

2023 年度 統計データ分析コンペティション

審査員奨励賞 [大学生・一般の部]

都道府県別のパネルデータを用いた合計特殊出生率の
決定要因 一地域差と女性の時間選択がどう影響して
いるかー

出川 朋佳・近藤 七海・玉木 由梨・山本 桃子
(東洋英和女学院大学国際社会学部国際社会学科)

都道府県別のパネルデータを用いた合計特殊出生率の決定

要因

—地域差と女性の時間選択がどう影響しているか—

出川朋佳*1・近藤七海*1・玉木由梨*1・山本桃子*1

*1: 東洋英和女学院大学国際社会学部国際社会学科

1. 研究のテーマと目的

1.1 背景

現代の日本において少子化は深刻な問題である。厚生労働省によると、2022年の出生数は77万747人となっており、わずか5年で20万人近くも減少している。合計特殊出生率は1.26で、前年の1.30より低下している。

そのような状況下で、岸田内閣では「異次元の少子化対策」として、2023年6月の「子ども未来戦略方針」として、1) 構造的賃上げ等と併せて経済的支援を充実させ、若い世代の所得を増やすこと、2) 社会全体の構造や意識を変えること、3) 全てのこども・子育て世帯をライフステージに応じて切れ目なく支援すること、の3つの基本理念を打ち出した。具体的な内容として児童手当の拡充や「年収の壁」への対策、働き方改革として長時間労働の是正、子育て世帯に対する住宅支援の強化などがあげられる。このための予算は年間3.5兆円規模になるとされている。これまでも、1990年代後半から保育所の増設、育児休業制度の充実など男女共同参画社会の推進など、「大卒、大都市居住、大企業勤務」の働き手の両立支援に重きを置いた政策が実施されてきたが、少子化の進行を止めることはできなかった。よりいっそうの少子化の要因の丁寧な分析と政策の丁寧なマッチングが必要と考える。

1.2 既存研究と問題意識

そこでまず、少子化の要因について、家族人口学、家族社会学、経済学から既存研究を振り返る。少子化を引き起こす要因は、未婚化・晩婚化と結婚後の夫婦の子どもの数の選択に分かれる。未婚化について家族社会学の立場からは、若年層における親との同居数増加が非婚化・晩婚化の要因となっていることを、宮本・岩上・山田(1997)らが指摘、経済学の立場からは、阿部・北村(1999)が、出生率の低下の主因は未婚化であり、女性の高学歴化・就業率の上昇がその要因であると分析している。2000年代に入り少子化の進展と経済の低成長が続くと非正規雇用者の親との同居率の高さが際立つようになり、松田(2021)では、若年男性の雇用の劣化、収入の減少が未婚化と晩婚化に正の影響を持つという実証結果が示されている。

一方、結婚後に夫婦が持つ子どもの数の決定について、経済学的説明では、Becker (1965) の家計生産理論が広く使用されている。¹この理論では、家計が消費する家庭内生産物の生産量が家庭内生産に費やす労働時間と市場で購入する投入財の生産関数で決定される。家計は、時間を制約条件に家庭内生産に費やす労働時間を賃金や市場財の相対価格を参照して、家計としての効用を最大化するように決定するとされる。子どもは、家庭内で生産される財の一つとして考えられており、その数と質は家計の効用を高めるものであるとされた。

この枠組みは Becker (1960) の質・量モデル (Quality-Quantity Model) においても同様で、所得の増加により少子化が進展することが示されている。親の所得が増加すると、子どもの質を高める (質の高い教育水準や生活水準を与える) ため、子どもを増やさない選択をする親の選好があるとされる。また、女性の市場賃金の上昇は、子どもを持つ機会費用となり、少子化につながるとされている。

日本における 2000 年代初頭になされた実証分析を阿部・原田 (2008) は、原田・高田 (1993 年)、および樋口・松浦・佐藤 (2007) を紹介し、それらから得られた分析を次のようにまとめている。

