

父親の育児参加と家計の時間配分

水落 正明

(お茶の水女子大学COE研究員)

1. 問題意識

わが国の父親の家事・育児参加は低水準であり、女性の就業や出生行動に負の影響を与える可能性が高いことが指摘されている¹⁾。こうした背景から、社会学を中心に父親の育児参加の規定要因に関する実証研究が行われてきた。主なものとして加藤ほか (1998)、Nishioka (1998)、松田 (2001, 2002)、津谷 (2002)、永井 (2004) がある。特に松田 (2001) と永井 (2004) は本稿と同じデータを用いている。これらの先行研究は、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。主な仮説には、松田 (2002) によれば、(a) 家事・育児の量 (子どもの人数や年齢など)、(b) 時間的余裕 (父母の就業状態など) (c) 相対的資源 (父母の収入や学歴の差など)、(d) イデオロギー (性別分業観など) があり、先行研究では以下の分析結果が得られている²⁾。

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有意な結果は得られていない。時間的余裕では、父親就業の影響は、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; 松田 2001; 津谷 2002; 永井 2004)、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づ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 2001, 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; 松田 2001)。

こうした先行研究において2点ほど課題が残されていると考えられる。

1点目として、先行研究では父母の就業状態が外生的に扱われ、世帯属性などの変数と同時に説明変数として用いられているが、Becker (1965)、Gronau (1977) のような時間配分の観点からみると、父母の育児・労働時間は市場賃金率や世帯属性に対して弾力的であり、内生的に決定される可能性がある³⁾。もちろんわが国では、父親の就業は世帯属性等に対して非弾力的である可能性が高いが、母親の就業は弾力的であると推察される。そのため、母親の就業状態と世帯属性などを同時に推定式に入れたために、先行研究では有効な推定がなされていない可能性がある。したがって、家計における時間配分の現状を明らかにし、必要な操作を行ったうえで父親の育児参加の決定要因を分析する必要がある。

2点目に、父親の仕事による拘束時間として、

加藤ほか(1998)では残業、通勤を含む時間、Nishioka(1998)、松田(2002)では帰宅時間が用いられているが、推定されているのは労働時間と通勤時間の合成した影響である。そのため、いわゆる「子ども子育て応援プラン⁴⁾」にあるように(時間外)労働時間を減少させた場合の、労働時間固有の父親の育児参加への影響はわかっていない。その意味では、松田(2001)と津谷(2002)は労働時間を使用しているが、仕事による拘束時間として重要な通勤時間が考慮されていない⁵⁾。そこで永井(2004)は労働時間と通勤時間の影響を調べているが、一元配置の分散分析にとどまり、多元配置の分散分析では労働時間の影響のみが分析されている。そこで本稿では、父親の仕事による拘束時間として、労働時間と通勤時間を同時に推定に用い、父親の育児参加に与える個別的な影響について検証する。

2. 実証分析の枠組み

本節では、家計内時間配分の理論モデルから、実証分析の枠組みを提示する。

最初に、家計は(1)式に示したように市場財 X の消費と子どもの質 Q から効用を得るものとする。

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

ここで、子どもの質 Q は、子ども数 N と子どもの年齢構成 A を与件とし、(2)式の生産関数を通して、父母それぞれの時間投入によって生産されるものとする。

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

(2)式の h は子どもの質を生産するための投入時間(育児時間)であり、添え字の f は父親、 m は母親を示している。父母は、それぞれの総利用可能時間 T を、育児時間 h 、市場での労働時間 l と通勤時間 t に配分するものとする、時間制約は(3)式のようになる。ただし、ここでは通勤時間 t は外生とする。

