
研究論文

離婚に伴う女性の経済状況の変化

—長期パネルデータを用いた再検討—

齊藤 知洋

1990年代に日本の有配偶離婚率は急上昇し、ライフコースの中で離婚や再婚を経験する人々が増加傾向にある。離婚はとりわけ女性の経済状況を悪化させることが指摘されているが、(1) その影響力がライフコースを通じて持続するのか、そして(2) 離婚と女性の経済的状況の関連がコーホート・時代によって変化が生じているかについては、十分な検証がなされていない。本稿では、これら二点に関して過去30年間にわたり収集された国内パネルデータ（消費生活に関するパネル調査）を用いて検討した。固定効果モデルを適用した分析結果からは、次の諸点が明らかとなった。第一に、離婚発生年では女性は等価世帯収入を約32%減少させるが、発生10-14年後にはその経済的損失は約23%に留まる。第二に、こうした離別効果の逡減傾向は、1994-2005年離別コーホートのみ当てはまる。第三に、後のコーホート（2006-20年）では離婚による世帯収入の減少傾向が10年近くにわたり持続し、とりわけ若年層・非大卒・無子女性の間で経済的損失が大きい。以上の結果は、離婚リスクと再婚機会の階層化、非正規雇用を中心とする女性の就労化は、近年ほど社会経済的に不利な離別女性の経済状況を悪化させるリスク要因として作用していることを示唆する。

キーワード：離婚、再婚、世帯収入、ライフコース、パネルデータ

I. 問題の所在

1970年代以降に多くの先進諸国が経験した婚姻・配偶関係構造の変化は、人々の家族生活、さらには貧困・社会的孤立をはじめとする社会的リスクの様相を理解するうえで重要な人口学的事象である。出生力低下と連動する晩婚・非婚化と並んで、日本社会における婚姻行動の変化として注目すべきは、1990年代以降の有配偶離婚率の著しい上昇である。

戦後日本の有配偶離婚率は、1970年代半ばに下降から上昇に転じ、2000年代前半にはピークに達した（2000年：男性5.90%、女性5.93%）¹⁾。「人口動態統計」（厚生労働省）を用い

1) 国立社会保障・人口問題研究所の『人口統計資料集（2022）』の表6-11の公表値（https://www.ipss.go.jp/syoushika/tohkei/Popular/P_Detail2022.asp?fname=T06-11.htm、2022年11月17日最終確認）。

た推計（1980～2000年）からも、今日の結婚のおよそ三分の一が結婚20年後には離婚に至るとされ、わが国が欧米と並ぶ離婚社会へと変貌を遂げたことが指摘されている（Raymo et al. 2004）。その帰結として、結婚市場における離別者人口は着実に増加し続け、婚姻件数に占める再婚（夫婦またはその一方が再婚）の割合も18.3%（1990年）から26.4%（2020年）へと上昇している（厚生労働省「人口動態統計」）。

離婚や再婚の増加に代表される人々の婚姻行動の変容は、女性の高学歴化や雇用機会の増大（脱主婦化・経済的自立性の高まり）、そして個人主義化・世俗化に伴う脱伝統的な家族規範の受容・浸透などによる産物であるとの見方が有力視されてきた（van de Kaa 1987, Lesthaeghe 1995）。一方で、家族形成行動の多様化には社会経済的階層による差異が存在し、離婚や婚外同棲の形成（解消）といった婚姻関係の不安定化が、近年ほど社会経済的に恵まれない人々の間で生じやすいことも同時に指摘されている（McLanahan 2004, 林・余田 2014, Raymo and Iwasawa 2017）。

家庭内の性別役割分業を前提に労働市場や社会政策が整備されてきた先進国において、結婚はとりわけ女性に対して経済的な生活保障を付与する社会制度として機能する。そのため、欧米諸国では離婚（離別）²⁾が人々の経済的なウェルビーイング（well-being）にもたらす影響について、1980年代以降に実証的研究が精力的に進められるようになった（Duncan and Hoffman 1985, Poortman 2000, Andreß et al. 2006など）。日本においても、離婚が女性や子どもの貧困と密接な関連を持つことが指摘され（阿部 2008, 村上 2011）、階層差を伴う離婚リスクの増大は、世代を越えた格差・不平等の継承・再生産に繋がることも懸念されている（McLanahan and Persheski 2008, Raymo and Iwasawa 2017）。

しかしこうした重要性にもかかわらず、日本国内では、離婚と人々の経済的地位の変化との関連について詳細な分析を行った先行研究はいまだに稀少であり（村上 2011）、新たに検証すべき課題も残されている。それは、大きく二つに整理できる。第一に、離婚後における個人の経済状況の変化をより動的に捉えるライフコース的視点の欠如である。この点は後述するように（第Ⅱ節）、国内で利用可能な社会調査データの不足と制約に起因している。第二に、離婚と世帯収入変動の関連におけるコーホート・時代的变化の検証である。離別者が受ける経済的不利益の規模・程度は、その離婚が発生した社会経済的文脈に依存すると推測されるが、この点を検証した先行研究は国内外ともに少ない（Smock 1993, Bröckel and Andreß 2015, Bayaz-Ozturk et al. 2018）。

そこで本稿では、過去30年間にわたり同一個人を追跡した日本国内の長期的パネルデータを用いることで、離婚前後における女性の経済状況（世帯収入）の変化について新たに検討する。

2) 本稿では法的婚姻関係の解消を指す離婚（divorce）を分析対象とするが、国外の先行研究の多くは別居や婚外同棲の解消も含む離別（separation）の影響力を検討している。そのため、以下では先行研究に従って「離別」という語を使用する場合があるが、本稿では離婚と離別を同義の用語として互換的に扱うことにする。

II. 先行研究の整理

1. 離婚（離別）に伴う女性の経済状況の変化

離婚は、結婚を通じて配偶者から得られる手段的・表出的（情緒的）サポートや親族ネットワークをはじめとする諸資源の喪失を意味する。1960年代に米国が経験した急激な離婚率の上昇は、貧困の女性化（feminization of poverty）を顕在化させ、以来、離婚前後における世帯収入の変動過程を精緻に推計する試みが過去半世紀以上にわたりなされてきた。その実証研究が展開されるにあたり、米国の所得動態パネル調査（Panel Study of Income Dynamics: PSID）に代表される、同一の個人・世帯を継続的に追跡調査したパネル（縦断的）データの収集と分析が重要な役割を担ってきた³⁾（Bayaz-Ozturk et al. 2018）。

一連の分析からは、離別による経済的損失が男性に比べて女性で大きく、その傾向が時代や国家・地域の枠を越えて共通して観察されている（Duncan and Hoffman 1985, Poortman 2000, Andreß et al. 2006）。Mortelmans（2020）のレビューによれば、女性は離別によって世帯収入を約25～46%減少させるのに対し、男性ではその減少が2～23%程度に留まる⁴⁾。こうした離別効果（separation effect）に存在するジェンダーの非対称性は、主に二つの要因によって生じる（Andreß et al. 2006, de Vaus et al. 2017）。ひとつ目は、結婚・出産に伴う職業キャリアの中断である。経済学の結婚理論が指摘するように、性別役割分業体制が強固な社会では、生殖とケアに関わる家族イベントは女性に対して労働市場からの退出と家庭内無償労働（家事・育児）への専従を強く要請する（Becker 1981）。その結果、人的資本の減価と喪失を経験しやすい有配偶女性は男性稼得者への経済的依存度（economic dependency）を高め、離別後には生活・経済水準の著しい低下を引き起こすことになる⁵⁾。

もう一つの要因は、育児ニーズによる労働制約である。離婚後、女性は世帯内の経済的ニーズを充足させるために、自らの有償労働時間を増加させる（DiPrete and McManus 2000）。その一方、扶養義務のある未婚子が世帯内にいる場合、母親の多くが離別後に実子との同居（すなわち、母子世帯の形成）を選択している（Raley and Sweeney 2020）⁶⁾。

3) 離別の経済的帰結に関する先行研究で用いられている海外のパネルデータとして、PSIDの他にドイツの社会経済パネル調査（German Socio-Economic Panel: SOEP）や、イギリスの英国世帯パネル調査（British Household Panel Survey: BHPS）、欧州共同体世帯パネル調査（European Community Household Panel: ECHP）などが挙げられる。

4) さらに、多くの男性にとって離別は要扶養者（専業主婦・未婚子など）との世帯分離を意味することから、離別後に男性の等価世帯可処分所得が増加するという分析結果も得られている（de Vaus et al. 2017, Mortelmans 2020）。ただし、離別男性は未婚男性と同程度に相対的貧困率が高く、メンタルヘルスや社会ネットワークなどの非金銭的側面において不利が見られることも指摘されている（大石 2012, 齊藤 2022）。

