

# 家計の時間配分行動と父親の育児参加

水 落 正 明

## I はじめに

わが国の父親の育児に対する貢献は、国際的にみて低水準である。その具体的数値は、(財)日本女子社会教育会が行った「家庭教育に関する国際比較調査」の結果に示されている<sup>1)</sup>。この調査に掲載されているデータから、父母が子どもと過ごす1日あたりの平均時間と父親の育児分担(父親の時間を母親の時間で割ったもの)の状況を表1にまとめた。

表1を見てわかるように、わが国の父親が子どもと過ごす時間は1日平均3.3時間と6カ国中最も少ない。また、父親の育児分担をみると、韓国の0.43に次いで0.45と低く、父母間の育児時間に大きな差があることが確認できる。すわなち、わが国の父親による育児は絶対量および母親に対する相対的な量の双方において、低水準であるといえる。

こうした父親の育児参加の少なさが、女性の就業継続や出生行動にマイナスの影響を与える可能性が高いことが指摘されている<sup>2)</sup>。そこで、わが

国でも父親の育児参加の規定要因に関する実証研究が既にいくつか行われているが、それらの先行研究の大半は、父親の育児参加の指標としておおまかな頻度を用いている。時間データを用いている研究は津谷[2002]のみとわずかで、そのため、父親の育児に関する絶対的・相対的水準についてあまり明らかにされていないのが現状である。さらに、すべての先行研究において、父親の育児参加に対し、父母の就業状況が外生的に扱われている。しかしながら、経済学的な観点からは、Becker[1965]やGronau[1977]による時間配分の理論が示すように、育児時間も労働時間も内生的に決定されるとも考えられる。そうした観点から、国外の研究では、夫婦における育児時間や労働時間の内生性を考慮した実証分析が行われており、育児や労働の時間は内生的な決定関係にあること、すなわち家計内で柔軟な時間配分が行われていることが統計的に確認されている。わが国の父親の育児参加に関する研究では、こうした時間配分の内生性に関する検証は行われていないが、今後、政策的に父親の育児参加を促進するうえで、家計における時間配分のメカニズムについ

表1 子どもと過ごす時間の国際比較

	日本	韓国	タイ	アメリカ	イギリス	スウェーデン
父親 <sup>a</sup>	3.3	3.6	6.0	4.9	4.8	3.6
母親 <sup>a</sup>	7.4	8.4	8.1	7.6	7.5	6.5
父親/母親	0.45	0.43	0.74	0.64	0.64	0.55

資料) (財)日本女子社会教育会「家庭教育に関する国際比較調査報告書」(1995)より作成。

注) <sup>a</sup>単位は時間。

て明らかにしておく必要があると考える。

そこで本稿では、時間配分の理論に基づき、時間データを用いて、家計の時間配分行動と父親の育児参加の規定要因について実証的に明らかにする。本稿の構成は以下のとおり。まず II では、先行研究を取り上げ、残された課題と本稿の位置づけについて述べる。続く III では、実証分析の枠組みを提示する。IV では、父母の育児・労働時間のデータを概観し、V では、本稿の推定方法と変数について述べる。VI では、推定結果とその解釈について述べ、最後の VII では、本稿の分析から得られた結果をまとめる。

## II 先行研究

### 1 先行研究で得られている知見

父親の育児参加の規定要因に関するわが国のおもな実証研究として、加藤ほか[1998]、Nishioka[1998]、松田[2002]、津谷[2002]がある<sup>3)</sup>。

父親の育児参加の指標としての被説明変数は、津谷[2002]が父母それぞれの育児時間と育児分担(父親の育児時間/父母の合計育児時間)を用いているほかは、加藤ほか[1998]、Nishioka[1998]、松田[2002]はおおまかな父親の育児の頻度などを用いている<sup>4)</sup>。

これらの先行研究は、この分野の研究で先行している米国での研究蓄積に基づいた父親の育児参加の規定要因に関する仮説について検証している。主な仮説としては、松田[2002]によれば、(a)家事・育児の量、(b)時間的余裕、(c)相対的資源、(d)イデオロギー、がある。具体的には、(a)は子どもの数など、(b)は父母の就業状態など、(c)は夫婦間の収入や学歴の差など、(d)は育児や仕事に関する性別分業意識などである。

こうした仮説に関する先行研究の分析結果は以下のとおり。

家事・育児の量では、子どもが多い場合に父親の育児参加が増加する[加藤ほか 1998]という結果と、子どもの数の影響はない[Nishioka 1998]とする結果がある。一方、末子の年齢が低いほど父親の育児参加が増加することではいずれの研究で

も一致している。また、祖父母との同居の影響は、いずれの先行研究においても確認されていない。

時間的余裕では、父親の就業の影響について、父親の労働時間が短い場合に父親の育児参加が増加し[加藤ほか 1998；津谷 2002]、帰宅時間が遅いことが育児参加を減少させる[Nishioka 1998；松田 2002]という結果が得られている。母親の就業の影響では、フルタイム就業などで家庭で過ごす時間が短く、高収入であるなどの場合、父親の育児参加が増加することが、いずれの研究でも確認されている。

相対的資源では、父母の学歴の影響については、影響が確認されていない[加藤ほか 1998；Nishioka 1998；津谷 2002]ものが大半だが、父親の学歴が高い場合、父親の育児参加が増加する[松田 2002]という結果も得られている。

イデオロギーに関しては、その影響は確認されていない[加藤ほか 1998；Nishioka 1998]。

以上の国内の先行研究に対して、Hallberg and Klevmarken[2003]はスウェーデンのデータを用いて、時間配分の観点から父母の育児時間の規定要因について実証分析を行っている<sup>5)</sup>。この研究の主な結果として、父母の育児時間と労働時間は内生的に決定されていること、および父親の育児時間は、父親の労働時間との間に負の関係、母親の労働時間との間に正の関係があることが統計的に確認されている。さらに、父母の育児時間には正の相関があり、補完的であるという結果も得られている。そのほか、学歴や末子の年齢、子どもの人数、同居する夫婦以外の大人が父親の育児時間に与える影響は確認されていない。

### 2 本稿の位置づけ

わが国の研究で父親の育児参加の指標として時間データを用いたのは津谷[2002]のみであり、そのほかの研究ではおおまかな頻度などを用いていた<sup>6)</sup>。大まかな頻度では、父母間の育児分担や、時間配分の内生性について検証することは難しい。また、父親の育児参加に対して、父母の就業状況などが外生的にとらえられていたが、その外生性については統計的に確認されたわけではなく、

国外の研究が示すように実際のデータによる確認が必要であろう。そこで本稿では、都道府県データではあるが、時間データを用い、父親の育児参加に対して父母のほかの活動時間が内生的に決定しているのか、すなわち家計内で柔軟な時間配分が行われているかについて明らかにする。その上で、父親の育児参加の規定要因について明らかにする。

