

## 妻の相対収入と労働供給

水谷 徳子

(公益財団法人 家計経済研究所 研究員)

本論文では、世帯内の妻の相対収入を概観し、妻の潜在的収入が夫の収入を上回る可能性が妻の労働供給を歪めているのかどうかを考察した。分析の結果、夫より妻の収入が多い夫婦の割合は非常に小さく、その割合は世帯収入に対する妻の収入の割合が0.5を超えると急落することがわかった。また、妻が潜在的に稼ぎ手となる可能性は、妻の市場労働参加に負の影響を与える一方、妻の潜在的収入と実際の収入のギャップには有意な影響を与えていないことがわかった。このことは、妻が家計の主な稼ぎ手となる状況避けるために、自身の収入を減らすように労働供給を調整するというより、市場労働参加を控えている可能性を示唆している。

### 1. はじめに

15歳から64歳の女性の就業率は、2015年には64.6%であった。総務省統計局「労働力調査」によると、1968年には53.4%だった女性(15～64歳)の就業率は、1975年に48.8%まで低下したが、その後は上昇の一途をたどり、2010年には60%を超え、その後1968年以降過去最高を更新し続けている。このように女性の労働参加率は上昇傾向にあり、長期的には就業率の男女差は縮小傾向にあるといわれている。それにもかかわらず、就業率をはじめとして、賃金や管理職比率など労働市場における男女差が残っているのも事実である。

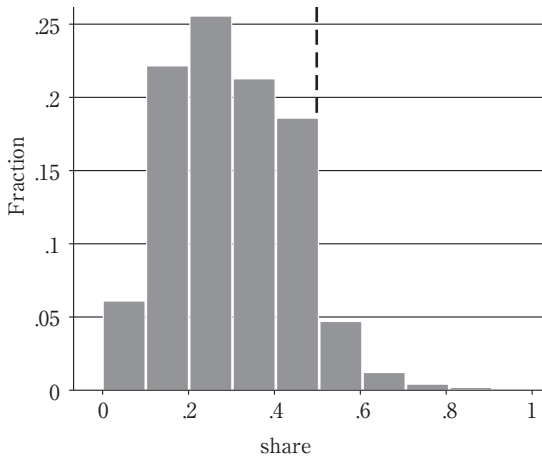
近年、労働市場における男女差の永続要因として、労働市場のアウトカムへの社会規範の影響に関心が向けられている<sup>1) 2)</sup>。例えば、Bertrand et al. (2015) は、“a man should earn more than his wife” という社会規範が世帯内の相対収入や結婚・離婚の傾向、家計生産などの社会経済的アウトカムにどのような影響を与えているのかをア

メリカのデータを用いて分析している。そして、妻は夫よりも多く稼ぐことを回避し、妻の潜在的収入が夫の収入を上回る可能性がある夫婦では、妻が市場労働をおこなわない、もしくは潜在的収入より少ない収入を稼ぐように行動していることを示している。

本論文は、Bertrand et al. (2015) の知見に基づき、(公財)家計経済研究所の「消費生活に関するパネル調査」の個票データを用いて、日本の家計の世帯内の相対収入の分布を観察し、社会規範が潜在的に妻の労働供給や労働市場のアウトカムに歪みを生じさせているのかを検証することを目的とする。

以下、第2節では、使用するデータを紹介する。第3節で世帯内の妻の相対収入の分布を概観し、第4節で妻が潜在的に稼ぎ手となる可能性が妻の労働供給に与える影響についての推定結果を示す。最後に第5節で考察をまとめ、今後の課題を検討する。

図表-1 妻の相対収入の分布



## 2. データ

分析には、(公財)家計経済研究所による「消費生活に関するパネル調査」(以下、JPSC)の1993～2015年の調査結果を用いる。JPSCは調査開始時点の1993年に24歳から34歳までの女性1,500人(以下、「コーホートA」)を対象とし、現在に至るまで同一女性を追跡したパネル調査である。なお、その後、1997年に24歳から27歳の500人(以下、「コーホートB」)、2003年に24歳から29歳の836人(以下、「コーホートC」)、2008年に24歳から28歳の636人(以下、「コーホートD」)、2013年に24歳から28歳の648人(以下「コーホートE」)が調査の対象者に追加されている。

JPSCの調査対象は女性であるが、有配偶については家計全体に加え、夫についての詳細な調査項目があり、各家計の妻および夫の年齢や学歴等の個人属性だけでなく、就業状況等の情報を併せて把握することが可能である。ここでは、世帯収入(夫婦合計)に対する妻の収入の割合の影響を確認するため、分析の対象となるのは、有配偶女性のサンプルとなる。

