性役割意識のコーホート分析

――若者は保守化しているか？――

永瀬 圭
太郎丸 博

1　問題

性役割意識は、女性に対する差別を助長し、性別分業を維持する要因のひとつとみなされ（Davis and Greenstein 2009; 大和 一九九五）、従来からその動向や形成要因の分析が数多くなされている。さらに、近年では、結婚行動（Ono 2003）や夫のディストレス（裵 二〇〇七）にも影響を与える重要な要素と位置づけられるようになってきた。したがって、性役割意識の時代による変化とその要因を明らかにすることは、社会学において重要な課題である。

日本では、個人変化とコーホート交代、双方の影響によって、一九七〇～九〇年代にかけて性役割意識は弱まってきたと言われている（尾嶋 二〇〇〇）。しかし、一九九〇年代後半以降の変化については、まだ十分な分析がなされていない。とりわけ、二〇〇〇年代に入って二十～三十歳代の女性に保守的な傾向が見られることが指摘されてはいるものの（松田 二〇〇五; 山田 二〇〇九）、ライフステージ、職の有無や学歴の影響が考慮されておらず、一九九〇年代以前の傾向と比較検討もなされていない。

そこで、本稿では性役割意識がいつどのように変化するのかを明らかにした上で、その変化が何によって引き起こされているのか、そして新しいコーホートは本当に保守的であるのかについて解明する。

2　先行研究の検討と問題設定

本節では、まず価値意識の変化に関する代表的な研究であ

るイングルハートの理論を概観する。そして、性役割意識の変化に関する先行研究を整理し、本稿の方向性を示す。

2・1　価値意識の変化に関する理論

Inglehart and Baker（2000）によれば、社会が経済的に豊かになるに従って、文化や歴史的文脈による価値観の違いは根強く残るものの、神や家族を重視する伝統主義的な価値観からそのような権威を重視しない世俗合理主義的な価値観への変化、そして生存や生活の安定を優先する価値観から生活の質や自己表出を優先する価値観への変化が起きるという。ただし、自己表出を優先する価値観への変化は、あくまで生存や生活の安定が前提となっている。彼らによれば、社会が経済的に豊かになり安定した生活が送れるようになると人々は生活の質や自己表出を優先するようになるが、逆に豊かでないと人々は何よりも生存や生活の安定を優先するという訳である。

本稿で取り上げるジェンダー平等志向[①]は自己表出を優先する価値観の中心的要素であるので（Inglehart et al. 2002）、日本でも近年になるにつれて性役割意識は弱まっていると推測される。しかし、二〇〇〇年代に新自由主義改革が推し進められて（野崎 二〇〇八）、生活保護基準額が引き下げられるなど公的福祉が縮小し（田渕 二〇一一）、製造業への派遣が解禁されるなど労働法制の規制緩和も行われた（山垣 二〇〇八）。生活に直結する社会保障や労働の分野で大きな変化が生じたため、性役割意識が強まった可能性も考えられる。

確かに、二〇〇〇年代の日本の状況は、イングルハートらが想定していた体制の崩壊や革命・内乱のような事態とは異なるものではある。しかし、人々の生存や生活の安定が脅かされるという点においては両者に違いはないので、上記のような予測は彼らの説とは矛盾しないものである。

2・2　性役割意識の変化に関する研究の動向

性役割意識のような社会全体の平均的な価値観の変化（以下では総変化と略記）を扱う研究ではしばしば、総変化を引き起こす要因としてコーホート交代と個人変化の効果が問題になるので（Firebaugh 1997）、性役割意識の変化に関する先行研究の検討に入る前に、この点について簡単に触れておくことにしたい。

コーホート交代の効果とは、古い価値観を持った世代が亡くなり、新しい価値観を持った世代が生まれ育つことで、社会全体の平均的な価値観が変化することを言う。それゆえ、個々人が生涯まったく価値観を変化させなかったとしても、コーホート間に価値観の違いがあれば、コーホート交代によって総変化が生じる。一方、個人変化の効果とは、個々人が生涯のうちに価値観を変化させることで、社会全体の平均的

な価値観が変化することをさす。それゆえ、当該期間に誰も亡くならず誰も生まれなかったとしても、個々人が価値観を変化させれば総変化は生じる。個人変化の効果は、時代効果やコーホート内効果と呼ばれることもある。

