

JGSS データ 2006 を用いた共稼ぎ夫婦の 家事労働行動に関する実証分析

*Empirical Analysis of Dual-Earner Couples'
Housework Behavior Using JGSS-2006*

安藤 潤*

要約

本論文では JGSS-2006 から共稼ぎ夫婦のデータを抽出し、家事労働参加頻度を従属変数として日本の共稼ぎ夫婦の家事労働行動に関する実証分析を行った。実証分析の結果からは、非常勤職に就く妻を持つ夫の家事労働行動はジェンダー・ディスプレイモデルにより、妻のそれはその就業形態に関係なく経済的自立モデルにより説明され、常勤職の妻を持つ夫のそれは経済取引モデルによってもジェンダー・ディスプレイモデルによっても説明されないことが明らかにされた。

キーワード：家事労働、ジェンダー・ディスプレイ、経済取引、経済的自立

JEL Classification: D03, D19, J16, Z3

序論

Ando (2011b) は公益財団法人家計経済研究所 2007 年「消費生活に関するパネル調査」から同居する共稼ぎ夫婦のデータを抽出し、夫と妻それぞれの家事労働行動が経済取引モデル、ジェンダー・ディスプレイモデル、絶対的所得モデルのいずれにより説明されるのかを検証し、一方では夫と妻の家事労働行動はジェンダー・ディスプレイモデルにより説明されることを明らかにし、他方においては妻の絶対的所得は夫の家事労働時間と有意な正の相関関係を持つだけでなく、妻自身のそれと有意な負の相関関係を持つことも明らかにしている。また、安藤(2012) は 1993 年、2000 年及び 2007 年に実施された同パネル調査のコーホート A から同居する共稼ぎ夫婦のデータを抽出し、夫と妻の家事労働行動がどのように変化してきたかを実証的に分析している。Ando (2011b) と同じ 2007 年について見れば、夫の家事労働行動がジェンダー・ディスプレイで表されるのに対して妻のそれは経済取引モデルによってもジェンダー・ディスプレイモデルによっても説明されないこと、妻の絶対的所得はやはり夫の家事労働時間と有意な正の相関関係を、妻自身のそれと有意な負の相関関係を有していることが明らかにされた。そこで本論文では、JGSS データ 2006 から共稼ぎ夫婦のデータを抽出し、改めて夫と妻それぞれの家事労働行動を実証的に分析する。

本論文の構成は次の通りである。序論に引き続き、第 1 章では 3 つの家事労働行動モデルを説明し、日本の研究成果を中心に過去の先行研究事例が概観される。第 2 章では本論文における推定式と用いられる変数が紹介される。第 3 章では用いられる変数の記述統計と実証分析の結果が示され、最後に結論が導出される。

* 情報文化学科 准教授

1 先行研究事例

社会学及び経済学では夫婦間の家事労働行動を主に2つのモデルから説明しようとしてきた。すなわち、経済取引モデルとジェンダー・ディスプレイモデルである。社会学で発展を見せてきた経済取引モデルは経済的従属モデルとも呼ばれ、また経済学者がゲーム理論を応用して家事労働を説明しようと試みてきたことからバーゲニング・モデルと呼ばれる (Mincer and Brown 1980, McElroy and Harney 1981, Lundberg and Pollack 1993, 1996)。このモデルでは夫婦のうち自らの所得が夫婦の総所得に占める比率が低く、言い換えれば自らの相対的所得が小さく経済的従属度が高い配偶者の方が主に家事を担い、もう一方の配偶者が主に家庭外での仕事、つまり労働市場での仕事を担うと説明される。したがって夫の相対的所得はその家事労働時間と有意な負の、妻の家事労働時間とは有意な正の関係が見いだされると主張される。この夫の相対的所得との関係は夫と妻それぞれの家事労働時間分担比率についても同様である。

これに対してジェンダー・ディスプレイモデルは、夫の相対的所得がある一定水準を下回って経済的従属度が高くなると、夫は男性としてのジェンダー規範を逸脱することとなり、したがって自らの相対所得がその水準を下回るにつれて家事労働時間や家事労働時間分担比率をなかなか増やそうとしなくなったり減らそうとし、そのジェンダー規範からの逸脱を中和する行動をとるものと主張する (Brines 1994, Greenstein 2000, Bittman et al. 2003, Evertson and Neramo 2004)。家族社会学における代表的な先行研究事例では、夫の相対的所得とともにその2乗項が独立変数として用いられ、その2乗項は夫の家事労働時間及び家事労働時間分担比率と有意な負の、妻のそれらとは有意な正の関係を有するものとされる¹。またアイデンティティ経済学では、効用関数に明示的にアイデンティティが組み込まれ、夫と妻による「合理的ではない」家事労働と家庭外労働の分担が説明される (Akerlof and Kranton 2000)。

