

Ueda, K.; A. Ueda; T. Miyakita; K. Harada; S. Ohmori; C. N. Wei and M. Onomichi. 2000a. "Community-Based Analysis of the Factorial Structures of the Recent Increase in Low Birthweight Infants." *Environ Health Prev Med*, 5(3), 118-26.

Ueda, Kimiyo; Atsushi Ueda; Takashi Miyakita; Koichi Harada; Shoko Ohmori; Chang-nian Wei and Mitsukazu Onomichi. 2000b. "Community-Based Analysis of the Factorial Structures of the Recent Increase in Low Birthweight Infants." *Environmental Health and Preventive Medicine*, 5(3), 118-26.

Wataba, Koya; Takahiro Mizutani; Kenshi Wasada; Mikio Morine; Takashi Sugiyama and Noriyuki Suehara. 2006. "Impact of Prepregnant Body Mass Index and Maternal Weight Gain on the Risk of Pregnancy Complications in Japanese Women." *Acta Obstetrica et Gynecologica Scandinavica*, 85(3), 269-76.

Wooldridge, Jeffrey M. 2010. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. The MIT Press.

小原美紀・大竹文雄. 2009. "子どもの教育成果の決定要因 (特集 教育と労働)." *日本労働研究雑誌*, 51(7), 67-84.

松田晋哉. 1990. "線形重回帰モデルによる出生時体重に関連する要因の分析." *日本衛生学雑誌*, 45(3), 752-61.

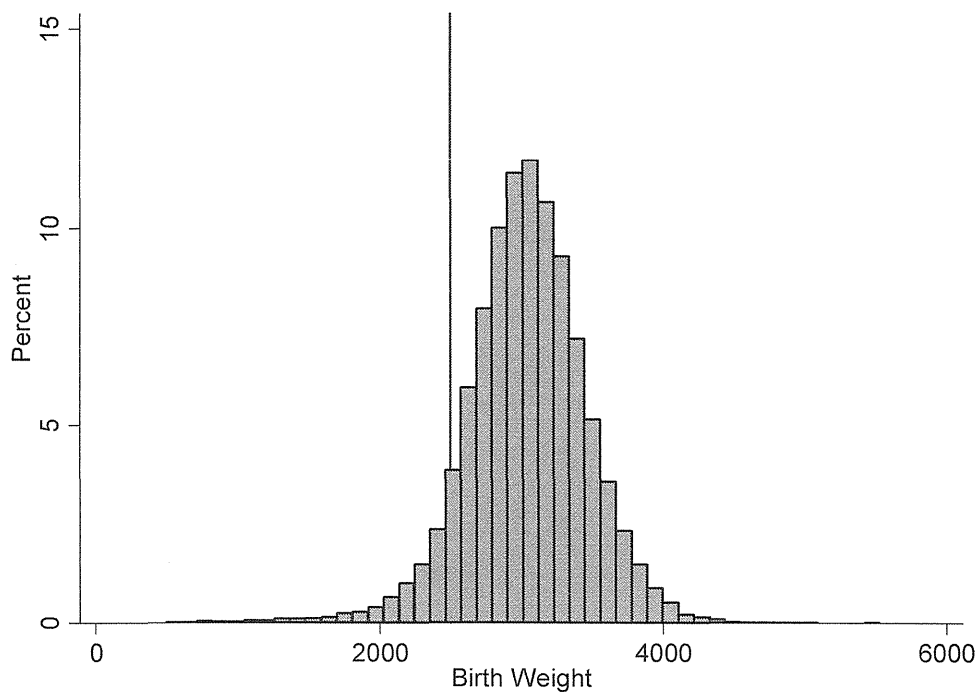
川口大司・野口晴子. 2013. "新生児の体重の減少の背景には何があるのか," 井堀利宏, 金子能宏・野口晴子 (編), *新たなリスクと社会保障*. 東京: 東京大学出版会.

中村敬 1995. "低出生体重児出生率の年次的変遷に関する研究." 東京大学 博士学位論文.

福岡秀興. 2009. "新しい成人病(生活習慣病)の発症概念--成人病胎児期発症説 (特集 エビジェネティクスと疾患)." *京都府立医科大学雑誌*, 118(8), 501-14.

北村行伸. 2013. "子供の成長パターンの測定," 北村行伸 (編), 応用マイクロ計量経済学. 日本評論社.

図 1 : 出生体重の分布、2001 年、男女計



注：垂直線は 2500g を指す。

表 1 : 出生体重の記述統計量、2001 年、男女計

			パーセン タイ ル
観察値数	40121	1%	1786
平均値	3037	5%	2360
標準偏差	429	10%	2546
分散	184320	25%	2792
歪度	-0.514	50%	3046
尖度	5.387	75%	3302
2500g 未満比率	8.25%	90%	3546
		95%	3706
		99%	4018

表 2：新生児の両親の社会経済的属性、出生体重別

変数	全新生児	2500g 未満	2500g 以上
女兒	0.48	0.53	0.48
母親 年齢	30.00 (4.33)	30.40 (4.44)	30.05 (4.32)
母親 高専・短大卒	0.42	0.41	0.42
母親 四大卒以上	0.14	0.14	0.14
母親 喫煙	0.15	0.17	0.15
出産 1 年前母親フルタイム	0.32	0.36	0.32
出産 1 年前母親パートタイム	0.17	0.19	0.17
出産 1 年前母親自営業	0.04	0.04	0.04
父親 年齢	32.21 (5.47)	32.63 (5.66)	32.17 (5.45)
父親 高専・短大卒	0.16	0.15	0.16
父親 四大卒以上	0.37	0.36	0.37
父親 喫煙	0.62	0.63	0.62
世帯年収	5,718,256 (3,734,725)	5,766,596 (3,500,098)	5,713,890 (3,755,205)
サンプルサイズ	40,121	3,323	36,798

