

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.

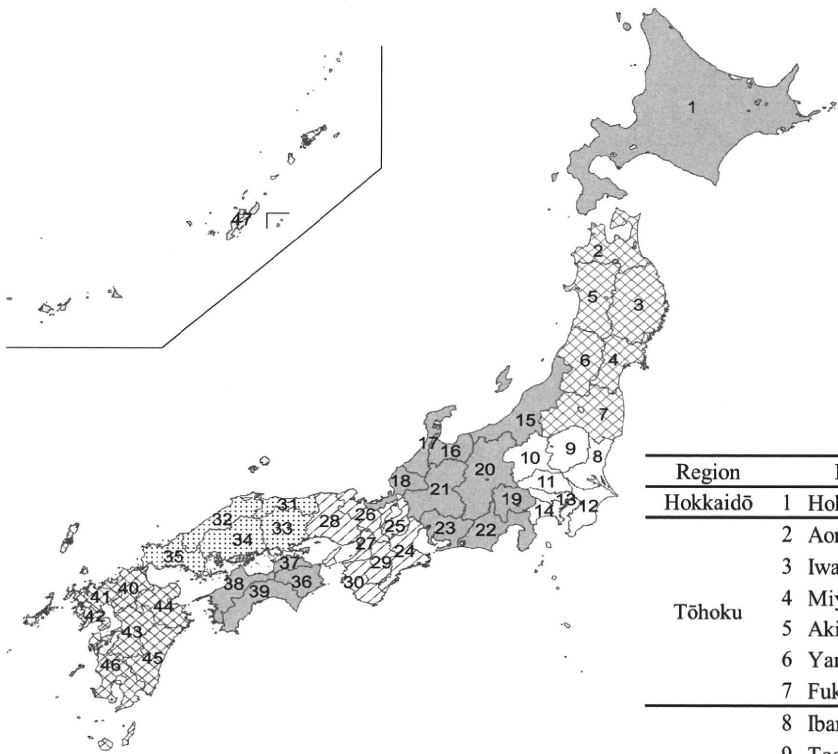
Spatial processes are another potentially relevant factor. In all of our birth order-specific models, we found spatial autocorrelation structure among the residuals. By looking at predicted values of the spatial component of the error term, we can identify which areas are surrounded by neighbors with 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 | | 24 Mie |
| Tōhoku | 2 Aomori | Kinki | 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 |
| 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 |
| 15 Niigata | 38 Ehime | | |
| Chūbu | 16 Toyama | Kyūshū | 39 Kōchi |
| | 17 Ishikawa | | 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 |

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 suihei 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.
- Ōhbayashi, T. (1996). Shakaisoshiki no chiikiruiki. 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.

5 出生意欲データを用いた PAF 法による出生率推計：日本における応用

守泉 理恵

はじめに

将来人口推計における出生率推計は、通常、過去の統計実績値に基づいたトレンドの補外や平均値などをもとに行われる。出生率の将来予測は、人々のライフコースの変化を予測することに他ならないが、戦後の日本では急速に人々の結婚・出生行動が変化してきている。過去データのトレンドを将来へ投影する方法は合理的であるが、人々の行動変化が激しい時期は、この方法でもデータのない若い世代の行動を見通すのは容易なことではない。

また、人々の結婚・出生行動の変化の背景には様々な社会経済的要因が指摘されている。そのため、出生率推計の仮定値設定において、人口学的要因だけでなく社会経済要因も明示的に考慮したモデルの開発がこれまでつねに求められてきた。

そこで、本研究では、調査で得られる「出生意欲」のデータに注目することで新しい出生率推計法を探るとともに、そのモデルを用いて社会経済要因の変化の影響を定量的に測ることができる方法がないか考察した。プロジェクト最終年度の本年度は、1992年から2005年の4回分の調査データを用いて出生率推計とその比較を行うとともに¹、社会経済要因の影響の分析では、昨年度のモデルを用いてさらに3つの新しいシナリオのもとでシミュレーションを行った。それらをふまえ、これまでの研究成果のまとめと、そこから見えてきた課題について整理を行う。

1. PAF 法を用いた出生率推計の概要

希望子ども数、追加予定子ども数などの出生意欲データは、出生過程を終えていない若い世代の完結出生子ども数を予測する資料として、すでに1950年代から注目されてきた(Morgan 1985)。しかし、これまでの研究では、調査で得られる出生意欲データは、しばしば実際の行動より「過大」または「過小」となりがちなことが論じられてきた。なぜなら回答者の多くは、将来、生涯未婚、離死別、不妊、経済的困難、夫婦の意見不一致といった子ども数を減らす方向に作用する事態や、意図しない妊娠、子どもの性別選好や現存児の死亡等による追加出生意欲の発生といった子ども数を増やす方向に作用する事態が起こることを想定せずに回答するからである。よって、出生意欲の回答データを将来の完結出生子ども数の予測値として用いるには、何らかの方法によりデータを調整する必要があるとされる。

¹ 出生動向基本調査では、第8次調査から独身者調査を開始しているが、第9次調査までは35歳未満の独身者が対象となっていた。第10回からは夫婦調査と同様に50歳未満（下限年齢は18歳）について調べているため、ここでは第10回以降のデータを用いることとした。

これまで、Lee (1980)、Werner (1986)、de Beer (1991)、Van de Giessen (1992)、Cooper and Shaw (1993)、van Hoorn and Keilman (1997) などが出生意欲データを用いた出生率推計について研究を発表している (守泉 2009)。このうち、本研究プロジェクトにおいては、de Beer (1991) が提示した PAF 法 (partial adjustment forecasting method) を取り上げる。PAF 法は、2 時点の追加予定子ども数の調査データを用いて、その年齢別の実現率と変化率を計算し、コーホートごとの最終的な完結出生子ども数を推計する方法である。PAF 法は年齢別の現存子ども数と追加予定子ども数のみを用いる簡潔な出生率推計方法であり、かつこの方法に用いる日本の調査データを入手できることから、本研究で採用した。

1-1. PAF モデル

PAF 法では、コーホート完結出生子ども数は、年齢別累積出生子ども数に年齢別追加出生子ども数を加算していき、49 歳時点で得られた数値とする。このとき、年齢別の追加出生子ども数を算出するために、出生意欲 (追加予定子ども数) のデータを用いる。

年齢別追加予定子ども数は、年齢が上がるにつれて予定していた出生が実現していくため変化する。そこで、まず 2 時点の調査データを出生コーホート別に集計し、あるコーホートが調査間隔分の時間を経てどの程度出生を累積し、また追加予定子ども数が変化したか、その変化率を算出する。具体的には、 a 歳から $a+i$ 歳の間に累積した出生を、 a 歳時点の追加出生子ども数の一部が実現したものだととらえ、次の通り定式化する。

$$G_{c,a+i} - G_{c,a} = \mu_{c,a} A_{c,a} \quad (1)$$

$G_{c,a}$ は出生年 c 、年齢 a の女性の累積出生率である。 $A_{c,a}$ は、これらの女性の追加予定子ども数で、 $\mu_{c,a}$ は、 a 歳から $a+i$ 歳までの間に、 a 歳時点の追加予定子ども数のうちどのくらい出生が実現するかを示す係数である。(1)式から各年齢の μ と A が分かれば、これが年齢別変化を計算するための仮定値となり、49 歳時点の累積出生率、つまり完結出生子ども数を推計することができる。

