

文献

- Chiang, Ching-Long. 1984. *The Life Table and its Applications*. Malabar, Florida: R. E. Krieger.
日本アクチュアリー会 (訳) 『生命表とその応用』 日本アクチュアリー会, 1984.
- Heuser, Robert L. 1976. *Fertility Tables for Birth Cohorts by Color: United States, 1917-1973*.
Rockville, Maryland: National Center for Health Statistics.
- Human Fertility Database. Max Planck Institute for Demographic Research (Germany) and Vienna
Institute of Demography (Austria). Available at www.humanfertility.org.
- Human Mortality Database. University of California, Berkeley (USA) and Max Planck Institute for
Demographic Research (Germany). Available at www.mortality.org or www.humanmortality.de.
- 石川 晃, 1990, 『わが国女子の出生力表：1950～88年－出生力構造の分析－』 研究資料第
263号.
- Japanese Mortality Database, National Institute of Population and Social Security Research,
Available at <http://www.ipss.go.jp/p-toukei/JMD/index-en.html>.
- Kaneko, Ryuichi, 2003, "Elaboration of the Coale-McNeil Nuptiality Model as the Generalized Log
Gamma Distribution: A New Identity and Empirical Enhancements." *Demographic Research*
9(10):223-262.

ライフコースと妻の就業に関するイベント・ヒストリー・データの質に関する 一考察：第5回全国家庭動向調査（2013年）のイベント・ヒストリー・データ を例に

菅 桂太

I. はじめに

少子高齢化が進行する中で、女性の就業と出産・子育ての関係はワーク・ライフ・バランスや有配偶女子の労働力資源としての活用等の面から政策的に高い関心が寄せられている。少子高齢社会のなかで家族の構造や機能が変化してきていることの要因を把握することを主要な課題として開始された全国家庭動向調査においても、有配偶女性のライフコースと就業の関連性の把握は重要な調査事項になっている。本稿では、全国家庭動向調査において女性のライフコースと就業の関連性がどのように把握されてきたのか、第1回調査から直近の第5回調査までの変遷を紹介したうえで、第5回調査ではじめて導入された回顧調査による結婚や第1子出生前後の就業状態とその就業期間を把握するための質問の記入状況について検討し、第5回調査で収集されたライフコースと就業に関するイベント・ヒストリー・データの質を検証することを目的とする。

II. 全国家庭動向調査における有配偶女性のライフコースと就業の関連性の把握

1989年の「1.57ショック」を契機に少子高齢化への社会的な関心が高まり、同時に家族の構造や機能が変化してきていることの要因の把握を主要な課題として開始された全国家庭動向調査では、結婚、出産・子育てと仕事とのかかりの把握は重要な調査事項であった。質問方法が変更されつつも、有配偶女性のライフコースと就業の関わりについて、第1回調査から継続して調査されてきている¹。

第1回（1993年）では、現在までの仕事とのかかわり及び今後の予定を、調査時において仕事をしているか否かによって異なる選択肢から回答してもらっている。調査結果によると、仕事をしていたが結婚で退職し（調査時には仕事をしておらず）、今後は働きたいが特にいつからか考えていないといったパターンや、結婚で退職したが調査時現在仕事をしており、ずっとこのまま続けるというパターンが多い。有配偶女性のライフコースと働き方について、（調査時まで）仕事をしたことはない、結婚で退職、出産で退職、（調査時まで）ずっと働いている、その他の5つの類型に分類した分析が可能であるが、ある特定の時点で仕事をしているか否かに関する情報は調査時のみしか得られない。このため、出産（の1年）前に働いていた人のうち、出産（の1年）後に働いていた割合である就業継続

¹ 詳細は各回の報告書（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）に所収されている調査票を参照されたい。

率を計算することは困難だった。

第2回（1998年）では3種類の質問が用いられた。一つ目は、仕事をする 것과結婚や出産とのかかわりについて、現実にたどりそうな人生のタイプと理想と考える人生のタイプを9つの選択肢（事前に定められたタイプ）のなかで特定するものである。二つ目は、第1子を出産する前に仕事をしてきた人を対象として、仕事の種類（職種）と従業先規模を特定してもらい、第1子を出産したときその仕事を続けたか否かを回答してもらうものである。三つ目は、小学校就学前の子どもがいる人を対象として、今後の仕事の予定を9つの選択肢から特定してもらうものである。第1回と比べると、二つ目の種類の質問を用いることで、出産前後の就業継続者数（就業継続率の分子）を計算することはできるようになったものの、第1子を出産する前に仕事をしてきたか否かを直接質問していないため、子どもがいる人のなかで第1子を出産前に仕事をしてきた人（就業継続率の分母）を特定することができないという問題があった。

第3回（2003年）では、5つの出来事（結婚、第1子出産、末子出産、末子小学校入学、親の介護）を経験したことがある場合、何歳のときだったのかと、それぞれの出来事の前後での仕事状況の変化を調査した。そのうえで、仕事をやめた・転職した場合は元の仕事、仕事を続けた・就職した・その他変化した場合には新しい仕事の従業上の地位、職種、従業先規模、労働時間をそれぞれ回答してもらうものである。第3回調査データからは、5つの出来事について経験したことがある場合、仕事の変化（就業継続率、離職率、入職者割合等）を計算することができるものである。一方で、5つの出来事の間の仕事の継続状況については直接の情報がなかったため、結婚前からしていた仕事を第1子出産の後に辞めた割合を計算することはできないものの、同様の形式のデータは『出生動向基本調査（夫婦票）』（第11回調査1997年以後）など多くの他の調査でも収集されている。『出生動向基本調査』を用いた研究は多数散見される（岩澤他 2014、永瀬 2012、永瀬・守泉 2013 など）、これに対し第3回調査データは十分に分析されているとはいえない。

第4回（2008年）では、第2回と類似の2種類の質問が用いられた。一つ目は、第1子の妊娠がわかった時の仕事の有無（従業上の地位）を特定したうえで、職種、従業先規模と第1子を出産したときその仕事を続けたか否かを回答してもらうものである。なお、同様の質問を最初の介護をする前の仕事についてもしている。二つ目は、仕事をする 것과結婚や出産とのかかわりについて、現実にたどりそうな人生のタイプと理想と考える人生のタイプを6つの選択肢のなかで特定してもらうものである。また、調査時に仕事をしている（休業・休職中を含む）場合にはその仕事について年月と辞めた年月、仕事をしていない場合にはもっとも最近していた仕事について年月と辞めた年月を調査しており、結婚後に再就業していない場合には結婚前に就いていた仕事の就業期間が得られる（菅 2013）。限られた対象の分析とならざるをえないが、結婚前についていた仕事の離職を第1子妊娠前の期間と第1子妊娠後の期間に区別して分析することが可能である。

第5回（2013年）では、おもに4つの質問を用いて、結婚及び第1子出生前後の仕事の

就業期間を調査している。すなわち、(1)最後に行った学校を卒業（中退）してからはじめてついたお仕事はどのようなお仕事ですか、(2)結婚することが決まったとき、あなたはどのような仕事をしていましたか、(3)第1子の妊娠がわかったとき、あなたはどのような仕事をしていましたか、(4)いちばん下のお子さんが小学校に入学したとき、あなたはどのような仕事をしていましたかという4つの質問それぞれについて、仕事の有無（従業上の地位）と従業先規模、仕事についての時期（何歳の何月頃）を記入してもらう。さらに、その仕事を現在も続けていますかという質問に対し、それぞれ調査時まで続けているか否か、やめた場合にはその時期（何歳の何月頃）を回答してもらっている。なお、現在介護をしている場合、介護にかかわり始める直前の仕事についても同様の質問をしている。また、調査時に仕事をしているもしくは休業休職中の場合には仕事についての時期（何歳の何月頃）を回答してもらっている。したがって、第5回調査では、第3回のときに調査された5つの出来事のうちの4つについてその出来事の前後の就業の変化パターンが得られるだけでなく、就業期間が利用できる。調査では結婚生活を始めた年月や子の出生年月、介護に最初にかかわり始めた時期についても調査しており、これらの回答をあわせて用いることで、有配偶女性の多面的なライフステージにおけるライフコースと就業のイベント・ヒストリー分析が可能である。本稿では結婚・出産と妻の就業に関連した、上記4つの質問のうちおもに(1)～(3)のみを検討する。

Ⅲ. イベント・ヒストリー分析から除外するケースのパターンと要因

第5回全国家庭動向調査では有配偶女性のライフコースと就業の関わりの実態を回顧調査によって把握しており、場合によっては半世紀前のイベントの生起年月を対象者に想起することを求める。また、一般に複数のイベントの発生タイミングの関連性を分析対象とするイベント・ヒストリー分析では、発生タイミングが不詳や論理不整合で分析できないイベントが一つでもあるとそのケースは他のイベントの分析からも除外せざるを得ないため、単一変量の生存時間分析に比べ分析から除外される可能性が高くなる。分析から除外される確率がランダムでなければ、母集団推定にも影響を及ぼすので結果の解釈に注意を要する。ここでは、第5回全国家庭動向調査データで結婚・出産と妻の就業に関するイベント・ヒストリー分析を実施するとき、分析に用いる変数の不詳や論理不整合で除外されるケースのパターンと要因を検討する。

