

〔論 文〕

# 中国都市部における子供の数が女性の労働供給に与える影響

靳 璇

## 要 旨

本稿では、CFPS2018の個票データを用いて、未就学児の数および6～18歳の子供の数が中国都市部における既婚女性の就業確率、労働供給時間に与える影響を分析した。その結果、未就学児の数は都市部女性の就業確率および労働供給時間に負の影響を与えることが観察された。他方で6～18歳の子供の数は就業確率、労働供給時間に正の影響をもたらすことが明らかとなった。この結果から、学齢以上の子供数が増加した場合は、既婚女性は子育ての経済ニーズなどから就労意欲が高くなる一方で、未就学児の数が増加した場合は、育児負担から労働供給が抑制されることが分かった。その背景には保育園の整備不足もある。中国都市部の既婚女性にとって、未就学児がいた上で就労を続けることが困難になっているとわかる。女性が就業継続しやすい環境を整備し、子育て支援をより拡充することが不可欠といえよう。

## 1. はじめに

1979年から始まった中国の「一人っ子政策」は人口抑制を目指したものであったが、今日の中国では急速な高齢化と若者の人口減少が懸念されるようになった。少子高齢化が中国経済の減速を招くという危機感から、将来の労働力を確保しようと、中国政府は徐々に「一人っ子政策」の規制を緩和している。2013年11月の第18期中央委員会第3回全体会議において、夫婦の一方が一人っ子であれば、二人までの子供を出産できるという「単独二人っ子政策」がとられ、2014年1月から各省・自治区・直轄市で順次実施された。さらに2015年10月の第18期中央委員会第5回全体会議においては、すべての夫婦について二人目の子供の出産を認める方針が示され、2016年1月に全面的な「二人っ子政策」が始められた。

こうした政策の実施によって、国家統計局の「人口変動抽様調査」によれば、中国全体の第

1子の出生数が徐々に低下する傾向がみられる一方で、第2子の出生数が高まっている。2017年になると第2子の出生数は883万人となり、第1子の出生数724万人を上回るようになった。このように、「二人っ子政策」の実施は第2子の出生数および全体の出生数に占める第2子の比率を明らかに増加させ、第1子の出生数の減少の影響を大いに緩和させているといえる。しかし、国際労働機関（ILO）の労働統計データによると、中国全体の女性労働力率が2010年の64%から2020年には59%へと年々低下していることも示されている<sup>1</sup>。高齢化による影響に加えて、子育ての負担が女性の労働供給を抑制することも労働力率の低下要因ではないかと考えられる。

図1は、2010年と2020年の人口センサスを用いて、都市部における女性の就業率を年齢階層別にみたものである。2010年から2020年にかけて20～44歳層の女性の就業率は若干下落している一方で、45～54歳層では若干上昇し

ている。近年は都市部女性の定年退職年齢が徐々に上がる傾向がある一方で、20歳代後半から40歳代前半までの女性については子育て負担が増加しているのかもしれない。中国の女性労働力率は世界平均を上回っているが、次節で述べるとおり、出産する女性に対する保護は十分とはいえず、「二人っ子政策」による子供数の増加が女性の就業を抑制している可能性がある。実際のところ、使用者は妊娠・出産コストを意識して、雇用機会に男女差別があると指摘されている（鄒 2017）。

本稿では、都市部において妊娠、出産、育児を経ながら就労を望む女性労働者の保護拡充と、子育て支援の拡充の意義を検証したい。都市部と農村部の間には経済面および福祉面での差は大きく、世帯構造、労働の方式や条件なども相異点がある（劉 2008, 童, 宋 2016）。農村部ではインフォーマルな形で働く女性も多いが、都市部は雇用就業の女性が大多数を占める。このため子供数の増加が都市部の女性の就業に与える影響はより大きいと考えられる。したがって、本稿は都市部の女性に限定して分析を行う。具体的には、北京大学が実施した「中国家庭動態追跡調査（China Family Panel Studies, CFPS）」の個票データを用いて、未就学幼児の数および6～18歳の子供の数が女性の就業確率、労働供給時間に与える影響を明ら

かにする。CFPSは2年ごとに追跡調査が行われるパネルデータであり、本研究は、2人っ子政策が定着したと考えられる2018年の横断面データを利用し、都市部に住む20～52歳の既婚女性を研究対象とする。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節では先行研究を整理する。第3節では、モデルと使用データ、使用変数について述べる。第4節では実証分析による結果を提示する。そして、第5節は結果のまとめと今後の研究課題について述べる。

## 2. 先行研究のレビュー

### 2.1 中国の女性就業に関する研究

中国では、1988年から2002年にかけて、国有企業の改革が進展した。その結果、雇用の過剰感が増し失業者が増え、一部の女性労働者は労働市場から退出せざるをえなかった（姚, 譚 2005）。一方で、市場経済化により賃金水準が年々上昇するが、代替効果を所得効果が上回り、既婚女性が家庭時間を増やした結果、女性労働力率が減少した側面もある（呉 2015）。また女性労働力率の減少は、家族規模が縮小したことによって子育ての担い手の減少と教育水準の向上がもたらした結果であるとの見方もある（沈他 2012）。

