

### 中国における先進国型の「専業主婦」と女性 就業にかんする実証分析：2006年および 2008年の中国総合社会調査CGSSデータを用い た分析

Ishizuka, Hiromi / 石塚, 浩美

---

(出版者 / Publisher)

法政大学大原社会問題研究所

(雑誌名 / Journal or Publication Title)

大原社会問題研究所雑誌 / 大原社会問題研究所雑誌

(巻 / Volume)

667

(開始ページ / Start Page)

51

(終了ページ / End Page)

70

(発行年 / Year)

2014-05-25

(URL)

<https://doi.org/10.15002/00010084>

# 中国における先進国型の「専業主婦」と女性就業にかんする実証分析

—2006年および2008年の中国総合社会調査CGSSデータを用いた分析

石塚 浩美

---

はじめに

- 1 中国女性就業と制度の影響
  - 2 中国総合社会調査CGSSデータによる「専業主婦」の特徴と、妻と夫の賃金
  - 3 先行研究：中国女性就業に影響する要因
  - 4 推定モデルと推定結果の考察
- おわりに：今後の中国女性就業

はじめに

中国女性の労働力率は、中国全体（都市部と農村部）で63.7%、都市部が55.5%、日本では48.5%で、いずれも男性が70%台であるのに比べて低い<sup>(1)</sup>。中国と日本は、東北アジアに位置し儒教的なベースを共有している。2013年の男女格差指数（GGGI）は、136カ国中、中国が第69位、日本は第105位でいずれも格差が小さいとはいえ、格差拡大の傾向が認められる<sup>(2)</sup>。日本はOECD加盟国であり、女性が出産や育児により就業中断する傾向が知られている。一方、中国では計画経済期に男女雇用促進政策が採られ、中国政府も詳細な男女別データを多く公開してきたとはいえないためか、中国女性の職場進出は非常に進んでいると捉えられることが多いが実情は明らかとはいえない [石塚（2011）]。また2010年に中国は世界第2位の経済大国になり、就業環境である社会経済が変化している [南・牧野（2012）]。

---

\*本稿の基となるアイデアは、中国経済学会およびフェミニスト経済学会で報告し、南亮進氏（中国経済学会初代会長、一橋大学名誉教授）、中兼和津次氏（中国経済学会会長、東京大学名誉教授）、足立真理子氏（お茶の水女子大学）など多くのかたから貴重なコメントをいただいた。また、本誌の匿名のレフェリーからたいへん有意義なコメントを頂戴した。心から感謝申し上げる。なお残る間違いは、すべて筆者によるものである。また、本稿で用いたCGSSデータは、East Asian Social Survey Data Archive（EASSDA）により貸与された。EASSDAおよびご紹介いただいた小島宏先生（早稲田大学）に感謝申し上げます。

(1) 基となるデータおよび計算方法は、図1と同じである。なお男性の労働力率は、中国全国78.2%、中国都市（城市・鎮）73.1%であり、日本71.6%である。

(2) 世界経済フォーラムの“Global Gender Gap Report 2013”による。2013年の順位は前年に比べ、中国は同位で、日本は4ランク低下している。ここで評価の細目には、女性の管理職・専門職比率や男女間賃金格差などがある。

本稿の目的は2つあり、先ず中国31省市区の大半を対象〔詳細は本稿2(1)〕とした中国総合社会調査データを用いて、統計的には殆ど採り上げられてこなかった、中国では新しい「先進国型の専業主婦」(本稿では、かっこ付きで「専業主婦」と記す)に焦点を当て、出現の有無を確認することである。次に、有配偶女性(以下、妻と記す)が選択し得る「就業形態」(本稿では、無業と有業を含む広義の意)や、妻自身や有配偶男性(夫と記す)の賃金などについて定量的に分析することにより、中国女性就業の動向を探ることである。ここで「専業主婦」の定義は、定年前の40歳代以下の若年で、「家事労働」を無業の理由とし、就学年数が平均あるいはそれ以上の有配偶女性であり、先進国では一般に認められるものであり、本稿2(2)で詳解する。

本稿の意義は、本稿の中国総合社会調査データで「専業主婦」が確認できれば、中国女性全体の無業化や、男女間格差につながり、結果として中国労働市場の今後の動向を計り知ることができる、ということである。本稿1で後述するように、中国都市女性の労働力率は先進諸国に近いものの、40歳代前半までである。50歳代以降の中国女性の労働力率は急落しており、この点で途上国型といえる。今後、40歳代後半以降の女性の労働力率が上がっていくならば、先進諸国並みに女性の経済活動が活発な労働市場に発展していくかもしれない。然しながら、40歳代以下の「専業主婦」が増えていけば、中国労働市場における女性の地位は現在以上に劣勢となっていくことが考えられる。なお、男性の労働力率は、いずれの先進諸国においても女性よりは高いという共通点があり、中国も同様である。

中国女性の就業研究は、新古典派経済学以外の分野ではジェンダー論などのアプローチで以前から多くが蓄積され、他には特定地域のインタビュー調査などが主流であった〔楊(1995)；中国女性史研究会(2004)など〕。だが最近の十年程度は、新古典派経済学に基づき数値データを用いて統計的に処理する実証分析もおこなわれている。当初は男女間賃金格差分析が盛んであったが、最近では賃金格差分析以外の多角的な就業分析もみられる〔Meng(2004)；張(2009)；石塚(2010b)など〕。但し、特に中国の専業主婦(本来は、無業の有配偶女性の意)の家事労働や市場労働との両立に焦点をあてた統計的手法による実証研究は、多いとはいえない〔篠塚・永瀬(2008)；Liu,DongandZheng(2010)〕<sup>(3)</sup>。背景には、計画経済下で中国政府が男女雇用促進政策を採っていたため当時は専業主婦が就業できない者として低く評価されたこと、中国の統計書が男女別集計値を日本の労働統計のように詳細に公開してこなかったため研究が蓄積されなかったこと、中国は日本の約十倍の人口を擁しており、地域により習慣・雇用慣行・法制度の実施状況などが異なることなどが挙げられる。

本稿の構成は、1の現状分析で中国都市女性の労働力率を、日本女性と比較する方法で検討し、就業継続に関わる中国の制度的な影響を先行研究を用いて検討する。2では、実証分析に用いる中国総合社会調査データを概観し、「専業主婦」の特徴を示す。また、賃金は就業決定に影響を与えるので、妻にとって初期所得である夫の賃金、および妻自身の賃金を確認する<sup>(4)</sup>。3は中国女性

(3) 2000年を過ぎる頃までは、国有企業改革に伴い女性のほうが低い年齢で「下崗」(一時帰休)されたため、社会問題となり、女性就業関連の幅広い分野で研究が盛んであった。

(4) 夫の賃金が妻にとって初期所得という意味は、労働経済学における有配偶女性の労働供給理論に基づく。すなわち、有配偶女性が就業決定をする場合、夫の所得が世帯貯蓄と同様に予め有ると考え、加算される形で妻自身

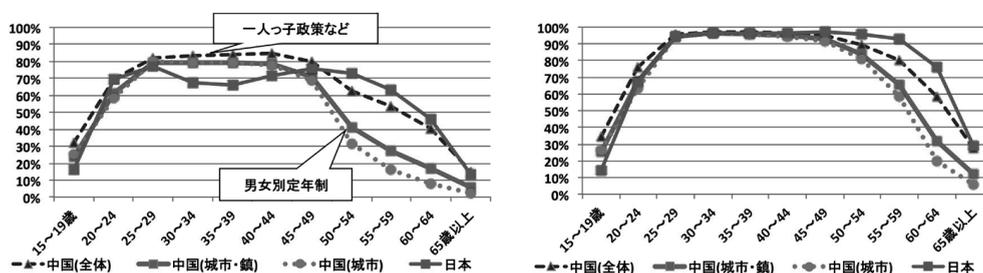
就業の決定要因に関する先行研究をサーベイする。そのうえで4の実証分析では、まず妻が就業するか無業になるかの要因を検討し、次に「専業主婦」を含む、妻の排他的な就業形態（無業を含む広義の意）の選択要因を検討する。さらに今後の「専業主婦」および女性就業の動向を検討するための分析として、同じデータに基づき就業・無業モデルを第1段階とする賃金関数モデルを推計して概観する。最後に今後の中国女性就業を展望する。

## 1 中国女性就業と制度の影響

まず、中国女性就業の現状と制度的背景を確認するため、図1の左側で女性の労働力率を、中国全体、中国都市（城市、または城市と鎮）、および日本について比較する。ここで留意すべきは、農業を中心とする第1次産業従事者の割合である。全就業者に占める第1次産業従事者の割合は、中国全体では49.5%と高いが、都市に限定すれば城市で6.4%、城市と鎮で17.6%と低く、日本は4.1%である<sup>(5)</sup>。また特に日本と比較する理由は、本稿の冒頭にあげた中国との共通点があるうえ、日本は後発の韓国を除いてはアジアの中で長らく唯一の先進国であったからであり、専業主婦の先行研究の蓄積もあることなどが挙げられる[瀬地山(1996)など]。一般にOECD諸国は「ペティ＝クラークの法則」に従い、農業中心の第1次産業、製造業中心の第2次産業、直接生産に携わらない第3次産業の順に経済発展が進行し、就業者の構成比も変化してきた。日本でも第1次産業が盛んな時代には、女性の労働力率が高かった経緯がある。したがって労働力率の比較では、中国都市と日本全体とするのが適切であり、本稿の分析にも、都市（城市と鎮）のデータを用いる。

