

特集 I : 国際比較パネル調査による少子社会の要因と政策的対応に関する総合的研究  
 —「世代とジェンダー」に関する国際比較研究(フェーズII) — (その1)

## 日本の夫妻の就業状態と家事・育児分担との関係

### —コレクティブモデルアプローチ—

吉田千鶴\*

本稿の目的は、第1に、コレクティブモデルを援用し、日本の夫妻の家事・育児分担について家事時間と育児時間を区別して実証分析すること、第2に、日本の夫妻の労働時間が、夫妻の家事・育児時間を決定する上での制約条件となっていないかについて検討することを目的とする。理論モデルでは、夫妻は労働時間を自由に選択するという前提の上で、最適な家事・育児時間を選択する。しかし、現実には労働時間の選択の自由度には限度がある。

実証分析の結果、第1に、夫妻の賃金率が育児時間に対し予想とは逆の統計的に有意な影響をもつ。一方で、夫妻の賃金率は家事時間に対し予想通りの統計的に有意な影響をもつ。これは、これまでの理論では不十分であり、家事時間と育児時間を区別する必要性を示す。

第2に、夫妻の賃金率と労働時間が、同時に、統計的に有意な影響をもつ。夫妻が最適な家事・育児時間と労働時間を選択していれば、賃金率と労働時間が同時に有意な影響をもたないはずである。また、同居子供数が、夫の家事・育児頻度に対しプラスの影響をもたないという結果は、子供数増加によって夫の家事・育児時間が再調整されていないことを示唆する。

以上から、日本では、労働時間が時間的制約条件となり、夫妻が効用を最大化できる最適点の実現を妨げている可能性を示唆する。これは、労働時間の制約のために、子供数を増やすと、最適な状態を実現できないことを意味するので、夫妻のもつ子供数を減少させることを通じて、低出生力水準の背景になりうるといえる。

### I. 分析の目的と背景

家庭内の家事・育児分担がどのようなメカニズムで決定されているか、どのような要因がどのような影響をもつかについて、まだ合意はない。家庭内の家事・育児分担に関する経済モデルは、大きく二つに大別できる。ひとつは、世帯は一つの効用のもとに、意思決定をすると考える“Unitary”モデルであり、もうひとつが、選好の異なる個人がそれぞれの効用を基に意思決定をし、各人の交渉の結果、世帯の行動が決定すると考える“Collective”モデルである。

実証分析の先行研究では、“Collective”モデルを支持するものが多い(Lundberg, Pollak and Wales 1997, Bayudan 2006, Blundell, Chiappori, Magnac and Meghir 2007)。“Collective”モデルを援用した実証分析については、世帯内の消費に関するものが多く、夫妻の労働供給や家事・育児時間など、時間の配分について実証分析した研究蓄積は十分とはいえない。アメリカやイギリスのデータを使用した労働供給に関する実証分析は、“Collective”モデルを支持し、夫妻の労働時間は同時決定されていることを示している(Lundberg 1988, Blundell, Chiappori, Magnac and Meghir 2007)。これらの

\* 関東学院大学経済学部

先行研究は、労働市場のマクロ環境、すなわち雇用の流動性や就業形態による雇用条件の違いなどを考慮しているとはいえない。

本稿は、日本の就業の特徴を考慮したうえで、“Collective”モデルを援用し、日本の家庭内の家事・育児分担について家事時間と育児時間を区別して実証分析する。これを通じ、家庭内の意思決定モデルに関する知見を得ること、および、日本の就業状態のマクロ環境が、家庭内の意思決定に与える影響について知見を得ることが、本稿の目的である。

## II. 分析の枠組み

本稿は、家事・育児時間を考慮して、“Collective”モデル (Blundell, Chiappori and Meghir 2005) を拡張する。次に、労働時間を自由に調整できない場合を考慮する。

夫または妻の効用は、余暇、消費、家庭内で生産されるコモディティ (食事、洗濯、掃除された住環境など) とチャイルドサービス (親が子供から得る喜び) に依存する。コモディティとチャイルドサービスは、下式(1)のように、家事・育児時間  $h_i$  と家事や子供に対する出費  $K$  で生産され、投入される家事・育児時間や出費が多いほど、質と量が高くなる。

$$U_k = u_k(h_m, h_f, K) \quad (1)$$

$1 = l_i + h_i + wh_i$  総時間を1にノーマライズしている。

$l_i$  :  $i$  の余暇,  $h_i$  :  $i$  の家事・育児時間,  $wh_i$  :  $i$  の労働時間,

$K$  : 家事, 子供への支出,  $i = m$  : 夫,  $i = f$  : 妻

世帯は、下式(2)を制約条件の下で最大化することによって意思決定する。世帯の意思決定はパレート効率的であると仮定する。

$$\max_{l_m, l_f, C_m, C_f, U_k} H(l_m, l_f, C, U_k; \lambda) = \lambda U_m(l_m, C_m, U_k) + (1-\lambda) U_f(l_f, C_f, U_k) \quad (2)$$

制約条件：

所得制約  $w_m + w_f + Y = w_m l_m + w_f l_f + w_m h_m + w_f h_f + C_m + C_f + K$

時間制約  $1 = l_i + h_i + wh_i$

$U_i$  :  $i$  の効用,  $C_i$  :  $i$  の消費,  $\lambda$  : パレートウエイト (Pareto weight),

$Y$  : 不労所得,  $w_i$  :  $i$  の賃金率,  $C = C_m + C_f$

上式(2)が最大化されるとき、次のような過程を経ると考える。第一に、 $U_k$  の水準が決定される。 $U_k$  を生産するための  $K$  の値が決定されることにより、 $h_m$  と  $h_f$  の合計時間  $h$  が決まる。 $U_k$ ,  $K$  は、夫妻の賃金率、不労所得、分配要因  $z$  (distribution factor) によって、決定される。分配要因とは、意思決定の交渉プロセスのみに影響することを通じて世帯行動に影響する要因である。不労所得から  $K$  を除いた残りを、条件付分配ルール (conditional sharing rule) に従って夫妻それぞれに分配する。分配されたものと各人の

