

晩産に対する一定のキャッチアップの努力はなされており、その及ばない部分が最終的子ども数の減少となっている。また、夫婦が諦めたのは出生順位第2子以降であり、第1子は遅れは著しいものの、最終的出生確率はいぜんとして高い水準を保っている。したがって、これら世代では一人っ子が増える形で出生低下が生じていると見られる。

これら出生途上のコーホートのうち1964～5年以降のコーホートではとくに出生の遅れが著しく、その構造変化に比べた行動変化の効果の比重も高まった。すなわち、意図的な低下ないしは低下の容認が広まっていると見られ、出生過程は途中経過しか得られないものの、その遅れの程度が大きくキャッチアップが難しいことも考慮すると、これらの世代の夫婦では一人っ子化の形を取りながら、最終的子ども数はかなり減少することが見込まれる。

以上において少子化過程の分水嶺となっているのは、晩婚化とそれにとまなう晩産化を始めた女性1952～3年コーホート、および、夫婦が少産への行動に移行を始めた1960～1年コーホートである。前者から始まるコーホートは、当初結婚・出産の遅れによって70年代半ばから80年代半ばの年次出生率にいわゆるテンポ効果¹をもたらしてこれを低下させ、少子化をスタートさせた。しかし、1958年コーホートまでは生涯未婚率は安定的であり、また夫婦の完結子ども数もさほど変化しなかった。すなわち、これら世代は少子化をスタートさせたにもかかわらず、世代の最終的な子ども数にはほとんど変化はなかったのである。ところが1960～1年コーホートからは非婚化（生涯未婚率の増加）と夫婦出生の低下が目立つようになり、夫婦出生については晩婚化の効果に加えて行動的にも子ども数の減少を受け入れるようになったと見られる。したがって、少子化過程は1960年前後出生の女性コーホートを境にして前半と後半で出生低下のメカニズムに転換が起きており、前半は晩婚化に誘発されたテンポ効果による「見かけ」の少子化、後半はこれに非婚化、夫婦の行動変化が加わった実質的少子化といえることができる。すなわち、人口学的メカニズムの観点からは少子化は一時的低下型から恒久的低下型にすでに移行したことを示している。

以上、少子化過程を含む期間の出生力夫婦出生力の変遷について、妻年齢、出生コーホートを分析軸として見てきた。その結果1960年前後に生まれた女性コーホートを境に出生低下メカニズムに転換があり、テンポ効果による一時的低下型から、非婚化、夫婦の行動変化が加わった実質的低下型へと移行したことなどがわかった。そこで見られた結婚・出生のコーホート変化が、どのような社会経済要因の影響を受けて生じたものか、さらにはどのような施策がこれに影響したか（または影響し得るのか）については、広範な分野からのアプローチが必要である。しかし、その際には本研究で行なったように、対象とする指標から構造的変化の効果を分離し、できるだけ純粋な行動変化に注目することが必要であると考えるものである。

¹ テンポ効果とは、コーホートごとに出生タイミング（出生年齢）が順次シフトしているときに、期間出生率（年次出生率）の水準に生ずる変動であり、コーホートの出生率水準にまったく変化がなくとも、タイミングが変化するだけで生ずる効果である。テンポ効果は、コーホートに晩産化が生じている場合には期間出生率を下げる方向に働く。

Life-course Transformation of Fertility Process in Japan; Where did the Reduction occur to Which Cohort by What Causes?

Ryuichi Kaneko, Fusami Mita

Abstract

In this study, first I reconstruct the historical development of the age specific fertility rates experienced by Japanese female cohorts to identify when the reduction was initiated by which cohort and what was followed among the successive cohorts. According to the observation on the Lexis mapping of reconstructed rates, it was the female cohort born in early 1950's that initiated the transformation process lasting until today with simple childbearing delay caused by marriage postponement. The detailed observation reveals more comprehensive view on the life course transformation in the society. Then I decomposed the rate changes into those caused by changes in marital composition and in marital fertility which is further decomposed into contribution of structural factors like educational upgrading and/or marriage delay, and of behavioral factor as residual of marital fertility by parity. The result reveals that the possibly intentional behavioral changes of married couples stated among those with wives born in 1960's.

Introduction

In this study, I describe the results of decomposition analysis of the historical development of the age specific fertility rates of Japanese female cohorts. Fertility rate is sum of the probabilities of having child by birth order, and each of the probability is composed of some structural and behavioral factors such as marital status and reproductive behavior of married couples. In Japan, it is observed that marriage delay have had major impact on the unprecedented fertility decline since mid 1970s. Especially in the former half of the process until the late 1980s, it is said that marriage delay was almost exclusive drive of the phenomenon, which means that rise in marital behavior like never marrying for life and divorce was not seen and marital fertility was stable, unlike the other developed countries experiencing fertility reduction(Kaneko 1999). Here I attempt to identify the uniqueness of Japanese fertility development by looking at the components of the fertility rate with the decomposition analysis technique. Since some effects of socioeconomic factors on the process mediated by components of the demographic dynamics are major concern, quantitative contribution of the educational upgrading to marital fertility change through or not through marriage delay is examined. I used the logistic regression to attribute reduction in the birth probability of each birth order to educational upgrading, and marriage delay induced and not induced by educational upgrading.

Since all of those phenomena evolve in the context of life course transformation, we come to have better understanding if the changes are traced on lives of successive cohorts. The locations of the events on age and cohort space are well identified by the Lexis mapping of fertility or probability developments. The Lexis mapping serves as a functional screen to express multi-dimensional changes in vital events(Vauple et al. 1997). It is especially useful when observation becomes with numerous dimensions such as parity and other characteristics as well as

age, period and cohort. I demonstrate the technique to describe the fertility reduction from various dimensions and causes.

According to the result, the ever lasting delay in marriage spread until today is initiated by cohort (born in) early 1950's, though increase in the proportion never married did not started until those born in later 50's. The celibacy at age 50 seems prevail very rapidly among cohorts afterward. Marital fertility has almost no change until cohort of 1950. The reduction in younger ages (under age 35) is seen in the following cohorts by postponement of child bearing corresponding to marriage delay. However, the average number of children ever born to couples did not apparently change until those born in 60's. For cohort born in mid 60's and afterward, the delay is so massive that catch up in their later life could not compensate the loss in youth, even if it does exit. The distinctive stability in marital fertility in Japan is now dissolving. The second birth is most affected, which implies that only child family is diffusing. The early changes in marital fertility were mainly brought by educational upgrading (increase in proportion with higher education) among cohorts via delaying marriage, while it ceased from being cause after cohorts of 1957. In any case, the educational upgrading has not contributed ever to the reduction of the completed fertility of married couples, though it affected total fertility by raising the proportion never married.

With these observation and findings, we proceed to construct the fertility outlook in Japan. This is necessary to have precise prospects on future population as demographic projection for the society whose fertility is among the lowest together with the world longest longevity. In the latter half of the presentation, I explain the outlook of fertility and population in the official population projection based on analyses such as those described above. The fertility assumptions underlying the projection were made on the basis of the cohort-fertility method, or the life course approach. That is a statistical projection of the level of completed fertility and the birth timing of each female birth cohort including those who have not yet completed their reproductive processes. Therefore, detailed results from close examination on the changing process of fertility components are required. On the other way around, since the future age-specific fertility rates of cohorts were estimated or assumed separately by birth order, the future life courses concerning reproductive process are constructed via the multi-state life table approach. Together with the traits of the population such as rapidly declining size and the world oldest age structure, the latest official population for Japan provides woman's life time probabilities of having birth, family size distributions, and the average life time length spent in specific family status. The micro type information on the future look of individual life may be useful than being provided macro indices, as is the case so far.

