
特 集

『第4回全国家庭動向調査(2008年)』個票データを利用した実証的研究(その2)

有配偶女子のワーク・ライフ・バランスとライフコース

菅 桂 太

「第4回全国家庭動向調査」を用いて、有配偶女子が結婚前からしている仕事を離職するタイミングの分析を通じ、育児休業制度等の少子化対策が実施された以後の若い世代において、第1子出産以後も就業を継続する割合が増加しているのかを検証した。分析の結果、若いコーホートでは結婚前にしていた仕事を離職するタイミングは結婚前後から第1子妊娠以後の期間に移行しているが、第1子出産1年以後も就業を継続する割合には目立った増加はみられないことが明らかになった。この背景には、結婚や第1子出産というライフコースイベントの発生タイミングのコーホート間変化があり、若いコーホートではとくに第1子妊娠期の離職ハザードが高くかつ短期間に集中している。ワーク・ライフ・バランスの推進にあたっては、企業内託児所や勤務時間の短縮をはじめとする就業形態の変更等の支援策を拡充していくことがますます重要になると考えられる。

I. 目的

本稿は、「第4回全国家庭動向調査(2008年)」の個票データを用いて、結婚前からしている仕事の離職タイミングを分析し、育児休業制度やエンゼルプラン等の少子化対策が実施された以後の若い世代で第1子出産以後の就業継続率が高くなっているのか否かを検証することを目的とする。

「1.57ショック」を契機とした少子化対策のもと、仕事と育児の両立支援策が推進されている。本格的な人口減少社会を迎え、就業継続と子育てが二者択一的になっているという状況が少子化の背景にあること対し、ワーク・ライフ・バランスの実現を目指した働き方の改革が最優先の課題とされている(内閣府 2007, 2008)。このため、育児休業制度をはじめとする仕事と育児の両立支援策が実施された以後に出産・育児期を迎えた世代の女性の就業継続についても高い関心が寄せられる。しかしながら、既存研究では若い世代ほど就業継続率が高くなっているのか否かについて、用いるデータや分析手法により異なった結果が報告されている。

今田・池田(2006)は、少子化対策における仕事と育児の両立支援策は「仕事と育児の両立のための雇用環境の整備」と「多様な保育サービスの充実」の二つを柱としており、「雇用環境の整備」の核となる支援策は「育児休業法(育児休業等に関する法律)」(1991

年制定)の規定と密接に関連していると指摘したうえで、育児休業制度の普及に伴って出産・育児期の雇用継続が拡大しているのかを分析している。「仕事と生活調査」(労働政策研究機構, 2005年)を用いた分析の結果, 1950~60年生まれの世代に対し1961~75年生まれ世代では出産1年前の就業率は高いものの, 出産までの間に退職する割合が高く, 出産以後まで雇用継続する割合には差がないことを明らかにしている。また, 「第2回家庭動向調査(1998年)」を分析した丸山(2001)は, 1963-64~1973-74年生まれ世代の第1子出産前後の就業継続率はそれより前の世代と比べて高いとはいえないと指摘している。

平尾(2005)は, 「戦後日本の家族の歩み」(日本家族社会学会, 2002年)を用いて, 1955年以前結婚コホートから1986年以後結婚コホートを対象とする離散時間ロジスティック分析を行い, 配偶者の存在と子どもの存在はいずれも就業継続を強く抑圧し, その影響は若いコホートほど強いことを明らかにしている。また, 「第11回出生動向基本調査(1997年)」を分析した新谷(1998)は, 1965~79年結婚コホートと比べて1980年以降の結婚コホートでは退職のタイミングが「結婚」から「出産」へ移行しており, 1980年代後半以降の結婚コホートでは結婚後と妊娠中の就業率が徐々に増加しているが, 同コホートの第1子出産後の就業率は逆に低下していると指摘している。同様に「第11回出生動向基本調査」を分析した仙波(2002)は, 1949年以前出生コホートから1965年以後出生コホートを対象として, 結婚直後や第1子妊娠時の就業継続率は若いコホートほど高いが第1子生後1年後までに急激に就業継続率は落ち込み, 結婚から子どもが1歳になるまでの期間全体で見ると継続率は変化していないと指摘している。そのうえで, 第1子妊娠時から生後1年間の正規職員としての就業継続についてロジスティック回帰モデルによる分析を行い, 1959年以降の出生コホートについては若いコホートほど就業継続率が有意に低いことを見出している。さらに, 阿部・大井(2004)は「消費生活に関するパネル調査」(家計経済研究所, 1993~2002年)を分析し, 1960~64年生まれ世代に対し1965~69年生まれ世代は出産前から仕事についていない女性の割合が高いだけでなく, 出産後も働く女性が少なく, 出産前後で辞める割合が高いという結果を紹介している。

論点を整理するため, 国立社会保障・人口問題研究所(2011)(以下, 報告書)で示した第1子出産前後の就業継続と現実のライフコースを調査時の年齢別にみよう。表1は, 第1子の妊娠がわかったときの就業状態と第1子出産後の就業継続率を年齢別に集計したものである。調査は2008年7月に実施されたため, 29歳以下は1978年7月生まれ以後の世代, 30~34歳は1973年7月から1978年6月生まれ, 45~49歳は1958年7月から1963年6月生まれの世代に対応する。育児休業法が制定された1991年の7月現在の年齢は, 最年長の45~49歳階級で28~32歳, もっとも若い29歳以下階級は12歳以下である。表1から, 第1子の妊娠がわかったときの就業率は若い世代ほど高いが, 第1子妊娠がわかったときに就業していた有配偶女子のうち, 第1子出産後も就業を継続する割合は若い世代の方が低い傾向があることがわかる。常勤(フルタイム)雇用者の就業継続率が高いことは報告書においても指摘したが, 常勤(フルタイム)雇用者を対象とした集計の結果でも若い世代の就業継続率は低く, 40~44歳の44.8%に対して, 29歳以下では36.2%である。

表1 年齢別、第1子妊娠時の仕事の有無、出産後の就業継続率、子どもがいないひとの割合

	総数 ^{注1)}	第1子の妊娠がわかったときの就業状態 ^{注2)}		第1子出産後の就業継続率 ^{注3)}		子どもがいない ^{注4)}
		就業	就業者にしめる常勤(フルタイム)	全就業者	常勤(フルタイム)	
年齢計	2,952	69.1	61.0	32.5	40.5	14.3
29歳以下	315	74.9	57.3	23.8	36.2	30.5
30～34歳	576	76.6	59.3	28.8	38.0	20.5
35～39歳	731	71.0	61.9	31.4	38.9	12.9
40～44歳	698	65.2	63.8	36.4	44.8	10.2
45～49歳	632	63.0	60.1	36.7	41.7	6.8

注1) 子どもがいないか、第1子を妊娠したときの仕事の従業上の地位か出産後の就業継続の状態が不詳を除く49歳以下の有配偶女子。

注2) 調査時点までに第1子を出産した有配偶女子にしめる割合(%)

注3) 第1子の妊娠がわかったときに就業していた有配偶女子にしめる割合(%)

注4) 総数にしめる調査時点までに第1子を出産していない有配偶女子の割合(%)

表2 現実のライフコース割合

	総数 ^{注1)}	A. 退職の時期 ^{注2)} (%)				B. 再就業の有無(%)			
		就業継続	結婚退職	出産退職	その他	就業継続	退職	再就業	その他
年齢計	1,780	22.4	36.3	36.9	4.4	22.4	18.6	54.6	4.4
34歳以下	251	22.7	30.7	42.6	4.0	22.7	17.1	56.2	4.0
35～39歳	460	22.4	36.1	38.9	2.6	22.4	23.3	51.7	2.6
40～44歳	541	23.1	36.0	35.9	5.0	23.1	19.4	52.5	5.0
45～49歳	528	21.6	39.4	33.5	5.5	21.6	14.4	58.5	5.5

注1) 3歳以上の末子がいる49歳以下の有配偶女子。

注2) 結婚退職と出産退職には、退職後再就業する場合を含む。

第1子出産前後での就業継続率をみると若い世代ほど低くなるのは、今田・池田(2006)や新谷(1998)、仙波(2002)が指摘するように、離職タイミングが変化しているためである可能性がある。すなわち、離職率には就業期間が短いほど高く、就業継続期間が延びると低下するという状態・期間依存性(state or duration dependence)がみられる¹⁾。学卒後就業率が上昇するなかでの晩婚化と晩産化及び離職タイミングの結婚時から出産時へのシフトは、出産時までの就業期間を長くするので第1子出産前後の離職率を低くする影響を及ぼすと考えられる。表2では3歳以上の末子がいるひとを対象に現実のライフコースの割合をみた。A列の退職時期には、「結婚や子どもの成長に関係なくずっと働き続ける」(「就業継続」)、「結婚で退職しその後は働かない」と「結婚で退職し、子どもが手を離れたら再び働く」の和(「結婚退職」)、「出産で退職しその後は働かない」と「出産で退職し、子どもが手を離れたら再び働く」の和(「出産退職」)、「その他」の割合を示す。「就業継続」の割合は世代間で大きく変わらないのに対し、若い世代ほど「結婚退職」が少なく、「出産退職」が増えていることがわかる。

