

これは、出産と妻の就業は同時決定であることを意味している。しかも、 $\rho$ の値が負であるから、両者はマイナスの相関関係にあることが分かる。言い換えれば、両者はトレードオフ関係にあることを意味している。

この結果は、近年女子の雇用就業率が高まっているにもかかわらず、出産と就業の継続について二者択一を女性に迫っていることが示されているといえよう。出産しても継続して就業できるような社会的な施策を整備することが、出生率を上昇させるために重要であることを示唆している。

#### 4.4.2. 出産関数について

推定結果をみってみる。まず、出産関数では、妻の大卒ダミーが5%で出産に有意に正の影響を与えている。本調査の対象者の年齢層から考えると、大卒の妻がちょうど出産時期になっているから、出産確率を上げている可能性が高い。

夫の母親の健在ダミーが10%の水準で出産に正の影響を与えている。妻の母親健在ダミーは、有意ではない。次に、妻の出身地ダミーでは、近畿出身ダミーが、10%の水準で有意に正になっている。

夫の収入は負の符号が出てはいるが、有意ではない。夫の農業・自営業ダミーも同じく有意ではない。居住都市ダミーについては、大都市、中都市ダミーも有意ではない。

親との同居、夫の通勤時間、労働時間は、符号は予想した通りであるが、有意ではない。夫の通勤時間の影響は、同じデータで推定した駿河・七條・張（2000）の結果と異なっている。駿河・七條・張では、通勤時間の妻の就業に与える影響を考慮していないために、通勤時間短縮が有意に出産確率を上昇させる結果となったと考えられる。住宅ローンや家の広さは有意な影響を持たなかった。

既存の子供の数は、予想した通りに、1%の水準で有意に負になっている。家計としては、理想とした子供の数があ、ある水準以上の子を持つと、それ以上に子を産まないことが分かる。また、妻の年齢とその二乗、夫の年齢では、いずれも有意な結果が出ていない。

妻の年齢とその二乗、夫の年齢では、いずれも有意な結果が出ていない。

#### 4.4.3. 就業関数について

次に、就業関数の推定結果をみることにする。妻の学歴については、大卒ダミーは正の符号が出てはいるが、有意ではない。妻の母親健在ダミーも夫の母親健在ダミーも有意ではない。居住都市については、有意な結果が出ていない。

夫の通勤時間、労働時間も負の符号が出ていて、通勤時間は10%水準で有意に負の影響を与えているのが分かった。夫の通勤時間が長いと、家事・育児を手助けする時間が短くなり、妻

の就業確率を引き下げるのである。

親との同居については、同居しているダミー、準同居・近所ダミーとも正の符号が出ていて、それぞれ 1%と 10%水準で有意な結果になっている。やはり、親が近くに住んでいて、家事・育児などを助けてくれると、妻がより就職しやすくなるのである。

夫の収入は、1%の水準で有意に負となっている。これは予想と整合している。夫の収入が高いと、家計を補助するための妻の就業が必要でなくなることを意味している。

住宅ローンがあるダミーは、1%の水準で有意に正となっていて、予想された通りである。住宅事情が厳しい日本では、住宅ローンの返済するために妻が就業しがちであることを語っている。

夫の就業形態では、農業・自営業ダミーは、1%の水準で有意に正となっている。夫が農業・自営業で働いている家計では、妻も同じく農業・自営業として働きやすいことが示されているといえよう。

貯蓄額では、正の符号が出ているものの、有意ではない。

既存の子供の数は、1%の水準で有意に負となっている。子供が多くなると、家事・育児にかかる時間が長くなり、妻の就業にマイナスの影響を与えているのである。妻の年齢とその二乗では、共に有意な結果が出ていない。

#### 4.5. おわりに

本稿は、家計経済研究所が実施した『消費生活に関するパネル調査』1993年から1996年まで4年分の個票データを使用し、Bivariate probitモデルで出産と妻の就業が同時決定であるかどうかを推定した結果、出産と妻の就業はトレードオフの関係にあることを確かめた。

このことから、女性の就業と出産が両立できるような社会・経済的な環境作りがこれからの出生率の上昇に欠かせないものであることが示されているといえよう。

出産関数では、夫の母親が健在していれば、出生確率が高くなることがわかり、また、就業関数では、親と同居している方が、妻の就業を促進していることが分かった。これは、親が健在で同居しているならば、家事・育児を手伝ってくれて、出産関数確率も、就業関数確率も上昇できることを示唆しているといえよう。この意味から言うと、社会的な育児環境作りが出産と就業を促進することを期待できるといえるだろう。

参考文献

- 家計経済研究所(1993,1994,1995,1996) 『消費生活に関するパネル調査・報告書』
- 森田陽子・金子能宏 (1998) 「育児休業制度の普及と女性雇用者の勤続年数」 『日本労働研究雑誌』 No.459, p 50-62
- 駿河輝和・七條達弘・張建華 (2000) 「夫の職業・労働時間が出生率に与える影響について」 『季刊家計経済研究』 (掲載予定)
- 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『パネルデータから見た現代女性—結婚・出産・就業・消費・貯蓄』東洋経済新報社、第1章
- 松浦克己・滋野由紀子(1996)「年齢階層別出産選択と既婚女子の就業行動」 松浦克己・滋野由紀子 『女性の就業と富の分配』日本評論社 pp25-60
- 山上俊彦 (1999) 「出産・育児と女性就業との両立可能性について」 『季刊・社会保障研究』 Vol.35-No.1,p52-64
- Nakamura,J. and A.Ueda(1999) " On the Determinants of Career Interruption by Child birth among Married Women in Japan," Journal of the Japanese and International Economies, Vol.13, p.73-89.

