

[SciREX-WP-2021-#01]

**1990年代・2000年代の日本における有配偶女性の労働供給
行動の検証 —ダグラス＝有澤の第1法則を中心に—**

**Labor supply behavior of married women for
1990's and 2000's in Japan —Verifying Douglas-
Arisawa's first law—**

2021/06

小前 和智

(東京大学大学院経済学研究科博士課程/政策研究大学院大学SciREXセンターインターン)

Kazutomo Komae

(The University of Tokyo, Graduate School of Economics/

National Graduate Institute for Policy Studies, Intern)



政策研究大学院大学科学技術イノベーション政策研究センター (SciREX センター)
ワーキングペーパー SciREXWP-2021-#01

政策研究大学院大学
科学技術イノベーション政策研究センター (SciREX センター)
ワーキングペーパー SciREX-WP-2021-#01

[SciREX-WP-2021-#01]

1990年代・2000年代の日本における有配偶女性の労働供給行動の検証—ダグラス
ス=有澤の第1法則を中心に—

**Labor supply behavior of married women for 1990's and 2000's in
Japan —Verifying Douglas-Arisawa's first law—**

2021年6月

小前 和智

(東京大学大学院経済学研究科博士課程 / 政策研究大学院大学SciREXセンターインターン)

Kazutomo Komae

(The University of Tokyo, Graduate School of Economics /

National Graduate Institute for Policy Studies, Intern)

※. 本ワーキングペーパーの著作権は、著者もしくは政策研究大学院大学科学技術イノベーション政策研究センターに帰属しています。本ワーキングペーパーに含まれる情報を、個人利用の範囲を超えて転載、またはコピーを行う場合には、政策研究大学院大学科学技術イノベーション政策研究センターによる事前の承諾が必要となりますので、以下までご連絡ください。

【連絡先】政策研究大学院大学科学技術イノベーション政策研究センター
TEL: 03-6439-6329 / E-Mail: scirex-center@grips.ac.jp

目次

Abstract.....	4
エグゼクティブサマリー.....	5
1 はじめに.....	7
2 先行研究.....	8
3 分析.....	10
3.1 データと記述統計.....	10
3.2 ダグラス＝有澤の第1法則の検証.....	12
3.3 夫の年間収入別の限界効果.....	15
3.4 収入階級と有配偶率の関係.....	17
4 結びに代えて.....	17
謝辞.....	19
参考文献.....	19
図表.....	21

Abstract

This study examines the labor supply behavior of married women for the 1990s and 2000s in Japan through Douglas-Arisawa's first law. According to Douglas-Arisawa's first law, when the primary earner's income is high, his/her family members' employment rate would be low. First, it was observed that Douglas-Arisawa's first law was consistently effective for the 1990s and 2000s in Japan. On the other hand, the elasticity of employment rate to husbands' earnings has been smaller in 2007 than in 1992. The decline of elasticity relies on increasing wives' opportunities and the rate to work as regular workers and continue working.

Although many studies that conduct estimation by reduced form assume log-linearity or linearity, this study introduces squared terms to estimate the marginal income effect of husbands' earnings. This method for estimation makes clarify the heterogeneity of magnitude of income effect in husbands' income levels.

Then marginal-effect curves were drawn using predicted values from the estimation for each subgroup generated by family-type and observed year. The result represents that marginal-effect curves of 2007 are above those of 1992, and all the marginal-effect curves have negative slopes. The former indicates that married women had to participate in the labor market on the wide range of husbands' earnings. The latter indicates that the marginal negative effect of income was more elastic in higher-income groups. At the end of the analyses, the relationship between earnings and the married rate is shown. There is a positive correlation between earnings of men and the married rate of men (no positive correlation between earnings of women and married rate of women). This relationship indicates that there is a social norm that a man needs to have enough earnings to get married in Japan. The norm makes a married woman lose the willingness to work if she married with a high-earnings-husband and results in keeping the negative elasticity (or marginal effect). In addition, the norm is not an absurd idea but the result of rational economic choice under the big difference of rate of return between men and women.

エグゼクティブサマリー

本研究は、1990年代から2000年代にかけての日本におけるダグラス＝有澤法則を検証し、核所得が与える非核の労働供給への影響を詳細に検討した。誘導系による実証研究では核所得として1次関数が想定されており、高次項の検討がなされてこなかった。本研究ではダグラス＝有澤法則の前提となる余暇－所得選好を考慮し、2次項を導入することで所得階層が異なることによって収入の所得効果に差異が生じることを示した。

本研究では「就業構造基本調査」の匿名データにより分析した。政府統計であり、就業に関する豊富な質問を15歳以上の世帯員全員に尋ねており、家計（夫婦）の労働供給を分析する上で強みをもっている。対象とした世帯類型は「夫婦のみ」の世帯、「夫婦と子ども」から成る世帯、「夫婦、子どもとその他の世帯員」から成る世帯の3類型とし、世帯類型別にサブサンプルに分け分析を行った。

ベースラインとなる弾力性分析では、1992～2007年の日本においてダグラス＝有澤法則の第1法則が成り立っているが、妻の有業率の夫の年間収入に対する弾力性（の絶対値）が徐々に小さくなっていることが確認された。限定的であるものの、有配偶女性は夫の収入によらず就業する傾向がみられるようになった。その内実として、正社員として働く者が相対的に増えており、末子出産前後での就業継続率が上昇してきていることが示唆された。

続いて、余暇－所得選好を念頭に置き、夫の年間収入（実質）の1次項に加え2次項を導入し、妻の有業率の限界値を推定した。限界効果の推定値から描かれる限界効果曲線を1992年と2007年で比較すると、夫の年間収入（実質）が同一の場合、夫の限界的な収入増加に対して妻の有業率の低下が2007年時点でより緩やかであった。この傾向は、3つの世帯類型いずれでも観測された。加えて、2次項を導入することで限界値が夫の所得に依存するモデルを考えることができた。その結果によれば、夫の限界的な収入増加に対して妻の有業率の低下幅が高所得側でより大きくなる。つまり、所得階層によって所得効果に差異が生じている。

続いて、妻の有業率の限界値（平均値）を夫の年間収入（実質）の構成要因と妻の有業率の限界効果要因に分解した。その結果、仮に1992年から2007年にかけて限界効果曲線にシフトがみられなかったとすれば、妻の有業率は低下していたが、実際には限界効果曲線は上にシフトしたため、夫の年間収入の増加による効果は打ち消され、いずれの世帯類型でも妻の有業率は上昇していたことがわかった。

最後に、収入階級別の有配偶率を確認した。男性ではいずれの生年コホートにおいても高い収入階級ほど有配偶率が高く、女性ではそのような相関がみられなかった。高収入の男性の方が結婚の機会に恵まれるというのは、結婚に際してその多くで男性には所得の高さが求められることを示す。（そのような社会通念が一般的であるほど）女性からみて高収入の男性と結婚すれば働く必要性が相対的に薄れ、結果として有配偶女性の夫の収入に対する有業率弾力性は保たれる。そうした選択は、単なる社会通念や意識といったものでなく、男

性の方が収益率の高い状況からすれば経済合理的な選択の結果であると考えられる。

本研究では 2 次項を導入した限界効果の推定を行ったが、前提となる余暇-所得選好関数との関連付けを深め、日本への適用性の高いと考えられる選好関数の設定とそれに対応した高次項を導入すべきであると考えられる。また、クロスセクションデータであっても内生性に対処するべく、操作変数法などを用いた分析モデルにより頑健性を確認するなど、克服すべき多くの課題が存在している。今後、それらの課題点を改善していく必要がある。

1 はじめに

本研究は、1990年代から2000年代の日本におけるダグラス＝有澤の第1法則の適用性を検証し、核所得が非核の労働供給へ与える影響を詳細に検討する。誘導系による実証研究では核所得として1次関数が想定されており、高次項の検討がなされてこなかった。本研究ではダグラス＝有澤法則の前提となる余暇－所得選好を考慮し、2次項を導入し、核所得が非核の有業率に与える影響（所得効果）が所得階層間で異なることを示す。

ダグラス＝有澤法則は、数多くある実証研究テーマのなかでも特に歴史的に古い研究テーマのひとつである。1930年代の米国主要都市における既婚女性の労働力率から規則性を見出したDouglas (1934)と、1950年代の日本における世帯主所得と非世帯主の有業率の関係を見出した有澤 (1956)にちなんで辻村・佐々木・中村 (1959)により「ダグラス＝有澤法則」と命名され、その後、小尾 (1969a)により詳細な整理がなされた。

川口 (2002)はダグラス＝有澤法則が日本の文献にしか登場しないことを指摘する。ダグラス＝有澤法則の命名や整理が日本語の文献でなされたこともこの一因かもしれないが、日本と諸外国とのあいだで女性の従業上の地位や所得に差異があることが原因となっていると考えられる。

実際に、有配偶女性の夫の収入に対する有業率の弾力性を論じるダグラス＝有澤の第1法則は、欧米ではすでに論点ではなくなっている。Blau and Kahn (2013)では、米国と欧州での女性労働に関連する制度の差異が経営の意思決定に携わる女性の多寡に影響を与えていると指摘する。この論文で焦点があてられるのは職階構成であって、有業率や就業継続率などではない。日本でも2010年代以降女性の管理職比率が政策的に意識されるようになってきてはいるものの（内閣府・男女共同参画推進連携会議, 2011）、現実には、低賃金や不安定雇用など外部労働市場に置かれる雇用労働者の多数を女性が占めているとの指摘もみられる（池田, 2018）。

