

## 母親の就労が家計生産に与える影響

小原美紀<sup>†</sup>・神谷祐介

本研究は母親の市場労働が家計生産に与える影響について明らかにする。具体的には、家計生産の中でも最も大きな時間を占める「調理」をとりあげ、母親の就労によって調理時間が減少する可能性について再検討する。分析には、先行研究で使われてきた時間配分データではなく、家計の購入品目データを用いる。購入品目から分かる調理時間(家計生産時間)を必要とする財の購入状況を見ることで、家計内で生産される食事量(家計生産量)を測定する。

日本の Scanner panel data を用いて、母親や家計の観察される属性と観察されない属性を考慮しながら分析した結果、第一に、母親の就労は家計生産量を減少させることが分かる。母親の就労により家計内で手間のかかる調理が敬遠され、既製食品を市場から調達する量が増加するといえる。第二に、母親の就労による家計生産抑制効果は生活水準の低い家計で大きいことが示される。第三に、上位階級で家計生産抑制効果が見られにくいことは、家計で作られる健康的な財への選好がこの階級で強いことが理由であることが示される。下位階級では、とくに母親がパートタイム労働を行う場合に、家計での調理品よりも健康に良くないとされる財を市場から購入する傾向が確認される。  
JEL Classification Codes: J13, J22

### 1. はじめに

女性の市場労働参加率は1970年代以降、大幅に増加したといわれる。ところが、この間、女性の家事労働時間は大きく減少していない。家計生産を支える技術が向上していることを考えれば、これは驚くべきことである。これまで先進国において多くの実証分析が行われ、賃金の高い女性が市場労働供給を増やしながら、機会費用が高いはずの家事労働時間、とくに母親による育児や調理時間を抑制しない可能性が指摘されてきた。本当に母親は市場労働時間を増加させても家事労働時間を減少させないのだろうか。

母親の市場労働と家計生産の関係については、家計生産時間を抑制する可能性だけでなく、家計生産量を抑制する可能性を議論する際に、より関心が集まる。教育による子どもの教育成果や、調理による子どもの健康状態といった家計生産物が母親の市場労働によって阻害されるならば、政策的にも重要な分析課題となるからである。低所得階層といった特定のグループで、

母親の市場労働により子どもの成長を促進する家計生産が抑制されているのであれば、格差の継承も問題になる。母親の市場労働は家計生産物を減少させるのだろうか。

市場労働と家事労働に関する実証分析は、個人の「時間配分データ」を用いて行われることが多い。時間配分データを用いれば市場労働時間が家事労働時間を抑制する可能性を直接分析することができる。しかしながら、時間配分データはしばしば測定誤差を持つことが問題になる。また、時間配分データを用いた分析から、家事労働により最終的に作られる家計生産量に与える影響を予測することは難しい。家事労働時間の情報から、どのような家計生産が行われているのかを判断するのは困難である。

本論文では、時間配分データの代わりに、家計の日々の「購入品目」の記録を用いる。日々の購入財を見ることで、家計が手間のかかる調理(家事労働時間)を行っているかや、家計内で食事がどれほど作られているか(家計生産物)を計測し、母親の市場労働が家計生産物に与える影響を考察する。一般的には、市場で調達する

食事よりも家計生産される食事の方が健康に良いと考えられるので、家計の厚生を考える上で調理を分析することは意義深い。

家計生産物といえば食事ではなく、それによってもたらされる家族の健康状態を見ることもできる。しかしながら、家計生産物として健康状態を取り上げて、それへの効果を正しく測ることができない可能性が高い。健康がもたらされるまでにはタイムラグがあるため結果の解釈が難しいことに加え、そもそも客観的な健康指標を世帯員について得ることが難しい。この意味でも、購入品目から家計生産物を分析することには価値がある。

購入品目データを用いた分析の欠点は、誰が家計生産を行っているのか分からないことである。母親以外の者が家事労働を行っていれば、個人の市場労働時間と家事労働時間の関係进行分析できない。しかしながら、かりに母親以外の者が家事労働者であるとしても、家計全体で享受する家計生産量が減少するかどうかを見ることはできる。本論文では、母親以外の者が家事を行っている可能性は残したまま、母親の市場労働時間が家計内で調理される食事量(家計生産物)を減少させるかどうか注目して分析する。そして、分析の後に、母親が家事労働者でない可能性について補足する。

本論文で用いる購入品目データは、各家庭でスキャナーを使って把握される(scanner data)。Scanner dataはマーケティングを目的として調査されているため、通常、家族の属性に関する情報は限定的であり、その時系列変化を聞いたものは珍しい。これに対して本論文で利用するデータは、各家計を3年間にわたり毎日追跡したpanel dataとなっている。よって、パネル推定により家計や母親の観察できない属性をコントロールした分析を行える。観察されない属性の存在を無視してクロスセクション分析を行えば内生性の問題が生じる。母親の就労が家計生産に与える影響を分析する際に内生性の問題をコントロールすることは重要である。観察できない属性により市場労働参加を控えている母親がより家事労働を行うとしても、それは市

場労働により家事労働が抑制されたのではない。

さらに、日本における計量分析を行うことも貢献になる。これは、たんに日本における研究成果が存在していないからだけでなく、母親の市場労働の増加が家計生産に与える影響を分析するのに、近年の日本の家計に注目するのが最適だと考えられるからである。日本では、ほとんどの場合母親が家事労働を行っている。ところが、長期的な不況の影響により出産後も女性が就労する機会が増えてきた。女性に対する家計生産への要請がある社会で、母親の就労機会が著しく増えたときに家計生産がどう変化するかを見ることは興味深い。

