

Title	結婚・配偶者と就業所得：結婚プレミアムと結婚ペナルティ
Sub Title	Marriage, spouse and earned income : marriage premium and marriage penalty
Author	鹿又, 伸夫(Kanomata, Nobuo)
Publisher	三田社会学会
Publication year	2012
Jtitle	三田社会学 (Mita journal of sociology). No.17 (2012. 7) ,p.61- 78
JaLC DOI	
Abstract	
Notes	特集：21世紀日本社会の階層と格差 挿表
Genre	Journal Article
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AA11358103-20120700-0061

慶應義塾大学学術情報リポジトリ(KOARA)に掲載されているコンテンツの著作権は、それぞれの著作者、学会または出版社/発行者に帰属し、その権利は著作権法によって保護されています。引用にあたっては、著作権法を遵守してご利用ください。

The copyrights of content available on the KeiO Associated Repository of Academic resources (KOARA) belong to the respective authors, academic societies, or publishers/issuers, and these rights are protected by the Japanese Copyright Act. When quoting the content, please follow the Japanese copyright act.

結婚・配偶者と就業所得

—結婚プレミアムと結婚ペナルティー—

Marriage, Spouse and Earned Income: Marriage Premium and Marriage Penalty

鹿又 伸夫

1. 世代間所得移動 vs. 結婚プレミアム・結婚ペナルティ

日本だけでなく国際的にも所得格差の拡大にたいする関心が高まるなかで、経済的格差が世代間でどの程度受け継がれるかを検討する世代間所得移動の研究が活発化してきた。世代間所得移動にかんする各国の研究では、親の所得と子どもの所得のあいだに正の相関関係がつねに観察されてきた。この正の相関は他の要因が媒介する疑似関係である。親子が共同で特定の職業に従事したり経営する場合や、親が事業や資産を子どもに贈与・相続する場合をのぞけば、親の所得が直接的な因果関係で子どもの所得に影響するとは考えられない。

同じように所得にかんする疑似関係で、無配偶者にくらべて有配偶者の賃金が男性で高くなる結婚プレミアム、女性で低くなる結婚ペナルティも観察されてきた。このプレミアムとペナルティは、本人の就業にかかわる要因の影響を統制しても観察されることが多い。配偶者・扶養手当をのぞけば配偶者の有無が本人の賃金を直接的に増減させることはないので、結婚プレミアムと結婚ペナルティも疑似関係である。

結婚プレミアムと結婚ペナルティの現象は、各人の所得が自分の学歴や就業要因による影響でもなく、親世代からの影響でもなく、結婚に影響されることしめす。また結婚プレミアムと結婚ペナルティがあるだけではなく、それらの大きさが配偶者の階層的地位と関連するならば、配偶者選択と結婚がその後の所得の高低と関連することになる。たとえば配偶者の階層的地位が高いほど男性でより大きな結婚プレミアムとなり、女性でより小さな結婚ペナルティならば、配偶者選択は男性にとって結婚による経済的収益を増加させる機会、女性にとって結婚による経済的損失を軽減する機会だということになる。

本稿での第1の課題は、就業所得にたいする結婚と配偶者の階層的地位の影響が、親世代からの影響にくらべて大きいのかを検討することである。第2の課題は、親世代からの影響そして本人の学歴や就業要因の影響を統制しても結婚プレミアムと結婚ペナルティが観察されるかを確かめることである。第3の課題は、結婚プレミアムと結婚ペナルティの大きさが、配偶者の階層的地位と関連しているかを検討することである。これらが確認されるとき、結婚と配偶者選択が、結婚プレミアムと結婚ペナルティという現象をともしないながら、親世代からの影響以上に所得格差を増幅する方向に作用していることになる。

2. 既存研究と検討課題

世代間所得移動

世代間所得移動の研究では、子世代所得にたいする親世代所得の回帰係数が世代間所得弾力性としてもちいられることが多い。日本の研究では、吉田 (2011) が父親と息子の就業所得について 0.35 程度で国際的に中間的だと報告している。また子世代としての男女について、Ueda (2009) は 0.24 から 0.46 までと、Lefranc *et al.* (2011) は 0.3 程度と報告している。

これらの報告は親子間の所得が類似するという印象をあたえる。しかし、世代間所得弾力性が高いとされるアメリカでも、賃金格差の世代間継承がそれほど強くないと主張する研究も多い。たとえば Becker and Tomes (1986) や Becker (1988) は、親の賃金と子どもの賃金のあいだの単相関は 0.15 程度にしかすぎなく、賃金格差は世代間でそれほど受け継がれず、上の世代からの影響は三世代のうちに消滅すると主張した。またパネル調査データを使用した Sewell and Hauser (1975) は、世代間所得移動の研究でもしばしば言及されるが、父親と息子の教育や職業も投入した分析において、息子の所得にたいする父親の所得の回帰係数がほぼ 0.1 以下で、父親の所得の影響力が本人の教育による影響と同等かそれ以下であることを報告している。

その Sewell と Hauser が推進した地位達成研究では、所得を含む親の階層的地位から子世代への直接的影響力が、教育達成、職業達成、所得達成の順に減衰し、子世代所得にはほとんど影響がおよばないことを明らかにしてきた。日本の地位達成研究でも、親の所得は投入していないが同じことが確認されている (富永 1979; 鹿又 1990, 2001)。これらにもとづけば、親子間にみられる所得の相関は、何段階にもわたる地位達成のプロセスを媒介した擬似関係であり、所得を含む親の階層的地位が子世代所得にたいして直接的に影響する程度はきわめて低いといえるだろう。

結婚プレミアムと結婚ペナルティ

世代間所得弾力性と同じく所得にかんする疑似関係として、結婚プレミアムと結婚ペナルティも観察されてきた。本人の就業にかんする要因の影響を統制すれば、無配偶者にくらべて有配偶者の賃金が男性で高くなる結婚プレミアム、女性で低くなる結婚ペナルティは何かが生じなければ現れない疑似関係である。この現象を扱う日本の研究は少ないが、既存研究の詳細なレビューをおこなった川口 (2005, 2008) は、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。また「消費生活に関するパネル調査」のデータを分析して、日本では男性に結婚プレミアム、女性に結婚ペナルティが観察されることを確認した。さらに川口 (2008) は、勤続年数と就業経験年数の影響を統制しても、男性の結婚プレミアムは結婚後の経過年数とともに上昇した後に低下し、女性の結婚ペナルティは約 5% の賃金減少だったと報告している。