- ①家計の所得 (収入) は、子どもの価格 (教育費・養育費) を変数として入れた場合に、出生率に対し正の係数を持つ。つまり、所得の上昇は子どもの数を増加させる。²
- ②子どもを持つ費用 (教育費・養育費)、機会費用としての女性賃金は、出生率に対し負の係数を持つ。従って、女性の賃金や年収を増加させる潜在的要因である。
- ③出生率に対し、保育所定員数は正、地価は負の影響があるなど、保育政策、住宅政策にかかわる変数も重要である。

これらの実証研究では、所得・賃金・保育政策・住宅政策に関するデータと合計特殊出生率の関係が研究されたが、夫や妻の時間選択 (仕事時間・家事時間・育児時間・趣味娯楽時間・休養時間など) との関係は示されていない。

そこで本研究では、従来重視されてきた変数に加え、男性・女性の時間選択に関するデータを社会生活基本調査からとり、2015 年から 2020 年までの先行研究よりも新しい都道府県データを用い、個々人の時間選択が未婚化・少子化にどのような影響を与えているのかを分析してゆくこととする。

2. 研究の方法と手順

本研究では都道府県別パネルデータを用いて合計特殊出生率の要因分析を行う。パネルデータ分析では、変数に現れる個体間の違いと、同じ個体間での時間を通じての変化を同時に扱

¹ 飯島・横山 (2018) は、これらの理論の先行研究として、人口経済学の Leibenstein (1957)、Mincer (1963) を紹介している。

² 阿部・原田 (2008) では、市町村別データを用い、所得効果は正であるが、非常に影響は小さいことを示した。

うことができる。クロスアクション分析では少なくなりがちな標本サイズを大きくでき、自由度の小ささを解消できるという利点がある。

分析の手順としては、合計特殊出生率を従属変数とし、既存研究で重要とされてきた所得・教育費・保育所数・児童手当に関する変数を説明変数として、1) Pooled OLS（集計最小二乗法）と2) Hybrid モデルによる分析を行った。

Pooled OLS モデルは、すべてのデータについて各年度の各都道府県別データの年度や都道府県別のバイアスはないものと仮定し、すべてのデータを時系列と個体差に無差別に最小二乗法を用いるというものである。ハイブリッドモデルによる分析では、合計特殊出生率に対する地域内の説明変数変化による効果と地域差による効果を分離して検討することができる。これまでの研究からも、都道府県による地域差が確認されている。そのため、モデル比較のためのラグランジェ乗数検定・ハウスマン検定・F 検定は行わず、まず Pooled OLS モデルによって、地域バイアスがあることは前提としつつ、影響力の強い説明変数候補を絞り込み、その後 Hybrid モデルによって地域内効果と地域差効果を検討するという方法をとった。

Pooled OLS モデルは以下の式で表される。

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 X_{1i} + \dots + \beta_K X_{Kit} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$i = 1, \dots, 47, t = 1, \dots, 6$$

Y_{it} は第 i ($i=1, 2, \dots, 47$) 都道府県の t ($t=2015$ 年 - 2016 年) の 6 年間における合計特殊出生率、 X_{Kit} はその説明変数、 α は都道府県共通の定数項、 β_K は K でインデックスされた説明変数の回帰係数であり、 ε_{it} は誤差項目を表す。

次に、Hybrid モデルは、以下の式で表される。

$$Y_{it} = \alpha + \sum_K \beta_K \dot{X}_{Kit} + \sum_K \gamma_K \hat{X}_{Kit} + \mu_i + r_{it} \quad (2)$$

$$\dot{X}_{Kit} = X_{Kit} - \hat{X}_{Kit}$$

$$i = 1, \dots, 47, t = 1, \dots, 6$$

\dot{X}_{Kit} とは、独立変数 X_K の都道府県 i の第 t 期の K 番目の独立変数 X_{Kit} から都道府県内平均 \hat{X}_{Kit} を引いたものである。 Z_i は都道府県内で時間とともに変わらない変数であり、 μ_i は都道府県差によるデータによって観測されない異質性から生じる誤差項であり \hat{X}_{Kit} と相関すると考えられている。個体内の特性として、 r_{it} は都道府県内の異時点間でのばらつきによる残差である。

