論　文

夫の失業は出産を抑制するのか*

佐藤一磨**

＜要旨＞

本稿の目的は、『慶應義塾家計パネル調査（KHPS）』の就業履歴から作成した回顧パネルデータを用い、夫の失業が出産に及ぼす影響を検証することである。Fixed Effect Logit 分析、Random Effect Logit 分析、線形確率モデルによる Fixed Effect OLS、Random Effect OLS による分析の結果、次の 3 点が明らかになった。1 点目は、いずれの推計手法でも、夫の失業 1 年後に出産確率が抑制されることがわかった。この背景には失業直後の大幅な所得低下が大きな影響を及ぼしていると考えられる。しかし、長期的にはその抑制効果を確認できなかった。2 点目は、いずれの推計手法でも、夫が低学歴である場合にのみ失業による出産抑制効果が観察されることがわかった。この背景には夫が低学歴層である場合ほど再就職が困難であり、失業が家計に与える負のショックが大きいためだと考えられる。3 点目は、夫の失業期間が長いほど、出産確率が抑制されることがわかった。

JEL Classification Codes：J12,J13,J60

Keywords：出産、夫の失業、回顧パネルデータ

* 本稿の作成にあたり慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターによる『慶應義塾家計パネル調査』の個票データの提供を受けた。また、2 名の本誌レフェリーからは本稿を改善する上で非常に有益なコメントを頂いた。ここに記して感謝する次第である。

**佐藤一磨: 拓殖大学政経学部准教授

Does the Husband's Job Loss Decrease Childbirth?

By Kazuma SATO

Abstract

This study examines the effect of the husband's job loss on childbirth by employing the retrospective panel data built by the employment history of Keio Household Panel Survey. The following three points are clarified by the results of the fixed effect logit, random effect logit, and linear probability model. First, the estimated results indicated that the decrease in the probability of childbirth was observed at one year after the husband's job loss, which is caused by a considerable drop in the husband's income. In contrast, a persistent decrease in the probability of childbirth was not observed. Second, the estimated results indicated that the decrease in the probability of childbirth was observed only in cases in which the husband's educational qualification was low. This is because re-employment is difficult and the negative effect of the job loss snowballs in the case of the husband's low educational qualification. Third, the longer the husband remained unemployed after the job loss, the lower was the probability of childbirth.

JEL Classification Codes：J12,J13,J60

Keywords：Childbirth, Husband’s job loss, Retrospective panel data

1．問題意識

バブル崩壊以降、我が国は「失われた 20 年」と言われるほどの長期不況を経験してきた。この間、我が国の労働市場の需給状況は悪化し、労働市場全体の失業率のみならず、家計の主たる稼ぎ手である夫の失業率も上昇してきた。実際に総務省『労働力調査』を用いて 2 人以上世帯の世帯主の失業率の推移を見ると、1970 年に 1.03%であった値が 2010 年には 3.12%へと大きく上昇している。

このような夫の失業の増加は、家計にさまざまな対応を迫ると考えられる。特に失業による所得低下に対処するためにも、消費の抑制（市野 2003）、貯蓄の取り崩し（村上 2010）、配偶者である妻の労働供給増加（Kohara 2010）といった行動がとられると考えられる。しかし、夫の失業はこれらだけでなく、夫婦の出産の意思決定にも影響を及ぼす可能性がある。夫の失業は、持続的な所得低下につながるだけでなく（Jacobson et al. 1993）、その後の就業状態も不安定化させる恐れがある（Stevens 1997）。この場合、子どもが正常財であれば負の所得効果を通じて出産が抑制される。さらに、失業は健康（Browning and Heinesen 2012）や寿命（Sullivan and von Wachter 2009）にも負の効果をもたらすことが指摘されており、このような間接的な要因も出産を抑制する可能性がある。

この点に関して海外では近年、個票のパネルデータを用いた研究が進んでおり、夫の失業が長期的に出産を抑制することが明らかになっている（Lindo 2010; Amialchuck 2011）。これに対して国内の研究を見ると、年次別、都道府県別の失業率や有効求人倍率を用い、景気状況と出産の関係を検証する研究はあるものの（樋口・阿部 1999; 戸田 2007; Hashimoto and Kondo 2012）、夫の失業が出産に及ぼす影響を明示的に検証した研究は少ない。この背景には夫の失業と出産の関係を分析可能となるほどの規模の大きい個票データが存在していなかったことが大きな影響を及ぼしていると考えられる。なお、近藤（2014）のように、都道府県別パネルデータを用い、失業率と出生率の関係を分析した研究があるが、都道府県別データでは夫の失業を適切に変数として捉えることができないといった限界がある。これらの課題はあるものの、人口減少によるさまざまな問題に直面する我が国の現状を考慮すると、出産に影響を及ぼす要因の因果関係を詳細に検証することの重要性は高い。また、夫の失業と出産の関係を検証することは、今後の少子化対策を検討する上でも有益な情報になると考えられる。もし夫の失業が出産を抑制していた場合、失業対策が少子化対策にも有効な手段となる。しかし、夫の失業が出産に影響を及ぼしていなかった場合、他の政策を重視することが少子化対策として有効となる。この点を明らかにするためにも、夫の失業と出産の関係を詳細に検討する必要がある。

そこで、本稿では夫の失業が出産を抑制するかどうかを個票データを用いて検証する。使用するデータは『慶應義塾家計パネル調査（以下、KHPS）』である。KHPS を使用する最大の利点は、調査初年度に 15 歳から現時点までの就業履歴に関する質問があり、労働者の長期にわたる失業経験を識別できる点にある。本稿ではこの就業履歴に関する質問から

作成した回顧パネルデータを用い、夫の失業と夫婦の出産の意思決定の関係を分析する。

先行研究と比較した際の本稿の特徴は、次の 3 点である。1 点目は、就業履歴の活用である。就業履歴から作成した回顧パネルデータを使用した研究には『消費生活に関するパネル調査』を用いた前田ほか（2010）や本稿と同じく KHPS を用いた佐藤（2013）があるが、夫の失業と夫婦の出産の意思決定の関係を分析した研究はまだない。回顧パネルデータを使用することによって、数多くの失業サンプルが利用できるだけでなく、パネル調査開始前の出産と夫の失業の関係も分析可能となるため、より適切に夫の失業が及ぼす影響を検証できると期待される。2 点目は、観察できない固定効果の除去である。Lindo（2010）は夫の失業が出産に及ぼす影響を検証する際、観察できない固定効果の除去が重要であると指摘し、Fixed Effect Logit モデルと線形確率モデル（Linear Probability Model, LPM）の固定効果推計を使用している。本稿でもこれに倣い、Fixed Effect Logit モデルと線形確率モデルの固定効果推計を使用し、分析を行っている。3 点目は、学歴別の夫の失業の効果の計測である。Huttunen and Kellokumpu（2012）では学歴別の失業が及ぼす影響を検証しているが、国内においてこの点を検証した研究はまだない。夫の学歴が低い場合、元々の所得水準が低く、失業後の再就職確率も低い恐れがあるため、失業の家計に及ぼすショックが大きいと考えられる。しかし、同時に夫が低学歴である場合、高学歴層と比較して失業確率が高く（労働政策研究・研修機構 2013)、その失業を事前に予見し、失業に対処する可能性があるため、学歴別の失業の効果を明確に予想できない。実際にはどちらの効果が観察されるのかを分析を通じて明らかにする。

本稿の構成は次のとおりである。第 2 章では先行研究を概観し、本稿の位置づけを確認する。第 3 章ではデータについて説明し、第 4 章では推計手法について述べる。第 5 章では推計結果について説明し、最後の第 6 章では本稿の結論を述べる。

２．先行研究

出産に関する経済学の視点からの研究は数多く存在しており、その多くの研究は Becker（1960）と Becker and Lewis（1973）の質・量モデルをその理論的背景としている。この理論では家計は子どもの数だけでなく、その質も同時に考慮すると考えており、所得がある一定以上になると子どもの質を重視し、子どもへの人的資本投資を増加させるため、子どもの数が減少すると考えている。この理論は Willis（1973）によって家計内の時間配分や市場活動との関連が考慮され、静学的な一般均衡モデルとして拡張されており、多くの研究で利用されるようになっている[1]。

この理論をベースに、Huttunen and Kellokumpu（2012）は夫の失業が出産を抑制する 3 つの理論的背景を説明している。1 つ目は持続的な所得低下による影響である。Jacobson et

[1] 質・量モデルに関する詳細な説明は加藤（2001）を参照されたい。また、実証分析については戸田（2010）を参照されたい。

al.（1993）や Couch and Placzek（2010）で指摘されるように、失業は所得を持続的に低下させる。特に我が国の場合、失業によってこれまで蓄積してきた企業特殊的人的資本の喪失による影響が大きいと考えられるため、失業による所得低下が他国よりも大きくなる恐れがある。この所得低下は、家計における子どもの需要を減少させるため、出産の抑制へとつながる。2 つ目は失業によるキャリア中断の影響である。Stevens（1997）で指摘されるように、失業はその後の失業確率を上昇させる。この就業状態の不安定化は、経済的な面だけでなく、心理的な面にも影響を及ぼすと考えられるため、家計の出産への意欲を減少させる（Fraser 2001）。3 つ目は失業による非経済的要因への影響である。これまでの研究成果から、失業は健康・寿命、妻の労働供給、離婚といったさまざまな要因に影響を及ぼすことが明らかになっている。まず、失業はその本人の健康状態や寿命に負の影響を及ぼす（Browning and Heinesen 2012; Sullivan and von Wachter 2009）。また、夫の失業は妻の労働供給を増加させる（Stephens 2002）。さらに、失業は夫婦の離婚確率を上昇させる（Charles and Stephens 2004）。これらの要因が間接的に出産を抑制する可能性がある。

