

TEST	DF	VALUE	PROB
Breusch-Pagan test	7	4.83381	0.6802358
Koenker-Bassett test	7	5.430279	0.6076064

SPECIFICATION ROBUST TEST

TEST	DF	VALUE	PROB
White	35	33.1038	0.5598996

DIAGNOSTICS FOR SPATIAL DEPENDENCE

FOR WEIGHT MATRIX : q1.GAL (row-standardized weights)

TEST	MI/DF	VALUE	PROB
Moran's I (error)	0.270334	3.3295434	0.0008700
Lagrange Multiplier (lag)	1	3.4629108	0.0627598
Robust LM (lag)	1	2.6234537	0.1052950
Lagrange Multiplier (error)	1	6.2238573	0.0126040
Robust LM (error)	1	5.3844003	0.0203176
Lagrange Multiplier (SARMA)	2	8.8473111	0.0119903

=====
END OF REPORT
=====

SUMMARY OF OUTPUT: SPATIAL LAG MODEL - MAXIMUM LIKELIHOOD ESTIMATION

Data set : anadata2
 Spatial Weight : q1.GAL
 Dependent Variable : RAT Number of Observations: 47
 Mean dependent var : 1.04481 Number of Variables : 9
 S.D. dependent var : 0.0236169 Degrees of Freedom : 38
 Lag coeff. (Rho) : 0.0357739

R-squared : 0.397435 Log likelihood : 121.266
 Sq. Correlation :- Akaike info criterion : -224.532
 Sigma-square : 0.000336086 Schwarz criterion : -207.881
 S.E of regression : 0.0183326

Variable	Coefficient	Std.Error	z-value	Probability
W_RAT	0.03577387	0.01889612	1.893186	0.0583330
CONSTANT	0.980984	0.04242916	23.12052	0.0000000
UNEMPM	-0.009184155	0.00320152	-2.868686	0.0041219
PAGI	-0.001545965	0.001408505	-1.097593	0.2723824
PII_05	0.03616047	0.03880476	0.9318566	0.3514106
EXMFIP	0.03187127	0.009510783	3.351067	0.0008051
TDRMR05	-0.02112121	0.03184811	-0.6631857	0.5072115
COHA	-0.0001428239	0.0003921114	-0.3642432	0.7156766
UNIF05	0.0004848717	0.000684617	0.7082379	0.4787974

REGRESSION DIAGNOSTICS

DIAGNOSTICS FOR HETEROSKEDASTICITY

RANDOM COEFFICIENTS

TEST	DF	VALUE	PROB
Breusch-Pagan test	7	6.517727	0.4807561

DIAGNOSTICS FOR SPATIAL DEPENDENCE

SPATIAL LAG DEPENDENCE FOR WEIGHT MATRIX : q1.GAL

TEST	DF	VALUE	PROB
Likelihood Ratio Test	1	3.506025	0.0611460

=====
END OF REPORT
=====

SUMMARY OF OUTPUT: SPATIAL ERROR MODEL - MAXIMUM LIKELIHOOD ESTIMATION

Data set : anadata2
 Spatial Weight : q1.GAL
 Dependent Variable : RAT Number of Observations: 47
 Mean dependent var : 1.044815 Number of Variables : 8

S.D. dependent var : 0.023617 Degree of Freedom : 39
 Lag coeff. (Lambda): 0.963058

R-squared : 0.561697 R-squared (BUSE) :-
 Sq. Correlation :- Log likelihood : 129.287032
 Sigma-square : 0.000244 Akaike info criterion : -242.574
 S.E of regression : 0.0156354 Schwarz criterion : -227.772883

Variable	Coefficient	Std.Error	z-value	Probability
CONSTANT	1.117885	0.04476563	24.97196	0.0000000
UNEMPM	-0.01089179	0.003280203	-3.320462	0.0008988
PAGI	-0.00295942	0.001114604	-2.655131	0.0079279
PII_05	0.03780074	0.04128096	0.9156944	0.3598272
EXMF1P	0.02348232	0.007793949	3.012891	0.0025879
TDRMR05	-0.07485026	0.02550311	-2.934946	0.0033362
COHA	-7.150284e-006	0.0003157021	-0.02264884	0.9819303
UNIF05	0.0002869915	0.0007038415	0.4077502	0.6834572
LAMBDA	0.9630577	0.0165635	58.14335	0.0000000

REGRESSION DIAGNOSTICS

DIAGNOSTICS FOR HETEROSKEDASTICITY

RANDOM COEFFICIENTS

TEST	DF	VALUE	PROB
Breusch-Pagan test	7	5.846465	0.5577871

DIAGNOSTICS FOR SPATIAL DEPENDENCE

SPATIAL ERROR DEPENDENCE FOR WEIGHT MATRIX : q1.GAL

TEST	DF	VALUE	PROB
Likelihood Ratio Test	1	19.54765	0.0000098

END OF REPORT

空間誤差モデルの結果からは、社会経済事情や家族形成パターンでコントロールしてもなお、隣接地域の空間依存性が残っていることがわかった。この効果は一体何を意味するのだろうか。この中身については、これ以上データから明らかにすることはできない。ここではいくつかの可能性を考えてみたい。

(1) 地域特有の文化

まず、第二人口転換とは別のその地域周辺特有の価値観や文化が影響を及ぼしている可能性である。都道府県という行政単位は明治以降にできた区分であり、その以前からの文化圏とは一致していない。そうした長年の文化が、外部の刺激に対して同じような反応を示す環境をつくっているとすると、近隣地域での行動変化に共通性が見られる可能性がある。たとえば、3世代同居といった家族の形態については、文化人類学や家族社会学の分野において従来から強い地域性があることが指摘されている（加藤 2005）。こうした慣習のもとで醸造されてきた特有の考え方が、同じ刺激に対して同じような反応を示すことにつながったり、特定の情報や行動パターンが受け入れられやすいといった環境をつくっている可能性がある。

(2) 経済圏、情報網

現代社会の経済圏は都道府県単位ではなく、大都市を拠点とした地域ブロックを形成している。人々の移動は、とりわけそうした範囲で頻繁であると考えられ、また物流や新聞、テレビ番組などが特定の地域限定で機能していることも少なくない。こうした事情が都道府県という行政区分を超えて同じ経済圏、情報網下に住む人々に同じような刺激をもたらしている可能性がある。第一の人口転換の際も、出生抑制の進展に新聞の普及が果たした役割が大きかったと指摘されている (Hornik and McAnany 2001)。近年では情報源がインターネットなど空間に依存しない傾向が強まっているが、それでも地域特有の情報が貢献している可能性は捨て切れない。

(3) 社会的ネットワーク

進学や就職、結婚等をきっかけとして、都道府県を超えて人が移動するのは現代では珍しくない。とりわけ近隣の都道府県との往来は距離の離れた地域と比べて頻繁であると考えられる。こうした移動が社会的ネットワークを構築し、家族形成に関する価値観や行動に影響を与えていることも考えられる。Rindfussらの研究によれば、今日の日本では、親戚や知人に同棲経験者、保育所の利用者、婚外出生、生涯独身を通しそうな人がいるなど、家族形成の新しいパターンを見聞きしている人がかなり多く存在しており、そのような知人が多い人ほど、そうした行動に寛容である結果が得られている (Rindfuss, Choe, Bumpass and Tsuya 2004)。個人の体験がネットワークを通じて社会的な変化に結びつく可能性を指摘したものと見えよう。空間依存性の範囲が、このようなネットワークの強い範囲と重なっているとすれば、ネットワーク効果をある程度裏付けるものになるかもしれない。