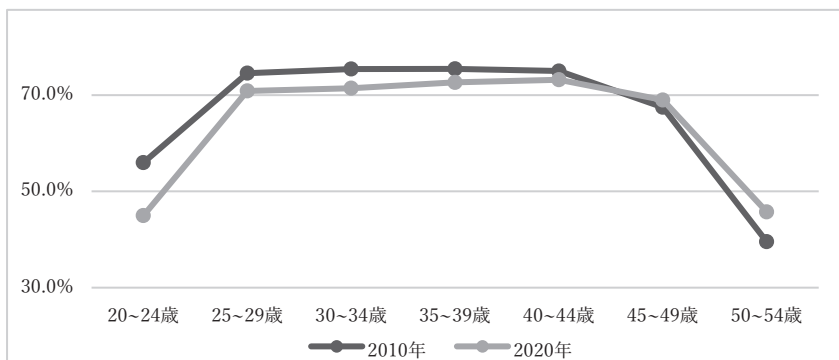


図1 都市部女性の年齢階級別就業人口比率

資料：人口センサスのデータより筆者作成  
注：就業人口 = 就業者 + 休業者

一方で、中国女性の定年年齢が男性より早以上に、年金を得られる年齢も女性が早いという男女別定年制<sup>2</sup>、および「一人っ子政策」の両制度は、中国女性の就業継続に貢献していたという見方もある(石塚 2014)。すなわち男女別定年制により、女性は勤続年数が短くても年金を受給できるので、50歳までは仕事に参加しようとする意欲が高い。また「一人っ子政策」により、女性が労働市場から退出する時間と回数の不確実性が低くなることで企業の人的コストも低くなるというのである。

こうして労働市場における男女の雇用格差は比較的小さかったのだが、「二人っ子政策」の実施により、女性労働力は供給面からも企業の需要面からも減少したことが指摘されている(盛, 童 2018)。一部の企業では、従業員を募集する際に「男性限定」、「男性優先」といった条件を掲げているとされる(頼 他 2017)。また子供数が増えるとなれば、雇用主が負担する出産手当が増加する可能性があり<sup>3</sup>、女性従業員の労働時間の短縮が予想されるため、雇用、昇進の時に統計的差別が起こる(盛 2019)。しかし、女性の労働環境の改善に対する社会的支援は限定的である。出産手当の給付、医療保険の強化<sup>4</sup>、出産休暇と配偶者出産休暇の延長<sup>5</sup>などの支援が考えられるが、現在の政策は企業に対する監督が乏しく、未就学児の保育を支援する公共政策も不足している(張 2013, 盛 2019)。

## 2.2 女性就業と子育てに関する研究

馬(2009)はCHIP1995, CHIP2002(Chinese Household Income Project Survey)と1990年代に子供を持った者たちの個票データを用いて、中国都市部女性の労働供給の規定要因を考察した。そして、子供の有無や数が女性の労働供給にもたらす影響は小さいことを指摘した。しかし馬(2009)も市場経済の発展とともに、幼い子供をもつことが女性の労働供給時間に与える負の影響が大きくなるだろうと述べている。またLiu(2012)は同じデータを使用した上で、1995年調査では子供の数は都市部女性

の就業率に有意な影響を与えていないこと、そして2002年においては7～18歳の子供数が増加するほどむしろ女性の就業率が上昇する傾向にあることを指摘している。

もっとも同じ時期を分析した張(2011)は、CHNS2004, CHNS2006(China Health and Nutrition Survey)の個票データを使用し、第1子の性別を操作変数として推定した結果、外生的な子供の増加は都市部女性の就業確率、労働供給時間が低下すると示している。

最近の都市部の女性就業の研究としては、甘, 楊(2018)によるCGSS2015(Chinese General Social Survey)の個票データを用いた研究がある。子供数が増えるほど労働力率は低下するが、逆に3人以上の子供をもつ場合には女性の週の労働時間が長くなると指摘した。

Tong and Gong(2020)はCFPS2016(China Family Panel Studies)の個票データを用いて、子供の数が女性の労働参加にもたらす影響を検討した。線形回帰モデルの推定結果によると、子供の数と女性の労働参加率および労働時間の間にはU字型の非線形関係が存在し、子供の数が増加すると、女性の労働供給はまずは低くなり、その後は上昇する。また第1子の性別を操作変数としたprobit分析で推定した結果からは、子供数の外生的な増加は女性の労働力率を大幅に低下させるとした。

どちらの時期についても、第1子の性別を操作変数として子供の増加の影響をみたものはマイナスの影響を示した。だが、直接に子供数を説明変数として分析に用いた場合については、2000年代前半は負の影響が少なく、最近になって負の影響が大きいことを示した研究や、U字型の非線形関係を示した研究がある。

ここで、他国における女性就業と子育てに関する研究を見ていこう。米国女性の離職と子供の関係をみると、子供の存在により仕事を辞める確率が大きく傾向は弱く、特に高卒や大卒の女性やシングルマザーの場合、子供の存在が離職にもたらす影響は90年代から2000年代にかけて急激に減少しているとした(Boushey 2008)。

一方で、ヨーロッパの場合、多くの国では子供の数は女性の就業に負の効果をもつ。ただし欧州各国で政策が異なるため、負の度合いは異なる (Baranowska-Rataj and Matysiak 2016)。また日本において、未就学児数は短時間就業者の労働時間と負の相関をもち、長時間就業者の労働時間と正の相関を持ってきた (永瀬 1997a)。この結果は、一見不思議な結果であるが、日本においては、正社員とその他の労働市場とでは労働市場が分かれているためにこうした結果が得られると説明がされている。すなわち賃金率が高いが長時間労働が前提の正社員については、幼い子供がいても就業継続をする者が一定数見られる一方で、パート労働者や自営業者については、労働時間選択の自由度が高いために、幼い子供がいると労働時間が短くなるとしている (永瀬 1997b)。

このように先行研究を見ると、子供の数が女性就業に与える影響は、統計がとられた時期や地域によって異なることがわかる。したがって、中国の経済成長や第2子出産規制の緩和に伴い、都市部女性の労働供給に対する影響の要因が変わっている可能性が高い。そこで本稿では「二人っ子政策」が始まった後の調査であるCFPS2018を用いて分析を進める。また子供の年齢による影響も考慮し、未就学児の数と6～18歳の子供の数がもたらす効果を比較する。先行研究に習い、未就学児の数に対して期待する符号は負であり、6～18歳の子供の数に対して期待する符号は正である。