Data: the National Fertility Survey

Beside the vital statistics and censuses in obtaining age specific fertility rates, the dataset that I use in the analysis of marital fertility is built from six surveys among the National Fertility Survey (NFS), which has been conducted every five year by National Institute of Social Security and Population Research (NIPSSR 2003). Individual information on conception and birth histories of first-marriage couples of wife's cohorts born in 1928 through 1975 are extracted from the results of the Seventh (1977) through Twelfth (2002) NFS, and converted into statistical birth process of cohort life course. The result from the Thirteenth (2005) survey is also tentatively used (see Appendix).

Models and methods

The common overview of the fertility rate, or equivalently the average number of children and probability of having birth of certain order to analysis and projection is as follows. The cohort fertility is here constituted by a number of sub-models broken down by probabilities. Specifically, if the average number of birth and the birth probability of having the n -th birth at certain age is respectively denoted $CTFR$ and $CTFR_n$, then:

$$CTFR_n = (1-\gamma) \cdot CEB_n \cdot \delta_n, \text{ and:}$$

$$CTFR = \sum_{n=1}^{4+} CTFR_n$$

where γ is the proportion of never-married (the complement of the cumulative first marriage rate), CEB_n is the probability giving birth by married women, and δ represents the effects of divorce, bereavement, remarriage and childbearing out of wedlock on fertility and expresses the ratio between fertility of first-married couples and the fertility of all married women including the former group. Though suffix for age does not appear in the equation for simplicity, all these quantities are defined at each age as well as lifetime value as evaluated at certain age such as 50.

The completed number of births from married couples, CEB , is the product of the expected completed number of births from married couples, $CEB^*(afm)$, which is a function of age at first marriage, afm , and a fertility variation coefficient of married couples, κ , as (omitting the suffix n for birth order);

$$CTFR = (1-\gamma) \cdot (CEB^*(afm) \cdot \kappa) \cdot \delta$$

$CEB^*(afm)$ is a common function to all cohorts, while the fertility variation coefficient of married couples, κ , is an indicator expressing changes in reproductive behaviors of married couples. It is observed that the CEB is quite stable when afm is controlled at least for early cohorts. This is the rationale to fix the relationships between CEB and afm as $CEB^*(afm)$, which is conformed by cohorts born during 1935-54. Therefore marital fertility (the average number of children ever born CEB or the probability of having birth of n -th order CEB_n) varies according to afm (the mean age at first birth) and κ (relative intensity of marital fertility) of a specific cohort. Furthermore, the afm could depend on cohort characteristics. In this presentation, the effects of compositional change of educational attainment for cohorts are examined as a driving force of fertility reduction through delaying marriages.

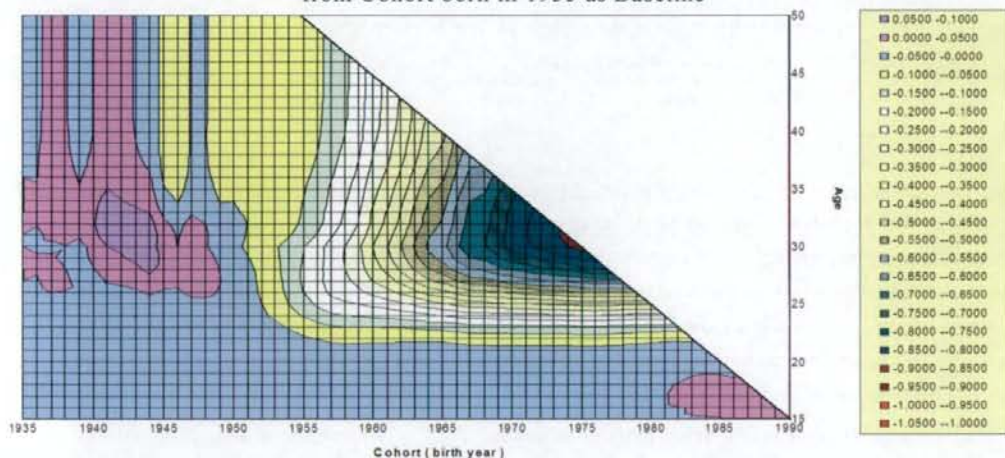
In the decomposition analysis on marital fertility, the logistic regression technique is used to identify the amount of reduction in the birth probability of each birth order at each age caused by educational upgrading and marriage delay induced and not induced by educational upgrading. Detailed method of the decomposition technique used in this presentation is described in Appendix.

Results of the decomposition analysis on fertility reduction

In this section, the parity and factor strata of fertility decline in Japan are visualized by the layers of component effects in the reproductive life course. The most basic is the contour map of

Japanese fertility decline over successive cohorts in form of reduction in the average number of children per woman at each age in reproductive process as compared to those of the cohort born in 1935 as Baseline (Figure 1).

Figure 1 Reduction in the Cumulative Fertility Rate of Japanese Female Cohorts from Cohort born in 1935 as Baseline



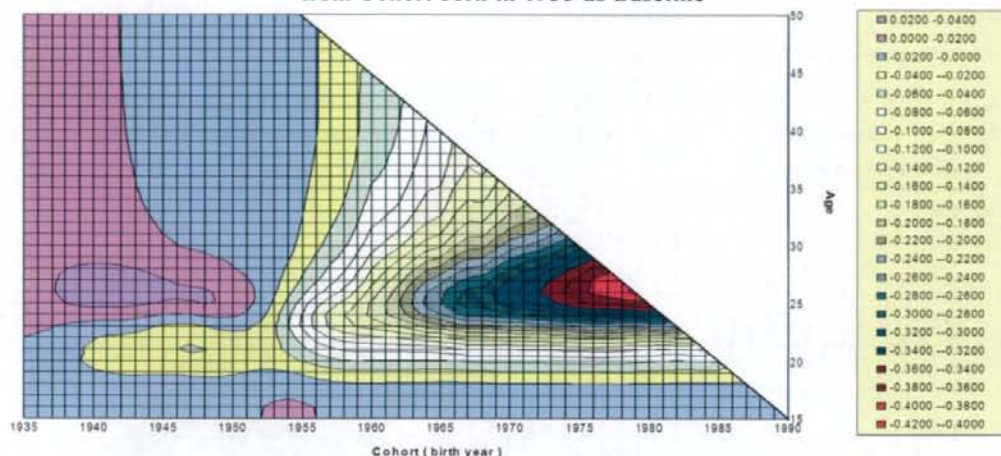
Note: Reduction in the cumulative age-specific fertility rate (\approx the average number of children ever born) at each age from the female cohort born in 1935 is mapped on the age-cohort coordinates plane (the Lexis surface). The larger the reduction observed, the darker the pattern painted. The blank area in upper portion for cohorts born in 1954 and after is unattained age for them at the time of data collection (the Vital Statistics).

This is a type of the Lexis map in which the horizontal axis represents procession of cohorts indicated by birth year, and the vertical axis is age development from age 15 at bottom to 50 at the top. Therefore the life course of each cohort corresponds to vertical section of the chart. The larger the reduction observed, the darker the pattern painted. In this particular picture, blue area indicates parts in which no or little reduction is observed. The blank area in upper portion for cohorts born in 1956 and after is unattained age for the cohorts at the time of data collection (the Vital Statistics).

The chart indicates that there is successive fertility reduction that is concentrated around age 30 cohorts born in later 1950's and later. It is seen that a part of reduction in some cohorts is recuperated along with life course (vertical line). The pattern epitomizes delay in childbearing since the fertility reduces only temporally in the life course of cohorts. With this type of the Lexis mapping, it is easy to see in which part of the life course of which cohort the fertility changes take place. In the following, we visually examine the life course transformations concerning reproductive process of Japanese women in detail.

