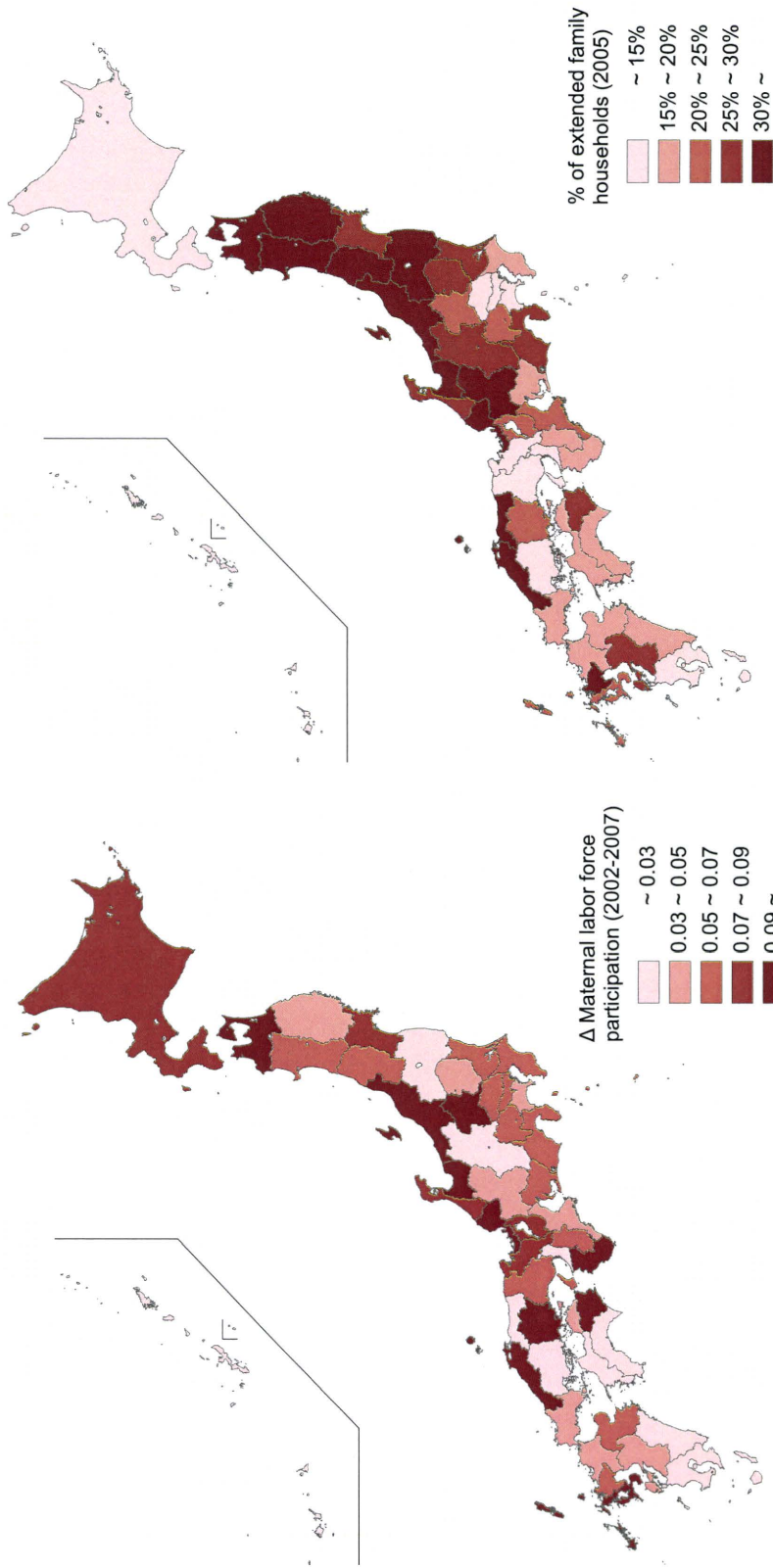


Figure 5: Geographic patterns of explanatory variables (2) (continued)



5.2. Model estimation

We estimated weighted least squares models (WLS) and weighted spatial error models (WSE) for change in birth-order-specific TFR (first, second, third, and fourth and higher-order births) and present estimated coefficients and spatial autocorrelation diagnostics in Table 2.

For change in the first-order TFR, the following three variables were significant in both the WLS and WSE models: changes in the period distortion index (+), change in the proportion of births to foreign mothers (+), and the proportion of extended family households (-). The direction of these coefficients is consistent with expectations.

For change in the second-order TFR, change in the proportion of births to foreign mothers (+), change in the employment rate (+), and the proportion of extended families (-) were statistically significant in both the WLS and WSE models. Again, the direction of these coefficients is consistent with expectations.

For change in the third-order TFR, none of the explanatory variables were significantly different from zero in either the WLS or WSE models. As for the fourth and higher-order birth model, change in the maternal labour force participation rate (-) and the proportion of extended family households (+) were statistically significant but the direction of both coefficients was opposite of expectations, suggesting that increase in higher-order TFR took place in areas with less increase in working mothers and in areas where familistic culture is stronger. Since the contribution of the fourth and higher-order births to the overall TFR is less than 3%, the influence of these unexpected results on overall change in TFR change is very limited.

The spatial autoregressive coefficient, λ , was significant in the second, third and fourth-order TFR models and comparison of AIC values indicate that the WSE model fit better than the WLS model for all birth-orders (Table 2). Values of Moran's I show that the assumption of independent error terms is violated in the WLS models, a problem that is remedied in the WSE model.

Based on the regression coefficients and the correlation coefficients between the explanatory variables and the dependent variables, we can calculate the variance explained by each independent variable. For the first-order TFR model, change in the period distortion index explained approximately 16 percent of the total variance in fertility change, another 16 percent was accounted for by change in the proportion of births to foreign mothers, 5 percent by change in the employment rate, and 22 percent by the proportion of extended family households. Together, the explanatory variables explained 57 percent of the total variance. The remaining 43 percent is thus due to other factors not included in our model. In the second-order TFR model, change in the proportion of births to foreign mothers explained 27 percent of the total variance, change in employment rate explained 9 percent, and the proportion of extended family households explained 21 percent. Again, our explanatory variables explain 57 percent of the total variance. However, in third and higher order TFR models, the five independent variables explained only 3 percent and 14 percent of total variance, respectively.

Table 2: Regression results for TFR change in the 47 Japanese prefectures

Variable	Change in 1st order TFR		Change in 2nd order TFR	
	Weighted least squares model(WLS)	Weighted spatial error model(WSE)	WLS	WSE
	β	β	β	β
Constant	0.03 **	0.03 **	0.02 **	0.02 ***
Change in period distortion index	0.14 *	0.16 **	-0.02	-0.02
Change in the proportion of births to foreign mothers	5.92 **	4.97 **	3.63 ***	3.93 ***
Change in employment rate	0.62	0.53	0.57 #	0.57 #
Change in labor force participation rate among mothers of preschool children	0.00	0.03	0.02	0.02
Proportion of extended family households ¹⁾	-0.08 *	-0.08 *	-0.04 *	-0.05 **
<i>Lambda (spatial autoregressive coefficient)</i>		0.31		0.30 *
R-squared	0.57		0.58	
Adjusted R-squared	0.52		0.53	
AIC	-222.9	-223.5	-292.8	-295.9
N	47	47	47	47
Diagnostics for spatial autocorrelation				
Moran's I (residuals)	0.11 #	0.03	0.26 **	-0.01

*** p<.001 ** p<.01 * p<.05 # p<.1

1) Centered values are used.

