

Discussion Paper Series

University of Tokyo
Institute of Social Science
Panel Survey

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

女性の正規雇用就業への選好の変化と安定性：
パネルデータに対する Mover-Stayer モデルの適用

Change and Stability in Preference for Regular Work among Japanese Women:
An Application of Mover-Stayer Model for a Longitudinal Data

小川和孝

(東京大学社会科学研究所)

Katsunori OGAWA

March 2017

No.102

女性の正規雇用就業への選好の変化と安定性 ーパネルデータに対する Mover-Stayer モデルの適用ー

小川和孝（東京大学社会科学研究所）

要約

本論文では、女性の正規雇用就業への選好の変化と安定性について分析を行う。特に、安定した選好を一貫して持つグループに属するかどうかと、不安定な選好を持つグループにおける変化を区別し、潜在クラスモデルの一種である mover-stayer モデルによる検証を行う。

2007年・2009年・2011年の3時点において、10年後の働き方の希望として正規雇用就業を希望しているかどうかを従属変数とした。独立変数としては学歴、1時点目の年齢・就業形態・婚姻状態・世帯収入を用いた。くわえて、1時点目において結婚している女性のみ限定し、配偶者学歴と末子年齢を投入した分析も行った。

主な結果は次のとおりである。第一に、同一個人の5年間のうち3時点という回答を見ても、正規雇用就業への希望には、ある程度の揺らぎが見られた。一貫して安定した選好を持つ stayer の割合は4割程度であった。第二に、安定的な就業選好を持つかどうかには、本人学歴が大きく影響している。高学歴女性は、一貫して安定した選好を持つグループにより属しやすい。第三に、不安定な就業選好を持つ人々がどのように変化するかには、学歴にくわえて就業形態が影響している。第四に、既婚女性について限定して見た場合に、安定した就業選好を持つかどうかには、末子年齢が影響している。末子6歳以上である既婚女性は、もっとも不安定な就業選好を持ちやすい。

謝辞

本研究は、科学研究費補助金基盤研究（S）（18103003, 22223005）および若手研究（B）（16K17228）の助成を受けたものである。東京大学社会科学研究所パネル調査の実施にあたっては、社会科学研究所研究資金、株式会社アウトソーシングからの奨学寄付金を受けた。パネル調査データの使用にあたっては社会科学研究所パネル調査運営委員会の許可を受けた。

1. 問題設定

本論文では、女性の正規雇用就業への選好の変化と安定性について分析を行う。特に、安定した選好を一貫して持つグループに属するかどうかと、不安定な選好を持つグループにおける変化を区別し、パネルデータによる検証を行う。

日本社会では、女性の継続就業の困難がしばしば指摘される。たとえば、国立社会保障・人口問題研究所による「出生動向基本調査」によれば、第一子出産後の継続就業率は、育休制度の利用によって徐々に上昇してきているものの、2010年から2014年の間でも4割弱に留まっている¹。

結婚・出産に伴い退職した女性は、子どもの育児に手間がかからなくなったら再就業するというパターンが多く見られる。ただし、ここでの再就業の多くはパートという形態である。20代後半から30代前半で就業率が落ち込むという年齢階級別の就業パターンは、しばしば「M字型就労」と呼ばれる。岩井・真鍋（2000）はM字型就労の国際比較を行い、1970年にはアメリカ・ドイツ・スウェーデンでも25歳から34歳女性の労働力率の落ち込みが見られたが、1980年、1990と近年になるにつれて、それが解消していることを確認している。一方で、日本の場合は落ち込みが浅くなっているものの、解消はされていないことが示されている。

このようなライフコースに対しては、必ずしも多くの女性は満足していない。岩澤（1999）は、1997年時点においても3分の2の女性が理想のライフコースを実現できていないと指摘している。

Lee and Hirata（2001）によれば、女性の結婚・出産時の離職の多さは、日本を含む東アジア社会の特徴である。しかしながら、Yu（2006）は日本と台湾の比較から、台湾では既婚女性の再就業がより容易であることを指摘する。これは台湾では中小企業・家族経営の企業が、既婚女性に対して柔軟な働き方を提供しているためだという。

これに対して日本では、大企業を中心に内部労働市場が発達しており、一つの企業内でキャリアを形成してゆくことが、一つの典型となってきた。Estévez-Abe（2005）は内部労働市場が発達し、雇用主が技能形成に関わる度合いが大きい社会においては、離職後に再就業の機会が小さく、またこのような特徴は女性に対してより不利に働くと主張する。

