

人手不足期における夫婦の労働供給行動¹⁾

戸田 淳仁

(リクルートワークス研究所 主任研究員)

日本の労働市場が人手不足と言われるほど逼迫している中で、ワーク・ライフ・バランスの進展などにより労働時間による調整も難しくなっている。そうした中で夫婦の労働供給はどうなっているか考察した。夫の労働時間は減少しており、業種や企業規模によって異なる。労働時間削減などの動きによりこうした結果になっていると推察される。その中で妻の労働供給は、2011年以降就業率が高まっており、その背景として夫の労働時間が短くなったので就業する傾向が見られた。また、すでに働いている妻が労働時間を長くする傾向は観察されなかった。このような結果から、夫婦の労働供給は同時決定とみなされていたが、別個に判断されている可能性も否定できない。

1. はじめに

昨今、完全失業率が3%前半という過去20年では低い水準を推移するようになり、需要不足失業ではなく構造的失業が主であると言われ、人手不足に陥っている企業が増えていると言われている。そうした人手不足期における日本の労働市場において、人々の労働供給行動はどうなっているだろうか。とりわけ夫婦の労働供給行動について、戸田(2011)の分析を最近のデータを用いて分析することで確認したい。

完全失業率が低い水準である中、日本の労働市場においていくつかの点が進行している²⁾。一つは人手不足に陥る企業の増加である。厚生労働省による2015年2月の「労働経済動向調査」によると、従業員が「不足している」と答えた事業所の割合から、「過剰」を引いた労働者過不足DIは正社員で2014年11月より9ポイント高い31となり、比較できる1999年2月以降で最高となった。景気回復を受け製造業、運送業、医療など幅広い業種が少

子化で細る人材を奪い合っている様子を示している。東日本大震災以降の景気回復により人材需要が高まり、労働市場が逼迫している。特に、非正規社員の需要に対して供給が追いついていないのが今回の好景気における人手不足の特徴である。

一方で、雇用の増加を見ると、総務省統計局「労働力調査」によると、特に2013年、2014年において雇用者数は増加しているがその大半が女性、非正規雇用であり、2015年になり正規雇用が前年より増加した。

第2に、上記のように労働市場が逼迫しているのに対し、賃金があまり上昇しているとは言えない。厚生労働省「毎月勤労統計調査」によると、実質の賃金上昇率は2013年、2014年とマイナスとなる月が多く、名目でも平均0.5%であった。2015年に名目と実質の乖離が見られなくなったが、1%弱のプラスである。

第3に、労働時間も増加している傾向が見られない。厚生労働省「毎月勤労統計調査」によると、総実労働時間の対前年伸び率は2013年-1.0%、

2014年-0.4%、2015年-0.3%と減少が続いている。この背景として、労働時間削減の意識が高まり、ノー残業デイを設ける、部下の労働時間を上司の評価項目の一つとして設定するなど、労働時間を削減しワーク・ライフ・バランスを充実させる動きが出てきたことがあると考えられる。

以上、近年の労働市場の動向を見てきたが、これまでの好景気における動向とはいくつか異なる。通常は労働時間の調整により企業の人員の調整を行っていたが、それがワーク・ライフ・バランス充実の名目のもと難しくなった。それと同時に人手不足が続いているにもかかわらず賃金あまり上昇しない。こうしたなかで人々の労働供給はどうなっているだろうか。

経済学では、不況期においては世帯主の残業が削減あるいは失職する確率が高まり、家計における所得が減少する。その中で消費を切り詰める、貯蓄を取り崩すなどの対応も考えられるが、配偶者が働きに出るということも考えられる。この効果は「追加的労働力効果（Added worker effect）」と名付けられているが、日本では、家計において世帯主が夫、その配偶者が妻という家計が一般的であり、夫婦の労働供給決定問題として扱われてきた。

先行研究を見ると、樋口・阿部（1999）や樋口（2001）では、夫の所得を恒常所得と一時所得に分けて、妻の新規就業に対する影響を調べた。その結果、恒常所得が妻の新規就業の意思決定に有意な影響を与え、一時所得には有意な効果はみられないことを発見した。また、Kohara（2010）は、夫の非自発的失業により妻の労働供給を促進させるかについて分析を行い、就業している妻も労働時間を増加させるだけでなく、非就業の妻が就業するようになることがわかり、追加的労働力効果が観察されると結論付けている³⁾。

