

Works Review

vol. 13

妻の就業は夫の転職を支えるか —子どもの有無に着目して—

大嶋 寧子

リクルートワークス研究所 主任研究員

妻の就業は夫の転職を支えるか ——子どもの有無に着目して——

大嶋 寧子 リクルートワークス研究所・主任研究員

本稿では、妻の就業が夫の転職意向、自発的理由による転職に与える影響を分析する。リクルートワークス研究所「全国就業実態パネル調査」の3年分のデータを用いてパネル分析を行った結果、子どもがいる場合に、妻の正規雇用は夫の転職意向に有意な正の差を生じていた。さらに、子どもがいる場合、1期前の妻の正規雇用は、夫の自発的理由による転職と、弱いながらも有意な正の関係を持っていた。

キーワード： 性別役割分業、女性活躍、妻の就業、転職意向、転職行動

目次

1. はじめに
 - 1.1 問題の背景
 - 1.2 研究の目的
2. 先行研究とリサーチクエスション
3. データ
 - 3.1 使用データ
 - 3.2 分析対象
4. 分析方法
 - 4.1 夫の転職意向と妻の就業
 - 4.2 夫の自発的転職と妻の就業
5. 分析結果
 - 5.1 夫の転職意向と妻の就業
 - 5.2 夫の自発的転職と妻の就業
6. おわりに

1. はじめに

1.1 問題の背景

高齢化による職業人生の長期化、テクノロジーの発展、M&Aの活発化をはじめとする事業環境の急激な変化により、1つの組織が労働者の人生を支え切ることが難しい時代が到来しつつある。このような時代を展望し、労働政策も、内部労働市場における雇用維持を重視したものから、個人

が自分のキャリアにオーナーシップを持ち、主体的に転職や独立、学び直しへと乗り出すことを支えるものが増えている。

実際、安倍首相は2017年11月29日の第1回人生100年時代構想会議で、「誰もがいくつになっても、新たな活躍の機会に挑戦できるような環境整備を図ってまいりたい」と述べ、政府として中高年の再就職支援やリカレント教育の拡充を行う方針を示した。その後、2018年3月に厚生労働省が「年齢にかかわらず転職・再就職者の受入れ促進のための指針」を策定したのに続き、同年6月13日に政府が策定した「人づくり革命 基本構想」は、「リカレント教育の受講が職業能力の向上を通じ、キャリアアップ・キャリアチェンジにつながる社会」を作るとして、教育訓練給付の拡充などの施策を打ち出している。

政府の公表統計により、キャリアチェンジに関わる状況を確認すると、転職はこの30年間で大きく増加している。厚生労働省「雇用動向調査」（1985年、2015年）によれば、一般労働者（パートタイム労働者を除く常用労働者）の転職入職者は、1985年の187万人から2015年の308万人へと増加した。大企業での中途採用や35歳以上の転職も増加している¹。

一方、日本社会が「誰もがいくつになっても、

新たな活躍の機会に挑戦できるような環境」に至るには、まだ課題があることを示すデータもある。厚生労働省「雇用動向調査」(2016年)によれば、30歳代前半まで、あるいは60歳代以降の男性雇用者の入職率・離職率は10~20%で推移しているものの、30歳代後半~50歳代の入職率・退職率は10%未満と低くなり、中高年期に労働移動が低調となる状況は維持されている。また、新たな活躍の機会の1つとしての起業の状況を見てみると、日本は諸外国と比べてそもそも起業に関心を持つ人が少なく、結果的に起業が少ない状況にある(中小企業庁『2017年版 中小企業白書』)。

日本で転職や独立・起業などのキャリアチェンジが少ない理由として、長期雇用を前提に、企業特殊的人的資本の形成とそれに基づく評価を行う日本型の雇用システムとの関わりが指摘されてきた。佐藤(2017)は、内部労働市場が発達した大企業では、企業特殊的人的資本が蓄積されていない転職者は、管理職への昇進に不利である可能性を指摘している。中村(2014)は外部労働市場が未整備だったことにより、ミドル期以降を中心に中途採用の機会が少なかったことを指摘する。

これに加えて、家計の構造が、夫の柔軟なキャリアの選択を難しくしてきた可能性が指摘できる。高度経済成長期以降、日本では大都市圏を中心に核家族の雇用者世帯が急増した。大都市圏での地価高騰がもたらした職住分離、家族の生計費を考慮した賃金の整備、夫の多くが企業の長期的なメンバーとして迎えられる時代の到来とともに、「夫が家計を支え、妻が家族のケアを担う」性別役割分業と夫の単独稼ぎ主モデルが主流となった。その後、高度経済成長期の後半以降は、徐々に女性の就業が拡大してきたものの、家事・育児と両立し難い正社員の働き方などにより、女性が本格的に働くことが難しい状況は、今なお完全には克服されていない。

その結果、今日の夫婦世帯においても夫が世帯収入の多くを担うケースは少なくない。総務省統計局「家計調査報告」(2017年)によれば、2人

以上の勤労者世帯のうち、夫のみ有業の世帯が約4割を占め、さらに夫婦共働き世帯の場合でも、世帯主男性の勤め先収入は月平均42.7万円であるのに対し、世帯主の配偶者女性のそれは月平均13.1万円であり、男性との間に大きな差が残る。このような家計構造のもとでは、夫の賃金低下や不安定化は家計に直接影響するため、単独稼ぎ主または主要な稼ぎ主としての夫は、そのようなリスクを伴う選択には慎重にならざるを得ない。このように、夫が主に家族を養うという意識や実態は、夫の転職や独立・起業の選択を狭めてきたと考えられるのである。