1. 結婚、第1子出生と妻の就業に関するイベント・ヒストリー分析に用いる変数とケース

結婚、第1子出生と妻の就業に関するイベント・ヒストリー分析を実施するためには、第1子出生タイミングと第1子出生があった結婚のタイミングが特定される必要がある。第5回全国家庭動向調査の主な調査対象は結婚経験のある女性であり、その中には離死別・再婚女性も含まれる。一方、第5回全国家庭動向調査で把握される結婚年月は調査時点（も

しくはもっとも最近)の結婚に関するもののみであり、すべての結婚歴が調査されているわけではない。本稿では、以後すべての分析で再婚を除く(初婚の)有配偶女性を対象を限定する。したがって、分析対象者が結婚したときとは初婚したときのことになる。

結婚、第1子出生と妻の就業に関するイベント・ヒストリー分析に利用する変数は以下の9つである。前述の通り、第5回全国家庭動向調査では初婚、第1子出生に関連して3つの時期の仕事の有無と就業期間(入職年齢及び離職状態と年齢)を調査している。それぞれの時期について、(1)仕事の有無、(2)仕事をしていた場合入職年齢、(3)その仕事を調査時まで続けたか否かと辞めている場合離職年齢の3つの変数にイベントの有無と発生タイミングが記録されることになる。3つの時期の仕事とは、(1)最後に行った学校を卒業(中退)してからはじめてついた仕事、(2)結婚することが決まったときの仕事、(3)第1子の妊娠がわかったときの仕事であり、以下ではそれぞれ「初職」、「初婚時の仕事」、「第1子妊娠時の仕事」と呼ぶ。言うまでもなく、調査時において第1子を妊娠していない場合、第1子妊娠時の仕事はまだ経験していないため無回答(非該当)になる。また、第5回全国家庭動向調査では第1子が回答者の実子であるか否かを調査している。妻が初婚で夫が再婚の場合の一部などでは第1子出生年月に継子のものが記入されることがあるが、妻本人のライフコースと就業の関係の分析にならないため、第1子が回答者の実子でない場合を分析から除外する。

結婚、第1子出生と妻の就業に関するイベント・ヒストリー分析に利用する変数について、初職・初婚時・第1子妊娠時の仕事の有無と入職・離職年齢のパターンの整合性を検討すると、初婚時に仕事をしているが、初職入職が初婚した月より後になっている場合などの論理的不整合がみられた。このような論理不整合を特定するために追加的なクリーニングを実施した。

表1は、結婚、第1子出生と妻の就業に関するイベント・ヒストリー分析を実施するために必要な変数に不詳や論理不整合があるケースの割合をみたものである。表中には1~11の11個の不詳と論理不整合の種類があるが、それぞれの条件に対し独立に該当するか否かを判断したもので、複数に該当するケースがある。不詳と論理不整合の種類には強い相関関係があり、特定の条件に合致する場合別の特定の条件に合致しやすいというパターンがみられた。たとえば、初職入職年齢が不詳である場合、初職を調査時までには辞めている場合の離職年齢が不詳の可能性が高い(他のどの変数が不詳になる場合よりも離職年齢が不詳になりやすい)という傾向がみられる。このように相関が強い不詳と論理不整合の種類では、その要因も類似している可能性があるため、相関の強い条件を類型化し、そのうちのいずれか一つに該当する場合の割合についても再掲した。また、後に述べるように分析から除外されるケースの要因として初職属性(従業先規模等)には顕著で一貫したパターンがあったため、初職以外の条件で除外され初職に関する情報が利用できる場合についても再掲した。

表 1 ライフコースと就業に関する変数の不詳と論理不整合の種類別 分析対象から除外するケースの割合：再婚を除く有配偶女性

| 番号 | 不詳と論理不整合の種類 | 除外するケース割合(%) | ケース数 |
|-----|--|--------------|-------|
| | 配偶関係及び出生月 | | |
| 1. | 再婚/初再婚の別不詳 | 4.0 | 6,077 |
| 2. | 回答者の出生の月もしくは初婚年月不詳 | 9.0 | 6,077 |
| | 子の有無と第1子出生年月 | | |
| 3. | 子の有無不詳 | 0.7 | 6,077 |
| 4. | 子ありの場合で、第1子が回答者の子でない | 0.6 | 5,542 |
| 5. | 子ありの場合で、第1子出生年月不詳 | 4.5 | 5,542 |
| | 初職・結婚時・第1子妊娠時の仕事の有無 | | |
| 6. | 初職の有無不詳 | 5.3 | 6,077 |
| 7. | 結婚を決めた時の仕事の有無不詳 | 4.2 | 6,077 |
| 8. | 子ありの場合、妊娠がわかったときの仕事の有無不詳 | 3.1 | 5,542 |
| | 入職年齢と離職年齢の整合性 | | |
| 9. | 働いたことがある場合 初職入職年齢不詳、辞めた場合 離職年齢不詳 | 24.5 | 5,965 |
| 10. | 結婚を決めた時働いていた場合 入職年齢不詳、辞めた場合 離職年齢不詳 | 25.0 | 5,214 |
| 11. | 初職・初婚時・第1子妊娠時の仕事の有無4類型別にみた 初職と初婚時の仕事、第1子妊娠時の仕事の有無と入職・離職年齢のパターンの不整合 | 2.5 | 6,077 |
| | (再掲) 複数の条件のうち 少なくとも1つに該当 | | |
| | 1.~2.「配偶関係及び出生月」と3.~5.「子の有無と第1子出生年月」 | 14.4 | 6,077 |
| | 6.~8.「初職・結婚時・第1子妊娠時の仕事の有無」 | 8.7 | 6,077 |
| | 9.~11.「入職年齢と離職年齢の整合性」 | 31.7 | 6,077 |
| | 6.初職の有無と9.初職入職・離職年齢を除くすべて | 29.3 | 6,077 |
| | 1.~11.のすべて | 37.4 | 6,077 |
| | 再婚を除く有配偶女性 ケース数 | 6,077 | |
| | 1.~11.のすべてで除外されないケース数 | 3,805 | |

表 1 によると、第 5 回全国家庭動向調査の有効回収票 7,727 件のうち、離死別か妻が再婚のケースは 1,650 件であり、再婚を除く有配偶の女性は 6,077 件であった。不詳や論理不整合のためにイベント・ヒストリー分析から除外されるケースの割合をみると、1~11 の 11 個の不詳と論理不整合の種類のうちいずれかに該当するケースは 2,272 件で再婚を除く有配偶の妻 6,077 件の 37.4%であった。第 5 回全国家庭動向調査の有効回収票のうち再婚を除く有配偶女性の 4 割近くについては結婚、第 1 子出生と妻の就業に関するイベント・ヒストリー分析から除外せざるをえないことになる。

個別の条件についてみると、最も該当する割合が高く分析から除外される可能性が高い条件は、初婚時に仕事をしていて入職年齢か初婚時の仕事を辞めた場合の離職年齢が不詳である場合で 25.0%であった。また、調査時まで一度でも働いたことがある場合の初職入職・離職年齢不詳も同様に多く、24.5%が初職の入職・離職タイミングに関する変数の不詳で除外される。これらと比較すると、子の有無不詳は 0.7%、第 1 子が回答者の実子でないのは 0.6%、初職や初婚時の仕事の有無不詳は 5%前後、第 1 子の出生年月不詳は 4.5%、初職や結婚時の仕事の入職・離職タイミングの次に不詳の多い回答者本人の出生の

月もしくは初婚年月が不詳も該当するのは9.0%であった。また、初職・初婚時・第1子妊娠時の仕事の有無と入職・離職年齢がわかる場合でその記入の論理的整合性に問題があるケースは2.5%であった。初職と初婚時の仕事の入職・離職タイミングの記入状況はよくないが、記入されている場合にはその整合性が極端に悪いわけではないといえる。