図1左側の女性の労働力率をみると、中国都市のほうが高いのは30歳代の出産・育児期である

図1 年齢階級別にみる労働力率（左：女性、右：男性）（中国全体・中国都市・日本）



(データ出所) 中国は国务院・国家統計局『中国人口センサス』(2010年調査、中巻、表4-2・表4-2a・表4-2b)の「都市部」(城市)(城市と鎮)と全体の、男女別・年齢階級別の「就業人口」に「失業人口」を加えた「経済活動人口」の数値を「15歳以上人口」で除して、筆者が計算した数値である。日本は総務省統計局『労働力調査』(2010年調査)の「労働力率」である。  
(注1) 中国全体は城市・鎮・郷村の合計である。

の稼得所得を予算制約とするということである。

(5) 2010年の数値。国务院・国家統計局『中国人口センサス』(2010年調査、中巻、表4-5・表4-5a・表4-5b)による「都市部」(城市と鎮)と全体の「就業人口」の産業大分類の各数値を筆者が加算した数値である。なお各国とも、鉱業は第1次産業に、製造業および建設業を第2次産業に分類している。日本は総務省統計局『労働力調査年報』(2010年調査)に基づき、筆者が計算した。

のに比べ、日本のほうが高いのは40歳代後半以降の中高年期である。中国では、前者に関連する制度に「一人っ子政策」（持てる子どもは1人という政策）<sup>(6)</sup>があり、後者では「男女別定年制」がある。

前者の「一人っ子政策」に関連して、子どもの数と女性の就業についての先行研究に基づき説明する。Hakim（2000）は、女性の就業決定を3つの型に分けて検討している。家庭よりも仕事を優先する仕事優先型、家庭のために仕事を辞める家庭優先型、あるいは予めいづれかを決定せず岐路において決定する適応型である。適応型は、育児期に就業中断するか非正規就業を選択するか、専門職などの職種であれば子どもは1人に抑えるという。またFrancesconi（2002）は、アメリカの個票データを用いて有配偶女性のフルタイム就業・パートタイム就業・無業（専業主婦）という就業形態と、子どもの数の関係を分析したところ、子どもの数が0人と2人以上を比べるとフルタイム就業割合が半減することを明らかにしている。また市場労働において比較優位性をもつ女性、つまり高額所得の女性は子どもの存在による限界効用（子どもが1人増えることによる満足度）は小さいとした。すなわち、先行研究に従えば持てる子どもが1人以下という前提は、女性の就業継続を促すといえる。特に中国では、職業人生の設計当初の時点で持てる子どもは原則として最大1人である。中国で実施されたアンケート調査の結果によると、一人っ子政策が解除されたとしても、現在の中国では必ずしも子どもを多く産むとは限らないことが分かる<sup>(7)</sup>。

後者の男女別定年制では、一般に女性50歳代、男性60歳というケースが多い<sup>(8)</sup>。石塚（2014a）の北京市、上海市、広州市の従業員100人以上規模企業300社を対象にした調査結果では、50歳以上の女性従業員は全企業とも0人であった。図1左側の都市女性では50歳代前半の労働力率が約40%であるのに比べ、図1の右側の男性はおよそ80%と高い。但し従来からの「国有セクター」（国有企業および政府機関などの公共部門）であれば、女性は早い退職の後に手厚い年金を受給できるので、女性自身が歓迎している側面もある。1990年代半ば以降に本格化した国有企業改革（計画経済期の国有企業を、市場経済導入後に主として民間企業化する政策）では、実際の退職年齢が女性40歳以上、男性50歳以上と更に早まった。最近では、労働市場が流動的になってきており、民間企業割合が高く、社会保障が整備されていないなどの問題点がある。数年前から男女同一

(6) 例外として、少数民族や農業従事世帯などには2人以上の子どもを認めている。

(7) 中国青年報社調査センターが2009年に全国の10,613人（うち「80後（1980年代生まれ）」以下が96.6%）を対象にインターネット調査を実施したところ、欲しい子どもの数は「1人だけ」が52.8%、「政策で認められれば、2人」は35.4%、「0人」が3.0%、「わからない」は8.9%という回答結果であった。なお先進諸国の同様の調査によると、理想の子どもの数と、実際の子どもの数を比較すると、後者のほうが小さいことが一般的である。

(8) 1957年の国务院「労働者・職員の定年処遇に関する暫定規定」によると、国有セクターなどの定年が女性労働者50歳、同職員55歳、男性労働者・職員60歳、但し重労働者では女性45歳、男性55歳である。また1951年および1953年の「労働保険条例」では、男性労働者・職員は満60歳、合計勤続年数満25年、当該企業の勤続年数満5年の場合に、一方、女性労働者・職員は満50歳、合計勤続年数満20年、当該企業の勤続年数満5年の場合に、定年退職により養老年金を受けることができる。両制度は、現在においても効力を有する。さらに上層部の幹部女性は60歳に延長ということもある。但し特に民間企業の就業者にとって、中国労働市場は流動的といえる。

定年制の法制化が北京市や深圳市などで検討され始めたが、例えば北京市の市民調査では男女同一定年反対者のほうが多く、専門家も含めた理由には女性の保護や失業率の上昇などがある。

まとめると、中国女性の就業可能期間が男性に比べて短くなる男女別定年制、および子どもが1人以下という「一人っ子政策」の両現行制度は、中国女性の就業継続に貢献していると考えられる。

次に、表1の政府統計により、男女別に無業者数をみると、女性は合計約1,200万人弱で男性（約700万人）の1.7倍強と多い。図1の都市における労働力率ラインから上の部分が無業者割合であり、表1に概ね相当している。次に、男女別、年齢別に無業理由の内訳をみると、男女で大きく異なるのは「家事」を理由とする無業者である。15歳以上のすべての女性のうち40%弱が「家事」を理由としており、年齢にかかわらず家事労働が女性に偏っていることを示す数字といえる。本稿の分析で用いるデータにおいても、家事を理由とする専業主婦は全妻のうちの26.8%であるのに対し、同様の専業主夫は全夫の1.39%で政府統計同様に大きく異なる。さらに、表1で年齢別にみると、本稿で焦点を当てる「専業主婦」（40歳代以下の家事を無業の理由とする妻）を含む女性は44.4%で、定年後の50歳以上（30.6%）に比べて13.8ポイント高い。つまり政府統計でも、本稿で分析対象とする「専業主婦」が全国的に存在していることがうかがえる。

「中国女性の社会的地位調査」によると、「男性は社会中心で、女性は家庭中心」という考えについて賛成と回答したのは、中国全体の女性で1990年50.4%、2000年50.4%、2010年54.8%、男性では同51.8%、53.9%、61.6%に増えている<sup>(9)</sup>。20年間で男女共に上昇しているが、特に男性は9.8ポイントと大きく伸びている。

表1 男女別・年齢別にみた都市無業者の理由別内訳

	学生	離退職	家事	労働能力喪失	その他	合計
女性(49歳以下) (n=5,734,129)	40.0	2.0	44.4	1.1	12.5	100.0
女性(50歳以上) (n=5,962,905)	0.01	51.8	30.6	12.8	4.8	100.0
男性(49歳以下) (n=3,207,506)	74.0	0.1	2.4	3.0	20.5	100.0
男性(50歳以上) (n=3,882,644)	0.01	67.9	6.6	13.6	11.8	100.0

(データ出所) 国务院・国家统计局『中国人口センサス』(2010年調査, 下巻, 表4-21a・表4-21b)のうち、「都市部」(城市と鎮)の男女別・年齢階級別の原因別「非経済活動人口」(単位:人)の数値を用いて、筆者が計算した数値である。

## 2 中国総合社会調査CGSSデータによる「専業主婦」の特徴と、妻と夫の賃金

### (1) 2006年および2008年の中国総合社会調査

分析で用いるデータは、中国総合社会調査 (CGSS: Chinese General Social Survey) の2006年と

(9) 本文の数値は、「男性は社会中心で、女性は家庭中心という考えについて、あなたはどうか」という設問に関する5つの回答項目のうち「全く同感」および「同感」と答えた割合である。なお「中国女性の社会的地位調査」とは、1990年を第1回として10年毎に実施され、第3回調査が終了している。例えば第1回目は、21省市の18歳から64歳までの都市と農村在住の男女41,890人を対象に個別面接調査方式で実施されている。

2008年調査に基づく。両調査は、9月から12月に、中国人民大学社会学系が4段階確率比例抽出法により、中国全31省市区のうち28省市区における戸籍保有者のうち18歳から69歳を対象にインタビュー方式で実施された<sup>(10)</sup>。最終公開サンプル数は、CGSS2006データが3,208（有効回答率38.5%）、CGSS2008データが3,010（同47.8%）である。

本来の調査対象は中国全体の城市、鎮、鄉村レベルのすべてであるが、本稿では農村（鄉村）を除き、都市（城市と鎮）に戸籍を有する在住者の個票データを用いる。理由は、農村サンプル（2006年では全サンプル中の31.5%）は農業従事者が大半を占めており、育児などを前提とした場合、非農業の雇用労働者と比べると職住一致か不一致かの違いが生ずるなど、分析のフレームワークが異なるからである。城市の大半には非農業戸籍者、鎮の大半は農業戸籍者が居住しており、両方の戸籍者が混在している。本稿の分析では有配偶女性のデータに限定した上で、変数となるデータが欠損値である場合は除き、両年とも1000サンプル足らずを用いる。

