

日本における佐藤姓増加に関する推計方法と結果について[※]

2024.03.20 初版

2024.04.05(タイポ他修正)

2024.05.31 推計第2版,

Link to English material is listed on the last page.

東北大学 経済学研究科 教授, 吉田 浩[†]

0. 前提条件・背景

(1) 結婚後の姓に関する定め

- 民法第750条の規定により、「夫婦は、婚姻の際に定めるところに従い、夫又は妻の氏を称する。」とされている。
- このため、一般的確率からすると婚姻し世代を重ねていくと長い時間を経てメジャーな苗字のグループが支配的となり収斂(しゅうれん)する可能性がある。

(2) 現実の苗字の変化のパターン

- 一般的に、人の姓の数が増減するイベントとしては婚姻・離婚・出生・死亡ケースが考えられる。ここでは、表1の2022年の「人口動態統計」(厚生労働省)から現実のケースを見てみる。

表1 2022年人口動態統計による苗字の変動要因からの考察

要因	2022年	比率	内容・影響
① 婚姻 (組)	504,930	16.7%	佐藤姓との結婚により、佐藤姓が増加。 非佐藤姓との結婚により、佐藤姓が減少。
② 離婚 (組)	179,099	5.9%	佐藤姓との離婚により、佐藤姓が減少。 佐藤姓以外から旧制佐藤姓への復帰 ^{*1} 。
③ 出生 人	770,759	25.5%	出生により新たに佐藤姓を名乗る子ども＝国民が増加。
④ 死亡 人	1,569,050	51.9%	死亡により佐藤姓を名乗る国民の減少。
⑤ その他			任意の改姓による増加、外国人の帰化、日本人の国外移転 (ここではレアケースなのでカウントから除外する)
合計	3,023,838	100.0%	

(出所) 2022年「人口動態統計」厚生労働省より筆者作成

- 以上の①～④の各ケースの内訳について佐藤姓を取り出して知ることは難しい。しかし、ある年の佐藤姓に関する各ケースの総合的な増減は、結

[※] この計算は、少子・高齢化の進む日本の社会問題を「例として佐藤さんの姓」を一つの切り口として見える化したものです。姓の保存運動や将来の予言や当てものを意図したものではありません。推計は筆者が個人の研究として行ったもので、所属する組織や特定の組織の見解を代弁するものではありません。

[†] 東北大学経済学研究科・高齢経済社会研究センター 教授。

¹ 離婚者の58.1%が旧姓に戻しているというアンケートがある。(https://osaka-everest.com/kyusei-wariai/) 結婚前のメジャーな苗字が佐藤であれば、当然、佐藤姓に復する機会が多くなる。戻さなくても夫の姓で最多が佐藤なので、佐藤が残る確率が多くなる。

果として翌年の佐藤姓数に反映されていると考えられる。したがって、以下では毎年の佐藤姓の総数に注目する。

1. 推計方法

① 基本的考え方

ある t 年の佐藤姓の全人口に占める比率 $x(t)$ の 1 年間の伸び $1+p$ (ロー) を求め、その伸びが一定として、将来を、

$$x(t+1)=(1+p)x(t),$$

の式から今後 1000 年分シミュレーションして計算し、佐藤姓が 100% となる年を求めた。

② 使用のデータ

- はじめに、日本の全人口の 99.04% 以上の名字を網羅しているとする「名字由来 net」提供・公表データ²により、これまでの日本の佐藤姓の人数の値を得た。
- 次に、各年の「日本の総人口×99.04%」で上記の佐藤姓の人数を除し、ある t 年の佐藤姓の比率 $x(t)$ を求めた。

2. 推計結果

(1) 佐藤姓の伸び: $1+p$

- 佐藤姓の占有率 $x(t)$ は 2013 年の 1.480% から 2023 年の 1.530% と、10 余年で 0.05% ポイント伸びていることがわかる。最近時点の最近時点の 2022 年と 2023 年のデータから計算すると、最新の 1 年間の佐藤姓占有率の伸びは、

$$\begin{aligned} 1+p &= x(2023)/x(2022), \\ &= 1.00828, \end{aligned}$$

という結果が得られた。

(2) 将来のシミュレーション

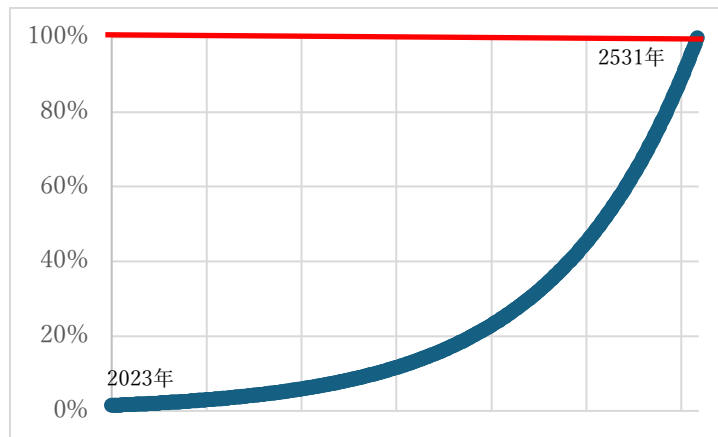
2023 年 3 月時点の $x(2023)=1.530\%$ を出発点として、毎年 1.00828 の伸びで日本人口に占める佐藤姓の比率が伸びると仮定し、約 500 年後の 2531 年には 100% に至ると計算された。

