

女性就業のパネル分析

——配偶者所得効果の再検証

武内真美子

(大阪大学大学院)

夫の所得と妻の就業確率における負の相関を示す「ダグラス = 有澤法則」は、1) 夫の所得の高さが妻の労働のインセンティブを減らす、2) 余暇を好む女性が相対的に所得の高い男性を配偶者を選択している、という少なくとも二つの解釈が考えられる。本稿では、特に後者に注目し、女性の「就業志向」を個々人の個別効果に含められるとしてパネル分析を試みた。結果、妻の就業決定は夫の3年間の長期所得にも単年度所得の変化にも反応していないことが示される。さらに、個別効果に含まれると考えられる女性の「就業志向」を取り上げ、その効果を測定した。分析は、女性の「就業志向」が結婚時の配偶者の経済力と相関し、さらに既婚後の就業決定に影響を与えていることを明らかにした。これらの結果は、「ダグラス = 有澤法則」が女性の結婚選択における選好の不均質性によって、その部分的解釈が成り立つ可能性を示している。

目次

- I はじめに
- II 推定モデルと分析手順
- III 使用データ
- IV パネル分析結果
- V 女性の就業志向と結婚選択
- VI おわりに

I はじめに

不況が長引くなか、時系列的な夫の所得変化に妻はどう対処しているのか。本研究では、(財)家計経済研究所が実施した『消費生活に関するパネル調査』の個票データ(1993~98年)を使用し、パネル分析を用いてこの点を明らかにする。具体的には、fixed-effect logit モデルを用いて個人ごとの個別効果を考慮し、3年間の夫の長期所得とそれに対する当該年度の変動所得を説明変数に加え、同一家計における夫の所得が妻の就業決定に与える影響を計測する。

1 日本における先行研究の概観

——妻の就業決定に与える夫の所得効果

「ダグラス = 有澤法則」(Douglas (1934), 有澤 (1956)) として提示された家計の労働供給における人員単位の法則性は¹⁾、日本の労働供給に関する先駆的な研究に影響を与えた。小尾 (1969) は、核所得者と非核所得者から成る家計における所得・余暇の選好関数を明示的に示し、妻の就業決定の分岐点となる臨界核所得の概念を導入した。さらに、宮内 (1993) は夫婦別々の所得 - 余暇の効用関数を設定することで、理論構成を発展させた。これらの研究では、それぞれの家計または妻の余暇に対する選好が確率変数の個別因子としてモデルに組み込まれている。ただし、いずれの研究においても、計量分析は集計データに制限され、横断面での家計間の比較が中心となる。

一方、近年は個票データが整備され、妻の就業決定に与える夫の所得効果については、実証分析に重点を置いた研究が展開されるようになる。小原 (2001) は、本稿と同じパネルデータの2時点間 (1993年, 96年) を比較し、自営業者を除いた

共働きの家計では夫と妻の所得に正の相関がありその傾向が強まっていること、96年には夫の所得の高さと妻の就業確率にみられる負の相関が弱まったことを見いだした。また、樋口(2001)は同じパネルデータ(93~99年)を用いて、夫の所得を3年間の移動平均である長期所得の部分と前年度からの差分である変動所得部分に分けて妻の就業決定関数をpooled分析で推計した。結果、変動部分は妻の就業決定になんら影響を与えていないこと、長期所得の水準は有意に負の影響を与えていることを示している²⁾。しかしながら、これらの個票データを使用した研究においても家計間にわたった比較が中心であり、同一家計における時系列的分析が今まで十分にこなされてきたとは言えない。さらに、これまで日本における既婚女性の労働供給に関する実証分析では、個別効果を考慮するパネル分析の必要性がほとんど言及されてこなかった。ここで、本稿においてfixed-effectモデルを推計する意義について述べたい。

2 パネル分析の意義

Mincer(1962)は、妻の就業決定に与える夫の真の所得効果は、妻の労働生産性と余暇に対する選好(taste)が夫の所得と独立してすべての女性で等しい場合に計測できるとする。そうでなければ、クロスセクション分析に見られる夫の所得と妻の就業との負の相関については、1)夫の賃金の

増加が妻に労働時間を減らすインセンティブを引き起こす。2)そもそも余暇を好む女性が賃金の高い男性と結婚している。という少なくとも二つの解釈ができる可能性を示唆している³⁾。

日本女性の結婚選択に2)の可能性はあるだろうか。表1は、93年の未婚女性に対して設けられた、既婚後の生活設計と配偶者の選択に関する設問を利用し、女性の労働および配偶者の経済力に対する選好に相関があるかを示したものである⁴⁾。この表は、将来における各ライフステージで、女性が希望する就業形態別に、配偶者の選択に経済力を重視する者の割合を示している。各ライフステージにおける女性の就業意欲の高さと配偶者に経済力を重視する者の割合には、負の相関があることが明らかである。また、全体の中でも最も経済力を重視しているのは、育児期後も無業を希望する「専業主婦志向」の者(約59%)であり、経済力を重視する者の割合が少ないのは、育児期に正規就業を希望する「両立志向」の者(約38%)である。この結果は、上記2)の解釈が成立する可能性を示していると言える。

これまで、「ダグラス=有澤法則」については、上記1)に基づく解釈がなされることが多かった。しかし、このような解釈を行うには、2)のような女性の観察できない選好による内生性の問題を排除する必要がある⁵⁾。fixed-effectモデルは、これに対処する一つの方法であり、女性の就業決定に

表1 未婚女性が描くライフコースと配偶者の経済力に対する選好の関係

未婚女性が描くライフコース			配偶者の選好	
ライフステージ	就業形態	人数	経済力を重視(人数)	割合(%)
出産前	正規	191	82	42.9
	非正規	73	38	52.1
	無業	59	32	54.2
育児期	正規	42	16	38.1
	非正規	83	38	45.8
	無業	198	98	49.5
育児期後	正規	104	40	38.5
	非正規	146	69	47.3
	無業	73	43	58.9
子供を望まない	就業	14	7	50.0
	無業	15	8	53.3

注：割合(%)は、各ライフコースを希望する人数に対して、配偶者に経済力を求める者の割合である。N=352。

対する夫の所得効果をより適切に計測できる。また、このような観察できない選好以外に観察はできるがデータとして利用できない変数の影響もすべて個別効果としてコントロールできる点で有効である。

