

景気変動と世帯の所得格差

——リーマンショック下の夫の所得と妻の就業——*

樋口美雄¹⁾・石井加代子²⁾・佐藤一磨³⁾

本稿の目的は、「慶應義塾家計パネル調査(KHPS)」を用い、景気変動による夫婦の所得、就業状態の変化が世帯の所得格差に及ぼす影響を検証することである。分析の結果、次の3点が明らかになった。1点目は、夫の所得変化について分析した結果、景気が大きく後退した時期において、中高所得層で所得の伸びが滞り、賞与減などを通じて所得の減少を経験した世帯が多かった。一方、低所得層でも失業や転職を通じて所得の減少を経験したものはいたが、景気後退期であっても所得の伸びを経験しているものも多く見られた。これらの結果から、景気後退期に低所得層と高所得層の夫の所得格差が縮小すると考えられる。2点目は、夫の所得変化が妻の就業に及ぼす影響を分析した結果、夫の所得が低下した場合、これまで働いていなかった妻の労働供給が増加するといった形で付加的労働者効果が観察された。この効果はももとの世帯所得が低い家計において大きいことが観察された。3点目は、夫の勤労所得のみで計測したジニ係数と、妻の勤労所得も足し合わせた所得で計測したジニ係数を時系列に比較した結果、妻の勤労所得は世帯間の所得格差を縮小させること、なかでも2008年の景気後退期から数年間、妻の勤労所得による格差縮小効果が大きいことがわかった。以上の分析結果をまとめると、景気後退期に有配偶世帯における所得格差は縮小するが、その背景には中高所得層の夫の所得低下と低所得層の妻の新規就業が影響を及ぼしていると考えられる。なお、この結果は現役世代の有配偶世帯のみを対象にして得られたものであり、無配偶世帯を含めて計測したジニ係数は、むしろ景気とカウンターシクリカルな動きを示し、景気が回復すると所得格差は縮小し、悪化すると拡大する傾向があることも明らかとなった。景気変動による世帯別、属性別の労働需給の変化が世帯の所得格差に大きな影響を与えている。

JEL Classification Codes: J11, J30, I31

1. 問題意識

わが国ではバブル崩壊後の長期不況以降、所得格差について社会的な関心が集まるようになってきた。これを受け、経済学の視点からさまざまな研究が行われ、所得格差の現状や背景が検証されてきた。これまでの研究成果について整理すると、2000年代半ば以前の研究では主に所得格差の原因が分析され、格差拡大の原因が高齢化や単身世帯の増加であることが明らかになった(大竹 2005)。また、2000年代半ば以降の研究では所得格差の拡大が続いているのかといった点が分析され、所得格差が持続的に拡大しているわけではないことが明らかにされている¹⁾(小塩 2010)。たとえば、「国民生活基礎調査」を用いた小塩(2010)は、1997年から2000年にかけてジニ係数が上昇するものの、2003年には低下し、2006年になると再び上昇

することを示している。また、2016年9月に発表された厚生労働省「平成26年所得再分配調査」の最新の値では、前回の2011年から比較して、2014年の再分配後の等価所得によるジニ係数はわずかに低下している。これらの結果から、2000年以降では所得格差が上昇し続けているわけではないと言える。

所得格差の変動の背景にはどのような要因が影響を及ぼしているのだろうか。これにはさまざまな原因が考えられるが、本稿では現役世代の有配偶世帯間における所得格差に焦点をあて、景気変動の影響に注目する。景気変動は2つの経路を通じて世帯所得に影響を及ぼすと考えられる。1つ目の経路は、家計の主たる稼得者である世帯主(主に夫)の所得である。景気が後退した際、多くの家計で世帯主所得が低下すると考えられる。景気後退期に解雇などの雇用調整よりも賞与などの所得による調整が大きい場合、

この割合の高い高所得層における収入減が大きく、所得格差を縮小させる可能性がある。景気回復期には、雇用創出により低所得層に大きな恩恵を与える場合は格差の縮小に寄与するかもしれないが、所得増により高所得層に大きな恩恵を与える場合は格差を拡大させる方向に寄与するかもしれない。

2つ目の経路は、女性就業、特に妻の就業の変化である。内閣府「男女共同参画白書2014年版」で指摘されるように、わが国では男性の非正規雇用が増加したり、平均所得が減少する傾向にあるため、妻の所得が家計を支える上で重要な役割をはたすようになった。ここで景気後退期に世帯主所得が低下した場合、妻が新たに働き出したり労働時間を増やしたりすることで、夫の所得の低下を補てんする可能性がある。もしこの妻の労働供給の増加が世帯所得の低い階層を中心に観察される場合、所得格差は縮小すると予想される。これに対して、逆に妻の労働供給の増加が世帯所得の高い階層を中心に生じる場合、所得格差は拡大すると予想される。このように景気変動は女性就業、特に妻の就業の変動を通じて所得格差の拡大、縮小に寄与すると考えられる。

景気変動が所得格差に及ぼす影響については、これまで十分検証されておらず、その実態について明らかになっていない²⁾。しかし、この点を検証することは、所得格差の変動のメカニズムを示すものであり、研究意義が大きい。そこで、本稿では「慶應義塾家計パネル調査(以下、KHPS)」を用い、現役世代の有配偶世帯に焦点を当て、景気変動による夫および妻の所得、就業状態の変化が所得格差に及ぼす影響について、以下の2つの経路から検証を行う。1つ目は、景気変動と夫の所得変化に関する分析である。2004年から2015年までのKHPSを用い、所得分位別に夫の所得がどのように変化してきたのかを検証する。この際、2008年の世界的な金融危機による不況(リーマンショック)が有配偶男性の所得にどのような影響を及ぼしたのかに注目する。2つ目は、夫婦の所得、就業の相互関係に関する分析である。ここでもKHPS

を用い、夫の所得が低下した際の妻の就業行動の変化を所得階層別に計量分析する。さらに、妻の就業が所得格差に及ぼす影響を明らかにするため、夫の所得のみで測ったジニ係数と夫婦の合算所得で測ったジニ係数を時系列に算出し比較する。

所得格差を検討する際、単身世帯や母子世帯、高齢世帯の存在は重要であるものの、本稿では夫婦の就業、所得の相互関係が所得格差に及ぼす影響を主に分析するため、現役世代の有配偶世帯に分析対象を限定する。そのため、次節では、現役の有配偶世帯に分析対象を限定する意味と課題について述べる。合わせて、今回の分析の対象であるリーマンショックの労働市場への影響についても確認する。続く、第3節では景気変動と夫の所得変化の関係を検証し、第4節では夫の所得低下時における妻の就業行動の変化を検証し、第5節では妻の収入が世帯の所得格差に与える影響を検証する。

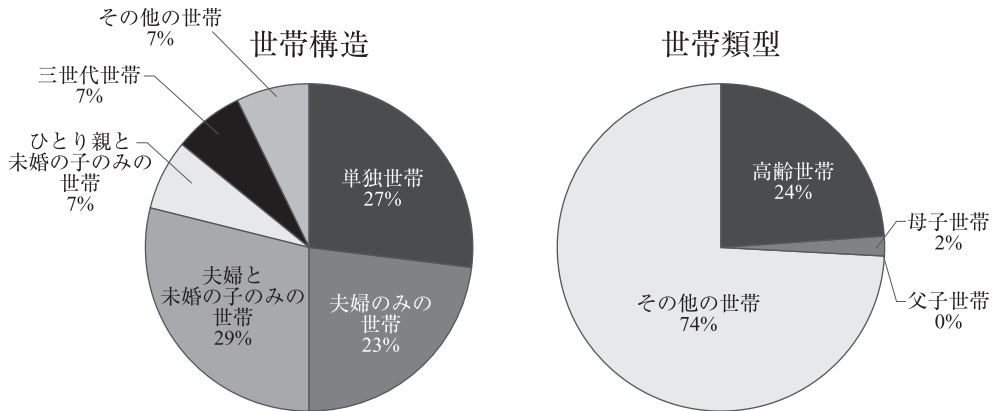
2. 分析の対象と特徴

本節では、所得格差を研究するうえで、現役世代の有配偶世帯のみを分析対象とすることがどのような意味を持つのか、そして、この分析で着目するリーマンショックが労働市場に対してどのような影響があったのかについて確認しておく。

本稿での分析対象は、現役世代の有配偶世帯であり、具体的にはKHPS2004年から2015年の各年における夫の年齢が20歳から59歳までの有配偶世帯である³⁾。分析対象を有配偶世帯に限定することにより、景気変動による世帯主(夫)の収入の変化のみならず、それに応じて生じる妻の就業行動の変化が所得格差にどのような影響を与えるのかについて分析することができる。近年、雇用の不安定化が進む中で、妻の所得が家計内での重要性を増しており、夫婦の所得変化の組合せが世帯間の所得格差にもたらす影響に着目することは意義がある。

