

# 中国都市部における既婚女性の 労働参加の決定要因

— CGSS 2006～2015 の個票データに基づく実証分析 —

孟 哲 男

## I はじめに

中国では、少子高齢化が進むにつれ、生産年齢人口（15～64歳）の増加は1990年代後半以降減速傾向にあり、2014年にはマイナスに転じた（国家统计局：「中国統計年鑑」，厳2016）。それと同時に、働く能力を持っていないながら労働市場に参入しない人の割合が上昇し、労働参加率は、図1のように、全体として低下傾向にある。少子高齢化による退職者の割合の増加を反映して、15歳以上人口の労働参加率の低下傾向は、生産年齢人口のそれに比べて著しい（図1）。また、大規模の家計調査CHIPS（Chinese Household Income Project Survey）1988/1995/2002/2007/2010を用いた就業率とその決定要因についての研究（厳2016，87ページ）によれば、都市の就業率は男女ともに農村のそれを大きく下回っており、その低下傾向は男女ともに都市の方がより顕著である。

中国では今後、経済成長の源泉として重要な役割を担う労働力が減少し、労働の供給制約により賃金が増え、国際競争力が弱まり、やがて経済成長の停滞を招くと懸念視されている。こうしたなか、労働力人口を維持していくためには、女性や高齢層の労働力率の低いグループの労働供給を促進する必要がある。その具体策を考えるにあたって、労働供給の決定要因について

---

キーワード：労働参加，CGSS，中国総合社会調査，ダグラス＝有澤法則，  
就業行動

明らかにすることは、重要な研究課題といえる。

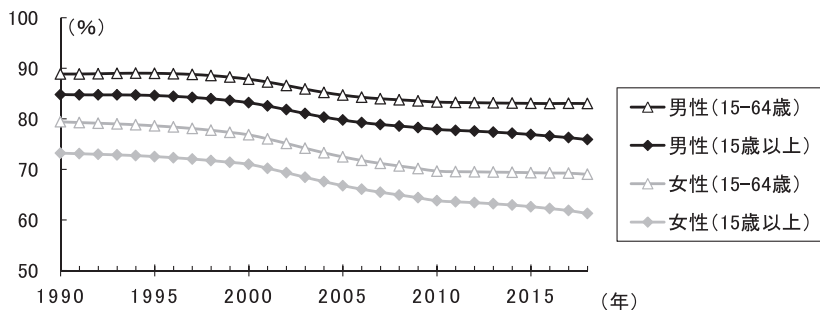
本稿では、中国総合社会調査（Chinese General Social Survey: CGSS）の個票データを用いて、既婚女性（20～49歳）の労働参加・不参加の決定要因について実証分析する。『2012中国労働力市場報告』では、1990年代後半以降、労働参加率が低下した要因について、在学者の割合の上昇、人口高齢化、教育水準の向上、家計の所得水準の向上、失業者や一時帰休者の増加による「就業意欲喪失効果」を取り上げている（頼主編 2012, 35～40頁）。これを受け、本稿では、既婚女性の労働参加・不参加の選択における、教育水準、夫の収入状況および「就業意欲喪失効果」の影響に焦点を当てて分析を行う。

以下、第Ⅱ節では、先行研究をレビューし、本稿で実証する課題について述べる。第Ⅲ節では、利用するデータと分析方法について説明する。第Ⅳ節では、既婚女性の労働参加・不参加に関する計量分析を行う。おわりにでは推計結果から得られた結論と今後の課題について述べる。

## Ⅱ 先行研究と研究課題

家計の効用最大化を前提として、妻の就業諾否には、自身の市場賃金の他に、世帯主である夫の収入、子どもの数・年齢などが影響すると考えられる。市場賃金および夫の収入の影響に関しては、Douglas (1934)、有澤 (1956) によって見出された、「ダグラス＝有澤法則」と知られる経験法則が

図1 中国の労働参加率の推移



(出所) World Bank HP: Data base (modeled ILO estimate)より筆者作成。

ある<sup>1)</sup>。すなわち、1) 世帯主の収入が低い家計ほど、家計の他の世帯員の有業率は高くなる（言い換えれば、夫の収入が高いほど、妻の有業率が低い）。2) 世帯主の収入を一定とすると、他の世帯員の賃金率が高いほど、その世帯員の有業率は高くなる傾向にある。3) 世帯主の有業率は、世帯主の賃金率に対して非反応的である（荒井 2013, 42 ページ）。「ダグラス=有澤法則」といえば、上記の第1法則を指すことが多い<sup>2)</sup>。

