

論文

四大卒妻の労働時間、雇用形態および主観的幸福度に関するジェンダー・アイデンティティ仮説の検証

安 藤 潤

〔抄 録〕

本論文ではリクルートワークス研究所が2017～2020年に実施した「全国就業実態パネル調査（JPSED）」を用い、アイデンティティ経済学をフレームワークとして、四年制大学卒業以上の教育歴を持つ日本の妻の労働時間、雇用形態および主観的幸福度に関するジェンダー・アイデンティティ仮説を検証した。その結果、第1に、子どもの有無を考慮しない場合、「妻は非正規雇用で短時間働くべきである」という行動規範が社会で支配的となっていることが明らかにされた。第2に、サンプルを子どもを持つ妻に限定した場合、雇用形態に関係なく「妻は働くべきではない」という行動規範が支配的となつているとともに、その一方で労働時間を考慮した場合には「妻は35時間未満で働くべきである」という行動規範が支配的となっていることが明らかにされた。

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、生活満足度

1. 序 論

本論文の目的はリクルートワークス研究所が2017～2020年に実施した「全国就業実態パネル調査（JPSED）」を用い、アイデンティティ経済学をフレームワークとして、高等教育を受けた日本の妻の労働時間、雇用形態および主観的幸福度に関するジェンダー・アイデンティティ仮説を検証することである。

第2次世界大戦後、日本でも女性の四年制大学進学率は上昇してきた⁽¹⁾。上昇する女性の大学進学率は教育歴の長期化と高等教育を通じてその人的資本を増加させていることを意味する。日本ではすでに専業主婦世帯よりも共働き世帯の方が多くなっていることはよく知られている。1986年にいわゆる男女雇用機会均等法が施行されたことも後押しとなり、正規雇用で

四大卒妻の労働時間, 雇用形態および主観的幸福度に関するジェンダー・アイデンティティ仮説の検証 (安藤 潤)

働く女性が増加したが、その一方でパートタイム労働に代表される非正規雇用で働く女性も大幅に増加している⁽²⁾⁽³⁾。このような女性の労働参加の増加は女性の年齢階級別労働力率に関する M 字曲線におけるボトムの上昇を見ても理解できる。そのグラフが M 字のようにボトムから再上昇するのは、女性が結婚、妊娠、出産、育児というライフ・イベントが発生したときに労働市場を退出し、育児がひと段落したときに労働市場に再参入することによるものとされる。しかし、労働力人口を正規雇用の従業員と職員だけに限定した場合、そのグラフは M 字になるどころかピークを迎えて以降は再上昇することはなく、L 字型となる。このことは女性のポスト育児期における再就職においていかに非正規雇用が多く、比較的労働時間を調節しやすいパートタイム労働は家庭責任の大部分を担っている妻にとって重要であるという見方もできる一方、男性と同じく高額の授業料を払って四年制大学を卒業した女性が企業の経営にかかわるような中核的な仕事ではなく、周縁的な業務が多いパートタイム労働に従事することは教育投資の無駄と人的資源の過少利用を意味しているとも考えられる (Booth and van Ours 2013, p.264)。

このような家庭責任と仕事を両立できるパートタイム労働に対する肯定的な見解に立つのであれば、妻はパートタイムで働く方がワーク・ファミリー・コンフリクトが発生しやすいフルタイム労働よりもより主観的幸福度が高くなると考えられる。これは既婚もしくはパートナーを持つ男女の労働時間と主観的幸福度に関するジェンダー・アイデンティティ仮説と呼ばれる (Booth and van Ours 2008, 2009, 2013 ; Russo 2012)。これに対して Akerlof and Kranton (2000) が提唱するアイデンティティ経済学のプロトタイプ・モデルから異なるジェンダー・アイデンティティ仮説を構築しているのが安藤 (2019) と Ando (2021) である。同仮説では高等教育を受けた妻のグループでは専業主婦が支配的グループとなり、したがって「妻は働くべきではない」というジェンダー行動規範が支配的となっているため、妻の主観的幸福度は専業主婦が最も高くなり、その行動規範を逸脱してより長時間働く妻ほど主観的幸福度は低下すると仮定されている。連合総合生活開発研究所が実施した「生活時間に関するアンケート調査、2007」のうちアメリカ合衆国の個票データを用いた安藤 (2019) では同仮説が支持されていないのに対し、同調査の日本の個票データを用いた Ando (2021) では子どもを持つ妻に関して上記ジェンダー・アイデンティティ仮説が支持されている。つまり、このことは 21 世紀に入ってなお日本には高等教育を受けた子どもを持つ妻は「働くべきではない」とのジェンダー行動規範が日本に残っていることを意味する。しかし同調査は 2007 年に実施されたものであり、その時点からすでに 14 年が経過している。この間、日本はリーマン・ショックや東日本大震災による経済の大幅な落ち込みと雇用の不安定化を通じて夫が失業したときにいかに世帯収入が低下するかを経験している。したがって、日本でも夫婦が夫の雇用喪失による世帯収入の低下というリスクに直面したときに妻が正規雇用で働き続けていることが重要になっていることから、妻の教育歴が四年制大学卒業以上の場合、子どもがいよいよがいまいが「妻は働

くべきではない」というジェンダー行動規範はもはや消えているのではないかというのが本論文での問題意識である。

女性が四年制大学を卒業し、フルタイムで就労し始めるものの、ある時期からパートタイムで働くようになる要因として出産が挙げられる。Paull (2008) は、第1子出産を機に、フルタイム労働に従事する女性の多くがパートタイム労働者となること、また、パートタイム労働に従事する女性もその雇用上の地位を維持することを明らかにしている。これに対して Gregory and Connolly (2008) は英国雇用機会委員会のレポートから、1つの「謎 (puzzle)」として、仕事と労働時間に関する満足度ではフルタイム労働に従事する女性よりも高いものの、生活満足度に関しては子を持つフルタイム女性が最も高いことを挙げている。Bertland (2013) は大卒女性の主観的幸福度にそのキャリアと家族形成がどのような影響を及ぼすかについて分析し、サンプル中の第25分位に属する高所得を手にし、かつ、結婚して夫と子供を持っている場合にはそのような妻の生活満足度は上昇しないことを明らかにしている。Wielers et al. (2014) は現実の労働時間が理想のそれを上回っている場合、子どもを持つフルタイム労働に従事する女性は子どもがいないフルタイム労働に従事する女性に比べて労働時間を減らそうとする傾向があることを発見している。これに対して Booth and van Ours (2008) は既婚もしくはパートナーを持つ女性の就業上の地位変更の要因をジェンダー・アイデンティティに求める。

子どもを持っていようがまいが、そもそも専業主婦の主観的幸福度は就労する妻よりも高くなるのだろうか。Treas et al. (2011) は28か国のデータを用い、専業主婦およびパートタイム労働に従事する妻の生活満足度とフルタイムで働く妻のそれとを比較し、最も生活満足度が高くなるのは専業主婦であるが、パートタイム労働で働く妻の生活満足度は専業主婦とはほぼ同水準であり、フルタイムで働く妻の生活満足度よりもやや高いと結論づけている。また、佐藤 (2018) は公益財団法人家計経済研究所の「消費生活に関するパネル調査」の個票データを用い、子どもの存在と就労する妻の雇用上の地位を考慮した場合、最も幸福度が高くなるのは子どものいない専業主婦であり、次いで子どものいない正規雇用で働く妻のそれが2番目に高く、子供のいない非正規雇用で働く妻、子供のいる専業主婦の順に幸福度は低下してゆくことを明らかにしている。

本論文ではアイデンティティ経済学をフレームワークとして、四年制大学以上の教育歴を持つ妻のジェンダー・アイデンティティが就労することを通じて、また、就労する場合にはその雇用形態と労働時間の選択を通じて妻の主観的幸福度にどのような影響を及ぼしているのかに焦点を当て、日本ではそのような高等教育を受けた妻でさえ「働くべきではない」という行動規範がまだ支配的となっているのか、それとも「働くべきである」という行動規範がすでに支配的となっているのかを検証する。