各年齢で変化していく μ と A の算出には以下の式を用いる。

$$\mu_{c,a} = (G_{c-i,a+i} - G_{c-i,a}) / A_{c-i,a} \quad (2)$$

$$A_{c,a+i} = (A_{c-i,a+i} / A_{c-i,a}) A_{c,a} \quad (3)$$

i は調査間隔年である。(1)~(3)式がこのモデルの基本方程式であるが、このままでは、毎年行われる調査のデータを用いるのでなければ、調査間隔年と同じ間隔のコーホートの推計完結出生子ども数しか算出できない。そこで、調査で得られる年齢別出生子ども数の代わりに毎年的人口動態統計から年齢別累積出生率を引用し($G_{c,a+j}$)、各年齢の追加予定子ども数については直線補間で 1 年ごとのデータとする。このとき、調査間の年次の追加予定子ども数は次の式で算出する。

$$A_{c,a+j} = \left(1 - \frac{j}{i}\right)(G_{c,a} + A_{c,a}) + \left(\frac{j}{i}\right)(G_{c,a+i} + A_{c,a+i}) - G_{c,a+j} \quad (0 \leq j \leq i) \quad (4)$$

このモデルは、年長のコーホートが実際に経験した年齢別の μ や A の変化率が今後も続くとみなして推計のための仮定値とし、各コーホートの未知の部分の追加出生数を推定するというものである。

1-2. 使用データ

本研究では、PAF 法による出生率推計を行うための年齢別の追加予定子ども数のデータとして「出生動向基本調査」第 10 回（1992 年）～第 13 回（2005 年）の夫婦・独身者調査を用いた。毎年の年齢別累積出生率のデータは『人口動態統計』（厚生労働省）から引用した。

出生動向基本調査において、独身者調査では追加予定子ども数をたずねておらず、データを取得できない。そのため本研究では、夫婦調査で用いている予定子ども数の定義にならない追加予定子ども数を仮定した。夫婦調査では、現存子ども数+追加予定子ども数=予定子ども数という定義でデータを整理しており、独身者についても「希望子ども数-現存子ども数」を追加予定子ども数とする。独身者調査では現存子ども数は調べていないので、一律にゼロとする。よって、独身者の追加予定子ども数は希望子ども数と同数となる。

また、出生動向基本調査は各年 6 月 1 日現在の事実を調査しているため、同じ出生年でも調査時点の年齢は 2 つの階級にまたがる。しかし、本稿では年齢別に集計を行い、出生年の表記は便宜的に「調査年-年齢」として用いている。

図 1 に出生動向基本調査各回における年齢別平均追加予定子ども数を示した。これを見ると、まず 20 歳代半ばまでの部分では、92 年・97 年・05 年調査の平均追加予定子ども数がほぼ重なっているが、02 年調査のみ乖離して低くなっているのが目立つ。20 歳代後半以降では、調査回が新しいほど上がっている傾向がある。特に 92 年・97 年に比べて、02 年・05 年では 30 歳代以降で平均値が大きく上昇した。さらに 92 年・97 年調査では 40 歳代で平均追加予定子ども数はゼロに近いが、02 年・05 年調査では 0.1~0.2 ほどの水準を保って推移している。

こうした調査回ごとの平均値の推移パターンの変化は、2 時点間のデータを利用して算出される追加予定子ども数の変化率 A の動きに影響を与える。

図1 調査回・年齢別にみた平均追加予定子ども数

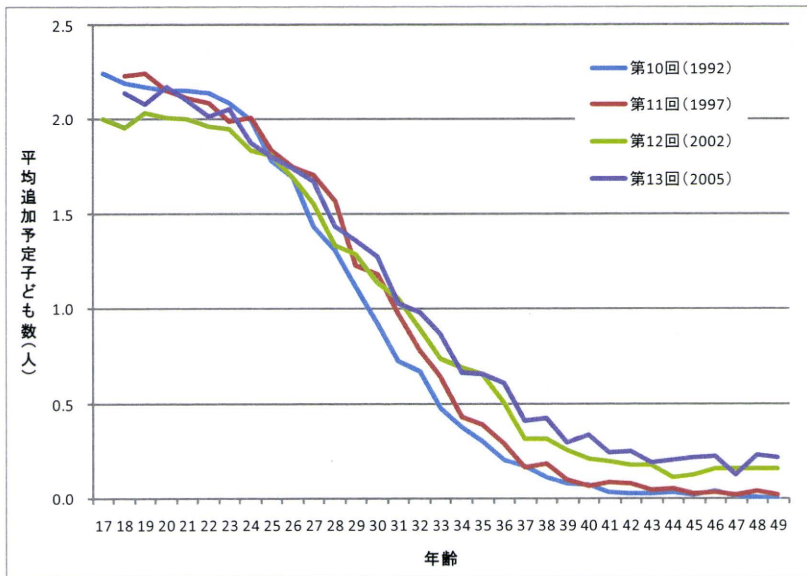


図2は人口動態統計から引用した年齢別累積出生率を描いたものである。新しい調査回になるほど、各年齢での累積率は低くなっている。とくに30歳代で差が大きい。図3で μ 値の計算に係る累積出生率の年齢ごとの差分を見ると（ここでは各期間における平均値）、近年ほど22～32歳の部分で累積が小さくなっている。30歳代後半では近年ほど累積が大きくなっているが、その上がり幅は小さく、絶対値も20歳代に比べるとかなり小さい。

