

とも考えられ、必ずしも理論的にははっきりしない。「妻の賃金率」を説明変数に入れたのは、これを妻の機会費用の代理変数と考えたからである。しかしここでは、通常の理論で想定されていることとは逆に、機会費用が高いほど女性は出産しないかまたは出産しても育児は外部化するというのではなく、むしろ、賃金率が高い方が不就業状態であるという結果が得られた。また、「夫の労働時間」や「夫の賃金率」の符号が負であるのは、明らかに夫が働く時間が長いほど、あるいは「夫の賃金率」が高いほど、妻は不就業状態で育児に専念する傾向があるからである。なお、この「妻の賃金率」の標準偏回帰変数は特に大きかった。やはり、機会費用の影響は大きいということがここでも確かめられる。また、世帯の経済力を代表する指標として、「夫妻の年収合計」を説明変数に入れたが統計的には有意ではなかった。結婚時に夫あるいは妻の親が同居しているかという説明変数は、小さい番号の方が同居、そして番号が大きくなるほど、遠い地域へ別居しているというようにコーディングしたので、これらの符号が負であるということは、別居していることによって、2世帯同居の資産効果なども含め夫あるいは妻の親からの金銭的援助を受けられる可能性が低くなるということで、女性を就業行動へと向かわせる傾向があることの意味であろう。「結婚時の居住市郡」も、小さい番号の方が市街地、そして大きい番号の方が農山漁村というようにコーディングしたので、これらの符号が正であるということは、市街地に住む女性の方が、自らの就業を続け育児を外部化し、反対に農山漁村に住む女性は就業せず自分で育児に専念する傾向のあることが確かめられた。もっともこれに関しては、両者の雇用環境の違いもあるだろうから一概には言えない。「結婚時の部屋数」は、子供を育てる住環境の指標とともに、その世帯の資産力を示す指標として採用した。やはり、部屋数が多くて住環境の良好な方が子供を自宅で自分で育てるという傾向になるようである。

第2子の保育時に関する結果は、表12に示した通りである。基本的に結果は変わらないので特に説明は省略する。なお、できる限り時間的な一致に努めるため、説明変数の内「結婚時の部屋数」は「現在の部屋数」を用い、「結婚時の居住市郡」も「現在の居住市郡」を用いた。

## V. 今後の課題

大谷〔1993〕によるハザード分析は、今回の推計で用いた説明変数の他に、「夫の学歴」、「社会移動」、「きょうだい数」、「結婚から前子出生までの期間」、「コーホート」を用いている。特に「結婚から前子出生までの期間」、「コーホート」を取り入れた分析については、出産のテンポについて人口統計学的に分析するためにも、さらに過去のNFSをコーホートでつなぐ形にして分析を試みるべきものであろう。これは今後の課題としたい。

今回の分析により、結婚時点において結婚および最終子までの意思決定がなされるというCignoモデルの限界が確かめられたとともに、結婚も、各出生順位の出生の意思決定も、それぞれの事象ごとに、それぞれの環境および条件により意思決定がなされるという、いわゆるドリフト仮説の重要性も確かめられた。

また、育児の分析に関しては、特に物的・金銭的資源を分析するための説明変数の理論的吟味がまだ必要であろう。またデータの制約条件があったものの、時間的不一致を補整する工夫が必要であろう。

## 参考文献

- Anderson, K. H., M. A. Hill and J. S. Butler 1987 "Age at Marriage in Malaysia : A Hazard Model of Marriage Timing", *Journal of Development Economics*, vol.26, no.2.
- Boyle, K. E. and T. B. Starr 1985 "Survival Models for Fertility Evaluation", *Journal of the American Statistical Association*, vol.80, no.392.
- Chang, C.-M. 1988 "A Hazard Rate Analysis of Fertility Using Duration Data From Malasia", *Research in Population Economics*, vol.6.
- Cigno, A. 1991. *Economics of Family*, Clarendon Press. (田中敬文・駒村康平訳『家族の経済学』多賀出版)
- Corjin, M., A. C. Liefbroer and J. de J. Gierveld 1996 "It takes two to tango, doesn't it ? The Influence of Couple Characteristics on the Timing of the Birth of the First Child", *Journal of Marriage and the Family*, vol.58, no.1.
- Day, L. H. 1985. "Illustrating Behavioral Principles with Examples from Demography: The Causal Analysis of Difference in Fertility", *Journal of the Theory of Social Behaviour*, vol.15.
- Desrosiers, H. and C. Le Bourdais 1991 "The Impact of Age at Timing of First Birth on Marriage Dissolution in Canada", *Canadian Studies in Population*, vol.18, no.1.
- Ermisch, J. and N. Ogawa 1994 "Age at Motherhood in Japan", *Journal of Population Economics*, vol.7, no.4.
- Greenstein, T. 1989 "Human Capital, Marital and Birth Timing, and the Postnatal Labor Force Participation of Married Women", *Journal of Family Issues*, vol.10, no.3.
- Hill, M. A. 1989 "Female Labor Supply in Japan: Implications of the Informal Sector for Labor Force Participation and Hours of Work", *Journal of Human Resources*, vol.24, no.1.
- Hou, F., L. O. Omwanda, V. Kasper and S. Noh 1996 "Differential Effects of Sociodemographic Factors across Birth Orders among Canadian Women", *Canadian Studies in Population*, vol.23, no.2.
- Klein, J. P. and M. L. Moeschberger 1997. *Survival Analysis: Techniques for Censored and Truncated Data*, Springer-Verlag.
- Lefebvre, P. and P. Merrigan 1997 "Social Assistance and Conjugal Union Dissolution in Canada", *Canadian Journal of Economics*, vol.30, no.1.
- Lillard, L. A. 1993 "Simultaneous Equations for Hazards : Marriage Duration and Fertility Timing", *Journal of Econometrics*, vol.56, no.1-2.
- Nath, D. C., K. K. Singh, K.C. Land and P. K. Talukdar 1993 "Age of Marriage and Length of the First Birth Interval in a Traditional Indian Society : Life Table and Hazard Model Analysis", *Human Biology*, vol.65, no.5.
- Ogawa, N. and R. W. Hodge 1994 "Patrilocality, Childbearing, and the Labour Supply and Earning Power of Married Japanese Women" in (J. Ermisch and N. Ogawa eds.) *The Family, the State in Ageing Societies*, Oxford, Clarendon Press.

