s = y$$

ここで、 $c(\cdot)$ 関数は子どもの性別を考慮に入れた子どもの質、 n_b は男児の数、 n_g は女児の数、 s は財の消費、 λ は子どもの性比、 $c_n = (1 - \lambda)g$ は子ども 1 人あたりの質を表す。 P_n と P_c は上記と少し異なり、 P_n は割引された子どもの養育費である³¹。 P_c は子どもの性別を考慮に入れた子どもの質の価格を表す。しかし、親は既存の子どもの性別により次に産まれる子どもが男児か女児か期待をするため、(7) 式ではなく、次のような期待効用を最大化する。

$$\partial Eu / \partial n = \lambda'' \varphi_b + (1 - \lambda'') \varphi_g = \lambda'' u_b + (1 - \lambda'') u_g - p_n u_s \geq 0 \quad (8)$$

λ'' は男児を出生する確率、 φ_b と φ_g は各々男児と女児を持つことによる効用の純増加分であり、 λ に依存する。そして、 u_b と u_g は各々男児と女児を持つことによる限界効用を表す。(8) 式は既存の子どもの性別を考慮に入れた子ども数の増加による限界効用の増加を表す関数である。

親が思っている理想の性別構成があるとする、予定子ども数が一定であれば、もしその構成が達成された場合、次の子どもを産まないと考えられる。すなわち、少なくとも 1 人の男児を持ちたいと思っている女性の第 1 子が女児であれば、次に男児を産みたいと思ひ、次の子どもを持ちたいと思うはずである。もちろん、その逆も考えられる。第 4 章で

³¹ 割引する理由は (7) 式の効用関数と制約条件が一時期ではなく生涯を通じていると仮定しているからである。

は子どもの質と量との関係に加え、既存の子どもの性別 (λ) から次の子どもを産むかどうかという意欲から子どもへの性別選好について検討する。

2) 子どもの教育費と母親の就業

男性の労働供給モデルに比べ、女性の労働供給モデル、特に有配偶女性の場合は出産や育児等、考慮すべき要因が多くなる。Heckman (1974b) はそれまで女性の労働参加や賃金について分析を行った多くの研究が考慮していなかった就業していない女性のことを考慮に入れた。すなわち、女性の労働参加は女性が直面する市場賃金と女性自身の時間価値を評価する金額、いわゆる留保賃金の関係により労働参加を決定するとする。これをモデル化すると³²、

$$w^* = \mu^* x_{1i} + u_i^*, \quad i=1,2,\dots,n \quad (9)$$

x_{1i} は説明変数のベクトルである。 w^* は家事労働の価値を換算して考えることができ、例えば、子どもの数が多いほど w^* は高くなる傾向がある。もし市場賃金率を w_i とし、 $w_i > w^*$ であれば、妻は就労を選択するのである。要するに、留保賃金率と市場賃金率との比較により労働参加を選択するという意味である。ここで、(9) 式を u_i^* の標準偏差で除すると、(10) 式のような労働参加モデルを導出することができる。

$$y_i = 1(y_i^* > 0) \quad (10)$$

$$y_i^* = \mu x_{1i} + \gamma w_i + u_i, \quad i=1,2,\dots,n$$

y_i は就労をすれば1、そうでなければ0を取るダミー変数である。 w^* に影響を与える要因は、

³² Nawata and Ii (2004) を参照している。

夫の賃金や子ども数および子どもに費やす費用等の様々な要因が考えられる。その要因の中で子どもの教育費に焦点を当てて、本稿の第 5 章で行う計量分析の目的を明確にするため、簡単な、教育支出の決定を含んだ母親の労働供給モデルを提示しよう。まず、母親の効用関数と制約条件を次のように表わす³³。ただし、教育費支出、有配偶女性の就業に関する意思決定は、通常は家計単位で行われるため、ここで提示する妻の効用関数は夫婦の共通（ないし世帯）の効用関数であると仮定する。

$$\max \quad U = U(X, R, t_L)$$

Subject to

$$R = R(t_R, t_e \rho; N, A) \tag{11}$$

$$t_m w_i + V = X_m + a t_e$$

$$t_m + t_R + t_L = 1$$

$$t_R + t_e < 1$$

母親（世帯）は財の消費 X 、子どもの人的資本の蓄積 R 、母親の余暇（ないし家事・育児労働時間） t_L に依存する効用を最大化するように、労働市場に参加するか否かを含めた母親の時間配分と家計の支出配分を選択する³⁴。子どもの人的資本蓄積関数は母親が家庭で子どもに費やす時間 t_R 、すなわち家庭で行われる教育時間と、子どもが家庭外で教育を受ける場合の教育の人的資本蓄積への時間当たり効率 ρ に教育を受ける時間 t_e をかけた要因に依存し、さらに子ども数 N 、子どもの年齢構成 A から影響を受ける。就業を選択した場合、母親の時間当たり賃金を w_i 、労働時間を t_m 、母親の所得以外の世帯所得を V 、外部教育の時間当たり価格を a とする。予算制約と利用可能時間の制約の下で、効用を最大にするための 1 階条件を示すと以下ようになる。

³³ Connelly (1992) のモデルに基づく。

³⁴ 以上では、分析の便宜のため、他の家族の時間配分は所与と考えている。

$$\frac{U_{t_L}}{U_x} = w_i = \frac{U_R}{U_x} (R_{t_R} - R_{t_e} \rho) + a \quad (12)$$

(12) 式の右の 2 項は、子どもへの家庭内教育時間と家庭外教育時間の各々の人的資本蓄積への限界効果の差を、子どもの人的資本蓄積と消費の限界代替率で評価した値が、賃金と家庭外教育価格の差に等しくなるように、家庭内教育時間と家庭外教育時間の需要が決まることを意味する。(10)式の左の 2 項は、余暇と消費の限界代替率が賃金と等しくなるように調整されることを示す。したがって、余暇や家庭内教育のもたらす限界効用が相対的に高ければ、留保賃金水準が高くなり、母親が労働供給を行わない端点解の場合が生じ得る。(11)式から分かるように、妻の就業行動と教育支出は、教育費用 a や教育の家庭外教育の効率 ρ 、賃金 w_i 、夫（および他の家族）の所得 V 等の多くの要因に複雑に依存しており、第 5 章ではこれらの要因を考慮し、実証分析を行う。要するに、妻（母親）の就業と子どもの教育費用 a との関係をその他の要因をコントロールして、その影響を探ることである。

表2-1 本稿に用いるデータソース

	結婚と家族に関する国際比較調査	韓国女性パネル調査	慶應家計パネル調査	韓国労働パネル調査
英語名	Japan Gender and Generation Survey: JGGS	Korean Longitudinal Survey of Women & Family: KLoWF	Keio Household Panel Survey: KHPS	Korea Labor and Income Panel Study: KLIPS
サンプル抽出法	2段階化無作為抽出	2段階化無作為抽出	2段階化無作為抽出	2段階化無作為抽出
調査範囲	全国	全国	全国	済州島を除いた全国の都市部
調査対象	満18～69歳の男女	満19～64歳の女性	満20～69歳の男女	満15歳以上の男女
調査開始年	2004年	2007年	2004年	1998年
調査回数	2回	3回	9回	11回
調査年次(公開されたデータ)	2004年、2007年	2007年、2008年、2010年 世帯用: 世帯の所得、資産、消費等の世帯に関する項目 女性個人用: 調査対象者の家族生活に関する項目(結婚や子どもに対する考え方、子どもに関する情報、家事・育児、子どもに費やす教育費・養育費等) 仕事用: 調査対象者とその配偶者(夫)の経済活動および職に関する項目	2004～2012年 調査対象者の就業・就学・生活習慣・生活時間配分・健康状態・環境に対する意識に加え、世帯の世帯構成・収入・支出・資産・住居等、包括的なトピック	1998～2008年 調査対象者の就業・就学、就業全般に関する項目、世帯の世帯構成・収入・支出・資産・住居等、第3次調査からは子どもに費やす教育費・保育費が調査されている。
調査方法	訪問留め置き法	CAPIシステム ¹⁾	訪問留め置き法	対面調査 ²⁾
本稿での使用	第3章、第4章	第3章、第4章	第5章	第5章

注1) Computer Assisted Personal Interviewの略であり、調査員が調査対象者の各家庭を訪問してパソコンを用いて対面調査を行う。

注2) 対面調査を原則にしているが、調査対象者の帰りが遅かったり、その対象者になかなか会えなかったりする場合は、個人用の質問に限り、「訪問留め置き法」がとられている。

2-2 データソースとワークデータ

本稿に用いるデータは4つのデータである(表2-1)。まず、第3章、第4章で用いる日本のデータは「結婚と家族に関する国際比較調査(Japan Gender and Generation Survey: JGGS)」、韓国は「韓国女性家族パネル調査(Korean Longitudinal Survey of Women & Family: KLoWF)」である。第5章の日本のデータは「慶應義塾家計パネル調査(Keio Household Panel Survey: KHPS)」、韓国は「韓国労働パネル調査(Korea Labor and Income Panel Study: KLIPS)」である。

1) 結婚と家族に関する国際比較調査(Japan Gender and Generation Survey: JGGS)³⁵

GGPは国連ヨーロッパ経済委員会(UNECE)人口部が企画・実施している国際比較研究「世代とジェンダーに関する国際共同プロジェクト(GGPプロジェクト)」に参加し、ジェンダー関係と世代間関係の各国の特徴、国際間の違いを明らかにする目的で調査されたデータである。調査内容は、少子化、高齢化が進む日本社会における結婚や家族のあり方の実態を把握することが目的として、パートナー関係、出生力、家族ネットワーク、ジェンダー、高齢者ケア、結婚や子どもについての考え方、家庭生活や日常生活の実態、家計と社会保障に関する調査項目等を含む、家族に関する包括的調査であり、この分野ではおそらく日本では初めての国際比較調査である。

調査は2回行われており、第1次調査は平成15年3月31日現在、全国の市町村に居住する満18歳以上70歳未満の男女を母集団とし、層化2段階無作為抽出法によって選ばれた1,5000人を対象に、平成16年3月から4月にかけて行われた。調査方向は調査員が調査対象者の各家庭を訪問して調査票を配布し、後日、記入された調査票を調査員が再び、回収する「訪問留め置き法」である。全体の回収率は60.5%(9,074人)である。

第2次調査の調査は、第1次調査への回答者を対象としたフォローアップ調査である。

³⁵ 調査および基礎報告に関する詳細な内容は、西岡他(2005、2008)を参照されたい。

ただし、第 2 次調査では、未婚化・少子化社会を取り巻く現状のさらなる理解と政策提言に資することを中心的な課題と捉え、調査の対象は第 1 次調査時点に 49 歳以下の回答者 4,568 人（男性 2,058 人、女性 2,510 人）に限定している。第 2 次調査の実査は、平成 19（2007）年 2 月から 5 月にかけて、第 1 次調査と同様に「訪問留め置き法」によって行われた。

このデータは本稿の第 3 章と第 4 章で用いるが、第 3 章では JGGS の 2 次調査データを主に用いる。その理由は初婚や子どもの出生直前（1 年前）における就業状態が調査されているからである。第 1 次調査データは初婚の年月に関する情報を得るために使用する。第 4 章では第 1 次調査データを用いる。

2) 韓国女性家族パネル調査(Korean Longitudinal Survey of Women & Family: KLoWF)³⁶

韓国女性家族パネル調査は韓国女性政策研究院が実施するデータであり、女性の生涯に及ぶ経済活動の地位変化と家族生活の関係に加え、家族や家族に関する価値観の変化、家族関係の変化、家族形成過程とイベント、家族構造の変化を把握するためのデータを構築する目的で行われている。

このデータは全国に居住する満 19 歳～64 歳以下の女性の約 10,000 人を対象に、女性の経済活動と家族関係等について毎年追跡するパネル調査である。サンプルの抽出は 2 段階化無作為抽出法を用いて全国の 9,068 世帯の 9,997 人の女性に対して調査が行われた。調査期間は 2007 年 9 月 17 日～2008 年 2 月 12 日に行われ、補完調査が 2008 年 2 月 13 日～2008 年 2 月 27 日に行われた。調査内容は 3 つから構成されており、世帯用、女性個人用、仕事用について調査されている。世帯用は世帯の所得、資産、消費等の世帯に関する項目、女性個人用は調査対象者の家族生活に関する項目（結婚や子どもに対する考え方、子ども

³⁶ データに関する内容は Park, S. M. et al. (2008) を参照している。

関する情報、家事・育児、子どもに費やす教育費・養育費等)、仕事用は調査対象者とその配偶者(夫)の経済活動および職に関する項目が含まれている。

調査方法は調査員が調査対象者の各家庭を訪問してパソコンを用いて対面調査を行う CAPI システム方法 (Computer Assisted Personal Interview) により調査が行われた。

このデータは現在 2010 年(第 3 次)までのデータが公開されており、別途の申請がなくても誰でも入手できる³⁷。本稿では第 3 章と第 4 章で用いる。

3) 慶應義塾家計パネル調査 (Keio Household Panel Survey : KHPS) ³⁸

慶應義塾家計パネル調査は、全国の広い年齢層をカバーするパネル調査が存在していない日本の現状を踏まえて、慶應義塾大学の 21 世紀 COE が 2004 年から行っている調査であり、現在 2012 年のデータ(第 9 次)まで蓄積されている。

調査対象は層化 2 段無作為抽出法によって選定された、平成 16 年 1 月 31 日時点における満 20~69 歳の男女 4,005 人(予備対象 5 人含む)である。加えて、2007 年からは、同様の方法によって抽出された 1,419 人(予備対象 19 人含む)を対象とした調査が開始された。回答は調査員による「訪問留め置き法」で行われ、原則として配偶者等による代理回答は認めていない。2007 年からは約 1,400 世帯、2,500 人を対象に新たなコホートへの調査も開始している。また、2012 年には同様に新たに 1,012 人(予備対象 12 人含む)のコホートが追加された。

調査の質問票は、対象者の就業・就学・生活習慣・生活時間配分・健康状態・環境に対する意識に加え、対象者世帯の世帯構成・収入・支出・資産・住居など、包括的なトピックをカバーしている。加えて、初年度の調査においては、18 歳以降調査時点までの、対象者の就学・就業履歴を過去の各年にわたって回答していただく項目も用意されており、回

³⁷ <http://klowf.kwdi.re.kr> を参照されたい。

³⁸ データに関する内容は <http://www.gcoe-econbus.keio.ac.jp/post-8.html> とデータの README ファイルを参照している。

顧パネル調査（retrospective panel）としての利用も可能な設計がなされている。また、対象者が有配偶である場合、その配偶者に対しても同一の質問項目が用意されている。

4）韓国労働パネル調査（Korea Labor and Income Panel Study : KLIPS）

韓国労働パネル調査は急激な社会経済的な変動に伴い、労働市場に関するより具体的、かつミクロ的な労働政策を樹立するための信頼できる統計データを構築する目的で行われている。調査は 1998 年から行っており、現在 2008 年の調査（第 11 次）まで公開されている³⁹。抽出方法は 1995 年度の人口センサスの 10%のサンプル調査区（全国 21,675 調査区）を母集団としている。人口センサスの 10%のサンプル調査区の 21,675 調査区の中、済州島を除いた全国の都市地域を対象として層化した。調査区の抽出方法は系統抽出法が用いられ、済州島を除く全国の市部だけを対象に 1,000 個の調査区を選び、その中から 5 つの家計をランダムサンプリングした。調査が始まった 1998 年に 5,000 個の世帯と、その構成員 13,321 人を対象に、年 1 回追跡調査をしており、その世帯主の子どもが結婚等により分家すれば、その子どもも追跡調査が行われる。調査対象年齢はその世帯に居住するすべて 15 歳以上であり、15 歳未満の人が次の調査時に 15 歳に達すれば、調査対象になる。

KLIPS の標本維持率は、第 2 次が 88%、第 3 次が 81%、第 4 次が 77%、第 5 次が 76%、第 6 次が 77%、第 7 次が 77%、第 8 次 77%、第 9 次が 77%、第 10 次が 76%、第 11 次が 74%になっている。

KLIPS の設問は大きく世帯用と個人用に分けられ、個人用はまた就業者と未就業者に分けられ、就業者用はまた賃金労働者と非賃金労働者に分けられる。1999 年の 2 回調査からは、個人の労働市場の出入りや移動を綿密に観察するため、仕事別類型設問を導入した。類型設問は前回調査時の仕事と現在の仕事の持続有無などを基に 8 つの類型に分けられる。たとえば、賃金労働者で前回の仕事を今回も続けている場合は類型①、同じ場合の非賃金

³⁹ このデータも別途の申請なしに誰でも入手することができる。
<http://www.kli.re.kr/klips/en/about/introduce.jsp> を参照されたい。

労働者は類型③、前回は仕事があったが今回はやっていない場合は類型②、非賃金労働者は類型④、前回の調査以後仕事を始めて今回の調査時にもやっている場合は類型⑤、非賃金労働者は類型⑦、調査の間に一時的にした仕事がある場合は類型⑥、非賃金労働者は類型⑧というように分けて調査をしている。

調査対象者は、個人用は調査対象世帯に属する 15 歳以上の世帯構成員全員を対象にし、世帯用は世帯主、世帯主の配偶者を対象にするが、事情により答えられない場合は、世帯の情報に詳しい他の世帯構成員としている。それから、調査期間中に同居しても、お手伝いさん、個人運転手、下宿の学生、友達などの経済的な意味で世帯構成員でない人は調査対象者から除外されている。調査方法は対面調査を原則にしているが、調査対象者の帰りが遅かったり、その対象者になかなか会えなかったりする場合は、個人用の質問に限り、「訪問留め置き法」がとられている。

本稿の第 5 章では、第 4 次の調査データを用いる。第 5 章では、子どもの教育費の情報が必要であるが、それに関する情報は 2001 年の第 3 次調査から得られる。ただし、第 3 次調査は統計的な安定性等により第 4 次調査を用いる⁴⁰。

⁴⁰ 詳細は第 5 章の注 60 を参照されたい。

第3章 初婚と家族形成のタイミング

出生力変動にかかわる主な人口学的な要因は、①女性の結婚年齢のパターン、②避妊、③人工妊娠中絶、④母乳哺育の度合いと期間であり（Bongaarts 1978）、その中でも結婚と避妊が出生力に与える影響が強いと考えられている（津谷 1991）。本章では女性のライフコースにおけるイベント、すなわち結婚（初婚）、出生（第1子～第3子）について、日本と韓国の個票データを用いて比較分析を行い、その決定要因を明らかにすることが本章の目的である。また、当該イベント（初婚、出生）を経験する前の就業状態がそのイベントに及ぼす影響を与えるかについても検討する。また、本章では第2章の図2-1の分析枠組みの中で、「就業」→「初婚」→「出生」と「就業」→「出生」への経路について検証する。

出生力変動は女性の結婚年齢のパターンと有配偶出生力で表すことができる。繰り返しになるが、女性は生物学的に子どもを出産できる年齢が限られており、日本と韓国のように婚外出生の割合が低い国は、結婚の時期が遅れば遅れるほど子どもを出産できる年齢幅は小さくなり、出産に大きな影響をもたらしかねないということで、結婚と出産は出生力について分析を行う際に最も重要な要因であると考えられる。表3-1は1970～2010年までの日本と韓国における出生力低下を上述の2つの要因で分解している。日本の出生力低下は1970年から2010年まで一貫して女性の結婚年齢のパターンによる減少効果が大きいことがわかる。一方、韓国は1970年から1995年まで、有配偶出生率による減少効果が大きかったが、1995年から2010年までは結婚年齢のパターンによる効果が大きいことを示している。1970年から2010年までの変化も結婚年齢のパターンが有配偶出生率より大きいことがわかる。本章ではこれらの要因が何によってもたらされたについて分析を行う。

表3-1 合計特殊出生率(TFR)の変化の要因分解(1970～2010年)

日本						韓国					
期間	期首TFR	期末TFR	TFRの差	結婚年齢 パターンに 由来	有配偶出生率の 変化に 由来	期首TFR	期末TFR	TFRの差	結婚年齢 パターンに 由来	有配偶出生率の 変化に 由来	
1970～1995	2.13	1.42	-0.71	154.8 (%)	-54.8 (%)	4.53	1.65	-2.88	41.8 (%)	58.2 (%)	
1995～2010	1.42	1.25	-0.17	149.3	-49.3	1.65	1.22	-0.43	102.2	-2.2	
1970～2010	2.13	1.25	-0.88	151.6	-51.6	4.53	1.22	-3.31	80.9	19.1	

出所) 日本:総務省統計局「国勢調査」、国立社会保障・人口問題研究所(2012)『人口統計資料集」、韓国:統計庁「人口・住宅総調査」

注) 要因分解はKitagawa(1955)に基づいて算出された数値である。

3-1 先行研究

1) 日本の研究

結婚と出産に関する実証研究は日韓ともかなり蓄積されており、様々な角度から分析が行われている。ここでは、結婚と出産のタイミングに関するより最近の研究を中心に紹介する。

津谷（2006）は本章のデータと同様の JGGS データを用いて、同棲と初婚タイミングとの関係について分析を行っている。分析の結果、若いコホートであるほど初婚確率は減少し、学歴は初婚確率と強い負の関係があり、高卒に比べ、中卒以下は約 27% 高く、大学以上は 34% 低いことを示している。そして、同棲経験は強い正の関係であるが、その効果は若いコホートがそれ以外より大きいことを示している。また、津谷（2011）は JGGS データを用いて⁴¹、学歴と雇用の安定性が初婚タイミングに与える影響について分析を行っている。分析の結果、若いコホートであるほど初婚確率は減少し、学歴は主に女性において有意な影響があり、中卒以下は高卒より初婚確率が 62% 高く、大学以上は 43% ほど低いことが示されている。そして、初職が正規職であることは男性において有意であり、非正規職に比べ 36% 初婚確率が高くなることを確認している。

福田（2007）は、財団法人家計経済研究所が実施している「消費生活に関するパネル調査」の 1993～2006 年までのデータを用いて初婚タイミングの決定要因について分析を行っている。その結果、初婚タイミングは最近のコホートであるほど、学歴が高いほど遅れることを示しており、1975～83 年に生まれた女性は 1970～74 年生まれより 25% 低く、大学以上は高卒以下より 26% ほど低いことが示されている。そして、収入が高い女性ほど初婚確率が高いことを確認している。

津谷（2009）は本章の目的と同様に結婚から第 3 子出産へのプロセスについて、JGGS データを用いて網羅的に分析を行っている。まず、初婚確率は上述の先行研究と同様にコ

⁴¹ この研究は 2007 年に行われた 2 回目の JGGS を用いて、1 回目に 18～49 歳であり、2 回目の調査に回答した男女に限定しパネルデータを構築して分析を行っている。

ホートと学歴が有意な影響があり、初婚確率が減少するのは 1955～59 年生まれの出生コホートから始まることがわかり、1975～79 年生まれのコホートは 1935～39 年生まれより 57%低いことが示されている。学歴は高卒に比べ、中卒以下は 26%高く、大学以上は 35%低いことを確認している。また、15 歳児までの主な生育地も有意な影響があり、大都市圏に居住していた女性が郡部に居住していた女性より 24%ほど低い。第 1 子出産に関する分析は近年上昇する婚前妊娠後の結婚を考慮し、それを含む分析と含まない分析を両方行っている。すなわち、婚前妊娠後の結婚は結婚後に出生するという伝統的なプロセスと異なり、結婚と出産の因果関係が逆であり、それにより推定結果にバイアスがかかる恐れがあるからである。その結果をみると、婚前妊娠を含む場合と含まない場合に違いがあり、婚前妊娠を含む場合は出生コホートに有意な影響がなく、夫が大学以上である場合に負の影響がみられるが、含まない場合は年齢に 1965 年生まれから出産確率が有意に減少し、夫の有意性が弱くなる（1%有意から 10%有意に減少）結果を示している。第 2 子出産と第 3 子出産は女性の年齢や学歴による大きな差はみられない。第 1 子から第 3 子のおいて一貫して有意であるのは、第 3 子のおいて有意性が若干弱いものの、女性の初婚年齢であり初婚年齢が高いほどその確率は減少する結果が確認できる。

女性の就業と初婚の関係は 1970 年代～90 年代にかけてほとんど変化がみられず、女性の約 8 割が初婚直前までに正社員として働き、第 1 子を出生してからは約 7 割が家事・育児に専念するというパターンが続いているとする（永瀬 1999）。そして、就業と結婚は負の関係であり（滋野・松浦 2003）、結婚後の就業は第 1 子の出生を遅らせる効果を持つことを示している（新谷 1998）。