なおCGSS2006とCGSS2008では、本稿に必要なデータが得られるものの、各年の調査の狙いや調査項目などが完全に一致しない。CGSSは東アジア総合社会調査（EASS：East Asian Social Survey）の中国調査部分であり、EASSは中国のみならず日本、韓国、台湾を対象に同一のテーマで調査が実施される。毎回の調査項目は、全て一致している訳ではない。本稿で使用した両年では、2008年夏の世界同時金融・経済危機直後の調査の影響もあるのかもしれない。したがって、各年の推定結果などを比較する際に留意する必要がある。本稿では両者の違いを必ずしも経年変化と捉えて解釈しない。例えば勤務先の所有形態は、CGSS2006では調査項目にないが、CGSS2008は国有セクターか民間企業かを区別して用いることができる。家族構成員の同居・別居を含めた詳細情報は、CGSS2006では得られるが、CGSS2008は調査項目にないため世帯員数のみ分かる。本稿の表記は、例えばCGSS2006を、CGSS2006データ、2006年データなどとする。

CGSSの2006年データおよび2008年データを用いた先行研究は、中国語論文で多い。社会科学の多様な分野、すなわち社会学、人口学、社会保障学、経済学など、幅広く利用されているが、最も研究が盛んなのは日本同様に社会学の分野といえる。既述のように当該データは都市戸籍者と農村戸籍者を調査対象としているため、階層研究や、中国の戸籍問題、農村戸籍者の非農業化などがあり、相対的にみて農村戸籍者の研究が多い。都市部では、王（2011）が所得格差と満足度について実証分析をおこなっている。但し、本稿のように都市部の新しい「専業主婦」を対象にした研究は無い。

## (2) 「専業主婦」を含む就業形態の特徴と、夫と妻の賃金格差

一般に専業主婦とは、無業の有配偶女性をいう。但し、中国では次の3つのタイプに分けて捉える必要があると考える。

---

(10) 在住者調査のうち、中国家計調査が10省市のみが調査対象であるのに比べ、本調査では両年共に28省市区で調査が実施されている。但し調査対象外の省区は両年で異なり、CGSS2006データでは青海省、チベット自治区、および寧夏回族自治区、CGSS2008データでは青海省、チベット自治区、および海南省である。またCGSS2008データは年齢の上制限約がないが、CGSS2006データに揃え、70歳から89歳の有配偶女性の22ケースを削除した。

- (i) 第1タイプの専業主婦（中国語表記で「家庭婦女」）：全成人男女の就業が前提の計画経済期において高年齢や低学歴などで就業できない者と評価された、無業の有配偶女性の概念。
- (ii) 第2タイプの専業主婦（「全職太太」）：改革・開放政策後に出現した、富裕層の夫をもつ無業の有配偶女性。
- (iii) 第3タイプの、中国では新しい先進国型の「専業主婦」（「家庭主婦」）：無業の理由を「専業主婦、家事をおこなう無業者」とし、定年前の40歳代以下の若年で、就学年数が平均程度以上の有配偶女性であり、先進国では一般に認められる。石塚（2010a）の定義に従うものであり、本稿ではかっこ付きで用いる。

上記 (iii) の背景として、中国では男女別定年制により50歳代以上では原則として非農業の雇用労働者として就業するのは困難であり、無業を選択せざるを得ない事情がある。本稿で使用するデータは都市を対象としており、後述するように平均学歴よりも高く、定年前の女性であれば非農業で就業する機会は概ね得られるが、「専業主婦」を選択しているという点で、先進国型と捉える。「専業主婦」の特徴を、石塚（2010a, 図表4-3）の北京市中央8区の都市戸籍者データ、および本稿で用いる全国の都市に戸籍を有する個票データに基づいて列挙する。前者の北京市データに基づく特徴は、夫婦が相対的に若く（妻平均36.6歳）、妻自身の学歴は全体平均よりも僅かに低いが概ね同様であり、夫は全体平均賃金よりやや高い雇用労働者であり、夫の親や乳幼児や未就学児との同居割合も高い、などである<sup>(11)</sup>。

後者の本稿の中国総合社会調査データに基づく「専業主婦」の特徴を、表2の各年の全就業形態の平均と比較して導出する。「専業主婦」の年齢は、両年共に35歳で全平均（2006年43.9歳、2008年42.5歳）に比べて低い。妻の学歴も両年共に9.6年で全平均（2006年9.0年、2008年9.2年）に比べて長いため、必ずしも学歴が低くて就業できないとはいえない。夫の賃金は、2006年は全平均よりも低い、2008年には26.0千円で全平均（22.8千円）よりも高くなっている。夫婦の父母との同居率は、2006年では夫婦の64歳以下の父母との同居率に限ると9.3%で全平均（6.3%）よりも高い。但し65歳以上の父母との同居率は1.9%で全平均（11.4%）よりかなり低い。理由として、夫婦が相対的に若い、父母の年齢も低いことが考えられる。また夫婦の子どもとの同居率は、12歳以下の全ての年齢層で全平均に比べて高い。

したがって、北京中央8区の都市戸籍者の「専業主婦」と、中国全都市における戸籍者の「専業主婦」の特徴は、「80後」（1980年代生まれ）以後の若い年齢層・学歴は全体平均あるいはそれ以上・夫の賃金は全体平均あるいはそれ以上・12歳以下の子どもをもつ割合が高い、という点で概ね一致している。つまり既述の第3タイプで、先進国では一般的な若年の「専業主婦」は、先行研究では特に取り上げられたことはないが、北京という大都市だけでなく、全国的な都市に存在していることがデータに基づく特徴から導出された。

(11) 石塚（2010a）の北京データでは、「専業主婦」世帯に関して他にも次の特徴が確認されている。夫の平日の家事時間の合計が0分という割合が55.8%と高いが、妻は家事の外部化に頼らない傾向がある。但し、妻の86.4%が過去に就業経験があり、「子育て後に再就職」を理想としている割合が相対的に高く（29.6%）、労働市場に再参入していく可能性がある。

実証分析で被説明変数となる、有配偶女性が選択し得る無業を含む排他的な広義の就業形態は、表2に示したように最終的に5形態から6形態ある。無業者を2つに分け、既述の「専業主婦」と、他の無業者とする。有業者については、雇用が相対的に安定的な正規従業員か非正規従業員があり、非雇用労働者である自営業者に分けた。さらにCGSS2008データでは、勤務先の企業形態を、計画経済期の名残であるが近年、存在感を増しており未だ就業者も多い国有セクターと、市場経済においては主流である民間企業とに区別できる。この区別は、労働条件などが異なっており、中国の市場化を考慮すると必要である<sup>(12)</sup>。

また、本稿では図を省略するが、妻の賃金、夫の賃金、および世帯所得を、実数値のヒストグラムと、対数値のカーネル密度推定で分析した。夫の賃金は、2006年に比べ2008年はより高額へと移行し、賃金分布のピークが高額になっており、近辺の層がかなり厚くなっている。表2の正規従業員に限定して、妻と夫の賃金の平均値を比較しても、夫の賃金100に対して、妻は64.6%（2006年）、79.8%（2008年、国有セクター）と81.9%（2008年、民間企業）であり、いずれも妻と夫の賃金格差が認められる。

中国では経済成長に伴い個人の賃金や世帯所得は上昇しているが、特に夫の賃金のほうが妻よりも上昇幅が大きく、妻と夫の賃金格差が存在している。女性の無業者が男性の1.7倍余りであり[本稿1]、40歳代以下の若い世代で「専業主婦」が確認されたことを併せて考えると、相対的にみて妻に無収入や低賃金が偏る可能性が考えられる。

篠塚（2008）は、共稼ぎ世帯と専業主婦（無業の有配偶女性）世帯の就業と賃金を比較し、2000年半ばの北京では専業主婦世帯が約25%確認されており、妻の就業の有無や就業形態などがマクロでみた男女間所得格差に影響することを明らかにしている。

### 3 先行研究：中国女性就業に影響する要因

楊（1995）は、中国では従来から女性のみが「良妻賢母」の家庭役割と職業役割を同時に演じる二重負担問題を抱えていたものの、1980年代からは子どもの情操教育など家庭役割における高いレベルの「家事の質」が要求され始めて負担が増え、一部の女性で専業主婦願望が生じているとした。尹（2004, p.13）によると、過去4回の「婦女回家」（女性は家に帰れ）論争は政策的に利用されてきたが、現在では「夫が一定の経済力を持っている家庭では女性が自ら仕事をやめ家庭に入り専業主婦になるケースも増えてきた」という。これらは本稿の第3タイプの「専業主婦」の出現を示唆するものである。

一方、就業選択の実証分析のうち、Maurer-Fazio et al.（2011）は、1982年、1990年、2000年の中国人口センサスの個票データを用いて、中国女性の就業率が年々減少していることを明らかにし、都市戸籍の女性や、女性出稼ぎ者の就業決定に関して家庭内要因を考慮して分析している。都市の有配偶女性の推定結果によると、全ての年で不変なのは、親・義理の親との同居、世帯内の大

