

中国都市部における有配偶男女の出生意欲に関する考察

靳 璇*

Fertility intention and related factors among married persons in urban China

JIN Xuan

Abstract

This study uses individual data from CFPS2018 to analyze the fertility intention of married couples aged 20 to 40 and with 0 to 2 children in urban areas. Specifically, it employs the ordinal logistic regression model to assess the factors influencing the desired number of additional children, categorized by gender and the current number of children. The main conclusions are as follows: First, in urban areas, married women have fewer desired additional children than married men. Second, for both married men and women in urban areas, having a traditional child-rearing norm increases the desire to have more children. Third, the sex of first and second child, especially lack of having no son in the family significantly affect desired to have more children. Fourth, the desire of married women to have children is more easily influenced by social issues than that of men. Based on the analysis results, it can be inferred that married women have higher anxiety and resistance towards child-rearing than men. There is a desire for policy initiatives to promote equal sharing of household and childcare responsibilities, and to support women's careers.

keywords : Declining birthrate, Fertility intention, Married person, Gender, China

1. はじめに

少子高齢化とそれに伴う人口減少は、多くの国々が直面する重大な課題になってきている。中国でも、急速な少子化が進行しており、大きな社会問題にもなりつつある。本研究は、中国都市部における有配偶男女の出生意欲に注目し、追加希望子ども数について、CFPS2018 (China Family Panel Studies) の個票データを使用し計量的手法で明らかにすることを目的とする。

中国国家统计局 (2021年) が発表した第7回人口センサスの結果によると、2020年の合計特殊出生率は1.3と低水準であった。一方、「民政事業発展統計公報」(民政局) や、「中国統計年鑑」(国家统计局) から、近年は、結婚率、結婚登記数が年々低下していることが明らかとなっている。原因として、そもそも結婚適齢期人口が年々減少する傾向にあることもあるが、若者の高学歴化も結婚時期を遅らせている。

こうした変化への対応として、政府は徐々に産児制限を緩和している。2014年には、夫婦の一方が一人っ子であれば、2人目の子どもを出産することが認められ、そして2016年には、すべての夫婦が2人までの子どもの出

キーワード：少子化、出生意欲、既婚者、性別、中国

* 令和3年度生 ジェンダー学際研究専攻

産を認める政策が打ち出された。政策の結果、国家统计局「人口変動抽様調査」によれば、中国全体の第1子の出生数は徐々に低下する傾向がみられる一方で、第2子の出生数は増加している。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。他方で『人口センサス』を見れば、中国の出生数は2016年の1883万人から2022年には956万人へと低下している。このため、さらに2021年になると、3人までの子どもを出産できるという政策が全国的に始まった。

近年の一部の省では、産児制限の緩和から出産を奨励する政策へと重点を移し始めて、子どもを持つ家庭への補助金給付に踏み切る地域も現れている。例えば、雲南省では、政策条件を満たす家庭に対して一時的な出産補助金を支給している。二人目の子どもがいる家庭には一度に2,000元、三人目の子どもがいる家庭には一度に5,000元の補助金が支給される。さらに、二人目、三人目の子どもが0～3歳の間は、毎年1人につき800元の育児補助金が支給される。しかし、2022年の雲南省住民一人当たりの可処分所得は26937元（国家统计局）ということを見ると、この補助金は家庭の経済的負担の軽減に寄与する可能性があるとはいえ、金額が限定的であるため、出産を促進するには十分でないと考えられる。

この背景の中で、中国における有配偶者の出生意欲がどのような要因によって影響を受けるのかを解明することは重要な課題である。中国はその人口と経済力により、国際社会においても大きな影響力を持っており、抱える人口課題は世界の人口構造や経済の変化を引き起こす可能性がある。また、東アジアでは共通して少子化が起きているが、その中で中国の特徴を取り上げることは日本への示唆も大きいと考えられる。

中国の都市部と農村部では社会経済環境や価値観等も異なると考えられ、都市部は中国全体の動きを先行すると見ることができるため、本研究の分析対象は都市部に限定する。そこで、本研究はCFPS2018の個票データを用いて、都市部における20～40歳、0～2人の子どもを持つ有配偶者に限定して追加出生意欲の分析を行う。具体的には、男女別および現在の子ども数別に、順序ロジット・モデルで追加希望子ども数の影響要因を分析する。

本稿の構成は以下のとおりである。第2章では先行研究のレビューを整理する。第3章では、分析に用いるデータや分析モデルについて説明する。第4章では実証分析による結果を示す。最後に、結論と今後の課題を述べる。

2. 先行研究レビュー

2.1 出生行動に関する理論的枠組み

出生意欲と実際の出生行動に強いつながりがあることを踏まえて、本節では出生行動に関する代表的な経済学における理論研究をまとめる。

Leibenstein (1957) は、子どもを消費財とみなし、子育てにかかる費用と子どもから得られる効用を出生力モデルに組み込んだ。効用には消費効用、子どもがもたらす就業収入からの効用、高齢期に親に対するケアを与える保険としての効用がある。限界効用が限界費用を上回る場合、出生行動が決定される。そして、所得が増加すると、所得効用と保障効用が低下する一方、子育て費用が上昇するため、出生率の低下が引き起こされる。また、子どもの数が増えるにつれて、限界効用が逡減する傾向にあることも指摘されている (Leibenstein 1975)。本研究は、子どもが提供する保障効果に関心を持ち、社会保障の問題への懸念が追加希望子ども数を増やすかどうかを検討したい。

一方、Becker (1960) は、出生選択の質・量モデル (Quality-Quantity Model) を提起した。このモデルでは、子どもの数にかかるコストと子ども一人当たりの質にかかるコストに分けられ、両者のトレード・オフ関係に注目している。家計は不変の嗜好に基づいて、効用を最大化するために、所得が増加すると、夫婦は子どもの量から子どもの質へと焦点を移す。さらに、子どもは時間集約的な財であり、女性の市場賃金率の上昇は育児時間の機会費用を増加させ、出生率を低下させる (Becker 1965)。

2.2 出生意欲に関する先行研究

ここで、出生意欲に関する最近の中国の実証分析をみていく。多くの研究で共通して指摘されている要因は年齢や収入、学歴などである。年齢の影響であるが、女性の年齢が高いほど、2人の子どもを持つ意欲は低くなることが指摘されている (風 2017; 石、楊 2014; 張 他 2016)。ただし、陳、王 (2021) は、個人の年齢と2人以