² <https://myoji-yurai.net/>

表2 日本における佐藤姓占有率推計結果

年 : t	推定佐藤姓占有比率 : $x(t)$
2527年	97.526%
2528年	98.334%
2529年	99.148%
2530年	99.969%
2531年	100.796%

(出所) 筆者推計



(出所) 筆者推計

図1 佐藤姓占有率推計結果の推移

3. 夫婦別姓等の効果の検討

上記の結果は、夫婦がどちらか1つの姓を名乗るという現行の制度を前提として行ったものである。そこで、以下では夫婦別姓等が導入されたケースを検討する。

3-1. 夫婦完全別姓の場合

夫婦完全別姓＝同姓選択ゼロの場合で、

- (1) 例として佐藤と鈴木のカップル（親）は結婚後もそれぞれ佐藤と鈴木を名乗る。よってその世代内では佐藤姓の占有率に変化はない。（下表 A 参照）
- (2) また、佐藤と鈴木のカップルから生まれる子供（出生率として 2 人分のケースを仮定）の姓は、
 - ① 2 人とも佐藤姓とする、
 - ② 1 人は佐藤、もう一人は鈴木姓とする
 - ③ 2 人とも鈴木姓とする、

が仮定できるが、①から③が均等に発生するとすると、世代を重ねても佐藤姓の占有率に変化はない³。（下表 B 参照）

表 3 夫婦別姓の際の仮定

	親の世代		子どもの世代				
	結婚前	結婚後		1)	2)	3)	1) + 2) + 3)
夫または妻	佐藤	佐藤	子ども 1	佐藤	佐藤	鈴木	佐藤 2+鈴木 1
妻または夫	鈴木	鈴木	子ども 2	佐藤	鈴木	鈴木	佐藤 1+鈴木 2
佐藤比率	1/2	A:1/2(不変)					B:1/2(不変)

3-2. 選択的夫婦別姓の場合

次に、同じく佐藤姓と鈴木姓のカップルについて考える。当該カップルは結婚後に、

- ① 佐藤または鈴木の方の姓を名乗る、
- ② それぞれ佐藤と鈴木を名乗る、

のどちらかとする。

(1) 現行制度を踏襲する人

選択的別姓が実施された場合に一方の姓を選択割合は事前にはわからない。そこで、1つの参考資料として、日本労働組合総連合会調査⁴もとづき、選択的夫婦別姓導入後も夫婦同姓を志向する人の比率を 39.3%と仮定する。このもとで $1+p$ を求めるために、現行の $1+p=1.00828$ を $\gamma:16.7\%$ で結婚要因：A とそれ以外の要因：B に分解し B が固定されたとして、A：婚姻に起因する部分の変化を求める必要がある(表 4 の中 a の

³ ②のきょうだいで「1人は佐藤、もう一人は鈴木姓」とする場合は夫婦別姓とは別の問題であり、制度上も想定し難い。

⁴ https://www.jtuc-rengo.or.jp/news/file_download.php?id=6845 「夫婦別姓と職場の制度に関する調査 2022」,p.4 「選択的夫婦別姓が導入された場合、どうしたいか」より独身者の「夫婦同姓がよい」の回答率による。

値)。

表4 選択的別姓の選択率の仮定に基づく佐藤姓占有率の伸びの試算

同姓選択率	婚姻要因：A	それ以外の 要因：B	A+B
R	γ 16.70%	83.30%	占有率の伸び $1-p$
I： 100.0%	0.16838	0.83990	1.00828
II： 39.3%	a: 0.16336	b: 0.83990	a+b=1.00325 ③
III： 0.0%	②0.16010	0.83990	①1.00000

(出所) 筆者試算。

- ① 第1に、同姓選択率がゼロ(すべて別姓)のケースIIIでは、佐藤姓占有率 x の独占的な伸長は止まると先験的に仮定し、A+Bの $1+p$ を1.0000と固定した(表中①)⁵。このとき、仮に婚姻以外の要因：Bは変わらないとして、婚姻要因：Aの部分进行逆算し、0.16336とした⁶。(表中②)。
- ② 以上の準備の下に、IIの婚姻要因：Aの部分について、「R=100%のケースIでは0.16838、R=0%のケースIIIでは0.16010」という条件から、比例計算により、R=39.3%のケースIIの時には婚姻要因：Aに結び付けられる変動要因 $a=0.16336$ であると推定した⁷。(表中a)
- ③ 最終的に、ケースIIにおける佐藤姓占有伸び率： $1+p$ は、

$$a+b=1.00325,$$

であるとした。(表中③)

この結果、選択的別姓の場合では、2023年の佐藤姓占有比率 $x(2023)=1.529\%$ が今後 $1+r=1.00325$ 倍で伸びると計算され、佐藤姓占有比率が100%となるのは、3310年と800年近く伸びることになった⁸。