Table 2: Regression results for TFR change in the 47 Japanese prefectures (continued)

Variable	Change in 3rd order TFR		Change in 4th order TFR	
	Weighted least squares model(WLS)	Weighted spatial error model(WSE)	WLS	WSE
	β	β	β	β
Constant	0.03 ***	0.02 ***	0.01 ***	0.01 ***
Change in period distortion index	0.00	0.00	0.00	0.00
Change in the proportion of births to foreign mothers	0.78	0.90	0.34	0.47
Change in employment rate	-0.02	0.08	0.08	-0.02
Change in labor force participation rate among mothers of preschool children	-0.03	0.01	-0.04 *	-0.02 #
Proportion of extended family households ¹⁾	0.02	0.01	0.02 **	0.01 **
<i>Lambda (spatial autoregressive coefficient)</i>		0.39 *		0.52 ***
R-squared	0.06		0.20	
Adjusted R-squared	-0.05		0.11	
AIC	-294.2	-296.8	-385.4	-400.7
N	47	47	47	47
Diagnostics for spatial autocorrelation				
Moran's I (residuals)	0.20 *	-0.14	0.52 ***	-0.16

*** p<.001 ** p<.01 * p<.05 # p<.1

1) Centered values are used.

5.3. Contribution of each factor to national-level increase in TFR

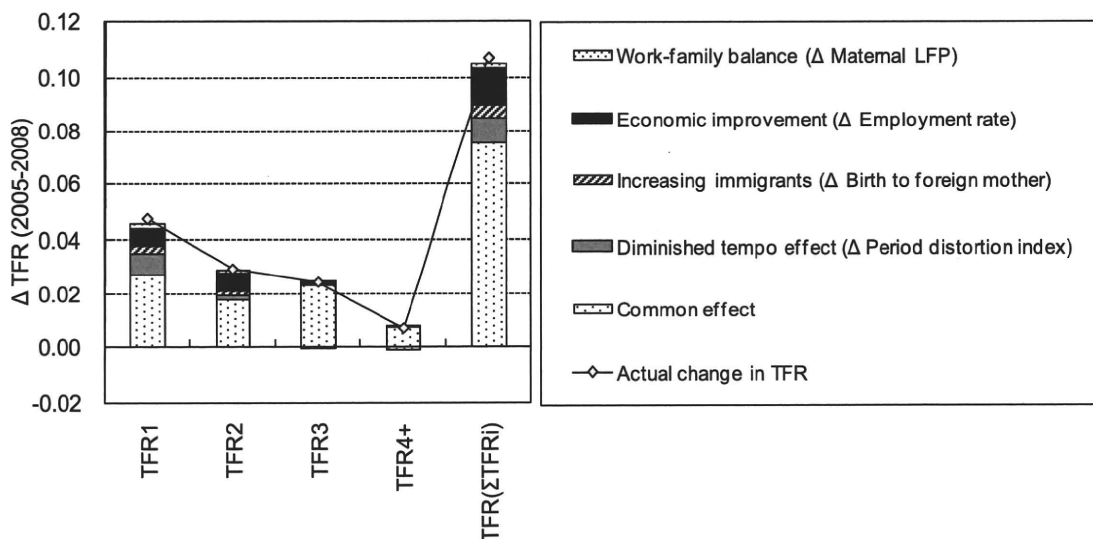
Using the regression coefficients from the best fitting models, we calculate the contribution of each factor to the increase in Japan's overall TFR from 1.26 to 1.37. The predicted values of increase in birth order-specific TFR at the national level are presented in Table 3. By summing values across birth orders, we can decompose change in the overall TFR. The results for overall TFR indicate that change in the period distortion index accounted for 9.1 percent of the total increase, change in the proportion of births to foreign mothers accounted for 5.1 percent, and change in the employment rate accounted for 12.6 percent of the total increase. Increase in the maternal employment rate explained 1.7 percent, but this is based on a statistically insignificant relationship in the regression analyses. Importantly, the common effect represented by the constant term accounted for as much as 71.5 percent of the overall change in TFR, indicating that there are other relevant factors not included in our models.

If we assume that the estimated relationships remain stable over time, we can use information on recent change in socioeconomic conditions to speculate about future trends in TFR. For example, the absolute number and the proportion of international marriages, which increased dramatically around 2000, has been declining since 2005. This trend may weaken the recent impact of births to foreign mothers observed in our models. Also, due to the slowdown of the global economy since 2008, the unemployment rate rose by 1.2 percentage points from 3.9 in 2007 to 5.1 in 2009. Our model predicts that this change in unemployment would reduce TFR, but the magnitude of change is extremely small (0.014).

Table 3: Decomposition of national-level TFR change from 2005 to 2008

Factors	Variables	1st order TFR (1)	2nd order TFR (2)	3rd order TFR (3)	4th and higher order TFR (4)	Overall TFR (1)+(2)+(3)+(4)
TFR in 2005		0.624	0.464	0.139	0.032	1.260
TFR in 2008		0.671	0.493	0.164	0.039	1.367
Change from 2005 to 2008		0.047	0.029	0.024	0.006	0.107
Decomposition						
Common effect		0.0280	0.0178	0.0229	0.0077	0.0764
Diminished tempo effect	(Δ Period distortion index)	0.0086	0.0016	-0.0003	-0.0001	0.0098
Increasing immigrants	(Δ Birth to foreign mother)	0.0027	0.0021	0.0005	0.0003	0.0054
Economic improvement	(Δ Employment rate)	0.0063	0.0066	0.0009	-0.0002	0.0135
Work-family balance	(Δ Maternal LFP)	0.0017	0.0010	0.0003	-0.0012	0.0018
Contribution (%)						
Common effect		59.4	61.3	94.6	119.6	71.5
Diminished tempo effect	(Δ Period distortion index)	18.2	5.4	-1.3	-1.0	9.1
Increasing immigrants	(Δ Birth to foreign mother)	5.7	7.1	1.9	4.0	5.1
Economic improvement	(Δ Employment rate)	13.3	22.6	3.7	-3.7	12.6
Work-family balance	(Δ Maternal LFP)	3.5	3.6	1.1	-18.9	1.7
Model used for predictions		WSE model	WSE model	WSE model	WSE model	-

Figure 6: Decomposition of national-level TFR change from 2005 to 2008 based on estimated models



Note: Decomposition for all order TFR is obtained by summing up the results for birth-order-specific TFR. All of the results are based on weighted spatial error models.

6. Discussion

To examine explanations for the TFR upturn since 2005 in Japan, we focused on the following four factors emphasized in previous studies of lowest-low fertility in Europe: (1) diminished tempo effect, (2) increasing numbers of foreign mothers, (3) economic improvement, (4) improvement in work-family balance. We examined the association between these factors and Japanese fertility upturn by taking advantage of prefecture-level variation in (1) change in a period distortion index that reflects change in age at childbirth, (2) change in the proportion of births born to foreign mothers, (3) change in the employment rate, (4) change in the employment rate of mothers of preschool children living in nuclear family households. We also examined the relationship between fertility recovery and familistic culture as measured by the proportion of extended family households.

Consistent with expectations based on European studies, portions of the upturn in Japan's TFR since 2005 were accounted for by the diminished tempo effect (for first-order births), the increase in foreign mothers (for first and second-order births), and economic improvement between 2003 and 2007 (for second-order births).

We expected that recent policy efforts to support work-family balance would encourage working women without immediate access to familial support to have another child. However, we did not find any evidence that the recent TFR upturn is related to the rise in maternal labor force participation. This suggests that it remains difficult for women to have children while working. In fact, in large

metropolitan areas such as Tokyo, Kanagawa, and Miyagi, where TFR increase since 2005 has been relatively large, the incidence of children on the waiting lists of day-care centers has increased dramatically since 2008.¹⁰ Based on this evidence, we speculate that many working women give up plans to stay in the labor force after giving birth.