得られた分析結果をまとめると、第一に、母親の就労は家計生産を減少させることが示される。第二に、この抑制効果は生活水準の低い家計でより顕著であり、上位階級では必ずしも見られない。第三に、さらなる分析により、上位階級で働く母親は健康的な食事への選好が強いことが示される。彼女らは健康的な食事を摂取するために市場労働時間が増えても家事時間を減らさない。逆に、下位階級では、母親が市場労働を行う家計ほど家計生産は少なく、健康を害する食事を市場から購入する可能性がある。

母親以外の者が家計生産を行う可能性の存在が結果に与える影響は、本分析からは確認されなかった。少なくとも今回の分析では、たとえ母親以外の者が家計生産を行っているとしても、母親の市場労働の増加が家計生産物を減少させるといえるだろう。

つづく2節では先行研究をまとめ推定モデルを説明する。3節では使用するデータを紹介し、4節で結果を示す。5節で結果の含意を議論する。6節で全体をまとめる。

## 2. 背景となる研究成果と推定モデル

Ichino and De-Galdeano(2002)はヨーロッパ諸国の時間配分データを用いて母親の就業による家計生産時間の抑制効果の存在を検証し、複数の国で抑制効果が極めて小さい可能性を指摘している。これに対して、Kimmel and Connelly(2007)は、2003年と2004年のアメリカの時

間配分データ(American Time Use Survey: ATUS)を用いて、高賃金で就労する母親は、市場労働時間も家事労働時間も長いことを示している。Guryan, Hurst and Kearney(2008)は2003年から2006年のATUSを用いて、学歴の高い親は市場労働時間が長い、同時に育児時間が長いことを示している。Kalenkoski, Ribar and Stratton(2009)は、母親は賃金が高まっても育児時間を減少させないことを示している。Gutierrez-Domenech(2010)は、スペインの時間配分データを用いて、雇用されている親ほど子どものために費やす教育時間が長いことを示している。

本論文にもっとも関連のある先行研究として、Ben-Shalom(2009)は2003年から2005年のATUSを用いて、母親の就労が調理時間を減少させることを示している。さらにこの研究では、財の購入品目データを用いた分析も追加的に行っており、母親が就労しているほど調理済み食品の購入比率が高いことを示している。ただし、使用している購入品目データはクロスセクションデータであり、内生性の存在が就労による家計生産抑制効果を見せかけている可能性が残されている。

これらの先行研究を基にして、本論文では、時間を要しない財、または時間を要する財の購入の決定要因を分析する。時間を要しない(または要する)財の購入額の、比較対象とする財の購入額に対する比率を $Y_{it}$ とする。これを母親の市場労働の状況、母親の属性、家計の豊かさと家計の消費ニーズに回帰する：

$$Y_{it} = X'_{it}\beta + u_{it}$$

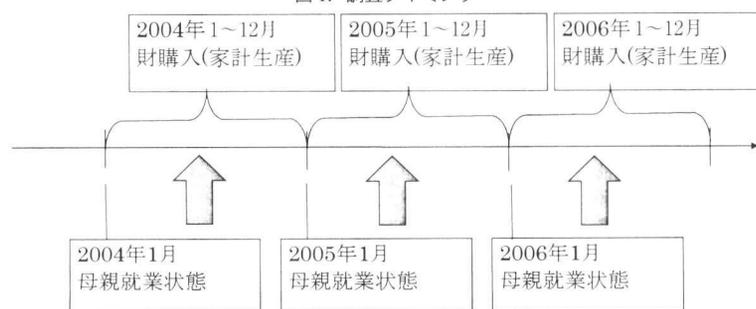
ここで $i$ は母親(家計)を表し、 $t$ は調査年(2004, 2005, 2006年)を表す。誤差項は観察されない母親もしくは家計の属性 $\mu$ とホワイトノイズ $e$ からなる： $u_{it} = \mu_i + e_{it}$ として、固定効果モデルと変量効果モデル( $\mu_i \sim iid(0, \sigma_\mu^2)$ )で推定する。ここで、パネルデータを利用して $\mu$ を捉えることは内生性の問題を考慮するという意味で重要である。たとえば、保守的な女性ほど家事労働を行い、同時に市場労働を行わない

場合、両者に負の関係が見られるが、これは市場労働による家事労働抑制効果を示しているわけではない。保守的かどうかという観察し得ない情報を確率変数または非確率変数としてコントロールすることで、脱落変数の問題を回避する。保守的かどうかのような例を考えれば、観察されない母親の属性のうち時間に応じて変化しない部分を取り除く固定効果モデルの推定が重要である。同時に、母親のうち就業形態を変化させる者は多くないので、サンプル期間中に継続してフルタイムやパートタイム労働者、無業者であった場合のそれぞれの就業形態が家計生産に与える影響を変量効果モデルで捉えることも重要である<sup>1)</sup>。

$Y_{it}$ には、時間を要しない財の購入比率と時間を要する財の購入比率を取り上げる。 $X_{it}$ には母親の就労を表す変数として、パートタイム労働者であるかどうか、フルタイム労働者であるかどうかを取り入れる。比較対象は非就業の母親である。もし母親の就労による家計生産時間の抑制効果があるとすれば、フルタイム労働者もしくはパートタイム労働者の2つのダミー変数の係数は、時間を要しない財の購入比率の推定では正、時間を要する財の購入比率の推定では負となるはずである。