消費が等しくなり（所得制約），かつ，夫婦の合計家事・育児時間が先に決定された  $h$  に等しくなるよう，夫妻それぞれが自身の効用を最大化して，消費量，余暇，家事・育児時間が決定される．式(2)のパレートウエイト  $\lambda$  (Pareto weight) は，世帯内での夫妻それぞれの立場の強さを反映した係数である． $\lambda$  は，夫妻それぞれの賃金率 ( $w_m, w_f$ )，不労所得  $Y$ ，分配要因  $z$  の関数である．以上から，家事・育児時間は，下式(3)で表される． $j$  はある夫婦  $j$  を指す．

$$h_i^j = f_i^j(w_m^j, w_f^j, Y_i, z_i) \quad (3)$$

実証分析のために，(3)式を下式(4)のように表す．先行研究と同様に本稿のデータにおいても，女性の賃金率について対数をとることが否定されない．よって，本稿も女性の賃金率について対数をとる<sup>1)</sup>．

$$h_i^j = \alpha_m w_m^j + \alpha_f \log w_f^j + Y_i + z_i + u_i \quad (4)$$

$u_i$  : 誤差項

上式(4)は，夫妻と子供だけの世帯を仮定し，他者の家事・育児援助や子供数によって家事・育児時間の必要量が変動することを考慮していない．以下の実証分析では，親  $pr$ ，第1子  $edl$ ，保育園  $pb$  などによる家事・育児援助の影響を考慮する．

$$h_i^j = \alpha_m w_m^j + \alpha_f \log w_f^j + Y_i + z_i + n^j + pr^j + eld^j + pb^o + u_i + u^o \quad (5)$$

$u^o$  : 地域ごとの誤差項

なお，保育園による育児援助の受けやすさは，地域に依存すると考えられる．よって， $pb^o$  は，市町村対単位の変数である．個人ごとの誤差項  $u_i$  と地域ごとの誤差項  $u^o$  は独立であると仮定する

上式(4)，(5)では， $U_k$  や  $K$  が決まると，夫妻それぞれの消費量，労働時間，家事・育児時間が同時に決定される．これは，出産のような  $U_k$  や  $K$  を増やすような変化に応じて，夫妻の消費量，労働時間，家事・育児時間が変化することを意味する．しかし，現実の就業において， $U_k$  や  $K$  の変化に応じて労働時間を自由に変化させることができるだろうか．言い換えれば，夫妻の効用が最大化されているような労働時間は，実現可能だろうか．

式(2)では，子供数による  $U_k$  や  $K$  の量の変化を想定していない．しかし，子供数が増えれば，必要な消費量は増大するため  $K$  は増大する．子供数が増えたとき，実際に夫妻の労働時間は変化するだろうか．

日本では，出産によって男性が就業を変えるケースはほとんどみられない．日本では，フルタイム就業からより労働時間の短いパートタイム就業に変わることは，単に労働時間が短くなるだけでなく，給与，雇用の安定性など様々な面でフルタイム就業とは異なる処

1) 実証分析において，男女両者の賃金率の対数をとる場合，女性のみ賃金率の対数をとる場合，男女とも賃金率の対数をとらない場合の全てのケースを検討した．結果はほぼ同様である．

遇を受けることを意味する。男性が、出産を機にフルタイム就業からパートタイム就業に変わることはほとんどない。就業中の日本有配偶男性の場合、子供数がゼロから2人に増えるにつれて労働時間を短くしたい希望の程度が大きくなっていること（吉田 2005）から、労働時間を短くしたい希望をもちながら、実現できていないのが平均的な日本有配偶男性像と思われる。この場合、世帯にとって、夫の労働時間は与件であり、時間的な制約条件となっている。この点を検討するため、式(5)の説明変数に、夫の労働時間を加える。

また、就業中の日本有配偶女性の場合、子供数によらず労働時間を短くしたい希望を持っていること（吉田 2005）から、式(5)の説明変数に、妻の労働時間を加える。実証分析モデルに夫の労働時間と妻の労働時間は順次加え、下式で実証分析する<sup>2)</sup>。

$$h_i^j = \alpha_m w_m^j + \alpha_f \log w_f^j + Y_i + z_i + n^j + pr^j + eld^j + pb^o + wh_m^j + wh_f^j + u_i + u^o \quad (6)$$

### III. データ

データは、2004年に日本で実施された全国調査『結婚と家族に関する国際比較調査』の個票データである。データの使用を許可下さったJGGP委員会（日本の世代とジェンダー・プロジェクト委員会）に深く感謝する。

### IV. 分析の対象と変数

従属変数は家事頻度と育児頻度の2種類である。家事頻度では、洗濯、料理・食後の後片付け、部屋の掃除、食料品・日用品の買い物の4つの項目について、頻度を「ほとんどしない」の1から「ほぼ毎日」5まで、5段階に分類した。育児頻度では、子供の日常の世話を「ほとんどしない」の1から「ほとんどいつも」の4まで、4段階に分類した。

式(6)から説明変数は、賃金率、不労所得、分配要因、子供数、第1子の家事・育児援助、親の家事・育児援助、保育園の利用可能性、労働時間である。データでは、所得について勤労所得と不労所得の区別がない。そこで、不労所得の代表的なものの年金を分析から除くため、家事頻度分析については、夫妻の年齢を60歳未満、かつ、就業中の夫に限定した。育児頻度分析については、データの制約上、第1子の年齢が6歳以下の夫妻に限定されるため、夫妻の年齢に上限をもうけず、就業中の夫に限定した。

分析に使用する変数とその予想される影響は、以下のとおりである。

- (1) 賃金率：年齢を制限したこれらの夫妻について、年収を算出された年間労働時間で除して<sup>3)</sup>、賃金率を算出する。分析の枠組みから、賃金率が高いほど、世帯内での立場

2) 実証分析の際に、夫の週労働時間を加えた分析をした後に、妻の週労働時間を加えた分析をした。結果に変化がないため、家事時間分析に関する後述の結果では紙面の関係で夫と妻両者の労働時間を加えたモデルのみを示している。

3) 調査は2003年度の年収と2004年の調査時点の通常の週労働時間を質問している。通常の労働時間は年度で変化しないと仮定して、賃金率を算出した。なお、週労働時間はカテゴリー別に質問されており、各カテゴリーの midpoint を労働時間とした。週60時間以上のカテゴリーについては、総務省統計局社会生活基本調査の週60時間以上労働の平均値を使用した。

が強く、分配上優位に立つので、家事・育児時間は短い。また、式(1)のコモディティとチャイルドサービスを生産する際の家事・育児時間の機会費用が、賃金率が高いほど高いことから、賃金率が高いほど家事・育児時間は短い。逆に、配偶者の賃金率が高いほど、世帯内の配偶者の立場が相対的に強くなるため、自身の家事・育児時間は長くなる。

非就業の妻については、賃金率が観測されない。先行研究の一般的な手法では、人的資本理論により賃金率を推定し、実証分析には推定賃金率を使用する。本稿のデータの制約により、推定賃金を使用しない。非就業の妻と就業中の妻を区別し、共働き夫妻グループと就業中の夫と専業主婦のグループに分けそれぞれ分析する。

