

日本の共稼ぎ夫婦のジェンダー・アイデンティティ喪失と家事労働分担行動におけるジェンダー・ディスプレイに関する実証分析

Empirical Analysis of Dual-Earner Couples' loss of Gender Identity and Gender Display in Housework Sharing Behavior: Evidence from Japan

安 藤 潤*

要約

本論文では2008年1月に実施したアンケート調査から20歳以上60歳未満の共稼ぎ夫婦のサンプルを作成し、アイデンティティ経済学のフレームワークから、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状況のもとで夫と妻のジェンダー・アイデンティティ喪失がその家事労働時間分担行動にどのような影響を及ぼすのかを実証的に分析した。その結果、設定された状況でジェンダー・アイデンティティの喪失と効用の低下を経験するため行動規範に合致するよう夫に大きな家事労働時間分担を引き受けさせないでジェンダー・アイデンティティとその効用の回復を図ろうとする妻が存在することが明らかにされた。ただし、夫については同様のことを明らかにすることはできなかった。

キーワード：アイデンティティ経済学、ジェンダー・アイデンティティ、行動規範、家事労働

1. 序論

本論文の目的は、2008年1月に実施したアンケート調査における仮想実験から得られた共稼ぎ夫婦をサンプルとして、夫の家庭外労働時間分担比率が極めて低い状況では喪失するジェンダー・アイデンティティの回復とそれを通じた効用最大化を図ることから「男性」および「女性」それぞれに割り当てられた行動規範に合致するよう家事労働時間分担比率を大きくは引き受けようとしない夫やそれを夫に引き受けさせないような妻が存在することを実証的に明らかにすることである。

アイデンティティを効用関数に明示的に組み込み、経済主体は自己もしくは他者がその社会的カテゴリーに割り当てられた行動規範から外れた行動をとったときに喪失されたアイデンティティを回復すべく行動規範に合致するような行動をとって効用最大化を図ろうとするため、標準的な経済理論では説明できないような様々な経済行動をとることがありうると主張してアイデンティティ経済学を提唱するのはAkerlof and Kranton (2000, 2010)である¹。Akerlof and Kranton (2000, 2010)はアイデンティティ経済学の応用例の1つとして夫婦の家事労働行動を挙げている。夫や妻の家事労働行動を説明する仮説の1つに所得に関する相対的資源仮説がある。これにもとづけば、夫や妻は自らの相対的所得（つまり夫婦総所得に占めるそれぞれの所得の占

* ANDO, Jun [国際文化学科]

¹ アイデンティティを含む効用関数についてはAkerlof and Kranton (2000)、安藤 (2010, 2013)を参照。

める割合) が限界的に1単位だけ小さくなるにつれて家事労働時間や家事労働時間分担比率を一定の単位数だけ限界的に引き上げることになる。また、時間に関する相対的資源仮説からも夫や妻はその家庭外労働時間分担比率が小さくなるほどその家事労働時間や家事労働時間分担比率を引き上げることが示唆される。これに対して Akerlof and Kranton (2000, 2010) は、共稼ぎ夫婦の夫の家事労働時間分担行動は子どもの存在や末子の就学状況にかかわらずその家庭外労働時間分担比率が徐々に小さくなるにつれ、夫も妻も夫が男性としての行動規範から乖離するそのような家事労働行動からアイデンティティの喪失とそれを通じた効用の低下を経験し、それらを回復しようとして夫は家事労働時間分担比率をより一層引き受けようになるものの非弾力的な引き受け方しかなくなることを明らかにしている²。このような夫や妻の家事労働行動は社会学ではジェンダー・ディスプレイと呼ばれる。個票データを用いた多変量解析による日本の共稼ぎ夫婦の家事労働におけるジェンダー・ディスプレイの実証分析としては安藤 (2010, 2014), Ando (2011b, 2012-13a, 2012-13b) があるが、いずれもそれがジェンダー・アイデンティティの喪失とそれを通じた効用の低下を回復する行動によるものであることまでは明らかにされていない。唯一、そのようなジェンダー・アイデンティティの喪失から家事労働におけるジェンダー・ディスプレイ行動をとりうる夫や妻の存在を明らかにしているのは Ando (2011a) だけであるが、そのサンプルには未婚者や無職の夫と妻が含まれているだけでなく、夫の家庭外労働時間分担比率がきわめて小さき状況で夫と妻はジェンダー・アイデンティティを喪失し、その程度が大きいはほど夫は比較的小さな家事労働時間分担比率しか引き受けないのか、あるいは妻は夫に比較的小さな家事労働時間分担比率しか引き受けさせようとしないのかまでは実証的に明らかにされていないという点で課題は残されている。よって本論文では上記アンケート調査におけるデータを再び利用し、サンプルとして本人だけでなくその配偶者も有職者である既婚の20歳以上60歳未満の男性および女性回答者から構成されるサンプルを作成し、あらためて夫と妻がそれぞれの労働に関するジェンダー行動規範を大きく逸脱している状況でジェンダー・アイデンティティを喪失することから家事労働時間分担においてジェンダー・ディスプレイ行動をとる夫と妻が存在することを、一元配置分散分析だけでなく多重比較の結果からも検証する。

2. アイデンティティ効用関数と家事労働におけるジェンダー・ディスプレイ

経済主体は以下のようなアイデンティティ I_j が組み込まれた効用関数 U_j を持っている。

$$U_j = U_j(\mathbf{a}_j, \mathbf{a}_{-j}, I_j) \quad (3.1)$$

$$I_j = I_j(\mathbf{a}_j, \mathbf{a}_{-j}, \mathbf{c}_j, \boldsymbol{\varepsilon}_j, \mathbf{P}) \quad (3.2)$$