離職率には期間依存性があるので、このように離職タイミングが変化するなかで結婚や

1) たとえば、厚生労働省職業安定局集計による「新規学校卒業就職者の就職離職状況調査結果」によると、教育歴にかかわらず1987年3月卒業以後の世代で一貫して、卒業1年目の離職率をもっとも高く、2年目、3年目と就業期間が長くなると離職率は低下している。

第1子出産というライフイベントの前後の就業継続の状況を比較する際には、たとえば学卒後はじめての仕事（と一度も働いたことがないひとの割合）のように起点を固定した離職タイミングの分析が必要となる。また、表1によると、29歳以下の有配偶女性では3割以上、30歳代前半で2割以上に子どもがおらず、コーホート間の比較には異なるライフステージにおける離職タイミングの変化の評価が必要である。さらに、常勤（フルタイム）雇用者の就業継続率は高いため、常勤（フルタイム）雇用者の割合の高いコーホートのほうが就業継続率は平均的に高くなるというように、コーホート間の比較においては、離職タイミングに影響する属性の構成の違い（compositional effects）を考慮する必要がある。表1によると、就業継続率が高い常勤（フルタイム）雇用者の割合はコーホート間で異なるし、報告書においても教育歴や仕事の種類等によって就業継続率が異なることを指摘した。これらの属性の構成割合は、コーホート間で異なることが予測される。

本稿では以上の点を考慮し、生存時間分析の手法を用いて、結婚前からしている仕事の離職タイミングの分析を行う。ただし、「第4回全国家庭動向調査（2008年）」で結婚前からしている仕事の離職タイミングについて分析することができる対象は、結婚後に（再）就業していない場合のみである。表2のB列には、「結婚や出産で退職しその後は働かない」（「退職」）と「結婚や出産で退職し子どもが手を離れたら再び働く」（「再就業」）と「就業継続」、「その他」のそれぞれの割合を示した。35～39歳以上では若い世代ほど「退職」が多く、「再就業」が少ないことがわかる。したがって、結婚や出産で退職したグループの一部を年長世代ほど多く分析対象から除外せざるをえない。このような標本選択がモデル係数推定量に及ぼすバイアスに対処するため、標準的な標本選択モデルを援用する。

続く第Ⅱ節では分析手法を紹介する。第Ⅲ節で分析結果を示し、第Ⅳ節では結果について若干の考察を行う。

Ⅱ. 分析手法

1. 分析対象と分析枠組み

「第4回全国家庭動向調査」（以下、NSFJ4）は、2008年7月1日現在において平成20年（2008年）国民生活基礎調査の対象地区から無作為に抽出した全国300調査地区内のすべての世帯（約15,000世帯）を対象として、配票自計方式で実施された²⁾。主要な調査対象者は、結婚経験のある女性のうち、世帯内でもっとも若い世代のひとである。

NSFJ4では、出産・育児期の女性の就業継続の状態に関連する質問が3つある。第1は、第1子の妊娠がわかったときの就業状態と第1子出産後の就業継続の状態についての質問であり、表1の作成に利用した。第2は、仕事をすることと結婚や出産とのかかわりについて現実にたどりそうなライフコースを6つの代表的なパターンから選択してもらうもので、表2の作成に利用した。第3は、調査時に仕事をしている（休業・休職中を含む）

2) 詳細は、国立社会保障・人口問題研究所（2011）を参照されたい。

場合にはその仕事についての年月、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の年月と辞めた年月を調査するものである。

第1の質問は第1子の妊娠がわかったとき以後の就業状態に関するものであり、第1子を妊娠する前の仕事の状態がわからない。第2の質問については、ライフコースのタイプを選択するものであるので、回答にはライフコースに対する調査対象者の意識が介在する。また、出産で退職する場合も第2子以降の出産に際してである場合が含まれる等、精確な時期を特定できないほか、どのような仕事をしていたのかがわからない。そこで、ここでは第3の質問を利用して、調査時点もしくはもっとも最近していた仕事を始めたのが結婚前である49歳以下の有配偶女子を対象に、仕事を始めてから離職するまでの経過月数について生存時間分析の枠組みで分析する。先行研究において従業上の地位や職種によって就業継続の状態は大きく異なることが示されているため、結婚前からしていた仕事の従業上の地位が自営業主か家族従業者である場合と、職種が農林漁業である場合を除き、おおむね雇用就業者を分析の対象とする。また、第1子出産が調査時の結婚のなかで発生している場合を対象とするため、第1子出産年月が結婚年月よりも早い場合を除いた。

分析の枠組みとしては、相対リスクモデル (Cox, 1972) を用いる。より具体的には、Clayton (1988) の方法による連続時間期間データに対するポワソン回帰モデルを推定に用いる。ただし、分析は結婚前からしていた仕事を対象とするが、データは調査時点もしくはもっとも最近していた仕事についてのみ利用できる。そのため、結婚前に仕事をしてきたが、結婚や出産・育児期をはさんで一度離職し調査時点までに再就業しているひとについては、結婚前にしていた仕事のデータが利用できないので推定から除かれてしまう。このような標本選択 (結婚後離職して再就業しない) を規定する要因で、かつ離職ハザードにも影響を及ぼし、双方の推定モデルから除外された要因 (たとえば理想とするライフコース類型) があると、離職ハザードモデルの係数推計量はバイアスをもつ。そこで、選択方程式における確率的な要因に正規分布を仮定する標本選択モデルを用い、各有配偶女子が標本に入ることの確率的な利得の期待値を離職ハザードの推定において統御することで係数推定量のバイアスを修正する。

モデルパラメータの推定後、分析モデルの特定が正しいことを前提に、パラメータ推定値を用いて離職ハザードを予測し、生命表を作成する。生命表を作成する際、ライフコースイベントの発生タイミングと標本属性の構成のコーホート間の差を統御してそれぞれの影響を分解する。そして、結婚前からしている仕事に入職した有配偶女子100人あたりが入職以後の各経過時間の瞬間までに離職しないで生存している確率をあらわす生存関数 (l_x) を用いて、結婚や第1子出産というライフイベントのコーホートごとの平均的な発生タイミング前後での就業継続の状況を見る。モデルの詳細は補論で紹介する。

2. 分析に用いる変数

生存時間分析の対象とする変数は、結婚前からしていた仕事の入職から離職までの経過月数を年単位に換算したものである。調査時点まで仕事を継続している場合には、いつ離

職するのかわからないのでこの期間は不明となるが、生存時間分析において（共変量で条件付けられたランダムな）センシングとして処理する。同様に、まだ子どもがいないひとの第1子出産年齢もわからないが、出産以後の期間を識別する変数を作成して統御することで、子どもがいないひとにも分析に含める。なお、以下では結婚前からの仕事を調査時点まで継続している場合を「就業継続型」、調査時点以前に辞めた場合を「退職型」と呼ぶ。この離職タイミングに関する生存時間分析では、就業開始が結婚した月以後である場合（以下、「再就業型」³⁾）を除外することになるので、再就業型のひとは0、就業継続型と退職型で1をとるダミー変数を構築し、標本選択方程式の推定対象とする。

共変量として、まず離職ハザードの推定には、結婚と第1子出生の状態に関する時間の経過にしたがって変化する変数を用いる。選択方程式の推定では、就業継続型や退職型ではなく再就業型となることに影響を及ぼすと考えられる子どもの有無・数・末子年齢を用いる。また、この他の共変量として調査時年齢、結婚年齢、教育歴、調査時もしくは最近していた仕事の属性に関する変数を、離職ハザードと標本選択方程式の双方に用いる。いずれの変数についても関数型を特定するための予備的な分析として、カーネル平滑した離職ハザードの分布や、就業継続型か退職型になる割合について局所線形多項式の推定を行い、以下のように特定した。