2・2・1　海外の研究の動向

性役割意識に関する研究は数多く存在するが、その変化についての研究となると、日本やヨーロッパではそれほど多くない。しかし、アメリカでは性役割意識の変化に関して要因分解や回帰分析を行った研究が数多く見られ（Brewster and Padavic 2000; Brooks and Bolzendahl 2004; Carter et al. 2009）、Cotter et al.（2011）のように長期間の変化を捉えているものもある。それによると、アメリカにおける性役割意識は一九七七～二〇〇八年にかけて一貫して弱まる訳ではなく、一九九四～二〇〇〇年にかけて一度保守化している。この保守化は、一九七七～九四年にかけてコーホート交代とともに性役割意識を弱める方向に作用していた個人変化の影響が一九九四～二〇〇〇年にかけてマイナスに転じたことで生じており、その影響は学歴や女性の就業状態の分布の変化、政治的イデオロギーの変化では説明できないものであると言われている。同時に、一九五二年以降のコーホート間の差は小さくなってはいるものの、新しいコーホートほどジェンダー平等志向が強いという傾向に変わりがないことから、この保守化が新しいコーホートが保守的であることで生じたものではないことも示されている。

一九九〇年代における性役割意識の変化の停滞あるいは保守化は、西ドイツ、イギリス、中国でも見られ（Lee et al. 2007; Scott et al. 1996; Shu and Zhu 2012）、イギリスに関しては景気の循環の影響が示唆されている（Scott et al. 1996）。

2・2・2　日本の研究の動向

日本では、一九七二～九五年にかけて性役割意識が弱まっており、男女ともに新しいコーホートほど性別分業を否定する傾向がある（尾嶋 二〇〇〇）。このような変化は、男女雇用機会均等法の施行、女性の社会進出や男女平等を肯定的に評価するイデオロギーの強まり、さらには戦後の学校教育によるものと解釈されている。また、尾嶋史章（一九九八）はSSM調査を用い、一九八五～九五年の間に女性の性役割意識がコーホート交代、高学歴化や就業形態の変化とは別の、個人変化の効果によって弱まっていることを示している。

その後の変化については、ISSPを用いた分析で一九九四～二〇〇二年にかけて男女ともおおむね性役割意識が弱まっていること（Lee et al. 2010）、JGSSを用いた分析では二〇〇〇～一〇年にかけて男女とも性役割意識は弱まるが二〇〇六年以降は大きな変化が見られないことが示され

ている（佐々木二〇一二）。ただし、女性の場合は二十～三十歳代で二〇〇二～〇七年の間に性別分業に賛成する割合が増加すること、二十歳代では二〇〇〇～〇七年にかけて専業主婦志向も高まることが、男女共同参画社会に関する世論調査をもとに指摘されている（山田二〇〇九）。

2・3　問題設定

以上のように、日本の先行研究は記述統計の解釈に留まっていたり、長期的な変化を捉えていなかったり、女性のみの分析になっている。そこで本稿では、男女の性役割意識の長期的な変化について、コーホート交代、個人変化、先行研究で性役割意識に影響を及ぼすことが指摘されている要因（教育年数、職の有無、ライフステージ）を考慮して分析する。このような分析を通して、具体的には、以下の三つの問いに答えていく。

1．一九七〇年代から二〇〇〇年代の間に性役割意識はどのように変化してきたのか、トレンドに変化があるとすればそれはいつなのか？　2・1項で示唆したように二〇〇〇年代に入って保守化が起きているのか？

2．このような変化は何によってもたらされたのか？　コーホートの交代か、それとも高学歴化、労働力率の変化、ライフステージの分布の変化か、あるいはそれらには還元できない個人変化の効果によるものなのか？

3．新しいコーホートで保守化が起こっているのか？

驚くべきことに、日本では性役割意識の研究が数多くなされているにもかかわらず、長期的な変化に関しては、上記のような基本的な事実すら確認されていないのが現状である。本稿はこのような基本的な問いに答えることを目的とする。

3　データと分析方法

3・1　データの概要と分析対象

分析には、ＮＨＫ放送文化研究所世論調査部が行った「日本人の意識調査，１９７３～２００８」を用いる。この調査は一九七三年以来五年ごとに行われている面接調査であり、サンプルは層化無作為二段抽出法によって抽出された十六歳以上の国民五四〇〇人（第一回調査のみ五四三六人）である（河野・高橋二〇〇九）。有効回収率は、第一回調査から順に七八・一％、七八・五％、七五・三％、七一・四％、七〇・六％、六七・一％、六一・五％、五七・五％である。

なお、この調査の公開データでは年齢は五歳刻みのカテゴリカル変数で提供されているが、七十五歳以上は一括りになっており年齢の幅が確定できないため、本稿では十六～七十四歳の男女を分析対象にした。また、収入や就業形態は殆ど尋ねられていない。若干の不満はあるものの、コーホート交代と個人変化の効果を識別するためには長期の繰り返し

調査データが必要であり、このデータは非常に貴重なものである。

3・2　性役割意識の指標

この調査では、性役割意識に関する質問項目は「リストには、父親が台所の手伝いや子どものおもりをすることについて、甲、乙2つの意見をのせてあります。あなたはどちらに賛成しますか」（以下「男性の家事」と略記）、「結婚した女性が職業をもち続けることについては、どうお考えでしょうか」（以下「女性の働き方」と略記）、「一般に、結婚した男女は、名字をどのようにしたらよいとお考えですか」（以下「結婚後の姓」と略記）の三つであったので、これらを性役割意識の指標として用いる。

