

Married Women's Labour Supply in Australia: Sensitivity to the Specification of Labour Supply Function and Heteroscedasticity

Akira Kawaguchi

This paper estimates five alternative labour supply functions of married women, paying a special attention to the sensitivity to the specification of labour supply function and heteroscedasticity.

Most empirical studies of labour supply have specified labour supply functions so that it is easy to estimate certain parameters such as wage and income effects. Little attention has been paid to whether the functional form fits the data. Even comprehensive survey articles, like Killingsworth (1983) and Killingsworth and Heckman (1987), did not mention the sensitivity to the specification of function.

A notable exception is Stern (1986) which compared 12 labour supply functions based on eight criteria. He concluded that it is dangerous to select functional form because of the facility for estimation. However, he did not actually estimate labour supply functions.

Another problem this paper focuses is the existence of heteroscedasticity. Most studies of labour supply assume homoscedasticity, and few studies test this assumption. However, equation standard error may depend on the number of children and age. We estimate the relation between standard error and explanatory variables, and discuss its implication.

Major findings of this paper are as follows. The wage effect is positive when the wage rate is low, and is negative when it is high. If the wage effect is positive (negative), it increases (decreases) as non-wage income increases. The income effect declines as the wage rate increases. Thus the wage and income effects depend on the level of wage rate and non-wage income. Among five functions we estimated, only a quadratic function can capture these characteristics.

Furthermore, the equation standard error is positively related to the number of small children and women's age. The reason is that the availability of childcare and past experience are important factors of labour supply for women with small children and elder women respectively, but these variables are not included in our labour supply function.

オーストラリアにおける既婚女子の労働供給

——関数型による推定結果の相違、及び不均一分散に注目して——

川 口 章

1. は じ め に

本稿の目的は、女子の労働供給の実証分析においてこれまで見逃されがちだった、二つの点に特に注意を払いながら、オーストラリアの既婚女子の労働供給関数を推定することである。その二つの点とは、関数型による推定結果の相違、及び不均一分散の存在である。

女子の労働供給に関するこれまでのほとんどの研究では、推定の容易さ及び賃金弾力性などのパラメーターの捉え易さなどを考慮して労働供給関数が選択されてきた。選択された関数型がデータに最もフィットしているものかどうかという点にはあまり注意が払われてこなかった。例えば、労働供給研究に関する包括的なサーベイである Killingsworth (1983) や Killingsworth and Heckman (1987) においても関数型の選択が推定結果にどのような影響を与えるかという点には全く関心を示していない。また Mroz (1987) は計量経済学的及び統計学的諸仮定がパラメーターの推定結果にどのような影響を及ぼすかを検定しているが、労働供給関数の選択の問題には触れていない。

労働供給関数の選択の重要性を強調した数少ない研究の一つとして Stern (1986) がある。彼は12の労働供給関数を八つの基準によって比較した結果、推定の容易さなどによって関数型を一つに限定して推定するのは大変危険であると結論づけている。ただ、彼の研究は実証分析を伴っていない。

また、ほとんどの実証研究では均一分散を仮定しており、その仮定の検定すら行っていない。しかしながら、例えば子供のいる人といない人では分散が違うことは十分に考えられる。本稿では分散と説明変数の相関を推定し、その意味を議論している。

さて、本稿で用いた五つの関数型とは、線形関数型、部分二次関数型（賃金の二乗項を含む）、二次関数型、部分対数関数型（賃金のみが対数値をとる）、Stone-Geary 型である。線形関数型と部分対数関数型は女子の労働供給の推定に最もよく用いられる関数型である。例えば、線形関数型は Hausman (1981a, 1981b, 1985), Blomquist and Hansson-Brusewitz (1990), Bourguignon and Magnac (1990), MaCurdy, Green and Paarsch (1990), Triest (1990), van

Soest, Woittiez and Kapteyn (1990) によって, また部分対数関数型は Heckman (1976), Cogan (1981), Mroz (1987) によって用いられている.

本稿の構成は次の通りである. 第2節で五つの供給関数の主な性質を議論し, 第3節でデータと推定方法を説明する. 第4節で推定結果を分析し, 第5節で議論のまとめを行なう.

