

アメリカの家事生産関数と家事労働代替弾力性

本 田 重 美

目次

- 1 はじめに
 - 2 効用最大化
 - 3 PSID データ
 - 4 代替弾力性
 - 5 おわりに
- 参考文献

1 はじめに

先進経済諸国では社会が成熟する中で女性の高学歴化が進展した。女性労働力は人的資本すなわち労働者に体化された技術を飛躍的に高め、女性労働の産業における役割をさらに重要なものとした。電気機械器具などの新製品開発や質的向上をともなう耐久消費財のさらなる利用拡大は、家事関連の資本財活用を増大させ、女性の家事労働投入時間を軽減・短縮させた。また、食材産業・外食産業・家事代行サービス業等の新たな産業創出により家事生産の一部が市場経済化され、家計内生産を含むすべての経済活動に大きな構造変化が進行した。

このような社会経済的変化の中で、女性労働力は、家事労働から市場労働へと移動が可能となり、家計内家事労働の夫婦の役割分担に平準化が生じた。そして、女性労働力は市場経済活動における新たな労働源として生産に投下され、経済成長に少なからず寄与した。市場労働では非農林産業において女性の果たす役割がしだいに大きくなった。それと共に、非市場労働の面では従来女性の

仕事と見られがちであった家事・育児に男性の役割分担の増加が見られるようになった。

これは、労働力率の変化にも、明らかに現れている。アメリカをはじめ、フランス、ドイツなどの欧米先進諸国では、女性は結婚・出産後も引き続き市場労働を続ける場合が多く見られる。そして女性の労働力率は、図1に見るように従来指摘されてきたM字構造の30歳前後のくぼみが、ほとんどなくなった。日本では今なお労働力率のM字構造はみられるものの30歳代の労働力率の落ち込みは徐々に浅くなり欧米型に接近する傾向がある。アメリカの女性労働率においても1970年代にはM字構造は明確に存在し、長期的にくぼみは浅くなって今日の形状となった。このように市場経済活動と同時に構造変化を続ける非市場経済活動を実証的に把握し理解するために、特にアメリカについて、PSIDパネルデータを用い夫婦における夫と妻の家事労働の代替弾力性の把握、