本論文の構成は以下の通りである。次節では主な先行研究が概観される。第3節では本論

四大卒妻の労働時間, 雇用形態および主観的幸福度に関するジェンダー・アイデンティティ仮説の検証 (安藤 潤)

文における妻の労働時間, 雇用形態および主観的幸福度に関するアイデンティティ仮説が提示され, 第4節では個票データを用いた実証分析の結果が示され, そして最後に結論が導出される。

2. 先行研究

仕事満足度のジェンダー格差に関して, Clark (1997) は英国の *British Household Panel Survey* (BHPS) ウェーブ1を用い, 男性よりも女性の方が仕事満足度が高くなること, そしてそれは労働市場における女性の地位向上とそれがもたらす様々な報酬への期待が向上していることが一時的現象として現れていると結論づけている。Sousa-Poza and Sousa-Poza (2003) も 1991~2000年のBHPSから得られたパネルデータを用いて Clark (1997) の結論を支持している。Bardasi and Francesconi (2004) は 1991~2000年の英国BHPSから得られたパネルデータを用い, 女性の今期の雇用上の地位がフルタイム雇用であった場合に比べて季節限定雇用・臨時雇用であった場合には生活満足度と仕事満足度をともに低下させること, 有期契約雇用であった場合には仕事満足度を低下させる確率を高くすること, そして労働時間が1~15時間であろうが16~29時間であろうがパートタイム雇用は仕事満足度を低下させることを明らかにしている。

この分野で初めてジェンダー・アイデンティティをモデルに明示的に組み込んで分析したのは Booth and van Ours (2008) である。Booth and van Ours (2008) はBHPSのウェーブ6~13を用い, 週平均労働時間によりスモール・パートタイム労働 (週平均労働時間1~15時間), ラージ・パートタイム労働 (同16~29時間), 通常のフルタイム労働 (同30~39時間), 超過労働 (同40時間以上) に分類し, 女性パートナーの労働時間満足度も仕事満足度もスモール・パートタイム労働で働く場合に比べてフルタイム労働で働く場合と超過労働で働く場合には低下するがラージ・パートタイム労働で働く場合には影響を受けないこと, 子どもがいるカップルの場合, 女性パートナーは自分がフルタイム労働で働いている場合だけでなくスモール・パートタイム労働で働いている場合も自分の生活満足度を引き上げることを明らかにしている。Booth and van Ours (2009) は2001~2004年のオーストラリアの *Household, Income and Labor Dynamics in Australia* (HILDA) を用い, その固定効果パネル分析の結果から, 女性パートナーの時間満足度はパートタイム労働で働いている場合はフルタイム労働で働いている場合よりも高くなるのに対してパートタイム労働で働いている場合はその就業満足度と生活満足度には何ら影響しないこと, 女性パートナーはフルタイム労働で働くことと生活満足度を低下させることを明らかにしている。Chang (2011) は2002年の台湾社会變遷基本調査 (*Taiwan Social Change Survey*) の個票データを用い, 男女のジェンダー・アイデンティティ獲得 (喪失) がその主観的幸福度を上昇 (低下) させることを, Treas et al.

(2011) は日本を含む 28 か国のマイクロデータを用いた実証分析から生活満足度は専業主婦が最も高く、フルタイム労働に従事する妻が最も低いこと、しかしこれらの専業主婦と 2 番目に生活満足度が高いパートタイム労働に従事する妻とではほぼ差がなく、これらとフルタイム労働に従事する妻の差もわずかであることを明らかにしている。Russo (2012) はオランダの 1,845 人の個票データを用い、フルタイム雇用を望んでいる女性のロング・パートタイム労働者と不本意ながら短時間だけパートタイム労働で働く労働者の労働時間はその仕事満足度を低下させること、しかし生活満足度に与える影響はないことを明らかにしている。オランダの CentER パネル 1993~2006 年 (14 ウェーブ) を用いた Booth and van Ours (2013) は固定効果ロジット・モデルによる分析結果から、女性は世帯収入を考慮すると労働時間に関係なく係数の符号は負となるがすべて有意ではないことを明らかにしている。

アイデンティティ経済学をフレームワークとしてそのプロトタイプ・モデルから妻の主観的幸福度は専業主婦が最も高く、労働時間が長くなればなるほどその主観的幸福度は低下してゆくとのジェンダー・アイデンティティ仮説を構築し、検証しているのが安藤 (2019) および Ando (2021) である。アメリカ合衆国の個票データを用いた安藤 (2019) の実証分析の結果はもはやアメリカ合衆国では専業主婦が支配的グループではなくなり、「妻は短く働くべきである」というジェンダー行動規範も消えていることを示唆している。これに対して同仮説を同じく日本の個票データで実証的に検証した Ando (2021) は日本には子どもを持つ場合に限り「妻は短時間働くべきである」とのジェンダー行動規範が残っていること、そしてこの結果はアメリカ合衆国やフランスでは見られないことを明らかにしている。

3. フレームワーク

3.1 アイデンティティ効用関数

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。

$$U_j = U_j(\mathbf{a}_j, \mathbf{a}_{-j}, I_j) \quad (1)$$

$$I_j = I_j(\mathbf{a}_j, \mathbf{a}_{-j}; \mathbf{c}_j, \boldsymbol{\varepsilon}_j, P) \quad (2)$$

上の (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、つまり自己の行動ベクトル \mathbf{a}_j 、他者の行動ベクトル \mathbf{a}_{-j} 、そして個人 j のアイデンティティ I_j に依存する。また (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内のあるグループに関するベクトル \mathbf{c}_j に依存して決定される。 I_j はある社会的カテゴリー内のグループに社会的地位を与え、より高い社会的地位にあるグループ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におけるグループの行動規範ベクトル P にどの程度合致しているかにも依存して決定される。そして個人 j のアイデンティテ

四大卒妻の労働時間, 雇用形態および主観的幸福度に関するジェンダー・アイデンティティ仮説の検証 (安藤 潤)

イ 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。個人 j の効用 U_j はアイデンティティ I_j の獲得やその喪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, p.719)。

3.2 モデルと仮説

本項では Akerlof and Kranton (2000) によるゲーム理論をベースとするプロトタイプ・モデルを図 1 を用いて説明し、妻の働き方と主観的幸福度に関するジェンダー・アイデンティティ仮説を導出する。ジェンダーという社会的カテゴリー内のグループ「女性」は既婚女性、つまり妻と未婚女性というサブ・グループに大別され、さらに妻は働かない専業主婦と働く妻に分かれ、妻はそのいずれかにアイデンティティを持っている。そして社会はそれら 2 つのグループに対してジェンダー行動規範を与えている。

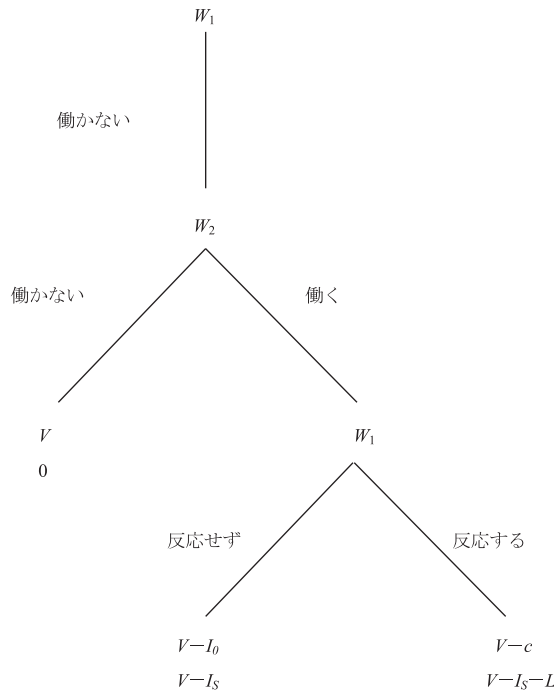


図 1 W_1 と W_2 との間の相互行為に関するゲーム・ツリー
(出所) Akerlof and Kranton (2000), p.729.
(注) 上段と下段はそれぞれ W_1 と W_2 の効用を表す。