海外では、女性の就業決定関数を推計するにあたり、上記のような問題を考慮するためにパネル分析を用いた研究が行われている。初期には、Eckstein and Wolpin (1989) が、就業決定と賃金の結合尤度関数の最尤推定を行うにあたり、労働に対する女性の選好を考慮するために fixed-effect モデルを使用した。この分析では、将来にわたる期待所得が推計され、そこから育児にかかるコストを差し引いた変数が分析に使用される。結果、夫の期待所得は妻の就業に負の効果を与えることが示された。一方、Shaw (1994) は、女性の就業行動の継続性を分析するにあたり、選好等の不均質性“Heterogeneity”と就業状態における従属性“State Dependence”を考慮するため、動学モデルによる fixed-effect モデルの推計を行った⁶⁾。この研究では、全観察期間の所得平均を恒常所得として推計に使用したために、所得効果は個別効果に含まれ議論されない。しかし、個別効果を考慮してもなお妻の就業行動には有意な継続性が示された。近年では、Hyslop (1999) が、random-effect probit による動学モデルを使用して既婚女性の就業決定を分析した。ここでは、個別効果が出産および夫の単年度所得と相関していると仮定した correlated random-effect モデルの推計がなされており、単年度所得が有意に負の効果を示す結果を得ている。ただし、シミュレーションの結果は、個別効果を求める時点で推計している階差を使った線形モデルの予測が、十分なものではないことを示している。

このようにパネル分析を用いた既婚女性の就業決定に関する研究は蓄積されているものの、その年代や推計方法はさまざまであり結論は一貫していない⁷⁾。本稿では、日本の既婚女性について、配偶者所得効果の分析を主眼とするパネル分析を行う。さらに、表1の作成に使用した設問を利用することで、パネル分析を行った先行研究では個別効果の一部と考えられながら、その効果が十分

に明らかにされていない女性の労働に対する選好、つまり「就業志向」が配偶者所得と相関している可能性を実証的に提示することが本稿の目的である。

以下、論文の構成を簡単に述べる。続くⅡでは、fixed-effect モデルと分析手順について説明し、Ⅲでは使用するデータとその処理について簡単に述べる。Ⅳでは定式化に関する検定結果およびパネル分析の推定結果を提示する。Ⅴは、fixed-effect モデルにおいて個別効果に含まれると考えられる女性の就業志向と結婚選択について考察する。Ⅵは、まとめである。

Ⅱ 推定モデルと分析手順

pooled 分析やクロスセクション分析では、すべての経済主体が同じ行動構造を持つと仮定されているのに対し、パネル分析は個別効果として経済主体の異質性を考慮する。この経済主体の属性を示す個別効果を確率変数として扱うモデルが random-effect (変量効果) モデルであり、個別効果が観察期間中一定である場合を想定したモデルが fixed-effect (固定効果) モデルである。本稿では、fixed-effect logit モデル (Chamberlain 1980) を使用した女性の就業決定関数の推計を行う。

以下のような t 時点での既婚女性 i の就業決定関数を推計するモデルを想定する。このモデルにおいて、夫の長期所得を $Hincome_{it}$ 、妻の生産性を示す賃金率を $Wwage_{it}$ (対数値)、誤差項に含まれる個別効果を α_i 、真の攪乱部分を ε_{it} 、 α_i と ε_{it} は互いに独立とする。fixed-effect モデルでは個別効果 α_i は時点を通じて一定であり、かつ少なくとも一つの説明変数と相関すると仮定されている⁸⁾。

$$y_{it}^* = \beta' X_{it} + \beta_h Hincome_{it} + \beta_w Wwage_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it} : \mu_{it} = \alpha_i + \varepsilon_{it}$$

$$\Pr(y_{it} = 1) = \Pr(y_{it}^* > 0) = \Pr(\varepsilon_{it} > -\beta' X_{it} - \beta_h Hincome_{it} - \beta_w Wwage_{it} - \alpha_i) = F(\beta' X_{it} + \beta_h Hincome_{it} + \beta_w Wwage_{it} + \alpha_i)$$

ロジスティック累積分布関数は(1)式のように表

されることになる。

$$\Pr(y_{it} = 1) = \frac{e^{\beta' X_{it} + \beta_h \text{Hincome}_{it} + \beta_w \text{Wwage}_{it} + \alpha_i}}{1 + e^{\beta' X_{it} + \beta_h \text{Hincome}_{it} + \beta_w \text{Wwage}_{it} + \alpha_i}} \quad (1)$$

fixed-effect logit モデルは、以下の条件付尤度関数を最大にすることで個別効果 α_i を取り除く⁹⁾。

$$L_c = \prod_{i=1}^N \Pr(y_{i1}, \dots, y_{iT}, \sum_{t=1}^T y_{it}) \quad (2)$$

ここで、fixed-effect モデルの推計においては、観察期間中の欠損値や無回答を除く有効な観察値について、同一個人の中で被説明変数に変化が見られないサンプルは除外される。それらが有用なサンプルであることに変わりはないが、fixed-effect モデルにおける(2)式の条件付尤度関数には何の影響も及ぼさず、対数をとるとこれらのサンプルは欠落し推計に含まれないためである。後述の通り、結果を考察するにあたっては、pooled分析、random-effect および fixed-effect モデルの三つのモデル間で、定式化に関する検定を行うが、fixed-effect モデルでは、サンプルが欠落するがゆえに帰無仮説が支持されれば、有効性を持たないことになる。

本稿では、検定により fixed-effect logit モデルの定式化が支持されることを確認する。このモデルの推定結果は個別効果 α_i と説明変数の相関によって生じるバイアスを取り除いたものであり、説明変数が被説明変数に与える直接的な影響を示すことになる。つまり、真に夫の長期所得の増加(減少)が妻の就業のインセンティブを減少(増加)させていれば、個別効果 α_i を取り除いたパネル分析においても *Hincome* の係数は有意に負になるはずである。

なお、*Wwage* には、代理変数として妻の就業経験年数と学歴ダミーを考慮する¹⁰⁾。fixed-effect モデルでは、観察期間中一定の変数は個別効果に吸収されるため学歴ダミーは推計結果には表れないが、個別効果というより詳細に補足された個人間の差に吸収され考慮されたことになる。つまり、このモデルでは妻の観察できる属性、妻の学歴および余暇に対する選好を含めた観察できない個人属性のうち、時間の変化に依存しないものを個別効果でコントロールした上で、夫の所得

効果を計測することになる。

III 使用データ

使用するデータは、(財)家計経済研究所が実施している『消費生活に関するパネル調査』の1993年から1998年までの6年間の個票である。この調査は、初年度93年に24歳から34歳の全国から無作為抽出された1500人の女性を対象に始められ、同一個人を追跡調査したパネルデータとなっている。調査は毎年9月または10月に実施され、設問は女性自身のことから、配偶者、両親、子供、家計の状況など多岐にわたる。本稿での分析対象は、観察期間中に同一配偶者を持つ既婚女性に限定している。また、推計に必要な変数について回答がなされていない観察値を除くため、アンバランスドパネルデータを用いて分析を行う。使用する被説明変数は、調査時点で就業しているかどうかであり、説明変数は表2を参照されたい¹¹⁾。