### 3. 研究方法

#### 3.1 理論的枠組み

労働供給量を測る尺度として、ひとつは就業率あるいは労働力率があり、もうひとつは労働時間を単位とした尺度がある。新古典派の労働経済学理論により、所与の賃金率のもとで効用を最大化するように供給者が労働時間を自由に選択していると想定すると、労働時間と就業率は密接に関連する。個々の労働者の就業選択は

市場賃金率と留保賃金によって決定され、市場賃金率が留保賃金を上回ると就業が選択されると考えられる。個人は効用最大化をするように最適労働時間を選択する。しかし賃金率よりも無差別曲線の財に対する時間の代替率が高ければ、最適労働時間はゼロとなるだろう。

また、賃金率の上昇によって、人々が労働時間を増やすかどうかは、所得効果と代替効果の影響に依存するため、事前にはわからない。その一方、余暇は正常財であると考えられるので、個人の賃金率や嗜好が変わらない場合には自分が働かないでも得られる所得が増えると、所得効果によって個人の余暇需要が増加し、市場への労働供給が減少すると考えられる。

#### 3.2 推定モデル

推定は次の順序で行う。まず、都市部における既婚女性の就業確率を推定する際に、2項変数プロビットモデルを構築する。推定式は次の式で表す。

$$Pr(Y_i = 1) = \Phi(\alpha_0 + \alpha_1 K_i) \quad (1)$$

(1)式において、就業している、就業していないという2値変数を被説明変数 $Y_i$ にする。i番目の女性が就業している確率を $Pr(Y_i = 1)$ とし、就業していない確率を $Pr(Y_i = 0)$ とする。 $K_i$ は未就学幼児の数、6～18歳の子供の数などの説明変数である。 $\Phi(*)$ は就業確率の分布関数であり、標準正規分布に従う。

次に、労働供給時間を推定する際に、Heckman (1974, 1979)、樋口 (1991)を参考にして労働時間を自由に選べるときの労働時間選択モデルに従い、まずは賃金関数を推定し、そして賃金関数によって計算した推定賃金を労働供給時間関数に代入し、労働供給時間関数の推定分析を行う。推定式は下記のとおりである。

$$Pr(Y_i = 1) = \Phi(\xi w) \quad (2)$$

$$\ln W_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \lambda_1 \phi(\xi w) / \Phi(\xi w) + \varepsilon_i \quad (3)$$

$$\ln W_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

$$H_i = \theta_0 + \theta_1 Z_i + \theta_2 \overline{\ln W}_i + \lambda_2 \phi(\xi w) / \Phi(\xi w) + \mu_i \quad (5)$$

$$H_i = \theta_0 + \theta_1 Z_i + \theta_2 \overline{\ln W}_i + \mu_i \quad (6)$$



サンプル・セレクション・バイアスの問題を修正するため、賃金関数の推定はヘックマンの2段階推定法を用いる。(2)式は就業確率を推定するプロビット分析の推定式である。 $Pr(Y_i = 1)$ は女性が就業している確率、 $w$ は各説明変数、 $\phi(\cdot)$ は標準正規分布関数である。(3)式では第2段階の推定式を表す。賃金率の対数 $\ln W_i$ を被説明変数とし、 $X_i$ は説明変数となる。そして $\phi(\xi w)/\phi(\xi)$ はセレクション修正項、 $\phi(\cdot)$ は標準正規密度関数、 $\varepsilon_i$ は誤差項である。またヘックマンの2段階推定法による推定結果と、サンプルセレクションを考慮しないモデルで推定した結果とを比較考量するために、最小二乗法により分析を行う。その推定式は(4)式である。

労働供給時間関数の推定については、ヘックマンの2段階推定法による推定式は(5)式で表し、最小二乗法による推定式は(6)式である。週労働時間を被説明変数 $H_i$ にする。 $Z_i$ は各説明変数、 $\ln W_i$ は(3)式の賃金関数の推定結果によって計算する推定賃金、 $\mu_i$ は誤差項である。

### 3.3 データについて

2018年中国家庭動態追跡調査(China Family Panel Studies, CFPS)の個票データを用いて分析する。中国家庭動態追跡調査データは2010年から北京大学中国社会科学調査センターが実施し、社会、経済、人口、教育、健康の変化過程を反映することを目的として、2年ごとにフォローアップ調査が行われるパネルデータである。サンプルは中国本土の25の地域をカバーしている。

本研究は「二人っ子政策」が実施された後である2018年の横断面データを利用する。分析対象は都市部において20～52歳の既婚女性である<sup>6</sup>。ここで、自営業者として働く女性に対しては、個人の労働収入を聞いていないため、分析から除外する。その結果、サンプルサイズは2,963となる。また説明変数に関して欠損値がある者を除いた後は2,752となった。

### 3.4 変数の設定

本節では分析に利用する変数をまとめて説明する。

第一に、(1)式における就業確率の推定については、被説明変数 $Y_i$ は就業状態であり、現在の就業状態により「就業している=1」、「就業していない=0」というダミー変数を作成する。説明変数 $K_i$ は未就学児の数、6～18歳の子供の数、女性以外の世帯収入(世帯年収から女性の年収を差し引くもの)、年齢、最終学歴、民族、戸籍、健康状態、地域である。その中で、未就学児の数は0～5歳の子供の数によって作成する。幼い子どもの数が増えると育児の時間負担が重いので、未就学児の数が既婚女性の就業確率との関連は負と予測する。一方で、6～18歳の子供が多いほど、母親は教育費など金銭収入を嗜好するために働く可能性が高いと考え、6～18歳の子供の数が既婚女性の就業確率との関連は正と予測する。また、女性以外の世帯年収は1を加えた上で対数を取る。年齢は20～29歳、30～39歳、40～49歳、50歳以降に分けてダミー変数を投入し、50歳以降をベースとする。最終学歴は小卒以下、中卒、高卒、短大卒以上の4種に分けてそれぞれのダミー変数を作成し、小卒以下をベースとする。民族は「漢民族=1」、「少数民族=0」、戸籍は「都市戸籍=1」、「農村戸籍=0」というダミー変数を作成する。健康状態は「健康状態が良い=1」、「健康状態が良くない=0」に設定する。地域は東部、中部、西部に分けてそれぞれのダミー変数を作成し、西部をベースとする。

