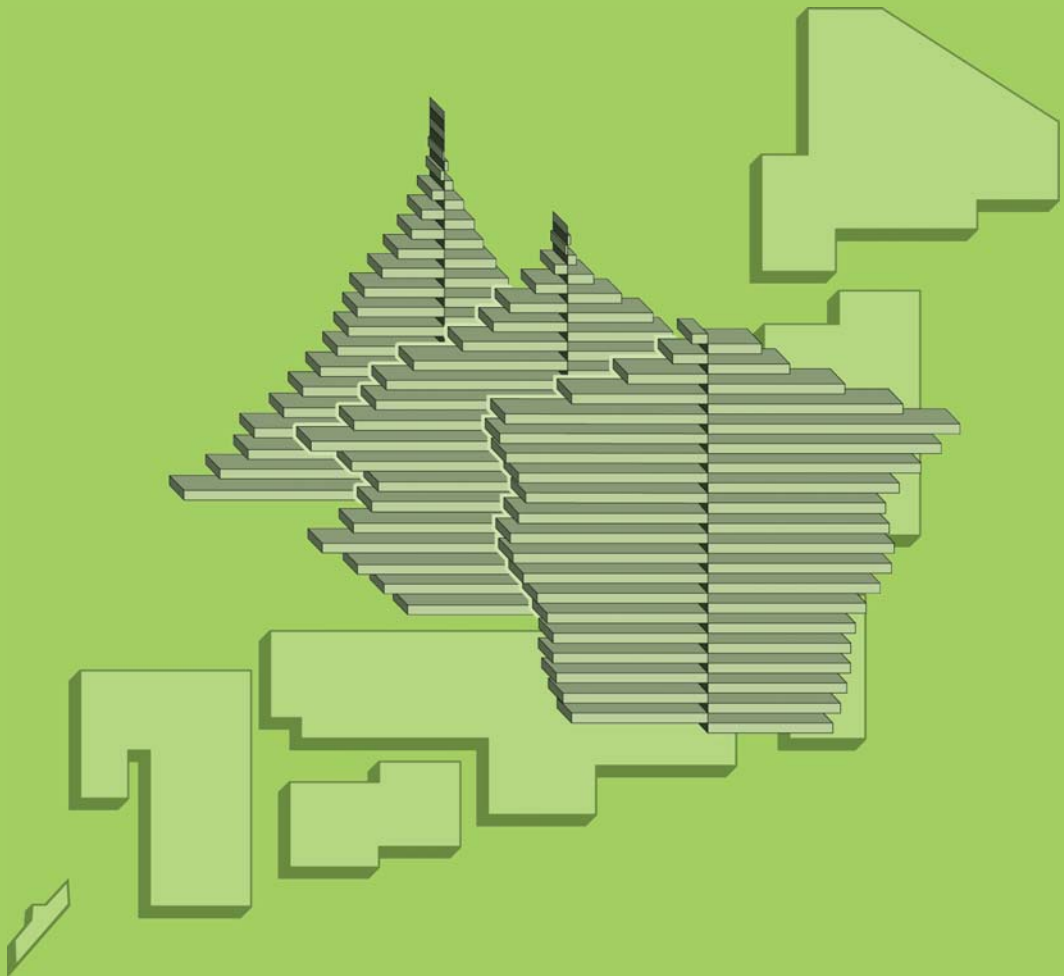


人口問題研究

Journal of Population Problems

第72巻第2号 2016年

特集：『第5回全国家庭動向調査（2013年）』の個票データを利用した実証的研究（その2）



国立社会保障・人口問題研究所

『人口問題研究』編集規程

I. 編集方針

研究所の機関誌として、人口問題に関する学術論文を掲載するとともに、一般への専門知識の普及をも考慮した編集を行う。

II. 発行回数および発行形態

本誌の発行は、原則として年4回とし、3月（1号）・6月（2号）・9月（3号）・12月（4号）の刊行とする。また印刷媒体によるほか、電子媒体をホームページ上で公開する。

III. 執筆者

執筆者は、原則として国立社会保障・人口問題研究所の職員、特別研究官、客員研究員とする。ただし、所外の研究協力者との共同研究・プロジェクトの成果については、所外の研究協力者も執筆することができる。また、編集委員会は所外の研究者に執筆を依頼することができる。

IV. 査読制度

研究論文と研究ノートは査読を経なければならない。特集論文は、執筆者が希望する場合、査読を経るものとする。査読は編集委員会の指定する所外の査読者に依頼して行う。編集委員会は査読の結果をもって採否の決定を行う。査読済み論文は、掲載誌に査読終了の日を記載する。

V. 著作権

掲載された論文等の編集著作権は原則として国立社会保障・人口問題研究所に属する。ただし、論文中で引用する文章や図表の著作権に関する問題は、著者が責任を負う。

2013年2月

人口問題研究

第72巻第2号(2016年6月)

特集：『第5回全国家庭動向調査（2013年）』の個票データを
利用した実証的研究（その2）

Common Family Boundaries: Changes and Determinants
of Married Women's PerceptionSaori KAMANO• 53~ 72

東京大都市圏に居住する夫婦の最終的な子ども数は

なぜ少ないのか—第4回・第5回全国家庭動向調査を

用いた人口学的検討—.....山内昌和• 73~ 98

家内領域と公共領域の組み合わせからみた育児サポート

ネットワークの多様性.....星 敦士• 99~119

女性の就業と母親との近居

—第2回・第5回全国家庭動向調査を用いた分析—

.....千年よしみ•120~139

統計

主要国における合計特殊出生率および関連指標：1950~2014年•140~147

主要国人口の年齢構造に関する主要指標：最新資料.....148~157

書評・紹介

Rabe-Hesketh, S. and Skrondal A.

Multilevel and Longitudinal Modeling Using Stata,

Third Edition (鎌田健司)158

研究活動報告159~163

長寿化・高齢化プロジェクトワークショップ—韓国における低出産・
高齢化, 国内・国際人口移動と政策的対応に関する資料収集—日本
人口学会関西地域部会2015年度研究会—日本地理学会2016年春季学
術大会—アメリカ人口学会2016年大会—東アジア・アセアン経済研
究センター (ERIA)「東アジアにおける国際人口移動と開発」ワー
クショップ—第49回国連人口開発委員会—世界人口開発議員会議
(GCPPD2016)

Journal of Population Problems
(JINKŌ MONDAI KENKYŪ)
Vol.72 No.2
2016

**Special Issue: Studies on the National Survey on Family in Japan, 2013
(Part II)**

- Common Family Boundaries: Changes and Determinants
of Married Women's PerceptionSaori KAMANO• 53-72
- Why Do Married Couples in the Tokyo Metropolitan Area Have Fewer
Children Than Those in the Rest of Japan?···Masakazu YAMAUCHI• 73-98
- Diversity of Childcare Support Networks: Focusing on the Combination
of Domestic and Public SphereAtsushi HOSHI• 99-119
- Geographic Proximity to Parents and Women's Labor Force
Participation in JapanYoshimi CHITOSE•120-139

Statistics

- Fertility Rates and Related Indices for Selected UN Countries:
1950-2014•140-147
- Structure of Population for Selected Countries: Latest Available Year···•148-157

Book Review

- Rabe-Hesketh, S. and Skrondal A.
Multilevel and Longitudinal Modeling Using Stata,
Third Edition (K. KAMATA)•158

Miscellaneous News

*National Institute of Population
and Social Security Research*
Hibiya Kokusai Building 6F
2-2-3 Uchisaiwai-cho, Chiyoda-ku, Tokyo, Japan, 100-0011

特 集

『第5回全国家庭動向調査(2013年)』の個票データを利用した実証的研究(その2)

Common Family Boundaries: Changes and Determinants of Married Women's Perception

Saori KAMANO

The author examined married women's perception of common family boundaries, utilizing the pooled data of 1st (1993) to 5th (2013) National Survey on Family in Japan conducted by the National Institute of Population and Social Security Research. Logistic regression analysis on whether or not one included as "family" each type of kin (wife's and husband's parents, wife's and husband's siblings, son and his wife, and daughter and her husband) indicated, among other findings, that higher education contributed to a more exclusive boundary, while having children tended one towards including children and their spouses but excluding parents and siblings as family. Logistic regression decomposition analyses revealed that individual changes and cohort replacement equally contributed to the increase in perceiving siblings as family, whereas individual changes explained more than 70% of the changes for other types of kin.

I. Introduction

According to the National Character Survey, since the 1970's, the highest percentage of people surveyed have named "family" as the most important thing in life in an open-ended question, among other responses, such as "life, self, health" and "love, spirit, happiness" (Institute of Statistical Mathematics 2014). This subjective claim of importance is consistent with the impact of the legal and social definition of "family" on one's life. Obviously, the rights to which one has access as well as obligations depend on one's family membership defined by law and social norms, regardless of how one feels subjectively. The right to private information about a particular person depends on whether one is "family". Even if not required by law, one's relationship as family is used as a screening criterion in practice. For example, whether one is allowed to see a patient in an intensive care unit in the hospital, whether one could be informed about the details of medical conditions, to claim a particular person as beneficiary for a life insurance, and so on are all decided on the basis of "family relationships," demarcating a clear line between those who are *in* a family and those who are not. Campaigns to promote consumption are likewise built on family

membership, albeit at times less stringently than what is defined by the law. Family gym membership, family credit card, family discount for mobile phone, and so on and so forth fill advertisements today. Obligations are likewise built around family membership.

The legal definition of the family on the basis of blood and marital ties might seem an unambiguous criterion. At the same time, the subjective definition of the family is more intricate and has implications for one's everyday life and emotional and social well-being. A fuller consideration of the "definition of the family" cannot be confined to the legal realm and we should pay attention to the different levels and realms in which boundaries between family and non-family are marked. In the least, we need to consider these realms: structural, as pertains to the law and policies; normative, as pertains to common practices and general beliefs; and the personal, as pertains to the individual's subjective definitions and perceptions. These realms are in reality intertwined, but they are also analytically distinct. This paper will focus on the subjective definitions through examining quantitative data from survey, specifically with respect to whether a kin member is considered family or not.

Even among people who are connected via blood ties and/or marriage sanctioned by law, there is a boundary that separates one type of relationship from another. For example, a daughter's husband might not be one's family, while a son's wife might be. Common expressions of "marrying off" one's daughter, "giving away" one's daughter to her spouse and his family, and "daughter-in-law/*yome* coming into [the groom's] family" indicate that the boundary is understood differently for married sons and married daughters. Likewise, it is conceivable that one might consider grandparents as "family" but not their siblings. Changes might also occur over time. When one is a child, his/her parents tend to be the closest kin. If one marries, then, the spouse's parents and siblings enter into one's world. In addition, a child's marriage might or might not change the perception of "family".

When referring to the "subjective definition" of family, one is therefore not just referring to a simple question of inclusion and exclusion but a drawing of the boundary in terms of a few dimensions, namely, function, characteristics, and substance (who are included/what relationships are included). The complexity in the drawing of boundaries to differentiate family from non-family among kin is an important sociological question because mapping these boundaries provides insights into intricate patterns of social interactions and kin relationships. It also shows the hold of, or freedom from, norms embedded in the family system with the legacy of the patriarchal *ie* system as well as the family registration system of *koseki* which sets limits to changes of family norms and practices. All these in turn have implications for community development as well as social policies, especially those targeting "family", as legally or normatively defined.

Preliminary analyses of the 1st (1993) to the 5th (2013) National Family Survey of Japan conducted by the National Institute of Population and Social Security Research (2015) show that there is an expanding trend in the common boundaries of family among married women (see Figure

1). In other words, more and more types of kin are considered to be one's "family member". For example, the proportion responding that a "married daughter" is generally considered as one's family member regardless of whether or not they live together increased from 35.0% in 1993 to 71.0% in 2013. The figures were 20.0% and 42.7% for husband's siblings. The logical questions to ask would include first, what factors determine such perception of boundaries of common families, and second, what factors bring about the overtime changes observed. Taking the lead from these questions, I will explore two issues in this paper. First, I will examine how people's understandings of normative family boundaries vary by such socio-economic characteristics as the level of education, and familial experiences such as having children, having siblings, and living with parents. Second, I will chart how the perception of family boundaries changes over the years and apply the decomposition method to identify the underlying forces of such changes, specifically examining whether the changes are brought about by cohort replacement (i.e., changes attributed to older cohort with particular ideas being replaced by a younger cohort at a later time point who might have different ideas) or by individual changes (the same group of people holding certain ideas come to hold different ideas with the passage of time).

II. Extant Studies in the Perception of Family Boundaries

A few quantitative studies to date have provided some insights on how people draw family boundaries. Such studies include attempts at differentiating levels of identifying "family boundary" and those that look at the correlates of how people define family subjectively.

Nishino (2000) differentiates among three analytical levels in looking at family boundary: normative, common and person-specific. Normative boundary is understood to be the institutionalized notion of family which individuals have internalized, viz. people's belief of what family boundary ought to be. Common boundary captures what people perceive family to be generally. Person-specific boundary is what individual thinks about family boundary based on his/her personal experiences. However, Nishino found that the frequency of interaction or whether one lived with a person did not correspond exactly to the person-specific boundary. Further, there was a lot of overlap in common family boundary and person-specific boundary for parent-child relationship. For example, women who perceived their mother as their family also tended to perceive, generally, daughter and her mother as family, and vice versa. Likewise, those who included their mother and father within their person-specific boundary tended also to think that siblings and grandparents were family members generally; however, they did not necessarily include non-kin such as boarders, maids or friends as family members.

Other studies examined either perception of common boundary or person-specific boundary, to use Nishino's terms. Fujimi and Nishino (2004) examined whether or not people regarded particular people to whom they were related as their family, i.e. person-specific boundary, based on the 1998

National Family Research of Japan (NFRJ). They found that the following kin members were more likely to be considered as family members: those who were closer to the person in kinship relationships, those connected by biological ties more than marriage ties, the younger generation more than older generation, and lineal rather than collateral kin.

Nonoyama (2007) undertook analyses of the 1998 NFRJ data, focusing on the relationship between parents and married children who were not living with parents in order to explore his claim that people's perception of family boundary is based not so much on structural or normative factors, but that it reflects individual preferences as indicated by the frequency of contact. Among children, he found that the proportion perceiving fathers and mothers as family members was lower for those in their 50s, and that daughters tended to see their own parents as family members more than they did their parents-in-law. Among parents, the percentage perceiving sons as family members was slightly higher than that for daughters but the difference was less than 10%. In separate analyses, he included the presence or absence of parents/parents-in-law, of spouse, level of contact with the mother, and so on. Overall, he argued for a lack of any clear patterns that support patrilineality.

Different from the foregoing studies on person-specific boundaries, Nagayama and Ishihara (1990), based on three regional surveys conducted in the mid-1980s, examined how married women perceived common familial boundaries.¹⁾ They found that relatively siblings tended not to be but parents and children tended to be considered as family. However, parents were perceived as family if they were living together, but children were perceived as so regardless of whether or not they were living together (i.e. unconditionally).²⁾ Nagayama and Ishihara identified variations in how family was perceived: one group included the oldest son and husband's parents unconditionally, and daughter and wife's parents if they were living together; another group included the oldest married son, married daughter as well as husband's and wife's parents regardless of whether they lived together. They interpreted the former as reflecting the embracement of "traditional Japanese 'ie' norm" and the latter the adoption of new norms of family membership based on affection.

Nishioka and Saito (1996) also examined how common familial boundary was perceived by married women, drawing on the 1993 National Survey on Family in Japan, the same survey analyzed in the current paper. They focused on differences in perception by the respondent's age,

1) In answering the question on common family boundaries, respondents might think about actual persons in the categories and/or imagine such persons in their life rather than thinking about a typical family (Nonoyama 2007). In fact, group interviews on the National Survey on Family in Japan questionnaire confirmed that many women answered the questions based on their own situation (National Institute of Population and Social Security Research 2016).

2) Nonoyama (2007) warns that these questions reflect unspoken assumption about family form held by family sociologists involved. He argues that focusing on whether one lives together, especially for the oldest son, assumes a typical form of family and unfairly leads the respondents to think in a particular framework. In contrast, Yamada (1994) listed various relational arrangements, including financial and legal arrangement. From a similar perspective, Powell, et al. (2010) analyzed how the various arrangements, including same-sex or opposite sex couples, married or not married, having or not having children, affect whether or not people perceive them as family in the U.S..

residential area, level of education, income, age of youngest child, whether or not the respondent was living with her parents or in-laws. They also examined the response distribution as well as the average scores calculated from three response categories. Notable findings include the following: women who tended to have a broader perception of the family were younger in age, resided in a densely inhabited district, were living apart from their husband's or their own parents, and had lower income. Women living in non densely inhabited districts, those with low level of education and those in their 50s and 60s tended to perceive married son, his wife, and children as family members compared to those with higher level of education and were living in densely inhabited districts.

The analyses undertaken by Nishioka and Saitsu (1996) focused mostly on bivariate relationships between the perception of each type of kin and socio-economic factors. In contrast, using the 2008 data of the same survey, Kamano (2011) undertook multivariate analysis and found quite a complex pattern of the perception of parents and siblings of wife and husband, married son and daughter, and grandparents of both sides. It was found that living in a densely inhabited district increased the likelihood of unconditionally perceiving as family parents of both sides, wife's siblings, married son and daughter, husband's siblings and grandparents of both sides. Not having children tended the respondent towards perceiving as family parents and siblings of both sides, whereas living with husband's parents disposed the respondent towards perceiving as family parents of both sides and married children. Demographic and socioeconomic characteristics also had an effect: women born in later years tended to perceive all types of kin as family unconditionally while having a higher level of education lowered the likelihood of perceiving siblings on both sides as family members.

One finding in most of these studies was that younger people consistently considered all types of kin as family members. However, the analyses were undertaken only at one single time point. Nishioka and Saitsu (1996) noted that whether the differences by age observed in their study had come from changes associated with aging or from generational difference could not be determined, but speculated that the difference by age was mostly due to the latter. Given that the National Survey on Family in Japan has been conducted five times over a 20-year period, it is possible to examine the underlying forces in the difference by age observed in a single survey, which is one of the aims of the current research. Differently put, the repeated cross-sectional data makes it possible to look into the over-time changes.

III. Method

1. Data

The present analysis uses pooled data of the 1st (1993) to the 5th (2013) National Family Survey of Japan conducted by the National Institute of Population and Social Security Research, which is

a nationally representative cross-sectional survey. Each survey follows the same sampling method based on census tracts. In the most recent 2013 survey, 300 tracts were randomly selected from the 1,088 census tracts that had been chosen by a systematic sampling method for the Comprehensive Survey of Living Conditions of People on Health and Welfare conducted via Ministry of Health, Welfare and Labour. The questionnaires were distributed to all households in the selected census tracts, and ever-married women in each household were asked to fill out the survey. If there were more than one such woman in a household, the youngest one was selected, and if there were none, the head of the household filled out the first few household-related questions. For the analysis, I use the responses of women who were married at the time of the survey. The respective sample sizes and response rates for the respective surveys are as follows: 6,083 (valid response rate 80.6%), 6,993 (87.7%), 7,252 (76.9%), 6,870 (78.1%), and 6,409 (78.4%), with a total of 33,607 cases (National Institute of Population and Social Security Research 2015).

2. Items Used in the Analyses

The key item for this analysis is the question on how women perceive family generally (viz. common family boundary). The perception of family boundaries is captured by the following question: "Do you think that generally, the following people are one's "family member"? Please respond by taking into account whether or not one lives with the person in question." The response categories include (a) family, regardless of whether one lives together or lives apart; (b) family, if one lives together; and (c) not a family even if one lives together. I consider the first response (a) as indicating that the kin in question is considered a family member unconditionally ("unconditional family member" hereafter). The analysis focuses on one's family of orientation (parents and siblings), and spouse's and one's family of procreation (children and their spouses): parents, husband's parents, wife's siblings, husband's siblings, married son, married daughter, son's wife and daughter's husband.

Other variables used are year of survey, year of birth of the respondents, the level of education (dummy coded as "lower secondary school", "upper secondary school", "specialized training college", "junior college/technical college", "universities and graduate school", with "upper secondary school" as a reference category), employment status (dummy coded as "full-time employee", "part-time employee", "self-employed, including family business" and "housewives/others", with "part-time employee" as a reference category), number of husband's siblings, number of wife's siblings, living with wife's own parents (dummy coded as "living with at least one parent" and "others (living apart, deceased, or unknown)"), living arrangement with husband's parents ("living with at least one of husband's parents" and "not living with either parents (living apart, deceased, or unknown)"), parental status ("have children" and "do not have children"), and the size of household (number of people the respondent live with). The descriptive statistics of each variable is presented in Table 1.

Table 1. Summary Statistics for All Variables in the Analysis, by Survey Year

<i>Dependent Variables</i>	Survey Year					
	1993	1998	2003	2008	2013	All
Perceive as Family Members						
Wife's Parents [WP] (%)	44.5	69.7	67.8	78.2	78.4	68.1
n	5,505	6,320	6,518	6,205	5,725	30,273
Husband's Parents [HP] (%)	42.8	64.8	65.5	71.2	70.1	63.2
n	5,515	6,303	6,490	6,153	5,702	30,163
Wife's Siblings [WS] (%)	25.7	38.6	41.3	51.1	56.1	42.7
n	5,457	6,177	6,344	6,099	5,649	29,726
Husband's Siblings [HS] (%)	20.0	30.0	35.0	38.9	42.7	33.5
n	5,453	6,180	6,292	6,088	5,640	29,653
Married Son [Son] (%)	53.2	59.5	63.7	68.6	73.2	63.6
n	5,544	5,866	6,212	5,973	5,453	29,048
Married Daughter [Dau] (%)	35.0	55.1	60.6	66.2	71.0	57.7
n	5,477	5,881	6,194	5,973	5,295	28,820
Son's Wife [SW] (%)	51.0	54.2	58.8	63.8	65.2	58.5
n	5,538	5,819	6,160	5,705	5,208	28,430
Daughter's Husband [DH] (%)	31.8	49.6	55.4	60.1	62.2	51.9
n	5,479	5,824	6,147	5,701	5,211	28,362
<i>Independent Variables</i>						
	Survey Year					
	1993	1998	2003	2008	2013	All
Year of Birth (%)						
1889-1929	8.9	7.0	3.7	2.8	1.2	4.7
1930-39	17.3	15.5	12.4	11.0	7.5	12.7
1940-49	27.9	25.9	22.8	21.7	19.8	23.6
1950-59	27.8	26.5	24.6	22.3	23.7	24.9
1960-69	17.0	19.4	22.4	20.5	21.6	20.3
1970-79	1.0	5.6	13.4	18.4	18.7	11.6
1980-1993			0.7	3.2	7.6	2.3
n	6,083	6,993	7,252	6,870	6,409	33,607
Age (%)						
29 or under	9.5	7.9	6.8	4.8	3.5	6.5
30-39	24.9	20.8	22.1	19.9	15.2	20.6
40-49	30.4	27.8	22.1	20.4	21.9	24.4
50-59	20.9	23.4	26.2	23.3	21.9	23.2
60-69	11.1	14.7	15.4	19.9	23.1	16.8
70 or older	3.2	5.6	7.4	11.7	14.4	8.5
n	6,083	6,993	7,252	6,870	6,409	33,607
Education (%)						
Lower secondary school	18.9	16.5	15.6	14.1	13.2	15.6
Upper secondary school ¹⁾	43.7	43.3	42.1	43.1	40.9	42.6
Specialized training college	8.9	10.5	10.1	10.1	11.9	10.3
Junior/Technical college	15.0	16.1	19.8	18.7	20.8	18.1
University/Graduate school	7.2	8.0	9.8	12.0	11.1	9.7
NA ²⁾	6.4	5.5	2.6	2.0	2.2	3.7
n	6,083	6,993	7,252	6,870	6,409	33,607
Employment Status (%)						
Full-time	16.8	17.4	15.1	17.2	13.6	16.0
Part-time ¹⁾	17.4	15.3	23.4	23.5	28.5	21.6
Self-employed	12.6	7.1	12.7	11.8	11.5	11.1
Housewife/Other	45.5	58.1	45.3	42.2	42.8	46.9
NA ²⁾	7.7	2.1	3.4	5.4	3.5	4.4
n	6,083	6,993	7,252	6,870	6,409	33,607
Parental Status (%)						
No children ¹⁾	8.0	8.3	9.8	9.3	9.2	8.9
Have children	89.2	90.3	89.3	89.7	90.2	89.7
NA ²⁾	2.8	1.4	0.8	1.1	0.7	1.3
n	6,083	6,993	7,252	6,870	6,409	33,607
Wife's Parents (%)						
Living together	5.0	3.7	5.1	4.9	5.2	95.2
Not living together/deceased ¹⁾	95.0	96.3	94.9	95.1	94.8	4.8
n	6,083	6,993	7,252	6,870	6,409	33,607
Husband's Parents (%)						
Living together	15.3	10.6	14.5	11.6	14.1	86.8
Not living together/deceased ¹⁾	84.7	89.4	85.5	88.4	85.9	13.2
n	6,083	6,993	7,252	6,870	6,409	33,607
Number of Husband's Siblings (mean)	3.67	3.51	3.30	3.17	3.03	3.33
standard deviation	(1.74)	(1.69)	(1.60)	(1.51)	(1.42)	(1.61)
n	5,776	6,679	7,093	6,521	6,223	32,292
Number of Wife's Siblings (mean)	3.59	3.48	3.23	3.09	3.00	3.27
standard deviation	(1.68)	(1.65)	(1.53)	(1.44)	(1.36)	(1.55)
n	5,894	6,797	7,189	6,673	6,269	32,822
Household Size (mean)	3.69	3.45	3.46	3.27	3.27	3.43
standard deviation	(1.35)	(1.22)	(1.36)	(1.26)	(1.30)	(1.31)
n	6,083	6,993	7,252	6,870	6,409	33,607

1) Used as a reference category in logistic regression analysis

2) Excluded from logistic regression analysis

3. Analysis

(1) Analysis 1: Socio-economic characteristics and familial experiences on perception of normative family boundaries

Analysis of various attitudes toward the family has found that level of education and employment status of women to have an impact (Dorius and Alwin 2010). Likewise, women's perception of common family boundary is also expected to vary according to the level of education and employment status (Nishioka and Saitsu 1996, Kamano 2011).

In addition, it is safe to assume that familial experiences would also affect women's perception of common family boundaries. For example, whether one has children might impact on how she perceives common understanding regarding family boundaries pertaining to children as well as their spouses—the son's wife or the daughter's husband. Similarly, the number of siblings she has might have an impact on how she perceives common understanding as to whether the wife's siblings are one's family, and how many siblings her husband has in turn would affect how she views husband's siblings. Other experiences that can shape one's view of the wife's and the husband's parents include whether a woman is living with her parents and whether she is living with her husband's parents. Therefore, in addition to the respondent's educational attainment and employment status, the current analysis would also consider parental status, number of one's siblings, number of spouse's siblings, residence (whether or not she lives with her parents, whether or not she lives with her husband's parents), and household size (Nishioka and Saitsu 1996, Kamano 2011).

The expected association between experiences and perception as delineated above assumes a direct effect: having siblings might affect how a woman perceives siblings but not how she sees parents, whereas living with husband's parents might affect how she views common family boundaries regarding parents, but not siblings. However, whether this is indeed borne out has yet to be systematically examined. Therefore, in the analysis, I will examine the same familial experiences on all eight types of kin for comparative purposes and also to explore the possibility of indirect effects of such familial experiences. In examining the effects of socioeconomic characteristics and familial experiences, I will control for women's year of birth and year of survey.

(2) Analysis 2: Exploring the underlying sources of change using logistic regression decomposition method

Another set of analysis examines the sources of changes in women's perception of family over the years. The changes over the years in a social phenomenon, such as attitudes, consist of three elements: age effects (biological or physical changes that occur with age, the accumulation of social experiences, changes in roles and statuses, all of which might bring about changes in views and beliefs), period effects (changes specific to a certain historical period, which can be attributed to social, cultural, physical changes within the environment that might affect everyone living

through that historical period); and cohort effects (the group of people born in the same year share certain characteristics and experiences, contributing to holding the similar attitudes).

In this analysis, graphs will first be presented to depict changes in the percentage of women perceiving that each type of kin as family by survey year, age and birth cohort.

Next, a logistic regression composition method will be used to identify the very nature of the sources of changes. The logistic regression decomposition method (Lee, Tufiş and Alwin 2010) utilized here follows the same principle as the linear decomposition method used for approximating sources of aggregate social change, such as attitudes toward certain issues in the population shown through repeated cross-sectional surveys, as in the current paper (Firebaugh 1992, 1997). Aggregate social change consists of net change among individuals and population turnover—the former is intra-cohort change and the latter, changes in the relative sizes of cohorts. Put differently, this method identifies the segment of change brought about by cohort replacement and by individual change (i.e., intra-cohort change, or "period effect").

In repeated cross-sectional surveys, each survey year equals the sum of the respondent's age and year of birth, and hence, it is impossible to estimate age, period and cohort simultaneously due to identification problem. In any APC analysis, it is necessary to make a prior assumption to address this dilemma. In a logistic regression decomposition method, which is a variation of the linear decomposition method, cohort and period effects are estimated with the assumption that age effect is zero. In the analysis here, however, it is not necessary to assume that aging has no effect on how women perceive common family boundaries. I argue that it is not aging per se, but experiences associated with aging, such as experiences of marriage, having children and work, all of which are life events associated with aging, that affect how one view family boundaries. In the current analysis, all respondents are married, and further, whether or not they have child(ren) and their employment status will be controlled for, and hence, it is reasonable not to include age effect in the model (see Doris and Alwin 2010 for a similar argument).

In the first step of the logistic regression decomposition, the logistic regression model is estimated as

$$\ln \left(\frac{\pi}{1-\pi} \right) = a + b_1 SY + b_2 BY$$

where π represents the probability of perceiving the kin in question as a family member regardless of whether a person lives with the kin (i.e. unconditional), and $1-\pi$ the probability of not perceiving the kin in question as a family member unconditionally. In the rest of the formula, b_1 and b_2 are logit coefficients, SY is survey year, and BY, birth year. In the second step of decomposition, the logit coefficients b_1 and b_2 and the differences in survey year and the mean of year of birth are used to compute the individual change and cohort replacement components in the following manner:

$$\text{Individual change: IC} = b_1 (SY_{it} - SY_{i0})$$

$$\text{Cohort replacement: CR} = b_2 (BY_{it} - BY_{i0})$$

$SY_{tf} - SY_{t0}$ is the time elapsed from time 0 and time f. For example, if the earliest survey year analyzed is 1993 and the latest, 2013, SY_{tf} is equal to 2013, SY_{t0} is equal to 1993, $SY_{tf} - SY_{t0}$ therefore would be 2013-1993=20. BY_{tf} is the mean birth year at time f, and BY_{t0} , at time 0 (Lee, Tufiş and Alwin 2008). The proportion of total change (the sum of IC and CR) attributed to individual change and to cohort replacement is computed by simply dividing IC by the total and CR by the total.

The present analysis consists of two decomposition analyses. In the first decomposition analysis, the net change is decomposed into cohort replacement and individual changes (Model 1). In doing so, the year of survey and the individual's year of birth are included in the logistic regression analysis for each type of kin. In the second decomposition analysis, the effects of socio-economic characteristics and familial experiences are controlled for (Model 2). The control variables considered here are the same as those examined in Analysis 1, namely, the level of education, employment status, parental status, living arrangement in relation to parents, sibling status and household size. This second decomposition analysis examines the relative contribution of cohort replacement and individual changes to the total change observed, taking into account the changes occurred in the composition of population on these socio-economic characteristics and familial experiences between 1993 and 2013. Since the control variables are the same as the factors examined in Analysis 1, the coefficients obtained from the earlier logistic regression will be used to compute the % changes attributed to each of the socio-economic characteristics and familial experiences. The coefficient for each variable is multiplied by the difference in mean of 1993 and 2013 of the respective variables. The purpose here is to see the relative contribution of cohort replacement and individual changes, controlling for changes in the socio-economic characteristics and familial experiences.

IV. Results

(1) Analysis 1: Socio-economic characteristics and familial experiences on perception of normative family boundaries

The results of logistic regression analyses for the eight types of kin are shown in Table 2. For all eight types of kin, the survey year shows statistically significant positive effect, indicating that controlling for other factors, there are significantly more women who perceive that each type of kin as family members in later survey years.³⁾ In other words, the later the time period, the more likely that each type of kin is seen as "family member" generally even after controlling for the women's socio-economic characteristics and familial experiences. Year of birth also shows a statistically significant positive effect for all kin types, indicating that the later a woman is born, the more likely she perceives each type of kin as unconditional family members. In other words, younger women

3) The results are almost identical when survey years are treated as dummy variables with 1993 as a reference category: all the coefficients for are positive and significant.

tend to exhibit a more inclusive perception of the family, viz. a broader common family boundary.

The effect of the level of education varies among types of kin. The positive statistically significant effects of dummy coded "lower secondary school" indicate that having a lower secondary school education, compared to being an upper secondary school graduate, increases the likelihood of perceiving wife's and husband's siblings and son and his wife as "family" generally. A junior college education, in comparison to an upper secondary school education, decreases the chance of perceiving siblings of wife and husband as "family." Having a university education decreases the likelihood of perceiving each type of kin as "family". In other words, having a higher education leads to narrower or more exclusive common family boundaries, whereas having less than an upper secondary school education leads to broader boundaries.

Employment status also affects how women perceive common family boundaries. Being a full-time employee, in comparison with being a part-time employee, has a statistically positive effect on perceiving as family members wife's parents, husband's parents and wife's siblings. Self-employment has a negative effect on including daughter and her husband and wife's parents as "family". The status of a housewife, as opposed to that of a part-time employee, has a positive effect on perceiving as family members wife's parents, wife's siblings, husband's siblings and married son.

Turning to familial experiences, the negative coefficients indicate that the greater the number of husband's siblings, the less likely married women perceive parents and siblings of both sides as common family members. Similarly, the greater the number of wife's siblings, the less likely wife's parents and siblings are perceived as common family members, but the more likely son's wife is perceived as a family member.

Having or not having children also has varying effects depending on the type of kin. Negative effects are observed for parents and siblings of both sides and married son: having a child seems to dispose one towards viewing the family of origin of both husband and wife as not part of family generally. On the other hand, having children tends to make one perceive son's wife and daughter and her husband as family members. Considered together, by having children, women tend towards not perceiving family of origin on both sides as family but perceiving children's family of choice (family of procreation) as family, with the exception of married son.

Living with husband's parents (as opposed to not living with them or "other" arrangement, including deceased) has a negative effect on perceiving as family wife's and husband's parents, husband's siblings, daughter and her husband. Living with wife's parents (i.e. the woman's own parents), on the other hand, has a positive effect on perceiving as family wife's parents but a negative effect with respect to husband's parents and siblings.

Finally, household size has negative effects on perceiving as family all types of kin except for married son, indicating that the greater a woman's household size, the less she tends to perceive these kin as family members generally.

(2) Analysis 2: Decomposition of Net Change into Cohort Replacement and Intra-cohort Changes

The graphs show the changes in the percentage of women perceiving that each type of kin as family by survey year (Figure 1), age (Figure 2) and birth cohort (Figure 3). In 1993, married son and son's wife had the highest percentages but were surpassed by wife's parents and caught up by husband's parents and married daughter. The patterns by age and birth cohort are almost the same. Older people at any survey point and also the older cohorts tend to exclude siblings, and daughter and her husband to a lesser extent, but such differences are less prominent among younger people and also those born in the later years.

The results of decomposition analyses are presented in Table 3. Model 1 decomposes the net changes into changes attributed to cohort replacement and those to individual changes. The results of logistic regression analysis with survey year and year of birth for estimating logit coefficients are shown in the upper part of Table 2. The decomposition analyses for all types of kin in both models show that the direction of change indicated by cohort replacement and individual changes are the same, confirming that either force tends toward a broader perception of the family.

The results for Model 1 show that individual changes explain more than 75% of the changes observed in the perception of whether parents, children and their spouses are unconditionally family members: 77.4% for wife's parents, 83.0% for husband's parents, 84.1% for married son, 80.5% for married daughter, 93.5% for son's wife and 84.7% for daughter's husband. On the other hand, the same analyses show that for wife's and husband's siblings, individual changes and cohort replacement contribute almost equally to the increase in the proportion of women who perceive them as family members generally.

Model 2 informs us as to whether the foregoing changes mostly explained by individual changes would remain after taking into account changes in socio-economic characteristics and familial experiences of women over this period, namely, the level of education, employment status, number of siblings of the wife, number of siblings of the husband, presence of child(ren), whether one lives with parents and household size. The results show that after these changes are being controlled for, the proportion taken up by individual changes is the greatest for husband's parents (78%), with cohort replacement contributing less than 20% (17%). For wife's parents, son and his wife, daughter and her husband, over 70% is explained by individual changes, and about quarter by cohort replacement. For siblings, there is equal contribution of both sources of changes, about 50% each.

In Model 2, the percentage of overall changes explained by individual changes and cohort replacement varies for some types of kin. The differences from Model 1 are most obvious for son's wife and married son. For son's wife, the contribution of individual changes decreases from 93.5% to 75.7% while that of cohort replacement increases from 6.6% to 23.6%. For married son, the figures are 84.1% and 69.2% for individual changes and 15.9% and 28.6% for cohort replacement. With respect to the perception of parents and siblings, the results remain almost the same for

Table 2. Logistic Regression Models of Perception of Kin as "Family Members" (Pooled Data, 1993-2013) and Changes in Mean (1993 to 2013)

Model 1	Wife's parents			Husband's parents			Wife's siblings			Husband's siblings		
	B	S.E.	Changes in mean	B	S.E.	Changes in mean	B	S.E.	Changes in mean	B	S.E.	Changes in mean
Survey year	.058***	.002	20	.044***	.002	20	.034***	.002	20	.025***	.002	20
Year of birth	.028***	.001	11.841	.015***	.001	11.812	.057***	.001	11.749	.046***	.001	11.722
Intercept	-169.9***	4.205		-118.1***	3.884		-180.3***	4.158		-141.2***	4.145	
-2 Log-Likelihood	32289.306			35053.232			32936.263			32070.879		
Cox-Snell R ²	0.074			0.038			0.141			0.090		
Nagelkerke R ²	0.104			0.052			0.190			0.125		
McFadden Pseudo R ²	0.062			0.029			0.111			0.074		
N	27584			27506			27124			27097		
Model 2	B	S.E.	Changes in mean	B	S.E.	Changes in mean	B	S.E.	Changes in mean	B	S.E.	Changes in mean
Survey year	.054***	.002	20	.042***	.002	20	.033***	.002	20	.025***	.002	20
Year of birth	.028***	.001	11.841	.016***	.001	11.812	.059***	.001	11.749	.048***	.001	11.722
Lower secondary school	.025	.042	-0.071	-.019	.041	-0.072	.211***	.045	-0.069	.240***	.046	-0.070
Specialized training college	.057	.047	0.027	.021	.044	0.028	.052	.045	0.027	-.003	.045	0.027
Junior/Technical college	.017	.038	0.054	.012	.036	0.054	-.077*	.036	0.054	-.130***	.037	0.052
Universities/Graduate school	-.116*	.048	0.040	-.162***	.045	0.041	-.202***	.046	0.038	-.341***	.047	0.039
Full-time	.161***	.045	-0.039	.086*	.042	-0.039	.105*	.042	-0.038	.048	.043	-0.037
Self-employed	-.115*	.049	-0.015	.049	.047	-0.016	-.075	.049	-0.015	-.023	.051	-0.017
Housewives/Other	.072*	.035	-0.063	.046	.033	-0.060	.124***	.034	-0.064	.104**	.035	-0.062
# of Husband's siblings	-.021*	.009	-0.645	-.054***	.009	-0.652	-.023*	.010	-0.641	-.041***	.010	-0.640
# of Wife's siblings	-.056***	.010	-0.594	.006	.009	-0.597	-.031**	.010	-0.578	.000	.011	-0.590
Presence of child(ren)	-.329***	.060	-0.008	-.256***	.054	-0.008	-.468***	.053	-0.008	-.477***	.052	-0.008
Live with wife's parents	.183**	.069	0.005	-.319***	.063	0.004	.014	.067	0.004	-.135*	.069	0.005
Live with husband's parents	-.246***	.046	-0.016	-.117**	.044	-0.015	-.029	.046	-0.015	-.137***	.048	-0.016
Household size	-.091***	.015	-0.413	-.064***	.014	-0.416	-.081***	.015	-0.416	-.049***	.015	-0.415
Intercept	-162.739***	4.486		-113.864***	4.156		-179.737***	4.477		-144.202***	4.470	
-2 Log-Likelihood	31961.63			34834.129			32619.861			31738.6		
Cox-Snell R ²	0.085			0.045			0.151			0.101		
Nagelkerke R ²	0.119			0.062			0.203			0.140		
McFadden Pseudo R ²	0.071			0.035			0.120			0.084		
N	27584			27506			27124			27097		
Model 1	Married son			Married daughter			Son's wife			Daughter's husband		
Model 1	B	S.E.	Changes in mean	B	S.E.	Changes in mean	B	S.E.	Changes in mean	B	S.E.	Changes in mean
Survey year	.038***	.002	20	.058***	.002	20	.031***	.002	20	.050***	.002	20
Year of Birth	.013***	.001	11.622	.024***	.001	11.820	.004***	.001	11.956	.015***	.001	11.933
Intercept	-100.1***	3.904		-161.739***	4.012		-70.610***	3.789		-129.724***	3.871	
-2 Log-Likelihood	33978.074			33789.671			34880.259			34619.814		
Cox-Snell R ²	0.027			0.072			0.014			0.047		
Nagelkerke R ²	0.038			0.097			0.018			0.063		
McFadden Pseudo R ²	0.021			0.055			0.010			0.035		
N	26473			26294			25931			25910		
Model 2	B	S.E.	Changes in mean	B	S.E.	Changes in mean	B	S.E.	Changes in mean	B	S.E.	Changes in mean
Survey year	.032***	.002	20	.052***	.002	20	.026***	.002	20	.046***	.002	20
Year of Birth	.023***	.001	11.622	.030***	.001	11.820	.013***	.001	11.956	.022***	.001	11.933
Lower secondary school	.136***	.042	-0.070	.031	.042	-0.072	.104*	.041	-0.075	.025	.042	-0.075
Specialized training college	-.046	.045	0.024	-.029	.045	0.026	-.071	.043	0.027	-.036	.044	0.028
Junior/Technical college	-.066	.036	0.054	-.041	.036	0.056	-.043	.035	0.057	-.034	.035	0.057
Universities/Graduate school	-.198***	.045	0.041	-.111*	.046	0.043	-.275***	.044	0.044	-.207***	.044	0.044
Full-time	.014	.009	-0.040	.019	.042	-0.037	.066	.041	-0.036	.029	.041	-0.036
Self employed	.017	.010	-0.016	-.136**	.048	-0.016	.000	.047	-0.016	-.113*	.047	-0.016
Housewives	.244***	.054	-0.061	-.007	.034	-0.062	-.003	.033	-0.064	-.007	.033	-0.064
# of Husband's siblings	-.047	.064	-0.638	-.001	.009	-0.635	.011	.009	-0.652	.003	.009	-0.637
# of Wife's siblings	-.033	.045	-0.580	-.002	.010	-0.599	.023*	.010	-0.599	.008	.010	-0.600
Presence of child(ren)	-.136***	.015	-0.003	.189***	.054	-0.002	.179***	.053	-0.003	.108*	.053	-0.003
Live with wife's parents	.059	.042	0.003	-.086	.065	0.003	.057	.064	0.004	.005	.064	0.003
Live with husband's parents	-.034	.048	-0.017	-.218***	.045	-0.016	.021	.044	-0.016	-.160***	.045	-0.015
Household size	-.017	0.034	-0.419	-.0115***	0.015	-0.408	-.0130***	0.014	-0.406	-.0108***	0.014	-0.402
Intercept	-107.152***	4.202017936		-163.822***	4.303816199		-77.593***	4.081		-133.011***	4.159	
-2 Log-Likelihood	33778.007			33580.220			34693.456			34440.598		
Cox-Snell R ²	0.035			0.080			0.021			0.054		
Nagelkerke R ²	0.048			0.107			0.028			0.072		
McFadden Pseudo R ²	0.027			0.061			0.015			0.040		
N	26473			26294			25931			25910		

***: p<0.001 **: p<0.01 *: p<0.05

Note: Reference categories are "Upper secondary school" for education, "Part-time" for employment status, "no children" for parental status, "not living with any of her parents/deceased" for whether or not one lives with her parent(s), and "not living with any of the husband's parents/deceased" for whether or not one lives with her husband's parent(s).

Figure 1. Percentage Perceiving Each Kin as "Family Member", by Survey Year

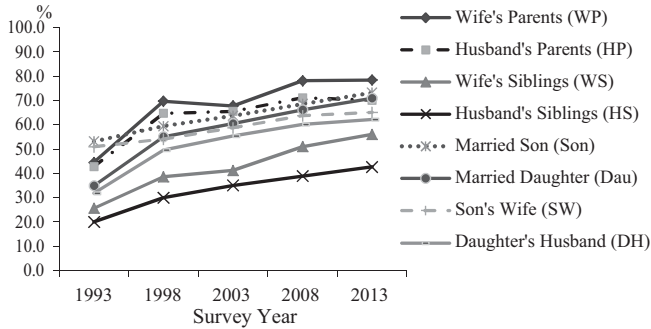


Figure 2. Percentage Perceiving Each Kin as "Family Member", by Age (Pooled Data, 1993-2013)

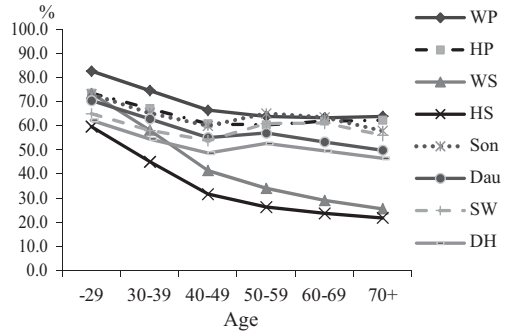
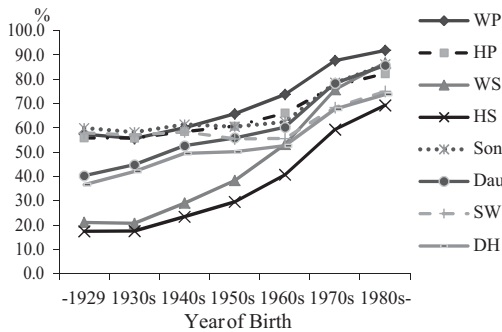


Figure 3. Percentage Perceiving Each Kin as "Family Member", by Year of Birth (Pooled Data, 1993-2013)



* % for Figure 1: See Table 1 (Dependent Variables)

* % for Figure 2:	WP	HP	WS	HS	Son	Dau	SW	DH
-29	82.7	73.6	73.4	59.7	73.1	70.5	65.0	62.3
30s	74.6	67.1	58.2	45.2	65.3	62.9	58.1	54.5
40s	66.4	60.8	41.5	31.7	59.9	55.1	53.9	48.7
50s	63.9	60.4	34.1	26.4	65.1	57.0	60.9	52.7
60s	63.3	62.0	29.1	23.7	63.5	53.3	61.1	49.6
70s	63.9	62.3	25.6	21.8	57.9	49.9	56.1	46.5

* % for Figure 3:

* % for Figure 3:	WP	HP	WS	HS	Son	Dau	SW	DH
-1929	57.5	55.9	21.1	17.4	59.9	40.4	57.9	36.6
1930s	55.6	55.8	20.7	17.6	58.2	44.8	57.1	42.1
1940s	60.0	58.5	29.1	23.5	61.4	52.7	58.4	49.5
1950s	65.8	60.7	38.3	29.6	60.5	55.9	55.5	50.2
1960s	73.8	66.1	53.2	40.7	62.5	60.2	55.6	52.7
1970s	87.7	77.4	75.8	59.4	78.6	78.4	68.4	67.7
1980s	91.9	82.4	86.8	69.3	86.1	85.7	75.0	73.8

Models 1 and 2, with individual changes explaining more than three quarters of the net change with respect to wife's and husband's parents and half of the net change for siblings of both sides.

