

階層的地位と結婚プレミアム・ペナルティ

鹿 又 伸 夫

- 1 はじめに
- 2 親・配偶者による影響
- 3 データ・モデル・変数
- 4 分析
- 5 考察と議論

1 はじめに

賃金の男女間格差として、男女の平均賃金額の相違を扱うことが一般的だが、結婚プレミアムと結婚ペナルティもある。男性について結婚が賃金を高める結婚プレミアムが欧米でも日本でも観察されている。女性について結婚が賃金を低下させる結婚ペナルティは、欧米ではほとんどないか小さいが、日本では観察されている（川口 2005, 2008）。欧米で結婚ペナルティがあまり明確に観察されないのは、国によって違いはあるが、家族内の性別役割分業が弱く女性の経済的自立が進んでいるためと考えられる。日本では、男性は仕事に専念しその収入で家計を支え、女性は専業主婦として家事・育児に携わるという性別役割分業が持続しているため、女性の結婚ペナルティが現れると考えられる。日本の女性は結婚・出産・育児などで就労が中断し、再就労しても低所得のパート労働などで家計の補助的収入をえることが多いからである。

ところが、日本でも女性の経済的自立をしめすような変化が最近 20 年間にとくにみられるようになった。女性の年齢別労働力率にみられる M 字型カーブの谷（とくに 20 歳代後半から 30 歳代での労働力率の落ち込み）が、底上げされてカーブが台形に近づいてきた。夫婦とも雇用者として就業する共働き

世帯数が長期的に増加して、1990年代末からは妻が無職の片働き世帯数を上回るようになった¹⁾。管理職にしめる女性の割合が長期的に増加して、2000年頃から増加が顕著になった²⁾。そして、男女間の賃金額格差が長期的に縮小して、とくに1990年代以降に縮小が進んだことなどである³⁾（内閣府男女共同参画局 2010；厚生労働省雇用均等・児童家庭局 2010a, 2010b；三谷 2010）。

女性の高学歴化が進み経済的自立が進むことは、労働市場における女性の潜在的稼働力を高め、男女の結婚行動を変え、結婚のプレミアムとペナルティを変化させると考えられる。結婚プレミアムとペナルティは配偶者の有無による所得の相違として検討されてきたが、配偶者の階層的地位がプレミアムとペナルティの大きさにどのように影響するかについては議論されてこなかった。配偶者の有無は結婚行動の帰結や家族的地位と理解されるが、社会階層論の立場からすると、配偶者の学歴や所得は本人所得に影響する階層的地位として位置づけることができる。社会階層論では、本人所得という経済的帰結にたいする影響を、学歴や職業といった階層的地位から検討してきた。本人の学歴や職業の影響を統制したうえで、親や配偶者の階層的地位からの影響がみられる場合、それは経済的な富裕や貧困が世代間で再生産されたり、同世代内で格差が拡大または縮小されることを意味する。

本稿では、現代日本の男女を対象として、結婚プレミアムと結婚ペナルティが観察されるか、女性の経済的自立が結婚行動をとおした結婚プレミアムとペナルティに変化をもたらしているのかを確認しながら、これまで議論されなかった配偶者の階層的地位と結婚プレミアム・ペナルティの大きさとの関係について検討する。具体的には、本人と親の地位の影響を統制したうえで、結婚プレミアムとペナルティを本人の所得にたいする配偶者の有無と学歴の影響として分析する。そのねらいは、配偶者選択と結婚による家族形成が経済的な格差にもたらす作用について、社会階層論が主として注目してきた地位の世代間再生産と比較して、その重要性を検討することにある。

2 親・配偶者による影響

本人の職業そして人的資本としての学歴がその所得に影響するのは当然と

して、親から事業を受け継ぐ場合や配偶者と共同経営にあたるような場合をのぞいて、親や配偶者の地位が本人の所得額に直接的な因果関係をもって影響をおよぼすとは考えにくい。しかし、親や配偶者の地位と本人所得とのあいだに未解明の構造的プロセスがあるならば、見かけ上の影響関係が観察される。そうした影響関係として、社会学の社会階層論では親の地位からの影響、経済学では配偶者の有無（結婚）による影響に注目してきた。

(1) 親の階層的地位：富裕と貧困の世代間連鎖

親世代の高い（低い）地位（学歴、職業、収入など）が子世代の所得を高める（低める）強い影響をもつならば、親の地位が子どもの経済的状況を生涯にわたって左右することになる。つまり、経済的な富裕や貧困の世代間再生産である。親の地位、本人の教育、初職、現職、所得という時間的前後にしたがって、前の地位から後の地位への影響を地位達成過程として分析する研究では、親の地位から本人教育への影響は比較的に強いが、より後の地位への影響が薄れていくことが確認されてきた（Blau and Duncan 1967; Duncan, Featherman and Duncan 1972; Sewell and Hauser 1975; 富永 1979 など）。鹿又（2001）は、1955 年から 1995 年まで 5 時点分の「社会階層と社会移動全国調査（SSM 調査）」データをもちいて、男性の所得にたいして、親の教育年数の影響が一部の時点でみられたが、これよりも本人の教育年数と職業的地位（職業威信スコア）の影響が一貫して強かったと報告している。つまり、親の地位からの影響がまったくないわけではないが、富裕や貧困の世代間再生産をもたらすとまではいえない結果だった。

他方で佐藤・吉田（2007）は、男性について、父親の所得と本人の所得のあいだの世代間所得移動の検討をおこない、現代日本では経済的貧困の世代間連鎖よりも、むしろ富裕の連鎖がみられると指摘している。ただし、かれらのもちいた父親の所得は、過去の SSM 調査データにおける回答者の学歴と職業（従業上地位、職業 8 分類、従業企業規模）から推定する所得関数を、2000-03 年の「日本版総合社会調査（JGSS 調査）」データにおける回答者の父親の学歴と職業に適用したものだ。こうした方法のため、父親の所得と本人の所得の誤差がたがいに体系的に異なると考えられ、その指摘にたいす

る疑問を否定できない。本稿では、かれらのような方法をとらず、親の学歴と父親の職業を親の地位として採用する。父親の学歴と職業に所得関数を適用して推定した所得が子世代の所得に影響するならば、親の学歴と職業そのものも子世代の所得に影響をしめすはずだからである。

親の地位が本人所得におよぼす影響は、その影響があるならば、女性よりも男性のほうが大きいと予想される。今田（1990）や杉野（1998）は、男女の職業的地位達成を比較し、女性では父親の職業と教育から職業的地位達成への影響が男性のそれよりも弱いことを指摘している。所得は自分の学歴と職業に強く規定されるので、この指摘にもとづくならば、女性より男性で親の地位から所得への影響が現れやすいはずである。

（2）潜在的稼働力と配偶者の有無：結婚プレミアムと結婚ペナルティ

日本における雇用と賃金の男女間格差はいまだに大きいものの、女性の賃金は上昇して男女間賃金格差が縮小傾向をしめし、管理職も増加し、勤続年数も長くなってきた。これらは女性の経済的自立が進んできたことを示唆する。Becker (1991) は、女性の就業率や賃金が上がって経済的自立化が進むと結婚しない傾向、つまり未婚化現象が現れるとする経済的自立説 (economic independence hypothesis) を提示した。性別役割分業が強い社会・時代には、男性は仕事（労働市場）、女性は家庭内に役割特化することに結婚の効用があるため、高い潜在的稼働力をもつ男性は結婚する傾向を、同様の女性は結婚しない傾向をもつ。潜在的稼働力とは、人的資本（学歴）や労働市場における初期キャリア（従業企業、職種、雇用の安定性）から期待される将来の経済的見通しである (Sweeney 2002; Verbakel and de Graaf 2008)。