2. 労働供給関数とその性質

本稿で取り扱う労働供給関数は次の五つである.¹⁾

①線形関数型

$$H = \alpha W + \beta M + \gamma$$

②部分二次関数型

$$H = \alpha W + \delta W^2 + \beta M + \gamma$$

③二次関数型

$$H = \alpha W + \delta W^2 + \beta M + \theta M^2 + \eta WM + \gamma$$

④部分対数関数型

$$H = \alpha \log W + \beta M + \gamma$$

⑤Stone-Geary 型²⁾

$$H = \alpha(1/W) + \beta(M/W) + \gamma$$

ここでHは労働時間, Wは賃金率, Mは妻の非勤労所得及び夫の総所得である. 推定の際には, 年令, 学歴, 子供の数などの変数を説明変数として加えている.

この五つの関数が選択された理由は次の通りである. 線形関数型と部分対数関数型は労働供給の推定に最もよく用いられる関数型である. また部分二次関数型と二次関数型は線形関数型とよく似た関数型であるが, 二次の項を含むという点でより柔軟である. Stone-Geary型は労働供給のみならず, 消費財の需要関数にもよく用いられる. すべての関数型において従属変数は労働時間であり, 関数型の間での相違は賃金率と所得の両変数の形に限られるため, どれが最もよくフィットするか簡単に比較できる.

これらの関数型の間での相違の主な点は次の通りである. ①と④は賃金の単調増加あるい

1) これらの労働供給関数に対応する効用関数及び間接効用関数については Stern (1986) を参照のこと.

2) ⑤は次のように表現することもできる.

$$WH = \alpha_1 \beta_2 W - \alpha_2 (M - \beta_1)$$

ただし, $\alpha_1 > 0$, $\alpha_2 > 0$, $\alpha_1 + \alpha_2 = 1$ である. この供給関数に対応する効用関数は

$$U(C, H) = \alpha_1 \log(C - \beta_1) + \alpha_2 \log(\beta_2 - H)$$

ただし, Cは消費である.

は単調減少関数であり、⑤も所得が与えられると賃金の単調な関数となる。①では賃金の効果は一定であるが、④と⑤は賃金が大きくなるにしたがって賃金効果が小さくなる。それに対して、②と③は賃金の大小によって増加関数となったり減少関数となったりする可能性がある。他方、所得の影響は①②④においては一定であり、⑤でも賃金を与えられれば一定である。それに対し、③では所得と賃金によって所得効果が異なる。このように二次関数型が最も柔軟であるが、この関数型の欠点は効用関数及び間接効用関数が明示的に表現できないことである。したがって、もし効用の水準を計測したい場合は二次関数型は適さない。

労働供給関数が効用最大化の仮定と矛盾しないならば、スルツキーの条件が満たされなければならない。すなわち、次の式で定義される代替効果は正でなければならない。

$$(\partial H / \partial W)^c = \partial H / \partial W - (\partial H / \partial M) H$$

ここで両辺に (W/H) を掛けると、代替効果を弾力性の形で表される。すなわち

$$(\partial H / \partial W)^c (W/H) = (\partial H / \partial W) (W/H) - (\partial H / \partial M) W$$

左辺は補正賃金弾力性、右辺の第一項は非補正賃金弾力性と呼ばれる。最後の項は非勤労所得が一円増えた時、余暇の消費が何円増えるかを表したもので、限界余暇消費性向 (Marginal Propensity to Consume Leisure) と呼ばれる³⁾。これら三つのパラメーターは異なったデータや関数型を使った研究の比較によく用いられる。

3. データ及び推定方法

3.1. データ

使用したデータは1986年オーストラリア所得分布調査 (1986 Australian Income Distribution Survey) である。このデータ・ベースは11,298人の既婚者と6,416人の独身者から成っている。この中で、5,516組の夫婦について夫と妻の両方のデータが揃っている。この中から妻の年齢が20歳から45歳、夫の年齢が20歳から50歳の夫婦が選ばれた。十代の夫婦が除かれた理由は彼らの行動様式が他の年代とかなり異なっているのではないかとと思われるためであり、高齢者の夫婦が除かれたのは退職の影響を除くためである。

さらに次の特徴を一つでも持つ夫婦は除かれた。(1)妻の賃金率の対数値が1より小さいか3.5より大きい。(2)夫婦のいずれかが自ら事業を行なっている。(3)1985年度に結婚した。(4)1985年度に妻が13週間以上海外に滞在した。(5)1985年度に夫が働かなかった。(6)夫婦のいず