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

また、幼い子どもをもつ母親が市場労働するためには、労働時間(l_m)に等しいだけの第三者による育児時間(h_o)を購入する必要がある。すなわち母親については、 $l_m=h_o$ の制約が追加される。ここで市場財の価格を1とし、購入する育児時間の価格を p 、市場賃金率を w とすると、家計の予算制約は(4)式のようになる。

$$X=w_f l_f + (w_m - p) l_m \quad (4)$$

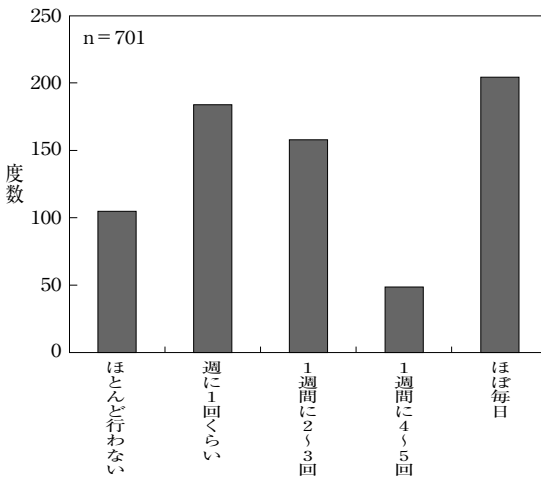
これらのモデル設定により、家計の最適化行動から、父母の時間配分に関して(5)式の条件が導き出される。

$$\frac{\partial Q / \partial h_f}{w_f} = \frac{\partial Q / \partial h_m}{w_m - p} \quad (5)$$

(5)式からわかるように家計は、父親の市場賃金率と、購入する育児時間の価格を差し引いた母親の実質賃金率とを考慮して、父母の最適な時間配分を決定する。すなわち、父親は自身の賃金率のみならず、母親の実質賃金率の影響も受ける可能性がある。しかし、家計は実際には父母の両方で構成されており、父母が互いの市場賃金率に非弾力的なケースでは、父母それぞれの市場賃金率 w_f 、 w_m の上昇は自身の育児時間を減少させ、同時に市場での労働時間を増加させることになる。同様に、購入する育児時間の価格 p の上昇によって母親の育児時間が増加し、労働時間が減少すると考えられる。しかし、生産関数 Q の形状や父母が互いの市場賃金率等にどの程度反応するかは先見적으로는わからないため、市場賃金率と購入する育児時間の価格の上昇が、父母の育児時間と労働時間に与える影響は必ずしも明らかではなく、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 t 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、育児時間と労働時間に負の影響を与える可能性が高いと考えられる。

また、このモデルでは、父母の労働時間は育児

図表-1 父親の育児参加の頻度



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。この点について確認するために、本稿では最初に父母の就業に関する推定を行い、父母の就業が市場賃金率や世帯属性の変数にどの程度、影響されるかを分析する。そして次の段階として、父母の就業に関する推定結果を考慮し、必要な操作を行った上で父親の育児参加の推定を行う⁶⁾。

3. データと変数

(1) データ

本稿では、1999年に日本家族社会学会が実施した「家族についての全国調査 (NFRJ98)」(以下、家族調査)の個票データを用いる。この調査は1998年12月時点で満28〜77歳の全国の男女に対して行われ、回収数は6,985人である。

本稿ではこのうち、(i) 末子年齢が学齢前 (6歳未満)、(ii) 有配偶世帯、(iii) 父親が就業している世帯、のiからiiiの条件をすべて満たす回答者を分析対象とした⁷⁾。その結果、本稿で用いる分析対象は701サンプルとなった。

(2) 被説明変数

家族調査では、父母の労働時間について何時間何分の形でデータが得られる。そこで、労働時間

を分単位に直したものを父母の就業に関する推定の被説明変数として用いる。父親の労働時間は480分と600分で約半数を占め、母親の労働時間は末子年齢の低さを反映して半数以上が0分であった。

育児については、家族調査では1週間の頻度に関するデータがあり、この頻度を父親の育児参加の被説明変数として用いる⁸⁾。父親の育児参加の頻度の分布は図表-1に示したとおりである。

(3) 説明変数

ここでは、先に示した実証分析の枠組みに基づき、推定で用いる説明変数について示す。

(a) 市場賃金率

父母の市場賃金率の代理変数として、人的資本の蓄積度、すなわち教育程度を用いる。具体的には、最終学歴から教育年数を計算して推定に用いる。教育年数の増加は労働時間を増加、育児時間を減少させる可能性が考えられるが、モデル上では必ずしも明らかではなかった。

(b) 祖父母との同居

購入する育児時間の価格として用いる。すなわち、保育所などでの育児時間を祖父母が完全に代替するのは難しいが、祖父母が同居することで延長保育や休日保育などの利用による追加的な支出を減らし、購入する育児時間のコストが低下すると考えられる。