しかし、女性も高い潜在的稼働力を持ち配偶者に経済的に依存しなくなつて自立することは、男性にとっても女性にとっても、仕事と家庭の役割に特化した結婚の効用が減じて結婚しようとする誘因をなくさせる。高い潜在的稼働力をもつ男女が結婚行動を変えることは、有配偶者と無配偶者のあいだの所得格差つまり結婚プレミアムと結婚ペナルティを変化させる。

結婚が賃金を上昇させて、無配偶者よりも有配偶者の賃金が高くなることを結婚プレミアム、他方で結婚が賃金を低下させて、無配偶者よりも有配偶

者の賃金が低くなることを結婚ペナルティという。川口 (2005, 2008) は、既存研究の詳細なレビューをおこない、欧米では男性に結婚プレミアムがみられる一方で、女性に結婚ペナルティがないか、あっても小さいと整理している。さらに川口は、「消費生活に関するパネル調査」のデータを分析し、日本では男性に結婚プレミアムと出産プレミアム、そして女性に結婚ペナルティと出産ペナルティが観察されたことを報告している⁴⁾。また、女性の結婚ペナルティの多くが、実質的には結婚を契機とした就業中断で経験・勤続年数が短くなること、そして就業形態や職種を変更することがもたらす賃金低下によるものだと指摘している。

現在の日本を想定したとき、Becker の経済的自立説の立場から、結婚プレミアムとペナルティについて2つの異なる予想を描ける。現在でも性別役割分業がいまだに根強く、有配偶女性の就労が低所得のパート労働であることが支配的ならば、男性の結婚プレミアムと女性の結婚ペナルティは変化せずに持続していることになる。高い潜在的稼得力をもつ男性は結婚する傾向をもつので、有配偶男性が高所得になって結婚プレミアムが現れる。また有配偶女性は就労を中断することが多く、再就労した場合の所得は低くなり、有配偶女性に結婚ペナルティが現れる。

他方で、女性の経済的自立が進むと、男女それぞれが仕事と家庭の役割に特化した結婚の効用が減退する。高い潜在的稼得力をもち将来の高所得が期待できる場合、結婚の機会費用が高まるので男性も女性も結婚しなくなる。高所得の有配偶男性が減少するので男性の結婚プレミアムは減少し、高所得の無配偶女性が増加するので有配偶女性の結婚ペナルティは増大することになる。

Oppenheimer (1988, 1997) は、Becker の経済的自立説を批判し、女性の経済的自立がその結婚を促進するようになったと主張した。結婚可能な所得水準に達しているかどうかを考える以前に、ある程度の生活水準が確保できるようになった。労働市場や生活水準の変化が夫婦それぞれの役割特化による結婚の効用を失わせてきたとする。そのため、男性の潜在的稼得力は結婚についての重要性を失う一方で、女性の高い潜在的稼得力は、男性からも重要視されて結婚を促進するようになったとする。国際比較研究では、女性の就

業パターンが男性に近づき性別役割分業が弱まった欧米の国において、配偶者選択の基準が男女間で同質化し、所得もしくは潜在的稼得力（学歴）の高い女性は結婚を促進されるようになったと指摘されている。また、こうした国とくらべて日本では、性別役割分業が持続し、同様の女性の結婚が抑制されていると指摘されている（Blossfeld 1995；Ono 2003；福田 2007a）。しかし福田（2007b）は、「消費生活に関するパネル調査」データを分析し、日本の25-34歳未婚女性の大多数をしめる年収約400万以下では、年収が高まるほど結婚が促進されていると報告している。

Oppenheimerの説にしたがえば、高い潜在的稼得力をもつ女性は、結婚しても就労を継続して高所得をえるようになる。ここで日本の女性の経済的自立化が進行していると仮定するならば、高所得の有配偶女性の増加が有配偶女性全体の所得水準を上昇させて、女性の結婚ペナルティを減少させるはずである。また、高い潜在的稼得力をもつ男性の結婚を促進する傾向が弱まるので、有配偶男性の所得水準が低下して男性の結婚プレミアムを減少させる。

このように、女性の経済的自立が進んでいるならば、BeckerとOppenheimerの説から、結婚プレミアムと結婚ペナルティについて異なる予想がもたらされる。前者の説からは、男性の結婚プレミアム減少と女性の結婚ペナルティ増大、後者の説からは男性の結婚プレミアムと女性の結婚ペナルティ双方の減少である。

(3) 配偶者の階層的地位とプレミアム・ペナルティの大きさ

性別役割分業が支配的な場合、女性は男性の高い稼得力を期待するが、男性は女性の稼得力を期待しない。こうした場合、配偶者の潜在的稼得力は男性の所得に影響をみせないが、女性の所得には影響をしめすと考えられる。ここで学歴が実際の所得に強く影響し、潜在的稼得力を判断する重要な基準だとする。このとき、無配偶男性にくらべて有配偶男性の所得が高くなる結婚プレミアムの大きさは配偶者の学歴に左右されないだろう。高い潜在的稼得力をしめす高学歴の女性は結婚を抑制されるが、結婚する女性は自分の学歴にかかわらず男性の稼得力に期待するからである。また無配偶女性にくらべて有配偶女性の所得が低くなる結婚ペナルティの大きさは配偶者（夫）

の学歴が高いほうが大きいだろう。夫の学歴が高いほど夫の所得が高くなるので、その妻は就労する必要がないか低所得の職でよいので、有配偶女性が就労した場合のペナルティは大きくなる。

Becker の経済的自立説にもとづくならば、女性の経済的自立が進むと男性だけでなく女性でも、プレミアム・ペナルティの大きさと配偶者の学歴との関連が現れにくくなる。高学歴をもつ男女とも結婚しなくなり、男女とも有配偶者の稼得力を期待しなくなるからである。

Oppenheimer の説にしたがうと、女性の経済的地位が向上することによって、本人の所得と配偶者の潜在的稼得力との関連に変化が現れると考えられる。女性の高学歴化が進み就業率が高まると、女性だけでなく男性も、配偶者の潜在的稼得力に期待をもつようになる。高い潜在的稼得力をしめす高学歴は、男女双方にとって望ましい地位になる。高い潜在的稼得力をもつ女性は結婚を促され、就業を継続するようになる。潜在的稼得力の相互期待にもとづく配偶者選択がなされるならば、妻の学歴が高いほど夫の所得が高くなる傾向が現れ、有配偶男性の結婚プレミアムは大きくなる。女性については、男性と同様の傾向が現れるだろうが、明確な予想が難しい。なぜなら性別役割分業にしたがう夫婦がいなくなったわけではないので、男性同様の傾向と相殺しあって、性別役割分業のもとで夫の学歴が高いほど結婚ペナルティが大きくなる関係が明瞭に現れなくなると予想される。

しかし他方で、女性の経済的自立が進まず性別役割分業が支配的であっても、男女とも配偶者の潜在的稼得力を期待する配偶者選択が成立するとも考えられる。疾病傷害、失業、賃金低下、子どもの教育費といった家計へのリスクを緩和・回避するため、あるいはたんに経済的により豊かな生活を享受するために、女性だけでなく男性も、より高い潜在的稼得力をもつ者を配偶者として望む。このような想定が不合理だとはいいがたい。この考えかたにもとづけば、性的役割分業が優越的であっても、上記の潜在的稼得力の相互期待にもとづく配偶者選択の影響がある場合と同じ予想になる。