Some results on the contribution of control factors are worth mentioning, despite that such an analysis is not the focus of the paper. The contribution of these factors is minuscule in terms of relative proportion, affirming that most of the over-time changes can be attributed to individual changes, and also to a lesser extent to cohort replacement. Thus said, household size, number of siblings, education level and employment status are both statistically significant and make greater than 1% contribution in magnitude on the perception of some types of kin. Decrease in household size from 1993 to 2013 contributes to the increase in the percentage perceiving as family parents and siblings of wife and husband, daughter and her husband and son's wife; the percentage is highest at 7.8% for son's wife, followed by daughter's husband 3.6% and married daughter 3.2%. Decrease in the number of husband's siblings on the average contributes to the increase in percentage perceiving husband's parent and siblings generally as family members, contributing 3.3% to the net increase observed in perception of husband's parents and 2.5% to that of husband's

Table 3. Decomposition of Changes between 1993 and 2013 in the Perception of Kin as "Family Member"

	Wife's parents		Husband's parents		Wife's siblings		Husband's siblings	
	Logit Change	% of Change Explained	Logit Change	% of Change Explained	Logit Change	% of Change Explained	Logit Change	% of Change Explained
Model 1								
Individual Changes	1.151 ***	77.42	0.884 ***	82.95	0.678 ***	50.17	0.505 ***	48.38
Cohort Replacement	0.336 ***	22.58	0.182 ***	17.05	0.674 ***	49.83	0.539 ***	51.62
Total Change	1.487		1.066		1.352		1.044	
Model 2								
Individual Changes	1.087 ***	72.35	0.839 ***	77.97	0.650 ***	47.23	0.504 ***	47.02
Cohort Replacement	0.336 ***	22.38	0.187 ***	17.39	0.692 ***	50.27	0.562 ***	52.36
<i>% IC / (IC+CR)</i>		76.38		81.77		48.44		47.31
Lower secondary school	-0.002	-0.12	0.001	0.13	-0.015 ***	-1.06	-0.017 ***	-1.57
Specialized training college	0.002	0.10	0.001	0.06	0.001	0.10	0.000	-0.01
Junior/Technical college	0.001	0.06	0.001	0.06	-0.004 *	-0.30	-0.007 ***	-0.63
Universities/Graduate school	-0.005 *	-0.31	-0.007 ***	-0.61	-0.008 ***	-0.56	-0.013 ***	-1.25
Full-time	-0.006 ***	-0.42	-0.003 *	-0.31	-0.004 *	-0.29	-0.002	-0.17
Self-employed	0.002 *	0.12	-0.001	-0.07	0.001	0.08	0.000	0.04
Housewives	-0.005 *	-0.30	-0.003	-0.26	-0.008 ***	-0.58	-0.006 **	-0.60
# of Husband's siblings	0.014 *	0.91	0.035 ***	3.26	0.015 *	1.06	0.026 ***	2.45
# of Wife's siblings	0.033 ***	2.21	-0.004	-0.34	0.018 **	1.29	0.000	-0.02
Presence of child(ren)	0.003 ***	0.18	0.002 ***	0.20	0.004 ***	0.27	0.004 ***	0.33
Live with wife's parents	0.001 **	0.06	-0.001 ***	-0.12	0.000	0.00	-0.001 *	-0.06
Live with husband's parents	0.004 ***	0.26	0.002 **	0.16	0.000	0.03	0.002 ***	0.20
Household size	0.038 ***	2.52	0.027 ***	2.48	0.034 ***	2.45	0.020 ***	1.90
Total change	1.503		1.077		1.376		1.073	
Change in dependent variable, 1993 to 2013	0.347		0.280		0.308		0.232	
	Married son		Married daughter		Son's wife		Daughter's husband	
	Logit Change	% of Change Explained	Logit Change	% of Change Explained	Logit Change	% of Change Explained	Logit Change	% of Change Explained
Model 1								
Individual Changes	0.749 ***	84.07	1.161 ***	80.52	0.621 ***	93.45	1.006 ***	84.70
Cohort Replacement	0.142 ***	15.93	0.281 ***	19.48	0.044 ***	6.55	0.182 ***	15.30
Total Change	0.891		1.442		0.664		1.188	
Model 2								
Individual Changes	0.636 ***	69.23	1.050 ***	72.31	0.517 ***	75.74	0.910 ***	76.23
Cohort Replacement	0.263 ***	28.64	0.359 ***	24.71	0.161 ***	23.60	0.258 ***	21.58
<i>% IC / (IC+CR)</i>		70.74		74.53		76.24		77.94
Lower secondary school	-0.010 ***	-1.05	-0.002	-0.16	-0.008 *	-1.15	-0.002	-0.15
Specialized training college	-0.001	-0.12	-0.001	-0.05	-0.002	-0.27	-0.001	-0.08
Junior/Technical college	-0.004	-0.39	-0.002	-0.16	-0.002	-0.36	-0.002	-0.16
Universities/Graduate school	-0.008 ***	-0.89	-0.005 *	-0.33	-0.012 ***	-1.79	-0.009 ***	-0.77
Full-time	-0.001	-0.06	-0.001	-0.05	-0.002	-0.35	-0.001	-0.09
Self-employed	0.000	-0.03	0.002 **	0.15	0.000	0.00	0.002 *	0.15
Housewives	-0.015 ***	-1.62	0.000	0.03	0.000	0.03	0.000	0.04
# of Husband's siblings	0.030	3.30	0.000	0.03	-0.007	-1.06	-0.002	-0.17
# of Wife's siblings	0.019	2.06	0.001	0.07	-0.014 *	-2.03	-0.005	-0.39
Presence of child(ren)	0.000 ***	0.04	0.000 ***	-0.03	-0.001 ***	-0.09	0.000 *	-0.02
Live with wife's parents	0.000	0.02	0.000	-0.02	0.000	0.04	0.000	0.00
Live with husband's parents	0.001	0.06	0.004 ***	0.24	0.000	-0.05	0.002 ***	0.21
Household size	0.007	0.79	0.047 ***	3.24	0.053 ***	7.75	0.044 ***	3.64
Total change	0.918		1.452		0.683		1.194	
Change in dependent variable, 1993 to 2013	0.212		0.367		0.367		0.310	

***: p<0.001 **: p<0.01 *: p<0.05

Note: Reference categories are "Upper secondary school" for education, "Part-time" for employment status, "no children" for parental status, "not living with any of her parents/deceased" for whether or not one lives with her parent(s), and "not living with any of the husband's parents/deceased" for whether or not one lives with her husband's parent(s).

siblings. Decrease in the percentage of housewives on the aggregate level over time contributes to the reduction of the proportion considering married son as a family member by 1.6%. This means that if not for the decrease in the proportion of housewives on the aggregate level, the overtime increase observed in the percentage perceiving married son as "family" would have been even greater. Aggregate increase in university-educated women lowers the percentage considering husband's sibling as family by 1.3% and son's wife by 1.8%.

V. Discussion

The first analysis shows that there is significant amount of variation among socioeconomic and family experiences variables in their effects on diverse types of kin, but some patterns can be discerned and perhaps readily explained as well. A higher education, as noted above, generally leads to a more exclusive perception of family boundary generally. Full-time employment and housewife status both dispose one to be more inclusive and self-employment less so. Having children disposes one to exclude family of origin but include children's family of choice as family. Living with her own parents makes one more inclined to see wife's parents but not husband's parents or siblings as family, but living with husband's parents does not have the same parallel effect. The bigger the household size, the less she sees kin as family members except for married son. In most cases, patterns are similar between son and son's wife, and also between daughter and daughter's husband (see also Nishioka and Saito 1996).

It is difficult to identify consistent mechanisms to explain these patterns, or perhaps, different mechanisms are at work, depending on the types of kin, or there might even be multiple mechanisms that at times contradict one another.

Mechanisms might be ideational or experiential. For the former, as has been explored in extant studies, the idea of married son being perceived as unconditional family indicates a patrilineal view of the family. Experiences arguably call forth more intricate mechanisms.

One mechanism might be the experience or expectations of kinwork. The more a married woman relies on kin or is involved in kinwork, as indicated by perhaps full-time employment as well as housewife status, living with her parents, and having children, the more likely she is inclusive in her perception of kin as family or at least inclusive of those she is apparently in close contact with. Consistent with this hypothesis is that finding that being self-employed, which includes women working in family-owned business, leads to not recognizing women's side of the family, namely, wife's parents and daughter and her husband, which might be a reflection of her own environment and experiences. This hypothesis obviously does not explain all the patterns noted here, most noticeably the effects of higher educational attainment and household size, but it does prompt further research on the mechanisms linking one's experiences with one's perception of common family boundaries.

Network might be another environmental mechanism at work. The higher educational attainment which leads to including fewer types of kin in their perception of common family could partly be because of more diverse and wider social network outside kinship that comes with education. Since the relationship is observed not only for son and his wife but for all other types of kin, it indicates more than the rejection of patrilineal view; it could indicate an way of thinking that does not automatically associate kin with "family". On the other hand, a full-time employment status tends one towards seeing parents and own siblings might be the reflection of actual interaction.

The foregoing interpretation can be seen as consistent with the findings from Analysis 2. The significance here lies in the finding that for the majority of kin types, it is not the replacement of ideas of the older cohorts by those held by the younger cohorts through a simple turnover, but more than that, people's ideas actually changed over this period. This confirms that the ways in which people perceive the common family change at the individual level. However, there is a caveat here. The perception of siblings departs from this pattern in that cohort replacement has a part to play in accounting for the change: the change in perception of siblings as family is accounted by both individual changes and cohort replacement equally. The actual place of siblings in familial and social interactions might have changed through the years and it is worth exploring it separately in future analysis. Generally, the overall patterns notwithstanding, the differences in perceptions of different types of kin suggest that it is fruitful to allow for different mechanisms connecting individual and social contexts to family boundary.

VI. Conclusion

The present paper examined married women's perception of what is family generally, focusing specifically on which kin is included as family members. Women's level of education and employment status, as well as familial experiences, were related to such perception, controlling for respective factors. In addition, the analyses of over-time change revealed that individual changes contributed to the changes in perception more than cohort replacement did, even after controlling for the changes in women's socio-economic characteristics and familial experiences.

The current research points to areas for further analysis. Isolated factors that have not been incorporated into the current analysis can be explored. Taking the cues from extant research, a further study can examine the over-time pattern in the relationship between the perception of common family boundary and other familial attitudes (as described as norms by Nishino) (see also Kamano 2014). Other individual level factors can also be explored in greater detail, such as the changes in one's living arrangement and how they might be associated with perception of common family boundary.

More systematically and perhaps theoretically grounded, some hypotheses have been suggested above that aim at identifying mechanisms connecting individual level characteristics and

experiences to perception of family boundary, including the amount of kinwork one is expected and engages in, the breadth and diversity of one's social network. At the same time, the findings pertaining to over-time pattern, after controlling for these individual level characteristics and experiences, point to the exploration of an interface between societal changes and individual perception via individual exposure to such societal changes. Discussion of "intimate circles", alternative family forms, changes in policies concerning family, and so on, at the societal or even legal level, are factors that have not been captured in the current analysis but which might well have an effect on an individual's life and how she sees family generally.

Another direction in which one can pursue further research is to explore and map more systematically the differences and similarities among kin type perceived as family or not as family. Indeed, the very construction of these questions, listing separately married son and married daughter, and son's wife and daughter's husband, is embedded in the research interest of family sociologists, which is to examine the family boundary in relation to the *ie* system and ideas based on that system, which in turn is built upon hierarchy of gender, age (and birth order) and generation (Nonoyama 2007). A more systematic analysis can be undertaken by focusing on women's side and men's side of kin categories and its connection to *ie* ideology, as well as how the patterns change over time.⁴⁾

While the current analysis and the future research envisioned both focus on "family boundary", it is important to note that the analysis should not be confined in differentiating among kin, viz. categories of people more or less considered as family or at least a larger familiar group. Indeed, the inclusion of non-marital and non-blood related groups (see footnote 3) in future over-time data collection would enrich our understanding not only of familial boundary but also more generally, and importantly, the pattern of social interactions, expectations and even intimacy, that could affect the effectiveness of social policies, particularly in relation to care work and community development.

References

[Japanese]

Fujimi, J. and Nishino, M. (2004) "Shinzoku to Kazoku Ninchi", in Watanabe, H., Inaba, A. and Shimazaki N. (eds.)

Gendai Kazoku no Kouzou to Henyou, Tokyo, University of Tokyo Press.

Institute of Statistical Mathematics. (2014) Nihonjin no Kokuminsei Kenkyu Shukeikekka,

http://www.ism.ac.jp/kokuminsei/table/data/html/ss2/2_7/2_7_all.htm.

4) The *ie* ideology differentiates between son and daughter. Civil Law Article 750 requires each couple to choose either his or her surname upon submitting marriage registration paper, and 98% of marrying couples choose that of husband's, who is in turn the head of *koseki* (see Chapman and Krogness 2014 for details of *koseki* system). Differentiating sons, or to be precise oldest son, from daughters, indicates that the idea of lineal linkage is important, on the basis of which relationships and expectations are formed, such as the responsibility of oldest son for the family.

- Kamano, S. (2011) "Kikon Josei no Teigi suru 'Kazoku': Naniga ari Naniga nasare Darega Fukumarerunoka", *Jinko Mondai Kenkyu*, Vol. 67, No. 1, pp. 59-87.
- Kamano, S. (2013) "1990 nendai ikou no Kekkon/Kazoku/Jendaa ni kansuru Josei no Ishiki no Hensen: Naniga Kawatte Naniga Kawaranai noka", *Jinko Mondai Kenkyu*, Vol. 69, No. 1, pp. 3-41.
- Kamano, S. (2014) "Changes in Family Forms in Japan: Analyses of Subjective Definitions", *XVIII ISA World Congress of Sociology*, July 19, Yokohama, Pacifico Yokoyama.
- Nagayama, A. and Ishihara, K. (1990) "Kazokuin toshite Ishiki suru Hani: Kyojuu Keitai tono Kankei kara", *Kazoku Kenkyu Nenpou*, No. 16, pp. 65-79.
- National Institute of Population and Social Security Research. (2015) *Daigokai Zenoku Katei Doukou Chousa 2013*, Survey Series, No. 33.
- National Institute of Population and Social Security Research. (2016) *Daigokai Zenoku Katei Doukou Chousa no Chousahyou no Jigohyouka notameno Guruupu Intabyu Jisshihoukokusho* (unpublished report).
- Nishino, M. (2000) "Kazoku no Ninchi ni Kansuru Tansakuteki Kenkyu", *Kazoku Kenkyu Nenpou*, No. 25, pp. 43-56.
- Nishioka, H. and Saito, Y. (1996) "Kazoku towa Nanika: Yuuhaiguujoshi kara Mita Kazoku Ninshiki no Hani", *Kazoku Kenkyu Nenpo*, No. 21, pp. 28-42.
- Nonoyama, H. (2007) *Gendai Kazoku no Paradaimu Kakushin: Chokkeisei Kazoku/Fuufusei Kazoku kara Gouisei Kazoku he*, Tokyo, University of Tokyo Press.
- Yamada, M. (1994) *Kindai Kazoku no Yukue*, Tokyo, Shincho-sha.

[English]

- Brooks, C. and Bolzendahl, C. (2004) "The Transformation of US Gender Role Attitudes: Cohort Replacement, Social-Structural Change, and Ideological Learning", *Social Science Research*, Vol. 33, pp. 106-133.
- Chapman, D. and Krogness, K.J. (eds.) (2014) *Japan's Household Registration System and Citizenship: Koseki, Identification and Documentation*, London, Routledge.
- Dorius, S. F. and Alwin, D. F. (2010) "The Global Development of Egalitarian Beliefs: A Decomposition of Trends in the Nature and Structure of Gender Ideology", *Population Studies Center Research Report 10-723*, Michigan: Population Studies Center, University of Michigan, Institute for Social Research.
- Firebaugh, G. (1992) "Where does Social Change Come from?: Estimating the Relative Contributions of Individual Change and Population Turnover", *Population Research and Policy Review*, Vol. 11, pp. 1-20.
- Firebaugh, G. (1997) *Analyzing Repeated Surveys*, Thousand Oaks: Sage.
- Lee, K. S., Tufiş, P. A. and Alwin, D. F. (2008) "Gender in the 90s: Change in Beliefs about Gender in the U.S.", Paper presented at the *Population Association of America Annual Meeting*, New Orleans, LA.
- Powell, B., Bolzendahl, C., Geist, C. and Steelman, L.C. (2010) *Counted Out: Same-Sex Relations and Americans' Definition of Family*, New York, Russell Sage Foundation.

有配偶女性の捉える一般的な「家族」の範囲—規定要因の分析と経年変化の要因分解

釜野さおり

本稿では、「全国家庭動向調査」の第1回（1993年）から第5回（2013年）のデータを用いて、有配偶女性の捉える一般的な家族の範囲について分析した。妻の親、夫の親、妻のきょうだい、夫のきょうだい、結婚している息子、結婚している娘、息子の妻、娘の夫の8親族を取り上げ、一般的に家族の一員だと思うかの問いに「同居・別居に関わらず家族である」と回答した場合、それぞれを「家族員」と認識しているとみなした。5回分の調査データをプールし、それぞれの親族が一般的に「家族員」と認識されるか否かを被説明変数とし、学歴、就業形態、夫のきょうだい数、妻のきょうだい数、子どもの有無、夫の親と同居の有無、妻の親と同居の有無、世帯規模を説明変数、調査年と出生年をコントロール変数としたロジスティック回帰分析を行った。その結果、大学卒であることと世帯規模が大きいことは、ほぼすべての親族に対する家族員認識の割合を低め、フルタイム勤務であることは夫の親と妻の親きょうだいに対して、専業主婦であることは妻の親、妻と夫のきょうだい、息子に対しての家族員認識割合を高め、自営であることは、妻の親と娘とその夫の家族員認識割合を低めることがわかった。また、子どもがいると、娘とその夫、息子の妻に対する家族員認識の割合は高まるが、両サイドの親きょうだいと息子に対しては低まる、夫の親との同居は両サイドの親と夫のきょうだい、娘とその夫に対する家族員認識割合を低めることが示された。

次に、一般的に「家族員」と捉えられている、と認識する割合はどの親族についても近年になるほど高くなっているが、その変化についてロジスティック回帰要因分解を行い、個人変化（時代効果）が占める部分とコーホート交代が占める部分とに分解した。上記の規定要因の分析で用いた変数をコントロールした上で、個人変化とコーホート交代の占める割合を算出したモデル2の分解結果によると、妻・夫のきょうだいでは、個人変化とコーホート交代の占める割合がほぼ半々であったが、それ以外の親族では、個人変化が7割台、コーホート交代が4分の1程度を占めていた。つまりきょうだいの家族員認識は、きょうだいを家族員とみなさない考えをもつ上の世代が、経年によってきょうだいを家族員とみなす下の世代に入れ替わったことと、同世代の中での考え方の変化が、ほぼ同じ程度、全体の変化に寄与している。一方で、きょうだい以外の親族については、家族の捉え方の異なる世代間が入れ替わったためよりも、時代の風潮や家族関係の変化を含む様々な要因によって人びとの家族の認識が変化してきたためにみられる変化である、といえる。

規定要因に関する結果からは、男性側の親族を家族とみなす考え方や、実際の親族との接触やケア関係の実態と期待が家族員の認識に関連している可能性を指摘した。今後は、経年変化とそのメカニズムにも念頭をおきながら、家族員認識と親族との接触やケア関係の実態との関連性も含めた、緻密な分析を行っていく必要がある。

特集：『第5回全国家庭動向調査（2013年）』の個票データを
利用した実証的研究（その2）

東京大都市圏に居住する夫婦の最終的な子ども数は なぜ少ないのか

—第4回・第5回全国家庭動向調査を用いた人口学的検討—

山内 昌和

東京大都市圏（埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県）の出生率はそれ以外の地域（非東京大都市圏とする）に比べて低い。その背景に結婚行動の地域差があることはよく知られているが、夫婦の出生行動の地域差についてはこれまで十分に検討されてこなかった。そこで本稿では、最近の研究で東京大都市圏の夫婦の最終的な子ども数（調査時点の年齢が45歳以上かつ本人初婚の有配偶女性の子どもの数）が非東京大都市圏より少ないことが明らかになったことを踏まえ、両地域における夫婦の最終的な子ども数を規定する人口学的なメカニズムについて検討した。

分析では第4回と第5回の全国家庭動向調査の個票データを利用し、調査時点の子ども数が夫婦の最終的な子ども数であると考えられる1948-62年出生コーホートを対象として、まず平均子ども数および子ども数の分布の地域差を検討した。次に、若い世代で出生行動に変化がみられるのかどうかを明らかにするために、1948-62年出生コーホートと調査時点で再生産年齢にある1963-1977年出生コーホートの出生タイミングを地域ごとに比較した。

分析の結果、以下の3点が明らかになった。第1に、出生コーホートや学歴、結婚年齢で表される構成効果による影響を統制しても、東京大都市圏に特有の要因である文脈効果の影響が確認された。具体的には、出生コーホート等の条件が同じ場合、東京大都市圏の平均子ども数は非東京大都市圏より約0.2人少なく、特に第3子の出生が起りにくくなっていた。第2に、平均子ども数や子ども数の分布については、東京大都市圏と非東京大都市圏のいずれにおいても結婚年齢による影響が強くみられ、結婚年齢が上がると平均子ども数は少なくなり、子ども数0や1の割合が高くなっていた。第3に、1963-1977年出生コーホートの第1子や第2子の出生が起りにくくなっていること、またこの傾向は東京大都市圏と非東京大都市圏に共通してみられることが分かった。このことは、調査時点で再生産年齢にある若い出生コーホートにおいて、夫婦の最終的な子ども数の地域差が保たれたまま、晩婚化と相まって両地域ともに夫婦の最終的な子ども数が減少していることを示すものである。

I. はじめに

2010年代に入り、日本の人口減少が明確なものとなっている。厚生労働省の「人口動態調査」によると2007年以降、自然増減数はマイナス幅が拡大基調で推移し、総務省統計局の「人口推計」では2010年以降、総人口は一貫して減少している。このような状況をもたらした最大の人口学的要因は出生であり、より直接的には1970年代半ばから続く低出生率

ということになる。

出生が人口変化に及ぼす影響については、地域別にも確認することができる。山内ほか(2016)は、日本を大都市地域と非大都市地域等に区分した上で、1950年以降の人口動態の変化と人口規模や構造の変化との関係について検討した。その結果、日本では1950年代に起きた急激な出生率低下と1970年代半ば以降の恒常的な低出生率によって人口構造の高齢化が各地域で進行してきたこと、さらに2000年代に入ると非大都市地域では自然減少が社会減少を上回るようになり、大都市地域でも自然増加から自然減少へ転じようとしていたことが明らかになった。

このように出生は、全国はもとより地域の人口にも大きな影響を及ぼす。従って、地域別の出生に関する検討は、地域のみならず日本全体の人口の見通しを得る上からも必要な課題であるといえる。

ところで、世界的にみても低水準である日本の出生率には地域差¹⁾が存在する。この出生率の地域差は、少なくとも1980年代以降、東京都のような大都市地域では低く非大都市地域では高いという地理的パターンとして表れており、これが結婚行動の地域差と関連していることが指摘されてきた(例えば、Nakagawa 2003, 濱 2003)。すなわち、結婚年齢が高く、女性人口に占める未婚割合も高い大都市地域の方が、出生率は低い傾向がみられるのである。

一方、同じく出生率を規定する夫婦の出生行動の地域差については、例えば夫婦の最終的な子ども数に地域差があるのかどうかといった観点から検討することが可能であるが、これに関するまとまった知見はこれまでのところ得られていない。ただし、沖縄県と東京大都市圏(本稿では埼玉県・千葉県・東京都・神奈川県から成る地域のことをいう)に限っては、前者では夫婦の最終的な子ども数が全国より多いこと、後者では逆の状況にあることが知られている(大谷 1990, Nishioka 1994, 佐々井 2007, 山内 2015)。このうち本稿が関心を寄せる東京大都市圏の場合、夫婦の最終的な子ども数に相当する45~54歳の有配偶女性の平均子ども数は1.8~2.0人程度であり、非東京大都市圏に比べて0.2人程度少ない(山内 2015)。なぜ東京大都市圏の夫婦の最終的な子ども数は少ないのだろうか。

本稿は、第4回と第5回の全国家庭動向調査の個票データを用いて、東京大都市圏と非東京大都市圏における夫婦の最終的な子ども数を規定する人口学的なメカニズムを検討するものである。以下、Ⅱ章で既存研究を整理し、Ⅲ章で分析に用いるデータと方法についてまとめる。分析結果を示すⅣ章では、調査時点の子ども数が夫婦の最終的な子ども数であると考えられる出生コーホートを対象として、最初に平均子ども数、次いで子ども数の分布について検討する。その上で、それら出生コーホートと調査時点で再生産年齢にある出生コーホートの出生行動の差異に関する分析結果を示す。Ⅴ章では、東京大都市圏と非東京大都市圏における夫婦の最終的な子ども数を規定する人口学的なメカニズムについて考察する。Ⅵ章では全体をまとめ、今後の課題を示す。

なお、あらかじめ本稿で用いる指標について説明しておく。本稿では、夫婦の最終的な

1) 本稿でいう地域差は、原則として、一国を構成する複数の地域の間での差のことである。

子ども数を表す指標として、調査時点の年齢が45歳以上の有配偶女性（本人初婚）の子ども数を用いる。この指標を用いる理由として、45歳以上での出生が極めて少ないこと、簡便な定義であることが挙げられる。夫婦の最終的な子ども数を表す指標としては、この他に完結出生児数、すなわち夫婦とも初婚で結婚から15～19年経過した50歳未満の女性の子ども数がある（高橋 2010）²⁾。この指標は広く知られているが、30歳代後半以降に結婚した有配偶女性の情報は含まれないことから、本稿では採用しなかった。

II. 既存研究

1. マクロデータを用いた研究

人口転換の過程で生じた出生率の低下に伴い、出生率の地域差も縮小していった（例えば、Coal and Watkins 1986, Tsubouchi 1970）。出生率等の指標で表される出生の地域差はいずれ消失すると考えられたこともあり、人口転換後の社会を対象とした出生の地域差に対する研究関心は高いものではなかった（Boyle 2003, Kulu et al. 2007, Balbo et al. 2013）。

しかし、現在に至るまで出生の地域差は依然として存在しており、人々の出生行動は人口転換を経た後の社会においてもなお多様であると考えられる。このため出生率の地域差それ自体への関心のみならず、その背景にある社会経済的、文化的な要因についての関心もみられる。マクロデータを用いた研究では、データが得られやすいという利点を活かし、出生率の地域差を網羅的に観察したものが多く、一般に出生率は大都市地域で低く非都市的地域で高いこと、さらに大都市地域内部では都心で低く郊外で高いことが知られている。欧州の例では、西ドイツの出生率の地域差と人口構造等との関係を検討した Hank (2001)、オランダの出生率の地域差と信仰との関係を検討した Sobotka and Adigüzel (2002)、トルコの出生率の地域差と社会経済指標との関係を検討し、民族構成の違いの影響についても考察した Işik and Pinarcioglu (2006)、チェコの出生率の地域差と年齢構造や教育との関係を検討した Vobecká and Piguet (2012) 等がある。日本の例では、都道府県別出生率の地域差と賃金や意識、余暇時間などとの関係を検討した国土庁計画・調整局編 (1998)、東京大都市圏内の市区町村別出生率の地域差と人口移動や女性の就業、保育サービスなどとの関係を検討した田中 (2009)、地域によって出生率と地域の産業や就業、世帯構造、保育サービスとの関係が異なることを示した鎌田・岩澤 (2009) 等がある。またこの他、主に経済学分野では、女性の就業や賃金、保育サービス、児童手当等と出生率の地域差との関係が検討されてきた（小椋・ディクール 1992, 北村・宮崎 2005, 堤 2011 等）。

これらの研究は出生率の地域差を俯瞰し、それと関連のある指標を明らかにしたもので

2) 完結出生児数は出生動向基本調査のデータ利用を前提として作成された指標である。なお、出生動向基本調査は国立社会保障・人口問題研究所が5年に1度実施する反復横断調査であり、本稿作成時点で公表されている最新の結果は2010年に実施された第14回調査のものである。

ある。その成果は将来人口推計の出生率仮定の作成や、出生行動の規定要因についての示唆を得る上では極めて有用である。ただし、こうしたマクロデータを用いた研究には限界もある。それは鎌田（2013）も指摘するように、生態学的誤謬（ecological fallacy）と関わっている。生態学的誤謬とは、集計データで観察された変数間の関係性をそのまま個人レベルの因果関係として解釈してしまう誤りのことである。すなわち、マクロデータを用いた研究で出生率の地域差と相関の高い指標を特定することは可能であるが、そのようにして特定された指標と個人の出生行動との関係性は自明ではないのである。従って、人々の出生行動が地域によって異なるのかどうか、異なるとすればそこにはどのようなメカニズムが作用しているのかを明らかにするためには、マイクロデータを用いた研究が不可欠なのである。

2. ミクロデータを用いた研究

人口転換後の社会における出生の地域差についてマイクロデータを用いて検討されるようになったのは、利用可能なデータが十分でなかったこともあって、比較的最近のことである。その多くは欧州を対象とした研究である（Hank 2002, Kulu et al. 2007, Kulu and Boyle 2009, Kulu et al. 2009, Kertzner et al. 2009, Kulu 2013, Kulu and Washbrook 2014, Fiori et al. 2014等）。これらの研究は、対象とする国や分析に使用する指標等に違いはみられるものの、その理論仮説や分析方法は概ね共通したものとなっている。すなわちいずれも、出生行動の地域差が、地域によって異なる人口構造に起因するばかりでなく、人々が地域に埋め込まれた存在であるが故に生じているとの理論仮説に基づき、年齢や配偶関係、学歴などで表される構成効果（compositional effect）の影響を統制した上で、第1子や第2子等の出生タイミングに対して地域固有の効果である文脈効果（contextual effect）の影響が認められるのかどうかといった分析を行っているのである³⁾。

以下、Kulu and Boyle（2009）をその一例として紹介する。これは、フィンランドの長期にわたる出生登録の個票からランダムサンプリングされたデータを利用して、有配偶女性⁴⁾の第1子、第2子、第3子の出生タイミングを分析したものである。同研究では、文脈効果を表す指標として5つに類型化した地域が用いられている。具体的には、首都中心部、首都郊外、首都以外の都市中心部、首都以外の都市郊外、農村地域である。さらに、これらには文脈効果を異にする他地域から移動してきた者と当該地域に居住し続けている者がいるとして、上記5つの地域類型に人口移動の情報を加味した9種類の地域を用いた分析も行った。その結果、構成効果の影響を統制すると文脈効果の影響は小さくなるが失われるわけではないこと、都心から郊外へ移動した女性の方が従来から郊外に居住し続けていた女性に比べて出生が起りやすいことが確認された。

3) ここでいう構成効果とは、学歴や職業といった社会構造に由来する効果のことであるのに対し、文脈効果とは、地域特有の価値意識や地域内での人間関係、各種制度や機会といった地理的環境に由来する効果のことである（Johnston 2009）。

4) 配偶者との間に法的な意味での婚姻関係があるかどうかは問わない。

Kulu and Boyle (2009) で確認された文脈効果は、Hank (2002) を除き、他の研究でも基本的に認められている。従って、マクロデータで確認される出生率の地域差の背景には、人口構造の違いに加えて、地域によって異なる人々の出生行動があるといえよう。ただし、これらの研究では原則としてサンプル調査のデータに基づき分析を行っているため、文脈効果の指標として用いられた地域は限られたものとなる。上記の研究の中では Kulu and Boyle (2009) のように集落の人口規模を基準として地域を 5 つ程度に類型化する例が一般的であるが、イタリアを対象とした Kertzer et al. (2009) のように、地理的なまとまりに配慮して国内を北東部、北西部、中部、南部の 4 つに区分したものもある。また、分析に用いられた全ての地域に文脈効果が認められるわけではない点にも注意が必要である。

他方、日本を対象とした研究には大谷 (1990)、Nishioka (1994)、佐々井 (2007)、鎌田 (2013) がある。これらで採用された理論仮説は、明示的かどうかは別として、先述の欧州の研究とほぼ同様のものであると考えられるが、その分析方法はやや異なる。

このうち大谷 (1990) と佐々井 (2007) は出生タイミングではなく子ども数に関する分析を行っているが、両研究には類似点が多いため、ここでは佐々井 (2007) について言及する。同研究は出生動向基本調査のデータを利用し、結婚年齢や就業状態、学歴、親との同居などの影響を統制した上で、完結出生児数、結婚持続期間 0-4 年の有配偶女性の出生の有無および結婚持続期間 5-14 年の有配偶女性の子ども数が地域 (全国を 9 つに分けた地域ブロック) によって異なるのかどうかについて検討した。その結果によれば、文脈効果に相当する地域の効果は明瞭なものとはいえなかった。ただし、有配偶女性の就業の有無と子ども数の関係は地域によって異なるなど、子ども数や出生の有無を規定する要因に地域差がある可能性を指摘した。

一方鎌田 (2013) は、有配偶女性の第 2 子出生タイミングについて分析を行っている。同研究は、出生動向基本調査のデータを利用し、マルチレベルモデルを用いて第 2 子出生タイミングに対する地域の影響と地域の環境変数の影響とを同時に検討したものである。ここでいう地域の環境変数とは、女性の働きやすさと子育て環境を地域別 (全国を 9 つに分けた地域ブロック別と都道府県別) に評価した指標である。分析の結果、第 2 子出生タイミングに対する地域の影響は、無視できないものではありながら、影響の大きさという点では弱いこと、第 1 子出生年齢や女性の就業、親との同別居等の影響を統制しても、地域の環境変数の影響は一定程度存在することが明らかになった。

最後に Nishioka (1994) は、沖縄県の夫婦の最終的な子ども数が多いことの要因を検討したものである。同研究は、有配偶女性の子どもの性別構成とパリティ拡大率との関係を検討し、沖縄県の夫婦の最終的な子ども数が多いのは家系継承の慣行に由来する男児選好のためであることを明らかにした。従って同研究は文脈効果の具体的なメカニズムを検討したものとみなせるが、これまで紹介してきた他の研究とは異なり、沖縄県のみを対象にした調査結果を利用した成果であるため、構成効果の影響に関する検討はなされていない。

以上の研究を踏まえ、本稿でも出生行動の地域差が、地域によって異なる人口構造に起因するばかりでなく、人々が地域に埋め込まれた存在であるが故に生じているとの理論仮

説を採用する。その上で、構成効果を統制しても夫婦の出生行動に対する文脈効果の影響が確認できるかどうかについての分析を行い、東京大都市圏と非東京大都市圏における夫婦の最終的な子ども数を規定する人口学的なメカニズムの異同について考察する。

なお、上記の既存研究と比較した時の本稿の特徴は次の2点である。第1に、既存研究の多くは夫婦の出生行動のうち出生タイミングに焦点を当てていたが、本稿では大谷(1990)や佐々井(2007)同様、夫婦の最終的な子ども数やその分布について分析する。その理由として、出生タイミングに関する分析で文脈効果の影響が確認されたとしても、果たしてそれが夫婦の最終的な子ども数にどのくらいの影響を及ぼすものなのかといったことが直接把握できないからである⁵⁾。ただし、Iで述べた理由により、本研究では夫婦の最終的な子ども数の指標として、調査時点の年齢が45歳以上の有配偶女性(本人初婚)の子ども数を用いることにした。第2に、本稿では構成効果と文脈効果それぞれが夫婦の最終的な子ども数にどの程度の影響を及ぼすのかを具体的に示す。既存研究では、上述のように出生タイミングに焦点を当てたものが多かったため、文脈効果が確認できるかどうか議論が集中し、文脈効果が認められた場合でも夫婦の出生行動に対するその影響の大きさについては十分に検討されてこなかったためである。

Ⅲ. 方法

1. データ

本稿では、2008年と2013年に実施した第4回および第5回全国家庭動向調査(以下、第4回調査、第5回調査とする)の個票データを用いる。全国家庭動向調査とは、国立社会保障・人口問題研究所が5年に1度実施する反復横断調査であり、これまで5回にわたって実施されてきたものである。同調査の目的は、家庭内における出産・子育て、老親の扶養・介護をはじめとする家庭機能の実態とその変化を捉えることにある。同調査は、2003年実施の第3回調査までは有配偶女性を回答者としていたが、第4回調査以降は離別・死別女性も回答者に含めるようになった。なお、調査の詳細については各回報告書を参照されたい(厚生省人口問題研究所 1995, 国立社会保障・人口問題研究所 2000, 2007, 2011a, 2011b, 2015a, 2015b)。

本稿では、この第4回調査と第5回調査の個票データのうち、1948~1977年出生コーホートの有配偶女性(本人初婚)について分析する。その理由は以下の通りである。第4回調査と第5回調査の個票データを利用したのは、第4回調査以降に従来の子ども数に関する設問に新たに子どもの出生年月に関する設問が追加されたこと、なおかつ出生コーホート別のケース数をできるだけ多く確保したためである。次に、対象者を調査時点で30歳から65歳に該当する1948~1977年出生コーホートに限定したのは、各調査の実施時点の年齢が

5) 出生タイミングに関する分析は、いわゆる生存時間分析やイベントヒストリー分析と呼ばれるものである。同分析は他の分析に比べて情報ロスを少なくできるという利点があり(山口 2001)、最終的な子ども数に達していないと考えられる若い夫婦の情報を含めて出生行動の分析が可能である。

再生産年齢のケースとそれより上のケースの両方を分析対象に含めるためである。さらに、本人初婚に限定したのは、現在の夫婦間での出生を分析するためである⁶⁾。

また、本稿では東京大都市圏（埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県）の4都県と非東京大都市圏（東京大都市圏以外の43道府県）の比較分析の形をとるが、全国家庭動向調査には人口移動に関する設問がないため、分析対象者が両地域のいずれに属するかについては、調査時点の居住地で判断している。そのため、例えば結婚時点では東京大都市圏に居住していたが、その後転出し現在まで非東京大都市圏に居住しているといったような場合、本稿では非東京大都市圏の居住者として扱う。参考までに、社人研が2011年に実施した第7回人口移動調査によれば、調査時点で東京大都市圏に居住する男女のうち、結婚時点の居住地が同一市区町村内、同一都道府県内、同一圏内である割合は42.6%、67.1%、87.5%、同じく非東京大都市圏に居住する男女の場合はそれぞれ65.4%、86.1%、96.3%であった。従って、本稿の東京大都市圏と非東京大都市圏の居住者の多くは、各圏内で結婚・出生を経験しているものと考えられる。

なお、日本の出生に関する人口学的な分析に用いられる個票データとしては、社人研が実施する出生動向基本調査がよく知られている。本稿で同調査ではなく全国家庭動向調査を利用するのは、調査対象者の年齢に上限がなく、結婚年齢が遅い夫婦の最終的な子ども数についてもある程度のケース数を確保しやすいためである。

2. 分析方法

本稿では3つの分析を行う。最初の分析と2つ目の分析は、調査時点の子ども数が最終的な子ども数と考えられる1948-62年出生コーホートを対象として、平均子ども数と子ども数の分布に関する分析を行う。3つ目の分析は、1948-62年出生コーホートと調査時点の年齢が再生産年齢に含まれる1963-77年出生コーホートの出生タイミングを比較する。

最初の平均子ども数に関する分析では、子ども数を被説明変数とする疑似尤度を用いたポワソン回帰による分析を行う。ポワソン回帰は、子ども数などの非負整数を被説明変数とする計数データの分析に用いられるものである。ただし、ポワソン分布には平均と分散が等しいという制約があることから、有配偶女性の子ども数のように分散が平均よりも小さくなる過小分散（under dispersion）の場合、通常のポワソン回帰をそのまま適用することは適切とはいえない。そこで本稿では石井（2013）に倣い、McCullagh and Nelder（1989）の疑似尤度を用いたポワソン回帰による分析を行った。これは、過小・過大を表すパラメータ ϕ を用い、被説明変数の期待値を λ_i とした場合に分散を $\phi\lambda_i$ として、期待値と分散が等しいという制約条件を緩めて推定を行うものである。この場合、推定される係数は通常のポワソン回帰と同じ結果となるが、標準誤差の推定値や p 値は異なる。

6) 夫が再婚のケースも含まれるので、厳密には現在の夫婦間の出生に限定した分析とはいえない。これは第4回調査に夫の初婚・再婚の別に関する設問がないためである。ただし、例えば後述するポワソン回帰に用いた第5回調査のケース数1,888のうち夫婦とも初婚のケース数が1,831（97.0%）、夫再婚で妻初婚のケース数は57（3.0%）であることから、夫が再婚のケースを含むことによる分析結果への影響は限定的であると考えられる。

2つ目の子ども数の分布に関する分析では、(a)第1子を持つかどうか、(b)第1子を持つ人を対象として第2子を持つかどうか、(c)第2子を持つ人を対象として第3子を持つかどうか、(d)第3子を持つ人を対象として第4子を持つかどうか、のそれぞれについて二項ロジスティック回帰による分析を行う。二項ロジスティック回帰は、ある事象が起きた場合に1、起きなかった場合に0となる二値変数を被説明変数とする分析に用いられるものである。ただし、推定されるのは事象の生起確率 (p_i) のロジット ($\log(p_i/(1-p_i))$) である。このため、例えば上記(a)に関する二項ロジスティック回帰の場合、推定される p_i は第1子の出生確率となる。

これら最初の分析と2つ目の分析では以下の3つのモデルを用いて検討する。

$$\text{モデル1} \quad y_i = \alpha_1 + \beta_1 \cdot \text{Cont}_i + e_{1i}$$

$$\text{モデル2} \quad y_i = \alpha_2 + \beta_2 \cdot \text{Cont}_i + \beta_3 \cdot \text{Comp}_i + e_{2i}$$

$$\text{モデル3} \quad y_i = \alpha_3 + \beta_4 \cdot \text{Cont}_i + \beta_5 \cdot \text{Comp}_i + \beta_6 \cdot \text{Cont}_i \cdot \text{Comp}_i + e_{3i}$$

y : 被説明変数 (最初の分析では平均子ども数の常用対数値, 2つ目の分析では出生確率のロジット), Cont : 文脈効果に関する説明変数, Comp : 構成効果に関する説明変数, α : 切片, β : 係数, e : 誤差, i : 個人

このうちモデル1は文脈効果に関する説明変数のみを投入したモデル, モデル2はモデル1に構成効果に関する説明変数を加えたモデル, モデル3はモデル2に文脈効果と構成効果に関する説明変数の交差項を加えたモデルである。モデル2とモデル3の違いは、前者が文脈効果を実質的に切片の違いとして表すのに対し、後者のモデル3は切片のみならず係数の傾きの違いを含めて表す点にある。

これらのモデルに投入する文脈効果と構成効果に関する指標は次の通りである。文脈効果の指標は、東京大都市圏を表すダミー変数であり、非東京大都市圏を基準カテゴリとした。本稿で文脈効果を表す地域を2つに限定したのは、地域別のケース数を確保するためである。

一方、構成効果としては、出生コーホート、学歴、結婚年齢に関する指標を取り上げた。このうち、出生コーホートについては5年毎のダミー変数とし、1953-57年出生コーホートを基準カテゴリとした（以下、世代A（1948-52年）、世代B（1953-57年）、世代C（1958-62年）と記す）。学歴については中学・高校を表すダミー変数とし、短大・大卒等を基準カテゴリとした。学歴を2つに区分したのは、高校進学率が上昇する出生コーホートを含み、また大学よりも短大進学の方が一般的であったためである。結婚年齢については、24歳までに結婚を基準カテゴリとするダミー変数とし、25-27歳で結婚、28-30歳で結婚、31歳以上で結婚の各カテゴリを作成した。構成効果を表す指標を上記の3つに限定したのは、全国家庭動向調査が反復横断調査であり、調査から得られる情報のうち出生との因果を想定しうる指標に限られるためである⁷⁾。

7) 例えば、全国家庭動向調査では調査時点の夫婦の就業や所得について尋ねた設問があるが、これはあくまで調査時点の情報である。従って、仮にこれら情報と子ども数との関係がみられたとしても、夫婦の就業や所得が子ども数を規定しているのか、それとも子ども数が就業や所得を規定しているのかはよくわからない。

3つ目の出生タイミングの比較に関する分析では、 Kaplan・マイヤー法を利用して、(e)結婚から一定期間経過後に第1子を持っているかどうか、(f)第1子出生から一定期間経過後に第2子を持っているかどうか、(g)第2子出生から一定期間経過後に第3子を持っているかどうか、(h)第3子出生から一定期間経過後に第4子を持っているかどうかについて分析する。 Kaplan・マイヤー法は、ある事象が発生しない確率（生存確率）を時間の関数として表す生存関数の作成法である。例えば(e)の場合には、結婚からの経過月数別に第1子を出生していない確率を推定することになる。(e)～(h)に関する生存関数は、次の8つの類型別に作成した。

1948-62年出生コーホートで27歳までに結婚

①非東京圏在住者 ②東京圏在住者

1963-77年出生コーホートで27歳までに結婚

③非東京圏在住者 ④東京圏在住者

1948-62年出生コーホートで28歳以降に結婚

⑤非東京圏在住者 ⑥東京圏在住者

1963-77年出生コーホートで28歳以降に結婚

⑦非東京圏在住者 ⑧東京圏在住者

その上で、これら8種類の生存関数に差があるのかどうかについて、特に出生コーホートの違いに注目してログランク検定（①と③、②と④、⑤と⑦、⑥と⑧の生存関数を比較）を行った。その理由は次の通りである。1950年代出生コーホートから晩婚化の傾向がみられるようになり、最近の出生コーホートまでその傾向が続いている。晩婚化により、個人レベルでは生物学的な制約等によって出生が起こりにくくなると考えられるが、集団レベルでは出生意欲が高い人の結婚年齢の遅れによって高齢での出生が起こりやすくなる可能性もある。従って、1963-77年出生コーホートの出生確率が上昇する可能性も否定できないことから、出生コーホート間で生存関数を比較することが重要となるのである。

なお、3つ目の分析で出生コーホートを15年、年齢の区分を27歳までと28歳以降としたのは、第1に類型別のケース数を多数確保したかったこと、第2に28歳以上では平均子ども数が2を下回ったこと、第3に後述するように最初の分析と2つ目の分析の結果から出生コーホートを細分化することや学歴を考慮することは重要ではないと判断したことによる。

これらの分析に際して欠損のあるケースを除いたデータセットを作成し、分析結果は統計ソフトウェア R version3.0.2を使用して算出した。

IV. 結果

1. 平均子ども数の分析

子ども数を被説明変数とするポワソン回帰に使用した変数の基本統計量を整理したのが表1である。同表では、平均子ども数は全体で2.12人、東京大都市圏で1.96人、非東京大都市圏で2.16人である。東京大都市圏の方が非東京大都市圏より平均子ども数が少ないの

は、出生コーホート別、学歴別、結婚年齢別のいずれにおいても同様にみられる傾向である。一方、学歴および結婚年齢の高い方が平均子ども数が少ないのは東京大都市圏と非東京大都市圏に共通してみられる。ただし、出生コーホート別の平均子ども数に関しては、東京大都市圏の場合は若い出生コーホートの平均子ども数の方が少ないのに対して、非東京大都市圏ではその逆の傾向となっている。