妻の家事行動を分析する際に独立変数として相対的所得ではなく、その絶対的所得を用いるべきであると主張するのが Gupta (2006, 2007) である。彼はこのモデルを (妻の) 経済的自立モデル (autonomy model) と呼んでいるが、同モデルでは妻の絶対的所得はその家事労働時間と負の相関関係を有し、妻は自ら所得を稼ぎ、それを市場での家事労働サービスの購入に使用することで自分の家事労働時間を削減していると主張される。Gupta (2006, 2007, 2009) が推定したのは勤め人の妻の家事労働行動だけであるが、さらに Ando (2011b) 及び安藤 (2012) は妻の絶対的所得だけでなく夫のそれにも注目し、「絶対的所得モデル」と呼んでそれらが夫と妻それぞれの家事労働時間に与える影響について実証的に分析している。

ここで日本の夫と妻の家事労働行動に関する3つのモデルの先行研究事例を紹介しておこう²。安藤 (2010) は2005年度から2007年度まで明治大学社会科学研究所総合研究「行動経済学の理論と実証」に参加し、2005年11月に実施したアンケート調査で得られたデータを用い、Akerlof and Kranton (2000) に基づいて夫の家事労働時間分担行動をジェンダー・ディスプレイモデルによって推定し、それが2次関数で説明されることを明らかにしている。Ando (2011b) は公益財団法人家計経済研究所の2007年「消費生活に関するパネル調査」から同居する共稼ぎ夫婦のデータを抽出し、一方では夫と妻それぞれの家事労働行動はジェンダー・ディスプレイモデルに

¹ Brines (1994) は2次関数だけでなく3次関数によるジェンダー・ディスプレイモデルの定式化を行っている。

² 日本以外の先行研究事例については Ando (2011) や安藤 (2012) を参照せよ。また、個票データを用いた実証分析以外のジェンダー・ディスプレイに関する先行研究事例としては Ando (2011a) や Ando (2011c) を参照せよ。

より説明されること、他方では妻の絶対的所得が夫の家事労働時間と有意な正の相関関係を、妻の家事労働時間と有意な負の相関関係を有することを明らかにした。さらに安藤 (2012) は 1993 年、2000 年及び 2007 年に実施された同パネル調査のコーホート A から同居する共稼ぎ夫婦のデータを抽出し、時間の経過とともに同一コーホートの夫と妻の家事労働行動がどのように変化するかを実証的に分析した。その結果は、2000 年及び 2007 年の夫と 2000 年の妻の家事労働行動がジェンダー・ディスプレイモデルによって説明されることを、2007 年の妻のそれが Gupta (2006, 2007, 2009) の主張する経済的自立モデルによって説明されることを支持している。

2 分析上のフレームワーク

2.1 サンプル及び変数

本論文では次のようにして男性回答者と女性回答者のサンプルを抽出した。「夫」については、JGSS-2006「第 6 回 生活と意識についての国際比較調査」の「基礎集計・コード表:面接調査票」、「基礎集計・コード表:留置調査票 A 表」(以下、A 票)及び「基礎集計・コード表:留置調査票 B 表」(同 B 票)の男性回答者と女性回答者から、配偶者を持つ勤め人の 20 歳以上 60 歳未満の男性と女性を抽出し、質問に対し無回答だった回答者、「非該当」を選んだ回答者をサンプルから除いた。また、本人もしくはその配偶者のいずれかが学生の回答者、退職・退官している回答者、夫もしくは妻が失業中の回答者もサンプルから除いた。このようにして残った回答者を男女別に A 票の回答者と B 票の回答者を接続して最終的なサンプルとした。

従属変数は回答者の家事労働参加頻度である。それは上記調査 A 票の「FQ7CKDNR 夕食の用意:頻度(本人)」、「FQ7WASH 洗濯:頻度(本人)」、「FQ7SHOP 買い物:頻度(本人)」、「FQ7CLEAN 家の掃除:頻度(本人)」及び「FQ7GARB ゴミ出し:頻度(本人)」と、B 票の「SSFQ7CK 夕食の用意:頻度(配偶者)」、「SSFQ7WSH 洗濯:頻度(配偶者)」、「SSFQ7SHP 買い物:頻度(配偶者)」、「SSFQ7CLN 家の掃除:頻度(配偶者)」及び「SSFQ7GRB ゴミ出し:頻度(配偶者)」について、「ほぼ毎日」を 365 回、「週に数回」を 185.5 回(「1 週間に 3, 4 回」とし、その平均値である 3.5 回を 53 週分に換算)、「週に 1 回程度」を 53 回(週 1 回を 53 週分に換算)、「月に 1 回程度」を 12 回(月 1 回を 12 か月分に換算)、「年に数回」を 7.5 回(「年 7, 8 回」とし、その平均値である 7.5 回を 1 年分として採用)、「まったくしていない」を 0 回として合計値を夫または妻の家事労働参加頻度とした。