また、消費支出で計測した家計の豊かさも説明変数として取り入れ、豊かさが家計生産の状況に差をもたらすかどうかを検証する。家計の豊かさは、母親の就労時間が家計生産に与える純粋な影響を取り出すために重要なコントロール変数にもなる。母親が就労することで家計が豊かになる可能性があるため、豊かさをコントロールしなければ母親の就労変数が、家事生産時間を減少させる影響と豊かさが家計生産を増加させる影響の両方を捉えてしまう。ここで、所得ではなく消費水準に基づいた家計の豊かさの指標を取り入れる理由は、母親の就労状況との相関が非常に高い家計所得の情報を説明変数として同時に入れば、推定値が不安定になるためである。また、家計厚生を表す水準として所得よりも消費が望ましいことも理由である。その他の説明変数については次節で述べる。

図1. 調査タイミング



全体のサンプルで分析した後に、2004年時点の生活水準に基づき上位階層と下位階層に分けられたグループ別に同様の分析を行う。これにより、生活水準グループによって母親の就業が家計生産に与える影響が異なる可能性を捉える。

### 3. データ

使用するデータは(株)インテージによって収集された『全国消費世帯パネル調査』である。各家計が購入した財のバーコードをハンドスキャナーによって読み取ることで購入日、購入場所、購入品目の情報が送られ格納されていく。

本論文では、このうち食品の購入品目に注目する。1日毎のデータであるが、各財の年間購入額として合計することで、耐久的な要素を持つ品目の消費も捉えながら、平均的な購入傾向を考察する。なお、データ対象となる家計の成人は、父親のみ、母親のみ、父親と母親、これらに加えて祖父母が同居しているケースなど一般的に考えられる世帯が含まれている。分析サンプルは18歳未満の子どもがいる家計に限定する。

まず、時間を要しない財の購入比率として、カップ麺の購入額の麺類全体の購入額に対する比率を計算する。また、時間を要する財の購入比率として、小麦粉購入額の穀類全体の購入額に対する比率を計算する<sup>2)</sup>。

つぎに、母親の就労形態として、非就業、パートタイム労働、フルタイム労働を表すダミー変数を作成する。通常、フルタイムとパートタイムの別では労働時間の差は捉えにくいのが、こ

のデータでは、労働時間に則した分類がなされている。フルタイム労働者は「正規の職員・従業員」に加えて、「派遣・嘱託・契約社員のうち、勤め先の正規社員と同じ就業時間である者」と定義されている。これには個人事業主や経営者も含まれる。パートタイム労働者

はそれ以外の労働者である。ただし、自営業の家族従業員と農林漁業については無職に分類した。家計の豊かさの変数には、インテージ社が家計の年間支出額と家族構成人数を考慮して分類した4つの生活水準の定義「上」「中の上」「中の下」「下」のうち、前者を上位階層、後者を下位階層として分類する。

その他の説明変数としては、分析する財の相対価格を入れる。『家計調査年報』が報告する各財の支出額とその購入量のデータから、購入量1単位あたりの平均金額を県別(県庁所在地別)に求める。さらに、分析する財の比率を求める際に比較対象となる財(比率を求めるときの分母にあたる財で、インスタント麺の分析では麺類全体、小麦粉の分析では穀物全体)の価格を県別に求める。先に求めた購入財の価格との比率をとり相対価格とする。

また、全体の支出額が購入財比率に与える影響の非線形性を考えて、比較対象となる財(比率計算の分母にあたる財)の総支出額を入れる。家計の消費ニーズは家計の人数や子どもの年齢のダミー変数で捉える。母親の観察される属性としては、学歴や年齢を加える。これらは母親の賃金率や家計生産の生産性の高さを説明する代理変数でもある。

なお、調査時点は2004年、2005年、2006年である。注目変数の調査タイミングをまとめると図1となる。各年初頭の母親の就業形態を所与として、それがその後一年間にとられた家計生産のために購入された財に与える影響を分析する。階層グループ別の分析においては、消費階層グループは大きく変化しないことを仮定し