2) 韓国の研究

Lee S. S. et al. (2005) では、津谷 (2008) と同様に結婚から第 3 子出産へのプロセス

について、「全国結婚および出産動向調査」データ⁴²を用いて分析を行っている。まず、初婚確率では、年齢と学歴が有意な影響があり、2005年時点で40～44歳に比べ、20～24歳の初婚確率が56%低く、中卒以下に比べ大学以上は62%低いことを示している。第1子の出産は、流産経験が有意な影響があり、そして、初婚年齢が高い女性であるほど、第1子出産の確率が減少するが、女性の年齢や学歴による有意な影響は確認されていない。第2子の出産は、大学以上の女性の確率が低く、第1子出産から第2子出産の間に就業経験のある女性は、そうでない女性より2.3倍低いが、第1子が女兒である場合は男児である女性より47%高いことを示している。一方、第1子出産分析と同様に女性の年齢による影響はみられない。第3子出産は、第2子出産分析の結果と同様に大学以上の女性の確率が低く、年齢による有意な影響はみられないが、初婚年齢が高いほど、初婚から第1子出産間の期間が長いほど、第1子から第2子間の期間が長いほど、第3子出産の確率が低くなる。そして、子どもの性別構成も有意な影響があり、第1子、第2子が男児であるほど、各々約58%、約68%第3子出産の確率が低くなることが示され、韓国において子どもの性別構成は重要な要因であると考えられる。

Ryu, K. C. and Y. W. Park (2009) は本章のデータと同様の KLoWF を用いて、初婚から第1子出産のパリティ拡大率に関して分析を行っている。初婚確率は1960年代生まれのコホートに比べ、1970年代以降のコホートにおいて負の有意な影響があり、学歴が高いほどその確率は低いことを示している。第1子出産は、学歴が高卒に比べ、中卒以下は減少効果がみられるが、大学以上の有意な影響が確認できない。そして、初婚のコホートをカテゴリライズした変数を同時に導入しているが、カテゴリー変数の有意な効果は確認できない。ただし、初婚年齢は有意な影響を与えており、25歳頃を頂点とする非線形の形をとることを示している。一方、Eun, K. S. (2001) は初婚コホートが近年になるほど出生確率は減少することを示している。

⁴² 全国の2000個の標本調査区から抽出された8,489の世帯について調査し、その世帯に配偶関係を問わず20～44歳の男女がいれば、個人調査を行った調査である。

女性の就業と結婚や出産の関係について分析を行った研究は、就業する女性は結婚する確率が低くなり (Eun, K. S. 1999)、そして第 1 子や第 2 子の出生間隔を延ばす影響があることを示している (Min, H. J. 2007 ; Min, H. J. and E. J. Kim 2011)。

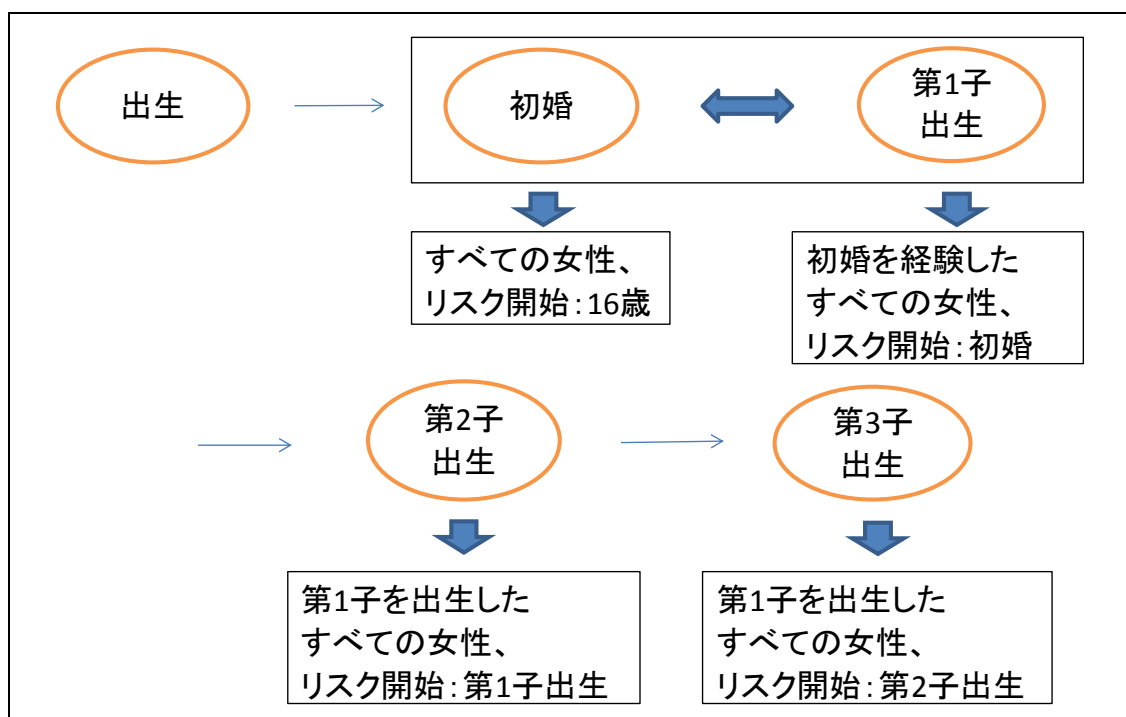
両国における以上の先行研究では、初婚タイミングにおいては出生コホートと学歴が共通にかなり強い影響を持っており、両者とも初婚確率に負の影響を与えている。そして、出産においては、主に初婚年齢が大きな要因であることを示しており、本分析ではこれらの変数に加え、他のコントロール変数を導入し分析を行う。

3-2 データとおよび分析の枠組み

本章に用いるデータは日本の JGGS と韓国の KLoWF である。JGGS は 2 次調査を用いており、分析対象は 21～53 歳で 1955～1984 年生まれの女性回答者である⁴³。韓国も日本と同様に 1955～1984 年生まれの女性回答者である。詳細な分析対象は分析の目的により異なり、初婚タイミングの分析では、1955～1984 年生まれの女性回答者、第 1 子の出生タイミング分析は初婚の経験がある 1955～1984 年生まれの女性回答者、第 2 子の出生タイミング分析は少なくとも 1 人の子どもを出生した経験のある 1955～1984 年生まれの女性回答者、第 3 子の出生タイミング分析は少なくとも 2 人の子どもを出生した経験のある 1955～1984 年生まれの女性回答者である。ただし、JGGS では配偶者についても情報が得られるため、既婚回答者女性および既婚回答者男性の妻で同年次生まれの女性も対象に含む。一方、韓国の KLoWF は女性のみの調査であるため、分析対象はそのまま 1955～1984 年生まれの女性回答者である。

⁴³ 第 2 章の 2 節で言及したように、JGGS の 2 次調査は 2004 年時点において 18～49 歳で、かつ 1 次調査に回答をしたサンプルを対象に 2007 年に 2 次調査を行ったため、年齢の幅が 21～53 歳になっている。1955～1984 年生まれの実際の年齢は 23～52 歳であるが、サンプルの確保のため 23 歳未満と 53 歳を含んでいる (23 歳未満の全サンプルに占める割合は 2.8%、53 歳は 3.7%である)。

図3-1 初婚～第3子出生までの分析の枠組み



分析の枠組みは図 3-1 で示しているが、初婚までの期間は生まれから初婚までの年を基本単位としリスク開始時期は 16 歳である。出生は期間が短いため月を単位とする。要するに、本人の出生→初婚（年）、初婚→第 1 子出生（月）、第 1 子出生→第 2 子出生（月）、第 2 子出生→第 3 子出生（月）のプロセスにかかった期間をベースにした分析を行う。しかしながら、初婚と第 1 子出生の間にはその順序が逆転してしまうケース、すなわち世間で言う「できちゃった婚」や「おめでた婚」のような初婚を経験する前に第 1 子出生を経験するケースが考えられる。津谷（2006）は JGGS の 1 次調査を用い、日本の婚前妊娠の割合を算出しているが、2004 年時点に第 1 子を出生した 20～24 歳女性の中で 95.5%が婚前妊娠であり、25～29 歳女性も 37.5%であるほど、近年婚前妊娠がかなり増加してきているのがわかる。一方、韓国は婚前妊娠に関する統計が見当たらないが、近年芸能人の「できちゃった婚」等がよくメディアに取り上げられるようになっている。したがって、本分析は津谷（2009）に倣い、婚前妊娠を初婚後 8 か月未満に第 1 子を出生した場合と定義し、婚前妊娠を含んだ場合と含まない場合の分析を行う。

分析手法は初婚から第3子出生までにいたる期間を被説明変数とし、Cox（1972）の比例ハザードモデル（proportional-hazard regression）による分析を行う。期間を考慮する分析において当該イベント（初婚～第3子出生）を経験していないが、それを経験するリスクのあるサンプル（右センサリング）を考慮しない場合はその推定結果にバイアスがかかってしまうのである。要するに初婚の場合は初婚を経験していないすべての女性、第1子出生は初婚を経験しているが第1子出生を経験していないすべての女性、第2子出生は第1子出生を経験しているが第2子出生を経験していないすべての女性、第3子出生は第2子出生を経験しているが第3子出生を経験していないすべての女性を考慮する必要がある。初婚や出生の分析にプロビットやロジットモデルによる分析を行う場合は、今後それらを経験する確率が除外されてしまい、推定結果にバイアスがかかる恐れがあるため、比例ハザードモデルは最適な分析手法であると考えられる。

3-3 説明変数

説明変数は全ての分析に共通して導入する変数は出生コホートと15歳までの主な生育地、女性の学歴である⁴⁴。出生コホートは5歳置きに分けており、初婚や出生のイベント発生のタイミング分析において、いずれのコホートにそのタイミングに影響があるかについて調べることができる。15歳までの主な生育地は、居住していた地域が農村・山村・漁村のような郡部、小都市、大都市にわけており、地域により初婚や出生のイベント発生のタイミングにいかなる影響があるのかを検証する。女性の学歴は数多くの先行研究でも実証されたように、女性のライフサイクルのイベントにおいて最も重要な変数である。学歴は高卒をレファレンスに中学以下、短大・高専・その他、大学以上に分けている。そして、各イベントの前に就業をしていたかどうかの変数を導入し⁴⁵、就業経験が当該イベントに与える

⁴⁴ 詳細な記述統計量は付表3-Aを参照されたい。

⁴⁵ 日本は当該イベントの1年前、韓国は6か月前の就業状態を尋ねている。また、その項目は当該イベントを経験した女性のみ調査されており、イベントを経験していない女性

影響について検証する。ただし、初婚、第 1 子出生、第 2 子出生直前の情報しか得られないため、第 3 子出生の分析では用いることができない。

共通の変数の他に初婚の分析ではきょうだい数を導入する。きょうだい数は家庭内の資源配分という観点から、きょうだい数は初婚タイミングに影響を与えるかを検証するための変数である。日本と韓国のように結婚する前に親と同居する傾向が強い社会では、子どもが多いと経済的な負担等により早く結婚させる働きがあるかもしれない。また、男児選好が強い韓国は息子により多くの資源を配分させようとする誘因が働き、娘を早く結婚させようとするかもしれない。要するに兄弟が多いと結婚が早まることがみられるのであれば、男児選好の傾向があると結論付けられる。また、この変数は初婚タイミングの分析以外に第 1 子出生～第 3 子出生まで導入されているが、仮にこの変数が初婚の回帰分析において有意な影響がみられた場合に第 1 子出生の分析にその変数を考慮しなければ、変数の不在によるバイアス (omitted variable bias) がかかる恐れがある。これは分析対象の特殊性によるものであり、例えば、第 1 子出生分析の対象になるのは、初婚を経験する女性に限定されているためである。したがって、第 1 子出生の分析からきょうだい変数はコントロール変数として用いる。

第 1 子出生の分析ではきょうだい数に加えて、夫の学歴、女性の初婚年齢を導入する。比例ハザード分析ではサンプルによりリスク開始時期が様々である上、本章で用いるデータはクロスセクションであるため、リスク開始からイベント発生時までの社会経済的な要因が調査されていない。したがって、夫の学歴は所得の代理変数として見なして、その影響を検証する。女性の初婚年齢は女性の生物学的な要因を検証するためであり、初婚年齢が遅れることは妊孕力が低下することを意味しており、初婚年齢によっていかなる影響を初婚タイミングに与えるかを探る。

第 2 子・第 3 子出生の分析では、第 1 子出生の分析に用いた変数に加えて、既存子ども

は調査当時の就業状態を表す変数になっている。

の性別構成を導入する。これは両国の男児選好を検証するための変数であり、男児選好があるならば、第2子出生の分析では第1子が女の子であれば出生確率が上がることになる。そして、第3子出生の分析においては第1子、第2子の性別構成を導入するが、2人とも男の子、2人とも女の子のカテゴリ変数を作成し、男女1人ずつ持つ女性をレファレンスにする。分析結果で2人とも女の子の場合に出生確率が上がると男児選好が存在することになる。

3-4 分析結果

1) 初婚タイミング

初婚タイミングのハザード分析をする前に、両国の女性において初婚を経験する割合と何歳頃に経験しているのか（平均年齢）についてみる。そして、初婚の前に就業する場合に初婚の経験有無や初婚年齢にいかなる傾向があるのかについてもみる。表3-2は出生コホートおよび結婚前の就業有無別にみた既婚者割合と既婚者の平均初婚年齢を表しており、対象は両国とも1955年～84年生まれの初婚を経験したすべての女性と初婚を経験するリスクのある女性、すなわち、調査時点の未婚女性である。また、調査時点で学校に通っている女性は除外している。

まず、初婚を経験した割合をみると、すべてのコホートにおいて韓国の方が日本より高く、日本は77%、韓国は89%であることがわり、1955～69年に生まれた韓国女性はほぼ皆婚に近いと言える。同年次生まれの日本女性は皆婚まではいかないが初婚を90%以上経験しており⁴⁶、1970年以降に生まれたコホートからその割合が急速に低下し、1980～84生まれの日本女性は15%になっている。一方、1980～84年に生まれた韓国女性の初婚経験率は1975～1979年生まれ的女性に比べ半分に落ちており、その割合は42%になっている。

⁴⁶ 津谷（2009）の研究では、1955年以前のコホートは初婚経験率が96%～99%になっておりほぼ皆婚であった。

表3-2 出生コホートおよび初婚前の就業有無別にみた既婚者割合と既婚者の平均初婚年齢：日本と韓国の1955～84年生まれ(2007年調査時点で23～52歳)の女性回答者¹⁾²⁾

出生コホート	日本			韓国		
	既婚%	初婚年齢	(Base N)	既婚%	初婚年齢	(Base N)
1955～59年	95	25.0	(424)	99	23.1	(1,085)
1960～64年	96	25.2	(324)	98	24.5	(1,229)
1965～69年	90	25.7	(337)	97	25.4	(1,407)
1970～74年	79	24.7	(273)	95	25.6	(1,694)
1975～79年	50	23.4	(186)	84	25.2	(1,173)
1980～84年	15	[20.0]	(196)	42	23.1	(609)
初婚直前の就業経験 ³⁾						
就業	78	25.1	(1,629)	78	25.1	(2,249)
非就業	55	23.4	(111)	96	24.6	(4,948)
合計	77	25.0	(1,740)	89	25.2	(7,197)

注1) 割合(%)と平均は加重値、総数は非加重値。[]内の値は50未満のケースに基づく。

注2) 分析対象には在学者が除かれている。

注3) 「初婚直前」とは、日本の場合、初婚の1年前、韓国は6か月前である。

初婚年齢は早い時期に生まれたコホート(1955～64年)では日本女性の方が高かったが、1965～69年生まれでは韓国女性とほぼ同様になっている。その後は韓国女性の初婚年齢が高くなるが見て取れる。しかし、この初婚年齢は初婚を経験している女性のみの平均であり、日本女性の初婚経験率が韓国女性より低いことからすると、今後日本の初婚年齢が高くなる可能性があるため、韓国女性の初婚年齢が日本女性より高いと一概に言えない。1980～84年に生まれた女性の初婚年齢は両国とも分析対象のコホートの中で最も低くなっているが、これは婚前妊娠によって結婚に移行した可能性が高い。また、同年生まれの日本女性の初婚年齢はサンプルサイズが小さいため、平均の解釈に注意が必要である。

次に初婚直前の就業有無と初婚との関係を見ると、初婚直前に就業を経験して初婚に至る割合は両国とも78%であるが、就業していない割合は韓国女性の方が96%でかなり高く、日本女性は55%である。しかし、日本女性の初婚直前に就業していない割合が全体の6.3%(111/1,740)、韓国は68.8%(4,948/7,197)であり、日本は初婚を経験する前にほぼ全員就業していることがわかる。初婚年齢は両国とも初婚直前に就業している場合がそうでない場合より高いが、両者の差は日本女性が1.4歳、韓国女性は0.5歳で、日本女性の方が大きいことがわかる。

表 3-2 の集計からは両国とも晩婚化が進んでおり、若いコホートほど目立つようになっていること、そして日本は初婚直前にほぼ全員就業を経験しているが、韓国は就業していない割合が高いことがわかる。

表3-3 初婚タイミングの比例ハザード分析による説明変数の推計値のリスク比(Relative Risk): 日本と韓国の1955～84年生まれ(2007年調査時点で23～52歳)の女性回答者^{1) 2) 3) 4)}

	リスク比	
	日本	韓国
出生コホート		
1955～59年†	1.000	1.000
1960～64年	0.994	0.707**
1965～69年	0.780**	0.698**
1970～74年	0.693**	0.702**
1975～79年	0.416**	0.673**
1980～84年	0.104**	0.622**
15歳までの主な生育地		
郡部†	1.000	1.000
小都市	0.975	0.894**
大都市	0.812**	0.801**
女性の学歴		
中学以下	1.973**	1.610**
高校†	1.000	1.000
短大・高専・その他	0.785**	0.799**
大学以上	0.590**	0.689**
女性の就業経験(初婚直前に就業＝1) ⁵⁾	1.413*	0.768**
きょうだい数		
兄弟数		
兄弟0人	1.036	0.887**
兄弟1人†	1.000	1.000
兄弟2人以上	1.103	1.006
姉妹数		
姉妹0人	1.041	1.026
姉妹1人†	1.000	1.000
姉妹2人以上	0.982	1.062*
Log likelihood	-8126.471	-50605.345
LR chi-square (d.f)	259.216 (15)	1124.622 (15)
Prob. > chi-square	0.00	0.00
Observations	1623	7083

注1) **は1%で有意、*は5%で有意、#は10%で有意を表す。

注2) †はレファレンス変数を表す。

注3) リスク比とは推計された係数(coefficient)の指数値である。

注4) 分析対象には在学者が除かれている。

注5) 「初婚直前」とは、日本の場合、初婚の1年前、韓国は6か月前である。

表 3-3 は初婚タイミングの比例ハザード分析による説明変数の推計値のリスク比(Relative Risk)を表している。リスク比とは推計された係数(coefficient)の指数値であり、

その値が 1 より大きければ正、小さければ負の関係を意味する。結果をみると、1955～59 年生まれのコホートをレファレンスに、日本は 1965～69 年生まれの女性から有意に初婚確率が減少し、韓国は 1960～64 年生まれの女性からその確率が有意に減少する。このことは若いコホートの女性であるほど、結婚が遅れていることを意味しており、1955～59 年生まれの女性に比べ、日本の 1980～84 年生まれの女性の初婚確率は 90% 近く低く、同年生まれの韓国女性は 38% 低いことを意味する。この結果から韓国より日本の晩婚化のスピードが急速であることがわかる。

15 歳までの主な生育地が大都市であるほど、両国とも郡部に比べ初婚確率が減少し、日本は 18%、韓国は 20% ほど初婚確率が減少する。そして、両国とも学歴が高いほど、初婚確率は減少する。高卒に比べ中学以下であるほど日本女性の初婚確率は 96% 増加し、韓国女性は 61% 増加することがみられ、学歴の低い女性は結婚する確率が高くなることがわかる。高学歴による初婚確率の減少は、女性自身の価値観の変化や学校に通う期間の増加による結婚の遅れ等が考えられるが、重要な要因は結婚することによる機会費用であると考えられる。すなわち、結婚を機に仕事を辞める場合に、元々得られたはずの収入等である。それが高ければ高いほど結婚は遅れるであろうと考えられる。これを検証するため、初婚直前の就業経験をしているか否かを表す変数を導入した。初婚直前の就業経験は日本女性の初婚確率に正、韓国女性には負の影響を与えていることが示されている。日本の結果は予想に反する結果であるが、おそらくこれは表 3-2 でみたように、初婚直前にほぼ全員が就業経験のある傾向があるためであると考えられる。

家庭内の資源配分と男児選好の観点から導入したきょうだい数は、日本女性では有意な影響がみられないが、韓国は兄弟が 1 人いる女性に比べ、いない女性の初婚確率が有意に減少することを示している。これは兄弟がいるほど初婚確率が高くなることを意味していると考えられる。Greenhalgh (1985) は儒教に基づいた文化的背景を持つ国々では、娘の場合、親は早めに教育を中断させ、兄弟の教育のために家に仕送りをさせた傾向があると

している。しかしながら、経済的に発展していなかった時期の韓国では、男尊女卑の考え方と相まって女性が職に就くことが難しく、家庭内資源の観点から親は 1 人でも家族の数を減らすために、娘を早めに結婚させる傾向があることも言われている。このような観点から考えると、兄弟の存在が女性の結婚を早める韓国に男児選好があることを示唆する⁴⁷。また、姉妹が 2 人以上いる女性は 1 人いる女性より初婚確率が増加するが、これも家庭内資源の観点から説明することができると考えられる。

2) 第 1 子出生タイミング

初婚を経験した女性は第 1 子をいかなるパターンで出生するのだろうか。これを表したのが表 3-4 である。表 3-4 は出生コホートおよび第 1 子出生直前の就業有無別にみた初婚から第 1 子出生への進行割合 (%) と平均間隔を月数で表したものである。分析対象は初婚の経験がある女性で、1955～84 年生まれ的女性回答者であるが、日本は既婚回答者男性の妻で同年次生まれの女性を含んでいる。

表 3-4 出生コホートおよび第 1 子出生前の就業有無別にみた初婚から第 1 子出生への進行割合 (%) と平均間隔 (月): 日本と韓国の 1955～84 年生まれ (2007 年調査時点で 23～52 歳) の女性回答者¹⁾²⁾

出生コホート	日本				韓国			
	進行割合	平均間隔 (月数)		(Base N)	進行割合	平均間隔 (月数)		(Base N)
		婚前妊娠を含む ³⁾	婚前妊娠を含まない			婚前妊娠を含む	婚前妊娠を含まない	
1955～59 年	94	22.2	25.4	(572)	98	18.7	21.9	(932)
1960～64 年	95	23.6	27.0	(502)	97	17.8	21.1	(1,084)
1965～69 年	92	25.0	29.3	(519)	97	17.7	21.0	(1,257)
1970～74 年	91	24.9	30.5	(374)	96	17.4	20.2	(1,508)
1975～79 年	78	15.3	23.2	(153)	86	16.2	19.5	(931)
1980～84 年	63	[14.5]	[26.2]	(51)	72	12.5	16.8	(241)
第 1 子出生直前の就業経験 ⁴⁾								
就業	91	23.4	28.1	(1,544)	90	17.5	19.9	(1,221)
非就業	90	23.0	26.5	(627)	96	17.4	20.8	(4,732)
合計	91	23.3	27.7	(2,171)	94	17.4	20.6	(5,953)

注 1) 割合 (%) と平均は加重値、総数は非加重値。[] 内の値は 50 未満のケースに基づく。

注 2) 分析対象には在学者が除かれているが、日本は 1955～1984 年生まれの既婚回答者男性の妻で同年次生まれの女性を含む。

注 3) 「婚前妊娠」とは初婚から 8 か月未満の (初婚と同年次同月を含む) 出生を指す。

注 4) 「第 1 子出生直前」とは、日本の場合、第 1 子出生の 1 年前、韓国は 6 か月前である。

図 3-1 の分析枠組みでも言及したように、婚前妊娠を考慮して初婚から第 1 子出生までの期間をみてみる。まず、初婚を経験した女性の第 1 子出生割合をみると、全体の平均は