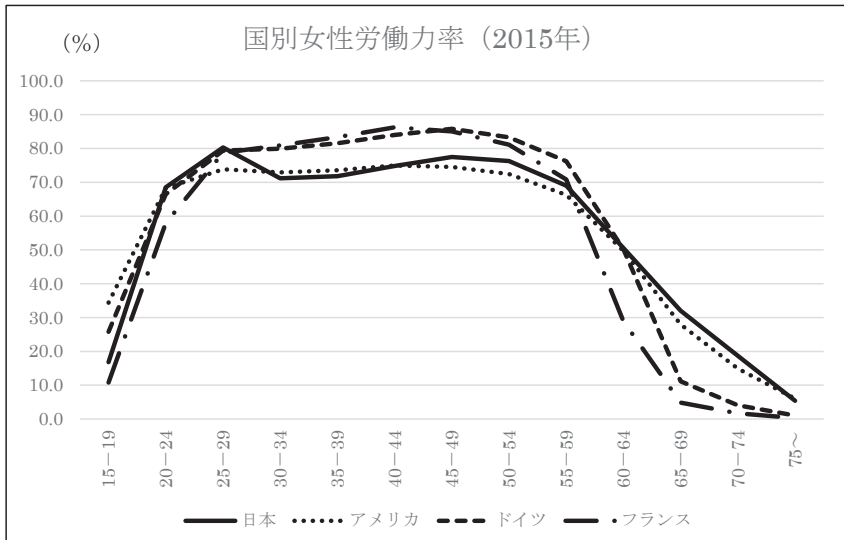


図1 2015年国別年齢階層別労働力率¹⁾

1) データブック国際労働力比較, 労働政策研究・研修機構, 2017, p. 53. アメリカの未成年者年齢階層は16-19歳。

すなわち、家事生産関数の形状の推定を試みる。

家計による非市場行動の理論的経済分析は、ベッカー²⁾によって先駆的理論研究がなされ、家事・育児行動が、市場労働の供給と同様に、最適化問題として経済合理的に説明され得る事を示した。その後、グロナウ³⁾が、生活時間を市場労働、非市場労働、余暇の3つに分け、マイクロデータ(個票データ)を用いて、家計行動を計量的に研究した。本分析では、グロナウモデルを発展させ、アメリカの世帯において、夫と妻の家事時間の投入がどれ程の代替があるのかを、アメリカのPSID⁴⁾データを用いて検証する。このようなマイクロデータによる家事生産関数の代替弾力性の推計⁵⁾は、すでに日本のデータを用いて本田(1995a)において試みられた。アメリカについても本田(1995b)で1988年のPSIDデータを用いて推計した。今回は、アメリカについて最新データ(2013年と2015年)のPSIDデータを用い、係数ダミーを用いて学歴による代替弾力性の変化を推計する。

家計が生産する財・サービスは、夫と妻など家族の家事労働と、家事生産に用いられる資本を生産要素とするが、家事労働時間を除くと、家事生産額および家事資本は、共にマイクロデータとしての把握が難しい。家事生産関数では、家事生産の変動を、資本としての機能を持つ住宅および耐久消費財と、夫と妻の家事労働時間により説明する。家族が消費するために家計内で行われる財・サービスの生産は、市場価格を持たない。そこで、入手困難なデータを回避して、家事生産関数の推計を試みる必要が生ずる。

最適化のプロセスを経て、非耐久消費財、余暇、家事労働の金額で測った限界効用は互いに等しくなる。その時、夫あるいは妻の家事労働による家事生産の価値限界生産力はその名目賃金率に等しい。生産関数が一次同次であれば、

2) Becker [1965]

3) Gronau [1977]

4) PSID: The University of Michigan's Panel Study of Income Dynamics.

このPSIDデータは、アメリカの家計経済行動の分析で、しばしば広く用いられ、研究者に提供されている有力なパネルデータである。

5) 本田(1995a), (1995b), (1999a), (1999b), (2016).

夫と妻の家事時間の比率は、賃金率の比率の関数として表わすことができる。それにより、家事生産額と、家事資本財が直接把握されない場合にも、関数の形状を推計することができ、要素間の代替・補完関係を知ることが可能となる。

推計手法としては、最近の計量分析の発展を踏まえて、サンプル・セレクション・モデル⁶⁾を用いる。これは、打ち切り標本のバイアスを修正する手法である。プロビット・モデル⁷⁾と OLS による Heckman (1979) の 2 段階推定法により、家計のマイクロデータを解析する。本論文の構成は、第 2 章で、家事生産関数の理論的考え方、第 3 章では、PSID データの概要と加工法、そして、第 4 章で計量分析の結果を述べることにする。

2 効用最大化

家計の効用関数は、Joint Utility であるとして、夫婦を単位とする家計は、市場、および、家計内で生産された財・サービス、そして、夫と妻のそれぞれの余暇時間により、効用を得ることができる。市場で生産された財・サービスの消費額は、夫と妻が、それぞれ市場労働で得た労働所得と、その他の財産所得の合計に等しい。また、家計内で生産された財・サービスは、夫と妻の家事労働時間と、住宅や耐久消費財を生産要素として、生み出される。これらを式で表わし、次の様な効用最大化問題を考えよう。

$$\max_{X, L_m, H_f} U = U(X, L_m, L_f) \quad i = m, f \quad (1)$$

$$s.t. \quad X_M = w_m(T - L_m - H_m) + w_f(T - L_f - H_f) \quad (2)$$

$$X_D = F(H_m, H_f, K) \quad (3)$$

$$X = X_D + X_M \quad (4)$$

ただし、 X_D : 家計内で生産された財およびサービス、 X_M : 市場で生産された財およびサービス、 H_m : 夫の家事労働時間、 H_f : 妻の家事労働時間、 T : 利用可能総時間、 K : 家事資本ストック、である。この最適化問題を解くと、次の

6) Heckman, J. J. (1979), Maddala (1983).