こうした中で、日本社会の女性はどのようにして、就業への希望を変化、あるいは持続させているのだろうか。特に本論文では、パネルデータの特性を活かし、個人間変動と個人内変動の両方を捉えた分析を行ってゆく。具体的には潜在クラスモデルの一種である、mover-stayerモデルの適用を行う。

¹ 国立社会保障・人口問題研究所「第15回出生動向基本調査（夫婦調査）」。

2. 先行研究の検討と問いの焦点化

2.1 女性の就業選好に注目する意義

本稿では女性の就業選好を分析の対象とする。就業選好に注目する理由について、本論文では、Hakim (2002,2003) による「選好理論」(preference theory) を議論の参照点とする。

Hakim (2003) によれば、女性の就業選択を規定しているのは、ライフスタイルへの異なる選好であるという。具体的には、「仕事中心」(work-centered)、「家庭中心」(home-centered)、「適応的」(adaptive) という3つの理念型が想定され、これらの異なる選好が、実際の就業パターンの差異を生み出しているとされる。

Hakim によれば、経済学・社会学・人口学などにおいて女性の就業選択を説明する既存理論は、経済的な要因や社会的な制約を強調する一方で、それぞれの女性が持つ選好という主観的な要因を軽視してきた²。さらに、既存理論は主観的な要因を扱う際にも、一つの社会内部における女性の選好の同質性を仮定してきたことを問題視する。

Hakim は個々人の選好には実際のところ異質なパターンが存在し、また選好と実際の就業選択には強い関連があることを示し、自身の理論の確からしさを主張している³。

一方で、Hakim の理論に対しては様々な批判も向けられている。McRae (2003) は、女性の就業パターンを説明する上で、Hakim の理論を支持する結果はあるものの、それは一部の女性にしか当てはまらないと反論している。また、Hakim は女性の選好に対する制約はないと主張しているものの、特にイギリスでは保育コストという制約が、女性の就業パターンに実質的な影響を与えていると主張している⁴。

そもそも選好がどこから来るのかということは、理論的に重要な問題である。England and Kilbourne (1990) は、新古典派経済学を中心とした合理的選択モデルでは、個人の持つ選好は外生的であり、時間的に不変であるともっぱら仮定されていることを批判している。これはモデルの識別可能性のために導入されているものであり、決して現実を表しているためではないからである。

² 個人の持つ資源や機会の制約のみでは個人の選択は説明できないということは、経済学を中心とした合理的選択を仮定するモデルの内部においても自覚されてきている (Boudon 2003)

³ National Longitudinal Surveys において、1968年当時に14歳から24歳であった女性における、35歳時点で希望するライフコースが、その後の実際の就業選択を予測する度合いが高かったことが示されている。

⁴ 実際のところ Hakim の理論は、女性に対する制約をまったく無視しているわけではない。しかし、制約が問題となるのはもっぱら「適応的」な選好を持つ女性であると述べられている。

Hakim の選好理論も、選好に対する制約を軽視しているという点では、同様の批判を向けることが可能であろう。特に社会階層と就業選好が独立していると考えるのは妥当ではないだろう（岩間 2008）。Kohn and Schooler（1969）が述べるように、教育や職業は、社会や自己に対する志向を形成し、社会階層と価値は独立してはいないのである。

2.2 日本社会において検証する意義

日本社会においても女性の就業は、社会科学的に重要なテーマであり続けているが、働き方に関して個々の女性が持つ主観的な要因が注目されることはあまり多くない。

たとえば、既婚女性の就業選択を説明する理論として広く知られている「ダグラス＝有沢の法則」は、夫の収入が高くなるほど既婚女性の就労率は低くなると予測する。これは上記の Hakim（2003）の議論を基にすれば、女性の選好は同質的であり、その就業は世帯の経済的な状態によって決定されるというように捉えている。

女性の意識や価値観に注目する研究としては、性別役割分業意識に関する研究が行われてきた。しかし、Hakim（2002）によれば、一般的な価値観と個人的な選好はしばしば一致しない。たとえば、一般的な意見として「女性は子育て中に自由に仕事に戻れるようにすべき」とある女性が考えていたとしても、自分自身はそうしたくないと思っていることがありうると指摘する。そして、実際の就業パターンと関連するのは、個人的な選好の方だということである。

岩澤（1999）は、未婚女性が理想とするライフコースを実現するのを阻む要因について分析している。しかし、ライフコースに対する希望がどのようにして社会経済的な要因によって変動しうるのか、すなわち時間的な変化の可能性については検討されていない。これを明らかにするためには、パネルデータによる検証が必要である。

以上より、日本社会において女性が持つ就業への選好はどの程度に安定しており、また安定した選好を持つグループとそうでないグループはどのように社会経済的要因と関連しているかということは、実証的に検証する意義があるだろう。

