

既婚女性の労働供給と夫の所得

張 世 穎

要旨

「ダグラス＝有澤法則」は、夫の収入が高いと、妻の就業率が低くなるとしている。しかしこれが、夫の所得の妻の労働供給に与える因果的効果を表すのか、あるいは、高所得の男性と余暇に対する選好の強い女性が結婚することから生じる見かけ上の関係を表すのかは必ずしも明らかになっていない。本研究では、夫と妻の間のマッチング効果を考慮した相関変量切断回帰モデルを用い、「ダグラス＝有澤法則」を再検証する。結果は、女性の結婚選択における配偶者への選好が「ダグラス＝有澤法則」の部分的説明を成す可能性を示している。

I インTRODクシヨN

「ダグラス＝有澤法則」とは1930年代にアメリカの経済学者ポール・ダグラスが発見し、日本の経済学者、有澤〔1956〕が日本経済において実証した法則であり、家計の労働供給に関する、以下の観測事実を第一法則として含む。

「第一法則」

家計には構成員すなわち家計の中核的収入稼得者（家計調査の世帯主に相当）があり、非核構成員（核以外の家計構成員）の入手可能な就業機会（賃金率と指定労働時間）を所与とするとき、核収入のより低い家計グループの非核構成員の有業率はより高い。

第一法則は夫の所得と妻の就業率との間の関係を示し、夫の所得が妻の労働のインセンティブを減らす可能性を提示した。

第一法則に関する既存研究の多くは、妻の就業決定に与える夫の所得効果を推定するために、就業確率のプロビット分析、または、労働供給関数の回帰分析を行っている。前者に属する小原〔2001〕は、1993年と1996年の2時点間のパネルデータ（「消費生活に関するパネル調査」93-97年）を用い、妻の労働市場の就業確率のプロビット分析を行っている。夫の所得の係数は負であるが、1993年では10%で有意であり、1996年では有意ではない。所得の高い夫を持つ妻は就業率が低いという関係は1993年には弱いながらも見られるが、1996年には統計的に支持されないほど弱まっていることを示している。川口章〔2002〕はクロスセクションデータ（「消費生活に関するパネル調査」1997年）を用いて、女性の就業状態についてプロビット分析を行っている。夫の所得は妻の就業に対し有意な負の効果があり、第一法則が有効であることを示している。しかし、これらの研究が用いる就業決定関数は賃金をコントロールしていない。

後者（労働供給関数の回帰分析）に属する大石〔2003〕は、被説明変数を既婚女性週当たり（対数）労働時間数とし、賃金を説明変数に含む、モデルを最小自乗法推定している。しかし、就業者のサンプルを使用し、労働供給関数を推定しており、サンプル・セレクション・バイアスが懸念される。夫の所得が労働時間に対する正の効果が見出されているが、有意ではない。

表1 サンプルAとサンプルBの記述統計量

変数 ³⁾	サンプルA ¹⁾ 平均値 ⁴⁾	サンプルB ²⁾ 平均値 ⁴⁾
週当たり労働時間数	—	36.65 (10.87)
実質賃金	—	1243.35 (483.46)
賃金の自乗	—	1779151 (1604116)
就業ダミー	0.417 (0.493)	—
夫・単年度所得(万円)	534.61 (288.35)	512.49 (295.95)
通勤時間(時間)	0.847 (1.03)	0.786 (0.91)
労働時間(時間)	10.13 (2.25)	9.89 (2.20)
夫・自営業	0.047	0.037
家族就業	0.033	0.004
自由業	0.025	0.049
会社員(公務員含み)(基準)	0.894	0.909
そのほかの職業	0.001	0.001
本人・年齢	33.28 (3.096)	33.27 (4.13)
中学校卒	0.026	0.026
高卒(基準)	0.314	0.303
短大・高専卒	0.456	0.426
大学・大学院卒	0.204	0.245
子供なし(基準)	0.335	0.532
乳児(0歳)	0.091	0.035
子供(1-3歳)	0.254	0.139
子供(4歳-入学前)	0.150	0.123
低学年(6-8歳)	0.120	0.113
高学年(9歳-)	0.050	0.058
就業経験年数	7.91 (3.899)	9.88 (3.94)
結婚年数	5.07 (3.03)	4.88 (3.19)
親との同居	0.140	0.182
住宅ローンあり	0.377	0.357
政令指定都市	0.244	0.245
その他の市部(基準)	0.622	0.619
町村	0.126	0.134
その他(海外)	0.008	0.002
志向・専業主婦(基準) ⁵⁾	0.185	0.147
再就業・子供を望む ⁵⁾	0.342	0.325
両立・子供を望む ⁵⁾	0.337	0.398
無業継続・子供を望まない ⁵⁾	0.067	0.046
就業継続・子供を望まない ⁵⁾	0.069	0.084