(c) 通勤時間

家族調査では、片道の通勤時間についての質問があり、何時間何分の形でデータが得られている。そこで、通勤時間を分単位に直して2倍し、往復の通勤時間として推定に用いる⁹⁾。通勤時間の増加は、家計の利用可能時間を減少させ、労働時間と育児参加の双方に負の影響を与えられられる。

(d) 子どもの属性

モデルで示したように、子どもの質の生産において、子どもの属性をコントロールする必要がある

図表-2 基本統計量

	平均	標準偏差	最小値	最大値
父親の育児参加（父親回答）	2.16	1.43	0	4
父親の育児参加（母親回答）	2.02	1.46	0	4
父親労働時間	582.3	104.6	300	930
母親就業ダミー	0.381	0.486	0	1
母親労働時間	148.3	148.3	0	720
父親教育年数	13.7	2.01	9	16
母親教育年数	13.2	1.52	9	16
祖父母との同居	0.281	0.450	0	1
父親通勤時間	64.5	53.5	0	300
母親通勤時間	32.4	32.3	0	240
子ども数	2.05	0.854	1	5
末子年齢	2.29	1.64	0	5
父親年齢	35.4	4.73	25	55
母親年齢	33.1	3.96	22	47
居住地ダミー（ベースは町村）				
13大都市	0.197	0.398	0	1
10万以上都市	0.399	0.490	0	1
10万未満都市	0.197	0.398	0	1

る。そこで、末子年齢と子ども数を説明変数として用いる。

(e) 父母の年齢

世代および加齢による影響を年齢でコントロールする。ただし、父母の年齢は相関が高いため、父親に関する推定では父親の年齢を、母親に関する推定では母親の年齢を用いる。

(f) 居住都市規模

地方と都市部では、父母の働き方や育児分担に関する社会通念が異なると考えられる。こうした地域的な要因を取り除くため、回答者の居住都市の規模をダミー変数として用いる。具体的には、最も規模の小さい町村を基準に、13大都市居住ダミー、10万以上都市居住ダミー、10万未満都市居住ダミーを作成した。

以上で述べた被説明変数と説明変数の基本統計量は図表-2に示したとおりである。父親の育児参加は、松田（2001）と同様に父親回答の方が高めにしている。そこで、父親の育児参加の推定については、回答者が父母のどちらであるかでサンプルを分ける。

4. 推定結果

実証分析の枠組みで述べたように、本節では2段階の分析を行う。最初に父母の就業に関する推定を行い、その結果を踏まえて、次に父親の育児参加の規定要因に関する推定を行う。

(1) 父母の就業に関する推定

父母の就業に関する推定結果を図表-3に示した。

父親の労働時間はOLS、母親については非就業者（労働時間が0分）が多いため、労働時間をTobitで推定したほか、就業の有無についてProbit推定を行った。Probit推定の結果では限界効果も示している。

最初に父親の労働時間（回帰1）の推定結果について述べる。父親の教育年数の係数が正で有意となり、高学歴の男性ほど長い時間、労働していることが示された。ただし、推定された係数の値は非常に小さく、1年の教育年数の増加に対して労働時間の増加は8分程度である。定数項が557分（9時間17分）であることから、父親の労働時間に対する教育年数の影響はわずかである。父親の通勤時間の係数は有意とはならなかった。また、末子年齢および子ども数が父親の労働時間に与える影響は確認されていない。祖父母との同居の係数が負で有意となった。ただし、その効果も約25分の減少であり、それほど大きくない。これらの結果から、父親の労働時間は市場賃金率と世帯属性から受ける影響は小さく、おおむね非弾力的であるといえ、外生変数として父親の育児参加の説明変数に用いても問題ないと考えられる。