- Riley, A., N. Khan and L. Moulton 1996 “Les facteur prédictifs de l'intervalle protogénésique : une étude au Bangladesh”, *Population*, vol.51, no.4-5.
- Rodriguez, G. 1994 “Statistical Issues in the Analysis of Reproductive Histories Using Hazard Models” in (K. C. Campbell and J. W. Wood eds.) *Human Reproductive Ecology : Interactions of Environment, Fertility, and Behavior*, *Annals of the New York Academy of Sciences*, vol.709.
- Smith, K. R. and S. I. McClean 1998 “An Introduction to the Analysis of Paired Hazard Rates in Studies of the Family”, *Journal of Marriage and the Family*, vol.60, no.1.
- Vaninadha, R. and T. R. Balakrishnan 1988 “Age at First Birth in Canada : A Hazards Model Analysis”, *Genus*, vol.44, no.1-2.
- Wood, J. W., D. J. Holman, A. I. Yashin, R. J. Peterson, M. Weinstein and M.-C. Chang 1994 “A Multistate Model of Fecundability and Sterility”, *Demography*, vol.31, no.3.
- Wu, L. L. 1989 “Issues in Smoothing Empirical Hazard Rates”, *Sociological Methodology*, vol.19.
- Wu, L. L. and N. B. Tuma 1990 “Local Hazard Models”, *Sociological Methodology*, vol.20.
- Yoshikawa, H. and F. Ohtake 1989 “An Analysis of Female Labor Supply, Housing Demand and the Saving Rate in Japan”, *European Economic Review*, vol.33, no.5.

大谷憲司（1993）『現代日本出生力分析』，関西大学出版部。

小川直宏（1989）「わが国の有配偶女性の労働参加パターンと稼得能力」，日本大学経済学研究会編『経済理論の現代的課題』，勁草書房。

小島 宏（1997）「有配偶女性就業に対する住宅・保育政策の潜在的影響」，『日本経済政策学会年報』XLV。

和田光平（1999a）「出生力の構造形動学モデル —出生力の動学理論と計量分析のための基礎研究（Ⅰ）—」，『経済学論纂（中央大学）』，第39号。

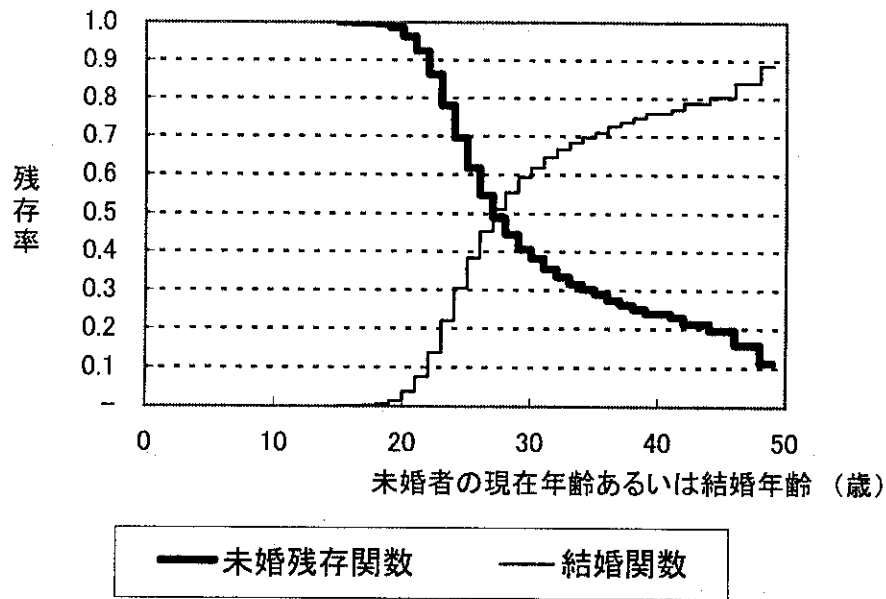
\_\_\_\_\_（1999b）「出生力の誘導形動学モデル —出生力の動学理論と計量分析のための基礎研究（Ⅱ）—」，『中央大学経済研究所年報』，第29号。

表1. 結婚ハザードの推計結果 (第10回NFS)

変数名	偏回帰係数	標準誤差	t値	F値	P値
学歴	-0.096	0.009	-11.01	121.32	0.00
職業	0.049	0.013	3.65	13.34	0.00
労働時間	-0.027	0.007	-4.07	16.58	0.00
年収	-0.143	0.012	-12.40	153.77	0.00
親との同居	0.496	0.024	20.84	434.43	0.00
居住地DID	-0.046	0.008	-6.00	36.03	0.00
希望結婚形態	-0.699	0.026	-26.44	699.29	0.00
希望子供数	0.207	0.017	12.19	148.54	0.00

自由度 8,878

図1. 結婚ハザードの残存関数 (第10回)



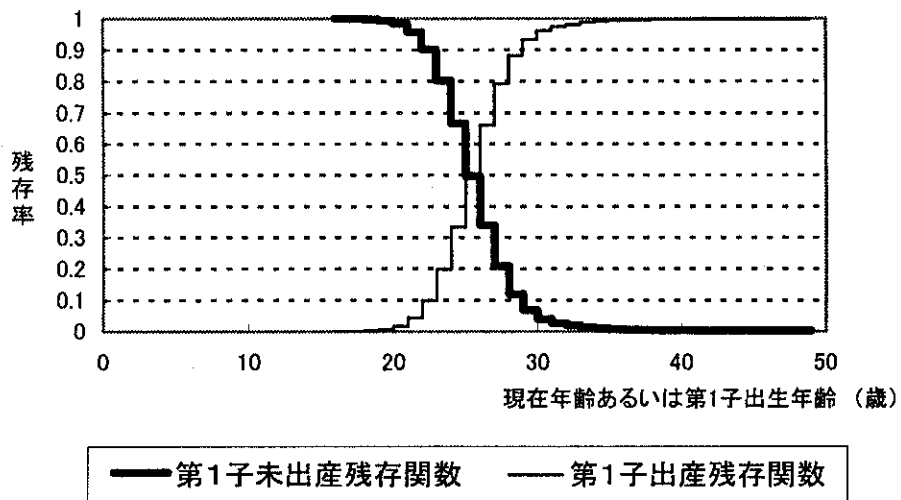
資料: 国立社会保障・人口問題研究所『第10回出生動向基本調査』

表2. 第1子出生ハザードの推計結果 (第10回NFS)

変数名	偏回帰係数	標準誤差	t値	F値	P値
妻の学歴	-0.010	0.011	-0.93	0.86	0.35
妻婚前1子就業組合せ	-0.326	0.011	-28.75	826.44	0.00
妻の年収	-0.078	0.012	-6.38	40.76	0.00
妻の労働時間	-0.019	0.008	-2.56	6.57	0.01
結婚時の部屋数	-0.022	0.006	-3.44	11.81	0.00
結婚時妻の親同居	0.013	0.039	0.34	0.12	0.73
結婚形態	-0.097	0.040	-2.46	6.06	0.01
妻の結婚年齢	-0.317	0.007	-42.90	1840.00	0.00
居住地DID	-0.040	0.009	-4.22	17.79	0.00
理想子供数	0.146	0.023	6.47	41.87	0.00

自由度 3,837

図2. 第1子出生ハザードの残存関数 (第10回)



