

大阪商業大学学術情報リポジトリ

JGSS累積データ2000-2010にみる日本人の性別役割 分業意識の趨勢－Age-Period-Cohort Analysisの適用－

メタデータ	言語: ja 出版者: 日本版総合的社会調査共同研究拠点 大阪商業大学JGSS研究センター 公開日: 2019-07-17 キーワード (Ja): キーワード (En): JGSS, Gender Role Attitudes, Age-Period-Cohort Analysis 作成者: メールアドレス: 所属:
URL	https://ouc.repo.nii.ac.jp/records/767

This work is licensed under a Creative Commons
Attribution-NonCommercial-ShareAlike 3.0
International License.



JGSS 累積データ 2000-2010 にみる日本人の性別役割分業意識の趨勢 —Age-Period-Cohort Analysis の適用—

佐々木 尚之

大阪商業大学 JGSS 研究センター

The Transformation of Japanese Gender Role Attitudes based on JGSS Cumulative Data 2000-2010:
An Application of Age-Period-Cohort Analysis

Takayuki SASAKI

JGSS Research Center, Osaka University of Commerce

Using the Japanese General Social Surveys (JGSS) cumulative data 2000-2010 carried out eight times between 2000 and 2010, the present study examined Age, Period, and Cohort effects based on a multi-level approach utilizing the characteristics of repeated cross-sectional surveys. The results showed a curvilinear Age effect peaking around 20s and 30s, and gender role attitudes become more rigid after 40s. The Period effect showed that both men and women in recent surveys are more likely to report liberal gender role attitudes, although there was little change in the last three surveys. The Cohort effect was also significant and birth cohorts born around 1930 hold the most rigid gender role attitudes whereas birth cohorts born between 1945 and 1960 hold the most liberal gender role attitudes. Recent employment situation may be linked to the rigidity of gender role attitudes among female birth cohorts born after 1970.

Key Words: JGSS, Gender Role Attitudes, Age-Period-Cohort Analysis

本稿では、10年間に8度の全国調査を行った日本版総合的社会調査(Japanese General Social Surveys: JGSS)の個票データを用いて、反復横断調査の特性を活かしたマルチレベル・アプローチを活用することによって、日本人の性別役割分業意識の趨勢における年齢・時代・世代効果を検証した。年齢効果は、男女ともに20代から30代を頂点とする曲線を描いており、40代以降、固定的な性別役割分業意識に移行する。時代効果は、近年の調査年ほど、より柔軟な性別役割分業意識をもつようになった傾向がみてとれるが、直近の3回の調査では、男女ともあまり大きな変化がなかった。世代効果は、男女ともに、1930年前後生まれのコーホートが、もっとも固定的な性別役割分業意識をもっており、1945年から1960年頃までの戦後生まれのコーホートが、もっとも柔軟な性別役割分業意識をもっている。1970年生まれ以降の女性は、固定的な性別役割分業意識の方向へ回帰しており、近年の雇用情勢との関連が指摘できる。

キーワード：JGSS、性別役割分業意識、Age-Period-Cohort 分析

1. はじめに

1.1 問題の所在

産業化がもたらした近代家族の特徴として、性別役割分業があげられる。生物学的な差異を妥当な根拠とみなし、家庭内外での役割に、性による明確な区別が存在し続けてきた。しかし、経済成長や産業構造の転換が進むにつれて、権利や機会、処遇などに、性による格差があるべきではないとの意見が支持されるようになってきている。実際に、2009年度の内閣府「男女共同参画社会に関する世論調査」によると、「夫は外で働き、妻は家庭を守るべきである」との意見に反対する者は、55.1%であり、1979年度の同様の調査⁽¹⁾で、この意見に反対する者は、20.4%しかいなかったことに鑑みても、性別役割分業に対する意識が大きく転換してきていることがうかがえる。

このような傾向は、他の先進諸国にも共通しており、高学歴化や労働市場における女性の進出が盛んになった1970年代ごろから、固定的な性役割を否定する割合が急激に増加している⁽²⁾(Braun & Scott 2009; Brooks & Bolzendahl 2004; Inglehart & Norris 2003)。他の先進諸国においては、こうした世論の流れとともに、男女格差を解消する政策や制度が整備され、政治・経済・教育などの分野における男女差が縮小されてきた。しかし日本においては、意識の変化はあるものの、性別役割分業は維持され続けている。たとえば、職域や役職、賃金などの男女格差を指標化したジェンダー・ギャップ指数(Gender Gap Index)において、135カ国中98番目であり、依然として大きな男女差が残っている(World Economic Forum, 2011)。

本稿では、この性役割に関する意識と実態の乖離に着目し、日本人の性別役割分業意識の趨勢を検証する。これまでの性別役割分業意識に関する研究では、ある一時点における規定要因の分析や有配偶者などに対象者が限定された状態での規定要因の分析が多い。しかしながら、一時点における調査では、若年層で性別役割分業意識を否定する傾向があったとしても、それが年齢によるものなのか、その世代に特有の現象なのかの区別がつかない。また、特定のグループに特有のコンテクストがバイアスとなって結果に表れることは十分に予想できる。性別役割分業意識が形成されるメカニズムを理解するには、そのようなサブサンプルにおける詳細な分析が当然必要であるが、鳥瞰的な視点に立った日本人全体の意識の変動傾向を分析することも同様に重要である。本研究では、10年間に8度の全国調査を行った日本版総合的社会調査(Japanese General Social Surveys: JGSS)の個票データを用いて、反復横断調査の特性を活かした新たな統計手法を活用することによって、日本人の性別役割分業意識の趨勢における年齢・時代・世代効果を考察する。