今、妻 W_1 の選好が「働かない」ことに、妻 W_2 の選好が「働く」ことにあり、社会で支配的となっている労働に関する行動規範を「妻は働くべきではない」とする。

まず W_1 も W_2 も働かないケースを考える。 W_1 は自己の行動が自らの選好に合致している

のでアイデンティティを獲得し、それを通じて効用が上昇する。それと同時に W_1 は他者としての W_2 が社会の支配的行動規範に従った行動を選択しているのだからこのことから喪失するアイデンティティはなく、効用も低下しないので W_1 は効用 V を得る。これに対して自らの選好に合致しない行動をとる W_2 はそのような自己の行動からアイデンティティを喪失するので効用は得られず、その効用は 0 となる。

次に W_1 は働かないが、 W_2 は働くケースを考える。「妻は働くべきではない」という社会の支配的行動規範を支持する W_1 は自己の行動が自らの選好に合致するのでアイデンティティを獲得し、それを通じて効用が V だけ上昇するが、同時に W_1 は他者としての W_2 がそのような社会的行動規範を逸脱しているのだからアイデンティティを喪失し、 W_1 の効用は I_0 だけ低下する。よって W_1 は効用 $V - I_0$ を得る。 W_2 は自らの選好に合致する行動を選択しているのだからアイデンティティを獲得し、効用 V を得るが同時に W_2 は社会の支配的行動規範を逸脱しているためアイデンティティを喪失し、効用を I_S だけ低下させる。よって、 W_2 は $V - I_S$ の効用を得る。

ここで W_1 はコスト c を負担すれば I_0 だけ効用を低下させることなく W_2 の規範逸脱行動に対して反応を示す、たとえば自分自身に対する社会的な評価を落とすことにはなっても W_2 の陰口をたたいたり、 W_2 に対して嫌味を言って牽制したり、罵声を浴びせたりすることができ、この反応を通じて W_2 は効用をさらに L だけ低下させる。まず、 $V - I_S < 0$ のとき、 W_2 は働けば効用は 0 を下回ることを知っているのだからそれよりもまだ大きな効用 0 を得る「働かない」という行動を選択する。このとき W_1 は反応を示さない。次に $V - I_S > 0$ の場合、つまり W_2 が「働く」という行動を選択する場合を考えよう。この場合でも $c > I_0$ であれば、 W_1 の獲得する効用は $V - c$ となり反応しない場合に得られる効用 $V - I_0$ よりも低下するので W_1 は W_2 の行動に反応を示さない。したがって W_2 は支配的な社会的行動規範を逸脱しつつも働き続け、そのため W_1 の効用は $V - I_0$ のままである。 $c < I_0$ の場合には W_1 は反応を示し、これにより W_1 の効用は $V - c$ となり、 W_2 の効用は $V - I_S - L$ まで低下する。ただし、 $V - I_S - L > 0$ で W_2 が「働く」という行動を選択すれば W_1 は反応こそ示しても具体的な抑止行動にまでは出ない。 W_1 が W_2 の行動に対して反応を示すだけでなく具体的な政策を伴うようないわば「制裁」を加えて抑止行動をとるのは $c < I_0$ かつ $I_S < V < I_S + L$ 場合、つまり、 W_1 は W_2 の行動に反応を示さない場合よりも W_2 の行動に反応を示す方がより大きな正の効用 $V - c$ を獲得でき、それにより W_2 が獲得する効用 $V - I_S - L$ が負となる場合である。なぜならこのとき W_2 は本意ながらも効用水準がまだましな「働かない」という行動を選択して専業主婦になるからである。このケースでは社会の妻はすべて専業主婦となる。ところが日本には家庭責任を果たしながら働く妻が多数存在する。ここでそれを説明するために本プロトタイプ・モデルを拡張し、 W_2 はもし W_1 が抑止行動をとってしまうと本意ながら専業主婦となることを選ばざるをえなくなるので、それを回避するために W_2 は社会的行動規範に部

分的に同調する、あるいは、それから部分的に逸脱するにとどめるという行動を選択すると考える。具体的には、自分の望む水準よりも短く働くことで W_1 からの反応の程度を軽減し、抑止行動を回避することでその効用を一部回復させ、それにより獲得する効用 $V - I_S - L$ を正にすると考える。このとき W_1 と W_2 はともにそれぞれ正の効用 U_1 および U_2 を得るが、いずれの効用が高いかは事前的には不明である。ただし、効用は主観的であり、望む労働時間も個人により差があるのでどの程度まで労働時間を短くするかは個人による。この場合、自らの選好通りに専業主婦となっている W_1 、 W_1 からの反応を受けても部分的に行動規範に従うことで専業主婦になることを回避し、労働時間を削減して比較的短時間だけ働く $W_{2,S}$ と、同様に比較的長時間働く $W_{2,L}$ が存在することになる。ここで添え字の S は短時間労働、 L は長時間労働を表す。このときすべての妻の効用は正になっている。また、支配的な行動規範から外れるほど W_1 からの反応による効用低下が大きくなると考えられるので W_2 の効用は長く働くほど低くなるものと考えられる。したがって $W_{2,S}$ の効用は $W_{2,L}$ の効用よりも高くなっているものと考えられる。 W_1 の効用 U_1 が $W_{2,S}$ 、 $W_{2,L}$ それぞれの効用 $U_{2,S}$ 、 $U_{2,L}$ よりも高いのかそれとも低いのかに関しては事前には予想できない。

ここまでを整理すれば、専業主婦と就労する妻が共存するのは W_1 が W_2 の行動に反応を示そうが示すまいが W_1 と W_2 がともに正の効用を獲得している場合であることがわかる。Akerlof and Kranton (2000) によれば W_1 が W_2 の行動に反応を示しているのか示していないのかは c と I_0 の大小関係により決まることになる。しかし、妻というグループで支配的なサブ・グループを形成している W_1 は自分たちが獲得している効用 $V - I_0$ がそうでないサブ・グループが獲得している効用 $V - I_S$ を下回っているとすれば、自らのアイデンティティを喪失し効用を低下させるため、 W_1 の効用 U_1 が W_2 の効用 U_2 を上回るまでやはり W_2 の行動に反応を示すと考えられる。したがって専業主婦 W_1 の効用は就労する妻 W_2 のそれよりも大きいものとする。

本論文では以下の3つのジェンダー・アイデンティティ仮説を検証する。

$$H_1: U_1 > U_2$$

$$H_2: U_1 > U_{2,IR} > U_{2,R}$$

$$H_3: U_1 > U_{2,S} > U_{2,L}$$

が構築される。添え字の IR および R はそれぞれ非正規雇用で働く妻と正規雇用で働く妻を表している。仮説 H_1 は図1に示されているプロトタイプ・モデルから導出される最もシンプルなジェンダー・アイデンティティ仮説である。仮説 H_2 は日本のパートタイムでの雇用が均等待遇のもとでの正規雇用でないことが多いことを考慮し、妻の労働時間ではなく雇用形態の違いに注目した第2のジェンダー・アイデンティティ仮説である。仮説 H_3 は安藤 (2019) による妻の労働時間に関するジェンダー・アイデンティティ仮説である。いずれも「妻は働くべきではない」という行動規範が支配的であると仮定されている。

4. 実証分析

4.1 データ

サンプルを作成するにあたって使用したデータはリクルートワークス研究所が2017～2020年に実施した「全国就業実態パネル調査」である。同調査は未婚および既婚の男女を対象として実施され、継続調査をしている点と豊富な回答者を持つ点に特徴がある。2020年の調査が行われたのは同年の1月である。日本で新型コロナウイルス Covid-19の感染が拡大したのは春以降であるので、それが生み出した緊急事態宣言下の自粛生活や雇用の喪失といった特殊な事情が含まれていない。