表3：両親の社会経済的背景による出生体重の決定と低体重出生の決定、OLS、分位回帰と Probit 推定

	平均値	10%	25%	50%	75%	90%	2500g未満
		タイル	タイル	タイル	タイル	タイル	
女兒	-76.70 (4.27)	-54.05 (8.36)	-69.54 (6.57)	-86.97 (4.89)	-90.84 (5.75)	-93.18 (7.26)	0.0168 (0.0027)
母親 年齢	-0.31 (0.70)	-2.81 (1.46)	-0.92 (0.85)	-0.56 (0.95)	1.19 (1.04)	2.98 (0.85)	0.0013 (0.0004)
母親 高専・短大卒	-6.10 (4.92)	8.99 (6.74)	-2.05 (4.80)	-0.06 (5.02)	-10.29 (6.57)	-22.76 (9.00)	-0.0038 (0.0031)
母親 四大卒以上	-9.00 (7.32)	7.23 (14.79)	-14.90 (7.92)	3.79 (9.35)	-23.08 (8.67)	-33.66 (12.15)	-0.0062 (0.0045)
母親 喫煙	-38.83 (6.30)	-24.71 (11.80)	-41.11 (9.22)	-29.14 (5.42)	-38.32 (8.70)	-44.53 (8.53)	0.0100 (0.0042)
出産1年前 母親フルタイム	-43.35 (5.19)	-64.48 (9.11)	-42.36 (5.35)	-36.61 (4.52)	-32.76 (4.99)	-43.63 (6.98)	0.0244 (0.0036)
出産1年前 母親パートタイム	-28.36 (6.08)	-49.97 (11.24)	-27.03 (8.87)	-22.15 (5.68)	-21.11 (7.37)	-15.42 (8.46)	0.0204 (0.0043)
出産1年前 母親自営業	0.14 (10.92)	-28.00 (22.25)	3.58 (11.44)	-5.51 (13.90)	16.59 (13.61)	22.74 (22.22)	0.0125 (0.0076)
父親 年齢	0.42 (0.55)	-2.71 (1.06)	-0.61 (0.53)	1.24 (0.68)	1.97 (0.87)	3.16 (0.93)	0.0010 (0.0003)
父親 高専・短大卒	13.77 (6.33)	28.55 (9.61)	7.75 (6.52)	7.96 (6.81)	7.81 (6.83)	17.71 (12.30)	-0.0086 (0.0039)
父親 四大卒以上	6.83 (5.45)	3.17 (9.15)	11.46 (5.97)	0.50 (7.04)	-1.59 (7.49)	-0.82 (8.03)	-0.0030 (0.0035)
父親 喫煙	2.12 (4.71)	-4.53 (10.01)	-0.29 (4.78)	1.22 (6.06)	4.25 (7.60)	13.48 (8.11)	0.0012 (0.0030)
世帯年収 (対数値)	-1.40 (4.07)	19.51 (7.95)	3.59 (4.64)	-2.54 (4.63)	-10.22 (4.34)	-18.23 (5.76)	-0.0052 (0.0025)
定数項	3,113.99 (59.62)	2,470.32 (114.51)	2,839.62 (69.85)	3,122.31 (65.55)	3,424.87 (71.27)	3,703.92 (84.78)	-
決定係数	0.01	-	-	-	-	-	-
サンプルサイズ	40,121	40,121	40,121	40,121	40,121	40,121	40,121

カッコ内は標準誤差。プロビット推定の結果については、各変数の限界効果を説明変数の平均値で評価したものを報告している。

表 4 : 低体重出産と 2.5 歳時点の発達指標、プロビット回帰

	平均値	低体重児－ 非低体重児	回帰調整 後の差	サンプル サイズ
自分の名前が言える	0.89	-0.07 (0.01)	-0.07 (0.01)	37,985
歯みがきの習慣がついている	0.83	-0.02 (0.01)	-0.02 (0.01)	37,992
昼間はおむつがとれた	0.28	-0.06 (0.01)	-0.06 (0.01)	37,853
衣服の着脱をひとりでしたがる	0.79	-0.02 (0.01)	-0.04 (0.01)	38,003

注：回帰調整後の差は各指標を低体重児ダミーと女兒ダミー、母親年齢、母親学歴ダミー、母親出産 1 年前就業状態ダミー、母親喫煙ダミー、父親年齢、父親学歴ダミー、父親喫煙ダミー、世帯年収（対数値）にプロビット回帰した際の低体重児ダミーの係数の限界効果。カッコ内は標準誤差。

