

表2. 3効果の分解例(ケース2)

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

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

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

コホート効果	1980年	1990年	2000年	出生年次
20歳代	1	3	5	1970-79年
30歳代	-1	1	3	1960-69年
40歳代	-3	-1	1	1950-59年
50歳代	-5	-3	-1	1940-49年
	-5	-3	-1	1930-39年
	-5	-5	-5	1920-29年

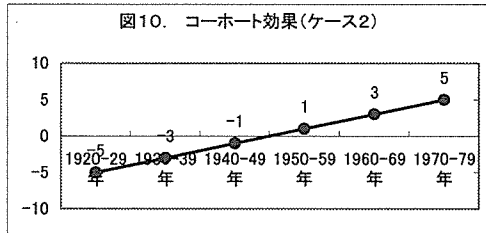
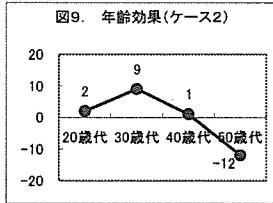
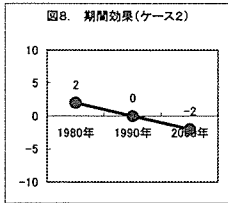


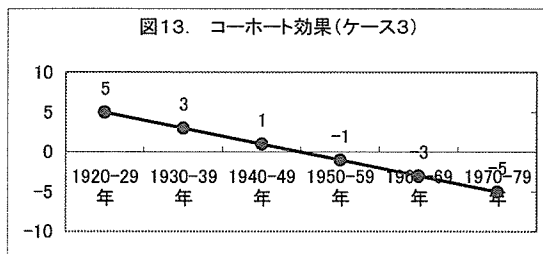
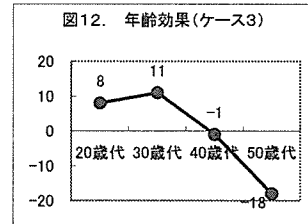
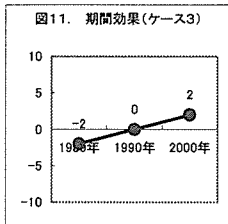
表3. 3効果の分解例(ケース3)

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

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

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

コホート効果	1980年	1990年	2000年	出生年次
20歳代	-1	-3	-5	1970-79年
30歳代	1	-1	-3	1960-69年
40歳代	3	1	-1	1950-59年
50歳代	5	3	1	1940-49年
	5	3	1	1930-39年
	5	5	5	1920-29年



また、このような識別問題以外にも、効果の分解には他に2つの問題点が指摘できよう。第1に標本変動による標本誤差の問題である。パネル研究のように調査対象が同一である場合ではなく、それが異なる場合、あるいはサンプリング調査による場合にはコホート表の数値の変動は、標本変動と

は一致しないという問題点である。つまり、標本から得られた結果が必ずしも母集団全体に関する事実と一致しないという誤差を、先の3効果から分離することは注意すべきである。第2に、加齢により、当然コーホートの構成員が死亡し欠けるため、構成員が生存者に限定されるという効果も厳密には考慮しなければならないであろう。これをいままでの3効果とは分けて、構成効果 (compositional effects) として分離する場合もあるが、その効果の規模は比較的少なく、これまでの3効果に吸収されていると解釈する方法がとられることもある。

3 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 I_1 年から Δ 年ごとに I_2 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_2 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 I_2 年 ($j = 1, \dots, J$) で年齢 A_2 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 I_2 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_2 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 $\{(I-k+1, 1), (I-k+2, 2), \dots, (I-2, k-2), (I-1, k-1), (I, k)\}$ 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、 I_2 年調査の A_2 歳の成分は、 $j - i + I = k$ ($k = 1, \dots, K$) に対応するコーホート C_k に属する。先述の識別問題をこの記号法で説明すれば、 i, j, k に $k = j - i + I$ 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、このままで解くことはできないということになる。

列 行	1	2	3	...	J-1	J
1	1	I+1	I+2	...		K
2						
...						
i						
...						
3						
I-1	2	3				
I	1	2	3			

図14. コーホートの数列表現

図14において、各列に相当する調査時点 j における、各行に相当する年齢層 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、

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

と表現できる。 $\mu, \mu_i^A, \mu_j^P, \mu_k^C, \varepsilon_{ij}$ はそれぞれ、総平均効果、年齢層 i の年齢効果のパラメータ

一、調査時点 j の期間効果のパラメータ、コーホート k のコーホート効果のパラメータ、そして

最後は、予測やサンプリングなどの誤差項を示す。これは、Masonら(1973)が識別問題を解くために定めた式である。もちろんこの定式でも、過小識別問題は依然残る。そこでMasonらは、ある複数の年齢層、あるいはある複数の調査時点、ある複数のコーホートについて、対応する各効果が等しいという条件をおいて解いた。すなわち、複数のカテゴリーの効果を等しくして、適正識別とするものである。しかし、この場合も、カテゴリーの選び方によっては、パラメーターの推定値も異なり、したがって、決定係数や q_{ij} の推定値も異なる。他方、カテゴリーの効果を等しくする条件を多く設定して、過剰識別とし、決定係数の最も高い組み合わせを採択するという方法もあるが、一般的に過剰識別よりも適正識別によるほうが適合度は高い。

次に、Feinberg,Mason(1978)は、推定値を2値データの正反応確率 p_{ij} とし、

$$q_{ij} \equiv \log \frac{p_{ij}}{1-p_{ij}}$$

のようにロジット変換値を3効果に分解した。すなわち、

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

と表記した。実際の分析では、次式のようにロジット変換してから計算されることが多い。

すなわち、(1)式より、図14の数列表現における ij 成分から総平均効果を引いた平均偏差が、三効果のパラメーターとし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、

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

というゼロサム(対称性)の制約を置いて、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、誤差項 ε の確率分布をもとに、観測データ q_{ij} から評価されるモデルの尤度 f を最大化する最尤法により3つパラメーター μ を推定できると想定される。Feinbergらは、ロジットモデルにおいても、Masonらと同様に、複数のカテゴリーの効果が等しいという条件を付加したうえで、ニュートン・ラフソン法などにより推定している。つまり、尤度や χ^2 のようなモデルの適合度の指標を最適化するようにして、ダミー変数を用いた重み付きの最小二乗法を繰り返し適用するものである。

次にこの識別問題を実践的に解く現代的な方法として、中村の方法について論じる。

4 パラメーターの推定方法

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、カテゴリーの順序性の観点から、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て識別しようとした。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が、次の効果パラメーターの漸進的変化の条件である。これを式で表すと次
式のようになる。

$$r = \frac{1}{\sigma_A^2} \sum_{i=1}^{I-1} (\mu_i^A - \mu_{i+1}^A)^2 + \frac{1}{\sigma_P^2} \sum_{j=1}^{J-1} (\mu_j^P - \mu_{j+1}^P)^2 + \frac{1}{\sigma_C^2} \sum_{k=1}^{K-1} (\mu_k^C - \mu_{k+1}^C)^2 \rightarrow \text{Min} \quad (2)$$