7) Maddala, G. S. (1983)

ようになる。

$$\partial Z / \partial X_M = U_X - \lambda = 0 \quad (5)$$

$$\partial Z / \partial L_i = U_{L_i} - w_i \lambda = 0 \quad i = m, f \quad (6)$$

$$\partial Z / \partial H_i = U_X F_{H_i} - w_i \lambda = 0 \quad i = m, f \quad (7)$$

$$\partial Z / \partial \lambda = 0 \quad (8)$$

ただし、 Z : ラグランジアン、 λ : ラグランジアン未定乗数である。これより、

$$\lambda = U_X = \frac{U_{L_i}}{w_i} = \frac{U_X}{w_i} F_{H_i}, \quad \therefore w_i = \frac{U_{L_i}}{U_X} = F_{H_i}, \quad i = m, f \quad (9)$$

となる。ここで、(3) の家事生産関数を一次同次で夫の家事労働時間 H_m 、妻の家事労働時間 H_f 、家事資本ストック K の三つの生産要素からなる CES 生産関数であるとする、それは、

$$X_D = A[\beta_{H_m} H_m^{-\varrho} + \beta_{H_f} H_f^{-\varrho} + (1 - \beta_{H_m} - \beta_{H_f}) K^{-\varrho}]^{-\frac{1}{\varrho}} \quad (10)$$

と、表わすことができる。 ϱ , A , β_{H_m} , β_{H_f} は一定の係数である。(9) と (10) より、

$$\frac{X_D}{H_i} = (A^\varrho \beta_{H_i}^{-1})^{\frac{1}{1+\varrho}} w_i^{\frac{1}{1+\varrho}}, \quad i = m, f \quad (11)$$

よって、(11) の m と f の 2 本の式をまとめて、

$$\frac{H_m}{H_f} = \left(\frac{\beta_{H_m}}{\beta_{H_f}} \right)^{\frac{1}{1+\varrho}} \left(\frac{w_f}{w_m} \right)^{\frac{1}{1+\varrho}} \quad (12)$$

とする。(12) はデータとして把握が困難な家事生産額 X_D 、家事資本ストック K を含まないが、家事労働投入の比を賃金率の比で説明する対数線形関数となっており、代替の弾力性 $\sigma = 1 / (1 + \varrho)$ を推定することができる。(12) 式は簡単に次のように書ける。

$$\ln y = a + b \ln x \quad (13)$$

ただし、 $y = H_m / H_f$, $x = w_f / w_m$, $a = 1 / (1 + \varrho) \ln(\beta_{H_m} / \beta_{H_f})$, $b = 1 / (1 + \varrho)$ である。代替の弾力性が家計の諸条件により異なることを k 個のダミー変数をもつ係数

ダミー⁸⁾により特定化すれば、(13) は次のようになる。

$$\ln y = a + (b_0 + b_1 D_1 + b_2 D_2 + \dots + b_k D_k) \ln x \quad (14)$$

したがって、

$$\ln y = a + b_0 \ln x + b_1 D_1 \ln x + b_2 D_2 \ln x + \dots + b_k D_k \ln x \quad (15)$$

と線形モデル化される。推定する(15)を具体的に変数名で示すと次のようになる。

$$\begin{aligned} \ln \text{対数家事時間比} = & a + b_0 \ln \text{対数賃金比} + b_1 (\text{夫学歴} \times \text{対数賃金比}) \\ & + b_2 (\text{妻学歴} \times \text{対数賃金比}) + b_3 (\text{夫所得} \times \text{対数賃金比}) + b_4 (\text{妻所} \\ & \text{得} \times \text{対数賃金比}) + b_5 (\text{持家} \times \text{対数賃金比}) + b_6 (3 \text{歳児} \times \text{対数賃金比} \\ & \text{比}) + b_7 (\text{子人数} \times \text{対数賃金比}) \end{aligned}$$