表 2. 家計生産時間を要しない(要する)財の支出額比率

	A. インスタント麺／麺類		B. 小麦粉／穀物	
	A-1 係数 (標準誤差)	A-2 係数 (標準誤差)	B-1 係数 (標準誤差)	B-2 係数 (標準誤差)
ベンチマーク：非就業				
フルタイム労働者	3.93388*** (0.53366)	0.71791 (1.02070)	-0.41712*** (0.14502)	-0.00241 (0.22157)
パートタイム労働者	2.84411*** (0.32417)	1.75090*** (0.45663)	-0.32616*** (0.08899)	-0.18862* (0.11363)
ベンチマーク：「下」				
ライフクラス：上	-0.43418 (0.33863)	-0.02589 (0.56452)	-0.09063 (0.09235)	-0.12067 (0.14187)
相対価格	-3.41785*** (0.83192)	-3.96050*** (0.95857)	-1.50812 (1.66013)	-3.06020 (1.95588)
分母にあたる財の総購入額	0.00023*** (0.00002)	0.00022*** (0.00003)	-0.00004*** (0.00000)	-0.00003*** (0.00000)
家計人数	-0.71404*** (0.20134)	-0.06107 (0.55043)	0.28610*** (0.05426)	0.05076 (0.14251)
母親年齢	-0.20344 (0.23623)	0.06949 (0.48873)	0.03496 (0.06423)	0.13883 (0.12409)
母親年齢 <sup>2</sup> 乗	(0.00082)* (0.00278)	-(0.00124) (0.00594)	-(0.00064) (0.00076)	-(0.00189) (0.00145)
ベンチマーク：中卒				
母親学歴：高卒	-5.03718*** (1.10699)		0.25842 (0.29586)	
：短大卒以上	-8.82825*** (1.14235)		0.89553*** (0.30536)	
ベンチマーク：18歳以上				
年少の子の年齢：6歳以下	0.75658* (0.39010)	0.24515 (0.53415)	-0.32926*** (0.10807)	-0.22228 (0.17254)
：7-12歳	2.84503** (0.49523)	1.27275 (0.76645)	-0.46645*** (0.13596)	-0.18012 (0.22051)
：13-18歳	4.59588*** (0.61555)	1.75474 (0.96931)	-0.53265*** (0.16848)	-0.13988 (0.25798)
電子レンジ	3.46897** (1.84772)	2.71630 (2.86090)	0.32456 (0.50895)	0.44402 (0.57894)
	RE	FE	RE	FE
Number of the observations	23673		23186	
Number of the mothers	9947		9986	
Wald chi2	536.21***		1063.21***	
F test all ui=0		7.65***		18.09***
Wu-Hausman test	51.49***		17.69*	

では、平均 4.9 時間と最長である。無業、パートタイム労働、フルタイム労働者の識別により 3 者の労働時間の差は捉えられるが、パートタイム労働者内の労働時間の差は捉えられない。これについては、5 節で再度議論する。

#### 4. 分析結果

##### 4.1 母親の就労は家計生産を減少させるか？

表 2 の A 列に、カップ麺の麺類全体の購入

費に対する購入比率を被説明変数とした分析結果を示す。A-1 列は変量効果モデルの推定結果を、A-2 列は固定効果モデルの推定結果を掲載している。A-1 列を見ると、フルタイム労働ダミーの係数は正であり 1% の有意水準で有意である。A-2 列に示される固定効果モデルの推定結果においても、パートタイム労働ダミーの正の係数が 1% の有意水準で有意となっている。ハウスマン検定で変量効果モデルの仮

定が棄却されていることを考えると、少なくともパートタイム労働者は非就業の母親よりも家計生産時間を要しないカップ麺の購入比率が高いといえよう。

B列において、穀物全体の購入額に対する小麦粉の購入比率の推定結果を見ると、変量効果モデル(B-1列)の推定結果において、フルタイムおよびパートタイム労働ダミーの係数は負で、1%の有意水準で有意となっている。固定効果モデル(B-2列)においては、パートタイム労働ダミーの負の係数が10%の有意水準で有意となっている。ハウスマン検定では変量効果モデルの仮定が棄却されており、少なくとも非就業の母親よりもパートタイム労働者として就労している母親の方が小麦粉のように家計生産時間を要する財を購入しないといえる。

以上より、母親の就労は財の購入比率から予想される家計生産物を減少させると考えられる。この結果は家計の豊かさや財の価格、家計人数や子ども年齢に応じた消費ニーズ、母親の年齢や学歴といった観察される属性に加えて、家計や母親の観察されない属性をパネル分析により取り除いた上で得られた結果である。家計の消費性向や家計の属性、母親の属性などの影響を取り除いたとしても、母親の就労は類似財に比べて手間のかかる財の購入を控えさせる。すなわち、母親の就労は市場から調達する食事に比べて家計で生産される食事を減少させる。

5%の有意水準で有意である他の係数に注目すると、財の総購入額が高いほど、また18歳未満の子どもがいるほど家計生産時間を要しない財の購入比率が高まり(18歳以下の子どもの中では年齢が高いほど家計生産時間を要しない財の支出比率が高く)、家計人数が多いほどその購入比率は低下する。これらは一般的に予想される符号と整合的である。さらに、母親の学歴が低いほど家計生産時間を必要としない財の購入比率が高い。母親の教育水準により、家計生産物への選好度や家計生産時間を投入することによる限界効用の減少度が異なることが予想される。なお、家計の豊かさを捉える上位階層ダミーの係数は少なくとも5%の有意水準で有

意でない。

ここで、家計生産は母親以外が行っている可能性もある。しかしながら、このことは得られた結果である「母親の市場労働による家計生産抑制効果の存在」を否定しない。母親以外の者が家計生産を行っていても、母親が就労しても家計生産量は減らないように見える(抑制効果は過小評価される)はずである。母親の就労が家計生産時間に与える負の影響が統計的に有意であるという表2の結果は、母親の就労による家計生産抑制効果が大きいことを示唆している。母親以外の家事労働者の存在については5節で再考察する。

#### 4.2 母親の就労が家計生産を抑制する傾向は生活水準別で異なるか？

表2では、生活水準の差は家計生産に統計的に有意な差をもたらしていなかった。しかしながら、家計の豊かさは母親の就労を通して家計生産時間を減少させる可能性がある。

表3は、この影響を見るために、生活水準別に就労による家計生産の抑制効果を分析した結果である。はじめに、パネルAでカップ麺の購入比率を分析した結果を見ると、母親の就労による家計生産抑制効果(カップ麺の購入比率を高める効果)は、上位階級において、変量効果モデルで1%の有意水準で有意な正の係数が確認されるが、固定効果モデルでは10%の有意水準でも有意となっていない。一方、下位階級では、変量効果モデルと固定効果モデルのどちらにおいても1%または5%の有意水準で有意な正の係数が確認される。また、推定値は下位階級で大きくなっている。これらの結果より、母親の就労による家計生産抑制効果は下位階級で大きいといえる。

