

子供のいる既婚女性の就業選択

— 夫の働き方、性別役割意識が及ぼす影響

藤野 敦子

(関西学院大学大学院博士後期課程)

1. はじめに

わが国の女性の労働力率を年齢階層別にみると、いわゆるM字型カーブをしている。底の部分が上昇してきたものの、欧米諸国とは違って、この基本的なパターンはいまだ崩れていない¹⁾。このような状況は、男女共同参画が叫ばれつつも、なお性別役割分業が頑強に残っていることを投影していると言ってもよいだろう。

子供のいる既婚女性が就業を選択するとき、常に家庭生活との両立が関連しており、就業選択の主要因は家庭にあるといっても過言ではない。既婚女性が妻であり、母親であると同時に仕事を持つということは、既婚男性が夫であり、父親であり、仕事をする以上に家庭でのさまざまな制約を受けている可能性がある。そしてその制約は、夫の働き方や夫の性別規範といったところにまで関連していると言えないだろうか。

本稿では、子供のいる既婚女性が受けるさまざまな家庭での制約である、夫の性別役割意識や家事・育児に対する協力姿勢あるいは夫の帰宅時間などが妻の就業選択にどのような影響を及ぼしているかを実証分析によって明らかにする。特に女性の就業選択を正規就業、非正規就業、専業主婦（非就業）に分け、それぞれの差異を議論しながら既婚女性の就業の特質を探り、男女共同参画に向けての課題を示唆したい。

2. 先行研究

日本の既婚女性の就業選択要因に関する実証研究は多数挙げられる。例えば、[高山・有田, 1992]、[大沢, 1993]、[小島, 1995]、[Nagase, 1997]、[松浦・滋野, 2001] などである。これらの研究では、既婚女性の就業選択の説明変数として、夫の所得や家計資産、親との同居や子供数、未就学児童の有無、女性の推定賃金、あるいは夫の職業などが考えられてきた。夫側との関係要因としては、夫の年間所得や恒常所得、あるいは職業等が考慮に入れられている。夫の職業が説明変数に入っている場合には、ある程度、夫の労働時間と家事・育児との調整の度合いや、夫がどのような働き方をしているかなどを考慮しているとみなせるだろう。

特に、夫の家事参加や労働時間など夫の生活時間配分に注目して既婚女性の就業選択要因を実証分析したものには、[山上, 1999]、[阿部, 2001]、[井口・西村・藤野他, 2002] などがある。[山上, 1999] では、夫の家事・育児の協力度が妻の就業確率関数の説明変数として入れられ、正に有意であるという結果を得ている。[井口・西村・藤野他, 2002] では、夫の家事参加や夫の帰宅時間が既婚女性の就業選択関数の説明変数に入れられ、夫が早く帰宅すること、家事に参加することが妻の正規就業を促進しているという結果となっている。[阿部, 2001] では、夫の勞

図表-1 データの属性(サンプル数757)

区分	平均・割合	標準偏差
妻の学歴(%)		
中卒	5.5	
高卒	50.9	
短大卒	30.5	
大卒以上	12.7	
妻の就労状態(%)		
正規就業	15.7	
非正規就業	24.6	
専業主婦	59.7	
結婚年数平均(年)	12.71	6.57
夫の学歴(%)		
中卒	7.8	
高卒	39.9	
短大卒	8.7	
大卒以上	43.6	
夫の就労状態(%)		
自営業	12.2	
大企業勤務(従業員1000人以上)	29.6	
夫の年間所得平均	711.49	284.77
夫の年間所得の対数値平均	6.49	0.42
夫の平均帰宅時間(%)		
7時前	26.7	
10時以降	16.6	
夫の家事参加志向(%)	33.4	
夫の育児参加志向(%)	32.6	
夫の性別役割意識(%)		
妻の専業主婦志向	55.6	
夫の稼ぎ手志向	77.3	
子供数平均	2.00	0.73
0-3歳児あり(%)	31.4	
4-6歳児あり(%)	23.1	
親と同居(%)	25.0	
住宅ローンあり(%)	40.2	
持ち家(住宅ローンなし)あり(%)	23.1	

