

第9章

近年の景気後退は有配偶女性の労働力化・非労働力化に どのような影響を与えているのか

——子どもの人数によってどう異なるか*

深堀遼太郎†

要旨

本研究では、リーマンショック以後の景気後退、雇用機会減少、賃金削減の中で有配偶女性がどのような就業行動の動態を見せたかを、付加的労働力効果と就業意欲喪失効果の議論に則り、夫の所得変動と雇用機会の増減によって説明を試みる。その際、特に、子どもの数の違いが夫の所得変動の就業行動への影響に差異を生み出すのかどうか検証する。個人の異質性と状態依存を考慮し、労働力状態にあるか否かを変量効果ダイナミックプロビットモデルによって推計したところ、就業意欲喪失効果の存在は確認できず、夫の恒常的所得の減少が新規就業を促す一方、子どもが少ない世帯においては、変動的所得の減少によって労働市場に滞留しやすいことがわかった。従って、今後日本の少子化が続けば、付加的労働力効果が強まる可能性がある。これは、付加的労働力効果が強まれば、政府が不況期に労働需要喚起策を講じる正当性・必要性がこれまで以上に高まることを意味している。

第1節 問題意識

2008年のリーマンショック（以下LSと表記）は、日本の労働市場にも大きな影響を及ぼした。本研究は、その中でも家計の労働供給行動に着目する。これには様々な切り口があるが、ここでは有配偶女性に焦点を当てる。景気の後退が、有配偶女性の就業行動に与える短期的影響については、2つの異なる効果の存在が指摘されてきた。1つは就業意欲喪失効果（Discouraged Worker Effect、以下DWEと表記）であり、もう1つは付加的労働力効果（Added Worker Effect、以下AWEと表記）である。前者は、景気後退期に雇用機会の減少や雇用条件の悪化が生じると、就業や職探しを止めて景気回復を待つ人が増え、労働供給が減少するというものであり、一方後者は、景気後退期に主たる稼ぎ手（夫）の所得低下や雇用不安によって、家計補助的労働者である妻の労働供給が新規就業や労働時間増加という形で促進されるというものである（樋口（1991）、樋口（1996））。前者が強い場合、景気後退期に労働需要が停滞しても、労働供給が減る分、需給ギャップは緩和されるが、後者が強い場合には、景気後退で労働需要が減少すると、より一層需給ギャップが拡大してしまう。

従来、日本の女子労働においては、前者の方が強く、有配偶女性の就業行動は景気に對して procyclical な動きを示し（樋口他（1987）など）、日本の労働市場で縁辺的な労働力として景気後退期のバッファーになっているといわれていた。

ところが、第2節・第3節で指摘するように、有配偶女性について近年AWEが強まっている可能性がある。図らずも、それまで緩やかに景気拡大してきた日本経済において、LSとそれに伴う景気後退、急激な雇用情勢の悪化は、労働供給者たる日本国民にとっては思いつけない労働市場への外生的ショックであった。また、このLS期の特徴としては、単なる失業率の悪化だけに止まらず、賃金削減が広く行われた¹。そのため、DWEとAWEを検証するに相応しい状況が生まれていると考えられる^{2 3}。

* 本研究の作成にあたって、樋口美雄教授（慶應義塾大学商学部）をはじめ、清家篤教授（同）、慶應義塾大学大学院商学研究科「計量経済学合同演習（経商連携 Global COE 科目）」及び「計量経済学特論（経商連携 Global COE 科目）」の授業参加者各位、とりわけ中島隆信教授（同）、山本勲准教授（同）、松浦寿幸専任講師（慶應義塾大学産業研究所）、佐藤一磨専任講師（明海大学経済学部）の諸先生から多くの有益なコメントを頂いた。ここに記して諸先生・大学院生諸氏に感謝の意を表したい。但し、言うまでもなく本研究に残る誤りの全ては筆者の責任である。また、本研究は、慶應義塾大学大学院経済学研究科・商学研究科—京都大学経済研究所連携グローバル COE プログラムより、「慶應義塾家計パネル調査（KHPS）」の個票データの提供を受けた（KHPS2004-2011）。

† 慶應義塾大学大学院商学研究科修士課程・慶應義塾大学パネル調査共同研究拠点研究員。

1 厚生労働省「毎月勤労統計調査」の実質賃金指数（きまって支給する給与）の対前年比（就業形態計、事業所規模5人以上、調査産業計）では、2008年平均の落ち込みは90年代・2000年代の中で最も大きい。

2 どのような意味で利点があるかは、第5節第1項でより詳しく表明される。

3 本研究はLSのナチュラル・エクスペリメンタルな側面を強調するが、言うまでもなくそれは景気後退を良しとする立場を採っていることにはならない。むしろ筆者は景気後退期の分析を通じて、適切な政策について示唆を得ることを望む。

本研究の主たる問題意識は、3つの疑問に纏められる。列挙すると、①LS後の景気後退期において、有配偶女性の就業行動は、DWEとAWEのどちらが顕在的なのか、②DWEやAWEは、ある属性の人に偏って現れていないか、③過去の就業状態が当期の就業行動に影響しているのか、そしてその中で夫の所得変動や雇用機会の増減はどのように関与しているのか、という問いである。

詳しくは第3節に譲るが、上記3点については、十分解明されていない部分がある。尚、2点目については、第2節での検討を基に、世帯の構成人員（特に子どもの数）に着目する。

本稿の構成は以下の通りである。続く第2節では、マクロの公的統計から、近年の有配偶女性の就業行動についてファクト・ファインディングを行い、第3節において先行研究を概観する。第4節では本研究で使用するデータを説明し、第5節では推計を行う。そして第6節では全体を総括する。

第2節 マクロ統計に見るファクト・ファインディング

本節では、マクロの公的統計を手掛かりに、近年の有配偶女性の就業行動についてDWEやAWEの観点からファクト・ファインディングを行う。

図1は、世帯主と世帯主の配偶者（女性）の勤め先収入の推移（全世帯と共働き世帯）を示している。これを見ると、2000年代に入ってから、世帯主の収入減少に対して配偶者の収入が伸びを示す動きが顕著である。これは有配偶女性のAWEがよく働いていることの現れと捉えられそうである。一方、共働き世帯に限定した2000年代の夫婦の勤め先収入の推移を見ると、男性の推移状況は、世帯主の勤め先収入の推移と同様の動きであるが、女性はLS後一概に増加しておらず、水準も全世帯と異なり、2000年代前半ほど高くない。