上の子どもを持つ意欲の間にはU字型の非線形関係が存在するとしている。

収入について、風 (2017) は、都市部において夫婦ともに一人っ子である場合、夫婦の月収が高いほど、第2子出生意欲が高いと述べている。一方、陳、王 (2021) では、男女が1人の子どもを持つ意欲に対し、個人収入は有意な影響がなかったが、2人以上の子どもを持つ意欲に対し、高収入も低収入も正の効果を持っていたとしている。また、都市部における男女とも、世帯の収入水準が高いと出生意欲が高くなるが、家族の総収入に占める女性の賃金収入の割合が高いほど、希望する子ども数にマイナスの影響を与えることも明らかになっている(周 2018)。

学歴の効果について、多くの研究では、学歴が高いほど出生意欲は低いことが指摘されている(石、楊 2014; 周 2005; 周 2018; 宗、尹 2007)。ただし、一部の研究では、学歴と出生意欲の間にはU字型の非線形関係が存在すると論じている(風 2017; 張 他 2016)。

そのほかには、宗教の信仰者の出産意欲は非信仰者よりも高いこと(方 2018; 李 2017)、結婚適齢期の未婚女性の希望子ども数は既婚女性よりも大幅に少ないこと(尹 他 2004)も示されている。

さらに、社会環境要因をみると、年金保険制度の加入者は、非加入者よりも、出生意欲が低くなるとの研究がある(陳、張 2019; 劉 2022)。また、二人っ子政策により、若い年齢層の第2子出産意欲が顕著に高まること(Meng, Lyu 2022)、COVID-19の下で経済的な不安が女性の出産意欲にマイナスの効果をもたらすこと(Chen etc. 2022)などの興味深い結果もある。

以上より、本研究の分析視点は次の3点である。1点目は、出生意欲およびその決定要因の男女間の違いに着目する点、2点目は、個人的要因を考慮した上で、子どもは家系をつなぐという伝統的な価値観、および配偶者に対する満足が、出生意欲にどのような影響を与えるかを考える点、さらに3点目は、住宅問題、社会保障問題といった社会問題への認識が出生意欲にもたらす影響に注目する点である。

3. 使用データ、分析モデルと変数

3.1 使用データについて

本研究では、「中国家庭動態追跡調査(China Family Panel Studies, CFPS)」の個票データを使用し、分析を行う。CFPSは北京大学中国社会科学調査センターが主導するプロジェクトであり、社会、経済、人口構成、労働市場参加、社会保障など、多岐にわたるトピックをカバーし、2010年から2年ごとに追跡調査が行われている。追跡できなくなったサンプルがいる一方で、結婚、出産によって新しい対的調査の対象が増える形がとられている。本研究は2018年のクロスセクションデータを利用し、都市部における20~40歳、0~2人の子どもを持つ有配偶者を分析対象とする。サンプルサイズは3,713であり、欠損値を取り除いた後は3,458となっている¹。

主観的変数の間の因果関係を厳密に分析するには、同一個人を継続調査したパネルデータを用いて分析を行うことが理想的であるが、CFPSの中で、子どもの希望数に関する質問項目が設定されていたのは2018年のみであった。したがって、本研究は岩間(2006)、松田(2007)、Kato(2018)を参考にして、クロスセクションデータを使用して分析を行い、伝統的な子育て感などの主観的変数は時間とともにかわらない変数と考え、こうした考えが出産意欲に影響を与えるという因果関係を想定する。

3.2 分析モデルと変数

都市部における有配偶者の追加希望子ども数を推定する際に、順序ロジットモデルを構築する。ここで、男女別に、既存の子ども数別(0人、1人、2人)にサンプルを分けて分析を実施する。推定式は次の式で表す。

$$Y_i^* = \beta_0 + \beta_i X_i + \varepsilon_i$$

$$Y_i = \begin{cases} 0 & \text{if } Y_i^* \leq m_0 \\ 1 & \text{if } m_0 < Y_i^* \leq m_1 \\ 2 & \text{if } m_1 < Y_i^* \end{cases}$$

推定式において、被説明変数 Y_i は追加希望子ども数という離散変数であり、希望する子ども数とすでにいる子ども数の差によって作成する。具体的には、現実的な社会経済的要因の制約や条件を考慮した上で、個人が追加的に望む子どもの数として解釈する。追加希望子ども数がない場合は $Y_i = 0$ 、追加希望子ども数が1人である場合は $Y_i = 1$ 、追加希望子ども数が2人以上である場合は $Y_i = 2$ に設定する²。 X_i は説明変数である。 β_i の正負によって、各要因が希望子ども数に与える影響を読み取ることができる。 ε_i は誤差項である。

ここで、関心のある説明変数をまとめて説明する。まず、性別を用い、「女性 = 1、男性 = 0」に設定する。女性は妊娠・出産による機会費用を負担するとともに、家庭内で不平等な役割分担を強いられているため、都市部における有配偶女性は、有配偶男性に比べ、出生意欲が低いと予測する。

次に、伝統的な子育てイメージを持つことは子孫が代々家系を継ぐことの重要性に対する主観的評価³を使用し、追加希望子ども数との関連は正と予測する。CFPS2018では、重要性は主観的評価により1～5までの数を用いて表し、1は重要でない、5は非常に重要である。

一方、中国では男性を重んじ女性を軽んずるという思想が根深くあることを考慮した上で、既存する子どもの性別を統制変数として投入する。子どもが1人いる場合、「第1子は男子 = 1、第1子は女子 = 0」となるように設定する。子どもが2人いる場合、2人とも男子、2人とも女子、男子と女子1人ずつというダミー変数を作成する。

また、中国の社会保障問題、住宅問題の深刻さに対する主観的評価⁴を投入する。CFPS2018では、主観的評価により0～10までの数で測定し、0は問題が深刻でない、または存在しないことを意味し、10は非常に深刻であることを意味する。社会保障問題が深刻であるほど、子どもの保障効用、つまり高齢期に親に対するケアを与える保険としての効用が上がるので、人々の出生意欲が高くなると予測する。一方で、子どもを育てるためには十分な居住空間が必要であり、住宅問題が深刻であるほど、人々の出生意欲は低くなると予測する。

さらに、配偶者に対する満足は、配偶者の経済的貢献に対する満足度、家事貢献に対する満足度⁵を用いる。満足度は重要性と同様に、主観的評価により1～5までの数を用いて表し、1は非常に満足でない、5は非常に満足であることを意味する。男女の社会的な役割が異なり、配偶者への期待や経済的・家事的貢献に対する価値観が異なるため、性別によって影響が異なることを予測する。

統制変数については、出産意欲を規定する主要な社会経済的変数を使用し、年齢、最終学歴、年収、年収の2乗和、戸籍、地域を投入する。年齢は20～25歳、26～30歳、31～35歳、36～40歳を表すダミー変数である。最終学歴は小卒以下、中卒、高卒、短大、大卒以上を表すダミー変数である。戸籍は「都市戸籍 = 1、農村戸籍 = 0」に設定する。地域は経済発展状況により、東部、中部、西部に分けてそれぞれのダミー変数を作成する。