今回の好況期、人手不足期における労働市場においてもあえて追加的に労働市場に参入する女性が増えたのではないか。本稿では、上記の先行研究をふまえて、近年の人手不足期においても追加的労働力効果が確認されるかについて検討したい。第1に、非就業の妻にとって、近年の好況期

においてどれだけの確率で就業状態にシフトしたか、について分析を行う。第2に、すでに就業している妻にとって、夫の労働時間の変動に対応し、自身の労働供給を促進させたかについて分析を行う。

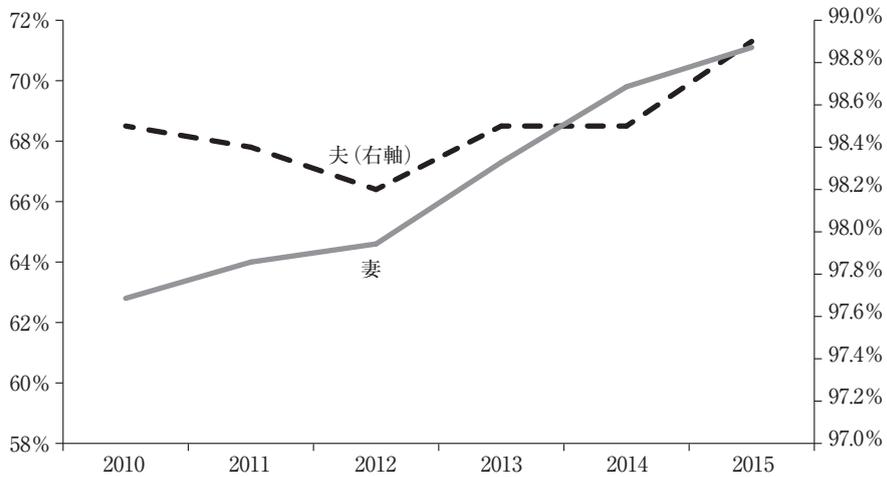
次節以降の構成は以下のとおりである。第2節では、本稿で用いたデータについて説明する。第3節では、本稿で考察したい分析を行う前に、夫の労働時間はどのような条件があれば減少するかについて分析する。第4節では、1番目の分析、つまり非就業の妻の追加的労働力効果について分析を行い、結果を紹介する。第5節では、2番目の分析、つまりすでに就業している妻の追加的労働力効果について分析を行い、結果を紹介する。最後の第6節では、分析結果を総括するとともに今後の課題を述べる。

2. データ

本稿では、「消費生活に関するパネル調査」（以下、JPSC）の2010年（第18回）～2015年（第23回）データを用い、女性が既婚者である家計に限定する⁴⁾。そのことにより、女性と配偶関係にある男性の情報も活用することができる。また、2010年を最初の時点と設定しているのは、景気回復期を見るためである。JPSCは本稿の執筆時点の最新年度は2015年（第23回）であり、2010年データにはコーホートA（1993年から調査開始、1993年時点で25～34歳）からコーホートD（2008年から調査開始、2008年時点で24～27歳）まで4つのコーホートが含まれている。直近に追加されたコーホートEは調査開始年が2013年であり分析期間の途中であるため、本稿の分析対象外とし、コーホートA、B、C、Dを分析対象とした。

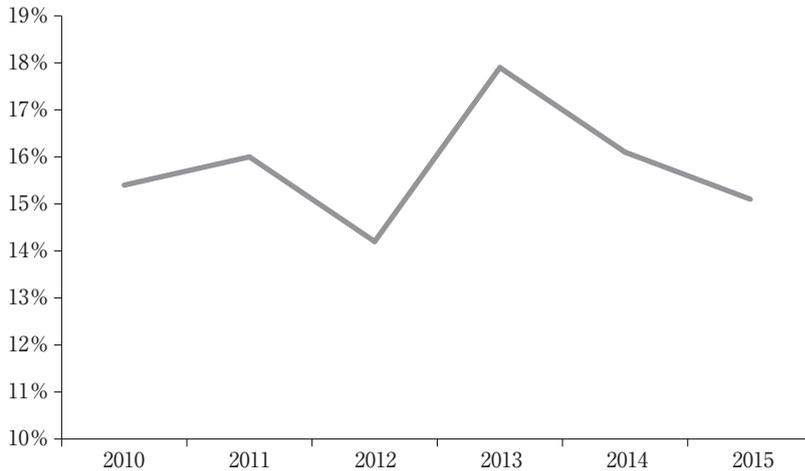
回帰分析の結果を紹介する前に、分析データの基本的な特徴を把握しておきたい。図表-1は夫婦における就業率の推移である。なお、JPSCでは就業状態を調査する質問項目の選択肢に、育児休業や疾病等の休業などによる休業中という選択肢がある。本稿では、休業中も就業する意思があると見なして就業している状態とした。

