

基礎研 レポート

出生率の決定要因や少子化施策の効果に関する分析—埼玉県における少子化対策に関する施策の効果検証を中心に—

日本社会事業大学 社会福祉学部 教授 金子 能宏
生活研究部 准主任研究員 金 明中
(03)3512-1825 kim@nli-research.co.jp

1—はじめに

出生率がなかなか回復していない。2018年の日本の合計特殊出生率（以下、出生率）は、1.42で3年連続で低下した。また、人口減少幅は2018年時点で43万人と過去最大となり、10年連続減少している。出生率の低下や人口減少は働き手の減少をもたらし、経済活動に支障を来し、社会保障の持続も危うくする恐れがある。

埼玉県では2016年度から県と市町村が連携し、埼玉県における少子化対策を検討するために埼玉県少子化対策協議会を設置し、出生率を改善させるための対策を議論している。

本章では埼玉県の国勢調査や埼玉県が独自調査したデータなどを用いて、出生率の決定要因や少子化施策の効果に関する分析を行った。

2— 先行研究

出生率の決定要因を分析した先行研究は数多くある。その中で本稿が注目したのは市町村のデータを用いた先行研究である。

阿部・原田（2008）は、日本の出生率の要因を市町村ベースのデータにより分析を行った。被説明変数は、厚生労働省が「人口動態保健所・市区町村別統計」で推計・公表している1998～2002年の5年間の出生率の平均値を用いた。説明変数である所得は、市区町村別「課税対象所得額」を人口で除した一人当たり所得（2000年度分）が使われた。また、子供の養育に必要な時間費用の代理変数として、女性賃金を使用している。但し、市町村別にデータが入手できなかったため、分析では都道府県別の女性賃金を使用している。地域ごとに養育変数が大きく異なる可能性がある点に注目し、住宅費として地価（総務省の固定資産税評価）を用いた。金額は全国で物価の水準が異なることを考慮し、消費者物価地域格差指数（総務省、2000年）を用いて、デフレートしている。

教育費は、養育費用の大きな部分として考え、2000年の国勢調査により、市区町村の15歳以上通学者数を15～24歳人口で除した比率を代理変数として利用した。推計式は次の通りである。

$$TFR = \beta_0 + \beta_1 Y + \beta_2 WW + \beta_3 PL + \beta_4 ER + \beta_5 NS + \varepsilon \quad (\text{式 1})$$

$$\ln(TFR) = \beta_0 + \beta_1 \ln(Y) + \beta_2 \ln(WW) + \beta_3 \ln(PL) + \beta_4 ER + \beta_5 NS + \varepsilon \quad (\text{式 2})$$

TFR: 出生率(厚生労働省の「人口動態保健所・市区町村別統計」の1998~2002年の5年間の平均値)。

Y : 「課税対象所得額」(日本マーケティング教育センター)を国勢調査人口(総務省統計局)で除した一人当たり所得(2000年、年額万円)。

WW : 女性賃金(賃金構造基本調査、決まって支給する現金給与額、2000年、月額万円)。 PL : 地価(固定資産税評価額住宅地2000年、平米当り万円)。

ER : 15歳以上通学者数対15~24歳人口比率(国勢調査2000年)

NS : 保育所制約((待機児数+在所児数)/保育所定員数), 保育所未設置市町村には最小値0.27を与えている。これらのデータは、厚生労働省の「社会福祉施設等調査」(2000年)を使用した。後述のように保育所定員人口比率と保育所未設置町村ダミーを用いた操作変数法で推計。

ε : 誤差項。

※ Y 、 WW 、 PL は、消費者物価地域格差指数(総務省、2000年)によってデフレート。

分析の結果、所得の弾性値は負であった。これは所得の増加が養育費用を増加させることによる出生率抑制効果が、所得効果を上回っていることを意味する。他の先行研究では、所得の係数が正であるケースが多かったものの、その結果とは異なる結果が出ている。

女性賃金の弾力性も負であった。これは、女性の養育への機会費用の増加が出生率を抑制することを示している。地価の弾力性も負であり、地価の低い地域は、養育費の一部である居住費用が低く、出生率にプラスの影響を与えると解釈することができる。

加藤(2017)は、2010年時点の市区町村別データセットを作成し、出生率と人口密度の関係を計測した。説明変数としては人口密度、女性労働力率、第一次産業就業者比率、そして人口純転入率が用いられた。特に分析で注目したのは人口密度が出生率に与える影響である。加藤は、出生率に影響を及ぼす経済社会の要因が多様であり、両立支援の難しさや育児資源の有無など地域レベルでの客観的な数値として観測することが難しいものも多いと言及しながら、このような諸要因の代理変数として人口密度が考えられることを強調した。つまり、結婚や子どもを持つことの要因は社会経済環境に求める必要があり、こうした視点から、①子どもを持つことの費用の上昇、②就業と産業・育児の両立を可能にする社会システム、③家計の所得、④若年層を中心とした雇用情勢の悪化を少子化の要因として挙げた。以上の少子化の要因の中で、出生率の地域別の違いを明らかにするためには、子どもを持つことの直接的な費用や就業と出産・育児の両立可能性は居住地に影響を受ける要因に焦点を絞る必要があることを強調しながら、この二つの要因の代理変数として人口密度を利用した。都市部と地方を比較した場合、都市部のほうが労働力や資本等が集中しており、効率性が高く、それが高い所得につながっていることが出生率に正の効果をもたらす可能性がある。一方で、人口密度が高い地域ほど地価が高く、多人数で居住するコストが高い、そして住宅コスト等が高いため居住スペースも制約されるので、こうした側面が出生率に負の効果をもたらす可能性もある。

推計結果、人口密度が高い市区町村ほど出生率が低いという結果が出た。生活と関連するコストの増加が出生率に負の影響をもたらしたと考えられる。女性労働力率と出生率の間には正の関係があり、保育所整備率など少子化対策と関連する資源に多くを費やしている市区町村ほど出生率が高いという結果が得られた。一方、人口密度が上昇した市区町村とそうでない市区町村に分けて、二時点間において人口密度の上昇が出生率に与えた影響をみたところ、人口密度が上昇した市区町村では平均して出生率が低下する結果が出た。

3—出生率の地域差

2000年に1.28であった埼玉県の出生率は、その後上昇と低下を繰り返し、2015年には1.32まで上昇した。しかしながらその後は低下傾向に転じ、2017年の出生率は1.19まで低下した。これは同時点における全国平均1.44を大きく下回る数値である。

図表1は、調査年別埼玉県の平均出生率と埼玉県内の市町村¹（2019年現在全63市町村）との出生率の差を示している。埼玉県における出生率は、2015年をピークに全体的に低下傾向にある中で、平均出生率を上回っている市町村の数は増加傾向にある（詳細は図表3～図表8を参照）。

すべての調査年において埼玉県の平均出生率を上回っている市町村は、さいたま市、熊谷市、川口市、秩父市、本庄市、深谷市、草加市、戸田市、朝霞市、八潮市、富士見市、吉川市、滑川町の13市町村である（図表2）。また、宮代町、寄居町、小鹿野町、桶川市、横瀬町、蓮田市、鳩山町、鴻巣市の8市町村における2017年の出生率は2015年に比べて改善された（図表10）。

一方、久喜市、北本市、幸手市、日高市、毛呂山町、越生町、小川町、川島町、鳩山町、ときがわ町、東秩父村のような11市町村は、すべての調査年において平均出生率を下回っていることが明らかになった。出生率が埼玉県の平均出生率を上回っている市町村、あるいは、出生率が改善された市町村の特徴は次の通りである²。

- 寄居町

2013年にホンダが工場を新設し、埼玉県の生産を寄居工場に集約したことで若手人口が増加する。

- さいたま市、川口市、戸田市、朝霞市、草加市

東京に近接し、通勤通学に便利なことから、若い層の人口が集中しやすい。

- 熊谷市、深谷市、鴻巣市、桶川市、蓮田市

もともと高崎線・宇都宮線沿線で都内への通勤に便利であるところ、2015年上野東京ライン開通により、東京・品川への通勤通学の利便性がより向上した。また、2015年、圏央道 北本-白岡間が開通。

¹ 2019年現在63市町村

² 埼玉県福祉部少子政策課提供資料

- 本庄市

2004年本庄早稲田駅開業。以降、同駅周辺エリアで早稲田大学の研究施設や関連施設の整備商業施設、道路築造、宅地整備、保留地販売が進む。2012年「カインズ」本社が稼働。2013年大型商業施設完成。

- 八潮市

2005年つくばエクスプレス開通。以降、沿線地域活性化のため、土地区画整備事業が行われ、大規模な新興住宅地の整備が進められた。

- 滑川町

2002年つきのお駅開業。都心までのアクセスが良くなり、土地区画整備が行われて住宅地やショッピング施設が整備されることにより、ベッドタウン化が進んでいる。

- 吉川市

武蔵野操車場跡地地区の土地区画整理によって、2012年、吉川美南駅開業。2013年には美南小学校開校。商業施設の整備や宅地開発が進められている。

- 富士見市

2015年大型ショッピング施設が開業。周辺の都市開発が進み、商業施設、産業系施設の開発が現在も進んでいる。

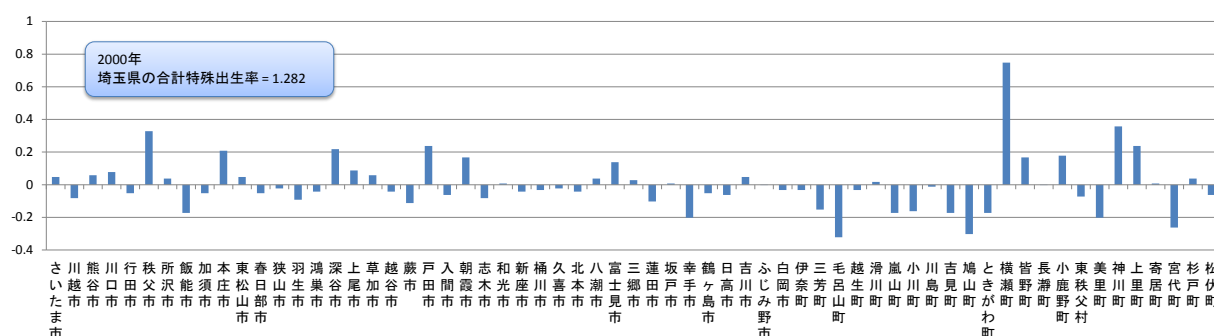
図表 1 埼玉県における市町村の調査年別平均出生率などの推移

年	市町村数	平均出生率	標準偏差	最小値	最大値	平均出生率を上回っている市町村の数	平均出生率を下回っている市町村の数
2000	63	1.28	0.17	0.96	2.03	26	37
2005	63	1.21	0.21	0.66	1.82	28	35
2010	63	1.27	0.18	0.74	1.6	32	31
2015	63	1.32	0.20	0.73	1.82	36	27
2016	63	1.21	0.19	0.73	1.7	36	27
2017	63	1.19	0.22	0.65	1.82	37	26

