

主観的幸福度は出生率に影響を与えるか？

熊谷臣介

平野竜一

山岸明日翔

1. 問題提起

わが国で少子化が問題となり、その原因と対策について様々な研究が行われてきた。しかしながら、少子化問題は解決していない。そこで、今までの研究とは異なる要素を取り入れた研究を行う必要があると考えた。我々は、少子化を説明する変数として主観的幸福度に着目した。その理由は以下のとおりである。

主観的幸福度と結婚について経済学的に研究した例は多くあり、Grover and Helliwell(2014)をはじめとして結婚は主観的幸福度を高めるとされる。また、Stutzer and Frey(2006) は独身の時点で幸福度の高い人のほうが結婚しやすいことを示している。

結婚と出生率についても経済学的な研究は多くあり、伊達・清水谷(2004)をはじめとして婚姻率の低下が出生率を低下させるとされている。また、足立・中里(2017)は、未婚率の上昇が出生率の低下につながっていることを示しており、伊達・清水谷と整合する。

主観的幸福度と婚姻率に正の相関があり、婚姻率の上昇と出生率に正の相関があることを踏まえると、主観的幸福度と出生率にも関係性が認められるのではないかと考えた。少子化対策を考えるにあたり、主観的幸福度と出生率との相関を正しく把握することは有効な政策の策定につながると考える。

本稿では計量経済学的分析を行うことを前提としている。経済学では厳密な演繹的理論体系を構築するアプローチで発展しており、主観的幸福度のような個人の主観によって左右されるデータは経済学的には扱いつらい。主観的幸福度と少子化との関係性を経済学的に研究した例は少なく、その関係性を回帰分析によって行うことには一定の意義があると考えた。

2. 少子化問題に関する先行研究

少子化の原因究明を要旨とした先行研究は多数あるが、中でも68種もの説明変数を網羅的に分析したものとして田辺・鈴木(2016b)がある。田辺・鈴木(2016a)は都道府県別のマクロデータをサポートベクターマシンにより分析し、婚姻率、女性喫煙率、デキ婚率、男性失業率などが出生率への寄与度が高いとした。

本論の要旨である出生率と幸福度との関係に焦点を当てた研究としては、樋口・深堀(2013)がある。樋口・深堀(2013)は日本の女性を追跡調査したパネルデータである公益財団法人家計経済研究所の「消費生活に関するパネル調査」を用いて、幸福度・生活満足度・夫婦関係満足度と出産タイミングの関係を調査した。結果、生活満足度の高さは第一子の出産を推進し、夫婦関係満足度の低さは第一子の出産を抑制すると分析した一方で、幸福度に関する変数は第1子出産、第2子以降出産のいずれにも有意でないと分析した。ここで使用されたパネルデータは既婚女性に限定されており、本論では対象を特定化しないことでこれと差別化する。

3. データ

今回使用する幸福度の指標は、鈴木・田辺（2016a）の作成した主観幸福度指標(1978年から2012年の間に調査された主観的幸福度のデータ5種類の偏差値の平均をとって作成された得点表)および、そのもととなったデータのうちサンプルサイズが10000を超える2種(文部科学省「地域の生活環境と幸福感についてのアンケート調査」(2010),大阪大学21世紀COE「くらしの好みと満足度についてのアンケート調査」(2003-2006))である。

その他の変数としては、出生率の説明変数を網羅的に調査した鈴木・田辺（2016b）から有効とされた13の指標を利用した。これらの指標を、幸福度調査のうち最もサンプルサイズが多かった文科省調査の実施年度である2010年度を基準として収集した。