(4) 近隣行政の影響

いわゆる少子化対策は、現在地方自治体が具体的な取り組みを進めている (守泉 2008, 鎌田 2008)。各自治体は独自にプランを作成することが要求されているが、多くの自治体が、他の自治体の取り組みを参考にしていると考えられる。その際、離れた自治体よりも近隣地域の取り組みに関心が寄せられることが多いかも入れない。取り組みに熱心な自治体が近隣にあり、成果がでていと伝わった場合、同じような取り組み、あるいはより充実した取り組みが進められるといった事態が考えられる。Casterline (2001)は、社会的影響の中に、社会的な比較social comparisonの役割を挙げているが、いわゆる「横並び意識」や「競争意識」などが含まれるとみられる。こうした意識は、行政の取り組みに限らず、民間企業における取り組みなども含め、接触の多い地域でフィードバックが繰り返され、周囲一帯の環境が向上し行動変化を促す、といった効果をもたらされている可能性がある。こうした効果を確かめる手段としては、都道府県行政や地方自治体が周辺の自治体をどのように意

識しているか、取り組みに当たって近隣地域の取り組みが影響したかなどをさぐることが1つのアプローチとなるかもしれない。

以上のように空間依存性が何を意味するのかについて、いくつかの可能性を示してみたが、これらの可能性を検証していくためには、それぞれの効果に関連する指標が、実際に空間的依存性の高い地域と関係しているのかを丁寧に見ていく必要があると思われる。

結論

本研究では日本における2005年以降の期間合計特殊出生率の反転上昇傾向の背景をとらえるために、都道府県別のTFR反転上昇傾向と家族形成の新展開を示す指標およびいくつかの社会経済的変数との関係を検証した。1990年代からTFRが反転上昇しているイタリアでは、いわゆる西欧社会の第二の人口転換に特徴的と言われる婚外出生や離婚、同棲などが増加し、女性の高学歴化が進み、外国人割合が高まっている北部地域で、出生率の回復傾向がより明確であるとの結果が出ている。日本についてもこれに近い変数を選択し、まず探索的に、都道府県別の地域パターンについて出生率上昇と他の家族形成の諸変数とで比較してみた。その結果、イタリアほどは、出生率上昇の地域パターン（西高東低）が家族形成の新展開と符合するといった結果は得られなかった。

TFRの反転上昇の度合いを、社会経済変数および家族形成指標で説明する空間回帰分析の結果からも、農業地域、経済停滞地域で出生率の反転度合いが鈍い、婚外子割合が高い地域ほど出生率の反転上昇度が高いという関係が認められたものの、離婚や女性の高学歴、同棲経験率など、イタリアで出生率上昇と結びつけられた変数については、日本ではそのような関係は確認できなかった。離婚が多い地域ではむしろ反転が弱いという結果であった。

本研究はTFR反転の直接的なメカニズムに迫ったものではなく、反転の背景として、第二の人口転換仮説がどの程度適用可能かを発見的に確認することを目的としていた。今回の結果からは日本の2005年以降のTFRの反転を第二人口転換の文脈で説明するには十分な証拠は得られなかった。近年の出生率の反転は日本独自の事情による可能性がある。ではどのような解釈が可能なのだろうか。2000年以降のTFRの落ち込みの反動など、タイミング効果の影響などを測定する必要がある。そのためには出生率に関するコーホート別の分析や個票をつかった要因分析など、人口学的メカニズムに沿ったより精緻な分析が必要である。また、今回用いた変数が、第二人口転換の進展を表すものとして最適であったかどうかについても個別に検証する余地がある。さらに都道府県という分析単位を、市区町村などより小規模の単位に変えることによって、結果が変わってくる可能性もある。子育て支援策などは市区町村別に取り組みされており、そうした効果を検証することは政策評価にも役立つと思われる。鎌田(2009)は市区町村別のデータを用い、同じく空間回帰分析の手

法を用いて保育所数に関連する地域特性を検証している。

なお、今回の空間回帰分析では、出生力の変動といった観察変数が隣接地域で似通う、すなわち空間的依存性が確認されたため、その効果をモデル化した空間誤差モデルを推定した。すなわち、出生率の動きには地域内の構造だけでは説明しきれない近接地域を広範に覆う空間効果や文脈効果 *contextual effects* といったものが影響している可能性がある。第二人口転換仮説に限らず、歴史的に醸造された文化、経済圏や地域限定の情報網を経由した価値観や行動パターンの伝播、都道府県を越えた社会的ネットワークが影響しているのかもしれない。行政の取り組みという観点から見れば、近隣地域に合わせようとする「横並び意識」や、周囲を上回ろうとする「競争意識」といったものを含んでいる可能性もある。

出生行動の変化は、従来から伝播のメカニズムの重要性が指摘されていた(Casterline 2001, 池 2009)。空間効果はその重要な一翼と考えられる。行動変化に「場の事情」「場の空気」「近隣との交流」といったものが影響を与えているとすると、出生率を見通す際には当該地域の構造的要因の解明だけでは不十分ということになる。こうした側面の定量化やモデル化を進めるためにも、出生力分析における空間分析は有用な方法論であることが期待される。

謝辞

方法論の検討およびデータベース構築にあたって、明治大学兼任講師の鎌田健司氏、国立社会保障・人口問題研究所の小池司朗室長には大変お世話になった。ここに記して感謝申し上げたい。

文献

- Anselin, L. 1988. *Spatial econometrics: Methods and models*. Dordrecht, the Netherlands: Kluwer Academic Pub.
- Anselin, L. 1995. "Local Indicators of Spatial Association - LISA." *Geographical Analysis* 27(2):93-115.
- 阿藤誠.2005.「少子化をめぐる研究の課題と展望」『人口学研究』37:1-9.
- 阿藤誠, 赤地麻由子.2003.「日本の少子化と家族政策：国際比較の視点から」『人口問題研究』59(1):27-48.
- Dalla Zuanna, G. and G. A. Micheli (eds.). 2004. *Strong family and low fertility: A paradox? New perspectives in interpreting contemporary family and reproductive behaviour*, European Studies of Population, Vol.14, Springer Netherlands.
- Caldwell, J.and T. Schindlmayr. 2003. "Explanations of the fertility crisis in modern societies: A search for commonalities." *Population Studies* 57(3):241-263.

- Caltabiano, M. 2008. "Has the fertility decline come to an end in the different regions of Italy? New insights from a cohort approach." *Population* 63(1):157-171.
- Casterline, J.B. 2001. "Diffusion processes and fertility transition: Introduction." Pp. 1-38 in *Diffusion Processes and Fertility Transition: Selected Perspectives*, edited by J.B. Casterline. Washington, D.C.: National Academy Press.
- Castiglioni, M. and G. Dalla Zuanna. 2008. "Marital and reproductive behavior in Italy after 1995: Bridging the gap with Western Europe?" *European Journal of Population*.
- Cleland, J. and C. Wilson. 1987. "Demand theories of the fertility transition: An iconoclastic view." *Population Studies* 41(1):5-30.
- Cliff, A.D. and J.K. Ord. 1981. *Spatial processes: Models and applications*. London, England: Pion Ltd.
- 廣嶋清志・三田房美.1995.「近年における都道府県別出生率格差の分析」『人口問題研究』50(4): 1-30.
- Hornik, R. and E. McAnany. 2001. "Mass media and fertility change." Pp. 208-239 in *Diffusion processes and fertility transition: Selected perspectives*, edited by J.B. Casterline. Washington, D.C.: National Academy Press.
- 池周一郎.2009.『夫婦出生力の低下と拡散仮説—有配偶完結出生力低下の反応拡散モデル』古今書院.
- Irwin, E. and N. Bockstael. 2004. "Endogenous spatial externalities: Empirical evidence and implications for the evolution of exurban residential land use patterns." Pp. 359-380 in *Advances in spatial econometrics: Methodology, tools and applications*, edited by L. Anselin, R.J.G.M. Florax, and S.J. Rey: Springer.
- 石川晃.1992.「近年における地域出生変動の要因—有配偶構造の影響」『人口問題研究』48(3):46-57.
- 石川晃.2008.「都道府県別女性の年齢（5歳階級）別出生率および合計特殊出生率：2007年」『人口問題研究』64(4):80-85.
- ISTAT. 2008. "Indicatori Demografici Anno 2007."
- 鎌田健司.2008.「地方自治体の少子化対策」兼清弘之・安蔵伸治編著『人口減少時代の社会保障』原書房、pp.153-184.
- 鎌田健司.2009.「人口・労働関連指標に関する地域特性の類型化と保育所数の地域差の分析」高橋重郷編『家族・労働政策等の少子化対策が結婚・出生行動に及ぼす効果に関する研究』, 厚生労働科学研究費平成20年度報告書.
- 加藤彰彦.2005.「日本家族の地域制-続（直系家族制から夫婦家族制へ）は本当か」日本家族社会学会第15回大会、島根大学(2005.9.09).
- Knodel, J. and E. Van de Walle. 1979. "Lessons from the past: Policy implications of historical fertility studies." *Population and Development Review* 5(2):217-245.
- Kohler, H.P. 2000. "Social interactions and fluctuations in birth rates." *Population Studies* 54(2):223-237.
- 河野稔果.1992.「わが国における出生力転換の要因に関する考察」『人口問題研究』48(1), pp.1-15.
- Lesthaeghe, R.J. and G. Moors. 2000. "Recent trends in fertility and household formation in the industrialized world." *Review of Population and Social Policy* 9:121-170.
- Lesthaeghe, R. J. and L. Neidert. 2006. "The second demographic transition in the United States: Exception or textbook example?" *Population and Development Review* 32(4):669-698.

