



Discussion Paper Series

No.17

既婚女性の労働供給行動－横断面と時系列－

行武憲史・大橋勇雄

March 2004

**Hitotsubashi University Research Unit
for Statistical Analysis in Social Sciences**
A 21st-Century COE Program

Institute of Economic Research
Hitotsubashi University
Kunitachi, Tokyo, 186-8603 Japan
<http://hi-stat.ier.hit-u.ac.jp/>

既婚女性の労働供給行動—横断面と時系列—*

行武憲史[†]・大橋勇雄[‡]

*本論は、労働市場研究委員会（統計研究会）、産業・労働ワークショップ（一橋大学）、2003年日本経済学会秋季大会（明治大学）における発表論文を加筆・修正したものである。報告の際には、赤林英夫（慶応大学）、阿部正浩（獨協大学）、中馬宏之（一橋大学）、久保克之（早稲田大学）、小池和男（法政大学）、金子能宏（国立社会保障・人口問題研究所）、樋口美雄（慶応大学）、伊佐勝秀（一橋大学）、岡田羊祐（一橋大学）、小川浩（関東学園大学）、岡室博之（一橋大学）、小田切宏之（一橋大学）、清家篤（慶応大学）、高原正之（労働大学校）、都留康（一橋大学）等、多くの先生方から有益なコメントをいただいた。記して感謝申し上げたい。

† 一橋大学大学院経済学研究科博士後期課程、e-mail:ged0112@srv.cc.hit-u.ac.jp

‡ 一橋大学大学院経済学研究科教授

1. はじめに

わが国における女性の労働力人口比率は、図1にみられるように、1970年後半から1980年代を通じて上昇をしたものの、1992年以降、横ばいもしくは減少の傾向にある。未婚女性の労働力人口は1980年代後半から一貫して上昇していることから、こうした横ばいもしくは減少傾向は、労働力人口のおよそ6割¹を占める既婚女性の労働力人口比率の低下に寄るところが大きい。また、図2に示すように、15歳以上人口に占める雇用者数²の割合の推移は、女性全体、既婚女性、未婚女性とも、1970年後半から1980年代を通して上昇傾向を示し、1990年代に入ってもほぼ横ばいの傾向を示している。他方、女性の家族従業者比率や自営業者比率が戦後一貫して減少傾向にあることはよく知られた事実である³。こうしたことから、近年、既婚女性の雇用行動は女性全体の労働供給の動向を大きく作用していると言える。このことを念頭に、本論文では勤労者世帯の既婚女性の労働供給行動に着目し、その動向を分析する。

標準的な女子労働供給の理論によれば、家計補助的な既婚女性の労働供給に対して夫の所得や彼女が受け取ることのできる賃金は決定的に重要であるとされる。本論はこうした標準的理論が日本の既婚女性の労働供給行動をどの程度説明できるか、また標準的理論を拡張したMincer (1962) の恒常所得仮説、さらにはDuesenberry (1949) による相対所得仮説を労働供給行動に敷衍することによってどの程度の説明力を増すことができるかを検討する。とりわけ、本論では、総務省『家計調査報告』(以下、『報告』と表す) の時系列データを用いた検証の結果、日本では夫の所得が既婚女性の行動に与える所得効果が明確に確認されないこと、及び恒常所得が期待するような効果をもたないため、相対所得仮説を積極的に展開することになる。

本論では、まず理論モデルにおいて、標準的な労働供給理論に規範的な消費水準を明示的に導入し、規範的消費が既婚女性の労働供給に影響を与えることを示した上で、その規範的消費を実証分析によって検証する。ここで留意すべきは、規範的消費が、社会全体、あるいはあるグループに属する世帯に共通して影響するものであることから、それが変動しないクロスセクション・データではその効果を識別できないということである。また、Duesenberry (1949) によれば、それは他の世帯との比較を通して形成される消費水準であるため、全世帯の平均値を用いた集計データでも識別することは不可能である。本論は、『報告』の年間収入五分位データを用い、規範的消費水準(相対所得)として、世帯主収入の全世帯平均や高分位にある世帯主収入を用いることで、この問題を解決することを試みる。

¹ 労働力人口に占める既婚女性の割合は、1980年の67%から2001年には59%に減少している。この一因として、少なからず晩婚化の影響が現れていると考えられる。

² ここでの雇用者とは、総務省『労働力調査』の定義に従う。すなわち、会社、団体、官公庁又は自営業主や個人の家庭に雇われて、給料、賃金を得ている者及び会社、団体の役員を指す。

³ 未婚女子については、雇用者比率が1970年代後半から一貫して90%前後で横ばいに推移しており、農林業や自営業主・家族従業者の非労働力化の影響をほとんど受けていない。

本論の構成は以下の通りである。まず、第2節では、Mincer (1962) の議論に依拠しつつ、既婚女性の労働力分析においてどのような議論がなされてきたかを整理し、その後、わが国における既婚女子労働供給分析を概観する。第3節では、『報告』の時系列データを用いた分析により、従来型の労働供給関数の定式化では、夫の所得水準の変動による所得効果と女性の賃金による代替効果が明確に認められないこと、また我が国では横断面と時系列の乖離の問題を恒常所得仮説によって有効に解消できないことを論じる。第4節では、第3節の結果を踏まえ、理論モデルによって、規範的消費水準と夫の労働時間が、既婚女性の労働供給に影響を与えることを示し、『報告』の年間収入五分位データを用いて、実証分析によって理論の検証を行なっている。第5節は、本論の総括と今後の課題である。

2. 既婚女性の労働供給分析の発展

既婚女性の労働供給行動の研究では、クロスセクション・データを用いた分析による結果と時系列データを用いた分析による結果との間に存在する乖離が指摘されてきた。米国では、Long (1958) 以来、Mincer (1962) や Bowen and Finegan (1969) 等によって指摘され、わが国でも樋口 (1991) によって同様の乖離が指摘されている。つまり、クロスセクション・データの情報に基づき時系列予測を行なうと、女子労働力率の予測値が実現値を下回る傾向にあるという問題である。

既婚女性の労働供給行動の先駆的研究である Mincer (1962) は、こうした乖離を2つの視点から説明している。第一に、彼は「ダグラス・有沢の法則」として知られる世帯主の賃金上昇による所得効果と、女性自身の賃金上昇による代替効果の大きさに着目した⁴。すなわち、既婚女性の労働供給行動は世帯主の所得水準から負の影響を受ける一方で、世帯主の所得が一定の下で既婚女性の賃金率と労働力率の間には正の相関があるとし、その総和によって既婚女性の行動が決まるとした⁵。

第二に、Mincer は、Friedman (1957) の消費に関する恒常所得仮説を論拠として、世帯主の所得を恒常所得と変動所得に分割した。これは、集積されたデータを用いた長期的変動の分析では、労働力率の変動要因のうち個体間の違いや短期的変動に基づく部分が相殺され、逆にクロスセクション・データを用いた場合、労働力率の長期的な変動要因が観測されないため、時系列分析では恒常的要因が過大評価され、クロスセクション・データでは変動要因が過大評価されているという考えに基づいている。

Mincer (1962) は、集計データを用いて、所得効果を代替効果が上回ること、ならびに変動所得の影響が恒常所得の影響より大きいことを確認し、それまでのクロスセクション・データ分析は、世帯主の所得水準による妻の労働力引き下げ効果を、過大に評価して

⁴ なお、既婚女性の賃金率の所得効果というものも当然考えられるが、Mincer (1962) は既婚女性の賃金率の所得効果は代替効果より小さいため、妻の賃金の上昇は妻の労働供給を増大させるとしている。

⁵ 景気変動が有配偶者女性の労働供給行動に及ぼす影響で考えると、就業意欲喪失効果が代替効果、追加的労働力効果が所得効果と考えられる。

いることを示した。

既婚女性の労働供給分析については、その後数多くの研究が蓄積され、わが国でも、1990年代前半までに、樋口（1991）、大沢（1993）を初めとして、多くのクロスセクション・データを用いた研究がなされている。樋口（1991）では、『就業構造基本調査』（旧総務庁）の1977年個票データを用いて、賃金による代替効果が世帯主の所得水準の変化による所得効果を上回ることを確認し、時系列分析と一致した結果を導いている。

大沢（1993）もまた1987年の『就業構造基本調査』を用い、同様の結果を出している。なお、大沢（1993）では、世帯主の所得ならびに妻の賃金率について、短期的変動を除去した恒常所得、ないしは恒常賃金を用いる点で、より Mincer（1962）に即した分析となっている。樋口（1991）、大沢（1993）のいずれの分析でも、わが国における既婚女性の労働供給においては、「ダグラス・有沢の法則」すなわち世帯主の所得効果が有意であることを確認した上で、それを上回る本人賃金の代替効果が大きな影響力を持っていることを示している。

最近の研究では、川口（2002）が財団法人家計経済研究所『消費生活に関するパネル調査』の1997年データを用いて、プロビット分析を行ない、「ダグラス・有沢の法則」が依然として有効であるとしている。

しかしながら、これらの一時点のクロスセクション・データを用いた分析は、世帯主の所得の変動と女性の労働力率の変動を直接分析するものではない。それはあくまでも世帯主の所得と妻の就業行動の関係を世帯間の差異から捕らえるものである。また、電化製品、子供の数の減少、外食産業の発達などによる家事労働の軽減、全体的な労働時間短縮に伴う女性労働環境の改善、雇用慣行や制度の変化に伴う女性労働に対する労働需要の増大といった、女性の労働供給に時系列的に影響する要因を取り扱うことも不可能である。

家計における時系列的な変動を考慮するためには、時系列データやパネルデータによる分析が必要となる。だが、時系列的な要因による世帯主の所得変動がもたらす妻の労働供給行動への影響については、データの制約もあり最近まで十分な検討はなされなかった。わが国における時系列データを用いた数少ない研究としては、古郡（1981）や Shimada and Higuchi（1985）がある。Shimada and Higuchi（1985）では、『労働力調査』（旧総務庁）の1967～1981年の四半期データを用いて労働供給曲線の推定を行ない、雇用者については、「ダグラス・有沢の法則」が成立していることを確認している。

