

# 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

川口 章

(同志社大学教授)

海外の多くの研究は、年齢、学歴、経験年数、勤続年数などを調整した上で、結婚は男性賃金に正の効果があるが、女性賃金にはほとんど効果がないことを、また出産は男性賃金に正の効果があるが、女性賃金には負の効果があることを指摘している。本稿は、日本のデータを用いて賃金を推定し、海外の研究と比較した。その結果、海外の多くの研究と異なり、結婚・出産とも、男性賃金には正の効果を及ぼすが、女性賃金には負の効果を及ぼすことがわかった。男女とも、観察できない個人属性が結婚・出産と賃金に影響を及ぼすことがその原因であるが、女性については、結婚によって勤続年数、経験年数、就業形態、職種などが変わることが賃金を低下させていることがわかった。

## 目次

- I はじめに
- II 先行研究
- III データ
- IV 推定結果
- V まとめ

## I はじめに

結婚や出産は賃金にどのような影響を及ぼしているのだろうか、なぜそのような影響があるのだろうか、またその影響は男女でどのように異なるのだろうか。これらの疑問に答えるため、これまで多くの実証研究がなされてきた。本稿では、それらの研究結果を紹介するとともに、日本のデータを用いて結婚や出産が男女の賃金に及ぼす影響を推定し、それらの原因を議論する。

アメリカとイギリスを中心としたこれまでの研究では、結婚と出産が賃金に及ぼす影響は男女で大きく異なっていることが報告されている。これまでの研究結果によれば、最小2乗法 (Ordinary Least Squares, 以下 OLS と略す) で推定すると、

年齢、学歴、経験年数、勤続年数などを調整した上で、結婚は男性賃金に正の効果 (結婚プレミアム) があることが多いが、女性の賃金にはほとんど効果がない。また出産は男性賃金に正の効果 (出産プレミアム) があることが多いが、女性賃金には負の効果 (出産ペナルティ) があることが多い。

本稿では、日本のデータを用いて賃金を推定し、海外の研究と比較した。その結果、OLS 推計では、男女で対照的な結果となった。男性は海外の多くの研究と同様、結婚プレミアムと出産プレミアムが観測された。女性は逆に、結婚ペナルティと出産ペナルティが観測された。しかし、固定効果モデルでは男女ともプレミアムやペナルティがほとんどなくなった。男性の結婚・出産プレミアムも、女性の結婚・出産ペナルティも、観察できない個人属性が重要な原因である。また、固定効果モデルでも、勤続年数、就業形態、職種などを調整しなければ、結婚が女性の賃金に負の効果をもつことがわかった。すなわち、結婚によって就業形態や職種が変わることが女性の賃金を低下させているのである。

## II 先行研究

まず、結婚と出産が男女の賃金に及ぼす影響について、過去 15 年ほどの研究をサーベイする。主な文献は、表 1 から表 3 にまとめている。表 1 は結婚と出産が男性の賃金に及ぼす影響を推定した研究、表 2 は結婚と出産が女性の賃金に及ぼす影響を推定した研究、表 3 はそれらの影響について男女を比較した研究である。

特に記述がない限り、次の原則で記載している。被説明変数は「時間あたり賃金の対数値」である。結婚の効果は「有配偶ダミー」の係数で、出産の効果は「子どもダミー」や「子どもの数」の係数である。通常一つの文献には多数の推定結果が掲載されているが、表には代表的と思われる結果のみを掲載している。効果は係数が 5%水準で有意なもののみ、その係数の値を記載している。5%水準で有意でないものは、係数の値にかかわらず、すべて 0 と記載している。

### 1 男性の結婚プレミアム

表 1 と表 3 からわかるように、男性には結婚プレミアムがあるという研究が多い。結婚が男性に結婚プレミアムをもたらすのはなぜだろうか。これまでの研究は、主に、1) 夫婦間分業仮説、2) 観察できない個人属性仮説、3) 差別仮説の三つを議論し検討してきた。これら三つは、互いに排除しあうわけではない。以下、これらの仮説について説明する。

#### 夫婦間分業仮説

夫婦間分業仮説は次のような論理で結婚プレミアムを説明する。結婚すると妻が家事労働の多くを分担するため、夫は仕事に専念できる。したがって、夫はより多くの人的資本を蓄積することができ、生産性が上昇するため、賃金が増える。この仮説の要点は、第一に結婚が男性の生産性を上昇させること、第二にその原因が夫婦間分業によること、の二つである。したがって、これを検証するには、第一に結婚によって男性の生産性が上昇すること、第二に夫婦間で極端な分業を行って

表 1 結婚・出産の賃金への影響に関する実証分析（男性）

文献	国	データ <sup>a</sup>	説明変数	推定方法 <sup>b</sup>	サンプル	結婚の効果 <sup>c</sup>	子どもの効果 <sup>c</sup>
Reed & Harford (1989)	アメリカ	NLS of Youth	有配偶, 教育, 経験, 失業率	OLS	1979年: 18-22歳	0	—
			同上	同上	1982年: 18-25歳	0.105	—
Korenman & Neumark (1991)	アメリカ	NLS of Young Men	有配偶, 離婚・別居, 扶養家族, 経験, 地域, 組合, 教育, 年次, コーホート, 職業, 産業	OLS	1976年: 24-34歳 1978年: 26-36歳 1980年: 28-38歳	0.11	0.04 (1人あたり)
			同上	階差	同上	0.06	0 (1人あたり)
		ある企業の男性管理職と男性専門職の人事データ	有配偶, 経験, 勤続, 教育, 地域, 職階	多項ロジット, 被説明変数は「昇進ダミー」と「離職ダミー」	1976年: 平均29歳	0.105 (昇進確率) <sup>d</sup>	—
			上記に加えて, 人事考課	同上	同上	0.01 (昇進確率) <sup>d</sup>	—
Loh (1996)	アメリカ	NLS of Youth	有配偶, 離婚・別居, 結婚期間, 妻の就業期間, 妻の学歴	OLS	1990年: 25-33歳 白人	0	—
			同上	兄弟固定効果	同上	0	—
Cornwell & Rupert (1997)	アメリカ	NLS of Young Men	有配偶, 扶養家族, 離婚, 経験, 地域, 組合, 教育	ランダム効果	1971年: 19-29歳 1976年: 24-34歳 1978年: 26-36歳 1980年: 28-38歳	0.083	0.052 (1人あたり)
			有配偶, 扶養家族, 離婚, 経験, 地域, 組合	固定効果	同上	0.056	0.052 (1人あたり)