検討に際して、特に学歴は重要な要因と考えられる。というのも女性がライフコースにおいて異なる選好を持つとして、その選択を行う際の機会費用は、身につけている人的資本によって異なりうるためである（岩間 2008）。

Estévez-Abe（2013）は、日本社会では家事・育児の外部化が難しいことにくわえ、年功的な賃金によって高学歴女性と低学歴女性の賃金が圧縮されるために、高学歴女性が就業することへのインセンティブが大きくなりにくいことを指摘する。また、Raymo and Lim（2011）は、「消費生活に関するパネル調査」の分析から、大卒女性は仕事をより継続しやすいものの、いったん退出するとより再参入しづらいことを明らかにしている。この結果から、大卒女性においては機会費用がより大きいことを示唆されている。ただしこの研

究では、女性の選好に直接注目しているわけではない。

以上の検討を踏まえて本論文では、日本社会において女性が持つ就業選好はどの程度に一貫しているのかを分析する。また一貫した選好を持つ人々と不安定な選好を持つ人々を分ける要因は何か、不安定な選好を持つ人々はどのようにして選好を変化させるのかについて、学歴を中心に検討を行ってゆく。

3. データと方法

3.1 使用するデータと変数

本稿で使用するデータは、東京大学社会科学研究所が実施している「働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査」のうちの、若年・壮年パネル調査である。本データは 2007 年の Wave1 時点で 20 歳から 40 歳である全国の男女が母集団となっている。本分析では Wave1,3,5 の 3 時点（2007 年、2009 年、2011 年）を用いる。

従属変数として設定するのは、正規雇用就業への選好である。これには、「あなたは、10 年後どのような働き方をしたいと思いますか」という質問に対する、「正社員・正職員として働いていたい」という選択肢を用いる⁵。「10 年後」という将来を示した表現については、上述の Hakim (2003) も、10 年以上先の時点において実現したい希望を、女性のライフコース上の選好として扱っている。

独立変数には学歴、Wave1 時の年齢・就業形態・婚姻状態・世帯収入を用いる。これらはすべて時間不変の変数である。すなわち、本稿におけるパネルデータ分析では、従属変数のみが時間可変なものとなる。

分析はすべての変数に欠損値がない女性であり、個人レベルのサンプルサイズは、1,149 である。また追加的な分析として、Wave1 時点での既婚者にサンプルを限定して、配偶者学歴と末子年齢を投入した検証を行う。

3.2 Mover-Stayer モデル

本論文では潜在クラスモデルの一種である、mover-stayer モデルを適用する。このモデルでは、データ中の個人が 3 つの潜在クラス、すなわち (1) 正の反応を示す stayer、(2) 負の反応を示す stayer、(3) 反応が時点によって異なる mover によって構成されることを

⁵ この質問は複数の回答の選択肢からの単項選択となっており、他の回答の選択肢は「2.自分で事業をおこしたい」、「3.親の家業を継いでいたい」、「4.独立して一人で仕事をしてほしい」、「5.アルバイトやパートで働いてほしい」、「6.専業主婦・主婦でいたい」、「7.働かないでほしい」、「8.その他」、「9.わからない」である。他の選択肢からの情報を活かした分析も可能であると考えられるが、それらは今後の課題とし、本論文では正規雇用としての働き方を希望するかどうかという側面にのみ注目する。

仮定する。本論文の文脈では、(1) すべての観察時点において正規雇用就業を希望する女性、(2) すべての観察時点において正規雇用就業を希望しない女性、(3) 観察時点によって正規雇用就業を希望するかどうかが変化する女性、という3つの潜在的なグループを想定することになる。さらに、mover における条件付き応答確率は1期前の時点における回答に依存することを仮定するため、潜在マルコフモデルの一種としても捉えられる。

mover-stayer モデルは、近年のパネルデータの蓄積や汎用性の高い統計ソフトウェアの普及などによって、応用事例が増えてきている⁶。しかしその歴史を遡れば、社会学においては Coleman (1964) が、「変化と応答の不安定性」として、世論の時点変化を見る数理モデルを提示している⁷。彼は世論に賛否が見られる際には、100%の確率で支持をする人々と、0%の確率で支持をする人々がいるのか、それともそれらの中間的な値の確率によって支持をする人々がいるのかという区別の重要性を強調した。このように異なる支持の確率を持つ人々がどのような割合で存在するかによって、各時点における世論の安定性は異なり、かつそれが3時点以上のパネルデータを用いることで識別することが可能であると論じたのである。