3) 限界余暇消費性向は Marginal Propensity to Earn あるいは Total Income Elasticity と呼ばれることもある。ただしこれらの場合、限界余暇消費性向とは符号が逆になる。

れかがフル・タイムの学生である。(7)妻が1985年度は働いていたが1986年度のインタビュー時には働いていなかった。七番目の特徴を持つ夫婦が除かれた理由は、妻の賃金率がインタビュー時の週間労働時間と週あたり賃金から計算されるためである。結果として1,627組が選ばれた。

3.2. 推定方法

実証モデルは労働市場への参加決定関数と労働時間の決定関数からなっている。前者は、

$$y_i = f(X_i) + u_{1i}$$

であり、後者は、

もし $y_i > 0$ ならば

$$H_i = g(W_i, M_i, Z_i) + u_{2i}$$

もし $y_i \leq 0$ ならば

$$H_i = 0$$

である。 X_i は妻の労働市場への参加に影響を及ぼす変数である。 $g(\cdot)$ は労働供給関数、 Z_i は非経済変数である。誤差の原因としては、選好のランダム性、観察不可能な変数の影響、過少及び過剰就労、測定誤差などが考えられる。二つの誤差項 u_{1i} と u_{2i} は二変数正規分布にしたがって分布すると仮定する。つぎの節で詳しく述べるが、 u_{2i} の分散は $g(\cdot)$ の中の説明変数に依存するものと仮定する。したがって、誤差項の構造は次のようになっている。

$$\text{var}(u_{1i}) = \sigma_1^2$$

$$\text{var}(u_{2i}) = v(W_i, M_i, Z_i)$$

$$\text{cov}(u_{1i}, u_{2i}) = \rho \sigma_1 v(W_i, M_i, Z_i)^{1/2}$$

ρ は相関係数である。

ρ がゼロでない時、もし労働供給関数 $g(\cdot)$ を就労している女性のサンプルだけから推定すれば、バイアスを招くことになる。⁴⁾ $f(\cdot)$ と $g(\cdot)$ は最尤法により同時に推定するか、Heckman (1976) の二段階推定法で推定しなければならない。本稿では均一分散を前提しないため、前者を採用することにする。

4) この点についての詳細な議論は Heckman (1976) にある。

4. 推 定 結 果

不均一分散

変数の定義及び統計は表1と表2にそれぞれまとめられている。一つ注意しておきたいのは、Mは妻の非勤労所得と夫の総所得の合計であるが、実際にはほとんどが夫の所得である。したがって以下では単に「夫の所得」と呼ぶ。表3は推定結果である。まず、労働時間決定式の誤差項の分散であるが、年齢および子供の数の関数であると仮定している。これはLM検定 (Lee and Maddara 1985) によって、均一分散の仮説は1パーセントの水準で有意に棄却され、さらに分散はそれらの変数と強い相関関係にあることが分かったからである。この検定の結果は付論の表 A1 にまとめられている。

表3によれば、労働時間決定式の分散は年齢と子供の数の正の関数である。たとえば、子供のいない女性の場合、30歳では20歳の約二倍、40歳では約三倍の分散となっている。また、30歳の女性の場合、四歳以下の子供が一人いれば分散は約二倍、二人いれば約三倍となる。このことは、女性が歳を取るにしたがって、また子供の数が増えるにしたがって、我々の式には含まれていない変数が重要な決定要因となるためと思われる。第一に、歳を取るにしたがって経験年数の格差が拡大するが、この変数は我々の式には含まれていない。第二に子供が生まれれば、近所に保育所があるとか、親と同居しているといった要因が重要になってくるが、これらの変数も我々の式には含まれていない。このような不均一分散の存在は、これまでのほとんどの労働供給研究によって無視されてきた。

表1 変数の定義

変 数	定 義
PAR	ダミー (就労している = 1)
H	労働時間
W	賃金率
M	妻の非勤労所得 + 夫の所得
AGE	年齢
BACH	ダミー (大学卒業以上の学歴 = 1)
DIP	ダミー (短大, 専門学校卒 = 1)
ED	小中高での総教育年数
ASIA	ダミー (アジア生まれ = 1)
UK	ダミー (イギリス生まれ = 1)
EURO	ダミー (イギリス以外のヨーロッパ生まれ = 1)
OTHER	ダミー (上の地域以外の外国生まれ = 1)
D04	0歳から4歳までの子供の数
D59	5歳から9歳までの子供の数
D1014	10歳から14歳までの子供の数