The proportion of extended family households was negatively related to the increase in first and second-order TFR, indicating that the recent recovery in TFR is more pronounced in areas where familistic culture is relatively weak. This finding is consistent with the results of previous research on Italy (e.g., Castiglioni and Dalla Zuanna 2009). According to Lesthaeghe and Neels (2002), the first and second demographic transitions are characterized by remarkable similarities in spatial patterns in some countries, suggesting the importance of cultural patterns sustained over a long period of time. Japan appears to be similar in that fertility decline in the 1950s as well as the more recent retreat from lowest-low fertility first took place in areas characterized by weaker familistic culture. If the principle of spatial continuity observed in Europe also applies to fertility dynamics in Japan, the current fertility recovery observed in areas with less familistic culture may extend to other regions in the future.

Our models indicate that the Japanese TFR upturn is partially explained by short-term changes including an increase in international marriages and economic recovery. These findings suggest that the subsequent decline in international marriages and the recent economic downturn may contribute to a slow-down or reversal in the upward trend in TFR. At the same time, however, it is important to recognize that the change in TFR was only partially explained by the factors included in our models. 70 percent of the TFR increase between 2005 and 2008 is accounted for by the constant term, which might be viewed as a common factor contributing to national-level increase in fertility, net of the prefecture-level predictors. For example, nationwide increase in normative support for young couples, perhaps promoted by the mass media, might have encouraged childbearing across prefectures. Alternatively, economic recovery at the national level may be part of this common effect. If so, the impact of the economic recession after 2008 could be much larger than what we have calculated based on estimates of the contribution of prefectural variation in economic circumstances.

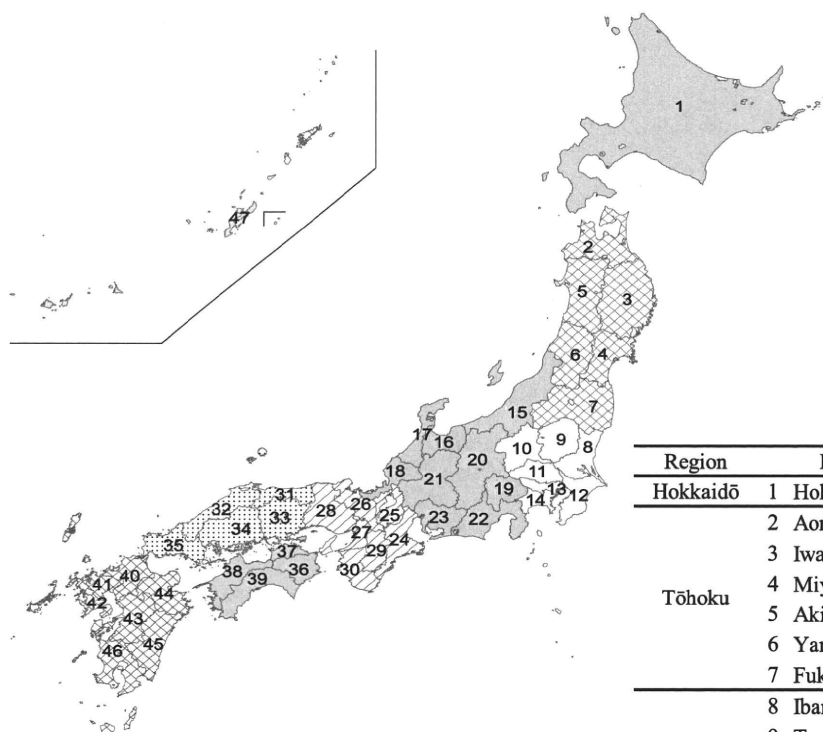
Spatial processes are another potentially relevant factor. In all of our birth order-specific models, we found spatial autocorrelation structure among the residuals. By looking at predicted values of the spatial component of the error term, we can identify which areas are surrounded by neighbors with high TFR increase, net of explanatory variables.¹¹ In particular, we see so-called “hot spot” clusters in the southern island of Kyūshū. Why might neighboring prefectures show similar patterns of change? According to Ōbayashi’s (1996) study of regional variation in traditional social organizations, Kyūshū had distinctive features such as the presence of youth social groups (“*wakamono-gumi*”) and a cultural climate in which personal qualities are stressed more than family background. This kind of unique culture or history shared by these areas may play a role in behavioral responses to recent social change.

¹⁰ In 2005, the number of children on the waiting lists in Tokyo, Kanagawa, and Miyagi were 5,221, 2,233, and 799, respectively. In 2009, these numbers rose to 7,939, 3,245, and 1,131 (Equal Employment, Children and Families Bureau, Ministry of Health, Labour and Welfare).

¹¹ The spatial component of the error term is $\lambda W u$, which can be obtained by subtracting the predicted value based on explanatory variables ($X\beta$) and the spatially uncorrelated model residual (ε) from the observed value of the dependent variable (y).

Although spatial error modeling revealed the existence of spatial autocorrelation on fertility dynamics, their concrete mechanisms have not been fully identified. Further studies of social networks of local agents such as government, NPOs, and individuals are needed to understand how fertility behaviours or environments facilitating family formation are interrelated in neighboring areas.

Appendix: Prefectures and regions in Japan



Region	Prefecture	Region	Prefecture	
Hokkaidō	1 Hokkaidō	Kinki	24 Mie	
Tōhoku	2 Aomori		25 Shiga	
	3 Iwate		26 Kyoto	
	4 Miyagi		27 Osaka	
	5 Akita		28 Hyōgo	
	6 Yamagata		29 Nara	
	7 Fukushima		30 Wakayama	
	Kantō		8 Ibaraki	Chūgoku
9 Tochigi			32 Shimane	
10 Gumma			33 Okayama	
11 Saitama		34 Hiroshima		
12 Chiba		35 Yamaguchi		
13 Tokyo		Shikoku	36 Tokushima	
14 Kanagawa			37 Kagawa	
Chūbu	15 Niigata		38 Ehime	
	16 Toyama		39 Kōchi	
	17 Ishikawa	Kyūshū	40 Fukuoka	
	18 Fukui		41 Saga	
	19 Yamanashi		42 Nagasaki	
	20 Nagano		43 Kumamoto	
	21 Gifu		44 Ōita	
22 Shizuoka	45 Miyazaki			
23 Aichi	46 Kagoshima			
		Okinawa	47 Okinawa	