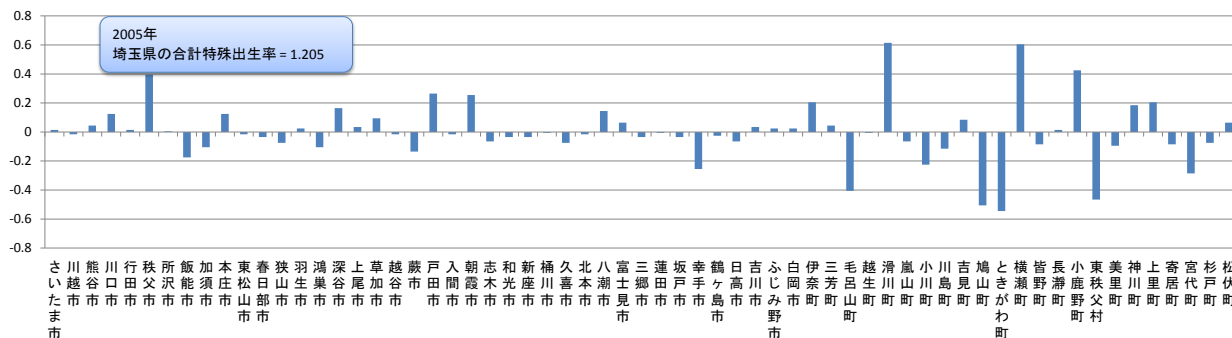
図表 2 調査年の平均出生率を上回った回数別市町村の分類

調査年(総6回)の平均出生率を上回った回数	6回	5回	4回	3回	2回	1回	0回
該当市町村数	13	8	8	5	10	8	11
市町村詳細	さいたま市 熊谷市 川口市 秩父市 本庄市 深谷市 草加市 戸田市 朝霞市 八潮市 富士見市 吉川市 滑川町	所沢市 上尾市 和光市 三郷市 ふじみ野市 白岡市 伊奈町 横瀬町	川越市 東松山市 越谷市 志木市 新座市 坂戸市 神川町 上里町	羽生市 鶴ヶ島市 小鹿野町 寄居町 宮代町	行田市 飯能市 狭山市 入間市 蓮田市 三芳町 嵐山町 皆野町 美里町 松伏町	加須市 春日部市 鴻巣市 蕨市 桶川市 吉見町 長瀨町 杉戸町	久喜市 北本市 幸手市 日高市 毛呂山町 越生町 小川町 川島町 鳩山町 ときがわ町 東秩父村

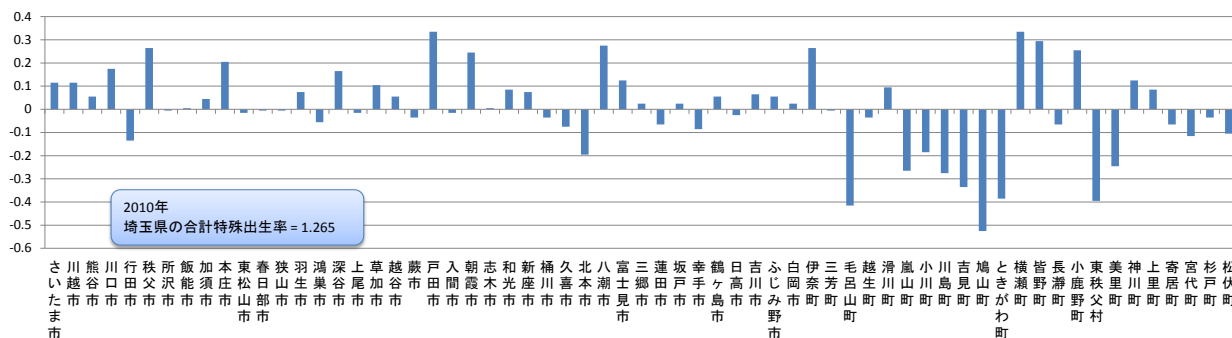
図表 3 調査年別埼玉県の平均出生率と埼玉県内の市町村との差 (2000年)