In Figure 2, development of the proportion ever married by age measured by the cumulative first marriage rate for the female cohorts is painted. Basically the same pattern is observed in marriage change as the fertility seen in Figure 1. In addition, an interesting pattern, which indicates slight delay in youth and acceleration immediately after, is observed in cohorts born late 1930's through 40's.

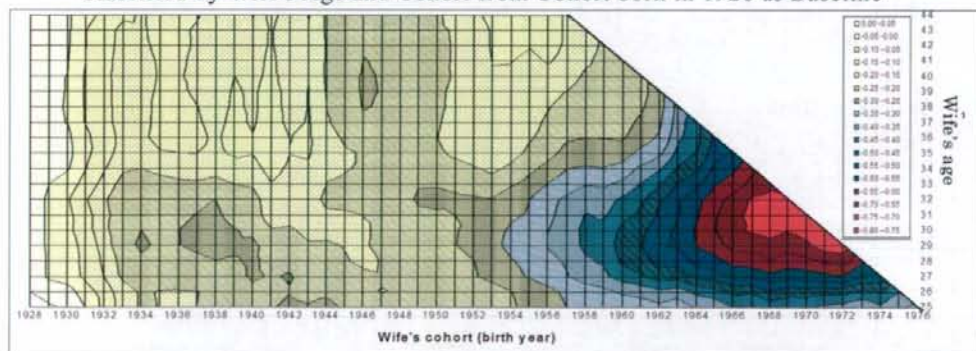
Figure 2 Reduction in the Proportion Ever Married of Female Cohorts from Cohort born in 1935 as Baseline



Note: This is a chart with same framework as Figure 1 for the cumulative first marriage rate (\approx the proportion ever married) of the female cohorts.

Reduction in the average number of children ever born among the first-married couples at each wife's age (ranged 25 to 44) from that of wife's cohort born in 1928 is mapped on the age-cohort coordinates plane in Figure 3. The larger the reduction turn out to be, the darker the paint pattern appears. The only visual representations of the results are presented below in this section. The implications are presented and discussed collectively in the next section.

Figure 3 Reduction in the Average Number of Children Ever Born for Married Couples Classified by Wife's Age and Cohort from Cohort born in 1928 as Baseline



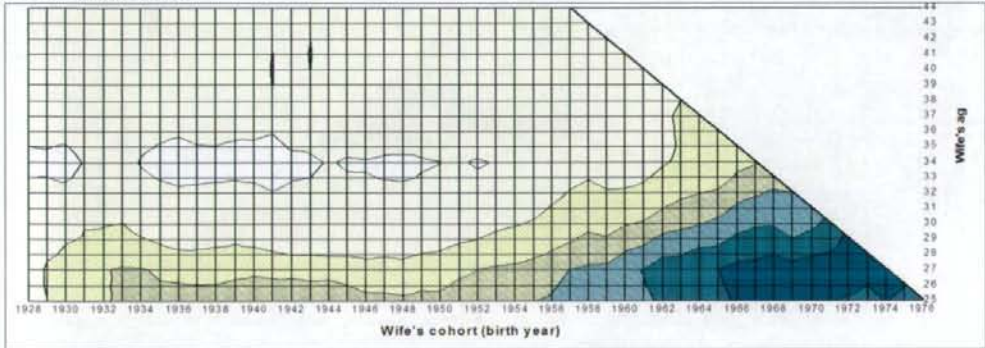
Note: Reduction in the average number of children ever born among the first-marriage couples at each age of wives (ranging from 25 to 44) from those of wife's cohort born in 1928 is mapped on the age-cohort coordinates plane (the Lexis surface). The larger the reduction observed, the darker the pattern painted. The blank area in upper portion for cohorts born in 1958 and after is unattained age for them at time of the survey (the Twelve's National Fertility Survey)

Since reduction of marital fertility can be attributed to reduction of birth probability by birth

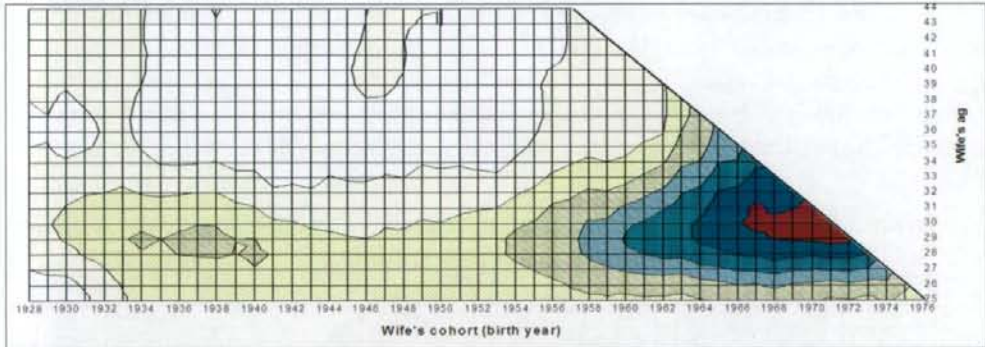
order, separate observation is given in Figure 4. The largest part is notable attributed to the reduction of second birth. Most of early reduction in first birth probability in life stage is recuperated. So dose the second birth probability until cohort born in early 1960's, but the recovery weakens in cohorts afterwards.

Figure 4 Reduction in the Probability Having the First to Third Birth for Married Couples Classified by Wife's Age and Cohort from Cohort born in 1928 as Baseline

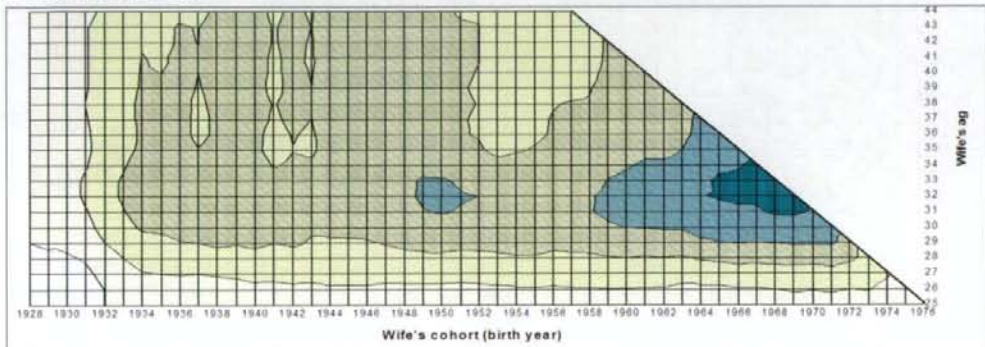
a. The First Birth



b. The Second Birth



c. The Third Birth

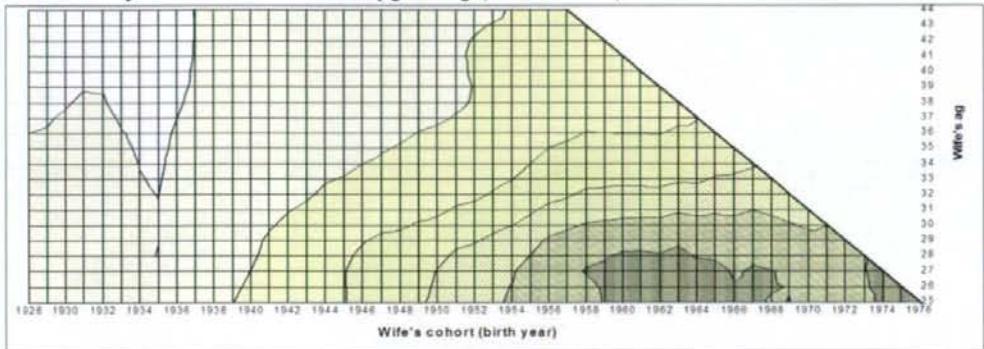


Note: These are charts with same framework as Figure 3 for the probability having live birth of the first to third order to the female cohorts. Three planes sum up to the one in Figure 3 together with those for higher order births.