パネルBは、小麦粉購入比率を分析した結果である。母親の就労が家計生産時間を抑制する効果は、上位階級で、変量効果・固定効果の両モデルにより、パートタイム労働ダミーの負の係数として確認される。下位階級においては、固定効果モデルでは統計的に有意な係数は確認されないが、ハウスマン検定において仮定の妥

表 3. 生活水準別推定

	生活水準 (1) 上		(2) 下	
	係数 (標準誤差)	係数 (標準誤差)	係数 (標準誤差)	係数 (標準誤差)
パネル A. インスタント麺/麺類				
ベンチマーク：非就業				
フルタイム労働者	2.5226*** (0.8194)	-2.2759 (1.4676)	4.4990*** (0.7695)	3.1351** (1.4060)
パートタイム労働者	1.9340*** (0.5074)	0.7437 (0.6339)	3.2565*** (0.4561)	2.1876*** (0.6584)
	RE	FE	RE	FE
number of the observations		8819		12039
number of mothers		3471		4609
wald chi2	160.62***		342.81***	
F test all ui=0		5.04***		3.98***
Wu-Hausman Test	52.30***		18.60	
パネル B. 小麦粉/穀物				
ベンチマーク：非就業				
フルタイム労働者	-0.1521 (0.2051)	0.0176 (0.3243)	-0.5423** (0.2127)	-0.1392 (0.3076)
パートタイム労働者	-0.2984** (0.1284)	-0.3379** (0.1673)	-0.3343*** (0.1272)	-0.1472 (0.1593)
	RE	FE	RE	FE
number of the observations		8861		12082
number of mothers		3483		4627
wald chi2	414.31***		523.74***	
F test all ui=0		7.97***		4.40***
Wu-Hausman Test	17.41*		12.14	

当性が受容される変量効果モデルでは、フルタイムおよびパートタイム労働ダミーの係数が負であり、それぞれ5%、1%の有意水準で有意である。パネルBでも推定値は下位階層で大きい。

このように、母親の就労による家計生産抑制効果は、生活水準の低い階級において大きいといえる。とくに上位階級のフルタイム労働については抑制効果が存在しない可能性もある。この結果は、たとえ母親以外の者が家計生産を行っているとしても重要である。母親の就労により、最終的に作られる家計生産が生活水準の低い階級でより大きく抑制されてしまうと考えられるからである。下位階級で母親が市場労働を

供給すれば、この階級で家計生産物が大きく減少してしまう可能性がある。

### 4.3 なぜ高生活水準グループで、母親の就労が家計生産を抑制させないのか？

下位階級で家計生産抑制効果が大きいのはなぜだろうか。可能性の一つとして、階級間で食に関する意識の差が存在し、それによって母親による家計生産物に対する選好が異なることがある。市場で購入する食事は家庭で作る食事よりも高カロリーで高塩分といった健康に悪い財が多いと言われる。健康に対する意識が異なれば家計生産物へ

の選好も異なり、家事労働投入量も変わるだろう。たとえば、上位階級で健康に悪いとされる財への選好が弱い場合には、この階級で家計生産物に対する選好が強まり、母親の就労が増加しても母親の家計生産物が減少しないかもしれない。

これを見るために、健康に良くないと考えられる財の購入比率を分析する。上位階級でこの選好が強いという仮説が正しいのであれば、この階級において母親が就労しても健康に良くないとされる財は購入されないはずである。

ここでは、健康に良くない財の代表として炭酸飲料の購入費に注目する。他の飲料(アルコール飲料を除く)購入額に対する炭酸飲料購入

表 4. 健康に良くない財の消費傾向

被説明変数：炭酸飲料購入額／飲料購入額

	係数 (標準誤差)	係数 (標準誤差)
ベンチマーク：非就業		
フルタイム労働者	-0.50101 (0.40888)	-1.71890** (0.73937)
パートタイム労働者	0.33723 (0.24990)	-0.00696 (0.34718)
ベンチマーク：「下」		
ライフクラス：上	-0.96373*** (0.26116)	-0.88475** (0.39438)
相対価格	-9.30583** (4.52982)	-21.94688* (13.00224)
分母にあたる財の総購入額	0.00000 (0.00001)	-0.00008*** (0.00001)
家計人数	0.58743*** (0.15224)	-0.32024 (0.38947)
母親年齢	0.10375 (0.18105)	1.07138* (0.38723)
母親年齢 <sup>2</sup> 乗	-(0.00231) (0.00213)	-(0.01430)** (0.00466)
ベンチマーク：中卒		
母親学歴：高卒	-3.14708*** (0.83557)	
：短大卒以上	-5.46691*** (0.86257)	
ベンチマーク：18歳以上		
年少の子の年齢：6歳以下	1.71218*** (0.30393)	0.66065* (0.39770)
：7-12歳	2.01464*** (0.38230)	0.44649 (0.58868)
：13-18歳	1.23748*** (0.47436)	-0.37424 (0.71787)
電子レンジ	0.11255 (1.42698)	1.45003 (1.74707)
	RE	FE
Number of the observations	23601	
Number of the mothers	9922	
Wald chi2	206.79***	
F test all ui=0		6.73***
Wu-Hausman test	39.68***	