表5 推計別姓の占有率の推移違い

年	同姓	選択的別姓	2028	1.593%	1.554%
2023	1.529%	1.529%	2029	1.607%	1.559%
2024	1.542%	1.534%	2030	1.620%	1.564%
2025	1.554%	1.539%			
2026	1.567%	1.544%
2027	1.580%	1.549%			

⁵ のちにこの先験的仮定は再検討される。

⁶ $A=1.0000-B=1-0.83990=0.16010$ 。

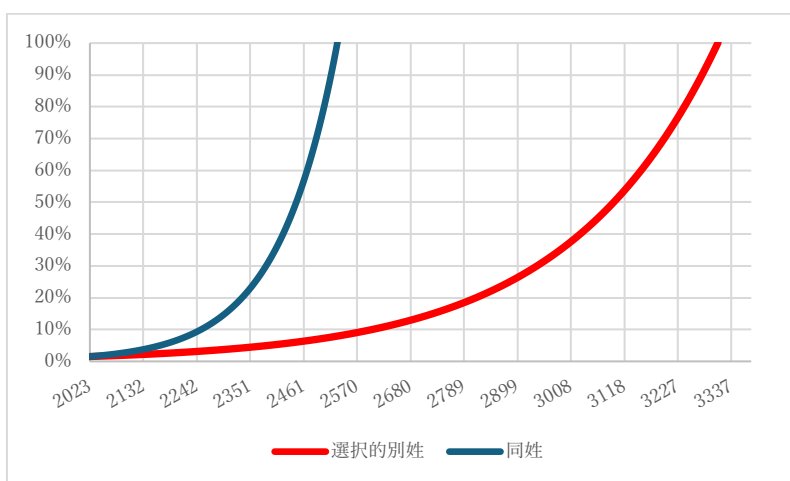
⁷ $(0.16838-0.16010) \times 39.3\% + 0.16010 = 0.16336$ 。

⁸ ただし、「日本の将来推計人口」2023.4によれば、参考推計終期の2120年の日本人人口は4,122万9千人と推定されている。これ以降2020/2119<1.0の減少ペースが続くとすれば、単純計算で2531年には日本人人口は281,866人、3310年には22人と推定される。すなわち、佐藤姓100%が800年先延ばしになっても、その前に少子化により日本人自体が滅亡してしまう可能性が高い。

2250	9.937%	3.197%
2251	10.019%	3.207%
2252	10.102%	3.217%
2253	10.186%	3.228%
2254	10.270%	3.238%
2255	10.355%	3.249%
2256	10.441%	3.260%
2257	10.527%	3.270%
2525	95.931%	7.811%
2526	96.725%	7.836%
2527	97.526%	7.862%
2528	98.334%	7.887%
2529	99.148%	7.913%

2530	99.969%	7.939%
2531	100.796%	7.964%
...
...
3305		98.447%
3306		98.768%
3307		99.089%
3308		99.411%
3309		99.735%
3310		100.059%

(出所) 筆者推計。



(出所) 筆者推計。

図2 同姓と別姓の結果の比較

注；この推計は**思考実験**として数々の仮定のシナリオに基づく暫定的試算であり、確定した将来を示すものではありません。試算に用いた「佐藤姓」は現行の制度の「見える化」のためのサンプルであって、「佐藤姓」そのものに対する何らかの評価をするものではありません。 □

推計第2版：2024.05.31

推計第2版で検討する問題は（選択的）夫婦別姓制度における推計による佐藤姓100%までの年限に係る考え方 $1+p$ のパラメタの手法に関してである。

1. 推計第1版の手順の再吟味(1)

推計第1版の補論では、表2に示された夫婦別姓制度の導入(ケースII、III)において、佐藤姓の占有率の伸び： $1+p$ にブレーキがかかる効果を、婚姻要因：Aの部分（のみ）の値が同姓のケースIよりも低下するという前提で当該パラメタ： a を推計していた。そこでは、完全夫婦別姓=同姓選択はゼロとするケースIIIの $1+p=1.000$ と先験的に仮定して ①) パラメタの 1.00325 ③) の推定を行った。

表2（再掲） 選択的別姓の選択率の仮定に基づく佐藤姓占有率の伸びの試算

	婚姻要因：A	それ以外の 要因：B	A + B 1+p
同姓選択率	γ 16.70%	83.30%	占有率の伸び 1-r
I: 100.0%	0.16838	0.83990	1.00828
II: 39.3%	a:0.16336	b:0.83990	a+b=1.00325③
III: 0.0%	②0.16010	0.83990	①1.00000

（出所）筆者試算。

以下ではこの推計第1版の $1+p$ に関するパラメタ ③) の推計手順を再検討する。

1-1 完全別姓時の姓の伸び率について

(1) 100%別姓時の婚姻要因の考え方

表6は、表2（再掲）の同姓選択0%のケースIIIを取りだしたものである。

表6 佐藤姓占有率の伸びの仮の再試算

同姓選択率	婚姻要因：A	それ以外の 要因：B	A + B 1+p	
III: 0.0%	a:0.16010	0.83990	1.00000	推計第1版
IIIb: 0.0%	a':0.00000	b:0.83990	0.83990	今回（第2版）