この条件式におけるウェイトの逆数、 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、各流列において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。すなわち、

$$\mu_i^A - \mu_{i+1}^A \approx 0, \quad \mu_j^P - \mu_{j+1}^P \approx 0, \quad \mu_k^C - \mu_{k+1}^C \approx 0,$$

となる。

この(2)式について、観測値 x の平均を μ 、分散を σ^2 としたときの正規分布 $N(\mu, \sigma^2)$ の確率密度関
数 π

$$\pi = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left[-\frac{1}{2} \cdot \frac{(x-\mu)^2}{\sigma^2}\right]$$

の形で表現し直そう。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、 μ 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)式の最小化は次式の最大化であり、

$$\pi = K \cdot \exp\left[-\frac{1}{2} r\right] \rightarrow \text{Max}$$

と同じである。しかし、ここでまたひとつ、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（フ
イッティング）の高さを優先させれば、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
ーターを推定して適合度を高めることは可能である。しかしその推定方法はアドホックなものとなり
問題である。

そこで、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（1982）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。

中村の方法は、パラメーターの解空間である確率分布の密度関数 π を次のような一般式として表現
した

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

に対して、先述のように(2)式の最小化は(3)式の最大化であるため、推定上の最適化は(3)式に尤度 f

を掛けた事後密度の最大化と言い換えられる。すなわち、尤度の観点からみれば、

$$f(x|\mu) \cdot \pi(\mu|\sigma_A^2, \sigma_P^2, \sigma_C^2) \rightarrow \text{Max}$$

となる。すなわち、パラメーター μ の事前分布 π を仮定したときの事後分布 $f \cdot \pi$ の最大化によって、改めて μ を決定するという、ベイズ統計学の考え方に従うことになる。

最後に、各 σ_A^2 、 σ_P^2 、 σ_C^2 （超パラメーター）については、ABICを最小として決定するため、 h を超パラメーターの数とすれば、

$$ABIC = -2 \log \int f \pi d\mu + 2h \rightarrow \text{Min}$$

によって定められる（Akaike 1980）。 $\int f \pi d\mu$ は、いわゆる周辺尤度に相当する。ただこれらの超パラメーターを直接求めることは解析的に困難であるため、実際には、適当な初期値から出発して、ニュートン・ラフソン法のような格子探索法を繰り返して最適化をはかることになる。すなわち、ある超パラメーターの組み合わせに対応する μ を暫定的に求めて、そのABICが最小の μ の超パラメーターを最終的に採用する。もちろん、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、次の森らの方法では、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、 $\sigma_A^2, \sigma_P^2, \sigma_C^2 = 1$ というように重み付けをしない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が採られた。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。

他方、森ら（2001）は、現実的变化を重視し、中村による漸進的变化という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变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变化という仮定は合わないのではないかという考えをとった。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。

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。

参考文献

- Akaike, H. (1980) Likelihood and the Bayes procedure, *Bayesian Statistics* (eds. J. M. Bernardo, M. H. DeGroot, D. V. Lindley and A. F. M. Smith), Valencia, University Press.
- Feinberg, S. E., W. M. Mason (1978) "Identification and estimation of age-period-cohort models in the analysis of discrete archival data" K. F. Schuessler (ed.), *Sociological Methodology 1979* Jossey-Bass.
- Glenn, Norval D. (1977) *Cohort Analysis*, Sage Publications, (藤田英典訳 (1984) 『コーホート分析法』朝倉書店)
- 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—」『統計研集報』29、No. 2。
- Nakamura, T. (1986) Bayesian cohort models for general cohort table analyses. *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, 38, Part B.
- Mason, K. O., W. M. Mason, H. H. Winsborough, W. K. Poole (1973) "Some methodological issues in cohort analysis of archival data" *American Sociological Review*, 38.
- 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 (2001) 「食料消費のコーホート分析—年齢・世代・時代」第10章、専修大学出版社)。
- Schaie, K. W. (1965) "A general model for the study of developmental problems." *Psychological Bulletin*, 64.
- 和田光平 (2006) 『Excel で学ぶ人口統計学』オーム社。
- 和田光平 (2007) 「コーホート分析と識別問題」『経済学論纂』第47巻、第3・4合併号、中央大学。

4. 労働市場の変化が少子化および出産タイミングに与える影響

永瀬 伸子
守泉 理恵

1. はじめに

最近「できちゃった婚」が出産の4分の1に増えている。これまで日本の研究では婚外子が少ないことが背景にあり、まず結婚過程を分析し、ついで結婚後の出産過程を分析することが多かった。しかし結婚に先立つ妊娠が出産の4分の1に増えている現在、この研究方法は、必ずしも妥当ではなくなっているようにも思われる。

そこで本稿では、15歳からの経過年齢で見て、女性の就業行動が出産にどのような影響を与えるかを見ることにする。

次節ではモデルと変数について述べる。第3節では、労働市場がどのように変化しているか、特に今回新しい変数として入った「初職」と「結婚前の職」と関係について男女に分けて見る。第4節は、出産タイミングの分析である。第5節は誰が非正規労働者になるのかについての考察である。第6節は結婚後の就業意図と出産タイミングに関する記述統計である。第7節はまとめである。

2. モデルと変数

「仕事」が出産行動にどのような影響を与えるかを見ることとしたい。このため学卒後の初職を説明変数に加える。学卒後無業者（仕事を獲得できなかったこと）は分析に含めるが、日本では現在での出産は必ずしも多くないため学生は除くことにする。また女性の分析は第1子の分析を中心とするために、44歳までとする。

続いて有配偶者については結婚直前に持っていた仕事についての情報があるため、その従業上の地位、職種、企業規模を考慮する。独身者は、現在のものを、これにあてる。

続いて親同居であることが、家族形成に影響を与えるかもしれない。親同居であることは、情緒的満足が満たされるために家族形成が遅れるかもしれない一方で、親の期待にこたえたいということが家族形成をすすめるかもしれない。そこで親同居変数（独身者は現在の親同居状況、有配偶者は結婚直前の状況）を分析に加える。

学歴、理想子ども数、兄弟数、価値観を、出産タイミングの変数として入れる。

推計方法は、コックスの比例ハザード分析を行う。もっとも、コックスの比例ハザードは、たとえば一定の職（たとえば学卒後正社員の職を持っていること）や、学歴が、ある年齢までは出産をスピードアップし、ある年齢からはむしろ抑制するような、加速や減速効果があるとすると、これをとらえることは難しい。コックスの比例ハザード分析では、たとえば大卒に対して高卒であることは、出生率を上げるといったような、比例的な関係しか出せない制約はある。しかしはじめの一步としてこの分析を行う。