これらはよく用いられている性役割意識の指標とはワーディングが異なるものの、前の二項目は伝統的な性別分業に対する賛否を尋ねているので、性役割意識の指標として用いるのは妥当であろう。結婚後の姓の選択は性別分業そのものではないが、家父長制を反映している（井田 一九八九）という点では性役割意識の指標にふさわしいと考えられる。多重対応分析の結果、男女とも性別分業に肯定的であるほど結婚後の姓についても保守的な考え（当然、夫の姓を名のるべき）を持つ傾向があったので（結果は割愛）、結婚後の姓に関する意識も性役割意識の指標として分析に加えることにした。

また、我々は性役割意識を一次元的にとらえているので、三変数の因子得点を性役割意識の指標とすることも考えられるが、性役割意識を多次元的にとらえる議論も有力であるので（大和 一九九五；Lee et al. 2007）、慎重を期して三つの指標を別々に分析することにした。三つの指標の相関係数を男女、調査年別に計算すると、すべて〇・二五～〇・三程度の安定した値をとるので、性役割意識という構成概念をそれらの背後に仮定することは妥当であると考えられるが、相関はそれほど大きくはなく、固有の分散が大きいことから、三つの指標を別々に分析するのが妥当であると判断した。

3・3　分析方法および扱う変数

本稿では、性役割意識の変化の要因を検討するために線形要因分解を行う（Firebaugh 1997）。これは、重回帰分析の結果をもとにして、被説明変数の平均値の時点間の変化を、コーホート交代による部分、教育年数といったその他の説明変数の平均値の変化による部分、それらには還元できない個人変化による部分に分割する方法である。まず、すべての調査時点のサンプルをマージしたデータを使い、性役割意識（G）を被説明変数、調査年（P）と出生年（C）、その他の統制変数（X）（これは複数あってもよい）を説明変数とする次のようなモデルを回帰分析で推定する。

$$G=\beta_0+\beta_1 P+\beta_2 C+\beta_3 X+e。\quad (1)$$

最初と最後の調査時点の各変数の平均値をそれぞれG_1, P_1, C_1, X_1, G_2, P_2, C_2, X_2とすると、式（1）のモデルが正しければ

$$G_2-G_1=\beta_1(P_2-P_1)+\beta_2(C_2-C_1)+\beta_3(X_2-X_1) \quad (2)$$

という関係が成り立つ。式（2）の左辺は性役割意識の平均値が最初と最後の時点の間でどの程度変化したかを示し、右辺は説明変数の平均値の変化量に回帰係数を掛け合わせたものの総和になっている。右辺の三つの項は、個人変化、コーホート交代、その他の統制変数の平均値の変化の効果と解釈できるので、性役割意識の総変化の量を三つの要因に分割できるということである。

また、コーホート間で性役割意識に有意な差があるかどうかを検討するために「男性の家事」は二項ロジスティック回帰分析、後の二指標は順序ロジスティック回帰分析を行う。

次に、分析に用いる変数について説明すると、性役割意識の三つの指標は、最小値が0、最大値が1で、平等志向が強くなるほど値が大きくなるように標準化してある。[②] 学歴は教育年数に換算し、[③] 職の有無は主婦、生徒・学生、無職をまとめて無職、その他を有職としている。ライフステージは、学生の未婚者、学生以外の未婚者、子供のいない既婚者、末子が中学生以下の既婚者、末子が中学生より大きい既婚者、離死別者の六カテゴリーの変数を作成している。変数の記述統計は、表1のとおりである。

表1　分析に用いる変数の記述統計

	男性			女性		
	1973	2008	全期間	1973	2008	全期間
意識項目の平均値（値が大きいほど平等志向が強い）						
男性の家事	.596	.891	.742	.566	.934	.784
	(.491)	(.312)	(.438)	(.496)	(.249)	(.411)
女性の働き方	.373	.677	.524	.464	.731	.613
	(.363)	(.353)	(.381)	(.369)	(.325)	(.371)
結婚後の姓	.279	.417	.332	.274	.412	.348
	(.301)	(.351)	(.324)	(.294)	(.334)	(.324)
平均出生年	1933.3	1960.1	1945.8	1934.0	1959.3	1946.2
	(15.1)	(16.3)	(17.8)	(14.3)	(15.8)	(17.2)
平均教育年数	11.1	12.9	12.0	10.8	12.6	11.7
	(2.3)	(2.4)	(2.5)	(1.8)	(2.0)	(2.0)
有職者の割合(%)	87.3	76.8	82.0	39.9	53.4	47.7
ライフステージ(%)						
学生・未婚	7.8	6.6	8.6	5.8	5.0	6.8
学生以外・未婚	15.6	20.9	15.5	11.9	13.3	11.7
子どもなし・既婚	6.5	5.5	5.4	5.9	5.9	5.4
末子中学以下・既婚	41.4	20.4	30.7	44.1	20.7	32.0
末子中学より上・既婚	26.8	41.5	36.9	23.0	43.9	34.9
離死別	1.9	5.1	3.0	9.3	11.2	9.3
N	1696	1107	11571	1945	1368	13826