結婚と第1子出生の状態に関する時間の経過にしたがって変化する変数については、まず結婚した年月以後の期間で1をとるダミー変数を構築した。そして、第1子を妊娠した以後の期間の近似として、第1子出産9ヵ月前以後の期間で1をとるダミー変数を用いる。予備的な分析から離職ハザードは第1子を妊娠していると考えられる期間で集中的に高くなる傾向がみられた。そこで、第1子を出産した翌月以後の期間で1をとるダミー変数を用いる推定も行い、結果を比較する。これらの変数についてハザード関数を変数値別にみると、結婚や第1子の妊娠や出産の直後でもっとも離職ハザードが高く、時間の経過にもない離職ハザードは低下する傾向があった。そこで、推定には時間との交差項も含める。

結婚年齢は連続変数として用いる。ただし、推定には標本の平均と標準偏差で標準化した変数を用いた。したがって、ハザード比は、標本平均から1標準偏差分だけ結婚年齢が高くなったときに（正規分布しているなら上位約16%のひとの）ハザードが何倍になるかを示す。なお、離職ハザードの推定では、結婚以前からしている仕事を分析の対象とするため、入職から結婚までの期間に離職は発生しない。標本の入職年齢の違いによって識別される結婚年齢の及ぼす影響は、結婚タイミングが遅いほど就業継続期間が長くなるということの離職ハザードへの影響を測る。

調査時点の年齢については、29歳以下から45～49歳の5歳階級のカテゴリー変数から35～39歳を準拠集団とする5つのダミー変数を構築した。教育歴については、4年制大学卒業以上の場合に1をとるダミー変数を用いる。

調査時もしくはもっとも最近していた仕事の属性として、従業上の地位、職種、従業先

3) 再就業型は結婚した月以後にもっとも最近の就業を開始した場合であり、第1子出産前に就業を開始するひとに含まれるが、再就業型の約8割が第1子出産3ヵ月目以後の就業開始である。

規模と雇用保険または共済組合への加入状況を用いる。従業上の地位は、常勤（フルタイム）雇用者の場合に1をとるダミー変数を用いた。職種については、専門・技術・管理、事務・販売・サービス、生産工程・技能工・労務・単純作業のカテゴリー変数から、事務・販売・サービス職を準拠カテゴリーとする3つのダミー変数を構築した。従業先規模については、29人以下、30～299人、300～4,999人、5,000人以上と官公庁のカテゴリー変数から、30～299人を準拠カテゴリーとする4つのダミー変数を構築した。雇用保険または共済組合への加入状況については、「制度がない」「制度が適用されない」「その他の理由で加入していない」「わからない」の場合に0、「加入している」場合に1をとるダミー変数を用いる。なお、予備的な分析の結果、従業上の地位が常勤（フルタイム）である場合の離職ハザードはその他の従業上の地位の場合と比例的ではなかったため、時間との交差項も含めた。離職ハザードの推定では、これらの仕事の属性は結婚前からしていた仕事の属性をあらわす。

最後に、子どもの有無・数・末子年齢については、子どもがいる場合に1をとるダミー変数を統御したうえで、子の数と末子年齢を連続変数として用いる。なお、末子年齢については、子どもがいない場合も分析に含めるため便宜上0歳を仮定し、結婚年齢と同様に標本平均と標準偏差で標準化した。

Ⅲ. 分析結果

1. 記述的分析

表3は、調査時の年齢別、結婚前からしていた仕事の就業継続の状態別にライフコースイベントの平均発生年齢、イベント間隔の平均と標本の属性をみたものである。表3からまず、離職ハザードの推定に用いることができる就業継続型（A）と退職型（B）に対し、推定から除外される再就業型（C）の割合を年齢別に比較すると、調査時年齢が高いほど再就業型の割合が高く、若い世代ほど就業継続型と退職型の割合が高いことがわかる。結婚と第1子出産の平均年齢についてみると、就業継続型・退職型の方が再就業型より高く、これらのライフコースイベントの発生タイミングは前者の方が遅い。標本属性についてみると、4年制大学卒業以上、常勤（フルタイム）雇用者、専門・技術・管理の仕事、従業先規模300人以上、雇用保険または共済組合への加入のそれぞれの割合について、すべてのコーホートで就業継続型・退職型の方が再就業型より高くなっている。したがって、これらの要因が離職ハザードに影響を及ぼすと、離職ハザードモデルの係数推定量はバイアスをもつため統御することが必要である。

次に、コーホート間で比較すると、ライフコースイベントの平均発生年齢と間隔、標本属性に一定の差があることがわかる。離職ハザードの推定対象となる就業継続型と離職型についてみると、35～39歳以上の世代では結婚と第1子出産年齢に大きな差はないが、30

表3 年齢別、結婚前からしていた仕事の就業継続の形態別、ライフコースイベントの平均発生年齢と間隔及び標本属性^(注1)

就業継続の状態 ^(注2)	調査時年齢																	
	計			29歳以下			30～34歳			35～39歳			40～44歳			45～49歳		
	A	B	C	A	B	C	A	B	C	A	B	C	A	B	C	A	B	C
平均発生年齢 ^(注3)	23.8	26.6	49.6	31.8	35.0	33.2	29.4	33.6	37.1	21.9	28.8	49.3	20.3	24.6	55.1	20.0	13.8	66.2
調査時もしくはもっとも最近の 仕事の就業開始	21.9	35.1	35.1	21.7	25.5	22.2	22.2	29.7	29.7	22.0	33.9	22.0	22.0	37.5	21.4	40.0	21.4	40.0
結婚	27.6	25.5	27.0	24.7	22.9	27.1	27.1	25.2	28.4	26.0	26.0	28.8	25.9	28.0	25.5	27.2	29.4	27.2
第1子出産	28.9	27.0	27.0	25.2	23.4	28.1	28.1	26.2	29.6	27.7	30.2	27.6	29.4	29.4	27.2	29.1	29.1	42.6
調査時もしくはもっとも最近の 仕事を離職	27.7	33.5	33.5	24.6	25.3	27.2	27.2	30.0	28.2	33.2	29.4	35.8	29.4	29.1	42.6	29.1	29.1	42.6
発生間隔の平均	5.80	2.48	2.78	3.00	0.91	5.46	5.46	2.06	6.08	1.99	2.48	2.94	7.19	2.48	5.24	6.92	1.89	2.87
離職→入職	1.90	2.78	2.78	1.01	1.79	1.68	1.68	2.48	2.04	2.94	2.49	3.48	2.49	3.48	2.87	1.89	2.87	2.87
第1子出産→結婚																		
標本属性 (%)																		
教育歴																		
4年制大学卒業以上	24.3	12.2	12.2	22.8	19.4	27.0	27.0	15.7	24.4	12.5	24.4	9.3	24.4	9.3	20.4	10.4	20.4	10.4
調査時もしくはもっとも最近の仕事の属性																		
従業上の地位																		
常勤（フルタイム）就業	79.2	21.0	21.0	69.0	26.4	74.8	74.8	18.2	83.4	19.8	83.6	18.6	83.6	18.6	83.9	24.6	83.9	24.6
職種																		
専門・技術・管理	29.6	17.3	17.3	25.5	20.8	29.3	29.3	16.4	24.7	14.1	32.3	22.7	40.1	15.3	15.3	40.1	15.3	15.3
事務・販売・サービス	58.9	59.8	59.8	61.4	65.3	61.5	61.5	64.2	64.2	61.6	55.7	55.1	45.3	58.2	58.2	45.3	58.2	58.2
生産工程・単純作業・その他	11.5	22.9	22.9	13.1	13.9	9.3	9.3	19.5	11.1	24.3	11.9	22.3	14.6	26.5	26.5	14.6	26.5	26.5
従業先規模																		
29人以下	23.3	39.8	39.8	24.8	36.1	26.7	26.7	32.7	20.7	44.1	20.9	44.9	24.1	36.2	36.2	24.1	36.2	36.2
30～299人	30.2	35.2	35.2	35.9	34.7	24.8	24.8	37.1	30.6	29.3	36.3	32.0	24.8	42.9	42.9	24.8	42.9	42.9
300～4,999人	28.6	16.0	16.0	24.1	13.9	30.0	30.0	22.0	31.4	18.6	26.9	13.8	27.7	12.3	12.3	27.7	12.3	12.3
5,000人以上・官公庁	17.9	9.0	9.0	15.2	15.3	18.5	18.5	8.2	17.3	8.0	15.9	9.3	23.4	8.6	8.6	23.4	8.6	8.6
雇用保険または共済組合へ加入	85.4	49.3	49.3	76.6	52.8	83.3	83.3	46.5	89.3	47.5	86.1	44.9	89.8	55.6	55.6	89.8	55.6	55.6
標本数	1,024	1,009	1,009	145	72	270	270	159	271	263	201	247	137	268	268	137	268	268