(3.1) 式において U_j は個人 j の効用であり、この効用 U_j は個人 j の行動 \mathbf{a}_j 、他者の行動 \mathbf{a}_{-j} 、そして個人 j のアイデンティティもしくは自己イメージ I_j に依存する。また (3.2) 式からもわかるように、この個人 j のアイデンティティ I_j はまず第1に個人 j に割り当てられた社会的カテゴリー \mathbf{c}_j に依存して決定される。 I_j はあるカテゴリーの社会的地位を与え、より高い社会的地位とともにあるカテゴリーに割り当てられた個人は強化された自己イメージを享受することになる。個人 j のアイデンティティ I_j はまた個人 j の諸特徴 $\boldsymbol{\varepsilon}_j$ が社会的カテゴリーの行動規範 \mathbf{P} によって表される個人 j に割り当てられているカテゴリーの理想にどの程度合致しているかにも依

² Akerlof and Kranton (2000) は説明変数を夫の相対的所得にした場合にも同様の家事労働分担行動を確認できると主張しているが、二人はいずれの実証分析の結果もその論文では明らかにしていない。

存して決定される。そして個人 j のアイデンティティ I_j は個人 j の行動と他者の行動がどの程度行動規範 P に合致しているかによっても決定される。そして個人 j の効用 U_j はアイデンティティ I_j の増加や損失を通じて上昇したり低下したりする。最も単純なケースでは、個人 j は c_j, ε_j, P および他者の様々な行動を所与として効用 U_j を最大化すべく様々な行動を選択する (Akerlof and Kranton 2000: 719)。

アイデンティティ経済学からこの家事労働に関するジェンダー・ディスプレイ行動は次のように説明される。夫は「男性」という社会的カテゴリーに属し、「家の外で働き、稼ぐべきである」あるいは「家事労働をすべきではない」という家庭外労働と家事労働に関する社会的行動規範を割り当てられる。これに対して「女性」という社会的カテゴリーに属する妻が割り当てられる行動規範は「家事労働を行うべきである」あるいは「家の外で働いて稼ぐべきではない」となる³。もし夫の家庭外労働分担比率もしくは相対的所得が小さくなればなるほど、言い換えれば妻の家庭外労働分担比率もしくは相対的所得が大きくなればなるほど、夫は「男性」という社会的カテゴリーに割り当てられた行動規範から外れた行動をとることから、妻は「女性」という社会的カテゴリーに割り当てられた行動規範から外れた行動をとることから発生する認知的不協和を通じてそれぞれアイデンティティを喪失し、その効用を低下させる。このため、夫と妻は自らの効用を回復すべく、それぞれの行動規範に合致するような行動をとることでアイデンティティの回復とそれを通じた効用最大化行動をとって夫は非弾力的にしか家事労働時間や家事労働時間分担比率を増やそうとせず、また妻は非弾力的にしか家事労働時間や家事労働時間分担比率を減らそうとしなくなる。もしこのようなジェンダー・ディスプレイ行動が実証されるとすれば、少なくとも日本社会に「男性」と「女性」に与えられた家庭外労働や家事労働に関する行動規範が残っていることを意味し、これが夫婦間の家事労働分担格差をもたらしているのであればそのような行動規範を撤廃することが政府の重要な役割の1つとなる。

3. 実証分析

3.1 アンケート調査における仮想実験

筆者は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、2008年1月に二度目のアンケート調査を実施した。そこで男性に対して行われた仮想実験の質問は以下の問1および問2である。

問1 仮想の状況についてお聞きします。次の文章を読んでお答えください。

「あなたは結婚しているとします。夫と妻の家庭外労働時間の合計を100%、夫と妻の家庭内労働（家事や育児などの労働）時間の合計も100%とします。今、あなたの家庭外労働分担比率は非常に小さく、非常に多くの比率を妻が分担しているとします。」

このとき、あなたは家庭内労働（家事や育児などの労働）比率を最大で何%まで引き受けませんか。

³ ジェンダーについては現在ではその行動規範も変わりつつあり、また「男性」と「女性」の2つのカテゴリーだけに分けることもできないことは言うまでもないことである。Akerlof and Kranton (2000)も「ジェンダーに関しては、社会的地位の男女間格差は時間の経過とともに縮小してきたし、行動規範や身体的な理想も変化してきた。ジェンダー・カテゴリーそれ自体が多様化し、複雑化した」(Akerlof and Kranton 2000: 720, 翻訳は著者による)と述べている。

問2 次の考えについてどう思いますか。あなたの考えに近いもの1つに○をしてください。

「男性はいかなる状況でも家庭内労働（家事や育児などの労働）を分担すべきでない」

- 1 非常にそう思う 2 ややそう思う 3 どちらともいえない
4 あまりそう思わない 5 まったくそう思わない

問1については0から100までの整数を直接記入してもらった。また、問2において示されている男性の家事労働に対する考え方はモデルの説明でも示した男性の行動規範に関する記述の1つである。よって、男性としてのジェンダー・アイデンティティを強く持っている程度は、強い順に選択肢番号1, 2, 3, 4, 5と考えられ、したがって男性がその行動規範を逸脱した時に失われると考えられるジェンダー・アイデンティティ喪失の程度はこの順番で強いと考えられるので、選択肢番号1を選んだ回答者のジェンダー・アイデンティティ喪失の程度が最も大きくなるよう5点を与え、選択肢番号5を選択した回答者のそれが最も小さくなるよう1点を与えている。

次に、女性に対して行われた質問は以下の問3および問4である。

問3 仮想の状況についてお聞きします。次の文章を読んでお答えください。

「あなたは結婚しているとします。夫と妻の家庭外労働時間の合計を100%、夫と妻の家庭内労働（家事や育児などの労働）時間の合計も100%とします。今、夫の家庭外労働分担比率は非常に小さく、非常に多くの比率をあなたが分担しているとします。」