3 PSID データ

計量分析に用いるデータは、PSID⁹⁾より得る。これは、ICPSRが中心となつて、1968年より作成しているパネルデータで、アメリカ全州・全年齢階層の6000世帯15000人について調べることから始まったものである。調査は同一人物および同一家族に対して長期間の情報を生活時間、労働、所得、家族関連、消費などについて調査している。

現時点で最新のPSID2013年および2015年のデータセットから、分析用ファイルを作成する。データのダウンロード、計量分析するための前処理方法はいくつかが考えられるが、ここではVisual BASICによって分析用データセット作成処理を行う。

8) 本田重美(2016)

9) PSIDのデータ収集は、The Survey Research Center, Institute for Social Research, University of Michiganにより行われ、The Inter-University Consortium for Political and Social Research (ICPSR)によって、データが公開されている。PSIDのデータは、個人と同時に、家族についても情報を集めており、個人情報中心のNLSなどのデータと異なっている。

(12) をマイクロデータにより推計するには、夫妻別家事労働時間 $H_i(i=m,f)$ 、夫妻別賃金率 $w_i(i=m,f)$ 等のデータが必要となる。賃金率は市場労働を行っているものに限って把握が可能である。したがって、市場労働に従事しない女性には明確な賃金率が存在しない。(12) を推定する際、それらの賃金率の不明な標本を如何に考慮するかという問題が生ずる。そこで、Sample-selection model の 2 段階定計法により、標本の選択によるバイアスを考慮する。推定に用いるアプリケーションは STATA である。

用いた PSID データ¹⁰⁾の平均、標準偏差などの主な統計値は、表 1 の通りである。標本調査では、所得、賃金などの金額表記のデータは、前年の実績を調査してデータとして収録されている。2013 年の元データは 9,063 レコード、2015 年は 9,080 レコードである。これより推計に使用する変数に関し欠損データを含むものを削除し、2013 年と 2015 年を合わせて 13,584 レコードとした。

表 1 のデータの概要では、世帯主の平均年齢は 41 歳、世帯の平均子供人数は 0.9 人、最年少の子供の年齢は 2.9 歳、3 歳児ダミーは有の場合 1、無の場合 0 として平均 0.2、生活満足度ダミーは満足であれば 1、不満であれば 0 として、

表 1 変数の基本統計

変数	単位	観測標本数	平均	標準偏差	最小値	最大値
世帯主年齢	歳	13,584	41	13	17	88
世帯子供人数	人	13,584	0.88325	1.1890	0	10
最年少子供年齢	歳	13,584	2.91800	4.6729	0	17
3 歳児ダミー	0, 1	13,584	0.17020	0.37582	0	1
生活満足度ダミー	0, 1	13,584	0.95804	0.20051	0	1
持家ダミー	0, 1	13,584	0.49396	0.49998	0	1
実質世帯主労働所得	ドル / 年	13,584	48,754	101,282	5	6,300,000
実質配偶者労働所得	ドル / 年	13,584	15,334	28,203	0	639,000
世帯主家事労働時間	時間 / 週	13,584	8.4904	8.4985	0	112
配偶者家事労働時間	時間 / 週	13,584	8.6798	12.447	0	112
世帯主大卒ダミー	0, 1	13,584	0.36352	0.48103	0	1
配偶者大卒ダミー	0, 1	13,584	0.24544	0.43036	0	1

10) データの構造は、PSID の Codebook 等に示されている。

平均 0.96, 持家ダミーは所有 1, 無 0 として, 平均 0.5 である。実質世帯主労働所得は 2013 年基準の GDP デフレーターで実質化し, 平均 48,754 ドル, 配偶者実質労働所得は就業していないものを含み平均 15,334 ドル, 世帯主家事労働時間は週当たり平均 8.5 時間, 配偶者家事労働時間は週当たり平均 8.7 時間, 世帯主大卒ダミーは大学卒業者を 1, それ以外を 0 として, 平均 0.36, 配偶者大卒ダミーは平均 0.25 である。

