



Title	日本における家計内分配指標の計測
Author(s)	森, 邦恵; Mori, Kunie; 諏訪, 竜夫 他
Description	女性の労働に対する環境は、産業構造や教育水準の変化に伴い、就労機会が増えただけでなく、女性の職種や勤務スタイルの多様化をも生んでいる。こうした背景を受けて、家計内における女性の労働の対価を測定する研究が増えてきている。本論文では、実証的側面から日本における家計内の分配規則を考えるために、女性が家計内で果たす役割が大きい家事労働を分配規則の評価の対象の1つとして採用している。就業機会の有無を考慮した賃金関数を推定し、家計内における分配構造を評価する指標を作成することで、理論的な拡張を進める前段階として、どのような要因が夫婦間の分配を決定づけるのかを検討した。分析の結果、家計の管理を任されている人間が必ずしも経済学的な観点から夫婦間で優位に立っているとはいえないことがわかった。また、推定された市場賃金率と表明された家事育児に対する対価、留保賃金は一定の整合性を持っていること、及び夫婦間の家計金額の配分は結果的に夫婦間のパワーバランスとは一致するが、本質的に相関がある性質のものではないことも示された。
Citation	経済学研究, 55(3), 55-68
Issue Date	2005-12-08
Doc URL	https://hdl.handle.net/2115/5287
Type	departmental bulletin paper
File Information	ES_v55(3)_04.pdf



日本における家計内分配指標の計測

森 邦 恵 ・ 諏 訪 竜 夫 ・ 長 谷 川 光

1. はじめに

女性の労働に対する環境は、産業構造が第3次産業中心となり、教育水準の男女格差が縮まってきたという経済的な背景をうけて、大きく変化してきた。特に、1986年に施行された男女雇用機会均等法、1991年に制定された育児休業法などを中心とした法的整備の充実は、女性の就労機会を増やしただけではなく、女性の職種や勤続スタイルの多様化を生んだ。

このような女性の労働環境の変化がもたらす影響について、日本でも多くの研究が行われている。例えば、滋野・大日(1997,1998)は、育児休業法などの法的整備が女性の結婚と就業の選択に対する影響を調べている。また、縄田・井伊(2002), Nawata and Ii(2004)は、最尤法によって女性の就業関数と賃金関数の同時推定を行っている。

最近の海外の研究では、家計の労働供給あるいは家計の消費行動の分析にコレクティブモデル¹⁾(collective model)を用いた実証研究が盛んに行われている。家計を単一の意思決定主体とみなすユニタリーモデル(unitary model)に対して、コレクティブモデルでは個々の家計構成員が異なる選好をもっており、家計内での意思決定を明示的に取り入れているモデルである。しかし、日本のデータを使用した労働供給あるいは消費行動の実証研究では、ユニタリーモデルを用いた研究がほとんどで、コレクティブモデルを用いた研究は皆無といってよい。

コレクティブモデルの先行研究では、Chiappori(1992,1997)のように、夫婦2人世帯を対象に、夫婦間の分配規則(sharing rule)²⁾を外生変数の関数として理論モデルを構築している。その際、定義される分配規則は不労所得に依存しており、個人の就労による所得は分配条件に影響を与えない。一方、Blacklow and Ray(2003)のように、分配規則を単純に労働時間の男女比として内生化する方法もある。しかし、「不労所得に依存する」あるいは「労働時間の比」とする設定は、日本のデータには合致しない可能性がある。特に、日本ではパート女性に対して税制優遇面での壁があり、海外との制度的な違いが大きい。また、実際のデータでも不労所得が家計全体に占める割合はあまり高くない。このことは、日本においてコレクティブモデルを用いた実証研究があまりみられない理由の1つであろう。そこで、本論文では実証的側面から日本における家計内の分配規則を考えるために、女性が家計内で果たす役割が大きい家事労働を分配規則の評価の対象の1つとして採用する。具体的には、就業機会の有無を考慮した賃金関数を推定し、家計内における分配構造を評価する指標を作成する。

本論文の構成は以下の通りである。第2節では、家計内で想定される夫婦の分配規則について様々な指標を示す。第3節では、第2節で定義された分配指標に利用する賃金率を、働いていない

1) 労働供給に関するコレクティブモデルとしては、Apps and Rees(1996, 1997), Chiappori(1988, 1992)等がある。また、需要関数のコレクティブモデルとしては、Browning and Chiappori(1998)等がある。

2) 海外の文献では、distribution rule, bargaining power と表現されることもある。

女性にも適用するために、家計経済研究所編 (1996) のデータを用いて就業機会の有無を考慮した賃金関数を推定する。また、得られた推定結果から各分配指標の値を求め、それらの比較検討を行う。第4節では、本論文の簡単なまとめと今後の課題について述べる。

2. 分析方法

この節では、日本における家計内での分配規則がどのような観点で評価されるべきなのかを考察するために、様々な指標を定義する。なお、家計の夫婦間における分配規則を検討する指標を、便宜上「*power*」と書くことにする。