そこで、簡易的な分析を通して有配偶女性の有業率の国際比較を行った（表1）。ISSP¹から取得可能な「Work Orientations IV」より日本を含む数か国のデータを用いた。「Work Orientations IV」には家計全体と回答者本人それぞれの調査前年の収入が尋ねられているが（いずれも択一式）、夫の収入は尋ねられていない。回帰分析にあたっては、各選択肢に記載される階級の中央値を収入とみなし、家計の収入から回答者本人（有配偶女性）の収入を差し引いた額を説明変数とした。制御変数は表下段記載の通りである。その結果によれば、妻の収入を控除した世帯収入（対数値）が有意に負の値を示したのは日本のみであった。ほとんどの国では弾力性が非有意であり、フランスに至っては有意に正の値という結果とな

¹ International Social Survey Programme の略称である。約40の国と地域からなる国際比較調査グループである。共通のテーマについて同一の調査票を作成（英語版を各国の実情に合わせて翻訳）しているため国際比較が可能である。本分析で使用した「Work Orientations IV」は2015年1月～2017年4月の間に各国で調査されたものである。

った。「Work Orientations IV」はクロスセクションデータであり、サンプルサイズや使用できる変数が限られるためこれ以上の検討を行うことは難しいが、世帯所得が妻の労働供給に与える影響の面で日本が諸外国とは異質な存在であることが確認された。

ここまでの議論から、ダグラス＝有澤法則が 2010 年代でも成立しているのは、単に日本で女性の社会進出が進んでいないからだ結論付けられそうである。しかしながら、ダグラス＝有澤法則という概念を通して日本の家計（夫婦）の労働供給を観察すると、女性の社会進出が進まないことの要因がみえてくるのではないかと、というのが本研究の問題意識である。

結果を予め要約すると、次のようになる。ダグラス＝有澤の第 1 法則は 1992～2007 年のいずれの調査年でも成立していた。ただし、妻の有業率の夫の年間収入に対する弾力性は低下傾向にあった。限定的であるものの、有配偶女性は夫の収入によらず就業する傾向がみられるようになったと考えられる。その内実として、正社員として働く者が相対的に増えており、末子出産前後での就業継続率が上昇してきていることが示唆された。さらに、回帰式に夫の年間収入の 2 次項を導入した分析を行った。その結果、夫の限界的な収入増加が妻の有業率に与える影響は夫の所得水準によって異なることが示された。夫が高所得層ほど夫の限界的な収入増に対して妻の有業率の弾力性は高くなる。こうした推定結果に加えて、高い収入階級ほど有配偶率が高いことも観察された。これは、結婚に際してその多くで男性には所得の高さが求められることを示す。そのような社会通念のもとでは、女性にとって高収入の男性と結婚すれば働く必要性が相対的に薄れ、結果として有配偶女性の夫の収入に対する有業率弾力性は保たれる。また、そうした選択は、単なる社会通念や意識といったものでなく、男性の方が収益率の高い状況からすれば経済合理的な選択の結果であると考えられる。

なお、ダグラス＝有澤の第 1 法則は「非核構成員（各構成員以外の家計構成員）の賃金率を所与とするとき、核所得の稼得する収入（核収入）のより低い家計群の非核構成員の有業率はより高い」（宮内，1997）という定義が与えられており、「核＝夫，非核＝妻」という定義がなされているわけではない。ただ、先行研究との比較可能性をもたせ、かつ時系列的に有配偶女性の労働供給行動を観察する目的で、以下の議論では「核＝夫，非核＝妻」という前提で論じることとする。

本稿の構成は以下の通りである。第 2 節では先行研究を整理する。第 3 節では、本研究で扱ったデータの説明、記述統計と分析対象期間における背景について整理を行ったうえで、分析結果を示す。第 4 節にてまとめる。

2 先行研究

Douglas (1934) が法則性を見出したのちのアメリカでは有配偶女性の就業が大きく変わった。有配偶女性の夫の所得に対する弾力性を 1980 年前後と 2000 年前後とで比較した研究結果は、研究によってばらつきがみられるものの、弾力性が大きく低下したと指摘する

(Blau and Kahn, 2007 ; Heim, 2007)。川口 (2002) は、夫の「資源」(学歴や所得) が妻の労働供給に与える影響を 11 か国で比較した Drobnic and Blossfeld (2001) を紹介し、ダグラス=有澤の第 1 法則が女性の社会進出に伴って消失していく可能性を指摘する。

ダグラス=有澤法則の命名以降、日本では構造方程式から誘導系方程式を演繹する手法が盛んに論じられた。小尾 (1969b) は余暇-所得の選好関数と制約条件を陽表的に設定したうえで誘導系関数を導くという手法をとる。この手法は推定上の難しさがあるものの、具体的に設定された選好関数から演繹的に誘導式を導いて推定を行うため、信頼性の高いパラメータを得ることができる。宮内 (1993) は 15 歳未満の子どもの有無が夫婦の労働供給行動に与える影響について構造方程式を用いて説明している。樋口 (1991) は、女性の労働供給を一般・短時間労働に分類したうえで、結婚・出産期の女性の労働供給抑制要因を分析している。

その後、パネルデータが整備されてきたことを受け、多くの実証研究がなされてきた。岸 (2011) は「消費生活パネル調査」を用いた一連の研究をサーベイし、ダグラス=有澤の第 1 法則を支持する結果と支持しない結果が混在することを指摘する (支持する結果として、松浦・滋野, 2001 ; 張・七條・駿河, 2001 ; 川口, 2002 など。支持しない結果として、小原, 2001)。そのうえで、「消費生活パネル調査」を生年コホート別に分析し、若年のコホートではダグラス=有澤の第 1 法則が支持されないことを示す。パネルデータを用いた研究は、固定効果モデルを用いることによって時間的に変化しない観測不可能な個別効果を制御することができる点で強みをもつものの、クロスセクションデータほどの大規模な調査が行われにくいためにサンプルサイズが限られるといった短所がある。法則性がみられないとの結果が、観測不可能な個別効果を考慮したために得られた可能性もあるが、サンプルサイズが小さいために有意性があらわれなかった可能性も否定できない。実際、有意性が検出されなかった分析を確認すると観測数は数百程度である。

他にも、短期の所得のみならず長期的な所得が与える効果を測定する研究もみられる。樋口 (2001) は、夫の所得を変動所得と恒常所得とに分け、ダグラス=有澤の第 1 法則を検証している。その結果、夫の変動所得は妻の有業率に影響を及ぼさないが、恒常所得は有意に影響を及ぼすとしている。武内 (2004) では、妻の有業率が夫の 3 年間の長期所得にも単年度所得の変化にも反応せず、女性の「就業志向」が結婚時の配偶者の経済力と相関することから、ダグラス=有澤法則が女性の結婚選択における選好の偏りによって成り立っている可能性を指摘する。

先行研究をまとめると、ダグラス=有澤の第 1 法則には (1) 構造系か誘導系かという推定方法による差異がみられること、(2) 法則が成り立つか否かをめぐって議論が分かれてきたが、有意でないとの結果がサンプルサイズに起因する可能性があること、(3) 2000 年頃からパネルデータが用いられ個別効果や複数年間の所得を考慮した分析がなされてきたことが論点として挙げられる。本研究では、誘導系での推定を行うものの、余暇-所得選好を念頭に置き、後半の分析では収入の 2 次項を導入した。その結果、核所得が非核の有業率に

与える所得効果の大きさは所得階層によって異なることが示された。分析に用いる「就業構造基本調査」はクロスセクションデータであるために観測不可能な個別効果の制御は困難であり、また夫の所得の長期的な変動が妻の有業率に与える影響も分析できない。これらの点で分析上の留保を含むものの、大規模な政府統計調査であることから多くの制御変数を用いた分析が可能となった。加えて、1992～2007年の4回分の調査において同一の定義で変数を作成し、推定を行った。日本の労働市場が大きく変わった期間を対象とし、時系列的な比較を行っている点においても新規性がある。

3 分析

3.1 データと記述統計

本研究で使用するデータは総務省が実施する「就業構造基本調査」の匿名データである。「就業構造基本調査」は1956年に開始され当初は概ね3年ごとに、1982年以降は5年ごとに実施されており、毎回100万程度の個票からなる大規模な標本調査である。調査対象となった住戸に住む15歳以上の世帯員全員に対して同じ質問がなされているため、本研究の焦点である夫婦の労働供給を詳細にみることができる。本研究で使用する匿名データとは、全標本から世帯単位で8割ほどの標本が無作為抽出されたものであり、復元倍率も付されている。

提供されたデータ(元データ)の各個票には、本人に関する質問の回答とともにその個人が属する世帯情報や他の世帯員(たとえば、世帯主や配偶者)の情報の一部が載せられている。ただし、配偶者の情報は抜粋されたものであるため、元データそのままでは十分な情報を得ることができなかった。そこで本研究では、元データに載せられている情報を用いて同一世帯内で配偶関係にある者(カップル)を特定し、各個票の本人と同等の量の配偶者情報を接合した。これにより、本人の労働供給行動を分析する際、元データに付されている配偶者情報よりも豊富な情報を用いて分析することが可能となった。

本研究は、子育て世代での妻の労働供給に焦点をあてるため20～54歳女性を対象として分析を行う。対象とする世帯類型は「夫婦のみ」の世帯、「夫婦と子ども」から成る世帯と「夫婦、子どもとその他の世帯員」から成る世帯の3つとし、その世帯で最も若年の夫婦²を分析対象とした。また、以下の分析ではすべて付与された復元倍率を用いた結果となっている。

表2には分析対象の記述統計を示した。対象とする3つの世帯類型合計の観測数は6～8万程度である。1992年から2007年までの世帯類型の構成比の変化をみると、3つの世帯類型ともに観測数が減少傾向にある(記載していないが、この間、単身世帯数が増加した)。