References

- Anselin, L. (1988). *Spatial econometrics: Methods and models*. Dordrecht, the Netherlands: Kluwer Academic Publishers.
- Atoh, M. (2005). Shōshika to kazoku-seisaku. In: Ohbuchi, H. and Atoh, M. (eds.) *Shōshika no seisakugaku*. Tokyo: Harashobō: 33-58. (in Japanese)
- Billari, F.C. (2008). Lowest-low fertility in Europe: Exploring the causes and finding some surprises. *The Japanese Journal of Population* 6(1): 2-18.
- Bongaarts, J. and Feeney, G. (1998). On the quantum and tempo of fertility. *Population and Development Review* 24(2):271-291.
- Bongaarts, J. and Feeney, G. (2005). *The quantum and tempo of life-cycle events*. Population Council Working Paper 207.
- Blossfeld, H.-P., Klijzing, E., Mills, M., and Kurz, K. (2005). *Globalization, uncertainty, and youth in society*. London: Routledge.
- Chi, G. and Zhu, J. (2008). Spatial regression models for demographic analysis. *Population Research and Policy Review* 27(1):17-42.
- Coleman, D. (2006). Immigration and ethnic change in low-fertility countries: a third demographic transition. *Population and Development Review* 32(3): 401-446.
- Castiglioni, M. and Dalla Zuanna, G. (2009). Marital and reproductive behavior in Italy after 1995: Bridging the gap with Western Europe? *European Journal of Population* 25(1): 1-26.
- Caltabiano, M., Castiglioni, M., and Rosina, A. (2009). Lowest-low fertility: Signs of a recovery in Italy? *Demographic Research* 21(23): 681-718.
- Cliff, A. D. and Ord, J. K. (1981). *Spatial processes: Models and applications*. London, England: Pion Ltd.
- Dalla Zuanna, G. and Micheli, G. A. (2004). *Strong family and low fertility: a paradox? New perspectives in interpreting contemporary family and reproductive behaviour*. Dordrecht, the Netherlands: Kluwer Academic Publishers.
- Frejka, T. and Westoff, C. F. (2008). Religion, religiousness and fertility in the US and in Europe. *European Journal of Population* 24(1): 5-31.
- Goldstein, J. R., Sobotka, T., and Jasilioniene, A. (2009). The end of 'lowest-low' fertility? *Population and Development Review* 35(4): 663-699.
- Kaneko, R., Sasai, T., Kamano, S., Iwasawa, M., Mita, F. and Moriizumi, R. (2008). Marriage process and fertility of Japanese married couples: Overview of the Thirteenth Japanese National Fertility Survey: Married couples. *The Japanese Journal of Population* 6(1): 24-50.
- Kaneko, R. (2009). *Fertility prospects in Japan: Trends, recent rise, and life course developments*. Paper presented at the United Nations Expert Group Meeting on Recent and Future Trends in Fertility. New York, USA, December 2-4 2009.
- Katō, A. (2008). *Kazoku kōzō to jinkō genshō no chiikisei*. Paper presented at the annual meeting of Population Association of Japan. Tokyo, Japan, June 7-8 2008. (in Japanese)
- Kohler, H. -P., Billari, F. C., and Ortega, J. A. (2002). The emergence of lowest-low fertility in Europe during the 1990s. *Population and Development Review* 28(4): 641-680.
- Kojima, H. (2008). Nihon to Taiwan ni okeru kikon-josei no shūgyo-chūdan to shussyō: JGSS to TSCS no hikaku-bunseki. In: Institute of Regional Studies, the Osaka University of Commerce and Institute of Social Science, University of Tokyo. (ed.). *Kenkyū ronbunshū [7] JGSS de mita*

- Nihonjin no ishiki to kōdō*. Osaka, Japan: Institute of Regional Studies, the Osaka University of Commerce: 45-55. (in Japanese)
- Lesthaeghe, R and Neels, K. (2002). From the first to the second demographic transition: An interpretation of the spatial continuity of demographic innovation in France, Belgium and Switzerland. *European Journal of Population* 18:325-360.
- Lutz, W., Skirbekk, V., and Testa, M. R. (2006). The low-fertility trap hypothesis: Forces that may lead to further postponement and fewer births in Europe. *Vienna Yearbook of Population Research* 2006. Vienna: Austrian Academy of Sciences: 167-192.
- McDonald, P. (2006). Low fertility and the state: The efficacy of policy. *Population and Development Review* 32(3): 485-510.
- Ministry of Health, Labour and Welfare. (2006). *Heisei 18 nenban rōdō keizai no bunseki*. (in Japanese)
- Ministry of Health, Labour and Welfare. (2010). *Heisei 21 nen jinkōdōtai geppō nenkei(gaisū) no gaikyō*. (in Japanese)
- Moran, P. A. P. (1950). Notes on continuous stochastic phenomena. *Biometrika* 37:17-23.
- Morgan, S. P. (2003). Is low fertility a twenty-first-century demographic crisis? *Demography* 40(4): 589-603.
- Morgan, S. P. and Taylor, M. G. (2006). Low fertility at the turn of the twenty-first century. *Annual Review of Sociology* 32: 375-399.
- Moriizumi, R. (2008). Jisedai ikusei shien taisaku. In: Kanekiyo, H. and Anzō, S. (eds.). *Jinkō-genshō-jidai no shakaihoshō*. Tokyo: Harashobō: 119-151. (in Japanese)
- National Institute of Population and Social Security Research (2007a). *Nihon no shōrai suiikei jinkō (Population Projections for Japan: 2006-2055)*, Tokyo: Kōsei Tōkei Kyōkai.
- National Institute of Population and Social Security Research (2007b). *The 13th National Fertility Survey (Kekkon to shussan ni kansuru zenkoku chōsa): Wagakuni fūfu no kekkon-katei to shusshōryoku*, Tokyo: Kōsei Tōkei Kyōkai.
- Neyer, G. and Andersson, G. (2008). Consequences of family policies on childbearing behavior: Effects or artifacts. *Population and Development Review* 34(4): 699-724.
- Ogawa, N. (2003). Japan's changing fertility mechanisms and its policy responses. *Journal of Population Research* 20(1): 89-106.
- Ōbayashi, T. (1996). Shakaisoshiki no chiikiruikei. In: Kreiner, Y. (ed.) *Chiikisei kara mita Nihon: Tagenteki rikai no tameni*. Tokyo: Shinyōsha: 13-37. (in Japanese)
- Perelli-Harris, B. (2005). The path to lowest-low fertility in Ukraine. *Population Studies* 59(1): 55-70.
- Reher, D. (2007). Towards long-term population decline: A discussion of relevant issues. *European Journal of Population* 23(2): 189-207.
- Ryder, N.B. (1964). The process of demographic translation. *Demography* 1(1): 74-82.
- Sobotka, T. (2008). Overview Chapter 7: The rising importance of migrants for childbearing in Europe. *Demographic Research* 19(9): 225-248.
- Suzuki, T. (2006). Fertility decline and policy development in Japan. *The Journal of Japanese Population* 4(1): 1-32.
- Ward, M. D. and Gleditsch, K. S. (2008). *Spatial regression models*. Los Angeles: Sage Publications.

出生率推計方法に関する研究

1 4 年途中までの月別統計を用いた年間合計特殊出生率推計の検討

石川 晃
別府 志海

1. はじめに

将来人口推計における将来の各種仮定値は、過去における実績値の動向を将来に反映・投影することにより設定する。過去におけるそれらの変動特性や法則性等を導き出すためには長期間におけるデータの蓄積が必要である。それは今後 50 年後といった長期にわたる仮定の設定をするためには、必要不可欠なものである。しかし、実際の変動は長期間の観察によりある傾向がみられたとしても、各年の数値の時系列推移は必ずしも平滑ではなく、全体的な傾向から上下に乖離が生じる場合も少なくない。そのため、時系列分析によって求められた仮定値と直近年次における実績値に乖離が生じ、不連続になってしまうことが生じる。

さて、国立社会保障・人口問題研究所が行っている将来人口の推計は、国勢調査の結果を基準に用いている。国勢調査の結果は、調査実施年の翌年 10 月末に公表されるため、将来推計人口の作業もその時期以降に行っている。なお、国勢調査による人口は、将来推計の基準人口であるとともに、仮定値である各種人口動態率の分母人口であるため、直近のそれら諸率は国勢調査の結果を待たなければ算出ができない。さらに、出生率の仮定値については、未婚率の動向に大きく依存するため、配偶関係別人口を基にした分析には必須の統計である。一方、出生・死亡に関する仮定値の算定に必要な人口動態統計は、概数が 6 月頃、確定数については 9 月頃に前年の統計結果が公表される。そのため推計作業を行う 12 月初旬の時期にはその前年までのデータが得られる。基本的には、そのデータを用いて分析を行っているが、推計作業時点の年次における動向も極めて重要である。