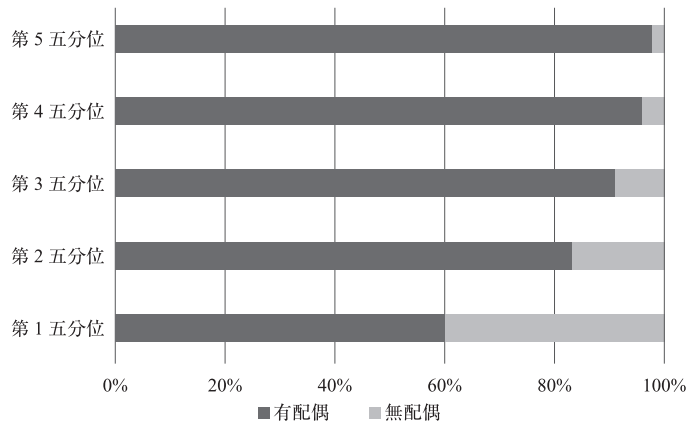
しかしながら、現役世代の有配偶世帯に限定することにより、低所得のリスクが高い単身世帯やひとり親世帯、また高齢世帯が分析の対象

図1. 日本の世帯構造と世帯類型の状況(平成26年)



出所) 厚生労働省「平成26年国民生活基礎調査の概況」掲載の数値より筆者らが作成。

図2. 所得五分位の各階層における有配偶世帯と無配偶世帯の比率(世帯主が20-59歳の世帯に限定)



註1) KHPS2004-2015のデータをプールして推計している。

註2) 無配偶世帯とは、学生を除く20-59歳の無配偶者が世帯主になっている世帯。

註3) 20-59歳の世帯主(有配偶世帯の場合は夫)の勤労所得により、各年で五分位階層を作成した。

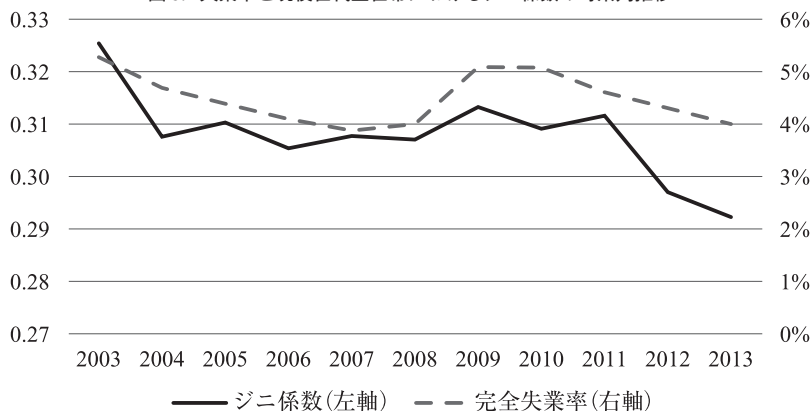
出所) KHPS2004-2015を用いて筆者らが推計。

から外れることには留意が必要である。図1では、厚生労働省「平成26年国民生活基礎調査の概況」より、世帯構造と世帯類型の状況を示している。世帯構造からみると、今回の分析では全体の27%を占める単独世帯および7%を占めるひとり親と未婚の子のみの世帯は除かれる。また、世帯類型からみると、全体の24%を占める高齢世帯⁴⁾は分析対象から外れる。

現役世代⁵⁾に限定して、本稿の分析対象から外れる無配偶世帯(单身、ひとり親など)が所得分布のどのあたりに位置しているのか、KHPSで確認したものが図2である。所得階層が低いほど、無配偶世帯の占める割合が高くなってい

ることがわかるが、現役世代全体においては、無配偶世帯は圧倒的に少ないことも強調しておく必要がある。ちなみに、図3に示すとおり、KHPSのデータを使って単身世帯やひとり親世帯を含めた世帯主が20-59歳の全世帯における世帯主所得のジニ係数⁶⁾を計測すると、2003年完全失業率が過去最高に近い5.3%のときは0.325と高かったが、その後失業率が低下するに従いジニ係数も低下し、2008年には0.307まで下がり、リーマンショック後の失業率が5.1%に急騰した2009年にはジニ係数も0.314に上昇した。その後、失業率が低下するに従い、ジニ係数も下がり、2013年の失業率が4.0%の

図3. 失業率と現役世代全世帯におけるジニ係数の時系列推移



注1) 世帯主(有配偶世帯の場合は夫)が20-59歳の世帯に限定して世帯主(有配偶の場合は夫)の勤労所得を使ってジニ係数を計測した。なお、世帯主が学生の場合は除いている。
 注2) 翌年も勤労所得の情報が得られるサンプルに限定しているため、2013年(KHPS2014)までの情報となっている。
 出所) 厚生労働省「労働力調査」、および、KHPS2004-2015を用いて筆者らが推計。

段階で、ジニ係数は0.292の水準にある。そのように現役世代全世帯の世帯主所得の所得格差はむしろカウンターシクリカルな動きを示している。本稿の分析結果は社会全体の所得格差について言及しているのではなく、あくまで現役世代の有配偶世帯における所得格差について言及していることを強調しておく必要がある。

また、分析のポイントとなるリーマンショックが、労働市場へ与えた影響について特徴を整理しておく⁷⁾。リーマンショックは、2008年9月にアメリカの投資銀行であるリーマンブラザーズが破たんしたのを原因として発生した世界的な金融危機であり、わが国の労働市場に深刻な影響を及ぼした。総務省の「労働力調査」を見ると、2008年から2009年にかけて男性の失業者は44万人増加し、女性では26万人も増加した。失業率で見ると、男性では4.1%から5.3%へと1.2%上昇し、女性では3.8%から4.8%へと1%上昇している。わが国では2000年代前半以降、景気回復の影響もあって失業者が減少していたため、このような大きな失業者の増加はそのショックの大きさを物語っている。

また、同じく「労働力調査」で2008年から2009年の雇用形態別の就業者数の変化を見ると、男性の正規の職員・従業員は22万人減少し、非正規の職員・従業員は33万人減少した。なお、この非正規の中でも派遣社員の減少がも

っとも大きく、18万人ほど減少した。これに対して女性の場合、正規の職員・従業員は7万人増加し、非正規の職員・従業員は5万人の減少にとどまっていた。女性非正規の減少の内訳を見ると、派遣社員で13万人の減少となっている一方で、契約社員・嘱託・アルバイトはこの期間も増加していたため、派遣社員の減少を相殺していた。

さらに、「労働力調査」により2008年から2009年の産業別雇用者数の変化を見ると、男性では全体で57万人の減少となっていた⁸⁾。その減少の中心は製造業であり、34万人ほど雇用者数が低下した⁹⁾。これに対して女性の場合、逆に雇用者数は1万人増加していた。内訳をみると、男性と同様に製造業の雇用者が25万人減少したが、医療、福祉の17万人の増加や他のサービス関連の産業での雇用者の増加によってその減少を相殺していた。

今回分析対象から外れる現役世代の無配偶世帯は、リーマンショックとどのような関係があるか。同じく「労働力調査」よりリーマンショック前(2007年)の状況を見ると¹⁰⁾、15歳以上の男性就業者全体¹¹⁾においては、有配偶者が全体に占める割合は69%であるが、リーマンショックでもっとも失業が生じた派遣社員に限定すると、有配偶者は40%に過ぎない。すなわち、リーマンショックで打撃が大きかった男性

表 1. 分析対象の属性

	人数 (人)	夫の平均年齢 (歳)	夫の平均年収 (百万円)	夫の雇用形態(%)			
				正規	非正規	自営業	家族従業者
第 1 五分位	2,485	44.9	250	46	19	30	4
第 2 五分位	2,704	42.7	414	76	5	17	2
第 3 五分位	2,911	43.9	543	82	3	14	1
第 4 五分位	2,720	46.6	709	91	1	8	0
第 5 五分位	2,624	49.3	1,049	90	1	9	0

註 1) KHPS2004-2015 のデータをプールして推計している。

註 2) 分析対象は t 期に有業であった 20-59 歳の有配偶男性であり、所得階層は分析対象である 20-59 歳の有配偶男性の所得(税・社会保障控除前の年収)により各年毎に集計。

出所) KHPS2004-2015 を用いて筆者らが推計。

派遣労働者の半数以上が本稿の分析対象には含まれない無配偶者であり、リーマンショックとのかかわりが強いことを留意しておく必要がある。

以上の結果を整理すると、リーマンショックは雇用者を減少させていたが、その影響は特に男性の派遣労働者において顕著だったと言える。この背景には、長濱(2012)でも指摘されるように、リーマンショックによる世界的な消費の低迷が男性雇用者の多い製造業に深刻な影響を与えたためだと考えられる。これに対して女性の場合、リーマンショック時でも雇用が増加する場合も見られ、その影響は対照的であった。女性の場合、リーマンショック時でも雇用が増加する雇用形態や産業が存在していたため、新規就業しやすかった可能性がある。

最後に、利用するデータについても触れておく。本稿の分析で用いる KHPS は、毎年 2 月に調査が実施されており、所得については前年の所得について、就業状況については先月(1 月)の就業業況について質問している。そのため、KHPS の 2004 年から 2015 年のデータを利用した場合、所得に関しては 2003 年から 2014 年までの情報となる。以後、本稿では、調査年ではなく、実際の情報に基づき年次を定義していく。