5) 男性についても、世帯内で妻の稼得役割が大きく、世帯収入に占める妻収入の貢献度が高い者ほど、離別に伴う経済的損失が大きいたことが観察されている（McManus and DiPrete 2001）。

6) 日本では、親権を行わなければならない未婚子がいる夫婦の離婚件数のうち、母親が全児の親権を担う割合は71.4%（1990年）から84.7%（2020年）へと増加基調にある（厚生労働省「人口動態統計」）。

未婚子との同居は、稼得と育児の二重役割が離別女性に重くのしかかると同時に、世帯規模の経済性 (economies of scale) が損なわれる。その結果、子ども数や幼い子どもとの同居 (末子年齢) は離別女性のフルタイム就労を阻害し (Harkness 2018, 齊藤 2020), 離別による経済水準の低下がシングルマザーで相対的に大きい傾向にある (Assave et al. 2007, Harkness 2018)。

こうした労働市場や家庭内におけるジェンダー不平等に加えて、福祉レジームや家族政策などの制度編成によって、離別がもたらす経済的不利益に差異があることも確認されている (Uunk 2004, Andreß et al. 2006)。この先進諸国間の多様性は、離婚という家族リスクへの対処資源の供給・調達や家族福祉の責任を政府・市場・家族がどの程度担うのかという、各国の福祉政治の立場を色濃く反映したものである。西欧諸国を対象とした国際比較分析からは、ひとり親への福祉政策 (育児サービス・社会保障給付費など) の充実度・寛大度 (generosity) が高い国 (例: スウェーデンなど) では離別効果が総じて小さく、一方で離婚リスクへの対処資源の供給源が労働市場や家族に偏りが見られる国 (アメリカ・イタリアなど) では離別後の経済的損失が大きい (Andreß et al. 2006, de Vaus et al. 2017)。

日本は、家族関係社会支出費 (対 GDP 比) が 2% 未満と OECD 諸国の中でも低水準に位置し⁷⁾、人々の生活保障において家族成員間の私的扶養に高い価値が置かれる家族主義 (新川 2005) に分類される。上記の諸知見をふまえると、日本における離別女性の経済的不利は他の先進諸国に比べて大きいことが推測される。1959-69年生まれの女性を対象とした日本のパネルデータ (詳細は第Ⅲ節) を用いた村上 (2011) の推計によると、離婚後に女性は等価世帯収入を平均30%程度低下させており、その減少量は国際的に見ても決して小さくないと結論付けている。

2. 離別効果の経年的変化とコーホート・時代差

パネルデータを用いることの最大の利点は、調査対象者の婚姻状況と世帯収入に関する情報を長期間にわたり収集することで、離別前後の経済状況の経時的 (動的) 変化を捕捉できる点にある (Duncan and Hoffman 1985, Manting and Bouman 2006)。さらに、その経時的変化の軌跡 (trajectory) にコーホート・時代差が観察されるのか否かに関しても、長年にわたるパネルデータの蓄積によって、2010年代以降に実証分析が見られるようになった (Bröckel and Andreß 2015, Bayaz-Ozturk et al. 2018)。

この経時的変化に関しては、離別後に減少した世帯所得が個人のライフコースが進むにつれて、次第に回復してゆく傾向が示されている (Manting and Bouman 2006)。その回復速度を左右する個人・世帯の社会人口学的要因として、大きく二つの経路が存在する⁸⁾ (de Vaus et al. 2017)。第一の経路は、離別者の労働供給の増加 (就労化) である。

7) 数値は、OECD Family Database "PF1_1_Public_spending_on_family_benefits" に基づく (<https://www.oecd.org/els/family/database.htm>, 2022年11月7日最終確認)。

8) 先行研究の中には、第三の経路として親元 (定位家族) への帰家 (boomerang effect) を指摘するものも存在する (Mortelmans 2020)。

離別女性は男性配偶者に代わり主たる稼得者 (breadwinner) として結婚時に比べて労働市場への関与を高める (DiPrete and McManus 2000, Tamborini et al. 2015). 一方、離別以前の職業経歴や幼い子どもの存在による高い育児ニーズは、先述のとおり離別女性に強い労働制約をもたらし、就労所得に直接的な影響を及ぼす。それゆえ、各国の家族政策は、離別女性の就労行動を促進・抑制させる社会的装置として作用する (Andreß et al. 2006).

第二の経路は、再婚による新たな男性稼得者の獲得である。賃金・待遇・昇進をはじめとする労働市場におけるジェンダー不平等度が大きい社会では、世帯内の経済的ニーズが高い離別女性ほど、再婚は低所得・貧困からの脱出において有効な家族選択である (Manting and Bouman 2006). 欧州11ヶ国を分析対象とした Dewilde and Uunk (2008) の推計では、再婚は等価世帯所得を平均26%上昇させており、学歴と並んで世帯の経済水準を向上させる緩衝効果 (buffering effect) を持つと指摘している。

離別効果のコーホート・時代差については、離別を経験する人口群の構成変化 (composition change) の視点から大きく二つの説明が提示されている。一つ目は、離別効果が近年の離別コーホートほど減少しているという立場である。近年では、育児期を含む有配偶女性の就労化が促され、離別後の稼得収入は上昇基調にある (Tamborini et al. 2015). さらに、欧米各国でその割合を高めている婚外同棲カップルは、法律婚夫婦に比べて、女性の就業率や若年・無子割合が高く、生計を独立とする傾向が強い (Manting and Bouman 2006, Tach and Eads 2015). こうした既婚女性の経済的自立性の高まりや婚外同棲カップルの増加は、女性にとって離別前後の経済水準の低下を抑制する方向に寄与する。

もう一つの立場は、反対に、近年のコーホートほど離別効果が増大しているという見方である。離婚や若年出産をはじめとする家族生活上のリスクは近年では階層間格差が拡大しつつあり、離別リスクは非大卒者の中で高まっている (McLanahan 2004, 林・余田 2014). さらに、離別後の経済的リスクへの対処方法でもある再婚は、近年ほどその経験率が低下傾向にあることが国内外で報告されており (Raley and Sweeny 2020, 余田 2014), その傾向は非大卒層で強い (余田 2014, Song 2022). これらの知見は、離別状態に移行、あるいは滞留する女性が近年ほど社会経済的に不利な層に偏重しており⁹⁾、経済状況に対する離別効果が増大・持続化することを含意している。

以上の理論的説明・予測に関して、国外の先行研究では離別効果の低下を指摘するもの (Tach and Eads 2015) や、同効果の増大傾向を支持するもの (Bayaz-Ozturk et al. 2018), そして離別コーホート・時代間には差異が見られないとする分析結果 (Smock 1993, Bröckel and Andreß 2015) が得られており、知見は一貫していない。その要因と

9) ただし、欧米では再婚率の低下が必ずしも無配偶 (離別) 状態の長期化を意味するわけではない点は注意を要する。Song (2022) の推計では、米国女性は離別後5年以内におよそ半数が新たな配偶 (パートナー) 関係を形成しており、ヒスパニックや黒人、非大卒者を中心に再婚よりも婚外同棲を選択する傾向にあることが示されている。

して、分析対象とする国家やコーホート（時代）、そして離別前後の観察期間（離別経過年）が先行研究間で異なっていることが考えられる。さらに日本においては、離婚の発生経過年を区別せずに推計を行っていることや、分析対象も単一コーホート（single cohort）に限定されるなど（村上 2011）、使用データの制約に起因する方法論的課題が少なからず存在しているのが現状である。

3. 研究課題

以上の研究動向をふまえ、本稿では過去30年近くにわたり収集された国内の長期パネルデータを用いることで、新たに三つの研究課題を検証する。第一に、個人のライフコースの観点から、離婚に伴う女性の経済水準の低下がどの程度持続するのかを推計する。より具体的には、離別発生年から経過14年後までの計15年間の世帯収入変動に着目する。その際、日本国内の先行研究では十分に注目が払われてこなかった離別女性の再婚移行と就労行動の変化も併せて確認する。それにより、欧米各国で示されている「離婚経過年とともに、世帯収入に対する離別効果は逡減・消失する」（仮説1）という経験的傾向（Manting and Bouman 2006）が、日本社会においても観察されるのかを検証することにした。