働時間が長ければ、既婚女性の労働力率を低下させることや、継続就業を断念させる効果があることを示している。

既婚女性の就業に対する夫の生活時間配分の影響を直接に調べた実証研究は多くないと思われるが、概して、夫の長時間労働が妻の就業に負の影響がある一方で、夫の家事・育児参加は妻の就業に正の影響を与えているようである。本稿では、さらにこれらを拡張し、夫の性別役割意識の影響も考慮したい。

3. データについて

使用したデータは、1994年に生命保険文化セ

ンターが実施した「夫婦の生活意識に関する調査」による個票データである²⁾。調査地域は首都50キロメートル圏で、層化2段階無作為抽出法によって抽出した20歳から49歳までの既婚者男女3000人を調査対象としている³⁾。有効回収率は78.5%で有効回収数は2355となっている。

実証分析にあたっては、男性の性別役割意識や家事・育児姿勢等を重要視するために1107名の男性票を対象とする。本稿では、さらに、妻が自営業、家族従業員である場合を取り除き、子供のいる夫を対象を絞った。欠損値を取り除いた後のサンプル数は757となっている。

図表-2 年代別、学歴別に見た夫の家事・育児参加志向と性別役割意識

区分	20代	30代	40代	中卒	高卒	大卒以上
家事参加志向	35.7%	37.2%	30.5%	30.5%	32.8%	33.9%
育児参加志向	51.8%	43.5%	22.6%	18.6%	30.5%	36.7%
性別役割意識						
妻の専業主婦志向	51.8%	57.9%	54.6%	64.4%	55.0%	57.6%
夫の稼ぎ手志向	80.4%	79.6%	75.2%	76.2%	80.8%	73.4%
サンプル数	56	285	416	59	302	330

妻の属性を示すものとしては、妻の学歴ダミー、結婚年数⁵⁾、が用いられる。

次に夫の属性を示すものとしては、まず夫の学歴ダミーと、夫の就労状態を示す、夫自営業ダミー、大企業勤務ダミー⁶⁾、

4. 実証分析の方法

(1) 実証モデル

子供のいる既婚男性の妻は正規就業を選択するか、非正規就業を選択するか、専業主婦になるかの3つの独立した選択に直面していると仮定する⁴⁾。各個人は夫の所得や家計の資産、あるいは家族構成や家庭の環境などを所与として自己の効用を最大とする就業形態を選択するものと考えられる。

本稿では、先行研究で用いられてきた説明変数に加え、夫の性別役割意識や家事・育児姿勢、あるいは夫の生活時間配分といった夫側の諸要因が家庭の環境要因として既婚女性の就業選択に作用するものと考え、実証モデルに組み入れる。

なお、調査データから配偶者の年齢、就業経験年数などのデータがないために残念ながら既婚女性の賃金を推計することができない。また、一時点のクロスセクションデータであるために解釈には留意を要すると言えよう。実証モデルの推計にはMultinomial Logit(多項ロジット)分析が用いられる。

(2) 実証分析に用いる変数

実証分析に用いる変数の詳細は図表-1において示されている。

従属変数には、専業主婦=0、正規就業=1、非正規就業=2という3つのダミー変数が用いられている。

説明変数は、妻の属性を示すもの、夫の属性を示すもの、家計のその他の属性を示すもので構成される。

および夫の年間所得(対数値)⁷⁾を用いる。また、夫の生活時間配分の目安として夫の平均帰宅時間を用いるが、それを午後7時より早い、7時前ダミーと午後10時より遅い、10時以降ダミーの2つとする⁸⁾。さらに、夫の家事・育児への参加姿勢を示す説明変数としては、家事参加志向ダミー⁹⁾、育児参加志向ダミー¹⁰⁾を用い、夫の性別役割意識については、「妻は家事・育児に専念するのがよい」とする妻の専業主婦志向ダミーと、「夫が主に収入を得てくるべきである」とする夫の稼ぎ手志向ダミーの2つを用いる¹¹⁾。