3. 景気変動と夫の所得変化

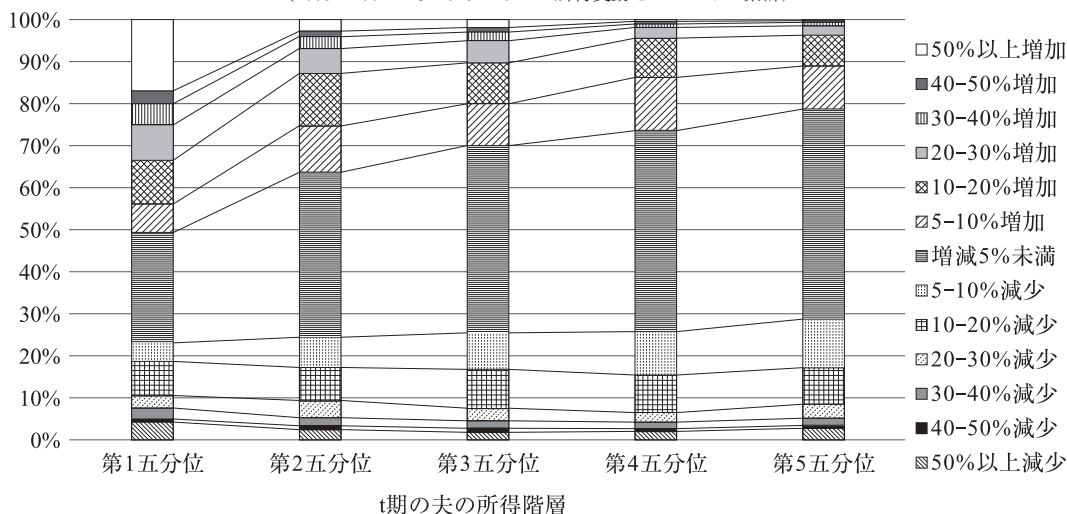
この節では、有配偶男性に限定して、景気変動と所得変化の関係について 2004 年から 2015 年の KHPS を用いて検証する。具体的には、夫の所得階層別に今年(t 期)から翌年($t+1$ 期)の夫の所得の変化について確認し、リーマンシ

ョックとそれ以外の時期でこの動きに違いが見られるか記述的に確認する。

分析に入る前に、表 1 でこの節の分析で用いるサンプルの属性について確認しておく。各 t 期において 20 歳から 59 歳の有配偶男性¹²⁾で、かつ、 t 期に有業であったものを分析対象としている。表 1 では KHPS の 2004 年から 2015 年のデータをプーリングして集計した値を所得五分位ごとに掲載している。所得五分位については、分析対象となる夫の昨年 1 年間の仕事からの収入(税・保険料控除前)をもとに各年毎に算出している。分析には自営業者も含まれており、その場合事業収入が含まれている可能性がある。所得階層ごとに夫の年齢を見てみると、もっとも所得の高い第 5 五分位で夫の年齢は高く、最低所得層の第 1 五分位においては平均としては中程度の年齢を示している。夫の雇用形態については低所得層とそれ以外でかなりの差が見られる。低所得層、特に、第 1 五分位では正規雇用の割合が著しく低い一方で非正規雇用の割合が高い。また、自営業および家族従業員の割合も中間所得層、高所得層に比較して多いことがうかがえる¹³⁾。

図 4 では、 t 期における夫の所得五分位別に $t+1$ 期にどの程度所得が増減したのか、KHPS の 2004 年から 2015 年のデータをプールして集計した結果を示している。前述のとおり、KHPS では 1 年前の所得について尋ねているため、図中の年は調査年ではなく、所得を得た年を表記している。図から明らかなおとおり、所得の低い有配偶男性ほど、翌年所得が上がる割合が高いことがわかる。第 1 五分位の半数程度が

図4. 夫の所得階層別に見た t 期から $t+1$ 期の夫の所得変動
(2003→2004 から 2013→2014 の所得変動をプールして集計)



註1) KHPS2004-2015 のデータをプールして推計している。

註2) 分析対象は t 期に有業であった 20-59 歳の有配偶男性であり、所得階層は分析対象である 20-59 歳の有配偶男性の所得(税・社会保障控除前の年収)により各年毎に集計。

出所) KHPS2004-2015 を用いて筆者らが推計。

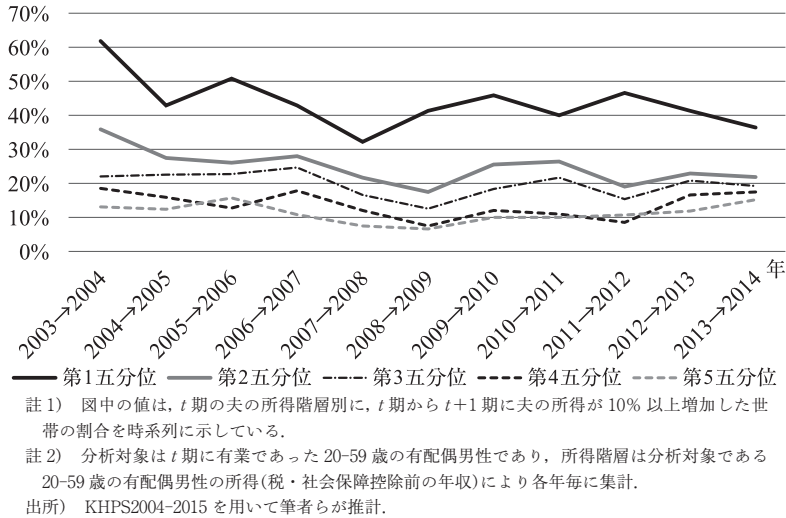
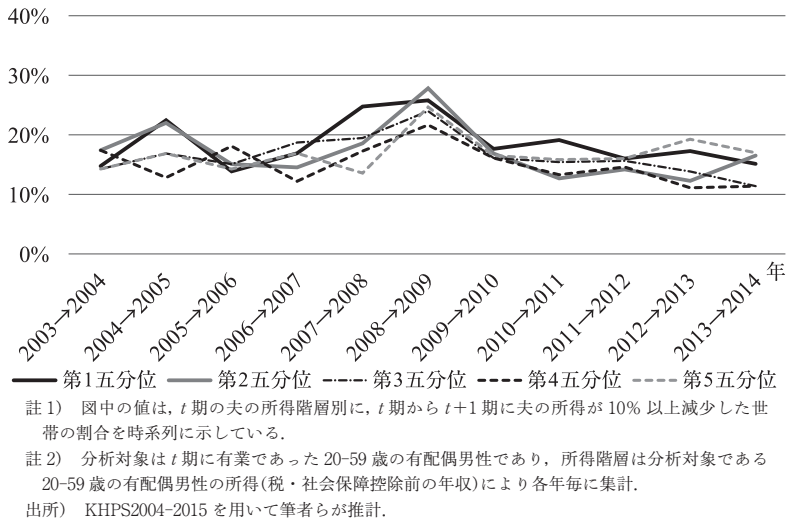
翌年に 5% 以上の所得の増加(平均 12 万円の増加)を経験しており、50% 以上の所得の増加(平均 125 万円)を経験している割合も 15% 程度いる。所得の増加に関しては、切断点をどこにしても、 t 期で所得が低い層ほど $t+1$ 期で所得増を経験している割合が大きいことがわかる。

一方、1 年後に所得の減少を経験した割合についてみると、所得階層ごとに大きな差はなく、どの階層もおおよそ 2-3 割程度の世帯が t 期から $t+1$ 期において夫の所得の 5% 以上の減少(最低所得層で平均 12 万円以上の減少、最高所得層で平均 50 万円以上の減少)を経験していることがわかる。10% 以上の減少(最低所得層で平均 25 万円以上の減少、最高所得層で平均 100 万円以上の減少)については、おおよそ低所得層ほど経験する割合が高くなっている。

図4は、2003年から2014年の間の各2年間の夫の所得の動きをプールして示しているが、この動きを時系列的に見た場合、リーマンショックの前後で異なる動きが見られるだろうか。すなわち、リーマンショックという外的ショックが、所得階層ごとに異なる影響を与える様子を観測できるだろうか。図5では、夫の所得階

層ごとに t 期から $t+1$ 期に夫の所得が 10% 以上増加した世帯の割合を示している。リーマンショックは 2008 年 9 月に発生したので、2007 年から 2008 年の所得の変化を見るより、2008 年から 2009 年の所得の変化を見る方がよい。図4で確認したとおり、第1五分位は所得増を経験した割合が突出して高く、多い年で6割、少ない年でも3割が10%以上の所得増を経験している。興味深いのは、第1五分位以外の所得層では、リーマンショックの時期に(2008年→2009年)10%以上の所得増を経験した割合が激減しているが、第1五分位ではそのような様子が見られないことである。むしろ、2007年から2008年に所得増を経験した割合が減少している。なお、これについては、10%ではなく、所得が5%以上増加した割合についても、同様に所得階層が低い世帯ほど所得が増加する割合が高く、リーマンショックの時期には、第1五分位以外で所得が低下した割合が極端に増えた。

図6では、所得階層ごとに t 期から $t+1$ 期に夫の所得が 10% 以上減少した世帯の割合を示している。いずれの所得階層においても、リーマンショックが起きた 2008 年から 2009 年に