- (2) 分配要因：分配要因は、世帯内で分担を決定する際の交渉過程にのみ影響する要因である。例えば、賃金率は交渉過程の他に家事・育児時間の機会費用に影響し、分配要因とはいえない。本稿は、分配要因を表す変数として、夫妻の教育年数、年齢を使用する。教育年数が長いほど、あるいは、年齢が高いほど、世帯内で交渉力が大きいと考える。従って、教育年数が長いほど、あるいは年齢が高いほど、家事・育児時間は短い。
- (3) 子供数：式(1)のコモディティとチャイルドサービス生産において、最も効率的な生産の仕方は、下式(7)が満たされる場合である。 $U_k$  は、家事・育児時間と  $K$  の増加関数である。よって、子供数が増えて  $K$  が増加すると、最も効果的な生産方法では賃金率が変わらない場合に家事・育児時間は増加する。賃金率が減少する場合に家事・育児時間の増加はより大きく、賃金率が増大する場合に家事・育児時間の増減は予想できない。

$$\frac{\frac{\partial U_k}{\partial h_i}}{\frac{\partial U_k}{\partial K}} = w_i \quad (7)$$

- (4) 夫妻以外の家事・育児援助：夫妻以外から家事・育児援助を受けると、夫妻は家事・育児時間を短くすることができる。夫妻以外の家事・育児援助が多いほど、家事・育児時間は短くなる。本稿は、夫妻以外の家事・育児援助として、親の家事・育児援助、第1子の家事・育児援助、保育園の育児援助の3つを取り上げる。親の家事・育児援助を表す変数として、親との居住状況を使用する。第1子の家事・育児援助を表す変数として、家事頻度分析では、第1子が12歳以上である場合のダミー変数を使用する。保育園の育児援助は、市町村別の保育園の利用可能性を使用する。
- (5) 労働時間：労働時間が長いほど、余暇および家事・育児時間に使える時間が短いので、家事・育児時間は短くなる。労働時間として、通常の週労働時間を使用する。

## V. 実証分析結果

### 1. 家事頻度分析

家事頻度<sup>4)</sup>に関する分析に使用した変数の定義と記述統計量は、表1に掲げられている。統計モデルは、順列ロジットモデルを使用した。

共働き夫妻および就業中の夫と専業主婦の2つのグループで、夫よりも妻の方が平均的

表1 順列ロジットモデルによる項目別家事頻度に関する分析に使用した変数の定義と記述統計量，有配偶者，60歳未満，日本，2004年

(1) 共働き夫妻			
従属変数	平均	標準偏差	範囲
妻：洗濯	4.61	0.81	1-5
料理・食後の後片付け	4.87	0.50	1-5
部屋の掃除	3.88	1.02	1-5
食料品・日用品の買い物	4.08	0.88	1-5
夫：洗濯	1.40	0.92	1-5
料理・食後の後片付け	1.86	1.22	1-5
部屋の掃除	1.55	0.87	1-5
食料品・日用品の買い物	1.89	0.98	1-5
説明変数	平均	標準偏差	範囲
年齢：夫	46.57	8.49	20.42-59.92
妻	44.24	8.23	21.25-59.92
教育年数：夫	13.29	2.18	9-16
妻	12.88	1.66	9-16
同居子供数	1.56	1.01	0-6
第1子が12歳以上	0.66	0.47	0-1
同居状況 同じ敷地内			
妻方母	0.11	0.31	0-1
妻方父	0.07	0.25	0-1
夫方母	0.28	0.45	0-1
夫方父	0.17	0.38	0-1
賃金率：夫 (万円)	0.24	0.17	0.02-2.68
妻	0.11	0.10	0.02-1.15
夫の週労働時間；			
34時間以下	0.03	0.17	0-1
35～41	0.18	0.38	0-1
42～48 ref.	0.32	0.47	0-1
49～59	0.27	0.45	0-1
60時間以上	0.20	0.40	0-1
妻の週労働時間			
15時間以下	0.15	0.35	0-1
16～34	0.34	0.47	0-1
35～41	0.23	0.42	0-1
42～48 ref.	0.18	0.38	0-1
49時間以上	0.11	0.31	0-1
保育園在籍割合 (市町村別)			
在籍者数 / 0-6歳人口	0.24	0.12	0-0.74
回答者が妻	0.52	0.50	0-1

4) 家事頻度は、5：毎日，4：週に3～4回，3：週に1～2回，2：月に1～3回，1：ほとんどしない，である。

に家事頻度は高い。これら2つのグループで、平均的に妻は「週に3～4回」よりも高い頻度で家事をしているが、夫の頻度は「月に1～3回」に満たない。これら2つのグループを比較すると、専業主婦の方が就業中の妻よりも頻度が高く、就業中の妻をもつ夫の方が専業主婦をもつ夫よりも頻度が高い。しかし、共働きの夫の頻度の平均値は、「月に1～3回」に満たない。

夫妻の平均年齢は、共働き夫婦の方が高い。「教育年数」の平均値は、就業中の夫と専業主婦の方が長い。

表1 順列ロジットモデルによる項目別家事頻度に関する分析に使用した変数の定義と記述統計量，有配偶者，60歳未満，日本，2004年

(2) 就業中の夫と専業主婦の妻			
従属変数	平均	標準偏差	範囲
妻：洗濯	4.78	0.62	1-5
料理・食後の後片付け	4.96	0.32	1-5
部屋の掃除	4.48	0.83	1-5
食料品・日用品の買い物	4.12	0.85	1-5
夫：洗濯	1.20	0.66	1-5
料理・食後の後片付け	1.61	1.04	1-5
部屋の掃除	1.39	0.74	1-5
食料品・日用品の買い物	1.94	0.93	1-5
説明変数	平均	標準偏差	範囲
年齢：夫	43.94	9.51	20.17-59.92
妻	41.51	9.35	20.08-59.67
教育年数：夫	13.71	2.13	9-16
妻	12.96	1.53	9-16
同居子供数	1.60	0.96	0-7
第1子が12歳以上	0.45	0.50	0-1
同居状況 同じ敷地内			
妻方母	0.11	0.31	0-1
妻方父	0.07	0.26	0-1
夫方母	0.21	0.41	0-1
夫方父	0.14	0.35	0-1
賃金率：夫 (万円)	0.26	0.17	0.02-2.68
夫の週労働時間；			
34時間以下	0.03	0.18	0-1
35～41	0.16	0.36	0-1
42～48 ref.	0.31	0.46	0-1
49～59	0.28	0.45	0-1
60時間以上	0.22	0.41	0-1
保育園在籍割合 (市町村別)			
在籍者数 / 0-6歳人口	0.22	0.10	0-0.74
回答者が妻	0.51	0.50	0-1

子供数を表す変数として、「同居子供数」を使用する。「同居子供数」とは世帯に同居していると調査に回答した子供数である。本分析には50歳代の夫妻も含まれており、独立している子供もいると考えられる。世帯の家事に影響するのは、同居している子供数と考えられるため、この変数を使用する。「同居子供数」の平均値は、共働き夫妻でより少ない。

第1子の家事・育児援助を表す変数として、「第1子が12歳以上」のダミー変数を使用する。「第1子が12歳以上」の割合は、共働き夫妻で66%と半数を超え、就業中の夫と専業主婦の場合には45%とより低い。