1.2 研究の目的

一方で、近年、女性の働き方が急速に変化しており、典型的な夫の単独稼ぎ主モデルにあてはまらない夫婦も増えているとみられる。

実際、国立社会保障・人口問題研究所「第15回出生動向基本調査」(2015年)によれば、第1子出産後も働く女性の割合(就業継続率)は上昇している。正社員女性に限定すれば、2010~2014年に第1子を出産した女性の就業継続率は69%まで上昇し、出産後も働き続けることが当たり前となりつつある。

また、総務省統計局「労働力調査(詳細集計)」(各年版)によれば、女性雇用者の数は2002~2017年に、2073万人から2503万人へと430万人増加している。その中身を見ると、正規雇用者は1052万人から1114万人へと62万人の小幅な増加にとどまったが、年収300万円以上の割合が44%から50%へと上昇している。また非正規雇用は1021万人から1389万人へと368万人増加すると同時に、年収200万円以上の割合が11%から16%に上昇している。

こうした動きの牽引役とみられるのが、配偶者のいる女性である。同じく「労働力調査(詳細集計)」によれば、2002~2017年に配偶者のいる女性就業者は、1576万人から1723万人へと増加

している。図1は未婚女性と配偶者のいる女性について、2002～2017年の就業者数の変化を「主に仕事をしている者」「主に仕事をしている者以外」に分けて示している。これによると、すべてのカテゴリーで就業者は増えているが、特に増加幅が大きいのは配偶者のいる女性かつ「主に仕事をしている者」(104万人増加)であった³。要するに、配偶者のいる女性を中心に、就業者の増加と、より高所得へのシフトが生じている。

仮に妻が安定した収入を得ている場合、夫の転職や独立、起業で夫の収入が低下したり、変動幅が大きくなった場合にも、家計全体への影響は緩和される。配偶者のいる女性を中心とする働き方の変化は、夫がキャリアチェンジを考える際の前提を変化させている可能性がある。

以上の状況を踏まえ、本稿では、全国の約5万人の就業実態を調査した「全国就業実態パネル調査」(リクルートワークス研究所)の3年分のデータを用いて、妻の就業が夫の転職意向、および自発的理由による転職にどのような影響を与えているかを検証する。

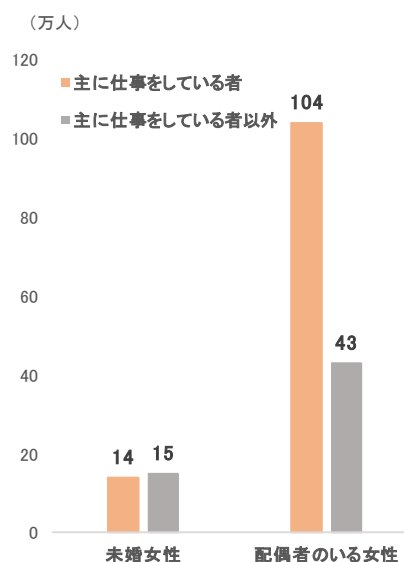
実際の転職行動だけでなく、転職意向にも着目する理由は以下の通りである。まず、転職意向を持つ人のうち、翌年までに自発的理由での転職を行う人は一部に過ぎない。表1は、「全国就業実態パネル調査」より、20～54歳の夫について、2016年12月時点の転職意向の有無別に、2017年12月時点で過去1年間に自発的理由による転職を行った者の割合を見ている⁴。これによると、前年に転職意向があった者のうち、翌年までに自発的理由による転職を行った者の割合は1割弱にとどまる。前年に転職意向を持たなかった者で、翌年までに転職を行った者の割合は1.3%と低い。そもそも前年に転職意向を持たない人が多いため、転職者そのものに占める割合は4割に上る。つまり、転職意向は翌年の転職行動に関わりを持つが、実際に転職した人の中には、予想外の機会や事情から、前年に転職意向を持たなかった人が少なからず含まれている。

一方で、転職意向を持つ人は持たない人よりも、

自己啓発や副業を行う傾向にある。表2は「全国就業実態パネル調査」より、20～54歳の夫の転職意向と自己啓発実施割合、副業実施割合の関係を示している。ここでは、収入の高低による差を極力取り除くために、主な仕事からの年収が500万円以上の者に限定した。表2の通り、転職意向の有無により自己啓発の実施割合、副業の実施割合には差が存在する。つまり、転職意向を持つことは翌年の自発的理由による転職に必ずしも結びつかないが、学び直しや副業といった、今後のキャリアの選択肢を広げる行動と関わりを持っている。

2. 先行研究とリサーチクエスチョン

欧米では、結婚している夫でより賃金が高いとする「夫の婚姻プレミアム」の存在を検証する研究が蓄積されてきた。結婚プレミアムの背景は諸説あるが、複数の研究が理論的根拠と位置付けてきたのがBecker(1981)の「家庭内分業仮説」である⁵。この仮説では、夫が労働市場で、女性が家事労働で比較優位を持つ場合に、それぞれが



注：総務省統計局「労働力調査(詳細集計)」2002年、2017年より筆者作成

図1 女性就業者数の変化

比較優位を持つ仕事に専念することで生産性が上昇するとする。つまり、婚姻により男女で家庭内分業が行われる場合、夫の生産性と賃金は上昇する。

家庭内分業仮説を裏返せば、妻の就業は夫の生産性や賃金に負の影響を生じる。実際、Gray (1997), Hotchkiss and Moore (1999) をはじめ、妻が就業することによる夫の賃金への負の影響（妻の就業ペナルティ：Working Spouse Penalty）を肯定する研究は少なくない⁶。より近年では、内生性の問題やマッチングの問題を考慮した場合に妻の就業は夫の賃金にプラスの影響を与えるか、もしくは負の影響が大きく縮減するとする Jacobsen and Rayack (1996) や、1980年代と比べて1990年代のデータでは妻の就業ペナルティを確認できないとする Blackaby et al. (2007) のように、異なる見解も示されている。しかし、妻の就業が夫の賃金に及ぼす影響について、完全なコンセンサスは得られていない。たとえば Song (2007) は、妻の就業ペナルティの影響は部分的に存在すると指摘するほか、Dalmia et al. (2016) は内生性の問題に配慮した上で、