図2 調査年・年齢別にみた累積出生率

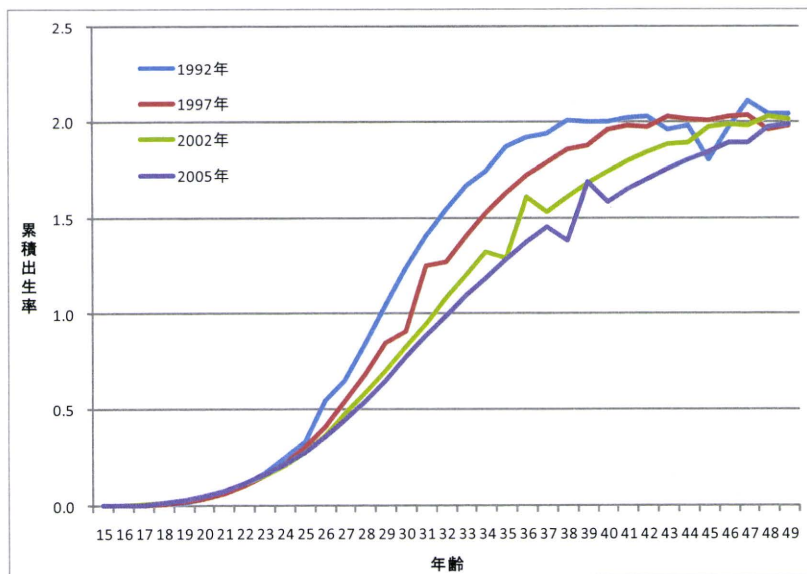
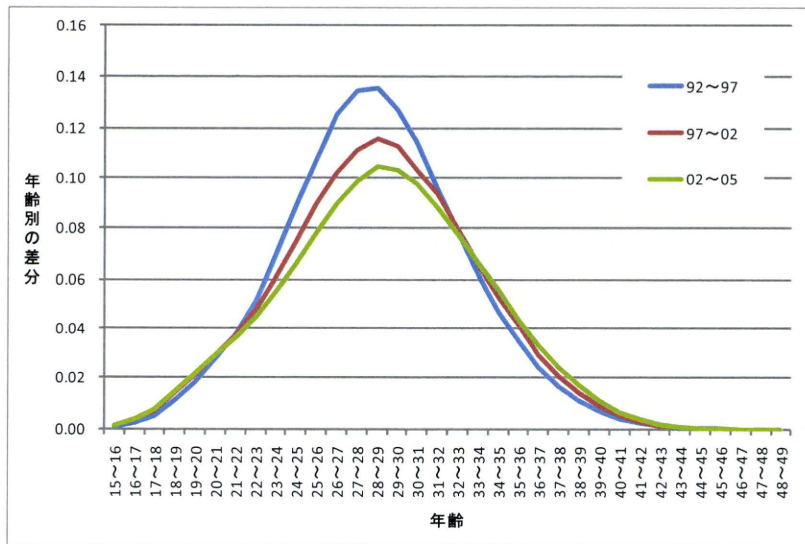


図3 累積出生率の年齢別の累積差分



PAF法では、2時点間の調査データを用いて μ 値・A値の計算を行うため、各調査回の集計結果の動きによって、出生過程を終えていない世代のコーホート完結出生子ども数の推計値に大きな影響を与える。PAF法は、出生過程にある女性たちの実際の見通しの変化をいち早く仮定値に反映させることができるといえる。

2. PAF法による出生率推計の結果

図4、図5は、1992年と1997年調査、1997年と2002年調査、2002年と2005年調査の3つのペアで算出した μ 値とA値の比較図である。1年ごとの数値では変動が激しいため、ここでは各期間における平均値を用いている。つまり、2つの調査間の平均追加予定子ども数を第1節で説明した方法で補間したうえで、1年ごとの年齢別 μ 値・A値を計算し、年齢別にその平均値を算出した。よって、図4・5で示した μ 値・A値は、3~5コーホートが当該年齢で経験した数値の平均値ということになる。

まず図4をみると、新しい調査年のペアで計算した μ 値ほど低い傾向にある。とくに20歳代後半から30歳代で低下幅が大きい。 μ 値は、ある年齢の追加予定子ども数が次の年齢に達するまでの間にどのくらい実現するかを示す値なので、これが低くなるということは最終的なコーホート完結出生子ども数の低下につながる。前節の図3でみたように、新しい年次ほど年齢別累積出生率が低くなっていることが μ 値の動きに反映されている。

図4 各回調査から算出した μ 値の比較

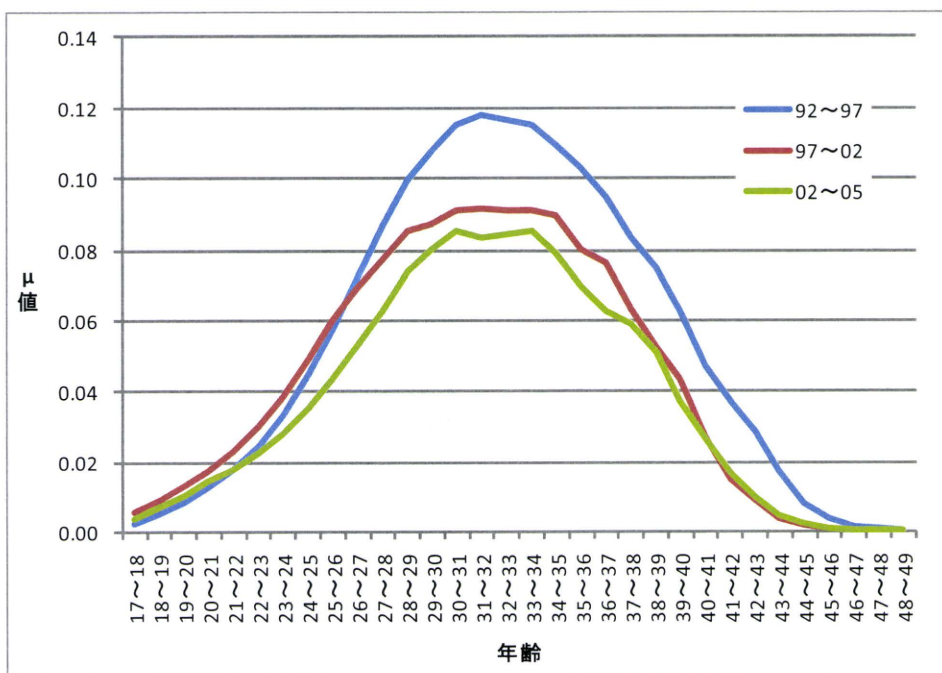
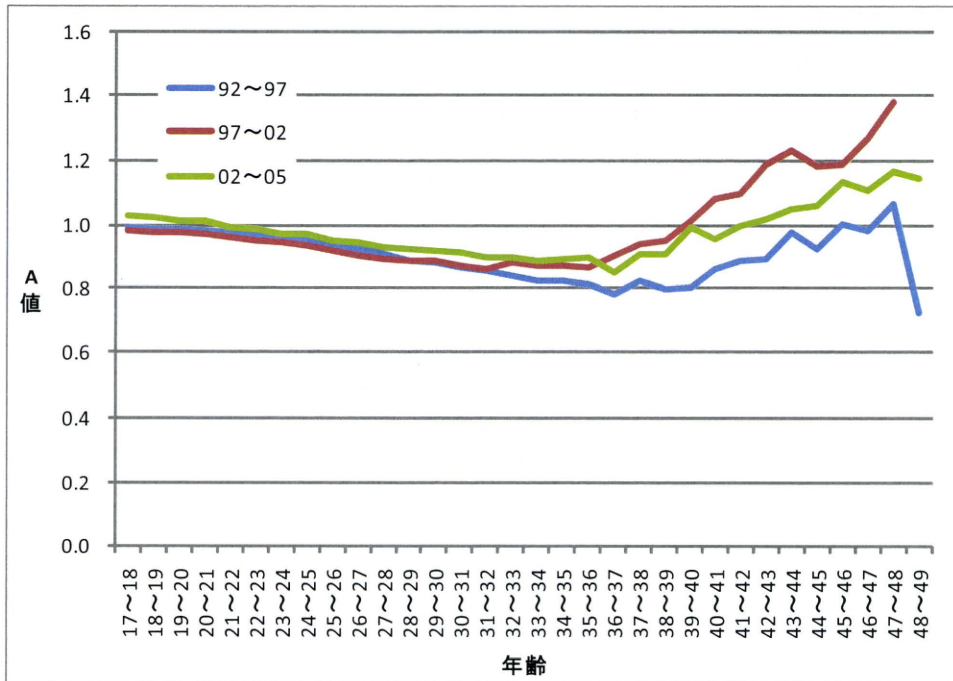


