

育児休業法で規定する「子を養育するために休業する制度」を育児休業制度という。育児休業法において定められたところの育児休業とは、労働者が、その1歳に満たない子を養育するためにとる休業のことである。

育児休業は、事業所に育児休業制度の規定がない場合でも育児休業法を根拠に申出を行うことによって、一定の範囲の労働者が取得できる。育児休業制度の対象となるのは、日々雇用及び期間雇用を除く労働者であり、雇用された期間が1年未満の労働者や、配偶者が子を養育できる状態である労働者は対象外となる。休業期間は、子が1歳に達するまでの連続した期間で、子1人につき1回取得できる。1995年から社会保険料の労働者負担分が免除され、そして、休業前の賃金の25%分の育児休業給付が与えられることとなった。

その後、1999年からは育児・介護休業法が実施され、2000年からは厚生年金保険料の事業主負担分が免除されることとなった。2001年には健康保険料の事業主負担分が免除され、育児休業給付も休業前の賃金の40%へと引き上げられた。

1992年の育児休業法から、1歳に満たない子を養育する労働者(日々雇用を除く)で育児休業をしないものに対しては、短時間勤務制度、フレックスタイム制、始業・終業時刻の繰り上げ・繰り下げ(時差勤務制度)、所定外労働をさせない制度、託児施設の設置運営その他これに準ずる便宜供与のうち、いずれかの措置を講じなければならないとなった。さらに、2002年4月1日から改正育児・介護休業法が施行され、勤務時間の短縮などの措置義務の対象となる子の年齢は1歳未満から3歳未満へと引き上げられた。

労働省「女子雇用管理基本調査」(1988年-1999年)の産業計における育児休業制度の規定割合をみると、育児休業法の施行前の1988年には19.2%、1990年には21.9%であったが、施行後の1993年には50.8%、1996年には60.8%、1999年には77.0%の(いずれも30人以上の)事業所で育児休業制度が規定されている。育児休業法の施行により、育児休業制度を規定する事業所の割合が急速に高まったことがわかる。

連合総合生活開発研究所が1994年に共働きで子供のいる既婚男女を対象として行った『仕事と育児に関する調査』によると、育児休業制度があると答えた人は85.8%、ないと答えた人は2.8%、分からないと回答した人は11.0%であり、多くの企業において育児休業制度が規定されている。

3. 推定モデル

女性の結婚と継続就業との間にトレードオフの同時決定関係があると推測されている。したがって、ここでは、同時決定の関係を検定できるバイベリエトプロビットモデルを使用して仮説を検証する。

以下で、バイベリエトプロビットモデルを簡単に紹介する。

家計の行動には、2つの意思決定が同時に行われているかどうかの問題となることがある。例えば、次のようなケースである。

A 女性が結婚する($Y_i = 1$)、あるいは結婚しない($Y_i = 0$)

B 女性が就業する($Z_i = 1$)、あるいは就業しない($Z_i = 0$)

このようなケースでは、($Y_i = 1, Z_i = 1$), ($Y_i = 1, Z_i = 0$), ($Y_i = 0, Z_i = 1$), ($Y_i = 0, Z_i = 0$) の4通りの組み合わせが観察されることとなる。

これは、probitモデルの構造方程式としてとらえることもできる。

このような場合は、以下の bivariate probit モデルを最尤法で推計する。

$$y_1^* = \beta_1' x_1 + \varepsilon_1 \quad y_1 = 1 \text{ (if } y_1^* > 0\text{)}, \quad y_1 = 0 \text{ (otherwise)},$$
$$y_2^* = \beta_2' x_2 + \varepsilon_2 \quad y_2 = 1 \text{ (if } y_2^* > 0\text{)}, \quad y_2 = 0 \text{ (otherwise)},$$

$$E[\varepsilon_1] = E[\varepsilon_2] = 0,$$

$$\text{Var}[\varepsilon_1] = \text{Var}[\varepsilon_2] = 1,$$

$$\text{Cov}[\varepsilon_1, \varepsilon_2] = \rho.$$

この ρ の t 値は Wald 検定の統計量と同値であることが知られている。 $\rho = 0$ の帰無仮説が棄却されれば、2つの意思決定は同時決定である。

二変量正規分布の累積分布関数 (cumulative distribution function (cdf))は、

$$\text{Prob}(X_1 < x_1, X_2 < x_2) = \int_{-\infty}^{x_1} \int_{-\infty}^{x_2} \phi_2(z_1, z_2, \rho) dz_1 dz_2,$$

であり、 $\Phi_2(z_1, z_2, \rho)$ で表記する。その密度は、

$$\phi_2(z_1, z_2, \rho) = \frac{e^{-\frac{1}{2}(z_1^2 + z_2^2 - 2\rho z_1 z_2)/(1-\rho^2)}}{2\pi(1-\rho^2)^{1/2}}$$

である。対数尤度を構築するために、 $q_{i1} = 2y_{i1} - 1$, $q_{i2} = 2y_{i2} - 1$ とする。今、

$$z_{ij} = \beta_j' x_{ij} \quad \text{かつ} \quad w_{ij} = q_{ij} z_{ij}, \quad j = 1, 2,$$

及び

$$\rho_{i*} = q_{i1} q_{i2} \rho$$

とする。

尤度関数に用いる確率は、

$$\text{Prob}(Y_1 = y_{i1}, Y_2 = y_{i2}) = \Phi_2(w_{i1}, w_{i2}, \rho_{i*})$$

であり、これは y が 0 もしくは 1 に等しくなく確率の計算のために必要な全ての符号の変化を説明する。こうして、

$$\ln L = \sum_{i=1}^n \ln \Phi_2(w_{i1}, w_{i2}, \rho_{i*})$$

となる。従って、Bivariate probit のパラメータに関する推定は以上の対数尤度関数に基づく最尤推定法によって行われる。

4. データと説明変数

この論文では、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』の1993年—1998年計6年間の個票を用いて、育児休業制度が女性の結婚と継続就業に与える影響を検証しようとする。この調査では、同一サンプルの複数年調査であるから、前年度と調査本年度のデータをマッチして使用することによって、その対象女性の属性の変化などを知ることができる。具体的には、前年度の調査時点で就業している未婚の女性のデータだけ取り出して、翌年度の調査時点までの1年間で結婚したかどうか及び継続して就業しているかどうかを調べている。

調査期間中に結婚した人の数は、1993年から1994年では23人、1994年から1995年では40人、1995年から1996年では33人、1996年から1997年では9人、1997年から1998年では14人、6年間で計119人である。一方、就業を続けている人は、1994年では304人、1995年では251人、1996年では204人、1997年では168人、1998年では142人である。

まず、育児休業制度が女性の結婚選択に影響を与えているかどうかを検証する。ここでは、結婚関数に関して、前年度の調査時点から当年度の調査時点までの1年間に結婚した場合を1、結婚しなかった場合を0とする二値的変数を被説明変数とする。

説明変数は下記のようになっている。出身地(北海道ダミー、東北ダミー、関東ダミー、中部ダミー、近畿ダミー、中国ダミー、四国ダミー、九州ダミー)、居住地規模(13大都市ダミー、中小都市ダミー、町村ダミー)、本人の通勤時間、労働時間、親との居住状態(同居ダミー、準同居ダミー、その他ダミー)、本人の学歴(中・高卒ダミー、短大・高専卒ダミー、大・院卒ダミー)、貯蓄額、勤務先の育児休業制度、兄弟人数、姉妹人数、本人の職種(農林水産業・建築業ダミー、製造業ダミー、小売業ダミー、金融業ダミー、サービス業ダミー、官公庁ダミー)、本人の年齢、年齢の2乗、本人の職務(常勤ダミー、パート・アルバイトダミー、その他ダミー)である。