なぜ結婚プレミアムや結婚ペナルティが現れるかについて、複数の説が提示されてきた。男

性の結婚プレミアムについての第1の説は「大黒柱 (breadwinner) 仮説」や「生産性上昇仮説」と呼ばれるものである (Kalmijn and Luijckx 2005; 川口 2008)。この仮説では、配偶者や子どものいる男性は家族への経済的責任感や意欲を高めて精力的に勤労するので生産性を高め、その結果として高賃金や昇進を獲得すると説明する。第2は「雇用主による差別仮説」で、雇用主(会社側)の家父長制的な選好を強調する (Hill 1979; Korenman and Neumark 1991; Kalmijn and Luijckx 2005)。雇用主は、独身や子どものいない男性よりも、既婚男性や子どものいる男性のほうが責任感をもって就労し生産性も高いと考え、こうした男性に昇進や昇給につながる機会をより多くあたえるというのである。第3は「配偶者選択仮説」で、高い稼得力をもつ男性が女性から配偶者として優先的に選択されて結婚するからだというものである (Korenman and Neumark 1991; Kalmijn and Luijckx 2005)。この仮説は、顕著な性別役割分業のもとでの結婚行動にかんする Becker (1991) の説明と整合性をもつ。性別役割分業のもとで男性は仕事(労働市場での役割)に、女性は家庭内での役割に特化することに結婚の効用があるため、高い稼得力をもつ男性が結婚する傾向(同様の女性が結婚しない傾向)をもつという説明である。

他方の女性の結婚ペナルティについても仮説が提示されてきた。第1の「人的資本仮説」では、女性は結婚や出産によって就業を中断することが多く、就業経験によって蓄積される人的資本が再就業する際に少ないので、既婚女性の賃金が低くなると説明する (Korenman and Neumark 1992; Waldfogel 1997)。第2は、「雇用主による差別仮説」で、男性と同様に雇用主の選好によって、既婚や子どものいる女性の生産性が家庭的制約のために低いと考え、採用や昇進、昇給を控えるとする (川口 2005, 2008)。第3は、「仕事と家庭の両立仮説」で、既婚女性が家事・子育てと両立できる労働条件(短い労働時間や過重にならない業務・責任など)の職を望んで選ぶため、そうした職では賃金が上昇しないとされる (川口 2005, 2008)。日本の既婚女性でパート就業の非正規雇用が多いことは、この説による説明に整合的である。

これらの1つの仮説を支持する結果がえられたとしても、それがただちに他の仮説を否定することにはならない。たとえば、女性での人的資本蓄積の少なさ、雇用主の差別、女性による仕事と家庭の両立志向が同時に重なり合って結婚ペナルティを作りだすことも考えられる。ただし、女性の結婚ペナルティについては、学歴や勤続年数などの人的資本そして非正規雇用を含む職業の影響を統制しても結婚ペナルティが観察される場合、人的資本仮説と仕事と家庭の両立仮説を否定できる。

階層的な配偶者選択とプレミアム・ペナルティの大きさ

夫婦の階層的地位に着目した配偶者選択や同類婚の研究では、夫婦間で学歴や職業が同類になる傾向や、夫婦の職業間関連が階層的に分断される境界(たとえばホワイトカラー、ブルーカラー、農業の分断)が確認されてきた (Hout 1982; Kalmijn 1998; Blossfeld 2009; 白波瀬 1999; 志田他 2000; 三輪 2007 など)。こうした学歴同類婚や職業境界をともなう婚姻圏にみられる同類選択傾向は、階層的な文化的同質性や出会い・交際の範囲などとともに、稼得力も重要な

選択基準であるために形成されると考えられる。男性の結婚プレミアムにかんする配偶者仮説では男性の稼働力だけが重視されるが、階層研究の知見からは男女ともに稼働力が重視されるという想定が導かれる。学歴や結婚時の職業などは、将来に期待される経済的見通しつまり潜在的稼働力をしめすものと認識されるだろう。そうした認識がない場合であっても、学歴や職業は結果的に稼働力つまり所得の相違をもたらす。階層的地位そして潜在的稼働力の高い男女がたがいに配偶者として選択して結婚する場合、双方とも結婚後に潜在的稼働力が現実化して所得も高くなる。実際に、夫と妻の所得間に正の相関関係のあることが報告されている¹⁾。

階層的地位と潜在的稼働力を重視した配偶者選択がなされているならば、その影響が結婚プレミアムと結婚ペナルティの大きさにも現れるだろう。高い地位の妻をもつ男性は、自分の稼働力も高いので就業所得が高くなり、低い地位の配偶者をもつ男性にくらべて結婚プレミアムが増大すると予想される。他方の結婚ペナルティについても、高い地位の夫をもつ女性は、自分の稼働力そして就業した場合の所得も高いので、低い地位の夫をもつ女性にくらべて結婚ペナルティを減少させる。こうした予想は、たんに結婚がプレミアムとペナルティをもたらすだけではなく、階層的地位にもとづく配偶者選択が、男性の経済的収益を増加させ、女性の経済的損失を軽減する効果をもち、結婚が所得格差を増幅する方向に作用することを含意する。

3. 方法的検討

上記の課題と予想を分析する前に検討すべき方法的問題がある。その第 1 は、親世代からの影響の推定方法にかんする問題である。世代間所得移動研究の多くでは、親世代の所得を推定するために 2 段階の推定をおこなう。第 1 段階で過去の調査データをもちいて親世代の属性(学歴、職業など就業要因)から所得関数をもとめ、その所得関数を分析対象データの親世代属性に適用して親世代所得額を推定する。第 2 段階で、推定された親所得額をもちいて子世代所得額そして世代間所得弾力性を推定する。このような方法をとるのは、時間的に遡った時期の親の所得額を直接にはえられないからである。しかし、この 2 段階の方法による世代間所得弾力性の推定は、親世代所得の推定誤差と子世代所得の推定誤差というたがいに体系的に異なる二重の推定誤差をとまう。この二重の推定誤差は、分析でえられた世代間所得弾力性の数値の信頼性を脅かすものである。つまり、二重の推定誤差の問題を解決しない限り、子世代所得にたいする親世代の影響について、親世代属性をもちいて直接推定するほうが望ましい。