親との同居の定義は、同じ敷地内に居住している場合である。親を「妻方母」、「妻方父」、「夫方母」、「夫方父」の4つに分ける。理由は、家事援助の程度に違いがあると考えられるからである。妻方父母との同居割合は、妻の就業状態によらず等しいが、夫方父母との同居は共働きの場合に高い。両グループにおいて、夫方母と同居している割合が28%と最も高い。また、夫方親と同居するケースが多いといえる。

共働きの夫婦で、夫の平均賃金率は、妻のそれより2倍以上高い。なお、後の順列ロジット分析では、妻の賃金率は対数をとる。表1(1)では、夫との比較のため対数をとらない数字を掲げた。

両グループにおいて、「週労働時間」が34時間以下の夫は3%と非常に少ない。両グループとも約半数の夫が週49時間以上働いている。

保育園利用可能性は、市町村別在籍者数を0～6歳人口で除した「保育園在籍割合」<sup>5)</sup>で表す。「保育園在籍割合」は0から74%と市町村によって大きな差がある。

「回答者が妻」の変数は分析の枠組みにないが、回答の正確さをコントロールするために加えた。先行研究によって、回答者が妻の場合、夫の家事頻度について夫が答える場合のよりも頻度が統計的に有意に低くなることが知られている。

#### (1) 共働き夫妻

共働き夫妻についての順列ロジット分析結果は、表2(1)に掲げられている。表2(1)から、共働き夫妻の家事頻度について、以下がいえる。夫妻それぞれの「賃金率」は、予想される通りの統計的に有意な影響をもつ。妻の「賃金率」が高いほど、妻の家事頻度は低く、夫の家事頻度は高い。逆に、夫の「賃金率」が高いほど、妻の家事頻度は高く、夫の家事頻度は低い。唯一の例外が、妻の料理頻度に対する夫の「賃金率」の場合であり、この推定係数は統計的に有意ではない。ただし、推定係数の符号は予想される通り正である。

次に、夫妻それぞれの「週労働時間」は、予想される通りの統計的に有意な影響を持つ。妻の労働時間が長いほど、妻の家事頻度は低く、夫の家事頻度は高い。逆に、夫の「労働時間」が長いほど、妻の家事頻度は高く、夫の家事頻度は低い。夫妻の賃金率が統計的に有意な影響をもち、かつ、夫妻の労働時間も統計的に有意な影響をもつことは、日本の共働き夫妻の場合には、労働時間が時間的制約条件となっている可能性を示す。

---

5) 先行研究の中には、「保育所の利用可能性」を表す変数として、「保育所へ入所申し込みをできる人の人口に対して在所児数が占める割合」を使用しているものもある。この割合は、ある市町村で保育所の定員が等しければ申し込み資格がない人が多いほど高くなる。申し込み資格がない人が多いことは「保育所の利用可能性」が低いことを意味する。従って、本稿は、子供の人口を分母とする。

妻の労働時間のもつ影響の大きさは、短時間労働ほど大きい。夫の労働時間の持つ影響の大きさは、誰の家事頻度かによって異なる。妻の家事頻度に対しての影響の大きさは、夫の短時間労働で大きい。週42時間以上の場合には統計的に有意な差はない。夫の家事頻度に対しての影響の大きさは、短時間労働で大きい点は妻の家事頻度に対する影響の場合と同様であるが、週60時間以上の長時間労働の場合には統計的に有意に夫の家事頻度を押し下げる点が異なる。

分配要因を表す変数のひとつ、夫妻の「年齢」の推定係数は、予想とは逆の符号をもつ。妻の「年齢」は、妻の料理・洗濯頻度に対しプラスの、夫の料理・洗濯頻度に対しマイナス

表2 順列ロジットモデルによる項目別家事頻度に対する影響に関する推定係数、有配偶者、60歳未満、日本、2004年

(1) 共働き夫妻 (続く)

変数	妻							
	洗濯		料理		掃除		買い物	
モデル	1	2	3	4	5	6	7	8
年齢：夫	-0.02	-0.02	-0.01	-0.01	0.01	0.01	0.003	0.01
妻	0.04*	0.03*	0.05*	0.04#	0.002	0.0003	0.02	0.01
教育年数：夫	-0.04	-0.06*	0.05	0.03	-0.02	-0.03	0.01	0.0001
妻	0.01	0.01	-0.07	-0.06	-0.07*	-0.06*	-0.09**	-0.09**
同居子供数	0.54**	0.51**	-0.01	-0.12	0.19**	0.13**	0.13**	0.09*
第1子12歳以上	0.26#	0.30*	0.25	0.39	0.06	0.15	0.26*	0.29*
同居状況								
妻方母	-0.80**	-0.78**	-0.80**	-0.80**	-0.42**	-0.35**	-0.36**	-0.32**
妻方父								
夫方母			-0.47*	-0.37#	-0.15#	-0.06	-0.15#	-0.09
夫方父			0.59*	0.60*				
賃金率：夫	1.63**	1.44**	0.96	0.54	1.50**	1.04**	0.67*	0.72*
Log(妻)	-0.35**	-0.23**	-0.56**	-0.32**	-0.38**	-0.26**	-0.25**	-0.13*
夫の週労働時間								
34時間以下		-0.92**		-1.71**		-0.61*		-0.83**
35~41		-0.23		-0.63**		-0.29*		-0.12
42~48		ref.		ref.		ref.		ref.
49~59		0.21		0.03		-0.11		0.10
60時間以上		0.08		0.42		0.05		0.35**
妻の週労働時間								
15時間以下		0.91**		1.64**		1.41**		0.71**
16~34		0.73**		1.01**		0.67**		0.67**
35~41		0.57**		0.31		0.21#		0.37**
42~48		ref.		ref.		ref.		ref.
49時間以上		-0.15		-0.95**		-0.33*		0.01
保育園在籍割合	1.25**	1.69**	0.73	1.34#	0.31	0.93**	0.01	0.41
回答者が妻	-0.05	-0.10	0.29#	0.24	-0.13#	-0.18*	-0.01	-0.04
Cut point 1	-1.69	-1.65	-2.07	-2.44	-3.46	-3.57	-4.08	-4.04
Cut point 2	-1.10	-1.05	-1.66	-2.03	-1.64	-1.73	-2.86	-2.81
Cut point 3	0.39	0.47	-0.40	-0.74	0.66	0.66	-0.07	0.02
Cut point 4	1.47	1.57	0.65	0.34	1.73	1.78	1.44	1.55
N	2295	2295	2275	2275	2280	2280	2283	2283
Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Pseudo R2	0.07	0.08	0.05	0.10	0.03	0.05	0.02	0.03