表1 結婚・出産の賃金への影響に関する実証分析（男性）（つづき）

文献	国	データ <sup>a</sup>	説明変数	推定方法 <sup>b</sup>	サンプル	結婚の効果 <sup>c</sup>	子どもの効果 <sup>d</sup>
Gray (1997)	アメリカ	NLS of Young Men	有配偶、離婚・別居、経験、教育、年齢、地域、都市、組合、子ども、年次、産業、職業	OLS	1976年：24-34歳 1978年：26-36歳 1980年：28-38歳	0.106	—
			同上	同上	1989年：24-31歳 1991年：26-33歳 1993年：28-35歳	0.058	—
		NLS of Youth	有配偶、離婚・別居、経験、地域、都市、組合、子ども、年次、産業、職業	固定効果	1976年：24-34歳 1978年：26-36歳 1980年：28-38歳	0.086	—
			同上	同上	1989年：24-31歳 1991年：26-33歳 1993年：28-35歳	0	—
Hersch & Stratton (2000)	アメリカ	National Survey of Families and Households	有配偶、離婚、別居、死別、婚姻期間、子ども	固定効果	1987-88年：18-59歳 1992-94年：23-65歳 白人	0.078	0.033 (6歳未満) 0 (6-18歳)
			上記に加えて、自身の家事時間	固定効果	同上	0.074	0.034 (6歳未満) 0 (6-18歳)
Ginther & Zavodny (2001)	アメリカ	NLS of Young Men	有配偶、結婚期間、年齢、教育	OLS	1970年：18-28歳 1976年：24-36歳 白人、妊娠前結婚	0.106 (結婚直後) 0.20 (結婚6年)	—
			同上	OLS	1970年：18-28歳 1976年：24-36歳 白人、妊娠後結婚	0 (結婚直後) 0.16 (結婚6年)	—
		1980 Census	同上	OLS	1980年：19-34歳 白人、妊娠前結婚	0.075 (結婚直後) 0.17 (結婚6年)	—
			同上	OLS	1980年：19-34歳 白人、妊娠後結婚	0.036 (結婚直後) 0.16 (結婚6年)	—
Antonovics & Town (2004)	アメリカ	Minnesota Twins Registry	有配偶、教育、年齢、勤続、地域	OLS	1994年：39-58歳	0.19	—
			同上	兄弟固定効果	同上	0.26	—

注：

- NLSはNational Longitudinal Surveyの略。
- 被説明変数は、特に説明のない限り、時間あたり賃金の対数値。
- 結婚と子どもの効果は、特に説明のない限り、5%水準で有意でないものは「0」と表記している。「—」は、効果が推計されていないか、推計されていても報告されていないものである。
- この効果は5%水準で有意でない。

表2 結婚・出産の賃金への影響に関する実証分析（女性）

文献	国	データ <sup>a</sup>	説明変数	推定方法 <sup>b</sup>	サンプル	結婚の効果 <sup>c</sup>	子どもの効果 <sup>d</sup>
Korenman & Neumark (1992)	アメリカ	NLS of Young Women	有配偶、離婚・別居、子ども、教育、地域	OLS	1976年：24-34歳 1978年：26-36歳 1980年：28-38歳	0	0 (子ども1人) -0.18 (子ども2人以上)
			上記に加えて、経験、勤続	同上	同上	0	0 (子ども1人) -0.07 (子ども2人以上)
			同上	2SLS (結婚、子ども：内生変数)	同上	0	0 (子ども1人) -0.19 (子ども2人以上)
			同上	階差	同上	0	0 (子ども1人) 0 (子ども2人以上)
Neumark & Korenman (1994)	アメリカ	NLS of Young Women	有配偶、子ども、経験、教育、地域	OLS	1982年：30-40歳 白人	0	-0.074 (1人あたり)
			同上	姉妹固定効果	同上	0	-0.050 (1人あたり)
			同上	2SLS (結婚：内生変数)、姉妹固定効果	同上	0.463	-0.104 (1人あたり)

表2 結婚・出産の賃金への影響に関する実証分析（女性）（つづき）

文献	国	データ <sup>a</sup>	説明変数	推定方法 <sup>b</sup>	サンプル	結婚の効果 <sup>c</sup>	子どもの効果 <sup>d</sup>	
Neu-mark & Koren-man (1994)	アメリカ	NLS of Young Women	同上	OLS	1982年：30-40歳 黒人	0	0 (1人あたり)	
			同上	姉妹固定効果	同上	0	0 (1人あたり)	
			同上	2SLS (結婚：内生変数), 姉妹固定効果	同上	0	0 (1人あたり)	
Wald-fogel (1995)	イギリス	NCDS	子ども, 経験, 教育, 年齢	SS	1981年：23歳 1991年：33歳	—	-0.1033 (子ども1人) -0.2042 (子ども2人以上)	
			子ども, 経験, 教育	階差	同上	—	-0.0991 (子ども1人) -0.1674 (子ども2人以上)	
			同上	固定効果	同上	—	-0.0907 (子ども1人) -0.1609 (子ども2人以上)	
Wald-fogel (1998a)	アメリカ	NLS of Youth	子ども, 経験, 教育, 人種, 年齢, 年次	OLS	1979-83年：18-25歳 1987-91年：26-34歳	—	-0.0542 (子ども1人) -0.1032 (子ども2人以上)	
			子ども, 経験, 教育, 年齢, 年次	階差	同上	—	-0.0583 (子ども1人) -0.0998 (子ども2人以上)	
			同上	固定効果	同上	—	-0.0457 (子ども1人) -0.1260 (子ども2人以上)	
	イギリス	NCDS	子ども, 経験, 教育, 年齢, 年次	OLS	1981年：23歳 1991年：33歳	—	-0.0962 (子ども1人) -0.1949 (子ども2人以上)	
			同上	階差	同上	—	-0.0991 (子ども1人) -0.1674 (子ども2人以上)	
			同上	固定効果	同上	—	-0.0907 (子ども1人) -0.1609 (子ども2人以上)	
Joshi, Paci & Wald-fogel (1999)	イギリス	NCDS	子ども, 出産継続就業, 教育, 経験, 父親の社会階級, 地域	「子どもあり」と「子どもなし」を別々に推計	1978年：32歳	—	—	
			National Survey of Health and Development	子ども, 出産継続就業, 教育, 経験, 父親の社会階級, 地域	SS	1991年：33歳 パートタイム	—	0 (子どもあり)
				同上	同上	1991年：33歳 フルタイム	—	-0.643 (子どもあり)
Hark-ness & Wald-fogel (1999)	オーストリア	Luxembourg Income Study	結婚, 子ども, 年齢, 教育, 人種, 地域, 都市	SS	1994年：24-44歳	0	0 (子ども1人) -0.120 (子ども2人)	
	カナダ	同上	同上	同上	同上	0	-0.035 (子ども1人) -0.050 (子ども2人)	
	イギリス	同上	同上	同上	1995年：24-44歳	0.048	-0.093 (子ども1人) -0.255 (子ども2人)	
	アロカ	同上	同上	同上	1994年：24-44歳	0.059	-0.067 (子ども1人) -0.105 (子ども2人)	
	ドイツ	同上	同上	同上	同上	0	0 (子ども1人) -0.107 (子ども2人)	
	フランス	同上	同上	同上	1991年：24-44歳	0.034	-0.044 (子ども1人) 0 (子ども2人)	
	スウェーデン	Swedish Level of Living Survey	同上	同上	同上	0.033	0 (子ども1人) 0 (子ども2人)	
川口 (2001)	日本	消費生活に関するパネル調査	結婚期間, 子ども, 都市, 学歴, 年齢	SS	1997年：24-38歳	-0.015 (1年あたり)	0 (子どもあり)	
			有配偶, 長子年齢, 都市, 学歴, 年齢, 経験, 勤続, 雇用形態, 規模, 産業, 職種	SS	同上	0	-0.009 (1年あたり)	