第二に、賃金関数の推定については、(2)式における第1段階推定の被説明変数 $Y_i$ 、説明変数 $w$ は就業確率の推定モデルと同様に設定している。(3)式における第2段階推定の被説明変数 $\ln W_i$ は賃金率の自然対数であり、税引き後年収と週労働時間によって求められた時間あたり賃金率に1を加えた上で対数を取るものである。説明変数 $X_i$ は教育年数、年齢、戸籍、フルタイム勤務の経験である。フルタイム勤務の経験については、フルタイム勤務の経験がある

かという質問によって「フルタイム勤務の経験がある=1」,「フルタイム勤務の経験がない=0」のダミー変数を作る。

第三に、労働供給時間の推定について、(2)式における第1段階推定の被説明変数 $Y_i$ , 説明変数 $w$ は就業確率の推定モデルと同様に設定している。(5)式における第2段階推定の被説明変数 $H_i$ は既婚女性の週労働時間であり、残業時間を含めたものである。説明変数 $Z_i$ は未就学児の数、6～18歳の子供の数、女性以外の世帯収入、民族、健康状態、地域を投入する。未就学児の数と労働供給時間の関連は負で、6～18歳の子供の数と労働供給時間の関連は正であると予測する。さらに、推定賃金率 $\overline{w}_i$ は賃金関数の推定結果から求めたものである。

## 4. 分析結果

### 4.1 記述統計量、および子ども数の変化

標本の記述統計量は表1に示した。都市部における既婚女性の就業率は67%、週労働時間の平均は48時間である。平均年収は3.65万元、自分以外の世帯収入は11.27万元、配偶者の収入は女性よりも高い傾向にあると考えられる。そして、子供の数については、未就学児の数の平均は0.39人、6～18歳の子供の数の平均は0.57人である。分析対象者の平均年齢は37.7歳である。また、中卒以下の女性は約半分を占め、都市戸籍をもつ女性の割合はわずか46%であることが示される。大量の人口が農村部から都市部に移動しているため、都市部において低学歴な女性も少なくないであろう。さらに、居住地は、経済発展の条件に恵まれる東部地域に住む割合が48%で最も高い。

次に、図2は、子供の数の分布の変化を示した。都市部に限定して、CFPSの初年度である2010年の横断面データを用いて計算した子ども数と2018年とを比較する<sup>7</sup>。都市部において、1人のみの子供をもつ女性が最も多く、2018年でも55%を占める。しかし2010年と比較すると、2018年では1人のみの子供をもつ女性の

割合は7%ポイントほど低くなっている。その一方、2人の子供をもつ女性の割合は2010年の25%から31%までへと上昇している。「一人っ子政策」の下でも、第1子が障害者、少数民族、帰国華僑などの場合は第2子の出産が認められていた。なお、罰金、解雇などのペナルティを受けることで、2人以上の子供をもつことはできた。しかし「二人っ子政策」のもとでは2人子どもを持つ者がより増えている。

続いて図3は、2010年と2018年の2時点について、女性を持つ子供数を年齢階層別に比較したものである。2018年においては、20代と50代の女性と比べると、30代と40代の女性は2人子供を持つ比率が高い。特に35～39歳の女性では、2人子供をもつ女性の割合は41.5%に達する。一方、2010年においては、2人以上の子供を持つ女性は40代と50代に高く、逆に20歳代、30歳代は1人のみの子供を持つ割合が高かった。「一人っ子政策」が始まったのが1979年であるため、2010年に50歳代の女性はこの政策が始まる前に子供を持っていた者が含まれる。一方、当時20代、30代の者はまさに「一人っ子政策」により子供数が制限されたのであろう。もう1つの変化は、2018年では、20代の既婚女性の中で子供をもたない女性が2割を超えることである。そして、20～24歳層を除く全ての年齢層において、子供をもたない女性の割合が2010年よりも高くなっている。中国は晩婚化・晩産化の傾向にあり、子供の出産年齢が高くなっているためであろう。また、若年層は貯金が少ないため、教育費の増加の中で子育て費用の負担も重くなっているであろう。

図4は2018年において、子供数別にみた就業率、平均週労働時間を表すものである。未就学児の数が増えるほど女性の就業率、週労働時間も低下する。一方で、6～18歳の子供がいる女性は、6～18歳の子供がいない女性よりも就業率が高くなり、6～18歳の子供数が増えるほど週労働時間が増加する。これを考えると、未就学児数の増加は都市部女性の労働供給を抑えるが、学齢以上の子供数の増加に伴い、