次に、夫の所得に関する変数の処理について、簡単に述べておきたい。まず調査では、夫の所得について「前年度1年間の税込みの年収」を尋ねているため、調査時点での妻の就業行動と観察時期のずれが生じる。そこで夫の年収については次年度の調査結果を使用し、さらに最終消費支出デフレータを用いて数値を実質化した¹²⁾。推計は樋口(2001)にならい、夫の所得を長期所得部分と変動所得部分に分けて推計に用いる。長期所得には、当該年度を含めた過去2年間、計3年間の平均額(税込み)を使用している。これにより単年度の一時的な所得の変動は平滑化され、より恒常的な所得効果を測る。3年間という期間は、パネル分析における検定の信頼性を確保するのに十分なサンプルを使用でき、かつ妻が夫の所得に対応して就業行動を起こすことが可能な期間であると考え選択している。また、変動所得には、当該年度の年収から上記で定義された長期所得部分を差し引いたものを使用した。

以上の処理により、実際のパネル分析の推計は、94年度から97年度までの4年間の観察値を使用し、夫の長期所得が妻の就業決定に与える効果を

表2 表3の推計における記述統計量

変数	random-effect (長期所得)				fixed-effect (長期所得)				fixed-effect (単年度所得)			
	平均	標準偏差	最小	最大	平均	標準偏差	最小	最大	平均	標準偏差	最小	最大
被説明変数・就業	0.463	0.499	0	1	0.476	0.500	0	1	0.469	0.499	0	1
夫・長期所得(万円)	527.19	207.85	69.72	3173.13	528.07	180.60	190.18	1801.20	—	—	—	—
変動所得	26.67	151.93	-1144.08	5051.47	22.15	84.46	-334.84	808.25	—	—	—	—
単年度所得(年取)	—	—	—	—	—	—	—	—	529.53	237.01	0.00	4011.00
通勤時間(分)	67.01	58.42	0	900	75.97	66.66	0	900	71.94	67.07	0	900
労働時間	605.49	122.08	0	1230	603.16	112.12	0	1020	609.06	125.65	0	1290
会社員(基準)	0.778	0.416	0	1	0.831	0.375	0	1	0.825	0.380	0	1
自営業	0.122	0.328	0	1	0.124	0.330	0	1	0.126	0.332	0	1
公務員	0.100	0.300	0	1	0.045	0.208	0	1	0.049	0.216	0	1
子供・子供の数	1.757	0.877	0	5	1.732	0.914	0	4	1.652	0.970	0	4
子供なし(基準)	0.087	0.282	0	1	0.100	0.301	0	1	0.137	0.344	0	1
乳児(0歳)	0.123	0.328	0	1	0.106	0.308	0	1	0.121	0.326	0	1
幼児A(1~3歳)	0.378	0.485	0	1	0.343	0.475	0	1	0.346	0.476	0	1
幼児B(4~就学前)	0.209	0.407	0	1	0.239	0.427	0	1	0.216	0.412	0	1
低学年(6~8歳)	0.141	0.348	0	1	0.158	0.365	0	1	0.130	0.337	0	1
高学年以上(9歳~)	0.062	0.241	0	1	0.054	0.225	0	1	0.050	0.217	0	1
本人・年齢	32.08	3.227	25	38	32.08	3.201	25	38	31.42	3.339	24	38
就業経験年数	7.767	4.032	0	21	7.012	3.465	0	21	6.956	3.434	0	21
中学卒	0.022	0.146	0	1	0.039	0.193	0	1	0.034	0.182	0	1
高校卒(基準)	0.473	0.499	0	1	0.502	0.500	0	1	0.494	0.500	0	1
高専卒	0.193	0.395	0	1	0.183	0.387	0	1	0.185	0.389	0	1
短大卒	0.204	0.403	0	1	0.203	0.403	0	1	0.198	0.399	0	1
大学・大学院卒	0.108	0.310	0	1	0.073	0.260	0	1	0.089	0.285	0	1
住居・親と同居	0.369	0.483	0	1	0.322	0.468	0	1	0.302	0.459	0	1
住宅ローン有	0.333	0.471	0	1	0.371	0.484	0	1	0.319	0.466	0	1
郡部・町村(基準)	0.210	0.408	0	1	0.177	0.382	0	1	0.158	0.365	0	1
その他の市部	0.572	0.495	0	1	0.592	0.492	0	1	0.597	0.491	0	1
政令指定都市	0.218	0.413	0	1	0.231	0.422	0	1	0.245	0.430	0	1
観察数/サンプル数	2936/936				727/198				1372/319			

注：夫の所得，通勤・労働時間，子供の数および本人の年齢と就業経験年数を除いた変数は，ダミー変数である。

中心に議論を行う。ただし，fixed-effect モデルについては，random-effect モデルと比較してサンプル数が減少するため，単年度所得を用いた推計を合わせて行い，5年間の観察期間と十分なサンプル数においても，同様の結果が得られることを確認する。

4年間のパネル分析に使用したサンプル数および観察数は，random-effect モデルでサンプル数936，観察数計2936である。一方，長期所得を使用したfixed-effect モデルの推計でサンプル数は198，観察数計727となる。単年度所得を用いたfixed-effect モデルのサンプル数は319，観察数計1372である。使用した変数の記述統計量は表2の通りである¹³⁾。

IV パネル分析結果

1 fixed-effect モデルの選択

本稿では，同じ変数を使用した場合のfixed-effect, random-effect logit モデルおよび pooled logit 分析の比較によりモデルを選択する。まず，

pooled と random-effect モデル間では帰無仮説を $\rho = 0$ とした対数尤度比検定を行う。 ρ は全分散に対するパネルレベルでの分散の比率を示す。検定の結果， $\rho = 0$ は1%の有意水準で棄却され，random-effect モデルの定式化が支持される。

さらに，fixed-effect と pooled, random-effect モデル間ではHausman 検定 (Hausman 1978) を行う。fixed-effect と pooled 分析間との検定における帰無仮説では，個別効果がすべて等しいという情報がなく，すべてのサンプルを使用できないfixed-effect の条件つき最尤推定量が非効率となる¹⁴⁾。また，random-effect 間との検定における帰無仮説では，個別効果が説明変数と相関するfixed-effect モデルが非効率とされる。ただし，対立仮説ではpooled 分析およびrandom-effect モデルともに一致性を有しない。結果，いずれも1%の有意水準で帰無仮説は棄却され，fixed-effect の定式化が支持される。また，推計結果は割愛するが，サンプル数をそろえた上で行ったHausman 検定においてもやはりfixed-effect モデルが支持される。以上の結果，女性の就業決定関数を推計するにあたり，少なくともここで検定を

行った上記すべてのモデルの中では、fixed-effect モデルによる推計が適切であることが確認されたと言える。

2 夫の所得効果

表3は、夫の長期所得と変動所得を使用した場合の random-effect, fixed-effect モデル、および単年度所得を使用した場合の fixed-effect モデルの推計結果を提示している。まず、夫の所得効果に注目して検証する。樋口 (2001) の結果と比較するために random-effect logit の結果を見てみよう。このモデルでは、データを pool した場合に生じる同一個人に依存する誤差項間の相関が修正されている。推計結果は、夫の長期所得は有意に負の効果を持つ一方、変動所得は有意でない¹⁵⁾。所得効果は樋口 (2001) の結果と一致し、家計間において、相対的に夫の長期所得水準が低い妻ほど就業確率が高いという「ダグラス = 有澤法則」としてよく引用される事実が確認される。では、fixed-effect モデルにおける所得効果はどうか。夫の長期所得はもはや有意に効いていない。個別効果を考慮すれば夫のより恒常的な所得変化に妻は反応していないことが統計的に示されている。これは、夫の単年度所得を使用した推計でも同様である。さらにこの結果から、取り除かれた個別効果 α_i と夫の所得には、負の相関があった可能性が示唆される。

