

# 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

*Changes in Dual-Earner Couples' Housework Behavior:  
From the Empirical Analyses of Cohort A in the JPSC*

安藤 潤\*

## 要約

本論文の目的は公益財団法人家計経済研究所による1993年、2000年、2007年の「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妻のデータを抽出し、夫と妻それぞれの家事労働行動がどのように変化してきたのかを実証的に明らかにすることである。その結果、夫の家事労働行動は2000年及び2007年においてジェンダー・ディスプレイモデルにより説明されること、妻のそれは2000年がジェンダー・ディスプレイモデル、2007年が経済的自立モデルにより説明される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、経済的取引、経済的自立

*JEL Classification:* D03, D19, J16, Z13

## 序論

本論文の目的は公益財団法人家計経済研究所による1993年、2000年、2007年の「消費生活に関するパネル調査」(JPSC)を用い、コーホートAの共稼ぎ夫婦の夫と妻それぞれの家事労働行動がどのように変化してきたのかを実証的に明らかにすることである。アメリカ合衆国では、たとえばミシガン大学が実施しているPanel Study of Income Dynamics (PSID)やウィスコンシン大学が実施しているNational Survey of Families and Households (NSFH)といった長期パネルデータを用い、18歳以上65歳以下というように年齢の下限と上限を設定してサンプルを抽出して経時的に家事労働行動の変化を実証的に分析することが可能である。しかし上記研究所の「消費生活に関するパネル調査」は1993年に調査が開始され、その開始時における調査対象となったコーホートAの女性の年齢は24歳以上34歳以下であり、アメリカで行われているのと同様の実証分析は不可能である。そこで本論文では、分析対象をコーホートAにのみ焦点を当て、そこに含まれる共稼ぎ夫婦の夫と妻それぞれが家事労働行動をどのように変化させてきたかを考察する。

本論文で特に注目すべき点は2点ある。一方は、夫の相対的所得を説明変数に用いた場合に夫と妻の家事労働行動が経済取引モデルで表されるのか、それともジェンダー・ディスプレイモデルで表されるのかである。Ando (2011b) はやはり財団法人家計経済研究所の「消費生活に関する

---

\* 情報文化学科 准教授

るパネル調査」の2007年度（第15回調査）の個票データを用い、妻の就業形態に関係なく夫も妻もジェンダー・ディスプレイを顕示することを明らかにしている。他方は、夫や妻の絶対的所得を説明変数に用いた場合にそれらが夫や妻の家事労働時間を増加させていたのか削減していたのかどうかである。Ando (2011b) では、常勤雇用で働く妻の絶対的所得はその夫の家事労働時間を増加させるだけでなく、妻自らの家事労働時間を削減することを明らかにしている<sup>1</sup>。

本論文の構成は以下の通りである。第1章では先行研究事例が、第2章では分析上のフレームワークが示される。第3章では記述統計量と実証分析の結果が提示され、最後に結論が導かれる。

## 1 先行研究事例

### 1.1 相対的所得モデル

夫や妻の家事労働時間を規定する要因の1つとしてそれぞれの相対的資源の多さが考えられる。その資源の1つとして所得が挙げられ、所得に関する相対的資源をより多く持つ配偶者がより少ない時間を家事労働に割り、反対に所得に関してより少ない相対的資源を持つもう一方の配偶者がより多くの時間を家事労働に配分するものと考えられる。これは経済的取引モデル、経済従属モデル、バーゲニング・モデルと呼ばれ、夫の相対的所得が少なくなればなるほど夫の家事労働時間はより長くなり、反対に妻のそれはより短くなると仮定されている。これに対し、夫の相対的所得が少なくなればなるほど夫（妻）の家事労働時間は長く（短く）なるものの、限界的に増やす（減らす）家事労働時間が減少していったり、場合によっては夫の相対的所得がある水準を下回ると夫（妻）は限界的に増やす（減らす）家事労働時間を減らすどころか家事労働時間そのものを減らす（増やす）行動に出ると仮定されるのがジェンダー・ディスプレイモデルである。ジェンダー・ディスプレイモデルを初めて定式化したBrines (1994) はPSIDのウェーブ20のデータを用い、妻の家事労働行動に関する実証分析の結果が経済取引モデルを支持しているのに対して夫のそれはジェンダー・ディスプレイモデルが説明することを明らかにした<sup>2</sup>。NSFHの1987-88年のデータを用いたGreenstein (2000) は夫の相対的所得を独立変数として用い、アメリカの夫だけでなく妻の家事労働行動もジェンダー・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た。夫と妻のジェンダー・ディスプレイは「ジェンダー逸脱中立化行動 (gender deviance neutralization)」<sup>3</sup> た。Bittman et al. (2003) は、1992年のAustralian National Time-Use Survey (ANTUS) とGreenstein (2000) が用いたのと同じ1987-1988年のNSFHのデータを用いて実証分析を行い、オーストラリアとアメリカの夫婦の家事労働行動を比較し、オーストラリアの妻とアメリカの夫の家事労働行動はジェンダー・ディスプレイモデルが、アメリカの妻のそれは経済取引モデルが説明することを、そしてオーストラリアの夫の家事労働行動はいずれのモデルによっても説明されないことを明らかにした。複数の年次においてアメリカとスウェーデンの比較を行っているのがEvertson and Neramo (2004) である。彼らは、スウェーデンについては1974年、1981年、1991年及び2000年のSwedish Level of Living Surveyのデータを、アメリカについては1973年、1981年、1991年及び1999年のPSIDのデータを用いて実証分析を行い、スウェーデンについてはすべての年次において夫と妻双方の家事労働行動が経

<sup>1</sup> 常勤雇用で働く妻の絶対所得とその家事労働時間との間には弱い負の相関関係（係数 -0.063、t 値 -1.756）があることが明らかにされている。

<sup>2</sup> ただしBrines (1994) の用いた独立変数は夫の所得と妻の所得の差を夫婦の総所得で除した「夫の扶養指標 (dependency measure)」である。

経済取引モデルにより説明されるのに対し、アメリカについては1981年、1991年及び1999年の妻と1973年のアメリカの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説明されることを明らかにした。

実証分析を行い、スウェーデンについてはすべての年次において夫と妻双方の家事労働行動が経済取引モデルにより説明されるのに対し、アメリカについては1981年、1991年及び1999年の妻と1973年のアメリカの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説明されることを明らかにした。

アイデンティティ経済学の観点から夫の家事労働行動を分析しているのがAkerlof and Kranton (2000)で、夫の家庭外労働時間分担比率が50%を下回ってなお低下していくと夫が限界的に引き受ける家事労働時間分担比率は次第に小さくなり、夫の家庭外労働時間分担比率が極めて低い水準ではグラフは横軸に平行に近くなることを明らかにした<sup>3</sup>。安藤(2010)は2005年度から2007年度までの3年度間にわたって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月に実施された第1回目のアンケート調査から得られたデータを用い、Akerlof and Kranton (2000)と同様に独立変数として夫の家事労働時間分担比率を用いて実証分析を行い、日本の夫の家事労働行動がジェンダー・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ている。しかしこの研究ではサンプル数が131と小規模であったことと、コントロール変数が2種類の末子年齢のみであったという問題点を残したことから、Ando (2011b)は公益財団法人家計経済研究所の2007年における「消費生活に関するパネルデータ」(ウェブ15)を用い、サンプル数をより大規模にするとともにコントロール変数の数も増やし、独立変数に夫の相対的所得を、従属変数に夫と妻それぞれの家事労働時間を用いて実証分析を行った。その分析結果からは、ジェンダー・ディスプレイ行動をとるのは非常勤職に就いている妻と、そのような妻を持つ夫であり、常勤職に就いている妻とそのような妻を持つ夫はジェンダー・ディスプレイ行動をとらないことが明らかにされている<sup>4</sup>。

