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

戸田 淳仁

((株) リクルートワークス研究所 研究員)

1. はじめに

2008年のいわゆるリーマンショックと呼ばれる世界同時不況は、日本にも大きな影響を与えた。「百年に一度の大不況」などという表現がしばしば用いられており、その真偽は後世にゆだねられるが、総需要が短期間に急激に落ち込んだことは注目に値する。内閣府「国民経済計算」によると、2000年代における実質GDP成長率の平均は一0.6%であるが、2008年度は-4.1%もの落ち込みを記録している」。

総需要の落ち込みは労働市場にも影響を与える。図表-1の失業率を見ると、2007年から2008年の中ごろまで男女ともに4%前後で推移していたが、2008年末から上昇しはじめ、2009年には男性は5.5%を超える水準まで上昇した。1年もかからずに失業率が1ポイント以上上昇したことは過去には見られない、異例のスピードであったといえる。また、日本企業では雇用調整の手段として残業時間の削減を最初に行う傾向があるので、この不況期には労働時間が大幅に減少したことも想像に難くない。

深刻な不況下では家計はどのように行動するであろうか。不況期では、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²¹。

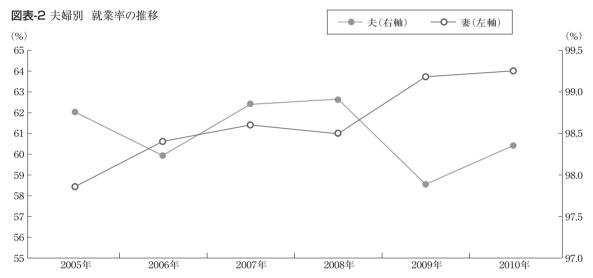
上記の研究は、1990年代から2000年代中ごろまでのデータを用いた検証である。本稿では、上記の先行研究をふまえて、リーマンショックによる急激な景気落ち込みにより、追加的労働力効果が確認されるかについて検討したい。リーマンショックによる急激な景気落ち込みは、家計にとって想像できない大きなショックであり、その影響はある程度外性的だということを識別条件として、夫婦に限定して分析を行う。第1に、非就業の妻にとって、リーマンショックにより労働時間が減少することによりどれだけの確率で就業状態にシフトしたか、について分析を行う。第2に、すでに就業している妻にとって、夫の労働時間の減少に対応し、自身の労働供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

(%) 6.0 г - 男性 **一** 女性 5.5 5.0 45 4.0 3.5 30 9 11 1 3 H H H H 5 7 9 月 月 5 7 9 月 月 月 1 3 月 f F 2005年 2006年 2007年 2008年 2009年 2010年

図表-1 完全失業率の推移(男女別、季節調整値)

出所: 総務省統計局「労働力調査」



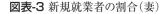
注: 休業者も就業者とみなして算出

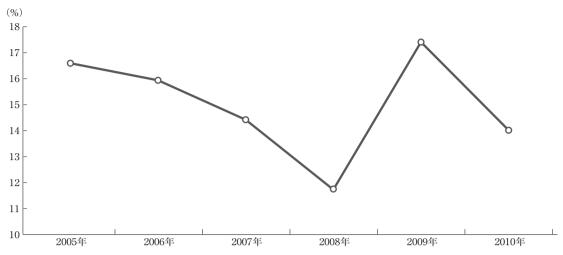
3節では、本稿で考察したい分析を行う前に、夫の労働時間はどのような条件があれば減少するのかについて分析する。第4節では、1番目の分析、つまり非就業の妻の追加的労働力効果について分析を行い、結果を紹介する。第5節では、2番目の分析、つまりすでに就業している妻の追加的労働力効果について分析を行い、結果を紹介する。最後の第6節では、分析結果を総括するとともに今後の課題を述べる。

2. データ

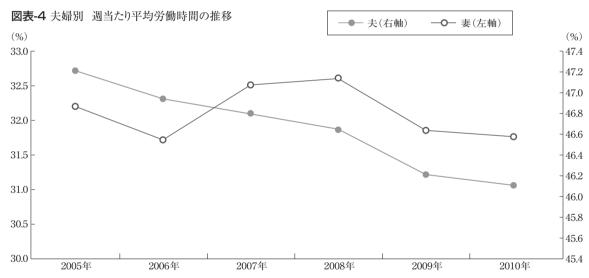
本稿では、「消費生活に関するパネル調査」(以下、IPSC)の2005年(第13回)~2010年(第18回)