サンプルは配偶者（事実婚を含む）と同居し、四年制大学卒業以上の教育歴を持つ夫と妻ともに25歳以上50歳未満の夫婦に制限した。ただし、子どもを持つ場合であっても子供が同居していない夫婦と学生はサンプルから省いた。上記調査では調査前年の1月から12月までの各月の就業状況を問うているが、働き方と労働時間に関しては前年12月時点に関してのみ質問が用意されている。妻に関しては（正規雇用か、非正規雇用か）に関係なく勤め人と専業主婦、夫に関しては同様に勤め人と専業主夫に加え、会社役員に限定した。勤め人は前年12月に労働時間がある会社・団体等に雇われていた「雇用者」として就業していた者とし、労働時間が0の「雇用者」はサンプルから省いた。専業主婦と専業主夫は前年12月時点で仕事をしていなかった非就業者とし、同時期に労働時間がある非就業者はサンプルから省いた。また、前年12月時点での労働時間と前年1年間の年収が不明と回答した回答者もサンプルから省いた。主な仕事のからの年収に関しては前年1年間のものについて質問しているため前年12月時点で就業していなかった回答者でも正の年収を得ている回答者がいること、前年12月時点で就業し、1週間の労働時間が正であっても同年の1月から11月までについては同じ就業経験や労働時間を保証するものではないことには注意が必要である。この結果、5,216組の夫婦がサンプルに残った。

4.2 定式化

まず仮説 H_1 を検証するために以下の (3) 式を推定する。

$$\begin{aligned}
 Y = & a_{1,0} + a_{1,1}WW + a_{1,2}HOUSEWIFERATE_w + a_{1,3}HEALTH_w \\
 & + a_{1,4}AGE_w + a_{1,6}AGE_w^2 + a_{1,7}INCOME_C + a_{1,8}MANAGER_h \\
 & + a_{1,9}IRREGULAR_h + a_{1,10}REGULAR_h + b_1Z_1 + \varepsilon_1
 \end{aligned} \tag{3}$$

次に妻の雇用上の地位を考慮した仮説 H_2 を検証するために以下の (4) 式を推定する。

四大卒妻の労働時間、雇用形態および主観的幸福度に関するジェンダー・アイデンティティ仮説の検証（安藤 潤）

$$\begin{aligned}
 Y = & a_{2,0} + a_{2,1}REGULAR_w + a_{2,2}IRREGULAR_w + a_{2,3}HOUSEWIFERATE_w \\
 & + a_{2,4}HEALTH_w + a_{2,5}AGE_w + a_{2,6}AGE_w^2 + a_{2,7}INCOME_c \\
 & + a_{2,8}MANAGER_h + a_{1,9}IRREGULAR_h + a_{1,10}REGULAR_h + \mathbf{b}_1\mathbf{Z}_2 + \varepsilon_2
 \end{aligned} \tag{4}$$

さらにジェンダー・アイデンティティ仮説 H_3 を検証するために次の (5) 式も推定する。

$$\begin{aligned}
 Y = & a_{3,0} + a_{3,1}WH_{1,w} + a_{3,2}WH_{2,w} + a_{3,3}WH_{3,w} + a_{3,4}WH_{4,w} \\
 & + a_{3,5}HOUSEWIFERATE_w + a_{3,6}HEALTH_w + a_{3,7}AGE_w + a_{3,8}AGE_w^2 \\
 & + a_{3,9}INCOME_c + a_{3,10}MANAGER_h + a_{3,11}IRREGULAR_h + a_{3,12}REGULAR_h + \mathbf{b}_3\mathbf{Z}_3 + \varepsilon_3
 \end{aligned} \tag{5}$$

ここで (3) 式、(4) 式および (5) 式において Y は妻の生活満足度、 WW は就労する妻に関するダミー変数、 WH_k ($k = 1, 2, 3, 4$) は就労する妻の週労働時間に関するダミー変数を表している。具体的には $WH_1 (> 0)$, WH_2 , WH_3 , WH_4 はそれぞれ妻の週平均就労時間が 20 時間未満、20 時間以上 35 時間未満、35 時間以上 50 時間未満、そして 50 時間以上のダミー変数である。 $HOUSEWIFERATE_w$ は調査前年 1 月から 11 月までの 11 か月に占める専業主婦だった月数の割合、 $HEALTH_w$ は妻の不健康度、 AGE_w および AGE_w^2 はそれぞれ妻の年齢とその 2 乗項、 $INCOME_c$ は夫婦の調査前年の総年収、 $MANAGER_h$ は会社役員の夫のダミー変数、 $REGULAR_w$ および $REGULAR_h$ はそれぞれ正規雇用で働く妻および夫のダミー変数、 $IRREGULAR_w$ および $IRREGULAR_h$ はそれぞれ非正規雇用で働く妻および夫のダミー変数、 Z はコントロール変数のベクトルを表している。上記 3 式において $HOUSEWIFERATE_w$ を説明変数に組み込んでいるのは、被説明変数が前年 12 か月の生活満足度であるのに対して就業状況や労働時間が前年 12 月時点だけの回答結果であることを考慮するためである。この説明変数を加えることで、前年 12 月時点だけの就業状況が生活満足度に与える影響を知ることができるだけでなく、過去 1 年間にわたり専業主婦であった妻と就業者であった妻の生活満足度に与える影響を知ることができるからである。回答者は生活満足度を 1 から 5 までの 5 段階で評価することを求められており、したがって推定方法はアンバランスド・パネルデータを用いた変量効果順序ロジット・モデルとした。(3) 式で有意な負の $a_{1,1}$ が、(4) 式で有意な負の $a_{2,1}$ と $a_{2,2}$ が推定されれば、さらに (5) 式で $a_{3,1}$, $a_{3,2}$, $a_{3,3}$, $a_{3,4}$ すべてが有意な負であれば「妻は働くべきではない」という社会的行動規範が日本の社会で支配的となっていることを表す。一方、(3) 式において $a_{1,1}$ が有意かつ $a_{1,1} > a_{1,2} > 0$ であれば「妻は働くべきである」という社会的行動規範が支配的となっていることを表す。同様に (4) 式において $a_{2,1}$ と $a_{2,2}$ の少なくとも一方が有意で $a_{2,1} > a_{2,2} > a_{2,3} > 0$ であれば「妻は正規雇用で働くべきである」という社会的行動規範が、 $a_{2,2} > a_{2,1} > a_{2,3} > 0$ であれば「妻は非正規雇用で働くべきである」とい

う社会的行動規範が支配的となっていることを表す。さらに (5) 式において $a_{3,1}$, $a_{3,2}$, $a_{3,3}$, $a_{3,4}$ の少なくとも 1 つが有意な正で、かつ、 $a_{3,5}$ より大きければその長さの時間だけ「妻は働くべきである」という社会的行動規範が支配的となっていることを表す。

4.3 変数

被説明変数には妻の「[昨年1年間]生活満足度」を用いた。妻の「[昨年1年間]幸福度」を使用しなかったのは Ando (2021) との比較を行うためである。「全国就業実態パネル調査」では前年1月から12月までの1年間の回答者の生活全般について「1 満足していた」, 「2 まあ満足していた」, 「3 どちらともいえない」, 「4 どちらかといえば不満であった」, 「5 不満であった」の5つの選択肢が与えられているが、分析に当たっては「1」が最も高くなるように5点を、そして「5」が最も低くなるように1点を与えている。

説明変数は働く妻ダミー、正規雇用で働く妻ダミー、非正規雇用で働く妻ダミー、週20時間未満 (>0) 働く妻ダミー、週20時間以上35時間未満働く妻ダミー、週35時間以上50時間未満働く妻ダミー、週50時間以上働く妻ダミー、役員として就労する夫ダミー、正規雇用で就労する夫ダミー、非正規雇用で就労する夫ダミー、妻の年齢とその2乗、妻の不健康度、夫婦総収入、0~6歳の末子同居ダミー、7~12歳の末子同居ダミー、13~18歳の末子同居ダミー、妻の最終学歴ダミー、働く妻の勤め先の業種ダミー、居住地ダミーである。妻(夫)が夫(妻)に稼得責任(家庭責任)を果たしてくれることを望んでいるのであれば夫(妻)の労働時間が長く(短く)なればなるほど妻(夫)の主観的幸福度は上昇すると考えられる。これはクロス・パートナー効果と呼ばれる(Booth and van Ours 2008)。本論文では妻の生活満足度のみ推定しており、また、回答者の配偶者の労働時間に関する質問がないため正確な意味でのクロス・パートナー効果ではないが、夫の就業形態に関するダミーを加えることでその代替的な措置とした。