カッコ内は標準誤差

4 分析結果

4・1 コーホート別に見た性役割意識の変化

まず、性役割意識がどのように変化してきたのかについて確認しておく。図1は、性役割意識の変化をコーホート別に

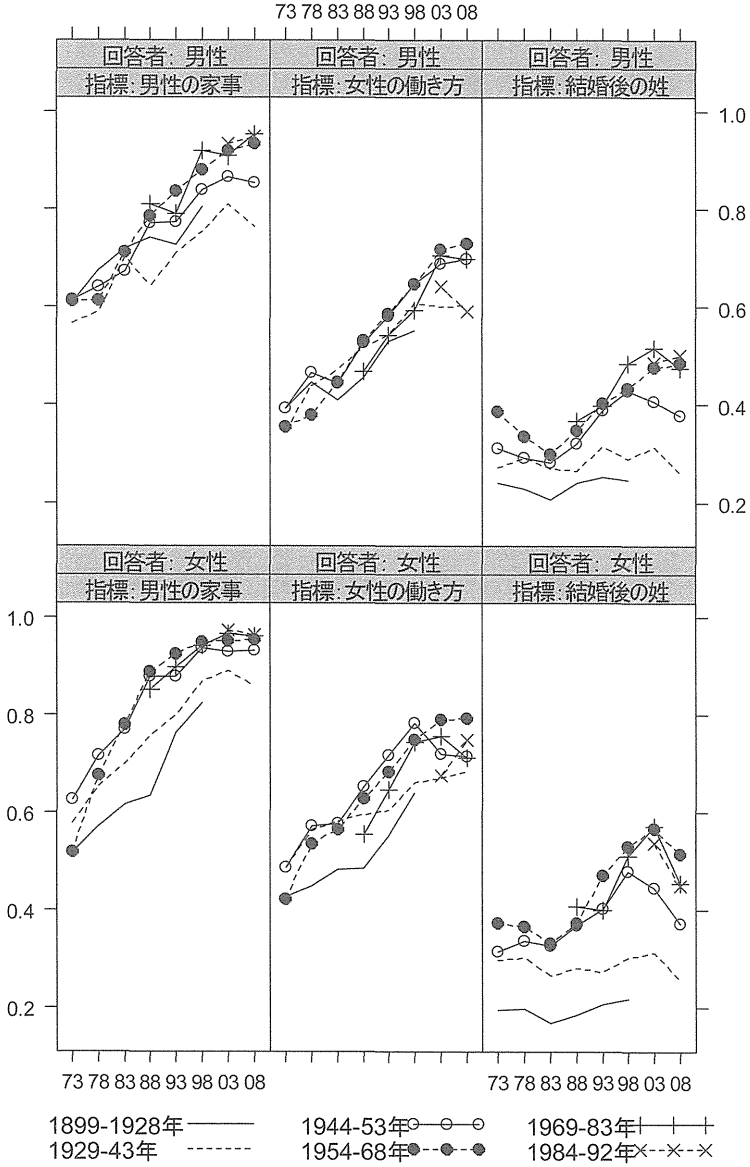

図1　コーホート別に見た性役割意識の平均値
（値が大きいほど平等志向が強いことを示す）

示したものである。

時代による変化を見ると、二〇〇三年までは男女ともすべての指標で平等志向が強まるが、二〇〇三年頃を境に変化が停滞あるいは保守化に転じており、このような傾向はほぼすべてのコーホートで見られる。

コーホート間の比較をすると、一九六八年までのコーホートでは新しいコーホートほど平等志向が強くなっているが、その後のコーホート間の差は非常に小さい。そして、「女性の働き方」に関しては男女とも、「結婚後の姓」に関しては女性の場合に、一九六九年以降のコーホートの方が一九五四—六八年のコーホートよりも保守的である。

4・2　線形要因分解の結果

図1を見ると、性役割意識は男女とも主に二〇〇三年頃を境に変化が停滞あるいは保守化しているので、二〇〇三年までの変化と二〇〇三年以降の変化に分けて線形要因分解を行った。[4] その結果が表2である。

表中の「総変化」は、当該期間の性役割意識の平均値の変化の総量を示す。例えば、男性における「男性の家事」の平均値は一九七三～二〇〇三年の間に〇・二八三上昇した。また、式（1）のモデルからは〇・二八六の上昇が予測される。その〇・二八六のうち、〇・〇一六がコーホート交代、〇・〇一三がその他の変数（教育年数、職の有無、ライフステージ）の変化、〇・二五七が個人変化によると推定される。