潜在的稼得力をしめす配偶者の学歴とプレミアム・ペナルティの大きさとの関係は、上のように予想されるが、潜在的稼得力としての学歴が実際の稼得をすべて予測できるわけではない。高所得男性の配偶者ほど就業率が低い

というダグラス＝有沢の法則が日本では適合してきたように、とくに女性の就業とそれにとまなう所得は夫の所得に左右される。そのため、配偶者の所得の影響を統制したうえで上記の予想を検討する。

3 データ・モデル・変数

分析では「社会階層と社会移動全国調査」の1995年と2005年のデータをもちいた。1990年代以降に女性の経済的自立が進んでいるなら、それが反映されているはずである。この調査は、20歳から69歳まで（ただし標本抽出時年齢のため、実査時70歳まで含まれる）の男女を母集団とするもので、雇用者あるいは有配偶者に限定されていない。ただし分析では、回答者本人が就業し所得のある者だけを対象とした。所得は個人の課税前年間所得で社会保障給付も含まれるが、就業者に対象を制限したので、所得のほとんどが稼働所得だとみなしてよいだろう。また1995年の所得額は、消費者物価指数によって2005年時点の額に調整した。

個人所得の分析では、職業別所得推定のためのモデルと全変数を投入したモデルをもちいて男女別におこなった。次の(1)式は職業別所得推定でもちいた一般線型モデルである。

$$Income = a + bA + bA^2 + bT + bX_i + bX_iA + bX_iA^2 + bX_iT \quad (1)$$

*Income*は個人所得の対数（自然対数）で、*a*は切片、*b*は係数、*T*は2005年を1として調査時点をあらわすダミー変数、*A*と*A*²は年齢変数 [*A* = (回答者の年齢 - 20) / 10] とその2乗である。*X_i*は「本人現職」（調査時点の職業）で、専門、管理、大企業および小企業のホワイトカラー（大Wと小Wと略記）、自営、大企業および小企業のブルーカラー（大Bと小B）、農業、非正規雇用の9分類として、基準カテゴリーは非正規とした (*i* = 1, 2, ..., 9)。非正規には派遣社員・契約社員・嘱託、臨時雇用・パート・アルバイトが含まれる。このモデルは、*A*、*A*²、*T*と*X*を乗じた交互作用変数を投入することによって、年齢－賃金プロファイル（正確に言えば年齢にとまなう職業別所得プロファイル）、そして*X_i*変数効果の時点間相違を統制するものである。論理的なフルモデルとして、

AT 、 A^2T 、 XAT 、 XA^2T などの交互作用変数をさらに投入することも可能である。しかし、これらの交互作用項の投入は冗長であるか共線性を発生させたため、投入していない。この点は次式のモデルでも同様である。

$$Income = a + bA + bA^2 + bT + \sum_{j,k} bY_{jk} + \sum_{j,k} bY_{jk}A + \sum_{j,k} bY_{jk}A^2 + \sum_{j,k} bY_{jk}T + bZ + bZA + bZA^2 + bZT \quad (2)$$

(2)式は、全変数を投入した分析でもちいた一般線型モデルである。 Y_{jk} は、親の学歴、父親の主な職業、本人の学歴と現職、配偶者有無・学歴などの j 番目カテゴリー変数の k カテゴリーをしめす ($j=1, 2, \dots, J; k=1, 2, \dots, K$)。Zは同居する未婚子がいる場合を1とするダミー変数である。このモデルは、 A 、 A^2 、 T と、 Y 、 Z とを乗じた交互作用変数を投入することによって、変数 Y および Z の効果が年齢によって、そして調査時点によって異なりうることを仮定したものである。

「親と本人の学歴」は大学（大学院を含む）、短大（高専を含む）、高校、中学の4つに区分し、基準カテゴリーを中学とした。親学歴は父親と母親のいずれか高いほうを採用した。「父親の主な職業（以下では父主職）」は、本人の現職と異なり、非正規を区別しない8分類として、基準カテゴリーを農業とした。これは、父親の職業では非正規がきわめて少なかったためである。

「配偶者有無・学歴」は配偶者の有無と配偶者の学歴を1変数にしたもので、無配偶を基準カテゴリーとした。配偶者の学歴分類は、親および本人の分類と同じである。この変数についての係数 b は、無配偶者と比較して、有配偶の場合にその配偶者の学歴が本人所得を増減させる結婚プレミアムや結婚ペナルティの大きさをあらわす。

「配偶者年収」は、無配偶の場合と有配偶で配偶者に所得がない場合を「配偶者所得なし」の1カテゴリー（基準カテゴリー）として、他の配偶者の所得（年収）がある場合を150万円未満、150万円以上、300万円以上、500万円以上、700万円以上、900万円以上に区分して、あわせて7分類とした。

「未婚子」は出産のプレミアムとペナルティの影響を統制するために投入した。ただし、子どもは出産だけが本人所得および家計に影響するだけでない。その成長によって、持続的に教育費、医療費・生命保険、結婚資金などの

必要をもたらし、就労と所得にたいする動機づけを左右して所得額に影響しうる。また、成長して就業した子どもが未婚のまま同居し続けながら就業している場合、所得にたいする動機づけを減じさせうる。こうした本人のライフステージによって異なる未婚子の影響を、未婚子と本人年齢の交互作用で統制する。

4 分析

(1) 女性の経済的自立と共働き高所得夫婦

まず、経済的に自立できるような所得をえている女性が増加したかについて検討した。表1には、回答者本人の所得（年収）区分の比率そして記述統計量をしめした。1995年とくらべて2005年では、男女とも所得区分の150～300万円未満の低所得層が増加しているが、男性で500万円以上の高所得層が減少し、女性で700万円以上の高所得層がやや増加している。同様に時点間で比較すると、男性の平均値と中央値は低下しているが、女性では平均値がやや上昇して中央値が低下している。これらは男性の所得が全般的に低下したが、女性では低所得層が増加する一方で、高所得層がやや増加したことをしめしている。

表1の結果は職業や年齢の相違を考慮していないので、(1)式のモデルで職業別所得を男女別に推定し、所得額の1995年と2005年の相違を検討した（調整済み R^2 は男性（ $N=3140$ ）で0.340、女性（ $N=2264$ ）で0.397）。ここでは分析の詳細を省略して知見だけを述べる。男性について、1995年にくらべて2005年の所得額は、農業では増加をしめしたが他では減少し、とくに自営と管理で減少額が大きかった。その減少は、50歳前後での減少が大きくなっていた。つまり、農業をのぞいた他の各職業では、年齢的なプロファイルによる所得増加が弱まる変化がみられた。

女性では、1995年にくらべて2005年で、男性の逆U字型プロファイルに近づくような変化はなかったが、所得額が増加した職業、増減のなかった職業、減少した職業がみられた⁵⁾。男性では農業以外での全般的に所得が低下した一方で、女性の所得は職業によって所得の増加・維持・減少へ分離して

表 1 本人所得の分布と統計量

	本人所得 (就業者)			
	男 性		女 性	
	1995 年	2005 年	1995 年	2005 年
150 万円未満	3.5	5.0	49.4	50.1
150-300 万円未満	7.6	15.9	18.2	26.5
300-500 万円未満	30.0	29.9	22.9	13.8
500-700 万円未満	27.2	25.3	6.6	5.5
700-900 万円未満	16.9	13.4	2.3	2.8
900 万円以上	14.8	10.5	0.6	1.2
計	100%	100%	100%	100%
平均値	583.1	516.7	215.9	219.4
中央値	502.6	425.0	201.0	138.0
標準偏差	402.0	322.3	171.6	201.6
N	1671	1469	1179	1085