最後に家計のその他の属性を示すものとしては、家族構成に関連するものとして子供数、子供ダミー(0-3歳児ダミー、4-6歳児ダミー)、親との同居ダミー、また、住居に関するものとして、住宅ローンダミー、持ち家ダミー(住宅ローンなし)を用いる。

図表-2において、夫の家事・育児参加志向と性別役割意識についての実態を年代別、学歴別に示している。「家事参加志向」については30代の、「育児参加志向」については20代の割合が高くなっている。学歴別では、「家事参加志向」も「育児参加志向」も高学歴であるほどその割合が高くなっていると言える。特に、「育児参加志向」についてそのような傾向が顕著である。

性別役割意識については、女性役割を強調する「妻の専業主婦志向」がちょうど育児期にあると思われる30代の割合が高く、男性役割を強調する「夫の稼ぎ手志向」が新婚期にある20代の割合が高い。学歴別では、中卒に「妻の専業主婦志向」とする傾向が強く、大卒以上に「夫の稼ぎ手志向」とする傾向が弱いようである。ま

図表-3 Multinomial logit分析の推定結果

説明変数	正規就業		非正規就業	
	係数	(t値)	係数	(t値)
妻の学歴ダミー				
中卒ダミー	-1.059*	(-1.721)	0.220	(0.511)
短大卒ダミー	-0.092	(-0.312)	-0.116	(-0.474)
大卒以上ダミー	0.375	(0.981)	-0.033	(-0.090)
結婚年数	0.159***	(4.739)	0.096***	(3.590)
夫の学歴ダミー				
中卒ダミー	0.650	(1.409)	0.033	(0.081)
短大卒ダミー	-0.556	(-1.152)	-0.182	(-0.460)
大卒以上ダミー	-0.399	(-1.340)	-0.174	(-0.717)
夫自営業ダミー	-1.011**	(-2.490)	-0.611*	(-1.864)
夫大企業勤務ダミー	-0.557*	(-1.945)	-0.330	(-1.414)
夫の年間所得(対数値)	-0.767**	(-2.220)	-0.823***	(-2.739)
夫の平均帰宅時間ダミー				
7時前ダミー	0.638**	(2.307)	-0.447*	(-1.770)
10時以降ダミー	0.352	(1.037)	-0.582*	(-1.903)
夫の家事参加志向ダミー	0.652***	(2.598)	0.505**	(2.235)
夫の育児参加志向ダミー	0.965***	(3.624)	-0.120	(-0.498)
夫の性別役割意識ダミー				
妻の専業主婦志向ダミー	-1.167***	(-4.555)	-0.852***	(-4.042)
夫の稼ぎ手志向ダミー	-0.757***	(-2.909)	0.473*	(1.786)
子供数	-0.222	(-1.244)	-0.094	(-0.632)
子供ダミー				
0-3歳児ダミー	0.214	(0.545)	-1.555***	(-4.194)
4-6歳児ダミー	-0.196	(-0.586)	-0.576*	(-1.903)
親との同居ダミー	0.557*	(1.856)	-0.110	(-0.402)
住宅ローンダミー	0.054	(0.166)	-0.352	(-1.336)
持ち家ダミー	-0.485	(-1.259)	-0.833***	(-2.586)
定数項	2.601	(1.191)	4.613**	(2.430)
各サンプル数	119		186	
全サンプル数	757			
対数尤度	-568.945			

注) 括弧内は漸近的t値。***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることを示す。

た、概して、男性役割を強調する「夫の稼ぎ手志向」の割合が女性役割を強調する「妻の専業主婦志向」の割合よりも高いようである。

5. 推計結果

図表3において推計結果が示されている。また、Multinomial Logit (多項ロジット) 分析では推計結果の係数の大きさを直接比較することができないために、図表4において個々の説明変数の直接的な影響をみることのできるマージナル効果を示している¹²⁾。