時系列データを用いた分析は、個体の差異をコントロールできない、あるいは多重共線性を引き起こしやすい等の問題を有していることが知られている。このような問題点を解消し、個別世帯に関する動学分析を可能にするものとしては、パネルデータが考えられる。米国では、PSID や NLS といった調査が1960年代から行なわれており、多くの研究に利用されている。わが国でも1993年に財団法人家計経済研究所により『消費生活に関するパネル調査』が開始されたことにより、ようやく研究の蓄積がなされてきている。

樋口（2000、2001）は、『消費生活に関するパネル調査』を利用して、継続就業者、新規

就業者別に、恒常所得仮説を考慮した既婚女性の就業行動を分析している。その結果、継続就業者、新規就業者のいずれのケースについても、従来のクロスセクション・データによる分析と同様に、女性自身の賃金率による代替効果が認められた。また、世帯主の所得に対する効果についても、変動所得に関しては、有意な結果が得られていないものの、恒常所得については有意に負の関係が認められ、「ダグラス・有沢の法則」が依然として成立していることが確認される。ただし、世帯主の恒常所得が妻の就業行動に与える影響は変動所得の影響よりも大きいという点において、既婚女性を家計補助的な労働力とみる Mincer (1962) の考え方とは異なる結果を導いている。

武内 (2003) は、同じく『消費生活に関するパネル調査』データを用い、データをプールしたロジットモデルのもとで、先行研究と同様、世帯主の所得に対する所得効果が得られることを確認している。また同時に、固定効果を推定モデルに導入し、世帯ごとの特性を取り除いた分析も行なっているが、その結果、所得効果は確認されず、「ダグラス・有沢の法則」は成立しないという結論が導き出されている。そこには、後にみるように、時系列方向の効果が強く働いていると思われる。

このように、これまでのパネルデータを用いた分析においても、世帯主の所得効果が妻の就業行動にどのような影響を与えているかについて、明確な結論が得られているとは言いがたい。そこで、次節では、『報告』の時系列データを用いて、時系列変動を考慮した場合における世帯主の配偶者の就業に関する所得効果を検証することにしてしよう。

3. 時系列データによる既婚女性の労働供給行動の分析

本論の実証分析では、『報告』を中心に集計された時系列データを用いている。時系列データを用いることは、先にあげたように様々な問題を含むものの、クロスセクション・データでは扱うことのできない動学的要因が導入が可能であり、かつ『消費生活に関するパネル調査』では不可能な超長期にわたる分析が可能となるため、依然として有意義なものであると考える。

3. 1 集計された『家計調査報告』データの信頼性の検証

ここで用いる『報告』のデータについては、そもそも個票でなく集計データであること、『就業構造基本調査』等と比較して標本数が少ないことや、家計簿を毎月つけていないと調査票に記入できないためにサンプルに偏りがあると推測されるなど、データの信頼性に関して幾つかの問題を有していると考えられる。そこで、クロスセクション・データを用いた同種の先行研究との整合性をチェックし、データの信頼性を確かめるため、『家計調査報告』から、2000年1月～2003年1月の、現金収入による18階級区分データをプールして(サンプル数は666)、既婚女性の就業方程式について推定を行なった。

ここで用いる推定式は、以下のような線形モデルを採用した。

$$(1) \quad \ln\left(\frac{E}{1-E}\right) = a_1 + a_2 \ln(W^h) + a_3 \ln(N) + \varepsilon$$

ここで、 E は世帯主の配偶者のうち女の有業率を指す。ただし、この変数の定義上、予測値において $[0, 1]$ 区間に収まる必要があるため、ロジット変換を行なっている。 W^h は世帯主の賃金所得を表し、世帯主収入のうち男を用いている。 N は世帯人員を表し、家族の規模と女性の労働がどのような関係にあるかを確認する⁶。

ここで挙げた変数は全て、『家計調査報告』から得られる。推定には単純な最小2乗法を用い、その推定結果を表1の①に示した。世帯主収入は1%水準で有意に負の値をとり、また世帯人員も1%水準で有意に正の値をとっている。

この結果により、先行研究と同様に、妻の有業率に対して世帯主の所得による所得効果が認められたが、世帯主収入の弾性値をみると-0.045とその効果は小さく限定的なものである。この原因としては、稼得能力の高い世帯主は稼得能力の高い配偶者を選択する傾向があるため⁷に、妻の稼得能力を表す変数が含まれない推定式では、その変数による効果が世帯主収入に含まれ、妻の有業率に与える正の効果を相殺していることが考えられる。

そこで、妻の稼得能力を表す変数として、配偶者収入を新たに推定に導入する。その時の推定式は以下の通りとなる。

$$(2) \quad \ln\left(\frac{E}{1-E}\right) = a_1 + a_2 \ln(wS^w) + a_3 \ln(W^h) + a_4 \ln(N) + \varepsilon$$

ここで、 wS^w は女性の労働収入を表し、実際には『家計調査報告』より、世帯主の配偶者の収入のうち「女」の収入を用いている⁸。推定結果は②に示しているが、配偶者収入の効果は有意に正に推定されており、稼得能力の高い女性が有業する確率の高いことがわかる。また、世帯主収入については、(1)式に基づく推定結果と比べてその効果は大きくなっている。これによって、稼得能力の高い世帯主が稼得能力の高い配偶者を選択する傾向にあることが示され、(2)式の推定結果から、配偶者収入の効果と世帯主収入の効果が、相殺しあう方向に働いていることがわかる。

以上、樋口（1991）等の先行研究におけるクロスセクション分析と整合的な結果が導かれ、依然として「ダグラス・有沢の法則」の有効性が確認されるため、本論では、『報告』

⁶ 2003年日本経済学会秋季大会で、慶応大学・樋口美雄教授より、配偶者の年齢などのライフステージを示す変数を用いて、世帯要因をコントロールする必要があるというコメントをいただいた。しかし、『家計調査報告』から得られるこのような変数は、世帯主の年齢のみであり、配偶者の年齢そのものを取り扱うことができない。また、わが国においては、世帯主の年齢と世帯主収入の間に大きな相関があり、多重共線性を引き起こす可能性があるため、ここでは説明変数から除外した。これは、後で行う時系列分析についても同様である。

⁷ このことは、家計経済研究所による『消費生活に関するパネル調査』の第1年度報告書や、1984年の『全国消費実態調査』を用いた、高山・有田（1992）によって示されている。

⁸ ただし、『家計調査報告』に掲載されているデータはあくまで、全勤労者世帯の平均であるため、配偶者収入がゼロの世帯を含み、下方にバイアスがある。そのため、各階級の世帯数と配偶者の有業率を用いて、各階級毎に、次のような調整を行なっている。

調整配偶者収入 = 配偶者収入階級合計値 / 配偶者のうち女が有業者である世帯数 = (世帯主の配偶者の収入のうち女の収入 × 世帯数) / (世帯数 × 配偶者のうち女の有業率)。

の集計データを用いた分析でも、信頼性の高い結果を得ることができると判断する。

なお、表 1 の③は、4 節で取り扱う規範的消費水準の代理変数として、『家計調査報告』より住宅ローンを払っている世帯の割合を(2)式に追加し推定した結果である。その結果は有意に正に推定されており、規範的消費の有業率への正の効果が予想される。また、(2)式と比較すると、世帯主収入の負の効果はわずかではあるが強くなっており、住宅ローンの存在が、世帯主収入による負の所得効果を相殺する働きがあることがわかる。

3. 2 標準的な労働供給理論に即した時系列分析

本節では、『報告』の時系列データを用いて、世帯主収入の所得効果と妻の賃金の代替効果を検証し、クロスセクション・データにおける先行研究の実証結果が、依然として時系列変動を考慮した場合でも、保たれているかどうかを検討する。

推定には、『家計調査報告』の年間収入五分位階級別⁹の、1980年4月～1999年12月までの月次データを用いて、以下のような線形モデルの推定を試みた。なお、季節調整についてはダミー変数を用いて行なった。

$$(3) \quad \ln\left(\frac{E}{1-E}\right) = a_1 + a_2 \ln(w/P) + a_3 \ln(S^w) + a_4 \ln(D) + a_5 \ln(W^h/P) + a_6 D_1 + a_7 D_2 + \varepsilon$$

ここで、 E は、『報告』では世帯主の配偶者のうち女の有業率が、2000年1月以前については利用できないため、世帯主を除く世帯有業率、すなわち世帯主を除いた世帯人員に占める世帯主を除いた有業人員数の割合を用いている。ただし、これは配偶者の有業率ではなく、世帯主以外の全ての世帯人員の有業率であり、配偶者の有業率として用いた場合には、当然、過剰評価していることになる。また、表 2 に示したように、2000年1月～2003年1月までの37ヶ月について、配偶者の有業率と世帯主以外世帯員の有業率の相関係数をみると、第1階級から第5階級までをプールしたものについては0.907と高い相関係数を示しているが、各階級別についてみると必ずしも高い相関を示していない。

こうしたことから、世帯主以外の世帯人員の有業率を女の配偶者の有業率とみなすには何らかの補正が必要となる。そこで実際に女の配偶者の有業率についてデータが得られる2000年1月～2003年1月までのデータを利用して次のように補正する。まず各階級のデータをプールし、世帯主の配偶者のうち女の有業率を、定数項、世帯主を除く有業率、世帯主以外の世帯収入に占めるその他世帯員の収入、世帯人員、階級ダミーに回帰させ、2000年1月以前はその予測値、2000年1月以降は理論値を補正された有業率とした。すなわち、世帯主の配偶者のうち女の有業率を、世帯主を除く有業率だけでなく、世帯主以外の世帯収入に占めるその他世帯員の収入、世帯要因としての世帯人員で、説明することでその他世帯員の影響を排除する。実際の推定結果は表 3 に示すが、予想どおりその他世帯員の収

⁹ 先ほど用いた18現金実収入階級別データは、6月や12月といった賞与が与えられる時期には、階級の範囲そのものが代わることで、月ごとに階級を移動する世帯の影響が大きいと判断したため使用しなかった。年間収入による階級の分類においては、時点による階級の移動はそれほど生じないと考えられる。

入比率は、有意に負の値を取り、有業率の推計値に対する補正効果が認められる。

表 2 に示すように、先ほどと同じ 2000 年 1 月~2003 年 1 月までの期間で、実際の配偶者の有業率と補正值の相関をみてみると、プールしたもの、また各所得階級について相関係数の改善が見られる。よって、以降は配偶者の有業率について、その他世帯員の就業を含む有業率（原数有業率）と、その他世帯員の影響を考慮した有業率（補正有業率）の 2 つのケースについて考えていく。また先ほどと同様、どちらもロジット変換を行なっている。