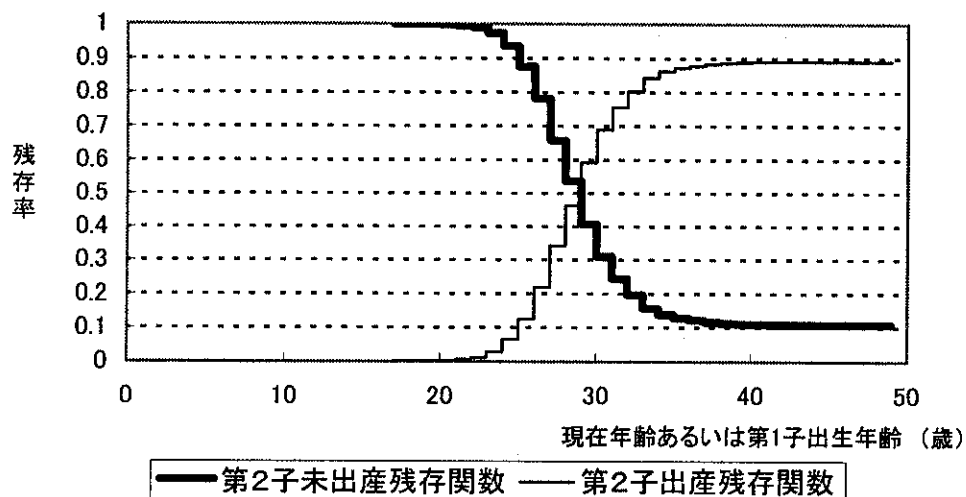
資料: 国立社会保障・人口問題研究所 『第10回出生動向基本調査』

表3. 第2子出生ハザードの推計結果 (第10回NFS)

変数名	偏回帰係数	標準誤差	t値	F値	P値
妻の学歴	-0.008	0.012	-0.64	0.41	0.52
妻1子2子就業組合せ	-0.122	0.005	-25.11	630.38	0.00
妻の年収	-0.098	0.013	-7.26	52.65	0.00
妻の労働時間	-0.038	0.008	-4.70	22.07	0.00
結婚時の部屋数	0.003	0.007	0.40	0.16	0.69
結婚時妻の親同居	0.021	0.042	0.50	0.25	0.62
結婚形態	-0.067	0.043	-1.56	2.45	0.12
妻の結婚年齢	-0.249	0.008	-30.80	948.89	0.00
居住地DID	-0.048	0.011	-4.40	19.34	0.00
理想子供数	0.312	0.025	12.52	156.75	0.00

自由度 3804

図3. 第2出生ハザードの残存関数 (第10回)



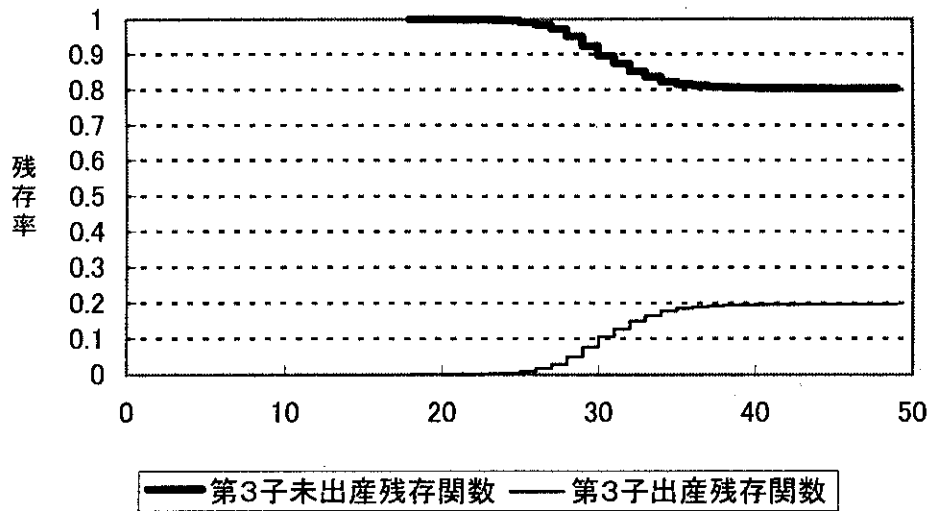
資料: 国立社会保障・人口問題研究所 『第10回出生動向基本調査』

表4. 第3子出生ハザードの推計結果 (第10回NFS)

変数名	偏回帰係数	標準誤差	t値	F値	P値
妻の学歴	0.032	0.020	1.57	2.46	0.12
妻2子現在就業組合せ	-0.129	0.017	-7.60	57.78	0.00
妻の年収	-0.091	0.024	-3.82	14.61	0.00
妻の労働時間	-0.001	0.015	-0.09	0.01	0.93
結婚時の部屋数	0.030	0.013	2.33	5.42	0.02
結婚時妻の親同居	0.012	0.075	0.17	0.03	0.87
結婚形態	-0.032	0.074	-0.43	0.19	0.66
妻の結婚年齢	-0.159	0.014	-11.07	122.51	0.00
居住地DID	-0.054	0.020	-2.66	7.07	0.01
理想子供数	0.804	0.036	22.64	512.38	0.00

自由度 3838

図4. 第3出生ハザードの残存関数 (第10回)



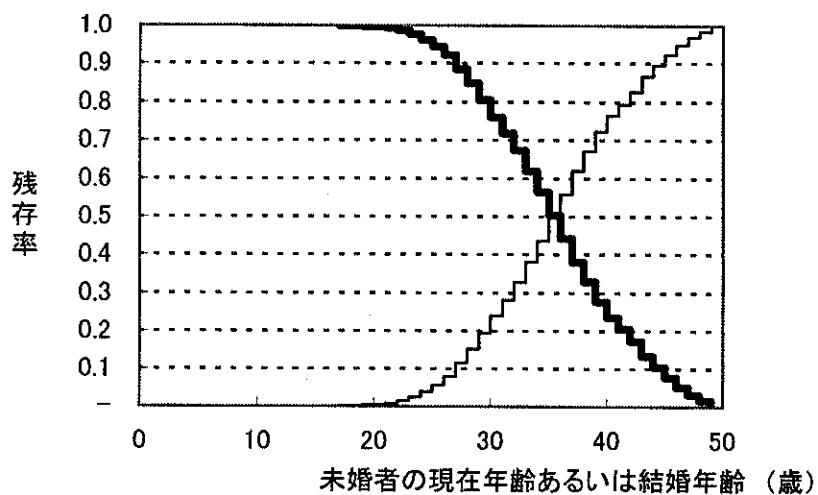
資料: 国立社会保障・人口問題研究所 『第10回出生動向基本調査』

表5. 結婚ハザードの推計結果 (第10回NFS)

変数名	偏回帰係数	標準誤差	t値	F値	P値
学歴	-0.142	0.011	-12.64	159.79	0.00
親との同居	-0.088	0.028	-3.09	9.54	0.00
居住地DID	0.035	0.008	4.69	21.95	0.00
結婚形態	-0.271	0.027	-10.02	100.47	0.00
希望子供数	0.036	0.017	2.09	4.37	0.04

自由度 8315

図5. 結婚ハザードの残存関数 (第9回NFS)