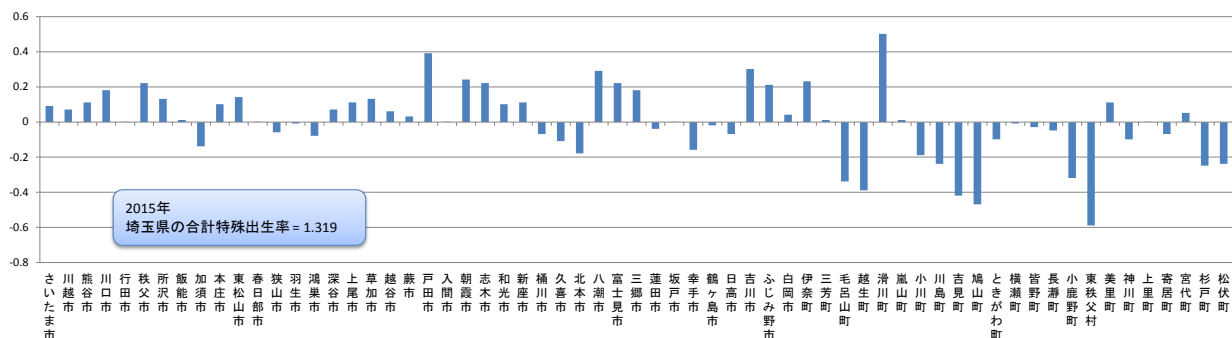
図表 4 調査年別埼玉県の平均出生率と埼玉県内の市町村との差（2005年）



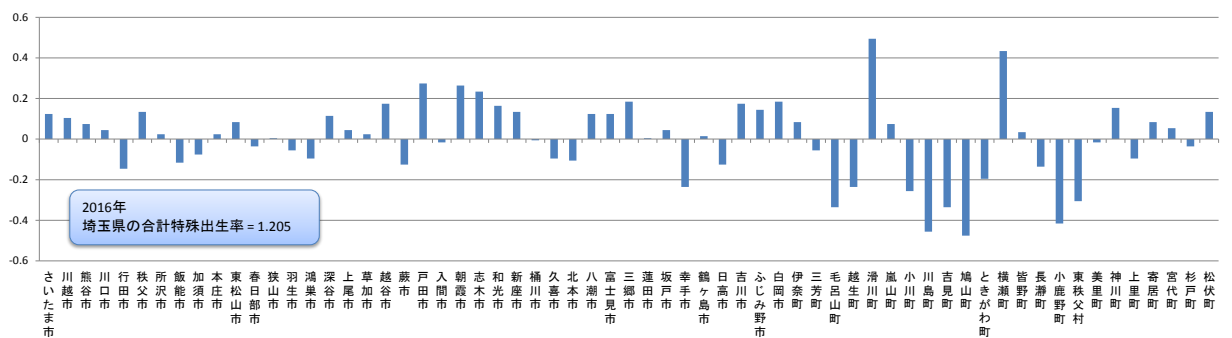
図表 5 調査年別埼玉県の平均出生率と埼玉県内の市町村との差（2010年）



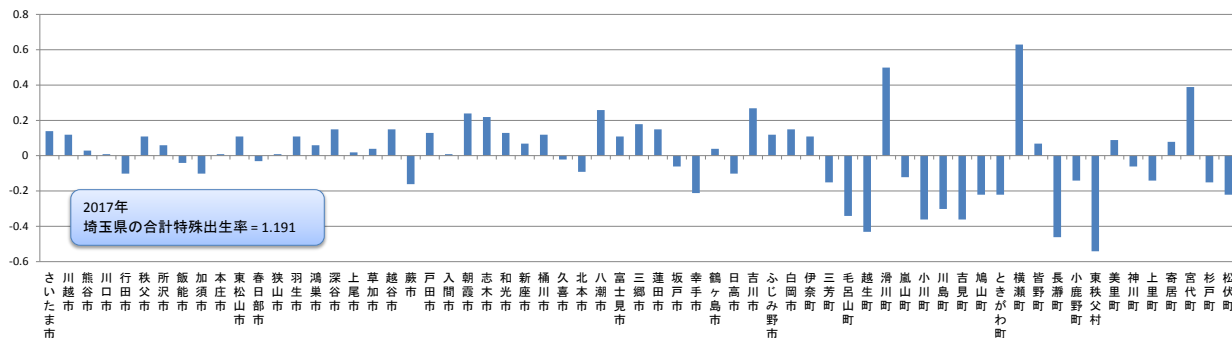
図表 6 調査年別埼玉県の平均出生率と埼玉県内の市町村との差（2015年）



図表 7 調査年別埼玉県の平均出生率と埼玉県内の市町村との差（2016年）

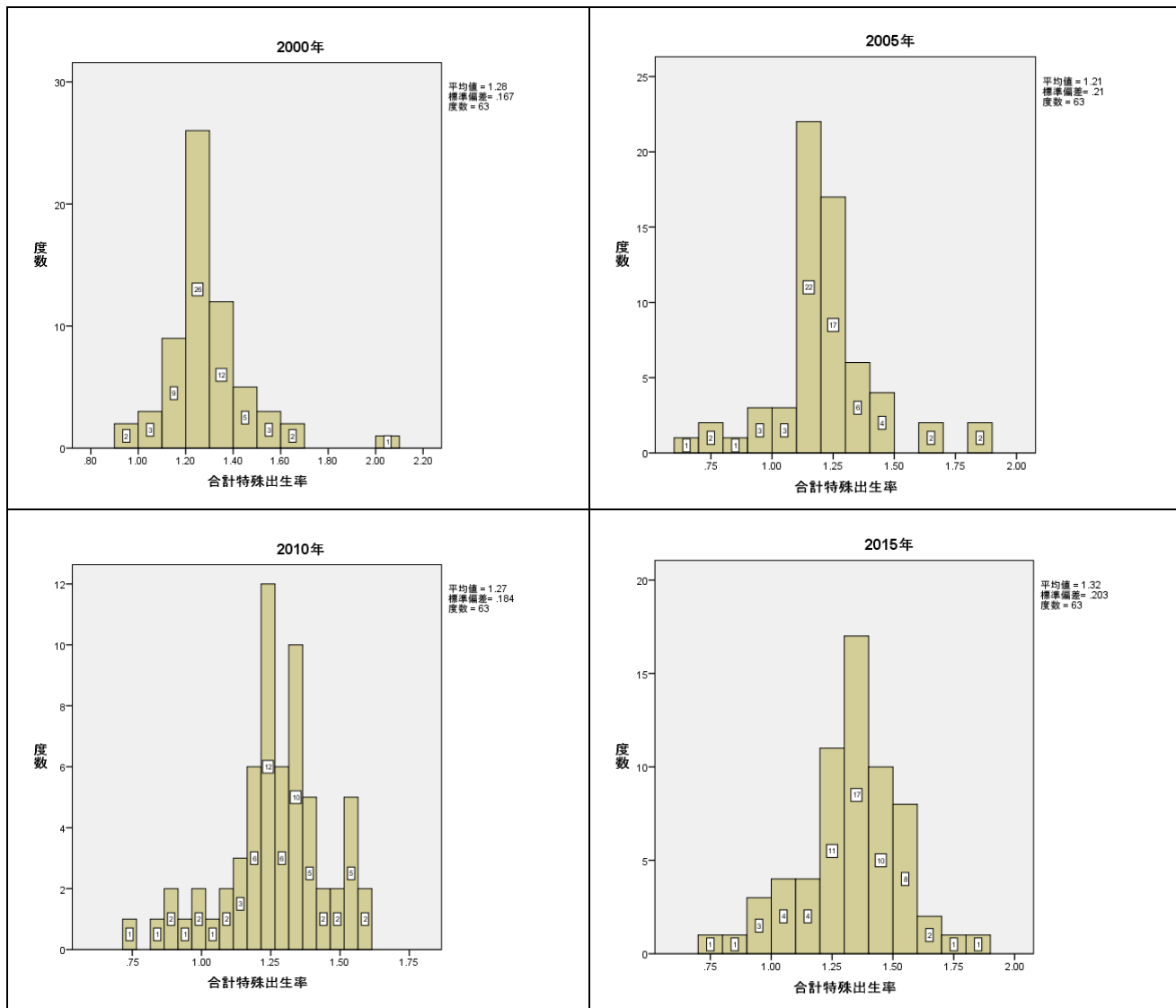


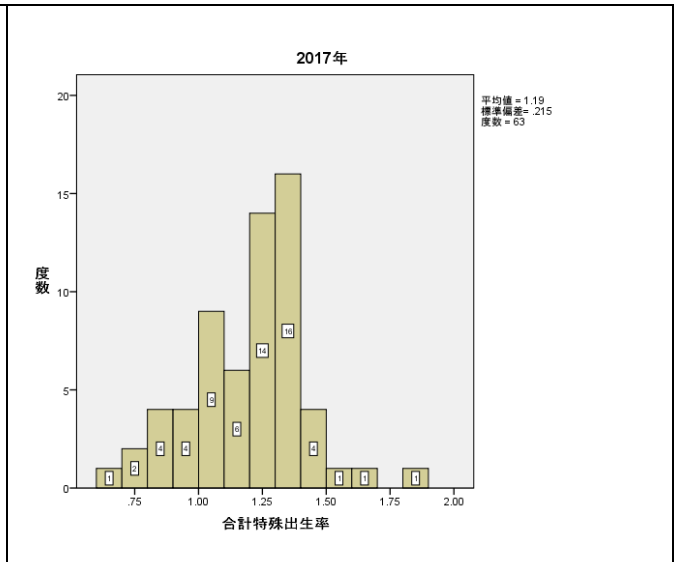
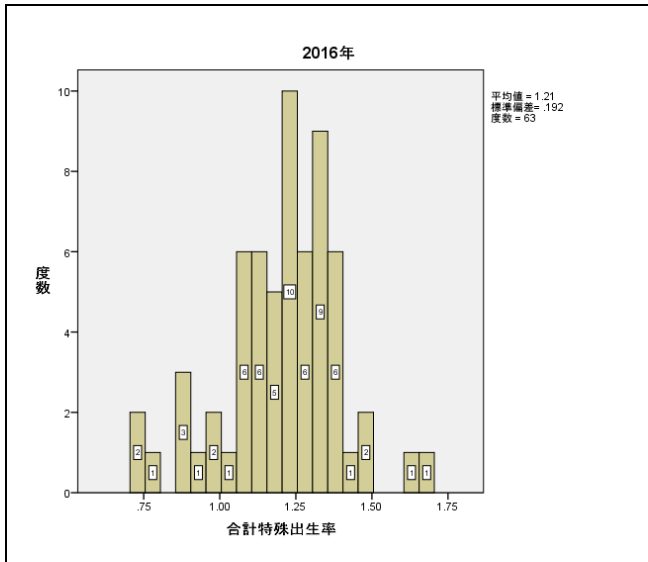
図表 8 調査年別埼玉県の平均出生率と埼玉県内の市町村との差（2017年）



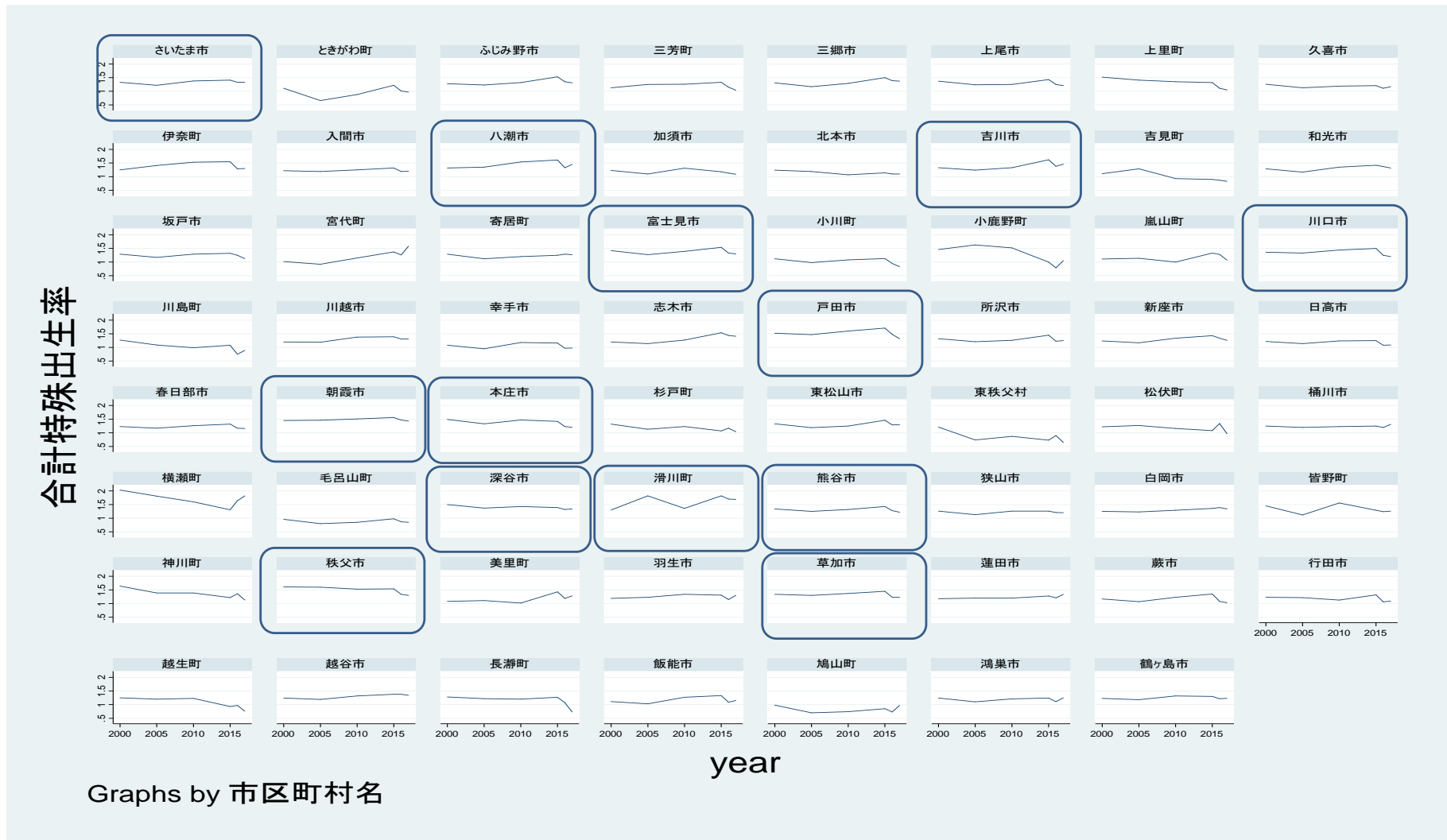
図表 9 は、地域別出生率の推移をヒストグラムで見たものであり、出生率が 2015 年以降低下する中で、出生率が 1.25 を下回る地域の分布が年々大きくなっていることが分かる。

図表 9 ヒストグラムから見た地域別出生率の推移





図表 10 市町村別出生率の推移



図表11はデータの間に対応がある場合の平均値の差の統計検定法である「対応のあるt検定」を行った結果である。ここで、「対応のある」とは、例えば「同じ人・地域で2回繰り返し計測したときの差を見る」といった場合を意味する。つまり、図表11は2000年における埼玉県内の各市町村の出生率とそれ以外の調査年の出生率の平均値に差が統計的に有意であるかどうかを検証した結果である。分析結果を見ると、2000年と2005年の出生率、2000年と2016年の出生率、2000年と2017年の出生率の平均値に差があるという結果が出ており、統計的にも有意であった。

図表 11 対応のある t 検定の分析結果

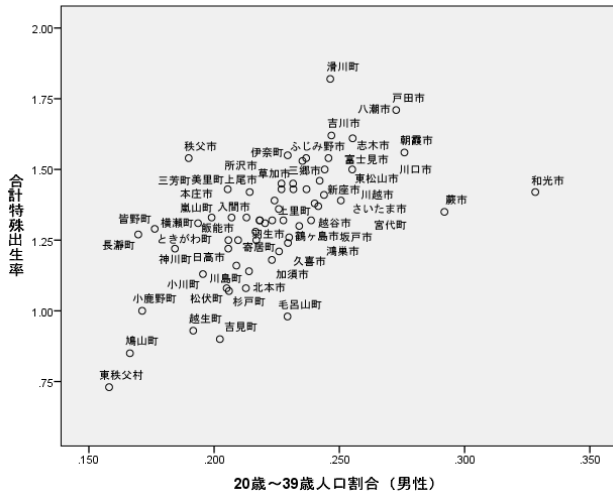
	対応サンプルの差					t 値	自由度	有意確率 (両側)
	平均値	標準偏差	平均値の標準誤差	差の 95% 信頼区間				
				下限	上限			
2000年の出生率 - 2005年の出生率	0.07698	0.14082	0.01774	0.04152	0.11245	4.339 ***	62	0.000
2000年の出生率 - 2010年の出生率	0.01698	0.13155	0.01657	-0.01615	0.05011	1.025	62	0.309
2000年の出生率 - 2015年の出生率	-0.03635	0.21775	0.02743	-0.09119	0.01849	-1.325	62	0.190
2000年の出生率 - 2016年の出生率	0.07635	0.17978	0.02265	0.03107	0.12163	3.371 ***	62	0.001
2000年の出生率 - 2017年の出生率	0.09095	0.20911	0.02635	0.03829	0.14362	3.452 ***	62	0.001

注1) ***, **, *はそれぞれ1%、5%、10%水準で統計的に有意なことを示す。

4—出生率と関連指標との相関関係分析

本節では、2015年の出生率と出生率に影響を与えると考えられる関連指標の間の相関関係を分析した。まず、出生率と20歳～39歳人口割合（男性）の相関をみたところ、20歳～39歳人口割合（男性）と出生率の間には正の相関があり、統計的にも有意であった（図表12）。

図表 12 20歳～39歳人口割合（男性）と出生率（2015）

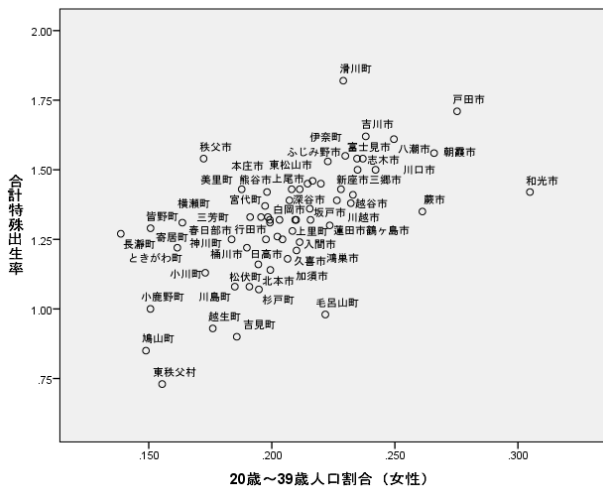


相関			
		20歳～39歳人口割合（男性）	合計特殊出生率
20歳～39歳人口割合（男性）	Pearsonの相関係数	1	.623**
	有意確率（両側）		.000
	度数	63	63
合計特殊出生率	Pearsonの相関係数	.623**	1
	有意確率（両側）	.000	
	度数	63	63

** 相関係数は1%水準で有意（両側）です。

20歳～39歳人口割合（女性）と出生率の間にも正の相関があり、統計的に有意であった。相関係数は女性の方が男性に比べて大きい（図表 13）。結婚適齢期とも言える20代や30代の男女の人口数が多いことが出生率にプラスの影響を与えたと考えられる。

図表 13 20歳～39歳人口割合（女性）と出生率（2015）

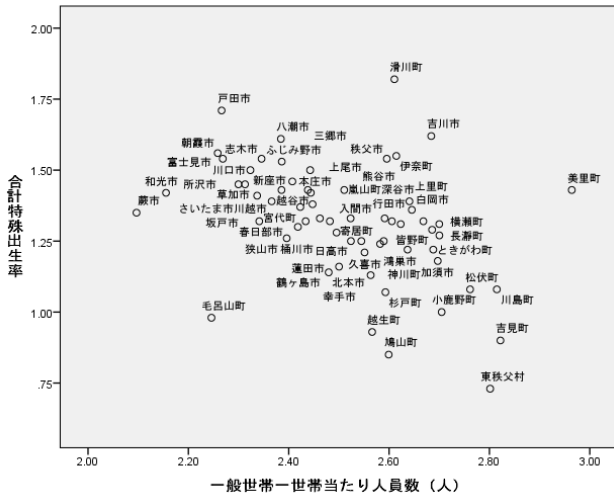


相関			
		20歳～39歳人口割合（女性）	合計特殊出生率
20歳～39歳人口割合（女性）	Pearsonの相関係数	1	.630**
	有意確率（両側）		.000
	度数	63	63
合計特殊出生率	Pearsonの相関係数	.630**	1
	有意確率（両側）	.000	
	度数	63	63