表2 結婚・出産の賃金への影響に関する実証分析（女性）（つづき）

文献	国	データ <sup>a</sup>	説明変数	推定方法 <sup>b</sup>	サンプル	結婚の効果 <sup>c</sup>	子どもの効果 <sup>c</sup>
Nielsen, Simonson & Verner (2003)	デンマーク	デンマーク人口の5%サンプル	有配偶, 子ども, 経験, 教育, 地域, 職業, 育児休業期間	OLS	1997年: 20-40歳 公的部門	0	-0.0242 (子どもあり)
			同上	同上	1997年: 20-40歳 民間部門	0	0 (子どもあり)
			有配偶, 子ども, 経験, 教育, 資産, 地域, 職業, 育児休業期間	Switching	1997年: 20-40歳 公的部門	0	0.0304 (子どもあり)
					1997年: 20-40歳 民間部門	0	-0.0597 (子どもあり)

注:

- a. NLSはNational Longitudinal Surveyの略, NCDSはNational Child Development Studyの略。
- b. SSはSelf Selection (自己選択) モデルの略。2SLSはTwo Stage Least Squares (二段階最小2乗法) の略。被説明変数は時間あたり賃金の対数値。
- c. 結婚と子どもの効果は, 特に説明のない限り, 5%水準で有意でないものは「0」と表記している。「—」は, 効果が推計されていないか, 推計されていても報告されていないものである。
- d. 1982年のデータが欠けている場合は, 1978, 1988, 1975, 1973年のものを使用している。

表3 結婚・出産の賃金への影響に関する実証分析（男女比較）

文献	国	データ <sup>a</sup>	説明変数	推定方法 <sup>b</sup>	サンプル	結婚の効果 <sup>c</sup>	子どもの効果 <sup>c</sup>
Hersch (1991)	アメリカ	独自に収集, オレゴン州の18企業	有配偶, 子ども, 経験, 勤続, 教育	OLS	1986年: 年齢不詳 男性	0.168	0 (1人あたり)
			同上	同上	1986年: 年齢不詳 女性	0	0 (1人あたり)
			上記に加えて, 自身の家事時間と育児時間	同上	1986年: 年齢不詳 男性	0.165	0 (1人あたり)
			同上	同上	1986年: 年齢不詳 女性	0	0.041 (1人あたり)
Hersch & Stratton (1997)	アメリカ	Panel Study of Income Dynamics	子ども, 教育, 経験, 勤続, 組合, 地域, 都市, 家事時間	IV (家事時間: 内生変数) SS	1979-87年: 20-64歳 白人, 有配偶, 男性	—	0 (1人あたり)
			同上	同上	1979-87年: 20-64歳 白人, 有配偶, 女性	—	0.0582 (1人あたり)
Wald-fogel (1998b)	アメリカ	NLS of Young Men	子ども, 経験, 教育	OLS	1980年: 平均31歳 男性	0.1191	0 (子ども1人) 0.1030 (子ども2人以上)
		NLS of Young Women	同上	同上	1980年: 平均30歳 女性	0.0418	-0.0447 (子ども1人) -0.0923 (子ども2人以上)
		NLS of Youth	同上	同上	1991年: 平均30歳 男性	0.1133	0 (子ども1人) 0.0401 (子ども2人以上)
					1991年: 平均30歳 女性	0.0407	-0.0979 (子ども1人) -0.1093 (子ども2人以上)
Hundley (2000)	アメリカ	NLS of the High School Class of 1972	結婚, 子ども, 資格, 教育, 勤続, 地域, 都市, 産業	OLS	1986年: 平均32歳 自営業, 男性	0	0 (子ども1人) 0.29 (子ども2人)
			同上	同上	1986年: 平均32歳 自営業, 女性	0	-0.23 (子ども1人) -0.25 (子ども2人)
			同上	同上	1986年: 平均32歳 雇業者, 男性	0.17	0 (子ども1人) 0 (子ども2人)
			同上	同上	1986年: 平均32歳 雇業者, 女性	0	-0.11 (子ども1人) -0.29 (子ども2人)
Datta Gupta & Smith (2002)	デンマーク	デンマーク人口の5%サンプル	法律婚, 事実婚, 子ども, 経験, 教育, 地域	SS	1980年: 18-40歳 男性	0.065	0 (子ども1人) 0.015 (子ども2人以上)
			同上	固定効果 SS	同上	0	0 (子ども1人) 0 (子ども2人以上)

表3 結婚・出産の賃金への影響に関する実証分析（男女比較）（つづき）

文献	国	データ <sup>a</sup>	説明変数	推定方法 <sup>b</sup>	サンプル	結婚の効果 <sup>c</sup>	子どもの効果 <sup>c</sup>
Datta Gupta & Smith (2002)	デンマーク	デンマーク人口の5%サンプル	同上	SS	1980年：18-40歳女性	-0.011	0（子ども1人） -0.019（子ども2人以上）
			同上	固定効果SS	同上	0	0（子ども1人） 0（子ども2人以上）
Hellerstein & Neumark (2004)	アメリカ	1990 Decennial Employer-Employee Dataset	有配偶、性別、人種、教育、年齢、職業	Cobb-Douglas 生産関数と賃金関数の同時推計	1990年：平均39歳男女	0.118（賃金）	—
			上記に加えて、資本、原材料、労働力の質		同上	0.122（生産量）	—
			有配偶、性別、人種、教育、年齢、職業	Translog 生産関数と賃金関数の同時推計	同上	0.119（賃金）	—
			上記に加えて、資本、原材料、労働力の質		同上	0.103（生産量）	—

注：

- NLSはNational Longitudinal Surveyの略。
- SSはSelf Selection（自己選択）モデルの略。IVはInstrumental Variable（操作変数）モデルの略。被説明変数は、特に説明のない限り、時間あたり賃金の対数値。
- 結婚と子どもの効果は、特に説明のない限り、5%水準で有意でないものは「0」と表記している。「—」は、効果が推計されていないか、推計されていても報告されていないものである。