育児休業制度ダミーは、前年度の調査時点における勤務先での育児休業制度の有無(あり=1、なし=0)についての変数である。これが、結婚の費用を低くして結婚の選択に正の影響を与えることが期待される。居住地ダミー(13大都市、中小都市、その他の地域)に関しては、大都市であるほど、女性の就業機会は多くまた就業所得も高くなることが考えられる。結婚と継続就業においてトレードオフの関係があるとすれば、大都市ほど結婚する機会費用が高くなり、結婚に負の影響が予想される。親との同居(同居、準同居、その他)は、親と同居していると、親からの経済的な援助があり、または親が家事などをしてくれることがよくあるので、結婚の必要性が低くなることが考えられ、結婚に負の効果が予測できよう。通勤時間と労働時間に関しては、長い通勤時間と労働時間にもかかわらず、その仕事に従事しているということは、その仕事に愛着があり、結婚してその仕事をやめざるを得なくなる可能性があるとしたら、結婚に負の効果を与えると期待される。

兄弟・姉妹が多くなると、早く結婚して、家を出る動機が働くと考えられるので、結婚

に正の影響を与えると予想される。就業形態に関しては、常勤の場合、結婚して仕事をやめるときの機会費用が高くなると考えられ、結婚に負の効果が予想され、パート・アルバイトの場合、結婚に正の効果を与えると予想される。

育児休業制度が女性の継続就業に影響を与えているかどうかを検証する関数では、就業している場合は1、就業していない場合は0という二値的変数を被説明変数とする。

説明変数は以下のようにになっている。本人の学歴(中・高卒ダミー、短大・高専卒ダミー、大・院卒ダミー)、親との居住状態(同居ダミー、準同居ダミー、その他ダミー)、本人の通勤時間、労働時間、居住地(13大都市ダミー、中小都市ダミー、町村ダミー)、出身地(北海道ダミー、東北ダミー、関東ダミー、中部ダミー、近畿ダミー、中国ダミー、四国ダミー、九州ダミー)、勤務先の育児休業制度、母親の年齢、勤務先の規模(1-29人ダミー、30-499人ダミー、500人以上ダミー、官公庁ダミー)、本人の年齢、年齢の2乗、本人の職務(常勤ダミー、パート・アルバイトダミー、その他ダミー)である。

育児休業制度ダミーは、結婚関数と同様に前年度の調査時点における勤務先での育児休業制度の有無(あり=1、なし=0)を表している。育児休業制度の制定は、女性の就業に正の影響を与えることが期待される。学歴は収入の代理変数とみなすことができるので、学歴が高い女性ほど就業を継続する働きがあると思われる。勤務先の規模に関しては、企業規模が大きくなるほど賃金の高い可能性はあるが、処遇などの弾力性は小規模企業のほうがあったと考えられ、どちらの効果が強いかわかる判定できない。官公庁勤務は新谷(1999)が指摘しているように、女性が継続就業しやすい環境にあり、継続就業を促進すると予想される。

大都市に居住している場合は、就業機会が多く賃金も高いと考えられ、女性の就業に正の効果を与えると予測できる。親との同居状況および母親の年齢も説明変数に入れた。母親が若くて元気な場合は家事などを手伝ってくれることができ、女性の就業に正の影響を与える一方、年とって体が弱い場合は、娘は面倒を見る必要があり、女性の就業に負の影響を与える可能性もある。

前年度に常勤の場合は、継続就業する確率が高く、パート・アルバイトの場合は継続就業に負の効果を与えると期待される。

一年前の調査時点における対象者の属性などにより、女性の結婚、および継続就業に与える効果を検証するため、この2つの関数では説明変数にはすべて1年前のデータを使用している。各変数の記述統計量は表1のようにになっている。

5. 推定結果

推定結果は表2にまとめてある。 ρ の値は-0.7223という負値であり、かつ $\rho=0$ という帰無仮説は棄却される。これは、結婚と女性の継続就業とは同時決定であることを意味している。しかも ρ の値が負であるから、両者はマイナスの相関関係、つまり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、女性が結婚の選択をすることによって、仕事をやめることは、いまでも日本社会における根強い慣行であることが示されているといえる。結婚と女性の継続就業の両立できるような環境作りが結婚率の上昇、ひいてはこれからの高齢化社会における労働人口の確保に重要であることを示唆している。

結婚関数において、育児休業制度は、係数は正になっているものの、有意にはなっていない。これは、勤務先で育児休業制度が制定されているかどうかは、女性の結婚の選択に影響していないことを示している。

全体として有意な変数は少ないが、13大都市ダミーは5%水準で有意に結婚に負の影響を与えている。これは、大都市における女性の結婚の機会費用が高いことによってもたらされた結果といえよう。

姉妹の人数は、10%水準で有意に結婚確率を向上させている。姉妹が多くなると、早く結婚する傾向が見られる。通勤時間や労働時間、親との同居状況、学歴、職種、年齢は結婚に有意な効果を持っていない。

滋野・大日（1998）はこの論文と同じパネルデータの2年分を使用して、同時決定ではなく結婚選択式だけを推定しているが、やはり、育児休業制度は有意な効果を持っていない。しかし、年齢が有意な影響を持っており、28.3歳までは年齢が上昇するほど結婚確率が高くなり、それを過ぎると結婚確率は低下するという結果となっていて、ここでの結果と異なっている。

一方、継続就業関数では、勤務先に育児休業制度がある場合、10%水準で正に有意な結果となっている。これは、滋野・大日（1998）の結果と同じである。滋野・大日（1998）は、この結果に対して「育児休業制度のある企業というのは、暗黙のうちに結婚退職という伝統的な雇用慣行がなく、女性にも長期間の就業を期待して、人的資本を形成し活用するという、企業のコミットメントのシグナルである」という解釈も与えている。また、樋口（1994）も「こうしたプログラムを用意している企業の女性活用への姿勢が継続就業に影響を与えているのかもしれない。あるいはもともと継続就業を希望している人たちを引きつけているかもしれない」という解釈を与えている。

通勤時間も、10%水準で女性の継続就業に正の効果を与えている。これは、長い通勤時間を甘受するまで、その仕事が女性にとって魅力的であることを意味していると考えられる。

ほかに、女性の出身地においては、関東地域に比べ、近畿地域と四国地域の出身とも10%の水準で継続就業の確率を下げている。

勤務先の規模に関して、従業員数1-29人規模に比べ、30-499人と500人以上の規模はそれぞれ10%と5%の水準で、継続就業に有意に負の影響を与えている。小規模企業のほうが弾力的に働けるために継続就業が行いやすいことを示していると考えられる。また、官公庁勤務は小企業並みの継続就業を示していて、中・大企業よりも継続就業がしやすく、新谷（1999）の結果と同じになっている。