表 1 ポワソン回帰に用いた変数の基本統計量

	全体				東京大都市圏				非東京大都市圏			
	N		子ども数		N		子ども数		N		子ども数	
	実数	構成 (%)	平均	標準偏差	実数	構成 (%)	平均	標準偏差	実数	構成 (%)	平均	標準偏差
計	3,804	100.0	2.12	0.85	922	100.0	1.96	0.83	2,882	100.0	2.16	0.85
出生コーホート												
世代 A (1948-52年)	1,394	36.6	2.09	0.80	338	36.7	2.03	0.77	1,056	36.6	2.11	0.81
世代 B (1953-57年)	1,232	32.4	2.14	0.88	305	33.1	2.00	0.83	927	32.2	2.18	0.89
世代 C (1958-62年)	1,178	31.0	2.13	0.88	279	30.3	1.83	0.88	899	31.2	2.22	0.86
学歴												
中学・高校	2,128	55.9	2.14	0.85	398	43.2	2.00	0.84	1,730	60.0	2.18	0.84
短大・大学等	1,676	44.1	2.08	0.86	524	56.8	1.93	0.82	1,152	40.0	2.15	0.86
結婚年齢												
24歳までに結婚	2,083	54.8	2.25	0.77	434	47.1	2.13	0.76	1,649	57.2	2.28	0.77
25-27歳で結婚	1,072	28.2	2.13	0.82	296	32.1	2.00	0.75	776	26.9	2.18	0.84
28-30歳で結婚	371	9.8	1.84	0.92	114	12.4	1.73	0.91	257	8.9	1.89	0.93
31歳以上で結婚	278	7.3	1.41	1.00	78	8.5	1.22	0.88	200	6.9	1.49	1.03

ポワソン回帰の結果を整理したのが表 2 である。地域についてはモデル 1，モデル 2，モデル 3 のいずれも統計的に有意であり，係数の符号は負であった。すなわち，出生コーホート，学歴，結婚年齢の影響を統制しても，東京大都市圏の平均子ども数は少なくなる⁸⁾。

モデル 2 から順に地域以外で統計的に有意となったものをみていく。まず結婚年齢については，結婚年齢が高いほど平均子ども数は少なくなる。次に出生コーホートについては，世代 A (1948-52年) で平均子ども数は少なくなる。ただし，その係数の絶対値は有意となった他の変数の中で最も小さい。続いてモデル 3 については，主効果はモデル 2 と類似するため交差項についてみると，世代 C (1958-62年) で東京大都市圏の場合，東京大都市圏の主効果も合わさって平均子ども数はさらに少なくなる。なお，学歴については，主効果と交差項を含めモデル 2 とモデル 3 のいずれでも統計的に有意とはならなかった。

表 3 は，モデル 3 から推定される出生コーホート別，地域別，結婚年齢別の平均子ども数を示したものである⁹⁾。同表からわかるように，同一コーホートで結婚年齢が同じ場合には，おおむね東京大都市圏の平均子ども数の方が 0.2 人程度少なくなっている。また，

8) 基準カテゴリに比べて少なくなるという意味である。以下，ポワソン回帰とロジスティック回帰の説明では，基準カテゴリと比べて多いか少ないかを記述する。

9) 学歴については基準カテゴリである短大・大学等のものである。なお，学歴を中学・高校とした場合でも結果はほとんど変わらない。

表2 ポワソン回帰の結果

	モデル1		モデル2		モデル3	
	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
切片	0.772	0.007 ***	0.845	0.015 ***	0.843	0.017 ***
地域 (ref.非東京大都市圏)						
東京大都市圏	-0.098	0.016 ***	-0.083	0.015 ***	-0.073	0.035 *
出生コーホート (ref.世代 B (1953-57年))						
世代 A (1948-52年)			-0.041	0.016 **	-0.051	0.018 **
世代 C (1958-62年)			0.007	0.016	0.029	0.018
学歴 (ref.短大・大学等)						
中学・高校			-0.001	0.013	-0.007	0.015
結婚年齢 (ref.24歳以下)						
25-27歳で結婚			-0.057	0.015 ***	-0.057	0.017 ***
28-30歳で結婚			-0.201	0.024 ***	-0.198	0.028 ***
31歳以上で結婚			-0.471	0.030 ***	-0.446	0.035 ***
地域×出生コーホート						
東京大都市圏×世代 A (1948-52年)					0.044	0.037
東京大都市圏×世代 C (1958-62年)					-0.100	0.039 **
地域×学歴						
東京大都市圏×中学・高校					0.020	0.032
地域×結婚年齢						
東京大都市圏×25-27歳で結婚					0.000	0.035
東京大都市圏×28-30歳で結婚					0.002	0.053
東京大都市圏×31歳以上で結婚					-0.106	0.071
-2Log-likelihood	1675.3		1569.3		1563.0	
Pseudo R-squared	0.008		0.070		0.074	
N	3,804		3,804		3,804	

有意確率 *** : 0.001, ** : 0.01, * : 0.05, + : 0.1

Pseudo R-squared は Heinzel and Mittleböck (2003) よるもので次式による。

$1 - (Df + k\phi) / Dn$

Df : モデルの -2Log-likelihood, Dn : 説明変数を投入しない場合の -2Log-likelihood, k : 説明変数の数, ϕ : 散布度パラメータ (dispersion parameter)

表3 ポワソン回帰のモデル3から推定された出生コーホート別、地域別、結婚年齢別平均子ども数

	結婚年齢			
	24歳以下	25-27歳	28-30歳	31歳以上
世代 A (1948-52年)				
非東京大都市圏	2.21	2.09	1.81	1.41
東京大都市圏	2.15	2.03	1.76	1.23
世代 B (1953-57年)				
非東京大都市圏	2.32	2.20	1.91	1.49
東京大都市圏	2.16	2.04	1.77	1.24
世代 C (1958-62年)				
非東京大都市圏	2.39	2.26	1.96	1.53
東京大都市圏	2.01	1.90	1.65	1.16

東京大都市圏の平均子ども数は、世代 A (1948-52年) と世代 B (1953-57年) はほぼ同じであるが、世代 C (1958-62年) はそれらに比べて0.1人程度少ない。対照的に非東京大都市圏の平均子ども数は、世代 B (1953-57年) を基準とすると、世代 A (1948-52年) は0.1人程度少なく、世代 C (1958-62年) は0.05人程度多い。同表からは、結婚年齢による平均子ども数の違いも確認できる。地域と出生コーホートが同じ場合、25-27歳で結婚までは平均子ども数がほぼ2人を超えるが、28-30歳で結婚では2人を下回り、31歳以上で結婚ではほぼ1.5人以下となっている。

2. 子ども数の分布の分析

二項ロジスティック回帰の結果を整理したのが表4である。同表は、煩雑さを避けるために、第1子、第2子、第3子、第4子の有無に関するモデル3の結果のみとした。使用した変数の基本統計量、およびモデル1とモデル2は付表1と付表2にまとめた¹⁰⁾。

第1子の有無についてみると、統計的に有意となるのは結婚年齢のみであり、結婚年齢が上昇するにつれて第1子の出生確率は低下する。地域については、主効果と交差項のいずれも統計的に有意とはいえなかった。

第2子の有無についてみると、統計的に有意となるものが幾つか確認された。まず、結婚年齢については、結婚年齢が28歳以上の場合、年齢が上昇するにつれて第2子出生確率は低下する。次に出生コーホートについては、世代 C (1958-62年) で主効果および地域との交差項のいずれも統計的に有意となっている。これは、世代 C (1958-62年) の第2子出生確率は、非東京大都市圏の場合は高いが、東京大都市圏の場合は低くなることを表している。最後に地域と31歳以上で結婚の交差項も統計的に有意であり、東京大都市圏の31歳以上で結婚の場合、31歳以上で結婚の主効果と合わさって第2子出生確率はさらに低くなる。なお、地域の主効果は統計的に有意ではなかった。

第3子の有無についてみると、まず、地域については、東京大都市圏に居住する場合には第3子出生確率が低い。次に、結婚年齢については、結婚年齢が上がるほど第3子出生確率は低下する。最後に、出生コーホートについては、世代 A (1948-52年) で第3子出生確率が低くなる。

第4子の有無については統計的に有意なものはみられず、地域や出生コーホート、学歴、結婚年齢では十分な説明ができない結果となった。

これらの二項ロジスティック回帰で推定される第1子から第4子の出生確率を用いることで、子ども数の分布を作成することが可能である¹¹⁾。図1は二項ロジスティック回帰の結果から作成した出生コーホート別、地域別、結婚年齢別の子ども数の分布である¹²⁾。出

10) 紙幅の都合で HP (<http://www.ipss.go.jp/syoushika/bunken/sakuin/jinko/297.html>) 上で公表する。

11) 推定された第1子から第4子までの出生確率をそれぞれ p_1 , p_2 , p_3 , p_4 とすると、子どもなしの割合は $(1-p_1)$ 、子ども1人の割合は $p_1(1-p_2)$ 、子ども2人の割合は $p_1p_2(1-p_3)$ 、子ども3人の割合は $p_1p_2p_3(1-p_4)$ 、子ども4人以上の割合は $p_1p_2p_3p_4$ となる。

12) 学歴については基準カテゴリである短大・大学等のものである。また、第4子の出生確率についてはモデル1の結果を利用した。その理由は、分析対象となったケース数が少ないためモデル3の結果は不安定なものとなっていること、モデル1のAICがもっとも低いことである。

表4 二項ロジスティック回帰の結果（モデル3のみ）

	第1子の有無		第2子の有無		第3子の有無		第4子の有無	
	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
切片	3.863	0.248 ***	2.241	0.150 ***	-0.125	0.100	-2.329	0.252 ***
地域 (ref.非東京大都市圏)								
東京大都市圏	-0.525	0.440	-0.014	0.284	-0.556	0.206 **	-0.367	0.643
出生コーホート (ref.世代B (1953-57年))								
世代A (1948-52年)	-0.035	0.220	-0.071	0.146	-0.387	0.103 ***	-0.126	0.264
世代C (1958-62年)	0.121	0.220	0.405	0.162 *	0.039	0.104	-0.085	0.254
学歴 (ref.短大・大学等)								
中学・高校	-0.109	0.185	0.060	0.130	-0.099	0.088	0.280	0.228
結婚年齢 (ref.24歳以下)								
25-27歳で結婚	-0.846	0.242 ***	-0.074	0.159	-0.268	0.099 **	0.199	0.249
28-30歳で結婚	-1.466	0.282 ***	-1.067	0.184 ***	-0.544	0.170 **	0.468	0.409
31歳以上で結婚	-2.618	0.246 ***	-1.490	0.204 ***	-0.896	0.230 ***	0.147	0.629
地域×出生コーホート								
東京大都市圏×世代A (1948-52年)	0.226	0.431	0.268	0.289	0.050	0.225	0.395	0.656
東京大都市圏×世代C (1958-62年)	-0.530	0.395	-0.710	0.288 *	-0.234	0.237	0.375	0.693
地域×学歴								
東京大都市圏×中学・高校	0.164	0.348	-0.130	0.246	0.270	0.196	0.100	0.567
地域×結婚年齢								
東京大都市圏×25-27歳で結婚	0.687	0.462	-0.208	0.291	-0.163	0.216	0.261	0.590
東京大都市圏×28-30歳で結婚	0.222	0.487	0.085	0.345	0.378	0.332	-14.644	520.638
東京大都市圏×31歳以上で結婚	0.638	0.455	-0.811	0.368 *	0.362	0.528	-14.460	974.879
Nagelkerke R-sq.	0.119		0.083		0.037		0.018	
-2Log-likelihood	1406.8		2510.3		4058.8		749.9	
AIC	1434.8		2538.3		4086.8		777.9	
N	3,804		3,605		3,166		1,146	

有意確率 *** : 0.001, ** : 0.01, * : 0.05, + : 0.1

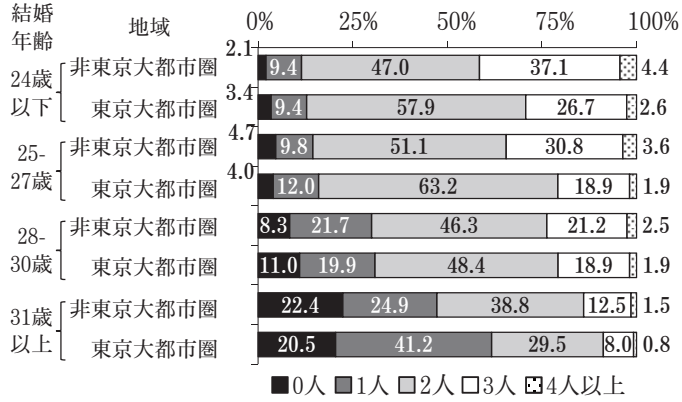
生コーホートによって多少の差はみられるものの、地域や結婚年齢と子ども数の分布の関係は類似する。例えば、結婚年齢が同じ場合には、東京大都市圏の方が0人と1人を合計した割合が高く、3人と4人以上を合計した割合が低い。また、地域が同じ場合には、結婚年齢が上がるほど0人や1人の割合が増し、逆に3人や4人の割合が低下する。とりわけ31歳以上で結婚の場合、東京大都市圏では0人と1人を合わせた割合が50%超、非東京大都市圏では40%超となる。

なお、表3と図1から推定される出生コーホート別、地域別、結婚年齢別平均子ども数を比較したところ、各カテゴリ間の差は一部に0.1程度のものがみられたが、おおむね±0.03程度であった（付表3）¹³⁾。

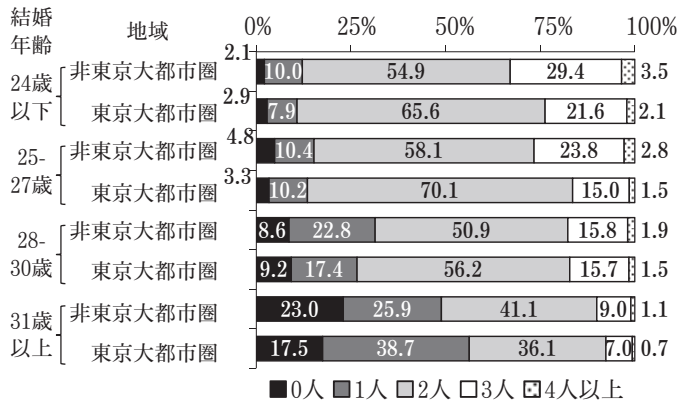
13) 紙幅の都合でHP (<http://www.ipss.go.jp/syoushika/bunken/sakuin/jinko/297.html>) 上で公表する。

図1 二項ロジスティック回帰の結果から推定された出生コーホート別，地域別，結婚年齢別子ども数の分布
 (上：世代B (1953-57年)，中：世代A (1948-52年)，下：世代C (1958-62年))

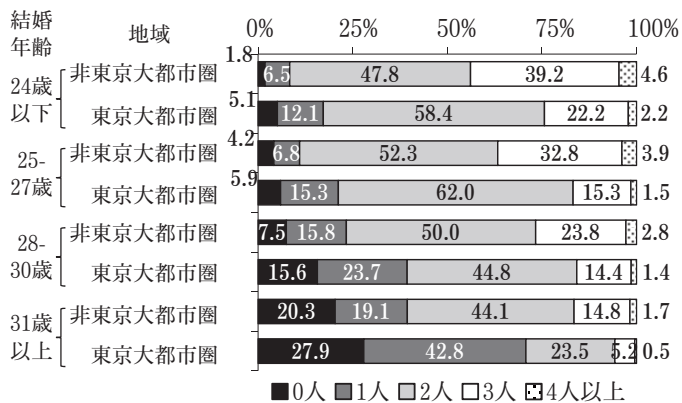
世代B (1953-57年)



世代A (1948-52年)



世代C (1958-62年)



3. 1948-62年出生コーホートと1963-77年出生コーホートの比較

Kaplan-Meier法で作成した生存確率，ここでは一定期間経過後に追加出生のみられない確率を整理したものが表5であり，ログランク検定の結果を示したのが表6である．分析に用いた変数の基本統計量は付表4¹⁴⁾に示した．生存確率の作成に際して，観察期間はあらかじめ開始時点から99月までとし，それ以降はセンサーとして処理した．生存確率は開始時点から24月と60月経過時点のものとした．

最初に結婚後に第1子を出生していない確率をみると，24月経過時点では0.242～0.543，

表5 カプラン・マイヤー法で作成した一定期間経過後に追加出生のみられない確率

	結婚後に第1子を出生していない確率				第1子出生後に第2子を出生していない確率			
	24月経過		60月経過		24月経過		60月経過	
	確率	標準誤差	確率	標準誤差	確率	標準誤差	確率	標準誤差
1948-62年出生コーホートで27歳までに結婚								
①非東京大都市圏	0.242	0.009	0.073	0.005	0.720	0.010	0.164	0.008
②東京大都市圏	0.329	0.018	0.093	0.011	0.757	0.017	0.205	0.016
1963-77年出生コーホートで27歳までに結婚								
③非東京大都市圏	0.341	0.012	0.117	0.008	0.757	0.011	0.230	0.011
④東京大都市圏	0.478	0.021	0.190	0.016	0.843	0.016	0.290	0.020
1948-62年出生コーホートで28歳以降に結婚								
⑤非東京大都市圏	0.339	0.023	0.194	0.019	0.708	0.024	0.313	0.024
⑥東京大都市圏	0.465	0.038	0.238	0.032	0.842	0.030	0.447	0.040
1963-77年出生コーホートで28歳以降に結婚								
⑦非東京大都市圏	0.427	0.019	0.212	0.016	0.817	0.017	0.331	0.022
⑧東京大都市圏	0.543	0.025	0.306	0.024	0.896	0.019	0.435	0.033
	第2子出生後に第3子を出生していない確率				第3子出生後に第4子を出生していない確率			
	24月経過		60月経過		24月経過		60月経過	
	確率	標準誤差	確率	標準誤差	確率	標準誤差	確率	標準誤差
1948-62年出生コーホートで27歳までに結婚								
①非東京大都市圏	0.921	0.006	0.675	0.010	0.981	0.005	0.932	0.009
②東京大都市圏	0.959	0.008	0.781	0.017	0.988	0.009	0.932	0.020
1963-77年出生コーホートで27歳までに結婚								
③非東京大都市圏	0.928	0.007	0.703	0.013	0.977	0.007	0.870	0.017
④東京大都市圏	0.946	0.011	0.782	0.022	0.990	0.010	0.864	0.035
1948-62年出生コーホートで28歳以降に結婚								
⑤非東京大都市圏	0.914	0.017	0.753	0.026	-	-	-	-
⑥東京大都市圏	0.959	0.020	0.816	0.039	-	-	-	-
1963-77年出生コーホートで28歳以降に結婚								
⑦非東京大都市圏	0.941	0.013	0.765	0.025	-	-	-	-
⑧東京大都市圏	0.969	0.015	0.870	0.032	-	-	-	-

注)「-」はケースが少ないため推定していないことを表す。

14) 紙幅の都合でHP (<http://www.ipss.go.jp/syoushika/bunken/sakuin/jinko/297.html>) 上で公表する。

表6 ログランク検定の結果

比較	結婚後に第1子を 出生していない確率		第1子出生後に第2子を 出生していない確率		第2子出生後に第3子を 出生していない確率		第3子出生後に第4子を 出生していない確率	
	カイ2乗値	p値	カイ2乗値	p値	カイ2乗値	p値	カイ2乗値	p値
①と③	23.37	0.00 ***	31.09	0.00 ***	1.89	0.17	16.37	0.00 ***
②と④	37.41	0.00 ***	19.12	0.00 ***	0.06	0.81	2.01	0.16
⑤と⑦	2.81	0.09 +	2.89	0.09 +	0.00	1.00	-	-
⑥と⑧	3.91	0.05 *	0.21	0.65	1.37	0.24	-	-

①～⑧は表5に対応

有意確率 ***: 0.001, **: 0.01, *: 0.05, +: 0.1

注) 「-」はケースが少ないため推定していないことを表す。

60月経過時点では0.073～0.306となっている。これは、例えば⑧の場合、結婚から60月経過時点で30.6%が第1子を出生していない、すなわち第1子を出生したのは69.4%ということを示す。ログランク検定の結果をみると、出生コーホートによる差はいずれの場合にも統計的に有意であり、1963-77年出生コーホートの方が第1子を出生していない確率が高い。

次に、第1子出生後に第2子を出生していない確率をみると、24月経過時点では0.708～0.896、60月経過時点では0.164～0.447となっている。結婚後に第1子を出生していない確率に比べて値は大きくなっており、第1子出生よりも第2子出生の方が起こりにくいことが分かる。ログランク検定の結果は次の通りである。27歳までに結婚の場合にはいずれも統計的に有意な結果であり、1963-77年出生コーホートの方が第2子を出生していない確率が高い。28歳以降に結婚の場合には非東京大都市圏では統計的に有意であり、やはり1963-77年出生コーホートの方が第2子を出生していない確率が高い。それに対し、28歳以降に結婚の場合の東京大都市圏では、出生コーホートによる差は統計的に有意となっていない。

続いて、第2子出生後に第3子を出生していない確率をみると、24月経過時点では0.914～0.969、60月経過時点では0.675～0.870となっている。第1子出生後に第2子を出生していない確率よりも値は大きくなっており、第2子出生よりも第3子出生の方が起こりにくいことが分かる。ログランク検定の結果、統計的に有意となったものはみられなかった。表5では1948-62年出生コーホートよりも1963-77年出生コーホートの方が高い値を示すが、統計的に有意な差とまではいえないことになる。

最後に、第3子出生後に第4子を出生していない確率については、ケース数を考慮して27歳までに結婚の結果のみ示した。それをみると、24月経過時点では0.977～0.990、60月経過時点では0.864～0.932となっており、60月経過時点でもほとんどが第4子を出生していない。ログランク検定の結果については、非東京大都市圏で有意となっており、これまでとは逆に1963-77年出生コーホートの方が第4子を出生していない確率が低い。1963-77年出生コーホートでは高順位の子の出生確率が高い結果となっているが、そもそも第3子を持つ割合が低いことや、その中で第4子を持つ割合も低いことに注意が必要であろう。

V. 考察

1. 構成効果の影響

1948-62年出生コーホートを対象とした分析では、学歴が子ども数やその分布に対して与える影響はほとんど確認できなかったのに対し、地域、出生コーホート、結婚年齢は影響が確認でき、特に結婚年齢による影響が大きかった。このうち地域については次節で述べることにして、本節では地域以外の影響について考察する。

まず学歴について、表1で高学歴ほど子ども数が少ない値となっているのは、学歴が結婚年齢と関連しているためであり、結婚年齢が同じであれば学歴による平均子ども数には差がないものと考えられる（大谷 1990, 佐々井 2007）。このことは、結婚した女性に関しては、学歴とは関係なく同じ様な出生行動をとったことを示唆するものである。その背景には、子どもは2人が良いといった類の規範が当該出生コーホートに学歴を問わず浸透していた可能性がある。

次に出生コーホートについては、世代A（1948-52年）で平均子ども数が少なく、第2子を持つ人の第3子出生確率が低かった。当該コーホートで子ども数が少ない要因は良く分からない¹⁵⁾。一方、世代C（1958-62年）については東京大都市圏の平均子ども数が少ないことに加え、第1子を持つ人の第2子出生確率が非東京大都市圏で高く、東京大都市圏で低いという結果となった。この点は文脈効果とも関連するものであるが、若い出生コーホートで平均子ども数が少なくなるような何らかの変化が東京大都市圏で先行的に生じたことを示唆しているといえよう。

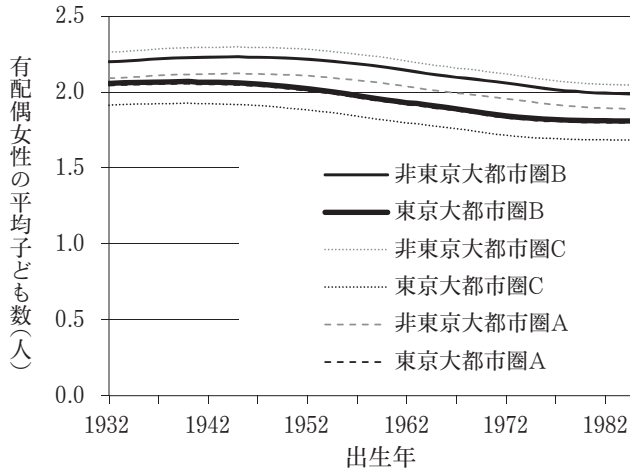
最後に結婚年齢については、結婚年齢が上がると平均子ども数は少なくなり、第1子の出生確率や第1子を持つ人の第2子出生確率、第2子を持つ人の第3子出生確率はいずれも低下する結果となっていた。この結果は既存研究とも整合的である（大谷 1990, 佐々井 2007）。また、IV(3)の分析で示したように、1963-77年出生コーホートでは1948-62年出生コーホートに比べて第1子や第2子を持ちにくい傾向にあったことを考えると、晩婚化と呼ばれる結婚年齢の上昇と相まって、若い出生コーホートでは有配偶女性の平均子ども数が減少していると考えられる。

図2は、東京大都市圏と非東京大都市圏の出生コーホート別に有配偶女性の平均子ども数を試算したものである。同図の作成に当たり、地域別、結婚年齢別の平均子ども数は表3の推定値を利用し、出生コーホート別の結婚年齢別人口割合については厚生労働省大臣官房統計情報部（2011）を基にした筆者の推計値を用いた（詳細は附論1を参照）¹⁶⁾。図2は、従って、地域別、結婚年齢別の平均子ども数は変化しないが、結婚年齢別人口割合の

15) 出生動向基本調査の結果を用いた金子（2002）では、夫婦とも初婚の有配偶女性の1945-49年出生コーホートの平均出生子ども数は僅かに1950年代出生コーホートを下回っている。また、厚生労働省大臣官房統計情報部（2011）の出生コーホート別にみた49歳時点の女性の累積出生率でも1950-54年出生コーホートに比べて1946-49年出生コーホートの値は低く、2.0を下回っている。

16) 紙幅の都合でHP（<http://www.ipss.go.jp/syoushika/bunken/sakuin/jinko/297.html>）上で公表する。

図2 出生コホート別、地域別の有配偶女性の平均子ども数（推定値）



注) A, B, Cはそれぞれ世代A(1948-52年), 世代B(1953-57年), 世代C(1958-62年)の結婚年齢別平均子ども数を仮定した場合の推定値を意味する。

み晩婚化の影響で変化すると仮定に基づく試算値を表すものである。

世代B(1953-57年)の地域別、結婚年齢別の平均子ども数を用いた結果を中心にみていくと、東京大都市圏では1940年代の出生コホートまでは平均子ども数が2.0人を超えていたが、その後は次第に低下し、1970年代後半コホートでは1.8人程度にまで低下する。非東京大都市圏では、東京大都市圏より約0.2人程度高い状態で推移しており、1980年代出生コホートでは平均子ども数がごく僅かに2.0人を下回るようになる。IV(3)の分析で示したように、調査時点で再生産年齢の出生コホートで出生順位別出生確率が低下傾向にあることを考えると、1960年代後半よりも若い出生コホートでは有配偶女性の平均子ども数がもう少し低い水準になる可能性もある¹⁷⁾。

2. 文脈効果の影響

文脈効果の指標である地域については、第1に、東京大都市圏では平均子ども数が少なく、第2子を持つ人の第3子出生確率が低い、第2に、東京大都市圏の世代C(1958-62年)ではさらに平均子ども数が少なく、第1子を持つ人の第2子出生確率が低い、第3に東京大都市圏の31歳以上で結婚の場合に第1子を持つ人の第2子出生確率が低い、という結果であった。このことは、東京大都市圏に特有の要因である文脈効果が平均子ども数を0.2人程度引き下げており、いわゆる3人目の壁と呼ばれる第3子の出生が起こりにくい状況を作り出している可能性を示すものである。

このような文脈効果の存在は大谷(1990)や佐々井(2007)では明らかにされてこなかっ

17) 金子(2002)は1960年代出生コホート以降、晩婚化に加えて夫婦の出生行動自体の変化が夫婦の子ども数の減少に繋がっていることを指摘している。

たものである。本稿とそれら既存研究で異なった結果となった要因としては、第1に本稿が30歳代後半以降の有配偶女性を分析に含めたこと、第2に分析に用いた統計モデルが異なること、第3に統計モデルに投入した変数が異なることの3点を挙げるができる。

ただし、このような文脈効果は何によってもたらされているのかは、本稿で用いた全国家庭動向調査のデータから直接得ることは困難である。ここでは、既存研究と利用可能な集計データを使って文脈効果をもたらすものについて考察を加えたい。以下では、大都市としての東京大都市圏という観点から、希望する子ども数、子どもの教育関連費用、居住のあり方、人口移動に注目して考察する。

最初に希望する子ども数に注目するのは、大都市である東京大都市圏には多様な価値意識を持つ人々が存在すると考えられたため、子どもを持つことを望まない、或いは子どもを持つとしても少ない数で良いと考える人々の割合が相対的に高い可能性があるからである。実際、社人研が2010年に実施した第14回出生動向基本調査（独身者調査）の結果のうち、結婚意思のある未婚女性の平均希望子ども数¹⁸⁾をみると、東京大都市圏の方が非東京大都市圏より若干少ないようである。具体的な数値は、東京大都市圏と茨城県、栃木県、群馬県を合わせた北関東で2.07人、北関東以外で2.14人であり、東京大都市圏に含まれる埼玉県、東京都、神奈川県は2.04人、2.07人、2.16人であった（石井・岩澤 2014）。従って、IVの分析結果は東京大都市圏居住者の希望をある程度反映したものとみることも可能であろう。ただし、平均希望子ども数に比べ、有配偶女性の平均子ども数の地域差の方がやや大きい。

子どもの教育関連費用は、子育てに要する費用のかなりの部分を占めるとされ、内閣府（2005）の試算では一人の子どもを育てる費用の40.5%に達する。教育関連費用は、文部科学省（2009）が指摘するように子どもの進学状況や進学先によって異なり、より上級の学校に進学する場合や私立の学校に進学する場合に費用が嵩むことになる。ここでは文部科学省の「学校基本調査」を利用して2014年度の高校卒業者に占める私立学校卒業者の割合と同年度の高校卒業者に占める大学や専修学校等への進学者の割合¹⁹⁾をみると、東京大都市圏ではそれぞれ41.5%、82.5%、非東京大都市圏ではそれぞれ26.8%、74.9%であった。いずれも学校所在地に基づく地域区分である点に注意が必要であるが、東京大都市圏の子どもの方がより多くの教育関連費用を要する状態にあると考えられる。こうした背景には、東京大都市圏には社会的威信の高い地位達成を実現することに価値を見出す人が多く、子どもに対してもそうした地位達成を期待して多くの教育関連費用を投じているのではないかと推察される。こうした人々にとっては、金銭以外の費用負担も含めて少ない子ども数の方が合理的ということになるだろう。ただし、子育てに要する金銭的・非金銭的な費用が実際にどの程度必要になるのかを具的な問題として考えるようになるのは子ども

18) 未婚女性の意識を取り上げたのは、有配偶女性の場合は子どもを持つなどの状態の変化にともなって希望子ども数が増えるためである（福田・守泉 2015）。

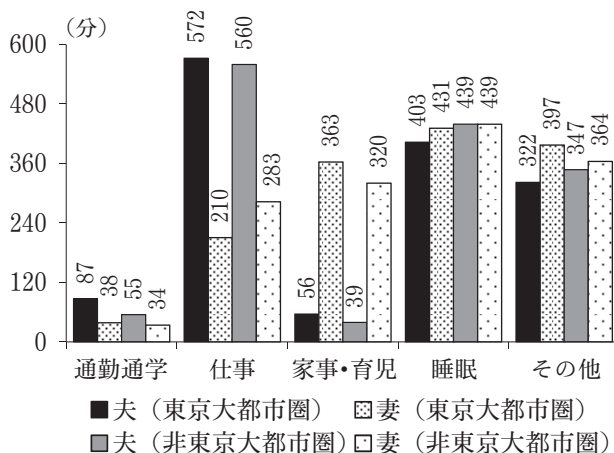
19) 卒業者に占める大学等進学者、専修学校（専門課程）進学者、専修学校（一般課程）等入学者、公共職業能力開発施設等入学者の割合として算出した。

を持つことが現実のものとなってからのことが一般的であろうから、結婚前に抱いた希望よりも少ない子ども数の実現にとどまる場合もあるだろう。

居住のあり方については、東京大都市圏の場合、家族形成期の有配偶女性の多くが郊外に居住することと関連する（川口 2015）。郊外居住それ自体は他の都市でも珍しくないが、世界有数の大都市である東京大都市圏の場合、都心までの時間距離が相当に長いのが大きな特徴である。このため、主たる稼ぎ手となることの多い夫の通勤時間は長くなり、同時にその妻にとっては就業の機会を制約されやすい（谷 2002）。図3は総務省統計局の「社会生活基本調査」を利用して2011年における6歳未満の子を持つ夫婦と子どもの世帯で、夫妻とも有業の場合の平日の生活時間を示したものである。ここからは、共働きの場合であっても、妻の方が働き方を調整して家事・育児を担っている状況が窺える。また、非東京大都市圏に比べれば東京大都市圏の方が夫の家事・育児の時間は長いものの、通勤通学と仕事の合計時間も長いため、睡眠や食事などを含むその他の時間が少なくなっている。こうした状況は労働やジェンダーに関する問題と重なって生じていることではあるが、夫婦の出生行動を制約している可能性がある。

人口移動との関連では、出身者のみならず転入者が多い点が大都市に特徴的な事象である。とくに東京大都市圏は長期にわたって転入超過が続いており、非東京大都市圏出身者の割合は少なくない²⁰。こうした転入者は、平均子ども数も少ない可能性がある。小池（2006, 2009, 2014）によれば、「大都市圏」に居住する「地方圏」出身者と「大都市圏」出身者のいずれも平均子ども数は少なく、両者を比べれば前者の「地方圏」出身者の方が

図3 夫婦と子どもの世帯で夫と妻とも有業で6歳未満の子がいる場合の平日の平均行動時間



資料：平成23年社会生活基本調査

注：都道府県別のケース数と平均行動時間の公表値を基に筆者が算出した

20) 第7回人口移動調査によれば、東京大都市圏居住者のうち出生地が非東京大都市圏である割合は31.9%であり、非東京大都市圏居住者に関する同割合（14.3%）よりも高い。

少ない。同論文は、東京大都市圏以外の大都市圏を含めた分析であるが、同様の現象が東京大都市圏に限った場合にも観察される可能性はあるだろう。また、「地方圏」出身の方が平均子ども数が少ないことについては、小池（2009, 2014）も指摘するように、東京大都市圏出身者に比べて住宅等の継承可能な資産が得られにくいことや出産・子育てに関する親からの支援を得にくいこと等が影響している可能性がある。

VI. おわりに

本稿では、最近の研究で東京大都市圏の夫婦の最終的な子ども数が非東京大都市圏より少ないことが明らかになったことを踏まえ、両地域における夫婦の最終的な子ども数を規定する人口学的なメカニズムについて検討した。

分析では第4回と第5回の全国家庭動向調査の個票データを利用し、調査時点の子ども数が夫婦の最終的な子ども数であると考えられる1948-62年出生コーホートを対象として、まず平均子ども数および子ども数の分布の地域差を検討した。次に、若い世代で出生行動に変化がみられるのかどうかを明らかにするために、1948-62年出生コーホートと調査時点で再生産年齢にある1963-1977年出生コーホートの出生タイミングを地域ごとに比較した。

分析の結果、以下の3点が明らかになった。第1に、出生コーホートや学歴、結婚年齢で表される構成効果による影響を統制しても、東京大都市圏に特有の要因である文脈効果の影響が確認された。具体的には、出生コーホート等の条件が同じ場合、東京大都市圏の平均子ども数は非東京大都市圏より約0.2人少なく、特に第3子の出生が起りにくくなっていた。第2に、平均子ども数や子ども数の分布については、東京大都市圏と非東京大都市圏のいずれにおいても結婚年齢による影響が強くみられ、結婚年齢が上がると平均子ども数は少なくなり、子ども数0や1の割合が高くなっていた。第3に、1963-1977年出生コーホートの第1子や第2子の出生が起りにくくなっていること、またこの傾向は東京大都市圏と非東京大都市圏に共通してみられるものであり、いずれの地域でも28歳以上で結婚した場合より27歳までに結婚した場合においてより顕著であることが分かった。

こうした結果を踏まえ、構成効果と文脈効果に分けて、両地域の夫婦の最終的な子ども数や子ども数の分布に関する人口学的メカニズムについて考察した。構成効果のうち、まず学歴が夫婦の最終的な子ども数や子ども数の分布に与える影響は確認できなかった。これについては、分析対象となった1948-62年出生コーホートの場合、子どもは2人が良いといった類の規範が学歴の違いを問わず広く浸透している可能性を指摘した。次に出生コーホートに関しては、東京大都市圏の1958-62年出生コーホートで夫婦の最終的な子ども数が少なくなる効果がみられることを指摘した。さらに結婚年齢に関しては、結婚年齢が上がると夫婦の最終的な子ども数は少なくなること、また若い出生コーホートでは出生順位別出生確率の低下傾向がみられることから、夫婦の最終的な子ども数の地域差が保たれる形で、晩婚化と相まって両地域の夫婦の最終的な子ども数が減る傾向にあることを指摘し

た。

文脈効果については、東京大都市圏の特徴を考慮し、希望する子ども数、子どもの教育関連費用、居住のあり方、人口移動の観点から考察した。まず、希望する子ども数については、多様な人口が存在する東京大都市圏の場合、居住者の意向を反映して夫婦の最終的な子ども数が少なくなる可能性を指摘した。次に子どもの教育関連費用については、夫婦の最終的な子ども数は少ない方が合理的な状況にあることを指摘した。続いて居住のあり方については、都心までの時間距離の長い東京大都市圏では、労働やジェンダーに関する問題と重なることで、夫婦の最終的な子ども数が少ない可能性を指摘した。最後に人口移動については、東京大都市圏には転入者が多く、住宅等の継承可能な資産や出産・子育てに関する親からの支援を相対的に得にくいこと等により、夫婦の最終的な子ども数が少ない可能性を指摘した。

以上、本稿では、東京大都市圏の夫婦の最終的な子ども数が少ないことの要因として文脈効果が存在することを確認した。文脈効果それ自体は、人々の希望を反映している面もあることから否定されるべきものではない。しかし、例えば通勤時間の長さを含めた仕事と出産・子育ての両立困難さのように、文脈効果の中には改善が必要と考えられるものも含まれる。また、東京大都市圏と非東京大都市圏に共通にみられる人口学的メカニズムの結果、若い出生コーホートで晩婚化と相まって夫婦の最終的な子ども数が減る傾向が明らかになった。このことは人々の望みを反映したものというより、望むような家族形成を実現することが困難であるという現代日本の状況を反映したものと考えられる²¹⁾。人々が望む形で家族形成が可能となるような社会経済的な仕組みをどのように構築していくのか、地域固有の課題と日本全体に共通する課題を念頭に置きながら対応していくことが必要である。

最後に、今後の課題を2点挙げておきたい。1点目は、東京大都市圏のみならず、それ以外の様々な地域における文脈効果についても、結婚行動に関する分析も含めて検討することである。その際、人口移動と結婚や出生との関連についても明示的に分析に含めることや、マルチレベルモデル等の統計手法を活用することで文脈効果の影響を幾つかの要素に分けて検討することが重要であろう。また、今回は明示的な影響のみられなかった学歴については、大学進学率が高まっている若い出生コーホートで状況に変化がみられる可能性もあるため、改めて学歴と結婚や出生との関係を詳細に検討する必要があるだろう。

2点目は、分析対象者を広げることである。本稿をはじめ、出生に関する分析の多くは有配偶女性を対象として行われている。しかしながら、結婚や出生については女性のみならず男性も当事者であることから、男性を対象とした検討は欠かせない。また、結婚の安定性が揺らいでいる現状を踏まえると、再婚者や離死別者を対象に加えることについても

21) 2010年に社人研が実施した第14回出生動向基本調査(独身者調査)によれば、生涯に結婚意思のある未婚女性の平均希望子ども数は20歳代までは2.0人を超えるが、30-34歳では1.97人、35-39歳で1.68人、40-44歳で1.50人、45-49歳で1.23人である(国立社会保障・人口問題研究所 2012, pp.254)。これらの値は、表3の結果より高い傾向にある。

検討すべきであろう。

昨今、出生に関しては政策上の関心も高まっているが、そうした応用的な課題にとっても学術的な知見は不可欠である。上記2つの課題を含め、引き続き地域の出生に関する研究を進めていくことが必要である。

付記

本研究は、国立社会保障・人口問題研究所「全国家庭動向調査プロジェクト」の研究成果であり、本稿で使用した「全国家庭動向調査」に関する分析結果には、統計法第32条の規定に基づき、調査票情報を二次利用したものが含まれている。

文献

- 石井太（2013）「出生動向基本調査と国民生活基礎調査とのデータマッチングを用いた子ども数の分析」『人口問題研究』69-2, pp.53-73.
- 石井太・岩澤美帆（2014）「地域分析の観点から見た出生動向基本調査の精度評価」『Working Paper Series (J)』12.
- 大谷憲司（1990）「完結出生力」厚生省人口問題研究所『出産力調査に基づく結婚と出生の地域分析』調査研究報告資料第3号, pp.38-43.
- 小椋正立・ロバート=ディークル（1992）「1970年以降の出生率の低下とその原因 県別、年齢階層別データからのアプローチ」『日本経済研究』No.22, pp.46-76.
- 金子隆一（2002）「少子化過程における夫婦出生力低下と晩婚化、高学歴化および出生行動変化効果の測定」『人口問題研究』60-1, pp.4-35.
- 鎌田健司・岩澤美帆（2009）「出生力の地域格差の要因分析：非定常性を考慮した地理的加重回帰法による検証」『人口学研究』45, pp.1-20.
- 鎌田健司（2013）「地域の就業・子育て環境と出生タイミングに関する研究—マルチレベルモデルによる検証—」『人口問題研究』69-1, pp.42-66.
- 川口太郎（2015）「東京大都市圏における少産少死世代の居住地選択」日野正輝・香川貴志編『変わりゆく日本の大都市圏 ポスト成長社会における都市のかたち』ナカニシヤ出版, pp.77-95.
- 北村行伸・宮崎毅（2005）「結婚経験率と出生力の地域格差：実証的サーベイ」『Hi-Stat Discussion Paper Series』124.
- 小池司朗（2006）「出生行動に対する人口移動の影響について—人口移動は出生率を低下させるか？—」『人口問題研究』62-4, pp.3-19.
- 小池司朗（2009）「人口移動と出生行動の関係について—初婚前における大都市圏への移動者を中心として—」『人口問題研究』65-3, pp.3-20.
- 小池司朗（2014）「人口移動が出生力に及ぼす影響に関する仮説の検証—「第7回人口移動調査」データを用いて—」『人口問題研究』70-1, pp.21-43.
- 厚生省人口問題研究所（1995）『1993（平成5）年 第1回全国家庭動向調査—現代日本の家族に関する意識と実態—』調査研究報告資料第9号.
- 厚生労働省大臣官房統計情報部（2011）『平成22年度出生に関する統計 人口動態特殊報告』厚生労働省大臣官房統計情報部.
- 国土庁計画・調整局編（1998）『地域の視点から少子化を考える—結婚と出生の地域分析—』大蔵省印刷局.
- 国立社会保障・人口問題研究所（2000）『現代日本の家族変動—第2回全国家庭動向調査（1998年社会保障・人口問題基本調査）—』調査研究報告資料第15号.
- 国立社会保障・人口問題研究所（2007）『現代日本の家族変動—第3回全国家庭動向調査（2003年社会保障・人口問題基本調査）—』調査研究報告資料第22号.

- 国立社会保障・人口問題研究所 (2011a) 『現代日本の家族変動—第4回全国家庭動向調査 (2008年社会保障・人口問題基本調査)—』 調査研究報告資料第27号.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2011b) 『全国家庭動向調査関連資料—第1回～第4回調査のコード表ならびに第4回調査の集計表 (離死別サンプル)—』 所内研究報告第35号.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2012) 『平成22年 第14回出生動向基本調査 (結婚と出産に関する全国調査)—第II報告書—わが国独身層の結婚観と家族観』 調査研究報告資料第30号.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2015a) 『現代日本の家族変動—第5回全国家庭動向調査 (2013年社会保障・人口問題基本調査)—』 調査研究報告資料第33号.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2015b) 『現代日本の家族変動 (離死別編)—第5回全国家庭動向調査 (2013年社会保障・人口問題基本調査)—』 所内研究報告第58号.
- 佐々井司 (2007) 「夫婦出生力の地域間格差に関する研究」『人口問題研究』63-3, pp.3-23.
- 高橋重郷 (2010) 「完結出生児数」人口学会編『現代人口辞典』原書房, pp.29.
- 田中恭子 (2009) 『保育と女性就業の都市空間構造—スウェーデン, アメリカ, 日本の国際比較』時潮社.
- 谷謙二 (2002) 「東京大都市圏郊外居住者の結婚に伴う職住関係の変化」『地理学評論』75-11, pp.623-643.
- 堤静子 (2011) 「少子化要因としての未婚化・晩婚化—都道府県コーホートによる分析—」『季刊社会保障研究』47-2, pp.159-174.
- 内閣府 (2005) 『国民生活白書 平成17年版 子育て世代の意識と生活』内閣府
- 濱英彦 (2003) 「府県出生力変動の特性とその全国出生力への影響」『成城大学経済研究』160, pp.1-30.
- 福田節也・守泉理恵 (2015) 「ライフコースを通じた希望子ども数の変化と達成の要因に関する分析」『人口問題研究』71-3, pp.179-200.
- 文部科学省 (2009) 『平成21年度文部科学白書 我が国の教育水準と教育費』文部科学省.
- 山口一男 (2001) 「イベントヒストリー分析(1)」『統計』2001年9月号, pp.74-79.
- 山内昌和 (2015) 「東京大都市圏の低出生率の分析—結婚行動と結婚後の夫婦の出生行動からみた近年の動向」『統計』2015年11月号, pp.14-21.
- 山内昌和・小池司朗・江崎雄治 (2016) 「人口学的要因からみた地域人口の変化と将来像」国立社会保障・人口問題研究所編『日本の人口動向と21世紀社会 (仮)』(研究叢書として近刊予定)
- Balbo, N., Billari, F. C., and Mills, M. (2013) "Fertility in advanced societies: A review of research," *European Journal of Population*, Vol.29, No.1, pp.1-38.
- Boyle, P. (2003) "Population geography: Does geography matter in fertility research?," *Progress in Human Geography*, Vol.27, No.5, pp.615-626.
- Coal, A. and Watkins, S. C. (eds.) (1986) *The decline of fertility in Europe*, New Jersey, Princeton University Press.
- Fiori, F., Graham, E. and Feng, Z. (2014) "Geographical variations in fertility and transition to second and third birth in Britain," *Advances in Life Course Research*, Vol.21, pp.149-167.
- Hank, K. (2001) "Regional fertility differences in Western Germany: An overview of literature and recent descriptive findings," *International Journal of Population Geography*, Vol.7, No.2, pp.243-257.
- Hank, K. (2002) "Regional social contexts and individual fertility decisions: A multilevel analysis of first and second births in West Germany," *European Journal of Population*, Vol.18, No.3, pp.281-299.
- Heinzel, H. and Mittlböck, M. (2003) "Pseudo R-squared measures for Poisson regression models with over- or underdispersion," *Computational Statistics & Data Analysis*, vol.44, pp.253-271.
- Işik, O. and Pinarcioglu, M. M. (2006) "Geographies of a silent transition: A geographically weighted regression approach to regional fertility differences in Turkey," *European Journal of Population*, Vol.22, No.4, pp.399-421.
- Johnston, R. (2009) "Contextual effect," Gregory, D., Johnston, R., Pratt, G., Watts, M. J., and Whatmore, S. (eds.) *The Dictionary of Human Geography 5th edition*, pp.110-111, Massachusetts, Wiley-Blackwell.
- Kertzer, D. I., White, M. J., Bernardi, L. and Gabrielli, G. (2009) "Italy's path to very low fertility: The adequacy of economic and second demographic transition theories," *European Journal of Population*, Vol.25, No.1, pp.89-115.