### III 実証分析の枠組み

ここでは、家計内の時間配分モデルから、父親の育児参加の規定要因について考察する<sup>7)</sup>。家計は父母と子どもから構成され、(1)式のように市場財  $X$ 、子どもの質  $Q$ 、余暇時間  $l_i$  から効用を得るものとする。添え字の  $f$  は父親、 $m$  は母親を示している。

$$U = U(X, Q, l_f, l_m) \quad (1)$$

子どもの質  $Q$  は、(2)式のように、子どもの人数  $N$  と子どもの年齢構成  $A$  を与件として、父母それぞれの時間投入、すなわち育児時間と父母以外の第三者による保育時間を投入することで生産されるものとする。

$$Q = Q(h_f, h_m, h_o; N, A) \quad (2)$$

ここで、 $h$  は子どもの質を生産するための投入時間であり、添え字の  $o$  は父母以外の第三者を示している。父母それぞれの利用可能時間を  $T$ 、市場での労働時間を  $t$ 、通勤時間を  $c$  とすると、時間制約は以下のようなになる<sup>8)</sup>。ここでは、通勤時間は外生とする。

$$h_i + l_i + t_i + c_i = T \quad i = f, m \quad (3)$$

また、幼い子どもをもつ母親が市場労働するためには、自身の育児時間に代替する保育時間を労働時間と等しい分だけ調達・購入する必要がある。そこで、母親についてのみ、以下のような時間制約をもうける。

$$h_o = t_m \quad (4)$$

(3)式と(4)式から、市場財の価格を1とした場合の市場賃金率  $w_i$ 、保育サービスの質  $q$  を考慮した購入する保育時間の価格を  $p_q$  とすると、予算制約は(5)式になる。

$$X = w_f t_f + (w_m - p_q) t_m \quad (5)$$

以上のモデル設定により、父母の時間配分に関して以下の条件式が導き出される。

$$\frac{\partial U / \partial l_f}{\partial U / \partial l_m} = \frac{\partial Q / \partial h_f}{\partial Q / \partial h_m - \partial Q / \partial t_m} = \frac{w_f}{w_m - p_q} \quad (6)$$

以上の理論モデルを用いて実証分析の枠組みについて述べる。(6)式の右辺からわかるように、このモデルのポイントは、家計は購入する保育時間の価格を考慮した母親の実質的な賃金率  $(w_m - p_q)$  と父親の市場賃金率に直面していることである。そして、(6)式の中辺のように、母親による育児と代替的な保育による子どもの質の生産性の差と、父親の育児による子どもの質の生産性とを考慮して時間配分を決める。ここで、(6)式の右辺と中辺から、購入する保育時間の価格が上昇し母親の実質賃金率が低下した場合を考えてみる。父親が母親の実質賃金率にそれほど反応しない場合は、母親は実質賃金率  $(w_m - p_q)$  の変化に合わせて、限界生産性と一致するよう育児時間を増やし、父親は、相対賃金率  $(w_f / (w_m - p_q))$  の変化に合致するように育児時間を減らす<sup>9)</sup>が、その度合いは育児時間が子どもの質に与える限界生産性、すなわち生産技術による。また、父親が母親の実質賃金率によく反応する場合は、父親は育児時間を減らし、労働時間を増やして母親の収入の低下を補おうとする。父親の反応の程度によって母親の時間配分行動も異なり、母親は時間配分をまったく変更しない可能性もある。このようにして父母の育児時間および育児の分担に変化が生じる。市場賃金率が変化する場合も同様であるが、子どもの質の生産関数  $Q$  の形状や父母が互いの賃金率などにどの程度反応するかは先見的にはわからない。そこで、父親の育児時間および育児分担がどのように変化するかを実証分析によって確認す

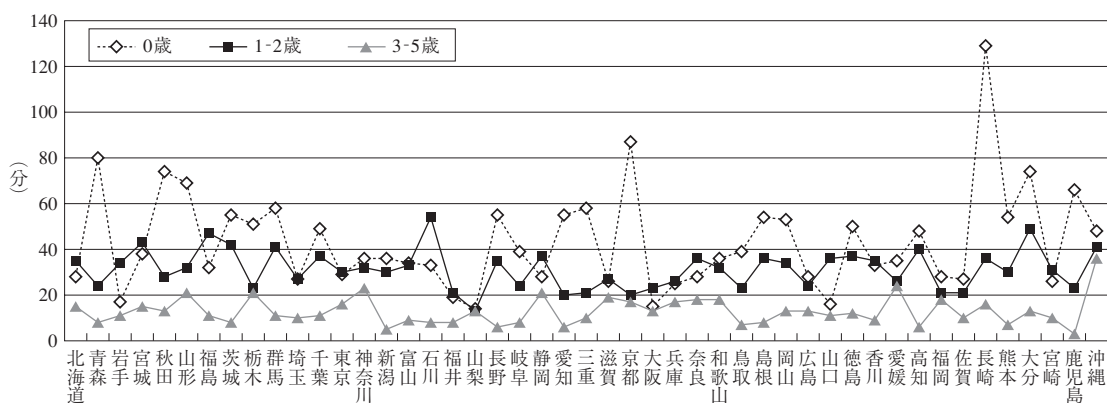
る必要がある。また、時間制約としての通勤時間 $c$ の影響については、通勤時間の増加は家計の時間的余裕を減少させ、育児時間に負の影響を与える可能性が高い。

また、このモデルでは、父母の労働時間は育児時間とともに内生的に決定されていることが示されている。そこで、本稿では、こうした家計の時間配分の内生性について検証した上で、父親の育児時間および育児分担に関して推定を行う。

#### IV 末子年齢別にみた父母の育児・労働時間

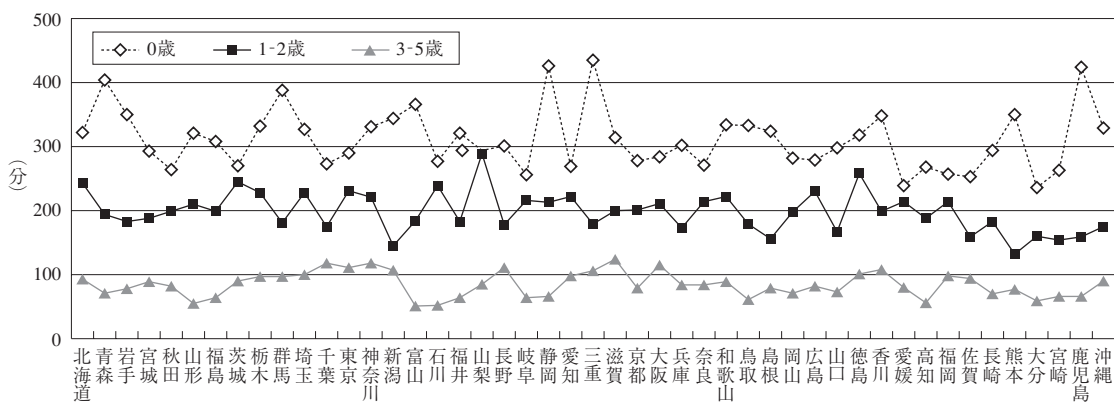
本稿では、2001年の「社会生活基本調査」(総務省)の都道府県データを用いて、家計内での時間配分と父親の育児参加(時間および分担)について分析を行う。そこで、ここでは、父母の活動時間について概観するため、2001年の「社会生活基本調査」から、末子年齢別の父母の育児時間と労働時間を都道府県別折れ線グラフに表した<sup>9)</sup>。図5は父親の育児分担(父親の育児時間/母親の育児時間)である。