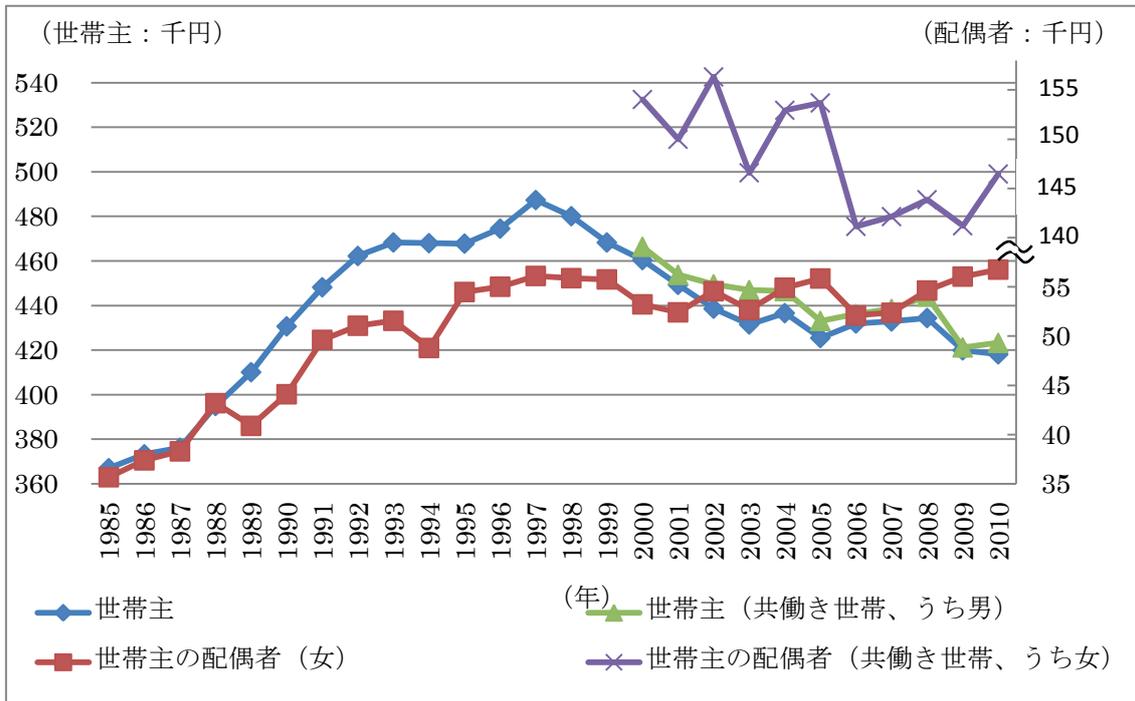
有配偶女性の年齢別就業率や年齢別労働力率⁴は、LS以降はほとんど増加や横ばいで推移している。また労働時間⁵については、労働時間指数で2007-2010年の間に99.8、98.6、95.7、96.6と低下傾向にある。従って、2008年以降、それまで就業していた女性の労働時間増加というよりも、それまで無業だった女性の新規就業が生じ、それによって全体の平均収入が押し上げられたと考えられる。

また、世帯人員別に世帯主と世帯主の配偶者（女性）の勤め先収入の比率の推移を表した図2を見る。これは、数値が高いほど、世帯主と比べて妻の収入の程度が相対的に高いことを意味する。この間のトレンドとして、配偶者の収入比率は、2人世帯・6人世帯で高く、3人・4人・5人世帯では比較的低い。そして、5人、6人以上と世帯人員が大きいほど変動が大きいように見える。ここから、世帯人員によって有配偶女性の就業行動が異なる可能性が示唆される。これは世帯の構成員をコントロールし、推計で検証する。

⁴ 総務省統計局「労働力調査」を参照した。

⁵ 厚生労働省「毎月勤労統計調査」の労働時間指数（総実労働時間、事業規模5人以上、就業形態計、調査産業計、2005年=100）を参照した。

図1：世帯主とその配偶者の勤め先収入の推移



資料出所：総務省統計局「家計調査」より筆者作成。

注1：1世帯当たり年平均1か月平均（二人以上の世帯のうち勤労者世帯）。全世帯の数値と共働き世帯に限定した数値（全て勤め先収入）を示している。夫婦共働き世帯のデータは2000年以降のみ。

- 2：名目値。
- 3：共働き世帯には農林漁業世帯を含む。
- 4：世帯主は左軸、世帯主の配偶者は右軸。

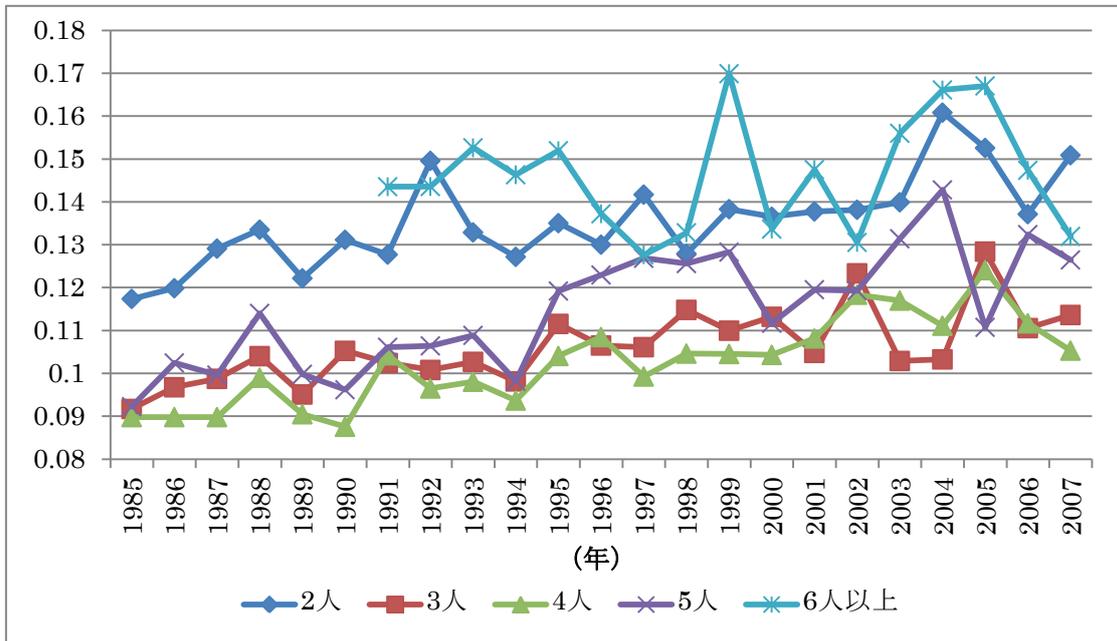
第3節 先行研究

景気後退とそれに伴う女性の就業行動に関する研究は、Mincer (1962) によって提唱された Timing 仮説に触発されたものが多い。Timing 仮説とは、一生をタイムホライズンとした効用最大化の下に、その時々での就業を決めるというものである。所得と余暇の長期的選好は同じでも、短期的には年齢や子どもの存在などによって選好が変化するし、さらには景気循環や他の攪乱要素も就業タイミングに影響する。尚、それ故に、Mincer (1962) はその要因の性質が恒常的か、変動的かを識別する重要性を指摘した。