第二に、離別前後の世帯収入変動に関してコーホート・時代による差異が存在するのかを評価する。以下の分析では、後述する使用データのサンプルサイズと調査期間（1993-2021年）における時代的文脈を考慮し、離別発生年が2005年以前とそれ以降の二つのコーホート（1994-2005／2006-20年）間で比較分析を行う。前者の1994-2005年離別コーホートは、日本社会で有配偶離婚率が急速に上昇すると同時に、有配偶女性の就労率の上昇や共働き世帯数が専業主婦世帯を上回った時期に離別を経験した人口群である。後者の2006-20年離別コーホートは、有配偶離婚率が緩やかに低下を続ける一方で、2008年のリーマン・ショックに伴う日本国内の雇用情勢や景気の悪化を経て、女性の非正規労働化が安定的に維持された時期に離別を経験した層である¹⁰⁾。国外の先行研究の知見が混在していることをふまえ、世帯収入に対する離別効果が近年の離別コーホートで減少しているとする（仮説2A）と反対に後の離別コーホートで増大しているとする（仮説2B）を設定し、相反する二つの仮説の妥当性を検証する。

第三に、離別コーホート間の差異に加えて、離別効果が特定の社会人口学的属性を持つ女性の間で増大（減少）したのか否かを検討する。この離別効果の異質性に関しては、II.1節やMortelmans（2020）の整理に従い、離別後の女性の経済状況を大きく左右すると考えられる三つの要因——回答者年齢・最終学歴・末子年齢——に着目することにした。

10) 2006-20年離別コーホートは、2002年の母子及び寡婦福祉法と児童扶養手当法の改正により、受給期間に応じた児童扶養手当支給額の一部減額措置が導入され（2008年に事実上凍結）、母子福祉政策が「給付から就労」への転換が進められた時期とも重なる。

Ⅲ. データと方法

1. データセット

使用するデータは、公益財団法人・家計経済研究所（1993～2017年）および慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター（2018～2021年）が実施した「消費生活に関するパネル調査」（Japanese Panel Survey of Consumers, 以下 JPSC と表記）の全29回分の個票データである。JPSC は、結婚や出産を通じて経験する家計・就業・家族関係をはじめとする家族生活の変化を女性の視点から多面的に把握することを目的とし、1993年の第1回調査以降、毎年10～11月に実施されたパネル調査である（最終調査回は2021年10月）。第1回調査（1993年）の調査対象は、層化二段無作為抽出法によって選ばれた当時24～34歳（1959～69年生まれ）の女性である（コーホート A）。同調査の有効回収率は41.4%であり、その後概ね5年おき（1997・2003・2008・2013年）に各時点で24～29歳の女性を新たに無作為抽出し、調査対象に追加している（コーホート B（34.3%）・C（28.4%）・D（30.5%）・E（27.3%）、括弧内数値は初回調査の有効回収率）。

JPSC の最大の利点は、1959～89年生まれの女性の家族生活およびライフコース上の変化を最大30年近く追跡しており、各対象コーホートの回答継続率も平均90%以上を維持している点にある。そのため、統計分析に耐えうるだけの離婚・再婚経験者のケース数を十分に確保したうえで、離婚前後の世帯収入変動を検討するという本稿の分析目的に適した数少ない長期パネルデータであるといえる。

2. 分析対象と変数

分析対象は、調査期間中に初婚有配偶であった者、または初婚配偶者との離別を経験した女性である。JPSC では、調査票の種類（有配偶票／無配偶票）、過去1年間（去年10月～今年9月）の生活変動¹¹⁾、初回調査以前の配偶者との離死別経験の有無に関する調査項目をもとに各年の配偶関係を把握することができる。これらの回答情報をもとに、各調査時点の婚姻状況を6カテゴリ（未婚／初婚有配偶／初婚後離別／初婚後死別／再婚／再婚後離死別）に分類した。

そのうち、本稿では①初婚有配偶（ $t-1$ 年）から初婚後離別（ t 年）、そして②初婚後離別（ $t-1$ 年）から再婚（ t 年）への調査時点間の婚姻状況の変化に着目する。離別経験を表す独立変数は、初婚配偶者との離別経過年を表すダミー変数（離別発生年～発生14年後）を用いる。また、再婚については同イベントが発生した場合は1、それ以外を0とするダミー変数を作成し、発生経過年による区分は行わない。これは、再婚経験ケースの制約によるものである。

11) 具体的には、以下の設問の回答情報を用いた（「あなたが離婚・別居して別の世帯を形成した」「あなたが結婚して別の世帯を形成した」）。

従属変数である世帯収入は、昨年一年間の年間収入を用いる。JPSCでは、「夫の年収」「妻（あなた）の年収」「夫婦の共通の年収」「（夫婦以外の）他の世帯員の年収」についてそれぞれ実数値（万円）を記入する回答形式を採用している。それにより一定の所得階級幅（例：100～200万円）をとった回答番号を選択する一般的な方法に比べて、より正確な世帯収入を把握することが期待できる（村上 2011）。上記四項目は、いずれも「勤め先の収入」「事業収入」「財産収入」「社会保障給付」「その他の収入」によって構成され、それぞれの内訳金額を尋ねている。分析では、これらの項目から算出された世帯収入（合計値）を世帯人数の平方根で除した等価世帯収入（equivalized household income）を用いる¹²⁾。ここで注意すべきは、この年間収入は調査時点（t年の10～11月）から一年前の経済状況（t-1年の1～12月）を指している点である。分析では村上（2011）と同様に、婚姻状況の変化に伴う世帯収入変動をより正確に計測するために、ある調査時点（t年）の世帯年収はその翌年の調査回（t+1年）の回答情報を用いる¹³⁾。

他の共変量は、同一対象者において調査時点間で属性が変わりうる時変（time-variant）変数と、一貫して変化しない属性を表す時不変（time-invariant）変数の二種類から成る。時変変数は、回答者年齢、学卒後就業年数、現職の雇用形態、末子年齢、実親同居、調査年である。学卒後就業年数は、無業期間を除く累積就労年数を表し、回答者年齢とともに二乗項を含める。現職の雇用形態は、「正規雇用・自営業」「非正規雇用」「無業」、そして末子年齢は、「未就学児（0-5歳）」「就学児（6-18歳）」「子どもなし」3のカテゴリから成る。時不変変数は、初婚配偶者との離別発生年を表す離別コーホート（1994-2005／2006-20年）と回答者学歴（非大卒／大卒）である。

分析対象は、上記の使用変数に有効回答が得られた2,572人であり、離別および再婚を経験したケースはそれぞれ281ケース、66ケースであった。分析では、婚姻状況が初婚有配偶、初婚後離別、再婚のいずれかであるレコードに限定し、初婚後に死別や2回目の離別を経験したケースは、それらのイベントが発生した以降のレコードは集計から除外した¹⁴⁾。

12) この等価世帯収入は、消費者物価総合指数（基準：2020年）による実質化を施している。なおJPSCでは、昨年1年分（あるいは先月9月の1ヵ月分）の税金・社会保険料を「夫」「妻」「夫婦・子ども以外の世帯員」別に尋ねているため、それらを控除した等価世帯所得を用いることも技術上可能である。しかし、これら調査項目の項目無回答割合は3割前後と高く、離別・再婚ケースのサンプルサイズを十分に確保することを優先し、分析では村上（2011）と同様に使用を断念した。控除前後の経済水準を比較することで家族（母子福祉）政策が離別女性の所得再分配に寄与しているかを検証できるが（Bayaz-Ozturk et al. 2018）、この点については今後の課題とする。

13) 過去1年間の世帯の経済状況を回顧的に尋ねる方法は、他の国内外のパネルデータでも採用されているが、調査実施および離別（別居）発生の時期によって、離別前後の世帯収入を正確に回答・測定することは困難を伴うとの指摘もなされている（Burkhauser et al. 1986）。さらにJPSCの無配偶票には、「（元）夫の収入」の回答欄は設けられておらず、ある調査時点（t年）で離別した対象者が離婚前（t-1年）の元配偶者の収入を「他の世帯員の年収」に含めていないケースも一定数存在する可能性がある。こうした測定上の問題を考慮したうえで、分析結果を解釈する必要がある。

14) 本稿では、離別前後の就労行動の変化にも着目することから、労働市場からの引退期とも重なる60歳以降のレコード（全レコードの1%弱）も集計から除外している。

3. 分析方法とモデル

上記の研究課題を検討するにあたり、以下の分析を進める。はじめに、調査期間中に観察された離別および再婚行動に初婚・離別コーホート間で変化が見られるのかをイベント・ヒストリー（生存時間）分析をもとに確認する。次に、離別発生前後における女性の就業率と等価世帯収入の変化を離別コーホート別に記述する。

これら記述的分析の結果をふまえ、離別の発生が女性の経済状況に及ぼす影響について、固定効果モデル（fixed-effects model）による推計を行う。固定効果モデルは、同一回答者による複数時点の回答情報から構成されるパネルデータに適用される統計手法の一つである。同モデルの利点は、時不変の観察されない異質性（unobserved heterogeneity）を統計モデル上で統制し、注目する独立変数（時変変数）の効果（回帰係数）を推計できる点にある（Allison 2009）。基本モデルは、(1.1) 式のとおりである。

$$\ln Y_{it} = \alpha + \sum_{k=0} \gamma_k \text{divorce}_{it} + \delta \text{remarriage}_{it} + X'_{it} \beta + \tau T_{it} + \varphi_i + \varepsilon_{it} \quad (1.1)$$