表2 変数の平均と標準偏差

変 数	就労している妻	就労していない妻	全 員
PAR	1.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.581 (0.493)
H	1420 (726)	—	—
W	9.34 (3.40)	—	—
M	25900 (9300)	26500 (14300)	26200 (11600)
AGE	33.0 (6.26)	32.7 (5.84)	32.9 (6.09)
BACH	0.0998 (0.300)	0.0252 (0.157)	0.0688 (0.253)
DIP	0.271 (0.445)	0.188 (0.391)	0.237 (0.425)
ED	9.90 (1.47)	9.58 (1.59)	9.77 (1.53)
ASIA	0.0284 (0.166)	0.0430 (0.203)	0.0344 (0.182)
UK	0.101 (0.301)	0.101 (0.301)	0.101 (0.301)
EURO	0.0714 (0.258)	0.0844 (0.278)	0.0768 (0.266)
OTHER	0.0420 (0.201)	0.0356 (0.185)	0.0393 (0.195)
D04	0.276 (0.545)	0.833 (0.853)	0.507 (0.742)
D59	0.368 (0.651)	0.664 (0.803)	0.491 (0.733)
D1014	0.459 (0.734)	0.483 (0.698)	0.469 (0.719)

注) 括弧内の数字は標準偏差

表3 労働供給の推定

説明変数	①	②	③	④	⑤
	労働供給 (就労) 関数				
CONST	1.02** (0.347)	1.02** (0.348)	1.03** (0.348)	1.02** (0.347)	1.02** (0.347)
M/1000	-0.0046 (0.0030)	-0.0047 (0.0030)	-0.0048 (0.0030)	-0.0046 (0.0030)	-0.0048 (0.0030)
AGE	-0.0225** (0.0068)	-0.0226** (0.0068)	-0.0226** (0.0068)	-0.0225** (0.0068)	-0.0225** (0.0068)
BACH	1.04** (0.178)	1.04** (0.178)	1.05** (0.178)	1.04** (0.178)	1.05** (0.178)
DIP	0.457** (0.0874)	0.454** (0.0875)	0.454** (0.0875)	0.457** (0.0874)	0.457** (0.0874)
ED	0.0687** (0.0247)	0.0686** (0.0247)	0.0685** (0.0247)	0.0687** (0.0247)	0.0687** (0.0247)
ASIA	-0.388* (0.188)	-0.384* (0.189)	-0.376* (0.188)	-0.392* (0.188)	-0.391* (0.188)
UK	-0.177 (0.113)	-0.171 (0.113)	-0.171 (0.113)	-0.177 (0.113)	-0.176 (0.113)
EURO	-0.114 (0.135)	-0.104 (0.135)	-0.104 (0.135)	-0.114 (0.135)	-0.113 (0.134)
OTHER	-0.0405 (0.179)	-0.0513 (0.180)	-0.0533 (0.180)	-0.0418 (0.179)	-0.0435 (0.179)
D04	-0.915** (0.0579)	-0.913** (0.0579)	-0.914** (0.0579)	-0.915** (0.0578)	-0.915** (0.0578)

