

既婚女性のフルタイム就業を決定する要因

—— 都市度による分析を中心として ——

久保田 滋

1. 分析の目的と方法

(1) はじめに

結婚や出産といった契機における就業の中断が日本や韓国における女性の就労を特徴付けるものとしてあげることができる。結婚退職や出産退職といった形でいったんは家庭に入り、そして子供が大きくなり手がそれほどかからなくなるとまた働き出す。女性の多くがこのような就労パターンを踏襲する社会において、年齢別女子労働力率は「M字型曲線」を描くことはよく知られている（落合 1997、江原・山田 1999など）。日本社会には既婚女性が家庭に入る（主婦化する）ことに対する誘因が存在し、また一方で働き続けることに対する様々な障壁が存在するのである。また、子供が成長し、ある程度手がかからなくなると女性が再び働きはじめるようになることによって、「M字」の右肩は構成されるが、その場合も多くはパートタイム就業によるものとなる。家庭と仕事との調整が比較的容易なパートタイム就業に対し、子供を持つ女性がフルタイムで働くことには多くの困難が生じることが予想できる。職場では男性と同様の労働を要求される一方で、家庭では家事や育児を中心となって担うことがしばしば期待されている状況が存在する。

このよう女性の就業パターンが形成され、一般化されたのは戦後の高度経済成長期以降のことであるとされる。産業構造の転換や終身雇用制や年功序列型賃金などの「日本型雇用慣行」の定着が性差別構造を内包する形でこのような性役割分業を形成していった（江原・山田 1999）のであるが、世代的には人口転換期にあたるベビーブーム世代を中心とする男女が都市に流入し、新しい家族（核家族＝ニュー・ファミリー）を形成していったプロセス

が重要である（落合 1997）。また、矢澤は、集住・商品消費・社会的共同消費・専門機関処理といった要素によって構成される「都市的生活様式」が「主婦役割」を通して都市の女性に受容されていったことに注目し、そのプロセスの中で「都市社会層」としての女性の階層分化（専業主婦と兼業主婦の分化）がもたらされたと指摘する（矢澤 1993）。つまり都市において女性は主婦化し、また専業主婦層、兼業主婦層、フルタイム層、（自営業・家族従業員層）として分化したのである。

しかし、高度経済成長期の全社会的な都市化を経て、低成長期に入り、人口の大半が都市部に居住する都市型社会が形成されて以降、各都市では女性の社会層分化はそれぞれ異なった様相を呈している。後に見るように都市の規模（都市度）によって、女性の就業のあり方、各社会層の厚みに違いが見られる。この都市自体の与える影響は、その他の女性の就業に影響を与えると思われる諸要因（女性の社会化や文化的階層、本人を取り巻くサポート環境、経済状況など）と密接に関連しながら、それぞれの都市に居住する女性の就業を部分的に規定していると想定することができる。

本稿では、このような都市度の違いに注目しつつ、女性の社会層の分化を規定する要因を明らかにすることを目指す。つまり、都市度の異なる地域を比較しつつ、既婚有子女性のフルタイム雇用を決定付ける諸要因を分析することによって、現状の日本社会においてどのような要因・条件がフルタイムで女性が働くことを可能にしているのかについて検討する。全体の構成は以下のとおりである。第一に既婚有子女性の就業状況を概観するとともに、その地域間での差異について確認する。第二に、分析で用いる変数の定義をしつつ、基本となる仮説群を紹介する。そして第三に、地域による女性の就労の差異に着目しつつ、様々な要因がどのように女性の就業状況に影響しているのかを多変量解析を用いて明らかにする。

(2) データと方法

分析に用いるデータとしては、1999年6月に福岡市、岡山市、徳島市に住む30歳以上50歳未満の女性を対象に、郵送法で行われた『女性の就業とパーソナルネットワークに関する調査』の結果を用いる⁽¹⁾。その有効回収票（836

既婚女性のフルタイム就業を決定する要因

票)のうち、本人が結婚しており、かつ1人以上の子供がいるもの(既婚有子女性)596票を分析対象とした。

これらのサンプルを用い、結婚・出産を経験した女性の就業状況を確認するとともに、どのような要因が彼女らの就業を決定しているのかについて分析を加えていく。具体的には、フルタイム雇用かそれ以外(パート、自営業、専業主婦など)かといったダミー変数を従属変数とし、居住する地域、小学校入学当時の母親の就業、教育年数(学歴)、近距離に住む本人および配偶者の親族ネットワーク、本人の収入を除いた世帯収入などを独立変数として、ロジスティック回帰分析をおこなう。