1.2 先行研究

日本人の性別役割分業意識の変動に関する先行研究を概観すると、長期的な経年変化を把握できるデータが非常に少なく、先に言及した内閣府の世論調査に頼らざるを得ない。図1は、各調査年度における「夫は外で働き、妻は家庭を守るべきである」との意見に賛成する割合と反対する割合を男女別に示したものである。過去30年にわたって、男女ともに一貫して性別役割分業に賛成する割合が減少し、反対する割合が増加しているが、男性に比べて、女性の賛成割合は常に低く、反対割合は常に高い。そのため、男性は女性の意識の変化に比べて10年程度タイムラグがあり、反対派が賛成派を上回った年は、女性で1999年ごろ、男性で2008年ごろと予想される。こうした意識の男女差は他の先進国でも確認されている(Braun & Scott 2009; Brooks & Bolzendahl 2004)。

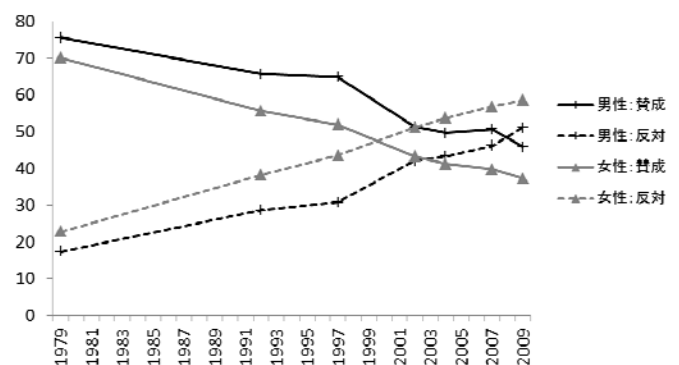


図1 性別役割分業についての賛否の割合の推移
出所：内閣府「男女共同参画社会に関する世論調査」

図2は、本稿の調査年度と重なる直近の世論調査において、性別役割分業に賛成する割合の推移を年齢群別に示したものである。全体としては、若い年齢層ほど性別役割分業を肯定する割合が低い傾向があるが、2004年度調査の30代女性や2007年度調査の20代女性において、性別役割分業を肯定する割合が40代や50代よりも高い⁽³⁾。こうした若年女性の意識の保守化を受けて、山田(2009)は、若年層の非正規雇用の広がり指摘し、低賃金労働での自己実現や経済的自立の難しさから、多くの若年女性が男性に扶養役割を期待するようになってきているのではないかと考察している。最新の2009年の調査では、20代の男女の性別役割分業を肯定する割合が低下し、どの年齢層よりも低くなっているが、男女ともに30代の賛成割合が40代と50代にくらべて高くなっている。晩婚化が進行している日本において、長子の誕生に伴う親役割の発生の可能性が高くなる30代で性別役割分業を肯定する割合がもっとも高いことは、男女共同参画社会の構築が難航している証左であろう。

このような性別役割分業意識の経年変化には、マクロレベルの要因とミクロレベルの要因が存在する。マクロレベルの要因は、時代効果と世代効果に大別できる。時代効果とは、社会的・文化的・経済的な変動によって生じる、その時点特有の変化を示す。たとえば、文部科学省が実施する「学校基本調査」によると、大学や短期大学への女性の進学率は、1954年には4.6%と男性の3分の1程度であったが、1990年代には4割を超え男性よりも高くなっている。2000年代に入っても女性進学率の上昇は続き、男性よりも若干低くなったものの2011年では56.1%であった。また、総務省が実施する「就業構造基本調査」の結果から女性の年齢別の就業率の経年変化をみると、子育て期にあたる年齢層の女性の有業率が高度経済成長期に一旦低下したものの、それ以降では、仕事をもつ女性の割合は年々増加している。つまり、時間の経過とともに、多くの女性が高等教育で学び、家庭外で仕事をもつようになったことを意味する。このような社会全体の構造的な変化によって、あらゆる属性の人々において一様な意識の変容が現われるとの見方が時代効果である。

もう一つのマクロレベルの要因である世代効果とは、人生の初期段階の特殊な要因が特定の出生コーホートに影響することを示す。つまり、性別役割分業に否定する考えが広まった理由としては、女性が社会のさまざまな分野で活躍する場面を人生の初期段階に目の当たりにすることによって、近年に出生した世代ほど、性役割に対してより柔軟な意見をもつからであるとの考えに基づいている。家庭内においても、両親の高い学歴や母親のフルタイムの仕事の有無は、子どもの性別役割分業意識に関連しており(Kulik 2002)、直接的なコミュニケーションに加えて、親の振る舞いを子どもが観察することによって、性別役割分業意識が親から子どもへ伝播することが明らかにされている(Crouter et al. 2007; Marks, Lam, & McHale 2009; Tenenbaum & Leaper 2002)。進学率や女性の就業率が上昇を続けていることから、若い世代ほど、そのような親の影響を強く受けることが予想できる。また同時に、固定的な性役割意識をもつ高齢の世代が時間の経過とともにより柔軟な性役割意識をもつ世代と入れ替わることによって全体的な意識に変容が現われると見なすこともできる。

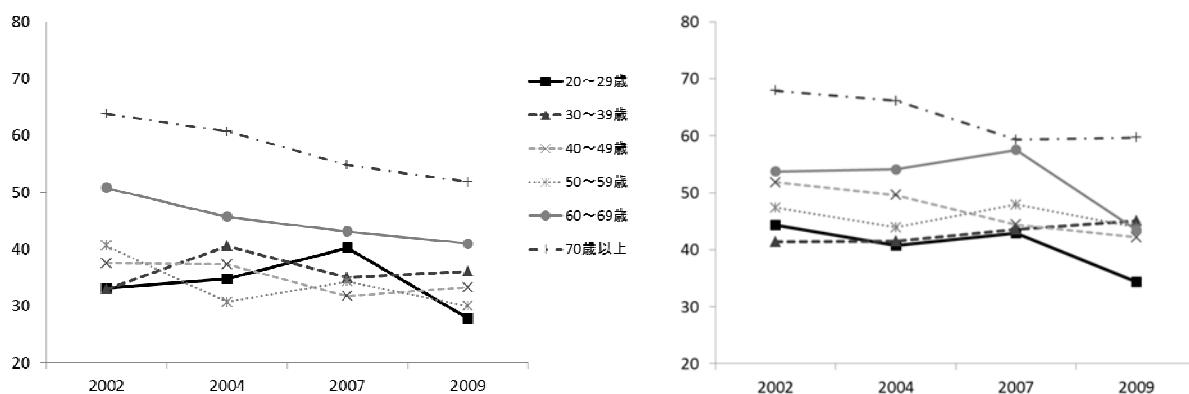


図2 年齢群別の性別役割分業についての賛否の割合の推移(左:女性、右:男性)