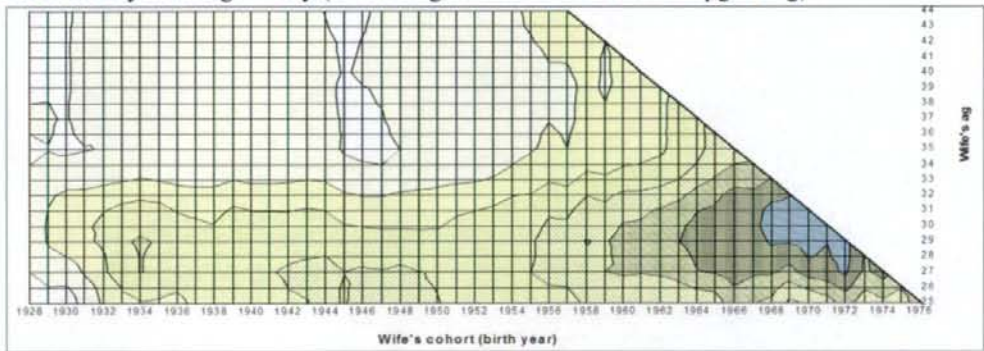
Reduction of marital fertility in total shown in Figure 3 can be decomposed into reduction caused by educational upgrading (increase in proportion with high educational grade), marriage delay (including or excluding effect from educational upgrading), and other behavioral changes of couples (residual). The results are shown in Figure 5.

Figure 5 Reduction in the Average Number of Children Ever Born for Married Couples
Classified by Wife's Age and Cohort from Cohort born in 1928 as Baseline

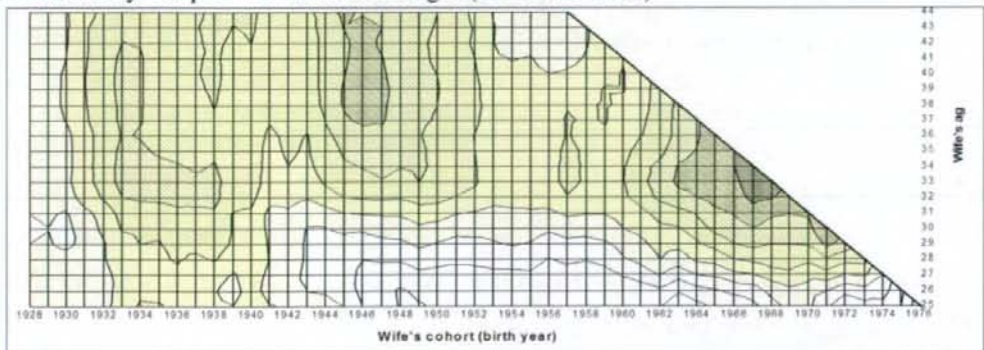
a. Caused by Wife's Educational Upgrading (Total Effect)



b. Caused by Marriage Delay (Excluding Effect of Educational Upgrading)



c. Caused by Couples' Behavioral Changes (Residual Effect)



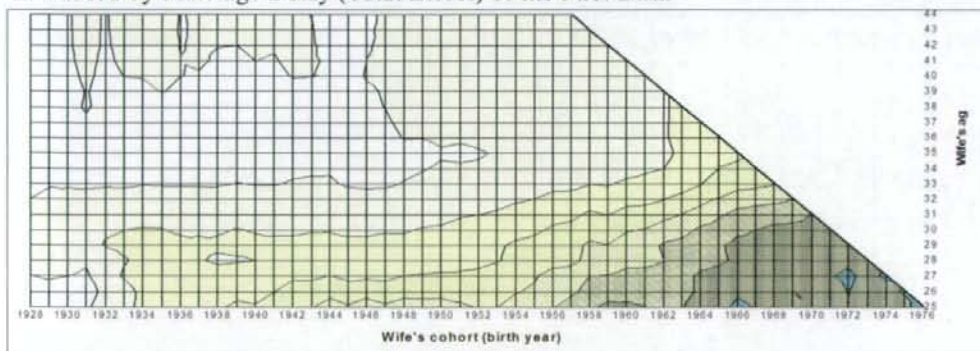
Note: These are charts with same framework as Figure 3 for the reduction in the average number of children ever born caused by three major factors for fertility reduction. Three planes sum up to the one in Figure 3.

The decomposition of fertility reduction by factors can be applied to the probability of having

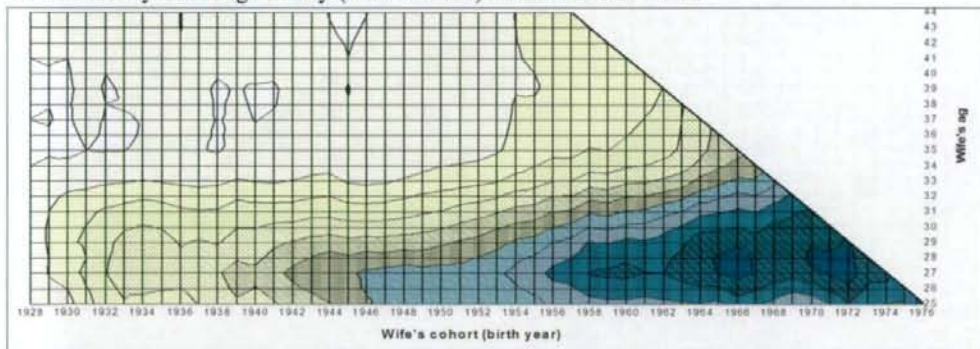
birth of each order. The reductions attributed to marriage delay as a whole for the first and second birth are indicated in Figure 6.

Figure 6 Reduction in the Probability having First and Second Birth for Married Couples Caused by Marriage Delay (Total Effect) Classified by Wife's Age and Cohort from Cohort born in 1928 as Baseline

a. Caused by Marriage Delay (Total Effect) of the First Birth



a. Caused by Marriage Delay (Total Effect) of the Second Birth



On the process of fertility decline in Japan

In the previous section, the history of Japanese marital fertility along with 48 years of wife's birth cohort since cohort born in 1928 is reconstructed by means of six national representative surveys extended over 25 years. As a result, detailed process of onset of the recent marital fertility reduction is revealed. An outline is as follows. (1) Until cohort (born in) 1950, there has been almost no change found in marital fertility, though educational upgrading started to have slight effect on marital fertility during cohorts born in 1940s. (2) Marriage delay started by cohort 1952/53 (Kaneko 2003) having influences on the timing of having first and second child, however, without changing the completed fertility for cohort born in 1950s. They caught up to the previous level by age 40. Effect of educational upgrading expanded until cohort 1957 having little change

thereafter. The probability having third child showed a slight upward tendency during cohorts 1952-58 followed by recession to the previous level. (3) After cohort 1960 the pace down seen before age 35 becomes conspicuous and it gradually remained until late 30s. For cohorts 1960-64 the catch up to the level of the previous cohorts is not enough at age 37. The effect from couples behavioral change become large (36% at wife's age 32, 25% at age 37), though the effect of marriage delay is still substantial (58% at age 32, 70% at age 37%). (4) For cohorts born after 1965, the pace down before age 35 becomes even outstanding (-0.4 children from the previous 5-year cohort at age 32). The effect from couple's behavioral change expanded to 44% at age 32. Effect on second child is greater than other birth order implying diffusion of only child family in these young cohorts. Similar but not extending traits are found in succeeding cohorts born in early 1970s.