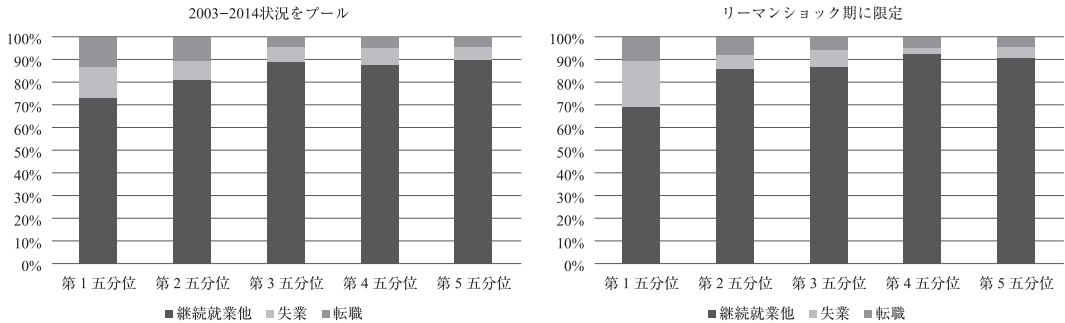
図5. 夫の所得階層別に見た t 期から $t+1$ 期に所得の10%以上増加を経験した割合図6. 夫の所得階層別に見た t 期から $t+1$ 期に所得の10%以上減少を経験した割合

所得の減少を経験した割合が増えていることわかる。10%以上の所得の減少を経験した割合についてみると所得階層間で大きな差は見られないが、切断点を5%にして所得の減少額が少額だったケースも含めた場合には、低所得層ほどショックが小さかった。意外にも、リーマンショックの時期において、特に中高所得層で所得の伸びが妨げられたこと、また、低所得層のみでなく中高所得層においても所得低下のショックを受けていたため、リーマンショックにより所得格差が縮小する可能性が考えられる。

念のため、現役世代の有配偶男性がどのよう

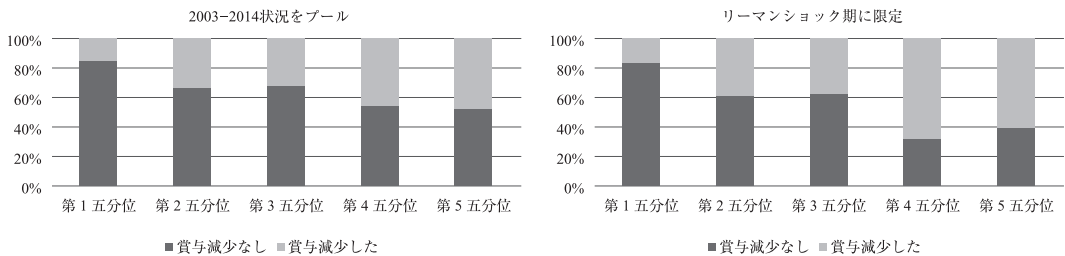
な理由で所得の低下を経験するのかデータで確認しておく。図7では10%の所得低下を経験した人のうち、失業・転職を経験した人の割合を所得階層ごとに示している。左側は2003年から2014年までの集計結果をプールして示したものであり、右側はリーマンショック期のみを対象に集計したものである。第1五分位にいる有配偶男性ほど失業を経験した割合が大きく、全期間を通じて10%程度、リーマンショック期のみ限定すると20%になる。また、転職についても所得階層間で差があり、同様に、低所得層ほど転職の割合が高い。低所得層におい

図7. t 期から $t+1$ 期に 10% 以上の所得減を経験したもののうち、失業・転職を経験した割合(夫の所得階層別)



注1) 分析対象は t 期に有業であった 20-59 歳の有配偶男性のうち $t+1$ 期にかけて 10% 以上の所得減を経験したものであり、所得階層は分析対象である 20-59 歳の有配偶男性の所得(税・社会保障控除前の年収)により各年毎に集計。出所) KHPS2004-2015 を用いて筆者らが推計。

図8. t 期から $t+1$ 期に 10% 以上の所得減を経験した同一企業継続就業者のうち、賞与の減少を経験した割合(夫の所得階層別)



注1) 分析対象は t 期に有業であった 20-59 歳の有配偶男性のうち $t+1$ 期にかけて 10% 以上の所得減を経験したものであり、所得階層は分析対象である 20-59 歳の有配偶男性の所得(税・社会保障控除前の年収)により各年毎に集計。出所) KHPS2004-2015 を用いて筆者らが推計。

て失業や転職が所得の減少の一因であるものの、主要因ではないことがわかる。

では、高所得層では、なにが所得低下を引き起こす要因になっているのだろうか。図8では、同一企業で継続就業しているながら 10% 以上の所得減を経験した人について、賞与の減少の有無を集計した。同様に、左側は 2003 年から 2014 年までの集計結果をプールして示したものであり、右側はリーマンショック期のみを対象に集計したものである。すると、所得階層が上がるほど賞与の減少を経験した人の割合は高まること、また、特にリーマンショックの時期にその割合が顕著に高いことがわかる¹⁴⁾。

以上の結果から、次の 2 点が明らかになった。1 点目は、景気が大きく後退した時期において、特に中高所得層で所得の伸びが妨げられたこと、また、低所得層のみでなく中高所得層においても所得低下のショックを受けており、リーマンショックにより所得格差が縮小する可能性が考えられる。2 点目は、不況期において、低所得

層ほど解雇や失業のリスクが高いものの、そのような雇用調整よりもむしろ、賞与など賃金による調整が多く、特に高所得層でそのようなケースが多くあることがわかった。不況期に低所得層のみが失業という形でダメージを受けているわけではなく、どの階層も広く所得の減少を経験していることも、不況期に格差を縮小させる可能性を示唆している。

4. 夫の所得低下と妻の就業変化の関係

この節では、夫の所得変化、特に、所得低下が妻の就業状態の変化に及ぼす影響を分析する。夫の所得が景気後退や失業の影響によって低下した場合、一定の生活水準を維持するためにも働く妻が残業時間を増加させたり、今まで働いていなかった妻が働くなどして労働供給を増加させる可能性がある。この効果は付加的労働者効果と呼ばれる¹⁵⁾(樋口 2001)。この付加的労働者効果は世帯の所得格差と関連があると考えられる。具体的には、もともとの世帯所得水準

が高い場合、夫の所得低下の影響は軽微であり、妻の付加的労働者効果も小さいと考えられるが、もともとの世帯所得水準が低い場合、夫の所得低下の影響は深刻であり、妻の付加的労働者効果も大きくなると予想される。このため、夫の所得が低下したとしても、世帯所得水準の低い階層で付加的労働者効果が強く観察され、世帯の所得格差の拡大を抑制する可能性がある。本節ではこの妻の就業が世帯間所得格差の縮小に寄与するメカニズムについて検証する。使用データは2004年から2015年までのKHPSである。分析対象は有配偶者であり、夫の年齢が59歳以下の場合に限定している。

4.1 推計手法

妻の付加的労働者効果を分析するにあたって、次の3つのモデルを推計する。1つ目は、これまで労働市場から退出していた妻が夫の所得低下によって労働市場へ新規参入したかどうかを分析する。2つ目は、働く妻が夫の所得低下によって今の仕事を辞めずに働き続けるかどうかを分析する。3つ目は、働く妻が夫の所得低下によって労働時間を増加させたかどうかを分析する。

以下ではまず1つ目の推計モデルから説明する。妻の労働市場への新規参入に関する分析は、以下のLogitモデルで推計する。

$$Y_{it}^* = x_{it}'\beta + \delta D_{it} + \gamma I_{it-1} + \theta D_{it} \cdot I_{it-1} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Y_{it} は、妻が非労働力から雇用就業または求職へと変化した場合に1、妻が継続して非労働力であった場合に0となるダミー変数である。 x_{it} は個人属性を表し、夫・妻の学歴ダミー、妻の年齢、3歳以下の子供ありダミー、子供数、貯蓄額(万円)/100、負債額(万円)/100、都道府県別有効求人倍率、年次ダミーを含んでいる。 D_{it} は夫の所得が10%以上低下ダミーであり、 $t-1$ 期から t 期にかけて夫の所得が10%以上低下した場合に1、それ以外で0となるダミー変数である。 I_{it-1} は世帯所得五分位ダミーであり、 $t-1$ 期における等価世帯所得の水準を示している。今回の分析では5つの分位ダミー

(第1五分位、第2五分位、第3五分位、第4五分位、第5五分位)を作成し、もっとも世帯所得水準の低い第1五分位ダミーともっとも世帯所得水準の高い第5五分位ダミーを説明変数として使用する。 $D_{it} \cdot I_{it-1}$ は夫の所得が10%以上低下ダミーと世帯所得五分位ダミーの交差項を示している。 μ_i は観察できない固定効果であり、 ε_{it} は誤差項を示す。

これらの変数のうち、分析でもっとも注目するのは、夫の所得が10%以上低下ダミーと世帯所得五分位ダミーの交差項($D_{it} \cdot I_{it-1}$)の推計結果である。この交差項は、夫の所得低下がどの世帯所得の階層にもっとも大きな影響を及ぼすのかを示しており、正の符号であれば妻の付加的労働者効果が促進されることを意味し、負、または有意でなければ妻の付加的労働者効果が存在しないことを意味する。この点をPooled LogitとRandom Effect Logitモデルを使用して検証する¹⁶⁾。なお、推計では都道府県別有効求人倍率と1期前の世帯所得ダミーの交差項を説明変数に加えた分析も行い、労働市場の需給状況の変化による妻の新規就業に違いの有無を検証する。