欧米では、有配偶女性の就業について、Heckman and MaCurdy (1980)、Bingley and Walker(2001)、Stephens (2002) など、夫の所得変動（または失業）をキーファクターとする研究蓄積が多くある。

また、女性の労働供給には継続性（状態依存）が存在するという指摘がある。近年の研究では、Shaw (1994) が、個別効果を考慮しても有意な継続性の存在を示した。Hyslop

図2：全勤労世帯における世帯人員別「世帯主の配偶者（女）収入／世帯主（夫）収入」の推移



資料出所：総務省統計局「家計調査」より筆者試算・作成。

注1：世帯人員別1世帯当たり年平均1か月間の収入（二人以上世帯のうち勤労者世帯）を基に算出。

2：世帯主収入（勤め先収入）と世帯主の配偶者の収入（勤め先収入）。配偶者は女性に限定されている。

3：1990年までは「6人以上」というカテゴリーがなかったため、接続できなかった。

4：農林漁家世帯を除く。

（1999）は、状態依存を考慮したモデル⁶で分析し、恒常的な非勤労所得の方が影響は大きいものの、単年の非勤労所得も有意にマイナスの影響を与えるという結果を得ている。

日本におけるDWE・AWEに関する実証研究は、フローデータや、近年整備が進む家計パネルデータを用いて行われてきた。フローデータに基づく近年の研究は、特に女性のDWEがAWEに比べ近年相対的に弱まっていると指摘している⁷。他方、佐藤（2010）は、KHPS⁸の回顧データを用いて有配偶女性のDWEについてパネルロジット分析を行った。その結果、バブル崩壊期（1990-1992年）と比較して、それ以降の期間とはDWEに違いないが、1989年以前のDWEは強いという。但し、実際の夫の所得・失業などがコントロールされておらず、AWEについては不明である。

AWEについては、例えばKohara（2010）は1993-2004年の「消費生活に関するパネル調査（JPSC）」を用いて、この期間に夫が失業した家計では妻が新規に就業したり、労働時間を増加させたりしたことを示した。

⁶ 個別効果が出産・夫の単年所得と相関する correlated random-effect モデル。

⁷ 黒田（2002）、太田・照山（2003）、桜（2006）など。

⁸ KHPSについては第4節を参照されたい。

前期の就業状態を所与とした分析として、同じく JPSC を用いた樋口(2001)が挙げられる。樋口 (2001) は Mincer(1962)の指摘を基に、夫の所得について恒常所得と変動所得の2つを定義し、両者を説明変数とするとともに、推計された市場提示賃金率 (imputed market wage) もコントロールしてプロビット分析を行った。その結果、労働市場における妻の継続就業について、違いを生んでいるのは就業形態ではなく提示市場賃金率や夫の恒常所得であり、新規就業にも恒常所得が有意に影響することを示した。

さて、本研究と同様に、LS 以後の有配偶女性の分析を行ったものは現時点でほとんど見当たらない。僅かにあるものとして、戸田 (2011) は、JPSC を用いて、LS 後の夫の労働時間の変動が妻の労働時間・新規就業に影響したかを検証しているが、AWE については頑健な結果は得られなかったとしている。但し、この分析は個人の異質性を考慮していない。小林・深堀 (2011) は、2004-2010 年のパネルデータ⁹を用いて、労働力状態と非労働力状態の間の双方向の遷移について検証した。イベントヒストリー分析の結果、両遷移に夫の恒常所得が有意であるが、労働力化イベントの場合は夫の変動所得もやや有意であり、その分、労働力化が起きやすい可能性を指摘している。

以上のレビューによれば、第2節で重要性を指摘した、労働力状態間の遷移に関して説明されていない部分が少なくない。特に夫の恒常所得や変動所得が、前期の就業状態によって与える影響がどう異なるのか(感応度の違い)という点は詳しく検証する余地がある。また、LS 以降の分析自体が日本に少なく、その間の実態についてはわからない点も多い。さらに、これまでのパネルデータを用いた研究の多くは、日本のパネル調査の先駆けである JPSC を用いているが、JPSC はカバーしている年齢層が限られているというデメリットがある¹⁰。

従って、本研究では、JPSC よりも幅広い年齢層をカバーした直近データを用いて、現在の女性の就業行動の傾向についてより詳細に検証していく。分析では、個人間の異質性と、状態依存を考慮した推計がなされる。

第4節 使用するデータ

本研究の分析には、慶應義塾大学大学院経済学研究科・商学研究科—京都大学経済研究所連携グローバル COE プログラム「市場の高質化と市場インフラの総合的設計」の一環として行われている「慶應義塾家計パネル調査 (Keio Household Panel Survey: KHPS)」の個票データを使用する。KHPS は、2004 年から全国の同一家計を毎年追跡調査(調査期日は1月末日現在)しており、2011 年 12 月現在までに 8 回の調査が留置調査法により実施

⁹ KHPS 及び「日本家計パネル調査 (JHPS)」を用いている。

¹⁰ JPSC は 1993 年に 24-34 歳の女性を初年度コホート対象としてスタートし、その後は既存コホートよりも若年の世代を新規コホートとして追加してきた。従って、今回の LS 時も調査対象の上限は 49 歳であり、それ以前の 90 年代、2000 年代前半の景気後退期になるとさらに上限は低くなる。よって JPSC を使うと現役世代全体についての分析にはならない。

された。調査初年度の調査対象は、2004年1月31日現在で満20-69歳の男女であり、層化2段階抽出法（第1段は調査地域、第2段は個人）によって標本抽出された。この初年度のサンプルサイズは4,000名（但し、提供されたデータは予備対象も含む4,005名分）である。また、2007年に新規コホートを追加した。この新規コホートは、2007年1月31日現在で満20-69歳の男女であり、初年度と同様の手法で標本抽出され、サンプルサイズは1,400名（但し、提供されたデータは予備対象も含む1,419名分）である。

KHPSを使用する利点は、次の3点である。1点目は、パネル調査であるため、同一対象者について、各期の就業状態や、所得、世帯員構成などを容易に把握でき、就業行動の動態の検証に適していることである。2点目は、幸いにも筆者はKHPS2011（2011年調査）までの提供を受けられたため、LS以降、直近までの家計の動向を把握可能ということである。3点目は、広範な年齢層をカバーしていることである。KHPSは図らずもLS直前の2007年に新規コホートが追加され、経年による若年サンプル減少は緩和されている。また、KHPSは現役世代全体をカバーし、そのパラメータを計測できる。