出所:内閣府「男女共同参画社会に関する世論調査」

1972年と1992年の総理府（現内閣府）調査データと1985年と1995年の社会階層と社会移動全国調査データに基づいて、性別分業に賛成の割合を男女別・出生コホート別に示した尾嶋の研究(2000)によると、いずれの出生コホートにおいても調査時点が新しくなるほど性別役割分業に反対する方向へ移動しているものの、出生コホートにより移動幅が異なり、とくに戦後の教育を受けた1943～1953年生まれコホートの移動幅が大きかった。また前述のように、直近の内閣府調査において30代男女の性別役割分業意識が固定的であったことは、このコホートに特殊な要因が影響している可能性を示すものであり、時代の影響とコホートの影響が複雑に絡み合いながら、人々の意識を形成していることを裏付けている。

最後に、性別役割分業意識の経年変化における、ミクロレベルの要因を検討する。これまで、低年齢ほど性別役割分業に反対する傾向が繰り返し報告されているが（尾嶋1998; Brooks & Bolzendahl 2004）、コホートの変化によるものなのか、加齢にともない固定的な性別役割分業を支持するようになるのかは明らかではない。本研究では、調査年度によって年齢とコホートが徐々にずれる反復横断調査データの特徴を利用し、世代効果と年齢効果を分離して推定する。その他のミクロレベルの要因としては、本人の高い学歴やフルタイムの就労状態が繰り返し指摘されている（Brooks & Bolzendahl 2004; Cotter, Hermsen, & Vanneman 2011; 吉川1999; 尾嶋1998）。また、結婚や出産を機に性別役割が一層固定的になることが明らかにされているが（Becker & Moen 1999）、高校3年生を14年追跡調査したデータによると、子どもの誕生によって、男女とも固定的な性別役割分業を肯定するようになることが実証されている（Corrigan & Konrad 2007）。つまり、認知的不協和論（Festinger 1957）が述べるように、家事や育児の大部分を女性が担う状況におかれた場合に、意識と行動の不一致による違和感を解消するべく状況に合わせて意識を変化させている可能性がある（木村1998）。このことは、都市部に比べて、性別役割分業が根強く残る農村部に居住する回答者のほうが固定的な意識をもっていることとも合致しており（Bolzendahl & Myers 2004）、本研究においても、これらの変数を用いて追試する。

2. 方法

2.1 データ

JGSSプロジェクトは、人々の意識や行動を総合的に調べる社会調査を継続的に実施し、二次利用を希望する研究者への公開を行っている。JGSSの調査対象者は、層化二段無作為抽出によって選定された日本全国に在住する20-89歳の男女であり、1人の調査対象者に対して面接票と留置票の両方に回答してもらう面接・留置併用法を採用している。本研究では、2000年から2010年までに実施された8回分のデータをプールしたJGSS累積データ2000-2010を使用する。表1は、JGSS-2000からJGSS-2010までの各調査の概要である。2003年と2006年以降の調査では、サンプルをランダムに2つに分け、留置A票では主に継続設問を尋ね、留置B票では主にネットワーク調査や東アジア社会調査（East Asian Social Survey: EASS）の質問群を組み込んでいる。本研究の分析対象は、継続設問に回答し、モデルに投入する変数すべてに欠損値のない20,529ケース（女性11,027ケース；男性9,502ケース）に限定する。

表1 JGSSの調査概要

実査時期	調査名	調査地点	有効回収数(率)
2000年10月	JGSS-2000	300地点	2,893(64.9%)
2001年10月	JGSS-2001	300地点	2,790(63.1%)
2002年10月	JGSS-2002	341地点	2,953(62.3%)
2003年10月	JGSS-2003	489地点	A票 1,957(55.0%), B票 1,706(48.0%)
2005年8月	JGSS-2005	307地点	2,023(50.5%)
2006年10月	JGSS-2006	526地点	A票 2,124(59.8%), B票 2,130(59.8%)
2008年10月	JGSS-2008	529地点	A票 2,060(58.2%), B票 2,160(60.6%)
2010年2月	JGSS-2010	600地点	A票 2,507(62.2%), B票 2,496(62.1%)

2.2 変数

性別役割分業意識は、「夫は外で働き、妻は家庭を守るべきだ」、「夫に十分な収入がある場合には、妻は仕事をもたない方がよい」、「妻にとっては、自分の仕事をもつよりも、夫の仕事の手助けをする方が大切である」という問いに対して、「賛成 (1)」、「どちらかといえば賛成 (2)」、「どちらかといえば反対 (3)」、「反対 (4)」の4件法で尋ねている。これまでの研究では、前者2つと後者2つの割合をそれぞれ加算し、性別役割分業意識を二項対立の軸でとらえることが多い。しかしながら、性別役割分業意識の多元性が指摘されており（大和 1995; 西村 2001）、スペクトラム（連続体）としてとらえることによって、より理解を深めることが可能となる⁽⁴⁾。本稿では、数値が高いほど柔軟な性別役割分業意識を保持していると解釈できるように、JGSS で継続して尋ねている上記3項目の平均値を算出した（女性: $\alpha=.78$, 男性: $\alpha=.76$ ）。

個人レベルの独立変数として、年齢、年齢の二乗項、両親の学歴、15歳時と現在の居住地の都市規模、15歳時の両親の就労状態、15歳時と現在の相対世帯収入、本人の学歴・就労状態・婚姻状態・子どもの有無を投入した。集団レベルの変数は、時代効果として調査時点、世代効果として5歳刻みの出生コーホートを分析に用いた。分析に使用したすべての変数の定義および基本統計量は表2に示すとおりである。