## 3. 妻の相対収入

まず、妻の相対収入をJPSCで概観する。JPSCでは、夫と妻の収入を大きく分けて3通りで把握

することが可能である。一つ目は月給や時給などの賃金形態ごとの収入であり、二つ目は調査前年1年間に得た収入である。そして、三つ目は調査年の9月の手取り収入である。本論文では、夫と妻それぞれの9月の手取り収入を用いて分析する。

$t$ 年9月の夫婦 $i$ の夫の収入が $winc_{it}$ 、妻の収入が $winc_{it}$ とすると、妻の相対収入 $share_{it}$ は、

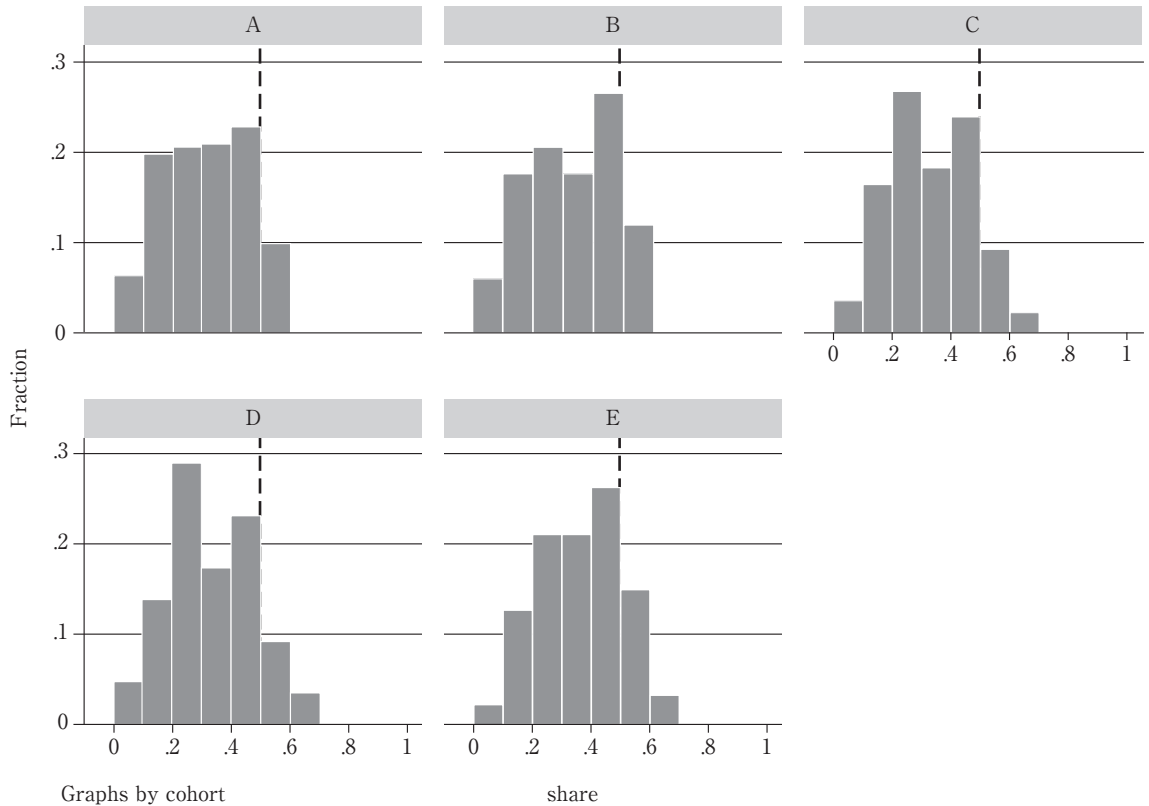
$$share_{it} = \frac{winc_{it}}{winc_{it} + hinc_{it}}$$

で表されるとする。 $share_{it}$ は0から1の値をとり、0.5以上の値をとるとき、妻の収入が夫のそれより多いことを意味する。

図表-1は、妻の相対収入の分布を示したものである<sup>3)</sup>。観測値の大部分において、妻の相対収入は0.5以下であることがわかる。これは、多くの夫婦の場合、妻は夫より収入が少ないことを意味する。実際、妻の収入が夫より多い夫婦は、全体の約6.4%である。また、妻の収入が夫の収入を超えるポイント、つまり0.5を超えると観測値の割合が急激に低くなっている。相対収入が0.4～0.5の階級で全体の20.25%を占めるのに対し、0.5～0.6の階級では4.46%のみとなる<sup>4)</sup>。以上から、Bertrand et al. (2015)等の先行研究と同様、JPSCにおいても妻の相対収入の分布は、0.5のポイントで急激な下落が観察される。