第5節 推計

1 分析の目的

本研究における分析の目的は、第1節で挙げた3点の疑問を検証することである。

①については、LSという、かつてないほどの大きな外生的な労働市場へのショックは、AWEやDWEの検証において有意義な側面がある。Bingley and Walker (2001)、Stephens (2002)、小原 (2007)、Kohara (2010) は、妻の労働供給（あるいは妻の属性）が夫の失業・離職を促進するという逆の因果関係を指摘・強調し、これを考慮した分析を行っている。本研究では、データをLS以後に限定することで、夫の所得と妻の就業についてそうした内生性を抑制できると考える。

②については、子どもの数に特に着目して分析を行う。こうした世帯属性ごとにDWEやAWEの現れ方が異なるかどうかという検証は重要であろう。しかし筆者の知る限り、金融資産保有の程度の違いによってAWEの生じ方が異なることを見出した小原 (2007) 以外には、この種の検討を加えた先行研究は見られない。少子化の進んだ日本において、子どもの少ない家計でどのような就業行動が採られるかを検証することは、今後の就業行動の情勢を占う上でも重要と考えられる¹¹。

③については、状態依存 (state dependence) を考慮するという点でもある。就業状態の動態について状態依存を考慮した研究蓄積は比較的少ない。特に、夫の所得変動と妻の就業行動 (discrete-choice) に関する日本の研究は、筆者の知る限り見当たらない。前期の

¹¹ 本研究のような労働供給モデルにおいては、子どもの数は外生変数として設定されることが多い。ただ、子どもの数自体、家計の就業行動のタイミングと独立とは限らず、内生的に決定されている可能性もある。しかし繰り返しになるが、LSをナチュラル・エクスペリメントとして捉えることで、こうした内生性を抑制し、子どもの数ごとに生じるDWEやAWEの差異をより精緻に観測できるものと想定している。

状態別に雇用機会の増減や夫の所得変動の影響を分析することは、DWE や AWE を検証する意味では重要である。日本の先行研究では、前期の状態別の分析においては個人の異質性は考慮されず、一方、個人の異質性を考慮した分析においては状態依存が考慮されてこなかった。本研究では、これらの同時考慮を模索する。

本研究の分析の意義としては、①LS はそれまでのショックとは違い、賃金低下という側面が強く、パネルデータが整備された 90 年代以降のショックの中でも予期せぬ夫の所得低下を捉えるには有望、②第 4 節で述べたように、KHPS を用いることで現役世代全体をカバーしたパラメータを計測可能、③状態依存を考慮することで、労働状態間の各遷移と夫の所得の感応度の関係を相対化可能、という 3 点が挙げられる。

2 推計方法

本研究では被説明変数の $t-1$ 期のラグ項を説明変数として導入する。すなわち状態依存を考慮する。推計には、Stewart (2006) のアプローチによる Heckman (1981) タイプの変量効果ダイナミックプロビットモデル (random effects dynamic probit model) ¹²を採用する。このモデルは以下の通りである。

$$y_{it}^* = \gamma y_{it-1} + x_{it}'\beta + \alpha_i + u_{it} \quad (i=1, \dots, N ; t=2, \dots, T) \quad (1)$$

$$y_{i1} = z_{i1}'\pi + \eta_i \quad (i=1, \dots, N) \quad (2)$$

y_{it}^* : t 期の被説明変数

x_{it}' : 説明変数ベクトル

α_i : (観察されない) 異質性 (individual-specific random effects)

z_{i1}' : 操作変数ベクトル

インデックス i は個人を、 t は時点を意味する。(1) 式では、 α_i と初期状態 y_{i1} の関係が問題となる。プロセスの開始時と各人における観察開始時が同時であれば、初期状態は外生と仮定できるが、パネルデータでは必ずしも同時にはならない。初期状態が α_i と相関すると、 γ を過大推定してしまう恐れがある。そこで (2) 式を用意する。操作変数ベクトル z_{i1}' には、 x_{i1}' を含む。 n_i は α_i と相関するが、 u_{it} ($t \geq 2$) とは相関しない。

ダイナミックモデルの推定にあたっては、真の状態依存、個体間の異質性、系列相関を区別する必要がある。本研究のモデルは AR (1) の系列相関を考慮している。個体間の異質性については、説明変数で適切にコントロールされない場合、問題が生じる恐れがある。

3 分析対象

本研究では、KHPS2008 以降の就業行動を分析の対象とする。これにより、これまで述べてきたように、LS によって内生性がある程度抑制されるとの想定をより活かせる。また、KHPS2007 で追加された新規コホートを活かし、若年サンプルを多く含めることができる。

¹² 推計には、Stata の追加プログラム (ado-file) である redpace コマンドを用いた。

但し、LS直前（KHPS2008）を初期状態とし、かつ、以降説明する変動所得Ⅱのラグ項（KHPS2008から算出可能）を使って初期状態を推計するため、分析対象（ y_{it}^* ）はKHPS2009-2011である。また、夫婦ともに60歳未満のサンプルに限るとともに、推計手法の関係上、バランスド・パネルを用いている。

労働市場への参入の有無を広く計測するため、被説明変数は、有業・無業の別ではなく、労働力状態（休業者も含む）を1、非労働力状態を0とする離散変数である。

4 分析上の理論仮説

本研究では以下のような理論仮説を想定している。伝統的な労働供給理論に従い、有配偶女性は提示賃金率と留保賃金率を比較して労働供給行動を決定するものとする。留保賃金率には、夫の所得や世帯構成などが影響する。有配偶女性は、景気後退による夫の所得減少を自身の就業（労働市場への参入）によって補填しようとする（AWE）。その一方で、雇用機会が減少すると、雇用条件の改善を待ち、市場退出は促進される（DWE）。

但し、労働市場への入退出に掛かる費用の存在や、家事生産または就業経験を重ねることによる人的資本の蓄積・維持が要因となって、状態依存が存在するとする。また、状態依存に関連して、夫の所得や雇用機会が今期の状態に与える影響は、前期の状態や世帯構成（子どもの数）によって、その程度が異なるとする。ここでの子どもとは、未就学・就学中の子どもを指す。

子どもの数を通じた夫の所得の影響は、相反する2つの可能性が考えられる。1つ目の可能性は、子どもが多い分、必要支出額（将来的なものも含む）が多くなるため、夫の所得が景気後退によって減少する際には、子どもの数が多い家計の妻はより強く就業を促進されるというものである。もう1つの可能性は、子どもの数が少ないと、家事・育児の手間が少なく就業しやすいため、夫の所得が減ると子どもの数が少ない女性の方が就業は促進されるというものである。以降の推計は誘導形で行うため、これら2つの識別は行われず、ネットの影響はどちらが強いのかを検証する。

