

Variable	Year	Mean	S.D.	Min	Max	Obs.
TFR	1970	2.092	0.116	1.88	2.35	46
	1975	2.001	0.165	1.63	2.88	47
	1980	1.829	0.135	1.44	2.38	47
	1985	1.825	0.125	1.44	2.31	47
	1990	1.616	0.125	1.23	1.95	47
	1995	1.525	0.134	1.11	1.87	47
	2000	1.473	0.133	1.07	1.82	47
	2005	1.307	0.122	0.98	1.71	47
FLPR	1970	54.48	6.313	40.2	65.5	46
	1975	48.55	5.730	35.7	58.8	47
	1980	49.06	5.260	36.3	59.4	47
	1985	49.26	4.398	37.6	57.5	47
	1990	49.39	3.743	38.7	56.3	47
	1995	49.87	3.178	40.7	56.1	47
	2000	48.91	2.850	40.8	54.0	47
	2005	48.57	2.467	41.9	53.1	47
Marriages	1970	8.980	1.458	6.4	12.5	46
	1975	7.987	0.695	6.5	9.6	47
	1980	6.383	0.496	5.3	7.7	47
	1985	5.853	0.429	5.1	7.3	47
	1990	5.453	0.570	4.5	7.0	47
	1995	5.885	0.658	4.8	7.6	47
	2000	5.936	0.589	4.8	7.4	47
	2005	5.272	0.554	4.3	6.9	47
One-person Household	1970	N.A.	N.A.	N.A.	N.A.	N.A.
	1975	0.113	0.033	0.068	0.256	47
	1980	0.130	0.033	0.083	0.267	47
	1985	0.180	0.039	0.121	0.339	47
	1990	0.201	0.039	0.143	0.359	47
	1995	0.229	0.039	0.176	0.381	47
	2000	0.250	0.040	0.191	0.409	47
	2005	0.267	0.040	0.209	0.425	47
Leisure & Entertainment	1970	N.A.	N.A.	N.A.	N.A.	N.A.
	1975	0.0827	0.008	0.063	0.106	47
	1980	0.0849	0.009	0.068	0.111	47
	1985	0.0884	0.008	0.070	0.115	47

Variable	Year	Mean	S.D.	Min	Max	Obs.
	1990	0.0952	0.008	0.080	0.113	47
	1995	0.0960	0.010	0.076	0.121	47
	2000	0.1001	0.009	0.080	0.120	47
	2005	0.1021	0.010	0.076	0.127	47
Automobile Ownership	1970	0.120	0.027	0.068	0.184	46
	1975	0.238	0.038	0.164	0.333	47
	1980	0.319	0.048	0.212	0.443	47
	1985	0.354	0.051	0.246	0.478	47
	1990	0.428	0.056	0.304	0.560	47
	1995	0.561	0.078	0.341	0.718	47
	2000	0.681	0.105	0.358	0.852	47
	2005	0.773	0.127	0.365	0.956	47
Department Store	1970	17.196	20.72	3	123	46
	1975	29.213	37.56	4	203	47
	1980	35.532	41.94	2	231	47
	1985	51.617	59.26	7	300	47
	1990	57.106	59.05	5	242	47
	1995	44.596	45.37	3	235	47
	2000	65.085	63.89	11	322	47
	2005	63.447	60.69	12	295	47

3.2 Estimation Results

Table 3 is from cross section regression of TFR on all variables in Table 2. The regression equation is,

$$TFR_i = c + \beta_1 FLPR_i + \beta_2 Marriage_i + \beta_3 Oneperson_i \quad (9)$$

$$+ \beta_4 Leisure_i + \beta_5 Automobile_i + \beta_6 Dpt.Store_i + \epsilon_i, \quad (1)$$

where $i = 1, \dots, 47$, c is the constant term, $\beta_j, j = 1, \dots, 6$ are unknown parameters and ϵ is the error term.

Table 3 only shows the estimated coefficient ($\hat{\beta}_1$) of FLRP and ** indicates the null hypothesis $\beta_1 = 0$ can be rejected at 5% significance level. Although we could observe positive correlation between FRP and FLRP by the Pearson's Correlation Coefficient (See Figure 7), after adding to the consumption variables, the FLPR coefficient is no longer significant at the 5% level. However, the coefficient is significantly positive when cross sections are pooled for 1975 – 2005 with $\beta_{FLRP} = 0.066$.

Table 3: Estimation Coefficient of FLPR

1975	1980	1985	1990
-0.002	0.0072	0.0029	0.0072
1995	2000	2005	1970-2005
0.0056	0.0064	0.070	0.0066**

We believe that the variables we employ do not completely explain the heterogeneity of TFR. We suspect that there must be correlate with the error term, which causes a bias in the OLS estimators, as is often the case. To address this problem, we assume the heterogeneity among the prefectures is time invariant and apply the fixed effect model to our panel data which will guarantee a consistent estimation even with unobservable heterogeneity. We show the estimation results in Table 4, Column 1 of Table 4 is the pooled OLS regression result of equation 10, where $t = 1975, \dots, 2005$ and α is the constant term.

$$TFR_{i,t} = \alpha + \beta_1 FLPR_{i,t} + \beta_2 Marriage_{i,t} + \beta_3 Oneperson_{i,t} \quad (10)$$

$$+ \beta_4 Leisure_{i,t} + \beta_5 Automobile_{i,t} + \beta_6 Dpt.Store_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

Column 2 is regression result of equation 3. This is a fixed effects model that takes into account of heterogeneity(α) and FLRP is the only dependent

variable.

$$TFR_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 FLPR_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

FLPR coefficients become significantly positive the two regressions, (10) and (refreg3).