図5は追加予定子ども数の年齢別変化率であるA値の比較であるが、20歳代までは3期間ともほぼ同じ数値を示す。しかし30歳代になると徐々に差が出始め、92~97年、02~05年、97~02年の順に変化率が高くなっている。97~02年において高年齢でA値が一番高いのは、1997年に比べて2002年調査で高年齢における平均追加予定子ども数が大幅に高まったためである（図1参照）。

また、30歳代半ば以降はA値がどの期間でも反転上昇している。A値が1を超える部分については、同じコーホートにおいて次の調査年で前回より平均追加予定子ども数が高まったことを示すが、97~02年、02~05年では40歳代で1を超えていることが分かる。A値の高年齢における低下幅の縮小と増加への反転の動きについては、ひとつは晩婚化、晩産化の影響で、高年齢まで希望する子ども数を生み終えていない女性が増え、高年齢での追加予定子ども数が増えているということが考えられる。それとともに、不妊治療の普及や高齢出産事例を見聞きする機会の増加によって、30歳代後半以降も追加出生をあきらめなくなった効果もプラスされている可能性がある。

図5 各回調査から算出したA値の比較



算出した μ 値、A値を用いて、コーホート完結出生子ども数の推計を行った結果が図6～8である。それぞれ、新しい調査年次において未知の部分があるコーホートの完結出生子ども数を推計し、その年次の調査で得られた回答値との比較ができるようグラフ化した。例えば、図6の破線は1997年調査データの回答値であり、実線のPAF法推計値は1997年時点で19～48歳の1949～78年出生コーホートの女性のものである。同様に図7は1954～83年コーホート、図8は1957～86年コーホートの完結出生子ども数推計結果が示されている。1957～78年コーホートの結果は3つの期間の推計で共通して含まれている。

3つのグラフを見てみると、おおむねの傾向として、1950年代生まれでは、調査で対象者が回答した予定子ども数の平均値と、PAF法で推計したコーホート平均完結出生子ども数がほぼ一致している。しかし、1960年代生まれ以降で調査回答値と推計値が乖離し始め、若い世代になるほどその差は広がっている。