それでは、このような妻の相対収入の分布の傾向は、コーホートで異なるのだろうか。前述のとおり、JPSCではほぼ5年おきに、出生コーホートを調査に加えており、第23回調査では、5つのコーホートが含まれる。図表-2には、コーホート別の妻の相対収入を示す。ここでは、各コーホートの有配偶の回答者がJPSCに加わった初年度の回答結果のみを用いている。そのため、各コーホート、妻が24歳から30歳前後での妻の相対収入を示していることになる。図表-1で観察された傾向と同様に、どのコーホートにおいても、大部分の夫婦の妻の相対収入は0.5以下である。妻の相対収入が0.5以下の分布はコーホートでさまざまであるが、0.5を境に観測値が急激に下落していることはコーホートにかかわらず、観察される。

図表-2 コーホート別妻の相対収入の分布



#### 4. 妻の相対収入と労働供給

前節で観察された妻の相対収入の分布が0.5を境に急激に下落することの一つの原因は、妻が性別規範から逸脱しないようにするために、自身の労働供給を歪めている可能性である。例えば、夫よりも多くの収入を稼ぐであろう妻は、規範から逸脱しないように、労働供給をおこなわないことを選択するかもしれない。あるいは、妻が、労働時間を減らしたり、賃金の低いような仕事に就いたりすることで、労働供給を歪めているかもしれない。Bertrand et al. (2015) は、妻が夫より稼ぐ確率が10%ポイント高くなると、妻が市場労働に参加する確率が1.4%ポイント低くなること、妻の実際の収入と潜在的な収入のギャップが1%ポイント増えることを報告している。本節では、日本の妻の市場労働や労働市場のアウトカムにお

ける潜在的な歪みについてJPSCを用いて分析する。本節では、有配偶のうち、各調査時点で夫が有業であるサンプルに限定する。注目する変数は、妻が潜在的に稼ぎ手になるかどうか、 $wEarnMore_{it}$ であり、夫婦*i*の妻の潜在的収入 $wPotential_{it}$ が夫の収入 $hinc_{it}$ を上回るときに( $wPotential_{it} > hinc_{it}$ )、1をとる変数とする。妻の潜在的収入 $wPotential_{it}$ は、妻の潜在的収入の分布の中央値として定義する。具体的には、調査年ごとに、女性を年齢グループ・最高学歴・居住地域ブロックに基づいた属性グループに割り当て、各属性グループにおける有配偶かつ有業の女性の収入の中央値を計算している<sup>5)</sup>。 $wEarnMore_{it}$ は、妻の収入が妻の属性グループにおける有業女性の母集団から無作為に抽出される時、妻の収入が夫のそれを上回る確率を捉えている。本節の分析に使用する変数の記述統計を図表-3に示す。

図表-3 記述統計

	Mean	Std. Dev.	Min	Max
就業ダミー	0.5591	0.4965	0	1
潜在的妻稼ぎ手ダミー	0.0124	0.1107	0	1
潜在的妻稼ぎ手ダミー (妻：就業) (N=13,176)	0.0276	0.1639	0	1
潜在的妻稼ぎ手ダミー (妻・夫：フルタイム) (N=4,433)	0.1182	0.3229	0	1
妻の潜在的収入	7.3092	5.3897	0	40
妻の潜在的収入 (妻：就業) (N=13,176)	11.0932	4.3985	0	38
妻の潜在的収入 (妻・夫：フルタイム) (N=4,433)	18.6509	5.3602	0	49
夫の収入 (対数値)	3.3704	0.3528	0.6931	6.2596
子ども有	0.6414	0.4796	0	1
妻の年齢	36.4887	6.9628	24	56
妻の最高学歴				
中学校	0.0372	0.1891	0	1
専門・専修 (中卒)、高校	0.4220	0.4939	0	1
専門・専修 (高卒)、短大・高専	0.3974	0.4894	0	1
大学・大学院	0.1435	0.3506	0	1
夫の年齢	38.9287	7.8226	20	70
夫の最高学歴				
中学校	0.0795	0.2705	0	1
専門・専修 (中卒)、高校	0.4096	0.4918	0	1
専門・専修 (高卒)、短大・高専	0.1534	0.3604	0	1
大学・大学院	0.3574	0.4793	0	1
N			25,085	

(1) 妻の就労への影響

まず、妻の潜在的収入が夫の収入を上回る可能性の妻の就労への影響を以下の式を用い、線形確率モデルで推定する。

$$wLFP_{it} = \beta_0 + \beta_1 wEarnMore_{it} + X'_{it} \gamma + \delta_p + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