Column 3 shows a regression results of equation 4, where we obtain the negative coefficient of FLPR and it is significant.

$$TFR_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 FLPR_{i,t} + \beta_2 Marriage_{i,t} + \beta_3 Oneperson_{i,t} + \beta_4 Leisure_{i,t} + \beta_5 Automobile_{i,t} + \beta_6 Dpt.Store_{i,t} + \epsilon_{i,t}. \quad (4)$$

We summarize the estimation results of other variables briefly. The coefficient marriages, which we expected has positive correlation with TFR, is significantly positive, the region which has large number of married couples rather than other region achieve at higher TFR. High proportion of one-person households, proportion of leisure and entertainment expenditure and automobile ownership rate all give negative impact on TFR. In column 1, although we could see the negative correlation of department store numbers with TFR, it is not significant.

We conclude that our empirical investigation confirms the explanations of TFR and FLPR relationships of the theoretical model. Variables that capture consumption quality, such as household leisure and entertainment expenditures, automobile ownership, and number of department stores, have significant coefficients when they are added to the cross section regression model of TFR regressed on FLPR. And the FLPR coefficient is no longer significant at the 5% level (See Table 3). Furthermore, we found that FLPR has a statistically significant negative effect on TFR while consumption variables are statistically significant, once we take both time-variant regional heterogeneity of consumption and time-invariant heterogeneity into account using the fixed effect model. We also note that our results suggest that much of the distinction between the urban and rural areas in fertility patterns (Council for Gender Equality, Special Committee on the Declining Birthrate and Gender-Equal Participation, 2006b), can be explained by the differences in consumption patterns.

4 Concluding Remarks

In this paper we have presented an alternative explanation of the positive relationship between total fertility rate (TFR) and female labor participation rate (FLPR) observed in a cross section of OECD countries in recent years.

Table 4: Estimation Results

	Pooled OLS	Fixed Effect Model 1	Fixed Effect Model 2
Variables	Coefficients (t-value)	Coefficients (t-value)	Coefficients (t-value)
FLPR	0.0066(2.21)**	0.029 (5.32)**	-0.025 (-9.14)**
Marriages	0.053 (6.02)**		0.044 (7.05)**
One-person - households	-1.174 (-6.25)**		-0.626 (-2.52)**
Leisure & Entertainment	-4.162 (-5.66)**		-1.597 (-3.11)**
Automobile - ownership	-0.415 (-7.47)**		-0.819 (-13.60)**
Department - store	-0.001 (-6.54)**		0.0003 (1.12)
constant	1.889 (13.82)**	0.216 (0.77)	3.237 (23.76)**
R^2	0.806	0.079	0.937
Hausman Test	N.A.	7.88**	51.51**
Obs.	329	375	329

In the first half, we showed how low fertility is associated with consumption of higher quality products using a general equilibrium model with vertical quality differentiation and heterogeneous labor. Higher quality product has two effects: it makes consumption more attractive but also increases wage for skilled workers. The second effect make working more attractive and the resulting income effect implies having more children or consuming more higher quality product or both. If the income effect dominates, higher labor participation and higher birthrate will be observed when income effect dominates. If the substitution effect dominates, the relationship will be negative. In both cases, there will be a negative relationship between birthrate and consumption.

In the second half, we employed Japanese cross section from 8 different points in time (every five years from 1970 – 2005), that have also shown a positive correlation between TFR and FLPR in recent years to test the theory. We have shown significant coefficients for consumption variables when they are added to the cross section regression of TFR on FLPR. However, the FLPR coefficient is no longer significant at the 5% level once the consumption variables are included. Furthermore, FLPR has a statistically significant negative effect on TFR, and also consumption variables are statistically significant in a fixed effects model. The results are consistent with our new model as well as traditional economic models of the relation between TFR and FLPR.

References

- Acemoglu, Daron, 1998. "Why Do New Technologies Complement Skills? Directed Technical Change and Wage Inequality," *The Quarterly Journal of Economics*, 113(4):1055-89
- Aoki, Reiko, 2008. "On the Persistence of Low Birthrate in Japan," PIE/CIS Discussion Paper 347, Institute of Economic Research, Hitotsubashi University.
- Atoh, Makoto, 2006. "International Comparison of Declining Birthrate and Policies in Japan," in O.Saitao and N.Takayama eds., *Economic Analysis of Declining Birthrate, Toyokeizai*. (In Japanese, "Kokusaihikaku kara mita nihon-no shoshika to shosika taisaku")
- Bloom, David E., David Canning, Gunther Fink, and Jocelyn E. Finlay, 2007. "Fertility, female labor force participation, and the demographic dividend," NBER Working Paper 13583.
- Borarini, Romina and d'Ercole, Marco Mira, 2006. "Measures of Material Deprivation in OECD Countries," OECD Social, Employment and Migration Working Papers No.37.
- Council for Gender Equality, Special Committee on the Declining Birthrate and Gender-Equal Participation, 2006a. "International Comparison of the Social Environment regarding the Declining Birthrates and Gender-Equality - Summary Report," Cabinet Office, Government of Japan.
- Council for Gender Equality, Special Committee on the Declining Birthrate and Gender-Equal Participation, 2006b. "Domestic Comparison of the Social Environment regarding the Declining Birthrates and Gender-Equality - Summary Report," Cabinet Office, Government of Japan. (In Japanese, "Soshika to danjosanka ni kansuru shakaikankyo no kokunaibunseki hokokusho - gaiyou")
- d'Addio, Anna Cristina and Marco Mira d'Ercole, 2005. "Trends and Determinants of Fertility Rates in OECD Countries: The Role of Policies," OECD Social, Employment and Migration Working Paper No.27.
- Da Rocha, Jose Maria and Juiza Fuster, 2006. "Why are Fertility Rates and Female Employment Ratios Positively Correlated Across OECD Countries", *International Economic Review* 47(4):1187-1222.
- de Laat, Joost, and Sanz, Almudena Sevilla, 2006. "Working Women, Men's Home Time and Lowers-Low Fertility," ISER Working Paper 2006-23, Colchester: University of Essex.
- Flam, Harry and Helpman, Elhanan, 1987. "Vertical Product Differentiation and North-South Trade," *American Economic Review* 77(5): 810-822.
- Funke, Michael and Stuilik, Hoger, 2000. "On Endogenous Growth with Phys-