第 2 は、就業所得にたいする配偶者の階層的地位の影響を推定する際の問題である。そうした地位として学歴と結婚時の職業そして調査時点の年収を投入することにしよう。学歴と結婚時職業は階層的な配偶者選択の影響を検討するため、調査時点の年収は配偶者の現実化した稼働力を測定してその影響を検討するためである。これらを量的変数として測定して使用する場合、無職の職業威信スコア(または社会経済的地位指標 SEI)がないので、配偶者が結婚時に就業していなかった回答者を除外せざるをえない。とくに結婚時に妻が専業主婦だった男性を除外することになり、セレクションバイアスをまねく。また、調査時に所得のない配偶者もい

るので、線形性をもった効果を前提して量的に測定すべきではない。とくに男性を対象とした分析では、本人の就業所得が高いために妻が就業せず所得がない、というダグラス＝有沢の法則から導かれる因果関係も考えられる。この関係があるとき、所得のある妻にくらべて所得のない妻が夫の就業所得を高める効果をしめす可能性がある。他方で、妻と夫が就業する場合の双方の所得額に相関関係が予想される。変数効果の線形性を仮定した（たとえば配偶者に所得がない場合に 0 円などとする）量的変数を使用すると、2 つの異なる関係を区別できない。このように、配偶者の結婚時職業については無職と就業する職業を、そして配偶者年収については所得なしと所得額を分類したカテゴリー変数を使用すべきである。

ところが、無配偶の効果と配偶者の複数の階層的地位の効果を同時に比較するのは容易ではない。配偶者の地位として 1 変数だけを投入する場合、その変数に無配偶というカテゴリーを設定すればよい。しかし、複数の変数に無配偶を同様に設定し、同時に投入すると、該当する無配偶者がまったく同一なので無配偶の効果を多重に推定してしまう。そのため、(a) 配偶者の階層的地位としてとりあげる学歴については中学卒と無配偶をあわせた「中学・無配偶」を、結婚時職業には無職と無配偶をあわせた「無職・無配偶」、年収については所得なしと無配偶をあわせた「所得なし・無配偶」のカテゴリーを設定し、(b) 無配偶者は無配偶を 1 とするダミー変数、または未婚、離別、死別の 3 つのダミー変数として投入することにした。これによって、無配偶の効果はこれらのダミー変数によって推定されるので、配偶者地位の効果は学歴の「中学」、職業の「無職」、年収の「所得なし」を実質的な基準カテゴリーとして推定できる。

第 3 に、結婚プレミアムと結婚ペナルティの出現には複数の因果関係が関係していると考えられることである。結婚プレミアムと結婚ペナルティを、配偶者有無と配偶者地位から就業所得への影響として分析する場合、その「影響」に逆の因果関係が混入している可能性がある。つまり、本人の就業所得の高低が結婚や配偶者の地位（就業と所得）を規定する関係である。しかし、プレミアムやペナルティと称される配偶者有無による所得の相違はもともと発生要因が確定できていない疑似関係である。とくに本人就業所得と配偶者現年収の関係は、同時的であり、一方向的な因果的影響を前提できない。そのため、以下では分析モデルでえられた係数について影響や効果、影響関係という表現を便宜的にもちいるが、複数の因果的影響関係について注意深く検討する。

4. データと変数

分析では「社会階層と社会移動全国調査（SSM 調査）」の 1995 年 A 票と 2005 年のデータをもちいる。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、被雇用者や有配偶者に限定されていない。所得は課税前年間所得として設問されたもので社会保障給付も含まれるが、分析では就業所得のある回答者だけを対象とした。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、分析でもちいる就業所得額はその対数をもちいた。2 時点の調査データをプールしてもちいる

が、時点の相違は 2005 年を 1 とするダミー変数で識別する。

独立変数として、本人の学歴と職業を含む諸属性、親と配偶者の階層的地位、婚姻状況、家族形態などを投入する。本人属性としては、年齢 $[(\text{年齢}-20)/10]$ 、勤続年数 $[\text{現従業先の勤続年数}/10]$ 、前就業年数 $[\text{現従業先で就業する以前の就業年数}/10]$ とこれらの 2 乗変数、そして学歴と無職を含む調査時点の現職をもちいる。親の階層的地位は学歴と主な職業、配偶者の階層的地位は学歴、無職を含む結婚時の職業、調査時点の年収を使用する。

学歴は、大学（大学院を含む）、短大（高専を含む）、高校、中学の 4 分類とした。ただし親の学歴は父親と母親のいずれか高い方を採用した。また職業は、専門、管理、大企業および小企業のホワイトカラー、自営、大企業および小企業のブルーカラー、農業、非正規雇用、無職の 10 分類とした。非正規雇用には派遣社員・契約社員・嘱託、臨時雇用・パート・アルバイトが含まれる。ただし親の職業は、父親の主な職業をもちいたが、父親がいない場合は母親の職業とした。また親の職業は、無職と非正規がきわめて少なかったため、無職を分析対象から除外し、非正規を区別しない 8 分類とした。

配偶者にかんする変数は、上記の分類を基本としながらも、前節で述べたように一部に変更を加えて投入した。つまり、配偶者学歴には「中学・無配偶」を、配偶者結婚時職業には「無職・無配偶」をそれぞれ合併カテゴリーとして設定した。配偶者年収は 150 万円未満、300 万円未満、500 万円未満、700 万円未満、900 万円未満、900 万円以上、そして所得なしと無配偶をあわせた「所得なし・無配偶」の 7 分類とした。

婚姻状況にかんしては、無配偶または未婚・離別・死別のダミー変数をもちいた。家族形態は、同居世帯員の構成から、単独、夫婦のみ、生殖家族、二世帯、三世帯、ひとり親、その他の世帯に分類した。「生殖家族」は回答者、配偶者、未婚子だけが同居する場合、「ひとり親」は無配偶の回答者と未婚子だけが同居する場合とした。これにより、分類上の「二世帯」は、二世帯が同居する家族から「生殖家族」と「ひとり親」家族をのぞいたものになっている。「二世帯」と「三世帯」では回答者がどの世代でもよいように分類した。

5. 分析

モデルの比較

表 1 に、就業所得の記述統計量を男女別かつ配偶者有無別にしめした。平均値も中央値も無配偶にくらべて有配偶が男性で高い結婚プレミアム、女性で低い結婚ペナルティが現れている。これらは他の要因を考慮していないが、他の要因も同時に投入した一般線型モデルで分析した結果を男性について表 2、女性について表 3 にしめした。