まず、指標 $power_1$ から $power_4$ までの基本的な考え方として、家計内において夫婦の経済的な価値を生み出す活動を、市場における労働と家庭内における労働の2種類とする。そして、それぞれの労働にはある種の「対価」が与えられていると考える。この対価のうち、市場労働に関する対価はいわゆる市場賃金率である³⁾。問題となるのは家事労働に関する対価であり、これが市場賃金率で測定されるべきであるのか、あるいはそれぞれの家計独自の基準による対価が発生しているのかは明らかではない⁴⁾。よって、家事労働に対してはどのような評価を行うべきなのか、利用できるデータから様々な可能性について検討を行う。

本論文では、以下の指標を定義する⁵⁾。

$$power_1 = \frac{W_f(L_f + H_f)}{W_f(L_f + H_f) + W_m(L_m + H_m)} \quad (1)$$

ここで、 W_f :妻の(推定された)賃金率、 W_m :夫の賃金率、 $L_f(L_m)$:妻(夫)の週市場労働時間、 $H_f(H_m)$:妻(夫)の週家事労働時間である。 $power_1$ は、家事労働および市場労働について、夫妻共に市場賃金率で評価されている。

$$power_2 = \frac{W_f L_f + P_f H_f}{(W_f L_f + P_f H_f) + W_m(L_m + H_m)} \quad (2)$$

ここで、 P_f は妻の(表明された)家事育児に対する時給である。 P_f は、家計経済研究所編 (1996) の「家事育児の対価はどのくらいの値段か」という設問に対して表明された時給を用いた。よって、 $power_2$ では、妻自身が自らの家事労働を評価した主観的な金額が利用されていることになる。

$$power_3 = \frac{W_f L_f + P_f H_f}{(W_f L_f + P_f H_f) + (W_m L_m + P_f H_m)} \quad (3)$$

$power_3$ は、 $power_2$ と同じく妻が家事労働について表明した金額を、夫の家事労働についても採用した。よって、この指標では家計内毎の妻と夫の家事労働に対する主観的な価値観が反映される形となる。

$$power_4 = \frac{W_f L_f + R_f H_f}{(W_f L_f + R_f H_f) + W_m(L_m + H_m)} \quad (4)$$

3) 賃金関数の推定から得られる予測値を用いることで、市場労働を行っていない妻に関しても、労働に対する対価が評価できる。

4) 妻の持つ個人属性に対して、夫あるいは妻自身が独自の価格付けを行っている可能性もある。

5) 各指標は、基本的に妻が優位であるか否かを測定するように、分子に妻の状況を表している。

ここで、 R_f は現在働いていない妻が働くための時給水準である。この R_f については、家計経済研究所編 (1996) の「(働いていない妻に対して) 時給がいくらであれば働きにでるか」というアンケート項目を利用した。ただし、働いている妻に関しては表明されていないので、 $power_1$ と同じく市場賃金率を用いる。

$power_5$ については、以上 4 つの指標とは異なり、家計内の分配規則が労働に依存するのではなく、夫および妻の個人的に支出・貯蓄される金額の比を計算した⁶⁾。また、 $power_6$ については、家計の財布を管理する人間が夫あるいは妻のどちらかであることを定義している⁷⁾。表 1 は、以上についてまとめたものである。

表 1 パワーの定義

パワー名	内容 ^a	妻が優位である条件
$power_1$	推定された賃金率	$\frac{W_f(L_f + H_f)}{W_f(L_f + H_f) + W_m(L_m + H_m)} > 0.5$
$power_2$	家事育児に対する時給 (妻のみ)	$\frac{W_f L_f + P_f H_f}{(W_f L_f + P_f H_f) + W_m(L_m + H_m)} > 0.5$
$power_3$	家事育児に対する時給 (夫妻)	$\frac{W_f L_f + P_f H_f}{(W_f L_f + P_f H_f) + (W_m L_m + P_f H_m)} > 0.5$
$power_4$	留保賃金 (妻のみ)	$\frac{W_f L_f + R_f H_f}{(W_f L_f + R_f H_f) + W_m(L_m + H_m)} > 0.5$
$power_5$	夫妻の家計の分配状態	$\frac{(\text{妻の貯蓄} + \text{妻の支出})}{(\text{妻の貯蓄} + \text{妻の支出}) + (\text{夫の貯蓄} + \text{夫の支出})} > 0.5$
$power_6$	家計の収入管理状態	家計を管理しているのが妻である

a: $power_1$ から $power_4$ については家事時間の対価として用いた賃金率の内容を示す。

3. 分析結果

3. 1 データおよびモデル

本論文の推定に用いたデータは、家計経済研究所の「1995 年度消費に関するパネル調査」である。この調査は、1993 年から女性 1,500 人に対して追跡調査を行ったものである⁸⁾。このうち、欠損値を除いて、有配偶女性 568 人分のデータを採用した。568 人のうち、働いている妻は 225 人で働いていない妻は 343 人であった。