図6 1992・97年調査データを用いた推計結果

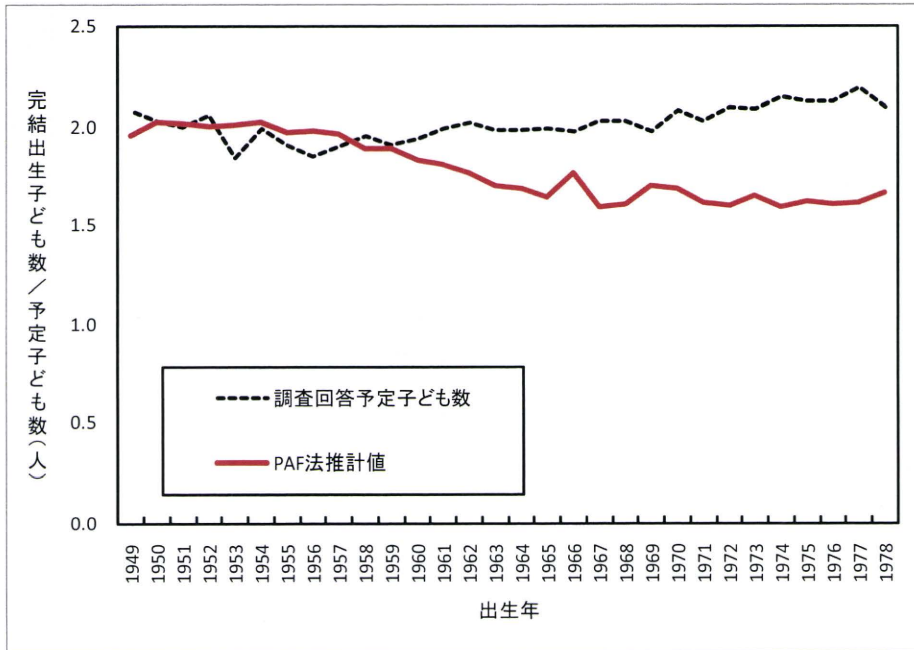


図7 1997・2002年調査データを用いた推計結果

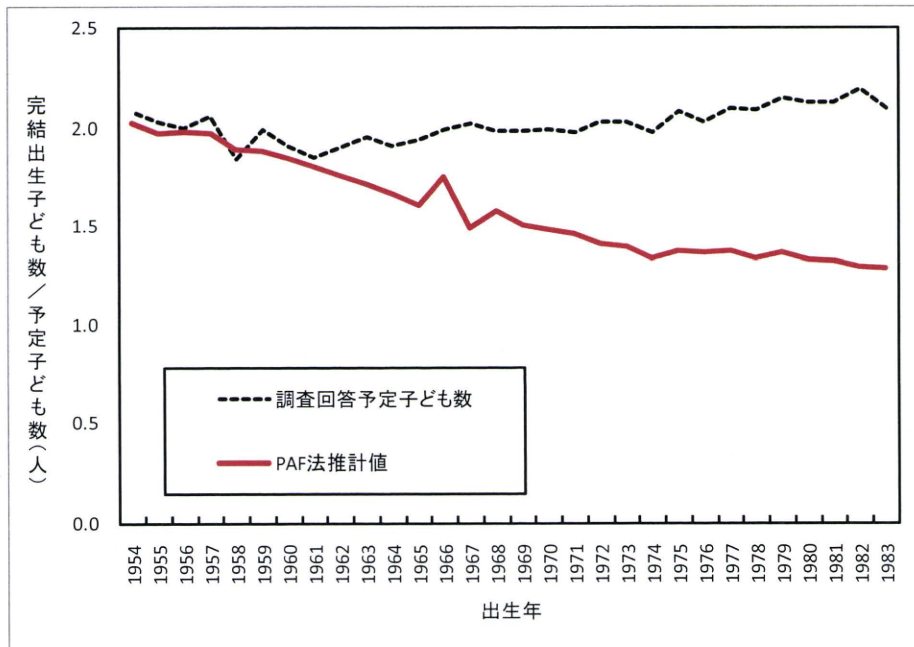
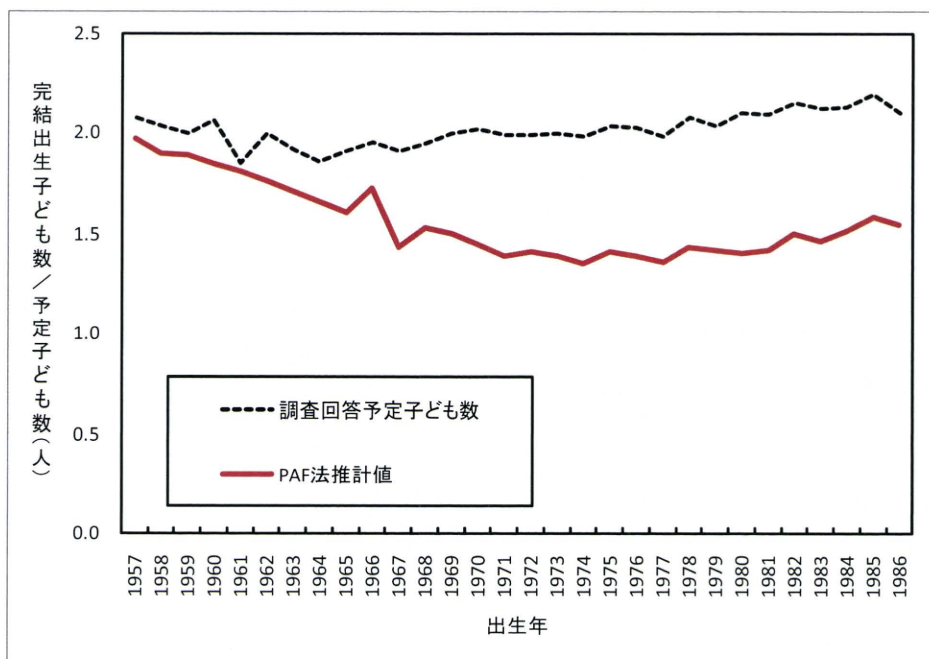


図 8 2002・2005 年調査データを用いた推計結果



3つの推計値をひとつのグラフに描いた図9でコーホートごとの推計結果を比較してみると、60年代半ば生まれまでは、3つの推計値はかなり一致している。しかし1970年代生まれ以降は、1997年の推計値が一番高く、2002年と2005年で低い。2002年と2005年には、1978年生まれ以降で見通しに差が出た。2002年は20歳代前半の若い部分で追加予定子ども数の平均値が低かったことが影響し、完結出生子ども数の推計値が最も低くなっている。近年の調査では30歳代以降において平均追加予定子ども数が高まる傾向にあるが、年齢が高いほど実際に累積できる出生率は小さいため、完結出生子ども数を高める効果は薄い。それよりも、 μ 値の高い若い年齢で追加予定子ども数が低くなるほうが完結出生子ども数を引き下げる効果は大きい。

図10に見るように、各回調査の年齢別平均追加予定子ども数は、新しい調査年ほど少しずつ低下している傾向がみられるが、大きく変化はしていない。つまり、子どもを持つ意欲はそれほど下がっていないのに、実際の出生行動はそれ以上に縮小しており、意欲が実現しにくくなっている。調査時に回答者が予期しない出生減少要因が強く働いているのである。第1節でもふれたように、未婚化・晩婚化・離別の増加といった結婚行動の変化や、出産の先送りやその結果としての不妊の増加といった要因がその原因であるとみられる。

さらに、2002年調査では若い世代の追加予定子ども数が低い傾向にあり、2005年調査ではそれが持ち直すという動きがみられた。これは調査時期の日本社会の経済状況が関係しているのかもしれない。2002年はバブル後の長い平成不況の時期に当たるが、2005年は一時的に経済が持ち直していた時期であった。こうした経済の好不況が、家計の経済的困難の度合いや将来見通しを変え、結果として子どもを持つことへの意欲や見通しに影響を与えた可能性がある。

図9 各期間の推計結果：PAF法推計値

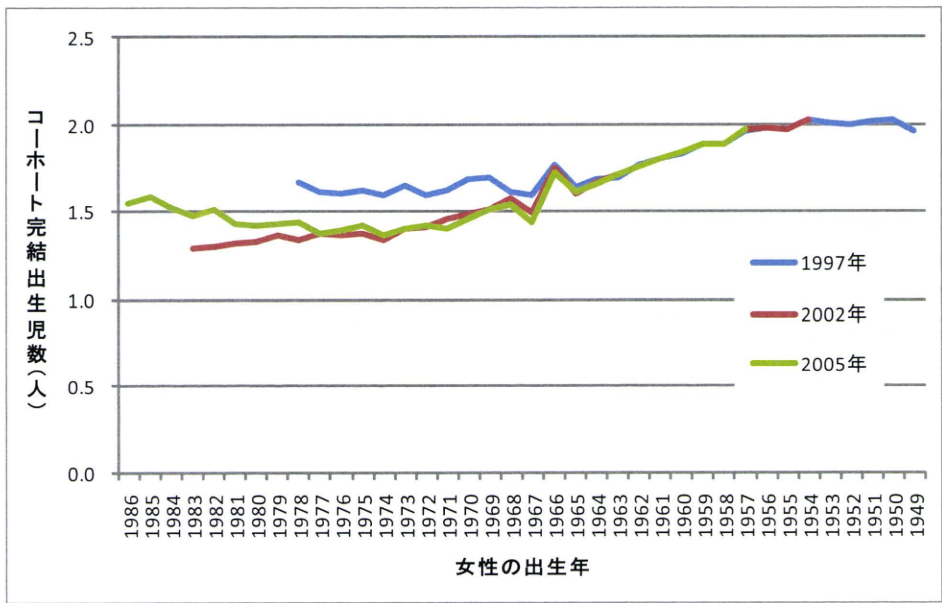
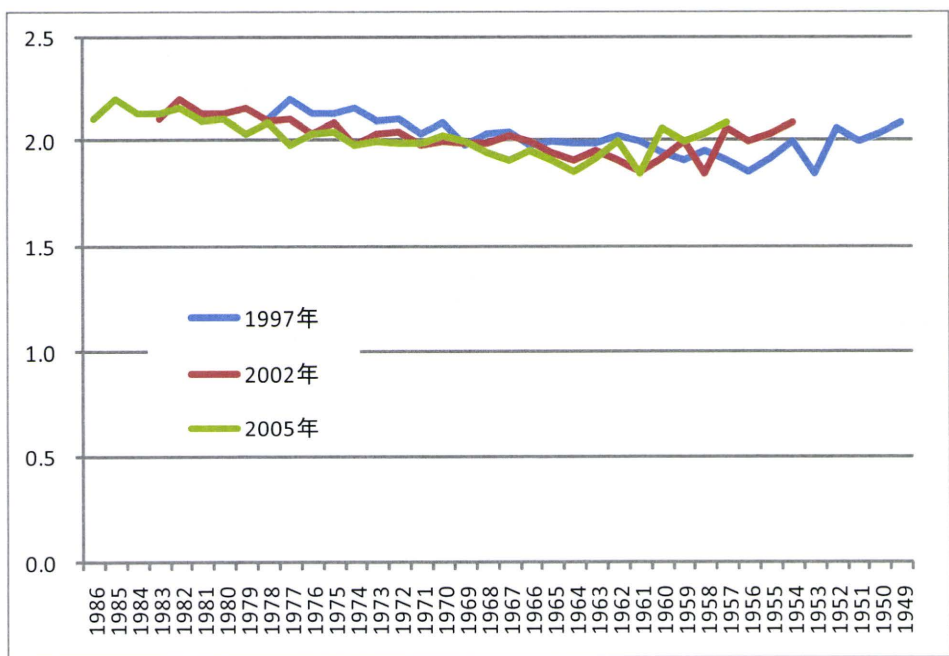