6. 終わりに

本稿では、1993年—1998年の『消費生活に関するパネル調査』(家計経済研究所)の個票を同一個人に関して、前年度の調査と本年度の調査結果をマッチして、前年度調査時点で就業しているが結婚していなかった女性を取り上げて分析している。職業や居住地などの個人属性、勤務先の育児休業制度を考慮し、その上で育児休業制度が女性の結婚と継続就業にどのような影響を与えているのかを同時決定モデルによって検証した。

その結果、女性の結婚と継続就業との間に負の相関関係があることが確認された。女性の結婚、その後が続く出産を促進させるためには、女性の継続就業との両立が容易にできるような社会環境作りが不可欠であろう。

勤務先での育児休業制度の有無は、女性の結婚に影響を与えていないことを示している。その一方、育児休業制度は、女性の継続就業を促進する効果があると示唆された。

<参考文献>

GARY S.BECKER (1973) "A Theory of Marriage: Part I", Journal of Political Economy, No.81(4), p.813-846

GARY S.BECKER (1974) "A Theory of Marriage: Part II", Journal of Political Economy, No.82(2), p.11-26

GARY S.BECKER (1991) A Treatise on the Family, Harvard University Press

阿藤誠 (1991) 「人口少産化の背景とその展望」, 日本労働研究機構, 『日本労働研究雑誌』 No.381, p.2-11

北村行伸 (2002) 「結婚の経済学」, 構成科学研究費補助金政策科学推進研究事業総合報告書 (平成11-平成13年度) (主任研究者 高橋重郷), 『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』, p.340-390

小島宏 (1998) 「家族戦略と家族政策—母親の就業と保育方法をめぐって」丸山茂・橋川俊忠・小馬徹編『家族のオートノミー』早稲田大学出版部、p.76-105

滋野由紀子・大日康史(1997) 「女性の結婚選択と就業選択に関する一考察」家計経済研究所『季刊家計経済研究』 p.61-71

滋野由紀子・大日康史 (1998) 「育児休業制度の女性の結婚と就業継続への影響」, 日本労働研究機構, 『日本労働研究雑誌』, No.459, p.39-49

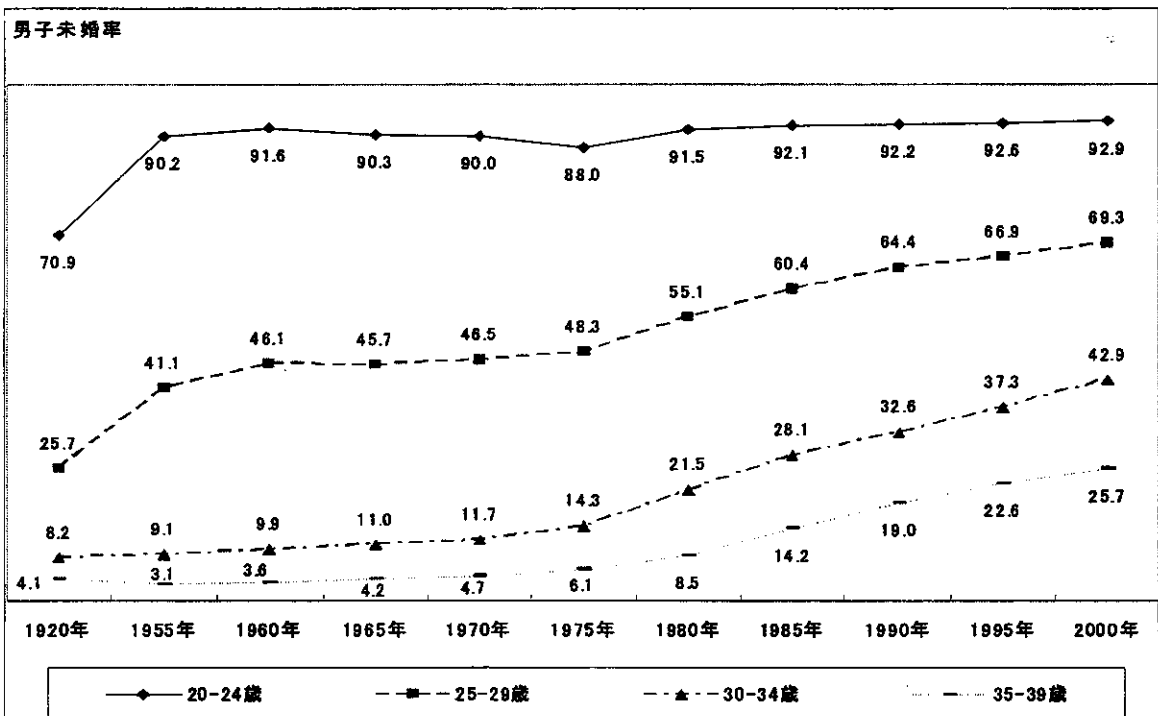
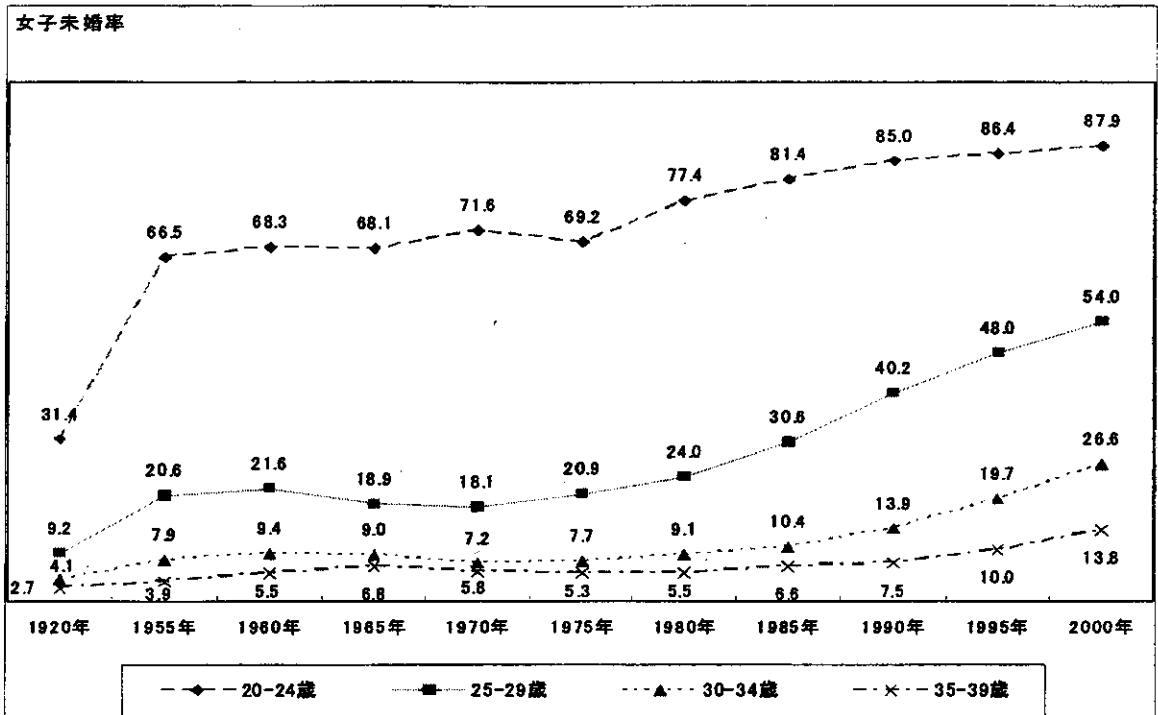
新谷由利子 (1999) 「出生力に対する公務員的就業環境の分析」, 『人口学研究』, No.25, p.41-50