表2 各指標の基本統計量と単位

指標		平均値	最小値	最大値	標準偏差	単位
幸福度指標	総合幸福度	50.03	38.40	60.70	5.56	鈴木・田辺(2016b)の指標(点)
	文科省幸福度	6.22	5.49	6.82	0.30	「地域の生活環境と幸福感についてのアンケート調査」結果(点)
	大阪大幸福度	6.97	6.21	7.46	0.27	「くらしの好みと満足度についてのアンケート調査」結果(点)
その他説明変数	婚姻率	5.06	3.94	6.93	0.56	人口千人あたりの婚姻率(%)
	女性喫煙率	0.10	0.06	0.17	0.02	女性の喫煙率(割合)
	デキ婚率	28.17	19.50	42.40	4.99	婚期間が妊娠期間より短い第一子出生率(%)
	男性失業率	7.15	5.31	10.84	1.17	男性の完全失業率(%)
	病床数	1173.40	685.60	2186.30	282.85	十万人当たりの一般病院病床数(床)
	女性管理職率	13.98	11.40	17.66	1.53	管理職に占める女性の割合(%)
	犯罪率	10.42	4.96	20.55	3.30	人口千人当たりの刑法犯認知件数(件)
	気温	15.16	8.90	23.10	2.35	平均気温(1981年から2010年の平年値)
	非正規労働者割合	35.34	30.35	42.98	2.43	人口百人当たりの非正規労働者数(人)
	30代女性就労率	64.77	53.56	75.44	5.75	30歳代女性の就業率(%)
	児童福祉費	2.81	1.87	4.93	0.57	都道府県財政における児童福祉費の割合(%)
	消費支出	292.40	235.10	333.60	23.56	1世帯当たり1カ月間の消費支出(千円)
	妻育児時間	21.60	14.00	30.00	3.38	女性の育児の平均時間(時間/週)
被説明変数	出生率	1.42	1.12	1.83	0.13	合計特殊出生率
操作変数	自殺者割合	0.24	0.19	0.33	0.03	人口千人当たり自殺者数(人)
	精神科外来患者数	54.30	10.00	105.50	21.53	人口千人当たり精神科外来患者延数(人)

4. 分析手法

A) 標準化最小二乗法

本論では最小二乗法を行う前に各指標を標準化する標準化回帰の手法を取り入れた。標準化回帰は通常の回帰と異なり、説明変数が1単位増加したことによる被説明変数の限界増加量を知ることが出来ない。その代わりに、係数を比較することによって2つの説明変数のどちらが被説明変数に大きな効果を与えているかを測ることができる利点がある。本論では主観的幸福度が少子化の説明変数として見逃されている点を問題視しているため、説明変数の効果の大きさを比較できる標準化回帰を採用した。

B) 操作変数法

本論ではさらに、出生率を被説明変数、主観的幸福度を説明変数とした分析を行うにあた

り、出生率と幸福度が双方向に影響を与えている可能性を考慮し、操作変数法による分析を行った。

操作変数法とは、モデルが持つ内生性を考慮した分析手法である。

例えば、以下のようなモデルを考える。

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + u_i$$

説明変数 X_i が誤差項 u_i と相関している ($Cov(X_i, u_i) \neq 0$) とき、このモデルには内生性があるといい、 β_1 の最小二乗推定量が一致性を持たなくなる問題が生じる。

このように回帰モデルが内生性を持つとき、説明変数と相関を持ち、誤差項とは相関を持たないような変数 Z_i を操作変数として用いた操作変数法によって内生性に対処する。

$$(Cov(X_i, Z_i) \neq 0, Cov(Z_i, u_i) = 0)$$

今回、自殺者割合と精神科外来来院者数を個別に操作変数として用いた 2 段階最小二乗法を用いた。2 段階最小二乗法では、まず Z_i を X_i に回帰させ

$$X_i = \hat{\gamma}_0 + \hat{\gamma}_1 Z_i + \hat{e}_i$$

を得る。ここで得られた最小二乗推定値 $\hat{\gamma}_0, \hat{\gamma}_1$ を用い、 Z が与えられた下での X_i の予測値を $\hat{X}_i = \hat{\gamma}_0 + \hat{\gamma}_1 Z_i$ とする。