⁴⁷ きょうだい変数は推定の安定性と両国の比較のために兄弟が 1 人いる女性をレファレンスにしているが、兄弟数 0 人をレファレンスにした場合、韓国女性は兄弟 1 人、2 人以上とも強い正の有意性を持つことがみられる (表には掲載していない)。

日本が 91%、韓国が 94%でそれほど差はなく、コホート別にみても 1970 年以前生まれのコホートまでは両国とも 9 割以上の女性が初婚経験後第 1 子を出生していることがわかる。しかし、その後のコホートから低下傾向がみられ、1975～79 年、1980～84 年は各々日本が 77%と 65%、韓国は 86%と 72%である。

初婚から第 1 子出生までの平均期間は、婚前妊娠を含む場合、日本が平均 23.1 か月、韓国は 17.4 か月で、韓国の方が日本より 7 か月ほど短いことがわかる。また、両国とも若いコホートであるほどその期間が短くなっており、日本の低下傾向が韓国より急激である。婚前妊娠を含まない場合の期間は、両国とも含んだ場合より 3 か月ほど長くなっており、全体の傾向は婚前妊娠を含んだ場合と類似している。

第 1 子出生直前の就業経験は第 1 子を出生する期間にいかなる関係があるのかを示したのが表 3-4 の下段にある数値である。第 1 子出生直前に就業をしたかどうかを問わず、日本女性の約 9 割程度が出生を経験しているが、韓国は就業していない女性の出生経験率が高いことが見て取れる。就業有無別に初婚から第 1 子出生までの期間をみると、日本は就業している場合の期間が就業していない場合より長くなっているが、韓国は両者の差がみられない。しかし、婚前妊娠を含まない場合は 1 か月ほどの差がみられる。このことは就業の経験なしに婚前妊娠で第 1 子出生した女性の期間が就業の経験がある女性より短いことを意味する。

表3-5 初婚から第1子出生への進行確率の比例ハザード分析による説明変数の推計値のリスク比(Relative Risk): 日本と韓国の1955～84年生まれ(2007年調査時点で23～52歳)の女性回答者¹⁾²⁾³⁾⁴⁾

	婚前妊娠を含む ⁵⁾		婚前妊娠を含まない	
	リスク比		リスク比	
	日本	韓国	日本	韓国
出生コホート				
1955～59年†	1.000	1.000	1.000	1.000
1960～64年	1.053	1.000	1.019	0.963
1965～69年	0.948	1.020	0.852*	0.958
1970～74年	1.028	0.954	0.903	0.905#
1975～79年	1.035	0.906#	0.685*	0.810**
1980～84年	1.833*	1.036	1.042	0.863
15歳までの主な生育地				
郡部†	1.000	1.000	1.000	1.000
小都市	0.935	0.952	0.873*	0.945
大都市	0.852*	0.863**	0.823**	0.880**
女性の学歴				
中学以下	0.906	0.826**	0.897	0.799**
高校†	1.000	1.000	1.000	1.000
短大・高専・その他	0.935	0.969	0.960	1.003
大学以上	0.758**	0.957	0.753**	0.998
女性の就業経験(第1子出生前に就業＝1) ⁶⁾	0.991	0.832**	0.970	0.856**
夫の学歴				
中学以下	1.008	0.998	0.934	1.079
高校†	1.000	1.000	1.000	1.000
短大・高専・その他	0.996	1.036	0.997	1.084
大学以上	0.935	1.008	0.995	1.039
きょうだい数				
兄弟数				
兄弟0人	0.986	0.935	1.063	0.923
兄弟1人†	1.000	1.000	1.000	1.000
兄弟2人以上	0.976	1.036	0.994	1.025
姉妹数				
姉妹0人	1.043	0.982	1.129#	0.982
姉妹1人†	1.000	1.000	1.000	1.000
姉妹2人以上	1.068	1.038	1.014	1.021
女性の初婚年齢				
23歳未満	1.106	0.983	0.950	0.936
23～24歳†	1.000	1.000	1.000	1.000
25～26歳	0.918	0.987	0.912	1.054
27～29歳	0.881#	0.918#	0.917	1.004
30歳以上	0.697**	0.829**	0.649**	0.850*
Log likelihood	-11403.584	-40645.047	-8951.083	-31060.346
LR chi-square (d.f)	86.927 (22)	107.790 (22)	71.763 (22)	79.054 (22)
Prob. > chi-square	0.000	0.000	0.000	0.000
Observations	1828	5581	1497	4377

注1) 分析対象から在学者は除かれているが、日本は1955～1984年生まれの既婚回答者男性の妻で同年次生まれの女性を含む。

注2) **は1%で有意、*は5%で有意、#は10%で有意を表す。†はレファレンス変数を表す。

注3) リスク比とは推計された係数(coefficient)の指数値である。

注4) †はレファレンス変数を表す。

注5) 「婚前妊娠」とは初婚から8か月未満の(初婚と同年次同月を含む)出生とする。

注6) 「第1子出生直前」とは、日本の場合、第1子出生の1年前、韓国は6か月前である。

表 3-5 は初婚から第 1 子出生へのパリティ拡大率の比例ハザード分析による説明変数の推計値のリスク比である。分析は表 3-4 の集計結果と同様に婚前妊娠を含む場合と含まない場合に分けて行う。まず、出生コホートによる影響をみると、婚前妊娠を含む場合、1955～59 年生まれの女性に比べ日本の 1980～84 年に生まれた女性は、10%の有意水準で正の影響を与えているが、韓国の同年生まれの女性は日本と同様に正の影響があるものの有意ではない。しかし、1975～79 年に生まれた韓国女性は負の影響（有意水準 10%）であることを示しており、全体的に両国の明確な傾向はみられない。一方、婚前妊娠を含まない場合、有意でないコホートはあるが、全体的に若いコホートほど第 1 子を出生する確率が減少する傾向がみられ、日本女性の最も若いコホート（1980～84 年）は、その傾向に反して増加しているが有意な影響ではない。

15 歳までの主な生育地は婚前妊娠かどうかを問わず、大都市であるほど両国とも第 1 子を出生する確率が有意に減少する。そして、学歴は婚前妊娠を含んだ場合は、両国とも第 1 子を出生する確率が有意に減少するが、婚前妊娠を含まない場合はその有意性がなくなる。このことは両国とも学歴が高いほど婚前妊娠で第 1 子を出生する確率が減少し、両国とも高卒の女性より大卒以上の女性が約 35%低いことを意味する。

第 1 子出生直前に就業をしている女性は、韓国のみ有意に負の影響を与えており、その効果は婚前妊娠の経験有無を問わず同様である。有意ではないが日本も負の影響を与えていることが示されている。そして、夫の学歴は両国とも有意な影響がみられない。女性の初婚年齢は女性の生物学的な要因を検証できる変数であり、両国とも婚前妊娠の経験有無を問わず、初婚年齢が高いほど第 1 子の出生確率は有意に減少するが、その効果は日本が韓国より高いことがわかる。特に初婚を 30 歳以上で経験すると、第 1 子の出生確率が大幅に減少しており、女性の結婚が遅れるほど子どもの出生が遅れることがわかる。

3) 第 2 子出生タイミング

表 3-6 は第 1 子を出生した女性が第 2 子を出生するまでかかる期間、そして第 2 子出生直前の就業有無別にみた第 2 子を出生するまでの期間を表してものである。分析対象は第 1 子を出生した経験のある女性で、1955～84 年生まれの女性回答者であるが、日本は既婚回答者男性の妻で同年次生まれの女性を含んでいる。

表 3-6 出生コホートおよび第 2 子出生前の就業有無別にみた第 1 子から第 2 子出生への進行割合(%)と平均間隔(月): 日本と韓国の 1955～84 年生まれ (2007 年調査時点で 23～52 歳) の女性回答者^{1) 2) 3)}

出生コホート	日本			韓国		
	進行割合(%)	平均間隔(月数)	(Base N)	進行割合(%)	平均間隔(月数)	(Base N)
1955～59 年	87	34.7	(542)	88	31.5	(1,047)
1960～64 年	82	36.5	(492)	85	34.9	(1,162)
1965～69 年	85	38.1	(490)	85	36.1	(1,320)
1970～74 年	78	37.1	(350)	81	34.2	(1,540)
1975～79 年	62	32.6	(120)	59	33.3	(851)
1980～84 年	36	[26.4]	(34)	39	26.9	(188)
第 2 子出生直前の就業経験 ⁴⁾						
就業	73	40.7	(800)	70	33.1	(1,189)
非就業	86	33.8	(1,228)	81	34.3	(4,919)
合計	81	36.3	(2,028)	79	34.1	(6,108)

注 1) 分析対象は少なくとも 1 人の子どもを出生した経験のある女性。ただし、日本は 1955～1984 年生まれの既婚回答者男性の妻で同年次生まれの女性を含む。

注 2) 割合(%)と平均は加重値、総数は非加重値。[] 内の値は 50 未満のケースに基づく。

注 3) 出生間隔がゼロである少数の双子および三つ子を除く。

注 4) 「第 2 子出生直前」とは、日本の場合、第 2 子出生の 1 年前、韓国は 6 か月前である。

第 1 子を出生してから第 2 子を出生した割合は日本が 81%、韓国は 79%であり、若いコホートであるほど減少していることがわかる。そしてその期間は両国とも 1965～69 年生まれのコホートを頂点とする山の字のようになっており、平均期間は日本が 36.3 か月、韓国が 34.1 か月で日本の方が若干長い、若いコホートであるほどその差は縮小している。

表 3-7 は第 1 子から第 2 子出生へのパリティ拡大率の比例ハザード分析による説明変数の推計値のリスク比である。出生コホートが第 2 子出生に与える影響をみると、日本は有意な影響がみられないが、韓国は 1955～59 年生まれの女性に比べ、1960～64 年、1965～69 年生まれの女性が負の影響を与えている。そして、15 歳までの主な生育地が郡部より都市であるほど、両国とも第 2 子出生確率は有意に減少することを示している。そして、学歴は韓国の中学以下に 10%で有意な正の影響があるが、それ以外は有意な影響がみられない。

表3-7 第1子から第2子出生への進行確率の比例ハザード分析による説明変数の推計値のリスク比(Relative Risk): 日本と韓国の1955～84年生まれ(2007年調査時点で23～52歳)の女性回答者^{1) 2) 3) 4) 5)}

	リスク比	
	日本	韓国
出生コホート		
1955～59年†	1.000	1.000
1960～64年	0.897	0.863**
1965～69年	0.957	0.918#
1970～74年	0.983	0.983
1975～79年	1.000	0.905
1980～84年	1.491	1.171
15歳までの主な生育地		
郡部†	1.000	1.000
小都市	0.809**	0.880**
大都市	0.763**	0.817**
女性の学歴		
中学以下	1.237	1.121#
高校†	1.000	1.000
短大・高専・その他	1.086	0.932
大学以上	1.116	0.937
女性の就業経験(第2子出生前に就業＝1) ⁶⁾	0.540**	0.754**
夫の学歴		
中学以下	1.137	0.988
高校†	1.000	1.000
短大・高専・その他	0.854#	1.135*
大学以上	0.850*	1.076#
きょうだい数		
兄弟数		
兄弟0人	0.942	0.869*
兄弟1人†	1.000	1.000
兄弟2人以上	1.034	1.057
姉妹数		
姉妹0人	0.926	0.962
姉妹1人†	1.000	1.000
姉妹2人以上	1.127	1.093*
女性の初婚年齢		
23歳未満	1.014	1.011
23～24歳†	1.000	1.000
25～26歳	0.889	0.927#
27～29歳	0.866#	0.934
30歳以上	0.650**	0.806**
第1子の性別(男児＝1)	1.021	0.843**
Log likelihood	-9763.862	-35466.578
LR chi-square (d.f)	201.514 (22)	216.983 (22)
Prob. > chi-square	0.000	0.000
Observations	1760	5650

注1) 分析対象は少なくとも1人の子どもを出生した経験のある女性。ただし、日本の分析対象は1955～1984年生まれの既婚回答者男性の妻で同年次生まれの女性を含むが、両国とも在学者は除く。

注2) **は1%で有意、*は5%で有意、#は10%で有意を表す。

注3) リスク比とは推計された係数(coefficient)の指数値である。

注4) 双子および三つ子は分析対象から外している。

注5) †はレファレンス変数を表す。

注6) 「第2子出生直前」とは、日本の場合、第2子出生の1年前、韓国は6か月前である。

第2子出生の前に就業をしている女性は両国とも第2子出生に有意に負の影響を与えており、その効果は日本が-46%、韓国が-25%のように日本が韓国より約2倍大きいことがわかる。そして、初婚年齢は23～24歳に初婚を経験した女性に比べ、両国ともに30歳以上であるほど、第2子を出生する確率が有意に減少しており、日本が韓国よりその効果が大きいことがわかる。ただし、日本は27～29歳、韓国は25～26歳に初婚を経験した女性も10%ではあるが、有意に負の影響を与えている。

男児選好の有無を検証するために導入した第1子の性別構成は、韓国のみ有意な影響を与えており、第1子の性別が男の子であるほど、第2子の確率が有意に減少していることがわかる。この結果から韓国は男児選好の傾向がみられるといえるが、次の第3子出生の分析に既存の子ども2人の性別構成をみることでより明確になると考えられる。

表3-8 出生コホート別にみた第2子から第3子出生への進行割合(%)と平均間隔(月):日本と韓国の1955～84年生まれ(2007年調査時点で23～52歳)の女性回答者

出生コホート	日本			韓国		
	進行割合(%)	平均間隔	(Base N)	進行割合(%)	平均間隔	(Base N)
1955～59年	33	41.9	(289)	28	43.3	(638)
1960～64年	41	41.9	(211)	21	51.1	(700)
1965～69年	37	43.0	(192)	20	48.4	(797)
1970～74年	31	[34.7]	(113)	15	43.8	(935)
1975～79年	15	[34.5]	(23)	9	[30.3]	(337)
1980～84年	0	0.0	(0)	5	[29.5]	(40)
合計	26	41.6	(828)	19	45.8	(3,447)

注1) 分析対象は少なくとも1人の子どもの出生した経験のある女性。ただし、日本の分析対象は1955～1984年生まれの既婚回答者男性の妻で同年次生まれの女性を含む。

注2) 割合(%)と平均は加重値、総数は非加重値。[]内の値は50未満のケースに基づく。

注3) 出生間隔がゼロである少数の双子および三つ子を除く。

4) 第3子出生タイミング

表3-8は第2子を出生した女性が第3子を出生する割合とそこまでの期間を表したものである。分析対象は第2子を出生した経験のある女性で、1955～84年生まれの女性回答者であるが、日本は既婚回答者男性の妻で同年次生まれの女性を含んでいる。第3子を出生する平均割合は日本が26%、韓国が19%であり、日本が韓国より大きいことがわかる。そして、第3子を出生するまでの平均期間は日本が韓国より4か月ほど短くなっていること

が見て取れる。

表 3-9 は第 2 子から第 3 子出生へのパリティ拡大率の比例ハザード分析による説明変数の推計値のリスク比を表している。まず、出生コホートによる影響をみると、日本は 1955～59 年生まれの女性に比べ、若いコホートであるほど第 3 子の出生確率が有意に減少するが、韓国は 1970～74 年生まれの女性が負の有意な影響を与えている。この結果は津谷(2009)が指摘したように、第 3 子を出生する女性は少数であり、その傾向が若いコホートであるほど強まる選択性バイアスによるものであると考えられる。実際、Tsuya et al. (2009)によると、日本における第 2 子から第 3 子へのパリティ拡大率は 1970 年代から 3 割～4 割の間に変動していることがわかる。一方、韓国の同パリティ拡大率は 1970 年代初頭に約 9 割であったが、2000 年代初頭に 2 割を下回っている。また、1975～84 年生まれの女性は表 3-8 でみられたようにサンプルサイズが小さいため、推定結果が不安定になっていると考えられる。そして、15 歳までの主な生育地は両国ともに都市であるほど第 3 子の出生確率が有意に減少することが示されている。

女性の学歴の影響は韓国のみ学歴が高いほど第 3 子の出生確率が減少し、夫の学歴が低いほど増加している。そして、初婚年齢は韓国のみ 23～24 歳に初婚を経験した女性に比べて 23 歳未満の女性は第 3 子の出生確率が有意に増加していることがわかる。ただし、両国とも有意ではないが、初婚年齢の増加による日本女性の第 3 子の出生確率は、減少していることに比べ、韓国女性は減少する傾向がみられない。

表3-9 第2子から第3子出生への進行確率の比例ハザード分析による説明変数の推計値のリスク比(Relative Risk):日本と韓国の1955~84年生まれ(2007年調査時点で23~52歳)の女性回答者

	リスク比	
	日本	韓国
出生コホート		
1955~59年†	1.000	1.000
1960~64年	1.241#	0.889
1965~69年	1.300*	1.169
1970~74年	1.438*	1.292*
1975~79年	0.754	1.956**
1980~84年	2.268	1.479
15歳までの主な生育地		
郡部†	1.000	1.000
小都市	0.769*	0.793*
大都市	0.784*	0.790**
女性の学歴		
中学以下	0.708	1.612**
高校†	1.000	1.000
短大・高専・その他	1.058	0.818
大学以上	0.912	0.778#
夫の学歴		
中学以下	1.100	1.472**
高校†		
短大・高専・その他	1.100	1.143
大学以上	0.978	1.005
きょうだい数		
兄弟数		
兄弟0人	0.939	0.863
兄弟1人†		
兄弟2人以上	0.946	1.113
姉妹数		
姉妹0人	0.884	1.127
姉妹1人†		
姉妹2人以上	1.045	1.152#
女性の初婚年齢		
23歳未満	1.088	1.416**
23~24歳†	1.000	1.000
25~26歳	0.872	1.036
27~29歳	0.803	1.184
30歳以上	0.899	0.865
子どもの性別構成		
男児と女児†	1.000	1.000
男児のみ	1.382**	0.875
女児のみ	1.481**	3.286**
Log likelihood	-3660.634	-7244.389
LR chi-square (d.f)	43.858 (23)	527.242 (23)
Prob. > chi-square	0.000	0.000
Observations	1453	4525

注1) 分析対象は少なくとも1人の子どもを出生した経験のある女性。

ただし、日本の分析対象は1955~1984年生まれの既婚回答者
男性の妻で同年次生まれの女性を含む。

注2) **は1%で有意、*は5%で有意、#は10%で有意を表す。

注3) リスク比とは推計された係数(coefficient)の指数値である。

注4) 双子および三つ子は分析対象から外している。

注5) †はレファレンス変数を表す。

子どもの性別構成は両国に明確な差がみられる。日本はすでに出生した 2 人の子どもの性別がすべて男の子であれ、女の子であれ、第 3 子の出生確率は増加するが、韓国は 2 人の子どもの性別がすべて女の子であれば第 3 子を出生する確率が増加し、その効果は男の子と女の子を 1 人ずつ持つ女性より 3 倍以上であることがわかる。しかし、男の子を 2 人持つ韓国女性の第 3 子を出生する確率は、有意ではないが減少していることがわかる。この結果から日本では男児選好よりは子どもの性別がどちらかに偏れば子どもを出生しようとする混合選好であること、一方、韓国では強い男児選好の傾向があることがわかる。

3-4 まとめ

本章では日本と韓国における初婚から第 3 子出生までのタイミングについて、両国の個票データを用いて分析を行った。分析結果をまとめると、日本は初婚を経験した女性の平均割合が韓国より低い（日本：77%、韓国：89%）、両国とも初婚を経験した女性の 9 割以上は第 1 子を出生していることがわかった（日本：91%、韓国：94%）。しかし、その割合は第 2 子の出生から減少しはじめ（日本：81%、韓国 79%）、第 3 子の出生はかなり低くなっている（日本：26%、韓国 19%）。また、女性のコホート別にみると、すべてのイベントにおいて若いコホートであるほど、その割合は急激に減少していることがわかり、これらの結果から日本の出生力低下は初婚の減少がかなり大きな要因であると考えられる。一方、韓国も日本と同様に急激な初婚の減少に加え、第 2 子と第 3 子の出生が減少していることが出生力低下の大きな要因であると考えられる。特に韓国の 2000 年の第 3 子出生は日本よりも低く、1960 年より 1/5 に縮小しており（Tsuya et al. 2009）、第 3 子を出生する女性が減少することが大きいと考えられる。

初婚、第 1 子出生、第 2 子出生、第 3 子出生のそれぞれのタイミングについて女性の属性を用いて多変量解析を行った結果は、すべての分析において共通に影響を与える要因は、両国とも 15 歳までの主な生育地と初婚年齢であり、15 歳までの主な生育地が都市であるほ

ど、そして初婚年齢が高いほど初婚から第 3 子出生確率を減少させることがわかった。しかし、出生コホートは主に初婚タイミングに大きな影響を与えることが示された。第 3 子の出生タイミングは、それを経験するサンプルの選択性バイアスにより予想に反し、若いコホートであるほど出生確率が高くなることが示された。しかし、第 3 子の出生タイミングの結果では、初婚年齢が低いほど出生確率が増加することがわかった。

女性の学歴による影響は両国とも初婚タイミングを遅らせる効果を持つが、第 1 子出生確率には日本女性のみ負の有意な影響があった。しかし、第 3 子の出生タイミングは、韓国のみ、負の影響がみられた。夫の学歴は第 1 子の出生タイミングには有意な影響がみられず、第 2 子の出生タイミングに有意な影響を及ぼしているが、日本は負、韓国は正の効果があることがわかった。そして、韓国のみ、夫の学歴が中学以下である女性は高卒の夫を持つ女性よりの第 3 子の出生確率が増加することがわかった。

初婚から第 2 子出生直前の就業経験は両国に異なるパターンがあり、初婚タイミングは日本の場合、初婚が早まり韓国は遅れることが示された。これは両国の初婚直前に就業する傾向が異なることによるものであると考えられ、日本はほぼ全員初婚を経験する前に就業をする傾向があった。そして、第 1 子の出生直前に就業を経験した女性は、韓国のみ有意に負の影響を与えることがわかった。しかし、第 2 子の出生直前に就業をした経験は、両国とも第 2 子の出生確率に有意に負の影響があった。要するに、日本女性の就業は第 2 子の出生を遅らせる効果を持つが、韓国は初婚、そして第 1 子と第 2 子の出生を遅らせることを意味する。このことは両国の労働市場の違いによるものであると考えられ、第 1 章 4 節で述べたように、韓国の有配偶女性は選択できる短時間労働の職が限られており、仕事をするならば、長時間労働をするかそれができなければ仕事を諦めるしかないことによるものであると考えられる (Choe et al. 2004)。一方、日本は仕事を辞めてもパート等の短時間労働に就きやすいため、就業が第 1 子出生までは影響を及ぼさない反面、子どもが 2 人になることは、育児による負担がより大きくなるため、第 2 子出生を躊躇する傾向がみら

れたと考えられる。また、韓国は強い男児選好がある一方、日本は男児選好がみられず、子どもの性別が偏らないように出生をしようとする傾向、すなわち、混合選好があることがわかった。

付表3ーA 初婚タイミングと第1子～第3子までの出生タイミングの比例ハザード分析の説明変数の記述統計量：日本と韓国の1955～84年生まれ（2007年調査時点で23～52歳）の女性回答者¹⁾