以下では mover-stayer モデルについて、Yamaguchi (2008) に従って定式化してゆく。まずそれぞれの個人に対して、二値の潜在変数 $X = \{0,1\}$ を仮定する。もし、 $X = 1$ であれば、各観察時点において100%の確率で同じ応答を繰り返す stayer であることを示す。 $X = 0$ であるならば、mover であることを示し、各時点の応答 $Y(t)$ は $Y(t-1)$ に依存することが仮定される。

それぞれの個人は $[\pi^{X|Y(1)}, \pi^{Y(t)|Y(t-1)}]$ という確率のペアによって特徴づけられる。すなわち、mover と stayer のどちらの潜在クラスに属するかと、mover における各時点の応答の条件付き確率である。

本論文では、計3時点の回答をデータとして分析する。各時点の回答は、正規雇用就業を希望するかどうかの二値であるため、3時点では $2 \times 2 \times 2 = 8$ パターンの回答がありうる。これらを同時条件付き確率 $P_{Y(2)Y(3)|Y(1)}$ として示すと、下記のとおりとなる。

$$\begin{aligned} P_{11|1} &= \pi_{X|1} + (1 - \pi_{X|1})\pi_{Y(2)|1}\pi_{Y(3)|1} \\ P_{10|1} &= (1 - \pi_{X|1})\pi_{Y(2)|1}(1 - \pi_{Y(3)|1}) \\ P_{01|1} &= (1 - \pi_{X|1})(1 - \pi_{Y(2)|1})\pi_{Y(3)|0} \\ P_{00|1} &= (1 - \pi_{X|1})(1 - \pi_{Y(2)|1})(1 - \pi_{Y(3)|0}) \end{aligned}$$

⁶ たとえば、日本版総合社会調査 (JGSS) を用いた分析事例の紹介として、武内 (2012) がある。

⁷ このパネルデータ分析における Coleman の貢献については、山口 (2004) が触れている。

$$\begin{aligned}
P_{11|0} &= (1 - \pi_{X|0})\pi_{Y(2)|0}\pi_{Y(3)|1} \\
P_{10|0} &= (1 - \pi_{X|0})\pi_{Y(2)|0}(1 - \pi_{Y(3)|1}) \\
P_{01|0} &= (1 - \pi_{X|0})(1 - \pi_{Y(2)|0})\pi_{Y(3)|0} \\
P_{00|0} &= \pi_{X|0} + (1 - \pi_{X|0})(1 - \pi_{Y(2)|0})(1 - \pi_{Y(3)|0})
\end{aligned}$$

たとえば、 $P_{11|1}$ は1時点目に正規雇用就業を希望していた場合に、2,3時点目においても正規雇用就業を希望する条件付き確率である。これは、1時点目の応答が正であるという条件の下で stayer に属する確率 $\pi_{X|1}$ と、mover でありかつ1時点目の応答が正であるという条件の下で、2,3時点目の応答も正であるという確率 $(1 - \pi_{X|1})\pi_{Y(2)|1}\pi_{Y(3)|1}$ の和として表される。

上式において $P_{11|1}$ と $P_{00|0}$ 以外の条件付き確率は、mover においてのみ定義される。というのも、stayer はすべての時点において同じ応答を繰り返す個人であると仮定されているためである。

$[\pi^{X|Y(1)}, \pi^{Y(t)|Y(t-1)}]$ は、それぞれ対数オッズに変換し、独立変数に対して回帰させる。すなわち、次の(1)および(2)式を推定する。

$$\log\left[\frac{\pi^{X|Y(1)}}{(1 - \pi^{X|Y(1)})}\right] = \alpha + \gamma Y(1) + \beta' \mathbf{U} \quad (1)$$

$$\log\left[\frac{\pi^{Y(t)|Y(t-1)}}{(1 - \pi^{Y(t)|Y(t-1)})}\right] = a_t + bY(t-1) + \mathbf{c}'\mathbf{V} \text{ for } X = 0 \quad (2)$$

(1)式では stayer に属する確率の対数オッズが推定される。(2)式では mover における応答確率の対数オッズが推定される。 $bY(t-1)$ はマルコフ過程を表現している。潜在クラスへの所属は時間によって変化しないと仮定しているために、(1)式の \mathbf{U} に用いられるのは時間不変の変数のみが用いられる。一方で、(2)式の \mathbf{V} には時間によって変化する独立変数を投入できる。ただし、本分析においては \mathbf{V} にも時間不変の変数のみが用いられる。なお、推定には統計ソフト LEM を使用した (Vermunt 1997)。

4. 分析結果

4.1 記述統計

表1は、従属変数の分布(1,149人×3時点)を要約したものである。Overall とは1,149人×3時点の値をプールした場合の割合であり、全体のうち10年後の正規雇用就業の希望割合は37.3%であった。