- 注) 1) サンプルA:『消費生活に関するパネル調査』1993-2005年。1993年の調査時点で未婚であり、2005年までの13年間結婚し、夫の所得が確認できる女性のサンプル(194人の女性、1359の観察値)。
2) サンプルB:『消費生活に関するパネル調査』1993-2005年。1993年の調査時点で未婚であり、2005年までの13年間結婚し、夫の所得が確認できる女性のサンプル(123人の女性、462の観察値)。
3) 結婚年数、夫の所得、通勤・労働時間、本人の年齢、就業経験年数、週当たり労働時間数および賃金と賃金の自乗以外の変数はダミー変数。
4) ダミー変数は平均値だけを示す。連続変数は、標準誤差を平均値の下に()で付ける。
5) 未婚者の就業志向は、育児期後に無業を希望する女性を「専業主婦志向」、育児中は就業を中断し、育児後に再就職を希望する女性を「再就職志向」、継続就業を希望する女性を「両立志向」、子供を望まない女性については、仕事をしたくない女性を「無業継続志向」、仕事をしたい女性を「就業継続志向」と定義。

表2 サンプルC¹⁾の記述統計量

変数 ²⁾	平均値	標準偏差	最小値	最大値
週当たり労働時間数	33.18	12.17	5	81.5
実質賃金	1067.21	498.96	585.96	8248.10
賃金の自乗	1387847	2327886	343344	6.80e+07
平均賃金	1061.42	429.95	428.84	6026.41
夫・単年度所得(万円)	511.06	262.62	0	6333.71
夫・所得<1000万円	472.18	194.90	0	989
夫・平均所得	510.76	205.70	0	2991.77
夫・自営業	0.067	—	0	1
家族就業	0.017	—	0	1
自由業	0.013	—	0	1
会社員(公務員含み)(基準)	0.902	—	0	1
そのほかの職業	0.001	—	0	1
夫・職業欠損値	0.016	—	0	1
本人・年齢	35.10	5.06	24	46
中学校卒	0.043	—	0	1
高卒(基準)	0.468	—	0	1
短大・高専卒	0.376	—	0	1
大学・大学院卒	0.113	—	0	1
子供なし(基準)	0.202	—	0	1
乳児(0歳)	0.009	—	0	1
子供(1-3歳)	0.075	—	0	1
子供(4歳-入学前)	0.096	—	0	1
低学年(6-8歳)	0.151	—	0	1
高学年(9歳-)	0.467	—	0	1
親との同居	0.273	—	0	1
親との同居欠損値	0.002	—	0	1
住宅ローンあり	0.420	—	0	1
住宅ローン欠損値	0.030	—	0	1
政令指定都市	0.2201	—	0	1
その他の市部(基準)	0.5535	—	0	1
町村	0.2262	—	0	1
そのほか(海外)	0.0002	—	0	1

注) 1) 『消費生活に関するパネル調査』1993-2005年。1993年-2005年の観察期間に同一配偶者を持つ既婚女性のサンプル(1099人の女性、4540の観察値)。

2) 夫の所得・所得<1000万・平均所得、本人の年齢、労働時間、および賃金・平均賃金・賃金の自乗以外の変数はダミー変数である。

以上の夫の所得と妻の労働供給に関する実証分析では、余暇を好む女性が体系的に所得の高い男性を配偶者を選択している可能性〔Mincer, 1962〕を考慮していない。武内〔2004〕は、この「マッチング効果」を考慮するために、「消費生活に関するパネル調査」1993-1998年の個票データを用い、女性の就業決定関数を変量効果ロジットモデルより推定した、「就業志向」を説明

変数に加えると夫の単年度所得の効果が有意ではなくなること、また、固定効果ロジットモデルでも夫の単年度所得の効果は有意ではないことを見出している。

武内〔2004〕は、女性の結婚選択における配偶者の選好が「第一法則」の部分的説明を成す可能性を示しているが、少なくとも2つの課題が残されている。第一に、就業状態の重要な説明変数

である賃金を用いず、妻の就業経験年数と学歴ダミーを代理変数として用いている〔Mroz, 1987〕。第二に、小さなサンプル¹⁾が原因で夫の所得の負の効果が有意にならなかった可能性が疑われる。

本研究は武内〔2004〕の発想に沿いつつも、より大きなサンプルを用い、賃金をコントロールした上で「第一法則」を再検証する。具体的には、「消費生活に関するパネル調査」の1993年から2006年までの14年間の個票を用い、賃金をコントロールした労働供給関数を推定する。労働供給関数を推定するに際し、以下の2つの潜在的な計量経済学的な問題を考慮する。

第一に、切断回帰モデルを用い、データ切断に起因する潜在的バイアスを回避する。賃金は就業者についてのみ観測されるので、労働時間数が正である観察値のみを用いた推定を行うことになる。例えば、マッチング効果がない（母集団の夫婦の間では、妻の余暇に対する選好が夫の所得と相関しない）場合でも、夫の所得が妻の労働時間数に対する因果的効果が負であるとすると、就業している妻のサンプルでは、夫の所得が妻の余暇にたいする選好と負の相関を持つことになる（マッチング効果があるように見える）ので、この相関を無視するOLSは、夫の所得の因果的効果を過大推定（例えば、負の因果的効果を絶対値で過小推定）してしまう危険がある。