駿河輝和 (1995) 「日本の出生率低下の経済分析」, 大阪府立大学経済学部編, 『経済研究』, 第40巻第2号, p.107-122

駿河輝和・西本真弓 (2002) 「育児支援策が出生行動に与える影響」国立社会保障人口問題研究所編, 『季刊社会保障研究』第37巻第4号、p.371-379

- 駿河輝和・張建華 (2003) 「育児休業制度が女性の出産と継続就業に与える影響について
—パネルデータによる計量分析」家計経済研究所『季刊家計経済研究』掲載予定
- 富田安信・脇坂明 (1999) 「女性の結婚・出産とその就業選択」, 大阪府立大学経済学部編,
『経済研究』, 第 45 巻第 1 号, p.133-145
- 西本真弓・駿河輝和 (2002) 「ゼロ可変カウントデータモデルを用いた育児休業制度に関
する実証分析」『日本統計学会誌』第 32 巻第 3 号、p.315-326
- 樋口美雄 (1994) 「育児休業の実証分析」社会保障研究所編『現代家族と社会保障』東京
大学出版会、第 9 章、p.181-204
- 樋口美雄・阿部正浩・Jane Waldfogel (1997) 「日米英における育児休業・出産休業制度と女
性就業」, 『人口問題研究』, 第 53 巻第 4 号, p.49-66
- 松浦克己・滋野由紀子 (2001) 「保育園、育児休業制度と出産行動」郵政研究所ディスカ
ッションペーパー・シリーズ 2001-02
- 森田陽子・金子能宏 (1998) 「育児休業制度の普及と女性雇用の勤続年数」日本労働研究
機構『日本労働研究雑誌』459 号、p.50-60
- 山上俊彦 (1999) 「出産・育児と女性の就業との両立可能性について」国立社会保障人口
問題研究所編、『季刊社会保障研究』第 35 巻第 1 号、p.52-64
- 脇坂明 (1999) 「育児休業利用に関する企業・事業所の違い」『岡山大学経済学会雑誌』第
30 巻第 4 号 p.185-211

図-1 性別年齢別未婚率の推移



資料: 総務省『国勢調査』

表-1 基本統計量

Variable		Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
結婚関数		1140	0.1044	0.3059	0	1
出身地	北海道	1140	0.0377	0.1906	0	1
	東北	1140	0.0658	0.2480	0	1
	関東	1140	0.3404	0.4740	0	1
	中部	1140	0.1974	0.3982	0	1
	近畿	1140	0.1816	0.3857	0	1
	中国	1140	0.0526	0.2234	0	1
	四国 九州	1140	0.0158 0.1088	0.1247 0.3115	0	1
居住地規模	13大都市	1140	0.3412	0.4743	0	1
	中小都市	1140	0.5272	0.4995	0	1
	町村	1140	0.1316	0.3382	0	1
本人の時間	通勤時間	1140	1.2189	0.8955	0	6
	労働時間	1140	8.5785	1.3524	0	14
親との居住状態	同居	1140	0.8579	0.3493	0	1
	準同居	1140	0.0588	0.2353	0	1
	その他	1140	0.0833	0.2765	0	1
本人学歴	中・高卒	1140	0.2991	0.4581	0	1
	短大・高専卒	1140	0.4596	0.4986	0	1
	大・院卒	1140	0.2412	0.4280	0	1
貯蓄額		1140	291.3702	306.9114	0	2960
育児休業制度		1140	0.5026	0.5002	0	1
兄弟人数		1140	0.6702	0.6532	0	5
姉妹人数		1140	1.6474	0.6797	1	4
本人の職種	農林水産・建築業	1140	0.0895	0.2856	0	1
	製造業	1140	0.1772	0.3820	0	1
	小売業	1140	0.1719	0.3775	0	1
	金融業	1140	0.1544	0.3615	0	1
	サービス業	1140	0.3061	0.4611	0	1
	官公庁	1140	0.1009	0.3013	0	1
本人の年齢		1140	28.3930	2.9183	24	38
本人の年齢 ^{2乗}		1140	814.6702	170.3764	576	1444
継続就業関数		1140	0.9377	0.2418	0	1
母親の年齢		1140	54.9184	4.5387	43	70
勤務先の規模	1-29人	1140	0.2307	0.4215	0	1
	30-500人	1140	0.3535	0.4783	0	1
	500人以上	1140	0.3149	0.4647	0	1
	官公庁	1140	0.1009	0.3013	0	1
本人の就業形態	常勤	1140	0.8456	0.3615	0	1
	パート・アルバイト	1140	0.1079	0.3104	0	1
	その他	1140	0.0465	0.2106	0	1

表-2 推定結果

結婚関数		
定数項		-3.5370
出身地	北海道	-0.0690
	東北	-0.1148
	関東	(基準)
	中部	-0.0030
	近畿	-0.0580
	中国	0.0719
	四国 九州	-0.4659 -0.2462
居住地規模	13大都市	-0.4056 **
	中小都市	-0.1260
	町村	(基準)
本人の時間	通勤時間	-0.0744
	労働時間	-0.0108
親との居住状態	同居	-0.1041
	準同居	-0.2274
	その他	(基準)
本人学歴	中・高卒	(基準)
	短大・高専卒	0.0021
	大・院卒	0.0497
貯蓄額		-0.0001
育児休業制度		0.0412
兄弟人数		0.0121
姉妹人数		0.1283 *
本人の職種	農林水産・建築業	(基準)
	製造業	-0.1320
	小売業	0.0073
	金融業	-0.0845
	サービス業	-0.0065
	官公庁	-0.0180
本人の年齢		0.2248
本人の年齢 ^{2乗}		-0.0046
本人の就業形態	常勤	-0.0822
	パート・アルバイト	0.0461
	その他	(基準)

表-2 続き

就業関数		
定数項		1.4517
本人学歴	中・高卒	(基準)
	短大・高専卒	0.0271
	大・院卒	0.0343
	同居	0.0092
	準同居	0.0998
	その他	(基準)
通勤時間		0.1269 *
労働時間		0.0672
居住地規模	13大都市	-0.1990
	中小都市	0.0418
	町村	(基準)
出身地	北海道	-0.0593
	東北	-0.0204
	関東	(基準)
	中部	-0.1275
	近畿	-0.4170 **
	中国	-0.2723
	四国 九州	-0.9642 ** 0.0707
育児休業制度		0.2212 *
母親の年齢		0.0186
勤務先の規模	1-29人	(基準)
	30-499人	-0.5186 ***
	500人以上	-0.3198 *
	官公庁	-0.1238
本人の年齢		-0.0727
本人の年齢 ^{2乗}		0.0010
本人の職務	常勤	0.0037
	パート・アルバイト	-0.1631
	その他	(基準)
Log likelihood		-575.723
rho		-0.7223

附論：属性別の有配偶率の分析

－平成4年第10回出生動向基本調査独身者・夫婦融合データ分析より－

データの概要

平成4年第10回出生動向基本調査の独身票及び夫婦票の個票データを使用する。この調査は、配票自計、密封回収方式で行われ、平成4年6月1日現在について調査された。調査対象は、無作為に抽出された調査区に居住する50歳未満の有配偶女子と18歳以上50歳未満の独身者の全員である。また、有配偶男子については、妻記入による夫婦票調査票データが利用できる。そのため、融合データ分析が可能となる。