- ical Capital, Human Capital and Product Variety," *European Economic Review* 44: 491-515.
- Hasset, Michael, 2008. "Seeking a Life in Balance - Government's veiled Attempt to Address Labor Shortage Reeks and Comes at the Expense of Children," *The Japan Times* (Tuesday, January 1, 2008).
- Helpman, Elhana, 1993. "Innovation, Imitation, and Intellectual Property Rights," *Econometrica* 61(6):1247-1280.
- Kohler, Hans-Peter, Francesco C. Billari and Jose Antonio Ortega, 2006. "Low Fertility in Europe: Causes, Implications and Policy Options," in F.R.Harris ed., *The Baby Bust: Who will do the Work ? Who Will Pay the Taxes ?* Lanham,MD:Rowman & Littlefield Publishers:48-109.
- Macunovich, Diane J., 1998. "Fertility and the Easterlin Hypothesis: An Assessment of the Literature," *Journal of Population Economics*, 11:1-59.
- National Institute of Population and Social Security Research, 2003. *Child Related Policies in Japan*.
- Robinson, Gwen, 2007. "Michelin Sprinkles Stars in Tokyo," *Financial Times* (November 20, 2007).
- Sanderson, Warren C., 1976. "On Two Schools of the Economics of Fertility," *Population and Development Review* 2:469-478.
- Sleebos, Jolle E., 2003. "Low Fertility Rates in OECD Countries: Facts and Policy Responses," OECD Social, Employment and Migration Working Paper No.15.
- Suzuki, Toru, 2006. "Lower-Low Fertility and Governmental Actions in Japan," PIE Discussion Paper No. 294. Institute of Economic Research, Hitotsubashi University.
- Thoenig, M., and Verdier, T., 2003. "A Theory of Defensive Skill-Biased Innovation and Globalization," *American Economic Review*, 93: 709-728.
- Yomogida, M. and Reiko Aoki, 2005. "It Takes a Village - Network Effect of Child-rearing," PIE Discussion Paper No. 275, Institute of Economic Research, Hitotsubashi University.

Appendix

Proof of Claim 2

The demand and supply functions, (5),(6), (7), and (8), can be rewritten as,

$$\begin{aligned}
 L_s^S &= \theta N \bar{\ell} \int_1^\infty \frac{Q^\sigma}{Q^\sigma + \xi^{1-\sigma}} d\sigma + \theta N \bar{\ell} \int_{\hat{\sigma}}^\infty \left\{ \frac{Q^\sigma}{Q^\sigma + \xi^{1-\sigma}} - \frac{Q^\sigma}{Q^\sigma + 1} \right\} d\sigma \\
 L_s^D &= \theta N \bar{\ell} \int_1^{\hat{\sigma}} \frac{Q^\sigma}{Q^\sigma + 1} d\sigma + (1-\theta) N \bar{\ell} \int_1^{\hat{\sigma}} \frac{Q^\sigma}{Q^\sigma \xi + \xi^\sigma} d\sigma \\
 L_u^S &= (1-\theta) N \bar{\ell} \int_1^\infty \left\{ \frac{Q^\sigma \xi^{1-\sigma}}{Q^\sigma \xi^{1-\sigma} + 1} - \frac{1}{2} \right\} d\sigma + (1-\theta) N \bar{\ell} \int_1^\infty \frac{1}{2} d\sigma, \\
 L_u^D &= (1-\theta) N \bar{\ell} \int_{\hat{\sigma}}^\infty \frac{1}{2} d\sigma + \theta N \bar{\ell} \int_{\hat{\sigma}}^\infty 1 \xi^{-1} + \xi^{-\sigma} d\sigma.
 \end{aligned}$$

The claim follows from noting that $\hat{\sigma}$ is decreasing in ξ and increasing in Q , and that $Q^\sigma \xi^{1-\sigma} > 1$ for $\sigma < \hat{\sigma}$.

厚生労働科学研究費補助金（政策科学総合研究研究事業）
分担研究報告書

わが国の出生率と女性労働力化率に関する実証分析：

—地域間の消費財の質とバラエティの内生化—

研究分担者 小西 葉子 独立行政法人 経済産業研究所 研究員

研究要旨 わが国の出生率と女性の労働力化率の関係はマクロ経済において時系列方向に観察すると、経済理論と整合的な結果が観察される。しかし、都道府県データを用いて、両者を観察すると、近年の先進国と同様に、出生率と女性の労働市場参加率の正の相関の現象が観察される。これらの事象を契機に、出生率に消費財やサービス、労働者のスキルの種類や質が関係していることを考慮したモデル構築を行ってきた。本研究では、このモデルに対して、男女雇用機会均等法以降のわが国の都道府県データを用いて実証研究を行った。結果、婚姻、人口比率、世帯情報に加え消費行動や質をコントロールすることで、地域分析においても、経済理論と整合的な結果を得ることができた。

A. 研究目的

近年、クロスセクション分析を行うと出生率と女性労働力化率に正の相関がみられる。つまり女性が社会進出している地域ほど出生率が高いということである。これは直観的には受け入れ難い現象である。この現象がまず理論的に起こりうるのかを、分担研究1のモデルで明らかにし、本研究ではわが国の現状がどうなっているのかを実証分析によって明らかにする。