第二に、夫の所得と妻の余暇に対する選好の一部を表す変数効果との間の相関を考慮した切断回帰モデル（相関変数モデル）を用い、データ切断とマッチングによる潜在的バイアスの回避を試みる。

本研究の構成は次のとおりである。Ⅱ節では分析に用いるデータを説明する。Ⅲ節では、武内〔2004〕と同様に、賃金を説明変数に含まない就業関数を推定し、就業志向変数を説明変数に加えると、夫の所得の負の効果が有意ではなくなるという、武内〔2004〕の知見が「消費生活に関するパネル調査」1993年-2006年でも得られることを確認する。Ⅳ節では、賃金を説明変数を含む労働供給関数の推定に用いる切断回帰モデルについて説明する。Ⅴ節では、労働供給関数の推定結

果を示し、賃金、データ切断、マッチングを考慮しても、結論に大きな変化がないことを確認する。Ⅵ節では結論を述べる。

Ⅱ データ

本研究が使用するデータは、(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2006年までの14年間の個票である。この調査では、1993年より、調査開始時に20-30歳代の女性を対象とした追跡調査を行っている。

本研究は、3つのサンプルを使用する。サンプルAは、武内〔2004〕にならい、就業決定関数を推定するためのものである。このサンプルは、1993年の調査時点では未婚であったが、2005年までの13年の間に結婚し、夫の所得のデータが得られる既婚女性から成る。このサンプルは194人の女性、1359個観察値を含む。各変数は武内〔2004〕と同じである。武内〔2004〕との違いはサンプル期間が長いことである。

1993年の調査時点で未婚であることをサンプルセレクション条件の1つとする理由は、就業志向変数を作成するのに利用する既婚後の生活設計に関する質問が1993年の調査時点で未婚の女性に対して課されているからである。武内〔2004〕にならい、育児期後に無業を希望する女性を「専業主婦」志向、育児中は就業を中断し、育児後に再就職を希望する女性を「再就職」志向、就業継続を希望する女性を「両立」志向、子どもを望まず、かつ、無業継続を希望する女性を「無業継続志向」、子ども望まず、就業継続を希望する女性を「就業継続志向」とそれぞれ定義する²⁾。また、結婚した年度により観察期間が異なるため、結婚年数を説明変数に加えている。

サンプルBは、労働供給関数を推定するためのものである。サンプルAとの違いは、女性の結婚後の週当たり労働時間数が正である調査年の観察値のみを含む点である。正の労働時間数をサンプルセレクション条件の1つとして課す理由は、賃金を説明変数として利用するためである。このサ

ンプルは123人の女性、462の観察値を含む。武内〔2004〕には対応するサンプルがない。

サンプルCは、労働供給関数を相関変数効果切斷回帰モデルにより推定するためのものである。サンプルBとの違いは、1993年に未婚であるという条件を課さないという点である。このサンプルは1099人の女性、4540の観察値を含む。武内〔2004〕には対応するサンプルがない。

就業関数の被説明変数は、就業ダミーであり、労働供給関数の被説明変数は、週当たり労働時間数である。妻の週当たり労働時間のデータは区間データで与えられている³⁾。本研究は区間の中間値を労働供給時間数として使用する。

夫の所得変数としては、小原〔2001〕、武内〔2004〕と同様に、次年度の調査で回答されている夫の年収を使用する。各年の調査では夫の前年度の年収がたずねられているからである。

夫の（実質）所得の効果を配偶者特別控除制度の効果から識別するために、夫の（実質）所得だけでなく、夫の名目年間課税所得が1000万円未満であることを示すダミー変数と夫の（実質）所得との間の交差項も説明変数として用いる。これは、夫の名目年間課税所得が1000万円を超えるときには、夫は配偶者特別控除制度の恩恵を受けないからである。本研究は、夫の（実質）所得の主効果に着目する。

労働報酬を時給で得ている労働者の場合には、回答された時給を賃金として使用する。月給を得ている労働者の場合には、月給/（週当たり労働時間×4.33週）を賃金として使用する。賃金と夫の所得は2005年を基準年とする、各年度CPIにより実質化する。労働供給関数を推定するため

に用いるサンプルB、Cでは、時給が名目で600円より低い観察値をサンプルから外す。日本各地の最低賃金法に照らし合わせるとデータの正確性が疑問視されるからである。

賃金の非単調的な効果を考慮するために、賃金だけでなく、その自乗も説明変数として用いる。「103万円の壁」としてよく知られるように、既婚女性の年間所得が103万円を超えると、諸制度により、かえって世帯所得が低下してしまう。パートとアルバイトとして就労する妻の労働供給時間に与える賃金の効果は、夫の所得をコントロールした上でもマイナスであり、賃金が上昇すると労働供給時間を短縮して就業調整する傾向が確認されている〔大石 2003〕。

最後に、表3は、サンプルAを使用し、就業志向変数と夫の所得を示している。「専業主婦志向」の女性（夫の平均所得568万）は「両立志向」の者（夫の平均所得485万）と比較して、夫の所得水準が平均約80万円高いことがわかる。