図1-図5をみると、末子年齢による活動時間の



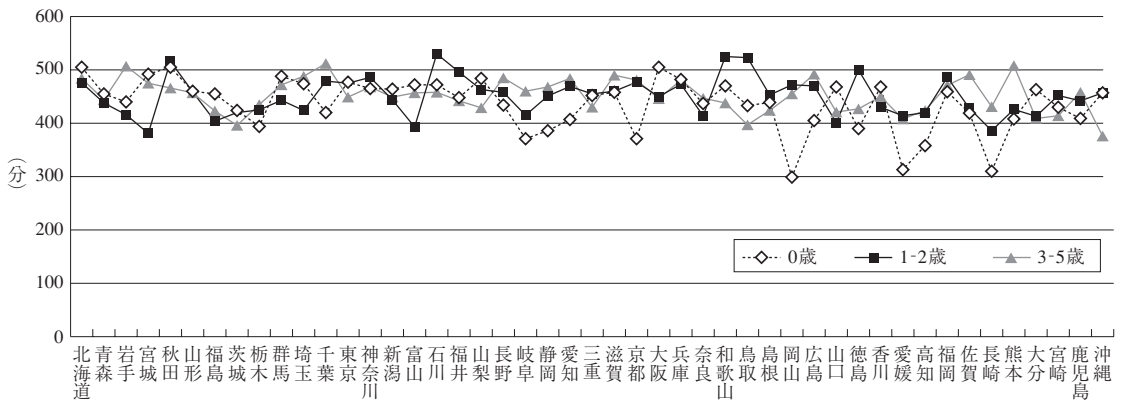
資料) 「社会生活基本調査」(総務省, 2001)

図1 父親の育児時間



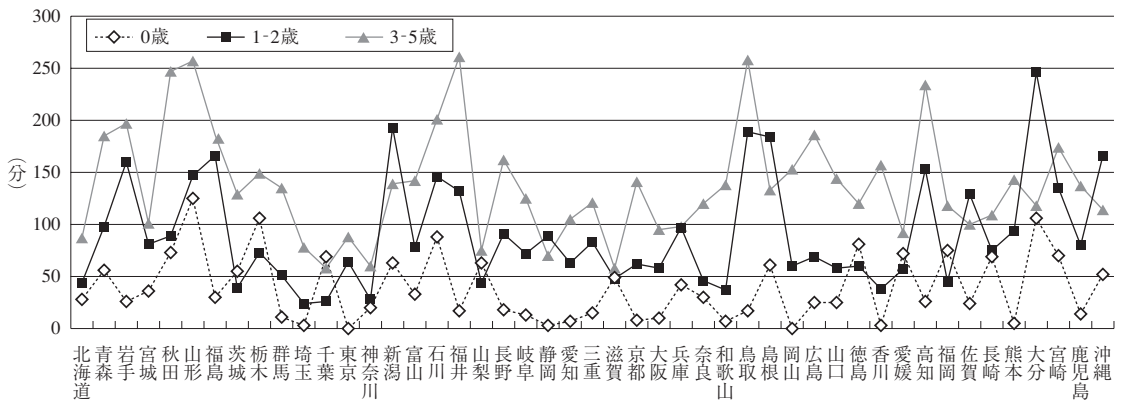
資料) 「社会生活基本調査」(総務省, 2001)

図2 母親の育児時間



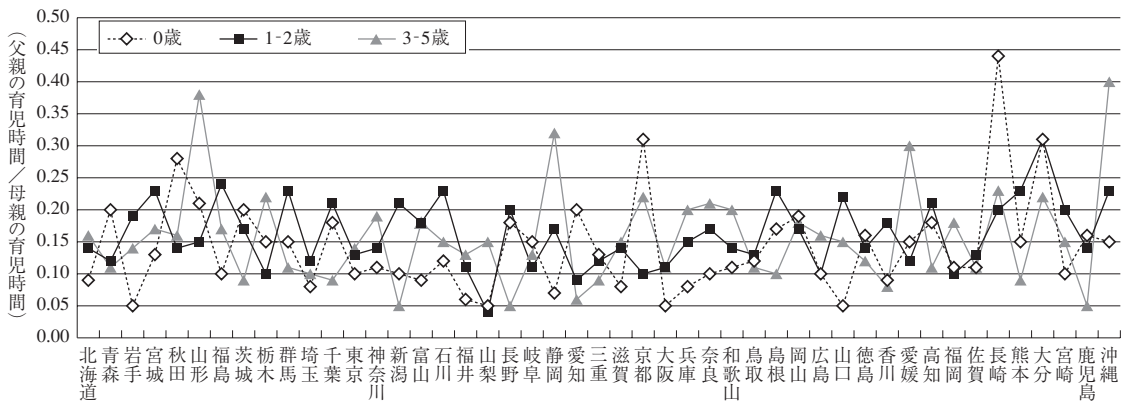
資料) 「社会生活基本調査」(総務省, 2001)

図3 父親の労働時間



資料) 「社会生活基本調査」(総務省, 2001)

図4 母親の労働時間



資料) 「社会生活基本調査」(総務省, 2001)

図5 父親の育児分担



変化が、父母間で大きく異なることがわかる。父親の育児時間と労働時間は末子年齢によって若干の変化はあるものの、それほど大きくない。一方、母親の育児時間と労働時間は末子年齢によって大きく変化している。このデータからは、父母間の時間配分において、母親が調整役をつとめていることがうかがわれる。一方、父親の育児分担は、図5が示すように末子年齢によって大きく異なることはない。父親の育児時間は母親の育児時間の1割から3割程度であることがわかる。

本稿では、以上に示したように、各都道府県における末子年齢別（0歳、1-2歳、3-5歳）の時間データをそれぞれ1つのサンプルとしてとらえ、計141サンプル（47都道府県×3サンプル）として回帰分析に用いる<sup>10)</sup>。

## V 推定方法と変数

IIIの考察に基づく本稿の実証モデルは以下のとおりである。(7)式は父親の育児時間( $h_f$ )に関する回帰式、(8)式は父親の育児分担( $h_f/h_m$ )に関する回帰式である<sup>11)</sup>。ここで、 $\varepsilon_1$ 、 $\varepsilon_2$ は誤差項である。

$$h_f = \alpha_0 + \alpha_1 t_f^* + \alpha_2 h_m^* + \alpha_3 t_m^* + \alpha_4 c_f + \alpha_5 (w_f / w_m) + \alpha_6 p + \alpha_7 q + \alpha_8 N + \alpha_9 A + \alpha_{10} X + \varepsilon_1 \quad (7)$$

$$h_f / h_m = \beta_0 + \beta_1 t_f^* + \beta_2 t_m^* + \beta_3 c_f + \beta_4 (w_f / w_m) + \beta_5 p + \beta_6 q + \beta_7 N + \beta_8 A + \beta_9 X + \varepsilon_2 \quad (8)$$