D59	-0.348** (0.0471)	-0.348** (0.0471)	-0.348** (0.0471)	-0.348** (0.0471)	-0.348** (0.0471)
D1014	-0.150** (0.0519)	-0.149** (0.0518)	-0.149** (0.0518)	-0.159** (0.0519)	-0.149** (0.0518)
労働供給（時間）関数					
CONST	2040** (202)	1630** (227)	2050** (272)	2010** (227)	1950** (214)
W	-10.0 (6.69)	72.4** (22.4)	40.4 (25.2)	—	—
W ²	—	-3.55** (0.919)	-4.09** (0.937)	—	—
M/1000	-4.83** (2.20)	-5.34** (2.18)	-25.72** (8.55)	-5.16** (2.20)	—
(M/1000) ²	—	—	0.0730 (0.0794)	—	—
WM/1000	—	—	1.63** (0.592)	—	—
logW	—	—	—	-5.69 (64.2)	—
1/W	—	—	—	—	690 (595)
(M/1000)/W	—	—	—	—	-49.1** (15.7)
AGE	-16.5** (3.61)	-15.5** (3.62)	-15.7** (3.61)	-17.0** (3.60)	-17.1** (3.56)
BACH	492** (76.4)	489** (76.6)	497** (76.1)	494** (76.1)	448** (74.8)
DIP	183** (47.5)	178** (47.6)	180** (47.3)	176** (47.7)	172** (47.5)
ED	34.1** (15.3)	30.4** (15.2)	29.5** (15.2)	32.0** (15.3)	30.2** (15.3)
D04	-754** (75.8)	-705** (77.3)	-697** (76.5)	-767** (76.3)	-767** (75.9)
D59	-320** (37.7)	-303** (37.4)	-300** (37.2)	-317** (37.9)	-311** (37.9)
D1014	-194** (35.2)	-188** (34.4)	-181** (34.3)	-192** (35.1)	-188** (34.8)
誤差項の分散 ^a					
CONST	-149* (70.1)	-125 (71.2)	-130 (70.5)	-144 (70.6)	-139* (70.3)
AGE	13.1** (2.53)	12.2** (2.52)	12.3** (2.51)	12.9** (2.55)	12.7** (2.53)
D04	235** (48.1)	221** (26.5)	241** (46.3)	241** (48.9)	244** (49.0)
D59	43.1 (30.7)	36.4 (29.5)	36.7 (29.5)	44.0 (31.1)	44.1 (31.1)
D1014	79.7* (31.2)	70.2* (29.8)	67.6* (29.3)	78.7* (31.1)	75.7* (30.6)
ρ	0.350** (0.134)	0.320** (0.141)	0.320** (0.139)	0.352** (0.134)	0.351** (0.133)
尤度の対数値	-8309	-8302	-8298	-8310	-8308
スルツキーの条件 ^b	0.220	0.796	0.748	0.964	0.993

注) 括弧内の数字は標準誤差

* 5 % の水準で有意

** 1 % の水準で有意

^a 全ての係数と標準偏差は1000で割っている。

^b スルツキーの条件を満たしている人の割合。

相関係数

次に相関係数を見ると、全ての式において1パーセントの水準で有意である。このことは、もし就労している妻のサンプルだけから労働時間を推定すれば、バイアスが生じたであろうことを意味している。

就労の決定式

次に就労の決定式を見る。就労の決定関数は労働時間の決定関数と同時に推定されたけれどもいずれの式も係数はほとんど同じである。つまり、労働時間決定関数の影響をほとんど受けていない。年齢と子供の数は1パーセントで有意に負の効果がある。特に四歳以下の子供の数の影響は大きい。またアジア生まれの妻は5パーセントの水準で有意に就労の可能性が低い。アジア以外の海外で生まれた妻もオーストラリア生まれに比べて就労の可能性が低い。統計的に有意ではない。

教育に関する三つの変数を見ると、いずれも1パーセントの水準で有意である。特に大学卒業者は就労の可能性が非常に高い。これは一つには彼女たちの賃金が高いこと、一つには彼女たちの効用関数がより労働志向的であることが理由であると思われる。

労働時間の決定式

労働時間の決定式であるが、まず非経済変数の効果から見てゆく。年齢は有意に負の効果があり、一つ歳を取るごとに約16時間労働時間が減ることを示している。子供の数も有意に負の効果がある。0から4歳では一人増えるごとに約700時間、5から9歳では約300時間、10から14歳では約200時間の労働時間の減少となる。逆に教育は賃金の影響を除いても有意に正の効果がある。特に大学卒は高卒と比べて約500時間労働時間が長い。

次に賃金の効果を見る。①と④では賃金の効果は負であり、有意でない。ところが②の部分二次関数型では賃金は正、賃金の二乗項は負でいずれも有意である。つまり、賃金の効果は賃金が低い時には正、高いときには負である。③も同様の結果を示している。このことは、関数型を選定する時には、賃金効果が賃金の変化に応じて変わり得るような性質のものを選ばなければならないことを意味している。さらに③によれば、賃金と所得の積の項の係数は正で有意である。例えば、平均的な妻の場合、夫の所得が1パーセント上がると賃金効果は7パーセント上がる。このことは賃金効果は夫の所得の水準によって大きな影響を受けることを示している。