同式の左辺は従属変数を表す等価世帯収入（対数変換，単位：10万円）を表す。そして、右辺の第一項 α は切片，第二項 γ_k および第三項 δ はそれぞれ離別発生経過年（ k ：離別発生年～14年後）と再婚発生の主効果を表す。これらのダミー変数の回帰係数および有意水準をもとに、等価世帯収入に対する離別効果の経時的変化（仮説1）と再婚効果の有無を評価する。そして、第四項 $X'_{it} \beta$ は他の時変変数を表す共変量ベクトル，第五項 τT_{it} は調査年，第六項 φ_i は個体効果，第七項 ε_{it} は誤差項である。なお、離別効果のコーホート差（仮説2A・2B）を検証する際には、離別発生経過年と離別コーホート間の交互作用項を(1.1)式に追加する。

IV. 分析結果

1. 離婚・再婚経験率のコーホート比較

はじめに、初婚配偶者との離別，およびその後の再婚行動にコーホート差が見られるのかを確認する。図1は、Kaplan-Meier法をもとに累積初婚継続確率（ $=1 - \text{離別経験率}$ ）と累積離別継続確率（ $=1 - \text{再婚経験率}$ ）をそれぞれ算出したものである。集計対象となるリスクセットは、前者で初婚継続者（ $n=2,572$ ），後者で離別継続者（ $n=281$ ）である。

図1（左パネル）の累積初婚継続確率（観察期間：20年間）を見ると、1978-89年初婚コーホートの離別経験率は初婚15年後で4.8%，20年後で9.3%に留まるのに対し¹⁵⁾、後の二つの初婚コーホート（1990-2005/2006-20年）では同経験率が相対的に高く、初婚15年後にはリスク人口の約14%の女性が離婚を経験している（ $\chi^2_{LR}=24.42$, $p<.001$ ）。近年の初婚コーホートほど離別リスクが高い傾向は、1945年から1994年の間に初婚を経験した男女を分析対象とした林・余田（2014）によってすでに指摘されているが、2000年以降に初婚を経験した人口群についても1990年代の初婚経験群と同程度の離婚リスクが認められる。

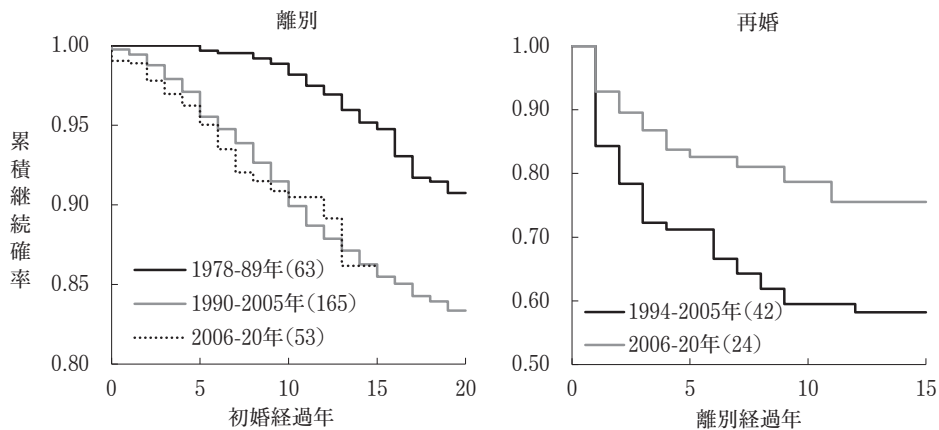


図1 離別・再婚生起に関する生存時間分析 (Kaplan-Meier 法)

(注) 各コーホートの括弧内数値は、それぞれ離別・再婚イベントの発生数。

図1 (右パネル) の累積離別継続確率 (観察期間: 15年間) についても、二つの離別コーホート間で再婚経験率に有意差が認められる ($\chi^2_{LR}=8.11, p<.01$)。同パネルを見ると、1994-2005年離別コーホートでは、離別後5年以内にはリスク人口の28.8%が再婚を経験しているが、2006-20年コーホートでは同経験率は16.3%に留まる。離別15年後の時点では、二つの離別コーホート間で再婚経験率の差異が17.3%ポイント存在し、近年ほど離別女性の非再婚化が進行している。

さらに、これらの離別・再婚行動のコーホート変化は、女性自身の学歴階層による差異を伴って生じている。表1は、初婚 (離別) コーホート別に離別・再婚の累積経験率を最終学歴 (非大卒/大卒) 別に算出したものである。1978-89年初婚コーホートでは、離別リスクに学歴間で統計的に有意な差異は観察されないが ($p>.10$)、1990年代以降の二つの初婚コーホートでは非大卒の女性ほど離別経験率が相対的に高くなっている ($p<.001$)。再婚に関しては、2006-20年離別コーホートについてのみ再婚経験率に学歴差が認められ、大卒女性は非大卒者と比べて同経験率が高い ($p<.01$)。これらの結果からは、近年の非大卒女性は、初婚配偶者との離別リスクの高まりとその後の再婚機会の低下を同時に経験することで、離別に伴う経済状況の不安定性が長期化している可能性が示唆される。

15) このコーホートでは、第1回調査 (1993年) 以前に初婚配偶者との離別を経験した者はリスクセットから除外されるため、累積離別経験率が過小推計されている可能性がある点は注意を要する。ただし、同コーホートの初婚15年・20年後の累積離別経験率は、横断的調査 (日本版総合的社会調査) を用いた林・余田 (2014: 53) の推計値 (図表-2, 1975-94年結婚コーホート (女性)) と近似している。

表1 初婚・離別コーホートと学歴別に見た離婚・再婚の累積経験率

[離別]		(%)					
		初婚コーホート					
		1978-89年		1990-2005年**		2006-20年*	
初婚経過年		非大卒	大卒	非大卒	大卒	非大卒	大卒
0		0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
5		0.0	0.0	3.0	2.4	4.8	2.0
10		1.2	0.0	9.1	4.6	11.0	5.6
15		4.8	5.0	14.9	6.4	17.5	5.6
20		8.9	13.4	18.2	6.4	—	—

[再婚]		離別コーホート			
		1994-2005年		2006-20年**	
離別経過年		非大卒	大卒	非大卒	大卒
0		0.0	0.0	0.0	0.0
5		23.8	40.0	9.1	23.3
10		37.3	47.5	9.1	34.8
15		39.2	47.5	14.7	34.8

(注) *** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$.

2. 離別前後の女性の就業率の経時的変化

先述のとおり、女性は離婚に伴う経済水準の低下を補填するために自らの労働供給を増加させることが予想される。表2は、離別前後（離別2年前～5年後）の就業状況を離別コーホート別に示したものである。

就業率（全体）に着目すると、1994-2005年に離別を経験したコーホートでは、離別2年前の就業率は51.8%であるが、離別発生年では69.2%まで上昇する。その後、離別1年後に就業率はピークに達し（76.2%）、その後は徐々に低下しつつある（離別5年後：60.2

表2 離別コーホート別に見た離別前後の就業状況の変化

		(%)						
		離別コーホート						
		1994-2005年			2006-20年			
離別経過年	就業率 (全体)	就業率		無業	就業率 (全体)	就業率		無業
		正規雇用	非正規雇用			正規雇用	非正規雇用	
-2	51.8	27.1	24.7	48.2	80.9	32.1	48.9	19.1
-1	59.4	28.3	31.1	40.6	86.5	35.1	51.4	13.5
0	69.2	32.7	36.4	30.8	87.5	36.1	51.4	12.5
1	76.2	34.7	41.6	23.8	86.5	34.6	51.9	13.5
2	75.0	39.6	35.4	25.0	86.0	36.0	50.0	14.0
3	72.0	37.6	34.4	28.0	88.7	41.5	47.2	11.3
4	63.6	34.1	29.5	36.4	88.2	49.5	38.7	11.8
5	60.2	27.7	32.5	39.8	92.9	50.0	42.9	7.1

(注) 「正規雇用」には自営業を含む。離別後5年以内に再婚した者のレコードも含めて集計。

%)。一方、2006-20年コーホートでは、離別2年前の時点で就業率は80.9%と以前のコーホートに比べて29.1%ポイント高く、離別発生後も就業率は緩やかな上昇傾向を示している（離婚5年後：92.9%）。