なお、推計作業を行う 12 月初旬頃には、人口動態統計の概数値はその年の 7 月分まで、速報値は 10 月分までが利用可能である。これらの統計データを用いてその年の年間値を高い確度で推計することが可能であれば、仮定値の分析に、より最新の動向を反映することが可能となる。またその結果は準実績値として、推計時点における将来の出生率変動の方向を示唆する極めて重要な数値でもある。

そこで本稿は、将来人口推計で設定する仮定値のうち最も関心の高い出生率について、推計作業時点に於いて利用可能な年途中までの月別統計を用い、推計作業年次の合計特殊出生率を推定する方法の検討を行うものである。

2. 人口動態統計における速報、概数、確定値の動向

厚生労働省は、『人口動態統計』について「速報」、「概数」、「確定」の 3 段階で公表している。このうち「速報」および「概数」は月毎に、「確定」は年毎に公表されている。「速報」は調査票を作成した数（届出件数）を集計したものである。そのため男女や年齢といった属性別の集計は行われず各人口動態数の総数のみが集計され、調査月の約 2 か月後に公表されている。そ

して「概数」は、速報値のうち日本における日本人、すなわち日本国内で発生した日本人の動態件数に限定し、さらに年内に発生したものについて集計したもので、「速報」公表の3か月後（調査月の約5か月後）に公表されている。最後に「確定」は、「概数」の結果をさらに精査し修正を加えたものであり、調査翌年の9月頃に公表されている。

まず、出生・死亡・婚姻・離婚の4事象を対象に、速報値、概数値および確定値について、各集計結果がどの程度異なっているかについてみると、いずれの動態事象においても、速報値と概数値には乖離がみられるが、概数値と確定値ではほぼ同値を示している（表1）。そこで、確定値に対する速報値および概数値の比をみると、概数値はいずれの動態事象においてもほぼ1.0の水準で推移しており、両者にほとんど差はみられない（図1）。一方、速報値は各事象により異なった動向を示す。各事象別に1970年以降の変化をみると、出生と婚姻は大きく変化しているが、死亡と離婚は比較的安定して推移している。まず、出生についてみると、1970～85年の期間は概ね1.01で推移していたが、1985年以降急速に上昇し、2009年に1.03と乖離は拡大してきている。死亡についてはほぼ1.01で安定している。婚姻は一時的な変動を伴いながら長期的に変化をしており、出生と同様に上昇傾向を示しているが、出生が1985年以降上昇したのとは異なった傾向を示している。離婚も1.01～1.02と概ね安定的に推移してきている。ちなみに、1970年において比が最小だったのは婚姻で、出生、死亡ともにそれよりもやや高い比を示し、最も高かったのは離婚であった。それが2009年では出生が最も高く、次いで婚姻とこの2つの事象が大きく変化した。

このような乖離は、それぞれの統計の対象が異なることに起因している。前述したように、「速報」は調査票を作成した数（届出件数）の統計である。したがって速報値には、「日本における日本人」の他に「日本における外国人」および「外国における日本人」、さらに「前年以前発生」も含まれている。他方で「概数」および「確定」は「日本における日本人」について、前年以前の発生を除いたものを客体としている。このため概数値および確定値は、重複・錯誤による届出を修正した上で、速報値から「日本における外国人」、「外国における日本人」および「前年以前に事件が発生した動態」の件数を除外したものとなる。

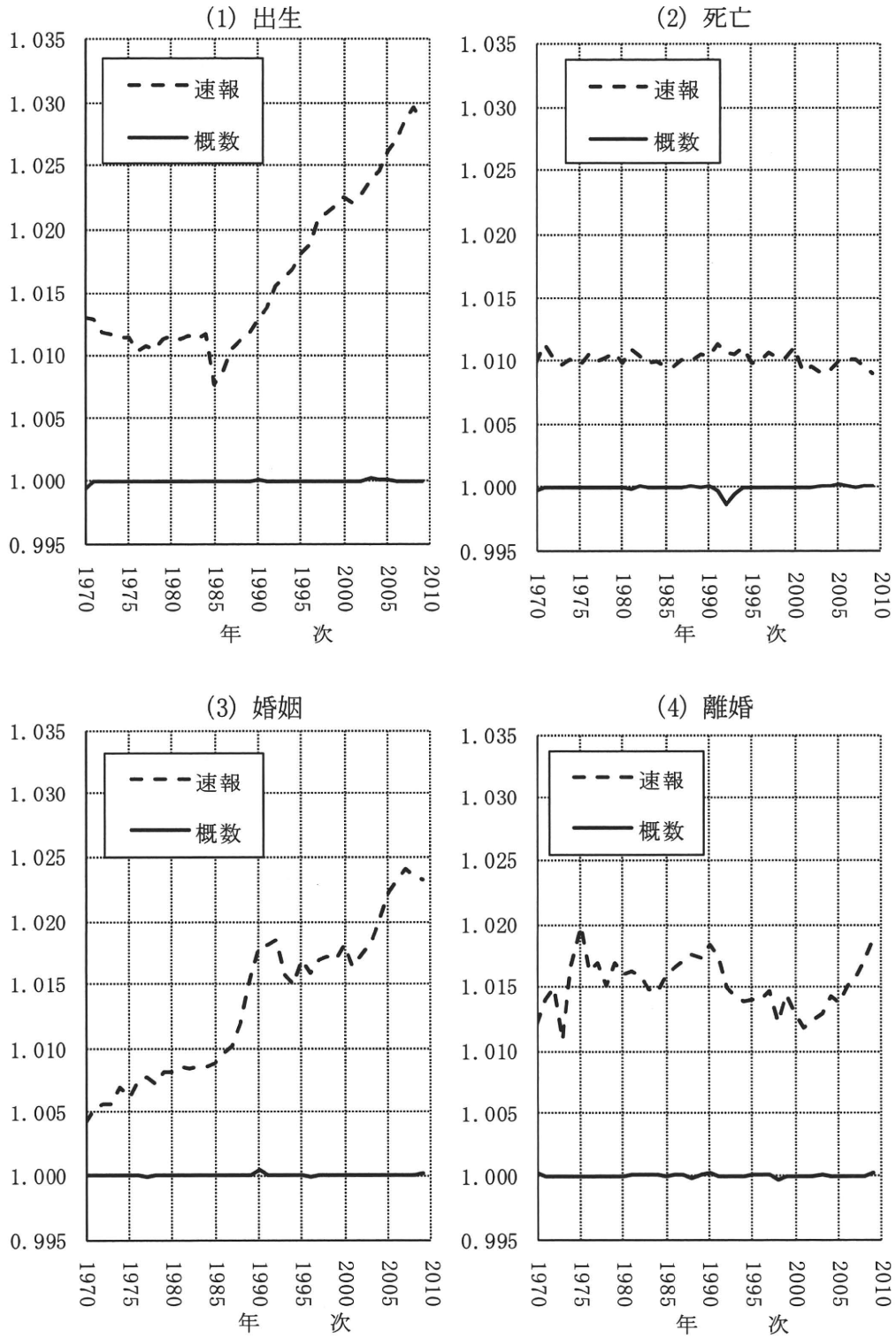
表1 人口動態統計における速報・概数・確定の推移：1970～2009年

(1,000件)