## 1.2 絶対的所得モデル

Gupta (2006, 2007)は妻の家事労働行動を分析するに際し、第1に、相対的所得を説明変数として用いるということは夫と妻の絶対的所得が妻の家事労働時間に対して同じ符号の影響を持

<sup>3</sup> Akerlof and Kranton (2000)は実証分析の結果を明らかにしてはしていないが、独立変数として夫の相対的所得を用いた場合にはこのようなジェンダー・ディスプレイ行動はより鮮明に表れると主張する。

<sup>4</sup> Gupta and Ash (2009)は、様々な先行研究事例におけるサンプルにおいて相対的所得あるいは家庭外労働時間分担比率が、たとえば0.3や0.4を下回るような夫の度数は極めて小さく、夫の相対的所得あるいは家庭外労働時間分担比率がこのような水準にあるときに夫が本当にジェンダー・ディスプレイ行動に出るのかについて疑問を呈している。またAkerlof and Kranton (2000)は夫のジェンダー・ディスプレイ行動は夫と妻双方におけるアイデンティティの喪失に起因すると主張しているが、これについても実証的に明らかにされていない。Ando (2011a)はこのような課題に取り組むべく、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』研究グループが2007年1月に実施した第2回目のアンケート調査で仮想実験を行い、夫の家庭外労働時間分担比率が極めて小さくなっているような状況では多くの夫がジェンダー・ディスプレイ行動をとり、また多くの妻がそのような夫のジェンダー・ディスプレイ行動を支える行動に出ることを明らかにしているが、多重比較の結果は、想定されているような仮想状況では必ずしもアイデンティティの喪失の程度が大きい夫ほど負担する家事労働時間分担比率が小さいとも、またアイデンティティの喪失の程度が大きい妻ほど夫に負担させる家事労働時間分担比率が小さいとも言えないことを明らかにしている。ただし、アイデンティティの喪失の程度が最も小さな夫はそうでない夫に比べて想定されているような状況ではより多くの家事労働時間分担比率を引き受け、アイデンティティの喪失の程度が最も小さな妻はそうでない妻に比べてそのような状況下ではより多くの家事労働時間分担比率を夫に引き受けさせることも明らかにされている。

つことを想定していることになるが、実際にそれぞれの絶対的所得を説明変数として組み込むと両者の符号は必ずしも一致しないこと<sup>5</sup>、第2に、夫の所得が主にその個人的な目的で使用されるのに対し、妻の所得は市場における家事労働代替財の購入と正の相関関係を持ち、妻は自らの所得で自らの家事労働時間を削減する傾向があることから、妻の相対的所得を説明変数には用いるべきではなく、その絶対的所得を説明変数として用いるべきであると主張する。そのモデルを Gupta は (女性の) 経済的自立モデル (autonomy model) と呼んでいる。

Gupta (2006) は NSFH の第2 ウェーブからのデータを用い、すべてのコントロール変数とともに同モデルを推定した場合、既婚女性の絶対的所得がその家事労働時間と有意な負の相関関係を持つのに対してそのパートナーの絶対的所得は有意でない負の相関関係を有することを明らかにしている。同様に Gupta (2007) はやはり NSFH の第2 ウェーブから得られたフルタイム雇用で働く既婚女性の家事労働時間に関するデータを用い、その家事労働行動は妻の相対的所得とともに夫婦の絶対的総所得が独立変数として推定式に組み込まれた場合にはジェンダー・ディスプレイモデルで表されるものの、夫婦の絶対的所得が別個に独立変数として組み込まれた場合にはやはりジェンダー・ディスプレイモデルはそのような妻の家事労働行動を説明せず、さらにその推定式から妻の相対的所得を除いた場合にはやはり妻の絶対的所得がその家事労働時間と有意な負の相関関係を持つことを明らかにしている。さらに Gupta (2009) は 1999 年の German Socio-Economic Panel (GSOEP)、2000 年の Swedish Level of Living Survey (LNU)、そして 1999 年の PSID から既婚もしくは同棲中のフルタイムで働く女性のデータを抽出し、経済取引モデル、ジェンダー・ディスプレイモデル、経済的自立モデルを推定している。その実証分析の結果は、ドイツとアメリカについては完全にはジェンダー・ディスプレイモデルを棄却できないものの経済的自立モデルはスウェーデンも含めて3か国における当該女性の家事労働行動を説明することを明らかにしている。Gupta 以外による経済的自立モデルの実証分析は Usdansky and Parker (2011) により行われている。Usdansky and Parker (2011) は 2003 年から 2006 年までの American Time Use Survey (ATUS) のプールド・データを用いて妻の絶対的所得がその家事労働時間と有意な負の相関関係を有していることを明らかにしている。

Gupta の経済的自立モデルはこのように女性、特に既婚・同棲中の勤労女性の家事労働行動を説明する際に用いられる。本論文では妻だけでなく夫の絶対的所得もそれぞれの家事労働行動に影響する可能性があると考え、この経済的自立モデルを拡張し、説明変数に両者の絶対的所得を別個に加えたモデルを「絶対的所得モデル」と呼ぶこととする。同モデルで日本の既婚共稼ぎ夫婦の平日の家事労働行動を分析したのが Ando (2011b) である。Ando (2011b) は公益財団法人家

<sup>5</sup> Lundberg et al. (1997) は 1979 年代後半における英国政府の母親に対する現金給付が男性用衣料への支出に比べて女性用衣料と子供用衣料への支出に対してより大きな正の相関関係を見出している。また Brandon (1999) は、既婚の母親の絶対的所得は、その雇用がフルタイムであれパートタイムであれ、市場における育児のための財・サービスの支出と有意な正の関係を明らかにしている。

<sup>6</sup> アメリカにおける夫の家事労働参加について実証的な研究を行った Ross (1987) は、夫の絶対的所得がその家事参加に正の相関関係を有するのに対し、妻の絶対的所得は夫の家事参加に対して負の相関関係を有することを実証的に明らかにしている。Oropesa (1993) は 1990 年のアメリカのデータから、妻の雇用がフルタイムであれパートタイムであれ自宅清掃サービスへの支出のオッズ比は妻の絶対的所得と正の有意な相関関係を有していることを見出している。Cohen (1998) は 1993 年のデータから夫と妻の絶対的所得はともに家政婦サービス及び外食利用率双方に対して正の有意な相関関係を有しているが、その係数は後者については同程度であるのに対し、前者については妻の絶対的所得の係数が夫のそれに比べてほぼ 2 倍の大きさとなっており、夫と妻では家事労働代替財・サービスに対する自らの所得の使い方に違いがあることを明らかにしている。

計経済研究所「消費生活に関するパネルデータ」ウェーブ15（2007年調査）を用い、常勤雇用で働く妻の年間所得が1単位（1万円）増加することにより自分の家事労働時間を約0.18分削減するとともに、夫の家事労働時間を約2.2分増やすこと、また非常勤雇用で働く妻は自らの年間所得が1単位（1万円）増加することによりその家事労働時間を0.42分削減するとともに夫の家事労働時間を約0.12分増加させること、これに対して夫の絶対的所得は妻の雇用が常勤であれ非常勤であれ夫と妻それぞれの家事労働時間には影響を及ぼさないことを明らかにしている。

## 2 分析上のフレームワーク

### 2.1 モデル

本論文では Ando (2011b) と同じく経済取引モデル、ジェンダー・ディスプレイモデル、そして Gupta (2006, 2007, 2009) の経済的自立モデルを拡張した絶対的所得モデルが共稼ぎの夫と妻それぞれについて推定される。夫もしくは妻の家事労働行動が経済取引モデルにより表されるのか、それともジェンダー・ディスプレイモデルによって表されるのかを統計学的に確認する際には以下の (2.1) 式が推定されてきた。

$$\text{モデル I} \quad Y_i = \alpha_{0i} + \alpha_{1i}X + \alpha_{2i}X^2 + \alpha_{3i}Z + \varepsilon_0, i=1, 2 \quad (2.1)$$

