

れば、純粋に時代の違いによるものであるから、これは期間効果（時代効果）のみのパターンといえる。さらに図4のように 同一のコーホートであれば、どの時点、またどの年齢層においても同じ数値結果であるようなケースでは、数値の変化はコーホートの違いによるものであるから、これはコーホート効果のみのパターンとなります。

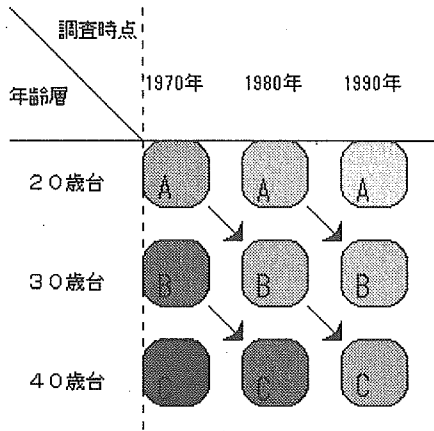


図2 年齢効果のみの数値パターン

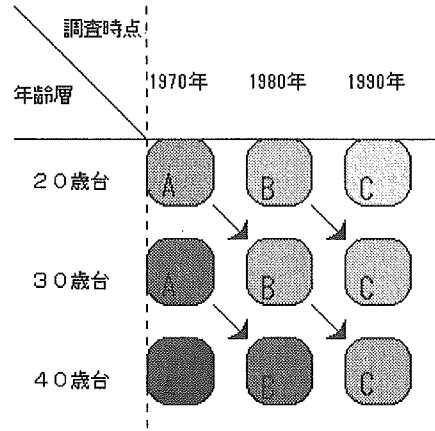


図3 期間効果のみの数値パターン

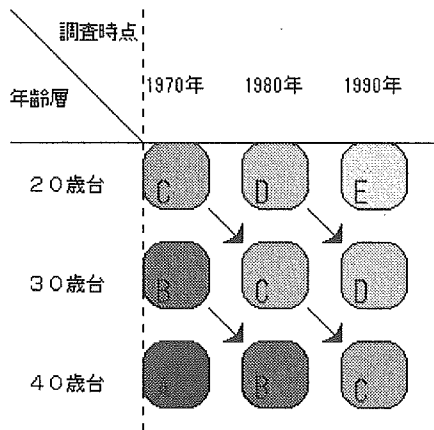


図4 コーホート効果のみの数値パターン

2. コーホート表の代数化

次に標準コーホート表を代数的に表現する。調査時点 j が Y_1 年から Δ 年ごとに Y_J 年まで合計 J 回あり、さらに全調査の年齢 I を A_1 年から Δ 年ごとに A_I 歳まで I 個に区分すれば、先の標準コーホート表は、調査時点 Y_j 年 ($j=1, \dots, J$) で年齢 A_i 歳 ($i=1, \dots, I$) の数値を成分 (I, j) とする I 行 J 列の行列表示とみなすことができる。つまり第 j 列成分は Y_j 年における各年齢数値であり、第 i 行成分は各調査時点におけるすべて A_i 歳の数値である。この行列における右下がりの対角成分として Δ 年幅のコーホートが出現する。最古のコーホート C_1 は一番左下の $\{(I, 1)\}$ のみであり、次に古いコーホート C_2 は $\{(I-1, 1), (I, 2)\}$ となり、経時的に順次左上へずれる。一般に k 番目に古いコーホート C_k は $\{(I$

$(-k+1,1)$, $(I-k+2,2)$, ..., $(I-2, k-2)$, $(I-1, k-1)$, (I, k) }であり、最新コーホート C_k は一番右上の $\{(1, j)\}$ のみとなる。コーホートの数 K は $K=I+J-1$ であり、 Y 年調査の A 歳の成分は、 $j-I+k$ ($k=1, \dots, K$) に対応するコーホート C_k に属する。

列 行	1	2	3		J-1	J
1	1	I+1	I+2			K
2						
⋮						
⋮						
⋮						
⋮						
⋮						
⋮						
⋮						
I-1	2	3				
I	1	2	3			

図5 コーホートの数列表現

図5において、調査時点 j における年齢層 I の観測データ（例えば年齢別初婚率や年齢別出生率など）を q_{ij} とすれば、正反応確率を p_{ij} とし、これのロジット変換値が次の三効果に分解できる。

$$q_{ij} \equiv \log \frac{p_{ij}}{1-p_{ij}} = \mu + \mu_i^A + \mu_j^P + \mu_k^C + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

が各成分となる。 μ 、 μ_i^A 、 μ_j^P 、 μ_k^C 、 ε_{ij} はそれぞれ、総平均、年齢効果、期間効果、さらに予測の誤差項を示す。(1)式より、図5の数列表現における ij 成分から総平均を引いた平均偏差が、三効果のパラメーターによって推定されると言い換えられる。この推定により年齢 (A)、期間 (P)、コーホート (C) の各カテゴリーにおける数として、 I, J, K から1つずつ自由度が減るため、このパラメーターの自由度は $M=I+J+K-3$ となる。ここで μ_i^A 、 μ_j^P 、 μ_k^C のパラメーターを一意に推定するために、

$$\sum \mu_i^A = \sum \mu_j^P = \sum \mu_k^C = 0$$

という制約を置いて、各カテゴリーのパラメーターを独立に平均偏差とすれば、三元配置の分散分析となるので、通常最小二乗法を用いてこれら3つパラメーターを推定できると判断されるかもしれない。しかし、コーホート分析には本来、 I, j, k には $k = j - i + I$ という一次従属の関係がある。つまり、二者が決まると、残りの一者も自動的に決定されるという相互依存関係の性質である。これにより、三効果は混交しており、(1)式をこのままで解くことはできない。これが識別問題である。

3. 識別問題

もう少しわかりやすく仮設データで3効果の分解に関する識別問題を考えよう。仮設データとして、1980年、1990年、2000年のいずれもまったく同じで年次による違いがなく、年齢の違いによってのみ異なるコーホート表があるとする。仮に年齢効果のみが発生して、期間効果もコーホート効果も発生していないとすれば、ケース1のような分解になる。すべてのデータの総平均が50であるから、例

えば、1980年の20歳台の値55は、 $55=50+5+0+0$ となる。

しかし、このデータの結果からだけでは、実際に年齢効果しか発生しなかったとは断定できない。他の期間効果やコーホート効果が発生している、見かけ上、仮設データのような結果になっている可能性もあるからである。例えばケース2のように、同様に、1980年の20歳台の値に注目すれば、 $55=50+2+2+1$ となり、コーホート表のうえでは結果的には等しくなる。またケース3でも $55=50+8-2-1$ となりやはり同じく再現できてしまう。ケース2、ケース3のように、明示的には全く同じデータの効果を分解しても、コーホート効果が出生年次に沿って逆向きの方向性をもつように推定されてしまうこともあり得る。このようにひとつデータから無数の3効果の組み合わせが推定されて一意には決まらない。これを識別問題という。

識別問題を解くには、3効果の分解方法にあたり何らかの合理的な基準を定める必要がある。そこで中村(1982)は、隣り合うパラメーター間は漸進的にしか変化しないという制約を最適化条件に追加したことで、識別しようとした。つまり、先ほどのような仮設データを与えられた場合、分析者は、例えば先に挙げた3つのケースのうち、ケース1の分解方法を自然に想起するであろう。それは、期間効果やコーホート効果をまったく考えずに、年齢効果だけで説明できたという説明要因の少なさから妥当と判断される。あるいは、仮に3つの効果のすべてを使って説明するにしても各効果における変動幅はできるだけ少ないほうがよいであろう。各効果同士で相殺し合って再現するにしても変動幅が極端に大きいもの同士を想定することはやはり不自然である。このような発想で設定された条件を、効果パラメーターの漸進的条件の変化の条件という。これを数式で表すと、

$$\text{Min: } \frac{1}{\sigma_A^2} \sum (\mu_i^A - \mu_{i+1}^A)^2 + \frac{1}{\sigma_P^2} \sum (\mu_j^P - \mu_{j+1}^P)^2 + \frac{1}{\sigma_C^2} \sum (\mu_k^C - \mu_{k+1}^C)^2 \quad (2)$$