3. データセットの加工

3.1 分析対象

本研究の分析対象は 2015 年から 2020 年の 47 都道府県データである。社会生活基本調査が都道府県別のパネルデータであったため、市区町村別ではなく都道府県別のパネルデータとなった。

3.2 使用データ

今回は、教育用標準データから SSDSE-県別推移(SSDSE-B-2023)、SSDSE-社会生活(SSDSE-D-2023)を用いており、その他には賃金基本調査、社会生活基本調査、児童手当事業年報、社会・人口統計体系、人口動態調査を用いて都道府県別パネルデータを作成した。分析対象は、2015年から2020年のデータとなっている。各説明変数の出典は表1の通りである。

表1 説明変数一覧

変数	単位	年度	変数の説明・算出方法	出典
従属変数				
合計特殊出生率	-	2019-2020 2015-2018	15歳から49歳までの女性の年齢別出生率	SSDSE-県別推移 社会人口統計・体系
説明変数				
年収(若年男性)	千円	2015-2020	きまって支給する現金給与額+年間賞与・その他特別給与額	賃金構造基本調査
年収(若年女性)				
年収男女格差	千円		男性年収-女性年収	
仕事時間(男性)	分	2015	1日に行動した平均時間	社会生活基本調査
仕事時間(女性)		2016-2020		SSDSE-社会生活
仕事男女格差	分		男性仕事時間-女性仕事時間	
男性家事時間(男性)	分	2015 2016-2020	1日に行動した平均時間	社会生活基本調査
家事時間(女性)				SSDSE-社会生活
家事時間男女格差	分		男性家事時間-女性家事時間	
育児時間(男性)	分	2015 2016-2020	1日に行動した平均時間	社会生活基本調査
育児時間(女性)				SSDSE-社会生活
育児時間男女格差	分		男性育児時間-女性育児時間	
趣味娯楽時間(男性)	分	2015 2016-2020	1日に行動した平均時間	社会生活基本調査
趣味娯楽時間(女性)				SSDSE-社会生活
趣味娯楽男女格差	分		男性趣味娯楽時間-女性趣味娯楽時間	
きまって支給する現金給与額(若年男性)	千円	2015-2020	25歳から39歳の現金給与額	賃金構造基本調査
きまって支給する現金給与額(若年女性)		2015-2020		
児童手当人口比	%	2015-2020	児童手当受給率/0歳から4歳人口	児童手当事業年報 社会・人口統計体系
人口保育所数比	%	2015-2018	0歳から4歳人口/保育所等数	SSDSE-県別推移(保育)
		2019-2020		社会・人口統計体系(保育)
		2015-2020		社会・人口統計体系(人口)
婚姻率	%	2015-2020	人口千対	人口動態調査
初婚年齢夫	歳	2015-2020	各届出年に結婚生活に入り届け出たもの	人口動態調査
初婚年齢妻		2015-2020		

出典：著者作成

3.3 説明変数と定義

本研究の従属変数は合計特殊出生率である。厚生労働省(2011)によると合計特殊出生率とは、15歳から49歳までの女性の年齢別出生率を合計したものである。説明変数の候補としては、表1の通り変数群を用意した。

合計特殊出生率は、SSDSE-県別推移の12年分データから、該当する2015年から2020年を抜き出した。

年収(若年男性)・年収(若年女性)は、賃金構造基本調査の該当年次データの25歳から39歳までのきまって支給する現金給与額と年間賞与・その他特別給与額を合算するというデータ加工を行った。出生率の定義として15歳から49歳が対象となっているが、児童期までの子

供の育児を行っている夫婦と仮定し、平均初婚年齢夫 31.0 歳・妻 29.5 歳(厚生労働省、2021)を軸として対象を 25 歳から 39 歳とし、年収(若年男性)・年収(若年女性)と定義した。