表 1 記述統計量

変数名	2018年			
	平均	標準偏差	最小	最大
就業状態	0.67	0.47	0	1
週労働時間	48.02	16.96	1	144
女性年取(万円)	3.65	3.01	0	30
時間あたり賃金率(元)	18.8	34.53	0	767.12
女性以外の世帯年取(万円)	11.27	24.56	0	809
子供の数	1.33	0.75	0	7
未就学児の数	0.39	0.59	0	3
6~18歳の子供の数	0.57	0.71	0	5
年齢	37.65	8.47	20	52
20~29歳	0.21	0.41	0	1
30~39歳	0.36	0.48	0	1
40~49歳	0.32	0.47	0	1
50歳以降	0.1	0.3	0	1
教育年数	10.74	4.23	0	19
小卒以下	0.19	0.39	0	1
中卒	0.31	0.46	0	1
高卒	0.21	0.41	0	1
短大卒以上	0.3	0.46	0	1
フルタイム勤務の経験	0.64	0.48	0	1
漢民族	0.93	0.25	0	1
都市戸籍	0.46	0.5	0	1
健康状態	0.78	0.41	0	1
東部	0.48	0.5	0	1
中部	0.33	0.47	0	1
西部	0.19	0.39	0	1

資料：CFPS2018より筆者作成

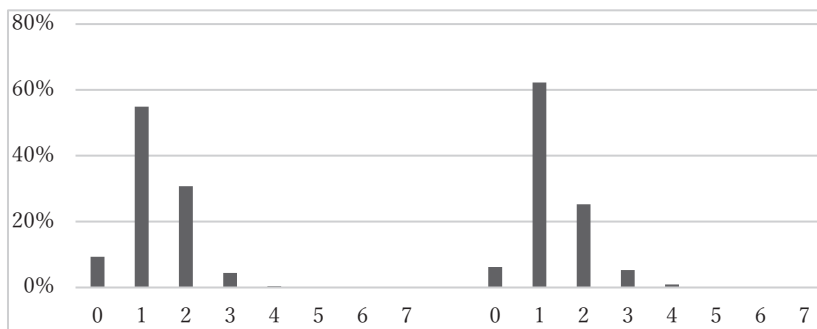


図 2 都市部の既婚女性の子供の数の分布

資料：CFPS2018, CFPS2010より筆者作成

女性の就業意欲が高くなるのであろう。

#### 4.2 就業確率の推定結果

就業確率についての推定結果は表2に示している。これはプロビット分析の限界効果の推定結果である。まず、子供の数の影響については、

未就学児の数は統計的に有意な影響をもち、推定係数の符号は負である。推計結果からわかるのは、未就学児が1人増えると、女性の就業率が12.5%ポイント下がることである。その一方、6~18歳の子供の数の係数は正で有意である。6~18歳の子供が1人増えると、女性の就業

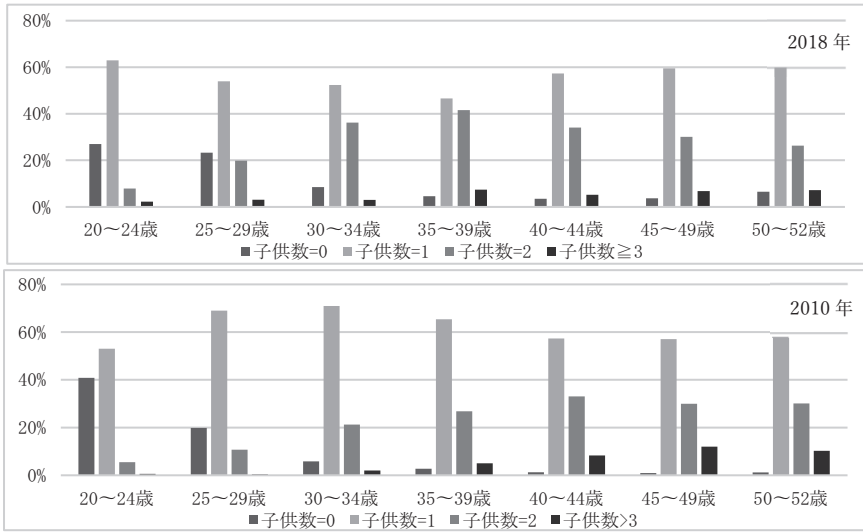


図3 年齢階級別からみる子供数の分布

資料：CFPS2018, CFPS2010 より筆者作成

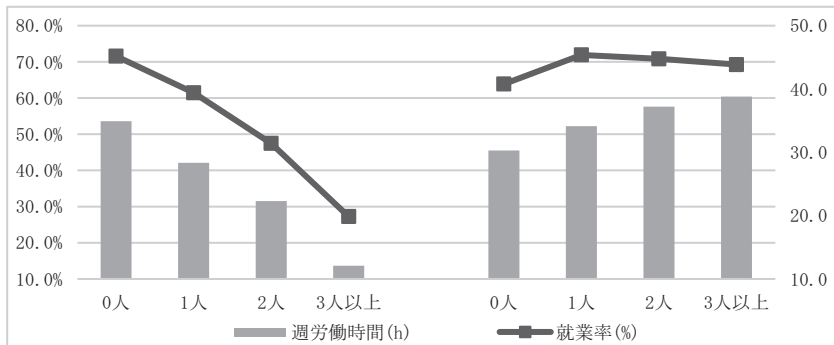


図4 子供の数別就業率，平均週労働時間

資料：CFPS2018 より筆者作成

率が2.4%ポイント上昇する。二つの推定係数の符号とも予想通りである。子供が幼いほど、母親にとって時間的にも精神的にも育児の負担感が重いので、未就学児の数が増えると都市部女性の労働参加が抑制されるものと考えられる。しかし子供の数が多いほど、子育て費用の増加による経済的負担が大きくなり、母親は収入を増やすために仕事をする可能性が高くなる。

次に、女性以外の家族の収入が高いほど女性が働く確率が有意に減少することが観察され

る。ここでは、所得効果によって、自分以外の所得が増えれば女性の余暇需要が増加し、市場への労働供給が減少したとみられる。年齢別に見ると、50～52歳の既婚女性と比べると、30代、40代女性の就業確率がそれぞれ10.8%ポイント、15.9%ポイント高い。さらに、学歴の効果について、小卒以下の学歴より、中卒、高卒、短大卒以上の学歴があれば、都市部女性の就業確率がそれぞれ7.2%ポイント、10.7%ポイント、34.9%ポイント上昇する。短大卒以上の学歴が