Ⅲ 就業関数

本節では、武内〔2004〕と同様に、就業関数を推定し、夫の所得の効果を再検証する。表4は、武内〔2004〕の結果と整合的である。変数効果モデルでは、妻の就業志向をコントロールする前は、夫の所得の係数（ -0.0006 ）は負で有意であるが、妻の就業志向をコントロールした後では、夫の所得の係数（ -0.0005 ）は有意ではなくなる。就業志向をコントロールする前の夫の所得の係数（ -0.0006 ）は、武内〔2004〕のそれ（ -0.004 ）より絶対値でやや大きい。

表3 女性の就業志向と夫の所得

就業志向	観察数	夫の所得平均（万円）
専業主婦	251	568
再就職	465	552
両立	458	485
無業継続・子供を望まない	91	552
就業継続・子供を望まない	94	581

注) 「消費生活に関するパネル調査」1993-2005年。1993年の調査時点で未婚であり、2005年までの13年間結婚し、夫の所得が確認できる女性のサンプル（194人の女性、1359の観察値）。

表4 女性の就業関数の係数推定値 (サンプルA¹⁾)

被説明変数：就業ダミー変数

説明変数	変量効果ロジット (1)	変量効果ロジット (2)
夫の単年度所得	-0.0006* (0.00036)	-0.0005 (0.00037)
通勤時間	-0.086 (0.110)	-0.081 (0.110)
労働時間	-0.101** (0.052)	-0.106** (0.052)
夫・自営業	-0.077 (0.524)	-0.106 (0.522)
再就職	—	0.776* (0.459)
両立	—	0.629 (0.456)
無業継続・子供を望まない	—	0.582 (0.693)
就業継続・子供を望まない	—	0.187 (0.676)
本人・年齢	-0.924*** (0.104)	-0.918*** (0.106)
就業経験年数	1.032*** (0.085)	1.027*** (0.086)
結婚年数	-0.553*** (0.096)	-0.540*** (0.096)
中学校卒	-1.663* (0.921)	-1.590* (0.912)
短大・高専卒	1.554*** (0.388)	1.590*** (0.387)
大学・大学院卒	4.381*** (0.566)	4.366*** (0.566)
乳児 (0歳)	-2.606*** (0.375)	-2.602*** (0.374)
子供 (1-3歳)	-1.554*** (0.326)	-1.559*** (0.326)
子供 (4歳-入学前)	-0.069 (0.456)	-0.085 (0.456)
低学年 (6-8歳)	0.179 (0.571)	0.148 (0.570)
高学年 (9歳-)	1.977** (0.771)	1.916** (0.765)
親との同居	0.689* (0.389)	0.642* (0.388)
住宅ローン有	-0.315 (0.261)	-0.331 (0.260)
政令指定都市	0.249 (0.346)	0.328 (0.347)
町村	0.398 (0.411)	0.411 (0.407)
対数尤度比検定統計量	69.06	62.95
P値	0.000	0.000

注) 1) 『消費生活に関するパネル調査』1993-2005年。1993年の調査時点で未婚女性であり、2005年までの13年間結婚し、夫の所得が確認できる女性のサンプル (194人の女性、1359の観察値)。

2) () 内は標準誤差, *は10%, **は5%, ***は1%水準で有意。

就業志向変数の係数は武内〔2004〕と質的にやや異なる。「再就業」志向の係数は正、かつ有意である。一方、武内〔2004〕では、「再就業」志向の係数は負、かつ有意である。この違いは、武内〔2004〕のサンプルは短い観察期間（1994年-1997年の4年間）観察期間であり、子供の年齢が低いことに起因すると考えられる。「両立」志向の係数は武内〔2004〕と同様に、正であるが、有意ではない。

IV 相関変量切断効果モデル

本節では、労働供給関数の推定に用いる切断回帰モデルについて説明する。労働時間と賃金は、就業者についてのみ観察される。本研究は、切断回帰モデルを用い、データ切断に起因する潜在的なサンプル・セレクション・バイアスを回避する。更に、相関変量効果を考慮した切断回帰モデルを用い、マッチングによる潜在的なバイアスの回避をも試みる。

まず、既婚女性*i*の*t*時点での労働供給関数を次のようにモデル化する。

$$(1) \quad Y_{it}^* = \beta X_{it} + \delta z_{it} + u_{it}$$

$$u_{it} \mid X_{it}, z_{it} \sim N(0, \sigma_u^2)$$

$$Y_{it} = Y_{it}^* \quad \text{if } Y_{it}^* > 0$$

$$= \cdot \quad \text{if } Y_{it}^* \leq 0$$

ここで、 Y_{it} は妻の観察される労働供給時間、 Y_{it}^* は妻の潜在的な労働供給時間、 z_{it} は夫の所得である。 u_{it} は誤差項であり、各説明変数と互いに独立であり、正規分布に従うと仮定する。