2. 結婚、第1子出生と妻の就業に関するイベント・ヒストリー分析から除外されるケースの要因に関する記述的分析

表2と表3では、ライフコースと就業に関する変数の不詳と論理不整合の種類別分析対象から除外するケースの割合を年齢と最後に行った学校の種類別に集計したものである。

表2 年齢別にみたライフコースと就業に関する変数の不詳と論理不整合の種類別分析対象から除外するケースの割合：再婚を除く有配偶女性

| 番号 | 不詳と論理不整合の種類 | 総数 | 年齢別 除外するケース割合(%) | | | | | | ケース数 |
|-----|---|-------|------------------|--------|--------|--------|--------|-------|-------|
| | | | 年齢 | | | | | | |
| | | | 29歳以下 | 30-39歳 | 40-49歳 | 50-59歳 | 60-69歳 | 70歳以上 | |
| | 配偶関係及び出生月 | | | | | | | | |
| 1. | 再婚/初再婚の別不詳 | 4.0 | 1.4 | 1.8 | 2.2 | 3.2 | 4.8 | 9.8 | 6,077 |
| 2. | 回答者の出生の月もしくは初婚年月不詳 | 9.0 | 5.9 | 3.9 | 5.4 | 7.5 | 9.5 | 22.0 | 6,077 |
| | 子の有無と第1子出生年月 | | | | | | | | |
| 3. | 子の有無不詳 | 0.7 | 0.0 | 0.5 | 0.5 | 0.7 | 0.4 | 1.7 | 6,077 |
| 4. | 子ありの場合で、第1子が回答者の子でない | 0.6 | 0.6 | 0.4 | 0.2 | 0.3 | 0.9 | 1.1 | 5,542 |
| 5. | 子ありの場合で、第1子出生年月不詳 | 4.5 | 2.6 | 1.6 | 2.1 | 3.0 | 6.5 | 9.8 | 5,542 |
| | 初職・結婚時・第1子妊娠時の仕事の有無 | | | | | | | | |
| 6. | 初職の有無不詳 | 5.3 | 2.3 | 1.7 | 1.7 | 2.9 | 6.2 | 17.0 | 6,077 |
| 7. | 結婚を決めた時の仕事の有無不詳 | 4.2 | 3.6 | 2.5 | 1.7 | 3.2 | 4.1 | 11.3 | 6,077 |
| 8. | 子ありの場合、妊娠がわかったときの仕事の有無不詳 | 3.1 | 0.6 | 1.5 | 1.2 | 1.5 | 4.3 | 8.0 | 5,542 |
| | 入職年齢と離職年齢の整合性 | | | | | | | | |
| 9. | 働いたことがある場合 初職入職年齢不詳、辞めた場合 離職年齢不詳 | 24.5 | 14.5 | 16.6 | 17.6 | 19.4 | 27.3 | 50.4 | 5,965 |
| 10. | 結婚を決めた時働いていた場合 入職年齢不詳、辞めた場合 離職年齢不詳 | 25.0 | 13.7 | 16.6 | 18.4 | 23.1 | 28.2 | 48.7 | 5,214 |
| 11. | 初職・初婚時・第1子妊娠時の仕事の有無4類型別にみた初職と初婚時の仕事、第1子妊娠時の仕事の有無と入職・離職年齢のパターンの不整合 | 2.5 | 4.5 | 2.0 | 2.7 | 2.3 | 2.2 | 3.1 | 6,077 |
| | (再掲) 複数の条件のうちすくなくとも1つに該当 | | | | | | | | |
| | 1.~2.「配偶関係及び出生月」と3.~5.「子の有無と第1子出生年月」 | 14.4 | 7.7 | 6.5 | 8.0 | 11.8 | 17.9 | 31.7 | 6,077 |
| | 6.~8.「初職・結婚時・第1子妊娠時の仕事の有無」 | 8.7 | 5.9 | 4.7 | 3.5 | 5.6 | 10.3 | 23.4 | 6,077 |
| | 9.~11.「入職年齢と離職年齢の整合性」 | 31.7 | 22.5 | 23.8 | 25.7 | 27.8 | 34.0 | 53.3 | 6,077 |
| | 6.初職の有無と9.初職入職・離職年齢を除くすべて | 29.3 | 18.0 | 19.3 | 21.4 | 26.0 | 34.3 | 51.2 | 6,077 |
| | 1.~11.のすべて | 37.4 | 27.9 | 27.4 | 29.3 | 32.1 | 41.9 | 62.8 | 6,077 |
| | 再婚を除く有配偶女性 ケース数 | 6,077 | 222 | 927 | 1,305 | 1,325 | 1,406 | 892 | |
| | 1.~11.のすべてで除外されないケース数 | 3,805 | 160 | 673 | 923 | 900 | 817 | 332 | |

まず表2については、30歳以上では1~11の11個の不詳と論理不整合のすべての種類で年齢が高いほど分析から除外される割合が高く、分析から除外される確率は年齢によって顕著に異なることがわかる。1~11の11個の不詳と論理不整合のいずれかの条件に該当する割合でみると、30-39歳の27.4%に対して、70歳以上では62.8%になっており、35.4%ポイント高く分析から除外されるリスクは約2.3倍である。年齢による変化をみると、40-49歳で29.3%、50-59歳は32.1%と60歳未満の変化は5%ポイント程度にとどまるが、60-69歳には41.9%になっており、60歳以上で急激に増加していることがわかる。これは年齢を10歳単位に恣意的に階級化し集計したことによる結果ではない。図1には、1~11の11個の不詳と論理不整合のすべての種類のいずれかに該当することによって分析から除外される確率を年齢の関数として表した場合の回帰スプライン推定値とその95%信頼区間をしめ

したものである。参考として図中の丸点でデータを年齢各歳に集計して得られる確率を示した。図1のスプライン関数推定値によれば分析から除外される確率は50歳代まで26%ほどの水準でほぼフラットであり、25歳時における95%信頼区間の上限(31.5%)をスプライン関数推定値の95%信頼区間の下限を超えるのは59歳であり、推定値は70歳時45.4%、80歳時60.6%へと急増する。

不詳と論理不整合の種類別にみても、11個の種類でほぼ同様の傾向がみられるが、6の初職の有無や8の第1子妊娠時の仕事の有無で年齢による変化が著しい。たとえば、初職有無の場合、40-49歳では分析から除外される確率は1.7%だが、70歳以上では17.0%になっており、分析から除外されるリスクは10.1倍になっている。

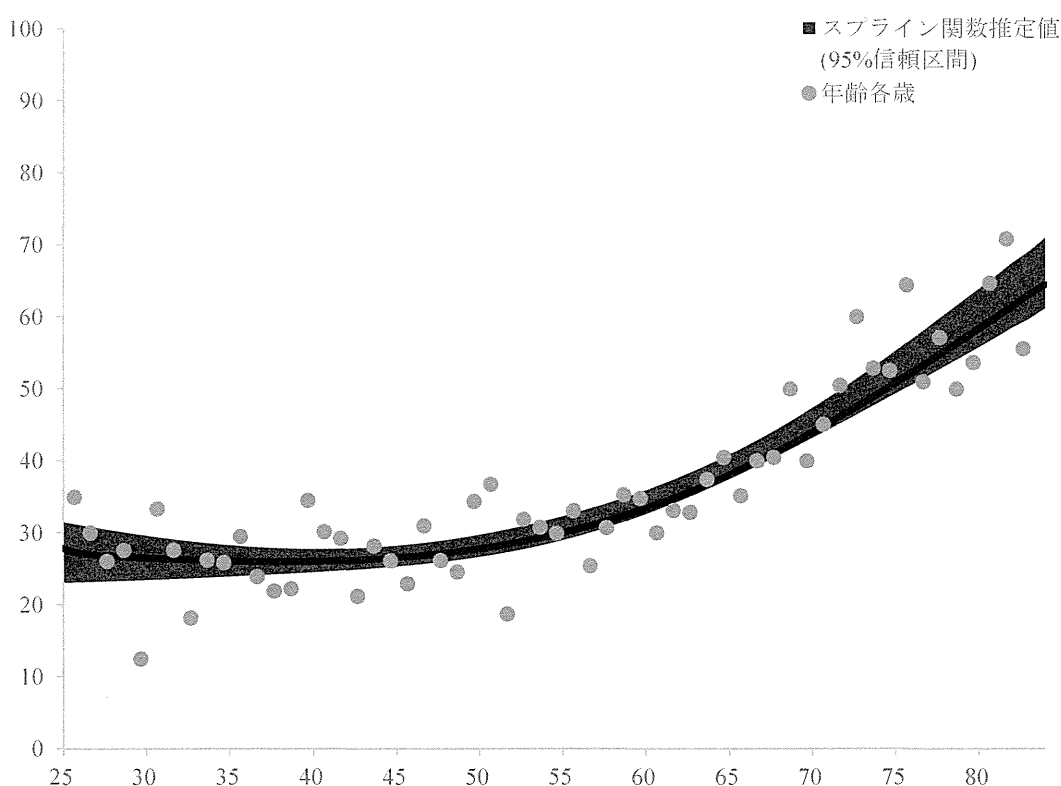


図1 分析から除外するケース割合 (%)

最後に行った学校の種類別に分析から除外される割合についてみると(表2)、11の初職・初婚時・第1子妊娠時の仕事の有無4類型別にみた初職と初婚時の仕事、第1子妊娠時の仕事の有無と入職・離職年齢のパターンの不整合を除き、最後に行った学校の種類が不詳である場合の割合が最も高く、次いで中学校以下が2番目に高い。1~11の11個の不詳と論理不整合のいずれかの条件に該当する割合は、最後に行った学校の種類が不詳の場合71.6%で、中学校以下では60.8%であり、その他の学校である場合より顕著に高い。逆に、大学以上の分析から除外される割合は総じて低く、1~11の11個のうち、7個では最も低