Related materials and selected references

- Kaneko, R., 1999, "Below-replacement fertility in Japan: Trends, Determinants and Prospects," 1999, 6, *Population Bulletin of the United Nations*, Nos. 40/41, pp.266-291
- , 2003, "Elaboration of the Coale-McNeil Nuptiality Model as The Generalized Log Gamma Distribution: A New Identity and Empirical Enhancements," *Demographic Research*, Vol. 9-10:223-262. <http://www.demographic-research.org/>
- , 2004, "Measuring couple's fertility in process of the new transition in Japan: Effects of marriage delay, educational upgrading, and couples' behavioral changes," *Jinko Mondai Kenkyu [Journal of Population Problems]*, Vol. 60(1), pp.4-35 (in Japanese with English summary).
- , 2008, "Statistical Foundations of Population Projections," in F. Coulmas et al. (eds.) *The Demographic Challenge: A Handbook About Japan*, Leiden, Boston: Brill, pp. 41-59.
- Kaneko, R., A. Ishikawa, F. Ishii, T. Sasai, M. Iwasawa, F. Mita, and R. Moriizumi, 2008 "Population Projections for Japan: 2006-2055: Outline of Method, Assumptions and Results," *The Japanese Journal of Population*, Vol. 6(1), pp.4-35. <http://www.ipss.go.jp/webj-ad/WebJournal.files/WebJHome.html>
- National Institute of Population and Social Security Research (NIPSSR), 2003, *Marriage and Fertility in Present-Day Japan—The Twelfth National Fertility Survey*. Tokyo: National Institute of Population and Social Security Research.
- Vaupel, J.W., Wang, Z., Andreev, K., Yashin, A.I., 1997, *Population Data at a Glance: Shaded Contour Maps of Demographic Surfaces Over Age and Time*, Odense Monographs on Population Aging, Vol.4, Odense University Press.

Appendix: The Logistic Regression Model for Removal of Exogenous Effects of the Age-specific (Marital) Fertility Rate

The probability of having a child of each birth order and (as the sum of them) the average number of children for couples are expressed in terms of the logistic regression model with exogenous factors. The probability having n -th order child by some age of wife (say age 35) for wife i is given by;

$$\ln p_{i,n}/(1-p_{i,n}) = \beta_{n,0} + \sum_{j=1}^k \beta_{n,j} X_{i,j} + \sum_{m=1}^{k_m} \gamma_{n,m} a_i^m + \sum_{c=1}^{k_c} \delta_{n,c} Y_{i,c} + e_{i,n}$$

where a_i , $X_{i,j}$, $Y_{i,c}$ are age at marriage, dummy for covariates, and cohort dummy for i , $\beta_{n,j}$ ($j=1 \dots k$), $\gamma_{n,m}$ ($m=1 \dots k_m$), $\delta_{n,c}$ ($c=1 \dots k_c$) are regression coefficients for those regression variables (k , k_m , k_c are number of categories of each variable, regression coefficients for reference categories are zero), and $e_{i,n}$ is regression error. Then

The probability of having the n -th child (observed): $p_n = 1/[1 + \exp\{-(\beta_0 + \delta_c)\}]$

The probability without effect of marriage delay: $p_{n|M^-} = 1/[1 + \exp\{-(\beta_0 + \delta_{c|M^-})\}]$

The probability without effect of educational upgrading: $p_{n|E^-} = 1/[1 + \exp\{-(\beta_0 + \delta_{c|E^-})\}]$

The probability without both effects: $p_{n|EM^-} = 1/[1 + \exp\{-(\beta_0 + \delta_{c|EM^-})\}]$

Total effect of marriage delay: $\nabla \hat{p}_{n|M} = \hat{p}_n - \hat{p}_{n|M^-}$,

Pure effects of marriage delay: $\nabla \hat{p}_{n|M^*} = \hat{p}_{n|E^-} - \hat{p}_{n|EM^-}$,

Total effect of educational upgrading: $\nabla \hat{p}_{n|E} = \hat{p}_n - \hat{p}_{n|E^-}$,

Pure effects of educational upgrading: $\nabla \hat{p}_{n|E^*} = \hat{p}_{n|M^-} - \hat{p}_{n|EM^-}$,

Common effect: $\nabla \hat{p}_{n|EM^*} = \hat{p}_n - \hat{p}_{n|M^-} - \hat{p}_{n|E^-} + \hat{p}_{n|EM^-}$,

Effect of marital behavioral change: $\nabla \hat{p}_{n|B^*} = \hat{p}_{n|EM^-} - \hat{p}_n[0]$,

($\hat{p}_n[0]$ is the probability of reference cohort).

Then, reduction of probability having n -th child is decomposed as follows,

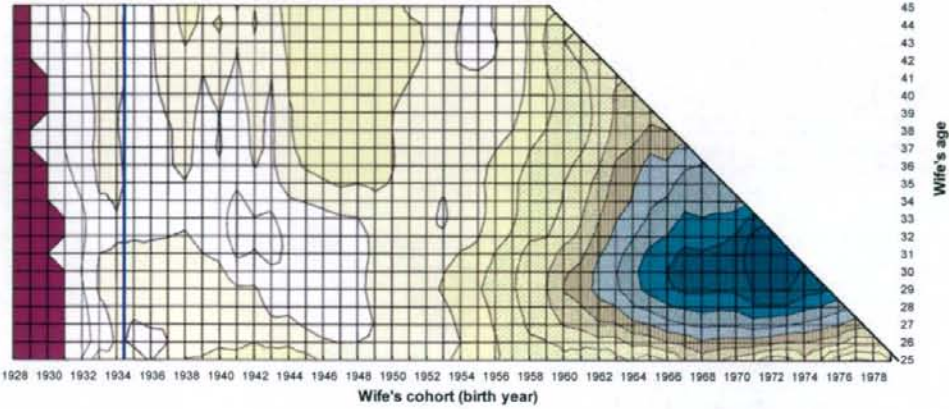
$$\Delta p_n = \nabla p_{n|E^*} + \nabla p_{n|EM^*} + \nabla p_{n|M^*} + \nabla p_{n|B^*}$$

Change in the average number of children is sum of those effects by birth order. All variables and relationships above apply at each single age of woman.

Appendix: Tentative Results from the Data Set with the Latest Survey

The following Lexis maps are result from the data set including data from the latest, Thirteenth National Fertility Survey conducted in 2005.