一九七三～二〇〇三年にかけては総変化の値は男女ともすべての指標でプラスであり、性役割意識は弱まっている。三つの要因のうち、個人変化の効果が最も大きく、その他の変数の効果が最も小さい。この傾向は男女、すべての指標で同じである。この時期は、コーホート交代やその他の変数の変化には還元できないような、時代による個人変化が性役割意識を弱めていたことがわかる。性役割意識の変化の原因として高学歴化や女性の労働力率の上昇が挙げられることもあるが、これらは確かに効果があるものの、直接的な効果はほんのわずかである。[5]

ところが、二〇〇三～〇八年にかけては総変化の値が0に近いかマイナスになっており、男女とも性役割意識の変化が停滞もしくは保守化している。コーホート交代の効果はどの指標でもプラスのままであるが、個人変化がマイナスに転じているため、双方の効果が打ち消し合って変化の停滞あるいは保守化が生じたことがわかる。つまり、二〇〇三年以降は、新しいコーホートがとりわけ保守的であるためではなく、どのコーホートでも意識の変化が停滞あるいは保守化したために、社会全体の意識の変化の停滞や保守化が生じたのである。なお、代数的な要因分解（Firebaugh 1997）も行ったが同じ結果が得られている（結果は割愛）。

表2　線形要因分解の結果

男性	1973-2003	2003-08
男性の家事		
コーホート交代	.016	.011
個人変化	.257	-.001
その他の要因	.013	.002
モデルから予測される総変化	.286	.012
実際の総変化	.283	.012
女性の働き方		
コーホート交代	.017	.003
個人変化	.265	-.001
その他の要因	.009	.002
モデルから予測される総変化	.292	.004
実際の総変化	.300	.004
結婚後の姓		
コーホート交代	.034	.006
個人変化	.103	-.018
その他の要因	.021	.002
モデルから予測される総変化	.158	-.009
実際の総変化	.147	-.009
女性	**1973-2003**	**2003-08**
男性の家事		
コーホート交代	.075	.009
個人変化	.282	-.013
その他の要因	.027	.003
モデルから予測される総変化	.385	-.001
実際の総変化	.368	-.001
女性の働き方		
コーホート交代	.033	.002
個人変化	.212	-.007
その他の要因	.030	.005
モデルから予測される総変化	.275	.001
実際の総変化	.267	.001
結婚後の姓		
コーホート交代	.070	.016
個人変化	.090	-.085
その他の要因	.040	.010
モデルから予測される総変化	.201	-.059
実際の総変化	.197	-.059

4・3　ロジスティック回帰分析の結果

前項の分析から、性役割意識の変化の主因は個人変化であり、二〇〇三年前後でトレンドが変化したことが確認できたが、新しいコーホートが保守化しているかどうかはまだ明らかになっていない。そこで、新しいコーホート（本稿では一九六九年以降のコーホートとする）の方が一九五四―六八年のコーホートよりも保守的であるのかについて、男女別にロジスティック回帰分析を行って検討する。[6] 説明変数には、線形要因分解で取り上げた変数以外に、時代の影響が二〇〇三年以降どの程度変化したかを示す変数（表中ではスプラインと略記）[7]を加える。その結果が表3と表4である。

男女ともに、一九六九年以降のコーホートの方が一九五四

—六八年のコーホートよりも有意に保守的な傾向は見られず、むしろ平等志向が強い場合もある。図1では新しいコーホートの方が保守的に見える部分もあるが、これは誤差の範疇か、その他の統制変数の効果によるものであろう。

また、表3と表4のスプライン変数の係数を見ると、すべてマイナスになっている。男性の場合、「男性の家事」と「結婚後の姓」に関しては有意ではないが、それは男性の方がもともと保守的であったので、まだジェンダー平等志向が強まる余地があったためかもしれない。いずれにせよ、男性の場合は「女性の働き方」、女性の場合はすべての指標に関して二〇〇三年に時代の効果が有意に変化したことは確認された。時代の効果は、他の説明変数には還元できない個人変化の効果を示すので、個人変化の停滞ある