X_{it} は、賃金、賃金の自乗、就業志向、年齢、年齢別子供の有無、夫婦の親との同居、本人の学歴、夫の職業、住宅ローンの有無、大都市の居住を含む。

また、 u_{it} は誤差項であり、各説明変数と互いに独立であり、正規分布に従うと仮定すると、通常の切断回帰モデルが得られる。

就業志向変数が余暇に対する選好の代理変数として相応しくない場合には、誤差項と夫の所得の

間に相関が生じる。この相関を考慮するために、以下の工夫を行う。

$$(2) \quad \mu_{it} = \gamma \frac{1}{T_i} \sum_{t=1}^{T_i} Z_{it} + v_{it}$$

$$(3) \quad \mu_{it} = \gamma \frac{1}{T_i} \sum_{t=1}^{T_i} Z_{it} + \tau \frac{1}{T_i} \sum_{t=1}^{T_i} w_{it} + \varepsilon_{it}$$

(2)式は夫の所得と妻の余暇に対する選好との中の相関を考慮するために、誤差項を夫の所得のサンプル期間中の平均値に関連に付ける仮定である。 γ は（夫と妻の間のマッチングにより生じる）夫のサンプル期間中の平均所得と妻の余暇に対する選好との中の相関関係を表す。この式は、①余暇に対する選好は不変である。②結婚を決める際、相手の将来の所得を完全に予見できない、したがって、将来の毎期の夫の所得の変動は完全に外生的であり、妻の労働供給時間と無相関であると仮定している。

(3)式は(2)式に代わる仮定であり、誤差項と賃金の相関関係をも考慮するために、誤差項を賃金のサンプル期間中の平均値にも関連付ける仮定である。 w_{it} は賃金であり、 τ はサンプル期間中の平均賃金と観察不可能な余暇に対する選好との中の相関関係を表す。賃金に影響を与える観察不可能な能力が高いほど、労働供給に影響を与える観察不可能な余暇に対する選好が弱い可能性を考慮したものである。最後に、(2)式の v_{it} と(3)式の ε_{it} は正規分布に従うと仮定する。

この相関変量効果モデルの推定に際しては、同一個人*i*の異なる時点*t*間で相関する可能性がある。このため、個人*i*の観察値をクラスターとし、モデルのパラメーター推定値の標準誤差のクラスターリング修正を行う。

V 推定結果

表5は、サンプルBを用い、妻の労働供給関数

表5 女性の労働供給関数の係数推定値（サンプルB¹⁾）

被説明変数：週当たり労働時間数

説明変数	OLS	変量効果OLS	変量効果OLS (賃金を除外)	固定効果	切斷帰帰	相関変量切斷帰帰
実質賃金	0.016*** (0.004)	0.014*** (0.005)	—	0.011* (0.006)	0.017*** (0.004)	0.016*** (0.004)
賃金の自乗	-5.56e-06*** (1.06e-06)	-5.30e-06*** (1.26e-06)	—	-4.75e-06*** (1.43e-06)	-5.69e-06*** (1.09e-06)	-5.50e-06*** (1.13e-06)
夫の単年度所得	0.001 (0.001)	0.002 (0.002)	0.001 (0.002)	0.002 (0.002)	0.001 (0.001)	0.00003 (0.001)
通勤時間	-1.078* (0.643)	-0.943 (0.577)	-0.945 (0.584)	-1.102* (0.661)	-1.082* (0.618)	-1.127* (0.624)
労働時間	0.190 (0.240)	0.116 (0.164)	0.254 (0.181)	0.176 (0.154)	0.191 (0.231)	0.183 (0.230)
夫・自営業	4.279*** (1.412)	6.294** (1.940)	5.512*** (1.719)	5.791** (2.954)	4.263*** (1.358)	4.180*** (1.356)
再就職	0.412 (1.549)	-0.870 (2.287)	-1.035 (2.173)	—	0.426 (1.489)	0.409 (1.488)
両立	0.391 (1.475)	-0.257 (2.362)	-0.031 (2.106)	—	0.413 (1.415)	0.416 (1.419)
無業継続・子供を 望まない	-3.505** (1.919)	-4.945** (2.519)	-2.899 (2.600)	—	-3.521* (1.844)	-3.419* (1.847)
就業継続・子供を 望まない	3.980* (2.306)	4.097 (3.141)	2.949 (3.052)	—	4.008* (2.211)	3.827* (2.223)
本人・年齢	-0.072 (0.332)	-0.551 (0.605)	-0.992** (0.449)	—	-0.071 (0.320)	-0.123 (0.329)
就業経験年数	1.343*** (0.329)	1.699*** (0.493)	1.808*** (0.326)	2.175** (0.950)	1.352*** (0.317)	1.392*** (0.324)
結婚年数	-0.621 (0.446)	-1.467** (0.644)	-1.474*** (0.528)	—	-0.625 (0.429)	-0.636 (0.429)
中学校卒	-7.909** (3.982)	-8.608* (4.779)	-7.128* (3.918)	—	-7.992** (3.874)	-8.039** (3.871)
短大・高専卒	5.625*** (1.338)	4.599** (1.987)	4.038** (1.855)	—	5.661*** (1.288)	5.573*** (1.278)
大学・大学院卒	6.975*** (2.188)	9.860*** (3.302)	9.113*** (2.618)	—	6.991*** (2.105)	7.064*** (2.112)
乳児（0歳）	-5.651** (2.696)	-5.369* (2.810)	-3.828 (2.556)	3.811 (3.121)	-5.674** (2.594)	-5.529** (2.609)
子供（1-3歳）	-1.616 (1.398)	-0.570 (1.569)	-0.789 (1.406)	1.173 (1.977)	-1.616 (1.341)	-1.503 (1.343)
子供（4歳-入学前）	-1.299 (1.555)	-4.945** (2.519)	1.231 (1.801)	4.361 (2.806)	-1.307 (1.491)	-1.245 (1.493)
低学年（6-8歳）	-3.393* (1.831)	-0.816 (2.626)	-1.256 (2.188)	2.158 (3.454)	-3.440* (1.764)	-3.357* (1.775)
高学年（9歳-）	1.132 (2.079)	1.052 (3.269)	2.823 (2.827)	3.318 (5.138)	1.128 (1.999)	1.160 (2.002)
親との同居	-0.015 (1.433)	-0.821 (1.227)	-0.630 (1.428)	-1.259 (1.853)	-0.041 (1.378)	-0.017 (1.373)
住宅ローン有	1.432 (1.059)	1.197 (1.073)	0.996 (1.012)	1.076 (1.297)	1.434 (1.018)	1.295 (1.043)
政令指定都市	0.848 (1.305)	-0.223 (1.905)	1.216 (1.781)	-2.885 (2.855)	0.858 (1.256)	0.935 (1.250)
町村	3.817*** (1.419)	-0.754 (3.019)	0.041 (2.363)	-6.033 (8.133)	3.829*** (1.360)	3.898*** (1.357)