女性内格差が拡大したといえる。

このように、女性では高所得層の微増と所得の職業別分離がみられた。男性で所得の全般的低下とプロファイルによる所得増加の減退があったことにくらべると、相対的には、女性全体とはいえないが一部で男性の所得に近づいて経済的に自立できる層が増加したといえるだろう。しかし、2 時点とも女性の職業別推定所得額で最大値が 400 万円をこえるのは専門と管理だけで、職業別プロファイルが鮮明な逆 U 字型をみせたのは専門だけだった。また表 1 のように、500 万円以上の所得をえている女性は 10% 程度である。つまり、無配偶のまま、あるいは夫の所得に依存せずに、男性と同等な経済的自立をはたしている女性の一部にすぎない。女性の一部で経済的に自立できる層がやや増加したとはいえるが、職業別プロファイルが男性のものに近づく兆候はほとんどなく、全体として女性の経済的自立はそれほど進んでいない。

(2) 全変数による分析：親・配偶者・子どもの影響

つぎに(2)式の一般線型モデルによって、年齢にともなう職業別プロファイルを統制しながら、本人所得にたいする本人の学歴と職業、親の地位、配偶者の有無・学歴、配偶者年収、同居未婚子の影響を男女別に分析した。

表 2 男女別個人所得の分析（一般線型モデル）

	df	男 性		女 性	
		M1 F 値	M2 F 値	W1 F 値	W2 F 値
切片	1	2905.777 **	5335.512 **	1191.050 **	1159.282 **
年齢	1	98.971 **	115.572 **	7.867 **	12.991 **
年齢 2 乗	1	82.899 **	86.745 **	9.346 **	14.238 **
2005 年 (ダミー変数)	1	17.405 **	17.265 **	0.034	0.585
親学歴	3	3.594 *	3.242 *	0.313	0.497
父主職	7	0.742	0.807	1.411	1.594
本人学歴	3	0.447	0.806	6.313 **	6.769 **
本人学歴×年齢	3	3.250 *	3.795 *		
本人現職	8	3.570 **	3.695 **	1.794	1.740
本人現職×年齢	8	3.458 **	3.793 **	6.679 **	5.714 **
本人現職×年齢 2 乗	8	3.296 **	3.583 **	5.052 **	4.143 **
本人現職×2005 年	8	5.129 **	5.980 **	2.793 **	3.376 **
配偶者有無・学歴	4	12.808 **	10.347 **	1.652	5.695 **
配偶者有無・学歴×年齢	4			2.562 *	1.879
配偶者年収	6	3.584 **		9.768 **	
配偶者年収×年齢	6	3.836 **			
未婚子 (ダミー変数)	1	0.074	0.278	4.076 *	2.891
モデルの F 値		24.561 **	27.624 **	25.813 **	26.688 **
調整済み R ²		0.399	0.382	0.467	0.451
N		2412	2412	1783	1783

** 1% 水準で有意 * 5% 水準で有意

表 2 に、(2)式のモデルから有意でなかった交互作用変数を削除したモデルとして、男性の M1、女性の W1 をしめた。有意な効果がない交互作用変数については、より高次のものから削除した。ただし、各変数の主効果項は有意でなくても残した。この M1 と W1 から配偶者年収変数を除去したモデルを、男性の M2、女性の W2 としてしめた。これらのモデルは、配偶者有無・学歴変数に現れる結婚プレミアムとペナルティが、配偶者所得を統制しない場合に变化するかを検討するためにもちいた。以下では、この比較をのぞいて、M1 と W1 を採用した分析結果を整理する。表 3 は M1 と W1 モデルの係数である。

M1 と W1 モデルの各変数効果を表 2 の F 検定からみると、男女に共通しているのは、本人現職の効果に年齢的变化と時点間の相違がみられること、本

表 3 男女別個人所得分析の係数値 (男性 = モデル M1、女性 = モデル W1)

	男性 M1	女性 W1		男性 M1	女性 W1
	<i>b</i>	<i>b</i>		<i>b</i>	<i>b</i>
切片	5.074 **	4.891 **	本人現職×年齢2乗		
年齢(=実年齢/10)	0.235	-0.042	専門×年齢2乗	-0.072 *	-0.151 **
年齢2乗	-0.033	0.016	管理×年齢2乗	-0.010	-0.019
2005年(ダミー変数)	-0.130	-0.030	大W×年齢2乗	-0.077	-0.158 **
親学歴(基準=中学)			小W×年齢2乗	-0.055	-0.056 *
大学	0.115 **	-0.041	自営×年齢2乗	-0.023	-0.113 *
短大	0.079	0.024	大B×年齢2乗	-0.070 *	-0.146 *
高校	-0.001	-0.010	小B×年齢2乗	-0.006	-0.097 *
父主職(基準=農業)			農業×年齢2乗	-0.161 **	0.131
専門	0.038	-0.045	本人現職×2005年		
管理	0.077	0.032	専門×2005年	0.005	0.103
大W	0.016	-0.056	管理×2005年	-0.034	0.181
小W	0.047	0.022	大W×2005年	0.051	0.056
自営	0.055	-0.013	小W×2005年	-0.015	0.081
大B	0.043	-0.035	自営×2005年	-0.171	-0.290 **
小B	0.039	-0.114 *	大B×2005年	0.008	0.235
本人学歴(基準=中学)			小B×2005年	-0.003	0.219 *
大学	-0.120	0.309 **	農業×2005年	0.444 **	-0.246
短大	-0.090	0.151 *	配偶者学歴(基準=無配偶)		
高校	-0.104	0.107 *	大学	0.284 **	0.273
本人学歴×年齢			短大	0.276 **	0.028
大学×年齢	0.100 **		高校	0.229 **	0.004
短大×年齢	0.093		中学	0.152 **	0.014
高校×年齢	0.068 *		配偶者学歴×年齢		
本人現職(基準=非正規)			大学×年齢		-0.116 **
専門	0.356	0.029	短大×年齢		0.016
管理	0.776 **	0.430	高校×年齢		0.008
大W	0.286	0.177	中学×年齢		0.013
小W	0.288	0.412 **	配偶者年収(基準=無配偶・収入なし)		
自営	0.645 **	0.164	150万円未満	-0.054	-0.666 **
大B	0.310	0.320	150-300万円未満	-0.291 **	-0.507 **
小B	0.470 **	-0.158	300-500万円未満	-0.297 **	-0.454 **
農業	-0.930 *	1.959 *	500-700万円未満	-0.261	-0.323 **
本人現職×年齢			700-900万円未満	0.221	-0.279 *
専門×年齢	0.376 *	0.902 **	900万以上×年齢	0.504	-0.178
管理×年齢	0.039	0.319	配偶者年収×年齢		
大W×年齢	0.376	0.788 **	150万円未満×年齢	-0.024	
小W×年齢	0.183	0.222	150-300万×年齢	0.073 *	
自営×年齢	0.026	0.587 *	300-500万×年齢	0.115 **	
大B×年齢	0.316 *	0.663 *	500-700万×年齢	0.104 *	
小B×年齢	-0.036	0.501 *	700-900万×年齢	-0.035	
農業×年齢	0.894 **	-0.990	900万以上×年齢	-0.026	
			未婚子(ダミー変数)	0.007	-0.069 *