この条件式における加重、 σ_A^2 、 σ_P^2 、 σ_C^2 は各効果に許容される分散を定めるものである。この条件式は、流列上隣接するパラメーターの1次階差の2乗和の各効果の和を最小するという仮定を置いている。つまり、隣り合う調査年次の期間効果、隣り合う年齢カテゴリーの年齢効果、隣り合う出生年のコーホート効果には大きな変化がなく、その流列も緩やかにしか変化しないであろうという考え方である。

ここでまたひとつのバランス問題が生じる。すなわち、このような漸進的変化を条件として推定したパラメーターに基づいて求められた予測値と、実際の観測値との適合度についてだけみれば、制約条件にこだわらず、その都度、時勢を反映させたパラメーターの推定をすれば、適合度を高めることは可能である。しかし、アドホックな推定にも問題がある。

このバランス問題にひとつの解決方法を提案したのが、中村による、ベイズ理論にもとづいた基準(ABIC)である。 σ_A^2 、 σ_P^2 、 σ_C^2 はベイズ統計学ではハイパーパラメーター(超パラメーター)とも呼ばれ、その分布は分析者によって事前に指定される。漸進的条件の変化は、ベイズ理論でいえば、各効果パラメーターに関する事前分布によって定まり、この事前分布の選択には、赤池情報量を最小にするという基準を採用すればよいという考え方である。

4. 進的変化という仮定から現実的变化へ

森ら(2001)は、この中村の仮定とは別の識別問題を提案し、とくに消費行動のコーホート分析に適用している。森らは基本的に漸進的変化の仮定について否定するわけではないが、例えば、オイルショックやバブル崩壊といった大規模な経済的な構造変化が短期的なインパクトとして発生した場合には、その前後のパラメーターには漸進的変化という仮定は合わないのではないかとこの考えをとつ

た。これはまた例えば、選挙行動や自動車の購買行動のように、年齢によってその行動が法制度的に規定されている場合にも同様であろう。これはある時点、あるいはある年齢を閾値として階段状に変化すると考えるほうが妥当であるとした。

中村の方法は、パラメーターの解空間である M 次元の正規分布の密度関数 π

$$\pi(\beta | \sigma_A^2, \sigma_P^2, \sigma_C^2) \quad (3)$$

に対して、漸進的変化を仮定するなら、パラメーター間の差が小さくなる。すなわち許容される分散も小さくなるので、 β は M 次元の正規分布の中心へ近くなり、密度 π も大きくなる。つまり、(2) 式の最小化は(3)式の最大化であり、推定上の最適化は(3)式に尤度を掛けた事後密度の最大化と言い換えられる。しかしこの ABIC を最小とするパラメーターは、格子探索法によって定められるが、数値計算の制約上、完全な連続性が確保できなければ、厳密な意味で事後密度の最大化が図られるかは保証できない。一方、森らの方法では、パラメーターの推定方法は基本的に同じであるが、ハイパーパラメーターの推定には、無情報事前分布、すなわち、

$$\sigma_A^2, \sigma_P^2, \sigma_C^2 = 1$$

という初期条件を設定して、そこから現実的な妥当性を重視したパラメーターをマニュアルで指定するという方法である。ABIC については比較的小さいモデルのなかから、やはり現実的に納得しやすいものが選択された。

この方法は、現在、出生率研究がピリオドの指標だけでなく、コーホートの指標についても注目されていることに呼応して、そのコーホート効果など各種効果の識別問題に応用も今後期待できる。たとえば、育児休業制度や児童手当の制度変更の前後など、各種の政策による変化がどのような人口学的な効果としてどれだけ効いているのかということも識別しながら推定することも可能ではないかと考えられる。実際の効果分析には今後の課題としたい。

【参考文献】

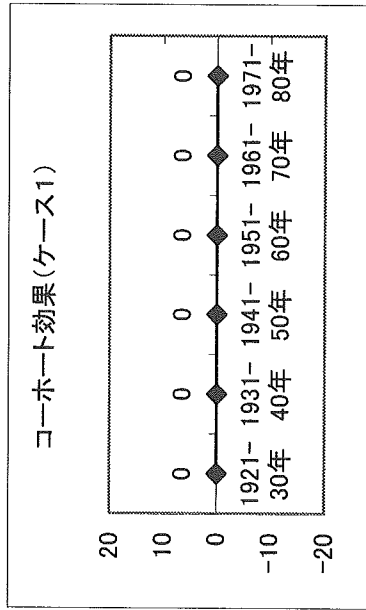
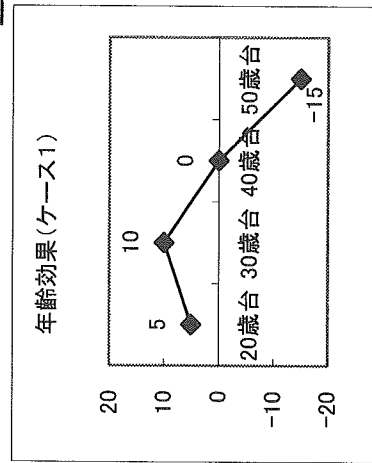
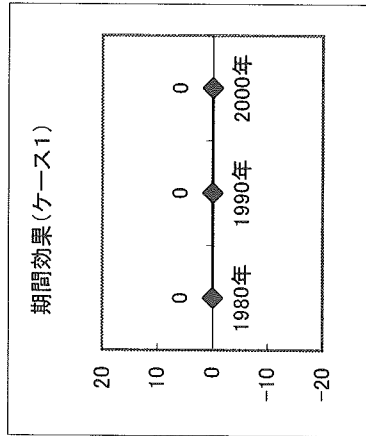
- 中村 隆 (1982) ベイズ型コーホート・モデル —標準コーホート表への適用—、統計研彙報、29、No. 2、77—97
- Nakamura, T (1986) Bayesian cohort models for general cohort table analyses. *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, 38, Part B, 353-370.
- Mori, H., Clason, D. L., Dyck, J. and Gorman, W. D. (2001) Age in food demand analysis — a case study of Japanese household data by cohort approach, (森宏編「食料消費のコーホート分析—年齢・世代・時代」第10章、専修大学出版局)

	1980年	1990年	2000年	平均
20歳台	55	55	55	55
30歳台	60	60	60	60
40歳台	50	50	50	50
50歳台	35	35	35	35
平均	50	50	50	50

期間効果	1980年	1990年	2000年
20歳台	0	0	0
30歳台	0	0	0
40歳台	0	0	0
50歳台	0	0	0

年齢効果	1980年	1990年	2000年
20歳台	5	5	5
30歳台	10	10	10
40歳台	0	0	0
50歳台	-15	-15	-15

コホート効果	1980年	1990年	2000年	出生年次
20歳台	0	0	0	1971-80年
30歳台	0	0	0	1961-70年
40歳台	0	0	0	1951-60年
50歳台	0	0	0	1941-50年
		0	0	1931-40年
			0	1921-30年