仕事時間、育児時間、家事時間、趣味娯楽時間は SSDSE-社会生活と社会生活基本調査の平成 23 年のデータを統合した。これらの変数の時間単位は週平均の 1 日に行動した時間と定義する。男女格差は仕事・育児・家事・趣味娯楽時間(男性)から仕事・育児・家事・趣味娯楽時間(女性)を引いたものである。

児童手当人口比は、児童手当受給率を 15 歳未満人口で割ったものである。保育所数人口比は、保育所等数と 0 歳から 4 歳人口で割ったものである。保育所等数は SSDSE 県別推移の 2019 年、2020 年データと社会人口・統計体系 2015 年から 2018 年のものを統合し 5 年分のデータとした。

4 データ分析の結果と解釈

表 1 に掲げた合計特殊出生率を従属変数として、Pooled OLS をステップワイズ法で実施し、多重共線性を VIF でチェックし影響力の強い説明変数を抽出した。抽出された各説明変数の記述統計表は表 2、相関係数表は表 3 の通りである。Pooled OLS と Hybrid(固定効果)・Hybrid(地域差)を用いての分析結果は表 4 に記してある。

所得に関する変数として、Pooled OLS では、年収・きまって支給する現金給与額については、男性のものは児童手当人口比と、女性のものは初婚年齢(女性)と強い相関がみられた。児童手当人口比の代わりにきまって支給する現金給与額(男性・女性)を投入した場合、係数が児童手当人口比に比べて小さかった。(表 5) このことから、最終的な分析の説明変数としては、児童手当人口比を採用した。

次に、Hybrid(地域内効果)で統計的に有意であった分析結果について考察する。(表 4) まず、婚姻率の推定値は 0.131 で統計的に 1%以下有意であった。これは婚姻率が 10%増加すれば 1 人増えること意味している。次に初婚年齢妻の推定値は、統計的に 2%以下有意で -0.030 と非常に小さい。初婚年齢だけの効果で子どもを 1 人増やすには、今の平均年齢を 33 歳若くするということになり、非現実的である。

Hybrid(地域差)で統計的に有意であった変数の分析結果について考察する。ここでの係数は、各変数の地域平均が合計特殊出生率平均に与える影響の強さを地域内での変動を除去して推測したものであり、地域差の影響と考える。

まず、趣味娯楽(女性)の推定値は -0.011 で統計的に 1%以下有意であった。これは、女性の趣味娯楽の地域差による影響として週平均で 1 日 10 分増加すれば合計特殊出生率が 1 減少することを意味している。

児童手当人口比の推定値は -2.031 で統計的に 1%以下有意であった。児童手当人口比の含意には注意を要する。児童手当人口比の分子は、児童手当を受給している子どもの養育者の人数であり、その養育者の子どもが複数人以上いても、受給人数としては一人としてカウントされている。そのため、児童手当人口比は、15 歳未満の子どもの数とその養育者で所得が 960 万円未満の者

の数の比に相当する。従って、児童手当人口比が小さくなるためには、子どもの養育者の数に対して子どもの数（分母）が大きくならなければならない。例えば、現在の児童手当人口比の平均は0.57なので、これを基に現在児童手当を受給している親がもう一人子どもを持った場合、約0.5 合計特殊出生率の平均が増加することになる。初婚年齢妻の推定値は統計的に1%以下で有意であった。これは合計特殊出生率を初婚年齢だけの効果で1増やすには、平均年齢が今より10歳若くならなければならないことを示している。また、初婚年齢妻は、どちらも影響を有意に与えるが、その影響は地域差の方が大きい。

表2 記述統計表

	変数名	平均	標準偏差	最小値	最大値
A	合計特殊出生率	1.49	0.14	1.12	1.96
B	婚姻率	4.41	0.56	2.80	6.60
C	仕事女	155.17	12.85	127.00	179.00
D	家事女	146.51	7.35	128.00	170.00
E	児童手当人口比	0.57	0.03	0.49	0.66
F	初婚年齢妻	29.19	0.36	28.50	30.70
G	きまって支給する現金給与額（女性）	244.67	22.306	205.4	328.2
H	趣味娯楽（女性）	34.71	4.103	26	45