学歴構成をみると小学校・中学校卒業者と高校卒業者は減少、短大・高専卒業者と大学・

² ここでいう「最も若年の夫婦」とは世帯内の有配偶者のなかで最も若年の者を有する夫婦のことである。

大学院卒業者は増加している。対象とする期間で高学歴化が進んでいることがわかる。

20～54 歳女性の有業率は、3 つの家計類型いずれも上昇傾向にある。また、末子年齢別有業率も上昇傾向にある。特に、2000 年代に入ってから伸びが大きいようにみえる。

夫の労働時間は「夫婦と子ども」から成る世帯が最も長い傾向にある。他の 2 つの世帯では無配偶男性と同程度の労働時間である。

夫の年間収入（実質）の平均を 1992 年と 2007 年で比較すると、いずれの世帯類型でも増加している。年齢構成が異なるため単純な比較はできないが、無配偶男性の年間収入（実質）が減少していることと対照的である。

最後に、男性の収入プロファイルと男女間の収入比の経年変化を確認する。ダグラス＝有澤の第 1 法則で女性の有業率を推定する際には、夫の時間あたり賃金ではなく年間収入を説明変数とすることから、年間収入のプロファイルを示すこととした。また、有業者の年間収入を用いて男女間での年間収入比を示した³。妻の就業選択を経済的な選択問題と捉えるとすれば、夫の収入のみならず、仮に妻が有業の場合の潜在的な収入も考える必要があると考えた。

分析対象とする 1992～2007 年は日本的雇用システムが変容してきたとの指摘がなされてきた（たとえば、佐口，2015）。図 1 によれば、男性の実質年間収入は 1992 年から 2007 年にかけて減少傾向にあり、高校卒業者、大学・大学院卒業者ともに 45 歳以降で特に大きく減少した。1992 年の年齢階級ごとの水準を 100% とすると 2007 年の水準はそれぞれ、高校卒業者で 85.9%（45～49 歳）、89.1%（50～54 歳）、95.7%（55～59 歳）、短大・高専卒業者で 81.5%（45～49 歳）、82.3%（50～54 歳）、80.3%（55～59 歳）、大学・大学院卒業者で 93.0%（45～49 歳）、83.8%（50～54 歳）、88.9%（55～59 歳）となった。多くで 1～2 割程度の低下がみられる。

女性の収入プロファイルは必ずしも男性のプロファイルほど大きな傾きをもたない。これは、日本の場合、多くの女性が結婚・出産を機に労働市場から退出しその後短時間労働者として再参入することによる。図 1 棒グラフの左側の 2 本は対象とする年齢階級に属する者の平均値を用いて男女間の年間収入比（＝女性／男性（%））を算出している。若年層では男性の 8～9 割程度の収入であるが、年齢層が高くなると徐々に比率が低下し、30 代後半以降では高校卒業者で 3～4 割程度、短大・高専卒業者で 4～5 割程度、大学・大学院卒業者で 5～6 割程度の水準となる。男女間の年間収入にかなり大きな開きがあるようにみえる。

そこで、長期勤続の者に絞って比較することを目的として、棒グラフの右側の 2 本では「生え抜き」の男女間での年間収入比を算出した。ここで「生え抜き」とは卒業後一定期間

³ 無業の者の潜在的な収入を厳密に算出することは難しく、ここでは実際に働いている者のみを用いて男女間での比較を行った。

内に就職した会社で就業継続している者である⁴。「生え抜き」に絞ると、年間収入比は上昇し、年齢層が高くなることによる比率の低下も小さくなる。30代後半以降で比較すると、高校卒業者で6~7割程度、短大・高専卒業者と大学・大学院卒業者で7~8割程度となった。また、「生え抜き」での年間収入比を1992年と2007年を比較すると、多くで2007年の水準が1992年の水準よりも高く（高校卒業者では上昇傾向が鈍かった）、上昇幅も平均よりも「生え抜き」の方が大きい傾向にあった。年間収入比の上昇が生じたのは、男性の年間収入が1992~2007年で大きく低下したのに対して、女性の年間収入の低下幅が小さい、あるいは学歴・年齢階級によっては上昇したグループも存在するためである。

記述統計を通して、1992~2007年の背景を確認した。女性の高学歴化が進んだ。世帯類型別や末子の年齢別に女性の有業率を観察すると、徐々に上昇してきたことがわかる。また、有配偶男性の年間収入（実質）を1992年と2007年で比較すると増加していた。最後に、男性の収入プロファイルと男女間の収入比の経年変化を確認した。男性の収入プロファイルはフラット化してきており、同時に、年間収入比（=女性/男性）は「生え抜き」を中心に上昇傾向にあったことが確認された。ただし、「生え抜き」の女性が増えているわけではなく（補図）、全体で見れば女性の男性に対する相対的な収入水準の上昇は限定的であると考えられる。

3.2 ダグラス=有澤の第1法則の検証

はじめに、1992~2007年においてダグラス=有澤法則の第1法則が成り立つか否かを観察する。妻が有業の場合を1、無業の場合に0を取る変数を被説明変数としてプロビットモデルによる分析結果が表3である。4か年のデータをプールし世帯類型別（「夫婦のみ」の世帯（モデル1）、「夫婦と子ども」から成る世帯（モデル2）と「夫婦、子どもとその他の世帯員」から成る世帯（モデル3））に分析した。説明変数が夫の主な仕事による年間収入（対数値）であるため、推定結果の上段の数値は妻の有業率の夫の年間収入に対する弾力性（以下繰り返しが多いため、特に記載がない場合は単に「妻の有業率弾力性」あるいは「弾力性」と記載）と解釈できる。下段の括弧内には標準誤差を示した。

妻の有業率弾力性が観測年によって異なることを想定し、各調査年と「夫の年間収入（対数値）」との交差項を導入した。表3は定義を統一したうえで同一の変数で分析した結果であり、異なる観測年の弾力性を比較することを可能にしている。表中の「夫の年間収入（対数値）」は参照点である1992年の弾力性を示しており、他の年の弾力性を測定するためには1992年の弾力性の値と交差項の値との和を取りF検定を行う必要がある。F検定の結

⁴ 就業構造基本調査では、年齢が5歳階級として調査されており、高校卒業者以上の場合には卒業年齢にもばらつきが生じるため、厳密に「生え抜き」を識別することができない。そこで、ある年齢以下で現在の勤務先に就いていた場合には「生え抜き」とであるとみなした（高校卒業者：20歳以下、短大・高専卒業者：20歳以下、大学・大学院卒業者：24歳以下）。

果、モデル 1~3 のすべてで 1997 年、2002 年、2007 年ともに 1%水準で有意な結果となった。つまり、すべての世帯類型・観測年で弾力性が有意に負の値となっており、ダグラス=有澤の第 1 法則は成立している。

弾力性を比較すると、たとえば、「夫婦のみの世帯」では 1992 年から順に -0.172, -0.146, -0.128, -0.131 となり、1992 年に比べ 2007 年の方が弾力性の絶対値は小さい。「夫婦と子ども」から成る世帯と「夫婦、子どもとその他の世帯員」から成る世帯においても同様の傾向を示しており、ダグラス=有澤の第 1 法則は成立しているが、「核収入の高い家計群における有業率は核収入の低い家計群の有業率よりも低い」という傾向は徐々に薄れてきているようにみえる。

世帯類型間の弾力性を比較すると、「夫婦と子ども」から成る世帯の弾力性が最も大きい。記述統計 (表 2) によれば、「夫婦と子ども」から成る世帯の有業率は他の 2 つの世帯類型に比べると低いことから、「夫婦と子ども」から成る世帯では他の世帯類型に比べ、夫の収入が増すにつれ有業率が急速に低下していくことがわかる。有業率が急速に低下することの解釈としては、大きく分けて次の 2 つが考えられる。ひとつの解釈は、世帯類型はその形成過程において夫婦の意思が前提となっているため、世帯類型にセレクションバイアスが生じているというものである。たとえば、妻が積極的に働きたいと考える夫婦では子どもを作らない、作るとしても夫婦どちらかの両親と同居するなどして夫婦が負担する家事を軽減しようとするはずである。この場合、「夫婦と子ども」から成る世帯に属する妻は、他の 2 つの世帯類型に属する妻よりも余暇を好む傾向がもともと大きかったということになる。もうひとつの解釈可能性としては、夫婦のみで担う家事負担が他の世帯類型に比べ大きいいため、夫のみで生活に十分な収入が確保できるのであれば妻が無業で家事に専念するというものである⁵。

この点に関連して、武内 (2004) は、妻がもつ所得・余暇の選好による内生性を除去した分析を行う必要があると指摘する⁶。本研究で用いるのは繰り返しのクロスセクションデータであるため観察不可能な個別効果を除去した分析を実施することはできないが⁷、操作変

⁵ 実際、夫の平均週労働時間 (表 2) を確認すると、「夫婦と子ども」から成る世帯が最も長い。夫が長時間労働と引き換えに比較的高い所得を得ると同時に妻が無業であることが、夫婦の選択になっている可能性はある。

⁶ そうした観点から、武内 (2004) では固定効果モデルを用い、過去 3 年間の夫の所得が妻の就業率に与える影響を分析している。その結果、過去 3 年の夫の所得は妻の就業率に影響せず、対象とする期間が 3 年と短いことから一定の留保をしつつも、世帯形成時点でのセレクションがダグラス=有澤の法則を体現させていると論じている。

⁷ ただし、固定効果モデルで観察される夫の収入の効果は年単位の収入の増減である。固定効果モデルは観察不可能な個人の性質を制御できる長所をもつが、直近 1 年の夫の年間収入の変化量 (1 階差分であれば前年からの差分、固定効果であれば対象期間の平均からの差