ここでは夫もしくは妻の家事労働時間、 $X$ は夫の相対的所得、 $X^2$ はその2乗項、はコントロール変数のベクトル、 $\varepsilon_0$ は誤差項であり、 $i$ は性別を表し、1の場合は男性を、2の場合は女性を意味している。 $\alpha_{1i}$ の予想される符号は夫については負、妻に対しては正である。 $\alpha_{2i}$ は湾曲効果 (curvilinearity effect) を表し、予想される符号はやはり夫については負、妻については正である。 $\alpha_{1i}$ が符号条件を満たして有意であり、 $\alpha_{2i}$ が有意でない場合、夫もしくは妻の家事労働行動は経済取引モデルにより表されるとされる。また  $\alpha_{1i}$ と  $\alpha_{2i}$ とがともに符号条件を満たして有意の場合、あるいは  $\alpha_{1i}$ は有意ではないが  $\alpha_{2i}$ が符号条件を満たして有意な場合、夫もしくは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表されるとされる。

しかしこのモデル I では  $X$ と  $X^2$ との間に強い相関関係が想定され、したがって多重共線性が発生することが容易に想像される。実際、Ando (2011b) では両者の間には0.9を超える非常に強い相関係数があることが明らかにされている。したがって本論文でも Ando (2011b) に従い、以下の (2.2) 式と (2.3) 式を個別に推定する。

$$\text{モデル II} \quad Y_i = \alpha_{0i} + \alpha_{1i}X + \alpha_{3i}Z + \varepsilon_0, i=1, 2 \quad (2.2)$$

$$\text{モデル III} \quad Y_i = \alpha_{0i} + \alpha_{2i}X^2 + \alpha_{3i}Z + \varepsilon_0, i=1, 2 \quad (2.3)$$

絶対的所得モデルは以下の (2.4) 式で表される。

$$\text{モデル IV} \quad Y_i = \beta_{0i} + \beta_{1h}H + \beta_{1w}W + \beta_{2i}Z + \varepsilon_0, i=1, 2 \quad (2.4)$$

ここで  $H$ と  $W$ はそれぞれ夫及び妻の絶対的所得である。

本論文ではこれら4本のモデルが夫と妻それぞれについて推定され、その実証分析の結果が示される。

### 2.2 サンプル及び変数

公益財団法人家計経済研究所は1993年以来「消費に関するパネルデータ」の調査を実施して

いる。このうちコーホート A は 1993 年時点で 24 歳以上 34 歳以下の 1,500 名の女性により構成されている。2007 年のデータから夫と同居する既婚勤労女性を抽出し、質問に対し無回答だった回答者、「非該当」を選んだ回答者、夫もしくは妻のいずれかが学生の場合、退職・退官している場合、もしくは失業中の場合はサンプルから除いた。その結果、28 歳以上 48 歳以下の 623 名（うち 248 名が非常勤職、残りが常勤職）の既婚勤労女性がサンプルに残った。また、その夫の年齢は 25 歳以上 58 歳以下である。

従属変数は夫及び妻の平日における家事労働時間（育児時間を含む）であり、単位は分である。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、拡張版経済的自立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。

また、コントロール変数は①夫と妻それぞれの家庭外労働時間、②夫と妻それぞれの教育歴、③夫と妻それぞれの年齢、④子供の数、⑤未就学の末子の存在、⑥小学生の末子の存在、⑦夫と妻それぞれの就業形態である。

時間的余裕仮説によれば、夫であれ妻であれ、家庭外労働により多くの時間を割けば割くほど自らが家事労働に配分する時間は短くなり、その配偶者が家事労働に配分する時間を引き上げる。したがって、自らとその配偶者の家庭外労働時間の予想される符号はそれぞれ負と正である。

より高い学歴を持つ夫と妻は男女平等教育をより長く、より高い次元で受けているため性別役割分業により否定的であると考えられる。したがってより高い教育歴を持つ夫はより多くの時間を家事労働に割り、妻の家事労働を減らそうとすると考えられ、またより高い学歴を持つ妻は自らの家事労働時間を減らし、夫により長く家事に参加させるものと考えられる。本変数には夫の学歴として「夫の最高学歴」を、妻の学歴として「本人の最高学歴」を用い、JPSC の定義に従い、最高学歴が中学校卒業には 1 が、高校を卒業していないサンプルで専門学校・専修学校卒業には 2 が、高校卒業には 3 が、高校を卒業したサンプルで専門学校・専修学校卒業には 4 が、短期大学・高等専門学校卒業には 5 が、4 年制大学卒業には 6 が、そして大学院修了には 7 が与えられる。

より年齢が高い夫や妻ほど性別役割分業を支持する傾向にあり、より年齢が低い夫や妻ほど性別役割分業に否定的で男女平等意識が強いと考えられる。したがってより年齢の高い夫、そしてより年齢の高い妻を持つ夫は家事労働により少ない時間しか割かないものと考えられる。また、より年齢の高い妻、そしてより年齢の高い夫を持つ妻はより多くの時間を家事労働に配分するものと考えられる。ただし、夫も妻もそのライフ・ステージにより家事労働への参加を増やしたり減らしたりすることも十分に考えられ、必ずしもこのような符号条件を満たすとは限らないかもしれない。

妻は子供の数が多いほど育児により多くの時間を割かなければならなくなると考えられる。また、夫も子供の数が多くなればなるほど妻の育児をより多く手伝うものと考えられる。したがって子供の数は夫と妻それぞれの家事労働時間と正の関係を有するものと予想される。

夫も妻も子供にそれほど手がかからなくなるまではより多くの時間を育児に割かなければならなくなるので、未就学もしくは小学生の末子を持っている場合にはそれぞれの家事労働時間は長くなるものと考えられる。したがって未就学の末子を持つ場合には 1 が、持たない場合には 0 が与えられる。小学生の末子を持つ場合にも同様に 1 が、持たない場合には 0 が与えられる。

さらに、妻の就業形態が説明変数の係数に影響を及ぼすのかを確認するため、それぞれの説明変数と妻の就業形態による交差項が推定式に含められている。

妻の就業形態別に見たサンプルの記述統計は表 3 - 1 及び表 3 - 2 に示されている。夫の家事労働時間、妻の家事労働時間、夫の労働時間、妻の労働時間、夫の年収、妻の年収、夫の相対的

表3-1 記述統計(妻:常勤)

変数	1993 (n=140)				2000 (n=230)				2007 (n=251)			
	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	最小値	最大値	平均値	標準偏差
夫の家事労働時間 (分)	0.00	420.00	34.63	62.34	0.00	483.00	43.82	79.90	0.00	183.00	28.03	46.67
妻の家事労働時間 (分)	3.00	960.00	257.41 <sup>b,c</sup>	181.02	3.00	480.00	188.17 <sup>a</sup>	102.28	0.00	720.00	208.12 <sup>a</sup>	121.82
夫の労働時間 (分)	183.00	840.00	585.10	101.20	120.00	900.00	595.85	117.44	360.00	1320.00	601.95	122.63
妻の労働時間 (分)	0.00	660.00	462.37 <sup>b,c</sup>	130.36	360.00	663.00	501.28 <sup>a</sup>	57.02	3.00	900.00	504.91 <sup>a</sup>	113.62
夫の年収 (10,000円)	140.00	820.00	421.26 <sup>b</sup>	138.30	95.00	1500.00	544.99 <sup>a</sup>	186.92	0.00	3400.00	595.29	350.72
妻の年収 (10,000円)	0.00	690.00	235.00 <sup>b</sup>	124.20	0.00	800.00	381.18 <sup>a</sup>	184.03	0.00	1171.00	333.34	217.92
夫の相対所得	0.31	1.00	0.60	0.11	0.16	1.00	0.60	0.12	0.00	1.00	0.64	0.17
夫の最高学歴	1.00	7.00	4.13	1.70	1.00	7.00	4.05	1.81	1.00	7.00	4.05	1.60
妻の最高学歴	2.00	7.00	4.16	1.17	1.00	7.00	4.23	1.28	1.00	6.00	4.03	1.14
夫の年齢	23.00	45.00	32.73	4.35	23.00	55.00	39.32	4.94	27.00	58.00	46.03	5.36
妻の年齢	24.00	34.00	29.90	3.06	31.00	41.00	36.90	3.04	38.00	48.00	43.71	3.21
子どもの数	0.00	4.00	1.24	0.98	0.00	5.00	1.74	1.07	0.00	5.00	2.03	0.97
末子、未就学	0.00	1.00	0.61	0.49	0.00	1.00	0.38	0.49	0.00	1.00	0.08	0.28
末子、小学生	0.00	1.00	0.09	0.29	0.00	1.00	0.31	0.47	0.00	1.00	0.27	0.44