次に、 \hat{X}_i を Y_i に回帰させ

$$Y_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_i + \hat{u}_i$$

を得る。こうして得られた 2 段階最小二乗推定値 $\hat{\beta}_1$ は操作変数推定量と一致性を持ち、一致推定量である。

今回の分析では幸福度の他に OLS で有意性が認められた婚姻率、女性喫煙率、デキ婚率、女性管理職率を含めた計 5 つの説明変数を用い、幸福度の操作変数として自殺者割合と精神科外来来院者数を個別に用いた 2 つのモデル

$$\text{自殺割合モデル：出生率}_i = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 \text{幸福度}_i + \hat{\alpha}_2 \text{婚姻率}_i + \hat{\alpha}_3 \text{女性喫煙率}_i + \hat{\alpha}_4 \text{デキ婚率}_i + \hat{\alpha}_5 \text{女性管理職率}_i + \hat{u}_i$$

$$\text{精神科外来モデル：出生率}_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \text{幸福度}_i + \hat{\beta}_2 \text{婚姻率}_i + \hat{\beta}_3 \text{女性喫煙率}_i + \hat{\beta}_4 \text{デキ婚率}_i + \hat{\beta}_5 \text{女性管理職率}_i + \hat{u}_i$$

$$(\text{幸福度}_i = \hat{\gamma}_0 + \hat{\gamma}_1 \text{自殺者割合}_i + \hat{e}_i)$$

$$(\text{幸福度}_i = \hat{\delta} + \hat{\delta}_1 \text{精神科外来来院者数}_i + \hat{e}_i)$$

を 2 段階最小二乗法で推定した

5. 推定結果

推定結果は表 2 に示した。標準化回帰と操作変数法のそれぞれの結果は以下のような

った。

A) 標準化回帰

自由度調整済み決定係数は 0.7519 と高水準であった。有意に正の相関が認められたのは婚姻率とデキ婚率で、負の相関が認められたのは女性喫煙率と女性管理職率だった。符合については参考にした田辺・鈴木(2016b)と一致しており、不自然な推定では無い。女性喫煙率についてはやや直感的ではないが、田辺・鈴木(2016b)が指摘するように「ニコチン等による異常出産のリスクをおそれて出生率が低下する」という仮説が支持されたと捉えることが出来る。

係数の絶対値を比較すると最も少子化に影響を与えているのはデキ婚率であった。これは嫡出第一子の出産時点で妊娠期間よりも婚姻期間が短い母親の割合を示す指標であり、すなわち婚前交渉により誕生した第一子嫡出子の割合である。これについては直感的であり、出産に対する気軽さが出生率の向上に大きく貢献していると推察できる。

肝心の幸福度指標だが、これは用いた 3 つの指標の全てで有意な値をとらなかった。推定結果を素直に捉えるならば、主観的幸福度は出生率に影響をもたらさないということになる。

B) 操作変数法

結論から述べると操作変数法では幸福度指標のみならず、標準化回帰で有意な相関を見出したどの説明変数についても出生率との有意な相関関係が認められなかった。これは操作変数法の特徴、すなわち一致性を確保したぶん効率性が落ちてしまうことが原因と考えられる。この対策としてはサンプルサイズを大きくすることが有効であり、例えば市レベルで分析したり、あるいは複数年度に渡ったクロスセクションデータを利用したりすることが考えられるが、これらに対応する市毎のデータ、及び多年度にわたる幸福度調査が存在しないことがボトルネックとなる。

表2 推定結果

	標準化回帰						操作変数法			
	推定式a		推定式b		推定式c		自殺者割合モデル		精神科外来モデル	
	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値
定数項	0.0000	0.000	0.0000	0.000	0.0000	0.000	-0.2779	-0.0798	8.4439	0.3673
主観的幸福度(総合)	0.0128	0.113					0.0252	0.3824	-0.1403	-0.3221
主観的幸福度(文科省)			-0.0409	-0.418						
主観的幸福度(大阪大)					-0.0706	-0.677				
婚姻率	0.3278**	2.051	0.3322**	2.112	0.3497**	2.199	-0.0157	-0.054	0.7094	0.3701
女性喫煙率	-0.4349***	-3.64	-0.4991***	-3.753	-0.5066***	-3.807	-3.1511	-0.8553	-12.0449	-0.5032
デキ婚率	0.7881***	4.737	0.7646***	4.499	0.8036***	4.876	0.0286	1.2582	-0.0275	-0.1845
女性管理職率	-0.2089*	-1.777	-0.223*	-1.897	-0.2389*	-1.978	0.0019	0.0386	-0.1153	-0.3663
男性失業率	-0.2018	-1.425	-0.193	-1.352	-0.2251	-1.567				
病床数	0.2345	1.583	0.2424	1.633	0.2426	1.647				
犯罪率	-0.1888	-1.472	-0.2018	-1.576	-0.1803	-1.428				
気温	0.1179	0.709	0.1159	0.699	0.1214	0.735				
非正規労働者割合	-0.0572	-0.396	-0.0581	-0.405	-0.0594	-0.415				
30代女性就労率	-0.1469	-0.705	-0.1762	-0.857	-0.1839	-0.925				
児童福祉費	-0.0072	-0.065	-0.0057	-0.051	-0.0028	-0.025				
消費支出	-0.0964	-0.762	-0.105	-0.866	-0.111	-0.915				
妻育児時間	0.1896	1.705	0.1949*	1.761	0.1666	1.441				

