

女性の就業要因と家庭内生産の限界生産性の検討 ——家庭内生産関数の推計をもちいて——

長谷川 かおり

キーワード：家庭内生産関数 女性の就業 家庭内結合生産 賃金率 非正規雇用

Household production, Joint production of leisure,
Empirical identification problem

1. はじめに

これまで、日本における女性の就業を妨げる要因としては、男性と比べた賃金の低さ、女性が育児など家庭内労働の主たる担い手であること、男性配偶者の収入など非本人所得の高さなどが、議論されてきた。本稿では、それらの女性の就業を阻害する要因に関する仮説を四つに整理し、女性の家庭内労働時間と市場賃金の関わりから間接的に推論するのではなく、家庭内生産関数を推計することにより検証する。

市場での就業選択問題は、とりもなおさず、家庭内労働時間の選択問題である。そして、家庭内労働時間の選択は、家庭内生産関数の限界生産性によって大きく左右される。しかしながら、Kerkhofs and Kooreman (2003)、長谷川 (2015) で議論されているように、家庭内生産関数を推計することには、これまで難しいとされてきた。その理由としては、家庭内で生産される財の量も、生産に使用される財の量も家庭内の消費であって、市場で扱われないためにその量が特定できないという計量経済学上の問題があった。

これに対してKerkhofs and Kooreman (2003) が、一つの解決法を示した。彼らが示した家庭内生産関数の同一性命題によって、世帯の中に互いに家庭内生産労働を代替できる構成員(夫婦など)が存在する場合には、家庭内生産の生産要素として、互いの家庭内労働時

謝辞

本論文の作成に当たり、編集にあたって下さった東洋英和女学院大学『人文・社会科学論集』編集委員会の委員の皆様、および大変有益なコメントを頂いたレフェリーの方々に心より御礼申し上げます。

間が代替的であるために、推計する方程式の自由度を下げるができる。それは、各家庭内でどの程度の財・サービスの生産や消費が行われるかを確定せずとも、世帯の構成員の家庭内労働時間は、世帯全体にとって最も効率的な配分に決定されるはずだというモデリングによるものである。このようなモデルにおいては、世帯の効用関数や家庭内生産の中間財たる市場財の投入量が特定できなくても、家庭内労働時間のデータがあれば、共働き世帯については家庭内生産関数の推計ができることがわかったのである。

さらに、彼らのモデルでは、家庭内労働によって生産されるのは家庭内消費財だけではなく、家庭内労働の供給者自身の効用も同時に生み出される結合生産が考慮されている。この結合生産では、家庭の成員のためのケア労働に従事することの効用が生産されると考えてよい。この結合生産関数が推計できれば、家庭内生産関数とともに、就業およびその時間の決定がどのようになされ、それがどのように厚生に影響を与えるかを分析することができる。

そこで、本稿では、まだ日本では推計されたことのないこれらの関数のうち、家庭内生産関数を世帯の成員の家庭内労働時間から推計する試みを行いたい。これまで日本のデータを用いて、家庭を持つ女性について、家庭内生産労働の限界生産性と就業の蓋然性との関連を議論する際には、家庭内労働の生産性を示す代理変数として末子の年齢、子供の数、介護を必要とする高齢者の家庭内での有無などケア労働の必要性を高く示す指標が使われてきた。(周 (2012) など) その理由としては、末子年齢が低く、子供の数が多いほど、そして介護を必要とする高齢者が家庭内にいるなど、家庭内のケア労働を必要とする家族の存在が、家庭内労働時間を押し上げ、家庭内生産労働の限界生産性を下げると考えられるからであった。

しかし、家庭内生産関数自体が推計できていないために、その結果については相対的な議論に留まらざるを得ない。また、ケア労働の必要性が高いことと家庭内生産労働の限界生産性の高いことは、結合生産が存在する場合、必ずしも同値であるとは限らない。このような女性の就業に関する様々な仮説について家庭内生産関数を用いてより正確かつ詳細に検証することは、男女共同参画社会にむけて、様々な政策が検討され実施されている日本において、重要な研究課題である。

本稿の推計では、Kerkhofs and Kooreman (2003) の同一性命題を用いるため、共働き世帯¹のみに対象を絞り、OLS回帰分析モデルで家庭内生産関数のパラメータ群を推計する。

用いるデータは、平成8年の社会性生活基本調査生活時間編である。平成8年は、総務省の労働力調査の各年のパートタイム労働者についての統計によると、新規学卒者の一般入職者の割合が低下し、パートタイムでの入職の割合が高くなり始めた初めの年である。その後

1. 本論文で取り扱う共働き世帯とは、夫婦と子どもの世帯、夫婦と子どもと両親の世帯、夫婦のみの世帯、全てを含む。

も一般労働者に対するパートタイム労働者の割合が増え続け、女性はパートタイム労働の主要な担い手である。

そのため、筆者は平成8年以降、平成28年に至るまで5年ごとの毎回の社会生活基本調査を用いて、女性の就業の現状と家庭内生産関数と結合生産関数のパラメータ推計比較を行って、女性の就業の蓋然性についての研究を進めており、本研究はその最初のものである。

2. 先行研究と三つの仮説

女性の就業選択は、古典的にはBecker (1965) に始まる既婚女性の消費と時間配分における合理的選択問題として考えられてきた。そこでは、既婚女性は、配偶者とともに構成する世帯において、市場で購入した財・サービスと家庭内労働時間を組み合わせ、世帯の効用最大化問題を予算制約と時間の制約の下で解くとされる。こうしたモデルでは、世帯の家庭内生産は、世帯内で消費されてしまうので、市場には表われず、また世帯で消費するものとして、市場の財・サービスと家庭内生産財は完全代替的であるとされてきた。