ここで、妻の就労を表す変数は  $wLFP_{it}$  であり、夫婦  $i$  の妻が  $t$  年において仕事に就いている場合に 1 をとり、それ以外は 0 をとるダミー変数である。  $X_{it}$  はその他の説明変数のベクトルであり、妻の潜在的収入、夫の収入 (対数値)、妻と夫それぞれの年齢、最高学歴が含まれる。また、  $\delta_p$  と  $\theta_t$  はそれぞれ、都道府県固定効果と年固定効果を表す。

JPSC を用いて (1) 式を推定した結果を図表-4 に示している。潜在的妻稼ぎ手ダミー  $wEarnMore_{it}$  の係数をみると、  $-0.1184$  であり 1% 水準で統計的に有意な値をとっている ((1) 列)。これは、妻の潜在的収入が夫の収入を上回る可能性が 10% ポイント上昇すると、妻が市場労働に参加する確率が約 1.2% ポイント低下することを意味している。

しかしながら、この結果は、自身の潜在的収入

より収入が低い男性と結婚する女性は、市場労働をおこなわず、子育てを含めた家事労働をおこなう傾向にあるといった観察しえない属性を反映しているだけかもしれない。この点を考慮し、子どもの有無をコントロール変数として加えても ((2) 列)、潜在的妻稼ぎ手ダミーの係数はほとんど影響を受けていない。

また、Bertrand et al. (2015) に従い、(3) 列では、夫の収入と世帯収入の限界効用の関係が非線形である可能性を考慮して夫の収入 (対数値) の 2 乗項を、(4) 列では、妻の潜在収入の労働供給に与える影響が、妻が稼ぎ手となる可能性とは別に夫の収入と関連している可能性を考慮して、潜在的稼ぎ手ダミーと夫の収入の交差項を加えている。潜在的妻稼ぎ手ダミーの係数は、図表-4 のどの特定化においても、負で統計的に有意である。妻の潜在的収入が夫の収入を上回る可能性が妻の就労に負の影響を与えるという図表-4 の結果は、妻が家計の主な稼ぎ手となる状況を避けるために市場労働参加を控えている可能性を示唆している。

図表-4 妻の就労への影響

	(1)	(2)	(3)	(4)
潜在的妻稼ぎ手ダミー	-0.1184*** (0.0326)	-0.1167*** (0.0325)	-0.1251*** (0.0342)	-0.1513* (0.0840)
妻の潜在的収入	0.0148*** (0.0011)	0.0146*** (0.0011)	0.0147*** (0.0011)	0.0146*** (0.0011)
夫の収入 (対数値)	-0.2056*** (0.0192)	-0.1992*** (0.0193)	-0.2642*** (0.1020)	-0.2768** (0.1173)
夫の収入 (対数値) 2 乗			0.0095 (0.0155)	0.0112 (0.0173)
子ども有		-0.0325** (0.0152)	-0.0322** (0.0152)	-0.0322** (0.0152)
潜在的妻稼ぎ手ダミー × 夫の収入				0.0016 (0.0052)
妻の年齢	0.0084*** (0.0023)	0.0089*** (0.0023)	0.0089*** (0.0023)	0.0089*** (0.0023)
妻の最高学歴				
中学校	-0.1167*** (0.0426)	-0.1166*** (0.0427)	-0.1166*** (0.0427)	-0.1166*** (0.0427)
専門・専修 (高卒)、短大・高専	-0.0248 (0.0177)	-0.0262 (0.0178)	-0.0261 (0.0178)	-0.0261 (0.0178)
大学・大学院	-0.0111 (0.0269)	-0.0163 (0.0270)	-0.0163 (0.0270)	-0.0164 (0.0270)
夫の年齢	0.0043** (0.0020)	0.0045** (0.0020)	0.0044** (0.0020)	0.0045** (0.0020)
夫の最高学歴				
中学校	0.0617** (0.0292)	0.0647** (0.0292)	0.0643** (0.0293)	0.0644** (0.0293)
専門・専修 (高卒)、短大・高専	-0.0403* (0.0223)	-0.0402* (0.0222)	-0.0401* (0.0223)	-0.0401* (0.0223)
大学・大学院	-0.0807*** (0.0205)	-0.0824*** (0.0205)	-0.0824*** (0.0205)	-0.0823*** (0.0205)
定数項	0.6313*** (0.0961)	0.6140*** (0.0963)	0.7243*** (0.1898)	0.7465*** (0.2167)
R-Squared	0.1232	0.1241	0.1241	0.1241
N	25,085	25,085	25,085	25,085