表 5：低体重出生と 6 歳半時点の学習・社会行動、区間回帰分析結果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	平日の放課後に遊ぶ 友達の数 (人)		一日の勉強時間 (分)		1 か月に読む絵本・小 説の数	
出生体重 2500g 未満	-0.06 (0.03)	-0.05 (0.03)	1.34 (0.55)	1.23 (0.55)	-0.06 (0.10)	-0.10 (0.09)
女兒		-0.18 (0.02)		2.66 (0.30)		1.35 (0.05)
母親 年齢		0.00 (0.00)		-0.32 (0.05)		-0.02 (0.01)
母親 高専・短大卒		0.05 (0.02)		1.12 (0.35)		0.64 (0.06)
母親 四大卒以上		0.03 (0.03)		0.34 (0.51)		1.40 (0.09)
出産 1 年前		0.14 (0.02)		0.72 (0.37)		0.29 (0.06)
母親フルタイム		0.07 (0.03)		0.67 (0.43)		0.29 (0.07)
出産 1 年前		-0.08 (0.05)		1.27 (0.77)		0.24 (0.13)
母親パートタイム		0.18 (0.03)		-0.80 (0.47)		-0.75 (0.08)
出産 1 年前		-0.01 (0.00)		0.09 (0.04)		-0.02 (0.01)
母親自営業		0.00 (0.03)		0.04 (0.45)		0.20 (0.08)
母親 喫煙		-0.05 (0.02)		1.05 (0.38)		0.76 (0.07)
父親 年齢		0.06 (0.02)		-1.30 (0.33)		-0.42 (0.06)
父親 高専・短大卒		0.02 (0.02)		0.82 (0.30)		0.14 (0.05)
父親 四大卒以上		0.06 (0.02)		-1.30 (0.33)		-0.42 (0.06)
父親 喫煙		0.02 (0.02)		0.82 (0.30)		0.14 (0.05)
世帯年収 (対数値)		0.02 (0.02)		0.82 (0.30)		0.14 (0.05)
定数項	1.94 (0.01)	2.00 (0.27)	40.80 (0.16)	33.22 (4.35)	4.75 (0.03)	2.49 (0.75)
サンプルサイズ	31,417	31,417	33,428	33,428	33,186	33,186

注：カッコ内は標準誤差

2013年5月

父親の雇用喪失は子育てに影響を及ぼすのか：
『21世紀出生児縦断調査』の個票データに基づく実証分析*

大阪大学社会経済研究所

小川一夫

* 本稿を作成する上で、稲葉昭英氏(首都大学東京)、吉田 崇氏(静岡大学)から数々の貴重なコメントを頂いた。ここに謝意を表したい。なお、残された誤りはすべて筆者に帰するものである。本研究は、厚生労働科学研究費補助金「縦断調査を用いた生活の質向上に資する少子化対策の研究」から研究助成を受けている。

1. はじめに

子育ては単なる家計生産(household production)や余暇ではなく子どもへの人的投資行動であると主張されることが多い。これまでの欧米における実証研究から、両親が子どもと過ごす時間の大きさやその過ごし方が子どもの人的資本形成に影響を及ぼすことが報告されており、統計的にも支持されている。¹

一方、世帯主が職を失った家計では、学校教育におけるパフォーマンスの低下を通じて子どもへの人的投資が阻害されるという実証研究も登場している。² わが国では小川(2013)が、1990年代後半以降の都道府県別パネルデータを用いて失業率の高い都道府県では高等学校における長期不登校率、中途退学率、卒業時の無業率が高まっており、子どもの人的資本形成に負の影響が及ぶことを報告している。しかしながら、わが国における失業と子どもの人的資本形成の関連を分析した実証研究は小川(2013)を除けば皆無である。また、小川(2013)も都道府県別のパネルデータに依拠しており、あくまでも都道府県単位で観察される失業率と子どもの人的資本形成の指標という集計量の間の関係を検出したに過ぎない。

この研究ではこの点を補うべく、厚生労働省による『21世紀出生児縦断調査』の個票データを用いて、父親が職を失っている家計において、父親が子育てにどのように関与しているのか、その状況について実証的に検討を加える。もし、父親が失職している家計で父親の子育てへの関与が少なく、それを他の家族構成員が補わなければ、子どもの人的資本形成にマイナスの影響が及ぶことが予想される。事実、以下の実証分析では子育てへの関与を表す指標の如何にかかわらず、無業の父親は子育てへの関与を統計的に有意に減少させることが示される。本研究で得られた主要な発見を纏めておこう。

- 1) 無業者の父親は、常勤者と比べて平日に子どもと過ごす時間は有意に少なく、減少分を母親が補っているわけではない
- 2) 無業者の父親は、子育てに対して消極的である
- 3) 無業者の父親は、家庭学習への関与に対しても消極的である

¹両親が子どもと時間を共有することにより、子どもの人的投資水準が高まることを報告した研究としては、例えば Leibowitz (1972, 1974, 1977), Haveman and Wolfe (1995), Coleman (1988), Cooksey and Fondell (1996)等が挙げられる。

²海外における実証研究としては、Flanagan and Eccles(1993)、Gregg and Machin(2000)、Kali and Ziolk-Guest(2006)、Rege et al.(2011)が個票データを用いた数少ない研究である。

本稿の構成は以下の通りである。次節では失業者の時間配分やわが国における父親の子育てに関する実証研究を紹介し、本稿との関係を論じる。第3節では家庭内時間配分モデルに基づき、子育てへの関与度の決定要因を明らかにし、実証分析に用いる推定式を導出する。第4節では実証分析に用いるデータについて解説し、計測に用いる主要な変数について記述統計を示す。第5節では計測に用いる統計的手法を説明した後、計測結果を示し解釈を加える。第6節は、前節で得られた計測結果の頑健性についてさまざまな視点から検討を加える。第7節は結びである。