B. 研究方法

都道府県の出生率、女性労働力化率、人口、世帯、地域情報、家計情報などのデータを長期間収集した。まず、時系列方向と地域報告にデータを細かく観察して統計的な問題が存在するのかを精査した。具体的には、記述統計、出生率と女性の労働力化率の相関係数をまず計算し、正の関係がみられるのかを確かめた。その上で、まずこの種の研究で欠かさない、婚姻率、世帯情報、人口比率を加えクロスセクション回帰を行った。その際、余暇・レジャーに対する支出、乗用車保有率、

また最もオリジナリティのある変数として地域の消費財やサービスの質の代理変数としてデパートの数を加えて分析した。さらに、観測不能な地域の差異を考慮するためにパネルデータにプールして固定効果モデルの推計を行った。これらが今年度前半の試みであったが、セミナー、研究会、学会などでの報告でさらなる消費に関する情報を加えるべきだというコメントを受け、今年度後半には、家計の消費活動に関するデータをさらに収集し分析を行った。テクニカルには、通常考慮されないが、女性労働力化率は出産行動と同時決定的であるので、同時性、また質やバラエティ変数には測定誤差問題を考慮した操作変数法による推定を行っている。

C. 研究結果

第一に、出生率と女性労働力化率の相関係数を毎年計算すると確かに近年は有意に正の相関が観察された。第二に、婚姻や人口、世帯情報といった伝統的な変数に加えて、消費に

関する情報を考慮した回帰分析においてもクロスセクション分析では出生率に対して女性の労働力化率は非有意もしくはわずかに正の相関が観察された。第三に、消費に関する情報をコントロールし、さらに観測不能な地域の差異を考慮した固定効果モデルでは出生率と女性の労働力化率は有意に負の相関をもった。その上でわれわれの理論モデルの特徴である、質が出生率と関係があることを示すことができたのは、計量経済モデルの内生性や測定誤差があっても一貫性のある推定量が得られるモデルで推定したときのみであった。このことは、この種の分析で同時性、内生性、測定誤差が引き起こす誤差項と説明変数間の相関が推定量に大きな影響を与えていることを示唆している。

D. 考察

われわれの理論モデルでは、消費行動を明示的に含むことがオリジナリティの一つであったが、推定結果において家計の消費行動のいくつかも統計的に有意であることから、出生率関数に消費行動を含むことが有用であることをサポートする結果となった。本実証分析から得られた結果は、わが国の1980年代以降の出生率に関しては、女性の就業行動、家計の消費行動と大きく関わっており、特に女性の社会進出は出生率をわずかではあるが引き下げる効果を持っていることがわかった。さらに、地域の出生率の地域差に対して、地域の余暇やレジャーへ出費できる機会や、消費財の質の高さ等が説明力を有することがわかった。この結果は、単純な相関係数の計測結果とは全く異なるものであり、わが国の現状はマクロ経済で時系列データを用いて観察される出生率と女性の労働力化率と整合的であった。

E. 結論

近年のOECD諸国やわが国で観察される、時系列と地域分析の出生率と女性の労働力化率の関係の結果の相違は、出生行動を説明するのに、従来の女性の労働参加率や結婚率のみでモデルを構築し、説明するのが現実を説明するのに不十分な可能性がある。このことを理論・実証両面から指摘した。

F. 健康危険情報 該当しない。

G. 研究発表

1. 論文発表

R. Aoki and Y. Konishi, "The Relationship between Consumption, Labor Supply and Fertility - Theory and Evidence from Japan" CIS ディスカッションペーパー

2. 学会発表

関西計量経済学研究会 (2009年1月10日) で、"The Relationship between Consumption, Labor Supply and Fertility: Theory and Evidence from Japan" を報告。

H. 知的財産権の出願・登録状況 該当しない。

厚生労働科学研究費補助金（政策科学総合研究研究事業）
 社会保障と経済の相互関係に関する研究

【分担研究：わが国の出生率と女性労働力化率に関する実証分析：
 ー地域間の消費財の質とバラエティの内生化ー
 経済産業研究所 小西葉子】

1. はじめに

近年、OECD 諸国のクロスカントリー分析では、女性の労働力参加率と出生率には正の相関がみられ、女性の社会進出率が高い国ほど出生率が高いという逆転の現象が起きている。わが国においても、時系列データでみると女性の労働市場への参加率の上昇と共に出生率の低下が観察されているが、都道府県データを用いたクロスセクション分析では、1980年代後半からは、女性の社会進出率が高い都道府県ほど出生率も高いという現象が観察されている。この集計されたマクロデータでみた場合と、地方disaggregateしたデータで観察される逆転現象が起きている。図1はわが国の出生率であるが、1970年代中盤以降2を下回ってから、以降年々下降傾向にある。特に近年では東京都で1を下回っており、先進国の中でも深刻な出生率の低下が起きている。図2は出生率の都道府県間の標準偏差の時系列推移である。1930年から1960年代までは地域間の分散が非常に大きいのが、近年では相対的に出生率のレベルに関しては地域間で大きな差はみられず各地域に一律に出生率低下の問題が起きていると考えられる。