いるほど夫の結婚プレミアムが大きいことを示せばよい。

有配偶者の生産性を計測した研究としてはHellerstein and Neumark (2004)がある。彼らは、企業データと個人データをマッチさせ、生産関数と賃金関数を同時推計した。それによれば、有配偶者は無配偶者より生産性も賃金もおおよそ10%高い<sup>1)</sup>。ただし、それが結婚によってもたらされたものか、観察できない個人属性によるのかはわからない。

また、生産性を直接推定したものではないが、結婚と人事考課の関係を分析したものにKorenman and Neumark (1991)がある。彼らは有配偶男性の昇進確率は無配偶男性よりおおよそ10%高いが、人事考課を説明変数として使用すると、結婚の効果がほとんどなくなることを発見した。このことから、有配偶男性の昇進における結婚プレミアムは、有配偶男性が人事考課で高く評価されるためであるとした。ただし、人事考課で無配偶者が差別されている可能性もあるので、彼らの結果は必ずしも有配偶者の生産性が高いことを示しているわけではない。

家庭内分業と結婚プレミアムの関係を検証したものにLoh (1996)、Gray (1997)、Hersch and Stratton (1997)がある。Lohは、夫婦間分業が

結婚プレミアムの原因であれば、結婚後の妻の就業期間が長いほど夫の賃金は低くなるという予想の下に賃金関数を推計した。しかし、推定の結果、妻の就業期間は夫の賃金には影響を与えないことが明らかになったため、夫婦間分業が結婚プレミアムの原因ではないとの結論を下している。

他方、Grayは1980年代に男性の結婚プレミアムが40%低下したことを発見し、その原因が妻の労働供給の増加によるのではないかという予想を立てた。操作変数を使ったクロスセクションの推計では、妻の労働時間が夫の賃金に負の効果を持つことが明らかになったが、操作変数を使った固定効果モデルでは、妻の労働時間は夫の賃金に効果がなかった。

また、Hersch and Strattonは夫の家事労働時間が夫自身の賃金に与える効果を計測した結果、有意な効果がないことを発見している。このように、労働時間や家事時間など家庭内分業に関連する変数を夫の賃金関数に含めて推計する方法では、家庭内分業が夫の賃金に有意な効果を持つという推計結果は多くない。ただ、このことから夫婦間分業仮説が否定されたと結論するのは早計かもしれない。適当な操作変数がないことが原因かもしれないからである。

## 観察できない個人属性仮説

これまでの多くの研究は、観察できない個人属性仮説を検証している。観察できない個人属性とは、たとえば本人の知能指数である。知能指数を含んでいる調査データはほとんどない。学歴、年齢、経験、勤続年数などを調整した上で、知能指数の高い人は、賃金が高くかつ結婚相手を見つけやすいとしよう。この場合、賃金関数を OLS で推定すると、有配偶ダミーが正の係数を持つ可能性が高い。しかし、それは賃金と結婚がいずれも知能指数と正の相関関係を持っているからであり、結婚自体が賃金を高めるためではない。

知能指数は一つの例に過ぎない。遺伝子、生活環境、嗜好など観察できない個人属性は無数にある。推定結果にバイアスをもたらすこれらの要因を部分的に除去する方法が、固定効果モデルや階差モデルである。Korenman and Neumark (1991), Cornwell and Rupert (1997), Gray (1997), Hersch and Stratton (2000), Datta Gupta and Smith (2002) などがそれらの方法を用いている。表 1 と表 3 から明らかなように、複数の推定方法を比較している研究では、個人属性を排除した階差モデルや固定効果モデルのほうが、個人属性を排除しない OLS やランダム効果モデルより、小さな結婚プレミアムを推計している。このことから、観察できない個人属性が結婚プレミアムの一つの要因であることは間違いないようである。

固定効果モデルを使用する代わりに、兄弟のデータを使って個人属性を除去しようという試みもある。Loh (1996) と Antonovics and Town (2004) がそうである。たとえば、兄弟の一方が既婚、他方が未婚であったとする。兄弟であれば、子どものころの家庭環境が等しいため、家庭環境に起因する個人属性は両者で等しい。したがって、両者の賃金を比較すると、家庭環境に起因する個人属性の影響を排除したより純粋な結婚の効果を計ることができる。Antonovics and Town のように一卵性双生児のデータを使用すると、遺伝子の差まで除去できる。

OLS の結果と兄弟固定効果モデルを比較することにより、観察できない個人属性が結婚プレミ

アムの原因か否かが推測できる。Loh の分析では、OLS も兄弟固定効果モデルも有意な結婚プレミアムが計測されなかった。また、Antonovics and Town は兄弟固定効果モデルのほうがやや大きな結婚プレミアムを計測しており、観察できない個人属性は結婚プレミアムの原因ではないと結論している。

「観察できない個人属性」とは、あくまでデータベースに必要な変数が含まれていないため、研究者が観察できないのであって、工夫をすれば観察できるようになることもある。そのような工夫をした研究に Reed and Harford (1989) や Ginther and Zavodny (2001) がある。Reed and Harford は、有配偶男性と無配偶男性の労働環境を比較した結果、前者は、「重いものを運ぶ」「不自然な姿勢で作業をする」など、悪い環境で働く代わりに高い賃金を得ていることを発見した。このことから彼らは、労働現場における効用よりも、家庭内生産物（その生産には市場財の投入が必要）の消費に対する嗜好が強い男性が、結婚確率が高くかつ高い賃金を得ているとし、見えない嗜好の差が結婚プレミアムの原因であると結論した。

ただし、彼らの推定結果から別の解釈をすることも可能である。結婚したことにより、より高い賃金を得る必要が生まれ、悪い労働環境の仕事も甘んじて受け入れざるをえないという解釈である。後者の解釈が正しいならば、結婚は生産性を高めるわけではないが、労働環境を犠牲にすることにより賃金を高めていることになる。

## 差別仮説

雇用主による独身者差別の可能性は、多くの研究者が言及しているが、それを本格的に分析した研究はほとんどない。結婚プレミアムのうち、夫婦間分業仮説や観察できない個人属性仮説で説明できない部分が差別の可能性を示唆しているという解釈が一般的である。もちろん、理論的には、人種差別や女性差別同様、独身者差別があっても不思議ではない。

日本では雇用主による独身者差別があるのは、制度の上から明らかである。多くの企業では、扶養家族手当が賃金の一部として支払われる。その重要な部分は、所得の低い配偶者と子どもに対す

る手当である。独身者は通常これらの手当を受け取る権利がない。

## 2 女性の結婚プレミアム

女性の結婚プレミアムの計測を試みた研究も多いが、男性ほど広範には結婚プレミアムが観測されない。表2と表3に見られるように、女性には結婚プレミアムがないという結論が多い。ただし、結婚プレミアムや結婚ペナルティを計測した研究も少数ながら存在している。日本では川口(2001)によって、経験、勤続、就業形態などを考慮しなければ結婚ペナルティが観測できるが、それらを説明変数に入れると結婚プレミアムはなくなる事が報告されている。