2. 先行研究のサーベイと本研究の位置づけ

まず、失業者が失われた労働時間をどのように時間配分するのか、これまでの実証研究を見ていこう。Burda and Hamermesh (2010)は、4カ国の時間日記(time-diary)に基づいて失業者と就業者の市場における時間の差違が余暇に表れ、失業者の家計生産の増加にはつながらないことを示した。Krueger and Mueller (2012)は、ニュージャージー州の失業者へのサーベイデータ(Survey of Unemployed Workers in New Jersey)の個票データに基づいて、失業者が再雇用された場合、家計生産と余暇の時間が減少するが、その減少幅は余暇時間の方が小さいことを見いだした。Aguilar, Hurst and Karabarbounis (2011)は、American Time Use Survey (ATUS)を用いて景気循環の下降局面において失業率が上昇した場合、失われた労働時間がどのような用途に振り向けられるのか推定した。彼らの結果によれば、失われた労働時間の30-40%は家計生産の増加に向けられ、30%は睡眠やテレビ鑑賞、20%はその他の余暇、そして子育てに向けられるのは5%前後であると推定されている。³ は、われわれと関心領域が最も近い研究はGutiérrez-Domènech (2010)である。この研究は、スペインの個票データ(Spanish Time Use Survey)を用いて雇用の状況が子育てに費やされる時間にどのような影響を与えるのか実証的に検討を加えており、働いている父親ほど子育てへ充当する時間が多いという結果が得られている。

わが国については失業者の時間配分について実証的に分析した研究は皆無である。従って、父親の雇用状況と子育ての関係については明らかになっておらず、もっぱら父親が子育てへ関与する決定要因に関する実証研究が主流を占め

³ ジョブサーチに向けられる割合は、1%未満ときわめて小さい。

てきた。特に、この分野の研究は家族社会学において蓄積が進んでいる。家族社会学では父親の子育て参加を規定する代表的な要因として、

- 1) 夫婦の相対的資源差
- 2) 時間的余裕度
- 3) 性別役割分業観
- 4) 父親のアイデンティティ
- 5) 家族・親類・友人とのサポートネットワーク
- 6) 家庭内需要
- 7) 子育てスキル・知識とスタンダード
- 8) 職場の環境・慣行

が指摘されており、それぞれの要因がどの程度父親の子育てに影響を与えているのか、個票データによる計量分析が進められている。⁴ また、経済学の家庭内時間配分モデルに基づいて父親の子育てへの時間配分を実証分析した研究としては水落(2006)がある。

このようにわが国では無業者の時間配分に焦点を当てた実証研究は皆無であり、本稿はその中でも無業者の父親の子育てへの関与に注目し、有業者と比べてどのような違いがあるのか、実証的に明らかにしていく。

3. 子育ての決定要因：家庭内時間配分モデルによる分析

Becker (1965)は、家庭内における消費、労働、家計生産、余暇活動への時間配分を分析するための家庭内時間配分モデルを構築した。⁵ 家計はさまざまな財・サービスを消費することによって効用を得る。家計に効用を与える財・サービスの量は、市場において購入される財・サービスの大きさと費やされる時間の関数で表される。例えば、家計に効用を与える「テレビの鑑賞」は耐久財としてのテレビ、ケーブルテレビから購入するさまざまなテレビプログラム、そしてテレビの鑑賞に費やす時間の関数としてとらえることができる。テレビ鑑賞の場合には、テレビやテレビプログラムと鑑賞時間は補完的な関係にある。「食事」についても肉、野菜といった食材と料理にかける時間の関数としてと

⁴ 父親の子育てを規定するこの8つの要因について、その詳細はIshii-Kuntz (2009)を参照のこと。具体的な実証研究としては加藤他(1998)、Ishii-Kuntz(2003)、Ishii-Kuntz and Maryanski(2003)、Ishii-Kuntz et al.(2004)、松田(2006)、Ishii-Kuntz(2009)等がある。

⁵ 家庭内時間配分モデルについては、Gronau (1973, 1986)も参照のこと。Aguiar, Hurst and Karabarbounis (2012)は、通時的な観点から家庭内時間配分モデルの最近における進展状況をサーベイしている。

らえることができる。市場において弁当等の加工度の高い食材を購入すれば、それだけ料理時間を節約することができる。このように食事の場合には、市場において購入する財・サービスの量と時間の間には代替関係が成立している。

家計は市場に提供する労働サービスから得られる労働所得と金融資産や実物資産に代表される非人的資産をさまざまな財・サービスの購入に向ける（予算制約式）。また、労働を始め余暇、子育て、家事、財・サービスの消費に向ける時間の合計は 24 時間であるという時間制約にも直面している(時間制約式)。これら 2 つの制約条件の下で家計は構成員の効用を最大にするように財・サービスの購入量、労働時間、余暇時間、家計生産時間、子育てへの時間を決定する。