3. 労働市場の変化と若年者の雇用移動

3.1 若い層で初職が非正社員や無職が拡大

第12回出生動向基本調査は、「学校を卒業した直後」の従業上の地位や職種、従業員数

を聞いているところが新しい点である。

表1は、女性の初職の変化である。「初職」という形でとれているこの規模での統計はあまりないが、労働力調査等の調査ですでに明らかにされているように、若い年齢層での雇用の不安定化が顕著に見られる。30歳以上の女性¹を見ると、初職正社員が8割近くを占めていた。しかし1995年以降の新卒採用市場の悪化を反映し、29歳代では初職正社員が大幅に減少した。25-29歳階級は70%であり、24歳以下については、「現在の従業上の地位が学生」である者を除くと正社員比率は46%である。なお不詳が16%おり、学生の可能性もあるため、これを除いたとしても、24歳以下の正社員比率は55%である²。かわりに増えたのが「パート・アルバイト」（25-29歳で14%、24歳以下で25%）、「無職」（25-29歳層は3%、24歳以下層で10%）、派遣（25-29歳で2%、24歳以下層で4%）である。

表1 年齢階級別に見た女性の初職（有配偶、独身を含む）

現在年齢	正社員	パート・アルバイト	派遣・嘱託	自営主・家族従業者	無職	学生	不詳	サンプル数
～24歳	46%	21%	3%	2%	8%	4%	16%	1,620
初職不詳を除くケース	55%	25%	4%	2%	10%	5%	-	1,366
25～29歳	70%	14%	2%	2%	3%	2%	6%	2,062
30～34歳	79%	9%	2%	1%	3%	2%	4%	2,194
35～39歳	81%	8%	1%	2%	3%	1%	4%	2,036
40～44歳	80%	6%	1%	2%	4%	2%	5%	1,907
45～49歳	78%	5%	1%	3%	4%	2%	7%	1,961
計	8,640	1,207	207	231	451	238	806	11,780

*現在の従業上の地位が学生を除く女性

女性については、有配偶・独身者双方についてこのデータがあるが、男性については初職がわかるのは独身者に限られている。有配偶者の少ない30歳未満に注目すると、表2のとおり男性は女性よりもさらに正社員が少なく、現在の従業上の地位が学生である者を除くと、24歳以下層で正社員が47%、パート・アルバイトが17%、無職が9%である。

表2と表3とを比較し、独身男女で29歳以下を見ると、さほど著しい男女差は見られず、男女ともに若い年齢層で初職がパート・アルバイト、あるいは無職が拡大している。特に24歳以下の層の雇用の不安定化は男女ともに著しく、人口の3割は仕事につかないかパート・アルバイトといった仕事につかかという状況となっている。

¹ つまり1943-1972年生まれまでの女性。一番若い1972年生まれでいうと、高卒（18歳）では1989年に、大卒（22歳）では1994年に初職についての女性。

² 現在の従業上の地位を「学生」と回答した者は18歳では男性（独身）67%、女性（独身プラス有配偶、以下同じ）61%、20歳で男性48%、女性37%、22歳で男性24%、女性12%、24歳で男性7%、女性3%であり、現在の従業上の地位が「学生」である者の多くは、初職を「不詳」かあるいは「学生」と回答しており、こうした者が学生であることを示すと考えられる。「現職は学生ではないが初職を不詳」と回答した者、「現職は学生ではないが初職を学生」と回答した者はやや若い層に多いが、比較的少数であり、「現在の従業上の地位が学生」をもって現在学生であると見ることとした。

表2 年齢階級別に見た男性の初職（独身に限る）

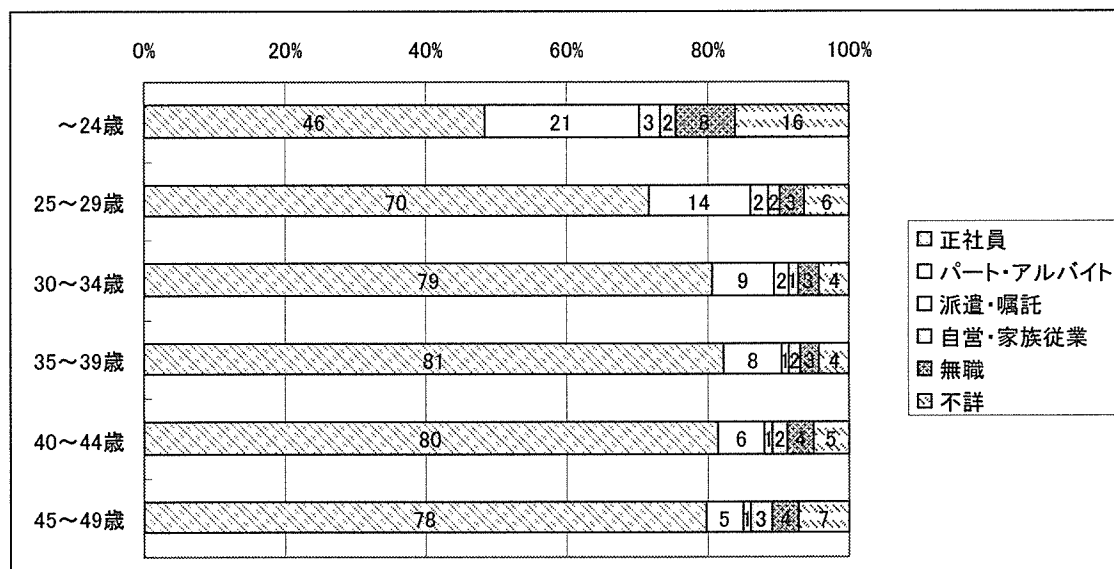
現在年齢	正社員	パート・アルバイト	派遣・嘱託	自営主・家族従業者	無職	学生	不詳	サンプル数
～24歳	47%	17%	1%	3%	9%	6%	17%	1,282
初職不詳を除くケース	56%	20%	1%	3%	11%	8%	-	1,066
25～29歳	61%	12%	1%	4%	4%	3%	14%	1,157
30～34歳	63%	11%	1%	5%	3%	2%	15%	733
35～39歳	65%	8%	1%	5%	3%	2%	17%	393
40～44歳	60%	7%	0%	8%	2%	2%	21%	306
45～49歳	58%	5%	1%	8%	3%	1%	23%	290
計	2,383	503	44	183	217	143	688	4,161

*現在の従業上の地位が学生を除く独身男性

表3 年齢階級別に見た女性の初職（独身に限る）

現在年齢	正社員	パート・アルバイト	派遣・嘱託	自営主・家族従業者	無職	学生	不詳	サンプル数
～24歳	46%	20%	3%	2%	8%	4%	17%	1,410
初職不詳を除くケース	55%	24%	4%	3%	10%	4%	-	1,164
25～29歳	64%	15%	2%	2%	5%	2%	10%	1,052
30～34歳	70%	11%	2%	2%	3%	1%	10%	617
35～39歳	67%	8%	2%	2%	5%	3%	15%	349
40～44歳	70%	9%	0%	3%	3%	2%	14%	267
45～49歳	64%	6%	0%	3%	7%	2%	19%	240
計	2,324	575	83	87	223	98	545	3,935