図10 各調査の年齢別平均追加予定子ども数



3. 社会経済要因を導入した PAF 法による出生率推計の試み

de Beer (1991) が提示した PAF 法は、年長コーホートが実際に経験した年齢別の累積出生率の実現率、および追加予定子ども数の変化率を仮定値とし、未知の年齢部分がある若いコーホートにこれらの仮定値を適用してコーホート完結出生児数を算出するという方法であった。ここで、キーとなるのは年齢別の追加予定子ども数である。この値が変化すれば、累積出生率の実現率も、追加予定子ども数の変化率も変わることになる。

そこで、昨年度においては、第 10 回 (1992 年) ~ 第 13 回 (2005 年) の出生動向基本調査 (夫婦・独身者調査) のデータを用い、年齢各歳別の平均追加予定子ども数を従属変数とし、社会経済要因を説明変数とした重回帰分析を行った。これにより各説明変数の係数が決まれば、それらの変数の値が変わったときの年齢別平均追加予定子ども数の予測値を算出できる。昨年度は 4 つのシナリオを想定して、モデルに含まれる社会経済要因が変化したときの追加予定子ども数予測値を 2005 年の実績値の代わりに投入し、2002 年からのデータで新たな μ 値、A 値を算出して、完結出生児数の将来予測がどの程度変わるか検証した。

本年度は、昨年度のモデルをまとめたうえで、追加予定子ども数の説明変数のうち就業要因 (正規就業者割合、非正規就業者割合) に焦点を当てていくつかのシナリオを設定し、シミュレーションを行う。女性の就業は少子化対策において重視されている分野のひとつである。

3-1. 追加予定子ども数決定要因の重回帰モデル

重回帰分析に用いるデータは、従属変数となる平均追加予定子ども数、および説明変数となる短大・高専卒業以上の学歴を持つ女性の割合、独身者割合、正規就業者割合、非正規就業者割合、DID 居住者割合である。調査回別・年齢各歳別に集計して使用した。こうして各調査回の年齢別データをプールし、重回帰分析を行った。N は 4 回の調査 \times 18~49 歳の 32 の集計値で 128 となる (表 1)。また、変数間の相関を確認したところ、独立変数間で 0.8 以上の相関を示すものはないので、多重共線性は生じないと判断し、全変数を投入した。

表 1 重回帰分析の変数の記述統計

| 変数 | 平均値 | 標準偏差 | N |
|----------|--------|--------|-----|
| 追加予定出生数 | 0.910 | 0.800 | 128 |
| 短大卒以上者割合 | 36.920 | 10.262 | 128 |
| 独身者割合 | 37.473 | 32.157 | 128 |
| DID居住者割合 | 65.288 | 4.663 | 128 |
| 正規就業者割合 | 32.079 | 12.782 | 128 |
| 非正規就業者割合 | 24.078 | 9.845 | 128 |

重回帰分析の結果から（表2、表3参照）、追加予定子ども数の決定式は以下の通りとなる。短大卒以上者割合、独身者割合、DID居住者割合、正規就業者割合は、増加するほど追加予定子ども数も増加する正の関係、非正規就業者割合のみ負の関係となった。非正規就業の高まりは、女性の追加出生意欲を低下させるという効果を持っている。なお、回帰モデルの詳細は守泉（2010）を参照のこと。

$$\text{追加予定子ども数} = -1.309 + 0.015 \times \text{短大卒以上者割合} + 0.017 \times \text{独身者割合} + 0.017 \times \text{DID居住者割合} + 0.005 \times \text{正規就業者割合} - 0.011 \times \text{非正規就業者割合}$$

表2 モデル要約

| R | R2 乗 | 調整済み R2 乗 | 推定値の標準誤差 |
|------|------|-----------|----------|
| .984 | .968 | .966 | .14686 |

表3 係数

| 変数 | 標準化されていない係数 | | 標準化係数 | t 値 | 有意確率 |
|----------|-------------|--------|-------|--------|------|
| | B | 標準偏差誤差 | ベータ | | |
| (定数) | -1.309 | .248 | | -5.275 | .000 |
| 短大卒以上者割合 | .015 | .002 | .196 | 8.767 | .000 |
| 独身者割合 | .017 | .001 | .674 | 25.031 | .000 |
| DID居住者割合 | .017 | .004 | .101 | 4.930 | .000 |
| 正規就業者割合 | .005 | .001 | .083 | 4.296 | .000 |
| 非正規就業者割合 | -.011 | .002 | -.138 | -5.716 | .000 |

3-2. 社会経済要因の変化のシナリオ

重回帰分析から導き出した追加予定子ども数決定式により、社会経済要因が変化したときの年齢別予測値を2005年実績値に置換えた上で、2002～05年の μ とAの平均値を算出し、出生率推計に用いる。つまり、2005年の社会経済状況が実際と異なっていたら、そのことが追加予定子ども数の変化を通じて、若い世代の完結出生子ども数の推計値にどのような影響を与えるか計測する。

本年度は、上記モデルの説明変数のうち、少子化対策や労働政策の上でも重視される項目の一つである就業要因を変化させたシナリオを設定した。正規就業者割合、非正規就業者割合について、3つの異なる水準で変化したときの推計完結出生子ども数を比較する。短大卒以上者割合、独身者割合、DID居住者割合は調査集計値のままとする。

社会経済要因の変化のシナリオは表4の通りである。シナリオ1（S1）は、各年齢の就業率（正規・非正規合計）が、平成19年就業構造基本調査の年齢別潜在有業率まで上がった場合を想定している。潜在有業率は、女性総数に占める有業者と就業希望ありの無業者

の合計が占める割合とする。ただし、このデータは5歳階級でしか公表されていないので、同年齢階級の各歳では同じ値とする。各年齢での調査集計値の就業率と、潜在有業率の差については、就業希望あり無業者の「希望する仕事の形態」のデータを参照して正規就業者割合と非正規就業者割合に割り振った（表4およびその注を見よ）。表4に示したが、女性の潜在有業率は各年齢層ともかなり高い。