第2の経験法則については、間接的には学歴や経験年数と有業率との関係を推定することによって実証することができる（岸 2011, 112 ページ）。個人において学歴が高いほど就業を選択する確率が高いことは多く先行研究によって確認されている。教育水準が高いほど市場賃金が高いという関係性を考えれば、市場賃金率が高ければ高いほど、就業を選択する可能性が高まるであろう。第2法則によれば、この関係は非核構成員（既婚女性）において当てはまる。しかし一方、主体均衡モデルによれば、個人の就業・不就業の選択は、市場賃金が留保賃金（就業を希望する最低の賃金）を上回れば就業を選択する。したがって、教育水準が経験的に就業の選択にプラスの影響を与えるにしても、影響の度合いは、労働力市場の環境などが異なる地域や異なる時期のデータを用いれば、異なる結果が得られる可能性がある。

第1法則に関しては、日本では長い間支持されてきたが、1990年代からその関係性が弱くなり、1997年頃には観察されないことが大竹（2005, 13～15 ページ）によって示されている。一方、安部・大石（2006）など、第1法則を支持する研究もあるが、傾向的には消えつつあると推測されている（橘木 2008, 202～204 ページ、岸 2011）。

中国では第1法則が成り立つ可能性はあるだろうか。中国都市部女性の労働参加率や就業率の決定についての先行研究では、夫の収入、または本人以

1) 「ダグラス=有澤法則」の理論的な説明については、牧・宮内・浪花・縄田（2001）、川口（2002）、荒井（2013）などを参照のこと。

2) 中国語の先行研究では、夫の収入、または本人以外の世帯員の収入を女性の就業の変数として用いることが多いが、Douglas（1934）の研究を直接言及する文献は見当たらなかった。

外の家計所得を説明変数として用いることも多いが、なかには第1法則を支持するものもあれば、支持しないものもある。中国都市部における女性労働供給の決定要因分析を行った先行研究としては、姚・譚(2005)、呉(2010)、馬(2009)などが挙げられる。国家統計局の都市家計調査の1988/1995/2002年データを利用した姚・譚(2005)では、夫の収入が妻の労働参加率にマイナスの影響を与えること、その影響は総じて小さいが、1995年から2002年にかけて強まったことが示されている。大規模の調査CHIPS 1995/2002のデータを用いた呉(2010)は、都市部における女性の就業・不就業の決定要因について実証的に分析した。その結果、ほかの家族構成員の収入の効果について1995年には明確でないが、2002年にはマイナスの影響が観察された。馬(2009)は、CHIPS 1995/2002のデータを用いて、都市部における既存女性の就業・不就業の決定および労働時間の決定について実証的に分析した結果、第1法則は支持されなかった。以上のように、先行研究の分析をみると、中国の都市部において、就業率(または労働参加率)への夫の収入(賃金)や妻の市場賃金の影響に関する「ダグラス=有沢の法則」が成り立つかどうかは、必ずしも明らかになっていない。

ところが、『中国労働市場報告2012』(38頁)によれば、中国の伝統的な観念は「男主外、女主内」(男性は主に外で働き、妻は主に家庭を守るべき)であり、ゆえに、家計の所得水準が一定のレベルを超えると、女性労働率が低下する現象が起ころうと指摘している。その論拠として、役割分業の実態を反映する、夫の収入の負の効果を実証した論文(姚・譚2005)を取り挙げている。確かに、東アジアの性別役割分業意識はその他地域に比べて強い(Bertrand et al. 2015, Table 1)。また、大都市では、家族の世話を理由として無業の状態にある有配偶女性の多くは夫が中間所得層であり、「先進国型」の専業主婦の出現が確認される(石塚2010)。

さらに、注意すべきは、主婦の中には自分の意志で積極的に家庭に入ったのではなく、高年齢、低学齢などの理由で就業できず主婦となったケースが多いことである。譚(2005)は1988~2002年の国家統計局による都市住民

調査の個票データを用いて、都市部女性の就業行動について分析しており、地域内の男性失業率が女性就業に与える負の効果をもって、就業意欲喪失効果をj確認している。また、国有企業改革が進められた時期には、失業者が急増し、再就業をあきらめたものが多く現れ、労働参加率が大きく低下したと指摘している（蔡・王 2004、姚・譚 2005）。このような、就業機会が少なく職探しをしても仕事が見つからないので、求職を止めてしまう事を「就業意欲喪失効果」という。