データを用い、女性が既婚者である家計に限定する³。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、2005年を最初の時点と設定しているのは、リーマンショック後の影響を見るためには、その前後で比較した方がより分かりやすいからである。JPSCは本稿の執筆時点の最新年度は2010年(第18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。コーホートDは調査開始年が2008年でありリーマンショック前の情報が分からないので、本稿の分析対象外とし、コーホートA、B、Cを分析対象とした。





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

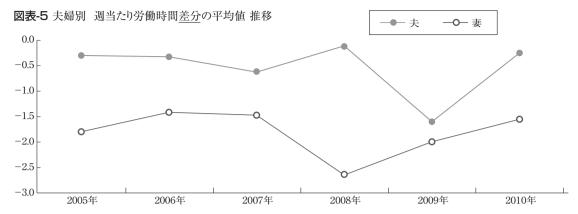


注: 平均労働時間の算出に当たり、非就業者は集計対象外。変数の作成方法は本文を参照

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-2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-2を見ると、夫婦で就業率の推移が異なる。 夫は、2008年から2009年にかけて就業率が1ポイ ント低下しているのに対し、妻は同年にかけて2ポイント以上上昇した。リーマンショックの影響が2009年に出始めたことは前節で述べた通りなので、素朴な観察では、夫が失業した半面、妻が就業状態に移行している可能性がうかがえる。

この可能性をさらに確かめるために、図表-3を見たい。図表-3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。



注: 1年前に労働時間が0時間より大きい就業者に限定し、週当たり労働時間の差分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」

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-3を見ると2008年までこの割合は低下していたが、2009年にかけて5ポイントも上昇した。このことからも追加的労働力効果はある程度見られた可能性が高い⁴。

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)にならい、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50。

図表-4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。 妻については、2006年から2008年にかけて労働時間が増加しているものの、それ以外の年においては減少している。夫は2005年から一貫して労働時間が減少しているが、2008年から2009年にか けての落ち込みはほかの年より大きいといえる。 このような傾向であるため、追加的労働力効果が 起こっているとはいいにくい。

そこで、図表-5のように、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2005年から2010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2009年にマイナス幅が大きくなっている。一方、妻における2009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しにくいといえる。

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-6にある。

図表-6 回帰分析で使用したサンプルの基本統計量

(A)分析1

(21) /3 //1	
	平均
夫の労働時間差分	-0.270
夫の年齢	40.621
夫専門・専修学校、短大、高専ダミー	0.166
夫大卒・院卒ダミー	0.323
夫の職業(ベース:事務職)	
自営業	0.140
自由業	0.016
専門職·技術職·管理職	0.239
技能職·作業職	0.305
販売サービス職	0.085
夫の産業(ベース:サービス業)	
農林水産業	0.018
製造業·建設業	0.408
卸売業·小売業	0.152
金融業	0.047
企業規模(ベース:100人未満)	
100~999人	0.256
1000人以上、官公庁	0.255
夫非正規雇用ダミー	0.062
末子の年齢6歳以下ダミー	0.349
家計の金融資産(単位:1000万円)	0.430
居住地:政令指定都市以外の市	0.648
居住地:町村	0.093

(B)分析2

	平均
妻の新規就業者割合	0.148
妻の年齢	38.720
夫の労働時間差分(△ht)	-0.270
妻専門・専修学校、短大、高専ダミー	0.408
妻大卒・院卒ダミー	0.134
末子の年齢6歳以下ダミー	0.339
家計の金融資産(単位:1000万円)	0.436
居住地:政令指定都市以外の市	0.647
居住地:町村	0.092
年ダミー 2007年	0.171
2008年	0.168
2009年	0.165
2010年	0.162

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、 そもそもリーマンショックの発生した2008年以降 に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-7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2008年以降労働時間を有意に減らしている。また、技能職・作業職は2008年が有意でないものの、2007年と2009年以降においてマイナスで有意となっている。販売サービス職も、2007年と2009年においてマイナスで有意となっている。特に販売サービス職の2009年の係数が-8.256となっており、事務職に比べて販売サービス職は週当たり平均8時間以上も労働時間を減少させていることが分か

る。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。ただし、金融業において2009年の係数が-7.590で統計的に有意であるため、金融業を中心にリーマンショックによって労働時間を減らしている可能性がある。

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2007年においてマイナスで有意であるものの、2008年以降は有意ではない。学歴も10%有意水準で有意な年もあるが、概して統計的に有意な係数は見当たらない。企業規模や居住地についても同様である。