これに対して、Gronau (1977) らは、家庭内生産財をより明示的にモデル化し、いわば家事という財・サービスを家庭内で生産され、それと市場の財・サービスは区別されるべきものであることを示唆した。その後、Graham and Green (1984) らは、家庭内労働は、消費財だけでなく、余暇に匹敵する効用を同時に結合生産するという改良型モデルを提案し、Kerkhofs and Kooreman (2003) らもこの立場を踏襲している。結合生産物とは、女性の家庭内労働過程自体が生み出す効用のことをいう。これを家庭内労働量とのかかわりで明示的に測ることができれば、女性がなぜ賃金が高いにもかかわらず、労働市場から退出することがあるのか、逆に賃金が低いにも関わらず働き続けるのかといった一見逆説的な問題を計量理論モデルから説明できる。

近年の日本の女性労働については、周 (2012) が、厚生労働省「パートタイム労働者総合実態調査」をもとに、2011年のパートタイマーの70.9%が「家計の足しにするため」に働くとして述べていることを挙げ、こうした理由で働く非正規雇用者、パートタイマーの増加を指摘した。²

このことは、世帯としての効用最大化の制約条件が、働いて得られた所得を上限として最適な支出を決めるのみでなく、生活に必要な金額の下限も制約条件に入っており、この条件が就業選択に重要な影響を及ぼすようになってきていることを示している。さらに、「家計の足しにする」ために働きに出た結果、これまで家庭内で生産していた消費財を市場で購入せざるを得ず、そのことが世帯の成員や女性の効用を押し下げるといった問題も生まれてい

2. 厚生労働省「パートタイム労働者総合実態調査」2011年

る。女性の市場賃金、家庭内労働の限界生産性、家庭内労働に対する選好、女性以外の非本人収入の金額などが女性の就業選択に与える影響は、複雑であり総合的に分析されなければならない。

周（2012）は、女性の就業選択に関する仮説を次のように整理した。

- 1）専業主婦を選ぶ人は、家事の労働生産性が相対的に高く、外で働いて得られる市場賃金よりも、本人にとっての家事労働時間の限界生産性が高いか、非本人賃金収入が高い。
- 2）留保賃金が市場賃金よりも高い場合、専業主婦を選ぶ。

本稿では、Kerkhofs and Kooreman（2003）らのモデルを用いて、家庭内生産関数を用いて、家庭内生産労働の限界生産性を推計し、これらの仮説を検証する。そこで、周（2012）の仮説 1）および仮説 2）について、本稿の分析の対象である共働き家庭に置き換えておきたい。

仮説 1：共働き女性で労働時間を短く選ぶ人は、家庭内労働の本人生産性が相対的に高く、本人の市場賃金率よりも、本人にとっての家庭内労働時間の限界生産性が高いか、非本人賃金収入が高い。

仮説 2：共働き女性で労働時間を短く選ぶ人は、市場での賃金率が自分の家庭内生産の限界効率性の大きさにかかわらず、家庭内労働に対する選好が強い非本人収入が高いからである。

仮説 3：共働きでいることが、本人にとって最適な選択でないにもかかわらず、不本意ながら世帯としての収入や非本人収入が足りず、共働きでいる。

仮説 1 は、家庭内生産関数の限界生産性と市場賃金率を比較することで検証できる。また、大学卒の女性が正規雇用ではなく、非正規雇用やパートタイム労働を就業形態として選ぶのは、子どもを自分でどうしても育てたいから、あるいは家族のケアをしたいからという理由が挙げられることも多い。これは仮説 2 のケースに当てはまる。仮説 3 は周（2012）で共働き家庭について、分析結果にたいする仮説として述べられていたものである。

以上が、本稿の分析で検討する先行研究に見られる仮説である。その他、本稿のデータを見て、新たに出てきた仮説については、後述する。

3. モデル

本稿のモデルにおいて、家庭の効用関数は一つであり、家庭に関する意思決定は男女のベ

アの合意のもとになされることとなっている。家庭内では消費と家庭内生産は基本的に共同で行われ、家庭内で生産されたものは、市場では販売できない。市場財は、家庭内での消費と生産の投入物の両方に使用する。効用関数はそれらの消費や家庭内生産物から得られる効用および、余暇と家庭内労働からの結合生産物（家庭内労働をあたかも余暇と同じように感じられる時間）で測られる。ここで消費する市場財は x_m 、家庭財は z 、男性の余暇は L_m 、女性の余暇は L_f 、男性の家庭内労働時間は H_m 、女性の家庭内労働時間は H_f と表す。また、家庭内での結合生産物は、男女それぞれ個別に家庭内の労働時間によって付随的に生産され、 $g_i(H_i)$, $i = m, f$ である。投入財としての市場財は x_z 、また、家庭内生産関数は、 $Z = Z(H_m, H_f, x_z)$ で表す。また、男女それぞれの市場労働時間は N_i , $i = m, f$ であり、賃金率はそれぞれ w_i $i = m, f$ で、家庭の不労所得である資産は V とする。したがって家庭の効用関数最大化問題は以下のように示される。

【効用最大化問題】

$$\begin{aligned} \text{MAX } & U(x_m, z, L_m + g_m(H_m), L_f + g_f(H_f)) \\ \text{s.t. } & x_m + x_z \leq V + w_m N_m + w_f N_f \\ & H_i + L_i + N_i = T, \quad i = m, f \end{aligned}$$

また、市場財は消費に使われても、投入に使われても、非負の値をとり、余暇時間、家庭内労働時間も効用を高めるとする。また、効用関数および家庭内生産関数、結合生産関数を連続二回微分可能な準凹関数とし、ただ一つの解が存在するような Kuhn-Tucker 定理の条件を満たすという仮定をおく。

また、結合関数は増加関数、その第一微分係数は1以下であり、家庭内労働時間が持ち時間の限界 T に近づくとき、0に収束すると仮定する。また、家庭内生産関数は、家庭内労働時間の単調増加関数とする。