Between とは 1,149 人のうちの 3 時点の回答のうち、少なくとも 1 時点で「あてはまる／あてはまらない」と答えた割合である。1,147 人のうち 53.9%である 619 人は、3 時点のうち少なくとも 1 時点では正規雇用就業を希望している。そして 1,147 人のうち 78.5%である 902 人は、3 時点のうち少なくとも 1 時点では正規雇用就業を希望しておらず、こちらの方が多くなっている。

Within とは少なくとも 1 時点で「あてはまる／あてはまらない」と答えた人々のうち、3 時点とも同じ回答を続けた割合である。Between の結果より、619 人の女性は 3 時点のうち少なくとも 1 時点では正規雇用就業を希望していたが、これら 619 人の 3 時点の回答のうち、69.3%は正規雇用としての就業希望であった ($619 \times 3 \times 0.693 = 1286$)。これに対して、3 時点のうち少なくとも 1 時点では正規雇用就業を希望していなかった 902 人の女性の 3 時点の回答のうち、79.9%は正規雇用としての就業を希望しないものだった ($902 \times 3 \times 0.799 = 2161$)。すなわち、正規雇用就業を希望しないという選好の方が、より安定している傾向が見られる。

表 1 3 時点における女性の正規雇用就業への選好の分布

	Overall		Between		Within	
	Freq.	%	Freq.	%	%	
あてはまる	1286	37.3	619	53.9	69.3	
あてはまらない	2161	62.7	902	78.5	79.9	
計	3447	100	1521	132.4	75.5	

注：「あなたは、10年後どのような働き方をしたいと思いますか」という質問に対する回答

表 2 には、潜在クラスの推定に用いる独立変数の分布を示した。上述したように、本論文で用いる独立変数はすべて時間不変の変数であるため、個人レベルのサンプルサイズで集計している。

そして表 3 には、潜在クラスへの所属確率をグループごとに示した。分析サンプルのうち 4 割の人々は stayer、6 割の人々が mover であると推定された。独立変数のグループごとに見ると、年齢では 30～34 歳で、学歴では短大・高専・専門において stayer が多い。就業形態では正規雇用以外の働き方で stayer が多く、婚姻状態では未婚者よりも既婚・離死別者においては stayer が多い。世帯収入には線形な関係は見られていない。

表 2 独立変数の分布

	%	N
年齢：20～24歳	12.4	142
25～29歳	19.0	218
30～34歳	30.8	354
35～40歳	37.9	435
学歴：中学・高校	31.2	359
短大・高専・専門	42.6	489
大学・大学院	26.2	301
就業形態：正規雇用	32.6	375
非正規雇用	30.1	346
自営・家族従業・内職	4.5	52
非就業・学生	32.7	376
婚姻状態：未婚	32.2	370
既婚	63.7	732
離別・死別	4.1	47
世帯収入：350万円未満	19.7	226
350～600万円	37.0	425
600～850万円	20.5	235
850万円以上	22.9	263

表 3 潜在クラスへの所属確率

	Stayer	Mover
全体	.404	.596
年齢：20～24歳	.251	.749
25～29歳	.376	.624
30～34歳	.487	.513
35～40歳	.398	.602
学歴：中学・高校	.322	.678
短大・高専・専門	.460	.540
大学・大学院	.406	.594
就業形態：正規雇用	.299	.701
非正規雇用	.449	.551
自営・家族従業・内職	.519	.481
非就業・学生	.450	.550
婚姻状態：未婚	.315	.685
既婚	.445	.555
離別・死別	.449	.551
世帯収入：350万円未満	.354	.646
350～600万円	.445	.555
600～850万円	.370	.630
850万円以上	.408	.592

4.2 Mover-Stayer モデルによる分析

表 4 mover-stayer モデルの推定結果

	Stability logit[$\pi(X)$]	Response logit[$\pi(Y(t))$]
年齢（基準：20～24歳）		
25～29歳	.384	.157
30～34歳	.651	.053
35～40歳	.279	-.035
学歴（基準：中学・高校）		
短大・高専・専門	.639 *	.571 ***
大学・大学院	.603 †	.571 **
就業形態（基準：正規雇用）		
非正規雇用	.380	-.847 ***
自営・家族従業・内職	.241	-1.346 *
非就業・学生	.302	-1.412 ***
婚姻状態（基準：未婚）		
既婚	.294	.062
離別・死別	.805	.303
世帯収入（基準：350万円未満）		
350～600万円	.277	.313
600～850万円	.023	.191
850万円以上	.374	.365
Y (t-1)		.980 ***
Y (1)	-.952 *	
Y切片（基準：2007年）		
2009		-.599 †
2011		-.609 *
X切片	-1.527 *	
Number of Individuals		1149
Number of Observations		3447