数を用いて内生性に対処した分析や、調査時点での就業選択が婚姻関係を結ぶ前にどの程度決定されているか、またその決定に対するコミットメントがどの程度強いかについて追加的な検証が必要となる。

ダグラス=有澤の第1法則では非核(妻)の有業・無業に焦点があてられてきた。ただ、日本では正社員と非正社員間の賃金に大きな差異が観察されており(たとえば、神林, 2017)⁸、有業率の変化がどの就業形態での有業率の変化に起因するかを観察する必要がある。そこで、多項ロジットモデルを用いて夫の年間収入と就業形態別の有業確率の関係を分析した(表4)。表4では世帯類型別・調査年別にサブサンプルを分けた。また、表中の上段の数値は相対リスク比であり、被説明変数の参照点「妻が無業」を基準(相対リスク=1)に比べて発現しやすい(相対リスク>1)か発現しにくい(相対リスク<1)かを判断することができる。

まず、表全体で観察されるのはすべての相対リスク比が1より小さい点である。つまり、夫の年間収入が高いほど無業を選択する確率が高くなり、その傾向はどの世帯類型・調査年においても一貫している。

「夫婦のみ」の世帯に着目すると、1992年に「妻が正社員として就業」の相対リスク比は0.362であるのに対して2007年では0.519と上昇している。つまり、2007年は1992年に比べ夫の収入が高くても妻が正社員として就業する確率が高い。同様に、「妻が非正社員として就業」と「妻が役員・自営業主・家族従業・内職として就業」でも1992年よりも2007年の値が大きくなっており、夫の収入が高くても妻が働くという傾向はあらゆる就業状態で強まっている。

「夫婦と子ども」の世帯と「夫婦、子どもとその他の世帯員」から成る世帯では、「妻が非正社員として就業」と「妻が役員・自営業主・家族従業・内職として就業」の1992年と2007年の値を比較すると、必ずしも1992年から2007年にかけて値が大きくなっていない。他方で、「妻が正社員として就業」の値はどちらの世帯においても2007年の値の方が大きくなっており、この2つの世帯類型での表3の結果(弾力性の絶対値が低下傾向との結果)は妻が正社員として就業する傾向が高くなったことによって現れていたことがわかる。

表3, 4から妻の有業率の弾力性(の絶対値)が低下傾向であり、この間正社員として就業する確率が高くなってきたことが観察された。正社員での就業確率が高くなることの背景を考えるため、表5には末子出産一年前までに現職に就いていた割合を世帯類型別・調査年別に示した。「夫婦と子ども」から成る世帯、「夫婦、子どもとその他の世帯員」から成る世帯ともに、いずれの就業形態においても末子出産一年前までに現職に就いていた割合

分)に対する有配偶女性の労働供給の感応性に限定されるという短所もある。

⁸ 呼称により正社員・非正社員を分類することは日本特有である。たとえば、欧州では雇用期間の定めの有無による分類が一般的である(労働政策研究・研修機構, 2016)。

が1992年から2007年にかけて高くなってきた。特に、「夫婦と子ども」から成る世帯での正社員の上昇は相対的に大きい。したがって、正社員として就業継続率が高まってきたことが有配偶者の正社員としての就業確率、延いては有配偶者の有業確率上昇に寄与しているものと考えられる。

3.3 夫の年間収入別の限界効果

前小節では妻の有業率の夫の年間収入に対する弾力性を推定した。ただ、余暇-所得選好をもとに妻の有業率弾力性を考えると、表3で仮定している線形性に疑問が生じる。すなわち、1次項のみを用いた分析では夫の所得が妻の有業率に与える影響があらゆる所得階層においても一定であると仮定するか、所得階層間での異質性を明らかにすることを諦めている。しかしながら、世帯類型形成過程においてセレクションバイアスが指摘されていることからわかるように、妻の就業選択に影響を与える夫の所得の効果の大きさは夫の所得階層によって異なることが予測される。そこで本小節では、夫の年間収入の1次項に加え2次項を導入し、夫の年間収入に対する妻の有業率の限界値を計測した。

$$\text{Prob}(y_{it} = 1 | x_{it}, Z_{it}) = \frac{\hat{\alpha}_t}{100} x_{it} + \frac{\hat{\beta}_t}{10000} x_{it}^2 + Z'_{it} \hat{\gamma}_t + u_t$$
$$x'_{it} \gamma_t = \frac{\hat{\alpha}_t}{100} x_{it} + \frac{\hat{\beta}_t}{10000} x_{it}^2$$

ここで y は有業の場合に1、無業の場合に0をとるダミー変数、 x は夫の収入（実質、単位：万円）、 Z は制御変数（妻の年齢（5歳階級）、妻の学歴、夫の年齢（5歳階級）、夫の学歴、夫の週労働時間（対数）、三大都市圏、15歳未満子どもの数、保育所定員率、調査年）、 i は個人、 t は調査年を示す。

図3は回帰分析の結果、 $\hat{\alpha}_t, \hat{\beta}_t$ をもとに夫の年間収入別の限界値($x'_{it} \gamma_t$ で表される予測値)を曲線でつなげたものである。まず、すべての曲線が右肩下がりである。これは夫の限界的な収入増加に対して妻の有業率の低下幅が高所得側でより大きいことを示す。次に、各世帯類型で1992年と2007年を比較すると、3つの世帯類型いずれでも1992年の曲線よりも2007年の曲線が上方にある。これは夫の年間収入（実質）が同一の場合、夫の限界的な収入増加に対して妻の有業率の低下が2007年時点でより緩やかであることを示す。図3の結果をもとに妻の有業率弾力性の絶対値が減少したこと（表3）を解釈すると、1992年から2007年にかけて幅広い所得階層で妻の有業意欲が高まった（限界効果曲線が上方にシフトした）ためと考えられる。他方で、図3の限界効果曲線が右肩下がりであることは、表3の結果が有配偶男性の所得分布にも依存することも示している。

そこで、1992年と2007年の限界値の平均の変化量を夫の年間収入の構成要因と妻の有業率の限界効果要因に分解したものが表6である。分解の立式は次の通りである。

$$X'_{it'}\gamma_t = \frac{1}{n} \cdot \sum_n \left(\frac{\hat{\alpha}_t}{100} x_{it'} + \frac{\hat{\beta}_t}{10000} x_{it'}^2 \right)$$

$$D = X'_{2007}\gamma_{2007} - X'_{1992}\gamma_{1992}$$

$$E = X'_{2007}\gamma_{1992} - X'_{1992}\gamma_{1992}$$

$$M = D - E$$

ここで、 $X'_{it'}\gamma_t$ は夫の年間収入 (x) の1次項と2次項の効果の和の平均を示している。夫の年間収入の構成要因 (E) とは、2007年時に妻の有業率の夫の年間収入に対する限界効果が1992年と全く同じであったと仮定し、夫の年間収入の分布の変化によって生じる変化量である。実際には、図2に示されたように、各収入水準での限界効果に変化が生じているために、1992年と2007年の限界値 (平均値) の変化量 (D) と構成要因 (E) との間には乖離が生じる。これを限界効果要因 M (=D-E) とした。

1992年から2007年にかけて3つの世帯類型すべてで構成要因 (E) は負の値を示す。これは、1992年から2007年でいずれの世帯類型でも夫の年間収入 (実質) が増加したためである⁹。仮に1992年から2007年にかけて図2の限界効果曲線にシフトがみられなかったとすれば、これらの世帯類型に属する妻の有業率は低下していたことになる。しかしながら、実際には限界効果曲線は上にシフトしたため、夫の年間収入の増加による効果は打ち消され、これらの世帯類型の妻の有業率は上昇した。

ダグラス=有澤の第1法則の先行研究では夫の収入として1次項が用いられてきた。しかしながら、所得-余暇関数と(予算)制約から考えると、夫の所得効果は必ずしも線形であるとは限らない。図2の結果は、(対数)線形性を仮定した誘導系による推定結果を以って限界効果を経年比較しても、そこで得られる限界効果の変化量が何に起因するものかまでは明らかにしないことを示している。すなわち、表3で得られた弾力性の変化には、表6でいう構成要因も含まれているはずであり、実際に構成要因を除くと、2007年は1992年と比べて女性の有業意欲は強まっている (構成要因を除く前よりも大きく計測される)。ただし、表6の限界効果要因が1992年から2007年にかけての純粋な選好の変化に対応するかについて留保が必要である。本研究の一連の分析では有配偶女性の労働供給に影響を与えると考えられる要素を変数として加え、その他に調査年ダミー変数も導入しているものの、回帰式では除き切れていない要素が表6の限界効果要因に含まれている可能性は残っている。

⁹ 厳密には、式に2次項が含まれることから、限界効果の平均値は $\overline{X'_{it'}\gamma_t} \neq \overline{X'_{it'}}\gamma_t$ である。つまり、夫の年間収入の平均値で算出しているのではなく、個票ごとの限界値を測定しそれらを平均化することで算出している点に留意されたい。

3.4 収入階級と有配偶率の関係

表 1 によれば、有配偶男性の年間収入（実質）は 1992 年よりも 2007 年の方が高かった。年齢構成の差異を考慮する必要があるが、無配偶男性の年間収入額（実質）が低下したと対照的であり、高所得の男性の方が婚姻関係を結びやすい可能性が考えられる。