2. 既婚女性の就労状況

はじめに、既婚有子女性の就業状況を概観しよう。ここでは、自営業、フルタイム雇用者、パートタイム雇用者、仕事はしていない、の四分類⁽²⁾を採用した(表1)。分布結果を見てみると、自営業17.9%、フルタイム雇用者17.1%、パートタイム雇用者31.9%、仕事はしていない33.1%であった。いわゆる「専業主婦」は3割強にとどまっており、結婚有子女性の7割近くが何らかの形で働いているということがわかるが、その一方で、フルタイム雇用者は2割に満たず、フルタイムで働くことへの障壁がなお強く存在することが伺える。このサンプルには含まれない未婚女性では約6割がフルタイム雇用者であり、結婚や出産を契機に女性が「主婦化」していくということが確認できる。

表1 既婚女性の就業状況

	度 数	パーセント	有効パーセント	累積パーセント
有 効 自営業	106	17.8	17.9	17.9
フルタイム雇用者	101	16.9	17.1	35.0
パートタイマー	189	31.7	31.9	66.9
仕事はしていない	196	32.9	33.1	100.0
合計	592	99.3	100.0	
欠損値	4	.7		
合 計	596	100.0		

次に、地域(都市)間での女性の就業状況の比較を試みよう。都市度(人口の規模)の順に福岡市、岡山市、徳島市の三つの地域と、既婚有子女性の就業状況とのクロス集計を表2で示した。自営業とフルタイム雇用者に関しては徳島市、岡山市、福岡市の順で比率が高く、反対にパートタイム雇用者、仕事はしていない(専業主婦)では福岡市、岡山市、徳島市の順で比率が高いという結果が得られた。自営業の比率は都市間の産業構造の差異等が影響を及ぼしていると考えられるが、都市度が高い地域の女性ほど「専業主婦化」、および「兼業主婦化」しているということがいえる。特に徳島市では23.4%とフルタイム雇用者の比率が最も高く、女性がフルタイムで働くことが可能になるような何らかの条件が存在すると考えられる。

表2 地域と既婚女性の就業状況

		本人の就業状況 new				合計
		自営業	フルタイム雇用者	パートタイマー	仕事はしていない	
地域	福岡市	度数 25	18	62	68	173
	地域の%	14.5%	10.4%	35.8%	39.3%	100.0%
	岡山市	度数 36	35	73	70	214
	地域の%	16.8%	16.4%	34.1%	32.7%	100.0%
	徳島市	度数 45	48	54	58	205
	地域の%	22.0%	23.4%	26.3%	28.3%	100.0%
合計	度数	106	101	189	196	592
	地域の%	17.9%	17.1%	31.9%	33.1%	100.0%

有意水準1%未満

これに続く分析では、この地域間で生じる差異を軸に、女性のフルタイム雇用を決定する要因に関して詳しく扱っていくことにする。

3. 分析に用いる変数の概要

ここでは、分析で用いる変数の定義を確認するとともに基本となる仮説群を紹介していくことにする。

<従属変数>

既婚女性のフルタイム就業を決定する要因

ロジスティック回帰分析を用いるために、先の既婚有子女性の就業状況を示す変数を加工し、フルタイム雇用者を1とし、それ以外のものを0とするダミー変数として再構成した（表3）。

表3 就業状況（ダミー）

	度 数	パーセント	有効パーセント	累積パーセント
有 効 自営業・パートタイマー・仕事はしていない(0)	491	82.4	82.9	82.9
フルタイム雇用者(1)	101	16.9	17.1	100.0
合計	592	99.3	100.0	
欠損値	4	.7		
合 計	596	100.0		

<独立変数>

(1) 都市度

徳島市において特にフルタイム雇用者の比率が高いことに着目し、徳島市のサンプルを1、それ以外のサンプルを0とし、第1のステップで投入する（表4）。

表4 地域（ダミー）

	度 数	パーセント	有効パーセント	累積パーセント
有 効 福岡市・岡山市(0)	390	65.4	65.4	65.4
徳島市(1)	206	34.6	34.6	100.0
合計	596	100.0	100.0	

(2) 小学校入学当時の母親の就業

対象者が小学校入学当時、母親が何らかの形で仕事をしていた場合1、その他を0としたダミー変数を用いる（表5）。子供の社会化のプロセスにおいて母親の就業状況が、その後の女性の就業に対する態度・志向性に一定の影響を与えているのかを確認する。