独身票については、12,394人を調査客体とし、9,636票の有効回収票を得た(有効回収率77.7%)。但し、実際に使用できたデータは、そのうち離婚経験者などを除いた8,841のデータである。

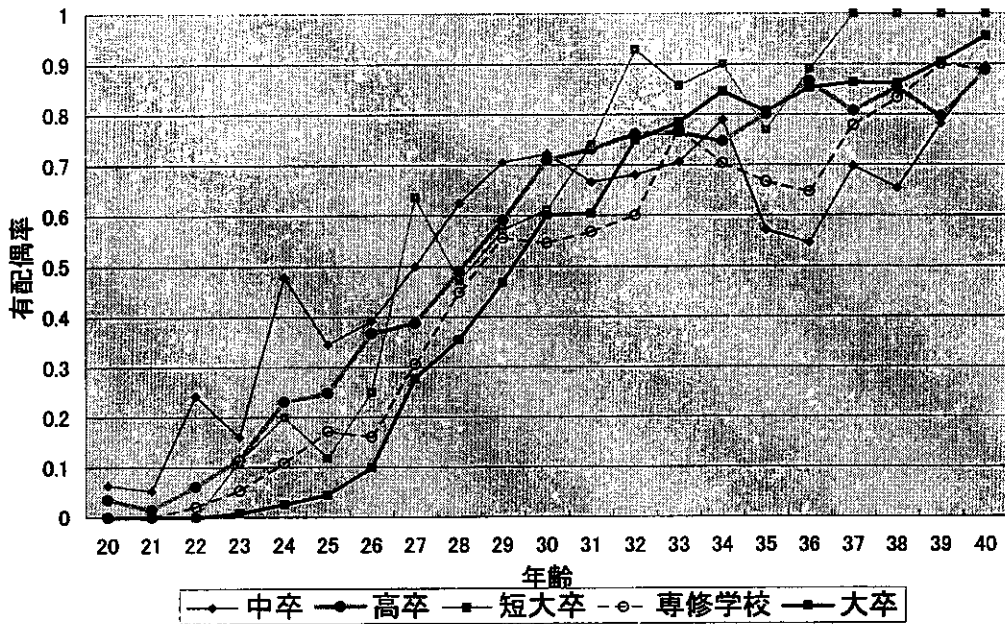
夫婦票については、50歳未満の有配偶女子10,878人を調査客体とし、9,908票の有効回収票を得た(有効回収率91.1%)。但し、実際に使用できたデータは、そのうち初婚同士の夫婦8,844のデータである。

単変量分析

この節では、各属性を持つ人々の有配偶者わりあいをグラフにして分析する。なお、小島(1994)でも似た単変量分析を行っているが、ここでは、後の分析結果との整合性を図るため、小島(1994)のように累積初婚確率を使用せず、単純に有配偶率を使用する。また、20歳から40歳までの人のデータについて分析をする。夫婦票から導かれる夫のデータは、抽出対象が妻であるためにセレクションバイアスを受ける可能性があるが、40歳未満の男性に分析を限定すれば、セレクションバイアスはほとんどないと考えられる。

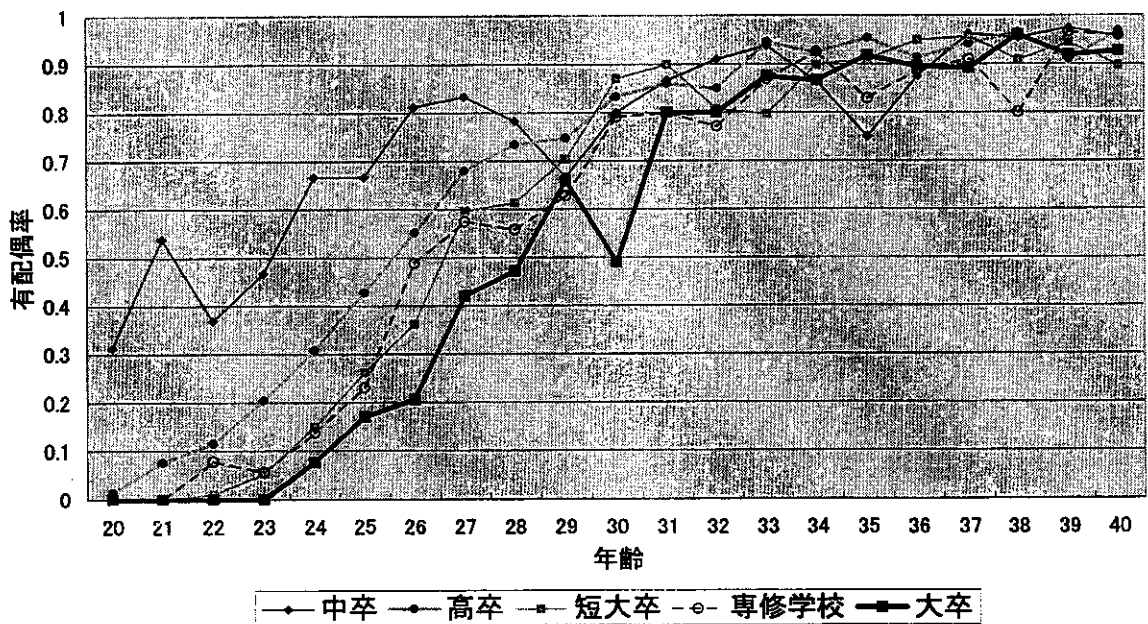
下の図は、学歴別の有配偶者割合である。各年齢において各学歴の人がどのくらい結婚しているかを示している。このグラフから、中卒は、30歳ぐらいまでは、他の学歴に比して高い有配偶率を持っているが、その後、他の学歴に抜かれはじめ最も低い有配偶率となる。短大卒が最も有配偶率が高く、大卒も最初は極めて低い有配偶率だが、後に急激に伸びて32歳以降は、高卒よりも高くなっている。

学歴別有配偶者割合(男性)



次の図は、女性の学歴別有配偶者割合を調べたものである。図から分かるように、中卒は、28歳ぐらいまで他の学歴よりも高い有配偶率を持っているが、その後、他の学歴と同じぐらいになる。また、大卒は、最初、有配偶率が極めて低い急激に上昇し他の学歴とあまり変らなくなる。

