

Discussion Paper Series

University of Tokyo
Institute of Social Science
Panel Survey

東京大学社会科学研究所 パネル調査プロジェクト
ディスカッションペーパーシリーズ

性別役割分業意識の日英比較と変動要因：
British Household Panel Survey を用いて

Comparison of Gender-Role Attitudes in Japan and UK,
and the Factors in Changing Their Attitude
—An Analysis Based on the British Household Panel Survey

中澤 渉

(東京大学社会科学研究所)

Wataru NAKAZAWA

December 2007

No.3

性別役割分業意識の日英比較と変動要因： British Household Panel Survey を用いて

中澤 渉（東京大学社会科学研究所）

要約 若年パネル調査は、国際比較を一つの目的として調査設計されているが、今回は性別役割意識について、British Household Panel Survey（以下 BHPS と表記）でも利用されている項目を用いて比較を行い、更にパネルデータ分析の方法と意義を紹介する。若年パネル調査では、まだ1回目の調査しかデータがないので、同様に日英比較では BHPS の1年目のデータのみを用いる。その結果、両国で、本人の学歴が高いことと、母が専門管理職であることが性別役割意識に否定的であることと関連することが明らかになった。ただし、婚姻状態や就労状態、他の母職の影響の仕方は日英で異なっていた。パネルデータとして利用可能な BHPS によって、パネルデータ分析を行ったところ、女性にとっての典型雇用は性別役割を否定的に変化させることに寄与していたが、クロスセクショナル分析で有意だった変数の一部は、単なる一時点における分布の関連性を指摘しているだけで、時間的な変動と意識の変化との関連を示しているとは限らないことが明らかになった。

付記 本稿で用いている BHPS のデータは、University of Essex にある UK Data Archive を通じて獲得したものである（データ番号 UKDA5151）。2007年9月現在、wave15（2005年実施）まで公開されている。本論文では、2007年9月25日に UKDA のサイトよりダウンロードしたものをを用いる。データについては、

<http://www.data-archive.ac.uk/findingData/snDescription.asp?sn=5151#doc>

を参照。本稿は、2007年9月22日、茨城大学で行われた第59回日本教育社会学会大会における報告「若年者のキャリアと意識に関する実証研究」を修正したものである。報告に際し事前にコメントをいただいた研究会メンバーならびに学会当日のフロアの方々に感謝申し上げたい。またパネルデータの分析については、University of Essex で実施された2007年度の Essex Summer School Social Science Data Analysis における Panel Data Analysis (Instructor: Dr. Mark Bryan) に多くを負っている。出席の機会を与えてくださった東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターに感謝申し上げる。

1. はじめに

2006年度より開始された東京大学社会科学研究所の若年・壮年パネル調査は、現代日本の若年層や壮年層の家族形成や就業などに関する実態を把握することが、第一義的な目的である。そして、調査項目の作成過程で、既存の海外におけるパネル調査の構造や質問項目を参考にした。横断的調査においては、ISSPのように、複数の国において共通の質問項目を用いることで、その回答傾向の分布を比較できるデータは、いくつか存在している。またJGSSは、もともとアメリカのNORCが実施しているGSSを参考にしたものであり、共通の質問項目も多数存在する。JGSSは今後、東アジアの国際比較調査として発展させられる予定になっており、伝統ある社会階層と社会移動に関する全国調査(SSM)の2005年調査は、韓国と台湾との比較が可能になっている。しかしながら、全国規模の縦断的調査は、実施例自体がまだそれほど多くない。諸外国の例を参考にしたのは、既に行われている諸外国の調査との、比較可能性を考慮してのことでもある。

若年・壮年パネル調査は、20歳から40歳という比較的幅広い年齢層を対象に、個人単位で抽出し、毎年追跡してゆくという形態をとっている。しかしながら、諸外国の先行研究例は、特定のコーホートに焦点を当てて、そのコーホートの発達過程を追うもの（アメリカではHigh School & BeyondやNational Educational Longitudinal Survey、イギリスではNational Child Development StudyやBritish Cohort Studyがそれに該当する）か、世帯に着目しその家計や経済行動を追跡してゆくもの（Panel Study of Income Dynamicsなど）に大きく分けられる。日本では家計経済研究所が、消費に関するパネル調査を実施していることでよく知られているが、サンプルが女性に限定されている。なお、21世紀COEプログラムの一環として、慶應義塾大学では家計行動のパネル調査を開始している（樋口・慶應義塾大学経商連携 21世紀COE編 2005, 2006）のがよく知られている。しかし就業行動や家族形成、意識のような広い社会的項目について、全国サンプルでパネル調査を行っている例は、日本ではほとんど存在しなかった。若年・壮年パネル調査は、そういった日本の事情を鑑み、汎用性の高い、多くの質問項目を取り入れている。そして国際比較が可能になれば、日本社会のダイナミズムに対する理解がより深まると期待できる。

本論では、意識項目、その中で特に性役割意識に着目したい。男女共同参画社会が叫ばれる中で、しばしば「意識の変革が重要」ということが指摘される。しかし意識の変化はそもそも何と関連して起こるものなのか。また性役割意識の変化がどのくらい起こるのか、といったことは、実際にはまだそれほど明らかになっていない。ただし、若年・壮年パネル調査は、まだ1回目の調査が行われただけであり、追跡調査のデータは現時点では存在していない。そこで性役割意識の項目を参考にした、British Household Panel Survey (BHPS)を実際に用い、①クロスセクショナルなデータで、日英の相違点と共通点を見出す、

②BHPSの追跡データを用いて、パネルデータ分析で何が明らかになり、そのことはクロスセクショナルなデータにおける分析と何が異なるのか、を指摘して、パネルデータ分析の意義と可能性を説明することにした。

本論文の構成は以下の通りである。まず次章において、ここでとり上げる性役割意識研究のこれまでの意義と問題点を指摘する。次に、これまでも社会意識研究においてよく行われてきた方法であるが、クロスセクショナルなデータによって、性役割意識を説明する変数について検討を行う。その際、クロスセクショナルなデータによるデータの解釈上の限界を指摘する。次に、パネルデータを用いた分析の考え方の概要を説明し、それに基づいてBHPSを実際に用いた分析を行う。ここで推定された結果は、クロスセクショナルな分析の結果を若干の相違点がある。そこで、そういった相違点の生じた原因について検討を行いつつ、パネルデータ分析の意義を論じて、本稿を閉じることとする。

2. 性役割意識研究の再検討

(1) 性役割意識研究の意義と問題点

男女共同参画社会の実現に向けて行われる施策はいろいろあるだろうが、その一つの手段として、雇用における男女差別の撤廃が想定されよう。そのため、1985年に男女雇用機会均等法（以下、均等法と記す）が施行された。この均等法は1997年と2006年に、2度の改正を経ている¹。もちろん、制度の改正に伴い、人々の意識や行動も変化を来すであろう。しかしながら、それだけでは変化の促進に限界があるのも事実である。改正均等法以前は、いわゆる女性の「コース別採用」が広く実施されていた。この「コース別採用」は、改正前均等法の抜け道のような存在であり、実質的には男女別の異なる採用基準を意味していた。しかしこの「コース別採用」で採用された（特に一般職）女性の行動は、職場における女性の固定的なイメージを助長し、意識変革を妨げることに繋がった（小笠原1998）。それだけではない。実際の生活を営む上で家事労働や育児・介護の負担を誰が担うか、というのは喫緊の問題である。これが解決されなければ、労働市場の問題が解決されたとしても、結局「男＝仕事、女＝家事」が「男＝仕事、女＝仕事＋家事」となり、女性の負担が一方的に増すに過ぎない。そこで家事労働の平等な分担が次なる課題となるが、男性の家事労働分担は非常に少ないことはよく知られている事実である（湯沢編 1995: 110-111, 岩井・稲葉 2000）。

もっとも、実際には、人々の抱く性役割意識の分布は単純ではない。当為的な議論はさしおいても、実態としては、女性が一枚岩に労働市場の開放を望んでいる、というわけで

¹ その他、男女共同参画に関わる法制度の整備状況については、大沢（2002: 183-187）に詳しい。

もない。家事労働負担に対して抱く（特に女性の）負担感、不公平感は、概して負担が大きいかほど強まるといえるが、それはもともと保持している性役割意識と無関係ではない。性役割意識に肯定的な女性は、家事労働負担に対する不公平感が薄められるからである（岩間 1997, 末盛 1999）。つまり性役割に対して肯定的であれば、家事労働は単なる「分業」とみなされ、不公平感や不満感を減らす原因にもなる。つまり性役割意識は不公平感や不満を規定するということになるが、一方で不公平感や不満は現状を変革するインセンティブを生み出すといえるから、どういった性役割意識を保持しているかは、社会における男女間関係の構築に非常に重要な意味をもっていることが理解できよう。