次に夫の所得の効果を見よう。①②④では所得の効果は一定である。これらの式では所得効果は約-5でいずれも有意である。これは夫の所得が1000ドル増えれば労働時間が5時間減ることを示している。③では所得の効果は賃金や所得の水準によって変わる。夫の所得の二乗項は正であるが、統計的に有意ではない。しかし、賃金と夫の所得の積の項は、正で有意である。このことは所得の効果は賃金が高い妻ほど小さいことを示している。たとえば、

働いている平均的な妻の場合、所得の効果は-6.7であるが、賃金が1パーセント上がると効果は2パーセント下がる。このように賃金の所得効果への影響はかなり大きいことが分かる。④の場合は賃金が1パーセント大きくなると所得の効果は1パーセント減少することを初めから前提している関数型である。③と比べると、実際の所得の効果は④が前提としている以上に賃金の影響を受けることが分かる。

尤度の対数値

次に尤度の対数値及びスルツキーの条件によりそれぞれの関数型のフィットの良さを比較することにしよう。まず尤度の対数値であるが、③の二次関数型が最も大きく、次いで②の部分二次関数型が大きい。他の三つは大差ない。③が②より、②が①より大きいのは理論上当然であるが、①と②の差は②と③の差よりかなり大きい。このことは部分二次関数型が比較的良好にデータにフィットしていることを示している。

スルツキーの条件

表の一番下の数字は、スルツキーの条件を満たした妻の割合を示している。すなわち、上で説明した代替効果が正である妻の割合である。現実の労働時間は必ずしも自分の希望する時間に一致せず、また観測値には測定誤差等が含まれるため、労働供給関数が正しく選択されていても全ての妻がスルツキーの条件を満たすとは限らない。しかし、条件を満たす妻の割合があまりに小さいと、関数型の選択に疑問が生ずる。表によれば、条件を満たしている妻の割合が最も大きいのは Stone-Geary 型であり、ついで部分対数関数型、部分二次関数型、二次関数型の順である。線形関数型はその割合が極端に小さく、関数型の適合性に疑問を抱かせるに充分である。

賃金弾力性と限界余暇消費性向

表4は労働時間の非補正及び補正賃金弾力性と限界余暇消費性向である⁵⁾。数字は全て平均値で評価してある。まず労働時間の非補正賃金弾力性であるが、①と④で負、他は正であるが、いずれもゼロと有意に異ならない。次に補正賃金弾力性は、①で負、他は正である。理論上補正賃金弾力性は正でなければならないが、①はこれを満たしていない。ただし、⑤を除いていずれもゼロと有意に異ならない。最後に限界余暇消費性向はいずれも正で有意である。五つとも約-0.5で大差ない。

5) 過去のオーストラリアの研究では、非補正賃金弾力性は -0.226 (Miller and Volker 1987) 及び 0.037 (Beggs and Chapman 1988) である。前者は労働供給関数に所得の変数が含まれていない。後者は部分二次関数型を用いている。

他方、限界余暇消費性向は 0.003 (Ross 1986) 及び -0.006 (Beggs and Chapman 1988) である。前者は労働供給関数に賃金が含まれていない。いずれも従属変数は週あたりの労働時間であるため、我々の研究と比較するためには、平均的既婚女子が一年間に働いた週の数に掛けなければならない。

表4 賃金弾力性と限界余暇消費性向

	①	②	③	④	⑤
非補正賃金弾力性	-0.066 (0.044)	0.040 (0.052)	0.046 (0.053)	-0.004 (0.045)	0.044 (0.036)
補正賃金弾力性	-0.021 (0.047)	0.091 (0.054)	0.106 (0.060)	0.044 (0.052)	0.093* (0.041)
限界余暇消費性向	0.045* (0.021)	0.050* (0.020)	0.060* (0.023)	0.048* (0.021)	0.049* (0.016)

注) 括弧内の数字は標準誤差

* 5%の水準で有意

このように平均値で評価する限り、三つのパラメーターとも関数型の影響を余り受けず安定的である。しかし、このことはこれらパラメーターが関数型に影響されないことを必ずしも意味しない。上に見たように、賃金や所得の効果は賃金水準や所得水準によって異なるからである。