2つ目の継続就業に関する分析は、以下のLogitモデルで推計する。

$$C_{it}^* = x_{it}'\beta + \delta D_{it} + \gamma H_{it-1} + \theta D_{it} \cdot H_{it-1} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

被説明変数の C_{it} は、 $t-1$ 期に就業していた妻が t 期でも同一企業で働いていた場合に1、 t 期で離職した場合に0となるダミー変数である。この分析では雇用就業者のみに分析対象を限定する。説明変数では(1)式と同じく、個人属性(x_{it})と夫の所得が10%以上低下ダミー(D_{it})を使用する。また、(1)式では $t-1$ 期の世帯所得ダミーを使用していたが、(2)式では $t-1$ 期の夫の所得五分位ダミー(H_{it-1})を使用する。これは働く妻の場合、自分の勤労収入が $t-1$ 期の世帯所得に反映され、内生変数となってしまう、推計結果にバイアスをもたらすと考えられるためである。夫の所得五分位ダミーを使用することで、このバイアスに対処する。(2)式

表 2. 基本統計量

変数	妻の新規就業に関する分析		妻の継続就業に関する分析		妻の労働時間変化に関する分析		
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	
妻の新規就業ダミー	0.13	0.34					
妻の継続就業ダミー			0.95	0.21			
妻の週平均労働時間の差分					0.51	15.02	
夫の所得が10%以上低下ダミー	0.15	0.36	0.18	0.38	0.17	0.38	
1期前の世帯所得5分位ダミー	第5五分位	0.15	0.36				
	第2~4五分位	0.61	0.49				
	第1五分位	0.24	0.43				
1期前の夫の所得5分位ダミー	第5五分位		0.19	0.39	0.19	0.39	
	第2~4五分位		0.62	0.49	0.62	0.48	
	第1五分位		0.19	0.39	0.19	0.39	
都道府県別有効求人倍率	0.87	0.33	0.89	0.34	0.89	0.35	
夫の学歴ダミー	中高卒	0.44	0.50	0.54	0.50	0.53	0.50
	専門・短大卒	0.06	0.24	0.07	0.26	0.08	0.27
	大卒以上	0.45	0.50	0.34	0.47	0.34	0.47
妻の学歴ダミー	中高卒	0.45	0.50	0.50	0.50	0.50	0.50
	専門・短大卒	0.32	0.47	0.29	0.45	0.29	0.45
	大卒以上	0.16	0.37	0.13	0.34	0.13	0.34
妻の年齢	42.47	8.36	45.12	7.29	44.75	7.28	
妻の雇用形態ダミー	正規雇用				0.28	0.45	
	非正規雇用				0.72	0.45	
3歳以下の子供ありダミー	0.23	0.42	0.05	0.22	0.06	0.24	
子供数	1.83	0.98	1.88	0.92	1.88	0.92	
貯蓄額(万円)/100	6.42	10.93	5.26	8.45	5.07	8.23	
負債額(万円)/100	8.63	11.73	8.17	11.95	8.17	11.78	
サンプルサイズ	3,185		5,926		5,742		

出所) KHPS2004-2015 を用いて筆者らが推計.

でも夫の所得が10%以上低下ダミーと夫の所得五分位ダミーの交差項 ($D_{it} \cdot H_{it-1}$) を使用し、その推計結果に注目する。なお、Pooled Logit と Random Effect Logit モデルで推計を行う。

3つ目の妻の労働時間増加に関する分析は、以下のモデルを OLS で推計する。

$$\Delta W_{it} = x'_{it}\beta + \delta D_{it} + \gamma H_{it-1} + \theta D_{it} \cdot H_{it-1} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

ΔW_{it} は $t-1$ 期から t 期での妻の週平均労働時間の差分を示している。分析対象は雇用就業者のみであり、説明変数は(3)式に正規雇用ダミーを加えた変数を使用する。なお、推計では Pooled OLS, Fixed Effect OLS, Random Effect OLS を使用する。

以上の推計手法を用い、夫の所得低下が妻の就業行動に及ぼす影響を検証する。なお、これまでの黒田・山本(2007)や Kohara(2010)といった先行研究を見ると、妻の付加的労働者効果

は、主に無業の妻の労働市場への新規参入(Extensive margin)といった形で主に観察されることがわかっている。今回の分析でも同様の傾向が見られるかどうかといった点にも注目する。なお、推計に使用した変数の基本統計量は表2に掲載してある。

4.2 推計結果

表3は夫の所得低下が妻の労働市場への新規参入に及ぼす影響について検証した結果を示している。表中の(A1)と(A3)は Pooled Logit モデルの推計結果であり、(A2)と(A4)は Random Effect Logit モデルの推計結果である。なお、表中の値は限界効果を示す。

(A1)と(A2)の夫の所得低下ダミーと1期前の世帯所得ダミーの交差項を見ると、いずれの場合も10%以上低下ダミーと世帯所得の第1五分位ダミーの交差項が有意に正の値を示して

表3. 夫の所得低下が妻の労働市場への新規参入に及ぼす影響

説明変数	(A1)	(A2)	(A3)	(A4)
夫の所得が10%以上低下ダミー	-0.018 (0.022)	-0.027 (0.023)	-0.018 (0.022)	-0.027 (0.023)
1期前の世帯所得5分位ダミー				
ref: 第2~4五分位	-0.034 (0.025)	-0.026 (0.029)	-0.076 (0.058)	-0.034 (0.062)
第5五分位				
第1五分位	0.019 (0.016)	0.025 (0.019)	-0.004 (0.038)	0.013 (0.043)
1期前の世帯所得5分位ダミー× 夫の所得が10%以上低下ダミー				
第5五分位	0.043 (0.057)	0.044 (0.054)	0.042 (0.057)	0.044 (0.054)
第1五分位	0.059* (0.034)	0.064* (0.038)	0.061* (0.035)	0.065* (0.038)
都道府県別有効求人倍率	0.094*** (0.025)	0.093*** (0.032)	0.083*** (0.028)	0.088** (0.035)
1期前の世帯所得5分位ダミー× 都道府県別有効求人倍率				
第5五分位			0.046 (0.058)	0.009 (0.057)
第1五分位			0.025 (0.039)	0.013 (0.043)
推計手法	Pooled Probit	RE Probit	Pooled Probit	RE Probit
対数尤度	-1166.851	-1144.097	-1166.424	-1144.053
サンプルサイズ	3,185	3,185	3,185	3,185

註1) ***, **, *はそれぞれ推定された係数が1%, 5%, 10%水準で有意であるのかを示す。

註2) ()内の値は不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。

註3) 表中の値は限界効果を示す。

註4) 推計では夫・妻の学歴ダミー、妻の年齢、子供数、貯蓄額(万円)/100、負債額(万円)/100、年次ダミーも説明変数として使用している。

出所) KHPS2004-2015を用いて筆者らが推計。

いた。この結果は、夫の所得低下によって、世帯所得の低い階層で妻の労働市場への新規参入確率が上昇することを意味する。これに対して、夫の所得が10%以上低下ダミーと世帯所得の第5五分位ダミーの交差項は有意な値を示していなかった。この結果は、夫の所得が10%以上低下しても、もともと世帯所得が高い階層では妻の就業行動に変化が生じないことを意味する。以上の結果は、世帯所得水準が低い世帯ほど、夫の所得低下に敏感に反応し、労働供給を増加させることを意味する。このような妻の付加的労働者効果が存在するために、世帯間所得格差の拡大が妻の就業によって抑制されている可能性がある¹⁷⁾。

これら以外の変数で景気変動による労働市場の需給状況の変化を示す都道府県別有効求人倍率の係数を見ると、(A1)と(A2)で正に有意な値を示していた。この結果は、景気回復等の影響によって求人倍率が上昇すると妻の新規就業が増加することを意味する。また、この結果は景気後退期になれば新規就業が抑制され、非労

働に留まる妻が増加するといった求職意欲喪失効果が存在することを示すと考えられる。もし求職意欲喪失効果が世帯所得階層で違った効果を持つ場合、付加的労働者効果が世帯間所得格差に及ぼす影響も変化すると考えられる。この点を確認するためにも(A3)と(A4)で都道府県別有効求人倍率と1期前の世帯所得ダミーの交差項を追加した推計も行った。分析結果を見ると、(A3)と(A4)の都道府県別有効求人倍率と1期前の世帯所得ダミーの交差項は有意になっていなかった。この結果は、求職意欲喪失効果の影響は世帯所得階層間で違った効果をもたらさないことを意味する。

表4は夫の所得低下が働く妻の継続就業に及ぼす影響について検証した結果を示している。推計結果のうち、夫の所得低下ダミーと1期前の夫の所得五分位ダミーの交差項を見ると、交差項はいずれも有意ではなかった。この結果は、所得水準が異なったとしても、夫の所得低下によって妻の継続就業確率に違いが生じないことを意味する。夫の所得が低下した場合、働く妻