注1) 集計対象は調査時点に子どもがいないか、第1子出産年月が結婚年月よりも遅い49歳以下の有配偶女子のうち、従業上の地位が自営業主・家庭従業者・職種が農林漁業である場合を除く。結婚前からの有配偶型は就業継続型もしくは退職型である場合には、就業開始か離職年齢が不詳を除く。子どもがいる場合、第1子出産年が不詳の場合を除く。

注2) 調査時もしくはもっとも最近していた仕事の継続状態に関する就業継続の状態。A列は「就業継続型」を示し、結婚前からしていた仕事を調査時点まで継続している場合をいう。B列は「退職型」を示し、結婚前からの仕事を調査時点までに辞めた場合をいう。C列は「再就業型」を示し、結婚した月以後に仕事をはじめた場合をいう。

注3) 各イベントを経験したひとりのもの。

～34歳以下の世代ではこれらの平均年齢が低くなっている⁴⁾。発生間隔でみると、40～44歳以下のコーホートでは、調査時点以前に離職したひとの入職から離職までの間隔が顕著に短くなっている。また、調査時点までに第1子を出産したひとの結婚から第1子出産までの間隔も、若いコーホートほど短くなっており、ライフコースイベントの発生タイミングが変化していることがうかがわれる。標本属性については、常勤（フルタイム）雇用者割合、従業先規模が5,000人以上・官公庁である割合、雇用保険または共済組合に加入している割合は、おおむね若い世代の方が低い傾向がある⁵⁾。これらの属性によって離職ハザードに違いがあるなら、コーホートの平均的なハザードは標本属性の構成によっても異なることになる。

2. 結婚前からしていた仕事の離職タイミングに関する多変量解析

結婚前からしていた仕事の離職タイミングに関するポワソン回帰分析に基づくハザード比推定値を表4に示す。ハザード比は特定の変数が1をとるとき、ハザードが基底ハザードの何倍になるのかを測り、1より小さいときハザードが低くなることを意味する。分析に用いた変数の記述統計量は本稿末の参考表1、標本選択バイアスを修正するための選択方程式の推定結果は参考表2に付した。第1子を妊娠した以後の期間を近似する第1子出産9ヶ月前以後の期間で1をとる変数を用いたM1の分析から、少なくとも4つの結果を指摘することができる⁶⁾。

第1に、結婚の状態に関するハザード比の推定結果から、結婚は離職ハザードを高くするが、時間の経過にしたがって結婚が離職ハザードを大きくする影響は逕減することがわかる。同時に、結婚年齢が高いほど離職ハザードは低くなり、結婚タイミングが遅く入職後の就業継続期間が長いほど離職ハザードは低くなるという期間依存性の存在が示唆される。より具体的には、他の要因を一定とすると、結婚年齢が26.5歳の場合に対し30.5歳になると結婚した直後の離職ハザードは34%ほど低下すると同時に、結婚した直後から時間の経過にしたがって離職ハザードは低下して約5.6年後に34%ほど低い水準になる。

第2に、結婚の状態を統御しても、第1子を妊娠した以後の期間に対応する出産9ヶ月

4) 特に、29歳以下の平均結婚年齢と第1子出産年齢は顕著に低い。急速な晩婚化のなかであって、最近20歳代で結婚したグループは同じ世代のなかでも特異なグループである可能性がある。このため、29歳以下を除く分析も試みたが、Ⅲ.2節で紹介するモデル推定値に定性的な違いはみられなかった。一方、結婚からの経過時間が長くなるほど離職ハザードの推定対象標本から除外される可能性が高くなるため、最近結婚したグループほどこのような選択性の影響を受けにくい。そのため、29歳以下も分析対象に含めた。

5) ただし、結婚前からしていた仕事の属性は時間の経過にもなって変化する可能性がある。たとえば年長世代では在職期間が長いことによって、管理職に昇進している割合は高くなると考えられるが、データがえられるのは調査時点（もしくはもっとも最近）のみである。結果の解釈には留意を要する。

6) 標本選択バイアス修正に用いる逆ミルズ比の係数は有意に負であった。これは、就業継続型か退職型になる可能性が低い属性のひとつ（標本に加わることによる確率的な利得の期待値が大きなひとつ）観察されるデータに基づく離職ハザードは低くなり、このような確率的な利得（あるいは推定モデルから除外された属性）を考慮しない推定量に標本選択バイアスを生ずる可能性を示唆する。

前以後の期間の離職ハザードは統計的に有意に高く、ハザード比の大きさも結婚の状態よりも大きい。また、この影響は第1子出産9ヶ月前がもっとも高く、時間の経過にしたがって逡減し、約3.9年間で34%ほど低下する。第1子を出産した以後の期間で1をとる変数を用いたM2をみると、5%水準では統計的に有意でないものの、子どもがいることは離

表4 結婚前からしていた仕事の離職タイミングに関するポワソン回帰分析^{注1)}によるハザード比推定値

	M1		M2	
	exp($\hat{\beta}$)	P値	exp($\hat{\beta}$)	P値
結婚と第1子出生の状態				
結婚した年月以後の期間 (= 1)	2.046	0.002	3.927	0.000
第1子出産9ヶ月前以後の期間 (= 1)	3.944	0.000		
第1子を出産した翌月以後の期間 (= 1)			0.559	0.079
結婚年齢 ^{注2)}	0.656	0.000	0.512	0.000
調査時点の年齢				
29歳以下	0.821	0.423	0.664	0.087
30～34歳	0.658	0.009	0.561	0.000
(35～39歳)	1.000	—	1.000	—
40～44歳	1.027	0.839	1.087	0.518
45～49歳	0.915	0.633	1.136	0.490
教育歴				
4年制大学卒業以上 (= 1)	0.864	0.223	0.995	0.967
結婚前からしていた仕事の属性				
従業上の地位				
常勤 (フルタイム) 就業 (= 1)	0.279	0.004	0.133	0.000
職種				
専門・技術・管理	0.409	0.000	0.430	0.000
(事務・販売・サービス)	1.000	—	1.000	—
生産工程・単純作業・その他	0.750	0.062	0.893	0.461
従業先規模				
29人以下	1.000	0.997	1.034	0.793
(30～299人)	1.000	—	1.000	—
300～4,999人	0.878	0.315	0.791	0.068
5,000人以上・官公庁	0.541	0.000	0.473	0.000
雇用保険または共済組合へ加入している (= 1)	0.615	0.002	0.565	0.000
時間との交差項				
結婚した年月以後の期間 (= 1)	0.928	0.024	0.914	0.002
第1子出産9ヶ月前以後の期間 (= 1)	0.897	0.000		
第1子を出産した翌月以後の期間 (= 1)			0.921	0.028
常勤 (フルタイム) 就業 (= 1)	0.891	0.027	0.933	0.185
基底ハザード				
時間 ^{注3)}	1.342	0.014	1.225	0.056
2乗	0.965	0.037	0.971	0.032
3乗	1.002	0.460	1.002	0.842
4乗	1.000	0.434	1.000	0.427
標本選択バイアス修正項 ^{注4)}	0.121	0.000	0.071	0.000
×時間 (1次直交多項式) ^{注3)}	0.499	0.000	0.551	0.000
— 2 × 対数尤度	6266.1		6232.0	
ケース数	1,024			
標本人年	10496.9			

注1) 推定対象は表3と同じ。括弧の変数値は準拠カテゴリーを示す。

注2) 標準化した結婚年齢である。

注3) 推定にはChristoffel-Darboux式で直交化した多項式を用いるが、直交化する前のスケールに変換し直した値を示す。

注4) 就業継続型もしくは退職型になる確率的な利得の期待値 (逆ミルズ比)。

職ハザードを低くすることがわかる。この結果は、離職ハザードが高くなる期間は妊娠期に集中しており、出産後の期間まで就業を継続したひとは逆に離職しにくくなることを意味する。これらの結果は、すべてのコーホートに共通し、第1子を妊娠した以後の期間は離職率が高く、その影響は出産までの期間に集中することを示唆する。

第3に、結婚前からしていた仕事の属性についてみると、常勤（フルタイム）の離職ハザードは統計的に有意に低く、ハザード比の水準も小さい。また、従業先規模が5,000人以上もしくは官公庁である場合も、離職ハザードは統計的に有意に低い。これらとは逆に、事務・販売・サービス職の離職ハザードは高い。そして、このような仕事の属性を統御してもなお雇用保険または共済組合へ加入している場合の離職ハザードは低い。