離別女性の就労化と連動するかたちで、その雇用形態にも変化が生じている。1994-2005年離別コーホートでは、離別前後で正規雇用と非正規雇用の割合はほぼ拮抗するように推移しているが、2006-20年コーホートでは非正規雇用割合（離別2年前～3年後）が47.2～51.9%と正規雇用割合（32.1～41.5%）よりも高水準となっている。同期間内の正規雇用割合は、1994-2005年コーホートと大きな差異はなく、局所的な変化として離別後4年後以降で正規雇用割合が非正規雇用のそれを上回っている点が挙げられる。これらの結果からは、離別女性の就労化は、主に家計補助の意味合いが強い非正規雇用女性の増加によって生じていることがうかがえる。

3. 離別・再婚に伴う経済水準の経時的変化

次に、女性が離婚・再婚することによって、世帯の経済水準がどのような変化を辿るのかを検討する。

表3（上パネル）は、離別前後（2年前～5年後）の等価世帯収入（万円）の経時的変化を離別コーホート別（1994-2005／2006-20年）に示したものである。1994-2005年コーホートを見ると、離別2年前の等価世帯収入の平均値・中央値・第1四分位（p25）はそれぞれ284.6、260.1、197.5万円であるが、離別発生年（0年）には世帯収入が平均値で36.6%減少し、低所得層（p25）ほど減少率が高い（72.4万円、63.3%減）。離別発生翌年には、等価世帯収入は平均で40.6万円ほど上昇し（180.4→221.0万円）、その後緩やかに上昇していく傾向にある。離別発生5年後の経済水準（平均値）は、離別2年前を基準とすると84.6%となっており、離別発生年と比較して約21%ポイント程度、経済状況が回復している。

同様の世帯収入の変動パターンは、2006-20年離別コーホートでも看取される。注目すべきは、同コーホートでは離別前後の女性の就業率および正規雇用割合が以前のコーホートと比較して上昇しているにもかかわらず（表2）、両コーホート間で世帯収入の水準や変化量に顕著な差異が観察されない点である。離別発生年（0年）の平均世帯収入の減少率は、離別2年前を基準とすると34.6%であり、離別発生5年後には14.4%と経済状況の回復率は1994-2005年コーホートとほぼ同水準である¹⁶⁾。

続いて、表3（下パネル）をもとに再婚前後（再婚2年前～3年後）の世帯収入の変化を確認する。再婚2年前の等価世帯収入の平均値は、1994-2005／2006-20年離別コーホートでそれぞれ255.2万円、211.1万円となっている。再婚発生年（0年）を見ると、各コーホートの平均世帯収入は398.6万円、417.0万円であり、経済水準が改善している。再婚ケー

16) 平均値・中央値については、離別2年前に比べて同1年前で等価世帯収入がわずかに増加している。これは、表2で確認されるように、女性が将来的に配偶者と離別することを見込んで自らの労働力（稼得力）を高める行動をとる予期効果（anticipatory effect）を反映したものと考えられる（Özcan and Breen 2012）。

表3 離別・再婚経過年別に見た等価世帯収入の変化

[離別]		(単位：万円)							
		離別コーホート							
		1994-2005年				2006-20年			
離別経過年	平均値	中央値	第1四分位 (p25)	平均所得 変化率(%)	平均値	中央値	第1四分位 (p25)	平均所得 変化率(%)	
-2	284.6	260.1	197.5	ref.	288.3	253.9	202.9	ref.	
-1	301.1	276.8	184.9	5.8	309.4	250.9	199.9	7.3	
0	180.4	145.0	72.4	-36.6	188.4	161.4	93.7	-34.6	
1	221.0	165.1	107.4	-22.4	207.6	175.3	116.5	-28.0	
2	237.7	166.8	123.9	-16.5	223.3	189.0	133.0	-22.6	
3	225.5	177.6	124.6	-20.7	232.2	184.4	133.3	-19.5	
4	246.6	196.8	123.9	-13.3	239.0	190.3	132.0	-17.1	
5	240.6	209.2	125.7	-15.4	246.7	208.1	163.2	-14.4	

[再婚]		離別コーホート							
		1994-2005年				2006-20年			
再婚経過年	平均値	中央値	第1四分位 (p25)	平均所得 変化率(%)	平均値	中央値	第1四分位 (p25)	平均所得 変化率(%)	
-2	255.2	216.4	144.0	ref.	211.1	223.6	112.1	ref.	
-1	288.8	233.3	171.4	13.2	219.0	213.1	160.3	3.7	
0	398.6	343.2	219.5	56.2	417.0	449.6	262.1	97.6	
1	336.4	281.7	221.2	31.8	376.5	418.2	195.9	78.4	
2	361.8	300.9	208.6	41.8	358.7	371.7	244.5	70.0	
3	364.8	345.5	246.2	42.9	416.4	462.1	342.5	97.3	

(注) 平均所得変化率(%)は離別・再婚発生2年前を基準とする。

スが少なく、中央値が一貫した変化パターンを示していないため解釈に注意を要するが、再婚による経済水準の底上げは2006-20年コーホートで高い。ただし、再婚翌年以降には等価世帯収入がやや低下しており、その傾向は二つのコーホートで共通している。その要因として、一部の再婚経験者が出産を経験することで世帯規模の経済性が低下したことが考えられる。

4. 世帯収入変動に対する離別・再婚の影響：固定効果モデルによる推計

最後に、他の共変量を考慮したうえで、離別・再婚が女性の世帯収入変動に及ぼす影響について多変量解析をもとに検討する。

表4は、等価世帯収入(対数変換)を従属変数とした固定効果モデルの推計結果である。同表には、参考までにランダム効果モデル(random-effects model)の推計結果も示しているが、Hausman検定の結果は全てのモデルで統計的に有意であった。それは、モデルに投入されていない個体効果と共変量の間に関連を認めた固定効果モデルが採択されることを意味することから、以下では同モデルの推計結果をもとに解釈を行う。

表4 等価世帯収入を従属変数とした固定効果・ランダム効果モデル

	モデル1		モデル2	
	固定効果モデル	ランダム効果モデル	固定効果モデル	ランダム効果モデル
	Coef. (S.E.)	Coef. (S.E.)	Coef. (S.E.)	Coef. (S.E.)
離別 (ref.初婚継続)				
離別発生年				
1年後	-.380 (.022)***	-.422 (.022)***	-.286 (.035)***	-.356 (.034)***
2年後	-.367 (.023)***	-.408 (.023)***	-.215 (.036)***	-.288 (.035)***
3年後	-.351 (.024)***	-.392 (.024)***	-.228 (.037)***	-.302 (.036)***
4年後	-.348 (.025)***	-.392 (.025)***	-.179 (.037)***	-.257 (.037)***
5年後	-.316 (.026)***	-.361 (.026)***	-.233 (.039)***	-.310 (.038)***
6-7年後	-.307 (.027)***	-.354 (.027)***	-.170 (.040)***	-.247 (.039)***
8-9年後	-.310 (.023)***	-.358 (.022)***	-.216 (.032)***	-.293 (.031)***
10-14年後	-.281 (.025)***	-.333 (.024)***	-.165 (.033)***	-.246 (.032)***
10-14年後	-.257 (.022)***	-.310 (.021)***	-.190 (.028)***	-.273 (.026)***
離別×離別コーホート (ref.1994-2005年)				
離別発生年×離別コーホート (2006-20年)			-.143 (.045)**	-.080 (.045)
1年後×離別コーホート (2006-20年)			-.244 (.046)***	-.173 (.046)***
2年後×離別コーホート (2006-20年)			-.196 (.049)***	-.125 (.048)*
3年後×離別コーホート (2006-20年)			-.283 (.050)***	-.210 (.050)***
4年後×離別コーホート (2006-20年)			-.121 (.052)*	-.052 (.052)
5年後×離別コーホート (2006-20年)			-.230 (.055)***	-.162 (.054)**
6-7年後×離別コーホート (2006-20年)			-.149 (.045)**	-.082 (.044)+
8-9年後×離別コーホート (2006-20年)			-.214 (.050)***	-.144 (.049)**
10-14年後×離別コーホート (2006-20年)			-.058 (.046)	.015 (.045)
再婚 (ref.非再婚)	.241 (.027)***	.268 (.027)***	.231 (.033)***	.265 (.032)***
再婚×離別コーホート (2006-20年)			.090 (.058)	-.027 (.057)
回答者年齢	-.001 (.005)	.005 (.003)	-.001 (.005)	.004 (.003)
回答者年齢 (二乗) /100	.012 (.004)**	.003 (.004)	.012 (.004)**	.004 (.004)
学卒後就業年数	.023 (.002)***	.017 (.002)***	.023 (.002)***	.017 (.002)***
学卒後就業年数 (二乗) /100	-.346 (.049)***	-.249 (.047)***	-.344 (.049)***	-.249 (.047)***
現職・雇用形態 (ref.無業)				
正規雇用・自営業	.173 (.008)***	.191 (.008)***	.173 (.008)***	.191 (.008)***
非正規雇用	.073 (.006)***	.064 (.006)***	.072 (.006)***	.064 (.006)***
末子年齢 (ref.子どもなし)				
0-5歳	-.237 (.010)***	-.262 (.009)***	-.236 (.010)***	-.261 (.009)***
6歳以上	-.205 (.012)***	-.238 (.011)***	-.202 (.012)***	-.235 (.011)***
実親同居 (ref.非同居)	-.083 (.012)***	-.067 (.011)***	-.084 (.012)***	-.065 (.011)***
切片	3.315 (.187)***	3.341 (.068)***	3.089 (.187)***	3.136 (.070)***
N of observations	31,716	31,716	31,716	31,716
N of groups	2,572	2,572	2,572	2,572
R-squared (within/between)	.141 .217	.139 .258	.143 .210	.141 .263
R-squared (overall)	.175	.195	.171	.201
ρ	.601	.522	.603	.520
Hausman test chi-square		209.68***		363.78***