- Kulu, H. (2013) "Why do fertility levels vary between urban and rural areas?" *Regional Studies*, Vol.47, No.6, pp.895-912.
- Kulu, H. and Boyle, P. J. (2009) "High fertility in city suburbs: Compositional or contextual effects?" *European Journal of Population*, Vol.25, No.2, pp.157-174.
- Kulu, H., Boyle, P. J. and Anderson, G. (2009) "High suburban fertility: evidence from four northern European countries," *Demographic Research*, Vol.21, pp.915-944.
- Kulu, H., Vikat, A. and Andersson, G. (2007) "Settlement size and fertility in the Nordic countries," *Population Studies*, Vol.61, No.3, pp.265-285.
- Kulu, H. and Washbrook, E. (2014) "Residential context, migration and fertility in a modern urban society," *Advances in Life Course Research*, Vol.21, pp.168-182.
- McCullagh, P. and Nelder, J. A. (1989) *Generalized linear model*, Chapman&Hall/CRC.
- Nakagawa, S. (2003) "The long-term regional fertility disparity in Japan," *Acta Facultatis Rerum Naturalium Universitatis Comenianae Geographica*, Nr.43, pp.11-35
- Nishioka, H. (1994) "Effects of the family formation norms on demographic behaviors -Case of Okinawa in Japan-," 『人口問題研究』 50-2, pp.52-60.
- Sobotka, T. and Adigüzel, F. (2002) "Religiosity and spatial demographic differences in the Netherlands," *SOM Research Report* 02f65, Groningen: University of Groningen.
- Tsubouchi, Y. (1970) "Changes in Fertility in Japan by Region: 1920-1965," *Demography*, Vol.7, No.2, pp.121-134.
- Vobecká, J. and Piguët, V. (2012) "Fertility, natural growth and migration in the Czech Republic: An urban-suburban-rural gradient analysis of long term trends and recent reversals," *Population, Space and Place*, Vol.18, No.2, pp.225-240.

謝辞

人口構造研究部の鎌田健司主任研究官には本稿作成に際して多数の有益な助言をいただいた。ここに感謝の意を表したい。

Why Do Married Couples in the Tokyo Metropolitan Area Have Fewer Children Than Those in the Rest of Japan?

Masakazu YAMAUCHI

In Japan, the total fertility rate (TFR) varies by region. While the TFR in Japan has been below replacement level since the latter half of the 1970s, the TFR in large urban regions such as the Tokyo Metropolitan Area (TMA) has been lower than smaller urban or rural regions. In 2010, the TFR in the TMA was 1.24, 0.21 points lower than the TFR in the Non-Tokyo Metropolitan Area (Non-TMA, defined as all the regions outside the TMA). This TFR gap was related to not only the difference in proportion married, but also the difference in the average number of children married women have. According to major national surveys conducted from 1994 to 2010 by academic societies and the National Institute of Population and Social Security Research (IPSS), married women aged 45-54 in the TMA had 1.8-2.0 children on average and 0.2 children fewer than those in the Non-TMA.

In this study, we investigated why married couples in the TMA have fewer children than those in the Non-TMA. We used microdata from the Fourth and Fifth National Survey of Family (NSF) conducted by IPSS in 2008 and 2013, respectively.

First, we examined the parity of married women who were born in 1948-62 and aged 45-64 during the Fourth or Fifth NSF period. We discovered that married women in the TMA have 0.2 fewer children and lower probability of transitioning from parity two to three than married women in the Non-TMA. It could be argued that fertility variation between the TMA and the Non-TMA is related to contextual effects or the impact of local environment on childbirth behavior. We also found that the parity of married women is strongly related to women's age at marriage, regardless of region.

Second, we compared the fertility schedule of married women born in 1948-62 with that of married women born in 1963-77. We found that married women born in 1963-77 have lower probability of transitioning from parity zero to one or from parity one to two than those born in 1948-62, and that this difference is more apparent among women who got married by the age of 27. Since this difference is common to both the TMA and the Non-TMA, it could be concluded that marital fertility for younger birth cohort is decreasing in both regions, thereby maintaining the pre-existing difference in regional marital fertility.

特集：『第5回全国家庭動向調査（2013年）』の個票データを
利用した実証的研究（その2）

家内領域と公共領域の組み合わせからみた 育児サポートネットワークの多様性

星 敦 士*

本研究は、育児サポートネットワークが当事者である母親からみてどのような続柄、属性の人びとによって担われているのかという問いについて、社会関係における家内領域と公共領域の組み合わせパターンから検討した。第5回全国家庭動向調査によって得られたデータから6歳未満の子どもをもつ配偶女性を対象に分析した結果、以下のことが明らかになった。①教育年数が高い有配偶女性ほど育児サポートを親族関係に依頼しない。②夫の母親によるサポートは地域の専門機関など公共的なつながりから得られる育児サポートと代替的な存在である。この傾向は特にDID地区以外で強い。③家族のあり方と子育てに関する近代的な規範意識は育児サポートネットワークを狭い範囲の家内領域におけるつながりに限定する。育児サポートネットワークの多様性を社会関係における家内領域と公共領域の組み合わせとして分析したことで、育児期の母親に対する社会的な支援を充実させるうえで今後検討すべき点が明らかになった。

I. 目的と背景

本研究の目的は、2013年に実施された第5回全国家庭動向調査のデータを用いて、同調査における育児サポートネットワークの特徴を明らかにするとともに、その構造的な特徴と関連する要因を検討する。具体的には、出産や子育てをめぐる相談や手助けといったサポートが当事者である母親からみてどのような続柄、属性の人びとによって担われているのか、その続柄や属性はどのような組み合わせになっているのかという問いについて、社会関係を家内領域と公共領域に分類する観点からアプローチを試みる。

出産から育児期における母親の多様なニーズを周囲の社会関係がどのようにサポートしているか、またどのようなサポートネットワークが母親のストレスを軽減し、心理的な安寧をもたらすかについては井上（2005）、丸山（2013）がまとめているように既に多くの研究が存在するが、研究対象である育児サポートネットワークをどのようにとらえるかという点についてみても多様な方法が採用されている。サポート資源としてのネットワークの構造的な特徴を最も包括的にとらえているものとしては、ネットワークの地域特性やディ

* 甲南大学文学部

ストレス、家族意識との関連を明らかにした前田尚子による一連の研究（前田 2004a; 2004b; 2007; 2008）で採用された方法が挙げられるだろう。ここでは、家族・親族以外で親しいつきあいをしている人を親しい順に4名まで挙げてもらい、それらの人と知り合ったきっかけや挙げられた人同士が互いに知り合いかどうかのほか、育児に関するサポート／育児外のサポートという区分とサポートの種類（情緒的・相談的・実体的・親交）を組み合わせた8つの状況においてそのネットワークを利用できるかどうか可能性を尋ねている。このようないわゆるネームジェネレータ方式と呼ばれるネットワーク調査法を応用した例としては、松田（2001; 2008）による中庸なネットワークの効果に関する研究や就業女性の育児サポートネットワークについて地域間比較を行った安河内（2008）などがある。その他の方法としては、ある特定の続柄や属性を提示して、それらからどのような、あるいはどの程度のサポートを受けているかを尋ねているものも多い。例えば性別役割分業意識と育児サポートネットワークの関連を検証した関井ほか（1991）が実施した調査では手段的援助（子どもの世話の代替）、情動的援助（子育てについての助言）、情緒的援助（育児の大変さの理解）とサポート内容を分類して、それぞれについて「夫」「妻方の親族」「夫方の親族」「近所の友人」「保育所の友人」「その他の友人」という6つの続柄、属性がどのくらい頼るになると認識しているかを尋ねている。この方法を参照している久保（2001）の調査ではサポート提供者として「職場の友人」が加えられ、さらに提示したカテゴリごとに子どもの世話を実際に頼める人の数、子育てを通じた交流がある人の数といったネットワークの数量的な側面も調査項目に含めている。近年では、立山（2011）のように育児サポートネットワークを構成する属性として夫や親族、友人のほかに「ママ友」というカテゴリを提示して、それに該当する人びとのなかに相談相手や世話を頼める人がいるかを尋ねている研究もある¹⁾。日本家族社会学会が継続的に実施している「全国家族調査(NFSJ)」では育児に直接関わる内容ではないが、相談や経済的問題、人手が必要な問題について、家族や親族、友人、同僚、近隣関係のほか、専門家や各種サービスを提供する機関も含めてどのような人や機関を頼りにするか多重回答方式で尋ねており、分析対象を幼い子どもをもつ女性に限定することで「育児期の」サポートネットワークとして分析することが可能である（星 2012）²⁾。

このように調査における測定の方法は多様であるが、分析としては、母親の社会的属性や規範・意識の持ちようによって夫や親、親族、友人「それぞれ」からのサポートの量や質がどのように異なるかを明らかにするというアプローチがほとんどの研究において採用されてきた。配偶者や親、親族、友人などからのサポートの有無、量がどのような要因と

1) 友人とママ友を分けてそれぞれとの接触頻度やSNSによるアクセス頻度を尋ねた例として馬場ほか（2013）も挙げられる。「ママ友」については大嶽（2014）が指摘するように調査によって定義が異なるなど研究における位置づけが定まっていない問題もあるが、育児サポートにおける重要性は無視できず今後の調査でどのように含めることが妥当なのか、詳細な検討が求められる。

2) 同じように回答者にある特定の状況や出来事を想定させて多重回答方式でサポートの担い手をとらえる方法を採用している大和（2003）では子育てに直接関わる項目（助言を求める、子どもの世話を頼むなど）を提示している。

関連するかが個別に分析されてきた一方で、母親を取り巻く複数の人びと、専門機関を含む多様な続柄、属性がどのような組み合わせで育児サポートネットワークを構成しているのか、その構造的な特徴を取り入れた研究はネームジェネレータ方式でネットワークを測定した調査データを用いた際に親族割合や密度が分析されているほかはほとんどみられず、その組み合わせのパターンが社会的属性や規範によってどのように異なるのかを明らかにしたものもない³⁾。

そこで本研究では冒頭に示したような課題を設定したが、具体的に育児サポートネットワークを構成する続柄、属性の組み合わせをどのように類型化するかについては、「身体的ケア」と「交際」という2つのタイプのネットワークにおいて人びとがどのような続柄、属性を選択しているかを明らかにした大和(2000)を参照した。大和(2000)は、従来の社会ネットワーク研究における「社会的地位の高さがネットワークの多様性をもたらす」という知見は、男性の交際ネットワークにおいてみられるものであり、ケアという近代社会の文脈の中では家内領域で処理すべきとされてきた問題からネットワークを捉えることの重要性を明らかにする過程で、どのような続柄、属性がネットワークを構成しているかについて「夫婦親子」「夫婦親子+親族」「夫婦親子+専門機関」「夫婦親子+親族+専門機関」という4つのタイプに分類している。そして、社会関係における家内領域と公共領域の観点から、夫婦間・親子間のつきあいを狭い意味での家内領域におけるネットワークとして「家内領域(狭)」、それに成人し別世帯を形成している兄弟姉妹やその他の親族とのつきあいを加えたものを広い意味での家内領域におけるネットワークとして「家内領域(広)」、友人・知人、職場・仕事関係者、専門機関との関係を「公共領域」におけるネットワークと再定義し、交際とケアをめぐるネットワークがどのような領域の組み合わせから構成されているか、その多様性と社会階層、ジェンダーとの関連の構造を検討した。

本研究が対象とする育児サポートネットワークについては、配偶者と親が中心的な役割を担っており、親族や近隣関係、友人といった関係のつながりは相談や子どもを通じた交流など情緒的、精神的サポートに限られる傾向が強いといったことがこれまでの全国家庭動向調査でも、また先行研究によっても明らかになっている。その点を考慮すると、配偶者や親という狭い意味での家内領域から調達されるサポートを中心にしながら、その他の親族や近隣関係、友人、専門機関がどのように組み合わせられて全体的なネットワークを構成しているのかを明らかにすべきであろう。大和(2000)は交際と身体的ケアという観点からネットワークをとらえたが、この異なる領域のセクターの組み合わせからネットワークのタイプを分類し、多様性をとらえる方法は育児サポートネットワークの分析においても応用できると思われる。

3) ネームジェネレータ方式では特定の個人を想起させるため育児サポートネットワークの構成要素として公共的な専門機関が除かれやすい。森岡(2012)は社会ネットワーク研究の当初の分析枠組みには個人と個人だけではなく、個人と組織、機関の関係も含まれていた点を指摘している。

II. データと変数

1. データ

第5回全国家庭動向調査は、2013年に実施された国民生活基礎調査のために全国から系統抽出法によって選ばれた5,530の国勢調査の基本単位区から無作為に抽出した300調査区に居住する世帯の結婚経験のある女性（複数いる場合は、もっとも若い女性、結婚経験のある女性がない場合は世帯主）を対象として、2013年に実施された。調査方法は留置自記式で、2013年7月1日の事実について記入を求めている。

調査票の配布枚数は12,289票、回収された調査票のうち、無回答が多いなど集計が困難な調査票を除いた有効回収票は9,632票（配布枚数に対する有効回収率は78.4%）であった。このうち、調査時点において配偶者がいる女性から得られた有効回収票は6,409票である。本研究では、出産・子育てに関わるサポートネットワークの構造的特徴を家内領域と公共領域の組み合わせから把握し、調査時点での社会的属性や子育て規範、家族・親族といった人的資源の状況とどのように関連しているかを検証するため、調査時に子育てを行っている回答者を対象に分析することが望ましい。そこで調査時点において末子年齢（子どもが1人の場合は、その子どもの年齢）が6歳未満、小学校入学前という育児期にある有配偶女性から回収された830票を分析対象とした。

2. サポートネットワークの測定と操作化

家庭動向調査では出産、育児、介護など様々な生活場面における相談や手助けの担い手について、出産や育児で困ったときの相談相手、第1子の出産時の回答者の世話、第1子が1歳になるまでの世話、回答者が病気のと看や、家族の看護や介護で手が放せないときの子どもの世話、経済的に困ったときに頼る相手、子どもの教育・進路を決めるときの相談相手など様々な状況を提示し、「夫」「同居している（いた）あなたの親」「あなたの姉妹（義理を含む）」などの家族や親族、「近所の人」「子どもを介して知り合った人」などの友人・知人、「病院（医師）」「保健所（保健師）」「インターネット（ホームページ・掲示板・メーリングリスト等）」などの公共的な専門機関のなかから1位、2位と順位別の回答を求めている（図1）。本研究では、育児サポートネットワークに焦点をあてるため、図1のように提示されている11項目から「経済的に困ったとき、頼りにする（した）のは誰ですか」と「夫婦間で問題がある（あった）とき、相談する（した）のは誰ですか」の2項目を除いた9項目を分析対象とした。また図1の選択肢からも分かるように、この質問では回答者本人を指す「あなた」や「頼る人がいない・いなかった」という回答も可能となっている。分析では、「あなた」を選択したケースは自分以外に相談したり手助けを頼んだりすることができない状況にある（あった）ととらえて、例えば、ある状況についてサポートの担い手を自分自身と夫を挙げていた場合であれば、その状況におけるサポートの担い手は夫のみとし、自分自身以外に選択していない場合であれば「頼る人がいない・

いなかった」に置き換えた⁴⁾。さらに、回答欄の順位の範囲について、「出産や育児で困ったとき、だれに相談しますか(しましたか)」「平日の昼間、第1子が1歳になるまで世話をしている(いた)のはだれですか」「第1子が1歳から3歳になるまでの間、平日の昼間の世話をしている(いた)のはだれですか」の3項目については1位から4位まで回答を求めているが、他の項目については2位までとなっているので、以降の分析では1位と2位の欄にどのような続柄、属性が挙げられているのかに着目した(図1の点線部分)。すなわち、9項目それぞれの1・2位、合計18の回答欄にどのような続柄、属性が選ばれているのかを検討する。

図1 育児サポートネットワークに関する質問項目

問15 次のア～サのような時、これまでだれ(どこ)に相談したり手助けを頼んだりしましたか。優先順位の高い順に2つまで(ア～ウは4つまで)、下の選択肢から選んでお答えください。あてはまる選択肢がない場合は空欄にしてください。

	1位	2位	3位	4位
ア. 出産や育児で困ったとき、だれに相談しますか(しましたか)				
イ. 平日の昼間、第1子が1歳になるまで世話をしている(いた)のはだれですか				
ウ. 第1子が1歳から3歳になるまでの間、平日の昼間の世話をしている(いた)のはだれですか				
エ. 第1子のお産時、あなたの身の回りを世話をしている(いた)のはだれですか				
オ. 第2子のお産時、第1子の世話をしている(いた)のはだれですか				
カ. あなたが病気をしたとき、子どもの世話をした(した)のはだれですか				
キ. あなたが家族の看護や介護で手が放せないとき、子どもの世話をした(した)のはだれですか				
ク. あなたが働きに出ているとき、子どもの世話をした(した)のはだれですか				
ケ. 経済的に困ったとき、頼りにした(した)のはだれですか				
コ. 子どもの教育・進路を決めるとき、相談した(した)のはだれですか				
サ. 夫婦間で問題がある(あった)とき、相談した(した)のはだれですか				

選択肢			
1. 経験がない	8. あなたの姉妹(義理を含む)	15. 職場の同僚・友人	22. 保健所(保健師)
2. あなた	9. 夫の姉妹(義理を含む)	16. 職場以外の友人	23. 市町村役場
3. 夫	10. 同居している子	17. 地域のボランティア	24. 書物・雑誌・ラジオ・テレビなど
4. 同居している(いた)あなたの親	11. 別居している子	18. 保育所(保育士)	25. インターネット(ホームページ・掲示板・メールリスト等)
5. 同居している(いた)夫の親	12. その他の親戚	19. 家政婦・ベビーシッター(有料)	26. その他
6. 別居している(いた)あなたの親	13. 近所の人	20. 有料の一時預かり施設	27. 頼る人がいない・いなかった
7. 別居している(いた)夫の親	14. 子どもを介して知り合った人	21. 病院(医師)	

図2は、上述の9項目について、調査票で提示された27の選択肢を「夫」「妻の親」「夫の親」「親族」「近隣・友人」「公共機関」という6つのカテゴリにまとめて、それぞれのカテゴリが1位か2位どちらかに含まれている割合を2008年に実施した前回の全国家庭動向調査(第4回)の結果とともに示したものである。各グラフの「頼る人がいない」とは、各項目において「頼る人がいない・いなかった」としたケース(上記のように置き換えを行っているので「あなた」だけを選んだケースも含む)を指す。なお「経験なし」と不詳(無回答)の割合は第5回調査のものである⁵⁾。

4) 質問文で「これまでだれ(どこ)に相談したり手助けを頼んだりしましたか。」と尋ねていることを考慮すると、選択肢に回答者自身を指す「あなた」が含まれている必要はないともいえる。経年的に行われている調査を用いた時系列比較の観点からは調査項目の継続性は重要であるが、本文中のように処理するのであればこの選択肢を削除しても特に問題ないと思われる。

5) 本研究では分析対象を子どもがいるケースとしているので、例えば「平日の昼間、第1子が1歳になるまで世話をしている(いた)のはだれですか」といった項目における「経験なし」は子どもを育てた経験がないということではなく、子どもの世話について誰かにサポートを依頼する必要性を感じた経験がないということを意味していると考えられる。また不詳(無回答)の割合が高い項目も見られるが、これらには「経験なし」も含まれていると思われる。

図2 育児サポートネットワークの構成

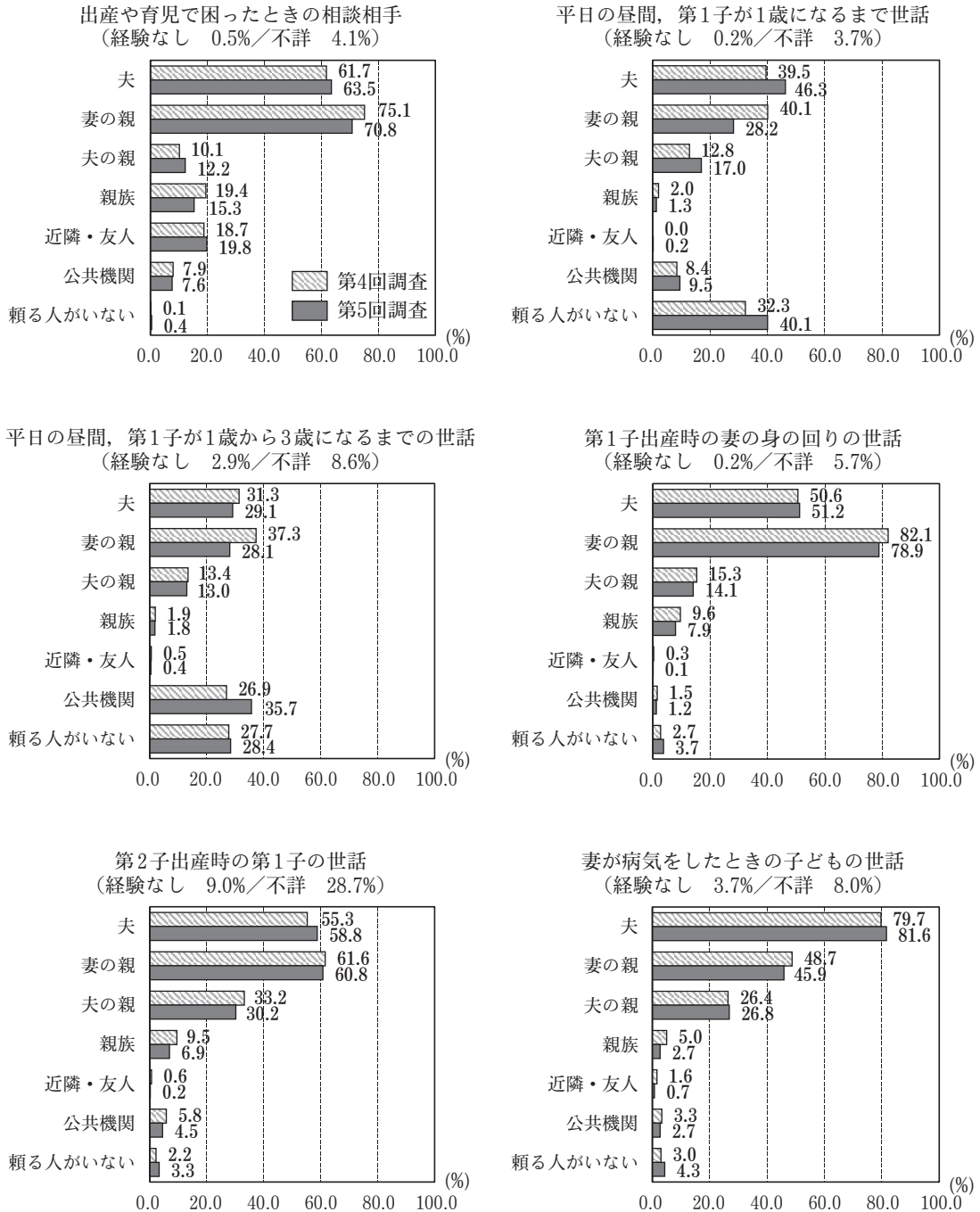
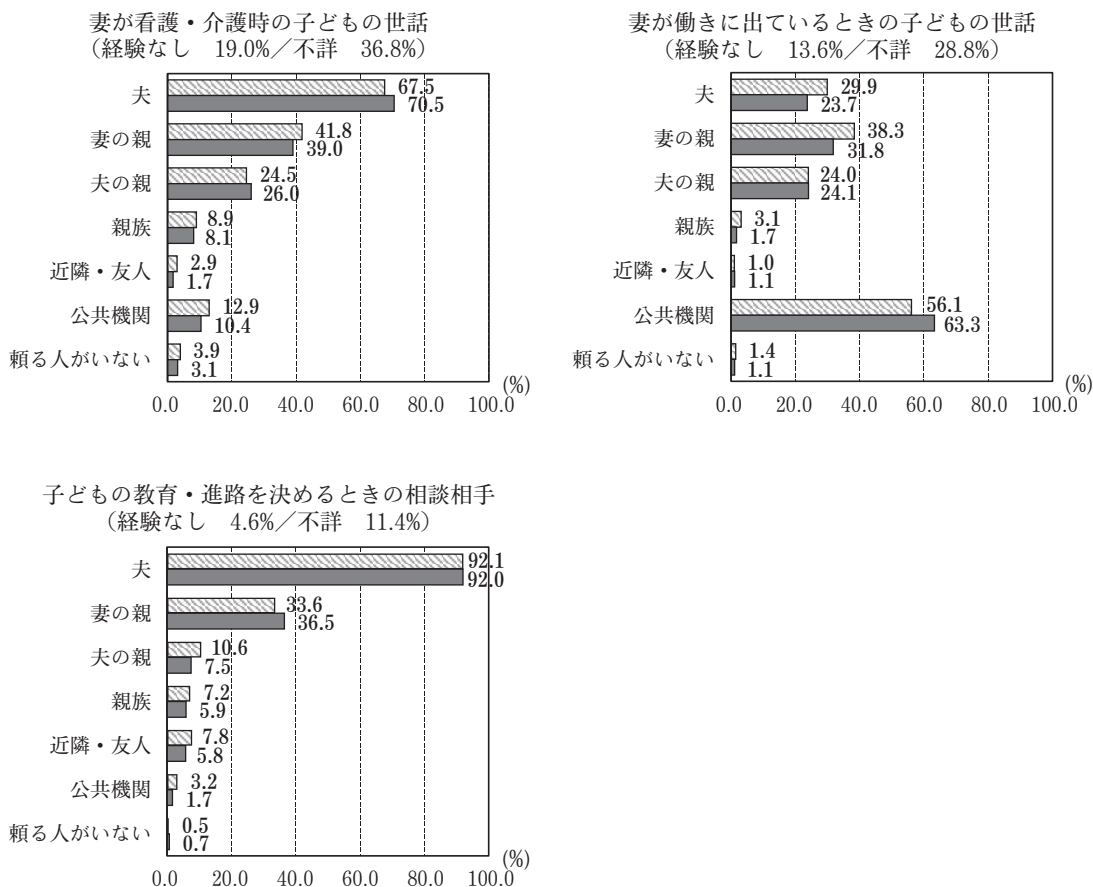


図2 育児サポートネットワークの構成（つづき）



育児サポートネットワークの基本的な構成として配偶者と親、とくに自分の（妻方の）親が頼られているという傾向は前回調査から大きくは変わっていない。部分的には夫や自分の親を1位か2位いずれかに選んだ割合が増減している項目もみられるが、持続的な傾向かどうかは今回の集計からは判断できない。「平日の昼間、第1子が1歳から3歳になるまでの世話」や「妻が働きに出ているときの子ども世話」において公共的な専門機関が選択される割合が増えている点については、前回調査以降における保育施設の拡充の結果とみることもできるが、平日の昼間の子どもの世話については、自分自身しか挙げていなかったケースも含む「頼る人がいない」の割合も依然高く（第1子が1歳になるまでの世話についてはむしろ増加している）、子育てにおける母親の孤立の解消には至っていない⁶⁾。

6) 本稿では近年の保育政策や制度的な育児サポートの動向については言及できないが、育児の社会化と家族責任のあり方をめぐる議論の現状については下夷（2015）に詳しい。

今回の分析では、図1の点線で囲んだ9項目の1・2位の欄に、①配偶者と親というこれまで育児支援の中心的な担い手とされてきた家内領域のなかでも狭い範囲のつながり、②それ以外のきょうだい関係や叔父、叔母といったいわゆる親族ネットワーク、③近隣関係、友人、専門機関といった公共的つながりという3つのグループがどのような組み合わせで育児サポートネットワークを構成しているのかを確認したうえで、その組み合わせパターンをネットワークの構造的特徴を表す指標とする。

表1 育児サポートネットワークの組み合わせパターンと度数分布

	育児支援ネットワークのタイプ			
	家内領域(狭)	家内領域(広)	家内領域(狭) +公共領域	家内領域(広) +公共領域
夫/自分の親/夫の親	○	○	○	○
自分の姉妹/夫の姉妹	×	○	×	○
子ども/その他の親族				
近所の人/子どもを介して知り合った人	×	×	○	○
職場の同僚・友人/職場以外の友人				
地域のボランティア/保育所				
家政婦/有料の一時預かり施設				
病院/保健所/市町村役場				
メディア/インターネット/その他				
第4回調査(2008年)	298	144	410	145
	29.8%	14.4%	41.0%	15.4%
サポート経験項目数	6.09	6.64	7.10	7.35
第5回調査(2013年)	270	74	345	109
	33.8%	9.3%	43.2%	13.7%
サポート経験項目数	5.87	6.61	6.89	7.13

注) 第4回調査データでは「公共領域のみ」というタイプが2ケース(0.2%)あったため合計が100%にならない。

9項目における続柄、属性の出現パターンを、上記の3つのネットワークタイプに沿って分類した結果を示したものが表1である。表中の○は表側にある続柄、属性のうちいずれか1つ以上を選択していることを、×はいずれも選択していないことを意味している。理論的には「配偶者・親」「親族」「非親族・専門機関」という3つのセクターの組み合わせには7つのパターンが存在するが、第5回全国家庭動向調査のデータからは表1に示した4つのパターンのみが示された⁷⁾。最も多い組み合わせは配偶者・親という狭い範囲の家族的つながりと、近隣関係や友人、公共的な専門機関からサポートを得ている「家内領域(狭)+公共領域」のパターンで全体の43.2%を占めており、以下はサポートの担い手が配偶者と親のみという「家内領域(狭)」が33.8%、すべてのセクターにサポートの担い手をもつ「家内領域(広)+公共領域」のパターンが13.7%、配偶者と親に親族を加えた「家内領域(広)」が9.3%となっている。前回の調査データを用いて同じように類型化

7) 大和(2000)では「夫婦親子+親族+専門機関」の組み合わせパターンについては特に略称が付与されていないので、ここでは「家内領域(広)+公共領域」とした。

した結果と比較すると、育児サポートネットワークが配偶者と親、親族から構成されている「家内領域（広）」の割合が減少しているほか、「家内領域（広）＋公共領域」のパターンもやや減少しており、親・配偶者以外の親族を含むパターンのかわりに「家内領域（狭）」が増加している。

調査票で提示した9項目の状況のなかで実際に誰かに相談や手助けを求めた項目の数、すなわち「経験がない」を選択した項目の数と、1位、2位ともに「あなた」あるいは「頼る人がいなかった」を選択した項目の数を全体の項目数9から減じたもの（提示された状況のなかで実際に他者からサポートを受けた項目数）をみると、両時点とも非親族や専門機関を含むパターンの方がその数が多いことが示された。

表2 子ども数別にみた育児サポートネットワーク

	育児サポートネットワークのタイプ				合計
	家内領域(狭)	家内領域(広)	家内領域(狭) ＋公共領域	家内領域(広) ＋公共領域	
1人	109(37.8%)	28(9.7%)	113(39.2%)	38(13.2%)	288
2人	115(32.9%)	31(8.9%)	150(42.9%)	54(15.4%)	350
3人以上	46(28.7%)	15(9.4%)	82(51.2%)	17(10.6%)	160

$$\chi^2=8.202 \quad p=0.224$$

表2は調査時の子ども数別に育児サポートネットワークのパターンをみたものである。子ども数が多いほどサポートを要する機会も増え、先に生まれた子どもを介したつながりができることからより多様なセクターにサポートの担い手を求める母親が多くなることも予測されたが、ここでの集計では調査時点の子ども数と育児サポートネットワークの構成に有意な関連はみられなかった。

表3 育児サポートネットワーク別にみた今後の出生予定と理想の子ども数

	今後の出産予定			理想の子ども数		
	出産は予定していない	1人以上予定している	合計	1人ないし2人	3人以上	合計
家内領域(狭)	155 63.3%	90 36.7%	245 100.0%	129 50.8%	125 49.2%	254 100.0%
家内領域(広)	41 60.3%	27 39.7%	68 100.0%	25 35.7%	45 64.3%	70 100.0%
家内領域(狭) ＋公共領域	221 72.2%	85 27.8%	306 100.0%	137 42.7%	184 57.3%	321 100.0%
家内領域(広) ＋公共領域	62 62.0%	38 38.0%	100 100.0%	42 40.8%	61 59.2%	103 100.0%

$$\text{今後の出産予定：}\chi^2=7.742 \quad p=0.052 \quad \text{理想の子ども数：}\chi^2=7.262 \quad p=0.064$$

次に表3は調査時の育児サポートネットワークの組み合わせパターン別に、今後の出生予定、そして理想の子ども数をみたものである。こちらについてはカイ二乗検定の結果それぞれ10%水準で有意な関連がみられた。各セルの調整済み残差を求めたところ、今後の

出生予定については「家内領域（狭）＋公共領域」のセルで5%水準の限界値-1.96を下回っており、他のパターンに比べて今後1人以上子どもをもつことを予定している割合が小さい。また理想の子ども数については「家内領域（狭）」のセルで調整済み残差が5%水準の限界値-1.96を下回っており、他のパターンに比べて3人以上を理想としている割合が小さい。それ以外のセルについては期待値との間に顕著な差はみられなかった。表2、表3の結果から、育児サポートネットワークが配偶者や親といった狭い範囲の家内領域のつながりから構成されている母親においてやや今後子どもをもつことにネガティブな傾向がみられたものの、子ども数によってネットワークの構成が変わる、あるいは今のネットワークのあり方によって今後の出生希望が変わるといった関係が強く存在するわけではないことが示された。

3. ネットワークの構造的特徴との関連を検討する変数

育児サポートネットワークがどのようなセクターの組み合わせから構成されているのかを表す表1で示した4つのパターン分類との関連をみる諸変数は、育児サポートネットワークに関する先行研究を踏まえて以下の3つのグループに分類した。

(1) 回答者の社会的属性

居住地による世帯内育児サポートネットワークの違いに着目した立山（2010）は、居住地を都心・郊外・村落と分類し、サポートの得られやすさやサポートが母親の孤立感に与える影響がそれぞれの地点で異なること、都市度の違いが世帯類型の違いと結びつくことでサポートを期待できる世帯内ネットワークの総量に影響することなどを明らかにしている。また就業形態と育児サポートネットワークの関連を検証した大和（2003）では、常勤で働く女性はフォーマルな機関に、そうではない女性はインフォーマルな関係に援助を頼る傾向があること、常勤で働く女性はそうではない女性に比べて夫方の親に援助を求めにくいこと、専業主婦は保育所の利用に抵抗感をもつことなど、就業状態によって育児サポートをめぐる実態と意識が影響されることを明らかにしている。子どもの年齢、母親自身の就労、社会階層などが世帯外の育児サポートネットワークに与える影響を分析した松田（2008）は、豊かなネットワークをもつ母親の特徴として、専業主婦であることや経済的にゆとりがあることを挙げている。親しさや交際といった観点から友人関係を扱うパーソナルネットワーク研究では、その特徴に対する居住地の効果、教育や経済的資源といった社会経済的要因の効果が検証されてきたが、育児サポートネットワークにおいても母親の諸属性による影響が予測される。本研究の分析では、育児サポートネットワークの組み合わせパターンとの関連をみる変数として、居住地（DID 地区か否か）、回答者（妻）の教育年数、従業上の地位（正規雇用／パート・アルバイト・派遣社員・嘱託／自営業主・家族従業者／専業主婦）、そして経済的資源として調査前年における夫婦の収入を用いた⁸⁾。

8) 収入は夫婦それぞれの調査前年の収入に関する質問で選ばれた選択肢の金額範囲の中央値を用いて実額に換算し、合算した。回帰分析では10を底とする常用対数に変換して用いた。

(2) 近代的な家族・子育て規範

育児サポートネットワークの研究では性別役割分業規範（関井ほか 1991）など家族や育児のあり方をめぐる規範意識との関連が検証されてきた。前述の大和（2003）では就業状態によって異なる育児サポートの実態の背景には性別役割分業意識が存在していることを示唆している。全国家庭動向調査の第4回調査データを分析した星（2011）でも、社会経済的地位が母親の育児専念に関する意識（いわゆる「三歳児神話」への賛否）を通して育児サポートネットワークの構造的特徴に間接的に影響していることを示している。ネットワークと規範意識の間には、規範が関係を形成するとともに、形成された関係のなかで過ごすことによって規範が強化されるという双方向の影響が想定されるが、いずれにしても子育てで困ったときに誰に支援を求めるかは母親自身の規範意識と強く関連していることが予測される。今回の分析では、夫婦間の分業と子育てに関する質問における「結婚後は、夫は外で働き、妻は主婦業に専念すべきだ」「子どもが3歳くらいまでは、母親は仕事をもたず育児に専念したほうがよい」「夫婦は子どもをもってはじめて社会的に認められる」という提示文に対する回答（1.まったく賛成／2.どちらかといえば賛成／3.どちらかといえば反対／4.まったく反対）を値が高いほど提示文に肯定的な方向になるように変換して主成分分析を行い、その主成分得点を近代的な家族・子育て規範（以降、子育て規範）とした。

(3) 家族・親族によるサポート可能性

都市部では親族との居住距離が遠くなるため育児を介した近隣関係が活発化するという育児サポートにおける親族と非親族の代替性を見いだした落合（1989）をはじめ、ネットワークの代替性あるいは重層性を検証した研究は多い。立山（2011）では子育てにおける家庭内サポートと家庭外サポートは正の相関関係にあり、夫からのサポートが妻の社交や友人からの支援獲得を促進する傾向があることを示している。

分析では、そのような家族・親族によるサポート可能性、すなわち人的資源を表す変数として、きょうだい関係のなかでもサポートの担い手として期待できる回答者（妻）本人の姉妹の数、夫による支援（家事・育児）、そして回答者（妻）の親と夫の親による支援（家事）を用いて、これらの存在がサポートネットワークの構成にどのような影響を与えるのか検証する。夫による支援のうち、家事参加については「ゴミ出し」「日常の買い物」「部屋の掃除」「風呂洗い」「洗濯」「炊事」「食後の片付け」の7項目に対する回答（1.毎日・毎回する／2.週3～4回程度する／3.週1～2回程度する／4.月1～2回程度する／5.まったくしない）を値が大きいほど参加頻度が高い方向に変換して主成分分析を行い、その主成分得点を夫の家事参加の程度とした。また育児参加については「遊び相手をする」「風呂に入れる」「食事をさせる」「寝かしつける」「泣いた子をあやす」「おむつを替える」の6項目に対する回答（選択肢は家事参加と同じ）を値が大きいほど参加頻度が高い方向に変換して主成分分析を行い、その主成分得点を夫の育児参加の程度とした。回答者（妻）と夫の親による家事参加は、「あなたの母親や夫の母親は、あなたのご家庭の日常の家事をどれくらいしていますか。」という質問に対する回答（1.毎日／2.週に3～4回／3.週に

1～2回/4月に1～2回/5年に数回/6.まったくしない)を値が大きいほど参加頻度が高い方向に変換して用いた。

Ⅲ. 分析

1. 2変数間の関連

多変量を統制した分析を行う前に各独立変数と育児サポートネットワークの組み合わせパターンとの間の2変数間の関連を確認したものが表4である。量的変数については教育年数を学歴に置き換えたほか、概ねカテゴリの大きさが等サイズになるよう3つのグループに区分している。各クロス集計表についてカイ二乗検定を行ったところ、有意な関連がみられた変数は回答者(妻)の従業上の地位、夫婦の収入、子育て規範、回答者(妻)の姉妹の数であった(いずれも1%水準で有意)。これらの変数のクロス集計表については、調整済み残差の絶対値が1.96よりも大きいセルについて太字で示している。従業上の地位については、正規雇用か非正規雇用かに関わらず雇用されている場合に公共的な専門機関が育児サポートの担い手として含まれる傾向が強く、専業主婦はきょうだいなど親族ネットワークにサポートの担い手を求める割合が高い。収入については、相対的に低い層で夫や親のみからサポートを受けている割合が高くなり、高い層で多様なセクターが含まれる傾向にある。子育て規範は相対的に高い層で狭い範囲の家内領域パターンを示す割合が高く、相対的に低い層では公共的な専門機関を含みセクターの多様性がみられる。最後に妻の姉妹数をみると、姉妹がいる人ほどそこにサポートを求めている傾向が強いととも、姉妹がいない人びとの一部は夫と親だけに頼る傾向が強まることを示している。先行研究でも示されたように就業の有無、とくに雇用されているかどうかと近代的な子育て規範は育児サポートネットワークの構成と強く関連していることが示された一方、夫や親からの家事や育児における支援は2変数間の関連においては育児サポートネットワークの構成と顕著な結びつきを示していなかった。

2. 育児サポートネットワークの組み合わせパターンに関する多変量解析

ここでは多変量を統制したうえで育児サポートネットワークにおける4つの組み合わせパターンと関連する要因を明らかにする。多変量分析では回答者の社会的属性、子育て規範、家族・親族によるサポート可能性のほかに、表1で示したサポートを経験した項目数を独立変数に加えた。これは、表1からも分かるようにサポートを経験した状況が多い回答者ほど多様なセクターに支援を求めている傾向がある、別の表現をすると、他者にサポートを担ってもらった経験が少なければ、依頼先のセクターの種類も少なくなる(少なくとも)ことを踏まえて、サポートの経験数をコントロールしたうえで、その担い手の組み合わせパターンと諸変数の関連を分析するためである。多変量解析に用いた各変数の記述統計量は表5のとおりである。

表4 育児サポートネットワークと諸変数の関連

	育児サポートネットワークのタイプ				合計 カイ二乗値		
	家内領域(狭)	家内領域(広)	家内領域(狭) + 公共領域	家内領域(広) + 公共領域			
	親・配偶者	親・配偶者 その他親族	親・配偶者 非親族・専門 機関	親・配偶者 その他親族 非親族・専門 機関			
居住地							
	非 DID	94(32.3%)	26(8.9%)	128(44.0%)	43(14.8%)	291	0.853
	DID	176(34.7%)	48(9.5%)	217(42.8%)	66(13.0%)	507	
妻の最終学歴							
	高校	80(32.0%)	30(12.0%)	98(39.2%)	42(16.8%)	250	8.275
	専修学校・高専・短大	126(34.5%)	28(7.7%)	169(46.3%)	42(11.5%)	365	
	大学・大学院	61(34.9%)	16(9.1%)	76(43.4%)	22(12.6%)	175	
妻の従業上の地位							
	正規雇用	18(11.8%)	7(4.6%)	91(59.9%)	36(23.7%)	152	136.881**
	非正規雇用	39(20.1%)	9(4.6%)	113(58.2%)	33(17.0%)	194	
	自営業主・家族従業者	12(30.0%)	4(10.0%)	17(42.5%)	7(17.5%)	40	
	専業主婦	198(49.1%)	54(13.4%)	121(30.0%)	30(7.4%)	403	
夫婦の収入							
	450万円以下	127(38.1%)	36(10.8%)	125(37.5%)	45(13.5%)	333	24.456**
	700万円以下	85(32.4%)	24(9.2%)	124(47.3%)	29(11.1%)	262	
	701万円以上	31(22.3%)	7(5.0%)	70(50.4%)	31(22.3%)	139	
子育て規範							
	低い	45(18.8%)	16(6.7%)	132(55.2%)	46(19.2%)	239	64.812**
	中程度	95(33.7%)	31(11.0%)	126(44.7%)	30(10.6%)	282	
	高い	123(49.4%)	26(10.4%)	72(28.9%)	28(11.2%)	249	
妻の姉妹数							
	0人	136(39.1%)	9(2.6%)	185(53.2%)	18(5.2%)	348	91.821**
	1人	101(30.6%)	44(13.3%)	123(37.3%)	62(18.8%)	330	
	2人以上	26(23.4%)	21(18.9%)	35(31.5%)	29(26.1%)	111	
夫の家事参加							
	少ない	90(35.2%)	26(10.2%)	107(41.8%)	33(12.9%)	256	4.538
	中程度	79(30.6%)	27(10.5%)	109(42.2%)	43(16.7%)	258	
	多い	89(35.3%)	19(7.5%)	112(44.4%)	32(12.7%)	252	
夫の育児参加							
	少ない	81(31.6%)	31(12.1%)	106(41.4%)	38(14.8%)	256	0.352
	中程度	92(36.4%)	26(10.3%)	100(39.5%)	35(13.8%)	253	
	多い	81(32.7%)	17(6.9%)	117(47.2%)	33(13.3%)	248	
妻の親の家事参加							
	まったくしない	106(31.4%)	31(9.2%)	155(45.9%)	46(13.6%)	338	2.528
	年に数回～週に3・4回	105(35.1%)	27(9.0%)	124(41.5%)	43(14.4%)	134	
	毎日	40(33.1%)	14(11.6%)	53(43.8%)	14(11.6%)	121	
夫の親の家事参加							
	まったくしない	149(32.5%)	46(10.0%)	201(43.9%)	62(13.5%)	458	2.658
	年に数回～週に3・4回	64(34.2%)	14(7.5%)	81(43.3%)	28(15.0%)	12	
	毎日	40(35.1%)	13(11.4%)	49(43.0%)	12(10.5%)	114	

** : p<.01

表5 独立変数の記述統計量

変数	平均／割合	標準偏差	最小値	最大値	n
(1)回答者の属性					
居住地					
DID 以外	36.60	—	—	—	830
DID	63.40	—	—	—	
教育年数 (年)	13.70	1.72	9.00	18.00	820
従業上の地位					
正規雇用	19.30	—	—	—	820
非正規雇用	24.60	—	—	—	
自営業主・家族従業者	5.50	—	—	—	
専業主婦	50.60	—	—	—	
夫婦の収入 (万円)	556.60	282.50	50.00	1800.00	750
(2)規範意識					
子育て規範	0.00	1.00	-1.92	2.75	788
(3)家族・親族によるサポート可能性					
姉妹の人数 (人)	0.72	0.76	0.00	5.00	820
夫の家事参加	0.00	1.00	-1.36	3.51	784
夫の育児参加	0.00	1.00	-2.35	1.79	773
妻の親の家事参加	1.52	1.86	0.00	5.00	776
夫の親の家事参加	1.22	1.85	0.00	5.00	779
サポートを得た項目数	6.51	1.80	1.00	9.00	798

表6は、家内領域と公共領域の組み合わせから分類した4つの育児サポートネットワークのパターンを従属変数（基準カテゴリはサポートネットワークが夫と親のみから構成されている「家内領域（狭）」）とした多項ロジスティック回帰分析の結果である。

回答者の社会的属性のうち家内領域と公共領域の組み合わせパターンとして表した育児サポートネットワークと有意な関連を示したのは回答者（妻）の教育年数と、従業上の地位のうち正規雇用であること、そして非正規雇用であることだった。教育年数が高いケースほど「家内領域（広）」「家内領域（広）＋公共領域」といったパターンのサポートネットワークをもっていないことを表している。従業上の地位については就労の有無ではなく、雇用されているか否かの効果が強く、正規、非正規ともに公共領域からのサポートを含むかたちのネットワークを形成しやすい。2変数間の関連では育児サポートネットワークと有意な関連を示していた夫婦の年収は他の変数を統制した場合、直接的な関連は有意ではなかった。

子育て規範はどの育児サポートネットワークのパターンに対しても有意な負の効果を示しており、他の変数もつ効果を統制しても、性別役割分業規範を含む近代的な子育て規範が強い母親は配偶者である夫と親のみからサポートを受ける傾向があることが明らかになった。性別役割分業規範の相対化がネットワークの重層性をもたらすという結果は関井