(3) 教育年数

学歴に関する質問を、中学校卒を9年、高校卒を12年、短大・高専卒を14年、大学卒を16年、大学院卒を18年というように再コード化し連続変数とし

て扱った(表6)。この変数は学歴が女性の就労率にどのような影響を与えるのかを検討するために用いる。女性の高学歴化が就業機会の増大をもたらすと指摘される一方で、高等教育を受けたものでも、短大卒を中心に必ずしも結婚・出産後の家庭外労働への志向をもたないという傾向が存在するのではないという報告も存在する(山上 1999)。学校教育による社会化と、学歴がもたらす就業に関する選択肢の拡大はすべての女性に一樣の効果を与えるものではないという仮説が想定されうる。

表5 母親の就業(ダミー)

	度 数	パーセント	有効パーセント	累積パーセント
有 効 仕事をしていない ・わからない・母 はいない, 亡くな っていた(0)	164	27.5	27.8	27.8
仕事をしていた(1)	425	71.3	72.2	100.0
合計	589	98.8	100.0	
欠損値	7	1.2		
合 計	596	100.0		

表6 教育年数

	度 数	パーセント	有効パーセント	累積パーセント
有 効 中学(9)	27	4.5	4.5	4.5
高校(12)	258	43.3	43.4	48.0
短大・高専(14)	170	28.5	28.6	76.6
大学(16)	134	22.5	22.6	99.2
医学部・大学院(18)	5	.8	.8	100.0
合計	594	99.7	100.0	
欠損値	2	.3		
合 計	596	100.0		

(4) 30分以内に住む本人親族数・配偶者親族数

対象者の居住地から30分以内で行ける距離に親またはきょうだいが何人住んでいるのかを、本人(妻方)・配偶者(夫方)の両方についてカウントした(表7, 8, 9)。この変数は結婚し子供を持つ女性にとってサポータイヴな資源となりうる親族ネットワークの量を測定している。都市的な特徴を持

既婚女性のフルタイム就業を決定する要因

つ地域においては、地域移動率の高さ等から、親との同居・近居率も低くこのようなネットワークが乏しい傾向にあると予想される。また一方で、女性が仕事と家庭の両立を実現するための援助が豊富な状況として、妻方、夫方のどちらの親族が近くに住んでいることが望ましいのかを検討する。

表7 30分以内に住む本人親族数

	度 数	パーセント	有効パーセント	累積パーセント
有 効 0	317	53.2	53.6	53.6
1	127	21.3	21.5	75.1
2	120	20.1	20.3	95.4
3	24	4.0	4.1	99.5
4	2	.3	.3	99.8
7	1	.2	.2	100.0
合計	591	99.2	100.0	
欠損値	5	.8		
合 計	596	100.0		

表8 30分以内に住む配偶者親族数

	度 数	パーセント	有効パーセント	累積パーセント
有 効 0	275	46.1	46.9	46.9
1	153	25.7	26.1	73.0
2	109	18.3	18.6	91.6
3	38	6.4	6.5	98.1
4	6	1.0	1.0	99.1
5	3	.5	.5	99.7
6	2	.3	.3	100.0
合計	586	98.3	100.0	
欠損値	10	1.7		
合 計	596	100.0		

表9 30分以内に住む親族数の記述統計

	度 数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
30分以内に住む本人親族数	591	0	7	.77	.97
30分以内に住む配偶者親族数	586	0	6	.91	1.08
有効なケースの数(リストごと)	583				

(5) 本人の収入を除いた世帯収入

世帯全体の年間収入から本人の年間収入を引いたもの(万円単位)⁽³⁾。女性の就労を決定する要因として世帯の経済的状況を測定する(表10)。その中心となるものは夫の収入であるが、それが高くなるほど妻の就労率が下がり、また低くなるほど就労率が上がるという傾向が報告されている(細萱 1994)。つまり、ここでは経済的必要性が既婚有子女性のフルタイム就労を促進させ

表10 本人の収入を除いた世帯収入の記述統計

	度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
本人の収入を除いた世帯収入	588	0	1500	680.83	354.64
有効なケースの数(リストごと)	588				