父母の時間配分の内生性についてはモデル分析において述べたとおりである。そこで本稿では、

表2 変数の定義

変数名	定義, 単位	資料名, 調査年
父親の育児時間	末子年齢が0歳、1-2歳、3-5歳の男性の平均育児時間(週全体), 分	「社会生活基本調査」(総務省, 2001)
母親の育児時間	末子年齢が0歳、1-2歳、3-5歳の女性の平均育児時間(週全体), 分	
父親の育児分担	父親の育児時間/母親の育児時間	
父親の労働時間	末子年齢が0歳、1-2歳、3-5歳の男性の平均仕事時間(週全体), 分	
父親の通勤時間	末子年齢が0歳、1-2歳、3-5歳の男性の平均通勤時間(週全体), 分	
母親の労働時間	末子年齢が0歳、1-2歳、3-5歳の女性の平均仕事時間(週全体), 分	
父親賃金率	男性20-34歳のきまって支給する現金給与額/(所定内実労働時間+超過実労働時間), 円	「賃金構造基本統計調査」(厚生労働省, 2001)
母親賃金率	女性20-34歳のきまって支給する現金給与額/(所定内実労働時間+超過実労働時間), 円	
父母相対賃金率	父親賃金率/母親賃金率	
雇用者率	有配偶男女20-34歳の就業者に占める雇用者割合	「国勢調査」(総務省, 2000)
三世代世帯率	6歳未満児のいる世帯における三世代世帯割合	
世帯あたり子ども数	18歳未満児のいる世帯における18歳未満児数	
可住地人口密度	可住地面積1haあたり人口	
認可保育所定員率	認可保育所定員数/0-5歳人口	認可保育所定員数, 認可保育所所在者数, 延長保育実施カ所数, 保育士数は「社会福祉施設等調査報告」(厚生労働省, 2001) 休日保育, 障害児保育, 一時保育実施カ所数は厚生労働省保育課調べ 「保育白書(保育研究所, 2001)」 0-5歳人口は「国勢調査」(総務省, 2000)
待機児童率	待機児童数/認可保育所所在者数	
児童保育士率	認可保育所所在者数/保育士数	
延長保育実施率	認可保育所に占める延長保育実施カ所割合	
休日保育実施率	認可保育所に占める休日保育実施カ所割合	
障害児保育実施率	認可保育所に占める障害児保育実施カ所割合	
一時保育実施率	認可保育所に占める一時保育実施カ所割合	

父親の育児参加に対して、父親の労働時間  $t_f^*$  と母親の育児・労働時間  $h_m^*$ 、 $t_m^*$  を説明変数に用いるが、最初にこれらの時間変数の内生性の検定を行う。具体的には、操作変数法を用いて Durbin-Wu-Hausman 検定を行う<sup>12)</sup>。この検定によって時間変数が外生的と判断されれば、操作変数法を用いず、外生変数として説明変数に加える。

そのほかの説明変数は、父親の通勤時間  $c_f$ 、父母の市場賃金率の比  $w_f/w_m$ 、購入する保育時間の価格  $p$ 、保育サービスの質  $q$ 、子ども数  $N$ 、末子年齢  $A$ 、コントロール変数  $X$  である。具体的な変数名および定義などを表2にまとめた。表3は基本統計量である。

通勤時間について、母親の通勤時間は母親の就業状態に依存するため、本稿では父親の育児時間のみを用いる。父親の通勤時間増加は父親の育児参加を減少させると想定される。

父母の市場賃金率は、時給を計算して用いる。父母の市場賃金率は相関が非常に高い ( $R=0.91$ ) ため、相対賃金率 (父親/母親) として説明変数に加えるが、父母それぞれの賃金率を用いた推定も行う。父母の賃金率を個別に推定に用いる際は、消費者物価地域差指数 (総務省) でデフレートする。相対賃金率の上昇は一般的には父親の育児参加を減少させると考えられるが、モデル上ではどのような影響を与えるかは明らかではなかった。

購入する保育時間の価格については、認可保育所の定員率、待機児童率、三世代世帯の割合を用いる<sup>13)</sup>。認可保育所は認可外保育所などに比べて利用価格は低い。そのため、認可保育所の充実している地域、さらに、待機児童の少ない地域では、認可保育所の利用可能性は高くなり、購入する保育時間の価格は低いと期待される。また、祖父母と同居している場合、無償に近い形で一定の

表3 基本統計量

	平均	標準偏差	最小	最大
父親の育児時間	29.2	18.8	3	129
母親の育児時間	198.1	99.3	51	435
父親の育児分担	0.154	0.0695	0.0450	0.439
父親の労働時間	446.5	40.5	299	530
父親の通勤時間	45.1	14.8	12	86
母親の労働時間	89.3	61.9	0	261
父親賃金率	1519	99.4	1313	1692
母親賃金率	1292	102.7	1104	1527
父母相対賃金率	1.18	0.0394	1.09	1.27
雇用者率	0.922	0.0131	0.887	0.945
三世代世帯率	0.266	0.116	0.083	0.550
認可保育所定員率	0.320	0.102	0.138	0.591
待機児童率	0.00747	0.0107	0	0.0421
児童保育士率	7.71	0.955	6.20	10.1
延長保育実施率	0.417	0.129	0.145	0.700
休日保育実施率	0.0125	0.0097	0	0.0381
障害児保育実施率	0.278	0.0754	0.119	0.487
一時保育実施率	0.138	0.0888	0.0222	0.504
世帯あたり子ども数	1.78	0.0566	1.64	1.95
末子年齢0歳ダミー	0.333	0.473	0	1
末子年齢1-2歳ダミー	0.333	0.473	0	1
可住地人口密度	13.6	16.1	2.60	86.4

注) サンプル数は141。

保育時間を母親の育児時間に代替させることが可能であり、購入する保育時間の価格の低さとして認識される<sup>14)</sup>。保育所定員率と三世代世帯率については、その値が大きいほど購入する保育時間の価格が低く、反対に待機児童率の高さは保育時間の価格の高さを意味する。保育所定員率と待機児童率に負の相関 ( $R = -0.57$ ) があったがそれほど高くはないため、同時に推定に用いる。

保育サービスの質については、内閣府国民生活局物価政策課〔2003〕をもとに、児童保育士率、延長保育実施率、休日保育実施率、障害児保育実施率、一時保育実施率を用いる<sup>15)</sup>。これらの変数は相関が高いと考えられたが、最も相関が高いもので延長保育実施率と休日保育実施率の  $R=0.36$  であったため、同時に推定に用いる。

子どもの属性については、世帯あたり子ども数と末子年齢ダミーを用いる。

コントロール変数では、雇用者率は賃金変数が雇用者しか対象としていないことに対応し、自営業の状態についてコントロールするために用いる。可住地人口密度は都市部と地方の違いによる影響を取り除くために用いる。