表 4. 夫の所得低下が働く妻の継続就業に及ぼす影響

説明変数	(B1)	(B2)
夫の所得が 10% 以上低下ダミー	-0.011 (0.009)	-0.284 (0.222)
1 期前の夫の所得 5 分位ダミー ref: 第 2~4 五分位	第 5 五分位 -0.013* (0.008)	-0.357 (0.220)
	第 1 五分位 -0.003 (0.008)	-0.082 (0.219)
1 期前の夫の所得 5 分位ダミー× 夫の所得が 10% 以上低下ダミー	第 5 五分位 -0.006 (0.017)	-0.118 (0.410)
	第 1 五分位 0.006 (0.017)	0.221 (0.435)
都道府県別有効求人倍率	0.000 (0.010)	0.022 (0.288)
推計手法	Pooled Probit	RE Probit
対数尤度	-1073.519	-1065.804
サンプルサイズ	5,926	5,926

註 1) ***, **, * はそれぞれ推定された係数が 1%, 5%, 10% 水準で有意であるのかを示す。
 註 2) () 内の値は不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。
 註 3) 表中の値は限界効果を示す。
 註 4) 推計では夫・妻の学歴ダミー、妻の年齢、子供数、貯蓄額(万円)/100、負債額(万円)/100、年次ダミーも説明変数として使用している。
 出所) KHPS2004-2015 を用いて筆者らが推計。

表 5. 夫の所得低下が働く妻の労働時間に及ぼす影響

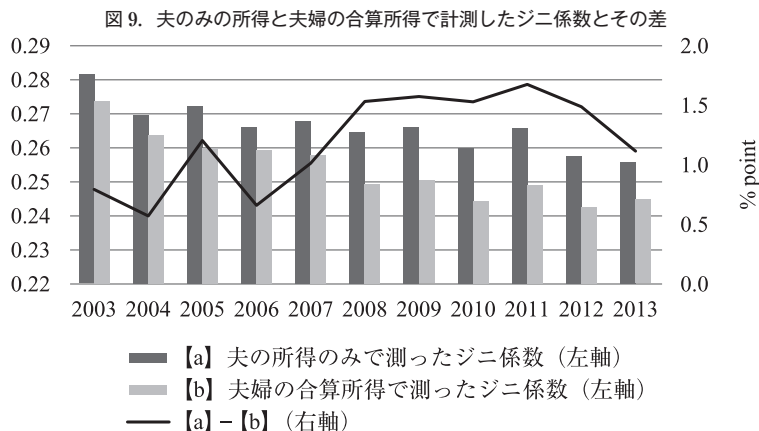
説明変数	(C1)	(C2)	(C3)
夫の所得が 10% 以上低下ダミー	0.385 (0.676)	0.513 (0.860)	0.385 (0.676)
1 期前の夫の所得 5 分位ダミー ref: 第 2~4 五分位	第 5 五分位 0.514 (0.606)	0.160 (1.332)	0.514 (0.606)
	第 1 五分位 -0.706 (0.595)	-0.554 (1.161)	-0.706 (0.595)
1 期前の夫の所得 5 分位ダミー× 夫の所得が 10% 以上低下ダミー	第 5 五分位 -0.724 (1.418)	-0.959 (1.850)	-0.724 (1.418)
	第 1 五分位 0.607 (1.328)	0.905 (1.632)	0.607 (1.328)
都道府県別有効求人倍率	0.411 (0.823)	1.457 (2.106)	0.411 (0.823)
推計手法	Pooled OLS	FE OLS	RE OLS
ハウスマン検定			0.999
R2	0.004	0.004	0.004
サンプルサイズ	5,742	5,742	5,742

註 1) ***, **, * はそれぞれ推定された係数が 1%, 5%, 10% 水準で有意であるのかを示す。
 註 2) () 内の値は標準誤差を示す。
 註 4) 推計では夫・妻の学歴ダミー、妻の年齢、妻の正規雇用ダミー、子供数、貯蓄額(万円)/100、負債額(万円)/100、年次ダミーも説明変数として使用している。
 出所) KHPS2004-2015 を用いて筆者らが推計。

の離職が抑制され、継続就業確率が上昇する可能性があると考えられたが、実際は夫の所得変化から影響を受けていないことがわかった¹⁸⁾。

表 5 は夫の所得低下が働く妻の労働時間に及ぼす影響について検証した結果を示している。

推計結果のうち、ハウスマン検定によって採択された(C3)の夫の所得低下ダミーと 1 期前の夫の所得五分位ダミーの交差項を見ると、交差項はいずれも有意ではなかった。この結果は、所得水準が異なったとしても、夫の所得低下に



註1) 分析対象は第3節の分析で用いたものと同じで、 t 期に有業であった20-59歳の有配偶男性であり、 $t+1$ 期まで情報が取れるものとしているため、集計結果が2013年までとなっている。所得については、夫と妻それぞれ1年間の仕事からの収入(税・社会保障控除前)を用いている。

出所) KHPS2004-2015を用いて筆者らが推計。

よって働く妻の労働時間は影響を受けないことを意味する。黒田・山本(2007)やKohara(2010)といった先行研究と同様に、働く妻の労働時間の変化では付加的労働者効果が観察されないとと言える。

以上の結果をまとめると、次の2点が明らかになった。1点目は、夫の所得が低下した場合、これまで働いていなかった妻の労働供給が増加するといった形で付加的労働者効果が観察された。この効果はもともとの世帯所得が低い家計において主に観察された。世帯所得階層が低い場合ほど付加的労働者効果が観察されるため、妻の就業が夫の所得低下時における世帯間所得格差の拡大を抑制している可能性がある。2点目は、夫の所得が低下した場合、働く妻の労働供給に変化は見られなかった¹⁹⁾。

5. 妻の所得が世帯の所得格差に及ぼす影響

社会全体の所得格差について、厚生労働省「所得再分配調査」や総務省「全国消費実態調査」を参照すると、いずれにおいても2000年代後半から2010年代にかけて、所得格差の代表的な指標であるジニ係数は低下している²⁰⁾。公的統計の公表結果からは、毎年のジニ係数の変動や、所得源泉ごとにジニ係数への影響度を把握することはできない。そこでこの節では、妻が就労して所得を得ることが、どの程度世帯

間所得格差に影響を与えるのか、夫の所得のみで計測したジニ係数と妻の所得も加えて計測したジニ係数を時系列で観測することにより確認する²¹⁾。

図9では、夫の仕事からの所得で計測したジニ係数と、妻の仕事からの所得も足し合わせて測ったジニ係数を時系列に示している。図から明らかなおとおり、妻が所得を得ることで世帯間の所得格差が平準化されることがわかる。経年的にジニ係数は低下する傾向も見られる²²⁾。もっとも注目したいのは、2008年のリーマンショック期を境に、以降2011年まで、妻の所得によるジニ係数の削減効果が大きくなっていることだ。前節で確認した通り、特に低所得層で、リーマンショックによる夫の所得低下を機に妻が就労を始めたことにより、世帯間の格差が縮小されたことが考えられる。

6. 結論

本稿ではKHPSを用い、現役世代の有配偶世帯に分析対象を限定し、景気変動による夫と妻の所得、就業状態の変化が所得格差に及ぼす影響を検証した。本稿の分析の結果、次の3点が明らかになった。

1点目は、夫の所得変化について分析した結果、景気が大きく後退した時期において、中高所得層で所得の伸びが滞り、賞与減などを通じ

て所得の減少を経験したものが多くいた。一方で、低所得層でも失業や転職を通じて所得の減少を経験したものがいたものの、景気後退期にも所得の伸びを経験しているものが多くいた。この結果から、景気後退時に低所得層と高所得層の所得格差が縮小する可能性があると考えられる。2点目は、夫の所得変化が妻の就業に及ぼす影響を分析した結果、夫の所得が低下した場合、これまで働いていなかった妻の労働供給が増加するといった形で付加的労働者効果が観察された。この効果はもともとの世帯所得が低い家計において主に観察された。3点目は、夫のみの所得で計測したジニ係数と夫婦の合算所得で計測したジニ係数を時系列に比較した結果、妻の就労は世帯間の所得格差を縮小させること、なかでも2008年の景気後退期から数年間、妻の就労による格差縮小効果が大きかったことがわかった。

以上の分析結果をまとめると、景気後退期に世帯の所得格差は縮小するが、その背景には中高所得層の夫の所得低下と低所得層の妻の新規就業が影響を及ぼしていると考えられる。この結果は景気変動が夫婦の就業、所得を通じて所得格差に影響を及ぼすことを示すものであり、先行研究では指摘されていない新たな知見だと言える。

なお、無配偶世帯(単身やひとり親世帯)を含めた全世帯の世帯主所得のジニ係数はカウンターシクリカルな動きを示し、景気が回復すると所得格差は縮小し、悪化すると拡大する傾向を示していた。単身者やひとり親が景気悪化による失業者増加の影響を強く受けているのに対し、有配偶世帯の世帯主はこの影響が小さく、むしろ賞与や残業手当などの影響を強く受けていることがわかる。そして、それに加え、近年の女性の雇用機会の増加が、特に低所得世帯における妻の新規就業を促し、所得を増やし、景気後退期に所得格差を縮小させる傾向が確認された。今後、はたしてこうした動きがリーマンショックにより生じた特異な動きであったのか、それともほかの景気循環過程の中でも見られる一般的な動きであるのか確認していかなければなら