もともと、意識は意識に過ぎず、その価値観や意識がダイレクトに選択行為に結びつくとは限らない。とはいえ、一般的には人々は自分の価値観に沿った選択行為を行うのが自然であり、その価値観に基づく選択をする可能性も高い。男女共同参画社会実現のためには、まず人々の意識を変えることが重要であるということはいましばしば指摘されてきており、だとすれば、どういった人が性役割に否定的な意識をもっているかを追究することが、重要な課題となるといえよう。

ただしこれまでの性役割意識研究は、いくつかの問題点を抱えていた（神林 2000）。まず性役割意識は、両性の問題なのにもかかわらず、女性を対象にした研究に大きく偏っている。既に述べたように、事実レベルで見れば、女性の全員が就業を希望しているわけではなく、特に日本の場合、高学歴女性が専業主婦となる傾向が小さくない、という他の先進諸国と異なる興味深い現象が観察される（Brinton 1993）。そして男女共同参画社会でメリットを受けると考えられているのは特に女性であろうが、女性の性役割をめぐる態度は一枚岩ではなく（Yamaguchi 2001）、そのこと自体が男女共同参画社会実現への道を遅らせている、とも捉えられる。換言すれば、女性の性別役割分業の解体は女性にとってメリットがあるから男女共同参画社会が目指されている、と一般的に理解されているにもかかわらず、なぜそれを拒む女性がいるのか、ということ、そして女性の間でそのように立場が割れる要因は何か、ということが分析課題とされてきたのである。このことは実践的な関心を喚起するのみならず、日本社会において女性の置かれている立場を明らかにする一助となるという点で学問的にも興味深いことである。だからこそ、女性のもつ性役割意識に注目が集まったという点も、それはそれとして頷けるといえよう。しかし女性の意識構造が学問的に特に関心を喚起したとしても、もう一方の当事者である男性の立場が変わらなければ、男女共同参画社会の実現は覚束ない。一般論として、男性のほうが性役割意識に肯定的だと想像できるが、特に労働市場において男性が主要な実権的ポストを占めている以上、男性の性役割意識が変わらなければ、男女共同参画社会の実現は難しいと考えるのが自然である。したがって、男性の性役割意識の構造を掘り下げる必要がある。

もう一つ重要なのは、個人の価値観や態度は変動しうるものである、という点である。

そしてそれが変動しうるものだと考えるからこそ、男女平等参画社会と結び付けた問題意識に基づき、性役割意識が検討されるのだといえる。つまり意識が変われば、それに合うように社会も変わらざるを得ない、ということである。一方で、意識をどう変えるか、どのように変わっていくかも問題となる。それに触れなければ、事実上叫び声だけで、社会変革への具体的な提言がなされたわけではなく、無策に等しい。意識というのは、社会的条件によってある程度変化するものであり、性役割を是とするような社会的条件を解体することが、固定的な性役割意識を変える一つのきっかけとなるだろう、と予想できる。ところが、こういった前提に立ちながら、これまでの多くの研究は、一時点での調査のデータに基づいて分析、解釈が行われてきた。その内容は、せいぜい数回にわたって実施されたクロスセクショナルな調査における分布を比較することや、一時点での調査におけるデータから従属変数を意識とし、考えうる意識をコントロールする要因を説明変数として投入して、有意な変数を見定める、というものであった。しかし前者は様々な変数の分布の時系列的な変化を見ることはできても、何が変化の原因になっているのかを突き止めるには限界がある。例えば、性役割意識に対する反対意見が減っている、という傾向が見出せたとしよう。しかしそれはそういった価値観を共有する若年層の増加のためなのか、それとも同一人物の価値観が変化し本当に性役割意識に反対するようになったということなのかは、様々な変数を統制することで推察はできても、厳密に区別することはできない。後者も、確かに回帰分析のモデルは独立変数が従属変数を説明するという因果関係になっているが、それはあくまで式（モデル）上のことである。データは一時点において取られているのだから、明らかな回顧情報を独立変数として投入したものでない限り、単に様々な変数を統制した上で残る有意な相関関係を見出しているに過ぎない²。そういった限界の中で、どういうモデルを組み立てるのか、あるいは出てきた計算結果の出力をどう解釈するのかは結局研究者に依存する。そこで、こういった問題を解決するために、同一人物（観察対象）を複数時点で追跡するパネル調査への期待が高まることになる。

² ただし、時間的に先行する事象を独立変数に入れて、それが「有意」な結果をもたらしたからといって、それが従属変数に直接の因果関係、直接効果をもたらしているという証明にはならない（Liebersohn 1985: 174-199, Blossfeld et al. 2007:5-9）。例えば、教育の性役割意識に及ぼす影響は、多くの先行研究において有意であるが、これが本当に教育の効果といえるかは留保が必要である。教育が有意なのは、教育によって性役割意識が弛緩されるのではなく、もともと性役割に否定的な人がより高い教育を求めるというだけのこともかもしれない（木村 2000）。しかしそのことは、仮にパネルデータを集めても、厳密には区別できない。本当に教育が性役割意識の否定に効果があるのかを測定するには、同水準の性役割意識をもつ人々を「教育を受ける群」「受けない群」とで区別し、それを追跡調査して、性役割意識に何らかの影響が起こるかを見なければ、厳密にはわからない、といえる。その点で、パネル調査のデータからわかるのは、はっきりした時間的な意味での因果関係であって、理論的な意味での効果や因果関係については、一応慎重に解釈する必要があるといえよう。

(2) 着目する性役割意識変数について

BHPS と比較可能な若年・壮年パネル調査における性役割意識項目は 4 つあるが、本稿では、数々の海外の調査でも用いられている「男性の仕事は収入を得ること、女性の仕事は家庭と家族の面倒をみることだ（英語では **A husband's job is to earn money; A wife's job is to look after the home and family**)」を用いることにする。回答は 5 段階の評価で、数値が大きいほどこの意見に賛同していることを示している。

もっとも、大和（1995）がいうように、性役割意識を示す指標は、必ずしもこの「男は外で仕事、女は家事育児」という内容のみに集約されるわけではない。大和によれば、こういった「規範的」要素の強いものというより、近年は「母性愛」のような心理的な要素を媒介にして、女性の家事育児負担を正当化する動きも強まっている。前者は男女平等観という、分業とは内容的に逆の規範を持ち出すことになるが、いずれにしても「不平等」「不公平」といった観点から、論理的、説得的に旧来の性別役割分業観を変革しようという動きと解釈できる。しかし一方で、「お母さんがいなければ子どもは寂しがる」「女性が家事育児に向いている」といった見方は（あまりに極端なものは否定されるようになりつつあるが）、どちらかといえば生得的な要因に分業の原因を求めるもので、理屈で説明できるとは限らず、このような意識をもっていることを前提にすると、家事育児負担の偏在は、必ずしも不平等観につながるとは言えない。大和によれば、性別役割分業が強固に残存するのには後者の要素が強く影響しており、教育によって培われる（否定的になれる）³のは前者の平等観だけなのだという。同様に、Yamaguchi（2001）では、SSM1995 年データの性役割意識に関する質問項目群から、女性の性役割意識が 3 つの潜在的パターンからなることを突き止めている。また女性の就労を認める立場であっても、その内容には様々なバージョン（女性を主たる一家の稼ぎ手として認めてもいいというものから、単に就労をするなら構わない、というものまで）があることも明らかになっている（Hakim 2000: 99-102）。

実際問題として、特に女性にとって就労と家庭内役割の間における選択は、複雑で困難なものである。性役割意識の内容の多様性は、文化の 2 つのモード（Swidler 1986）の図式を用いると説明しやすい。文化には定着した文化（**Settled Culture**）と定着していない文化（**Unsettled Culture**）があり、前者は伝統や常識といったもの、後者はイデオロギーが含まれる。前者は包括的で首尾一貫性が少ない情緒的なものであるのに対し、後者は論理的で首尾一貫性が重んじられるが、競合する別の考え方に対しては排他的である。した

³ 注 2 で述べた理由から、実際に教育によって規範的な性役割意識を緩めることが可能になる、とは、本来データからは必ずしもいえない。ただ重要なことは、教育にそういう機能があろうとなかろうと、規範的な性役割観については、教育程度の高い人は柔軟に対応するようになるが、いわゆる母性愛神話的な役割観については、教育に関係なくもちうるものである、という事実である。