** 相関係数は1%水準で有意（両側）です。

一般世帯の世帯人員数と出生率（2015）の相関をみたところ、一般世帯の世帯人員数と出生率の間には負の相関があり、統計的に有意であった（図表 14）。

図表 14 一般世帯の世帯人員数と出生率（2015）



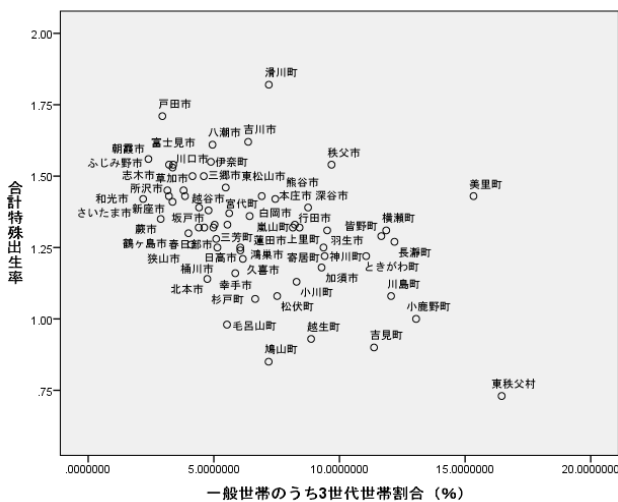
相関

	一般世帯一世帯当たり人員数（人）	合計特殊出生率
一般世帯一世帯当たり人員数（人）	Pearsonの相関係数	1
	有意確率（両側）	.001
	度数	63
合計特殊出生率	Pearsonの相関係数	-.415**
	有意確率（両側）	.001
	度数	63

** 相関係数は1%水準で有意（両側）です。

一方、一般世帯のうち3世代世帯割合と出生率の相関（2015）をみたところ、一般世帯の世帯人員数と出生率の間には負の相関があり、統計的に有意であった（図表 15）。一般的に3世代世帯の場合、祖父母が孫の世話をしてくれる印象が強いがなぜこのような結果が出たのだろうか。意識が変化し、孫には会いたいけど世話は嫌だと思ふ祖父母が増えたかも知れない。あるいは出生率に影響を与えない3世代世帯が最近増えたのが原因である可能性もある。実際、2000年のデータを用いて一般世帯のうち3世代世帯割合と出生率の相関を見たところ、2015年とは反対に3世代世帯割合が高い市町村で出生率が高いという結果が出た（図表 16）。

図表 15 一般世帯のうち3世代世帯割合と出生率の相関 2015年

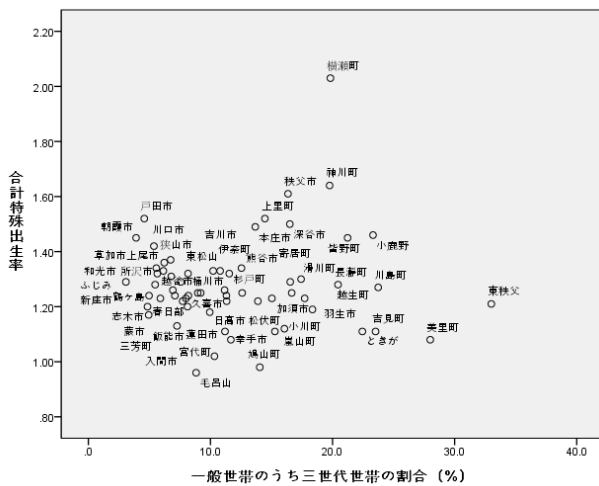


相関

	一般世帯のうち3世代世帯割合（%）	合計特殊出生率
一般世帯のうち3世代世帯割合（%）	Pearsonの相関係数	1
	有意確率（両側）	.000
	度数	63
合計特殊出生率	Pearsonの相関係数	-.500**
	有意確率（両側）	.000
	度数	63

** 相関係数は1%水準で有意（両側）です。

図表 16 一般世帯のうち3世代世帯割合と出生率の相関 2000年

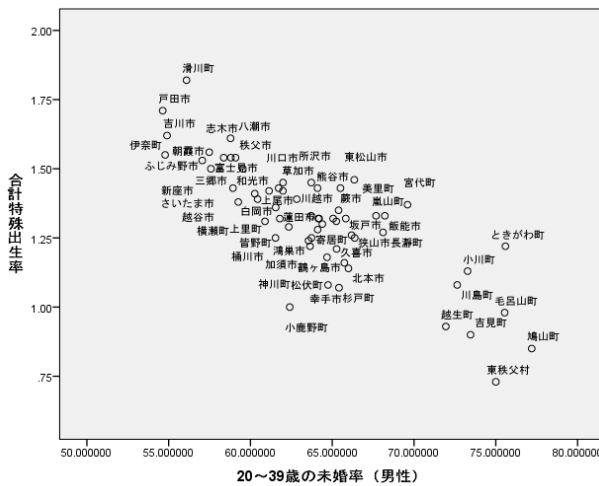


相関

		一般世帯のうち三世帯世帯の割合 (%)	合計特殊出生率
一般世帯のうち三世帯世帯の割合 (%)	Pearsonの相関係数	1	.053
	有意確率(両側)		.678
	度数	63	63
合計特殊出生率	Pearsonの相関係数	.053	1
	有意確率(両側)	.678	
	度数	63	63

次は20歳～39歳の未婚率（男性）と出生率（2015）をみたところ、20歳～39歳の未婚率（男性）と出生率の間には強い負の相関があり、統計的に有意であった。若い女性の未婚率のみならず若い男性の未婚率も出生率に影響を与えていることが明らかになっている（図表 17）。

図表 17 20歳～39歳の未婚率（男性）と出生率（2015）



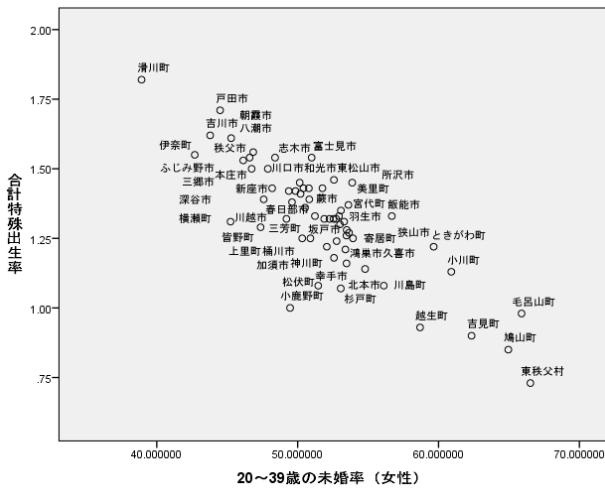
相関

		20～39歳の未婚率(男性)	合計特殊出生率
20～39歳の未婚率(男性)	Pearsonの相関係数	1	-.817**
	有意確率(両側)		.000
	度数	63	63
合計特殊出生率	Pearsonの相関係数	-.817**	1
	有意確率(両側)	.000	
	度数	63	63

** 相関係数は1%水準で有意(両側)です。

女性の場合でも20歳～39歳の未婚率と出生率の間には強い負の相関があり、男性より相関係数が大きく、統計的にも有意であった（図表 18）。

図表 18 20歳～39歳の未婚率（女性）と出生率（2015）



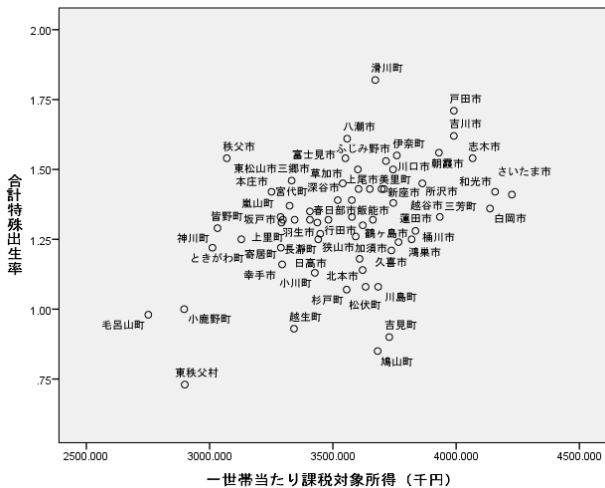
相関

		20～39歳の未婚率（女性）	合計特殊出生率
20～39歳の未婚率（女性）	Pearsonの相関係数	1	-.832**
	有意確率（両側）		.000
	度数	63	63
合計特殊出生率	Pearsonの相関係数	-.832**	1
	有意確率（両側）	.000	
	度数	63	63

** 相関係数は1%水準で有意（両側）です。

一世帯当たり課税対象所得と出生率（2015）をみたところ、一世帯当たり課税対象所得と出生率の間には正の相関があり、統計的に有意であった。この結果は、加藤（2017）の「都市部と地方を比較した場合、都市部のほうが労働力や資本等が集中しており、効率性が高く、それが高い所得につながっていることが出生率に正の効果をもたらす可能性がある」の内容と一致する（図表 19）。

図表 19 一世帯当たり課税対象所得と出生率（2015）



相関

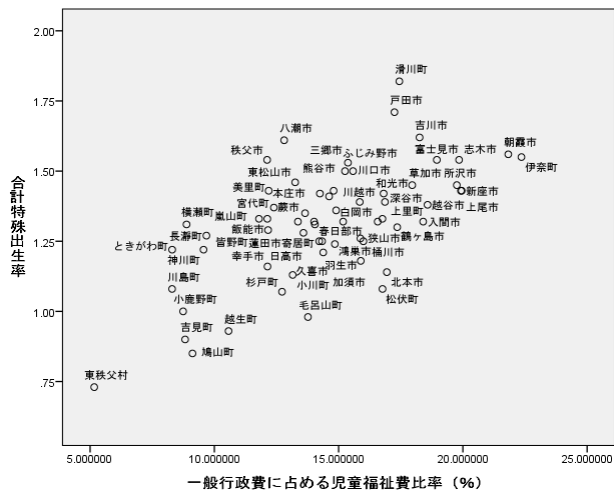
		一世帯当たり課税対象所得（千円）	合計特殊出生率
一世帯当たり課税対象所得（千円）	Pearsonの相関係数	1	.419**
	有意確率（両側）		.001
	度数	63	63
合計特殊出生率	Pearsonの相関係数	.419**	1
	有意確率（両側）	.001	
	度数	63	63

** 相関係数は1%水準で有意（両側）です。

また、一般行政費³に占める児童福祉費比率と出生率（2015）の関係をみたところ、一般行政費に占める児童福祉費比率と出生率の間には正の相関があり、統計的に有意であった。児童福祉費比率は少子化対策と関連する指標であるので、埼玉県が取り組んでいる児童福祉政策は出生率の改善にプラスの影響を与えると期待されている（図表 20）。

³ 地方財政計画上の経費の一区分。教育文化施策、社会福祉施策、国土及び環境保全施策等の諸施策の推進に要する経費を始め、地方公共団体の設置する各種公用・公共用施設の管理運営に要する経費等、地方公共団体が地域社会の振興を図るとともに、その秩序を維持し、住民の安全・健康、福祉の維持向上を図るために行う一切の行政事務に要する経費から、給与関係経費、公債費、維持補修費、投資的経費及び公営企業繰出金として別途計上している経費を除いたものであり、広範な内容にわたっている。