同類婚による影響、妻の就業ペナルティ、妻の就業経験から夫の賃金への正のスピルオーバー効果を包括的に検討したうえで、家庭内分業による影響が弱いながらも確認されると指摘している。

日本ではこれまで主に、夫の所得が妻の就業選択にどう影響するのかという方向から、研究が蓄積されてきた。その際、多くの研究が焦点を当ててきたのが、夫の所得と妻の就業確率に負の関係があるとする「ダグラス・有澤の法則」の妥当性である（富田・脇坂 1999 など）。より近年の研究では、夫の所得が妻の就業選択に与える影響が低下していることを指摘する小原 (2001) や、妻の就業は夫の長期所得、単年度所得の双方に反応していないとする武内 (2004) など、ダグラス・有澤の法則の今日における妥当性に疑問を投げかける研究も目立っている。

また、国内でも夫の婚姻（出産）プレミアムを取り上げた研究がいくつか行われている。たとえば川口 (2005) は、結婚や出産が男女の賃金に及ぼす影響に着目し、OLS モデルで確認された夫の

**表1 前年の転職意向と
当年の自発的理由による転職**

	自発的理由 による転職なし (2017/12時点)	自発的理由 による転職あり (2017/12時点)	計
転職意向あり (2016/12時点)	92.0%	8.0%	100%
	576	50	626
転職意向なし (2016/12時点)	98.7%	1.3%	100%
	2,847	38	2,885
計	3,422	89	3,511

Yatesの補正済み χ^2 : 90.943 $p < 0.01$

注:

1. 転職意向は2016年12月時点、自発的理由による転職（当年1年間にわたったもの）の有無は2017年12月時点のもの
2. 以後の分析とベースを揃えるため、サンプルは2016年12月時点で20～54歳だった既卒男性就業者（2016年に正規雇用者かつ2016年、2017年、2018年に継続して就業かつ有配偶者）とした。さらに年収条件を揃えるために、主な仕事からの年収が2017年12月時点で500万円以上とした。ウェイトバック後の数値
出所：リクルートワークス研究所「全国就業実態パネル調査2018」

表2 転職意向と自己啓発・副業実施割合

	自己啓発あり	自己啓発なし	計
転職意向あり	60.5%	39.5%	100%
	1,066	696	1,762
転職意向なし	51.2%	48.8%	100%
	124	118	242
計	1,190	814	2,004

Yatesの補正済み χ^2 : 7.185 $p < 0.01$

	副業あり	副業なし	計
転職意向あり	92.5%	7.5%	100%
	1,629	133	1,762
転職意向なし	87.2%	13.2%	100%
	211	32	242
計	1,840	165	2,004

Yatesの補正済み χ^2 : 8.200 $p < 0.01$

注:

1. 転職意向、自己啓発、副業はすべて2017年12月時点
2. 以後の分析とベースを揃えるため、サンプルは2016年12月時点で20～54歳だった既卒男性就業者（2016年に正規雇用者かつ2016年、2017年、2018年に継続して就業かつ有配偶者）とした。さらに年収条件を揃えるために、主な仕事からの年収が2017年12月時点で500万円以上とした。ウェイトバック後の数値
出所：リクルートワークス研究所「全国就業実態パネル調査2018」

出産プレミアムが固定効果モデルでほぼ確認できなくなることを踏まえ、夫の観察不能な個人属性が出産プレミアムの重要な要因であると指摘している。また、麦山（2016）は婚姻期間を考慮したイベントヒストリー分析により、結婚は直後から夫の無業への移行を起りにくく、結婚数年後から夫の管理職への移行を生じやすくしていることを明らかにしている。このほかに湯川（2018）は、パネルデータを用いた分析で、結婚が夫の労働時間に正の影響を与えることを明らかにしている。

ところで以上は、あくまで結婚や出産が夫の就業（この場合は賃金や昇進などの労働成果）に及ぼす影響に着目したものであり、妻の就業が夫の就業に及ぼす影響は明示的に考慮されていない。こうしたなか、Sun（2016）は、妻の就業状態を家庭内分業の代理変数として用い、結婚と家庭内分業が夫の賃金に与える影響を分析している。妻が専業主婦の夫と、妻が正規雇用の夫を比較すると、前者でより賃金が高いが、観察不能な個人属性をコントロールすると、結婚、家庭内分業ともに影響が観測されなくなることを示し、既婚者と未婚者の賃金差は観察不能な個人属性が主因であると結論付けている。つまり Sun（2016）によれば、結婚ペナルティも妻の就業ペナルティも否定される。

以上のように、妻の就業が夫の就業に及ぼす影響を取り上げた国内研究はきわめて少なく、さらに筆者が調べた限り、妻の就業が夫の転職意向や自発的転職に及ぼす影響を取り上げた研究は見当たらない。

こうしたなか、間接的にはあるが、妻の就業が夫の転職意向および転職行動に及ぼす影響に関わる示唆を得られる研究として、阿部（2016）が挙げられる。ここでは転職者の希望年収を留保賃金とみなしてその決定要因を分析し、希望年収は年齢が高い場合、男性である場合により高いことを指摘している。男性でより希望年収が高い背景には、夫が稼得責任を担うケースが多い日本の状況があると考えられる。しかし、仮に妻に安定した収入がある場合、夫は留保賃金（この場合は希