表 1 稼働所得（対数）の配偶者有無による比較

	男 性			女 性		
	有配偶	無配偶	全体	有配偶	無配偶	全体
exp 平均値（万円）	481.8	309.1	436.4	142.9	202.2	157.2
exp 中央値（万円）	501.8	324.7	451.3	113.8	212.1	145.8
分散	0.327	0.369	0.371	0.616	0.435	0.590
N	2182	627	2809	1689	638	2327

「本人属性モデル」は、教育投資や勤続・就業経験などの人的資本蓄積による賃金効果を推定するミンサー型賃金関数にもとづきながら、本人の属性だけを投入した結果である。変数効果の調査時点による違いは、各変数と時点ダミー変数を乗じた交互作用変数で統制している。さらに現職×年齢と現職×年齢²乗を投入することによって、職業別の年齢－所得プロファイルを強調するモデルとなっている。これは、この職業別年齢プロファイル効果にかえて、(a) 現職別勤続年数の効果と現職別前就業年数の効果を設定したモデル、そして (b) 現職別就業経験年数（＝勤続年数＋前就業年数）の効果を設定したモデルとくらべて、全般的にやや高い説明力がえられたためである²⁾。

右側の3つモデルは、本人属性以外の変数にも欠損がない回答者に限定した分析結果である。これらのモデルで追加投入した変数については、その変数と時点や年齢などを乗じた交互作用変数を投入していない。それは、そうした交互作用変数を投入してもその効果が有意にならないことを確認したからである。

表 2 男性:就業所得の分析(一般線型モデル, F 値)

	d	本人属性 モデル	対象=全変数に欠損がない回答者			
			親階層 モデル	配偶者有無 モデル	全変数 モデル	
切片	1	6747.73 *	8817.53 *	4314.50 *	3543.74 *	
年齢 ¹⁾	1	177.35 *	378.33 *	77.38 *	72.17 *	
年齢 2 乗	1	137.87 *	346.33 *	63.31 *	57.31 *	
学歴	3	4.58 *		3.89 *	1.45	
勤続年数 ²⁾	1	6.90 *		4.59 *	5.22 *	
勤続年数 2 乗	1	3.34		3.51	3.53	
前就業年数 ³⁾	1	5.48 *		2.49	1.44	
前就業年数 2 乗	1	4.61 *		2.85	2.31	
現職	8	3.73 *		1.71	1.24	
現職×年齢	8	3.30 *		1.68	1.61	
現職×年齢 2 乗	8	3.12 *		1.19	1.22	
2005 年 (ダミー変数)	1	0.57	13.86 *	0.85	1.03	
年齢×2005 年	1	3.26	1.49	2.55	3.14	
学歴×2005 年	3	1.97		2.27	2.19	
勤続年数×2005 年	1	7.85 *		4.03 *	3.73	
前就業年数×2005 年	1	3.69		3.97 *	4.37 *	
現職×2005 年	8	4.05 *		4.16 *	4.17 *	
親学歴	3		6.46 *		1.22	
親職業	7		5.03 *		1.11	
無配偶 (ダミー変数)	1			49.03 *		
配偶者学歴	3				3.51 *	
配偶者結婚時職業	9				1.94 *	
配偶者現年収	6				5.54 *	
未婚 (ダミー変数)	1				8.43 *	
離別 (ダミー変数)	1				4.56 *	
死別 (ダミー変数)	1				2.53	
家族形態	6				1.12	
モデル統計量						
F 値		34.20 *	36.78 *	25.83 *	16.34 *	
df		48, 276	14, 1976	49, 1941	85, 1905	
調整済み R^2		0.362	0.201	0.379	0.396	
N		2809	1991	1991	1991	

1) 年齢=(実年齢-20)/10

2) 勤続年数=(現従業先の勤続年数)/10

3) 前就業年数=(現従業先以前の就労年数)/10

* 5%水準で有意

**1%水準で有意

表3 女性:就業所得の分析(一般線型モデル, F 値)

	df	本人属性		対象=全変数に欠損がない回答者					
		モデル		親階層 モデル		配偶者有無 モデル		全変数 モデル	
切片	1	1790.53	**	3608.75	**	1165.86	**	1106.25	**
年齢 ¹⁾	1	4.49	*	6.41	*	14.03	**	7.09	**
年齢 2 乗	1	3.72		12.38	**	13.48	**	8.55	**
学歴	3	5.03	**			3.45	*	2.46	
勤続年数 ²⁾	1	0.04				0.44		0.82	
勤続年数 2 乗	1	0.84				3.80		4.52	*
前就業年数 ³⁾	1	0.95				0.13		1.22	
前就業年数 2 乗	1	0.03				0.06		0.56	
現職	8	1.27				0.87		0.89	
現職×年齢	8	5.06	**			6.49	**	6.97	**
現職×年齢 2 乗	8	3.87	**			5.23	**	5.79	**
2005 年 (ダミー変数)	1	0.00		0.50		0.82		0.59	
年齢×2005 年	1	0.12		0.06		0.09		0.35	
学歴×2005 年	3	0.50				0.27		0.32	
勤続年数×2005 年	1	0.14				0.00		0.00	
前就業年数×2005 年	1	1.11				1.10		1.61	
現職×2005 年	8	4.48	**			2.37	*	2.05	*
親学歴	3			1.31				0.31	
親職業	7			3.88	**			1.38	
無配偶 (ダミー変数)	1					84.00	**		
配偶者学歴	3							1.69	
配偶者結婚時職業	9							0.82	
配偶者現年収	6							7.70	**
未婚 (ダミー変数)	1							1.12	
離別 (ダミー変数)	1							0.72	
死別 (ダミー変数)	1							0.99	
家族形態	6							2.38	*
モデル統計量									
F 値		34.67	**	5.77	**	26.79	**	17.00	**
df		48, 2278		14, 1563		49, 1528		85, 1492	
調整済み R^2		0.410		0.041		0.445		0.463	
N		2327		1578		1578		1578	