（出所）筆者試算。

以下では、 $1+p=1.000$ と先験的に仮定し、そこから婚姻要因：Aの要因を逆算した第1版の考え方を変えて、先に婚姻要因：Aの方での佐藤姓の増加効果がゼロあるとの考え方を取るとする。このとき、 $a'=0.000$ 、 b は不変で0.83990とすると、IIIbのように新たに計算される佐藤姓の占有率の増加率パラメタは数値上、 $a'+b=0.83990 < 1.000$ となる。

1) ここで $1+p=0.83990$ となって1を下回ったことは、

$$x(t+1) = (1+p)x(t),$$

$$=0.83990 x(t),$$

$$x(t+1) < x(t),$$

を意味し、制度導入後は佐藤姓の占有率は経年的に減少するということである。

① しかし、理論上、いったん最大数の姓となった佐藤姓の占有率が減少することはない。なぜならばそのようなことが起きるのは、

- i. 佐藤姓だけが特別に減少する外生的ショックが生じる場合、
- ii. 佐藤姓以外の姓：家系の数が増加して行く場合、

である。このうち、iは通常では考えられないので、検討から除外する。次にiiのケースは、出生率が増加して1つの夫婦（親2名）から2名を超える子どもが生まれ、時間の経過とともに、姓を引き継ぐ人口が増加して行くケースである。しかし親人口数<子ども人口数となっても、非佐藤姓も佐藤姓も同じ比率で伸びてゆくならば、佐藤姓の占有率 $x(t)$ は変化せず一定を保つため一般に $1+p$ の最小値は1である⁹。

3. 推計第1版の手順の再吟味(2)

3-1 子ども世代への影響の考慮

これまでの検討により、佐藤姓の占有率の伸び率 $1+p$ は最小でも1を下回らないことが明らかになった。したがって、表1のケースIIIで $A+B=1$ と定めることから始めて別姓の際のパラメタの試算を行うことは一定程度は支持されうる。

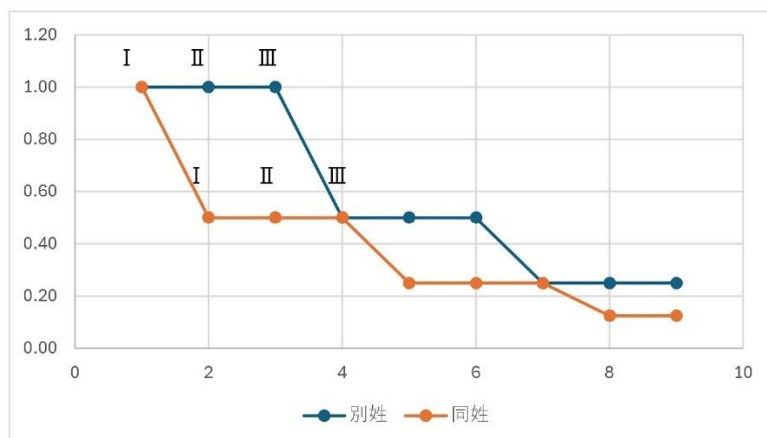
しかし更に、検討すべき論題(2)として、以下のことがあげられる。

たとえ完全な別姓によって婚姻による佐藤姓の増加率にブレーキがかかったとしても、子ども世代は同時に2つの姓は引き継げず、姓は $1/2$ になる。ここから、婚姻による姓の選択制度の効果は「婚姻した親の1世代が終了するまで」といえ、あとは同姓でも選択的別姓でも子どもの姓の減少は同じルートになるという問題である。

この論題を図で示したものが、以下の図3である。図3は、人生を結婚前I、結婚出産直後II、壮年老年期IIIと3期間に分け、時間の経過とともに1つの姓が減少するが過程を図示したものである。これを見ると、両制度間で全体として、図が結婚後の2期間分だけ右側にシフトしていることが分かる。

そこで、このように結婚後その世代が終了するまでの間だけ名前が残ることを狭義の「戸籍だけの効果」（戸籍単独効果）と称すると、戸籍効果の単独の影響は2期間分なので個人の寿命を75年とすると、1期間は25年で2期間ならば50年と考えられる。また、長寿化して人生を90年とすれば、1期間は30年で2期間ならば60年程度（さらに長寿化すればそれ以上）と限定的であると推定される。

⁹ これに対して、夫婦から生まれる子ども数が2を下回る場合も、佐藤姓と非佐藤姓は同様に減少していくため、一見すると比率は変化しないように思われる。しかし、人口増加パターンと異なり人口減少パターンでは、ある姓：家系の人数が減少して1人を下回るとその先は存在できない。このため、数の多い佐藤姓がより長く残り、人口増加パターンと人口減少パターンでは非対称な結果となる。



(出所) 筆者作成。夫婦 2 人から 1 人の子どもが生まれるパターンを示したものの。

図 3 世代を通じて及ぶ影響の模式図

3-2 焦点をあてる影響の範囲の社会的拡大；再々吟味

1) 別姓問題推計の目的への原点回帰

上記にあげた狭義の戸籍単独効果では、選択的別姓の影響は名目的にはかなり限定されたものとなる。しかし、本推計の本来の目的は選択的別姓による単純な姓の推移の予測ではない。このため、戸籍単独効果だけに効果を限定してこれが唯一で全ての影響の評価である結論付けて終了することは、結婚制度を切り口としたその社会的影響の吟味というスコープを恣意的に狭めてしまうこととなる。