†p<0.1 *p<0.05 **p<0.01 ***p<0.001

表 4 は mover-stayer モデルの推定結果を示したものである。まず潜在クラスへの所属確率である $\pi^{X|Y(1)}$ に注目する。Y(1)の係数は-0.952であり統計的に有意な結果であった。これは 1 時点目において、将来の正規雇用就業を希望している女性は、stayer に属する確率が低いことを示している。

学歴では中学・高校の場合にくらべて、短大・高専・専門および大学・大学院の女性は、より安定した選好を一貫して持つグループに属しやすくなっている。これに対して、就業形態は正規雇用を基準として、どのカテゴリーとの間にも統計的に有意な差は見られなかった。また、年齢・婚姻状態・世帯収入についても、統計的に有意な差は見られなかった。

次に、mover における各時点の応答確率である $\pi^{Y(t)|Y(t-1)}$ に注目する。まず、 $Y(t-1)$ の係数を見ると、0.980 と統計的に有意な正の値が示された。すなわち、様々な変数を統制したのちにも、1 時点前の選好が持続しやすい傾向があり、時点によって選好が変化するグループにおいても一定の安定性があることを意味している。

学歴は mover における変化に対しても、統計的に有意な影響を及ぼしている。中学・高校の場合にくらべて、短大・高専・専門および大学・大学院の女性は、各時点において正規雇用への就業を希望しやすくなっている。

就業形態については正規雇用を基準として、他のグループではすべて負の値が得られている。すなわち、正規雇用の人々がもっとも各時点において、将来の正規雇用就業を希望しやすくなっている。年齢・婚姻状態・世帯収入は、いずれも統計的に有意な結果ではなかった。

なお stayer に属する確率 $\pi^{X|Y(1)}$ についてであるが、主効果のみのモデルでは、正の stayer（一貫して正規雇用への就業を希望するグループ）に属しやすいのか、負の stayer（一貫して正規雇用への就業を希望しないグループ）に属しやすいのかが、区別されない。この区別を行う上では、独立変数と $Y(1)$ の交互作用を投入することによる検証が可能である。

本論文の大きな関心である、学歴と $Y(1)$ の交互作用を $\pi^{X|Y(1)}$ の式に投入した分析も行った。結果は省略するものの、この交互作用の係数は統計的に有意な結果ではなかった。主効果のみのモデルより、高学歴女性ほど就業選好の安定性を有することがわかったが、交互作用を見た場合に、高学歴女性が正規雇用就業への選好を一貫して持つグループに属しやすいわけではないことが示された。

表 5 は、Wave1 時点の既婚者にサンプルを限定し、Wave1 時の配偶者学歴と末子年齢を投入した検証を行ったものである。すべての変数に欠損値がないという条件をつけると、個人レベルのサンプルサイズは 725 となった。

stayer に属する確率 $\pi^{X|Y(1)}$ を見ると、子どもがいない人々に対して、末子年齢が 6 歳以上の場合には係数の推定値は -1.004 であり、mover に属しやすくなっていることがわかる。また配偶者学歴による有意な差は、 $\pi^{X|Y(1)}$ および $\pi^{Y(t)|Y(t-1)}$ のどちらの結果においても見られなかった。

既婚者に限定しない分析では、高学歴女性ほど一貫した就業選好を持ちやすかったものの、既婚サンプルのみの場合には学歴による統計的に有意な差異は見られなかった。これはサンプルサイズが小さくなったことにくわえ、学歴と子どもの有無に正の相関があることによって、学歴変数の係数の値が小さくなったことが影響していると考えられる。

表 5 mover-stayer モデルの推定結果 (Wave1 時既婚サンプルのみ)

	Stability logit[$\pi(X)$]	Response logit[$\pi(Y(t))$]
年齢 (基準: 20~24歳)		
25~29歳	.335	.560
30~34歳	.978	.179
35~40歳	.697	-.016
学歴 (基準: 中学・高校)		
短大・高専・専門	.405	.481 *
大学・大学院	-.048	.345
就業形態 (基準: 正規雇用)		
非正規雇用	.670	-.802 **
自営・家族従業・内職	-.435	-1.957 ***
非就業・学生	.731	-1.808 ***
世帯収入 (基準: 350万円未満)		
350~600万円	.040	.257
600~850万円	.015	.145
850万円以上	.327	.477
配偶者学歴 (基準: 中学・高校)		
短大・高専・専門	-.196	.281
大学・大学院	-.211	.057
未子年齢 (基準: 子どもなし)		
0~2歳	-.343	.148
3~5歳	-.142	.398
6歳以上	-1.004 *	-.290
Y (t-1)		.893 **
Y (1)	-1.102 *	
Y切片 (基準: 2007年)		
2009		-.345
2011		-.373
X切片	-.745	
Number of Individuals		725
Number of Observations		2175