## VI 推定結果

最初に、説明変数として用いる父母の時間変数の内生性に関する検定結果を表4に示す<sup>16)</sup>。ここでの帰無仮説は、時間に関する説明変数は外生的、とするものである。 $p$  値からわかるように、いずれの検定においても帰無仮説は棄却されていない。つまり、統計的には、すべての時間変数が外生的であることが確認された。時間配分の理論モデルでは、これらの時間を内生

的に決定されるものとしてとらえていたが、父親の育児参加に対しては外生的に決まっていることが実際のデータによって確認された。したがって、これらの時間データを外生変数として回帰分析に用いることとする。

続いて、父親の育児参加の規定要因に関する推定を行う。推定モデル(7)式に基づく父親の育児時間に関する推定結果を表5に、推定モデル(8)式の父親の育児分担に関する推定結果を表6に示した。推定方法は、都道府県人口を用いた加重最小二乗法である<sup>17)</sup>。

はじめに、父親の育児時間に関する推定結果(表5)について述べる。回帰2, 3は回帰1で用いた父母相対賃金率を父母それぞれの賃金率に分け、個別に推定式に用いたものである。回帰式の説明力として、いずれも  $\text{Adj-}R^2$  は約 0.5 と半分程度の説明力となっている。

以下、各変数の推定結果についてみていく。

時間変数については、父親の労働時間の係数が負で有意に推定された。父親の労働時間の長さが父親の育児時間を減少させていることが確認された。これは、国内の先行研究の結果と一致している。一方、父親の通勤時間、母親の育児時間、母親の労働時間についてはいずれも符号は正に推定されたが、有意な結果は得られなかった。

父母の相対賃金率、父母それぞれの賃金率の影響は、いずれも確認されなかった。

購入する保育時間の価格として、認可保育所定員率の影響は回帰1で有意であったが、回帰2, 3で有意ではなく安定した結果は得られていない。待機児童率はいずれの回帰式においても正で有意に推定されている。ただし、待機児童率

表4 時間変数の内生性に関する検定結果(Durbin-Wu-Hausman の  $\chi^2$  検定)

	父親の育児時間 ( $h_f$ )		父親の育児分担 ( $h_f/h_m$ )	
	$\chi^2$ 値	$p$ 値	$\chi^2$ 値	$p$ 値
父親の労働時間 ( $t_f$ )	0.942	(0.332)	0.736	(0.391)
母親の育児時間 ( $h_m$ )	2.293	(0.130)	—	
母親の労働時間 ( $t_m$ )	0.029	(0.864)	0.567	(0.452)
すべて ( $t_f, h_m, t_m$ ) <sup>a</sup>	2.527	(0.470)	1.371	(0.504)

注) <sup>a</sup> 父親の育児分担に関する検定では  $h_m$  は含まれない。



表5 父親の育児時間に関する推定結果

	回帰1	回帰2	回帰3
父親の労働時間	-0.146 *** (-4.94)	-0.148 *** (-4.96)	-0.146 *** (-4.88)
父親の通勤時間	0.0676 (0.72)	0.0757 (0.77)	0.0619 (0.63)
母親の育児時間	0.0340 (0.96)	0.0346 (0.97)	0.0334 (0.94)
母親の労働時間	0.0163 (0.48)	0.0151 (0.44)	0.0162 (0.47)
父母相対賃金率	-26.4 (-0.57)		
父親賃金率		-0.00934 (-0.46)	
母親賃金率			-0.000180 (-0.01)
雇用者率	92.6 (0.72)	97.5 (0.75)	89.8 (0.69)
三世代世帯率	4.90 (0.29)	-1.34 (-0.10)	-1.20 (-0.08)
認可保育所定員率	33.3 * (1.77)	29.3 (1.50)	31.9 (1.57)
待機児童率	466.9 ** (2.07)	409.9 * (1.73)	445.8 * (1.77)
児童保育士率	0.134 (0.09)	0.306 (0.19)	-0.0742 (-0.05)
延長保育実施率	-6.69 (-0.64)	-4.36 (-0.42)	-5.16 (-0.47)
休日保育実施率	305.6 * (1.74)	275.2 (1.66)	272.2 (1.61)
障害児保育実施率	-9.18 (-0.47)	-7.11 (-0.36)	-9.39 (-0.47)
一時保育実施率	-32.7 * (-1.79)	-32.0 * (-1.76)	-31.9 * (-1.75)
世帯あたり子ども数	-27.3 (-0.81)	-38.8 (-1.16)	-34.0 (-0.91)
末子年齢0歳ダミー	17.5 ** (2.37)	17.3 ** (2.33)	17.6 ** (2.37)
末子年齢1-2歳ダミー	12.3 *** (2.80)	12.2 *** (2.75)	12.4 *** (2.80)
可住地人口密度	-0.218 ** (-2.13)	-0.200 * (-1.75)	-0.224 * (-1.94)
定数項	60.0 (0.43)	60.1 (0.43)	47.7 (0.32)
Adj-R <sup>2</sup>	0.517	0.517	0.516
N	141	141	141

注) 1) \*\*\*: 1%水準で有意, \*\*: 5%水準で有意, \*: 10%水準で有意。( )内はt値。

2) 被説明変数は父親の育児時間。

3) 推定方法は、都道府県人口で重みをつけた加重最小2乗法。

表6 父親の育児分担に関する推定結果

	回帰 4	回帰 5	回帰 6
父親の労働時間	-0.000630 *** (-4.34)	-0.000634 *** (-4.33)	-0.000623 *** (-4.25)
父親の通勤時間	0.000567 (1.25)	0.000566 (1.20)	0.000496 (1.05)
母親の労働時間	0.000212 (1.35)	0.000209 (1.32)	0.000217 (1.38)
父母相対賃金率	-0.147 (-0.64)		
父親賃金率		-0.0000211 (-0.21)	
母親賃金率			0.0000414 (0.31)
雇用者率	0.173 (0.27)	0.174 (0.27)	0.125 (0.19)
三世代世帯率	0.0373 (0.45)	0.00325 (0.05)	0.0142 (0.19)
認可保育所定員率	0.0811 (0.87)	0.0675 (0.70)	0.0859 (0.85)
待機児童率	2.32 ** (2.08)	2.12 * (1.82)	2.38 * (1.92)
児童保育土率	-0.00475 (-0.68)	-0.00506 (-0.64)	-0.00697 (-0.93)
延長保育実施率	-0.0473 (-0.92)	-0.0371 (-0.73)	-0.0451 (-0.84)
休日保育実施率	1.08 (1.26)	0.906 (1.11)	0.947 (1.15)
障害児保育実施率	-0.0716 (-0.75)	-0.0677 (-0.68)	-0.0808 (-0.82)
一時保育実施率	-0.0924 (-1.02)	-0.0880 (-0.98)	-0.0880 (-0.98)
世帯あたり子ども数	0.462 (0.28)	-0.00125 (-0.01)	0.0410 (0.22)
末子年齢 0 歳ダミー	-0.0113 (-0.63)	-0.0116 (-0.65)	-0.0109 (-0.61)
末子年齢 1-2 歳ダミー	0.00345 (0.26)	0.00330 (0.25)	0.00385 (0.29)
可住地人口密度	-0.00106 ** (-2.10)	-0.00104 * (-1.84)	-0.00118 ** (-2.06)
定数項	0.361 (0.52)	0.320 (0.46)	0.213 (0.29)
Adj-R <sup>2</sup>	0.194	0.191	0.192
N	141	141	141