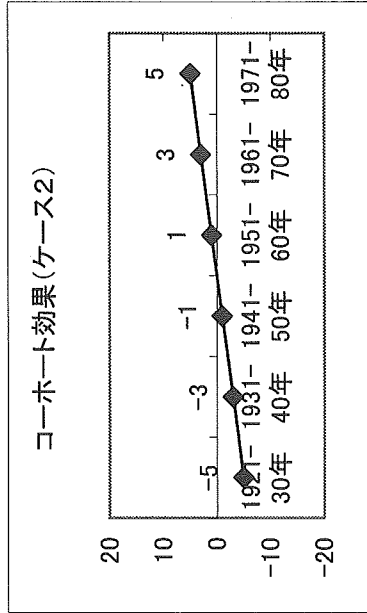
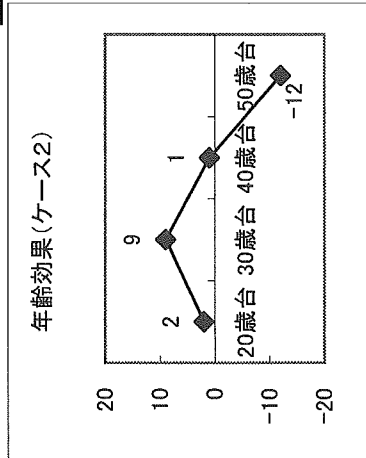
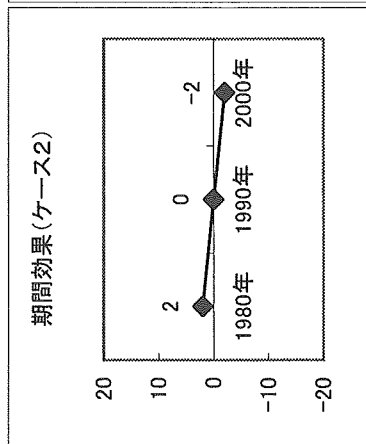


	1980年	1990年	2000年	平均
20歳台	55	55	55	55
30歳台	60	60	60	60
40歳台	50	50	50	50
50歳台	35	35	35	35
平均	50	50	50	50

期間効果	1980年	1990年	2000年
20歳台	2	0	-2
30歳台	2	0	-2
40歳台	2	0	-2
50歳台	2	0	-2

年齢効果	1980年	1990年	2000年
20歳台	2	2	2
30歳台	9	9	9
40歳台	1	1	1
50歳台	-12	-12	-12

コホート効果	1980年	1990年	2000年	出生年次
20歳台	1	3	5	1971-80年
30歳台	-1	1	3	1961-70年
40歳台	-3	-1	1	1951-60年
50歳台	-5	-3	-1	1941-50年
		-5	-3	1931-40年
			-5	1921-30年

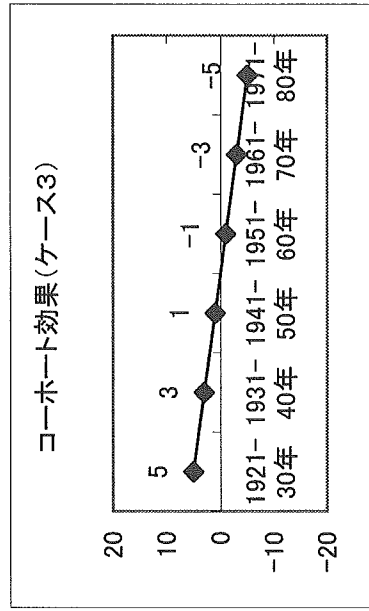
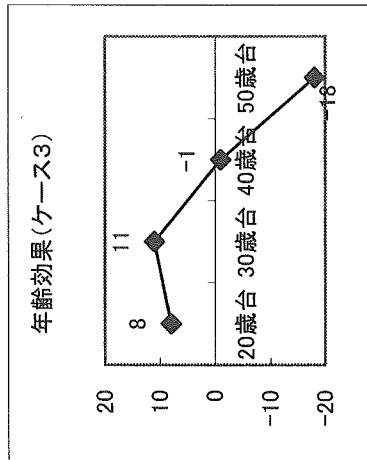
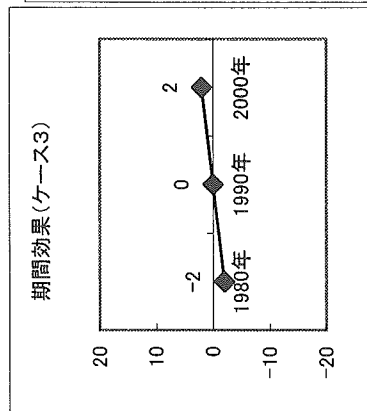


	1980年	1990年	2000年	平均
20歳台	55	55	55	55
30歳台	60	60	60	60
40歳台	50	50	50	50
50歳台	35	35	35	35
平均	50	50	50	50

期間効果	1980年	1990年	2000年
20歳台	-2	0	2
30歳台	-2	0	2
40歳台	-2	0	2
50歳台	-2	0	2

年齢効果	1980年	1990年	2000年
20歳台	8	8	8
30歳台	11	11	11
40歳台	-1	-1	-1
50歳台	-18	-18	-18

コ-ホ-ト効果	1980年	1990年	2000年	出生年次
20歳台	-1	-3	-5	1971-80年
30歳台	1	-1	-3	1961-70年
40歳台	3	1	-1	1951-60年
50歳台	5	3	1	1941-50年
		5	3	1931-40年
			5	1921-30年



5. 女性の就業と、結婚・出産：最近の変化に関する研究

永瀬 伸子・守泉 理恵

本稿では、結婚、出産と女性の就業の関係とその世代による変化について国立社会保障人口問題研究所『第12回出生動向基本調査』を用いて検討する。特に若い世代について、仕事と家庭の両立支援策の効果が出ているかどうか、就業継続が若い世代ほど高まっているかどうかを検討課題である。第1節では、結婚年齢階級および勤務先企業を軸に、クロス集計により、学卒、結婚、妊娠、出産時の雇用状況、また無職化の状況の世代差を見る。第2節は第1子出産後の就業継続のプロビット分析を、人口全体、妊娠時の正社員雇用者について行う。第3節は結婚から出産までの期間の世代差のクロス集計である。第4節はまとめである。

1. 結婚・出産と女性の就業は、世代によってどう変化したか

1-1 結婚・妊娠・出産をはさんだ正社員での雇用継続は増えているか？

結婚年齢別に就業継続の状況が世代でどう変化したかを検討する。もっとも就業継続の状況は(結婚前の仕事経験年数の代理変数である)結婚年齢によって異なる可能性がある。若い世代は、早く結婚した者のみがサンプルに入るため、30歳代、40歳代の平均とは直接比較できない。そこで結婚年齢階級別に比較した。結論を先取りすると、結婚決定時で見ると、近年、非正規就業が大きく拡大しているため、女性の正社員就業継続が増えているわけではない。ただし遅い結婚をする女性に限れば、継続者が増えている。また妊娠時を見ると、正社員で働く女性は明らかに上昇している。しかし出産後については、あまり変化がない(細部では変化があるが、この点は後述)。

図表1-1のとおり、結婚決定時の正社員比率は、結婚年齢を考慮した上で、若い世代ほど下がっている。これはこの調査が示しているようにそもそも学卒時に非正社員で働く者が増えたことが大きい。遅い結婚(結婚年齢が30-34歳)では、結婚時に正社員である者がバブル期には7割を超える高さに高まっているが、最近は再び減少しており、労働市場の流動化を反映した変化である可能性がある。

図表1-1 結婚決定時の正社員比率

		現在年齢						計
		-24歳	25-29歳	30-34歳	35-39歳	40-44歳	45-49歳	
結 婚 年 齢	～20歳	26%	50%	40%	56%	64%	69%	52%
	20-24歳	50%	63%	69%	71%	74%	68%	68%
	25-29歳	.	70%	68%	76%	71%	65%	70%
	30-34歳	.	.	67%	62%	63%	62%	64%
	35-39歳	.	.	.	48%	62%	58%	55%
	40-44歳	83%	79%	80%
	45-49歳	31%	31%
計		40%	65%	67%	71%	71%	66%	67%
サンプル数		205	978	1515	1616	1530	1580	7424

具体的に、学卒後の従業上の地位を見ると、30歳以上層では9割が「正規の職員」であったが、1990年代に就職した29歳以下の層の2割弱がパート・アルバイトとして就職しているという非常に大きい変化が見られる。特に1-29人以下の企業に就職した者が4人に1人いるが、その3割がパート・アルバイトとして就職している。