— 未婚残存関数      - - - 結婚関数

資料: 国立社会保障・人口問題研究所 『第9回出生動向基本調査』

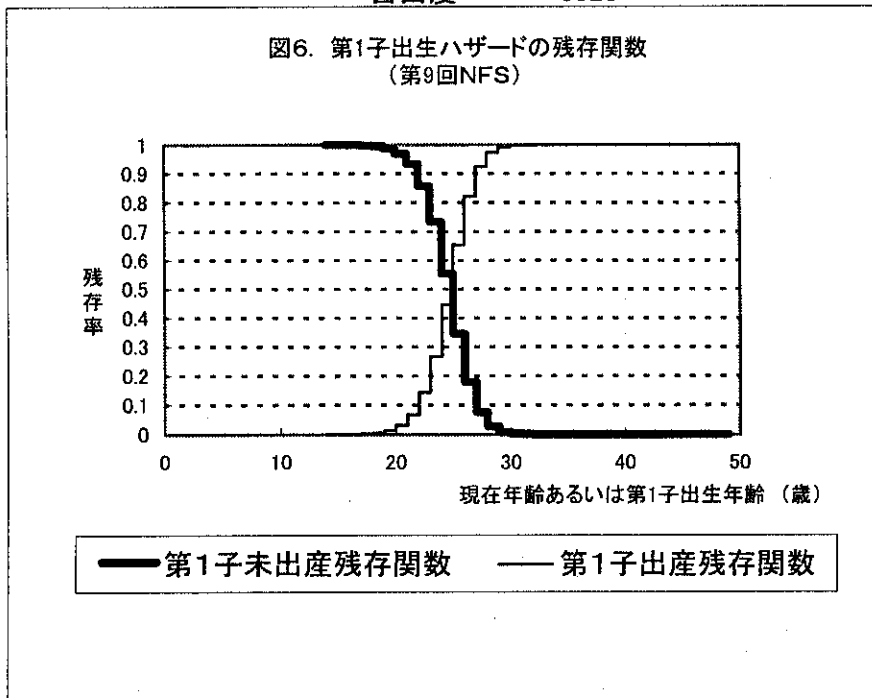


表6. 第1子出生ハザードの推計結果 (第10回NFS)

変数名	偏回帰係数	標準誤差	t値	F値	P値
学歴	-0.011	0.012	-0.86	0.74	0.39
就業状態	0.068	0.010	6.70	44.85	0.00
親との同近居	-0.069	0.018	-3.74	14.00	0.00
結婚時の部屋数	0.004	0.007	0.54	0.29	0.59
結婚形態	-0.027	0.027	-1.01	1.01	0.31
結婚年齢	-0.360	0.006	-61.64	3800.09	0.00
居住地DID	-0.039	0.007	-6.03	36.34	0.00
理想子供数	0.148	0.017	8.90	79.13	0.00
避妊実行	-0.239	0.030	-7.97	63.51	0.00

自由度 6523

図6. 第1子出生ハザードの残存関数 (第9回NFS)



資料: 国立社会保障・人口問題研究所 『第10回出生動向基本調査』

表7. 第2子出生ハザードの推計結果 (第10回NFS)

変数名	偏回帰係数	標準誤差	t値	F値	P値
学歴/妻	-0.003	0.019	-0.18	0.03	0.86
妻の就業状態	0.084	0.016	5.19	26.97	0.00
親との同同居	-0.055	0.043	-1.26	1.59	0.21
結婚時の部屋	0.035	0.008	4.21	17.74	0.00
見合い恋愛	-0.040	0.038	-1.07	1.14	0.29
結婚年齢/妻	-0.278	0.008	-32.85	1079.14	0.00
居住地DID	-0.036	0.010	-3.51	12.35	0.00
理想子供数	0.227	0.027	8.53	72.73	0.00
避妊実行/2	-0.063	0.038	-1.66	2.77	0.10

自由度 3125

図7. 第2出生ハザードの残存関数 (第9回NFS)

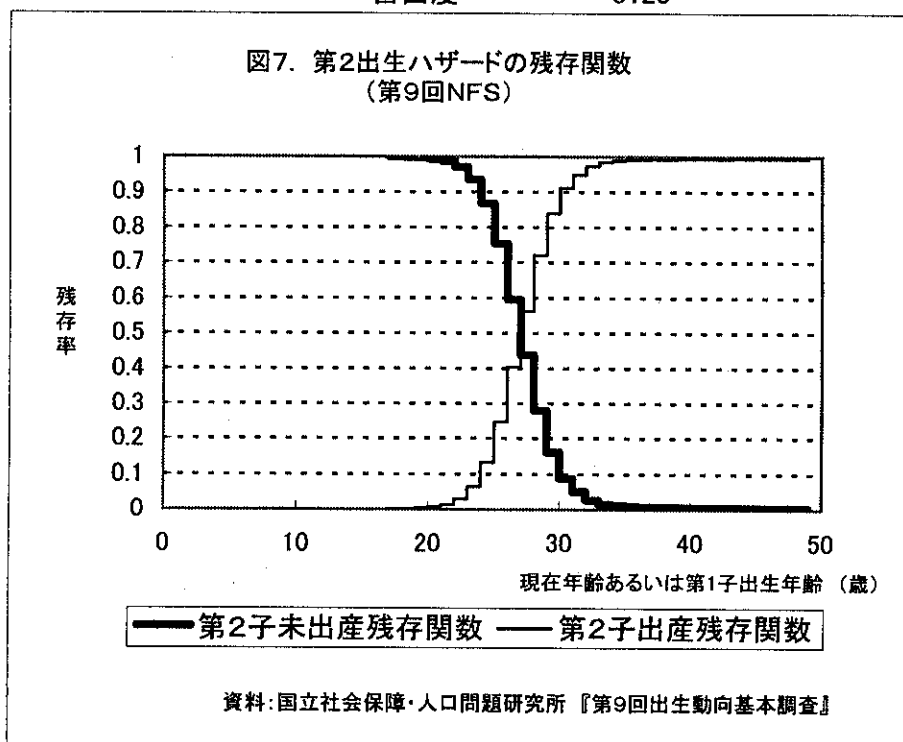
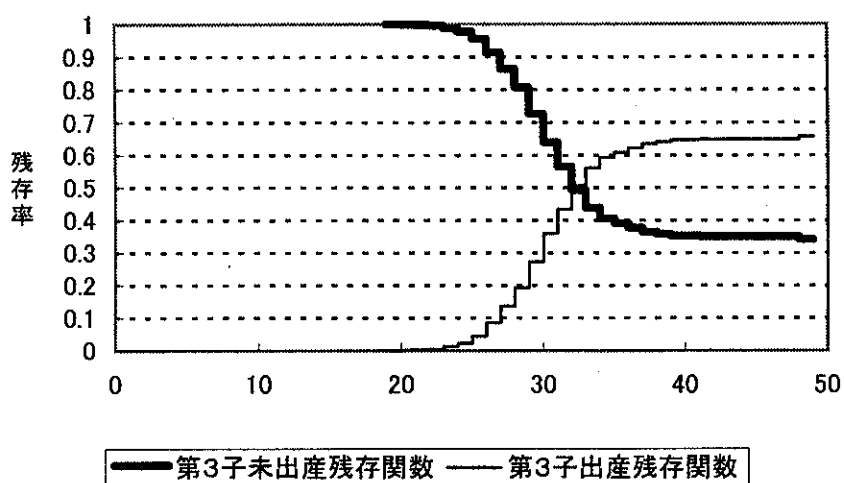