表 4-1 記述統計量

		観測値	平均	標準偏差	Min	Max	
一年前の妻の学歴	短大・高専卒	2136	0.3914	0.4882	0	1	
	大・院卒	2136	0.0946	0.2927	0	1	
一年前の夫の学歴	短大・高専卒	2136	0.1667	0.3728	0	1	
	大・院卒	2136	0.3628	0.4809	0	1	
一年前妻の母親健在		2136	0.9588	0.1988	0	1	
一年前夫の母親健在	北海道	2136	0.9363	0.2442	0	1	
妻の出身地	東北	2136	0.0440	0.2052	0	1	
	関東	2136	0.0843	0.2779	0	1	
	中部	2136	0.1765	0.3813	0	1	
	近畿	2136	0.1699	0.3757	0	1	
	中国	2136	0.0730	0.2603	0	1	
	四国	2136	0.0403	0.1966	0	1	
	九州	2136	0.1105	0.3136	0	1	
	一年前の夫の収入	農業・自営業者	2136	502.8446	218.2192	0	2700
	一年前夫の就業形態	雇用就業者	2136	0.1217	0.3270	0	1
一年前の貯蓄額	同居	2136	337.2463	464.3376	0	5100	
一年前親との同居	準同居・近所	2136	0.2542	0.4355	0	1	
	県内外・死亡	2136	0.4312	0.4954	0	1	
一年前の都市規模	大都市	2136	0.2191	0.4137	0	1	
	中都市	2136	0.5787	0.4939	0	1	
一年前夫の通勤時間		2136	1.0390	0.9201	0	6	
一年前夫の労働時間		2136	10.0285	2.0326	0	20.5	
一年前住宅ローンあり		2136	0.2734	0.4458	0	1	
一年前住宅の広さ		2136	4.7374	1.5678	1	8	
一年前妻の年齢		2136	951.8642	192.0013	576	1296	
一年前妻の年齢二乗		2136	30.6910	3.1513	24	36	
一年前夫の年齢		2136	33.8610	4.9470	22	56	
一年前既存の子供数		2136	1.6461	0.9008	0	5	
		2136	0.4621	0.4987	0	1	
妻の学歴	短大・高専卒	2136	0.3914	0.4882	0	1	
	大・院卒	2136	0.0946	0.2927	0	1	
妻の母親健在		2136	0.9546	0.2083	0	1	

夫の母親健在		2136	0.8390	0.3677	0	1
妻の出身地	北海道	2136	0.0440	0.2052	0	1
	東北	2136	0.0843	0.2779	0	1
	中部	2136	0.1765	0.3813	0	1
	近畿	2136	0.1699	0.3757	0	1
	中国	2136	0.0730	0.2603	0	1
	四国	2136	0.0403	0.1966	0	1
	九州	2136	0.1105	0.3136	0	1
夫の収入		2136	526.8708	229.6490	0	2700
夫の就業形態	農業・自営業者	2136	0.1236	0.3292	0	1
貯蓄額		2136	366.9054	533.3624	0	8700
親との同居	同居	2136	0.2477	0.4318	0	1
	準同居・近所	2136	0.4405	0.4966	0	1
都市規模	大都市	2136	0.2168	0.4121	0	1
	中都市	2136	0.5763	0.4943	0	1
夫の通勤時間		2136	1.0773	0.9259	0	6
夫の労働時間		2136	10.1308	2.0322	0	20.5
一年前住宅ローンあり		2136	0.2734	0.4458	0	1
妻の年齢		2136	31.6920	3.1514	25	37
妻の年齢二乗		2136	1014.3060	198.2990	625	1369
既存の子供数		2136	1.7743	0.8649	0	5

表 4-2 推定結果

出産関数				就業関数			
		Coef.	$P> z $			Coef.	$P> z $
定数項		-4.2442	0.254	定数項		-0.4211	0.893
一年前の妻の 学歴	高卒	(基準)		妻の学歴	高卒	(基準)	
	短大・高専卒	0.0635	0.479		短大・高専 卒	-0.0191	0.772
	大・院卒	0.2654	0.056		大・院卒	0.0904	0.395
一年前の夫の 学歴	高卒	(基準)					
	短大・高専卒	-0.0142	0.904				
	大・院卒	-0.0758	0.440				
一年前妻の母 親健在		-0.2689	0.202	妻の母親健 在		-0.0677	0.631
一年前夫の母 親健在		0.3856	0.046	夫の母親健 在		-0.0341	0.674
妻の出身地	北海道	0.2436	0.278	妻の出身地	北海道	-0.4942	0.002
	東北	-0.0304	0.845		東北	0.2583	0.036
	関東	(基準)			関東	(基準)	
	中部	-0.0368	0.764		中部	0.1520	0.099
	近畿	0.2097	0.063		近畿	0.0016	0.986
	中国	-0.2485	0.138		中国	0.0823	0.511
	四国	0.0918	0.645		四国	0.1260	0.432
	九州	0.0206	0.890		九州	0.0209	0.849
一年前の夫の 収入		-0.0003	0.224	夫の収入		-0.0010	0.000
一年前夫の就 業形態	農業・自営業 者	0.0680	0.615	夫の就業形 態	農業・自営 業者	0.4125	0.000
	雇用就業者	(基準)			雇用就業 者	(基準)	
一年前の貯蓄 額		5.E-05	0.610	貯蓄額		1.E-04	0.123
一年前親との 同居	同居	0.0594	0.628	親との同居	同居	0.4507	0.000