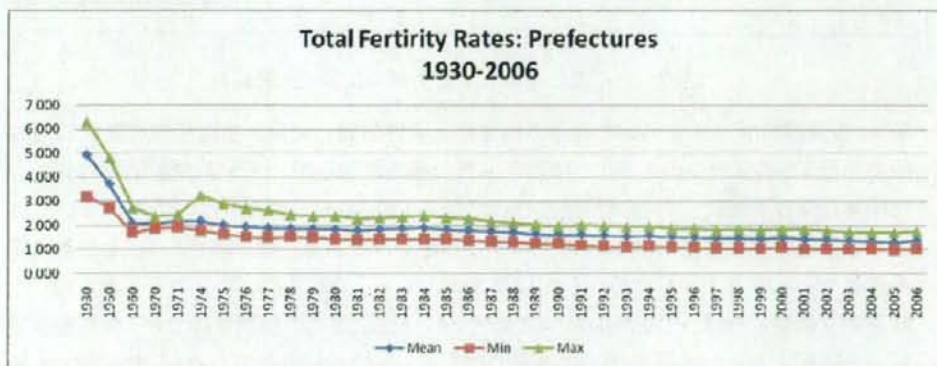


図1 わが国の出生率

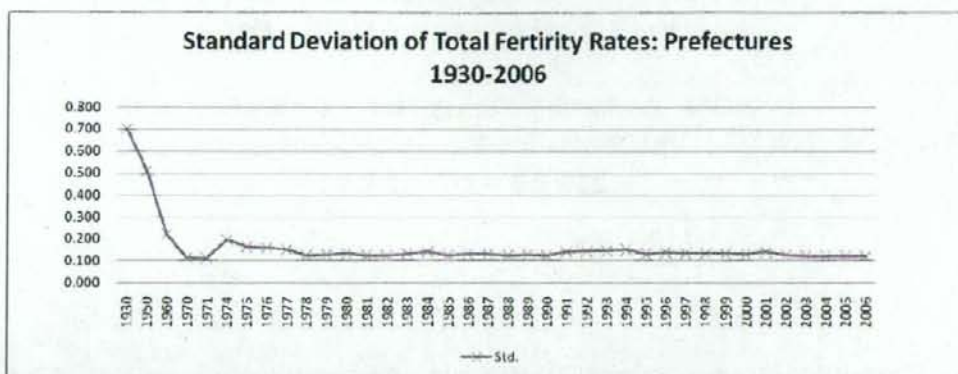


図 3 わが国の出生率の都道府県間の標準偏差

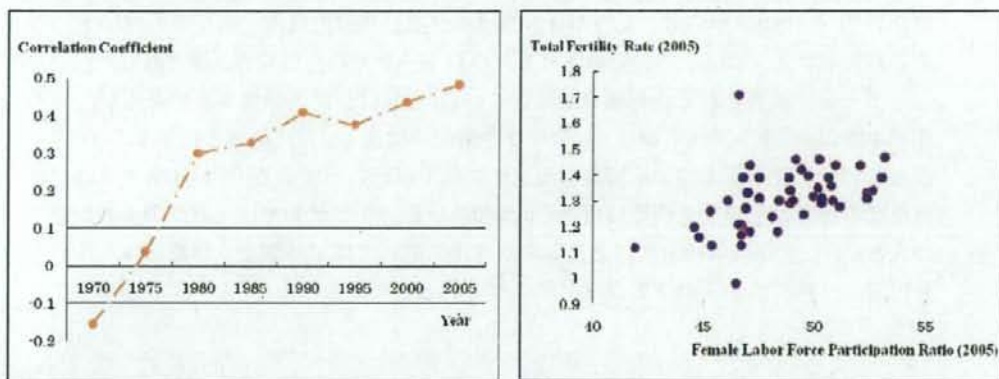


図 2 各年の出生率と女性労働力化率の相関係数

図3は都道府県データを用いて各年の出生率と女性労働力化率の相関係数を計算したものである。左のグラフのように、1970年は負の相関があるが、1975年は相関が0に近く、1985年以降は有意に正の相関が観察されている。図3の右のグラフは2005年について出生率と女性労働力化率の散布図をプロットしたものである。出生率が1.7以上ある沖縄県以外をみれば右上がりに分布しているのがわかる。これらの、マクロデータを用いて時系列で観察すれば、出生率の減少と女性の社会進出が負の相関を持つが、地域分析を行うと逆転するという現象はOECD諸国に関する分析で指摘されてきたが、わが国でも同様の現象が起きているのは非常に興味深い。しかし、この逆転現象について明確な結論を与えられている研究が十分に存在しないのが現状である。これは、出生率を説明するのに、従来の女性の労働参加率や結婚率のみでモデルを構築し、説明するのが不十分だ

からではないのかと考えられる。そこで我々は、昨年度に引きつづき、出生率と労働投入の関係について、女性の社会進出のみではなく、消費行動、財の質やバラエティの関係を内生化することによって、出生率の変動を説明するモデルを構築した(分担研究報告の1参照)。わが国について考えてみても、女性の社会進出に伴い出生率が低下したのは明らかであり、また東京都とその他地方とで、差は小さくなっているとはいえ、女性の就業行動、結婚、出産行動は異なることが容易に予想できる。今年度の分析の目的は、この新たな理論モデルについて、わが国都道府県データを用いて実証分析を行うことである。図2にあるように、都道府県間で女性の行動に差があるといっても、情報や移動技術の発展により、その差は年々小さくなっている傾向にあるこのような状況で、出生率に関する地域差を捉えて、分担研究報告の1で得られた結果に加えて新たな実証分析を行い、現実を反映した出生率と女性労働力化率の関係を検証することが本分析の目指すところである。

具体的には、まず各年のクロスセクション分析によって、女性の労働力化率がどのように推移しているかを観察する。さらに、既存研究で用いられる結婚率や若年層の人口割合などに加えて、家計の消費行動や、地域の消費に関する質やバラエティをコントロールした場合の女性の労働力化率係数の推移をみる。