(注1) \*, \*\*, \*\*\*は各年における変数の平均値がそれぞれ5%、1%、0.1%水準で妻の就業形態により有意に異なることを表す。  
 (注2) aは当該年度の平均値が1993年の平均値と5%水準で有意に異なることを、bは当該年度の平均値が2000年の平均値と5%水準で有意に異なることを、そしてcは当該年度の平均値が2007年の平均値と5%水準で有意に異なることを表す。

表3-2 記述統計(妻:非常勤)

変数	1993 (n=135)				2000 (n=118)				2007 (n=146)			
	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	最小値	最大値	平均値	標準偏差
夫の家事労働時間 (分)	0.00	303.00	27.07	49.44	0.00	240.00	22.97	44.37	0.00	240.00	18.15	38.62
妻の家事労働時間 (分)	4.00	900.00	338.55 <sup>b,c</sup>	169.23	0.00	665.00	286.53 <sup>a</sup>	142.86	3.00	605.00	268.49 <sup>a</sup>	121.01
夫の労働時間 (分)	420.00	1140.00	602.34	113.61	303.00	1140.00	596.67	115.60	420.00	1380.00	603.45	135.59
妻の労働時間 (分)	0.00	540.00	332.91	104.93	0.00	540.00	331.53 <sup>c</sup>	109.24	0.00	780.00	355.98 <sup>b</sup>	115.34
夫の年収 (10,000円)	106.00	2400.00	454.55 <sup>b,c</sup>	245.54	68.00	1310.00	527.57 <sup>a,c</sup>	195.93	0.00	1872.00	590.21 <sup>a,b</sup>	271.12
妻の年収 (10,000円)	0.00	430.00	73.64 <sup>c</sup>	64.64	0.00	482.00	89.03 <sup>c</sup>	61.07	0.00	719.00	110.52 <sup>a,b</sup>	78.47
夫の相対所得	0.52	1.00	0.86	0.11	0.22	1.00	0.85	0.11	0.00	1.00	0.83	0.13
夫の最高学歴	1.00	7.00	3.32	1.63	1.00	7.00	3.82	1.60	1.00	7.00	3.93	1.64
妻の最高学歴	1.00	6.00	3.34	1.18	1.00	6.00	3.57	1.05	1.00	6.00	3.73	1.18
夫の年齢	23.00	50.00	33.72	5.34	27.00	61.00	39.44	5.02	34.00	57.00	45.53	4.80
妻の年齢	24.00	34.00	30.16	3.01	31.00	41.00	36.69	3.05	38.00	48.00	43.04	3.13
子どもの数	0.00	4.00	1.50	1.00	0.00	4.00	1.90	0.91	0.00	4.00	1.98	0.89
末子、未就学	0.00	1.00	0.59	0.49	0.00	1.00	0.29	0.46	0.00	1.00	0.07	0.25
末子、小学生	0.00	1.00	0.21	0.41	0.00	1.00	0.48	0.50	0.00	1.00	0.33	0.47

(注) aは当該年度の平均値が1993年の平均値と5%水準で有意に異なることを、bは当該年度の平均値が2000年の平均値と5%水準で有意に異なることを、そしてcは当該年度の平均値が2007年の平均値と5%水準で有意に異なることを表す。

3 実証分析  
 3.1 記述統計

所得についてはそれぞれの年次との間での平均値の比較が行われている。

まず表3-1で妻が常勤職に就いている夫婦の記述統計を見よう。夫の家事労働時間の平均値であるが、1993年が34.63分、2000年が43.82分、2007年が28.03分である。これらの間に有意差はない。これに対し、妻のそれは1993年が257.41分、2000年が188.17分、2007年が203.12分で、1993年と2000年の平均値、そして1993年と2007年の平均値は有意に異なることがわかる。ただし2000年と2007年の平均値には有意差はない。1993年から2000年にかけて夫の家事労働時間が9.19分わずかに増加したのに対し、妻のそれは69.24分も大幅に減少している。しかし2000年から2007年にかけては夫の家事労働時間が15.79分減少しているのに対して妻のそれはほぼそれと同じ約14.95分増加している。労働時間の平均値は夫も妻も1993年から2007年にかけて微増している。夫については1993年が585.10分、2000年が595.85分、2007年が601.95分、妻については1993年が462.37分、2000年が501.28分、504.91分である。夫については各年次の平均値の間には有意差はない。一方、妻については、2000年と2007年の平均値の間には有意差はないが、1993年の平均値は2000年のそれとも2007年のそれとも有意に異なる。夫の年収の平均値は1993年から2007年にかけて平均年齢の上昇とともに421.26万円、544.99万円、595.29万円と上昇している。平均値の比較の結果は1993年と2000年、1993年と2007年の間に有意差が存在することを表している。これに対して妻の年収の平均値は1993年から2000年にかけて285.00万円から381.18万円に上昇したのち、2007年にかけては335.34万円にまで減少している点が夫とは異なる。ただし有意に異なるのは、1993年の平均値と2000年の平均値の間だけである。夫の相対的所得は1993年と2000年が0.60、2007年が0.64であり、これらには有意差はない。子供の数の平均値は1993年が1.24であったのに対し、2007年には2.03にまで上昇し、第2子誕生を迎えた夫婦が増加したことがわかる。未就学の末子を持つ夫婦が1993年では61%を占めていたのに対して、時間の経過とともにその割合は減少し、2000年には38%、2007年にはわずか8%にすぎなくなっている。また小学生の末子を持つ夫婦は1993年には9%であったのに対し、2000年には31%にまで達し、その後2007年には27%にまで低下している。

次に表3-2から妻が非常勤職に就いている夫婦の記述統計を見よう。夫の家事労働時間の平均値は1993年から2007年にかけて27.07分、22.97分、18.15分と徐々に低下してきたことがわかる。この点は常勤職に就いている妻を持つ夫とは異なる。ただし各年の平均値に有意差はない。妻の家事労働時間の平均値も1993年から2007年にかけて338.55分、286.53分、268.49分と低下してきたことがわかる。またそれらは1993年と2000年、1993年と2007年で有意差があるが、2000年と2007年との間では有意差はない。夫の家庭外での労働時間の平均値は1993年が602.34分、2000年が596.67分、2007年が603.45分と大きな変化は見られない。実際、これら平均値の間には有意差はない。妻の家庭外での労働時間の平均値は1993年が332.91分、2000年が331.53分とほぼ同レベルであるが、2007年には355.98分まで大幅に増加している。これら平均値は、2000年と2007年の間にのみ有意差が存在する。夫の年収の平均値は平均年齢の上昇とともに増加している。1993年は454.55万円、2000年は527.57万円、2007年は590.21年でこれらはすべて有意に異なる。妻の年収の平均値も1993年から2007年にかけて73.64万円、89.03万円、110.52万円と増加している。1993年と2000年の妻の平均年収は有意には異ならないが、2007年の平均年収は1993年及び2000年のそれと有意に異なる。夫の相対的所得は1993年が0.86、2000年が0.85、2007年が0.83とほぼ一定しており、平均