がって前者は緩やかに人々の行為に影響し、それが人々の習慣を補強してゆく。一方後者は強い教え込みによって伝えられることが多いが、競合する別のイデオロギーとの生存競争にも晒されており、別のイデオロギーに取って代わられることもある。そのとき、長期的に見れば、前者は人々の行為選択の戦略を構築する源となり、結果的にそういった選択行為の継続に寄与する。しかし後者の場合は、イデオロギーの変革によってそれに見合った別の戦略が準備されることもあるが、長期的にはそのイデオロギーの行為選択への影響は、新しく出てきた対抗イデオロギーの根付き具合に依存する。性役割意識には、男はこうすべき、女はこうすべき、という規範的なイデオロギーと見なせるものがあり、一方で、育児に関わる意識のように、子どもの小さいときには母親が必要というような心理的な内容のもの⁴もある。もちろん両者は峻別できるわけではなく、あくまで相対的な、理念的な区分に過ぎない。ただし女性にとって、ライフコースにおける進路選択に困難さがつきまとうのは、実際に女性の置かれている社会的地位が変動する中で、そこにうまく順応しつつ選択を行っていかねばならない点にある (Gerson 1985: 37-38)。要するに「男は仕事、女は家庭」というイデオロギーは理念的に変更がきく(「女性も仕事に出るべきだ」のように)が、一方で性役割分業に基づく習慣的行為はなかなか変わりにくい。したがって女性にとっては、家事育児を専業で負担する、という選択肢と、家事育児は捨てて仕事に邁進する、という選択肢の狭間で、多くの選択肢のバージョンが用意されていることになる (Gerson 1985: 22)。しかも、男性は家事をしなくても社会的に非難を浴びにくい、女性が家事をしなければ社会的に冷たい視線を浴びることになる。別の言い方をすれば、男性は仕事をしつつ家事育児を分担すれば社会的に賞賛の対象となるが、女性の場合は家事育児を負担するのは当然と見なされ、両方を負担することは(自ら仕事を続けるという選択肢を選んだ以上)当然のことと見なされがちである。こういった複雑な状況が生じるのは、単に「男が仕事、女は家庭」というイデオロギーが存在しており、それが崩れつつあるから、というだけではない。この後でも実際のデータで触れるが、実際にこのイデオロギーを信じているのは、もはや多数派であるとは(日英とも)言えないのが実情である。しかしながら、現実には家事労働の分担が大きく男女間で偏っているのは、「男は仕事、女は家事」という規範的なイデオロギーとはやや異なる次元の考え方が残存しているから、と

⁴ 一部の社会史的な立場に立てば、母性も歴史的には相対的なイデオロギーと見なされるが(例えば Badinter 1980=1991)、ここで述べるイデオロギーの範囲は Mannheim の用語に従えば、全体的イデオロギーに対応する。つまり母性をイデオロギーと見なす場合は、母性愛を根拠に、女性を家庭に繋ぎ止めることそのものを正当化する世界観ということになる。しかしここではあくまで「男は仕事、女は家庭」という言明そのものを指すものとして捉えている。母性愛幻想は、生物学的なニュアンスがこめられているので自然に受け入れてしまいがちな上、その情緒性故に論理的な反駁が困難だという特徴をもつ。このことが、大和(1995)が述べるように、愛を媒介にした性役割は受け入れられやすく、変革が困難な様を示している。

も考えられる。理念的に男女平等の就労の機会と平等な家事分担ということは頭で理解できても、周囲の状況や他者の視線にあえて抗うのはエネルギーが必要である。

ただ一方で、この項目は、近代家族における家族内役割を端的に示したシンプルな指標であることも事実である。男性側から見れば、こういった強固な性別役割分業規範に固執することは、古臭い、あるいは非民主的な人物と評されかねないリスクを負う。男女共同参画社会実現のためには、このイデオロギーを打破することが当座の突破口になるということも十分予想される。また厳密には本調査とワーディングは若干異なるが、日本の総理府などで「男は仕事、女は家庭」という質問項目は連続して尋ねられてきており、過去の回答の分布といったデータも豊富に揃っている（石川 1997, 森岡・望月 1999, 尾嶋 2000）。もちろんこれらの調査は、サンプルが若年層に限定されていないため、若年・壮年パネル調査と安易な比較はできないが、趨勢として、急激にこの意識項目に肯定的な人が減っていることは確認できる。尾嶋（2000）によれば、全体として時代効果（どのコーホートでも分業賛成派が減少する）は観察できる一方、若い世代ほど分業賛成派が減ってゆくというコーホート効果も認められ、さらにその減少幅は若いほど大きいという、コーホートと時代両効果の交互作用も認められるという。こういったデータが揃っているが故に、まずこの基本項目をもとに、これまで突き止められていない個人内の意識変化を追究するのが研究課題の第一歩とするのが、妥当といえよう。

3. クロスセクショナルな分析による日英比較

(1) BHPS のデータについて

BHPS のプロジェクトは 1991 年より始められ、毎年面接法や留め置き・電話調査の併用によってデータが収集されている。サンプルは 5050 世帯で、そこに住む 16 歳以上のすべてが含まれる。例えば、調査継続期間中に 16 歳になる子どもがその家に住んでいたら、その時点でその子どももサンプルに含まれる。なお、第 1 波は上記の条件において選択されているが、もしこの世帯成員が他の世帯に移った場合、新たなその世帯のメンバーも対象に含まれる。逆に、対象となっていた世帯に他から移り住んできた人も新たな対象となる。対象者本人が多忙などでいない場合、他の世帯メンバーが代理で回答することもあり、その場合はそのように回答にコードされている。

BHPS は、研究機関に所属していれば、UKDA を通じて、一定のプロポーザルを書き込むことでパスワードを得ることができる。その後、データをダウンロードする。一応そのパスワードの有効期限は 1 年だが、近づいたらメールでその旨の通知が来るので、また更新しておけば問題ない。データは ASCII 形式、SPSS, Stata などで提供されており、ダウンロード時に選べるのは ICPSR と同様である。その際、PDF 化されたマニュアルやコー

ドブックなども同時にダウンロードできる。基本的には1つのウェーブにつき7つのファイルがついている。ファイルの最初の文字が a, b, c...となっており、これで第何波の調査かを識別できる。つまり a で始まるファイルは第1波、g で始まるのは第7波、という具合である。

なお、BHPS では各変数も、最初の一文字でウェーブが識別できるようになっている。通常の個人対象の分析であれば、*indresp のファイルで十分である。これだけでも、相当な変数が含まれていてファイルが重いため、実際は必要な変数だけに削った上で、各ウェーブを結合しないと、コンピュータの容量を大幅に超えてしまう可能性がある。

ウェイトについては、クロスセクショナルな分析を行う場合、各波の*indresp に含まれる*xrwght もしくは*xewght を使う (*はウェーブを示すアルファベット)。単純なランダムな個人を分析対象とするときには前者を用いる。しかし時系列分析の際は、各ウェーブにある*lrwght の、分析対象最後のウェーブものを使わなければならない。

表1 BHPS に含まれるデータファイルの一覧

ファイル名	ファイルの内容
hhsamp	いわば調査情報(地点を含む)が含まれたもの。ウェイト値はここに含ま
indall	世帯構造回答用紙から得られた個人の回答。家族構造・結婚に関する
hhresp	世帯票の回答がある。つまり1世帯1票。
indresp	個人データが含まれる。回答していない16歳以上の個人はこのファイル
jobhist	1年前からの職歴に関する質問群。
income	収入支出に関する質問群。
egoalt	indallとは別に、回答者の家族内での位置関係、家族構成を確認するも
marriag	wave2以降。結婚に関する質問群。
cohabit	wave2以降。同棲に関する質問群。
childad	wave2以降。義理(法的)の関係にある子に関する質問群。
childnt	wave2以降。血縁関係にある子に関する質問群。
blifemst	wave2のみ。学校を卒業してからの職歴情報。

※ blifemst を除き、基本的には各年に用意されているファイルで、それぞれのファイル名の前に1文字、wave を識別するアルファベットが入る。これ以外に、wave に独特のファイルが入ることもある。

(2) データの処理、分析の方法について

本論では、基本的に日本の若年パネル調査の設計に合わせて比較を行うこととする。したがって、BHPS における分析も、サンプルの対象となる年齢を絞る必要がある。

日本の若年パネル調査は、対象年齢が20~34歳である。壮年パネル調査は、同じ質問紙を用い、35~40歳に実施しているが、本稿では用いない。性、年齢群(5歳刻み)、地域の情報に基づき、母集団の分布に合うような形でサンプルを集めている。一方BHPSの

サンプル抽出は、先述したように世帯単位になっているが、ウェイトを用いて分布を補正することは可能である。そこで、基礎集計の分布と、クロスセクショナルな分析については、そのウェイトを用いて推定を行うことにする。