よって、Kuhn-Tucker 定理より、この家庭の意思決定問題の解は、以下の必要条件を満たすことになる。

$$\frac{\partial Z}{\partial x_z} = \frac{U'_1}{U'_2} \quad (1)$$

$$\frac{\partial Z}{\partial H_i} = w_i(1 - g'_i(H_i)) \frac{\partial Z}{\partial x_z} \quad i = m, f \quad (2)$$

ただし、 U'_i は効用関数の第 i 変数による偏微分係数を表し、 $g'_i(H_i)$ は一変数関数 g_i の微分係数を表す。

ここでデータから観察可能な賃金率のベクトル視線Vから集合Wを、

$$W = \{(w_m, w_f) \in \mathcal{S} : (w_m, w_f, V) \text{ が観察可能なデータに入っているもの}\}$$

とする。さらに、この集合Wは連結であると仮定する。最大化問題に置いた仮定より、この集合Wの元に対し、必ず唯一解としての最大化問題の解 (H_m^*, H_f^*, x_z^*) を得ることが出来るので、Wの元に対し最適解を与える (H_m^*, H_f^*) の全体の集合を H^* とする。関数Zおよびgを二回連続微分可能と仮定したことから、集合Wも連結である。これらのことより、Kerkhofs & Kooreman (2003) と同様に陰関数定理を適用することによって、集合 H^* の閉包において定義される関数で、 (H_m^*, H_f^*) を与えると (H_m^*, H_f^*, x_z^*) を最大化問題の解となるような x_z^* を選ぶ微分可能な関数 $\varphi : H^* \text{ の閉包} \rightarrow \text{非負の実数の集合}$ が得られる。

この陰関数の存在により、(2) 式は

$$\begin{aligned} & \frac{\partial Z}{\partial H_i} (H_m^*, H_f^*, \varphi(H_m^*, H_f^*)) \\ &= w_i(1 - g'_i(H_i)) \frac{\partial Z}{\partial x_z} (H_m^*, H_f^*, \varphi(H_m^*, H_f^*)) \quad i = m, f \quad (2)' \end{aligned}$$

となる。

以上のことから、実際に家庭内生産関数を推計するときには、家庭内で生産される x_z の量はわからなくとも、

$$Z^*(H_m, H_f) = Z(H_m, H_f, \varphi(H_m, H_f)) \quad (3)$$

を推計すればよいことがわかる。

また、ここでは、市場財と家庭内生産財との完全代替性を仮定するので、

$$\frac{\partial Z}{\partial x_z} = 1$$

となり、したがって、最大化のための条件は、

$$\frac{\partial Z^*}{\partial H_i} (H_m, H_f) = w_i(1 - g'_i(H_i)) \quad i = m, f \quad (4)$$

となる。

4. データと変数

このモデルを検証するにあたり、平成8年の社会生活基本調査生活時間編（総務省統計局）と賃金構造基本調査（厚生労働省）、および総務省労働力調査（総務省統計局）を用いた。

社会生活基本調査は、統計法に基づく基幹統計『社会生活基本統計』を作成するため、総務省統計局により1976年以来5年ごとに行われている統計調査である。生活時間の配分や余暇時間における主な活動の状況、雇用形態、家族形態など、国民の社会生活の実態を明らかにするための基礎資料となっている。

今回用いる社会生活基本調査では、世帯収入は質問されているが、無回答のものも多い。また、世帯員の個別の賃金率はわからないが、就業形態、ある仕事日の労働時間、家庭内生産のための労働とみなせる買い物時間、家事時間、育児時間、身の回りの雑用などのために要した時間は細かく記録されている。こうしたデータをもとに、家庭内生産労働時間、市場労働時間、余暇を算出した。また、10歳以下の子どもの数、介護をしているか否かなどは、就業選択にかかわる特性としてカテゴリー変数化した。

市場賃金率としては、平成8年の賃金構造基本調査を使用し、学歴・年齢・男女・雇用形態別の所定内給与額を用いた。

5. 女性就業の決定要因：年齢の上昇と10歳以下の子の数（ロジット・モデル）

平成8年社会生活基本調査を用いて、まず、女性の就業の決定に影響を与える要因が何かを見るために、20歳から59歳までの女性全体のカテゴリーについて、就業しているかどうかのダミー変数を被説明変数、年齢と学歴、10歳以下の子の人数、介護を必要とする高齢者の有無のそれぞれのカテゴリー変数を説明変数として、それぞれロジット分析を行った。

社会生活基本調査は、各都道府県別に国勢調査の人口に比例させた抽出率で、国勢調査の調査区を抽出したものである。次に、抽出された調査区内の世帯を対象として、単純無作為抽出により、標本世帯を抽出し、調査日を指定する。その際には、標本調査地区をランダムに8等分し、それぞれを調査グループとして、調査曜日が割り当てられ、最終的には、曜日ごとに標本世帯の調査票データには、「線形推定用乗率」と呼ばれる母集団推定のためのウェイトが計算されている。したがって、全国レベルにおいて、標本による推定構成比が母集団構成比から離れることがなく、地域的なセレクションバイアスのほぼ無いデータとなっている。

このロジット分析の結果、学歴と介護を必要とする高齢者の有無による影響は、ほかの条件を一定とすると、ほとんど見るができなかったが、年齢と10歳以下の子の人数については、影響が有意にあったので、表1に年齢と10歳以下の子の人数による就業の蓋然性の差を表示した。

表1 10歳以下の子の人数と年齢別 就業を決める要因 (ロジット・モデル)