最終的には、これらのコントロール変数でも識別できない観察されない地域の差異をパネルデータによる固定効果モデルで推定する。その際説明変数の内生性と消費財の質やバラエティの代理変数を用いることによる測定誤差問題を操作変数法により解決した推定結果を最終的な結果とする。期間は男女雇用機会均等法が制定された1985年以降を中心に2005年までを対象とする。

実証結果より、前述の地域の観測されない異質性や消費のバラエティを考慮しない状態では、出生率と女性の労働力化率は無相関あるいは正の相関が観察されたが、われわれの方法で分析を行った結果、有意に負の関係があることが観察された。さらに分担研究1では消費財の質やバラエティ変数が有意にならなかったが、この点も改善できた。この結果は経済理論で考えられる出生率と女性労働力化率の関係と整合的であり、さらにわが国の現状とも整合的な結果である。

2. 理論モデルについて

詳しくは分担研究報告1で述べられているが、ここでは後に続く実証結果の解釈を容易にするために、直観的なモデルの解釈を行う。従来の経済学の理論モデルにおいては、前述のように女性労働力化率の上昇は、従来出生率を阻む要因として考えられてきた。分担研究1のモデルでは、従来のモデルでは考慮されていないあるいは外生的に取り扱われてきた、財の質やバラエティ、消費行動、労働者の質やバラエティ、就業行動を内生的にモデルに組み込むことにより、女性の労働力化率がプラスの要因として働くこと

も説明できるモデル構築を行った。具体的には、ある一定の経済成長を遂げた国では、消費財やサービスに標準的な日用品の様な財と、高品質の財が存在し、消費者はどちらの財も消費することができる。しかし、一方で労働者はその熟練度合によっていずれかの財しか生産せず、その消費嗜好と財の種類割合、労働者の熟練・非熟練の割合が一樣分布に従うと仮定する。また各消費者（家計）は子供をもつことと消費行動によって効用を得るとする。効用関数の中に子供を持つことと消費行動を含むことは、経済学では通常モデリングであり、その際両者は代替関係にある。つまり、子供を持てば子供への時間配分が増えることにより、労働時間が減り、賃金が減少し、子供にかかるコストの分だけ消費へ向けられるコストが減少する。しかしわれわれのモデルでは、この消費財に質を考慮することにより、この質の向上が所得効果の役割を持ち、子供が増えても同時に所得も増え、自分の子供に向ける労働時間は減るがその分、子供のために使えるより高い消費財やサービスを購入することにより、子供の数も減らさずに済むという現象が起きることも考慮に入れた。同時に労働者の質も考慮するため、過度に高級財の需要が高まると、労働の希少化により賃金と所得が上昇し、高品質財消費者は消費を増やし、標準の製品（低品質）しか購入できないものは、子供の数を増加させて効用を上昇させる。つまり代替効果が大きければ、出生率と女性労働力化率は負の相関、所得効果が大きければ正の相関を持つことがわかる。このモデルを得たことで、時系列方向の推移だけではなく、地域分析の際、財の質やバラエティを考慮することが出生率と女性労働力化率の関係をみるために重要であることがわかる。関係は都心と地方と差の説明にもなる。また実際わが国で言われる地域格差が出生率に影響を与えるか否かを検証することも可能となるであろう。

3. 実証分析

ここでは、まず本分析で使用したデータについて概観する。次節の推定結果では、クロスセクションデータを用いて出生率を被説明変数として女性労働力化率などを加え回帰を行い、労働力化率の係数の推移を観察する。さらに、今年度の新たな結果の一つとして分担研究1を行った回帰分析で得られた女性労働力化率の係数の推移を紹介する。分担研究1では、一部消費の質を表す変数を導入して、パネル分析を行った。本分析の新しい結果として、分担研究1に加えて家計の消費行動に関する新たな変数を導入した。それらも加えてコントロールしたクロスセクション回帰で得られる女性労働力化率の時系列推移も示す。

本分析の最も重要な結果は、パネル分析の結果を本分析の最も重要な結果とする。その際、女性の労働力化率の同時性と、消費の質やバラエティの代理変数となっている変数に対しては、測定誤差の問題があるためそれらに対処した推定を行っている。さらに、

分析者に観測不能な地域の差をコントロールするため固定効果による分析を行っている。

3. 1 データと記述統計

次節の推定に用いたデータは、1980年から2000年の期間の都道府県データである。出生率、女性の労働力化率、家計の消費に関するデータ等である。表1に変数名、定義を掲載している。

表1 使用した変数名と定義

Var. Name	Description
TFR	合成特殊出生率
FLPR	女性の労働力化率
Marriages	該当年の婚姻組数 / 1000
One-person Household	単身者世帯数 / 一般世帯数
Leisure & Entertainment	教養娯楽費 / 消費支出 (全世帯)
Automobile Ownership	保有乗用車数 / 生産労働人口
Department Store	デパートの数
Haigusya_syotoku	配偶者収入 / 世帯収入 (勤労者世帯)
Food	食料 / 消費支出 (全世帯)
Housing	住居費 / 消費支出 (全世帯)
Kounetsuhi	光熱・水道 / 消費支出 (全世帯)
Kagu	家具 / 消費支出 (全世帯)
Ifuku	被服・及び履物 / 消費支出 (全世帯)
Hoken	保険医療 / 消費支出 (全世帯)
Kotsu & Tsushin	交通・通信 / 消費支出 (全世帯)
Kyoiku	教育 / 消費支出 (全世帯)
Comsump. Total	消費支出 (合計) / 実支出 (勤労者世帯)
Loan	土地家屋借金返済 / 実支出 (勤労者世帯)

出所は以下の通りである。TFR と Marriages は『人口動態統計』、FLPR は『労働力調査』、One-person Household、生産労働人口、15歳 - 49歳人口比率は『国勢調査』、Haigusya_syotoku、実支出、Leisure & Entertainment、Food、Housing、Kounetsuhi、Kagu、