表 7 は収入階級別の有配偶率を生年コホート別に記述したものである。予測されたように、男性ではいずれの生年コホートにおいても高い収入階級ほど有配偶率が高く、女性ではそのような相関がみられない（女性の場合、30 歳以上の年齢階級では収入階級 20 パーセント未満の層で最も有配偶率が高い）^{10,11}。記述統計である表 7 の結果のみでは武内(2004)が指摘するセレクションが起こっているかを確認することはできない（因果関係の方向性は特定できない）。ただ、男性の収入と有配偶率に相関関係がみられ（表 7）、世帯類型のいずれにおいても限界効果曲線が負の傾きを有しているというのは（図 2）、次のようなメカニズムを通してダグラス＝有澤の第 1 法則が温存されていると解釈できる。すなわち、高収入の男性の方が結婚の機会に恵まれるというのは、結婚に際してその多くで男性には所得の高さが求められることを示す。（そのような社会通念が一般的であるほど）女性からみて高収入の男性と結婚すれば働く必要性が相対的に薄れ、結果として有配偶女性の夫の収入に対する有業率弾力性は保たれる。そうした選択は、単なる社会通念や意識といったものでなく、男性の方が収益率の高い状況（図 1）からすれば経済合理的な選択の結果であると考えられる。

4 結びに代えて

本研究は、1990 年代から 2000 年代にかけての日本におけるダグラス＝有澤法則を検証し、核所得が与える非核の労働供給への影響を詳細に検討した。誘導系による実証研究では核所得として 1 次関数が想定されており、高次項の検討がなされてこなかった。本研究ではダグラス＝有澤法則の前提となる余暇－所得選好を考慮し、2 次項を導入することで所得階層が異なることによって収入の所得効果に差異が生じることを示した。

本研究では「就業構造基本調査」の匿名データにより分析した。政府統計であり、就業に関する豊富な質問を 15 歳以上の世帯員全員に尋ねており、家計（夫婦）の労働供給を分析する上で強みをもっている。対象とした世帯類型は「夫婦のみ」の世帯、「夫婦と子ども」から成る世帯、「夫婦、子どもとその他の世帯員」から成る世帯の 3 類型とし、世帯類型別にサブサンプルに分け分析を行った。

ベースラインとなる弾力性分析（表 3）では、1992～2007 年の日本においてダグラス＝

¹⁰ その他、男女ともに有配偶率が若いコホートほど低下している点も観察されるが、本論から外れるため本注釈での記載に留める。

¹¹ 無配偶者には死別・離別も含むことから、有配偶率が一度でも結婚（内縁関係を含む）を経験した割合を示すわけではない。

有澤法則の第 1 法則が成り立っているが、妻の有業率の夫の年間収入に対する弾力性（の絶対値）が徐々に小さくなっていることが確認された。限定的であるものの、有配偶女性は夫の収入によらず就業する傾向がみられるようになった。その内実として、正社員として働く者が相対的に増えており（表 4）、末子出産前後での就業継続率が上昇してきている（表 5）ことが示唆された。

続いて、余暇-所得選好を念頭に置き、夫の年間収入（実質）の 1 次項に加え 2 次項を導入し、妻の有業率の限界値を推定した（図 2）。限界効果の推定値から描かれる限界効果曲線を 1992 年と 2007 年で比較すると、夫の年間収入（実質）が同一の場合、夫の限界的な収入増加に対して妻の有業率の低下が 2007 年時点でより緩やかであった。この傾向は、3 つの世帯類型いずれでも観測された。加えて、2 次項を導入することで限界値が夫の所得に依存するモデルを考えることができた。その結果によれば、夫の限界的な収入増加に対して妻の有業率の低下幅が高所得側でより大きくなる。つまり、所得階層によって所得効果に差異が生じている。

図 2 の結果は、表 3 で経年比較した弾力性の値に夫の所得分布の影響が含まれていることを示唆する。そこで、妻の有業率の限界値（平均値）を夫の年間収入（実質）の構成要因と妻の有業率の限界効果要因に分解した。その結果、仮に 1992 年から 2007 年にかけて図 2 の限界効果曲線にシフトがみられなかったとすれば、妻の有業率は低下していたが、実際には限界効果曲線は上にシフトしたため、夫の年間収入の増加による効果は打ち消され、いずれの世帯類型でも妻の有業率は上昇していたことがわかった。

最後に、収入階級別の有配偶率を示した（表 7）。男性ではいずれの生年コホートにおいても高い収入階級ほど有配偶率が高く、女性ではそのような相関がみられなかった。高収入の男性の方が結婚の機会に恵まれるというのは、結婚に際してその多くで男性には所得の高さが求められることを示す。（そのような社会通念が一般的であるほど）女性からみて高収入の男性と結婚すれば働く必要性が相対的に薄れ、結果として有配偶女性の夫の収入に対する有業率弾力性は保たれる。そうした選択は、単なる社会通念や意識といったものでなく、男性の方が収益率の高い状況（図 1）からすれば経済合理的な選択の結果であると考えられる。

先に引用した Blau and Kahn (2013) においては、女性に偏って利用される両立支援制度が使用者による統計的差別を助長していることが指摘される。女性の社会進出の阻害要因を考える際、統計的差別が労働需要側の要因として説明力をもつものと考えられる。他方で、本研究の結果は、教育や職業経験に対する収益率の差異が男女間で大きいことが、日本における女性の社会進出を阻害する労働供給側の要因となっていることを示唆している。これらの需給双方の阻害要因は、実のところ、統計的差別が女性の収益率を引き下げ、引き下がった収益率が男性主体の家計の労働供給を生むという意味で補完的であり、粘着性の高いメカニズムを形成している。このような観点に立てば、日本でのアフターマティブアクションは正当化される。

本研究には克服すべき多くの課題が存在する。用いたデータは最新でも 2007 年とやや古く、より直近のデータでの更新が必要である。本研究ではさしあたって 2 次項を導入した限界効果の推定を行ったが、前提となる余暇-所得選好関数との関連付けを深め、日本への適用性の高いと考えられる選好関数の設定とそれに対応した高次項を導入すべきであると考えられる。さらに、クロスセクションデータであっても内生性に対処するべく、操作変数法などを用いた分析モデルにより頑健性を確認することや、女性の就業に影響を与えてきた社会的あるいは経済的な環境変化をより多くモデルに取り込む必要もある。加えて、教育や職業経験に対する収益率の差異が日本における女性の社会進出を阻害する労働供給側の要因となっている点に関して、ダグラス=有澤の第 2 法則を検討することも重要である。詳述しないが、(無業者も含めた) 有配偶女性の潜在的な賃金と労働供給の関係を明らかにすることで、収益率の低さと日本の女性の社会進出の関係をより具体的に議論することが可能になるものと考えられる。

謝辞

本稿は、筆者がインターンシップとして従事した政策研究大学院大学科学技術イノベーション政策研究センターに設置された「第 3 カテゴリー研究会」にて議論された内容をもとに作成されたものです。本研究会を通して黒田昌裕名誉教授 (慶応義塾大学)、宮内環兼任所員 (慶應義塾大学産業研究所) の両氏にはご指導賜りました。深く御礼申し上げます。また、佐々木達郎氏 (政策研究大学院大学)、坂平文博准教授 (大阪工業大学)、大嶋寧子氏 (リクルートワークス研究所) からは貴重なコメントを頂戴しました。御礼申し上げます。なお、本稿中の誤りは全て筆者の責任に帰するものです。

参考文献

- Douglas, P. (1934) "The Theory of Wages" New York: Macmillan.
- Blau, F. D and Kahn, L. M. (2007) "Changes in the labor supply behaviour of married women, 1980-2000" *Journal of Labor Economics*, Vol.25, No.3, pp393-438.
- Blau, F.D. and Kahn, L.M. (2013) "Female Labor Supply: Why is the US Falling Behind?" *American Economic Review*, 103 (3): 251-256.
- Drobnic, S. and Blossfeld, H-P (2001) "Careers of Couples and Trends in Inequality" in Blossfeld, H-P and Drobnic, S (eds.) *Careers of Couples in Contemporary Society*, New York: Oxford University Press.
- Heim, B.T. (2007) "The incredible shrinking elasticities: married female labor supply, 1978-2002" *Journal of Human Resources*, XLII, pp884-918.
- 有澤廣巳 (1956) 「賃金構造と経済構造 - 低賃金の意義と背景」中山伊知郎『賃金基本調査』東洋経済新報社.
- 池田心豪 (2018) 「女性活躍と多様化」『非典型化する家族と女性のキャリア』労働政策研

究・研修機構, pp9-19.

小原美紀 (2001)「専業主婦は裕福な家庭の象徴か？」日本労働研究雑誌, No.493, pp15-29.

小尾恵一郎 (1969a)「家計の労働供給の一般図式について」三田学会雑誌, 第 62 巻第 8 号, pp150-166.

小尾恵一郎 (1969b)「臨界核所得分布による勤労家計の労働供給の分析」三田学会雑誌, 第 62 巻第 1 号, pp17-45.

川口章 (2002)「ダグラス＝有澤法則は有効なのか」日本労働研究雑誌, No.501, pp18-21.

岸 (2011)「女性の労働供給」三谷直紀編著『労働供給の経済学』ミネルヴァ書房, pp100-123.

佐口和郎 (2015)「日本的雇用システムと労使関係－戦後史論」『「日本的雇用システム」の生成と展開』連合総合生活開発研究所, pp1-69.

武内真美子 (2004)「女性就業のパネル分析－配偶者所得効果の再検証」日本労働研究雑誌, No527, pp76-88.

張建華・七條達弘・駿河輝和 (2001)「出産と妻の就業の両立の可能性について－「消費生活に関するパネル調査」による実証分析」季刊家計経済調査, 51, pp72-78.

辻村江太郎・佐々木孝男・中村厚史 (1959)『景気変動と就業構造』経済企画庁経済研究所研究シリーズ 2 号, 至誠堂.