	準同居・近所	-0.1135	0.236		準同居・近所	0.1375	0.059
	県内外・死亡	(基準)			県内外・死亡	(基準)	
一年前の都市規模	大都市	-0.0753	0.558	都市規模	大都市	-0.1304	0.186
	中都市	-0.1463	0.170		中都市	-0.1058	0.190
	小都市	(基準)			小都市	(基準)	
一年前夫の通勤時間		-0.0524	0.282	夫の通勤時間		-0.0609	0.086
一年前夫の労働時間		-0.0069	0.712	夫の労働時間		-0.0188	0.214
一年前住宅ローンあり		-0.0126	0.896	一年前住宅ローンあり		0.2559	0.000
一年前住宅の広さ		-0.0046	0.879				
一年前妻の年齢		0.3515	0.159	妻の年齢		-0.0142	0.943
一年前妻の年齢二乗		-0.0065	0.119	妻の年齢二乗		0.0016	0.623
一年前夫の年齢		-0.0156	0.144				
一年前既存の子供数		-0.5512	0.000	既存の子供数		-0.1210	0.004

## 5. 子どものいる既婚女性の就業選択に対する地域特性の影響

### —東京都特別区部と横浜市・川崎市の比較を例として—

#### 5.1. はじめに

日本においては1985年以降に結婚した若い夫婦の第一子出生タイミングが遅くなっている(国立社会保障・人口問題研究所1998)。「第一子を生む時期を遅らせるようになってくると、(中略)わが国でも有配偶出生力が将来下がる可能性も高い」(大沢1993)。夫婦の出生タイミングの遅れとの関係で近年、とくに注目されるのが、妻の雇用労働への就業である(大谷1993)。われわれは既婚女性の就業行動と出生行動の関係に今まで以上に大きな関心を払う必要がある。

仙田+樋口(1999)は夫婦の出生タイミングを家計生産モデルで説明することを試みた。しかし、妻の結婚前の職業は夫婦が子どもを持つかどうかについて有意な効果を持たず、居住地、親との同居、妻の初婚年齢、時代効果などが夫婦の出生タイミングに統計的に有意な効果を有していた。仙田+樋口(2000)ではこのうち時代効果(育児休業取得の賃金率に対する効果の職業による違い)に注目し、育児休業中の技能の陳腐化を防ぐこと、育児休業取得を人事評価の対象にしないことなどの具体的な提言をおこなった。本研究では、仙田+樋口(2000)で指摘した要因のうち、(居住)地域に注目する。

日本の女性の就業率を年齢階級別にプロットするとM字型曲線を描くことはよく知られている。日本の女性の就業率は20歳頃に第1のピークに達したあと(山)、25-35歳あたりで低くなったのち(谷)、45歳頃にふたたび高くなる(山)というカーブを描く。これは、女性にとっても学卒後の就業が一般的になったが、育児期にはいったん離職し、その後、再就職することで仕事生活と家庭生活の調節をはかっている、といういわゆる「中断再就職型」のキャリアパターンの反映であると説明される。このM字型カーブの谷の深さが地域で異なることは近年よく知られるところとなった(総理府1998)。たとえば、埼玉県ではM字型カーブが堅持されているし、山形県ではそれほどでもない(陳1998)。しかし、M字型カーブは単に年齢による就業率の違いを見ているだけで、実際に結婚や出産などのファミリーイベントを経験したあとの女性の就業行動に、地域間で違いがあるかを検討しているわけではない。M字型カーブの谷の深さの違いはたとえば単に初婚年齢の地域間格差を反映しているに過ぎない(育児と仕事の両立可能性の違いではない)可能性もある。この疑問に答えるには、ファミリーイベントを指標にした分析をおこなう(田中1997)か、出産後の就業選択そのものを分析する必要がある。

出生行動と就業行動の地域間格差に関する研究は、人口学と家族社会学でおこなわれている。人口学ではたとえば金子+白石(1994)、廣嶋+三田(1995)、小島(1997)、今井(1999)などがある。金子+白石(1994)は東京周辺地域の出生動向を示した。廣嶋+三田(1995)は東京の35-39歳女子の既婚率、出生率、既婚出生率は全国で最低レベルであることを明らかにした。小島(1997)



は結婚/出産退職タイミングの規定要因と出生タイミングの規定要因に関する分析において、地域ブロックと DID 区分を変数として投入している。今井(1999)は都道府県間の有配偶出生力格差を検討した。もちろん人口学におけるこれらの研究も出生行動と就業行動の地域間格差を検討しているのだが、分析単位がいずれも都道府県であるという点で限界を持つ。都道府県を分析単位とした場合、単位内の分散が平均値の中に消えてしまう。しかし、同一都道府県内といっても、地域内格差は大きい。たとえば鉄道の路線が異なれば、われわれの行動範囲は大きく異なる。都道府県単位の分析ではその点が切り捨てられてしまうので、より細かい区分—市区町村単位—での分類が必要である。

地域区分の工夫は現段階では家族社会学で積極的におこなわれている。たとえば、松信(1996)はジェントリフィケーションという概念を用いて、既婚キャリア女性の戦略としての都心居住に注目し、東京都江東区における 4 例のケーススタディをおこない、(母性を犠牲にせずに)女性が育児と仕事を両立する上で、都心居住が有効であるということを指摘した。田中(2000)は女性のフルタイム継続率が居住地域によってどうちがうのかを検討する際、市町村を単位として「大都市」「郊外」「その他」の 3 つに分類した上で分析をおこなった。そして女性の就業パターンは居住地域によって影響を受けているが、その影響は出身の居住地の文化によって形成されるような安定的なものではなく、地域移動によってつぎつぎと変化していくような即効性の効果である可能性を示した。