(3)式の w は、妻の賃金率を表し、厚生労働省『毎月勤労統計調査』から、女子常用労働者の現金給与額を同所定内労働時間で除したものをを用いている¹⁰。また P は総務省『物価統計月報』より総合消費者物価指数（2000 年=100）を用いている。 S^w は女性の労働時間を表し、『毎月勤労統計調査』の女子常用労働者の所定内労働時間を用いている。 D は厚生労働省『職業安定業務月報』より一般職業の有効求人倍率を使用した。通常の労働供給関数では、妻の賃金率、妻の労働力時間、有効求人倍率には同時性を仮定する必要がある。しかし、ここでは、これらの変数を各階級に共通に外生的に提示された変数として扱い、内生性は考慮しない。

W^h は世帯主の賃金所得を表し、『家計調査報告』より世帯主収入を用いている。ただし、ここでは、世帯主収入の変化に対して女性の就業行動がある程度の遅れをもって反応すると考えられること、また 1 ヶ月という短期の変化ではなく数ヶ月単位での平均に対して反応すると考え、当期から 3 期前までの 4 ヶ月間の移動平均を世帯主収入としている。 D_1 は、1986 年 4 月に施行された男女雇用機会均等法に伴うダミーであり、 D_2 は 1992 年 4 月に施行された育児法に伴うダミーである。

推定結果を表 4 に示す¹¹。ただし、単純な最小 2 乗法では、系列相関の可能性を棄却できなかったため、誤差項に一次の自己回帰を仮定した一般化最小 2 乗法¹²により推定を行なっている。一次の自己回帰係数は、原数モデル、補正モデルとも、いずれの階級においても 1% 水準で有意である。その理由としては、家事労働の軽減のような観測できない変数の影響が大きいことや、出産や世帯主の失業など比較的大きなライフサイクル上の変化がなければ、既婚女性の就業状況は前期の状況とそれほど変化しないことが考えられる。

¹⁰ 本来は、市場に参加していない女性の意向を反映した、より限界的な留保賃金を表す変数を用いるべきであるが、データの制約上それは不可能である。少なくとも、この変数であっても、女性の賃金の趨勢的な動きが女子労働に与える影響をとらえることは可能である。また、ここには示していないが、厚生労働省が毎年発表している最低賃金を用いた推定も行ったが、有意な結果は得られなかった。

¹¹ 推定に先立ち、各変数の時系列的性質を考慮し、ADF 検定による定常性の検定を実施した。詳細については割愛するが、原数モデルについては、第 1 階級、第 5 階級の有業率、全ての階級の世帯主収入、女性賃金、女性の労働時間、世帯主収入平均については、非定常性を棄却できなかった。同様の検定結果は補正モデルでももたらされた。したがって、これらの変数を使用して回帰分析を行った場合、見せかけの回帰が生じる可能性がある。そこで、(3)式で推定された残差について、Engle-Granger 検定を行なった。その結果、全てのモデルにおいて、残差についての非定常性は棄却されたため、ここでは少なくとも見せかけの回帰は生じておらず、一致性は確保されているものと考え分析を進める。また、このあとで紹介するいずれの推定式にも同様のことがいえる。

¹² 具体的には、第 1 期の情報を有効に利用する Prais and Winston 推定量を用いる。

賃金については、原数モデル、補正モデルとも、全ての階級で正の符号で推定されるが、10%水準で有意であるのは、原数モデルで第4、第5階級、補正モデルでは第1階級のみである。このことから、時系列モデルでは妻の賃金の代替効果は限定的であると考えられる。

一方、世帯主所得について、原数モデルを見てみると、第3階級を除く全ての階級で係数が正に推定されるという予想に反する結果となり、また全ての階級で有意でない。補正モデルについては、第1、第3階級で負に推定されているが有意でなく、第5階級については正かつ10%水準で有意に推定されており、世帯主所得に関する所得効果の有効性には疑問が残る結果となった。

また、女性の労働時間については、補正モデルの第2、第4階級が正であることを除けば、残る階級の符号条件は成立しており、また、いずれのモデルにおいても、第5階級は有意に推定されている。有効求人倍率については、全ての階級で正に推定されており、原数モデルの第1階級、第4階級、第5階級、補正モデルの全ての階級で有意に推定されている。

男女雇用機会均等法ダミーについては、原数モデルの第4階級を除く階級で有意に推定されている。また育児法ダミーについては、補正モデルの第1階級をのぞく階級で有意に推定されており、これらの制度変更が既婚女性の労働供給促進にある程度の役割を果たしたことを確認できる。

以上のように、『報告』の時系列データを用いた分析においては、必ずしも全ての階級で妻の賃金の代替効果が保たれるとは限らず、また世帯主の所得水準による所得効果は不安定である。自己回帰係数が有意に大きいことから考えても、ここで用いた変数では十分に説明できない要因が存在することは確かであり、それを特定化することが大きな課題である¹³。そこで次節では、その候補のひとつである、Mincer (1962) の考え方に沿って既婚女性の労働供給行動を恒常所得仮説によって説明することを試みる。

3. 3 恒常所得仮説による時系列分析

Mincer (1962) の考え方に従い、以下のように世帯主収入を変動的部分と恒常的部分に分けて分析を行なう。

$$(4) \quad \ln\left(\frac{E}{1-E}\right) = a_1 + a_2 \ln(w/P) + a_3 \ln(S^w) + a_4 \ln(D) + a_5 \ln(TI^h/P) + a_6 \ln(PI^h/P) + a_7 D_1 + a_8 D_2 + \varepsilon$$

ここで、 TI^h は変動所得、 PI^h は恒常所得を表す。恒常所得については、樋口 (2000、2001) の定義に倣い、世帯主収入の過去3年移動平均とした。変動所得については、恒常所得と(3)式の推定で用いた世帯主収入の差を用いている。

推定結果は、表5に示している。その結果、賃金については(3)式の推定結果と大きな違

¹³ なお、(2)式の推定で行なったように、住宅ローンを表す変数を導入したモデルについても推定を行なったが、有意な結果は得られなかった。その原因としては、2000年1月以前のデータでは住宅ローンを支払っている世帯の割合が利用できないため、土地家屋借金返済額を住宅ローンを表す変数として利用したこ

いは見られなかった。しかし、労働時間については、原数モデル、補正モデルとも第 2 階級、第 3 階級、第 4 階級で、正に推定されており符号条件は満たされない。同様に、有効求人倍率に関しては、有意なものは原数モデル、補正モデルとも第 1 階級のみであり、原数モデルの第 2、第 3 階級では、符号が逆になるなど不安定な推定結果がもたらされている。

変動所得については、いずれのモデルでも、全ての階級で符号条件は満たされ、原数モデルの第 5 階級では有意に推定されている。しかしながら、恒常所得については、補正モデルの第 1 階級を除き、全ての階級で正かつ有意に推定されており、世帯主所得水準の負の所得効果を確認することはできない。

以上のように、恒常所得仮説モデルでは、いずれの階級においても恒常所得の変数は符号条件を満たさず、その他の変数についても不安定な結果がもたらされた。こうした結果は、樋口（2000、2001）とは大きく異なる。彼は、『消費生活に関するパネル調査』のデータから、既婚女性の就業継続行動と新規就業行動を分析し、夫の恒常所得は有意に負の効果をもつが、変動所得は正の符号で有意ではないことを見出している。これは、パネルデータをプールして利用しているために、横断面の影響が強くなったためと考えられる。

実際、同じデータを利用した武内（2003）では、データをプールしたロジットモデルでは、所得効果が確認されたものの、固定効果分析では所得効果は確認できなかった。これは、固定効果分析では、世帯属性をコントロールし横断面の効果を調整するため、時系列方向の効果がより強い影響を有するようになったものと推測される。このようなことから、わが国では時系列方向においては所得効果が理論的な要請通りに明確な形で検証されていないと言える。そこで次節では、恒常所得に代わり、既婚女性の労働供給行動を説明する新たな変数として、規範的消費を表す相対所得をモデルに明示的に導入することで、既婚女性の労働供給を説明することを試みる。

4. 規範的消費水準を導入したモデルの検証

4. 1 社会的規範を導入した経済モデルの発展

近年、個人の志向、価値観、社会的な地位、あるいは社会全体の規範などの市場を介さない財や意思決定が、家計や個人の行動に与える影響についての研究が多く展開されるようになってきた。Cole, Mailath and Postlewaite（1992）では、地位や社会的規範を明示的に経済モデルに導入した。彼らは、マッチングプロセスを用いて、社会的地位が個人の貯蓄行動に大きな影響を与えることを示し、同質の経済構造でも社会的規範の違いによって、異なる経済現象を引き起こすという複数均衡の存在を示した。

本論では、個々の家計の効用関数が他の平均的な家計との相対的な消費に依存するという Duesenberry（1949）の相対所得仮説に基づき、社会規範として規範的消費水準をモデルに導入する。この作業は、社会心理的な要素を経済学に導入しようとする行動経済学の

とが挙げられる。この変数は借家世帯を含む全世界平均であるため、セレクション・バイアスが大きい。

流れに沿うものである。

既婚女性が就業を考える上で、大きな制約となりうるのは、家事や育児など家庭と仕事の両立であろう。その制約は、夫の就業形態や、家事への参加といった性別規範に大きく影響を受けると考えられる。夫の家事参加や労働時間など、夫を含めた家庭全体の時間配分を考慮した分析としては、井口他（2002）や藤野（2002）等がある。井口他（2002）では、夫の家事参加や夫の帰宅時間が既婚女性の就業選択に有意に影響を及ぼすという結果が得られている。また、藤野（2002）では、夫の生活時間配分や夫の性別役割意識を直接的に説明変数として考え、有意な結果を得ている。

以下、既婚女性の就業行動が夫の生活時間の配分や家事への協力程度に強い影響をうけることを踏まえ、家族全体の時間配分と規範的消費基準を明示的に導入した理論モデルを展開する。