以上の理論背景をもとに、海外ではさまざまな実証分析が行われている。これらの研究成果をまとめると、夫の失業のみならず、妻の失業も出産を長期的に抑制することが明らかになっている。なお、近年の研究を見ると、個票パネルデータの利用と失業を会社倒産や工場閉鎖といった非自発的失業に限定し、失業を外生変数として扱うといった手法がとられている。Lindo（2010）は Panel Study of Income Dynamics（PSID）を用い、夫の失業が出産に及ぼす影響を分析している。分析の結果、失業直後だと逆に出産確率が上昇するものの、失業 4 年後以降だと出産確率が低下する傾向にあることを明らかにした。Amialchuck（2013）は Lindo（2010）と同じく PSID を用い、夫の失業が出産に及ぼす影響を分析している。なお、Amialchuck（2013）は出生順位別に夫の失業が及ぼす影響を分析している点とハザードモデルを使用している点で Lindo（2010）と異なる。分析の結果、さまざまな異質性を考慮しても、夫の失業は第 1 子と第 3 子の出産を長期的に抑制することを明らかにした。Huttunen and Kellokumpu（2012）は Finnish longitudinal employer-employee data（FLEED）を用い、夫のみならず、妻の失業が出産に及ぼす影響を分析している。妻の失業を分析する場合、その結果の解釈には注意が必要となる。妻が失業した場合、負の所得効果によって子どもへの需要が低下する。これと同時に失業することによって子どもを持つことの機会費用が低下するため、子どもへの需要が増加する可能性がある。このように妻の失業の場合、失業による所得効果だけでなく、機会費用の低下による代替効果も存在するため、夫の場合とは違って失業の影響を予想することが難しい。実際の分析結果を見ると、妻の失業はその後の 11 年間にわたって出産を抑制しており、この傾向は特に高学歴層ほど顕著であった。これに対して男性の失業は、出産の抑制に有意な影響を及ぼしていなかった。Del Bono et al.（2011）は Austrian Social Security Database（ASSD）を用い、女性の失業が出産に及ぼす影響を分析している。この研究では女性の失業による所得低下のみならず、幼い子どもの存在が失業後の求職活動に負の影響を及ぼす可能性も検討してい

る。分析の結果、女性の失業は平均して5-10%の出生率の低下に寄与することがわかった。また、失業の負の効果は、長期勤続や賃金の成長率が高いホワイトカラーの女性で特に顕著であった。さらに、男性の失業が及ぼす影響も分析しており、男性の失業も出生率を抑制していることを明らかにしている。

以上の分析結果から明らかなとおり、夫の失業は出産を抑制する傾向にある。これに対して国内の研究を見ると、直接的に夫の失業が出産に及ぼす影響を分析した研究はまだない。ただし、国内では出産の意思決定について数多くの研究があり、夫の所得、妻の就業、景気動向といったさまざまな要因と出産の関係が明らかになっている。まず、夫の所得に関する代表的な研究を見ると、山口（2009）がある。この論文ではBecker（1960）の質・量モデルの検証に夫の所得が使用されており、夫の所得は第1子の出産ハザード率を高めるが、第2子、第3子の出産ハザード率には影響を及ぼさないことが明らかになっている。この分析結果は、質・量モデルと部分的に一致すると考えられる。妻の就業に関しては非常に多くの研究があり、その多くは就業によって出産が抑制されることを明らかにしている（樋口・阿部 1999; 駿河・張 2003; 阿部 2006; 滋野 2006; 山口 2009）。特に駿河・張（2003）はBivariate Probitモデルを用い、女性の出産と就業がトレードオフの関係にあることを指摘している。この背景には我が国では就業と出産を両立することが難しいといった就業環境が存在すると考えられる。景気動向に関しては、景気後退が出産を抑制する傾向にあることを指摘する研究が多い（樋口・阿部 1999; 戸田 2007; 近藤 2014）。この中でも樋口・阿部（1999）は、景気後退が出産退職後の再就職を困難にすると予想させるため、女性の出産を遅らせることを明らかにしている。しかし、近藤（2014）は景気変動と出生の間には必ずしも強い相関があるわけではなく、他の要因の方が出産に大きな影響を及ぼしている可能性があることを指摘している。

以上、簡単に先行研究を概観したが、海外では夫の失業が出産を抑制することが実証分析を通じて明らかになっているが、国内ではこの点を直接的に分析した研究はまだない。そこで、本稿ではKHPSの就業履歴から作成した回顧パネルデータを用い、夫の失業と出産の関係を分析する。

３．データ

使用データは慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターのKHPSである。この調査は第1回目の2004年1月31日時点において満20歳～69歳の男女4005名を調査対象としており、現時点では2013年調査が最新年度となっている。本稿では2013年までのデータを分析に利用する。以下では2004年から2013年までのデータをKHPS2004-KHPS2013と呼ぶ。なお、KHPS2007及びKHPS2012では同一の調査方法及び年齢層で新規サンプルが追加されており、本稿ではこれらのサンプルも分析に使用する。また、以下ではKHPS2004からの調査対象をコーホートA、KHPS2007からの新規調査対象をコーホートB、そして、

KHPS2012 からの新規調査対象をコーホート C と呼ぶ。今回の分析では、KHPS の就業履歴に関する質問項目を活用し、夫の失業が出産に及ぼす影響を分析する。KHPS の各初年度調査（KHPS2004、KHPS2007、KHPS2012）では 15 歳以降から調査時点までの対象者及びその配偶者の就学・就業履歴を過去の各年にわたって質問しており、回顧パネルデータとしての利用が可能となっている[2]。今回の分析では対象者及びその配偶者の回顧パネルデータを作成するが、以下でデータ作成方法について説明する。

表 3-1 は KHPS における就業履歴表を示している。KHPS の就業履歴表には「通学」、「求職活動」、「臨時雇用」、「正規雇用」、「自営業・自由業」、「内職」、「家族従業者」、「転職・転籍」といった選択肢がある。これを用いることで、15 歳から調査時点までの就業状態を識別可能となる[3]。

表 3-1　KHPS における就業履歴表

主な活動項目	通学	求職活動	臨時雇用	正規雇用	自営業自由業	内職	家族従業者	転職転籍	
満年齢									満年齢
15									15
16									16
17									17
18									18
					・ ・ ・				
66									66
67									67
68									68

注 1）: KHPS2007 の追加サンプルに対する質問票を筆者が簡略化して作成。

これらの選択肢のうち、調査対象者が「臨時雇用」、「正規雇用」、「自営業・自由業」、「内職」、「家族従業者」を選択した場合、就業していると定義した。次に調査対象者が「求職活動」、「通学」を選択した場合、無業の状態にあると定義した。なお、いずれの選択肢も選んでいない場合も無業の状態にあると定義している[4]。これらの就業状態のうち、有配偶男性が就業から無業の状態に移行した場合を失業と定義し、変数として使用する。なお、この夫の失業について注意すべき点がある。それは自発的失業と非自発的失業の識別につ

[2] KHPS2004 では 18 歳からの就業履歴を質問しているが、KHPS2005 で 15 歳から 17 歳までの就学・就業状況も聞いているため、初年度調査と合わせると調査対象者の 15 歳時点から各調査時点までの就学・就業状況を把握することが可能となっている。

[3] KHPS の就業履歴表を用いる際の注意点として、1 年以内における詳細な就業行動の変化を捉えることが難しいという点がある。例えば、就業履歴表内で t 年は「就業」、t+1 年も「就業」と回答していても、その間に短期間であるが「失業」している可能性も考えられる。この点は KHPS の就業履歴表の限界点であり、この点に対する対処は今後の検討課題である。

[4] KHPS の就業履歴表には非労働力を示す選択肢がない。このため、いずれの選択肢も選ばれなかった場合を非労働力とみなした。ただし、この場合だと非労働力の中に無回答も含まれてしまう恐れがある。この点に対する対処は、本稿における研究課題の 1 つだと言える。

いてである。Lindo（2010）、Del Bono et al.（2011）、Huttunen and Kellokumpu（2012）、Amialchuck（2013）といった先行研究を見ると、失業を外生変数として取り扱うためにも、会社倒産や事業所閉鎖といった非自発的理由による失業を分析対象としている。しかし、KHPS の場合、就業履歴表には失業理由に関する質問項目が無いため、非自発的失業を識別する変数を作成できなかった。このため、就業から無業へ移行したすべての場合を失業とみなし、変数として使用する。この場合、自発的失業の意思決定が出産から影響を受ける可能性があるため、推計結果にバイアスを生じさせる恐れがある[5・6]。この点は本稿の課題であり、推計結果を解釈する際には注意が必要となる。ただし、本稿では観察できない固定効果を考慮したパネル推計を行っているため、分析期間中に変動しない要因と失業の相関によって発生するバイアス対しては対処できていると考えられる。

以上の定義で回顧パネルデータを作成するが、今回は夫が 59 歳以下、妻が 50 歳以下の夫婦を分析対象とした[7]。夫を 59 歳以下に限定したのは、定年退職による失業を除外するためであり、妻を 50 歳以下に限定したのは、夫婦の完結出生児数は妻が 50 歳までと定義されることが多いためである。なお、離婚を経験したサンプルは分析対象から除外している[8]。