6) 家計経済研究所編 (1996) から、「設問 6：家計について」の「妻 (夫) のための支出・貯蓄」の金額を利用した。

7) 家計経済研究所編 (1996) から、「設問 5：収入管理タイプについて」を利用した。

8) 詳細については家計経済研究所編 (1996) を参照。

推定に用いる妻及び夫の賃金率は、縄田・井伊 (2002), Nawata and Ii(2004) に従って求めた⁹⁾。ただし、本論文では 1995 年度のデータを用いたため、縄田・井伊 (2002), Nawata and Ii(2004) で用いられている 1993 年度の調査では実施されていたが 1995 年度には実施されていない項目があるために、完全な対応が出来ていない箇所がある。具体的には、1 日および週労働時間、資格の有無、労働経験年数などである。労働時間に関しては、別の設問において、平日および休日における生活時間の配分の回答を求めているので、この設問を利用してデータを作成した (1 日の労働時間については、平日の労働時間を採用)。また、初期データである資格の有無、労働経験年数などは、パネル調査であることを生かし個々の行動を追跡してデータを作成し直した。用いた説明変数については、表 2 に示す。

推定に用いた就労関数は、以下の通りである。

$$\begin{aligned} y^* = & \alpha_1 + \alpha_2(\text{大卒ダミー}) + \alpha_3(\text{妻年齢}) + \alpha_4(\text{夫の収入}) + \alpha_5(\text{子供の数}) \\ & + \alpha_6(\text{未就学児ダミー}) + \alpha_7(\text{夫親同居ダミー}) + \alpha_8(\text{妻親同居ダミー}) \\ & + \alpha_9(\text{政令指定都市ダミー}) + \alpha_{10}(\text{その他の都市ダミー}) + \alpha_{11}(\text{保育所ダミー}) \end{aligned} \quad (5)$$

ここで、 y^* は女性が働いている場合には 1、働いていない場合には 0 をとるダミー変数である。また、次の賃金関数を推定する。

$$\begin{aligned} \log(\text{賃金}) = & \beta_1 + \beta_2(\text{大卒ダミー}) + \beta_3(\text{妻年齢}) + \beta_4(\text{大企業ダミー}) \\ & + \beta_5(\text{医療資格ダミー}) + \beta_6(\text{常勤ダミー}) + \beta_7(\text{勤労年数}) \end{aligned} \quad (6)$$

表 2 説明変数の定義

変数名	定義
大卒ダミー	1:大学卒, 0:その他
妻年齢	妻の年齢
夫の収入	配偶者 (夫) の年収
子供の数	子供の数
未就学児ダミー	1:6 歳以下の子供がいる, 0:いない
夫親同居ダミー	1:夫の親と同居している, 0:同居していない
妻親同居ダミー	1:妻の親と同居している, 0:同居していない
政令指定都市ダミー	1:政令指定都市 (東京 23 区を含む) に居住, 0:その他
その他の都市ダミー	1:政令指定都市以外の都市の居住, 0:その他
保育所ダミー	1:保育所・保育施設がある, 0:ない
医療資格ダミー	1:医療関係の資格有り, 0:なし
大企業ダミー	1:従業員 1,000 人以上の企業または公務員, 0:その他
常勤ダミー	1:常勤の職員・従業者, 0:その他 (パート嘱託等)
勤労年数	妻の労働経験年数

9) 時給で雇用されている場合については、回答された時給を、日給で雇用されている場合については、日給を 1 日の労働時間で割ったものを、月給で雇用されている場合には、年収 / (週労働時間 × 52) から計算した。ただし、年収が月収 × 12 を下回る一部の月給雇用者については月給 / (週労働時間 × 4.35) として求めた。縄田・井伊 (2002), Nawata and Ii(2004) でも指摘されているが、賃金を年収から求めると、多くの時給・日給受給者では賃金率が低くなりすぎてしまう。これは、年間を通して労働せず、1 年の一部の期間のみ労働しているものが多いためと考えられる。また逆に、ほとんどの月給受給者については、月給にボーナス等が含まれていないため、月給から計算した賃金は年収から計算されたものよりもかなり小さくなってしまいうことに配慮した結果である。

3. 2 既婚女性の賃金率の推定結果

本論文では、既婚女性の賃金率を2つの手法により推定した。

まず、縄田・井伊 (2002), Nawata and Ii (2004)¹⁰⁾ に従い、就労関数と賃金関数を同時最尤法により推定した。この同時最尤法の推定は Ox, Version 3.30 (Doornik, 2001) を用いて行った¹¹⁾。次に、TSP4.5 を用いてタイプ II トービットモデル¹²⁾ による就労関数と賃金関数の推定を行った。同時最尤法による推定結果を表3の2, 3列目に、タイプ II トービットモデルによる推定結果を表3の4, 5列目に示す。なお、就労関数、賃金関数ともに推定値の有意性のある程度確保するため、縄田・井伊 (2002, 2004) とは異なる説明変数を採用している。