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。玄田(2010)も指摘しているように、リー マンショックによる影響はどの産業でも少なから

図表-7 夫の労働時間差分に関する分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	2006年	2007年	2008年	2009年	2010年
夫の年齢	0.0880	-0.155**	-0.0533	0.0752	-0.0273
// ・/ 一 mp	(0.0762)	(0.0785)	(0.0695)	(0.081)	(0.0726)
夫専門・専修学校、短大、高専ダミー	-0.865	1.444	-0.602	0.0108	-1.300
人等门等修子仪、应八、问等/、	(1.197)	(1.401)	(1.226)	(1.38)	(1.137)
夫大卒・院卒ダミー	-1.198	0.643	0.432	0.261	-2.083*
人人中一九中夕、一	(1.081)	(1.143)	(1.103)	(1.251)	-2.083 (1.106)
夫の職業(ベース:事務職)	(1.081)	(1.143)	(1.103)	(1.251)	(1.106)
自営業	-1.911	-4.434**	1.483	-4.396**	-2.963
	(1.819)	(2.104)	(1.822)	(1.884)	(1.876)
自由業	4.111	-3.078	-2.307	-8.162	3.844
口山水	(4.509)	(2.778)	(5.356)	(6.447)	(4.664)
専門職·技術職·管理職	-0.266	-0.578	-3.019**	-3.245**	-3.322**
ひょうかの はくはかの 日本生物の	(1.172)	(1.371)	(1.247)	(1.385)	(1.253)
技能職·作業職	-1.589	-3.434**	-1.308	-3.780**	-4.732**
1/2 1/2 1/2 1/2 1/2 1/2 1/2 1/2 1/2 1/2	(1.381)	(1.568)	(1.382)	(1.560)	-4.732 (1.371)
販売サービス職	2.253	(1.508) -4.592**	(1.382) -2.242	-8.256***	0.756
東グピリーとへ載					(2.011)
夫の産業(ベース:サービス業)	(1.929)	(1.919)	(2.002)	(2.248)	(2.011)
農林水産業	6.356	-6.929	3.604	1.072	0.558
及刊列至水	(5.228)	(5.871)	(4.712)	(5.060)	(4.598)
製造業·建設業	1.332	-1.824*	-1.523*	-0.776	-0.270
双尼木 足 版木	(0.960)	(1.031)	(0.904)	(1.040)	(0.936)
卸売業·小売業	-0.317	-1.916	-1.191	1.229	-3.204**
即元未 小元未	(1.396)	(1.500)	(1.407)	(1.488)	(1.447)
金融業	0.236	-4.402**	1.285	-7.590***	0.248
亚版木	(1.885)	(2.075)	(1.858)	(2.327)	(1.977)
企業規模(ベース:100人未満)	(1.000)	(2.073)	(1.000)	(2.321)	(1.577)
100~999人	-2.035*	1.136	-1.228	1.290	-1.490
100 9997	(1.102)	(1.206)	(1.067)	(1.260)	(1.160)
1000人以上、官公庁	0.224	-0.582	-1.492	0.152	-1.676
1000人以上、百公月	(1.198)	(1.238)	(1.146)	(1.232)	-1.070 (1.223)
夫非正規雇用ダミー	4.405*	-0.606	0.761	0.802	-4.336**
大升正別准用グミー			(2.192)		
末子の年齢6歳以下ダミー	(2.374)	(2.439)		(2.830)	(2.074)
木子の中町0成以下タミー	0.921	-1.220	-1.008	0.553	-0.321
ラニ o 人 頭 を マ / 以 仕っ 000 T III \	(0.964)	(0.999)	(0.996)	(1.158)	(1.099)
家計の金融資産(単位:1000万円)	0.194	0.203	-0.105	1.015*	-0.904*
므 & Mark A 본러 ## + N 된 소크	(0.686)	(0.528)	(0.655)	(0.520)	(0.531)
居住地:政令指定都市以外の市	-1.232	0.437	-0.251	0.803	1.398
⊒ Abertal affects to	(1.053)	(1.044)	(0.953)	(1.064)	(1.047)
居住地:町村	-0.514	1.510	0.066	1.292	1.517
A. Mark. Inch.	(1.574)	(1.686)	(1.629)	(1.561)	(1.589)
定数項	-2.373	9.129**	4.916	-2.297	5.718
	(3.777)	(4.163)	(3.575)	(3.886)	(3.857)
サンプルサイズ	1098	1084	1065	1027	1006
リングルリイス 自由度修正済み決定係数	0.024	0.035	0.025	0.035	0.037