まず、推計結果から興味深いものは、夫の平

均帰宅時間ダミーである。夫が7時前に帰宅することが、妻の正規就業である確率を高めている一方で、非正規就業の確率を低めているという点で対照的な結果となっている。非正規就業の選択は夫が10時以降に帰宅する場合には抑制されるようである。主に夫の平日の労働時間が短く、家事・育児に参加可能な働き方をしている場合には妻の正規就業を促進することを示唆している。恐らく、午後7時前という時間帯は子供の保育所や託児所等の迎え時間とも関連し、主に育児を担うことが可能になるためだと思われる。

この点に関連して、夫の育児参加志向ダミーが、妻の正規就業に対しては、正に有意であるの

図表-4 マージナル効果

説明変数	専業主婦		正規就業		非正規就業	
	係数	(t値)	係数	(t値)	係数	(t値)
妻の学歴ダミー						
中卒ダミー	0.056	(0.612)	-0.119*	(-1.901)	0.063	(0.943)
短大卒ダミー	0.024	(0.504)	-0.007	(-0.226)	-0.017	(-0.432)
大卒以上ダミー	-0.026	(-0.386)	0.041	(1.042)	-0.015	(-0.255)
結婚年数	-0.026***	(-4.913)	0.015***	(4.312)	0.012***	(2.787)
夫の学歴ダミー						
中卒ダミー	-0.058	(-0.709)	0.069	(1.499)	-0.110	(-0.171)
短大卒ダミー	0.071	(0.933)	-0.055	(-1.096)	-0.016	(-0.251)
大卒以上ダミー	0.057	(1.214)	-0.038	(-1.244)	-0.019	(-0.480)
夫自営業ダミー	0.168***	(2.662)	-0.093**	(-2.218)	-0.075	(-1.434)
夫大企業勤務ダミー	0.092**	(2.017)	-0.051*	(-1.746)	-0.040	(-1.088)
夫の年間所得(対数値)	0.178***	(2.999)	-0.061*	(-1.754)	-0.117**	(-2.490)
夫の平均帰宅時間ダミー						
7時前ダミー	0.011	(0.221)	0.080***	(2.878)	-0.090**	(-2.265)
10時以降ダミー	0.053	(0.943)	0.052	(1.501)	-0.105**	(-2.144)
夫の家事参加志向ダミー	-0.124***	(-2.869)	0.057**	(2.239)	0.067*	(1.875)
夫の育児参加志向ダミー	-0.062	(-1.374)	0.106***	(4.007)	-0.045	(-1.161)
夫の性別役割意識ダミー						
妻の専業主婦志向ダミー	0.214***	(5.247)	-0.103***	(-3.981)	-0.111***	(-3.309)
夫の稼ぎ手志向ダミー	-0.004	(-0.093)	-0.093***	(-3.533)	0.098**	(2.342)
子供数	0.031	(1.071)	-0.021	(-1.177)	-0.010	(-0.422)
子供ダミー						
0-3歳児ダミー	0.200***	(3.156)	0.063	(1.526)	-0.263***	(-4.691)
4-6歳児ダミー	0.097*	(1.764)	-0.006	(-0.179)	-0.091*	(-1.852)
親との同居ダミー	-0.030	(-0.589)	0.062**	(2.036)	-0.032	(-0.747)
住宅ローンダミー	0.045	(0.868)	0.015	(0.443)	-0.056	(-1.426)
持ち家ダミー	0.156**	(2.509)	-0.031	(-0.773)	-0.125**	(-2.445)
定数項	-0.858**	(-2.293)	0.161	(0.729)	0.697**	(2.343)
各サンプル数	452		119		186	
全サンプル数			757			

注) 括弧内は漸近的t値。***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることを示す。

に対し、非正規就業に対しては影響がないという結果になっている。一方で、夫の家事参加志向ダミーは妻の正規就業、非正規就業ともに正に有意であり、夫が家事に参加する場合には妻が正規就業、非正規就業で働く確率をともに高めている。すなわち、夫が家事に参加する場合には、妻の就業を促進し、育児にも参加する場合には妻の正規就業を促進することを示唆している¹³⁾。さらに、多くの先行研究と同様に親との同居ダミーが正規就業に対して有意に正となっており、親の家事育児に対する援助が妻の正規就業として働く確率を高めていることがわかる。