年次	出生			死亡			婚姻			離婚		
	速報	概数	確定	速報	概数	確定	速報	概数	確定	速報	概数	確定
1970	1,959	1,933	1,934	720	713	713	1,034	1,029	1,029	97	96	96
1971	2,027	2,001	2,001	692	685	685	1,097	1,091	1,091	105	104	104
1972	2,063	2,039	2,039	691	684	684	1,106	1,100	1,100	110	108	108
1973	2,116	2,092	2,092	716	709	709	1,078	1,072	1,072	113	112	112
1974	2,053	2,030	2,030	718	711	711	1,007	1,000	1,000	116	114	114
1975	1,923	1,901	1,901	709	702	702	947	942	942	121	119	119
1976	1,851	1,833	1,833	711	703	703	878	872	872	127	125	125
1977	1,774	1,755	1,755	697	690	690	827	821	821	132	129	129
1978	1,726	1,709	1,709	703	696	696	799	793	793	134	132	132
1979	1,661	1,643	1,643	697	690	690	795	789	789	138	135	135
1980	1,595	1,577	1,577	730	723	723	781	775	775	144	142	142
1981	1,547	1,529	1,529	728	720	720	783	777	777	157	154	154
1982	1,533	1,515	1,515	719	712	712	788	781	781	167	164	164
1983	1,526	1,509	1,509	747	740	740	769	763	763	182	179	179
1984	1,507	1,490	1,490	748	740	740	746	740	740	181	179	179
1985	1,443	1,432	1,432	759	752	752	742	736	736	169	167	167
1986	1,395	1,383	1,383	758	751	751	718	711	711	169	166	166
1987	1,361	1,347	1,347	759	751	751	703	696	696	161	158	158
1988	1,329	1,314	1,314	801	793	793	716	708	708	156	154	154
1989	1,261	1,247	1,247	797	789	789	719	708	708	161	158	158
1990	1,237	1,222	1,222	829	820	820	735	722	722	161	158	158
1991	1,240	1,223	1,223	839	830	830	756	742	742	172	169	169
1992	1,228	1,209	1,209	866	855	857	768	754	754	182	179	179
1993	1,208	1,188	1,188	888	878	879	805	793	793	191	188	188
1994	1,259	1,238	1,238	886	876	876	794	783	783	198	195	195
1995	1,209	1,187	1,187	931	922	922	805	792	792	202	199	199
1996	1,229	1,207	1,207	905	896	896	808	795	795	210	207	207
1997	1,216	1,192	1,192	923	913	913	789	776	776	226	223	223
1998	1,229	1,203	1,203	946	936	936	798	785	785	246	243	243
1999	1,203	1,178	1,178	992	982	982	775	762	762	254	251	251
2000	1,217	1,191	1,191	972	962	962	813	798	798	268	264	264
2001	1,196	1,171	1,171	979	970	970	813	800	800	289	286	286
2002	1,180	1,154	1,154	992	982	982	771	757	757	293	290	290
2003	1,150	1,124	1,124	1,024	1,015	1,015	754	740	740	287	284	284
2004	1,138	1,111	1,111	1,038	1,029	1,029	735	720	720	275	271	271
2005	1,090	1,063	1,063	1,095	1,084	1,084	730	714	714	265	262	262
2006	1,122	1,093	1,093	1,095	1,084	1,084	748	731	731	261	257	257
2007	1,121	1,090	1,090	1,119	1,108	1,108	737	720	720	259	255	255
2008	1,123	1,091	1,091	1,153	1,142	1,142	743	726	726	255	251	251
2009	1,101	1,070	1,070	1,152	1,142	1,142	724	708	708	258	253	253

厚生労働省『人口動態統計』による。

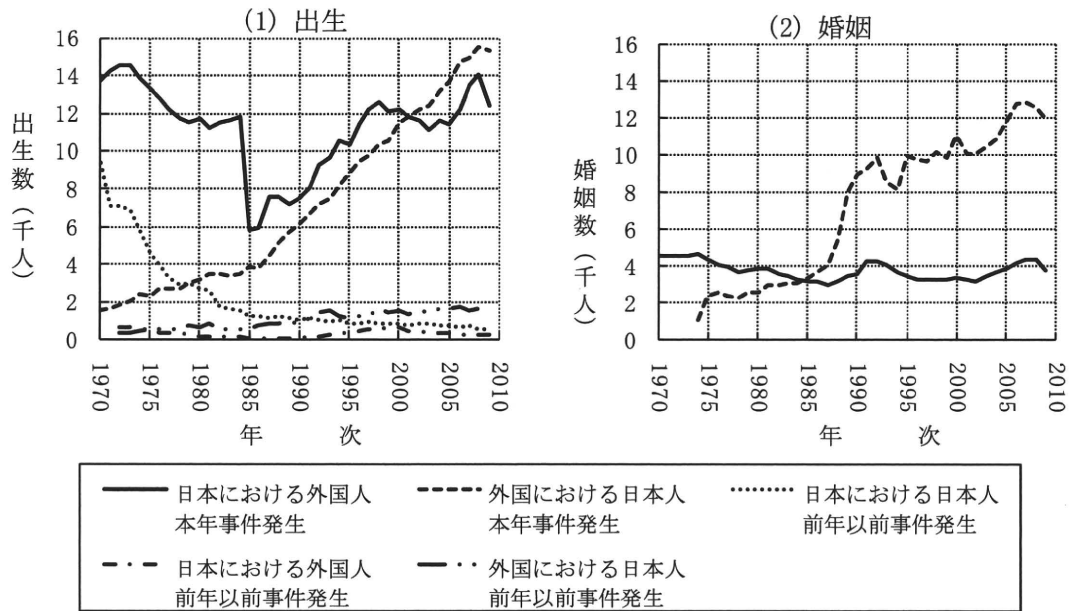
図1 確定値に対する速報値および概数値の比：1970～2009年



厚生労働省『人口動態統計』『人口動態統計速報』『人口動態統計月報（概数）』

そこで近年大きく変化した出生と婚姻について、確定値と速報値の乖離要因である除外件数の推移をみてみよう（図2）。

図2 人口動態統計の除外項目別件数：1970～2009年



まず、出生についてみると、その傾向が1985年を境に大きく変わっていることがわかる。1970年では「日本における外国人（本年事件発生）」が最も多く、次いで「日本における日本人（前年以前事件発生）」とその2つの要因で全体の94%を占めていた。それから1984年にかけて両者ともに減少する一方で、「外国における日本人（本年事件発生）」が増加した。図1で示した出生において確定に対する速報の比が1984年以前はほぼ一定であったのは、こうした変化が同時に起こった結果であることがわかる。一方で1985年以降は「外国における日本人（本年事件発生）」が急増しており、2002年には「日本における外国人（本年事件発生）」を超え、要因のうちでは最も多くなっている¹⁾。婚姻は、「日本における外国人（本年事件発生）」はほぼ4千人程度と変化をしていないが、「外国における日本人（本年事件発生）」は1980年代後半に急増し、増加傾向は現在も続いている²⁾。