表8. 第3子出生ハザードの推計結果 (第10回NFS)

変数名	偏回帰係数	標準誤差	t値	F値	P値
学歴	0.038	0.042	0.90	0.81	0.37
就業状態	0.084	0.037	2.26	5.11	0.02
親との同近居	-0.126	0.054	-2.34	5.48	0.02
結婚時の部屋数	0.041	0.020	2.08	4.32	0.04
結婚形態	-0.098	0.081	-1.22	1.48	0.22
結婚年齢	-0.177	0.018	-9.80	96.05	0.00
居住地DID	-0.052	0.022	-2.34	5.49	0.02
理想子供数	0.743	0.055	13.61	185.14	0.00
避妊実行	-0.097	0.079	-1.218	1.483	0.223

自由度 1063

図8. 第3子出生ハザードの残存関数 (第9回NFS)



資料: 国立社会保障・人口問題研究所 『第9回出生動向基本調査』

表9. 結婚ハザードの推計結果

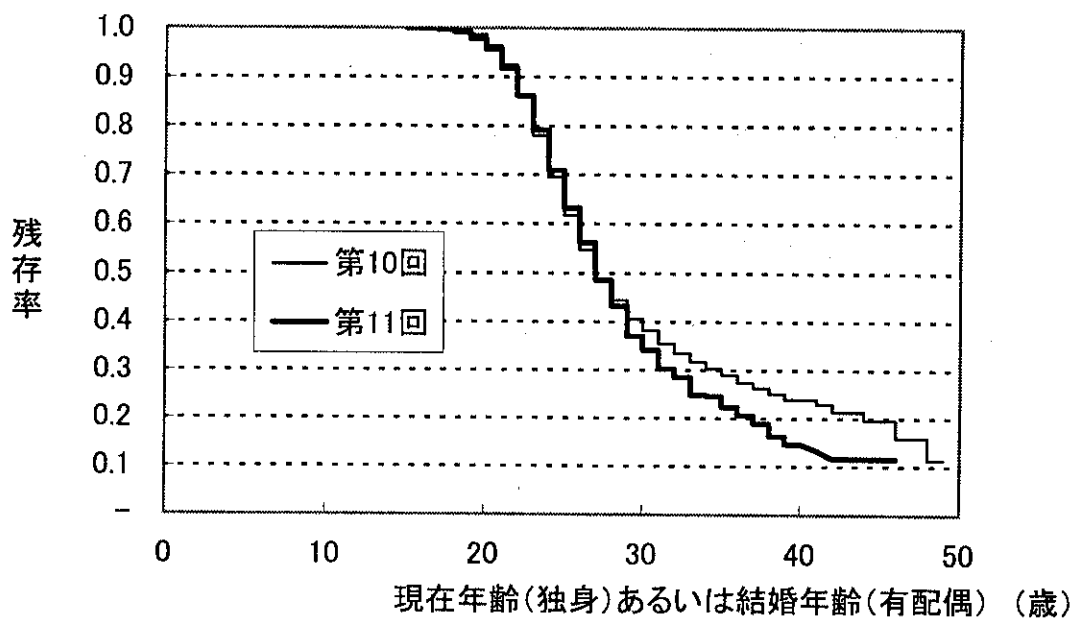
第10回NFS

変数名	偏回帰係数	標準誤差	t値	F値	P値
学歴	-0.096	0.009	-11.01	121.32	0.00
職業	0.049	0.013	3.65	13.34	0.00
労働時間	-0.027	0.007	-4.07	16.58	0.00
年収	-0.143	0.012	-12.40	153.77	0.00
親との同居	0.496	0.024	20.84	434.43	0.00
居住地DID	-0.046	0.008	-6.00	36.03	0.00
(希望)結婚形態	-0.699	0.026	-26.44	699.29	0.00
希望子供数	0.207	0.017	12.19	148.54	0.00

第11回NFS

変数名	偏回帰係数	標準誤差	t値	F値	P値
学歴	-0.100	0.011	-9.04	81.76	0.00
(結婚前の)従業上の地位	0.084	0.018	4.70	22.13	0.00
年収	-0.082	0.012	-6.64	44.09	0.00
父親との同居	0.189	0.026	7.36	54.17	0.00
母親との同居	0.188	0.028	6.74	45.40	0.00
居住地DID	-0.025	0.009	-2.74	7.53	0.01
結婚形態	0.881	0.049	-17.86	319.07	0.00
予定子供数	0.457	0.021	22.08	487.65	0.00

図9. 未婚の残存関数



資料: 国立社会保障・人口問題研究所 『第10回、第11回出生動向基本調査』

表10. 第1子出生ハザードの推計結果

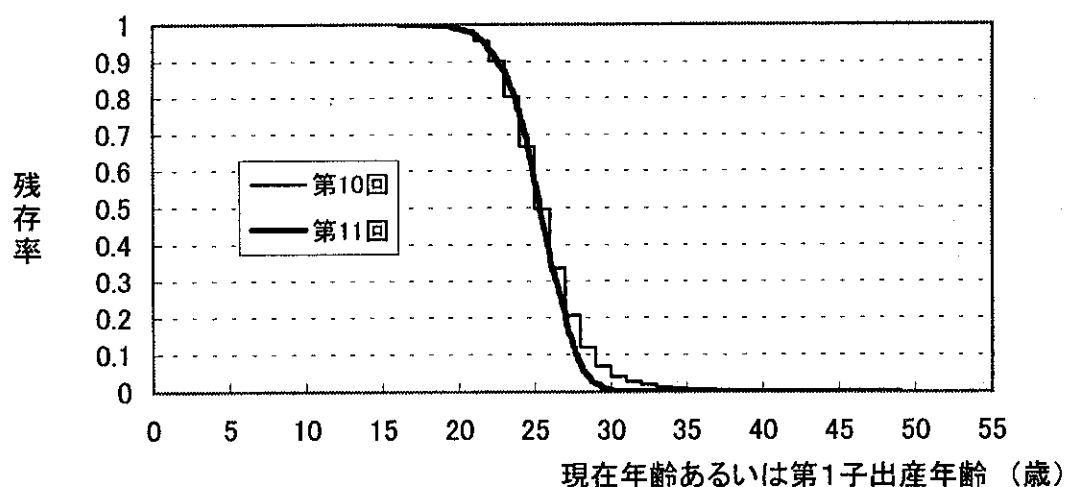
第10回NFS

変数名	偏回帰係数	標準誤差	t値	F値	P値
妻の学歴	-0.025	0.012	-2.09	4.36	0.04
妻婚前1子就業組合せ	-0.330	0.012	-28.52	813.20	0.00
妻の年収	-0.079	0.013	-6.35	40.36	0.00
妻の労働時間	-0.017	0.008	-2.21	4.87	0.03
結婚時の部屋数	-0.021	0.006	-3.23	10.40	0.00
結婚時妻の親同居	0.061	0.050	1.22	1.50	0.22
結婚形態	-0.091	0.040	-2.27	5.17	0.02
妻の結婚年齢	-0.314	0.008	-41.66	1735.59	0.00
居住地DID	-0.036	0.010	-3.74	14.01	0.00
理想子供数	0.138	0.023	6.00	36.03	0.00