	初婚		第1子出生								第2子出生				第3子出生			
			婚前妊娠を含む ²⁾				婚前妊娠を含まない											
	日本	韓国	日本	韓国	日本	韓国	日本	韓国	日本	韓国	日本	韓国	日本	韓国	日本	韓国	日本	韓国
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
出生コホート																		
1955～59年†	0.250	(0.433)	0.150	(0.357)	0.264	(0.441)	0.147	(0.354)	0.279	(0.448)	0.151	(0.358)	0.263	(0.440)	0.162	(0.368)	0.279	(0.449)
1960～64年	0.190	(0.392)	0.171	(0.377)	0.242	(0.429)	0.173	(0.379)	0.251	(0.434)	0.175	(0.380)	0.247	(0.431)	0.182	(0.386)	0.248	(0.432)
1965～69年	0.197	(0.398)	0.196	(0.397)	0.246	(0.431)	0.212	(0.409)	0.248	(0.432)	0.212	(0.409)	0.242	(0.428)	0.218	(0.413)	0.249	(0.433)
1970～74年	0.160	(0.366)	0.236	(0.425)	0.180	(0.384)	0.261	(0.439)	0.174	(0.379)	0.271	(0.444)	0.181	(0.385)	0.261	(0.439)	0.170	(0.376)
1975～79年	0.098	(0.297)	0.163	(0.369)	0.059	(0.235)	0.164	(0.371)	0.043	(0.204)	0.160	(0.366)	0.054	(0.226)	0.146	(0.354)	0.045	(0.207)
1980～84年	0.089	(0.285)	0.083	(0.277)	0.007	(0.084)	0.043	(0.202)	0.003	(0.058)	0.033	(0.178)	0.012	(0.109)	0.032	(0.176)	0.007	(0.083)
15歳までの主な生育地																		
郡部†	0.265	(0.441)	0.415	(0.493)	0.283	(0.450)	0.426	(0.495)	0.281	(0.450)	0.416	(0.493)	0.285	(0.451)	0.444	(0.497)	0.304	(0.460)
小都市	0.437	(0.496)	0.242	(0.428)	0.419	(0.494)	0.242	(0.428)	0.409	(0.492)	0.237	(0.426)	0.426	(0.495)	0.236	(0.425)	0.415	(0.493)
大都市	0.298	(0.457)	0.343	(0.475)	0.298	(0.458)	0.331	(0.471)	0.310	(0.463)	0.347	(0.476)	0.290	(0.454)	0.320	(0.467)	0.281	(0.450)
女性の学歴																		
中学以下	0.020	(0.139)	0.147	(0.354)	0.018	(0.133)	0.135	(0.342)	0.016	(0.126)	0.136	(0.343)	0.019	(0.136)	0.150	(0.357)	0.020	(0.140)
高校†	0.403	(0.491)	0.457	(0.498)	0.442	(0.497)	0.475	(0.499)	0.419	(0.494)	0.458	(0.498)	0.449	(0.498)	0.483	(0.500)	0.459	(0.498)
短大・高専・その他	0.407	(0.491)	0.150	(0.357)	0.396	(0.489)	0.146	(0.354)	0.407	(0.491)	0.148	(0.355)	0.395	(0.489)	0.136	(0.342)	0.387	(0.487)
大学以上	0.163	(0.370)	0.246	(0.431)	0.144	(0.352)	0.244	(0.429)	0.158	(0.365)	0.258	(0.437)	0.137	(0.344)	0.231	(0.422)	0.134	(0.341)
女性の就業経験																		
結婚前	0.938	(0.242)	0.313	(0.464)														
第1子出生前					0.717	(0.451)	0.207	(0.406)	0.709	(0.454)	0.219	(0.413)						
第2子出生前													0.397	(0.489)	0.189	(0.391)		
夫の学歴																		
中学以下					0.044	(0.206)	0.107	(0.309)	0.038	(0.191)	0.110	(0.313)	0.044	(0.206)	0.119	(0.323)	0.048	(0.214)
高校†					0.410	(0.492)	0.385	(0.487)	0.387	(0.487)	0.368	(0.482)	0.415	(0.493)	0.395	(0.489)	0.424	(0.494)
短大・高専・その他					0.149	(0.357)	0.122	(0.327)	0.146	(0.353)	0.123	(0.328)	0.150	(0.357)	0.116	(0.320)	0.143	(0.350)
大学以上					0.397	(0.489)	0.386	(0.487)	0.430	(0.495)	0.400	(0.490)	0.390	(0.488)	0.371	(0.483)	0.385	(0.487)
きょうだい数																		
兄弟数																		
兄弟0人	0.395	(0.489)	0.106	(0.308)	0.403	(0.491)	0.093	(0.290)	0.409	(0.492)	0.092	(0.289)	0.407	(0.491)	0.088	(0.284)	0.402	(0.490)
兄弟1人†	0.455	(0.498)	0.389	(0.488)	0.440	(0.497)	0.378	(0.485)	0.436	(0.496)	0.379	(0.485)	0.439	(0.496)	0.366	(0.482)	0.440	(0.497)
兄弟2人以上	0.150	(0.358)	0.505	(0.500)	0.157	(0.364)	0.530	(0.499)	0.155	(0.362)	0.529	(0.499)	0.154	(0.361)	0.546	(0.498)	0.158	(0.364)
姉妹数																		
姉妹0人	0.404	(0.491)	0.228	(0.419)	0.413	(0.493)	0.218	(0.413)	0.428	(0.495)	0.220	(0.414)	0.410	(0.492)	0.211	(0.408)	0.407	(0.492)
姉妹1人†	0.422	(0.494)	0.291	(0.454)	0.419	(0.494)	0.287	(0.453)	0.415	(0.493)	0.291	(0.454)	0.422	(0.494)	0.283	(0.450)	0.416	(0.493)
姉妹2人以上	0.174	(0.379)	0.481	(0.500)	0.168	(0.374)	0.495	(0.500)	0.156	(0.363)	0.490	(0.500)	0.169	(0.375)	0.506	(0.500)	0.177	(0.382)
女性の初婚年齢																		
23歳未満					0.160	(0.366)	0.230	(0.421)	0.130	(0.337)	0.217	(0.412)	0.165	(0.372)	0.240	(0.427)	0.177	(0.382)
23～24歳†					0.216	(0.412)	0.242	(0.428)	0.217	(0.412)	0.234	(0.424)	0.222	(0.415)	0.248	(0.432)	0.233	(0.423)
25～26歳					0.241	(0.428)	0.260	(0.439)	0.248	(0.432)	0.271	(0.445)	0.245	(0.430)	0.262	(0.440)	0.251	(0.434)
27～29歳					0.216	(0.411)	0.187	(0.390)	0.232	(0.422)	0.196	(0.397)	0.215	(0.411)	0.177	(0.382)	0.214	(0.410)
30歳以上					0.167	(0.373)	0.080	(0.272)	0.172	(0.378)	0.082	(0.274)	0.153	(0.360)	0.073	(0.259)	0.125	(0.330)
子どもの性別構成																		
男児のみ													0.515	(0.500)	0.519	(0.500)	0.267	(0.443)
女児のみ																	0.224	(0.417)
男児と女児†																	0.505	(0.500)
Observations	1623		7083		1828		5581		1497		4377		1760		5650		1453	
																	4525	

注1) 日本における第1子～第3子出生の分析対象は1955～1984年生まれの既婚回答者女性および既婚回答者男性の妻で同年次生まれの女性である。

注2) 「婚前妊娠」とは初婚から8か月未満の（初婚と同年次同月を含む）出生とする。

注3) †はレファレンス変数を表す。

第4章 子どもの養育費と有配偶女性の出生意欲⁴⁸

本章では、子どもの養育費と性別選好に焦点を当て、出生意欲を従属変数とするロジットモデルによる多変量解析を行い、その含意を考察する。なお、出生意欲は既存の子ども数と子どもの性別により影響を受けると考えられるため、子ども数と子どもの性別を考慮した分析を行う。また、本章は第2章の図2-1の分析枠組みで述べたように、「社会経済的要因」→「出生」への経路について分析を行い、理論モデルで検討した子どもの「質」・「量」の関係を間接的に推測することを試みる。

4-1 出生力変化の人口学的要因

出生力は女性が産む子ども数により計ることができるが、日本と韓国のように結婚をしなければ子どもを産まない社会は、結婚も出生力を決める重要な要因であることは第1章で述べたとおりである。第3章の図3-1からみられたように、韓国におけるTFRの変化は、1970年から1995年までの変化は、有配偶出生率が出生力低下の主な要因であり、1995年以降は結婚の遅延が主な要因になっている一方、日本は時期的に韓国より早いが同様の傾向を示している。津谷（1999）によると、1950年から1975年までは有配偶出生率が出生力低下の要因であったが、1975年から1995年までは、結婚年齢のパターンが変化したことが主な要因になっている。これらの結果によると、最近の出生力変化は結婚行動の変化が主な要因であり、出生に関しては結婚行動のような大きな変化はなかったが、実際夫婦は自分たちの望む子ども数を持っているのだろうか。

出生意欲を表わす指標は、野原（1979）によると、「理想子ども数（ideal number of

⁴⁸ 本章は曹成虎（2011）「韓国における有配偶女性の出生意欲—子どもの養育費と性別選好を中心に—」『季刊家計経済研究』第91号、51～59ページを大幅に加筆・修正したものであり、2012年6月に開催された日本人口学会の第64回大会において「有配偶女性の出生意欲に関する日韓比較分析—子どもの養育費と性別選好を中心に—」として報告した論文である。

children)」、「希望子ども数(desired number of children)」と「予定子ども数(intended or expected number of children)」に分けることができる。「理想子ども数」は「(日本もしくはあなたの)夫婦にとって理想的な子どもの数は何人ですか」という質問から得られる。「希望子ども数」は「子どもを産みたい、もしくは子どもが欲しい」などといった表現が含まれている場合で、「予定子ども数」は「子どもを産むつもり、もしくは子どもを産む予定がある」などの表現が含まれている場合である⁴⁹。本章で用いる韓国の調査データは、今後の子どもを持つ予定を聞いているため、意味合いとしては「予定子ども数」に近く、日本のデータは「希望子ども数」に近い。

第1章で述べたように、2009年に調査された韓国の有配偶女性の理想子ども数は平均1.97人、予定子ども数は平均1.94人、実際に出産した子どもは平均1.66人である(Lee S. S. et al. 2010)。一方、日本の有配偶女性の理想子ども数は平均2.42人、予定子ども数は平均2.07人、実際の出生子ども数は1.71人である(国立社会保障・人口問題研究所 2011)。ここで、注目すべきところは、予定子ども数および理想子ども数と実際に出産した子ども数の差であり、両国とも大きさは理想子ども数>予定子ども数>実際の出生子ども数となっている。このような差はなんらかの理由で子どもの出生が抑制されていることを示唆し、その差を縮めることがひいては出生率増加にもつながると考えられる。

4-2 先行研究

1) 日本の研究

子どもの養育費が出生意欲に与える影響について分析を行った日本の研究は数少ないが、代表的な研究に岩間(2008)が挙げられる。岩間(2008)は、本章と同様に日本の「結婚と家族に関する国際比較調査」のデータを用いて、有配偶男女20~49歳を対象に分析を行っている。有配偶女性の結果のみをみると、1カ月あたりの平均子育て費用は、第2子の出

⁴⁹ 野原(1979)は「希望子ども数」は生理的・経済的制約に対する意識が弱く、「予定子ども数」の方がその意識はより強いだろうという見解を示している。

生意欲に有意な影響を与えていないが、第 3 子の出生意欲には有意な負の影響を与える結果を得ている。しかしながら、子どもの性別による影響については検討されていない。本章では子どもの性別構成変数等を加え、岩間（2008）の研究に用いた説明変数を再吟味し分析を行う。一方、森田（2004）は追加的に子どもが欲しいか否かという分析ではないが、養育費が予定子ども数に与える影響について分析を行った。この研究は 1998 年と 2002 年の「女性の就労と子育てに関する調査」データを用いて分析を行い、養育費は予定子ども数を有意に下げる効果があることを示している。

日本は出生時の性比において不均衡がみられなかったこともあり、性別選好に関する研究があまり行われてこなかったが、いくつかの研究が行われており、それを紹介する。

Fuse（2006）は 1997 年に実施された「第 11 回出生動向基本調査」のデータを用い、18～49 歳の未婚男女を対象に、ジェンダーの役割意識が性別選好に与える影響について分析を行った。その結果、伝統的なジェンダーの役割意識を持つほど、未婚男性は男児選好が強く、未婚女性は女児選好が強いという結果を示している。

守泉（2008）は 2005 年に実施された「第 13 回出生動向基本調査」のデータを用いて、20～39 歳の有配偶女性を対象に分析を行い、第 1 子が男児である場合が女児である場合より出生意欲が有意に高まり、第 1 子と第 2 子ともに男児である場合に出生意欲が有意に高まるということから女児選好の傾向があることを示している。

Kureishi and Wakabayashi（2009）は、日本家族社会学会全国家族調査委員会が 2002 年に実施した「戦後日本の家族の歩み」という個票データを用い、日本の男児選好について分析を行った。分析の対象は 1920 年～1969 年に生まれ、子どもを 1 人以上持つ女性である。分析の結果、男児選好は 1920 年～1939 年に生まれたコホートからは観測されたが、1940 年～1969 年に生まれたコホートからは観測されず、子どもに対する性別選好が男児選好から混合選好になりつつあると結論付けている。

以上の先行研究では、養育費は出生力に負の影響を与えることを示している。最近の日

本には混合選好が主流である中で、女兒選好の傾向があることを共通に指摘している。その理由として Fuse (2006) と守泉 (2008) は女性が介護等の「老後の支え」となることを親は期待しているからという見解を示している。

2) 韓国の研究

韓国は以前から養育費が高い現状もあり、養育費と出生の関係性を探る研究が数多く行われている。Lee S. S. et al. (2005) は、2005 年に実施された韓国の「全国結婚および出産動向調査」の個票データを用い、20～44 歳の有配偶女性を対象に養育費と出生意欲との関係が有意に負の傾向があることを示している。しかし、独自のデータで 25～39 歳の女性を対象に分析を行った Shin, Y. J. (2008) は、両者の間に有意な関係性がみられないという結果を得ており、その理由として、親は現在の養育費ではなく子どもを育て上げるまでの総支出を考えることを挙げている。同様に Cha K. W. (2005) は、全国を代表するデータではないが、1 人の子どもを産み今後の出産計画もない家計は、今後出産の予定がある家計に比べ、より多くの所得を得て子どもにも多くの支出をする傾向があることを示している。しかしながら、前者は負債が多く将来の収入に対する期待も低いことがみられたことから、現在の所得水準も重要であるが、長期的に収入の見込みなどが出生意欲に大きな影響を与えると指摘している。要するに、Shin, Y. J. (2008) と Cha K. W. (2005) の研究からは現在の養育費のみならず、将来にかかるであろうという養育費も考慮し、かつ、長期的に安定的な収入を得られることが、子どもを産むこと、あるいは子どもを生みたいという意欲に影響を与えるかもしれないという見解を示している。

韓国では 1980 年代の半ばから 2000 年初頭までかなり不均衡な出生性比がみられ、最も高かった時期は 1990 年で 116.5 であり、これを出生順位別にみると、第 2 子は 1990 年半ば以降、自然性比に戻りつつあるが、第 3 子は以前よりは下がってきているものの、依然

として高い水準（2006 年：121.8）を保っている⁵⁰。この要因として考えられるのは、第 1 章で述べたように男児選好と 1960 年代から国をあげて行われてきた家族プログラムである。

韓国の男児選考と出生意欲に関してはいくつかの研究を挙げられるが、Park, S. M. (2008) の研究によると、男児数は第 2 子出生意欲に対して有意に負の効果を持つが、第 3 子出生意欲に及ぼす効果は検討されていない。また、Lee, M. J. (2009) の研究は子どもの性別が女の子である場合に、追加出生意欲が有意に上がる結果を示しているが、子ども数別の出生意欲ではなくプールされた出生意欲を用いているため、子ども数別の出生意欲の規定要因の違いはわからない。

以上述べた韓国の先行研究では、養育費が出生意欲に大きな影響を与えているが、現在の費用はもちろん将来の費用も含めて考える傾向があることを指摘している。子どもの性別選好に関する研究はより詳細な分析が必要であり、本章では既存の子ども数を考慮に入れた分析を行う。

4-3 分析対象および変数

本章に用いるデータは、日本の JGGS と韓国の KLoWF である。分析対象は 1 人および 2 人の子どもを持つ 20 歳～39 歳の有配偶女性に限定する。

被説明変数は「次の子どもを持つ予定があるかどうか」という 2 項変数（dichotomous variable）を被説明変数⁵¹としたロジットモデル（logit model）による分析を行う。

表 4-1 は、子どもの養育費による出生意欲を表わしている。本分析での養育費は、日本の場合、子育てのための費用であり、教育費・学費や習い事のための費用を含んでいる。

⁵⁰ 『人口動態統計年報』当該年度

⁵¹ 被説明変数の設問は、日本の場合「これから子どもが（もうひとり）ほしいですか？」というもので、「ぜひほしい」、「ほしい」、「どちらともいえない」、「あまりほしくない」、「絶対ほしくない」の 5 つの選択肢があり、「ぜひほしい」および「ほしい」と答えた女性を 1、それ以外を 0 とした。一方、韓国の場合は「今後子どもを持つ予定はありますか？」というもので、「ある」、「ない」、「わからない」の 3 つの選択肢があり、「ある」と答えた女性を 1、それ以外を 0 とした。

一方、韓国の場合は、未就学（6歳未満）の子どもの場合は、保育所・幼稚園の費用であり、就学している子どもは学校教育費（学校教育にかかわる費用）や学校教育以外の教育費（after-school program）などが含まれている。両国とも費用は月平均であり、4つのカテゴリーに分けている。日本は「1万円未満」、「1万～2万円未満」、「2万～3万円未満」、「3万円以上」であり、韓国は「10万ウォン未満」、「10万～30万ウォン未満」、「30万～50万ウォン未満」、「50万ウォン以上」になっている。

養育費と出生意欲との関係を見ると、両国間に大きな差はなく養育費が高いほど、次の子どもを産みたいと思っている割合は下がる傾向が共通にみられる。その出生意欲は、全体的に日本より韓国が低く、特に2人の子どもの持つ韓国の女性で養育費が50万ウォン以上である場合は3.1%とかなり低い。そして、1人の子どもの持つ母親より2人の子どもの持つ女性の出生意欲が低いことがわかる。

表4-2は、子どもの性別による出生意欲を表している。日本は子どもが1人の場合、男児を持つ女性の出生意欲が、女児を持つ女性の出生意欲より高いが、韓国は両者の差がそれほどないことが見て取れる。子どもが2人の場合、日本は男児と女児を1人ずつ持つ女性に比べ、男児のみであれ、女児のみであれ、出生意欲は高いが女児のみの場合が男児のみより若干高いことがわかる。韓国は女児のみを持つ女性の出生意欲が男児と女児を1人ずつ持つ女性より明らかに高いことがわかる。

表4-1 養育費による出生意欲(有配偶女性):日本(20~39歳、2004年、%)、韓国(20~39歳、2007年、%)

	日本								韓国							
	子ども1人				子ども2人				子ども1人				子ども2人			
	あり	なし	合計	(Base N)	あり	なし	合計	(Base N)	あり	なし	合計	(Base N)	あり	なし	合計	(Base N)
養育費																
1万円未満 (10万ウォン未満)	83.8	16.2	100.0	(68)	35.6	64.4	100.0	(45)	63.5	36.5	100.0	(438)	10.2	89.8	100.0	(215)
1万~2万円未満 (10万~30万ウォン未満)	70.6	29.4	100.0	(34)	28.6	71.4	100.0	(56)	42.3	57.7	100.0	(130)	5.7	94.3	100.0	(383)
2万~3万円未満 (30万~50万ウォン未満)	64.9	35.1	100.0	(37)	27.1	72.9	100.0	(48)	37.9	62.1	100.0	(103)	4.5	95.5	100.0	(444)
3万円以上 (50万ウォン以上)	62.1	37.9	100.0	(58)	13.9	86.1	100.0	(166)	31.6	68.4	100.0	(76)	3.1	96.9	100.0	(640)

注) 括弧内の養育費は韓国のカテゴリーである。

表4-2 子どもの性別による出生意欲(有配偶女性):日本(20~39歳、2004年、%)、韓国(20~39歳、2007年、%)

	日本								韓国							
	子ども1人				子ども2人				子ども1人				子ども2人			
	あり	なし	合計	サンプル サイズ	あり	なし	合計	サンプル サイズ	あり	なし	合計	サンプル サイズ	あり	なし	合計	サンプル サイズ
子どもの性別																
男児のみ	76.0	24.0	100.0	100	24.4	75.6	100.0	86	52.8	47.2	100.0	398	3.3	96.7	100.0	457
女児のみ	67.0	33.0	100.0	97	29.7	70.3	100.0	64	53.3	46.7	100.0	349	9.6	90.4	100.0	375
男児と女児					17.0	83.0	100.0	165					3.9	96.1	100.0	850

理論モデルにおいても記述したように、親が考える理想の性別構成があるとする、予定子ども数が一定であれば、もしその構成が達成できれば、次の子どもを産まないと考えられる。すなわち、少なくとも1人の男児を持ちたいと思っている女性の第1子が女児であれば、次に男児を産みたいと思ひ、次の子どもを産みたいと思はずである。もちろん、その逆も考えられる。したがって、子どもが1人の場合、日本においては第1子が男児であれば、次の子どもを産みたいと思ひている女性の割合が高いことを示しており、女児選好の傾向があると言えるだろう。子どもが2人の場合は、程度の差はあるものの、女児のみを持つ女性が男児のみを持つ女性より出生意欲が高いことがわかる。要するに、2人の子どもがすべて男児である場合に、両国とも次の子どもを産みたいと思うのである。これは子ども2人を持つ女性において、両国とも男児選好の傾向があることを意味する。

表4-3 子どもを持つ予定があるか否かのロジット回帰分析に用いる説明変数の記述統計量: 日本(20~39歳、2004年)、韓国(20~39歳、2007年)

	日本				韓国			
	子ども1人		子ども2人		子ども1人		子ども2人	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
養育費(万円、万ウォン)	2.992	(3.845)	4.403	(4.189)	16.066	(26.873)	43.114	(33.325)
子どもの性別構成								
男児のみ	0.508	(0.501)	0.273	(0.446)	0.533	(0.499)	0.272	(0.445)
女児のみ			0.203	(0.403)			0.223	(0.416)
男児と女児†			0.524	(0.500)			0.505	(0.500)
末子の年齢	3.664	(3.283)	4.456	(3.253)	2.988	(3.307)	4.566	(3.481)
夫の学歴(大学以上=1)	0.574	(0.496)	0.562	(0.497)	0.660	(0.474)	0.607	(0.489)
妻の年齢								
29歳未満	0.213	(0.411)	0.092	(0.290)	0.230	(0.421)	0.073	(0.260)
30~34歳†	0.462	(0.500)	0.381	(0.486)	0.459	(0.499)	0.328	(0.470)
35~39歳	0.325	(0.470)	0.527	(0.500)	0.311	(0.463)	0.599	(0.490)
妻の学歴(大学以上=1)	0.624	(0.486)	0.549	(0.498)	0.596	(0.491)	0.493	(0.500)
3世代同居	0.178	(0.383)	0.263	(0.441)	0.098	(0.297)	0.076	(0.264)
居住地								
首都圏・ソウル在住(=1)	0.244	(0.430)	0.232	(0.423)	0.159	(0.366)	0.116	(0.320)
observations	197		315		747		1682	

注1) 首都圏とは東京都、埼玉県、神奈川県、千葉県を指す。

注2) †はレファレンス変数である。

表4-3はロジット分析に用いる説明変数の記述統計量を表わしている。説明変数は養育費、子どもの性別構成、末子の年齢、夫の学歴、妻の年齢、妻の学歴、3世代同居、居住地である。養育費は月平均の支出額であり、韓国は実額が調査されているが、日本は9つの

カテゴリーになっているため、岩間（2008）に倣いその中央値を用いる⁵²。子どもの性別構成は子どもが1人の場合、その子どもが男児か女児かを表し、2人の場合は男児のみか女児のみか1人ずつかを表す。世帯所得が高いほど、養育費は高い傾向があり（清水・野口 2004, 森田 2004; 曹 2010, 第5章）、これは養育費と世帯所得との関係が独立でない可能性があることを意味する。したがって、本分析では世帯所得を説明変数に導入せず、夫の学歴を所得の代理変数としてコントロールする。夫と妻の学歴は短大以上である場合に1を取る変数を作成する。妻の年齢は「29歳未満」、「30～34歳」、「35～39歳」に分けており、「30～34歳」をレファレンスにする。

居住地は日本の場合、首都圏に居住すれば1を取る変数を作成する。ここで首都圏というのは、東京都、埼玉県、神奈川県、千葉県を含む。韓国の場合、ソウルに居住すれば、1を取る変数を作成する。

4-4 分析結果

表4-4は20～39歳の有配偶女性における次の子どもを持つ予定があるか否かのロジット回帰分析の結果である。モデルは2つを用意しており、モデル2はモデル1に末子の年齢を加えた分析結果を表している。

まず、1人の子どもを持つ女性の結果をみると、両国とも養育費が上がるほど有意に出生意欲が下がるが、韓国の有意性が強いのに比べ、日本は弱い結果を示している。子どもの性別構成は日本のみかろうじて10%で有意であり、男児を持つ女性は次の子どもを産みたいという意欲が高いことがわかる。これは表4-2にもみられた結果と同様であり、夫婦の属性等をコントロールしても、弱い効果ではあるが有意な結果を得られている。そして、