図表-1 夫婦別 就業率の推移



注: 休業者も就業者とみなして算出

図表-2 新規就業者の割合(妻)



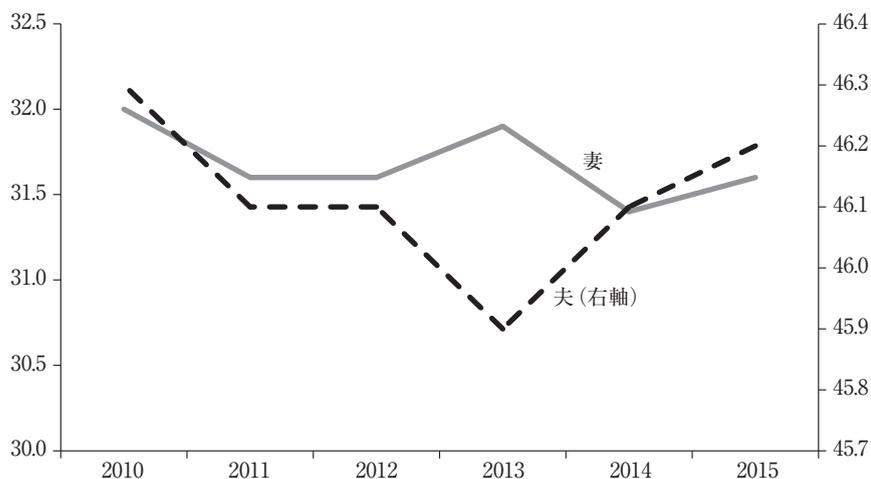
注: 新規就業者とは、t-1年に非就業である者に対して、t-1年は非就業だが、t年に就業している者の割合

図表-1を見ると、夫婦で就業率の推移が異なる。夫は、ほぼ98%台を推移しており、2012年以降は上昇していると見ることもできる。それに対し妻は2010年から2015年にかけて一貫して上昇傾向が見られ、6年間で約10%ポイントも上昇している。人材需要が増えた中で夫の就業率がわずかに増えている一方、妻の就業率が高まっていることがわかる。

本調査はパネル調査であるため、労働力のフ

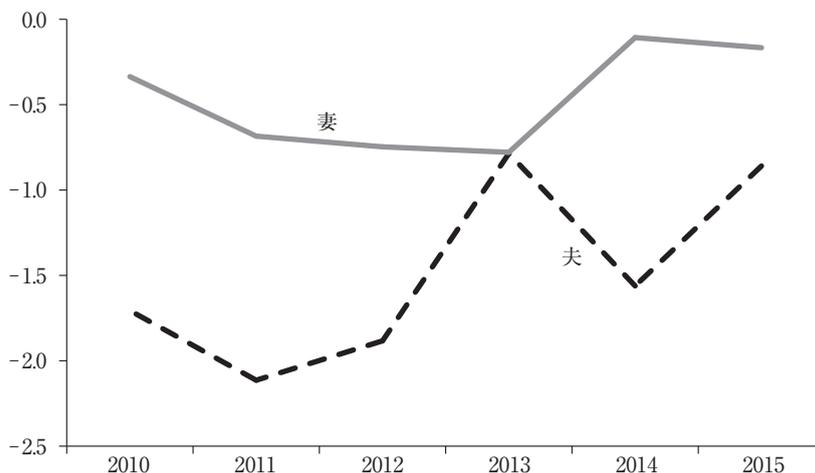
ローもわかるので、フローの観点からも見ておきたい。図表-2は、前年に非就業であった妻に対して、当年に就業状態移行した妻の割合を「新規就業者の割合」として推移をまとめたものである。不況期にこの割合が上昇すれば、夫の労働供給減少に伴い妻の労働供給が促進されている追加的労働力効果が見られる効果と矛盾しないだろう。図表-2を見ると年によって上下しているが、2013年では18%余りとほかの年に比べて高まっており、