シナリオ2（S2）、シナリオ3（S3）は、少子化対策とも関連が深いワーク・ライフ・バランス施策の目標値を用いた。2007年に「仕事と生活の調和推進官民トップ会議」において「仕事と生活の調和（ワーク・ライフ・バランス）憲章」および「仕事と生活の調和推進のための行動指針」が策定されたが、行動指針には就業に関する各種目標値が記載されている。この目標値は平成22年6月に改訂され、ここではその改訂値である「25～44歳女性の就業率73%」を達成したと仮定するシナリオを設定した。本研究のモデルでは正規就業と非正規就業に分けて決定係数が推定されているので、各年齢での現状値と目標値73%との差分については、正規就業者割合が非正規就業者割合より大きく上昇して達成するケース（S2）と逆に非正規就業者割合が大きく増えて就業率73%を達成するケース（S3）の2つを想定した。

表4 社会経済要因の変化に関するシナリオ（25～44歳）

| | | |
|----|-----------------|--|
| S1 | 潜在有業率の達成 | 平成19年度就業構造基本調査における女性の年齢別潜在有業率を各年齢で達成 20～24歳 82.7%（正規45：非正規55で割振り） 25～29歳 90.0%（正規28：非正規72） 30～34歳 83.8%（正規28：非正規72） 35～39歳 85.2%（正規19：非正規81） 40～44歳 87.8%（正規19：非正規81） 45～49歳 87.3%（正規16：非正規84） |
| S2 | 就業率目標値の達成（正規型） | 「仕事と生活の調和推進のための行動指針」（平成22年改訂）で掲げられた目標値73%を現状との差のうち正規就業が7割・非正規就業が3割増加して各年齢で達成 |
| S3 | 就業率目標値の達成（非正規型） | S2と同じ目標値73%を現状との差のうち正規就業が3割・非正規就業が7割増加して各年齢で達成 |

注：就業構造基本調査シナリオにおいて、実績値と潜在有業率の差分を正規・非正規に割り振る際、就業希望ありの無業者の希望する仕事の形態データを参照した。正規・非正規の割り振りは以下の通りの区分で合算したデータに基づく。正規就業：正規の職員・従業員、自分で事業を起こしたい、家業を継ぎたい。非正規就業：パート・アルバイト、労働者派遣事業所の派遣社員、契約社員、内職、その他。

各変数のシナリオ別正規／非正規就業者割合の仮定値は図10a、図10bの通りである。

図 10a シナリオ別に見た正規就業者割合

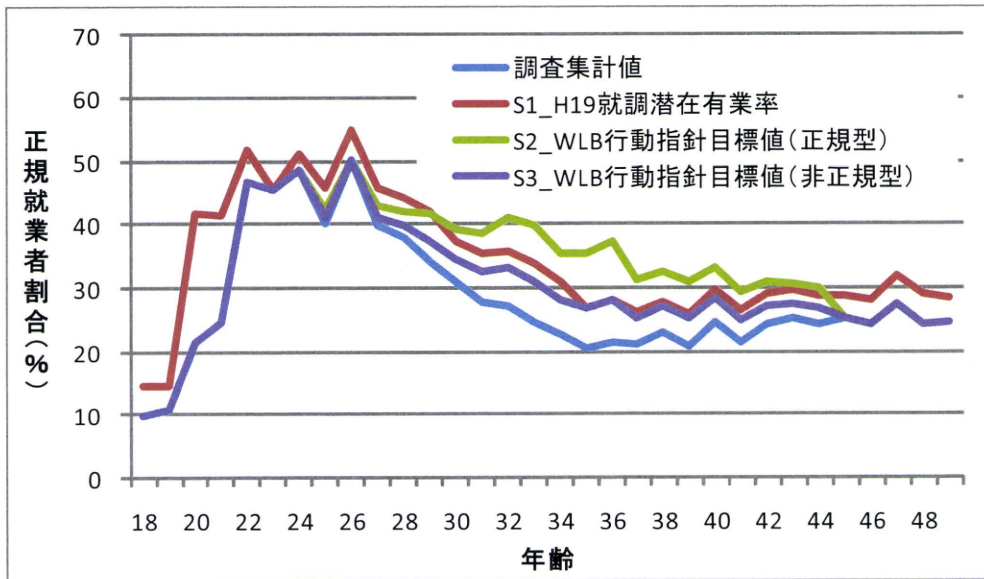
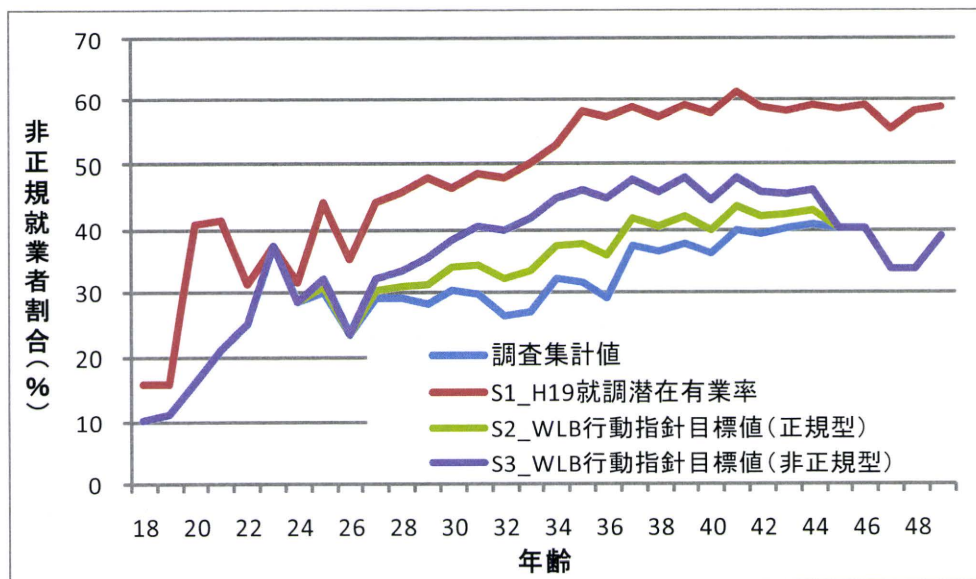