⁵² カテゴリーは「ゼロ」、「1万円未満」、「1～2万円未満」、「2～3万円未満」、「3～5万円」、「5～7万円未満」、「7～10万円未満」、「10～15万円」、「15万円以上」であり、その中央値は、「5千円」、「1万5千円」、「2万5千円」、「4万円」、「6万円」、「8万5千円」、「12万5千円」、「15万円」である。「15万円以上」の中央値を「15万円」にしているため、実際の平均値は記述統計量に示されている平均値より大きくなる可能性が高いことに注意されたい。

両国とも妻の年齢が高いほど、出生意欲は有意に低くなる。日本の場合、妻の学歴が高いほど出生意欲は有意に高くなる傾向があるが、韓国は有意ではないことがわかる。

モデル 1 に末子の年齢を導入したモデル 2 の結果は、末子の年齢が高いほど、出生意欲は下がることがみられる。また、モデル 1 で有意であった養育費が両国ともその有意性をなくすことを示しているが、これは子どもの年齢が上がるほど、養育費は高くなる傾向があることを反映していると考えられる。要するに、両者の関係は独立でない可能性があることを示唆する。また、妻の年齢も同様の傾向が見られるが、上述のように子どもの年齢が上がるほど、妻の年齢も上がるためであると考えられる。

表4-4 子どもを持つ予定があるか否かのロジット回帰分析(有配偶女性):日本(20~39歳、2004年)、韓国(20~39歳、2007年)

	日本				韓国			
	子ども1人		子ども2人		子ども1人		子ども2人	
	モデル1	モデル2	モデル1	モデル2	モデル1	モデル2	モデル1	モデル2
養育費	-0.080# (0.044)	-0.062 (0.050)	-0.152** (0.048)	-0.136** (0.047)	-0.013** (0.004)	-0.002 (0.004)	-0.007 (0.004)	-0.004 (0.005)
子どもの性別構成(Ref: 男児と女児)								
男児のみ	0.613# (0.353)	0.552 (0.391)	0.461 (0.347)	0.514 (0.353)	0.064 (0.159)	0.113 (0.163)	-0.147 (0.323)	-0.145 (0.323)
女児のみ			0.400 (0.368)	0.400 (0.372)			0.993** (0.258)	0.980** (0.259)
末子の年齢		-0.381** (0.080)		-0.173* (0.069)		-0.210** (0.038)		-0.076 (0.054)
夫の学歴(大学以上=1)	0.271 (0.393)	0.161 (0.438)	-0.095 (0.329)	-0.165 (0.330)	0.133 (0.199)	0.024 (0.204)	-0.639* (0.285)	-0.704* (0.287)
妻の年齢(Ref: 30~34歳)								
29歳未満	1.813** (0.619)	1.130# (0.637)	0.691 (0.511)	0.456 (0.514)	0.139 (0.203)	-0.051 (0.208)	0.475 (0.324)	0.388 (0.329)
35~39歳	-0.664# (0.374)	0.291 (0.466)	-0.580# (0.315)	-0.188 (0.349)	-1.287** (0.195)	-0.905** (0.207)	-1.415** (0.284)	-1.243** (0.305)
妻の学歴(大学以上=1)	1.034** (0.390)	0.581 (0.443)	0.905** (0.334)	0.697* (0.343)	0.178 (0.193)	0.132 (0.196)	0.682* (0.287)	0.612* (0.289)
3世代同居	0.197 (0.468)	0.224 (0.528)	0.023 (0.335)	0.064 (0.340)	-0.242 (0.267)	-0.317 (0.271)	-0.290 (0.427)	-0.287 (0.428)
居住地								
首都圏・ソウル在住(=1)	0.743 (0.453)	0.876# (0.511)	-1.041* (0.441)	-1.154** (0.446)	-0.138 (0.222)	-0.221 (0.225)	0.376 (0.336)	0.348 (0.337)
定数項	-0.101 (0.432)	1.457** (0.557)	-1.050** (0.405)	-0.450 (0.460)	0.502** (0.193)	0.941** (0.213)	-2.467** (0.299)	-2.272** (0.325)
log-likelihood	-99.787	-84.729	-145.486	-141.986	-461.171	-444.517	-293.741	-292.719
chi2	35.618	65.735	37.658	44.171	110.507	143.816	79.734	81.779
df	8	9	9	10	8	9	9	10
Prob > chi2	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
observations	197		315		747		1682	

注) # p<0.1, * p<0.05, ** p<0.01、()は標準誤差

次に、2人の子どもを持つ女性の結果をみると、日本の場合、養育費が上がるほど出生意欲は有意に下がるに対し、韓国は養育費が出生意欲に有意な影響を与えていない。冒頭の統計からもみたように養育費は両国において出生意欲に影響を与える大きな要因であると

いうことからすると、韓国の結果は一見理解に苦しむ結果である。しかし、この結果は上述した Shin, Y. J. (2008) の研究結果と同様であり、親は現在の養育費ではなく子どもを育て上げるまでの支出を考えるからであると考えられる。曹 (2011) は韓国において 2 人以上の子どもを持ちたいと思う女性は、現在の養育費より将来安定的な収入等を得られる女性の出生意欲が有意に上がることを示しており⁵³、3 人目の子どもを生みたいと考えている女性は 2 人目の子どもを生みたいと考えている女性より経済的な要因がより大きな影響を与えるかもしれない。

子どもの性別構成の結果は両国に差がみられる。日本は有意な影響を与えていないが、韓国は 2 人の子どもとも女兒である場合、出生意欲が有意に上がることを示している。日本の結果は、表 4-2 では男児選好の傾向が若干みられたが、他の変数をコントロールした結果は有意性がなく、子ども 2 人がすべて男児である場合に、出生意欲が有意に上がることを示した守泉 (2008) と異なる結果を示している。この差はデータの違いによるものであると考えられる。守泉 (2008) の研究で用いたデータは「第 13 回出生動向基本調査」の夫婦調査データであり、主に妻を回答者として調査を行っている。それに対して本章に用いた「結婚と家族に関する国際比較調査」は調査対象者を夫婦に限定しておらず、かつ回答者も夫婦のどちらかである。出生意欲に関する項目は回答者のみしか把握できないため、男性回答者の配偶者の出生意欲に関する情報を用いることができなかったことが分析結果に差が生じていると考えられる。妻の年齢は 1 人の子どもを持つ結果と同様に両国とも正

⁵³ 「住居以外の所有不動産」という変数は、将来見込める財産の規模を完全ではないがある程度測ることができると思われるため、Shin, Y. J. (2008) と Cha K. W. (2005) が指摘した将来見込める収入の効果を検証できると考えられる。その理由として韓国では不動産は財テクなどの投資手段としての性質も強く、居住している住宅以外に購入した不動産などは投資目的である可能性が高いと考えられる。したがって、住居以外に不動産を保有することは、将来に安定的な収入を得るための投資行動とみなすことができると考えられる。詳細な分析結果は章末の付表 4-A を参照されたいが、「住居以外の所有不動産」があるほど、出生意欲が有意に上がる結果を示しており、これは長期的に安定的な収入の確保が出生意欲に影響を与えると解釈できるだろうと考えられる。ただし、「住居以外の所有不動産」の変数は、①将来子ども数が増えても、与えることのできる資産があるから子どもを望みやすくなっている、②子ども数が増えても追加の居住スペースとして活用できる、など様々な可能性があるため、今後より厳密な分析が必要であると考えられる。

の有意な影響を与えており、妻の年齢が高いほど、出生意欲は下がることを示している。

妻の学歴は両国とも有意な正の影響を与えていることがわかる。

3 世代同居は子ども数を問わず、両国ともすべてのモデルにおいて有意な影響を与えていない。韓国の場合、親が自分の子どもの養育を担う割合、すなわち祖父母が孫の養育を担う割合は 14.2%であり（韓国統計庁 2005）、親と同居していなくとも近いところに住み、子どもを親に預ける傾向もあるため、今後親の家との距離等を考慮する必要があると考えられる⁵⁴。居住地は韓国の場合、有意な影響がみられないが、日本は 1 人の子どもを持つ女性のモデル 2 でかろうじて 10%で正の有意な影響があり、2 人の子どもを持つ女性は 2 つモデルともに負の有意な影響がみられる。すなわち、首都圏では 2 人の子どもを持つ女性の出生意欲がその他の地域より低いことを意味する。

4-5 まとめ

本章では日本と韓国における出生意欲を両国の個票データを用い、養育費と子どもの性別選好に焦点をあてて分析を行った。分析結果をまとめると、第 2 子への出生意欲は、両国とも養育費が上がるほど有意に出生意欲は下がるが、韓国の有意性が強いのに比べ、日本は弱いことがわかった。この結果は理論モデルで提示した「質」・「量」の所得弾力性の大きさにおいて、両国とも「質」の所得弾力性が大きいかもしれないことを示唆する。そして、子どもの性別構成は、日本のみ有意な影響があり、第 1 子が男児であるほど、出生意欲が有意に上がることを示した。第 3 子への出生意欲は、日本のみ養育費が上がるほど有意に出生意欲が下がることを示しており、韓国は有意な影響がみられなかった。子どもの性別構成は、日本は有意な影響がみられなかったが、韓国は女兒のみであるほど出生意欲が有意に上がることをわかった。

⁵⁴ 日本のデータには親の家との距離（家までの所要時間）が調査されており、15 分以内や 30 分以内である場合を検討した結果、有意な結果を得られなかった（結果は掲載していない）。一方、韓国のデータはその情報が得られない。

両国ともに養育費は子どもを持つか否かの意欲に影響を与えられ、韓国において 3 人目の子どもを持ちたいと思っている女性にとって重要な要因は、将来かかると見込まれる養育費が、現在の養育費より重要であるかもしれないという差がみられた。この結果は冒頭の統計と同様の傾向であり、やはり子どもを持つことには金銭的な側面が重要であることがわかった。

子どもの性別選好は、日本の場合、守泉（2008）が指摘したように女兒選好に近い混合選好であることがわかった。一方、韓国においては、表 4-2 に示したように第 3 子を持ちたいという割合がかなり小さいため、男児を産みたいと思う女性の一部であるという特殊なケースと言って良いと考えられる。しかしながら、本章において日本の結果は、データに若干の制限があったため、今後より詳細な分析が必要であると考えられる。

付表4－A 子どもを持つ予定があるか否かのロジット回帰分析：韓国の
20～44歳の有配偶女性、2007年

	子ども1人の女性		子ども2人の女性	
	model1	model2	model1	model2
子どもの性別構成 (Ref. 男児と女児)				
男のみ		0.085 (0.163)		-0.164 (0.340)
女のみ				1.157** (0.268)
末子の年齢		-0.166** (0.036)		-0.037 (0.062)
妻の属性				
年齢	0.772** (0.233)	0.593* (0.234)	1.259* (0.631)	1.174# (0.662)
年齢の2乗	-0.014** (0.004)	-0.011** (0.004)	-0.023* (0.010)	-0.021* (0.010)
就学年数	0.067 (0.045)	0.048 (0.045)	-0.06 (0.065)	-0.076 (0.069)
就業有無	0.23 (0.217)	0.224 (0.221)	-0.204 (0.353)	-0.111 (0.360)
結婚満足度	0.213** (0.070)	0.203** (0.070)	0.169 (0.134)	0.196 (0.135)
夫の家事時間	0.036# (0.020)	0.023 (0.020)	0.057* (0.025)	0.057* (0.025)
3世代同居	-0.304 (0.271)	-0.397 (0.266)	0.147 (0.403)	0.131 (0.393)
養育費	-0.012** (0.004)	-0.003 (0.004)	-0.008 (0.006)	-0.006 (0.006)
世帯所得	0.017 (0.035)	0.001 (0.034)	0.002 (0.059)	-0.015 (0.068)
住居の所有形態	0.166 (0.168)	0.213 (0.170)	-0.22 (0.249)	-0.22 (0.253)
住居以外の所有不動産	-0.107 (0.232)	-0.05 (0.239)	0.835** (0.274)	0.905** (0.283)
居住地 (Ref. ソウル)				
ソウル以外の広域市	-0.002 (0.261)	0.103 (0.265)	-0.527 (0.397)	-0.566 (0.410)
京畿道	0.056 (0.313)	0.092 (0.310)	-0.384 (0.448)	-0.433 (0.464)
その他	0.214 (0.264)	0.306 (0.265)	-0.637# (0.381)	-0.631 (0.391)
定数項	-12.053** (3.767)	-9.442* (3.808)	-19.174# (10.313)	-18.066# (10.759)
log-likelihood	-470.35	-458.89	-286.87	-275.04
chi2	139.70	136.63	110.61	131.12
df	13	15	13	16
Prob > chi2	0.00	0.00	0.00	0.00
observations	849		2369	

注1) # p<0.1, * p<0.05, ** p<0.01、()は標準誤差

注2) 「子どもが3人以上いる女性」は、子ども数別の分析を行っていないが、サンプル数は536個である。

第5章 子どもの教育費支出と有配偶女性の就業⁵⁵

日本と韓国は第1章の2節で説明したように学歴社会とも言えるほど、個人の学歴がライフコースにおいて甚大な影響を及ぼす社会であり、親の子どもに対する教育熱意も高い。ひいては、それが高い教育支出にもつながり、家計の重い教育費負担になりかねない。また、教育費への政府支出が OECD 平均よりも低い共通点がある。

本章では、日本と韓国の通塾費を支出する家計の決定要因、そして母親の就業の決定要因を両方の内生性を考慮しながら比較分析を行うことで、母親の就業によって通塾費が増加するか否かを検証することを目的とする。本章は第2章の図2-1の分析枠組みの中で、「社会経済的要因」→「就業」の経路を検証する章である。

5-1 先行研究

1) 韓国の先行研究

通塾費と母親の就業を考慮に入れた韓国の研究としては、Kim, D. I. (2008) が挙げられる。Kim, D. I. (2008) は2006年の「全国家計調査」の個票データを用い、子どもの通塾費が母親の就業に与える影響について分析を行っている。すなわち、本章と逆の因果関係を仮定しており、母親の就業と通塾費との内生性を考慮して、操作変数 (instrumental variable) を用いた2段階推定方法で推定を行っている。推定結果は、通塾費の増加は有意に母親の就業を促進させることを示している。

それ以外に通塾費に関する研究として、Park, K. B. (1998) は所得水準が高いほど、親の教育水準が高いほど、大都市であるほど通塾費が高いことを確認している。Park, M. H.

⁵⁵ 本章は曹成虎 (2008) 「韓国における子どもに対する親の教育支出行動—母親の就業有無を考慮しながら—」『人口学研究』第43号、37～48ページ (2008年11月) と2011年6月に開催された日本人口学会の第63回大会において報告をした「日本における教育費支出行動と母親の就業」を大幅に加筆・修正したものである。

and Yeo, J. S. (2000) ⁵⁶の研究も、家計所得と親の教育水準が通塾費支出と正の関係があり、地方よりソウル、そして長子が中学生である世帯ほど、通塾費支出が高いという結果を示している。そして、韓国教育開発院（2003）の研究は、家計の社会経済的背景が高いほど通塾させる確率が高いことが示されている。Lee, E. W. (2004) はソウルに居住する世帯ほど、所得水準が高いほど、塾に費やす金額が大きくなることを示している。

2) 日本の先行研究

日本の場合、母親の就業との関係を検討した研究として出島他（2007）を挙げられる。出島他（2007）は家計経済研究所の「消費生活に関するパネル調査」を用い、世帯所得が教育費支出に正の有意な影響を与えるが、親の学歴は有意な影響を与えないことを示している。一方で、持家世帯を借り入れ制約がないという仮定の下で推定した結果では、親の学歴が教育費支出に対して正の有意な影響を与えるという結果も示している。そして、母親の就業と教育費支出の内生性を考慮した推定結果は、母親のパートタイム就業が教育費を有意に上げる効果が認められている。ただし、出島他（2007）は学校の授業料を含むすべての教育費を対象にしており、また、母親の就業関数の誤差項と教育費支出関数の誤差項との相関を除くために用いた操作変数が母親の年齢であるため、両関数の識別ができていない可能性がある⁵⁷。

四方（2006）は母親の就業を考慮していないが、本章と同様に「慶應義塾家計パネル調査」を用い通塾費支出に与える影響について検討している。分析対象を小・中学生と高校生に分け分析を行ったが、両方とも子ども数、世帯所得が通塾費に有意に正の影響を与え

⁵⁶ 教育水準が高いほど賃金の良い職に就け、結婚するのに良い条件になるという親の考えが強い世帯ほど、その支出額が高い。

⁵⁷ 出島他（2007）は、妻の年齢は就業に影響を与えるが、教育費支出には影響がないという仮定の下で、妻の年齢を操作変数に用いている。しかし、子どもの成長につれ教育費も増加する傾向があるため、子どもの年齢と同時に増加する母親の年齢が教育費支出に影響しないとは言えないと考えられる。また、教育費を通塾費のみではなく学校の授業料等のすべての教育費支出を用いている。

ることが示されている。

森田（2004）は子どもの質と量の内生性を考慮し、通塾費と子ども数との関係を 2 段階推定に基づく分析を行っている。通塾費支出の決定要因については、父親と母親の年収、父親と母親の教育年数、金融資産が有意な正の影響があった。この研究に用いるデータは、1998 年と 2002 年に調査された「女性の就労と子育てに関する調査」であり、分析対象は小学生以下の子どもを持つ母親である。松浦他（1996）は、学年が上がるにつれ通塾させる確率が低くなるという結果が得られている。

Tsuya and Choe（2004）は、通塾について日韓比較分析を行ったが、両国ともに学年とその確率は有意に正の関係があることが示された。母親の学歴も両国ともに有意に正の影響を与えるという結果が得られている。

以上の研究結果を総合すると、子どもへの教育費支出は世帯所得や父親の所得等の経済的な要因と母親の教育年数がかなり重要な要因であることが示されており、本章でもこれらの変数をコントロールして分析を行う。

5-2 分析モデル

分析の順は、母親の就業と塾への支出と内生性があるかどうかを検証し、通塾確率および支出額に影響を与える要因について分析を行う。

まず、母親の就業と通塾費間の内生性を検証するために、母親の就業状態と通塾有無を被説明変数としたプロビット分析を行う。分析に用いるモデル式は次のようである、

$$Invest^* = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 LFP^* + \varepsilon_I \quad (1)$$

$$LFP^* = \gamma_0 + \gamma_1 X_1 + \gamma_2 IV + \varepsilon_L \quad (2)$$

$$Invest = 1 \text{ if } Invest^* > 0, \text{ } Invest^* = 0 \text{ otherwise} \quad (3)$$

$$LFP = 1 \text{ if } LFP^* > 0, \text{ } LFP^* = 0 \text{ otherwise} \quad (4)$$

ここで、 $(\varepsilon_I, \varepsilon_L)$ はバイヴァリエット正規分布、平均 0、説明変数とは独立であると仮定する。*Invest* は子どもに通塾しているか否かという 2 値変数 (dichotomous variable)、*LFP* は母親の就業状態を表す 2 値変数、 X_1 は子どもの属性、親の属性、その他の説明変数を含む説明変数である。*IV* は (1) 式と (2) 式を識別 (identification) するための操作変数である⁵⁸。もし内生性がなければ、母親の就業をそのまま説明変数として導入し推定することができる⁵⁹。

次は塾の支出額の推定に用いる回帰式であるが (6 式)、放課後教育支出額の変数 (*Cost*) を被説明変数とし、放課後教育に支出するサンプルのみを対象に最小二乗法による推定を行う。塾に支出をしていない家計が存在しているが、支出しているサンプルのみを限定し最小二乗法による推定を行うことは、塾に支出をする家計の属性をより明確に把握できるという長所がある。

$$Cost = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 LFP + \varepsilon_c \quad (6)$$

$$\varepsilon_c \sim IN(0, \sigma^2)$$

5-3 データおよび変数

⁵⁸ 内生性を検証する仕方は、まず (2) 式を推定し、そこから得られる残差を (1) 式に入れ推定する。すなわち、(1) 式を書き換えると、

$$Invest^* = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 LFP + \rho_1 \hat{\varepsilon}_L + error \quad (5)$$

になる。(5) 式を推定し、 ρ_1 の *t* 値が有意に $H_0: \rho_1=0$ という帰無仮説を棄却すれば、それは内生性を持つことになる。ここで ρ_1 の意味は、(1) 式と (2) 式の誤差項の相関、すなわち $\rho_1 = \text{Corr}(\varepsilon_I, \varepsilon_L)$ であり、それが 0 であることが元々の仮定であるので、それを満たすことができないならば、そこから得られた推定量は一致推定量でなくなるということである。より厳密には Rivers and Young (1988) と Wooldridge (2002) を参照されたい。

⁵⁹ 次の実証結果でも触れるが、本章に用いるデータには、母親の就業状態と子どもの放課後教育参加有無には内生性がないと判断され、内生性を考慮しない最小二乗法による推定を行う。また、放課後教育に対する支出額に関しても同様に検証を行ったが、内生性は確認されなかった。

本章に用いるデータは KHPS と KLIPS であるが、KHPS は通塾費に関する調査が 2004 年と 2005 年しか行われていないため、2004 年と 2005 年のデータをプールして用いる。そして、KLIPS は 2001 年の第 4 次調査データを用いる⁶⁰。分析対象は有配偶女性とその子ども、そして 3 世代同居も含まれ、その子どもの年齢を小・中・高校に在学している 6 歳～18 歳の男女に限定する。

被説明変数は通塾有無、塾の支出額、母親の就業有無である。塾の支出額は、日本の場合、月の家計支出の中、学習塾や予備校に支出する項目から構築し⁶¹、韓国は塾ごとに費用、利用時間を 5 つまで調査されており、そこから構築した。そして、就業有無は、日本は「先月収入を得る仕事をしましたか」という質問から作られ、韓国は「ここ 1 週間の主な活動は何でしょうか」の質問に「仕事をした」という返答から作られた。

分析に用いる説明変数の記述統計量は表 5-1 に表わしている。説明変数は大きく子どもの属性、親の属性、その他の変数に分けることができる。子どもの属性としては、子どもの在学する学校、性別、きょうだい数であり、子どもの在学する学校は小学校・中学校、高校在学に分けている。

⁶⁰ 元々は 2001 年度の 3 回目調査から教育に関する調査が行われており、同じ手法で分析を試みたが、そのデータは 1997 年に起きた経済危機のショックが残っているようで、特に子どもの通塾率の推定結果をみると、4 回目は地域差が出ていないのに比べて、3 回目は著しい地域差が出た。これがそのショックの残りではないかと思われる。しかし、厳密に言えば 4 回目の調査もそのショックが残っていないとは言い切れないが、標本の維持率を考えると、4 回目の調査を用いるのが最適であると考えられる。ちなみに、第 4 回目調査は 1 回目調査の 5,000 世帯の中、3,865 世帯の回答が得られ、標本維持率は 77.3%である。

⁶¹ KHPS で調査された塾費用は世帯の費用であり、1 人あたりの費用ではないことに留意されたい。

表5-1 母親の労働参加と通塾&通塾費の回帰分析に用いる説明変数の記述統計量：小・中・高校に在学している6歳～18歳の男女とその母親（日本：2004、2005年、韓国：2001年）