(12) 石塚（2010b）は、国有セクターと民間企業のデータを分けて推定結果を比較することで、市場経済化の影響を検討している。各就業形態の歴史的変遷などは、石塚（2010a）に詳しい。

表2 就業形態別にみる各変数の記述統計量

	CGSS2006											
	自営業=0		正規従業員=1		非正規従業員=3		「専業主婦」=4		他の無業者=5		全サンプル	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
年齢(歳)	38.478	8.851	44.947	12.235	43.441	11.383	35.611	7.693	52.407	11.583	43.879	12.010
就学年数(年)	10.009	2.262	10.427	2.969	9.735	2.929	9.556	2.062	7.925	3.310	9.028	3.704
夫の賃金(年, 千円)	14.619	15.803	15.601	20.931	12.702	12.142	11.510	9.291	10.178	9.111	14.568	18.428
夫婦の賃金以外の所得(年, 千円)	2.932	10.364	5.502	12.861	10.482	56.318	2.967	6.181	6.242	8.447	5.736	23.792
東部ダミー(=1)	0.304	0.462	0.500	0.500	0.331	0.472	0.278	0.452	0.333	0.476	0.432	0.496
中部ダミー(=1)	0.426	0.497	0.258	0.438	0.397	0.491	0.556	0.502	0.426	0.499	0.322	0.468
同居の世帯員数(人)	4.504	2.010	4.343	2.166	4.471	2.316	4.222	1.574	4.852	2.285	4.401	2.148
0-3歳児ダミー(=1)	0.104	0.307	0.085	0.279	0.088	0.285	0.093	0.293	0.037	0.191	0.085	0.280
4-6歳児ダミー(=1)	0.139	0.348	0.058	0.233	0.081	0.274	0.167	0.376	0.037	0.191	0.075	0.264
7-12歳児ダミー(=1)	0.235	0.426	0.131	0.338	0.140	0.348	0.370	0.487	0.037	0.191	0.153	0.360
64歳以下父母同居ダミー(=1)	0.078	0.270	0.054	0.227	0.088	0.285	0.093	0.293	0.037	0.191	0.063	0.243
65歳以上父母同居ダミー(=1)	0.096	0.295	0.117	0.322	0.132	0.340	0.019	0.136	0.167	0.376	0.114	0.318
世帯所得(年, 千円)	30.518	29.935	29.365	34.218	26.309	54.377	15.438	14.608	19.385	20.626	27.830	36.168
妻の賃金(年, 千円)	15.211	20.796	10.083	11.864	5.437	5.880	0.000	0.000	0.000	0.000	9.005	12.699
サンプル数	115		624		136		54		54		983	

	CGSS2008													
	自営業=0		正規従業員 (国有セクター)=1		正規従業員 (民間企業)=2		非正規従業員=3		「専業主婦」=4		他の無業者=5		全サンプル	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
年齢(歳)	39.520	9.407	39.509	7.216	36.768	8.341	39.646	8.761	35.142	6.981	52.438	11.019	42.546	11.640
就学年数(年)	8.683	2.711	12.509	3.701	11.125	2.790	9.171	2.806	9.649	2.834	8.903	3.249	9.213	3.702
夫の賃金(年, 千円)	19.317	26.637	26.838	20.669	28.542	24.380	16.172	10.771	25.983	48.784	19.797	25.995	22.780	31.474
夫婦の賃金以外の所得(年, 千円)	0.221	1.653	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	3.662	9.210	9.993	15.010	3.228	9.415
東部ダミー(=1)	0.366	0.484	0.455	0.503	0.527	0.502	0.488	0.503	0.335	0.474	0.515	0.501	0.451	0.498
中部ダミー(=1)	0.350	0.479	0.291	0.458	0.241	0.430	0.317	0.468	0.413	0.494	0.242	0.429	0.304	0.460
同居の世帯員数(人)	3.358	1.153	3.036	0.860	3.063	1.085	3.268	1.449	3.342	1.119	3.031	1.344	3.199	1.188
世帯所得(年, 千円)	33.304	36.887	48.338	31.664	52.085	37.851	27.612	17.073	29.821	48.169	33.978	43.058	36.131	40.743
妻の賃金(年, 千円)	13.549	15.259	21.404	13.481	23.377	18.488	11.570	10.314	0.000	0.000	0.000	0.000	8.113	13.926
サンプル数	123		55		112		82		155		260		787	

(データ出所) 中国総合社会調査データ2006年調査(CGSS2006)、同2008年調査(CGSS2008)のうち、農村(郷村)を除き、都市(城市・鎮)データに限定。

(注1) サンプル数は、同一就業形態内の各変数のうち最多のものである。但し、各変数の欠損値は異なるため、平均値を部分的に合計しても整合的な数値になる訳ではない。

(注2) 本稿Ⅲ.1で既述のとおり、両データセットの元になる各年の調査では狙いや調査項目などが完全に一致しない。就業形態別の構成比が異なるが、本稿では両年の違いを必ずしも経年変化と捉えて解釈しない。

人の人数の増加、45歳以上の妻、子どもを持たない40歳以上の妻という要因が、妻自身の無業確率を高めていることである。また1982年データでは、子どもを持たない30歳代以下の妻や、0～15歳の子どもとの同居は、妻の就業化を促したが、75歳以上の人との同居は無業化を進めていた。1990年および2000年データで変化したのは、0～5歳児との同居が無業化を促し、75歳以上の人との同居が就業化を促進させるようになったことである。馬(2009)の中国都市家計調査デー

タ（10省市対象）を用いた推定結果では、1995年のみで夫の賃金上昇が妻の無業化を促す符号が有意になっており、2002年のみで7～15歳の子どもの存在が妻の就業確率を引き下げていることが分かる<sup>(13)</sup>。石塚（2010a）は、F-GENS北京パネル調査の2004年実施分を用いて0～3歳児との同居が「専業主婦」選択確率を高めるという結果を導出している。またIshizuka（2013）は、2004年から2007年の同調査を用いてパネルデータ分析をおこない、0～12歳児との同居が妻の無業化を促すことを導出している。なお日本女性を対象にした大半の研究によると、妻の就業化と就学年数の相関は認められず、夫の賃金の高さや、就学前の子どもの同居が妻の無業化を促すという推定結果が得られる [石塚（2003）など]。

#### 4 推定モデルと推定結果の考察

まず（1）で推定モデル・結果の読み方・変数について説明する。次に（2）は妻が就業するか無業になるかの要因を検討し、（3）では「専業主婦」（先進国型）を含み、妻が取り得る排他的な就業形態について選択要因を検討する。さらに（4）は今後の「専業主婦」および女性就業の動向を検討するための分析として、同じデータに基づき就業・無業モデルを第1段階とする賃金関数モデルを推計して概観する。

##### （1）推定モデル・結果の読み方・変数

###### 1）推定モデル

本稿の問題意識に従い、①妻の就業・無業分析をおこない、さらに②選択肢を増やして「専業主婦」を含む排他的で多様な就業形態の選択分析により、選択決定の要因を検討する。加えて③就業している妻の賃金関数分析をおこなうが1段階目の推定は上記①と同じである。

まず、推定モデルを確認する。①および③の1段階目での妻の就業・無業分析では、妻が就業するか無業になるかの二者択一の選択における要因を検討するため、プロビット分析を用いる。i番目の個人（ $i = 1, \dots, n$ ）が就業するか無業になるかを選択する確率は：

$$p_i = \Pr (y_i = 1) = F (x_{ki}\beta_k)$$

となる。被説明変数は、就業 = 1、無業 = 0 の切断された変数である。ここで、Fは正規分布に従っており、 $\beta$ は係数を表す。xは就業決定の要因となる説明変数でk個あり後述する。但しCGSS2006データは家族要因で複数の説明変数が利用可能なため、推定モデルは2つになる。

□複数の就業形態選択モデルは、「専業主婦」などの無業者を含む排他的な5形態ないし6形態の就業形態を選択する要因を探る。多項ロジット分析を採用したのは、例えば6つの就業形態を表す被説明変数を0から1のいずれの値もとりの確率とする必要からである。理論モデルにおいて、i番目の個人は、就業形態jのほうが就業形態gよりも得られる効用が高く、

$$p_{ij} = \Pr (y_i = j) = \Pr [U_{ij} > U_{ig}] = [x_i\beta_j + \varepsilon_{ij} > x_i\beta_g + \varepsilon_{ig}] (j, g = 0, 1, 2, \dots, 5, j \neq g)$$

(13) 馬（2009）の目的は、本稿と異なっているうえ、本文には本稿で取り上げる推定結果に関する記述はない。したがって当該内容は、推定結果の表から読み取れる符号と統計的有意性に基づき解説するものである。

と表され、誤差項  $\varepsilon_{ij}$  や  $\varepsilon_{ig}$  は対数ワイブル分布に独立に同一の確率分布で従うと仮定する。個人  $i$  が就業形態  $j$  を選択する確率は：

$$p_{ij} = \Pr (y_i = j) = \frac{\exp(x_i \beta_j)}{1 + \sum_{k=1}^5 \exp(x_i \beta_k)}$$