値の比較からもこれら3つの年次における有意差は存在しない。子供の数の平均値は1993年には1.50であったが2000年に1.90、2007年に1.98と増加し、この14年間に第2子が誕生した夫婦が増えたことを示唆している。末子が未就学の夫婦の割合は1993年が59%であったのに対し、子供の年齢上昇に伴い、2000年には29%、2007年には7%にまで低下している。また小学生の末子を持つ夫婦の割合は1993年に21%であったのがその後2000年に48%にまで増加し、2007年には33%にまで低下している。

### 3.2 実証分析の結果

#### (1) 夫の家事労働行動

まず夫の家事労働行動に関する実証分析の結果からその家事労働行動がどのモデルによって説明されるのかについて見ておこう<sup>7</sup>。トービット・モデルによる1993年、2000年、及び2007年におけ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～表3-8に示されている<sup>8</sup>。表3-3のモデルIIにおける夫の相対的所得とモデルIIIにおけるその2乗項、そしてモデルIVにおける夫と妻それぞれの絶対的所得はすべて有意ではない。また、表3-4で示されている各説明変数の交差項についても同様に有意な推定結果は見られない。これらは1993年の夫の家事労働行動が3つのいずれのモデルによっても説明されず、有意なコントロール変数によってのみ規定されることを表している。次に2000年の推定結果を見よう。表3-5のモデルIIでは夫の相対的所得は有意ではなく、しかも表3-6におけるモデルIIの交差項の推定結果でも夫の相対的所得は有意ではない。これは2000年における夫の家事労働行動が経済取引モデルにより説明されないことを表している。その一方、表3-5のモデルIIIにおける夫の相対的所得の2乗項は夫の家事労働時間と有意な負の相関関係を有していることを表している。ただし表3-6におけるモデルIIIの交差項の推定結果では夫の相対的所得の2乗項は妻の就業形態に関係なく有意ではないことから、常勤職で働く妻を持つ夫も非常勤職で働く妻を持つ夫もその係数に違いはない。以上より、2000年の夫の家事労働行動は妻の就業形態に関係なくジェンダー・ディスプレイモデルだったことがわかる。表3-5のモデルIVにおける妻の絶対的所得は有意ではないが、夫のそれはその家事労働時間と有意な負の関係を有している。さらに表3-6におけるモデルIVの交差項の推定結果ではやはり妻の絶対的所得が妻の就業形態に関係なく有意ではないのに対して夫の絶対的所得は非常勤の妻を持つ夫のみ有意な負の相関関係を持っており、表3-5の推定結果と併せ、そのような夫の絶対的所得の係数は $-0.166 (= -0.073-0.093)$ となる。したがって2000年における夫は自らが稼ぐことで自らの家事労働時間を削減することが可能で、しかも同じ1単位の所得がもたらすその削減時間は常勤の妻を持つ夫よりも非常勤の妻を持つ夫の方が大きかったことになる。表3-7及び表3-8のモデルIIからは2007年における夫の家事労働行動が経済取引モデルでは説明されないことを表している。表3-7のモデルIIIでは夫の相対的所得の2乗項がその家事労働時間有意な負の相関関係を有している。また表3-8におけるモデルIIIでは常勤職に就いている妻を持つ夫の相対所得の2乗項のみ有意であり、またその推

<sup>7</sup> Ando (2011b) で明らかにされたように、モデルIでは多重共線性が発生していることが容易に推測されるため、本論文でもモデルIIとモデルIIIの推定結果からのみ夫及び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って説明されるのかを判断することとする。

交差項の推定についてはAi and Norton (2003)、Norton et al. (2004)、Brambor et al. (2005)などを参照せよ。

表3-3 推定結果(1993年、夫)

変数	モデルⅠ		モデルⅡ		モデルⅢ		モデルⅣ	
	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	350.938	1.632	367.949	4.307 ***	345.121	4.516 ***	324.907	4.430 ***
夫の相対的所得								
1乗項	-22.097	-0.044	-66.045	-1.178				
1乗項*妻・常勤	-45.226	-0.090	-26.491	-0.532				
2乗項	-28.543	-0.087			-46.998	-1.224		
2乗項*妻・常勤	9.391	0.029			-22.822	-0.667		
夫の年収							-0.014	-0.348
夫の年収*妻・常勤							0.003	0.069
妻の年収							0.038	0.529
妻の年収*妻・常勤							0.033	0.490
労働時間								
夫	-0.188	-3.418 ***	-0.188	-3.424 ***	-0.188	-3.418 ***	-0.194	-3.512 ***
妻	-0.073	-1.503	-0.073	-1.526	-0.074	-1.542	-0.064	-1.337
最高学歴								
夫	-0.558	-0.139	-0.573	-0.143	-0.560	-0.140	-1.088	-0.265
妻	7.190	1.281	7.181	1.283	7.253	1.297	7.142	1.264
年齢								
夫	0.485	0.316	0.497	0.325	0.474	0.310	0.470	0.292
妻	-9.156	-3.471 ***	-9.174	-3.487 ***	-9.138	-3.481 ***	-9.223	-3.418 ***
子どもの数	-16.120	-1.766	-16.116	-1.765	-16.140	-1.768	-16.494	-1.792
末子就学状況								
未就学	124.303	5.902 ***	124.220	5.905 ***	124.286	5.911 ***	124.688	5.885 ***
小学生	95.971	3.643 ***	95.997	3.645 ***	95.824	3.640 ***	95.463	3.593 ***
就業形態								
夫・常勤	-25.389	-1.470	-25.395	-1.477	-25.577	-1.487	-27.352	-1.580
妻・常勤	32.330	0.166	23.660	0.632	16.796	0.848	1.287	0.074
総サンプル数		275		275		275		275
保有サンプル数		139		139		139		139

(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(1993年、夫)

変数	モデルⅠ		モデルⅡ		モデルⅢ		モデルⅣ	
	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	22.234	0.026	-40.079	-0.542				
2乗項	-37.748	-0.073			-24.629	-0.553		
夫の年収							-0.017	-0.395
妻の年収							0.006	0.054
妻・常勤								
夫の相対的所得								
1乗項	-68.069	-0.085	-92.972	-1.231				
2乗項	-18.996	-0.047			-70.197	-1.355		
夫の年収							-0.012	-0.258
妻の年収							0.072	0.983

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

定係数が-73.617であることから、2007年における常勤で働いている妻を持つ夫の相対的所得の2乗項の係数は-123.534(=-50.917-73.617)となる。以上から同年の夫の家事労働行動は妻の就業形態に関係なくジェンダー・ディスプレイモデルにより説明されることがわかる。最後に表3-7におけるモデルⅣから、夫の絶対的所得が有意でないのとは反対に、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持っていることがわかる。表3-8におけるモデルⅣの推定結果は、妻の就業形態に関係なく妻の絶対所得が夫の家事労働時間と有意な正の関係を有していることを示している。よって2007年における常勤職に就いている妻と非常勤職に就いている妻の絶対的所得の係数はそれぞれ0.227(=0.112+0.115)、0.222(=0.112+0.110)となる。