	日本						韓国					
	就業有無		通塾有無		通塾費		就業有無		通塾有無		通塾費	
	平均	標準偏	平均	標準偏	平均	標準偏	平均	標準偏	平均	標準偏	平均	標準偏
子どもの属性：												
子どもの在学する学校												
小学校	0.483	(0.500)	0.487	(0.500)	0.509	(0.500)	0.487	(0.500)	0.537	(0.499)	0.616	(0.487)
中学校	0.346	(0.476)	0.354	(0.478)	0.359	(0.480)	0.246	(0.431)	0.249	(0.433)	0.252	(0.435)
高校	0.171	(0.377)	0.159	(0.366)	0.132	(0.339)	0.267	(0.442)	0.214	(0.411)	0.131	(0.338)
性別（男＝1）	0.489	(0.500)	0.475	(0.500)	0.469	(0.499)	0.529	(0.499)	0.525	(0.500)	0.535	(0.499)
きょうだい数	1.429	(0.812)	1.460	0.816	1.468	(0.811)	1.173	(0.576)	1.101	(0.472)	1.085	(0.470)
親の属性：												
父親の月収												
30万未満（円）	0.172	(0.377)	0.164	(0.371)	0.127	(0.334)						
30万～45万未満†	0.313	(0.464)	0.296	(0.457)	0.288	(0.453)						
45万～60万未満	0.229	(0.420)	0.224	(0.417)	0.236	(0.425)						
60万以上	0.286	(0.452)	0.316	(0.465)	0.349	(0.477)						
150万未満（ウォン）							0.400	(0.490)	0.367	(0.482)	0.336	(0.473)
150万～200万未満†							0.228	(0.420)	0.238	(0.426)	0.245	(0.430)
200万～250万未満							0.170	(0.375)	0.182	(0.386)	0.192	(0.394)
250万以上							0.202	(0.402)	0.213	(0.410)	0.227	(0.419)
母親の属性：												
年齢												
34歳以下	0.087	(0.281)	0.089	(0.285)	0.078	(0.268)	0.109	(0.312)	0.121	(0.326)	0.142	(0.349)
35歳～39歳	0.254	(0.436)	0.254	(0.436)	0.270	(0.444)	0.408	(0.492)	0.436	(0.496)	0.495	(0.500)
40歳～44歳†	0.326	(0.469)	0.317	(0.466)	0.333	(0.472)	0.366	(0.482)	0.357	(0.479)	0.323	(0.468)
45歳以上	0.333	(0.471)	0.339	(0.474)	0.318	(0.466)	0.117	(0.322)	0.086	(0.281)	0.040	(0.197)
短大・大学以上	0.448	(0.497)	0.469	(0.499)	0.493	(0.500)	0.160	(0.367)	0.178	(0.383)	0.203	(0.402)
健康状態（良い＝1）	0.916	(0.278)	0.916	(0.277)	0.913	(0.282)						
祖父母との同居（する＝1）	0.282	(0.450)	0.262	(0.440)	0.252	(0.434)	0.123	(0.329)	0.126	(0.332)	0.120	(0.325)
住居の所有形態												
持家（あり＝1）	0.800	(0.400)	0.801	(0.399)	0.816	(0.387)	0.608	(0.488)	0.609	(0.488)	0.604	(0.489)
チョンセ							0.293	(0.456)	0.298	(0.458)	0.311	(0.463)
借家							0.098	(0.297)	0.092	(0.289)	0.085	(0.280)
住宅ローンの有無（あり＝1）	0.526	(0.499)	0.520	(0.500)	0.543	(0.498)						
居住地												
大都市	0.251	(0.434)	0.292	(0.455)	0.311	(0.463)						
中都市†	0.578	(0.494)	0.533	(0.499)	0.523	(0.500)						
小都市 ¹⁾	0.171	(0.377)	0.176	(0.381)	0.166	(0.372)						
ソウル†							0.247	(0.431)	0.251	(0.434)	0.250	(0.433)
ソウル以外の広域市							0.301	(0.459)	0.297	(0.457)	0.284	(0.451)
京畿道の非広域市							0.224	(0.417)	0.229	(0.421)	0.245	(0.430)
それ以外の非広域市							0.228	(0.420)	0.223	(0.416)	0.220	(0.415)
地域別失業率	4.314	(0.991)					4.154	(0.898)				
observations	2138		1444		1209		1581		1517		1181	

注1) 小都市には郡部も含まれている。

注2) †はレファレンスである。

親の属性は父親の月収、母親の年齢、母親の学歴、母親の健康状態⁶²からなる。父親の月収は、日本の場合、30万円未満、30万円～45万円未満、45万円～60万円未満、60万円以上4つに分けられ、30万円～45万円未満をレファレンスにした。韓国の場合は、150万ウォン未満、150万ウォン～200万ウォン未満、200万ウォン～250万ウォン未満、250万ウォン以上に分けており、150万ウォン～200万ウォン未満をレファレンスにした。母親の年齢は34歳以下、35～39歳、40歳～44歳、45歳以上に分けられ、40歳～44歳をレファレンスにした。母親の学歴は短大・大学以上と高校以下に分け、短大・大学以上であれば1

⁶² 健康状態変数は日本のデータしか調査されていないため、日本の分析のみ用いる。

を取る変数を作成した。日本のデータのみである母親の健康状態は、健康が良いのであれば1を取る変数である。

その他の変数としては、祖父母との同居、持家有無、住宅ローンの有無⁶³、居住地、地域別失業率である。学習塾の数は地域により差が出てくる可能性がある。例えば、中小都市より大都市の方が学習塾の数が多いと考えられる。これをコントロールするため、都市規模ダミーを用いる。日本の場合、都市規模ダミーは大都市、中都市、小都市に分けられている。

(1) 式と (2) 式を識別するために (2) 式に導入する操作変数は、日本の推定では母親の健康状態、地域別失業率を、韓国の推定では地域別失業率を用いる。これらの変数は母親の就業には影響を与えるが、通塾費には直接影響を与えない変数であると考えられる。

韓国の行政区域は、大きく分けると、1つの特別市、6つの広域市、8つの道（ド）、1つの特別自治島に分けられる。本章では居住地として「ソウル(Seoul)」、「ソウル以外の広域市」、「京畿道 (Gyeonggi-do)」、「その他」の4つに分けて分析に用いる。ソウル以外の広域市は大都市を意味し、釜山 (Busan)、大邱 (Daegu)、仁川 (Incheon)、光州 (Gwangju)、大田 (Daejeon)、蔚山 (Ulsan) が含まれる。「京畿道」は京畿道内にある広域市（仁川）とソウルを除いた地域を表わす。「その他」はソウル、広域市、京畿道以外の道を表わし、江原道 (Gangwon-do)、忠清北道 (Chungcheongbuk-do)、忠清南道 (Chungcheongnam-do)、全羅北道 (Jeollabuk-do)、全羅南道 (Jeollanam-do)、慶尚北道 (Gyeongsangbuk-do)、慶尚南道 (Gyeongsangnam-do) が含まれる。ただし、韓国のデータは、都市だけを対象にしているので、全国を代表すると言えないかもしれないが、韓国の人口の約 85%⁶⁴が都市に居住しているうえ、子どもを扶養している世帯の多くが都市部に集中しており、また、都市部とそれ以外の地域では通塾などの行動が大きく異なっていると考えられるため、都市部の調査である本データは子供の放課後教育の分析に適していると考えられる。

⁶³ 日本のデータのみ。

⁶⁴ 筆者が 2005 年の人口センサスから直接計算した結果、84.8%であった。

持家有無の変数は、日本の場合、家を持っていれば 1 を取る変数であるが、韓国の変数は韓国の特殊な事情を考慮し、3 つに分けている。韓国では他国では見られない特徴的な賃貸制度がある。それはチョンセ⁶⁵というもので、賃貸契約時に通常物件の 4 割～8 割の敷金を払い（財政経済部他 2005）、大家はその敷金をもとに資産運用などで利益を得るが、入居者が引っ越す時はその敷金を全額返却する制度である。一般的な韓国の住宅購入行動としては、親の相続などがない限り、最初借家から始まり、その後チョンセ、持ち家という順に住宅を購入する。したがって、財産の大きさは、借家<チョンセ<持ち家となっている。

そして、失業率は日本の場合、都道府県別、韓国は上述したように 1 つの特別市、6 つの広域市、8 つの道別の就業率を用いる。

5-4 分析結果

1) 記述統計分析

表 5-2 は母親の年齢別就業率を表わしている。まず、全体的では、日本の母親の就業率は 65.9%、韓国は 53.1%で日本の方が高いことが見て取れる。日本の就業率は、年齢が上がるほど就業率が高くなる傾向があるが、韓国は 44 歳までは上がるものの、45 歳以上になると下がる傾向が見られる。本章と同様のデータを用いて、既婚女性の労働状況を集計した Hwang, S. K. (2002) によると、有業女性の時間当たり収入が加齢とともに低下していることが示されており、おそらく 45 歳以上の女性の留保収入⁶⁶より時間当たり収入が低いからであるかもしれない。また、Choe et al. (2004)は、韓国の女性労働市場において、パートタイムジョブの供給不足を指摘している。

⁶⁵ チョンセは 1970 年代後半から始まり、銀行の金融制度不備によりお金の借入ができなかった大家が、賃貸者の敷金を基に新しい家を購入し、前の家を賃貸したことが由来である (Kim, S. S. 2000)。契約は通常 1,2 年単位で行われ、契約更新時に大家が物価や住宅価格上昇分を契約更新料として要求する場合もある（財政経済部他 2005）。

⁶⁶ この集計には賃金労働のみならず、自営業、家族従業者が含まれているため、留保賃金の代わりに留保収入という言葉を用いているが、意味としては留保賃金と同様である。

表5-2 母親の年齢別就業率(%)：小・中・高校に在学している6歳～18歳の男女とその母親（日本：2004、2005年、韓国：2001年）

子ども数	母親の年齢	日本			韓国		
		就業率 (サンプルサイズ)	(総サンプルサイズ)		就業率 (サンプルサイズ)	(総サンプルサイズ)	
全体	34歳以下	47.6	(88)	(185)	36.4	(63)	(173)
	35～39歳	58.1	(316)	(544)	54.0	(348)	(645)
	40～44歳	67.3	(469)	(697)	57.8	(334)	(578)
	45歳以上	75.3	(536)	(712)	50.8	(94)	(185)
	合計	65.9	(1409)	(2138)	53.1	(839)	(1581)
2人以下	34歳以下	50.0	(57)	(114)	38.5	(57)	(148)
	35～39歳	65.1	(224)	(344)	55.8	(293)	(525)
	40～44歳	66.3	(270)	(407)	57.6	(263)	(457)
	45歳以上	71.4	(279)	(391)	48.9	(64)	(131)
	合計	66.1	(830)	(1256)	53.7	(677)	(1261)
3人以上	34歳以下	43.7	(31)	(71)	24.0	6	(25)
	35～39歳	46.0	(92)	(200)	45.8	(55)	(120)
	40～44歳	68.6	(199)	(290)	58.7	(71)	(121)
	45歳以上	80.1	(257)	(321)	55.6	(30)	(54)
	合計	65.7	(579)	(882)	50.6	(162)	(320)

次に子ども数別にみると、両国とも2人以下の場合は34歳以下に比べ、35～39歳の就業率が大幅に増加していることを示している一方、3人以上の場合は40～44歳に就業率が大幅に上がっていることがわかる。これは子どもが多いほど子育てに手がかかる期間が長くなることが原因であると考えられる。日本の45歳以上をみると、子どもが多い方の就業率がより高いことを示しており、子どもが多くなることによる生活費や教育費の増加が母親の就業率を上げていると考えられる。

表5-3は母親の就業状態別にみた通塾費のパーセント分布である。日本の支出額階級は、ゼロ円から3万円以上まで5段階、韓国はゼロウォンから21万ウォンに5段階になっている（2001年：1円＝10.5ウォン、2005年：1円＝9.4ウォン⁶⁷）。通塾費を支出していない割合は、日本の場合、無業の母親が有業の母親より高く、韓国の場合はその逆である。母親の就業有無による金額を比較してみると、両国とも母親が就業をすることで必ずしも支出額が高くなるという明確な傾向は見られない。

⁶⁷ 為替レートは、1月の平均と12月の平均をさらに平均したものをを用いている。資料は韓国銀行の経済統計システムから得られた（<http://ecos.bok.or.kr/>）。

表5-3 母親の就業状態別にみた通塾費の支出額のパーセント分布(%)：小・中・高校に在学している6歳～18歳の男女とその母親（日本：2004、2005年、韓国：2001年）

支出額階級(月額)		日本		韓国	
日本(円)	韓国(ウォン)	就業(サンプルサイズ)	非就業(サンプルサイズ)	就業(サンプルサイズ)	非就業(サンプルサイズ)
ゼロ	ゼロ	14.8 (138)	18.9 (97)	21.7 (150)	18.4 (118)
5千未満(ゼロ除く)	9万未満(ゼロ除く)	11.4 (106)	9.7 (50)	18.8 (130)	17.8 (114)
5千～1万5千未満	9万～15万未満	18.6 (173)	20.8 (107)	18.6 (129)	21.7 (139)
1万5千～3万未満	15万～21万未満	23.6 (219)	24.1 (124)	21.2 (147)	19.8 (127)
3万以上	21万以上	31.6 (294)	26.5 (136)	19.8 (137)	22.3 (143)
合計(サンプルサイズ)		100.0 (930)	100.0 (514)	100.0 (693)	100.0 (641)
総数(%)		64.4	35.6	52.0	48.0

表5-4 父親の所得(月平均)別にみた通塾費の支出額のパーセント分布：小・中・高校に在学している6歳～18歳の男女とその母親（日本：2004、2005年、韓国：2001年）

支出額階級(月額)		父親の収入(月収)							
		日本(円)				韓国(ウォン)			
日本(円)	韓国(ウォン)	30万未満	30万～45万未満	45万～60万未満	60万以上	150万未満	150万～200万未満	200万～250万未満	250万以上
ゼロ	ゼロ	35.0	18.5	11.8	7.7	26.8	17.9	15.6	14.8
5千未満(ゼロ除く)	9万未満(ゼロ除く)	15.6	13.8	11.2	5.3	26.0	21.1	10.7	8.5
5千～1万5千未満	9万～15万未満	17.7	20.8	21.7	17.3	20.3	24.2	20.6	14.8
1万5千～3万未満	15万～21万未満	13.9	27.2	26.3	23.9	17.6	20.4	25.1	21.8
3万以上	21万以上	17.7	19.7	29.1	46.0	9.4	16.4	28.0	40.1
合計(サンプルサイズ)		100.0 (237)	100.0 (427)	100.0 (323)	100.0 (457)	100.0 (489)	100.0 (318)	100.0 (243)	100.0 (284)
(総サンプルサイズ)		(1,444)				(1,334)			

表 5-4 は父親の所得による通塾費のパーセント分布である。両国とも父親の所得が高いほど支出額の低い割合が小さく、支出額の高い割合が大きくなる。すなわち、父親の所得が高くなるほど、塾への支出額も高くなることが見て取れる。

子どもの教育段階や学年により通塾費が変わってくる可能性があり、子どもの教育段階別に通塾費をみる必要がある。表 5-5 は子どもの在学している学校による通塾費を表わしたものである。支出額が高い割合をみると、両国とも中学生が最も高く、小学生の低学年が最も低い。しかしながら、日本の場合、小学校の高学年が高校生より高いことが示されている。これはおそらく中学受験のために子どもを通塾させるから支出額が高くなると考えられる。中学生の支出額が高い割合は、全体で最も高いがこの傾向も小学生の低学年と同様に受験のためであると考えられる。一方、韓国において支出額の割合が最も高いのは中学生であり、これは日本と同様であるが日本の小学校の高学年に見られたような傾向は見られていない。これは両国における選抜の相違点からきたものであると考えられる。要するに、韓国の場合、日本と異なり小学校・中学校・高校受験は存在しておらず、学生が居住する学区にある学校に適当に割り当てられる。受験があるのは大学のみであり、これが韓国の教育熱を過熱させる要因の 1 つであると教育学者間ではコンセンサスが得られている。

表5-5 子どもの在学している学校による通塾費の支出額：小・中・高校に在学している6歳～18歳の男女とその母親（日本：2004、2005年、韓国：2001年）

支出額階級（月額）		日本				韓国			
		小学校		中学校	高校	小学校		中学校	高校
		低学年 （1～3年）	高学年 （4～6年）			低学年 （1～3年）	高学年 （4～6年）		
日本（円）	韓国（ウォン）								
ゼロ	ゼロ	14.7	11.0	15.1	30.4	6.9	9.5	19.0	51.1
5千未満（ゼロ除く）	9万未満（ゼロ除く）	14.4	12.4	8.4	8.7	30.5	24.7	7.8	7.3
5千～1万5千未満	9万～15万未満	26.4	21.7	15.3	15.7	28.7	26.6	15.7	6.3
1万5千～3万未満	15万～21万未満	22.6	26.5	23.5	20.9	19.3	20.9	27.7	13.3
3万以上	21万以上	21.9	28.5	37.8	24.4	14.7	18.2	29.8	22.0
合計（サンプルサイズ）		100.0 (292)	100.0 (411)	100.0 (511)	100.0 (230)	100.0 (348)	100.0 (368)	100.0 (332)	100.0 (286)
（総サンプルサイズ）		(1,444)				(1,334)			

表 5-5 において興味深いのは高校生の支出額である。両国ともにゼロの割合が高いことである。親は自分の子どもの学力が上がることを期待し塾に通わせるが、子どもが塾に通いテストを重ねれば重ねるほど、その不確実性は薄らいでいき（小塩 2002）、高校生になるとある程度自分の子どもの実力がわかってくるため、塾等に行かせないからであると考えられる。しかしながら、それだけでは韓国の高校生の半分が塾に行っていないことを説明するには不十分である。韓国の高校生の大半は昼間の授業が終了しても、その後学校に残り自習をする。この自習は夜遅くまで続くため、塾等に行く時間を持たない。これが先述した不確実性の低下に加え韓国の高校生の半分が塾等に行っていないことの理由であると考えられる。

2) 多変量解析の結果分析

2. 1) 母親の就業確率

表 5-6 は 6~18 歳で、小・中・高校に在学中の子どもを持つ母親の就業有無と子どもの通塾有無に関するプロビット分析である。すなわち、分析モデルの (2) 式と (1) 式の推定結果である。まず、就業有無の推定結果を見ると、両国ともに子どもの教育段階が上がるほど、母親の就業確率が上がることがわかる。子どもの教育段階が上がることは、子どもの年齢が上がることであり、そうすると子どもに手がかからなくなるから母親の就業確率が上がったと考えられる。

表5-6 母親の就業有無と子どもの通塾有無に関するプロビット分析：小・中・高校に在学している6歳～18歳の男女とその母親（日本：2004、2005年、韓国：2001年）

	日本		韓国	
	就業有無	通塾有無	就業有無	通塾有無
子どもの属性：				
子どもの在学する学校（Ref. 小学校在学）				
中学校	0.337** (0.071)	-0.325* (0.150)	0.211* (0.088)	-0.198 (0.152)
高校	0.420** (0.097)	-0.872** (0.193)	0.360** (0.097)	-0.807** (0.204)
性別（男＝1）	-0.092 (0.058)	-0.026 (0.091)	0.110# (0.066)	0.055 (0.106)
きょうだい数	-0.044 (0.036)	0.092 (0.057)	0.026 (0.057)	-0.300** (0.090)
親の属性：				
父親の月収				
30万未満（円、Ref. 30万～45万未満）	0.032 (0.094)	-0.454** (0.115)		
45万～60万未満	-0.189* (0.081)	0.229# (0.135)		
60万以上	-0.547** (0.078)	0.696** (0.211)		
150万未満（ウォン、Ref. 150万～200万）			0.217* (0.087)	-0.202 (0.149)
200万～250万未満			-0.222* (0.105)	-0.043 (0.179)
250万以上			-0.307** (0.103)	0.280 (0.204)
母親の属性：				
年齢（Ref. 40歳～44歳）				
34歳以下	-0.485** (0.116)	-0.363 (0.242)	-0.427** (0.130)	0.421 (0.262)
35歳～39歳	-0.176* (0.078)	0.002 (0.146)	-0.038 (0.083)	0.538** (0.115)
45歳以上	0.151# (0.079)	-0.276* (0.115)	-0.332** (0.113)	-0.980** (0.206)
短大・大学以上	-0.137* (0.060)	0.278** (0.100)	0.025 (0.094)	0.452** (0.147)
健康状態（良い＝1）	0.104 (0.106)	-0.169 (0.162)		
就業状態（就業＝1）		0.905 (0.948)		-1.544 (1.165)
祖父母との同居（する＝1）	0.153* (0.074)	-0.220# (0.122)	0.657** (0.105)	0.343 (0.304)
家の所有形態				
持家（あり＝1）	0.053 (0.088)	0.334** (0.122)		
チョンセ（Ref. 持家）			0.118 (0.076)	0.064 (0.122)
借家			0.374** (0.115)	-0.102 (0.211)

住宅ローンの有無(あり=1)	0.169*	-0.083		
	(0.071)	(0.108)		
居住地				
大都市(Ref. 中都市)	-0.262**	0.292*		
	(0.069)	(0.139)		
小都市	0.064	-0.158		
	(0.084)	(0.117)		
ソウル以外の広域市(Ref. ソウル)			-0.136	-0.239#
			(0.091)	(0.134)
京畿道の非広域市			0.292*	-0.019
			(0.133)	(0.142)
それ以外の非広域市			0.503**	-0.029
			(0.167)	(0.150)
地域別失業率	-0.109**		0.210**	
	(0.031)		(0.077)	
定数項	1.066**	0.142	-1.203**	2.162**
	(0.210)	(0.712)	(0.390)	(0.535)
外生性検定(p)		-0.297		0.973
		(0.564)		(0.717)
log-likelihood	-1254.83	-545.92	-1015.60	-496.46
chi2(d.f.)	217.63(18)	159.30(19)	152.01(18)	275.92(19)
Prob > chi2	0.00	0.00	0.00	0.00
observations	2138	1444	1581	1334

注1) # p<0.1, * p<0.05, ** p<0.01, ()は標準誤差

注2) 標準誤差はロバストである。

父親の収入は、母親の就業決定に影響を与える要因である。その影響をみると、父親の収入が高いほど母親の就業確率は下がる傾向を示している。母親の年齢との関係は、表 5-3 で見たように日本は年齢が高くなるにつれ就業確率が上がる傾向があり、韓国は 40 歳～44 歳を頂点とする逆U字型になっている。そして、母親の学歴が短大・大学以上の場合、日本は有意に負の影響を与えており、短大・大学以上であるほど、有配偶女性の労働市場への復帰にあたり留保賃金に見合う職を得られない日本の労働市場を反映していると考えられる。一方、韓国は一般的に日本と同様の傾向があるが、本章ではその傾向が見られていない。Hwang, S. K. (2002) の結果では、既婚女性の年齢が低いほど学歴と就業確率が正であり、年齢が高いほど負の関係を持っており、表 5-2 の記述統計量の年齢分布では、40 歳以上と 40 歳未満の割合がほぼ同数であるため、その影響が相殺されている可能性が高いと考えられる。祖父母との同居は両国とも母親の就業に有意に正の影響を与えており、家事・育児の負担緩和が母親の就業確率を上げると考えられる。持家有無は、日本の場合、有意な影響を与えていないが、住宅ローンがあれば就業率が上がる。韓国は借家であるほ

ど母親の就業率が高くなる傾向がある。居住地の変数は、両国ともに大都市であるほど就業確率が下がる結果を示している。

地域別失業率は両国の間に異なる結果を示しているが、日本は地域別失業率が高いほど就業率が下がる反面、韓国は上がる傾向がある。追加労働力仮説 (added-worker hypothesis) に関する研究結果によると、概ね夫の失業は妻の労働力化を促す結果を示している (Cullen and Gruber 2000、Stephens 2002、Kohara 2010、永瀬・水落 2009)。この仮説によれば日本の母親の就業率減少は、説明できないところがあるかもしれない。しかしながら、求職喪失効果の相対的な大きさが違うと想定すれば、ある程度説明ができるかもしれない。また、永瀬・水落 (2009) や Kohara (2010) に見られるように、個票データを用いた研究では女性の追加労働力仮説を検証できたことに比べ、本章の分析はマクロの状況 (地域別失業率) による個人 (母親) の就業行動を捉えているため、今後夫の失業や所得喪失リスク、そして求職喪失効果を考慮したより厳密な研究が必要であると考えられる。

2. 2) 子どもの通塾確率

通塾確率の推定結果は母親の就業確率の推定結果と同様に表 5-6 に表している。子どもの教育段階による通塾確率は、両国とも小学生が最も高く、高校生が最も低いことがわかる。性別による有意な通塾確率の差は両国とも見られないが、韓国の場合、きょうだい数が多くなるほど通塾確率が下がる傾向がある一方、日本は有意な影響はない。

父親の収入による差をみると、両国に明確な差が見られる。日本は父親の収入が通塾確率に有意に正の影響を与えているが、韓国は有意な影響を与えていない。この結果をきょうだい数と合わせて考えてみると、日本の親は子どもに通塾させることを収入によって調整する反面、韓国は収入よりは子ども数によって調整をする可能性がある。例えば、2 人の子どもを持つ日本の家庭があるとする、2 人とも通塾はさせるが親の収入を考慮して塾の費用を調整するかもしれない。一方、韓国は同様の家庭であるとする、2 人のどちらかだ