次に、夫の性別役割意識についてみてみると、妻が正規就業の場合には「妻の専業主婦志向ダ

ミー」も「夫の稼ぎ手志向ダミー」もともに有意に負であるが、妻が非正規就業の場合には「夫の稼ぎ手志向ダミー」の方が有意に正となっている点で異なっている。つまり、夫が性別平等意識を強くもっている場合には、妻の正規就業である確率を高めるといえるだろう。しかし、非正規就業の選択には妻はあくまでも家計補助的な稼ぎ手であるという性別役割意識が関連していそうである。図表-4から、専業主婦については、夫の「妻が家事・育児に専念すべきである」とする女性役割を強調する性別役割意識がその確率を高めていることがわかる。

また、夫の年間所得が高まると妻の正規就業、非正規就業ともに就業の確率が低まり、専業主

婦となる確率が高まることわかる。これは夫の収入が高まると妻の就業率が低下するといういわゆるダグラス=有沢の法則が妥当していることを示唆している。図表4のマージナル効果から判断して、夫の年間所得が上がった場合における妻の就業確率の低下は非正規就業の方が大きくなっており、非正規就業の方が夫の所得に左右されている要素が強いと言えるだろう。

夫の就労状態との関連からは、夫が自営業者であることは、妻の正規就業、非正規就業で働く確率を低める。また、夫が大企業に勤務している場合には、正規就業の確率を低め、専業主婦の確率を高めるようである。夫が大企業に勤務している場合には、夫の生涯所得が高く、夫に経済力があるということが考えられる。また、別の観点からは、夫が大企業で勤務する場合には時間外労働や転勤も多く¹⁴⁾、妻が正規就業として働くことを妨げている可能性がある。

さらに、住宅ローンのない持ち家がある場合には専業主婦である確率を高め、非正規就業で働く確率を低める。家計に資産がないということも非正規就業として妻が働く要因になっていると言えるだろう。

0-3歳児、および4-6歳児の子供のダミーについては、0-3歳児や4-6歳児がいることが、正規就業には全く影響を与えていないが、非正規就業である確率を有意に低めている。さらに、結婚年数については、長くなるほど就業確率を上昇させている。これらのことを合わせると、日本の女性のM字型就労と統合的な結果となっていると言える。

最後に、妻の学歴ダミーの中卒ダミーが妻の正規就業である確率に負の影響を与えているものの、その他については妻の就業確率に影響を与えていたとは言えないようである。正規就業に関してはある程度学歴が影響していると言ってよいかもしれない。

6. おわりに

子供のいる既婚女性が正規就業を選択するに

は、夫が性別平等意識を持ち、家事・育児に参加すること、なかでも積極的に育児に参加することが大きく影響していることが明らかとなった。また、夫の平日の労働時間が短く、平均して午後7時までに帰宅できるといった、家事や育児が可能な働き方をしている場合に正規就業を促進する可能性も示された。親と同居している場合にも、子供のいる既婚女性の正規就業が促進される。しかし、親世代の高齢化や三世帯家族の減少傾向を鑑みると、この機能をますます夫や外部サービスが代替していかなければならないということだろう。夫が大企業に勤務している場合には妻の正規就業の抑制要因となることが示されたが、夫に経済力があるということ以外にも、時間外労働が多いことや、転勤制度があるといった大企業特有の慣行が関連している可能性がある。

非正規就業の選択については未就学児童がないこと、夫の所得の低下、家計に資産がないことが就業を促進する主要因であり、夫の働き方、あるいは生活時間配分は正規就業ほどに影響していない。夫の性別役割意識においても、あくまでも男性が稼ぎ手であるという男性役割を強調する意識が、妻が非正規就業としての選択に関連していると言えそうである。妻は、夫から子育てを任せられ、子供に手がかからなくなった後、家計収入を補うために非正規就業を選択している様子が見受けられる。[岡村, 1997]が指摘するような、「夫は仕事、妻は家庭と仕事」といった新たな性別役割分業がイメージされるのではないだろうか。