表2 変数の定義と基本統計量

変数の説明		Min.	Max.	女性 M(SD)	男性 M(SD)
従属変数					
性別役割分業意識	3つの変数の平均値	1	4	2.61(0.78)	2.42(0.74)
Level 1 変数					
年齢	平均値を減算して、10で除したもの	20	89	5.23(1.67)	5.25(1.65)
父親高学歴ダミー	旧制高校・旧制専門学校・高等師範学校・旧制大学・旧制	0	1	.14(.34)	.12(.33)
母親高学歴ダミー	大学院・新制高専・新制短大・新制大学・新制大学院=1	0	1	.07(.25)	.06(.25)
15歳時の居住地ダミー	町村=1	0	1	.43(.49)	.43(.49)
現在の居住地ダミー	町村=1	0	1	.24(.43)	.25(.43)
15歳時の父就労状態					
正規雇用(ref)	経営者・役員・常時雇用の一般従業者=1	0	1	.46(.50)	.46(.50)
非正規雇用	臨時雇用(パート・アルバイト・内職)=1	0	1	.01(.08)	.01(.07)
自営・家族従業	自営業主・自由業者・家族従業者=1	0	1	.42(.49)	.42(.49)
非就労	就労していなかった=1	0	1	.02(.12)	.01(.12)
不在	父親がいなかった=1	0	1	.08(.27)	.08(.27)
15歳時の母就労状態					
正規雇用(ref)	経営者・役員・常時雇用の一般従業者=1	0	1	.12(.32)	.11(.31)
非正規雇用	臨時雇用(パート・アルバイト・内職)=1	0	1	.17(.37)	.15(.36)
自営・家族従業	自営業主・自由業者・家族従業者=1	0	1	.38(.49)	.38(.49)
非就労	就労していなかった=1	0	1	.30(.46)	.32(.47)
不在	母親がいなかった=1	0	1	.03(.16)	.03(.17)
15歳時の相対世帯所得	平均よりかなり少ない(1)～平均よりかなり多い(5)	1	5	2.78(.92)	2.66(.92)
現在の相対世帯所得	平均よりかなり少ない(1)～平均よりかなり多い(5)	1	5	2.61(.85)	2.58(.88)
本人学歴					
義務	旧制高等小学卒以下または新制中学卒以下=1	0	1	.24(.41)	.21(.41)
中等(ref)		0	1	.49(.50)	.43(.50)
高等	旧制高校以上または新制短大・高専以上=1	0	1	.30(.46)	.36(.48)
本人就労状態					
正規雇用(ref)	経営者・役員・常時雇用の一般従業者=1	0	1	.20(.40)	.52(.50)
非正規雇用	臨時雇用(パート・アルバイト・内職)=1	0	1	.22(.42)	.07(.25)
自営・家族従業	自営業主・自由業者・家族従業者=1	0	1	.09(.29)	.14(.35)
無職	仕事をしておらず、現在仕事を探していない人=1	0	1	.44(.50)	.23(.42)
失業	仕事をしておらず、現在仕事を探している人=1	0	1	.04(.21)	.04(.19)
婚姻状態					
有配偶(ref)	現在配偶者がいる人=1	0	1	.76(.46)	.77(.42)
離死別	配偶者と離別・死別し、現在配偶者がいない人=1	0	1	.17(.37)	.06(.23)
未婚	未婚の人=1	0	1	.12(.33)	.17(.38)
18歳以下の子どもあり	子どもが1人以上いる人=1	0	1	.28(.45)	.26(.44)
Level 2 変数					
Period	調査時点	2000	2010		8
Cohort	5年刻みの出生コーホート	1910	1989		16

2.3 分析モデル

本研究では、年齢・時代・世代の3つの効果を分離して推定するAge-Period-Cohort (APC) Analysisを用いる。本来は、調査時点の年齢＝調査年度（時代）－誕生年（世代）と完全に線形依存の関係になっており、いずれか1つの効果が一定であるなどの制約を定めない限り、3つの効果を同時に推定することは難しい。しかし、代表サンプルによる反復横断調査データをプールすることによって、各個人が出生コーホートと調査年それぞれの社会的コンテクストに同時に属すると想定することができる（Yang and Land 2006）。この階層的APCモデルの推定式は、下記のとおりである。

Level-1 within-cell model:

$$Y_{ijk} = \beta_{0jk} + \beta_1 AGE_{ijk} + \beta_2 AGE^2_{ijk} + \sum_{m=3}^m \beta_3 X_{3ijk} + e_{ijk} \quad (1)$$

Level-2 between-cell model:

$$\beta_{0jk} = \gamma_0 + u_{0j} + v_{0k} \quad (2)$$

Combined model:

$$Y_{ijk} = \gamma_0 + \beta_1 AGE_{ijk} + \beta_2 AGE^2_{ijk} + \sum_{m=3}^m \beta_3 X_{3ijk} + u_{0j} + v_{0k} + e_{ijk} \quad (3)$$

つまり、調査年 k に測定された出生コーホート j に属する個人 i の性別役割分業意識 Y_{ijk} は、性別役割分業意識の全体平均 γ_0 、年齢効果 β_1 および β_2 、各独立変数の効果 $\beta_3, \beta_4, \beta_5 \dots$ 、各調査年における出生コーホート j のランダム効果 u_{0j} ならびに各出生コーホートにおける調査年 k のランダム効果 v_{0k} によって推定する。本研究では、性別役割分業意識の形成の過程に男女差があることが予想されるため、男女別のモデルでそれぞれ推定した。