表3 推定結果

就労関数				
	同時最尤法		タイプ II トービット	
説明変数	推定値	t 値	推定値	t 値
定数項	-30.327	-5.254	0.4477	0.715
大卒ダミー	-1.4482	-2.043	0.3496	1.822
妻年齢	0.0428	0.816	0.0210	0.981
夫の収入	-0.0006	-2.201	-0.0007	-2.940
子供の数	0.1442	0.802	-0.1003	-1.251
未就学児ダミー	-1.5427	-3.269	-1.1961	-8.144
夫親同居ダミー	0.4485	1.439	0.4172	3.095
妻親同居ダミー	0.6365	1.600	0.4211	2.047
政令指定都市ダミー	-0.9485	-2.045	-0.6250	-3.354
その他の都市ダミー	-0.3586	-1.093	-0.4772	-3.234
保育所ダミー	0.1864	0.718	0.2455	1.982
賃金関数				
	同時最尤法		タイプ II トービット	
説明変数	推定値	t 値	推定値	t 値
定数項	6.7515	24.51	6.9526	25.62
大卒ダミー	0.4115	5.550	0.3586	4.851
妻年齢	-0.0312	-3.538	-0.0152	-1.698
大企業ダミー	0.4281	5.853	0.2672	5.186
医療資格ダミー	0.2876	4.469	0.3571	4.712
常勤ダミー	0.5285	6.864	0.3057	5.802
勤労年数	0.0524	6.775	0.0135	1.747
σ	0.3931	21.92	0.3390	20.77
ρ	-	-	0.1030	0.536
γ	4.6733	5.945	-	-
対数尤度	-279.25		-386.82	
標本数	568			

就労関数の推定結果をみると、採用している説明変数に違いはあるものの、両推定手法ともに縄田・井伊 (2002, 2004) と推定値の符号は一致している。しかし、そのことにより推定結果の解釈には若干の困難が伴う。まず大卒ダミーに関して、同時最尤法では負で有意である。縄田・井伊 (2002, 2004) では、この結果について日本の高学歴の女性は一度離職すると労働市場には再び戻ら

10) 2つの論文の推定結果は同じなので、以下縄田・井伊 (2002, 2004) と表記する。

11) 推定の詳細については、付録を参照。

12) サンプルセレクションモデルともいわれる。本論文では、縄田・井伊 (2002, 2004) の表現に準拠しタイプ II トービットモデルとしている。なお、タイプ II トービットモデルの詳細については、Amemiya (1985) を参照のこと。

ない傾向があることを反映しているとしている。一方、タイプⅡトービットモデルでは、大卒ダミーについて、高い有意性はないものの符号条件が正である。一般的に、高学歴の女性は就労意欲があるとされており¹³⁾、高学歴の女性が就労機会が大きいかな否かについては、この結果からの判断は難しい。妻の年齢については、縄田・井伊(2002,2004)とは異なり、タイプⅡトービットモデルについては有意性が認められなかった。夫の収入が両推定手法ともに負で有意なのは、夫の収入が高いほど妻は就労意欲を失うことが想定され、常識的な解釈が可能である。また、未就学児の存在は育児の負担が大きいため、妻の就労意欲を失わせていると考えられる。縄田・井伊(2002,2004)は親の同居ダミーについて夫妻の親を区別していないが、本論文では妻が就労機会を伺うとき、家を預ける対象として夫の親と自分の親とでは依頼のしやすさに差別化がされていることを想定し、同居ダミーを分けて作成した。その結果、同時最尤法では有意性は認められなかったものの、どちらの親が同居していても妻の就労の機会は大きくなることがわかった。政令指定都市ダミーがいずれも負で有意に効いていることは、大都市では核家族化が進んでおり、妻が家庭を身内や他人に任せることが出来ない状況が推測される。

次に、賃金関数の推定では、就労関数と同様に縄田・井伊(2002,2004)で用いられた説明変数の中から、基本的に有意であった変数を採用した。さらに本論文では、縄田・井伊(2002,2004)でも検討課題とされていたように、妻の雇用形態(常勤かパートか)が賃金水準に及ぼす影響は大きいと考え、常勤ダミーを説明変数に追加した。

賃金関数に関する結果をみると、高学歴、大企業への勤務、常勤であることが、女性の賃金水準を上昇させる要因であることが明らかとなり、直感的な解釈と一致する。さらに、医療資格(医師・看護師・薬剤師など)を有することも女性の賃金水準を上昇させている。この点については、医療資格をはじめとした資格を所持していないと仕事につけない職業は、市場における評価が高いことを示唆している¹⁴⁾。この他、弁護士や公認会計士などの資格もこの条件に当てはまるが、サンプルの中に資格保有者がほとんどいなかったため、資格ダミーに加えなかった。同時最尤法において勤務経験年数は賃金を上昇させる一方で、女性の年齢が上がるほど賃金下がるという結果を得た。このことは、一度短期間就労した後に離職した女性が、子供の就学後に比較的低い賃金水準で再び就労していることに起因していると考えられる。一方、縄田・井伊(2002,2004)と異なり、タイプⅡトービットモデルでは勤労年数が有意ではない。これは、妻の年齢との相関関係が影響を与えた可能性がある。