表3　性役割意識のロジスティック回帰分析（男性）

	男性の家事		女性の働き方		結婚後の姓	
時代	.044	***	.048	***	.019	***
	(.003)		(.003)		(.003)	
スプライン	−.011		−.029	*	−.019	
	(.023)		(.015)		(.014)	
コーホート						
(ref 1954-68 年)						
1899-1928 年	−.085		−.072		−.315	***
	(.118)		(.093)		(.091)	
1929-43 年	−.463	***	−.119		−.268	***
	(.090)		(.069)		(.067)	
1944-53 年	−.241	**	.009		−.099	
	(.080)		(.060)		(.059)	
1969-83 年	.341	**	−.066		.200	**
	(.115)		(.072)		(.071)	
1984-92 年	.920	**	−.236		.362	*
	(.316)		(.147)		(.146)	
教育年数	.040	***	.034	***	.094	***
	(.010)		(.008)		(.008)	
有職ダミー	−.015		.180	**	.168	**
	(.082)		(.064)		(.064)	
ライフステージ						
(ref 末子が中学生以下の既婚者)						
学生の未婚者	−.213		.038		.459	***
	(.143)		(.109)		(.108)	
学生以外の未婚者	−.010		.016		.075	
	(.081)		(.061)		(.060)	
子供のいない既婚者	.125		.278	***	.144	
	(.108)		(.083)		(.081)	
末子中学より大きい既婚者	−.108		.019		−.198	***
	(.069)		(.056)		(.055)	
離死別者	−.124		−.042		.079	
	(.140)		(.112)		(.111)	
逸脱度	12423.5		24055.9		28437.0	
Nagelkerke R^2	.097		.091		.076	
N	11571		11571		11571	

*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, カッコ内は標準誤差
性役割意識は値が大きいほど平等志向が強いことを示す

いは保守化がここでも再確認されたことになる。

5 考察

以上をまとめると、日本では男女とも一九七三～二〇〇三年にかけて性役割意識は弱まるが、二〇〇三年以降は意識の変化の停滞や保守化の傾向が見られるようになる。しかし、このような傾向は新しいコーホートがとりわけ保守的であることで生じたのではなく、個人変化によりすべてのコーホートが保守化したことで引き起こされている。そして、線形要因分解の結果、二〇〇三年以降の意識の変化を生じさせた個人変化は、平均教育年数、有職率、ライフステージの分布の変化では説明できないものであることが示された。

表4　性役割意識のロジスティック回帰分析（女性）

	男性の家事		女性の働き方		結婚後の姓	
時代	.065	***	.040	***	.019	***
	(.003)		(.002)		(.002)	
スプライン	−.089	***	−.057	***	−.071	***
	(.026)		(.014)		(.013)	
コーホート						
(ref 1954-68 年)						
1899-1928 年	−.736	***	−.313	***	−.876	***
	(.112)		(.081)		(.081)	
1929-43 年	−.595	***	−.105		−.511	***
	(.091)		(.060)		(.058)	
1944-53 年	−.266	**	.017		−.224	***
	(.085)		(.054)		(.052)	
1969-83 年	.430	**	−.058		.066	
	(.134)		(.069)		(.067)	
1984-92 年	1.218	**	.003		.251	
	(.431)		(.156)		(.152)	
教育年数	.108	***	.070	***	.176	***
	(.013)		(.009)		(.009)	
有職ダミー	.198	***	.607	***	.128	***
	(.048)		(.036)		(.035)	
ライフステージ						
(ref 末子が中学生以下の既婚者)						
学生の未婚者	−.604	***	.171	*	.259	**
	(.119)		(.084)		(.081)	
学生以外の未婚者	−.255	**	−.489	***	−.254	***
	(.091)		(.061)		(.059)	
子供のいない既婚者	−.219	*	.104		.047	
	(.106)		(.077)		(.074)	
末子中学より大きい	−.122		−.094		−.200	***
既婚者	(.071)		(.052)		(.051)	
離死別者	−.222	*	−.146	*	−.155	*
	(.093)		(.071)		(.071)	
逸脱度	12613.1		27511.4		33009.0	
Nagelkerke R^2	.189		.111		.133	
N	13826		13826		13826	

*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, カッコ内は標準誤差

それでは、二〇〇三年以降の個人変化の停滞や保守化を引き起こした社会的・時代的な要因とは何なのか。これを明らかにするためには調査年をグループレベルとしたマルチレベル分析を行う必要があるが、八時点分しかデータがないため実質的には不可能である。しかし、ひとつの解釈／仮説を提示しておこう。2・1項で述べたように、この時期は規制緩和をはじめとした新自由主義的な政策が導入された時期であり、競争の激化や労働環境の大きな変化が性役割意識の変化の停滞あるいは保守化をもたらしたのかもしれない。

また、貧困の拡大も一因かもしれない。二〇〇三～〇八年という期間はほぼ戦後最長の景気回復期に相当するので（内閣府 二〇一二）、イングルハートに単純に従えば性役割意識は弱まるはずである。ところが、ほぼ同時期に一年勤続者の平均給与[8]は男性で五四八万円から五四二万円、女性で二七八万円から二七一万円にやや減少し、給与が二百万円以下の給与所得者の割合は男性で六・九％から九・五％、女性で三九・八％から四三・七％に増加し（国税庁二〇一一a、二〇一二b）、世帯主が働いている世帯における一か月あたりの生活保護受給世帯も八万世帯から十二万世帯に増加しており（国立社会保障・人口問題研究所 二〇一三）、好景気にもかかわらず、人々の生活は苦しくなっている。このように、生存や生活の安定が脅かされることで性役割意識が強まった可能性もある。