図表-3 夫婦別 週当たり平均労働時間の推移



注: 平均労働時間の算出に当たり、非就業者は集計対象外。変数の作成方法は本文を参照

図表-4 夫婦別 週当たり労働時間差分の平均値 推移



注: 1年前に労働時間が1時間より大きい就業者に限定し、週当たり労働時間の差を各個人に対して計算し、平均した数値が「労働時間差分の平均値」

フローの観点からも追加的労働力効果のような影響が出ていると考えられる。

以上は就業状態に注目したが、もう1つの重要な変数である労働時間に注目したい。JPSCでは労働時間を2通りで把握できる。1つは通常の週当たり労働時間であり、選択肢で回答する形式をとっている。もう1つは、生活行動の質問の一環として1日の仕事時間を調査している。本稿では、Kohara (2010) にない、前者の労働時間を用

いる。追加的労働力効果を調べる際に、いわゆるサービス残業を除いた労働時間を用いるのが適切である。なぜなら、妻の労働時間におけるサービス残業は夫の所得低下の補償にはならないためである。以下では、総労働時間からサービス残業を除いた時間を労働時間とする⁵⁾。

図表-3は、週当たり平均労働時間の推移を見たものである。ただし、非就業者(と労働時間の観察されない者)については集計の対象外とした。

図表-5 回帰分析で使用了したサンプルの基本統計量

(A)分析 1		(B)分析 2	
	平均		平均
夫の労働時間差分	-0.170	妻の新規就業者割合	0.159
夫の年齢	43.003	妻の年齢	40.800
夫専門・専修学校、短大、高専ダミー	0.180	夫の労働時間差分(Δh_t)	-0.170
夫大卒・院卒ダミー	0.350	妻専門・専修学校、短大、高専ダミー	0.406
夫の職業(ベース：事務職)		妻大卒・院卒ダミー	0.171
自営業	0.133	末子の年齢6歳以下ダミー	0.313
自由業	0.017	家計の金融資産(単位：1000万円)	0.485
専門職・技術職・管理職	0.237	居住地：政令指定都市以外の市	0.636
技能職・作業職	0.311	居住地：町村	0.082
販売サービス職	0.106		
夫の産業(ベース：サービス業)			
農林水産業	0.019		
製造業・建設業	0.381		
卸売業・小売業	0.136		
金融業	0.044		
企業規模(ベース：100人未満)			
100～999人	0.249		
1000人以上、官公庁	0.261		
夫非正規雇用ダミー	0.048		
末子の年齢6歳以下ダミー	0.313		
家計の金融資産(単位：1000万円)	0.485		
居住地：政令指定都市以外の市	0.636		
居住地：町村	0.082		

妻については、31.5～32時間あたりでほぼ横ばいである。一方、夫については2013年まで減少した後、上昇傾向が見られる。

パネル調査の特徴を生かし、図表-4のように、同一個人の労働時間の差分を個人に関して集計する方法でもトレンドを見てみたい。夫婦ともに2010年から2015年にかけて差分の平均値はマイナスである。とくに、夫については2013年から2014年にかけてマイナス幅が大きくなっている。一方妻における2014年、2015年はそれほどマイナス幅が大きいとは言えない。素朴な観察では、特にすでに就業している妻の労働時間については追加的労働力効果が観察できるのか結論を出にくいといえる。

以上を踏まえ、次節以降では回帰分析によって追加的労働力効果について分析していきたい。以下の3つの分析を考える。1つ目の分析は分析2と3の予備的分析になっている。

分析1：どのような属性を持つ夫の労働時間が減少しているのか

分析2：無業の妻において、夫の労働時間の減少を契機に就業するようになっているのか

分析3：すでに就業している妻において、夫の労働時間の減少を契機にさらに労働時間を増加させているのか

なお、分析1と分析2で利用したサンプルの基本統計量は図表-5にある。

3. 夫の労働時間が減少する要因

妻の追加的労働力効果について考察する前に、そもそも近年の人手不足期の中で、どのような夫が労働時間を減少させているのだろうか。

図表-6はサンプルを各年で分けることで、どのような属性がどの年に有意に効くのかを把握できるようにした分析である。職業や産業に有意である変数が多い。職業については、事務職と比較して、専門職・技術職・管理職は2013年に労働時間を有意に減らしている。また、技能職・作業職は2013年までマイナスで有意となっている一方、