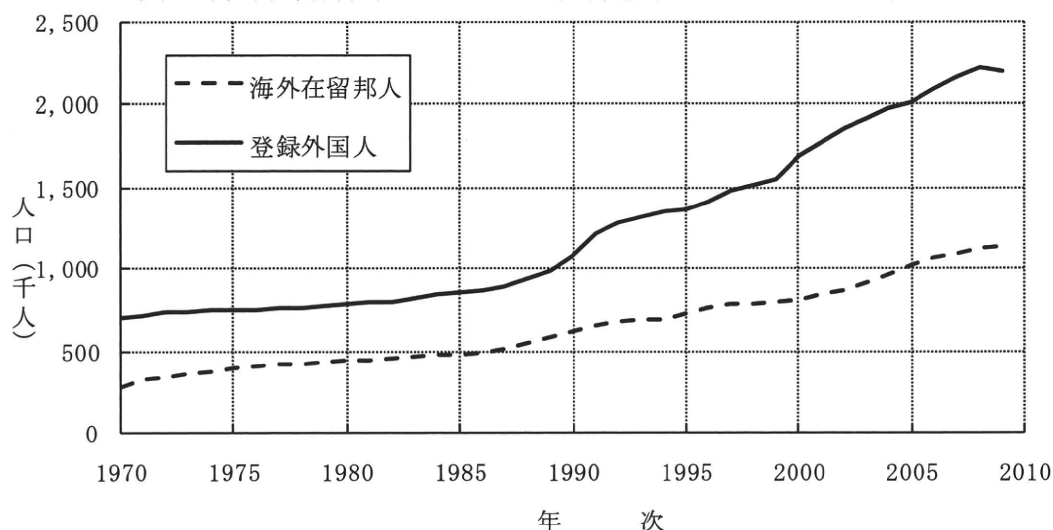
こうした人口動態統計における除外件数の増加は、1970年代以降における国際人口移動の増加・活発化が影響を及ぼした結果であると考えられる。「外国における日本人」の動向をみると、

¹⁾ 出生の「日本における外国人」は1985年に急減している。これは国籍法の改正（1985年1月1日施行）により、日本国籍を取得できる範囲が広まったことの影響である。同法の改正以前は、出生児は父親が日本人の場合のみ日本国籍を得ていたが、改正により父又は母が日本人の場合に日本国籍を取得できるようになった。人口動態統計〔確定〕は当該年に事件の発生した日本における日本人の動態を対象とするため、父外国人・母日本人の出生数が1984年以前は外国人として除外されていたが、1985年以降は除外されずに日本人として集計されるようになったことにより、1985年で段差が生じている。

²⁾ 婚姻は市区町村長が届出を受理する事により事件が発生するため、前年以前の発生はあり得ない。

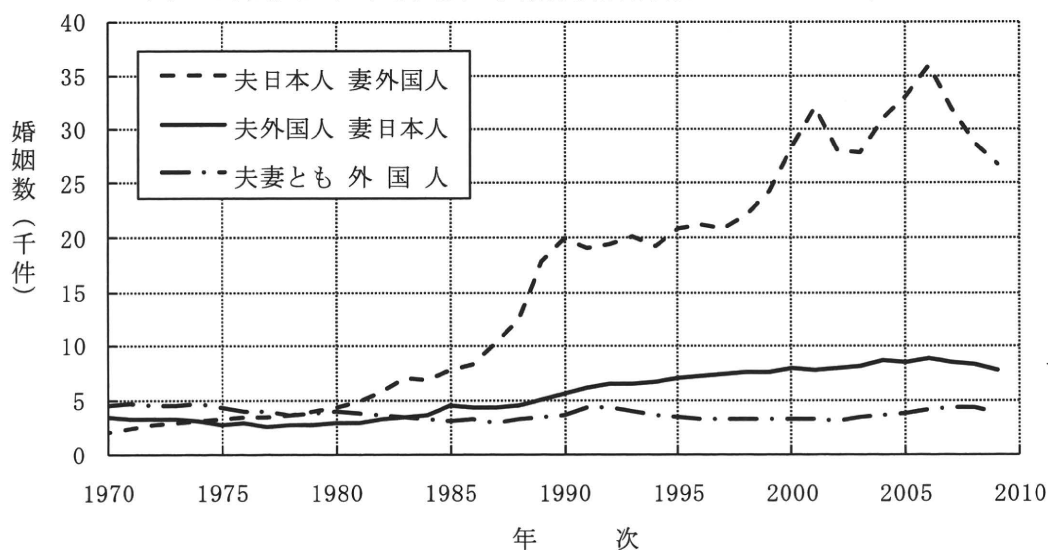
海外に長期滞在する日本人は1985年以降の増加数は大きくなっており、人口動態統計における「海外における日本人」の増加と対応している（図3）。また「日本における外国人」の動向についてみると、「海外における日本人」と同様に1980年代後半から急激に増加している。そのような発生母数の増加に伴い、各除外件数の変動を生じさせた。

図3 海外在留邦人人口および登録外国人人口：1970～2009年



法務省『在留外国人統計』および外務省『海外在留邦人数調査統計』による。

図4 外国人における夫妻の国籍別婚姻件数：1970～2009年



厚生労働省『人口動態統計』による。

ただし、婚姻における「日本における外国人」の除外件数は、期間を通して概ね4千件で変化が小さい。外国人における夫妻の婚姻状況をみると、1980年代後半からとくに夫日本人・妻外国人の組み合わせによる件数が大きく増加しており、夫外国人・妻日本人も同時期以降に若干ながら増えてきている（図4）。しかし、これらの婚姻件数は日本人が含まれるので、除外されずに概数および確定に含まれる。他方で夫妻とも外国人の婚姻件数は時系列でほとんど変化がみられない。この夫妻とも外国人が前述の除外件数に当たる。したがって、婚姻の場合は外国人の増加が日本人との婚姻を変動させたことで、除外件数がほとんど変化しなかったことがわかる。

なお、婚姻と出生におけるそれぞれの除外件数の関係をみると、婚姻および出生における「外国における日本人」は、ともに1980年代後半から大きく増加している。したがって海外で生活する日本人が増えたために海外での婚姻が増加し、このことが海外での出生も増加させたものと考えられる。しかし「日本における外国人」をみると、婚姻数はほぼ一定で推移しているのに対し、出生数は増加しており、両者の動向に乖離がみられる。この要因について考えたい。

さて、日本で外国籍の子が出生した場合、その出生児について外国人登録が不可欠となるが、その際には出生届（もしくは出生届受理証明書）が必要となる。このため、外国人の出生に関する届出漏れは比較的少ないと考えられる。他方、外国人同士の婚姻の場合、日本の役所に届出た場合は人口動態統計の対象となるが、該当国の在日大使館等へのみ届出た場合には人口動態統計には反映されない。日本に在留する外国人は、婚姻を含む身分の変更について外国人登録に反映させる必要があるため、外国人同士の婚姻についてもそのほとんどが日本の役所へ届出ていると考えられる。したがって、外国人同士の婚姻が変化していないにもかかわらず、父母とも外国人の出生、つまり外国籍の出生児が増加していることは、近年国際人口移動の活発化に伴い、外国人同士の夫婦が入国により増加し出生したことによると考えられる。

3. 月別合計特殊出生率の動向

（1）月別日本人女性の年齢各歳別人口の推定方法

合計特殊出生率を月別に算出する際には、毎月の年齢別日本人女性人口が必要である。月、年齢別日本人女性人口は、総務省統計局が毎月作成している『人口推計月報』において公表されている。ただし、『人口推計月報』における年齢別人口は5歳階級のみ表章されており、各歳別の人口は得られない。合計特殊出生率を算出する方法として、5歳階級による年齢別出生率から求める方法もあるが、指標の精度を高めるためには各歳別出生率を用いる方が望ましい。

年齢各歳別人口は、総務省統計局『人口推計年報』（各年10月1日現在）から得られる。そこで、以下の方法により毎月の年齢各歳別日本人女性人口を推計した。

まず、2年次の10月1日現在人口を用い、年齢毎にその間の月別人口を直線補間によって求める。求められた月別年齢各歳別人口を、『人口推計月報』から得られる5歳階級別人口に一致するように、階級内の各歳別人口割合で按分することにより算出した³⁾。

³⁾ 最新部分の人口については、直近の『人口推計年報』（10月1日現在）による各歳別人口および生命表の生残率から翌年の10月1日各歳別人口を推計し、毎月の人口は同様の方法によって算出した。