- McDonald, P. 2000. "Gender equity in theories of fertility." *Population and Development Review* 26:427-439.
- みずほ情報総研.2005.「社会経済及び社会保障における地域差についての統計的分析」
- Montgomery, M.R.and J.B. Casterline. 1996. "Social learning, social influence, and new models of fertility." *Population and Development Review* 22:151-175.
- Moran, P.A.P. 1950. "Notes on continuous stochastic phenomena." *Biometrika* 37:17-23.
- 守泉理恵.2008.「次世代育成支援対策」兼清弘之・安蔵伸治編著『人口減少時代の社会保障』原書房、pp.119-151.
- Nakagawa,Satoshi .2003. "The long-term Regional Fertility Disparity in Japan." *Acta Facultatis Rerum Naturalium Universitatis Comenianae Geographica* 43:11-35.
- Retherford, R.D., and J.A.Palmore 1983 "Diffusion processes affecting fertility regulation." Pp. 295-339 in *Determinants of Fertility in Developing Countries*, Vol.2, R.A.Bulatao and R.D.Lee, eds. New York: Academic Press.
- Rindfuss, R.R., M.K. Choe, L.L. Bumpass, and N.O. Tsuya. 2004. "Social networks and family change in Japan." *American Sociological Review* 69:838-861.
- Rogers, E.M. 1995(1962). *Diffusion of Innovations*. New York: Free Press.
- 佐々井司.2007.「夫婦出生力の地域格差」『人口問題研究』 63(3):3-23.
- 佐藤龍三郎.2008.「日本の「超少子化」—その原因と政策対応をめぐって」『人口問題研究』 64-2:10-24.
- 清水昌人.2004.「出生力の都道府県間格差」『統計』2004年11月号:20-25.
- 高橋眞一.1976.「日本の出生力の地域的性格」『国民経済雑誌』133(4):58-77.
- 高橋眞一.1997.「出生力の地域的分析」濱英彦・山口喜一編著『地域人口分析の基礎』古今書院、pp.37-59.
- United Nations, Population Division. 2003. *Partnership and Reproductive Behaviour in Low-fertility Countries*, ST/ESA/SER.A/221.
- Voss, P.R., D.D. Long, R.B. Hammer, and S. Friedman. 2006. "County child poverty rates in the US: a spatial regression approach." *Population Research and Policy Review* 25(4):369-391.
- Ward, M.D.and K.S. Gleditsch. 2008. *Spatial regression models*. Los Angeles: Sage Pubns.
- 山内昌和, 西岡八郎, 小池司朗.2005.「近年の地域出生力—都市圏を単位とした1980-2000年の変化と格差の検討」『人口問題研究』61(1):1-17.

12 2005年以降の合計特殊出生率上昇に関する要因分析

岩澤 美帆
金子 隆一

要約

2003年～2005年に合計出生率が1.3を下回る超低出生率を経験した日本は、2005年以降出生率が回復している。この上昇を説明する要因として、同様に出生率の反転を経験している欧州の超低出生率国において注目されている、(1)テンポ効果の消滅、(2)移民(外国人)による貢献、(3)経済の回復、(4)両立支援策の各効果に着目し、都道府県別データを用いた重み付き回帰モデルによって検証した。全子および出生順位別の合計出生率の2005年～2008年の変化を説明する変数として、同期間における高年齢出生率の変化と母外国人の出生率の変化、2002～2007年の有業率(失業率の余数)の変化および核家族世帯に住む未就学児を持つ母親の有業率変化を用いた。また、家族主義的文化を示す固定効果として、2005年の未就学児のいる世帯の拡大家族割合を用いた。誤差項に空間自己相関が観察される場合には、空間自己回帰項を明示的にモデル化した重み付き空間誤差モデルを用いた。

第1子については、高年齢出生率(+)、母外国人出生率(+)、有業率(+)、母親有業率(-)が統計的に有意な関係を示した。第2子については、高年齢出生率(+)、母外国人出生率(+)、拡大家族割合(-)が統計的に有意な関係を示した。第3子については、高年齢出生率(+と拡大家族割合(+))が統計的に有意な関係を示した。第4子以上については、高年齢出生率(+)、母外国人出生率(+)、母親有業率(-)、拡大家族割合(+))が統計的に有意な関係を示した。そして全子については高年齢出生率(+)、母外国人出生率(+)、母親有業率(-)の各変化および拡大家族割合(-)の影響が統計的に有意であった。

推定されたモデルを使い、2005年～2008年までの合計出生率の上昇分に対する各要因の寄与を求めたところ、高年齢出生率変化が72%、母外国人出生率変化が11%、有業率変化が11%、母親の有業率変化がマイナス12%の寄与を示した。外国人女性の減少や景気の悪化など、短期的な社会経済状況の変化によって、合計出生率が再び低下に転じる可能性が示唆される一方で、日本においても晩産によるキャッチアップが定着しつつあり、テンポ効果消滅による合計出生率の緩やかな上昇が期待できる側面もあることがわかった。ただし、こうしたキャッチアップ行動が定着するためには、増加する30代の母親や夫婦が期待通りに仕事と生活の調和が図れることが不可欠である。出生率の今後の動向を見通すにあたっては両立支援の実態を注意深くみていく必要があると思われる。

1. はじめに

我々の社会生活に様々な影響を与える出生力の動向は、学術的にも政策的にも大きな関心が寄せられているが、それを見通すことは短期的にも長期的にも容易ではない。とりわけ日本を含むいくつかの欧州や東アジアで経験されている人口置換水準を下回る出生力、とくに Kohler らによって超低出生力と名付けられた (Kohler et al. 2002)、期間合計出生率が 1.3 を下回るような状態をどのように解釈すべきかについては答えが出ていない。極めて低い合計出生率は、晩産化というタイミング変化に起因するところが多く、いずれ晩産化が止まれば回復するとの見方ができる (Bongaarts 2001)。しかし超低出生力地域が拡大し、メカニズムが明らかになるにつれ、低すぎる出生率は社会的に望ましくないと認識されているにもかかわらず、長期的に超低出生力状態から脱することができない地域も存在しうるとの見方も出てきた。例えば、国連人口部が 2 年ごとに実施している将来推計人口の出生率の中位仮定を例に見ると、1996 年推計時点では、推計時点で人口置換水準を下回る合計出生率を示している地域も、2050 年には 2.1 の水準にまで回復すると仮定されていた。しかし 1998 年推計では、2050 年に至っても 1.8 までしか回復しないとの仮定に代わり、2008 年推計では、推計時点で 1.85 以下の合計出生率は、2050 年に至っても、必ずしもその水準に戻らないとの仮定になっている (UN 1996, 1998, 2008)。人口学の古典的理論である人口転換理論において想定されていた、転換後の出生率は最終的に人口置換水準前後で推移するという想定は、今日の先進各国の公的な推計を見る限り (守泉 2008)、現実的なものとは見なされていない。