このように、家族社会学を中心に、既婚女性の就業行動と出生行動の地域間格差について、市区町村レベルでの分析がおこなわれているが、まだ十分ではない。特に、子どもを持ったあとの女性の就業行動については松信(1996)のごく限定されたケーススタディ以外、今のところみあたらない。

そこで本研究では子どもを持つという選択をおこなった後の妻の就業行動が地域によってどのように異なるのかを市区町村レベルで検討することを研究課題とする。平成 11 年度の報告として、特に東京都特別区部と横浜市・川崎市をとりだし、両者の比較をおこなうことで、この課題への端緒とする。詳しくは後述するが、大都市圏にもより郊外に近い性質を持つところがあるはずだが(田中 2000)、この点を具体的に検討した研究はみあたらないからである。

## 5.2. データ

分析に用いたデータは平成 5 年度人口動態社会経済面調査(厚生省統計情報部)によるものである。この調査は母親の育児状況と育児への意識、就業の状況と就業への意識、出産意欲の把握を目的としたもので、平成 4 年 12 月 1 日から 7 日の間に生まれた子(調査時に生存)の母親のうち、全国から層化無作為抽出された 1/2 の保険所管轄内に住所を有する母親が調査対象である。調査対象者 10,815 人中、回答があったのは 8117 人(回収率 75.1%)である。市区町村コードを利

用した分析が可能である。

### 5.2.1. 妻の就業パターン

#### 就業パターン7分類

妻の就業経歴に関する設問(問11)から妻の就業パターンを分類すると、「フルタイム継続」、「パートタイム継続」、「結婚退職後フルタイムとして再就職」、「出産退職後フルタイムとして再就職」、「結婚退職後パートタイムとして再就職」、「出産退職後パートタイムとして再就職」、「結婚退職」、「出産退職」、「自営業継続」、「結婚退職後自営業として再就職」、「出産退職後自営業として再就職」、「内職継続」、「結婚退職後内職として再就職」、「出産退職後内職として再就職」という14パターンに整理することができる(付表5-1:以下では「就業パターン14分類」と呼ぶ)。

しかし、就業パターン14分類では、地域区分とクロスさせたときに、半数以上のセルで期待度数が5より小さくなるという問題がある。そこで、以下の分析では、度数が少ない区分について類似したものの同士を結合させて再分類した就業パターン7分類を用いる。具体的には「フルタイム継続」、「フルタイム再就職」、「パートタイム」、「結婚退職」、「出産退職」、「自営業」、「内職」である(表5-1)。

表5-1 就業パターン14分類と7分類の対応

就業パターン7分類	就業パターン14分類
フルタイム継続	フルタイム継続
フルタイム再就職	結婚退職後フルタイムとして再就職 出産退職後パートタイムとして再就職
パートタイム	パートタイム継続 結婚退職後パートタイムとして再就職 出産退職後パートタイムとして再就職
結婚退職	結婚退職
出産退職	出産退職
自営業	自営業継続 結婚退職後自営業として再就職 出産退職後自営業として再就職
内職	内職継続 結婚退職後内職として再就職 出産退職後内職として再就職

### 5.2.2. 地域区分

先行研究における地域区分方法には、(1)地区ブロック、(2)DID 区分、(3)都市化レベルがある。本研究では市区町村レベルでの地域区分である都市化レベルによる分類を用いる。まず、田中(2000)を踏襲して「大都市—郊外—その他」という3区分の分類をおこなう(表5-2)。

表5-2 地域区分

大都市	東京都特別区部と1990年当時の政令指定市(札幌・仙台・横浜市・川崎市・名古屋・京都・大阪・神戸・広島・北九州・福岡)
郊外	1990年国勢調査最終報告書で設定された7つの「大都市圏」の圏域のうち、上記の大都市をのぞく部分の市町村で、当時の市町村外通勤率が30%以上の市町村
その他	それ以外の市町村(地方都市または郡部)

就業パターン7分類と地域区分をクロスさせたものが表5-3である(妻の就業パターンが不明な780ケースを除いたので、分析可能なのは7337ケースである)。フルタイム継続率は「その他」で高く、郊外で低い。その反対に結婚退職者の割合と出産退職者の割合は「その他」で低く、郊外で高い。大都市の傾向はまちまちだが、いくつか特に目立つ点を指摘すると、たとえば東京都特別区部は結婚退職者の割合が低い。横浜市や名古屋市はフルタイム継続率が低い。また、横浜市は郊外に比べても出産退職者の割合が高い。

大都市の傾向が一貫していないのは、「国勢調査で『中心市』に分類される大規模都市でも、その周辺部には都心への通勤者が住む住宅地がひろがっており、「『大都市』とはいっても、実際には郊外的な特徴を持つ地域とそうでない地域の混在」(田中2000:103)している状態だからであろう。