図表-6 夫の労働時間差分に関する分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	2011年	2012年	2013年	2014年	2015年
夫の年齢	-0.117*	-0.0404	0.0627	-0.009	-0.065
	(0.0617)	(0.0560)	(0.0575)	(0.0596)	(0.0546)
夫専門・専修学校、短大、高専ダミー	0.238	-1.451	0.979	1.157	-1.381
	(1.122)	(1.081)	(1.111)	(1.209)	(1.012)
夫大卒・院卒ダミー	-1.236	-0.113	1.005	0.196	-1.393
	(1.135)	(1.073)	(1.098)	(1.123)	(1.000)
夫の職業（ベース：事務職）					
自営業	-1.915	-3.027*	-3.934**	-3.068*	-0.444
	(1.811)	(1.754)	(1.679)	(1.801)	(1.556)
自由業	-0.925	-0.419	-6.047*	-10.26**	6.456
	(2.190)	(2.837)	(3.623)	(4.228)	(6.022)
専門職・技術職・管理職	-1.732	-0.624	-4.522***	1.104	-0.821
	(1.288)	(1.297)	(1.380)	(1.231)	(1.162)
技能職・作業職	-3.377**	-2.441*	-4.673***	-0.281	-1.721
	(1.492)	(1.378)	(1.450)	(1.411)	(1.308)
販売サービス職	-2.966*	-0.784	-2.469	-1.159	-1.107
	(1.722)	(1.690)	(1.589)	(1.392)	(1.439)
夫の産業（ベース：サービス業）					
農林水産業	1.868	0.264	-3.298	2.734	-2.469
	(3.456)	(2.807)	(3.226)	(2.949)	(4.060)
製造業・建設業	-0.949	-1.031	-0.156	-0.905	-0.118
	(0.895)	(0.908)	(0.936)	(0.996)	(0.866)
卸売業・小売業	-2.249	-1.667	-2.789*	0.761	-1.613
	(1.386)	(1.304)	(1.478)	(1.314)	(1.085)
金融業	-2.936	-4.285*	1.320	-2.544	-0.702
	(2.075)	(2.462)	(2.158)	(1.602)	(2.116)
企業規模（ベース：100人未満）					
100～999人	-3.459***	-1.328	-1.418	-2.045*	-1.828*
	(1.089)	(1.076)	(1.103)	(1.073)	(0.978)
1000人以上、官公庁	-2.423**	-0.821	-2.174*	-3.517***	-0.681
	(1.179)	(1.100)	(1.193)	(1.192)	(1.076)
夫非正規雇用ダミー	-4.249*	-1.392	-3.797**	-1.740	2.143
	(2.463)	(2.115)	(1.886)	(1.749)	(1.486)
末子の年齢6歳以下ダミー	-1.348	-1.543	0.325	0.847	0.128
	(0.941)	(0.999)	(1.043)	(0.993)	(0.999)
家計の金融資産（単位：1000万円）	0.0984	0.109	-0.587	0.575	-0.492
	(0.574)	(0.405)	(0.448)	(0.457)	(0.474)
居住地：政令指定都市以外の市	-2.190**	1.327	-0.245	0.970	0.444
	(0.920)	(0.956)	(0.923)	(0.964)	(0.887)
居住地：町村	-4.678***	0.610	1.192	3.264*	-1.501
	(1.733)	(1.651)	(1.837)	(1.676)	(1.588)
定数項	11.73***	3.877	1.892	1.138	5.332*
	(3.452)	(3.073)	(3.348)	(3.181)	(3.074)
サンプルサイズ	1,215	1,244	1,224	1,177	1,130
自由度修正済決定係数	0.039	0.015	0.029	0.026	0.022