注: \*, \*\*, \*\*\*は10%、5%、1%水準で統計的に有意であることを表す。カッコ内は、クラスター(個人)内相関について頑健な標準誤差。妻および夫の最高学歴のreferenceは、専門・専修(中卒)、高校。都道府県固定効果、調査年固定効果を含む

## (2) 妻の潜在的収入と実際の収入のギャップへの影響

前項では、妻の就労への影響をみたが、夫より収入が多くなる可能性がある妻は、市場労働をおこなわないことはコストがかかりすぎるため、夫が主な稼ぎ手となる水準まで妻自身の収入を単に減らすように調整して労働供給をおこなっているかもしれない。

本項では、市場労働参加を控えていない妻の収入の歪みを分析するために、有配偶のうち、各調査時点で夫と妻が有業であるサンプルに着目する。そして、以下のようなモデルを仮定し、妻が

潜在的に稼ぎ手になる可能性が、妻の潜在的収入と実際の収入のギャップに及ぼす影響を推定する。

$$Gap_{it} = \beta_0 + \beta_1 wEarnMore_{it} + X'_{it} \gamma + \delta_p + \theta_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

ここで、被説明変数の  $Gap_{it}$  は、夫婦  $i$  の妻の潜在的収入と実際の収入のギャップを示す変数であり、 $Gap_{it} = \frac{winc_{it} - wPotential_{it}}{wPotential_{it}}$  で計算される<sup>6)</sup>。

(2) 式における説明変数は、 $wEarnMore_{it}$  含め (1) 式と同じである。

図表-5には、(2) 式の推定結果が示されている。(1) 列の潜在的妻稼ぎ手ダミーの係数をみて



図表-5 妻の潜在的収入と実際の収入のギャップへの影響

	(1)	(2)	(3)	(4)
潜在的妻稼ぎ手ダミー	0.1064** (0.0476)	0.1132** (0.0479)	0.0749 (0.0456)	0.0490 (0.0562)
妻の潜在的収入	-0.0382*** (0.0033)	-0.0391*** (0.0034)	-0.0387*** (0.0034)	-0.0389*** (0.0034)
夫の収入 (対数値)	-0.0232 (0.0474)	0.0124 (0.0483)	-0.3108 (0.2312)	-0.3296 (0.2347)
夫の収入 (対数値) 2 乗			0.0480 (0.0359)	0.0506 (0.0364)
子ども有		-0.1822*** (0.0387)	-0.1813*** (0.0387)	-0.1812*** (0.0387)
潜在的妻稼ぎ手ダミー × 夫の収入				0.0031 (0.0030)
妻の年齢	0.0085 (0.0054)	0.0118** (0.0054)	0.0118** (0.0054)	0.0118** (0.0054)
妻の最高学歴				
中学校	-0.0972** (0.0495)	-0.0909* (0.0505)	-0.0904* (0.0503)	-0.0906* (0.0503)
専門・専修 (高卒)、短大・高専	0.1279*** (0.0419)	0.1231*** (0.0420)	0.1230*** (0.0420)	0.1232*** (0.0420)
大学・大学院	0.1968*** (0.0648)	0.1661*** (0.0642)	0.1658*** (0.0642)	0.1661*** (0.0643)
夫の年齢	-0.0000 (0.0044)	0.0004 (0.0044)	0.0003 (0.0044)	0.0003 (0.0044)
夫の最高学歴				
中学校	0.0185 (0.0474)	0.0404 (0.0474)	0.0392 (0.0473)	0.0392 (0.0473)
専門・専修 (高卒)、短大・高専	-0.0269 (0.0468)	-0.0292 (0.0464)	-0.0284 (0.0465)	-0.0286 (0.0465)
大学・大学院	0.0384 (0.0484)	0.0295 (0.0485)	0.0284 (0.0485)	0.0283 (0.0485)
定数項	0.1985 (0.1780)	0.0945 (0.1752)	0.6323 (0.4023)	0.6656 (0.4090)
R-Squared	0.0820	0.0926	0.0929	0.0929
N	13,176	13,176	13,176	13,176