図1 女性の初職の変化（表1を図示したもの）



*学生を除く女性（独身者、有配偶者含む）

3. 2 非正社員や無職から正社員への参入は限定的

ではそのように不安定な職に就いたとしてもやがては安定した職に移動しているのだろうか。仕事の不安定化が著しい29歳以下の独身者に限り、初職と現在の職を見てみよう。

表4は女性、表5は男性である。男性の方が非正社員から正社員への参入はやや活発であり、初職がパート・アルバイトの33%（女性は28%）、派遣の35%（女性は25%）、無職

者の29%（女性は19%）が正社員になっている。しかし非正社員のままにとどまる者も少なくない。たとえば女性で見ると、初職がパート・アルバイトの50%（男性44%）、派遣・嘱託の54%（男性29%）、無職者の40%（男性43%）がそのまま現在も同じ従業上の地位にとどまっている。また初職が正社員であっても、現在の職がパート、アルバイト、派遣・嘱託、無職などに移動した29歳以下の独身者は男性が15%だが、女性は23%となっている。

表4 29歳以下の独身女性の初職と現在の従業上の地位（現在学生を除く）

		現在の従業上の地位						サンプル数
初職		正社員	パート・アルバイト	派遣・嘱託	自営主・家族従業者	無職	不詳	
従業上の地位	正社員	73%	12%	4%	1%	7%	3%	1,323
	パート・アルバイト	28%	50%	6%	2%	13%	2%	443
	派遣・嘱託	25%	7%	54%	0%	10%	5%	61
	自営主・家族従業者	6%	8%	2%	79%	6%	0%	53
	無職	19%	32%	3%	2%	40%	4%	161
	学生	37%	38%	1%	1%	13%	10%	71
	不詳	38%	19%	2%	1%	3%	35%	350
	計	1,302	528	130	71	240	191	2,462

表5 29歳以下の独身男性の初職と現在の従業上の地位（現在学生を除く）

		現在の従業上の地位						サンプル数
初職		正社員	パート・アルバイト	派遣・嘱託	自営主・家族従業者	無職	不詳	
従業上の地位	正社員	79%	7%	2%	3%	6%	3%	1,307
	パート・アルバイト	33%	44%	3%	6%	10%	3%	360
	派遣・嘱託	35%	16%	29%	0%	6%	13%	31
	自営主・家族従業者	9%	3%	0%	80%	3%	6%	80
	無職	29%	21%	2%	2%	43%	2%	169
	学生	37%	32%	4%	4%	16%	7%	114
	不詳	40%	9%	2%	5%	3%	40%	378
	計	1,416	365	57	155	216	230	2,439

29歳以下を見た表4、5は初職に就いた後、十分に移動の時間がなかった者も含まれる。そこで、続いて25-29歳の独身女性（表6）、独身男性（表7）に限ってみると、安定した職への移動はやや上昇している。女性をみると、初職がパート・アルバイトで正社員に移動した者は36%（男性42%）、嘱託・派遣は56%（男性50%）、無職は25%（男性は37%）が現在の従業上の地位は正社員となっている。しかし逆に正社員の職に就いた女性の28%（男性では14%）がパート・アルバイト、派遣嘱託、無職へと移動しており、安定から不安定への移動も少なくない。

表6 25-29歳以下の独身女性の初職と現在の従業上の地位（現在学生を除く）

初職の従業上の地位	現在の従業上の地位							サンプル数
	正社員	パート・アルバイト	派遣・嘱託	自営主・家族従業者	無職	不詳		
正社員	69%	13%	6%	1%	9%	2%	677	
パート・アルバイト	36%	38%	8%	4%	12%	2%	162	
派遣・嘱託	56%	0%	39%	0%	6%	0%	18	
自営主・家族従業者	9%	13%	0%	65%	13%	0%	23	
無職	25%	23%	2%	4%	44%	2%	48	
学生	35%	40%	0%	5%	15%	5%	20	
不詳	53%	13%	5%	2%	6%	22%	104	
計	614	183	65	36	114	40	1,052	

表7 25-29歳以下の独身男性の初職と現在の従業上の地位（現在学生を除く）

初職の従業上の地位	現在の従業上の地位							サンプル数
	正社員	パート・アルバイト	派遣・嘱託	自営主・家族従業者	無職	不詳		
正社員	79%	7%	1%	4%	6%	3%	710	
パート・アルバイト	42%	31%	5%	7%	13%	2%	142	
派遣・嘱託	50%	19%	19%	0%	0%	13%	16	
自営主・家族従業者	14%	2%	0%	80%	0%	5%	44	
無職	37%	27%	2%	2%	25%	6%	51	
学生	47%	19%	9%	9%	9%	6%	32	
不詳	52%	5%	2%	7%	4%	29%	162	
計	751	124	24	92	84	82	1,157	

3. 3 現職が非正社員である者と親の属性

親からの援助と、若い年齢層の現職はどのようにかかわっているのだろうか。親が豊かな世帯ほど子供に非正社員や無職が多いのであれば、それは豊かさ故の選択ともいえるだろう。一方で、親が貧しいにもかかわらず子供に非正社員が多いとすれば、それは余儀ない選択の側面が強いと思われる。

表8は父親の職業とその平均収入、独身男女の就業形態との関連である。まず全体平均について見ると、やや正社員の方が平均年収が高いように見えるが、分散も考慮すると、両者の差は有意ではない。つまり非正社員の親が平均的に貧しいとはいえない。

ただし、父親が正社員の場合、独身女性に限ると、非正社員の娘の父親と正社員の娘の父親の平均収入の差は有意な差だった。ただしそのほかのカテゴリーではどれも有意な差ではなかった。

表8 25-29歳の独身男女の現職と父親の職業構成別にみた平均収入（現在学生を除く）

父親の職業	平均収入				構成割合			
	独身女性		独身男性		独身女性		独身男性	
	非正規・無職	それ以外	非正規・無職	それ以外	非正規・無職	それ以外	非正規・無職	それ以外
正社員	567	643	579	617	51%	49%	45%	53%
パートアルバイト	216	277	200	225	5%	4%	2%	3%
派遣・嘱託	399	191	493	428	4%	2%	5%	3%
自営業主・家族従業者	576	511	515	508	23%	27%	21%	26%
無職	262	282	377	244	14%	15%	20%	11%
不詳	523	588	470	501	2%	2%	7%	3%
計	499	528	505	525	247	481	165	696

表9のとおり母親についても、全体平均で見ても特定のカテゴリーについて見ても、母親がより高収入といった差異は見られなかった。

表9 25・29歳の独身男女の現職と母親の職業構成別にみた平均収入（現在学生を除く）

母親の職業	平均収入				構成割合			
	独身女性		独身男性		独身女性		独身男性	
	非正規・無職	それ以外	非正規・無職	それ以外	非正規・無職	それ以外	非正規・無職	それ以外
正社員	370	401	271	322	16%	17%	16%	18%
パートアルバイト	123	134	140	140	28%	28%	26%	26%
派遣・嘱託	145	118	173	185	1%	1%	2%	2%
自営業主・家族従業者	294	244	264	253	13%	18%	16%	18%
無職	104	108	103	106	40%	34%	37%	34%
不詳	156	160	112	153	2%	2%	3%	3%
計	179	191	166	182	267	522	177	710