\*\*<0.01, \*<0.05, #<0.1

スの影響をもつ。妻の年齢が高いほど、妻の料理・洗濯頻度は高く、夫の料理・洗濯頻度は低い。この統計的に有意な影響は掃除・買い物頻度ではみられない。予想とは逆の結果がみられた理由には、料理・洗濯への習熟度の夫と妻の違いが、妻の年齢が高いほど大きいことが考えられる。料理・洗濯は、掃除・買い物と比べ、習熟が必要な家事である。料理は家事の中でも習熟が最も必要な項目であろう。また、洗濯について、全自動洗濯機があっても、衣類や汚れの種類による下処理など、習熟が必要な面があるだろう。家事の習熟度が性別で異なることは、後述する親の家事援助が親の性別で異なることから、示唆される。

表2 順列ロジットモデルによる項目別家事頻度に対する影響に関する推定係数、有配偶者、60歳未満、日本、2004年

(1) 共働き夫妻 (続き)

変数	夫							
	洗濯		料理		掃除		買い物	
モデル	1	2	3	4	5	6	7	8
年齢：夫	-0.01	-0.01	0.005	-0.002	0.003	-0.001	0.01	0.003
妻	-0.03#	-0.03#	-0.04**	-0.04**	-0.002	-0.0004	-0.01	-0.01
教育年数：夫	-0.02	-0.001	0.05*	0.07**	0.04	0.06*	0.04#	0.05*
妻	0.10*	0.09*	0.08*	0.08*	0.05	0.05	0.11**	0.12**
同居子供数	0.06	0.13*	-0.02	0.03	-0.001	0.05	0.02	0.04
第1子12歳以上	-0.04	-0.10	0.11	0.10	-0.33*	-0.35**	-0.17	-0.18
同居状況								
妻方母	-0.32	-0.42#	-0.64**	-0.71**			-0.30*	-0.32*
妻方父	-0.81*	-0.85*						
夫方母	-0.72**	-0.86**	-0.55**	-0.62**	-0.22#	-0.31*		
夫方父					0.27#	0.30#		
賃金率：夫	-1.30**	-1.28**	-0.92**	-1.07**	-0.74*	-0.85*	-0.48#	-0.67*
妻	0.50**	0.32**	0.30**	0.20**	0.21**	0.09	0.15**	0.10#
夫の週労働時間								
34時間以下		0.87*		0.67*		0.85**		0.72**
35～41		0.38*		0.22#		0.40**		0.19
42～48		ref.		ref.		ref.		ref.
49～59		-0.14		-0.16		0.10		-0.11
60時間以上		-0.60**		-0.48**		-0.52**		-0.18
妻の週労働時間								
15時間以下		-1.14**		-0.72**		-0.74**		-0.38*
16～34		-1.04**		-0.53**		-0.56**		-0.29*
35～41		-0.47**		-0.21		-0.27*		-0.16
42～48		ref.		ref.		ref.		ref.
49時間以上		-0.08		-0.02		0.20		-0.12
保育園在籍割合	-0.53	-1.13*	-0.29	-0.70#	-0.41	-0.84*	-1.13**	-1.35**
回答者が妻	-0.58**	-0.54**	-0.39**	-0.35**	-0.54**	-0.50**	-0.43**	-0.41**
Cut point 1	-1.50	-1.63	-0.89	-0.95	0.55	0.54	0.54	0.54
Cut point 2	-0.80	-0.91	-0.14	-0.18	1.80	1.83	1.74	1.74
Cut point 3	0.10	0.02	0.97	0.95	3.53	3.57	3.66	3.67
Cut point 4	0.74	0.67	1.66	1.64	4.32	4.36	5.14	5.16
N	2232	2232	2249	2249	2252	2252	2264	2264
Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Pseudo R2	0.06	0.08	0.03	0.04	0.02	0.04	0.02	0.02

\*\*<0.01, \*<0.05, #<0.1

分配要因を表すもうひとつの変数、妻の「教育年数」の推定係数は、予想通りの符号をもつが、夫の「教育年数」の推定係数は予想と逆の符号をもつ。夫の「教育年数」の影響が予想と逆方向であることは、Tsuya and Bumpass (2004) のアメリカの夫妻の家事時間の分析結果と一致する。この符号の理由は、今後の検討課題である。

「同居子供数」は、妻の家事頻度にプラスの影響を与え、夫の家事頻度には洗濯を除いて影響しない。子供数が多く  $K$  が大きいことは、夫の家事頻度に影響しない。このことは、 $K$  の増大に応じた夫の家事時間調整が行われていないことを示唆する。

「第1子が12歳以上」は、妻の家事頻度に対して予想とは逆の符号をもつ。年齢の高い子供は、妻にとって家事頻度をへらす手助けになっていない。この変数は、夫の掃除頻度を下げる効果をもつ。年齢の高い子供が掃除の手伝いをして、夫の家事が減っているといえる。

「親の同居状況」は、親の性別、親が妻方か夫方かによって影響が異なる。夫妻両者の家事頻度を押し下げる効果があるのが、「母との同居」である。「妻方母との同居」は、妻の家事頻度についてこの効果の統計的有意性が高く、また、推定係数の大きさも妻の家事頻度に対して大きい。逆に、「夫方母との同居」は、夫の家事頻度についてこの効果の統計的有意性が高く、また、推定係数の大きさも夫の家事頻度に対して大きい。つまり、母は、自身の子供の配偶者よりも、自身の子供の家事の手伝いをより多くする。「妻方父との同居」は母の場合と異なり、妻の家事頻度には影響せず、夫、すなわち子供の配偶者の洗濯の手伝いのみをしている。「夫方父との同居」は、援助の効果はなく、かえって夫妻の家事頻度を増大させている。

「保育園在籍割合」は、妻の家事頻度を押し上げる効果と夫の家事頻度を押し下げる効果をもつ。保育園の育児援助は、妻の家事頻度を増加させるといえる。

## (2) 就業中の夫と専業主婦の妻

就業中の夫と専業主婦の妻についての順列ロジット分析結果は、表2(2)に掲げられている。表2(2)から、就業中の夫と専業主婦の妻の家事頻度について、以下がいえ。 「年齢」の影響は、共働き夫妻の場合とほぼ同様である。共働きの夫の「教育年数」が夫の家事頻度に対してもつプラスの影響は、就業中の夫と専業主婦の妻の場合にはみられない。妻の「教育年数」の影響の統計的有意性が専業主婦ではより小さい。

夫の「賃金率」は、統計的に有意な影響をもたない。夫の「週労働時間」は、妻の家事頻度に影響しないが、週60時間以上の長時間労働の場合に夫の家事頻度を下げる。

「同居子供数」が妻の家事頻度に与える影響は、共働きの妻の場合と同様である。「同居子供数」は、夫の家事頻度に対し統計的に有意な負の影響をもつ。

「第1子が12歳以上」の影響は、共働き夫妻の場合とほぼ同様である。

「親の同居状況」について、共働き夫妻の場合と同様な点は、「妻方母との同居」が夫の家事頻度を下げる点、「夫方母との同居」が夫の家事頻度を下げる影響を持つ点である。相違点は、「夫方母との同居」が妻の家事頻度に影響しない点、「夫方父との同居」が妻の家事頻度を下げ、夫の家事頻度を上げる影響を持つ点、そして、「妻方父との同居」が影響を持たない点である。共働きの場合、「夫方母との同居」は夫妻の家事頻度を下げる主要な要因のひとつであるが、妻が専業主婦の場合は異なる。