以上の推定結果から、各個人の賃金の予測値を導出し、各データの平均値を比較したものが表4である。働いている女性の勤務形態別平均値をみると、同時最尤法とタイプⅡトービットモデルともに、推定された常勤女性の賃金率はパート女性のそれよりも2倍前後の値を示した。ただし、常勤女性の賃金率については2つの推定手法に大きな差異は無いが、パート女性の賃金率に関しては、200円以上の違いが認められる。また、働いていない女性の賃金率は、特に同時最尤法で478円と市場では非常に低い評価であることが示された(タイプⅡトービットでは756円)。ここで、表明データである留保賃金に注目すると平均948円を示しており、現在働いていない女性は就労に際し、常勤の賃金率までは要求せずパート女性の賃金率に近い1,000円以内の金額で、労働市場に参入する意思があることがわかる。

13) 例えば、厚生労働省雇用均等・児童家庭局編(2004)を参照のこと。

14) 個人属性の1つである資格は資格保有者が一定の能力を有していることを証明するものである。資格には大きく分けて2つの種類があり、1つはその資格を有していないと仕事に就けない医師や看護師、薬剤師などで、もう1つは資格を保有していなくても仕事をする上では支障をきたさないという資格である。東京都立労働研究所編(1999)を参照。

表 4 家事育児時給, 留保賃金, 賃金率の平均値

働いている妻				
データ	常勤	パート	その他	総合
家事育児時給 (円)	1,601.8	1,272.1	825.0	1,425.3
留保賃金 (円)	0.0	0.0	0.0	0.0
週市場労働時間 (時間)	44.3	28.9	29.6	36.4
週家事労働時間 (時間)	31.7	42.0	42.1	37.0
推定された賃金率 (同時最尤法)(円)	1,394.8	587.7	691.8	984.1
推定された賃金率 (タイプ II)(円)	1,333.3	806.5	820.3	1,064.3
データの個数 (個)	110	111	4	225
働いていない妻				
データ	常勤	パート	その他	総合
家事育児時給 (円)				1,279.9
留保賃金 (円)				948.4
週市場労働時間 (時間)				0.0
週家事労働時間 (時間)				75.8
推定された賃金率 (同時最尤法)(円)				478.4
推定された賃金率 (タイプ II)(円)				754.6
データの個数 (個)				343

表明データである家事育児時給についてもみると、パート女性や働いていない女性よりも常勤女性の対価が高いことがわかる。家事労働時間が、週平均約 32 時間と他の女性よりも少ないにも関わらず対価を高く表明する理由として、働いている女性は働いていない女性とほぼ同等の家事の内容を行うとしたとき、限られた時間を効率的に利用しなければならないため、家事育児への対価を高く要求することが想定される。労働時間全体をみても、働いている女性と働いていない女性の市場労働と家事労働を含めた全体の労働時間に差はないため、妻の家計内での評価は市場労働と家事労働の配分状態に依存することが予測される。

3. 3 家計内におけるパワーの計測

本節では、第 2 節で示された 6 つの *power* 指標について、3.2 節での賃金関数の推定を踏まえて計測を行った。

表 5 パワー種類別の優位個数

働いている妻				
パワーの種類	同時最尤法		タイプ II トービット	
	夫が優位	妻が優位	夫が優位	妻が優位
<i>power</i> ₁	159	66	162	63
<i>power</i> ₂	155	70	149	76
<i>power</i> ₃	152	73	146	79
<i>power</i> ₄	159	66	162	63
<i>power</i> ₅	150	45	150	45
<i>power</i> ₆	18	186	18	186
働いていない妻				
パワーの種類	同時最尤法		タイプ II トービット	
	夫が優位	妻が優位	夫が優位	妻が優位
<i>power</i> ₁	337	6	318	25
<i>power</i> ₂	265	78	265	78
<i>power</i> ₃	262	81	262	81
<i>power</i> ₄	290	53	290	53
<i>power</i> ₅	236	27	236	27
<i>power</i> ₆	2	329	2	329

まず、表 5 は各 *power* の種類毎に個数をまとめたものである。同時最尤法、タイプ II トービットモデル共に、*power*₂ と *power*₃ を比べると、働いている妻及び働いていない妻いずれも個数に大きな違いはない。これは、妻に比べて夫の家事労働時間が短いために、賃金率の影響があまり大きくないことが要因と考えられる。また、*power*₆ をみると他の 5 つの指標と大きく値が異なっていることから、家計の財布を管理している人間が、必ずしも賃金率等の面で優位ではないことがわかる。

次に、表 6、8 はパワー種類別の一致率をみたものである。*power*₆ については、両推定手法共にどの *power* とも一致率は高くはない。推定された賃金率を用いた *power*₁ と他の *power* を比較してみると、*power*₂ から *power*₅ まで、働いている妻および働いていない妻共に、一致率は働いている女性の *power*₅ と *power*₆、働いていない女性の *power*₆ を除けばどれも 80 % 前後の一致率である。しかし、ここで注意しなければならないのは *power* の計算式の特性上、0.5 を基準として夫妻の優位性を判断しているため、0.5 付近に *power* の指標があるときには、微小な変化でも夫妻の優位性が逆転することもある。よって、この指標の結果だけでは、家計の分配規則が本当はどの指標と相関があるのかが確認できない。

表 6 パワー種類別の一致率 (同時最尤法)