Number of obs	=	71074	LR chi2(12)	=	3740.46	Prob > chi2	=	0.0000
Log likelihood	=	-47149.68	Pseudo R2	=	0.0382	基準値	20歳-24歳	
就業確率	Odds Ratio	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]			
25歳-29歳	1.451972	.1004085	5.39	0.000	1.267929	1.66273		
30歳-34歳	1.841366	.125323	8.97	0.000	1.611415	2.104131		
35歳-39歳	2.479197	.1656884	13.59	0.000	2.174823	2.826168		
40歳-44歳	2.291349	.1520613	12.49	0.000	2.011883	2.609635		
45歳-49歳	1.949125	.129587	10.04	0.000	1.710992	2.220402		
50歳-59歳	1.491861	.100499	5.94	0.000	1.307336	1.702431		
60歳-64歳	.9125708	.0617599	-1.35	0.176	.7992083	1.042013		
10歳以下の子の人数： 基準値 0人								
1人	.4740388	.0118915	-29.76	0.000	.4512956	.4979281		
2人	.3549981	.0106788	-34.43	0.000	.3346731	.3765574		
3人	.3254039	.0180873	-20.20	0.000	.2918162	.3628576		
4人	.1860034	.0395748	-7.91	0.000	.122579	.2822446		
5人	.3742859	.2299013	-1.60	0.110	.1122953	1.247514		

出典：平成8年度社会生活基本調査（総務省統計局）をもとに著者作成

この推計結果をみると、年齢の影響としては、25歳から44歳までは、年齢が上がるにつれ就業の蓋然性が高まり、それ以降は年齢の上昇が就業の蓋然性を逡減させていることがわかる。特に、30歳-34歳のカテゴリーから35歳-39歳のカテゴリーへ移る際には、その前カテゴリー間の蓋然性の増加が0.076ポイントの増加だったのに対し、0.79ポイントの増加と飛躍的である。これは、結婚や出産による初職離職後に子育てなどが一段落して再就職する女性の割合が高いためと思われる。そして、その再就職の割合としては、高卒・高専・短大卒業の女性のほうが、四年制大学卒業の女性よりも高いことが知られている。³

10歳以下の子の有無についてみてみると、子がいなるときと比べて、1人目の子を持つことは、女性の就業の蓋然性を0.53ポイント押し下げる。子どもが増えてゆくとき、4人目までは、子の数が増えることが、非常に強く女性の就業の蓋然性を押し下げることが明らかである。

これらの結果から、子どもを持つ女性にとって、年齢が上がることは、子の数が増えることによる就業への負の効果と、賃金の上昇という就業への正の効果の双方を持つといえる。そこで、この二つの効果のどちらが、どのような属性を持つ女性について大きいのか、これらの効果の原因となるのはどのようなことかについて、次節以降で検証したい。

3. 『平成11年版働く女性の実情』（厚生労働省）

6. 家庭内労働時間の増減と家庭内労働の限界効率性

前節で観察したように、年齢の上昇は女性の就業確率に正と負両方の影響を与える。その理由は、特に就業率の増減が大きい30歳代女性に関しては、三つ考えられる。一つは年功序列賃金体系による賃金率の上昇が就業へ与える正の影響、二つ目は子どもを持つ女性が子どもに手がかかって家事労働負担が増えるがゆえの退職を強いられる、あるいは子育てに専念したいために退職をするという就業への負の影響である。三つ目は、子どもの教育費や住宅ローンなどの多額の支出のため、30代から50代の就業の蓋然性が上がっているのではないかとということである。

第一点目については、近年正規雇用社員として働く女性も増えてきたものの、その年齢による賃金の上昇率は、男性のそれに比べて大きくはないことが、様々な統計から知られているところである。さらに、本稿第1節でも述べたように、平成8年ごろから、男女ともに非正規雇用や雇用されずに働く人が増えており、非正規雇用では年功序列型ではあるもの、正規雇用と比べて、賃金体系の年功による上昇は大きくない。つまり、年功序列型賃金の影響だけで、30歳—34歳代から35歳—39歳代にかけての女性全体の就業の蓋然性の大きな上昇は説明できないのではないか。また、この再就職率は、正規雇用女性と非正規雇用女性で乖離していることから、分析も別カテゴリーで分けて行う必要がある。

女性の就業選択が最適になされ、内点解を得る際には、式(4)が示すように、賃金率から家庭内生産の結合生産物の市場価値を引いた大きさは、家庭内労働時間の限界効率と等しくなる。したがって、家庭内生産関数と結合生産関数の準凸性の仮定から、この場合、年功序列型賃金体系を持つ正規雇用女性は、非正規雇用女性に比べて、年齢とともに家庭内労働時間を減らし、市場労働の時間を増やすはずである。このことを検証すべき仮説として挙げておく。

仮説4：正規雇用女性は、年功序列型賃金体系に従って、年齢が上昇するとともに非正規雇用女性よりも、家庭内労働時間を減らし、その代わり市場労働時間を増やしてゆく。

この仮説4の妥当性を検討するために、この後の分析では、女性を正規雇用女性と非正規雇用女性のカテゴリーにわけて分析を行いたい。

また、10歳以下の子の数の増加は、明らかにその分の食事、身の回りの世話、育児などの量が増えることを意味する。これを家庭内で生産して賄うか、市場で代替サービスを購入して消費するかは、各世帯の意思決定による。家庭内で生産することになれば、女性の家庭内労働時間が増える傾向になり、そのぶん就業の蓋然性を低めると考えられる。一方、市場で代替サービスを購入することを選べば、家庭内労働時間に影響は少ないものの、またその

購入費用を賄うために、所得を支出することになる。

では、実際のデータでは、子の数と家庭内労働時間の関係はどうなっているのか。正規雇用で、介護はしておらず、教育水準は大卒以上の女性が、仕事のある日に行う家庭内労働時間（家事、育児、買い物の合計時間）を10歳以下の子の数別に比較したのが、表2である。