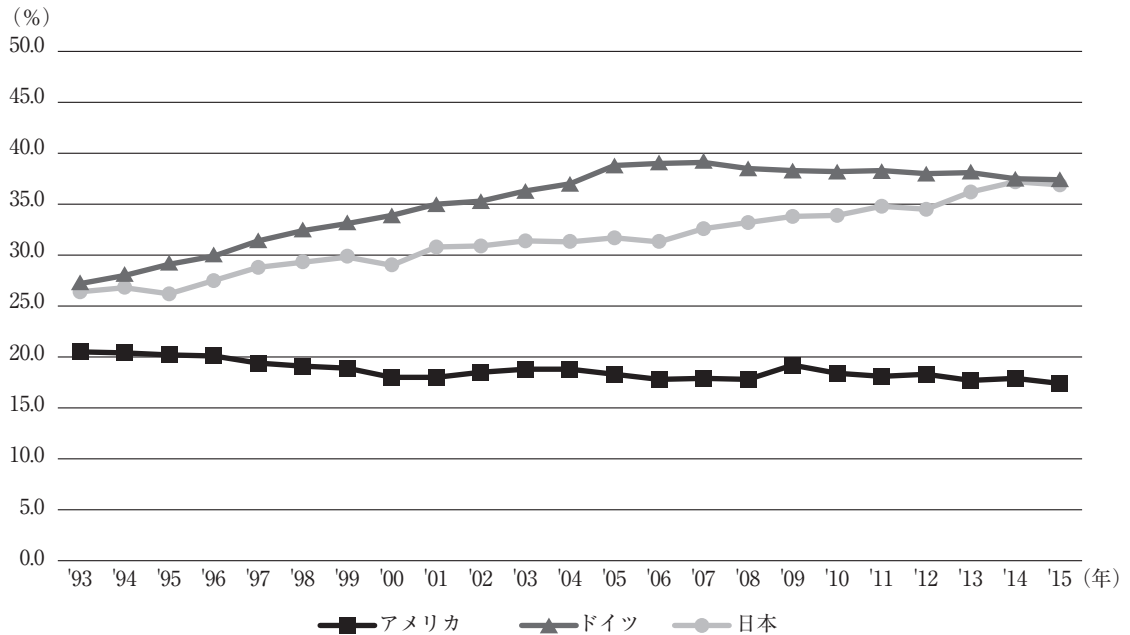
注: \*, \*\*, \*\*\*は10%, 5%, 1%水準で統計的に有意であることを表す。カッコ内は、クラスター(個人)内相関について頑健な標準誤差。妻および夫の最高学歴のreferenceは、専門・専修(中卒)、高校。都道府県固定効果、調査年固定効果を含む

みると、0.1064であり5%水準で統計的に有意である。潜在的妻稼ぎ手ダミーの係数の推定値が正であることは、自身の潜在的収入が夫の収入を上回る可能性が高い女性は、自身の収入を減らすように労働供給をおこなっているのではなく、潜在的収入より多く稼いでいることを意味する。この結果は、夫より収入が多くなる可能性がある妻は、夫が稼ぎ手となる水準まで妻自身の収入を減らすように労働供給をおこなうという想定と整合的なBertrand et al. (2015) の結果と異なる。

本項の結果がアメリカのデータを用いたBertrand et al. (2015) の推定結果とは異なる一つの理由

としては、日本とアメリカでは女性の労働に対する文化や労働市場の構造が異なっていることが考えられる。図表-6には、JPSCが調査を開始した1993年から2015年までのアメリカ・日本・ドイツのパートタイム労働者比率の推移を示している。2015年のパートタイム労働者比率をみると、比率の高い順にドイツで37.4%、日本で36.9%、アメリカで17.4%となっている。アメリカのパートタイム労働者比率は、ドイツや日本のそれぞれの約2分の1である。長期的にみても、ドイツや日本のパートタイム労働者比率は、それぞれ平均的にアメリカの約2倍であり、どの年においてもアメリカのそ

図表-6 パートタイム労働者比率の推移



出典: OECD Employment and Labour Market Statistics

れを上回っている。

本論文の分析で焦点が置かれている潜在的妻稼ぎ手ダミー  $wEarnMore_i$  は、前述したように、年齢グループ・最高学歴・居住地域による属性グループにおける有配偶かつ有業のすべての女性の収入に基づいて算出されている。図表-6で確認したように、アメリカと比較して日本ではパートタイム等の非正規雇用労働に従事する女性の割合が大きい。また、一般的にフルタイムの正規雇用の仕事に対する潜在的収入は、パートタイムのそれよりも高いことが予想される。そのため、妻の属性グループにおける有業女性の収入の中央値として潜在的収入が定義される場合、フルタイムで働く妻の潜在的収入は、フルタイムの仕事で稼ぐことができるであろう潜在的収入より低くなり、実際の収入が潜在的収入より多く稼ぐように労働供給していることになるかもしれない。

実際、日本と同程度のパートタイム労働者比率であるドイツのデータを用いて分析している Wieber and Holst (2015) は、西ドイツにおいて妻の潜在的収入と実際の収入のギャップに対し