働いている妻						
<i>power</i> の種類	<i>power</i> ₁	<i>power</i> ₂	<i>power</i> ₃	<i>power</i> ₄	<i>power</i> ₅	<i>power</i> ₆
<i>power</i> ₁	100.0	84.89	85.33	100.0	67.69	34.97
<i>power</i> ₂		100.0	97.78	84.89	67.69	36.61
<i>power</i> ₃			100.0	85.33	68.72	37.70
<i>power</i> ₄				100.0	67.69	34.97
<i>power</i> ₅					100.0	26.67
<i>power</i> ₆						100.0
働いていない妻						
<i>power</i> の種類	<i>power</i> ₁	<i>power</i> ₂	<i>power</i> ₃	<i>power</i> ₄	<i>power</i> ₅	<i>power</i> ₆
<i>power</i> ₁	100.0	79.01	78.13	85.71	89.73	2.51
<i>power</i> ₂		100.0	98.54	84.55	74.90	24.45
<i>power</i> ₃			100.0	83.67	74.52	25.39
<i>power</i> ₄				100.0	80.99	16.93
<i>power</i> ₅					100.0	11.41
<i>power</i> ₆						100.0

表 7 パワー種類別の相関係数 (同時最尤法)

働いている妻					
<i>power</i> の種類	<i>power</i> ₁	<i>power</i> ₂	<i>power</i> ₃	<i>power</i> ₄	<i>power</i> ₅
<i>power</i> ₁	1.0000	0.7598	0.8022	1.0000	0.1720
<i>power</i> ₂		1.0000	0.9852	0.7598	0.0983
<i>power</i> ₃			1.0000	0.8022	0.1038
<i>power</i> ₄				1.0000	0.1720
<i>power</i> ₅					1.0000
働いていない妻					
<i>power</i> の種類	<i>power</i> ₁	<i>power</i> ₂	<i>power</i> ₃	<i>power</i> ₄	<i>power</i> ₅
<i>power</i> ₁	1.0000	0.6024	0.6241	0.7126	0.0109
<i>power</i> ₂		1.0000	0.9943	0.5678	0.0064
<i>power</i> ₃			1.0000	0.5713	0.0136
<i>power</i> ₄				1.0000	0.0462
<i>power</i> ₅					1.0000

表 8 パワー種類別の一致率 (タイプ II トービット)

働いている妻						
power の種類	power ₁	power ₂	power ₃	power ₄	power ₅	power ₆
power ₁	100.0	86.22	88.44	100.0	69.74	34.43
power ₂		100.0	96.89	86.22	66.15	39.34
power ₃			100.0	88.44	66.67	40.98
power ₄				100.0	69.74	34.43
power ₅					100.0	26.67
power ₆						100.0

働いていない妻						
power の種類	power ₁	power ₂	power ₃	power ₄	power ₅	power ₆
power ₁	100.0	82.22	81.34	91.25	86.31	8.15
power ₂		100.0	98.54	84.55	74.90	24.45
power ₃			100.0	83.67	74.52	25.39
power ₄				100.0	80.99	16.93
power ₅					100.0	11.41
power ₆						100.0

表 9 パワー種類別の相関係数 (タイプ II トービット)

働いている妻					
power の種類	power ₁	power ₂	power ₃	power ₄	power ₅
power ₁	1.0000	0.7746	0.8180	1.0000	0.1263
power ₂		1.0000	0.9835	0.7746	0.0785
power ₃			1.0000	0.8180	0.0834
power ₄				1.0000	0.1263
power ₅					1.0000

働いていない妻					
power の種類	power ₁	power ₂	power ₃	power ₄	power ₅
power ₁	1.0000	0.6307	0.6356	0.7530	-0.0085
power ₂		1.0000	0.9943	0.5678	0.0064
power ₃			1.0000	0.5713	0.0136
power ₄				1.0000	0.0462
power ₅					1.0000

そこで、表 7, 9 で *power* が数値として導出されている *power*₁ から *power*₅ までについての相関係数を示す。これをみると、*power*₁ と *power*₂, *power*₃ については、働いていない妻については若干数値が低くなるものの、働いている妻については一致率とあわせて高い相関を保っている。このことは、市場における女性の労働力に対する対価が、家計内労働である家事育児にもある程度反映されていることも示唆している。

一方、*power*₁ と *power*₅ との関係については、表 6, 8 の特に働いていない妻に関してある程度一致率の高さを示していたにも関わらず、表 7, 9 では働いている妻・働いていない妻共に低い相関関係が見られた。これは、一致率の計算が 0.5 という数値を境にして「妻」か「夫」かの選択を行うため、例えば、妻が優位である場合には指標が 0.99 でも 0.51 でも同じ選択結果として解釈される。しかし、家計内の分配構造を明らかにするという点では、0.99 と 0.51 を同じとして分類するのは妥当ではないかもしれない。相関係数の低さは、このような「同じ分類の中での差異」が大きかったことを反映しており、その意味で、特に働いていない妻では、*power*₁ と *power*₅ との間に相関関係はほとんど無いといえよう。