表 5-3 地域別にみた女性の就業パターン

地域区分		就業パターン7分類							合計
		フル継続	フル再就職	パート	結婚退職	出産退職	自営	内職	
札幌市	度数	15	0	3	44	51	1	1	115
	大都市-その他の%	13.0%	.0%	2.6%	38.3%	44.3%	.9%	.9%	100.0%
	調整済み残差	.3	-1.7	-1.1	1.2	1.3	-2.2	-1.5	
仙台市	度数	4	1	0	16	17	0	1	39
	大都市-その他の%	10.3%	2.6%	.0%	41.0%	43.6%	.0%	2.6%	100.0%
	調整済み残差	-4	.1	-1.4	1.1	.6	-1.5	-.3	
東京23区	度数	42	8	16	93	152	30	15	356
	大都市-その他の%	11.8%	2.2%	4.5%	26.1%	42.7%	8.4%	4.2%	100.0%
	調整済み残差	-3	-1	-4	-2.8	1.6	2.3	1.0	
横浜市	度数	10	1	7	68	91	5	4	186
	大都市-その他の%	5.4%	.5%	3.8%	36.6%	48.9%	2.7%	2.2%	100.0%
	調整済み残差	-2.9	-1.6	-7	1.0	2.9	-1.8	-9	
川崎市	度数	6	1	4	26	30	1	1	69
	大都市-その他の%	8.7%	1.4%	5.8%	37.7%	43.5%	1.4%	1.4%	100.0%
	調整済み残差	-9	-5	.3	.8	.8	-1.5	-9	
名古屋市	度数	8	0	6	59	65	9	7	154
	大都市-その他の%	5.2%	.0%	3.9%	38.3%	42.2%	5.8%	4.5%	100.0%
	調整済み残差	-2.7	-1.9	-6	1.4	.9	.1	.9	
京都市	度数	10	2	7	44	36	4	3	106
	大都市-その他の%	9.4%	1.9%	6.6%	41.5%	34.0%	3.8%	2.8%	100.0%
	調整済み残差	-9	-3	.8	1.9	-1.0	-8	-3	
大阪市	度数	5	1	8	57	55	7	6	139
	大都市-その他の%	3.6%	.7%	5.8%	41.0%	39.6%	5.0%	4.3%	100.0%
	調整済み残差	-3.1	-1.3	.5	2.0	.2	-3	.7	
神戸市	度数	6	1	2	24	17	2	0	52
	大都市-その他の%	11.5%	1.9%	3.8%	46.2%	32.7%	3.8%	.0%	100.0%
	調整済み残差	-2	-2	-4	2.0	-9	-6	-1.3	
広島市	度数	6	3	2	25	27	3	2	68
	大都市-その他の%	8.8%	4.4%	2.9%	36.8%	39.7%	4.4%	2.9%	100.0%
	調整済み残差	-9	1.1	-8	.7	.2	-4	-2	
北九州市	度数	11	4	7	49	35	4	2	112
	大都市-その他の%	9.8%	3.6%	6.3%	43.8%	31.3%	3.6%	1.8%	100.0%
	調整済み残差	-8	.9	.7	2.4	-1.6	-1.0	-9	
郊外	度数	253	47	106	997	1146	113	93	2755
	大都市-その他の%	9.2%	1.7%	3.8%	36.2%	41.6%	4.1%	3.4%	100.0%
	調整済み残差	-6.2	-2.7	-3.3	4.5	4.1	-4.5	.3	
その他	度数	521	102	192	920	1109	236	106	3186
	大都市-その他の%	16.4%	3.2%	6.0%	28.9%	34.8%	7.4%	3.3%	100.0%
	調整済み残差	9.5	4.3	3.9	-6.6	-5.8	5.7	.2	
合計	度数	897	171	360	2422	2831	415	241	7337
	大都市-その他の%	12.2%	2.3%	4.9%	33.0%	38.6%	5.7%	3.3%	100.0%

ここで注目されるのが、同じ京浜地区を構成する東京都特別区部と横浜市・川崎市の違いである。フルタイム継続率についてみると、東京都特別区部(11.8%)は「その他」(16.4%)には及ばないものの、郊外(9.2%)より高い。一方、横浜市(5.4%)は郊外と比べても明らかに低い。川崎市(8.7%)はほぼ郊外並である。同様に結婚退職者の割合についても、東京都特別区部(26.1%)は「その他」(28.9%)並の低さだが、横浜市(36.6%)と川崎市(37.7%)はそれより10%ほど高く、ほぼ郊外(36.2%)並である。出産退職者の割合については、東京都特別区部(42.7%)と川崎市(43.5%)はほぼ郊外(41.6%)並で、横浜市(48.9%)はやや高くなっており、若干異なる傾向が見られる。しかし、フルタイム継続率と結婚退職者の割合をみると、横浜市と川崎市における既婚女性の仕事と家庭に関する選択のありようは同じ京浜地区の東京都特別区部よりもむしろ郊外の傾向に近い。横浜市と川崎市は「大都市」に分類されるが、実際にはむしろ郊外の特徴をより強くもっていると考えられる。地域外通勤率をみると、この点はより明確になる。

### 5.2.3. 京浜地区の地域外通勤率

東京都特別区部、横浜市・川崎市の3地域はいずれも平成2年国勢調査最終報告書で設定された7つの「大都市圏」のうちの1つである京浜地区を構成しており、また、1990年当時に政令指定都市であるため、先の区分では「大都市」に分類される。しかし、東京都特別区部と横浜市および川崎市では地域外通勤率が大きく異なる(表5-4参照)。東京都特別区部の地域外通勤率は10%に満たないが、川崎市は約5割、横浜市も約4割である。先に郊外を「『大都市圏』の圏域のうち、大都市をのぞく部分の市町村で、当時の市町村外通勤率が30%以上の市町村」と定義したが、地域外通勤率の高さを考慮すると、大都市ではあるものの、横浜市と川崎市は郊外にきわめて近い特徴をもつ。大都市ではあるが、横浜市と川崎市はむしろ東京都特別区部の郊外であると捉えた方がよいかもしれない。