第11回NFS

変数名	偏回帰係数	標準誤差	t値	F値	P値
妻の結婚年齢	-0.400	0.019	-20.95	439.01	0.00
妻の学歴	-0.079	0.027	-2.95	8.71	0.00
妻の結婚直後の従業上の地位	0.054	0.024	2.27	5.15	0.02
妻の年収	-0.042	0.029	-1.45	2.09	0.15
予定子供数	0.238	0.053	4.50	20.27	0.00
避妊の実行/1	-0.350	0.087	-4.05	16.37	0.00

図10. 第1子未出産の残存関数



資料: 国立社会保障・人口問題研究所 『第10回、第11回出生動向基本調査』

### 3. 出生力に対する公務員的就業環境効果の分析

新谷 由里子

はじめに

結婚後も就業を続ける女性は近年増加しているにもかかわらず、出産後も就業を継続する女性は近年むしろ低下傾向にある（今田,1996;真鍋,1998;新谷,1999）。このような就業と出産・子育ての強固なトレード・オフを背景に、出産をためらう就業既婚女性が急増していると考えられる。80年代以降、確かに女性の就業環境は改善され、女子の雇用労働力率および勤続年数は増加した（森田・金子,1998）。しかしこの現象を出生という側面からとらえると、結婚から第1子出生までの間隔は1980年代後半以降伸長しており、その傾向は結婚後も就業を継続する者に顕著である。このような結果からすると、現段階での女性の就業継続は、出生率の低下という代償を払って実現されていることになる。未婚者が理想とするライフコースの傾向を見る限り、就業継続を希望する女性は今後も増えることが見込まれる。よって、このまま育児と就業の両立が困難である状況が変わらないとするならば、出産を延期する女性は今後ますます増大するであろう。一刻も早く就業継続しつつ子どもが持てる条件を特定し、少子化対策として提供することが求められている。そこで本稿では、就業継続と出生が両立しやすい条件を明らかにすることを目的として、就業を継続する公務員と民間企業正社員の出生行動の違いに着目した。結婚・出産などのライフイベント時において、公務員の就業継続率は極めて高いことが明らかになっており（岩澤,1999）、公務員であることは、民間に勤務する者と比較して、就業と出産・育児を両立可能にする何らかの要因が存在すると考えられる。

以下本稿では、結婚・出産期を通して就業を継続している民間の正社員との比較を中心に公務員の出生行動の特性とその要因を考察する。分析にあたっては、「第11回出生動向基本調査」<sup>(注1)</sup>の夫婦データ（1997年実施、16-49歳の既婚女子）を用いた。

#### 1. 公務員に関するマクロデータ

平成9年度『就業構造基本調査』によると、現在の公務員の総数は、常勤・非常勤を合わせて548万4千人（男女計）であり、これは全雇用労働力人口の1割程度(9.97%)を占める。また男女比は、6：4（男341万3千人：女207万1千人）とやや男性の比率が高くなっている。正規の職員で見ると、男女差はさらに大きくなり7：3程度となる。女子に関しては、正規職員の総数1175万5千人のうち、公務員の比率は14.1%、民間勤務者は85.9%となっている。

わが国の女子労働力率は、結婚・出産期である20代後半から30代前半にかけて低下

し、いわゆるM字型のカーブを描くことが知られている。図1は、公務員と民間の正社員の雇用労働力率を年齢段階別にみたものである。両者にはその割合の変化に違いがみられ、民間の正社員は20代前半をピークに30代後半までには半減するのに対して、公務員は20代後半から40代前半にかけてさほど変化はみられない。このような違いは、公務員の女子が結婚・出産による退職が少なく、離職率が低いことによるのではないかと考えられる。マイクロデータ（『第11回出生動向調査』）を用いた女子のライフコース分析からは、結婚前公務員であった既婚女子において、結婚後も就業を継続する者は76%（女子就業者全体では43%）、出産後の就業継続は55.5%（女子就業者全体では13.3%）であることが明らかとなっている。

また、就業200日以上のある者の所得・労働時間は、公務員と民間で違いがみられ、公務員での所得は、500～699万が最も多いのに対して、民間では1000人以上の企業規模で、300～399万がピークとその差が明確である。また、企業規模が小さくなるほど、所得が低くなる傾向があることがわかる。週間就業時間に関しては、女子はやや公務員の就業時間が多いが、男子では逆に民間勤務者と比較して、公務員の就業時間が少ないことがわかる（図2, 3, 4）。

総じて、正規勤務の女子の場合、公務員は結婚・出産による入退出が比較的少なく、長時間労働で高賃金という就業上の特徴を持つことがわかる。

## 2. 公務員の出生力に関する分析

### 1) 公務員の出生力

就業継続と結婚・出産の関連においては、民間企業と官公庁で大きく異なることがわかっている。『女性の職業構造と就業に関する調査』をもとにした分析結果によると、結婚後、正規雇用で働く女性の平均勤続年数は、民間が5年前後であるのに対して公務員では8.8年と4年あまりの長いことがわかっている（森田・金子,1998）。また、結婚や出産などのイベントを通しての就業継続の分析でも、公務員は両イベント時において就業継続率が極めて高く（岩澤 1999；永瀬 1999）、民間とは違った傾向が明らかとなっている。どうやら公務員は、特に就業と出産の両立可能な状況にあるようである。では、このような両立のしやすさと出生力の関連はどうなっているのだろうか。また、公務員における就業継続のしやすさは、出生力を高めるのだろうか。以下、就業を継続する民間勤務の正社員、専業主婦の妻との比較において、公務員の出生行動の特性をみていきたい。

図5は、官公庁で就業継続する公務員と民間企業の正社員<sup>(注2)</sup>の平均出生児数を、結婚持続期間別に示したものである。結婚持続期間が短い0～4年では、ほとんど差がみられないものの、5年以降になると民間を大きく引き離し、公務員の出生児数が高いことがわかる。また、完結出生児数をあらかず15～19年では、専業主婦を上回っている。結婚して間もない夫婦の出生行動は、今後変化する可能性を考慮して言及をさけたいが、少なく

とも結婚して5年以降の出生力は、公務員が一貫して民間社員を上回っている。同じ就業継続であっても公務員と民間では、出生力に及ぼす影響が異なっているようである。では、このような出生力の格差は、子どもを持つタイミングとどのような関連があるのだろうか。

第11回出生動向基本調査では、1980年代後半以降、結婚して間もない夫婦で第1子の出生タイミングが遅れる傾向が明らかとなっている。過去調査からの比較によると、結婚持続期間0～4年、5～9年の平均出生児数は、1987年（9回調査）から1997年（11回調査）にかけて、それぞれ0.91人から0.71人、1.96人から1.75人へと低下している。このような晩産化傾向は、結婚後、妻が就業を継続している場合にとくに顕著にみられ、第1子出産時期の選択に影響する要因を分析した永瀬(1999)は、既婚女性の就業継続による期待所得の高まりが、晩産化を促していることを指摘している。また、就業継続であっても、官公庁勤務に限っていえば、出生が有意に早まることを明らかにし、出産離職の予想がない場合は、出産が遅延しない可能性があることにも言及している。