図表 20 一般行政費に占める児童福祉費比率と出生率（2015）

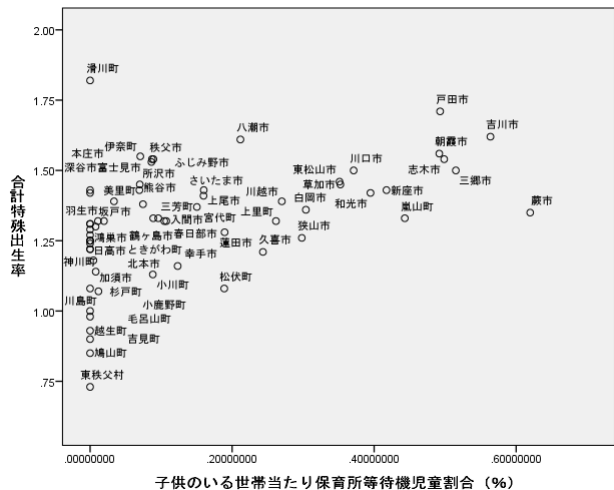


相関			
		一般行政費に占める児童福祉費比率 (%)	合計特殊出生率
一般行政費に占める児童福祉費比率 (%)	Pearson の相関係数	1	.629**
	有意確率 (両側)		.000
	度数	63	63
合計特殊出生率	Pearson の相関係数	.629**	1
	有意確率 (両側)	.000	
	度数	63	63

** 相関係数は 1% 水準で有意 (両側) です。

子供のいる世帯当たり保育所等待機児童割合と出生率（2015）をみたところ、子供のいる世帯当たり保育所等待機児童割合と出生率の間には正の相関があり、統計的に有意である結果が出た（図表 21）。

図表 21 子供のいる世帯当たり保育所等待機児童割合と出生率（2015）



相関			
		子供のいる世帯当たり保育所等待機児童割合 (%)	合計特殊出生率
子供のいる世帯当たり保育所等待機児童割合 (%)	Pearson の相関係数	1	.473**
	有意確率 (両側)		.000
	度数	63	63
合計特殊出生率	Pearson の相関係数	.473**	1
	有意確率 (両側)	.000	
	度数	63	63

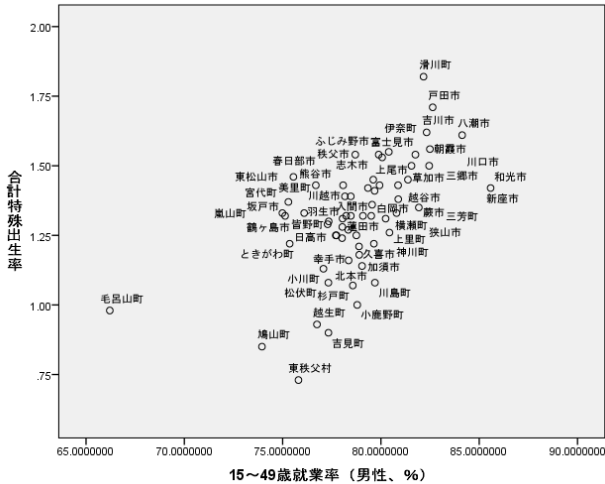
** 相関係数は 1% 水準で有意 (両側) です。

15 歳～49 歳就業率（男性）と出生率（2015）の関係をみたところ、15 歳～49 歳就業率（男性）と出生率（2015）の間には正の相関があり、統計的に有意であった（図表 22）。男性の労働時間と出生率の関係を分析した先行研究では両者の間に負の相関が出るケースが多かった。つまり、日本の男性は育児休業の取得率が低く、家事や育児の担当時間が短いため、男性の労働時間の長さは出生率に負の影響を与えるという結果が出た。埼玉県の結果が先行研究と異なる結果が出た理由としては、労働時間の代わりに就業率を用いて分析を行ったからではないかと思われる。家計の主な所得源である男性が働くこと、つまり、家計の所得が上昇することが出生率を引き上げる効果（所得効果）をもたらしている。

一方、埼玉県の女性についてみると、男性の結果とは逆に 15 歳～49 歳就業率（女性）と出生率（2015）

の間には弱い負の相関があった（統計的に有意ではない）。2015年時点の埼玉県の15歳～49歳年齢階層の男女別就業率は、男性が78.8%で女性の64.9%を上回っている。子育てにはある程度の経済的負担が必要であるので、女性に比べて正規職が多く、賃金水準が高い男性就業率が高いところで出生率が高いという結果が出たのではないかと考えられる（図表23）。

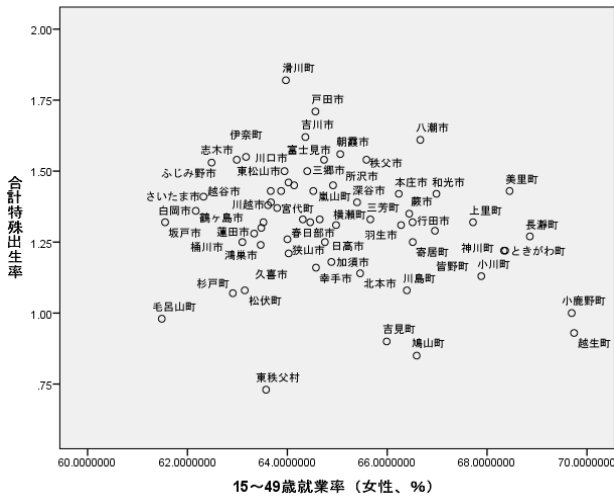
図表22 15歳～49歳就業率（男性）と出生率（2015）



相関			
		15～49歳就業率（男性、%）	合計特殊出生率
15～49歳就業率（男性、%）	Pearsonの相関係数	1	.591**
	有意確率（両側）		.000
	度数	63	63
合計特殊出生率	Pearsonの相関係数	.591**	1
	有意確率（両側）	.000	
	度数	63	63

**、相関係数は1%水準で有意（両側）です。

図表23 15歳～49歳就業率（女性）と出生率（2015）



相関			
		15～49歳就業率（女性、%）	合計特殊出生率
15～49歳就業率（女性、%）	Pearsonの相関係数	1	-.219
	有意確率（両側）		.085
	度数	63	63
合計特殊出生率	Pearsonの相関係数	-.219	1
	有意確率（両側）	.085	
	度数	63	63

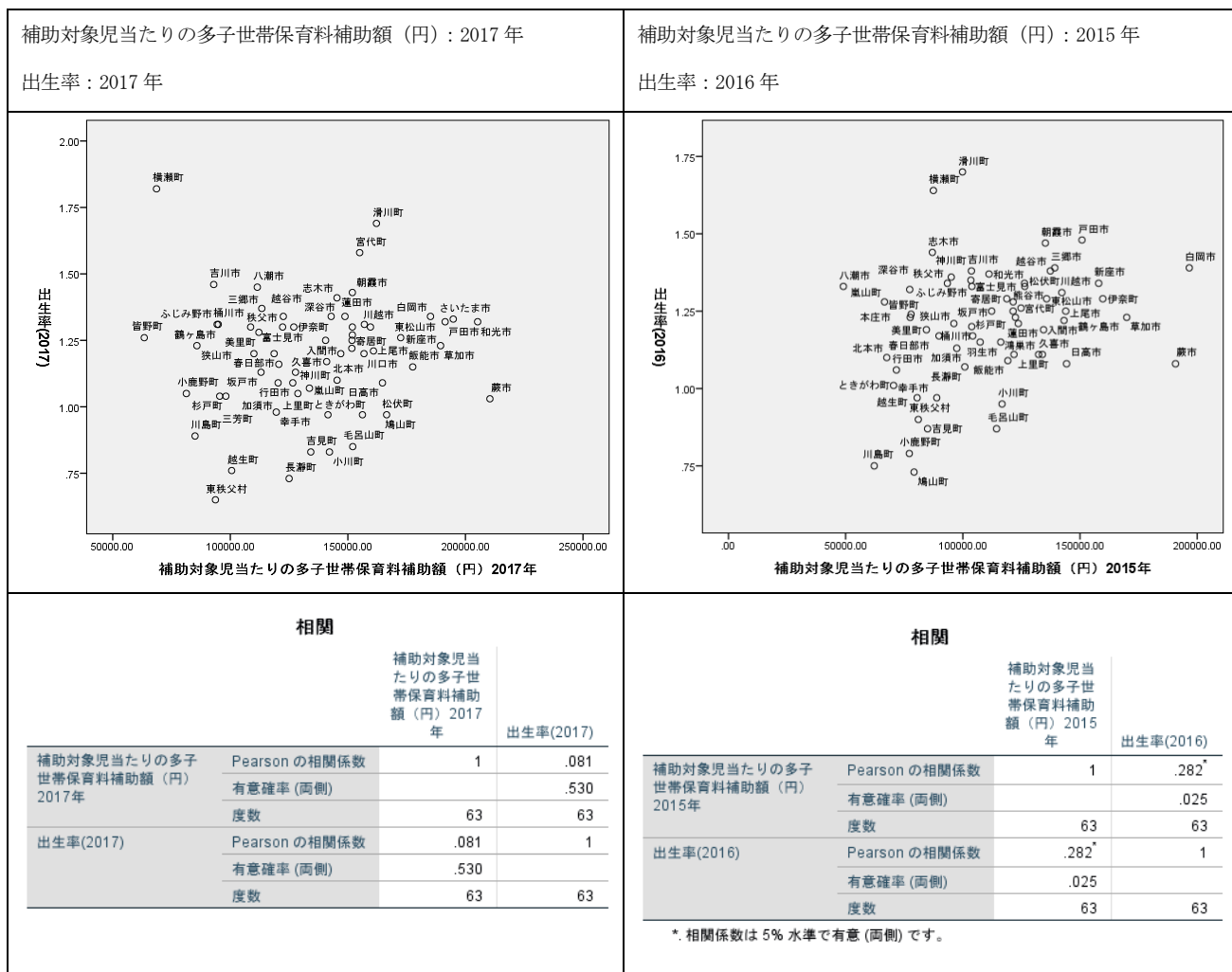
次は、2015～2017年度の多子世帯保育料軽減事業の対象児一人当たり公費負担額と出生率の関係をみてみた。埼玉県では2015年以降、全体的に出生率が低下している傾向が強く、出生率を改善する目的などで2015年4月から3人目以上のこども（兄弟姉妹）が同居、生計を一緒にしており、第3子以降の市内に住所を有する保育認定2・3号児童が認可保育所等を利用している世帯で、第3子以降の児

童が0、1、2歳児クラスに在籍している児童の保育料が半額となる「多子世帯保育料軽減事業」を実施している。但し、市町村により軽減額に差があり、58市町村は全額免除を実施している半面、5市町村（川越市・所沢市・朝霞市・狭山市・三芳町）は半額免除で対応している。

多子世帯保育料軽減事業と出生率との関係を確認するために、補助対象児当たりの多子世帯保育料補助額と出生率の相関をみたところ、補助対象児当たりの多子世帯保育料補助額（2017年）と出生率（2017年）の間には相関があまりないという結果が出た（図表24の左側）。

但し、施策の実施効果がすぐ現れにくい点、つまり補助金の支給時期と出産時期にずれがあることを考慮し、補助対象児当たりの多子世帯保育料補助額（2015年）と出生率（2016年）の相関をみたところ、補助対象児当たりの多子世帯保育料補助額（2015年）と出生率（2016年）の間には正の相関があり、少しは出生率にプラスの影響を与えるという結果が出た（図表24の右側）。