ないが、景気変動による世帯別、属性別の労働需給の変化が世帯の所得格差に大きな影響を与えている。

(慶應義塾大学商学部¹⁾・慶應義塾大学大学院商学研究科²⁾・拓殖大学政経学部³⁾)

注

* 本稿を執筆するに当たり、日本学術振興会の科学研究費助成事業2400003(特別推進研究)「経済格差のダイナミズム：雇用・教育・健康と再分配政策のパネル分析」、および課題設定における先導的人文・社会科学推進事業「国際比較可能データによる男女共同参画と役割変化の多次元動学分析」より助成を受けた。また、本稿の作成にあたり慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターによる『慶應義塾家計パネル調査』の個票データの提供を受けた。ここに記して感謝する次第である。

1) これら所得格差に関するサーベイに佐藤(2013)がある。

2) 妻の就業が所得格差に及ぼす影響を検証した研究に森(2002)や浜田(2007)、浦川(2007)があるものの、景気変動との関連については明確に検討されていない。

3) 調査対象者もしくはその配偶者が20-59歳までの有配偶男性を分析対象として限定した。

4) 65歳以上の者のみで構成するか、又はこれに18歳未満の未婚の者が加わった世帯をいう。

5) ここでは、世帯主(有配偶の場合は夫)が20-59歳の世帯と定義している。

6) パネルデータの特性上、経年的に格差が縮小する可能性があることを留意しておきたいが、集計結果ではかなりの動きが見られる。

7) リーマンショックの労働市場へ与えた影響に関する詳細な図表は、付表1-4を参照されたい。

8) 産業別の雇用者数の変化には役員、正規の職員・従業員、非正規の職員・従業員の変化が含まれている。

9) 製造業以外で男性の雇用者数の減少が大きかったのは、建設業(12万人の減少)とサービス業(他に分類されないもの)(14万人の減少)であった。

10) 付表4を参照されたい。

11) 農業従事者も含む。

12) 調査対象者もしくはその配偶者である場合に限定。

13) 本節での分析の第1五分位が社会全体における貧困層とどの程度重複しているのかについても確認しておく。厚生労働省「国民生活基礎調査」が発表している相対的貧困線(等価可処分所得の中央値の半分)を参考に、本節の分析対象の等価総所得を比較したところ、第1五分位の11.5%が相対的貧困の概念から貧困層に分類されることがわかった。なお、「国民生活基礎調査」で参照した相対的貧困線は平成15年から平成24年であり、KHPSの各調査年にもっとも近いものを参考にした。

14) 低所得層では、そもそも非正規雇用など賞与

がない雇用形態のものが他の所得階層と比較して多く存在する。

15) この付加的労働者効果について国内外で数多くの研究が存在する。海外の研究について見ると、付加的労働者効果の存在を指摘する研究が多い(Heckman and MaCurdy 1980, 1982; Lundberg 1985; Stephens 2002; Skoufias and Parker 2006)。代表的な研究の1つであるStephens(2002)は、夫の失業前後の妻の労働供給の変化を分析し、妻の付加的労働者効果は夫の失業時点のみならず、その後でも観察されることを明らかにした。国内の研究について見ると、海外と同様に付加的労働者効果の存在を指摘する研究が多い(樋口・阿部 1999; 黒田・山本 2007; 小原 2007; Kohara 2010; 佐藤 2012)。代表的な研究の1つである小原(2007)は、夫の失業が妻の労働供給に及ぼす影響を分析し、夫の失業が妻の労働時間を増加させることやその影響は金融資産保有額が少ない家計ほど大きいことを明らかにしている。

16) Fixed Effect モデルの使用も検討したが、被説明変数の変動が十分ではなく、推計値を得ることができなかったため、使用を断念した。

17) 本分析では不況期に無業の妻がいる世帯に分析の焦点を当てているが、もともと就労していた妻が不況により所得を失った世帯も存在する可能性がある。ここでもし特に世帯所得階層が低い妻ほど失業し、所得低下に直面していた場合、必ずしも景気後退期に世帯所得格差の縮小につながらない可能性がある。この点を確認するためにも就業する妻が失業した場合に1、継続就業した場合に0となる失業ダミーを被説明変数に使用したLogit分析を行った。この分析では都道府県別有効求人倍率と1期前の世帯所得ダミーの交差項に注目した。分析の結果、都道府県別有効求人倍率と1期前の世帯所得ダミーの交差項はいずれも有意となっていない。この結果は、世帯所得階層が低い妻ほど失業し、所得低下に直面するわけではないことを意味している。

18) 妻の1期前の雇用形態を非正規雇用や正規雇用に分けた場合の分析も行ったが、夫の所得低下ダミーと1期前の世帯所得ダミーの交差項はいずれも有意ではなかった。また、妻の離職だけでなく、転職するかどうかを考慮した分析を実施したが、交差項はいずれも有意ではなかった。

19) 表4や表5において、都道府県別有効求人倍率と1期前の夫の所得五分位ダミーの交差項を加え、景気変動の影響が労働時間や継続就業の変化に及ぼす影響も分析したが、ほとんどの交差項が有意とならなかった。この結果は、夫の所得に違いがあったとしても、景気変動によって妻の労働時間や継続就業に変化がもたらされないことを示唆している。

20) 厚生労働省「所得再分配調査」の結果によると、等価可処分所得で計測したジニ係数は2004年(調査年は2005年。以下同様。)に0.322、2007年に0.327、2010年に0.322、2013年に0.316となっている。総務省「全国消費実態調査」の結果によると、等価可処分所得で計測したジニ係数は、2004年に0.278、2009年に0.283、2014年に0.281となっている。

21) 妻の就業率の上昇を背景に、妻の所得が世帯

の所得格差にどのような影響を与えているのか、欧米諸国では多くの研究が報告されている。結論は研究により意見がわかれており、ジニ係数の分解によりアメリカにおける状況を分析したLerman and Yitzhaki(1985)では、1979年以降、女性の収入が世帯所得の格差を拡大させたと報告しており、同様の方法で1990年代半ばから2000年代初頭に日本の状況について分析した浦川(2007)でも、妻の所得は現役世代の世帯間所得格差を拡大させる方向に寄与していると述べている。一方で、Harkness, Machin and Waldfogel(1997)やCancian and Reed(1999)の研究においては、妻の収入が世帯間所得格差を縮小させる方向、もしくは拡大させたとしても微々たる影響しかないことを分析から結論付けている。

22) ジニ係数の時系列的な変化については、パネルデータによるサンプル脱落の問題とサンプルの高年齢化の問題が影響を及ぼしている可能性がある。

参 考 文 献

- 浜田浩児(2007)「夫婦所得の世帯間格差に対する妻の所得の寄与度」『生活経済学研究』Vol. 25, pp. 93-104.
- 樋口美雄・阿部正浩(1999)「経済変動と女性の結婚・出産・就業のタイミング固定要因と変動要因の分析」, 樋口美雄・岩田正美編『パネルデータからみた現代女性結婚・出産・就業・消費・貯蓄』東洋経済新報社, pp. 25-65.
- 樋口美雄(2001)『雇用と失業の経済学』日本経済新聞社.
- 樋口美雄・石井加代子・佐藤一磨(2015)「日本の所得格差と所得変動——国際比較・時系列比較の動学分析——」, 『三田商学研究』第59巻第3号, pp. 67-91.
- 石井加代子・樋口美雄(2015)「非正規労働の増加と所得格差：所得格差における個人と世帯——国際比較に見る日本の特徴——」, 『三田商学研究』第58巻第3号, pp. 37-55.
- 小原美紀(2007)「夫の失業リスクと妻の労働供給」, 林文夫編『経済停滞の原因と制度』勁草書房, pp. 325-340.
- 黒田祥子・山本勲(2007)「労働供給弾性値はどのように変化したか? : マクロとマイクロの双方の視点から」PIE/CIS Discussion Paper, No. 339.
- 森剛志(2002)「夫婦間の所得の組み合わせの変化が所得格差に与える影響」『大原社会問題研究所雑誌』No. 524, pp. 33-45.
- 長濱利廣(2012)『男性不況』東洋経済新報社.
- 大竹文雄(2005)『日本の不平等』日本経済新聞社.
- 小塩隆士(2010)『再分配の厚生分析 公平と効率を問う』日本評論社.
- 佐藤一磨(2012)「夫の失業前後の妻の就業行動の変化について」『経済分析』第186号, pp. 116-136.
- 佐藤一磨(2013)「所得格差の現状と関連研究のサーベイ」21世紀政策研究所 研究プロジェクト『格差問題を越えて～格差感・教育・生活保護を考える～』第1章, pp. 1-36.
- 浦川邦夫(2007)「家族の変容と教育意欲の世帯間格差