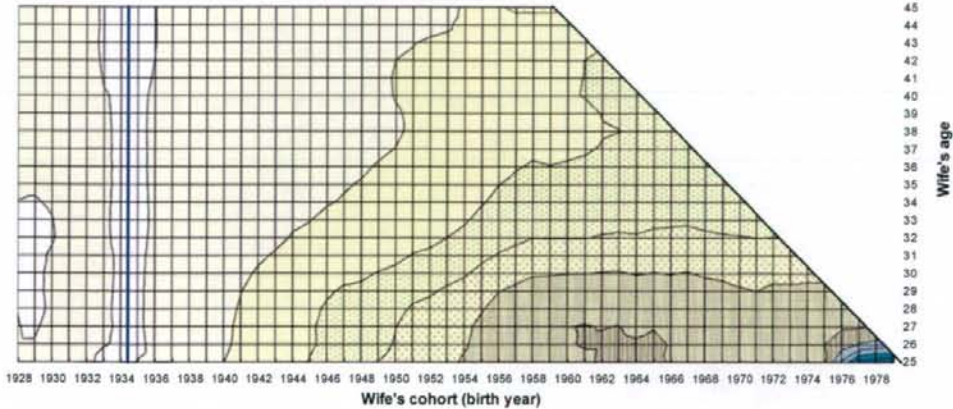
Figure A3 Reduction in the Average Number of Children Ever Born for Married Couples Classified by Wife's Age and Cohort from Cohort born in 1935 as Baseline



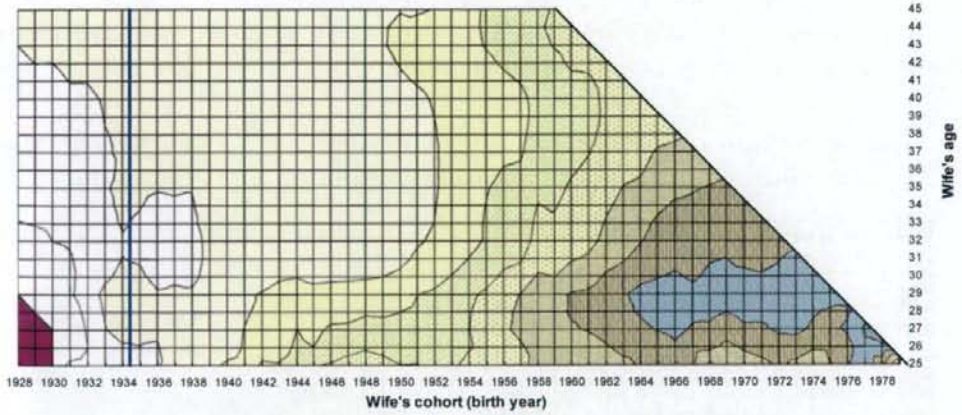
Note: Reduction in the average number of children ever born among the first-marriage couples at each age of wives (ranging from 25 to 44) from those of wife's cohort born in 1935 is mapped on the age-cohort coordinates plane (the Lexis surface). The larger the reduction observed, the darker the pattern painted. The blank area in upper portion for cohorts born in 1960 and after is unattained age for them at time of the survey (the Twelve's National Fertility Survey)

Figure A5 Reduction in the Average Number of Children Ever Born for Married Couples Classified by Wife's Age and Cohort from Cohort born in 1928 as Baseline

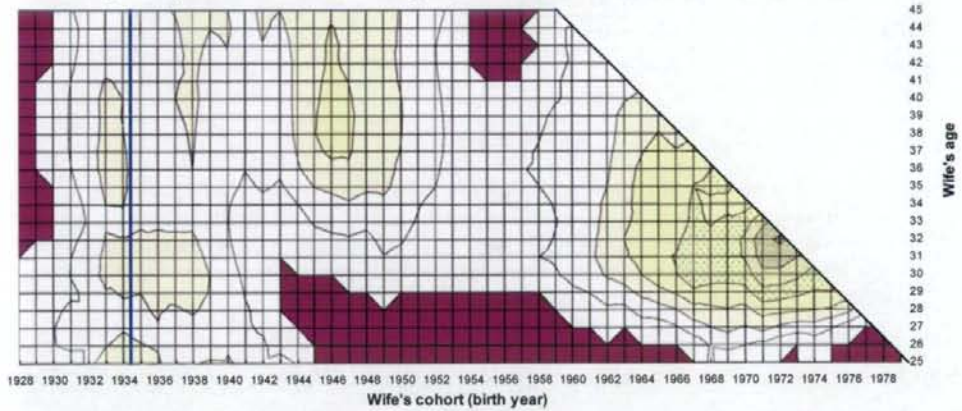
a. Caused by Wife's Educational Upgrading (Total Effect)



b. Caused by Marriage Delay (Including Effect of Educational Upgrading)



c. Caused by Couples' Behavioral Changes (Residual Effect)



Note: These are charts with same framework as Figure A3 for the reduction in the average number of children ever born caused by three major factors for fertility reduction. Three planes sum up to the one in Figure A3.

4 近年の期間 TFR 上昇の背景：家族形成行動の地域パターンからの接近

岩澤 美帆
金子 隆一

要約

日本における 2005 年以降の期間合計特殊出生率(TFR)の上昇傾向について、その関連要因を特定する目的で都道府県別データを用いて検証した。超少子化地域として日本と共通する特徴を持つイタリアでは、1990 年代後半以降、期間 TFR が上昇しており、それがいわゆる第二の人口転換の特徴が強い地域(都市部、女性の高い就業率、晩産化、婚外子、同棲、離別の増加が著しい地域など)で顕著であるという結果が得られている。日本についても同様の傾向が見られるのかを(1)探索的な空間分析と、(2)誤差項に見られる空間的依存性をモデル化した空間回帰分析(空間誤差モデル)によって明らかにした。その結果、日本では出生率の反転上昇と第二人口転換に特徴的な変数との関係は、イタリアほどは明確でなく、2005 年以降の上昇については別の説明が必要な可能性が示された。なお、空間誤差モデルの結果によれば、出生率変動には、当該地域の家族形成パターンや社会経済的構造といった構造的要因では説明しきれない近隣地域間の空間的依存性が存在していることが確認された。これは、従来から出生行動に影響を与えていると予測されていた価値観の伝播やフィードバック効果、近隣行政の取り組みとの相乗効果等を示している可能性があり、こうした側面の定量化やモデル化が重要であることを示唆している。

はじめに

今日の先進国は、合計特殊出生率が人口置換水準前後あるいはそれをやや下回る程度の緩やかな低出生力地域(緩少子化国)と、人口置換水準を大きく下回るような極めて低い出生力地域(超少子化国)に大別できる(阿藤 2005)。緩少子化国の合計特殊出生率の動向をみると、1970 年代から 90 年代にかけて晩婚化、晩産化が進み、20 代の出生率が落ちることによって一時的に低い出生率を記録したが、その後 30 代での生み戻しが起こり、落ち込んだ TFR が反転上昇するという経過をたどっている。他方、TFR が 1.5 を下回っている超少子化国では、出生率低下傾向が長らく続き、明確な反転が起こらないまま、1.3 を下回るような出生率レベルを記録するところが少なくない。一度 1.5 を下回った国の中にその後 1.5 を回復した国はなく、1.5 を下回るということに、社会の質的な違いを読み取る見方もある(佐藤 2008)。

しかし 1990 年代後半以降、こうした超少子化国の一部に変化がみられている。イタリアでは従来もっとも出生率が低かった北部地域で、他の西欧社会で観察されてきた新しい家

族形成の形態が広がりはじめ、それにともない出生率の上昇がみられるという (Castiglioni and Dalla Zuanna 2008)。そして、日本でも 2005 年以降、合計特殊出生率の下げ止まりがみられるため、これがイタリアと同様に、緩少子化国における家族観、ライフスタイル、出生行動パターンの浸透を意味するのか、そうではない別の過程なのかについて検討することは、今後の出生率を見通す上で、重要な判断材料を示すことになると思われる。

そこで、本研究では、日本における 2005 年以降の TFR の回復と、いわゆる第二の人口転換に特有の家族形成パターンや社会経済変数との関連を、地域別のデータをつかって明らかにすることを目的としている。今回は都道府県単位の関連性に着目する。さらに、隣接する都道府県の出生力に空間的依存性 *spatial dependency* があるか (出生力高い都道府県では周囲の都道府県も高いといった傾向) についても検討する。これは出生行動が、都道府県という行政単位にかかわらず当該地域を含む文化圏、経済圏に共通する情報や価値観、行動様式の空間的影響を受けている可能性を考慮するものであり、空間回帰分析 *spatial regression analysis* の手法を用いて、こうしたメカニズムをモデル化することを試みる。