表3 相関係数表

	A	B	C	D	E	F	G	H
A	1	0.059	0.370**	-0.183**	-0.705**	-0.562**	-0.559**	-0.648**
B	0.059	1	-0.145*	-0.175**	0.353**	0.436**	0.557**	0.268**
C	0.370**	-0.145*	1	-0.688**	-0.371**	-0.207**	-0.424**	0.389**
D	-0.183**	-0.175**	-0.688**	1	0.189**	0.005	0.233**	0.101
E	-0.705**	0.353**	-0.371**	0.189**	1	0.468**	0.733**	0.588**
F	-0.562**	0.436**	-0.207**	0.005	0.468**	1	0.663**	0.467**
G	-0.559**	0.557**	-0.424**	0.233**	0.733**	0.663**	1	0.595**
H	-0.648**	0.268**	-0.389**	0.101	0.588**	0.467**	0.595**	1

表4 分析結果

被説明変数	合計特殊出生率			
	PooledOLS	Hybrid(固定効果)	Hybrid(地域差)	VIF
切片	6.957*** (0.341)	6.664 (0.767)	—	—
趣味娯楽女	-0.01*** (0.001)	-0.000 (0.000)	-0.011 (0.002)	1.647
児童手当人口比	-2.319*** (0.152)	-0.024 (0.510)	-2.031 (0.575)	1.787
婚姻率	0.126***	0.131 (0.007)	-0.015 (0.018)	1.363
初婚年齢妻	-0.153*** (0.012)	-0.030 (0.013)	-0.108 (0.032)	1.536

表5 分析結果

被説明変数	合計特殊出生率	
	PooledOLS	VIF
切片	6.622*** (0.455)	-
趣味娯楽（女性）	-0.013*** (0.001)	1.607
初婚年齢妻	-0.163*** (0.017)	2.041
婚姻率	0.149*** (0.010)	1.663
きまって支給する現金給与額（男性）	-0.002*** (0.000)	10.418
きまって支給する現金給与額（女性）	0.001 (0.001)	11.745

注1：***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%有意であることを示す。

注2：括弧内の標準誤差はクラスター構造に頑健な標準誤差である。

5 まとめ

本研究では、都道府県レベルのパネルデータを用いて、合計特殊出生率の決定要因を分析した。最終的に採用した Hybrid 分析で際立ったのは要因の地域差である。現在、少子化の要因の特徴は、地域によって初婚年齢が高い地域があること、夫婦が持つ子どもの数が少ない地域があること、女性の趣味娯楽時間が長い地域があることと結論付けられる。本研究の貢献は三点ある。

第一点目は、2015 年から 2020 年にかけてのデータにおいては、所得要因の効果が確認されなかったことである。この理由としては、所得上昇による子ども保有のインセンティブと子どもの質の上昇インセンティブが相殺していることが推論できるため、所得階層別の更なる要因分析が必要と考える。

第二点目は、児童手当人口比の分析から夫婦の持つ子どもの数の少なさが少子化に大きな影響を与えているが、それには地域差があることを実証したことである。夫婦が子育てしやすい環境づくりについては、全国一律ではなく、各地域の特性に留意したものとすることが求められる。

第三点目は、女性の趣味娯楽時間が合計特殊出生率に負の効果をもち、それにも地域差があることを実証したことである。女性の趣味娯楽時間が多くなるということの結果として、①結婚をしない、②子どもを産まない、③子供を増やさないという 3 点が考えられる。これらの理由を裏付ける調査として、国立社会保障・人口問題研究所の第 16 回出生動向基本調査では、2010 年以降「自分や夫婦の生活を大切にしたいから」を選択する割合が増加傾向にあることがわかっている。このことから、女性が子育て中であっても趣味娯楽に時間を使うという時間選択をできる政策が求められていると考える。これまで、仕事と子育ての両立に子育て支援の軸がおかれてきたが、それだけでは、仕事と子育てで自分の時間が無い女性が多いのが現実であり、そのような状況では、子どもを持たない、子どもを増やさない女性の選択を覆すことは難しい。合計特殊出生率と女性の時間選択については、これまで十分な研究がなされておらず、それが重要な要因となっている影響を明らかにしたことは、本研究の貢献である。