** 1% 水準で有意 * 5% 水準で有意

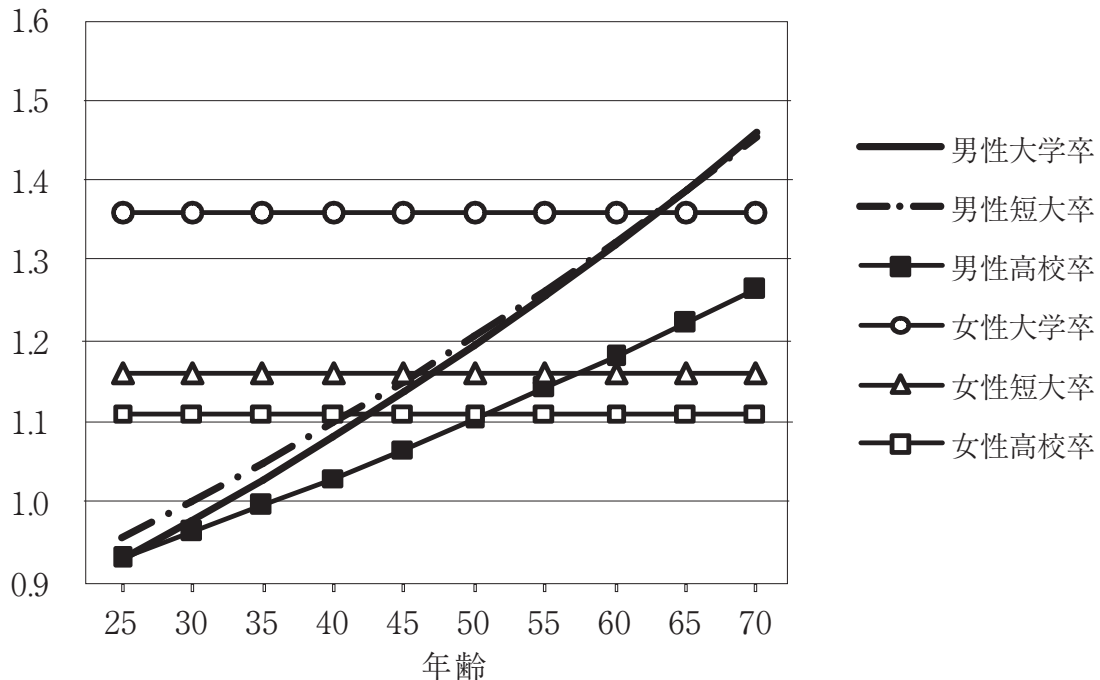
人現職をのぞく変数効果に時点間の違いがないこと、そして父主職の影響が有意でないことである。男女間で異なっているのは、第1に、親の学歴が男性の所得にたいしてのみ、そして未婚子が女性の所得にたいしてのみ有意な効果をもつことである。第2に、変数効果の年齢的变化が、男性については本人学歴と配偶者年収に、そして女性については配偶者有無・学歴にみられることである。本人現職そしてこれと年齢・調査時点の交互作用にかんする知見は、(1)式のモデルによる職業別所得推定の知見とほぼ同一だった。そのため、本人現職をのぞく変数効果について整理する。

(1)親の地位の効果 親の地位による効果の中で有意だったのは、男性の親が大卒の場合に、中卒の場合とくらべて所得を約1.12倍(= $\exp 0.115$)増加させる効果だけで、この効果の大きさは後述する他変数の有意な効果にくらべると小さい。これは鹿又(2001)の報告とほぼ同一で、親の学歴が子ども世代の所得にまでやや影響をみせるが、父親の職業の影響は皆無に近い。女性では貧困や富裕が世代間連鎖する傾向はない。男性でも、貧困の世代間連鎖はなく、また佐藤・吉田(2007)が指摘した富裕の世代間連鎖を作りだすほどのものでもない。

(2)本人学歴の効果 図1は本人学歴の効果で、分析対象に大卒以上の者が含まれるので25歳以上についてしめしている(図3と図4も同様)。図では係数値の指数をしめしたので、基準カテゴリーが1に固定され、正の係数は1以上、負の係数は1以下としてしめされる(以下の図も同様)。男女とも、中卒の場合にくらべて高学歴であるほうがより所得を増加させる。ただし、男性では短大卒と大卒でほとんど違いがなく、図中の線は重なっている。また、女性では学歴効果の年齢的变化が検出されなかったが、男性では年齢が高まるほど学歴が所得格差を拡大させる効果がみられる。男性の高卒・短大卒・大卒の所得にたいする効果は、25歳段階では中卒よりやや低くするものだが(約0.93~0.95倍)、年齢が高まるにつれて中卒より所得を増大させる効果をもつ。70歳段階で、高卒では中卒の約1.26倍、短大卒・大卒では約1.45倍にする増大効果である⁶⁾。これらは、潜在的稼働力をあらわす変数として学歴を採用したことを支持する。

(3)配偶者有無・学歴の効果 配偶者有無・学歴変数の効果は無配偶者を

図1 本人の学歴効果 [縦軸=exp (係数値)、基準=中学]



基準カテゴリーにしており、有配偶男性では正の係数で結婚プレミアムをしめすものだった。男性の所得は、無配偶者よりも有配偶者のほうが高く、妻の学歴が高いほうが高くなるという結婚プレミアムがみられた。図2にはM1と、配偶者年収変数を除去したM2モデルの係数値をその指数でしめした。配偶者年収を除去すると、やや効果が小さくなるがそれほど変化しない。つまり、男性の結婚プレミアムは、配偶者所得にほとんど影響されない。

他方で女性にみられた配偶者学歴の効果は、配偶者所得におおきく左右されるものだった。図3にW1とW2の効果をしめした。W1では、夫が大卒の場合をのぞいて、正の効果(図では1以上)で有配偶者の所得をやや高める結婚プレミアムをしめしている。ところが、配偶者年収変数を除去したW2では、負の効果で有配偶女性の所得を低下させる結婚ペナルティをしめしている(図では1以下)。つまり、女性の所得にかんするペナルティは、配偶者の有無と学歴によるものではなく、配偶者所得によってもたらされる。夫が大卒の場合、加齢とともに所得を減少させる効果が大きくなっている。これは、夫が大卒の場合、加齢とともに夫の所得が高くなるため(図1)、就労を中断して再就労後に低所得になる妻が増加するために現れた傾向だと考えられる。

図2 男性の配偶者有無・学歴の効果
[exp(係数値)、基準=無配偶]

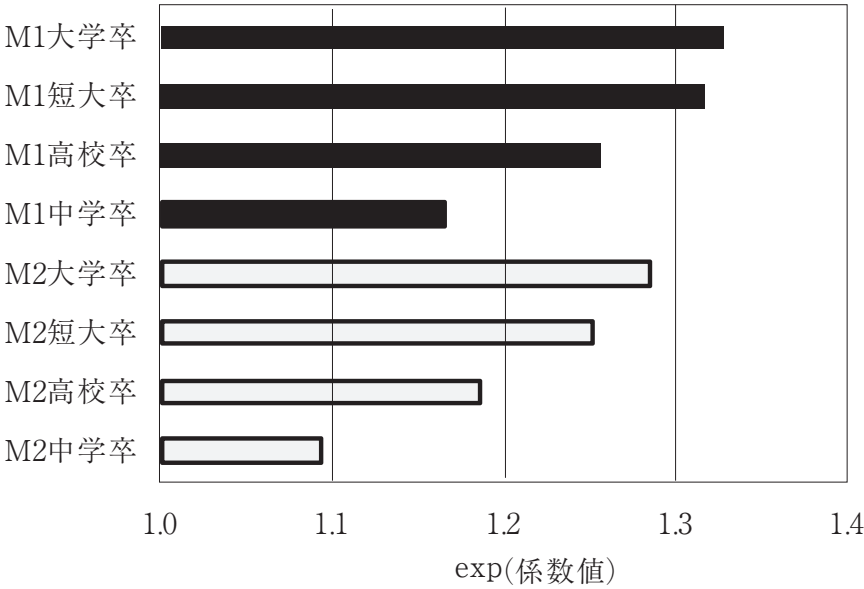


図3 女性の配偶者有無・学歴の効果
[経験 = exp(係数値)、基準=無配偶]