また、夫に「妻が家事・育児に専念するのがよい」という性別役割意識がある場合、専業主婦となる確率を高めるが、同時に、家計に資産があつたり、夫に経済力があつたりすることも専業主婦の選択に影響してくる。

女性が出産した後も正規就業に就けること、すなわち妻も稼ぎ手としての役割を担えることは、社会全体における人的資源の活用の可能性を高めると同時に、生活の質の改善にもつながっていくのではないかと思われる。しかし、そのためには、夫が性別平等意識を持ち、積極的に家

事・育児を分担すること、あるいはそれが可能な働き方をすることが重要な要因となっている。男性もまた、仕事と家事育児の分担者であるという社会全体の意識改革が必要であるのに加え、長時間労働を是認するような男性の働き方の仕組みを変えていかなければならないということである。

また、育児休暇や看護休暇などの制度が、現実的に男性も利用できるような形で普及していかなければならない。男性が育児に参加したいと思ってもそれをサポートする制度が実効性の高い形でなければ、男性の育児参加も浸透していかないのではないだろうか。

注

- 1) 2000年度の女性の労働力率は20-24歳で72.7%であるが、30-34歳でボトムとなり、57.1%まで落ちる。その後、45-49歳において71.8%まで上昇する。10年前と比べると、ボトムが5.4%上昇し、M字型のボトムが浅くなっている。〔厚生労働省雇用均等・児童家庭局、2001：2〕
- 2) この個票データは東京大学社会科学研究所付属日本社会情報センターより提供を受けた。調査設計や調査項目の詳細については〔生命保険文化センター、1995〕を参照されたい。
- 3) 同じ夫婦は調査対象になっていない。
- 4) 既婚女性の就業選択を考えたとき、まず、正規就業と正規就業以外という選択があり、正規就業以外を選択したものがさらに非正規就業が専業主婦の選択を行っているという逐次的な選択モデルを考えることも可能である。しかしながら、ここでは夫の属性が正規就業、非正規就業、専業主婦の選択にどのように影響しているかの比較を容易にするために、IIA(Independence from irrelevant alternatives)の成立を仮定し、それぞれ並列的な選択が行われていると考えている。
- 5) データでは配偶者の年齢がないために既婚女性のライフステージを示すものとして、結婚年数を入れている。
- 6) 大企業勤務とは調査票の分類上、従業員数が1000人以上の民間企業に勤務するものを指している。
- 7) 夫の年間所得は各カテゴリーの中央値を与えている。具体的には0円、50万円、200万円、400万円、600万円、1250万円、1500万円である。
- 8) 本稿で用いられているデータは首都圏50キロメートル以内で調査されたものであるが、旧総務庁統計局の社会生活基本調査報告(平成8年)によると、首都圏における男性雇用者の平均通勤時間は1時間31分であり、通勤時間に1時間以上かかる人の割合が33.4%にも上る。他の大都市圏で1時間以上かかる人の割合は4.9%~24.3%であることから、著しく高い特徴がある
- 9) 夫の家事参加については、「料理」、「食事後の後片付け」、「日常の買い物」、「洗濯」、「掃除」の5項目に関して、夫自らがどのように評価しているかが調査されている。質問に従い、すべて妻が行うと答えたものに0点、主に妻が行うが夫も頼まれると手伝うに1点、主に妻が行うが夫も自ら進んで行うに2点、夫も妻も同程度行うに3点、主に夫が行うが妻も自ら進んで行うに4点、主に夫が行うが妻も頼まれると手伝うに5点、すべて夫が行うに6点を付与し、5つの家事項目についての得点を合計した。そこで、合計点数が10点以上の人(平均して自ら進んで行っている)と答えている人(平均して自ら進んで行っていない)を1、それ以外の人を0として夫の家事参加志向ダミーを作成している。なお、点数の平均は8.50で標準偏差は2.96、最小値は4、最大値は24であった。
- 10) 夫の育児参加については、子供が小学校入学前の育児分担がどうであったかについて、夫自らの評価を調査している。現在、小学校入学前の子供がいる場合は現状を答えている。前述の家事参加と全く同様に、点数化し、2点以上の得点を獲得している人を1、それ以外の人を0として、夫の育児参加ダミーを作成している。点数の平均は1.22で標準偏差は0.74、最小値は0、最大値は4であった。
- 11) 夫の専業主婦志向ダミーとは「妻は家事や育児に専念するのがよい」という考えに、そう思う、まあそう思うという肯定的意思表示をした人を1としたものである。夫が稼ぎ手志向ダミーは「夫が主に収入を得てくるべきである」という考えに、そう思う、まあそう思うという肯定的意思表示をした人を1としたものである。
- 12) [Greene, 2000：訳書1034~1035]を参照。マージナル効果の符号や有意水準がMultinomial Logit分析の係数の符号や有意水準と一致しない場合があるため、マージナル効果を見ることは重要である。また、マージナル効果は標本平均から求められるため、ダミー変数については参考程度となる。
- 13) ただし、[西岡, 2001]などで分析されているように、夫が家事参加、育児参加するのは妻が就業しているからという逆の因果関係が影響している可能性もあり、留意が必要である。
- 14) 厚生労働省の毎月勤労統計調査によると、本稿でのデータと同じ1994年度の所定外労働時間(事業所規模別、調査産業計)は、500人以上の事業所で12.5時間であるのに対し、5~99人までの事業所では8.9時間、100~499人の事業所では11.4時間である。500人以上の事