「保育園在籍割合」の影響の傾向は、共働きの場合とほぼ同様である。

表2 順列ロジットモデルによる項目別家事頻度に対する影響に関する推定係数、有配偶者、60歳未満、日本、2004年

(2) 就業中の夫と専業主婦の妻(続く)

変数	妻							
	洗濯		料理		掃除		買い物	
モデル	1	2	3	4	5	6	7	8
年齢：夫	-0.04*	-0.04*	-0.08*	-0.08*	-0.01	-0.01	0.01	0.01
妻	0.04#	0.04*	0.13**	0.14**	0.03#	0.03#	0.01	0.01
教育年数：夫	0.005	0.003	0.07	0.08	0.01	0.01	0.01	0.01
妻	-0.03	-0.04	-0.06	-0.05	-0.06	-0.06	0.02	0.01
同居子供数	0.95**	0.95**	0.88**	0.90**	0.42**	0.42**	0.19**	0.19**
第1子12歳以上	0.22	0.20	-0.59	-0.68	-0.04	-0.04	0.31*	0.30*
同居状況								
妻方母	-0.56*	-0.55*	-1.25**	-1.20**	-0.50**	-0.51**		
妻方父								
夫方母								
夫方父			-1.22**	-1.26**				
賃金率：夫	0.67	0.80	-0.55	-0.68	0.32	0.25	0.19	0.30
夫の週労働時間								
34時間以下		-0.16		32.89		0.35		-0.28
35～41		0.02		0.02		0.10		0.04
42～48		ref.		ref.		ref.		ref.
49～59		0.32		0.74		0.10		0.01
60時間以上		-0.02		0.08		0.06		0.12
保育園在籍割合	1.43#	1.46#	-0.52	-0.57	-0.04	-0.06	-0.73	-0.70
回答者が妻	0.05	0.04	0.21	0.19	-0.06	-0.06	-0.17#	-0.17#
Cut point 1	-3.54	-3.55	-3.27	-2.80	-4.65	-4.56	-3.62	-3.65
Cut point 2	-3.13	-3.14	-2.41	-1.93	-3.31	-3.22	-2.61	-2.64
Cut point 3	-1.92	-1.93	-1.51	-1.02	-1.08	-0.99	0.39	0.36
Cut point 4	-0.48	-0.49	(注)	(注)	-0.002	0.09	1.93	1.91
N	1493	1493	1482	1482	1491	1491	1513	1513
Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0001	0.0001	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Pseudo R2	0.09	0.09	0.10	0.11	0.02	0.03	0.02	0.02

\*\*<0.01, \*<0.05, #<0.1

(注) 従属変数のカテゴリー5つのうち、カテゴリー2に属する観測値がないため、Cut point 4の値はない。

## 2. 育児頻度分析

育児頻度<sup>6)</sup>に関する分析に使用した変数の定義と記述統計量は、表3に掲げられている。共働きの妻以外、統計モデルは、順列ロジットモデルを使用した。共働き妻の育児頻度は、カテゴリー3と4の2種類であるため、ロジットモデル<sup>7)</sup>を使用した。説明変数の定義は、「週労働時間」を除き、家事頻度分析の場合と同様である。家事頻度分析と異なり、「週労働時間」はカテゴリーに分類せず、数字を使っている<sup>8)</sup>。

表3から、第1子の日常の世話は、就業・非就業にかかわらず、平均的に妻は4の「ほとんどいつも」である。夫は、共働きの場合に頻度がより高く、3の「ときどき」により近くなる。特に、共働きの妻は、95%が4の「ほとんどいつも」で、残り5%が3の「ときどき」と妻の負担が大きい。

表2 順列ロジットモデルによる項目別家事頻度に対する影響に関する推定係数、有配偶者、60歳未満、日本、2004年

(2) 就業中の夫と専業主婦の妻（続き）

変数	夫							
	洗濯		料理		掃除		買い物	
モデル	1	2	3	4	5	6	7	8
年齢：夫	0.02	0.02	-0.01	-0.01	0.003	0.001	-0.01	-0.01
妻	-0.03	-0.03	-0.01	-0.01	0.01	0.01	-0.01	-0.01
教育年数：夫	-0.01	0.01	-0.002	0.01	0.04	0.05	0.03	0.03
妻	0.04	0.05	0.09*	0.11*	0.03	0.04	-0.01	0.004
同居子供数	-0.21*	-0.20*	-0.13*	-0.12*	-0.01	0.01	-0.06	-0.05
第1子12歳以上	-0.28	-0.28	-0.08	-0.09	-0.56**	-0.55**	-0.09	-0.08
同居状況								
妻方母	-0.52	-0.56#	-0.39*	-0.41*				
妻方父								
夫方母	-0.74*	-0.69*	-0.21	-0.21	-0.49*	-0.49*		
夫方父	0.79*	0.72*			0.46*	0.44#		
賃金率：夫	0.46	0.12	0.15	-0.25	0.14	-0.29	-0.16	-0.43
夫の週労働時間								
34時間以下		-0.01		0.29		0.05		0.28
35～41		0.55*		0.15		0.24		0.01
42～48		ref.		ref.		ref.		ref.
49～59		0.16		0.04		-0.09		-0.10
60時間以上		-0.41		-0.56**		-0.54**		-0.33*
保育園在籍割合	0.52	0.32	0.11	-0.08	0.36	0.19	-1.28**	-1.38**
回答者が妻	-0.10	-0.10	-0.05	-0.05	-0.15	-0.14	-0.24*	-0.24*
Cut point 1	1.99	2.09	0.56	0.68	2.08	2.15	-1.60	-1.54
Cut point 2	2.79	2.89	1.39	1.52	3.43	3.52	-0.29	-0.23
Cut point 3	3.78	3.89	2.54	2.68	5.32	5.41	2.21	2.28
Cut point 4	4.37	4.48	3.25	3.39	5.86	5.94	3.59	3.65
N	1453	1453	1466	1466	1470	1470	1488	1488
Prob > chi2	0.0175	0.0022	0.0000	0.0000	0.0056	0.0002	0.0000	0.0000
Pseudo R2	0.02	0.03	0.01	0.02	0.01	0.02	0.01	0.01