しかしながら、1990 年代後半からイタリア、スペインで、2000 年代に入ってから、中欧諸国や東欧諸国、東アジアなどその他の超低出生力地域で、出生力が回復傾向を示し始めたことから、超低出生率に関する見通しについて新たな議論が展開されている (Castiglioni and Dalla Zuanna 2008, Billari 2008, Goldstein et al. 2009, Caltabiano et al. 2009)。

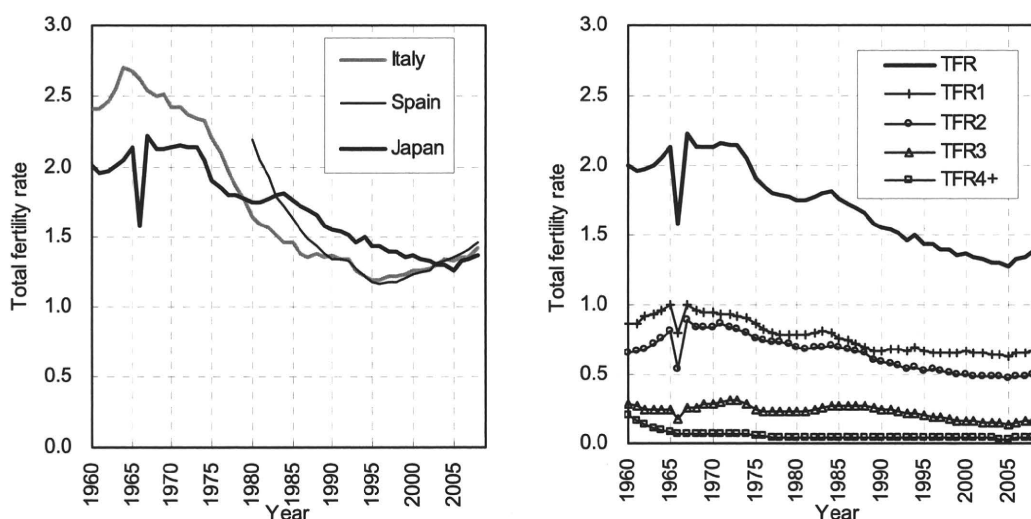
日本でも 2005 年に合計出生率が 1.26 という水準を記録して以降、回復傾向を示しており、2008 年には 1.37 を記録し、2009 年も前年と同水準の合計出生率が見込まれている (MHLW 2009)。

本研究は、こうした超低出生力からの離脱を示す国の 1 つである近年の日本に着目し、回復の要因を探ることを目的としている。具体的には、都道府県別の出生率変動のデータを用い、国内の出生率変化 (上昇) の「ばらつき」を説明する共変量を特定することで、その目的に接近したいと考える。検証する要因については、Goldstein らが近年の超低出生力国における出生率上昇に関する議論において注目した (Goldstein et al. 2009)、(1) テンポ効果の消滅、(2) 移民 (外国人) による貢献、(3) 経済の回復、(4) 政策 (とくに両立支援策) の効果に加え、(5) 文化的な要因として家族主義の影響をとりあげる。

なお、この問題に関して日本をとりあげることにはいくつかの利点がある。まず、都道府県別のデータソースとして届出統計など、時系列で整備された行政統計が利用できるこ

と、そして比較的出入国管理がしやすい日本においては、攪乱要因となりやすい国際人口移動に関する統計の精度が高いことなどから、精度の高いデータを利用できる点である。また移民を含め外国人が少ないなど、人種やエスニシティに関する多様性が先進諸外国と比べて少ないことから、異質性を考慮しない単純なモデルを適用することができる。さらに、近年の超低出生力地域の出生率反転上昇に関する分析は、欧州を中心としたものなので、欧州に所属しない日本に関する要因分析は、欧州で有効とされた説明の他文化圏への適用可能性を検証する役割を担うことができる。

図1 日本・イタリア・スペインの合計出生率（左）および日本における出生順位別合計出生率の推移(右)：1960年～2008年



Source: Japan: Vital Statistics (Statistics and Information Department, Minister's Secretariat, Ministry of Health, Labour and Welfare). Italy: UN, Demographic year book, Eurostat database, ISTAT (2008). Spain: UN, Demographic year book, Eurostat database.

2. 超低出生力の諸要因

超低出生力地域における出生率の反転の要因を議論するためには、超低出生力そのものがいかにして実現したかを理解することが必要である。超低出生力からの離脱は、超低出生力を導いていた要因に変化があったとも考えられるからだ。これまでの超低出生力の要因に関する研究を振り返ると、出産の先送り、高出生力集団の不在、経済の低成長、高い機会費用、家族主義的文化の存在などが指摘されている。以下ではそれぞれの要因について概説するとともに、そうした要因に関わる日本の現状を示す。

(1) 出産の先送り

超低出生率を経験している全ての地域で、急激な出生年齢の上昇が観察されている。す

なわち、超低出生率は、出産の先送りがなければ生まれていたはずの出生分が過小となる、人口学的メカニズムによって説明することができる。出産のタイミングの変化によって期間出生率が落ち込む現象は、テンポ効果 (Tempo effects) あるいはテンポによる歪み (Tempo distortion) と呼ばれている (Ryder 1964, Bongaarts and Feeney 1998)。もし、超低出生率が、出産の先送りというテンポ効果だけで説明されるとするならば、先送りされた出生は後に生み戻され、期間出生率もいずれ超低出生率を上回る水準にまで回復することになる。先送りのパターンには二つあり、南欧諸国のように第 1 子が先送りされるパターン (従って無子割合が高い) と、中欧・東欧諸国で見られるような第 2 子、第 3 子が先送りされるパターンである (Billari and Kohler 2004)。

日本についても、出生コーホートごとに平均出生年齢が高まる傾向は観察されており、南欧諸国と同様、結婚の先送りに連動した第 1 子の先送りが顕著である (Retherford and Ogawa 2006)。したがって、超低出生率においてテンポ効果が現れている可能性は十分にある。しかし同時に平均出生年齢が高いコーホートほど、完結出生児数 (コーホート合計出生率) が少ない傾向が見られ (NIPSSR 2007a)、Kohler らの指摘する、延期-規模の連動 Postponement-quantum interactions (Kohler et al. 2002) がすでに起きている可能性もある。

(2) 高出生力集団の不在

先進国の中で比較的高い出生率を維持している国に共通する事情として、出生力の高いサブグループの存在が挙げられる。とくに出生力の高い地域からの移民を多く受け入れている国では、そうした移民が受け入れ国人口に比べて高い出生力を保持する傾向にある (Coleman 2006)。また先進国の中でもとくに出生力の高い米国においては、宗教を信仰する人口割合が他の先進国に比べて高く、そうした集団における出生力の高さが、構造的要因として全体の出生率の高さに貢献していることが指摘されている (Frejka and Westoff 2008)。したがって、そのような高い出生力を実現する集団がない社会では、低い出生率水準が実現しやすい。

日本については、外国人割合は 2% と極めて低く、またその出生力も日本人女性と比べて低い (NIPSSR 2007a)。また宗教人口による出生力の底上げ効果もほとんどない (Kojima 2008)。したがって、こうした高出生力集団の貢献はこれまでのところほとんどなく、それが極めて低い出生率の出現につながっていると指摘できる。