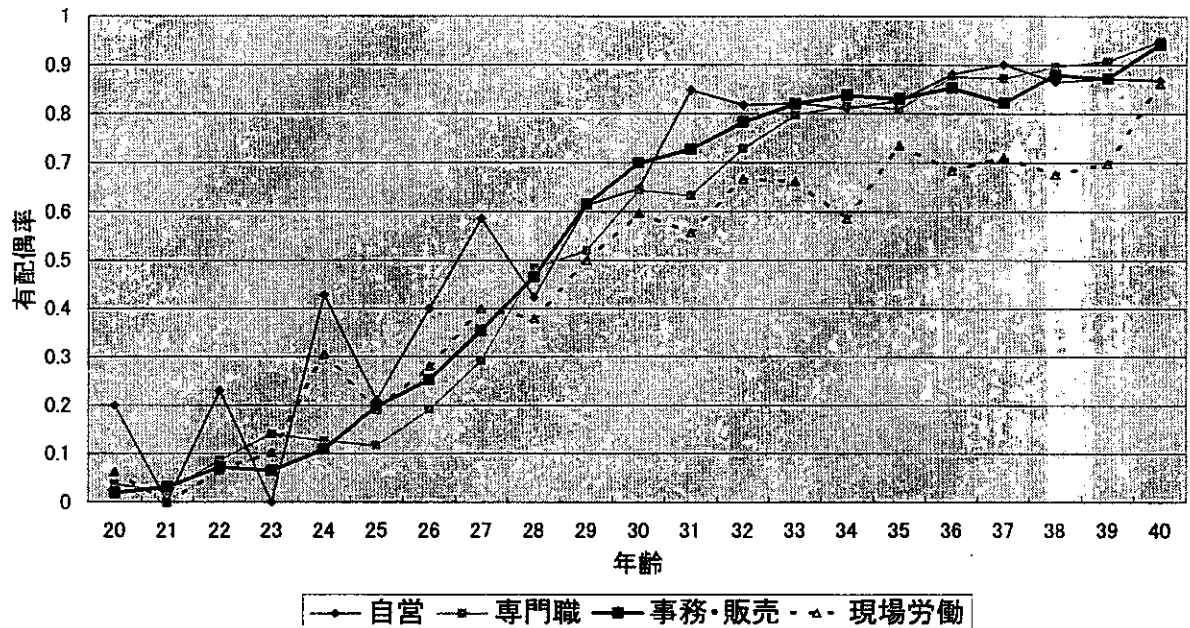
学歴別有配偶者割合(女性)



下図は、男性の職業別にみた有配偶率である。現場労働が他の職業に比して低い以外は、

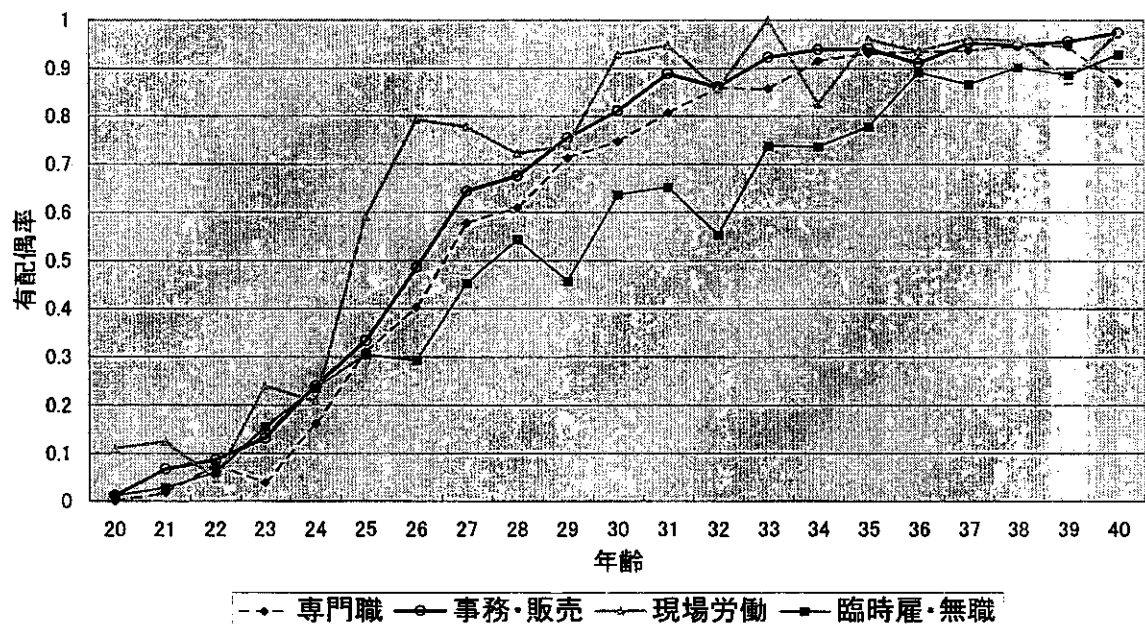
大きな差異は見られない。なお、臨時雇・無職はデータが少ないために、各年齢ごとに平均をとるこのグラフに適さないので省略した。

職業別有配偶者割合(男性)

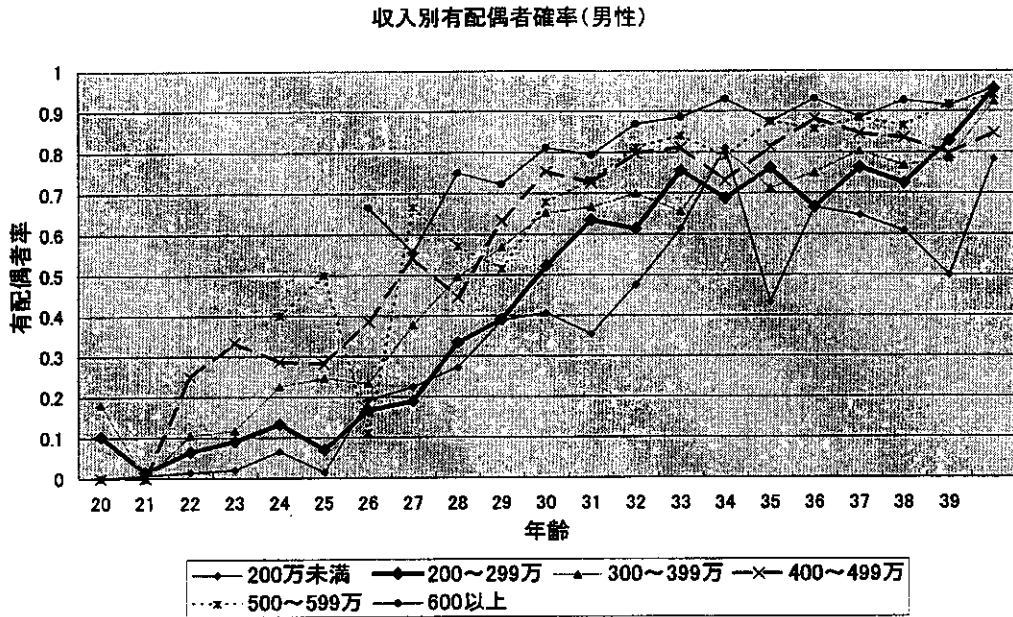


下図は、女性の婚前職業別有配偶者割合である。女性の場合、結婚・出産を期に職業を変える可能性が高いため、夫婦票については、婚前の職業、独身票については、現在の職業を使用した。現場労働が若干有配偶率が高く、臨時雇・無職は、一貫して有配偶者割合が低い。

婚前職業別有配偶者割合(女性)



次のグラフは、男性の収入別の有配偶率である。収入が高いほど有配偶率が高いことが分かる。



多変量分析

結婚しているか否かの 0、1 のダミー変数を被説明変数とするプロビットモデルで分析を行った。下表が男性の有配偶率を分析したものである。一番左の分析は、20～39歳と分析の対象としている男性全体に対して、プロビット回帰をしたものである。単変量分析でも分かるように、年齢が低い層と高い層とで、各変数の効果が異なるので、5歳刻みについても分析を行った。