経済的取引モデル及びジェンダー・ディスプレイモデルの独立変数は夫の相対的所得とその 2 乗項である。これに対し、絶対的所得モデルの独立変数は夫及び妻それぞれの絶対的所得である。夫と妻の絶対的所得には「SZINCOMA 本人収入:全体」、「SSSZINCA 配偶者年収:全体」における中間値を用い、それから夫の相対的所得を算出した。

また、コントロール変数は①夫と妻それぞれの労働時間、②夫と妻それぞれの学歴、③夫と妻それぞれの年齢、④子供の数、⑤ 0～6 歳の末子の存在、⑥ 7～12 歳の末子の存在、⑦夫と妻それぞれの就業形態である。①については「XJOBHWK 就労時間/週」及び「SSJBHRWK 就労時間数/週(配偶者)」から各階級の間中値を用いた。②については「XXLSTSCH 最終学校(本人)」及び「SSLSTSCH 最終学校(配偶者)」から「新制中学校」に 1、「新制高校」に 2、「新制高専」に 3、「新制短大」に 4、「新制大学」に 5、そして「新制大学院」に 6 を与えた。③については「AGEB 年齢」、「SPAGEX 配偶者の年齢」から各階級の間中値を用いた。④、⑤、

⑥すべてについて「FF[01-09]REL 家族 [1-9]：続柄」、「FF[01-09]AGE 家族 [1-9]：年齢」からデータを作成した。そして⑦については「TPJOB 就労形態」及び「SSTPJOB 就労形態（配偶者）」から「経営者・役員」、「自営業者・自由業者」、「家族従業者」を除き、「常時雇用の一般従業者」に1、「臨時雇用（パート・アルバイト・内職）」、「派遣社員」に0を与えた。

さらに、妻の就業形態が独立変数の係数に影響を及ぼすのかを確認するため、それぞれの独立変数（つまり、夫の相対的所得、その2乗項、夫の絶対的所得及び妻の絶対的所得）と妻の就業形態（常勤）に関するダミー変数とによる交差項が推定式に含まれている。交差項を加えることにより多重共線性が発生することを抑制するために、同ダミー変数を平均0、標準偏差1となるよう標準化した。

2.2 モデル

Ando (2011b) 及び安藤 (2012) は共稼ぎの夫と妻の家事労働行動が経済取引モデルとジェンダー・ディスプレイモデルのいずれにより説明されるのかを分析するにあたって以下の3つのモデルを推定している。

$$\text{モデルI} \quad Y_i = \alpha_{0i} + \alpha_{1i}X + \alpha_{2i}X^2 + \alpha_{3i}Z + \varepsilon_{0i}, i = 1, 2 \quad (2.1)$$

$$\text{モデルII} \quad Y_i = \alpha_{0i} + \alpha_{1i}X + \alpha_{3i}Z + \varepsilon_{0i}, i = 1, 2 \quad (2.2)$$

$$\text{モデルIII} \quad Y_i = \alpha_{0i} + \alpha_{2i}X^2 + \alpha_{3i}Z + \varepsilon_{0i}, i = 1, 2 \quad (2.3)$$

ここで Y_i は家事労働参加頻度、 X は夫の相対的所得、 Z は攪乱項であり、 i はジェンダー（1が男性、2が女性）を表す。モデルIでは X と X^2 の間に多重共線性が発生することが容易に理解されるため、家事労働行動の判断には用いない。夫の場合、モデルIIにおける α_{1i} の推定結果に関係なく、モデルIIIにおいて有意な負の α_{2i} が推定されればジェンダー・ディスプレイモデルが支持されることになり、モデルIIにおいて有意な負の α_{1i} が推定され、かつ、モデルIIIにおいて有意でない α_{2i} が推定されれば経済取引モデルが支持されることになる。

絶対的所得モデルについては Ando (2011b) 及び安藤 (2012) と同様に

$$\text{モデルIV} \quad Y_i = \beta_{0i} + \beta_{1i}H + \beta_{1i}W + \beta_{2i}Z + \varepsilon_{0i}, i = 1, 2 \quad (2.4)$$

が推定されるだけでなく、本論文ではさらに、夫については

$$\text{モデルV} \quad Y_i = \beta_{0i} + \beta_{1i}H + \beta_{2i}Z + \varepsilon_{0i}, i = 1, 2 \quad (2.5)$$