第4に、これらの要因を統御すると、調査時点で30～34歳の世代の離職ハザードが35～39歳世代に比べて小さいことを除くと、コーホート間に統計的に有意な差は観測されない。したがって、この2つのコーホートの差を余所にすると、コーホート間の平均的な離職タイミングの差は、標本選択過程と標本属性の構成の違いに起因することになる⁷⁾。

3. コーホート別にみた結婚・第1子出産と就業継続

前小節表4のM1の推定値を用いて、結婚前からしている仕事に入職した後、各経過時間の瞬間まで離職しない有配偶女性100人あたりの生存数を計算し、ライフコースイベントの平均発生年齢における生存率（A～C列）を整理した結果を表5に示す。表1との比較のため、第1子妊娠時において離職していないひとのうち第1子出産1年後まで離職しない割合もD列に示す。前小節で言及したとおり、調査時点で30～34歳の世代の離職ハザードが35～39歳世代に比べて小さいことを除くと、生存率のコーホート間の差は結婚と第1子出生の状態及び結婚年齢によって測られるライフコースイベントの平均的なタイミングと標本属性の構成の違い、標本選択過程に起因する。ここでは、コーホート間の標本属性の構成の違いの影響をみるため、4通りの生存率を示した。基準となるケースは、各コーホートの平均的な標本属性をもったひとが平均的な発生年齢にしたがってライフコースイベントを経験する場合にA～C列の各ライフコースイベントを経験するまで離職しない生存率である（Ⅰ. 総数⁸⁾）。第2のケースは、結婚と第1子出生の状態及び結婚年齢によって測られるライフコースイベントの平均的なタイミング（以下、平均発生年齢）以外で離職ハザードへの顕著な影響がみられた常勤（フルタイム）雇用者の生存率を示す（Ⅱ. 常勤）。第3のケースは、平均発生年齢以外の時間の経過にしたがって変化しない属性は推定標本全体の平均値に固定する場合である（Ⅲ. 平均発生年齢）。第4のケースは、平均発生年齢を推定標本全体の平均的な水準に固定する場合である（Ⅳ. 時間によって変化し

7) 基底ハザードや各属性の係数推計量がコーホートで異なる可能性について、表4のモデルに調査時点年齢との交差項を加えることで検討したが、統計的に有意な影響はみられなかった。

8) 標本選択過程が生存率のコーホート間の違いに及ぼす影響は別途除去（補論参照）するため、ここでいう各コーホートの平均的な標本属性とライフコースイベントの平均発生年齢とは表3の就業継続型と退職型のものに対応する。

ない属性)。これらは、常勤（フルタイム）雇用率（Ⅱ）、平均発生年齢（Ⅲ）、その他の標本属性（Ⅳ）のそれぞれのコーホート間の違いが、生存率のコーホート間の差に及ぼす影響をみるものである。

基準ケースのコーホートの平均的な標本属性をもったひとがコーホートの平均的な発生年齢にしたがってライフコースイベントを経験する場合をコーホート別にみると（Ⅰ．総数）、第1子妊娠時の生存率は若いコーホートほどおおむね高く（B列）、第1子妊娠時に対する出産1年後の生存率は若いコーホートほど低い（D列）という表1と整合的な傾向がみられる。また、30～34歳以下では結婚時（A列）や第1子妊娠時（B列）の生存率が49歳以下全体より13～36ポイント高く、逆に35歳以上のコーホートでは結婚時や第1子妊娠時の生存率は5～14ポイント低い。これは、若いコーホートほど離職のタイミングが結婚前後から第1子妊娠より後の期間に移行していることを意味し、表2の傾向と整合的である。第1子出産1年後についてみると（C列）、30～34歳の生存率が49歳以下全体より7ポイントほど高い値を示すものの、コーホート間の生存率の差は結婚時や妊娠時でみられたほど大きくない。したがって、若いコーホートほど結婚前にしていた仕事を離職する

表5 ライフコースイベントの平均発生年齢において予測された有配偶女子100人あたりの生存数（人）

調査時年齢	A. 結婚した翌月	B. 第1子妊娠 (出産9ヶ月前)	C. 第1子出産 1年後	D. 第1子妊娠時に 対する出産1年後
Ⅰ. 総数				
年齢計	56	48	18	38
29歳以下	72	84	20	24
30～34歳	69	67	26	39
35～39歳	47	41	18	43
40～44歳	42	37	18	49
45～49歳	50	43	23	53
Ⅱ. 常勤（フルタイム）就業者				
年齢計	67	60	33	54
29歳以下	82	90	39	43
30～34歳	79	77	43	56
35～39歳	57	52	29	56
40～44歳	53	48	29	61
45～49歳	59	54	34	64
Ⅲ. ライフコースイベントの平均発生年齢の影響				
29歳以下	74	85	22	26
30～34歳	63	60	18	30
35～39歳	51	45	21	47
40～44歳	46	41	21	52
45～49歳	46	39	19	49
Ⅳ. 時間の経過にしたがって変化しない属性の影響				
29歳以下	53	45	15	34
30～34歳	63	56	26	47
35～39歳	52	44	15	35
40～44歳	52	44	15	35
45～49歳	59	52	22	43

注) 表4 M1列の推定結果に基づく。標本選択バイアス修正項を0で評価した場合を示す。Ⅱは常勤（フルタイム）従業者割合が100%であることを仮定した場合のもの。Ⅲは結婚と第1子出生の状態と結婚年齢以外の変数が推定に用いた標本全体の平均的な水準にある（コーホート間で一定）と仮定した場合のもの。Ⅳは結婚と第1子出生の状態と結婚年齢が標本全体の平均的な水準にあると仮定した場合のもの。

タイミングは結婚前後から第1子妊娠以後の期間に移行しているが、第1子出産1年以後も就業を継続する割合は目立って増加していない可能性が示唆される。常勤（フルタイム）雇用者についてみても（Ⅱ）、おおむね同様の傾向がみられる。

このような結果への標本属性の構成のコーホート間の差をみるため、表5のⅢとⅣを比較する。平均発生年齢を統御し、時間の経過にしたがって変化しない属性のコーホート間の違いのみによって変化する生存率をみると（Ⅳ）、49歳以下全体（Ⅰの年齢計）と比べて30～34歳と45～49歳で3～8ポイントほど高く、29歳以下と35～44歳では3～4ポイント低い。これに対して、平均発生年齢のコーホート間の違いのみによって変化する生存率をみると（Ⅲ）、結婚時や第1子妊娠時の生存率は30～34歳以下で高く、40歳以上で低いという基準ケース（Ⅰ）と同様の傾向を示すが、第1子出産1年後については49歳以下全体と-1～4ポイント程度の差の範囲にある。したがって、若いコーホートで離職タイミングが結婚前後から第1子出産前後に移行しているのはおもに平均的なライフコースイベントのタイミングの変化に起因するといえる。平均発生年齢の離職ハザードへの影響として表4の推定結果では、第1子を妊娠した以後出産までの期間は離職ハザードが顕著に高いこと及び結婚タイミングが遅いとハザードが低くなることを指摘した。表5の結果から、平均発生年齢のコーホート間の変化は、第1子妊娠時には高い若いコーホートの生存率を第1子出産1年後までに年長コーホートと同程度にするような影響を持つことが示唆される⁹⁾。

IV. 若干の考察

前節の分析結果から少なくとも3つの知見がえられる。第1に、結婚前からしている仕事の第1子妊娠時の生存率は若いコーホートほど高く、第1子妊娠時に離職していないひとの第1子出産1年後までの生存率は若いコーホートほど低い。第2に、若いコーホートでは結婚前にしていた仕事を離職するタイミングが結婚前後から第1子妊娠以後の期間に移行しているが、第1子出産1年以後も就業を継続する割合は若いコーホートでも目立って増加していない。第3に、このようなコーホート間の生存率の差の背景にはライフコースイベントの発生タイミングの変化があり、若いコーホートの方が第1子妊娠時には高い生存率が第1子出産1年後には目立った差がなくなるほど、第1子妊娠期の離職ハザードは顕著に高く、かつ短い期間に集中していることが示唆された。これらは、今田・池田（2005）の知見とおおむね整合的であるといえよう。

また、3番目のライフコースイベントの平均的なタイミングがコーホート間で変化して

9) 表5のⅣで30～34歳の生存率が49歳以下全体と比べ7～8ポイントほど高いのは、おもに表4の推定結果において同コーホートの離職ハザードがモデル推定に用いた他の変数を統御してもなお統計的に有意に低いことに起因する。この差は、年長のコーホートに比べてこのコーホートでは結婚前からしている仕事の就業継続率が高くなっている可能性を示唆するが、表3から急速な晩婚化や晩産化を推定対象標本では確認できず、このコーホートにおいても強い標本選択性がかかる。標本選択モデルは特定に感応的であるためモデル特定の仮定を緩めることや他のデータを用いた再検証を進めることが重要であろう。