表6 育児サポートネットワークに関する多項ロジスティック回帰分析

	家内領域(広)	家内領域(狭) + 公共領域	家内領域(広) + 公共領域
切片	7.011 (4.626)	2.167 (3.468)	2.831 (4.699)
居住地 (1=DID)	0.040 (0.349)	0.300 (0.240)	0.497 (0.335)
妻の教育年数	-0.176 † (0.092)	-0.040 (0.064)	-0.150 † (0.090)
従業上の地位 (1=正規雇用)	0.412 (0.577)	1.883 ** (0.376)	2.424 ** (0.487)
従業上の地位 (1=非正規雇用)	-0.517 (0.531)	1.136 ** (0.293)	1.412 ** (0.406)
従業上の地位 (1=自営業主・家族従業者)	-0.149 (0.673)	-0.059 (0.483)	0.763 (0.593)
夫婦の収入 (対数)	-1.099 (0.711)	-0.507 (0.531)	-0.812 (0.719)
子育て規範	-0.392 * (0.175)	-0.639 ** (0.117)	-0.703 ** (0.162)
妻の姉妹の数	1.389 ** (0.225)	-0.004 (0.164)	1.121 ** (0.210)
夫の家事参加	0.296 (0.187)	-0.016 (0.129)	-0.001 (0.174)
夫の育児参加	-0.514 ** (0.188)	-0.141 (0.126)	-0.397 * (0.176)
妻の母親の家事参加	-0.025 (0.094)	-0.041 (0.064)	-0.075 (0.088)
夫の母親の家事参加	-0.056 (0.098)	-0.136 * (0.067)	-0.221 * (0.094)
サポートを経験した項目数	0.090 (0.093)	0.243 ** (0.066)	0.328 ** (0.096)
Cox&Snell R ²	0.361		
-2LL	1268.733		
n	628		

** : p<.01 * : p<.05 † : p<.10

注1) 従属変数の基準カテゴリは「家内領域(狭)」 注2) カッコ内は標準誤差

ほか(1991)において既に指摘されており、その研究から20年以上経った今日においても役割規範の拘束力は強いことが示された。

最後に家族・親族によるサポート可能性についてみると、回答者(妻)に姉妹が多いことは「家内領域(広)」と「家内領域(広)+公共領域」の組み合わせパターンにおいて有意な正の効果を示した一方で、「家内領域(狭)+公共領域」のパターンに対する効果は有意ではない。つまりサポートの担い手となりえる姉妹がいることは親族関係を含む育児サポートネットワークの組み合わせになりやすくはあっても、姉妹の存在が近隣関係や友人、公共的な専門機関が果たす役割を代替するわけではない。夫からの支援と夫の母親からの支援については一部のネットワークパターンに対して有意な負の効果、すなわち夫、

夫の母親から支援を受けているケースほど一部のセクターからのサポートを受けない傾向があることが示された。まず夫の育児参加についてみると、夫が育児に参加しているケースほど「家内領域（広）」「家内領域（広）＋公共領域」という親族関係を含む組み合わせパターンになりにくい。つまり夫の育児への協力は、きょうだいや叔父、叔母といった親族からのサポートと代替的な関係にあるといえる。一方、夫の母親による家事参加については、夫の母親が家事に参加しているケースほど「家内領域（狭）＋公共領域」や「家内領域（広）＋公共領域」といった近隣関係や友人、専門機関を含む組み合わせパターンになりにくい。夫の母親の家事参加は、これら公共領域からのサポートと代替的な関係にあるといえる。

なお統制変数として用いたサポートを経験した項目数は、「家内領域（狭）＋公共領域」「家内領域（広）＋公共領域」において有意な正の効果を示しており、実際に他者から相談や手助けといったサポートを受けた数が多いほど、育児サポートネットワークに公共領域のセクターを含む可能性が高いという結果であった。

以上の結果をまとめると、育児サポートの担い手が夫と親のみという「家内領域（狭）」の組み合わせパターンを基準カテゴリとした場合、この夫と親にサポートの担い手としてきょうだいや親戚が加わるかどうかに対して影響する要因（妻の教育年数、妻の姉妹の数、夫の育児参加）と、近隣関係や友人、公共的な専門機関が加わるかどうかに対して影響する要因（正規雇用であること、非正規雇用であること、夫の母親の家事参加）、すべてに対して影響する要因（子育て規範）に分類できることがわかる。子育て規範については、そのような規範意識が強い母親ほど出産や子育てにおいて夫と親のみを頼りにするという育児サポートネットワークの構成上の特徴と強い関連が示されたが、他の要因については、例えば姉妹の数が多いことは、母親の育児サポートネットワークとして親族関係を含むパターンになりやすくはするが、近隣関係や友人、専門機関を頼りにするかどうかには影響しない、夫の母親がより積極的に家事に参加する家の妻がもつ育児サポートネットワークは、近隣関係や友人、専門機関を含むパターンにはなりにくい、きょうだいや親戚関係を頼りにするかどうかには影響しないといったように、特定の統柄、属性との間で関連していることが明らかになった。

IV. 考察

本研究では、大和（2000）を参考に家内領域と公共領域の組み合わせから母親がもつ育児サポートネットワークを類型化し、母親自身の社会的属性や子育て規範、姉妹の存在や夫、親からの支援といった家族・親族からのサポート可能性との関連を検証した。正規・非正規いずれかのかたちで被雇用者として就業している母親のネットワークに公共領域、すなわち近隣関係や友人、保育所に代表される専門機関が含まれやすいこと、家族のあり方と子育てに関する規範意識（＝家族・育児に関する近代的イデオロギー）が強い母親は夫と親という私的領域のつながりのなかでも更に狭い範囲で育児サポートを得ていること、

自身に姉妹がいると親族関係に頼りやすいこと、夫が育児に協力的であれば親族関係に頼らないことなどについては、理論的、合理的に説明可能な結果と考えられる。ここでは、教育年数が長い（＝学歴が高い）母親ほど親族関係に育児サポートを求めていること、夫の母親の家事参加は公共的なセクターをサポートネットワークに含むことに負の効果を与えているが、妻の母親の家事参加は育児サポートネットワークの組み合わせパターンの違いに有意な効果をもたないことについてはその背景をもう少し掘り下げて考えてみたい。

まず教育年数が長いほど育児サポートネットワークの構成セクターとしてきょうだい関係やその他の親族を含まないパターンになりやすい背景について、多変量を統制すると収入の効果が有意ではない（教育年数が長い＝高階層であることの効果とは限らない）点も考慮して、学歴によって異なる地域移動経験と家族の範囲に関する認識に着目した。

高学歴の母親の方が学歴達成時、あるいは就職時に出身地から遠距離移動して結婚後は核家族世帯を形成しており、親族ネットワークから物理的に離れているために高学歴の母親ほど親族関係を含まない育児サポートネットワークをもつ、という仮説自体は本調査データからは検証できないが、国立社会保障・人口問題研究所（2013）は2011年に実施された第7回人口移動調査の結果について、学歴が高いほど県外移動経験の割合が高いことを明らかにしている。女性の移動に限定した分析としては、西野（2006）は非大都市圏出身の女性は高等教育を受けるために離家が必要であり、かつその移動は県外移動になること、また中川（2005）は国勢調査、学校基本調査などのデータ分析と独自の推計から、1990年代以降において特に地方出身の高学歴女性が東京圏に流入している傾向が強いことを示している。つまり教育年数が長い女性ほど、出身地から離れた場所で生活しており、子育て、特に子どもや母親自身の世話という身近にいることが重要な状況でのサポートにおいて親族ネットワークに依頼しにくいことが予測される。

家族の範囲に関する認識については、全国家庭動向調査では家族を構成する様々な続柄について家族の一員と呼べるかどうかについて質問している（選択肢は「1.同居・別居にかかわらず家族である」「2.同居していれば家族である」「3.同居していても家族とはいえない」）、この質問のなかの1項目「あなたのきょうだい」について学歴別にみたものが表7である。

概ね自分のきょうだいのことを「同別居に関わらず家族である」とする割合は高いが、大卒以上の回答者ではその割合はやや減少し、当該セルの調整済み残差は-1.96を下回る。その他の続柄についても、大卒以上の回答者は全体的に「同別居に関わらず家族である」とする割合が他のカテゴリに比べて低く、その傾向が特に顕著な続柄としては「夫のきょうだい」「結婚した娘、息子」「自分の祖父母」が挙げられる。このような高学歴女性もつ親族ネットワークからの物理的、心理的距離と核家族を家族の基本的なあり方と考える傾向が表6のような結果をもたらしたとも考えられる。

次に夫の母親による家事参加と育児サポートネットワークの組み合わせパターンの関連のあり方については、前節で述べたようなセクター間の機能的な代替性に着目した。

妻の母親については図2からも明らかなように、出産から育児期にかけての相談、子ど

表7 学歴別にみた「あなたのきょうだい」に関する家族認識

	同居・別居にかかわらず家族である	同居していれば家族である	同居していても家族とはいえない	合計
高校以下	207 83.5%	37 14.9%	4 1.6%	248 100.0%
専修学校・高専・短大	304 83.5%	52 14.3%	8 2.2%	364 100.0%
大学・大学院	125 72.7%	36 20.9%	11 6.4%	172 100.0%
合計	636 81.1%	125 15.9%	23 2.9%	784 100.0%

$\chi^2=14.584$ $p<0.01$

もの世話，自身の世話の担い手として夫とともに様々な場面で強く期待されている。つまり自身の母親からのサポートは他のセクターからの支援と代替的ではなく，常にサポートしてくれる存在として家事面での支援を受けているか否かに関係なく頼りにされていると考えられる。一方，夫の母親からの支援については，夫の母親に家事によく関わってもらっている妻ほど育児サポートネットワークの組み合わせパターンとして公共的なセクターを含まないという結果であった。図2において夫の親が担っている役割，夫の親が挙げられた割合が相対的に高い項目をみると，第2子出産時の第1子の世話，妻が病気時の子どもの世話，妻が看護・介護時の子どもの世話など，日常的，継続的な支援というよりは緊急時，突発的な問題対処において夫の親からのサポートが期待されていることがわかる。本研究が分析対象とした育児サポートネットワークに関する9つの項目18の回答欄において，夫の親，近隣関係・友人，専門機関がいくつ選ばれたか，その数を求めて相関関係を確認したところ，夫の親が選ばれる数が多いほど近隣関係・友人，専門機関が選ばれる数は少なくなる傾向が弱いながらもみられた（夫の親の出現数と近隣関係・友人の出現数の相関係数は-0.079，夫の親の出現数と専門機関の出現数の相関係数は-0.078，いずれも5%水準で有意）。また夫の親の出現数と専門機関の出現数の間にみられた負の関連はとくに非DID地区で強く，相関係数は-0.119（5%水準で有意）であった。これらを踏まえると，夫の母親による日常的な家事参加は，突発的な問題が発生した際にサポートできる状態であることを表しており，特に非DID地区では一時的に外部サービスを必要とするときには夫の親を頼る（これは同時に非DID地区では必要な外部サービスが普及していない，利用できない可能性があることも意味する）ことから，夫の母親が家事に参加する家の妻において育児サポートネットワークに公共的な専門機関を含まないケースが多くなると考えられる⁹⁾。

9) 夫の親による協力が期待できるのであれば，近隣関係や友人，専門機関に頼らなくても問題解決できるという機能面での代替性以外にも，妻が育児サポートの担い手として期待する対象には順位付けがなされており，夫の親に頼ることができるのであれば近隣関係や友人，専門機関には頼らないというサポートの依頼における選好の側面や，あるいは夫の親が家事に協力的であることで近隣関係や友人，専門機関にサポートを頼みにくくなるという家族内関係の側面から解釈することもできる。

V. まとめ

本研究の分析結果によると、夫と親という狭い範囲の家内領域におけるつながりが中心的な担い手となっている今日の育児サポートネットワークをより多様なものにする要因は、雇用者として就業することによって制度的に公共的な専門機関の利用可能性を高めるか、姉妹の存在というサポートが得られそうな親族に頼るかといういずれにしても現在進行形で子育てを行う母親にとって容易ではないものであった。夫や夫の親からの支援は他のセクターからの支援と相補的に存在するというよりはむしろ代替的な存在であり、家族・親族関係や公共的なつながりからの幅広い、重層的なサポートのなかで子育てを行うことができる状況をつくることの難しさを示している。育児サポートにおける人的資源が今後さらに拡大することは望めない以上、セーフティーネットとしての育児サポートネットワークの重層性を維持するためには公共領域を含む保育の社会化を進めることが今後の方向性として考えられるが、子育てをめぐる近代的な家族規範は育児サポートネットワークの構造を単に多様性を低めるだけでなくサポートの担い手を狭い範囲の家内領域におけるつながりに限定する方向で強く影響していた。子育てにおける家族と社会の役割をめぐる合意形成のなかに母親が望む育児サポートネットワークのあり方をどのように位置づけることができるかを検討することが今後の課題といえよう。

文献

- 井上清美（2005）「母親は誰の手をかりてきたのか？一育児援助ネットワークの歴史的变化と影響要因」熊谷苑子・大久保孝治編『コーホート比較による戦後日本の家族変動の研究』日本家族社会学会全国家族調査委員会，pp. 127-138.
- 大嶽さと子（2014）「『ママ友』関係に関する研究の概観」『名古屋女子大学紀要』第60号，pp. 37-43.
- 落合恵美子（1989）「育児援助と育児ネットワーク」『家族研究』兵庫県家庭問題研究所，第1号，pp. 109-133.
- 久保桂子（2001）「働く母親の個人ネットワークからの子育て支援」『日本家政学会誌』第52巻第2号，pp. 135-145.
- 国立社会保障・人口問題研究所（2013）『第7回人口移動調査』財団法人厚生統計協会.
- 下夷美幸（2015）「ケア政策における家族の位置」『家族社会学研究』第27巻第1号，pp. 49-60.
- 関井友子・斧出節子・松田智子・山根真理（1991）「働く母親の性別役割分業観と育児援助ネットワーク」『家族社会学研究』第3巻，pp. 72-84.
- 立山徳子（2010）「都市度別にみた世帯内ネットワークと子育て一都心・郊外・村落間の比較検討」『家族社会学研究』第22巻第1号，pp. 77-88.
- 立山徳子（2011）「都市空間の中の子育てネットワーク一「家族・コミュニティ問題」の視点から」『日本都市社会学学会年報』第29号，pp. 93-109.
- 中川聡史（2005）「東京圏をめぐる近年の人口移動一高学歴者と女性の選択的集中」『国民経済雑誌』神戸大学，第191巻第5号，pp. 65-78.
- 西野淑美（2006）「女性の地域移動歴と教育・住宅所有の機会」『社会福祉』日本女子大学，第47号，pp. 115-127.
- 馬場千恵・村山洋史・田口敦子・村嶋幸代（2013）「乳児を持つ母親の孤独感と社会との関連について一家族や友達とのソーシャルネットワークとソーシャルサポート」『日本公衆衛生雑誌』第60巻第12号，pp. 727-737.

- 星敦士 (2011) 「育児期のサポートネットワークに対する階層的地位の影響」『人口問題研究』第67巻第1号, pp. 38-58.
- (2012) 「育児期女性のサポート・ネットワークが well-being に与える影響—NFRJ08の分析から」『季刊社会保障研究』第48巻第3号, pp. 279-289.
- 前田尚子 (2004a) 「パーソナル・ネットワークの構造がサポートとストレーンに及ぼす効果—育児期女性の場合」『家族社会学研究』第16巻第1号, pp. 21-31.
- (2004b) 「育児期女性におけるパーソナル・ネットワークの構造とディストレス—子どもの状態による差異」『家族研究年報』第29号, pp. 41-52.
- (2007) 「育児期女性におけるパーソナル・ネットワークの構成と家族意識」『岐阜聖徳学園大学短期大学部紀要』第39集, pp. 37-45.
- (2008) 「地方都市に住む育児期女性のパーソナル・ネットワーク」『家庭教育研究所紀要』第30号, pp. 5-13.
- 松田茂樹 (2001) 「育児ネットワークの構造と母親の Well-Being」『社会学評論』第52巻第1号, pp. 33-49.
- (2008) 『何が育児を支えるのか—中庸なネットワークの強さ』勁草書房.
- 丸山美貴子 (2013) 「育児ネットワーク研究の展開と論点」『社会教育研究』北海道大学, 第31号, pp. 11-21.
- 森岡清志 (2012) 『パーソナル・ネットワーク論』財団法人放送大学教育振興会.
- 安河内恵子 (2008) 『既婚女性の就業とネットワーク』ミネルヴァ書房.
- 大和礼子 (2000) 「“社会階層と社会的ネットワーク” 再考—<交際のネットワーク>と<ケアのネットワーク>の比較から」『社会学評論』第51巻第2号, pp. 235-250.
- (2003) 「育児ネットワークと性分業意識」木脇奈智子編『育児をめぐるジェンダー関係とネットワークに関する実証研究』(平成13-14年度科学研究費補助金研究成果報告書) 羽衣学園短期大学, pp. 8-29.

Diversity of Childcare Support Networks: Focusing on the Combination of Domestic and Public Sphere

Atsushi HOSHI

This study examines childcare support networks from the perspective of mothers, as well as the attributes of people who comprise these networks, with focus on societal relations in the domestic and public sphere.

An analysis of data on married women with children under age six, from Japan's Fifth National Survey on Family 2013, clearly shows the following: (1) The more years of education these women have, the less they rely on relatives for childcare support. (2) Help from mothers-in-law acts as a substitute for childcare support obtained through public institutions, such as nursery schools and public health centers. This tendency is particularly strong in places outside of densely inhabited districts. (3) Modern family norms limit childcare support networks to a narrow domestic sphere.

Defining the diversity of childcare support networks as the combination of societal relations in both the domestic and public sphere identifies issues that should be examined to enhance societal support for mothers raising children.

特集：『第5回全国家庭動向調査（2013年）』の個票データを利用した実証的研究（その2）

女性の就業と母親との近居

—第2回・第5回全国家庭動向調査を用いた分析—

千 年 よしみ

本稿では、妻・夫それぞれの母親との居住距離と女性の調査時点での就業について、特に近居が及ぼす影響に注目して45歳までの有配偶女性を対象に分析を行った。1998年に実施された第2回全国家庭動向調査とその15年後の2013年に実施された第5回全国家庭動向調査の個票を使用した実証分析の結果から、近年においては親との同居よりも、近居が女性の就業状況を促進する効果を及ぼしていることが明らかになった。

第2回の結果と比較すると、次のような変化がみられた。妻の母については、(1)同居に正規就業促進効果はみられなくなり、近居のみにプラスの効果がみられるようになった。夫の母については、(2)同居に続き、近居についても就業促進効果がみられるようになった。(3)同居は、末子年齢が0～6歳の場合、就業を抑制する効果がみられた。第2回・第5回ともに、親との居住距離と女性の就業の関係は、妻が正規就業である場合にみにみられる。同居している妻の母は、手助け・見守りのニーズが高く、子育て世代で妻の母と同居している場合、女性はダブルケアに直面している可能性がある。

I. はじめに

日本の女性の就業率は高まったと言われる。確かに、女性の結婚時の就業率は、若いコーホートほど高まる傾向がみられる。しかし、第一子出産を経た後の就業率や就業継続率には、コーホート間に大きな変化はみられないことを、多くの研究が示している（西村 2014, 菅 2011, 仙波 2002, 新谷 1998）。この背景には、女性が出産を経ても就業を継続できる雇用形態、職種、職場が非常に限定的であることがあげられる。多くの場合、出産後も就業を継続できるのは、正規雇用で専門職や技術職、そして時間の融通がきく職場、といった条件が全てそろった場合に限られる（西村 2014, Yu 2005）。

たとえ条件がそろっても、女性が子育てをしながら就業を継続するには、公的・私的、両方の支援が欠かせない。現に、正規雇用を継続する有配偶女性の9割が、何らかの支援制度・施設を利用している（国立社会保障・人口問題研究所 2012）。また、私的支援に関しては、夫婦の両親が重要な子育て資源である。親からの支援がある場合に、第一子出産後1年の就業可能性は、フルタイム、自営・パート全てで高まる（新谷 1998）。また、有

配偶女性の就業は親と同居している場合に促進されることは、多くの実証研究が示すとおりである（永瀬 2012, 仙田 2002, 藤野 2002）。同居することにより、親からの支援が得られるためであろう。

しかし、今日、20代・30代の有配偶子育て世代が親と同居する割合は減少している。例えば、30代後半の有配偶者が親と同居する割合は1995年には22.4%であったが、2010年には8.9%と半分以下になっている（国土交通省 2013）。一方、若い世代では、夫婦どちらかの親の近くに住む近居が増えている（内閣府 2007）。具体的には、親との距離が1時間以内である既婚者の割合は、20代で78.4%、30代で82.2%となっている（内閣府 2007）。

本稿は、1998年の第2回全国家庭動向調査、2013年の第5回全国家庭動向調査を用いて、親との近居が有配偶女性の就業にどのような影響を及ぼすのかを考察する。近居に関しては研究蓄積が少なく、しかも親世代からみた子世代との距離に関するものが中心である。子世代からみた親世代との近居が増加しているにもかかわらず、近居の動向や、近居が子育て世代に与える影響に関して実態は十分に把握されていない。2015年3月に閣議決定された少子化社会対策大綱では、祖父母による子育て支援推進のため、三世同居・近居を促進する方針を掲げている（内閣府 2015）。有配偶女性の子育てや仕事との両立支援に、親との近居がどのような影響を及ぼしているのか、データに基づいた検証が必要であろう。

II. 先行研究

親からの支援が有配偶女性の就業に与える効果については、既に多くの研究蓄積がある。親からの支援は、通常、親世代との同別居に関する変数を用いて操作化される。即ち、親と同居していれば、親からの子育て支援があるとみなされる。現に、多くの研究において、親と同居している場合に、有配偶女性の調査時点での就業、および出産1年後の就業可能性が有意に高いことが示されてきた（西村 2014, 永瀬 2012, Yu 2005, 丸山 2001）。

一般に、親との同居は父親との同居を前提としていると考えられるが、父親・妻親を区別し、それぞれの効果を明らかにしている研究もある。小島（1995）は、1992年に実施された第10回出生動向基本調査のデータを用いて、調査時点における有配偶女性の就業状態の規定要因を分析した。その結果、妻親と同居している場合には、フルタイム・自営の就業が促進され、父親と同居している場合には、フルタイム・パートタイムの就業が促進されることを明らかにした。また、第一子乳児期における有配偶女子の就業状態の分析では、妻親の家に同居している場合に、フルタイム就業が促進され、父親の家に同居している場合に、フルタイム就業と自営が促進されていた。

夫方・妻方それぞれの親との同居が有配偶女性に与える就業促進効果は、出生コホートによって異なることを示す研究もある。仙田は第11回出生動向基本調査（1997年）を用いて、第一子妊娠時から生後1年間における正規職員としての就業継続の規定要因を分析した（2002）。その結果、1958年以前出生コホートでは、第一子妊娠時の母親との同居は、それが妻の母親・夫の母親どちらであっても、就業継続確率を高めていた。その一方、

1959年以降出生コーホートでは、妻の母との同居は就業継続効果をもたず、夫の母と同居の場合のみ、就業継続の可能性は高くなっていた。

2010年以降になると、親からの育児支援は同居親からではなく、近居親にシフトしつつあることを示唆する研究が出てくる。平山（2011）が、2009年に首都圏の持家に住む30～39歳で子どもをもつ既婚女性を対象に行った調査によると、自分の親との距離が30分未満（同居を含む）である女性の割合は、正規雇用で42%、非正規で35%、非就業で31%であり、正規雇用であるほど自分の親との距離が近い。一方、夫の親と30分未満の距離に住んでいる女性の割合は、正規雇用で25%、非正規で34%、非就業で30%となっていた。平山は妻が正規雇用の仕事をもつ世帯では、妻の親との距離の方を重視する傾向がみられるとしている。

福田・久本（2012）は、JGSS2006年版を用いて、調査時点で40歳未満の有配偶女性（1966年以降出生コーホート）の就労に与える妻・夫それぞれの母親の同居・近居の影響を分析した。その結果、夫婦それぞれの母親との距離と末子年齢ダミーとの交差項を入れた最終モデルでは、妻の就業形態にかかわらず、夫婦どちらの母親との同居も妻の就業を促進する効果はみられなかった。一方、近居（徒歩15分以内）の影響に関する分析では、末子年齢ダミーと妻方母の近居の交差項はプラスで有意であり、特に末子年齢が低い場合に妻の母親の近居は、正規就業を促進することが確認された。一方、夫の母の近居は、非正規就業の確率を全体的に高めていた。

西村は（2014）は、1993年～2008年の消費生活に関するパネル調査を用いて、1960年代・1970年代出生コーホートの第一子出産1年後の就業の規定要因を分析した。その結果、出生年時点での親との同居は就業を促進すること、その効果は特に正規雇用で強いこと、しかし、親（妻の親、夫の親のうち最も近くに居住する親）との近居（同一町内または1キロ以内）は就業全体にも、そして正規雇用にも影響を及ぼしていないことを見出した。一方、第一子出産後最初の就職に関しては、親との同居・近居はどちらも促進効果をもっており、第一子出産後の退職に関しては、抑制効果をもっていた。ただし、この研究では、親を「どちらか近い方の親」とし、妻方・夫方の区別はしていない。

このように、2010年以降から親との近居の影響に関しても、少しずつ知見が得られつつある。しかし、近居を対象とした実証研究自体はまだ少なく、それらの結果も一貫していない。その理由の一つに、対象とする女性の就業形態や、ライフ・イベント上の時点がさまざまであることに加え、対象とする親も、妻方母、夫方母、どちらか近くに住む親、と一貫していないことが挙げられる。中でも最も大きな課題は、近居の定義が分析によって異なることだろう。

そこで、近居の定義を検討するため、先行研究、及び全国レベルの調査で使われた近居の定義を表1に整理した。表1から、近居の定義は広範囲にわたっていることがわかる。国土交通省では、2006年の審議会において近居を、「車・電車で1時間以内」としているが、平成20年生活総合調査報告書では、「片道15分未満」を用いている。表1から、そもそも近居を測る単位が、時間、行政区分、両者の組み合わせといったようにまちまちであ

表 1 先行研究・調査による近居の定義

	調査			論文			
	国土交通省 (2006)	内閣府 (2007)	国土交通省 (2008)	田淵 (2011)	福田・久本 (2012)	西村 (2014)	上和田 (2014)
年	(2006)	(2007)	(2008)	(2011)	(2012)	(2014)	(2014)
単位	時間	時間	時間と行政区分	時間	時間	行政区分と距離	行政区分
定義	車・電車で1時間以内	1時間以内	片道15分未満	片道1時間未満	①歩いて15分以内 ②車や電車等で30分以内	同一町内または1km以内	同じ市区町村内
備考	国土審議会計画部会資料4	平成19年国民生活白書(平成18年度国民生活選好度調査)	平成20年住生活総合調査報告書	第3回家族についての全国調査	JGSS2006	消費生活に関するパネル調査	サポート居住の実態調査

ることがわかる。

定義に「同じ市区町村内」などの行政区分を用いる場合の問題点は、同じ区分でも面積に違いがあるため、近居に分類されても、実際には様々な距離に住む親子が含まれてしまうことがあげられる。逆に、親と子で異なる区市町村に居住していて遠居に分類されても、お互いが行政区分の境界近くに住んでいれば、同一市区町村内に居住し近居に分類される親子と実際の距離は変わらない、というケースも含まれるだろう。一方、交通手段を指定せずに時間を単位に用いる場合には、人によって日常的に使う交通手段が異なるため、実際にはかなり広い範囲に分布する親子が含まれる可能性がある。同じ理由で、親からみた子までの距離と、子からみた親までの距離が異なる可能性も生じる。例えば、子は親の家まで車を運転するが、親は子の家まで自転車、というような場合が考えられる。交通手段を指定した場合には、ある程度近居に含まれる親子は均質化するが、指定された交通手段を通常、用いないケースもあるかもしれない。

親子間の居住距離に関する海外の研究をみると、実際の物理的な距離（キロメートルなど）を用いる場合が多い。例えば、スウェーデンでは、スウェーデン統計局から提供された国民一人一人の登録データベースがあり、個人の属性の他、家族（親、子ども、きょうだい）の情報へのリンク、そして、家族の居住地の情報を百平方メートル以内まで把握可能である（例えば、Malmberg and Petterson 2007, Pettersson and Malmberg 2009）。物理的な距離の情報が得られれば、交通手段の違いや行政区分の面積などに影響されず、親から子までの距離、子から親までの距離に矛盾も生じないため、研究目的のみを考えるならば、理想的であろう。しかし、日本ではこのような情報は得られないため、調査で設問を設けて情報を収集するしかなく、これまでのところ、時間距離が一般的である。

なお、横江（2014）による20代以上の男女3,000人を対象に行った調査によると、「近居」の定義として最も多く挙げられたのは、「10分以内の移動時間」で31%、続いて「30分以内」で26%、そして「5分以内」の17%であった。この3区分の合計で75%近くを占めており、一般の生活者は、概ね「30分以内」を近居と捉えている、と考えてよさそうである。

一方、大都市圏では、非大都市圏に比べて交通網が発達していることから、距離感覚が非大都市圏居住者と異なると考えられるため、「1時間以内」という定義も検討しても良いように思われる。

そこで本稿では表1及び福田・久本(2012)を参考に、近居に三種類の定義を用い、それぞれについて検討する。また、近年、同居の就業促進効果の有無についても、コーホートや就業形態によって異なることを示唆する先行研究もあるため、同居の影響についても考察する。

III. データと方法

本稿で用いるデータは、国立社会保障・人口問題研究所が1998年に実施した第2回全国家庭動向調査と、その15年後の2013年に実施された第5回全国家庭動向調査である。どちらの調査も、同年に実施された「国民生活基礎調査」で設定された調査区より無作為に抽出された300調査区に居住する世帯の結婚経験のある女性(複数いる場合は最も若い女性、1人もいない場合は世帯主)を対象としている。第2回調査の有効回収数は11,951票で、有効回収率は87.7%、第5回調査の有効回収数は11,180票で、有効回収率は78.4%であった。本稿では、子育て世代と思われる45歳までの有配偶女性を対象に分析を行う。

本分析の被説明変数は、調査時点における女性の就業状況である。先行研究によれば(西村 2014, 福田・久本 2012, 小島 1995)、親との居住距離の影響は、女性の就業形態が正規か非正規によって異なるため、就業状況は、正規雇用、非正規雇用、非就業の三つに分ける。第5回調査では、「常勤雇用者」を正規、「パート・アルバイト」、「嘱託・派遣社員」を非正規、「仕事をしていない(休職中)」と「仕事をしていない(休職中ではない)」を、非就業とした。第2回調査では、「常雇」を正規、「パート・アルバイト」を非正規、「無職」、「学生」を非就業とした。

この分析で注目する独立変数は、親との近居である。近年、同居の影響がコーホートによって異なることを示唆する研究も出ていることから(仙田 2002)、まず、従来通り親との同別居の影響を分析する。次に、別居親との距離を、近居・遠居の二区分に分けて、その影響を分析する。全国家庭動向調査では、第2回・第5回ともに親との距離は、よく使う交通手段でかかる時間を聞いている。選択肢は、(1)同じ建物内、(2)同じ敷地内の別棟、(3)15分未満、(4)15~30分未満、(5)30~60分未満、(6)1~2時間未満、(7)2~3時間未満、(8)3時間以上、から一つ選ぶ設問となっている。表1でみたように、先行研究の近居の定義が比較的広いことを考慮に入れ、本分析では、(1)15分未満、(2)30分未満、(3)1時間未満の3種類を用いて、それぞれの就業促進効果を検討する。近居の定義の変化に伴い、遠居の定義もそれぞれ、(1)15分以上、(2)30分以上、(3)60分以上、と変化する。全国家庭動向調査では、第2回・第5回ともに、妻の父、妻の母、夫の父、夫の母の4人について、それぞれとの居住距離の情報が得られる。子育て支援は、祖母の役割が大きいこと、女性の寿命の方が長いことを考慮し、本稿では、妻の母・夫の母それぞれとの

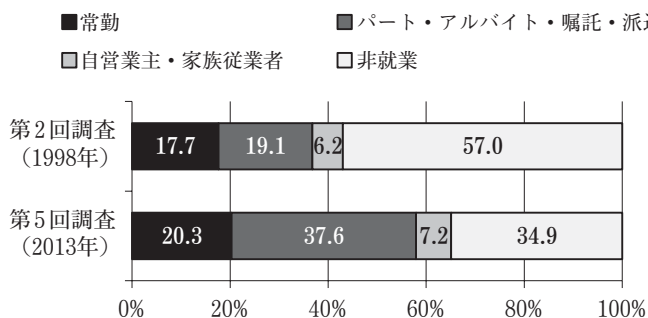
居住距離の影響について分析を行う。被説明変数である三区分の就業形態の基準を「非就業」とし、コントロール変数として、末子年齢、子ども数、女性の学歴、出生コーホート、夫の年収、居住地域が人口集中地区か否かを投入して、多項ロジットモデルを推定する。

IV. 分析結果

1. 有配偶女性の就業動向

はじめに、有配偶女性の調査時点での就業状況を、第2回と第5回調査で比較してみよう（図1）。対象は、就業状況が不詳を除く45歳以下の有配偶女性で、第2回が3,025人、第5回が2,019人である。1998年から2013年の15年の間に、「非就業」が大きく減少する一方で、「パート・アルバイト・嘱託・派遣」のいわゆる非正規就業が19.1%から37.6%とほぼ倍増している。「常勤」と「自営業主・家族従業者」の割合に大きな変化はみられないため、非就業の減少分はほぼ非正規になったと考えることができる。

図1 有配偶女性の就業状況の変化



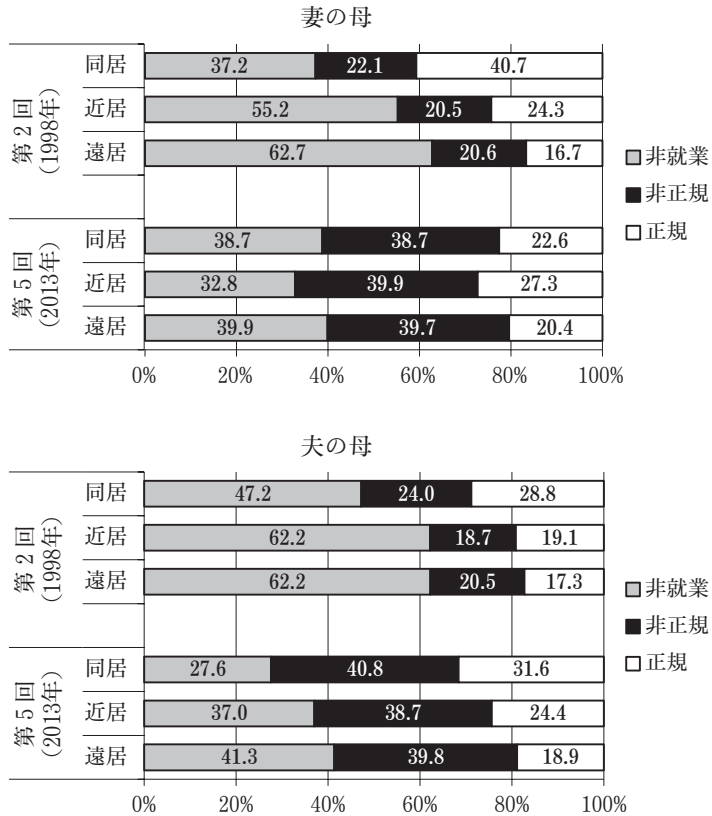
注) 「その他」は、n=15と少ないので、分析からは除いた。

次に、親との居住距離（同居・近居・遠居）別、妻方・夫方の母親別に女性の就業状況を第2回と第5回に分けて図2に示す。ここでは、近居を「15分未満」とした。分析をわかりやすくするため、就業状況は上記で説明したように、正規雇用、非正規雇用、非就業の三種類に分け、自営業・家族従業者の女性¹⁾は除いた。まず妻の母との居住距離と就業状況の関係をみると、第2回では妻方母との距離が遠くなるほど、非就業の割合が高くなり、正規の割合が低下する。非正規の割合に大きな変化はみられない。つまり、妻の母と距離が近いほど、非就業が減り、その分正規雇用が多くなる。一方、第5回では、このような直線的な関係はみられず、妻方母が近居の場合に、非就業割合が最も低く、正規の割合が最も高い。そして、興味深いことに、同居と遠居の就業形態に大きな差はみられない。

1) 45歳以下の有配偶女性で、自営業主および家族従業者である者の割合は、第5回調査で7.2%、第2回調査で6.2%であった（図1参照）。

夫の母との居住距離と就業状況の関係をみると、第2回では、同居とそれ以外で大きな違いがみられる。即ち、同居で非就業割合が低く、正規の割合が高い。近居と遠居の就業状況に大きな差はみられない。第5回では、親との距離が離れるほど非就業の割合が高く、正規の割合が低くなるという、従来通りの傾向がみられる。

図2 妻方・夫方の母との居住距離別，女性の就業状況



2. 母親との同居と女性の就業状況

最初に、従来通り親との同居の影響について分析する。分析対象は45歳までの有配偶女性で、分析に必要な情報に欠損値がある者を除く。サンプル数は、第2回が2,158人、第5回が1,543人である。分析に用いる変数の分布は、表2のとおりである。ここでは、同居の影響に注目するため、母親との居住距離は、同居と別居（近居と遠居の合計）の2区分とする。

両調査とも、夫婦それぞれの母親との同居と妻の就業状況との関係は、図2のパターンを踏襲している。第2回調査で妻の母との同居と別居との関係を見ると、同居の場合に非就業が38%程度であるのに対し、別居では60%である。正規雇用の割合は、同居で40%、別居で19%弱であり、同居で倍以上高い。夫の母との同居と妻の就業状況に注目してみる

表2 有配偶女性の就業状況別にみた親との同別居，末子年齢，妻学歴，
コーホート，夫年収，人口集中地区の分布，および平均子ども数 (%)

	第2回調査			第5回調査		
	非就業	非正規	正規	非就業	非正規	正規
妻の母との同別居						
同居	37.7	22.1	40.3	35.7	39.3	25.0
別居	60.2	21.1	18.7	38.7	39.7	21.7
夫の母との同別居						
同居	45.9	24.0	30.1	27.8	40.8	31.4
別居	61.0	20.8	18.2	40.3	39.5	20.2
末子年齢						
0-5歳	75.6	11.8	12.6	52.9	28.0	19.1
6歳以上	46.9	28.3	24.8	26.2	49.6	24.2
子ども数(平均)	1.7	2.0	1.6	1.6	1.8	1.4
妻学歴						
高校	57.8	24.7	17.5	37.2	44.5	18.3
短大・専門学校	61.3	19.0	19.7	36.6	41.9	21.5
大学・大学院	59.3	15.3	25.4	45.6	25.2	29.3
コーホート						
1950年～1959年	47.2	30.2	22.6	-	-	-
1960年～1969年	68.4	15.5	16.1	-	-	-
1970年～	68.5	10.5	21.0	-	-	-
1960年～1969年	-	-	-	27.5	50.2	22.3
1970年～1979年	-	-	-	36.9	41.3	21.8
1980年～	-	-	-	50.0	28.3	21.7
夫年収						
400万未満	55.5	19.3	25.2	34.0	41.1	25.0
400万～800万未満	59.8	21.1	19.1	40.1	39.7	20.3
800万以上	64.2	24.2	11.7	48.1	34.4	17.5
DID						
非DID	47.6	24.4	28.1	28.5	43.4	28.1
DID	64.6	19.7	15.7	43.7	37.8	18.6
N	1,282	456	420	594	612	337
%	59.4	21.1	19.5	38.5	39.7	21.8

と、同居で非就業が46%、別居で61%である。正規雇用者の割合は、同居で30%、別居で18%である。第2回の場合、どちらの親であっても、同居で非就業割合が低く、正規雇用の割合が高い。しかし、同居の正規就業促進効果は、妻の母の方が強いようである。

次に第5回調査での妻の母との同別居と妻の就業状況との関係を見ると、非就業の割合は同居で36%弱、別居で約39%であり、別居で若干高いものの、差は大きくない。正規雇用の割合は、同居で25%、別居で22%弱であり、同居で高いものの、やはり大きな違いはみられない。夫の母との同別居と妻の就業状況に注目してみると、非就業は同居で約28%、別居で40%ほどである。正規雇用は、同居で約31%、別居で20%程度である。第5回の場合、夫の母親との同居に関しては、同居で非就業の割合が低く、正規雇用の割合が高い、という従来通りのパターンがみられる。しかし、妻の母親との同居に関しては、親との同別居と妻の就業関係に従来ほどの違いはみられない。従って、同居の正規就業促進効果は、夫の母の方が強いようである。

表3に、親との同別居が有配偶女性の就業に与える影響について、調査回別、妻の母・夫の母別に多項ロジスティック回帰分析を行った結果を示す。モデル1についてみると、どちらの回でも親との同別居の影響は、正規就業にのみみられる。よって、以下は正規就業への影響について述べる。第2回では、どちらの母親との同居も妻の就業を促進する効果がみられる。具体的には、妻の母と同居の場合、別居と比べて就業の可能性はおよそ2.6倍、夫の母との同居は1.8倍であり、表2で予想した通り、その効果は妻方母で強い。一方、第5回では夫の母との同居のみが、妻の正規就業促進効果をもっており、妻の母との同居は、就業を促進しない。

コントロール変数の影響をみると、末子年齢の影響は、先行研究通り、年齢が低いと就業を抑制する。第2回でも第5回でもこの効果は非常に強く、末子が0～6歳の場合、末子が7歳以上の女性に比べ、就業状況にかかわらず就業の可能性は0.2倍から0.4倍程度に抑えられる。子ども数は、多いと非正規就業になる可能性を高め（第2回・第5回）、正規就業の可能性は抑制される（第5回のみ）。女性の学歴と正規就業とのプラスの関係は、第2回・第5回ともに従来の研究結果と一致する。第5回についてのみ、「短大・専門学校」で、非正規になる可能性が高くなっている。コーホートについては、第2回では非正規についてのみマイナスで有意であり、1950年代コーホートと比較してその後のコーホートは非正規就業の可能性は低い。しかし、正規就業とコーホートの間に、関連性はみられない。一方、第5回調査では、非正規・正規ともに1960年代コーホートと比較して、1980年代コーホートの就業可能性は低い。また、夫の年収と妻の就業とのマイナスの関係は、第2回・第5回ともに従来通りである。人口集中地区についても従来通り、就業状況にかかわらず、第2回・第5回ともに女性の就業可能性は低かった。

母親との同居の効果は、末子年齢によって異なるため（福田・久本 2012）、続いて、末子年齢7歳未満ダミーと妻の母、夫の母、それぞれとの同居ダミーの交差項を投入した（表3モデル2）。その結果、第2回の正規雇用で、末子年齢ダミーと妻の母との同居の交差項がプラスで有意となった。妻の母との同居は、女性の正規就業を高める効果をもっているが、そのプラスの影響は特に末子年齢が7歳未満の子をもつ女性で強い。そして、第5回では正規雇用で、末子年齢ダミーと夫の母との同居の交差項がマイナスで有意となった。つまり、夫の母との同居は末子年齢が7歳未満である場合には、逆に就業を抑制する効果をもち、7歳以上になると、就業を促進する効果をもつという結果となった。

3. 母親との近居と女性の就業状況

続いて、近居の効果をみるために、別居を近居と遠居にわけて分析を行った。近居の定義を、「15分未満」、「30分未満」、「60分未満」の3通りに変えて変数を投入し、それぞれの影響を分析した。分析に用いた居住距離別、妻の就業状況は、表4のとおりである。

表4によると、妻の母・夫の母ともに第2回から第5回にかけて、同居割合は若干増えている。妻の母では3.6%から5.4%へ約2ポイント、夫の母では10.6%から14.5%へ約4ポイント増加している。また、近居もすべての定義について、増加している。妻の母では、

表3 妻方・夫方の母との同居が有配偶女性の就業に与える影響

	モデル1							
	第2回				第5回			
	非正規		正規		非正規		正規	
	b	exp(b)	b	exp(b)	b	exp(b)	b	exp(b)
妻の母と同居 (ref: 別居)	0.068	1.070	0.966	2.629***	-0.004	0.996	0.188	1.207
夫の母と同居 (ref: 別居)	0.050	1.051	0.619	1.857***	0.071	1.074	0.620	1.859***
末子年齢 (ref: 7歳以上)								
0～6歳	-1.255	0.285***	-1.159	0.314***	-1.454	0.234***	-0.920	0.399***
子ども数	0.262	1.299***	-0.020	0.980	0.310	1.364***	-0.183	0.833**
学歴 (ref: 高校まで)								
短大・専門学校	-0.122	0.885	0.327	1.387**	0.247	1.280*	0.468	1.596***
大学・大学院	-0.222	0.801	0.910	2.484*	-0.207	0.813	0.725	2.065***
コーホート (ref: 1950～1959)								
1960年～1969年	-0.360	0.698**	-0.258	0.773				
1970年～	-0.678	0.508***	-0.148	0.862				
コーホート (ref: 1960～1969)								
1970年～1979年					-0.171	0.843	-0.195	0.823
1980年～					-0.512	0.599**	-0.615	0.541**
夫年収 (ref: 400万未満)								
400万～800万未満	-0.537	0.584	-0.537	0.584***	-0.352	0.703**	-0.355	0.701**
800万以上	-1.473	0.229***	-1.473	0.229***	-1.002	0.367***	-0.865	0.421***
DID (ref: 非DID)								
DID	-0.759	0.468**	-0.759	0.468***	-0.407	0.666***	-0.816	0.442***
定数項	0.155	1.168	0.155	1.168	0.914	2.494***	0.787	2.197***
N	2,158				1,543			
Log likelihood	-1871.76				-1501.71			

	モデル2							
	第2回				第5回			
	非正規		正規		非正規		正規	
	b	exp(b)	b	exp(b)	b	exp(b)	b	exp(b)
妻の母と同居 (ref: 別居)	0.056	1.058	0.687	1.987**	0.241	1.272	0.350	1.420
夫の母と同居 (ref: 別居)	0.057	1.059	0.743	2.102***	0.200	1.222	1.046	2.846***
末子年齢 (ref: 7歳以上)								
0～6歳	-1.254	0.285***	-1.150	0.316***	-1.431	0.239***	-0.770	0.463***
子ども数	0.263	1.300***	-0.023	0.978	0.309	1.363***	-0.197	0.821**
学歴 (ref: 高校まで)								
短大・専門学校	-0.122	0.885	0.328	1.388	0.254	1.289*	0.487	1.627***
大学・大学院	-0.221	0.802	0.925	2.521***	-0.203	0.817	0.735	2.085***
コーホート (ref: 1950～1959)								
1960年～1969年	-0.360	0.698**	-0.261	0.770				
1970年～	-0.678	0.508***	-0.150	0.860				
コーホート (ref: 1960～1969)								
1970年～1979年					-0.175	0.840	-0.194	0.824
1980年～					-0.512	0.599**	-0.601	0.548**
夫年収 (ref: 400万未満)								
400万～800万未満	-0.224	0.799	-0.540	0.583***	-0.353	0.703**	-0.365	0.694**
800万以上	-0.550	0.577***	-1.478	0.228***	-1.009	0.365***	-0.863	0.422***
DID (ref: 非DID)								
DID	-0.323	0.724**	-0.771	0.463***	-0.406	0.666***	-0.807	0.446***
末子年齢 (7歳未満)								
x 妻母同居	-0.793	0.452	0.982	2.669*	-0.487	0.614	-0.254	0.776
末子年齢 (7歳未満)								
x 夫母同居	0.110	1.116	-0.509	0.601	-0.097	0.908	-0.801	0.449*
定数項	-0.274	0.761	0.164	1.179	0.894	2.445***	0.723	2.060**
N	2,158				1,543			
Log likelihood	-1868.33				-1498.96			

*p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01

表4 妻・夫の母との居住距離別，妻の就業状況

妻の母との居住距離	第2回					第5回				
	非就業	非正規	正規	N	(%)	非就業	非正規	正規	N	(%)
同居	37.7	22.1	40.3	77	3.6	35.7	39.3	25.0	84	5.4
近居=15分未満										
近居	53.7	20.6	25.7	378	17.5	31.9	40.3	27.9	323	20.9
遠居	61.7	21.2	17.2	1,703	78.9	40.6	39.5	19.9	1,136	73.6
近居=30分未満										
近居	56.3	20.5	23.2	732	33.9	35.1	40.7	24.2	541	35.1
遠居	62.3	21.4	16.2	1,349	62.5	40.7	39.1	20.2	918	59.5
近居=60分未満										
近居	56.2	22.0	21.8	1,041	48.2	35.1	40.9	24.0	849	55.0
遠居	64.2	20.2	15.6	1,040	48.2	43.6	38.0	18.4	610	39.5
合計				2,158	100.0				1,543	100.0