われわれの関心事である子育てへの最適な時間配分は、財・サービスの価格、夫と妻の賃金率、家計の諸属性の関数として決定される。労働時間の決定についても同様の定式化を考えることができるが、雇用主によって一方的に労働時間が決定される可能性も考えられる。例えば、家計の効用最大化から決定される夫の労働時間は正の値を取るとしても、非自発的に失業した状況では観察される労働時間はゼロである。以下では、このような可能性を考慮して夫と妻の労働時間を所与として分析を進めることにする。このようなアプローチは条件付き需要関数アプローチ(conditional demand approach)と呼ばれている。このアプローチの特徴は、労働時間の決定メカニズムは問わずに、その水準を所与として他の行動への時間配分や財・サービスへの支出行動を分析できることにある。このアプローチの下では労働時間が所与となることから、それに賃金率を乗じた所得水準も所与となり説明変数に加えることができる。従って、夫と妻による子育てへの最適な時間配分関数は以下のように定式化される。

$$\begin{aligned} \text{父親の子育て時間} = f & (\text{父親・母親・その他の所得、父親・母親の労働時間、} \\ & \text{父親・母親の職業、父親・母親の学歴、父親・母親の年齢、子どもの性別、} \\ & \text{兄弟数、18大都市への居住の有無、父親・母親の別居の有無、祖父母と} \\ & \text{の同居の有無}) \end{aligned} \quad (1)$$

(1)式では両親の所得水準、労働時間に加えて、家計の属性として、両親の職業、学歴、年齢そして子どもの性別、兄弟数、居住環境、父親や母親の別居の有無、祖父母との同居の有無がコントロールされている。母親の子育てへの時間配分についても(1)式と同様に定式化される。

4. 使用データと記述統計量

使用データ

本稿で利用するデータは『21世紀出生児縦断調査』である。本調査は、同一客体を長年にわたって追跡する縦断調査として、平成13年度から実施されている。この調査では21世紀の初年に出生した子の実態及び経年変化の状況が継続的に観察されている。調査対象は、全国の2001年1月10日から同月17日の間および同年7月10日から同月17日の間に出生した子であり、人口動態調査の出生票を基に抽出されている。

本稿ではこの縦断調査のうち第7回調査の個票データを使用する。第7回調査では対象児の年齢は7歳であり、小学校に入学している。第8回、9回調査も小学校に在籍している児童が対象であり利用可能であるが、年間収入のデータが利用できない。よって第7回調査のみに限定した。回収数は36785世帯である。

主要な変数の記述統計量

表1には第7回調査に含まれる主要な変数について、その記述統計量が纏められている。第7回調査時点における母親と父親の平均年齢はそれぞれ37歳と39歳である。対象児の性別は52%が男子であり、兄弟数は1.2人である。また、年間収入については、父親、母親、その他の年間収入の平均値は、それぞれ456.3万円、142.4万円、29.8万円である。それぞれの中央値は平均値よりも小さく、所得分布が右に歪んでいることがわかる。1ヶ月に学校にかかった費用と習い事等にかかった費用の平均値は、それぞれ0.8万円、1.2万円である。

父親と母親の職業に目を転じよう。われわれの関心事である父親の中で無業者の割合はわずか0.8%にすぎない。⁶ 父親の職業の84.3%が常勤の勤労者であり、自営業・家業の割合は13.9%である。母親については43.6%が専業主事・無職・学生であり、32.7%がパートタイム・アルバイト・内職に従事している。常勤の勤労者は17.6%である。

次いで、父親と母親の1週間の労働時間を見ておこう。父親の場合、1週間の労働時間が40時間以上60時間未満の割合が最も多く61.6%である。これに対して、母親の場合は、専業主事・無職・学生の割合が最も高いことを反映して、

⁶ この中には無業者に加えて家事従業者、学生も含まれているが、学生の割合はほとんど無視できるレベルである。

労働時間がゼロの割合が 44.4%にも上っている。

最後に、父親、母親の学歴を見ると、父親については、最も割合が高いのが高校卒（39.8%）であり、次いで大学卒（32.8%）の順である。母親についても最も割合が高いのが高校卒（39.3%）であることに変わりはないが、次いで割合が高いのは短大・高専卒（23.5%）であり、大卒の割合は 13.3%に過ぎない。

子育てへの関与度の測定

第7回調査では子育てへの関与状況を3つの質問項目から知ることができる。まず、問24において子どもと一緒に過ごす時間が尋ねられている。問いは、「平成13年生まれのお子さんの相手をしたり、食事をしたりして一緒に過ごしている時間は、1日平均どのくらいですか（お子さんが眠っている時間は除いてください）」であり、父親と母親に対して平日と休日に分けて尋ねられている。回答は、平日については 1 なし、2 30分未満、3 30分～1時間未満、4 1時間～2時間未満、5 2時間～4時間未満、6 4時間～6時間未満、7 6時間以上 の7つの選択肢がある。また、休日については 1 なし、2 2時間未満、3 2時間～4時間未満、4 4時間～6時間未満、5 6時間～8時間未満、6 8時間～10時間未満、7 10時間以上 から選択するように設計されている。

第2の質問項目は、子育てへの関与度を尋ねた問いである（問25）。ここでは「お母さん、お父さんの家事・子育てについておたずねします」という問いが設定されており、子育て（世話をする、勉強を見る、遊ぶなど）について、1 よくする、2 ときどきする、3 ほとんどしない・まったくしない という3つの定性的な選択肢が用意されている。

第3の質問項目は、家庭学習への関与度を尋ねた問いである（問13）。問いは、「平成13年生まれのお子さんのお母さんやお父さんの家庭学習(宿題を含む)への関わり方についてお尋ねします」で始まり、4つの項目について1. よくある、2 ときどきある、3 ほとんどない・まったくない という3つの定性的な選択肢が用意されている。4つの項目とは、①勉強するように言っている ②勉強する時間を決めて守らせている ③勉強を見ている ④勉強したか確認している である。なお、この問いは父親、母親に加えて、その他の同居者についても尋ねられている。