望年収）をより柔軟に設定でき、転職意向を持ったり、転職に踏み切ったりする可能性がある。

ここで考えられるのは、妻の就業が夫の転職意向や転職行動に及ぼす影響が、子どもの有無によって異なる可能性である。仮にほかの条件が同じであれば、夫婦に子どもがいる場合、固定費としての養育費・教育費により家計の変動費部分は圧縮され、夫の賃金低下や所得不安定化は、変動費の削減や固定費である子どもの養育費・教育費にまで及ぶ可能性がある。これに対し、妻に安定した収入がある場合、仮に夫の転職で賃金減少や所得不安定化が生じて、家計の変動費部分や子どもの養育費・教育費への影響が緩和されるため、夫は妻が無業の場合と比べて、転職意向を持つことや転職行動を取ることが容易になると考えられる。

これに対し、夫婦に子どもがいない場合、仮に転職で夫の賃金低下や所得不安定化が生じて、養育費・教育費には関係しない。妻から見て育児のための時間的制約はないため、仮に夫の賃金低下や収入減が生じた場合も、妻が就業するハードルは低い。つまり、夫はより身軽に転職意向を持つことや転職に踏み切ることが可能となり、妻が無業の場合と比べて妻の就業の影響も、子どもがいる夫婦と比べて小さなものとなる可能性が指摘できる。

以上を踏まえ、本稿では以下の2点を検証する。

1. 妻の就業は夫の転職希望に影響するか、その影響は子どもの有無によって異なるのか
2. 妻の就業は夫の自発的理由による転職に影響するか、またその影響は子どもの有無によって異なるのか

3. データ

3.1 使用データ

分析には、リクルートワークス研究所の「全国就業実態パネル調査」（以下、JPSED）の3年分

(2016年, 2017年, 2018年)のデータを使用する。このデータは、全国の15歳以上の男女、約5万人に対して毎年1回、追跡調査を行うパネル調査であり、2016年以降、3回実施されている。

JPSEDは事前に登録したモニターへのインターネット調査という特性を生かし、無業者を含む大規模な標本を確保し、同時に、就業実態や働き方の満足度、仕事特性など幅広い項目を調査している点の特徴である。インターネット調査に対してはサンプルに偏りが生じやすいという指摘があるが、この点を考慮して公的統計(総務省統計局「労働力調査」)の推計人口構成に合わせた割付(性、年代、就業状態、学歴、エリア別)が行われている。

また、転職意向や自発的理由による転職の規定要因を分析するにあたっては、親の仕事や自身の経験などから、転職への志向が高いなどの観察されない個人の異質性を統制することが必要になる。一方、同一個人の追跡調査を行うパネル分析では、統計的にそうした個人の観察されない異質性をコントロールすることが可能である。そこで本稿では大規模パネル調査であるJPSEDの強みを生かし、パネル分析によって推定値を得ることとする。

3.2 分析対象

本稿での分析対象は、3年の調査で継続して就業者であり、各期において配偶者のいる夫で、1年目の時点で20～54歳の者とした⁷。その上で、夫の雇用の安定度が妻の就業状況に影響する内生性の問題に配慮し、第1回(2016年)調査で正規雇用者だった者に対象を限定した。

4. 分析方法

4.1 夫の転職意向と妻の就業

まず、夫の転職意向ありの場合に1、それ以外の場合に0となる質的変数を被説明変数とするモデルを推定する(分析1)。JPSEDでは、「あなた

は今後、転職(会社や団体を変えること)や就職することを考えていますか。」という質問に対し、「1.現在、就職や転職をしたいと考えており、転職・就職活動を行っている」「2.現在、就職や転職をしたいと考えているが、転職・就職活動は行っていない」「3.いずれ就職や転職をしたいと思っている」「4.転職や就職をするつもりはない」の4つから1つを選択する形式の設問を設けている。

本稿の分析対象は3年とも就業者の夫であるため、この設問での「就転職意向あり」は「転職意向あり」と読み換えることが可能である。また、4つの選択肢のうち「3.いずれ就職や転職をしたいと思っている」は広い意味での転職希望ありとみなせるが、本稿では「現時点での転職意向の有無」を分析対象とするため、1.または2.を選択した場合を「転職意向あり」とみなすこととした。

分析1の推定モデルは以下の通りである。

$$Y_{it}^* = \sum_{k=1}^n \delta_k \text{swork}_{it} + \beta x_{it} + u_i + \varepsilon_{it}$$

i は観察された個人、 t は観察時点、 x_{it} は各時点の個人の属性、 u_i は観察不能な個人属性、 ε_{it} は誤差項を示す。被説明変数 Y_{it} は、夫が転職意向を持つ場合に1、それ以外に0となるダミー変数である。妻の就業状態を示す swork_{it} は、「無業(レファレンス)」「正規雇用」「非正規雇用」「その他就業(自営業・家族従業者・役員)」の4つに分けた。

以上に加え、転職の規定要因を取り上げた近年の先行研究⁸を踏まえ、夫の属性に関わるコントロール変数として、(1)夫の業種(「製造業(レファレンス)」「素材関連業界」「サービス」「情報」「金融」「流通・小売業」「その他」)、(2)夫の職種(「生産工程・労務関連職(レファレンス)」「事務系職種」「サービス職」「営業販売職」「専門職・技術職」「その他」)、(3)夫の勤め先規模(「9人以下(レファレンス)」「10～99人」「100～999

人」「1000人以上」「公務」⁹⁾、(4) 夫の年齢（「20代（レファレンス）」「30代」「40代」「50代」）を投入した。加えて、仕事を通じた成長への満足に関するダミー変数（「仕事を通じて「成長している」という実感を持っていた」について「あてはまる」または「どちらかといえばあてはまる」と回答した場合に1、それ以外の場合に0）、職場におけるハラスメントに関するダミー変数（「パワハラ・セクハラを受けた話を見聞きしたことがあった」について「あてはまる」「どちらかといえばあてはまる」を1、それ以外を0）、両立ストレスに関するダミー変数（仕事と家庭の両立ストレスについて「強く感じていた」場合を1、それ以外を0とする）を投入した。分析に使用した変数の基本統計量を表3に示している。