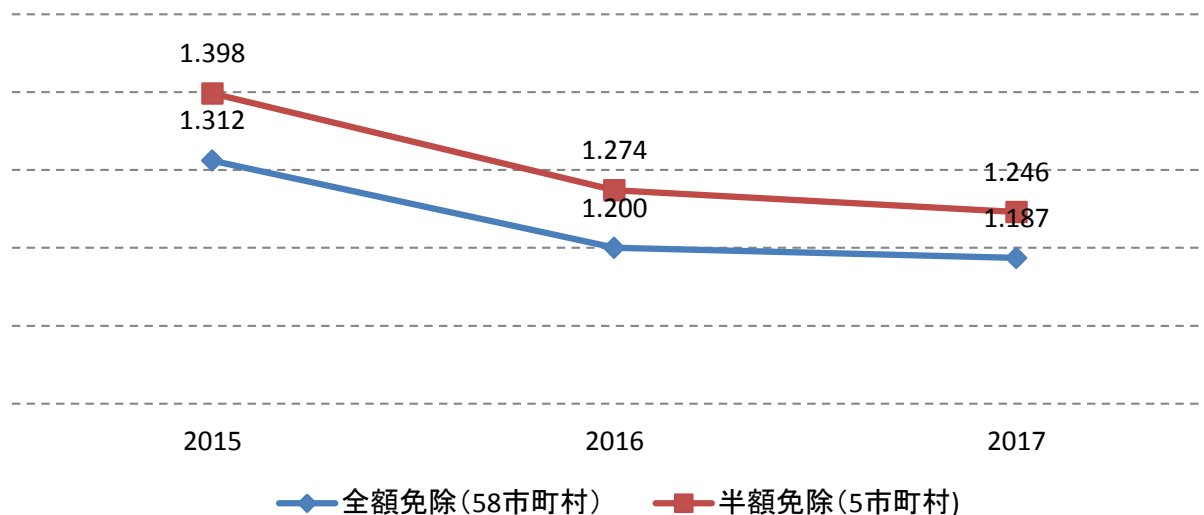
図表 24 多子世帯保育料軽減事業と出生率との相関分析



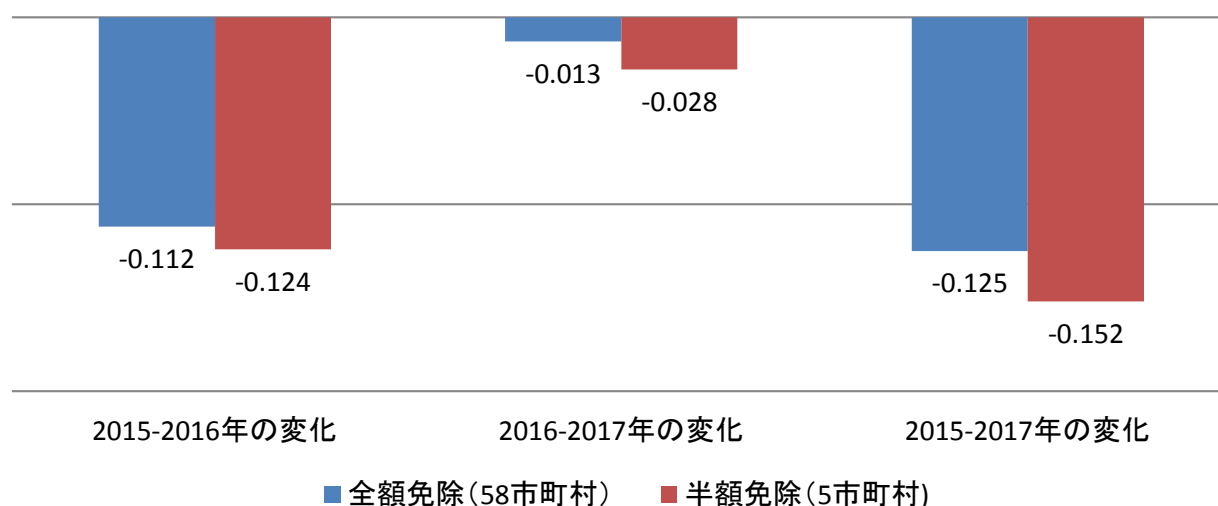
一方、制度が導入された2015年時点での平均出生率は半額免除を実施している市町村が全額免除を実施している市町村より高く現れた。2015年以降の出生率は両グループともに低下している（図表25）。

但し、半額免除を実施している5市町村の2017年の出生率は1.246で、2015年の1.398より-0.152ポイント低下しており、同期間における全額免除を実施している58市町村の出生率の変化-0.125ポイントを上回った(図表26)。全額免除を実施している市町村の出生率の低下傾向が、半額免除を実施している市町村の低下傾向より小さいことが分かる。

図表 25 多子世帯保育料軽減事業の金額水準別出生率の動向



図表 26 多子世帯保育料軽減事業の金額水準別出生率の動向



5—実証分析

(1) 出生率の要因分解（平均との差）

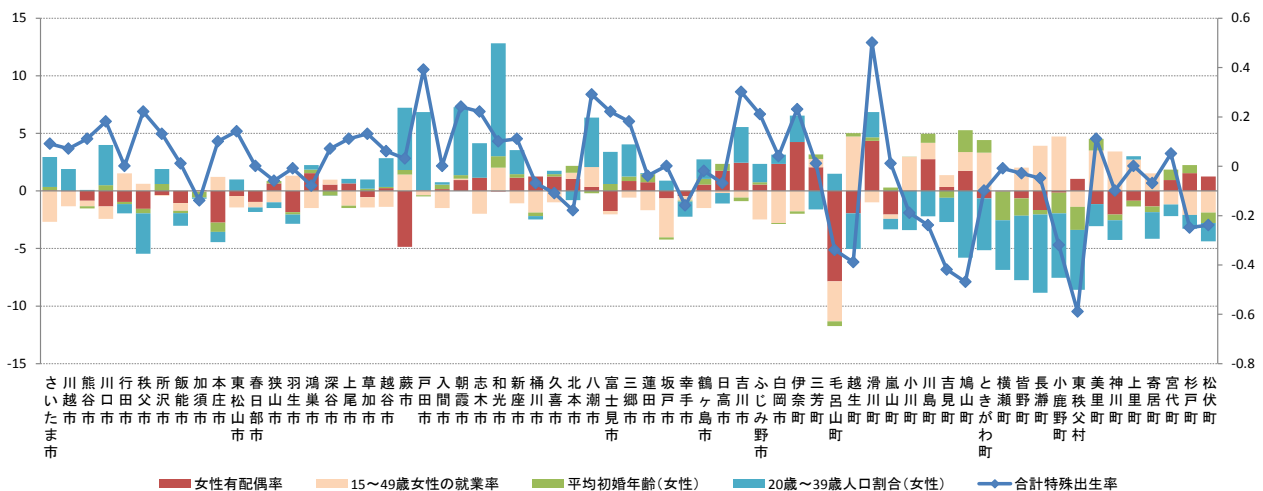
女性の人口や結婚、そして労働市場参加関連データ（2015年）が出生率に与える影響をみるために、図表27のデータを用いて重回帰分析をしたところ、従属変数の出生率に対して、「15～49歳女性の就業率」は（+）、「平均初婚年齢（女性）」は（-）、「女性有配偶率」は（+）、「20歳～39歳人口割合（女性）」は（+）の影響を与えることが分かった。

図表 27 記述統計量

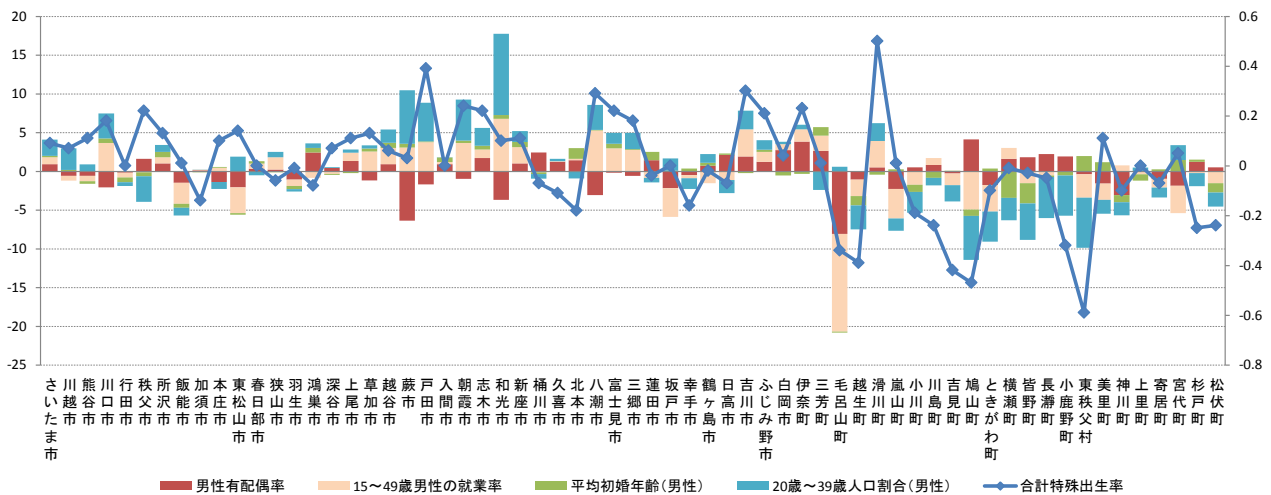
	度数	平均	標準偏差	最小値	最大値
合計特殊出生率(人)	63	1.32	0.20	0.73	1.82
女性有配偶率(%)	63	58.8	1.86	51.0	63.2
男性有配偶率(%)	63	59.7	2.14	51.6	63.8
15～49歳女性の就業率(%)	63	65.0	1.92	61.5	69.7
15～49歳男性の就業率(%)	63	78.8	2.81	66.2	85.6
女性の平均初婚年齢(歳)	63	29.4	0.73	26.9	31.3
男性の平均初婚年齢(歳)	63	31.3	0.84	27.9	33.3
女性人口に占める20歳～39歳女性人口の割合(%)	63	20.7	3.10	13.9	30.5
男性人口に占める20歳～39歳女性人口の割合(%)	63	22.3	2.92	15.8	32.8

図表28は、重回帰分析に用いた指標（変数）が市町村の出生率の差にどのくらい寄与しているのかをみたものである。分析の結果からは、出生率の低い市町村では「20歳～39歳人口割合（女性）」が平均値より低く、「15～49歳女性の就業率」が平均値より高い傾向がみられた。一方、男性の場合は、出生率が高い市町村で「20歳～39歳人口割合（男性）」と「15～49歳男性の就業率」が平均値より高い傾向がみられた（図表29）。

図表 28 出生率の要因分解（平均との差、女性）



図表 29 出生率の要因分解（平均との差、男性）



(2) 回帰分析

加藤（2017）は、人口密度やその他の経済社会変数が市区町村別の出生率に有意に影響を与えているかを 1,890 のサンプルから検証しており、分析結果からは人口密度が高い市区町村ほど出生率は低いことや、女性が就業している割合が高い市区町村ほど出生率が高いことなどが明らかになった。そこで、本稿では人口構造やその他の経済社会変数が出生率に与えた影響を分析するために回帰分析(最小二乗法)を行った。分析に使われた被説明変数と説明変数は次の通りである(記述統計量は図表 30)。

- 被説明変数：出生率
- 説明変数
 - (a)人口構造（①人口密度、②20歳～39歳人口割合、③未婚率）
 - (b)経済状況（①一世帯当たり課税対象所得、②15歳～49歳就業率）
 - (c)世帯構成（一般世帯のうち高齢夫婦世帯割合）
 - (d)子育て支援（①一般行政費に占める児童福祉費比率、②補助対象児当たりの多子世帯保育料補助額）

図表 30 回帰分析に使われた変数の記述統計量

	サンプル数	平均	標準偏差	最小値	最大値
合計特殊出生率	378	1.24	0.20	0.65	2.03
可住地人口密度(人/km ²)	252	3001.6	2700.5	392.9	14140.9
20～39歳人口比率(男性)	252	0.263	0.045	0.158	0.423
20～39歳人口比率(女性)	252	0.246	0.044	0.139	0.379
未婚率(男性)	252	33.284	2.628	26.674	41.449
未婚率(女性)	252	23.316	2.491	16.833	33.542
15～49歳の就業率(男性)	252	78.279	3.299	62.790	85.823
15～49歳の就業率(女性)	252	59.820	4.169	50.376	69.742
一人当たり課税対象所得(千円)	252	4457.2	2457.8	2751.4	19403.6
一般世帯のうち高齢夫婦世帯割合	252	9.437	3.156	3.453	23.205
一般行政費に占める児童福祉費比率	252	8.765	6.995	0.000	22.356
補助対象児当たりの多子世帯保育料補助額(円)	189	126,908	34,979	10,200	220,660