が、妻については

$$\text{モデルVI} \quad Y_i = \beta_{0i} + \beta_{1i}W + \beta_{2i}Z + \varepsilon_{0i}, i = 1, 2 \quad (2.6)$$

もが推定される。ここで H と W はそれぞれ夫と妻の絶対的所得である。

3 実証分析

3.1 記述統計

表3-1 記述統計(男性回答者)

変数	妻：常勤 (n=238)				妻：非常勤 (n=141)			
	最小値	最大値	平均値	標準偏差	最小値	最大値	平均値	標準偏差
夫の年平均家事参加頻度	0.00	1825.00	242.32	324.88	0.00	1642.50	276.08	299.32
夫の週平均労働時間	3.00	112.00	38.21	18.27	8.00	84.00	48.87	13.20
妻の週平均労働時間	10.00	100.00	45.97	11.13	5.00	50.00	25.23	10.97
夫の年収	0.00	1300.00	542.46	247.95	85.00	1100.00	570.04	228.97
妻の年収	0.00	1100.00	230.82	193.41	0.00	400.00	95.78	68.45
夫の相対的所得	0.00	1.00	0.71	0.17	0.28	1.00	0.85	0.11
夫の年齢	23.00	60.00	45.40	9.31	26.00	60.00	46.01	8.56
妻の年齢	24.00	59.00	43.12	8.82	28.00	60.00	43.96	8.01
夫の学歴	1.00	6.00	3.30	1.55	1.00	6.00	3.09	1.51
妻の学歴	1.00	6.00	2.92	1.25	1.00	6.00	2.69	1.18
子供の数	0.00	4.00	1.80	0.96	0.00	4.00	1.84	0.98
末子年齢0～6歳	0.00	1.00	0.22	0.41	0.00	1.00	0.18	0.38
末子年齢7～12歳	0.00	1.00	0.18	0.39	0.00	1.00	0.20	0.40
夫・常勤	0.00	1.00	0.60	0.49	0.00	1.00	0.96	0.20

表3-2 記述統計(女性回答者)

変数	妻：常勤 (n=149)				妻：非常勤 (n=229)			
	最小値	最大値	平均値	標準偏差	最小値	最大値	平均値	標準偏差
妻の年平均家事参加頻度	350.00	1825.00	1155.82	307.61	294.00	1825.00	1368.57	294.05
夫の週平均労働時間	8.00	112.00	49.93	13.81	8.00	108.00	48.72	11.98
妻の週平均労働時間	15.00	80.00	40.96	8.56	3.00	84.00	25.04	11.38
夫の年収	0.00	1300.00	500.87	237.86	85.00	1300.00	568.19	238.12
妻の年収	0.00	1100.00	339.80	208.95	0.00	975.00	96.53	86.16
夫の相対的所得	0.00	1.00	0.60	0.15	0.41	1.00	0.85	0.11
夫の年齢	25.00	60.00	45.48	9.59	23.00	60.00	46.47	8.58
妻の年齢	26.00	59.00	43.15	9.25	24.00	60.00	44.19	7.88
夫の学歴	1.00	6.00	3.17	1.53	1.00	6.00	3.17	1.51
妻の学歴	1.00	6.00	3.01	1.32	1.00	6.00	2.76	1.16
子供の数	0.00	4.00	1.74	1.00	0.00	4.00	1.94	0.87
末子年齢0～6歳	0.00	1.00	0.23	0.42	0.00	1.00	0.17	0.38
末子年齢7～12歳	0.00	1.00	0.15	0.36	0.00	1.00	0.22	0.41
夫・常勤	0.00	1.00	0.96	0.20	0.00	1.00	0.96	0.21

妻の就業形態別に見た男性回答者及び女性回答者の記述統計はそれぞれ表3-1及び表3-2に示されている。夫の家事労働参加頻度は、妻が常勤職に就いている場合で242.32回、妻が非常勤職に就いている場合で276.08回である。これに対して常勤職に就く妻のそれは1155.82回、非常勤職に就く妻の場合は1368.57回であり、家事労働が圧倒的に妻に偏っていることが理解できる。表3-1において妻が常勤職の場合、週平均労働時間は夫が38.21時間であるのに対して妻のそれは45.97時間となっており、妻の方が上回っている。男性回答者のうち非常勤職に就いている妻を持つ夫、妻の就業形態に関係なく女性回答者の夫がともに96%を占めているのに対して男性回答者のうち常勤職で働く妻を持つ夫は60%しか常勤職に就いていないことの影響によるものと考えられる。夫の相対的所得の平均値は妻が常勤職に就いている場合で0.71(男性回答者)と0.60(女性回答者)、回答者の性別に関係なく妻が非常勤職に就いている場合は0.85である。

3.2 実証分析の結果

(1) 夫の家事労働行動

表3-3 推定結果(男性回答者)