そこで、夫婦の婚姻後の期間を超えて、子ども世代の影響まで考えるのであれば、選択的夫婦別姓の実現により、婚姻による有配偶率率とその後の有配偶出生率に及ぼす影響を検討の対象に含めなければならない。これは、選択的夫婦別姓は、表 1 の A (γ の部分) だけではなく B の部分、そのうち特に B に含まれる「出生」に関して焦点を当てて $1+p$ のパラメタを考えることを意味する。

2) 人口動態における出生の重みに関する再検討

上記の観点から、婚姻と出生および他の人口動態のイベント数を示した表 1 (再掲) を見ると「婚姻」の人口動態イベントに占める比率は 16.7%であるが¹⁰、「出生」はその 1.53 倍にあたる 25.5%である。日本では婚姻と出生の関連はかなり密である¹¹ため、婚姻の変化に誘発された出生の変化は軽視できないことになる。

表 1 (再掲) 2022 年人口動態統計による変動要因

要因	2022 年	比率
① 婚姻 (組)	504,930	16.7%
② 離婚 (組)	179,099	5.9%

¹⁰ 表 1 の γ にあたる。

¹¹ 2022 年「人口動態統計」によれば、日本における婚外子 (嫡出子でない子) の割合は 2.2%と極めて低く、97.7%が結婚のもとでの子ども (嫡出子) である。

③	出生 人	770,759	25.5%
④	死亡 人	1,569,050	51.9%
合計		3,023,838	100.0%

(出所) 2022 年「人口動態統計」厚生労働省より筆者作成

そこで、再び表 1 の結果を踏まえて夫婦別姓制度→婚姻→出生(→姓の占有率の変化)へのルートを再考する必要性が生じる。

4. 夫婦別姓と婚姻、出生の関係

4-1 別姓と婚姻「数」の関係について

もし、選択的夫婦別姓の導入により、婚姻「数」に影響を及ぼすとすれば、その効果は、戸籍単独効果以上の影響を持ちうると考えられる。しかし、先に検討した戸籍単独効果にあたる推計結果では婚姻「数」は変化せず、婚姻した一定の夫婦の間でその後の期間の姓の保持という側面「だけ」が取り出されて計算されていたことになるからである。

内閣府調査¹²によれば、「積極的に結婚したいと思わない理由」として「名字・姓が変わるのが嫌・面倒だから」と回答した比率は、独身女性のうち 20 歳代～30 歳代の約 4 分の 1、40～60 代の約 3 分の 1 に上ることが分かっている。したがって、別姓にまつわる上記の問題がある程度解決できるとすると、婚姻率の向上および昨今問題となっている晩婚化という婚姻へのブレーキが緩和されると考えられる。

4-2 最終出生数への影響とその重要性

(1) 婚姻率による効果

別姓による婚姻数：MR の増加は、たとえ有配偶出生「率」:br が不変でも、有配偶出生「数」CH の増加につながる。(MR×br=CH より。)

(2) 晩婚解消による生涯出生率の効果

このほか、もし晩婚化が改善されるとなれば、3 人目が高齢出産にかからないなどの効果も期待され、有配偶出生「率」:br 自体も改善され、1 個人当りの生涯での出生数も増加することが考えられる¹³。

(3) 女性のキャリアと就業に及ぼす効果

また、女性の就業キャリアに関し、上記の「名字・姓が変わるのが嫌・面倒だから」が軽減されれば、既婚女性の就業向上により世帯の所得が向上し、有配偶出生率も向上する効果が期待される¹⁴。

4-3 推計第 1 版における出生パラメタの明示化

(1) 出生率への注目

上記の問題意識から、以下では夫婦別姓が導入された場合の姓占有率 $1+p$ のパラメタ

¹² gender.go.jp/research/fufusei/index.html

¹³ 合計特殊出生率とは別に、こちらは夫婦の完結出生児数といわれる。

¹⁴ 女性の社会進出(労働力率)と出生率の関係は 1970 年代はマイナス相関であったが、2000 年以降は逆にプラスの相関となっている。

(参考：内閣府 <https://www.gender.go.jp/kaigi/senmon/syosika/houkoku/pdf/honbun1.pdf>)

の推計に関して再構築を行う。本推計第2版では、夫婦別姓制度→婚姻→出生（→姓の占有率の変化）へのルートを再考するため、出生率の変化をある程度反映したパラメタ設定によって $1+p$ を推計することとする。

(2)非婚姻要因の案分計算

そこで、これまでの推計第1版で「それ以外の要因：B」として一括していた婚姻以外の人口動態をさらに細分化して分析することとする。表7は、現行の同姓のパターンと選択的夫婦別姓のパターンに関する推計について、それ以外の要因：Bを表1に示された人口動態における各イベントの発生比率を使って案分化し、細分を表示したものである。