Ifuku, Hoken, Kotsu & Tsushin, Kyoiku, Consump. Total は『家計調査年報』、Automobile Ownership は『自動車保有車両数』、Department Store は『事業所統計』を用いた。特に地域の消費の質やバラエティを代理する変数として、教養娯楽費、デパートの数、自動車有率が重要な変数であると考え。以下で、これらの記述統計を簡単にみていく。表 2 は 1975 年と 2005 年について、各変数の最小値と最大値になった都道府県名を載せている。出生率については、この 30 年一貫して、最少だったのが東京で、最大が沖縄である。女性労働力化率は、2005 年は北陸の福井県が最も高く、1985 年以降は北陸の県が最大値になっている。これは、これらの県では親や祖父母との同居率が高く自営業率が高い産業構造を有していることが先行研究などでも指摘されている。興味深いのが婚姻率で、1975 年、2005 年とも東京が最大値である。東京は労働人口、若年層人口が高いため婚姻率は高いが、出生率は最低であるということになる。このギャップに何が起因しているかを調べることがわが国の都市部と地方の出生行動の差異を説明するために必要となる。本分析の一つのオリジナリティは、デパートの数を説明変数に加えていることにある。デパートは一般的に質の高い商品を数多く揃えており、またある程度の商業発達や人口規模があるところに出店する。そのため、デパートを学校や図書館などのように社会資本ととらえ、一人当たりにならないことにより、地域に蓄積された資本としての意味や施設へのアクセスの容易さの違いを表していると考え、実際、これも一貫して東京が最大値である。乗用車保有率に関しては、都市部に住んでいると交通機関が発達しており、維持費が高いため保有率が低くなるのではないかと予想した。これは、今回交通・通信費も加えることでより詳しい分析が期待できる。

表 2 各変数の最小値と最大値となった都道府県

Var. Name	1975		2005	
	Min	Max	Min	Max
TFR	Tokyo	Okinawa	Tokyo	Okinawa
FLPR	Nara	Tottori	Nara	Fukui
Marriages	Shimane	Tokyo	Akita	Tokyo
One-person Household	Toyama	Tokyo	Nara	Tokyo
Leisure & Entertainment	Aomori	Nagano	Okinawa	Saitama
Automobile Ownership	Nagasaki	Gumma	Tokyo	Gumma
Department Store	Tottori	Tokyo	Fukui, Kochi, Okinawa	Tokyo

表3と表4は代表的な変数の1975年と2005年の相関係数である。両者とも出生率と女性労働力化率は正值であるが、2005年は1975年と比較すると非常に大きくなっており、有意に正の相関があるといえる。他の特徴的なことという、この30年で自動車保有率が出生率に与える影響が2.5倍になっている。また自動車保有率が高いところはデパートが少ないことを表す両者の相関係数の値も約2倍に大きくなっている(絶対値で)。30年通じて値が似通っているのが、婚姻率とデパート、一人暮らし率とデパートの関係で高い正の相関がある。これは、都会で婚姻率や若い単身世帯が多いことに起因すると考えられる。一方で、通常正の相関があると考えられる出生率と婚姻率は両年とも負の相関がある。これは、これは単相関でそれぞれの関係を観察することの限界であり、以降で関係のあるすべての変数をモデルに入れて回帰分析を行っていく。

表3 相関係数 (1975年)

	TFR	FLS	Marriages	One-person	Leisure	Automobile	Department Store
TFR	1						
FLS	0.037	1					
Marriages	-0.095	-0.673	1				
One-Person Household	-0.258	-0.371	0.371	1			
Leisure & Entertainment	-0.174	0.314	-0.086	-0.197	1		
Automobile Ownership	0.235	0.458	-0.182	-0.355	0.247	1	
Department Store	-0.378	-0.479	0.689	0.657	-0.033	-0.368	1

表4 相関係数 (2005年)

	TFR	FLS	Marriages	One-person	Leisure	Automobile	Department Store
TFR	1						
FLS	0.484	1					
Marriages	-0.214	-0.133	1				
One-Person Household	-0.412	-0.389	0.505	1			
Leisure & Entertainment	-0.635	-0.181	0.225	0.082	1		
Automobile Ownership	0.610	0.631	-0.556	-0.692	-0.295	1	
Department Store	-0.603	-0.343	0.770	0.653	0.446	-0.781	1

3. 2 推定結果

まず、表 5 で出生率に対して女性労働力化率のみを説明変数とした回帰で得られた女性労働力化率 (FLPR) の係数、表 6 で表 5 に加え婚姻率も説明変数とした場合の結果、表 7 では分担研究 1 で用いた変数群による回帰を行った際の FLPR の係数の時系列推移を示す。表 8 は、今回新しく採用した変数も加えた結果である。なお、各表の*は 10%、**は 5%有意水準である。

表 5 FLPR の回帰係数 (説明変数: FLPR)

1975	1980	1985	1990
0.001	0.007**	0.009**	0.014**
1995	2000	2005	1970-2005(pooled ols)
0.016**	0.020**	0.024**	0.016**

表 7 FLPR の回帰係数 (説明変数: FLPR と婚姻率)

1975	1980	1985	1990
-0.001	0.009**	0.010**	0.008
1995	2000	2005	1970-2005(pooled ols)
0.008	0.018**	0.023**	0.017**

表 6 FLPR の回帰係数 (説明変数は式 (1) 参照)

1975	1980	1985	1990
-0.002	0.0072	0.0029	0.0072
1995	2000	2005	1970-2005(pooled ols)
0.0056	0.0064	0.070	0.0066**

$$\begin{aligned}
 TFR_i = & c + \beta_1 FLPR_i + \beta_2 Marriages_i + \beta_3 one\ person_i \\
 & + \beta_4 Leisure_i + \beta_5 Automobiles_i + \beta_6 Department\ store_i + \varepsilon_i \quad \dots(1) \\
 & i = 1, \dots, 47
 \end{aligned}$$