このとき、あなたは夫に家庭内労働（家事や育児などの労働）比率を最低でも何%は引き受けてもらいますか。

問4 次の考えについてどう思いますか。あなたの考えに近いもの1つに○をしてください。

「夫が少ししか家庭外労働を分担していない状況は哀れなので、妻が家庭内労働（家事や育児などの労働）をたくさん引き受けようと思う」

- 1 非常にそう思う 2 ややそう思う 3 どちらともいえない
4 あまりそう思わない 5 まったくそう思わない

問3については男性の場合と同様に0から100までの整数を直接記入してもらった。問4において、男性の行動規範に反した夫の行動から妻が喪失しているジェンダー・アイデンティティの程度の順番は、強い順に選択肢番号1, 2, 3, 4, 5と考えられ、1を選択した回答者の夫を哀れに思う程度が最も大きくなるよう選択肢番号1に5点、5を選択した回答者のそれが最も小さくなるよう選択肢5に1点を与えている。

なお上記アンケート調査にはこれら以外に、①本人の性別、②本人の年齢、③本人の職業、④配偶者の職業、⑤1年前の世帯年収に関する質問が含まれている。「年齢」は階級幅を10歳とし、「1 20～29歳」から「6 70歳以上」までの6個の選択肢が与えられている。「本人の職業」には8個の選択肢「1 自営業、自由業」、「2 正規雇用の会社員・団体職員」、「3 正雇用の公務員」、「4 正規雇用の教員」、「5 パート、アルバイト、派遣社員など」、「6 学生」、「7 無職の主婦（主夫）」、「8 無職」が、「配偶者の職業」にはこれら8個の選択肢に「9 配偶者はいない」を加えた9個の選択肢が与えられている。「1年前の世帯年収」は階級幅を100万円とし、「1

表 1 記述統計 1 (男性回答者, $n = 43$)

変数・属性	最小値	最大値	平均値	標準偏差
年齢 (歳)	25	55	46.40	8.04
世帯年収 (万円)	250	1950	796.51	326.12
ジェンダー・アイデンティティ喪失の程度	1	4	1.74	0.88
引き受ける家庭内労働比率 (%)	5	100	49.07	26.24

表 2 記述統計 2 (男性回答者)

属性	n	構成比
本人の職業		
1 自営業・自由業	7	16.28%
2 正規雇用の会社員・団体職員	29	67.44%
3 正規雇用の公務員	5	11.63%
4 正規雇用の教員	1	2.33%
5 パート, アルバイト, 派遣社員など	1	2.33%
配偶者の職業		
1 自営業・自由業	2	4.65%
2 正規雇用の会社員・団体職員	9	20.93%
3 正規雇用の公務員	3	6.98%
4 正規雇用の教員	0	0.00%
5 パート, アルバイト, 派遣社員など	29	67.44%
学歴		
1 新制中, 旧制小・高小卒	2	4.65%
2 新制高, 旧制中卒	21	48.84%
3 新制大・短大, 旧制高・専・大卒	20	46.51%
居住地区		
1 北海道	1	2.33%
2 東北	2	4.65%
3 関東	11	25.58%
4 京浜	6	13.95%
5 甲信越	1	2.33%
6 北陸	1	2.33%
7 東海	4	9.30%
8 近畿	5	11.63%
9 阪神	4	9.30%
10 中国	1	2.33%
11 四国	2	4.65%
12 九州	5	11.63%
居住地市郡規模		
1 18大都市	13	30.23%
2 その他都市	27	62.79%
3 郡・町村	3	6.98%

100万円未満」から「20 1900万円～2000万円未満」までの20個の選択肢に、具体的な金額の記入を求める「21 2000万円以上」を合わせた合計21個の選択肢が与えられている。このほか、日本全国を12の地域（「1 北海道」, 「2 東北」, 「3 関東」, 「4 京浜」, 「5 甲信越」, 「6 北陸」, 「7 東海」, 「8 近畿」, 「9 阪神」, 「10 中国」, 「11 四国」, 「12 九州」）に分けた「本人の居住地域」と、「18大都市」, 「その他の市」および「郡・町村」の3つの選択肢から構成さ

れる「本人の居住地区の市郡規模」、そして「本人の学歴」に関する情報が得られた。「本人の学歴」には新制中学校もしくは旧制小学校・高等小学校卒業に1、新制高校もしくは旧制中学校卒業に2、新制大学・短期大学もしくは旧制高校・専門学校・大学卒業に3を与えている。

3.2 男性回答者

3.2.1 記述統計

158名の回答者のうち、問1と問2を含む7個の質問のいずれか1つに無回答があった回答者7名を除く有効回答者151名から20-59歳の両配偶者とも有職者の43名をサンプルとして抽出した。