4. 分析結果

4.1 記述統計

ここで、本研究における分析対象者の特徴を述べる。表1は、分析対象者の基本統計量である。全体的には、2人の子どもを望むサンプルの割合が最も高く、実際に持つ子どもの数が多いほど、追加希望子ども数が少なくなることがわかる。年齢層からみると、若い世代では子どもがいない割合が多く、他方、中年層になると現実を持つ子どもの数は多くなっている。学歴については、子どもを持たないグループでは、短大卒以上の割合が58.1%であり、1人の子どもを持つグループでは、短大卒以上の割合が43.3%であり、2人の子どもを持つグループでは、短大卒以上の割合がわずかに12.5%である。個人年収については、実際に持つ子どもの数が多いほど、個人年収が低くなることからわかる。そして、分析は都市部に限定したが、都市戸籍の割合は全体でわずかに39.7%である。農村から都市部への労働力の移動が多く、このため都市住民の中で農村戸籍の者の占める割合も多いことがわかる。具体的には、子どもがいない者の都市戸籍の割合が42.8%である。子どもが1人の者の都市戸籍の割合は46.4%である。一方、子どもが2人いる者では、都市戸籍の割合がわずかに29%である。農村戸籍を持つ人はより多くの子どもを望み結婚も早いのだろうと考えられる。また、子孫が代々家系を継ぐことの重要性の意識が高い人はすでにより多くの子どもを持っているが、一方で、子どもが多いほど住宅問題、社会保障問題の深刻さに対する主観的評価はやや低い傾向がみられる。

表1 都市部居住者の基本統計量

| 変数 | 子ども数=0 N=418 | | 子ども数=1 N=1,801 | | 子ども数=2 N=1,239 | |
|------------------|-----------------|---------|-------------------|----------|-------------------|---------|
| | 平均 | 標準偏差 | 平均 | 標準偏差 | 平均 | 標準偏差 |
| 追加希望子ども数=0 | 0.0311 | 0.1738 | 0.382 | 0.486 | 0.9233 | 0.2662 |
| 追加希望子ども数=1 | 0.3541 | 0.4788 | 0.5969 | 0.4907 | 0.0686 | 0.2529 |
| 追加希望子ども数=2人以上 | 0.6148 | 0.4872 | 0.0211 | 0.1438 | 0.0081 | 0.0895 |
| 第1子は男子 | / | / | 0.5719 | 0.4949 | / | / |
| 2人とも男子 | / | / | / | / | 0.2462 | 0.431 |
| 2人とも女子 | / | / | / | / | 0.1897 | 0.3922 |
| 男子と女子1人ずつ | / | / | / | / | 0.5642 | 0.4961 |
| 女性 | 0.5455 | 0.4985 | 0.5508 | 0.4976 | 0.5448 | 0.4982 |
| 20~25歳 | 0.1842 | 0.3881 | 0.0777 | 0.2678 | 0.0282 | 0.1657 |
| 26~30歳 | 0.512 | 0.5005 | 0.327 | 0.4693 | 0.2074 | 0.4056 |
| 31~35歳 | 0.2153 | 0.4115 | 0.3309 | 0.4707 | 0.3971 | 0.4895 |
| 36~40歳 | 0.0885 | 0.2844 | 0.2643 | 0.4411 | 0.3672 | 0.4822 |
| 小卒以下 | 0.0335 | 0.1801 | 0.0544 | 0.2269 | 0.1445 | 0.3517 |
| 中卒 | 0.201 | 0.4012 | 0.2593 | 0.4384 | 0.4149 | 0.4929 |
| 高卒 | 0.1842 | 0.3881 | 0.2532 | 0.435 | 0.2292 | 0.4205 |
| 短大卒 | 0.2751 | 0.4471 | 0.2138 | 0.4101 | 0.1154 | 0.3197 |
| 大卒以上 | 0.3062 | 0.4615 | 0.2193 | 0.4139 | 0.096 | 0.2948 |
| 個人年収 | 4.1934 | 4.3508 | 3.7941 | 4.3976 | 2.5504 | 3.7184 |
| 個人年収の2乗和 | 36.4689 | 90.9647 | 33.7235 | 109.1318 | 20.3201 | 82.9257 |
| 都市戸籍 | 0.4282 | 0.4954 | 0.4636 | 0.4988 | 0.2906 | 0.4542 |
| 東部 | 0.5622 | 0.4967 | 0.5031 | 0.5001 | 0.4334 | 0.4957 |
| 中部 | 0.2536 | 0.4356 | 0.2965 | 0.4568 | 0.3132 | 0.464 |
| 西部 | 0.1842 | 0.3881 | 0.2004 | 0.4004 | 0.2534 | 0.4352 |
| 配偶者の経済的貢献に対する満足度 | 4.3852 | 0.9069 | 4.2976 | 0.9884 | 4.2639 | 1.025 |
| 配偶者の家事貢献に対する満足度 | 4.0072 | 1.2104 | 3.8756 | 1.2579 | 3.9209 | 1.2667 |
| 子孫が代々家系を継ぐことの重要性 | 3.8278 | 1.1227 | 3.8379 | 1.1486 | 4.0105 | 1.0848 |
| 住宅問題の深刻さ | 7.4019 | 2.2814 | 7.2532 | 2.3826 | 7.071 | 2.5116 |
| 社会保障問題の深刻さ | 6.9785 | 2.2509 | 6.9484 | 2.3178 | 6.858 | 2.4104 |

続いて、クロス集計の結果を示す。図1は、男女別・子ども数別にみた希望する子ども数の分布である。まず、既存子ども数が0人である場合、1人の子どもを持ちたい女性の割合は37.7%であり、男性は女性よりも1人を希望する割合は5.1%ポイントほど低くなっている。子どもが2人以上欲しいとする割合は、男女はそれぞれ64.7%、58.8%である。続いて、既存子ども数が1の場合は、1人のままで良いという者の比率は、女性は41.2%であり、男性は女性より6.7%ポイントほど低い。もう1人子どもを持ちたいとする割合は、女性は57.7%、男性は62.2%と、やはり2人希望が男女ともっとも高い。一方、3人以上子ども数を持ちたいとする割合は、女性は1.1%、男性は3.3%と少数である。一方、既存子ども数が2人である場合、2人の子どもで良いと考える割合は、男女はそれぞれ88.7%、95.4%である。追加出生意欲がある女性の割合は4.6%、男性の割合は女性に比べると6.8%ポイントほど高い。図1により、子ども数は2人までというのが多くの都市部における有配偶男女の希望である一方で、都市部の有配偶男性は、有配偶女性よりも全般に出生意欲が高いことも読み取れる。