\*\*<0.01, \*<0.05, #<0.1

6) 育児頻度は、4：ほとんどいつも、3：ときどき、2：たまに、1：ほとんどしない、である。

7) カテゴリー4「ほとんどいつも」を1、カテゴリー3「ときどき」を0とするロジットモデル。

8) 調査では週労働時間をカテゴリーに分けて質問している。週労働時間を数字に置き換える方法は、賃金率を算出する際に週労働時間を数字に置き換えた方法と同様である。

夫妻の平均年齢は、共働きの場合にわずかに高い。妻の教育年数の平均値は、共働きの場合にわずかに高く、夫の教育年数の平均値は専業主婦を持つ場合に高い。「同居子供数」は、就業中の夫と専業主婦の夫妻でわずかに多い。「妻方母との同居」は、共働きの場合に高い。

「夫の賃金率」の平均値は、共働きの場合にわずかに低い。「夫の週労働時間」の平均値は、妻が専業主婦の場合により長い。

分析結果は、表4に掲げられている。育児頻度に関するデータの制約上、第1子が6歳以下の夫妻に限定されるため、観測値数が少ない。表4(1)から、共働き夫妻の場合、「賃金率」の持つ影響は予想と逆方向で、その人自身の育児頻度に対しプラスの影響をもつ。「賃金率」が高いほど、その人自身の育児頻度は高い。この「賃金率」のプラスの影響は、家事頻度の場合と逆である。妻の「賃金率」が妻の育児頻度に対しプラスの影響をもち、妻の家事頻度にマイナスの影響を持つことは、Kimmel and Connelly (2007)の母親の家事・育児時間分析の結果と一致する。家庭内の生産活動を考えるとき、家事と育児が区

表3 育児頻度に関する分析に使用した変数の定義と記述統計量、  
第1子が6歳以下である有配偶者、日本、2004年

(1) 共働き夫妻			
従属変数	平均	標準偏差	範囲
第1子の日常の世話			
妻	0.95	0.23	0-1
夫	2.87	0.90	1-4
説明変数	平均	標準偏差	範囲
年齢：夫	34.60	5.95	20.42-57.75
妻	32.75	4.82	22.00-50.67
教育年数：夫	13.49	2.00	9-16
妻	13.29	1.53	9-16
同居子供数	1.43	0.53	1-3
妻の母親と同居 同じ敷地内	0.15	0.36	0-1
賃金率：夫 (万円)	0.17	0.10	0.02-0.60
妻	0.11	0.09	0.02-0.58
夫の週労働時間	49.19	9.81	15-63
妻の週労働時間	34.48	11.68	15-60
(2) 就業中の夫と専業主婦の妻			
従属変数	平均	標準偏差	範囲
第1子の日常の世話			
妻	3.98	0.22	1-4
夫	2.71	0.88	1-4
説明変数	平均	標準偏差	範囲
年齢：夫	34.20	5.21	20.17-59.00
妻	32.10	4.54	20.08-47.33
教育年数：夫	13.76	2.00	9-16
妻	13.26	1.38	9-16
同居子供数	1.49	0.59	1-3
妻の母親と同居 同じ敷地内	0.10	0.31	0-1
賃金率：夫 (万円)	0.18	0.09	0.02-0.64
夫の週労働時間	51.18	10.10	15-63

別されることは少ないが、これら2つは区別して分析する必要があることが示唆される。

表4(1), (2)から、夫の「週労働時間」は、予想通りの影響を、夫の育児頻度と共働きの妻の育児頻度に対してもつ。夫の「週労働時間」が長いほど、夫の育児頻度は下がり、共働きの妻の育児頻度は上がる。しかし、夫の「週労働時間」は、専業主婦の妻には影響はない。妻の「週労働時間」は、共働きの夫の育児頻度に対して予想通りの影響を与える。妻の「週労働時間」が長いほど、共働きの夫の育児頻度は上がる。

「教育年数」は、専業主婦の夫妻の場合に、予想通りの影響をもつ。配偶者の「教育年数」が高いほど、妻又は夫の育児頻度は上がる。

「同居子供数」は、専業主婦を持つ夫の育児頻度に対して、マイナスの影響をもつ。「同居子供数」が多いほど、必要な育児量は増えるにもかかわらず、専業主婦をもつ夫の育児頻度は下がる。これは、共働き夫妻および専業主婦の育児頻度には影響しない。

「妻方母との同居」は、予想通り、就業・非就業にかかわらず妻の育児頻度を下げる。

表4 育児頻度に対する影響に関する推定係数，第1子が6歳以下である有配偶者，日本，2004年

(1) 共働き夫妻：妻はロジットモデル，夫は順列ロジットモデルによる

変数		妻			夫		
		ロジット			順列ロジット		
		モデル1	モデル2	モデル3	モデル1	モデル2	モデル3
年齢：夫	Coef.	0.02	-0.01	0.004	-0.02	-0.01	-0.001
	Std.E.	(0.13)	(0.15)	(0.16)	(0.05)	(0.05)	(0.05)
妻	Coef.	-0.07	-0.05	-0.07	-0.04	-0.04	-0.05
	Std.E.	(0.16)	(0.17)	(0.18)	(0.06)	(0.06)	(0.06)
教育年数：夫	Coef.	-0.02	-0.05	0.01	-0.003	0.03	-0.01
	Std.E.	(0.29)	(0.33)	(0.34)	(0.11)	(0.11)	(0.11)
妻	Coef.	0.38	0.35	0.40	0.10	0.08	0.05
	Std.E.	(0.45)	(0.46)	(0.48)	(0.15)	(0.15)	(0.15)
同居子供数	Coef.	0.56	0.52	0.68	-0.44	-0.35	-0.47
	Std.E.	(0.93)	(0.97)	(0.97)	(0.35)	(0.35)	(0.35)
妻方母との同居	Coef.	-2.14#	-2.18#	-2.61*	-0.40	-0.44	-0.42
	Std.E.	(1.11)	(1.18)	(1.30)	(0.51)	(0.52)	(0.53)
賃金率：夫(万円)	Coef.	-7.52	-6.10	-10.02	4.14#	3.49	6.05*
	Std.E.	(6.37)	(6.55)	(7.46)	(2.35)	(2.36)	(2.49)
log(妻)	Coef.	1.06	1.39#	1.72*	0.0001	-0.18	-0.46
	Std.E.	(0.76)	(0.82)	(0.85)	(0.27)	(0.28)	(0.30)
夫の週労働時間	Coef.		0.09#	0.10#		-0.05**	-0.06**
	Std.E.		(0.05)	(0.06)		(0.02)	(0.02)
妻の週労働時間	Coef.			-0.07			0.05**
	Std.E.			(0.05)			(0.02)
定数		3.89	1.30	3.37			
		(6.28)	(7.22)	(7.84)			
Cut point 1					-3.20	-4.96	-3.88
Cut point 2					-1.38	-3.10	-1.91
Cut point 3					0.53	-1.09	0.24
N		119	119	119	118	118	118
Prob > chi2		0.38	0.24	0.20	0.23	0.04	0.002
Pseudo R2		0.18	0.24	0.28	0.04	0.06	0.09