内閣府・男女共同参画推進連携会議 (2011)「「2020 年 30%」の目標の実現に向けて」.

松浦克己・滋野由紀子 (2001)『女性の選択と家計貯蓄』日本評論社.

樋口美雄 (1991)『日本経済と就業構造』東洋経済新報社.

樋口美雄 (2001)「家計は企業リストラにどう対応しようとしているのか 所得格差・消費行動・就業行動・能力開発の変化」『雇用と失業の経済学』日本経済新聞社.

宮内環 (1993)「家計の労働供給の分析－雇用機会の諾否の選択とその確率－」三田学会雑誌, 第85巻第4号, pp171-194.

宮内環 (1997)「近年の労働供給分析の意義と課題」日本労働研究雑誌, No.447, pp39-51.

労働政策研究・研修機構 (2016)『諸外国における非正規労働者の処遇の実態に関する研究会報告書』.

図表

表1 妻の有業率の国際比較 (プロビットモデル)

モデル	1	2	3	4	5	6	7
対象国	日本	アメリカ	オーストラリア	スウェーデン	スペイン	ドイツ	フランス
被説明変数	妻が有業=1	妻が有業=1	妻が有業=1	妻が有業=1	妻が有業=1	妻が有業=1	妻が有業=1
世帯の総収入から妻自身の収入を控除した額 (対数値)	-0.123 *** (0.036)	0.010 (0.039)	0.066 (0.051)	0.013 (0.035)	0.045 (0.063)	-0.018 (0.035)	0.074 ** (0.037)
観測数	228	183	83	142	218	285	157
疑似決定係数	0.1163	0.0657	0.4273	0.3485	0.1551	0.1265	0.1492

対象：夫が有業の20～54歳有配偶女性

制御変数：妻の年齢（5歳階級），妻の学歴，夫の労働時間（対数値），就学の子ども有無，未就学の子ども有無

参照点：妻の年齢35～39歳，Upper secondary (programs that allow entry to university)，就学の子供なし，未就学の子どもなし

有意水準：* p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

表2 記述統計^{1,2}

	1992年	1997年	2002年	2007年
観測数				
総数	84,702	78,042	68,663	64,025
「夫婦のみ」世帯	16,846	18,884	15,216	13,413
「夫婦と子ども」の世帯	36,361	34,899	32,488	32,405
「夫婦、子どもとその他の世帯員」の世帯	31,495	24,259	20,959	18,207
年齢階級構成 (%)				
20～24歳	4.1	3.9	2.9	2.3
25～29歳	16.5	17.3	15.0	11.1
30～34歳	22.7	23.2	24.3	23.5
35～39歳	23.8	22.7	23.0	26.1
40～44歳	20.3	17.5	18.1	20.2
45～49歳	7.2	9.4	8.9	10.4
50～54歳	5.5	6.1	7.7	6.5
学歴構成 (%)				
小学校・中学校	11.2	7.5	5.6	3.6
高校	57.6	54.0	48.5	40.1
短大・高専	22.1	27.4	32.6	39.3
大学・大学院	9.1	11.1	13.3	17.0
世帯類型別女性の有業率 (%)				
「夫婦のみ」世帯	56.7	57.3	60.7	65.6
「夫婦と子ども」の世帯	37.9	38.2	39.4	45.6
「夫婦、子どもとその他の世帯員」の世帯	63.2	63.1	64.3	67.1
末子の年齢別女性の有業率 (%)				
末子0歳	20.4	22.7	21.9	27.6
末子1～2歳	27.7	28.0	31.2	34.6
末子3～5歳	43.5	42.4	44.0	49.3
末子6～11歳	60.8	59.9	60.0	63.5
末子12～14歳	69.4	69.6	69.7	72.8
世帯類型別夫の平均週労働時間 (時間)				
「夫婦のみ」世帯	47.3	46.6	47.7	48.9
「夫婦と子ども」の世帯	48.4	47.8	49.3	50.3
「夫婦、子どもとその他の世帯員」の世帯	47.3	46.0	47.5	48.6
【参考】無配偶男性 ³⁾	47.3	46.6	47.0	47.0
世帯類型別夫の平均年間収入 (実質, 万円)				
「夫婦のみ」世帯	531	548	557	558
「夫婦と子ども」の世帯	557	575	573	570
「夫婦、子どもとその他の世帯員」の世帯	552	581	591	581
【参考】無配偶男性 ³⁾	325	316	316	316

対象：夫が雇用労働者である20～54歳有配偶女性（卒業者）

1) 観測数以外は各年の乗率により換算された数値

2) 同一の世帯で複数の夫婦が存在する場合には、最も若い者を有する年夫婦が対象

3) 各世帯類型での夫とは20～54歳の妻をもつ男性であり、厳密には、本項目の無配偶男性（自身が20～54歳）とは対象が異なる。また、配偶関係の有無による年齢構成の差異も考慮していない。

表3 妻の有業率の夫の年間収入弾力性 (プロビットモデル)

モデル	1	2	3
対象 (世帯類型)	夫婦のみの世帯	夫婦と子どもから成る世帯	夫婦、子どもとその他の世帯員から成る世帯
被説明変数	妻が有業=1	妻が有業=1	妻が有業=1
夫の年間収入 (対数値)	-0.172 *** (0.011)	-0.229 *** (0.008)	-0.171 *** -0.009
×1997年	0.026 * (0.014)	0.000 (0.011)	0.008 -0.012
×2002年	0.044 *** (0.015)	0.024 ** (0.011)	0.031 ** -0.013
×2007年	0.041 *** (0.015)	0.023 ** (0.011)	0.053 *** -0.013
観測数	62,410	133,644	93,269
疑似決定係数	0.0243	0.1062	0.0877

対象：夫が雇用労働者である20～54歳有配偶女性（卒業生，世帯内で複数の夫婦が存在する場合は若年の夫婦）

制御変数：妻の年齢（5歳階級），妻の学歴，夫の年齢（5歳階級），夫の学歴，夫の週労働時間（対数値），3大都市圏か否か，保育所定員率，調査年，末子年齢（モデル2，3）

参照点：妻の年齢35～39歳，妻が高校卒業者，夫の年齢35～39歳，夫が高校卒業者，3大都市圏在住，1992年，末子0歳（モデル2，3）

有意水準：* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$

表4 夫の年間収入と妻の就業状態の関係 (多項ロジットモデル)

対象 (世帯類型)	夫婦のみ			
調査年サブサンプル	1992年	1997年	2002年	2007年
妻が正社員として就業=1				
夫の年間収入 (対数値)	0.362 *** (0.023)	0.431 *** (0.026)	0.541 *** (0.035)	0.519 *** (0.037)
妻が非正社員として就業=1				
夫の年間収入 (対数値)	0.560 *** (0.038)	0.603 *** (0.039)	0.628 *** (0.039)	0.591 *** (0.038)
妻が役員・自営業主・家族従業・内職として就業=1				
夫の年間収入 (対数値)	0.475 *** (0.049)	0.650 *** (0.071)	0.749 *** (0.098)	0.550 *** (0.071)
観測数	16,375	18,395	14,666	12,966
疑似決定係数	0.0361	0.0275	0.0266	0.0329
対象 (世帯類型)	夫婦と子ども			
調査年サブサンプル	1992年	1997年	2002年	2007年
妻が正社員として就業=1				
夫の年間収入 (対数値)	0.189 *** (0.011)	0.258 *** (0.016)	0.391 *** (0.023)	0.357 *** (0.021)
妻が非正社員として就業=1				
夫の年間収入 (対数値)	0.386 *** (0.022)	0.379 *** (0.022)	0.389 *** (0.021)	0.368 *** (0.019)
妻が役員・自営業主・家族従業・内職として就業=1				
夫の年間収入 (対数値)	0.444 *** (0.038)	0.436 *** (0.041)	0.446 *** (0.046)	0.401 *** (0.044)
観測数	35,784	34,360	31,718	31,773
疑似決定係数	0.1076	0.1024	0.1025	0.1023
対象 (世帯類型)	夫婦、子どもとその他の世帯員			
調査年サブサンプル	1992年	1997年	2002年	2007年
妻が正社員として就業=1				
夫の年間収入 (対数値)	0.314 *** (0.019)	0.334 *** (0.021)	0.404 *** (0.026)	0.404 *** (0.027)
妻が非正社員として就業=1				
夫の年間収入 (対数値)	0.623 *** (0.039)	0.564 *** (0.037)	0.568 *** (0.035)	0.627 *** (0.039)
妻が役員・自営業主・家族従業・内職として就業=1				
夫の年間収入 (対数値)	0.431 *** (0.036)	0.413 *** (0.044)	0.390 *** (0.047)	0.438 *** (0.055)
観測数	30,993	23,896	20,556	17,832
疑似決定係数	0.0842	0.0795	0.0695	0.0643

対象：夫が雇用労働者である20～54歳有配偶女性（卒業生、世帯内で複数の夫婦が存在する場合は若年の夫婦）
 制御変数：妻の年齢（5歳階級）、妻の学歴、夫の年齢（5歳階級）、夫の学歴、夫の週労働時間（対数値）、3大都市圏か否か、保育所定員率、調査年、末子年齢（「夫婦と子ども」世帯、「夫婦、子どもとその他の世帯員」世帯）
 参照点：妻の年齢35～39歳、妻が高校卒業生、夫の年齢35～39歳、夫が高校卒業生、3大都市圏在住、1992年、末子0歳（「夫婦と子ども」世帯、「夫婦、子どもとその他の世帯員」世帯）
 有意水準：* p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

表5 末子出産一年前までに現職に就いていた割合 (%)