4. 2 相対所得仮説に基づく理論モデルの展開

標準的な労働供給理論では、一人の労働者の労働供給行動が分析の対象にされ、家族における他の構成員の行動は与件として与えられる。本論でも、妻の労働供給行動に焦点を当て、夫の賃金所得や家計の非勤労所得は与件であると仮定しよう。この仮定の背後には夫が家計の主要な働き手であり、妻は家計補助的な役割を果たす労働力として位置付けられるという前提がある。ここで、子供の存在を仮定することは可能である。ただし、労働力としてではなく、家族の効用に影響するものとして存在する。もし子供が働く場合にはもう一つの家族が形成されたと考えよう。

家族の社会的効用関数をどのように想定するかについては、周知のように、厄介な問題がある。ここでは、単純化のために、妻が独裁的であり、彼女個人の効用関数を極大化させるように行動を決めると仮定しよう。これは妻が夫や子供を無視して、労働供給を決めるという意味ではない。夫や子供の状態は妻の効用関数を通して妻の行動に影響しうる。ただし、ここではそうした要素を妻の効用関数に押し込め、明示的に扱わない¹⁴。

こうして、家族の効用関数は、消費とレジャーに関して連続で二回微分可能な強い意味での擬凹関数によって表わされるものと仮定する。

$$(5) \quad U = U(C, L, \bar{C}) \quad \frac{\partial U}{\partial C} \equiv U_3 < 0$$

ここで、 C は家族が消費する財の合計を、 L は家族全体のレジャー時間を、 \bar{C} は当該家族が社会規範とみなす消費水準を表わす。また効用関数に付されたサブスクリプトは、数字の番号に対応する変数で効用関数を微分したことを示す。Duesenberry (1949) は、 \bar{C} として他人の消費の加重平均をとり、効用関数を $U = U(C/\bar{C}, L)$ と定式化するが、本論で

¹⁴ 基数的効用のもとに個人間の効用の比較が可能であると仮定して、社会的厚生関数を設定することは可

はより一般的な形に定式化している。

今、家族の非勤労所得を Y 、夫の賃金所得を W^h 、労働時間を S^h 、妻の賃金率を w 、妻の労働時間を S^w 、家族全体で利用可能な総時間を T 、消費財の価格を P と定義しよう。このとき、予算と時間の制約式は次式によって与えられる。

$$(6) \quad T = S^h + S^w + L$$

$$(7) \quad W^h + wS^w + Y \geq PC$$

こうして、家族の効用極大化問題を解くためのラグランジュ関数が次のように定式化される。ただし、 λ は予算制約式に関するラグランジュ乗数であり、ここでは正である。

$$\Pi = U(C, T - S^h - S^w, \bar{C}) + \lambda(W^h + wS^w + Y - PC)$$

内点解を仮定し、必要条件を次式のように導出する。

$$(8) \quad U_1 - \lambda P = 0$$

$$(9) \quad U_2 - \lambda w = 0$$

$$(10) \quad W^h + wS^w + Y - PC = 0$$

標準的な理論を形式的に適用することにより、レジャーが正常財のとき、すなわち所得効果が正のとき、夫の所得や非勤労所得の上昇が妻の労働時間を減少させ、家族のレジャーを増大させることは容易に理解できよう。特に、夫の賃金所得が減少した場合、妻の労働供給が増大することは、追加就業効果としてよく知られている。また妻の賃金率の変化が労働時間に与える効果についても、所得効果と代替効果に依存して決まることも、標準的理論の教える通りである。

ここでの関心は、規範的な消費水準が妻の労働供給行動に与える効果である。そこで、(8) と(9)、(10)式を規範的消費水準で微分し、整理することにより、次式をうる。

$$(11) \quad \frac{\partial S^w}{\partial C} = \frac{P(wU_{13} - PU_{23})}{|A|} \left(= \frac{P}{w} \frac{\partial C}{\partial C} \right)$$

ここで、 $|A|$ は縁付きヘッセ行列式であり、効用関数が強い意味での擬凹関数であることから、正である。(11)式の右辺の分子の正負についてはこの段階では断定できない。しかし、(8)と(9)式を利用すると、分子の括弧の中は、 $U_2U_{13} - U_1U_{23}$ であることが分かる。この値は、レジャーの消費に対する限界代替率 (U_1/U_2) が規範的消費の上昇によって大きくなるならば、正となる。したがって、規範的な消費水準の上昇が妻の労働供給を増大させるかどうかは、それがこの限界代替率をどのように変化させるかに依存する。すなわち、もし規範的な消費の増大が、家族の消費の限界効用を大きく増大させることによって、限界代替率を上昇させるならば、妻の労働供給は増加し、それにとまって家族の消費も増大す

能である、しかし、夫の賃金所得と労働時間が家族にとって与件である場合、結論は変わらない。

る¹⁵。

これまでの分析では妻はゼロ以上の労働時間を自由に選択できることを暗黙に仮定していた。しかし、現実にはそれが可能かどうかは怪しい。特に、通勤時間や交通費などの固定費の存在、生産性の確保にはある程度のまとまった労働時間が必要であること、パートタイマーには地理的な制約が強く、自由な労働時間の選択が難しいことなどを考慮すると、働く上である最低限の時間、 \underline{S}^w を必要とすると考えることができる。この場合、制約となる労働時間の定式化には二つのタイプがある。一つは、Cogan(1980,1981)による固定費用モデル(the fixed-cost model)であり、もう一つは、Moffitt(1982)による最低時間制約モデル(the minimum hours constraint model)である。両者の差異は制約される労働時間に対して賃金が支払われるかどうかにある。たとえば、通勤時間などは前者の分析対象であり、企業が労働者に求める最低労働時間は後者である。ここでは後者による制約を考慮する¹⁶。こうして妻は、 $S^w \geq \underline{S}^w$ という制約のもとに労働供給行動を決めることになる。この制約が有効でない場合には、上の(8)と(9)、(10)式にしたがって妻は最適な労働時間を決めることは言うまでもない。

労働時間の制約が有効な場合、新たにラグランジュ乗数 μ を導入し、最大化問題を解く必要がある。 $\mu > 0$ の場合の一階の条件は、上の条件のうち、(9)式が次の(9)'式に変更され、さらに次の(12)式が追加されることになる。

$$(9)' \quad -U_2 + \lambda w + \mu = 0$$

$$(12) \quad S^w = \underline{S}^w$$

(8)と(9)'、(10)、(12)式の体系のもとに、最適な効用水準に対する \underline{S}^w の効果は次のように計算できる。ただし、 U^* は最大化された効用水準を示す。

$$(13) \quad \frac{\partial U^*}{\partial \underline{S}^w} = U_1 \frac{w}{P} - U_2 = -\mu < 0, \quad \frac{\partial^2 U^*}{\partial (\underline{S}^w)^2} = \frac{|A|}{P^2} > 0$$

こうして、 U^* は \underline{S}^w の減少関数として、図3のABC曲線のように表現できる。ここで U^* が \underline{S}_1^* より低い水準で横軸に平行になっているのは、時間制約がその水準より低い場合、妻は

¹⁵ Duesenberry(1949)のように効用関数を定式化した場合に、レジャーの消費に対する限界代替率が増大するための条件は、 $-U_1 - U_{11}C/\bar{C} > 0$ である。この条件は、消費の限界効用を規範的な消費水準が増大させる条件と同じものである。経済学では $U_1 > 0$ 及び $U_{11} < 0$ と仮定することが多いから、この条件を正当化するための議論は直裁的ではない。こうした状況が生まれる理由は、Duesenberryのように家族の消費を規範的な消費水準によって割引く形で定式化した場合、後者の上昇が割引率を大きくし、前者の限界効用を低下させる効果をもつからである。他方、効用関数を $U = U(C - \bar{C}, L)$ のように定式化した場合には、 $U_{11} > 0$ であれば、規範的な消費の増大は妻の労働供給を増大させることになる。また Duesenberry は過去の消費水準が現在の消費行動にも影響するとし、有名な「歯止め効果」の存在を明らかにしたが、本論で対象にされた日本の期間では消費水準が減少していないので、ここではこの問題を議論しない。

¹⁶ 前者を想定した場合、形式的には家族全体の総労働時間が短縮されるという形で分析することになるが、以下の比較静学分析の結果は変わらない。Zabel(1993)は、両者のモデルを統合して時間制約が妻の労働供給行動に与える効果を実証的に分析している。

その制約を受けない形で労働時間を決定できることを示している。すなわち、企業が求める最低の労働時間が \underline{S}_1^w より低い場合には主婦にとって最適な労働時間の選択は可能であり、 $S^w = \underline{S}_1^w$ となる。

家族にとって妻が働かないという選択肢もある。その時の効用水準を U^0 とすると、家族は与えられた時間制約のもとに U^* と U^0 とを比較することとなる。今、両者が等しくなる労働時間を \underline{S}_0^w とすると、それは次式によって与えられる。

$$(14) \quad U^0((W^h + Y)/P, T - S^h, \bar{C}) = U^*((W^h + Y + w\underline{S}_0^w)/P, T - S^h - \underline{S}_0^w, \bar{C})$$

この \underline{S}_0^w を妻の留保時間と呼ぶことができる。すなわち、妻は企業の時間制約がこの水準以下でないかぎり、労働市場には参入しないのである。たとえば、図3のように、時間制約が \underline{S}_3^w であり、 \underline{S}_0^w より低い場合、 $U^* > U^0$ となり、妻は就業を選択する。逆に \underline{S}_2^w のように高い場合、不等号は逆となり、就業しない。すなわち、妻の労働時間制約はその就業行動に影響し、それが短くなればなるほど、就業の可能性が高くなる。現実には時間制約がどの程度有効かどうかは実証の問題であり、市場でオファーされる労働時間が妻の就業率に有意な効果をもっている場合、時間制約が妻の労働供給に影響している家族が存在することを示している。

就業と非就業に関する選択の問題に対して、多くの研究は標準的な労働供給理論を適用し、それを労働時間の多寡によって代替させる。それは適切なアプローチだろうか。夫の賃金所得や労働時間、家族の非勤労所得は、妻が就業した場合の効用水準ばかりではなく、妻が就業しない場合の効用水準にも影響する。したがって、この問題をより厳密に解くために、妻の就業と非就業が無差別となる留保時間がどのように変化するかを確かめる必要がある。そこで、(14)式を夫の賃金所得や労働時間、家族の非勤労所得、規範的な消費水準で微分し、それぞれの変化が \underline{S}_0^w に対してどのような効果をもつかをみてみよう。結果は次のようである。

$$(15) \quad \frac{\partial \underline{S}_0^w}{\partial W^h} = \frac{\partial \underline{S}_0^w}{\partial Y} = \frac{1}{\mu} (U_1^* - U_1^0) < 0$$

$$(16) \quad \frac{\partial \underline{S}_0^w}{\partial S^h} = \frac{1}{\mu} (U_2^0 - U_2^*) < 0$$

$$(17) \quad \frac{\partial \underline{S}_0^w}{\partial C} = \frac{1}{\mu} (U_3^0 - U_3^*) > 0$$

$$(18) \quad \frac{\partial \underline{S}_0^w}{\partial w} = \frac{1}{\mu} \frac{w}{P} > 0$$