3. 結果

表3は、性別役割分業意識の規定要因の分析結果を男女別に示したものである。Model 1では、年齢・時代・世代の効果の識別を検討した。男女ともに、時代効果と世代効果の分散を考慮しても、性別役割意識と年齢には有意な負の関連がある。年齢の二乗項も有意な負の関連があることから、関連が単純な線形ではなく、加齢とともに固定的な性別役割分業意識の方向へ、より強く流れることがわかる。誤差項の分散成分に着目すると、調査年と出生コーホートのそれぞれのランダム効果が有意であり、調査年や出生コーホートによって、性別役割分業意識にばらつきがあることを示している。女性の性別役割分業意識は、時代による分散よりも世代による分散の方が大きい、男性の性別役割分業意識は、その逆である。

図3は、Model 1の結果を基に、性別役割分業意識に対する年齢・時代・世代それぞれの効果の推移を示したものである。年齢効果は、男女ともに20代から30代を頂点とする曲線を描いており、40代以降、固定的な性別役割分業意識に移行する。いずれの年齢においても、男性より女性の方が柔軟な性別役割分業意識をもっているが、若い年齢ほど男女差が大きく、高齢者の間では、ほとんど男女差はない。時代効果は、近年の調査年ほど、より柔軟な性別役割分業意識をもつようになった傾向がみとれる。男性の場合、2000年から2010年にかけて、徐々に柔軟な性別役割分業意識の方向へ移行しているが、女性の場合、2000年から2005年まで一定していた性別役割分業意識が、2006年に、より柔軟な方向へ動き、その後、大きな変化はみられない。世代効果は、男女で同じような変動があるものの、男性にくらべて、女性の動きの幅が大きい。男女ともに、1930年前後生まれのコーホートが、もっとも固定的な性別役割分業意識をもっており、1945年から1960年頃までの戦後生まれのコーホートが、もっとも柔軟な性別役割分業意識をもっている。その後は、固定的な性別役割分業意識の方向へ回帰しており、とくに、1970年生まれ以降の女性は、戦前生まれの女性と同じ水準の性別役割分業意識になってきている。

表3 柔軟な性別役割分業意識の規定要因 (Cross-Classified Random Effects APC Model)

	Model 1		Model 2		Model 3		Model 4		Model 5		Model 6	
	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性
(切片)	2.66 ***	2.48 ***	2.65 ***	2.47 ***	2.75 ***	2.61 ***	2.71 ***	2.58 ***	2.88 ***	2.59 ***	2.89 ***	2.62 ***
年齢	-0.15 ***	-0.13 ***	-0.15 ***	-0.13 ***	-0.14 ***	-0.12 ***	-0.12 ***	-0.11 ***	-0.09 ***	-0.10 ***	-0.10 ***	-0.11 ***
年齢 ²	-0.03 ***	-0.02 ***	-0.03 ***	-0.02 ***	-0.03 ***	-0.02 ***	-0.03 ***	-0.02 ***	-0.03 ***	-0.02 ***	-0.02 ***	-0.02 ***
父高学歴			0.13 ***	0.04	0.12 ***	0.03	0.07 **	-0.01	0.07 **	-0.01	0.08 **	-0.01
母高学歴			0.03	0.05	0.02	0.04	0.00	0.03	0.00	0.03	0.00	0.02
15歳時都市規模 町村					-0.01	-0.02	0.01	0.00	0.00	-0.01	0.00	-0.01
15歳時の父就労状態												
非正規雇用					0.09	0.14	0.13	0.19	0.12	0.19	0.12	0.18
自営・家族従業					-0.03	-0.05 *	-0.01	-0.03	-0.01	-0.02	-0.01	-0.02
非就労					-0.04	-0.08	-0.02	-0.06	-0.02	-0.06	-0.01	-0.06
いなかった					-0.03	-0.06 *	-0.02	-0.04	-0.01	-0.04	-0.01	-0.04
DK・NA					-0.03	0.04	-0.02	0.05	-0.02	0.05	-0.02	0.04
15歳時の母就労状態												
非正規雇用					-0.08 **	-0.09 **	-0.07 **	-0.08 **	-0.06 *	-0.08 **	-0.06 *	-0.08 **
自営・家族従業					-0.10 ***	-0.11 ***	-0.09 ***	-0.10 ***	-0.08 **	-0.10 ***	-0.08 **	-0.10 ***
非就労					-0.09 ***	-0.13 ***	-0.09 ***	-0.14 ***	-0.08 **	-0.13 ***	-0.07 **	-0.13 ***
いなかった					-0.17 ***	-0.08	-0.15 ***	-0.06	-0.13 **	-0.06	-0.13 **	-0.06
DK・NA					-0.21	0.09	-0.18	0.11	-0.19	0.11	-0.18	0.11
15歳時の相対世帯収入					0.00	0.00	-0.01	-0.02	-0.02 *	-0.02	-0.02 *	-0.01
本人学歴												
義務												
高等								-0.10 ***	-0.12 ***	-0.10 ***	-0.11 ***	-0.10 ***
都市規模 町村								0.17 ***	0.12 ***	0.16 ***	0.11 ***	0.16 ***
相対世帯収入										0.00	0.02	0.02
本人の就労状態										0.02 **	0.01	0.02 **
非正規												
自営・家族従業										-0.07 ***	0.03	-0.07 ***
無職										-0.25 ***	-0.10 ***	-0.25 ***
失業										-0.30 ***	-0.04	-0.30 ***
婚姻状態										-0.19 ***	0.02	-0.19 ***
未婚												
離婚死別												-0.01
子どもの有無												-0.06
年齢x未婚												0.00
Variance Components												-0.04
Period Effect												0.03 *
Cohort Effect												-0.01

* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

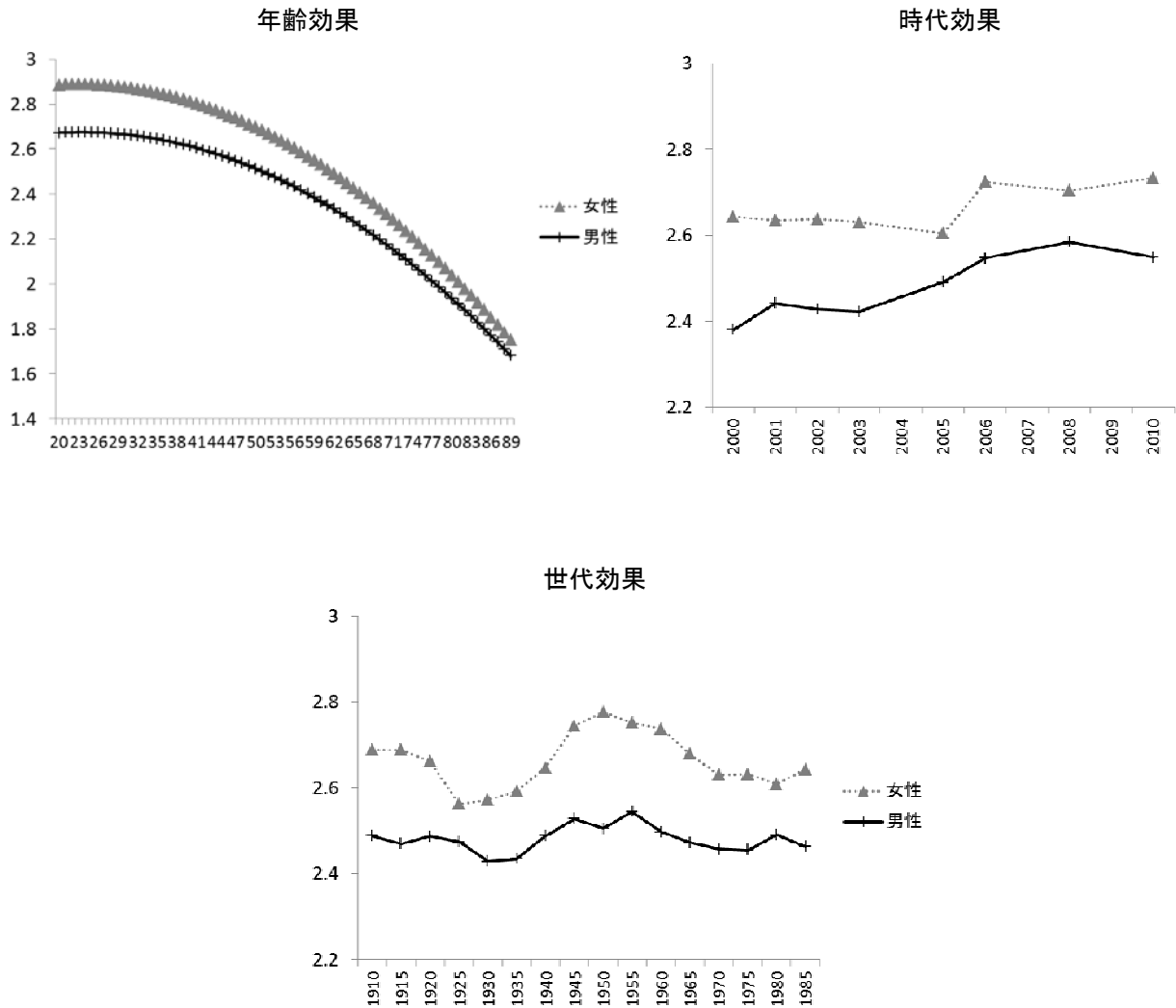


図3 年齢・時代・世代効果の推定結果

Model 2 では、両親の学歴の影響を検証した。父親が大学（高専・短大を含む）へ進学している女性は、より柔軟な性別役割分業意識をもつ傾向があるが、男性は、両親の学歴と性別役割分業意識に有意な関連はみられない。Model 3 では、両親の学歴に加えて、15歳時の都市規模、15歳時の両親の就労状態、15歳時の相対的世帯収入を投入した。男女ともに、15歳時に居住していた都市規模と相対的世帯収入は性別役割分業意識に影響しておらず、母親の就業状態が強い影響をもつ。女性にとって、幼少期に母親が正規雇用で就労していると、もっとも柔軟な性別役割分業意識をもつようになるが、父親の就労状態は有意な影響はない。ただし、父親の学歴の効果は、父親の就労状態にかかわらず有意なままである。一方、男性にとって、幼少期に父親が自営・家族従業、あるいは父親がいなかった場合に、正規雇用にくらべて、固定的な性別役割分業意識をもつようになる。

Model 4 では、出身家族の状況に加えて、本人の学歴を投入した。男女ともに学歴が高いほど柔軟な性別役割分業意識をもっている。Model 3 で有意であった男性の父親の就労状態が有意でなくなっており、父親の就労状態にかかわらず、進学することによって性別役割分業意識に変化が起る可能性を示唆している。Model 5 では、さらに現在の都市規模、現在の相対的世帯収入、現在の本人の就労状態を投入した。男女ともに、現在の状況を考慮した上でも、出身家族の状況の効果は残っており、幼少期の状況が性別役割分業意識の形成に強く影響することを暗示する。現在の世帯収入が相対的に高い女性ほど柔軟な性別役割分業意識をもっているが、世帯収入の多寡は、男性の性別役割分業意識

に影響していない。また、正規雇用で就労している女性が、もっとも柔軟な性別役割分業意識をもっているが、正規雇用の男性の性別役割分業意識は、非正規雇用者や無職・失業者と有意な差がない。ただし、自営・家族従業者は、正規雇用の男性にくらべて、固定的な性別役割分業意識をもっている。

Model 6 では、本人の家族形成の状況を投入した。女性の場合、婚姻や子どもの誕生による性別役割分業意識の有意な変化は認められないが、男性の場合、子どもがいない人にくらべて、未成年の子どもをもつ人の方が固定的な性別役割分業意識をもっている。また、女性は年齢と婚姻状態の交互作用が有意であり、20代から30代の未婚者は既婚者より固定的な性別役割分業意識をもっている(図4)。