い。残る 4 つについても、最後に行った学校の種類が高校から大学以上の場合、分析から除外される割合の水準は中学校以下や不詳の場合より低い。

表 3 教育水準別にみた ライフコースと就業に関する変数の不詳と論理不整合の種類別分析対象から除外するケースの割合：再婚を除く有配偶女性

| 番号 | 不詳と論理不整合の種類 | 教育水準別 除外するケース割合(%) | | | | | | | ケース数 |
|-----|--|--------------------|-------------|-------|------|-------|------|------|-------|
| | | 総数 | 最後に行った学校の種類 | | | | | | |
| | | | 中学校以下 | 高校 | 専修学校 | 高専・短大 | 大学以上 | 不詳 | |
| | 配偶関係及び出生月 | | | | | | | | |
| 1. | 再婚/初再婚の別不詳 | 4.0 | 9.6 | 3.1 | 3.2 | 3.1 | 1.4 | 15.7 | 6,077 |
| 2. | 回答者の出生の月 もしくは 初婚年月不詳 | 9.0 | 15.4 | 8.8 | 7.5 | 7.3 | 5.2 | 22.4 | 6,077 |
| | 子の有無と第1子出生年月 | | | | | | | | |
| 3. | 子の有無不詳 | 0.7 | 1.9 | 0.3 | 0.4 | 0.9 | 0.4 | 1.5 | 6,077 |
| 4. | 子ありの場合で、第1子が回答者の子でない | 0.6 | 1.0 | 0.7 | 0.2 | 0.3 | 0.2 | 0.8 | 5,542 |
| 5. | 子ありの場合で、第1子出生年月不詳 | 4.5 | 8.3 | 4.6 | 3.8 | 2.6 | 2.2 | 11.0 | 5,542 |
| | 初職・結婚時・第1子妊娠時の仕事の有無 | | | | | | | | |
| 6. | 初職の有無不詳 | 5.3 | 17.6 | 3.4 | 1.9 | 2.6 | 3.2 | 23.9 | 6,077 |
| 7. | 結婚を決めた時の仕事の有無不詳 | 4.2 | 10.9 | 2.8 | 4.0 | 2.6 | 2.2 | 18.7 | 6,077 |
| 8. | 子ありの場合、妊娠がわかったときの仕事の有無不詳 | 3.1 | 7.6 | 2.8 | 2.0 | 1.2 | 1.4 | 12.6 | 5,542 |
| | 入職年齢と離職年齢の整合性 | | | | | | | | |
| 9. | 働いたことがある場合 初職入職年齢不詳、辞めた場合 離職年齢不詳 | 24.5 | 49.1 | 23.1 | 21.9 | 16.2 | 13.3 | 60.6 | 5,965 |
| 10. | 結婚を決めた時働いていた場合 入職年齢不詳、辞めた場合 離職年齢不詳 | 25.0 | 46.3 | 24.0 | 26.1 | 17.4 | 13.6 | 60.7 | 5,214 |
| 11. | 初職・初婚時・第1子妊娠時の仕事の有無4類型別にみた 初職と初婚時の仕事、第1子妊娠時の仕事の有無と入職・離職年齢のパターンの不整合 | 2.5 | 3.0 | 2.6 | 3.2 | 2.0 | 2.0 | 3.0 | 6,077 |
| | (再掲) 複数の条件のうちすくなくとも1つに該当 | | | | | | | | |
| | 1～2.「配偶関係及び出生月」と3～5.「子の有無と第1子出生年月」 | 14.4 | 26.4 | 14.0 | 11.2 | 11.3 | 7.0 | 35.1 | 6,077 |
| | 6～8.「初職・結婚時・第1子妊娠時の仕事の有無」 | 8.7 | 22.8 | 6.6 | 5.7 | 5.2 | 5.6 | 32.8 | 6,077 |
| | 9～11.「入職年齢と離職年齢の整合性」 | 31.7 | 54.3 | 30.6 | 32.3 | 23.2 | 18.7 | 67.2 | 6,077 |
| | 6.初職の有無と9.初職入職・離職年齢を除くすべて | 29.3 | 48.1 | 29.5 | 28.7 | 22.0 | 15.8 | 61.2 | 6,077 |
| | 1～11.のすべて | 37.4 | 60.8 | 37.1 | 37.0 | 28.8 | 21.7 | 71.6 | 6,077 |
| | 再婚を除く有配偶女性 ケース数 | 6,077 | 779 | 2,468 | 722 | 1,278 | 696 | 134 | |
| | 1～11.のすべてで除外されないケース数 | 3,805 | 305 | 1,552 | 455 | 910 | 545 | 38 | |

3. 結婚、第1子出生と妻の就業に関するイベント・ヒストリー分析から除外されるケースの要因に関する多変量解析

第5回全国家庭動向調査では有配偶女性のライフコースと就業の関わりの実態を回顧調査によって把握しており、場合によっては半世紀前のイベントの生起年月を対象者に想起することを求めているため、調査対象者の年齢が記入状況と関連することが予測される。また中学校卒業以下は60歳以上の高齢者に偏っており、逆に若年層にはほとんどいないと考えられるため、最後に行った学校の種類別にみた分析から除外される割合の単純集計は年齢の影響をキャプチャーしているだけなのではないかとも考えられる。年齢以外の要因を検討する際には、年齢の影響を一定にするべきであろう。どのような要因がライフコースと就業に関する変数の不詳と論理不整合に関係しているかは先験的に明らかではない。ここでは年齢に影響を図1のようなスプライン関数で統御した上で、ロジスティック回帰モデルを用いた探索的なアプローチを用いて、不詳と論理不整合の種類別に要因を探る。

不詳と論理不整合の種類には、強い相関関係があり、特定の条件に合致する場合別の特定の条件に合致しやすいというパターンがみられる。たとえば、初職入職年齢が不詳である場合、初職を調査時まで辞めている場合の離職年齢が不詳の可能性が高い(他のどの変数が不詳になる場合よりも離職年齢が不詳になりやすい)という傾向がみられる。ここでは1～11の条件のいずれかに該当する場合のほか、条件1～5、6～8、9～11をそれぞれ

一括りとし、いずれかに該当する場合を検討する。

ライフコースと就業に関する変数の不詳と論理不整合の要因として用いる共変量は調査対象者全員に把握されているもの（非該当と不詳が少ないもの）が望ましい。そこで、まず所属世帯の家族類型を夫婦のみ、夫婦と子、三世代とその他に 4 類型化し、夫婦のみをレファレンスカテゴリーとする 3 つのダミー変数を構築した。また、調査対象者の居住地域が人口集中地区であるか否かのダミー変数を用いた。そして、子どもがいない場合 1～11 の不詳と論理不整合の種類のうち一部は回答の必要がない（非該当である）ため分析から除外される可能性が低くなる。このような調査設計上の生じる見かけ上の統計的な有意性を排除するため子どもがいない場合に 1 をとるダミー変数を統御した。

予備的な分析から初職従業上の地位と従業先の種類と規模（従業員数）には強い影響がみられた²。調査時まで一度も働いたことがない場合や初職有無もしくは初職入職・離職年齢が不詳の場合、初職従業上の地位と従業先規模も不詳になるため、共変量として用いることができなくなる。そこで、ここでは 1～11 の 11 個の不詳と論理不整合のうち 6 の初職有無と 9 の初職入職・離職年齢を除く 9 個の条件を対象に、調査時まで何らかの仕事をしたことがある有配偶女性³を対象とした分析も実施した。また、初職属性が不詳である場合も含む全体を対照した分析では、初職従業上の地位と従業先規模の代理変数として、調査時の仕事の従業上の地位を共変量として用いた。

ライフコースと就業に関する変数の不詳と論理不整合の種類別にみた標本除外確率に関するロジスティック回帰モデルの係数推計値を表 4 及び表 5 に示す。分析に用いた共変量の記述統計量は章末に示す。

再婚を除く有配偶女性全員を対象とした表 4 の結果によれば、年齢を一定にしても、最後に行った学校の種類が不詳や中学校以下であると分析から除外される確率は統計的に有意に高く、仕事の有無が不詳である場合を除き 4 年制大学以上であると除外される確率は統計的に有意に低い。また、入職・離職年齢に関しては高校に比べて、専修大学（高校卒業後）は統計的に有意に分析から除外される確率が高く、高専・短大は有意に確率が低い。調査時の仕事の有無と従業の地位に関しては、不詳である場合分析から除外される確率が高くなるが、不詳以外でも常勤雇用者に対し調査時の従業上の地位が自営業主・家族従業であると分析から除外される確率が高く、入職・離職年齢が不詳である確率は統計的に有意に高い。

² 従業先規模は 1～9 人、10～29 人、30～99 人、100～299 人、300～999 人、1,000～4,999 人、5,000 人以上、官公庁というカテゴリー変数だが、ここから 7 つのダミー変数を構築して係数推定値の大きさを比較したところ、従業先規模が大きくなるほど分析から除外される確率が下がるという負の係数推計値の絶対値は一貫して大きくなっていった。そこで各カテゴリーの階級値の中位数を線型に用いる連続変数を構築して分析に用いた。