超少子化国イタリアにおける変化

日本における超低出生力の要因を把握するためには、緩少子化国と超少子化国の違いを分析するというのが有効なアプローチの一つと言える (阿藤・赤池 2003)。緩少子化国と超少子化国を分かつ要因について、様々な説明が試みられている。超少子化国では、女性の高学歴化や職業選択、働き方における男女差の縮小といった社会的ジェンダー平等が進む一方で、家庭内における家事労働負担が女性に偏る状況が続いているといったジェンダーシステムに着目した仮説や (McDonald 2000)、かつては再生産に重要な役割を果たしていた親子や親族の緊密な関係が強い社会ほど、家族形成が停滞している側面に着目した仮説 (強い家族の結びつき仮説) (Dalla Zuanna and Micheli 2004) などがある。こうした地域の代表格に、イタリア、スペイン、ギリシャ等の南欧諸国や日本が含まれ、近年では韓国や台湾などの東アジア諸国が加わっている。こうした国々では、離家年齢が高く、同棲が少なく、親と同居する割合が高く、婚外出生が少ないといった共通の特徴をもつ (Lesthaeghe and Moors 2000, UNPD 2003, Caldwell and Schindlmayr 2003)。

しかしながら、近年、南欧諸国で出生率に変化がみられている。たとえばイタリアは 1995 年に 1.10 というきわめて低い出生率を記録した後、上昇に転じ 2007 年は 1.34 を示している (ISTAT 2008)。そして実は日本についても 2005 年に 1.26 という出生率を記録した後上昇傾向を示しており、2007 年は 1.34、そして 2008 年についても同水準を維持することが見込まれている (図 1)。

イタリアの出生率反転上昇の背景をめぐる先行研究によれば、近年のイタリアで、家族形成パターンに関する地域的な差異が観察されていること、そして北部における家族形成が、北欧や西欧地域のそれに近付いていること、すなわち第二の人口転換に関連付けられ

図1 日本とイタリアの合計特殊出生率



データ：人口動態統計(日本)、ISTAT(2008)(イタリア)

図2 イタリアにおける出生力関連指標の地域パターン

(a)1983-85年の平均出生児数, (b)2003-2005年の平均出生児数,
(c)2004年の外国人割合, (d)2004年の婚外出生割合

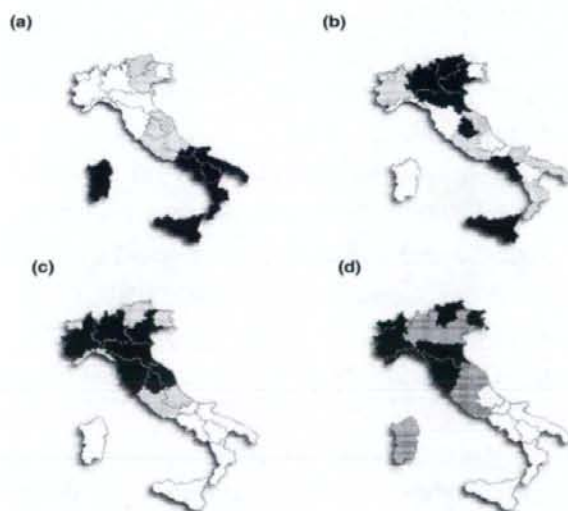


Fig. 8 Geographical perspective of fertility indicators by region in Italy. (a) Mean number of children per woman, 1983-85 (National average: 1.33); (b) Mean number of children per woman, 2003-05 (National average: 1.33); (c) Proportion of births to foreigners, 2004 (National average: 9%); (d) Proportion of out-of-wedlock births, 2004 (National average: 15%). The twenty Italian regions are ranked into three groups (of six, seven, and six units)

出所：Castiglioni and Dalla Zuanna (2008)

るような変化が生じていることが指摘されている(Caltabiano 2008, Castiglioni and Dalla Zuanna 2008)(図2)。もし日本におけるTFR上昇も、こうしたイタリアにおける変化と共通していれば、回復傾向が全国的に広がり、出生率低下に歯止めがかかる可能性がある。また西欧・北欧に固有な現象との見方もある第二人口転換が、異なる文化的背景をもつ先進国にも今後波及する可能性を示唆することになる。日本以外に著しい出生率の低下を経験している東アジア諸国の将来にとっても、重要な知見を与えることになる。

そこで、日本においても第二の人口転換に特徴的な現象が出生率の上昇に結びついていのかを検証することになるのだが、ここでは、Castiglioniらのイタリアについての先行研究(Castiglioni and Dalla Zuanna 2008)と同じアプローチを採用したい。すなわち、国内の地域差に着目し、TFRの回復が、第二人口転換の特徴をより強くもつ地域で起こっているのかを確認するというものである。

出生力の地域パターン

本研究の目的は、出生力変動と家族形成パターンおよび価値観や社会経済的諸条件との関係を明らかにすることである。出生力変動の要因を探る場合、当該変動の先行指標の特定およびその傾向の把握が有効である。一般的には時間的変化を分析対象としてその要因をさぐるアプローチが主流であるが、場合によっては、行動変化が一国内における地域の事情の違いを反映して、地域間格差として現れることがある。本研究も、この地域差を分析することで、変動要因の特定に迫ることとした。

日本における出生力の地域パターンについては、出生力変動の動向と要因に迫る目的でこれまでも多くの研究者が注目してきた(高橋 1976, 石川 1992, 河野 1992, 廣嶋・三田 1995, 高橋 1997, 清水 2004)。出生力の地域パターンは第一の出生力転換を挟んで「東高西低」の地理的パターンから、西日本や大都市圏で著しく低下するという過程を経て、さらにその後格差が縮小する局面を迎えたが(高橋 1976, Nakagawa 2003)、近年では地域間の相対的格差が再び拡大しているとの指摘もある(清水 2004)。さらに出生力低下を結婚行動および夫婦の出生行動といった要因別にとらえる研究も進んでいる。佐々井(2007)は夫婦出生力そのものに着目し、地域ブロックを単位とした分析を行っている。標本調査(出生動向基本調査)の個票を使い、結婚時の妻の年齢、妻の最終学歴、妻の就業状況、親との同別居、居住地域の人口集中地区区分といった構造的要因と地域ブロック固有の効果を検証している。完結出生児数については、妻の結婚年齢(-)、妻の学歴(-)、人口集中地区(-)、親との同居(調査時)(+)との関連が見られ、東北地方で有意に高い結果が得られている。しかし出生過程途上の夫婦の出生子ども数は、東海や九州で高いといった違いがみられた。みずほ情報総研(2005)のレポートでも、都道府県別有配偶出生力をいくつかの社会経済変数および気温といった指標で回帰した分析結果が示されているが、有配偶出生力の西高東低の傾向が、気温(+)、男性の長時間労働(-)、保育所在所児割合(+))と関

係していることが示されている。さらに山内らは都道府県単位ではなく都市圏という生活圏に着目し、1980年以降の出生力に関し、婚姻力変動の寄与とその地域差の分析を試みている(山内・西岡・小池 2005)。都市圏規模に関わらず夫婦の出生力低下が見られることや、都市圏の中心部で顕著であった出生力の落ち込みが、次第に郊外でも起きていることなどが指摘されている。