表 5-4 地域外通勤率

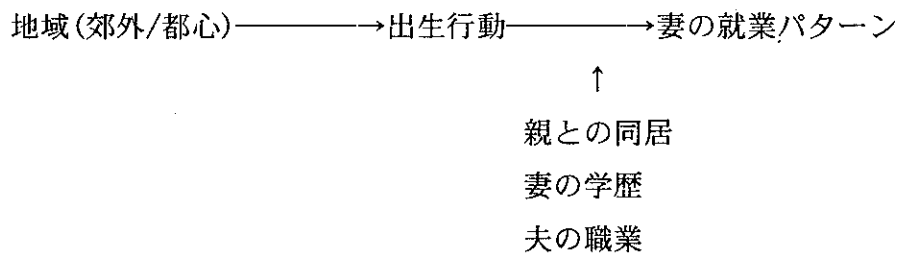
	在住・就業者	うち地区外通勤者	地区外通勤率
東京都特別区部	4446403	330675	7.44
川崎市	625376	311651	49.83
横浜市	1618075	637345	39.39

平成2年国勢調査による

「郊外型ライフスタイル仮説」(田中 2000:100)にしたがえば、郊外では出生後も就業継続をする人の割合がそれ以外の地域に比べて低いはずである。「郊外型ライフスタイル仮説」は既婚女性の出生行動と出生行動の地域間格差を説明する有力な仮説である。しかし、肝心の「郊外」の分類基準に、今一つ改善の余地がありそうである。田中(2000)が大都市を郊外と中心市に分ける試みをおこなわなかったのは、単にサンプルサイズの制約によると推察される。平成5年度人口動態社会経済面調査はサンプルサイズが大きく、東京都特別区部と横浜市・川崎市だけを取り出して比較をおこなうことは十分可能である。そこで、本稿では東京都特別区部と横浜市・川崎市では、既婚女性の出生行動と就業行動の関係がどのような異なるのかを検討する。

分析枠組は以下のとおりである(図1)。子どもを持つことの既婚女性の就業選択への影響が地域(郊外か否か)でどのような異なるのかを分析する。「郊外型ライフスタイル仮説」にしたがえば、郊外では出生後も就業継続をする人の割合がそれ以外の地域に比べて低いはずであるし、ジェントリファイアーを擁する都心では郊外にくらべて出生後も就業継続をする人の割合が高いはずである(松信 1996)。

## 図 1 分析枠組



### 5.3. 結果

東京都特別区部と横浜市・川崎市は京浜地区を構成しており、また、1990年当時も政令指定都市である。しかし、地域外通勤率をみると、横浜市・川崎市は東京都特別区部の郊外としての性質を持つと考えられる。そして、既婚女性の就業パターンは東京都特別区部と横浜市・川崎市で異なっており、横浜市・川崎市ではより郊外のパターンに近い。

そこで、以下では東京都特別区部と横浜市・川崎市にしぼって、両者で何が異なるのかを検討する。

#### 5.3.1. 妻の就業パターン

表 5-5 は妻の就業パターンを東京都特別区と横浜市・川崎市の別にみたものである。すでに指摘したことだが、フルタイム継続率は横浜市・川崎市に比べて東京都特別区で有意に高く、結婚退職者の割合は有意に低い。また、自営業も横浜市・川崎市に比べて東京都特別区で有意に高い。

表 5-5 地域別にみた妻の就業パターン

		就業パターン7分類							合計
		フル継続	フル再就職	パート	結婚退職	出産退職	自営	内職	
東京	度数	42	8	16	93	152	30	15	358
	東京横浜川崎の%	11.8%	2.2%	4.5%	26.1%	42.7%	8.4%	4.2%	100.0%
	調整済み残差	2.3	1.4	.1	-2.8	-1.2	3.1	1.5	
横浜・川崎	度数	16	2	11	94	121	6	5	255
	東京横浜川崎の%	6.3%	.8%	4.3%	36.9%	47.5%	2.4%	2.0%	100.0%
	調整済み残差	-2.3	-1.4	-1	2.8	1.2	-3.1	-1.5	
合計	度数	58	10	27	187	273	36	20	611
	東京横浜川崎の%	9.5%	1.6%	4.4%	30.6%	44.7%	5.9%	3.3%	100.0%

( $\chi^2=24.686$ ,  $df=6$ ,  $p<.001$ )

#### 5.3.2. 子ども数

東京の35-39歳女子の既婚出生率が全国で最低レベルである(廣嶋+三田 1995)にもかかわらず、東京都特別区と横浜市・川崎市の子ども数の分布には統計的に有意な差は見られなかった。

子どもを持つか持たないかという選択の影響が大きいことが示唆される。

表 5-6 地域別にみた子ども数の分布

クロス表

			子ども数1-3人以上			合計
			1人	2人	3人以上	
東京横 浜川崎	東京	度数	214	136	45	395
		東京横浜川崎の%	54.2%	34.4%	11.4%	100.0%
		調整済み残差	-1.7	1.1	1.1	
	横浜・川崎	度数	178	89	26	293
		東京横浜川崎の%	60.8%	30.4%	8.9%	100.0%
		調整済み残差	1.7	-1.1	-1.1	
合計		度数	392	225	71	688
		東京横浜川崎の%	57.0%	32.7%	10.3%	100.0%

( $\chi^2=3.156$ ,  $df=2$ ,  $p=.206$ )

### 5.3.3. 妻の学歴

東京都特別区と横浜市・川崎市の間に妻の学歴については統計的に有意な差は見られない。しかし、就業パターンには違いがあるので、妻の学歴の就業行動に対する効果が地域によって異なるのではないかと考えられる。