コントロール変数について言及しておこう。すべての年次において夫の家庭外労働時間はその家事労働時間と有意な負の関係を有しており、1993年と2007年では10分間の夫の家庭外労働時間はその家事労働時間は約1.9分短くしていたのに対し、2000年では同じ10分間の夫の家庭外労働時間でもその家事労働時間を約3.5分も減らしていたことがわかる。ただし妻の家庭外労働時間が夫の家事労働時間と有意な相関関係を持っているのは2007年のみであり、10分間の妻の家庭外労働時間は夫の家事労働時間を約1分増やす。夫と妻の最高学歴及び夫の年齢はいずれの年次においても夫の家事労働時間と有意な相関関係を有していない。妻の年齢は1993年と2007年では夫の家事労働時間と有意な負の相関関係を有しており、両年においては妻の年齢が高いほど夫は自らの家事労働時間を短くできていたことを意味する。2000年においても妻の年齢は夫の家事労働時間と負の相関関係を有しているが、5%水準でも有意ではない。表3-3及び表3-5は子供の数が夫の家事労働時間と、1993年では有意ではない負の相関関係を、2000年では有意ではない正の相関関係を有していることを示しているが、2007年になると子供の数と夫の家事労働時間との正の相関関係が有意になり、夫は子供1人あたり約11分家事労働時間

表3-5 推定結果(2000年、夫)

変数	モデルⅠ		モデルⅡ		モデルⅢ		モデルⅣ	
	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	48.377	0.390	190.651	2.044 *	167.295	1.932	119.675	1.427
夫の相対的所得								
1乗項	369.486	1.333	-97.918	-1.852				
1乗項*妻・常勤	-403.911	-1.660	1.265	0.026				
2乗項	-307.901	-1.608			-78.233	-2.126 *		
2乗項*妻・常勤	275.010	1.558			4.260	0.119		
夫の年収							-0.073	-2.214 *
夫の年収*妻・常勤							0.028	0.889
妻の年収							0.079	0.963
妻の年収*妻・常勤							-0.010	-0.162
労働時間								
夫	-0.360	-6.711 ***	-0.356	-6.623 ***	-0.355	-6.616 ***	-0.353	-6.565 ***
妻	0.087	1.360	0.112	1.751	0.097	1.507	0.114	1.773
最高学歴								
夫	1.359	0.351	1.139	0.292	1.473	0.379	2.506	0.627
妻	5.718	1.022	5.652	1.001	5.803	1.030	5.442	0.959
年齢								
夫	0.554	0.369	0.295	0.196	0.329	0.219	0.624	0.413
妻	-2.420	-0.916	-1.680	-0.637	-1.720	-0.654	-1.656	-0.617
子どもの数	6.141	0.855	4.674	0.648	4.949	0.688	3.965	0.545
末子就学状況								
未就学	80.033	4.340 ***	80.489	4.321 ***	80.785	4.346 ***	79.851	4.234 ***
小学生	15.927	0.963	19.334	1.162	19.057	1.147	20.869	1.248
就業形態								
夫・常勤	17.445	1.012	19.078	1.109	18.723	1.096	19.063	1.120
妻・常勤	137.780	1.589	-8.068	-0.237	-9.837	-0.535	-17.792	-1.006
総サンプル数	348		348		348		348	
保有サンプル数	159		159		159		159	

(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(2000年、夫)

変数	モデルⅠ		モデルⅡ		モデルⅢ		モデルⅣ	
	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	658.380	1.764	-98.822	-1.417				
2乗項	-504.600	-2.061 *			-81.280	-1.779		
夫の年収							-0.093	-2.313 *
妻の年収							0.087	0.719
妻・常勤								
夫の相対的所得								
1乗項	-193.611	-0.539	-96.154	-1.272				
2乗項	75.494	0.262			-72.294	-1.192		
夫の年収							-0.034	-0.617
妻の年収							0.065	1.173

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

を増やすことが表3-7からわかる。いずれの年次においても就学前の子供の存在は夫の家事労働時間と有意な正の相関関係を持ち、未就学の子供が1人いれば1993年では2時間強、2000年では約80分、2007年では約48分夫は家事労働時間を増やしていたことになる。小学生の末子の存在が夫の家事労働時間と有意な正の相関関係を持つのは1993年のみで、小学生の子供1人あたり夫は約95分その家事労働時間を増やしていたことになる。夫と妻の就業形態は夫の家事労働時間と有意な相関関係を持たない。

## (2) 妻の家事労働行動

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1993年、2000年及び2007年におけ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3-9～表3-14に示されている。表3-9のモデルⅡにおける夫の相対的所得及びモデルⅢにおけるその2乗項はともに有意ではない。また表3-10におけるモデルⅡ及びモデルⅢの交差項の推定結果も有意ではなく、1993年の妻の家事労働行動はその就業形態に関係なく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わかる。また表3-9におけるモデルⅣの推定結果は夫の絶対的所得も妻のそれも有意ではなく、同年の妻の家事労働行動はGupta (2006, 2007, 2009)の主張する経済的自立モデルによっても説明されないことがわかる。次に表3-11を見よう。モデルⅡにおける夫の相対的所得だけでなくモデルⅢにおけるその2乗項も妻の家事労働時間と有意な正の相関関係を持っている。表3-12は非常勤職に就いている妻についてのみモデルⅡにおける夫の相対的所得とモデルⅢにおけるその2乗項が正で有意であることを示している。以上から2000年における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がわかり、夫の相対的所得の2乗項の係数は常勤職に就いている妻については141.903であり、非常勤職に就いている妻のそれは306.966 (= 141.903

表3-7 推定結果(2007年、夫)

変数	モデルⅠ		モデルⅡ		モデルⅢ		モデルⅣ	
	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	162.351	1.940	188.349	2.429 *	181.601	2.396 *	167.402	2.231 *
夫の相対的所得								
1乗項	93.235	0.826	-54.830	-1.680				
1乗項*妻・常勤	49.552	0.484	-12.731	-0.471				
2乗項	-121.280	-1.434			-50.917	-2.075 *		
2乗項*妻・常勤	-61.452	-0.760			-17.334	-0.808		
夫の年収							-0.014	-0.844
夫の年収*妻・常勤							-0.001	-0.046
妻の年収							0.112	2.577 *
妻の年収*妻・常勤							0.003	0.076
労働時間								
夫	-0.192	-4.648 ***	-0.190	-4.606 ***	-0.189	-4.594 ***	-0.192	-4.694 ***
妻	0.102	2.666 **	0.108	2.836 **	0.103	2.690 **	0.083	2.189 *
最高学歴								
夫	-0.092	-0.030	0.065	0.022	0.154	0.051	-0.495	-0.164
妻	4.758	1.126	4.096	0.972	4.107	0.982	2.902	0.699
年齢								
夫	0.380	0.314	0.472	0.394	0.454	0.379	0.614	0.520
妻	-4.335	-2.135 *	-4.233	-2.094 *	-4.283	-2.116 *	-4.704	-2.359 *
子どもの数	11.518	2.316 *	10.834	2.191 *	11.118	2.254 *	11.954	2.456 *
末子就学状況								
未就学	47.777	2.865 **	48.622	2.914 **	48.959	2.941 **	46.910	2.870 **
小学生	15.200	1.420	14.932	1.394	15.416	1.442	14.246	1.361
就業形態								
夫・常勤	13.871	0.789	20.676	1.197	18.770	1.098	18.313	1.075
妻・常勤	-7.186	-0.210	5.799	0.287	4.847	0.383	-9.292	-0.859
総サンプル数	397		397		397		397	
保有サンプル数	169		169		169		169	

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

表3-8 交差項の推定結果(2007年、夫)

変数	モデルⅠ		モデルⅡ		モデルⅢ		モデルⅣ	
	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	55.491	0.363	-45.132	-1.034				
2乗項	-74.471	-0.526			-37.714	-1.196		
夫の年収							-0.014	-0.647
妻の年収							0.110	2.439 *
妻・常勤								
夫の相対的所得								
1乗項	158.125	1.045	-71.501	-1.786				
2乗項	-201.752	-1.192			-73.617	-2.149 *		
夫の年収							-0.015	-0.595
妻の年収							0.115	3.536 ***