女性については、結婚の賃金への影響が明確でないため、男性ほど結婚プレミアムは注目されていない。しかし、男性の結婚プレミアムの原因が夫婦間分業であるなら、女性には結婚ペナルティが観測されるのではないだろうか。女性について結婚ペナルティを計測した研究が少ないのはなぜだろう。

その理由は、女性の場合、夫婦間分業が経験年数・勤続年数・就業形態などとして通常の賃金関数に説明変数として含まれるからである。したがって、結婚退職やパートタイムへの変更によってその後の賃金が低下したとしても、それは有配偶ダミーではなく、経験年数・勤続年数・就業形態などの係数として捉えられる場合が多い。

## 3 女性の出産ペナルティ

男性の結婚プレミアムと同様、広範に観測されるのが、女性の出産ペナルティである。表2と表3に見られるように、ほとんどの研究は女性には出産ペナルティがあることを報告している。経験年数や勤続年数を説明変数として含めても、子どもは賃金に負の効果を持っていることから、出産や育児によるキャリア中断の直接的影響以外の要因が母親の賃金を下げていることになる。

出産ペナルティの原因として、これまで主に次の四つの仮説が議論され検証されてきた。1) 人的資本仮説、2) 仕事・子育て両立仮説、3) 観察できない個人属性仮説、4) 差別仮説である。これらは、

互いに排除しあうものではない。

### 人的資本仮説

出産や育児によるキャリアの中断が女性の人的資本の蓄積を妨げるというのが人的資本仮説である。Waldfogel (1995, 1998a) および Joshi, Paci and Waldfogel (1999) は、出産後も継続就業している女性には出産ペナルティがほとんどないことから、出産や育児によって人的資本の蓄積が妨げられることが出産ペナルティの原因であるとしている。ただし、賃金関数は学歴や経験や勤続を説明変数として含んでいるため、人的資本の大部分はそれらの変数で捉えられる。人的資本仮説を証明するには、それらの変数では捉えられない人的資本の部分が出産ペナルティとなっていることを示さなければならないが、そこまで厳密な分析はなされていない。単にキャリアの中断が賃金を下げるだけなら、子どもを持つ女性の就職の際に、雇用主が差別をするという解釈も可能である。

### 仕事・子育て両立仮説

母親は、賃金を犠牲にして仕事と子育てが両立する労働条件の仕事を選択するというのが仕事・子育て両立仮説である。子どものいる女性がパートタイムを選択するのも、それが目的である。出産ペナルティの推計では、パートタイムのダミーを使用していない研究が多い。フルタイムとパートタイムの間に賃金格差があるため、出産によってフルタイムからパートタイムに移ることによる賃金低下が、出産ペナルティとして計測されている可能性が強い。Harkness and Waldfogel (1999) はイギリスの出産ペナルティが大きい理由として、パートタイムの賃金が低いことを挙げている。これは、日本にも当てはまるのではないだろうか。

### 観察できない個人属性仮説

個人の能力、家庭環境、嗜好、遺伝子など、観察できない要因が出産と賃金に影響を及ぼしているとするのがこの仮説である。観察できない個人属性は、男性の結婚プレミアム同様、階差モデル、固定効果モデル、姉妹固定効果モデルなどを用いることによって、かなりの部分は取り除くことができる。

Korenman and Neumark (1992) および Datta

Gupta and Smith (2002) は、階差モデルや固定効果モデルにすると、出産ペナルティが有意でなくなることを発見している。つまり、出産ペナルティの主な原因は観察できない個人属性であることになる。しかし、Waldfogel (1995, 1998a, 1998b) は、それとまったく相容れない結果を報告している。OLS モデルも階差モデルや固定効果モデルも出産ペナルティの大きさはほとんど変わらない。彼女は、観察できない個人属性は重要な要因ではないと結論している。

また、姉妹固定効果モデルを用いた研究に Neumark and Korenman (1994) がある。それによると、結婚を外生変数とした場合には、姉妹固定効果モデルが OLS モデルより小さな出産ペナルティを示している。

仕事・子育て両立仮説と観察できない個人属性仮説を合わせた仮説を議論している研究に Nielsen, Simonsen and Verner (2003) がある。彼女らは、出産後のファミリー・フレンドリー制度を重視する女性は公務員を選択し、出産後も賃金を重視する女性は民間企業を選択するという仮説を検証している。推定の結果、OLS 推計では、民間企業の従業員より公務員のほうが出産ペナルティが大きいように見えるが、内生的自己選択モデル (switching regression) では逆に民間企業の従業員のほうが公務員より出産ペナルティが大きいことを発見している。このことは、通常の方法で計測した出産ペナルティは自己選択バイアスが かかっていることを示唆している。

#### 差別仮説

男性の結婚プレミアム同様、子どものいる女性に対する差別仮説を直接検証した研究は多くない。他の要因で説明し尽くせない場合に、雇用主による差別が議論される。子どものいる女性に対する雇用主の差別自体は不思議なことではない。日本でも、出産退職した女性が、正社員として再就職するのは非常に難しい。

#### 4 男性の出産プレミアム

子どもは男性の賃金に正の効果を及ぼすという研究が多い。これについても、先に議論した結婚プレミアムと同様に三つの仮説が存在する。夫婦

間分業仮説を支持する者は、出産により家庭内の男女の分業がより鮮明になる点を重視する。日本でも、結婚退職は減ったが、出産退職は依然として多い。それにより、夫は家事・育児から解放され仕事に専念できるという説である。

また、観察できない個人属性仮説は、OLS モデルと固定効果モデルを比較することにより検証できる。表 1 と表 3 を見ると、Cornwell and Rupert (1997) でランダム効果モデルと固定効果モデルの差がなかったが、それ以外の研究では、階差モデルや固定効果モデルのほうが係数の絶対値が小さい。このことから、観察できない個人属性が要因の一つであると言える。さらに、日本では、子どもがいると扶養家族手当を支払う会社が多いため、制度の上からも子どもが父親の賃金に正の効果を及ぼすことが予想される。

### III データ

次に、日本のデータを使い、結婚と出産が男女の賃金に及ぼす影響を推定する。使用するデータは、(財)家計経済研究所の「消費生活に関するパネル調査」である。この調査は、1993 年に 24 歳から 34 歳の女性 1500 人を対象に始まった。1997 年には、24 歳から 27 歳までの 2 次サンプル 500 人が追加された。本稿では、1993 年から 2000 年までのすべてのサンプルを用いる。川口 (2001) も「消費生活に関するパネル調査」を使用しているが、1 年分のデータしか用いていない。ここでは 8 年分のデータを用いるため、より正確な推計が期待できる。一番若い女性は 1993 年の 24 歳、最も年齢が高い女性は 2000 年の 41 歳である。