表11 諸変数の相関関係

		就業状況 (ダミー)	地域 (ダミー)	母親の就業 (ダミー)	教育年数	30分以内に 住む本人 親族数	30分以内に 住む配 偶者親族数	本人の収入 を除いた 世帯収入
就業状況(ダミー)	相関係数	1.000	.123**	.102*	.056	.150**	.036	-.230*
	有意確率	.	.003	.013	.176	.000	.389	.000
	N	592	592	585	591	587	582	584
地域(ダミー)	相関係数	.123**	1.000	.104*	.007	.203**	.197**	-.013
	有意確率	.003	.	.012	.859	.000	.000	.754
	N	592	596	589	594	591	586	588
母親の就業 (ダミー)	相関係数	.102*	.104*	1.000	-.171**	.012	.075	-.146*
	有意確率	.013	.012	.	.000	.765	.071	.000
	N	585	589	589	587	584	579	581
教育年数	相関係数	.056	.007	-.171**	1.000	.023	-.083*	.271*
	有意確率	.176	.859	.000	.	.578	.044	.000
	N	591	594	587	594	589	584	586
30分以内に 住む本人 親族数	相関係数	.150**	.203**	.012	-.230	1.000	.139**	-.121*
	有意確率	.000	.000	.765	.578	.	.001	.003
	N	587	591	584	589	591	583	583
30分以内に 住む配 偶者親族数	相関係数	.036	.197**	.075	-.083*	.139**	1.000	-.049
	有意確率	.389	.000	.071	.044	.001	.	.238
	N	582	586	579	584	583	586	578
本人の収入 を除いた 世帯収入	相関係数	-.230*	-.013	-.146*	.271*	-.121*	.049	1.000
	有意確率	.000	.754	.000	.000	.003	.238	.
	N	584	588	581	586	583	578	588

** . 相関係数は1%水準で有意(両側)。

* . 相関係数は5%水準で有意(両側)。

るという仮説を検討する。

表11はこれらの変数の相関関係をマトリクスの形で示したものである。一対一の相関関係では、既婚有子女性のフルタイム雇用と有意な関連を示したものは「地域（都市度）」、「母親の就業」、「30分以内に住む本人親族数」、「本人の収入を除いた世帯収入」であった。徳島市に住んでいるものほど、母親が小学校入学当時働いていたものほど、30分以内に本人（妻方）の親・きょうだいを多く配置しているものほど、本人以外の世帯収入が少ないものほど、フルタイムで働く比率が高いという結果である。しかし、「都市度」変数は、「母親の就業」、「30分以内の本人親族数」といった変数と相関関係にある。つまり、徳島市では、母親が小学校入学当時働いていたもの、30分以内に本人（妻方）の親・きょうだいを多く配置しているものが、他の都市に比べ相対的に多いということである。また、その他の諸変数間も複雑に関連していることが確認でき、これらの独立変数間の関連をコントロールした上で既婚有子女性のフルタイム雇用への影響を検討する必要から、続く分析ではロジスティック回帰分析を用いることにする。

4. 既婚有子女性のフルタイム雇用に関するロジスティック回帰分析

表12では、既婚有子女性のフルタイム雇用に関するロジスティック回帰分析の結果が示されている。この分析では5つのステップに分けて、先の独立変数が投入されているが、この順序は対象者が経験してきたであろう時系列的变化を考慮した上で設定されている。「なぜ、徳島においてフルタイム雇用者の比率が高いのか」という問いを明らかにするために、まず「都市度」変数を投入し、それ以降は「小学校入学時の母親の就業」(母親による社会化)、「教育年数」(学校教育による社会化と学歴がもたらす就業に関する選択肢の拡大)、「30分以内に住む本人親族数」および「30分以内に住む配偶者親族数」(親族ネットワークによるサポート)、「本人の収入を除いた世帯収入」(経済的必要性)といった諸変数を順に投入し、説明変数の効果の変動を確認する。

まず(1)のステップでは本人の居住する都市度を投入した。表2で確認

したように、徳島市では福岡市、岡山市に比べてフルタイム雇用者の比率が高いという結果がここにおいても得られた。

次に(2)で小学校入学当時の母親の就業の有無を投入した。ここでは「都市度」、「母親の就業」共に5%有意で、母親や家庭環境が子供の就業に関する志向性に何らかの影響を及ぼすことがわかる。働く母親を持つ子供は本人に関しても将来、結婚・出産後もフルタイムの職につく傾向がある。