注) 1) 『消費生活に関するパネル調査』1993-2005年。1993年の調査時点で未婚であり、2005年までの13年間結婚し、夫の所得が確認できる女性のサンプル（123人の女性、462の観察値）。

2) () 内は標準誤差，*は10%，**は5%，***は1%水準で有意。

表6 相関変量切戻回帰 (サンプルC¹⁾)

被説明変数: 週当たり労働時間数

説明変数	OLS	固定効果	切戻回帰	相関変量 切戻回帰 (1)	相関変量 切戻回帰 (2)
実質賃金	0.009*** (0.001)	-0.009*** (0.001)	0.014*** (0.004)	0.014*** (0.005)	0.004 (0.004)
賃金の自乗	-1.73e-06*** (3.09e-07)	-6.43e-07*** (2.16e-07)	-3.25e-06** (1.59e-06)	-3.26e-06** (1.60e-06)	-2.21e-06* (1.28e-06)
夫の所得<1000万円	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.0004 (0.0012)	-0.0002 (0.0012)
夫の単年度所得	-0.003*** (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)
夫の平均所得	—	—	—	-0.004** (0.002)	-0.005*** (0.002)
妻の平均賃金	—	—	—	—	0.010*** (0.002)
年齢	-0.023 (0.051)	1.795*** (0.578)	-0.017 (0.053)	-0.006 (0.053)	-0.026 (0.052)
中学校卒	0.595 (0.995)	—	0.624 (1.021)	0.512 (1.019)	0.647 (1.026)
短大高専卒	1.249*** (0.384)	—	1.134*** (0.415)	1.180*** (0.414)	0.771** (0.390)
大卒	4.089*** (0.678)	—	3.857*** (0.749)	4.000*** (0.744)	3.210*** (0.699)
子供 (0歳)	-0.316 (1.661)	-7.439*** (1.845)	-0.682 (1.658)	-0.714 (1.661)	-1.100 (1.646)
子供 (1-3歳)	-1.539** (0.756)	-4.439*** (1.169)	-1.622** (0.759)	-1.661** (0.761)	-1.793** (0.759)
子供 (4歳-入学前)	-2.820*** (0.709)	-5.169*** (1.389)	-2.832*** (0.716)	-2.861*** (0.717)	-2.781*** (0.787)
低学年 (6歳-8歳)	-4.367*** (0.633)	-5.186*** (1.542)	-4.397*** (0.646)	-4.410*** (0.646)	-4.172*** (0.633)
高学年 (9歳-)	-3.622*** (0.626)	-3.882** (1.744)	-3.587*** (0.645)	-3.587*** (0.645)	-3.121*** (0.620)
住宅ローン有	-0.857** (0.358)	0.264 (0.539)	-0.895** (0.364)	-0.834** (0.365)	-0.759** (0.360)
親との同居	3.494*** (0.400)	-0.107 (0.925)	3.499*** (0.409)	3.513*** (0.410)	3.539*** (0.400)
(夫) 自営業	1.649** (0.761)	0.581 (1.223)	1.699** (0.768)	1.675** (0.769)	1.356* (0.766)
家族就業	-4.069*** (1.204)	-1.216 (2.043)	-3.967*** (1.232)	-4.052*** (1.229)	-3.708*** (1.164)
政令指定都市	-0.646 (0.465)	-1.079 (1.802)	-0.749 (0.481)	-0.716 (0.481)	-0.658 (0.470)
町村	3.307*** (0.428)	1.101 (1.215)	3.376*** (0.430)	3.335*** (0.431)	3.333*** (0.424)