このようにして抽出されたサンプルの記述統計は表1と表2に示されている。年齢および世帯年収については階級値として中央値が用いられている。年齢の最小値は25歳、最大値は55歳、平均値は46.4歳である。世帯年収は最小値が250万円、最大値が1950万円、平均値が796.5万円となっている。回答者が設定された状況下でジェンダー・アイデンティティを喪失すると考えられる程度は、最小値が1点、最大値が4点、平均値は1.74点である。また回答者が設定された状況下で最大限引き受ける家事労働分担比率の最小値は5%、最大値は100%、平均値は49.1%である。本人の職業は自営業・自由業が16.3%、正規雇用の会社員・団体職員が67.4%、正規雇用の公務員が11.6%、正規雇用の教員とパート・アルバイト・派遣社員などがともに2.3%である。これに対して配偶者の職業は自営業・自由業が4.7%、正規雇用の会社員・団体職員が20.9%、正規雇用の公務員が7.0%、正規雇用の教員が該当者なし、パート・アルバイト・派遣社員などが67.4%である。学歴の構成比については、新制中学校もしくは旧制小学校・高等小学校卒業が4.7%、新制高校もしくは旧制中学校卒業が48.8%、新制大学・短期大学もしくは旧制高校・専門学校・大学卒業が46.5%である。居住地域の構成比は北海道が2.3%、そのほかは東北4.7%、景品を除く関東25.6%、京浜14.0%、甲信越と北陸がともに2.3%、東海9.3%、阪神を除く近畿11.6%、阪神9.3%、中国2.3%、四国4.7%、そして九州11.6%となっている。居住地区の市郡規模の構成比は18大都市が30.2%、その他都市が62.8%、郡・町村が7.0%であり、約93%が都市居住者である。

回答者が喪失すると想定されるジェンダー・ジェンダー・アイデンティティ喪失の程度別に見た、設定された状況下で最大限引き受ける家事労働時間分担比率は表3に示されている。ジェンダー・ジェンダー・アイデンティティ喪失の程度が最も大きい5点、つまり問5において選択肢1を選んだ回答者はいなかった。ジェンダー・ジェンダー・アイデンティティ喪失の程度が最も小さい1点の回答者数は20名で、その最小値は10%、最大値は100%、平均値は57.0%である。またジェンダー・ジェンダー・アイデンティティ喪失の程度が4点の回答者数は17名で、その最小値は20%、最大値は100%、平均値は47.8%である。ジェンダー・ジェンダー・アイデンティ

表3 ジェンダー・アイデンティティ喪失の程度別分担比率（男性回答者、%）

ジェンダー・アイデンティティ喪失の程度	回答者数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
1	20	10	100	57.00	27.16
2	17	20	100	46.76	24.68
3	3	5	40	21.67	17.56
4	3	20	50	36.67	15.28
5	0	NA	NA	NA	NA

ティ喪失の程度が3点および2点であった回答者数はともに3名であり、前2者に比較して回答者数がかなり少ない。3点をつけた回答者の最小値は5%、最大値は40%、平均値は21.7%である。また、2点をつけた回答者の最小値は20%、最大値は50%、平均値は36.7%である。回答者数にかなりの差があるため単純な比較は難しいが、4点および5点をつけた回答者の最大値が100%であるのに対し、2点および3点をつけた回答者のそれはそれぞれ50%、40%と上限値が存在する点に興味深い。平均値を見ると、2点と3点をつけた回答者グループ間では想定される平均値の大小関係は逆転しているが、この2グループと4点および5点をつけたグループではジェンダー・アイデンティティ喪失の程度が大きいほど設定された状況下で引き受ける家事労働時間分担比率の平均値は小さくなっている。

次に選択肢番号別にグループ化し、その分布を見ることとする。それらは図1から図4に示されている。もし夫がジェンダー行動規範に合致する行動をとらない経済主体であれば選択肢番号に関係なく分布は右に偏った単峰形となると考えられる。反対にそうでない経済主体としての夫が各グループに存在し、ジェンダー・アイデンティティ喪失の程度がその家事労働時間分担比率に影響を与えるとすれば、その程度が大きいほど分布はより左に偏った単峰形になったり、各

図1 夫が引き受ける家事労働時間分担比率
(男性回答者：グループ2)

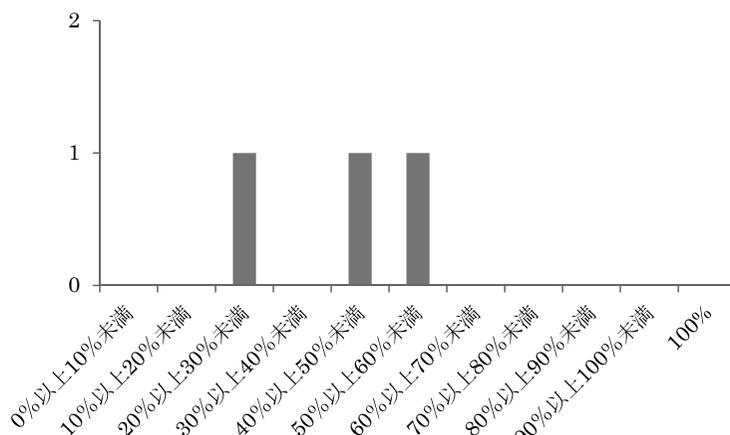


図2 夫が引き受ける家事労働時間分担比率
(男性回答者：グループ3)

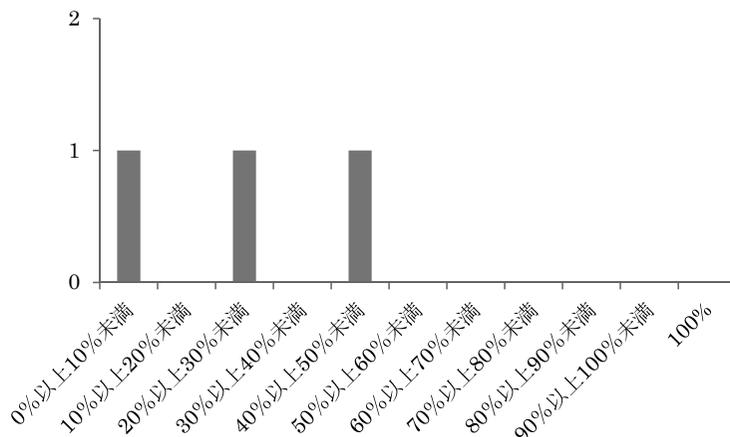


図3 夫が引き受ける家事労働時間分担比率
(男性回答者：グループ4)