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-8 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	-0.0167	-0.0177	-0.0202	-0.0200
A - 1 A	(0.0141)	(0.0141)	(0.0146)	(0.0146)
夫の労働時間差分(△ht)	-0.00345	0.00964	(414-14)	0.00601
	(0.00517)	(0.00956)		(0.0103)
△ht×2007年ダミー	(0.0001.)	-0.00900		-0.0190
2001 7		(0.0169)		(0.0185)
△ht×2008年ダミー		-0.0293**		-0.0189
→II(\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\		(0.0144)		(0.0167)
△ht×2009年ダミー		-0.0235*		-0.0184
THE 2000 7 V		(0.0128)		(0.0136)
△ht×2010年ダミー		-0.000758		0.0124
—II. 2010—/ \		(0.0145)		(0.0190)
夫の労働時間差分1期前(△ht-1)		(0.01.10)	-0.00797	-0.00519
			(0.00945)	(0.00983)
△ht」×2007年ダミー			-0.00756	-0.0183
			(0.0160)	(0.0193)
△ht₁×2008年ダミー			0.0297	0.0217
			(0.0154)	(0.0175)
△ht₁×2009年ダミー			0.0184	0.00854
			(0.0136)	(0.0144)
△ht.i×2010年ダミー			0.0134	0.0181
△III.1^2010 11 9 ₹			(0.0159)	(0.0170)
妻専門・専修学校、短大、高専ダミー	0.00604	0.00778	0.00765	0.0101
	(0.1370)	(0.1380)	(0.138)	(0.1380)
妻大卒・院卒ダミー	0.0690	0.0458	0.0513	0.0307
	(0.202)	(0.203)	(0.2050)	(0.206)
末子の年齢6歳以下ダミー	-0.206	-0.212	-0.238	-0.231
(C) DEPONDANT IN	(0.161)	(0.162)	(0.167)	(0.168)
家計の金融資産(単位:1000万円)	-0.452***	-0.442**	-0.472***	-0.459***
内山小亚岛景座(中西-1000/311/	(0.174)	(0.172)	(0.177)	(0.175)
居住地:政令指定都市以外の市	0.207	0.209	0.191	0.191
	(0.144)	(0.145)	(0.145)	(0.145)
居住地:町村	0.540**	0.552**	0.462*	0.475**
2 IT 56.61.11	(0.233)	(0.233)	(0.236)	(0.237)
Eダミー 2007年	-0.142	-0.138	-0.134	-0.129
2007	(0.191)	(0.191)	(0.196)	(0.197)
2008年	-0.340*	-0.368*	-0.355*	-0.371*
2000	(0.200)	(0.204)	(0.204)	(0.207)
2009年	0.118	0.0946	0.128	0.100
2009-4-	(0.186)	(0.1890)	(0.188)	(0.190)
2010年	-0.0725	-0.0758	-0.0526	-0.0592
	(0.202)	(0.2020)	(0.203)	(0.204)
定数項	-0.996*	-0.965*	-0.822	-0.840
	(0.573)	(0.575)	(0.594)	(0.598)
トンプルサイズ	2098	2098	2066	2066
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。 $2006\sim2010$ 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

ず見られる。定数項を見ると、有意ではないが、2009年はマイナスとなっておりそのほかの年は2006年を除いてマイナスでないことも、玄田の主張を裏付けている。その中で、産業や職業によってはその影響度合いが異なり、それが図表-7にも結果として表れているといえる。

4. 非就業の妻の追加的労働力効果に 関する分析

前節でみたように程度の差はあれ、リーマンショックの夫の労働供給の影響は少なからず見られることがわかった。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-8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-8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う結果になる。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、2008年ダミーとの交差項が-0.0293で有意、2009年ダミーとの交差項が-0.0235で10%有意水準ではあるが有意という結果が得られた。2006年をベースとした時に、2008年、2009年は相対的に追加的就業効果がみられるといえる。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、2008年ダミーとの交差項は有意ではなくなる。その意味で、この結果は頑健な結果とは言えない。

その他の結果について見てみると、年齢や教育 水準、末子の年齢は有意な影響はない。また、家 計の金融資産はどの推定においてもマイナスで統 計的に有意である。金融資産の多い家計であるほ ど妻は就業に移行しない傾向にあることを意味し、 自然に理解できる結果である。また、居住地につ いては政令指定都市をベースとして、町村に住ん でいる妻は就業に移行しやすいという結果が得ら