今回の分析では、出生のタイミングを明らかにするために、結婚持続期間別に子ども数の分布の違いをみてみたい。図6によると、結婚持続期間0～4年では専業主婦と比較して、公務員、民間の無子割合の高さが目立っている。しかし、5～10年になると公務員の無子割合は1割を切って、専業主婦に近いレベルまで下がり、なお3割弱が無子である民間との格差が明確となる。結婚持続期間15～19年では、公務員で、子どものいない割合は0%となり、3人の子どもがいる割合が4割弱と専業主婦や民間と比べて高くなっている。無子割合の低さと3人以上の子どもを持つ割合の多いことが、公務員の平均出生児数を押し上げているとあっていいだろう。民間との比較でいえば、2子と3子の割合にはそれほど差がみられないが、無子割合に大きく差があることから、第1子出産のハードルの高さが、公務員と民間の出生力の格差の要因であると考えられる。

## 2) 公務員であることの出生力への影響：重回帰分析の結果

前節の結果は、公務員と出生力の関連を直接みたものである。公務員と民間の間に存在するかに見える出生力の格差が、実は公務員と関連する他の要因、つまり学歴や夫の収入など、出生と強い関わりを持つ社会経済的要因の影響である可能性も否定できない。以下本節では、公務員の持つ属性や意識の傾向をより詳細に分析し、就業と出産・育児の両立可能な要因を検討する。

まず、妻の初婚年齢を結婚持続期間別にみると（図7）、すべての期間を通して、公務員で就業継続する妻の初婚年齢は、民間よりも高くなっている。しかし、近年の結婚コーホートになるほど、民間の妻の年齢が上がってきており、公務員との年齢差が縮まってきている。専業主婦と比較すると、就業継続の者は初婚年齢が高く晩婚であることがわかる。

妻の学歴は（図8）、公務員で高学歴者が多く、短大・高専卒、大学以上を合わせて8割弱が高等教育を受けた者である。民間の妻では、高校卒が最も多く（44.3%）、専業主婦よりは学歴が高いが、公務員よりは低い。



公務員の妻は、民間とくらべて夫の収入が高い傾向がある。民間では、夫の収入が 500 万未満の者が 6 割強程度いるのに対して、公務員は 3 割程度となっている（図 9）。妻が専業主婦である場合は、夫の収入が高い者と低いものに分かれる傾向がみられ、公務員と民間の中間に位置すると思われる。

理想子ども数は、結婚持続期間すべてを通して、公務員が民間よりも高く、とくに育児休業法の制定以降に結婚した者で、その差が大きくなっている（図 10）。民間の理想子ども数が近年の結婚コホートになるほど、一貫して低下しているのに対して、公務員ではほとんど変化がみられず、近年結婚した者においても 2.5 人と民間や専業主婦の妻よりもかなり高い出生意欲をもっていることがわかる。

家族に関する意識は、「皆婚規範」、「性別役割分業規範」、「自己犠牲」、「自己目標」、「子ども規範」など、伝統的家族規範といわれるものや、家族における個人化などに対する考え方をたずねている。ここでは、各設問の回答を得点化し、得点が高いと非伝統的、低いとより伝統的な家族意識を示すように設定している<sup>(注 3)</sup>。結果は、専業主婦と比較して、公務員、民間で就業を継続している妻の方が、すべての項目に対して、非伝統的な意識を持っており、公務員においてはその傾向がより顕著にみられる。特に性別役割分業の否定、自己目標などでその差は大きい（図 11）。

公務員の属性の傾向は、民間の正社員、専業主婦と比較して、「初婚年齢」、「学歴」、「夫の収入」、「理想子ども数」ともに高く、「家族に関する意識」においても最も非伝統的な意識を持ち合わせていることが明らかとなった。従来、女性の高学歴、晩婚、革新的な意識といった属性は、出生力を低下させる要因として把握されてきた（出生動向基本調査）。そこで、これらの諸属性をコントロールした上での、出生力に及ぼす公務員就業の効果を検証するために、社会経済的変数を投入した多変量解析をおこなった。以下、子どもをほぼ産み終えたと思われる 40 歳以上の就業継続女性を対象に、出生児数に関する重回帰分析の結果を示す。対象者における公務員と民間社員の分布は、それぞれ 93 人、201 人となっている。係数の方向は、符号が正なら出生児数を高め、負なら低めることを意味している。

まず、公務員か否かを区別せず、結婚後から現在まで就業を継続している妻の結果をみると（表 1-モデル A）、社会経済的属性で有意な影響があるものは、DID 区分（非 DID で出生力が高い）、妻の学歴（大学卒の女性で出生力が高い）、妻の結婚年齢（20 代前半の結婚で出生力が高い）、結婚形態（見合い結婚で出生力が高い）などであった。さらに、これらの諸属性をコントロールした上での、公務員の影響をみると、公務員であることは民間企業の正社員と比較して、有意に出生力を高める傾向があることがわかる（表 1-モデル B）。

以上のような結果より、公務員で就業を継続する既婚女性は、高学歴、非伝統的、晩婚といった出生抑制的な属性を多く持っていることが明らかとなった。それにもかかわらず、公務員の既婚女性が高い出生力を示すという結果は、これらの諸属性以外にその影響を相

殺してもあまりある両立要因を持ち合わせていると考えられる。

### 3. 子どもの有無と公務員的就業環境

就業を継続している既婚女性において、公務員であることは、子どもを持ちやすく出生力を高めることが明らかとなった。つまり公務員として就業する既婚女性においては、一般に強いトレードオフの関連を持つ就業と出産・育児の関係がそれ程強固ではなく、比較的両立しやすい属性あるいは環境を持っていると推測される。では、一体どのような要因が、就業と出産・育児の両立のしやすさ、結果としての公務員と民間の出生力の差に関わっているのだろうか。本章の分析においては、公務員の①利用している保育資源、育児休業の有無、②夫のサポート等に注目し、民間との違いを明らかにし、就業と育児の両立を可能にする要因とその効果を考察する。その他、職場の勤務態勢や、就業時間等も、関わりの強い変数であると思われるが、データの制限もあり、今回は直接の分析対象とはしていない。

#### 1) 公務員の就業・育児環境

##### a. 利用している保育資源

出産後も就業を継続する女性の保育資源は、専業主婦で子育てをしている者と比較して、当然のことながら異なっている。調査結果からは、専業主婦の母親は主に、夫、親族といった家庭内の保育資源に頼っているのに対し、就業している母親は、親族以外に、育児休業制度、認可の保育所、など様々な社会的、制度的保育サービスを利用していることが明らかである<sup>(注4)</sup>。