以上を踏まえ、本稿では教育水準の違いに注目しながら、ダグラス=有澤法則の第1法則および就業意欲喪失効果が中国において成立するかどうかをj実証分析する<sup>3)</sup>。

【第1法則】夫の収入が低いほど、妻の労働参加率が高い

【仮説提起】夫の収入の影響に関しては、低学歴層においてのみ成立する。なぜなら、恒常労働力ではない低学歴の妻に関していえば、夫の所得が高ければ職探しの意欲が比較的低い可能性があり、また、夫の所得が低ければ生計維持のためにより積極的に就業すると考えられるからである。

### Ⅲ データと分析方法

本稿では、中国人民大学中国調査与数据中心がほぼ毎年実施している中国総合社会調査（CGSS）の個票データを使用する<sup>4)</sup>。調査年によっては異なる推定結果が得られる可能性があり、より安定した結果を得るために、累積データを作成して用いた。CGSS 2003と2005の調査では、失業などの不就業の理由について尋ねていないため、労働参加者（失業者を含む）を識別できないこと、さらにCGSS 2003、2005、2008の調査では配偶者の収入について尋ねていないことから、後半部分の計量分析ではCGSS 2006/2010/2011

3) 第2法則（妻の賃金率が高いほど、妻の有業率が高い）については、学歴や経験年数を賃金率の代理変数として、有業率との関係を推定することは、少なくとも本稿のような、クロスセッション・データによる分析では、妥当な方法ではないと考えられる。

4) CGSSの個票データは、「中国學術調査数拠資料庫」(Chinese National Survey Data Archive: CNSDA)のウェブサイトから無料で使用できる。

表1 CGSS各年のサンプル数と就業・存在状態別構成

	2003年	2005年	2006年	2008年	2010年	2011年	2012年	2013年	2015年
サンプル数(人,18歳以上)	5,894	10,372	10,151	6,000	11,783	5,620	11,765	11,438	10,968
農村部サンプル	-	4,274	4,134	1,997	4,561	2,391	4,688	4,416	4,498
都市部サンプル	5,894	6,098	6,017	4,003	7,222	3,229	7,077	7,022	6,470
就業者	46.0%	52.1%	51.7%	57.4%	57.4%	59.2%	57.7%	58.2%	54.1%
非就業者	54.0%	47.9%	48.3%	42.6%	43.9%	41.8%	43.2%	42.6%	45.9%
学生	-	-	4.6%	3.4%	2.1%	2.2%	2.6%	2.9%	2.2%
心身上事情で働けない	-	-	1.3%	2.2%	4.1%	4.4%	4.3%	5.2%	5.1%
失業中	-	-	5.4%	5.1%	4.4%	3.5%	3.9%	3.2%	2.9%
下崗,失業後仕事をしていない	-	-	5.3%	3.1%	2.8%	2.6%	3.0%	2.9%	1.7%
長い休暇	-	-	0.3%	0.3%	-	-	-	-	-
離職・退職	-	-	18.7%	16.5%	19.9%	19.3%	21.1%	19.7%	23.6%
家事	-	-	11.5%	11.9%	8.7%	8.3%	6.8%	7.5%	8.5%
その他	-	-	1.2%	0.0%	0.6%	0.5%	0.7%	0.5%	2.0%
労働参加率	-	-	60.7%	66.2%	65.9%	67.1%	66.1%	66.7%	61.4%