表 2 就業確率の推定結果

変数名	限界効果	標準誤差
未就学児の数	-0.1252***	0.0169
6～18歳の子供の数	0.0237*	0.0135
女性以外の世帯収入	-0.0363***	0.0077
20～29歳	0.0389	0.0364
30～39歳	0.1076***	0.0345
40～49歳	0.1590***	0.0291
中卒	0.0721***	0.0244
高卒	0.1065***	0.0280
短大卒以上	0.3486***	0.0292
漢民族ダミー	0.0025	0.0339
都市戸籍ダミー	0.0268	0.0193
健康状態が良い	0.0810***	0.0202
東部	0.0625***	0.0224
中部	-0.0137	0.0238
N	2,752	
Prob > chi2	0.0000	
Pseudo R2	0.1180	
対数尤度	-1532.3024	

注：\*\*\*, \*\*, \*は係数がそれぞれ 1%, 5%, 10%の水準で統計的に有意なことを示す。

ある女性の就業確率が最も高い。

また、健康状態の効果に関しては、主観的健康状態が良いほど働く確率が有意に上昇することが観察される。地域別に見れば、西部地域の女性と比べれば、東部地域において既婚女性の就業確率は 6.3%ポイント上昇する。東部や沿岸部の発展地域では労働需要が高く、仕事の機会が大きいのだろう。

### 4.3 労働供給時間の推定結果

#### a 賃金関数

賃金関数の推定結果は表 3 に掲げられている。左側はヘックマン 2 段階推定法による推定結果、右側は最小二乗法による推定結果である。表 4 を見ると、逆ミルズ比は負で有意であり、サンプルセレクションを考慮しないモデルで推定した結果が過大評価される可能性がある。それではヘックマン 2 段階推定法を用いた推定結果を説明する。

まず、教育年数は統計的に有意な影響をもち、

推定係数の符号は正である。教育年数が 1 年増加すると、賃金率が 5.8%ポイント上昇する。そして、フルタイム勤務の経験がある場合、既婚女性の賃金率が 34.6%ポイント上がる事が示される。さらに、都市戸籍をもっていると賃金率が 13.8%ポイント上昇する。都市部に居住する者に関しては、都市戸籍を持つ者と、農村から流入した雇用者との間の賃金格差が大きいことが分かる。しかしその一方で、年齢による賃金への影響は統計的に有意ではない。

#### b 労働供給時間

労働供給時間の推定結果は表 4 に示した。左側はヘックマン 2 段階推定法を用いて推定した労働供給時間関数、右側は最小二乗法による推定結果である。表 4 に示すように、逆ミルズ比は正で有意であり、サンプルセレクションを考慮しない場合、推定した結果が過小評価される傾向にある。ここで、ヘックマン 2 段階推定法による推定結果を説明する。

表 3 賃金関数の推定結果

変数名	ヘックマン 2 段階推定		OLS	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
教育年数	0.0582***	0.0073	0.0765***	0.0056
フルタイム勤務の経験	0.3462***	0.0523	0.3551***	0.0531
20～29 歳	-0.0261	0.0875	-0.0499	0.0853
30～39 歳	0.0079	0.0807	0.0635	0.0775
40～49 歳	-0.0604	0.0816	0.0579	0.0739
都市戸籍	0.1379***	0.0438	0.1455***	0.0422
定数項	1.7701***	0.1495	1.2786***	0.0813
逆ミルズ比	-0.4554***	0.1152	/	/
	N	2,752	N	1,855
	Selected	1,855	Adj R-squared	0.2120
	Nonselected	897	Prob > F	0.0000

注：\*\*\*，\*\*，\*は係数がそれぞれ 1%，5%，10%の水準で統計的に有意なことを示す。

表 4 労働供給時間の推定結果

変数名	ヘックマン 2 段階推定		OLS	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
未就学児の数	-2.5072***	0.9687	-0.1863	0.7477
6～18 歳の子供の数	1.5545***	0.6041	0.9977*	0.5571
推定賃金	-4.1208**	1.9038	-10.0904***	1.2153
女性以外の世帯収入	-1.3134***	0.3131	-0.8529***	0.2714
漢民族	-0.3731	1.6543	-0.223	1.5657
健康状態	2.0087*	1.0930	0.7256	0.9953
東部	3.0706***	1.1446	2.2073**	1.0660
中部	2.0959*	1.2194	2.4374**	1.1579
定数項	65.1946***	6.2449	83.0046***	4.3044
逆ミルズ比	11.4307***	2.8168	/	/
	N	2,752	N	1,855
	Selected	1,855	Adj R-squared	0.0522
	Nonselected	897	Prob > F	0.0000

注：\*\*\*，\*\*，\*は係数がそれぞれ 1%，5%，10%の水準で統計的に有意なことを示す。

興味深いのは子供が労働時間に与える影響である。未就学児の増加が母親の労働時間を減らし、6～18歳の子供の数の増加が労働時間を増やすといった効果が見られる。それらの効果は就業確率もたらす効果と一致している。詳しく見ると、未就学児が1人増えると、母親の週労働時間は2.5時間低下する。やはり幼い子供がいれば、母親にとって育児と仕事のバランスを取るのは困難なのであろう。一方、6～18歳の子供が1人増えれば、母親の週労働時間は1.6時間増加する。都市部女性は育児負担と子育ての経済的負担という二重の負担を負っている。