変数	モデルⅠ		モデルⅡ		モデルⅢ		モデルⅣ		モデルⅤ	
	推定係数	z 値	推定係数	z 値	推定係数	z 値	推定係数	z 値	推定係数	z 値
定数項	777.628	1.229	770.331	2.916 **	587.502	2.898 **	390.288	2.056 *	471.764	2.685 *
夫の相対的所得										
1乗項	453.667	0.604	-158.238	-1.171						
1乗項*妻・常勤	780.799	0.894	298.295	2.098 *						
2乗項	-465.177	-0.893			-125.665	-1.314				
2乗項*妻・常勤	-373.405	-0.630			180.033	1.832				
夫の年収							-0.140	-1.780	-0.149	-1.918
夫の年収*妻・常勤							0.090	1.236	0.090	1.256
妻の年収							0.144	0.813		
妻の年収*妻・常勤							-0.268	-1.270		
労働時間										
夫	-0.669	-0.549	-0.369	-0.307	-0.418	-0.345	-0.539	-0.446	-0.699	-0.585
妻	-0.854	-0.528	-1.034	-0.651	-1.182	-0.740	-1.286	-0.800	-0.825	-0.536
学歴										
夫	-0.457	-0.104	-0.059	-0.013	-0.093	-0.021	0.232	0.052	-0.104	-0.023
妻	-0.176	-0.038	-0.806	-0.174	-0.831	-0.180	-0.927	-0.201	-1.019	-0.220
年齢										
夫	-4.245	-0.327	-4.090	-0.314	-3.703	-0.284	1.734	0.129	1.121	0.083
妻	8.966	0.537	7.884	0.471	7.531	0.450	9.931	0.582	9.494	0.561
子どもの数	-51.427	-2.499 *	-51.619	-2.499 *	-51.019	-2.470 *	-47.572	-2.293 *	-46.467	-2.239 *
末子年齢										
0～6歳	77.405	1.357	71.086	1.246	71.763	1.256	53.926	0.921	45.634	0.785
7～12歳	-69.191	-1.393	-74.094	-1.496	-72.586	-1.464	-78.791	-1.583	-83.731	-1.687
就業形態										
夫・常勤	119.335	2.084 *	133.426	2.357 *	123.269	2.149 *	131.702	2.327 *	120.491	2.442 *
妻・常勤	-796.193	-1.191	-489.832	-2.137 *	-247.691	-1.906	-23.544	-0.217	-99.432	-1.095
総サンプル数	379		379		379		379		379	
保有サンプル数	357		357		357		357		357	

(注) ***, **, *はそれぞれ0.1%、1%、5%で有意であることを表す。

表3-4 交差項の推定結果(男性回答者)

変数	モデルⅠ		モデルⅡ		モデルⅢ		モデルⅣ		モデルⅤ	
	推定係数	z 値	推定係数	z 値	推定係数	z 値	推定係数	z 値	推定係数	z 値
妻・非常勤										
夫の相対的所得										
1乗項	-559.414	-0.338	-545.273	-2.195 *						
2乗項	19.314	0.015			-359.257	-2.172 *				
夫の年取							-0.257	-2.037 *	-0.265	-2.099 *
妻の年取							0.492	1.408		
妻・常勤										
夫の相対的所得										
1乗項	1053.854	1.513	71.056	0.453						
2乗項	-752.207	-1.448			12.723	0.109				
夫の年取							-0.071	-0.752	-0.080	-0.881
妻の年取							-0.061	-0.430		

(注) **、*、*はそれぞれ0.1%、1%、5%で有意であることを表す。

トービット・モデルによる夫の家事労働行動に関する実証分析の結果と交差項の推定結果は表3-3及び表3-4に示されている。表3-3ではモデルⅡ及びモデルⅢにおける夫の相対的所得とその2乗項はそれぞれ有意ではない。ただし表3-4におけるモデルⅡとモデルⅢの交差項の計算結果はそれぞれ、非常勤職に就く妻を持つ夫の相対的所得及びその2乗項がそのような夫の家事労働参加頻度と有意な負の相関関係を有していることを、対照的に常勤職に就く妻を持つ夫についてはいずれも有意ではないことを示している。表3-3におけるモデルⅣの夫の年取及び妻の年取、モデルⅤにおける夫の年取は有意ではない。ただし表3-4における交差項の計算結果は、非常勤職で働く妻を持つ夫については、モデルⅥにおいてもモデルⅤにおいても夫の年取はその家事労働参加頻度と有意な負の相関関係を有していることを示している。妻の年取は妻の就業形態にかかわらず有意ではない(表3-4、モデルⅣ)。