４．推計手法

本稿の目的は、夫の失業が出産に及ぼす影響を定量的に検証することである。実際に推計を行う場合、主に Logit モデルを使用するが、線形確率モデルを用いた推計も行う。線形確率モデルを併用する理由は、Fixed Effect Logit モデルを使用する際に発生するサンプルの脱落の影響を検討するためである。本稿では Chamberlain（1980）の手法によって Fixed Effect Logit モデルを推計するが、この場合、付随パラメーター問題に対処するために、被説明変数に変化がない場合のサンプルを分析対象から除外することとなる。これが推計結果にどのような影響を及ぼすのかを確認し、推計結果の頑健性を検証するためにも、線形確率モデルを用いた推計も行う。線形確率モデルを利用する利点として、①非線形推計の場合よりも係数の解釈が容易である、②期間中に変動しないサンプルも分析対象にできるといった点がある[9]。なお、近年の研究を見ると、Fixed Effect Logit モデルの代替的手法と

---

[5] 1 年後に出産するとわかった場合、就業状態を安定化させるために自発的失業を引き延ばす可能性がある。

[6] バイアスに対処する方法として操作変数法が考えられる。しかし、回顧パネルデータでは使用可能な変数に制限があり、適切な操作変数を見つけることができなかったため、使用を断念した。

[7] 分析対象サンプルの夫の平均年齢は 39 歳、妻の平均年齢は 37 歳であった。

[8] 各コーホートの初年度から既に結婚している場合、配偶者の就業履歴データが利用可能となるため、2004 年から 2013 年までの調査期間中に離婚しても過去の配偶者の就業履歴が分析可能となる。今回の分析ではそれらの離婚経験サンプルを使用した場合としなかった場合の両方で分析を行ったが、推計結果に大きな差は見られなかった。

[9] これに対して線形確率モデルを使用する問題点に①誤差項が正規分布に従わない、②誤差項の分散が不均一分散となるといった点がある(浅野・中村 2009)。このため、推計結果の解釈には注意が必要であるものの、今回の分析では期間中に変動しないサンプルも分析対象にできるといった利点を重視し、推計に使

して、線形確率モデルを使用した分析が増えている。例えば、Lindo (2010) でも Fixed Effect Logit と線形確率モデルによる Fixed Effect OLS の両方を使用している。また、酒井 (2009) は公的年金への加入行動を分析する際、Fixed Effect OLS を使用し、Hashimoto and Kondo （2012） も出産の意思決定を分析する際、Fixed Effect OLS を使用している[10]。

具体的な分析では次の誘導型モデルを Fixed Effect（FE） Logit モデル、Random Effect （RE） Logit モデル、線形確率モデルの Fixed Effect （FE） OLS、Random Effect （RE） OLS で推計する。

$$Y_{it}^{*} = \sum_{k=-2}^{15} \delta_k D_{i,t-k} + X'_{it-1}\beta + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

iは観察された個人、tは観察時点を示す。μ_iは観察できない固定効果を示し、ε_{it}は誤差項を示す。Y_{it}の被説明変数は t 年に出産を経験した場合に 1、それ以外に 0 となるダミー変数である。なお、この出産ダミーは、パネル調査期間後の子どもの年齢から作成している[11]。

D_{it-k}は夫の失業ダミーを示す[12]。この夫の失業ダミーはkの値によって 3 種類に分けられる。$k < 0$の場合、D_{it-k}はk年後に夫が失業することを示すダミー変数となる。$k = 0$の場合、D_{it-k}は t 時点において失業を経験したかどうかを示すダミー変数となる[13]。$k > 0$の場合、D_{it-k}はk年前に夫が失業したことを示すダミー変数となる。今回の分析では失業 2 年前から失業 15 年後までを分析対象とするため、夫の失業 2 年前ダミー、失業 1 年前ダミー、失業年ダミー、失業 1 年後ダミー、失業 2 年後ダミー、失業 3 年後ダミー、失業 4 年後ダミー、失業 5 年後ダミー、失業 6 年後以降ダミーをD_{it-k}として使用する。なお、失業 6 年後以降ダミーは夫の失業 15 年後までを分析対象期間として含んでいる。失業 15 年後までを分析対象としているのは、これ以降になると出産ダミーが 1 となる場合がまったくなくなるため、変数として失業ダミーを使用できなくなるためである。今回のように夫の失業時点だけでなく、その前後の時点も分析対象とするのは、Jacobson et al. (1993) や Couch and Placzek （2010） で指摘されるように、失業はその前後の所得も低下させるため、出産も同じく影響を受ける可能性があるためである。

X_{it-1}は t-1 時点の各個人属性を示す。t-1 時点の値を使用したのは、各説明変数が出産の

用している。

10 これら以外にも妻の就業行動に関して動学的な線形確率モデルを用いた研究に Hyslop (1999)がある。

11 ここでの出産ダミーの対象となっている子どもは、パネル調査期間後に同居している場合と別居している場合の両方を含んでいる。

12 KHPS の就業履歴を用いることで、通常のパネルデータよりも多くの失業経験サンプルを使用可能となっているものの、Del Bono et al. (2011)や Huttunen and Kellokumpu(2012)と比較すると失業経験サンプルは決して多くない。この場合、Fixed Effect モデル等を用いると、推計結果が安定しづらくなるといった恐れがあり、注意が必要となる。

13 ここでの失業とは t-1 時点で就業していた既婚男性が t 時点で無業(求職活動、通学、無業)へ移行した場合を指し、レファレンスグループには各時点において就業している既婚男性をとっている。

意思決定に及ぼす影響の因果関係を適切に検証するためである。個人属性には夫・妻の学歴ダミー（中高卒（レファレンス）、専門・短大卒、大卒・大学院卒）、妻の年齢ダミー（20-24歳、25-29 歳、30-34 歳、35-39 歳、40-50 歳（レファレンス））、結婚期間ダミー（2 年以下、3-6 年、7-10 年、11 年以上（レファレンス））、子どもの数ダミー（0 人、1 人、2 人以上（レファレンス））、妻の就業形態ダミー（無業（レファレンス）、正規雇用、非正規雇用、自営業）、夫の労働市場における総経験年数ダミー（5 年未満、5 年－10 年、11 年－15 年、15 年以上（レファレンス））、男性年齢別失業率、タイムトレンド、コーホートダミー（コーホート B またはコーホート C=1、それ以外=0）を使用している。これらの変数のうち、Random Effect モデルではすべての変数を使用できるが、Fixed Effect モデルでは期間中に変化しない学歴ダミーとコーホートダミーが使用できなくなっている。

夫・妻の学歴ダミーは駿河・張（2003）、武内（2004）と同様に賃金の代理変数として使用する。このため、夫の学歴が高い場合、正の所得効果によって出産確率が上昇するため、正の符号を示すと予想される。妻の学歴が高い場合、正の所得効果と代替効果が働くため、明確には出産に及ぼす影響を予想できない。次に妻の年齢ダミーは、年齢が出産に及ぼす影響を検証するために使用する。妻の年齢が高くなるほど生物学的に出産することが困難になると考えられるため、若年の場合ほど正の符号を示すと予想される。結婚期間ダミーは、結婚後のどの時点で特に出産するのかを検証するために使用する。山口（2009）の分析結果を見ると、結婚時点からの年数が経過するほど出産ハザード率が低下する傾向にあるため、結婚期間ダミーは若年の場合ほど正の符号を示すと予想される。子どもの数ダミーは、現時点における子どもの数をコントロールするために使用する。今回使用する出産ダミーは、出産順位別の変数ではないため、既存の子どもの数をコントロールすることが重要となる。既存の子どもの数が少ないほど、理想とする子どもの数と実際の子どもの数の差が大きくなるため、出産確率が上昇すると考えられる。このため、子どもの数が少ない場合ほど、正の符号を示すと予想される。妻の就業形態ダミーは妻の就業が出産に及ぼす影響を検証する。妻の学歴ダミーと同様に、妻が就業している場合、正の所得効果と代替効果が働くため、明確に出産に及ぼす影響を予想できない。ただし、過去の研究では代替効果の方が強く、負の符号を示す場合が多い傾向にある。夫の労働市場における総経験年数ダミーは、夫の労働市場における人的資本の蓄積の程度を代理する変数として使用する。人的資本の蓄積が多いほど所得も高くなると考えられる。このため、経験年数が少ないほど負の符号を示すと予想される[14]。男性年齢別失業率は各時点における景気変動を考慮するために使用する。景気後退は所得低下や失業リスクを増加させ、家計の経済状況を不安定化させるため、出産を抑制すると考えられる。このため、男性年齢別失業率は負の符号を示すと予想される。なお、男性の年齢別失業率を使用したのは、Amialchuck（2013）で指摘されるように、景気後退時に夫が失業した際に被る影響が通常の場合よりも大きく

[14] ただし、労働市場における総経験年数が長いほど高齢であることを意味するため、若年の場合ほど正の符号を示す可能性も考えられる。

なると考えられ、これをコントロールし、より適切に夫の失業が及ぼす影響を検証するためである。最後のタイムトレンドとコーホートダミーであるが、これは時系列及びコーホート間の出産動向の違いをコントロールするために使用する。

以上、今回は Logit モデルと線形確率モデルの 2 つの推計を行う。なお、今回はサンプルを夫の学歴が中高卒の場合と専門・短大以上の場合に限定した推計も行い、学歴間における夫の失業が及ぼす影響の違いも検証する。