その他の世帯構成については、未就学児や高齢者がいる家計は、女性の就業を抑制し、他方、夫婦以外に社会人がいる家計は家内生産の補助を受けられるので妻の就業は促進されうる。

5 分析に使用する変数

本研究では、表1下部の変数を分析に使用する¹³。本項では、これらについて説明する。まずDWEは、都道府県別有効求人倍率によって計測する¹⁴。また、樋口（2001）に倣い、

¹³ Hyslop（1999）に倣い、調査年1月の情報（世帯構成）と前年情報（就業状態、所得）を合わせる。

¹⁴ 労働市場が完全であれば、雇用機会の減少は提示賃金率に反映されるが、日本の労働市場に名目賃金の下方硬直性が存在し（黒田・山本（2003a）、黒田・山本（2003b）など）、1990年代と2000年代を通じて強まる傾向にあるという指摘（神林（2011））もあるため、有効求人倍率を指標として用いる。

表1：基本統計量

	サンプルサイズ	平均値	標準偏差	最小値	最大値
Heckmanの2段階推計					
対数賃金率	1591	-2.120	0.681	-4.859	0.322
就業経験年数	1591	19.716	9.623	1	42
勤続年数	1591	9.568	8.829	1	40
高卒ダミー	3609	0.477	0.500	0	1
短大卒ダミー	3609	0.249	0.433	0	1
大卒ダミー	3609	0.137	0.343	0	1
大学院修了ダミー	3609	0.001	0.033	0	1
サービス職従事者ダミー	1591	0.176	0.381	0	1
販売従事者ダミー	1591	0.186	0.389	0	1
管理的職種ダミー	1591	0.003	0.050	0	1
事務従事者ダミー	1591	0.307	0.461	0	1
運輸・通信従事者ダミー	1591	0.011	0.106	0	1
製造・建設・保守・運搬などの作業員ダミー	1591	0.101	0.301	0	1
情報処理技術者ダミー	1591	0.003	0.050	0	1
専門的・技術的職業従事者ダミー	1591	0.200	0.400	0	1
その他ダミー	1591	0.014	0.119	0	1
1-4人ダミー	1591	0.190	0.393	0	1
5-29人ダミー	1591	0.243	0.429	0	1
30-99人ダミー	1591	0.131	0.338	0	1
100-499人ダミー	1591	0.165	0.371	0	1
500人以上ダミー	1591	0.225	0.418	0	1
官公庁ダミー	1591	0.045	0.208	0	1
自営業者ダミー	1591	0.057	0.231	0	1
自由業者ダミー	1591	0.010	0.100	0	1
家族従業者ダミー	1591	0.094	0.292	0	1
在宅就労・内職ダミー	1591	0.042	0.201	0	1
正規社員ダミー	1591	0.324	0.468	0	1
非正規社員ダミー	1591	0.473	0.499	0	1
2008年ダミー	1591	0.258	0.438	0	1
2009年ダミー	1591	0.245	0.430	0	1
2010年ダミー	1591	0.251	0.434	0	1
2011年ダミー	1591	0.246	0.431	0	1
年齢	3609	43.103	10.260	19	59
完全失業率	3609	4.568	0.550	3.9	5.3
無配偶者ダミー	3609	0.211	0.408	0	1
未就学児ありダミー	3609	0.209	0.407	0	1
変量効果ダイナミックプロビットモデル推計					
労働力状態ダミー	1672	0.663	0.473	0	1
都道府県別有効求人倍率	1672	0.756	0.346	0.28	1.95
夫の恒常所得	1672	5.953	2.470	0.739	14.934
夫の変動所得 I	1672	0.050	0.993	-6.449	6.254
夫の変動所得 I (前期)	1672	0.039	0.968	-6.449	6.254
夫の変動所得 II	1672	0.046	0.618	-2.884	4.150
夫の変動所得 II (前期)	1672	0.057	0.618	-2.884	4.150
子ども3人以上ダミー	1672	0.186	0.389	0	1
未就学児ありダミー	1672	0.261	0.440	0	1
80歳以上同居ダミー	1672	0.066	0.249	0	1
80歳未満(既卒者)同居ダミー	1672	0.258	0.438	0	1
年齢	1672	42.763	7.155	24	59
インプルーテッドウェッジ(自然対数)	1672	-1.964	0.315	-2.542	-0.704
新規コホートダミー	1672	0.349	0.477	0	1
政令指定都市ダミー	418	0.273	0.446	0	1
その他の市ダミー	418	0.596	0.491	0	1

出所：KHPS2004-2011 を基に筆者作成。

表2：夫の恒常所得・変動所得の増減別世帯割合の推移

	2004年	2005年	2006年	2007年	2008年	2009年	2010年	Total
(%)								
恒常所得								
前年から低下	34.23	32.96	29.69	31.09	46.15	54.59	42.67	39.06
前年から維持・上昇	65.77	67.04	70.31	68.91	53.85	45.41	57.33	60.94
Total	100	100	100	100	100	100	100	100
変動所得 I								
前年から低下	50.8	45.24	57.12	44.14	62.22	44.69	48.15	50.28
前年から維持・上昇	49.2	54.76	42.88	55.86	37.78	55.31	51.85	49.72
Total	100	100	100	100	100	100	100	100
変動所得 II								
前年から低下	49.44	43.88	56.52	55.72	64.15	50	36.38	51.2
前年から維持・上昇	50.56	56.12	43.48	44.28	35.85	50	63.62	48.8
Total	100	100	100	100	100	100	100	100

出所：KHPS2004-2011 を基に筆者作成。

注1：新規コホートも含む。

2：当該年間の所得（実質値）で全て算出。

所得変動の恒常的な部分と変動的な部分を表す変数を別々に用意する¹⁵。恒常所得とは、夫の実質勤労所得¹⁶ ¹⁷の過去3年移動平均である。一方、夫の変動所得は2種類用意する。変動所得 I とは、夫の実質勤労所得_t - 夫の実質勤労所得_{t-1} で算出され、単年の所得変動を示す。変動所得 II とは、夫の実質勤労所得_t - 夫の恒常所得_t で算出され、恒常的な所得からの乖離を示す。これらの変動所得は、1期のラグ項も導入し、過去の所得変動が当期の就業行動に与える影響を計測する。尚、夫の所得の単位は百万円である。

ここで、表2を見てみる。LS（2008年）以後、恒常所得の低下割合が顕著に増えている。また、変動所得も2008年での低下割合が増えているが、その後、特に2010年に回復基調にある。この間、恒常所得は低下割合が以前より多いため、所得水準がLS以前に戻っているとは考えにくく、変動所得は微増に止まっていると考えられる。