また、若年パネル調査では、現在のところ追跡調査における追加サンプルの計画はない。それに対して、BHPSは先述したように、新しく追加されるサンプルが存在する。そこで、日英のサンプルの性質をできる限り近づけて厳密に比較を行うため、調査の実施時期は異なるが、BHPSは最初の調査実施年である1991年のデータをクロスセクショナル分析の対象とする。そして、後ほど行うBHPSのパネル分析では、追加されたサンプルを除外する。つまり追跡調査では、91年に回答していないサンプルもかなり含まれているが、パネル分析の際にはそれらを外して分析を行っているということである。

(3) 分析に用いる説明変数

ここでは、先にあげた従属変数の性役割意識に影響を与える説明変数を考える。具体的には、性役割意識は5段階尺度の数値を示しているが、この数値を性別役割分業に賛成していることを示すスコアと見なし、最小二乗法によって推定を行う⁵。投入した説明変数は、次の通りである。

性役割意識で通常重要な規定要因と考えられるものが年齢である。年齢が高いほど保守的（この場合賛成）になりがち、ということはいましばしば指摘される。ただしそういった価値観の分布や変動は、年齢が高くなると単調に変わるとか、減るといふことにはならない。既に触れたように、Thornton and Binstock (2001)はパネルデータから、個人の価値観は年齢が上昇すると安定的になることを確認しており、そうであれば、年齢による効果は徐々に緩やかになる（線型ではない）と推測できる。このようなことが、クロスセクショナルなデータでも、全体としての価値観の分布に影響を与えている可能性もある。したがって年齢の2乗値も投入することにする。

また本稿が分析対象としている家事育児の分担についての態度は、当然結婚してからの夫婦関係に対する意見とも受け取れるから、結婚しているか否かも重要な要素である。例えば現状のような社会状況にあつて、性役割意識を受け入れやすい人ほど結婚行動を早める（つまり既婚者は賛成が多い）などのような仮説が成立するだろう。ただし、これを正確に推定するには、イベントヒストリー分析のような手法による必要がある。クロスセクショナルな分析においては、せいぜい婚姻状態と性役割意識との間に何らかの関係がある、

⁵ 従属変数は本来順序尺度であるので、順序ロジットや順序プロビットによる推定が本来は望ましく、正確である。しかし後述するが、カテゴリーカルな従属変数のパネル分析には、解決されていない問題点があるため、ここでは後のパネル分析に合わせて、最小二乗法による推定を行った。念のため、順序ロジットによる推定も行ったが、結果の要旨が大きく変わることはなかった。

ということしかいえない。常識的には、結婚をしていなければ、伝統的な家族規範や性役割意識に必ずしも同調的でない、逆にいえば家族規範を受け入れている人ほど性役割意識に肯定的であろう。関連して、就業状況や収入といった社会的地位も意識に影響を与えると考えられる。特に女性にとって、就業状態にある人が性別役割分業を積極的に支持することは（特に既婚者の場合）考えにくい。一方、男性（夫）の収入が少ない場合は、女性（妻）も働きに出て稼がなければ立ち行かなくなるから、その場合このような性別役割分業に固執することは無意味である、という形で考え方が形成されることも想像できよう。

教育は、先行研究からも重要な役割を果たしていることが明らかになっており、一般的に高等教育を受けた人は性役割意識に否定的である（大和 1995 など）⁶。そして出身階層の変数だが、これについては BHPS にある変数ということを考えて、父職と母職を投入した。例えば専門職では比較的リベラルな考え方をもつ人が多いので、その家庭で育てば性役割意識の弛緩の傾向が観察できるのではないかと考えられる。一方、日本では特にホワイトカラー層である中産階級から家庭内の性別役割分業が拡大したといわれ、実際、専業主婦層は収入の多い高階層に偏っている。そのため、こういった層の出身者は性別役割分業を支持する傾向があるだろう。その点で、一般的に高階層といわれるグループでも、性別役割分業意識に対する態度は二方向に分離している可能性がある。なお、やや古いだが、パネルデータによる先行研究によれば、ペンシルバニアでの調査データから、女性の意識には母親の教育程度は有意な効果をもつが、職業は効果をもたない、とされている（Tallichet and Willits 1986）。本稿の分析では、BHPS に親の教育程度に関する情報が含まれていないので、親の教育歴の影響を確かめることはできなかった⁷。

(4) 日英の回答の分布差

表 2 からわかるように、性役割意識に対し、あからさまな賛意を表明する人は、日英ともさほど多くはないが、全体として日本のほうが、賛成が多い傾向がある。賛成はどちらも男性が多いようだが、イギリスについてはその差が小さい。

ちなみに、BHPS の 05 年版は、91 年の回答者の 14 年後の回答の分布を示している。ただし、N をみればわかるように、この 14 年でかなりの脱落サンプルがあり、その脱落した人には何らかの一定の傾向がある可能性が非常に高い。脱落の傾向を決定づける要素と、意識の分布を決定づける要素との間に何らかの関連があれば、この両者の分布をもって「増えた」「減った」という判断をすることは危険である。実際問題として、91 年のサ

⁶ 厳密には、教育の効果によって強硬な性役割意識が緩められるのか、それとももともと性役割意識について批判的な人が高等教育まで進む傾向があるのか、クロスセクショナルな分析からは明らかにできないが、多くの研究ではその関連があることが示されている。

⁷ 日本版に限定すれば可能だが、本稿は比較が目的なので、それについては手をつけていない。

ンプルと 05 年のサンプルの分布に、明白な傾向や関連性を見出すのは難しいようにみえる。ただ、ここでは「やや賛成」も含めると、日本では男性が 3 割、女性が 2 割程度の賛同者が現在の若年層にも存在しているのに対し、英国では 91 年当時でも、男女とも 1 割強程度の賛成者しかいなかったという違いがあることを指摘しておきたい。では、こういった意識を説明する変数について、両国に違いはあるのだろうか。それを検討しておきたい。

表2 性役割意識の日英分布比較(数値は%)

	賛成	どちらでも		反対	欠損値	
日本・男	6.1	23.4	27.5	14.2	27.1	1.6
日本・女	3.5	19.5	24.6	19.5	31.4	1.5
BHPS91男	3.7	10.1	23.8	37.9	23.1	1.6
BHPS91女	4.1	7.2	15.7	38.8	32.3	1.9
BHPS05男	1.2	10.2	29.8	44.1	14.5	0.3
BHPS05女	2.0	7.8	23.4	41.0	25.1	0.8

※BHPSの分布・Nはウェイト付けしたものである。日本の欠損値にはDK含む。

N(Japan: male)=1693, N(Japan: female)=1974

N(UK91: male)=1375, N(UK91: female)=1531 ウェイト付け前はそれぞれ1458, 1569

N(UK05: male)=732, N(UK05: female)=934 ウェイト付け前はそれぞれ782, 991

(5) 日英の回帰分析の結果

従属変数を 5 点の得点と見なした重回帰分析（最小二乗法）を行ったもののうち、以下の表 3 が日本の若年パネル調査、表 4 が BHPS のサンプルによる分析の結果である。

日本の若年パネルの結果を見ると、男女とも教育による影響が有意となっている。高卒に対して、中卒では保守的であり、短大・大学では性役割意識に否定的である。また係数を見る限り、性役割に対する態度は、学歴の高さに伴って否定的な傾向があるという単調な傾向があることがわかる。また父職の影響はほとんど見られないが、母職については男女とも、母が就労していなかった（主婦であった）ケースに対し、専門・管理だったケースにおいて、性役割に否定的である。つまり母親が相対的に社会的地位の高い専門職や管理職として働いている環境で育った人の場合、女性が家庭にいるべきだという価値観に否定的になる、というのは理屈の上では首肯できる結果である。なお、母職については、相対的に女性の態度に有意な影響が出ており、このことは女性が母親の姿をロールモデルとしているものと推察できる。また婚姻状態では男性にのみ有意な影響があり、既婚男性は未婚男性に比して有意に伝統的性役割観を肯定する傾向があることを示している。一方、女性は 10%水準ではあるが、就業状態が有意な影響を示しており、無職や学生に対して、典型雇用にある女性は性役割意識に否定的である。

表 3 性役割意識を規定する要因に関する重回帰分析の結果(日本)