10歳以下の子がいないカテゴリーと10歳以下の子が一人のカテゴリーでは、10歳以下の子が一人あるいは二人と増えるにつれ、家庭内労働時間は減っている。また、10歳以下の子が2人までは、その平均値にあまり差はないが、三人以上になると大きく家庭内労働時間が減少する。

表2 大卒以上 仕事のある日の家庭内労働時間（単位：時間）

	10歳以下の子どもの数					
	0人	1人	2人	3人	4人	5人
標本数（人）	26398	7355	5531	1048	77	2
家庭内生産労働（時間）平均値	1.79	1.68	1.62	1.75	1.5	0.6
標準偏差	1.74	1.75	1.72	1.88	1.4	0.2
最低値	0	0	0	0	0	0.5
最大値	14.5	14	15.5	14	7.5	0.8

出典：平成8年度社会生活基本調査（総務省統計局）をもとに著者作成

10歳以下の子供の数が増えると、育児時間なども比例して増えるのではないかと考えられるが、表2からは大卒以上の正規雇用女性では、逆に減っているという結果になった。女性の就業の蓋然性を下げている主要因であるにもかかわらず、10歳以下の子の数が増えるということだけでは、家庭内労働時間が増えるとはいえない。家事・育児の消費量が増えても、家庭内生産の生産性が上がれば、同じ家庭内労働時間でも、その家庭内生産財をまかなうことができる。さらに、家庭内労働時間を増やすのは、その労働による女性本人の効用が増加する、つまり、結合生産される効用の大きさにも依存するのである。データからも、理論からも、女性は「子どもに手がかかるから」という物理的時間の問題だけで退職するわけではない事がわかる。では、こうした家庭内労働の生産性や結合生産を推計するにはどうしたらよいのであろうか。

7. 家庭内生産関数の推計

これまで見てきたように、就業の蓋然性を意思決定に影響する要因は、女性の市場賃金、その世帯の消費や余暇に対する選好、および家庭内生産の限界生産性に依存して決まる。つまり、この意思決定は、第3節のモデルの解の条件（4）式を満たすものとする。

そこで、回帰分析をするにあたり、家庭内生産関数 $Z^*(\cdot, \cdot)$ および結合生産関数 $g(\cdot)$ の関数形を特定しなければならない。結合生産関数の推計は、女性の結婚・出産による離職の要因分析に非常に重要なものであり、女性の結婚・出産による離職の要因分析に有力なツールを提供すると思われる。しかし、本稿では、まず、モデルの複雑化を避け、家庭内生産による結合生産については、家庭内労働を増やしても、その量はほぼ変化しないもの仮定し、通常の準凸性満たす家庭内生産関数を推計することにする。⁴ 家庭内生産関数の形はコブ・ダグラス型、CES型などを試したが、Kerkhofs & Kooreman (2003) らが用いていたクォドラティック型の関数のモデル適合が良かったので、分析には最終的にそれを採用した。

また、今回用いた平成8年の社会生活基本調査のデータで、男女の家庭内生産労働時間の平均を比べたところ、女性は男性の約6倍もの家庭内労働をしており、仕事のある日の男性の家事時間が非常に少なかったことから、男性の家庭内生産活動が女性の就業に与えている影響は小さいと判断し、男性の家庭内労働時間を一定と仮定した。⁵

したがって、ここで推計すべき家庭内生産関数は、以下の式になる。

$$Z^*(H_f) = a + bH_f + \frac{1}{2}cH_f^2 \quad a \text{は定数} \quad (5)$$

そして、各女性の最適な意思決定のための条件は

$$\frac{\partial Z^*}{\partial H_i}(H_f) = W_f \quad (6)$$

となり、上の関数形をこの条件に代入すると、以下の線形式を得る。したがって、女性の賃金率を女性の家庭内労働時間で回帰分析すれば、パラメータ b と c を推計できる。

$$w_f = b + cH_f \quad (7)$$

(7) 式をもとに、賃金率を家庭内労働時間でOLS回帰分析した結果を表3から表6にまとめた。いずれの回帰分析も調整済み決定係数は、0.1よりも大きく、統計的に説明力はあるモデルとなっている。

正規雇用女性については、市場賃金率を賃金構造基本調査の年齢学歴別月収から、日収を割り出し、各標本の調査日の労働時間から、実質市場賃金率を計算し、それを家庭内労働時間（家事、育児、介護、買い物、身の回りの世話などを合計）で回帰した。この回帰分析の

-
4. 結合生産のないモデルで、データが十分説明できれば、モデルの複雑化は避けるべきと考える。本稿の推計の検討の後に、この関数を推計すべきかどうかを論じる。
 5. 男性の家庭内労働時間に関しても、重要な課題であるが、脚注3と同様の理由で、後に検討したい。

係数は、(7) 式のbとcの推計となっている。

非正規女性については、月収はわからず、平成8年の賃金構造基本統計調査から雇用形態別の平均時給しかわからなかったために、各標本について実質市場賃金率を計算することができなかった。そのために、(7) 式そのものの推計はできないが、参考のために、就業した日の市場労働時間をかけて日収を求め、それにたいして、就業した日の家庭内労働時間で回帰分析をした。つまり、市場での労働時間が十分少ない場合には、この方法によるbとcは家庭内生産関数のパラメータの近似と解釈することができるが、市場労働時間が大きい場合には、かなりかい離があると考えられる。なお、この非正規雇用女性の回帰による係数cは、家庭内労働時間を1時間増やしたら、どれだけ市場からの日収が減るのかを表しており、符号がマイナスとなっているため、その絶対値をもって(7) 式cの近似と解釈する。また、bについては、(7) 式そのものの推計ではないので、結合生産の効果も反映されている。

これらの回帰分析の結果を表3から表6にとりまとめた。これらの係数は、t値をみても統計的にモデルの推計としては有意なものが多く、これを比較して仮説を検証してみたい。