4 代替弾力性

Selectivity の問題は, Heckman の二段階推定法¹¹⁾にしたがって, 次のように考えることができる¹²⁾。妻の就業意志決定統計式をプロビット分析で推定する

11) Heckman (1979), Maddala (1983)

12) 観測されない就業意志の評価変数 z^* が説明変数 v の関数であり, z^* が正の値を取る時のみ, y と x が観測される。即ち, それらの関係を

$$y = \beta x + \varepsilon \quad (16)$$

$$z^* = \alpha'v + u \quad (17)$$

とすると, $z^* > 0$ の時, $z = 1$, また, $z^* \leq 0$ の時, $z = 0$, である。サンプルとして z, v, u の値が与えられれば, プロビット・モデルにより, ベクトル α が求められる。 $z = 1$ のときにのみ, y と x が観測されるので, 切れた分布の考え方により,

$$E(y_i | x_i, z = 1) = E(y_i | x_i, z^* \geq 0) \quad (18)$$

$$= \beta'x_i + E(\varepsilon_i | u_i \geq -\alpha'v_i) \quad (19)$$

$$= \beta'x_i + (\rho\sigma_\varepsilon\sigma_u) [\phi(\alpha'v_i) / \Phi(\alpha'v_i)] \quad (20)$$

$$= \beta'x_i + \theta\mu_i \quad (21)$$

の線形モデルが得られる。ただし, ϕ : 標準正規密度関数, Φ : 標準正規分布関数である。 μ_i の逆数を Mill's ratio と呼び, この μ_i は

$$\mu_i = \phi(\alpha'v) / \Phi(\alpha'v) \quad (22)$$

である。

(17) の妻の就業意志決定統計式は, 就業意志の評価変数を従属変数にしており, そして, 妻と夫の学歴, 夫の労働所得, 世帯人員数, 0~3 歳の乳幼児の有無を独立変数として特定化する。就業意志の評価変数は, データとして存在せず, ただ, 市場労働に参加しているか否か, のデータのみが存在する。そこで, 評価変数 z^* とその攪乱項 u の分布を, 標準正規分布と仮定して, プロビット・モデルを用いて, 最尤法により, (17) の係数と漸近 t 値の推計を試みる。その後, (21) を OLS によって推定する。

アメリカの家事生産関数と家事労働代替弾力性

と、表2の下半分のようになる。妻の学歴が大卒か否かを表す妻学歴ダミーで、係数は正值で大きく、1%の水準で有意である。これは、高学歴女性で就業の意志が強いことを示している。夫の学歴ダミーは、負値で十分に有意である。夫の学歴が低い場合、夫の所得が低いため、妻は就業して家計を助けている。持家ダミーの係数も正で有意。モーゲージ(住宅ローン)等を抱える家計は

表2 STATAによる推定結果

Heckman selection model—two-step estimates Number of obs = 13,582
 (regression model with sample selection) Censored obs = 7,949
 Uncensored obs = 5,633
 Wald chi2 (8) = 68.31
 Prob > chi2 = 0.0000

	Coef.	Std. Err.	z	P > z	[95% Conf. Interval]	
対数家事時間比						
対数賃金比	.092241	.0360516	2.56	0.011	.0215811	.1629009
夫学歴×対数賃金比	.0188919	.0321313	0.59	0.557	-.0440843	.0818681
妻学歴×対数賃金比	-.0560403	.0325216	-1.72	0.085	-.1197816	.0077009
夫所得×対数賃金比	3.55e-07	1.39e-07	2.56	0.011	8.29e-08	6.26e-07
妻所得×対数賃金比	4.87e-07	3.02e-07	1.61	0.107	-1.05e-07	1.08e-06
持家×対数賃金比	-.0408954	.0332023	-1.23	0.218	-.1059707	.0241799
3歳児×対数賃金比	.0231595	.0381463	0.61	0.544	-.0516059	.097925
子人数×対数賃金比	.0128251	.011886	1.08	0.281	-.010471	.0361213
_cons	-.5818048	.0222888	-26.10	0.000	-.62549	-.5381195
妻就業ダミー						
生活満足度	.4694772	.0679391	6.91	0.000	.3363191	.6026353
夫大卒	-.3595526	.027883	-12.90	0.000	-.4142024	-.3049029
妻大卒	1.557509	.0324681	47.97	0.000	1.493872	1.621145
持家	.596696	.0251317	23.74	0.000	.5474388	.6459532
3歳児	.2910187	.0320994	9.07	0.000	.2281049	.3539324
_cons	-1.272406	.0674866	-18.85	0.000	-1.404677	-1.140135
mills						
lambda	.0089532	.0262352	0.34	0.733	-.0424669	.0603733
rho	0.01025					
sigma	.87321833					