このように、出生力の地理的な違いは過去も現在も存在しているが、地域の分析単位に何を使い、出生力の指標として何を使うべきかについては分析の目的に依存すると言える。

まず本研究で検証したい出生力は、ある一時点における出生力のレベルそのものというよりも、第二人口転換の中で、家族形成パターンが変わり、一時的に落ち込んだ期間 TFR がキャッチアップ効果によって回復するという一連の過程の有無である。従って、期間 TFR の反転上昇の有無(度合いの違い)を表す指標を分析対象とする。ちなみに、イタリアの先行研究である Castiglioni and Dalla Zuanna (2008)においても地域別の出生率の回復を外国人出生力、婚外出生割合、一人当たり所得、基準年の出生率で回帰するモデルの推定が試みられているが、そこでは 1986-95 年の TFR に対する 1996-2000 年の TFR の比が従属変数として用いられている。

また分析する地域の単位としては 47 の都道府県に着目した。第二人口転換仮説は、個々人の社会的属性の変化のみならず、ライフスタイルに関する価値観の変化の重要性を強調している。都道府県単位というのは、個々人の生活圏としては大きいかもしれないが、文化圏としては「県民性」という言葉があるように共通する文化や慣習が作用する単位として適切な範囲と考えられる。先の論文を含むイタリアの先行研究では国内 20 の地方を分析単位としており(Caltabiano 2008, Castiglioni and Dalla Zuanna 2008)、また Lesthaeghe らが行った、米国における第二人口転換仮説の適用についての地域分析は、50 の州を単位としている(Lesthaeghe and Neidert 2006)。このような理論的な理由の他に、分析実行上の制約も関わっている。第二人口転換に関わるような家族形成形態に関するデータの中には、標本調査から集計する必要があるものがあり、信頼性を保証するためには都道府県単位の集計が限界であると考えられるからである。以上のような事情をふまえ、出生力の反転上昇に関する指標が都道府県単位でどのように異なるのか、そしてそれが他のどのような変数と関連しているのかを探ることとした。

データと方法

どのような変数に着目するかについては、近年のイタリアにおける期間出生率反転とその関連要因の分析を参考にした。Castiglioni らは、近年のイタリア北部における期間出生率の反転上昇に連動する変化として、以下の 4 点を挙げている(Castiglioni and Dalla Zuanna 2008)。(1)晩産化が若年世代で止まり、30 代以降でのキャッチアップ効果が出てきたというもの、(2)増加の一途をたどる外国人の出生率が高く、全体の出生率上昇に貢献していると

いうもの、(3)他の欧州諸国で観察されているように、同棲や婚外出生、離婚などの新しい結婚パターンが普及している地域で、出生率が回復しているというもの、(4)子育てを困難にしていた一連の要因(子どもにかかる経済力や時間の不足)が解消された地域で出生率が回復したというものである。関連のメカニズムの検証や厳密な定量化等については、より詳細な分析がまたれるところであるが、いずれの要素も近年の北部の出生率上昇に関連しているとの見解を示している。

本研究では、期間出生率の反転上昇という現象に関連しうる要素として、晩産化に関する指標、未婚、同棲経験、婚外出生、婚前妊娠、離婚、同棲といった家族形成の新たな形態に関する指標、その他の社会経済状況、価値観を示す変数として、女性の大学進学率、男性の失業率、農業人口割合に着目した。

出生力や結婚、離婚に関する指標は人口動態統計および国勢調査人口、国勢調査間の推計人口などを基に指標化した。都道府県別の TFR 算出にあたっては 5 歳階級別の外国人を含む人口を分母としている。2007 年の都道府県別出生率の状況については石川(2008)を参照されたい。その他、同棲や婚前妊娠結婚といった公表値で得られない指標は、国立社会保障・人口問題研究所が実施している「出生動向基本調査」や毎日新聞社人口問題調査会による「第 1 回人口・家族・世代調査」を用いる。女性の大学進学率については「学校基本調査」、男性の完全失業率、農業人口割合については、「国勢調査」の都道府県別の集計データを利用した。

空間分析を行う際には、都道府県単位の shape ファイルを利用する。shape ファイルには都道府県の位置情報が含まれており、相互の空間的関係の情報を分析に取り入れることを可能にする。位置情報のみの shape ファイルに、上記の都道府県別の情報をマージすることによって分析データを構築する。

はじめにこれらの集計データがどのような地域分布をしているかを視覚的に把握するため、探索的空間分析(Exploratory spatial data analysis(ESDA))を行う。ここでは空間相関 spatial correlation の検証として TFR 回復指標の Moran の I 係数の算出を試みる。続いて、TFR 回復指標が、その他の変数の関数として表されるモデルを構築し推定する。その際、当該地域の構造要因だけでは説明できない近隣地域の影響(フィードバック効果、集住効果、類似反応効果、空間依存性など)といったものが存在する可能性を考え、誤差が空間的に相関している空間誤差モデルの推定を試みた。

空間回帰分析には、代表的なものとして空間ラグモデルと空間誤差モデルがある。両者は空間的依存性を異なるメカニズムでモデル化している。空間ラグモデルは一般に以下のように表記される(行列記法)(Anselin 1988)。

$$y = \rho W y + X \beta + \varepsilon, \\ \varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I)$$

W は各地域の結びつきを示すウェイト行列である。ρ が 0 なら空間依存性は存在しないことになり、通常の OLS が適用できる。しかし 0 でない場合、OLS では正しい値が推定できないので、最尤法を用いて推定することが提案されている。なお、このモデルは、contextual effect model といわれるような、diffusion 効果を扱う研究で提案されてきたモデルと基本的には同じ構造であると言える。例えば、出生力転換の伝播理論を整理してる Casterline (2001) の提示している出生力の dynamics に関する代表的なモデルは、以下のように表記されている。

$$Y_{i,t} = X_{i,t}\beta + \alpha \sum Y_{j,t-1}W_j + \varepsilon_{i,t}$$

ここで、Y は出生行動の指標、X は出生力の代表的な規定要因、W は個人 j の個人 i にとっての重要度（親密度）を示すウェイト行列、t は時点を表す。

他方、空間誤差モデルは以下のように表記できる。

$$y = \lambda W\xi + X\beta + \varepsilon, \\ \varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I)$$

ラグモデルと同様、W は各地域の結びつきを示すウェイト行列であり、空間依存性を示す λ が 0 でない場合、空間依存性を無視した OLS では係数の分散が過小に推定されてしまう。そこで最尤推定法による空間誤差モデルが必要となる。

両者のモデルは、空間依存性の解釈が異なるという意味で大きく違う。空間ラグモデルは、観察したいある地域の y 自体が、他の地域の y に影響を与えるというメカニズムに基づく。一方、空間誤差モデルは、隣接する地域の誤差項に依存性があり、それが隣接地域の y 変数に同じような影響を与えるとの考え方にに基づく。モデルの選択に際しては、観察したい現象の空間依存性にどのような説明が可能かを十分検討することが重要である(Ward and Gleditsch 2008)。

一般に近隣地域の効果を検証する研究では、地域の集計データのみを使う場合と、地域の集計データが組み込まれた個人に関する調査データが使われることがある。この研究は、前者の集計データを利用した研究にあたる。また探索的空間分析および空間回帰分析には地理学者 Anselin らが開発した空間分析の専用ソフトである GeoDa を用いた。GeoDa はフリーソフトであり、以下のサイトからダウンロードできる：<http://geodacenter.asu.edu/>。分析に必要な変数が入った shape ファイルを読み込み、ウェイト行列の作成や Moran' s I の算出、空間回帰分析の推定ができる。