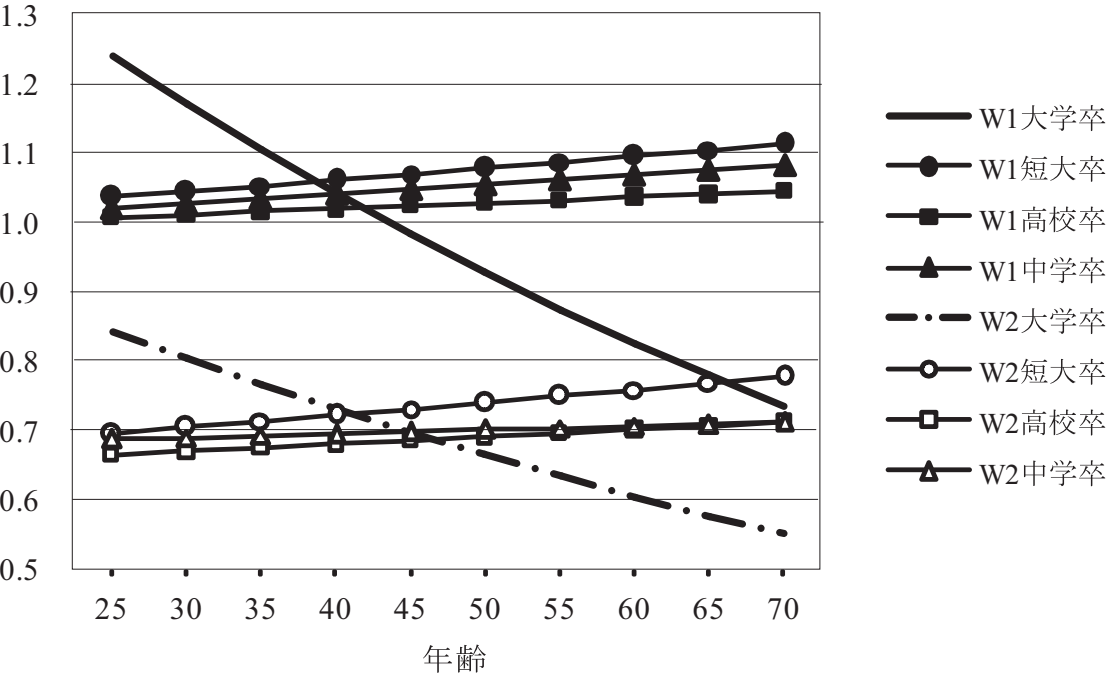
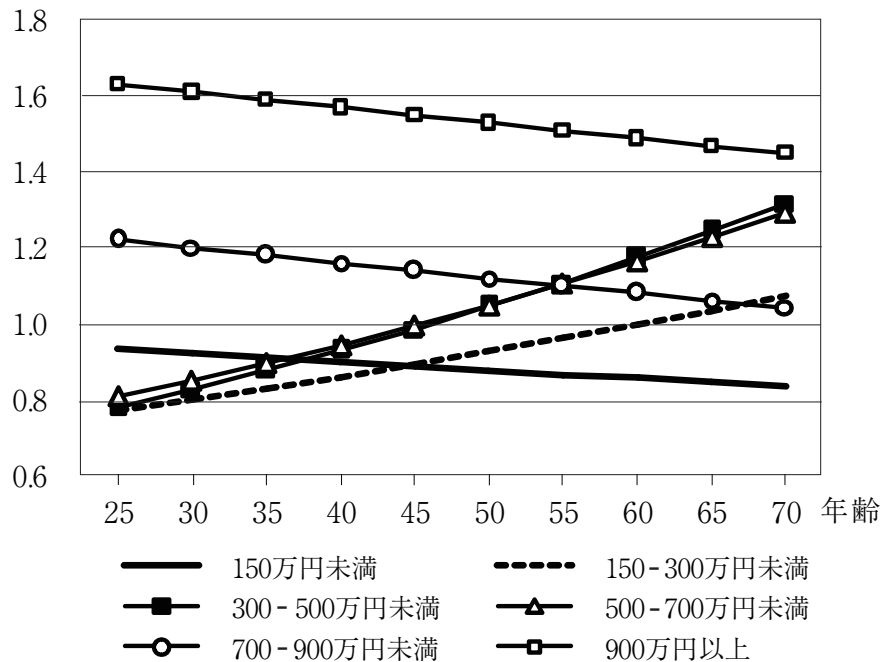


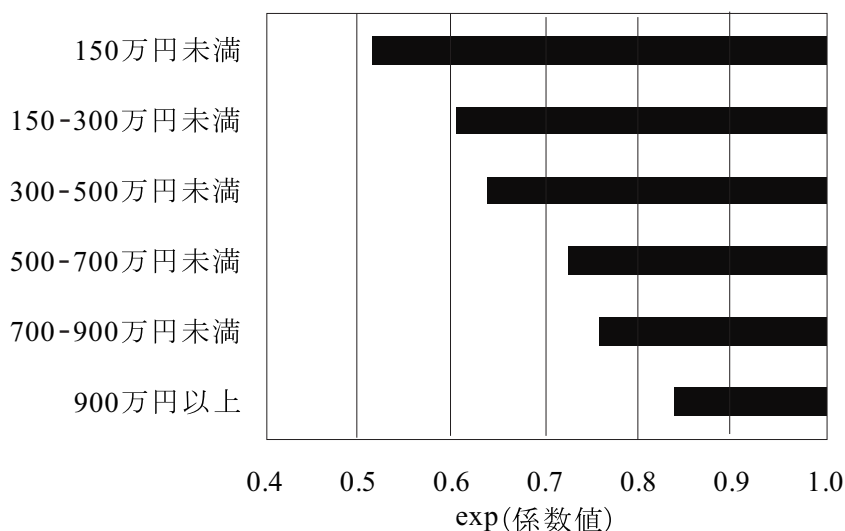
図4 男性の配偶者年収効果

[縦軸 = $\exp(\text{係数値})$ 、基準 = 無配偶・収入なし]

(4)配偶者年収の効果 図4は男性について、「無配偶者と有配偶で配偶者に所得がない場合」とくらべて、配偶者(妻)の所得が夫の所得におよぼす効果をしめしている。やや複雑だが、3つのグループにわけて整理できる。第1の妻が低所得(150万円未満)の場合は、負の効果(図では1以下)で夫の所得を減少させている。第2の配偶者が150万円から700万円未満までの中間的収入の場合は、25歳の若い年齢段階では無配偶者よりも低い(約0.8倍)、年齢が高まるにつれて増加効果に転じて70歳段階では約1.1倍から約1.3倍まで増加させる。第3の配偶者年収が700万円以上で高所得の場合は、25歳の若い段階で本人所得を約1.2倍から1.6倍まで増加させるが、その増加効果は年齢が高まるにつれて小さくなり、70歳段階では約1.05倍から約1.45倍までになる。

これらがしめすのは、直接的因果関係とは考えられないので、妻の所得が高いほど夫の所得も高くなる正の相関関係である⁷⁾。配偶者有無・学歴変数効果の検討で男性の結婚プレミアムが確認されたが、妻がパート労働によって一般的にえられる年収150万円未満の場合には、夫の結婚プレミアムが相殺されてしまう。妻が700万以上の高所得の場合、結婚プレミアムにさらに