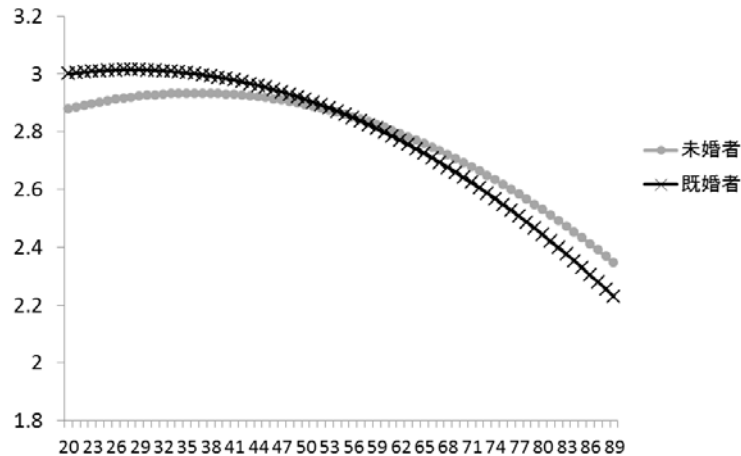


図4 婚姻状態別の性別役割分業意識

4. 考察

本稿では、JGSS 累積データ 2000-2010 を用いて、日本人の性別役割分業意識の趨勢における年齢・時代・世代の効果を検証した。その結果、男女ともに有意な年齢・時代・世代の効果があることが明らかになった。先行研究(尾嶋 1998; Brooks & Bolzendahl 2004)と同様に、高齢であるほど固定的な性別役割分業意識をもっていたが、年齢の二乗項を考慮した本分析からは、年齢効果が一様ではないことが示された。離家や就職、結婚、出産などの性役割に関係する多くのライフイベントを経験する確率の高い、20代から30代の性別役割分業意識に大きな変化がみられない一方で、40代以降は、加齢とともに固定的な性別役割分業意識の方向へ大きく傾く。多くの日本人が性別役割分業を否定しているにもかかわらず、実生活では、性別役割分業が根強く残っており、そうした意識と実態の乖離の状況に長年さらされることによって、否が応でも現実を受け入れざるを得なくなっていることを示唆している。

内閣府の世論調査の結果が示すように、JGSS データにおいても、近年の調査年ほど、より柔軟な性別役割分業意識の方向へ移行する傾向がある。しかし、直近の3回の調査では、男女ともあまり大きな変化がない。1988年から2002年までの International Social Survey Programme (ISSP) データを用いたアメリカとヨーロッパ諸国の国際比較調査(Braun & Scott 2009)や1977年から2008年までのアメリカの General Social Survey (GSS) データを用いた経年研究(Cotter, Hermsen, & Vanneman 2011)の結果によると、北欧を除く先進諸国において、フェミニズム運動が盛んになった1970年代から1980年代にかけて性別役割分業を否定する割合が急速に増加した後、一転して1990年代には、性別役割分業を支持する割合が増加する動きがあった。今後、日本においても同様な現象が起きるのかどうかを検証するには、さらなる調査の蓄積が必要である。

世代効果の結果に注目すると、内閣府の世論調査の結果と同様に、若年世代の性別役割意識が保守化していることが明らかになった。専業主婦化が進んだ1945年から1960年頃までの戦後生まれのコーホートにくらべて、女性の大学への進学率や就業率が上昇した1970年生まれ以降の女性の方が固定

的な性別役割分業意識をもっており、戦前生まれの女性と同水準である。山田（2009）は、こうした若年女性の専業主婦志向の原因として、近年の雇用情勢の不安定さを挙げており、低賃金労働での自己実現や経済的自立の難しさから、多くの未婚女性が男性に扶養役割を期待するようになってきているのではないかと考察している。実際に、本分析の結果においても、相対的世帯収入が低い、正規雇用でない20代から30代の未婚女性が固定的な性別役割分業意識をもつ傾向があり、山田の考察を裏づけるものであった。また近年、子育てにおける親の責任が強調され、とくに、子どもの教育やしつけにおける理想的な日常生活の提供を母親に求める風潮がある（本田 2008）。社会の育児能力に疑問をもつ若年世代（佐々木 2010）が、こうした社会的圧力を敏感に感じ取り、自分自身の手で子育てをすべきだと考えるようになってきているのかもしれない。しかしながら、若年男性の雇用状況に鑑みると、稼働役割を一手に担うことのできる男性は限られており、そのような希望と現実のミスマッチは、さらなる晩婚化・非婚化、そして少子化が続く恐れがある。

ミクロレベルの要因のなかでは、幼少期の環境が、性別役割分業意識の形成において、大きな影響をもつことが明らかになった。海外の研究では、高い学歴やフルタイムの仕事をもつ親は、直接的なコミュニケーションに加えて、自身の振る舞いを通じて、柔軟な性別役割分業意識が親から子どもへ伝播することが実証されているが（Crouter et al. 2007; Marks, Lam, & McHale 2009; Tenenbaum & Leaper 2002）、日本においても、その結果の一部が支持された。具体的には、高学歴の父親をもつ女性と15歳時に母親が正規雇用で働いていた男女は、より柔軟な性別役割分業意識をもっていた。幼少期のこのような家庭環境は、性役割におけるステレオタイプを弱める効果があるようである。また、本人の学歴や就労状態は性別役割分業意識と関連がみられ、先行研究（Brooks & Bolzendahl 2004; Cotter, Hermesen, & Vanneman 2011; 吉川 1999; 尾嶋 1998）と同様の結果となったが、婚姻状態や子どもの有無は、男性で未成年の子どもがいる場合でのみ固定的な性別役割分業意識と関連しており、先行研究（Bolzendahl & Myers 2004; Corrigan & Konrad 2007）と異なる結果となった。これらの先行研究と使用したサンプル、変数、分析方法が異なるため、一概には結論づけることはできないが、先行研究と異なる結果になった点について、今後、より詳細な分析を継続する必要がある。