注：推定方法はOLS。被説明変数は夫の週当たり労働時間の差分。説明変数はすべて1年前の変数。

（）内の値は分散不均一に頑健な標準誤差。*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

図表-7 非就業の妻が就業に移行する確率に関する分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
妻の年齢	-0.0307*** (0.0109)	-0.0315*** (0.0110)	-0.0331*** (0.0113)	-0.0338*** (0.0113)
夫の労働時間差分 (Δh_t)	-0.000509 (0.00498)	0.0172 (0.0161)		0.0191 (0.0177)
$\Delta h_t \times 2012$ 年ダミー		-0.0230 (0.0181)		-0.0233 (0.0196)
$\Delta h_t \times 2013$ 年ダミー		-0.0114 (0.0193)		-0.00727 (0.0225)
$\Delta h_t \times 2014$ 年ダミー		-0.00847 (0.0187)		-0.0262 (0.0212)
$\Delta h_t \times 2015$ 年ダミー		-0.0472** (0.0195)		-0.0517** (0.0210)
夫の労働時間差分 1 期前 (Δh_{t-1})			-0.00438 (0.0174)	0.00398 (0.0176)
$\Delta h_{t-1} \times 2011$ 年ダミー			0.00633 (0.0195)	-0.00355 (0.0199)
$\Delta h_{t-1} \times 2012$ 年ダミー			0.00660 (0.0199)	0.00439 (0.0207)
$\Delta h_{t-1} \times 2013$ 年ダミー			-0.0169 (0.0194)	-0.0296 (0.0212)
$\Delta h_{t-1} \times 2014$ 年ダミー			0.00366 (0.0200)	-0.0144 (0.0217)
妻専門・専修学校、短大、高専ダミー	0.218 (0.136)	0.216 (0.136)	0.240* (0.137)	0.243* (0.138)
妻大卒・院卒ダミー	-0.0350 (0.181)	-0.0554 (0.183)	-0.0393 (0.184)	-0.0676 (0.186)
末子の年齢 6 歳以下ダミー	-0.302** (0.153)	-0.321** (0.155)	-0.334** (0.158)	-0.341** (0.160)
家計の金融資産 (単位: 1000 万円)	-0.102 (0.0966)	-0.0906 (0.0959)	-0.0967 (0.0977)	-0.0840 (0.0958)
居住地: 政令指定都市以外の市	-0.212 (0.130)	-0.206 (0.130)	-0.220* (0.131)	-0.217* (0.132)
居住地: 町村	-0.137 (0.247)	-0.110 (0.249)	-0.139 (0.250)	-0.112 (0.252)
年ダミー 2012 年	0.0182 (0.198)	0.0167 (0.199)	-0.0178 (0.200)	-0.0148 (0.202)
2013 年	-0.153 (0.203)	-0.149 (0.205)	-0.176 (0.205)	-0.173 (0.207)
2014 年	0.186 (0.194)	0.175 (0.197)	0.127 (0.197)	0.133 (0.199)
2015 年	0.0291 (0.206)	-0.0230 (0.212)	0.0249 (0.206)	-0.0258 (0.212)
定数項	-0.236 (0.508)	-0.207 (0.513)	-0.107 (0.526)	-0.0902 (0.527)
サンプルサイズ	2,092	2,092	2,051	2,051
疑似決定係数	0.0179	0.0218	0.0222	0.0257

注: 被説明変数は、 $t-1$ 年は非就業、 t 年は就業の妻であれば1、 $t-1$ 年と t 年ともに非就業である妻は0を取るダミー変数。推計はロジットモデルに従う。2011~2015年データをプール。労働時間差分と年ダミー以外の説明変数は1年前のものを利用。

()内の値は分散不均一に頑健な標準誤差。*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

2014年と2015年において係数は有意ではない。また、産業については、サービス業をベースとしている。有意である年とそうでない年にばらつきがあるため、どの産業で平均的に労働時間を減らしているか確定的なことを言えない。

また、興味深いことにほかの変数はあまり有意に効いていない。年齢は2011年以外は有意ではないし、その他でも企業規模で大企業において一部の年でマイナスで有意になる年がある。

結果をまとめると、産業や職業において労働時間を減少するところが部分的に見られるが、そのほかの属性について、ほとんど差異はないといえる。

4. 非就業の妻の就業移行に関する分析

前節で見たように程度の差はあれ、近年の人手不足の中で夫の労働供給はあまり増えていないことがわかった。このような要因は妻の追加的労働力効果を識別する上で有効に活用できると考える。本節では、非就業の妻の追加的労働力効果が観察されるかについて分析したい。

図表-7はその分析結果である。被説明変数は、前年は非就業だが当年は就業している妻を1、前年当年ともに非就業である妻を0としたダミー変数である。前年が非就業である妻に限定した分析を行っている。説明変数には年齢、教育水準、末子の年齢、金融資産、居住地などをとっている。Kohara (2010) のように個人の固定効果もコントロールする推計を本来であれば行うべきであるが、ここでは試みの分析としてプーリングデータを用いている。また、夫の労働時間の差分と年ダミー以外はすべて1年前の変数を利用している。