(3) 経済の低成長

結婚や出産は長期にわたるコミットメントを要求するので、若者はこうした意思決定に際し、長期にわたる生活の安定を求める。経済成長期にあつては、若者が早くから安定した職を得ることができたが、今日の低成長期においては多くの先進国で若者が安定した職を得ることが難しくなっている (Blossfeld et al. 1995)。安定的な仕事を得るまで家族形成を見送ったり、自己投資により多くの時間をかけたりすることで、出産の機会を逸することに

なる。東欧諸国でも、社会主義時代の手厚い社会保障や安定雇用が市場主義化とともに崩れ、出生行動の抑制要因となっている (Perelli-Harris 2005)。日本やイタリアなどに見られるように、年功序列といった年長者に比較的有利な社会体制を有している場合、若者の経済がより不安定化する傾向がある (Miyamoto 2002)。

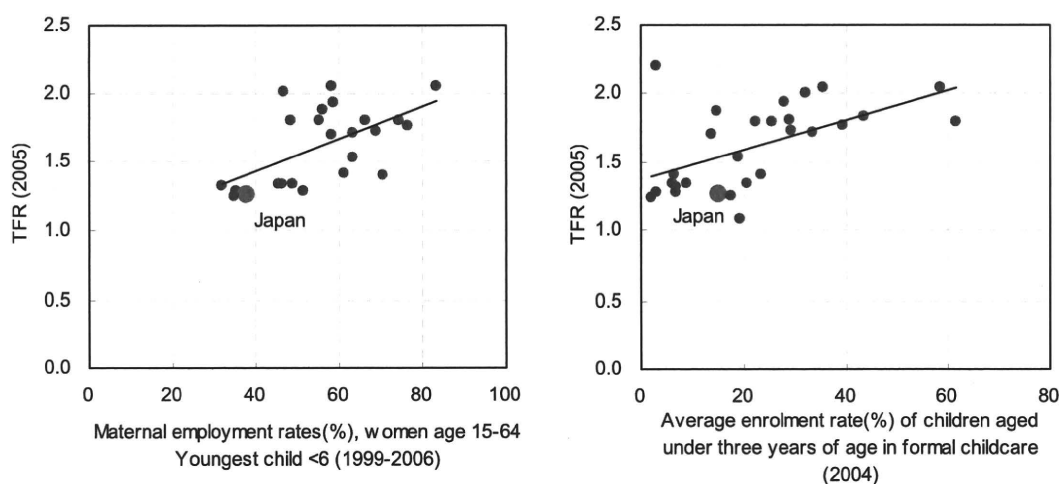
日本は1990年以降2000年初頭までに、91～93年、97年～99年、2001年～2002年の3回の景気後退期を経験し、その間、若者の失業率が他の年齢階級よりも高めに推移するとともに、非正規雇用者の割合も大きく高まった (MHLW 2006)。雇用の不安定化は、出生率の落ち込みと連動している。小島は地域データの含まれた個票データを用いて、実際に失業率と出生力の負の関係を明らかにしている (Kojima 2005)。

(4) 高い機会費用

女性の高学歴化が進み、女性の稼得能力が高い社会では、女性の機会費用が高い。つまり女性が出産や子育てのために仕事から離れることは大幅な損失となる。従って、仕事をしながら子育てをすることが難しい状況では、子どもを持たないという選択肢が現実的なものになってしまう。こうした状況を改善するために、多くの先進国で仕事と家庭生活の両立支援を目的とした様々な対策が進められてきた。しかしながら現状では、子ども、とくに乳幼児を持つ女性の就業率や所得は各国で大きく異なる (OECD 2007)。育児休業制度や保育サービスの充実度が低い地域ほど出生率が低い傾向にある。

日本においても両立支援策の必要性は認識され、さまざまな対策が打ち出されているが、出産後に就業を継続している女性の割合は2005年時点でも2割にとどまっている (NIPSSR 2007b, Kaneko et al. 2008)。

図2 6歳未満の子どもをもつ母親の有業率と合計出生率の関係 (左) および3歳以下の子どもの保育園入所率と合計出生率の関係 (右) : OECD 諸国



Source: OECD (2007)

(5)文化的要因：家族主義的文化

上記で触れた若者の雇用情勢や仕事と子育ての両立状況の違いは、経済情勢や制度設計上の違いにのみ起因するわけではない。文化的な側面における違いも重要であることが指摘されている。超低出生力地域は、南欧諸国に代表されるように、家族主義的な価値観や福祉システムを備えていることが多い(Zuanna and Micheli 2004, Reher 2007)。家族の質を重視するこうした家族主義は、かつては家族形成に有利な側面があったが、今日では若い親子に対する配慮に乏しく、「親役割」がその他の活動と両立しにくいといった特徴によって、低出生力に結びついていると考えられている (Billari 2008)。こうした家族主義は性別役割分業意識とも強く結びついている。教育や仕事といった社会的な領域で男女差がなくなりつつある一方で、家庭内の領域では役割分業意識が強固に残っている。女性の負担が重くなるとともに、子育てを公的なサービスに頼ることに対する抵抗感にもつながっている (McDonald 2006)。

3. 超低出生力地域における合計出生率の反転上昇

以上のような要因が指摘されている超低出生力社会であるが、1990年代後半以降、その多くで合計出生率が反転するという事態が生じた。こうした出生率の反転については、欧州の事情を中心に、いくつかの分析がなされている。

Castiglioni らは、イタリアで観察された 1990年代後半以降の反転について、次のように分析している。出生率の回復は、北部イタリアなど経済的に発展し、離婚や婚外出生など、いわゆる第二人口転換仮説に特徴的な新しい家族形成行動が顕著な地域で観察されており、南部イタリアなど、かつては出生力が高く、伝統的な家族主義が色濃く残っている地域では回復が弱い(Castiglioni and Dalla Zuanna 2008)。また Billari (2008)は、イタリア・スペインにおける外国人人口の急増による押し上げ効果も指摘している。

Goldstein らは、南欧以外にも、中欧や東欧、東アジアなどの超低出生力地域で近年、合計出生率の回復が見られることを示した上で、その要因として(1)テンポ効果の消滅、(2)高出生力移民の貢献、(3)経済の回復、(4)政策の効果、が影響している可能性について議論している。その中で、テンポ効果の消滅がいくつかの地域で合計出生率の上昇に貢献している可能性があること、移民についてはスペインにおける上昇で一定の効果が認められること、失業率と合計出生率の時系列的な相関から、経済回復が貢献をしている可能性が強いこと、政策については、影響が確認できるのは一部の国に限られるものの（日本については政策効果の根拠は乏しい）、仕事と家庭生活の両立を促す政策の拡充が出生率の回復につながりやすいことを示唆している (Goldstein et al. 2009)。

このように、南欧を中心とした超低出生力国における出生率の回復については、移民の影響や家族形成パターンの脱伝統化、経済の回復、政策など様々な要因が指摘されているが、本研究においては、Goldstein らの整理にしたがって、(1)テンポ効果の消滅、(2)移民(外

国人)の貢献、(3)経済の回復、(4)政策（とくに両立支援策）の各影響に着目し、それぞれの領域で、近年どのような変化が起きたのかを検討した上で、各変化を変数化し、2005年以降の合計出生率の上昇との関係を定量的に示すことをめざしたい。また、これらの短期的な変動要因とは別に(5)文化的要素として家族主義の影響も検証対象に加える。イタリアに関する Castiglioni らの研究では、家族主義的文化が強い地域ほど出生率の回復が弱いといった結果が出ており(Castiglioni and Dalla Zuanna 2008)、日本においても家族に関わる文化的要素が文脈効果として出生率の変化に影響を与えている可能性がある。

4. 方法

本研究では、都道府県ごとの出生率の変化を都道府県ごとの各要因の変化で説明する生態学的回帰分析 (ecological regression analysis)の手法を用いる。分析単位が都道府県別集合データであることから、モデル化に当たっては、以下の2つの点を考慮した。