上記の3つの質問項目に対する回答から子育てへの関与状況を見ておこう。

図 1 は父親が子どもと一緒に過ごす時間を平日と休日に分けてヒストグラムで示したものである。平日の最頻値は 2 時間～4 時間未満であり、父親の 25.7%がこの階級値を回答している。また、子どもと一緒に過ごす時間が 30 分未満や全くない父親も 23.6%にも及んでいる。平日と比べ、休日に子どもと一緒に過ごす時間はかなり長くなっている。半分近い (46.4%) 父親が、休日には子どもと 10 時間以上一緒に過ごしていることがわかる。

図 2 は母親が子どもと一緒に過ごす時間を平日と休日に分けてヒストグラムで示したものである。8 割を超える父親が常勤の勤労者であり、4 割を超える母親が専業主婦・無職・学生であることを反映して、母親が子どもと一緒に過ごす時間は父親よりも長い。平日では一緒に過ごす時間が、4 時間～6 時間未満、6 時間以上である母親の割合は、それぞれ 32.2%、33%であり両者をあわせると 65%の母親が 4 時間以上子どもと一緒に過ごしていることがわかる。休日においても 10 時間以上子どもと一緒に過ごす母親の割合は 68.8%に及び、同じ時間を過ごす父親の割合 (46.4%) を大きく上回っている。

表 2 は子育てへの関与度を尋ねた問いに対する回答を表にしたものである。父親の 62.8%がときどき子育てをするのに対して、よくする父親の割合も 29.3%に及んでいる。ほとんど、あるいは全く子育てをしない父親の割合は 7.8%であり最も少ない。これに対してよく子育てをする母親の割合は 91.7%にも及ぶ。

最後に、父親と母親の家庭学習への関わり方についての回答を見ておこう (表 3)。ときどき「勉強をするように言っている」、「勉強を見ている」父親の割合はそれぞれ 49.1%、56.5%と半数前後の値であるのに対して、「勉強をする時間を守らせている」、「勉強したか確認している」の 2 つの項目についてはほとんどあるいは全くしていない父親の割合は、それぞれ 67.1%と 50.0%であり半数を超えている。母親については 4 つの項目について「よくある」と答えた割合が最も高く、母親の家庭学習への関与の高さを示している。その中でもよく「勉強したか確認している」母親の割合は 80%と最も高い。これに対してよく「勉強する時間を守らせている」母親の割合は 37.8%と最も低い。

5. 推定結果とその解釈

本節では、第 3 節で定式化された父親と母親の子育てへの関与度関数を推定し、その結果から父親が無業者の場合、子育てへの関与はどのような特徴を持つのか明らかにしていく。計測結果を示す前に、本稿で用いた計測方法を説明

しておこう。

われわれは家庭内時間配分モデルを用いて、家庭内で消費を始め労働、家計生産、子育て、余暇活動に時間をどのように配分するのか分析している。従って、そこでは夫婦間の労働、家計生産や子育てへの時間配分が独立に決定されているわけではなく、相互に関連して決定されることになる。例えば、妻の賃金率が夫よりも高い場合には、夫が相対的に子育てや家計生産に多くの時間を割くことが考えられる。従って、このような夫婦間の関連性を分析するためには、夫の時間配分決定に妻の諸属性が影響し、妻の時間配分決定に夫の諸属性が影響する可能性を考慮しなければならない。さらに、夫の子育てへの関与度関数と妻の子育てへの関与度関数を同時に推定する必要がある。また、『21世紀出生児縦断調査』では子育てへの関与度についての質問に対する回答は順序尺度で測られている。以上の点を考慮して、われわれは計測方法として2変量オーダード・プロビット (bivariate ordered probit) を採用する。

2変量オーダード・プロビットを用いて計測した推定結果について解釈を加えていこう。表4には父親と母親が平日に子どもと一緒に過ごす時間を被説明変数とした計測結果が示されている。また、表5には父親と母親が休日に子どもと一緒に過ごす時間を被説明変数とする計測結果が示されている。所得の効果から見ていこう。父親の年収は、平日に父親が子どもと過ごす時間に有意な負の効果を与えており、平日に母親が子どもと過ごす時間に有意な正の効果を与えている。しかし、休日に父親が子どもと過ごす時間に対しては父親の年収は逆に有意な正の効果を与えている。また、母親の年収は、平日に母親が子どもと過ごす時間に有意な負の効果を与えており、平日に父親が子どもと過ごす時間に有意な正の効果を与えている。このように、所得の高い父親は、平日には子どもと過ごす時間が少ないが、それを補うべく休日には子どもと過ごす時間を増加させる通時的な代替関係(intertemporal substitution)が観察される。また、所得の高い父親の場合には、平日には母親が子どもと過ごす時間を増やし、逆に所得の高い母親の場合には、平日に父親が子どもと過ごす時間を増やすというように、所得という機会費用の高低によって家庭内で母親と父親の間で子どもと過ごす時間の配分について代替関係(intra-household substitution)が成立していることがわかる。子どもと過ごす時間に関する夫婦間での代替関係は労働時間についても観察されている。つまり、労働時間の長い親は子どもと過ごす時間が少なくなるが、その分が配偶者によって代替されるのである。