	男		女	
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
年齢	-.030	.191	.219	.175
年齢の平方値	.000	.003	-.004	.003
既婚(vs未婚)	.198	.081 *	-.050	.080
死別(vs未婚)	dropped		1.207	1.215
離別(vs未婚)	-.036	.273	-.056	.200
典型雇用(vs無職・学生)	.127	.095	-.135	.076 +
非典型雇用(vs無職・学生)	-.078	.121	-.112	.083
中卒(vs高卒)	.386	.127 **	.424	.138 **
短大・専門(vs高卒)	-.195	.081 *	-.133	.073 +
四大・大学院(vs高卒)	-.293	.071 ***	-.399	.081 ***
世帯収入(概数・対数値)	.054	.056	-.016	.057
世帯人数	-.003	.009	-.003	.004
父専門・管理(vs父ホワイト)	.123	.116	.039	.107
父販売サービス(vs父ホワイト)	.034	.121	.028	.116
父ブルー(vs父ホワイト)	.194	.108 +	.090	.099
父他の職(vs父ホワイト)	.164	.172	.012	.154
父無職(vs父ホワイト)	.104	.181	.103	.186
母専門・管理(vs母無職)	-.321	.130 *	-.356	.115 **
母ホワイト(vs母無職)	-.096	.103	-.092	.094
母販売サービス(vs母無職)	-.064	.095	-.156	.092 +
母ブルー(vs母無職)	-.159	.105	-.250	.099 *
母他の職(vs母無職)	.020	.142	-.271	.149 +
定数	2.802	2.739	-.382	2.511
N	1495		1548	
Adjusted R Squares	.0254		.0221	

+<.10 *<.05 **<.01 ***<.001

次に BHPS のサンプルを見てみよう。モデルの説明力(決定係数)はイギリスのほうが高い。日本と共通しているのは教育の効果である。やはり、O レベルを挟んで、それより低い教育レベルだと性役割に肯定的で、高い教育レベルでは否定的になる。また、母が専門・管理職であると、性役割意識に否定的なものも共通している。しかしそれ以外では、かなりの相違点が見られる。

母職の影響を見ると、日本では女性に対して有意な影響をもち、男性には母専門・管理以外ほとんど影響がなかったのに対し、イギリスでは全く逆の結果になっている。つまりイギリスでは、母親が就業していることが、「男性の」性役割観を否定的にする、ということである。働く女性(母親)の姿が、日英では異なる形で投影されているということだろうか。性役割意識は男性の方が若干肯定的な分布になっていることは確認したが、イギリスでは肯定的な分布が日本と比較して非常に少なかったのは、このような母職の影響の仕方とも関連があるように思われる。また、世帯人数が正に有意となっている。多様な解釈が可能だが、世帯人数が多いということは、通常子どもがいることや、(イギリスではあまり多くないと思われるが)老親との同居など、複数世代の家族が考えられる。そういった

家族で伝統的な性役割観が残るということは首肯できることだが、日本では有意な影響は見られなかった。

それ以外では、女性で有意な変数が多い。就業状態は日本よりはっきり傾向が示されており、働く女性は性役割観に否定的である。また日本では男性で有意だった婚姻状態は、イギリスでは女性にのみ有意で、既婚女性ほど性役割観に肯定的である。世帯収入が少ない女性は性役割観に否定的なのは、男性のみを稼ぎ手としていたら収入が少なくなってしまう(性役割意識に固執していたら収入が増えない)と考えているのだろうと想像すれば、首肯できる結果である。

表 4 性役割意識を規定する要因に関する重回帰分析の結果(英国)

	男		女	
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
年齢	.001	.091	.093	.089
年齢の平方値	.000	.002	-.002	.002
既婚(vs未婚)	-.004	.070	.222	.068 **
死別(vs未婚)	(dropped)		.377	.501
離別(vs未婚)	-.090	.160	.146	.140
典型雇用(vs無職・学生)	.026	.085	-.238	.071 **
非典型雇用(vs無職・学生)	.165	.123	-.207	.109 +
Oレベル未満(vsOレベル)	.271	.085 **	.347	.079 ***
Aレベル(vsOレベル)	-.179	.069 **	-.231	.073 **
高等教育(vsOレベル)	-.574	.094 ***	-.406	.097 ***
世帯収入(対数)	.014	.038	-.084	.036 *
世帯人数	.089	.022 ***	.042	.023 +
父専門・管理(vs父ホワイト)	-.005	.110	-.194	.106 +
父熟練・半熟練(vs父ホワイト)	.072	.105	-.162	.100
父非熟練(vs父ホワイト)	.074	.160	-.233	.158
父無職(vs父ホワイト)	.060	.134	-.305	.123 *
母専門・管理(vs母無職)	-.289	.087 **	-.137	.083 +
母ホワイト(vs母無職)	-.269	.078 **	-.070	.076
母熟練・半熟練(vs母無職)	-.241	.077 **	-.050	.073
母非熟練(vs母無職)	-.102	.123	-.170	.109
定数	1.843	1.243	1.730	1.213 **
N	1328		1483	
Adjusted R Squares	.089		.115	

+<.10 *<.05 **<.01 ***<.001

以上が 2 カ国の結果比較と簡単な解釈である。しかしいくつかの課題や疑問が生じたことも事実であろう。例えば、母職が意識に影響を与えるという点については、時間的な推移がはっきりしており、説明が比較的容易で、受け入れやすい。ただし、既に注 1 で述べたが、教育については、教育そのものの効果といえるのかどうかは、このデータ分析だけでは慎重にならざるを得ない。また難しいのは、結婚状態と就業状態の影響である。これについては、性役割に否定的な人はそもそも結婚に積極的ではない(結婚しない)、肯定的

な人は早く結婚して家族形成をしようとする、という可能性がある。つまり意識から行動、という方向性である。一方、結婚して家族形成をすると、家庭内で性役割分業が生じ、それを受け入れる、あるいは（特に男性において）未婚であれば家事労働は全部自分で負担するから、そういった性役割観に否定的になる、という行動（生活慣習）から意識、という方向性も考えられる。就業も同様で、特に女性にとって、性役割観に否定的だから働きに出るともいえるし、働いているうちに固定的な性役割観を受け入れがたくなる、という方向性も当然考えられる。あるいは既婚男性に着目すると、性役割観に否定的な男性は妻が働きに出ることを認める、という方向性と、妻が働きに出ているうちに、既存の性役割観に否定的になる（強い性役割観に拘る必要はない）という2つの方向性が考えられる⁸。クロスセクショナルな分析では、これらを区別できない。これらの結果から、例えば、一方的に「結婚すれば性役割意識が強くなる」とか、「世帯人員が増えれば性役割意識が強まる」といった、時間の推移による変化を含みこんだ解釈をするのは誤りである。そういったことが起きている可能性はあるかもしれないが、このデータの分析からは直接導かれる結論ではなく、それもあくまで一つの推測に過ぎない。こういった解釈上の問題を少しでも解決の方向に導くものとして、同一の観察対象者を追跡調査し、変化を追うパネルデータの重要性が指摘されるようになるのである。

4. パネルデータ分析

(1) パネルデータ分析の基本的な考え方

クロスセクショナルな単純な最小二乗法は次のように推定できる。

$$y_i = z_i\alpha + x_i\beta + \varepsilon_i$$

y_i は従属変数、 z_i は観察可能な時間によって変動しない説明変数、 x_i は観察可能な時間によって変動する説明変数、 ε_i はランダム・エラーで、いわば個人の「運」のような、偶然によって左右される誤差とする（ i は個人を表す）。クロスセクショナルなデータでは、単一時点のデータしかとれないので、時間によって変動する要因であろうと、時間によって変動しない要因であろうと、ともかくその時点で得られたデータがそのまま投入される。またモデルの上では、独立変数が従属変数を説明するという一方向的な関係は想定されているが、得られたデータは通常一時点で得られたものが多く（特に意識）、明白な時間差の

⁸ 結果は省略するが、BHPS91の既婚者サンプルで「この1年間に配偶者が就業していたか」のダミー変数を入れたところ、男性サンプルにおいて1%水準で有意となり、妻が働いていた場合には性役割観に否定的であった。このとき、母職は有意ではなくなった。つまり自分の母の就業形態は、配偶者（妻）の就業行動に影響を与え（働く母親をもっていた男性は、同じような女性を配偶者に選ぶ、ということか）、その妻の就業選択が性役割観と関連をもっているということになる。

あるものでないかぎり（独立変数が回顧に基づく過去のことを説明するような要因を用いない限り）実際の時間的な関係は説明しにくい。よく言われる「卵と鶏の関係」の問題は、クロスセクショナルなデータからは解決しにくい。