夫の所得以外の変数における推計結果について触れておく。random-effect モデルの推計結果から、夫の職業が自営業や公務員であること、また、本人が高学歴であり、就業経験年数を積んでいる家計では、妻の就業確率は有意に高い。さらに、出産・育児に関する変数が女性の就業に負の効果を持つことは、同じデータを使用した研究をはじめ多くの先行研究の結果とおおむね一致している。

一方、fixed-effect の結果では、夫の所得と同様に、通勤・労働時間、職業に関する係数および同居、住宅ローンに関する係数も一律で非有意となる結果を得る。これらの変数についても個別効果を考慮すれば妻の就業決定に統計的には影響を与えていない可能性が示されている¹⁶⁾。また、出産、育児に関する変数は fixed-effect においても

なお有意であるが、その限界効果は薄れている。従来からの指摘どおり、これらの変数が妻の就業の妨げになっていると考えられるが、random-effect と比較すると、その効果は過大に評価されてきた可能性がある¹⁷⁾。また、妻の就業経験年数は単年度所得を使用した fixed-effect で有意に効いている。就業行動に継続性があることを示唆している。これは、動学パネル分析を行った Shaw (1994)、Hyslop (1999) の結果とも整合的である。以上の結果を総合すれば、少なくともサンプルのように妻の年齢の若い世帯では、出産・育児といったライフイベントが就業の足かせとなっており、妻自身の稼得能力は就業を促進している可能性はあるものの、夫の所得やその他の家庭属性の変化に妻は統計的に反応していない（できない）と考えられる。

V 女性の就業志向と結婚選択

fixed-effect モデルでコントロールされた個別効果の中身のすべてを特定することはできないが、それぞれの女性の「就業志向」が通時的に就業決定に影響を与える属性の一つとすれば、Shaw (1994)、Hyslop (1999) 等が指摘した通り、個別効果の中に含まれた可能性がある。この節では、未婚時の「就業志向」を、random-effect モデルの説明変数に加ええない場合と加えた場合の推計結果を比較することにより、この「志向」の役割を分析していく。つまり、先行研究が指摘するとおり「志向」が個別効果の中に含まれる重要な要素であれば、「志向」を加えた推計結果はIVの fixed-effect モデルの結果に近づくことが予想される。逆に、説明変数に「志向」を加えない random-effect モデルは、それが誤差項の個別効果に含まれ、かつ家庭形成に関する変数と相関するために、推計結果がゆがみを持つ可能性を示すことになる。

1 「就業志向」の効果

表4は、1993年度未婚者のうち、97年までの4年間に結婚し、夫の所得が確認できた者について、random-effect logit モデルを用いて、既婚後の就業決定関数を推計したものである。通常の観

表3 妻の就業決定に与える夫の所得効果

被説明変数: 就業 = 1 無業 = 0		random-effect (長期所得)		fixed-effect (長期所得)		fixed-effect (単年度所得)	
		係数 (標準誤差)	限界効果	係数 (標準誤差)	限界効果	係数 (標準誤差)	限界効果
定数		9.863***	—	—	—	—	—
夫	長期所得	-3.4E-03*** (0.001)	-8.6E-04	-0.002 (0.002)	-9.0E-08	—	—
	変動所得	4.8E-04 (0.001)	1.2E-04	-0.001 (0.001)	-4.3E-08	—	—
	単年度所得	—	—	—	—	2.8E-04 (4.6E-04)	5.5E-09
	通勤時間	8.6E-04 (0.002)	2.1E-04	-1.2E-04 (0.003)	-4.8E-09	5.5E-04 (0.002)	1.1E-08
	労働時間	4.5E-05 (0.001)	1.1E-05	0.002 (0.001)	6.0E-08	0.002* (9.5E-04)	3.6E-08
	自営業	1.300*** (0.425)	0.296	-0.526 (0.660)	-2.5E-05	0.460 (0.481)	1.1E-05
	公務員	1.686** (0.746)	0.361	—	—	-0.277 (1.452)	-4.8E-06
子供	子供の数	1.731*** (0.234)	0.433	-0.478 (0.473)	-1.9E-05	0.200 (0.385)	3.9E-06
	乳児	-7.686*** (0.793)	-0.722	-3.718*** (0.818)	-1.1E-03	-3.192*** (0.627)	-2.8E-05
	幼児 A	-5.602*** (0.673)	-0.864	-2.301*** (0.645)	-1.6E-04	-1.533*** (0.554)	-2.6E-05
	幼児 B	-2.866*** (0.663)	-0.554	-0.979* (0.581)	-5.1E-05	-0.301 (0.623)	-5.4E-06
	低学年	-1.077 (0.704)	-0.255	-0.043 (0.487)	-1.7E-06	0.041 (0.735)	8.1E-07
	高学年以上	-0.669 (0.985)	-0.163	—	—	-0.475 (0.986)	-7.6E-06
	本人	年齢	-0.512*** (0.067)	-0.128	0.369*** (0.109)	1.4E-05	-0.949*** (0.134)
就業経験年数		1.046*** (0.083)	0.261	—	—	2.638*** (0.217)	5.2E-05
中学卒		-0.498 (0.669)	-0.122	—	—	—	—
高専卒		0.797* (0.469)	0.193	—	—	—	—
短大卒		0.924** (0.438)	0.222	—	—	—	—
大学・大学院卒		3.711*** (0.700)	0.563	—	—	—	—
住環境		親と同居	0.458 (0.323)	0.114	0.721 (0.664)	2.5E-05	0.125 (0.489)
	住宅ローン有	0.563* (0.291)	0.139	0.212 (0.447)	8.1E-06	0.146 (0.339)	2.9E-06
	その他の市部	-0.684* (0.414)	-0.169	0.962 (1.358)	1.4E-05	-0.113 (0.937)	-2.2E-06
	政令指定都市	-0.247 (0.486)	-0.062	0.389 (1.497)	4.3E-05	-0.368 (0.985)	-6.6E-06
観察数/サンプル数		2936/936		727/198		1372/319	
平均観察年数		3.1		3.7		4.3	
Wald		239.42		—		—	
尤度比		—		128.12		462.27	
対数尤度		-1030.3284		-206.6366		-282.75564	
対 random-effect 統計量 (自由度)		—		106.64 (15)		214.45 (17)	
Hausman Test p 値		—		0.000		0.000	
対 pooled 分析		—		—		—	
対数尤度比検定/ 統計量 (自由度)		433.90		40.06 (15)		135.56 (17)	
Hausman Test p 値 (ρ)		0.000 (0.78)		0.000		0.000	