次に母親の労働時間（回帰2）と就業の有無（回帰3）の推定結果について述べる。

母親の労働時間の推定では、父親の教育年数の

図表-3 父母の就業に関する推定

	父親の労働時間	母親の労働時間	母親の就業の有無 ¹⁾	
	回帰1 推定値	回帰2 推定値	回帰3 推定値	限界効果
父親教育年数	8.28 *** (3.74)	-30.7** (-2.85)	-0.0706* (-2.43)	-0.0267
母親教育年数	-0.750 (-0.26)	44.4** (3.19)	0.103** (2.73)	0.0387
祖父母との同居	-24.5 ** (-2.74)	187.8*** (4.52)	0.420*** (3.69)	0.162
父親通勤時間	0.0461 (0.62)	-1.45*** (-3.94)	-0.00368*** (-3.76)	-0.00139
子ども数	-4.41 (-0.90)	0.718 (0.03)	0.0412 (0.66)	0.0158
末子年齢	-1.33 (-0.53)	59.5*** (4.72)	0.158*** (4.68)	0.0595
父親年齢	-1.92* (-2.12)			
母親年齢		3.73 (0.70)	0.00807 (0.56)	0.00305
居住地ダミー (ベースは町村)				
13大都市	7.51 (0.59)	-114.9† (-1.87)	-0.275† (-1.67)	-0.100
10万以上都市	12.4 (1.14)	-55.9 (-1.10)	-0.153 (-1.10)	-0.0577
10万未満都市	-5.84 (-0.48)	-44.8 (-0.79)	-0.130 (-0.83)	-0.0484
定数項	557.1 *** (11.8)	-429.8† (-1.86)	-1.17† (-1.89)	
Adj-R ²	0.0524			
Pseudo-R ²		0.0206	0.0849	
F	4.87***			
χ ²		93.7***	79.1***	
N	701	701	701	
推定方法	OLS	Tobit	Probit	

***:p<0.001, **:p<0.01, *:p<0.05, †:p<0.1。 () 内はOLS、Tobitがt値、Probitが漸近的t値
注: 被説明変数は就業=1、非就業=0

係数が負で有意であり、1年の増加で母親の労働時間が約31分減少する。また、母親の教育年数の係数は正で有意であり、教育年数1年の増加で労働時間が約44分増加する。そのほか、祖父母の同居によって約188分の増加、父親の通勤時間1分の増加で約1分半の減少、末子年齢が1歳上昇すると約60分増加する。母親の就業の有無の推定では、母親の労働時間の推定結果と有意性および係数の正負において一致している。各要因の母親の就業確率に与える限界効果をみると、父親の教育年数1年の増加で約3%の減少、母親の教育年数1年の増加で約4%の増加、祖父母との同居で約

16%の増加、父親の通勤時間1分の増加で約0.1%の減少、末子年齢1歳の上昇で約6%の増加、となっている。

母親の就業に関する分析結果から、有意な変数が多く、労働時間の推定式では係数の値も大きいことがわかった。すなわち、母親の就業は父母の学歴とその他の世帯属性に大きく影響されているといえる。したがって、こうした世帯の属性とともに母親の就業状態を父親の育児参加の説明変数として用いた場合、説明変数と誤差項の相関が生じる可能性が高くなるため、そうした推定方法は妥当ではないと考えられる。

(2) 父親の育児参加に関する推定

前項でみたように、父親の育児参加を推定する上で、母親の就業状態を

他の世帯属性とともに、外生的に説明変数として用いるのは妥当ではないと考えられる。

この問題の対処法は二つ考えられる。一つは、母親の就業状態を推定し、その推定値を父親の育児参加の推定式に説明変数として加えるものである。もう一つは、母親の就業状態でサンプルを分け、父親の育児参加について推定するものである。

最初に、推定した母親の就業状態を説明変数に入れる分析を行うが、先行研究との比較を考慮して、まず母親の就業ダミーを外生的に説明変数に加えた推定を行う。ここでの被説明変数となる父親の育児参加の指標はカウントデータであるため