統計的に有意なものを比較しての考察は、以下のことである。

- 1) 大卒以上の女性は高卒女性よりも、サンプル数そのものが少なく、かつ子数が少ない。
- 2) 正規雇用の大卒以上と高卒以下を比べると、大卒以上の推計では、多くの推計値が統計的に有意であったのに対し、高卒以下では50歳から54歳のカテゴリーを除き、総計的に有意な推計にはならなかった。正規雇用女性でも、高卒以下と大卒以上では、就業に関する意思決定に大きな違いがみられるのではないか。このモデルの推計では、モデルの内点解の推計となっているが、正規雇用の高卒女性では端点解となっている可能性がある。つまり、就業の意思決定に予算制約の下限、生活上のボトムラインが大きく影響している可能性がある。正規雇用の高卒女性で、唯一50歳から54歳のカテゴリーが(7) 式の推計で統計的に有意になったのは、その予算制約下限を超える収入となったからではないか。
- 3) 非正規雇用の女性について比べると35歳から39歳の子が1人のカテゴリー以外では、家庭労働係数は、大卒の方が高卒よりも高い。この差は、市場賃金率は年齢別の平均を用いているので、市場労働時間が十分少ない場合には、家庭内労働の生産性の差の近似であると考えられる。しかし、市場労働時間がどの程度少なければ、近似として考えて良いかについては、検討を要する課題である。また、この係数は家庭内労働時間を1時間減らした場合の市場からの日収の減少であるから、大卒女性の方が、家庭内労働を減らしたら日収が増える状況にあると考えられる。つまり、高卒の非正規雇用女性は、大卒女性に比べて、これ以上家庭内労働時間を限界的に減らしても日収が増える程度が少ないほど、すでに働いていると考えることができ、大卒女性よりも余裕のない状況にあ

ることが推測される。

- 4) 非正規雇用の女性の家庭内労働の生産性の近似は、多くカテゴリーで1、正規女性の家庭内労働の生産性の推計値よりも高い傾向にある。
- 5) 10歳以下の子どもの多くなるときの家庭内労働の生産性は、どのカテゴリーでも、10歳以下の子どもの1、2人から3、4人に増えると著しく低下する。

8. 結論

以上のことから、最後に四つの仮説を再掲して、検証する。

仮説1：共働き女性で労働時間を短く選ぶ人は、家庭内労働の生産性が相対的に高く、外で働いて得られる市場賃金よりも、本人にとっての家庭内労働時間の限界生産性が高いか、非本人賃金収入が高い。

家庭内生産関数の推計から、非正規雇用女性の方が、家庭内労働の生産性が高い傾向があることがわかった。(前節(4)参照) また、正規雇用女性より、非正規雇用女性は、市場労働の平均時間が正規雇用女性よりも短いことが、本分析に使用したデータからわかっていいる。つまり、仮説1の妥当性は高い。ただし、本稿の用いたデータでは、非本人賃金収入は分らないので、非本人収入と労働時間の関係はわからない。ただし、市場賃金率と比べるべきは、家庭内労働の限界生産性と家庭労働選好である結合生産物の市場価値の和であり、家庭内労働の限界生産性そのものではないことを指摘しておく。

また、本稿の分析での非正規女性の賃金率には、非正規雇用女性の年齢別平均賃金率を用いた。したがって、本来はその賃金率地域や職種によるばらつきがあると思われる。また、本稿のデータで、非正規雇用女性の労働時間の分散を見ると、正規雇用女性よりも高い。正規雇用女性と同様に長時間労働をしている場合もある。これらの点については、今後より詳細な検討を要する。

仮説2：労働時間を短く選ぶ人は、市場での賃金率が自分の家庭内生産の限界効率性にかかわらず、家庭内労働に対する選好が強い非本人収入が高いからである。

総じて、正規雇用女性よりも、労働時間の短い非正規雇用女性との正規雇用女性定数項の値は一定の傾向を示さなかった。つまり、家庭内労働に対する選好や非本人収入が高いことは、非正規雇用女性の就業選択に主要な影響を与えていないといえる。したがって、仮説2の妥当性は低い。

仮説3：共働きでいることが、本人にとって最適な選択でないにもかかわらず、不本意ながら世帯としての収入や非本人収入が足りず、共働きでいる。

これについては、本稿の推計では、本人が制約の中で最適な選択をするという前提で分析をしているため、前半の条件「不本意ながら」との解釈が、このモデルではできない。あえて、検証すれば、本稿の(4)式の最大化条件を満たさない端点解として、就業選択がなされているので、本人の家庭内労働の限界生産性よりも賃金率が低いにもかかわらず、就業を

表3 大卒以上 正規雇用女性の生産関数：10歳以下の子どもの人数別

年齢階層	正規大卒女性の 生産関数	10歳以下の子どもの数		
		0人	1～2人	3～4人
1. 20歳～24歳	家庭労働係数	302.693*	該当者なし	該当者なし
	定数項	55.95447		
	Adj R-squared	0.714		
	Number of obs	4		
2. 25歳～29歳	家庭労働係数	374.5486***	180.0637	該当者なし
	定数項	-7.68311	373.5773	
	Adj R-squared	0.4044	0.0366	
	Number of obs	53	16	
3. 30歳～34歳	家庭労働係数	76.4006	1042.391***	206.7254***
	定数項	1816.614	-2530.358***	141.4389*
	Adj R-squared	-0.0267	0.3492	0.9745
	Number of obs	37	87	9
4. 35歳～39歳	家庭労働係数	487.2736***	777.3071***	158.4159*
	定数項	187.7427	-1331.808	687.679
	Adj R-squared	0.3715	0.145	0.32
	Number of obs	41	108	8
5. 40歳～44歳	家庭労働係数	324.7023***	237.5121	737.8018
	定数項	658.1365	882.6504	-69.96394
	Adj R-squared	0.0975	0.0172	1
	Number of obs	140	83	2
6. 45歳～49歳	家庭労働係数	566.8877***	167.7899**	該当者なし
	定数項	89.35817	1076.011**	
	Adj R-squared	0.1163	0.2407	
	Number of obs	120	16	
7. 50歳～54歳	家庭労働係数	1037.882***	該当者なし	該当者なし
	定数項	-1279.224**		
	Adj R-squared	0.3925		
	Number of obs	105		

*** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1

しなければならないというケースとなるであろう。端点解は、推計では出てこないで、別途分析手法が必要と思われる。

仮説４：正規雇用女性は、年功序列型賃金体系に従って、年齢が上昇するとともに、非正規雇用女性よりも、家庭内労働時間を減らし、市場労働時間を増やしてゆく。

仮説４について、学歴を問わず、正規雇用女性の家庭内労働の生産性は、年齢とともに比

表４ 大卒以上 非正規雇用女性の生産関数：１０歳以下の子どもの人数別

年齢階層	大卒以上 非正規雇用	１０歳以下の子どもの数		
		０人	１～２人	３～４人
１．２０歳～２４歳	家庭労働係数	-3630.301*	該当者なし	該当者なし
	定数項	20485.51**		
	Adj R-squared	0.4957		
	Number of obs	6		
２．２５歳～２９歳	家庭労働係数	-646.5254***	計算不能	該当者なし
	定数項	-9618.356***		
	Adj R-squared	0.4557		
	Number of obs	24		
３．３０歳～３４歳	家庭労働係数	-946.6954***	-50.4342	計算不能
	定数項	10127.54***	6291.518***	
	Adj R-squared	0.3855	-0.0673	
	Number of obs	32	16	
４．３５歳～３９歳	家庭労働係数	-345.7193*	-443.1028***	該当者なし
	定数項	8346.616***	7185.006***	
	Adj R-squared	0.1078	0.2790	
	Number of obs	25	61	
５．４０歳～４４歳	家庭労働係数	-606.8506***	-462.8805***	該当者なし
	定数項	8702.119***	7500.676***	
	Adj R-squared	0.3091	0.1316	
	Number of obs	60	45	
６．４５歳～４９歳	家庭労働係数	-606.8506***	-462.8805**	該当者なし
	定数項	8702.119***	7500.676**	
	Adj R-squared	0.3091	0.1316	
	Number of obs	60	56	
７．５０歳～５４歳	家庭労働係数	-523.0644***	計算不能	該当者なし
	定数項	8217.49**		
	Adj R-squared	0.2457		
	Number of obs	54		

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

例的に上昇していない。この理由は、女性のライフステージでは、年齢と経験による家庭内の仕事への熟練度が増すだけでなく、出産、育児、介護などその都度あらたに経験しなければならぬことがあり、今回の推計値からは、さらにライフステージのイベントと結び付けて、家庭内生産関数の推計を深めていく必要があることがわかった。

以上のように分析を進めてきたが、今後の課題として以下のことが挙げられる。まず、家庭内生産関数を推計する際に結合生産関数の影響を非常に小さいと仮定し、正規雇用女性に関しては、統計的に有意な結果を得たが、結合生産関数も推計した上で、今回の結果と比較

表5 高卒以下 正規雇用女性の生産関数：10歳以下の子どもの人数別

年齢階層	高卒以下 正規雇用	10歳以下の子どもの数		
		0人	1～2人	3～4人
1. 20歳～24歳	家庭労働係数	27.32666	-17.57976	該当者なし
	定数項	579.2424	682.2888	
	Adj R-squared	0.0215	0.0124	
	Number of obs	26	21	
2. 25歳～29歳	家庭労働係数	532.2494	509.5264	26.67853
	定数項	79.95622	-1102.19	607.117
	Adj R-squared	0.0778	0.158	0.1072
	Number of obs	145	100	10
3. 30歳～34歳	家庭労働係数	137.6722	207.9787	100.4542
	定数項	702.8611	244.3389	368.705
	Adj R-squared	-0.0032	0.0703	0.4349
	Number of obs	109	275	31
4. 35歳～39歳	家庭労働係数	331.2406	244.9589	179.5761
	定数項	-204.3551	225.1153	309.9095
	Adj R-squared	0.0775	0.0526	0.2627
	Number of obs	276	283	30
5. 40歳～44歳	家庭労働係数	350.4374	286.0499	7.058078
	定数項	-259.164	-95.03524	856.1082
	Adj R-squared	0.1024	0.1111	-0.1858
	Number of obs	950	155	7
6. 45歳～49歳	家庭労働係数	290.0306	380.5976	該当者なし
	定数項	11.07245	-217.3753	
	Adj R-squared	0.0545	0.095	
	Number of obs	1725	55	
7. 50歳～54歳	家庭労働係数	-523.0644***	計算不能	該当者なし
	定数項	8217.49**		
	Adj R-squared	0.2457		
	Number of obs	54		

*** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1

したい。また、今回は、OLS回帰で分析を行ったが、ML最尤法で各個人のより詳細なパラメータから、同様の推計をすることで、より分析の制度をあげることができのかもしれない。特に、非正規雇用女性に関する家庭内生産関数については就業時間が短い場合の近似でしかなかったもので、今後推計を正確に行う必要がある。さらに、今回は男性の就業行動を一定と仮定して、分析を行い、家庭内生産の相互補完性には触れなかった。男女共同参画という視点からは、この相互補完性の推計は重要課題であると思われる。