1) *10%, **5%, ***1%水準で有意

2) fixed-effect (長期所得) モデルでは、夫の公務員ダミー、末子高学年ダミー、就業経験年数は多重共線性の問題が考えられ推計結果は出ていない。モデル間の検定は、使用した変数をそろえた上で、行った結果であり、fixed-effect に対する検定は、random-effect および pooled とともに使用可能なすべての観察数を使用した (長期所得を用いた推計では観察数 2941。単年度所得では、観察数 4210)。

3) fixed-effect モデルにおける限界効果とは、すべてのサンプルの個別効果を 0 と仮定して求められる。

4) いずれの推計においても、すべての係数が 0 であるとする仮説は棄却されている。

表4 女性の就業志向と就業行動・結婚選択

被説明変数: 就業=1 無業=0	random-effect(1)		random-effect(2)		random-effect(3)	
	係数 (標準誤差)	限界効果	係数 (標準誤差)	限界効果	係数 (標準誤差)	限界効果
定数項	78.051*** (17.470)	—	128.921*** (28.614)	—	87.760*** (18.327)	—
夫						
単年度所得	-0.004*** (0.002)	-1.0E-03	-0.002 (0.002)	-3.5E-04	-0.002 (0.002)	-4.8E-04
通勤時間	-0.010* (0.006)	-2.4E-03	-0.005 (0.005)	-1.2E-03	—	—
労働時間	0.004 (0.004)	9.1E-04	0.003 (0.003)	6.3E-04	—	—
公務員	5.764*** (1.917)	0.645	5.050*** (1.928)	0.528	—	—
自営業	4.146** (1.888)	0.486	7.343 (8.706)	0.433	—	—
子供						
乳児(0歳)	-9.021*** (2.236)	-0.906	-8.091*** (1.990)	-0.917	-4.575*** (1.312)	-0.749
幼児A(1歳~3歳)	-8.363*** (2.450)	-0.839	-5.790*** (1.813)	-0.816	-3.059** (1.410)	-0.592
本人						
年齢	-3.892*** (0.852)	-0.964	-6.238*** (1.395)	-1.439	-4.279*** (0.880)	-1.055
就業経験年数	3.866*** (0.886)	0.958	5.307*** (1.195)	1.224	4.002*** (0.799)	0.987
結婚年数	1.748*** (0.560)	0.433	3.149*** (0.851)	0.727	1.537*** (0.509)	0.379
高専卒	5.614*** (1.666)	0.759	13.403*** (3.305)	0.941	9.696*** (2.080)	0.898
短大卒	6.751*** (1.721)	0.757	6.720*** (2.265)	0.681	4.194*** (1.328)	0.619
大学・大学院卒	20.029*** (4.561)	0.986	19.362*** (4.341)	0.977	15.738*** (3.083)	0.963
住居						
親と同居	-0.857 (1.162)	-0.211	0.681 (0.960)	0.147	—	—
住宅ローンあり	-3.277*** (0.983)	-0.649	-3.569*** (1.208)	-0.708	-2.160*** (0.910)	-0.487
その他の市部	-0.863 (1.439)	-0.207	-2.015 (1.458)	-0.393	—	—
政令指定都市	-3.221* (1.859)	-0.603	-6.010*** (2.099)	-0.826	-3.811*** (1.315)	-0.662
志向						
再就職・子供を望む	—	—	-2.716* (1.537)	-0.588	-3.113*** (1.325)	-0.647
両立・子供を望む	—	—	6.156*** (2.238)	0.799	2.917** (1.456)	0.572
無業継続・子供を望まない	—	—	0.051 (1.854)	0.012	-0.018 (1.554)	-0.004
就業継続・子供を望まない	—	—	4.933*** (1.957)	0.425	3.361** (1.606)	0.458
観察数/サンプル数	341/141					
Wald	24.71		25.63		28.50	
対数尤度	-136.88274		-134.17407		-139.27277	
対数尤度比検定	統計量		統計量		統計量	
	p値		p値		p値	
	55.94		57.84		61.93	
	0.000		0.000		0.000	

注：*10%水準，**5%水準，***1%水準で有意

察される説明変数のみを用いた推計結果(random-effect(1))と、未婚時の「就業志向」を説明変数として推計に加えた場合の結果(random-effect(2))を提示している。random-effect(3)は、有意でない変数を落とし、あえて夫の所得と「志向」および有意となる変数を残した結果である。

記述統計量は、表5に示している。夫の所得に

は、単年度所得を使用した。「志向」に関する変数については、表1で使用した既婚後の生活設計に関する設問から、子供を望む「専業主婦志向」「再就職志向」「両立志向」のグループと、子供を望まない「無業継続志向」「就業継続志向」のグループに分類した¹⁸⁾。サンプル数は141、観察数は341、平均観察年数は2.4年である。なお、い

表5 表4の推計における記述統計量

変数	平均	標準偏差	最小	最大
被説明変数・就業	0.513	0.501	0	1
夫・単年度所得(万円)	503.061	291.867	99.9	4154.199
通勤時間(分)	66.774	67.699	0	840
労働時間(分)	612.375	128.175	0	1050
会社員〈基準〉	0.812	0.391	0	1
公務員	0.141	0.348	0	1
自営業	0.047	0.212	0	1
子供・子供なし/4歳以上〈基準〉	0.592	0.492	0	1
乳児(0歳)	0.232	0.423	0	1
幼児A(1~3歳)	0.176	0.381	0	1
本人・年齢	29.120	2.569	25	37
就業経験年数	7.754	2.991	1	16
結婚年数	2.029	0.997	1	4
中学卒・高卒〈基準〉	0.329	0.470	0	1
高専卒	0.249	0.433	0	1
短大卒	0.199	0.400	0	1
大学・大学院卒	0.223	0.417	0	1
住居・親と同居	0.217	0.413	0	1
住宅ローン有	0.279	0.449	0	1
町村・郡部居住〈基準〉	0.141	0.348	0	1
その他の市部	0.680	0.467	0	1
政令指定都市	0.179	0.384	0	1
志向・専業主婦志向〈基準〉	0.185	0.389	0	1
再就職・子供を望む	0.355	0.479	0	1
両立・子供を望む	0.325	0.469	0	1
無業継続・子供を望まない	0.076	0.266	0	1
就業継続・子供を望まない	0.059	0.235	0	1

注：夫の所得、通勤・労働時間、結婚年数および本人の年齢と就業経験年数を除いた変数は、ダミー変数である。志向に関しては、育児期後に無業を希望を「専業主婦」、育児中は就業を中断し、育児期後に再就職を「再就職」、一貫して就業希望を「両立」とする。

ずれの推計も pooled 分析に対する対数尤度比検定の結果、random-effect モデルが支持される¹⁹⁾。

まず、「志向」を入れない random-effect(1)の結果から見てみよう。夫の単年度所得は1%水準で負に効いている。平均値回りで、100万円の所得の上昇に対し妻の就業確率は約10%低下する。夫の通勤時間、子供の数、大都市に居住していることは負の効果を示す一方、夫の職業が公務員であること、本人の就業経験年数については就業決定に有意に正の効果を持つ。これらは、概ね先行研究の結果と一致する。