注) 1) 『消費生活に関するパネル調査』1993-2005年。1993年-2005年の観察期間に同一配偶者を持つ既婚女性のサンプル(1099人の女性, 4540の観察値)。

2) () 内は標準誤差, *は10%, **は5%, ***は1%水準で有意。

の推定した結果を示している。OLS, 変数効果モデル, 切戻回帰モデルのいずれにおいても, また, 就業志向変数を説明変数に加えるか否かにかかわらず, 夫の所得の係数は正であるが, 有意で

ない。固定効果モデルでも夫の所得の係数は有意でない。

賃金を説明変数から外しても結果は変わらない。表5には賃金を説明変数から外した変数効果モデ

ルの推定結果を示している。

表6は、サンプルCを用い、最終モデルである、相関変数効果切断回帰モデルの推定結果を示している。参考までに、OLS、固定効果モデル、切断回帰モデルの結果も示している。

相関変数効果切断回帰モデルでは、夫の所得の純粋効果は、夫の当該年度所得の係数でとらえられる。賃金の内生性を考慮しない相関変数切断回帰モデル(1)、賃金の内生性を考慮したモデル(2)のいずれにおいても、夫の所得の係数は負であるが、有意ではない。この結果は女性の結婚相手の選択における配偶者への選好が「ダグラス＝有澤法則」の部分的説明を成す可能性と矛盾しない。

更に、賃金の内生性を考慮した相関変数回帰モデル(2)では、夫の平均所得の係数は、負で有意となる。これは、高所得の男性と余暇に対する選好の強い女性が結婚するという、マッチング効果を示唆している。

相関変数効果モデルの推定結果については、全く異なる解釈も可能である。動学的労働供給モデルでは〔Hyslop, 1999; Kuroda&Yamamoto, 2008〕、夫の生涯所得は妻の労働供給に影響を及ぼすが、不確実性がなく、夫の余暇が効用関数に含まれない場合には、夫の当該年の所得は妻の労働供給には影響を及ぼさないと予測される。しかし、表3の記述統計見ると、両立志向を持っている女性の夫の平均所得は専業主婦より80万円低い。これは、少なくとも「観察不可能な余暇に対する選好の強い女性が高所得の男性と結婚する」という本研究の仮定と整合的である。

表7は、相関変数切断回帰モデル(2)の推定結果に基づき、限界効果を報告している。ここでは、労働時間数が正であるという条件の下で各説明変数の変化が労働時間数に与える限界効果を推定している。夫の年間所得が1万円増えると、妻の週あたり労働時間数が0.001時間減ることを示される。ただし、有意ではない。

参考までに、表6のOLSおよび切断回帰モデルの推定結果を見ると、夫の所得の効果が有意で負になっている。しかし、それが夫の所得の妻の労働供給に与える因果的效果を表すのか、あるいは、高所得の男性と余暇に対する選好の強い女性が結婚するマッチング効果を表すのかは、これらのモデルからはわからない。

表7 相関変数切断回帰モデル(2)の限界効果(サンプルC¹⁾
被説明変数：週あたり労働時間数

説明変数	限界効果
実質賃金	0.004 (0.004)
夫の単年度所得	-0.001 (0.001)
夫の平均所得	-0.005*** (0.002)
妻の平均賃金	0.010*** (0.002)
大学卒	3.210*** (0.699)
子供(4歳-入学前)	-2.781*** (0.707)
低学年(6歳-8歳)	-4.172*** (0.633)
高学年(9歳-)	-3.121*** (0.621)
親との同居	3.539*** (0.400)
町村	3.333*** (0.424)
(夫)家族就業	-3.708*** (1.164)

注) 1) 『消費生活に関するパネル調査』1993-2005年。1993年-2005年の観察期間に同一配偶者を持つ既婚女性のサンプル(1099人の女性、4540の観察値)。

2) ()内は標準誤差, *は10%, **は5%, ***は1%水準で有意。

固定効果の推定結果では、夫の所得の効果が負であるが、有意ではない。この結果も、取り除かれた固定効果(個人の余暇に対する選好)と夫の所得との間には負の相関がある可能性を示しており、「ダグラス＝有澤法則」の「第一法則」は、マッチングの効果を反映する可能性を示している。

次に、そのほかの変数の効果を概観する。賃金の効果は定式化により質的に異なる。OLS、切断回帰モデル、相関変数切断回帰モデル(1)では、賃金の係数は有意に正である。固定効果モデルでは、賃金の係数は、負かつ有意となる⁴⁾。相関変数切断回帰モデル(2)では、賃金の係数は正であるが、有意ではない。