3.4 独身者、有配偶者の正社員比率

表10は、年齢階級別にみた独身者の現在の正社員比率、有配偶者の結婚直前の正社員比率である。たとえば同じ25・29歳層でみると、独身女性の正社員比率は58%、一方有配偶女性の結婚直前の正社員比率は63%である。もっともこの結婚直前の状況が25・29歳に限らないため、結婚年齢階級が25・29歳であり、かつ現在25・29歳に限って見ると、正社員比率は67%である。全般に同じ年齢層で見て、有配偶女性の結婚直前の状況を独身者と比較すると正社員比率が高い様子である。

男性については、一層顕著であり、25・29歳の有配偶男性の正社員比率は85%、独身男性は63%である。全般に、婚姻関係に入る者の方が、男女ともにより安定した職についている。

表10 年齢階級別にみた独身者の現在の正社員比率、有配偶者の結婚直前の正社員比率

現在年齢	正社員比率(有配偶者は結婚直前、独身者は現在)				サンプル数					
	独身女性	有配偶女性	有配偶女性で現在年齢階級=結婚年齢階級	独身男性	有配偶男性	独身女性	有配偶女性	有配偶女性で現在年齢階級=結婚年齢階級	独身男性	有配偶男性
～24歳	49%	40%	41%	31%	70%	1410	210	201	2166	122
25～29歳	58%	63%	67%	63%	85%	1052	1010	474	1190	736
30～34歳	53%	65%	66%	59%	84%	617	1577	170	743	1299
35～39歳	46%	69%	47%	62%	86%	349	1687	58	393	1406
40～44歳	46%	68%	63%	56%	86%	267	1640	8	306	1513
45～49歳	37%	62%	31%	47%	79%	240	1721	13	290	2680
計	51%	65%		47%	83%	3935	7845		5088	7756

以上の分析結果は、

①若い層は、初職で正社員に就職できる者が減少している。

②より安定した雇用への移動は、女性よりは男性の方が実現しているが、それでも初職がパート・アルバイトであったり無職であったりした男性が25・29歳層で正社員となっている割合は41%であり、女性はさらに低い33%である。

③逆に初職が正社員だった男性がパート・アルバイト・派遣・嘱託・無職への移動する割合は25・29歳層で14%、女性は28%である。

④不安定な働き方は、20歳代の男女にとって、好むと好まざると一般的な働きかたとな

っており、特に女性で顕著である。

⑤不安定な働き方をする者は、家庭が裕福だからなのか、それとも家庭が貧しく上位学校に進学できないからなのか、簡単な記述統計で見てみたが、その限りにおいては、明確な傾向は見られなかった。

4. 初職と出産タイミング、Kaplan-Meyer 法

初職を正社員、パート・アルバイト、無職として、Kaplan-Meyer 法で第1子出産を描いた図が、図2である。これは36-49歳層である。また図3は35歳以下の層について同様のものを描いた。

図2を見ると20歳代前半は「無職」の方がやや出産確率が高いが、20歳代後半となると、大きく「正社員」の非出産者が減少していく。35歳の時点では、初職が無職、パート・アルバイト、正社員の順に出産しない者が多くなっている。

図3を見ると、ほぼ図2と従業上の地位別には類似の動きが見られるが、25歳時点で半分近くが出産経験者となっていた35-49歳層と比べると、出産タイミングは全般に遅くなっている。

図2 初職別にみた第1子出産タイミングの違い：36～49歳

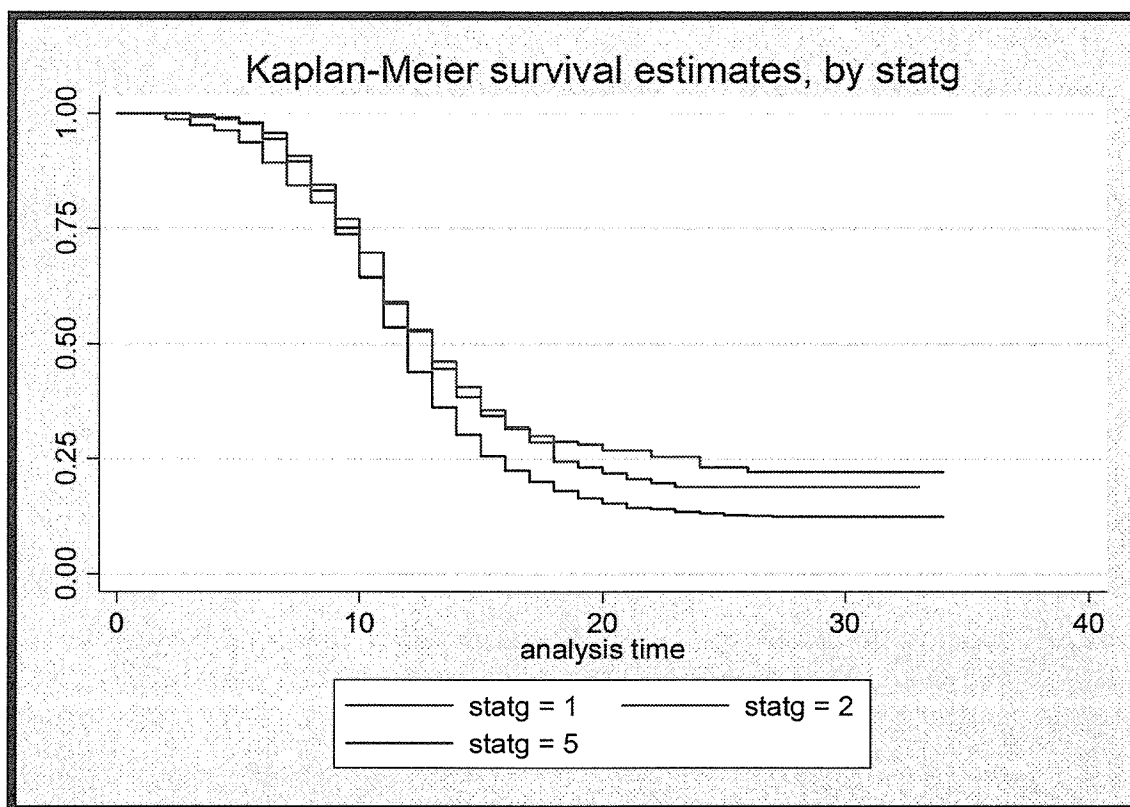
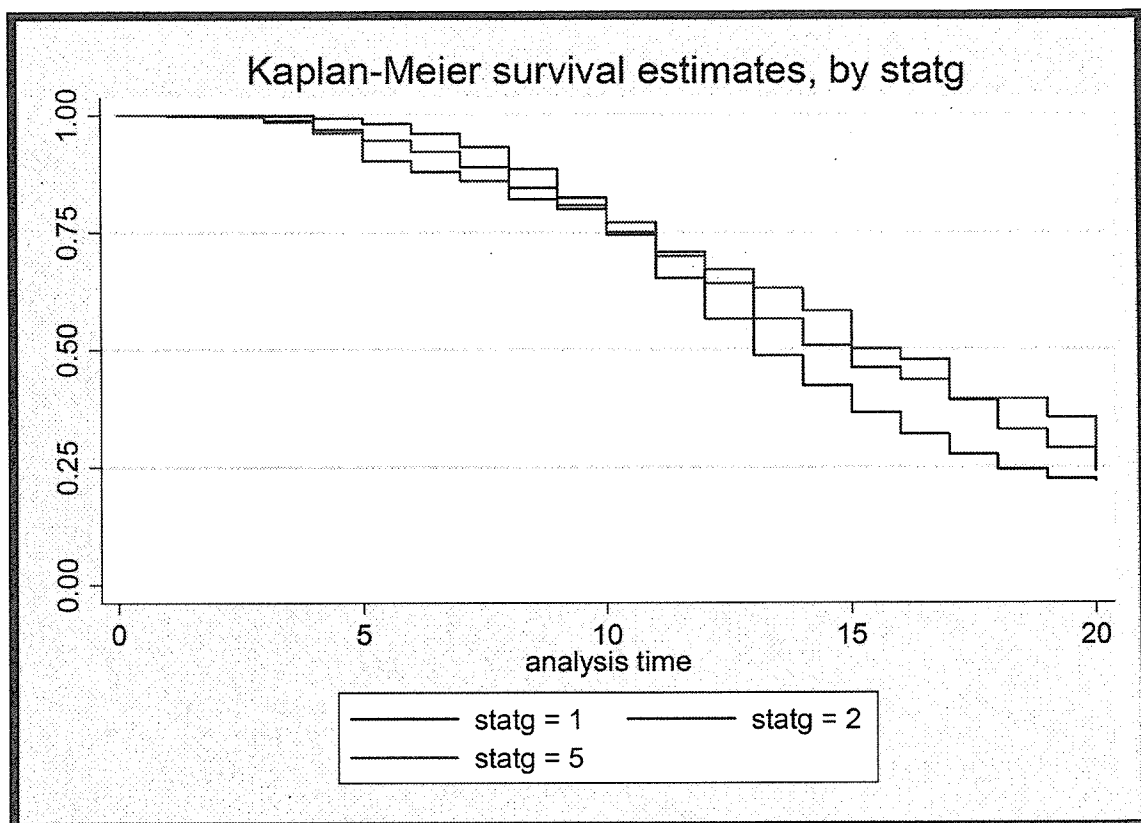