5. 結 論

本稿はこれまでの労働供給研究で見落とされがちだった二つの点に着目しながら、オーストラリアの既婚女子の労働供給を推定した。二つの点とは、関数型の選択によるパラメーターの変化、及び不均一分散の存在である。

主要な結論は次の通りである。第一に、賃金の効果は、低賃金層では正、高賃金層では負である。また賃金効果は、それが正の場合、所得水準が高くなるに従って大きくなり、負の場合は逆である。さらに、所得の効果も賃金の水準に依存している。所得効果は、賃金が高くなるに従って小さくなる。このように、賃金や所得の水準に応じて賃金効果や所得効果に変化する関数型は我々が選んだ五つの内では二次関数型のみである。さらに、尤度やスルツキーの条件等から総合的に判断して二次関数型が最もよくデータにフィットすると言える。ただし、この関数型は効用関数及び間接効用関数を明示的に表現することができないという欠点がある。明示的に間接効用関数を表現できる供給関数としては、部分二次関数型が最もよくデータにフィットする。したがって、もし効用関数を必要としないならば二次関数型を、効用関数が必要ならば部分二次関数型を使用すべきである。

第二に、誤差項の分散は年齢及び四歳以下子供の数と明らかな正の相関がある。前者については年齢が高くなるに従って経験の差が、後者については子供がいると保育施設の有無や親との同居が労働供給の重要な決定要因になるが、経験や保育施設を示す変数は我々の関数には含まれていないため、これらの既婚女子の労働供給関数の誤差が大きくなるためと思われる。

付論：不均一分散の LM 検定

LM 検定は次の順序で行なわれた。まず第一に、 $f(\cdot)$ と $g(\cdot)$ を不均一分散を前提として推定する。次に、就労している既婚女子のデータから次の式で定義される w を計算する。

表A 1 不均一分散の LM 検定

説明変数	①	②	③	④	⑤
労働供給（時間）関数					
CONST	-0.436 (0.402)	-0.273 (0.445)	-0.596 (0.542)	-0.256 (0.229)	-0.559 (0.421)
W	-0.0315** (0.0123)	-0.0131 (0.0394)	-0.0003 (0.0460)	—	—
W ²	—	-0.0003 (0.0015)	0.0002 (0.0016)	—	—
M/1000	0.0027 (0.0043)	0.0017 (0.0042)	0.0181 (0.0173)	0.0016 (0.0043)	—
(M/1000) ²	—	—	-0.0001 (0.0002)	—	—
WM/1000	—	—	-0.0008 (0.0011)	—	—
logw	—	—	—	-0.153 (0.121)	—
1/W	—	—	—	—	-0.587 (1.16)
(M/1000)/W	—	—	—	—	0.0506 (0.0283)
AGE	0.0217** (0.0070)	0.0183** (0.0069)	0.0189** (0.0069)	0.0199** (0.0070)	0.0186** (0.0068)
BACH	0.112 (0.144)	0.0319 (0.142)	0.0178 (0.142)	0.0435 (0.143)	0.0305 (0.139)
DIP	0.0435 (0.0917)	0.0151 (0.0904)	0.0260 (0.0906)	0.0252 (0.0915)	0.0233 (0.0906)
ED	-0.0305 (0.0297)	-0.0445 (0.0293)	-0.0442 (0.0293)	-0.0350 (0.0296)	-0.0377 (0.0294)
ASIA	0.205 (0.231)	0.255 (0.228)	0.314 (0.229)	0.240 (0.231)	0.322 (0.229)
UK	0.182 (0.127)	0.170 (0.125)	0.185 (0.125)	0.177 (0.127)	0.188 (0.126)
EURO	-0.0714 (0.150)	-0.0391 (0.148)	-0.0560 (0.148)	-0.0768 (0.150)	-0.0666 (0.149)
OTHER	-0.261 (0.190)	-0.267 (0.188)	-0.284 (0.188)	-0.257 (0.190)	-0.255 (0.188)
D04	0.414** (0.0735)	0.395** (0.0735)	0.395** (0.0739)	0.410** (0.0727)	0.427** (0.0716)
D59	0.0523 (0.0589)	0.0454 (0.0583)	0.0453 (0.0584)	0.0544 (0.0590)	0.0530 (0.0586)
D1014	0.146** (0.0563)	0.131** (0.0555)	0.131** (0.0559)	0.148** (0.0562)	0.142* (0.0558)
χ^2_a	59.5**	53.0**	56.0**	56.1**	63.8**