(3)で教育年数を投入したところ有意な関連は示さなかった。「都市度」、「母親の就業」は共に5%有意のままである。

続く(4)のステップでは「30分以内に住む本人親族数」と「30分以内に住む配偶者親族数」を同時に投入した。「都市度」の効果が有意でなくなり、「母親の就業」が5%、「30分以内に住む本人親族数」が1%で有意という結果が得られた。ここで第一に注目には値するのは、「都市度」で説明されていた部分の多くは、実は近くに住む親族数として説明すべきものであったということである。徳島市に住む女性には、地域移動の経験の少なさから、日常的なアクセスが容易な距離に親族を配しているものが多く、それがフルタイム雇用を促進させる一因となっていると解釈できる。

また、第二に親族といっても効果をもつのは本人側(妻方)の親族ネット

図表3-12 既婚有子女性のフルタイム雇用に関するロジスティック回帰分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
- 2 LL(0)	526.704				
Medel Chi	7.707**	13.110**	15.706**	24.703**	60.471**
Step Chi	—	5.404*	2.596*	8.996*	35.768**
Nagelkerke R 2	0.022	0.038	0.045	0.071	0.168
	b	b	b	b	b
都市度	0.625**	0.527*	0.557*	0.416	0.459
母親の就業	—	0.626*	0.693*	0.734*	0.636*
教育年数	—	—	0.098	0.107	0.221**
30分以内に住む本人親族数	—	—	—	0.338**	0.276*
30分以内に住む配偶者親族数	—	—	—	-0.023	-0.019
本人の収入を除いた世帯収入	—	—	—	—	-0.002**
Constant	-1.779	-2.235	-3.597	-3.986	-4.030

** . 有意水準 1% / * . 有意水準 5%未満

既婚女性のフルタイム就業を決定する要因

ワークのみであるという点が重要である。同居率という点では配偶者の親族のほうが高く、ネットワークの量という点でも配偶者親族のほうがより多く配置されている（表10）にもかかわらず、女性にとって就労の際にサポートイヴな関係は、夫方ではなく妻方の親・きょうだいであるということが言える。

最後に（5）のステップでは、「本人の収入を除いた世帯収入」を投入している。ここでは、「母親の就業」が5%有意、今まで有意でなかった「教育年数」が1%有意、「30分以内に住む本人親族数」が5%有意、「本人の収入を除いた世帯収入」が1%有意という結果が得られた。本人以外の世帯収入が低いほど既婚有子女性がフルタイムの仕事に就く傾向が強いということがわかる。

教育年数の効果に関しては少し複雑で、もう一度表11の相関関係を参照しながら結果を解釈する必要がある。単純相関では、教育年数と本人以外の世帯収入が1%有意で正の相関、本人以外の世帯収入と就業状況（フルタイム雇用）が1%有意で負の相関、教育年数と就業状況（フルタイム雇用）では有意な関連は見られなかった。妻の学歴と夫の学歴は正の相関関係にあることが予想でき、そのことから高学歴女性の本人を除いた世帯収入は相対的に高くなる傾向にある。その一方で、この二つの独立変数（教育年数と本人の収入を除いた世帯収入）は従属変数に対し、それぞれ正と負の相反する関連を示している。

このようなねじれた関連は以下のように解釈することができる。第一に、妻の学歴を統制した上でも、本人以外の世帯収入が低いほど妻のフルタイム雇用率は上昇する。表12のモデルにおいて（5）のステップによるモデルの適合度（説明力）が最も高く、学歴等と関係なく、世帯における経済的必要性がもっとも強い形で女性のフルタイム就業を促進させる。第二に、本人以外の収入を統制した場合、学歴が高いほど妻のフルタイム雇用率は上昇する。世帯の経済状況が同程度だとしたならば、高学歴女性のほうがフルタイムで働く傾向が強いということである。

5. 結論

本稿では、既婚有子女性のフルタイム雇用の決定要因について分析を試みてきた。はじめに地域別に既婚有子女性の就業状況を確認したところ、福岡市といった都市度の高い（人口規模の大きい）地域より、よりむしろ徳島市のような（人口規模の小さい）地方都市においてフルタイム雇用者の比率が高いという結果が得られた。