ここで、もし同一の対象について、複数時点でのデータを獲得できていると考えよう。そのとき、個人内で何らかの変化が観察できたとしても、同じ対象者である以上、変わらない部分も多いはずである。換言すれば、常識的に考えて、個人内の変動より、異なる個人間の差異の方が明確に存在するのではないかと考えられる。しかしながら、同一の個人の繰り返し獲得されたデータについて、それが「同一の個人から採られた」ということを考慮せずに分析することは（プーリング推定）、上の最小二乗モデルをそのまま当てはめることを意味する。上記の最小二乗モデルでは、不変の個人差に当たるものは考慮されていない。言い換えると、上記モデルにおいて考慮されている独立変数は、観察、測定が可能なものばかりであるが、実際は、例えば個人の能力など、明らかに個人差があるが、時間による変動のないと思われる観察できない性質（unobserved heterogeneity）が存在すると思われる。パネルデータ分析とは、そのような観察できない個人特有の要素を考慮しながら、従属変数の変動と関連のある説明変数を推定するものである。

$$y_{it} = z_i \alpha + x_{it} \beta + u_i + \varepsilon_{it}$$

ここで t は観察時点を示す。観察できない不変の個人差は u_i で表されている。この u_i と z_i は実際には強い相関がある（例えば観察可能な教育達成変数は、観察不可能な個人の特性と正の相関があることが想像できる。もし u_i を想定しないと、教育の効果を過剰に見積もる危険がある）。このとき、もしランダムに個人が抽出されていれば、異なる個人間の u は無相関であるが、誤差項 ε_{it} については個人内で一定の相関があると考えられる。

パーソンピリオド形式になっているデータで、そのままプーリング推定を行うと、結果として u の存在を無視して（ u と ε を区別せずに）推定しているのと同じことになる。つまり u は単なる誤差項（の一部）として扱われる。その場合誤差項同士の相関はないと仮定される。このことは同一の人物内で時間によって変化しない性質がある、という仮定に反する⁹。

ただし、統計的に u_i を導き出すことはできないので、これをモデルから除去することを試みる。

$$\begin{aligned} \bar{y}_i &= z_i \alpha + \bar{x}_i \beta + u_i + \bar{\varepsilon}_i \\ y_{it} &= z_i \alpha + x_{it} \beta + u_i + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

⁹ そこで、個人を示すダミー変数を投入する Least-Squares Dummy Variable (LSDV) Regression というものが考え出された。ただし、通常、マイクロデータの N は大きいから、その分のダミー変数を投入するというのは現実的ではないため、実際にはあまり使われない。

上の式は、同一個人内の観察期間における平均（バーがある文字）値の関係を示している。これを下式から上式で引くと

$$y_{it} - \bar{y}_i = (x_{it} - \bar{x}_i)\beta + \varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i$$

となり、 u_i が消える。このとき、 z も u と強い相関があることはわかっているが、結果的に同一個人内で変動がないので、上記の計算において z_i も消えてしまう。このようなアイデアのもとで推定されたものが、いわゆる固定効果モデルで、固定というのは、 u_i が個人によって特定される（フィックスされる）ことを意味している。上記の式からわかるように、固定効果モデルでは、不変の個人の性質は式から排除されてしまうので、それを推定することはできない。

一方、個人はランダムに抽出されているから、 u_i はランダムに存在している、という仮定から名づけられたのがランダム効果モデルである。固定効果モデルとの最大の違いは、不変な個人の異質性を示す u_i と、 z_i や x_{it} の間に相関がない、と仮定される点にある。相関がない、ということは、観察できない u_i の散らばりに一定の傾向がなく、ランダムな確率変数として捉えても（ $E(u_i)=0$ ）なんら問題ないことを示している。ただし同一個人内の異時点間の攪乱項同士には相関があるとされる。この後者の点が一般の最小二乗法（OLS）を行う際に問題になるため、変数に一定の変換を施した一般化最小二乗法（Generalized Least Squares）が用いられる。GLSのデータ変換は、次の式に基づいて行われる。

$$y_{it}^+ = y_{it} - \theta_i \bar{y}_i; z_i^+ = (1 - \theta_i) z_i; x_{it}^+ = x_{it} - \theta_i \bar{x}_i$$

where :

$$\theta_i = 1 - \sqrt{\frac{\sigma_\varepsilon^2}{\sigma_\varepsilon^2 + T_i \sigma_u^2}}$$

この条件のもとで、 y_{it}^+ に (z_i^+, x_{it}^+) を回帰させる。もし ε の分散 σ_ε^2 がゼロであれば、 θ_i は1となり、within推定（固定効果モデル）の式と同じになる。一方、 u の分散 σ_u^2 がゼロであれば、 θ そのものがゼロになる。そのとき、結果はプールしたデータセットにおける最小二乗法の推定値と重なることになる。また、 T_i が大きくなる（観察する回数が増える）ほど、 θ は1に近づくから、推定値は固定効果モデルに近づくことも理解できる。

固定効果モデルとランダム効果モデルの選択は、通常 Hausman 検定を用いる。帰無仮説を、説明変数と個体固有効果の u_i の間に相関がない、とし、もし帰無仮説が正しければ両者の推定モデルが一致推定となる（ランダム効果が採択）が、帰無仮説が棄却されると、両者の係数の推定値には差が生じる。そして帰無仮説が棄却されれば、説明変数と個体固

有効効果に相関があることになるから、ランダム効果モデルの前提は充たされず、固定効果モデルが採択されることになる¹⁰。

なお、従属変数がカテゴリカルな変数である場合も、基礎的な考え方は同じである。しかし、北村（2005）にあるように、非線型回帰モデルの推定はもともと複雑である上、特に固定効果モデルの推定において、いくつかの問題点が指摘されている。従属変数をバイナリーな変数であると仮定したとき、従属変数 y^* はある閾値をとる潜在変数として仮定されるが、この y^* は全標本に共通な存在であるため、回帰係数の一致推定が可能となる。しかしパネルデータ分析では、上記のように誤差項として個人に観察不可能な異質性 u_i が想定される。したがって標本数 N 人分の u_i が存在することになり、当然従属変数の閾値 y^* も個人によって変わることになる。また全員の回帰係数が共通であるとする条件の下で N を増やした場合、そもそも u_i の一定推定を行うことが難しい（逆にいえば、クロスセクショナルな通常のロジットやプロビット・モデルでは、 $u_i = 0$ という仮定が置かれているのと同じである）。これを付随パラメータ（incidental parameter）問題という。したがって、従属変数がカテゴリカルな変数の場合、特に固定効果モデルによって推定するのは一筋縄ではいかない。

この付随パラメータの問題は完全に解決できるわけではないが、Chamberlain（1980）によれば、条件付ロジットを適用することで、求めたい構造パラメータ（ β 、structural parameter）を推定できるという。ここでの u_i の十分統計量は $\sum_t y_{it}$ であり、以下のような条件付尤度関数を最大化して β のロジット推定を得れば、構造パラメータは付随パラメータに依存しない。

$$L_c = \prod_{i=1}^N \Pr(y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{iT} \mid \sum_{t=1}^T y_{it})$$

ただし、このアプローチには次のような限界がある。まず、従属変数の y が観察期間中に変化しない（ずっと 1 もしくは 0 のケース）場合は推定を行うことができないため、推定を行うサンプルから除外され、変化のないサンプルの情報を活かすことができなくなる。そして、時間によって変動する y を、共変量 x_{it} （換言すれば $x_{it} - x_{it-1}$ ）によって説明しようとすることになるので、逆に言えば、変動しない x （性や最終学歴、親職など）は推定に用いることができず（これは従属変数が連続変数の固定効果モデルと同じ）、推定式から除外される。以上のような難点があるゆえに、①観察期間中不変の説明変数についての係

¹⁰ プーリング推定とランダム効果推定の選択には、ラグランジュ乗数法を用いた Breusch-Pagan Test がある。これはプーリング推定の誤差項が平均的にゼロであるという帰無仮説に基づくもので、仮説が棄却されればランダム効果法が正当化される。Stata では `xttest0` というコマンドを用いる。

数を推定したい、②ロジット以外（例えばプロビット）の推定を行いたい、③独立変数に1期前の従属変数の値（俗に言うラグ変数）を投入して推定したい、というときはランダム効果推定を行うしかない。したがって、順序変数やカウントモデルのパネル推定も考察されていないわけではないが（前者の例としては Frijters et al 2004）、方法論として広く確立されて利用されているわけではない¹¹。

(2) BHPS を用いた分析モデル

前項の理由から、性役割意識を示す従属変数は順序変数ではあるものの、クロスセクショナル分析で行ったように、事実上の連続変数の得点とみなして、最小二乗推定を行う。パネル分析を行うために行った処理は、以下の通りである。まず各年の個人票について、必要な変数だけを残し、そのファイルをパーソンピリオド形式で結合する。次に、意識に対し、それより以前の状態が影響を与えているという仮定を置いて検証するため、1年前の状態を示すラグ変数を作成した。