図 10b シナリオ別に見た非正規就業者割合



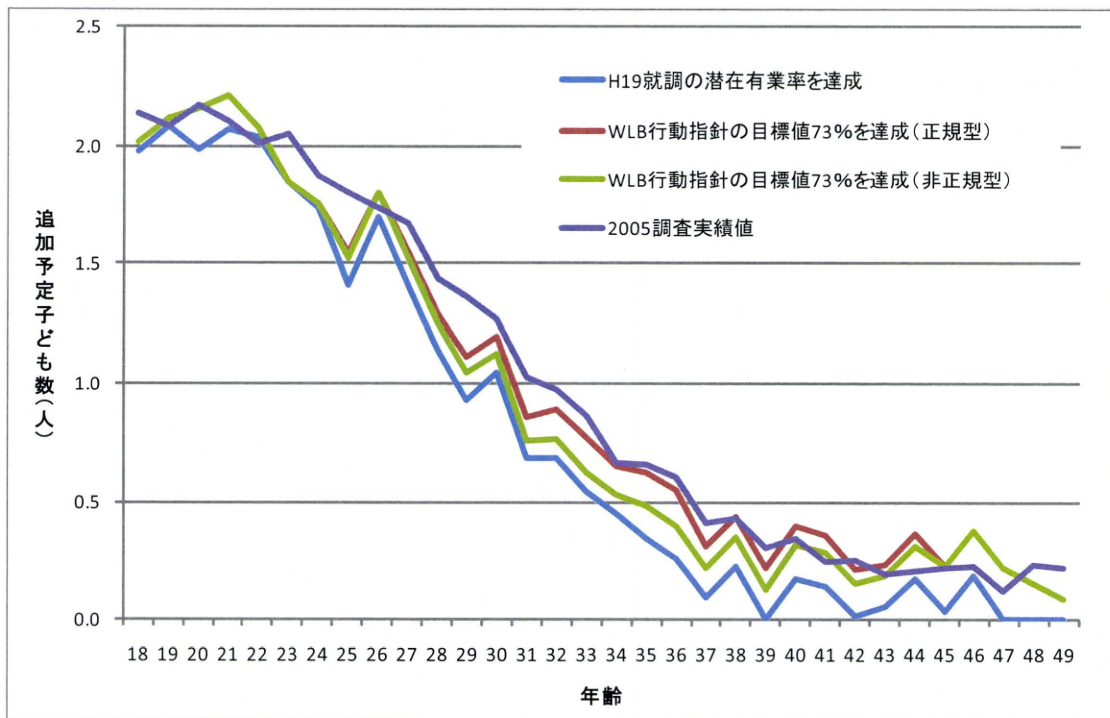
3-3. 正規・非正規就業率の変化と出生率推計

2つの各就業者割合を変化させて推定した追加予定子ども数は、図 11 の通りである。追加予定子ども数の値は、ごく若い部分をのぞいて、就業構造基本調査の潜在有業率を達成したシナリオ (S1) で年齢を通じて一番低い。これは、就業希望無業者の希望する仕事の形態において圧倒的に非正規就業が多いことによる。非正規就業変数は負の係数を持つことから、非正規就業者割合が大きく高まったことで追加予定子ども数の推計値を大きく引

き下げた。同様の効果で、S3 シナリオが S1 に次いで低い。S2 の正規型シナリオが調査実績値に一番近く、30 歳代半ば以降はほぼ同水準で推移している。

S1～S3 シナリオに共通して、30 歳代半ばまで、調査実績値よりも追加予定子ども数が低い。若い部分での減少は、完結出生子ども数の推計値を引き下げることになる。これは、どのシナリオでも非正規就業者割合が増えることで生じており、S2 のような正規型での変化でさえ、非正規就業者割合増加のマイナス影響をカバーするのには不十分である。

図 11 社会経済要因を変化させたときの追加予定子ども数推計値



次に、就業率の変化により得られた追加予定子ども数の予測値を 2005 年調査値の代わりに投入した。その結果得られた A 値、 μ 値を示したのが図 12 (A 値)、図 13 (μ 値) である。

追加予定子ども数実現率 (μ 値) に関しては、20 歳代後半～30 歳代で 2005 年調査値とシナリオ値で差が出ている。本稿の計算では累積出生率はどのシナリオも同じものを使っていることから、追加予定子ども数が少ないほど μ 値が大きくなる。そのため、S1、S3、S2 という順に μ 値が大きかった。

A 値では調査実績値と S2、S3 シナリオ値は近いが、S1 シナリオは 20 歳代以降急落し、もっとも低い値を示している。30 歳代後半での反転上昇もそれほど大きくなく、1 を超えることもない。

図 12 A 値の変化

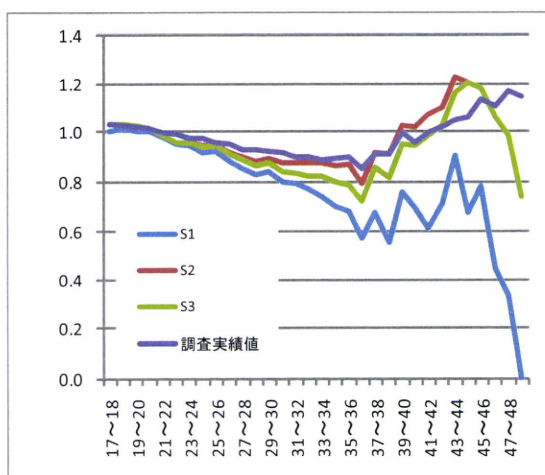
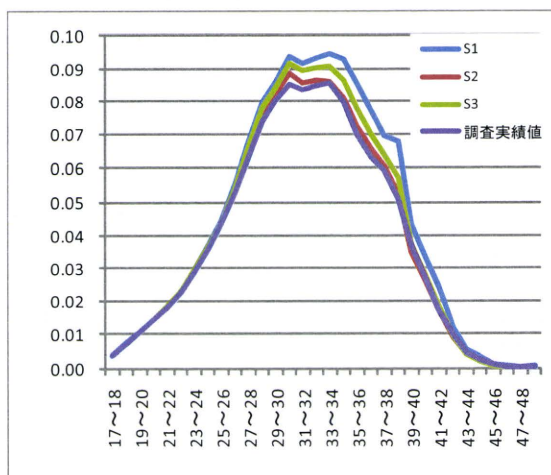


図 13 μ 値の変化



最後に、各ケースにおける μ 値、A 値を仮定値として投入して、1986～1957 年出生コーホートの将来の平均完結出生子ども数を推計した結果が図 14 である（数値の詳細は付表を参照）。

就業率を変化させた場合の完結出生子ども数の推計値は、基本モデルの推計値に比べて、とくに 35 歳以下のところで下方に開きが大きくなっている。推計値がもっとも低いのが S1 の潜在有業率達成シナリオであり、次に S3 の WLB 行動指針目標値を非正規就業者割合が大きく増加して達成するシナリオ、そして正規就業者割合が大きく上昇して達成する S2 シナリオとなる。これは前述したように、本稿で推定した重回帰モデルでは非正規就業者割合の追加予定子ども数引き下げ効果が強いことから、非正規就業者割合の上昇が大きいほど、完結出生子ども数の推計値が低くなるという関係にあるためである。一口に女性の就業率を高めるといっても、その中身は正規就業者が大きく増えるのか、非正規就業者が大きく増えるのかでは、かなり効果が異なっている。日本では女性（とくに有配偶女性）で非正規の仕事への就業希望が強く、現状の構造のまま就業率が高くなると、かえって追加予定子ども数を低め、少子化を進めることになるといえる。