では、「志向」を変数として加えた random-effect(2)(3)で、説明変数の効果はどう変化するか。夫の負の所得効果はもはや有意ではなくなる。夫の通勤時間についても、同様に負の効果が薄れる結果が得られる。また、本人の学歴効果を除い

た他の変数についてもIVの fixed-effect モデルの推計結果に近づく変化が見られた²⁰⁾。さらに、「両立志向」および「就業継続志向」は既婚後もない就業決定に有意に正の効果を持っている。このような結果は、まさに random-effect(1)の推計では、個別効果の一部として捉えられる「志向」が、説明変数として用いられていないためにその影響が誤差項に含まれてしまい、かつ、他の説明変数と相関し、推計結果が一致性を満たしていない可能性が高いことを示している。

2 「就業志向」と他の説明変数との相関

次に、それぞれの「就業志向」が説明変数群全体とどのように相関しているかを明らかにしていきたい。

表6は、各「志向」別に random-effect(1)の推

表6 志向別就業確率と夫の平均所得

志向	観察数	就業確率平均 (%)	夫の所得平均 (万円)
専業主婦・子供を望む	63	39.17	551.06
再就職・子供を望む	121	49.70	534.97
両立・子供を望む	111	62.39	439.73
無業継続・子供を望まない	26	63.92	488.54
就業継続・子供を望まない	20	63.34	529.17

注：観察数：341/サンプル数：141

計から導かれる既婚後の就業確率平均値と夫の平均所得を示している。「志向」が random-effect (1)の説明変数群と相関していた場合、その変数を使用して求めた就業確率の平均値は各グループで異なることが予想される。結果は、表6が示す通りである。少数である「無業継続・子供を望まない志向」を除いて、各「志向」と既婚後の就業確率は相対的に整合している。「両立志向」の者の就業確率平均は60%以上を示す一方で、「専業主婦志向」の者のそれは、40%に満たない。この結果は、random-effect(1)で使用した説明変数群が、すべての女性に外性的に与えられたものではなく、「両立志向」の者は、自ら就業確率がより高くなることが可能となる家庭を形成し、「専業主婦志向」の者はその逆の傾向にある可能性を示している。

最後に、この説明変数群の中で、特に夫の所得と各「志向」の相関を見てみよう。表6から「専業主婦志向」の者（夫の平均所得約550万円）は「両立志向」の者（約440万円）と比較して、結婚初期の時点で夫の所得水準が平均約100万円以上高い。「無業継続・子供を望まない志向」グループを除いて、未婚女性の就業意欲の高さは結婚時の配偶者所得の高さと負の相関を持つ。実際の配偶者の選択において、余暇を強く選好する女性が相対的に所得の高い男性を配偶者とし、逆に、就業意欲の強い女性ほど、配偶者に対する経済的依存心が少ない可能性が示唆される。この結果は、誤差項に含まれる個別効果 α_i が夫の所得と負の相関を持つ可能性が示されたIVの分析結果と整合的である。

パネル分析を行った先行研究が指摘するように、日本においては、女性の「就業志向」は、不均質でありかつ家庭形成に関する変数と相関している可能性が示された。通常、説明変数として捉える

ことが困難なこのような「志向」は、本稿における fixed-effect モデルにおいて、個別効果に含まれ考慮された可能性は高い。

VI おわりに

本研究では、女性の不均質性を各人の個別効果に含みコントロールできる手段として、パネル分析である fixed-effect モデルの推計を試みた。その結果、同一家計内における夫の3年間の長期所得変化は妻の就業決定に統計的に有意な影響を与えておらず、出産・育児が就業決定に影響を与える重要な要因であり、また妻の就業行動には継続性があることが示唆された。

一方、random-effect モデルでは「ダグラス＝有澤法則」が成立しており、家計間の比較において夫の所得水準と妻の就業確率における負の相関を確認している。ただし、Vにおける分析は、女性の結婚選択における配偶者への選好がこの法則の部分的説明を成す可能性を示している。もっとも、この傾向は90年代日本の女性特有のものなのかもしれない。そしてこのように、就業行動と家庭形成の双方に対する女性の「志向」に相関がある可能性は、日本における今までの研究ではデータの制約上、検証が難しかった点であり、この点で当研究は新しい。

最後に、本稿に残された課題と今後の研究の方向性について、述べておきたい。

本稿では、少なくとも3年間という限定的な期間における夫の所得変化が妻の就業決定に影響を与えていないことを示した。したがって、それをもって夫の恒常所得が妻の就業決定に影響を与えないとは断定できない。結婚選択を含めて、妻がどの程度夫の長期所得を予測して行動をとるか、逆に、より恒常的な所得変化が果たして妻の就業

行動に変化をもたらすかどうかは、今後さらに分析を必要とする課題である。

加えて、fixed-effect モデルの就業経験年数の推計結果から、妻の就業行動には時系列的に傾向がある可能性が示されたが、“State Dependence”とされる連続的な就業状態の従属性が示されたわけではない。提示賃金率や選好をコントロールしてもなお、就業（無業）状態に従属する何らかの要因があれば、それが就業経験年数の効果に含まれる可能性がある。就業行動の継続性に関する解釈についても、今後よりきめ細かく検証されなければならない課題である。以上は、妻のライフステージを分けた就業決定の分析、時系列的な就業決定パターンに関する分析、さらに、夫婦の同時決定モデル、動学モデルなどのモデルの拡張等により今後の研究の発展が期待できると思われる。

少子高齢化を背景に、今後の女性の労働力の活用は必須である。女性の就業意欲が既婚後の就業、および家庭形成の選択に影響を与えている可能性が示された本稿の結果を考慮すれば、就業と家庭の両立支援策等を含め、早い段階から女性の就業意欲を引き出し、将来にわたるキャリア・ビジョンが持てるような政策提言が今後も重要だと思われる。

*本研究の開始時から御指導下さいました指導教官の松繁寿和先生（大阪大学）に心より感謝申し上げます。平成15年3月『関西労働研究会』報告時には、参加者より有益なコメントをいただきましたが、なかでも川口章先生（同志社大学）、小池和男先生（法政大学）、三谷直紀先生（神戸大学）からいただきましたコメントは本稿の改定に役立ちました。また、2名の匿名レフェリーの指示により本稿が大幅に改善されましたことにお礼申し上げます。本研究はパネルデータの蓄積により初めて成しえたものであり、(財)家計経済研究所に感謝いたします。