推計に使用した変数の基本統計量は表 4-1 に掲載してある。なお、表 4-1 では夫の学歴別にサンプルを分割した場合の基本統計量も併せて掲載してある。

表 4-1　基本統計量

変数		全サンプル				夫中高卒サンプル				夫専門・短大以上サンプル			
		夫失業経験サンプル		夫失業非経験サンプル		夫失業経験サンプル		夫失業非経験サンプル		夫失業経験サンプル		夫失業非経験サンプル	
		平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
出産ダミー		0.043	0.203	0.091	0.287	0.039	0.194	0.083	0.276	0.051	0.221	0.101	0.302
夫の失業ダミー	失業2年前	0.014	0.117	0	0	0.013	0.113	0	0	0.016	0.124	0	0
	失業1年前	0.014	0.116	0	0	0.013	0.113	0	0	0.015	0.123	0	0
	失業年	0.014	0.116	0	0	0.012	0.111	0	0	0.016	0.126	0	0
	失業1年後	0.008	0.089	0	0	0.007	0.085	0	0	0.009	0.096	0	0
	失業2年後	0.009	0.094	0	0	0.008	0.090	0	0	0.010	0.102	0	0
	失業3年後	0.009	0.092	0	0	0.008	0.091	0	0	0.009	0.096	0	0
	失業4年後	0.008	0.092	0	0	0.008	0.088	0	0	0.010	0.098	0	0
	失業5年後	0.008	0.088	0	0	0.007	0.084	0	0	0.009	0.097	0	0
	失業6年後以降	0.049	0.215	0	0	0.046	0.209	0	0	0.055	0.227	0	0
夫の学歴ダミー	中高卒	0.684	0.465	0.590	0.492	1	0	1	0	0	0	0	0
	専門・短大卒	0.041	0.197	0.058	0.234	0	0	0	0	1	0	1	0
	大卒・大学院卒	0.276	0.447	0.352	0.478	0	0	0	0	1	0	1	0
妻の学歴ダミー	中高卒	0.793	0.405	0.641	0.480	0.919	0.273	0.834	0.372	0.520	0.500	0.364	0.481
	専門・短大卒	0.135	0.342	0.242	0.429	0.068	0.252	0.146	0.353	0.281	0.449	0.382	0.486
	大卒・大学院卒	0.072	0.258	0.117	0.321	0.013	0.114	0.021	0.142	0.199	0.399	0.255	0.436
妻の年齢ダミー	24歳以下	0.044	0.205	0.068	0.252	0.048	0.213	0.084	0.277	0.037	0.188	0.046	0.209
	25-29歳	0.158	0.365	0.208	0.406	0.157	0.364	0.206	0.405	0.159	0.366	0.211	0.408
	30-34歳	0.203	0.402	0.235	0.424	0.199	0.399	0.222	0.415	0.212	0.409	0.255	0.436
	35-39歳	0.207	0.405	0.199	0.399	0.205	0.404	0.191	0.393	0.210	0.407	0.210	0.408
	40-50歳	0.388	0.487	0.289	0.453	0.391	0.488	0.297	0.457	0.383	0.486	0.278	0.448
結婚期間ダミー	2年以下	0.068	0.251	0.116	0.320	0.063	0.243	0.109	0.312	0.078	0.268	0.125	0.331
	3-6年	0.154	0.361	0.222	0.416	0.148	0.355	0.210	0.407	0.166	0.372	0.240	0.427
	7-10年	0.166	0.372	0.189	0.392	0.164	0.371	0.182	0.386	0.170	0.376	0.200	0.400
	11年以上	0.612	0.487	0.473	0.499	0.625	0.484	0.499	0.500	0.585	0.493	0.434	0.496
子どもの数ダミー	0人	0.443	0.497	0.270	0.444	0.445	0.497	0.281	0.450	0.437	0.496	0.254	0.435
	1人	0.331	0.471	0.325	0.469	0.343	0.475	0.342	0.474	0.306	0.461	0.302	0.459
	2人以上	0.226	0.418	0.405	0.491	0.212	0.409	0.377	0.485	0.257	0.437	0.444	0.497
妻の就業形態ダミー	正規雇用	0.217	0.412	0.214	0.410	0.220	0.414	0.213	0.409	0.209	0.407	0.217	0.412
	非正規雇用	0.135	0.342	0.171	0.376	0.141	0.348	0.178	0.383	0.124	0.329	0.160	0.367
	自営業	0.197	0.398	0.196	0.397	0.218	0.413	0.236	0.425	0.152	0.359	0.139	0.346
	無業	0.451	0.498	0.419	0.493	0.421	0.494	0.373	0.484	0.516	0.500	0.484	0.500
夫の労働市場における総経験年数ダミー	5年以下	0.209	0.406	0.294	0.456	0.199	0.399	0.276	0.447	0.229	0.421	0.319	0.466
	6-10年	0.209	0.407	0.242	0.429	0.207	0.405	0.233	0.423	0.215	0.411	0.255	0.436
	11-15年	0.201	0.401	0.187	0.390	0.200	0.400	0.184	0.388	0.203	0.402	0.192	0.394
	15年以上	0.381	0.486	0.277	0.447	0.395	0.489	0.306	0.461	0.353	0.478	0.234	0.423
男性年齢別失業率		1.837	0.960	2.807	1.445	1.785	0.930	2.694	1.499	1.949	1.013	2.970	1.348
タイムトレンド		36.665	9.715	45.722	10.360	35.890	9.396	44.102	10.560	38.341	10.172	48.051	9.599
コーホートダミー	コーホートA	0.643	0.479	0.628	0.483	0.671	0.470	0.662	0.473	0.582	0.493	0.580	0.494
	コーホートB	0.236	0.424	0.228	0.420	0.219	0.413	0.212	0.409	0.273	0.445	0.251	0.433
	コーホートC	0.121	0.326	0.144	0.351	0.110	0.313	0.126	0.332	0.145	0.352	0.169	0.375
サンプルサイズ		25,962		45,996		17,751		27,127		8,211		18,869	

注1)：分析対象は夫が59歳以下、妻が50歳以下の夫婦である。
注2)：表中の夫失業経験サンプルとは分析期間中に夫が一度でも失業を経験したサンプルを指している。
注3)：KHPS2004-2013の回顧パネルデータから筆者作成。

この基本統計量を用い、夫が失業を経験したサンプルと経験しなかったサンプルで個人属性に違いが見られるのかどうかを簡単に確認していく。まず、全サンプルの夫の学歴に注目すると、夫が失業を経験している方が中高卒の割合が高かった。次に妻の学歴に注目すると、全サンプル、夫が中高卒サンプル、夫が専門・短大以上サンプルのいずれの場合でも、夫が失業を経験している方が妻の中高卒割合が高い傾向にあった。これらの結果か

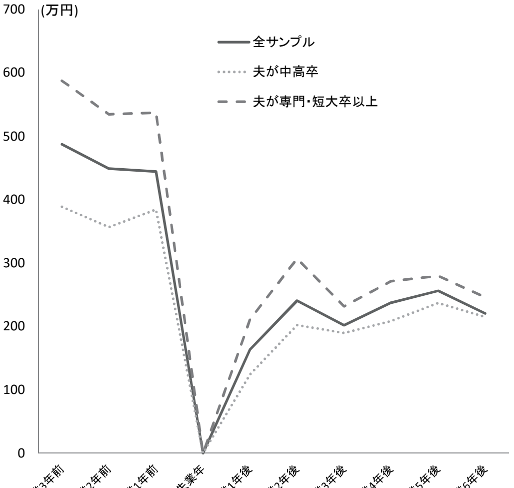
ら、失業を経験する夫婦の学歴は比較的に低い傾向にあると言える。次に妻の年齢ダミーと結婚期間ダミーを見ると、夫が失業を経験している方が高い年齢階層や結婚期間の長い割合が多かった。これは、夫が失業を経験している方が年齢層が高く、結婚期間が長い状況にあるためだと考えられる。なお、この傾向は夫の労働市場における総経験年数ダミーでも同様であり、夫が失業を経験している方が経験年数の長い割合が多かった。次に子どもの数ダミーを見ると、いずれの学歴層でも、夫が失業を経験している方が子どもの 0 人の割合が高かった。この結果から、夫の失業が出産を抑制している可能性が考えられる。最後に妻の就業形態ダミーを見ると、夫が失業を経験している場合と経験していない場合で大きな差は見られなかった。

５．推計結果

5.1　失業が夫の所得に及ぼす影響に関する記述統計

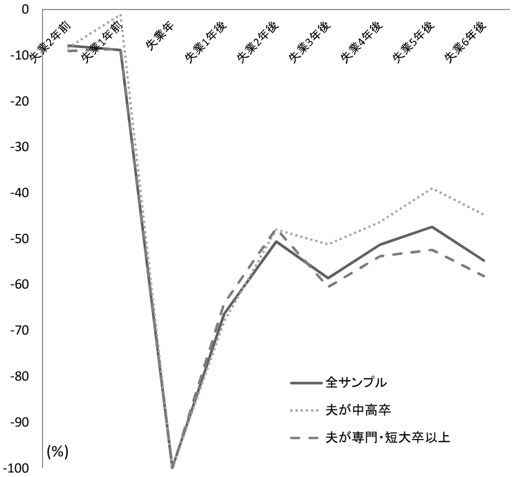
本節では推計に移る前に失業が夫の所得に及ぼす影響を記述統計から検証する。この検証を通じて、海外の Jacobson et al.（1993）等の先行研究と同様に、失業が持続的な所得低下をもたらすのかを確認する。なお、回顧パネルデータに夫の所得に関する質問項目がないため、KHPS2004-KHPS2013 のパネル調査期間中の値を代わりに使用する。

図 5-1 夫の失業前後の所得水準の推移



注1)：就業していない場合、所得を0としている。
注2)：KHPS2004-KHPS2013のパネル調査期間内のデータから筆者作成。

図 5-2 夫の失業前後の所得変化率の推移



注1)：就業していない場合、所得を0としている。
注2)：所得変化率は、失業3年前の値を基準に算出している。
注3)：KHPS2004-KHPS2013のパネル調査期間内のデータから筆者作成。