ここで、(15)式の不等号は、レジャーが正常財である場合に、また(16)式の不等号は、消費財が正常財である場合に成立する¹⁷。また(17)式の不等号は、レジャーの消費に対する限界

¹⁷ 具体的には次のように導出できる。最初に、(15)式の U^* において $\underline{S}_0^w = 0$ としたものが U^0 であるこ

代替率を規範的な消費水準の上昇が増大させる場合に成立する。このように夫の賃金所得や非勤労所得、夫の労働時間、規範的消費水準は、妻の就業・非就業の選択に対しても労働時間と同方向の効果をもつ。すなわち、 W^h や Y 、 S^h の上昇は、妻がそれ以下の水準なら働いてもよいとする留保時間をより短くし、非就業の選択可能性を高める。他方、 \bar{C} の上昇は、留保時間を長くし、就業の選択可能性を高める。

就業・非就業の選択と労働時間の選択とが異なるのは、賃金率上昇の効果についてである。(18)式のように、この場合、所得効果と代替効果との対抗が消え、賃金率の上昇は留保時間を上昇させ、妻の労働力参加を促す。このことは、(14)式より妻の賃金率の上昇が U^0 を一定にした状態で右辺の U^* を常に増大させ、ABC 曲線を上方にシフトさせることから容易に理解できよう。

4. 3 相対所得仮説による実証分析

本節では、前節で提示した理論モデルを検証する。ここで留意すべき点は、規範的消費水準を明示的に検証するためには、複数のグループに分割された時系列データが必要とされることである。というのは、規範的消費水準の効果をクロスセクション・データによって分析するためには、各家族によって異なる規範的水準を把握することが必要であり、それは現実的に難しい。また本論では、『報告』の年間収入五分位データを用い、規範的消費水準（相対所得）として、世帯主収入の全世帯平均あるいは第4階級の世帯主収入平均を使用しているが、全世帯の集計データに対してそれを適用した場合には世帯主収入の効果と相対所得の効果とが識別できない。

本節で推定されるモデルは、理論モデルと同様に規範的消費水準をより一般的な形で考慮した、以下のような線形モデルを考慮している。

$$(19) \ln\left(\frac{E}{1-E}\right)_i = a_{1i} + a_{2i} \ln(w/P) + a_{3i} \ln(S^w) + a_{4i} \ln(D) \quad \text{for } i=1, 2, 3, 4, 5 \\ + a_{5i} \ln(W_i^h/P) + a_{6i} \ln(\bar{W}^h/P) + a_{7i} D_k + a_{8i} D_i + \varepsilon_i$$

3. 2節で推定した(3)式のモデルと異なるのは、規範的消費水準として、相対所得 \bar{W}^h を導入した点である。ここで規範的消費水準として、『家計調査報告』から、世帯主収入の全世帯平均と第4階級の世帯主収入平均の2つの変数を利用している。いずれの変数も各階級の世帯主収入と同様に、当期から3期前までの4ヶ月移動平均している。ただし、第4階級の相対所得としては、第5階級の世帯主収入を用いている¹⁸。

とを念頭に、 U_1^* を \underline{S}_0^w で微分する。その結果、 $\frac{\partial U_1^*}{\partial \underline{S}_0^w} = \frac{1}{P} (wU_{11}^* - PU_{12}^*)$ をうるが、レジャーが正常

財の場合、右辺は負となり、 U_1^* は \underline{S}_0^w の減少関数であることがわかる。したがって、 \underline{S}_0^w がゼロの U_1^0 よりそれが正である U_1^* の値の方が小さい。(16)式の不等号についても同様に証明できる。

¹⁸ 第5階級の世帯主収入でなく第4階級の世帯主収入を用いた理由は、第5階級が上方に開いた集合であ

推定結果は、規範的消費水準を世帯主収入全世帯平均としたモデルを表 6、第 4 階級世帯主収入とした場合を表 7 に示している。推定結果の全体を通してみると、世帯主所得と相対所得の係数の絶対値の差はゼロ推定にはなっていないことから、Duesenberry タイプの相対所得を想定するより、一般的な形での規範的消費水準が適当であると考えられることができる。また、いずれのケースも依然として自己回帰係数の説明力が高く、観測できない変数やライフサイクルにおけるイベントによる影響が大きい。今後、この誤差項に含まれる要因を特定することが大きな課題であろう。

最初に、表 6 のケース、すなわち世帯主全世帯平均を規範的消費水準にしたケースについてみる。相対所得の効果については、いずれのモデルでも全ての階級について、正の効果を持ち、かつ原数モデルでは第 3 階級を除く全てのモデル、補正モデルでは第 4、第 5 階級が有意となっている。これは、規範的消費水準の正の方向への変化が就業の選択を高めるという理論と整合的な結果であるといえよう。労働力化率の相対所得弾性値をみると、他の変数の弾性値と比べても大きな値を示しており、大きな影響を有している。

世帯主収入については、3. 2 節の (3) 式の推定と異なり、いずれのモデルとも、全ての階級において負の値を示した。すなわち、夫の所得は妻の留保時間を短縮させる方向に働くことを意味しており、原数モデルの第 2 階級、第 4 階級、補正モデルの第 3 階級、第 4 階級、第 5 階級については有意な結果が得られた。この結果は、係数パラメータの推定値の大きさという点から、第 3 章でのクロスセクション分析の結果（係数パラメータの推定値は-0.34）とほぼ整合的である。すなわち、クロスセクション分析では相対所得の効果は定数項に含まれてしまっているが、時系列分析では相対所得が変動するために、その効果が妻の労働供給行動に反映される。ところが、(3)式のような定式化のもとではその効果が世帯主収入に吸収されてしまっていたと考えられる。(19)式のように、相対所得を明示的に導入した場合、その効果が分離され、世帯主収入の所得効果が確認可能になる。こうして、相対所得仮説は横断面と時系列の乖離の問題に対して一つの解答を与えうるといえよう。

次に、賃金の効果についてみると、原数モデルの第 5 階級のみが有意に推定された。また、原数モデルについては第 2 階級、補正モデルでは第 3 階級、第 4 階級で負の値をとる。これは、3 節で示した結果とほぼ整合的であるが、先行研究とは異なる結果であり、賃金の上昇が留保時間を上昇させ女性の労働力参加を促す効果は、十分に確認できなかった。

女性の労働時間の変動は、原数モデルで、全ての階級で負の符号条件を満たしており、どちらのモデルにおいても第 5 階級では有意である。しかし、それ以外の階級では有意に推定されない。また、補正モデルでは、第 2 階級、第 3 階級、第 4 階級で符号条件が期待されたものと逆になっている。こうした結果について二つの解釈が可能である。一つは、今回用いた集計データでは、留保労働時間の大きな変動、たとえば図 3 における \underline{S}_2^w から \underline{S}_3^w

るため、ばらつきが大きく、また標本世帯の入れ替えによる変動が大きいため、規範的な消費水準としては適当でないと考えられるためである。また他の階級の世帯主所得を規範的消費とした場合より良好な結果がえられることも一因である。

への移動のような変動を十分観測できていないと考えるものである。もう一つは、妻にとって通勤や働きに出かける準備などの固定時間が重要であり、市場では比較的自由に労働時間を選択できると解釈するものである。この固定時間モデルの場合、労働時間が有意な効果をもたなかったとしてもモデルは棄却されない。

有効求人倍率については、両方のモデルで、予想どおり全ての階級において正の符号をとっており、原数モデルの第 1、5 階級、補正モデルの第 3 階級を除く階級に関して、有意である。

男女雇用機会均等法ダミー、育児法ダミーについては、原数モデルの第 4 階級、補正モデルの第 1 階級を除く全ての階級で有意に推定されており、これらの制度変更が既婚女性の労働供給促進にある程度の役割を果たしていることが確認された。

このように相対所得と世帯主所得、有効求人倍率については、安定した推定結果がもたらされたものの、実質賃金、労働時間については、期待されたような結果を導くことができなかった。その原因の一つとして、ここではフルタイムとパートタイムといった就業形態についての区別を行っていないために、実質賃金と労働時間の間に多重共線性が生じた可能性がある。近年、周知のように、家庭の主婦を中心にパートタイム労働者の増大は目に見張るものがあるが、その相対的な比率の上昇は実質賃金と労働時間を同時に押し下げる効果を持つ。そこで、この点を考慮して推定から実質賃金を除いたモデルについても推定を行った。結果の報告は割愛するが、そこでも他の変数の推定結果には大きな影響がみられなかった¹⁹。

表 7 の第 4 階級世帯主平均を規範的消費水準にしたケースについてみると、ほぼ表 6 の世帯主集の全世帯平均を相対所得としたケースと同様の結果が得られた。相対所得の効果については、パラメータの大きさこそ多少違うものの、世帯主収入の全世帯平均を用いた場合と同様の結果がもたらされ、規範的消費水準の正の方向への変化が就業の選択を高めるという理論と整合的な結果がここでも導かれた。

世帯主収入については、表 6 のケースと異なり、いずれのケースでも負の符号条件は満たすものの有意ではない。賃金率、労働時間、有効求人倍率については、表 6 の場合とほぼ同様の推定結果となった。

要するに、相対所得として世帯主収入の全世帯平均を用いた場合にも、また第 4 階級の世帯主収入平均を用いた場合にもいずれにおいても、規範的消費水準の正の方向への変化が就業の選択を高めるという理論と整合的な結果がもたらされた。

¹⁹賃金と労働時間について期待された結果が得られなかったもうひとつの原因として、ここで使用したデータが、未婚女性を含む全ての女性の常用労働者の平均であることを指摘できよう。言うまでもなく、既婚女性が働くか否かを決める、より限界的な賃金と労働時間を利用するのが望ましいが、この種の時系列分析ではこうしたデータの制約は厳しい。