注) 1) \*\*\*: 1%水準で有意, \*\*: 5%水準で有意, \*: 10%水準で有意。( )内はt値。

2) 被説明変数は父親の育児分担。

3) 推定方法は、都道府県人口で重みをつけた加重最小2乗法。

は可住地人口密度とやや相関が高く( $R=-0.68$ )、可住地人口密度を推定式からはずすと有意ではない。また、三世代世帯率の影響は確認されなかった。

保育サービスの質の変数のうち、休日保育実施率は回帰1でのみ有意であったが、一時保育実施率は安定して負で有意に推定されている。一時保育の影響は、保育サービスの質や可住地人口密度などの変数を1つずつ除いたり入れたりの場合でもおおむね安定して推定されている。しかしながら、実際の受け入れ人数を反映したデータではなく、あくまで実施箇所数のデータであることには注意が必要である。

子どもの属性のうち、世帯あたり子ども数の係数は有意ではなかったが、末子年齢の係数は負で有意であった。また、末子年齢では、年齢が低いほど、父親の育児時間が増加していることも明らかになった。このように、子ども数の影響はなく、末子年齢が大きな要因であるという本稿の結果は、先行研究の結果とおおむね一致したものである。

コントロール変数として、雇用者率の影響については確認されなかった。一方、可住地人口密度の係数はいずれの回帰式においても負で有意であった。都市部に比べて地方で父親の育児時間が長いという結果が得られた。

次に、父親の育児分担の推定結果(表6)について述べる。回帰5, 6は先の回帰2, 3と同様に、父母の賃金率を個別に用いた推定結果である。父親の育児時間の推定結果と比べて有意な説明変数は少なく、回帰式の説明力もAdj-R<sup>2</sup>は約0.19と低い水準となった。

その中で安定した符号と有意性を持つのが父親の労働時間であり、推定された係数は負で有意であった。父親の労働時間の長さは、父親の育児時間だけでなく育児分担も減少させていることが確認された。

そのほかに有意であった変数は待機児童率と可住地人口密度である。ともに父親の育児時間に関する推定結果と符号の正負は一致している。可住地人口密度の係数から、都市部に比べて地方

では父親の育児分担も多いことがわかった。待機児童率については回帰1-3と同様に、可住地人口密度との関係で頑健な結果は得られていない。

父親の育児時間の推定結果と比べて特徴的なことは、末子年齢ダミーの影響が確認されなかったことである。すなわち、末子の年齢が低いほど父親の育児時間は増加していたが、育児分担に関しては末子の年齢に関係なく決まっていることになる。これは、父親の育児分担の指標が少し異なるものの、津谷〔2002〕で得られていた結果と一致している。

## VII 結 論

わが国の父親の育児参加は国際的にみて低水準であり、そのことが女性の就業継続や出生行動にマイナスの影響を及ぼす可能性が指摘されている。そこで本稿は、家計における時間配分の観点から、父親の育児参加(育児時間および育児分担)の規定要因について明らかにした。本稿では、「社会生活基本調査」の都道府県別時間データを用いて実証分析を行い、以下の知見を得ることができた。

①父親の育児時間、育児分担に関して家計の時間配分は硬直的であること。

国内の先行研究ではこれまで確認されていなかった部分であったが、都道府県別データで見限り、父親の育児時間および分担に対して父親の労働時間、母親の育児、労働時間は、統計的には外生的であった。Hallberg and Klevmarken〔2003〕の結果と異なり、日本の家計では夫婦相互の調整が少なく時間配分の硬直性が高いことが確認された。

②父親の育児時間、育児分担の規定要因として父親自身の労働時間が重要であること。

都道府県データにおいても父親の労働時間の長さが父親の育児参加を減少させているという事実が確認された。しかも父親の労働時間は外生的であることから、父親の育児参加を増加させるためには、労働時間を何らかの方法で減らす必要がある。具体的には、育児・介護休業法における、

「育児休業」や「勤務時間の短縮等の措置等」の利用促進により政策的に実現可能であると考ええる。

③保育政策が父親の育児参加に影響する可能性。

保育政策が父親の育児参加に影響する可能性が、本稿の分析結果で示されている。待機児童率の高い地域では父親の育児時間、育児分担ともに多く、一時保育実施率が高い地域では父親の育児時間は少ない。しかし、待機児童率については必ずしも頑健な結果ではなく、保育政策として待機児童率を低下させたり、一時保育実施保育所を増やしたりした場合、父親の育児参加が少なくなるかどうか確定的なことは言えない。また、付表2の結果で母親の労働時間が父親の家事育児分担に正の影響を与えていることから、保育所の充実で母親の就業が増えた場合、夫婦の家事育児分担が進むことも予想される。こうした保育政策が父親の育児参加に与える影響は、個票データの利用を含めて今後さらに分析すべき課題である。

(平成17年2月投稿受理)

(平成18年3月採用決定)

## 付 記

本稿は、2004年度日本経済学会春季大会での報告を大幅に改訂したものである。当該学会では討論者の山重慎二氏(一橋大学)から有益なコメントをいただいた。本稿の執筆過程では、吉田浩

氏(東北大学)、金子能宏氏(国立社会保障・人口問題研究所)、永瀬伸子氏(お茶の水女子大学)、および3人のレフェリーから貴重なアドバイスをいただいた。記して感謝したい。なお本稿にありうべき誤謬はすべて筆者の責任である。

## 付 録

ここでは、家事と育児と合わせた時間について推定した結果を示す。

付表1は、父親の家事と育児時間を合わせた父親の家事育児時間の推定結果である。保育所関連の変数で有意に推定されたものが多い以外は、表5の結果と一致している。

付表2は、父母それぞれについて家事と育児時間を合わせた家事育児時間を用いて、父親の家事育児分担(父親の家事育児時間/母親の家事育児時間)を計算し、推定した結果である。表6の推定結果に比べて有意な変数が多い。特に、母親の労働時間と末子年齢ダミーが有意であることが大きく異なっているポイントである。すなわち、家事育児分担でみた場合、母親の労働時間が多い地域では父親の分担が増えることになる。また、末子年齢が低い場合にも父親の分担が多くなることも示されている。