図表1-2のとおり、妊娠時を見ると、全般に正社員にとどまっている者は増えている傾向がある。

図表1-2 妊娠時の正社員比率

		現在年齢						計
		-24歳	25-29歳	30-34歳	35-39歳	40-44歳	45-49歳	
結	～20歳	23%	44%	30%	32%	36%	37%	34%
	20-24歳	39%	41%	42%	38%	41%	37%	39%
婚	25-29歳	.	50%	39%	44%	38%	34%	40%
	30-34歳	.	.	47%	37%	37%	37%	39%
年	35-39歳	.	.	.	44%	39%	30%	38%
	40-44歳	33%	38%	36%
齢	45-49歳	43%	43%
	計	31%	44%	40%	41%	39%	36%	39%
サンプル数		147	652	1247	1477	1435	1530	6488

しかし、図表1-3のとおり、第1子1歳時の正社員比率は、30-34歳層とやや遅い結婚をした者については、若い世代ほど就業継続が高まっているが、これ以外については特に一定方向の変化は見られないように見受けられる。

図表1-3 第1子1歳時の正社員比率

		現在年齢						計
		-24歳	25-29歳	30-34歳	35-39歳	40-44歳	45-49歳	
結	～20歳	5%	11%	6%	10%	6%	9%	8%
	20-24歳	11%	11%	16%	12%	17%	16%	15%
婚	25-29歳	.	20%	17%	21%	17%	18%	18%
	30-34歳	.	.	27%	12%	20%	22%	19%
年	35-39歳	.	.	.	17%	19%	10%	15%
	40-44歳	33%	0%	9%
齢	45-49歳	0%	0%
	計	7%	14%	16%	16%	16%	16%	16%
サンプル数		97	535	1163	1433	1431	1519	6178

1-2 結婚・出産により専業主婦となる女性の比率はどう変化しているか？

続いて、無職の有配偶女性の比率が世代でどう変化しているかを見る。結婚後、妊娠時点で45-49歳層の女性では、その半数近くの45%が無職となっていたが、これに比べると25-29歳層では、無職者は28%と3割に低下している(図表1-5)。妊娠までは仕事を持つ者が大きく増えている。ただし雇用が不安定化しているため、結婚決定時で見ると、図表1-4のとおり、かつては無職を行儀見習いとして選択していた女性がいたが、近年は、雇用機会の減少の結果として無職である者も増えているのではないかと考えられる。

図表 1 - 4 結婚決定時の無職者の比率

		現在年齢						計
		-24歳	25-29歳	30-34歳	35-39歳	40-44歳	45-49歳	
結 婚 年 齢	～20歳	32%	18%	24%	24%	21%	6%	20%
	20-24歳	17%	10%	12%	12%	12%	17%	13%
	25-29歳	.	7%	8%	7%	10%	16%	9%
	30-34歳	.	.	9%	6%	10%	13%	9%
	35-39歳	.	.	.	20%	6%	12%	13%
	40-44歳	17%	0%	5%
	45-49歳	8%	8%
計		23%	9%	10%	10%	11%	15%	12%
サンプル数		205	978	1515	1616	1530	1580	7424

図表 1 - 5 妊娠時の無職比率

		現在年齢						計
		-24歳	25-29歳	30-34歳	35-39歳	40-44歳	45-49歳	
結 婚 年 齢	～20歳	32%	25%	41%	42%	41%	32%	35%
	20-24歳	20%	28%	34%	38%	38%	42%	37%
	25-29歳	.	24%	36%	31%	37%	45%	36%
	30-34歳	.	.	35%	33%	34%	41%	35%
	35-39歳	.	.	.	30%	42%	37%	37%
	40-44歳	0%	38%	27%
	45-49歳	29%	29%
計		27%	26%	36%	34%	38%	42%	36%
サンプル数		147	652	1247	1477	1435	1530	6488

第1子1歳時の無職比率はどう変化しているだろうか。図表1-6より、25-29歳での結婚を見ると、無職比率は7割弱から7割強に若干上昇している。30-34歳のやや遅い結婚を見ると、無職比率はあまりかわらず7割弱である。以上から、出産をはさんでの就業継続が増えた証左はないと考える。

図表 1 - 6 第1子1歳時の無職比率

		現在年齢						計
		-24歳	25-29歳	30-34歳	35-39歳	40-44歳	45-49歳	
結 婚 年 齢	～20歳	87%	74%	72%	76%	78%	75%	77%
	20-24歳	70%	77%	73%	77%	72%	70%	73%
	25-29歳	.	73%	76%	67%	69%	71%	71%
	30-34歳	.	.	69%	75%	68%	62%	69%
	35-39歳	.	.	.	72%	78%	77%	77%
	40-44歳	0%	75%	55%
	45-49歳	83%	83%
計		80%	76%	74%	72%	71%	70%	72%
サンプル数		97	535	1163	1433	1431	1519	6178

1-3 勤務先企業規模と女性の離職および就業継続

結婚、出産と女性の就業との関係はどのようにかわってきたか、この節では、勤務先企業規模に注目する。もともと日本の女性の勤務先企業の分布を見ると年齢が若いうちは大企業が多く、中年になると、中小企業が増えることが指摘されている。しかし次世代育成推進法で、300人以上企業について行動計画が義務付けられたこともあり、このデータは

次世代育成推進法の行動計画の義務づけ以前とはいえ、300人以上規模の企業での女性の勤務の分布や、また妊娠や出産をはさんだ就業継続が容易になって兆候があるかを見るのが重要と考えられる。

図表1-7の最上段は学卒時の就職企業の規模別分布を見たものであるが、若い世代では官公庁での採用が減少していることを見ることができる。学卒後で見ると、45-49歳層では8%と1割近くを占めていたが、もっとも若い世代では3%に減少している。民間企業規模の分布については明確な傾向は見られない。たとえば、1-29人の一番規模が小さい企業勤務者は45-49歳層では22%、29歳未満では25%、一方1000人以上の大企業は45-49歳層では25%、一番若い層でも23%である。

図表1-7 学卒時、結婚時、出産後1年および現在の勤務先企業規模

学卒時					
	-29歳	30-34歳	35-39歳	40-44歳	45-49歳
1-29人	25%	20%	20%	24%	22%
30-99人	17%	17%	16%	15%	13%
100-499人	23%	23%	23%	19%	23%
500-999人	9%	10%	11%	9%	9%
1000人以上	23%	25%	24%	25%	25%
官公庁	3%	5%	6%	7%	8%
計	1076	1431	1548	1428	1462

結婚決定時					
	-29歳	30-34歳	35-39歳	40-44歳	45-49歳
1-29人	29%	26%	26%	30%	29%
30-99人	17%	17%	17%	16%	14%
100-499人	20%	19%	20%	17%	19%
500-999人	8%	8%	9%	8%	7%
1000人以上	21%	23%	21%	21%	21%
官公庁	4%	7%	7%	8%	9%
計	993	1290	1413	1304	1265

妊娠時					
	-29歳	30-34歳	35-39歳	40-44歳	45-49歳
1-29人	34%	33%	32%	38%	39%
30-99人	15%	16%	16%	14%	13%
100-499人	23%	18%	16%	16%	17%
500-999人	6%	7%	8%	6%	4%
1000人以上	17%	17%	18%	15%	15%
官公庁	5%	8%	9%	11%	12%
計	516	721	871	813	766

第1子出産時					
	-29歳	30-34歳	35-39歳	40-44歳	45-49歳
1-29人	36%	34%	36%	45%	48%
30-99人	12%	16%	13%	12%	9%
100-499人	24%	15%	15%	10%	14%
500-999人	4%	6%	8%	4%	3%
1000人以上	15%	14%	13%	12%	8%
官公庁	9%	14%	15%	18%	17%
計	139	276	363	364	395