表7 その他の要因を細分化した推計第1版

				同姓(基本)		選択的夫婦別姓(1)	
$1+p$				S	1.00828①	S=A'+B	1.00327③
				T	1.00000	T	1.00000
比率↓				U=S-T	0.00828	U=S-T	0.00327
A:婚姻要因	婚姻	r_A	16.70%	$S \times r_A$	0.16837	A'	0.16336②
B:非結婚要因		r_B	83.30%	$B = \sum B_i$	0.83991	$B = \sum B_i$	0.83991
B ₁	うち離婚	r_{B1}	5.92%	$S \times r_{B1}$	0.05972	B ₁	0.05972
B ₂	うち出生	r_{B2}	25.49%	$S \times r_{B2}$	0.25700	B ₂	0.25700
B ₃	うち死亡	r_{B3}	51.89%	$S \times r_{B3}$	0.52319	B ₃	0.52319

(出所)筆者推計。

同姓の場合、 $x(2023)/x(2024)$ から得られた1.00828①をA：結婚要因と非結婚要因：Bのうちのそれぞれ離婚：B₁、出生：B₂、死亡B₃に案分したものを示している（推計には直接使用されていない）。次に選択的夫婦別姓のケースでは、表4に示された手法でA：結婚要因の該当する $1+p$ の要素はA'=0.16336②と推定され、それ以外の要素B₁からB₃は不変とすれば、 $1+p$ はA'+B=1.00327③と推定されている。今回、四捨五入の見直しで、推計第1版1.00326→1.00327とし、選択的別姓時の佐藤姓100%の推計の(1)は、3310年→3302年と改訂された。

4-4 出生パラメタの明示化後の新推計（推計第2版）

(1) $1+p$ の最小値の考慮

次に、表7に示された内訳パラメタを活用して、新たな $1+p$ の推計をする。これまで婚姻要因：Aの $1+p$ に及ぼす影響を考える場合に、現行の伸び率1.00828の16.7%=0.16837の変化を考えてきたが、表6で見たように、婚姻部分を単純に変化させると、場合によっては $1+p < 1$ となり、最小値は1であるとする理論的検討と矛盾が起こる恐れがある。そこで、この推計第2版では、現状の変化率 $1+p = 1.00828(S)$ と理論的最小値1.0000(T)の差分値0.00828 ($U = S - U$:①)のみを検討の対象とする。そして、この0.00828を表1の人口動態イベントの比率で案分し(②)、推計の基盤データ：Pを作成した。

これにより、各イベント値がどのような値(>0)を取ろうと、 $1+p$ の最小値は必ず1.000となり、常に $1+p \geq 1$ となる。

表8 差分の案分によるパラメタの設定

						P
--	--	--	--	--	--	---

					同姓(基本)
				S	1.00828
				T	1.00000
			比率	U=S-T	0.00828①
A:婚姻要因	婚姻	r _A	16.70%	U×r _A	0.00138②
B:非結婚要因		r _B	83.30%	U×r _{B_i}	0.00690
B ₁	うち離婚	r _{B1}	5.92%	U×r _{B1}	0.00049②
B ₂	うち出生	r _{B2}	25.49%	U×r _{B2}	0.00211②
B ₃	うち死亡	r _{B3}	51.89%	U×r _{B3}	0.00430②

(出所)筆者推計。

(2) 戸籍単独効果のシミュレーション

現状の変化率 $1+\rho$ と理論的最小値 1.000 の差分値を各イベントでは配分したパラメータを用いた $1+\rho$ の検討の最初として、仮に 39.9%の人だけが同姓を選ぶとし、婚姻要因：A の新たなパラメータ：A'として、

$$A' = P \times \varepsilon = 0.0013 \times 0.393 = 0.00054,$$

を得た(①)。これと非婚姻要因：B のパラメータと合わせて、新たな差分値 $C = A' + \sum B_i$ を算出し、表 9 ように 0.00744、 $1+\rho = 1.00744$ (②) という計算値が得られた¹⁵。

表 9 戸籍単独効果の推定結果

		P	ε	選択的夫婦別姓(2)	
		同姓(基本)	修正率	戸籍単独効果	
		1.00828		S=T+C	1.00744②
		1.00000		T	1.00000
		0.00828		$C = A' + \sum B_i'$	0.00744
A:婚姻要因	婚姻	0.00138	0.393	$A' = P \times \varepsilon$	0.00054①
B:非結婚要因		0.00690		$\sum B_i'$	
B ₁	うち離婚	0.00049	1.000	$B_1' = P \times \varepsilon$	0.00049
B ₂	うち出生	0.00211	1.000	$B_2' = P \times \varepsilon$	0.00211
B ₃	うち死亡	0.00430	1.000	$B_3' = P \times \varepsilon$	0.00430

(出所)筆者推計。

この条件のもとで、

$$x(t+1) = 1.00744 x(t),$$

のシミュレーションを行ったところ、選択的夫婦別姓(2)として戸籍単独効果によって、 $x(t) = 100\%$ を超えるのは、**564年後の2587年**と推定された。これは、同姓の基本ケースに比し、57年後となる¹⁶。

¹⁵ ここでは、選択的夫婦別姓の少なくとも死亡に及ぼす新たな影響はないとする。また、離婚に及ぼす影響もないとする。選択的別姓に関し、内閣府調査で言われた「姓の変更による煩さ」が軽減され、結婚しやすいともいえると同時に、離婚しやすいとも考えられる。さらに、離婚しやすいことが結婚を気軽にさせる効果も指摘できる。現状では明確に依拠できる先行調査研究、統計等がないため、影響に変化はないと仮定する。