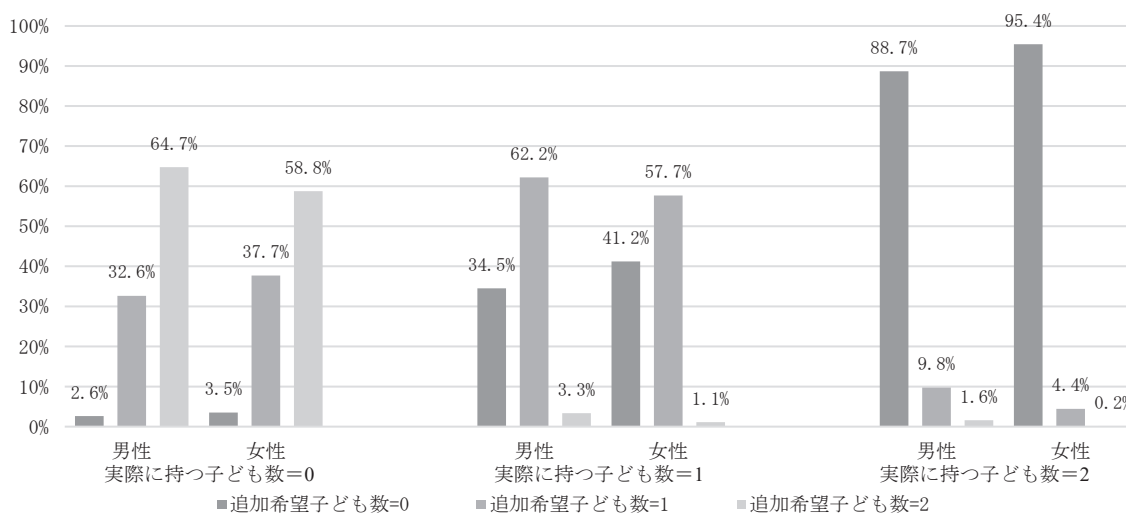


図1 都市部居住者の男女別・子ども数別にみた追加希望子ども数

図2は、戸籍別にみた既存子ども数の分布を示したものである。都市戸籍である場合、1人のみの子どもを持つ人が最も多く、60.8%を占める。農村戸籍である場合、1人の子どもを持つ人の割合は46.4%、2人の子どもを持つ人の割合は42.2%である。「一人っ子」政策の時代、夫婦とも農村戸籍であれば制限が緩和され、1人目が女子だった場合2人までは子どもを出産できる。このように、農村戸籍を持つ人は、都市戸籍を持つ人に比べると、2人の子どもを持つ比率が高くなっている。そして図3は、戸籍別・子ども数にみた追加希望子ども数の分布を示したものである。図3により、都市戸籍でも、農村戸籍でも、既存子ども数が多いほど、追加希望子どもの数が少なくなるが、都市部における農村戸籍を持つ人は、都市戸籍を持つ人よりも、2人の子どもを持ちたいと考える割合が高く、出生意欲が高いことがわかる。

図4は、既存の子どもの性別・子ども数別にみた追加希望子ども数の分布を示したものである。まず、実際に1人の子どもがいる場合、男子を持つ人に対しては、追加出生意欲がある割合は60.8%であり、女子を持つ人に比べると2.4ポイントほど低くなっている。次に、2人の子どもがいる場合、2人の男子を持つ人は追加出生意欲がある割合は9.2%であり、2人の女子を持つ人は2人の男子を持つ人よりも1.9ポイントほど高くなっている。一方で、異なる性別の子どもを持つ人に対しては、追加出生意欲がある割合は5.9%である。異なる性別の子どもを持つ人に比較すると、同じ性別の子どもを持つ人の追加出生意欲が高いことが示されている。

4.2 追加希望子ども数の推計結果

続けて、本稿では都市部の有配偶男女を分析対象とし、男女別および既存の子ども数別にサンプルを分けて、順序ロジット・モデルで追加希望子ども数の推計を行った。

表2は子どもがいないサンプルの推計結果である。

まず、伝統的な子育てイメージを持つことの効果に関しては、子孫が代々家系を継ぐことの重要性を高く意識するほど、有配偶男女とも追加希望子ども数が有意に増加する。子どもを持つことが家族の誇りや自己価値につながることで、出生意欲を高めることが示されている。限界効果⁶を推計すると、子孫が代々家系を継ぐことの重要性が1単位上昇すると、有配偶女性、男性は追加希望子ども数が2人以上であるという選択肢を選択する確率がそれぞれ11%、17.2%上がる。有配偶女性よりも、男性の方が係数は大きい。

次に、社会問題の効果について、都市部の有配偶女性は住宅問題の深刻さを高く評価するほど、追加希望子ども数が有意に減少することが示される。先行研究では、住宅価格の上昇は女性の出生確率を有意に低下させ、特に子どもがいない女性はその影響を受けやすいと指摘されている（Liu etc. 2020）が同様の効果が見られた。また今回の推計結果からみると、都市部の有配偶女性では、社会保障問題の深刻さを高く評価する者の方が、追加希望子ども数も有意に上昇している。子どもの保障効用を期待すると、出生意欲も高まるのだろう。一方で、有