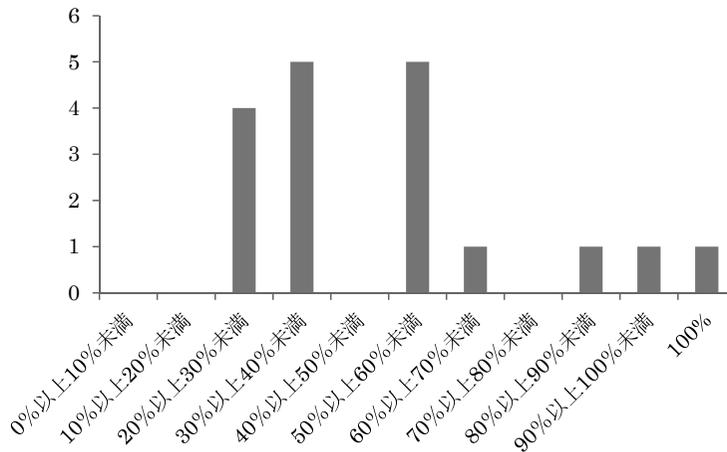
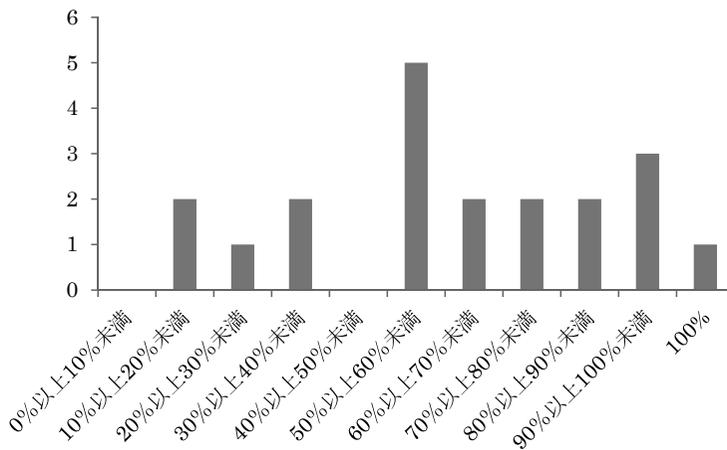


図4 夫が引き受ける家事労働時間分担比率
(男性回答者：グループ5)



ループの分布が双峰形になったりするものと考えられる。

グループ別に見たヒストグラムは図1から図4に示されているが、分布は必ずしもジェンダー・アイデンティティ喪失の程度が大きいほど右に偏った単峰形になっているわけではない。また、ジェンダー・アイデンティティ喪失の程度が1もしくは2の場合、双峰形になっているように見えないわけではない。ただし、この場合、相対的に右峰に多くの分布が見られると考えられるが実際の分布は左峰に多く見られる。

3.2.2 実証分析の結果

本項では男性のサンプルに含まれる43名の回答者について、回答者の5段階のジェンダー・アイデンティティ喪失の程度により、設定された仮想状況下で最大限引き受ける家事労働時間分担比率に有意差があるのかを一元配置分散分析により検証したのち、ジェンダー・アイデンティティ喪失の程度が大きいほどその分担比率が小さいと言えるのかを多重比較により検証する。もし夫がジェンダー行動規範に合致する行動をとらない経済主体であれば一元配置分散分析の結果

表 4 分散分析の結果 (男性回答者)

要因	平方和	自由度	分散	F 値	p 値
グループ間	4062.399	3	1354.133	2.13	0.113
グループ内	24850.3922	39	637.190		
全体	28912.7907	42	688.400		

表 5 多重比較の結果 (男性回答者)

グループ	2	3	4
3	-15.000 0.912		
4	10.098 0.938	25.098 0.480	
5	20.333 0.642	35.333 0.182	10.235 0.682

はジェンダー・アイデンティティ喪失の程度に関係なくその家事労働時間分担比率の平均値は有意には異ならないと考えられる。反対にそうでない経済主体としての夫が各グループに存在し、ジェンダー・アイデンティティ喪失の程度がその家事労働時間分担比率に影響を与えるとすれば一元配置分散分析の結果は各グループの引き受ける分担比率の平均値が有意に異なることを示すだけでなく、多重比較の結果からジェンダー・アイデンティティ喪失の程度が大きいほど引き受ける分担比率の平均値は小さくなるものと想定される。

問 1 において 2, 3, 4, 5 を選択した回答者それぞれが問 2 において回答した家事労働時間分担比率の平均値をそれぞれグループ 2 からグループ 5 まで順に $hwks_{m,2}$, $hwks_{m,3}$, $hwks_{m,4}$, $hwks_{m,5}$ とする。ここで検証する帰無仮説 H_1 は

$$H_1 : hwks_{m,2} = hwks_{m,3} = hwks_{m,4} = hwks_{m,5}$$

である。

一元配置分散分析による平均値の比較の結果および多重比較の結果は表 4 と表 5 にそれぞれ示されている。表 4 より帰無仮説 H_1 は有意水準 10% でさえ棄却できない。このことは男性の場合、ジェンダー・アイデンティティ喪失の程度によらず、設定された仮想状況下で最大限引き受ける家事労働時間分担比率に有意差はないことを表している。当然のことであるが、表 5 に示されている通り、多重比較の結果もすべてのグループ間でそれら分担比率に 10% 水準でさえ有意差がない。