(注) (1) 調査対象年齢は、18歳以上である。ただし、2003年と2006年は18～69歳。

(2) 表中の「-」は、同項目について尋ねていないことを意味する。就業状況、仕事をしていない理由の値には無回答が存在する。

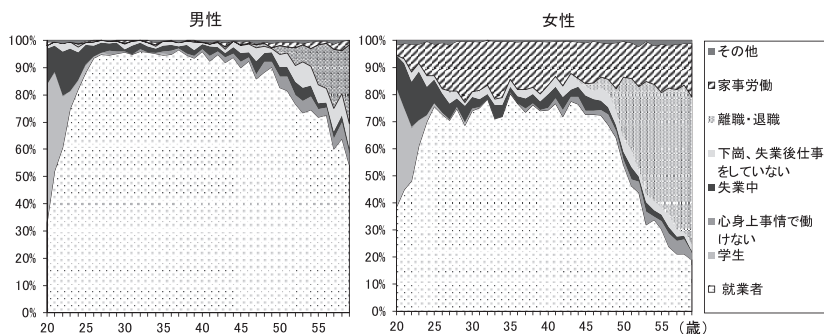
(出所)筆者作成。

/2012/2013/2015を使用する。

表1は、CGSSデータのサンプル数や就業状況についてまとめたものである。就業状態については、先週の仕事の有無と、現在(調査票の表現:目前)の就業状況の2種類の設問が設けられているが、両者の回答が矛盾しているケースが少なからずある。例えば、先週仕事をしていないと回答しているのに、現在非農業に従事していると回答しているケースがある。そこで、解答が矛盾する場合は、就業状況の実態により近いと思われる回答(後者)を優先して採用した。なお、表1に示した非就業者の内訳に関する情報は、先週仕事をしていない理由の回答からしか得ることができない。

同表には労働参加率も特別に集計して示した。分母となる労働参加者は「就業者」と「失業者」の合計であり、分子となる不参加者は、非就業者のうち、「離職・退職」、「家事労働」、「下崗(一時帰休者)」、「失業後仕事をしていない」、「長い休暇」「その他」である。「学生」、「心身上事情で働けない」は分析の際には除外している。

図2 都市部の男女別・年齢別の就業・存在状態



(出所)CGSS 2010/2011/2012/2013/2015より筆者作成。

図2は、CGSS 2010～2015の累積データを用いて都市部の男女別・年齢別に就業・存在状態の構成を示したものである<sup>5)</sup>。就業者の割合の形状は概ね逆U字型を呈しており、日本女性の働き方の特徴を表すM字カーブの傾向は見られない。不就業の理由について家事と回答した女性は、女性全体の2割程度を占めており、40歳までは就業者の次に最も多い。

なお、図のように、中国では50歳台で退職する女性が多い。そこで、実証分析の際には、都市部の20～49歳の既婚女性に限定して、労働参加（就業者と失業者）=1、不参加=0を被説明変数とするProbit（プロビット）推計を行い、労働参加・不参加の決定要因について明らかにする。

表2は、Probit分析に用いる変数の定義と基本統計量を示している。教育年数については、とりわけ、小学以下（中退を含む）を6年、大專を14年、大学以上を16年とした。学歴別のProbitの推定も行い、結果を比較分析する。その際に、高学歴層のサンプルサイズを確保でき、より安定した結果が得られる可能性を考慮して、大專と大学以上を一つのグループにして推定する<sup>6)</sup>。

5) 図2の作成において、単年度データでは男女別・年齢別のケース数が少ないため、累積データを用いた。

6) 実際、大專と大学以上の労働参加・不参加についてそれぞれ推定して確認した。両者の推定結果を比較すると、全体として、説明変数の係数の符号や有意確率は類似していた。

表2 変数の定義と基本統計量

	定義	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
労働参加・不参加	就業者と失業者=1, それ以外=0。 ただし, 仕事をしていない理由が「学生」, 「心身上事情で働けない」のケースは分析から除く	7,659	74.2%	0.44	0	1
年齢	調査年-出生年	7,659	37.36	7.20	20	49
年齢の2乗/100		7,659	14.47	5.30	4	24.01
教育年数	小学校以下=6年, 中学校=9, 高校(普高・職高・中専・技高)=12, 大専=14, 大学以上=16	7,659	10.83	3.07	6	16
教育水準: 小学以下		7,659	14.9%	0.36	0	1
中学		7,659	33.6%	0.47	0	1
高校	普高・職高・中専・技高を含む	7,659	26.5%	0.44	0	1
大専		7,659	13.3%	0.34	0	1
大学以上		7,659	11.7%	0.32	0	1
所在地の男性失業率(%)	所在省の20~59歳男性の失業率。 ※失業率=失業者/(就業者+失業者)	7,659	5.61	3.67	0	16.00
ln夫の収入	夫の年間収入の自然対数値	7,659	9.85	1.82	0	14.51
親・夫の親と同居ダミー	親または夫の親と同居=1, それ以外=0	7,659	18.2%	0.39	0	1
末子年齢0-3歳	末子年齢が0~3歳の子供あり=1, それ以外=0	7,659	13.7%	0.34	0	1
4-6歳	末子年齢が4~6歳の子供あり=1, それ以外=0	7,659	11.3%	0.32	0	1
7-12歳	末子年齢が7~12歳の子供あり=1, それ以外=0	7,659	18.4%	0.39	0	1
13歳以上+無回答	上記の末子年齢ダミーが=0, それ以外=1	7,659	56.6%	0.50	0	1
調査年 2006年		7,659	19.3%	0.40	0	1
2010年		7,659	19.2%	0.39	0	1
2011年		7,659	9.2%	0.29	0	1
2012年		7,659	18.3%	0.39	0	1
2013年		7,659	17.6%	0.38	0	1
2015年		7,659	16.4%	0.37	0	1
東部	11 北京市 12 天津市 13 河北省 21 遼寧省 31 上海市 32 江蘇省 33 浙江省 35 福建省 37 山東省 44 広東省 46 海南省	7,659	46.8%	0.50	0	1
中部	14 山西省 22 吉林省 23 黒竜江省 34 安徽省 36 江西省 41 河南省 42 湖北省 43 湖南省	7,659	30.6%	0.46	0	1
西部	15 内蒙古自治区 45 広西自治区 50 重慶市 51 四川省 52 貴州省 53 雲南省 54 チベット自治区 61 陝西省 62 甘粛省 63 青海省 64 寧夏自治区 65 新疆自治区	7,659	22.6%	0.42	0	1