て妻の潜在的収入が夫の収入より多くなる可能性は正の影響を及ぼすが、夫婦ともにフルタイム労働者のサンプルに限定するとその影響は負に転じることを報告している。本稿でも、Wieber and Holst (2015) に従って、各調査時点で夫と妻がともにフルタイムの正規雇用で就業しているサンプルに限定し、(2) 式を推定する。そして、フルタイムの正規雇用で働く夫と同程度以上の潜在的収入を稼ぐ可能性があるフルタイムの正規雇用労働に従事する妻が、夫が主な稼ぎ手となる水準まで労働供給を歪めているのかを確認する。

推定に用いる変数は図表-5と同じものであり、記述統計を図表-3に示している。ただし、妻の潜在的収入は、妻の属性グループにおけるフルタイムの正規雇用の女性の収入の中央値で定義される。そのため、被説明変数の  $Gap_i$  は、妻の属性グループでのフルタイムの正規雇用の女性の収入の中央値と実際の収入のギャップを示していることになる。また、本論文で着目している変数である潜在的妻稼ぎ手ダミー  $wEarnMore_i$  は、妻の収入が彼女の属性グループにおけるフルタイム正規雇

図表-7 妻の潜在的収入と実際の収入のギャップへの影響(フルタイム正規雇用)

	(1)	(2)	(3)
潜在的妻稼ぎ手ダミー	-0.0036 (0.0235)	-0.0080 (0.0234)	-0.0118 (0.0221)
妻の潜在的収入	-0.0126*** (0.0023)	-0.0127*** (0.0023)	-0.0126*** (0.0023)
夫の収入(対数値)	0.1168*** (0.0398)	0.1259*** (0.0404)	0.0387 (0.2614)
夫の収入(対数値) 2乗			0.0128 (0.0380)
子ども有		-0.0673*** (0.0258)	-0.0670*** (0.0259)
妻の年齢	0.0074** (0.0032)	0.0092*** (0.0032)	0.0092*** (0.0031)
妻の最高学歴			
中学校	-0.0556 (0.0428)	-0.0518 (0.0457)	-0.0514 (0.0458)
専門・専修(高卒)、短大・高専	0.0058 (0.0246)	0.0070 (0.0242)	0.0069 (0.0242)
大学・大学院	0.0560* (0.0323)	0.0478 (0.0326)	0.0478 (0.0326)
夫の年齢	-0.0048* (0.0025)	-0.0045* (0.0025)	-0.0045* (0.0025)
夫の最高学歴			
中学校	-0.0983*** (0.0275)	-0.0881*** (0.0273)	-0.0880*** (0.0273)
専門・専修(高卒)、短大・高専	-0.0569** (0.0286)	-0.0578** (0.0286)	-0.0578** (0.0287)
大学・大学院	-0.0151 (0.0258)	-0.0175 (0.0256)	-0.0177 (0.0255)
定数項	-0.3310* (0.1806)	-0.3893** (0.1845)	-0.2425 (0.4660)
R-Squared	0.1052	0.1125	0.1126
N	4,433	4,433	4,433

注: \*, \*\*, \*\*\*は10%、5%、1%水準で統計的に有意であることを表す。カッコ内は、クラスター(個人)内相関について頑健な標準誤差。妻および夫の最高学歴のreferenceは、専門・専修(中卒)、高校。都道府県固定効果、調査年固定効果を含む

用の女性の母集団から無作為に抽出されるとき、妻の収入が夫のそれを上回る確率を捉えていることになる。図表-3をみると、フルタイムの正規雇用で就業しているサンプルに限定するとサンプルサイズは小さくなるが、妻の潜在的稼ぎ手ダミーの平均値は、図表-4や図表-5で用いた指標の値よりも大きくなっている。また、潜在的収入も多くなっていることがわかる。

図表-7は、夫と妻がともにフルタイムの正規雇用で就業しているサンプルを用いて推定した結果である。潜在的妻稼ぎ手ダミーに着目すると、子どもの有無や夫の収入の二次式をコントロールすると((2)(3)列)、係数の大きさは(1)列の倍

以上になるが、予想通り係数の符号は、負である。しかし、図表-7のいずれにおいても、潜在的妻稼ぎ手ダミーの係数は、10%水準でも統計的に有意ではない。つまり、妻が潜在的に稼ぎ手になる可能性が、妻の潜在的収入と実際の収入のギャップに与える影響は有意ではない。夫より収入が多くなる可能性がある妻は、夫が主な稼ぎ手となる水準まで妻自身の収入を単に減らすように労働供給を調整しているわけではなさそうである。

## 5. おわりに

本論文では、世帯内の相対所得の分布と妻の労



働供給との関係を、Bertrand et al. (2015) に従って、JPSCの個票データを用いて考察した。まず、妻の収入が夫より多い夫婦は、全体の約6.4%と非常に割合が小さく、大部分の夫婦において妻の収入は夫より少ないことを確認した。そして、世帯収入に対する妻の収入の割合の分布は、妻の収入が夫の収入を上回る0.5を超えると、急激に下落することを示した。これらの傾向はコーホートに関係なく観察された。