記述統計量は補論の表 A にある。女性については、未婚女性も既婚女性もサンプルに含めているが、離婚した女性はサンプルから除いている。結婚プレミアムや結婚ペナルティの解釈が複雑になるからである。また、男性は、調査対象である女性と結婚している人のデータしかない。したがって、有配偶男性と無配偶男性を比較することはできない。また、男性の年齢は散らばりが大きいいため、22 歳から 45 歳までの男性のみを選択した。

## IV 推定結果

### 1 男性の賃金に及ぼす影響

男性賃金の推定結果は表4にまとめてある。男性は、有配偶者のサンプルしかないため、有配偶ダミーによる結婚プレミアムは測れない。そこで、結婚期間が賃金に正の効果を及ぼすか否かによって、結婚プレミアムを測る。子どもの効果は、「子どもあり」ダミーと子どもの数に応じたダミー変数の両方を用いた。表には、結果の一部のみ掲載している。OLSモデルでは、表にある説明変数以外に、学歴、産業、規模、職種、年次のダミーおよび定数項を、ランダム効果モデルと固定効果モデルでは、上記から学歴を除いたダミー変数を使用した。

まず、OLSで推定した結果から見る。モデル1

では、子どもに関する変数はいないで、結婚期間のみを用いた。結婚期間は1%水準で有意である。結婚期間が1年延びると、賃金がおおよそ0.4%上昇することを意味している。モデル2とモデル3は、結婚期間は用いずに、子どもに関する変数のみを用いた。子どもダミーは5%水準で有意であり、子ども2人以上、3人以上ダミーも有意である。子どもがいると、賃金がおおよそ3%高い。モデル4とモデル5は結婚期間と子どもに関するダミー変数の両方を用いた。モデル4では結婚期間のみ有意で、子どもダミーは有意でない。また、モデル5ではいずれも有意でない。男性サンプルには有配偶男性しか含まれていないため、結婚期間と子どもの数に応じたダミー変数が多重共線性を起こしている可能性がある。

固定効果モデルでは、結婚期間と年次ダミーの間に完全な多重共線性があるため、結婚期間を説

表4 結婚期間・出産が男性の賃金に与える効果 (被説明変数は時間あたり賃金の対数値)

説明変数	OLS					固定効果	
	1	2	3	4	5	6	7
結婚期間	0.0038*** (0.0013)	—	—	0.0031** (0.0014)	0.0024 (0.0015)	—	—
子どもありダミー	—	0.0300** (0.0133)	—	0.0177 (0.0145)	—	0.0030 (0.0209)	—
子ども1人ダミー	—	—	0.0161 (0.0151)	—	0.0110 (0.1545)	—	0.0048 (0.2093)
子ども2人ダミー	—	—	0.0371** (0.0143)	—	0.0257 (0.1604)	—	0.0206 (0.0260)
子ども3人以上ダミー	—	—	0.0399*** (0.0169)	—	0.0260 (0.0191)	—	0.0699** (0.0350)
勤続年数	0.0176*** (0.0012)	0.0192*** (0.0010)	0.0187*** (0.0010)	0.0176*** (0.0012)	0.0177*** (0.0012)	0.0137 (0.0211)	0.0181 (0.0212)
他社での経験年数	0.0128*** (0.0013)	0.014*** (0.0012)	0.0138*** (0.0012)	0.0129*** (0.0013)	0.0129*** (0.0013)	0.0151 (0.0218)	0.0194 (0.0219)
その他の説明変数							
学歴 (4分類)	あり	あり	あり	あり	あり	なし	なし
産業 (13分類)	あり	あり	あり	あり	あり	あり	あり
規模 (7分類)	あり	あり	あり	あり	あり	あり	あり
職種 (7分類)	あり	あり	あり	あり	あり	あり	あり
年次	あり	あり	あり	あり	あり	あり	あり
観測数	5475	5475	5475	5475	5475	5475	5475
修正 R2	0.1914	0.1909	0.1911	0.1914	0.1914	—	—
R2: within	—	—	—	—	—	0.0769	0.0773
R2: between	—	—	—	—	—	0.1003	0.0817
R2: overall	—	—	—	—	—	0.1209	0.1048
Hausman test	—	—	—	—	—	0.0000	0.0000

注: 括弧の中の数字は標準偏差。\*\*\*は1%水準で有意, \*\*は5%水準で有意, \*は10%水準で有意。

Hausman test は、ランダム効果モデルとの比較。数字は有意水準を意味する。

明変数に含めることができない。推定結果は、子ども3人以上のダミーのみ有意に正である。それ以外の子どもの効果は、OLSモデルと比べて小さくなっている。つまり、子どもの効果の重要な部分は、観察できない個人属性が賃金と子どもの両方に影響を及ぼしているためと解釈できる。

## 2 女性の賃金に及ぼす影響

表5は女性賃金の推定結果である。女性のサンプルには、専業主婦が多い。賃金は労働市場で働いている者しか計測できないため、自己選択バイ

アスの恐れがある。よって、ミル比の逆数を用いて、それを調整した。

まず、OLSモデルの推定結果を見る。モデル1とモデル2は、結婚と子どもに関する変数以外は、年齢、学歴、年次、ミル比の逆数のみを用いている。川口(2001)が指摘するように、結婚によって、勤続年数、経験年数、産業、職種、企業規模、就業形態などが変わりそれが賃金低下の原因となっている可能性があるため、結婚や出産の全般的な効果を見るには、それらの変数を用いないほうがよい。結果は、モデル1、モデル2とも強い結婚

表5 結婚・出産が女性の賃金に与える効果(被説明変数は時間あたり賃金の対数値)