図 5-1、5-2 は失業前後の夫の所得水準と所得変化率の推移を示す。図 5-1 と 5-2 から明らかなとおり、失業年に大きく所得が低下し、その後徐々に回復するものの、失業 6 年後でも依然として失業前の水準まで回復するに至っていない。この結果から、失業は所得を

持続的に低下させると言える。夫の学歴別に値の推移を見ると、夫が低学歴であるほど失業前後で所得水準が低かった。しかし、変化率で見ると、低学歴層の方が所得の回復が早い傾向にあった。おそらく、この背景には低学歴の夫ほどもともと所得水準が高くなかったため、変化率で見ると所得が回復しやすいといった可能性が考えられる。

以上の結果から明らかなとおり、夫の失業は持続的な所得低下をもたらす。これは負の所得効果を通じて、出産を抑制すると考えられる。この点については次節でさまざまな個人属性をコントロールしたうえで検証を行っていく。

5.2 Logit モデル、線形確率モデルによる推計結果

表 5-1 は出産に関する推計結果を示している。なお、（A1）と（A2）は Logit モデルによる推計結果を示し、（A3）と（A4）は線形確率モデルによる推計結果を示している。これらの結果のうち、ハウスマン検定によって採択された（A1）の Fixed Effect Logit モデルと（A3）の線形確率モデルによる Fixed Effect OLS を見ると、いずれの場合も夫の失業 1 年後ダミーが負に有意な値を示していた。この結果は、夫の失業 1 年後に出産確率が抑制されることを意味する[15]。この背景として、図 5-1、図 5-2 にあるように、失業直後に所得が大幅に低下するため、負の所得効果が強く働き、出産を抑制するためだと考えられる。ただし、失業 2 年後以降の変数はいずれも有意な値を示していなかったため、長期的な出産抑制効果はないと考えられる。

次に夫の失業ダミー以外の変数を見ると、おおむね仮説通りの結果となった。妻の年齢ダミーと結婚期間ダミーは多くの場合、正の符号を示しており、若年であるほど、結婚期間が短いほど、出産確率が高まることを示していた。子どもの数ダミーは正の符号を示しており、子どもの数が少ないほど出産確率が高まることを示していた。次の妻の就業形態ダミーであるが、いずれも負の符号を示しており、就業しているほど出産確率が低くなることを示していた。夫の労働市場における総経験年数ダミーは正の符号を示しており、経験年数が短く、夫が若いほど出産確率が高まることを示していた。なお、男性年齢別失業率は正の符号を取る場合があり、仮説とは異なる結果となっていた。

---

[15] 夫が失業した場合、佐藤(2014)で指摘されるように、離婚確率が上昇する。ここで実際に夫の失業が離婚を発生させた場合、出産確率が低いサンプルが分析対象から除外されることとなる。この場合、失業が出産に及ぼす影響に上方バイアスが発生すると考えられる。しかし、夫の失業ダミーの係数に上方バイアスが発生すると予想されるにもかかわらず、推計結果が有意に負であれば、夫の失業は妻の出産に負の影響を与えると考えることができる。実際、今回の推計結果では夫の失業が出産確率を有意に低下させていたため、上方バイアスが発生している可能性があるものの、夫の失業が出産を抑制すると考えられる。なお、佐藤(2014)と同じ推計モデルとデータを用い、夫の失業が離婚確率に及ぼす影響を算出した結果、夫の失業ダミーは有意であったものの、限界効果は 0.005 と小さく、離婚発生に及ぼす影響は小さかった。この結果から、確かに夫の失業によって離婚が発生し、間接的に出産確率が低下する可能性があるものの、その影響は小さいため、付随して発生する上方バイアスの影響も小さい可能性があると考えられる。

表 5-1　出産に関する Logit 及び線形確率モデルによる推計結果（全サンプル）

被説明変数：出産ダミー 説明変数		(A1) (係数)	(A2) (係数)	(A3) (係数)	(A4) (係数)
夫の失業ダミー	失業2年前	-0.281	-0.271	-0.011	-0.016
		(0.316)	(0.241)	(0.012)	(0.012)
	失業1年前	-0.383	-0.421*	-0.019	-0.026**
		(0.329)	(0.249)	(0.012)	(0.012)
	失業年	0.292	0.281	0.019	0.017
		(0.298)	(0.200)	(0.014)	(0.014)
	失業1年後	-1.090**	-0.993**	-0.035***	-0.051***
		(0.524)	(0.401)	(0.012)	(0.012)
	失業2年後	-0.082	-0.104	-0.007	-0.013
		(0.396)	(0.288)	(0.015)	(0.016)
	失業3年後	-0.231	-0.526	-0.021	-0.030**
		(0.448)	(0.360)	(0.014)	(0.013)
	失業4年後	-0.356	-0.633	-0.021	-0.030**
		(0.478)	(0.405)	(0.013)	(0.013)
	失業5年後	0.294	0.258	0.012	0.006
		(0.412)	(0.326)	(0.015)	(0.016)
	失業6年後以降	-0.513	-0.153	-0.009	-0.008
		(0.363)	(0.250)	(0.008)	(0.006)
夫の学歴ダミー	専門・短大卒		-0.011		0.001
ref：中高卒			(0.075)		(0.008)
	大卒・大学院卒		0.038		0.007
			(0.043)		(0.004)
妻の学歴ダミー	専門・短大卒		0.142***		0.017***
ref：中高卒			(0.045)		(0.005)
	大卒・大学院卒		-0.088		-0.013*
			(0.063)		(0.007)
妻の年齢ダミー	24歳以下	3.194***	2.589***	-0.042***	0.098***
ref：40-50歳		(0.384)	(0.199)	(0.010)	(0.009)
	25-29歳	3.529***	2.524***	-0.006	0.094***
		(0.347)	(0.193)	(0.007)	(0.006)
	30-34歳	3.636***	2.315***	0.016***	0.067***
		(0.314)	(0.190)	(0.004)	(0.004)
	35-39歳	2.981***	1.675***	0.013***	0.029***
		(0.280)	(0.191)	(0.002)	(0.002)
結婚期間ダミー	2年以下	-0.065	1.430***	-0.085***	0.083***
ref：11年以上		(0.286)	(0.195)	(0.009)	(0.009)
	3-6年	1.506***	1.259***	0.013*	0.061***
		(0.258)	(0.188)	(0.007)	(0.007)
	7-10年	1.150***	0.679***	0.007	0.017***
		(0.234)	(0.185)	(0.005)	(0.005)
子どもの数	0人	7.982***	1.331***	0.604***	0.167***
ref：2人以上		(0.138)	(0.112)	(0.008)	(0.004)
	1人	3.953***	1.043***	0.305***	0.107***
		(0.082)	(0.073)	(0.005)	(0.003)
妻の就業形態ダミー	正規雇用	-1.165***	-0.347***	-0.067***	-0.029***
ref：無業		(0.078)	(0.045)	(0.005)	(0.004)
	非正規雇用	-1.104***	-0.634***	-0.041***	-0.030***
		(0.097)	(0.066)	(0.003)	(0.003)
	自営業	-0.110	-0.132***	-0.018***	-0.013***
		(0.104)	(0.049)	(0.004)	(0.004)
夫の労働市場における総経験年数ダミー	5年以下	3.356***	2.398***	-0.024***	0.022***
ref：15年以上		(0.392)	(0.301)	(0.007)	(0.007)
	6-10年	4.064***	2.227***	0.013**	0.003
		(0.377)	(0.297)	(0.005)	(0.005)
	11-15年	3.121***	1.557***	0.003**	-0.003**
		(0.326)	(0.260)	(0.002)	(0.002)
男性年齢別失業率		0.046*	-0.074***	0.003**	-0.004***
		(0.028)	(0.016)	(0.001)	(0.001)
タイムトレンド		Yes	Yes	Yes	Yes
コーホートダミー		Yes	Yes	Yes	Yes
定数項			-9.847***	-0.291***	-0.224***
			(0.293)	(0.014)	(0.010)
推計手法		FE Logit	RE Logit	FE OLS	RE OLS
対数尤度		-6420.246	-14274.500		
決定係数				0.234	0.099
ハウスマン検定		0.000		0.000	
サンプルサイズ		51,216	71,958	71,958	71,958

注1)：***、**、*はそれぞれ推定された係数が1%、5%、10%水準で有意であるのかを示す。
注2)：()内の値は標準誤差を示す。なお、(A3)、(A4)では不均一分散に対して頑健な標準偏差を示している。
注3)：KHPS2004-2013の回顧パネルデータから筆者推計。