(注)2006年調査の吉林省の場合, サンプル数が比較的少なく, 算出した男性失業率が44.8%と異常に高いため, 除外した。

(出所)CGSS 2006/2010/2011/2012/2013/2015 より作成。



所在地の男性失業率については、CGSSデータで計算した省別の失業率を用いる。推計した失業率は、各省全体の失業率というよりも、範囲のより狭い調査対象となる市や県の失業率を反映するものと考えられる。なお、女性の失業率と女性の就業率の間には表裏の関係があるため、男性のみで算出した失業率を用いることにした。

夫の収入については、夫の前年年収を自然対数値に変換して用いる。出産・育児は既婚女性の就労状況に大きく影響する。そこで、CGSSデータに含まれている世帯員全員についての属性変数を利用して、末子の年齢層のダミー変数を作成した。ほかに、コントロール変数として、年齢、親・夫の親との同居ダミー、地域（東部・中部・西部）ダミー、調査年ダミーを用いる。

#### IV 分析結果

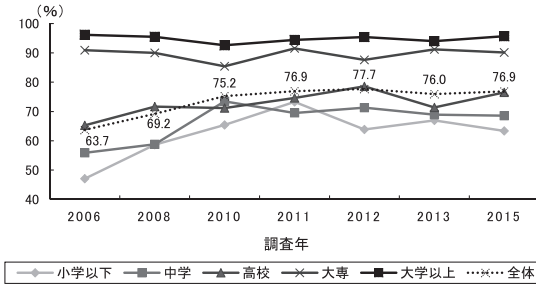
まず、第Ⅱ節で提起した仮説と関係する、教育水準、夫の収入および所在地の失業率が既婚女性の労働参加に与える影響について、集計結果を用いて検討する。

図3は、教育水準別の労働参加率を調査年ごとに集計し、その推移を示したものである。図のように、労働参加率は教育水準が高いほど高くなる傾向があり、なお、「大専」と「大学以上」のそれは、それぞれ90%前後、95%前後と相対的に高い。このことは、間接的ではあるが、妻の市場賃金が高いほど、妻の有業率が高いことを反映しているのかもしれない。

図4は夫の収入階級別の労働参加率を教育水準別に示したものである。「小学以下」「中学」「高校」では、夫の収入の負の効果が観察されるが、「大専以上」と「全体」では観察されない。このことから、ダグラス=有澤法則の第1法則（夫の収入が低いほど、妻の労働参加率が高い）は成立しない可能性もあるが、本稿の【仮設】（夫の収入の効果は、低学齢層においてのみ成り立つ）は成立すると推察される。