われわれの関心事である父親の職業が子どもと過ごす時間に与える効果について見てみよう。常勤者の父親は、自営業・家業の父親に比べて平日には子どもと過ごす時間が有意に少ないが、休日にはそれを補うべく子どもと過ごす時間を有意に増加させている。⁷ また、無業者の父親については、常勤者と比べて平日には子どもと過ごす時間が有意に少ないことがわかる。しかも、無業者ダミーは母親の子どもと過ごす時間に対して有意な影響を及ぼしておらず、無業者の父親が子どもと過ごす時間が少ない分を母親が補っているわけではない。

次に、子育てへの関与度を尋ねた問いに対する回答を用いて関与度関数を2変量オーダード・プロビット・モデルにより計測した結果を解釈しよう。説明変数は、子どもと一緒に過ごす時間を分析した際に用いたものと同じである。被説明変数は、「1. よくする」、「2. ときどきする」、「3. ほとんどしない・まったくしない」と記録されており、数値が大きいくほど子育てに対する関与が消極的になることに注意してほしい。

表6には父親と母親の関与度についての計測結果が示されている。父親や母親の年収は子育てへの関与度に有意な影響を及ぼしていない。これは、一見すると子どもと過ごす時間に対して父親や母親の所得が有意な影響を及ぼしていた結果と矛盾するよう見えるかもしれない。しかし、父親が子どもと過ごす時間に対して、父親の年収は平日と休日でもともに有意な効果を与えているものの、影響の方向は逆であることから、平日と休日を合わせて考えると効果は相殺されてしまい、トータルな効果は有意にならない可能性がある。

労働時間の効果については、父親の労働時間が長いほど父親の子育てへの関与は低下し、母親の関与が高まる。また、母親の労働時間についても同様の効果が観察されている。従って、子どもと一緒に過ごす時間の場合と同様に、子育てへの関与についても夫婦間での代替関係が観察されている。

父親の職業の効果については、父親が無業者の場合には有意に父親の子育てへの関与が低下することがわかる。また、父親が無業者だからといって母親の子育てへの関与が高まるわけではない。この結果は、無業者の父親が子どもと一緒に過ごす時間についての特徴と整合的である。

最後に、父親と母親の家庭学習への関与が、どのような要因によって決定されているのか、2変量オーダード・プロビット・モデルによる計測結果から解釈

⁷父親の職業ダミーは、家事・無職・学生、パート・アルバイト・内職、自営業・家業の3つの変数を使用しており、常勤者が基本ケースとなっている。

しよう。家庭学習への関与度は、「勉強をするように言っている」、「勉強を見ている」「勉強をする時間を守らせている」、「勉強したか確認している」という4つの家庭学習への関わり方に対して、「1. よくある」、「2. ときどきある」、「3. ほとんどない・まったくない」という選択肢が用意されている。従って、数値が大きいほど家庭学習への関与は小さくなる。子どもと一緒に過ごす時間、子育てへの関与度を分析した際に使用した説明変数がここでも用いられている。表7には4つの家庭学習への関わり方に対する計測結果が示されている。父親の年収は、4つのうち3つの関わり方に対して有意な正の効果を与えている。即ち、年収が高い父親ほど家庭学習への関与は小さくなるのである。これは、機会費用の高い父親ほど子どもと過ごす時間が少なくなるという上記で得られた結果と整合的である。しかし、父親の年収は母親の家庭学習への関わり方に対して、「勉強をする時間を決めて守らせている」項目以外は有意な負の影響を与えていない。このように、子どもと過ごす時間については、父親と母親の間で代替関係が見られたが、家庭学習への関与についていえば、このような家庭内での代替関係は観察されない。その理由としては、学歴等の理由で家庭学習に対して積極的に関与する自信がない母親の存在を反映しているのかもしれない。むしろ父親の年収が高い場合には、家庭学習に代えて塾等の市場における教育サービスを購入している可能性が高い。事実、学校や習い事への支出(対数値)を被説明変数とする教育支出関数を計測すると父親の年収は有意に正の係数値が得られた(表8参照)。

ただし、家庭学習への関わり方に関する夫婦間での代替関係は労働時間については観察されている。「勉強を見ている」、「勉強したか確認している」の2項目については、父親の労働時間は父親の関与に対して有意に正の効果をもっており、母親の関与に対して有意に負の効果をもっている。また、「勉強をするように言っている」、「勉強を見ている」、「勉強したか確認している」の3項目については、母親の労働時間は母親の関与に対して有意に正の効果をもっており、父親の関与に対して有意に負の効果をもっている。

父親の職業の効果については、無業者の父親の場合には、「勉強するように言っている」以外のすべての項目において、家庭学習への父親の関与は有意に小さくなっている。しかも、父親の無業者ダミーは母親の家庭学習の関与度に有意な影響を及ぼしておらず、父親の家庭学習への関与を補うべく母親の関与が大きくなっているわけでもない。

以上見てきたように父親の子育てへの関与を 3 つの指標によって測り、その決定要因の計量的分析を行ったが、いずれの指標を用いても無業者の父親の子育てへの関与は有意に小さいことがわかった。

6. 推定結果の頑健性と含意

前節では、父親が無業者の場合に、子育てへの関与度が低下することを見た。この節ではこの結果の頑健性についてさらなる検討を加える。最後に、労働に対して時間を割かない無業者の父親が、どのような時間配分を行っているのか、定量的分析を行う。