4.2 夫の自発的転職と妻の就業

次に分析2として、過去1年間に自発的な理由による転職ありを1、なしを0とする質的変数を被説明変数とするモデルを推定する。

具体的には、現職の入社年次が過去1年間の年次に等しく、さらに前職の退職理由（複数回答）のうち会社都合に該当する項目（「契約期間の満了」「定年」「会社の倒産・事業所閉鎖」「早期退職・退職勧奨」「解雇」）のいずれにも該当ありと回答していない場合に、自発的な理由による転職ありとした¹⁰⁾。

推定に用いたモデルは以下の通りである。

$$Y_{it}^* = \sum_{k=1}^n \delta_k \text{swork}_{it-1} + \beta x_{it-1} + u_i + \varepsilon_{it-1}$$

説明変数およびコントロール変数は分析1と同一であるが、夫の転職に影響を及ぼすタイミングを考慮し、1期前の値を使用した。

以上の変数を用意した上で、夫の転職意向に関するダミー変数について、線形確率モデルを使用した分析を行う。質的被説明変数を推定する分析では、近年、係数の解釈が容易であるなどの理由から、ロジットモデルの代替的手法として、線形

確率モデルを使用した分析が増えている。たとえば、「慶應義塾家計パネル調査」の就業履歴から作成した回顧パネルデータを用いて、夫の失業が出産に及ぼす影響を検証した佐藤（2018）は、出産経験を1、それ以外を0とする確率モデルを固定効果ロジット、変量効果ロジット、線形確率モデルによる固定効果OLS、変量効果OLSについて推計している。また、Hashimoto and Kondo（2012）でも、出産の意思決定の分析モデルの推計にあたり、線形確率モデル（固定効果OLS）による推定を行っている。ただし、このように線形

表3 基本統計量

変数	平均	標準誤差	Min	Max	観測数
転職意向	0.147	0.354	0	1	3,978
自発的理由による転職	0.026	0.158	0	1	3,942
*妻の就業状態変数					
無業	0.294	0.456	0	1	3,978
正規雇用	0.334	0.472	0	1	3,978
非正規雇用	0.358	0.479	0	1	3,978
その他就業	0.014	0.117	0	1	3,978
夫の業種					
製造業	0.292	0.455	0	1	3,974
素材関連業界	0.076	0.265	0	1	3,974
サービス	0.253	0.435	0	1	3,974
情報	0.085	0.279	0	1	3,974
金融	0.036	0.186	0	1	3,974
流通・小売業	0.085	0.279	0	1	3,974
その他	0.173	0.378	0	1	3,974
夫の職種					
生産工程・労務関連職	0.219	0.413	0	1	3,978
サービス職	0.057	0.231	0	1	3,978
事務系職種	0.242	0.428	0	1	3,978
営業販売職	0.119	0.324	0	1	3,978
専門職・技術職	0.304	0.460	0	1	3,978
その他	0.059	0.235	0	1	3,978
夫の勤め先規模					
9人以下	0.074	0.262	0	1	3,978
10～99人	0.252	0.434	0	1	3,978
100～999人	0.262	0.440	0	1	3,978
1000人以上	0.280	0.449	0	1	3,978
公務	0.132	0.338	0	1	3,978
夫の年齢					
20代	0.031	0.172	0	1	3,978
30代	0.287	0.452	0	1	3,978
40代	0.466	0.499	0	1	3,978
50代	0.216	0.412	0	1	3,978
成長満足	0.260	0.439	0	1	3,978
ハラスメント	0.187	0.390	0	1	3,978
両立ストレス	0.092	0.289	0	1	3,978

注：2018年のデータ（ウェイトバックなし）。対象は2016、2017、2018年を通じて就業者かつ配偶者のいる20～54歳の男性。2016年時点で30～54歳かつ正規雇用者であった者

確率モデルを用いる場合には、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になるという問題点が生じる(佐藤 2018)。そのため、分析 1、分析 2 ともに線形確率モデルによる推定(ロバスト標準誤差)を行った。分析 1 は 3 年分のパネルデータを用いて、分析 2 は説明変数に 1 期前のデータを使用しているため、2 年分のパネルデータを用いて分析を行った。2 つの分析についてそれぞれ Hausman 検定を行ったところ、固定効果モデルが支持された。そこで以下では、固定効果 OLS の推定結果を示す。

5. 分析結果

5.1 夫の転職意向と妻の就業

分析 1 の結果を表 4 に示した。まず、子どもがいないサンプルに限定した分析結果を見ると、妻の就業は正規雇用、非正規雇用、その他就業にかかわらず、妻が無業の場合と比べて、夫の転職意向に有意な差をもたらしていない。さらに夫の属性に関しては、10%の有意水準ではあるが、夫の職種が専門職・技術職の場合に、生産工程・労務関連職に比べて転職意向を持ちやすいことが示されている。これは企業特殊熟練が蓄積されやすい生産工程・労務関連職で有利な転職先が見つかりにくく、転職が抑制されるという吉岡(2016)の指摘と整合的である。このほか、やはり 10%の有意水準であるが、「仕事を通じて『成長している』という実感を持っていた」ことが転職意向を持つことと負の関係を持っている。

次に、子どもがいるサンプルに限定した分析結果を見ると、妻が正規雇用で働いていることは、妻が無業の場合と比べて、夫の転職意向に有意な正の差をもたらしている半面、妻の非正規雇用やその他就業は有意な影響を示さなかった。このほか、仕事を通じて成長を実感していたことは、夫の転職意向を有意に低下させる一方、両立ストレスは転職意向を高めている。夫の業種や職種、勤め先規模は、転職意向に有意な影響を生じていな