妻も就業して家計を支える必要があるのだろう。3歳児ダミーの係数は正值で有意。3歳児以下の子を持つ妻もナニー (nanny, ベビーシッター) などに子供を預けて積極的に市場労働を行うアメリカの現実を反映している。有意な「満足度ダミー」からは市場労働を行う女性の生活意識での充実ぶりがうかがわれる。

表2の上半分は、サンプル・セレクション・バイアスを考慮した家事生産関数の推定結果である。対数賃金比、および夫所得×対数賃金比は両側5%水準で有意である。妻学歴×対数賃金比は両側10%水準でやや有意である。この結果より、全標本および妻の学歴別に家事生産関数の代替弾力性を推計したものが表3である。手順としては、(14)の $(b_0 + b_1D_1 + b_2D_2 + \dots + b_kD_k)$ の値を、全標本および妻の学歴別に求めた。表3の②列は全標本での各変数の平均、③列は妻の学歴ダミーが0のサブサンプルに関する各変数の平均、そして④列は学歴ダミーが1のサブサンプルに関する各変数の平均である。各平均値に係数を掛け、次にそれらを合計すれば平均的な弾力性が算出される。

全標本による結果からは、生産要素の代替弾力性は、0.105となり、コブ・ダグラス生産関数の代替弾力性1より低く、むしろ固定係数形に近いことが分かる。これは、要素価格比(賃金比)が変化する時、限界代替率の変化率は、要

表3 妻の学歴別代替弾力性

	①係数	② 全平均	③ 妻非大卒 平均	④ 妻大卒平 均	①×② 全標本	①×③ 妻非大卒	①×④ 妻大卒
b_0 定数項	0.092241	1	1	1	0.09224	0.092241	0.092241
b_1 夫学歴ダミー	0.018892	0.36352	0.33287	0.40674	0.00687	0.006289	0.007684
b_2 妻学歴ダミー	-0.056040	0.24544	0.00000	0.50098	-0.0138	0	-0.02807
b_3 夫所得ダミー	3.55E-07	48754	41433	59082	0.01731	0.014709	0.020974
b_4 妻所得ダミー	4.87E-07	15334	0	36961	0.00747	0	0.018
b_5 持家ダミー	-0.040895	0.49396	0.36281	0.67897	-0.0202	-0.01484	-0.02777
b_6 3歳児ダミー	0.023160	0.17020	0.13348	0.22201	0.00394	0.003091	0.005142
b_7 子供人数	0.012825	0.8832	0.71695	1.1178	0.01133	0.009195	0.014336
代替弾力性					0.10520	0.11069	0.10254

素価格比の変化率の 11% にすぎないということを表わしている。したがって、妻の賃金が、夫と比較して相対的に向上し、要素価格比がいつそう接近する場合でも、夫の家事時間に対する妻の家事時間の比は、顕著には変動しないことを示している。表から分かるように、部分サンプルの分析からは、1) 妻が非大学卒の場合、代替弾力性は 0.111 である。そして、2) 妻が大学卒の場合、代替弾力性は 0.103 である。妻が高学歴の場合、代替弾力性は低学歴のより 10% 程度低い。