男性の有配偶率について分析をしたのが下表である。なお、無職・臨時雇は、若年層では、全員配偶者無しとなり分析できず、また、年齢が高くなるとデータ数が少なくなるので、分析の対象から除外した。下表から、一貫して、収入が有意に正、現場労働が負の効果をもつことが分かる。また、単変量分析では、大卒が30代前半に他の学歴に追いついていたが、収入をコントロールすると、30～34ではまだ、負の効果を持つことが分かる。単変量分析においては、専門・管理職は、他の職と同じような動きをしていたが、25歳～29歳、および、30～34歳の結果を見ると、収入をコントロールすると負の効果があることが分かる。

男性の有配偶率分析

変数	20～39歳		20～24歳		25～29歳		30～34歳		35～39歳	
	係数	P値	係数	P値	係数	P値	係数	P値	係数	P値
年齢	0.13	0.00	0.31	0.00	0.26	0.00	0.10	0.00	0.03	0.34
収入	0.18	0.00	0.18	0.00	0.20	0.00	0.15	0.00	0.14	0.00
高卒(基準)	(0.00)		(0.00)		(0.00)		(0.00)		(0.00)	
中卒ダミー	0.09	0.27	0.50	0.01	0.42	0.01	0.24	0.16	-0.23	0.07
専修卒ダミー	-0.34	0.00	-0.67	0.00	-0.30	0.03	-0.34	0.01	-0.24	0.15
短大卒ダミー	0.06	0.57	-0.23	0.40	-0.16	0.40	0.05	0.75	0.24	0.38
大卒ダミー	-0.31	0.00	-1.29	0.00	-0.62	0.00	-0.27	0.00	-0.04	0.63
事務・販売(基準)	(0.00)		(0.00)		(0.00)		(0.00)		(0.00)	
自営ダミー	0.14	0.05	0.33	0.29	0.00	0.99	0.08	0.54	0.16	0.22
専門・管理職ダミー	-0.09	0.05	0.25	0.13	-0.16	0.06	-0.20	0.02	0.00	0.97
現場労働ダミー	-0.35	0.00	0.03	0.84	-0.24	0.02	-0.48	0.00	-0.44	0.00
定数	-4.33	0.00	-8.71	0.00	-7.85	0.00	-2.80	0.00	-0.54	0.60
データ数	5679		948		1454		1618		1659	
疑似R2	0.29		0.16		0.14		0.05		0.07	

次の表が女性の配偶率についての分析である。なお、女性の場合、出産育児によって、離職するケースが多いので、有配偶女子の職業は、婚前の職業を使用している。また、同様の理由で、収入を分析の対象からはずした。さらに自営の人も少ないので、データから分析の対象からはずした。

この分析から、臨時雇・無職の女性が結婚しにくい現状が分かる。他の職については、有配偶率とあまり関係がないことが分かる。学歴については、単変量分析と同様に、中卒が若いとき正の効果をもつ、また、大卒は、35～39歳ごろになるまで、負の効果を持つことが分かる。

女性の有配偶率分析

変数	20～39歳		20～24歳		25～29歳		30～34歳		35～39歳	
	係数	P値	係数	P値	係数	P値	係数	P値	係数	P値
年齢	0.20	0.00	0.38	0.00	0.25	0.00	0.13	0.00	0.04	0.18
高卒(基準)	(0.00)		(0.00)		(0.00)		(0.00)		(0.00)	
中卒ダミー	0.38	0.00	1.15	0.00	0.37	0.03	0.01	0.98	-0.06	0.74
専修卒ダミー	-0.29	0.00	-0.57	0.00	-0.33	0.00	-0.11	0.40	-0.39	0.02

短大卒ダミー	-0.26	0.00	-0.76	0.00	-0.29	0.00	-0.09	0.34	0.02	0.85
大卒ダミー	-0.47	0.00	-1.25	0.00	-0.59	0.00	-0.41	0.00	-0.06	0.72
事務・販売(基準)	(0.00)		(0.00)		(0.00)		(0.00)		(0.00)	
専門・管理職ダミー	-0.01	0.92	-0.12	0.40	0.00	1.00	-0.12	0.23	0.01	0.94
現場労働ダミー	-0.02	0.85	-0.16	0.35	0.30	0.03	0.02	0.92	-0.09	0.61
臨時雇・無職ダミー	-0.47	0.00	-0.03	0.80	-0.43	0.00	-0.75	0.00	-0.43	0.00
定数	-5.19	0.00	-9.54	0.00	-6.40	0.00	-2.89	0.00	-0.02	0.99
データ数	7534		2042		1868		1783		1841	
疑似R2	0.41		0.22		0.09		0.06		0.02	

次の表は、説明変数として、労働時間を入れた場合の分析である。ここでは、労働時間が正の効果をもっている。労働時間が外生変数ではなく、内生変数であるためにこのような結果がでる可能性がある。

男性の有配偶率

変数	20～39歳		20～24歳		25～29歳		30～34歳		35～39歳	
	係数	P値	係数	P値	係数	P値	係数	P値	係数	P値
年齢	0.13	0.00	0.30	0.00	0.26	0.00	0.10	0.00	0.04	0.13
労働時間	0.02	0.00	0.02	0.00	0.02	0.00	0.02	0.00	0.02	0.00
収入	0.17	0.00	0.16	0.01	0.18	0.00	0.14	0.00	0.13	0.00
高卒(基準)	(0.00)		(0.00)		(0.00)		(0.00)		(0.00)	
中卒ダミー	0.07	0.37	0.48	0.01	0.38	0.02	0.24	0.16	-0.24	0.06
専修卒ダミー	-0.38	0.00	-0.66	0.00	-0.33	0.02	-0.38	0.01	-0.33	0.06
短大卒ダミー	0.03	0.79	-0.20	0.46	-0.22	0.27	0.02	0.89	0.25	0.39
大卒ダミー	-0.34	0.00	-1.23	0.00	-0.64	0.00	-0.29	0.00	-0.09	0.31
事務・販売(基準)	(0.00)		(0.00)		(0.00)		(0.00)		(0.00)	
自営ダミー	0.12	0.11	0.33	0.28	0.08	0.59	-0.01	0.93	0.12	0.35
専門・管理職ダミー	-0.07	0.14	0.27	0.10	-0.11	0.21	-0.20	0.02	0.00	0.97
現場労働ダミー	-0.31	0.00	0.07	0.63	-0.16	0.12	-0.46	0.00	-0.42	0.00
定数	-5.31	0.00	-9.26	0.00	-8.54	0.00	-3.91	0.00	-2.18	0.04
データ数	5610		939		1440		1599		1632	
疑似R2	0.31		0.18		0.16		0.08		0.10	

<参考文献>

阿藤誠・高橋重郷・中野英子・渡辺吉利・小島宏・金子隆一・三田房美 1994 「独身青年層の結婚観と子供観 ー第 10 回出生動向基本調査（独身調査）の結果からー」 人口問題研究 50-1 pp.29-49

小島宏 1994 「独身者・夫婦の融合データによる結婚と出生の分析」 平成 4 年第 10 回出生動向基本調査第 II 報告書 独身青年層の結婚観と子供観 pp. 93-109

金子隆一 1994 「未婚人口における結婚の需給要因の動向ー第 10 回出生動向基本調査（独身調査）の結果からー」 人口問題研究 50-2 pp.1-24

中野英子・渡辺吉利 1994 「未婚男女の結婚観ー第 10 回出生動向基本調査（独身調査）の結果からー」 人口問題研究 50-3 pp.18-32

第Ⅲ部 少子化に関する自治体調査

主任研究者 高 橋 重 郷 (国立社会保障・人口問題研究所)