本節では、世帯主の年間収入の五分位階級別データを用いて、それぞれの階級ごとにモデルの推定を行ってきた。しかし、グループの境界付近では各世帯の行動が非常に類似しているケースが考えられ、各階級が何らかの相関を持っている可能性がある。そこで、最後に、各方程式の誤差項が相関を持つケースを想定し、SUR (Seemingly Unrelated Regression) により、モデル推定を試みた。結果の報告については、ここでは割愛するが、SUR についてもほぼ個別推定と同じ結果が得られ、各方程式間に明確な相関の存在は確認されなかった。

5. むすび

本論では、既婚女性の労働供給行動の決定要因について検討してきた。まず、単純な既婚女性の労働供給行動の時系列方向の変動を考慮した分析においては、賃金の代替効果、世帯主所得の所得効果は必ずしも有効となり得ず、いわゆる「ダグラス・有沢の法則」が成立していない可能性が示唆された。また、恒常所得仮説モデルに基づく分析を行なった結果、現在の段階ではまだ横断面方向の効果が強いプールされたパネル・データの分析結果とは異なり、恒常所得について理論と整合的な結果は得られず、そこには横断面と時系列の乖離の問題がまだ依然として残っていることが議論された。

そこで、理論モデルによって規範的消費水準と世帯主の労働時間が、時間制約の下、留保時間を通じて、女性の労働力化に影響を持つことを示した。この理論モデルを実証分析により検証するためには、複数の世帯を階級分けした変数と、その階級間で共通の規範となる変数が必要であり、それらの変数が時系列方向に変化しなければ、その効果を観察することはできない。本論文では、『報告』の年間収入階級五分位データを用い、全世帯の世帯主収入の平均と、第4階級の世帯主収入平均を、相対所得を表す変数として実証分析を行なった。その結果、いずれのケースにおいても、規範的消費水準を表す相対所得がある程度の説明力を有することが示され、同時に、世帯主の所得効果が存在することが示された。しかしながら、今回はどちらのケースがより適当な規範的消費水準となりうるか、踏み込んだ分析まではできなかった。各世帯が、平均的な世帯の動向に注目するのか、あるいは実現可能な範囲での少し上の消費水準を目標にしているのかは、興味深い問題である。また規範的消費水準として他にも教育水準や住宅なども有力な候補になりうるが、何が既婚女性の労働供給行動を最も強く規定しているかについては、さらにより精緻な分析を行う必要がある。いずれにしても、本論の分析によって標準的な労働供給理論のみでは時系列的な動向を十分に説明できないことが明らかにされた。

今回の推定結果からは、共通して自己回帰係数が大きな説明力を有していることがわかった。これは、既婚女性の労働力化に影響を与えている要因が十分に特定できていないことと、女性の就業自体がライフサイクルにおける大きなイベントがない限り、シフトしないことを意味すると考えられる。前者の要因のひとつとしては、女性の労働供給に何らかの影響を及ぼすと考えられる夫の労働時間が挙げられる。しかしながら、今回用いた長期

時系列では、女性の労働時間と多重共線性を引き起こすため、推定モデルに含めることができなかった。これらの要因を分析するためには、個人ごとの時系列動向を把握でき、かつ多重共線性を回避できるパネルデータによる分析が不可欠であろう。

最後に、本論では横断面と時系列との乖離の問題を解消するために、相対所得仮説を積極的に展開したが、これは必ずしも恒常所得仮説の現実妥当性を否定するものでは勿論ない。両者は排他的な関係にはなく、それぞれが既婚女性の労働供給行動を説明する重要な一つの決定要因であると言える。特に恒常所得仮説については、職場で基幹化しつつあるとされる主婦のパートタイマーが短期的な所得変動に対してどのように労働供給行動を変化させているかを分析する上で有用である。したがって、今後、“規範的な恒常所得”といった概念を導入し、両者を融合させる試みも必要になるだろう。

[参考文献]

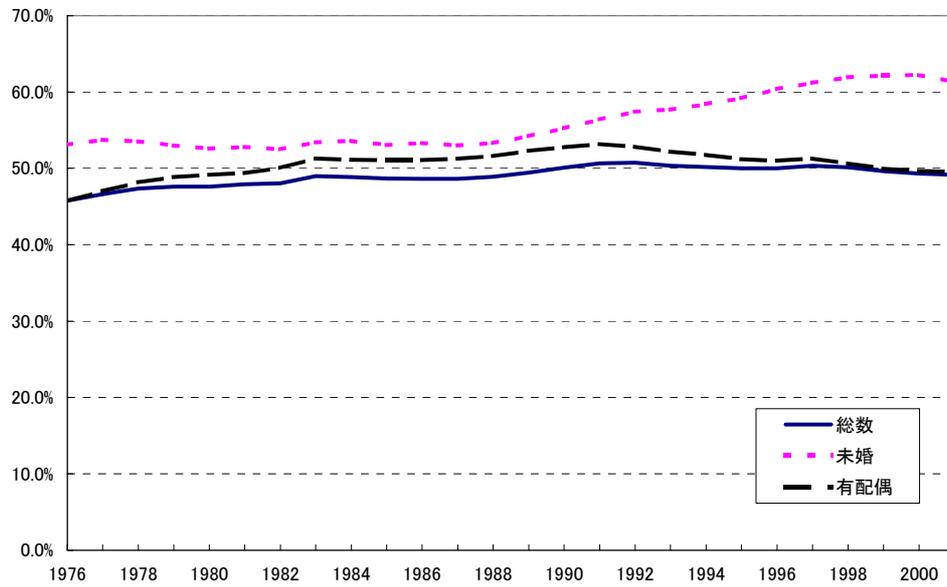
- Bowen, W.G. and T. A. Finegan (1968), *The Economic of Labor Force Participation*, Princeton University Press.
- Cogan, J. F. (1980), "Labor Supply with a Minimum Hours Threshold," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 33 (Autumn): 137-68.
- _____ (1981), "Fixed Costs and Labor Supply," *Econometrica* 49 (July): 945-63.
- Cole, H. L., Mailath, G. J. and Postlewaite, A. (1992), "Social Norms, Saving Behavior, and Growth," *The Journal of Political Economy*, Volume 100, Issue6, Centennial Issue.
- Duesenberry, J. S. (1949), "Income, Saving, and the Theory of Consumer Behavior," Harvard University Press.
- Friedman, M. (1957), *A Theory of the Consumption Function*, Princeton University Press.
- 藤野敦子 (2002), 「子供のいる既婚女性の就業選択－夫の働き方、性別役割意識が及ぼす影響」『期間経済研究』第 56 号.
- 古郡鞆子 (1981), 「女子就業行動の実証分析」『日本労働研究雑誌』No.264.
- 樋口美雄 (1991), 『日本経済と就業行動』東洋経済新報社.
- 樋口美雄 (2000), 「パネルデータによる女性の結婚・出産・就業の動学分析」岡田章・神谷和也・黒田昌裕・伴金美編『現代経済学の潮流 2000』東洋経済新報社.
- 樋口美雄 (2001), 『雇用と失業の経済学』日本経済新聞社.
- 井口泰・西村智・藤野敦子・志甫啓 (2002), 「雇用面からみた世代間利害調整」一橋大学経済研究所編『経済研究』53 (3) .
- 財団法人家計経済研究所編 (1995), 『消費生活に関するパネル調査(第 1 年度)』大蔵省印刷局.
- 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.
- Long, C.D. (1958), *The labor Force Under Changing Income and Employment*, National Bureau of Economic Research, Princeton University Press.
- Mincer, J. (1962), "Labor Force Participation of Married Women," *Aspect of labor Economics*, Princeton University Press.
- Moffitt, R. (1982), "The Tobit Model, Hours of Work and Institutional Constraints," *Review of Economics and Statistics* 64 (August): 510-15.
- 大沢真知子 (1993), 『経済変化と女子労働－日米の比較研究－』日本評論社.
- Shimada, H. and Y. Higuchi (1985), "An Analysis of Trends in Female Labor Force Participation in Japan," *Journal of Labor Economics*. Vol. 3, No. 1, Part 2.
- 高山憲之・有田富美子 (1992), 「共稼ぎ世帯の家計実態と妻の就業選択」『日本経済研究』

No.22.

武内真美子（2003）「女性就業のパネル分析－配偶者所得の効果等の再検証－」関西労働研究会（3月）報告論文.

Zabel, J. E. (1993), "The Relationship between Hours of Work and Labor Force Participation in Four Models of Labor Supply Behavior," *Journal of Labor Economics*, Vol. 11, Issue 2 (April): 387-416.