(2) 月別合計特殊出生率の推定方法

月毎の年齢別出生率を算出する際の出生数は、人口動態統計の概数から得られる。そこで概数から得られる毎月の母の年齢別出生数と、前項の方法により求めた人口を用いて次のように年齢別出生率を算出した。

なお、月別合計特殊出生率はその月の出生数を月初現在人口で除した率であるが、その率は季節変動の影響や少数データの影響から上下に大きく変動し、また月による日数の相違もあるため、必ずしも傾向をみるためには適さない。

そこで月別変動の観察を行うために、当月を含む過去一年間の出生数を用いて以下のように算出した。

t 月を含む過去一年間の合計特殊出生率を $TFR(t)$ (以下この TFR を t 月次 TFR という)、該当期間 ($t-11$ 月～ t 月) における母の年齢 x 歳別出生数を $B(x,t)$ 、該当期間の年央 (t 月の5か月前) 人口を $P(x,t-5)$ とすると、 $TFR(t)$ は以下の式から求められる。

$$TFR(t) = \sum_{x=15}^{49} \left(\frac{B(x,t)}{P(x,t-5)} \right) \dots \dots \dots (1)$$

ちなみに、 $TFR(t)$ の12月 (12月次 TFR) が当該年次の TFR に相当する。

(3) 月次合計特殊出生率の動向

上記の方法により求めた月次 TFR と、確定から算出され公表されている TFR の推移をみると、各年12月次の月別 TFR と公表 TFR は、かなり近似している (図5)。両者が一致しないのは、出生数が概数か確定かの相違と、分母人口が各年12月次 TFR は年央人口であるのに対し、公表 TFR は10月1日人口であることによる。このうち出生数については、前掲表1ならびに図1で示したように、概数と確定にほとんど差がみとめられないことから、各年12月次 TFR と公表 TFR の乖離はそのほとんどが分母人口の相違によるものと考えられる。

さて、月次 TFR を出生順位別に観察すると、いずれの出生順位別出生率も前述の年齢別出生率と同様に、低下傾向からいずれの出生順位においても2006年1月次を底に上昇に転じたことがわかる (図6)。

こうした TFR の変化をさらに詳しく分析するため、2010年の TFR とほぼ同水準を示す2000年と最も低下した2005年ならびに直近の2010年について、出生順位別に年齢パターンの変化を比較してみよう (図7)。なお、2010年の TFR はまだ得られないため、最新の2010年10月次 TFR で代用することにする。

図5 推定された月次合計特殊出生率および（公表）合計特殊出生率

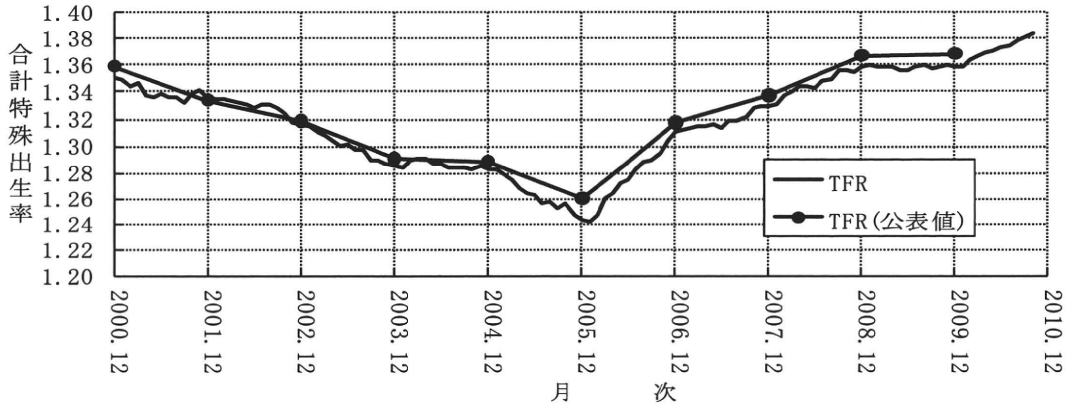


図6 出生順位別月次合計特殊出生率

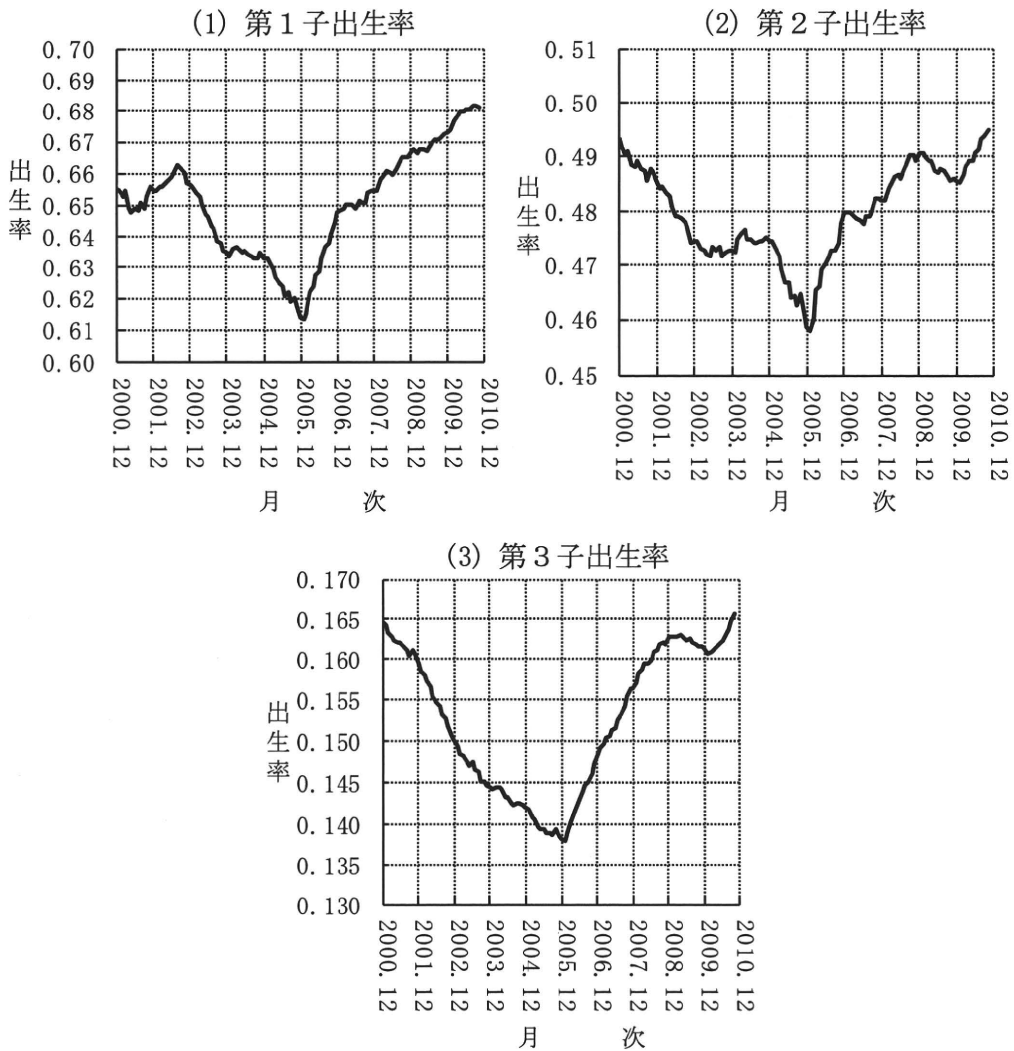


図7 出生順位，女性の年齢別出生率：2000,05,10年