しかし、本研究の課題としては、都道府県別パネルデータを用いて分析したため、より地域差を明らかにするには、市区町村別データを用いるべきこと、また、これまでの先行研究で分析されていた時期より新しい時期を分析するために、2015 年以降 2020 年までのデータを使用したのが、社会生活時間調査が 5 年ごとであるために、時間選択の地域内効果が過小評価されている可能性があることである。

6 参考文献

- ・ Becker, G. S. (1965) "A Theory of the Allocation of Time," The Economic Journal, 75(299), pp.493-517.
- ・ Leibenstein H. Economic Backwardness and Economic Growth Chap 10. New York: Wiley, 1957.
- ・ Becker GS. An Economic Analysis of Fertility. In: Demographic and Economic Change in Developed Countries, Universities-National Bureau Conference Series, vol. 1.Princeton University Press, 1960.

- ・ Mincer J. Market Prices, Opportunity Costs, and Income Effects. In: Measurement in Economics. 1963, pp.67-82.
- ・ 阿部正浩,北村行伸”結婚の意思決定モデルとその実証”一橋大学経済研究所, (1999) (最終アクセス 2023 年 8 月 26 日) 未公開 <https://www.ier.hit-u.ac.jp/~kitamura/PDF/P04.pdf>
- ・ 阿部一知,原田泰”子育て支援策の出生率に与える影響：市区町村データの分析”,会計検査研究,pp.6-12, (2008)
<https://www.jbaudit.go.jp/koryu/study/mag/pdf/j38d08.pdf>
- ・ 国立社会保障・人口問題研究所”第 16 回出生動向基本調査 結果の概要”, (2021) (最終アクセス：2023 年 8 月 26 日) <https://www.ipss.go.jp/ps-doukou/j/doukou16/JNFS16gaiyo.pdf>
- ・ 厚生労働省”令和 4 年 (2022) 人口動態統計月報年計 (概数) の概況”, (2022) (最終アクセス：2023 年 8 月 27 日)
<https://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/jinkou/geppo/nengai22/dl/gaikyouR4.pdf>
- ・ 飯島佐知子,横山和仁”日本における少子化の社会経済的要因と政策”,学術研究からの少子化対策-日本衛生学会からの提言に向けて,73 巻,3 号,pp.305-312, (2018) .
https://www.jstage.jst.go.jp/article/jjh/73/3/73_305/_pdf/-char/ja
- ・ 厚生労働省”平成 23 年人口動態統計月報年計(概数)の概況 合計特殊出生率について”,(2011) (最終アクセス：2023 年 8 月 26 日)
<https://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/jinkou/geppo/nengai11/sankou01.html>
- ・ 厚生労働省”令和 3 年 (2021) 人口動態統計月報年計(概数) の概況”, (2021) (最終アクセス：2023 年 8 月 26 日)
<https://www.mhlw.go.jp/content/12601000/000954795.pdf>
- ・ 子ども未来戦略会議”子ども未来戦略方針”, (2023) (最終アクセス：8 月 28 日)
https://www.cas.go.jp/jp/seisaku/kodomo_mirai/pdf/kakugikettei_20230613.pdf
- ・ 東京都市区町村別合計特殊出生率の順位, (2020) (最終アクセス：8 月 28 日)
https://www.metro.tokyo.lg.jp/tosei/hodohappyo/press/2022/03/14/documents/11_02.pdf
- ・ 松田茂樹. “ [続] 少子化論：出生率回復と＜自由な社会＞”,pp.42-48, (2021) 学文社
- ・ 宮本みち子,岩上真珠,山田昌弘,“未婚化社会の親子関係—お金と愛情に見る家族のゆくえ”,pp.183, (1997) 有斐閣