夫の母との居住距離	第2回					第5回				
	非就業	非正規	正規	N	(%)	非就業	非正規	正規	N	(%)
同居	45.9	24.0	30.1	229	10.6	27.8	40.8	31.4	223	14.5
近居=15分未満										
近居	61.2	19.9	19.0	405	18.8	37.5	38.4	24.0	333	21.6
遠居	61.0	21.1	18.0	1,524	70.6	41.2	39.8	19.0	987	64.0
近居=30分未満										
近居	61.2	19.9	19.0	695	32.2	39.1	39.5	21.5	512	33.2
遠居	60.9	21.3	17.8	1,234	57.2	41.1	39.5	19.4	808	52.4
近居=60分未満										
近居	59.6	21.2	19.3	945	43.8	38.4	39.5	22.2	717	46.5
遠居	62.4	20.4	17.2	984	45.6	42.6	39.5	17.9	603	39.1
合計				2,158	100.0				1,543	100.0

近居の定義を60分未満とした場合に増加幅がもっとも高く、48.2%から55.0%へ6.8ポイント増加した。第2回では、近居の定義を60分未満とした時に、近居と遠居は、どちらも48.2%で同レベルであった。第5回になると、近居が55%、遠居が40%弱となり、近居が遠居を15ポイント上回る。

一方、夫の母との近居は、定義を15分未満、60分未満とした場合に増加幅が一番大きかったが、それでもそれぞれ2.8、2.7ポイント程度であった。夫の母の場合も、第2回で近居を60分未満とした時に、近居と遠居の割合は43.8%、45.6%とほぼ同レベルであったが、第5回では、近居が46.5%、遠居が39.1%となり、近居が遠居を7.4ポイント上回るようになっている。

近居の定義別，多項ロジットモデルの分析結果を表5，表6，表7に示す。まず，近居に「15分未満」の定義を用いた分析結果（表5）について述べる。モデル3についてみると，非正規就業では，第2回・第5回ともに，妻・夫それぞれの母親との同居・近居に就業促進効果はみられなかった。正規就業では，第2回で妻の母との同居・近居はともに就業を促進する効果がみられた。同居が就業可能性を2.9倍高めるのに対し，近居は1.7倍高めていた。また，夫の母との同居も女性の正規就業を促進しており，その効果は遠居と比べて1.9倍であった。しかし，近居については，促進効果はみられなかった。第5回では，妻の母との同居にプラスの効果はみられず，近居で約1.9倍の促進効果がみられた。逆に，夫の母との同居は約2倍の促進効果がみられたが，近居に効果はみられなかった。

表5 母親との同近居が有配偶女性の就業に与える影響（近居＝15分）

	モデル3							
	第2回				第5回			
	非正規		正規		非正規		正規	
	b	exp(b)	b	exp(b)	b	exp(b)	b	exp(b)
妻の母との居住距離 (ref: 遠居)								
同居	0.106	1.112	1.090	2.974***	0.008	1.008	0.415	1.515
近居	0.220	1.247	0.575	1.777***	0.183	1.201	0.671	1.957***
夫の母との居住距離 (ref: 遠居)								
同居	0.054	1.056	0.648	1.912***	0.043	1.044	0.772	2.163***
近居	-0.034	0.967	0.022	1.022	-0.113	0.893	0.221	1.247
末子年齢 (ref: 7歳以上)								
0～6歳	-1.264	0.283***	-1.188	0.305***	-1.456	0.233***	-0.931	0.394***
子ども数	0.260	1.297***	-0.028	0.972	0.306	1.358***	-0.208	0.813**
学歴 (ref: 高校まで)								
短大・専門学校	-0.119	0.887	0.336	1.399**	0.245	1.277*	0.476	1.609***
大学・大学院	-0.223	0.800	0.925	2.522***	-0.210	0.810	0.789	2.201***
コーホート (ref: 1950～1959)								
1960年～1969年	-0.361	0.697**	-0.258	0.773				
1970年～	-0.692	0.500***	-0.203	0.816				
コーホート (ref: 1960～1969)								
1970年～1979年					-0.177	0.838	-0.209	0.811
1980年～					-0.513	0.599**	-0.633	0.531**
夫年収 (ref: 400万未満)								
400万～800万未満	-0.211	0.810	-0.510	0.601***	-0.352	0.703**	-0.334	0.716**
800万以上	-0.535	0.585***	-1.433	0.239***	-1.000	0.368***	-0.794	0.452***
DID (ref: 非DID)								
DID	-0.314	0.730**	-0.724	0.485***	-0.428	0.652***	-0.750	0.472***
定数項	-0.312	0.732	0.013	1.013	0.933	2.542***	0.529	1.697*
N	2,158				1,543			
Log likelihood	-1864.63				-1492.53			

	モデル4							
	第2回				第5回			
	非正規		正規		非正規		正規	
	b	exp(b)	b	exp(b)	b	exp(b)	b	exp(b)
妻の母との居住距離 (ref: 遠居)								
同居	0.085	1.089	0.760	2.139**	0.280	1.323	0.606	1.833
近居	0.189	1.208	0.385	1.469*	0.281	1.324	0.775	2.170***
夫の母との居住距離 (ref: 遠居)								
同居	0.048	1.049	0.722	2.059***	0.197	1.218	1.263	3.534***
近居	-0.032	0.969	-0.104	0.902	0.011	1.011	0.500	1.649*
末子年齢 (ref: 7歳以上)								
0～6歳	-1.250	0.287***	-1.388	0.250***	-1.354	0.258***	-0.593	0.552***
子ども数	0.262	1.299***	-0.029	0.971	0.304	1.355***	-0.220	0.803**
学歴 (ref: 高校まで)								
短大・専門学校	-0.120	0.887*	0.340	1.405**	0.257	1.293*	0.501	1.650***
大学・大学院	-0.222	0.801	0.943	2.567***	-0.198	0.820	0.816	2.261***
コーホート (ref: 1950～1959)								
1960年～1969年	-0.360	0.698	-0.264	0.768				
1970年～	-0.691	0.501**	-0.197	0.821				
コーホート (ref: 1960～1969)								
1970年～1979年					-0.180	0.836	-0.206	0.814
1980年～					-0.508	0.601**	-0.602	0.548**
夫年収 (ref: 400万未満)								
400万～800万未満	-0.212	0.809**	-0.509	0.601***	-0.351	0.704**	-0.341	0.711**
800万以上	-0.538	0.584***	-1.447	0.235***	-1.005	0.366***	-0.782	0.458***
DID (ref: 非DID)								
DID	-0.315	0.730***	-0.741	0.477***	-0.427	0.652***	-0.744	0.475***
末子年齢 (7歳未満)								
x 妻母同居	-0.774	0.461	1.151	3.161*	-0.553	0.575	-0.336	0.714
末子年齢 (7歳未満)								
x 妻母近居	0.003	1.003	0.456	1.577	-0.181	0.835	-0.178	0.837
末子年齢 (7歳未満)								
x 夫母同居	0.122	1.130	-0.305	0.737	-0.146	0.864	-0.951	0.386**
末子年齢 (7歳未満)								
x 夫母近居	-0.049	0.952	0.305	1.357	-0.191	0.826	-0.568	0.566
定数項	-0.310	0.734***	0.084	1.088	0.867	2.380***	0.362	1.436
N	2,158				1,543			
Log likelihood	-1859.57				-1488.43			

*p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01

表5のモデル4は、妻・夫の母親との同同居ダミーと末子年齢ダミーの交差項を投入した分析結果である。その結果、第2回の正規就業で、末子年齢・妻母同居の交差項がプラスで有意となった。妻の母との同居は、特に末子年齢が低い女性に対して、就業を促進する効果大きい。夫の母との同居のプラスの効果はそのまま残ったが、交差項は有意とはならなかった。第5回の結果をみると、末子年齢・妻母同居の交差項は有意とはならなかった。一方、夫の母では、同居に加えて近居でも10%水準で有意となった。そして、夫の母との同居と末子年齢の交差項がマイナスで有意となった。表3でも確認されたように、夫の母との同居は末子が7歳未満であるうちは、正規就業をむしろ抑制する効果をもつ。

第2回から第5回の変化についてまとめると、非正規に関しては、親との居住距離との関係はどちらの回でもみられなかった。正規に関しては、(1)妻の母との居住距離の影響をみると、第2回では、妻母との同居・近居はともに女性の正規就業を促進していた。しかし、第5回では、近居だけに促進効果がみられた。(2)第2回では、妻の母との同居は、末子年齢が7歳未満の場合に正規就業を促進する効果が強かったが、第5回ではその効果はみられなくなった。(3)第2回では、夫の母との同居は、正規就業を促進する効果がみられた。さらに、第5回では、同居・近居ともにプラスの効果がみられた。(4)夫の母との同居は、第5回についてのみ、末子年齢が7歳未満である場合に、女性の正規就業を抑制する効果がみられた。

続いて、近居の定義を「30分未満」とした分析結果を表6のモデル5、モデル6（同同居ダミーと末子年齢ダミーの交差項を投入）に示す。この分析でも、非正規に親との居住距離の影響はみられなかった。正規就業について結果をまとめると、(1)第2回では、妻の母親との同居・近居には就業促進効果がみられるが、第5回では、近居にのみプラスの効果がみられた。(2)第2回では、妻の母との同居・近居は、ともに末子年齢が7歳未満である場合に、プラスの効果が強くみられた。(3)夫の母との同居は、第2回・第5回ともにプラスの効果がみられたが、近居は影響を及ぼしていなかった。(4)第5回についてのみ、夫の母との同居は、末子年齢が7歳未満である場合に、マイナスの効果を及ぼしていた。

最後に近居の定義を「60分未満」とした分析結果を、表7のモデル7、モデル8（同同居ダミーと末子年齢ダミーの交差項を投入）に示す。この結果をまとめると、(1)第2回についてのみ、非正規でも妻の母・夫の母両方の近居でプラスの効果がみられた。交差項は有意とはならず、末子年齢による違いはみられなかった。正規就業については、(2)第2回で妻の母との同居・近居両方にプラスの効果がみられるが、第5回では、近居にのみプラスの効果がみられた。(3)第2回では、妻の母との同居・近居の促進効果は、とくに末子年齢が7歳未満である場合に強い。(4)夫の母との同居は、第2回・第5回共にプラスの効果を及ぼしていた。しかし、近居の影響は、第5回にのみみられた。(5)第5回についてのみ夫の母との同居は、末子年齢が7歳未満である場合に、マイナスの効果を及ぼしていた。

表6 母親との同近居が有配偶女性の就業に与える影響（近居＝30分）

	モデル5							
	第2回				第5回			
	非正規		正規		非正規		正規	
	b	exp(b)	b	exp(b)	b	exp(b)	b	exp(b)
妻の母との居住距離 (ref: 遠居)								
同居	0.119	1.127	1.149	3.154***	0.039	1.040	0.362	1.436
近居	0.152	1.164	0.473	1.604***	0.145	1.156	0.395	1.484**
夫の母との居住距離 (ref: 遠居)								
同居	0.056	1.058	0.591	1.806***	0.033	1.034	0.686	1.987***
近居	0.009	1.009	-0.068	0.934	-0.098	0.906	0.068	1.070
末子年齢 (ref: 7歳以上)								
0～6歳	-1.265	0.282***	-1.183	0.306***	-1.455	0.233***	-0.929	0.395***
子ども数	0.263	1.301***	-0.020	0.980	0.308	1.360***	-0.196	0.822**
学歴 (ref: 高校まで)								
短大・専門学校	-0.114	0.892	0.348	1.416***	0.251	1.285*	0.489	1.630***
大学・大学院	-0.210	0.810	0.954	2.597***	-0.203	0.816	0.786	2.195***
コーホート (ref: 1950～1959)								
1960年～1969年	-0.365	0.694**	-0.272	0.762*				
1970年～	-0.694	0.499***	-0.196	0.822				
コーホート (ref: 1960～1969)								
1970年～1979年					-0.177	0.838	-0.225	0.798
1980年～					-0.521	0.594**	-0.649	0.522**
夫年収 (ref: 400万未満)								
400万～800万未満	-0.216	0.806	-0.516	0.597***	-0.352	0.703**	-0.347	0.707**
800万以上	-0.533	0.587***	-1.434	0.238***	-1.005	0.366***	-0.836	0.433***
DID (ref: 非DID)								
DID	-0.305	0.737**	-0.715	0.489***	-0.415	0.660***	-0.775	0.461***
定数項	-0.345	0.708	-0.039	0.962	0.914	2.494***	0.598	1.818*
N	2,158				1,543			
Log likelihood	-1865.12				-1497.82			

	モデル6							
	第2回				第5回			
	非正規		正規		非正規		正規	
	b	exp(b)	b	exp(b)	b	exp(b)	b	exp(b)
妻の母との居住距離 (ref: 遠居)								
同居	0.092	1.097	0.789	2.202**	0.326	1.385	0.569	1.766
近居	0.119	1.126	0.284	1.329*	0.277	1.319	0.536	1.709**
夫の母との居住距離 (ref: 遠居)								
同居	0.076	1.079	0.698	2.009***	0.116	1.122	1.137	3.117***
近居	0.073	1.076	-0.096	0.908	-0.230	0.794	0.122	1.130
末子年齢 (ref: 7歳以上)								
0～6歳	-1.190	0.304***	-1.473	0.229***	-1.468	0.230***	-0.608	0.544**
子ども数	0.265	1.303***	-0.018	0.982	0.307	1.359***	-0.213	0.808**
学歴 (ref: 高校まで)								
短大・専門学校	-0.117	0.889	0.350	1.419***	0.248	1.282*	0.510	1.665***
大学・大学院	-0.212	0.809	0.972	2.642***	-0.203	0.816	0.801	2.228***
コーホート (ref: 1950～1959)								
1960年～1969年	-0.364	0.695**	-0.263	0.769				
1970年～	-0.692	0.501***	-0.183	0.833				
コーホート (ref: 1960～1969)								
1970年～1979年					-0.179	0.836	-0.231	0.793
1980年～					-0.523	0.593**	-0.635	0.530**
夫年収 (ref: 400万未満)								
400万～800万未満	-0.219	0.804	-0.517	0.596***	-0.356	0.700**	-0.362	0.697**
800万以上	-0.535	0.586***	-1.451	0.234***	-1.027	0.358***	-0.841	0.431***
DID (ref: 非DID)								
DID	-0.304	0.738***	-0.735	0.479***	-0.407	0.666***	-0.767	0.464***
末子年齢 (7歳未満)								
x 妻母同居	-0.772	0.462	1.274	3.577**	-0.557	0.573	-0.348	0.706
末子年齢 (7歳未満)								
x 妻母近居	0.012	1.012	0.536	1.709**	-0.263	0.769	-0.248	0.780
末子年齢 (7歳未満)								
x 夫母同居	0.052	1.053	-0.412	0.662	0.027	1.027	-0.888	0.411**
末子年齢 (7歳未満)								
x 夫母近居	-0.200	0.819	0.081	1.085	0.317	1.372	-0.180	0.835
定数項	-0.358	0.699	0.042	1.043	0.276	1.318***	0.471	1.602
N	2,158				1,543			
Log likelihood	-1859.06				-1493.32			

*p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01

表7 母親との同居が有配偶女性の就業に与える影響（同居＝60分）」

	モデル7							
	第2回				第5回			
	非正規		正規		非正規		正規	
	b	exp(b)	b	exp(b)	b	exp(b)	b	exp(b)
妻の母との居住距離 (ref: 遠居)								
同居	0.234	1.264	1.225	3.406***	0.098	1.103	0.488	1.629
近居	0.352	1.423***	0.511	1.666***	0.174	1.190	0.423	1.527***
夫の母との居住距離 (ref: 遠居)								
同居	0.113	1.119	0.588	1.801***	0.055	1.056	0.801	2.227***
近居	0.172	1.188	0.001	1.001	-0.017	0.983	0.293	1.340*
末子年齢 (ref: 7歳以上)								
0～6歳	-1.287	0.276***	-1.196	0.302***	-1.452	0.234***	-0.932	0.394***
子ども数	0.263	1.300***	-0.017	0.983	0.308	1.361***	-0.196	0.822**
学歴 (ref: 高校まで)								
短大・専門学校	-0.112	0.894	0.346	1.413**	0.254	1.290*	0.492	1.636***
大学・大学院	-0.193	0.825	0.968	2.634***	-0.181	0.835	0.848	2.335***
コーホート (ref: 1950～1959)								
1960年～1969年	-0.399	0.671***	-0.292	0.747*				
1970年～	-0.775	0.461***	-0.233	0.793				
コーホート (ref: 1960～1969)								
1970年～1979年					-0.176	0.839	-0.235	0.790
1980年～					-0.522	0.593**	-0.667	0.513**
夫年収 (ref: 400万未満)								
400万～800万未満	-0.193	0.825	-0.508	0.602***	-0.343	0.710**	-0.337	0.714**
800万以上	-0.480	0.619**	-1.422	0.241***	-0.981	0.375***	-0.771	0.463***
DID (ref: 非DID)								
DID	-0.276	0.759**	-0.713	0.490***	-0.393	0.675***	-0.738	0.478***
定数項	-0.561	0.571**	-0.143	0.867	0.808	2.244***	0.322	1.379
N	2,158				1,543			
Log likelihood	-1860.32				-1495.31			

	モデル8							
	第2回				第5回			
	非正規		正規		非正規		正規	
	b	exp(b)	b	exp(b)	b	exp(b)	b	exp(b)
妻の母との居住距離 (ref: 遠居)								
同居	0.204	1.227	0.867	2.380**	0.360	1.434	0.661	1.936
近居	0.358	1.430***	0.390	1.478***	0.207	1.231	0.427	1.533**
夫の母との居住距離 (ref: 遠居)								
同居	0.137	1.147	0.716	2.046***	0.164	1.179	1.251	3.494***
近居	0.254	1.289*	0.024	1.025	-0.039	0.961	0.369	1.446**
末子年齢 (ref: 7歳以上)								
0～6歳	-1.104	0.332***	-1.449	0.235***	-1.433	0.239***	-0.656	0.519***
子ども数	0.267	1.306***	-0.015	0.985	0.308	1.361***	-0.211	0.809**
学歴 (ref: 高校まで)								
短大・専門学校	-0.117	0.889	0.350	1.419***	0.259	1.295*	0.515	1.674***
大学・大学院	-0.201	0.818	0.987	2.683***	-0.178	0.837	0.858	2.359***
コーホート (ref: 1950～1959)								
1960年～1969年	-0.403	0.668***	-0.282	0.755*				
1970年～	-0.772	0.462***	-0.227	0.797				
コーホート (ref: 1960～1969)								
1970年～1979年					-0.178	0.837	-0.240	0.787
1980年～					-0.520	0.595**	-0.651	0.521**
夫年収 (ref: 400万未満)								
400万～800万未満	-0.197	0.822	-0.507	0.602***	-0.342	0.710**	-0.350	0.705**
800万以上	-0.481	0.618**	-1.427	0.240***	-0.991	0.371***	-0.772	0.462***
DID (ref: 非DID)								
DID	-0.279	0.757**	-0.722	0.486***	-0.389	0.678***	-0.746	0.474***
末子年齢 (7歳未満)								
x 妻母同居	-0.776	0.460	1.308	3.698**	-0.516	0.597	-0.306	0.737
末子年齢 (7歳未満)								
x 妻母近居	-0.121	0.886	0.548	1.730**	-0.122	0.885	0.000	1.000
末子年齢 (7歳未満)								
x 夫母同居	0.018	1.018	-0.450	0.637	-0.045	0.956	-0.916	0.400**
末子年齢 (7歳未満)								
x 夫母近居	-0.335	0.716	-0.047	0.954	0.112	1.118	-0.307	0.736
定数項	-0.600	0.549**	-0.097	0.907	0.780	2.180***	0.230	1.259
N	2,158				1,543			
Log likelihood	-1852.50				-1491.44			

*p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01

以上の分析結果を表8に整理した。まず指摘できるのは、夫婦の母親との居住距離と就業の関係は、ほぼ正規就業の女性にのみ影響する、ということであろう。近居の定義を「60分未満」にした時のみ、第2回調査の近居で女性の非正規就業は促進されていたが、第5回ではその傾向はみられない。もちろん、正規の仕事についている女性が、子育て支援を期待して、母親との近居を選んでいる可能性も否定できない。第二に、大きな変化として、妻の母については、同居のプラスの効果がみられなくなったことが挙げられる。第2回でも妻の母の近居は女性の就業にプラスに作用していたが、第5回では、同居の影響がみられなくなったため、近居のみがプラスの効果を及ぼすようになっている。この結果は、近居をどのように定義しても一貫していた。第三に、夫の母との距離の影響では、同居に加えて近居についても、ほぼ一貫して就業にプラスの効果がみられるようになった。そして、夫の母との同居は、末子年齢が7歳未満の場合、就業を促進するのではなく、むしろ抑制する効果をもつようになった。

表8 母親との居住距離の影響：まとめ

	近居定義	非正規		正規	
		第2回(1998年)	第5回(2013年)	第2回(1998年)	第5回(2013年)
妻の母	15分未満	—	—	同居+ 近居+ 末子7歳未満で同居+	近居+
	30分未満	—	—	同居+ 近居+ 末子7歳未満で同居+ 末子7歳未満で近居+	近居+
	60分未満	近居+	—	同居+ 近居+ 末子7歳未満で同居+ 末子7歳未満で近居+	近居+
夫の母	15分未満	—	—	同居+	同居+ 近居+ 末子7歳未満で同居-
	30分未満	—	—	同居+	同居+ 末子7歳未満で同居-
	60分未満	近居+	—	同居+	同居+ 近居+ 末子7歳未満で同居-

妻方母との同居が正規就業を促進する効果をもたなくなった理由を探る手がかりとして、夫婦それぞれの母親との距離別、母親の「手助け・見守りの必要状況」の関係を図3示す。第2回に同様の設問は入れられてないため、第5回のみ結果である。ここでの近居の定義は「60分未満」であるが、「15分未満」、「30分未満」でもほぼ同様の結果であった。

図3 母親との居住距離別，母親の手助け・見守りの必要性

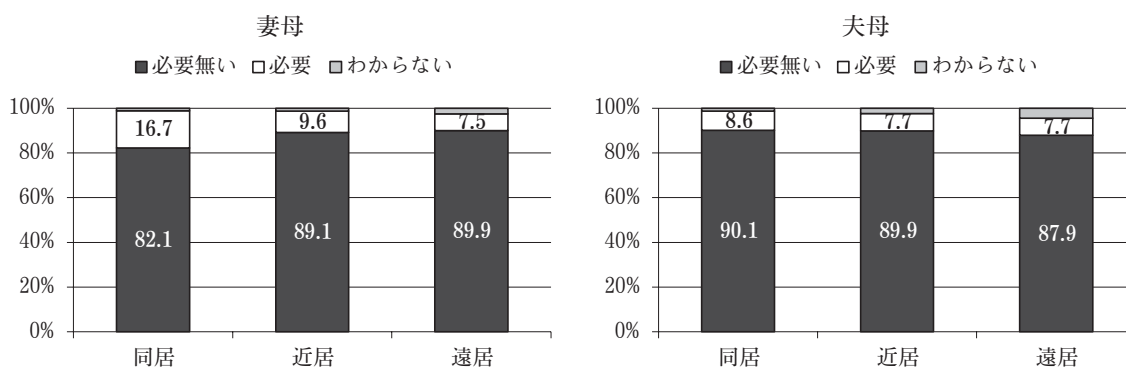


図3によると，特に妻方母との同居のケースで，母親の支援ニーズが高い．妻方母と同居・遠居の場合，手助け・見守りが必要な母親の割合は，それぞれ9.6%，7.5%であるのに対し，同居では16.7%である．この差は，5%レベルで有意である．一方，夫方母の場合，母親の支援ニーズと居住距離に大きな差はみられず，統計的にも有意ではなかった．このことは，45歳以下の有配偶女性で，自分の母親と同居している場合，母親の支援ニーズが高い可能性を示唆している．

V. 考察

本稿では，妻・夫それぞれの母親との居住距離と女性の調査時点での就業について，特に近居が及ぼす影響に注目して分析を行った．第2回・第5回全国家庭動向調査の個票を使用した実証分析の結果から，近年においては親との同居よりも近居が女性の就業状況に大きな影響を及ぼしていることが明らかになった．

本分析から明らかになった母親との居住距離と妻の就業との関係で，もっとも大きな変化の一つは，妻の母との同居による正規就業促進効果がみられなくなったことであろう．福田・久本（2012）の分析でも，妻・夫の母親との同居に妻の正規就業へのプラスの効果はみられなかった．福田・久本は，「男女双方が正規就労しているカップルが親世代と同居する経済的インセンティブは低い」と結論づけている．しかし，本稿の分析では，福田・久本（2012）の結果と異なり，夫方母との同居は2013年時点でも妻の正規就業にプラスの効果をもっている．よって，経済的インセンティブでは，同居効果がみられなくなったことを説明できない．

そこで，母親との居住距離別に，母親の「手助け・見守りの必要状況」を集計したところ，妻の母と同居しているケースで母の支援ニーズが高いことが判明した．夫の母の場合には，居住距離別にみた母の「手助け・見守りの必要状況」に違いはみられなかった．妻の母が同居しているにもかかわらず，妻の正規就業に促進効果がみられないのは，母の支援ニーズが高いためかもしれない．近年，晩婚化・晩産化・長寿化の影響で，育児と親の

介護に同時に直面する「ダブルケア」の問題が、取り上げられつつある（相馬・山下 2013）。相馬・山下による、6歳未満の末子のいる女性1,894人を対象とした調査によれば（2016）、ダブルケアに直面中または過去に経験ありは、1割ずつ存在する。ダブルケア人口は今後増大することが見込まれており、今後も世代間の居住距離と女性の就業との関係は、変化していくことが予想される。

第二に、第5回では夫の母との同居は、末子に7歳未満の子がいる場合に、妻の正規就業を抑制する効果をもっていた。小坂・柏木（2007）の研究によると、自分の親と同居・近居している女性は、夫の親と同居・近居している女性に比べて、周囲から支援を受けていると感じており、夫や夫の親から仕事をするに関して反対が少ないと感じている。そして、夫親からの反対が、女性が退職する最も大きな要因であった。本分析の結果と照らしあわせると、夫の親と同居する妻は、子どもが小さいうちは仕事をするに関して夫の親から反対されがちであるために、就業を控えている可能性がある。しかし、なぜこのような傾向が、第5回調査からみられるようになったのか、その理由ははっきりしない。

最後に、政策的インプリケーションについて述べる。近年、祖父母による子育て支援を目的として、三世同居・近居を促進する政策が推進されている（内閣府 2015）。しかし、本稿の分析結果から示唆されるのは、同居は必ずしも祖父母による子育て支援を意味しない、ということである。特に妻の母との同居の場合、妻は育児と母の見守りとのダブルケアに直面する可能性がある。

第二に、近居は女性の正規就業を促進する効果がある。近居の効果は、3種類の定義全てでみられた。逆に言えば、親が遠居しているか、既に亡くなっている女性の場合、子育てをしながら正規就業を継続することには、多くの困難が伴うことを示唆している。親という私的資源の有無が女性の就業を大きく左右するとすれば、それは望ましいことではない。女性の就業支援の観点からは、世代間の同居・近居という私的支援に頼った政策を推進するのではなく、様々な理由で親の支援を期待できないケースに重点を置くべきであろう。

参考文献

- 上和田 茂（2014）「高齢者支援の視点からみたサポート居住と準近居」「近居の親子関係と暮らしかたから見た住宅計画」大月敏雄・住総研編著、『近居 少子高齢社会の住まい・地域再生にどう活かすか』学芸出版社、pp.142-155.
- 国土交通省（2009）国土審議会計画部会第9回ライフ・スタイル・生活専門委員会2006.5.23配付資料「既婚者とその親との住まい方―「近居」を中心とした実態と将来意向―」
<http://www.mlit.go.jp/singikai/kokudosin/keikaku/lifestyle/9/04.pdf>
- 国土交通省（2013）『平成24年度国土交通白書』
<http://www.mlit.go.jp/hakusyo/mlit/h24/hakusho/h25/html/n1221000.html>
- 国立社会保障・人口問題研究所（2000）『現代日本の家族変動―第2回全国家庭動向調査（2003年社会保障・人口問題基本調査）―』調査研究報告資料第15号.
- 国立社会保障・人口問題研究所（2012）『第14回出生動向基本調査（結婚と出産に関する全国調査―第I報告書―）わが国夫婦の結婚過程と出生力』調査研究報告資料第29号.

- 国立社会保障・人口問題研究所 (2015) 『現代日本の家族変動—第 5 回全国家庭動向調査 (2013 年社会保障・人口問題基本調査)—』 調査研究報告資料第 33 号.
- 小坂千秋・柏木恵子 (2007) 「育児期女性の就業継続・退職を規定する要因」『発達心理学研究』第 18 巻第 1 号, pp.45-54.
- 小島 宏 (1995) 「結婚, 出産, 育児および就業」人口・世帯研究会監修, 大淵寛編『女性のライフサイクルと就業行動』大蔵省印刷局, pp.61-87.
- 新谷由里子 (1998) 「結婚・出産期の女性の就業とその規定要因」『人口問題研究』第 54 巻第 4 号, pp.46-62.
- 仙田幸子 (2002) 「既婚女性の就業継続と育児資源の関係」『人口問題研究』第 58 巻第 2 巻, pp.2-21.
- 菅 桂太 (2011) 「有配偶女子のワーク・ライフ・バランスとライフコース」『人口問題研究』第 67 巻第 1 巻, pp.1-23.
- 相馬直子・山下順子 (2013) 「ダブルケア (子育てと介護の同時進行) から考える新たな家族政策—世代間連帯とジェンダー平等に向けて」『調査季報』171 号, pp.14-17.
- 相馬直子・山下順子 (2016) 「ダブルケアとは何か」『調査季報』178 号, pp.20-25.
- 内閣府 (2007) 『平成 19 年版国民生活白書』
http://www5.cao.go.jp/seikatsu/whitepaper/h19/10_pdf/01_honpen/
- 内閣府 (2014) 『平成 25 年度家族と地域における子育てに関する意識調査報告書』
http://www8.cao.go.jp/shoushi/shoushika/research/h25/ishiki/index_pdf.html
- 内閣府 (2015) 「少子化社会対策大綱」<http://www8.cao.go.jp/shoushi/shoushika/law/taikou2.html>
- 西村純子 (2014) 『子育てと仕事の社会学—女性の働きかたは変わったか』弘文堂
- 永瀬伸子 (2012) 「第 1 子出産をはさんだ就業継続, 出産タイミングと夫婦の家事分担—北京・ソウルと日本の比較—」『人口問題研究』第 68 巻第 3 号, pp.66-84.
- 平山洋介 (2011) 『都市の条件—住まい、人生、社会持続』NTT 出版.
- 福田順・久本憲夫 (2012) 「女性の就労に与える母親・の近居・同居の影響」『社会政策』第 4 巻第 1 号, pp.111-122.
- 藤野敦子 (2002) 「子供のいる既婚女性の就業選択」『季刊家計経済』56 号, pp.48-55.
- 丸山 桂 (2001) 「女性労働者の活用と出産時の就業継続の要因分析」『人口問題研究』第 57 巻第 2 号, pp.3-18.
- 横江麻実 (2014) 「近居の親子関係と暮らしかたから見た住宅計画」大月敏雄・住総研編著, 『近居 少子高齢社会の住まい・地域再生にどう活かすか』学芸出版社, pp.54-63.
- Malmberg, Gunnar and Anna Pettersson (2007) "Distance to Elderly Parents: Analyses of Swedish Register Data." *Demographic Research* Vol.17, Article ID 23, pp.679-704.
- Pettersson, Anna and Gunnar Malmberg (2009) "Adult Children and Elderly Parents as Mobility Attractions in Sweden." *Population, Space and Place* Vol.15, No.4, pp.343-357.
- Yu, Wei-Hsin (2005) "Changes in Women's Postmarital Employment in Japan and Taiwan." *Demography* 42(4): 693-717.

Geographic Proximity to Parents and Women's Labor Force Participation in Japan

Yoshimi CHITOSE

Past research has consistently indicated that coresidence with the couple's parents contributes to women's full-time participation in labor force. However, the impact of parents' geographic proximity on women's labor force participation has not been fully explored, even though the percentage of adults residing in close proximity to their parents has increased.

In this study, I examined the impact of proximity to mother—wife's mother or husband's—on wife's labor force participation, using the Second and Fifth National Survey on Family conducted in 1998 and 2013, respectively. I found that living in close proximity, rather than coresidence, increases the likelihood of wife's full-time labor force participation. A comparison of the Second and Fifth Survey results revealed: (1) Coresidence with wife's mother no longer contributes to wife's labor force participation, but residing in close proximity does increase the likelihood of wife's full-time participation. With respect to husband's mother, (2) both coresidence and living in close proximity contribute to wife's full-time labor force participation, but (3) coresidence decreases the likelihood of full-time participation when the youngest child is under age 7. (4) I also found that in both surveys, mother's coresidence or proximity has an impact only when the wife works full-time. The needs for the assistance of mothers who coreside with their married daughters are relatively high. This suggests that married women coresiding with their mothers may be facing a double burden of care—care for their children and for their mothers.

 統 計

主要国における合計特殊出生率および 関連指標：1950～2014年

合計特殊出生率（TFR: Total Fertility Rate）は、各国、地域における出生力を表わす代表的な指標である。本資料は、出生力指標として合計特殊出生率、年齢別出生率ならびに第一子平均出生年齢を、国際連合¹⁾ および国連欧州経済委員会²⁾ が公表されている資料を基に、主要国における時系列推移、国際比較等、人口分析に利用しやすいようまとめたものである³⁾。

本資料に掲載した国は、原典で公表されている全てではなく、最新（2011年以降）のデータが更新され、それ以前の年次についても比較的長期のデータが得られている国に限定した。また、表中に示した国の配列は原典の配列を採用している。（別府志海・佐々井 司）

主要結果

主要国における合計特殊出生率の推移をみると、1950～60年代においては、ヨーロッパでは概ね2から3程度の水準であるのに対し、それ以外の地域では4から8と極めて高い率を示す国が少なくな（図1、表1）。しかし、60年代以降は、それまで高出生率であった北アメリカ（カナダとアメリカ合衆国を除く）、南アメリカ、アジア（日本を除く）の各国において出生率低下が顕著化し、2000年以降はほとんどの国で2前後の水準に達している。直近で4を上回る高い出生率を示しているのはアフリカ等の一部の国に留まる。他方、1960年代に既に低水準であったヨーロッパ諸国、アメリカ、日本といった国々では1970年代以降さらに出生率が低下し、2000年ごろには人口置換水準を大きく下回る国が現われ始めた。それらの国々のなかには、1990年代に入って人口置換水準にまで出生率を回復する国が出始める一方、日本をはじめとする東アジア諸国やヨーロッパの一部の国々では、近年緩やかな回復基調がみられるものの依然低迷が続いている。

表2に掲載する83か国のうち、最新年次における合計特殊出生率で最も高い率を示したのはシエラレオネの5.82（2013年）、最も低い率はホンコン特別行政区の1.12（2013年）であり、その差は4.7ポイントである。合計特殊出生率が相対的に低い国々は、（東）アジア、東・南ヨーロッパに多い。また、出生率が2を下回る国は42か国と全体の約半数であり、1.5を下回る国も20か国（全体の25%）であった。一方、3以上の国は15か国である。

表3は年齢別出生率を89か国・地域についてみたものである。合計特殊出生率が3以上を示す国では、複数の年齢階級で150%を超える高い出生水準を示しているのに対し、低出生国ではすべての年齢階級で低いことに加えて、最も出生率の高い年齢が30歳代前半に分布する傾向がみられる。ただし、合計特殊出生率の水準と年齢別の出生パターンとの関係には国によって特徴な違いがみられることから、出生力の規定要因が一律でないことが示唆される（図2）。

1) United Nations, *Demographic Yearbook*

（最新：2014年版。 <http://unstats.un.org/unsd/demographic/products/dyb/default.htm>）。

2) UNECE, *Statistical Database* (<http://w3.unece.org/pxweb/>)。

3) United Nations, *Demographic Yearbook* 2013年版までを用いた指標は、別府志海・佐々井司「主要国における合計特殊出生率および関連指標：1950～2013年」『人口問題研究』、第71巻2号、2015年6月、pp.156-163に掲載。

つぎに、国連欧州経済委員会（UNECE）加盟国における母の第1子平均出生年齢をみると、ほとんどの国において上昇傾向にある（表4）。日本と同様に第1子出生時の女性の年齢が高い国はヨーロッパのなかでも相対的に低出生国に偏在する傾向がみられ、なかでもギリシャ、イタリア、ルクセンブルク、スイスなどでは30歳を超えている。逆に、アルメニア、アゼルバイジャン、ジョージア、キルギス、モルドバ、ルーマニア、ウズベキスタンなどでは出生年齢が相対的に低くなっている。

図1 主要国の合計特殊出生率

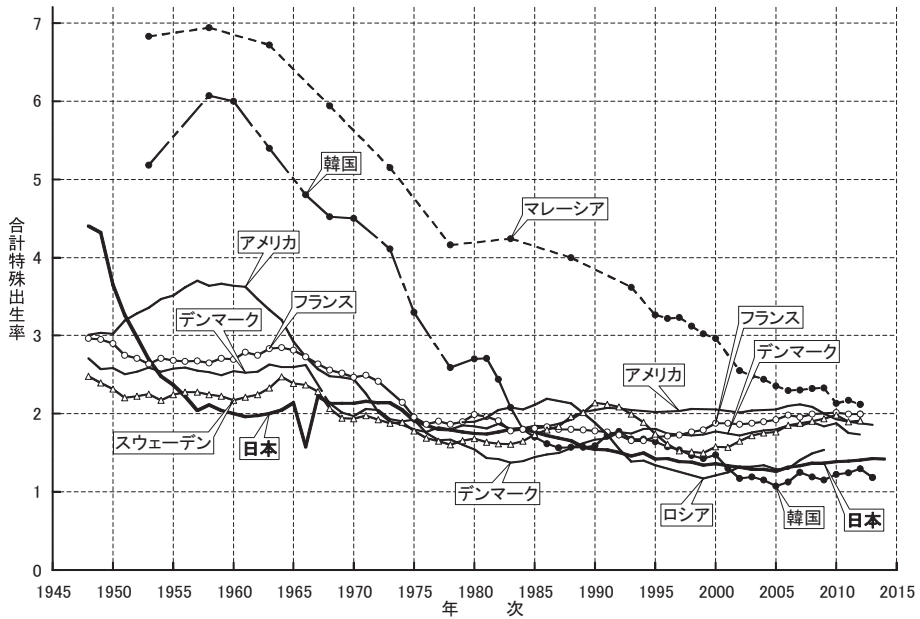


図2 主要国女性の年齢別出生率：最新年次

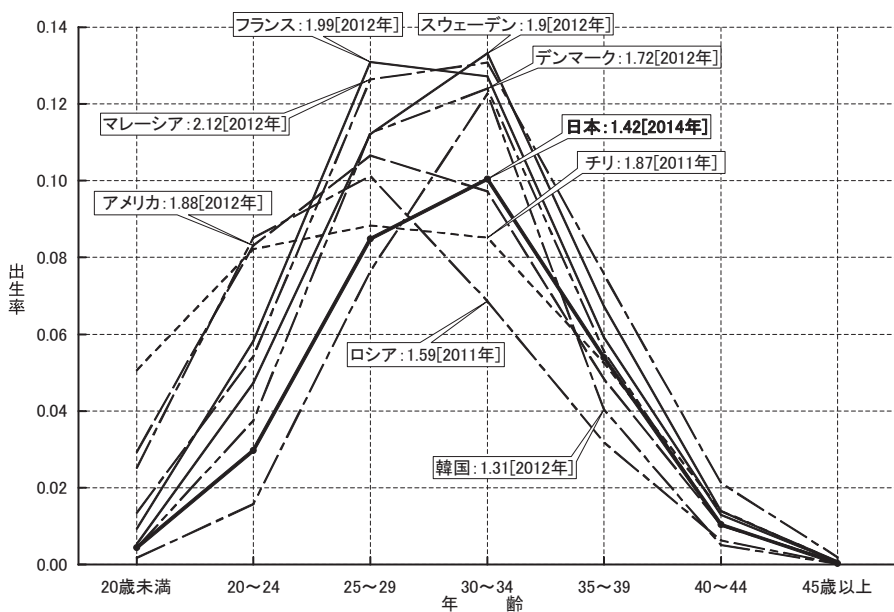


表1 主要国の合計特殊出生率：1950～2014年

国	1950年	1960年	1970年	1980年	1990年	2000年	2005年	2010年	2013年	2014年
〔アフリカ〕										
アルジェリア	…	7.28 ⁶⁾	7.48 ⁹⁾	…	4.97 ¹⁵⁾	2.63	…	2.87	2.93	3.03
ボツワナ	…	6.70 ⁶⁾	6.80 ⁹⁾	7.07 ¹⁴⁾	5.24 ¹⁵⁾	4.40 ¹⁸⁾	3.20 ²³⁾	2.79	2.69 ²⁶⁾	…
ブルンジ	…	6.80 ⁶⁾	6.80 ⁹⁾	6.80 ¹²⁾	6.80 ¹⁵⁾	6.80 ¹⁸⁾	…	6.06	5.84	5.77
エジプト	…	6.97 ⁶⁾	6.56 ⁹⁾	5.28	4.52	…	3.10	3.00	3.00	3.50
レソト	…	5.86 ⁶⁾	5.71 ⁹⁾	5.74 ¹²⁾	5.45 ¹⁵⁾	4.80 ¹⁸⁾	…	3.30 ²⁵⁾	3.35 ²⁶⁾	…
リベリア	…	6.50 ⁶⁾	6.25	6.80 ¹²⁾	6.80 ¹⁵⁾	6.80 ¹⁸⁾	…	4.90	4.70	4.60
モーリシャス	…	5.98 ⁶⁾	4.25 ⁹⁾	3.07 ¹²⁾	2.32	1.99	1.82	1.47	1.44	1.42
モザンビーク	…	6.29 ⁶⁾	6.50 ⁹⁾	6.50 ¹²⁾	6.50 ¹⁵⁾	5.80	…	5.60	5.40	…
ルワンダ	…	7.38 ⁶⁾	7.99 ⁹⁾	8.74 ¹²⁾	7.00 ¹⁵⁾	6.20 ¹⁸⁾	5.50 ²⁴⁾	5.38	5.30 ²⁷⁾	…
セーシェル	…	5.45	6.10 ¹¹⁾	4.16	2.73	2.08	2.20	2.17	2.37	2.34
シエラレオネ	…	6.19 ⁶⁾	6.39 ⁹⁾	6.50 ¹²⁾	6.50 ¹⁵⁾	6.50 ¹⁸⁾	…	5.82	5.82 ²⁷⁾	…
スワジランド	…	6.50 ⁶⁾	6.50 ⁹⁾	6.50 ¹²⁾	5.25 ¹⁵⁾	4.80 ¹⁸⁾	…	3.80	3.60	…
チュニジア	…	7.00 ⁶⁾	6.09	4.51	3.35	2.23 ¹⁸⁾	2.04	2.13	2.15 ²⁶⁾	…
タンザニア	…	6.82 ⁶⁾	6.87 ⁹⁾	7.10 ¹²⁾	6.50 ¹⁵⁾	5.50 ¹⁸⁾	…	5.10	3.69 ²⁷⁾	…
〔北アメリカ〕										
バハマ	…	…	3.97	2.78	2.52	1.99	2.05	1.83	1.73	1.48
バーミューダ	…	…	…	1.64	1.76	1.65	1.76	1.75	1.63	1.63
コスタリカ	…	7.14	…	3.63	3.20	2.00	2.00	1.81	1.76	1.86
キューバ	…	3.68 ⁶⁾	3.70	1.64	1.83	1.60 ¹⁸⁾	1.49	1.69	1.71	…
ドミニカ共和国	7.22	5.30	6.82	5.55	3.50 ¹⁵⁾	2.90 ¹⁸⁾	2.77	2.46	2.39	2.36
エルサルバドル	6.06	6.81	6.62	5.70	4.52 ¹⁵⁾	2.79 ¹⁹⁾	…	2.30 ²⁷⁾	2.20	…
グリーンランド	…	6.69	3.49	2.40	2.44	2.31	2.33	2.26	2.05	2.00
パナマ	4.18	5.59	4.99	3.63	2.88	2.50 ²⁰⁾	2.40	2.40	2.40	…
プエルトリコ	5.24	4.67	3.16	2.72	2.29	2.03	1.76	1.62	1.47	…
アメリカ合衆国	3.02	3.64	2.44	1.84	2.02 ¹⁶⁾	2.06	2.05	1.93	1.86	…
〔南アメリカ〕										
アルゼンチン	…	2.53 ⁸⁾	3.17	3.28	2.83	2.35	2.39	2.39	2.38 ²⁶⁾	…
ボリビア	…	6.75 ⁶⁾	6.56 ⁹⁾	5.80 ¹²⁾	5.00 ¹⁵⁾	4.40 ¹⁸⁾	3.54 ²⁴⁾	3.29	3.21 ²⁶⁾	…
ブラジル	…	6.15 ⁶⁾	5.38 ⁹⁾	2.80	2.66	2.20	2.06	1.87	1.77	…
チリ	4.21 ⁵⁾	4.81	3.63	2.66	2.54	2.10	1.93	1.91	1.84 ²⁷⁾	…
エクアドル	6.90	6.90	5.92	5.00	3.74	2.82	2.58	2.79	2.63	2.59
ペルー	3.36 ²⁾	5.40	4.51	4.65	3.70	3.02	2.69	2.49	2.36	…
スリナム	…	6.56 ⁶⁾	5.94 ⁹⁾	4.20 ¹²⁾	2.57	…	2.12	2.30	2.32	…
ウルグアイ	2.73	2.90	3.00	2.57	2.33	2.25	2.04	1.92	1.96	1.94
〔アジア〕										
バーレーン	…	6.97 ⁶⁾	6.97 ⁹⁾	4.40 ¹⁴⁾	3.90	2.75	2.02	1.88	2.16	2.17
バングラデシュ	…	6.62 ⁶⁾	6.91 ⁹⁾	4.97 ¹⁴⁾	4.45 ¹⁵⁾	2.56 ²⁰⁾	2.47	2.12	2.11	…
ブルネイ	…	…	5.96 ¹¹⁾	3.94	3.03	2.36	2.00	1.80	1.90	…
ホンコン特別行政区	…	4.70 ⁶⁾	3.29	2.06	1.21	1.04	0.96	1.13	1.12	…
マカオ特別行政区	…	5.16	2.04	1.87 ¹⁴⁾	1.61 ¹⁷⁾	0.95	0.91	1.07	1.15	1.22
キプロス	3.95	3.44	2.74	2.32	2.43	1.64	1.42	1.44	1.35 ²⁶⁾	…
インド	…	5.92 ⁶⁾	5.69 ⁹⁾	4.40	3.80	3.20	2.90	2.50	2.30	…
インドネシア	…	5.67 ⁶⁾	5.57 ⁹⁾	4.42	3.08	2.54	2.20	2.41	2.60 ²⁷⁾	…
イスラエル	…	3.94	3.92	3.10	3.02	2.95	2.84	3.03	3.03	…
日本	3.65	2.00	2.13	1.75	1.54	1.36	1.26	1.39	1.43	1.42
ヨルダン	…	7.38 ⁶⁾	5.12	8.40 ¹³⁾	6.20 ¹⁶⁾	3.50 ²⁰⁾	3.70	3.80	3.50	3.50