業所の所定外労働時間は2001年度には13.8時間となっている。

参考文献

阿部正浩, 2001, 「労働時間と就業、結婚行動—就業機会の均等化の影響との関連で」高橋重郷編『少子化に関する家族・労働政策の影響と少子化の見通しに関する研究』厚生科学研究政策科学推進研究事業平成12年度報告書, 47~53.

井口泰・西村智・藤野敦子・志甫啓, 2002, 「雇用面からみた世代間利害調整」, 一橋大学経済研究所編『経済研究』53(3), 204~212.

大沢真知子, 1993, 『経済変化と女子労働—日米の比較研究』日本経済評論社.

岡村清子, 1997, 「主婦の就労と性別役割分業」, 野々山久也・袖井孝子・篠崎正美編『今家族に何かおこっているのか』ミネルヴァ書房, 91~117.

小島宏, 1995, 「結婚、出産、育児および就業」, 人口・世帯研究会監修, 大淵寛編『女性のライフサイクルと就業行動』, 大蔵省印刷局.

厚生労働省雇用均等・児童家庭局編, 2001, 『平成12年度版女性労働白書—働く女性の実情』財団法人21世紀職業財団.

生命保険文化センター, 1995, 『夫婦の生活意識に関する調査—夫婦の相互理解を求めて』

高山憲之・有田富美子, 1992, 「共稼ぎ世帯の家計実態と妻の就業選択」, 『日本経済研究』22, 19~45.

西岡八郎, 2001, 「少子化現象のジェンダー分析 (2)—男性の家庭役割と追加出生に関する意識—」, 高橋重郷編『少子化に関する家族・労働政策の影響と少子化の見通しに関する研究』厚生科学研究政策科学推進研究事業平成12年度報告書, 308~332.

松浦克巳・滋野由紀子, 2001, 『女性の選択と家計貯蓄』, 日本評論社.

山上俊彦, 1999, 「出産・育児と女性就業の両立可能性について」, 『季刊社会保障研究』35(2), 52~64.

Greene, W. H., 2000, *Econometric Analysis*, 4th ed., Prentice-Hall. (斯波恒正・中妻照夫・浅井学訳, 2000, 『グリーン計量経済分析』エコノミスト社.)

Nagase, N., 1997, *Wage Differential and Labour Supply of Married Women in Japan: Part—Time and Informal Sector Work Opportunities*, *Japanese Economic Review*, 48, 29-42.

(ふじの・あつこ)