では、公務員と民間企業の正社員の保育環境は、どのように異なっているのだろうか。はたして公務員は、多くの子どもを持ちやすいような保育資源を持ち合わせているのだろうか。図 12 は、第1子の生後1年における主な保育担当者の割合を、公務員、民間に分けてみたものである。利用割合が比較的高いものでは、「近居・同居の親の援助」「育児休業」「夫」「認可の保育所」などがあげられる。公務員と民間の利用割合で、とくに大きな差のあるものは、「育児休業制度」であり、公務員 32.7%に対して民間企業 12.2%と 20ポイントの差がみられる。育児休業制度は 1992 年 4月に施行され、働く女性全体に本格的に機能し始めたのは、最近のことであるが、公務員の利用割合は、施行される以前から民間とくらべて高かったのだろうか。参考のため、育児休業法が制度化された 1992 年前後で、保育資源がどのように変化したかみてみたい。

図 13 は、公務員における保育資源を示したものであるが、1992 年前後で、大きく利用割合が変化しているのは、「育児休業」と「親の援助」である。1992 年以降、育児休業の利用割合は、24.8%から 83.3%へと大きく上昇し、代わって、それ以前高い割合を占めて

いた「親の援助」が、低下していることがわかる。その他、エンゼルプランなどの子育て支援策の推進により、「認可の保育所」などの利用も増えてはいるが、育児休業の伸び率ほどではない。民間でも、(図 14) 育児休業利用割合が増えてはいるものの公務員との差は大きく3割にも満たない。1992年以降においても、民間企業で働く母親が最も利用しているサポートは「親の援助(61.0%)」である。民間で働く者にとって、育児休業法が制定された後のにおいても、親族のサポートが重要な資源であることに変わりない。

#### b. 家庭内保育資源としての夫のサポート

次に、家庭内の保育資源として重要と思われる、夫のサポートに注目してみたい。

妻が就業を継続していく上で、夫のサポートはどの程度得られているのであろうか。夫婦の育児分担に関する実証研究からは、妻が常勤の場合、専業主婦であるよりも夫の育児参加度が高いといった知見が多く見いだされている(堀尾他,1985;『WMS調査』,1987;『女性の就労と子育てに関する意識・実態調査』,1989)。一方、夫の家事参加に関しては、妻が有業(パートも含む)か無職かによって、夫の参加度にはそれ程違いがみられず、家庭内における根強い性別役割分業の実態が明らかとなっている(『社会生活基本調査』,1996)。

しかし、『母親の就業を中心とした社会参加と親役割に関する調査』(東京都生活文化局,1990)によると、妻がパートではなく常勤で就業している場合は、夫の家事・育児への参加が促され、とくに妻が公務員であると、その傾向は顕著となる。また、夫と妻の職業組み合わせ別にみても、夫と妻がともに公務員であると、夫の家事・育児分担率は、その実態、意識ともに極めて高いことがわかっている(袖井他,1986;『川崎市、共働き家庭の生活と意識についての調査』,1986)。公務員夫婦におけるこのような分業傾向の理由としては、夫が公務員であると、時間的調整が比較的容易であり、より強い家庭へのコミットが可能となるといった指摘がなされている。以上のような知見をみる限り、就業を継続する妻にとって、夫が公務員であることは、家庭と就業を両立するための、強力な資源を持っていると考えることができる。

では、今回の分析の対象である就業を継続する妻において、夫が公務員である割合はどの程度なのだろうか。表2は、妻の就業経歴パターン別にみた、夫の従業上の地位を示しているが、妻が公務員の場合において、夫も公務員である割合は、58.3%と非常に高いことがわかる。また、妻が民間の正社員では、8割以上が夫も民間勤務である。この結果から、公務員で就業を継続する妻は、半数以上が公務員の夫を持ち、多くの家事・育児に関するサポートを得ていることが推測される。

#### 2) 子どもの有無と公務員的就業環境効果

就業を継続している女性の就業・育児環境には、公務員と民間で育児休業制度の利用割合に大きな差があることがわかった。そして、この利用率の差は、近年さらに開きつつあ

るといいだろう。育児休業制度とは、政府が企業等に援助を行い、働く女性の就業継続と出産・育児の両立を促進しようというものである。それは、就業か出産かの二者択一であった状況に、「就業も出産も」といった第三の選択肢を用意した制度である（樋口1999）。しかしながら、今回の調査における結果は、多くの民間で働く女性に、第3の選択肢が機能していないことを意味している。

また、家庭内の保育資源に関しては、公務員として働く妻は、夫も公務員である割合が高く、より多くの家事・育児サポートを受けていることが推測された。

では、本稿のテーマである、就業を継続する妻の中での公務員と民間の出生力の違いは、育児休業制度のような両立支援策の利用割合の差に因るものなのであろうか。それとも、高いサポート力を持つ「夫が公務員」という属性が、より影響しているのだろうか。また、それ以外に妻自身が公務員である効果が強い可能性もある。以上のような変数が子どもを持つことに及ぼす効果をみるために、職種別の「育児休業取得率」<sup>(注5)</sup>と、「夫の従業上の地位」が、子どもの有無に及ぼす効果をロジスティック分析を用いて検証した。

表3は、結婚持続期間5～19年で就業を継続している妻において、子どもを持つか否かに対する、独立変数の効果をオッズ比で示している。対象者346人において、調査時点で子どもを持っていない者は、46人、持っている者は300人であった。独立変数としては、就業と出生に関するものとして「結婚年」、「妻の結婚年齢」、「DID区分」、「妻の学歴」、「結婚形態」、「夫の収入」、「理想子ども数」が加えられている。子どもがいる可能性を高める変数は、「非人口集中地域」、「理想子ども数」が多いことであり、統計的にも有意であった。統計的には有意ではないが、「妻の学歴」が高いこと、「見合い結婚」であることも子どもがいる可能性が高いことがわかる（表3-モデルA）。反対に最近結婚した者ほど子どもがいない可能性が高くなっている。次に、これらの変数に、妻が公務員か民間の違いといった変数を加えたところ、公務員であることが、子どもを持つ可能性を有意に高める変数であることがわかる。他の変数の方向性はほとんど変わらないことから、妻が就業継続で働いていても、公務員か民間であるかの違いは、子どもの有無に大きく影響を持つことがあらためて確認された。その影響は、公務員と強い相関を持つ「理想子ども数」の影響をコントロールしても、なお残っていることが明らかである（表3-モデルB）。

さらに、これらの独立変数に育児休業取得率を加えてみたところ、予想に反して、その効果はほとんどみられないことが明らかとなった（表3-モデルC）。この結果は、育児休業制度の利用しやすさが、子どもを持ちやすい条件として寄与してはならず、仮に民間における育児休業の利用率が公務員レベルまで上昇したとしても、必ずしも出生力が公務員程に高まらないということ意味している。

では、夫の就業はどのような影響があるのだろうか。モデルCに夫の職業の変数を投入すると、夫が公務員の場合、統計的にも有意ではないが子どもを持つ可能性が高まるという結果が得られた（モデルD）。また、同時に妻が公務員であることの効果がそれほど見られなくなっている。以上のような結果から、妻が公務員である場合の出生力への影響を妻の