\*\*<0.01, \*<0.05, #<0.1

## VI. まとめ

コレクティブモデルを援用して、日本の夫妻の家事・育児頻度に影響する要因を分析した結果、賃金率が統計的に有意な影響をもち、かつ、夫妻の労働時間が、予想通りの統計的に有意な影響をもつ。このことは、日本では、夫妻の家事・育児時間が労働時間と同時に決定されているというよりも、むしろ、労働時間は時間的制約条件となっている可能性を示唆する。同居子供数が、夫の家事・育児頻度に対しプラスの影響をもたないことも、この可能性を示しているといえる。なぜなら、家事・育児時間と労働時間が同時決定されているならば、子供数の増加に応じて、家事・育児時間と労働時間の両者が調整され、子供数はプラスの影響をもつと考えられるからである。

家事時間に対する場合と異なり、育児時間に対して賃金率もつ影響の符号が、予想とは逆に、プラスであることは、本稿の分析の枠組みは不十分であり、家事と育児時間を区別する必要があることを示す。分析の枠組みでは、育児時間は、チャイルドサービスの生産を通じて、夫妻の効用を上昇させると考え、育児時間自体に効用を上昇させる効果を考慮していない。しかし、育児中の子供と一緒に過ごす時間が、夫妻の喜びとなって夫妻の効用を上昇させる可能性は十分に考えられる。育児時間自体が夫妻の効用につながる面を

表4 育児頻度に対する影響に関する推定係数、第1子が6歳以下である有配偶者、日本、2004年

変数		妻		夫		
		モデル1	モデル2	モデル1	モデル2	
年齢：夫	Coef.	0.02	0.02	0.05#	0.06*	
	Std.E.	(0.10)	(0.10)	(0.03)	(0.03)	
妻	Coef.	-0.20	-0.19	-0.01	-0.01	
	Std.E.	(0.13)	(0.13)	(0.03)	(0.03)	
教育年数：夫	Coef.	0.50#	0.49#	-0.06	-0.05	
	Std.E.	(0.28)	(0.28)	(0.06)	(0.06)	
妻	Coef.	-0.27	-0.18	0.14	0.18*	
	Std.E.	(0.40)	(0.40)	(0.09)	(0.09)	
同居子供数	Coef.	0.06	0.06	-0.37*	-0.33#	
	Std.E.	(0.86)	(0.88)	(0.18)	(0.18)	
妻方母と同居	Coef.	-1.66#	-1.82#	0.52	0.48	
	Std.E.	(0.99)	(1.02)	(0.39)	(0.39)	
賃金率：夫(万円)	Coef.	2.57	-1.62	1.05	-0.44	
	Std.E.	(7.12)	(8.67)	(1.40)	(1.51)	
夫の週労働時間	Coef.		-0.06		-0.03*	
	Std.E.		(0.07)		(0.01)	
Cut point 1			-9.01	-11.00	-0.36	-1.16
Cut point 2			-8.31	-10.29	1.53	0.75
Cut point 3			-7.32	-9.30	3.51	2.77
N			313	313	310	310
Prob > chi2			0.14	0.16	0.04	0.01
Pseudo R2			0.18	0.19	0.02	0.03

考慮すれば、賃金率は育児時間に対してプラスの影響をもちうる。賃金率が高く、世帯内での立場が強いほど、喜びの源となる育児時間が長いことを意味するからである。この点を考慮した理論モデルの修正は今後の課題である。

以上から、男性の労働時間の柔軟性が低く、子供数増加に応じた時間調整が行いにくいことは、労働時間が時間的制約条件となり、夫妻が効用を最大化できる最適点の実現を妨げている可能性を示唆する。これは、労働時間の制約のために、子供数を増やすと、最適な状態を実現できないことを意味するので、夫妻のもつ子供数を減少させることを通じて、低出生力水準の背景になりうるといえる。

## 参考文献

- Bayudan, Connie G (2006)., "Wives' Time Allocation and Intra-household Power: Evidence from the Philippones", *Applied Economics* 38, pp.789-804.
- Blundell, Richard, Pierre-Andre Chiappori and Costas Meghir (2005), "Collective Labor Supply with Children", *Journal of Political Economy*, 113(6), pp.1277-1306.
- Blundell, Richard, Pierre-Andre Chiappori, Thierry Magnac and Costas Meghir (2007), "Collective Labour Supply: Heterogeneity and Non-Participation", *Review of Economic Studies*, 74, pp.417-445.
- Kimmel, Jean and Rachel Connelly, (2007) "Mother's Time Choices Caregiving, Leisure, Home Production, and Paid Work", *The Journal of Human Resources* 62(3), pp.643-681.
- Shelly Lundberg (1988), "Labor Supply of Husbands and Wives: A Simultaneous Equations Approach", *The Review of Economics and Statistics*, pp.224-235.
- Lundberg, Shelly J., Robert A. Pollak and Terence J. Wales (1997), "Do Husbands and Wives Pool Their Resources? Evidence from the United Kingdom Child Benefit", *Journal of Human Resources* 32, Summer, pp.463-480.
- Tsuya, O. Noriko, and Larry L. Bumpass (2004), "Gender and Housework", *Marriage, Work & Family Life in Comparative Perspective* Tsuya, O. Noriko, and Larry L. Bumpass (ed.), University of Hawaii Press, pp.114-133
- 吉田千鶴 (2005), 「出生水準と就業状態との関係についての国際比較」, 『人口問題研究』, 第61巻第4号, pp.22-38.

# The Relationship between Working Hours and Household Production Time in Japanese Wives and Husbands

Chizu YOSHIDA

I estimate effects of economic factors on couples' hours spent on household tasks and childcare considering Japanese couples' unmet desire for shortening working hours. The "collective" model of intrahousehold distribution presents that couples determine simultaneously labor supply, household production time and consumption after determining the amount of consumption for public goods and that household production time depends on couple's wage rates, nonlabor income and a distribution factor, and does not depend on working hours (Blundell, Chiappori and Meghir 2005). If couples can determine the time allocation maximizing their household utility functions, there is no unmet desire for shortening working hours. Japanese husbands' unmet desire increases according an increase in the number of their children (Yoshida 2005). Some exogenous factors may prevent maximizations of their household utility functions.

In Japan fulltime jobs and part time jobs are very deferent in the wage rate, job security and so on. When the shorter working hours are desirable in a child birth, changing fulltime job to part time job has economic demerit. This may affect household decision making.

Using data from the Japanese Generations and Gender Survey conducted in 2004, I estimate coefficients from ordered logit analyses about frequencies of household tasks and childcare. The results show that wives' and husbands' wage rates and weekly hours have statistically significant effects at the same time. And the number of children has no effect or negative effect on husbands' frequencies of household tasks and a positive effect on wives' frequencies of household tasks although its effect is expected positive from the model. Those mean working hours, especially husbands' working hours are not adjusted at the birth and prevent maximizations of their household utility functions.