分析では、20歳～39歳人口比率、未婚率、15～49歳の就業率、一人当たり課税対象所得（対数）、一般世帯のうち高齢夫婦世帯比率、一般行政費に占める児童福祉費比率、補助対象児当たりの多子世帯保育料補助額を順次入れて分析を行った。分析の結果、20歳～39歳人口割合（女性）と15歳～49歳の就業率（男性）、一般行政費に占める児童福祉費比率が出生率に正の影響を与えており、統計的に有意であった（図表 31）。

図表 31 回帰分析の結果

被説明変数: 合計特殊出生率	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
定数項	0.899 *** (0.105)	0.953 *** (0.108)	1.222 *** (0.151)	-0.840 ** (0.376)	-0.857 (0.526)	-0.497 (0.558)	-0.114 (0.560)	3.140 (2.748)
可住地人口密度(対数)	0.048 *** (0.014)	0.044 ** (0.018)	0.096 *** (0.017)	0.026 (0.020)	0.026 (0.021)	0.055 ** (0.026)	0.027 (0.026)	0.043 ** (0.044)
20～39歳人口比率(男性)		-2.960 ** (1.420)	-4.551 *** (-1.520)	-3.120 ** (1.468)	-3.122 ** (1.472)	-2.852 ** (1.472)	-1.985 (1.470)	2.739 (2.615)
20～39歳人口比率(女性)		3.093 ** (1.475)	6.289 ** (1.598)	3.578 ** (1.595)	3.586 ** (1.609)	2.894 * (1.644)	1.639 (1.661)	1.162 (2.923)
未婚率(男性)			0.019 *** (0.009)	0.015 (0.010)	0.015 (0.010)	0.012 (0.010)	0.010 (0.010)	0.004 (0.025)
未婚率(女性)			-0.071 *** (0.011)	-0.034 *** (0.012)	-0.034 *** (0.013)	-0.038 *** (0.013)	-0.035 *** (0.013)	-0.082 *** (0.026)
15～49歳の就業率(男性)				0.028 *** (0.006)	0.028 *** (0.006)	0.023 *** (0.006)	0.025 *** (0.006)	-0.018 (0.015)
15～49歳の就業率(女性)				-0.001 (0.005)	-0.001 * (0.006)	0.004 (0.006)	-0.003 (0.007)	0.001 (0.012)
一人当たり課税対象所得(対数)					0.002 ** (0.040)	-0.007 (0.040)	0.010 (0.040)	0.098 (0.286)
一般世帯のうち高齢夫婦世帯割合						-0.014 * (0.008)	-0.020 *** (0.008)	0.048 *** (0.015)
一般行政費に占める児童福祉費比率							0.007 *** (0.002)	0.019 ** (0.008)
補助対象児当たりの多子世帯保育料補助額(対数)								-0.061 (0.071)
修正済み決定係数	0.0436	0.0528	0.262	0.357	0.336	0.343	0.367	0.641
F統計量	12.43	5.66	17.47	19.35	16.86	15.53	15.52	10.22
サンプル数	252	252	252	252	252	252	252	63

(3) 差分の差分法による分析 (Difference in Difference Analysis, DID 分析)

ある政策を実施する前と政策を実施した後の効果を推計する場合、次のような式により推計することができる。

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 d_t + \varepsilon_t \quad (\text{式 3})$$

ここで、 Y_t は、政策を実施したことにより影響を受ける変数である。 d_t は、政策の影響を受ける対象であれば1で、政策の影響を受けない対象であれば0となるダミー変数である。 ε_t は誤差項であり、 β_0 と β_1 は推計するパラメーターである。この式による推計結果を用いて、ある政策を実施することによりYが増加したという解釈をすることは可能である。しかしながら、Yが増加した要因が、すべてある政策によるものかどうかは断定できない。例えば、一部の市町村のみある産業政策を実施することにより、該当する市町村の一人当たりGDPが増加したとしても、それがすべて政策の効果であるとは言い切れない。つまり、その効果には政策による効果のみならず、時間が増加することにより発生する外生的要因 (time effect) が含まれている可能性もある。そこで、このようなことをコントロールして分析できる差分の差分法を使用することが望ましい。差分の差分法 (Difference in Difference Analysis, DID 分析) では、政策の影響を受けるトリートメントグループと、政策の影響を受けないコントロールグループという2つのグループに分けて分析を行う。つまり、純粋な政策の効果だけを見るために、政策により影響を受ける対象 (トリートメントグループ) のみならず、時間が経っても政策の影響を受けない対象 (コントロールグループ) を一緒に分析に利用する必要がある。

	トリートメントグループ (政策の影響を受ける市町村)	コントロールグループ (政策の影響を受けない市町村)
政策を実施する前 (Before)	a	c
政策を実施した後 (After)	b	d

上記の表を用いて説明すると、トリートメントグループ (政策の影響を受ける市町村) の政策の実施前後の効果 (b-a) には、政策の効果のみならず、時間が経つことにより発生する外生的要因も含まれていると言える。一方、コントロールグループ (政策の影響を受けない市町村) の政策の実施前後の効果 (d-c) には、時間の変化による外生的効果だけが反映される。ということは、(b-a) から (d-c) を除くことにより、時間の変化による外生的効果を除いた、純粋な政策効果が推計されることになる。但し、一つ注意すべきことは、外生的効果はトリートメントグループとコントロールグループともに同じであると仮定する必要がある。これが差分の差分法の主な内容である。

ここで、本稿では政策効果を見るために、差分の差分法 (Difference in Difference Analysis, DID 分析) を行った。図表 32 から図表 35 までは「第1子から全出生世帯へのお祝い金等給付事業」と「第3子以降の出生世帯に限定した給付事業または第3子以降世帯のみに上乘のあるお祝い金等事業」の政策効果に対して差分の差分法 (固定効果モデル) を行った結果である。分析結果を見ると、分析時期を2015年と2016年にした図表 32 と図表 33 の分析結果では政策効果に統計的に有意な結果は表れなかった。そこで、政策の効果が出るまでには多少時間がかかることを考慮し、分析時期を2015年と2017年に調整し、分析を行った結果、「第1子から全出生世帯への祝い金等給付事業」を実施してい

る市町村（トリートメントグループ）の出生率が高いという結果が出ており、統計的にも有意であった（図表 34）。

図表 32 差分の差分法(固定効果モデル)

- 分析時期：2015、2016 年
- トリートメントグループ：「第 1 子から全出生世帯へのお祝い金等給付事業」を実施している市町村
- コントロールグループ：「第 1 子から全出生世帯へのお祝い金等給付事業」を実施していない市町村

被説明変数：0~2歳人口	係数	標準偏差	t	P>t	95% Conf Interval]	
政策実施年ダミー(2015年：0、2016年：1)	-21.286	13.4509	-1.58	0.119	-48.182	5.61097
政策実施年ダミー(2015年：0、2016年：1)×政策実施市町村ダミー(第 1 子から全出生世帯へのお祝い金等給付事業 有：1 無：0)	37.0476	23.2976	1.59	0.117	-9.5388	83.634
_cons	2786.18	7.76587	358.77	0	2770.65	2801.7
Number of obs =	126					
Number of groups =	63					

図表 33 差分の差分法(固定効果モデル)

- 分析時期：2015、2016 年
- トリートメントグループ：「第 3 子以降の出生世帯に限定した給付事業または第 3 子以降世帯のみに上乘のあるお祝い金等事業」を実施している市町村
- コントロールグループ：「第 3 子以降の出生世帯に限定した給付事業または第 3 子以降世帯のみに上乘のあるお祝い金等事業」を実施していない市町村

被説明変数：0~2歳人口	係数	標準偏差	t	P>t	95% Conf Interval]	
政策実施年ダミー(2015年：0、2016年：1)	-19.058	13.1461	-1.45	0.152	-45.345	7.22948
政策実施年ダミー(2015年：0、2016年：1)×政策実施市町村ダミー(第 3 子以降の出生世帯に限定した給付事業または第 3 子以降世帯のみに上乘のあるお祝い金等事業 有：1 無：0)	-2.3059	31.4608	-0.07	0.942	-65.216	60.6038
_cons	3751.24	8.44524	444.18	0	3734.35	3768.13
Number of obs =	126					
Number of groups =	63					

図表 34 差分の差分法(固定効果モデル)

- 分析時期：2015、2017 年
- トリートメントグループ：「第 1 子から全出生世帯へのお祝い金等給付事業」を実施している市町村
- コントロールグループ：「第 1 子から全出生世帯へのお祝い金等給付事業」を実施していない市町村

被説明変数：0~2歳人口	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% ConInterval]	
政策実施年ダミー(2015年：0、2017年：1)	-61.579	16.2739	-3.78	0	-94.121	-29.037
政策実施年ダミー(2015年：0、2017年：1) ×政策実施市町村ダミー(第1子から全出生世帯へのお祝い金等給付事業 有：1 無：0)	47.819	25.834	1.85*	0.069	-3.8394	99.4773
_cons	2786.18	8.93714	311.75	0	2768.3	2804.05
Number of obs =	126					
Number of groups =	63					
F(2,61) =	7.39					
Prob > F =	0.0013					

図表 35 差分の差分法(固定効果モデル)

- 分析時期：2015、2017 年
- トリートメントグループ：「第 3 子以降の出生世帯に限定した給付事業または第 3 子以降世帯のみに上乘のあるお祝い金等事業」を実施している市町村
- コントロールグループ：「第 3 子以降の出生世帯に限定した給付事業または第 3 子以降世帯のみに上乘のあるお祝い金等事業」を実施していない市町村

被説明変数：0~2歳人口	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% ConInterval]	
政策実施年ダミー(2015年：0、2017年：1)	-36.83	19.8887	-1.85	0.069	-76.6	2.94018
政策実施年ダミー(2015年：0、2017年：1) ×政策実施市町村ダミー(第3子以降の出生世帯に限定した給付事業または第3子以降世帯のみに上乘のあるお祝い金等事業 有：1 無：0)	-38.608	39.4655	-0.98	0.332	-117.52	40.3084
_cons	3751.24	12.147	308.82	0	3726.95	3775.53
Number of obs =	126					
Number of groups =	63					
F(2,61) =	4.16					
Prob > F =	0.0202					

(4) ロジスティック分析

被説明変数が量的データである一般的な回帰分析は、説明変数と被説明変数の間の線形関係を仮定しており、一般線形モデル (Ordinary Linear Model) と呼ばれている。しかしながら社会のすべての

現象が線形的な関係ではないので、非線形的な関係に対する分析も必要である。また、現実的には被説明変数が量的 (Quantitative) データではなく質的 (Qualitative) データであるケースも多い。例えば、所得がいくらぐらいである時、家を所有するか、給料がどのぐらいある時、車を買うか、年収がどのぐらいである時、結婚するかなど説明変数は量的データあるものの、被説明変数は「家を所有している、家を所有していない」のような質的データになっている場合がある⁴。

このように被説明変数が質的データであっても分析ができるよう一般線形モデルを拡張したのが一般化線形モデル (GLM: Generalized Linear Model) である。一般線形モデルが、被説明変数が正規分布をしている時のみを扱っていることに比べて、一般化線形モデルは、正規分布以外の分布 (二項分布、ポアソン分布等) に従う被説明変数を予測する時にも使われる。また、一般線形モデルでは被説明変数と説明変数の線形的な関係を推計することに対して、一般化線形モデルは2値変数を扱えるようにするために被説明変数を適切な関数に変えた $f(x)$ と説明変数の関係を推計する。このような一般化線形モデルで最も使われている分析方法がロジスティック分析である。