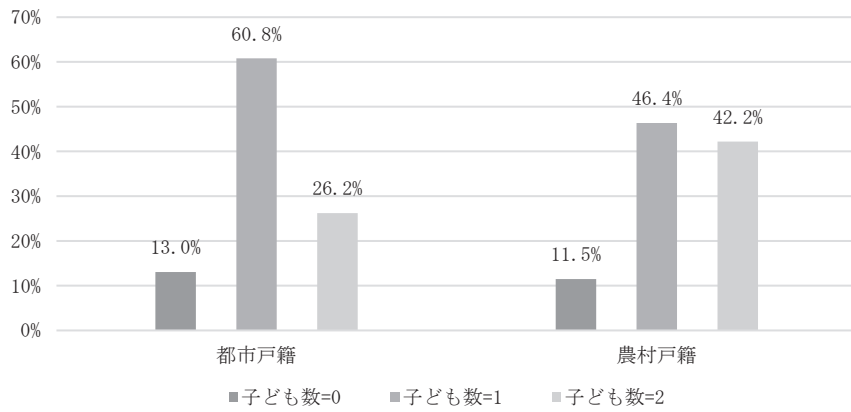


図2 都市部居住者の戸籍別にみた既存子ども数

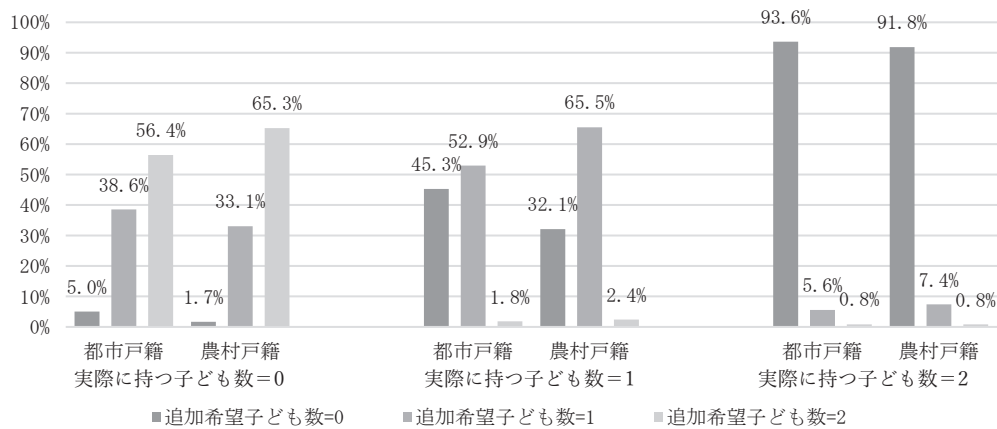


図3 都市部居住者の戸籍別・子ども数別にみた追加希望子ども数

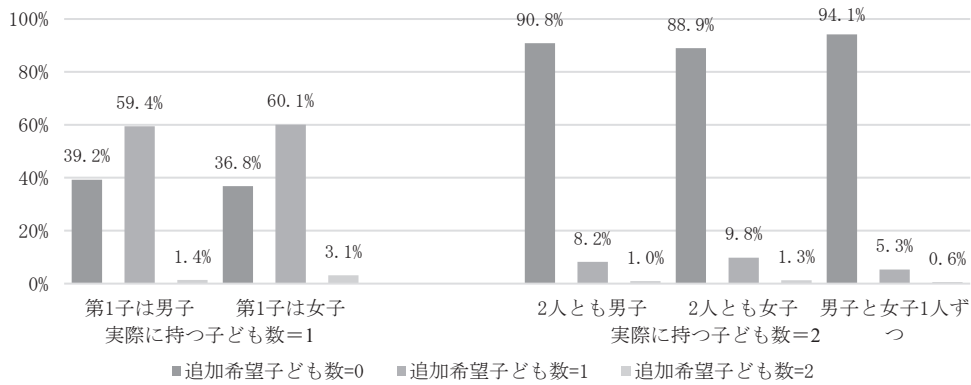


図4 都市部居住者の子どもの性別・子ども数別にみた追加希望子ども数

配偶男性の場合、推定係数は統計的に有意ではない。これらの分析結果から、有配偶男性に比べると、女性の出生意欲は社会問題との相関関係が強い可能性があることがわかる。

他の統制変数に関しては、次の通りの結果が読み取れる。学歴について、大卒よりも短大卒の有配偶女性の方が、追加希望子ども数は有意に下がる。短大卒の女性のよりも、大卒の女性は育児制度が充実した高収入の仕事に就きやすくなるため、出生意欲も高くなる可能性がある。一方で、有配偶男性に対しては、大卒よりも中卒以下の方が、追加希望子ども数が有意に減少することが見られる。教育水準が低い男性は、一般的に経済的安定性やキャリアの展望が低く、子育てに必要なリソースを確保するのが難しいと感じる可能性がある。

年収の効果については、有配偶男性の場合、個人年収の係数は10%水準で負であり、年収の2乗の係数は10%水準で正である。つまり、有配偶男性の年収と追加希望子ども数との間にはU字型の非線形関係が存在する。Becker (1960) による出生選択の質・量モデルを考えると、収入が増えるにつれて、有配偶男性は最初に子どもの「量」から「質」へと焦点をシフトし、その後子どもの質が確保されたら、再び子どもの「量」も重視するようになることが示唆されている。

表2 都市部居住者の追加希望子ども数の推計結果 (既存子ども数=0)

| | 有配偶男女 | 有配偶女性 | 有配偶男性 |
|-----------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|
| 女性 | -0.0800 (0.2400) | | |
| 子孫が代々家系を継ぐことの重要性 | 0.7010*** (0.1090) | 0.5409*** (0.1388) | 1.0648*** (0.2045) |
| 住宅問題の深刻さ | -0.0770 (0.0624) | -0.2014** (0.0904) | 0.0188 (0.1044) |
| 社会保障問題の深刻さ | 0.0735 (0.0632) | 0.1815* (0.0939) | -0.0069 (0.1020) |
| 配偶者の経済的貢献に対する満足度 | -0.0990 (0.1317) | -0.0582 (0.1696) | -0.0899 (0.2366) |
| 配偶者の家事貢献に対する満足度 | 0.1240 (0.0991) | -0.0018 (0.1221) | 0.3087 (0.2012) |
| ベース：36～40歳 | | | |
| 20～25歳 | 0.5623 (0.4770) | 0.6576 (0.6437) | 0.3655 (0.8191) |
| 26～30歳 | -0.0190 (0.4149) | -0.2633 (0.5832) | 0.3167 (0.6717) |
| 31～35歳 | 0.2581 (0.4451) | 0.3492 (0.6272) | 0.0225 (0.7099) |
| ベース：大卒以上 | | | |
| 小卒以下 | -1.2734** (0.6450) | -0.8996 (1.3865) | -1.4960* (0.8208) |
| 中卒 | -1.2409*** (0.3815) | -0.7506 (0.5509) | -1.9517*** (0.6195) |
| 高卒 | -0.5106 (0.3593) | -0.4134 (0.5117) | -0.4993 (0.5683) |
| 短大卒 | -0.5616* (0.2983) | -0.9869** (0.3961) | 0.3540 (0.5448) |
| 個人年収 | -0.0693 (0.0579) | 0.0594 (0.0921) | -0.1845* (0.0945) |
| 年収の2乗 | 0.0021 (0.0026) | -0.0069 (0.0050) | 0.0089* (0.0046) |
| 都市戸籍 | -0.6229** (0.2452) | -0.5987* (0.3308) | -0.6257 (0.4162) |
| ベース：西部 | | | |
| 東部 | -0.1698 (0.3049) | -0.0188 (0.4067) | -0.5442 (0.4897) |
| 中部 | 0.1245 (0.3473) | -0.1043 (0.4544) | 0.6824 (0.6068) |
| N | 418 | 228 | 190 |
| Pseudo R ² | 0.1133 | 0.1091 | 0.245 |
| 対数尤度 | -287.1107 | -162.0201 | -106.5407 |