コントロール変数について言及しておこう。表3-3において夫の家事労働参加頻度と有意な相関関係を持っているのは子供の数と常勤職に就く夫(ダミー変数)で、子供の数が多ければ多いほど、また常勤職で働いている場合には夫は家事労働参加頻度を減らす。常勤職の妻(ダミー変数)はモデルⅡのみ5%で有意な正の相関関係を有していることを示している。夫と妻の労働時間は夫の家事労働参加頻度と負の相関関係を有しているものの、いずれも有意ではない。夫の年齢及び夫の学歴水準はモデルⅠ、モデルⅡ及びモデルⅢでは正の相関関係を、モデルⅣ及びモデルⅤでは負の相関関係を示しているがいずれも有意ではない。妻の年齢はすべてのモデルにおいて正の相関関係を、また妻の学歴水準はすべてのモデルにおいて夫の家事労働参加頻度と負の相関関係を持っているが、いずれも有意ではない。未就学にほぼ対応する0~6歳の末子の存在と、小学生にほぼ対応する7~12歳の末子の存在は夫の家事労働参加頻度とそれぞれ正と負の相関関係を持つはいるものの、ともに有意ではない。

(2) 妻の家事労働行動

表3-5 推定結果(女性回答者)

変数	モデルⅠ		モデルⅡ		モデルⅢ		モデルⅣ		モデルⅤ	
	推定係数	t 値	推定係数	t 値	推定係数	t 値	推定係数	t 値	推定係数	t 値
定数項	1063.589	2.539 **	1032.469	5.181 ***	1089.290	6.106 ***	1126.786	6.676 ***	1130.284	6.707 ***
夫の相対的所得										
1乗項	135.516	0.130	174.405	1.225						
1乗項*妻・常勤	391.594	0.453	107.464	0.901						
2乗項	-2.940	-0.004			126.490	1.294				
2乗項*妻・常勤	-214.535	-0.374			86.165	1.012				
夫の年収							0.003	0.038		
夫の年収*妻・常勤							-0.068	-1.081		
妻の年収							-0.265	-1.691	-0.271	-1.774
妻の年収*妻・常勤							-0.013	-0.102	-0.041	-0.333
労働時間										
夫	1.262	1.098	1.241	1.083	1.229	1.072	1.180	1.036	1.147	1.008
妻	-6.875	-4.147 ***	-6.815	-4.183 ***	-6.783	-4.116 ***	-6.287	-3.957 ***	-6.443	-4.214 ***
学歴										
夫	-7.394	-1.817	-7.191	-1.780	-6.994	-1.731	-6.019	-1.488	-6.072	-1.514
妻	12.855	2.923 **	12.662	2.897 **	12.392	2.839 **	12.027	2.775 **	12.201	2.823 **
年齢										
夫	-17.891	-1.571	-17.596	-1.552	-17.412	-1.533	-15.899	-1.375	-15.250	-1.345
妻	1.884	0.130	2.082	0.144	1.821	0.126	8.376	0.570	8.839	0.606
子どもの数	73.430	4.022 ***	72.750	4.023 ***	72.686	4.017 ***	71.861	3.995 ***	72.171	4.018 ***
末子年齢										
0～6歳	69.502	1.341	70.328	1.367	69.742	1.353	69.810	1.362	69.100	1.352
7～12歳	27.947	0.644	26.729	0.619	25.412	0.588	31.985	0.742	30.550	0.710
就業形態										
夫・常勤	-43.357	-0.566	-42.962	-0.580	-39.159	-0.532	-32.126	-0.428	-29.620	-0.408
妻・常勤	-188.984	-0.575	-97.544	-1.089	-67.134	-1.360	23.218	0.613	-4.022	-0.142
総サンプル数	378		378		378		378		378	
adj R ²	0.253		0.256		0.255		0.264		0.266	

(注) **、*、*はそれぞれ0.1%、1%、5%で有意であることを表す。

表3-6 交差項の推定結果(女性回答者)

変数	モデルⅠ		モデルⅡ		モデルⅢ		モデルⅣ		モデルⅥ	
	推定係数	t 値	推定係数	t 値	推定係数	t 値	推定係数	t 値	推定係数	t 値
妻・非常勤										
夫の相対的所得										
1乗項	-179.938	-0.109	87.835	0.562						
2乗項	169.882	0.161			57.078	0.438				
夫の年収							0.058	0.399		
妻の年収							-0.255	-1.063	-0.237	-2.073 *
妻・常勤										
夫の相対的所得										
1乗項	620.342	0.955	307.454	1.966						
2乗項	-268.552	-0.496			233.169	1.787				
夫の年収							-0.082	-0.567		
妻の年収							-0.281	-2.274 *	-0.322	-2.813 **