養う子どもの多さは、別居も含めて未就学児・就学中の実子が3人以上いる家計のダミーで示す。このダミーと夫の所得変数との交差項を作成し、子ども人数でみる世帯規模と所得変動がどのように就業行動に影響しているかを見たい。

女性本人のインピューテッド・ウェッジ（提示賃金）は分析に先立って賃金関数を推計し、予測値を算出したものである。表1上部の変数を基にし、無業者を除いて推計することによるサンプルセレクション・バイアスを考慮して、Heckmanの2段階推計を行った。

¹⁵ 恒常所得、変動所得 I の定義は樋口（2001）、変動所得 II の定義は武内（2004）が先例としてある。

¹⁶ 総務省統計局「消費者物価指数（持家の帰属家賃を除く総合）」（2010年=100）の当該年の数値を用いて実質化した。

¹⁷ この場合、夫の勤労所得は税引き後の可処分所得であることが望ましいが、KHPSでは当該期間において経年的に把握できるのは税引き前の勤労所得のみであるため、止む無くこれを使用した。

その推計結果は表3に示されている¹⁸。逆ミルズ比が有意であることから、サンプルセクション・バイアスの存在が確認される。

初期状態を推計するための操作変数として、政令指定都市ダミー、その他の市ダミーを導入する。これらは、通常のプロビットモデルにおいて、 $t=1$ 期にはマイナスで有意、 $t \geq 2$ 期には有意でないため、操作変数として利用できる。こうした居住地ダミーは、雇用機会の多様性を示すと考えられる¹⁹。雇用の多様性のある地域では、その後も様々な職に就けるため、初期時点では就業しにくく、他方その後はその他の地域の就業傾向と変わらなくなると本研究では想定する。

6 推計結果

推計結果は、表4に示されている。全ての推計式において、被説明変数のラグ項が有意にプラスであり、状態依存の存在が確認される。以降は、導入された交差項を用いながら、労働力化と非労働力化という動態について、その他の主な結果を概観していく。

(1) 夫の所得変動は妻の就業行動の動態に影響するのか

まず、推計式1と2を見る。ここでは、2種類の夫の変動所得は有意ではなく、夫の恒常所得がマイナスで有意であり、樋口(2001)と整合的である。さて、前期の労働状態別では夫の所得変動の感応度が異なるのか。夫の所得と前期労働状態の交差項を追加した推計式3と4を見てみる。交差項のパラメータは、前期に労働力であった女性への影響について、基準(前期に非労働力の女性)との差を示す。前期非労働力の場合はマイナスで有意であり、恒常所得の減少が労働力化を促すことが確認される。但し、交差項を見ると有意にプラスである。よって、夫の恒常所得増加による女性労働力の非労働力化は相対的に起きにくい²⁰。そのため、LS以後の恒常所得の減少による労働市場への新規参入はより強いインパクトを持ったといえる。

(2) 雇用機会の増減は妻の就業行動の動態に影響するのか

都道府県有効求人倍率の行を見ると、全ての推計式で有意はない。また、前期労働状態との交差項(推計式3-6)との交差項の行も有意ではない。従って、LS後においてDWEは確認できない。

(3) 子ども人数の違いは夫の所得変動が妻の就業行動の動態に与える影響を変えるのか

推計式5・6では、未就学・就学の子どもの3人以上ダミーと夫の所得変数の交差項、及び、前期労働力ダミーをさらに掛け合わせた交差項を追加している。よって、子どもの多い家

¹⁸ インピュートするにあたり、無業者に対しては、ダミー変数のレファレンスグループとして算出されるようになっている。このグループにした根拠は、新規就業開始時にKHPSで頻繁に見られるパターンであったためである。また、推計にあたり、期間の途中で離職したサンプルは賃金関数の推計には用いていないが、インピューテッドウェッジは算出される。

¹⁹ 同推計手法による先行研究では、Boyle et al. (2009)は居住地の雇用の多様性の指標を就業行動の操作変数としているほか、Stewart(2006)も大都市以外ダミーを用いている。

²⁰ 一旦非労働力化すると人的資本が減退する、または再就職するためにコストがかかるためと考えられる。

表3：Heckmanの2段階推計の結果

2段階目	係数		
就業経験年数	0.0149	《就業形態(ref=非正規社員)》	
	[1.91]*	自営業者ダミー	0.1042
就業経験年数の2乗	-0.0004		[1.31]
	[-2.02]**	自由業者ダミー	0.0541
勤続年数	0.007		[0.34]
	[1.14]	家族従業者ダミー	-0.0251
勤続年数の2乗	0.0002		[-0.35]
	[1.33]	在宅就労・内職ダミー	0.0449
《学歴(ref=中卒)》			[0.57]
高卒ダミー	-0.0799	正規社員ダミー	0.4172
	[-1.61]		[11.07]***
短大・高専卒ダミー	0.0242	年ダミー(ref=2011年)	
	[0.46]	2008年ダミー	-0.1095
大卒ダミー	0.0715		[-1.82]*
	[1.15]	2009年ダミー	-0.0935
大学院修了ダミー	0.1077		[-1.39]
	[0.38]	2010年ダミー	-0.1287
			[-1.99]**
《仕事内容(ref=サービス従事者)》		定数項	-2.3665
販売従事者ダミー	0.1421		[-13.64]***
	[2.86]***	1段階目	
管理的職種ダミー	0.4562	年齢	0.1102
	[1.50]		[6.23]***
事務従事者ダミー	0.2031	年齢の2乗	-0.0013
	[4.28]***		[-6.53]***
運輸・通信従事者ダミー	0.2713	完全失業率	-0.6893
	[1.85]*		[-19.01]***
製造・建設・保守・運搬などの作業員ダミー	0.0861	《学歴(ref=中卒)》	
	[1.42]	高卒ダミー	0.0035
情報処理技術者ダミー	1.0043		[0.06]
	[3.39]***	短大・高専卒ダミー	-0.0249
専門的・技術的職業従事者ダミー	0.4201		[-0.38]
	[7.94]***	大卒ダミー	-0.0618
その他ダミー	0.1252		[-0.83]
	[0.97]	大学院修了ダミー	0.9298
《従業員規模(ref=5-29人)》			[2.09]**
1-4人ダミー	-0.079	配偶者なしダミー	0.2271
	[-1.39]		[4.39]***
30-99人ダミー	-0.0154	未就学児ありダミー	-0.6955
	[-0.30]		[-10.59]***
100-499人ダミー	0.1058	定数項	0.4702
	[2.17]**		[1.20]
500人以上ダミー	0.2133	逆ミルズ比	-0.2542
	[4.67]***		[-2.84]***
官公庁ダミー	0.2512	rho	-0.4111
	[3.20]***	sigma	0.6182977
		サンプルサイズ	5200
		うちCensored	3609
		うちuncensored	1591