5 おわりに

従来の研究では、家計内家事労働と産業における市場労働の結びつきは陽表的に議論することがなかった。家事労働の需要については、考察されることが少なく、市場労働の背後にある重要でないものという認識であった。ここでは家事生産関数により市場労働の賃金率の動きが家事労働時間の変化にどのような変化をもたらすかを明らかにした。

本研究では、PSID データを用いて、アメリカの家計生産関数の代替弾力性を推計した。これまで推定されることのなかった家事生産関数の形状が把握された。その際、家計による財・サービスの生産額、住宅・耐久消費財からなる家事資本ストックなど把握が難しく、また、疑わしいデータによる直接的推定を回避し、CES 家事生産関数を、夫婦の家事労働比率を従属変数、夫婦の実質賃金比率を独立変数とするように変形し、特定化した。そして、サンプル・セレクションのよるバイアスの修正を考慮した上で、代替弾力性の推定を行った。

家事生産関数の代替弾力性は、0.105 で、1 より小さい値で 0 に近いことが分かった。即ち、夫による妻の家事労働時間の代替は、要素価格比の変化率に比べ、非常に小さい。アメリカにおける家事生産関数はコブ・ダグラス生産関数よりむしろ固定係数型生産関数に近いことが分かった。弾力性算出の元になった係数は有意であるのでその違いには統計的な重要さがある。しかし、夫婦の賃金率の比が変化した場合、夫婦の家事労働時間比の変化率は妻が大卒、非大卒にかかわらず、あまり大きく変化しない。そして、妻の学歴が高い場合 10%

ほど小さくなるに過ぎない。表1より夫の1週間の家事労働時間は平均8.49時間で妻は8.68時間となっている。このようにアメリカではすでに夫の家事労働時間が妻の家事労働時間に非常に近接しているため、市場労働時間が変化する場合でも、妻の家事労働が、夫の家事労働により置き換えられる余地はあまりなく、すみやかに代替されないことが分かった。

参考文献

- Becker, G. C. (1965), "A Theory of the Allocation of Time," *Economic Journal*, Vol. 75, 493-517.
- Becker, G. C. (1975), *Human Capital*, 2nd ed., Columbia Univ. Press.
- Gronau, R. (1977), "Leisure, Home Production, and Work—the Theory of Allocation of Time Revisited," *J.P.E.*, Vol. 85, No. 6, 1099-123.
- Heckman, J. J. (1974), "Life-Cycle Consumption and Labour Supply: An Explanation of the Relationship between Income and Consumption over the Life-Cycle," *A.E.R.*, Vol. 64, 188-94.
- Heckman, J. J. (1975), "Estimates of Human Capital Production Function Embedded in a Life Cycle Model of Labour Supply," ed. Terleckyj, N. E., *Household Production and Consumption*, NBER, 227-58.
- Heckman, J. J. (1979), "Sample Selection Bias as a Specification Error," *Econometrica* 47, 153-161.
- Heckman, J. J. and MaCurdy, T. E. (1980), "A Life Cycle Model of Female Labor Supply," *R. E. Studies*, Vol. 47, 47-74.
- Maddala, G. S. (1983), *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge Univ. Press.
- 本田重美 (1995a), 季刊家計経済研究, (財)家計経済研究所, Vol. 26, 26-31.
- 本田重美 (1995b), PSIDを用いたアメリカ家計生産関数の推定, 青山インフォメーションサイエンス, Vol. 23, No. 1, 1995.
- 本田重美他 (1995c), 『消費生活に関するパネル調査 (第2年度)』大蔵省印刷局.
- 本田重美他 (1995d), 『消費生活に関するパネル調査 (第1年度)』大蔵省印刷局.
- 本田重美 (1999a), 「現代の家族と生活時間配分」『パネルデータから見た現代女性』, 東洋経済.
- 本田重美 (1999b), 「日米の家計生産関数と家計内労働代替」『現代アメリカの経済政策と外交政策』, 三省堂.
- 本田重美 (2016), 「家事生産関数と家事労働代替弾力性の推計」, 『経済系』, 第269集, 関東学院大学経済学会.