表 8 FLPR の回帰係数 (説明変数は式 (2) 参照)

1975	1980	1985	1990
N.A	0.011	0.003	0.004
1995	2000	2005	1980-2005(pooled ols)
0.012	0.011	0.008	0.005**

$$\begin{aligned}
 TFR_i = & c + \beta_1 FLPR_i + \beta_2 Marriages_i + \beta_3 one\ person_i \\
 & + \beta_4 Leisure_i + \beta_5 Automobiles_i + \beta_6 Department\ store_i + \beta_7 15-49\ pop_i \\
 & + \beta_8 Haigusya_syotoku_i + \beta_9 Food_i + \beta_{10} Housing_i + \beta_{11} Kounetsuhi_i \\
 & + \beta_{12} Kagu_i + \beta_{13} Ifuku_i + \beta_{14} Hoken_i + \beta_{15} Kotsu\ \& Tsushin_i + \beta_{15} Kyoiku_i \\
 & + \beta_{16} Loan_i + \varepsilon_i \dots(2) \\
 & i = 1, \dots, 47
 \end{aligned}$$

表 5 から 8 を通じて、期間中の全データを用いて行った回帰では FLPR の係数は正に有意であった。(1) 式、(2) 式で消費行動に関するデータを加えた結果では有意な結果が見られなかった。

本分析では、出生率と女性労働力化率の関係をみるために、従来の婚姻率などの変数でコントロールするだけではなく、女性労働力化率の同時問題、消費財・消費行動の内生化、質やバラエティ、パネルデータを用いることにより分析者には観察されない地域の異質性を考慮することにより、統計的に精度の高い結果を得ることを目的としている。以下 (3) 式 - (5) 式では、分担研究 1 の中でも紹介されている結果を抜粋して紹介する。(3) 式は pooled OLS の結果である。(4) 式は固定効果モデルで推定する際に他の変数を含まずに推定した。(5) 式は 6 つの変数を含みかつ固定効果モデルで推定している。

$$\begin{aligned}
 TFR_i = & c + \beta_1 FLPR_i + \beta_2 Marriages_i + \beta_3 one\ person_i \\
 & + \beta_4 Leisure_i + \beta_5 Automobiles_i + \beta_6 Department\ store_i + \varepsilon_i \dots(3) \\
 & i = 1, \dots, 47 \\
 TFR_{it} = & \alpha_i + \beta_1 FLPR_{it} + \varepsilon_{it} \dots(4) \\
 & i = 1, \dots, 47, t = 1975, \dots, 2005 \\
 TFR_{it} = & \alpha_i + \beta_1 FLPR_{it} + \beta_2 Marriages_{it} + \beta_3 one\ person_{it} \\
 & + \beta_4 Leisure_{it} + \beta_5 Automobiles_{it} + \beta_6 Department\ store_{it} + \varepsilon_{it} \dots(5) \\
 & i = 1, \dots, 47, t = 1975, \dots, 2005
 \end{aligned}$$

表9の3列目と4列目について詳しくみていく。3列目、4列目ともにハウスマン検定において固定効果モデルを採択している。本分析のパネル回帰では、全ての推定においてランダム効果モデルが棄却された。3列目は全ての変数が外生変数と仮定した推定で、4列目はFLPRが同時性を持ち、さらに代理変数と考えられる他の変数の測定誤差問題を考慮して操作変数法による推定を行った結果である。結果、FLPRの係数は有意に負値となりさらに絶対値が大きくなっており、これらの問題の考慮が有益であることを示している。しかし、本研究のオリジナリティの一つである、消費財の質の代理変数であるデパートの係数はこれらのパネル分析では予想された符号とも逆で、有意性も観察されなかった。

表9 FLPRの回帰係数(説明変数は式(3)-(5)参照)

	Pooled OLS (t-value)	Fixed Effect Model 1 (t-value)	Fixed Effect Model 2 (t-value)	IV-Fixed Effect Model 3 (t-value)
FLPR	0.0066 (2.21**)	0.029 (5.32**)	0.025 (-9.14**)	-0.029 (-2.37**)
Marriages	0.053 (6.02**)		0.044 (7.05**)	0.060 (1.61)
One-person Household	-1.174 (6.25**)		-0.626 (2.52**)	0.388 (0.34)
Leisure & Entertainment	4.162 (-5.66**)		-1.597 (-3.11**)	-19.83 (-2.37**)
Automobile ownership	-0.415 (7.47**)		-0.819 (13.60**)	-0.811 (3.55**)
Department store	-0.001 (-6.54**)		0.0003 (1.12)	0.0079 (1.64)
constant	1.889 (31.82**)	0.216 (0.77)	3.237 (23.76**)	4.484 (5.49**)
R ²	0.806	0.079	0.937	0.311
Hausman Test	N.A.	7.88**	51.51**	16.99**
# of Obs.	329	375	329	282

出生率関数に通常考慮される変数とは、女性の労働力化率、若年層人口比率、世帯の種類などである。分担研究1(表9)では、家計支出に占める教養娯楽費、生産人口一人当たりの乗用車保有率、地域のデパートの数を新たに加えた。教養娯楽費は、レジャーとなる楽しみが多い地域ほど婚姻や出産が遅くなるのではないかと、デパートがある都会も晩婚化、出生率の低下が予想され、自動車保有率に関しては所得の代理変数となるのか、生活に自動車が必要の地方を表すのかどちらとも予想ができると考えた。表9の4列目の結果では、