図表-4 父親の育児参加に関する推定（母親の就業変数別）

	母親の就業ダミー（実現値）		母親の就業確率（推定値）	
	父親回答	母親回答	父親回答	母親回答
	回帰4	回帰5	回帰6	回帰7
父親教育年数	0.0174 (0.52)	-0.00324 (-0.10)	0.0556 (0.63)	0.0245 (0.24)
母親教育年数	-0.0342 (-0.81)	0.0817† (1.79)	-0.0870 (-0.69)	0.0373 (0.25)
祖父母との同居	-0.122 (-0.90)	-0.123 (-0.87)	-0.377 (-0.70)	-0.278 (-0.45)
父親労働時間	-0.00281*** (-4.97)	-0.00231*** (-3.84)	-0.00287*** (-5.07)	-0.00240*** (-3.98)
父親通勤時間	-0.00208† (-1.79)	-0.00144 (-1.32)	-0.000262 (-0.06)	0.0000425 (0.01)
母親就業ダミー（実現値）	0.319* (2.50)	0.417** (3.23)		
母親の就業確率（推定値）			1.95 (0.57)	1.40 (0.36)
子ども数	-0.101 (-1.44)	-0.0393 (-0.51)	-0.137 (-1.42)	-0.0475 (-0.50)
末子年齢	-0.0975* (-2.59)	-0.170*** (-4.26)	-0.197 (-0.99)	-0.220 (-0.97)
父親年齢	-0.0317* (-2.32)	0.0152 (1.08)	-0.0316* (-2.21)	0.0131 (0.85)
居住地ダミー（ベースは町村）				
13大都市	0.199 (1.06)	0.212 (1.07)	0.376 (0.97)	0.275 (0.68)
10万以上都市	0.257 (1.57)	0.0471 (0.28)	0.349 (1.38)	0.102 (0.36)
10万未満都市	0.0332 (0.18)	0.228 (1.19)	0.120 (0.49)	0.269 (1.00)
Pseudo-R ²	0.0486	0.0493	0.0432	0.0390
χ ²	54.1***	49.8***	48.1***	39.4***
N	367	334	367	334
推定方法	Ordered Probit			

***:p<0.001, **:p<0.01, *:p<0.05, †:p<0.1。()内は漸近的t値

Ordered Probitで推定し、その推定結果（回帰4、5）を図表-4に示した¹⁰⁾。主な結果をみると、父親の教育年数の係数は有意ではなかったが、母親の教育年数の係数が母親回答で正で有意であった。父親の労働時間は負で有意に推定されており、通勤時間は父親回答でのみ負で有意である。母親の就業ダミーの係数は正で有意となった。末子年齢の係数は負で有意に推定されたが、子ども数は有意でない。さらに、祖父母との同居は、父親の育児参加に影響を与えていないという結果が得られた。これらの推定結果は先行研究、特に同じデータを使った松田（2001）、永井（2004）のものとはほぼ一致している。また、松田（2001）で

指摘されているように、父母回答別の推定結果で違いが生じている。

次に、母親の推定就業確率を説明変数に用いた推定を行う¹¹⁾。図表-4の推定結果（回帰6、7）をみると、父親回答で父親の年齢が負で有意なほかは、父親の労働時間のみ有意であり符号は負であった。この推定でも父親の労働時間の長さが父親の育児参加の減少要因として重要であることが示されている。一方、母親の推定就業確率の係数の符号は正を示しているが、有意ではない。さらに、松田（2001）、永井（2004）をはじめ多くの先行研究で負の影響が確認されていた末子年齢の影響は、本稿では確認されていない。これらの推定結果は、母親の就業を内生的に扱った場合、母親の就業を外生

的に扱った推定とは異なる結果が得られることを示している。ただし、母親の就業状態はフルタイムになってはじめて父親の育児参加に影響を与えることが松田（2001、2002）で示されており、本稿は単純に就業の有無の影響をみに過ぎないことには留意されたい。

続いて、先にあげた二つ目の方法として、サンプルを共働き世帯と片働き世帯に分けることで母親の就業状態をコントロールするが、それによって生じるサンプル・セレクション・バイアスを考慮した上で、父親の育児参加の規定要因について推定を行う。そこで、母親の就業の有無に関するProbit推定を行い、得た逆Mills比を父親の育児参