³ 初職従業上の地位と従業先規模が既知の再婚を除く有配偶女性を対象として、初職有無や初職入職・離職年齢が不詳である場合に分析から除外される確率に及ぼす影響も検討した。

表 4 ライフコースと就業に関する変数の不詳と論理不整合の種類別にみた 標本除外確率に関するロジスティック回帰モデルの推定結果：
再婚を除く有配偶女性

| | A ¹⁾ | | B ¹⁾ | | C ¹⁾ | | D ¹⁾ | | E ¹⁾ | |
|--|-----------------|-------|-----------------|-------|-----------------|-------|-----------------|-------|-----------------|-------|
| | 係数推計値 | P値 | 係数推計値 | P値 | 係数推計値 | P値 | 係数推計値 | P値 | 係数推計値 | P値 |
| 年齢 ²⁾ | | | | | | | | | | |
| 1次項 | 0.313 | 0.000 | 0.231 | 0.000 | 0.395 | 0.000 | 0.480 | 0.000 | 0.330 | 0.000 |
| 2次項 | -0.170 | 0.000 | -0.118 | 0.000 | -0.252 | 0.000 | -0.111 | 0.005 | -0.099 | 0.002 |
| 3次項 | | | | | 0.113 | 0.024 | | | | |
| 最後にいった学校の種類 | | | | | | | | | | |
| 中学校以下 | 0.593 | 0.000 | 0.684 | 0.000 | 0.888 | 0.000 | 0.300 | 0.006 | 0.413 | 0.000 |
| 高校† | | | | | | | | | | |
| 専修学校（高校卒業後） | 0.172 | 0.059 | 0.225 | 0.016 | 0.147 | 0.436 | 0.006 | 0.964 | 0.163 | 0.093 |
| 高専・短大 | -0.205 | 0.008 | -0.234 | 0.004 | 0.107 | 0.494 | 0.017 | 0.877 | -0.203 | 0.016 |
| 4年制大学以上 | -0.537 | 0.000 | -0.458 | 0.000 | 0.262 | 0.177 | -0.440 | 0.008 | -0.543 | 0.000 |
| 不詳 | 1.235 | 0.000 | 1.340 | 0.000 | 1.560 | 0.000 | 0.882 | 0.000 | 1.099 | 0.000 |
| 調査時の仕事の有無と従業上の地位 | | | | | | | | | | |
| 常勤雇用者† | | | | | | | | | | |
| パート・アルバイト、嘱託・派遣社員 | 0.099 | 0.303 | 0.175 | 0.086 | 0.018 | 0.930 | -0.080 | 0.576 | 0.068 | 0.514 |
| 自営業主・家族従業者 | 0.304 | 0.008 | 0.393 | 0.001 | 0.231 | 0.294 | 0.029 | 0.860 | 0.261 | 0.033 |
| 仕事をしていない | -0.020 | 0.832 | 0.091 | 0.371 | -0.048 | 0.808 | -0.220 | 0.122 | -0.030 | 0.776 |
| 不詳 | 1.065 | 0.000 | 1.112 | 0.000 | 1.735 | 0.000 | 0.665 | 0.001 | 1.022 | 0.000 |
| 所属世帯の家族類型 | | | | | | | | | | |
| 夫婦のみ† | | | | | | | | | | |
| 夫婦と子 | -0.079 | 0.311 | -0.052 | 0.516 | -0.185 | 0.145 | -0.187 | 0.059 | -0.110 | 0.172 |
| 三世帯 | -0.093 | 0.388 | -0.048 | 0.666 | -0.120 | 0.559 | -0.260 | 0.094 | -0.164 | 0.154 |
| その他 | -0.216 | 0.041 | -0.227 | 0.038 | -0.215 | 0.238 | -0.229 | 0.110 | -0.260 | 0.020 |
| 居住地域 | | | | | | | | | | |
| 非人口集中地区† | | | | | | | | | | |
| 人口集中地区 | -0.088 | 0.154 | -0.121 | 0.057 | -0.308 | 0.003 | -0.011 | 0.898 | -0.134 | 0.038 |
| 子の有無 | | | | | | | | | | |
| あり† | | | | | | | | | | |
| なし | -0.169 | 0.148 | -0.077 | 0.520 | -0.411 | 0.068 | -0.440 | 0.012 | -0.265 | 0.037 |
| 定数項 | -0.519 | 0.000 | -0.898 | 0.000 | -2.631 | 0.000 | -1.693 | 0.000 | -0.811 | 0.000 |
| 対数尤度(LL) | -3722.5 | | -3546.6 | | -1545.2 | | -2303.7 | | -3422.8 | |
| -2×(LL-LL ₀ ³⁾) | 588.5 | | 502.0 | | 512.3 | | 394.6 | | 507.9 | |
| 標本数 | 6,077 | | 6,077 | | 6,077 | | 6,077 | | 6,077 | |

†準拠カテゴリー。1)標本から除外される条件のAは全条件の論理和でひとつでも該当する場合に1, Bは入職・離職年齢に関するもの, Cは仕事の有無に関するもの, Dはその他の条件に該当する場合に1をとる。Eは初職に関するものを除くいずれかの条件に該当する場合である。2)平均値周りに標準化された年齢の制約付き3次スプライン関数を推定するための基底である。3)定数項のみを用いるモデルによる対数尤度を示す。

表 5 ライフコースと就業に関する変数の不詳と論理不整合の種類別にみた 標本除外確率に関するロジスティック回帰モデルの推定結果：
少なくとも一度は働いたことがある有配偶女性（再婚を除く）

| | A ¹⁾ | | B ¹⁾ | | C ¹⁾ | | D ¹⁾ | | E ¹⁾ | |
|--|-----------------|-------|-----------------|-------|-----------------|-------|-----------------|-------|-----------------|-------|
| | 係数推計値 | P値 | 係数推計値 | P値 | 係数推計値 | P値 | 係数推計値 | P値 | 係数推計値 | P値 |
| 年齢 ²⁾ | | | | | | | | | | |
| 1次項 | 0.295 | 0.000 | 0.244 | 0.000 | 0.140 | 0.160 | 0.437 | 0.000 | 0.304 | 0.000 |
| 2次項 | -0.092 | 0.005 | -0.053 | 0.117 | -0.145 | 0.054 | -0.061 | 0.144 | -0.038 | 0.255 |
| 3次項 | | | | | 0.082 | 0.252 | | | | |
| 最後に行った学校の種類 | | | | | | | | | | |
| 中学校以下 | 0.328 | 0.001 | 0.376 | 0.000 | 0.245 | 0.253 | 0.182 | 0.111 | 0.220 | 0.024 |
| 高校† | | | | | | | | | | |
| 専修学校（高校卒業後） | 0.154 | 0.108 | 0.222 | 0.026 | 0.284 | 0.236 | -0.052 | 0.711 | 0.118 | 0.240 |
| 高専・短大 | -0.211 | 0.011 | -0.233 | 0.009 | 0.037 | 0.866 | 0.005 | 0.962 | -0.203 | 0.020 |
| 4年制大学以上 | -0.533 | 0.000 | -0.445 | 0.000 | 0.000 | 0.999 | -0.426 | 0.012 | -0.498 | 0.000 |
| 不詳 | 0.912 | 0.000 | 0.951 | 0.000 | 0.950 | 0.007 | 0.704 | 0.001 | 0.834 | 0.000 |
| 調査時の仕事の有無と従業上の地位 | | | | | | | | | | |
| 常勤雇用者† | | | | | | | | | | |
| パート・アルバイト、嘱託・派遣社員 | 0.060 | 0.549 | 0.132 | 0.222 | -0.044 | 0.871 | -0.084 | 0.559 | 0.050 | 0.636 |
| 自営業主・家族従業者 | 0.089 | 0.473 | 0.119 | 0.365 | -0.353 | 0.299 | -0.046 | 0.780 | 0.117 | 0.357 |
| 仕事をしていない | -0.057 | 0.574 | 0.066 | 0.542 | 0.033 | 0.902 | -0.240 | 0.095 | -0.043 | 0.690 |
| 不詳 | 0.565 | 0.006 | 0.586 | 0.005 | 1.230 | 0.000 | 0.384 | 0.068 | 0.679 | 0.000 |
| 所属世帯の家族類型 | | | | | | | | | | |
| 夫婦のみ† | | | | | | | | | | |
| 夫婦と子 | -0.094 | 0.271 | -0.060 | 0.501 | -0.474 | 0.019 | -0.207 | 0.044 | -0.124 | 0.144 |
| 三世帯 | -0.120 | 0.302 | -0.047 | 0.697 | -0.817 | 0.013 | -0.272 | 0.085 | -0.173 | 0.145 |
| その他 | -0.206 | 0.071 | -0.211 | 0.079 | -0.465 | 0.097 | -0.215 | 0.143 | -0.244 | 0.036 |
| 居住地域 | | | | | | | | | | |
| 非人口集中地区† | | | | | | | | | | |
| 人口集中地区 | 0.033 | 0.617 | 0.022 | 0.755 | -0.184 | 0.246 | 0.087 | 0.316 | -0.030 | 0.657 |
| 初職の従業上の地位 | | | | | | | | | | |
| 常勤雇用者† | | | | | | | | | | |
| パート・アルバイト、嘱託・派遣社員 | 0.482 | 0.000 | 0.576 | 0.000 | 0.273 | 0.193 | 0.133 | 0.314 | 0.187 | 0.062 |
| 自営業主・家族従業者 | 0.163 | 0.270 | 0.211 | 0.157 | -0.075 | 0.811 | -0.029 | 0.869 | 0.040 | 0.786 |
| 不詳 | | | | | | | 0.276 | 0.155 | 0.333 | 0.071 |
| 初職従業先の種類 | | | | | | | | | | |
| 民間企業† | | | | | | | | | | |
| 官公庁 | -0.839 | 0.000 | -1.075 | 0.000 | -0.694 | 0.111 | -0.335 | 0.111 | -0.688 | 0.000 |
| 不詳 | 1.490 | 0.000 | 1.619 | 0.000 | 0.781 | 0.001 | 0.546 | 0.000 | 1.100 | 0.000 |
| 民間企業の従業員数/1,000人 | -0.177 | 0.000 | -0.180 | 0.000 | -0.131 | 0.043 | -0.144 | 0.000 | -0.168 | 0.000 |
| 子の有無 | | | | | | | | | | |
| あり† | | | | | | | | | | |
| なし | -0.198 | 0.111 | -0.109 | 0.401 | -0.613 | 0.060 | -0.452 | 0.012 | -0.286 | 0.029 |
| 定数項 | -0.588 | 0.000 | -1.005 | 0.000 | -2.977 | 0.000 | -1.697 | 0.000 | -0.818 | 0.000 |
| 対数尤度(LL) | -3284.0 | | -3048.9 | | -822.3 | | -2196.0 | | -3210.4 | |
| -2×(LL-LL ₀) ³⁾ | 661.4 | | 643.3 | | 117.1 | | 449.7 | | 789.7 | |
| 標本数 | 5,644 | | 5,644 | | 5,644 | | 5,965 | | 5,965 | |