出所：KHPS2004-2011 を基に筆者推計。但し、KHPS2008-2011 の実質賃金率（自然対数）を被説明変数とする。

注1：60歳未満の女性を分析対象とした。

2：[]内はロバスト標準誤差に基づくZ値。

3：***、**、*は、それぞれ1%、5%、10%水準で有意であることを示す。

4：外れ値は除いている。

5：右段は左段の続き。

表4：変量効果ダイナミックプロビットモデル推計の結果（係数）

	推計式1	推計式2	推計式3	推計式4	推計式5	推計式6
前期労働状態 (ref=非労働力)						
前期労働力ダミー	2.19	2.171	1.520	1.505	1.508	1.521
	[9.01]***	[8.86]***	[2.88]***	[2.83]***	[2.47]**	[2.50]**
都道府県別有効求人倍率	0.465	0.476	0.705	0.714	0.685	0.699
	[1.22]	[1.24]	[1.54]	[1.55]	[1.40]	[1.45]
夫の恒常所得	-0.148	-0.151	-0.223	-0.226	-0.239	-0.238
	[-3.66]***	[-3.66]***	[-4.11]***	[-4.13]***	[-3.74]***	[-3.74]***
夫の変動所得 I	-0.029		0.108		0.221	
	[-0.39]		[0.95]		[1.36]	
夫の変動所得 I (前期)	0.029		0.092		0.317	
	[0.40]		[0.89]		[2.32]**	
夫の変動所得 II		-0.032		0.174		0.410
		[-0.30]		[1.04]		[1.73]*
夫の変動所得 II (前期)		0.059		0.042		0.173
		[0.54]		[0.26]		[0.90]
都道府県別有効求人倍率*前期労働力ダミー			-0.439	-0.447	-0.388	-0.403
			[-0.83]	[-0.84]	[-0.68]	[-0.71]
夫の恒常所得*前期労働力ダミー			0.151	0.152	0.165	0.165
			[2.50]**	[2.50]**	[2.28]**	[2.30]**
夫の変動所得 I *前期労働力ダミー			-0.218		-0.435	
			[-1.48]		[-2.21]**	
夫の変動所得 I (前期)*前期労働力ダミー			-0.139		-0.454	
			[-0.95]		[-2.48]**	
夫の変動所得 II *前期労働力ダミー				-0.338		-0.734
				[-1.54]		[-2.53]**
夫の変動所得 II (前期)*前期労働力ダミー				-0.028		-0.199
				[-0.13]		[-0.77]
子ども3人以上ダミー	0.537	0.538	0.544	0.543	0.759	0.726
	[2.76]***	[2.74]***	[2.86]***	[2.84]***	[1.08]	[1.05]
子ども3人以上ダミー*夫の恒常所得					0.000	0.011
					[-0.00]	[0.09]
子ども3人以上ダミー*夫の変動所得 I					-0.267	
					[-1.04]	
子ども3人以上ダミー*夫の変動所得 I (前期)					-0.664	
					[-2.69]***	
子ども3人以上ダミー*夫の変動所得 II						-0.547
						[-1.46]
子ども3人以上ダミー*夫の変動所得 II (前期)						-0.597
						[-1.54]
子ども3人以上ダミー*前期労働力ダミー					0.108	0.202
					[0.11]	[0.20]
子ども3人以上ダミー*夫の恒常所得*前期労働力ダミー					-0.075	-0.096
					[-0.46]	[-0.58]
子ども3人以上ダミー*夫の変動所得 I *前期労働力ダミー					0.938	
					[2.28]**	
子ども3人以上ダミー*夫の変動所得 I (前期)*前期労働力ダミー					1.312	
					[3.00]***	
子ども3人以上ダミー*夫の変動所得 II *前期労働力ダミー						1.670
						[2.70]***
子ども3人以上ダミー*夫の変動所得 II (前期)*前期労働力ダミー						1.064
						[1.79]*
未就学児ありダミー	-0.819	-0.827	-0.846	-0.852	-0.874	-0.885
	[-3.49]***	[-3.51]***	[-3.67]***	[-3.68]***	[-3.59]***	[-3.66]***
年齢	0.201	0.206	0.213	0.217	0.243	0.232
	[1.59]	[1.61]	[1.70]*	[1.72]*	[1.75]*	[1.71]*
年齢の2乗	-0.002	-0.002	-0.002	-0.003	-0.003	-0.003
	[-1.63]	[-1.64]	[-1.74]*	[-1.75]*	[-1.78]*	[-1.74]*
インピューテッドウェッジ (自然対数)	2.400	2.432	2.274	2.301	2.482	2.454
	[4.57]***	[4.60]***	[4.46]***	[4.49]***	[4.44]***	[4.44]***
年ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES
定数項	0.739	0.730	0.528	0.514	0.393	0.573
	[0.27]	[0.27]	[0.20]	[0.19]	[0.14]	[0.20]
AR(1)	-0.242	-0.237	-0.167	-0.163	-0.181	-0.195
	[-2.11]**	[-2.04]**	[-1.25]	[-1.20]	[-1.30]	[-1.39]
対数尤度	-514.881	-514.754	-510.459	-510.308	-500.262	-501.783
サンプルサイズ	1672	1672	1672	1672	1672	1672

出所：KHPS2004-2011 を基に筆者推計。

注1：[]内はZ値。

2：***、**、*は、それぞれ1%、5%、10%水準で有意であることを示す。

3：外れ値は除いている。

4：係数は(1)式の推計結果のみ。サンプルサイズは(2)式も含めたもの。また、全ての推計式に80歳以上同居ダミー(+)、80歳未満(既卒者)同居ダミー(+)、新規コホートダミー(-)も含まれているが、有意ではなかった(括弧内は係数の符号)ため割愛。

計の夫の所得に対する感応度は、子どもの少ない家計との比較の形で表され、子ども3人以上ダミーとの交差項ではないパラメータは、子どもの少ない世帯のパラメータを意味する。推計式5では「夫の変動所得Ⅰ*前期労働力ダミー」と「夫の変動所得Ⅰ(前期)*前期労働力ダミー」、推計式6では「夫の変動所得Ⅱ*前期労働力ダミー」が有意にマイナスになった。従って、子どもが3人未満の世帯においては、夫の変動所得が減少すると、前期労働力の女性はそのまま労働力として維持されやすいといえる。但し、これは前期非労働力だった女性に比べて今期労働力になりやすいという意味である。これより、今後少子化によって家計の子どもの人数が減るにつれ、景気後退によって労働市場からの退出が起きにくくなる可能性が示唆される。ただ、推計式5で「夫の変動所得Ⅰ(前期)」が有意にプラスである点は留意が必要であろう。今回はデータの期間が短いため、LS以前の景気拡大期における所得上昇とLS期の労働力化が関連した可能性がある。