最後に、表 6, 8 と表 7, 9 から検証された点について以下にまとめる。

- $power_1$ と $power_2, power_3, power_4$ の一致率および相関関係から、推定された市場賃金率と表明された家事育児に対する対価、留保賃金は一定の整合性を持っている。
- $power_1$ と $power_5$ の関係から、家計金額の配分は結果的に夫妻のパワーバランスとは一致するが、本質的に相関がある性質のものではない。
- $power_1$ と $power_6$ の関係から、夫婦間の分配規則は家計の管理状態とは直接関係ない。

4. まとめ

本論文では、日本における家計内の分配規則について、理論的な拡張を進める前段階として、家計経済研究所編 (1996) のパネルデータを様々な観点から利用し、どのような要因が夫婦間の分配を決定づけるのかを検討した。

分析の結果、家計の管理を任されている人間が必ずしも経済学的な観点から夫婦間で優位に立っているとは言えないことがわかった。それは、家計を管理するということは、何らかの力関係において優位にあることではなく、日本において伝統的な「女性が家に残り家計を管理する」風習によるものであることが推測される。また、推定された市場賃金率と表明された家事育児に対する対価、留保賃金は一定の整合性を持っていること、及び夫婦間の家計金額の配分は結果的に夫妻のパワーバランスとは一致するが、本質的に相関がある性質のものではないことが示された。

今後の課題としては、パネル調査の利点を生かし、本論文で検討した分配規則の時系列的変遷を考察することが考えられる。また、その結果を踏まえて、日本型コレクティブモデルの理論構築可能性についても検証する予定である。

謝辞 本論文は、財団法人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」の個票データを用いた。データを提供して戴いた同研究所に感謝致します。また、北海道大学大学院経済学研究科内田和男教授、安部由紀子助教授に有益なコメントを戴きました。ここに記して感謝致します。

参考文献

- [1] 滋野由紀子・大日康史 (1997), 「女性の結婚選択と就業選択に関する一考察」, 『季刊家計経済研究』秋, 61-71.
- [2] ——— (1998), 「育児休業制度の女性の結婚と就業継続への影響」, 『日本労働研究雑誌』No.459, 39-49.
- [3] 家計経済研究所編 (1996), 『消費生活におけるパネル調査』第3年度.
- [4] 厚生労働省雇用均等・児童家庭局編 (2004), 『女性労働白書ー働く女性の実情ー』平成15年度, 21世紀職業財団.
- [5] 東京都立労働研究所編 (1999), 「女性の就労と資格の効果」, 『女性労働研究』(No.14).
- [6] 縄田和満・井伊雅子 (2002), 「わが国における女性賃金水準の就業行動への影響の分析」, 『日本統計学会誌』32, 279-290.
- [7] Amemiya, T. (1985), *Advanced Econometrics*, Cambridge, Massachusetts : Harvard University Press.
- [8] Apps, P. and Rees, R. (1996), "Labour Supply, Household Production and Intra-family Welfare Distribution," *Journal of Public Economics*, 60, 199-219.
- [9] ——— (1997), "Collective Labor Supply and Household Production," *Journal of Political Economy*, 105, 178-190.
- [10] Blacklow, P. and Ray, R. (2003), "Intra-Household Resource Allocation, Consumer Preferences and Commodity Tax Reforms: Australian Evidence," *The Economic Record*, 79, 425-433.
- [11] Browning, M. and Chiappori, P. A. (1998) "Efficient Intra-Household Allocations; A General Characterization and Empirical Tests," *Econometrica*, 66, 1241-1278.
- [12] Chiappori, P. A. (1988), "Rational Household Labor Supply," *Econometrica*, 56, 63-89.
- [13] ——— (1992), "Collective Labor Supply and Welfare," *Journal of Political Economy*, 100, 437-467.
- [14] ——— (1997), "Introducing Household Production in Collective Models of Labor Supply," *Journal of Political Economy*, 105, 191-209.
- [15] Doornik, J. A. (2001), *Ox: An Object-Oriented Matrix Language(4th ed.)*, London: Tinmberlake Consultants Press.
- [16] Nawata, K. and Ii, M. (2004), "Estimation of the Labor Participation and Wage Equation Model of Japanese Married Women by the Simultaneous Maximum Likelihood Method," *Journal of the Japanese and International Economies*, 18, 301-315.

〈 付 録 〉

本論文では縄田・井伊 (2002), Nawata and Ii(2004) によって提示された同時最尤法を用いて賃金関数と就労関数の推定を行った。まず賃金関数は次のように与えられる。

$$w_i = x'_{2i}\beta + v_i$$

w_i は (6) 式の従属変数を表し, x_{2i} と β はそれぞれ説明変数とパラメータに対応するベクトルである。また v_i は正規分布する誤差項である。

一方, 就労関数は次のように定義される。

$$y_i = I(y_i^* > 0)$$

$$y_i^* = x'_{1i}\alpha + \gamma w_i + u_i = x'_{1i}\alpha + \gamma(x'_{2i}\beta) + \epsilon_i$$

x_{1i} と α は (5) 式の説明変数とパラメータを示すベクトルである。 $I(\cdot)$ は $(\cdot)$ 内の条件が正しければ 1, 誤りの場合は 0 をとる Indicator 関数である。 u_i は標準正規分布に従い v_i とは無相関であると仮定する。また $\epsilon_i = \gamma v_i + u_i$ である。このとき賃金関数と就労関数の誤差項は次のような分布をもつ。