注) 括弧内の数字は標準誤差

* 5% の水準で有意

** 1% の水準で有意

*自由度は説明変数の数マイナス 1

$$\omega = (e_{2i}/S_2)^2 - 1 - r(e_{2i}/S_2)\lambda_i$$

ここで、 e_{2i} は労働時間関数の残差、 S_2 と r はそれぞれ σ_2 と ρ の推定値、 λ_i はミル比 (Mill's ratio) の逆数である。

さらに ω をすべての説明変数に回帰させる。 R^2 と標本数の積が検定統計量であり、 χ^2 に従って分布する。検定の結果は表 A1 の通りである。

参考文献

- Beggs, J. J. and Chapman, B. J. (1988), "The Forgone Earnings from Child-Rearing in Australia," Discussion Paper No. 190, Centre for Economic Policy Research, Australian National University.
- Blomquist, N. S. and Hansson-Brusewitz, U. (1990), "The Effect of Taxes on Male and Female Labor Supply in Sweden," *Journal of Human Resources*, vol. 25, no. 3: 317-357.
- Bourguignon, F. and Magnac, T. (1990), "Labor Supply and Taxation in France," *Journal of Human Resources*, vol. 25, no. 3: 358-389.
- Cogan, J. F. (1981), "Fixed costs and Labor Supply," *Econometrica*, vol. 49, no. 4: 945-963.
- Colombino, U. and del Boca, D. (1990), "The Effect of Taxes on Labor Supply in Italy," *Journal of Human Resources*, vol. 25, no. 3: 390-414.
- Hausman, J. A. (1981a), "Income and Payroll Tax Policy and Labor Supply," in Meyer, L. H. (ed.) *The Supply-Side Effects of Economic policy*, St. Louis, Mo.: Washington University: 173-202.
- Hausman, J. A. (1981b), "Labor Supply," in Aaron, H. J. and Pechman, J. A. (eds.) *How Taxes Affect Economic Behavior*, Washington D. C.: Brookings Institution: 27-72.
- Hausman, J. A. (1985), "The Economics of Nonlinear Budget Sets," *Econometrica*, vol. 53, no. 6: 1255-1282.
- Heckman, J. J. (1976), "The Common Structure of Statistical Models of Transaction, Sample Selection and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator for Such Models," *Annals of Economic and Social Measurement*, vol. 5, no. 4: 475-492.
- Killingsworth, M. R. (1983), *Labor Supply*, New York: Cambridge University Press.
- Killingsworth, M. R. and Heckman, J. J. (1986), "Female Labor Supply: A Survey," in Aschenfelder, O. and R. Layard (eds.) *Handbook of Labor Economics*, Amsterdam: North Holland Publishing Company: 103-204.
- Lee, L. F. and Maddala, S. G. (1985), "The Common Structure of Tests for Selectivity Bias, Serial Correlation, Heteroscedasticity and Non-normality in the Tobit Model," *International Economic Review*, vol. 26, no. 1: 1-20.
- MaCurdy, T., Green, D. and Paarsch, H. (1990), "Assessing Empirical Approaches for Analyzing Taxes and Labor Supply," *Journal of Human Resources*, vol. 25, no. 3: 415-490.
- Mroz, T. A. (1987), "The Sensitivity of an Empirical Model of Married Women's Hours of Work to Economic and Statistical Assumptions," *Econometrica*, vol. 49, no. 4: 765-799.
- Ross, R. T. (1986), "Analysis of the 1980 Sydney Survey of Work Patterns of Married Women: Further Results," *Economic Record*, vol. 62, no. 3: 325-337.
- Triest, R. (1990), "The Effect of Income Taxation on Labor Supply in the United States," *Journal of Human Resources*, vol. 25, no. 3: 491-516.
- van Soest, A., Woittiez, I. and Kapteyn, A. (1990), "Labor Supply, Income Taxes, and Hours Restrictions in The Netherlands," *Journal of Human Resources*, vol. 25, no. 3: 517-558.