世帯類型	就業形態	1992年	1997年	2002年	2007年
夫婦と子ども	正社員	54.4	61.3	65.0	66.5
	非正社員	8.5	10.3	11.0	13.1
	役員・自営業主・家族従業・内職	23.6	25.3	29.7	29.6
夫婦、子どもとその他の世帯員	正社員	51.2	53.9	53.2	52.7
	非正社員	6.7	6.9	7.9	11.5
	役員・自営業主・家族従業・内職	37.9	38.3	42.7	40.1

対象：20～54歳有配偶女性（卒業者，世帯内で複数の夫婦が存在する場合は若年の夫婦）

表6 要因分解

$$X'_t \gamma_{t'} = \frac{\hat{\alpha}_t}{100} x_{t'} + \frac{\hat{\beta}_t}{10000} x_{t'}^2$$

夫婦のみ		
	1992年	2007年
限界値（平均値） $X'_t \gamma_t$	-0.196	-0.122
1992～2007年の変化量 $D(=X'_{2007} \gamma_{2007} - X'_{1992} \gamma_{1992})$		+0.074
うち構成要因 $E(=X'_{2007} \gamma_{1992} - X'_{1992} \gamma_{1992})$		-0.009
うち限界効果要因 $M(=D - E)$		+0.083
夫婦と子ども		
	1992年	2007年
限界値（平均値） $X'_t \gamma_t$	-0.284	-0.261
1992～2007年の変化量 $D(=X'_{2007} \gamma_{2007} - X'_{1992} \gamma_{1992})$		+0.023
うち構成要因 $E(=X'_{2007} \gamma_{1992} - X'_{1992} \gamma_{1992})$		-0.004
うち限界効果要因 $M(=D - E)$		+0.027
夫婦、子どもとその他の世帯員		
	1992年	2007年
限界値（平均値） $X'_t \gamma_t$	-0.181	-0.114
1992～2007年の変化量 $D(=X'_{2007} \gamma_{2007} - X'_{1992} \gamma_{1992})$		+0.068
うち構成要因 $E(=X'_{2007} \gamma_{1992} - X'_{1992} \gamma_{1992})$		-0.010
うち限界効果要因 $M(=D - E)$		+0.077

表7 収入階級と有配偶率 (%)

		男性						
生年コホート	収入階級	20～24歳	25～29歳	30～34歳	35～39歳	40～44歳	45～49歳	50～54歳
1948～1952年 生まれ	80≦pt					93.9	94.5	94.4
	60≦pt<80					88.8	92.8	88.2
	40≦pt<60					82.0	86.5	82.8
	20≦pt<40					74.8	80.0	79.6
	pt<20					62.8	66.7	62.8
1953～1957年 生まれ	80≦pt				84.3	90.7	92.4	92.1
	60≦pt<80				79.6	-	87.3	86.8
	40≦pt<60				70.9	83.6	84.1	81.2
	20≦pt<40				63.5	75.9	75.2	74.9
	pt<20				49.3	60.9	57.1	59.6
1958～1962年 生まれ	80≦pt			57.7	79.9	87.1	87.6	
	60≦pt<80			45.8	73.5	78.7	81.8	
	40≦pt<60			32.8	65.0	-	80.1	
	20≦pt<40			25.9	55.3	67.9	71.0	
	pt<20			22.3	42.1	50.2	52.3	
1963～1967年 生まれ	80≦pt		23.2	56.5	75.8	82.6		
	60≦pt<80		12.9	42.6	70.8	75.9		
	40≦pt<60		8.0	-	62.5	69.2		
	20≦pt<40		5.7	29.4	49.1	59.7		
	pt<20		3.3	18.9	35.9	44.0		
1968～1972年 生まれ	80≦pt	2.4	20.4	46.5	71.7			
	60≦pt<80	0.7	14.9	-	62.2			
	40≦pt<60	0.7	8.9	35.5	-			
	20≦pt<40	0.2	6.5	26.2	49.2			
	pt<20	0.2	2.2	18.5	30.7			
1973～1977年 生まれ	80≦pt	3.0	17.3	43.0				
	60≦pt<80	2.8	10.2	-				
	40≦pt<60	1.5	10.6	31.5				
	20≦pt<40	0.6	6.3	22.4				
	pt<20	0.3	2.6	11.4				
		女性						
生年コホート	収入階級	20～24歳	25～29歳	30～34歳	35～39歳	40～44歳	45～49歳	50～54歳
1948～1952年 生まれ	80≦pt					73.0	74.4	76.6
	60≦pt<80					72.9	72.3	74.8
	40≦pt<60					78.4	80.9	75.7
	20≦pt<40					-	-	84.6
	pt<20					95.5	94.9	93.4
1953～1957年 生まれ	80≦pt				59.7	65.7	71.1	70.2
	60≦pt<80				51.8	62.6	66.6	68.5
	40≦pt<60				56.8	76.6	72.3	73.3
	20≦pt<40				73.2	-	83.2	83.6
	pt<20				91.5	94.7	93.9	91.9
1958～1962年 生まれ	80≦pt			28.8	51.5	60.4	62.2	
	60≦pt<80			23.6	44.9	52.1	57.4	
	40≦pt<60			22.3	44.1	59.7	63.1	
	20≦pt<40			26.5	62.5	74.0	79.7	
	pt<20			63.0	88.4	90.0	90.2	
1963～1967年 生まれ	80≦pt		6.0	27.5	47.5	54.8		
	60≦pt<80		3.7	23.7	36.7	46.1		
	40≦pt<60		2.8	18.6	38.8	50.8		
	20≦pt<40		3.7	19.8	54.9	70.5		
	pt<20		13.0	55.6	79.7	86.9		
1968～1972年 生まれ	80≦pt	0.7	6.0	28.2	47.7			
	60≦pt<80	-	4.4	19.7	37.8			
	40≦pt<60	0.5	4.1	17.3	32.0			
	20≦pt<40	0.9	3.9	16.3	54.9			
	pt<20	0.5	10.9	46.1	77.6			
1973～1977年 生まれ	80≦pt	0.7	6.1	19.8				
	60≦pt<80	1.1	4.0	15.2				
	40≦pt<60	1.3	-	15.6				
	20≦pt<40	1.2	5.2	17.8				
	pt<20	0.1	8.7	41.8				

対象：主な仕事からの年間収入の記載がある卒業生（ただし、無業者の場合年間収入をゼロとしている）
所得階級を年間収入額（択一式）から算出しているため、観測数がゼロとなる収入階級も存在する。その場合に「-」と表示している。