であり、 $\ln (P_{ij}/P_{i0})$  により計算した結果、最尤推定量としての係数が得られる<sup>(14)</sup>。ここで、 $j$  は妻が選択する排他的な6つの就業形態であり、ベースとなる就業形態は自営業 = 0 で、国有セクターの正規従業員 = 1、民間企業の正規従業員 = 2、非正規従業員 = 3、「専業主婦」 = 4、その他の無業者 = 5 である。但しCGSS2008データのみが、勤務先の企業形態を国有セクターか民間企業かに区別できる。説明変数  $x$  は上記①と同様で、 $\beta$  は係数である。

なお、本稿の推定にはStata (Ver.12) を用いる。

## 2) 推定結果の読み方

次に、推定結果の読み方を示す。質的選択モデルでは、係数自体ではなく、係数が統計的有意である場合の限界効果の数値を検討することになる。表3はプロビット分析の結果であるので、符号がプラスであれば就業化を促すが、具体的には説明変数が1単位増えた場合に当該就業確率が何パーセント増えるかを表しており、符号がマイナスであれば逆に無業化を促すことを意味する。但し説明変数がダミー変数の場合は、ダミー変数が0から1に変化した時に、該当する就業形態の選択確率が何ポイント変化するかを表す。

表4の多項ロジットモデルも原則として同様であるが、3選択肢以上になる。同様に係数はベースカテゴリー（自営業を選択したケース）と相対的な関係でしかなく、係数と限界効果の符号が異なることもある。自営業以外の限界効果の計算式は、 $\frac{\partial p_j}{\partial x_i} = p_j [\beta_j - \sum_{k=0}^5 p_k \beta_k]$  である。つまり限界効果の値は、他の変数を一定にして当該変数だけが1単位上昇したときに、該当する就業形態に属する確率が何%増減するかを示したものであり、異なる就業形態間での比較が可能になる。

## 3) 説明変数

最後に上記の推定における説明変数  $x$  について検討する。家族要因データの有無により2つのモデルを採用する。なお先行研究における推定結果は、本稿3に既述のとおりである。

人的資本に関する説明変数に、妻の年齢および就学年数がある。年齢は潜在的人的資本の代理変数であるが、中国特有の背景によりさらに2つの意味がある。第1に男女別定年制により50歳代で無業化していることが考えられる [石塚 (2014a)]。第2に就業の価値観の変化があるか否かを検討することができる。1979年の改革・開放政策後に誕生した「80後」以後は経済成長の恩恵を受けた一人っ子世代であり、それ以前のコーホートとは価値観や行動などが異なるといわれる。例えばCGSS2006データでは、1980年生まれば数え年で27歳であるが、30歳代も成長の過程で市場

(14) ここでベースカテゴリーの自営業のみは、 $\Pr (y_j = 0) = \frac{1}{1 + \sum_{k=1}^5 \exp(x_i \beta_k)}$  に従う。なお入れ子型の質的選択モデルも考えられるが、先見的にどのようなモデルが適当であるかは決められない。

経済の影響を受けている世代と考えられる。中国女性の就業年数については、大半の先行研究で高学歴と就業化に正の相関が確認されている。

また妻にとっての初期所得として、夫の賃金、および夫婦の賃金以外の所得を採用する。夫の賃金は主たる就業先からの賃金である。特にプロビット分析で、夫の賃金の限界効果が統計的に有意にマイナスであれば、ダグラス＝有澤の第1法則すなわち主たる稼ぎ手である夫の収入の増加に伴う妻の就業率の低下（または無業率の増加）が成立しているということである。さらに多項ロジット分析で、「専業主婦」世帯の夫の賃金が統計的に有意にプラスであれば、夫の賃金が上昇傾向にあるなかで、今後、全国的に「専業主婦」が増えていく可能性を確認できる。なお日本では弱まりつつあるが、この法則が成立している。また、夫婦の賃金以外の所得とは、世帯の全所得から、夫婦の主たる就業先からの賃金を差し引いた金額である。具体的には他の世帯員の収入、仕送りによる収入、株投資などの副職からの収入などが考えられるが、特定はできない<sup>(15)</sup>。

労働需要に関連する経済成長や都市化などの地域性の影響を検討するための変数として、三大地域分類のうち西部（12省市区）をベースカテゴリーとして、東部ダミー（11省市）および中部ダミー（8省）を用いた<sup>(16)</sup>。1人あたり地域総生産を31省市区別に経済発展の状況を見ると、沿海部の大都市が多い東部が最も高く、中国政府の重点政策などにより中部と続き、さらに内陸の西部という順である。長江デルタや珠江デルタという二大経済地域は、東部が中心であるが部分的には中部に及ぶ。中国の戸籍制度は非農業戸籍（城市在住者に多い）と農業戸籍（鎮・郷村在住者に多い）に分かれており、各省市区間で労働移動が必ずしも自由というわけではない。

家庭内生産理論に基づく時間の三分割理論、つまり利用可能時間を市場労働時間、家事労働時間、余暇時間に分けて捉えた場合、妻の就業への家族要因は重要である。CGSS2006データのみ、同居する年齢別子どもも有ダミー、夫婦の64歳以下の父母、および65歳以上の父母の有無ダミーが得られる。ここで夫婦の父母の年齢で分けたのは、夫婦の代わりに育児を担えるのか、夫婦に介護してもらおうのか、という可能性を考慮したからである<sup>(17)</sup>。但しCGSS2008データでは、これらの家

---

(15) 2008年調査では、本人（本稿では有配偶女性）のみ、本業賃金に加え副業所得額の設問もある。副業収入の回答が1元以上なのは、有業者23サンプル、無業者24サンプル（定年者17サンプル、「専業主婦」7サンプル）である。これらと「夫婦の賃金以外の所得」の数値を比較しても一定の規則性は認められない。したがって「夫婦の賃金以外の所得」の具体的内容は特定できない。

(16) 他の関連する説明変数として、都市化の影響をみるため各省市区別の都市化率、経済発展化の影響をみるため各省市区別の1人当たり域内総生産、女性への影響をみるため女性雇用者割合、同様に男性雇用者割合、今後増大するといわれる中間所得層の影響をみるため中間所得層割合を加えたモデルも推定した。いずれも多様なモデルのうち僅かに一部で統計的に有意なものもあったが、一貫して有意になるものではなかった。結果として、本稿で用いた三大地域ダミーが最も一貫して有意になったため、これを就業に関するモデルの要因として採用することが適切と捉えた。ここで、東部、中部、西部の地域構成は、2006年および2008年共に次のとおりである。東部地域（11省市：北京市、天津市、河北省、遼寧省、上海市、江蘇省、浙江省、福建省、山東省、広東省、海南省）、中部地域（8省：山西省、吉林省、黒龍江省、安徽省、江西省、河南省、湖北省、湖南省）、西部地域（12省市区：内モンゴル自治区、重慶市、四川省、貴州省、雲南省、広西チワン族自治区、チベット自治区、陝西省、甘肅省、青海省、寧夏回族自治区、新疆ウイグル自治区）である。

(17) 石塚（2003）の日本の高齢層を除いた有配偶女性の就業決定の要因分析では、夫婦の母との同居は妻の就業化、夫婦の父では無業化を促すということが導出された。本稿の中国総合社会調査データを用いた分析においても、夫婦の父母別の変数も推定したが有意にはならなかった。

族変数は入手できないため世帯員数のみを説明変数とした。

## (2) 就業・無業モデルの推定結果

本稿4(1)で解説したように、表3のうち統計的有意な限界効果の数値のみを用いて推定結果を検討する。

人的資本変数である年齢は2006年のモデル2のみでプラスに統計的有意である。年齢が1歳上がると、就業確率が0.2%上昇している。すなわち若年層の無業化が進んでいるともいえる。就学年数は長いほど、妻の就業確率が上がる。就学年数が1年長くなると、就業確率が2006年(モデル2)で約1.3%、2008年で2.1%上がっている。学歴の高さと就業化には、正の相関が認められる。

夫の賃金と、妻の就業の負の相関を表すダグラス=有澤の第1法則は、2006年は成立していないが、2008年は統計的有意に成立している。同じ2008年に、夫婦の賃金以外の所得の増加も、就業確率を引き下げている。すなわち無業確率は、夫の賃金の千元増加に付き0.2%、夫婦の賃金以外の所得が千元増加するのに伴い9.7%引き上げられる。

地域ダミーをみると両年で一貫して、経済発展が2番目に進んでいる中部で妻の無業化が認められ、2008年のほうが無業確率の数値が大きくなっている。2006年には最も経済発展が進んでいる東部で就業化が進んでいる。家族変数である夫婦の子どもや父母などの同居者を加えた世帯人数は、統計的にみると影響があるとはいえない。但し2006年において7~12歳児との同居は、有配偶女性の無業化をもたらすことが分かった。

本稿3の先行研究結果と比較する。夫の賃金上昇が妻の無業化を促すダグラス=有澤の第1法則は、石塚(2010a, 図表4-5)の2004年北京データを用いた分析や、Ishizuka(2013)の北京パネルデータでは認められなかったが、本稿の2008年中国総合社会調査データ(CGSS2008)では確認できた。就学年数では、高学歴者ほど就業確率が高く、先行研究同様の結果が得られた。一般に中国の親は教育熱心で知られるが、経済成長に伴い親の教育投資が益々盛んになって就学年数は増加傾向にあり、この結果だけを見ると女性の就業化は進むことが示唆される。妻の無業化への子ども要因は、3で既述のとおり分析により子どもの年齢が異なる。本稿では未就学児ではなく、CGSS2006データにより7~12歳児との同居が妻の無業化を促すという結果が認められた。一方で、Maurer-Fazio et al.(2011)の夫婦の親、高年齢者との同居の影響についての有意な結果は得られなかった。