(1) 誤差項の空間自己相関のモデル化

まず、今回のように地域データを使う場合、空間的に近い標本間でモデルの誤差項が相関する可能性 (空間自己相関 spatial autocorrelation)に留意する必要がある。これは、空間上の物事や現象はその距離が近いほど強く影響し合うという地理学における基本的な考え方 (Tobler 1970)に基づく。出生力研究においても、行動の伝播は出生力変動の重要なメカニズムとしてかつてより注目されており、出生力の変化パターンが関係の深い地域、多くの場合、隣接する地域で類似する現象が観察されてきた (Tolnay 1995, Montgomery and Casterline 1996)。今回の出生率の上昇についても、説明変数の効果以外の要因で、近隣する都道府県で変動のパターンが類似する傾向が見られるかもしれない。空間自己相関の存在を無視して通常の最小二乗法による回帰モデルを推定した場合、係数の標準誤差に歪みが生じることが知られている (Chi and Zhu 2008)。そこで、こうした誤差項の空間自己相関を明示的にモデル化した、空間誤差モデル spatial error model の推定を試みる。

空間誤差モデルは以下のように定式化される (Anselin 1988, Ward and Gleditsch 2008)。

$$\begin{aligned}y &= X\beta + u, \\u &= \lambda Wu + \varepsilon, \\ \varepsilon &\sim N(0, \sigma^2 I)\end{aligned}$$

ここで y は従属変数を示す $(n \times 1)$ ベクトルである。 X は $k-1$ の独立変数をしめす $(n \times k)$ 行列である。 β は推定されるべき $(k \times 1)$ ベクトルである。 u は $(n \times 1)$ の誤差項を示すベクトルであるが、次式で示された構造をもつ。そこでは空間自己回帰係数である λ と、地域間の関係を示す $(n \times n)$ の加重行列 W によって空間自己相関が表現され、 ε が独立に分布した (地域間で

相関しない) 誤差項ベクトル(i.i.d.)を示す。この定式化によって、従属変数 y にもともと見られた空間自己相関は外生的な要因で説明されることになる。すなわち空間自己相関の一部は、モデルに含まれた独立変数(自身が空間自己相関する)によって説明され、残りの部分は残差項の空間自己相関に由来することになる。

加重行列のための近隣構造 **neighborhood structure** の定義に際しては、一重クイーン方式 **first order queen convention** を採用した。これは当該都道府県に全方向で隣接する都道府県を近隣と見なすものである。なお、北海道と沖縄県はいずれの都道府県とも地理的に隣接していないが、歴史的、社会経済的に関係の深い青森県と鹿児島県をそれぞれ隣接県と定義した。

(2) 都道府県の人口規模による重み付け

都道府県別データを用いて回帰分析を行う際のふたつ目の留意点は、日本の都道府県は人口規模が大きく異なることである。日本の国内人口は、東京、大阪、名古屋などの都市部に集中している。東京の人口は 1200 万人であるのに対し、最も少ない鳥取県は 60 万人である。これはおよそ東京の 20 分の 1 であり、全国的な傾向に対する鳥取県の寄与は東京よりもかなり小さい。そこで通常の最小二乗法による回帰モデルについても、空間誤差モデルについても、人口規模を反映した重みを付けて推定する。重みには、合計出生率の分母にも利用されている、各都道府県における再生産年齢(15 歳~49 歳)の女子人口を用いた。

したがって、本研究では、重み付き最小二乗法回帰モデル **Weighted least squares model (WLS)** と重み付き空間誤差モデル **Weighted spatial error model (WSE)** の 2 つのモデルを推定し、モデルの説明力や空間自己回帰係数の有意性などから、より適切なモデルを選択する。そのモデルを用いて、各説明変数の全国値の 2005 年~2008 年までの変化量を用いて出生率の上昇分を予測し、それぞれの要因の寄与を定量的に示す。モデルの推定には R の **spdep** パッケージを利用した。

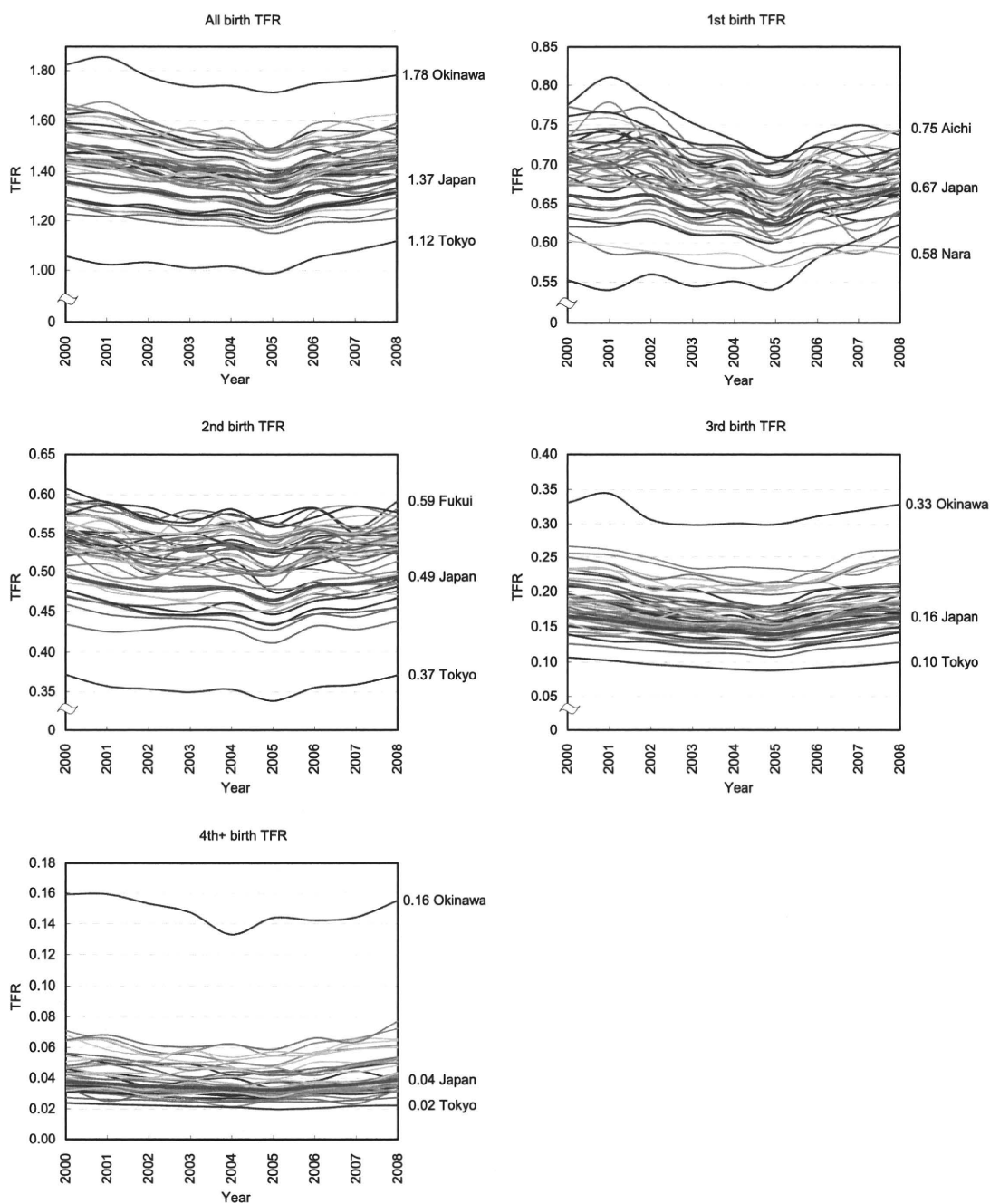
5. データと変数

本研究の目的は、2005 年以降の期間合計出生率の上昇に、(1)テンポ効果、(2)外国人、(3)経済、(4)両立支援策における変化がどの程度寄与しているのか、そして当該地域における(5)家族主義的文化がどう影響しているかを都道府県別データを用いて検証することである。

従属変数は、人口動態統計から求めた 2005 年から 2008 年までの都道府県別合計出生率(TFR: Total fertility rate)の変化量とし、モデルの推定は、全子、第 1 子、第 2 子、第 3 子、第 4 子以上のそれぞれについて行った。

都道府県別の全子合計出生率および出生順位別合計出生率の2000年以降の推移を見ると、以下の図のようになる。

図3 全子合計出生率および出生順位別合計出生率の推移：全国及び都道府県、2000年～2008年



Note: Heavy line represents Japan.