(注)***、**、*はそれぞれ0.1%、1%、5%で有意であることを表す。

次に妻の家事労働行動に関する実証分析の結果を見よう。OLSによる妻の家事労働行動に関する実証分析の結果と交差項の推定結果は表3-5及び表3-6に示されている。表3-5のモデルⅡ及びモデルⅢそれぞれにおける夫の相対的所得及びその2乗項は有意ではない。表3-6における交差項の計算結果では、夫の相対的所得はモデルⅡにおける常勤職の妻についても、非常勤職の妻についてもともに5%水準を満たさず有意ではない。ただし前者についてはほぼ5%で有意と見ることもできないこともない。さらに夫の相対的所得の2乗項は妻の就業形態に関係なく有意ではない。絶対的所得モデルの推定結果を見よう。表3-5のモデルⅣでは夫の絶対的所得も妻のそれも有意ではなく、経済的自立モデルを表すモデルⅥでも妻の絶対的所得は有意ではない。ただし交差項の計算結果を表す表3-6は、モデルⅣでは常勤職に就く妻についてのみ絶対的所得が妻の家事労働参加頻度と有意な負の相関関係を有していることを示しているが、同表の夫の絶対的所得を外して推定したモデルⅤ、つまり経済的自立モデルでは、妻の就業形態に関係なく妻の絶対的所得がその家事労働参加頻度と有意な負の相関関係を有していることを示している。

最後に表3-5におけるコントロール変数について見ておこう。夫の家庭外労働時間は妻の家事労働参加頻度と正の相関関係を有しているものの有意ではない。反対に妻の家庭外労働時間は従属変数と有意な負の相関関係を有している。夫の学歴水準は妻の家事労働参加頻度と負の相関関係を有しているが有意ではない。一方、妻の学歴は妻自身の家事労働参加頻度と有意な正の相関関係を有していることがわかる。夫の年齢も妻の年齢も有意ではない。子供の数は妻の家事労働参加頻度を有意に引き上げる。未就学とほぼ同じ意味を持つ0～6歳の末子の存在、及び小学生にほぼ対応する7～12歳の末子の存在はともに妻の家事労働参加頻度を増加させるが、有意ではない。夫と妻の就業形態は妻の家事労働参加頻度と有意な相関関係を持つてはいない。

結論

本論文ではJGSS-2006のデータを用いて共働きの夫と妻の家事労働行動を分析した。その結論は次のようになる。独立変数に夫の相対的所得を用いる経済取引モデルとジェンダー・ディス

プレイモデルの観点からは、常勤職に就く妻を持つ夫の家事労働行動は経済取引モデルにより、非常勤職に就く妻を持つ夫のそれはジェンダー・ディスプレイモデルにより説明されることが、また常勤職で働く妻の家事労働行動も経済取引モデルにより説明されると結論づけられないこともないことが明らかにされた。他方、夫と妻それぞれの絶対的所得を独立変数として用いる絶対的所得モデルの観点からは、妻のそれは妻の就業形態に関係なく経済的自立モデルによって説明されることが、また、非常勤職に就く妻を持つ夫は自ら稼ぐことで家事労働参加頻度を減らしていることも明らかになった。

これら推定結果から得られた結論は、用いた従属変数が異なるため、必ずしも Ando (2011b) や安藤 (2012) の結果と一致するものではない。しかし、それら先行研究及び本論文の実証分析の結果は、Gupta (2006, 2007, 2009) が主張するように、妻の家事労働行動をその絶対的所得が説明するという点で一致することを示している。Oropesa (1993)、Cohen (1998)、Lundberg et al. (1997) 及び Brandon (1999) の研究成果は妻の絶対的所得が家事労働サービス支出やその利用率と有意で夫よりも大きな正の相関関係を持ち、夫と妻でその所得の使い方が異なることを明らかにしているが、もし日本の勤め人の妻についてもそのような傾向があるなら、日本の妻も自ら働き、稼ぐことで自分の家事労働を減らしていることになる。したがって妻に極端に偏った日本の家事労働負担を減らし、妻のライフ・ワーク・バランスを是正するために政府が果たす役割としては、やはり女性の就業を促し、女性労働者の賃金率を引き上げて男女間賃金格差を是正することが重要である。

謝辞

本論文は大阪商業大学 JGSS 研究センターから JGSS-2006 のデータをお借りすることで実現した。日本版 General Social Survey (JGSS) は、大阪商業大学 JGSS 研究センター（文部科学大臣認定日本版総合的社会調査共同研究拠点）が、東京大学社会科学研究所の協力を受けて実施しているプロジェクトである。ここに記して感謝いたします。