## (3) 「専業主婦」を含む就業形態選択モデルの推定結果

次に、有業を3形態から4形態、無業を2形態に拡大して、無業を含む広義の就業形態選択モデルを推定した結果を表4に示す。本稿4(1)で解説したように、統計的有意な限界効果の数値のみを用いて、選択の要因を検討する。

妻自身の年齢は、2006年で1歳増えるのに伴い、正規従業員確率が0.8%上がり、非正規従業員確率は僅かに低下する。2006年および2008年において、年齢が高くなると「専業主婦」確率は下がり、その他無業者確率が増加する。就学年数の長さは、両年で正規従業員確率と正の相関が認め

表3 有配偶女性の就業・無業モデルの推定結果

	CGSS2006			CGSS2006			CGSS2008		
	モデル1			モデル2			モデル2		
	係数	標準誤差	限界効果	係数	標準誤差	限界効果	係数	標準誤差	限界効果
年齢(歳)	0.002	0.008	0.0002	0.011 *	0.006	0.002	-0.004	0.006	-0.002
就学年数(年)	0.086 ***	0.028	0.012	0.088 †	0.027	0.013	0.057 ***	0.020	0.021
夫の賃金(年, 千元)	0.004	0.007	0.001	0.003	0.007	0.001	-0.005 ***	0.002	-0.002
夫婦の賃金以外の所得(年, 千元)	0.001	0.003	0.0001	0.001	0.003	0.0002	-0.259 †	0.033	-0.097
東部ダミー(=1)	0.381 *	0.213	0.050	0.374 *	0.208	0.051	0.061	0.150	0.023
中部ダミー(=1)	-0.495 ***	0.168	-0.076	-0.472 ***	0.167	-0.075	-0.371 ***	0.150	-0.134
同居の世帯員数(人)	—	—	—	-0.016	0.031	-0.002	-0.028	0.052	-0.010
0-3歳児ダミー(=1)	0.080	0.288	0.011	—	—	—	—	—	—
4-6歳児ダミー(=1)	-0.199	0.261	-0.031	—	—	—	—	—	—
7-12歳児ダミー(=1)	-0.437 **	0.192	-0.075	—	—	—	—	—	—
64歳以下父母同居ダミー(=1)	-0.337	0.310	-0.058	—	—	—	—	—	—
65歳以上父母同居ダミー(=1)	0.370	0.279	0.042	—	—	—	—	—	—
定数項	0.573	0.561	—	0.131	0.464	—	0.344	0.421	—
サンプル数	709			709			620		
Log likelihood	-206.313			-209.714			-326.015		
LR chi2	53.16 †			46.35 †			204.06 †		
擬似R2	0.114			0.100			0.238		

(データ出所) 表2に同じ。

(注1) 被説明変数は、妻が就業=1, 無業=0とし, probit分析をおこなった。

(注2) 地域ダミーのベースカテゴリーは、西部である。

(注3) †, \*\*\*, \*\*, \*は、各0.1%, 1%, 5%, 10%で統計的有意であることを示す。

(注4) 使用データは、CGSS2006, CGSS2008のうち、農村を除き、都市(城市・鎮)に限定した。CGSS2006のみ詳細な項目の回答データがあるため、家族関連の説明変数を増やしたモデル1も推定した。

られる。但し2006年および2008年で就学年数の1年増加につき、国有セクターと民間企業の正規従業員確率が約2%上がり、2008年に非正規従業員確率は0.1%低下する。夫の賃金が千元増加したことに伴い、2008年には「専業主婦」確率を0.2%上昇させ、非正規従業員確率を0.3%下げる。また夫婦の賃金以外の所得が千元増加した場合、2006年(モデル1)の非正規従業員確率は各0.1%増え、2008年には「専業主婦」確率および他の無業者確率を大幅に上昇させる。労働需要の多少や経済発展の代理変数でもある地域ダミーは、2006年には中部で「専業主婦」確率を引き上げ、2008年は東部で非正規従業員確率を上昇させ、東部と西部でその他無業者確率を増加させる。家族要因の一つである同居の世帯員数が1人増えると、2008年には民間企業の正規従業員確率が2.2%低下している。他の家族変数の影響をみると、2006年(モデル1)に0~3歳児との同居は正規従業員確率を増加させ、7~12歳児との同居は「専業主婦」化を促すことが導出された。

特に「専業主婦」選択の決定要因をまとめる。「80後」以後を中心に若い世代で増える傾向があり、夫の賃金が上昇しているなかで、2008年データでは夫の賃金増加、および夫婦の賃金以外の所得の増加に伴い「専業主婦」化が進むことが認められた。また2006年データでは、内陸部(中部)戸籍で居住している割合が高く、7~12歳の子どもとの同居も高率であった。

さらに、先行研究である石塚(2010a, 図表4-6)の2004年調査の北京データを用いた推定結

果などは本稿2（2）にあげたが、本稿の中国総合社会調査データと特に異なる点について解説を加える。なお両データは、調査対象地域、調査年度、および利用可能な変数が異なることに留意されたい。

両データ推定結果のうち、「専業主婦」決定要因で特に異なっていたのは、①2008年データで夫の賃金と正の相関がみられたこと、②2006年データで同居する子どもの年齢が7～12歳であったこと、③2006年データで出現割合の高い地域が、東部（沿海部）の次に経済発展が進む中部地域であったこと、である。①まず、夫の賃金は中国の経済成長に伴い夫の名目および実質賃金も増加傾向にあり、妻よりも増加幅が大きい「専業主婦」化が進むことを示唆する結果といえる。今後も、注視して研究を進めていく必要がある。

②次に、統計的有意な子どもの年齢をみると、7～12歳児との同居が「専業主婦」化を、0～3歳児との同居が正規従業員化を促すことが導出された。Becker and Lewis（1973）によると、経済未成熟期には子どもは「投資財」すなわち収入源と捉えられるため「量」（人数）が重視される。しかし経済が発展すると、子どもは「消費財」つまり親の満足度を高める「質」の高さが重視されるため、例えば教育程度の高い子どもに育てるようになり、必然的に子育てに時間を費やすことになるという。つまり中国の計画経済期に子どもは「投資財」であったため、親でなくとも保育施設や親戚等の保護者的な人であれば、誰が育てても同じという考えが生ずる<sup>(18)</sup>。一方、市場経済になり経済が発展すると、育児の外部化のコストが高まり、金銭的負担をするか、非金銭的負担として例えば母親が育児に専念して専業主婦化するということが考えられる。子どもが7～12歳の小学生の時期に「専業主婦」化する要因の一つとしては、中国では子どもが自宅で昼食をとったり、子どもの教育もあるため、夫の賃金上昇で初期所得が確保されれば主たる稼ぎ手でない妻が子育てや家事労働に特化することが考えられる。

③最後に、中部の都市で「専業主婦」割合が高いのは、東部は経済発展が進んでおり、労働需要要因として例えば子育てと両立しやすい就業形態の選択肢があるのに比べて、中部では少ないことが考えられる。実際に、2008年データでは東部で妻の非正規就業化が確認できている。あるいは、塾、学童保育や全寮制の学校などの費用負担を伴う育児の外部化という代替手段が、中部では少ないことも「専業主婦」化を促しているのかもしれない。

#### （4）妻の賃金関数の推定結果

既述のように中国女性に「専業主婦」という無業化が認められたが、同時に中国の先行研究で以前から指摘されていたように高学歴者の就業化も確認できた。一方で、相対的にみて妻の賃金は夫よりも低い傾向がある〔本稿2（2）〕。それでは妻の賃金はどのような要因で決定されているのだろうか。就業決定分析と同じデータを用いて推定する。

Selection Bias問題を処理するため、ヘックマンの二段階推定法を用いる〔Heckman（1979）〕。1

(18) 以前は、農村の祖父母に小学校入学頃まで子どもを預けたり、乳児期から「全託」という方式で寄宿制の保育施設に平日を通じて子どもを預けることも多かった。しかし現在は、夫婦の親や親戚と同居して面倒をみてもらうことも多い。また乳児期の全託は皆無に等しく、幼児期の全託は高度な教育などのために高料金の私立の全託を利用するという傾向に変化してきている。