頑健性の検証

『21世紀出生児縦断調査』では、父親や母親が子どもの学校とどのように関わっているのか、尋ねている。「授業参観、運動会、学芸会等の学校行事に出席している」、「PTA、学校ボランティア等の保護者の活動に参加している」、「上記以外で先生と話す機会がある」という 3 項目に対して、「1. よくある」、「2. ときどきある」、「3. ほとんどない・まったくない」という選択肢が用意されている。子どもの学校への関わり方も、広義の意味では子育てへの関与ととらえることができる。これら 3 項目への回答を被説明変数として 2 変量オーダード・プロビット・モデルによる分析を行った。説明変数は前節で使用したものと同一のものである。計測結果が表 9 に示されている。「授業参観、運動会、学芸会等の学校行事に出席している」、「PTA、学校ボランティア等の保護者の活動に参加している」の 2 項目では、父親の無業者ダミーは父親の関与に対して有意に正の値を取っており、無業者の父親が学校への関与に消極的であることがわかる。しかし、「授業参観、運動会、学芸会等の学校行事に出席している」の項目では、母親の関与に対して父親の無業者ダミーが有意な負の効果を与えている。即ち、父親が無業者で学校行事への関与が少ない分、母親が学校行事に対して積極的に関与しているのである。

その他の同居者の役割

すでに見たように、父親が無業者の場合には家庭学習への父親の関与は消極的なものであった。しかも、その分を補うべく母親の関与が大きくなっているわけでもなかった。『21世紀出生児縦断調査』では、家庭学習への関与につい

て、父親と母親以外に「その他の同居者」の関与についても尋ねている。回答の選択肢は、「1. よくある」、「2. ときどきある」、「3. ほとんどない・まったくなく」である。その他の同居者による回答を利用して、その他の同居者が家庭学習への程度関与しているのか、オーダード・プロビット・モデルにより関与度関数を計測した。説明変数はこれまでに使用してきた変数群である。ここでの関心事は、父親が無業者の場合に、その他の同居者による家庭学習への関与が高まるのか、という点にある。計測結果は、表 10 に示されているが、父親の無業者ダミーは、4つの項目いずれに対しても有意な効果を与えておらず、無業者の父親が家庭学習への関与に消極的である分、その他の同居者が補っているわけではないことがわかる。

無業者の父親の時間配分について

無業者の父親は、家事を専業としている場合や学生の場合を除いて、就業していない分だけ、自由に配分できる時間を多く有している。すでにみたように、その時間は子育てに充当されているわけではなく、逆に子育てへの時間は常勤者よりも少ない状況にある。では、無業者の父親は自由になる時間をどのように配分しているのだろうか。『21世紀出生児縦断調査』の質問項目を利用して無業者の父親の時間配分を分析することができる。その質問項目は、家事への関与についての問いである。父親と母親に対して、家事への関与として「1. よくする」、「2. ときどきする」、「3. ほとんどしない・まったくしない」という3つの定性的な選択肢が用意されている。この回答を被説明変数として2変量オーダード・プロビット・モデルによる分析を行った。説明変数は前節で使用したものと同一のものである。推定結果が表 11 に示されている。父親の無業者ダミーは、父親の家事の関与に対して有意に正の効果をもっており、家事への参加に対しても消極的であることがわかる。では、無業者の父親は自由になる時間をどのような用途に配分しているのだろうか。この調査からはさらなる分析を進めることはできないが、考えられる用途としては余暇とジョブサーチであろう。

Aguiar, Hurst and Karabarbounis (2011)による研究によれば、アメリカでは失われた労働時間の30-40%は家計生産の増加に向けられ、30%は睡眠やテレビ鑑賞、20%はその他の余暇、5%前後が子育て、そしてジョブサーチに向けられるのは1%未満であると報告されている。わが国の場合、父親が無業者の場合、家計生

産や子育てへは消極的であることから、睡眠、余暇、ジョブサーチへ充当される時間がより大きな比重を占めると考えられる。

7. むすびにかえて

この研究では、『21世紀出生児縦断調査』の個票データを用いて、父親が無業者の場合に、父親の子育てへの関与はどのような影響を受けるのか、実証的に検討を加えた。計量分析の結果、無業者の父親は、常勤者と比べて子どもと過ごす時間は有意に少なく、子育てや家庭学習に対しても消極的であることがわかった。また、無業者の父親による子育てへの関与を母親や他の家族が補っているわけではないことも明らかとなった。

海外における研究が示唆するように、親が子どもと過ごす時間の大きさやその過ごし方が子どもの人的資本形成に影響を及ぼすことになれば、父親が無業者の子どもの学校教育におけるパフォーマンスは低下し、ひいては将来のキャリアにも負の影響が及びかねない。このような形で貧困が親子間で伝播すれば、社会の閉塞感が高まり活力のない社会が現出する。

1990年代以降のわが国における長期にわたる景気低迷は「失われた10年」と形容され、それが生じたメカニズムについては数多くの研究が蓄積されてきたが、世代を超えた貧困の再生産という視点からの分析は皆無である。わが国が今後活力のある社会を取り戻すためにも、人的資本形成へのショックが世代を超えて伝播していくメカニズムの解明とそれを防止する政策対応の研究は、喫緊の課題といえよう。