比率が、上位階級で母親の労働状況によりどう異なるかを考察する。健康に悪いとされる食材のうち炭酸飲料に注目する理由は、他の飲料と炭酸飲料の間の選択が家計生産時間の選択とほぼ関係がないと考えられるからである。健康に悪い財は多数存在するが、健康に悪くて家計生産時間を要しない財の消費額を分析しても、その財への選好が健康に悪い財への選好の高さを示すのか、生産時間を要しない財への選好の高

さを示すのかを識別できない。母親の市場労働と健康選好との真の関係が見えなくなってしまう。

表4は、飲料購入額に対する炭酸飲料購入額の比率を、これまでと同じ説明変数に回帰した推定結果である。ハウスマン検定により支持される固定効果モデルの分析結果を見ると、フルタイム労働者ほど炭酸飲料購入比率が低いことが分かる。同時に、生活水準が高いほど炭酸飲料購入比率が低い。

これだけでは階級内で母親の市場労働の状況が与える影響の差は分からない。表5で階級別に母親の就労の影響を考察すると、上位階級ではどのモデルの特定化においても、母親の就労の係数は負であり、とくに、フルタイム労働ダミーの係数は固定効果モデルにおいて5%の有意水準で有意となっている。一方、下位階級ではフルタイム労働ダミーの係数は負であるが、パートタイム労働ダミーの係数は正である。とくに、パートタイム労働ダミーの正の係数は変量効果モデルにおいて、10%の水準で有意となっている。上位階級では母親がフルタイム労働者として就労するほど炭酸飲料購入比率が低く、下位階級ではパートタイム労働者として就労するほど高い可能性がある。

この結果は家計の消費水準別にグループ分けされ、説明変数として財の総購入額をコントロールした上で得られ

たものである。また、相対価格もコントロールされており、健康に良い財ほど価格が高い影響も取り除かれている。すなわち、母親の就労の係数は、家計の豊かさや財の価格は一定とした下で、母親の就労状況により異なる購入傾向を捉えている。炭酸飲料が健康に悪いとされる財の代表であるとすれば、上位階級では母親がフルタイム就労をするほど健康を阻害する財は選好されず、下位階級では母親がパートタイム就

表5. 健康に良くない財への消費性向：生活水準別分析

被説明変数：炭酸飲料／飲料

	生活水準 (1)上		(2)下	
	係数 (標準誤差)	係数 (標準誤差)	係数 (標準誤差)	係数 (標準誤差)
ベンチマーク：非就業				
フルタイム労働者	-0.8699 (0.6212)	-2.7064** (1.1168)	-0.5335 (0.5937)	-0.7856 (1.0355)
パートタイム労働者	-0.3690 (0.3923)	-0.2538 (0.5584)	0.6516* (0.3503)	0.2374 (0.4627)
	RE	FE	RE	FE
number of the observations		8805		12007
number of mothers		3465		4604
wald chi2	67.25***		113.21***	
F test all ui=0		4.21***		2.96***
Wu-Hausman Test	21.67**		22.03**	

労をする家計ほど健康を阻害する財を好むといえそうである。

フルタイム就労をする母親は上位階級に多く、パートタイム就労をする母親は下位階級に多いので、得られた結果は母親の就労と家計生産の抑制効果に関して重要なインプリケーションを持っている。上位階級では、母親が就労する家計ほど健康に良い財が選ばれ、フルタイムで働く場合にも、余暇時間を減少させて家計生産時間を投入することで、健康に良い財を家計内で作り出す可能性が指摘される。

一方、下位階級で母親がパートタイム就労を行う家計では、健康に悪いとしても市場での既製品が消費される。下位階級では母親が働かなければならない状況にあるかもしれない。母親が好むと好まざるとにかかわらず、そのような家計での家計生産は減少し、健康に良くない財の摂取が高まる可能性がある。

## 5. 結果のディスカッションと政策的インプリケーション

以上の結果において、母親自身が家計生産を行っているならば、母親の就労が家計生産を抑制する効果は、彼女自身の家事労働時間の抑制効果としても解釈ができる。逆に、第二の家事労働者が存在しているならば家事労働時間を抑制するとはいえない。第二の家事労働者の存在

は、本論文が注目している母親の就労と家計生産物の関係の結論には影響しないが、女性の市場労働時間と家事労働時間を議論する際には重要な点であろう。また、上位階級で母親の就労が家計生産を抑制する効果が見られない理由を考える際にも重要となる。さらに、上位階級ほど母親が市場労働を

増加させる際に第二の家事労働者の時間援助を受けられるとすれば、上位階級において母親の就労が家計生産を抑制する効果は見えにくくなるためである。

日本では、父親が家事労働を行う時間は極端に少ない(『社会生活基本調査』によれば、既婚男性の平日の家事労働時間は全国平均で10分程度である)。よって母親の家事労働を代替する者として考えられるのは祖母の存在である。

残念ながら、今回使用したデータには、家計生産を行っている者に関する情報が含まれていない。代替的な分析として、家計の中に3人以上の大人がいると考えられる家計や、平日の食費購入日数が多い家計を取り除いた上で、表2, 3の分析を行い、祖母がいないような家計に限定すると母親の就労が家計生産を抑制する効果が大きくなるかを確かめた。