図表-5 父親の育児参加に関する推定（父母の就業形態別）

	共働き世帯				片働き世帯			
	逆Mills比あり		逆Mills比なし		逆Mills比あり		逆Mills比なし	
	父親回答	母親回答	父親回答	母親回答	父親回答	母親回答	父親回答	母親回答
	回帰8	回帰9	回帰10	回帰11	回帰12	回帰13	回帰14	回帰15
父親教育年数	-0.0916 (-0.57)	-0.316† (-1.67)	0.00741 (0.12)	0.00816 (0.14)	-0.0148 (-0.16)	-0.0524 (-0.48)	0.0202 (0.49)	-0.00586 (-0.13)
母親教育年数	0.182 (0.76)	0.630* (2.17)	0.0318 (0.42)	0.128† (1.77)	0.00156 (0.01)	0.105 (0.64)	-0.0525 (-1.00)	0.0342 (0.55)
祖父母との同居	0.398 (0.45)	2.12† (1.91)	-0.169 (-0.78)	0.175 (0.82)	0.111 (0.20)	-0.137 (-0.21)	-0.125 (-0.71)	-0.432* (-2.18)
父親労働時間	-0.00260** (-2.68)	-0.00220* (-2.22)	-0.00254** (-2.63)	-0.00191* (-1.97)	-0.00321*** (-4.44)	-0.00258** (-3.10)	-0.00322*** (-4.45)	-0.00258** (-3.11)
父親通勤時間	-0.0131 (-1.51)	-0.0220* (-2.15)	-0.00761** (-3.02)	-0.00394* (-2.24)	-0.00181 (-0.40)	-0.00158 (-0.30)	0.0000621 (0.05)	0.000776 (0.53)
母親通勤時間	-0.00222 (-0.78)	0.00438 (1.23)	-0.00244 (-0.86)	0.00466 (1.31)				
子ども数	-0.0804 (-0.56)	0.134 (0.78)	-0.139 (-1.23)	-0.0653 (-0.51)	-0.109 (-0.97)	0.0347 (0.30)	-0.137 (-1.46)	0.00743 (0.07)
末子年齢	0.199 (0.57)	0.647 (1.51)	-0.0278 (-0.39)	-0.109 (-1.60)	-0.0413 (-0.19)	-0.104 (-0.45)	-0.132** (-2.86)	-0.211*** (-4.11)
父親年齢	-0.0298 (-1.26)	0.0378 (1.35)	-0.0355 (-1.62)	0.0154 (0.62)	-0.0266 (-1.45)	0.0161 (0.84)	-0.0285 (-1.59)	0.0132 (0.73)
居住地ダミー（ベースは町村）								
13大都市	-0.219 (-0.32)	-1.40† (-1.72)	0.177 (0.55)	-0.0954 (-0.27)	0.130 (0.30)	0.204 (0.48)	0.290 (1.23)	0.365 (1.45)
10万以上都市	-0.184 (-0.46)	-0.670 (-1.44)	0.0131 (0.05)	0.00874 (0.03)	0.311 (1.04)	0.0432 (0.14)	0.404† (1.91)	0.141 (0.62)
10万未満都市	-0.187 (-0.48)	-0.330 (-0.73)	-0.0161 (-0.06)	0.248 (0.80)	0.0139 (0.05)	0.244 (0.78)	0.0880 (0.37)	0.324 (1.24)
逆Mills比	2.14 (0.66)	7.19† (1.79)			-1.04 (-0.44)	-1.25 (-0.47)		
Pseudo-R ²	0.0623	0.0719	0.0612	0.0635	0.0562	0.0585	0.0559	0.0582
χ ²	23.6*	28.0**	23.1*	24.7*	40.7***	35.5***	40.5***	35.3***
N	132	135	132	135	235	199	235	199
推定方法	Ordered Probit							

***:p<0.001, **:p<0.01, *:p<0.05, †:p<0.1。 () 内は漸近的t値

加の推定式に入れてバイアスを修正する¹²⁾。その推定結果は図表-5のとおりであるが、父母の就業形態別の推定式において、左2列に逆Mills比を入れた推定結果、右2列には逆Mills比を入れない推定結果を示した。

最初に共働き世帯の推定結果についてみると、母親回答の回帰9で逆Mills比の係数が正で有意であった。これはサンプル・セレクション・バイアスが生じており、これを考慮しないで推定した場合、偏りのある結果が導かれることを示唆している。そこで、母親回答は回帰9を、父親回答は逆Mills比が有意でなかったのを回帰10を採用する。