ここでは、2000年に比べて2017年の出生率が改善された市町村を1、2000年に比べて2017年の出生率が改善されていない市町村を0とする「合計特集出生率変化ダミー」を作成し、埼玉県の各市町村が出生率を改善するために実施している施策の効果を検証した。ここで、検証したいのは、①第1子から全出生世帯への祝金等給付事業、②第3子以降の出生世帯に限定した給付事業または第3子以降世帯のみに上乘のある祝金等事業、③補助対象児当たりの多子世帯保育料補助額のような三つの施策である。図表36は分析の結果であり、各制度の影響が出生率変化に与えた影響を分かりやすくするためにオッズ比を求めて、表示している。オッズとは、ある事象が起こる可能性で、発生しない確率 $(1-p)$ に対する発生する確率 (p) の比率である ((式4)。

$$\text{オッズ} = \frac{p(Y=1)}{1-p(Y=1)} \quad (\text{式4})$$

オッズは0から ∞ の値が得られ、オッズが1より大きいと発生する確率が発生しない確率より大きいことを、逆に1より小さいと発生しない確率が発生する確率より大きいことを意味する。また、オッズが1になると、事象の発生する確率と発生しない確率が同じくなる。一方、オッズ比とは二つのオッズの比率である。

⁴ 量的データとは、データの連続性があり、足したり引いたり演算ができ、演算しても数値として意味のあるデータである。一方、質的データは、分類や種類を区別するためのデータ (性別、学歴カテゴリ、地域カテゴリ等) であり、そのまま足したり引いたり演算ができず演算をしても意味のないデータである。

図表 36 ロジスティック分析の結果

被説明変数：合計特殊出生率変化ダミー（2000年に比べて2017年の出生率が改善された市町村→（1）、2000年に比べて2017年の出生率が低下した市町村→（0））	係数	標準誤差	z	P>z	95% 信頼区間	オッズ比
第1子から全出生世帯へのお祝い金等給付事業有ダミー：（有=1、無=0）	0.017	0.436	0.04	0.969	-0.8 0.9	1.01716
第3子以降の出生世帯に限定した給付事業または第3子以降世帯のみに上乗のあるお祝い金等事業有無ダミー：（有=1、無=0）	-1.918	0.783	-2.45	0.014 **	-3.5 -0.4	0.14689
補助対象児当たりの多子世帯保育料補助額（円）	0.000	0.000	1.72	0.085 *	0.0 0.0	1.00001
定数項	-1.969	0.954	-2.06	0.039	-3.8 -0.1	0.13962
Number of obs = 126	Log likelihood = -72.369412					
LR chi2(3) = 15.66						
Prob > chi2 = 0.0013						
Pseudo R2 = 0.0976						

図表 36 の分析結果を見ると、第1子から全出生世帯へのお祝い金等給付事業を実施している市町村の方が、実施していない市町村より 2000 年に比べて 2017 年の出生率が改善された市町村に含まれる確率が 1.02 倍高いという結果が出たものの、統計的には有意ではなかった。しかしながら、補助対象児当たりの多子世帯保育料補助額が増加した場合、出生率が改善された市町村に含まれる確率が少しではありながら高くなるという結果が出ており、統計的にも有意であった。一方、第3子以降の出生世帯に限定した給付事業または第3子以降世帯のみに上乗のあるお祝い金等の事業を実施した場合は、出生率が改善された市町村に含まれる確率が低く、低下した市町村に含まれる確率が高くなるという結果が得られた。

(5) パネル分析

パネルデータ⁵を通常の最小二乗法で推定した場合、推定値にバイアスが発生する恐れがある。つまり、通常の最小二乗法では企業や個人の持っている固有効果を誤差項に含めて推定を行っているが、その結果、固有効果により誤差項に自己相関が発生したり、誤差項が説明変数と相関するため、BLUE（Best Linear Unbiased Estimator、最良線形不偏推定量）を得るための誤差項の仮定が満たされなくなるケースが多い。そこで、パネル分析を行った⁶。

⁵ 時系列データとクロスセクションデータを組み合わせたデータセットであり、n の個体（人、企業、国等）を T 期間観察することから得られるデータである。

⁶ 固定効果モデルでは、個体ごとのダミー変数を用いる代わりに、個体ごとに期間平均値からの乖離をとった推定式を利用することで、時間を通じて変化しない固有効果を除去する。

$$\begin{aligned}
Y_{it} &= \beta X_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \\
-\) \bar{Y}_i &= \beta \bar{X}_i + u_i + \bar{\varepsilon}_i \\
\hline
(Y_{it} - \bar{Y}_i) &= \beta (X_{it} - \bar{X}_i) + \underbrace{(u_i - u_i)}_{\text{ゼロ}} + (\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i) \\
\Rightarrow Y_{it} &= \beta X_{it} + \underbrace{\varepsilon_{it}}_{\text{相関がない}} \quad (\text{式 5})
\end{aligned}$$

固定効果モデルと変量効果モデルのいずれを用いるべきかの判断にはハウスマンテストを用いた。

- ・帰無仮説：誤差項は説明変数と相関がない（変量効果モデルを支持）
- ・対立仮説：誤差項は説明変数と相関がある（固定効果モデルを支持）

○ 被説明変数：出生率

○ 説明変数

(a) 人口構造（①人口密度、②20歳～39歳人口割合、③未婚率）

(b) 経済状況（①一世帯当たり課税対象所得、②15歳～49歳就業率）

(c) 世帯構成（一般世帯のうち高齢夫婦世帯割合）

(d) 子育て支援（①一般行政費に占める児童福祉費比率、②補助対象児当たりの多子世帯保育料補助額）

ハウスマンテストの結果、帰無仮説（誤差項は説明変数と相関がない）が棄却されたので、固定効果モデルを用いて分析を行った。分析では、回帰分析と同様に20歳～39歳人口比率、未婚率、15～49歳の就業率、一人当たり課税対象所得（対数）、一般世帯のうち高齢夫婦世帯比率、一般行政費に占める児童福祉費比率、補助対象児当たりの多子世帯保育料補助額を順次入れて分析を行った。分析の結果は図表37の通りであり、可住地人口密度（対数）が高い市町村と15～49歳の就業率（男性）が高い市町村で出生率が高いという結果が出た。

図表 37 パネル分析の結果

被説明変数: 合計特殊出生率	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
定数項	-5.81 *** (1.221)	-5.234 *** (1.342)	-3.216 ** (1.605)	-4.895 *** (1.777)	-4.946 *** (1.784)	-4.690 ** (1.921)	-5.043 ** (1.959)
可住地人口密度(対数)	0.9273 *** (0.160)	0.887 *** (0.175)	0.735 *** (0.187)	0.805 *** (0.181)	0.802 *** (0.181)	0.779 *** (0.192)	0.858 *** (0.211)
20~39歳人口比率(男性)		-1.273 (1.743)	0.034 (1.960)	-0.366 (1.890)	-0.284 (1.901)	-0.296 (1.906)	-0.324 (1.907)
20~39歳人口比率(女性)		0.271 (1.820)	-1.037 (2.123)	-2.964 (2.158)	-2.978 (2.163)	-3.079 (2.185)	-3.019 (2.187)
未婚率(男性)			-0.031 ** (0.015)	0.000 (0.017)	0.000 (0.017)	0.000 (0.017)	0.001 (0.017)
未婚率(女性)			0.007 (0.013)	-0.006 *** (0.014)	-0.007 (0.014)	-0.011 (0.018)	-0.014 (0.018)
15~49歳の就業率(男性)				0.027 *** (0.008)	0.026 *** (0.008)	0.026 *** (0.008)	0.023 ** (0.009)
15~49歳の就業率(女性)				-0.019 (0.006)	-0.018 *** (0.006)	-0.017 ** (0.007)	-0.015 ** (0.007)
一人当たり課税対象所得(対数)					0.016 (0.033)	0.015 (0.033)	0.009 (0.034)
一般世帯のうち高齢夫婦世帯割合						-0.004 (0.011)	-0.002 (0.011)
一般行政費に占める児童福祉費比率							-0.002 (0.003)
補助対象児当たりの多子世帯保育料補助額(対数)							-5.043 (1.959)
修正済み決定係数(within)	0.1516	0.2167	0.2381	0.3028	0.3037	0.3042	0.3075
F統計量	33.59	17.15	11.5	11.29	9.87	8.74	7.95
サンプル数	252	252	252	252	252	252	252
グループ数	63	63	63	63	63	63	63

6—おわりに

2000年に1.28であった埼玉県の出産率は、その後上昇と低下を繰り返し、2015年には1.32まで上昇した。しかしながらその後は低下傾向に転じ、2017年の出生率は1.19まで低下した。埼玉県の各市町村は出生率を改善するために、「第1子から全出生世帯へのお祝い金等給付事業」と「第3子以降の出生世帯に限定した給付事業または第3子以降世帯のみに上乘のあるお祝い金等事業」等の施策を実施しており、本章ではいくつかの実証分析を行いその効果を分析した。

出生率の要因分解(平均との差)を行った結果、出生率の低い市町村では「20歳~39歳人口割合(女性)」が平均値より低く、「15~49歳女性の就業率」が平均値より高い傾向がみられた。一方、男性の場合は、出生率が高い市町村で「20歳~39歳人口割合(男性)」と「15~49歳男性の就業率」が平均値より高いという結果が出た。

「第1子から全出生世帯へのお祝い金等給付事業」と「第3子以降の出生世帯に限定した給付事業または第3子以降世帯のみに上乘のあるお祝い金等事業」の政策効果を推計するために差分の差分法(DID分析)を行った結果、分析時期を2015年と2016年にした分析では政策効果に統計的に有意な結果は表れなかった。そこで、政策の効果が出るまでには多少時間がかかることを考慮し、分析時期

を2015年と2017年に調整し、分析を行った結果、「第1子から全出生世帯への祝い金等給付事業」を実施している市町村（トリートメントグループ）の出生率が高いという結果が出ており、統計的にも有意であった。

ロジスティック分析の結果、補助対象児当たりの多子世帯保育料補助額が増加した場合、出生率が改善された市町村に含まれる確率が少しではありながら高くなるという結果が出ており、統計的にも有意であった。

パネル分析の結果からは、可住地人口密度（対数）が高い市町村と15～49歳の就業率（男性）が高い市町村で出生率が高いという結果が出た。

現在、日本では埼玉県のみならず、全国の地方自治体で出生率を改善させるための多様な政策が実施されている。しかしながら、地方自治体の努力にも関わらず、施策の効果がはっきり現れているところはそれほど多くない。出生率は地方自治体の実施する施策のみならず、親の雇用形態や所得水準、住居環境、意識など多様な要因が影響を与えている可能性が高い。従って、出生率改善の効果を高めるためには、お祝い金などの経済的支援のみならず、より多様な側面から多様な支援を行う必要がある。今後はこのような要因を考慮し、出生率の改善により貢献できる分析を行いたい。

7—参考文献

- ・ 伊達雄高・清水谷諭（2004）「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」内閣府経済社会総合研究所、ESRI Discussion Paper Series No.94
- ・ 岡山県（2017）「合計特殊出生率「見える化」分析」
- ・ 戒能一成（2017）「政策評価のための横断面前後差分析(DID)の前提条件と処置効果の安定性条件(SUTVA)に問題を生じる場合の対策手法の考察」DPRIETI Discussion Paper Series 17-J-075
- ・ 阿部一知・原田泰（2008）「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』第38号
- ・ 加藤久和（2017）「市区町村別にみた出生率格差とその要因に関する分析」『フィナンシャル・レビュー』平成29年第3号（通巻第131号）
- ・ 金明中（2015）「非正規雇用増加の要因としての社会保険料事業主負担の可能性」『日本労働研究雑誌』No.659
- ・ Juan M. Villa “Diff: simplifying the causal inference analysis with difference-in-differences” 18th London Stata Users Group Meeting September 12th, 2012
- ・ 日本創生会議・人口減少問題検討分科会（2014）「ストップ少子化・地方元気戦略」、2014年5月8日