1) 年齢=(実年齢-20)/10

2) 勤続年数=(現従業先の勤続年数)/10

3) 前就業年数=(現従業先以前の就労年数)/10

* 5%水準で有意

** 1%水準で有意

「親階層モデル」は、本人の年齢と調査時点の影響を統制しながら、他には親の学歴と職業だけを投入している。男女ともに、親の学歴と職業の F 値が有意になってものがあるが、本人属性モデルにくらべると決定係数でみた説明力が大幅に減少している。つまり、子世代の就業所得にたいする親世代からの影響はきわめて小さい。

「配偶者有無モデル」は、本人属性モデルの諸変数に無配偶ダミー変数を追加した結果である。この追加によって、とくに女性での決定係数が高まっている。無配偶変数の F 値が男女ともに大きく（それぞれ 49.03 と 84.00 で）1%水準で有意である。その係数値は男性で -0.214 、女性で 0.335 （標準誤差はそれぞれ 0.031 と 0.037）だった。これらをもとに計算すると、男性では有配偶者の就業所得が、無配偶者にくらべて 1.24 倍 ($=1/e^{-0.214}$) ほど高い。女性では有配偶者が無配偶者にくらべて 0.72 倍 ($=1/e^{0.335}$) で 28%少ない。これらは、本人の就業にかんする要因を統制したうえでもみられる男性の結婚プレミアムと女性の結婚ペナルティである。

「全変数モデル」は、無配偶変数にかえて未婚、離別、死別の各ダミー変数を使用し、かつ全変数を投入した結果である。変数の F 値をみると、男性では配偶者の学歴、結婚時職業、現年収そして未婚、離別が、女性では配偶者現年収と家族形態が有意な効果をしめした。

表 4 変数の説明力 ΔR^2

	男性	女性
決定係数 R^2 ¹⁾	0.422	0.492
本人学歴	0.006	0.006
本人就業要因 ²⁾	0.108	0.235
親学歴・親職業	0.004	0.004
配偶者学歴	0.003	0.002
配偶者結婚時職業	0.006	0.002
配偶者現年収	0.010	0.016
婚姻状況 + 配偶者地位 ³⁾	0.048	0.029
家族形態	0.002	0.005
N	1991	1578

1) 自由度調整をしない決定係数

2) 勤続年数と前就業年数および各 2 乗、現職そしてこれらとの交互作用を含む。

3) 未婚・離別・死別、配偶者の学歴・結婚時職業・現年収を含む。

さらに各要因の直接的説明力を確認するため、表 2 と表 3 の全変数モデルから一部の変数を削除して決定係数の減少分 ΔR^2 を計算し、削除した変数の直接的説明力を比較した。ただし、従属変数の分散にたいする説明比率となるように自由度調整をしない決定係数で計算した。表 4 に全変数モデルの決定係数と ΔR^2 をしめした。本人就業にかんする要因（勤続年数、前従業

年数、現職）の説明力は男女で大きな違いがあった。男性が約 11%であるのにくらべて、女性は約 24%とはるかに大きい。これは、表 1 でしめたように、男性内よりも女性内の就業所得の分散が大きく、女性内での所得格差が大きいためである。すでに検討したように、親の学歴と職業はこれらをあわせて考慮しても説明力は低く、就業所得の分散の 1%未満しか説明できない。配偶者の学歴、結婚時職業、現年収もそれぞれ別個にみると説明力は低いが、これらと婚姻状況（未婚・離別・死別）をあわせて考慮すると、男性で 4.8%、女性で 2.9%の説明力だった。これらの説明力は、本人の就業要因にくらべればはるかに低いものだが親世代からの影響よりは大きい。つまり、親世代の階層よりも、結婚と配偶者の階層的地位は、就業所得と強い関連をもつ。また、家族形態の説明力はきわめて低かった。

複数の影響関係

20 歳から 70 歳までの男女という対象限定をしない分析の全変数モデルでえられた係数は、複数の影響関係が混合した結果かもしれない。その影響関係で考慮すべき第 1 は、若年層にかんするものである。若年層では、配偶者選択と結婚行動が進行中であるため、未婚の効果と配偶者地位の効果の相違が大きい可能性がある。たとえば男性で本人所得の高いほうがより早く結婚するのであれば、男性の本人所得にたいする未婚の効果を負の方向に下げ、かつ／または配偶者の地位効果を正の方向に上げ、これらの効果差（プレミアムの大きさ）を中高年齢層よりも大きくする。第 2 は 60 歳以上の高齢者にかんする問題である。男女ともに 60 歳以上では、定年退職後の再就業による所得低下のため、プレミアムやペナルティの大きさが縮小していると考えられる。第 3 に、60 歳以上の夫をもつ有配偶者女性にかんする問題である。60 歳以上の夫が定年退職後のため所得がないか再就職で所得が低くなっている場合、配偶者現年収の所得なしと低所得の効果を正の方向に押し上げている可能性がある。第 4 に、配偶者の高所得が 2 つの関係を同時にもちうることである。1 つは、配偶者所得が高いと本人所得が高い正の相関関係である。もう 1 つは、夫の所得が高いために妻が就業せず所得がない（もしくは低所得になる）という関係である。前者は男女が稼働力を重視する配偶者選択をした帰結として現れるが、後者は男性では分析モデルが前提する因果関係の方向と逆向きの因果関係である。男性では 2 つの関係が混合されているだろう。

これらを考慮して、第 1 から第 3 の問題を排除するためにまず若年者と高齢者をのぞき、男性は「本人年齢が 36 歳から 59 歳まで」で本人所得が 700 万円以上を除外した場合と除外しない場合、女性は「本人年齢が 36 歳から 59 歳まで、かつ（有配偶者について）配偶者年齢が 60 歳未満」に対象を限定した場合について、全変数モデルを適用した分析をおこなった。なお以下では、無配偶の変数と配偶者地位変数の効果だけをとりあげて検討する。

対象限定しない場合の検討

表 5 に分析でえられた係数をしめたが、各係数が基準カテゴリーとの相違を推定する相対

的な効果であることに注意されたい。配偶者の地位の係数が負であっても、無配偶の係数より大きければ、無配偶より本人所得を高めるのでプレミアム効果である。同様に、無配偶より小さい係数はペナルティ効果である。離別と死別の効果は未婚とほとんど違いがなかったので、以下で無配偶というときは3者を総じてさす。