表中の数字 (%) は当該生年コホート・年齢・収入階級の人口に占める有配偶率の割合である。有配偶率であって、死別・離別は無配偶に含まれる。

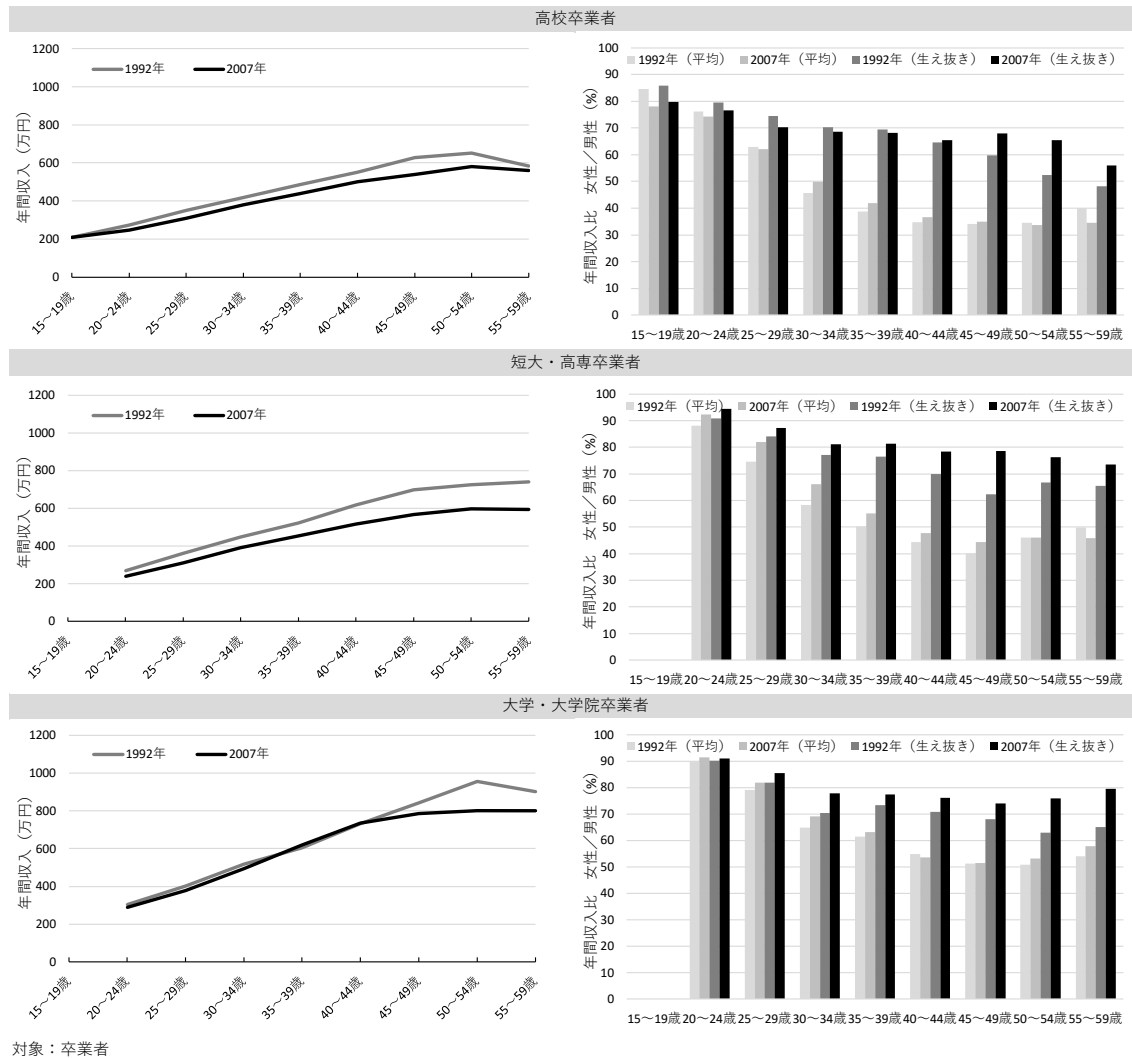
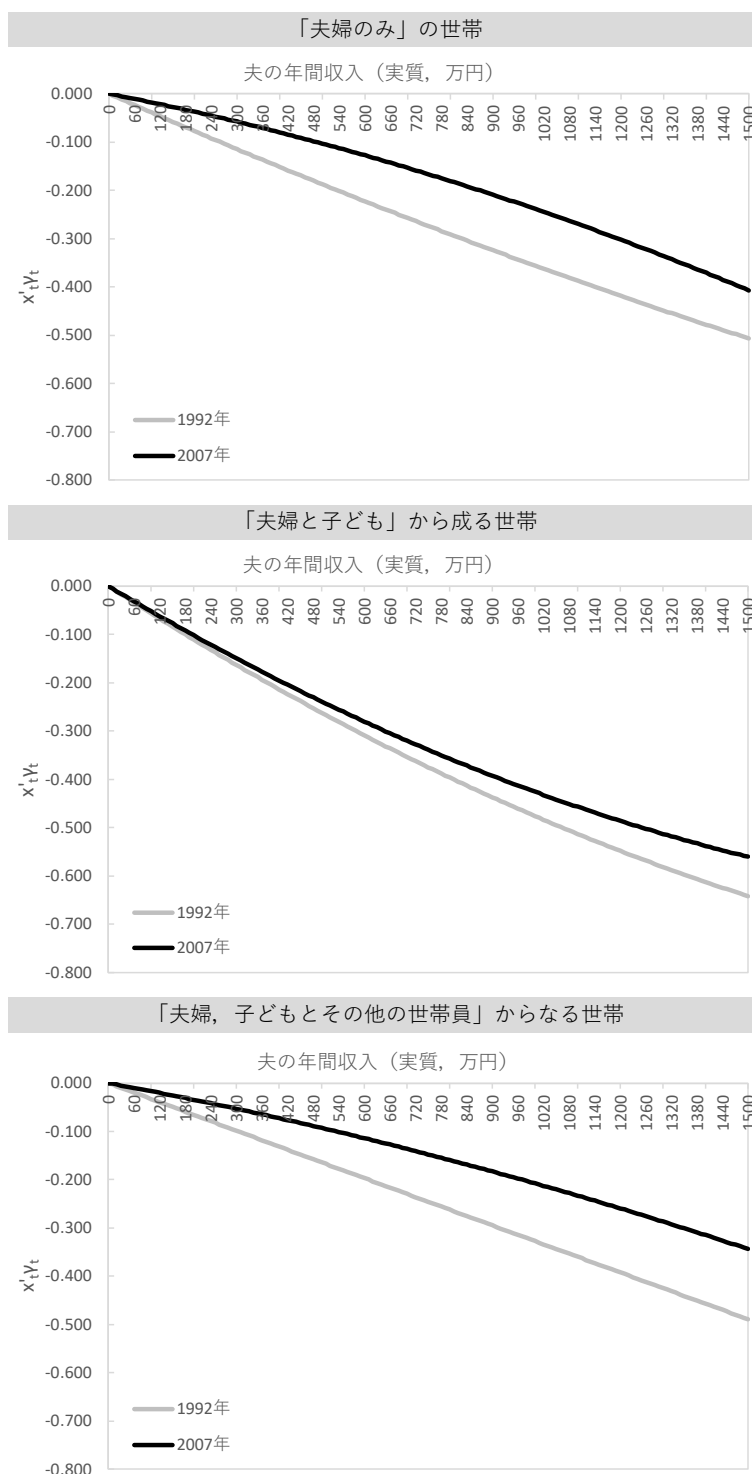
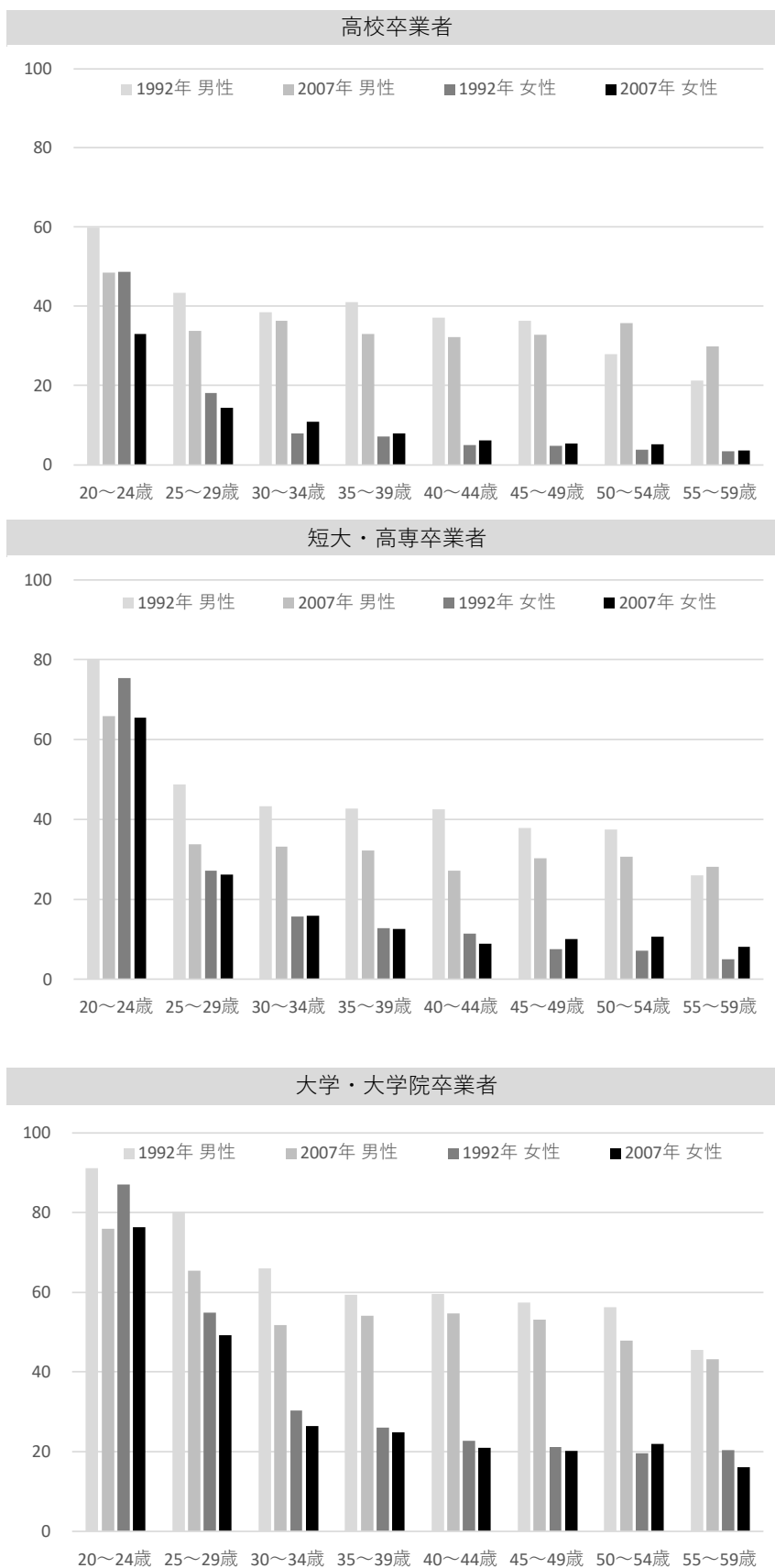


図1 男性の収入プロファイルと男女間収入差の変化



対象：夫が雇用労働者である20～54歳有配偶女性（卒業生，世帯内で複数の夫婦が存在する場合は若年の夫婦）
 制御変数：妻の年齢（5歳階級），妻の学歴，夫の年齢（5歳階級），夫の学歴，夫の週労働時間（対数値），3大都市圏か否か，保育所定員率，調査年，末子年齢（「夫婦と子ども」世帯，「夫婦，子どもとその他の世帯員」世帯）
 参照点：妻の年齢35～39歳，妻が高校卒業生，夫の年齢35～39歳，夫が高校卒業生，3大都市圏在住，1992年，末子0歳（「夫婦と子ども」世帯，「夫婦，子どもとその他の世帯員」世帯）

図2 夫の年間収入額別の限界効果



補図 生え抜き率
29



SciREX Center



GRIPS

政策研究大学院大学

NATIONAL GRADUATE INSTITUTE
FOR POLICY STUDIES

科学技術イノベーション政策研究センター

Science for RE-Designing Science, Technology and Innovation Policy Center (SciREX Center)

〒106-8677 東京都港区六本木 7-22-1 / Tel 03-6439-6329 / Fax 03-6439-6260

7-22-1 Roppongi, Minato-Ku, Tokyo 106-8677 JAPAN

Tel +81-(0)3-6439-6329 / Fax +81-(0)3-6439-6260