3.3 女性回答者

3.3.1 記述統計

男性回答者と同様に、163 名の回答者のうち 7 個の質問のいずれか 1 つに無回答があった回答者 8 名を除く有効回答者 155 名から、学生、無職の回答者とそのような配偶者を持つ回答者を除く 20 - 59 歳の両配偶者とも有職者の 54 名をサンプルとして抽出した。

表 6 記述統計 1 (女性回答者)

変数・属性	最小値	最大値	平均値	標準偏差
年齢 (歳)	25	55	43.52	11.25
世帯年収 (万円)	150	2050	761.11	374.50
ジェンダー・アイデンティティ喪失の程度	1	4	2.57	1.02
夫に引き受けてもらう家事労働時間分担比率 (%)	10	100	44.44	20.64

表 7 記述統計 2 (女性回答者)

属性	n	構成比
本人の職業		
1 自営業・自由業	12	22.22%
2 正規雇用の会社員・団体職員	10	18.52%
3 正規雇用の公務員	2	3.70%
4 正規雇用の教員	1	1.85%
5 パート、アルバイト、派遣社員など	29	53.70%
配偶者の職業		
1 自営業・自由業	11	20.37%
2 正規雇用の会社員・団体職員	35	64.81%
3 正規雇用の公務員	6	11.11%
4 正規雇用の教員	0	0.00%
5 パート、アルバイト、派遣社員など	2	3.70%
学歴		
1 新制中、旧制小・高小卒	6	11.11%
2 新制高、旧制中卒	29	53.70%
3 新制大・短大、旧制高・専・大卒	19	35.19%
居住地区		
1 北海道	0	0.00%
2 東北	6	11.11%
3 関東	8	14.81%
4 京浜	6	11.11%
5 甲信越	2	3.70%
6 北陸	1	1.85%
7 東海	8	14.81%
8 近畿	5	9.26%
9 阪神	6	11.11%
10 中国	3	5.56%
11 四国	1	1.85%
12 九州	8	14.81%
居住地市郡規模		
1 18大都市	10	18.52%
2 その他都市	39	72.22%
3 郡・町村	5	9.26%

サンプルの記述統計は表 6 と表 7 に示されている。男性回答者と同様に年齢および世帯年収については階級値として中央値が用いられている。年齢の最小値は 25 歳，最大値は 55 歳，平均値は 43.5 歳である。世帯年収は最小値が 150 万円，最大値が 2050 万円，平均値が 761.1 万円である。回答者が設定された状況下でジェンダー・アイデンティティを喪失すると考えられる程度は，最小値が 1 点，最大値が 4 点，平均値は 2.6 点である。また回答者が設定された状況下で夫に最大

表8 ジェンダー・アイデンティティ喪失の程度別分担比率（女性回答者）

ジェンダー・アイデンティティ喪失の程度	回答者数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
1	9	50	100	70.00	17.32
2	17	30	80	49.41	16.76
3	16	20	60	40.31	12.45
4	12	10	50	23.75	12.27
5	0	NA	NA	NA	NA

限引き受けてもらう家事労働時間分担比率の最小値は10%、最大値は100%、平均値は44.4%である。本人の職業は自営業・自由業が22.2%、正規雇用の会社員・団体職員が18.5%、正規雇用の公務員が3.7%、正規雇用の教員が1.9%、パート・アルバイト・派遣社員などがともに53.7%である。これに対して配偶者の職業は自営業・自由業が20.4%、正規雇用の会社員・団体職員が64.8%、正規雇用の公務員が11.1%、正規雇用の教員が該当者なし、パート・アルバイト・派遣社員などが3.7%である。学歴の構成比については、新制中学校もしくは旧制小学校・高等小学校卒業が11.1%、新制高校もしくは旧制中学校卒業が53.7%、新制大学・短期大学もしくは旧制高校・専門学校・大学卒業が35.2%である。居住地域の構成比は北海道は該当者がおらず、東北11.1%、京浜を除く関東14.8%、京浜11.1%、甲信越3.7%、北陸1.9%、東海14.1%、阪神を除く近畿9.3%、阪神11.1%、中国5.7%、四国1.6%、そして九州14.8%となっている。居住地区の市郡規模の構成比は18大都市が18.5%、その他都市が72.2%、郡・町村が9.3%であり、約91%が都市居住者である。

次に表8から設定された状況下で最大限引き受ける家事労働時間分担比率を回答者が喪失すると想定されるジェンダー・アイデンティティ喪失の程度別に見よう。ジェンダー・アイデンティティ喪失の程度が最も大きい5点、つまり問5において選択肢1を選んだ回答者はいなかった。ジェンダー・アイデンティティ喪失の程度が最も小さい1点の回答者数は9名で、その最小値は50%、最大値は100%、平均値は70.0%である。ジェンダー・アイデンティティ喪失の程度が2点の回答者数は17名で、その最小値は30%、最大値は80%、平均値は49.4%、3点であった回答者数は16名、最小値は20%、最大値は60%、平均値は40.37%、そして4点の回答者数は12名で、その最小値は10%、最大値は50%、平均値は23.8%である。これらからはジェンダー・アイデンティティ喪失の程度が大きいほど設定された状況下で夫に引き受けてもらう家事労働時間分担比率の平均値は小さくなっていることがわかる。

次にジェンダー・アイデンティティ喪失の程度別に分布を見よう。それらは図5から図8に示されている。もし妻がジェンダー行動規範に合致した行動をとらない経済主体であればジェンダー・アイデンティティ喪失の程度に関係なく分布は右に偏った単峰形となると考えられる。反対にそうでない経済主体としての妻が各グループに存在し、ジェンダー・アイデンティティ喪失の程度がその家事労働時間分担比率に影響を与えるとすれば、その程度が大きいほど分布はより左に偏った単峰形になったり、各グループの分布が双峰形になったりするものと考えられる。