†p<0.1 *p<0.05 **p<0.01 ***p<0.001

5. 考察と結論

本論文では、女性の正規雇用就業への選好についてパネルデータを用いた分析を行ってきた。主な知見をまとめれば、以下のとおりとなる。

第一に、同一個人の5年間のうち3時点という回答を見ても、正規雇用就業への希望には、ある程度の揺らぎが見られた。一貫して安定した選好を持つ *stayer* の割合は4割程度であった。

第二に、安定的な就業選好を持つかどうかには、本人学歴が大きく影響している。高学

歴女性は、一貫して安定した選好を持つグループにより属しやすい。

第三に、不安定な就業選好を持つ人々が選好をどのように変化するかには、学歴にくわえて就業形態が影響している。

第四に、既婚女性について限定して見た場合に、安定した就業選好を持つかどうかには、末子年齢が影響している。末子6歳以上である既婚女性は、もともと不安定な就業選好を持ちやすい。

以上の知見からどのような理論的な示唆が得られるだろうか。ここでは3点を指摘したい。第一に、**stayer**に属するかどうかには、就業形態ではなく学歴が重要という結果からは、労働市場に入る前に、一貫して安定した就業選好を持つかどうかは分化している可能性が考えられる。また **Hakim (2003)** は異なる選好を持つグループが社会経済的な要因と独立しているように仮定しているものの、実際には学歴による異質な選好が存在することがわかった。

第二に、高学歴女性は安定的な就業選好を持つグループに属しやすく、かつ不安定なグループの中でも正規雇用への就業選好を持ちやすいという結果が得られた。ただし、初期時点の正規雇用への就業選好と学歴が、安定性に与える影響の交互作用は確認されなかった。これは高学歴女性がより正規雇用就業を一貫して希望するグループに属しやすいわけではないことを示唆する。この結果は、**Raymo and Lim (2011)** の分析による、大卒女性は仕事をより継続しやすいものの、いったん退出するとより再参入しづらいという結果とも整合的である。高学歴女性が継続就業するかどうかという意思決定において直面する機会費用の大きさを表していると見ることができそうである。

第三に、既婚女性の中で見ると、末子年齢が6歳以上の人々は不安定な就業選好を持つグループに属しやすいという結果からは、労働市場に入職前に学歴による就業選好の分化があり、また学歴が同程度の人々の中でも、子どもの状況によってまた別の分化が生まれているということが考えられる。

最後に、今後の課題をいくつか挙げたい。第一に、理論的な意義付けの強化である。本論文では、**Hakim (2002,2003)** による選好理論を議論の参照点としてきた。しかし、**Hakim** の議論は、女性の労働市場の機会が日本よりも開かれていると考えられるイギリスやアメリカの経験を基に組み立てられている。日本社会における適用においては、女性における機会の制約という視点がより重要であるかもしれない。

第二に、実証分析における指標の適切性についてである。本論文では「10年後の働き方希望」という質問項目の回答を従属変数に用いた。このように調査時点より将来の働き方の希望に注目することは、**Hakim (2003)** の議論においても見られる。しかし、「10年後」

という時間が持つ意味は、対象者の調査時年齢によって大きく異なりうる⁸。そのためにたとえば、年齢をより限定した分析を行う必要などがあるかもしれない。

第三に、分析の頑健性や拡張に対する考慮である。本稿では mover-stayer モデルの適用にあたって、時間可変な独立変数のみを投入した。しかし、mover における式に関しては、時間可変な独立変数を用いることも可能である。不安定な就業選好を持つ人々が、現実の状況によって希望を変化させるとするならば、独立変数も時間的に変化するものを用いるのがより適切かもしれない。また本稿で分析したのは、5年間のうちの3時点という限られた期間であったが、これをより長期に拡張するのも今後の課題である。