(注) *** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$. 調査年を統制済み。

モデル1では、独立変数として離別発生経過年・再婚経験の有無・回答者年齢・学卒後就業年数・現職の雇用形態・末子年齢・実親同居・調査年を投入している。二つの婚姻状況の変化に着目すると、離別および再婚ダミーはいずれも0.1%水準で統計的に有意な効果を呈している。離別ダミーの主効果を見ると、離別発生年の回帰係数は負の値(-.380)を示しており、初婚配偶者との離別直後には約31.6% ($=[\exp(-.380)-1]*100$) ほど等価世帯収入が減少する傾向にある。離別経過年が進むとともに、回帰係数の絶対値が徐々に小さくなる傾向にあり、離別10-14年後においては、初婚継続時と比較して約22.6%

($=[\exp(-.257)-1]*100$) の世帯収入の低下に留まる。再婚ダミーの回帰係数は.241であり、再婚を経験すると等価世帯収入が約27.3% ($=[\exp(.241)-1]*100$) ほど上昇する傾向がある。その効果(絶対値)は離別ダミーのそれに比べると小さいものの、新しい男性配偶者の獲得が女性の経済状況の回復に一定程度寄与していることが読み取れる¹⁷⁾。

モデル2では、離別および再婚ダミーと離別コーホートの交互作用項をモデル1に追加投入し、離別および再婚に伴う等価世帯収入の増減パターンが離別コーホートによって異なるかを検討する。離別効果で注目すべきは、新たに投入した交互作用項が一部を除いて(離別10-14年後×離別コーホート(2006-20年))、統計的に有意な負の効果を示している点である。モデル2で推計された一連の離別ダミーの回帰係数は、1994-2005年離別コーホートにおける離別効果(条件付き主効果)を表す。モデル1と同様に、それらの回帰係数は離別発生年で最も大きく、経過年とともに逡減する傾向にあるが、その値はモデル1と比較して小さい。そして、この条件付き主効果と離別コーホートとの交互作用項の回帰係数をもとに、2006-20年離別コーホートの離別効果を算出すると、同コーホートでは離別発生年から9年後にかけて29.8~37.0%程度の等価世帯収入の減少を経験し、同期間内ではモデル1で観察された離別効果の系統的な逡減傾向は観察されない。換言すれば、2006-20年コーホートでは男性配偶者との離別による経済的損失が相対的に大きく、離別発生後14年近くにわたり経済状況の回復が鈍化している。なお、再婚ダミーと離別コーホートとの交互作用項は非有意であり、コーホート間で再婚効果に明確な差異は認められない。

最後に、モデル2で確認された離別効果のコーホート差が生じている要因をさらに詳しく検討する。表5のモデル3(A~C)では、調査年別(1993-2005/2006-21年)に離別および再婚ダミーと個人・世帯属性との交互作用効果を個別に投入している。ただしモデル3では、安定した推計値を得るために離別ダミーは発生経過年別に区分せず、再婚ダミーと同様にイベント経験の有無を表す二値変数を用いる。モデル3Aは、回答者年齢との交互作用項を投入したものである。離別と回答者年齢の交互作用項(離別×35歳以上)は、1993-2005年ケースにおいてのみ5%水準で有意であり、当該年内に離別を経験した中高年女性(35歳以上)ほど離別効果が大きい。一方、2006-21年ケースでは交互作用項は非有意であるが、35歳未満における離別効果を表す条件付き主効果(-.343)は1993-2005年ケースに比べて大きい値を示している。このことから、近年では若年期に離別を経験した女性についても中高年女性と同程度の離別効果が見られることが読み取れる。

モデル3Bは、回答者学歴(大卒/非大卒)との交互作用項を投入している。その結果、

17) 実親同居の効果を表す回帰係数は負の効果を示しており(-.083)、その効果は配偶者の有無(離婚前後)およびコーホート間で有意差は認められなかった。その要因の一つとして、世帯人数による世帯収入の調整(等価化)が考えられる。実親との同居開始は、その個人収入によって世帯収入に寄与する一方で、規模の経済性が失われるため、世帯員一人あたりの消費生活水準を低下させる面も併せ持つ。分析対象ケースのうち、実親と同居する者のおよそ3割が、「他の世帯員収入」を「0(万円)」と回答しており(中央値:160万円)、同居する親世代が必ずしも経済的に恵まれた層ではないことを示唆する。なお、等価前の世帯収入を従属変数とした固定効果モデル(モデル1)を推定すると、実親との同居は世帯収入を平均83.0万円上昇させており(1%水準で有意)、用いる尺度によって世帯収入に対する実親同居の効果が異なりうる点は注意が必要である。

表5 等価世帯収入を従属変数とした固定効果モデル（交互作用項）

調査年	モデル 3A (回答者年齢)		モデル 3B (本人学歴)		モデル 3C (末子年齢)	
	1993-2005年	2006-21年	1993-2005年	2006-21年	1993-2005年	2006-21年
	Coef. (S.E.)	Coef. (S.E.)	Coef. (S.E.)	Coef. (S.E.)	Coef. (S.E.)	Coef. (S.E.)
離別 (ref.初婚継続)	-.136 (.034)***	-.343 (.027)***	-.199 (.027)***	-.337 (.019)***	.111 (.052)*	-.333 (.039)***
離別×回答者年齢 (35歳以上)	-.113 (.040)**	.038 (.026)				
離別×大卒			.114 (.106)	.163 (.056)**		
離別×末子年齢 (0-5歳)					-.420 (.064)***	.018 (.049)
離別×末子年齢 (6歳以上)					-.363 (.059)***	.024 (.040)
再婚 (ref.非再婚)	.185 (.068)**	.275 (.076)***	.244 (.051)***	.144 (.041)***	.295 (.082)***	.122 (.061)*
再婚×回答者年齢 (35歳以上)	.112 (.082)	-.094 (.074)				
再婚×大卒			-.204 (.221)	.198 (.098)*		
再婚×末子年齢 (0-5歳)					-.090 (.106)	-.029 (.078)
再婚×末子年齢 (6歳以上)					.298 (.138)*	.201 (.071)**
回答者年齢 (35歳以上)	.012 (.011)	-.009 (.009)				
末子年齢 (ref.子どもなし)						
0-5歳	-.234 (.017)***	-.234 (.012)***	-.225 (.017)***	-.241 (.012)***	-.197 (.018)***	-.242 (.013)***
6歳以上	-.218 (.021)***	-.204 (.014)***	-.209 (.021)***	-.215 (.015)***	-.179 (.022)***	-.223 (.015)***
回答者年齢			-.018 (.012)	.009 (.007)	-.024 (.012)*	.010 (.007)
回答者年齢 (二乗) /100			.038 (.014)**	-.007 (.006)	.045 (.014)**	-.008 (.006)
学卒後就業年数	.008 (.006)	.025 (.003)***	.010 (.006)	.023 (.003)***	.010 (.006)	.023 (.003)***
学卒後就業年数 (二乗) /100	.181 (.179)	-.212 (.064)**	.006 (.191)	-.144 (.075)	-.029 (.190)	-.148 (.075)*
現職・雇用形態 (ref.無業)						
正規雇用・自営業	.111 (.013)***	.186 (.011)***	.109 (.013)***	.187 (.011)***	.110 (.013)***	.185 (.011)***
非正規雇用	.056 (.011)***	.090 (.008)***	.056 (.011)***	.089 (.008)***	.057 (.011)***	.089 (.008)***
実親同居 (ref.非同居)	-.142 (.025)***	-.092 (.015)***	-.137 (.025)***	-.093 (.015)***	-.136 (.025)***	-.093 (.015)***
切片	3.472 (.033)***	3.355 (.023)***	3.681 (.229)***	3.150 (.168)***	3.763 (.228)***	3.123 (.169)***
N of observations	12,551	19,165	12,551	19,165	12,551	19,165
N of groups	1,729	2,018	1,729	2,018	1,729	2,018
R-squared (within/between)	.047 .158	.129 .206	.047 .170	.129 .211	.054 .168	.130 .204
R-squared (overall)	.110	.172	.119	.181	.119	.176
ρ	.624	.679	.621	.678	.624	.680

(注) *** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$. 調査年を統制済み. Hausman 検定の結果, 全てのモデルで固定効果モデルが採択されたことを確認済み.