注：*** $p < 0.01$ 、** $p < 0.05$ 、* $p < 0.1$ ；カッコ内は標準偏差。

表3は1人の子どもがいる者の追加出生意欲の推計結果を表す。

まず、有配偶男女全体の推計において、女性ダミー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。限界効果を推定すると、男性と比べると、女性は追加希望子ども数ゼロを選択する確率が9.6%高く、追加希望子ども数1を選択する確率は8.7%低く、追加希望子ども数2人以上の選択確率は0.9%下がる。妊娠・出産による機会費用は女性の方が大きい。中国国家統計局と中華全国婦女連合会（2020）が発表した「中国における女性の社会的地位調査」によると、働く女性が家族の世話や家事に使う時間は平均2時間34分で、男性の約2倍であり、

表3 都市部居住者の追加希望子ども数の推計結果（既存子ども数=1）

| | 有配偶男女 | 有配偶女性 | 有配偶男性 |
|-----------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|
| 女性 | -0.4343*** (0.1115) | | |
| 子孫が代々家系を継ぐことの重要性 | 0.2384*** (0.0457) | 0.2439*** (0.0592) | 0.2226*** (0.0739) |
| 第1子は男子 | -0.2284** (0.1009) | -0.1267 (0.1339) | -0.3626*** (0.1555) |
| 住宅問題の深刻さ | -0.0053 (0.0259) | -0.0400 (0.0360) | 0.0411 (0.0381) |
| 社会保障問題の深刻さ | 0.0252 (0.0265) | 0.0716** (0.0365) | -0.0276 (0.0395) |
| 配偶者の経済的貢献に対する満足度 | -0.1466** (0.0572) | -0.1103 (0.0729) | -0.2146*** (0.0940) |
| 配偶者の家事貢献に対する満足度 | -0.0316 (0.0471) | -0.0737 (0.0572) | 0.0703 (0.0842) |
| ベース：36～40歳 | | | |
| 20～25歳 | 0.2721 (0.2100) | 0.1224 (0.2562) | 0.5168 (0.3936) |
| 26～30歳 | 0.3367** (0.1329) | 0.0994 (0.1796) | 0.6156*** (0.2013) |
| 31～35歳 | 0.2269* (0.1296) | 0.0683 (0.1800) | 0.4086*** (0.1882) |
| ベース：大卒以上 | | | |
| 小卒以下 | -0.1940 (0.2617) | -0.2538 (0.3562) | -0.0858 (0.3946) |
| 中卒 | -0.2645 (0.1669) | -0.2593 (0.2304) | -0.2571 (0.2484) |
| 高卒 | -0.0947 (0.1581) | -0.0501 (0.2161) | -0.1586 (0.2343) |
| 短大卒 | -0.3068** (0.1536) | -0.2568 (0.2070) | -0.3317 (0.2325) |
| 個人年収 | -0.0601*** (0.0219) | -0.0663* (0.0373) | -0.0613*** (0.0290) |
| 年収の2乗 | 0.0009 (0.0008) | 0.0016 (0.0019) | 0.0008 (0.0009) |
| 都市戸籍 | -0.4179*** (0.1123) | -0.3468** (0.1496) | -0.5269*** (0.1716) |
| ベース：西部 | | | |
| 東部 | -0.4304*** (0.1356) | -0.4152** (0.1831) | -0.4979*** (0.2043) |
| 中部 | -0.2641* (0.1462) | -0.2274 (0.1958) | -0.3167 (0.2210) |
| N | 1,801 | 992 | 809 |
| Pseudo R ² | 0.0441 | 0.0337 | 0.0583 |
| 対数尤度 | -1303.3201 | -702.3451 | -591.2686 |

注：*** $p < 0.01$ 、** $p < 0.05$ 、* $p < 0.1$ ；カッコ内は標準偏差。

家庭内で不平等な役割分担を強いられている。さらに、女性の教育水準の向上に伴い、一部の女性は経済的に独立し、出産よりもキャリアや自己実現を優先する傾向がある。このように、有配偶女性は育児に対する不安や抵抗感が男性よりも高く、すでに子どもが1人いる場合には追加出生意欲が男性より低いことが明らかになった。

次に、伝統的な子育てイメージを持つことの効果については、子どもがいないサンプルと同様に、子孫が代々家系を継ぐことの重要性は、有配偶男女の追加希望子ども数に有意な正の影響を与える。また、男子が家系に1人いれば良いという考えがあるのか、第1子が男子である場合に、追加出生意欲は有配偶男性では有意に低くなっている。さらに、社会問題の効果については、都市部の有配偶女性は社会保障問題の深刻さを高く評価するほど、追加希望子ども数が有意に上昇している。

また、配偶者への満足度の係数について、有配偶女性の場合、推定係数は統計的に有意ではない。一方、都市部の有配偶男性に関しては、配偶者の経済的貢献に対する満足度が高いほど、追加希望子ども数が有意に減少する関係が見られる。配偶者の経済的貢献に満足している男性にとっては、妻の妊娠・出産によって仕事を中断したり、仕事を減らしたりすることで失う機会費用が高く、子どもを持つことの代替効果は所得効果を上回るため、子どもの数を抑える傾向があると考えられる。一方、配偶者の家事貢献に対する満足度の推定係数の符号は正であるが、統計的に有意ではない。

他の統制変数に関しては、次の通りの結果が示される。戸籍の効果について、都市部における有配偶男女とも、都市戸籍ダミーの推定係数は負で有意である。農村戸籍の人々は、家族を大きくするという伝統的な価値観を持つ可能性が高い一方で、都市戸籍の人々は、キャリアや教育を重視する文化の中で育ってきた可能性が高いので、子育てとキャリアのバランスを取ることや、子どもに質の高い教育を受けさせることを重要視する可能性があると考えられる。

年収については、子どもがいないグループの推定結果と異なり、すでに1人の子どもがいる場合、有配偶男女とも、個人年収は追加希望子ども数に有意な負の影響を与える。この結果をみると、高収入者は、子どもの教育に高い価値を置き、多くの費用をかける傾向があるため、子どもの「量」よりも「質」を重視するようになると考えている。

そのほか、有配偶男女とも、東部地域ダミーの推定係数は負で有意である。西部や中部よりも、経済的に発展している東部における人々は出生意欲が低いことがわかる。また、36～40歳の有配偶男性よりも、26～30歳、31～35歳の男性の方が、追加希望子ども数が有意に増加することが示されている。

表4は2人の子どもがいる都市部の追加出生意欲の推計結果である。

まず、有配偶男女全体の推計結果をみると、子どもが1人いる場合の推定結果と同様に、女性ダミーの推定係数の符号は負であり、統計的に有意である。限界効果を示すと、男性よりも、女性はすでに2人の子どもがいる場合、追加希望子ども数ゼロの選択確率は9.6%高く、追加希望子ども数1の選択確率は8.5%低く、追加希望子ども数2人以上の選択確率は1.2%低い。全体的には、男性に比べて、女性にとっては出生意欲が低いことが確認された。