†準拠カテゴリー。1)標本から除外される条件のAは全条件の論理和でひとつでも該当する場合に1, Bは入職・離職年齢に関するもの, Cは仕事の有無に関するもの, Dはその他の条件に該当する場合に1をとる。Eは初職に関するものを除くいずれかの条件に該当する場合である。2)平均値周りに標準化された年齢の制約付き3次スプライン関数を推定するための基底である。3)定数項のみを用いるモデルによる対数尤度を示す。

所属世帯の家族類型については、夫婦のみである場合分析から除外される確率は他の類型よりも高く、入職・離職年齢についてのその他の家族類型と比べた差は統計的に有意である。居住地域については、人口集中地区に居住している場合分析から除外される確率は低く、入職・離職年齢や仕事の有無が不詳である確率は統計的に有意に低い。

少なくとも一度は働いたことがある再婚を除く有配偶女性を対象とした分析で初職従業上の地位及び従業先の種類と従業員数の影響をみると（表 5 の D、E）、従業上の地位や従業先の種類が不詳である場合、分析から除外される確率は統計的に有意に高いが、民間企業の従業先規模が大きいほど分析から除外される確率は統計的に有意に低くなる。民間企業の従業先規模の負の影響は初職従業上の地位が不詳の場合を除く分析においてもみられ（表 5 の A、B、C）、一貫していた。一方、初職従業上の地位がパート・アルバイト、嘱託・派遣の場合、常勤雇用者と比べて入職・離職年齢が不詳の確率は統計的に有意に高くなり、最後に行った学校の種類が不詳、中学校以下や専修学校（高校卒業後）の場合には高く逆に高専・短大や 4 年制大学以上では低くなるが。他方で、仕事の有無やその他の条件で分析から除外される確率には高校と比べた場合の中学校以下や専修学校、高専・短大の統計的に有意な差はみられず、初職従業上の地位にも統計的に有意な差はみられないが、所属世帯の家族類型が夫婦のみと比べ夫婦と子の場合には分析から除外される確率が低くなるという統計的に有意な影響がみられた。このように 1~11 の不詳と論理不整合の種類によって、その要因や係数推定値の大きさは異なっている。

表 4 及び表 5 のロジスティック回帰モデルの分析結果からは、不詳や論理不整合によって分析から除外される確率には年齢や最後に行った学校の種類の一部、初職従業先規模が小規模である場合等不詳や論理不整合種類や推定対象の選択によらず概ね一貫した影響がみられる要因もある一方で、これらの要因の他にも所属世帯の家族類型や居住地域の都市的な性格、調査時や初職の従業上の地位など、広範な要因の複雑な寄与が示唆される。

概ね一貫し系統的な影響がみられる最後に行った学校の種類についても、その影響は年齢によって異なり複雑である。図 2 は表 4 の A で年齢と最後に行った学校の種類の交差項を含め、年齢による最後に行った学校別の予測確率を計算したものである。

年齢によって標本が極端に少なくなる最終学校の種類があるため、信頼区間が重要になるものの、すべての教育水準が「総数」と平行に上下にはシフトしておらず、年齢によって最後に行った学校の種類の影響は異なると言える。まず、中学校以下と専修学校は 60 歳以上で分析から除外される確率が極端に高くなるというような非線形の変化はなく、年長者ほどおおむね線型に分析から除外される確率が高くなる。また、4 年制大学卒業以上では 60 歳以上で分析から除外される確率が高くなるのではなく、概ね一定の水準か年配ほど確率はやや低くなる。また、高専・短大は 40 歳代半ば~70 歳くらいまで総数より確率が低く、50 歳前後から 60 歳代後半まで 4 年制大学以上との差がほとんどなくなる。そして、不詳は全般に他の教育水準より確率は高いが、信頼区間は非常に広く、中学校以下や専修学校とは 60 歳以上で、その他とも 70 歳代半ばからは統計的に有意な差はみられなくなる。

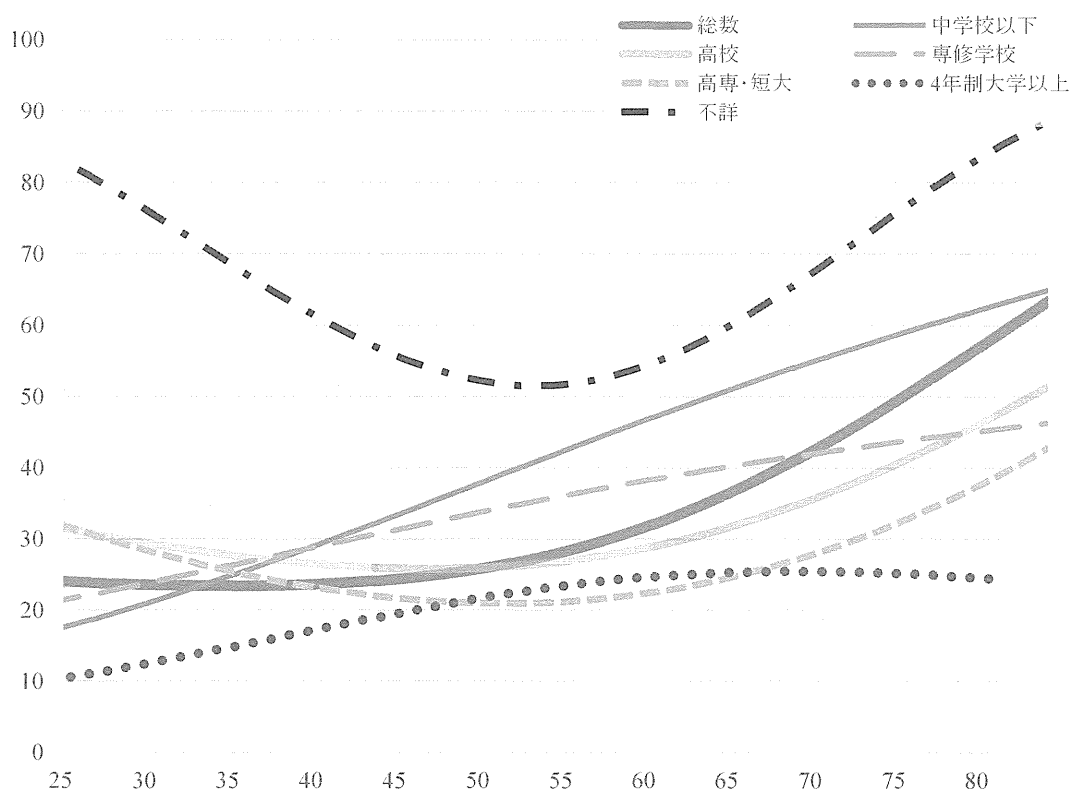


図2 年齢と教育水準の交差項を含むロジットモデルで予測された 標本除外確率 (%)