説明変数	OLS				固定効果			
	1	2	3	4	5	6	7	8
有配偶ダミー	-0.0284 (0.0281)	-0.0481* (0.0291)	-0.0652** (0.0268)	-0.0856*** (0.0276)	-0.0957** (0.0398)	-0.0902** (0.0425)	-0.0599 (0.0397)	-0.0571 (0.0426)
結婚期間	-0.0095*** (0.0024)	-0.0064** (0.0026)	-0.0003 (0.0024)	0.0030 (0.0025)	0.0038 (0.0050)	0.0030 (0.0055)	0.0054 (0.0050)	0.0050 (0.0056)
子どもありダミー	-0.1110*** (0.0226)	—	-0.0983*** (0.0211)	—	-0.0261 (0.0542)	—	-0.0017 (0.0545)	—
子ども1人ダミー	—	-0.0961*** (0.0240)	—	-0.0808*** (0.0224)	—	-0.0194 (0.0685)	—	0.0010 (0.0570)
子ども2人ダミー	—	-0.1420*** (0.0259)	—	-0.1363*** (0.0243)	—	-0.0186 (0.0685)	—	0.0062 (0.0698)
子ども3人以上 ダミー	—	-0.1729*** (0.0336)	—	-0.1664*** (0.0318)	—	0.0046 (0.0931)	—	0.0119 (0.0954)
勤続年数	—	—	0.0187*** (0.0022)	0.0181*** (0.0022)	—	—	0.0315** (0.0125)	0.0319** (0.0127)
他社での経験年数	—	—	0.0041* (0.0022)	0.0033 (0.0022)	—	—	0.0166 (0.0133)	0.0171 (0.0135)
パートタイム・ ダミー	—	—	-0.0077 (0.0176)	-0.0093 (0.0176)	—	—	-0.0238 (0.0225)	-0.0238 (0.0225)
パート*勤続年数	—	—	-0.0167*** (0.0035)	-0.0170*** (0.0035)	—	—	-0.0130*** (0.0046)	-0.0129*** (0.0046)
ミル比の逆数	0.1224*** (0.0288)	0.1398*** (0.0297)	0.1302*** (0.0271)	0.1486*** (0.0279)	0.1016* (0.0537)	0.0931 (0.0585)	0.0748 (0.0539)	0.0705 (0.0590)
その他の説明変数								
年齢・年齢2乗	あり	あり	あり	あり	なし	なし	なし	なし
学歴(4分類)	あり	あり	あり	あり	なし	なし	なし	なし
産業(13分類)	なし	なし	あり	あり	なし	なし	あり	あり
規模(7分類)	なし	なし	あり	あり	なし	なし	あり	あり
職種(7分類)	なし	なし	あり	あり	なし	なし	あり	あり
年次	あり	あり	あり	あり	あり	あり	あり	あり
観測数	4513	4513	4513	4513	4513	4513	4513	4513
修正R2	0.1345	0.1357	0.2571	0.2588	—	—	—	—
R2: within	—	—	—	—	0.0434	0.0435	0.0723	0.0723
R2: between	—	—	—	—	0.0029	0.0036	0.0849	0.0821
R2: overall	—	—	—	—	0.0021	0.0016	0.1122	0.1095
Hausman test	—	—	—	—	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

注: 括弧の中の数字は標準偏差。\*\*\*は1%水準で有意, \*\*は5%水準で有意, \*は10%水準で有意。

Hausman test は、ランダム効果モデルとの比較。数字は有意水準を意味する。

ペナルティと出産ペナルティの存在を示している。モデル1では、結婚期間1年につき1%賃金が下がり、子どもがいると11%賃金が下がる。モデル2では、子どもの数が多いほどペナルティが大きいことがわかる。

モデル3とモデル4は、勤続年数や就業形態などを説明変数として加えた結果である。子どもの効果はやや小さくなっているが、大きな変化はない。モデル1、モデル2との顕著な違いは、結婚の効果として、結婚期間が有意でなくなっていることである。これは、結婚期間が延びるとともに未婚女性との賃金格差が拡大する原因が、有配偶者の勤続年数や経験年数が短いことやパートタイム就業者が多いことに原因があるためと解釈できる。表2、表3から明らかなように、海外の研究で結婚ペナルティを報告しているものは、Datta Gupta and Smith (2002) によるデンマークの研究のみである。結婚ペナルティは、先進国では珍しい現象と言える。

観測できない個人属性を取り除くと、結婚・出産の効果はどう変わるだろうか。モデル5からモデル8が、固定効果モデルの推定結果である。モデル5とモデル6は、結婚の全般的効果を見るため、勤続年数や就業形態などの変数は説明変数から除いている。結果は、有配偶ダミーは相変わらず有意であるが、子どもダミーは有意でなくなった。つまり、出産ペナルティの主要な要因は、観測できない個人属性が、賃金を下げると同時に出産確率を上げていることによると解釈される。

ただ、別の解釈も可能である。固定効果モデルで出産の賃金効果が計測できるのは、最初のパネル調査時と最後のパネル調査時の間に出産し、かつ出産の前と後に少なくとも1度ずつ就業しており賃金が記録されている女性のみである。出産による顕著な賃金低下が観察されるのは、出産で正社員を退職した女性がパートタイムで再就職した場合であろう。しかし、固定効果モデルによって、このようなライフサイクルの女性の賃金が捉えられなくなる可能性がある。と言うのは、「消費生活に関するパネル調査」では、現在利用できる調査が8年分と短いため、出産退職しパートタイムで再就職する女性について、出産退職前と再就職

後の両方の賃金を観測できる女性は非常に少ない。出産前と後の賃金が観察できる女性の多くは、就業を継続している女性である。就業を継続する女性は多くの場合、正社員として就業を継続するので、賃金の低下はほとんどない。それが推定結果に表れている可能性がある。

モデル5とモデル6では結婚ペナルティは相変わらず有意である。結婚は10%近く賃金を下げている。個人属性を除去しても、結婚は女性の賃金を低下させることを意味している。ところが勤続年数、経験年数、産業、職種、企業規模、就業形態などを説明変数として使用したモデル7とモデル8では結婚の効果はない。結婚はそれらの変数を介して女性の賃金を低下させていることがわかる。

## V まとめ

アメリカやイギリスを中心に、結婚や出産が賃金に及ぼす影響の研究が多くなされてきた。それによると、勤続年数や職種や学歴を調整した上で、結婚と出産は男性の賃金に正の効果を及ぼすという研究が多い。また、女性については、結婚の効果は観測できないが、出産は負の効果を持つという研究が多い。

男性の結婚プレミアムについては、夫婦間分業が夫の生産性を高める、観測できない個人属性による、雇用主の差別による、という三つの仮説がある。また、女性の出産ペナルティについては、出産後のキャリアの中断が人的資本の低下をもたらす、賃金を犠牲にして子育てのしやすい就業条件の会社を選ぶ、観測できない個人属性による、雇用主の差別による、という四つの仮説がある。

実証分析として、まず有配偶男性のデータを用いて、結婚期間と子どもが賃金に及ぼす影響を推計した。それによるとOLS推計では、男性に結婚プレミアムと出産プレミアムの存在が確認された。しかし、固定効果モデルでは、出産プレミアムがほとんどなくなったことから、観測できない個人属性が出産プレミアムの重要な要因のひとつであると解釈できる。

次に、未婚・既婚両方を含む女性のデータを用

いて、結婚と出産が女性の賃金に与える効果を推計した。OLS 推計の結果、結婚ペナルティと出産ペナルティが確認された。つまり、勤続年数や就業形態などを調整した上で、結婚は賃金に対し、負の効果を持つ。出産ペナルティは多くの国で観察されているが、結婚ペナルティは珍しい。固定効果モデルでは、勤続年数や就業形態を説明変数として用いないと、結婚が賃金に負の効果を持つが、それらを調整すると負の効果はなくなる。つまり、結婚は、勤続年数や就業形態の変化を通じて女性の賃金を下げているのである。

出産ペナルティは、固定効果モデルでは確認できなかった。OLS 推計の出産ペナルティは、観察できない要因によると解釈できる。しかし、パネルが短いため、出産退職・再就職型ライフサイクルの女性の賃金が推計に反映されていない可能性もある。出産ペナルティの原因の解明については、さらなる実証研究の蓄積が必要である。

#### 補 論

1) Hellerstein and Neumark (2004) が使用したデータには女性も含まれる。彼らは男女の結婚プレミアムを区別せずに推定しているが、女性の割合は 31.3%なので、推計結果は男性の結婚プレミアムをより反映したものと考えてよい。

\* 本稿の執筆過程において、西谷公孝氏（神戸大学大学院）にリサーチアシスタントとして協力していただいた。ここに感謝の意を表したい。

#### 参考文献

Antonovics, Kate and Robert Town (2004) "Are All the

Good Men Married? Uncovering the Sources of the Marital Wage Premium," *American Economic Review*, Vol. 94, No. 2, pp. 317-321.