働く妻のダミーには「昨年1年間の就業状態(12月)」, 「[昨年12月]1週間の労働日数」, 「[昨年12月]1週間の労働時間」を用い、すべての質問に正の労働時間を回答した妻に1を、そうでない妻に0を与えた。またこの質問は働く妻の週労働時間にも用いている。妻の不健康度には「[昨年1年間]健康状態(ストレス)ひどく疲れている」を用い、その状態が「1 いつもあった」に5点, 「2 しばしばあった」に4点, 「3 少しあった」に3点, 「4 ほとんどなかった」に2点, 「5 全くなかった」に1点を与えた。妻と夫の雇用形態については就業者のうち「[昨年12月]就業形態雇用形態」と「[昨年12月]雇用形態」を用い、正規雇用ダミーには前者で「会社・団体等で雇われていた」を選択し、かつ、後方で「正規の職員・従業員」を選択した回答者に1を、それ以外には0を与え、非正規雇用ダミーには前者で「パート・アルバイト」, 「労働者派遣事業所の派遣社員」, 「契約社員」, 「嘱託」を選択した回答者に1を、それ以外には0を与えた。また、夫の役員ダミーについては前者で「会社な

どの役員」を選択した回答者に1を、それ以外には0を与えた。就業形態や労働時間に関係なく、推定式(3)～(5)での参照グループは専業主婦であり、働く夫の参照グループは専業主夫である。妻の総収入には「[昨年1年間]収入(万円) 主な仕事からの年収」, 「[昨年1年間]収入(万円) 副業からの年収」, 「[昨年1年間]収入(万円) 仕事以外からの年収」の合計を、夫の年収には「[昨年1年間]配偶者の年収(万円)」をそれぞれ用い、両者の合計を夫婦総年収とした。同変数の符号条件は正である。妻はある年齢に達するまでは様々な家庭責任、特に育児責任を負わされることになるのでそれまでは主観的満足度は年齢が上昇するほど低下するが、その年齢を超えると徐々にそれら責任から解放されるため、一転して主観的満足度は年齢が上昇するほど大きくなるものとの考え方は女性の年齢のU字仮説と呼ばれる⁽⁴⁾。よって妻の年齢の符号条件は負、その2条項の符号条件は正である。

妻の最終学歴には「最終学歴」を用い、大学院修士課程修了と大学院博士課程修了の2種類のダミーを作成した。参照グループは四年制大学卒業である。働く妻の業種は「農林漁業」, 「鉱業」, 「建設業」, 「製造業」, 「電気・機械器具製造業」, 「電気・ガス・熱供給・水道業」, 「情報通信業」, 「運輸業」, 「卸売・小売業」, 「飲食料品小売業」, 「金融・保険業」, 「不動産業」, 「飲食店・宿泊業」, 「医療・福祉」, 「教育・学習支援」, 「サービス業」, 「公務」であり、「他に分類されないもの」を参照グループとして各ダミーを作成した。妻の居住地は「現在の居住地」を用い、47都道府県から「北海道」, 「東北」, 「関東」, 「北信越」, 「東海」, 「近畿」, 「中国」, 「四国」, 「九州・沖縄」の9ブロックに関する各ダミー変数を作成し、「北海道」を参照グループとした。末子年齢別のダミーについては「子どもの年齢」を用い、夫と子どもの同居には「同居者 配偶者(事実婚を含む)」および「同居者 子ども」を用いた。

4.4 実証分析の結果

記述統計は表1に示されている通りである。変量効果順序ロジット・モデルによる妻の推定結果は表2に示されている。その第1列には推定式(3)の推定結果が示されている。働く妻ダミーは1%で有意な正である。したがって仮説 H_1 は棄却される。このことは四年制大学以上の教育歴を持つ妻というグループではもはや「妻は働くべきではない」という社会的行動規範が支配的ではなくなっており、反対に「妻は働くべきである」という行動規範がこのグループで支配的となっていることを意味する。妻の専業主婦期間率は5%で有意な正である。その係数は0.408であり、働く妻の参照グループである前年12月時点での専業主婦は前年1年間にわたって専業主婦であった妻がそれだけ生活満足度が高くなることを意味するが、同時に前年1年間にわたって就業していた妻、つまり、専業主婦月数が1月もなかった妻よりは生活満足度が低いこと、つまり、「妻は働くべきである」という行動規範がこのグループで支配的となっていることをも意味する。表2の第2列には推定式(4)の推定結果が示されている。正規雇用で働く妻ダミーの係数は5%で、非正規雇用で働く妻ダミーのそれは1%でと

表1 記述統計

変数	子どものいない妻 (n=1,730)				子どものいる妻 (n=3,486)			
	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
妻の生活満足度	1.00	5.00	3.69	0.95	1.00	5.00	3.65	0.97
妻=就業者	0.00	1.00	0.76	0.43	0.00	1.00	0.55	0.50
妻=正規雇用の就業者	0.00	1.00	0.39	0.49	0.00	1.00	0.19	0.40
妻=非正規雇用の就業者	0.00	1.00	0.37	0.48	0.00	1.00	0.36	0.48
妻の週労働時間								
20時間未満	0.00	1.00	0.12	0.32	0.00	1.00	0.15	0.35
20時間以上 35時間未満	0.00	1.00	0.16	0.37	0.00	1.00	0.18	0.38
35時間以上 50時間未満	0.00	1.00	0.48	0.50	0.00	1.00	0.27	0.44
50時間以上	0.00	1.00	0.06	0.23	0.00	1.00	0.02	0.14
専業主婦期間率	0.00	1.00	0.25	0.38	0.00	1.00	0.50	0.45
妻の年齢	25.00	49.00	35.92	7.00	25.00	49.00	38.09	5.97
妻の年齢の2乗	625.00	2401.00	1339.06	517.01	625.00	2401.00	1486.23	455.66
妻の不健康度	1.00	5.00	2.95	1.10	1.00	5.00	3.04	1.06
夫婦総年収(万円)	0.00	6090.00	777.42	422.72	0.00	10000.00	728.50	411.04
夫=役員	0.00	1.00	0.02	0.15	0.00	1.00	0.02	0.14
夫=正規雇用の就業者	0.00	1.00	0.78	0.42	0.00	1.00	0.79	0.41
夫=非正規雇用の就業者	0.00	1.00	0.09	0.29	0.00	1.00	0.07	0.26
子どもの数	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00	8.00	1.75	0.74
末子年齢0~6歳	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00	0.63	0.48
末子年齢7~13歳	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00	0.24	0.43
末子年齢13~18歳	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00	0.12	0.32
妻の学歴								
四年制大学卒業	0.00	1.00	0.94	0.25	0.00	1.00	0.95	0.22
大学院修士課程修了	0.00	1.00	0.06	0.23	0.00	1.00	0.05	0.21
大学院博士課程修了	0.00	1.00	0.01	0.08	0.00	1.00	0.01	0.08

もに有意な正である。したがって仮説 H_1 はやはり棄却される。ただし両者の係数を比較すると非正規雇用ダミーの方が正規雇用ダミーよりも大きいことから、「妻は非正規雇用で働くべきである」という行動規範が支配的となっていることが理解できる。妻の専業主婦期間率は5%で有意な正で、その係数は0.386であり、前年1年間にわたって専業主婦であった妻は雇用形態に関係なく前年1年間にわたって就業していた妻よりは生活満足度が低いこと、つまり、「妻は非正規雇用で働くべきである」という行動規範がこのグループで支配的となっていることをも意味する。さらに表2の第3列には推定式(5)の推定結果が示されている。雇用形態に関係なく20時間未満働く妻ダミー、20時間以上35時間未満働く妻ダミー、35時間以上50時間未満働く妻ダミーそれぞれの係数はそれぞれ1%、1%、5%で有意である。ただし50時間以上働く妻ダミーの係数は有意ではない。仮説 H_2 が支持されるための係数の条件を満たしておらず、同仮説は棄却される。係数は20時間以上35時間働く妻ダミーが一番大きく、次いで20時間未満働く妻ダミー、35時間以上50時間未満働く妻ダミーの順となっている。20時間以上35時間働く妻ダミーの係数と20時間未満働く妻ダミーの係数には大きな差はなく、したがって「妻は週35時間未満で働くべきである」という行動規範が支配的となっ