次に、すでに2人子どもがいてさらに追加子ども数を持ちたいという意欲に正に影響するのは、子孫が代々家系を継ぐことの重要性の意識である。また2人の子どもが女子ばかり、あるいは男子ばかりの場合である。女子ばかりの場合は、有配偶男女とも追加出生意欲が有意に高く、男子ばかりの場合は、有配偶男性の追加出生意欲が有意に高い。

一方で、社会問題の推定結果に関しては、1人以下の子どもがいるサンプルの推定結果と異なり、2人の子どもがいる際に、有配偶女性は社会保障問題の深刻さを高く評価するほど、追加希望子ども数が有意に低下する関係が見られる。すでに二人の子どもがいるので、老後の世話は確保されているため、社会保障問題を心配していると、さらに多くの子どもを育てるためのお金を使いたくない可能性がある。

また、追加出生意欲と負の相関関係があるのは、配偶者への満足度である。妻の家事貢献に対する満足度が高いと、追加出生意欲が有意に低下する。この結果により、すでに2人以上の子どもがいるし、妻の家事貢献に満足しているので、これ以上妻に負担をかけて家庭不和になりたくないという解釈が可能である。

他の統制変数に関して、個人年収は、子どもが1人いるグループの推定結果と同様に、有配偶男性の個人年収は上昇すると、追加希望子ども数が有意に低下する。その一方で、戸籍の効果は1人の子どもがいるサンプルの

推定結果と異なり、子どもをすでに2人持っている場合は、都市戸籍と農村戸籍とで追加希望子ども数に差が出なくなる。

表4 都市部居住者の追加希望子ども数の推計結果（既存子ども数=2）

| | 有配偶男女 | 有配偶女性 | 有配偶男性 |
|-----------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|
| 女性 | -1.4420*** (0.2749) | | |
| 子孫が代々家系を継ぐことの重要性 | 0.2721** (0.1177) | 0.4670** (0.2182) | 0.1725 (0.1435) |
| ベース：男子と女子1人ずつ | | | |
| 2人とも女子 | 0.9348*** (0.2849) | 1.2281*** (0.4638) | 0.6568* (0.3838) |
| 2人とも男子 | 0.4786* (0.2659) | 0.0074 (0.5260) | 0.6548** (0.3195) |
| 住宅問題の深刻さ | 0.0295 (0.0549) | 0.1549 (0.1020) | -0.0408 (0.0647) |
| 社会保障問題の深刻さ | -0.0133 (0.0567) | -0.1904** (0.0970) | 0.0634 (0.0692) |
| 配偶者の経済的貢献に対する満足度 | 0.0198 (0.1208) | 0.1400 (0.2266) | -0.0245 (0.1599) |
| 配偶者の家事貢献に対する満足度 | -0.2565** (0.1107) | -0.2384 (0.1600) | -0.3121* (0.1630) |
| ベース：36～40歳 | | | |
| 20～25歳 | 0.6327 (0.5409) | 1.0555 (0.7503) | 0.1125 (0.8475) |
| 26～30歳 | 0.0508 (0.2975) | -0.2019 (0.4933) | 0.1630 (0.3810) |
| 31～35歳 | -0.2812 (0.2643) | -0.8057 (0.4940) | -0.1397 (0.3224) |
| ベース：大卒以上 | | | |
| 小卒以下 | 0.1592 (0.5865) | -0.3712 (0.9465) | 0.5084 (0.8061) |
| 中卒 | -0.2177 (0.5424) | -1.1108 (0.8891) | 0.2997 (0.7502) |
| 高卒 | -0.5855 (0.5571) | -1.0540 (0.8724) | -0.2802 (0.7749) |
| 短大卒 | 0.1776 (0.5498) | -0.2882 (0.8371) | 0.3525 (0.7792) |
| 個人年収 | -0.1192* (0.0627) | 0.0298 (0.2135) | -0.1560** (0.0686) |
| 年収の2乗 | 0.0018 (0.0036) | -0.0117 (0.0276) | 0.0034 (0.0034) |
| 都市戸籍 | -0.1761 (0.2968) | -0.0138 (0.4911) | -0.2239 (0.3876) |
| ベース：西部 | | | |
| 東部 | 0.3935 (0.2948) | -0.272 (0.5142) | 0.7392* (0.3784) |
| 中部 | 0.0857 (0.3209) | 0.2285 (0.5073) | -0.0435 (0.4270) |
| N | 1,239 | 675 | 564 |
| Pseudo R ² | 0.0821 | 0.1064 | 0.0786 |
| 対数尤度 | -337.0732 | -116.3437 | -207.7695 |

注：*** $p < 0.01$ 、** $p < 0.05$ 、* $p < 0.1$ ；カッコ内は標準偏差。

5. おわりに

本研究では、CFPS2018の個票データを使用し、中国都市部における20～40歳、0～2人の子どもを持つ有配偶男女の追加希望子ども数の影響要因を分析した。前章で示した分析結果を整理すると、得られた結果は次のとおりになる。

第一に、都市部において有配偶女性はすでに子どもを1人か2人いれば、男性よりも追加希望子ども数が少ないこと、つまり、妊娠・出産によって機会費用を負担する女性にとっては出生意欲が低いことが確認された。

第二に、都市部における有配偶男女ともに、子孫が代々家系を継ぐことの重要性を高く意識するほど、追加希望子ども数が上昇する傾向にある。伝統的な子育てイメージを持つことは中国都市部において男女とも追加出生意欲を高めることがわかった。

第三に、既存子どもの性別が追加出生意欲に大きい影響を持つこともわかった。第1子が男子の場合、追加出生意欲は第1子が女子の場合に比べて有意に下がる。第1子、第2子ともに女子の場合、有配偶男女とも追加出生意欲が有意に高くなり、第1子、第2子ともに男子であれば、有配偶男性の追加出生意欲が有意に上がる。全体での効果としては、男子がいない場合の追加出生意欲が高い。

第四に、都市部の有配偶女性は、子どもを持たない場合、住宅問題の深刻さを高く評価するほど、追加希望子ども数が有意に低下する関係性があった。そして、1人以下の子どもがいる女性は、社会保障問題の深刻さを高く評価するとともに、追加希望子ども数が有意に上昇する相関関係がある一方で、2人の子どもがいる女性は、追加希望子ども数が有意に低下する。しかし、有配偶男性に対してはどちらでも統計的に有意な相関関係がなく、有配偶女性の出生意欲は男性よりも社会問題の影響を受けやすい可能性がある。

第五に、都市部の有配偶男性に対しては、子どもが1人いる場合、妻の経済的貢献に対する満足度が高いほど、追加希望子ども数が有意に減少する相関関係があった。一方で、有配偶男性が2人の子どもを持っている場合、配偶者の家事貢献に対する満足度はやはり追加子ども希望を下げる相関関係があった。ただし、女性にとっては、どちらでも有意な関係はなかった。