注) ***, **, *は1%有意, 5%有意, 10%有意を表す

6. 考察

分析結果は主観的幸福度と出生率には相関がないとするものであった。すなわち、個人の幸福度が高まっても出生率を引き上げないというものである。これは我が国においては主観的幸福度を向上させる政策は少子化対策に影響を及ぼさないことを意味する。また、ある政策が主観的幸福度を低下させるものであっても出生率に直接の影響を与えないということでもある。なお、婚姻率を低下させることは考慮する必要がある。

我が国における出生はそのほとんどが夫婦間で行われる。我々は、幸せだと感じている夫婦のほうが不幸だと感じている夫婦に比べて出生率が高くなると予想していたため、予想とは異なる結果となった。しかしながら、豊かな先進国で出生率が低く発展途上国で出生率が高いことを考えれば一概に直感と異なる結果とはいえない。

今回の分析では重回帰分析において内生性の問題が生じている可能性を考慮し、操作変数法による分析を行った。しかしながら、今回の分析で内生性の問題を完全に克服できたとは断言できない。さらに、操作変数法は、最小二乗法と比べて標準誤差が大きくなりやすく、効率性が下がっていることにも注意が必要である。また、主観的幸福度のデータについてもその性質が明らかになっていないため信頼性が完全に担保されているとは言えない。したがって、今回の分析のみでは主観的幸福度と出生率に相関がないと断定することは難しく、相関がないと断定するには内生性の問題及びデータの信頼性の問題を解決する必要がある。非線形分析を行うなどさらなる検討が求められる。

出生率に影響を及ぼしている可能性のある変数で主観的な性質を持つものはほかにもあると思われる。そのような主観的な変数を含めた経済学的な少子化の要因分析は今までに例が少ないため、これからさらに分析する必要があると考える。また、その際のデータの信頼性には注意を払うことが求められると考える。

7. 参考文献

- ・ Stutzer, A. and B. S. Frey(2006). Does marriage make people happy, or do happy people get married? *Journal of Socio-Economics* , Vol.35(2), pp.326-347.
- ・ Grover, S. and J. F. Helliwell(2014). How's life at home? New evidence on marriage and the set point for happiness. NBER Working Paper No,20794.
- ・ 足立泰美, 中里透(2017)「出生率の決定要因：都道府県別データによる分析」『日本経済研究』No.75. pp.63-91
- ・ 伊達雄高, 清水谷論(2004)「日本の出生率低下の要因分析：日本の出生率低下の要因分析。実証研究のサーベイと政策的含意の検討」ESRI Discussion Paper Series, No.94,pp.1-58, 内閣府経済社会総合研究所.
- ・ 鈴木孝弘・田辺和俊(2016a)「幸福度の都道府県間格差の統計分析」『東洋大学紀要. 自然科学篇』No.60,pp93-112
- ・ 田辺和俊・鈴木孝弘(2016b)「出生率の都道府県格差の分析」『厚生指標』No.63(5),pp13-

21

- ・樋口美雄・深堀遼太郎(2013)「女性の幸福度・満足度は出産行動に影響を与えるのか」, 『季刊家計経済研究 2013 SPRING』 pp70-83
- ・「e-Stat 都道府県・市区町村の姿」 <https://www.e-stat.go.jp/regional-statistics/ssdsview>