表 2 妻の推定結果

説明変数	(1)		(2)		(3)	
	推定係数	z 値	推定係数	z 値	推定係数	z 値
WW (働く妻ダミー)	0.566	2.621**				
REGULAR _w (正規雇用で働く妻ダミー)			0.496	2.101*		
IRREGULAR _w (正規雇用で働く妻ダミー)			0.575	2.657**		
働く妻の週労働時間						
WH _{1,w} (20 時間未満)					0.578	2.585***
WH _{2,w} (20 時間以上 35 時間未満)					0.606	2.663**
WH _{3,w} (35 時間以上 50 時間未満)					0.458	1.979*
WH _{5,w} (50 時間以上)					0.444	1.465
HOUSEWIFERATE (前年 11 か月中の専業主婦月数の割合)	0.408	2.271*	0.386	2.111*	0.373	2.052*
HEALTH _w (妻の不健康度)	-0.666	-18.84***	-0.667	-18.847***	-0.665	-18.802***
AGE _w (妻の年齢)	-0.243	-3.195***	-0.245	-3.209***	-0.245	-3.216***
AGE _w ² (妻の年齢の 2 乗)	0.003	2.878**	0.003	2.888**	0.003	2.892**
INCOME _c (夫婦の総年収)	0.001	7.584***	0.001	7.594***	0.001	7.701***
MANAGER _h (役員の夫ダミー)	0.166	0.621	0.159	0.594	0.168	0.627
REGULAR _h (正規雇用で働く夫ダミー)	0.000	0.002	-0.010	-0.062	-0.004	-0.025
IRREGULAR _h (正規雇用で働く夫ダミー)	0.203	1.846†	0.201	1.828†	0.201	1.824†
子どもの数	-0.042	-0.638	-0.045	-0.680		
末子年齢						
0~6 歳	0.357	2.448*	0.360	2.471*	0.347	2.383*
7~12 歳	-0.013	-0.079	-0.018	-0.110	-0.030	-0.184
13~18 歳	-0.103	-0.539	-0.109	-0.566	-0.118	-0.613
妻の学歴						
大学院修士課程修了	0.139	0.734	0.145	0.767	0.142	0.752
大学院博士課程修了	0.048	0.101	0.056	0.118	0.073	0.154
妻の勤め先の業種						
農林漁業	1.270	1.580	1.291	1.605	1.288	1.602
建設業	0.022	0.075	0.026	0.092	0.044	0.152
製造業	-0.079	-0.364	-0.072	-0.328	-0.057	-0.260
電気・機械器具製造業	-0.195	-0.663	-0.181	-0.617	-0.162	-0.552
電気・ガス・熱供給・水道業	-0.020	-0.040	-0.010	-0.020	0.007	0.014
情報通信業	-0.014	-0.053	-0.007	-0.028	0.010	0.040
運輸業	-0.096	-0.310	-0.091	-0.293	-0.101	-0.328
卸売・小売業	0.143	0.608	0.143	0.607	0.144	0.608
飲食料点小売業	-0.106	-0.459	-0.110	-0.478	-0.124	-0.536
金融・保険業	-0.026	-0.113	-0.017	-0.074	-0.006	-0.025
不動産業	-0.620	-1.790†	-0.611	-1.764†	-0.590	-1.699†
飲食店・宿泊業	0.027	0.111	0.017	0.068	-0.005	-0.019
医療・福祉	-0.091	-0.472	-0.086	-0.445	-0.084	-0.433
教育・学習支援	-0.192	-0.906	-0.194	-0.915	-0.189	-0.891
サービス業	-0.210	-1.011	-0.202	-0.970	-0.204	-0.979
公務	0.192	0.794	0.198	0.821	0.210	0.867
妻の居住地						
東北	-0.362	-1.363	-0.357	-1.344	-0.367	-1.382
関東	-0.066	-0.309	-0.062	-0.288	-0.070	-0.328
北信越	0.072	0.270	0.076	0.281	0.080	0.296
東海	-0.135	-0.571	-0.133	-0.562	-0.140	-0.595
近畿	-0.132	-0.588	-0.129	-0.572	-0.134	-0.594
中国	-0.351	-1.298	-0.347	-1.283	-0.349	-1.292
四国	-0.509	-1.627	-0.502	-1.603	-0.504	-1.612
九州・沖縄	-0.144	-0.596	-0.137	-0.567	-0.145	-0.599
観察数	5,216		5,216		5,216	
グループ数	2,793		2,793		2,793	
Log Likelihood	-6,260.462		-6,260.196		-6,259.435	
LR chaiba r sup 2	372.77***		371.89***		370.70***	
Cut-off Point 1	-10.159		-10.200		-10.229	
Cut-off Point 2	-8.585		-8.627		-8.656	
Cut-off Point 3	-6.694		-6.737		-6.765	
Cut-off Point 4	-3.220		-3.262		-3.291	

(注) 表中の***、**、*および†はそれぞれ 0.1%、1%、5% および 10% で有意であることを表している。

ていると考えることができる。妻の専業主婦期間率は5%で有意な正で、その係数は0.373であり、前年1年間にわたって専業主婦であった妻は雇用形態に関係なく前年1年間にわたって週35時間未満働いていた妻よりは生活満足度が低いこと、つまり、「妻は週35時間未満で働くべきである」という行動規範がこのグループで支配的となっていることをも意味する。なお、3本の推定式の推定結果では妻の不健康度は0.1%で有意な負、夫婦総年収は0.1%で有意な正である。夫の働き方に関するダミーでは正規雇用で働く夫のみ10%で有意な正である。妻の年齢のU字仮説は支持されている。

変量効果順序ロジット・モデルによる子どもを持つ妻の推定結果は表3に示されている。その第1列には推定式(3)の推定結果が示されている。働く妻ダミーの係数は0.595であり、5%で有意である。したがって仮説 H_1 は棄却される。このことは四年制大学以上の教育歴を持ち、子どもがいる妻というグループでも「妻は働くべきではない」という社会的行動規範が支配的ではなく、反対に「妻は働くべきである」という行動規範がこのグループで支配的となっていることを意味する。ただし妻の専業主婦期間率は1%で有意な正である。その係数は0.636であり、働く妻の参照グループである前年12月時点での専業主婦は前年1年間にわたって専業主婦であった妻がそれだけ生活満足度が高くなることを意味し、同時に前年1年間にわたって就業していた妻、つまり、専業主婦月数は1月もなかった妻よりは生活満足度が高いこと、よって前者12月時点だけの支配的行動規範とは異なり、前年1年間を通してみれば「妻は働くべきではない」という社会的行動規範が支配的となっていることになる。表3の第2列には推定式(4)の推定結果が示されている。正規雇用で働く妻ダミー、非正規雇用で働く妻ダミーの係数はともに1%でともに有意な正である。したがって仮説 H_1 はやはり棄却される。また両者の推定係数はそれぞれ0.583と0.596であることからわずかに非正規雇用ダミーの方が正規雇用ダミーよりも大きく、このことから「妻は非正規雇用で働くべきである」という行動規範が支配的となっていることが理解できる。ただし、妻の専業主婦期間率は1%で有意な正で、その係数は0.633であり、ここでも前年1年間にわたって専業主婦であった妻の方が雇用形態に関係なく前年1年間にわたって就業していた妻よりは生活満足度が高いことをも意味する。よってここでも前者12月時点だけの支配的行動規範とは異なり、前年1年間を通してみれば雇用形態に関係なく「妻は働くべきではない」という社会的行動規範が支配的となっていることになる。さらに表3の第3列には推定式(5)の推定結果が示されている。雇用形態に関係なく20時間未満働く妻ダミー、20時間以上35時間未満働く妻ダミー、35時間以上50時間未満働く妻ダミーそれぞれの係数はすべて5%で有意な正である。ただし50時間以上働く妻ダミーの係数は有意ではない。仮説 H_2 が支持されるための係数の条件を満たしておらず、同仮説は棄却される。係数は20時間未満働く妻ダミーが一番大きく、次いで20時間以上35時間働く妻ダミー、35時間以上50時間未満働く妻ダミーの順となっている。20時間未満働く妻ダミーの係数と20時間以上35時間働く妻ダミーの係