表1 主要国の合計特殊出生率：1950～2014年（つづき）

国	1950年	1960年	1970年	1980年	1990年	2000年	2005年	2010年	2013年	2014年
マレーシア	…	6.94 ⁶⁾	5.94 ⁹⁾	4.16 ¹²⁾	4.00 ¹⁵⁾	2.96	2.36	2.14	2.12 ²⁷⁾	…
モンゴル	…	6.00 ⁶⁾	7.32 ⁹⁾	6.65 ¹²⁾	4.83 ¹⁵⁾	2.20	1.95	2.40	3.00	3.10
ミャンマー	…	6.05 ⁶⁾	5.74 ⁹⁾	5.02 ¹²⁾	4.50 ¹⁵⁾	3.30 ¹⁸⁾	2.11	2.03	2.29	…
オマーン	…	7.20 ⁶⁾	7.20 ⁹⁾	7.20 ¹²⁾	7.20 ¹⁵⁾	4.70	3.13	3.00	2.90	…
カタール	…	6.97 ⁶⁾	6.97 ⁹⁾	6.35 ¹²⁾	4.70 ¹⁵⁾	2.77 ²¹⁾	2.62	2.08	3.40 ²⁷⁾	…
韓国	…	6.00	4.50	2.70	1.59	1.47	1.08	1.23	1.19	…
サウジアラビア	…	7.17 ⁶⁾	7.26 ⁹⁾	7.28 ¹²⁾	6.80 ¹⁵⁾	4.30	3.28	2.98	2.87 ²⁷⁾	…
シンガポール	…	6.00 ⁶⁾	3.10	1.74	1.82	1.60	1.26	1.15	1.19	1.25
トルコ	…	6.54 ⁶⁾	5.62 ⁹⁾	4.51 ¹²⁾	3.39 ¹⁶⁾	2.27	2.19	2.11	2.08 ²⁷⁾	…
ベトナム	…	6.05 ⁶⁾	5.94 ⁹⁾	5.59 ¹²⁾	4.22 ¹⁵⁾	2.50 ¹⁸⁾	2.11	2.00	2.10	2.09
〔ヨーロッパ〕										
オーストリア	2.03 ⁴⁾	2.61 ⁷⁾	2.31	1.68	1.45	1.36	1.41	1.44	1.44 ²⁷⁾	…
ベラルーシ	…	…	2.36	2.05 ¹²⁾	1.91	1.66	1.21	1.44 ²⁵⁾	1.62 ²⁷⁾	…
ベルギー	2.35	2.53	2.24	1.69	1.57 ¹⁵⁾	1.61 ¹⁹⁾	1.81 ²⁴⁾	1.85	1.81 ²⁶⁾	…
ブルガリア	…	2.30	2.18	2.06	1.73	1.27	1.31	1.49	1.50 ²⁷⁾	…
デンマーク	2.58	2.54	1.97	1.54	1.67	1.77	1.80	1.88	1.73 ²⁷⁾	…
フェロー諸島	…	3.69	3.42	2.46	2.71	…	2.62	2.44	2.49	…
フィンランド	3.16	2.71	1.83	1.63	1.79	1.73	1.80	1.87	1.80 ²⁷⁾	…
フランス	2.90	2.70	2.47	1.99	1.78	1.88	1.92	2.02	2.00 ²⁷⁾	…
ドイツ ¹⁾	1.88	2.34	2.01	1.46	1.33 ¹⁷⁾	1.38	1.34	1.39	1.36 ²⁶⁾	…
ギリシャ	…	2.21	2.33 ¹⁰⁾	2.23	1.43	1.29	1.34	1.50	1.34 ²⁷⁾	…
ハンガリー	2.54 ³⁾	2.02	1.96	1.93	1.85	1.33	1.32	1.26	1.34 ²⁷⁾	…
アイスランド	3.86	4.29	2.79	2.48	2.31	2.08	2.05	2.20	2.04 ²⁷⁾	…
アイルランド	…	3.79 ⁸⁾	3.86	3.23	2.20	1.90	1.88	2.06	2.01 ²⁷⁾	…
イタリア	2.37 ⁴⁾	2.29	2.40 ¹⁰⁾	1.62	1.36	1.26	1.32	1.41	1.39 ²⁷⁾	…
ラトビア	…	…	1.93 ¹⁰⁾	1.87	2.04	1.24	1.31	1.36	1.44 ²⁷⁾	…
ルクセンブルク	…	2.29	1.97	1.50	1.62	1.78	1.62	1.63	1.57 ²⁷⁾	…
マルタ	…	3.62	2.02	2.06	2.06	1.72	1.37	1.36	1.44 ²⁷⁾	…
オランダ	3.10	3.11	2.58	1.60	1.62	1.72	1.71	1.80	1.72 ²⁷⁾	…
ノルウェー	2.53	2.85	2.54	1.73	1.93	1.85	1.84	1.95	1.85 ²⁷⁾	…
ポーランド	3.64	3.01	2.23	2.28	2.04	1.37	1.24	1.38	1.30 ²⁷⁾	…
ポルトガル	3.15	3.01	2.88	2.07	1.51	1.56	1.41	1.39	1.28 ²⁷⁾	…
ルーマニア	…	2.62 ⁶⁾	2.89	2.45	1.83	1.31	1.32	1.33	1.30 ²⁷⁾	…
スペイン	2.46	2.81	2.82	2.05 ¹⁴⁾	1.33	1.23	1.35	1.37	1.32 ²⁷⁾	…
スウェーデン	2.32	2.17	1.94	1.68	2.14	1.57	1.77	1.99	1.91 ²⁷⁾	…
スイス	2.40	2.34	2.09	1.55	1.59	1.50	1.42	1.54	1.53 ²⁷⁾	…
ウクライナ	…	…	2.09	1.96 ¹²⁾	1.89	1.10	1.21	1.43	1.53 ²⁷⁾	…
イギリス	…	2.50 ⁶⁾	2.52 ⁹⁾	1.72 ¹²⁾	1.84	1.64	1.79	1.91 ²⁶⁾	1.92 ²⁷⁾	…
〔オセアニア〕										
オーストラリア	3.06	3.45	2.86	1.90	1.91	1.76	1.79	1.95	1.88	…
ニュージーランド	5.35	5.95	4.76	3.21	3.35	4.00 ¹⁸⁾	2.70 ²²⁾	2.52	2.41	2.38
ニュージーランド	…	3.93 ⁶⁾	3.16	2.03	2.16	1.98	1.97	2.17	2.01	1.92

United Nations, *Demographic Yearbook* による。ただし日本は国立社会保障・人口問題研究所の算出による。…は該当年（前後の年も含む）のデータが示されていない。1)1980年以前は旧西ドイツ。2)1948年。3)1949年。4)1951年。5)1952年。6)1958年。7)1959年。8)1961年。9)1968年。10)1969年。11)1971年。12)1978年。13)1979年。14)1981年。15)1988年。16)1989年。17)1991年。18)1998年。19)1999年。20)2001年。21)2002年。22)2003年。23)2006年。24)2007年。25)2009年。26)2011年。27)2012年。

表2 主要国の合計特殊出生率の低い順：最新年次

順位	国	(年次)	合計特殊出生率	順位	国	(年次)	合計特殊出生率
1	ホンコン特別行政区	(2013)	1.12	43	フランス	(2013)	2.00
2	韓 国	(2013)	1.19	44	グリーンランド	(2014)	2.00
3	マカオ特別行政区	(2014)	1.22	45	アイルランド	(2013)	2.01
4	シンガポール	(2014)	1.25	46	アイスランド	(2013)	2.04
5	ポルトガル	(2013)	1.28	47	トルコ	(2013)	2.08
6	ポーランド	(2013)	1.30	48	ベトナム	(2014)	2.09
7	ルーマニア	(2013)	1.30	49	バングラデシュ	(2013)	2.11
8	スペイン	(2013)	1.32	50	マレーシア	(2013)	2.12
9	ハンガリー	(2013)	1.34	51	チュニジア	(2013)	2.15
10	ギリシャ	(2013)	1.34	52	バーレーン	(2014)	2.17
11	キプロス	(2013)	1.35	53	エルサルバドル	(2013)	2.20
12	ドイツ	(2013)	1.36	54	ミャンマー	(2013)	2.29
13	イタリア	(2013)	1.39	55	インド	(2013)	2.30
14	日本	(2014)	1.42	56	スリナム	(2013)	2.32
15	モリシャス	(2014)	1.42	57	セーシェル	(2014)	2.34
16	マルタ	(2013)	1.44	58	ドミニカ共和国	(2014)	2.36
17	オーストリア	(2013)	1.44	59	ペルー	(2013)	2.36
18	ラトビア	(2013)	1.44	60	アルゼンチン	(2013)	2.38
19	プエルトリコ	(2013)	1.47	61	グアム	(2014)	2.38
20	バハマ	(2014)	1.48	62	パナマ	(2013)	2.40
21	ブルガリア	(2013)	1.50	63	フェロー諸島	(2013)	2.49
22	スイス	(2013)	1.53	64	エクアドル	(2014)	2.59
23	ウクライナ	(2013)	1.53	65	インドネシア	(2013)	2.60
24	ルクセンブルク	(2013)	1.57	66	ボツワナ	(2013)	2.69
25	ベラルーシ	(2013)	1.62	67	サウジアラビア	(2013)	2.87
26	バミューダ	(2014)	1.63	68	オマーン	(2013)	2.90
27	キューバ	(2013)	1.71	69	アルジェリア	(2014)	3.03
28	オランダ	(2013)	1.72	70	イスラエル	(2013)	3.03
29	デンマーク	(2013)	1.73	71	モンゴル	(2014)	3.10
30	ブラジル	(2013)	1.77	72	ボリビア	(2013)	3.21
31	フィンランド	(2013)	1.80	73	レソト	(2013)	3.35
32	ベルギー	(2013)	1.81	74	カタール	(2013)	3.40
33	チリ	(2013)	1.84	75	エジプト	(2014)	3.50
34	ノルウェー	(2013)	1.85	76	ヨルダン	(2014)	3.50
35	アメリカ合衆国	(2013)	1.86	77	スワジランド	(2013)	3.60
36	コスタリカ	(2014)	1.86	78	タンザニア	(2013)	3.69
37	オーストラリア	(2013)	1.88	79	リベリア	(2014)	4.60
38	ブルネイ	(2013)	1.90	80	ルワンダ	(2013)	5.30
39	スウェーデン	(2013)	1.91	81	モザンビーク	(2013)	5.40
40	イギリス	(2013)	1.92	82	ブルンジ	(2014)	5.77
41	ニュージーランド	(2014)	1.92	83	シエラレオネ	(2013)	5.82
42	ウルグアイ	(2014)	1.94				

表1に基づく。

表3 女性の年齢別出生率：最新年次

(‰)

国	(年次)	総数 ¹⁾	20歳未満 ²⁾	20～24歳	25～29歳	30～34歳	35～39歳	40～44歳	45歳以上 ³⁾
〔アフリカ〕									
ボツワナ	(2011)	104.3	40.6	141.0	163.6	134.4	105.9	54.9	19.1
エジプト	(2012)	121.1	23.8	403.8	127.5	86.0	41.3	12.2	2.3
ガーナ	(2010)	98.1	31.0	103.4	151.1	147.1	124.6	68.3	30.4
リベリア	(2008)	73.1	37.4	89.4	98.9	91.5	79.8	53.5	40.5
マラウイ	(2008)	160.1	101.2	284.1	241.6	153.2	116.8	57.8	25.0
マリ	(2009)	208.9	124.8	225.7	256.8	253.5	226.6	164.9	124.3
モーリシャス	(2014)	40.9	24.2	65.3	90.1	66.3	30.7	7.1	0.4
ナミビア	(2011)	110.8	62.5	152.3	157.7	145.3	113.0	58.4	20.2
レユニオン	(2007)	69.2	44.1	117.2	144.2	116.2	58.6	16.8	0.7
スワジランド	(2007)	152.2	71.0	184.4	187.1	188.5	166.8	104.7	75.8
ザンビア	(2010)	141.4	75.4	200.0	205.1	178.4	139.5	72.5	23.7
〔北アメリカ〕									
アルバ	(2014)	51.9	35.3	111.8	109.1	97.9	42.4	10.8	0.4
バーミューダ	(2013)	44.9	15.0	42.7	67.7	99.4	71.3	22.1	0.8
カナダ	(2009)	46.0	14.1	51.2	100.7	107.0	50.6	9.2	0.4
コスタリカ	(2014)	55.6	56.4	94.3	90.8	74.5	35.7	8.3	0.5
キューバ	(2013)	44.1	52.9	104.0	95.2	60.0	24.1	5.0	0.2
キュラソー	(2014)	52.7	31.2	98.0	112.8	98.4	50.7	14.0	0.2
ジャマイカ	(2011)	66.0	50.5	129.9	108.7	73.9	48.9	21.2	4.8
パナマ	(2013)	73.9	87.0	133.1	115.5	87.0	45.1	12.7	1.0
〔南アメリカ〕									
アルゼンチン	(2013)	71.5	68.2	111.3	106.2	99.3	60.2	18.3	1.3
チリ	(2012)	53.4	49.0	80.2	84.5	85.9	52.2	13.7	0.7
スリナム	(2013)	70.0	58.7	117.6	123.2	96.3	50.1	16.7	1.1
ベネズエラ	(2013)	75.3	98.7	129.8	108.0	79.9	41.9	12.2	1.3
〔アジア〕									
アルメニア	(2009)	48.4	27.6	125.8	95.4	43.1	15.3	2.6	0.2
アゼルバイジャン	(2012)	64.6	51.4	157.0	112.3	54.8	23.0	5.1	0.5
バーレーン	(2013)	70.4	16.7	102.8	122.3	104.7	64.4	20.1	3.0
ブータン	(2005)	79.4	36.5	138.9	141.6	89.4	54.5	31.3	9.9
ホンコン特別行政区	(2013)	27.5	2.6	17.4	44.9	65.3	41.3	9.0	0.4
マカオ特別行政区	(2014)	39.3	23.5		82.5	74.2	40.3	4.2	
キプロス	(2011)	41.4	5.7	34.1	87.0	92.1	39.9	9.3	1.0
北朝鮮	(2008)	53.3	0.6	58.0	209.5	110.0	18.5	3.2	0.4
ジョージア	(2012)	49.5	39.7	107.6	94.4	58.6	25.9	6.3	0.5
イスラエル	(2013)	90.3	10.4	106.4	174.6	177.2	105.2	29.1	2.7
日本	(2014)	39.1	4.5	29.7	84.8	100.5	54.0	10.5	0.3
カザフスタン	(2013)	84.3	32.8	155.1	160.1	109.3	61.4	15.1	0.7
クウェート	(2013)	58.8	7.7	68.0	97.8	89.6	57.2	20.4	3.1
マレーシア	(2012)	64.0	13.5	54.3	126.4	130.7	75.6	21.3	1.9
モルジブ	(2013)	71.2	12.1	108.7	127.1	101.4	58.5	18.1	0.9
モンゴル	(2014)	94.7	25.9	147.2	167.6	137.5	89.0	30.6	4.2
パキスタン	(2005)	110.6	20.3	157.6	225.5	179.9	106.6	50.1	18.1
フィリピン	(2012)	71.9	42.9	116.8	116.3	100.2	63.0	24.8	3.0
カタール	(2013)	70.0	11.4	98.1	105.0	98.3	65.3	24.0	3.1
韓国	(2013)	34.0	1.8	13.8	64.3	112.8	40.6	5.0	0.1
シンガポール	(2014)	41.6	3.3	20.4	80.7	115.6	56.0	9.7	0.3
スリランカ	(2006)	67.9	21.2	87.5	151.5	118.4	61.6	17.4	2.1

表3 女性の年齢別出生率：最新年次（つづき）

(%o)

国	(年次)	総数 ¹⁾	20歳未満 ²⁾	20～24歳	25～29歳	30～34歳	35～39歳	40～44歳	45歳以上 ³⁾
パレスチナ	(2007)	121.5	36.1	189.3	224.1	180.3	118.4	47.5	5.4
トルコ	(2013)	63.0	27.9	105.6	128.9	95.4	46.2	10.9	1.2
〔ヨーロッパ〕									
アルバニア	(2013)	49.6	20.3	108.2	124.0	69.2	25.3	4.3	0.3
オーストリア	(2013)	39.5	8.0	43.0	86.3	94.2	47.2	9.2	0.5
ベラルーシ	(2013)	50.0	21.4	89.2	112.4	76.0	30.1	5.0	0.1
ベルギー	(2013)	49.6	7.2	46.4	121.5	115.5	50.0	9.7	0.5
ボスニア・ヘルツェゴビナ	(2010)	35.2	13.5	59.4	86.2	66.8	24.3	3.9	0.2
ブルガリア	(2013)	41.0	41.0	67.6	86.7	64.0	27.0	4.7	0.3
クロアチア	(2013)	41.8	10.6	49.4	94.2	89.6	40.1	7.5	0.5
チェコ	(2013)	43.1	11.3	41.4	92.0	95.9	39.9	7.3	0.3
デンマーク	(2013)	44.3	4.3	34.6	106.6	121.8	54.3	10.4	0.6
エストニア	(2013)	45.0	16.0	53.1	94.1	82.8	47.7	9.8	0.4
フィンランド	(2013)	50.4	7.4	51.0	106.2	115.1	59.4	12.5	0.6
フランス	(2012)	55.6	9.4	58.2	131.0	127.2	59.1	12.9	0.7
ドイツ	(2013)	38.5	7.8	35.8	78.7	96.4	53.8	9.5	0.4
ギリシャ	(2013)	37.1	8.1	28.1	69.8	88.5	48.3	10.1	1.6
ハンガリー	(2013)	38.6	21.1	41.7	76.4	81.4	40.7	8.2	0.3
アイスランド	(2013)	56.1	7.4	62.2	117.6	117.0	65.8	15.3	1.7
アイルランド	(2013)	60.3	10.3	49.2	81.5	126.8	97.6	22.2	1.4
イタリヤ	(2013)	38.1	5.9	31.5	70.7	92.8	59.5	15.2	1.1
ラトビア	(2012)	41.8	20.3	58.7	92.4	73.3	37.2	7.6	0.3
リトアニア	(2013)	43.2	14.2	53.6	115.0	89.6	36.7	7.1	0.2
ルクセンブルク	(2013)	45.8	5.2	34.3	86.7	109.0	64.8	14.0	0.7
オランダ	(2013)	45.0	3.9	32.6	104.2	127.6	57.1	8.5	0.4
ノルウェー	(2013)	49.9	5.6	48.4	113.2	120.2	56.8	10.7	0.4
ポーランド	(2013)	39.9	13.7	48.6	86.9	70.6	29.9	6.3	0.3
ポルトガル	(2013)	33.9	10.4	32.9	66.9	79.8	42.4	9.1	0.5
モルドバ	(2012)	40.7	79.3		79.7	47.2	20.4	3.9	0.1
ルーマニア	(2013)	38.9	33.8	66.7	85.1	62.7	26.5	4.7	0.3
ロシア	(2011)	48.3	25.2	85.1	101.2	68.6	31.8	6.3	0.3
セルビア	(2013)	41.0	18.1	60.5	90.4	77.1	33.1	6.1	0.5
スロバキア	(2013)	40.5	22.0	49.3	81.8	76.0	33.7	5.8	0.2
スロベニア	(2013)	45.6	4.7	44.2	108.3	103.6	42.3	7.4	0.3
スペイン	(2013)	38.3	8.4	27.1	55.9	88.2	60.9	14.4	0.9
スウェーデン	(2013)	53.1	5.3	45.7	111.0	132.8	67.3	14.0	0.8
スイス	(2013)	43.2	3.0	29.9	80.8	110.7	65.6	12.6	0.7
マケドニア	(2013)	44.2	17.1	67.2	102.3	76.5	29.9	4.8	0.2
ウクライナ	(2011)	43.6	27.9	89.8	89.2	58.0	24.6	4.6	0.2
イギリス	(2013)	51.8	17.3	62.3	100.3	109.4	62.2	13.3	0.8
〔オセアニア〕									
オーストラリア	(2013)	55.2	14.5	51.4	99.4	124.4	70.8	15.4	0.8
フィジー	(2008)	76.6	27.5	135.3	157.8	103.4	53.0	18.6	1.4
ニュージーランド	(2014)	53.3	19.0	62.2	102.9	119.3	66.7	14.2	0.7
パラオ	(2005)	55.3	30.8	117.3	87.4	93.1	48.0	25.3	2.9
サモア	(2011)	133.8	39.2	218.3	238.6	206.1	144.1	69.9	16.9

United Nations, *Demographic Yearbook* 2014年版による。ただし日本は国立社会保障・人口問題研究所の算出による。

1) 分母は人口総数。2) 15～19歳女性人口に対する率。ただし、マカオ特別行政区、モルドバは25歳未満一括とする。3) 45～49歳女性人口に対する率。ただし、マカオ特別行政区は40歳以上一括とする。

表4 UNCE加盟国における母の第1子平均出生年齢：1980～2013年

(歳)

国	1980年	1990年	1995年	2000年	2005年	2010年	2011年	2012年	2013年
アルメニア	22.1	22.8	22.5	22.3	22.7	23.3	23.5	23.8	24.1
オーストリア	…	25.0	25.6	26.4	27.3	28.2	28.5	…	…
アゼルバイジャン	23.1	23.0	23.8	24.1	23.9	24.4	23.4	23.5	23.5
ベラルーシ	…	22.9	22.9	23.3	23.9	24.9	25.1	25.2	25.4
ベルギー	24.7	26.4	27.5	27.3	27.9	28.2	…	…	…
ボスニア・ヘルツェゴビナ	22.8	23.5	…	23.9	24.4	25.9	26.3	26.5	26.7
ブルガリア	21.9	22.1	22.2	23.5	24.8	26.2	26.3	26.3	26.5
カナダ	24.1	25.8	26.4	27.0	27.6	27.9	28.1	…	…
クロアチア	23.3	24.3	25.0	25.6	26.5	27.7	27.9	28.0	28.0
キプロス	23.8	24.7	25.5	26.1	27.5	28.5	…	…	…
チェコ	22.4	22.4	22.9	24.9	26.6	27.6	27.8	27.9	28.1
デンマーク	24.6	26.4	27.5	28.1	28.9	29.1	29.2	29.1	…
エストニア	23.2	22.7	23.0	24.0	25.2	26.3	26.4	26.5	26.5
フィンランド	25.5	26.8	27.6	27.6	27.9	28.3	28.4	28.5	…
フランス	…	…	28.1	27.8	28.5	28.1	…	…	…
ジョージア	…	23.7	23.5	24.2	24.0	23.9	24.0	24.3	24.4
ドイツ	25.2	26.9	28.1	29.0	29.6	28.9	29.1	29.2	…
ギリシャ	23.3	24.7	26.6	29.5	30.3	31.2	…	…	…
ハンガリー	22.9	23.0	23.4	25.0	27.0	28.2	28.3	28.3	28.2
アイスランド	21.9	24.0	24.9	25.5	26.3	26.8	27.0	…	…
アイルランド	25.0	26.3	27.0	27.4	28.6	29.4	29.8	29.9	…
イスラエル	…	…	…	…	…	…	27.3	…	…
イタリア	25.1	26.9	28.0	28.6	29.6	30.2	30.3	…	…
カザフスタン	…	22.4	22.2	23.4	24.3	25.0	24.0	25.0	25.0
キルギス	21.8	22.2	21.9	22.7	23.4	23.6	23.4	23.4	23.3
ラトビア	22.9	23.2	23.5	24.4	25.2	26.4	26.4	26.6	26.9
リトアニア	23.8	23.3	23.2	23.9	24.9	26.6	26.7	26.6	26.8
ルクセンブルク	…	…	27.9	28.6	29.1	30.0	30.0	30.2	…
マールタ	24.9	25.9	25.8	25.7	26.1	26.9	…	…	…
モルドバ	22.5	…	22.0	21.8	22.4	23.5	23.7	24.0	24.0
モンテネグロ	…	…	…	25.6	25.5	26.3	…	…	…
オランダ	25.7	27.6	28.4	28.6	28.9	29.4	29.4	…	…
ノルウェー	…	25.5	26.5	27.3	28.1	28.2	28.4	28.5	…
ポーランド	23.4	23.5	23.8	24.5	25.8	26.6	26.9	27.0	27.2
ポルトガル	23.6	24.7	25.6	26.5	27.8	28.9	29.2	29.5	…
ルーマニア	22.6	22.4	22.7	23.7	24.9	23.0	23.0	22.0	22.0
ロシア	22.9	22.9	22.6	23.5	24.1	…	…	…	…
セルビア	23.4	23.8	24.3	24.9	25.9	27.2	27.5	29.0	27.8
スロバキア	…	21.0	21.8	23.9	25.7	27.3	27.8	27.3	27.4
スロベニア	22.5	23.9	25.1	26.5	27.8	28.7	28.8	28.9	29.0
スペイン	25.0	26.8	28.4	29.1	29.3	29.8	…	…	…
スウェーデン	25.3	26.3	27.2	27.9	28.6	28.9	…	…	…
スイス	26.3	27.6	28.1	28.7	29.5	30.2	30.4	30.4	…
タジキスタン	21.8	22.4	21.9	21.7	20.9	…	…	…	…
マケドニア	22.9	23.3	23.5	24.2	25.0	26.0	26.2	26.3	26.6
トルクメニスタン	…	24.3	24.1	24.2	24.6	…	…	…	…
ウクライナ	22.2	22.7	…	22.3	23.0	24.1	24.3	24.4	25.0
イギリス	24.7	25.5	26.1	26.5	27.2	27.7	27.9	28.1	…
アメリカ	22.7	24.2	24.5	24.9	25.2	25.4	25.6	…	…
ウズベキスタン	…	22.4	22.2	23.2	23.6	23.1	23.2	23.2	23.4
日本 ¹⁾	26.1	27.2	27.8	28.0	28.6	29.3	29.4	29.6	29.8

UNCE, *Statistical Database* (オンライン版) による。平均出生年齢は出生順位別出生率による平均値。

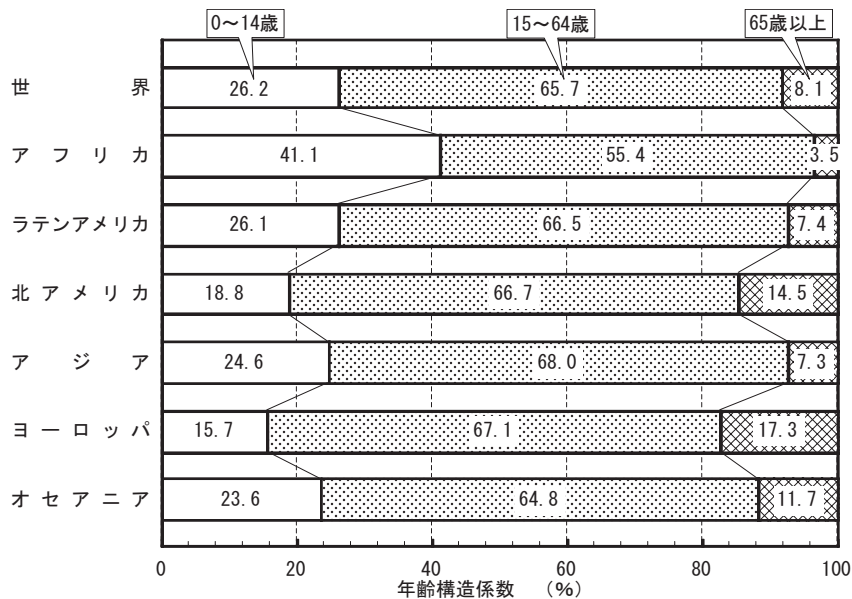
1) 国立社会保障・人口問題研究所の算出による。

主要国人口の年齢構造に関する主要指標：最新資料

国際連合（統計局）が刊行している『世界人口年鑑』の最新版（2014年版）¹⁾に掲載されている各国の年齢（5歳階級）別人口に基づいて算定した年齢構造に関する主要指標をここに掲載する。このような計算は、従来より国立社会保障・人口問題研究所で毎年行い、本欄に結果を掲載している²⁾。

掲載した指標は、年齢構造係数³⁾、従属人口指数⁴⁾（年少人口指数と老年人口指数の別）および老年化指数⁵⁾、ならびに平均年齢⁶⁾と中位数年齢⁷⁾である。（別府志海）

図 世界主要地域の年齢3区分別年齢構造係数：2014年



U.N., *Demographic Yearbook*, 2014による。

- 1) 原典は、United Nations, *Demographic Yearbook 2014*, New York.
- 2) 2013年版によるものは、別府志海「主要国人口の年齢構造に関する主要指標：最新資料」、『人口問題研究』、第71巻2号、2015年6月、pp.164～173に掲載。
- 3) 年齢3区分（0～14歳、15～64歳、65歳以上）人口について、総人口に占める割合。
- 4) 従属人口指数 = 年少人口指数 + 老年人口指数
 年少人口指数 = (0～14歳人口) / (15～64歳人口) × 100
 老年人口指数 = (65歳以上人口) / (15～64歳人口) × 100
- 5) 老年化指数 = (65歳以上人口) / (0～14歳人口) × 100
- 6) 日本については年齢各歳別、他の国は年齢5歳階級別人口を用いた。各年齢階級の代表年齢は、その年齢階級のはじめの年齢に、5歳階級の場合には2.5歳を、各歳の場合には0.5歳を加えた年齢として、平均年齢算出に用いた。なお、最終の年齢階級（Open end）の代表年齢は、日本における年齢各歳別人口（2010年国勢調査）を用いて算出した平均年齢による。すなわち、65歳以上は75.76歳、70歳以上は78.97歳、75歳以上は82.18歳、80歳以上は85.66歳、85歳以上は89.44歳、90歳以上は93.44歳、95歳以上は97.53歳、100歳以上は101.87歳をそれぞれ用いた。
- 7) 年齢別人口を低年齢から順次累積し、総人口の半分の人口に達する年齢を求める。ただし、中位数年齢該当年齢（日本は各歳、他の国は5歳）階級内については直線補間による。

参考表 主要国の65歳以上年齢構造係数の高い順：人口総数500万人以上の国

順位	国・地域	(年)	65歳以上 係数(%)	順位	国・地域	(年)	65歳以上 係数(%)
1	日本	(2014)	25.97	53	ボリビア	(2014)	5.88
2	イタリア	(2013)	21.30	54	アゼルバイジャン	(2013)	5.80
3	ドイツ	(2014)	20.83	55	ミャンマー	(2014)	5.76
4	ギリシャ	(2012)	19.91	56	マレーシア	(2014)	5.73
5	ポルトガル	(2013)	19.62	57	アルジェリア	(2014)	5.72
6	ブルガリア	(2014)	19.57	58	イラン	(2014)	5.63
7	フィンランド	(2014)	19.38	59	パラグアイ	(2014)	5.53
8	スウェーデン	(2012)	18.98	60	南アフリカ	(2014)	5.50
9	デンマーク	(2014)	18.45	61	インド	(2011)	5.49
10	スペイン	(2014)	18.31	62	ネパール	(2011)	5.27
11	オーストリア	(2014)	18.30	63	インドネシア	(2014)	5.26
12	フランス	(2014)	18.17	64	バングラデシュ	(2011)	4.75
13	スイス	(2012)	17.84	65	ガブーン	(2010)	4.73
14	セルビア	(2013)	17.81	66	フィリピン	(2014)	4.70
15	ベルギー	(2014)	17.80	67	ギニア	(2009)	4.55
16	チェコ	(2014)	17.37	68	カンボジア	(2014)	4.51
17	ハンガリー	(2013)	17.35	69	シエラレオネ	(2010)	4.46
18	イギリス	(2012)	17.02	70	ニカラグア	(2009)	4.39
19	ルーマニア	(2013)	16.40	71	ハイチ	(2011)	4.38
20	カナダ	(2014)	15.72	72	グアテマラ	(2010)	4.32
21	オランダ	(2011)	15.58	73	キルギス	(2014)	4.31
22	ノルウェー	(2012)	15.53	74	エジプト	(2014)	4.30
23	ウクライナ	(2013)	15.22	75	リビア	(2006)	4.24
24	ホンコン特別行政区	(2014)	14.72	76	ホンジュラス	(2010)	4.13
25	オーストラリア	(2014)	14.71	77	ジンバブエ	(2012)	4.08
26	ポーランド	(2012)	14.02	78	シリア	(2011)	4.06
27	ベラルーシ	(2014)	13.92	79	マラウイ	(2008)	3.83
28	アメリカ合衆国	(2012)	13.74	80	トーゴ	(2010)	3.81
29	キューバ	(2014)	13.66	81	アフガニスタン	(2014)	3.68
30	スロバキア	(2013)	13.33	82	ラオス	(2014)	3.67
31	ロシア	(2012)	12.86	83	セネガル	(2013)	3.52
32	韓国	(2014)	12.66	84	カメルーン	(2010)	3.33
33	アルゼンチン	(2014)	10.61	85	パキスタン	(2007)	3.30
34	イスラエル	(2013)	10.54	86	ケニア	(2014)	3.24
35	チリ	(2014)	10.04	87	マダガスカル	(2009)	3.24
36	中国	(2011)	9.13	88	ナイジェリア	(2006)	3.23
37	北朝鮮	(2008)	8.72	89	ヨルダン	(2014)	3.23
38	タイ	(2012)	8.43	90	ニジェール	(2013)	3.21
39	チュニジア	(2014)	7.85	91	タジキスタン	(2013)	3.10
40	スリランカ	(2014)	7.83	92	ブルキナファソ	(2009)	3.08
41	エルサルバドル	(2014)	7.69	93	モザンビーク	(2014)	3.06
42	トルコ	(2013)	7.68	94	イエメン	(2013)	2.98
43	ブラジル	(2014)	7.64	95	タンザニア	(2013)	2.95
44	コロンビア	(2014)	7.32	96	イラク	(2013)	2.93
45	ベトナム	(2014)	7.10	97	エチオピア	(2008)	2.80
46	エクアドル	(2014)	6.72	98	ブルンジ	(2008)	2.79
47	カザフスタン	(2014)	6.69	99	サウジアラビア	(2012)	2.73
48	メキシコ	(2014)	6.68	100	ベナン	(2012)	2.65
49	ペルー	(2014)	6.40	101	ザンビア	(2010)	2.65
50	ベネズエラ	(2014)	6.35	102	南スーダン	(2008)	2.56
51	ドミニカ共和国	(2014)	6.33	103	ルワンダ	(2012)	2.31
52	モロッコ	(2013)	6.04	104	ウガンダ	(2012)	1.36

結果表 主要国の年齢3区分別人口と年齢構造に関する主要指標

No.	国・地域	期 日	人 口			
			総 数	0～14歳	15～64歳	65歳以上
〔アフリカ〕						
1	アルジェリア	2014.7.1	39,114,275	11,110,261	25,764,730	2,239,284
2	ベナン	2012.7.1	9,364,619	4,200,966	4,915,382	248,271
3	ボツワナ	2011.8.9(C)	2,024,904	659,770	1,264,262	100,872
4	ブルキナファソ	2009.7.1	15,224,780	7,304,574	7,451,832	468,374
5	ブルンジ	2008.8.16(C) ¹⁾	8,053,574	3,549,152	4,195,263	221,925
6	カーボベルデ	2011.7.1	527,269	179,104	322,768	25,397
7	カメルーン	2010.7.1	19,406,100	8,465,364	10,295,330	645,406
8	コンゴ	2009.7.1	3,838,238	1,479,516	2,239,204	119,518
9	エジプト	2014.7.1	86,813,723	27,139,683	55,941,702	3,732,338
10	エチオピア	2008.7.1	79,221,000	33,870,239	43,131,810	2,218,953
11	ガーナ	2010.9.26(C)	24,658,823	9,450,398	14,040,893	1,167,532
12	ギニア	2009.7.1	10,217,591	4,218,987	5,533,912	464,692
13	ギニアビサウ	2009.3.15(C) ¹⁾	1,449,230	615,600	784,302	46,045
14	ケニア	2014.7.1	42,961,187	17,831,020	23,738,913	1,391,254
15	レソト	2006.4.13(C)	1,862,860	634,880	1,121,189	106,791
16	リベリア	2008.3.21(C)	3,476,608	1,458,072	1,900,425	118,111
17	リビア	2006.4.15(C)	5,298,152	1,645,833	3,427,413	224,906
18	マラウイ	2008.6.8(C)	13,077,160	6,008,701	6,567,822	500,637
19	マリ	2009.4.1(C) ¹⁾	14,528,662	6,765,212	7,026,489	461,451
20	モーリタニア	2013.3.24(C)	3,537,368	1,564,299	1,836,157	136,912
21	モーリシャス	2014.7.1	1,260,934	254,378	894,273	112,283
22	マヨット	2007.7.31(C)	186,387	82,495	99,496	4,396
23	モロッコ	2013.7.1	32,950,445	8,643,284	22,315,855	1,991,306
24	モザンビーク	2014.7.1	25,041,922	11,275,034	13,001,144	765,744
25	ナミビア	2014.7.1	2,237,894	815,294	1,318,640	103,960
26	ニジェール	2013.7.1 ¹⁾	17,807,117	9,182,337	7,993,792	569,000
27	ナイジェリア	2006.3.21(C)	140,431,790	58,736,297	77,158,732	4,536,761
28	南スーダン	2008.4.21(C)	8,260,490	3,659,337	4,390,069	211,084
29	レユニオン	2010.1.1	828,054	210,187	547,694	70,173
30	ルワンダ	2012.7.1	11,033,141	4,694,764	6,083,614	254,763
31	セントヘレナ	2013.12.31 ¹⁾	4,211	634	2,832	744
32	サントメ・プリンシペ	2012.5.13(C)	178,739	74,619	97,530	6,590
33	セネガル	2013.11.19(C) ¹⁾	12,873,601	5,416,284	7,003,888	453,419
34	セーシェール	2014.7.1	91,359	19,866	64,120	7,373
35	シエラレオネ	2010.7.1	5,746,800	2,397,487	3,093,165	256,148
36	南アフリカ	2014.7.1	54,001,953	16,179,765	34,850,300	2,971,887
37	スワジランド	2014.7.1	1,106,189	407,697	660,176	38,316
38	トーゴ	2010.11.6(C) ¹⁾	6,191,155	2,600,697	3,341,763	235,245
39	チュニジア	2014.4.23(C)	10,982,753	2,610,799	7,510,305	861,649
40	ウガンダ	2012.7.1	34,131,400	17,311,000	16,357,900	462,500
41	タンザニア	2013.7.1	47,132,580	20,937,134	24,804,442	1,391,004
42	ザンビア	2010.10.16(C)	13,092,666	5,943,169	6,803,054	346,443
43	ジンバブエ	2012.8.17(C) ¹⁾	13,061,239	5,372,281	7,129,591	531,704
〔北アメリカ〕						
44	アンチグア・バーブーダ	2011.5.27(C) ¹⁾	85,567	20,412	58,461	6,558
45	アルバ	2014.7.1	107,839	20,893	74,288	12,658
46	バハマ	2014.7.1	364,000	94,520	253,210	24,650
47	バルバドス	2010.5.1(C)	277,821	54,757	187,095	35,969
48	ベリーズ	2014.7.1	358,899	127,737	216,039	15,123
49	バーミューダダ	2014.7.1	61,777	9,571	42,252	9,954
50	カナダ	2014.7.1	35,540,419	5,708,667	24,246,495	5,585,257
51	ケイマン諸島	2014.12.31	58,238	10,342	44,103	3,793
52	コスタリカ	2014.7.1 ¹⁾	4,772,098	995,588	3,330,934	441,408
53	キューバ	2014.7.1	11,224,190	1,890,461	7,800,302	1,533,425

年齢構造係数 (%)			平均年齢 (歳)	中位数 年齢(歳)	従属人口指数			老年化 指数	No.
0~14歳	15~64歳	65歳以上			総数	年少	老年		
28.4	65.9	5.7	29.3	27.1	51.8	43.1	8.7	20.2	1
44.9	52.5	2.7	21.8	17.1	90.5	85.5	5.1	5.9	2
32.6	62.4	5.0	26.8	23.5	60.2	52.2	8.0	15.3	3
48.0	48.9	3.1	21.2	16.0	104.3	98.0	6.3	6.4	4
44.6	52.7	2.8	21.7	17.2	89.9	84.6	5.3	6.3	5
34.0	61.2	4.8	25.8	21.9	63.4	55.5	7.9	14.2	6
43.6	53.1	3.3	22.3	17.9	88.5	82.2	6.3	7.6	7
38.5	58.3	3.1	24.0	20.8	71.4	66.1	5.3	8.1	8
31.3	64.4	4.3	27.5	24.4	55.2	48.5	6.7	13.8	9
42.8	54.4	2.8	22.7	18.5	83.7	78.5	5.1	6.6	10
38.3	56.9	4.7	25.1	20.6	75.6	67.3	8.3	12.4	11
41.3	54.2	4.5	23.7	18.6	84.6	76.2	8.4	11.0	12
42.6	54.2	3.2	22.3	18.1	84.4	78.5	5.9	7.5	13
41.5	55.3	3.2	23.0	19.0	81.0	75.1	5.9	7.8	14
34.1	60.2	5.7	26.3	21.6	66.2	56.6	9.5	16.8	15
41.9	54.7	3.4	22.9	18.7	82.9	76.7	6.2	8.1	16
31.1	64.7	4.2	26.3	23.8	54.6	48.0	6.6	13.7	17
45.9	50.2	3.8	21.9	17.1	99.1	91.5	7.6	8.3	18
47.5	49.3	3.2	21.6	16.2	102.8	96.3	6.6	6.8	19
44.2	51.9	3.9	23.0	17.8	92.7	85.2	7.5	8.8	20
20.2	70.9	8.9	35.7	34.7	41.0	28.4	12.6	44.1	21
44.3	53.4	2.4	22.2	17.9	87.3	82.9	4.4	5.3	22
26.2	67.7	6.0	30.5	27.7	47.7	38.7	8.9	23.0	23
45.0	51.9	3.1	22.1	17.3	92.6	86.7	5.9	6.8	24
36.4	58.9	4.6	25.2	21.3	69.7	61.8	7.9	12.8	25
51.7	45.0	3.2	20.2	14.3	122.0	114.9	7.1	6.2	26
41.8	54.9	3.2	23.0	18.9	82.0	76.1	5.9	7.7	27
44.3	53.1	2.6	21.9	17.6	88.2	83.4	4.8	5.8	28
25.4	66.1	8.5	33.4	32.3	51.2	38.4	12.8	33.4	29
42.6	55.1	2.3	22.2	18.7	81.4	77.2	4.2	5.4	30
15.1	67.3	17.7	43.0	45.0	48.7	22.4	26.3	117.4	31
41.7	54.6	3.7	23.4	19.0	83.3	76.5	6.8	8.8	32
42.1	54.4	3.5	23.4	18.7	83.8	77.3	6.5	8.4	33
21.7	70.2	8.1	34.7	34.1	42.5	31.0	11.5	37.1	34
41.7	53.8	4.5	23.6	18.7	85.8	77.5	8.3	10.7	35
30.0	64.5	5.5	28.7	25.3	55.0	46.4	8.5	18.4	36
36.9	59.7	3.5	24.3	20.7	67.6	61.8	5.8	9.4	37
42.1	54.1	3.8	23.6	19.0	84.9	77.8	7.0	9.0	38
23.8	68.4	7.8	33.0	31.0	46.2	34.8	11.5	33.0	39
50.7	47.9	1.4	19.1	14.7	108.7	105.8	2.8	2.7	40
44.4	52.6	3.0	22.1	17.6	90.0	84.4	5.6	6.6	41
45.4	52.0	2.6	21.3	17.0	92.5	87.4	5.1	5.8	42
41.2	54.7	4.1	23.5	19.1	82.8	75.4	7.5	9.9	43
23.9	68.4	7.7	33.0	31.5	46.1	34.9	11.2	32.1	44
19.4	68.9	11.7	38.3	39.6	45.2	28.1	17.0	60.6	45
25.4	68.0	6.6	32.4	30.8	47.1	37.3	9.7	26.1	46
19.7	67.3	12.9	37.8	37.3	48.5	29.3	19.2	65.7	47
35.6	60.2	4.2	25.9	21.9	66.1	59.1	7.0	11.8	48
15.5	68.4	16.1	42.0	43.5	46.2	22.7	23.6	104.0	49
16.1	68.2	15.7	40.5	40.4	46.6	23.5	23.0	97.8	50
17.8	75.7	6.5	36.1	36.4	32.0	23.4	8.6	36.7	51
20.9	69.9	9.3	34.4	31.5	43.1	29.9	13.3	44.3	52
16.8	69.5	13.7	39.2	40.2	43.9	24.2	19.7	81.1	53

結果表 主要国の年齢3区分別人口と年齢構造に関する主要指標（つづき）

No.	国・地域	期 日	人 口			
			総 数	0～14歳	15～64歳	65歳以上
〔北アメリカ〕						
54	キ ュ ラ ソ ー	2014.7.1	155,909	29,620	102,717	23,612
55	ド ミ ニ カ	2006.12.31	71,180	20,976	42,979	7,226
56	ドミニカ共和国	2014.7.1	9,883,486	2,928,332	6,329,880	625,274
57	エルサルバドル	2014.7.1	6,328,196	1,827,239	4,014,212	486,744
58	グリーンランド	2014.7.1	56,295	11,957	40,083	4,255
59	グ ア ド ル ー プ	2014.1.1	403,750	82,244	257,230	64,276
60	グ ア テ マ ラ	2010.7.1	14,361,666	5,968,677	7,772,024	620,965
61	ハ イ チ	2011.7.1	10,248,306	3,633,143	6,165,986	449,177
62	ホ ン ジ ュ ラ ス	2010.7.1	8,045,990	3,087,979	4,625,457	332,554
63	ジ ャ マ イ カ	2011.4.4 (C)	2,697,983	702,835	1,776,803	218,345
64	マ ル チ ニ ー ク	2010.1.1	396,308	77,732	258,170	60,406
65	メ キ シ コ	2014.7.1	119,713,203	33,524,563	78,196,248	7,992,393
66	モ ン ト セ ラ ト	2011.5.12 (C)	4,922	971	3,260	691
67	ニ カ ラ グ ア	2009.7.1	5,742,316	2,017,977	3,472,172	252,167
68	パ ナ マ	2014.7.1	3,913,275	1,087,657	2,535,265	290,353
69	プ エ ル ト リ コ	2013.7.1	3,615,086	658,293	2,357,126	599,667
70	セ ン ト ル シ ア	2009.7.1	172,370	44,637	116,231	11,502
71	サンピエール・ミクロン	2006.1.19 (C)	6,125	1,167	4,149	809
72	セントビンセント・グレナディーン	2008.7.1	99,086	30,377	61,491	7,218
73	オランダ領セント・マーチン	2013.1.1	36,090	7,575	26,444	2,071
74	トリニダード・トバゴ	2014.7.1	1,345,343	276,982	947,784	120,578
75	アメリカ合衆国	2012.7.1	313,914,040	61,144,098	209,624,586	43,145,356
76	米領バージン諸島	2010.4.1 (C)	106,405	22,134	69,887	14,384
〔南アメリカ〕						
77	ア ルゼ ン チ ン	2014.7.1	42,673,657	10,801,703	27,346,401	4,525,553
78	ボ リ ビ ア	2014.7.1	10,681,367	3,551,221	6,501,728	628,418
79	ブ ラ ジ ル	2014.7.1	202,768,562	47,984,254	139,295,142	15,489,166
80	チ リ	2014.7.1	17,819,054	3,665,586	12,363,999	1,789,469
81	コ ロ ン ビ ア	2014.7.1	47,661,787	12,872,589	31,302,183	3,487,015
82	エ ク ア ド ル	2014.7.1	16,027,466	4,982,359	9,967,520	1,077,587
83	フォークランド諸島	2006.10.8 (C)	2,955	471	2,218	266
84	仏 領 ギ ア ナ	2010.1.1	230,441	81,015	139,926	9,500
85	ガ イ ア ナ	2010.7.1	784,894	210,823	529,809	44,262
86	パ ラ グ ア イ	2014.7.1	6,893,727	2,193,629	4,318,683	381,416
87	ペ ル ー	2014.6.30	30,814,175	8,727,450	20,113,285	1,973,440
88	ス リ ナ ム	2013.7.1	550,222	148,571	361,028	40,623
89	ウ ル グ ア イ	2014.7.1	3,453,691	729,412	2,244,204	480,075
90	ベ ネ ズ エ ラ	2014.7.1	30,206,307	8,311,134	19,977,386	1,917,787
〔アジア〕						
91	アフガニスタン	2014.7.1	26,556,756	12,246,254	13,332,425	978,078
92	アルメニア	2011.10.12 (C)	3,018,854	566,138	2,135,577	317,139
93	アゼルバイジャン	2013.7.1	9,416,801	2,102,814	6,768,032	545,955
94	バーレーン	2014.7.1	1,314,562	269,587	1,007,366	37,609
95	バングラデシュ	2011.3.15 (C)	144,043,697	49,881,814	87,326,397	6,835,486
96	ブ ー タ ン	2014.7.1	745,153	227,253	480,347	37,553
97	ブルネイ	2011.6.20 (C)	393,372	99,435	280,069	13,868
98	カンボジア	2014.7.1	15,184,116	4,498,322	10,001,232	684,562
99	中 国	2011.12.31	1,347,304,706	221,870,588	1,002,447,059	122,989,412
100	ホンコン特別行政区	2014.7.1	7,241,700	804,400	5,371,400	1,065,900
101	マカオ特別行政区	2014.7.1	621,700	70,100	501,500	50,100
102	キ プ ロ ス	2013.7.1	861,930	140,235	602,144	119,551
103	北 朝 鮮	2008.10.1 (C)	24,052,231	5,578,174	16,377,409	2,096,648
104	ジ ョ ー ジ ア	2012.7.1	4,490,700	762,000	3,110,400	618,300
105	イ ン ド	2011.2.9 (C) ¹⁾	1,210,854,977	372,444,116	767,735,726	66,185,333