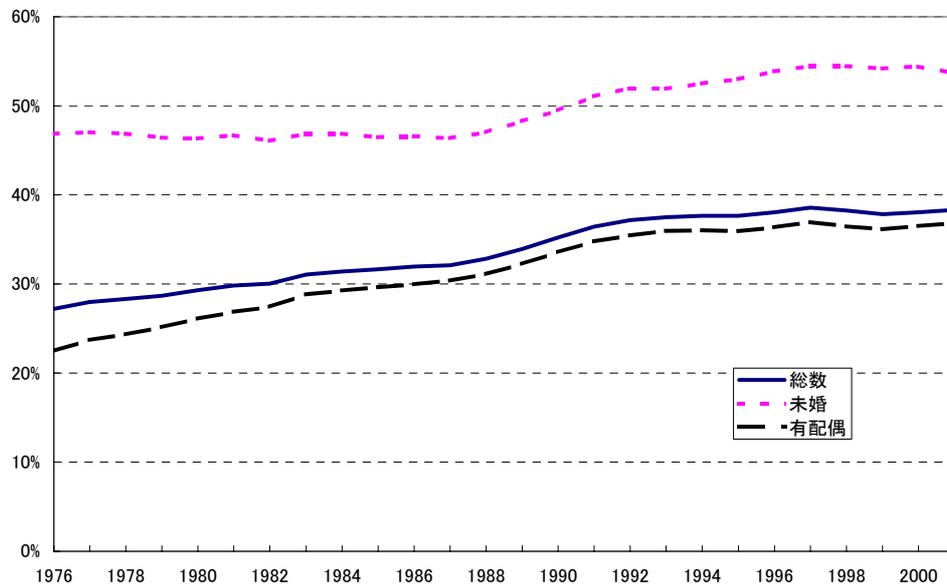
図 1 女性の労働力人口比率



出典：総務省『労働力調査年報』

注：労働力人口比率＝労働力人口／15歳以上人口

図 2 女性の15歳以上人口に占める雇用者比率



出典：総務省『労働力調査年報』

注：15歳人口に占める雇用者比率＝雇用者数／15歳以上人口

図3 労働時間の制約と効用水準

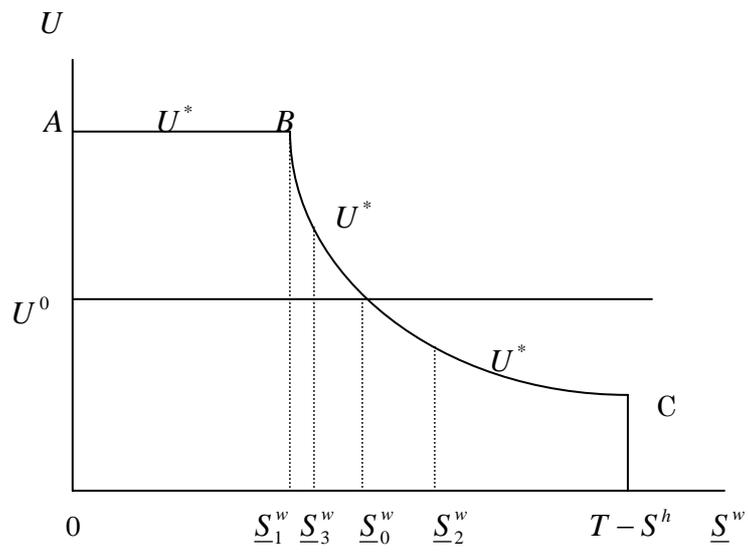


表 1 『家計調査報告』データを用いたクロスセクション分析結果

	定数項	配偶者収入	世帯主収入	世帯人員	住宅ローンを 支払っている 世帯割合	adjR2
①	-0.972 *	-	-0.076 ***	1.714 ***	-	0.832
(弾性値)	[-1.653]		[-2.050]	[6.017]		
②	-2.665 ***	0.468 ***	-0.340 ***	1.374 ***	-	0.900
(弾性値)	[-5.779]	[20.942]	[-10.825]	[6.231]		
③	-2.210 ***	0.452 ***	-0.351 ***	1.009 ***	0.865 ***	0.904
(弾性値)	[-4.794]	[20.422]	[-11.373]	[4.430]	[5.136]	
		0.269	-0.209	0.600	0.174	

出所：総務省『家計調査報告』

注 1：2000年1月～2003年1月の37時点において、18現金収入階級区分データをプールして使用（標本数：666）。

注 2：配偶者収入、世帯主収入、世帯人員については自然対数値を用いている。

注 2：括弧内はt値を示し、表中の*は10%、**は5%、***は1%の水準で有意であることを示す。

注 3：adjR2は自由度調整済み決定係数を表す。

注 4：表中には示していないが、実際の推定式には階級ダミーを用いている。

表 2 『家計調査報告』における世帯主の配偶者のうち女の有業率と、世帯主を除く世帯有業率の相関(年間収入5分位別)

	世帯主を除く世帯有業率	世帯主を除く世帯有業率補正值
プール	0.907	0.991
第1分位	0.836	0.890
第2分位	0.331	0.378
第3分位	0.436	0.675
第4分位	0.462	0.569
第5分位	0.477	0.568

出所：総務省『家計調査報告』

注 1：期間は2000年1月～2003年1月までの37ヶ月。

注 2：世帯主を除く世帯有業率 = (有業人員 - 1) / (世帯人員 - 1)。

注 3：世帯主を除く世帯有業率補正值は、世帯主の配偶者のうち女の有業率を、定数項、世帯主を除く有業率、世帯主以外の世帯収入に占めるその他世帯員の収入、世帯人員、階級ダミーに回帰させ、その理論値を用いている。

表 4 『家計調査報告』データを用いた時系列分析結果（1980年4月～1999年12月）

原数有業率												
	実質賃金(女性)		労働時間(女性)		有効求人倍率		世帯主の所得		D1	D2	RHO	adjR2 DW
第1分位	0.218	-0.344	0.128	**	0.171	0.119	***	0.118	***	0.796	***	0.936
(弾性値)	[1.627]	[-1.376]	[2.087]		[0.675]	[3.128]		[3.037]		[18.667]		2.047
第2分位	0.055	-0.253	0.071		0.120	0.135	***	0.131	***	0.815	***	0.932
(弾性値)	[0.416]	[-1.039]	[1.123]		[0.432]	[3.264]		[3.390]		[14.050]		1.919
第3分位	0.143	-0.145	0.037		-0.057	0.136	***	0.102	***	0.795	***	0.912
(弾性値)	[1.120]	[-0.604]	[0.638]		[-0.681]	[3.983]		[2.789]		[16.770]		2.103
第4分位	0.249	**	-0.057		0.110	0.046		0.109	***	0.824	***	0.932
(弾性値)	[2.047]	[-0.247]	[1.872]	*	[1.172]	[1.237]		[2.828]		[14.227]		2.076
第5分位	0.243	**	-0.601	***	0.121	0.063	**	0.141	***	0.725	***	0.958
(弾性値)	[2.437]	[-3.201]	[3.385]		[0.560]	[2.523]		[5.431]		[13.878]		1.929
	0.162	-0.400	0.064		0.058							
補正有業率												
	実質賃金(女性)		労働時間(女性)		有効求人倍率		世帯主の所得		D1	D2	RHO	adjR2 DW
第1分位	0.259	**	-0.182		0.113	0.119	***	0.055	0.694	***	0.840	
(弾性値)	[1.651]	[-0.644]	[2.152]		[-0.477]	[3.405]		[1.355]		[14.460]		2.236
第2分位	0.046	0.033	0.115	***	0.336	0.089	***	0.109	***	0.698	***	0.883
(弾性値)	[0.361]	[0.144]	[2.665]		[1.341]	[3.001]		[3.404]		[13.676]		2.041
第3分位	0.178	-0.002	0.066	*	-0.062	0.102	***	0.089	***	0.602	***	0.821
(弾性値)	[1.232]	[-0.006]	[1.777]		[-0.684]	[3.882]		[2.822]		[11.2670]		2.206
第4分位	0.035	0.143	0.093	**	0.245	0.056	*	0.118	***	0.788	***	0.905
(弾性値)	[0.329]	[0.719]	[2.040]		[1.219]	[1.839]		[3.882]		[15.601]		2.251
第5分位	0.124	-0.517	0.098	***	0.244	0.056	**	0.115	***	0.764	***	0.962
(弾性値)	[1.487]	[-3.228]	[2.938]		[1.815]	[2.474]		[5.091]		[14.264]		2.089
	0.064	-0.268	0.040		0.126							

出所：総務省『家計調査報告』、厚生労働省『毎月勤労統計調査』、総務省『物価統計月報』

注1：世帯主収入は当期から3期前までの4ヶ月移動平均値の自然体数値を、実質賃金(女)、労働時間(女)は、自然体数値を用いる。

注2：D1は男女雇用機会均等法に伴うダミー、D2はダミーを表す。

注3：括弧内はt値を示し、表中の*は10%、**は5%、***は1%の水準で有意であることを示す。

注4：adjR2は自由度調整済み決定係数、DWはダービン-ワトソン統計量を表す。

注5：推定には季節ダミーが含まれるが、その推定結果はここでは省略している。

表 5 恒常所得仮説による時系列分析結果 (1980年4月～1999年12月)

原数有業率													
	実質賃金(女性)		労働時間(女性)		有効求人倍率	変動所得	恒常所得	D1	D2	RHO		adjR2	DW
第1分位	0.207 *		-0.145		0.116 *	-0.111	1.203 **	0.088 **	0.056	0.802 ***		0.936	
(弾性値)	[1.665]		[-0.561]		[1.877]	[-0.422]	[2.147]	[2.094]	[1.139]	[19.544]		2.040	
第2分位	0.043		0.119		-0.021	-0.397	2.284 ***	0.048	-0.012	0.767 ***		0.939	
(弾性値)	[0.363]		[0.504]		[-0.390]	[-1.561]	[5.053]	[1.231]	[-0.274]	[17.400]		1.874	
第3分位	0.035		0.098		-0.014	-0.067	1.508 ***	0.043	0.004	0.788 ***		0.917	
(弾性値)	[0.308]		[0.587]		[-0.540]	[-0.835]	[3.913]	[1.093]	[0.093]	[18.760]		2.129	
第4分位	0.165		0.377 *		0.007	-0.145	2.209 ***	-0.068 *	-0.020	0.762 ***		0.939	
(弾性値)	[1.501]		[1.663]		[0.149]	[-0.646]	[6.209]	[-1.798]	[-0.509]	[17.866]		2.036	
第5分位	0.123	**	0.281		0.004	-0.108	1.642						
(弾性値)	[2.408]		[-0.921]		[1.317]	[-2.680]	[5.653]	[-1.632]	[1.606]	[13.768]		0.964	
	0.140		-0.108		0.023	-0.310	0.987					1.903	
補正有業率													
	実質賃金(女性)		労働時間(女性)		有効求人倍率	変動所得	恒常所得	D1	D2	RHO		adjR2	DW
第1分位	0.183		-0.110		0.103 **	-0.270	0.476	0.108 ***	0.017	0.704 ***		0.837443	
(弾性値)	[1.237]		[-0.377]		[1.880]	[-0.874]	[0.880]	[2.820]	[0.313]	[14.372]		2.23676	
第2分位	0.004		0.272		0.048	-0.076	1.628 ***	0.032	0.016	0.651 ***		0.890	
(弾性値)	[0.037]		[1.195]		[1.173]	[-0.319]	[4.404]	[1.069]	[0.444]	[12.960]		2.030	
第3分位	0.003		0.189		0.027	-0.053	1.134						
(弾性値)	[0.411]		[0.953]		[0.276]	[-0.956]	[3.206]	[1.163]	[0.512]	[10.890]		0.828	
第4分位	0.035		0.150		0.006	-0.054	0.658						
(弾性値)	[0.084]		[2.962]		[0.316]	[-0.966]	[6.044]	[-1.507]	[0.169]	[16.896]		0.916	
第5分位	0.008		0.574 ***		0.013	-0.187	1.800 ***	-0.047	0.006	0.741 ***		0.916	
(弾性値)	[0.005]		[0.329]		[0.006]	[-0.107]	[1.031]					2.188	
第5分位	0.130 *		-0.135		0.030	-0.240	1.409 ***	-0.033	0.033	0.711 ***		0.967	
(弾性値)	[1.748]		[-0.904]		[1.033]	[-1.550]	[6.261]	[-1.347]	[1.372]	[13.598]		2.084	
	0.067		-0.070		0.012	-0.124	0.729						