付表 1 父親の家事育児時間に関する推定結果

	回帰 7	回帰 8	回帰 9
父親の労働時間	-0.169 *** (-5.07)	-0.169 *** (-5.02)	-0.166 *** (-4.90)
父親の通勤時間	0.102 (0.98)	0.0972 (0.89)	0.0736 (0.68)
母親の育児時間	0.000133 (0.00)	-0.00239 (-0.07)	-0.00494 (-0.15)
母親の労働時間	0.00422 (0.10)	0.00193 (0.05)	0.0331 (0.07)
父母相対賃金率	-50.1 (-0.95)		
父親賃金率		-0.00454 (-0.20)	
母親賃金率			0.0166 (0.55)
雇用者率	153.2 (1.05)	152.2 (1.03)	137.2 (0.93)
三世代世帯率	14.6 (0.76)	3.09 (0.21)	7.54 (0.45)
認可保育所定員率	45.6 ** (2.14)	41.6 * (1.87)	47.8 ** (2.08)
待機児童率	487.6 * (1.91)	431.8 (1.61)	521.7 * (1.83)
児童保育士率	0.392 (0.25)	0.183 (0.10)	-0.418 (-0.24)
延長保育実施率	-7.14 (-0.61)	-3.90 (-0.34)	-6.82 (-0.55)
休日保育実施率	383.7 * (1.93)	324.2 * (1.72)	344.4 * (1.79)
障害児保育実施率	-1.88 (-0.09)	-1.18 (-0.05)	-5.43 (-0.24)
一時保育実施率	-43.5 ** (-2.10)	-42.0 ** (-2.03)	-42.3 ** (-2.04)
世帯あたり子ども数	-28.8 (-0.76)	-43.6 (-1.15)	-28.7 (-0.68)
末子年齢 0 歳ダミー	24.3 *** (4.25)	24.5 *** (4.24)	25.0 *** (4.36)
末子年齢 1-2 歳ダミー	15.1 *** (4.09)	15.2 *** (4.08)	15.5 *** (4.19)
可住地人口密度	-0.211 * (-1.82)	-0.210 (-1.62)	-0.255 * (-1.95)
定数項	44.9 (0.28)	27.1 (0.17)	-10.2 (-0.06)
Adj-R <sup>2</sup>	0.479	0.475	0.477
N	141	141	141

注) 1) \*\*\* : 1%水準で有意, \*\* : 5%水準で有意, \* : 10%水準で有意。( ) 内はt 値。

2) 被説明変数は父親の家事育児時間。

3) 推定方法は、都道府県人口で重みをつけた加重最小 2 乗法。



付表2 父親の家事育児分担に関する推定結果

	回帰 10	回帰 11	回帰 12
父親の労働時間	-0.000390 *** (-5.36)	-0.000394 *** (-5.34)	-0.000384 *** (-5.19)
父親の通勤時間	0.000269 (1.18)	0.000266 (1.11)	0.000202 (0.85)
母親の労働時間	0.000144 * (1.84)	0.000142 * (1.78)	0.000150 * (1.88)
父母相対賃金率	-0.149 (-1.30)		
父親賃金率		-0.0000200 (-0.40)	
母親賃金率			0.0000358 (0.54)
雇用者率	0.322 (1.01)	0.321 (0.99)	0.278 (0.86)
三世代世帯率	0.0430 (1.03)	0.00836 (0.26)	0.0179 (0.48)
認可保育所定員率	0.0945 ** (2.02)	0.0811 (1.66)	0.0975 * (1.92)
待機児童率	1.09 * (1.95)	0.897 (1.52)	1.13 * (1.81)
児童保育土率	0.0000682 (0.02)	-0.000308 (-0.08)	-0.00204 (-0.54)
延長保育実施率	-0.0186 (-0.72)	-0.00834 (-0.33)	-0.0154 (-0.57)
休日保育実施率	0.701 (1.62)	0.519 (1.27)	0.553 (1.33)
障害児保育実施率	0.000845 (0.02)	0.00441 (0.09)	-0.00732 (-0.15)
一時保育実施率	-0.0855 * (-1.89)	-0.0810 * (-1.78)	-0.0810 * (-1.78)
世帯あたり子ども数	-0.0534 (-0.64)	-0.101 (-1.21)	-0.0635 (-0.68)
末子年齢 0 歳ダミー	0.0378 *** (4.23)	0.0375 *** (4.16)	0.381 *** (4.23)
末子年齢 1-2 歳ダミー	0.0297 *** (4.44)	0.0296 *** (4.38)	0.300 *** (4.45)
可住地人口密度	-0.000496 * (-1.96)	-0.000478 * (-1.67)	-0.000602 ** (-2.09)
定数項	0.153 (0.44)	0.109 (0.31)	0.0151 (0.04)
Adj-R <sup>2</sup>	0.354	0.346	0.347
N	141	141	141

注) 1) \*\*\*: 1%水準で有意, \*\*: 5%水準で有意, \*: 10%水準で有意。( )内はt値。

2) 被説明変数は父親の家事育児分担。

3) 推定方法は、都道府県人口で重みをつけた加重最小2乗法。

## 注

- 1) この調査は1994年に、日本、韓国、タイ、アメリカ、イギリス、スウェーデンにおいて、0-12歳の子どもと同居する親に対して行われたものである。各国の調査では、全国から層化多段抽出または割当て抽出により標本抽出が行われ、各国とも1,000サンプル強が回収されている。各国の調査機関が調査を担当し、調査方法は個別訪問面接調査である。
- 2) 国立社会保障・人口問題研究所の「第2回全国家庭動向調査」(2003)によれば、わが国の父親の育児参加は近年、増加傾向にある。しかしながら同調査では、父親の育児参加率の上昇に対して、母親の満足度は逆に低下していることも報告されている。その上で、「夫の育児への協力が得にくい状況は、家事同様であり、女性にとって、家事や育児の家庭役割にかぎっても、結婚や出産へのコスト感、負担感を強いものにさせている」と、父親の育児参加率の低さと晩婚・非婚化、少子化との関連を指摘している。そのほかにもNishioka (1998), Tsuya (2000)なども同様の指摘をしている。
- 3) いずれも個票を用いた分析をおこなっている。データの種類は以下のとおり。加藤ほか(1998)は、1993年に横浜市内および東京の保育園・幼稚園に通う子どもの父母700組を対象として行われた父親の育児に関する調査(父親と子どもの発達研究会)。Nishioka (1998)は、1993年に行われた「全国家庭動向調査」(人口問題研究所)のうち12歳以下の子どもがいる世帯。松田(2002)は、全国の小学校入学前の子どものいる母親を対象に1998年に行われた「女性の就労と子育てに関する調査」(平成10年度厚生科学研究子ども家庭総合研究事業「子育て支援政策の効果に関する研究」の一環)。津谷(2002)は、1994年に行われた「現代家族に関する全国調査」(日本大学総合科学研究所)のうち末子が小学校入学前の有配偶世帯。
- 4) 加藤ほか(1998)は、育児内容8項目に関する父親の自己評定(1-4点)を合計したもの。Nishioka (1998)の指標は、育児内容5項目の週当たり頻度(0-4点)を合計したもの。松田(2002)は、育児内容3項目について、どの程度協力しているのかをそれぞれ0-3点で評価し、合計したものを使用している。
- 5) この研究は共働き夫婦におけるものである。これは、欧米では幼い子どものいる夫婦においても共働きが大半であることによる。
- 6) 家事と育児を合わせた時間について個票データで分析した研究には小原(2000)、松田・鈴木(2002)、Ueda(2005)などがある。
- 7) 本稿ではConnelly (1992), Hallberg and Klevmarken (2003)のモデルを参照している。
- 8) 家事時間に関する研究だが、Solberg and Wong (1992)、柴田・ボイルズ(1996)、小原(2000)で通勤時間が家計の時間配分に影響を与えていることが指摘されており、本稿でも通勤時間の影響について考慮する。
- 9) 「社会生活基本調査」における育児とは「乳児のおむつの取り替え、乳幼児の世話、子どもの付添い、子どもの勉強の相手、授業参観、子どもの遊びの相手、運動会の応援。」などであり、「子どもの教育に関する行動を含む。」と記されている。
- 10) この時間データにおける問題として、末子の年齢はわかるものの、その親の年齢が明らかでないことがあげられる。そこで本稿では、平均初婚年齢などを考慮して、末子年齢が0-5歳の父母の年齢を34歳以下と想定し、回帰分析に用いるデータの選択基準としている。
- 11) 「社会生活基本調査」の調査票では、家事と育児の定義はしっかり分類され、それに沿って回答者が活動時間を記入することになっている。しかし、松田・鈴木(2002)は、回答者が実際にどちらに含めているかは主観によって左右されるため、両者を合わせた時間を分析するほうが適切と指摘している。そこで、本稿では基本的には育児時間が正確に記入されているという前提で分析を行うが、付録で家事と育児を合わせた時間の推定結果を示した。
- 12) Durbin-Wu-Hausman 検定とは、定式化の誤りに関する検定の総称である。本稿のように説明変数の内生性を検定する場合に応用される。具体的には、内生性を確かめたい変数のパラメータについてOLS推定量と操作変数法による推定量を求め、その差などを用いて統計量を計算し検定を行う。詳細についてはMaddala(1992)を参照されたい。
- 13) 森田(2002)は、保育サービスの利用コストとして保育所定員率、待機児童率を用い、吉田・水落(2005)は、保育所定員率、祖父母との同居を保育時間の価格として用いている。
- 14) 夫婦とその親との同居は、夫婦の出生過程を通してそれほど変化せず、末子年齢が低い世帯について分析する際、外生的な要因として妥当であると大谷(1993)が明らかにしている。
- 15) 内閣府国民生活局物価政策課(2003)では、保育の質に関する指標として(1)構造的指標、(2)発達心理学的指標、(3)父母の利便性、(4)そのほかのサービスがあげられている。これらの指標のうち集計データで数値化が可能なものとして、(1)について児童保育士率、(3)について延長保育実施率、休日保育実施率、(4)について障害児保育実施率、一時保育実施率を用いることとした。また、休日保育、障害児保育、一時保育の実施カ所数については、国庫補助事業としての交