年齢構造係数 (%)			平均年齢 (歳)	中位数 年齢(歳)	従属人口指数			老年化 指数	No.
0~14歳	15~64歳	65歳以上			総数	年少	老年		
19.0	65.9	15.1	39.8	41.2	51.8	28.8	23.0	79.7	54
29.5	60.4	10.2	31.4	28.1	65.6	48.8	16.8	34.4	55
29.6	64.0	6.3	29.5	26.0	56.1	46.3	9.9	21.4	56
28.9	63.4	7.7	29.7	25.0	57.6	45.5	12.1	26.6	57
21.2	71.2	7.6	35.0	34.0	40.4	29.8	10.6	35.6	58
20.4	63.7	15.9	39.9	41.4	57.0	32.0	25.0	78.2	59
41.6	54.1	4.3	23.7	18.8	84.8	76.8	8.0	10.4	60
35.5	60.2	4.4	25.7	21.9	66.2	58.9	7.3	12.4	61
38.4	57.5	4.1	24.8	20.5	74.0	66.8	7.2	10.8	62
26.1	65.9	8.1	31.5	27.7	51.8	39.6	12.3	31.1	63
19.6	65.1	15.2	39.4	40.4	53.5	30.1	23.4	77.7	64
28.0	65.3	6.7	30.4	27.4	53.1	42.9	10.2	23.8	65
19.7	66.2	14.0	38.8	39.1	51.0	29.8	21.2	71.2	66
35.1	60.5	4.4	25.7	21.7	65.4	58.1	7.3	12.5	67
27.8	64.8	7.4	31.1	28.4	54.4	42.9	11.5	26.7	68
18.2	65.2	16.6	39.5	38.5	53.4	27.9	25.4	91.1	69
25.9	67.4	6.7	30.4	27.2	48.3	38.4	9.9	25.8	70
19.1	67.7	13.2	39.1	39.5	47.6	28.1	19.5	69.3	71
30.7	62.1	7.3	28.9	24.8	61.1	49.4	11.7	23.8	72
21.0	73.3	5.7	34.9	35.9	36.5	28.6	7.8	27.3	73
20.6	70.4	9.0	33.9	32.6	41.9	29.2	12.7	43.5	74
19.5	66.8	13.7	38.3	37.5	49.8	29.2	20.6	70.6	75
20.8	65.7	13.5	38.3	39.1	52.3	31.7	20.6	65.0	76
25.3	64.1	10.6	33.4	30.3	56.0	39.5	16.5	41.9	77
33.2	60.9	5.9	27.5	23.4	64.3	54.6	9.7	17.7	78
23.7	68.7	7.6	32.7	30.5	45.6	34.4	11.1	32.3	79
20.6	69.4	10.0	35.4	33.6	44.1	29.6	14.5	48.8	80
27.0	65.7	7.3	31.2	28.0	52.3	41.1	11.1	27.1	81
31.1	62.2	6.7	29.3	25.5	60.8	50.0	10.8	21.6	82
15.9	75.1	9.0	37.6	37.5	33.2	21.2	12.0	56.5	83
35.2	60.7	4.1	27.3	24.0	64.7	57.9	6.8	11.7	84
26.9	67.5	5.6	30.6	27.4	48.1	39.8	8.4	21.0	85
31.8	62.6	5.5	28.0	24.2	59.6	50.8	8.8	17.4	86
28.3	65.3	6.4	29.9	26.9	53.2	43.4	9.8	22.6	87
27.0	65.6	7.4	31.5	28.9	52.4	41.2	11.3	27.3	88
21.1	65.0	13.9	36.8	34.6	53.9	32.5	21.4	65.8	89
27.5	66.1	6.3	30.6	27.8	51.2	41.6	9.6	23.1	90
46.1	50.2	3.7	22.6	17.0	99.2	91.9	7.3	8.0	91
18.8	70.7	10.5	35.9	33.3	41.4	26.5	14.9	56.0	92
22.3	71.9	5.8	32.2	29.9	39.1	31.1	8.1	26.0	93
20.5	76.6	2.9	31.2	30.9	30.5	26.8	3.7	14.0	94
34.6	60.6	4.7	27.0	23.5	64.9	57.1	7.8	13.7	95
30.5	64.5	5.0	28.1	25.4	55.1	47.3	7.8	16.5	96
25.3	71.2	3.5	29.6	28.1	40.5	35.5	5.0	13.9	97
29.6	65.9	4.5	27.7	24.2	51.8	45.0	6.8	15.2	98
16.5	74.4	9.1	36.5	36.2	34.4	22.1	12.3	55.4	99
11.1	74.2	14.7	42.5	42.8	34.8	15.0	19.8	132.5	100
11.3	80.7	8.1	38.6	38.0	24.0	14.0	10.0	71.5	101
16.3	69.9	13.9	38.6	36.9	43.1	23.3	19.9	85.3	102
23.2	68.1	8.7	33.4	32.4	46.9	34.1	12.8	37.6	103
17.0	69.3	13.8	38.5	37.1	44.4	24.5	19.9	81.1	104
30.9	63.6	5.5	28.5	24.9	57.1	48.5	8.6	17.8	105

結果表 主要国の年齢3区分別人口と年齢構造に関する主要指標（つづき）

No.	国・地域	期 日	人 口			
			総 数	0～14歳	15～64歳	65歳以上
〔 ア ジ ア 〕						
106	インドネシア	2014.7.1	252,164,800	69,556,500	169,334,100	13,274,200
107	イ ラ シ ョ ン	2014.7.1	77,856,411	18,217,963	55,254,907	4,383,541
108	イ ラ ク	2013.7.1	34,794,194	13,749,311	20,026,719	1,018,164
109	イ ス ラ エ ル	2013.7.1	8,059,456	2,273,340	4,936,865	849,252
110	日 本	2014.10.1	127,083,000	16,233,000	77,850,000	33,000,000
111	ヨ ル ダ ン	2014.12.31	6,675,000	2,491,460	3,968,070	215,470
112	カザフスタン	2014.1.1	17,160,774	4,458,380	11,554,024	1,148,370
113	クウェート	2013.7.1	3,448,139	769,151	2,616,957	62,031
114	キルギス	2014.7.1	5,835,816	1,819,696	3,764,795	251,325
115	ラオス	2014.7.1	6,809,054	2,514,287	4,044,849	249,914
116	レバノン	2007.3.3	3,759,134	927,972	2,468,722	362,440
117	マレーシア	2014.7.1	30,261,700	7,738,345	20,789,909	1,733,446
118	モルジブ	2013.7.1	336,224	88,456	231,597	16,171
119	モンゴル	2014.7.1	2,963,113	821,879	2,026,190	115,045
120	ミャンマー	2014.3.29 (C)	50,279,900	14,399,569	32,982,768	2,897,563
121	ネパール	2011.6.22 (C)	26,494,504	9,248,246	15,848,675	1,397,583
122	オマーン	2014.7.1	3,992,893	884,683	3,006,985	101,225
123	パキスタン	2007.7.1	149,860,388	62,350,988	82,570,202	4,939,198
124	フィリピン	2014.7.1	99,880,300	32,119,000	63,063,200	4,698,100
125	カタール	2013.7.1	2,003,700	295,563	1,685,469	22,668
126	韓国	2014.7.1	50,423,955	7,198,984	36,839,412	6,385,559
127	サウジアラビア	2012.7.1	29,195,895	8,867,761	19,531,133	797,001
128	シンガポール	2014.6.30	3,870,739	607,955	2,831,183	431,601
129	スリランカ	2014.7.1	20,675,000	5,222,000	13,834,000	1,619,000
130	パレスチナ	2014.7.1	4,550,368	1,807,998	2,610,431	131,939
131	シリア	2011.7.1	21,124,000	7,859,000	12,407,000	858,000
132	タジキスタン	2013.7.1	8,074,266	2,827,888	4,995,806	250,573
133	タイ	2012.7.1	67,911,720	13,370,140	48,815,119	5,726,461
134	東ティモール	2010.7.11 (C)	1,066,409	441,906	574,269	50,234
135	トルコ	2013.12.31	76,667,864	18,849,814	51,926,356	5,891,694
136	アラブ首長国連邦	2005.12.5 (C) ¹⁾	4,106,427	800,578	3,268,916	33,529
137	ベトナム	2014.7.1	90,728,941	21,292,134	62,998,419	6,438,388
138	イエメン	2013.7.1	25,235,079	10,436,008	14,046,488	752,583
〔 ヨ ー ロ ッ パ 〕						
139	オーストリア	2014.7.1	28,792	4,677	18,312	5,803
140	アルバニア	2014.1.1	2,895,947	555,018	1,992,683	348,246
141	アンドラ	2012.7.1	77,181	11,968	55,482	9,731
142	オーストリア	2014.1.1	8,506,889	1,218,842	5,731,314	1,556,733
143	ベラルーシ	2014.1.1	9,468,154	1,488,782	6,661,464	1,317,908
144	ベルギー	2014.1.1	11,203,992	1,906,113	7,303,512	1,994,367
145	ボスニア・ヘルツェゴビナ	2010.7.1	3,843,126	670,958	2,592,146	580,022
146	ブルガリア	2014.1.1	7,245,677	996,144	4,831,866	1,417,667
147	クロアチア	2014.1.1	4,246,809	627,638	2,836,487	782,684
148	チェコ	2014.1.1	10,512,419	1,577,455	7,109,420	1,825,544
149	デンマーク	2014.7.1	5,639,719	964,367	3,634,670	1,040,682
150	エストニア	2014.1.1	1,315,819	208,028	866,008	241,783
151	フェロー諸島	2014.1.1	48,228	10,235	30,113	7,880
152	フィンランド	2014.1.1	5,451,270	895,021	3,499,702	1,056,547
153	フランス	2014.1.1	63,928,608	11,751,373	40,558,274	11,618,961
154	ドイツ	2014.1.1	80,767,463	10,606,829	53,336,397	16,824,237
155	ジブラルタル	2012.11.12 (C)	32,194	5,833	21,116	5,245
156	ギリシャ	2012.7.1	11,092,771	1,625,871	7,258,246	2,208,654
157	チャンネル諸島：ガーンジー	2014.3.31	62,711	9,518	41,709	11,484
158	ハンガリー	2013.7.1	9,893,082	1,428,341	6,747,998	1,716,743

年齢構造係数 (%)			平均年齢 (歳)	中位数 年齢(歳)	従属人口指数			老年化 指数	No.
0~14歳	15~64歳	65歳以上			総数	年少	老年		
27.6	67.2	5.3	30.2	28.2	48.9	41.1	7.8	19.1	106
23.4	71.0	5.6	31.1	29.3	40.9	33.0	7.9	24.1	107
39.5	57.6	2.9	24.0	19.8	73.7	68.7	5.1	7.4	108
28.2	61.3	10.5	32.8	29.6	63.3	46.0	17.2	37.4	109
12.8	61.3	26.0	46.1	46.4	63.2	20.9	42.4	203.3	110
37.3	59.4	3.2	24.2	20.8	68.2	62.8	5.4	8.6	111
26.0	67.3	6.7	31.6	29.2	48.5	38.6	9.9	25.8	112
22.3	75.9	1.8	29.5	30.1	31.8	29.4	2.4	8.1	113
31.2	64.5	4.3	27.9	24.8	55.0	48.3	6.7	13.8	114
36.9	59.4	3.7	25.0	21.1	68.3	62.2	6.2	9.9	115
24.7	65.7	9.6	32.4	28.6	52.3	37.6	14.7	39.1	116
25.6	68.7	5.7	30.4	27.5	45.6	37.2	8.3	22.4	117
26.3	68.9	4.8	28.3	25.6	45.2	38.2	7.0	18.3	118
27.7	68.4	3.9	28.7	27.0	46.2	40.6	5.7	14.0	119
28.6	65.6	5.8	30.0	27.2	52.4	43.7	8.8	20.1	120
34.9	59.8	5.3	27.0	22.3	67.2	58.4	8.8	15.1	121
22.2	75.3	2.5	28.7	28.5	32.8	29.4	3.4	11.4	122
41.6	55.1	3.3	23.6	18.6	81.5	75.5	6.0	7.9	123
32.2	63.1	4.7	27.7	24.1	58.4	50.9	7.4	14.6	124
14.8	84.1	1.1	30.9	30.9	18.9	17.5	1.3	7.7	125
14.3	73.1	12.7	39.8	40.2	36.9	19.5	17.3	88.7	126
30.4	66.9	2.7	27.5	26.7	49.5	45.4	4.1	9.0	127
15.7	73.1	11.2	39.0	39.3	36.7	21.5	15.2	71.0	128
25.3	66.9	7.8	32.9	31.0	49.5	37.7	11.7	31.0	129
39.7	57.4	2.9	23.4	19.5	74.3	69.3	5.1	7.3	130
37.2	58.7	4.1	25.4	21.1	70.3	63.3	6.9	10.9	131
35.0	61.9	3.1	25.3	22.0	61.6	56.6	5.0	8.9	132
19.7	71.9	8.4	35.4	34.7	39.1	27.4	11.7	42.8	133
41.4	53.9	4.7	24.5	18.9	85.7	77.0	8.7	11.4	134
24.6	67.7	7.7	32.4	30.4	47.6	36.3	11.3	31.3	135
19.5	79.7	0.8	28.8	29.4	25.5	24.5	1.0	4.2	136
23.5	69.4	7.1	32.8	30.8	44.0	33.8	10.2	30.2	137
41.4	55.7	3.0	22.4	18.7	79.7	74.3	5.4	7.2	138
16.2	63.6	20.2	42.6	43.7	57.2	25.5	31.7	124.1	139
19.2	68.8	12.0	36.9	35.1	45.3	27.9	17.5	62.7	140
15.5	71.9	12.6	39.9	39.8	39.1	21.6	17.5	81.3	141
14.3	67.4	18.3	42.2	42.8	48.4	21.3	27.2	127.7	142
15.7	70.4	13.9	39.9	39.4	42.1	22.3	19.8	88.5	143
17.0	65.2	17.8	41.1	41.2	53.4	26.1	27.3	104.6	144
17.5	67.4	15.1	38.8	38.6	48.3	25.9	22.4	86.4	145
13.7	66.7	19.6	43.1	43.2	50.0	20.6	29.3	142.3	146
14.8	66.8	18.4	42.3	42.6	49.7	22.1	27.6	124.7	147
15.0	67.6	17.4	41.5	40.9	47.9	22.2	25.7	115.7	148
17.1	64.4	18.5	41.0	41.4	55.2	26.5	28.6	107.9	149
15.8	65.8	18.4	41.7	41.3	51.9	24.0	27.9	116.2	150
21.2	62.4	16.3	39.0	39.1	60.2	34.0	26.2	77.0	151
16.4	64.2	19.4	41.9	42.3	55.8	25.6	30.2	118.0	152
18.4	63.4	18.2	40.9	40.9	57.6	29.0	28.6	98.9	153
13.1	66.0	20.8	44.2	45.6	51.4	19.9	31.5	158.6	154
18.1	65.6	16.3	40.0	39.7	52.5	27.6	24.8	89.9	155
14.7	65.4	19.9	42.7	42.2	52.8	22.4	30.4	135.8	156
15.2	66.5	18.3	42.1	42.8	50.4	22.8	27.5	120.7	157
14.4	68.2	17.4	41.8	41.2	46.6	21.2	25.4	120.2	158

結果表 主要国の年齢3区分別人口と年齢構造に関する主要指標（つづき）

No.	国・地域	期 日	人 口			
			総 数	0～14歳	15～64歳	65歳以上
〔ヨーロッパ〕						
159	アイスランド	2013.7.1	323,764	66,638	214,767	42,360
160	アイルランド	2013.4.15	4,593,125	1,007,683	3,017,339	568,103
161	マ ン 島	2011.3.27 (C)	84,497	14,036	55,475	14,986
162	イ タ リ ア	2013.7.1	60,233,948	8,398,236	39,008,327	12,827,386
163	チャンネル諸島：ジャージー	2011.3.27 (C)	97,857	15,169	68,215	14,473
164	ラ ト ビ ア	2013.7.1	2,012,647	293,350	1,338,597	380,700
165	リヒテンシュタイン	2013.7.1	36,947	5,660	25,674	5,613
166	リ ト ア ニ ア	2013.7.1	2,957,689	433,333	1,981,888	542,468
167	ルクセンブルク	2014.1.1	549,680	92,554	379,752	77,374
168	マ ル タ	2013.7.1	423,431	61,272	287,985	74,174
169	モ ナ コ	2008.6.9 (C) ¹⁾	31,109	3,965	19,060	7,366
170	モンテネグロ	2011.4.1 (C) ¹⁾	620,029	118,751	421,693	79,337
171	オ ラ ン ダ	2011.1.1	16,655,799	2,907,075	11,153,778	2,594,946
172	ノ ル ウ ェ ー	2012.7.1	5,018,573	925,480	3,313,779	779,315
173	ポーランド	2012.7.1	38,533,789	5,808,324	27,321,825	5,403,640
174	ポルトガル	2013.7.1	10,457,295	1,536,028	6,870,043	2,051,225
175	モ ル ド バ	2012.7.1	3,559,519	575,039	2,630,596	353,886
176	ルーマニア	2013.7.1	19,985,814	3,117,429	13,590,202	3,278,183
177	ロ シ ア	2012.7.1	143,201,730	22,512,171	102,275,426	18,414,133
178	サンマリノ	2014.7.1	33,648	5,088	22,455	6,105
179	セルビア	2013.7.1	7,164,132	1,027,447	4,860,489	1,276,196
180	スロバキア	2013.7.1	5,413,393	830,251	3,861,463	721,679
181	スロベニア	2013.7.1	2,059,114	299,288	1,403,967	355,859
182	ス ベ イ ン	2014.7.1	46,464,056	7,050,714	30,903,817	8,509,525
183	スウェーデン	2012.7.1	9,519,375	1,598,065	6,114,834	1,806,476
184	ス イ ス	2012.7.1	7,996,861	1,155,193	5,414,845	1,426,824
185	マケドニア	2012.7.1 ¹⁾	2,061,044	352,442	1,462,995	245,195
186	ウクライナ	2013.1.1	45,372,692	6,620,598	31,846,776	6,905,318
187	イギリス	2012.7.1	63,705,030	11,213,764	41,650,310	10,840,956
188	米領サモア	2010.4.1 (C)	55,519	19,425	33,827	2,267
〔オセアニア〕						
189	オーストラリア	2014.7.1	23,490,736	4,422,886	15,611,662	3,456,188
190	クック諸島	2011.12.1 (C)	17,794	4,627	11,537	1,630
191	フィジー	2008.12.31	842,621	242,166	559,212	41,243
192	仏領ポリネシア	2011.1.1	269,989	67,520	185,619	16,850
193	グ ア ム	2014.7.1	161,001	41,799	105,510	13,692
194	キリバス	2010.10.10 (C)	103,058	37,184	62,208	3,666
195	マーシャル諸島	2010.7.1	54,305	22,237	30,721	1,345
196	ミクロネシア	2014.7.1	106,374	36,883	64,325	5,166
197	ニューカレドニア	2013.1.1	260,000	63,068	174,827	22,105
198	ニュージランド	2014.7.1	4,509,700	911,100	2,948,240	650,410
199	ニ ウ エ	2010.7.1	1,496	385	929	182
200	ノーフォーク諸島	2011.8.9 (C)	2,302	361	1,388	553
201	北マリアナ諸島	2011.7.1	46,050	11,974	32,411	1,665
202	パ ラ オ	2005.4.1 (C)	19,907	4,798	13,973	1,136
203	サ モ ア	2011.11.7 (C) ¹⁾	187,820	71,890	106,615	9,285
204	ソロモン諸島	2009.11.22 (C)	515,870	209,284	288,441	18,145
205	トケラウ	2013.12.1 ¹⁾	1,383	413	852	97
206	ト ン ガ	2008.7.1	103,647	35,357	61,648	6,641
207	バヌアツ	2009.11.16 (C)	234,023	90,973	133,563	9,487

UN. *Demographic Yearbook*, 2014年版 (<http://unstats.un.org/unsd/demographic/products/dyb/dyb2.htm>)に掲載 (Table 7: 掲載年次2005～2014年) の年齢別人口統計に基づいて計算したものであるが、人口総数が1,000人未満およびここに示すような指標の算定が不能の国は除いている。

表中、期日の後の(C)はセンサスの結果であることを示し、他はすべて推計人口で、イタリック体は信頼性の低い推計値であることを示す。

年齢構造係数 (%)			平均年齢 (歳)	中位数 年齢(歳)	従属人口指数			老年化 指数	No.
0~14歳	15~64歳	65歳以上			総数	年少	老年		
20.6	66.3	13.1	37.2	35.5	50.8	31.0	19.7	63.6	159
21.9	65.7	12.4	36.6	35.7	52.2	33.4	18.8	56.4	160
16.6	65.7	17.7	41.7	42.5	52.3	25.3	27.0	106.8	161
13.9	64.8	21.3	44.1	44.5	54.4	21.5	32.9	152.7	162
15.5	69.7	14.8	40.5	40.7	43.5	22.2	21.2	95.4	163
14.6	66.5	18.9	42.3	42.3	50.4	21.9	28.4	129.8	164
15.3	69.5	15.2	41.0	42.2	43.9	22.0	21.9	99.2	165
14.7	67.0	18.3	41.9	42.2	49.2	21.9	27.4	125.2	166
16.8	69.1	14.1	39.4	39.2	44.7	24.4	20.4	83.6	167
14.5	68.0	17.5	41.4	40.7	47.0	21.3	25.8	121.1	168
13.0	62.7	24.2	46.4	47.8	59.4	20.8	38.6	185.8	169
19.2	68.0	12.8	37.7	36.7	47.0	28.2	18.8	66.8	170
17.5	67.0	15.6	40.3	41.0	49.3	26.1	23.3	89.3	171
18.4	66.0	15.5	39.3	38.8	51.4	27.9	23.5	84.2	172
15.1	70.9	14.0	40.0	38.6	41.0	21.3	19.8	93.0	173
14.7	65.7	19.6	42.9	42.9	52.2	22.4	29.9	133.5	174
16.2	73.9	9.9	36.9	34.7	35.3	21.9	13.5	61.5	175
15.6	68.0	16.4	41.0	40.6	47.1	22.9	24.1	105.2	176
15.7	71.4	12.9	39.3	38.3	40.0	22.0	18.0	81.8	177
15.1	66.7	18.1	43.0	44.0	49.8	22.7	27.2	120.0	178
14.3	67.8	17.8	42.4	42.8	47.4	21.1	26.3	124.2	179
15.3	71.3	13.3	39.5	38.4	40.2	21.5	18.7	86.9	180
14.5	68.2	17.3	42.2	42.4	46.7	21.3	25.3	118.9	181
15.2	66.5	18.3	42.3	42.1	50.4	22.8	27.5	120.7	182
16.8	64.2	19.0	41.2	40.9	55.7	26.1	29.5	113.0	183
14.4	67.7	17.8	42.1	42.3	47.7	21.3	26.4	123.5	184
17.1	71.0	11.9	37.8	36.6	40.9	24.1	16.8	69.6	185
14.6	70.2	15.2	40.5	39.7	42.5	20.8	21.7	104.3	186
17.6	65.4	17.0	40.1	39.7	53.0	26.9	26.0	96.7	187
35.0	60.9	4.1	27.2	22.6	64.1	57.4	6.7	11.7	188
18.8	66.5	14.7	38.5	37.3	50.5	28.3	22.1	78.1	189
26.0	64.8	9.2	33.1	31.1	54.2	40.1	14.1	35.2	190
28.7	66.4	4.9	29.2	26.4	50.7	43.3	7.4	17.0	191
25.0	68.8	6.2	31.5	29.3	45.5	36.4	9.1	25.0	192
26.0	65.5	8.5	32.8	29.9	52.6	39.6	13.0	32.8	193
36.1	60.4	3.6	25.5	21.6	65.7	59.8	5.9	9.9	194
40.9	56.6	2.5	23.0	19.0	76.8	72.4	4.4	6.0	195
34.7	60.5	4.9	27.9	23.3	65.4	57.3	8.0	14.0	196
24.3	67.2	8.5	33.3	31.7	48.7	36.1	12.6	35.0	197
20.2	65.4	14.4	38.1	37.5	53.0	30.9	22.1	71.4	198
25.7	62.1	12.2	34.9	33.5	61.0	41.4	19.6	47.3	199
15.7	60.3	24.0	47.4	52.1	65.9	26.0	39.8	153.2	200
26.0	70.4	3.6	30.9	30.0	42.1	36.9	5.1	13.9	201
24.1	70.2	5.7	32.4	32.3	42.5	34.3	8.1	23.7	202
38.3	56.8	4.9	25.9	20.7	76.1	67.4	8.7	12.9	203
40.6	55.9	3.5	23.9	19.7	78.8	72.6	6.3	8.7	204
30.3	62.6	7.1	30.2	24.8	59.9	48.5	11.4	23.5	205
34.1	59.5	6.4	27.3	22.4	68.1	57.4	10.8	18.8	206
38.9	57.1	4.1	24.8	20.5	75.2	68.1	7.1	10.4	207

1) 人口総数に年齢不詳を含む。 2) 総務省統計局『人口推計 平成26年10月1日現在推計』による。

書 評・紹 介

Rabe-Hesketh, S. and Skrondal A.

Multilevel and Longitudinal Modeling Using Stata, Third Edition

Volume 1: Continuous Responses, Volume 2: Categorical Responses, Counts, and Survival

Stata Press, 2012, 974pp.

本書は StataCorp 社が開発する統計分析ソフトウェアである Stata を使用して分析を行うための入門書の 1 つであり、縦断データを用いたマルチレベルモデルをテーマとした書籍の第 3 版である。第 3 版では、各章の内容は大幅に加筆され 2 冊となり、新たに 5 つの章や多くの実証例が追加されている。全体は 8 つのパート、16 章によって構成されている。

マルチレベルモデルは階層モデル、ランダム効果／係数モデル、混合効果モデルなどと呼ばれ、分析するデータが階層化された構造を持つとき（例えば、学校に階層化された生徒の成績、世帯に階層化された子どもの健康状態など）、階層内の効果と階層間の効果を分けてパラメータを推定することができる回帰モデルである。特に本書は縦断調査を用いた場合のマルチレベルモデルに着目し、時間変化に伴う個人の変化を個人内の効果と個人間の効果に応用したモデルを扱っている点に特徴がある（例えば、子どもの体重や身長について個人内・個人間の効果を分けて分析ができる成長曲線モデルなど）。

第 1 巻は、従属変数が連続データである場合のモデルが扱われ、4 つのパート、9 章で構成されている。(1) 線形回帰モデルの復習、(2) マルチレベルモデルの 2 水準モデル（分散成分モデル、ランダム切片モデル、ランダム係数モデル）、(3) 縦断調査ならびにパネルデータを用いたマルチレベルモデル（動的モデル、限界モデル、成長曲線モデル）、(4) 多階層、多要因データを用いたモデルについて、理論と実証例が詳述されている。第 2 巻は、従属変数がカテゴリカル応答、カウントデータ、生存データである場合のモデルが扱われ、4 つのパート、7 章で構成されている。(1) カテゴリカル応答（二値応答、順序尺度、名義尺度及び離散選択）、(2) カウントデータ、(3) 生存データ（離散時間、連続時間）、(4) 多階層、多要因データを用いたモデルについて詳述されている。

本書はこのようなマルチレベルモデルの理論と実証例について、基本的な線形モデルからはじめ、共変量なしの階層構造の効果、共変量を含むランダム切片モデル、ランダム係数モデルの議論へと段階的に理解を深めることができる実践書として大変有用である。実証パートで扱われるデータやプログラムはインターネットを介して Stata 上で読み込むことができ、Stata の習熟度を高めることにも貢献している。

実体人口学の分野では結婚、出生、移動などの人口学的イベントについて回帰モデルによる分析が広く普及しており、特に時間経過に伴う発生確率やハザード比の変化を考慮して共変量の効果を分析する生存時間分析が主流になってきている。わが国においても縦断調査の蓄積がなされている中で、本書は柔軟なモデリングの 1 つの可能性を示し、かつ Stata を用いたデータマネジメントの実践など、理論面、実践面ともに実用的であり、Stata のバージョンアップにあわせた更なる改訂が待たれる。

(鎌田健司)

研究活動報告

長寿化・高齢化プロジェクトワークショップ

去る2月3日の13:00~17:30に、国立社会保障・人口問題研究所第4・第5会議室において「長寿化・高齢化プロジェクトワークショップ」を開催した。これは、当研究所の人口問題研究プロジェクト「長寿化・高齢化の総合的分析及びそれらが社会保障等の経済社会構造に及ぼす人口学的影響に関する研究」(平成26~28年度)が先行プロジェクト「わが国の長寿化の要因と社会・経済に与える影響に関する人口学的研究」(平成23~25年度)から通算して5年目に当たることから、両プロジェクトにおけるこれまでの研究成果の報告を中心としつつ、わが国における今後の死亡・健康研究に関して幅広い観点から検討・展望を行うことを目的として企画された。

ワークショップには、研究者、政策担当者、生命保険会社などの実務者、報道関係者など報告者を含め総勢76名の参加があり、討論では活発な議論も行われた。死亡・健康研究への関心の高さが改めて浮き彫りになったといえる。

当日のプログラムは以下のとおり。

開会挨拶

イントロダクション

セッション1 長寿化・高齢化分析のためのデータベース開発

<討論者> 高橋重郷 (明治大学)

「日本版死亡データベース (JMD) の現在と今後の展開」

.....石井太 (国立社会保障・人口問題研究所)

「わが国における長期時系列死因別死亡統計の構築に向けて」

.....大津唯・是川夕・石井太 (国立社会保障・人口問題研究所)

セッション2 健康寿命、医療と健康・長寿化

<討論者> 林玲子 (国立社会保障・人口問題研究所)

「疾病構造と平均受療期間の人口学的分析：1999~2011年」

.....別府志海 (国立社会保障・人口問題研究所)・高橋重郷 (明治大学)

「高齢期の健康状態等の出生コホート効果・年齢効果の検討」

.....泉田信行 (国立社会保障・人口問題研究所)

セッション3 長寿化・高齢化と年金・生命保険

<討論者> 弓場美裕 (国民年金基金連合会)

"The Reform of Mutual Aid Associations in Japan: Civil Service Employee Pension Reform in 2012"山本克也 (国立社会保障・人口問題研究所)

「長寿・死亡リスクの異質性に関する研究」井川孝之 (PwC あらた監査法人)

「長寿化・高齢化と生命保険アクチュアリー」高橋佳宏 (住友生命)

全体討論

閉会挨拶

(別府志海 記)

韓国における低出産・高齢化，国内・国際人口移動と政策的対応に関する資料収集

厚生労働科学研究費による研究事業「東アジア，ASEAN 諸国の人口高齢化と人口移動に関する総合的研究」の一環として，林玲子・国際関係部長と筆者が2月10日～13日にかけて韓国に出張し，専門家との意見交換と資料収集を行った。面談した専門家は，李三植・韓国保健社会研究院低出産高齢化対策企画団団長，李尚林・同院副研究委員，李召英・同院副研究委員，曹成虎・同院副研究委員，姜裕求・同院国際協力センター長，朴京淑・ソウル大学校社会学科教授，이석규・OECD 韓国政策センター保健社会政策プログラム局長，조경숙・OECD 韓国政策センター保健社会政策プログラム部長，金道勲・韓国国民健康保険公団中涼支社部長，金斗燮・韓国漢陽大学社会学科教授らである。

韓国保健社会研究院は，首都機能の一部移転に伴い2014年12月に世宗特別自治市へ移転した。移転したのは国務総理室をはじめ企画財政部・保健福祉部・教育部など36の中央行政機関と16の所属機関，韓国保健社会研究院を含む14の研究機関などである。これはソウル首都圏への一極集中を緩和し，人口分布を是正することを目的とした政策で，東京一極集中が問題視され地域活性化に注力する日本にとって非常に参考になる事例である。実際に住宅や交通インフラが急速に整備されつつある現場を目撃できたが，ソウルに住宅を残し二重生活を送る職員も多いとのことであった。首都機能でも大統領府をはじめ法務部，国防部，外交部，統一部などはソウルに残された。内政機能中心の首都移転が人口分布にどの程度影響し得るかは，数年の観察期間が必要と思われる。

(鈴木 透 記)

日本人口学会関西地域部会2015年度研究会

2016年3月5日（土）京都市・総合地球環境学研究所にて日本人口学会関西地域部会2015年度研究会が開催された。H-GIS 研究会（京都大学地域研究統合情報センター）との共催であり，GIS（地理情報システム）をどのように人口分析に用いるか，特に歴史人口データをGISにどのように落とし込んでいくか，また地理情報のみならず，時間情報やテキスト情報をどのように処理するか，といった情報学最先端の研究が報告された。また，医療・公衆衛生分野の内外の資料をどのようにアーカイブしていくのか，感染症のモデリング手法についてなどそれぞれ興味深い報告と議論が行われた。学会活動は東京一極集中ではないことを十分に満喫できる地域部会であった。

(林 玲子 記)

日本地理学会2016年春季学術大会

日本地理学会2016年春季学術大会が2016年3月20日～23日（23日は巡検のみ）に早稲田大学早稲田キャンパス（東京都新宿区）において開催された。22日には人口関係のセッションが設けられた。都合により22日の一部の研究発表しか聴講できなかったが，人口に関する主な発表について紹介する。

発表では，東京大学の桐村からは市区町村よりも小さな小地域における長期の人口変動を観察する方法として，全国学校総覧に注目して児童数の変化から人口変化を把握する手法，埼玉大学の中川からはオーストリア内で19世紀以降人口増加が継続しているチロル地方に関して，観光産業の発達とコーホート変化の推移についての報告などが見られた。以下に，人口関係の発表を列挙しておく。

- 非大都市圏におけるコーホートの人口変動と人口規模……清水昌人（国立社会保障・人口問題研）
 長期的な人口変動の分析への『全国学校総覧』の利用可能性—1960～2015年の大阪府の事例
 ……………桐村 喬（東京大学）
- 1930年代の東京市における工業立地，郊外化および通勤流動の関係 ……………谷 謙二（埼玉大学）
- カンボジアにおける英語教育サービスの成長とフィリピン人教師の出稼ぎ
 ……………広田麻未（横浜国立大学・院）
- ドイツにおける日本人向け人材会社の活動 ……………由井義通*（広島大学）・神谷浩夫（金沢大学）
- オーストリア・チロル州における人口動態……………中川聡史（埼玉大学）
 （貴志匡博 記）

アメリカ人口学会2016年大会

3月31日～4月2日にかけて，アメリカ人口学会（PAA：Population Association of America）の2016年大会がワシントン DC にて開催された。本学会は，224の口頭報告セッション（各4報告）と11のポスターセッション（各100報告）からなる。様々なテーマについての報告が2日半の短い日程に凝縮され，会場はさながら年に一度の人口学のお祭りのような雰囲気にも包まれる。PAAの規模と質の高さは，人口学の学会として突出しており，世界の人口学における研究動向を知る上で重要な機会となっている。

当研究所からは，別府志海情報調査分析部室長，是川夕人口動向研究部主任研究官，余田翔平人口動向研究部研究員と筆者の4名が参加した。ポスターセッションにて，是川主任研究官が“Educational Attainment and Its Determinants of Immigrant Children in Japan: Focusing on High School Enrollment”，“Why Immigrant Women's Fertilities Are Lower Than That of the Native Women: An Analysis from the Own-Children Method Using the Micro-Data of the Japanese Population Census”の報告を，余田研究員が“Parental Divorce and Adolescents' Educational Outcomes in Japan”の報告を行った。筆者は今回は本大会での報告ではなく，昨年8月に参加したBerkeley Workshop on Formal DemographyのReception and Poster SessionというMember-Initiated meetingにて，“Counting Women's Work in Japan”という日本のNTA（National Transfer Account）ならびにNTTA（National Time Transfer Account）に関する報告を行った。

PAAでは，学会の場を利用して様々な団体が自発的な集まりを催している。Invited onlyの集まりもあるが，一般会員に公開されているセミナーやワークショップも多くある。例えば，今大会ではアメリカで最も長い歴史を持つパネル調査であるPanel Study of Income Dynamicsがユーザーに向けた説明会を開いていた。1968年に始まった世帯パネル調査がいまだ現役でデータ収集を続けていること自体驚きであるが，このような巨大なデータの分析は容易ではない（変数のみで8万を超える）。今回の説明会ではデータの構造や調査事項，世帯員の追跡ルールなどについて，実査に関わる研究者から丁寧な解説がなされた。また，Guttmacher Instituteの主催による“Ask Editors: Getting Published in Peer-Reviewed Journals”といわれるセミナーでは，人口学の有名雑誌の編集者を招き，どのような論文がAcceptされやすいのかについて話を聞く機会を提供していた。さらに同Instituteは“Using Research to Inform and Advance the Domestic Sexual and Reproductive Health and Rights Policy Debate”と題したセミナーも同時開催しており，政策議論に貢献する研究のあり方などが議論された。ともすると，見落としがちであるが，PAAに参加する際には，このようなセミナーやワークショップを覗いてみると思わぬ収穫があるかもしれない。

（福田節也 記）

東アジア・アセアン経済研究センター（ERIA） 「東アジアにおける国際人口移動と開発」ワークショップ

2016年4月2日（土）、インドネシア・ジャカルタの東アジア・アセアン経済研究センター（ERIA）にて、「東アジアにおける国際人口移動と開発」ワークショップが開催され、国際関係部長林玲子、同第二室長小島克久が参加した。ここでいう「東アジア」とは、いわゆる日中韓とアセアン諸国を含めた範囲を示しているが、人口高齢化・少子化が進行する日中韓に加え、アセアン諸国は事実上陸続きの国であるので、国際人口移動は激しく、さらに2015年末のアセアン経済共同体（AEC）発足を受け人の移動の自由化も開始し、国際人口移動は大きな関心事となっている。

ワークショップでは、マレーシアのパーム油産業、タイの衣料製造業といった、それぞれの国の基幹産業における労働力の国際移動や、新たに国となった東チモールとインドネシアとの間の移動、ヴェトナムにおける国内・国際移動性向に関する調査結果などについて報告された。日本のケース・スタディーとして、世界的な高齢化の文脈における日本と台湾のケア人材の国際移動について報告し、ワークショップ参加国の事情も加えて、多くの議論が交わされた。（林 玲子 記）

第49回国連人口開発委員会

2016年4月11日（月）から15日（金）まで、米国・ニューヨークの国連本部にて第49回国連人口開発委員会（以下「CPD」）が開催され、筆者は政府代表団として参加した。今回のテーマは「ポスト2015年開発アジェンダのために人口のエビデンス・ベースを強化する（Strengthening the demographic evidence base for the post-2015 development agenda）」であった。昨年9月に持続可能な開発のための2030アジェンダが採択された後、初めてのCPDであり、2030アジェンダのために人口データは必須であることが強調された。議長はカセセ・ボタ・ザンビア常駐代表、副議長はメキシコ、ドイツ、イラン、ルーマニアの代表であった。

日本のステートメントは筆者が行い、我が国の人口データの状況（国勢調査、政府統計、GISの活用等）およびG7サミット、世界人口開発議員会議を通じた2030年アジェンダへの取り組みについて述べた。また、国連人口部の活動について、2015年に公表された「世界人口見通し2015年版」の有用性を強調し、さらに2013年より公表され2015年に最新版が公表された「送出国・受入国別国際移民の動向」は、受入国内にいる国際移民数を収集・送出国別に整理したもので、一国では作成不可能な国連ならではのデータセットであり、移動による人間開発を分析するための貴重な情報であると述べた。今後も、国連の活動について、適宜評価、改善案を示していくことは重要だと思われる。

テーマに関する決議案は、①国際人口開発会議行動計画のさらなる実施において地域ごとの特異性があることを重視、②センサス、人口登録・動態統計（CRVS: Civil Registration and Vital Statistics）、行政データ、標本調査による人口データの整備、③男女別、世代別（特に若者、高齢者）に分けたデータ整備、④移民・難民のデータ整備、⑤ビッグデータや地理情報システム（GIS）の活用とオープンデータ化、⑥データ整備に資する国際協力、等が盛り込まれ、採択された。

基調講演では、バルサレス・フィリピン統計局長が、自国のセンサス、世帯標本調査、さらにCRVSの状況について報告した。CRVSについては、フィリピンでは出生登録は98%程度、死因を含む死亡登録は66%程度のカバー率であり、ブルームバーグ財団やゲイツ財団の支援もあり、今後取り組みが強化されるとのことである。またテイタム・サウサンプトン大学教授（英国）が、GISを活用した人口データの表示と、衛星画像や携帯電話を用いたビッグデータの利用、特にアフリカにお

ける応用などを紹介した。国連は、国別に人口統計を整備することとなっているが、今後、衛星や携帯電話からのビッグデータを用いて、さらに細かい地域区分の人口データにも関与するかどうかは、今後の検討課題、とのことであった。

今回は、テーマが「人口データ」関連であったこともあり、これまで国連統計委員会のみに参加していた各国関係者も多く参加しており、統計委員会と人口委員会の協働の重要性も認識された。また、CPD開催方法について、去年から各国にアンケートが配られ意見徴取されていたが、これまでとほぼ同様の形で今後も開催していくことが決議された。

次回第50回のCPDのテーマは「人口年齢構造の変化と持続可能な開発（Changing population age structures and sustainable development）」に決定し、議長国にカタールが、副議長国にオランダが選出された。その他の副議長国は来年4月の会議までに決定されることとなる。

会議中の配布資料、各国ステートメント、動画、プレスリリースなどは、すべて国連のウェブ（<http://www.un.org/en/development/desa/population/commission/sessions/2016/>）より閲覧・ダウンロードできる。（林 玲子 記）

世界人口開発議員会議（GCPPD2016）

2016年4月26日（火）～27日（水）に、東京（ホテルニューオータニ）にて、世界人口開発議員会議（GCPPD2016）が開催された。この会議は、今年5月に開催されるG7伊勢志摩サミットに向けて行われたもので、世界65カ国から130名の国会議員が東京に集まり、(1)リプロダクティブ・ヘルス、UHC、女性のエンパワーメント、ジェンダーの平等、(2)若者への投資、健康、教育、雇用と人口問題、(3)経済的に活力のある高齢化、(4)人間の安全保障と感染症危機管理体制の確立、(5)SDGs期におけるグローバル・パートナーシップに向けた国会議員と議員ネットワークの役割、という5つのテーマで、報告・議論が行われ、最終的に決議文が採択された。会議には、国会議員だけではなく市民団体が報告するセッションも設けられ、聴講も公開登録制で、多くの人が参加した。会議のプログラム、決議文などは、<http://gcppd2016.org/>から閲覧することができる。

会議は国際人口問題議員懇談会（JPFP）、人口と開発に関するアジア議員フォーラム（AFPPD）の主催、アフリカ、ヨーロッパ、アメリカ各地域の人口と開発に関する議員フォーラムの共催にて行われた。人口と開発分野は国会議員による活発な取り組みがある。特に日本は世界に先駆けて1974年にJPFPを設立し、AFPPDを通してアジアにおける人口と開発を支援するとともに、近年はアフリカや、今回の会議のような全世界的な人口と開発の議員ネットワークを強化している。

会議二日目の4月27日（水）午後には、スタディーツアーとして、社人研にて「日本における人口・社会保障」に関するセミナーを開催した。社人研より、日本の人口、社会保障、少子化・人口減少対策、国際人口移動に関するプレゼンテーションを行い、その後活発な質疑が行われた。また、翌日4月28日（木）午前には、ロシア語圏の国会議員（ロシア及び中央アジア4カ国）に対して同様のセミナーを行った。こちらはAFPPDの要請によるものである。人口開発関係の議員は、保健医療関係者も多く、日本の介護保険や医療費に関する質問もあったが、参加者の関心は、研究を政策にどのように反映させるのか、といったものから、人口高齢化で墓地の不足はないのか、といったものまで、幅広いものであった。（林 玲子 記）

『人口問題研究』編集委員

所外編集委員 (50音順・敬称略)

加藤 彰彦 明治大学政治経済学部
黒須 里美 麗澤大学外国語学部
佐藤龍三郎 中央大学経済研究所客員研究員
中川 聡史 埼玉大学大学院人文社会科学部研究科
中澤 港 神戸大学大学院保健学研究科
和田 光平 中央大学経済学部

所内編集委員

森田 朗 所長
金子 隆一 副所長
新 俊彦 企画部長
林 玲子 国際関係部長
勝又 幸子 情報調査分析部長
鈴木 透 人口構造研究部長
石井 太 人口動向研究部長

編集幹事

清水 昌人 企画部室長
千年よしみ 国際関係部室長
別府 志海 情報調査分析部室長
釜野さおり 人口動向研究部室長
貴志 匡博 人口構造研究部主任研究官

人 口 問 題 研 究

第72巻第2号
(通巻第297号)

2016年6月25日発行

編 集 者 国立社会保障・人口問題研究所
発 行 者 東京都千代田区内幸町2丁目2番3号 〒100-0011
日比谷国際ビル6階
電話番号：東京(03)3595-2984
F A X：東京(03)3591-4816

印 刷 者 大和綜合印刷株式会社
東京都千代田区飯田橋1丁目12番11号
電話番号：東京(03)3263-5156

本誌に掲載されている個人名による論文等の内容は、すべて執筆者の個人的見解であり、国立社会保障・人口問題研究所の見解を示すものではありません。

目次 第72巻第2号 (2016年6月刊)

特集：『第5回全国家庭動向調査（2013年）』の個票データを 利用した実証的研究（その2）

- Common Family Boundaries: Changes and Determinants
of Married Women's PerceptionSaori KAMANO• 53~ 72
- 東京大都市圏に居住する夫婦の最終的な子ども数は
なぜ少ないのか—第4回・第5回全国家庭動向調査を
用いた人口学的検討—.....山内昌和• 73~ 98
- 家内領域と公共領域の組み合わせからみた育児サポート
ネットワークの多様性.....星 敦士• 99~119
- 女性の就業と母親との近居
—第2回・第5回全国家庭動向調査を用いた分析—
.....千年よしみ•120~139

統計

- 主要国における合計特殊出生率および関連指標：1950~2014年•140~147
- 主要国人口の年齢構造に関する主要指標：最新資料.....•148~157

書評・紹介

- Rabe-Hesketh, S. and Skrondal A.
Multilevel and Longitudinal Modeling Using Stata,
Third Edition (鎌田健司)•158

- 研究活動報告•159~163