表4 有配偶女性の就業形態選択モデルの推定結果

CGSS2006 (モデル1)	正規従業員=1			非正規従業員=3			「専業主婦」=4			他の無業者=5		
	係数	標準誤差	限界効果	係数	標準誤差	限界効果	係数	標準誤差	限界効果	係数	標準誤差	限界効果
年齢(歳)	0.059 †	0.015	0.008	0.038 **	0.018	-0.001	-0.058 **	0.027	-0.005	0.103 †	0.026	0.002
就学年数(年)	0.079 *	0.048	0.020	0.037	0.059	-0.001	-0.122	0.084	-0.008	-0.102	0.079	-0.007
夫の賃金(年, 千円)	-0.002	0.007	0.001	-0.010	0.011	-0.001	-0.030	0.023	-0.001	-0.004	0.020	-0.00001
夫婦の賃金以外の所得(年, 千円)	0.019	0.016	0.001	0.026 *	0.016	0.001	0.017	0.019	0.0001	0.025	0.018	0.0003
東部ダミー (=1)	0.350	0.323	0.080	0.081	0.400	-0.018	0.395	0.653	0.010	-0.754	0.643	-0.044
中部ダミー (=1)	-0.326	0.299	-0.104	-0.075	0.366	0.007	1.437 †	0.543	0.078	0.117	0.493	0.013
0-3歳児ダミー (=1)	0.840 *	0.479	0.090	0.573	0.594	-0.013	-0.137	0.725	-0.036	1.484	0.950	0.035
4-6歳児ダミー (=1)	-0.609	0.408	-0.089	-0.239	0.504	0.029	-0.258	0.579	0.006	-0.460	1.137	0.0005
7-12歳児ダミー (=1)	-0.406	0.303	-0.025	-0.528	0.406	-0.025	0.713 *	0.449	0.051	-1.185	1.099	-0.036
64歳以下父母同居ダミー (=1)	-0.485	0.482	-0.051	-0.608	0.637	-0.032	0.407	0.741	0.038	-0.356	1.175	0.003
65歳以上父母同居ダミー (=1)	0.107	0.453	0.049	0.329	0.528	0.046	-1.842 *	1.157	-0.093	-0.225	0.743	-0.012
定数項	-1.622 *	0.949	-	-1.708	1.160	-	1.787	1.565	-	-4.581 ***	1.710	-
サンプル数：714, Log likelihood: -727.338, LR chi2: 188.35 †, 擬似R2: 0.115												

CGSS2006 (モデル2)	正規従業員=1			非正規従業員=3			「専業主婦」=4			他の無業者=5		
	係数	標準誤差	限界効果	係数	標準誤差	限界効果	係数	標準誤差	限界効果	係数	標準誤差	限界効果
年齢(歳)	0.061 ***	0.012	0.008	0.043 ***	0.014	-0.0003	-0.057 ***	0.022	-0.005	0.101 †	0.021	0.002
就学年数(年)	0.084 **	0.048	0.020	0.043	0.059	-0.0004	-0.113	0.080	-0.008	-0.093	0.078	-0.006
夫の賃金(年, 千円)	-0.001 ***	0.007	0.001	-0.010	0.011	-0.001	-0.023	0.021	-0.001	-0.004	0.020	-0.00001
夫婦の賃金以外の所得(年, 千円)	0.018 ***	0.016	0.001	0.025	0.016	0.001	0.014	0.020	-0.0001	0.023	0.018	0.0002
東部ダミー (=1)	0.332	0.317	0.077	0.090	0.395	-0.015	0.317	0.643	0.007	-0.761	0.641	-0.043
中部ダミー (=1)	-0.319	0.296	-0.105	-0.032	0.365	0.012	1.222 **	0.529	0.069	0.187	0.493	0.015
同居の世帯員数(人)	0.015 *	0.057	-0.001	0.038	0.069	0.003	-0.016	0.099	-0.002	0.068	0.089	0.002
定数項	-1.957	0.843	-	-2.254 **	1.030	-	1.939	1.391	-	-5.020 †	1.497	-
サンプル数：714, Log likelihood: -740.214, LR chi2: 162.60 †, 擬似R2: 0.099												

CGSS2008 (モデル2)	正規従業員 (国有セクター)=1			正規従業員 (民間企業)=2			非正規従業員=3			「専業主婦」=4			他の無業者=5		
	係数	標準誤差	限界効果	係数	標準誤差	限界効果	係数	標準誤差	限界効果	係数	標準誤差	限界効果	係数	標準誤差	限界効果
年齢(歳)	0.028 †	0.021	0.002	-0.013 †	0.017	-0.002	0.018 **	0.019	0.001	-0.054 †	0.017	-0.012	0.087 †	0.017	0.011
就学年数(年)	0.462	0.068	0.022	0.277	0.054	0.017	0.130 **	0.061	-0.001	0.079 *	0.052	-0.009	0.078	0.054	-0.006
夫の賃金(年, 千円)	-0.001	0.009	-0.0002	0.005	0.006	0.001	-0.025	0.012	-0.003	0.011 *	0.006	0.002	0.008	0.007	0.001
夫婦の賃金以外の所得(年, 千円)	-20.406	1718.6	-0.663	-21.723	1344.5	-1.752	-23.052 *	1804.3	-1.384	0.377 †	0.093	1.417	0.410 †	0.093	0.951
東部ダミー (=1)	0.328	0.460	-0.001	0.547	0.364	0.041	0.700	0.416	0.040	-0.300	0.355	-0.112	0.823 *	0.402	0.080
中部ダミー (=1)	0.214	0.476	-0.002	-0.060 *	0.385	-0.049	0.190	0.423	-0.008	0.520	0.331	0.033	0.926 **	0.408	0.077
同居の世帯員数(人)	-0.123 †	0.175	0.0003	-0.250 *	0.136	-0.022	-0.160	0.148	-0.006	-0.032	0.113	0.012	-0.100	0.130	-0.002
定数項	-6.439	1.445	-	-1.792	1.105	-	-1.794	1.228	-	0.935	0.998	-	-5.383 †	1.176	-
サンプル数：620, Log likelihood: -842.369, LR chi2: 459.72 †, 擬似R2: 0.214															

(データ出所) 表2に同じ。

(注1) 被説明変数は、ベースカテゴリーを自営業として、妻が正規従業員(2006年は全企業形態, 2008年は国有セクター)=1, 正規従業員(民間企業)=2, 非正規従業員=3, 「専業主婦」=4, その他の無業者=5で, multinomial logistic分析をおこなった。2008年は勤務先の所有形態の回答データがあるため, 2006年よりも被説明変数が多い。

(注2) 表3の(注2) (注3) (注4)に同じ。

段階目は本稿の就業・無業分析でありモデルや変数は同じで、2段階目は妻の賃金の自然対数値を被説明変数としてOLS（最小二乗法）で

$$\ln W = \alpha + x_n \beta_n + u$$

を推定する。ここで、 $\alpha$ は定数項、 $x_n$ はn番目の説明変数、 $\beta_n$ はn番目のxの係数、 $u$ は誤差項である。表5には、2段階目の賃金関数の推定結果のみを挙げ、次に統計的に有意な係数の符号および値を用いて考察していく。

妻の賃金は、2006年および2008年共に高学歴者のほうが高く、2008年には東部で高くなっている。また、2006年は自営業よりも非正規従業員が統計的に有意に低い、2008年には民間企業の正規従業員、国有セクターの正規従業員の順に自営業よりも賃金が高くなっている。

すなわち妻の賃金の高さは、本稿で利用可能な説明変数のうち、高学歴、東部地域、正規従業員という要因で決定されており、大半の先行研究の結果と同様である。特に学歴は、日本の就業する妻の推定結果では概ね統計的に有意にならないが、欧米では有意なことが多い。この点で、中国の就業する妻は欧米型に近いことが全国データを用いて改めて確認できた。さらに妻が正規従業員であっても、民間企業のほうが国有セクターよりも賃金が高いことも導出された。

表5 有配偶女性の賃金関数ヘックマンモデルの推定結果（第2段階目の結果のみを掲載）

第1段階目のモデル	CGSS2006		CGSS2006		CGSS2008	
	モデル1		モデル2		モデル2	
第2段階目の推定結果	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
年齢（歳）	-0.030	0.025	-0.036	0.036	-0.028	0.038
年齢の二乗	0.0002	0.0003	0.0003	0.0004	0.0002	0.0005
就学年数（年）	0.065 ***	0.026	0.051	0.051	0.089 †	0.017
東部ダミー（=1）	0.139	0.130	0.100	0.209	0.594 †	0.115
中部ダミー（=1）	0.127	0.158	0.192	0.283	0.081	0.125
正規従業員ダミー（=1）	-0.137	0.110	-0.124	0.154	—	—
国有セクターの正規従業員ダミー（=1）	—	—	—	—	0.337 ***	0.141
民間企業の正規従業員ダミー（=1）	—	—	—	—	0.432 †	0.112
非正規従業員ダミー（=1）	-0.3) ***	0.142	-0.337 *	0.197	-0.131	0.124
定数項	2.474 †	0.726	2.877 **	1.307	1.609 **	0.808
lambda	-1.060 *	0.657	-1.484	1.439	0.528 ***	0.194
Number of obs	612		612		602	
Censored obs	72		72		287	
Uncensored obs	540		540		315	
Wald chi 2	34.13 †		17.04***		118.16 †	

（データ出所）表2と同じ。

（注1）第1段階目の被説明変数は、妻が就業=1、無業=0のprobit分析で、表3のモデル1およびモデル2と同じ説明変数を用いて推定した。第2段階目の被説明変数は妻の年間賃金の自然対数値のミンサー型の賃金関数を、Heckman selection (two-step) 推定法を用いて分析した。

（注2）各ダミー変数のベースカテゴリーは、地域が西部、就業形態は自営業である。

（注3）表3の（注3）（注4）と同じ。

## おわりに：今後の中国女性就業

本稿の目的は、中国全体の数値データを用いた実証分析に基づき、中国では新しい40歳代以下の自ら無業を選択していると考えられる先進国型の「専業主婦」の出現を確認し、また妻自身の就業選択や、夫婦の賃金などの定量的な分析を通じて、中国女性就業の動向を探ることである。