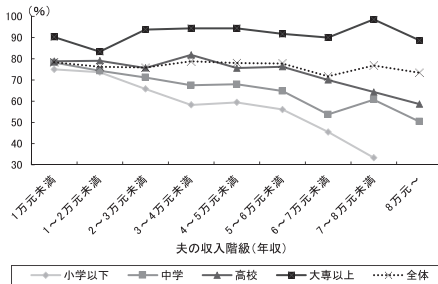
所在地の失業率が労働参加の選択の確率に与える負の影響（就業意欲喪失

図3 既婚女性(20~49歳)の教育水準別の労働参加率



(出所)CGSS 2006/2008/2010/2011/2012/2013/2015 により筆者集計。

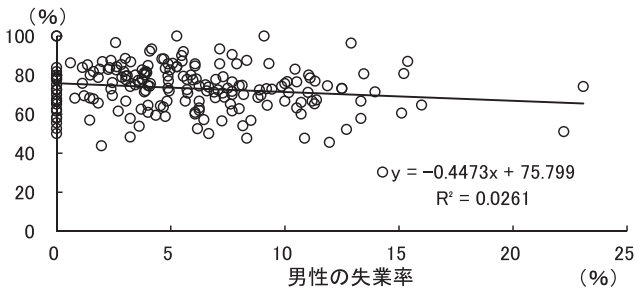
図4 夫の収入階級別の妻(20~49歳)の労働参加率



(注)「小学以下」の場合の「8万円以上」の労働参加率(58.3%)は、12ケースの少ないサンプル数から算出することになるため、図には示していない。また、2008年の調査では、配偶者の収入について尋ねていない。

(出所)CGSS 2006/2010/2011/2012/2013/2015 より筆者集計。

図5 所在地の失業率と既婚女性(20~49歳)の労働参加率



(注)所在地の失業率は、所在省の都市部における18~59歳の男性に占める失業者の割合である。なお、2006年調査の吉林省の場合、サンプル数が比較的に少なく、算出した男性失業率が44.8%と異常に高いため、除外した。

(出所)CGSS 2006/2008/2010/2011/2012/2013/2015 より筆者作成。

効果)については、図5に示した散布図から読みとれるように、弱い関係性が確認される。すなわち、所在地の失業率が高いほど(就業機会が少ないほど)、既婚女性の労働参加を選択する確率が低くなるが、相関係数は $-0.162$ と低い。就業意欲喪失効果は低学齢層では成立するが、高学歴層では成立しない可能性があるが、この点も含めて、以下のProbitの推定を通じて明らかにする。

Probitの推定結果、教育水準別の推定結果は、表3にまとめて示す。推定量として、回帰係数の代わりに限界効果を提示している。従属変数に対する独立変数の限界効果は、その独立変数が1%変化した際に、従属変数が何%変化したかを意味し、どの変数の効果がより大きいかを比較することができる。

まず、夫の収入の負の影響についてであるが、推定結果、符号がマイナスで統計的に有意な結果が得られた。すなわち、夫の収入が低いほど就業の確率が高い(ダグラス=有澤法則の第1法則)が検証された。ただし、限界効果の値の絶対値が小さいことから、影響の度合いは小さいものといえる。教育水準別の推定結果からは、夫の収入の効果は低学歴層(小学以下と中学のグループ)において成立し、高学歴層(高校と中専以上のグループ)においては成立しないこと【本稿の仮説】が検証された。低学歴の既婚女性は、夫の所得が高ければ職探しの意欲が比較的低い一方で、夫の所得が低ければ生計維持のためにより積極的に就業するからであろう。

教育水準の効果については、既婚女性の労働参加率への正の効果が確認された。限界効果は $0.118$ であり、他の条件が一定であれば、教育年数が1%増えると、労働参加率が $0.118\%$ 程度上昇することを示している。

続いて、所在地の失業率については、限界効果の符号がマイナスで、 $5\%$ 水準で有意である。ただし、限界効果(絶対値)は、所在地の失業率の5分の1程度しかないことから、就業意欲喪失効果は非常に小さいものと推察される。教育水準別では、限界効果は学歴層による違いはみられず、いずれの学歴層でも統計的に有意ではない。