離別・再婚ダミーとの交互作用効果はいずれも, 2006-21年ケースで統計的に有意である. 係数の符号の向きから, 近年では離別による等価世帯収入の減少は大卒女性の方が小さく ($=-.337+.163$), 非大卒女性で世帯の経済水準の低下が著しい ($-.337$). そして, 再婚の経済水準の緩衝効果は, 非大卒女性よりも大卒女性で大きい傾向にある ($=.144+.198$).

モデル 3C では, ライフステージ (末子年齢) による離別・再婚効果の差異を検討している. 1993-2005年ケースでは, 投入した離別ダミーと末子年齢の二つの交互作用項がともに統計的に有意な負の効果を示しており, 子どもがいる場合に離別による等価世帯収入の減少を経験しやすい. しかしながら, 2006-21年ケースではこれら二つの交互作用項は非有意となっており, 無子女性に対する離別効果を表す条件付き主効果が正から負へと変化している ($.111 \rightarrow -.333$). すなわち, 近年では子どもの有無による離別の経済的帰結の異質性が消失し, 子どもがいる女性 (シングルマザー) のみならず, 無子女性についても離別による経済水準の低下が観察される. なお, 再婚効果については, 一貫して末子年齢が6歳以上の離別女性の間で最も大きい傾向が認められる.

以上の推計結果からは、モデル2（表4）で観察された2006-20年離別コーホートにおける離別効果の増大傾向には個人・世帯属性による差異が存在し、とりわけ若年者・非大卒・無子女性の間で離婚による経済水準の低下が顕著になったといえる。

V. 結論と考察

本稿では、1990年代以降増加しつつある離婚が女性の経済状況に及ぼす影響について、その異質性（離別発生経過年、コーホート、個人・世帯属性）に着目して検討した。過去30年間にわたる日本国内の長期パネルデータ（JPSC）を用いた分析結果からは、以下の諸点が明らかとなった。

第一に、1990年代以降の離婚・再婚行動の動向を検討した結果、近年ほど婚姻関係の不安定化とそれらの階層間格差がより一層進行・拡大していた。1990年以降の初婚コーホートの離別リスクは、それ以前のコーホートに比べて高まっており、最新の2006-20年コーホートでは前コーホート（1994-2005年）と同程度の離別水準を維持していた。一方、再婚に関しては、2006-20年離別コーホートの再婚経験率が、1994-2005年コーホートに比べて有意に低下していた。そして、近年のコーホートでは離別・再婚経験率に学歴差が見られるようになっており、非大卒層は大卒者と比較して離別リスクが高く、再婚率が有意に低い傾向にあった。これらの結果は、1990年代までに確認された婚姻関係の不安定化に伴う無配偶期間の伸長（余田 2014）が2000年代以降も進展しており、その傾向はとりわけ社会経済的地位が相対的に低い女性たちの中で顕在化していることを示している。

第二に、離別前後の世帯収入の変動パターンには、発生経過年とコーホートによる差異が観察された。等価世帯収入は、離別発生年には約32%程度低下する傾向にあったが、その離別効果は時間経過とともに弱まり、離別発生後10～14年目には離別発生前のおよそ8割弱程度まで経済水準が回復していた。しかしながら、離別効果の逡減傾向は近年の離別コーホートでは看取されず（仮説1：部分的支持）、むしろ離別発生年から9年後にかけて、等価世帯収入の大幅な減少傾向（29.8～37.0%減）が持続していた。すなわち、近年離別を経験した女性ほど、離婚に伴う経済的損失がより大きくなっていることを示している（仮説2A：不支持、仮説2B：支持）。

第三に、こうした離別効果は、近年の離別コーホートにおいて社会人口学的属性による差異（異質性）が見られるようになった。具体的には、2006-20年離別コーホートにおいて、若年層（35歳未満）・非大卒・無子の女性について、離別に伴う経済状況の悪化が観察された。その一方、再婚は離婚後の経済状況を部分的に回復させる緩衝効果が確認されたが、その効果には離別コーホート間の差異は看取されなかった。

一連の分析からは、女性にとって離婚を経験することが、低所得・貧困をはじめとする経済的リスクを高める傾向性が階層差を伴いながら強まっていることが明らかとなった。1990年代には、有配偶離婚率が急速に上昇する一方で、既婚者を含む女性の労働力化が進展した。労働市場への参入を通じた稼働力の増大は、女性にとって離別による経済水準低

下の軽減やその回復ペースの早期化に寄与することが見込まれるが (Tamborini et al. 2015), 本稿の分析結果からはそうした予測が経験的に支持されなかった。その背景には、日本では近年における離別前後の就業率全体の底上げが、非正規雇用の増大によって生じていたことが一要因として考えられる (表 2)。非正規雇用職を中心とする離別女性の就労・再入職パターンは、既婚女性の男性配偶者への経済的依存度が日本社会においていまだ根強いことを反映しており、結果として離婚による経済的損失とその長期化をもたらしていると推測される。

そして、近年の離別に伴う経済的リスクの高まりが、全ての女性に一律に広がっているのではなく、社会経済的に不利な層でより一層顕在化している点は注目に値する。離別リスクの上昇と離別状態期間の伸長という配偶関係構造の変化に学歴階層による差異が存在することは、労働市場におけるジェンダー間・学歴間賃金格差と複合的に絡み合うことで、非大卒の離別女性の経済的自立を著しく阻害する。一連の家族生活の不安定性が社会経済的に恵まれない人口群で強まりを見せている社会状況は、離別女性自身のみならず、子どものウェルビーイング (well-being) にも少なからぬ影響を及ぼし、世代を越えた格差・不平等の再生産にも結び付く可能性がある (McLanahan 2004, McLanahan and Percheski 2008)¹⁸⁾。

最後に、本稿に残された分析上の課題を二点に絞って指摘しておきたい。まず、使用したデータセットの制約から、男性を分析対象に含めることができていない。男性についても、非大卒者を中心に離別リスクの高まりと離死別者の非再婚化が進行し (林・余田 2014, 余田 2014), 離別男性が有配偶男性に比べて非正規雇用割合や相対的貧困率が高いことがすでに指摘されている (大石 2012, 斉藤 2022)。日本においても、離別に伴う経済水準の低下が男性で相対的に小さいという国際的な傾向が看取されるのか否かは、他のパネルデータ (21世紀成年者縦断調査・中高年者縦断調査など) を用いた検証が必要である。また、近年の離別女性の世帯収入の悪化が生じた要因をその収入源 (賃金・仕送り・社会保障給付など) や家計構造 (食費・光熱費・住宅費など) に着目して丹念に検討する余地も残されている。

本稿の分析を通じて、結婚が人々の社会生活の安定化をもたらす社会制度として機能し続ける中で、階層差を伴う離婚リスクの高まりは無配偶者の経済的脆弱性を深刻化させている様相が見出された。将来的に、社会人口に占める無配偶者割合はさらに上昇することが予測され、婚姻・配偶関係の変化と人々の生活リスクの関連に関する実証分析の蓄積が今後重要性を増すことになるだろう。

(2023年 1月23日査読終了)

18) 本稿の分析結果からは、子どもを持つ離別女性 (母子世帯) にとって児童扶養手当など (注釈10を参照) の公的現金給付は、離婚後の経済的損失や母親の低い稼働力を補完する機能が近年ほど重要性を増しており、受給期間が5年を超えた場合の児童扶養手当支給額の段階的削減 (いわゆる「5年ルール」) は母子世帯の経済的脆弱性を高めることを示唆している。

付記

本研究は、科学研究費助成事業22K01851, 19H01556による助成を受けた。分析にあたっては、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターより、「消費生活に関するパネル調査」の個票データの提供を受けた。また、匿名の査読者より、本論文の改稿にあたり大変有益なご助言を頂いた。ここに記して謝意を表する。