現在					
	-29歳	30-34歳	35-39歳	40-44歳	45-49歳
1-29人	33%	40%	40%	44%	45%
30-99人	16%	15%	19%	17%	15%
100-499人	19%	15%	15%	14%	16%
500-999人	6%	5%	5%	5%	4%
1000人以上	19%	15%	13%	12%	12%
官公庁	8%	10%	8%	8%	8%
計	493	643	874	1024	1093

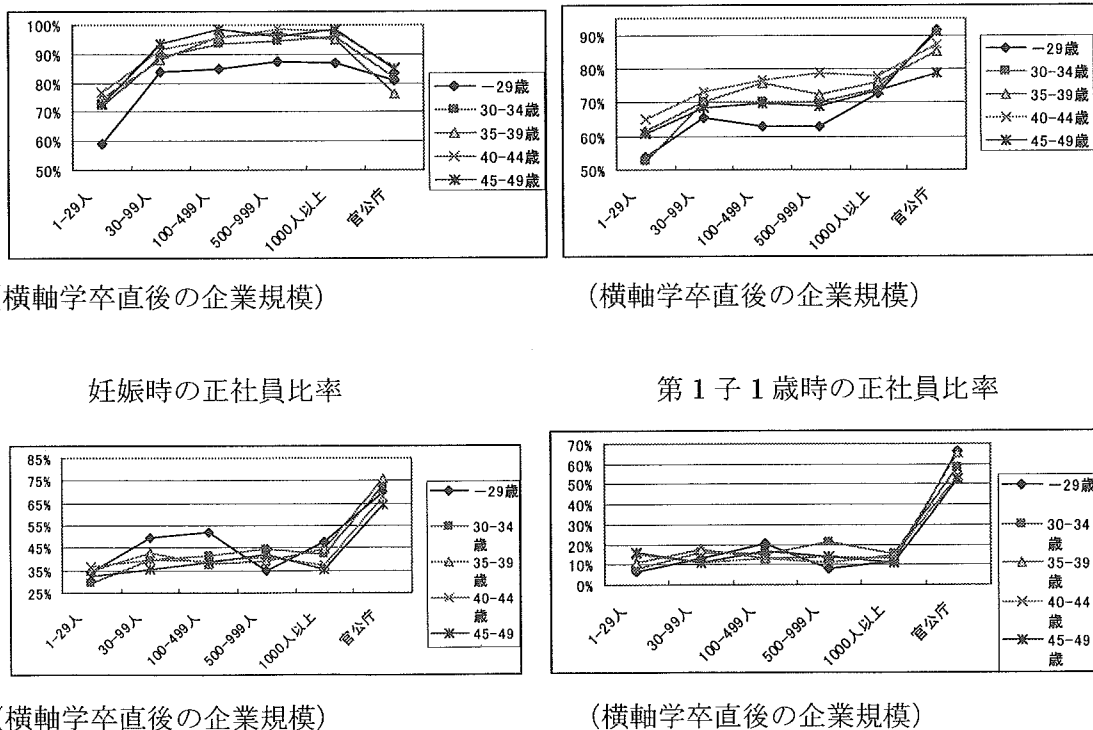
ただし継続のしやすさはかなり変化しているようである。図表1-7の第3枚目を見ると、妊娠時で見ると、かつては大企業勤務者に離職傾向が高かったためか、45-49歳層では1-29人の小規模が39%と多数を占めているが、これが依然高いものの34%に減少、一方1000人以上企業の継続者は15%から17%に若干増加している。また第1子出産時を見ると、45-49歳層では1-29人規模が48%と、乳飲み子を抱えて就業する女性の半数は小規模企業に勤務していたのだが、現在は36%と3人に1人に減少、かわりに1000人以上の大企業が8%から15%へと大幅に増加、育児休業制度が大企業中心に整ってきたことの効果を反映していると考えられる。

1-4 入職時の企業規模別に見た正社員での就業継続

就業継続の状況は初職企業規模ごとにどのような変化があるのだろうか。図表1-8は初職入職時の企業規模別にみた学卒、結婚決定、妊娠、第1子1歳時の正社員比率である。

若い世代では、非正規就業の拡大を反映し、学卒直後の正社員比率が他の世代より約10%前後低い。入職時の非正規化の影響が大きいと思われるが、結婚決定時ではもっとも正社員比率の高い40-44歳層に対して、29歳未満は、999人未満の企業を中心に10%から20%ポイントも低下している。しかし結婚後も仕事を続けた者については、妊娠や出産以後も正社員で仕事を継続する傾向が若い世代でやや高まっている。左下の2図であるが、育児休業等の制度が整っていると考えられる中規模以上の企業でそうした傾向がより明確である。妊娠時、あるいは、子どもが1歳の時機を見ると、29歳以下や30-34歳層の女性で、入職時の企業規模が中規模から大規模企業の者の正社員比率がわずかとはいえ高まる傾向が見られるからである。

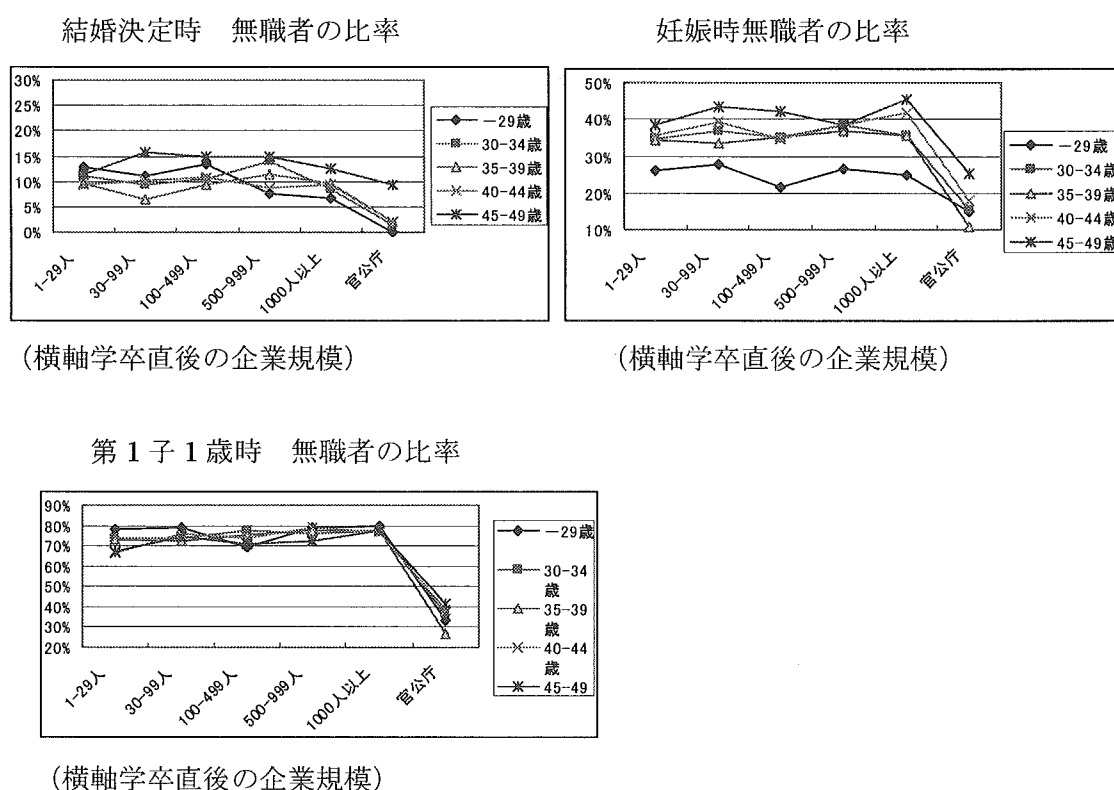
図表1-8 初職入職時の企業規模別にみた、学卒、結婚決定、妊娠、第1子1歳時の正社員比率