表 5 配偶者地位と未婚・離別・死別の係数値

対象限定	男 性			女 性	
	限定なし	本人 36-59 歳 700 万円未満	本人 36-59 歳	限定なし	本人 36-59 歳 夫 60 歳未満
配偶者学歴					
中学(基準)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
高校	0.105 *	0.113 *	0.139 *	-0.035	-0.068
短大	0.147 **	0.179 **	0.214 **	0.031	0.016
大学	0.199 **	0.144	0.295 **	-0.130	-0.178
配偶者結婚時職業					
無職(基準)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
専門	-0.068	-0.040	-0.074	-0.064	0.055
管理	-0.106	-0.190	-0.277	-0.024	0.045
大企業ホワイトカラー	0.020	-0.012	-0.001	-0.109	-0.013
小企業ホワイトカラー	-0.019	-0.009	0.001	-0.193	-0.140
自営	-0.249 *	-0.171	-0.062	-0.162	-0.069
大企業ブルーカラー	0.036	0.109	0.024	-0.174	-0.097
小企業ブルーカラー	-0.039	-0.008	-0.024	-0.178	-0.127
農業	0.169 *	0.281 *	0.381 **	-0.131	-0.081
非正規	-0.086	-0.041	-0.070	-0.159	0.360
配偶者現年収					
所得なし(基準)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
150 万円未満	-0.127 **	-0.029	-0.106 **	-0.603 **	-0.542 **
300 万円未満	-0.053	-0.084	-0.144 **	-0.422 **	-0.314
500 万円未満	-0.019	0.094	-0.011	-0.362 **	-0.296
700 万円未満	0.017	-0.011	-0.101	-0.268 *	-0.180
900 万円未満	0.159	0.193	0.096	-0.176	-0.205
900 万円以上	0.326 *	0.254	0.365 *	-0.065	-0.075
未婚	-0.192 **	-0.104	-0.153	-0.287	-0.195
離別	-0.188 *	-0.051	-0.148	-0.233	-0.112
死別	-0.173	0.061	-0.120	-0.274	-0.168
調整済み R^2	0.396	0.271	0.362	0.463	0.552
N	1991	734	1145	1578	830

* 5%水準で有意 **1%水準で有意

対象「限定なし」の男性についてみると、配偶者学歴の係数は基準とした中学の 0 から大学の 0.199 までで、無配偶の -0.192 （未婚）から -0.173 （死別）までよりも大きく、配偶者がより高学歴であるほど無配偶にくらべて本人所得を高める正の相関をとまなうプレミアム効果である。配偶者の結婚時職業は、自営をのぞくと無配偶より本人所得を高めるプレミアム効果になっているが、そのほとんどが有意ではない。女性については、無配偶の係数は -0.287 （未婚）から -0.233 （離別）までで、これにくらべると配偶者の学歴も結婚時職業もプレミアム効果の傾向はあるが（これらの F 値が有意でなかったように）各係数は有意ではなく、明瞭な効果ではない。

配偶者現年収の係数は、男女ともに、所得なしをのぞいて配偶者年収が高いほど本人所得が高くなる正の相関をとまなう効果になっている。男性では、所得なしを含むすべての配偶者現年収が無配偶より本人所得を高めるプレミアム効果である。ところが女性では、夫に所得があって 500 万円未満の場合に無配偶にくらべて本人所得を低下させるペナルティ効果である一方で、夫に 700 万円以上の年収がある場合と所得がない場合に本人所得を高めるプレミアム効果になっている。とくに夫が年収 150 万円未満の低所得では -0.603 、300 万円未満では -0.422 と、無配偶（ -0.287 から -0.233 まで）にくらべて、男女の各効果のなかでもきわだって大きなペナルティ効果である。このペナルティ効果よりも、基準（0）とした夫の配偶者に所得がない場合が本人所得を高めるのは、本人が主たる家計支持者として就業しているからであろう。

これらをまとめると次のようにいえる。第 1 に、男性について、配偶者学歴でも配偶者職業でも、無配偶者よりも有配偶者の就業所得を高めるプレミアム効果がみられ、前者のほうが明瞭だった。第 2 に、配偶者現年収については、男性にプレミアム効果、女性にプレミアム効果とペナルティ効果がみられ、とくに夫が低所得である女性のペナルティ効果が顕著だった。第 3 に、本人の就業所得との正の相関が、男性では配偶者の学歴と（所得なしをのぞく）現年収にみられ、女性では（所得なしをのぞく）配偶者現年収にみられた。

対象限定した場合との比較

男性について「本人 36-59 歳本人所得 700 万円未満」に限定した場合では、無配偶の係数が -0.104 から 0.061 までで「限定なし」の場合よりも正の方向にやや上昇している。そのため、全般的に無配偶と配偶者地位の係数差（プレミアムの大きさ）が縮小している。また配偶者現年収の係数は基準とした所得なしとの差が小さくなっている。これは、「限定なし」の場合の係数に男性が高所得のためにその妻に就業所得がないという逆の因果関係が混入していることをしめす。700 万円以上の所得のある者も含めた「本人 36-59 歳」では、（配偶者結婚時職業の農業をのぞけば）無配偶と配偶者現年収の係数が「限定なし」の場合に近づき、配偶者学歴の係数がやや上昇している。これは、700 万円以上の高所得の男性で結婚プレミアムが大きいこと、

そのプレミアムがとくに配偶者の学歴に対応して大きいことをしめす。

女性について「本人 36-59 歳で夫 60 歳未満」に限定した場合にみられる無配偶の係数は -0.195 から -0.112 までで、「限定なし」の場合にくらべてやや上昇している。しかし、無配偶と配偶者地位の係数差は、「限定なし」の場合にくらべて、(配偶者結婚時職業の非正規をのぞけば³⁾) やや小さいか同程度である。つまり、若年者や高齢者、夫が定年退職したような世代を除外しても、全般的傾向におおきな違いはない。

なぜ結婚プレミアムと結婚ペナルティが現れるのか

男性について配偶者有無モデルの分析では、親の階層そして本人の年齢、学歴、就業要因の影響を統制しても、結婚プレミアムが観察された。全変数モデルをもちいた分析では、配偶者の学歴と結婚時職業、現年収のすべてが有配偶者のプレミアム効果をしめした。また配偶者の学歴と現年収には、正の相関をとまなう効果がみられた。