主な結果として、父親の労働時間と父親の通勤時間が負で有意であった。特に父親の通勤時間の係数は父親の労働時間の係数よりも大きく、父親の通勤時間が父親の育児参加により大きな影響を及ぼすことが示された。また、末子年齢はいずれの推定式でも有意ではない。その他、母親回答のみ、父母の教育年数、祖父母との同居、13大都市居住が有意に推定されている。

次に片働き世帯の推定結果について確認すると、逆Mills比の係数は有意ではなく、サンプル・セレクション・バイアスの影響は確認されなかったため、回帰14、15を採用した。推定結果をみる

と、両回帰式で共通して、父親の労働時間の係数が負で有意であった。母親が専業主婦の世帯においても、父親の労働時間の長さは父親の育児参加を減少させるといえる。しかし、通勤時間の影響は確認されなかった。また、末子年齢の係数が負で有意であり、片働き世帯では先行研究と同じように末子年齢の上昇が父親の育児参加を減少させるという結果が得られている。

5. おわりに

本稿は、父親の育児参加の規定要因について経済学的な視点から分析を試み、以下の実証結果を得た。

家計の時間配分について、父親の労働時間が世帯属性から受ける影響は小さいが、母親の労働時間（および就業の有無）は大きく影響される。したがって、父親の育児参加の規定要因を明らかにするうえで、母親の就業状態を外生的に世帯属性と同時に説明変数に用いるのは妥当ではない。この問題に対処するため、本稿では二つの方法で父親の育児参加の規定要因について推定した。

一つ目の方法として、母親の就業状態を内生的にとらえた推定では、同じデータを使った先行研究で影響ありとされていた母親就業と末子年齢の影響が確認されなかった。本稿は単に就業の有無を用いたという限定的なものであるが、先行研究による知見も再検討の必要があると考える。

二つ目の方法として、共働き世帯と片働き世帯に分けることで母親の就業状態をコントロールし、それによって生じるサンプル・セレクション・バイアスを修正した上で父親の育児参加について推定した。その結果、父親の労働時間が長い場合、いずれの世帯でも父親の育児参加が減少する一方、父親の通勤時間の長さは、共働き世帯でのみ父親の育児参加を減少させることが示された。さらに、共働き世帯では父親の労働時間よりも通勤時間の影響のほうが大きいという結果が得られた。したがって、父親の育児参加を増加させる政策として、先行研究で指摘されているように（松田2002など）、仕事による拘束時間の減少などで帰

宅時間を早めることに効果はあると考えられる。ただし、労働時間か通勤時間のどちらが減少するかでその促進効果は異なり、また、夫婦の就業形態によっても効果の有無が異なるといえる。

政策的インプリケーションについては、今後、主流となる共働き世帯を考えると通勤時間に関する政策が重要であろう。都市部では、電車など公共交通が主な通勤手段であり、過密な通勤ラッシュが問題になっている。通勤時間の長さが過度の疲労を引き起こし育児参加に負の影響を与えているとすれば、時差出退勤の促進などで疲労を少なくし、通勤の質を改善することは一助になると考えられる。また、地方では車が通勤の主な手段のため道路渋滞が問題となっている。そこで、郊外に車を止めて電車を使うなど、市街地への車の流入量を減らし、渋滞を解消する政策がとられている。これは、全体として通勤時間を減少させる可能性がある。したがって、居住している地域特性により実行可能な政策は異なるが、これらの政策推進は父親の育児参加促進という面でも有効である。

付記

二次分析に当たり、東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターSSJデータアーカイブから「家族についての全国調査（NFRJ98）」（日本家族社会学会）の個票データの提供を受けた。

本稿は日本経済学会2005年度秋季大会での報告を修正したものである。当該学会では、大石亜希子氏（千葉大学）から有益なコメントをいただいた。また、吉田浩氏（東北大学）からもアドバイスをいただいた。記して感謝する。なお本稿にありうべき誤謬はすべて筆者の責任である。