分析の結果、祖母が家事を行っていると考えられる家計を取り除いても、これまで見られた母親の就労による家計生産抑制効果は決して大きくならなかった。本論文で用いたデータで見える限り、第二の家事労働者の存在は結果を左右しないと考えられる。第二の家事労働者の存在を、上位階級で抑制効果が弱まる主因として考えるのは難しいといえよう。

また、我々の使用データでは分析ができない重要な点に外食の存在がある。上位階級ではカ

ップ麺といった家計生産時間が少なくて済む財の購入比率は高くないものの、外食という家計生産時間がゼロの財サービスの購入を行っている可能性がある。そこで、2004年の『家計調査年報』(総務省統計局)において、18階級に分けられた所得階級別に、外食費以外の食費に対する外食費比率と調理済み食品購入額比率の関係をみたところ、正の相関が示される(相関係数は0.6005)。本論文で示した調理済み食品に関する分析結果のインプリケーションは、外食傾向にもあてはまると考えられ、外食費を捉えていないことが上位階級での抑制効果を見えにくくしている可能性も考えにくい。

母親の就労が家計生産を抑制する効果が上位階級で見られない別の可能性として、本論文の分析で捉えた母親の就労変数が就労時間ではないことが挙げられる。3節のデータで説明した通り、分析で扱っている母親の労働は、パートタイム労働者、フルタイム労働者、非就業の3カテゴリーである。ダミー変数により3者間の労働時間の差は捉えられているが、パートタイム労働者、フルタイム労働者それぞれのグループ内の労働時間の差は捉えられていない。たとえば、上位階級のパートタイム労働者に比べて、下位階級のパートタイム労働者の労働時間は長い可能性がある。この場合市場労働による家計生産抑制効果は、下位階級で強く表れてしまう。労働時間を捉えた効果については、今後の分析課題としたい。

最後に、分析結果から導出される政策的インプリケーションについて考察する。分析により、母親の就労による家計生産抑制効果が、生活水準の低い家計で大きいことが分かった。この結果は、家計の豊かさや財の価格をはじめ母親の観察される属性および観察されない属性をコントロールしたもとで得られていた。

このことは3つの重要な政策的インプリケーションを持つ。第一に、下位階級の母親のパートタイム就労による最も大きな被害者は、家計生産の減少と健康に良くない財の摂取を通じて健康が阻害される可能性のある下位階級の子どもたちである。他の先進諸国での計量分析で明

らかにされているように、幼少期の健康状態はその後の成長を阻害し将来の生産性を低下させてしまう可能性がある<sup>3)</sup>。本論文では最終的な健康状態に与える影響を分析していないが、政策を議論するためにも、この点について分析が蓄積される必要があるだろう。

第二に、生活水準の低い家計で母親が働けば家計生産が減少するという結果は、必ずしも家計に所得援助をすることで母親が働かなくてもよいようにするという政策を支持しない。本論文の分析で見たとように、下位階層で母親がパートタイム就労をする家計では、健康に良くない財が消費される傾向にあった。所得援助をすれば、健康に良いとされない財の購入が促進されるだけかもしれない。

第三に、健康的な財への選好が家計生産量を支えているとしても、健康的な財の摂取のために家計生産の必要性を説くことには注意が必要である。家計生産時間から得られる不効用が大きければ、家計生産を強要する社会は家計の厚生を低下させる。下位階級の子どもの健康と生産性の向上のために家計生産が必要であるならば、給食費の全額無料化など子どもの生活を直接支える消費補助が必要なのではないだろうか。

## 6. おわりに

本論文では、家計生産の最も大きな部分である「調理」が母親の就労によって減少する可能性について議論してきた。先行研究で広く使われてきた時間配分データではなく、家計の購入財の品目データを分析することで、家計内で作られる食事の量(家計生産量)の決定要因を分析した。

日本のScanner panel dataを用いて、母親や家計の観察される属性と観察されない属性を考慮しながら分析した結果、第一に、母親の就労は家計生産を減少させることが分かった。母親本人の家計生産時間ではない可能性についてはさらなる分析が必要であるが、少なくとも母親の就労により手間のかかる調理が敬遠され、市場で調達される食事と比較して、家庭内で作られる食事の量が少なくなるといえた。第二に、

生活水準の高い家計では、母親の就労による家計生産抑制効果は弱く、生活水準の低い家計では、抑制効果が大きいことが示された。第三に、上位階級で家計生産抑制効果が弱いことは、この階級で健康的な財への選好が強くなり、母親が市場労働時間を増加させても家計生産を減少させない可能性があることが指摘された。逆に、下位階級の母親がパートタイム労働者である家計では健康に悪いとされる財への選好が強くなり、家計生産が促進されない可能性があった。

本論文で分析できなかった重要な点として、ファーストフードの購入手続きがある。低所得階級ほど安価なファーストフードを利用する可能性があることは、北米などの一般メディアでもしばしば指摘されている。ファーストフードの摂取は健康という最終的な家計厚生を左右するかもしれない。子どもの健康状態に与える長期的な影響も含め今後の分析が必要であろう。

(大阪大学大学院国際公共政策研究科・独立行政法人国際協力機構)