妻の学歴は労働供給時間数を引き上げる。住宅ローンは負の効果を持つ。夫が自営業である場合には、妻の労働供給時間数が増加するが、夫の自営業を支援する家計内就業と考えられる。一方、夫が家族従業者であれば、妻の労働供給は減少する。また、子供なしと比べて子供がいる妻は労働供給時間数が少ない。親と同居している妻の労働供給時間数はほかの妻と比べ多い。政令指定都市などの大都市圏に居住する妻は通勤時間が長いなど、就業の機会費用が高いので、労働供給時間数が少ないと予想される。推定結果はこれと整合的であるが、有意ではない。

VI 結論

本研究は、「消費生活に関するパネル調査」からのパネルデータを使用し、「ダグラス=有澤法則」の「第一法則」を再検証する。武内〔2004〕は、女性の結婚選択における配偶者の選好が「第一法則」の部分的説明を成す可能性を示している。しかし、労働供給の重要な説明変数である賃金を用いず、妻の就業経験年数と学歴ダミーを代理変数として使っている、小さなサンプルを使っているといった問題がある。本研究は、1993年から2006年までの14年間のより大きなサンプルを用い、賃金をコントロールした上でも武内〔2004〕の結論に大きな変化がないことを確認する。その際、データ切断とマッチングによる潜在的バイアスの回避を試みている。

最後に、本研究に残された課題を述べておきたい。第一に、本研究では配偶者特別控除の夫の所得要件を考慮したが、所得税制度のほかの側面と社会保障制度も考慮する必要がある。第二に、異なる定式化により賃金の係数が安定しない原因を探る必要がある。

(平成23年4月投稿受理)

(平成23年11月採用決定)

謝辞

指導教員の大森義明先生に心より感謝を申し上げます。3名の匿名のレフェリーから大変有益なコ

メントを賜ったことにお礼を申し上げます。(財)家計経済研究所から「消費生活に関するパネル調査」の個票データの貸与を受けた、感謝いたします。本研究にあり得る責任のすべては筆者にある。

注

- 1) 武内〔2004〕は、就業志向変数を説明変数に含む就業関数を推定する際には、1993年に未婚であり、97年までの4年間に結婚し、夫の所得が確認できる女性の141人、341個観察値を使用する。
- 2) 1993年の調査票は、子供を望む未婚者に対し「仕事について、現在どのようにお考えですか? ①出産前、②子供が小さい間、③子供が大きくなってから、次の3つの段階についてお答え下さい」および子供を望まない未婚者に対し「仕事について、したいかしたくないか」それぞれと質問している。これらの質問に対する回答5つの選択肢(「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」)から選ぶようになっている。本研究では、②子供が小さい間と③子供が大きくなってからの両段階について選択肢1, 2, 3のいずれかを選ぶ女性を「両立志向」とであると定義する。②子供が小さい間は選択肢4または5を選び、③子供が大きくなってからは1, 2, 3のいずれかを選ぶ女性を「再就業志向」とであると定義する。②子供が小さい間は選択肢4または5を選び、③子供が大きくなってからは選択肢4または5を選ぶ女性を「専業主婦志向」とであると定義する。
- 3) 女性の週当たり労働時間に関しては、1993年の調査票では、具体的な労働時間数を得られる。しかし、1994年以降は週当たりの労働時間数が区間データになっている。
- 4) Griliches〔1979〕は、説明変数に測定誤差があるときに固定効果推定を行うと、OLSよりも深刻なバイアスが生じる可能性を指摘している。

参考文献

- 大石亜希子(2003)「有配偶女性の労働供給と税制・社会保障制度」『季刊社会保障研究』Vol.39, No.3, pp.286-300.
- 小原美紀(2001)「専業主婦は裕福な家庭の象徴か?一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』No.493, pp.15-29.
- 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』44(4), pp.18-21. 2002
- 武内真美子(2004)「女性就業のパネル分析」『日

- 本労働研究雑誌』No.527, pp.76-88.
- Griliches, Zvi. (1979) 「Estimating the Returns to Schooling : Some Econometric Problems.」 *Econometrica*, 45(1), pp.1-22.
- Hyslop, Dean R. (1999) 「State Dependence, Serial Correlation and Heterogeneity in Intertemporal Labor Force Participation of Married Women」 *Econometrica*, 67(6).
- Kuroda. S. and Yamamoto. I. (2008) 「Estimating Frisch labor supply elasticity in Japan」 *Journal of the Japanese and International Economies*, 22(4) : pp.566-585.
- Mincer. J. (1962) 「Labor Force Participation of Married Women : A Study of Labor Supply」 *Aspects of Labor Economics*, Princeton University Press.
- Mroz, Thomas A. (1987) 「The sensitivity of an Empirical Model of Married Women's Hours of Work to Economic and Statistical Assumptions」 *Econometrica*, 55(4), pp.765-99.
- Wooldridge. Jeffrey. M. (2002) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, pp.577-585, MIT Press.
- (Zhang Shiyang 横浜国立大学国際社会科学研究所博士課程後期)