い。

5.2 夫の自発的転職と妻の就業

次に、分析 2 の結果を表 5 に示した。まず、子どもがいないサンプルに限定した分析結果を見ると、妻の就業は正規雇用、非正規雇用、その他就業にかかわらず、妻が無業の場合と比べて、夫の自発的理由による転職に有意な差をもたらしていない。さらに夫の属性に関しては、10%の有意水準ではあるが、夫の業種がサービス業の場合、職種がサービス職の場合に自発的理由による転職が抑制されている。一方、仕事を通じた成長の実感や両立ストレス、職場のハラスメントは有意な差を生じていない。

次に、子どもがいるサンプルに限定した分析結果を見ると、10%の有意水準であるが、妻が正規雇用で働いていることは、夫の転職に有意な差をもたらしているほか、妻がその他就業である場合にも 5%の有意水準で夫の転職にプラスであり、さらに係数は妻が正規雇用の場合と比べて大きい。一方、妻が非正規雇用の場合は、妻が無業の場合と比べて有意な差は確認できない。

このほか、夫の属性に関しては、10%の有意水準であるが、夫の業種が金融業やその他業種である場合、職種がその他である場合に転職が抑制されている。また、仕事を通じた成長を実感していたことは、夫の自発的理由による転職を抑制する半面、両立ストレスや職場ハラスメントの認識は、転職に対し有意にプラスであった。

表4 夫の転職意向の分析結果

	子どもなし		子どもあり		
	固定効果モデル		固定効果モデル		
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	
被説明変数：転職意向あり=1 転職意向なし=0					
妻就業(レファレンス：無業)					
	正規雇用	-0.007	0.027	0.030**	0.013
	非正規雇用	-0.027	0.037	-0.008	0.015
	その他就業	0.075	0.086	0.024	0.044
夫業種(レファレンス：製造業)					
	素材関連業界	-0.074	0.065	0.001	0.028
	サービス	-0.024	0.056	-0.014	0.020
	情報	-0.065	0.073	0.026	0.032
	金融	-0.018	0.115	0.007	0.042
	流通・小売業	0.008	0.059	0.003	0.029
	その他	-0.087	0.053	0.001	0.021
夫職種(レファレンス：生産工程・労務関連職)					
	サービス職	0.022	0.064	0.000	0.031
	事務系職種	0.083	0.061	0.013	0.027
	営業販売職	0.023	0.076	0.033	0.031
	専門職・技術職	0.082*	0.048	0.036	0.025
	その他	-0.026	0.056	0.006	0.021
夫企業規模(レファレンス：9人以下)					
	10-99人	-0.005	0.071	-0.001	0.045
	100-999人	0.011	0.074	-0.039	0.050
	1,000人以上	-0.095	0.077	-0.035	0.053
	公務	-0.116	0.102	-0.043	0.071
夫年齢(レファレンス：20代)					
	30代		(omitted)		(omitted)
	40代		(omitted)		(omitted)
	50代		(omitted)		(omitted)
	成長満足	-0.041*	0.025	-0.051***	0.010
	職場ハラスメント	0.031	0.030	0.014	0.013
	両立ストレス	0.033	0.037	0.066***	0.018
	定数項	0.214**	0.090	0.169***	0.049
	Number of obs / Number of groups	2,084/769		9,846/3349	
		F(21,768)= 1.46		F(21,3348)= 2.65	

注：* p値<0.01 ** p値<0.05 *** p値<0.1

表5 夫の自発的理由による転職の分析結果

	子どもなし		子どもあり		
	固定効果モデル		固定効果モデル		
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	
被説明変数: 昨年1年間に自発的理由による転職あり=1 昨年1年間に自発的理由による転職なし=0					
妻就業(レファレンス:無業)					
	正規雇用	0.009	0.020	0.015*	0.008
	非正規雇用	0.026	0.030	0.014	0.011
	その他就業	-0.156	0.095	0.075**	0.036
夫業種(レファレンス:製造業)					
	素材関連業界	-0.043	0.038	0.026	0.031
	サービス	-0.228*	0.121	-0.045	0.047
	情報	-0.076	0.120	-0.048	0.051
	金融	0.254	0.293	-0.085*	0.045
	流通・小売業	-0.105	0.137	-0.044	0.060
	その他	-0.068	0.103	-0.083*	0.041
夫職種(レファレンス:生産工程・労務関連職)					
	サービス職	-0.125*	0.066	-0.032	0.023
	事務系職種	-0.005	0.051	-0.027	0.019
	営業販売職	-0.016	0.082	-0.017	0.018
	専門職・技術職	0.026	0.042	-0.005	0.014
	その他	-0.031	0.035	-0.032*	0.019
夫企業規模(レファレンス:9人以下)					
	10-99人	0.141	0.178	-0.025	0.044
	100-999人	0.168	0.167	-0.028	0.047
	1,000人以上	0.073	0.172	-0.025	0.050
	公務	0.041	0.188	-0.033	0.068
夫年齢(レファレンス:20代)					
	30代		(omitted)		(omitted)
	40代		(omitted)		(omitted)
	50代		(omitted)		(omitted)
	成長満足	-0.027	0.023	-0.017**	0.007
	職場ハラスメント	0.025	0.023	0.0175**	0.009
	両立ストレス	-0.029	0.042	0.031**	0.013
	定数項	0.022	0.175	0.083	0.052
	Number of obs / Number of groups	1311/693		6557/3337	
		F(21,692)=1.03		F(21,3336)=1.46	