## 注

† 論文作成にあたり、山内慎子氏(政策研究大学院大学)、阿部修人氏(一橋大学)、安部由起子氏(北海道大学)、有本寛氏(一橋大学)、石黒真吾氏(大阪大学)、石田潤一郎氏(大阪大学)、北村行伸氏(一橋大学)、黒崎卓氏(一橋大学)、小暮克夫氏(一橋大学)、近藤絢子氏(法政大学)、中林真幸氏(東京大学)、堀井亮氏(東北大学)より有益なコメントを頂きました。また、この論文の前段階の草稿には、大竹文雄氏(大阪大学)、鹿野繁樹氏(大阪府立大学)、岸智子氏(南山大学)、佐々木勝氏(大阪大学)、橋木俊詔氏(同志社大学)、三谷直紀氏(神戸大学)、吉田恵子氏(桃山学院大学)よりコメントを頂きました。大阪大学大学院国際公共政策研究科博士後期課程の許秀芬さんと川島広也さんには、データ入力などを手伝って頂きました。記して感謝申し上げます。なお、第一筆者は、科学研究費補助金(若手(B)20730156)および、大阪大学グローバルCOEプログラムの助成を受けています。

1) パネル分析でも残される母親の就労が内生変数となる可能性の考慮として、操作変数法による分析を試みた。しかしながら、母親の就労を説明しながら購入財比率の推定式の誤差項と相関しない操作変数を見つけることができなかった。使用したのは居住地域の経済環境や失業率、有効求人倍率といった労働環境、夫の就労状況などである。さらなる分析の可能性については今後の課題としたい。

2) 分母にあたる財を何にするか(何に対する購入比率を計算するか)については、さまざまな定義を試

みた。また、カップ麺や小麦粉以外にも調味料の購入比率やバックライスの購入比率なども分析した。しかしながら、4節で示す結果のインプリケーションは大きく変わらない。なお、購入財の種類の高さや、カロリーおよび栄養素計算に基づく健康によい食材の購入の分析は今後の課題として残されている。

3) 幼少期の養育環境や健康状態と成長後の生産性については、経済学の分野でも数多くの研究がなされている。Currie and Madrian(1999)、Grossman(2006)、Currie(2009)、Almond and Currie(2011)などが研究を展望している。

## 参考文献

- Aguiar, Mark and Erik Hurst (2007) "Life-Cycle Prices and Production," *American Economic Review*, Vol. 97, No. 5, pp. 1533-1559.
- Almond, Douglas and Janet Currie (2011) "Human Capital Development Before Age Five," *Handbook of Labor Economics*, Orley Ashenfelter and David Card eds., Amsterdam: Elsevier Science, Volume 4, Part 2, pp. 1315-1486.
- Aughinbaugh, Alison and Maury Gittleman (2003) "Does Money Matter? A Comparison of the Effect of Income on Child Development in the United States and Great Britain," *Journal of Human Resources*, Vol. 3, No. 2, pp. 416-440.
- Baum, Charles L. (2003) "Does Early Maternal Employment Harm Child Development? An Analysis of the Potential Benefits of Leave Taking," *Journal of Labor Economics*, Vol. 21, No. 2, pp. 409-448.
- Ben-Shalom, Yonatan (2009) "Maternal Employment and Household Food Production: Implications for Nutrition and Obesity," mimeo.
- Cunha, Flavio, James J. Heckman, Lance Lochner and Dimitriy V. Masterov (2006) "Interpreting the Evidence on Life Cycle Skill Formation," in *Handbook of the Economics of Education*, Erik Hanushek and F. Welch eds., North Holland: Amsterdam, pp. 697-812.
- Currie, Janet (2009) "Healthy, Wealthy, and Wise: Socioeconomic Status, Poor Health in Childhood, and Human Capital Development," *Journal of Economic Literature*, Vol. 47, No. 1, pp. 87-122.
- Currie, Janet and Brigitte C. Madrian (1999) "Health, Health Insurance and the Labor Market," in *Handbook of Labor Economics*, Orley Ashenfelter and David Card eds., Amsterdam: Elsevier, pp. 3309-3416.
- Grossman, Michael (2006) "Education and Nonmarket Outcomes," in *Handbook of the Economics of Education*, Erik Hanushek and F. Welch eds., Amsterdam: Elsevier Science, pp. 577-633.
- Guryan, Jonathan, Erik Hurst and Melissa Schettini Kearney (2008) "Parental Education and Parental Time With Children," *NBER Working Paper*, No. 13993.
- Gutierrez-Domenech, Maria (2010) "Parental Em-



- ployment and Time with Children in Spain," *Review of Economics of the Household*, Vol. 8, No. 3, pp. 371-391.
- Ichino, Andrea and Anna Sanz De Galdeano (2002) "Reconciling Motherhood and Work: Evidence from Time Use Data in Three Countries," *Centre for Studies in Economics and Finance Working Paper*, No. 114.
- James-Burdumy, Susanne (2005) "The Effect of Maternal Labor Force Participation on Child Development," *Journal of Labor Economics*, Vol. 23, No. 1, pp. 177-211.
- Kalenkoski, Charlene M., David C. Ribar and Leslie S. Stratton (2009) "How Do Adolescents Spell Time Use?" Working Papers 0904, VCU School of Business, Department of Economics.
- Kimmel, Jean and Rachel Connelly (2007) "Mothers' Time Choices: Caregiving, Leisure, Home Production, and Paid Work," *Journal of Human Resources*, Vol. 42, No. 3, pp. 643-681.
- Ruhm, Christopher J. (2006) "Maternal Employment and Adolescent Development," *NBER Working Paper*, No. 10691.