第6節 むすびにかえて

本研究では、LSに伴う景気後退を手掛かりに、近年の有配偶女性の就業行動の動態について、DWEとAWEの側面から検討を加えてきた。この種の議論は古くからあるが、両効果の現状を知っておかねば今後の政策を誤りかねない。

本研究の結果からは、DWEは有意に確認できず、AWEが顕在的であるといえる。とりわけ、子どもの数が少ない（またはいない）家計は、夫の所得の増減に関わりなく就業し続けるわけではなく、夫の所得が短期的に減少すると、妻が労働力状態を続ける傾向が一層強まるという点は見逃せない²¹。日本は長らく少子化傾向が続いてきた。強力な少子化抑制策が打ち出せない中で、家計が抱える子どもの数がさらに減ると、上記の傾向の結果、AWEが強調されるという可能性が示された。AWEが強まれば、政府の雇用創出策の必要性は高まる。本研究は、それを裏付ける結果である。

さて、本研究の限界と残された課題であるが、子どもの人数はアプローチのひとつに過ぎず、他にも、社会の何らかの構成比の変化が有配偶女性の就業行動のトレンドに与える影響を探る必要がある。また、構成比ではなく、パラメータそのものが変化したかの検証も重要であり、それには構造推計を行うことが望ましい。また、本研究の分析では、真の状態依存の識別問題だけでなく、夫の経済力と女性の「就業志向」が結婚時に関連し、個別効果に含まれている恐れがある（武内（2004））。しかしデータの制約上、十分考慮できなかった²²。この点は、今後KHPSに関連項目ができれば、再度検証する必要がある。

²¹ 長期的所得減少には新規労働力化、短期的所得減少には労働力状態維持で対応しやすい（新規労働力化までは至らない）という結果は、労働市場参入のコスト（職探しなど）の存在が要因として考えられる。

²² ただ、女性の提示賃金率は就業経験・勤続年数をコントロールして予測しているし、提示賃金率と同時に状態依存も考慮しているので、就業志向はある程度コントロールできていると考えることもできよう。

【参考文献】

- Bingley, P. and I. Walker (2001) "Household Unemployment and the Labour Supply of Married Women," *Economica*, 68 (270), pp. 157-185.
- Boyle, P., Z. Feng and V. Gayle (2009) "A New Look at Family Migration and Women's Employment Status," *Journal of Marriage and Family*, 71 (May 2009), pp. 417-431.
- Heckman, J. J.(1981) "The Incidental Parameters Problem and the Problem of Initial Conditions in Estimating A Discrete Time-Discrete Data Stochastic Process," C. F. Manski et al., eds., *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications*, chapter 4, pp. 179-195, Cambridge MIT Press.
- Heckman, J. J. and T. MaCurdey (1980) "A Life Cycle Model of Female Labor Supply," *Review of Economic Studies*, 47 (1), pp. 47-74.
- Hyslop, D. R. (1999) "State Dependence, Serial Correlation and Heterogeneity in Intertemporal Labor Force Participation of Married Women," *Econometrica*, Vol. 67, No. 6, pp. 1255-1294.
- Kohara, M. (2010) "The Response of Japanese Wives' Labor Supply to Husband's Job Loss," *Journal Population Economics*, No. 23, pp. 1133-1149.
- Mincer, J. (1962) "Labor Force Participation of Married Women" *Aspects of Labor Economics*, Princeton University Press.
- Shaw, K. (1994) "The Persistence of Female Labor Supply: Evidence and Implications," *The Journal of Human Resources*, Vol. 29, No. 2, pp. 348-378.
- Stephens, M. (2002) "Worker Displacement and the Added Worker Effect," *Journal of Labor Economics*, Vol. 20, No. 3, pp. 504-537.
- Stewart, M. B. (2006) "Maximum Simulated Likelihood Estimation of Random Effect Dynamic Probit Model with Autocorrelated Errors," *Stata Journal*, 6, pp. 256-272.
- 太田聡一・照山博司 (2003) 「労働力フローデータによる就業および失業の分析」『経済分析』第168号、125-189頁。
- 神林龍 (2011) 「日本における名目賃金の硬直性 (1993-2006) 擬似パネルデータを用いた接近」JSPS Grants-in-Aid for Creative Scientific Research: Understanding Inflation Dynamics of the Japanese Economy, *Working Paper Series*, No.74。
- 黒田祥子 (2002) 「わが国失業率の変動について——フロー統計からのアプローチ」『金融研究』第21巻第4号、日本銀行金融研究所、153-201頁。
- 黒田祥子・山本勲 (2003a) 「わが国の名目賃金は下方硬直的か? Part I ——名目賃金変化率の分布の検証」、『金融研究』第22巻第2号、日本銀行金融研究所、35-70頁。
- (2003b) 「わが国の名目賃金は下方硬直的か? Part II ——フリクション・モデルによる検証」、『金融研究』第22巻第2号、日本銀行金融研究所、71-114頁。

- 小林淑恵・深堀遼太郎(2011)「経済危機による配偶者失業率上昇と妻の就業行動変化——追加就業効果と就業意欲喪失効果の視点から」瀬古美喜・照山博司・山本勲・樋口美雄・慶應—京大連携グローバル COE 編『日本の家計行動のダイナミズム[Ⅶ]——経済危機後の家計行動』慶應義塾大学出版会、67-90 頁。
- 小原美紀(2007)「夫の失業リスクと妻の労働供給」林文夫編『経済停滞の原因と制度』勁草書房、第11章、325-340 頁。
- 桜健一(2006)「フローデータによるわが国労働市場の分析」日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No. 06-20。
- 佐藤一磨(2010)「景気後退期の就業行動の変化」瀬古美喜・照山博司・山本勲・樋口美雄・慶應—京大連携グローバル COE 編『日本の家計行動のダイナミズム[Ⅵ]——経済危機後の家計行動』慶應義塾大学出版会、90-113 頁。
- 武内真美子(2004)「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』No.527、76-88 頁。
- 戸田淳仁(2011)「リーマンショック後に「追加的労働力効果」は観察されたか」『季刊家計経済研究』No.92、22-31 頁。
- 樋口美雄(1991)『日本経済と就業行動』東洋経済新報社。
- (1996)『労働経済学』東洋経済新報社。
- (2001)『雇用と失業の経済学』日本経済新聞社。
- 樋口美雄・清家篤・早見均(1987)「労働市場——男女労働力の就業行動の変化」浜田宏一他編『日本経済のマクロ分析』東京大学出版会、263-285 頁。