おり、結婚前からしている仕事の第1子出産1年後の生存率に目立った差がみられなくなるという点については、その背後に結婚タイミングが早いと離職ハザードが高く、逆に結婚タイミングが遅く在職期間が長くなると離職ハザードは低くなるという就業継続の状態・期間依存性の影響が示唆された。NSFJ4は有配偶者のみを対象とするため、急速な晩婚化（と未婚化）により39歳以下といった若い世代については、その動向を十分に捉えられていない可能性がある。今後さらなる晩婚化（と晩産化）が進むと、結婚前からしていた仕事の在職期間が長くなることで、期間依存性により第1子を出産する際の実業継続率が高くなる可能性がある。少なくとも、就業期間の伸張による人的資本の蓄積、賃金率の上昇のほか男女間賃金格差の縮小などの要因により就業継続を望むひとが多くなることが予測される。したがって、出産・育児期での就業継続を望むひとへの政策的なサポートはますます重要になるだろう。

今後の政策的なサポートを展望するため、まず結婚前からしていた仕事の就業継続の状態別に家族や子どもに関する考え方に賛成するひとの割合をみる。表6には、NSFJ4が家族や子どもに関する考え方として調査している12項目のうち、就業継続の状態別の分布が1%水準で統計的に有意に異なる項目を示した。調査時に子どもがいる49歳以下の全体についてみると、Ⅰ～Ⅲの伝統的な価値規範に賛成する割合は就業継続型（A列）でもっとも低く、再就業型（C列）、退職型（B列）の順に高くなる。逆に、Ⅳの非伝統的な価値規範については、就業継続型でもっとも高く、再就業型、退職型の順に低くなっている。この傾向は、39歳以下の比較的若い世代についても同様にみられる。さらに、このような

表6 結婚前からしていた仕事の第1子出産前後の実業継続の状態別、家族や子どもに関する考え方

	賛成の割合 (%)					
	子どもあり			子どもなし		
	A	B	C	A	B	C
総数						
Ⅰ 結婚後は、夫は外で働き、妻は主婦業に専念すべきだ	23	47	36	21	54	30
Ⅱ 家庭で重要なことがあったときには父親が最終的に決定すべきだ	67	79	77	—	—	—
Ⅲ 子どもが3歳くらいまでは、母親は仕事を持たず育児に専念したほうがよい	65	85	83	—	—	—
Ⅳ 夫も家事や育児を平等に分担すべきだ (再掲) 39歳以下	92	77	84	—	—	—
Ⅰ 結婚後は、夫は外で働き、妻は主婦業に専念すべきだ	23	48	40	22	52	26
Ⅱ 家庭で重要なことがあったときには父親が最終的に決定すべきだ	67	80	78	—	—	—
Ⅲ 子どもが3歳くらいまでは、母親は仕事を持たず育児に専念したほうがよい	65	84	78	66	94	68
Ⅳ 夫も家事や育児を平等に分担すべきだ	92	78	85	—	—	—
標本数 (39歳以下)	253 (152)	232 (171)	492 (257)	155 (126)	59 (48)	117 (86)

注) A列は「就業継続型」、B列は「退職型」、C列は「再就業型」を示す。子どもありの集計対象と就業継続の状態は後出の表7と同じ。子どもなしの実業継続の状態は表3と同じ。標本数には不詳も含む。賛成の割合が就業継続の状態によって1%水準で統計的に有意に異なるものを示す。

価値規範が第1子出産後の就業継続行動によって形成されている可能性を検討するため、子どものいないひとについてみると、ケース数が少なくなり就業継続の状態間で統計的に有意な差を示す項目は減るものの、子どものいるひとと同様の傾向がみられ、就業継続型と退職型の差は子どもがいる場合より大きい。この結果は、「結婚後は、妻は専業主婦に専念すべきだ」や「子どもが3歳くらいまでは、母親は仕事を持たず育児に専念したほうがよい」といった価値意識を行動規範として、結婚前からしていた仕事の実業継続に関する3つのタイプが自発的に選択されているという側面があることを示唆する。すなわち、平均的には就業継続型、再就業型、退職型の順に第1子出産後も継続した就業を望む程度が強く、逆の順に出産後子どもが手を離れるまでは育児に専念することを望む程度が強い可能性がある¹⁰⁾。

表7では、子どもがいるひとについて、結婚前からしている仕事の第1子出産後の就業継続の状態別に、仕事を続けるのに役立つ条件を示した。退職型と再就業型については第1子出産前後で仕事をやめているため、整っていれば仕事を続けるのに役立つ条件である。少なくとも2つのことがわかる。

第1に、育児休業制度を第1位にあげる割合は、就業継続型の半数以上(53%)で、続いて再就業型の39%、退職型の26%の順に高い。39歳以下の世代においても同様の傾向があり、育児休業制度は第1子出産前後の実業継続にあたり重要視されている条件であるといえる。

第2に、育児休業制度以外に重要視されている条件は就業継続の状態によって異なる。就業継続型では保育所(第2位26%)や親・親族からの支援(第1位23%、第2位26%)があげられている。一方、再就業型と退職型では企業内託児所や勤務時間の短縮、職場の配置転換や雇用形態の転換、業務内容の変更といった条件が重要視されており、これらに比べると親・親族からの支援をあげる割合は限られている。具体的には、再就業型では企業内の託児所が第1位13%、第2位19%、勤務時間の短縮をはじめとする就業形態の変更は第1位18%、第2位25%であり、これらの合計が31~44%であるのに対し、親・親族からの支援は9%であった。退職型では企業内の託児所が第1位20%、第2位13%、勤務時間の短縮をはじめとする就業形態の変更は第1位20%、第2位28%であり、これらの合計が40~41%であるのに対し、親・親族からの支援は7~8%であった。

仕事を続けるのに役立つ条件が第1子出産前後の実業継続の状態によって異なる背景には、一面では働き方の違いがある。第1子妊娠時の仕事の属性をみると、就業継続型では、常勤(フルタイム)雇用者の割合は92%であり、専門・技術職が44%をしめる(集計結果表は割愛)。一方、再就業型と退職型では常勤(フルタイム)雇用者の割合がそれぞれ50%と63%でパート・アルバイト・嘱託・派遣が49%と37%、専門技術職は16%と15%

10) このような価値規範の存在は、離職ハザードに対し標本選択における確率的な利得が影響するだけでなく、離職ハザード自体に対し就業継続型のひとの離職率が低くなるような除外された確率的要因(unobserved heterogeneity or "frailty")がある可能性を示唆する。このような要因と共変量との相関の程度に応じ係数推定量はバイアスをもつため、感応度分析は重要である。

で事務・販売・サービス職が73%と75%になっている。就業継続型で多い働き方にとって、第1子出産前後の就業継続には育児休業制度や保育所、親・親族からの支援が役立ったが、再就業型や退職型では企業内の託児所や勤務時間の短縮をはじめとする就業形態の変更といった制度が整っていることが就業継続に役立つ可能性がある。

他方で、表6の価値意識との関連からは、子どもの手が離れるまで育児に専念することを望む退職型、再就業型、就業継続型の順に育児休業制度の重要さが低く、第1子出産前後で就業継続を図る際には企業内の託児所や働き方の調整についての支援策に対する需要が高い可能性がある。したがって、ワーク・ライフ・バランスの推進にあたっては、まず幅広い制度オプションを提示し、ついで企業内託児所や働き方の調整といった支援策を拡充していくことがますます重要になると考えられる。

表7 結婚前からしていた仕事の第1子出産前後の就業継続の状態別、仕事を続けるのに役立った条件(%)^{注1)}

	就業継続型 ^{注2)}		退職型 ^{注3)}		再就業型 ^{注4)}	
	第1位	第2位	第1位	第2位	第1位	第2位
総数						
育児休業制度	53	9	26	15	39	9
企業内の保育所・託児所	—	—	20	13	13	19
勤務時間の短縮	—	8	10	17	11	15
その他の就業形態の変更 ^{注5)}	—	—	10	11	7	10
職場の理解 ^{注6)}	7	17	13	9	7	14
保育所 ^{注7)}	6	26	5	17	6	12
親・親族からの支援	23	26	7	8	9	9
夫からの支援	6	10	—	—	—	7
その他	—	—	—	6	—	5
(再掲) 39歳以下						
育児休業制度	55	12	28	16	34	11
企業内の保育所・託児所	—	—	23	14	15	13
勤務時間の短縮	7	10	9	17	12	16
その他の就業形態の変更 ^{注5)}	—	—	11	9	6	11
職場の理解 ^{注6)}	8	16	13	9	9	14
保育所 ^{注7)}	6	24	6	18	6	12
親・親族からの支援	18	25	—	7	10	9
夫からの支援	5	7	—	6	—	6
その他	—	—	—	—	5	8
標本数	246	230	192	169	394	353
(39歳以下)	(148)	(139)	(141)	(127)	(210)	(187)