以上のように、頑健な結果ではないが、非就業の妻に対してはリーマンショック後に追加的労働力効果は存在している可能性が高いといえる。では次に、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 に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いないた 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ことと、本稿ではリー マンショック前後の係数の違いに注目したいため、 夫の労働時間差分の内生性はコントロールしてい ない。

図表-9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どの推定式でもプラスで有

図表-9 妻の労働時間差分の就業している妻の労働時間差分に対する分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
夫の労働時間差分(△ht)	0.0867***	0.0902***	0.117**	0.128***
	(0.0198)	(0.0221)	(0.0459)	(0.0471)
△ht×2007年ダミー			-0.0257	-0.0409
			(0.0578)	(0.0585)
△ht×2008年ダミー			-0.0832	-0.0850
			(0.0652)	(0.0662)
△ht×2009年ダミー			-0.0144	-0.0185
			(0.0649)	(0.0651)
△ht×2010年ダミー			-0.0260	-0.0424
			(0.067)	(0.0683)
その労働時間差分1期前(△ht₁)		0.0177		0.0168
		(0.0193)		(0.0192)
Eダミー 2007年	-0.0343	0.110	-0.0404	0.0919
	(0.661)	(0.658)	(0.6600)	(0.658)
2008年	-1.276*	-1.419**	-1.262*	-1.416**
	(0.652)	(0.660)	(0.651)	(0.659)
2009年	-0.516	-0.346	-0.506	-0.335
	(0.694)	(0.696)	(0.698)	(0.700)
2010年	-0.184	-0.154	-0.193	-0.171
	(0.649)	(0.654)	(0.65)	(0.656)
定数項	-1.378***	-1.211**	-1.369***	-1.195**
	(0.474)	(0.478)	(0.476)	(0.480)
ナンプルサイズ	3465	3357	3465	3357

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。 2006~2010年データをプール。

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ぶん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-9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-4や図表-5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が見られないが、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、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、リーマンショック後に追加的労働力 効果が見られたのか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、追加的労働力 効果がリーマンショック後に見られた。ただし、 夫の労働時間のラグ項でコントロールするとその 効果が有意ではなくなったので、頑健な結果では ないといえる。

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、不景気においては、夫も妻も両方が労働 時間を減少しているという様子が見られた。

また、リーマンショックによる夫の労働時間へ の影響は、全体的に押し下げる効果が見られるも

⁽⁾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

のの、産業や職種によってその影響度合いが大き いものがいくつか見られた。

以上の結果より、追加的労働力効果は限定的にしか見られないといえる。その理由はリーマンショックによりマクロ的に大きな影響が波及したので、仮に追加的労働力効果があり、妻が就業しようとしたとしても、仕事を見つけにくい状況や労働時間を延長しにくい状況が続いているのでそれが実現できなかった可能性が高い。そのため、求職活動の有無に関する情報を用いて、実際に就業しているのかという点ではなく、就業意欲があるのかという点に注目する必要があるだろう。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見ているが、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分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。

† 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。

注

- リーマンショックの労働市場に与える影響について、日本では玄田(2010)、アメリカではElsby et al. (2010) などが分析している。ただし、リーマンショックから時間があまり経過していないこともあり、研究はまだ少なく、今後も事実発見を丁寧にしていくことが求められる。
- 2) 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 (例えば、佐藤 2010)。
- 3) 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。

- 4) ただし、新規就業者の割合では、失業状態の妻を考慮していない。リーマンショックのように急激な景気落ち込みがあると、家計の補助を目的として就業意欲が高まるものの、労働市場で働き口を見つけることができず、就業意欲はあるが働くことのできない状態が続くと考えられる。失業者も含めてどの程度就業意欲が高まっているかについては今後の課題である。
- 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られなかったため、操作変数法の適用を断念している。

文献

25-65.

- 玄田有史, 2010, 「2009年の失業——過去の不況と比べた 特徴」『日本労働研究雑誌』598: 4-17.
- 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.
- 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、
- 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.
- Elsby, Michael W., Bart Hobijn and Aysegul Sahin, 2010, "The Labor Market in the Great Recession," NBER Working Paper, No. 15979.

とだ・あきひと (株) リクルートワークス研究所研究員・公益財団法人 家計経済研究所 嘱託研究員。主な論文に「職種経験はどれだけ重要になっているのか――職種特殊的人的資本の観点から」(『日本労働研究雑誌』594,2010)。労働経済学、応用計量経済学専攻。