図5 夫に引き受けてもらう家事労働時間分担比率
(女性回答者：グループ2)

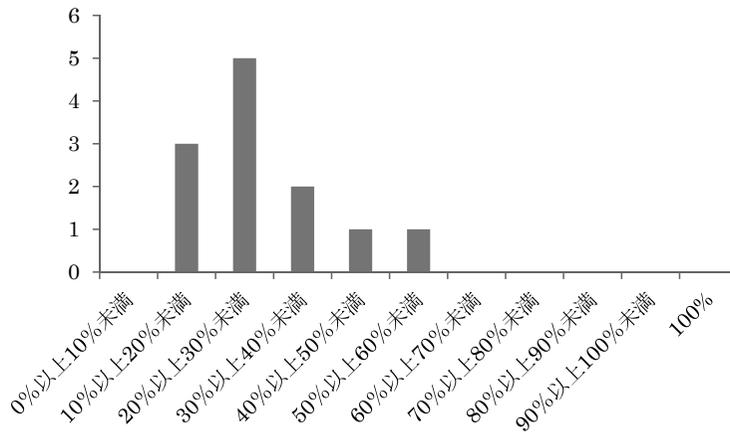


図6 夫に引き受けてもらう家事労働時間分担比率
(女性回答者：グループ3)

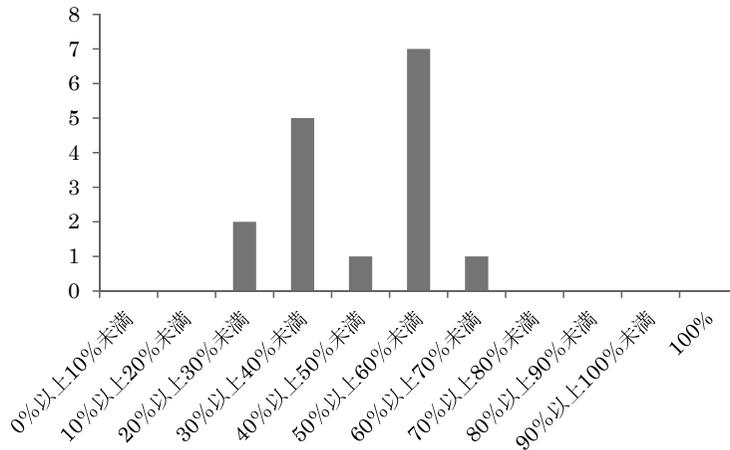


図7 夫に引き受けてもらう家事労働時間分担比率
(女性回答者：グループ4)

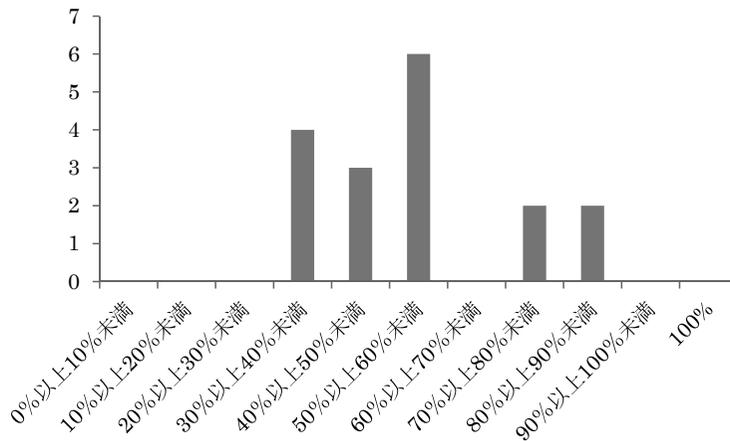
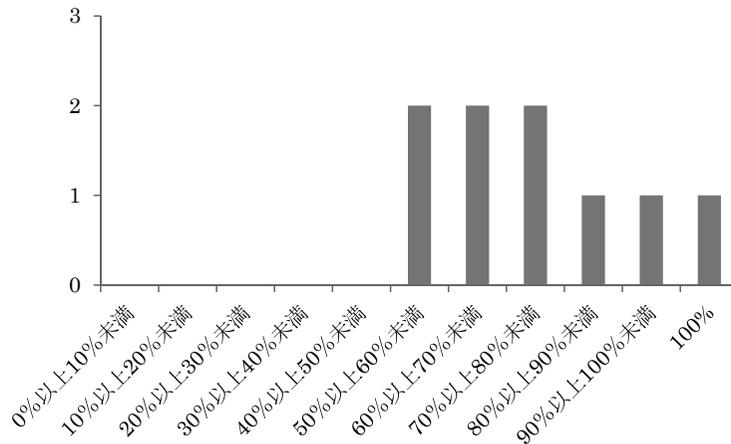


図8 夫に引き受けてもらう家事労働時間分担比率
(女性回答者：グループ5)



3.3.2 実証分析の結果

本項では女性のサンプルに含まれる54名の回答者について、回答者の5段階のジェンダー・アイデンティティ喪失の程度により、設定された仮想状況下で夫に最小限引き受けさせる家事労働時間分担比率に有意差があるのかを、前項と同様に一元配置分散分析により検証したのち、ジェンダー・アイデンティティ喪失の程度が大きいほどその分担比率が小さいと言えるのかを多重比較により検証する。

問3において2, 3, 4, 5を選択した回答者それぞれが問4において回答した家事労働時間分担比率の平均値をそれぞれ $hwks_{f,2}$, $hwks_{f,3}$, $hwks_{f,4}$, $hwks_{f,5}$ とする。ここで改めて確認しておけば、この中でジェンダー・アイデンティティ喪失の程度は2を選択した回答者が最も大きく、5を選択した回答者が最も小さい。一元配置分散分析により検証する帰無仮説 H_2 は

$$H_2 : hwks_{f,2} = hwks_{f,3} = hwks_{f,4} = hwks_{f,5}$$

である。

表9 分散分析の結果 (女性回答者)