注: p値<0.01 ** p値<0.05 *** p値<0.1

6. おわりに

本稿では、妻の就業が夫の転職意向や転職行動に及ぼす影響に着目し、実証分析を行った。その際、子どもの有無によって夫の転職意向や転職行動に差が生じる可能性を考慮した。

主な発見は以下の通りである。まず、子どもがいない場合、妻の就業はその就業形態にかかわらず、夫の転職意向に有意な差を生じていなかった。その半面、子どもがいる場合、妻の正規就業は夫の転職意向と有意な正の関係があり、妻の安定雇用が、夫が転職意向を持つことを促す可能性が確認された。

子どもがいない夫の場合、仮に転職で賃金変動しても、子どもの養育費や教育費への影響は生じず、さらに妻に時間的制約が少ないため無業の妻が就業するハードルも低い¹¹。この結果、夫が転職について検討する際、妻が無業であることと妻が就業していることの間には差が生じていないと考えられる。一方、子どもがいる夫の場合、妻が正規雇用として働くことにより、自分以外の安定した収入源があることは、妻が無業の場合と比べて転職後の希望年収をより柔軟に設定することを可能にし、転職意向を持ちやすくしていると考えられる。

次に、子どものいない夫の場合、妻の就業はその就業形態に関わらず、夫の自発的理由による転職に有意な影響を持たなかったが、子どものいる夫の場合、妻の正規雇用またはその他就業は夫の転職と有意な正の関係があり、とりわけ妻がその他就業の場合の係数が大きかった。その他就業には自営業・家族従業者・役員が含まれるが、これらの働き方は収入面での支えだけでなく、より自律的な働き方のロールモデルとして、夫の自発的理由による転職を促している可能性がある。

その他の発見として、仕事を通じた成長の実感、子どもの有無に関わらず夫の転職意向を低下させるほか、子どものいる夫の転職行動を抑制していた。また両立ストレスの認識は、子どものいる夫の転職意向、転職行動の双方を促していた。

さらに職場ハラスメントの認識は、子どものいる夫の転職を促していた。子どもの有無により、両立ストレスやハラスメントによる影響が異なる背景として、子どもを持つ夫では、同じ両立ストレスでも負担感が大きい可能性や、職場のハラスメントに対する受け止め方が変わっている可能性が考えられる。

以上で見てきたように、子どもがいる夫の場合、妻に安定した収入があり、家庭内で家族を養う責任が分散されることが、転職への意向や行動を支えている可能性が示された。配偶者のいる女性が本格的に就業できる環境を整えることは、妻だけでなく、夫の働く選択肢を増やすことにもつながりうる。そのことは、テクノロジーの進化がもたらす仕事の変化を、個人が早期にキャッチし、長期化する人生を安定的に乗り越えていくことにも資するだろう。

一方で、仕事を通じた成長の実感、両立ストレスや職場ハラスメントの認識は、特に子どものいる夫の転職意向や転職行動と関わりを持っていた。人手不足の中、企業が優秀な人材を引き留めるためには、男性についても仕事と家庭を両立しやすい働き方を整備することや、ハラスメントの発生を防ぐ対策を強化することが必要である。また、成長を実感できるような学びの機会や仕事の配分に努め、従業員が今所属する組織でのキャリアを前向きに選び取れるようにしていくことも重要だろう。

注

¹ 厚生労働省「雇用動向調査」で1985年と2015年の転職入職者を確認すると、1000人以上の企業で29万人から89万人へ、35歳以上で77万人から171万人と増加している。

² 戦後の働き方と夫婦の役割分業の変化については、大嶋寧子(2018)「第9章 変わりゆく夫婦の約束 家族の生活安定戦略」(玄田有史編『30代の働く地図』岩波書店2018年10月18日発行)参照。

³ 総務省統計局「労働力調査(詳細集計)」によれば、配偶者と離別・死別した女性就業者は2002年の273万人から2017年の345万人へ増加している。うち「主に仕事をしている者」は209万人から270万人への増加であった。配偶者と離別・死別した女性就業者のうち最も増加幅が大きいのは65歳以上の女性で43万人である。

⁴ 表1、表2ともに、以後の分析と揃えるため、サンプルを2016

年12月時点で20～54歳だった既卒男性就業者(2016年に正規雇用者かつ2016年,2017年,2018年に継続して就業かつ有配偶者)とした。さらに、主な仕事からの年収が2017年12月時点で500万円以上とした。

⁵ その他の夫の婚姻プレミアムが生じる背景としては、伝統的な経営者が既婚男性を好む、結婚へのセレクションを通じて労働市場でより魅力的な男性が結婚をしているなどの理由が指摘されてきた。夫の婚姻プレミアムに関する海外の研究については湯川(2018)で詳しく述べられている。

⁶ 妻の就業ペナルティを指摘する初期の研究についてはJacobsen and Rayack (1996)に詳しい。

⁷ 定年前後での労働移動を除外するため、本稿では分析の対象を54歳までの夫とした。

⁸ 近年の転職意向や転職の規定要因に焦点を当てた実証研究では、業種や職種、学歴、賃金、仕事満足、仕事への不満などの要因との関わりが検証されている。たとえば大橋・中村(2002)は、人的資本理論の指摘を踏まえ、製造業従事者は企業特殊熟練を蓄積する傾向が強く、転職後に賃金の上昇しにくいために転職しにくいことを指摘している。一方、砂原(2004)は、若年ホワイトカラー正社員の転職意向と退職経験を被説明変数に分析を行い、より汎用的な人的資本を備えていると考えられる専門職で事務職と比べて有意に退職経験が少ないこと、専門資格の保有が退職経験や退職意向とマイナスの関係を持つことを指摘している。一方、仕事に対する満足や不満と転職との関わりに関しては、吉岡(2016)が総じて仕事に対する満足は離職を抑制し、仕事に対する不満は離職を促進するものの、企業特殊熟練が蓄積されやすいブルーカラー労働者の場合は、仕事に対する不満があっても転職しにくいことを明らかにしている。また相澤(2008)は、夫で仕事への不満が離職意向を有意に高める半面、仕事の裁量や仕事での能力形成の機会が離職意向を低下させることを指摘している。このほか田中(2013)は、「日本家計パネルデータ」の2009～2011年のデータを用いたパネル分析により、夫の離職を説明する理由として賃金が有力な説明力を持つ一方、仕事に対する満足は離職に影響していないことを指摘している。