説明変数については、まず、過去および近年の日本において、(1)テンポ効果、(2)外国人、(3)経済、(4)両立支援策、(5)家族主義的文化の各領域でどのようなことが起きてきたのかをふまえた上で、それらの影響をみるために使用する変数について説明したい。

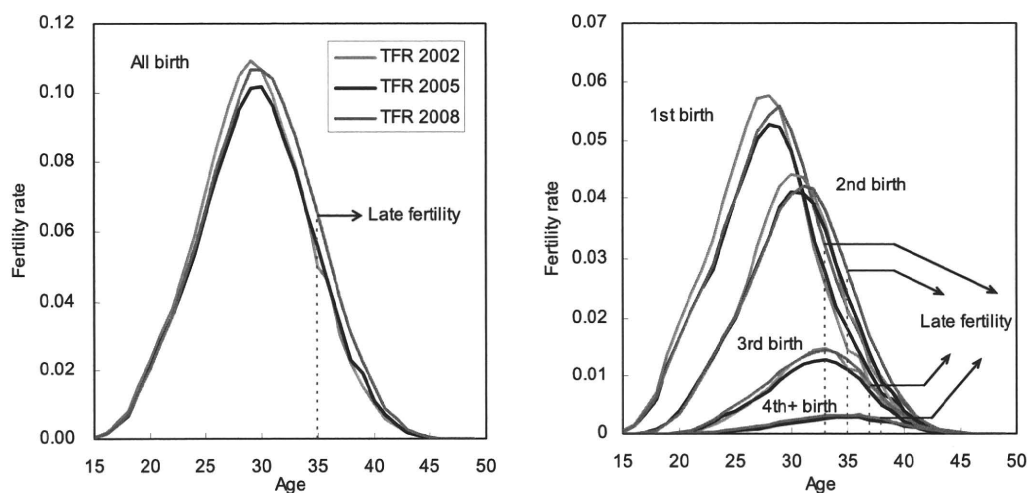
(1) テンポ効果の減少：高年齢出生率の変化

テンポ効果は、出産の先送りによって生じるものであった。日本における各年齢時の無子割合の時代変化をみると、いずれの年齢でも高まっており、とくに20代後半、30代前半での上昇が著しい。一方で、各年齢時の今後子どもを持ちつもり（持ちたい）と考えている人の割合をみると、これについては30代以上で急激に上昇していることが分かる（Iwasawa and Miho 2007）。すなわち、最近ほど20代、30代前半までに子どもを持つ割合や、生んでいる子ども数は少なくなっているものの、30代以降で生み戻したいと考えている人が増加していることを意味する。もし、これらの人々が30代以上で産むことを決断すれば、これまで観察されたテンポ効果は消滅することになる。そこで、テンポ効果消滅の影響を、高年齢出生率の変化で検証する。

「高年齢での出生」の定義については、便宜的に全体の2割程度を占めると想定し、全子については35歳以上の出生率（2008年時点で合計出生率の18.1%をしめる）、第1子については33歳以上（同20.6%）、第2子については35歳以上（同20.2%）、第3子については36歳以上（同22.6%）、第4子以上については38歳以上（同22.4%）と定義した。変数にはこの年齢に限定した出生率の2005年～2008年の変化分を用いた。いずれも人口動態統計に基づき集計した。

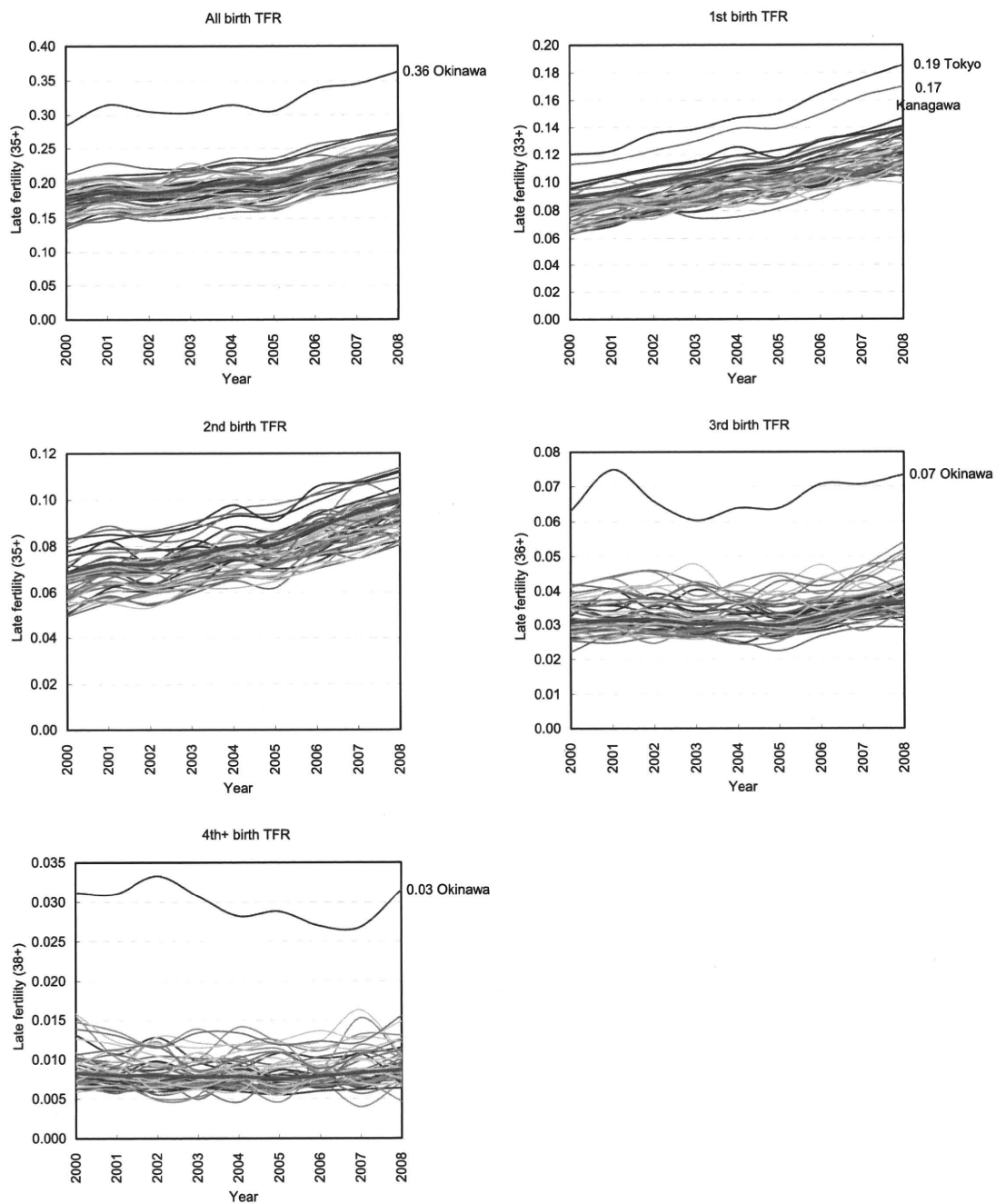
テンポ効果の消滅は、高年齢出生率の上昇によって引き起こされるので、予想される符合条件はプラスである。

図4 全子および出生順位別年齢別出生率の変化：2002年、2005年、2008年



Source: Vital Statistics (Statistics and Information Department, Minister's Secretariat, Ministry of Health, Labour and Welfare).