1-5 初職の企業規模と、無職化の状況

続いて、初職の企業規模別に、無職化の状況を見る。結婚決定時の無職者比率を見ると、1000人以上規模の企業および官公庁では無職者が減少している。妊娠時を見ると、低下は顕著である（右上の図）。無職者が45-49歳層では4割に達していたのに対して、30-34歳層でも30%台、29歳未満では20%台と低下している。正社員比率は図表1-8のとおりわずかしか上がっていないので、パートアルバイト就業の増加が大きいと考えられる。しかし第1子1歳時になると、官公庁以外は7割から8割が無職でありほとんど変化はない。

図表1-9 初職入職時の企業規模別にみた、学卒、結婚決定、妊娠、第1子1歳時の無職者比率



図表1-10は、就職時に正社員であった者に限ったものである。1000人以上規模の企業では妊娠時の正社員継続が45-49歳層の36%から30-34歳層では43%へと上昇しており、出産時についても11%が16%にと低ながらも上昇している。また30-99人規模と比較的小規模の企業でも、妊娠時、および出産時の就業継続が、37%から41%に、11%から16%に増加している。

「育児休業制度」が正社員に限った権利であることから、全体で見ると必ずしも就業継続効果が見られないが、正社員に限ると変化が出ていると読み取れるであろう。

図表 1-10 学卒時の企業規模と妊娠、結婚、出産時の企業規模

	一29歳	30-34歳	35-39歳	40-44歳	45-49歳	計
1-29人	70%	62%	71%	78%	73%	71%
30-99人	73%	73%	75%	75%	72%	74%
100-499人	69%	71%	78%	78%	71%	74%
500-999人	69%	72%	72%	80%	72%	73%
1000人以上	80%	76%	78%	78%	74%	77%
官公庁	97%	95%	93%	94%	87%	92%
計	74%	73%	76%	79%	74%	75%

	一29歳	30-34歳	35-39歳	40-44歳	45-49歳	計
1-29人	46%	36%	39%	42%	39%	40%
30-99人	54%	41%	45%	41%	37%	43%
100-499人	58%	42%	39%	40%	39%	42%
500-999人	41%	45%	40%	42%	43%	42%
1000人以上	54%	43%	45%	37%	36%	42%
官公庁	76%	76%	82%	76%	72%	76%
計	53%	43%	44%	42%	41%	44%

	一29歳	30-34歳	35-39歳	40-44歳	45-49歳	計
1-29人	8%	11%	12%	16%	18%	14%
30-99人	14%	16%	18%	10%	11%	14%
100-499人	20%	16%	13%	13%	16%	15%
500-999人	10%	22%	14%	11%	14%	15%
1000人以上	13%	16%	13%	15%	11%	14%
官公庁	75%	60%	71%	61%	59%	63%
計	16%	18%	17%	17%	18%	17%

1-4 記述統計からのまとめ

総じて記述統計からわかるのは以下のことである。

- ① 先行き見通しや景気の悪化により、2002年時点で29歳以下の既婚女性については、その学卒直後の仕事を見ると、正規の職員になれず、パート・アルバイトである者、無職である者が増えた。彼らは低学歴の者が相対的に多い。
- ② その結果、結婚決定時についてみれば、不安定な仕事に就いている者もおり、若い世代の女性で、安定した仕事の継続が増えているとはいえない。
- ③ しかし、結婚後、妊娠時の就業状況を見ると、正社員継続者は4割程度とはいえ、若い世代ほど、継続者が増えている。妊娠時に無職であった者は、40歳代では4割近い高さだが、若い世代では3割弱にと低下している。パート・アルバイトを含めて、妊娠までは仕事をするような規範へと遷移が明らかに見られる。
- ④ 特に、30-34歳での結婚など、やや遅い結婚では、結婚を超えて妊娠時も就業継続をしている女性は明らかに増える傾向にある。
- ⑤ ところが、出産後子どもが1歳時については、就業継続について明らかな変化は見られない。ただし第1子1歳時の就業継続者に占める大企業勤務者の割合は上昇傾向にある。育児休業制度の整備といった施策が一定の効果を出していることを示す。
- ⑥ とはいえ、妊娠時までについては、遅い結婚（長期の就業継続者）での就業継続は

増えているのだが、出産を超えて増える傾向が見えないということは、現在の「育児休業」がさまざまな意味で不備をもつことを示すと考えられる。正社員での就業継続は2割を切り、継続が7割近い高さであるのは官公庁のみである。もともと就業継続意識が高い女性が、官公庁勤務を選んだ側面もあろうが、民間の育児休業制度の使いにくさ、および、民間での育児休業をとったとしても将来的に予感される男女の賃金格差の大きさを感じさせる結果である。

2. 出産と女性の就業：計量分析

続いて、出産後の就業継続について、プロビット分析を行う。説明変数は以下のとおりである。

留保賃金に影響を与える変数として、親同居の有無（予想は就業継続に+）、価値観（子どもが幼いうちは母親が仕事を持たずにいえるのが望ましいと考えるかどうか、予想は就業継続に-）、夫の収入（予想は就業継続に-）、夫の学歴（予想は就業継続に+）を考慮する。

賃金率は、女性の本人学歴、潜在的経験年数（学卒後の年数）を説明変数として、正社員とパートについてそれぞれ現在の収入と労働時間から推計する。ただし、正社員を選択している者は、正社員の賃金、パートはパート賃金しか観察できず、無職者は賃金を観察できない。そこで、第1段階で就業選択の多項ロジット分析を行い、セレクションを修正した上で賃金関数の推計を行い、そのパラメータから無職者等を含めて正社員およびパート賃金を推計した。お賃金関数のセレクション修正はLee(1983)年の方法による。

その上で、世代ダミーを入れ、就業継続が世代によってどのように変化しているのかを検討する。

説明変数について、世代による変化を記述する。図表2-1のとおり、親同居は、40歳代の4割弱から、30歳代では2割強にと減少する傾向にある。

図表2-1 親同居の変化

親同居	
-29歳	23%
30-34歳	24%
35-39歳	32%
40-44歳	38%
45-49歳	35%
計	31%

また女性の価値観、すなわち、子どもが幼いうちは母親が仕事を持たずに家にいるのが望ましいと考えるかどうかは、若い世代で若干減少する傾向はあるものの、有配偶女性の7割が依然として支持している。

まず賃金関数の推計結果は図表2-2である。左はセレクション修正を入れたもの、右はこれがない通常のOLSであり、セレクション修正項を入れると学歴の効果が、正社員についてはより高いものとなっており、パートについてはより低いものとなっている。また潜在的経験年数は正社員賃金には有意な影響を与えているが、パートには与えていない。

図表 2-2 賃金関数の推計

	正社員			
	係数	t値	係数	t値
高卒	0.3351 ***	3.92	0.2820 ***	3.44
短大卒	0.6802 ***	7.55	0.5898 ***	6.97
大卒	0.9859 ***	10.04	0.8272 ***	9.31
大卒以上	1.3661 ***	8.60	1.2132 ***	7.86
潜在的経験年数	0.0251 **	2.05	0.0350 ***	2.96
潜在的経験年数自乗	-0.0002	-0.93	-0.0004 *	-1.80
セレクション修正項	0.2806 ***	5.13		
定数項	5.8815	37.02	6.2266	44.78
擬似決定係数	0.1828		0.1715	
サンプル数	1224		1272	
	パート・家族従業、その他			
高卒	0.0832 *	1.84	0.1069 ***	2.38
短大卒	0.0761	1.58	0.1185 ***	2.50
大卒	0.2754 ***	4.63	0.3492 ***	6.07
大卒以上	0.6416 ***	4.12	0.6797 ***	4.31
潜在的経験年数	0.0076	0.69	-0.0039	-0.38
潜在的経験年数自乗	0.0000	0.05	0.0002	0.92
セレクション修正項	0.1243 ***	2.13		
定数項	6.3462 ***	36.70	6.6041 ***	52.74
擬似決定係数	0.0218		0.0229	
サンプル数	2256		2367	