推定賃金の効果に関しては、推定賃金率の対数値が1増加するほど、労働時間が4.1時間減少する。賃金率の上昇による所得効果が代替効果を上回ることが示される。1995年と2002年のデータを用いて、都市部女性の労働供給の規定要因を分析した馬（2009）によると、都市部女性は市場賃金率が高いほど労働時間は短いとしており、これは今回の推定結果の傾向とも一致している。

そのほか、女性以外の世帯収入が1単位増加する週労働時間が1.3時間減少すること、健康状態が良ければ、そうでなかった場合と比べて

労働供給時間が2時間長くなることを見受けられる。また地域別の影響について、西部地域における女性をベースにすると、中部地域において週労働時間が2.1時間増加し、東部地域において週労働時間が3.1時間増加する。東部地域にいる場合、就業確率が最も高く、労働時間も最も長いことが分かる。

#### 4.4 子育て支援の必要性

上記の分析結果により、子供の増加による経済的負担を軽減するために、既婚女性の就労意欲が高くなる一方で、未就学児の増加は母親の労働供給を抑制することが分かった。本節では、都市部女性の就業継続に向けてより多くの子育て支援の必要性があるかどうかを検討する。

まず、2020年の第7回人口センサスのデータから、中国の平均家族世帯規模は2010年の第6回人口センサスの3.1人から2020年の2.62人に減少したことがわかった。このように、世帯規模は縮小し続けており、養育の機能、親の扶養や介護の機能は徐々に弱まっている。しかし、中国国家卫生健康委員会（2021）の報告によると、0～3歳児向けの保育園への子どもの入園率は2016年の4.1%から2020年の5.5%に上昇したに過ぎない。上昇幅が小さいだけでなく、わずか5%の0～3歳児童しか保育園に入園していないのである。その一方、保育サービス需要がある家族は3割を超え（中国国家卫生健康委員会2022）、需要と供給の間に大きなギャップがある。2015年において、OECD加盟国の中で、3歳未満で幼児教育を受け、保育施設に在籍する子供の平均割合は31%である（経済協力機構（OECD）2018）。それに比べ、中国は大きく遅れをとっていることがわかる。

次に、3～6歳児向けの幼稚園については、「全国教育事業発展統計公報」（中国教育部）によると、全国の幼稚園数は2011年の16.7万所から2021年の29.5万所に増加し、就学前3年の粗入園率は62.3%から8.1%だけ上がって70.4%となり、学齢期前教育の普及と発展が進んでいる。しかし、幼稚園数の増加の内、大半

が私立幼稚園によって占められている。私立幼稚園は地域的に不均衡である上に、一部は保育料が低い適切な環境が整っておらず、一部は施設が整っているものの費用が高いことが指摘されている（張2013）。

以上の考察から、都市部における女性の就業継続を促進するためには、保育サービスの充実や幼稚園環境の整備が不可欠であると考えられる。

#### 5. おわりに

本稿では、CFPS2018の個票データを用いて、中国都市部において、未就学児の数および6～18歳の子供の数が既婚女性の就業確率、労働供給時間に与える影響を考察した。分析の結果をまとめると以下のとおりである。

第1に、未就学児の増加は女性の就業確率、労働供給時間に負の影響を及ぼし、未就学児が1人増えると、母親の週労働時間は2.5時間低下することが明らかになった。第2に、6～18歳の子供が増えるほど、女性の就業確率及び労働供給時間が有意に上昇する。6～18歳の子供が1人増えれば、週労働時間は1.6時間増加することが分かった。未就学児数も、6～18歳の子供数も、労働供給時間に対する効果は就業確率の推定結果と同様である。

このことから、学齢以上の子供数の増加に伴い、既婚女性は、経済ニーズからも、就労意欲が高くなることが分かる。一方で、子供が幼いほど母親の育児負担が重く、未就学児の数が増えると労働参加が抑制され、労働供給時間も低下することが示された。1995年、2002年の研究調査を行った馬（2019）、Liu（2012）によれば、当時は幼い子供がいることで、有配偶女性の就業に有意な影響が及ぼされていなかった。つまり、近年になって、都市部の既婚女性にとって、育児と就労を両立させるのは困難になってきたと言えるだろう。一方、中国では、3歳未満児童に対する保育園の供給が需要に対してきわめて少ない。そして3～6歳児向けの幼稚園に関して、私立幼稚園は地域的に不均衡な状態

にあり、一部の幼稚園は教育の質を保障できないといった問題が存在する。出産制限の緩和に伴い、保育面の需要は増加しつつあるため、保育サービスの充実に関する政策的な取り組みが望まれる。

最後に、本研究に残された課題を述べる。本稿は子供の数が既婚女性の労働供給に与える影響を考察する際に、主に女性個人の要因を説明変数とし、夫の家事育児参加、親世代の介護・支援といった世帯要因は考慮に入れていない。今後、この点を含めてより詳細な分析を行う必要がある。また、「二人っ子政策」による効果については、パネルデータを活用して適切な分析手法を模索し、政策効果を的確に把握することを今後の課題としたい。

### 【謝辞】

本稿の作成に当たり、指導教官である永瀬伸子教授および匿名査読者の先生から有益なコメントを頂いた。ここに感謝申し上げる。

### 【参考文献】

石塚浩美, 2014, 「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」, 『大原社会問題研究所雑誌』第667号, pp. 51-70.

経済協力機構 (OECD), 2018, 『図表でみる教育: OECD インディケータ』, 明石書店.

鄒庭雲, 2017, 「中国における雇用上の女性差別に関する実態と法規制の動き」, 『比較法学』, 51 (1), pp. 197-211.

張育慶, 2013, 「中国における保育の現状」, 『広島大学大学院教育学研究紀要. 第二部: 文化教育開発関連領域』, 第62号, pp. 89-95.