図5 女性の配偶者年収効果
[exp(係数値)、基準=無配偶・収入なし]



配偶者年収による正の効果が加えられる。有配偶男性の所得は無配偶男性よりも高いが、妻が低所得だと無配偶者の所得との違いが小さくなる。また妻が高学歴で高所得だと夫は高所得になる。

図5に、女性について配偶者年収の効果をしめした。無配偶者と有配偶でも配偶者に所得がない場合とくらべて、夫の所得が低いほど妻の所得をよりおおきく減少させる効果になっている。逆に夫の所得が高い場合は、妻の所得減少を小さくする効果をしめしている。配偶者年収を投入したW1モデルでは大卒の配偶者学歴以外で有配偶女性の結婚プレミアムがみられたが、同じモデルでの配偶者年収の効果はそれよりも大きい（係数値では前者が0.01～0.10程度、後者が－0.67～－0.18程度）。また、配偶者有無・学歴変数を投入せず、無配偶者、有配偶で配偶者収入なし、そして配偶者年収6区分を1変数（あわせて8分類）として投入した分析をおこなったところ、有配偶で配偶者収入なしの場合の効果は無配偶の場合と有意な違いがなかった。つまり、女性の所得は夫の所得額に強く依存し、夫の低所得が妻の低所得化をもたらしていて、結婚ペナルティというよりも夫の所得によるペナルティだった。

(5)未婚子の効果 所得にたいする同居未婚子の影響は、男性では有意ではなく、女性では負の効果だった。男性では未婚子のいることが所得に影響をおよぼすことはなかった。他方で、女性では未婚子がいることが年齢にか

かわらず所得を減少させており、無配偶者や子どもがいない女性にくらべて、出産・育児による就労中断後の再就労が持続的に低所得をもたらしているためと考えられる。

5 考察と議論

富裕と貧困の世代間連鎖をもたらすような親の地位から所得への影響があるか、男性の結婚プレミアムと女性の結婚ペナルティが観察されるか、女性の経済的自立が進んでプレミアムとペナルティに変化がみられるか、プレミアムとペナルティの大きさと配偶者の階層的地位とに関係がみられるかを検討してきた。

分析結果を整理すると、まず第 1 に、男性には親が大卒のときに本人所得をやや高める影響はあったが、それをのぞけば男女ともに親の地位が所得に影響することはなく、親の地位が貧困や富裕の世代間再生産をもたらす影響はほとんどなかった。第 2 に、無配偶者とくらべた有配偶者の男性で結婚プレミアムがみられたが、女性では配偶者所得を投入すると結婚プレミアムが、投入しないと結婚ペナルティが現れた。第 3 に、高所得を達成する女性は増加したが一部にすぎず、女性全体で経済的自立が進んだとはいえず、プレミアムとペナルティは変化していなかった。第 4 に、有配偶男性の所得には、配偶者（妻）の学歴が高いほど所得が高まる結婚プレミアムがみられた。また妻の所得が高いほど有配偶男性の所得は高くなっていたが、妻が低所得だと所得減少効果をもっていた。このため妻が低所得の場合、有配偶男性の所得は結婚プレミアムが相殺されて無配偶男性の所得との違いが小さくなっていた。第 5 に、有配偶女性の所得は夫の所得額に強く依存し、夫の低所得が妻の低所得化をもたらしており、結婚ペナルティではなく夫の低所得によるペナルティとして現れていた。

女性の賃金上昇、男女間賃金格差の縮小傾向、管理職の増加、そして勤続年数の長期化など女性の経済的自立の進展をしめす変化がとくに最近 20 年間にみられるようになってきた。しかし、男性と同等な経済的自立をはたしている女性是一部にすぎず、男性の結婚プレミアムと女性の結婚ペナルティ

は変化していなかった。

男性の結婚プレミアムは妻の学歴が高いほど大きかった。これは、男女とも配偶者の潜在的稼働力を期待する配偶者選択の影響がある場合に予想された関係だった。男性にみられたこの関係は、性別役割分業が優越的であっても潜在的稼働力の相互期待による配偶者選択が存在し、それが夫婦の所得を左右することをしめすものだった。ところが女性の所得は潜在的稼働力としての配偶者学歴よりも、配偶者の実際の稼働に強く影響されていた。有配偶女性の所得は配偶者の所得額におおきく左右され、夫の低所得が妻の低所得化をとまなうペナルティ現象がみられ、提示した予想のいずれにも合致しなかった。

有配偶男性で配偶者の学歴が高いほど結婚プレミアムが大きかったことは、潜在的稼働力をしめす学歴にもとづく配偶者選択が夫婦の所得をたがいに増加させる増幅作用をもつことをしめしている。さらに妻の高所得が夫の高所得をもたらしていたことは、学歴以外の基準による配偶者選択が、学歴と同様に、夫婦の所得増加を増幅させている可能性を示唆するものだった。他方で、有配偶女性で夫の低所得が妻の低所得をとまなうペナルティ現象は、学歴以外のなんらかの基準による配偶者選択が夫婦の所得を低下させることを示唆している。

有配偶男性の所得は妻の学歴が高いほどそして妻の所得が高いほど高くなり、これらは夫婦の富裕化を導く。他方で、女性のペナルティは、夫の低所得が妻の低所得をとまない、夫婦の貧困化を導く。配偶者選択と結婚による家族形成は、個人所得そして夫婦所得の富裕化と貧困化の両方向への経済的格差を拡大させる作用をもつ。その作用は、親の地位からの影響による富裕と貧困の世代間連鎖よりも大きい。

日本における世帯所得の研究では、共働きで高所得の夫婦の増加が格差拡大の要因のひとつとして指摘されている(小原 2001; 樋口他 2003; 大竹 2005)。高所得男性の配偶者ほど就業率が低いというダグラス＝有沢の法則が近年では適合しなくなり、女性の就業増加にともなって高所得の共働き夫婦が増加して世帯所得の格差拡大をもたらすというのである⁸⁾。分析結果は、個人所得にたいする影響の分析結果ではあるが、高所得の共働き夫婦だけでなく、

低所得の共働き夫婦に帰結する配偶者選択と結婚にも留意すべきことをしめしている。

結論をあえて単純化していえば、結婚は男性に富裕化の機会をあたえ、女性に貧困化の機会をあたえるということになる。しかし分析結果には、就業して所得のある者に限定した点でセレクション・バイアスがあるかもしれない。とくに女性については、収入のない専業主婦が分析対象外である。つまり、女性の分析で夫が高所得で専業主婦である有配偶女性が対象外になっているため、夫が比較的に低所得で有職の有配偶女性の貧困化傾向が分析結果にあらわれた可能性がある。この点は残された検討課題である。

付記：SSM 調査データは 2005 年 SSM 調査委員会からの許可にもとづいて使用した。

- 1) 1980 年代まで片働き世帯数のほうが多かったが、1990 年代に入って共働き世帯数と拮抗するようになり、1990 末から共働き世帯数のほうが多くなり増加し続けている（内閣府男女共同参画局 2010）。
- 2) たとえば民間企業の係長相当の女性割合は、1995 年の 7.3% から 2000 年の 8.1% の微増だったが、2005 年 10.4%、2009 年に 13.8% と増加が顕著になっている（厚生労働省雇用均等・児童家庭局 2010b; 内閣府男女共同参画局 2010）。
- 3) 賃金構造基本統計調査をもちいた研究では、1990 年代以降に男女間賃金格差の顕著な縮小があったと報告されている（三谷 2010）。一般労働者について男性賃金を 100 とした女性賃金が 1980 年代末に男性賃金の 60% をこえ、最近では 70% に近づいており、2009 年で女性の賃金は男性の 69.8% と報告されている（厚生労働省雇用均等・児童家庭局 2010a）。しかし、労働力調査の労働者数をウェイトとして賃金センサスをもちいた川口（2010）の分析では、一般労働者と短時間労働者を加えた全労働者でみた賃金格差は、長期的な縮小傾向はあるが、2005 年までの 20 年間にとくに顕著になったとはいえないことを指摘している。
- 4) 出産プレミアムと出産ペナルティは、それぞれ子どもの出産によって賃金が上昇すること、低下することをさす。
- 5) 女性で 1995 年にくらべて 2005 年で所得が増加したのは専門、管理、小企業ホワイトカラー、大小のブルーカラー、増減がなかったのは大企業ホワイトカ