引用文献

- Boudon, Raymond. 2003. "Beyond Rational Choice Theory." *Annual Review of Sociology* 29:1-21.
- Coleman, James. 1964. *Introduction to Mathematical Sociology*. Glencoe: Free Press.
- England, Paula and Barbara S. Kilbourne. 1990. "Feminist Critiques of the Separative Model of Self: Implications for Rational Choice Theory." *Rationality and Society* 2: 156-71.
- Estévez-Abe, Margarita. 2005. "Gender Bias in Skills and Social Policies: The Varieties of Capitalism Perspective on Sex Segregation." *Social Politics* 12:180-215.
- . 2013. "An International Comparison of Gender Equality: Why is the Japanese Gender Gap So Persistent?" *Japan Labor Review* 10:82-100.
- Hakim, Catherine. 2002. "Lifestyle Preferences as Determinants of Women's Differentiated Labor Market Careers." *Work and Occupations* 29: 428-59.
- . 2003. "A New Approach to Explaining Fertility Patterns: Preference Theory." *Population and Development Review* 29: 349-74.
- 岩井八郎・真鍋倫子, 2000, 「M字型就業パターンの定着とその意味——女性のライフコースの日米比較を中心に」盛山和夫編『日本の階層システム4 ジェンダー・市場・家族』東京大学出版会, 67-91.
- 岩間暁子, 2008, 『女性の就業と家族のゆくえ——格差社会のなかの変容』東京大学出版会.
- 岩澤美帆, 1999, 「だれが『両立』を断念しているのか——未婚女性によるライフコース予測の分析」『人口問題研究』55(4): 16-37.
- Kohn, Melvin L. and Carmi Schooler. 1969. "Class, Occupation, and Orientation."

⁸ この点については、2017年3月22日に東京大学社会科学研究所で行われた「課題公募型研究成果報告会」にて、コメンテーターの永瀬伸子先生よりご指摘をいただいた。記して感謝申し上げたい。

- American Sociological Review* 34: 659-78.
- Lee, Yean-Ju and Shuichi Hirata. 2001. "Women, Work, and Marriage in Three East Asian Labor Markets: The Cases of Taiwan, Japan, and South Korea," pp.96-124, In *Women's Working Lives in East Asia*, edited by Mary C. Brinton. Stanford, CA: Stanford University Press.
- McRae, Susan. 2003. "Constraints and Choices in Mothers' Employment Careers: A Consideration of Hakim's Preference Theory." *British Journal of Sociology* 54: 317-38.
- Raymo, James M. and So-jung Lim. 2011. "A New Look at Married Women's Labor Force Transitions in Japan." *Social Science Research* 40: 460-72.
- 武内智彦, 2012, 「JGSS 統計セミナー2012——パネルデータを用いた潜在クラスモデル分析」『日本版総合的社会調査共同研究拠点研究論文集』13: 117-28.
- Vermunt, Jeroen K. 1997. *LEM: A General Program for the Analysis of Categorical Data*. Tilburg, Netherlands: Tilburg University.
- 山口一男, 2004, 「パネルデータの長所とその分析方法——常識の誤りについて」『季刊家計経済研究』62: 50-8.
- Yamaguchi, Kazuo. 2008. "Four Useful Finite Mixture Models for Regression Analyses of Panel Data with a Categorical Dependent Variable." *Sociological Methodology* 38: 283-328.
- Yu, Wei-hsin. 2006. "National Contexts and Dynamics of Married Women's Employment Reentry: The Cases of Japan and Taiwan." *Sociological Quarterly* 47: 215-43.

東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクトについて

労働市場の構造変動、急激な少子高齢化、グローバル化の進展などにもない、日本社会における就業、結婚、家族、教育、意識、ライフスタイルのあり方は大きく変化を遂げようとしている。これからの日本社会がどのような方向に進むのかを考える上で、現在生じている変化がどのような原因によるものなのか、あるいはどこが変化してどこが変化していないのかを明確にすることはきわめて重要である。

本プロジェクトは、こうした問題をパネル調査の手法を用いることによって、実証的に解明することを研究課題とするものである。このため社会科学研究所では、若年パネル調査、壮年パネル調査、高卒パネル調査、中学生親子パネル調査の4つのパネル調査を実施している。

本プロジェクトの推進にあたり、以下の資金提供を受けた。記して感謝したい。

文部科学省・独立行政法人日本学術振興会科学研究費補助金

基盤研究 S : 2006 年度～2009 年度、2010 年度～2014 年度 基盤研究 C : 2013 年度～2016 年度 特別推進研究 : 2015 年度～2017 年度 若手研究 A : 2015 年度～2018 年度
基盤研究 B : 2016 年度～2020 年度

厚生労働科学研究費補助金

政策科学推進研究 : 2004 年度～2006 年度

奨学寄付金

株式会社アウトソーシング（代表取締役社長・土井春彦、本社・静岡市）：2006 年度～2008 年度

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について

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は、東京大学社会科学研究所におけるパネル調査プロジェクト関連の研究成果を、速報性を重視し暫定的にまとめたものである。

東京大学社会科学研究所 パネル調査プロジェクト
<http://csrda.iss.u-tokyo.ac.jp/panel/>