これらは、男性について配偶者選択仮説を支持するものである。潜在的に稼得力のある男性が(女性から配偶者として選択されて)結婚し、稼得力のない男性が結婚せず、その潜在的稼得力の相違が現実化した結果として配偶者地位すべてがプレミアム効果をしめし、プレミアムの大きさも作りだしていたと説明できるからである。ただし、離別と死別の効果は、未婚の効果とそれほど違いはなく、有配偶者よりも本人所得を減少させる。稼得力の高い者は離別・死別しても再婚するために、離別と死別の効果は稼得力が低く再婚しない者についての効果だと説明できるかもしれない。しかし、高齢者にもこうした説明が適用できるか疑問であること、離婚の原因は低所得だけでないことなどから、配偶者選択仮説では説明しきれない点もある。

女性については、配偶者有無モデルで結婚ペナルティがみられたが、全変数モデルでは配偶者現年収と本人就業所得の正の相関が確認され、その相関がプレミアムとペナルティを作り出していた。ペナルティ効果をしめしたのは配偶者の現年収が低い層だった。配偶者が 500 万円未満の場合にペナルティ効果をしめし、とくに配偶者が 300 万円未満の年収の場合には著しいペナルティ効果だった。プレミアム効果だったのは配偶者が所得なしか 700 万円以上の女性だった。有配偶女性で配偶者が 500 万円未満なのは約 50%をしめ⁴⁾、配偶者が所得なしか 700 万円以上なのは約 26%だった⁵⁾。つまり、配偶者有無モデルで結婚ペナルティがみられたのは、夫が中低所得で自分も低所得になる傾向をもつ者が就業する有配偶女性の約半分をしめるために、無配偶変数だけを投入すると有配偶女性全体としての結婚ペナルティが現れたのである。

このように低所得化傾向をもつ就業する有配偶女性が多く、結婚ペナルティの方向にむかった効果が強く現れるのは、ダグラス=有沢の法則に適合する女性、つまり夫の所得が高いために就業しない女性が分析対象から除外されているためだと考えられる。しかし、そうした女性は就業所得がないので、就業所得にたいする配偶者現年収の影響という点で、ここで分析した対象と比較することができない。つまり、なぜ配偶者現年収が多くの女性を結婚ペナルティの方向にむかわせるのかについて、確定的な原因は特定できない。確実にいえることは、配偶者

現年収と本人就業所得の正の相関がペナルティとプレミアムの相違をつくりだし、配偶者の高い年収がペナルティを軽減して一部はプレミアムをもたらすということである。

6. 結論と考察

3つの課題を検討してきた。第1に、就業所得にたいする結婚と配偶者の階層的地位による影響は、親世代の階層からの影響よりも大きいのか。第2に、親世代からの影響そして本人の学歴や就業要因の影響を統制しても結婚プレミアムと結婚ペナルティが観察されるか。第3に、結婚プレミアムと結婚ペナルティの大きさが、配偶者の階層的地位と関連しているかという課題だった。

第1の課題については、親世代の階層よりも婚姻状況と配偶者地位の影響のほうが強いことを確認した。子世代である回答者本人の就業所得にたいして、親の学歴と職業は1%未満しか説明できない一方で、婚姻状況と配偶者の学歴、結婚時職業、現年収をあわせて考慮すると、男性で4.8%、女性で2.9%の説明力だった。ただしこの説明力は、厳密に言えば、有配偶者について本人の所得額によって配偶者の（就業と）現年収が左右される影響関係があるので、こうした影響も含む相互関連の程度である。

第2の課題については、配偶者の階層的地位を投入しない無配偶モデルによって、親の階層的地位、本人の学歴と就業要因の影響を統制しても、無配偶者にくらべて有配偶者の就業所得を男性で高める結婚プレミアム、女性で低下させる結婚ペナルティが確認された。

第3の課題については、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を増減する効果がみられた。有配偶男性では妻がより高学歴であるほど、そして妻の就業所得が高いほど、本人所得を高めて結婚プレミアムを増大させる効果だった。有配偶女性では、夫の就業所得が高いほど本人所得を高めて結婚ペナルティを軽減し、夫が高額所得の場合には無配偶者よりも所得を増大させるプレミアム効果をしめした。本人が高所得であるために配偶者に就業所得がないという逆の因果関係や、若年者および高齢者に特有の影響関係を排除するために、対象制限をした分析もおこなった。その結果、男性では、本人が高所得であるための逆の因果関係の混入はみられたが、配偶者の階層的地位とプレミアムの大きさの正の相関は消えなかった。

男性の結果は、結婚時職業は明瞭ではないが配偶者地位すべてにプレミアム効果がみられたことから、潜在的稼働力の高い男性が結婚して、その稼働力が現実化した結果として結婚プレミアムが現れるという配偶者選択仮説を支持するものだった。ただし、本人の就業要因について詳細な職業分類、企業規模、職階などを投入した昇進格差や昇給格差の分析をしていない点で、大黒柱仮説（生産性上昇説）を完全には否定できない。雇用主による差別仮説も、企業側の選好を分析していないので否定はできない。

女性の結果は、人的資本仮説と女性による仕事と家庭の両立仮説については否定的な結果だった。人的資本の影響、そして職業分類に含まれた非正規雇用の影響を統制しても、ペナルティ効果が現れたからである。雇用主による差別仮説は男性と同じ理由で否定できない。しかし、

夫の現年収と本人の就業所得に明瞭な正の相関関係があったことは、配偶者選択において稼働力の同類選択傾向があることをしめす。

男性では配偶者選択仮説が支持されたが、この仮説は性別分業のもとでの高い稼働力をもつ男性が結婚するという Becker (1991) の説が、結婚プレミアムの説明に適用されたものである。Becker は、高い稼働力をもつ女性に結婚しない傾向があり、女性の経済的自立の進展によって未婚化が進むとした。しかし、男性からみても女性からみても所得の夫婦間相関がみられ、とくに女性で顕著だった。所得の夫婦間相関は、配偶者選択における稼働力という点での同類選択傾向の帰結であり、高い稼働力をもつ有配偶女性がいなければ成立しない。したがって、高い稼働力をもつ女性が結婚しないとは必ずしもいえない。つまり、男性の結婚プレミアムについて支持された配偶者選択仮説では男性の稼働力だけが重視されていたが、男女ともに稼働力が配偶者選択の重要な基準になっているのである。