表3 子どもを持つ妻の推定結果

説明変数	(4)		(5)		(6)	
	推定係数	z 値	推定係数	z 値	推定係数	z 値
WW (働く妻ダミー)	0.595	2.186*				
REGULAR _w (正規雇用で働く妻ダミー)			0.583	1.925†		
IRREGULAR _w (正規雇用で働く妻ダミー)			0.596	2.188*		
働く妻の週労働時間						
WH _{1,w} (20時間未満)					0.713	2.473*
WH _{2,w} (20時間以上35時間未満)					0.706	2.386*
WH _{3,w} (35時間以上50時間未満)					0.610	2.015*
WH _{5,w} (50時間以上)					0.240	0.561
HOUSEWIFERATE (前年11か月中の専業主婦月数の割合)	0.636	2.695**	0.633	2.650**	0.627	2.704**
HEALTH _w (妻の不健康度)	-0.658	-14.978***	-0.658	-14.977***	-0.656	-14.935***
AGE _w (妻の年齢)	-0.212	-2.002*	-0.211	-2.001*	-0.216	-2.046*
AGE _{w2} (妻の年齢の2乗)	0.002	1.547	0.002	1.546	0.002	1.589
INCOME _c (夫婦の総年収)	0.001	6.667***	0.001	6.589***	0.001	6.739***
MANAGER _h (役員の方ダミー)	0.227	0.668	0.225	0.663	0.210	0.619
REGULAR _h (正規雇用で働く夫ダミー)	0.298	1.500	0.296	1.488	0.290	1.456
IRREGULAR _h (正規雇用で働く夫ダミー)	0.416	3.109**	0.416	3.103**	0.408	3.043**
子どもの数	-0.025	-0.352	-0.025	-0.358	-0.027	-0.378
末子年齢						
0~6歳	-0.298	-0.675	-0.297	-0.671	-0.287	-0.650
7~12歳	-0.467	-1.100	-0.467	-1.100	-0.463	-1.092
13~18歳	-0.429	-1.043	-0.429	-1.043	-0.424	-1.031
妻の学歴						
大学院修士課程修了	0.186	0.760	0.187	0.762	0.180	0.737
大学院博士課程修了	-0.146	-0.246	-0.144	-0.243	-0.096	-0.161
妻の勤め先の業種						
農林漁業	1.018	0.762	1.020	0.764	0.969	0.724
建設業	0.290	0.811	0.291	0.814	0.261	0.715
製造業	0.096	0.350	0.098	0.356	0.035	0.123
電気・機械器具製造業	-0.540	-1.407	-0.537	-1.396	-0.585	-1.492
電気・ガス・熱供給・水道業	0.232	0.344	0.235	0.348	0.175	0.258
情報通信業	-0.099	-0.252	-0.097	-0.248	-0.165	-0.416
運輸業	-0.197	-0.506	-0.196	-0.503	-0.265	-0.671
卸売・小売業	0.342	1.122	0.343	1.123	0.244	0.769
飲食料点小売業	0.027	0.094	0.027	0.092	-0.074	-0.243
金融・保険業	-0.352	-1.157	-0.349	-1.146	-0.410	-1.311
不動産業	0.057	0.113	0.058	0.114	-0.020	-0.038
飲食店・宿泊業	-0.211	-0.704	-0.213	-0.708	-0.306	-0.991
医療・福祉	0.079	0.330	0.079	0.332	0.011	0.044
教育・学習支援	0.053	0.198	0.053	0.196	-0.007	-0.024
サービス業	-0.156	-0.581	-0.155	-0.574	-0.224	-0.805
公務	0.147	0.479	0.149	0.484	0.087	0.274
妻の居住地						
東北	-0.051	-0.147	-0.049	-0.141	-0.034	-0.098
関東	0.355	1.254	0.355	1.256	0.355	1.254
北信越	0.432	1.237	0.433	1.240	0.436	1.248
東海	0.106	0.350	0.107	0.352	0.100	0.328
近畿	0.242	0.818	0.243	0.820	0.245	0.828
中国	-0.136	-0.403	-0.135	-0.398	-0.123	-0.365
四国	-0.311	-0.797	-0.310	-0.792	-0.294	-0.753
九州・沖縄	0.165	0.532	0.167	0.537	0.170	0.548
観察数		3,486		3,486		3,486
グループ数		1,887		1,887		1,887
Log Likelihood		-4,160.283		-4,160.279		-4,158.431
LR chaibar 2		236.39***		235.74***		235.19***
Cut-off Point 1		-9.759		-9.758		-9.836
Cut-off Point 2		-8.272		-8.272		-8.349
Cut-off Point 3		-6.419		-6.419		-6.495
Cut-off Point 4		-2.815		-2.814		-2.888

(注) 表中の***、**、*および†はそれぞれ0.1%、1%、5% および10% で有意であることを表している。

数は前者が0.713、後者が0.706と大差はなく、したがって「妻は週35時間未満で働くべきである」という行動規範が支配的となっていると考えることができる。妻の専業主婦期間率は1%で有意な正で、その係数は0.627であり、前年1年間にわたって専業主婦であった妻は雇用形態に関係なく前年1年間にわたって週35時間未満働いていた妻よりは生活満足度が低いこと、つまり、雇用形態に関係なく「妻は35時間未満で働くべきである」という行動規範がこのグループで支配的となっていることをも意味する。なお、3本の推定式の推定結果では妻の不健康度は0.1%で有意な負、夫婦総年収は0.1%で有意な正である。夫の働き方に関するダミーでは正規雇用で働く夫のみ1%で有意な正である。妻の年齢および妻の年齢の2乗項はともに符号条件を満たしているが後者は10%でも有意ではなく、U字仮説は棄却されている。

5. 結 論

本論文ではリクルートワークス研究所が2017~2020年に実施した「全国就業実態パネル調査 (JPSED)」を用い、アイデンティティ経済学をフレームワークとし、被説明変数に妻の生活満足度を用いて四年制大学卒業以上の教育歴を持つ日本の妻の主観的幸福度に関するジェンダー・アイデンティティ仮説を検証した。その結果、第1に、子どもの有無を考慮しない場合、「妻は非正規雇用で短時間働くべきである」という行動規範が社会で支配的となっていることが明らかにされた。第2に、サンプルを子どもを持つ妻に限定した場合、雇用形態に関係なく「妻は働くべきではない」という行動規範がまだ支配的となっていることが明らかにされるとともに、労働時間を考慮した場合には「妻は35時間未満で働くべきである」という行動規範が支配的となっていることが明らかにされた。この矛盾する結果は週50時間以上働く妻ダミーの推定係数が有意には0とは異なること、したがって前年1年間を通して専業主婦だった妻よりも生活満足度が低いことを考えるならば、今なお日本では四年制大学卒業という教育歴を持っていても子どもを持っているのであれば「妻は雇用形態に関係なく長時間労働をするべきではない」という行動規範が支配的となっていると考えた方がよさそうである。

本論文における6本の推定結果では専業主婦期間率はすべて有意な正であった。このことは、妻が働くにしても前年12月時点よりも前にできる限り長く専業主婦であった妻の方が生活満足度が高まることをも意味している。これをどう解釈するかは今回の分析だけでは困難である。より詳細な分析は今後の課題としたい。

〔謝辞〕

〔二次分析〕に当たり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究セン

四大卒妻の労働時間, 雇用形態および主観的幸福度に関するジェンダー・アイデンティティ仮説の検証 (安藤 潤)

ター SSJ データアーカイブから [「全国就業実態パネル調査, 2017」, 「全国就業実態パネル調査, 2018」, 「全国就業実態パネル調査, 2019」, 「全国就業実態パネル調査, 2020」(リクルートワークス研究所)] の個票データの提供を受けました。ここに記して感謝いたします。