けを通塾させている可能性がある。そして、もう 1 つの理由として考えられるのはデータの制約であるが、日本は子ども別に通塾有無とその費用が調査されていない反面、韓国は子どもごとに調査しているため、子ども数（きょうだい数）による影響が明確に見られているかもしれない。次に、母親の学歴が高いほど両国とも通塾確率が上がるが、就業有無は通塾確率に有意な影響を与えていない。

祖父母との同居は、日本の場合、有意に負の影響を与えているが、韓国は有意な影響を与えていない。これは日本において塾が保育に代わって利用されている可能性があることを示唆する⁶⁸。持家有無は、有意に正の関係を持つ日本に比べ、韓国は有意な関係を持っていない。すなわち、韓国は財産等に関わらず幅広く塾に通わせていることを示唆する。

母親の就業と通塾費との内生性があるかどうかを検証した結果（ ρ ）は、日本の t 値が -0.53 、韓国が 1.36 であり、両国とも（1）式と（2）式の誤差項は外生であるという帰無仮説を棄却できなかったため、両者は外生であると判断される。したがって、支出額の推定では母親の就業変数を外生変数として扱う。

⁶⁸ 保育は主に未就学の子どもに必要とされることが考えられるが、日本のデータでは表 5-5 からわかるように、小学生サンプルが約半数を占めているため、祖父母との同居変数の有意な影響が示されたと考えられる。

表5-7 子どもの通塾費支出に関する推定：小・中・高校に在学している6歳～18歳の男女とその母親（日本：2004、2005年、韓国：2001年）

	日本	韓国
子どもの属性：		
子どもの在学する学校（Ref. 小学校）		
中学校	0.571** (0.180)	5.994** (1.152)
高校	-0.133 (0.249)	7.477** (1.494)
性別（男＝1）	-0.045 (0.148)	1.208 (0.771)
きょうだい数	0.476** (0.091)	-2.559* (1.163)
親の属性：		
父親の月収		
30万未満（Ref. 30万～45万未満）	-0.420* (0.165)	
45万～60万未満	0.255 (0.156)	
60万以上	1.472** (0.206)	
150万未満（ウォン、Ref. 150万～200万）		-0.196 (0.818)
200万～250万未満		3.799* (1.487)
250万以上		5.674** (1.032)
母親の属性：		
年齢		
34歳以下（Ref. 40歳～44歳）	-0.421# (0.243)	-2.237# (1.284)
35歳～39歳	0.176 (0.198)	-0.949 (1.088)
45歳以上	0.221 (0.178)	3.017 (2.946)
短大・大学以上	0.660** (0.157)	5.905** (1.251)
健康状態（良い＝1）	0.174 (0.208)	
就業状態（就業＝1）	0.083 (0.160)	-1.256 (0.921)
祖父母との同居（する＝1）	-0.494* (0.196)	-1.51 (1.332)
家の所有形態		
持家（あり＝1）	0.458# (0.250)	
チョンセ（Ref. 持家）		0.411 (1.211)
借家		-3.466** (0.917)

住宅ローンの有無(あり=1)	-0.682** (0.225)	
居住地(Ref. 中都市)		
大都市	0.552** (0.170)	
小都市	-0.757** (0.177)	
ソウル以外の広域市(Ref. ソウル)		-5.643** (1.242)
京畿道の非広域市		-3.906** (1.296)
それ以外の非広域市		-6.434** (1.196)
定数項	1.058** (0.361)	19.817** (2.341)
R-squared	0.163	0.203
observations	1209	1066
注1) # p<0.1, * p<0.05, ** p<0.01, ()は標準誤差		
注2) 標準誤差はロバストである。		

2. 3) 通塾費支出

子どもの通塾費支出を被説明変数として推定を行った結果は表 5-7 に表している。通塾費は、韓国の場合、学年が上がるほどその支出額も有意に上がるが、日本は高校に在学している子どもの通塾費に有意な影響は見られず、有意ではないがその方向性は負になっている。表 5-6 に見られるように、両国とも通塾費が高い割合は中学生が最も高いにもかかわらず、韓国の高校生は中学生より有意に高いことに比べ、日本は逆に負になっている。これは韓国高校生の通塾費分布が日本より広いことを意味し、通塾費の格差が日本より大きいことを示唆する。きょうだい数による影響は、日本が正、韓国が負になっている。Becker (1981) によると、子どもの質・量には相互作用があり、両方間に負の関係があることを示しているが、日本の結果は整合性に欠けている。前節の通塾確率の結果でも両国のきょうだい数の影響が異なっている可能性を 2 つ挙げたが、通塾費の結果からすれば、やはり日本の結果はデータの制約によるバイアスである可能性が大きいと考えられる。

父親の収入が高いほど、両国とも通塾費が高い結果になっており、母親の学歴が高いほど、通塾費も高くなる。そして、母親の就業は両国とも有意に影響を与えていない。祖父母との同居は、両国とも負の影響を与えているが、日本のみ有意である。持家有無は、日

本の場合、持家であるほど通塾費が高くなるが、住宅ローンがあるほど通塾費は低くなる。韓国も日本と同様であり、借家であるほど通塾費が下がる傾向が見られる。また、通塾費は都市規模が大きいほど高くなる傾向があることを両国とも示している。

5-5 まとめ

本章では日本の「慶應義塾家計パネル調査」と、韓国の「韓国労働パネル調査」を用い、通塾費の決定要因を母親の就業との内生性を考慮して分析を行った。分析からわかったことをまとめると、先行研究と同様に通塾費に影響を与える要因は、両国とも父親の収入と母親の学歴であることがわかった。また、都市規模により通塾費の差も見られ、大都市であるほど通塾費が高いことがわかった。母親の価値観および教育熱心さを母親の学歴で計った Tsuya and Choe (2004) に従うと、教育に熱心な母親の子どもが塾をより多く利用し、より高い費用を支出すると解釈ができるであろう。

両国には共通点のみならず、相違点もいくつかあったが、その相違点はデータの制約によるバイアスである可能性が高いことが示された。それ以外の相違点は、韓国高校生の通塾費分布が日本より広く、通塾費の格差が日本より大きいことが示唆された。

通塾費と母親の就業との内生性を検証した結果、両者は外生であることがわかり、母親の就業変数を外生扱いし通塾費に与える影響を推定した結果、母親の就業は両国とも通塾費に有意な影響を与えなかった。したがって、本章の結果は母親が子どもを塾に通わせるために働き出すという結論には至らなかった。

第6章 まとめと政策的なインプリケーション

1) 各章のまとめ

本稿は日本と韓国の出生力変動と女性就業について比較分析を行った。分析結果をまとめると、第3章では初婚、第1子出生、第2子出生、第3子出生のそれぞれのタイミングについて分析を行った。その結果、それぞれの分析で共通に影響を与える要因は、両国とも15歳までの主な生育地と初婚年齢であり、15歳までの主な生育地が都市であるほど、そして初婚年齢が高いほど、第1子、第2子、第3子それぞれの出生確率を減少させることがわかった。さらに、就業との関係は、日本女性の就業は第2子の出生を遅らせる効果を持つが、韓国は初婚、そして第1子と第2子の出生を遅らせることがわかった。このことは両国の労働市場の違いによるものであると考えられ、韓国の有意配偶女性は選択できる短時間労働の職に限られており、仕事をするならば、長時間労働をするかそれができなければ仕事を諦めるしかないことによるものであると考えられる (Choe et al. 2004)。一方、日本は仕事を辞めてもパート等の短時間労働に就きやすいため、就業が第1子出生までは影響を及ぼさない反面、子どもが2人になることは、育児による負担がより大きくなるため、第2子出生を躊躇する傾向がみられたと考えられる。また、韓国は強い男児選好 (son preference) がある一方、日本は男児選好がみられず、子どもの性別が偏らないように出産しようとする傾向、すなわち、混合選好があることがわかった。

第4章では子どもの養育費と性別選好が有配偶女性の出生意欲に与える影響について分析を行った。その結果、第2子への出生意欲は、両国とも養育費が上がるほど有意に出生意欲は下がるが、韓国の有意性が強いのに比べ、日本は弱いことがわかった。この結果は理論モデルで提示した「質」・「量」の所得弾力性の大きさにおいて、両国とも「質」の所得弾力性が大きいことを示唆する。そして、第3子への出生意欲は日本のみ養育費が上がるほど有意に出生意欲が下がることを示しており、韓国は有意な影響がみられなかった。

韓国の結果は一見理解に苦しむ結果であるが、3人目の子どもを持ちたいと思っている女性にとって重要な要因は、将来かかると見込まれる養育費であり、現在の養育費より重要である可能性がうかがえる。これらの結果からやはり子どもを持つことには金銭的な側面が重要であるだろう。

子どもの性別構成は、韓国の場合、第2子への出生意欲に有意な影響がみられなかったが、既存の子どもがすべて女兒である場合に、第3子への出生意欲が有意に上がることが示された。一方、日本は出生意欲についても実際の出生行動と同様に混合選好の傾向があることがわかった。

第5章では子どもの教育費と母親の就業との関係について分析を行った。ここでの子どもの教育費は学校教育以外に費やす教育費、すなわち、放課後教育プログラム(after-school program)に費やす費用(通塾費)である。分析の結果、両国とも母親の就業は父親の収入が高いほど、就業確率が下がることがわかった。このことは両国の母親は家計の補助的な収入源であることを示唆する。しかしながら、母親の就業は通塾費に有意な影響を与えていないことが両国に共通にみられた。そして、父親の収入が高いほど、そして、母親の教育水準が高いほど通塾費が高くなる傾向があることがわかった。母親の価値観および教育熱心さを母親の学歴が相関するとすれば(Tsuya and Choe 2004)、教育に熱心な母親の子どもが塾をより多く利用し、より高い費用を支出すると解釈ができるであろう。

2) 若干の考察および政策的インプリケーション

第3章の分析結果から女性の学歴が高いほど初婚が遅れることが両国ともにみられた。第1章でみたように韓国男女の学歴はここ20年間急激に増加しており、日本も韓国よりは緩やかであるが、徐々に増加していることがみられるため、初婚が遅れる傾向は今後加速するだろう。女性の高学歴化を抑制することは不可能であるため、高学歴化と初婚の遅れとの関係を考える必要がある。女性は結婚・出産により一時的に労働市場を離れ、子ども

がある程度成長してから再び労働市場に戻るが、元の職に戻ることは難しくパート等の非正規職に就く傾向があることを第1章で述べた。学歴間の賃金格差は表6-1でみられるように、両国とも高学歴であるほど賃金が高いことがわかる。また、就業をすることにより子どもを産むことを躊躇することも同様であり、特に韓国は特殊な労働市場の環境によりその効果が大きいことが示された。したがって、女性の就業率を高め出生率を回復するためには、女性の機会費用を減少させる政策が必要であると考えられる。要するに、女性が結婚や出産をしても引き続き就業できるような環境を作らなければならない。これには保育所や職場保育所、そして育児休業制度等整備が考えられる。これには政府の役割が重要であり、その整備に力点を置いているが、企業の協力なしではその実現が難しいと考えられる。

表6-1 学歴別の賃金格差(日本:2010年、韓国:2011年、大卒=100)

	男性		女性	
	日本	韓国	日本	韓国
中卒以下	70.0	58.2	62.5	51.3
高校	77.0	67.1	71.8	65.0
短大・高専・その他	77.8	71.6	88.4	76.0

資料) 日本:「賃金構造基本統計調査」、韓国:「雇用形態別勤労実態調査」

企業は利潤を追求する経済主体であり、結婚や出産等で就業に支障がないように企業みずから女性を配慮することを積極的に行わないため、育児休業制度や職場の保育所を整備するように促すファミリー・フレンドリーな政策を実施している。たとえば、日本は1992年から育児休業制度が実施されるようになり、育児休業制度がある事業所の割合は2007年に57.3%にのぼり(労働政策研究・研修機構2009)、育児休業の取得率は2012年に83.6%になっている(厚生労働省2013)。これらの数値をみると、仕事と育児の両立が順調に進んでいるように思われるが、上記の育児休業の取得率は有業の状態で出産した女性の中で育児休業を取得した割合であり、出産前に退職した女性を考慮すると順調とは言えないかもしれない。「第14回出生動向基本調査」では2000年～2005年に第1子を出産したことを

契機に退職する女性の割合は 43.9%であり、育児休業制度を利用して就業を継続している割合は 17.1%である（国立社会保障・人口問題研究所 2011）。したがって、子どもを出生することを契機に退職した女性の割合を下げるような政策が必要であると考えられる。一方、韓国も雇用保険から給付を受けられる育児休業制度が 2001 年から始まっており、育児休業制度を導入している企業は 2012 年に 79.4%であるが、実際それを利用した女性労働者は同年 24.3%である（Do, N. H. 2013）。したがって、韓国は育児休業を利用できるような環境を作ることが先決であると考えられる。

結婚というのは男女がするものであり、本稿ではデータの制約により男性の結婚行動について分析を行うことができなかったが、男性の結婚行動も重要な要因であると考えられる。特に男性の経済力が結婚の重要な要因であり、賃金の低い非正規職の男性は結婚する確率が減少し、また非正規であった者はそこから脱することが難しい（酒井・樋口 2005、津谷 2011）。このような事実は表 1-1 と表 1-2 でみたように近年急増する若年層の失業と非正規職の割合と相まって今後も初婚年齢が上昇すると予想される。幸い韓国は非正規職から正規職への移行が活発であるとの結果もあり（Nam, J. R. 2011）、日本よりは良い状況であるかもしれないが、第 1 章で述べたように男性の結婚費用の負担等を考えると、状況が改善に向かうとは限らない。したがって、日本は非正規職から正規職への移行を積極的にするように奨励する必要があるが、上述のようにそれは企業の負担に直結する考えられるため、何らかのインセンティブを与えることを考えなければならない。幸いこのような動きがあり、平成 25 年の「正規雇用・無期雇用への転換促進」のための予算が 217 億円と策定されており（厚生労働省 2012b）、今後その効果を評価する必要があると考えられる。一方、韓国は結婚に伴う費用を軽減させる政策が必要であり、現在新婚夫婦に住居の用意のため、住宅ローンを低利で貸し出す制度を実施しているが、所得制限があり正規職の共働きの夫婦はその所得制限を越してしまうため、ローンの貸出を受ける資格を失うことに

なる⁶⁹。しかしながら、この所得制限により女性の就業が抑制される可能性がある。また、就業を続ける夫婦はローンの貸出を諦めるしか選択肢がないと考えられる。したがって、ローンの貸出の所得制限を緩和する必要があると考えられる。

第 4 章では、子どもに費やす費用の増大は子どもを出生する意欲を下げるが見出された。第 1 章でみたように両国の教育熱は高く、それにより高い教育費支出をもたらしているとした。しかし、親の階層により両国の教育熱は若干の差異がある。中村（2002）の研究は日韓の子どもの教育達成意欲を調べ、日本の場合は階層意識による差が明らかに見られている。研究の詳細をみると、個人の教育アスピレーションが小学生から受験を控えている高校 3 年まで、如何に変化してきているかを集計したが、日本の場合、親の階層による差が最初（小学生）から明確にみられるが、韓国は時間の経過とともに分化していくことが示されている。要するに、日本の子どもは親の職業により、進学意欲が決まっており、時間の経過により少し変動はするが、常にホワイトカラーが最も高く、サービス（販売等）、ブルーカラーの順になっているに対し、韓国は親の職業を問わず小学生の頃は高いが、その後、ホワイトカラーは徐々に高くなる反面、サービスは現状維持、ブルーカラーは徐々に低下していく。この結果は子どもに熱心に教育投資をする親が、日本では限られていることを示唆する。しかし、韓国はブルーカラーの親が子どもの成長に伴い、そのアスピレーションが下がるものの、学齢期の子どもを持つ韓国の親は高い教育熱を持ち、子どもに莫大な教育投資をしていると考えられる。

第 1 章で述べたように、韓国では子どものステータスは親のステータスでもあり、子どもが大企業に就職し高い収入を得ることを望んでいる。そのためには良い大学を卒業しなければならず、これが親の高い教育熱とともに 8 割に近い韓国の進学率をもたらした要因であると考えられる。また、表 6-1 でもみられるように大卒とそれ以外との賃金格差が日本よりかなり高いことも一因であろう。また、このような高い大学進学率は労働市場にも

⁶⁹ 所得制限は新婚夫婦（新婚夫婦とは婚姻日から 5 年以内の夫婦を指す）の所得合計が 4,500 万ウォンの場合である。

影響を及ぼしていると考えられる。すなわち、8割の大学進学者を受け入れる収入の高い大企業は限られており、以前は中卒か高卒の人が主に就いていた職に、現在は大卒の人が就くこともしばしばみられる（underemployment）。これは正に学歴インフレと言っても過言ではないような状態であり、Ryu, J. S. (2012) は韓国大卒者の 42% が過剰であるとの見解を示している。

就職に失敗した人々は雇用安定性や収入が低い中小企業に就職するより、公務員のような安定性のある職を求めるようになり、公務員試験準備等により非労働力化が進んでいる。このことは就職を諦めた人々を含めた若年層（15～29 歳）の失業率が 22% であることからもうかがえる（現代経済研究院 2011）。企業は利潤最大化のためにより良い人材を採用することは当然であり（screening hypothesis）、20 年前は大学を卒業することが十分であったが、現在は大卒でもより良い大学に卒業しなければ大企業に就業することは難しくなっている。しかし、大卒でなければ大企業に就職する機会すら得られなくなるため、人々は大学に行かなければならないという悪循環が生じる。

このような連鎖がある以上、親の教育熱や高い進学率を緩和させるようなことは不可能であると考えられる。Ryu, J. S. (2012) は企業が高卒者を積極的に採用し、彼等にふさわしい職務を任せ、大学に行かなくても成功できるような社会を作る必要があるとしているが、それはすべて企業に任せることであり、繰り返しになるが企業は福祉団体ではなく、利潤を追求する経済主体であるため、高卒者を企業自らより多く採用するインセンティブはさほどないと考えられる。やはりこれにも政府のインセンティブ政策が必要であると考えられるが、高卒者を優遇すると、大多数の大卒者に対する逆差別になりかねないため、そのバランスをとることが最も重要であると考えられる。

また、第 4 章の結果からは韓国の男児選好の弱まり、日本は女児選好に近い混合選好であることがわかった。韓国における男児選好の弱まりは、急速な経済発展が伝統的な社会構造を変化させ、例えば、女性の学歴向上や就業率の増加等というジェンダー不平等が解

消されつつあることによるという解釈もなされている (Chung and Gupta 2007)。それに加え、昔より現在は息子を持つことによる便益が下がってきている現状も反映していると考えられる。韓国の有配偶女性の息子に対する考え方をみると (表 6-2)、1991 年には息子を持つことが良いとした割合 (「必ず持つべき」と「持った方が良い」の合計) が 81.2% であったが、2009 年は 48.1% にここ 20 年間急激に低下している。

表6-2 韓国有配偶女性(15～49歳)の息子に対する考え方(%)

	必ず持つべき	持った方が良い	いなくても良い	わからない	合計(N)
1991	40.5	30.7	28.0	0.8	100 (7,448)
1994	26.3	34.3	38.9	0.5	100 (5,175)
1997	24.8	35.0	39.4	0.8	100 (5,409)
2000	16.2	43.2	39.5	1.1	100 (6,350)
2003	14.1	41.8	43.3	0.8	100 (6,599)
2006	10.2	39.3	49.8	0.7	100 (5,386)
2009	8.9	39.2	51.8	0.1	100 (4,868)

出所) 韓国保健社会研究院(2009)「全国出産力および家族保健・福祉実態調査」

一方、Fuse (2006) と守泉 (2008) は、日本の女兒選好の理由を女性が介護等の「老後の支え」となることを親は期待しているからという見解を示している。また、Kureishi and Wakabayashi (2009) も「高齢者介護に関する世論調査 2003 年」の統計を用いて、全体の 17.3% が「できれば娘に介護してもらいたい」という数値から女兒選好の仮説を説明している。しかしながら、同調査では「親の介護は子が自らすべきか」という設問に、「当たり前」との回答は半数も満たず、回答の性別構成をみると男性が 52.9% で、女性が 45.1% であり、介護に積極的なのは男性の方であることがわかる。さらに、介護保険が 2000 年から始まっており、その制度がより整備される将来においては介護の負担もかなり緩和され、特に娘がいなくても介護にはそれほど支障が生じないだろうと考えられる。そうなれば日本の女兒選好の傾向は減少するのであろうか。

日本の女兒選好の傾向は、性別による費用負担及び便益が息子か娘かのどちらであろうとそれほど変わらないことに加え、娘はある程度大きくなれば、家事等の母親の仕事を息子より手伝うこと、息子より子育てが楽であることも一因であると考えられる。すなわち、

子育てをする過程における便益は息子より娘が大きいことを意味する。これは女性の女兒選好の割合が、未婚女性や未婚男性より子どもを持つ女性がかかなり高いことからもうかがえる（守泉 2008）。日本は韓国に比べ性比が歪むほどの変化がなかったが、結婚市場においてかなり不均衡が生じており、その指標である生涯未婚率が 2010 年に男性は 20%、女性は 10%に達しているほどである（国立社会保障・人口問題研究所 2012b）。インドの研究では、結婚適齢期の女性の数が過剰になり、持参金が上がる傾向があることを示しており（Rao 1993）、その逆、すなわち女性の数が過少になると持参金が下がるかもしれない。要するに、息子より娘を持つことの費用がより小さくなることを意味する。そう考えると、日本の女兒選好はますます増加していくのではないだろうか。一方、韓国男性の生涯未婚率は表 1-1 でみたように 2010 年に約 6%であるが、今後も急激に増加していくであろうと考えられるため、日本と同様に徐々に女兒選好に変わっていくだろう。

第 5 章では、通塾費が世帯の経済的な要因と有意な関係を持つことがわかった。これは高所得層であればあるほど塾に費やす支出額も高くなり、低所得層は低くなることを意味し、ひいては教育格差にもつながりかねない。教育は「機会の平等」が重要であり、もし同じ学力を持っている個々人がいるとすれば、同じ教育を受ける権利を与えなければならない。また、韓国はもちろんのこと、日本でも私立の中学・高校受験、そして大学受験のために学習塾等の補習教育が盛んに行われているが、もし所得の制約で補習教育を受けられないとすれば、「機会の平等」を達成することはできない。教育は「機会の平等」が重要であり、これは「公平性」ともつながる。同じ学力を持っている個々人に対しては、同じ教育を受ける権利を与えなければならない。

教育政策は教育市場の「効率性⁷⁰」と「公平性」を考慮しなければならないが、両者のバランスを取ることが高質な教育市場において欠かせないことであると考えられる（八代・

⁷⁰ 「効率性」は希少な教育資本を集中することで、より大きな社会的効果が期待できることを意味し、もし教育の「効率性」を重視するのであれば、「エリート」教育が望ましいという結論に至る（八代・鈴木 2007）。

鈴木 2007)。すなわち、「効率性」を維持しつつ「公平性」を保つということが重要である。

このような観点から教育政策を考えると、低所得層の学生を対象とした学習塾の役割を学校が果たすことなどが考えられる。所得制約のため補習教育を受けられない低所得層の学生を対象にすれば「効率性」と「公平性」を満たす政策になると考えられる。また、最新の OECD のデータをみると、両国とも政府の教育費支出は OECD 平均に比べかなり低い水準であり、その不足分を私的な支出で賄っている現状であるため (OECD 2012a)、公的な支出を増やすことも検討する必要があると考えられる。塾の役割を学校が果たすことは、所得の制約により教育を受けられない子どもを支援することができ、安価で塾のような教育を受けることが可能になるであろう。

少子化はあらゆる要因が複合的に混在して起こる現象であり、政策も複合的に多方面から実施する必要がある。また、出生意欲のような人々の価値観のみならず、就業をすることで出生を躊躇することがないように改善していくことが、出生力回復を導く重要な鍵になると考えられる。

参考文献

英語

Becker, Gary S. (1960) "An Economic Analysis of Fertility," in Ansley J. Coale, Ed.,
Demographic and Economic Change Developed Countries, Princeton: Princeton
University Press, pp. 209-231.

_____ (1981) *A Treatise on the Family*, Cambridge, Mass: Harvard University
Press.

Ben-Porath, Yoram, and Finis Welch (1972) "Chance, Child Traits, and Choice of Family
Size," A Report prepared for National Institutes of Health and the Rockefeller
Foundation, R-1117-NIH/RF

Berrington, Ann (2004) "Perpetual Postponers? Women's, Men's and Couple's Intentions
and Subsequent Fertility Behavior," *Population Trends*, Vol. 117(Autumn), pp.
9-19.