ただし、BHPS で意識変数は隔年で聞かれている。つまり 1991 年から 2005 年までで、実際に今回対象となっている性役割意識について尋ねているのは、西暦奇数年のみである。したがって、実際には偶数年のデータは分析では必要ない。そこで、1年前のラグ変数を作成後に、偶数年実施のデータは、その結合データから削除した。ここで作成されたデータは、通常個人のデータが入力されている「行」方向に、その時点（ウェーブ）における対象者の数値データのほか、1年前の状態を示す数値データが同時に入っていることになる。

パネル分析では、「何が意識の変化の原因となるのか」をみるため、個人内変動を伴う変数を独立変数に投入することにする。そして、時間的な意識への影響を明確にするため、1年前の就業状態や婚姻状態、世帯人数や世帯収入を投入する。

(3) パネル分析の結果

性役割意識の変動は、どの程度、どのような形で起こっているのだろうか。それを確認したものが表 5 である。上が男性サンプル、下が女性サンプルの結果で、数値は行パーセントである。例えば、男性について、前回調査で「反対」と回答した人のうち、57.2%は2年後の調査でも「反対」と回答している、という意味である。なお、この項目は 1991 年から 2005 年まで 8 回尋ねられているが、その間に 7 回、前回調査と次の調査とで比較

¹¹ 参考まで、Stata では `xtpoisson` でポアソン回帰（固定効果・ランダム効果）の推定が可能である。順序については、インターネットで `reopro` というコマンドをインストールすることにより（version 9 の場合）、順序プロビット・ランダム効果推定が可能になる。しかし計算過程が非常に複雑なため推定に時間がかかり、収束しないこともしばしばある。

できるポイントがある。その 7 回分のものを、全部ひとまとめにしている。したがって、実際には、調査時点によって、変動の様子が異なっている可能性も否定できないので、あくまで全体の変動をみるための目安としての数値であることに注意されたい。ただし、確実にいえることは、対角線上では数値が大きくなっており、それは前回調査と次回調査の回答にブレが少ないことを示している。また対角線より上のセルは、「前は性役割に反対だったが、今回は賛成にまわる」という伝統への回帰の傾向を、下のセルは逆に「性役割に賛成だったが、今回は反対にまわる」という性役割否定への傾向を示している。このことを考えると、どちらかといえば、対角線より下のセルの数値が大きくなっている。つまり、全体としては、やはり時間を経るごとに、性役割に否定的な人が増えている傾向がある、ということがここからは理解できる。

表 5 性役割意識の変化(行・前回調査、列・後の回の調査)

「夫は仕事で収入:妻は家庭を守る」への意見の分布:男性(%)					
N=6141	反対	どちらでも		賛成	
反対	57.2	34.2	7.6	0.6	0.4
	13.4	62.9	19.7	3.4	0.6
どちらでも	4.8	34.4	51.8	8.2	0.9
	1.6	19.3	28.5	43.6	7.1
賛成	5.9	13.2	16.2	33.1	31.6
「夫は仕事で収入:妻は家庭を守る」への意見の分布:女性(%)					
N=7580	反対	どちらでも		賛成	
反対	64.0	29.8	5.3	0.4	0.5
	18.8	60.3	17.2	3.1	0.7
どちらでも	6.5	36.9	46.5	9.0	1.2
	3.8	20.4	29.5	38.5	7.8
賛成	12.3	13.5	17.5	25.2	31.6

※ 分析対象の7時点の間(6移行)における分布 weight付けなし。数値は

さて、以上の結果を踏まえて、パネルデータの分析に入りたい。固定効果モデルとランダム効果モデルの推定を行い、Hausman 検定を行ったところ、検定結果は棄却されたので、固定効果モデルが採択される。そこで表 6 では、固定効果モデルの結果のみを提示する。

決定係数からも、意識の変動の少なさ、特にここで投入した変数ではあまり変動が説明できないことがわかる。男女とも世帯人数が多くなると、性役割意識に肯定的な態度となる傾向がある。世帯人数が増える、ということは、結婚や出産に伴う家族人員の増加が考えられる。したがって、家族人員の増加は家事労働の負荷が大きくなると想像できるが、そうなる男女ともに性役割意識が強まる(男性は仕事に、女性は家庭に専念)という傾向が出てくるといえる。男性の場合は、10%水準ではあるが、世帯収入の増加と、年齢の上昇が、性役割意識に対して肯定的な態度を強めている。一方、女性の場合は、典型雇用

にあった人は、性役割に否定的な傾向が強まることがわかる。女性については、典型雇用に就いていることで、性役割意識が変化するという効果がある。もちろん、もともと性役割に否定的な女性が、典型雇用に就く（続ける）という傾向はあるだろうが、典型雇用に就いていること自体が、保守的な性役割意識を崩すきっかけになりうるのだといえる。ただし、ここで投入した説明変数からは、男性の性役割意識を崩す要因になるものは見つからなかった。また婚姻状態は、特に性役割意識の変動に有意な影響を与えないこともわかる。

表 6 性役割意識を推定する固定効果モデル(BHPS)

	男		女	
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
年齢	.037	.022 +	.017	.021
年齢の平方値	.000	.000	.000	.000
1年前既婚 (vs未婚)	.010	.048	.052	.048
1年前死別 (vs未婚)	-.728	.486	-.101	.174
1年前離別 (vs未婚)	-.050	.076	.052	.067
1年前典型雇用 (vs無職・学生)	.016	.046	-.065	.031 *
1年前非典型雇用 (vs無職・学生)	.014	.061	-.039	.047
1年前世帯収入 (対数)	.027	.016 +	.013	.015
1年前の世帯人数	.024	.012 *	.030	.014 *
定数	1.207	.376 **	1.479	.355 ***
N	5253		6456	
(N of groups)	1152		1336	
R square: within	.0056		.0043	
R square: between	.0143		.0765	
R square: overall	.0112		.0429	
u_i と $x_i\beta$ の相関	.0395		.1650	

+<.10 *<.05 **<.01 ***<.001

ところで、表 4 のクロスセクショナルなデータと照らし合わせると、何がいえるだろうか。男性については、91 年時点でのクロスセクショナルなデータ分析では、年齢と世帯年収は有意ではなかった。しかし表 6 から、年齢効果が認められること、また世帯年収の分布（多少）にかかわらず、その増加が性役割意識を肯定的にするという効果が見られることが初めて明らかになる。女性については、婚姻状態はクロスセクショナルな分析において有意であったが、パネル分析では有意ではなかった。つまり婚姻状態の変動は、意識の変化に特に有意な影響を与えるわけではなく、単に婚姻状態と性役割意識に関連がある、ということを示しているに過ぎない。またクロスセクショナル分析における女性の世帯収入は負に有意であったが、パネル分析では有意ではない。つまり世帯収入の増加は女性の性役割意識を否定的に変えるとは限らない。クロスセクショナル分析で有意だったのは、おそらく世帯収入の増減ではなく、分布が問題であるということが出来る。つまり世帯収入が多いことが性役割意識と負の関連をもっているのだが、このことは（ここに示されて

いるデータや変数だけでは断定できないが)一つの可能性として世帯収入の大きさに、女性自身が寄与しており、だからこそ女性である自分が家庭に納まるべきという価値観には否定的になるのだともいえよう。

5. まとめ

クロスセクショナルな分析において、日英とも、教育歴が高いことと、母親が専門・管理職であることは、性役割意識と否定的な関連性を生むことが確認された。ただし、最小二乗推定に基づけば、説明力はイギリスのほうが大きく、母職の意識への影響は、日本の場合は女性、イギリスの場合は男性に大きく現れていた。日本では母親をロールモデルと見なす女性が多く、一方イギリスでは、母親の働く姿が男性の性役割意識の柔軟化(解体化)に寄与していることが想像できる。日英で、性役割意識の分布を比較すると、相対的にはまだ日本に保守的な考え方の人が多いが、この母職の効き方が分布の違いに影響を与えている可能性がある。

今度は BHPS のデータで、クロスセクショナル分析とパネルデータ分析の比較を行う。クロスセクショナルな分析で有意であった女性の婚姻状態は、パネルでは有意ではなく、結婚によって性役割意識が強まるという影響はない。しかし女性の就労状態はパネル分析でも有意で、典型雇用の女性は性役割意識に否定的になる傾向を示していた。ただし、このパネルデータ分析では、男性の性役割意識を強める要因はいくつか指摘できたが、その逆の要因については発見できなかった。この点は、本稿での分析の限界であり、後に残された重要な課題となるだろう。