表 5-2　出産に関するLogit 及び線形確率モデルによる推計結果（夫が中高卒）

被説明変数：出産ダミー 説明変数		(B1) (係数)	(B2) (係数)	(B3) (係数)	(B4) (係数)
夫の失業ダミー	失業2年前	-0.507	-0.338	-0.018	-0.018
		(0.423)	(0.315)	(0.014)	(0.014)
	失業1年前	-0.480	-0.344	-0.019	-0.020
		(0.418)	(0.303)	(0.015)	(0.015)
	失業年	0.087	0.247	0.013	0.013
		(0.389)	(0.263)	(0.016)	(0.017)
	失業1年後	-1.271*	-1.119**	-0.045***	-0.055***
		(0.668)	(0.531)	(0.015)	(0.015)
	失業2年後	-0.206	-0.182	-0.010	-0.016
		(0.480)	(0.371)	(0.019)	(0.019)
	失業3年後	-0.745	-0.919*	-0.033**	-0.038***
		(0.606)	(0.530)	(0.016)	(0.014)
	失業4年後	-0.506	-0.531	-0.022	-0.024
		(0.581)	(0.485)	(0.018)	(0.017)
	失業5年後	-0.128	0.219	0.008	0.008
		(0.554)	(0.429)	(0.018)	(0.019)
	失業6年後以降	-0.363	0.007	-0.006	-0.004
		(0.445)	(0.299)	(0.010)	(0.007)
夫の学歴ダミー	専門・短大卒				
ref：中高卒					
	大卒・大学院卒				
妻の学歴ダミー	専門・短大卒		0.128*		0.018***
ref：中高卒			(0.069)		(0.007)
	大卒・大学院卒		0.124		0.013
			(0.147)		(0.020)
妻の年齢ダミー	24歳以下	3.495***	3.086***	-0.031**	0.110***
ref：40-50歳		(0.524)	(0.292)	(0.012)	(0.011)
	25-29歳	3.814***	2.971***	0.004	0.100***
		(0.477)	(0.285)	(0.008)	(0.007)
	30-34歳	3.707***	2.672***	0.014***	0.067***
		(0.431)	(0.282)	(0.005)	(0.004)
	35-39歳	3.042***	2.015***	0.012***	0.032***
		(0.384)	(0.282)	(0.003)	(0.002)
結婚期間ダミー	2年以下	-0.639*	1.240***	-0.073***	0.087***
ref：11年以上		(0.345)	(0.228)	(0.012)	(0.012)
	3-6年	0.923***	0.979***	0.009	0.050***
		(0.304)	(0.218)	(0.009)	(0.009)
	7-10年	0.637**	0.384*	0.002	0.009
		(0.269)	(0.214)	(0.007)	(0.007)
子どもの数	0人	7.891***	1.352***	0.600***	0.171***
ref：2人以上		(0.183)	(0.146)	(0.010)	(0.005)
	1人	3.809***	0.992***	0.301***	0.106***
		(0.108)	(0.095)	(0.006)	(0.004)
妻の就業形態ダミー	正規雇用	-1.226***	-0.410***	-0.061***	-0.031***
ref：無業		(0.106)	(0.061)	(0.006)	(0.005)
	非正規雇用	-1.042***	-0.594***	-0.035***	-0.028***
		(0.127)	(0.087)	(0.004)	(0.003)
	自営業	-0.168	-0.181***	-0.019***	-0.015***
		(0.134)	(0.064)	(0.005)	(0.004)
夫の労働市場における総経験年数ダミー	5年以下	3.142***	2.530***	-0.019**	0.025***
ref：15年以上		(0.467)	(0.369)	(0.009)	(0.009)
	6-10年	3.901***	2.372***	0.016**	0.008
		(0.447)	(0.364)	(0.007)	(0.007)
	11-15年	2.676***	1.470***	0.002	-0.002
		(0.392)	(0.327)	(0.002)	(0.002)
男性年齢別失業率		-0.011	-0.077***	-0.001	-0.003*
		(0.035)	(0.020)	(0.002)	(0.002)
タイムトレンド		Yes	Yes	Yes	Yes
コーホートダミー		Yes	Yes	Yes	Yes
定数項			-10.408***	-0.299***	-0.243***
			(0.398)	(0.017)	(0.013)
推計手法		FE Logit	RE Logit	FE OLS	RE OLS
対数尤度		-3614.842	-8111.415		
決定係数				0.235	0.096
ハウスマン検定		0.000		0.000	
サンプルサイズ		30,147	44,878	44,878	44,878

注1)：***、**、*はそれぞれ推定された係数が1%、5%、10%水準で有意であるのかを示す。
注2)：()内の値は標準誤差を示す。なお、(B3)、(B4)では不均一分散に対して頑健な標準偏差を示している。
注3)：KHPS2004-2013の回顧パネルデータから筆者推計。

表 5-3　出産に関するLogit 及び線形確率モデルによる推計結果（夫が専門・短大卒以上）

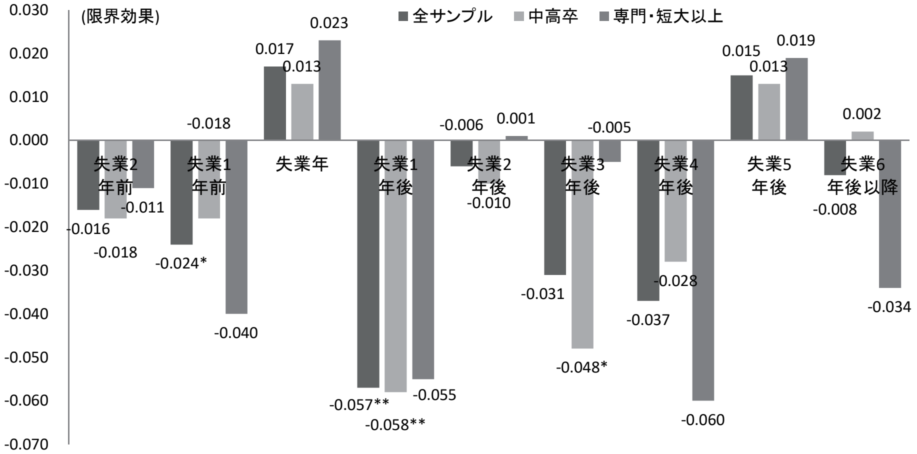
被説明変数:出産ダミー 説明変数		(C1) (係数)	(C2) (係数)	(C3) (係数)	(C4) (係数)
夫の失業ダミー	失業2年前	0.031	-0.176	0.000	-0.016
		(0.479)	(0.374)	(0.021)	(0.021)
	失業1年前	-0.228	-0.599	-0.020	-0.040**
		(0.544)	(0.442)	(0.019)	(0.019)
	失業年	0.765	0.332	0.032	0.022
		(0.468)	(0.308)	(0.026)	(0.025)
	失業1年後	-0.776	-0.820	-0.016	-0.042**
		(0.850)	(0.616)	(0.021)	(0.021)
	失業2年後	0.127	0.019	-0.003	-0.008
		(0.677)	(0.460)	(0.023)	(0.027)
	失業3年後	0.528	-0.062	0.004	-0.015
		(0.672)	(0.502)	(0.026)	(0.027)
	失業4年後	-0.141	-0.874	-0.018	-0.039**
		(0.871)	(0.745)	(0.019)	(0.018)
	失業5年後	1.025*	0.291	0.019	0.003
		(0.610)	(0.506)	(0.026)	(0.026)
	失業6年後以降	-0.937	-0.500	-0.017	-0.016**
		(0.646)	(0.472)	(0.016)	(0.008)
夫の学歴ダミー	専門・短大卒				
ref:中高卒					
	大卒・大学院卒				
妻の学歴ダミー	専門・短大卒		0.124**		0.013**
ref:中高卒			(0.059)		(0.006)
	大卒・大学院卒		-0.128*		-0.014**
			(0.069)		(0.007)
妻の年齢ダミー	24歳以下	2.821***	1.992***	-0.072***	0.074***
ref:40-50歳		(0.567)	(0.274)	(0.019)	(0.016)
	25-29歳	3.343***	2.094***	-0.016	0.090***
		(0.509)	(0.262)	(0.012)	(0.010)
	30-34歳	3.647***	1.961***	0.025***	0.066***
		(0.461)	(0.258)	(0.007)	(0.006)
	35-39歳	2.912***	1.316***	0.018***	0.023***
		(0.410)	(0.261)	(0.004)	(0.003)
結婚期間ダミー	2年以下	0.930*	1.941***	-0.096***	0.090***
ref:11年以上		(0.542)	(0.388)	(0.015)	(0.015)
	3-6年	2.439***	1.874***	0.017	0.082***
		(0.507)	(0.381)	(0.011)	(0.011)
	7-10年	1.989***	1.335***	0.015**	0.033***
		(0.478)	(0.379)	(0.007)	(0.008)
子どもの数	0人	8.325***	1.333***	0.624***	0.141***
ref:2人以上		(0.214)	(0.176)	(0.012)	(0.006)
	1人	4.231***	1.115***	0.317***	0.094***
		(0.127)	(0.114)	(0.007)	(0.004)
妻の就業形態ダミー	正規雇用	-1.047***	-0.249***	-0.073***	-0.021***
ref:無業		(0.117)	(0.066)	(0.009)	(0.006)
	非正規雇用	-1.140***	-0.691***	-0.049***	-0.032***
		(0.150)	(0.103)	(0.005)	(0.005)
	自営業	0.029	-0.022	-0.012	-0.005
		(0.168)	(0.076)	(0.007)	(0.006)
夫の労働市場における総経験年数ダミー	5年以下	3.855***	1.867***	-0.027**	0.017
ref:15年以上		(0.763)	(0.536)	(0.012)	(0.011)
	6-10年	4.447***	1.682***	0.011	-0.010
		(0.734)	(0.532)	(0.008)	(0.008)
	11-15年	3.996***	1.612***	0.007**	-0.004
		(0.583)	(0.427)	(0.003)	(0.003)
男性年齢別失業率		0.122***	-0.091***	0.008***	-0.006***
		(0.045)	(0.026)	(0.002)	(0.002)
タイムトレンド		Yes	Yes	Yes	Yes
コーホートダミー		Yes	Yes	Yes	Yes
定数項			-9.082***	-0.324***	-0.169***
			(0.445)	(0.027)	(0.016)
推計手法		FE Logit	RE Logit	FE OLS	RE OLS
対数尤度		-2762.091	-6120.695		
決定係数				0.137	0.108
ハウスマン検定		0.000		0.000	
サンプルサイズ		21,069	27,080	27,080	27,080