Blacker, Carlos (1947) "Stages in Population Growth," *The Eugenics Review*, Vol. 39, pp.
81-101.

Blake, Judith (1981) "Family Size and the Quality of Children," *Demography*, Vol. 18(4),
pp. 421-441.

Bongaarts, John (1978) "A Framework for Analyzing the Proximate Determinants of
Fertility," *Population and Development Review*, Vol. 4(1), pp.105-132.

Brinton, Mary C. (1992) "Christmas Cakes and Wedding Cakes: The Social
Organization of Japanese Women's Life Course," in Takie Sugiyama Lebra, Ed.,
Japanese Social Organization. Honolulu: University of Hawaii Press, pp.79-107.

Bulatao, Rodolfo (1979) *On the Nature of the Transition in the Value of Children*,
Papers of the East-West Population Institute, No. 60-A.

- Choe, Minja Kim, Larry L. Bumpass, Noriko O. Tsuya (2004) "Employment," in Noriko O. Tsuya and Larry L. Bumpass, Ed., *Marriage, Work, and Family Life in Comparative Perspective: Japan, South Korea, and the United States*, pp. 95-113.
- Chung, Woojin, and Monica Das Gupta (2007) "The Decline of Son Preference in South Korea: The Roles of Development and Public Policy," *Population and Development Review*, 33(4), pp. 757-783.
- Connelly, Rachel (1992) "The Effect of Child Care Costs on Married Women's Labor Force Participation," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 74, pp. 83-90.
- Cox, D. R. (1972) "Regression Models and Life Tables," *Journal of Royal Statistical Society. Series B(Methodological)*, 34(2), pp. 187-220.
- Cullen, Julie B., and Jonathan Gruber (2000) "Does Unemployment Insurance Crowd Out Spousal Labor Supply?," *Journal of Labor Economics*, 18(3), pp. 546-572.
- Fuse, Kana (2006) "Daughter Preference in Japan: A Shift in Gender Role Attitudes?," Paper presented at the 2006 Annual Meeting of the Population Association of America, Los Angeles, California, March 30-April 1.
- Greenhalgh, Susan (1985) "Sexual Stratification: The Other Side of 'Growth with Equity' in East Asia," *Population and Development Review*, 11, pp. 265-314.
- Heckman, James (1974a) "Effects of Child-Care Program on Women's Work Effort," *Journal of Political Economy*, 27, pp. 204-230.
- _____ (1974b) "Shadow Prices, Market Wages, and Labor Supply," *Econometrica* 42(4), pp. 679-694.
- Heckman, James, and Robert Willis (1976) "Estimation of a Stochastic Model of Reproduction: An Econometric Approach," in N. Terleykyj, Ed. *Household Production and Consumption*, (New York: Columbia University Press), pp.

99-138.

Kohara, Miki (2010) "The Response of Japanese Wives' Labor Supply to Husbands' Job Loss," *Journal of Population Economics*, 23(4), pp. 1133-1149.

Kohler, Hans-Peter, Francesco C. Billari, and Jose Antonio Ortega (2002) "The Lowest-Low Fertility in Europe During the 1990s," *Population and Development Review*, 28(4), pp. 641-680.

Kureishi, Wataru, and Midori Wakabayashi (2009) "Son Preference in Japan," *Journal of Population Economics*, 24(1), pp. 873-893.

Lee, Jungmin (2008) "Sibling Size and Investment in Children's Education: An Asian Instrument," *Journal of Population Economics*, 21, pp. 855-875.

McDonald, Peter (2000) "Gender Equity, Social Institutions and the Future Fertility," *Journal of Population Research*, 17(1), pp. 1-16.

Michael, Robert, and Robert Willis (1976) "Contraception and Fertility: Household Production Under Uncertainty," in N. E. Terleykyj, Ed., *Household Consumption and Production*, (New York: National Bureau of Economic Research) pp. 27-93.

Mincer, Jacob, and Yoshio Higuchi (1985) "Wage Structure and Labor Turnover in the United States and Japan," *Journal of Japanese and International Economies*, 2, pp. 97-133.

Nawata, Kazumitsu, and Masako Ii (2004) "Estimation of the Labor Participation and Wage Equation Model of Japanese Married Women by the Simultaneous Maximum Likelihood Method," *Journal of Japanese International Economics*, 18, pp. 301-315.

Notestein, Frank (1945) "Population – The Long View," in Theodore W.Schultz, Ed., *Food for the World*. Chicago: University of Chicago Press, pp. 36-57.

- OECD (2012a) *Education at a Glance 2012*, Paris: Organization for Economic Co-operation and Development
- OECD (2012b) *Employment Outlook 2012*, Paris: Organization for Economic Co-operation and Development
- Rao, Vijayendra (1993) "The Rising Price of Husbands: A Hedonic Analysis of Dowry Increases in Rural India," *Journal of Political Economy*, 101(4), pp. 666-677.
- Rivers, Douglas, and Quang H. Vuong (1988), "Limited Information Estimators and Exogeneity Tests for Simultaneous Probit Models," *Journal of Econometrics*, 39, pp. 347-366.
- Rosenzweig, Mark, and T. Paul Schultz (1985) "The Supply of and Demand for Births: Fertility and its Life-Cycle Consequences," *American Economic Review*, 75, pp. 992-1015.
- Rosenzweig, Mark, and Kenneth Wolpin (1980) "Testing the Quantity-Quality Fertility Model: The Use of Twins as a Natural Experiment," *Econometrica*, 48(1), pp. 227-240.
- Schoen, Robert, Nan Marie Astone, Young J. Kim, Constance A. Nathanson, and Jason M. Fields (1999) "Do Fertility Intention Affect Fertility Behavior?," *Journal of Marriage and the Family*, 61(3), pp. 790-799.
- Stephens, Melvin (2002) "Worker Displacement and the Added Worker Effect," *Journal of Labor Economics*, 20(3), pp. 504-537.
- Thompson, Warren C. (1929) "Population," *American Journal of Sociology*, 34(6), pp. 959-975.
- Tsuya, Noriko O., and Larry L. Bumpass, (2004) "Gender and Housework," in Noriko O. Tsuya and Larry L. Bumpass, Ed., *Marriage, Work, and Family Life in*

Comparative Perspective: Japan, South Korea, and the United States, pp. 114-133.

Tsuya, Noriko O., and Minja Kim Choe, (2004) “Investments in Children’s Education, Desired Fertility, and Women’s Employment,” in Noriko O. Tsuya and Larry L. Bumpass, Ed., *Marriage, Work, and Family Life in Comparative Perspective: Japan, South Korea, and the United States*, pp. 76-94.

Tsuya, Noriko O., Minja Kim Choe, and Feng Wang (2009) “Below Replacement Fertility in East Asia: Patterns, Factors, and Policy Implications,” Paper presented at the XXVI IUSSP International Population Conference (Session 154 “Changing Landscape in Asia”), 27 September – 2 October 2009, Marrakech, Morocco.

Tsuya, Noriko O., and Satomi Kurosu (2010) “Reproduction and Family Building Strategies in Early Modern Japan: Evidence from two Northeastern Farming Villages,” *History of the Family*, 15, pp. 413-429.

U. S. Bureau of Labor Statistics (2011) *American Time Use Survey*. Washington DC: United States Department of Labor.

van de Kaa, Dirk (1987) “Europe’s Second Demographic Transition,” *Population Bulletin*, 42(1), Washington, DC: Population Reference Bureau.

Wooldridge, J. M. (2002) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge, Mass.: MIT Press.

日本語

有田伸 (2006) 『韓国の教育と社会階層』 東京大学出版会.

石井良助 (1981) 『家と戸籍の歴史』 創文社.

今田幸子・池田心豪 (2004)『仕事と育児の両立支援拡大に向けて』JILPT Discussion Paper

Series 04-12.

岩間暁子 (2008)『女性の就業と家族のゆくえー格差社会のなかの変容』東京大学出版会.

大竹文雄 (2001)『雇用問題を考える』大阪大学出版会.

小塩隆士 (2002)『教育の経済分析』日本評論社.

国立社会保障・人口問題研究所 (2011)『平成 22 年 第 14 回出生動向基本調査 (結婚と
産に関する全国調査)ー第 I 報告書ー わが国夫婦の結婚過程と出生力』.

_____ (2012a)『平成 22 年 第 14 回出生動向基本調査 (結婚と
出産に関する全国調査)ー第 II 報告書ー わが国独身層の結婚観と家族観』.

国立社会保障・人口問題研究所 (2012b)『人口の動向日本と世界 人口統計資料集 2012』.

厚生労働省 (2012a)『平成 24 年版労働経済の分析ー分厚い中間層の復活に向けた課題』.

厚生労働省 (2012b)『平成 25 年度概算要求における非正規雇用関連対策の概要についてー
「望ましい働き方ビジョン」の現実に向けてー』.

厚生労働省 (2013)『平成 24 年度雇用均等基本調査』.

酒井正・樋口美雄 (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 (1 月)、pp. 29-41.

坂井博通 (1987)「日本人の子供の性別選好について」『人口問題研究』第 182 号、pp.51-55.

_____ (1989)「現代日本人の性別選好についてー2 子の性別パターンと 3 子出生の関係か
らー」『社会心理学研究』第 4 巻、第 2 号、pp. 117-125.

三和銀行 (1998)『挙式前後の出納簿』三和銀行ホームコンサルタント.

四方理人 (2006)『子供の教育格差: 教育費と高等教育への進学』Keio University Market
Quality Research Project, Discussion Paper Series DP2006-36.

滋野由紀子・松浦克己 (2003)「出産・育児と就業の両立を目指してー結婚・就業選択と既
婚・就業女性に対する育児休業制度の効果を中心にー」『季刊社会保障研究』第 39

巻、第1号、pp. 43-54.

清水谷論、野口晴子（2004）「第6章 介護・保育サービスの利用と家族負担・労働供給」

『介護・保育サービス市場の経済分析－ミクロデータによる実態解明と政策提言』東洋経済新聞社、pp.163-216.

鈴木透（2009）「韓国の極低出生力とセロマジプラン」『人口問題研究』第65巻、第4号、pp. 8-28.

鈴木寸鉄（1962）『鈴木正三道人全集』山喜房仏書林.

総務省（2012）『平成23年度社会生活基本調査』.

曹 成虎（2010）「韓国における保育費用と母親の就業」『海外社会保障研究』第173号、pp. 49-60

_____（2011）「韓国における有配偶女性の出生意欲－子どもへの養育費と性別選好を中心に－」,『季刊家計経済研究』第91号, pp. 51-59.

津谷典子（1991）「出生力転換理論再考」『人口学研究』第14号、pp. 49-66.

_____（1999）「出生率低下と子育て支援政策」『季刊社会保障研究』第34巻、第4号、pp. 348-360.

_____（2003）「北欧諸国の出生率変化と家族政策」『人口問題研究』第59巻、第1号、pp. 49-80.

_____（2009）「なぜわが国の人口は減少するのか：女性・未婚化・少子化」津谷典子・樋口美雄編『人口減少と日本経済：労働・年金・医療制度のゆくえ』日本経済新聞出版社、pp. 3-52.

_____（2011）「未婚化の要因－ジェンダーからみた学歴と雇用」阿藤誠・西岡八郎・津谷典子・福田亘孝編『少子化時代の家族変容－パートナーシップと出生行動－』東京大学出版会、pp. 19-44.

出島敬久、竹田陽介、上田貴子（2007）『家計における教育費支出の決定要因分析－「消費

- 生活に関するパネル調査」個票データを用いてー』21COE-GLOPE Working Paper Series No. 26.
- 東洋経済新報社（2008）「ここまで来た！！教育熱」『週刊東洋経済』5月17日特大号、pp. 64-75.
- 中村高康（2002）「教育アスピレーションの加熱・冷却」中村高康・藤田武志・有田伸編『学歴・選抜・学校の比較社会学：教育からみる日本と韓国』東洋館出版社、pp. 53-69.
- 永瀬伸子（1999）「少子化の要因：就業環境か価値観の変化かー既婚者の就業形態選択と出産時期の選択ー」『人口問題研究』第55巻、第2号、pp. 1-18.
- 永瀬伸子、水落正明（2009）『労働力調査のパネル構造を用いた失業・就業からの推移分析』総務省統計研修所リサーチペーパー第19号.
- 新谷由里子（1998）「結婚・出産期の女性の就業とその決定要因ー1980年代以降の就業行動の変化とその関連よりー」『人口問題研究』第54巻、第4号、pp. 46-62.
- 西岡八郎他（2005）『「世代とジェンダー」の視点からみた少子高齢化社会に関する国際比較研究』厚生労働科学研究補助金[課題番号 H14ー政策ー036]平成16年度総括報告書.
- 西岡八郎他（2008）『国際比較パネル調査による少子社会の要因と政策的対応に関する総合的研究』[課題番号 H17ー政策ー一般ー021]平成19年度総括研究報告書.
- 福田節也（2007）「ジェンダーシステムと女性の結婚選択（2）日本における「女性の経済的自立仮説」の検証」『季刊家計経済研究』第76号、pp. 53-62.
- ホリオカ、チャールズ・ユウジ（1987）「日本における結婚費用とそのための貯蓄」『経済論叢』第140巻、第1・2号、pp. 17-31.
- 松浦克己、滋野由紀子（1996）「私立校と公立校の選択」松浦克己・滋野由紀子『女性の就業と富の分配』日本評論社、pp. 61-85.
- 守泉理恵（2008）「日本における子どもの性別選好：その推移と出生意欲との関連」『人口

問題研究』第 64 卷、第 1 号、pp. 1-20.

森田陽子 (2004) 「子育て費用と出生行動に関する分析」『日本経済研究』第 48 号、pp. 34-57.

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」『季刊家計経済研究』第 66 号 (春)、pp. 57-67.

八代尚宏、鈴木亘 (2007) 「大学教育」矢野誠編『法と経済学』東京大学出版会、pp. 220-233.

労働政策研究・研修機構 (2009) 『出産・育児期の就業継続と育児休業－大企業と中小企業を中心に－』労働政策研究報告書、2009 年 5 月.

韓国語

Cha, K. W. (2005) 「低出産家計と出産計画がある家計の経済構造の比較分析」『韓国家庭管理学会誌』23(2)、pp. 137-148 (차경욱 (2005) 「저출산 가계와 출산계획이 있는 가계의 경제구조 비교분석」, 『한국가정관리학회지』23(2), pp. 137-148) .

Do, N. H. (2013) 『企業の出産休暇と育児休業支援現況と課題』イシューペーパー 2013-08 育児政策研究所 (도남희 (2013) 『기업의 출산휴가와 육아휴직 지원현황과 과제』이슈페이퍼 2013-08, 육아정책연구소) .

Eun, K. S. (1999) 「生涯過程が結婚時期に与える影響：生涯事件連鎖分析」『韓国人口学』22(2)、pp. 47-71 (은기수 (1999) 「생애과정이 결혼시기에 미치는 영향: 생애사건연쇄분석」『한국인구학』22(2), pp. 47-71) .

_____ (2001) 「結婚年齢および結婚コホートと第 1 子出産との関係：最近の低い出産力水準に与える含意を中心に」『韓国社会学』35(6)、pp. 105-139 (_____ (2001) 「결혼연령 및 결혼코호트와 첫 출산간격의 관계: 최근의 낮은 출산력수준에 미치는 함의를 중심으로」『한국사회학』35(6), pp. 105-139) .

Hwang, S. K. (2002) 『既婚女性の経済活動参与に関する研究』韓国労働パネル研究

- 2002-01, 韓国労働研究院 (황수경 (2002) 『기혼여성의 경제활동참여에 관한 연구』 한국노동패널연구 2002-01, 한국노동연구원) .
- Jung, E. H. (2008) 「韓日比較を通じてみられる企業支配構造と雇用体制」 『経済と社会』 79, pp. 214-252 (정이환 (2008) 「한일 비교를 통해 본 기업지배구조와 고용체제」 『경제와사회』 79, pp. 214-252) .
- Jung, N. I. (2007) 「大韓民国、出口のない教育費地獄」 『時事ジャーナル』 905, pp. 12-14 (정락인 (2007) 「대한민국, 출구 없는 교육비지옥」 『시사저널』 905, pp. 12-14) .
- Kim, D. I. (2008) 「既婚女性の労働供給と子女教育」 『労働経済論集』 31(2), pp. 73-102 (김대일 (2008) 「기혼여성의 노동공급과 자녀교육」 『노동경제논집』 31(2), pp. 73-102) .
- Kim, K. G. (2004) 「韓国社会の教育熱と課外需要の創出要因」 C. S. Woo 編『私教育の効果、需要およびその影響要因に関する研究』 韓国開発研究院, pp. 281-310 (김경근 (2004) 「한국사회의 교육열과 과외수요 창출요인」 우천식 편저 『사교육의 효과, 수요 및 그 영향요인에 관한 연구』 한국개발연구원, pp. 281-310) .
- Kim, S.S. (2000) 「住宅賃貸市場が変わってきている」 『LG 週間経済』 53, pp.18-21 (김 성식 (2000) 「주택 임대차시장이 변하고 있다」 『LG 주간경제』 53, pp. 18-21) .
- Lee, E. W. (2004) 「私教育費支出行動に対する経済分析」 『経済研究』 22(2), pp.1-31 (이 은우(2004) 「사교육 지출행위에 대한 경제분석」 『경제연구』 22(2), pp. 1-31) .
- Lee, M. J. (2009) 『女性の出産計画の決定要因とその社会的含意』 2009 年 女性家族パネル 学術シンポジウム論文集 (<http://klowf.kwdi.re.kr/>) (이명진 (2009) 『여성의 출산계획 결정요인과 그 사회적 함의』, 2009 년 여성가족패널 학술 심포지엄

논문집) .

Lee, K.C. and E. J Cho (1992) 「都市における新婚家計の結婚費用と新居資金に対する研究」 『韓国家庭管理学会誌』 10(1), pp. 95-113 (이기춘, 조은정 (1992) 「도시 신혼가계의 결혼비용과 신혼주거자금에 대한 연구」 『한국가정관리학회지』 10(1), pp. 95-113) .

Lee, S.S., I. C. Shin, N. H. Cho, H. K. Kim, Y. S. Jung, E. Y. Choi, N. M. Hwang, M. H. Seo, S. K. Park, K. H. Chun, J. S. Kim, S. M. Park, H. S. Yun, S. Y. Lee, I. J. Lee (2005) 『低出産原因 および 総合対策研究』、韓国保健社会研究院 (이상식, 신인철, 조남훈, 김희경, 정운선, 최은영, 황나미, 서문희, 박세경, 전광희, 김정석, 박수미, 윤홍식, 이성용, 이인재 (2005) 『저출산 원인 및 종합대책연구』 한국보건사회연구원) .

Lee, S.S., H. J. Choi, Y. H. Oh, M. H. Suh, S. K. Park, S. R. Doh (2010) 『2009 年度全国結婚および出産動向調査』 韓国保健社会研究院 (이상식, 최효진, 오영희, 서문희, 박세경, 도세록 (2010) 『2009 년도 전국 결혼 및 출산 동향 조사』 한국보건사회연구원) .

Lee S. W. (2004) 「家族法と家族主義－戸主制度を中心に－」 『儒教思想研究』 20, pp. 67-96 (이승우 (2004) 「가족법과 가족주의 - 호주제도를 중심으로 -」 『유교사상연구』 20, pp. 67-96) .

Min, H. J. (2007) 「母親の就業と子ども間隔に関する動態的分析」 『韓国社会学』 41(3) , pp. 106-126 (민현주 (2007) 「엄마의 취업과 자녀터울에 관한 동태적분석」 『한국사회학』 41(3), pp. 106-126) .

Min, H. J. and E. J. Kim (2011) 「出産順位別の出産決定要因分析」 『韓国社会学』 45 (4), pp. 198-222 (민현주, 김은지 (2011) 「출산순위별 출산결정요인 분석」 『한국사회학』 45(4), pp. 198-222) .

- Nam, J. R. (2011) 「勤労形態間移行および動態的特性分析」 B. S. Jung・N. H. Park・D. H. Kim 編『移行労働市場の理解と雇用戦略』韓国雇用情報院、pp. 95-120 (남재량 (2011) 「근로형태간 이행 및 동태적 특성 분석」 정병석, 박능후, 김동헌 편저『이행노동시장의 이해와 고용전략』 한국고용정보원, pp. 95-120) .
- Park, K. B. (1998) 「私教育費決定要因に対する実証分析」『財政論集』 13(1)、pp. 149-163 (박기백 (1998) 「사교육비 결정요인에 대한 실증분석」『재정논집』 13(1), pp. 149-163) .
- Park, M. H. and Yeo. J. S. (2000) 「個人と家計の私教育費支出及び分析」『大韓家庭学会誌』 38(12)、pp. 189-206 (박미희, 여정성 (2000) 「개인과 가계의 사교육비 지출 및 유형 분석」『대한가정학회지』 38(12), pp. 189-206) .
- Park, S. M. (2008) 「第 2 子の出産計画の決定要因と家族内の性衡平性」『韓国人口学』 31(1)、pp. 55-73 (박수미 (2008) 「둘째 출산 계획의 결정요인과 가족내 성형평성」『한국인구학』 31(1), pp. 55-73) .
- Park, S. M., T. M. Lee, S. Y. Kim, W. K. Woo, S. H. Kang (2008) 『2008 年女性家族パネル調査：事業報告書および第 1 次基礎分析報告書』韓国女性政策研究院 (박수미, 이택면, 김승연, 우원규, 강석훈 (2008) 「2008 년 여성가족패널조사: 사업보고서 및 제 1 차 기초분석보고서」 한국여성정책연구원) .
- Ryu, J. S. (2012) 『大学に行かなくても成功する世界』 855 号 (2012 年 5 月 30 日)、サムスン経済研究所 (류지성 (2012) 『대학에 가지 않아도 성공하는 세상』 855 호 (2012 년 5 월 30 일), 삼성경제연구소) .
- Ryu, K. C. and Y. W. Park (2009) 「韓国女性の出生率変化と出産間隔の影響要因」『韓国人口学』 32(1)、pp. 1-23 (류기철, 박영화 (2009) 「한국여성의 출산율 변화와 출산간격 영향요인」『한국인구학』 32(1), pp. 1-23) .
- Ryu, S. I. (2003) 「平均結婚費用 9 千万ウォン超える」『消費者時代』 第 191 号、11 月、

- pp. 24-27 (류석일 (2003) 「결혼 평균 비용 9 천만원 넘어」 『소비자시대』 제 191 호, 11 월, pp. 24-27) .
- Shin, Y. J. (2008) 「保育・教育費負担が出産意向に与える影響分析」 『保健社会研究』 28(2)、pp. 103-134 (신윤정 (2008) 「보육교육비 부담이 출산 의향에 미치는 영향 분석」 『보건사회연구』 28(2), pp. 103-134) .
- We, Y. (2011) 『記録 から 読む ‘人口政策’ 昨日 と 今日』 国家記録院 (www.archive.go.kr/pdf/nes_2011_3/2011_3_8.pdf) (위영 (2011) 『기록으로 읽는 ‘인구정책’ 어제와 오늘』 국가기록원) .
- 韓国教育開発院 (2003) 『私教育実態及び私教育規模分析研究』 (한국교육개발원 (2003) 『사교육비 실태조사 및 사교육규모 분석연구』) .
- 韓国大学教育協議会 (2011) 『2012 学年度大学入学銓衡計画主要事項』 (한국대학교육협의회(2011) 『2012 학년도 대학입학전형계획 주요사항』) .
- 企画財政部 (2012) 『2011 年經濟白書』 (기획재정부 (2012) 『2011 년 경제백서』) .
- 現代經濟研究院 (2011) 「青年体感失業率 20%時代の特徵と示唆点」 『經濟週評』 第 469 号 (2011. 12. 9) 、pp. 11-42 (현대경제연구원 (2011) 「청년실업률 20% 시대의 특징과 시사점」 『경제주평』 제 469 호(2011. 12. 9), pp.11-42) .
- 韓国統計庁 (2005) 『社会統計調査報告書』 (한국통계청 (2005) 『사회통계조사보고서』) .
- 韓国統計庁 (2009) 『2009 年生活時間調査』 (한국통계청 (2009) 『2009 년 생활시간조사』) .
- 財政經濟部、建設交通部、企画予算庁 (2005) 『賃貸住宅政策改変方案』 コリア研究院 (재정경제부, 건설교통부, 기획예산청 (2005) 『임대주택정책 개편방안』 코리아연구원) .