要因	平方和	自由度	分散	F 値	p 値
グループ間	11709.5282	3	3903.176	17.95	0.000
グループ内	10873.8051	50	217.476		
全体	22583.3333	53	426.101		

表 10 多重比較の結果（女性回答者）

グループ	2	3	4
3	16.563 0.045 *		
4	25.662 0.000 ***	9.099 0.380	
5	46.250 0.000 ***	29.688 0.000 ***	20.588 0.015 *

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

一元配置分散分析による平均値の比較と多重比較の結果は表 9 および表 10 に示されている。表 9 より帰無仮説 H_2 は有意水準 0.1% で棄却できる。さらに表 10 には多重比較の結果が示されている。 $hwks_{f,2}$ は $hwks_{f,3}$ と 5% 水準で、また $hwks_{f,4}$ および $hwks_{f,5}$ とは 0.1% 水準で有意差があり、 $hwks_{f,2}$ はこれらの 3 つの平均値すべてよりも小さく、それとの差は $hwks_{f,5}$ 、 $hwks_{f,4}$ 、 $hwks_{f,3}$ の順で大きい。 $hwks_{f,3}$ は $hwks_{f,4}$ と 10% 水準でも有意には異ならないが、 $hwks_{f,5}$ とは 0.1% 水準で有意差があり、 $hwks_{f,3}$ は $hwks_{f,5}$ よりも小さい。 $hwks_{f,4}$ は $hwks_{f,5}$ と 5% 水準で有意差があり、前者は後者よりも小さい。以上をまとめると、これら 4 つのグループの平均値の大小関係は

$$hwks_{f,2} < hwks_{f,3}, \quad hwks_{f,4} < hwks_{f,5}$$

となる。

4. 結論

本論文の目的はアイデンティティ経済学のフレームワークから、共稼ぎ夫婦の家事労働分担行動において、ジェンダー行動規範に反して夫がきわめて小さな家庭外労働時間分担比率しか負担していないときに、言い換えれば、妻がきわめて大きな家庭外労働時間分担比率を引き受けているときに、ジェンダー・ディスプレイ行動をとる夫や妻が存在するのかを実証的に検証することであった。本論文における仮想実験と実証分析の結果から、第 1 に、設定された状況では男性としてのジェンダー・アイデンティティを比較的大きく喪失する夫は存在するが、そのような夫がジェンダー・ディスプレイ行動をとるとは言えないことが明らかにされた。第 2 に、一方では、設定されたような状況で女性としてのジェンダー・アイデンティティを大きく失い、夫には大きな家事労働時間分担比率を引き受けさせようとはしないため、家事労働時間分担においてジェンダー・ディスプレイ行動をとる妻、つまり夫にジェンダー・ディスプレイ行動をとらせる妻が存在することが明らかにされた。第 3 に、他方においては、設定された状況下で比較的的女性としてのジェンダー・アイデンティティを喪失せず、自らの家事労働時間分担比率を小さくし、夫により大きなそれを引き受けることを求める妻が存在することが明らかにされた。ただし、女性としてのジェンダー・アイデンティティ喪失の程度が 2 番目に小さい妻のグループの平均値 $hwks_{f,2}$ でさえほぼ 50% であり、アンケート調査の間 8 で選択肢 2, 3, 4 を選択した共稼ぎの妻はサンプル全体の 80% を超えることから、程度の差こそあれ、日本の共稼ぎの妻の 80% 程度

が設定されたような状況になれば夫に家事労働分担においてジェンダー・ディスプレイ行動をとらせると言える。したがって、政府の役割は共稼ぎ夫婦の夫よりはむしろそのような妻が持つ労働に関するジェンダー行動規範を変えることに求められる。

参考文献

- Akerlof, George A. and Rachel E. Kranton, 2000, "Economics and Identity," *Quarterly Journal of Economics*, 115(3): 715-753.
- , 2010, *Identity Economics: How Our Identities Shape Work, Wages, and Well-Being*. Princeton: Princeton University Press.
- 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.
- , 2013, 「共稼ぎ夫婦の家事労働分担行動に関するジェンダー・ディスプレイ——家事生産アプローチからの実証分析」『新潟国際情報大学情報文化学部紀要』16: 61-73.
- , 2014, 「JPSC2000—2008 パネルデータを用いた常勤職で働き稼ぐ妻の家事労働行動に関する実証分析」『新潟国際情報大学情報文化学部紀要』17: 65-80.
- Ando, Jun, 2011a, "Identity and Couples' Housework Sharing: A Virtual Experiment on Husbands' Gender Display" , *The Japanese Economy*, 38(3): 3-29.
- , 2011b, "Dual-Earner Couples' Housework Behavior in Japan: Exchange, Display, or 'Her money' ?" *CSES Working Paper*, 61: 1-27.
- , 2012-13a, "Changes in Dual-Earner Couples' Housework Behavior: From the Empirical Analyses of Cohort A in the JPSC," *The Japanese Economy*, 39(4): 3-41.
- , 2012-13b, "Empirical Analysis of Dual-Earner Couples' Housework Behavior Using JGSS-2006," *The Japanese Economy*, 39(4): 42-59.
- 千田亮吉・山本昌弘・塚原康博編, 2010, 『行動経済学の理論と実証』, 勁草書房.

* 本研究は 2005 年度から 3 年間実施された明治大学社会科学研究所「行動経済学の理論と実証」の研究費により実現した。ここに記して感謝します。