いずれにしても、クロスセクショナルな分析において、性役割意識と何らかの説明変数との間に有意な関連があるということは、性役割意識と説明変数の「分布」が関連しているということであって、「変化」と関連しているとは限らない点に注意が必要である。クロスセクショナルな分析で、世帯収入は男性では有意にならず、女性では負に有意であった。しかしパネルデータ分析では、男性において世帯収入の増加と性役割意識の肯定に有意な関連が見られ、女性にはそれは見られなかった。クロスセクショナルな分析の結果によって、世帯収入の「増加」が女性の性役割意識を否定的な方向に導く、という解釈を導くのは危険である。パネルデータの結果を合わせれば、世帯収入の多いことは、世帯全体の収入に女性側の収入が寄与している可能性があり、そのことが性役割否定の意識に結びついているに過ぎない、とも解釈できるからである。同様に、婚姻状態が性役割に何らかの有意な影響を及ぼす可能性も、パネルデータ分析からは認めにくい。ただし、このことは、ある性役割意識をもつことが、結婚行動や(既婚者の)別離行動を促す、ということと全く別の問題である。これを検証するには、どの時点で結婚、あるいは離婚に至るか、結婚

や離婚という選択を早く促す要因は何かをみるイベントヒストリー分析が、有効な手段ではないか、と考えられる。パネルデータ分析では、もともとパーソンピリオド形式でデータが入力されており、観察期間も一定のサイクルをおいていることから、離散時間ロジットモデル (Yamaguchi 1991) によって推定が可能である。これについての考察は、別に譲ることにしたい。

もう一つ、本稿の限界としては、性役割意識について1つの指標のみを用いていることであり、既に先行研究の検討で指摘したように、実際には性役割意識には多元的な内容が想定され、それにより変化のあり方が異なる可能性もあるということである。意識によってはより強固に変化しにくいものもあるだろうし、また変動しやすいものもあるだろう。また家事役割と育児の役割は厳密には同一ではなく、強固な母性愛イデオロギーが存在する¹²一方で、子育てに関する項目のみは、妻(女性)のみに役割が押し付けられている割合が相対的には低い、という結果もある(湯沢編 1995: 102-103)。特に育児役割に対する意識については、子どもの誕生というイベントが大きく関わってくる可能性があり、家事労働に対する役割意識と関連させて、より深い考察が必要となる。

さて、若年パネル調査において、クロスセクショナルなデータの分析では、本人の教育歴と、母職以外には、男性の結婚状態(既婚ダミー)と、女性の就労状態(典型雇用ダミー)にしか有意な影響が認められなかった。しかし有意でないという結果が、投入した説明変数によって性役割意識の変化を説明できない、とは、必ずしも言えないこともBHPSのパネルデータ分析から明らかにされた。今後のデータの蓄積を待ち、パネルデータの分析を行うことで、日英両国の分布の違いのみならず、変化の要因の違いをみることで、より一層、両者の社会の背景を深く考察することが可能になると考えられよう。

引用文献

- Badinter, Elisabeth, 1980, *L'amour en plus: Histoire de l'amour maternel*, Paris: Flammarion. (＝鈴木晶訳, 1991, 『母性という神話』筑摩書店)
- Blossfeld, Hans-Peter, Katrin Golsch, and Götz Rohwer, 2007, *Event History Analysis with Stata*, Mahwah: Lawrence Erlbaum Associates.
- Brinton, Mary, 1993, *Women and the Economic Miracle: Gender and Work in Postwar Japan*, Berkeley: University of California Press.
- Chamberlain, Gary, 1980, "Analysis of Covariance with Qualitative Data," *Review of Economic Studies*, 47(1): 225-238.
- Frijters, Paul, John P. Haisken-DeNew, Michael A. Shields, 2004, "Investigating the

¹² 強固な母性愛神話の存在と、近年のその変貌と問題点については、大日向(1999)の、特に第3章、第4章参照。

- Patterns and Determinants of Life Satisfaction in Germany Following Reunification,” *The Journal of Human Resources*, 39(3): 649-674.
- Gerson, Kathleen, 1985, *Hard Choices: How Women Decide about Work, Career, and Motherhood*, Berkeley: University of California Press.
- Hakim, Catherine, 2000, *Work-Lifestyle Choices in the 21st Century*, Oxford: Oxford University Press.
- 樋口美雄・慶應義塾大学経商連携 21 世紀 COE 編, 2005, 『日本の家計行動のダイナミズム [1] 慶應義塾家計パネル調査の特性と居住・就業・賃金分析』慶應義塾大学出版会.
- , 2006, 『日本の家計行動のダイナミズム [2] 税制改革と家計の対応』慶應義塾大学出版会.
- 石川実, 1997, 「家族内の地位と役割」石川実編『現代家族の社会学—脱制度化時代のファミリー・スタディーズ』有斐閣, 76-94.
- 岩井紀子・稲葉昭英, 2000 「家事に参加する夫、しない夫」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, 193-215.
- 岩間暁子, 1997, 「性別役割分業と女性の家事分担不公平感」『家族社会学研究』9: 67-76.
- 神林博史, 2000, 「日本における性別役割意識研究の動向と課題」『社会学研究』68: 147-168.
- 木村邦博, 2000, 「労働市場の構造と有配偶女性の意識」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, 177-192.
- 北村行伸, 2005 『パネルデータ分析』岩波書店
- Lieberson, Stanley, 1985, *Making It Count: The Improvement of Social Research and Theory*, Berkeley: University of California Press.
- 森岡清美・望月嵩, 1999, 『新しい家族社会学 四訂版』培風館.
- 小笠原祐子, 1998, 『OL たちの〈レジスタンス〉』中央公論新社.
- 大日向雅美, 1999, 『子育てと出会うとき』日本放送出版協会.
- 大沢真理, 2002, 『男女共同参画社会をつくる』日本放送出版協会.
- 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.
- 末盛慶, 1999, 「夫の家事遂行および情緒的サポートと妻の夫婦関係満足感」『家族社会学研究』11: 71-82.
- Swidler, Ann, 1986, “Culture in Action: Symbols and Strategies,” *American Sociological Review*, 51(2): 273-286.
- Tallichet, Suzanne E., and Fern K. Willits, 1986, “Gender-Role Attitudes Change of Young Women: Influential Factors from a Panel Study,” *Social Psychology Quarterly* 49(3):

219-227.

Taylor, Marcia F.eds. with John Brice, Nick Buck, and Elaine Prentice-Lane, 2001, *British Household Panel Survey User Manual Volume A: Introduction, Technical Report and Appendices*: Colchester, University of Essex.

Thornton, Arland, and Georgina Binstock, 2001, "The Reliability of Measurement and the Cross-Time Stability of Individual and Family Variables," *Journal of Marriage and Family* 63: 881-894.

Yamaguchi, Kazuo, 1991, *Event History Analysis*, Newbury Park: Sage.

———, 2001, "Multinomial Logit latent-Class Regression Models: An Analysis of the Predictors of Gender-Role Attitudes among Japanese Women," *American Journal of Sociology*, 105(6): 1702-1740.

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(1): 109-126

湯沢雍彦, 1995, 『図説 家族問題の現在』日本放送出版協会.

東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクトについて

労働市場の構造変動、急激な少子高齢化、グローバル化の進展などにともない、日本社会における就業、結婚、家族、教育、意識、ライフスタイルのあり方は大きく変化を遂げようとしている。これからの日本社会がどのような方向に進むのかを考える上で、現在生じている変化がどのような原因によるものなのか、あるいはどこが変化してどこが変化していないのかを明確にすることはきわめて重要である。

本プロジェクトは、こうした問題をパネル調査の手法を用いることによって、実証的に解明することを研究課題とするものである。このため社会科学研究所では、若年パネル調査、壮年パネル調査、高卒パネル調査の3つのパネル調査を実施している。

本プロジェクトの推進にあたり、以下の資金提供を受けた。記して感謝したい。

文部科学省・独立行政法人日本学術振興会科学研究費補助金
基盤研究 S：2006 年度～2010 年度

厚生労働科学研究費補助金
政策科学推進研究：2004 年度～2006 年度

奨学寄付金
株式会社アウトソーシング（代表取締役社長・土井春彦、本社・静岡市）：2006 年～

東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクト ディスカッションペーパーシリーズについて

東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクトディスカッションペーパーシリーズは、東京大学社会科学研究所におけるパネル調査プロジェクト関連の研究成果を、速報性を重視し暫定的にまとめたものである。

東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクト ディスカッションペーパーシリーズ

- No.1 山本耕資 標本調査における性別・年齢による層化の効果：100 万人シミュレーション（2007 年 4 月発行）
- No.2 石田浩 仕事・健康・希望：「働き方とライフスタイルの変化に関する調査（JLPS）2007」の結果から（2007 年 12 月発行）
三輪哲
山本耕資
大島真夫
- No.3 中澤渉 性別役割分業意識の日英比較と変動要因：British Household Panel Survey を用いて（2007 年 12 月発行）

東京大学社会科学研究所 パネル調査プロジェクト
<http://ssjda.iss.u-tokyo.ac.jp/panel/>