図表-7における(1)式は、夫の労働時間の差分の平均的な効果を見ている。追加的労働力効果が存在するのであれば、この係数はプラス、つまり妻が就業に移行する確率を高めるといえる結果になる。しかし分析結果は、係数がマイナスで統計的に有意ではない。そこで、(2)式のように夫の労働時間の差分と年ダミーの交差項を説明変数に加え、夫の労働時間差分の効果の違いを見た。そ

の結果、2015年ダミーとの交差項が -0.0472 で有意という結果が得られた。2011年をベースとした時に、2015年は相対的に追加的就業効果が見られるといえる。ただし、(3)式・(4)式のように、労働時間の差分のラグを考えた場合、そもそもラグは有意ではないが、(4)式のようにラグ項も同時に入れた推定を行うと、2015年ダミーとの交差項は有意である。その意味で、2015年の結果は頑健な結果であるといえる。

その他の結果について見てみると、年齢や教育水準など有意な影響はない。また、末子の年齢が6歳以下であるとマイナスで統計的に有意である。また、居住地については政令指定都市をベースとして、政令指定都市以外の市に住んでいる妻は就業に移行しやすいという結果が得られた。

以上のように、2015年のみで夫の労働時間が減少したことにより妻の労働時間が増加した結果がみられるが、こうした効果は一部の年に見られるにすぎない。それ以外の年では夫の労働時間などに関係なく就業しやすい環境になっているために就業している可能性がある。では、すでに就業している妻に対してはどうだろうか。次節で検討する。

5. すでに就業している妻の追加的労働力効果に関する分析

本節では、すでに就業している妻にとって、夫の労働時間減少に反応して労働供給を増やすことをしたのかについて検討する。分析方法は、基本的にKohara (2010) をベースとしているが、一部で異なる。第1に、個人の固定効果をコントロールしたモデルを採用しているが、本稿でのサンプル期間ではあまり転職をしたサンプルがないため、転職した事実を識別条件とする説明変数を加えられなかった。具体的には、産業、職業、従業員規模、雇用形態、居住地などといった変数である。もちろん、期間を通じて変化しない年齢や教育水準といった変数はコントロールしていない。第2に、サンプル期間が短いため、夫の労働時間差分の内生性はコントロールしていない⁶⁾。

図表-8 すでに就業している妻の労働時間差分に関する分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
夫の労働時間差分 (Δh_t)	0.0360** (0.0151)	0.0280 (0.0171)	0.0654* (0.0335)	0.0420 (0.0315)
$\Delta h_t \times 2012$ 年ダミー			-0.0524 (0.0538)	-0.0162 (0.0512)
$\Delta h_t \times 2013$ 年ダミー			-0.0299 (0.0440)	-0.0163 (0.0423)
$\Delta h_t \times 2014$ 年ダミー			-0.0224 (0.0447)	-0.0141 (0.0432)
$\Delta h_t \times 2015$ 年ダミー			-0.0477 (0.0486)	-0.0248 (0.0465)
夫の労働時間差分 1 期前 (Δh_{t-1})		-0.0189 (0.0160)		-0.0190 (0.0160)
年ダミー 2012 年	0.274 (0.601)	0.571 (0.591)	0.261 (0.601)	0.570 (0.591)
2013 年	1.350** (0.565)	1.384** (0.564)	1.344** (0.564)	1.382** (0.563)
2014 年	0.524 (0.548)	0.714 (0.542)	0.515 (0.549)	0.714 (0.544)
2015 年	1.230** (0.570)	1.279** (0.570)	1.235** (0.569)	1.285** (0.570)
定数項	-2.108*** (0.414)	-2.015*** (0.415)	-2.103*** (0.414)	-2.016*** (0.415)
サンプルサイズ	4,156	4,041	4,156	4,041

注:被説明変数は、妻の週当たり労働時間の差分。推定はOLS。t-1年に就業している妻にサンプルを限定。推計は固定効果モデル。2011～2015年データをプール。

()内の値は分散不均一に頑健な標準誤差。*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

図表-8に分析の結果がある。分析の結果、夫の労働時間差分の係数は(1)、(3)式においてプラスで有意となっている。追加的労働力効果が存在すれば、夫の労働時間が減少した分妻の労働時間は増加するはずなので、係数はマイナスになるはずである。図表-8の分析結果は追加的労働力効果と矛盾する結果である。図表-3や図表-4で見てきたように、妻と夫の労働時間の間に、追加的労働力効果を表す明確な関係は見られないが、回帰分析でも同様の結果が得られた。おそらく、景気が良い時は夫婦ともに労働時間を増加させ、不景気の時は夫の労働時間が減少するだけでなく、不景気の影響は妻にも影響し労働時間が削減せざるを得ない状況になっていると推察される。図表-7にならぬ、年ダミーとの交差項を調べても、交差項は有意にならない。ラグをとっても同様に有意な結果は見られなかった。