参考文献

- 阿部彩 (2008) 『子どもの貧困—日本の不公平を考える—』岩波書店。
- 大石亜希子 (2012) 「離別男性の生活実態と養育費」国立社会保障・人口問題研究所編著『日本社会の生活不安—自助・共助・公助の新たなかたち—』東京大学出版会, pp.221-246.
- 斉藤知洋 (2020) 「シングルマザーの正規雇用就労と経済水準への影響」『家族社会学研究』第32巻第1号, pp.20-32.
- 斉藤知洋 (2022) 「非婚時代における中高年未婚者の生活リスク」国立社会保障・人口問題研究所編著『生活不安の実態と社会保障—新しいセーフティネットの構築に向けて—』東京大学出版会, pp.257-275.
- 新川敏光 (2005) 『日本型福祉レジームの発展と変容』ミネルヴァ書房。
- 林雄亮・余田翔平 (2014) 「離婚行動と社会階層との関係に関する実証的研究」『季刊家計経済研究』第101号, pp.51-62.
- 村上あかね (2011) 「離婚による女性の社会経済的状況の変化—「消費生活に関するパネル調査」への固定効果モデル・変量効果モデルの適用—」『社会学評論』第62巻第3号, pp.319-335.
- 余田翔平 (2014) 「再婚からみるライフコースの変容」『家族社会学研究』第26巻第2号, pp.139-150.
- Allison, P. D. (2009) *Fixed Effects Regression Models*, Sage Publications.
- Andreß, H.-J., B. Borgloh, M. Brockel, M. Giesselmann, and D., Hummelsheim (2006) "The Economic Consequences of Partnership Dissolution: A Comparative Analysis of Panel Studies from Belgium, Germany, Great Britain, Italy, and Sweden," *European Sociological Review*, Vol.22, No.5, 533-560.
- Aassve, A., G. Betti, S. Mazzuco, and L. Mencarini, (2007) "Marital Disruption and Economic Well-being: A Comparative Analysis," *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)*, Vol.170, No.3, pp.781-799.
- Bayaz-Ozturk, G., R. V. Burkhauser, K. A. Couth, and R. Hauser (2018) "The Effects of Union Dissolution on the Economic Resources of Men and Women: A Comparative Analysis of Germany and the United States, 1985-2013," *The Annals of the American Academy of Political and Social Science*, Vol.680, No.1, pp.235-258.
- Becker, G. S. (1981) *A Treatise on the Family*, Cambridge: Harvard University Press.
- Bröckel, M., and H.-J. Andreß (2015) "The Economic Consequences of Divorce in Germany: What Has Changed since the Turn of the Millennium?" *Comparative Population Studies*, Vol.43, No.3, pp.277-312.
- Burkhauser, R., K. C. Holden, and D. A. Myers (1986) "Marital Disruption and Poverty: The Role of Survey Procedures in Artificially Creating Poverty," *Demography*, Vol.23, No.4, pp.621-631.
- de Vaus, D., M. Gray, L. Qu, and D. Stanton, 2017, "The Economic Consequences of Divorce in Six OECD Countries," *Australian Journal of Social Issues*, Vol.52, No.2, pp.180-199.
- Dewilde, C., and W. Uunk (2008) "Remarriage as a Way to Overcome the Financial Consequences of Divorce: A Test of the Economic Need Hypothesis for European Women," *European Sociological Review*, Vol.24, No. 3, pp.393-407.
- DiPrete, T. A, and P. A. McManus (2000) "Family Change, Employment Transitions, and the Welfare State: Household Income Dynamics in the United States and Germany," *American Sociological Review*, Vol.65, No. 3: pp.343-370.

- Duncan, G. J., and S. D. Hoffman (1985) "A Reconsideration of the Economic Consequences of Marital Dissolution," *Demography*, Vol.22, No.4, pp.485-497.
- Harkness, S. (2018) "The Economic Consequences of Becoming a Lone Mother," Bernardi L., and D. Mortelmans (eds.) *Lone Parenthood in a Life Course Perspective*, Cham: Springer, pp.213-234.
- Lesthaeghe, R. (1995) "The Second Demographic Transition in Western Countries: An Interpretation," K. O. Mason and A.-M. Jensen (eds), *Gender and Family Change in Industrialized Countries*, Oxford University Press, pp.17-62.
- Manting, D., and A. M. Bouman (2006) "Short- and Long-Term Economic Consequences of the Dissolution of Marital and Consensual Unions: The Example of the Netherlands," *European Sociological Review*, Vol.22, No.4, pp.413-429.
- McLanahan, S. (2004) "Diverging Destinies: How Children Are Faring under the Second Demographic Transition," *Demography*, Vol.41, No. 4, pp.607-627.
- McLanahan, S. and C. Percheski (2008) "Family Structure and the Reproduction of Inequalities," *Annual Review of Sociology*, Vol.34, pp.257-276.
- McManus, P. A., and T. A. DiPrete (2001) "Losers and Winners: The Financial Consequences of Separation and Divorce for Men," *American Sociological Review*, Vol.66, No.2, pp.246-268.
- Mortelmans, D. (2020) "Economic Consequences of Divorce: A Review," Kreyenfeld, M., and H. Trappe (eds.) *Parental Life Course after Separation and Divorce in Europe*, Cham, Springer, pp.23-41.
- Özcan, B., and R. Breen (2012) "Marital Instability and Female Labor Supply," *Annual Review of Sociology*, Vol.38, pp.463-481.
- Poortman, A.-R. (2000) "Sex Differences in the Economic Consequences of Separation: A Panel Study of the Netherlands," *European Sociological Review*, Vol.16, No. 4, pp.367-83.
- Rakey, R. K., and M. M. Sweeney (2020) "Divorce, Repartnering, and Stepfamilies: A Decade in Review," *Journal of Marriage and Family*, Vol.82, No.1, pp.81-99.
- Raymo, J. M., and M. Iwasawa, (2017) *Diverging Destinies: The Japanese Case*, Singapore: Springer.
- Raymo, J. M., M. Iwasawa, and L. Bumpass (2004) "Marital Dissolution in Japan: Recent Trends and Patterns," *Demographic Research*, Vol.11, No.14, pp.395-419.
- Smock, P. J. (1993) "The Economics Costs of Marital Disruption for Young Women over the Past Two Decades," *Demography*, Vol.30, No.3, pp.353-371.
- Song, H. (2022) "Women's Divergent Union Transitions after Marital Dissolution in the United States," *Population Research and Policy Review*, Vol.41, No.3, pp.953-980.
- Tach, L., and A. Eads (2015) "The Economic Consequences of Marital and Cohabitation Dissolution," *Demography*, Vol.52, No.2, pp.401-432.
- Tamborini, C. R., K. A. Couch, and G. L. Reznik (2015) "Long-term Impact of Divorce on Women's Earnings across Multiple Divorce Windows: A Life Course Perspective," *Advances in Life Course Research*, Vol.26, pp.44-59.
- Uunk, W. (2004) "The Economic Consequences of Divorce Women in the European Union: the Impact of Welfare State Arrangements", *European Journal of Population*, Vol.20, No.3, pp.251-285.
- van de Kaa, D. J. (1987) "Europe's Second Demographic Transition," *Population Bulletin* [Population Reference Bureau], Vol.42, No.1, pp.1-59.

Economic Consequences of Marital Dissolution and these Changes among Japanese Women: Re-examination by 30-Years Accumulated Longitudinal Data

SAITO Tomohiro

Since the 1990s, the number of divorced or remarriage people has increased as the divorce rate has substantially risen. Although previous literature has pointed out that marital dissolution is detrimental to economic well-being, especially for women, they have not fully examined the following questions: (1) whether the separation effect persists over one's life course (its effect would gradually decrease or not over time), and (2) whether the relationship between marital dissolution and disadvantage of economic well-being for women has historically changed, through the increase in women's labor participation and decline in remarriage.

Using the Japanese Panel Survey of Consumers (1993-2021: JPSC), the nationally representative longitudinal datasets focusing on Japanese women aged 24 to 34 at the first survey, this paper investigates the above questions with the fixed effects models to control for the time-invariant unobserved heterogeneity. There are mainly three results. First, the result suggests that women lose about 32 % of their equalized household income in the year of divorce; however, the magnitude of economic loss is only about 23% 10-14 years after the divorce. Second, this diminishing tendency can be observed only among the 1994-2005 divorced women. Third, in 2006-20 divorced cohort, the worsening of women's economic situation has persisted for at least 10 years. The adverse separation effects have become more significant, especially among young, non-college, and childless women.

These results imply that recent trends in divergent family formation behavior based on social stratification (e.g., educational gradient in marital dissolution or remarriage) and the women's participation in labor market mainly as non-regular employee have the potential risk of divorce, worsening the economic conditions of socio-economically disadvantaged women.

Keywords: Divorce, Remarriage, Household Income, Life Course, Longitudinal Data