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

+ 165.063) となる。表3-11のモデルⅣでは夫の絶対的所得が妻の家事労働時間と有意な正の相関関係を持っているのに対して、妻の絶対的所得は有意ではないことが示されている。表3-12のモデルⅣにおける交差項の推定結果でもやはり妻の絶対的所得は有意ではなく、夫の絶対的所得については非常勤職で働く妻のみ有意である。したがって夫の絶対的所得の係数は常勤職に就く妻のそれが0.110、非常勤職に就く妻のそれが0.240 (= 0.110 + 0.130) となる。最後に2007年における妻の家事労働行動を表3-13及び表3-14から確認しておこう。表3-13におけるモデルⅡ及びモデルⅢの推定結果は、同年の妻の家事労働行動が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を示している。ただしモデルⅣの推定結果には注意する必要がある。表3-13では、夫の絶対的所得が有意ではない。これは表3-14におけるモデルⅣの交差項の推定結果でも同じである。これに対して表3-13では妻の絶対的所得はその家事労働時間と有意な負の相関関係を有している。表3-14におけるモデルⅣの交差項の推定結果では非常勤職に就く妻のみその推定係数が有意である。以上から、2007年における妻の家事労働行動は Gupta (2006, 2007, 2009) が主張する経済的自立モデルによって説明され、常勤職で働く妻の係数は-0.139、非常勤で働く妻のそれは-0.332 (= -0.139-0.193) であり、同じ金額の所得を稼いでも非常勤職に就いている妻の方が常勤職に就いている妻より説明され、常勤職で働く妻の係数は-0.139、非常勤で働く妻のそれは-0.332 (= -0.139-0.193) であり、同じ金額の所得を稼いでも非常勤職に就いている妻の方が常勤職に就いている妻よりもより多く家事労働時間を削減できたことが理解できる。

最後に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が妻の家事労働時間と正の相関関係を有するのは1993年のみであり、2000年と2007年においてはたとえ夫が長時間働こうとも妻は家事労働時間を増やさなくなったことを示している。妻の家庭外労働時間はすべての年次においてその家事労働時間と有意な負の相関関係を持っている。10分間の妻の家庭外労働

表3-9 推定結果(1993年、妻)

変数	モデルⅠ		モデルⅡ		モデルⅢ		モデルⅣ	
	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	588.178	2.016 *	640.244	5.871 ***	645.990	6.591 ***	642.896	6.823 ***
夫の相対的所得								
1乗項	80.287	0.116	17.316	0.241				
1乗項*妻・常勤	-561.762	-0.812	-4.485	-0.068				
2乗項	5.185	0.012			13.486	0.274		
2乗項*妻・常勤	376.530	0.835			2.503	0.056		
夫の年収							-0.029	-0.603
夫の年収*妻・常勤							-0.026	-0.585
妻の年収							-0.132	-1.374
妻の年収*妻・常勤							0.081	0.902
労働時間								
夫	0.149	2.190 *	0.152	2.232 *	0.151	2.220 *	0.146	2.153 *
妻	-0.882	-13.177 ***	-0.893	-13.610 ***	-0.892	-13.545 ***	-0.875	-13.454 ***
最高学歴								
夫	1.094	0.211	1.105	0.213	1.092	0.211	1.992	0.377
妻	-0.800	-0.110	-0.301	-0.042	-0.240	-0.033	-0.453	-0.063
年齢								
夫	-1.800	-0.911	-1.791	-0.912	-1.801	-0.919	-1.679	-0.831
妻	-4.904	-1.466	-4.874	-1.466	-4.860	-1.464	-3.893	-1.146
子どもの数	-12.807	-1.072	-12.837	-1.078	-12.801	-1.075	-15.739	-1.312
末子就学状況								
未就学	173.561	6.590 ***	172.577	6.591 ***	172.463	6.589 ***	174.491	6.654 ***
小学生	97.829	3.066 **	96.980	3.048 **	96.795	3.043 **	97.867	3.073 **
就業形態								
夫・常勤	14.955	0.641	13.102	0.565	13.271	0.572	14.108	0.608
妻・常勤	227.680	0.849	23.551	0.479	19.101	0.737	26.746	1.226
総サンプル数	275		275		275		275	
adj R <sup>2</sup>	0.585		0.587		0.587		0.588	



表3-10 交差項の推定結果(1993年、妻)

変数	モデルⅠ		モデルⅡ		モデルⅢ		モデルⅣ	
	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	630.922	0.545	21.713	0.229				
2乗項	-363.887	0.551			11.033	0.194		
夫の年収							-0.003	-0.080
妻の年収							-0.211	-0.323
妻・常勤								
夫の相対的所得								
1乗項	-490.742	-0.654	12.757	0.129				
2乗項	387.926	0.680			16.030	0.213		
夫の年収							-0.056	-0.669
妻の年収							-0.050	-0.533

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

により削減されていたその家事労働時間は1993年が約8.8分、2000年が約3分、2007年が4.8分前後であり、妻は同じ時間だけ働いても2000年以降は1993年よりも多く家事労働時間を負担しなければならないようになったことを表している。夫の最高学歴は妻の家事労働時間に影響を及ぼさない。妻の最高学歴も1993年と2000年においてはその家事労働時間と有意な相関関係を持っていないが、2007年では有意な、しかし予想された符号とは反対の正の相関関係を持っている。すべての年次において妻の年齢はその家事労働時間と有意な相関関係を持たない。夫の年齢も1993年と2000年ではやはり妻の家事労働時間に影響しないが、2007年では有意ではあるが符号条件とは反対の負の相関関係を有していることがわかる。子供の数は1993年では有意ではないが、2000年及び2007年では妻の家事労働時間と有意な正の相関関係を持っている。未就学の末子の存在は1993年と2000年では妻の家事労働時間を有意に増やしていたが、2007年になると有意ではなくなっている。末子が小学生の存在は1993年においてのみ有意な正の相関関係を示している<sup>9</sup>。夫及び妻の就業形態はともに妻の家事労働時間とは有意な相関関係を持っていない。

## 結論

本論文では公益財団法人家計経済研究所1993年、2000年及び2007年における「消費生活に関するパネル調査」のコーホートAから共稼ぎ夫婦のサンプルを抽出し、各年における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、そして絶対所得モデルのいずれにより説明されるのか、それらがどのように変化してきたのが考察された。その結果、1993年については夫と妻の家事労働行動はともにいずれのモデルによっても説明されない。夫については、夫の家庭外労働時間、妻の年齢、未就学末子の存在、小学生末子の存在によって家事労働時間が規定されていた。妻に関しては、夫と妻自身の家庭外での労働時間と未就学

表3-11 推定結果(2000年、妻)

変数	モデルⅠ		モデルⅡ		モデルⅢ		モデルⅣ	
	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	453.401	2.871 **	168.967	1.588	223.571	2.264 *	326.635	3.352 ***
夫の相対的所得								
1乗項	-659.407	-1.862	186.301	2.976 *				
1乗項*妻・常勤	214.718	0.686	-57.135	-1.000				
2乗項	579.630	2.412 *			141.903	3.319 **		
2乗項*妻・常勤	-146.611	-0.656			-32.381	-0.786		
夫の年収							0.110	2.948 **
夫の年収*妻・常勤							-0.029	-0.793
妻の年収							-0.153	-1.619
妻の年収*妻・常勤							0.045	0.623
労働時間								
夫	0.098	1.788	0.103	1.871	0.099	1.814	0.087	1.577
妻	-0.283	-3.886 ***	-0.307	-4.234 ***	-0.292	-4.010 ***	-0.333	-4.601 ***
最高学歴								
夫	-4.386	-0.959	-4.052	-0.882	-4.386	-0.959	-5.610	-1.191
妻	8.400	1.260	8.518	1.270	8.600	1.288	9.028	1.341
年齢								
夫	-2.569	-1.419	-2.325	-1.279	-2.460	-1.358	-2.925	-1.599
妻	-0.115	-0.038	-0.587	-0.194	-0.441	-0.146	-0.619	-0.199
子どもの数	21.784	2.540 *	23.331	2.713 **	22.982	2.682 **	24.078	2.785 **
末子就学状況								
未就学	63.815	2.946 **	66.360	3.049 **	65.360	3.013 **	68.506	3.119 **
小学生	37.410	2.019 *	34.757	1.869	35.288	1.905	34.577	1.862
就業形態								
夫・常勤	18.569	0.895	12.547	0.609	12.842	0.628	14.403	0.706
妻・常勤	-78.219	-0.697	38.566	0.948	16.366	0.747	2.844	0.135
総サンプル数	348		348		348		348	
adj R <sup>2</sup>	0.317		0.309		0.314			