〔注〕

- (1) 政府の統計窓口 e-Stat が提供する文部科学省『学校基本調査』のデータセット「進学率(昭和23年~)」によれば, 過年度卒業生等を含む大学(学部)への進学率は1980年の男子39.3%, 女子12.3%に対し2020年は男子57.7%, 女子50.9%と男女ともに上昇し, その男女差は27.0%から6.8%まで縮小している。
- (2) 総務省統計局『労働力調査』の「長期時系列データ」と「労働力調査(基本集計)2020年(令和2年)3月分結果」によれば, 均等法施行直前の女性の「正規の職員・従業員」は1986年2月時点で1,018万人であったのが2020年2月時点では1,158万人へと140万人も増加している一方で非正規の「非正規の職員・従業員」も1986年2月時点で483万人であったのが2020年2月時点では1,487万人へとほぼ1,000万人も増加している。なお, 『労働力調査』の「長期時系列データ」は, 2001年以前については「労働力調査特別調査」, 2002年以降については「労働力調査詳細集計」から作成されている。「労働力調査特別調査」と「労働力調査詳細集計」とでは調査方法等に違いがあることには注意が必要である。
- (3) 日本のパートタイム労働は基本的に非正規雇用で均等待遇が保障されていることがないのに対して, たとえばオランダでは均等待遇の正規雇用でのパートタイム労働があり, 諸外国との単純な比較は難しいことにも注意が必要である。
- (4) U字仮説については Schwandt (2016) などを参照のこと。

〔参考文献〕

- Akerlof, G. A. and Kranton R. E. (2000) "Economics and Identity," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.115, No.3, pp.715-753.
- Akerlof, G. A. and Kranton R. E. (2002) "Identity and Schooling: Some Lessons for the Economics of Education," *Journal of Economic Literature*, Vol.40, No.4, pp.1167-1201. Available from: <https://doi.org/10.1257/002205102762203585> [Accessed 4 December 2014].
- Akerlof, G. A. and Kranton R. E. (2005) "Identity and the Economics of Organization," *Journal of Economic Perspectives*, Vol.19, No.1, pp.9-32. Available from: <https://doi.org/10.1257/0895330053147930> [Accessed 17 September 2010].
- Akerlof, G. A. and Kranton R. E. (2008) "Identity, Supervision, and Work Group," *The American Economic Review*, Vol.98, No.2, pp.212-17. Available from: <https://www.aeaweb.org/articles.php?doi=10.1257/aer.98.2.212> [Accessed 17 September 2010].
- Ando, J. (2021) "Wives' Gender Identity, Work Hours, Employment Status, and Life Satisfaction: Evidence from Japan," *International Journal of Economic Policy Studies*, Vol.15, No.1, pp.103-124. Available from: <https://doi.org/10.1007/s42495-020-00052-z> [Accessed 1 September 2021].
- 安藤潤 (2019) 「妻の労働時間, 雇用形態および生活満足度に関するジェンダー・アイデンティティ仮説の検証——米国を事例として」『新潟国際情報大学国際学部紀要』第4号, pp.1-19.
- Bardasi, E. and Francesconi, M. (2004) "The Impact of Atypical Employment on Individual Well-being: Evidence from A Panel of British Workers," *Social Science & Medicine*, Vol.58,

- pp.1671-1688. Available from : [https://doi.org/10.1016/S0277-9536\(03\)00400-3](https://doi.org/10.1016/S0277-9536(03)00400-3) [Accessed 9 December 2016].
- Bertland, M., Pan, J., and Kamenica, E. (2015) "Gender Identity and Relative Income within Households," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.130, No.2 pp.571-614. Available from : <https://doi.org/10.1093/qje/qjv001> [Accessed 8 August 2018].
- Booth, A. L. and van Ours, J. C. (2008) "Job Satisfaction and Family Happiness : The Part-Time Work Puzzle," *The Economic Journal*, Vol.118, No.526, pp.F77-F 99. Available from : <https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2007.02117.x> [Accessed 17 December 2017].
- Booth, A. L. and van Ours, J. C. (2009) "Hours of Work and Gender Identity : Does Part-Time Work Make the Family Happier?" *Economica*, Vol.76, No.301, pp.176-196. Available from : <https://doi.org/10.1111/j.1468-0335.2007.00670.x> [Accessed 17 December 2017].
- Booth, A. L. and van Ours, J. C. (2013) "Part-Time Jobs : What Women Want?" *Journal of Population Economics*, Vol.26, pp.263-283. Available from : <https://doi.org/10.1007/s00148-012-0417-9> [Accessed 17 December 2017].
- Boulu-Reshef, B. (2015) "Toward a Personal Identity Argument to Combine Potentially Conflicting Social Identities," *Review of Social Economy*, Vol.73, No.1, pp.1-18. Available from : <https://doi.org/10.1080/00346764.2014.990745> [Accessed 22 December 2017].
- Chang, W. (2011) "Identity, Gender, and Subjective Well-Being," *Review of Social Economy*, Vol.69, No.1, pp.97-121. Available from : <https://doi.org/10.1080/00346760902756495> [Accessed 22 December 2017].
- Clark, A. E. (1997) "Job Satisfaction and Gender : Why Are Women So Happy at Work?" *Labour Economics*, Vol.4, pp.341-372. Available from : [https://doi.org/10.1016/S0927-5371\(97\)00010-9](https://doi.org/10.1016/S0927-5371(97)00010-9) [Accessed 22 December 2017].
- Fine, B. (2009) "The Economics of Identity and the identity of Economics?" *Cambridge Journal of Economics*, Vol.33, No.2, pp.175-191. Available from : <https://doi.org/10.1093/cje/ben036> [Accessed 24 September 2010].
- Gregory, M. and Connolly, S. (2008) "Feature : The Price of Reconciliation : Part-Time Work, Families, and Women's Satisfaction." *The Economic Journal*, Vol.118, No.526, pp.F1-F7. Available from : <https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2007.02113.x> [Accessed 14 May 2018].
- Paull, G. (2008) "Children and Women's Hours of Work." *The Economic Journal*, Vol.118, No.526, pp.F8-F27. Available from : <https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2007.02114.x> [Accessed 5 December 2018].
- Russo, G. (2012) "Job Satisfaction Among Part-time and Full-time Workers : The 'Identity' Approach," *Review of Social Economy*, Vol.70, No.3, pp.315-343. Available from : <https://doi.org/10.1080/00346764.2011.632323> [Accessed 22 December 2017].
- 佐藤一磨 (2018) 「専業主婦が本当に一番幸せなのか」『PDRC Discussion Paper Series』, No.4389. [アクセス日 : 2021年10月23日]
- Schwandt, H. (2016) "Unmet aspirations as an explanation for the age U-shape in wellbeing", *Journal of Economic Behavior & Organization*, Vol.122 (C), pp.75-87.
- Sousa-Poza, A. and Sousa-Poza, A. A. (2003) "Gender Differences in Job Satisfaction in Great Britain, 1991-2000 : Permanent or Transitory?" *Applied Economic Letters*, Vol.10, pp.691-694. Available from : <https://doi.org/10.1080/1350485032000133264> [Accessed 22 December 2017].
- Treas, J., van der Lippe, T., and Tai, T. C. (2011) "The Happy Homemaker? Married Women's

四大卒妻の労働時間, 雇用形態および主観的幸福度に関するジェンダー・アイデンティティ仮説の検証 (安藤 潤)

Well-Being in Cross-National Perspective,” *Social Forces*, Vol.90, No.1, pp.111-132. Available from : <https://doi.org/10.1093/sf/90.1.111> [Accessed 22 December 2017].

Wielers, R., Munderlein, M., and Koster, F. (2014) “Part-Time Work and Work Hours Preferences. An International Comparison,” *European Sociological Review*, Vol.30, No.1, pp.76-89. Available from : <https://doi.org/10.1093/esr/jct023> [Accessed 4 December 2018].

(あんど う じゅん 公共政策学科)

2021年11月15日受理