研究協力者 安 藏 伸 治 (明治大学)

加 藤 久 和 (国立社会保障・人口問題研究所)

新 谷 由 里 子 (武蔵野女子大学)

辻 明 子 (早稲田大学)

守 泉 理 恵 (国立社会保障・人口問題研究所)

福 田 節 也 (明治大学大学院)

鎌 田 健 司 (明治大学大学院)

少子化に関する一般調査 —調査概要と結果のポイント—

安藏 伸治・守泉 理恵

1. 調査概要

1-1 調査目的

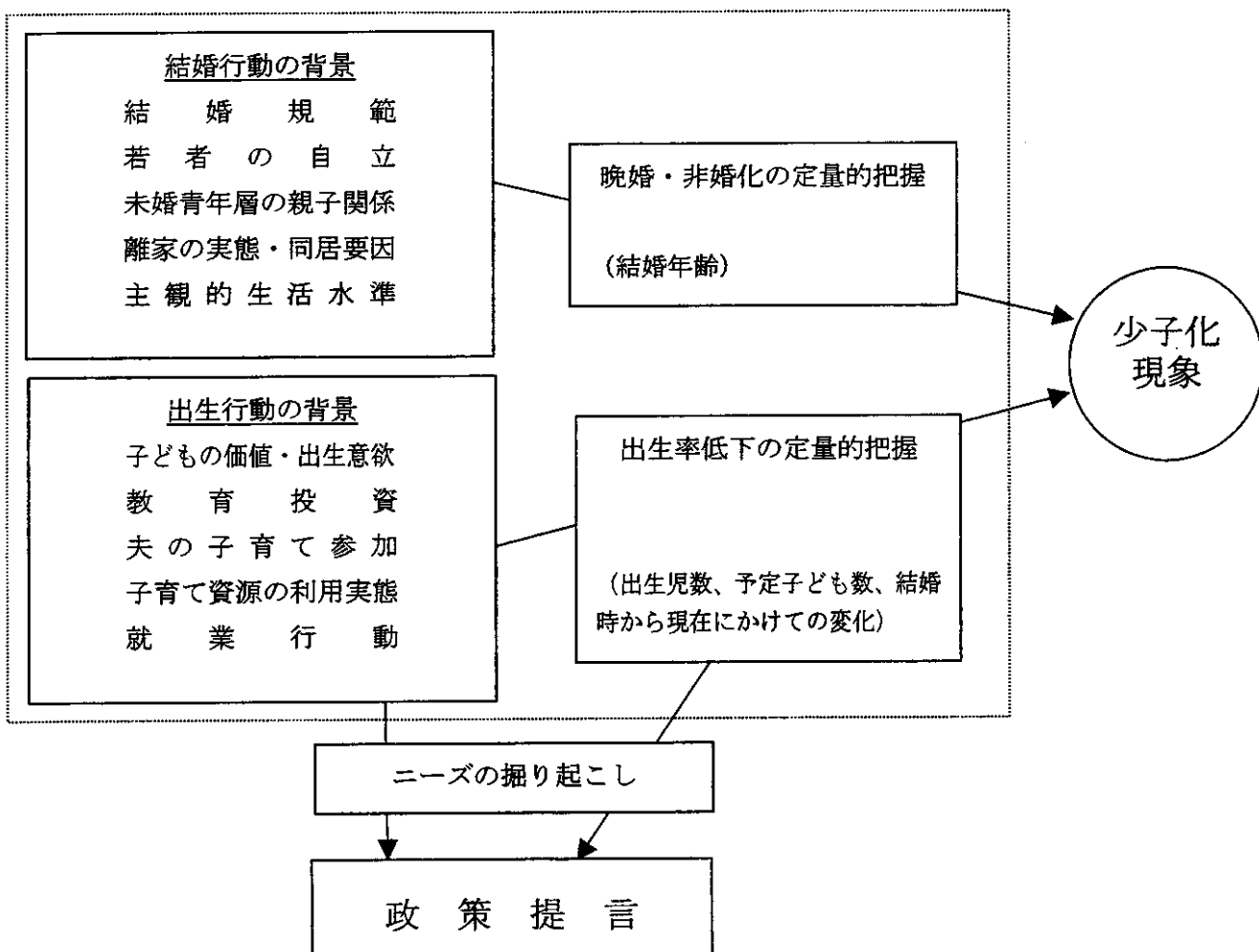
1970年代半ばから続く日本の少子化現象については、女性の社会進出等の要因による若年層の晩婚化・未婚化・非婚化が主因であるとみられてきた。しかし、これに加えて、平成14年1月に公表された新将来人口推計では「夫婦の出生力低下」という新たな局面が明らかになった。よって、青年層の晩婚化・未婚化と、結婚した夫婦の出生力低下という2つの面から少子化について実態を明らかにする必要があるが出てきている。

つまり、少子化は未婚者の今後の結婚行動と有配偶者の出生力の問題に二分される。非嫡出児の出生割合が1.5%前後でほとんどの出生が結婚した夫婦の間で発生するわが国では、青年層の晩婚化と未婚化は少子化に直接的な影響をもたらす非常に大きな問題である。ことに再生産がもっとも活発である20代後半から30代前半までの青年層の結婚行動が今後の少子化を左右することになる。

またこれまでわが国では、結婚すればほぼ二人強の子どもをもつと考えられていた夫婦の出生力が、若いコーホートで低下してきたことも少子化にとって重大な問題である。女子の高学歴化や労働市場への進出、そして就業を継続しながらの子育てなどが珍しいことではない社会となってきた現在、夫婦間の子育てと家庭内の男女の役割分担、子どもや夫婦間での価値観の変化、また子育てを社会全体で行えるような政策的な支援などのニーズをしっかりと把握しなくては、少子化への対応は不可能である。

本調査は、こうした現状をふまえて企画されたものである。出生力や結婚についての調査としては、全国レベルのものとして「出生動向基本調査」などがあるが、政策を施行するのは最終的には地方自治体となる。各自治体の人口は、その規模のみならず年齢構造や学歴や職業分類、世帯構造、性別の分布などの人口学的特質が多様に異なるため、個々の自治体の少子化をめぐる意識や政策ニーズを把握するためには、こうした調査が不可欠なものとなる。それゆえ、市区町村自治体と連携して調査を実施し、夫婦出生力、独身者の結婚意識に影響を及ぼす要因を把握するとともに、自治体レベルにおける対応の在り方を検討する。それによって地域における有効な少子化対策を検討し、政策提言する。

【調査のフレームワークの概念図】



1-2 調査実施概要

「少子化に関する区民調査」は、品川区在住の年齢 20～49 歳の妻、及び年齢 20～49 歳の男女独身者を対象とした標本調査で、以下の要領で実施された。

(1) 調査票の種類

夫婦票(妻が記入)、独身者票

(2) 調査方法

郵送法

(3) サンプルング方法、情報管理

住民基本台帳データより、品川区が系統抽出法を用いてサンプル抽出。抽出サンプルの個人情報(住所、氏名)はラベルのみに打ち出し、郵送した。品川区および少子化研究会にはサンプルングされた個人の情報は一切残らず、個人の特定も不可能である。

(4) 調査の時期

2002年12月2日(月)～2003年1月15日(水)