一般的に、女性の高学歴化は、労働市場への参入を促進し、人々の性別役割分業意識をより柔軟にすると考えられている。しかしながら、女性の進学率や就業率の上昇がありながらも、性別役割分業意識の変化はそれに呼応した動きを見せていない。とくに、若年世代の未婚女性は、逆に、固定的な性別役割分業意識をもつようになってきている。日本社会では、本人の意志にかかわらず、結婚や出産後に、女性が仕事を継続しづらい状態がつづいており、共働きであったとしても、必ずしも夫の家事や育児の頻度が高まるわけではない。また、経済状況の停滞を受けて、とくに若年層において、非正規雇用が拡大しており、正規雇用者の労働負担が過重になっている。当人同士の自由裁量に基づいて結婚が成立するようになりつつある日本社会において、このような状況が是正されない限り、男女双方にとって現実の結婚が魅力的であるとは言い難く、晩婚化・非婚化は避けられないであろう。性別や婚姻状態を問わず、仕事と生活を両立できる環境の早急な整備が望まれる。

[Acknowledgement]

日本版 General Social Surveys (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研究プロジェクトである。

本研究は科研費文部科学省科研費（若手研究（B）21700723）の助成を受けたものである。

[注]

- (1) 総理府「婦人に関する意識調査」
- (2) アメリカやイギリスでは、1990 年半ばから、性別役割分業意識の変化が足踏みしたり、性別役割分業を支持する割合が逆に上昇する項目がある。

- (3) ただし、2007年の調査では20代女性の回収率が何らかの理由で極端に低く（2007年の20代女性の回収率は44.0%で、その他の調査年では約55%である。）、性別役割分業を否定する層の意見が反映されていない可能性がある。実際に、20代女性の回収率が回復した2009年の調査結果をみると、性別役割分業を肯定するものは、どの年齢層よりも低い。したがって、2007年の調査結果がむしろ特殊であった可能性は否定できない。
- (4) JGSSで継続して尋ねている性別役割分業意識の項目は限られているため、本分析では、性別役割分業意識の1つの次元である、稼得役割に関する3つの項目を用いた。

[参考文献]

- Becker, Penny E. & Moen, Phyllis, 1999, "Scaling back: Dual career couples' work-family strategies," *Journal of Marriage and the Family*, 61:995-1007.
- Bolzendahl, Catherine & Myers, Daniel J., 2004, "Feminist attitudes and support for gender equality: Opinion change in women and men, 1974-1998," *Social Forces*, 83:759-790.
- Braun, Michael & Scott, Jackie, 2009, "Changing public views of gender roles in seven nations, 1988-2002," In M. Haller, R. Jowell & T. W. Smith [eds.], *The international social survey programme 1984-2009: Changing the globe*, Oxford: Routledge, 358-377.
- Brooks, Clem & Bolzendahl, Catherine, 2004, "The transformation of US gender role attitudes: Cohort replacement, social-structural change, and ideological learning," *Social Science Research*, 33:106-133.
- Corrigall, Elizabeth A. & Konrad, Alison M., 2007, "Gender role attitudes and careers: A longitudinal study," *Sex Roles*, 56:847-855.
- Cotter, David, Hermsen, Joan M. & Vanneman, Reeve, 2011, "The end of the gender revolution? gender role attitudes from 1977 to 2008," *American Journal of Sociology*, 117:259-289.
- Crouter, Ann C., Whiteman, Shawn D., McHale, Susan M. & Osgood, D. Wayne, 2007, "Development of gender attitude traditionality across middle childhood and adolescence," *Child Development*, 78:911-926.
- Festinger, Leon, 1957, *A theory of cognitive dissonance*, Stanford, CA: Stanford University Press.
- 本田由紀, 2008, 『「家庭教育」の隘路—子育てに強迫される母親たち—』勁草書房。
- Inglehart, Ronald F. & Norris, Pippa, 2003, *Rising tide: Gender equality and cultural change around the world*, New York, NY: Cambridge University Press.
- 吉川徹, 1998, 「性別役割分業意識の形成要因—男女比較を中心に」尾嶋史章編『ジェンダーと階層意識』1995年社会階層と社会移動全国調査報告書, 49-70.
- 木村邦博, 1998, 「既婚女性の学歴・就業形態と性別役割意識」尾嶋史章編『ジェンダーと階層意識』1995年社会階層と社会移動全国調査報告書, 23-48.
- Kulik, Liat, 2002, "The impact of social background on gender-role ideology: Parents' versus children's attitudes," *Journal of Family Issues*, 23:53-73.
- 西村純子, 2001, 「性別役割分業意識の多元性とその規定要因」『年報社会学論集』14:139-150.
- Marks, Jaime L., Lam, Chun Bun & McHale, Susan M., 2009, "Family patterns of gender role attitudes," *Sex Roles*, 61:221-234.
- 尾嶋史章, 1998, 「女性の性役割意識の変動とその要因」尾嶋史章編『ジェンダーと階層意識』1995年社会階層と社会移動全国調査報告書, 1-22.
- 尾嶋史章, 2000, 「『理念』から『日常』へ—変容する性別役割分業意識—」盛山和夫編『日本の階層システム4—ジェンダー・市場・家族』東京大学出版会, 217-236.
- 佐々木尚之, 2010, 「日本人の子育て観—JGSS-2008 データに見る社会の育児能力に対する評価—」『日本版総合的社会調査共同研究拠点研究論文集』10:35-47.

- Tenenbaum, Harriet R. & Leaper, Campbell, 2002, “Are parents’ gender schemas related to their children’s gender-related cognitions?: A meta-analysis,” *Developmental Psychology*, 38:615-630.
- 山田昌弘, 2009, 『なぜ若者は保守化するのか』 東洋経済新報社.
- 大和礼子, 1995, 「性別役割分業意識の二つの次元—『性による役割振り分け』と『愛による再生産役割』」『ソシオロジ』 40:109-126.
- Yang, Yang & Land, Kenneth C., 2006, “A mixed models approach to the age-period-cohort analysis of repeated cross-section surveys with an application to data on trends in verbal test scores,” *Sociological Methodology*, 36:75-97.
- World Economic Forum, 2011, *The Global Gender Gap Report 2011*, Geneva, Switzerland: World Economic Forum.