- に関する考察」『神戸大学 経済学研究』第54巻, pp.107-126.
- Cancian, M. and Reed, D. (1998) "Assessing the Effects of Wives' Earnings on Family Income Inequality," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 80, No. 1, pp. 73-79.
- Cancian, M. and Reed, D. (1999) "The Impact of Wives' Earnings on Income Inequality: Issues and Estimates," *Demography*, Vol. 36, No. 2, pp. 173-184.
- Esping-Andersen, G. (2007) "Sociological Explanations of Changing Income Distribution," *American Behavioral Scientist*, Vol. 50, No. 5, pp. 639-658.
- Harkness, S. (2010) "The Contribution of Women's Employment and Earnings to Household Income Inequality: A Cross-country Analysis," in *Inequality and the Status of the Middle Classes: Lessons from the Luxembourg Income Study, 2010-06-28-2010-06-30*.
- Harkness, S. (2010) "Women's Employment and Household Income Inequality," in *Income and Inequality: Economic Disparities and the Middle Class in Affluent Countries*, edited by Gornick, J. C. and Jantti, M. Stanford, California: Stanford University Press.
- Harkness, S., Machin, S. and Waldfogel, J. (1997) "Evaluating the Pin Money Hypothesis: The Relationship between Women's Labour Market Activity, Family Income and Poverty in Britain," *Journal of Population Economics*, Vol. 10, No. 2, pp. 137-158.
- Harkness, S. and Evans, M. (2011) "The Employment Effects of Recession on Couples in the UK: Women's and Household Employment Prospects and Partners' Job Loss," *Journal of Social Policy*, Vol. 40, No. 4, pp. 675-693.
- Heckman, J. J. and MaCurdy, T. E. (1980) "A Life Cycle Model of Female Labour Supply," *Review of Economic Studies*, Vol. 47, No. 1, pp. 47-74.
- Heckman, J. J. and MaCurdy, T. E. (1982) "Corrigendum on a Life Cycle Model of Female Labour Supply," *Review of Economic Studies*, Vol. 49, No. 4, pp. 659-660.
- Jenkins, S. (1995) "Trends in the UK Income Distribution," in *The Personal Distribution of Income in an International Perspective*, edited by Hauser, R. and Becker, I. Berlin: Springer.
- Karoly, L. A. and Burtless, G. (1995) "Demographic Change, Rising Earnings Inequality, and the Distribution of Personal Well-being," *Demography*, Vol. 32, No. 3, pp. 379-405.
- Kohara, M. (2010) "The Response of Japanese Wives' Labor Supply to Husbands' Job Loss," *Journal of Population Economics*, Online publication date: 22-May-2009.
- Lerman, R. and Yitzhaki, S. (1985) "Income Inequality Effects by Income Source: A New Approach and Applications to the United States," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 67, No. 1, pp. 151-156.
- Lundberg, S. (1985) "The Added Worker Effect," *Journal of Labor Economics*, Vol. 3, No. 1, pp. 11-37.
- Skoufias, E. and Parker, S. W. (2006) "Job Loss and Family Adjustment in Work and Schooling during the Mexican Peso Crisis," *Journal of Population Economics*, Vol. 19, No. 1, pp. 163-181.
- Stephens, M. J. (2002) "Worker Displacement and the Added Worker Effect," *Journal of Labor Economics*, Vol. 20, No. 3, pp. 504-537.

付表1. 男女別の失業者数及び失業率の変化

	男性失業者				女性失業者			
	実数(万人)	前年からの 変化	失業率(%)	前年からの 変化	実数(万人)	前年からの 変化	失業率(%)	前年からの 変化
2002年	219		5.5		140		5.1	
2003年	215	-4	5.5	0	135	-5	4.9	-0.2
2004年	192	-23	4.9	-0.6	121	-14	4.4	-0.5
2005年	178	-14	4.6	-0.3	116	-5	4.2	-0.2
2006年	168	-10	4.3	-0.3	107	-9	3.9	-0.3
2007年	154	-14	3.9	-0.4	104	-3	3.7	-0.2
2008年	159	5	4.1	0.2	107	3	3.8	0.1
2009年	203	44	5.3	1.2	133	26	4.8	1
2010年	207	4	5.4	0.1	127	-6	4.6	-0.2
2011年	187	-20	4.9	-0.5	115	-12	4.2	-0.4
2012年	173	-14	4.6	-0.3	112	-3	4	-0.2
2013年	162	-11	4.3	-0.3	103	-9	3.7	-0.3
2014年	141	-21	3.7	-0.6	95	-8	3.4	-0.3
2015年	134	-7	3.6	-0.1	88	-7	3.1	-0.3

出所) 総務省統計局『労働力調査』。

付表 2. 男女別の雇用形態別就業者数

(A) 男性

(万人)

	雇用者									
	役員を除く 雇用者	正規の職員・ 従業員	非正規の職 員・従業員	パート・ アルバイト			労働者派遣事業 所の派遣社員	契約社員	嘱託	その他
				パート	アルバイト	パート アルバイト				
2002年	3165	2867	2437	431	229	63	166	10	122	70
2003年	3152	2853	2410	444	235	63	171	13	125	71
2004年	3152	2851	2385	466	236	70	166	28	136	66
2005年	3165	2864	2357	507	247	77	171	42	149	69
2006年	3194	2897	2378	519	247	79	168	49	151	71
2007年	3240	2947	2408	539	255	83	172	54	162	69
2008年	3220	2928	2367	560	248	82	166	55	180	77
2009年	3162	2874	2345	527	250	84	166	37	174	67
2010年	3148	2865	2324	540	259	87	172	35	181	66
2011年	3163	2885	2313	571	276	94	182	39	197	62
2012年	3147	2865	2300	566	272	97	175	36	197	61
2013年	3140	2878	2267	610	301	101	200	48	147	72
2014年	3151	2889	2259	630	304	103	201	48	159	76
2015年	3158	2896	2261	634	312	108	204	50	154	75
2008年から 2009年の変化	-58	-54	-22	-33	2	2	0	-18	-6	-10

(B) 女性

(万人)

	雇用者									
	役員を除く 雇用者	正規の職員・ 従業員	非正規の職 員・従業員	パート・ アルバイト			労働者派遣事業 所の派遣社員	契約社員	嘱託	その他
				パート	アルバイト	パート アルバイト				
2002年	2172	2073	1052	1021	825	655	170	33	108	55
2003年	2191	2095	1034	1061	855	685	170	37	111	58
2004年	2220	2124	1025	1098	860	693	166	57	119	62
2005年	2243	2144	1018	1126	872	703	169	64	130	60
2006年	2292	2195	1036	1159	878	713	165	78	133	70
2007年	2332	2237	1041	1196	911	741	170	81	137	68
2008年	2337	2248	1043	1205	906	741	165	85	142	71
2009年	2341	2250	1050	1200	906	733	173	72	149	73
2010年	2361	2273	1051	1223	937	764	172	62	152	73
2011年	2369	2279	1039	1241	954	779	173	59	163	66
2012年	2375	2288	1041	1247	969	792	177	55	157	67
2013年	2405	2323	1027	1296	1019	826	192	68	126	43
2014年	2436	2351	1019	1332	1042	840	202	71	133	44
2015年	2473	2388	1042	1345	1053	852	201	76	133	43
2008年から 2009年の変化	4	2	7	-5	0	-8	8	-13	7	2

出所) 総務省統計局『労働力調査』。

付表 3. 男女別の産業別雇用者数

	(A) 男性 (万人)															(B) 女性 (万人)													
	農林業	農業	林業	非農林業	漁業	鉱業、採石業、砂利採取業	建設業	製造業	電気、ガス、熱供給・水道業	情報通信業	運輸業、郵便業	卸売業、小売業	金融業、保険業	不動産業、物品賃貸業		学術研究、専門・技術サービス業	宿泊業、飲食サービス業	生活関連サービス業、娯楽業	教育、学習支援業	医療、福祉	複合サービス事業	サービス業（他に分類されないもの）	公務（他に分類されないもの）						
2008年	25	3201	2	3201	6	2	372	760	29	137	268	470	76	63	97	113	73	123	123	34	255	173							
2009年	27	3142	5	3142	5	3	360	726	31	140	272	462	77	62	97	114	74	124	129	31	241	172							
2008年から2009年の変化	2	-59	-1	-59	-1	1	-12	-34	2	3	4	-8	1	-1	0	1	1	1	6	-3	-14	-1							
2008年	21	2298	2	2298	2	0	67	324	3	45	60	474	82	35	53	187	105	136	444	22	188	51							
2009年	24	2297	3	2297	3	0	66	299	4	46	63	476	84	35	51	193	109	138	461	20	180	52							
2008年から2009年の変化	3	-1	1	-1	1	0	-1	-25	1	1	3	2	2	0	-2	6	4	2	17	-2	-8	2							

出所) 総務省統計局『労働力調査』。

付表 4. 就業形態別 15 歳以下の男性就業者の配偶状況 (2007 年平均)

	未婚	有配偶	死別・離別
就業者計	27%	69%	4%
農林業	12%	82%	6%
非農林業	27%	69%	4%
自営業主	12%	82%	6%
内職者	0%	100%	0%
家族従業者	52%	43%	4%
雇用者	29%	67%	4%
役員	7%	90%	4%
正規の職員・従業員	28%	68%	3%
パート・アルバイト	58%	37%	5%
労働者派遣事業所の派遣社員	55%	40%	6%
契約社員・嘱託	26%	68%	6%
その他	30%	64%	6%

出所) 総務省統計局『労働力調査』。