図5 出生順位別にみた高年齢出生率*の推移：全国及び都道府県、2000年～2008年



Note: Heavy line represents Japan.

*For all birth model, late fertility rate represents fertility rates over age 35. For 1st birth model, late fertility rate represents fertility rates over age 33, for 2nd birth model, fertility rates over age 35, for 3rd birth model, fertility rates over age 36, and for 4th birth model, late fertility rate represents fertility rates over age 38.

(2) 外国人の増加：母外国人の出生率の変化

ここで関心の対象となっている、厚生労働省が毎年公表する期間合計出生率（合計特殊出生率）は、日本国籍をもった出生児について集計されているので、日本に在住する外国人同士の夫婦や、そうした夫婦から生まれた外国人出生の増減とは無関係である。ただし、日本国籍をもった出生の中には、母親が日本人男性と結婚した外国人であるケースが含まれている。にもかかわらず、分母として使われる女子人口は日本人女性に限定されているため、仮に日本人女性の出生力に変化がなくても、日本国籍児を産んだ外国人女性の増加という構造的要因だけで、出生率の上昇を招くことになる。

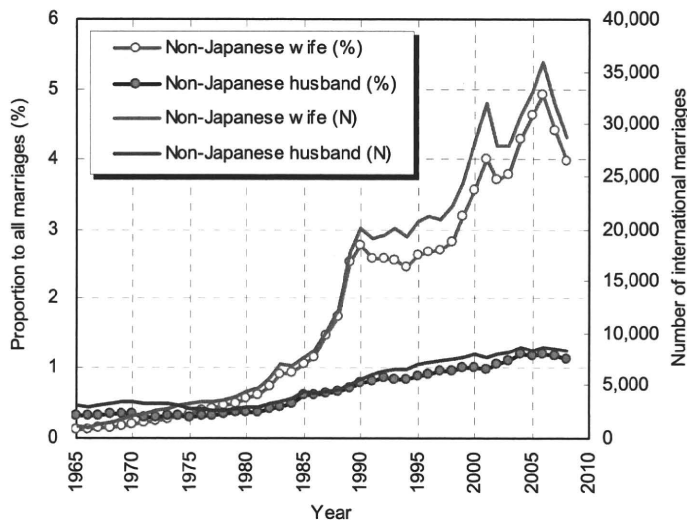
人口動態統計の合計特殊出生率の定義

$$\text{TFR (合計出生率)} = \sum_{\text{年齢(15~49歳)合計}} \frac{\left(\begin{array}{l} \text{日本人女性} \\ \text{の出生数} \end{array} \right) + \left(\begin{array}{l} \text{外国人女性の生んだ} \\ \text{日本国籍児の数}^{\ast\ast} \end{array} \right)}{\text{(日本人女性人口)}}$$

※外国人女性の生んだ日本国籍児とは、日本人を父とする児である。

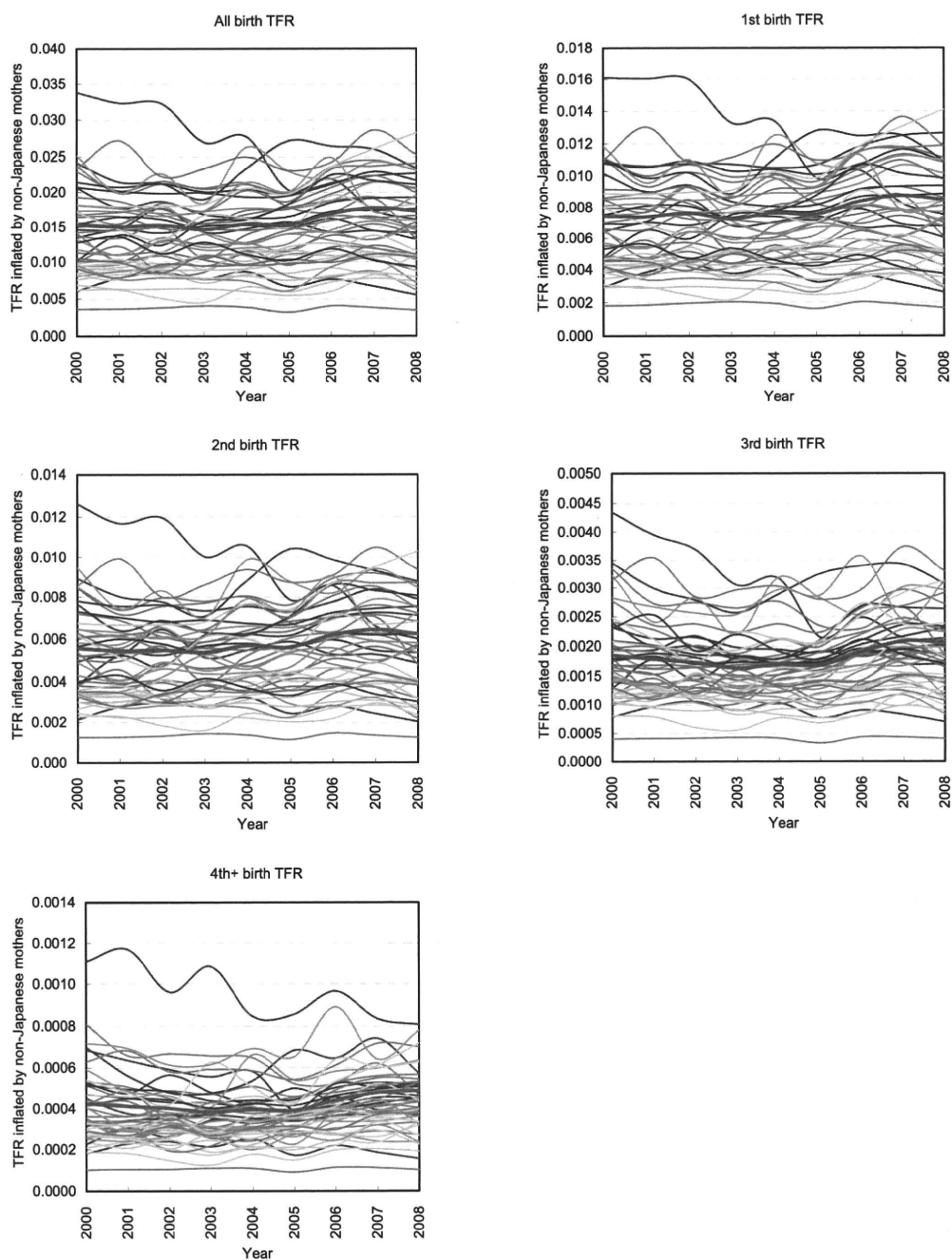
実際、1990年代後半以降、国際結婚の数と割合が上昇しており、とくに日本人の夫と外国人の妻による組み合わせの増加が著しい。全婚姻に占める妻が外国人である婚姻の割合は、1990年には2.8%であったが、2005年には4.6%を占めるに至っている。従って、2005年以降の合計出生率の反転上昇にこうした日本人男性と結婚した外国人女性の増加が寄与している可能性がある。

図6 国際結婚の推移



Source: Vital Statistics (Statistics and Information Department, Minister's Secretariat, Ministry of Health, Labour and Welfare).

図 7 出生順位別にみた母外国人の出生に限定した合計出生率の推移：全国及び都道府県、2000年～2008年



Note: Heavy line represents Japan.

人口動態統計では、合計出生率の分子となる日本人出生数のうち、母親が外国人である出生数が公表されている。そこで、この割合をつかって、合計出生率のうち、外国人の母親によって「かさ上げ」されている分を分離し、その2005年から2008年間までの変化分