永瀬伸子, 1997a, 「既婚女子の労働供給」, 『経済研究』, 45 (1), pp. 49-58.

永瀬伸子, 1997b, 「女性の就業選択——家庭内生産と労働供給」, 『雇用慣行の変化と女性労働』, 東京大学出版会.

樋口美雄, 1991, 『日本経済と就業行動』, 東洋経済新報社.

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」, 『アジア研究』, 55 (3), pp. 35-54.

Baranowska-Rataj, A. and Matysiak A., 2016, "The causal effects of the number of children on female employment-do European institutional and gender conditions matter?". *Journal of Labor Research*, 37-3, pp. 343-367.

Boushey H., 2008, "Opting out? The effect of children on women's employment in the United States", *Feminist Economics*, 14-1, pp. 1-36.

Heckman J., 1974, "Shadow prices, market wages, and labor supply", *Econometrica*, 42-4, pp. 679-694.

Heckman J., 1979, "Sample selection bias as a specification error", *Econometrica*, 47-1, pp. 153-161.

Liu Q., 2012, "Unemployment and labor force participation in urban China", *China Economic Review*, 23-1, pp. 18-33.

Tong, Y. & Gong, Q., 2020, "The impact of child births on female labor force participation in China", *China Population and Development Studies*, 3-3, pp. 1-15.

甘春華, 楊軻英, 2018, 「孩子数量对城市已婚女性劳动供给的影响」, 『中華女子学院学報』, 30 (6), pp. 64-71.

賴德勝, 孟大虎, 李長安, 王琦, 2017, 『2016中国劳动力市場發展報告: 性別平等化進程中的女性就業』, 北京師範大学出版社.

劉靖 (2008) 「非農就業, 母亲照料与兒童健康」, 『經濟研究』, 54 (9), pp. 136-149.

沈可, 章元, 鄒萍, 2012, 「中国女性労働参与率下降の新解釈: 家庭結構變遷の視角」, 『人口研究』, 36 (5), pp. 15-27.

盛亦男, 童玉芬, 2018, 「生育政策調整对女性劳动力供需的影响研究」, 『北京社会科学』, 33 (12), pp. 96-104.

盛亦男, 2019, 「生育政策調整对女性就業質量的影响」, 『人口与經濟』, 40 (3), pp. 62-76.

童輝杰, 宋丹 (2016) 「我国家庭結構的特点与發展趨勢分析」, 『深圳大学学报』, 33 (4), pp.118-123.

姚先国, 譚嵐, 2005, 「家庭收入与中国城镇已婚妇女劳动参与决策分析」, 『經濟研究』, 51 (7), pp. 18-27.

張川川, 2011, 「子女数量对已婚女性労働供給和工资的影响」, 『人口与經濟』, 32 (5), pp. 29-35.

中国国家衛生健康委員会, 2021, 「国新办举行优化生育政策促进人口长期均衡发展新闻发布会」, 中華人民共和国国务院新聞弁公室, <http://www.scio.gov.cn/xwfbh/xwfbh/wqfbh/44687/46355/index.htm>.

中国国家衛生健康委員会, 2022, 「国新办举行《养老托务服务业纾困扶持若干政策措施》国务院政策例行吹

風会」, 中華人民共和国国務院新聞弁公室, <http://www.scio.gov.cn/xwfbh/yg/4/Document/1729538/1729538.htm>.

## 注

- <sup>1</sup> 労働力率 = 15歳以上の人口に占める労働力人口（就業者 + 完全失業者）の割合
- <sup>2</sup> 中国における定年退職年齢については、一般的に男性は60歳、女性幹部は55歳、女性工人は50歳と定められている。
- <sup>3</sup> 企業には生育保険が義務付けられている。産休を取得する女性社員に対しては、出産手当を出産保険基金から受給する。出産手当金が出産前の平均賃金より低い場合、企業はその差額を支給する。出産保険に加入していない場合、会社が出産手当を支給する。
- <sup>4</sup> 出産保険加入者は出産手当の給付を出産保険基金から受けられる。金額は地方によって異なる。
- <sup>5</sup> 国家が定める産休は98日間である。第二子を産むこと、多胎児を産むことなど、条件に見合う夫婦が出産する場合、産休延長が認められ、延長期間は地域によって異なる。配偶者の出産休暇については、国は具体的な政策を策定せず、各省ごとに政策を策定する。
- <sup>6</sup> 0～52歳の年齢範囲は、都市部の女性にとって最も生産的な労働年齢とされている。また、この年齢層は子育てや家庭生活と仕事のバランスを取らなければならない時期をカバーできる。さらに、女性の定年退職年齢は職位によって異なるため、本研究ではその間をとって52歳までを対象とする。
- <sup>7</sup> CFPSはパネル調査ではあるが、2010年と2018年の標本の平均年齢がほとんど変わらない。新しい家族メンバーの加入により、追加サンプルの補充がなされている。



## The Impact of the Number of Children on Women's Labor Supply in Urban China

Jin Xuan

## Summary

This paper uses the individual data from CFPS2018 to examine the impact of the number of preschool-aged children and the number of children aged 6-18 on the employment probability and labor supply hours of married women in urban areas. The results show that, the number of preschool children has a negative impact on the employment probability and the labor supply hours of urban women. At the same time, the number of children aged 6-18 has a positive impact on the probability of employment and the labor supply hours. These findings suggest that when the number of school-aged children increases, married women have a higher inclination to work due to economic needs for child-rearing, whereas an increase in the number of preschool-aged children suppresses labor supply due to the burdens of childcare. The lack of adequate childcare facilities plays a role in this dynamic. It becomes evident that for married women in urban China, continuing to work while having preschool-aged children is challenging. It is imperative to enhance the work environment for women, making it easier for them to continue employment and to expand support for child-rearing.