¹⁶ 推計方法や出生率の仮定が符合しないので、直接に比較することは慎重にならなければならないが、図

(3) 波及効果を含む推計(その1)

上記の単純な婚姻要因を通じて、1世代内の佐藤姓比率の増加にブレーキをかける効果以外に、婚姻数そのものの増加、晩婚化の回復、生涯子ども数の増加などを通じた出生率の向上を見込んだ波及効果に関する参考試算その1を行う。

第1に同姓選択率による効果A'の部分は(2)と同じとする(①)。第2に、出生率の増加の効果は、最大限見込んだ思考実験として、ブレーキ効果が0(②)となるまでと仮定した。これは、子ども数がゼロとなるという意味ではなく、少子化によるファクタ： B_1 が改善され、影響をパラメタ=0と見込むまで子ども数が増えたとするものである¹⁷。なお、 $B_1=0$ となっても、出生率が2を超えているわけではない

表 10 波及効果を含む推定結果(その1)

		P	ε	選択的夫婦別姓(3)	
		同姓(基本)	修正率	戸籍効果+波及効果	
		1.00828		S=T+C	1.00533③
		1.00000		T	1.00000
		0.00828		C=A'+ $\Sigma B_i'$	0.00533
A:婚姻要因	婚姻	0.00138	0.393	A'=P \times ε	0.00054①
B:非結婚要因		0.00690		$\Sigma B_i'$	
	B ₁ うち離婚	0.00049	1.000	B ₁ '=P \times ε	0.00049
	B ₂ うち出生	0.00211	0.000	B ₂ '=P \times ε	0.00000②
	B ₃ うち死亡	0.00430	1.000	B ₃ '=P \times ε	0.00430

(出所)筆者推計。

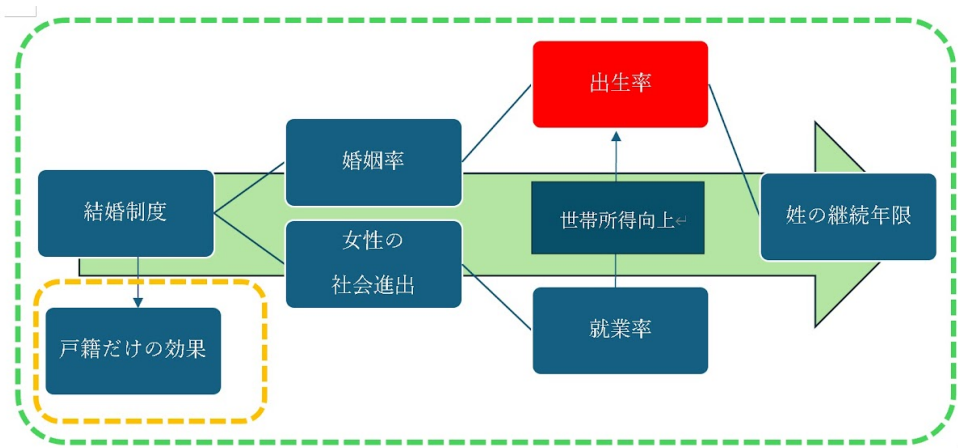
表10の結果に基づき、姓の占有率の推移を試算したところ、100%となる年は、768年後の2810年で、別姓の基本ケースに比して280年間先送りとなった。

(4) 波及効果を含む推計(その2)

上記までで、婚姻効果以外の出生への効果に関して、 $1+\rho$ の差分に対するパラメタの諸仮定を通じて推計した。しかし、もともと「人口動態調査」は1年間の諸届(婚姻、出生、死亡等)の件数を量的に集計した行政統計である。したがって、図4に示すように、本稿で明らかにしたい人々の具体的な行動変容やそれによる社会的波及効果などの質的な側面を検討する根拠資料としては、限界があることは否めない。

3で示した3期間の世代重複モデルでの戸籍効果の理論的結果である佐藤姓100%の年限を+50年から+60年将来にシフトさせたという結果に通ずるものがある。

¹⁷ この点は後の部分で再検証される。さらに、 $1+\rho$ の最小値は1以上である点も守られている。



(出所)筆者作成。

図4 本稿で対象とする行動変容やそれによる社会的波及効果の模式図

そこで、仮定がきつく無理のあるボトムアップによるパラメタ設定¹⁸よりも、図4で姓の継続年限に大きな役割を示す出生率を推定し、そこから対応する $1+p$ を推定する方法をその2として実施する。

選択的夫婦別姓時に期待される合計特殊出生率の推計を行う。初めに思考実験として、2020年「国勢調査」の未婚者数のうち、内閣府調査の姓を理由として結婚に消極的な女性の比率(阻害要因)に基づきこれ解消され婚姻に至ると仮定した人数をやや過大であるが思考実験として推計し、最終的な婚姻率の変化を試算した。