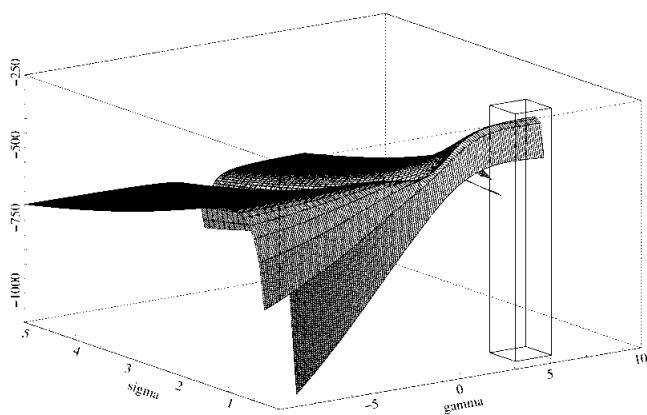
$$\begin{bmatrix} v_i \\ \epsilon_i \end{bmatrix} \sim N(0, \Sigma), \quad \Sigma = \begin{bmatrix} \sigma^2 & \gamma\sigma^2 \\ \gamma\sigma^2 & 1 + \gamma^2\sigma^2 \end{bmatrix}$$

以上より対数尤度関数は次のようになる。

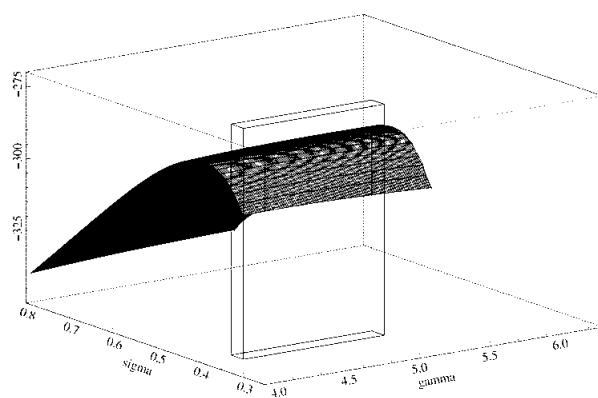
$$\begin{aligned} \log L = \sum_i \left[y_i \left\{ \log \Phi(x'_{1i}\alpha + \gamma w_i) - \log \sigma + \log \phi \left(\frac{w_i - x'_{2i}\beta}{\sigma} \right) \right\} \right. \\ \left. + (1 - y_i) \left\{ \log \left(1 - \Phi \left(\frac{x'_{1i}\alpha + \gamma(x'_{2i}\beta)}{(1 + \gamma^2\sigma^2)^{\frac{1}{2}}} \right) \right) \right\} \right] \end{aligned} \quad (7)$$

縄田・井伊 (2002), Nawata and Ii(2004) はこの対数尤度関数が α , β に関して凹関数である一方で, その他のパラメータ, γ , σ に関しては凹関数ではないことを示した。そこで, 縄田・井伊 (2002), Nawata and Ii(2004) はグリッド・サーチによるアルゴリズムを用いて推定を行った。この方法では, γ の値を固定した上で, γ の値を取りうると思えられる一定区間の中で少しずつ動かし, γ のそれぞれの値を所与として対数尤度関数の最大値を求め, 対数尤度を最大とする γ の値を探索する。

本論文では, γ だけではなく, σ についても同様のグリッド・サーチを行った。 γ に関しては $[-10, 10]$, σ に関しては $[0, 5]$ の区間の中で γ , σ を少しずつ動かして, それらの値を所与とした対数尤度の最大値を求め, その中で最大の対数尤度を与える σ , γ の値を求めた。次に, 得られた σ , γ の値及びそのときの α , β の推定値を初期値として, 対数尤度関数 (7) を最大化する α , β , σ , γ の推定値を求めた。図 1 は, このグリッドサーチでの σ , γ の値に対する対数尤度の最大値の動きを示したグラフである。なお, 図 1 の下の二つのグラフは上の図の立方体の部分を拡大したものである。



⇓ INSET



⇓ INSET

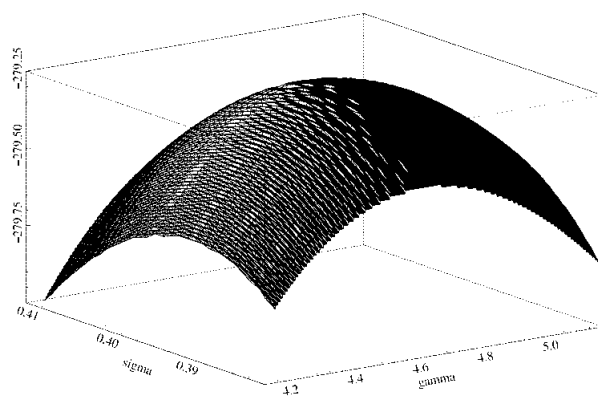


図1 尤度関数