注1) 続けた理由とやめた理由が「特になし」と不詳を除く。5%以下の割合は表章しない。

注2) 表3の集計対象で結婚前からしていた仕事を調査時点まで継続しているひとのうち、第1子を出産しているひとをいう。

注3) 表3の集計対象で結婚前からしていた仕事を調査時点までに辞めたひとのうち、第1子を出産したときに仕事をやめたひとをいう。

注4) 表3の集計対象で結婚後に就業開始したひとのうち、第1子を出産したときに仕事をやめたひとをいう。

注5) 「職場の配置転換」、「雇用形態の転換」、「業務内容の変更」の合計。

注6) 「職場の理解」と「職場で一緒に働いている人からの支援」の合計。

注7) 「保育所」と「保育所の時間延長や休日・夜間保育」の合計。

V. 今後の課題

本稿では「第4回全国家庭動向調査（2008年）」の個票データを用いた結婚前からしている仕事の離職タイミングの分析を通じ、育児休業制度等の少子化対策が実施された以後の若い世代においても第1子出産以後就業を継続する割合は目立って増加しておらず、その背後にはコーホート間でライフコースイベントの発生タイミングが変化していることなどがあることを明らかにした。そして、急速な晩婚化が進むと出産・育児期で就業継続を望むひとへの政策的なサポートがますます重要になる可能性を指摘し、ワーク・ライフ・バランスの推進にあたっては幅広い制度オプションを提示し、企業内託児所や勤務時間の短縮をはじめとする就業形態の変更等の支援策を拡充していくことがますます重要になることについて考察した。

これらの結果は、世帯のなかでもっとも若い世代の有配偶女性を主要な調査対象とするNSFJ4の調査結果のうち、結婚した後に就業を開始していないひとの就業歴をおもな分析対象とし、単純化した想定モデルを前提としてえられたものである。NSFJ4の主要な調査対象とならない未婚者や学校卒業後をはじめついた仕事等に関するデータを用いた再検証や、分析モデルの特定についての感応度分析によって、正確な知見を積み上げることが重要である。特に、育児休業制度や保育所といった少子化対策の比較的初期の段階から整備されてきた制度よりも、企業内託児所や勤務時間の短縮をはじめとする就業形態の変更等の支援策を需要する可能性のある人口集団について第IV節で言及したが、政策が選択の自由の幅を広げることを目的とする（村上 1992）ならば、コーホート集団の平均のみに着目するのではなく2次以上のモーメントにあらわれる多様性についての考察が必要になる。今後の課題としたい。

補論 分析モデル

結婚前からしていた仕事の離職タイミングに関する分析には相対リスクモデル（Cox, 1972）を用いる。ただし、結婚前からしていた仕事の離職タイミングが第1子を妊娠する前なのか否かを測定する変数として利用できる情報は、調査時点において仕事をしている場合の入職年月と、もっとも最近していた仕事の入職年月と離職年月のみである。そのため、調査時点の仕事についてのが結婚や第1子出産の後である場合には分析対象として用いることができない。これは、再就業型が推定対象から除かれることを意味し、標本選択バイアスへの対処が必要となる。そこで、Clayton（1988）の方法による連続時間期間データに対するポワソン回帰モデルにおいて、標準的な標本選択モデルを援用してバイアスを修正した推定を行う。

結婚前からしていた仕事を始めてから離職するまでの経過月数のデータ生成過程として、離職タイミングに関するハザード関数を（1）式、結婚前からしていた仕事についている期間を観測する確率に関係する選択方程式を（2）式で特定する。

$$h(t|z, \varepsilon; \beta, \gamma, \sigma) = h_0(t|\varepsilon) \exp(x'\beta + \sigma\varepsilon) \dots \dots \dots (1)$$

$$d = 1 \{z'\gamma + \varepsilon > 0\} \dots \dots \dots (2)$$

ただし、 (z', x') は個人の属性に関する変数ベクトル、 $(\beta', \gamma', \sigma)$ はパラメータベクトルである。(1) 式のハザード関数は各有配偶女子の観点からみたものであり、確率的選択モデルの概念では標本選択方程式でモデル化された行動についての確率的な利得と呼ばれる ε は所与のものである¹¹⁾。 $\sigma < 0$ のとき、選択に関する確率的な利得が大きい有配偶女子ほど、各経過時点におけるハザードが比例的に小さくなる。Clayton (1988) の方法は、時間に対し連続関数である基底ハザード ($h_0(t|\varepsilon)$) が一定となるほど分析時間を細かな区間に分割すれば、尤度関数を独立なポワソン過程として記述することができるというものである。区間 $t_{s-1} < T \leq t_s$ ($s=1, \dots, S$) において (時間の経過にともなって変化する部分である) 基底ハザードを一定 (h_s) とし、(4) 式のように各行動主体の対数線型な (時間によらない) ハザード貢献部分に対し比例的に表記すると、尤度関数は (3) 式のようにあらわされる。

$$L_i = \prod_{s=1}^k [h_s(z_i, \varepsilon_i)]^{\delta_{is}} \exp[-y_s h_s(z_i, \varepsilon_i)] \dots \dots \dots (3)$$

$$h_s(z_s, \varepsilon_s) = h_s \exp(x_s'\beta + \sigma\varepsilon_s) \dots \dots \dots (4)$$

ここで、 $y_s (=t_s - t_{s-1})$ は区間の長さであり係数は 1 に制約される。 δ_{is} は $s < k$ の区間においては 0 をとり、 $(t_{k-1}, t_k]$ の区間において離職がおこった場合に 1 を取るダミー変数をあらわす。

一般にはハザード関数における確率的な利得と選択方程式における確率的利得は相関をもつため、同時推定を行うことが望ましい。Clayton (1988) は (3) 式の尤度を導くモデルと一般化線形モデル (Rabe-Hesketh, Skrondal and Pickles, 2004) の関連を強調するが、一般化線形モデルは計算機集約型の手法であり、ここでは一次的な接近として、Heckman (1979) にならう二段階推定を行った。すなわち、 ε が標準正規分布にしたがうことを仮定して (2) にプロビットモデルを用い、(4) 式であらわされる離職ハザードを (5) 式の期待ハザードで置き換え、各有配偶女子が標本に入る場合の確率的な利得の期待値 ($\lambda(-z'\hat{\gamma})$) で係数推定値へのバイアスを統御する。

11) 選択方程式を確率的選択モデルの観点からみると、有配偶女子が「就業継続型」もしくは「退職型」を選択して分析対象標本に加わるのは、この選択による利得の方が「再就業型」を選択する場合の利得より大きいからである。確率選択モデルでは、このような利得は構造的部分 ($z'\gamma$) と確率的な部分 (ε) の和からなる。詳細はMcFadden (1981) やTrain (2003) を参照されたい。

$$E\{\log[h_s(z_i, \varepsilon)]\} = E\{\log(h_s) | \varepsilon > -z_i' \hat{\gamma}\} + x_i' \beta + \sigma \lambda(-z_i' \hat{\gamma}) \dots\dots\dots (5)$$

$$\lambda(c) = \frac{\phi(c)}{1 - \Phi(c)} \dots\dots\dots (6)$$

(6) 式は標準正規分布する確率変数が c で下から切断されている場合の期待値であり、逆ミルズ比と呼ばれる。標本に入る確率 ($\Phi(z'\gamma)$) が低い属性をもったひとほど、利得の確率的な部分が大きくなければ標本に入ることを選択しないため $\lambda(-z'\gamma)$ は大きくなる。なお、基底ハザードの推定については、線形予測理論の考え方にしたがって $\{\log(h_s)\}_{s=1}^S$ を時間に関し連続な関数 (Christoffel-Darboux の 4 次直交多項式) で近似し、逆ミルズ比との交差項を含めることで標本選択の影響を操作した。ここでは標本選択が離職タイミングに及ぼす影響を考慮できるかぎり単純な想定で推定をおこなったが、より厳密な分析は今後の課題としたい。