- 付決定ベースの数値である。
- 16) 操作変数は、内生性を検証する変数と相関が高く、誤差項と相関をもたないものが望ましい。そこで、山本(1995)で指摘されているように、内生性を検証する変数の過去のデータを本稿では用いることとした。すなわち、父親の労働時間と母親の育児時間と労働時間の内生性を検定するため、1991年と1996年の「社会生活基本調査」から男性の労働時間と女性の育児時間と労働時間を操作変数として用いた。
- 17) 浅野・中村(2000)によれば、本稿のような集計データの推定については不均一分散の問題があるため、加重最小二乗法を用いるのが望ましいとされている。
- 参考文献**
- 浅野 哲・中村二郎(2000)『計量経済学』,有斐閣。
- 大谷憲司(1993)『現代日本出生力分析』,関西大学出版部。
- 加藤邦子・石井クツ昌子・牧野カツコ・土谷みち子(1998)「父親の育児参加を規定する要因—どのような条件が父親の育児を進めるのか」,『家庭教育研究所紀要』No.20, pp.38-47。
- 国立社会保障・人口問題研究所(2003)『現代日本の家族変動—第2回全国家庭動向調査(1998年調査)』,厚生統計協会。
- 小原美紀(2000)「長時間通勤と市場・家事労働—通勤時間の短い夫は家事を手伝うか?」,『日本労働研究雑誌』No.476, pp.35-45。
- 柴田愛子・コリン・ボイルズ(1996)「生活時間の配分—有業男女を対象とした実証的な検討」,『日本経済研究』No.32, pp.133-148。
- 津谷典子(2002)「男性の家庭役割とジェンダー・システム—日米比較の視点から—」,阿藤 誠・早瀬保子編『ジェンダーと人口問題』, pp.167-210, 大明堂。
- 内閣府国民生活局物価政策課(2003)『保育サービス市場の現状と課題—「保育サービス価格に関する研究会」報告書—』。
- 日本女子社会教育会(1995)『家庭教育に関する国際比較調査報告書』。
- 松田茂樹(2002)「父親の育児参加促進策の方向性」,国立社会保障・人口問題研究所編『少子社会の子育て支援』, pp.313-330, 東京大学出版会。
- 松田茂樹・鈴木征男(2002)「夫婦の労働時間と家事時間の関係—社会生活基本調査の個票データを  
用いた夫婦の家事時間の規定要因分析」,『家族社会学研究』Vol.13, No.2, pp.73-84。
- 森田陽子(2002)「保育政策と女性の就業」国立社会保障・人口問題研究所編『少子社会の子育て支援』 pp.215-240, 東京大学出版会。
- 山本 拓(1995)『計量経済学』, 新世社。
- 吉田 浩・水落正明(2005)「育児資源の利用可能性が出生力および女性の就業に与える影響」,『日本経済研究』No.51, pp.76-95。
- Becker, G. S. (1965) “A Theory of the Allocation of Time,” *The Economic Journal* Vol.75, No.299, pp.493-517.
- Connelly, R. (1992) “The Effect of Child Care Costs on Married Women’s Labor Force Participation,” *Review of Economics and Statistics* Vol.74, No.1, pp.83-90.
- Gronau, R. (1977) “Leisure, Home Production, and Work—the Theory of the Allocation of Time Revisited,” *Journal of Political Economy* Vol.85, No.6, pp.1099-1123.
- Hallberg, D. and Klevmarken, A. (2003) “Time for children: A study of parent’s time allocation,” *Journal of Population Economics* Vol.16, No.3, pp.205-226.
- Maddala, G. S. (1992) *Introduction to Econometrics* 2nd ed, Prentice-Hall (和合 肇訳『計量経済分析の方法』, シーエーピー出版)。
- Nishioka, H. (1998) “Men’s Domestic Role and the Gender System: Determinants of Husband’s Household Labor in Japan”, 『人口問題研究』 Vol.54, No.3, pp.56-71.
- Solberg, E. J. and Wong, D. C. (1992) “Family Time Use: Leisure, Home Production, Market Work, and Work Related Travel,” *Journal of Human Resources*, Vol.27, No.3, pp.487-510.
- Tsuya, Noriko O. (2000) “Female Empowerment, Marriage Postponement, and Gender Relations in Japan: An Intergenerational Perspective,” Harriet B. Pressere and Gita Sen (eds.) *Women’s Empowerment and Demographic Processes*, pp.167-210.
- Ueda, A. (2005) “Intrafamily time allocation of housework: evidence from Japan,” *Journal of the Japanese and International Economies* Vol.19, No.1, pp.1-23.

(みずおち・まさあき お茶の水女子大学  
COE 研究員)