⁹ リクルートワークス研究所「全国就業実態パネル調査」では、勤め先の従業員数を尋ねる質問で、従業員数別の選択肢に加え「公務」の選択肢がある。

¹⁰ 「全国就業実態パネル調査」では、前職の退職理由として「契約期間の満了」「定年」「会社の倒産・事業所閉鎖」「早期退職・退職勧奨」「解雇」以外に、「賃金への不満」「労働条件や勤務地への不満」「人間関係への不満」「仕事内容への不満」「会社の将来性や雇用安定性への不安」「自分の身体的なけがや病気」「自分の精神的な病気」「結婚」「妊娠・出産」「育児・子育て」「介護のため」「独立のため」「進学や資格取得のため」「その他」の選択肢が用意されている。

¹¹ 実際、本分析の対象となるサンプルで見ると、子どもがいない夫の妻で無業の割合が低く、正規就業の割合が高い。

参考文献

- Becker, G. S., 1981. *A treatise on the family*; Harvard University Press, Cambridge.
- Blackaby, D.H., Paul S. Carlin and P.D. Murphy, 2007, "A Change in the Earnings Penalty for British Men with Working Wives: Evidence from the 1980's and 1990's," *Labour Economics*, 14(1): 119-134.
- Dalmia, S., Kelly, C. S. and Sicilian, P., 2016, "Marriage and men's earnings: Specialization and cross-productivity effects," *Eastern Economic Journal*, 42(3): 335-348.
- Gray, Jeffrey S., 1997, "The Fall in Men's Return to Marriage: Declining Productivity Effects or Changing Selection?" *Journal of Human Resources*, 32(3): 481-504.
- Hotchkiss, Julie L. and Robert E. Moore, 1999, "On the Evidence of a Working Spouse Penalty in the Managerial Labor Market," *Industrial and Labor Relations Review*, 52(3):

410-423.

Jacobsen, Joyce P. and Wendy L. Rayack, 1996, "Do Men Whose Wives Work Really Earn Less?" *American Economic Review*, 86(2): 268-273.

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

Song, Y., 2007, "The Working Spouse Penalty/Premium and Married Women's Labor Supply," *Review of Economics of the Household*, 5(3): 279-304.

Sun, Yawen, 2016, "Essays on Wage Determination Factors and Individual Heterogeneity: Evidence from Japanese Panel Data", Hitotsubashi University, 2017, Ph.D. thesis.

相澤真一, 2008, 「誰が仕事をやめたがっているのか-重要なのは職場環境か、それとも家庭か?」東京大学社会科学研究所 パネル調査プロジェクト ディスカッションペーパーシリーズ, No.14.

阿部正浩, 2016, 「転職者の希望年収はどのように決まるのか」リクルートワークス研究所 Discussion Paper Series No.8.

大橋勇雄・中村二郎, 2002, 「転職のメカニズムと効果」玄田有史・中田喜文編著『リストラと転職のメカニズム——労働移動の経済学』東洋経済新報社, 145-173.

小原美紀, 2001, 「専業主婦は裕福な家庭の象徴か?——妻の就業と所得不平等に税制が与える影響」『日本労働研究雑誌』493:15-29.

川口章, 2005, 「結婚と出産は男女の賃金にどのような影響を及ぼしているのか」『日本労働研究雑誌』535:42-55.

佐藤香織, 2017, 「企業内労働市場における転職と昇進の関係」ISS Discussion Paper Series J-222.

佐藤一磨, 2018, 「夫の失業は出産を抑制するのか」『経済分析』197:70-92.

砂原 庸介, 2004, 「『自律』を求める若年正社員」山口真美他『多様な働き方の構造分析(報告書)』東京大学社会科学研究所, 21-53.

外館光則, 2007, 「労働組合と離職率」『日本労働研究雑誌』568:51-62.

武内真美子, 2004, 「女性就業のパネル分析」『日本労働研究雑誌』527:76-88.

田中規子, 2013, 「賃金と仕事満足の変化と離職——日本家計パネル調査の結果から」『ジェンダー研究』16:19-36.

富田安信・脇坂明, 1999, 「〈研究ノート〉女性の結婚・出産とその就業選択」『大阪府立大学経済研究』45(1):133-145.

中村天江, 2014, 「企業の中高年採用に関する実証分析」『日本労働研究雑誌』653:20-34.

麦山亮太, 2016, 「結婚は職業キャリアにいかなる影響を与えるのか?——無業・管理職への移動に関する男女比較分析」『家族社会学研究』28(2):122-135.

湯川志保, 2018, 「結婚が家計の労働供給に与える影響」『経済分析』197:93-112.

吉岡洋介, 2016, 「男性従業員の仕事への不満が離職に及ぼす影響」『フォーラム現代社会学』15:32-45.

脇坂明・富田安信編, 2001, 『大卒女性の働き方——女性が仕事をつづけるとき、やめるとき』日本労働研究機構。

謝辞

本稿の執筆にあたり、査読者の方々、東京大学社会科学研究所教授玄田有史氏に有益な助言を頂戴しました。ここに記して深く感謝いたします。なお、本稿の誤りはすべて筆者に帰します。