表3 都市部既婚女性の労働参加確率のProbit推定

	全体	教育水準別			
		小学以下	中学	高校	大専以上
	dF/dx	dF/dx	dF/dx	dF/dx	dF/dx
年齢	0.175**	0.125*	0.164**	0.182**	0.169*
年齢の2乗/100	-0.251**	-0.167*	-0.235**	-0.276**	-0.232*
教育年数	0.118**				
ln夫の収入	-0.054**	-0.070**	-0.090**	-0.006	-0.056
所在地の男性失業率	-0.011*	-0.017	-0.009	-0.008	-0.019
親・夫の親と同居ダミー	0.124**	0.167	0.142*	0.189*	-0.035
末子の年齢 (ref. = 13歳以上+無回答)					
0-3歳	-0.820**	-0.683**	-0.886**	-1.051**	-0.513**
4-6歳	-0.272**	-0.186	-0.252**	-0.470**	-0.108
7-12歳	-0.148**	-0.094	-0.185*	-0.179	0.13
調査年 (ref. = 2006年)					
2010年	0.464**	0.523**	0.618**	0.355**	-0.175
2011年	0.566**	0.695**	0.521**	0.568**	0.139
2012年	0.562**	0.532**	0.593**	0.621**	-0.061
2013年	0.506**	0.665**	0.527**	0.387**	0.055
2015年	0.534**	0.525**	0.495**	0.515**	0.147
地域ダミー (ref. = 東部)					
中部	-0.103**	-0.157	-0.152*	-0.088	0.182
西部	0.031	-0.049	-0.001	-0.035	0.125
定数項	-3.106**	-1.464	-1.539*	-2.194**	-0.784
N	7659	1141	2573	2030	1915
AIC	7934.8	1453.5	3085.8	2269.9	1053.6
Log-likelihood	-3950.4	-710.8	-1526.9	-1118.9	-510.8
LR-chi 2	838.7	67.5	205.3	159.2	54.9
Prob>chi 2	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Pseudo-R 2	0.096	0.045	0.063	0.066	0.051

(注)1)\*, \*\*はそれぞれ $p < 0.05$ ,  $p < 0.01$ を示す。

2) dF/dxはProbit推定の限界効果を意味する。

(出所)CGSS 2006/2010/2011/2012/2013/2015の累積データにより算出。

子供の有無の影響については、末っ子の年齢が若いほど、労働参加の選択の確率が高まる事が検証された<sup>6)</sup>。0~3歳の末っ子の影響は、説明変数の中で比較的大きい。4~6歳の末っ子と7~12歳の末っ子の存在も就業の選

6) 馬 (2009) の分析結果では、7~15歳の末っ子の存在が就業選択にマイナスの影響を与えている。

択にマイナスかつ統計的に有意な影響を与えている。

年齢に関する限界効果の符号は、年齢と労働参加率の逆U字型の関係など、従来の先行研究と整合的である。親との同居は、労働参加の選択の確率にプラスの影響を与えるようである。ただし、妻が就業するために家事の手伝いも兼ねて親と同居する、という逆方向の関係もある点には留意されたい。

## V おわりに

本稿では、中国の少子高齢化が進み、生産年齢人口が減少するなか、既婚女性の労働参加を規定する要因についてCGSS 2006/2008/2010/2011/2012/2013/2015のデータを用いて実証的に分析した。分析手法は、労働参加（就業者と失業者）・不参加を被説明変数とするProbit推定を採用した。また、4つの学歴層別に推定し、その結果の比較も行った。

分析結果、夫の収入のマイナス効果（ダグラス＝有澤法則の第1法則）がみられたが、その影響は全体として小さいことも明らかとなった。さらに、その効果は、低学歴層（グループ）においては顕著であるが、高学歴層では見られないことが検証された。低学歴の妻に関していえば、夫の所得が高ければ職探しの意欲が比較的低い可能性があり、また、夫の所得が低ければ生計維持のためにより積極的に就業するからであろう。中国都市部において、妻の労働参加に対する夫の収入のマイナスの効果は、姚・譚（2005）などの先行研究の分析結果と整合的であるが、その効果が低学歴層においてのみ成立するという結果は、本稿のオリジナルの発見といえる。また、こうした結果から、夫の収入のマイナスの効果は、妻の教育水準が上昇するにつれて弱まっていくことが推察されよう。

なお、労働参加の選択に対する教育年数や幼児の有無の影響は、本稿で用いた他の変数と比べて大きいことが確認された。今後とも、学歴水準の上昇は、労働参加率を押し上げる方向に影響すると推察される。中国では0～3歳が通える保育園が少ないことが知られており、保育施設の増設・整備は、女性の労働参加率の上昇にプラスの影響を与えられよう。

最後に、今後の課題をあげる。CGSS 2012のデータによれば、夫婦で共稼ぎすべき（「夫妻双方都应该挣钱养家」）の意見では賛成の回答が約9割を占めており、中国は今なお夫婦で共稼ぎが当たり前の社会であるともいえる。一方、東アジアにおいて、「男主外，女主内」といった性役割分業意識は中国が日本、韓国なみに強いことは、国際比較調査による結果からも確認されている（岩井・保田編2009，21～24ページ，島2014）。今後の研究課題の一つは、就業行動とその決定要因について、アイデンティティの要因をも考慮しながら、国際比較分析を行うことである。