図3 初職別にみた第1子出産タイミングの違い：35歳以下



5. Cox 比例ハザードモデル

以下は、現在学生でない者について、Cox 比例ハザードモデルを用いて、学歴、年齢階層、結婚前の親同居をコントロールした上で、初職や結婚前に就いていた職が出産行動に与える影響を見たものである。

学歴が高いほど、また若いコホートほど、出産は抑制されている。

また親同居は家庭を持つことへの移行を抑制している。

仕事の影響を見ると、学歴や親同居等を考慮した後も、初職が正社員であり、安定している方が、出産に移行する。学卒後仕事につかなかった者はもっとも出産に移行しないという効果が有意に見られる。また結婚・出産前の就業状況の影響はより大きく、結婚前に不安定な職にいる場合に出産は抑制される。なお初職を考慮した後は結婚前に無業（結婚退職等もあると考えられるが）と結婚前に正社員就業とでは有意な差はない。

兄弟数が多いほど、賑やかな家族を持つことを好み早く子供を持つのではないかと予想したが、係数はプラスであるが有意ではなかった。また理想子供数が多いほど、早く子供を持つのではないかと考えたが、なぜかわずかだが有意に負の効果が見られた。

表 1 1 出産タイミングのCox 比例回帰モデル1

	女性のみ、44歳以下、現在学生でない			
	係数	t 値	係数	t 値
高校卒業	0.87989	-1.55	0.84394 ***	-2.03
短大卒業	0.707674 ***	-4.13	0.666962 ***	-4.77
大学院	0.538315 ***	-6.78	0.500178 ***	-7.49
大学院	0.50944 ***	-3.28	0.465569 ***	-3.72
初職正社員	1.983195 ***	10.66	1.93931 ***	9.84
初職パート	1.738496 ***	6.84	1.856635 ***	7.51
初職派遣	1.966447 ***	4.88	2.280646 ***	5.79
初職自営	1.551756 ***	3.28	2.177019 ***	5.23
結婚前正社員			1.021018	0.26
結婚前パート			0.762822 ***	-3.18
結婚前派遣			0.595349 ***	-4.57
結婚前自営			0.597382 ***	-4.17
29歳以下	0.761867 ***	-5.45	0.776539 ***	-5.07
30-34歳	0.751272 ***	-6.83	0.760241 ***	-6.55
35-39歳	0.8325 ***	-4.64	0.840888 ***	-4.38
兄弟数	1.004337	1.39	1.0038	1.23
理想子ども数	0.985446 ***	-1.92	0.986371 ***	-1.78
結婚前親同居	0.893687 ***	-3.63	0.894569 ***	-3.59
Log Likelihood		-36048.2		-35987.3
サンプル数		8333		

続いて、結婚前の職種や勤務先企業の属性が与える影響をも見るために、こうした変数も加えた。勤務先企業のベースは結婚前無職と中小企業である。また職種のベースは無職と現業職である。

影響を見ると、中小企業に比べて一定以上の規模の企業の方が子どもを持ちにくい可能性がある。公務員は中小企業とかわらない。職種は事務職、販売サービス職などについていると現業に比べて子どもを持ちにくい可能性がある。

表 1 2 出産タイミングのCox 比例回帰モデル2

	女性のみ、44歳以下、現在学生でなし			
	係数	t 値	係数	t 値
高校卒業	0.8461 ***	-2.12	0.829 **	-2.38
短大卒業	0.6753 ***	-4.84	0.659 **	-5.21
大学院	0.5227 ***	-7.28	0.509 **	-7.7
大学院	0.521 ***	-3.22	0.511 **	-3.34
初職正社員	1.7863 ***	9.08	1.795 **	9.17
初職パート	1.6823 ***	6.59	1.703 **	6.75
初職派遣	1.928 ***	4.81	1.947 **	4.88
初職自営	1.7615 ***	4.07	1.765 **	4.08
結婚前正社員	1.0807	1.35	1.022	0.43
結婚前パート	0.7729 ***	-4.23	0.753 **	-4.78
結婚前派遣	0.6391 ***	-4.56	0.608 **	-5.2
結婚前自営	0.6391 ***	-4.21	0.602 **	-4.96
専門職	0.8147	-1.13		
管理職	0.9583	-0.93		
事務職	0.2833 ***	-4.51		
販売サービス	0.9191	-2.2		
100-499	0.9384	-1.35	0.94	-1.31
500-999	0.9126 ***	-2.05	0.909 **	-2.14
1000人以上	0.9392	-1.03	0.929	-1.21
公務員	1.012	0.27	1.004	0.08
29歳以下	0.803	-4.6	0.81 **	-4.44
30-34歳	0.7716 ***	-6.44	0.778 **	-6.26
35-39歳	0.8618 ***	-3.91	0.864 **	-3.84
兄弟数	1.0065 ***	2.04	1.007	2.06
理想子ども数	1.0012	0.16	0.999	-0.08
結婚前親同居	0.8624 ***	-4.96	0.858 **	-5.16