- 1) Douglas (1934) は、成人男性の就業が賃金率の影響を受けないのに対して、成人女性の就業が賃金率の影響を受けていることを発見した。一方、有澤 (1956) は戦後日本において、世帯主の所得と世帯における有業人員の数の相関があることを示している。この法則に関しては、川口 (2002) に簡潔にまとめられており、本稿では、第1の法則と言われる「核収入のより低いグループの非核構成員の有業率はより高い」の解釈を議論する。
- 2) 樋口・法専・鈴木・飯島・川出・坂本 (2003) も、ほぼ同様の結果を得ている。樋口 (2001) らの研究は、妻の労働市場への入退出行動を分けた分析を行っているが、本稿ではサンプルが限られておりこの区別は行っていない。他に、基本分析ではあるが、2時点間の夫の所得変化と妻の就業行動の

変化を分析している研究に御船・重川 (1999) があげられる。この研究では時系列的な就業行動の相違によりグループ分けをした場合に、一部のグループで夫の所得（月収）変化に違いがあることが示されている。

- 3) Mincer (1962) pp.69-70. Mincer (1962) の労働供給モデルとは、他の条件をすべて均一とした場合に、長期または恒常所得が予算制約を通じて現在の就業決定に影響を与え、変動所得は借入制約の下、就業行動に影響を与える。例えばほかに Lam (1988) も、夫の所得効果が妻の労働供給に与える影響は、少なくとも部分的には、家庭内生産と結婚市場での選好に関する不均質性で説明できると述べている。
- 4) 93年の設問では、「既婚後子供を望む」と回答した未婚者に「出産前、子供が小さい間（育児期）、および子供が大きくなってから（育児期後）の各ステージで考えている就業行動」を尋ねており、「既婚後子供を望まない」と回答した者についても「就業行動の希望」を尋ねている。さらに、「結婚を望む」女性を対象に「結婚相手にどのような要素を重視するか」という設問が置かれており、15項目の中から三つを回答する。この中から「経済的に頼れる人」という項目を利用する。なお、就業行動の希望についての回答は細かく五つ（1. 正社員で働きたい 2. パートで働きたい 3. 家でできる仕事をしたい 4. 必ずしも働かなくてよい 5. 働きたくない）に分かれており、表1は、1を正規、2・3を非正規、4・5は無業希望者と分類して作成した。また、「出産を希望しない」女性については、1. 仕事はしたい 2. 必ずしもなくてよい 3. したくない から回答することになっており、1を就業、2・3は、無業希望者と分類した。なお、本稿文中では配偶者のいない者を「未婚者」と記している。
- 5) ここでは、説明変数と攪乱項の相関を示す意味で、内生性という言葉を使用する。この場合は、除外された変数による内生性の問題であり、逆の因果関係による内生性の問題とは区別される (Wooldridge 2001)。
- 6) 就業行動に関する“State Dependence”の要因には、労働市場への入退出にかかる固定費用、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等の仮説が含まれる。動学パネル分析を行う上では、“Heterogeneity” “State Dependence” および “Serial Correlation” (系列相関) の区別を行う必要があり、これらは時系列的な女性の就業継続の分析に深くかかわる。
- 7) 本稿では推計結果が一致性を満たさない可能性があるとする指摘 (Greene 2000) を考慮し、fixed-effect probit および tobit モデルの推計は行わないが、例えば、Heckman and Macurdy (1980) は60年代30～65歳の女性を対象にしたfixed-effect tobit モデルで、夫の恒常所得が妻の労働時間に有意に負の効果を与えていることを示している。ほかに例えば、Lundberg (1988) は、共働き夫婦の労働時間について、Hersch and Stratton (1997) は賃金関数について、同時決定モデルによるパネル分析を行っている。
- 8) 一方 random-effect モデルは、個別効果が説明変数と相関しないと仮定される。このモデルにおける対数尤度は以下のようにエルミート・ガウスの求積法を使用して求めている。

$$L \approx \sum_{i=1}^n w_i \log \left\{ \frac{1}{\sqrt{\pi}} \sum_{m=1}^M w_m^* \prod_{i=1}^n F(\beta x_{it} + \sqrt{2 \frac{\rho}{1-\rho}} \alpha_m^*) \right\}$$

(W_i : 個人 i のウエイト, M : 積分点の数, W_m^* : 積分点におけるウエイト, α_m^* : 積分点の横座標位置)

$$\rho = \frac{\sigma_v^2}{\sigma_v^2 + 1} \quad (\text{random 効果 } v \text{ の標準偏差 } \sigma_v)$$

である。

- 9) (2)式が線形モデルとは異なり、グループ内の観察値の平均から観察値の差や偏差を計測して、個別効果 α_i を取り除くモデルではないことは明らかである。このモデルは、同一グループ内で被説明変数が1をとる数で条件づけし、どの観察値の被説明変数が1の値をとるかや問題とする。
- 10) 賃金率 ($Wwage$) を教育年数、経験年数、勤続年数、居住都市などを使用して推計し、その予測値を推計に用いる方法も考えられるが、いくつかの問題点が残される。一つは、賃金と就業決定の同時性の問題であり、賃金関数を推計するためのサンプルセレクションを補正する段階の就業決定関数に賃金率を考慮することはできない。もう一つは、サンプルセレクションを補正する2段階のパネル推計が計量経済学的に確立した推計方法ではないために、賃金関数のパネル分析を行い、それが適切かどうかの検定が行えないことである。したがって、本稿ではこの方法をとらなかった。
- 11) 使用する変数については、欠損値が増えサンプル数が減少するのを避けるための選別を行った。家庭の財産収入は、多くの家庭で0であるため除いている。税額に関する質問もなされていたが、無回答の者が多いため使用は控えた。なお、同居に関しては2世帯が同一敷地内に居住している場合を同居と捉えている。
- 12) 夫の所得の回答値 $Hincom$ は、measurement error を含んでいる可能性がある。その場合、 $Hincome$ は、真の所得値と measurement error の部分に分解される。Bound and Krueger (1991) 等は、所得に関する回答値の error の特性として、真の所得値と負の相関を持ち、かつ時系列的には正の自己相関を持つことを見いだしている。fixed-effect モデルはもちろんクロスセクション分析を行う上でも、結果の信頼性は error の傾向に左右される。measurement error の特性を把握することは、本稿の結果をより厳密に検証する為の課題だと考えている。
- 13) 分析については、夫の長期所得・変動所得・単年度所得のそれぞれについて、平均±(標準偏差×2)をアウトレイヤーとして取り除いた分析も行った。その場合、サンプル数は表3のそれぞれの推計で910, 180, 310 となり、結果は本稿の議論と矛盾がないことを確認している。
- 14) Greene (2000) p. 841 を参照。
- 15) fixed-effect モデルについては、時間効果を考慮したモデルも推計し尤度比検定を行ったが、時間効果はないとする帰無仮説を棄却できなかった (p 値 0.230)。したがって、先行研究との比較にも、個別効果のみを考慮する one-way random-effect モデルの結果を使って議論する。これは、V の分析においても同様である。当然のことながら、各年度のクロスセクション分析を行った場合も、夫の長期所得は負に有意に効いている。なお、Hyslop (1999) は、random-effect モデルで長期所得の負の効果が変動所得の負の効果を上回ることから、夫の所得に女性の選好・期待効果が働いているという仮説を提示している。
- 16) fixed-effect モデルにおいては、夫の職業のように観察期間中に変化が少ない変数について検定力が落ちている可能性が考えられる。ただし、本稿の主眼は夫の所得効果の検証にあり、この変数は各年度で変化が見られるサンプルのほうが圧倒的に多い。推計は、変化が少ない変数のそれぞれについてコントロールした分析も行ったが、恒常所得の効果について、先の結果と大きな相違はなかった。
- 17) この傾向は、Korenman and Neumark (1992), Hyslop (1999) の分析結果と一致する。両者は観察できない変数として、女性の生産性および就業に対する能力・選好と結婚・出産に対する資質の相関を挙げている。ただし、本稿およびこれらの研究では Arellano and Carrasco (2003) が行っているように過去の就業行動が現在の出産行動に影響を与えている可能性を考慮していない。したがって、この点は今後より詳細な分析が必要だと言える。
- 18) 既婚後まもないサンプルに限定されるため、推計で使用する変数は限定される。また、結婚した年度により観察期間が異なるため、結婚年数を変数に加えている。夫の所得に関しては、IVと同様の処理を行い、平均±(標準偏差×2)の観察値をアウトレイヤーとして除いた推計も行い結果を確認している。また、クロスセクションで「志向」を変数として扱う場合は、同時性の問題が生じる。本稿は、過去の「志向」を尋ねた設問を分析に利用した富田・脇坂 (1999)、松繁 (2000) らの研究と同様にパネルデータの利点を生かし、観察時点をずらすことでこの問題を極力排除している。
- 19) 本節は、IVの結果の解釈を補足し、「志向」を変数として使用した場合の他の係数の変化を検証することを目的としていることから、random-effect(2)では、使用できる変数はすべて推計に含め提示することとした。この為、説明変数間の相関が高くなり、推定結果が不安定になる可能性がある。そこで、random-effect(3)では、さらに望ましいモデルに変数を絞った推計も行っているが、やはり夫の年収に有意な結果は得られなかった (P 値 0.224)。また、十分なサンプル数が使用できればfixed-effect モデルを用いた推計と検定を行うべきであることは述べるまでもない。
- 20) random-effect(3)の結果、高学歴であることおよび就業経験年数は就業に有意に正の効果を与えている。「志向」のグループ効果を考慮しても、女性の稼働能力の上昇は、より就業を促進する可能性を持っている。また、育児に関する変数の負の限界効果が薄れている点もパネル分析の結果と一致する。一方、同居に関する変数については、別途行った妻の労働時間を被説明変数とする random-effect tobit モデルでは他の変数と同様の傾向が示された。つまり、労働時間の長い妻ほど、結婚時には親との同居を選択している可能性が示される。