注

- 1) Nishioka (1998)、Tsuya (2000) などを参照。
- 2) 父親の育児参加の指標は、津谷 (2002) が1週間に費やした時間を、加藤ほか (1998)、Nishioka (1998)、松田 (2001、2002)、永井 (2004) は週あたりの頻度や父親の自己評価を用いている。
- 3) Solberg and Wong (1992)、Hallberg and Klevmarken (2003) は、共働き世帯を対象に、家事・育児時間や労働時間を内生的にとらえ、その決定要因について分析した。両研究で、幼い子どもの存在が父親の家事・育児時間に与える影響は確認されていない。また、Solberg and Wongでは、通勤時間が時間配分に影響を与えていること、Hallberg and

Klevmarkenでは、育児時間、労働時間などが内生的に決定されていることが確認されている。

- 4) 2004年12月、少子化社会対策会議の決定「少子化社会対策大綱に基づく重点施策の具体的実施計画について」。
- 5) 父親の通勤時間の影響を調べる必要性は、加藤ほか(1998)でも指摘されている。さらに、柴田・ボイルズ(1996)、小原(2000)は家事時間に関する分析であるが、男性の通勤時間が家計の時間配分に少なからぬ影響を与えると指摘している。
- 6) 時間配分の内生性の検定方法は、Hallberg and Klevmarken(2003)のように操作変数法を用いたものがある。しかし、それはOLSをベースにしたものであり、本稿で用いるのはカウントデータ(父親の育児参加)や0に偏りのあるデータ(母親の労働時間)であり取り扱いが難しい。そのため本稿では、間接的な方法で検証し、詳細な検定は今後の課題としたい。
- 7) 父親の労働時間で3標準偏差外の回答者がわずかに存在したが、分析対象から外した。また、推定に用いる変数で欠損のある回答者も除外した。
- 8) 父親の育児に関して母親との分担という視点も重要だが、分析対象世帯の母親の97%が、育児参加の頻度として「ほぼ毎日」を選択している。そのため、父親のみの育児参加指標と父母間の育児分担指標はほとんど変わらない数値になる。したがって、ここでは父親のみの指標を用いた。
- 9) 母親の通勤時間については、共働き世帯における父親の育児参加の推定でのみ使用している。
- 10) OLSによる推定も行ったが、ほぼ同じ結果が得られたため、その推定結果は、ここでは省略する。以降の推定結果も同様である。
- 11) 母親の労働時間の推定値を用いることもできるが、Tobitによる推定値ではマイナスの推定労働時間が生じるため、母親の推定就業確率を用いた推定のみを行う。
- 12) 共働き世帯には母親就業=1、非就業=0をProbit推定して得られた逆Mills比を用い、片働き世帯には母親非就業=1、就業=0をProbit推定して得られた逆Mills比を用いた。

文献

- 加藤邦子・石井クンツ昌子・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』20: 38-47.
- 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』476: 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』32: 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』大明堂, 167-210.
- 永井暁子, 2004, 「男性の育児参加」渡辺秀樹・稲葉昭英・嶋崎尚子編『現代家族の構造と変容——全国家族調査[NFRJ98]による計量分析』東京大学出版会, 190-200.
- 松田茂樹, 2001, 「夫婦の家事・育児分担の規定要因」岩井紀子編『現代日本の夫婦関係』日本家族社会学会・全国家族調査(NFR)研究会, 167-184.
- , 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』東京大学出版会, 313-330.
- Becker, G. S., 1965, "A Theory of the Allocation of Time," *Economic Journal*, 75 (299): 493-517.
- Gronau, R., 1977, "Leisure, Home Production, and Work: The Theory of the Allocation of Time Revisited," *Journal of Political Economy*, 85 (6): 1099-1123.
- Hallberg, D., and A. Klevmarken, 2003, "Time for Children: A Study of Parent's Time Allocation," *Journal of Population Economics*, 16 (3): 205-226.
- 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』54 (3): 56-71.
- Solberg, E. J., and D. C. Wong, 1992, "Family Time Use: Leisure, Home Production, Market Work, and Work Related Travel," *Journal of Human Resources*, 27 (3): 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*: Oxford University Press, 167-210.
- (2006年1月5日掲載決定)

みずおち・まさあき お茶の水女子大学COE「ジェンダー研究のフロンティア」PD研究員。主な論文に「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』51, 2005, 共著)。社会保障論・労働経済学・公共経済学専攻。(mizuochi@cc.ocha.ac.jp)