注1)：***、**、*はそれぞれ推定された係数が1%、5%、10%水準で有意であるのかを示す。
注2)：()内の値は標準誤差を示す。なお、(C3)、(C4)では不均一分散に対して頑健な標準偏差を示している。
注3)：KHPS2004-2013の回顧パネルデータから筆者推計。

次に表 5-2 の夫の学歴が中高卒である場合の結果を見ると、ハウスマン検定によって採択された（B1）の Fixed Effect Logit モデルでは夫の失業 1 年後ダミーが負に有意な値を示していた。また、同じくハウスマン検定によって採択された線形確率モデルによる（B3）の Fixed Effect OLS を見ると、夫の失業 1 年後ダミーと夫の失業 3 年後ダミーが負に有意な値を示していた。これに対して、表 5-3 の夫の学歴が専門・短大卒以上である場合の結果を見ると、ハウスマン検定によって採択された（C1）の Fixed Effect Logit モデルと線形確率モデルによる（C3）の Fixed Effect OLS の夫の失業ダミーのほとんどが有意な値を示していなかった。これらの結果から、夫の学歴が低い場合ほど、夫の失業の出産抑制効果が大きいと考えられる。この背景には、夫の学歴が低い場合、失業後の再就職確率が低い恐れがあるため、失業の家計に及ぼすショックが大きいといった可能性が考えられる[16]。

以上の結果から、夫の失業は出産を抑制すると言える。それでは、その効果の大きさはどの程度なのだろうか。この点を検証するために、表 5-1、表 5-2、表 5-3 で使用した説明変数と同じ変数を使用した Pooled Logit モデルを用い、夫の失業ダミーが各時点の出産に及ぼす影響の限界効果を算出した[17]。

図 5-3　夫の失業が出産確率に及ぼす影響



注1)：表中の値はPooled Logitモデルによる各時点の夫の失業ダミーの限界効果を示す。
注2)：***、**、*はそれぞれ推定された係数が1%、5%、10%水準で有意であるのかを示す。
注3)：KHPS2004-KHPS2013の回顧パネルデータから筆者推計。

図 5-3 の失業前後の各時点の限界効果を見ると、夫の失業 1 年後の出産確率の低下が統計的に有意であり、最も大きいものの、その値は全サンプルで－0.057、中高卒で－0.058 と小さかった。この結果から、夫の失業が出産に及ぼす影響は限定的だと言える。

---

16 永瀬ほか(2011)は、大卒、短大卒と比較して、高卒以下の男性の離職後の再就職が遅くなることを指摘している。また、Farber(2005)は、大卒よりも高卒の方が失職後の賃金低下が大きいことを指摘している。
17 Fixed Effect Logit モデルによる限界効果については、各個人の固定効果を 0 と仮定した場合に算出可能となるものの、その結果の解釈には注意が必要となるため、ここでは Pooled Logit モデルの限界効果を算出している。

以上の推計結果をまとめると、次の 2 点が明らかになった。1 点目は、夫の失業前後のうち、特に失業直後において出産確率が低下していた。この背景には失業直後の大幅な所得低下が大きな影響を及ぼしていると考えられる。2 点目は、夫の学歴別に失業が及ぼす影響を見ると、夫が低学歴である場合にのみ失業による出産抑制効果が観察された。この背景には夫が低学歴層である場合ほど、失業後の再就職確率が低い恐れがあるため、失業の家計に及ぼすショックが大きいと考えられる。

5.3　追加検討事項：夫の失業期間が出産に及ぼす影響

表 5-4　出産に関する Logit 及び線形確率モデルによる推計結果（夫の失業期間を使用）

被説明変数:出産ダミー 説明変数		(D1) (係数)	(D2) (係数)	(D3) (係数)	(D4) (係数)
夫の失業期間		-0.194 (0.123)	-0.239** (0.112)	-0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.001)
夫の学歴ダミー ref:中高卒	専門・短大卒		-0.008 (0.074)		0.001 (0.008)
	大卒・大学院卒		0.038 (0.042)		0.006 (0.004)
妻の学歴ダミー ref:中高卒	専門・短大卒		0.151*** (0.045)		0.018*** (0.005)
	大卒・大学院卒		-0.083 (0.063)		-0.012* (0.007)
妻の年齢ダミー ref:40-50歳	24歳以下	3.145*** (0.383)	2.587*** (0.199)	-0.043*** (0.010)	0.097*** (0.009)
	25-29歳	3.512*** (0.347)	2.525*** (0.192)	-0.006 (0.007)	0.093*** (0.006)
	30-34歳	3.620*** (0.314)	2.313*** (0.190)	0.016*** (0.004)	0.066*** (0.004)
	35-39歳	2.970*** (0.279)	1.676*** (0.191)	0.013*** (0.002)	0.029*** (0.002)
結婚期間ダミー ref:11年以上	2年以下	-0.066 (0.279)	1.463*** (0.190)	-0.082*** (0.009)	0.087*** (0.009)
	3-6年	1.488*** (0.250)	1.276*** (0.183)	0.014** (0.007)	0.062*** (0.007)
	7-10年	1.138*** (0.226)	0.696*** (0.181)	0.010* (0.005)	0.017*** (0.005)
子どもの数 ref:2人以上	0人	8.017*** (0.138)	1.304*** (0.112)	0.604*** (0.008)	0.159*** (0.004)
	1人	3.972*** (0.082)	1.031*** (0.073)	0.305*** (0.005)	0.102*** (0.003)
妻の就業形態ダミー ref:無業	正規雇用	-1.187*** (0.078)	-0.349*** (0.045)	-0.067*** (0.005)	-0.029*** (0.004)
	非正規雇用	-1.105*** (0.097)	-0.640*** (0.066)	-0.041*** (0.003)	-0.030*** (0.003)
	自営業	-0.129 (0.104)	-0.142*** (0.049)	-0.018*** (0.004)	-0.013*** (0.003)
夫の労働市場における総経験年数ダミー ref:15年以上	5年以下	3.381*** (0.390)	2.389*** (0.298)	-0.026*** (0.007)	0.023*** (0.007)
	6-10年	4.088*** (0.373)	2.215*** (0.295)	0.010** (0.005)	0.002 (0.005)
	11-15年	3.119*** (0.325)	1.558*** (0.260)	0.003 (0.002)	-0.004** (0.002)
男性年齢別失業率		0.044 (0.028)	-0.077*** (0.016)	0.003** (0.001)	-0.004*** (0.001)
タイムトレンド		Yes	Yes	Yes	Yes
コーホートダミー		Yes	Yes	Yes	Yes
定数項			-9.811*** (0.292)	-0.288*** (0.014)	-0.214*** (0.010)
推計手法		FE Logit	RE Logit	FE OLS	RE OLS
対数尤度		-6404.825	-14258.396		
決定係数				0.234	0.100
ハウスマン検定		0.000		0.000	
サンプルサイズ		51,492	72,440	72,440	72,440

注1)：***、**、*はそれぞれ推定された係数が1%、5%、10%水準で有意であるのかを示す。
注2)：()内の値は標準誤差を示す。なお、(D3)、(D4)では不均一分散に対して頑健な標準偏差を示している。
注3)：KHPS2004-2013の回顧パネルデータから筆者推計。

これまでの分析結果から、夫の失業がその後の出産を抑制させていると考えられる。しかし、これまでの分析では夫の失業期間について考慮していなかった。夫の失業期間が短期間の場合と長期間の場合では家計に及ぼす負のショックに違いが見られると考えられる。夫の失業が長くなるほど、出産が抑制されると予想されるが、実際はどのような傾向が確認されるのだろうか。本節ではこの点を検証するために、夫の失業ダミーではなく、失業期間を用いた分析を行う。推計結果は表 5-4 に掲載してある。

表 5-4 の推計結果のうち、ハウスマン検定によって採択された（D1）の Fixed Effect Logit モデルを見ると、夫の失業期間は負の係数を示していたものの、有意な値とはなっていなかった。これに対して、線形確率モデルのうち、ハウスマン検定によって採択された（D3）の Fixed Effect OLS を見ると、夫の失業期間は有意に負の値を示していた。この結果から、夫の失業期間が長くなるほど、出産が抑制されることになると考えられる。なお、夫の失業ダミー以外の変数を見ると、多くの場合で仮説通りの結果となっていた。

６．結論

本稿の目的は、KHPS の就業履歴から作成した回顧パネルデータを用い、夫の失業が出産に及ぼす影響を検証することであった。Fixed Effect Logit 分析、Random Effect Logit 分析、線形確率モデルによる Fixed Effect OLS、Random Effect OLS による分析の結果、次の 3 点が明らかになった。

1 点目は、いずれの推計手法でも、夫の失業 1 年後に出産確率が抑制されることがわかった[18]。この背景には失業直後の大幅な所得低下が大きな影響を及ぼしていると考えられる。しかし、長期的にはその抑制効果を確認できなかった。2 点目は、いずれの推計手法でも、夫が低学歴である場合にのみ失業による出産抑制効果が観察されることがわかった。この背景には夫が低学歴層である場合ほど再就職が困難であり、失業が家計に与える負のショックが大きいためだと考えられる。3 点目は、夫の失業期間が長いほど、出産確率が抑制されることがわかった。

以上の分析結果から、夫の失業は出産を抑制させると言える。ただし、その出産抑制効果は夫の失業直後のみに観察され、限界効果も小さいため、影響は限定的だと言える。これらの結果から、少子化が進む背景として、夫の失業が及ぼす影響はあまり大きくない可