ただし、上記の解釈はあくまでひとつの仮説に過ぎず、意識の個人変化を引き起こしている時代的な要因については、先行研究で指摘されているイデオロギーの変化のような文化的要因も含めて、さらなる検討が必要である。また、先述したように、米英独中では日本より五～十年ほど早く、性役割意識の変化が停滞あるいは保守化している。このような時期の違いは、新自由主義的な改革のタイミングの違いに起因するのかもしれないし、Cotter et al.（2011）が言うように別の文化的なポリティクスによるのかもしれない。この問題は大変興味深いが、今後の課題としたい。

注①ジェンダー平等志向は性役割意識の意味を反転させた言葉である。

②「男性の家事」の回答は以下の二択（カッコ内の値は平均値を計算する際に与えている数値）。

・甲：台所の手伝いや子どものおもりは、一家の主人である男子のすることではない（0）

・乙：夫婦は互いにたすけ合うべきものだから、夫が台所の手伝いや子どものおもりをするのは当然だ（1）

「女性の働き方」の回答は以下の三択。

・結婚したら、家庭を守ることに専念したほうがよい（0）

・結婚しても子どもができるまでは、職業をもっていたほうがよい（0.5）

・結婚して子どもが生まれても、できるだけ職業をもち続けたほうがよい（1）

「結婚後の姓」の回答は以下の四択。

・当然、妻が名字を改めて、夫のほうの名字を名のるべきだ（0）

・現状では、妻が名字を改めて、夫のほうの名字を名のったほうがよい（0.333）

・夫婦は同じ名字を名のるべきだが、どちらが名字を改めてもよい（0.667）

・わざわざ一方に合わせる必要はなく、夫と妻は別々の名字のままでよい（1）

③「高等学校、高等専門学校（1〜3年生）在学中」は十年、「高等専門学校（4、5年生）、短期大学、大学・大学院在学中」は十三年としている。

④出生年は一八九九〜一九九二年生まれまでを五年毎の二十グループに区分し、各々の中央値を割り当てている。ただし、一九八九—九二年は一九九一年としている。

⑤直接的な効果とは、高学歴で働いている人の方が性役割意識が弱いので、そういう人が増えれば社会全体の平均的な性役割意識も弱まる、という効果であるが、間接的な効果とは、高学歴な女性や働いている女性が増えているのを見た人々（男性でも低学歴でも働いていてもよい）が女性に対する見方を変えて性役割意識を弱めるという効果である。このような間接的効果は大きいのかもしれない。

⑥コーホートの区分は、NHK放送文化研究所編（二〇一〇）を参照した。先行研究で保守化が指摘されている二十〜三十歳代という年齢層はほぼ一九六八年以降のコーホートに相当するので、本稿では一九六九年以降のコーホートを新しいコーホートとした。また、図1を見ると男女とも全体的に一九五四—六八年のコーホートが最も平等志向が強いため、比較の基準にした。

⑦スプライン変数は二〇〇三年までは0、その後は毎年1ずつ値が増える変数である（Cotter et al. 2011）。時代の係数をb_1、スプライン変数の係数をb_2とすると二〇〇三年までの時代の効果はb_1、それ以降の時代の効果はb_1+b_2と推定されることになる。なお、個人変化の効果はこの分析では時代の効果に対応している。

⑧男女別の平均給与が公表されたのは一九七八年以降なので、それ以前との比較はできない。なお、一年勤続者とは、各年の一〜十二月まで引き続き勤務し、給与の支給を受けた月数が十二か月の者を指す。

参考文献

裏智恵、二〇〇七、「共働きで夫はストレスがたまるのか」永井暁子・松田茂樹編『双書ジェンダー分析13　対等な夫婦は幸せか』勁草書房：六三—七六。

Brewster, Karin L. and Irene Padavic, 2000, “Change in Gender-Ideology, 1977-1996: The Contributions of Intracohort Change and Population Turnover”, *Journal of Marriage and the Family*, 62(2):477-87.

Brooks, Clem and Catherine Bolzendahl, 2004, “The Transformation of US Gender Role Attitudes: Cohort Replacement, Social-Structural Change, and Ideological Learning”, *Social Science Research*, 33(1):106-

33.

Carter, J. Scott, Mamadi Corra and Shannon K. Carter, 2009, “The Interaction of Race and Gender: Changing Gender-Role Attitudes, 1974-2006”, *Social Science Quarterly*, 90(1):196-211.

Cotter, David, Joan M. Hermsen and Reeve Vanneman, 2011, “The End of the Gender Revolution? Gender Role Attitudes from 1977 to 2008”, *American Journal of Sociology*, 117(1):259-89.

Davis, Shannon N. and Theodore N. Greenstein, 2009, “Gender Ideology: Components, Predictors, and Consequences”, *Annual Review of Sociology*, 35(1):87-105.