表6 高卒以下 非正規雇用女性の生産関数：10歳以下の子どもの人数別

年齢階層	高卒以下 非正規雇用	10歳以下の子どもの数		
		0人	1～2人	3～4人
1. 20歳～24歳	家庭労働係数	-523.7794**	-227.5267	計算不能
	定数項	8037.157***	6468.176***	
	Adj R-squared	0.1811	0.0438	
	Number of obs	31	40	
2. 25歳～29歳	家庭労働係数	-465.5487***	-379.1969***	-706.4405***
	定数項	7910.358***	7433.753***	9832.754***
	Adj R-squared	0.1667	0.2106	0.5056
	Number of obs	131	181	18
3. 30歳～34歳	家庭労働係数	-610.0805***	-396.8251***	-241.1276*
	定数項	8523.447***	7421.747***	6085.609***
	Adj R-squared	0.2330	0.8152	0.0384
	Number of obs	97	402	51
4. 35歳～39歳	家庭労働係数	-460.8884***	-458.9339***	-687.1123***
	定数項	7963.158***	7686.008***	9135.274***
	Adj R-squared	0.2227	0.2201	0.4313
	Number of obs	477	578	25
5. 40歳～44歳	家庭労働係数	-507.6552***	-472.9705***	計算不能
	定数項	8228.205***	7869.927***	
	Adj R-squared	0.2593	0.2989	
	Number of obs	1400	286	
6. 45歳～49歳	家庭労働係数	-514.5711***	-556.5589***	計算不能
	定数項	8344.499***	7865.331***	
	Adj R-squared	0.2569	0.3108	
	Number of obs	2356	66	
7. 50歳～54歳	家庭労働係数	-541.4328***	-574.9287***	計算不能
	定数項	8383.968***	8564.989***	
	Adj R-squared	0.2604	0.4620	
	Number of obs	1587	33	

*** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1

参考文献

- 安藤潤 「既婚女性の家事度労働時間削減と政府の役割：消費と時間配分に関する合理的選
択理論から」『新潟国際情報大学 情報文化部 紀要』第12号 2009年4月 pp.61-
72
- 一瀬貴子 「有配偶女性の就労選択行動に関する実証的研究の文献レビュー」『関西福祉大
学紀要』2012年15号-2 pp.57-64
- 今田幸子 「女子労働と就業継続」『日本労働研究雑誌』1996年 No.433 pp.37-48
- 岩澤美帆 「妻の就業と出生行動 1970年～2002年のコーホート分析」『人口問題研究』
2004年 60-1 pp.50-69
- 小島宏 「結婚、出産、育児および就業」大淵寛編『女性のライフサイクルと就業行動』大
蔵省印刷局 1995年 pp.61-87
- 篠塚英子 「経済学における女性の地位（2）」1975年 日本経済研究センター『日本経済
研究』No.4 pp.43-60
- 周 燕飛 「専業主婦世帯の収入二極化と貧困問題」『独立行政法人 労働政策研究・研修機
構 ディスカッションペーパー 12-08』2012年10月
- 永瀬伸子 「少子化の要因：就業環境か価値観の変化か」『人口問題研究』1999年 55-2
pp.1-18
- 長谷川かおり 「家庭内生産関数モデルの推計における同一性命題の検討」『人文・社会科学
論集』32巻 2015年3月 東洋英和女学院大学 pp.55-69
- 久井志保 「女性のキャリア・ディベロップメントとワークファミリー・コンフリクトにつ
いての研究」2007年『関西学院経営戦略研究』vol.1 pp.155-165
- 深尾京司 牧野達治ほか 「生産性と賃金の企業規模間格差」『日本労働研究雑誌2014年8
月号 (No.649)』2014年8月 pp.14-29
- 前田正子 「子育て支援の意義」加藤寛・丸尾直美編『福祉ミックス時代への挑戦』1998
年 中央経済社 pp.131-151
- 丸山桂 「女性労働者の活用と出産時の就業継続の要因分析」『人口問題研究』2001年6月
57-2 pp.3-18
- Apps PF, Ress R. 1997. Collective labor supply and household production. *Journal of
Political Economy* 105: 178-190.
- Becker GS. 1965. A theory of an allocation of time. *The Economic Journal* 75: 493-
517.
- Chiappori P-A. 1997. Introducing household production in collective models of labor

- supply. *Journal of Political Economy* 105: 191-209.
- Fitzgerald JM, Swenson MS, Wicks J. 1996. Valuation of household production at market prices, and estimation of household production functions. *Review of Income and Wealth* 42: 165-180.
- Graham JW, Green CA. 1984. Estimating the parameters of household production with joint products. *The Review of Economics and Statistics* 66: 277-282.
- Gronau R. 1977. Leisure, home production and work – the theory of the allocation of time revisited. *Journal of Political Economy* 85: 1099-1123.
- Homan ME, Hagenaars AJM, van Praag BMS. 1987. A Comparison of Six Methods to Estimate the Monetary Value of Home Production. Report, Econometric Institute, Erasmus University Rotterdam.
- John L. Newman, Paul J. Gertler 1994 Family Productivity Labor Supply, and *Welfare in a Low Income Country The Journal of Human Resources, Vol.29, No.4, The Family and Intergenerational Relations (Autumn, 1994), University of Wisconsin press pp.989-1026.*
- Kerkhofs, Kooreman. 2003. Identification and estimation of a class of household production models. *Journal of Applied Econometrics* 18: 37-36901.

Why Are Women Employed? Estimation Results of Household Production Tells the Reason.

HASEGAWA Kaori

Summary

We consider the various causes for the resignation of female employees from the labor markets in Japan. We estimate employment probabilities in two female groups: university graduates and the under-senior high school graduates in all age groups. The results show that two factors are important in both groups, the number of young children and age. For women in their thirties and forties, the probability of employment is considerably higher in the under-senior graduates group than among university graduates.

To determine an explanation for this, we compare the productivities of household production and market wage rate of females. By estimating the parameters of the production function where the inputs consist of family time and market goods, we suggest new microeconomic estimates of productivity in household production. The result shows that productivity in household production is higher among non-regular employees than regular employees.