### 主な参考文献

<日本語>

- 安部由起子・大石亜希子（2006）「妻の所得が世帯所得に及ぼす影響」小塩隆士・田近栄治・府川哲夫編『日本の所得分配—格差拡大と政府の役割』東京大学出版会，第8章，185～210ページ。
- 荒井勝彦（2013）『現代の労働経済学』梓出版社。
- 有澤廣己（1956）「賃金構造と経済構造—低賃金の意義と背景」中山伊知郎編『賃金基本調査』東洋経済新報社。
- 石塚浩美（2010）『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。
- 岩井紀子・保田時男編（2009）『データで見る東アジアの家族観—東アジア社会調査による日韓中台の比較』ナカニシヤ出版。
- 大竹文雄（2005）『日本の不平等』日本経済新聞社。
- 川口章（2002）「ダグラス＝有沢法則は有効なのか」『日本労働研究雑誌』No. 501，18～21ページ。
- 岸智子（2011）「女性の労働供給」三谷直紀編『労働供給の経済学』ミネルヴァ書房。
- 巖善平（2016）「中国の農村と都市における就業率およびその決定要因—CHIP調査1988～2010に基づく実証分析」『中国21』Vol. 44，81～104ページ。
- 島直子（2014）「東アジア女性の性別役割分業意識—妻と夫の収入の効果」『国際ジェンダー学会誌』Vol. 12，51～68ページ。
- 橘木俊詔（2008）『女性格差』東洋経済。
- 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」『アジア研究』Vol. 55, No. 3。

牧厚志・宮内環・浪花貞夫・縄田和満（2001）『応用計量経済学Ⅱ』第2章，多賀出版株式会社。

<中国語>

蔡昉・王美艳（2004）「中国城鎮労働参与率的变化及其政策含意」『中国社会科学』第4期。

沈可・章元・鄢萍（2012）「中国女性労働参与率下降の新解釈—家庭結構変遷の視角—」『人口研究』第9期。

吳憲暎（2010）「影響城鎮女性就業の微觀因素及其变化—1995年与2002年比較—」『社会』第6期，136～155頁。

姚先国・譚嵐（2005）「家庭収入与中国城鎮已婚婦女労働参与決策分析」『經濟研究』第7期，18～40頁。

譚嵐（2005）『中国經濟轉型中城鎮女性労働供給行為分析』（浙江大学博士論文）。

頼徳勝主編（2012）『2012中国労働力市場報告：高等教育擴展背景下的労働力市場変革』北京師範大学出版社。

<英語>

Douglas, Paul H. (1934), *The Theory of Wages*. New York: Kelley and Milman Inc.

M. Bertrand, P. Cortes, C. Olivetti and J. Pan (2016) "Social Norms, Labor Market Opportunities, and the Marriage Gap for Skilled Women" NBER Working paper No.22015.

（もう・てつお/大阪商業大学JGSS研究センター主任研究員/2020年11月20日受理）

Determinants of Married Women's Labor Participation  
in Urban China:  
Empirical Analysis Based on Individual Data  
from CGSS 2006-2015

MO Tetsuo

Amid the declining birthrate and aging population in China and the declining working-age population, this paper examined factors that determine the Labor Participation of married women are analyzed, using data from CGSS 2006/2008/2010/2011/2012/2013/2015. For analysis, Probit estimation was used with labor participation (employed and unemployed) and non-participation as explained variables. Analysis was also done by dividing educational backgrounds into four categories and compared the results.

As a result, negative effect on husband's income (the Law of Douglas-Arisawa) was observed, but the effect was small as a whole. Furthermore, it was verified that the effect was significant in the low-education group but not in the high-education group. For a poorly educated wife, those with a high husband's income may be relatively less motivated to find a job, and those with a low husband's income may be more active in maintaining a livelihood. In urban areas of China, the negative effect of husband's income on the Labor Participation of wives is consistent with previous studies, but the result that the effect is remarkable only in the low-educated group is the original finding of this paper.

It was also confirmed that the influence of the education level and the presence or absence of infants on the choice of labor participation is larger than the other variables used in this paper. It is speculated that the rise in educational background will continue to influence the labor force



participation rate. It is known that there are few nurseries in China where 0 to 3 years old can attend. The increase and maintenance of childcare facilities will have a positive impact on the rise in the labor force participation rate of women.