参考文献

- Arellano, Manuel and Raquel Carrasco (2003) "Binary Choice Panel Data Models with Predetermined Variables," *Journal of Econometrics*, 115.
- Bound, John and Alan B. Krueger (1991) "The Extent of Measurement Error in Longitudinal Earnings Data: Do Two Wrongs Make a Right?" *Journal of Labor Economics*, Vol. 9, No. 1.
- Chamberlain, G (1980), "Analysis of Covariance with Qualitative Data," *The Review of Economic Studies*, Vol. 47, No. 1.

- Douglas, Paul H. (1934), *The Theory of Wages*, Macmillan, New York.
- Eckstein, Zvi and Kenneth I. Wolpin (1989), "Dynamic Labour Force Participation of Married Women and Endogenous Work Experience," *The Review of Economic Studies*, Vol 56, No. 3.
- Greene, W. H. (2000) *Econometric Analysis*, 4th edition, Prentice Hall International Editions.
- Hausman, J. (1978) "Specification Tests in Econometrics," *Econometrica*, 46.
- Heckman, James J. and Thomas E. Macurdy (1980) "A Life Cycle Model of Female Labour Supply," *Review of Economic Studies*, 47.
- Hersch, Johi and Leslie S. Stratton (1997) "Housework, Fixed Effects, and Wage of Married Workers," *The Journal of Human Resources*, 32.
- Hyslop, Dean R. (1999) "State Dependence, Serial Correlation and Heterogeneity in Intertemporal Labor Force Participation of Married Women," *Econometrica*, Vol. 67, No 6.
- Korenman, S and D. Neumark (1992) "Marriage, Motherhood, and Wages," *The Journal of Human Resources*, 27.
- Lam, David (1988) "Marriage Markets and Assortative Mating with Household Public Goods," *The Journal of Human Resources*, 23.
- Lundberg, Shelly (1988) "Labor Supply of Husbands and Wives: Simultaneous Equations Approach," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 70, No. 2.
- Mincer, Jacob (1962) "Labor Force Participation of Married Women: A Study of Labor Supply," *Aspects of Labor Economics*, Princeton University Press.
- Shaw, Kathryn (1994), "The Persistence of Female Labor Supply-Empirical Evidence and Implications," *The Journal of Human Resources*, Vol. 29, No. 2.
- Wooldridge, Jeffrey M. (2001) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press, Cambridge, MA.
- 有澤廣巳 (1956) 「賃金構造と経済構造——低賃金の意義と背景」中山伊知郎編『賃金基本調査』第1章, 東洋経済新報社。
- 御船美智子・重川純子 (1999) 「妻の就業変化パターンと家計費・家計管理組織」樋口美雄・岩田正美編『パネルデータからみた現代女性』第4章, 東洋経済新報社。
- 川口章 (2002) 「ダグラス = 有澤法則は有効なのか」『日本労働研究雑誌』No. 501。
- 小尾恵一郎 (1969) 「臨界核所得分布による勤労家計の労働供給分析」『三田学会雑誌』第62巻1号。
- 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』第493号。
- 富田安信・脇坂明 (1999) 「女性の結婚・出産とその就業選択」『大阪府大経済研究』第45巻1号。
- 樋口美雄 (2001) 「家計は企業リストラにどう対応しようとしているのか——所得格差・消費行動・就業行動・能力開発の変化」『雇用と失業の経済学』第4章, 日本経済新聞社。
- 樋口美雄・法専充男・鈴木盛雄・飯島隆介・川出真清・坂本和靖 (2003) 「パネルデータに見る所得階層の固定性と意識変化」樋口美雄・財務省財務総合政策研究所編『日本の所得格差と社会階層』第3章, 日本評論社。
- 松繁寿和 (2000) 「大卒新入女性社員が20代で会社を辞めるとき」脇坂明・富田安信編『大卒女性の働き方——女性が仕事を続けるとき, やめるとき』第6章, 日本労働研究機構。
- 宮内環 (1993) 「家計の労働供給の分析——雇用期間の諾否の選択とその確率」『三田学会雑誌』第85巻4号。
- 〈2003年2月14日投稿受付, 2004年4月26日採択決定〉

たけうち・まみこ 大阪大学大学院国際公共政策研究科博士後期課程。労働経済学専攻。