以上の分析結果から、有配偶女性は育児に対する不安や抵抗感が男性よりも高いということが考えられる。先行研究でも、女性の家事労働時間は男性よりもはるかに長いと指摘されている。(孫 2018、曾 2016)。そのため、伝統的な性別役割分業意識を弱め、家事・育児分担の平等化を促進し、女性の子育て負担を軽減するのは不可欠であり、育児休業制度の改善や家事・育児に対する意識改革の推進、女性のキャリア支援に関する政策的な取り組みが望まれる。

さらに、住宅価格の高騰などの住宅問題は、若者層を中心に結婚や出産を躊躇する要因の一つと考えられる。持ち家の家庭に比べ、賃貸に居住している家庭にとっては、住宅価格は出生行動に負の影響を与えるとLiuら(2020)は指摘している。このような状況を踏まえ、住宅供給の拡充や、住宅取得にかかる諸費用の軽減など、地域の実情に見合った住宅政策の策定が必要であろう。

最後に、今後の研究課題を述べる。まず、出産政策の緩和に伴い、出生意欲が実際の出生行動にどのような影響を与えるかを検討することが課題の一つである。そして、本研究の分析結果により、既存の子どもの性別は都市部における有配偶者の出生意欲に影響をもたらすことがわかった。そのため、有配偶者の性別選好の影響要因を明らかにすることも重要な課題となっている。

【註】

- 1 子どもが3人以上いるサンプルは179人、4.91%で少数であり、またそのうち、追加出生意欲がある割合も5.03%と少数であるため、本研究は0から2人までの子どもを持つ者に限定して追加出生意欲を分析することにした。
- 2 子どもがいない場合、追加希望子ども数が3人以上である割合は1.91%である。1人の子どもがいる場合、追加希望子ども数が3人以上である割合は0.39%である。2人の子どもがいる場合、追加希望子ども数が3人以上である割合は0.32%である。
- 3 CFPS2018の質問文：以下の項目について、あなたにとっての重要度に基づいて評価してください（1は重要でない、5は非常に重要であること）：子孫が代々家系を継ぐこと。

- 4 CFPS2018の質問文：わが国の社会保障問題はどの程度深刻だと思いますか（0点は深刻ではない、10点は非常に深刻であること）；わが国の住宅問題はどの程度深刻だと思いますか（0点は深刻でない、10点は非常に深刻であること）。
- 5 CFPS2018の質問文：あなたは配偶者の経済的貢献にどの程度満足していますか？（1は非常に不満、5は非常に満足であること）；あなたは配偶者の家事への貢献にどの程度満足していますか？（1は非常に不満、5は非常に満足であること）。
- 6 文字数制限のため、限界効果に関しては特に目立ったもののみを取り上げた。

【参考文献】

- Arnold, F., & Kuo, E. C. (1984). The value of daughters and sons: A comparative study of the gender preferences of parents. *Journal of comparative family studies*, 15(2), 299-318.
- Becker, G. S. (1960). An economic analysis of fertility. In *Demographic and economic change in developed countries* (pp. 209-240). Columbia University Press.
- Becker, G. S. (1965). A Theory of the Allocation of Time. *The economic journal*, 75(299), 493-517.
- Chen, T., Hou, P., Wu, T., & Yang, J. (2022). The impacts of the COVID-19 pandemic on fertility intentions of women with childbearing age in China. *Behavioral Sciences*, 12(9), 335.
- Kato T. Associations of gender role attitudes with fertility intentions: A Japanese population-based study on single men and women of reproductive ages. *Sexual & Reproductive Healthcare*. 2018 Jun 1; 16: 15-22.
- Leibenstein, H. (1957). *Economic Backwardness and Economic Growth: Studies in the Theory of Economic Development*. John Wiley & Sons.
- Leibenstein, H. (1975). The economic theory of fertility decline. *The Quarterly Journal of Economics*, 89(1), 1-31.
- Liu, J., Xing, C., & Zhang, Q. (2020). House price, fertility rates and reproductive intentions. *China Economic Review*, 62, 101496.
- Meng, T., & Lyu, S. (2022). The impact of the selective two-child policy on residents' fertility intentions in China. *Applied Economics Letters*, 29(16), 1455-1459.
- 岩間曉子. (2006). 女性の就業が出生意欲に及ぼす影響のジェンダー比較. *人口問題研究/国立社会保障・人口問題研究所 編*, 62(1・2), 20-34.
- 松田茂樹. (2007). 育児不安が出生意欲に与える影響. *人口学研究*, 40, 51-63.
- 陳歆, & 張躍華. (2019). 养老保险对生育意愿的影响研究——基于中国综合社会调查数据 (CGSS) 的实证分析. *保险研究*, (11), 88-99.
- 陳建新, & 王莉君. (2021). 个人因素对不同阶段生育意愿的影响——基于CGSS2017数据的实证分析
- 方大春, & 裴梦迪. (2018). 居民二孩生育意愿的影响因素研究——基于CGSS2015数据的经验研究. *调研世界*, (9), 9-13.
- 風笑天. (2017). 城市两类育龄人群二孩生育意愿的影响因素研究. *东南大学学报: 哲学社会科学版*, 19(3), 75-82.
- 李峰. (2017). 宗教信仰影响生育意愿吗? 基于CGSS2010年数据的分析. *世界宗教研究*, (3), 18-34.
- 劉倩. (2022). 基本养老保险对居民生育意愿影响的实证分析. *Advances in Applied Mathematics*, 11, 3302.
- 石智雷, & 楊云彦. (2014). 符合“单独二孩”政策家庭的生育意愿与生育行为. *人口研究*, 38(5), 27-40.
- 孫曉冬. (2018). 收入如何影响中国夫妻的家務劳动分工?. *社会*, 38(5), 214-240.
- 尹文耀, 姚引妹, & 李芬. (2004). 统筹城乡的动态人口预测与分析. *中国人口科学*, 6.
- 曾維芳. (2016). 家務劳动分工与青年女性性别意识. *青年研究*, 3.
- 張琬翌, 張云堃, & 喬文俊. (2016). 城鄉居民生育意愿的影响因素研究——基于 CGSS2010 数据的实证分析. *湖北農業科学*, 55(18), 4859-4863.
- 周福林. (2005). 我国城乡居民分年龄、性别和受教育程度的生育意愿研究. *西北人口*, (4), 12-14.
- 周曉蒙. (2018). 经济状况、教育水平对城镇家庭生育意愿的影响. *人口与经济*, 5, 31-40.
- 宗占紅, & 尹勤. (2007). 低生育水平下重慶市育龄妇女生育意愿透视. *南京人口管理干部学院学报*, 23(1), 17-20.