6. むすびにかえて

本稿では、人手不足期の夫婦の労働供給行動について検討してきた。その結果以下のことが分かった。

第1に、非就業の妻に関しては、2015年においてのみ、夫の労働時間が減少したため妻の労働時間が増える効果が見られた。夫の労働時間のラグ項でコントロールするとその効果が有意であったので、頑健な結果といえる。ただしほかの年ではこうした効果が見られず、夫の労働時間などには関係なく、就業しやすいために就業したと考えられる。

第2に、すでに就業している妻の追加的労働力効果を調べた結果、その効果は見られなかった。むしろ、夫も妻も両方が労働時間を減少しているというようすが見られた。

また、人手不足期の中で夫の労働時間への影響

は、全体的に押し下げる効果が見られるものの、産業や職種によってその影響度合いが大きいものはいくつか見られた。

以上の結果より、夫婦の労働供給のインタラクションは限定的で、ある程度の範囲で別個に決定されている可能性が高い。夫婦の労働供給は同時決定の場合が多いためこうした主張は慎重に行う必要があるが、この可能性についての検討は今後の課題としたい。また、すでに就業している妻に対しては、現職において労働時間を増加することが難しい場合、副業や内職を行うということも考えられる。副業や内職に関する意向も含めて分析することが必要だと考える。

また、内生性についての影響も検討しなくてはいけない。JPSCを用いる場合、1年間の差があるため、その間の時間的因果関係が不明である。夫婦それぞれの1年間の労働時間の差をみているが、平均的な労働時間を減少するタイミングは夫婦でどちらが先にくるのかわからないので内生性の問題は否定できない。内生性のコントロールは今後の課題としたい。

注

- 1) 本章の内容は著者の個人的見解を表すものであり、筆者の所属機関の意見・立場を表すものではない。
- 2) ここで述べている内容は、著者が所属機関のウェブサイトに掲載したコラム(戸田 2016)にまとめている。
- 3) 夫の失業が家族生活にどのような影響を与えたかというテーマで村上(2010)が結果をまとめている。また、追加的労働力効果に対して、対となる就業意欲喪失効果については、日本でも多くの研究がなされている(佐藤 2010)。
- 4) JPSCはサンプリングの際に女性に焦点が当てられ、男性は既婚者のみ情報が入手できる形式になっている。以下の議論はその制約があることに注意されたい。

- 5) なお、総労働時間(通常週当たり、実際に勤務する労働時間)とサービス残業の時間は、選択肢で調査されている。本稿では、選択肢の中間値をとり、上限についてはその値をそのまま労働時間として、数値化して変数を作成した。
- 6) 操作変数を用いる場合、「労働時間差分」だけでなくその交差項もあるため、交差項も含めた変数の数に少なくとも等しい数の操作変数が必要になる。ここでは妥当な操作変数を見つけれなかったため、操作変数法の適用を断念している。

文献

- 佐藤一磨, 2010, 「景気後退期の就業行動の変化」 瀬古美喜・照山博司・山本勲・樋口美雄・慶應-京大連携グローバルCOE編『日本の家計行動のダイナミズムVI 経済危機下の家計行動の変容』慶應義塾大学出版会, 90-113.
- 戸田淳仁, 2011, 「リーマンショック後に「追加的労働力効果」は観察されたか」『季刊家計経済研究』92: 22-31.
- , 2016, 「人手不足・採用難により、変質しつつある日本の労働市場」(<http://www.works-i.com/column/works02/> 戸田淳仁05/)
- 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・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, 25-65.
- 村上あかね, 2010, 「夫の「失業」にともなう家族生活の変化」『日本労働研究雑誌』598: 38-47.
- Kohara, M., 2010, “The Response of Japanese Wives’ Labor Supply to Husband’s Job Loss,” *Journal Population Economics*, 23: 1133-1149.

とだ・あきひと リクルートワークス研究所 主任研究員、公益財団法人 家計経済研究所 嘱託研究員。主な論文に「有期労働契約の雇止め制限法理に関する実証分析」(『日本労働研究雑誌』631, 2013)。労働経済学、応用計量経済学専攻。