このような最後に行った学校の種類がライフコースと就業に関する変数の不詳と論理不整合によって分析から除外される確率に及ぼす影響の年齢による変化を総合的に理解することは非常に困難なように思われる。一方では、高学歴化は戦後急速に進行したため教育の水準及び分散は世代による変化が著しく、調査時年齢（世代）によって主流となる水準がある。他方で、社会の変化によって教育の内容は変化しており、同程度の教育を受けた場合に不詳や論理不整合に及ぼす（潜在的な）影響が異なっている可能性がある（同程度の教育の不詳や論理不整合への影響の比較を困難にする）。また、教育の差が定量化しているものは学校で受けた教育そのものの差ではなく学校卒業後の社会生活の差であり、年齢と時点、世代によって変化するものである可能性もある。教育水準の影響を世代別に定量化し、世代間で比較することが真に困難であろうことを示唆する。したがって、ライフコースと就業に関する変数の不詳や論理不整合によって分析から除外される確率が年齢や最後に行った学校の種類によって変化することは疑いないが、たとえば属性分布の逆数ウェイトなどで補正することが、どれほど適切に潜在的なバイアスを補正できるか否かを判断することも容易ではないだろう。

まとめ

本稿では、全国家庭動向調査において女性のライフコースと就業の関連性がどのように把握されてきたのかについて第1回調査（1993年）から直近の第5回調査（2013年）までの変遷を紹介したうえで、第5回調査ではじめて導入された回顧調査による結婚や第1子出生前後の就業状態とその就業期間を把握するための質問の記入状況について検討し、第5回調査で収集されたライフコースと就業に関するイベント・ヒストリー・データの質を検証した。

第5回全国家庭動向調査では有配偶女性のライフコースと就業の関わりの実態を回顧調査によって把握しており、場合によっては半世紀前のイベントの生起年月を対象者に想起することを求めている。また、一般に複数のイベントの発生タイミングの関連性を分析対象とするイベント・ヒストリー分析では、発生タイミングが不詳や論理不整合で分析できないイベントが一つでもあるとそのケースは他のイベントの分析からも除外せざるを得ないため、単一変量の生存時間分析に比べ分析から除外される可能性が高くなる。分析から除外される確率がランダムでなければ、母集団推定にも影響を及ぼすので、標本調査を用いたイベント・ヒストリー分析による母集団推定にあたっては、単一変量の生存時間分析より慎重にデータの質を検討することが重要になる。

本稿では、第5回全国家庭動向調査データで結婚・出産と妻の就業に関するイベント・ヒストリー分析を実施するための変数について、不詳や論理不整合によって分析から除外せざるをえないケースのパターンと要因を、記述的及びロジスティック回帰モデルを用いた多変量解析の手法で検討した。その結果、第5回全国家庭動向調査の有効票のうち、再婚を除く有配偶女性の6,077件中、不詳や論理不整合のためにイベント・ヒストリー分析から除外されるケースは2,272件（37.4%）であり、結婚・出産と妻の就業に関するイベント・ヒストリー分析を実施するためには再婚を除く有配偶女性の4割近くを除外せざるをえない。不詳や論理不整合で分析から除外される確率の要因については、まず除外確率は年齢に強く依存しており、50歳代まで26%ほどの水準でほぼ一定だが、その確率は60歳以上で急増し、70歳時には45.4%、80歳時には60.6%になっていた。また、多変量解析の結果、年齢の影響を一定にしても、最後に行った学校の種類が「不詳」や「中学校以下」であると分析から除外される確率は統計的に有意に高く、逆に「4年制大学以上」であると除外される確率は統計的に有意に低い。そして、初職従業先が民間企業で、その従業先規模が大きいほど分析から除外される確率は統計的に有意に低くなっていた。さらに、所属世帯の家族類型が夫婦のみである場合分析から除外される確率は他の類型よりも高く、調査時の居住地域が人口集中地区である場合分析から除外される確率は低いなど、不詳や論理不整合で分析から除外される確率の要因は広範で複雑であることがわかった。

とくに、教育水準については、有配偶女性のライフコースと就業の関わりに影響を及ぼすことが予測される重要な共変量であるが、イベント・ヒストリー分析に用いる変数の不

詳や論理不整合のために分析から除外される確率にも影響を及ぼしており、分析から除外される確率への教育水準の影響は年齢によって複雑に変化していた。有配偶女性のライフコースと就業の関わりイベント・ヒストリー分析で、世代や教育水準の違いによる行動の変化を検討する際には、これらの変数を慎重に統御したうえで丁寧に結果を解釈することが必要になる。

表 A-1 ライフコースと就業に関する変数の不詳と論理不整合の種類別にみた 標本除外確率に関するロジスティック回帰モデル分析に用いる共変量の平均と標準偏差

| | 再婚を除く有配偶女性 総数 | | 少なくとも一度は働いた ことがあるもの | | 初職従業上の地位不詳 を除く | |
|-------------------|------------------|-------|------------------------|-------|-------------------|-------|
| | 平均 | 標準偏差 | 平均 | 標準偏差 | 平均 | 標準偏差 |
| 年齢 ²⁾ | | | | | | |
| 1次項 | 0.000 | 1.000 | 0.000 | 1.000 | 0.000 | 1.000 |
| 2次項 | 0.000 | 1.000 | 0.000 | 1.000 | 0.000 | 1.000 |
| 最後に行った学校の種類 | | | | | | |
| 中学校以下 | 0.128 | 0.334 | 0.126 | 0.332 | 0.109 | 0.311 |
| 高校† | - | - | - | - | - | - |
| 専修学校（高校卒業後） | 0.119 | 0.324 | 0.119 | 0.324 | 0.123 | 0.329 |
| 高専・短大 | 0.210 | 0.408 | 0.211 | 0.408 | 0.217 | 0.412 |
| 4年制大学以上 | 0.115 | 0.318 | 0.115 | 0.319 | 0.118 | 0.322 |
| 不詳 | 0.022 | 0.147 | 0.022 | 0.147 | 0.018 | 0.132 |
| 調査時の仕事の有無と従業上の地位 | | | | | | |
| 常勤雇用者† | - | - | - | - | - | - |
| パート・アルバイト、嘱託・派遣社員 | 0.284 | 0.451 | 0.289 | 0.454 | 0.298 | 0.457 |
| 自営業主・家族従業者 | 0.115 | 0.319 | 0.117 | 0.322 | 0.114 | 0.317 |
| 仕事をしていない | 0.430 | 0.495 | 0.420 | 0.494 | 0.422 | 0.494 |
| 不詳 | 0.035 | 0.184 | 0.035 | 0.183 | 0.024 | 0.153 |
| 所属世帯の家族類型 | | | | | | |
| 夫婦のみ† | - | - | - | - | - | - |
| 夫婦と子 | 0.437 | 0.496 | 0.440 | 0.496 | 0.448 | 0.497 |
| 三世帯 | 0.122 | 0.328 | 0.124 | 0.330 | 0.126 | 0.332 |
| その他 | 0.104 | 0.306 | 0.105 | 0.306 | 0.105 | 0.307 |
| 居住地域 | | | | | | |
| 非人口集中地区† | - | - | - | - | - | - |
| 人口集中地区 | 0.611 | 0.487 | 0.609 | 0.488 | 0.617 | 0.486 |
| 初職の従業上の地位 | | | | | | |
| 常勤雇用者† | - | - | - | - | - | - |
| パート・アルバイト、嘱託・派遣社員 | | | 0.113 | 0.317 | 0.119 | 0.324 |
| 自営業主・家族従業者 | | | 0.044 | 0.204 | 0.046 | 0.210 |
| 不詳 | | | 0.054 | 0.226 | | |
| 初職従業先の種類 | | | | | | |
| 民間企業† | - | - | - | - | - | - |
| 官公庁 | | | 0.043 | 0.203 | 0.046 | 0.209 |
| 不詳 | | | 0.106 | 0.307 | 0.055 | 0.228 |
| 民間企業の従業員数/1,000人 | | | 0.811 | 1.486 | 0.857 | 1.515 |
| 子の有無 | | | | | | |
| あり† | - | - | - | - | - | - |
| なし | 0.088 | 0.283 | 0.089 | 0.285 | 0.092 | 0.288 |
| 標本数 | 6,077 | | 5,965 | | 5,644 | |

†準拠カテゴリー。2) 平均値周りに標準化された年齢の制約付き3次スプライン関数を推定するための基底である。

参考文献

- 岩澤美帆・中村真理子・新谷由里子（2014）「人口学的・社会経済的属性別にみた就業・出生行動：「出生動向基本調査」を用いた特別集計①」、国立社会保障・人口問題研究所 Working Paper Series(J) No. 8、2014年5月。〈閲覧 2016年2月 http://www.ipss.go.jp/publication/j/WP/IPSS_WPJ08.pdf>
- 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（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
- 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
- 菅桂太（2013）「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1号 pp.1～23.
- 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3号、2012年9月：pp.66～84.
- 永瀬伸子・守泉理恵（2013）「第1子出産後の就業継続率はなぜ上がらなかったのか：『出生動向基本調査』2002年を用いた世代間比較分析」『生活社会科学研究』第20号：pp.19～36.