しかし、女性の場合、配偶者の学歴と結婚時職業は就業所得にほとんど関連をしめさなかった。また女性の分析では就業しない専業主婦層を分析対象から除外したため、有配偶女性の専業主婦という地位が稼働力を重視した配偶者選択をした結果であるかは検討できていない。さらに、なぜ配偶者現年収が多く女性の結婚ペナルティの方向にむかわせるのかは不明なままである。こうした疑問を解明するためには、専業主婦も対象に含めた分析が必要である。そのためには、就業所得額という量的変数ではなく、専業主婦と就業する女性の所得額区分をカテゴリー変数として、これと配偶者の階層的地位の関連を検討するような分析が考えられる。

潜在的稼働力による同類選択傾向が所得の夫婦間相関として現実化して、男性のプレミアムはとくに自分の所得が 700 万円以上の高所得層で顕著で夫婦の富裕化を導きうる。女性のペナルティは、夫が 300 万円未満の低所得の場合に顕著で夫婦の低所得化を導きうる。これらは、結婚と配偶者選択が個人の就業所得の配偶者有無による格差のみならず、夫婦で合算した所得や世帯所得の格差にも影響をおよぼすことを示唆する。日本における世帯所得の研究では、共稼ぎで高所得の夫婦の増加が格差拡大の要因の 1 つとして指摘されている (小原 2001; 樋口他 2003; 大竹 2005)。本稿では、結婚と配偶者地位が世帯所得におよぼす影響を検討したわけではないが、世帯所得の格差をもたらすとされる高所得の夫婦が生み出されるメカニズムを明らかにしたのである。また本稿では、潜在的稼働力と同類選択傾向そのものを測定して検討したわけではない。潜在的稼働力と同類選択傾向を想定し、これらによって夫婦の富裕化・貧困化につながる可能性をもつ結婚プレミアムと結婚ペナルティを説明できるかを検討してきたのである。ただし、女性の多くをしめる就業所得の専業主婦層を研究対象から除外したので、そうした女性も含めたうえでの結婚と配偶者選択が夫婦合算所得や世帯所得におよぼす影響を検討する研究が必要だろう。

【注】

- 1) 小原(2001)は「消費生活に関するパネル調査」をもちいて、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。しかし、同じ調査データをもちいた浜田(2007)は、1990 年代や 2000 年代初頭の夫と妻の就業所得に相関関係がほとんどなかったと報告している。
- 2) 調整済み決定係数 R^2 は(a)の男性で 0.360、女性で 0.400、(b)の男性で 0.358、女性で 0.392 だった。
- 3) 配偶者結婚時職業の非正規雇用の係数が 0.360 と他より高いが、これは該当者が 4 人しかいなかったためである。
- 4) 配偶者年収と婚姻状況に欠損がない就業する有配偶者女性 1413 人の中で、配偶者年収が 500 万円未満だったのは 711 人で 50.3%だった)
- 5) 上記注 4)と同様に就業する有配偶者女性の中で、配偶者年収が所得なしと 700 万円以上だったのは 366 人で 25.9%だった。

【文献】

- Becker, G. S. 1988. "Family Economics and Macro Behavior." *American Economic Review* 78(1): 1-13.
- Becker, G. S. 1991. *A Treatise on the Family, enlarged edition*. Massachusetts: Harvard University Press.
- Becker, G. S. and N. Tomes. 1986. "Human Capital and the Rise and Fall of Families." *Journal of Labor Economics* 4(3) pt.2: S1-S39.
- Blossfeld, H-P. 2009. "Educational Assortative Marriage in Comparative Perspective." *Annual Review of Sociology* 35: 513-30.
- 浜田浩児. 2007. 「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.
- Hill, M. S. 1979. "Wage Effects of Marital-Status and Children." *Journal of Human Resources* 14: 579-94.
- Hout, M. 1982. "The Association between Husbands' and Wives' Occupations in Two-earner Families." *American Journal of Sociology* 88(2): 397-409.
- 鹿又伸夫. 1990. 「不平等の趨勢と階層固定仮説」直井優・盛山和夫編『現代日本の階層構造①社会階層の構造と過程』東京大学出版会: 151-167.
- 鹿又伸夫. 2001. 『機会と結果の不平等』ミネルヴァ書房.
- Kalmijn, M. 1998. "Intermarriage and Homogamy: Causes, Patterns, Trends." *Annual Review of Sociology* 24: 395-421.
- Kalmijn, M. and R. Luijkx. 2005. "Has the Reciprocal Relationship between Employment and Marriage Changed for Men? An Analysis of the Life Histories of Men Born in the Netherlands between 1930 and 1970." *Population Studies* 59: 211-31.

- 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.
- 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.
- Korenman, S. and D. Neumark. 1991. "Does Marriage Really Make Men More Productive." *Journal of Human Resources* 26: 282-307.
- Korenman, S. and D. Neumark. 1992. "Marriage, Motherhood, and Wages." *Journal of Human Resources* 27: 233-55.
- Lefranc, A., F. Ojima and T. Yoshida. 2011. "Intergenerational Earnings Mobility in Japan among Sons and Daughters: Levels and Trends." *Thema Working Paper 2011-10*. <http://thema.u-cergy.fr/publications/documents-de-travail/>
- 三輪哲. 2007. 「日本と韓国における階層同類婚の変動」『社会学研究』 81: 67-92.
- 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.
- Sewell, William H. and Robert M. Hauser. 1975. *Education, Occupation and Earnings: Achievement in the Early Career*. New York: The Academic Press.
- 志田基与師・盛山和夫・渡辺秀樹. 2000. 「結婚市場の変容」盛山和夫編『日本の階層システム 4 ジェンダー・市場・家族』 東京大学出版会: 157-76.
- 白波瀬佐和子. 1999. 「階級・階層、結婚とジェンダー—結婚に至る階層結合パターン—」『理論と方法』 14(1): 5-18.
- 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.
- Ueda, A. 2009. "Intergenerational Mobility of Earnings and Income in Japan." *The B. E. Journal of Economic Analysis & Policy* 9(1) Art.54.
- Waldfogel, J. 1997. "The Effect of Children on Women's Wages." *American Sociological Review* 62: 209-17.
- 吉田崇. 2011. 「世代間所得移動からみた機会の不平等」 石田浩・近藤博之・中尾啓子編『現代の階層社会 2 階層と移動の構造』 東京大学出版会: 71-86.

(かのまた のぶお 慶應義塾大学)