以上のような観察された傾向の背景として、妻が性別規範から逸脱しないように自身の労働供給を調整しているという Bertrand et al. (2015) 等が提示する仮説を考慮し、潜在的に夫より収入が多くなる可能性をもつ妻が、労働供給を歪めているのかを検証した。分析の結果、妻の潜在的収入が夫の収入を上回る可能性は妻の市場労働参加に負の影響を与えることがわかった。これは、妻が家計の主な稼ぎ手となる状況を避けるために市場労働参加を控えている可能性を示唆している。また、妻が潜在的に稼ぎ手になる可能性は、妻の潜在的収入と実際の収入のギャップに有意な影響を与えていないことから、夫の収入を超えないようにするために妻が収入を調整するように労働供給しているというわけでないと考えられる。

しかし、本研究の分析からこのように主張するには、いくつかの限界がある。例えば、本稿では、妻の潜在的収入が夫の収入を上回る確率は、観察される労働市場でのアウトカムに基づいて計算されており、それが性別規範や制度のインセンティブ等によってすでに影響を受けている可能性がある。また、妻が稼ぎ手になる可能性の外生的な変化を用いて分析しているわけではない。相対収入の夫婦内の変化や妻が稼ぎ手になる可能性のより正確な指標を用いて、より深く分析する必要があるだろう。今後の研究課題としたい。

#### 注

- 1) 女性の労働に関していえば、国や時代、夫婦による性別規範の違いがどのように女性の就業に影響を与えるのかについて議論がなされてきている (Fortin 2005; Bertrand 2010; Fernández 2011等)。
- 2) これらの研究のいくつかは、アイデンティティは社会的

カテゴリーを定義づけ、社会的カテゴリーに属する人々の行動規範からの乖離が効用を減少 (損失) させ、アイデンティティが意思決定に影響を与えるという Akerlof and Kranton (2010) のアイデンティティ経済学の枠組みに基づいている。

- 3) 夫の収入と妻の収入のどちらも正の値をとるサンプルに限定している。
- 4) 階級幅を0.05に変更した場合でも、妻の相対収入が0.45～0.50で全体の9.5%、0.50～0.55で2.9%となり、0.5で妻の相対収入の分布に下落がみられる。
- 5) 年齢グループは、「30歳未満」「30歳以上35歳未満」「35歳以上40歳未満」「40歳以上45歳未満」「45歳以上50歳未満」「50歳以上」の6つのカテゴリーである。居住地域ブロックは、「北海道」「東北」「関東」「中部」「近畿」「中国」「四国」「九州」の8ブロックである。
- 6)  $wPotential_i$ あるいは  $winc_i$  は、前節や前項での定義と同様である。

#### 文献

- 総務省統計局, 2016, 「労働力調査 長期時系列データ」 (<http://www.stat.go.jp/data/roudou/longtime/03roudou.htm>)
- Akerlof, G. A. and R. E. Kranton, 2010, *Identity Economics: How Our Identities Shape Our Work, Wages, and Well-Being*, Princeton: Princeton University Press. (= 2011, 山形浩生・守岡桜訳『アイデンティティ経済学』東洋経済新報社.)
- Bertrand, M., 2010, “New Perspectives on Gender,” O. Ashenfelter and D. Card eds., *Handbook of Labor Economics* Vol. 4B, Amsterdam: Elsevier Science, 1545-1592.
- Bertrand, M., E. Kamenica and J. Pan, 2015, “Gender Identity and Relative Income within Households,” *Quarterly Journal of Economics*, 130 (2) : 571-614.
- Fernández, R., 2011, “Does Culture Matter?” J. Benhabib, A. Bisin, and M.O. Jackson eds., *Handbook of Social Economics*, Vol. 1A, Amsterdam: North-Holland, 481-510.
- Fortin, N., 2005, “Gender Role Attitude and the Labour Market Outcomes of Women across OECD Countries,” *Oxford Review of Economic Policy*, 21 (3) : 416-438.
- Wieber, A. and E. Holst, 2015, “Gender Identity and Women’s Supply of Labor and Non-Market Work: Panel Data Evidence for Germany,” Discussion Paper of DIW Berlin, 1517.

みずたに・のりこ 公益財団法人 家計経済研究所 研究員。主な論文に「自信過剰が男性を競争させる」(共著, 『行動経済学』2 (1), 2009)。応用経済学・応用計量経済学専攻。(mizutani@kakeiken.or.jp)