本稿で明らかになったことを列挙する。まず、中国都市女性の労働力率に及ぼす制度の影響を、日本女性と比較する方法で分析し、先行研究の結果を用いて検討した。中国女性の就業可能期間が男性に比べて短くなる男女別定年制、および子どもが1人以下という「一人っ子政策」の両現行制度は、女性の就業継続に貢献していることが導出された。

次に、妻にとって初期所得である夫の賃金、妻自身の賃金などの変化を検討した結果、経済成長に伴い個人の賃金は上昇しているが、特に夫の賃金の上昇幅は妻に比べて大きく、妻と夫の賃金格差が存在している。

また、就業・無業決定要因の実証分析によると、2008年の中国総合社会調査データを用いた分析では、夫の賃金上昇に伴う妻の就業率低下をいうダグラス＝有澤の第1法則を確認した。

さらに、「専業主婦」を含む、妻の排他的な5形態ないし6形態の就業形態（無業を含む広義の意）の選択要因を検討した。本稿の目的である「専業主婦」の複数の決定要因は統計的有意であり、中国全体の都市において「専業主婦」の出現が確認できた。その特徴は、「80後」以後を中心とする若い年齢層で、全就業形態の平均より高い学歴を有し、全平均程度あるいはそれ以上である夫の賃金が増加するに伴い「専業主婦」になる確率は増加しており、7歳から12歳の子どもと同居する割合が高く、中部地域に多いという傾向が認められた。先に夫の賃金が増加傾向であることと併せると、今後、全国的に「専業主婦」化が進む可能性があるといえる。

一方で、相対的に高い年齢で高学歴の妻が、0～3歳児の育児を外部化しながら正規従業員として就業しており、また相対的に高い年齢で低学歴の妻が経済成長が進む沿海地域に戸籍を有し非正規就業している確率が高いことも明らかになった。加えて、就業する妻自身の賃金の決定要因分析によると、妻の賃金の高さは、高学歴、東部地域、正規従業員で、特に民間企業、次いで国有セクターという要因により、決定されることが導出された。

すなわち中国における有配偶女性の就業傾向として、若年層の「専業主婦」化と同時に、高学歴者の正規従業員としての就業化や、非正規就業化も認められた。妻と夫の賃金格差が存在しているうえ、女性の無業者数は男性の1.7倍強であり、「専業主婦」の出現を考慮すると、相対的にみて女性に無収入や低賃金が偏る可能性が考えられる。

各種数値データに基づく趨勢によると、中長期的には、中国と日本間、中国とアジア間で、相互の企業進出や就業者の移動が増加している。現在は中国都市部と日本間の平均所得格差はまだ大きいものの将来的には縮小していくであろう。特に冒頭に挙げた北東アジアに位置する中国と日本においては、財・サービス市場のみならず、単一の労働市場が既に部分的に構築され始めている。十数年後の中国においては、GDPの大きさや人口（すなわち労働力）の多さで優位な位置にあると予測されているが、男女間労働力格差や労働条件格差が現状以上に拡大すると仮定した場合、移動先の労働市場にも影響を及ぼすと考えられる。

政策提言としては、無業化や労働市場の流動性に対応した一元的な年金や介護保険などの社会保障制度の創設、および男女別定年制の撤廃が求められる。今後は、高齢社会になり介護問題がより一層、深刻になるであろう。女性の「専業主婦」化が性別役割分業を促し、公的援助がなければ介護の負担も女性に偏ることが考えられる。一方で、妻の就業化も進んでいることが認められたが、国有セクターに比べて若い従業員が多い民間企業において、大半の女性従業員が定年を迎える十年後あたりに問題が生ずることになる。男女別定年制が存続していれば、女性は男性に比べて早く職業人生を終えることになるが、民間企業退職者には国有セクター退職者のような手厚い保障はない。

本稿では労働者側の分析をおこなったが、企業側の男女別の働かせ方も女性就業および労働市場の動向においては重要である。したがって詳細に労働需要分析をおこなうことを、筆者の今後の課題としたい。

（いしづか・ひろみ 産業能率大学経営学部教授）

#### 参考文献

- 尹鳳先（2004）「中国の『女は家に帰れ（婦女回家）』キャンペーンの歴史と現在」『F-GENSジャーナル』第2号，お茶の水女子大学，pp.13-20.
- 石塚浩美（2003）「女性の就業選択と制度の中立性に関する実証分析—『パートの壁』に関わる制度の影響—」『季刊 家計経済研究』第59号，家計経済研究所，pp.64-75.
- （2008）「北京・ソウル・日本における労働市場の変化とジェンダー」，篠塚英子・永瀬伸子編著『少子化とエコノミー』作品社，pp.40-58.
- （2010a）「男女のワーク・ライフ・バランス格差」，石塚浩美『中国労働市場のジェンダー分析』勁草書房，pp.85-110.
- （2010b）『中国労働市場のジェンダー分析—経済・社会システムからみる都市部就業者—』勁草書房.
- （2011）「中国男女の就業に関する通説の検証と，若年女性農民」『中国経済研究』第14号，中国経済学会，pp.46-58.
- （2014a）「日本・中国・韓国企業におけるジェンダー・ダイバーシティ経営の実状と課題—男女の人材活用に関する企業調査（中国・韓国）605企業の結果—」（RIETI Discussion Paper Series 14-J-010），経済産業研究所.
- （2014b）「中国における外資企業の雇用にかんする代替・補完分析—内資企業の雇用，および資本との関係による検証—」『産業能率大学紀要』第34巻第2号，pp.1-20.
- 篠塚英子（2008）「共稼ぎと専業主婦世帯別にみた男女の就業と所得」，篠塚英子・永瀬伸子編著『少子化とエコノミー』作品社，pp.113-133.
- 篠塚英子・永瀬伸子編著（2008）『少子化とエコノミー—パネル調査で描く東アジア—』作品社.
- 瀬地山角（1996）『東アジアの家父長制—ジェンダーの比較社会学—』勁草書房.
- 中国女性史研究会（2004）『中国女性の100年—資料による歩み—』青木書店.
- 張抗私（2009）『労働力市場性別岐視与社会性別排斥』北京：科学出版社.
- 馬欣欣（2009）「中国都市部における既婚女性の労働供給の規定要因—1995年，2002年中国都市家計調査に基づいて」『アジア経済』55（3）アジア経済研究所，pp.35-54.
- 南亮進・牧野文夫編著（2012）『中国経済入門（第3版）—世界第二位の経済大国の前途—』日本評論社.
- 楊志（1995）「当代中国女性角色衝突の現状，原因及改善提案」，中国人民大学女性研究中心編『中国女性角色発展与角色衝突』民族出版社〔秋山洋子訳，1998.「現代中国の役割矛盾」，秋山洋子編訳『中国の女性学』勁草書房〕.
- 王鵬（2011）「收入差距对中国居民主观幸福感的影响分析—基于中国综合社会调查数据的实证研究」『中国人口科学』2011（3）.

- Becker, Gary S. and H. Gregg Lewis (1973) "On the Interaction between Quantity and Quality of Children." *Journal of Political Economy*, 81, 279-288.
- Francesconi, Marco (2002) 'A Joint Dynamic Model of Fertility and Work of Married Women.' *Journal of Labor Economics*, 20 (2): 336-380.
- Hakim, Catherine (2000) "Work-Lifestyle Choice in the 21<sup>st</sup> Century: Preference Theory." Oxford University Press.
- Heckman, James J. (1979) 'Sample Selection Bias as a Specification Error.' *Econometrica*, 47 (1): 153-161.
- Ishizuka, Hiromi (2013) 'A Panel Data Analysis of Married Women's Decisions to Work in Beijing, China.' *Sanno College Bulletin*, 46: 15-28.
- Liu, Lan, Xiao-yuan Dong, and Xiaoying Zheng (2010) 'Parental Care and Married Women's Labor Supply in Urban China.' *Feminist Economics*, 16 (3): 169-192.
- Maurer-Fazio, Margaret, Rachel Connelly, Lan Chen, and Lixin Tang (2011) "Childcare, Eldercare, and Labor Force Participation of Married Women in Urban China, 1982-2000." *Journal of Human Resources*, 46 (2): 261-294.
- Meng, Xin (2004) "Labour Market Reform in China." Cambridge University Press.

## 戦間期の企業の実態を伝える希少資料

法政大学大原社会問題研究所所蔵 カラー DVD 版 2枚 定価 ¥230,000 [本体価格]

# 協調会・

# 企業調査資料集





「大正中期の紡績工場」(毎日新聞社提供)

本資料は、協調会が、労使協調を目的に、社会政策・社会運動、社会政策推進、労働争議の仲裁・和解など、多岐にわたって進めた調査研究の成果である。

調査期間は、大正5年から昭和15年に至る4半世紀に及び、調査の対象企業は32業種165社にもものぼり、各企業の労役規則、扶助規則、就業規則とともに、産業別の労働事情を調査し、「社会政策時報」の原資料ともなった労働事情調査報告書など、貴重な資料群が含まれている。第一次大戦から戦間期に至る激動期の主要産業・中枢企業の研究に新生面を拓く資料として、経済史・経営史・労働史研究をはじめ、広く近代史の研究者にお勧めします。



MARUZEN

**丸善株式会社** 学術情報ソリューション事業部 企画開発センター 商品開発グループ

〒105-0022 東京都港区海岸1丁目9番18号 国際浜松町ビル TEL.03-6367-6078 FAX.03-6367-6184