Firebaugh, G., 1997, *Analyzing Repeated Surveys*, Sage.

井田恵子、一九八九（一九九五）、「姓へのこだわり――夫婦別姓を考える」井上輝子・上野千鶴子・江原由美子編『日本のフェミニズム3　性役割』岩波書店：二〇三―二四。

Inglehart, Ronald and Wayne E. Baker, 2000, “Modernization, Cultural Change, and the Persistence of Traditional Values”, *American Sociological Review*, 65(1):19-51.

Inglehart, Ronald, Pippa Norris and Christian Welzel, 2002, “Gender Equality and Democracy”, *Comparative Sociology*, 1(3-4):321-45.

河野啓・高橋幸市、二〇〇九、「日本人の意識変化の35年の軌跡（1）――第8回『日本人の意識・2008』調査から」『放送研究と調査（月報）』April：二―三九。

国立社会保障・人口問題研究所、二〇一三、『『生活保護』に関する公的統計データ一覧 No.4 世帯業態別被保護世帯数の年次推移（停止中世帯を除く）」（http://www. ipss.go.jp/s-info/j/seiho/seiho.asp, 2013.8.22 取得）。

国税庁、二〇一一a、「民間給与実態統計調査結果3－1　1年勤続者・1年未満勤続者の給与所得者数・給与額・税額（男、女、合計）」（http://www.nta.go.jp/kohyo /tokei/kokuzeicho/jikeiretsu/01_02.htm, 2013.2.13 取得）。

――――、二〇一一b、「民間給与実態統計調査結果3－2　1年勤続者の給与階級別給与所得者数（男、女、合計）」（http://www.nta.go.jp/kohyo/tokei/kokuzeicho/jikeiretsu/01_02.htm, 2013.2.13 取得）。

Lee, Kristen Schultz, Alwin Duane F. and Tufiş Paula A., 2007, “Beliefs about Women’s Labour in the Reunified Germany,1991-2004”, *European Sociological Review*, 23(4):487-503.

Lee, Kristen Schultz, Tufiş Paula A. and Alwin Duane F., 2010, “Separate Spheres or Increasing Equality? Changing Gender Beliefs in Postwar Japan”, *Journal of Marriage and Family*, 72:184-201.

松田茂樹、二〇〇五、「性別役割分業意識の変化――若年女性にみられる保守化のきざし」『ライフデザインレポート』二〇〇五年九月：二四―二六。

内閣府、二〇一二、「平成24年度年次経済財政報告　長期経済統計　暦年統計国民経済計算」（http://www5.cao.go.jp/j-j/wp/wp-je12/index_pdf.html, 2013.9.9 取得）。

NHK放送文化研究所編、二〇一〇、『現代日本人の意識構造　第七版』日本放送出版協会。
野崎哲哉、二〇〇八、「日本における新自由主義改革の現状と問題点」櫻谷勝美・野崎哲哉編『新自由主義改革と日本経済』三重大学出版会：二三―四〇。
Ono, Hiromi, 2003, “Women’s Economic Standing, Marriage Timing, and Cross-National Contexts of Gender”, *Journal of Marriage and Family*, 65(2): 275-86.
尾嶋史章、一九九八、「女性の性役割意識の変動とその要因」尾嶋史章編『SSM調査シリーズ14　ジェンダーと階層意識』一九九五年SSM調査研究会：一―二二。
――、二〇〇〇、「『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：二一七―三六。
佐々木尚之、二〇一二、「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」『日本版総合的社会調査共同研究拠点研究論文集』一二：六九―八〇。
Scott, Jacqueline, Duane F. Alwin and Michael Braun, 1996, “Generational Changes in Gender-Role Attitudes: Britain in a Cross-National Perspective”, *Sociology*, 30(3):471-92.
Shu, Xiaoling and Yifei Zhu, 2012, “Uneven Transitions: Period- and Cohort-related Changes in Gender Attitudes in China, 1995-2007”, *Social Science Research*, 41(5):1100-15.
田渕六郎、二〇一一、「福祉における格差」坂井素思・岩永雅也編『格差社会と新自由主義』放送大学教育振興会：一九三―二〇八。
山田昌弘、二〇〇九、『なぜ若者は保守化するのか――反転する現実と願望』東洋経済新報社。
山垣真浩、二〇〇八、「労働――新自由主義改革の現状と問題点」櫻谷勝美・野崎哲哉編『新自由主義改革と日本経済』三重大学出版会：五九―七六。
大和礼子、一九九五、「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』四〇（一）：一〇九―二六。

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ターSSJデータアーカイブから「日本人の意識調査，1973～2008」（NHK放送文化研究所世論調査部）の個票データの提供を受けました。

（ながせ　けい・京都大学大学院文学研究科博士後期課程）
（たろうまる　ひろし・京都大学文学研究科准教授）