参考文献

- Akerlof, George A. and Rachel E. Kranton, 2000, "Economics and Identity," *Quarterly Journal of Economics*, 115(3), 715-753.
- 安藤潤, 2010, 「アイデンティティと夫婦間の家庭内労働分担行動」千田亮吉・山本昌弘・塚原康博編『行動経済学の理論と実証』, 勁草書房, 72-100.
- 安藤潤, 2012, 「共稼ぎ夫婦の家事労働行動の変化: JPSC コーホート A の実証分析から」『新潟国際情報大学情報文化学部紀要』, 15: 37-58.
- Ando, Jun, 2011a, "Husbands' Housework Sharing Behavior in Japan: Field Experiments on Identity and Gender," *CSES Working Paper*, 59: 1-35.
- Ando, Jun, 2011b, "Dual-Earner Couples' Housework Behavior in Japan: Exchange, Display, or 'Her money'?" *CSES Working Paper*, 61: 1-27.
- Ando, Jun, 2011c, "Identity and Couples' Housework Sharing: Virtual Experiment on Husbands' Gender Display," *The Japanese Economy*, 38 (3): 3-29.
- Bittman, Michael, Paula England, Liana Sayer, Nancy Folbre, and Geroge Matheson, 2003, "When Does Gender Trump Money? Bargaining and Time in Household Work,"

- American Journal of Sociology*, 109 (1): 186–214.
- Brandon, Peter. D., 1999, “Income-Pooling Arrangements, Economic Constraints, and Married Mother’s Child Care Choices,” *Journal of Family Issues*, 30 (3): 350-370.
- Brines, Julie, 1994, “Economic Dependency, Gender, and the Division of Labor at Home,” *American Journal of Sociology*, 100(3): 652–688.
- Cohen, Philip N., 1998, “Replacing Housework in the Service Economy: Gender, Class, and Race-Ethnicity in Service Spending,” *Gender and Society*, 12 (2): 219-231.
- Evertson, Marie and Magnus Nermo, 2004, “Dependence within Families and the Division of Labor: Comparing Sweden and the United States,” *Journal of Marriage and Family*, 66 (5): 1272–1286.
- Greenstein, Theodore N., 2000, “Economic Dependence, Gender, and the Division of Labor in the Home: A Replication and Extension,” *Journal of Marriage and Family*, 62 (2): 322–335.
- Gupta, Sanjiv, 2006, “Her Money, Her Time: Women’s Earnings and Their Housework Hours,” *Social Science Research*, 35: 975–999.
- Gupta, Sanjiv, 2007, “Autonomy, Dependence, or Display? The Relationship between Married Women’s Earnings and Housework,” *Journal of Marriage and Family*, 69 (2): 399–417.
- Gupta, Sanjiv, 2009, “Housework, Earnings, and Nation: A Crossnational Investigation of the Relationship between Women’s Earnings and Their Time Spent on Housework,” *SADRI Working Paper*, 1-39.
- Gupta, Sanjiv and Michael Ash, 2008, “Whose Money, Whose Time? A Nonparametric Approach to Modeling Time Spent on Housework in the United States,” *Feminist Economics*, 14 (1): 93–120.
- Lundberg, Shelly J. and Robert A. Pollak, 1993, “Separate Spheres Bargaining and the Marriage Market,” *Journal of Political Economy*, 101 (6), 988–1010.
- Lundberg, Shelly J. and Robert A. Pollak, 1996, “Bargaining and Distribution in Marriage,” *The Journal of Economic Perspectives*, 10 (4), 139–158.
- Lundberg, Shelly J., Robert A. Pollak, and Terence J. Wales, 1997, “Do Husbands and Wives Pool Their Resources? Evidence from the United Kingdom Child Care Benefit,” *Journal of Human Resources*, 32 (3): 463-480.
- McElroy, Marjorie B. and Mary J. Horney, 1981, “Nash-Bargained Household Decisions: Towards a Generalization of the Theory of Demand.” *International Economic Review*, 22(2), 333–349.
- Manser, Marilyn and Murray Brown, 1980, “Marriage and Household Decision-Making: A Bargaining Analysis,” *International Economic Review*, 21(1), 31–44.
- Norton, Edward C., Wang Hua, and Chunrong Ai, 2004, “Computing Interaction Effects and Standard Errors in Logit and Probit models,” *Stata Journal*, 4 (2): 154-167.
- Oropesa, Ralph S., 1993, “Using the Service Economy to Relieve the Double Burden: Female Labor Force Participation and Service Purchases,” *Journal of Family Issues*, 14

(3): 438-473.

Ross, Cathrine, E., 1987, "The division of Labor at Home," *Social Forces*, 65(3): 816-833.

Usdansky, Margaret L. and Wendy M. Parker, 2011, "How Money Matters: College, Motherhood, Earnings, and Wives' Housework," *Journal of Family Issues*, 20 (10): 1-25.