ラーと非正規、減少したのは自営と農業だった。

- 6) 60 歳以上でも増大する学歴の効果は就労している場合のものであることに注意しなければならない。60 歳とくに 65 歳をこえた年齢段階で就労する者は、60 歳未満段階にくらべて極端に減少する。つまり、60 歳以上でも就労し続ける者については、高学歴という人的資本が所得をより増大させる効果を持続させることをしめしている。
- 7) SSM 調査データで男女をプールして夫と妻の所得を作成し、共働き夫婦に限定してこれらの相関係数を計算したところ 1995 年で 0.245 ($N=1252$)、2005 年で 0.181 ($N=1349$) と、有意な正の係数 (1%水準) となった。さらにともに正規雇用で就労する共働き夫婦に限定したところ、1995 年で 0.381 ($N=808$)、2005 年で 0.406 ($N=676$) と比較的強い相関係数となった (1%水準で有意)。共働き夫婦では、とくに夫婦とも正規雇用の場合、夫の所得が高ければ妻の所得も高い関係がみられた。「消費生活に関するパネル調査」(1993 年に 15-34 歳の女性を対象としたパネル調査) のデータをもちいて、浜田 (2007a, 2007b) は、1990 年代や 2000 年代初頭の夫と妻の稼働所得の相関係数が有意でない負で、夫の所得と妻の所得にほとんど関連がなかったと報告している。しかし、同じデータを使って小原 (2001) は、妻の所得が 103 万円以上に限った場合の相関係数が 1993 年で 0.26、1996 年で 0.45 だったと報告している。
- 8) ただし安部・大石 (2006) や大石 (2006) は、1980 年代後半以降に共働き世帯や高所得夫婦の割合が増加して所得格差を拡大させる傾向はなかったと指摘している。

文献

- 安部由紀子・大石亜希子. 2006. 「妻の所得が世帯所得に及ぼす影響」小塩隆士・田近栄治・府川哲夫編『日本の所得分配 格差拡大と政策の役割』東京大学出版会: 185-209.
- Becker, Gary S. 1991. *A Treatise on the Family, enlarged edition*. Massachusetts: Harvard University Press.
- Blau, Peter M. and Otis D. Duncan. 1967. *The American Occupational Structure*. New York: The Free Press.
- Blossfeld, Hans-Peter. 1995. *The New Role of Women: Family Formation in Modern Societies*. Boulder: Westview Press.
- Duncan, Otis D., David L. Featherman and Beverly Duncan. 1972. *Socioeconomic*

Background and Achievement. New York: Seminar Press.

- 福田節也. 2007a. 「ジェンダーシステムと女性の結婚選択(1)—ヨーロッパ諸国における「女性の経済的自立仮説」の検証」『季刊家計経済研究』76:45-53.
- 福田節也. 2007b. 「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』76:54-62.
- 浜田浩児. 2007a. 「夫婦所得の世帯格差に対する妻の所得の寄与度」『生活経済学研究』25:93-104.
- 浜田浩児. 2007b. 「夫婦所得の格差に対する妻の所得の寄与度の国際比較」『季刊家計経済研究』75:56-63.
- 樋口美雄・法専充男・鈴木盛雄・飯島隆介・川出真清・坂本和康. 2003. 「パネルデータにみる所得階層間の流動性と意識変化」樋口美雄・財務省財務総合政策研究所編『日本の所得格差と社会階層』日本評論社: 3-19.
- 鹿又伸夫. 2001. 『機会と結果の不平等』ミネルヴァ書房.
- 川口章. 2005. 「結婚と出産は男女の賃金にどのような影響を及ぼしているのか」『日本労働研究雑誌』535:42-55.
- 川口章. 2008. 『ジェンダー経済格差』勁草書房.
- 川口章. 2010. 「バブル景気以降における男女間賃金格差の実態とその研究動向」樋口美雄編『バブル／デフレ期の日本経済と経済政策 6 労働市場と所得分配』慶應義塾大学出版会: 369-97.
- 小原美紀. 2001. 「専業主婦は裕福な家庭の象徴か? 妻の就業と所得不平等に税制が与える影響」『日本労働研究雑誌』493:15-29.
- 厚生労働省雇用均等・児童家庭局. 2010a. 『変化する賃金・雇用制度の下における男女間賃金格差に関する研究会報告書』厚生労働省 <http://www.mhlw.go.jp/stf/houdou/2r985200000057do.html>
- 厚生労働省雇用均等・児童家庭局. 2010b. 『「平成 21 年度雇用均等基本調査」結果概要』厚生労働省 <http://www.mhlw.go.jp/stf/houdou/2r985200000000civ3.html>
- 三谷直紀. 2010. 「年功賃金・成果主義・賃金構造」樋口美雄編『バブル／デフレ期の日本経済と経済政策 6 労働市場と所得分配』慶應義塾大学出版会: 227-52.
- 内閣府男女共同参画局編. 2010. 『平成 22 年版男女共同参画白書』中和印刷.
- Ono, Hiromi. 2003. "Women's Economic Standing, Marriage Timing, and Cross-National Contexts of Gender." *Journal of Marriage and Family* 65:275-86.
- Oppenheimer, Valerie K. 1988. "A Theory of Marriage Timing." *American*

- Journal of Sociology* 94 (3):563-91.
- Oppenheimer, Valerie K. 1997. "Women's Employment and the Gains to Marriage: The Specialization and Trading Model." *Annual Review of Sociology* 23:431-53.
- 大石亜希子. 2006. 「所得格差の動向と問題点」 貝塚啓明・財務省財務総合研究所編『経済格差の研究 日本の分配構造を読み解く』中央経済社：19-36.
- 大竹文雄. 2005. 『日本の不平等 格差社会の幻想と未来』日本経済新聞社.
- 佐藤嘉倫・吉田崇. 2007. 「貧困の世代間連鎖の実証研究—所得移動の観点から」『日本労働研究雑誌』563:75-83.
- Sewell, William H. and Robert M. Hauser. 1975. *Education, Occupation and Earnings: Achievement in the Early Career*. New York: The Academic Press.
- Sweeney, Megan M. 2002. "Two Decades of Family Change: The Shifting Economic Foundations of Marriage." *American Sociological Review* 67 (1): 132-47.
- 杉野勇. 1998. 「女性の地位形成構造—学歴と職業威信のパス解析による—」 盛山和夫・今田幸子編『女性のキャリア構造とその変化』1995年SSM調査研究報告書12:53-73.
- 富永健一. 1979. 「社会階層と社会移動の趨勢分析」 富永健一編『日本の階層構造』東京大学出版会：33-87.
- Verbakel, Ellen and Paul M. de Graaf. 2008. "Resources of the Partner: Support or Restriction in the Occupational Career? Developments in the Netherlands Between 1940 and 2003." *European Sociological Review* 24 (1):81-95.