第Ⅲ節における生命表の生存関数については、推定されたハザード関数を (7) 式であらわすとき、有配偶女子 100 人あたりの結婚前からしていた仕事を s 歳において離職していないひとの数は (8) 式で推定する。

$$h(t|z; \hat{\beta}, \hat{\gamma}, \hat{\sigma}) = \lim_{c \rightarrow \infty} \exp[E\{\log(\hat{h}_s) | \hat{\lambda}(c)\} + x' \hat{\beta} + \hat{\sigma} \hat{\lambda}(c)] \dots\dots\dots (7)$$

$$l_s = [1 - h(s - s_0 - 1 | z; \hat{\beta}, \hat{\gamma}, \hat{\sigma})] l_{s-1}, \quad l_{s_0-1} = 100 \dots\dots\dots (8)$$

(7) 式のハザードでは、逆ミルズ比を標本に選択される確率が 1 となるような属性の線型指標値で評価する。このとき、標本に加わることによる確率的な利得の期待値は 0 であり、確率的な要因で標本に選択されることがないようなひとの確率的な利得 (の期待値) でハザード関数を評価することで、標本選択の影響を除去する。 $s_0 - 1$ は入職年齢をあらわし、生命表の生存関数は期首年齢で評価する。

参考表1 多変量解析に用いる変数の記述統計量^{注1)}

分析対象変数	選択方程式		ポワソン回帰	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差
「就業継続型」もしくは「退職型」(=1) ^{注2)}	0.504	0.500		
結婚前からしていた仕事の入職から離職まで もしくは調査時までの経過年数			0.743	0.437
離職発生(=1)			0.527	0.499
共変量				
結婚と第1子出生の状態 ^{注3)}				
結婚した年月以後の期間(=1)			0.352	0.477
第1子出産9ヶ月前以後の期間(=1)			0.238	0.426
第1子を出産した翌月以後の期間(=1)			0.197	0.397
結婚年齢 ^{注4)}	26.5	3.92	27.6	4.00
調査時点年齢				
29歳以下	0.107	0.309	0.142	0.349
30～34歳	0.211	0.408	0.264	0.441
35～39歳	0.263	—	0.265	—
40～44歳	0.220	0.415	0.196	0.397
45～49歳	0.199	0.400	0.134	0.341
教育歴				
4年制大学卒業以上(=1)	0.183	0.387	0.243	0.429
調査時もしくはもっとも最近していた仕事の属性 ^{注5)}				
従業上の地位				
常勤(フルタイム)就業(=1)	0.503	0.500	0.792	0.406
職種				
専門・技術・管理	0.235	0.424	0.296	0.457
事務・販売・サービス	0.593	—	0.589	—
生産工程・単純作業・その他	0.172	0.377	0.115	0.319
従業先規模				
29人以下	0.315	0.465	0.233	0.423
30～299人	0.327	—	0.302	—
300～4,999人	0.223	0.417	0.286	0.452
5,000以上・官公庁	0.135	0.342	0.179	0.383
雇用保険または共済組合へ加入している(=1)	0.674	0.469	0.854	0.354
子どもあり(=1)	0.837	0.369		
子の数	1.62	0.990		
末子年齢 ^{注4)}	6.57	6.32		
標本選択バイアス修正項			0.487	0.431
ケース数	2,033		1,024	
レコード総数	2,033		97,423	

注1) 対象は調査時点に子どもがいないか、第1子出産年月が結婚年月よりも遅い49歳以下の有配偶女子のうち、従業上の地位が自営業主・家族従業者、職種が農林漁業である場合を除く。結婚年が不詳の場合を除く。結婚前からしていた仕事の継続状態が就業継続型もしくは退職型の場合には、就業開始か離職年齢が不詳を除く。子どもがいる場合、第1子出産年が不詳の場合を除く。

注2) 調査時まで継続しているかもっとも最近していた仕事をはじめたのが結婚前で、結婚した月以後に別の仕事を始めていない場合に1をとるダミー変数である。

注3) 時間の経過にしたがって変化する変数であるため、レコード総数での記述統計量を示す。他の変数は時間の経過を通じ一定のため、ケース数での記述統計量を示す。

注4) 分析では、選択方程式の推定に用いる標本の平均と標準偏差で標準化した変数を用いる。

注5) ポワソン回帰に用いる変数の記述統計量は結婚前からしていた仕事の属性である。

参考表2 就業継続型もしくは退職型になる確率に関するプロビット分析^{注1)}の係数推定値

	係数推定値	P 値
結婚年齢	0.381	0.000
調査時点年齢		
29歳以下	0.809	0.000
30～34歳	0.449	0.000
35～39歳		
40～44歳	-0.068	0.514
45～49歳	-0.244	0.093
教育歴		
4年制大学卒業以上(=1)	-0.076	0.427
調査時もしくはもっとも最近していた仕事の属性		
従業上の地位		
常勤(フルタイム)就業(=1)	1.490	0.000
職種		
専門・技術・管理	0.174	0.047
事務・販売・サービス		
生産工程・単純作業・その他	-0.212	0.020
従業先規模		
29人以下	-0.048	0.580
30～299人		
300～4,999人	0.287	0.002
5,000以上・官公庁	0.399	0.000
雇用保険または共済組合へ加入している(=1)	0.200	0.022
子どもあり(=1)	0.167	0.268
子の数	0.061	0.270
末子年齢	-0.125	0.080
定数項	-1.352	0.000
ケース数	2,033	

注1) 対象は参考表1と同じ。

文献

- 阿部正浩・大井方子 (2004) 「バブル崩壊前後の出産・子育ての世代間差異」, 樋口義雄・太田清編『女性たちの平成不況－デフレで働き方・暮らし方はどう変わったか』, 日本経済新聞社, pp.117-151.
- Clayton, David (1988) “The Analysis of Event History Data: A Review of Progress and Outstanding Problems,” *Statistics in Medicine*, Vol.7, pp.819-841.
- Heckman, James J. (1979) “Sample Selection Bias as a Specification Error,” *Econometrica*, Vol.47, No.1, pp.153-161.
- 平尾桂子 (2005) 「女性の就業継続の規定要因に関するハザード分析－コーホート間の比較と親との同居の影響について－」, 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：全国調査「戦後日本の家族の歩み」(NFRJ-S01) 報告書 (No.2)』, 日本家族社会学会 全国家族調査委員会, pp.61-76.
- 今田幸子・池田心豪 (2006) 「出産女性の雇用継続における育児休業制度の効果と両立支援策の課題」, 『日本労働研究雑誌』, No.553, pp.34-44.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2011) 『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).
- 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.
- McFadden, Daniel (1981) “Econometric Models of Probabilistic Choice,” in C. F. Manski and D. McFadden (eds.), *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications*, MIT Press: Cambridge, MA, pp.198-272.
- 村上泰亮 (1992) 『反古典の政治経済学』, 中央公論社.
- 内閣府 (2007) 「少子化社会白書 (平成19年版)」, ぎょうせい.
- 内閣府 (2008) 「少子化社会白書 (平成20年版)」, ぎょうせい.
- Rabe-Hesketh, Sophia, Anders Skrondal and Andrew Pickles (2004) “Generalized Multilevel Structural Equation Modeling,” *Psychometrica*, Vol.69, No.2, pp.167-190.
- 仙波幸子 (2002) 「既婚女性の就業継続と育児資源の関係－職種と出生コーホートを手がかりにして－」, 『人口問題研究』, 第58巻, 第2号, pp.2-21.
- 新谷由里子 (1998) 「結婚・出産期の女性の就業とその規定要因－1980年代以降の出生行動の変化との関連より－」, 『人口問題研究』, 第54巻, 第4号, pp.46-62.
- Train, Kenneth E. (2003) *Discrete Choice Methods with Simulation*, Cambridge, UK: Cambridge University Press.

Does the Continuation Rate of the Job Participation through the 1st Childbirth Increase for Cohorts after Implementation of Work-related Childcare Programs in Japan?

Keita SUGA

I analyze a micro-dataset of the 4th National Survey on Family in Japan, 2008, to examine whether the continuation rate of the job participation through the 1st childbirth increases for cohorts after implementation of work-related childcare programs. I construct life tables based on estimates of a relative risk model for the timing of quitting a job among married women who started the job before their marriage. Estimated hazard function exhibits a concentration on a period corresponding to the pregnancy, and a late marriage stimulates the duration dependence in the hazard of quitting the job such that the longer the duration at a job, the lower the hazard. A change in the timing of a marriage and a shorten interval from the marriage to the 1st childbirth induce the higher rate of quitting the job for recent cohorts among those who survive until their pregnancy. However, the continuation rate of the job from the participation until 1 year after the 1st childbirth for a whole has not risen for the recent cohorts.