6. 誰が非正規労働者になるのか

非正規労働であることや無職であることが出産を抑制することを見てきたのだが、では誰が非正規労働者や無職者になるのだろうか。

ここにはプロビット分析の結果は示さないものの、29歳以下の男女の誰が非正規や無職になるのかについて、さまざまな変数を入れた。

初職が非正規や無職であることは、結婚前に非正規職に就くことや無職であることに高い説明力を持つ。

しかしでは誰が初職で非正規や無職になるのだろうか。学歴が低いほどなりやすいことは明らかであった。また東京周辺地区、大阪周辺地区は非正規労働や無職になりやすい傾向があった。親の収入や親の職業等を入れたが、安定的で有意な説明力は確認できなかった。これらの説明変数のうち、初職の変数を除くと、学歴や地域は有意ではあっても式全体の説明力は4.5%である。

7. 結婚後の就業と出産タイミング

ここまで、男性のみならず女性もしっかりした仕事を持つことが、出産行動につながる要因であることを実証してきた。

従来のように結婚過程と出産過程を分けて分析しなかったのは、最近の出産の4分の1が結婚に先立つ決定であるからであり、中絶に終わる受胎も少なからずあると考えられからであり、また婚前交渉が一般的になってきているからである。

子供を受胎し「結婚」という合法化を経て産むことを決断するか、それとも中絶といった形で終わらたり、「避妊」という形で受胎の遅延をさせることになるかは、おそらく

- ①子供の父親との婚姻継続の可能性（父親の人柄、仕事の安定性等）
- ②母親の仕事のタイミング

と関係するであろう。

女性がしっかりと仕事を持つことが、出産につながるということの背景には、

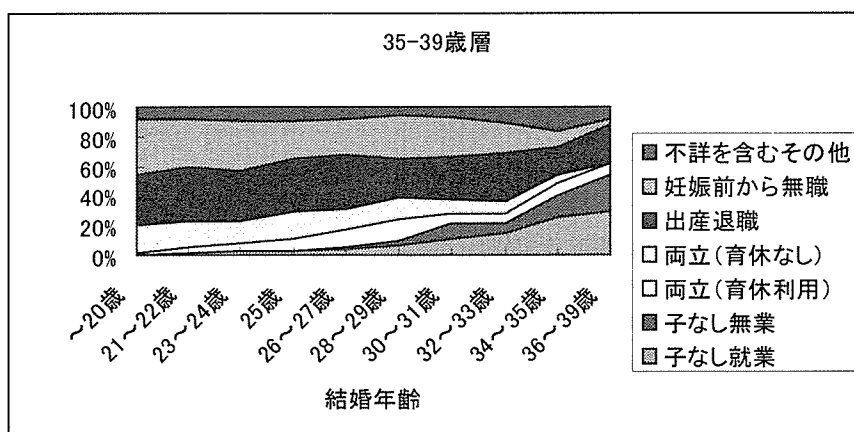
- ① 結婚継続の可能性が高い男性（安定した仕事を持つ男性）とカップルになる可能性が高いから
- ② 学卒後、密度高く働く経験をした結果、一定の収入も得て、「子育て」（日本が多いのは離職しての母親業専念ということだが）という人生の局面をえらぶ準備ができるからではないか。

では、交際相手がいるとしても、母親の仕事のタイミングで出産が遅延されるのはどのようなケースだろうか。

結婚後の就業形態と出産（とその後の就業継続か無業化か）との関係を見ていこう。

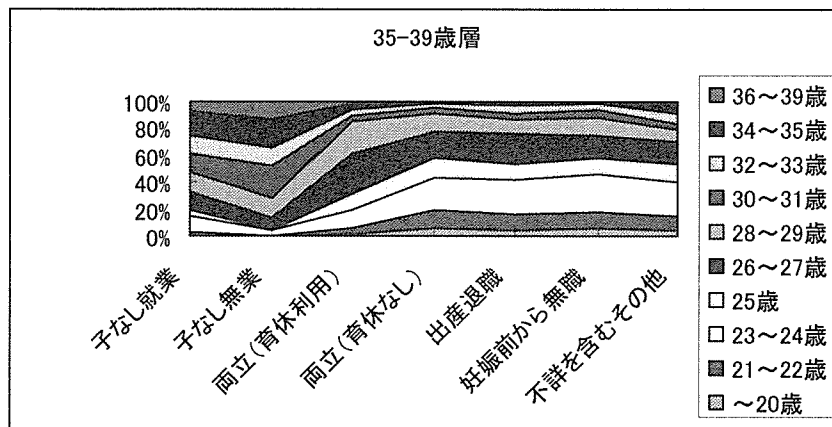
35-39歳層の女性の結婚年齢と、結婚後の就業との関係を見ると、まず20歳代前半で結婚した場合には、妊娠前から無職の者の割合が高く、出産退職の割合も高い。一方、20歳代後半の結婚ではもともと育児休業の利用割合はきわめて低いものの、「育児休業の利用による両立」が増える。また育休なしの両立も決して多くはないが、これはやや若い結婚に割合が高い。いずれにせよ、「両立」は結婚年齢が30歳代に入ると減少し、子がいないまま、無業もしくは有業が増える。

図4 35-39歳女性の結婚年齢と出産後の就業選択



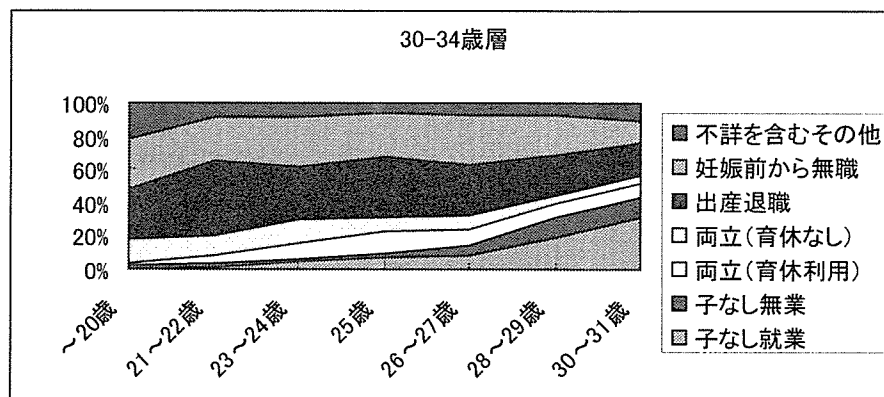
同じグラフを、子どもと就業との関係別に見ると、育児休業利用の両立は、結婚年齢が26歳以上が多い。妊娠前から無職、出産退職、育児休業なしの両立等はあまり差が見られない。