Chun, Hyunbae and Injae Lee (2001) "Why Do Married Men Earn More: Productivity or Marriage Selection?" *Economic Inquiry*, Vol. 39, No. 2, pp. 307-319.

Cornwell, Christopher and Peter Rupert (1997) "Unobservable Individual Effects, Marriage and the Earnings of Young Men," *Economic Inquiry*, Vol. 35, pp. 285-294.

Datta Gupta, Nabanita and Nina Smith (2002) "Children and Career Interruptions: The Family Gap in Denmark," *Economica*, Vol. 69, pp. 609-629.

Ginther, Donna, K. and Madeline Zavodny (2001) "Is the Marriage Premium due to Selection? The Effect of Shotgun Wedding on the Return to Marriage," *Journal of Population and Economics*, Vol. 14, pp. 313-328.

Gray, Jeffery, S. (1997) "The Fall in Men's Return to Marriage: Declining Productivity Effects or Changing Selection?" *Journal of Human Resources*, Vol. 32, No. 3, pp. 481-504.

Harkness, Susan and Jane Waldfogel (1999) "The Family Gap in Pay: Evidence from Seven Industrialised Countries," *London School of Economics Working Paper*, 29, pp. 1-38.

Hellerstein, Judith, K. and David Neumark (2004) "Production Function and Wage Equation Estimation with Heterogeneous Labor: Evidence from a New Matched Employer-Employee Data Set," *NBER Working Paper*, No. 10325, pp. 1-28.

Hersch, Joni (1991) "Male-Female Differences in Hourly Wages: The Role of Human Capital Working Conditions, and Housework," *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 44, No. 4, pp. 746-759.

Hersch, Joni and Leslie S. Stratton (1997) "Housework, Fixed Effects, and Wages of Married Workers," *Journal of Human Resources*, Vol. 32, No. 2, pp. 285-307.

Hersch, Joni and Leslie S. Stratton (2000) "Household Specialization and the Male Marriage Wage Premium,"

表 A 記述統計量

変数	男性				女性			
	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値
時間あたり賃金	1557	763	506	9634	1116	675	500	9032
時間あたり賃金 (対数値)	7.274	0.367	6.226	9.173	6.925	0.388	6.215	9.109
有配偶ダミー	1	0	1	1	0.500	0.500	0	1
結婚期間	8.734	4.449	1	22	4.894	6.088	0	23
子どもありダミー	0.858	0.349	0	1	0.427	0.495	0	1
子ども 1 人ダミー	0.243	0.429	0	1	0.119	0.324	0	1
子ども 2 人ダミー	0.441	0.497	0	1	0.225	0.418	0	1
子ども 3 人以上ダミー	0.174	0.379	0	1	0.083	0.276	0	1
勤続年数	9.865	6.801	0	29.5	4.902	4.612	0	23.5
他社での経験年数	5.126	6.130	0	26.4	4.832	4.427	0	22.6
パートタイム・ダミー	—	—	—	—	0.385	0.487	0	1
パート*勤続年数	—	—	—	—	0.813	1.928	0	15
観測数	5475				4513			

- Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 54, No. 1, pp. 78-94.
- Hill, Martha, S. (1979) "The Wage Effects of Marital Status and Children," *Journal of Human Resources*, Vol. 14, pp. 579-594.
- Hundley, Greg (2000) "Male/Female Earning Differences in Self-Employment: The Effects of Marriage, Children, and the Household Division of Labor," *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 54, No. 1, pp. 95-114.
- Joshi, Heather, Pierella Paci and Jane Waldfogel (1999) "The Wages of Motherhood: Better or Worse?" *Cambridge Journal of Economics*, Vol. 23, pp. 543-564.
- Korenman, Sanders and David Neumark (1991) "Does Marriage Really Make Men Productive?" *Journal of Human Resources*, Vol. 26, No. 2, pp. 282-307.
- Korenman, Sanders and David Neumark (1992) "Marriage, Motherhood, and Wages," *Journal of Human Resources*, Vol. 27, No. 2, pp. 233-255.
- Loh, Eng, S. (1996) "Productivity Differences and the Marriage Wage Premium for White Males," *Journal of Human Resources*, Vol. 31, No. 3, pp. 566-589.
- Neumark, David and Sanders Korenman (1994) "Sources of Bias in Women's Wage Equations: Results Using Sibling Data," *Journal of Human Resources*, Vol. 29, No. 2, Special Issue: Women's Work, Wages and Well-Being, pp. 379-405.
- Neumark, David and Daiji Kawaguchi (2001) "Attrition Bias in Economic Relationships Estimated with Mached CPS Files," *NBER Working Paper*, No. 8663, pp. 1-35.
- Nielsen, Helena, S., Marianne Simonsen and Mette Verner (2003) "Does the Gap in Family-Friendly Policies Drive the Family Gap?" *University of Aarhus Working Paper*, No. 2003-01.
- Reed, Robert and Kathleen Harford (1989) "The Marriage Premium and Compensating Wage Differentials," *Journal of Population Economics*, Vol. 2, pp. 237-265.
- Waldfogel, Jane (1995) "The Price of Motherhood: Family Status and Women's Pay in Young British Cohort," *Oxford Economic Papers*, New Series, Vol. 47, No. 4, pp. 584-610.
- Waldfogel, Jane (1998a) "The Family Gap for Young Women in the United States and Britain: Can Maternity Leave Make a Difference?" *Journal of Labor Economics*, Vol. 16, No. 3, pp. 505-545.
- Waldfogel, Jane (1998b) "Understanding the 'Family Gap' in Pay for Women with Children," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 12, No. 1, pp. 137-156.
- 川口章 (2001) 「女性の結婚プレミアム——結婚・出産が就業・賃金に与える影響」『季刊家計経済研究』第51号, pp. 63-71.

かわぐち・あきら 同志社大学政策学部教授。最近の主な著作に「ファミリー・フレンドリー施策と男女均等施策」『日本労働研究雑誌』No.503 (2002年)。労働経済学専攻。