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

表3-12 交差項の推定結果(2000年、妻)

変数	モデルⅠ		モデルⅡ		モデルⅢ		モデルⅣ	
	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	-812.982	-1.700	227.167	2.776 **				
2乗項	684.492	2.210 *			165.063	3.126 **		
夫の年収							0.130	2.968 **
妻の年収							-0.185	-1.345
妻・常勤								
夫の相対的所得								
1乗項	-360.066	-0.781	106.648	1.184				
2乗項	375.238	1.040			96.760	1.376		
夫の年収							0.070	1.075
妻の年収							-0.091	-1.331

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

末子及び小学生末子の存在がその家事労働時間を規定していた。2000年では、相対的所得モデルの観点からはジェンダー・ディスプレイモデルが、また、絶対的所得モデルの観点からは夫の絶対的所得が夫と妻の家事労働行動を説明していた。さらに2007年になると夫の家事労働行動は、相対的所得モデルの観点からはジェンダー・ディスプレイモデルにより、絶対的所得モデルの観点からは2000年とは異なり妻の絶対的所得により説明されることが明らかにされた。また、妻のそれは経済取引モデル及びジェンダー・ディスプレイモデルという相対的所得モデルによっては説明されず、経済的自立モデルにより、つまり妻自身の絶対的所得により説明されることがわかった。これら各年の夫と妻の家事労働行動はいずれも妻の就業形態には関係なくあてはまる。以上より、1つのコーホートにおける夫と妻の家事労働行動は時間の経過とともに変化することがわかる。中でも夫の場合、年齢の上昇がジェンダー・ディスプレイ行動に結びついている可能性がある。

特に興味深いのは夫と妻の絶対的所得の影響である。1993年ではともに夫と妻の家事労働時間には影響を与えていなかった。それが2000年になると夫の絶対的所得が夫の家事労働時間と有意な負の相関関係を、妻のそれと有意な正の相関関係を持つようになったことが明らかにされた。つまり、夫は自ら稼ぐことで自分の家事労働時間を削減すると同時に妻の家事労働時間を増加させていたのである。これに対し妻はいくら稼ごうが夫の家事労働時間を増やすことも自分のそれを削減することもできていなかったのである。ところが2007年になるともはや夫の絶対的所得は自らの家事労働時間を削減する力を失うどころか、妻に家事労働時間を増加させることもできなくなったのとは対照的に、妻は自ら稼ぐことで夫に家事労働時間を引き受けさせるばか

<sup>9</sup> 表3-11における2000年のモデルⅠの推定結果では小学生の末子の存在は妻の家事労働と有意な正の関係を示しているが、本論文の記述はモデルⅡ、モデルⅢ及びモデルⅣの推定結果に基づいている。

表3-13 推定結果(2007年、妻)

変数	モデルⅠ		モデルⅡ		モデルⅢ		モデルⅣ	
	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	514.965	4.885 ***	504.472	5.191 ***	521.555	5.543 ***	558.246	5.975 ***
夫の相対的所得								
1乗項	22.141	0.149	69.515	1.617				
1乗項*妻・常勤	-5.468	-0.041	-1.243	-0.035				
2乗項	37.518	0.343			53.142	1.677		
2乗項*妻・常勤	6.542	0.064			3.706	0.137		
夫の年収							-0.009	-0.455
夫の年収*妻・常勤							0.008	0.446
妻の年収							-0.139	-2.354 *
妻の年収*妻・常勤							0.071	1.551
労働時間								
夫	-0.019	-0.463	-0.019	-0.465	-0.019	-0.461	-0.009	-0.233
妻	-0.477	-9.628 ***	-0.479	-9.760 ***	-0.477	-9.687 ***	-0.474	-9.677 ***
最高学歴								
夫	-7.455	-1.931	-7.460	-1.950	-7.438	-1.940	-5.818	-1.484
妻	12.480	2.318 *	12.650	2.364 *	12.375	2.328 *	13.056	2.438 *
年齢								
夫	-4.083	-2.677 **	-4.112	-2.707 **	-4.073	-2.683 **	-4.085	-2.686 **
妻	0.298	0.119	0.280	0.112	0.308	0.123	0.420	0.166
子どもの数	31.005	5.032 ***	31.284	5.146 ***	30.879	5.076 ***	30.109	4.938 ***
末子就学状況								
未就学	-4.037	-0.175	-4.301	-0.188	-3.867	-0.169	-3.976	-0.174
小学生	-13.544	-0.987	-13.508	-0.987	-13.459	-0.985	-13.112	-0.964
就業形態								
夫・常勤	-5.007	-0.228	-6.499	-0.302	-4.385	-0.205	-3.485	-0.163
妻・常勤	8.123	0.180	8.343	0.315	5.748	0.353	-6.576	-0.486
総サンプル数		397		397		397		397
adj R <sup>2</sup>		0.333		0.336		0.336		0.338

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

表3-14 交差項の推定結果(2007年、妻)

変数	モデルⅠ		モデルⅡ		モデルⅢ		モデルⅣ	
	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	26.306	0.128	70.462	1.220				
2乗項	32.535	0.223			50.319	1.231		
夫の年収							-0.015	-0.556
妻の年収							-0.193	-2.188 *
妻・常勤								
夫の相対的所得								
1乗項	14.981	0.081	67.887	1.326				
2乗項	46.085	0.299			57.995	1.356		
夫の年収							0.001	0.044
妻の年収							-0.047	-1.116

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

りか、自らの家事労働時間を削減することができるようになったことが明らかにされた。以上の点は2000年から2007年にかけて共稼ぎ夫婦の家庭では自らが稼ぐ所得を通じて家事労働における夫と妻との間の勢力に変化が現れたことを示唆している。2007年において妻の絶対的所得が夫の家事労働時間と有意な正の相関を、妻のそれと有意な負の相関を有していることはAndo (2011b)でも確認されている。見方を変えれば、妻に一方的に偏った日本の家事労働時間の不均衡と夫婦間のワーク・ライフ・バランスを是正するためには妻の就業を促進し、所得水準を上昇させることが政府の重要な役割であることを意味していると言える。

## 謝辞

本研究は公益財団法人家計経済研究所から「消費生活に関するパネル調査」の個票データをお借りすることで実現した。ここに記して感謝いたします。

## 参考文献

- Ai, Chunrong and Edward C. Norton, 2003, "Interaction Terms in Logit and Probit Models," *Economics Letters*, 80 (1): 123-129.
- 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.
- 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.
- 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.
- Brambor, Thomas, Roberts C. William, and Matt Golder, 2006, “Understanding Interaction Models: Improving Empirical Analysis,” *Political Analysis*, 14 (1): 63-82.
- 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.
- Evertsson, 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., 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.
- 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.
- Urdansky, Margaret L. and Wendy M. Parker, 2011, “How Money Matters: College, Motherhood, Earnings, and Wives’ Housework,” *Journal of Family Issues*, 20 (10): 1-25.