次に、なぜ徳島市においてフルタイム雇用者の比率が高いのかという問いを念頭に置きつつ、ロジスティック回帰分析を用い、フルタイム雇用の決定要因の多変量解析をおこなった。その結果、既婚有子女性のフルタイム雇用に有意な関連を示した変数は、小学校入学当時の母親の就業、30分以内に住む本人の親族数、教育年数、妻の収入を除いた世帯収入であった。小学校入学当時自分の母親が何らかの形で働いていたものほど、比較的近い距離に（夫方ではなく）妻方の親族を多く配しているほど、妻の収入以外の世帯収入が少ないほど、既婚有子女性のフルタイム雇用率は上昇する。教育年数に関しては、経済的要因を統制したときにのみ、学歴のフルタイム雇用に対する効果が現れる。これらの変数の中で最も説明力の強かったものは本人以外の世帯収入で、経済的必要性が最も女性のフルタイム雇用を促進させることがわかるが、その一方で同程度の経済水準ならば高学歴者のほうがフルタイム就業に積極的であり、高いアスピレーションのもとにフルタイムで働いている女性が存在することも見逃すことはできない。

ステップごとの変数投入の結果をふまえると、徳島市において既婚有子女性のフルタイム雇用率が高かったのは、地域移動の経験の少なさから近距離に親族ネットワークを豊富に有し、それが女性の就業に対しサポートイヴな機能を持つためであると説明することができる。またそれが、夫の親族ではなく妻自身の親族であることが重要である。女性が気軽にものを頼める存在は、夫の親やきょうだいではなく、本人の親やきょうだいであると解釈することができる。また、いざというときには援助してくれる人が近くにいるという安心感が、結婚し子供を育てながらもフルタイムで働くことへのハード

ルを低くしていると考えられることもできる。

都市的生活様式の浸透は家事の外部化・商品化をもたらした。しかし、ここでの知見が示しているのは、それらは「家事は女性が中心に行うもの」という性役割分業を解体することではなく、むしろさらなる高度な消費を実現するために、女性をパートタイムという周辺労働へと導くものであったということである。大都市が用意する様々なサービスは性役割分業観を維持しながら、兼業主婦としてパートで働くことを可能にし、再生産システムの主役として女性を位置づけることに貢献している。また、女性がフルタイムで働くことを効果的に支えるのは、ローカルな親族のネットワークといった、むしろ非都市的な環境であることが示された。しかし徳島市で見られたような「恵まれた」環境が、都市に居住する女性に今以上に与えられる状況を将来に見込むことは不可能である。既婚女性がフルタイムで働きやすい環境を整備するためには、抜本的な制度改革や新しい制度の定着、家庭内外での性役割分業の解体を伴った形での社会の変容を求める、さらなる動きが必要となる。

〈注〉

- (1) この調査は筆者が研究分担者として参加した、平成11年度文部省科学研究費基盤研究(BX)1、『都市社会における夫婦の社会的ネットワークに関する研究』(研究代表者：安河内恵子，九州工業大学)のもとで企画・実施されたものである。対象者は選挙人名簿からのランダムサンプリングで、農村部の人口を除外するために、それぞれの都市中心部から半径4 km以内の選挙区を第1に抽出し、第2にそれぞれの選挙区から、各都市700人(合計2100人)の個人を抽出する多段階比例抽出法がとられた。有効回収票は836票、有効回収率は39.8%であった。
- (2) 「会社経営者・役員」に関してはサンプル数が少なかったこともあり、自営業、フルタイム雇用者、パートタイム雇用者のいずれかに分類した。分類の基準は、仕事と家事の両立のしやすさを考慮し、本人の勤務先が自宅の場合は自営業に、自宅以外の場合は労働時間が終40時間未満のものをパートタイム雇用者、40時間以上のものをフルタイム雇用者とした。
- (3) 調査票においては「300万～500万円未満」、「500万～700万円未満」といったカテゴリーを選択する形式になっているので、それぞれのカテゴリーの中央値を指標値として再計算した。カテゴリーの設定上、本人を除いた世帯収入がマイナスとなるケースが出てきてしまったが、それらは収入0として扱った。

〈参考文献〉

- 江原由美子・山田昌弘, 1999, 『ジェンダーの社会学』放送大学教育振興会
- 細萱伸子, 1994, 「既婚女子の労働供給と就労決定—文献研究から見る今後の課題」『応用社会学』(36) : 59—76
- 落合恵美子, 1997, 『21世紀家族へ (新版)』有斐閣
- 矢澤澄子編, 1993, 『都市と女性の社会学 —性役割の揺らぎを越えて—』サイエンス社
- 山田昌弘, 1994, 『近代家族のゆくえ —家族と愛情のパラドックス—』新曜社
- 山上俊彦, 1999, 「出産・育児と女性就業の両立可能性に就いて」『季刊・社会保障研究』35(1) : 52—64