[18] 本稿では失業を夫が就業から求職活動、通学、無業といったいずれかの状態に移行する場合と定義し、分析を行ってきた。しかし、夫が就業から求職活動に移行する場合と労働市場から退出し、無業となる場合では出産に及ぼす影響に違いが見られる可能性がある。そこで、①失業を就業から求職活動へ移行した場合と定義する分析と②失業を就業から通学、無業へと移行した場合と定義する分析を追加で実施した。分析では失業ダミー以外の説明変数に同一の変数を使用し、Fixed Effect Logit モデル、Random Effect Logit モデル、線形確率モデルによる Fixed Effect OLS、Random Effect OLS で推計した。分析の結果、夫の失業を求職活動と定義した場合、ほとんどの夫の失業ダミーは有意な値を示していなかった。これに対して、失業を通学、無業と定義した場合、夫の失業 1 年後ダミーが負に有意な値を示していた。これらの結果から、夫が就業から求職活動へ移行した場合ではなく、就業から無業へ移行した場合に出産が抑制されると考えられる。

能性がある。失業対策自体は失業後の家計の厚生を低下させないための重要な政策であるが、少子化対策としての効果は小さい可能性がある。この点に関して近藤（2014）で指摘されるように、保育所の拡充や出産退職した女性の再就職支援策といった政策の方が少子化対策として効果的だと考えられる。

本稿で得られた分析結果と先行研究の分析結果を比較すると、夫の失業による出産抑制効果の持続性について違いが見られる。本稿では出産直後にのみ夫の失業による出産抑制効果が観察されたが、Del Bono et al. （2011）や Amialchuck（2013）では夫の失業数年後において持続的な出産抑制効果が観察される場合があった。この背景にはさまざまな要因が存在すると考えられるが、その中の 1 つとして、失業の定義の違いが影響を及ぼしている可能性がある。今回の分析では自発的失業も含まれているため、海外の研究のような失職による所得の負のショックを十分に捉えることができていない可能性が考えられる。この点は本稿の限界点だと言える。しかし、本稿は夫の失業が出産に及ぼす影響を個票のパネルデータを用いて検証した国内の数少ない研究であり、その学術的な意義は小さくないと言える。

最後に本稿に残された課題について述べておきたい。本稿では回顧パネルデータを構築することで、多くの夫の失業サンプルと出産サンプルを利用できるようになったが、その反面、使用可能な変数が制約されてしまった。夫の所得や家計の保有する金融資産、親との同居状況といった要因も考慮すべきであったが、質問項目の制約上難しかった。この点は本稿の課題であり、今後別なデータを利用し、再度推計結果を確認する必要がある。ただし、本稿ではパネル推計による分析も行っているため、期間中に変動しない要因についてはある程度考慮できていると考えられる。本稿におけるもう一つの課題は、夫の失業による間接的な出産抑制効果の検討である。Kohara（2010）及び佐藤（2013）で指摘されるように、夫の失業は妻の労働供給を増加させる。この付加的労働者効果の存在によって、出産が抑制される可能性がある。この点を分析するためには夫の失業と妻の就業、出産の意思決定を考慮した動学的モデルを構造推計する必要がある。この分析に関しては本稿における今後の検討課題だと言える[19]。

参考文献

Amialchuk, A. “The Effect of Husband’s Job Displacement on the Timing and Spacing of Births in the United States,” *Contemporary Economic Policy*, 2013, 31(1), pp. 73-93.

Becker, G. *Economic Analysis of Fertility*, in: Gary S. Becker, James S. Duesenberry and Bernard Okun Demographic and Economic Change in Developed Countries, pp. 225-256, 1960.

Becker, G. and Lewis, H. G. “On the Interaction between the Quantity and Quality of Children,” *Journal of Political Economy*, 1973, 81(2), pp. 279-288.

[19] この点に関するご指摘は、2 人の匿名レフェリーからいただいた。有益なコメントをいただいたことをこの場をお借りして深く感謝申し上げる。

Browning, M. and Heinesen, E. "Effect of Job Loss due to Plant Closure on Mortality and Hospitalization," *Journal of Health Economics,* 2012, 31(4), pp. 599-616.

Chamberlain, G. "Analysis of Covariance with Qualitative Data", *The Review of Economic Studies*, 1980, 47, pp. 225-238.

Charles, K. and Stephens, K. M. "Disability, Job Displacement and Divorce," *Journal of Labor Economics,* 2004, 22(2), pp. 489-522.

Couch, K. A. and Placzek, D. W. "Earnings Losses of Displaced Workers Revisited," *American Economic Review,* 2010, 100(1), pp. 572–589.

Del Bono, E., A. Weber, and R. Winter-Ebmer. "Clash of Career and Family: Fertility Decisions after Job Displacement," *Journal of the European Economic Association*, 2012, 10(4), pp. 659-683.

Farber, H. S. "What Do We Know about Job Loss in the United States? Evidence from the Displaced Workers Survey, 1984-2004," *IRS Working Paper* 498, 2005, Princeton University.

Fraser, C. "Income Risk, the Tax-benefit System and the Demand for Children," *Economica*, 2001, 68, pp. 105-125.

Hashimoto, Y. and Kondo, A. "Long-term Effects of Labor Market Conditions on Family Formation for Japanese Youth," *Journal of the Japanese and International Economies*, 2012, 26(1), pp. 1-21.

Huttunen, K. and Kellokumpu, J. "The Effect of Job Displacement on Couples' Fertility Decisions," *IZA DP* No. 6707, 2012.

Hyslop, D R. "State Dependence, Serial Correlation and Heterogeneity in Intertemporal Labor Force Participation of Married Women", *Econometrica*, 1999, 67(6), pp. 1255-1294.

Jacobson, L., LaLonde, R. and Sullivan, D. "Earnings Losses of Displaced Workers," *American Economic Review*, 1993, 83(4), pp. 685–709.

Kohara, M. "The Response of Japanese Wives' Labor Supply to Husbands' Job Loss," *Journal of Population Economics*, 2010, Online publication date: 22-May-2009.

Lindo, J. "Are Children Really Inferior Goods? Evidence from Displacement-driven Income Shocks" *Journal of Human Resources*, 2010, 45(2), pp. 301-327.

Stephens, M. J. "Worker Displacement and the Added Worker Effect," *Journal of Labor Economics*, 2002, 20(3), pp. 504-537.

Stevens, A. H."Persistent Effects of Job Displacement: The Importance of Multiple Job Losses," *Journal of Labour Economics*, 1997, 15(1), pp. 165-188.

Sullivan, D. and von Wachter, T. "Job Displacement and Mortality: An Analysis Using Administrative Data," *Quarterly Journal of Economics*, 2009, 124(3), pp. 1265-1306.

Willis, R. J. "A New Approach to the Economic Theory of Fertility Behavior," *Journal of Political Economy*, 1973, 81, pp. 14-64.

浅野皙・中村二郎『計量経済学』有斐閣, 2009.

阿部正浩「雇用と所得の環境悪化が出生行動に与える影響—出生率低下の一背景」樋口美雄・財務省財務総合政策研究所編『少子化と日本の経済社会』日本評論社, 2006, pp. 115-134.

市野省三「家計から見た失業」『統計』 2003, 54（5）, pp. 78-83.

加藤久和『人口経済学入門』日本評論社, 2001.

近藤絢子「不況と少子化 : 失業率と出生率・既婚率の都道府県パネル分析」『経済志林』2014, 81（2）, pp. 109-125, 法政大学経済学部学会.

酒井正（2009）「就業移動と社会保険の非加入行動の関係」『日本労働研究雑誌』, No.592, pp. 88-103.

佐藤一磨「夫の失業前後の妻の就業行動の変化について」内閣府経済社会研究所『経済分析』 2013, 第 186 号, pp. 118-138.

佐藤一磨「夫の失業が離婚に及ぼす影響」内閣府経済社会研究所『経済分析』 2014, 第 188 号, pp.119-141.

滋野由紀子「就労と出産・育児の両立－企業の育児支援と保育所の出生率回復への効果」樋口美雄・財務省財務総合政策研究所編『少子化と日本の経済社会』日本評論社, 2006, pp. 81-114.

駿河輝和・張建華「育児休業制度が女性の出産と継続就業に与える影響について—パネルデータによる計量分析」『季刊家計経済研究』 2003, 59, pp. 56-63.

武内真美子「女性就業のパネル分析－配偶者所得効果の再検証」『日本労働研究雑誌』2004, No.527, pp. 76-88.

戸田淳仁「出生率の実証分析－景気や家族政策との関係を中心に」RIETI Discussion Paper Series 07-J-007, 2007.

戸田淳仁「子どもの数・出生順位と教育費との関係－子どもの質・量のトレードオフに関する実証分析」『季刊家計経済研究』 2010, 88, pp. 28-40.

永瀬伸子・縄田和満・水落正明「『労働力調査』を用いた離職者の再就職行動に関する実証的研究」総務省統計研修所リサーチペーパー第24号, 2011.

樋口美雄・阿部正浩「経済変動と女性の結婚・出産・就業のタイミング固定要因と変動要因の分析」樋口美雄・岩田正美編『パネルデータからみた現代女性結婚・出産・就業・消費・貯蓄』, 東洋経済新報社, 1999, pp. 25-65.

前田佐恵子・濱秋純哉・堀雅博・村田啓子「新卒時就職活動の失敗は挽回可能か？　家計研パネルの個票を用いた女性就業の実証分析」ESRI Discussion Paper Series No.234, 2010.

村上あかね「夫の「失業」にともなう家族生活の変化」『日本労働研究雑誌』 2010, 598, pp. 38-47.

労働政策研究・研修機構『ユースフル労働統計－労働統計加工指標集－2013』労働政策研

究・研修機構, 2013.
山口一男『ワークライフバランス 実証と政策提言』 日本経済新聞出版社, 2009.