図5 35-39歳女性の結婚年齢と出産後の就業選択



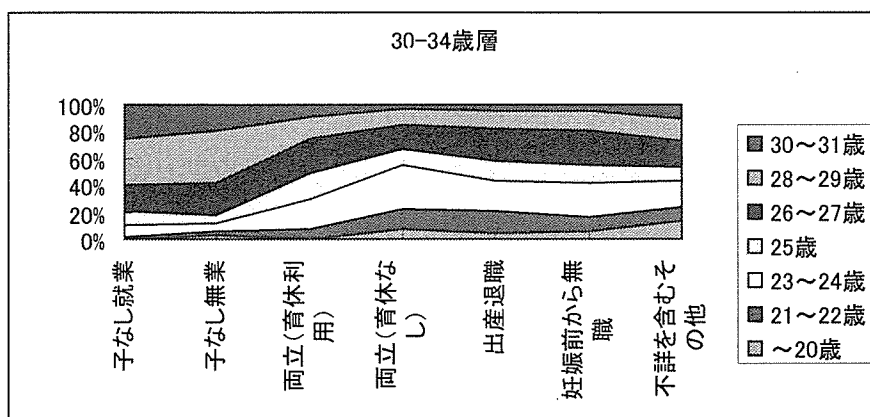
30-34歳層を見ると、類似の傾向が見られ、結婚年齢が早い方が、妊娠前から無職、出産退職が多い。また育児休業利用による両立は、結婚年齢が25歳以上で高まるが、育児休業を利用せずの両立はやや結婚年齢が早い方が高い。またいずれにせよ「両立」は、結婚年齢が28歳を超えると減少、現在30-34歳層の者を見ているため（これから出産する者が含まれている）からでもあろうが、子なし就業がかなり増えている。

図6 30-34歳女性の結婚年齢と出産後の就業選択



両立（育休利用あり）、は、結婚年齢が高い方が多く、両立（育休なし）は、結婚年齢が24歳以下が多い。

図7 30-34歳女性の結婚年齢と出産後の就業選択



7. おわりに

本稿では、クロス集計、Kaplan-Meier 法、Cox の比例ハザードモデルを用いて、学歴、親同居、学卒後の従業上の地位、結婚前の従業上の地位が、出産行動に与える影響と見た。記述統計からは以下が明らかとなった。

①若い層は、初職で正社員に就職できる者が減少している。

②より安定した雇用への移動は、女性よりは男性の方が実現しているが、それでも初職がパート・アルバイトであったり無職であったりした男性が 25-29 歳層で正社員となっている割合は 41%であり、女性はさらに低い 33%である。

③逆に初職が正社員だった男性がパート・アルバイト・派遣・嘱託・無職への移動する割合は 25-29 歳層で 14%、女性は 28%である。

④不安定な働き方は、20 歳代の男女にとって、好むと好まざると一般的な働きかたとなっており、特に女性で顕著である。

⑤不安定な働き方をする者は、家庭が裕福だからなのか、それとも家庭が貧しく上位学校に進学できないからなのか、簡単な記述統計で見てみたが、その限りにおいては、明確な傾向は見られなかった。

⑥育児休業利用あり（育休利用で就業継続を望む者）については、結婚年齢をやや後ろにコントロールしている可能性があることを否定できない集計結果が出た。

多変量解析からは、女性の学歴が高いほど、また親同居であるほど、出産が抑制されるが、加えて、初職が不安定なほど、また結婚前の職が不安定なほど出産が抑制されることが明らかとなった。男性のみならず、女性も仕事が不安定であるほど結婚に移行しないのはなぜだろうか。経済不安ゆえの依存という点では、おそらく「夫」たるべき者よりも「両親」への依存で足りるからではないだろうか。そして新たな家族を形成する旅立ちには、一定の準備が必要であり、フルタイム就業はそうした準備をすすめるが、不安定就業はそのような準備とはならないからではないだろうか。

続いて、就業意図と出産タイミングについて、記述統計を示した。カップルの男性の属性と女性の就業意図と出産タイミングのより詳細な研究を来年度の課題としたい。

5. 育児休業法規制が女性労働需要に与える影響の分析

渡邊 祐紀

I はじめに

1992年に施行された育児休業法は労働者の仕事と子育ての両立支援を目的としている。しかし、森田(2005)で指摘されているように、育児休業制度の適用は女性労働者の労務コストを増加させ、そのコスト増を企業に対して義務的に課すという規制的側面を持つ。よって、主に女性就業支援策としての機能を持つ育児休業制度は、場合によっては企業行動を変化させ、女性の雇用を抑制させたり、労務コストの増加分を女性労働者の賃金に転嫁させる可能性がある。または、企業が女性労働の活用方法を変化させ、より単純な職種に女性を配置させるという可能性も考えられる。

このように、育児休業法という規制がもたらす効果については、女性労働者の就業継続に正の効果があることが確認されていること(滋野・大日(1998)、森田・金子(1998))以外にも、その他の側面で未だ実証的な解明を試みる余地がある。本稿では、そのような問題意識の下、II節でまず育児休業制度について概観した後に、III節で育児休業制度が女性の雇用を減らす効果をもたらさなかったかどうかに着目し、difference-in-difference(以下DD)モデルを用いて検証を試みた。また、同様な手法を用いて、IV節では女性の賃金という経路に帰着しなかったかどうかについても分析を試みた。

前半の分析結果としては、事業所規模31人以上の事業所が法の適用を受けた92年法前後では、産業大分類8項目におけるD鉱業、E建設業、F製造業、J・K金融・保険、不動産の4つの産業について、仮説が想定するようにDD係数推定値に関して負で有意な値が得られた。それらの産業については、育児休業法規制が女性雇用にネガティブな影響をもたらした可能性がある。また、事業所規模30人以下の事業所に適用が拡大された95年法前後では、D鉱業、G電気・ガス・熱供給・水道業の2つの産業において負で有意な値が得られた。加えて、F製造業に区分される産業中分類7項目についても同様に分析を試みた結果、92年法前後では、食品・飲料・たばこ・飼料で正で有意な値が得られ、一般機械器具で負で有意な値が得られた。また、95年法前後では、一般機械器具のみ負で有意な値が得られた。これらの結果を解釈するために、産業ごとの市場集中度と非正規雇用者比率のデータを用いて、産業ごとのタイプ分けを試みたところ、市場集中度が比較的高い、もしくは非正規雇用者比率が高い産業については女性正規雇用に関して負で有意な結果が得られにくいことが確かめられた。

また、後半の賃金に関する分析結果については、全産業においてDD係数推定値に関して有意な値は一つも得られなかった。そこで、その結果を考察するために、酒井(2006)の社会保険の帰着の問題の議論を参考にした。以上の結果や考察を踏まえて、V節をまとめた。

II 育児休業制度の概要