表 5-7 地域別にみた妻の学歴

クロス表

			妻学歴						合計	
			中	高	専修	短・高専	大学・大学院	その他		不詳
東京横 浜川崎	東京	度数	11	156	55	98	69	5	1	395
		東京横浜川崎の%	2.8%	39.5%	13.9%	24.8%	17.5%	1.3%	.3%	100.0%
		調整済み残差	.3	.3	1.9	-1.4	-9	1.3	.9	
	横浜・川崎	度数	7	112	27	87	59	1	0	293
		東京横浜川崎の%	2.4%	38.2%	9.2%	29.7%	20.1%	.3%	.0%	100.0%
		調整済み残差	-3	-3	-1.9	1.4	.9	-1.3	-9	
合計		度数	18	268	82	185	128	6	1	688
		東京横浜川崎の%	2.6%	39.0%	11.9%	26.9%	18.6%	.9%	.1%	100.0%

( $\chi^2=7.826$ ,  $df=6$ ,  $p=.251$ )

### 5.3.4. 親との同居

東京都特別区と横浜市・川崎市の間に親との同居については統計的に有意な差は見られない。しかし、就業パターンには違いがあるので、妻の学歴と同様、親との同居の就業行動に対する効果は地域によって異なるのではないかと考えられる。

表 5-8 地域別にみた親との同居

			親同居有無		合計
			同居なし	同居あり	
東京横 浜川崎	東京	度数	353	42	395
		東京横浜川崎の%	89.4%	10.6%	100.0%
		調整済み残差	-1.4	1.4	
	横浜・川崎	度数	271	22	293
		東京横浜川崎の%	92.5%	7.5%	100.0%
		調整済み残差	1.4	-1.4	
合計		度数	624	64	688
		東京横浜川崎の%	90.7%	9.3%	100.0%

( $\chi^2=24.686$ ,  $df=6$ ,  $p<.001$ )

### 5.3.5. 夫の職業

夫の職業は、東京都特別区と横浜市・川崎市で違いがある。東京都特別区では横浜市・川崎市に比べて夫が自営業である割合が10%以上高い。反対に、横浜市・川崎市では東京都特別区に比べて夫がフルタイムの雇用労働力者である割合が10%以上高い。

表 5-9 地域別にみた夫の職業

			夫職業						合計	
			農林漁業自営	その他自営	フルタイム	パートタイム	内職その他	無職		不詳
東京	東京	度数	2	93	289	2	6	3	0	395
		東京横浜川崎の%	.5%	23.5%	73.2%	.5%	1.5%	.8%	.0%	100.0%
		調整済み残差	.3	4.1	-4.4	.3	1.0	1.5	-1.2	
横浜・川崎	横浜・川崎	度数	1	33	255	1	2	0	1	293
		東京横浜川崎の%	.3%	11.3%	87.0%	.3%	.7%	.0%	.3%	100.0%
		調整済み残差	-3	-4.1	4.4	-3	-1.0	-1.5	1.2	
合計		度数	3	126	544	3	8	3	1	688
		東京横浜川崎の%	.4%	18.3%	79.1%	.4%	1.2%	.4%	.1%	100.0%

( $\chi^2=22.741$ ,  $df=6$ ,  $p<.001$ )

ここまでで明らかになったことは以下のとおりである。東京都特別区と横浜市・川崎市では妻の就業パターンが異なるが、子ども数の分布、妻の学歴や親との同居の有無については統計的に有意な違いは見られなかった。地域間で違いがみられたのは、夫の職業だけである。

### 5.4. 今後の課題

他の大都市の区分、つまり全国単位での分析に分析対象を広げる必要がある。また、保育所利用状況との接合などを行い、保育所利用の質を考慮した分析が課題である。



## 参考文献

今井博之(1999)「都道府県間有配偶出生力格差の経済学モデルによる分析」『都市計画』218, 57-66。  
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。

国立社会保障・人口問題研究所、1998『平成9年第11回出生動向基本調査-第I報告書-日本人の結婚と出産』。

小島宏(1997)「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』(pp. 61-87)。

仙田幸子+樋口美雄(1999)「女性の職種による出生・就業継続・経済的ハンディキャップの違い—家計生産モデルによる妻の就業行動と夫婦の出生行動説明の試み—」阿藤誠『家族政策および労働政策が出生率および人口に及ぼす影響に関する研究(厚生省科学研究費総合報告書)』(pp. 418-435)厚生省。

## 総務庁統計局

総理府 1998

田中重人(1997)「高学歴化と性別分業」『社会学評論』190, 130-142。

田中重人(2000)「性別分業を維持してきたもの—郊外型ライフスタイル仮説の検討—」盛山和夫(編)『日本の階層システム 4 ジェンダー・市場・家族』(pp. 93-110)東京大学出版会。

陳珍珍(1998)「日本における地域別の女性の就業パターン：山形県と埼玉県の例を通じて」『日本労務学会第28回全国大会研究報告論集』181-186。

松信ひろみ(1996)「既婚キャリア女性と戦略としての都心居住」『年報社会学論集』(関東社会学会)9, 13-24。

附表

附表 5-1 就業パターン 14 分類

就業パターン	度数	%
フル継続	897	12.23
パート継続	90	1.23
フル結退再就職	97	1.32
フル出退再就職	74	1.01
パート結退再就職	114	1.55
パート出退再就職	156	2.13
結婚退職	2422	33.01
出産退職	2831	38.59
自営継続	168	2.29
自営結婚後継続	189	2.58
自営出産後継続	58	0.79
内職継続	51	0.70
内職結婚後継続	77	1.05
内職出産後継続	113	1.54
就業パターン計	7337	100.00
システム欠損値	780	
計	8117	