図表 2-3 が、出産後の就業継続のプロビット分析の結果である。

就業継続を大きく促進するのは、①高い賃金を稼得する能力があること（主に学歴、および、年齢の効果）、②親同居、これを大きく減退するのは、③(夫収入や夫属性ではなく)、母親は子どもを持ったら家にいる方が望ましいと考える価値観である。ただし、夫の収入の高さや夫の学歴の高さは、女性の結婚時の無職化を(出産をきっかけとするのではなく、結婚あるいは妊娠をきっかけに) 推進する可能性が高い。これは左の既婚者全体で見た場合に、夫学歴、夫収入の効果が有意だが、左の妊娠時の正社員雇用者に限るとそうでないことから解釈できる。

また世代による変化に注目する。既婚女性全体で見ると、若い世代ほど、出産をはさんだ女性の就業継続が増えているというわけではないことが示されている。これは就業継続が容易な自営業が縮小し、かわりにそれが難しい非正規就業が拡大したことが女性の就業継続を難しくしていることの影響ではないだろうか。

ただし出産前に正社員であった雇用者に分析を限ると、(クロス集計では明確な変化はなかったものの)、幼いときに家にいるべきかどうかという価値観を考慮し、親同居の状況や妻が稼得できると考えられる推計賃金等を考慮した上では、若い世代ほど就業継続が増えていることが計量分析によって示されている。これは、親同居状況等はすでに考慮しているため、育児休業等の政策の拡充や保育環境の改善など、正社員勤務者の育児支援環境の拡充の影響を反映しているのではないかと考える。

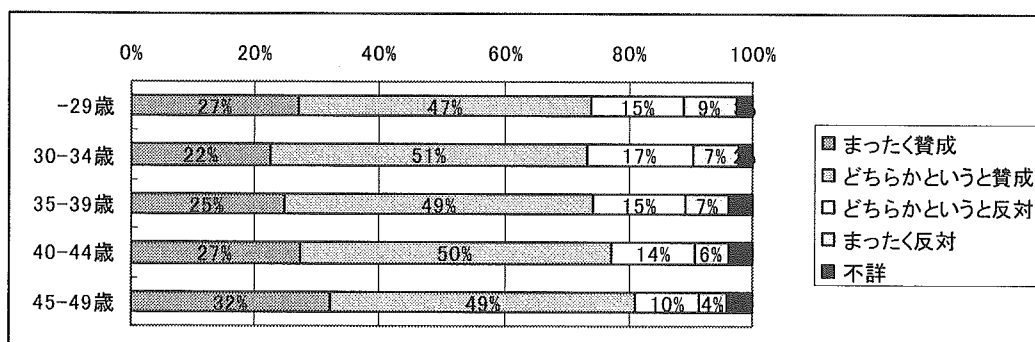
図表 2-3 出産後の女性の就業継続のプロビット分析

	全体			出産前正社員		
	coefficient	t value	dp/dX	coefficient	t value	dp/dX
1965-1969	0.0284	0.39	0.0094	-0.1835	-0.8	-0.0639
1960-1964	0.1176	1.63	0.0392	-0.7542 ***	-3.48	-0.2745
1955-1959	0.1531 ***	2.07	0.0513	-1.0521 ***	-4.82	-0.3807
1950-1954	0.2089 ***	2.87	0.0705	-1.0763 ***	-5.05	-0.3881
夫学歴						
高卒	-0.0242	-0.38		0.2307	1.45	0.0773
短大卒	-0.1065	-1.31	-0.0079	0.0073	0.04	0.0025
大卒	-0.2198 ***	-2.98	-0.0339	0.2680	1.44	0.0872
大卒以上	-0.2586 *	-1.73	-0.0699	0.0725	0.18	0.0239
少なくとも子どもが幼いうちは母親は仕事を 持たずに家にいるのが望ましい	-0.5508 ***	-12.3	-0.0776	-0.7203 ***	-5.67	-0.2679
親同居	0.4118 ***	10.55	0.1396	0.2518 ***	2.71	0.0844
夫の収入	-0.0008 ***	-8.98	0.1396	0.0001	0.34	2.66E-05
推計賃金率	0.5587 ***	4.19	0.1829	1.2269 ***	3.74	0.4127
正社員	1.0129 ***	3.26	0.3315	0.4442	0.6	0.1494
パート	-11.1720 ***	-6.61		-10.8937 ***	-2.69	
定数項						
決定係数	0.058			0.1081		
サンプル数	5801			997		
現実の確率	0.277			0.6981		
推計された確率	0.265			0.7205		

少なくとも子どもが小さいうちは、母親は仕事を持たずに家にいるのが望ましいという価値観について、年齢階級別に有配偶女性の賛同を再度確認する。

強い賛成は 45-49 歳層で最も高く 3 割、おそらく子育て真っ盛りである 30-34 歳層で最低の 2 割強となり、29 歳以下の若い層で再び 3 割近くにあがる。どちらかという賛成という者が有配偶女性の半数程度である。

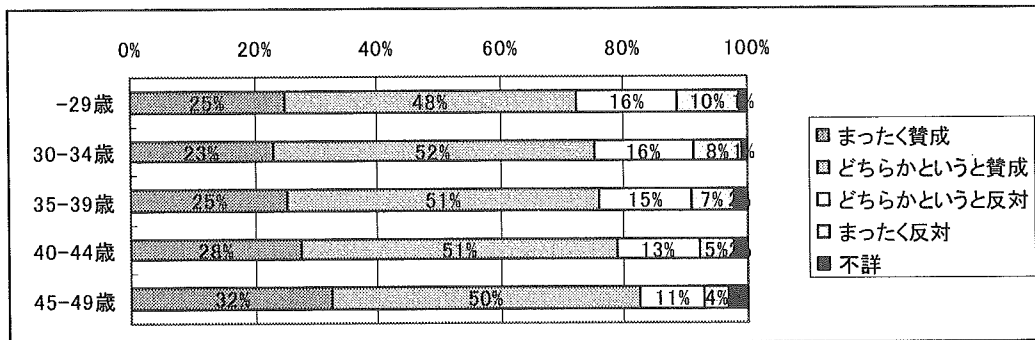
図表 2-4 少なくとも子どもが小さいうちは、母親は仕事を持たずに家にいるのが望ましい



29 歳以下の若い層で賛同が増えるのはなぜか、という点について、子どもがいるのかどうかで再び集計する。

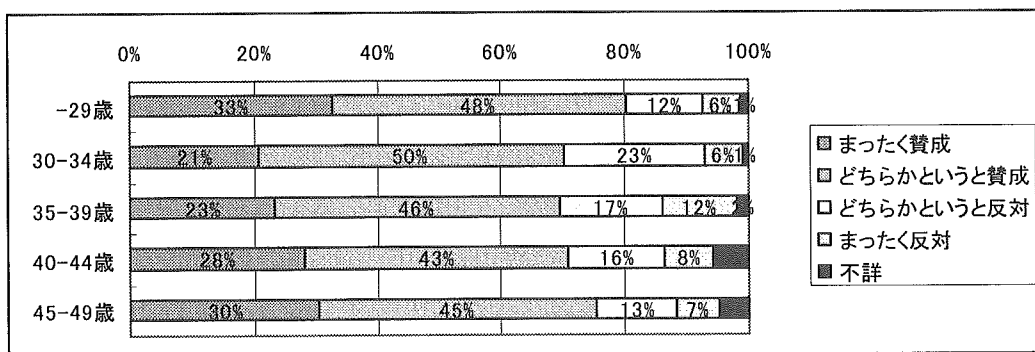
子どもがいる有配偶女性に限ると、若い層での逆転は減少、40 歳代では強い賛成が 3 割だが、若い層では、2 割強である。また若い層ほど「まったく反対」が 1 割にと増える傾向も明確となる。つまり子育て経験者に限れば、年齢が高いほど、この価値観への賛同が高く、若い層では反対も多いことが明確となる。