表11 婚姻率変化の仮定と試算

	A	B	C=B/A	G=
			別姓前	別姓後
	総数	既婚者数	既婚率	既婚率
15～19歳	2,686,488	23,137	0.86%	0.86%
20～24歳	2,884,412	375,079	13.00%	35.27%
25～29歳	2,949,069	1,236,192	41.92%	56.79%
30～34歳	3,179,760	2,116,218	66.55%	75.12%
35～39歳	3,605,421	2,790,360	77.39%	83.18%
40～44歳	4,089,364	3,329,956	81.43%	87.99%
45～49歳	4,768,900	3,969,540	83.24%	89.16%

¹⁸ 例えば、出生率が向上すると出所届けの件数は増えることになるが、パラメタ推計ではB1の値を引き下げる仮定が必要であることなど無理が多い。

	D	π	$E=D \times \pi$	$F=D+E$
			別姓後	別姓後
	未婚者数	阻害要因率	追加婚姻者数	既婚者数
15～19 歳	2,663,351	0%	0	23,137
20～24 歳	2,509,333	25.6%	642,389	1,017,468
25～29 歳	1,712,877	25.6%	438,497	1,674,689
30～34 歳	1,063,542	25.6%	272,267	2,388,485
35～39 歳	815,061	25.6%	208,656	2,999,016
40～44 歳	759,408	35.3%	268,071	3,598,027
45～49 歳	799,360	35.3%	282,174	4,251,714

(出所) 筆者推計。

次に、この婚姻率の変化に応じて、出生率が増加するとした試算が、表 12 に示されている。婚姻率の増加により現行の 1.26 の合計特殊出生率：TFR の年齢別内訳を年齢別人口、年齢階級間の TFR の重みづけなどで指標化し、その指標で婚姻率の増加で期待される TFR を再評価し、最終的な合計特殊出生率として 1.60 を試算した。

表 11 選択的夫婦別姓時に期待される合計特殊出生率の

	TFR	MR	MR'	TFR' = TFR/MR*MR'
			別姓後の	別姓後の
	(合計特殊出生率)	現状既婚率	修正既婚率	期待 TFR
15 ～ 19 歳	0.009	0.86%	0.86%	0.008
20 ～ 24	0.092	13.00%	35.27%	0.250
25 ～ 29	0.348	41.92%	56.79%	0.472
30 ～ 34	0.471	66.55%	75.12%	0.531
35 ～ 39	0.272	77.39%	83.18%	0.293
40 ～ 44	0.063	81.43%	87.99%	0.068
45 ～ 49	0.002	83.24%	89.16%	0.002
総 数	1.260			

	N	S	$W =$ TFR*S	$V = 1.26 * W / \Sigma$ W	TFR' /TFR*V
	2020			現行 TFR	期待 TFR
	人口数	人口シェア	重みづけ	分解	分解
15 ～ 19 歳	2,686,488	11.1%	0.0009	0.00709	0.00709
20 ～ 24	2,884,412	11.9%	0.0110	0.08245	0.22366

25 ~ 29	2,949,069	12.2%	0.0425	0.31880	0.43188
30 ~ 34	3,179,760	13.2%	0.0619	0.46443	0.52418
35 ~ 39	3,605,421	14.9%	0.0406	0.30459	0.32737
40 ~ 44	4,089,364	16.9%	0.0106	0.07983	0.08626
45 ~ 49	4,768,900	19.7%	0.0004	0.00281	0.00301
総 数	24,163,414	100%	0.168011	1.260000	1.603448

(出所) 筆者推計。

そして、現行の出生率 1.26 の下での $1+p=1.000828$ 、出生率 2.0 以上では $1+p=1.000$ になるという理論的前提に基づき、案分計算により出生率 1.60 における $1+p$ は 1.00326 という結果となった、これは当初の推計第 1 版の選択的夫婦別姓とほぼ同じ値である。

表 12 出生率と 1+p の対応表

TFR	1+p
2.000	1.00000
1.800	1.00224
1.603	1.00326
1.524	1.00533
1.260	1.00828

(出所) 筆者推計。

以上の各結果を比較すると以下のようなになる。

表 13 選択的夫婦別姓に関する各結果の比較

年	同姓現状	選択別姓第 1 版	戸籍効果	第 2 版推計(1)	第 2 版推計(2)
1+p	1.00828	1.00327	1.00744	1.00533	1.00326
2023	1.529%	1.529%	1.529%	1.529%	1.529%
2024	1.542%	1.534%	1.540%	1.537%	1.534%
2025	1.554%	1.539%	1.552%	1.545%	1.539%
2530	100.012%	8.020%	65.569%	22.643%	7.963%
2531		8.046%	66.057%	22.764%	7.988%
2586		9.631%	99.310%	30.495%	9.554%
2587		9.663%	100.049%	30.657%	9.586%
2588		9.694%		30.821%	9.617%
2809		19.964%		99.788%	19.743%
2810		20.030%		100.320%	19.808%
3301		99.708%			97.917%
3302		100.034%			98.236%
3309					100.500%

(出所) 筆者推計。

本稿に掲載できなかった他の論点、**事後の修正等**は 吉田 浩 (2024)「人口減少と姓の収れんに関する試算について」

<https://sites.google.com/view/caestop/FertilityandSurname>
に追記されている。

The Basic explanation, other information, and additional amendments in English are available from,

<https://sites.google.com/view/caestop/FertilityandSurname>