低い外国人女性の出生力とその決定要因
—限られた育児資源と不安定な婚姻関係—

是川 夕

1. 移民女性の出生力に注目することの意義

国際移民の流入による人口変動の影響としては、移民人口が付け加わることによる一次的な影響が挙げられる。この点については、日本と同様に低出生力下にある欧州諸国において、国際移民の流入が人口減少を緩和しつつあるという観点から議論が行われている等、近年、注目が高まっている論点である（e.g. OECD 2015: 35-6）。

日本においても1990年代以降、外国人人口が急増し、人口変動への影響が注目され始めている。例えば、国立社会保障・人口問題研究所（2013）による推計では、現行のペースで外国人人口が増加した場合、2060年時点で2010-60年の間に予測される人口減少を2%程度緩和すると見込まれている¹。また、国際人口移動に関する仮定を変化させた場合の各種人口への感応度分析も行われており、国際移民の流入と出生率の間に一定程度の代替性があることが明らかにされている²。

しかし、国際移民の流入そのものについては、政策による意図的なコントロールは困難であるとされてきており（Cornelius and Tsuda 2004: 4-5）、また、長期的な傾向を予測することも困難である。事実、各種人口推計においても、国際人口移動については過去のトレンドの延長や、一定期間後に特定の規模に収束するといった単純な仮定が置かれてきたに過ぎないことは、このことの表れといえよう（e.g. United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Division 2014:36-8）。

一方、欧米諸国では、移民女性の相対的に高い出生力が受け入れ社会の人口増加に一定程度寄与していることが明らかにされてきた（e.g. Goldstein et al. 2009: 679-82, Sobotka 2008）。こうした高い出生力は現地社会での居住期間が長くなるにつれ、現地女性の水準に接近するとされており、そのパターンには一定の法則性があるとされている。つまり、国際移民流入の人口変動への影響を明らかにするにあたっては、予測が困難な一次的影響のみならず、二次的な影響に注目することが重要といえよう。

しかし、日本では外国人女性の出生力について明らかにした研究は少ない。数少ない先行研究においては、日本に居住する外国人女性の出生力は総じて低いとされてきたものの（e.g. 是川 2013、山内 2010、小島 2007）、居住期間の長期化の影響や配偶関係の有無、種類といった重要な点については十分に検討されてきたとは言いがたく、国際移民の流入の人口変動への二次的な影響についてはよくわかっていない点が多い。

本研究はこのような問題意識を踏まえ、国勢調査の個票データをもとに、同居児法を用いて、配偶関係の種類、国際移動、及び居住期間の長期化の影響等、同化理論の枠組みから、外国人女性の出生力について明らかにすることを目的とする。それによって、低出生力下における国際移民の流入が日本の人口変動へ与える影響について明らかにすることを目指す。

2. 先行研究

2-1. 中断理論

移動に伴う出生力の変化を説明する代表的な理論としては、中断理論が挙げられる。これは、経済的状況等、移動前後に生活の先行きが不透明になることに伴う出生力の低下、及び移動直後に婚姻、家族の呼び寄せなど出生近接要因が相次いで見られることによる出生力の急激な上昇を説明する。これらは、それぞれ中断効果 (disruption effect)、あるいはイベント相関効果 (interrelation of events) と呼ばれており (Milewski 2009: 21)、移民女性の出生力をマクロのピリオドデータだけから見ることを困難にしている主因のひとつといえる (Parrado 2011)。

欧米を中心とした先行研究では、米国やカナダ、オーストラリアといった伝統的移民国において、中断効果が確認される一方で、スウェーデンのように中断効果が確認されず、むしろ出生率が上昇する事例も見られる。また、いずれの効果も移動からおよそ5年以内の間にみられることが明らかにされているとともに、中断効果については、出生児のパーティが大きくなるほど、イベント相関効果については、特に第1子において、その効果が大きいとされている。また、後者については、移動前に産み控えた出生を取り戻す効果 (catch-up) としても知られており、その場合には、より低いパーティによる出生が多くを占めることとなる (Milewski 2009: 134-6, Milewski 2010: 303, Andersson 2004: 771, Parrado 2011: 1073, Vila and Martin 2007: 373)。

2-2. 同化理論

上述した効果は短期的な効果であり、中期的な出生力の変化については、移動先への社会的適応、あるいは出身国で受けた社会化の影響といった視点が重要となる。これらを説明したものは、同化理論、及び社会化理論と呼ばれ、それぞれ同化効果 (assimilation effect)、社会化効果 (socialization effect) と呼ばれる。同化理論においては、経済合理性の追求、及び女性の労働と出産をめぐる移動先での制度的制約など、様々な要因によって、結果的に現地女性の出生率に近似していくことが想定されている (Milewski 2009: 23-8)。また、そういった近似が見られない場合、それは移民が出身国で受けた社会化による影響が持続しているとされる³。

多くの先行事例では、移民女性の出生力は居住期間の長期化や、世代を経ることによって現地女性の水準に近くなることが明らかにされている。特に、北米や、オーストラリアなど、伝統的移民国において移民二世の出生力は、移民第一世代と現地女性の間の値をとること、あるいは相対的に親の出身国の水準に近い値をとることが明らかにされている (Milewski 2010: 300)。一方で、欧州においては、国によって大きく異なる結果が得られており、受け入れ国の制度、あるいは移民受け入れの文脈 (mode of incorporation) (Portes and Zhou 1993) が重要であることを示唆している (Milewski 2010: 311)。例えば、Andersson (2004: 770) は、スウェーデンにおいて移民女性が入国から5年程度の内、現地女性とほぼ同じ出生率を示すのは、スウェーデンの福祉制度がそれを規定しているためとしている。

2-3. 選別/属性効果

最後に、選別効果及び属性効果が挙げられる。これは、マクロデータ上で確認される移

民女性と現地人女性との出生力の格差が、両者の社会経済的属性の違いに起因しているとするものである。前者は、国際移動を選択する、あるいはできる人々は、もともと移動先の先進国的価値観を身に付けた人々であり、出生力は本国にあっても低い人々であるとする。また、後者は、移民女性の多くが移動先の現地時女性よりも教育水準が低いことなど、両者の社会経済的属性の違いを以て、出生率の格差の説明とする (Milewski 2009: 28-32)。

2-4. 日本における先行研究

一方、日本においては、在日外国人女性全般の出生力について明らかにした森 (2001)、李 (1998)、在日コリアンの戦後の出生力の推移について明らかにした金 (1971)、金 (1977) や、国際結婚夫婦の出生力に注目した、今井 (2011)、勝野・林 (1990)、小島 (2007)、原 (1996)、Hara (1994)、近年の日本における外国人女性の出生力を、女性 - 子ども比 (Child-Women Ratio) を用いて推定するとともに、欧州諸国の事例との比較を行った山内 (2010)、日本における外国人女性の出生力の推移を、在留資格別人口の変化から説明した是川 (2013) が、数少ない先行研究として挙げられるだろう。

これらの研究から、1) 外国人女性の出生力は国籍により大きく異なること (森 2001)、2) 近年、ニューカマー外国人女性の総出生数に占める割合が増えてきていること (李 1998)、3) 欧州諸国の移民女性と比較して、外国人女性の出生力が低く、その要因としては有配偶出生力が低いことが考えられること (山内 2010)、4) 国際結婚と外国籍の親を持つ国際児数の間には密接な関連があること (勝野・林 1990、Hara et al. 1994、原 1996)、5) 国際結婚夫婦の出生力は日本人夫婦の場合と比較して低いこと (小島 2007、今井 2011)、6) 在日コリアンの出生力は日本人女性のそれと近似していること (金 1971、金 1977)、7) 外国人女性の出生力はサブグループ間で大きく異なり、定住化が進むにつれて上昇する可能性があること (是川 2013a, b) 等、が明らかにされている。

3. 仮説、及び探究課題

以上の先行研究に基づき、本研究では外国人女性の出生力に関して以下の仮説を設定する。第一に、同化理論に基づくならば、外国人女性の出生力は居住期間の長期化により、日本人女性の出生力に近似すると考えられる。また、同化理論が成立しない場合、考えられる可能性は以下の2つである。一つ目には、外国人女性の出生力は出身国で受けた社会化効果の影響により、依然として出身国の水準を維持している、ないしは、中断効果の持続により同化効果が十分に見られず、出生力が相対的に低位にとどまっているというものである。また、これらに加え、主に国際移動直後に限定されるものの、国際移動による中断効果への反動として出生力が急上昇するイベント相関効果の存在が予想される。