図表 2-5 子どもがいる有配偶女性：少なくとも子どもが小さいうちは、母親は仕事を
持たずに家にいるのが望ましい



一方、子どもがいない層に限り集計をすると、29歳以下の若い有配偶女性は、この価値観の支持が高く、有子の45-49歳層とほぼ同じ程度の3割を超える強い賛同がある。これはなぜだろうか。このような価値観を持つ女性が若いうちに結婚する、という解釈が一つ可能である。あるいは、このような価値観を持つ女性は、結婚しても（子どもを持つことと仕事を継続することが代替的であるために）簡単に子どもが持てない、という解釈も可能である。あるいは、子どもを持っていない空想上では、母親が暖かく子どもを見守ることの重要性を夢として描いており、またそうした夢を描くような言説が流布しているのだが、実際に子どもを持った場合には、そうではないという強い反対が若い層ほど生活の中で感じやすくなっているとの解釈も可能である。

図表 2-6 子どもがいない有配偶女性：少なくとも子どもが小さいうちは、母親は仕事を
持たずに家にいるのが望ましい



そこで、子どもがいない有配偶女性で、現在有業か無業かで再びこの価値観への賛同を見ることとした。すると、無業であって無子層の女性でこの賛同が極めて高いことから、こうした考え方に賛同する女性が早く結婚し無業となる傾向があることが一定程度確かめられる。とはいえ、人数からは、無子でかつ仕事を持っていない女性は、3割にとどまる。無子で仕事を持つ6割の女性に注目すれば、確かにそれでも若い世代で、この価値観への賛同がやや増える傾向があることから、母親と暖かい子どもとの関係の重要性の言説が広く若い世代にも広がっていると確認される。

図表 2-7 少なくとも子どもが幼いうちは、母親は仕事を持たずに家にいるのが望ましい

子どもがいない有配偶女性で有業						
	まったく賛成	どちらかという と賛成	どちらかという と反対	まったく反対	不詳	計
-29歳	27%	48%	15%	8%	2%	260
30-34歳	16%	52%	24%	7%	1%	178
35-39歳	15%	51%	19%	13%	3%	95
40-44歳	30%	37%	22%	8%	3%	63
45-49歳	25%	42%	16%	11%	7%	57
計	145	314	123	57	14	653

子どもがいない有配偶女性で無業						
	まったく賛成	どちらかという と賛成	どちらかという と反対	まったく反対	不詳	計
-29歳	42%	46%	8%	3%	1%	154
30-34歳	29%	45%	20%	4%	2%	108
35-39歳	38%	39%	13%	11%	0%	56
40-44歳	25%	53%	5%	8%	10%	40
45-49歳	38%	49%	9%	2%	2%	45
計	144	185	47	18	9	403

つまり、若い無子の層でこの価値観への賛同が高いということは、①母親と子どもとの親密な関係の重要性に関する言説の広範囲での流布とこれへの全般的な賛同、②それゆえに、子育てに専心すべき時期の選択（あるいは仕事や経済状況等を勘案し、「専心できる」時期を見つめて出産タイミングを遅らせる行為）、そして③これに賛同する者が早く結婚する、という複合的な効果を持つのではないかと推測する。

いずれにせよ、多くの女性は、子どもを育てる場合に、母親がケアをすることが望ましいと考えるかどうかという自らの価値観に強く影響を受けて、自ら離職（あるいは出産時期）を選択しているものと想像される。

そうした子育てを肯定する考えを持つ者は、若い世代の有子女性でも7割近いものであり、無子有配偶女性では一層高い8割に達する。とはいえ実際に子育てに専心した場合には、子どもを持たない者よりも、この考えを否定する者が若い世代ほど増えているという変化にも注目すべきである。そこには母親が大事に子どもを育てることの重要性という期待をもって子育てに臨んでも、現実に裏切られる者が増えているという問題も提示している。

この価値観と就業のかかわりについては、さらに今後の分析の課題としたい。

3. 出産タイミングの変化と女性の就業

結婚から出産までの期間（有子者に限る）を見ると、同じ年齢で結婚した層（たとえば21-24歳、25-29歳、30-34歳など）を縦に見ると、以前よりも結婚から出産までの期間が早くなっており、結婚＝子どもを持つことと化している。あるいは、できちゃった婚が4分の1を占めるように、子どもができたから結婚する者が増えているという、一部の影響かもしれないが第2子を見ても同様な傾向が見られることから、結婚後は、短い時間に子どもを産もうとする傾向が高まっていると考えられる。また同じコホートを見ると、30歳代とやや遅く結婚した者ほど、急いで子どもを作っていた傾向が見える。

図表 3-1 結婚年齢、現在年齢と第1子の出産タイミング（子どもが1人以上いるサンプル）

妻の現在年齢	結婚年齢						計
	-20歳	21-24歳	25-29歳	30-34歳	35-39歳	40-44歳	
-24歳	19.5	20.9	20.2
25-29歳	27.0	28.5	25.4	.	.	.	27.3
30-34歳	28.6	30.8	31.7	26.6	.	.	30.9
35-39歳	29.1	32.7	33.8	30.9	20.7	.	32.6
40-44歳	31.5	30.8	31.2	30.2	25.9	13.5	30.8
45-49歳	32.7	31.4	29.4	29.4	27.7	8.8	30.5
計	28.4	30.8	31.1	29.7	24.8	10.3	30.6
サンプル数	484	2706	2606	462	82	6	6346

無子者の割合を見ると、結婚したばかりのカップルでは無子者が多いが、40歳代にはいつてからの結婚では、無子割合がやや高いものとなっている。一方、20歳未満の結婚では、できちゃった婚が多いためか、結婚直後でも無子割合は低い。20歳代の結婚では、全般に結婚経過後の無子者は、1割未満となっている。これに対して30-34歳層の結婚について、10年経過後の40-44歳の無子割合は2割強、15年経過後の45-49歳の無子割合は12%とやや高まる。35-39歳の結婚では、10年経過後の45-49歳の無子割合は41%である。既婚者全体では、無子者は16%、35-39歳の有配偶女性で12%、30-34歳の有配偶女性で21%である。

図表 3-2 結婚年齢、現在年齢と無子者の割合

妻の現在年齢	結婚年齢							計
	-20歳	21-24歳	25-29歳	30-34歳	35-39歳	40-44歳	45-49歳	
-24歳	15%	48%	34%
25-29歳	6%	20%	57%	36%
30-34歳	10%	8%	22%	56%	.	.	.	21%
35-39歳	4%	5%	9%	30%	55%	.	.	12%
40-44歳	5%	5%	8%	23%	36%	75%	.	9%
45-49歳	4%	4%	8%	12%	41%	68%	77%	9%
計	7%	9%	19%	31%	45%	70%	77%	16%
サンプル数	539	3057	3264	699	154	27	13	7753

有子者の子ども数を見ると、平均で2.03人であり、2を超えている。35-39歳層で2.05人、早い結婚ほど3人目が多く、30歳代前半の結婚では、10年経過後も平均で2に近づくが、1.97であり、30歳代後半の結婚では、45-49歳層で1.44人である。

図表 3-3 結婚年齢、現在年齢と有子者の子ども数

妻の現在年齢	結婚年齢							計
	-20歳	21-24歳	25-29歳	30-34歳	35-39歳	40-44歳	45-49歳	
-24歳	1.43	1.09	1.28
25-29歳	2.07	1.54	1.15	1.48
30-34歳	2.42	2.13	1.62	1.16	.	.	.	1.83
35-39歳	2.36	2.27	1.99	1.54	1.23	.	.	2.05
40-44歳	2.44	2.39	2.17	1.92	1.56	1.50	.	2.24
45-49歳	2.26	2.32	2.27	1.97	1.44	2.33	2.33	2.26
計	2.18	2.17	1.93	1.68	1.42	2.13	2.33	2.03
サンプル数	500	2,774	2,650	479	85	8	3	6,499