## 6. 出生意識・行動に対する政策関連要因の影響

### 6.1. はじめに

近年、わが国でも少子化ないし出生力低下が政策的課題になりつつこともあり、その政策志向的な実証研究が増加しつつある。出生力に関する政策志向的分析としては集計データに基づくものとマイクロデータに基づくものがある。集計データに基づく研究としては、例えば、原田・高田（1993:12）は県別横断面データに基づいて女子の所得の出生力に対する効果から児童手当の効果等を推定しようと試みた。また、八代／日本経済研究センター（1995:219-221）は全国に関する時系列データに基づく重回帰分析から保育所在所率が出生力に対して有意な正の効果を見だし、保育政策サービスの充実とともに育児休業の普及が出生促進的であるとしているが、時系列分析であることから逆の因果関係（子供が増えたために保育所が増える）を反映している可能性も考えられる。実際、永瀬（1978）の研究は全国都市の横断面データに基づく2段階最小自乗法推定により幼年齢・低年齢保育所入園率と0歳児保育料が出生力に効果をもたないことを見いだしている。

他方、マイクロデータに基づく政策志向的な実証研究としては行動に関するものと意識に関するものがある。意識に関するマイクロデータに基づくものの中でもやや特殊なものとして、仮想的な個人を想定して仮想的な政策が施行された場合の反応について尋ねるヴィネット調査による研究がある。織田（1994）、塚原（1995）はヴィネット調査の結果を分析し、児童手当金額、育児休業制度の有無、育児休業中の給与所得保障割合が出生促進効果をもつ場合が多いことを示したが、あくまでも仮想的な人物に関する仮想的な質問に基づく調査の分析結果なのでどこまで信頼できるかわからない。また、浅子（1998:74, 81）も「平成9年結婚と出産・育児に関する基礎調査」の個票データを用い、仮想的な出産一時金が理想子ども数と現実の子ども数（表では「予定子ども数と現在の子ども数」）の差を縮小させて出生促進効果をもつことを示しているが、やはり仮想的な施策という点と理想子ども数と予定子ども数の差を説明しようとしていない点が気にかかる。

行動に関するマイクロデータに基づく分析でも産業や地域に関する集計データからの情報を個票に付け加えたものもある。例えば、樋口（1994）による「就業行動基本調査」の分析は育児休業制度が普及している産業に勤務している女子の結婚確率が高い傾向を見いだしたが、配偶関係をコントロールした場合の出産確率については有意な効果を見いだせなかった。滋野・大日（1999）は「国民生活基礎調査」の個票データに地域レベルの保育関連情報を付け加え、5種類の保育関連変数による2種類の「出生確率」に対する影響を分析しているが、早期保育実施率のみが両方の「出生確率」に対する有意な正の効果を示しているが、標本数が比較的多い割には有意水準が高くないし、他の保育関連変数が6歳未満児の有無に対してのみ有意な負の

効果をもっているところからみて著者の主張する多重共線性のほか、逆の因果関係（子どもが増えたために保育供給が不足する）を反映している可能性も考えられる。

マイクロデータに基づく分析としても、横断面のデータによるものは多いが、パネルデータによるものもある。例えば、最近の滋野・大日（1998）の「消費生活に関するパネル調査」の分析では、樋口の分析結果と異なり、勤務先の育児休業制度の有無が結婚確率に有意な効果をもたないことが見いだされたが、この違いは彼らが推定するように樋口の分析では女性が勤務する特定の企業における制度の有無でなく、それが属する産業の平均値を用いていたためかもしれないが、彼らが用いたデータの制約（標本数、回収率、観察年数）にもよる可能性がある。なお、歴史的なマイクロのパネルデータを用いた最近の高橋（1998）による研究は、江戸時代の二本松藩による特に奉公する有配偶女子への手厚い「児童手当」をはじめとする一連の人口政策が出生促進効果をもっていたことを見いだしている。

他方、駿河（1999）の最近の研究では、『平成8年度女子雇用管理基本調査』の企業単位のマイクロデータを用いて、育児休業制度の明文化が（女子従業員に対して占める）出産者比率に対して有意な正の効果をもつことを見いだすとともに、配偶者が常態として子を養育することができる者である労働者を育児休業制度の対象者としているとき、休業期間中の昇級制度があるとき、休業期間中の昇級制度があるとき、職業能力の維持・向上のための措置がある場合、始業・終業時間の繰り上げ・繰り下げ措置がある場合に出産者比率が有意に上昇することを見いだしている。

筆者も政策試行的な観点からマイクロデータに基づく研究を行ってきた。例えば、出生動向基本調査を用いた出生意識・出生行動の多変量解析（小島，1993，1995a）や人口意識調査等を用いた出生政策に対する意識の多変量解析（小島，1989，1992，1996）があるが、政策変数を明示的に導入したものではなく、各種施策の潜在的な効果の可能性を示すに留まった。また、小島（1995b:67-71）では「第10回出生動向基本調査」に基づいて有配偶女子の第2子・第3子出生ハザードに対する前子乳児期の育児休業取得の影響を検討したが、育児休業制度が一般化されてからあまり年数が経っていないこともあるためか、有意な効果がみられなかった。本研究は、わが国で家族政策を実施した場合の潜在的効果を推定することをめざして行われた小島（1993）による「第8次出産力調査・夫婦調査」（1982年）の分析を拡張したもので、興味深い結果が得られた理想子供数による予定子供数の超過に関連する従属変数の規定要因に関する分析のために「第10回出生動向基本調査・夫婦調査」のデータにとロジットモデルを適用した結果を示し、過去の分析結果と比較する。

## 6.2. データと分析方法