出所：総務省『家計調査報告』、厚生労働省『毎月勤労統計調査』、総務省『物価統計月報』

注1：恒常所得は世帯主収入の過去3年移動平均値を実質化し自然体数値をとっている。変動所得は、恒常所得と世帯主収入の差により求め、同じく実質化し自然体数値をとる。

注2：実質賃金(女性)、労働時間(女性)は、自然体数値を用いる。D1は男女雇用機会均等法に伴うダミー、D2はダミーを表す。

注3：括弧内はt値を示し、表中の*は10%、**は5%、***は1%の水準で有意であることを示す。

注4：adjR2は自由度調整済み決定係数、DWはダービン-ワトソン統計量を表す。

注5：推定には季節ダミーが含まれるが、その推定結果はここでは省略している。

表 6 規範的消費を導入した時系列分析結果（世帯主収入全世帯平均：1980年4月～1999年12月）

原数有業率												
	実質賃金(女性)	労働時間(女性)	有効求人倍率	世帯主の所得	相対所得(平均値)	D1	D2	RHO	adjR2	DW		
第1分位	0.132	-0.303	0.118 *	-0.342	0.804 *	0.097 **	0.118 ***	0.774 ***	0.937			
(弾性値)	[0.943]	[-1.217]	[2.089]	[-0.969]	[2.046]	[2.584]	[3.112]	[17.982]	2.014			
	0.111	-0.254	0.079	-0.287	0.676							
第2分位	-0.030	-0.251	0.059	-0.973 **	1.427 ***	0.126 ***	0.118 ***	0.765 ***	0.934			
(弾性値)	[-0.221]	[-1.046]	[1.114]	[-2.044]	[2.801]	[3.542]	[3.265]	[15.246]	1.873			
	-0.025	-0.207	0.039	-0.801	1.175							
第3分位	0.091	-0.113	0.026	-0.117	0.374	0.120 ***	0.095 ***	0.781 ***	0.912			
(弾性値)	[0.682]	[-0.472]	[0.478]	[-1.205]	[1.237]	[3.362]	[2.660]	[16.744]	2.082			
	0.072	-0.090	0.017	-0.092	0.296							
第4分位	0.118	-0.118	0.075	-1.017 **	1.916 ***	0.046	0.100 ***	0.762 ***	0.936			
(弾性値)	[0.932]	[-0.530]	[1.538]	[-2.440]	[3.763]	[1.403]	[3.038]	[14.982]	2.037			
	0.088	-0.088	0.045	-0.756	1.424							
第5分位	0.191 *	-0.583 ***	0.112 ***	-0.444	0.748 *	0.056 **	0.136 ***	0.729 ***	0.959			
(弾性値)	[1.858]	[-3.136]	[3.083]	[-1.326]	[1.798]	[2.164]	[5.213]	[14.106]	1.930			
	0.127	-0.388	0.060	-0.295	0.497							

補正有業率												
	実質賃金(女性)	労働時間(女性)	有効求人倍率	世帯主の所得	相対所得(平均値)	D1	D2	RHO	adjR2	DW		
第1分位	0.234	-0.166	0.110 **	-0.251	0.195	0.111 ***	0.056	0.690 ***	0.840			
(弾性値)	[1.401]	[-0.582]	[2.087]	[-0.665]	[0.466]	[2.913]	[1.369]	[14.101]	2.234			
	0.185	-0.132	0.070	-0.199	0.155							
第2分位	-0.039	0.059	0.101 **	-0.454	1.035 **	0.071 **	0.099 ***	0.669 ***	0.885			
(弾性値)	[-0.297]	[0.258]	[2.498]	[-1.068]	[2.319]	[2.431]	[3.205]	[12.416]	2.017			
	-0.027	0.041	0.056	-0.316	0.721							
第3分位	0.066	0.093	0.038	-0.183 *	0.684 **	0.071 **	0.073 **	0.578 ***	0.824			
(弾性値)	[0.432]	[0.373]	[1.019]	[-1.763]	[2.364]	[2.522]	[2.300]	[10.651]	2.162			
	0.042	0.060	0.019	-0.117	0.439							
第4分位	-0.075	0.096	0.070 *	-0.833 **	1.554 ***	0.051 *	0.106 ***	0.740 ***	0.909			
(弾性値)	[-0.677]	[0.497]	[1.768]	[-2.324]	[3.598]	[1.813]	[3.810]	[14.491]	2.207			
	-0.043	0.055	0.032	-0.477	0.890							
第5分位	0.048	-0.503 ***	0.086 ***	-0.562 **	1.129 ***	0.044 *	0.110 ***	0.761 ***	0.964			
(弾性値)	[0.571]	[-3.242]	[2.607]	[-2.016]	[3.270]	[1.905]	[4.891]	[14.523]	2.086			
	0.025	-0.260	0.036	-0.291	0.585							

出所：総務省『家計調査報告』、厚生労働省『毎月勤労統計調査』、総務省『物価統計月報』

注1：相対所得は、全世帯の世帯主収入の平均値を当期から過去3期までの4ヶ月移動平均値を実質化し自然体数値をとっている。

世帯主収入についても、同様に世帯主収入の当期から過去3期までの4ヶ月移動平均値を実質化し自然体数値をとっている。

注2：実質賃金(女性)、労働時間(女性)は、自然体数値を用いる。D1は男女雇用機会均等法に伴うダミー、D2はダミーを表す。

注3：括弧内はt値を示し、表中の*は10%、**は5%、***は1%の水準で有意であることを示す。

注4：adjR2は自由度調整済み決定係数、DWはダービン-ワトソン統計量を表す。

注5：推定には季節ダミーが含まれるが、その推定結果はここでは省略している。

表 7 規範的消費を導入した時系列分析結果（第 4 階級世帯主収入：1980 年 4 月～1999 年 12 月）

原数有業率														
	実質賃金(女性)	労働時間(女性)	有効求人倍率	世帯主の所得	相対所得(第4分位)	D1	D2	RHO	adjR2	DW				
第1分位	0.097	-0.289	0.117	**	-0.285	0.873	***	0.080	**	0.116	***	0.770	***	0.938
(弾性値)	[0.703]	[-1.180]	[2.131]		[-1.012]	[3.284]		[2.154]		[3.126]		[18.211]		2.025
第2分位	0.003	-0.240	0.069		-0.474	0.807	**	0.120	***	0.126	***	0.778	***	0.933
(弾性値)	[0.025]	[-0.995]	[1.256]		[-1.310]	[2.463]		[3.244]		[3.467]		[15.323]		1.892
第3分位	0.114	-0.125	0.032		-0.087	0.192		0.125	***	0.099	***	0.790	***	0.912
(弾性値)	[0.863]	[-0.521]	[0.559]		[-0.945]	[0.795]		[3.425]		[2.723]		[17.015]		2.094
第4分位	0.162	-0.115	0.085	*	-0.265	0.930	***	0.042		0.104	***	0.770	***	0.935
(弾性値)	[1.302]	[-0.514]	[1.714]		[-0.950]	[3.391]		[1.261]		[3.110]		[15.243]		2.032
第5分位	0.203	**	-0.580	***	0.116	***	-0.169	0.404	*	0.051	**	0.139	***	0.959
(弾性値)	[2.004]		[-3.128]		[3.237]		[-0.798]	[1.797]		[1.967]		[5.371]		[14.284]
	0.135	-0.386	0.062		-0.112	0.269								

補正有業率														
	実質賃金(女性)	労働時間(女性)	有効求人倍率	世帯主の所得	相対所得(第4分位)	D1	D2	RHO	adjR2	DW				
第1分位	0.232	-0.166	0.110	**	-0.211	0.161	***	0.110	***	0.056	***	0.691	***	0.840
(弾性値)	[1.405]	[-0.582]	[2.096]		[-0.669]	[0.542]		[2.861]		[1.362]		[14.231]		2.237
第2分位	-0.018	0.067	0.108	***	-0.154	0.657	**	0.067	**	0.105	***	0.683	***	0.885
(弾性値)	[-0.135]	[0.293]	[2.624]		[-0.462]	[2.272]		[2.213]		[3.381]		[12.994]		2.047
第3分位	0.101	0.073	0.050		-0.133	0.425	*	0.076	***	0.081	**	0.598	***	0.823
(弾性値)	[0.668]	[0.289]	[1.314]		[-1.346]	[1.766]		[2.573]		[2.554]		[11.226]		2.198
第4分位	-0.029	0.104	0.080	**	-0.164	0.659	***	0.048	*	0.112	***	0.752	***	0.908
(弾性値)	[-0.266]	[0.532]	[1.960]		[-0.674]	[2.807]		[1.662]		[3.933]		[14.822]		2.224
第5分位	0.077	-0.497	***	0.094	***	-0.064	0.484	***	0.041	*	0.113	***	0.767	***
(弾性値)	[0.923]	[-3.187]		[2.801]		[-0.357]	[2.579]		[1.761]		[5.058]		[15.016]	2.094
	0.040	-0.257	0.039		-0.033	0.251								

出所：総務省『家計調査報告』、厚生労働省『毎月勤労統計調査』、総務省『物価統計月報』

注 1：相対所得は、全世帯の世帯主収入の平均値を当期から過去 3 期までの 4 ヶ月移動平均値を実質化し自然体数値をとっている。

世帯主収入についても、同様に世帯主収入の当期から過去 3 期までの 4 ヶ月移動平均値を実質化し自然体数値をとっている。

注 2：実質賃金(女性)、労働時間(女性)は、自然体数値を用いる。D1 は男女雇用機会均等法に伴うダミー、D2 はダミーを表す。

注 3：括弧内は t 値を示し、表中の*は 10%、**は 5%、***は 1%の水準で有意であることを示す。

注 4：adjR2 は自由度調整済み決定係数、DW はダービン - ワトソン統計量を表す。

注 5：推定には季節ダミーが含まれるが、その推定結果はここでは省略している。