2022 年 12 月 19 日

「COVID-19 による出生率への影響とその経済社会的要因」

主任研究員
木滝秀彰

1 経済社会活動の回復

COVID-19（新型コロナウイルス感染症）のパンデミック（世界的流行）が始まってから、すでに 2 年半以上が経過した。2022 年 9 月末までの感染者数の累計をみると、世界全体の COVID-19 の感染者数は 6.2 億人、死亡者数は 655 万人に達している[1]。感染者数としては、1918～19 年のいわゆる「スペイン風邪」を上回る規模とみられ[2]、現在もなお感染拡大が続いているという点ではまだ予断を許さない。

しかし、ワクチン接種が普及したこともあり、その拡大の勢いは最近ではかなり減衰してきている。実際、ここ一年間の世界の累計感染者数の推移をみると、2021 年 9 月末では 2.3 億人、2022 年 3 月末では 4.9 億人である。半期ごとの対前期比でみると、前半（2021 年 10 月～2022 年 3 月）では 108%と、感染者数が 2 倍以上に増加したのに対し、後半（2022 年 4 月～2022 年 9 月）では 27%と、増加率は大きく低下している。COVID-19 には季節性があるものの[3]、2021 年度後期から 2022 年度前期にかけての感染者数の増勢の低下は目に見えて大きいといえる。こうした傾向を受けて、例えば我が国でも 2022 年 10 月に外国人の入国者数の上限が撤廃されたように、感染拡大抑止のために導入された各種規制が緩和・撤廃される動きが続いている。

パンデミック初期に比べると、COVID-19 に対する見方も変わってきている。WEF （World Economic Forum）が行っている『Global Risk Perception Survey』によれば、短期的なリスク（2 年以内のリスク）として「感染症（infectious disease)」を挙げた回答者の割合は、2020 年調査の 58.0%（1 位）から 2021 年調査では 26.4%（5 位）に減少した（World Economic Forum 2021, 2022)。ただし、国・地域別にみると、こうした見方の変化は必ずしも一様ではない。同じく WEF が 2021 年に実施した『Executive Opinion Survey』によれば、例えば日本、英国やオーストラリアでは、短期的なリスクの上位 5 項目の中に「感染症」が含まれているのに対し、米国、ドイツやフランスでは含まれていない、という違いがある（World Economic Forum 2022)。とはいえ、上位 5 項目に「感染症」を挙げている国・地域の中で、それを第一のリスクとしているのはごく少数に過ぎない。

GDP の水準の動向も、このような見方を裏付けている。G7 各国の四半期別実質 GDP の水準の推

---

[1] Mathieu *et al.* 2020; CSSE at Johns Hopkins University. COVID-19 Data Repository. https://github.com/CSSEGISandData/COVID-19 (2022 年 10 月 26 日閲覧)

[2] 「スペイン風邪」の感染者数は約 5 億人、死亡者数は約 5,000 万人と推計されている（Taubenberger and Morens 2006; Centers for Disease Control and Prevention 2018)。

[3] 物理的な観点からは、飛沫の消滅速度や紫外線量が小さいほど COVID-19 が拡大しやすい可能性があること、これらは季節によって変動し、温帯地域では冬に最小となる傾向があるが、熱帯地域ではこれは当てはまらないことが指摘されている（Choi, Tuel and Eltahir 2021)。

Nakasone Peace Institute
※本稿での考えや意見は執筆者個人（或はグループ）のもので当団体のものではありません。

移をみると、パンデミック初期の 2020 年 4–6 月期の大きな落ち込みから回復してきており、2022 年 7–9 月期の時点までにパンデミック以前の 2019 年 10–12 月期の水準を回復していないのは英国だけとなっている（図 1）。我が国では、落ち込みが小さかった代わりに回復も緩やかであったが、2021 年 10–12 月期にパンデミック以前の水準を回復している。

これらを踏まえれば、国・地域によってまだ見方に差はあるものの、経済社会活動の水準という点では、概して回復の見通しが見えてきているといえるだろう。

2 出生率への影響

上述のとおり、世界的にみると、経済社会の状況は、一時期の COVID-19 のパンデミックに対する恐慌的な様相からかなり脱してきたといえる。しかし、COVID-19 は、経済社会活動の水準の回復では補うことができない、不可逆的な影響ももたらしている。その最も重要なものの一つが、出生率に関する影響だろう。

COVID-19 が出生率に影響を与えうること、その影響が、高所得国と中・低所得国、あるいは中・低所得国の中でも都市部と地方部で異なる経路によって及ぼされること、その結果として、高所得国では出生率が低下する一方、中・低所得国では増加する場合も減少する場合もあることは、比較的早期から予期されていた（Aassve *et al*. 2020）。図 2 で、COVID-19 の拡大初期（2020 年 2 月 15 日～4 月 1 日）の人口 100 万人当たり感染者数の日次推移をみると、2020 年 2 月にまず英国や韓国で急激な増加がみられ、3 月に入ると米国やフランス、ドイツ、スペイン等他の欧米諸国でも同様の傾向がみられた。我が国は、2020 年 1 月に最初の感染者が記録されて以降、2020 年 2 月から 4 月にかけて感染者数が増加したものの、人口当たり 100 万人当たり感染者数の増加の度合いは、欧米諸国や韓国に比べればはるかに緩やかだった。いずれにしても、これらの国では、遅くとも 2020 年 2–3 月頃までには、COVID-19 の広がりが、マスメディア等を通じてある程度当該国内で認知されていたと推察される。こうしたことから、出生率に COVID-19 のショックが反映したとすれば、その時期は概ね 2021 年 1 月頃を中心とする時期であったと考えられる。

それでは、これらの国で出生率はどのような推移をたどったのだろうか。マックス・プランク研究所とウィーン人口研究所が公表している『Human Fertility Database』[4]で、主な高所得国の合計特殊出生率（季節調整済）の月次推移を見ると、驚くべきことに、同じ高所得国のグループの中でも、その影響は一様ではなかったことがわかる（図 3）。すなわち、2021 年 1 月を中心にその前後の時期の出生率の推移をみると、(1) 減少とその反動増を経験した国（日本、米国、スペイン、イタリア、フランス）、(2) 増加を経験した国（ドイツ、デンマーク、オランダ）、(3) 概ね変化がなかった国（韓国）の 3 つのグループに分かれる[5]。

こうした違いは、いくつかの重要なポイントを含んでいる。第一に、出生率への影響の大きさや方向は、必ずしも人口当たり感染者数の多寡とは対応していない、という点である。例えば、2020 年 3 月の時点で、日本より人口当たり感染者数がはるかに多かったデンマークやオランダは、2021 年 1 月～2 月の時点で、日本とは逆に出生率の増加を経験している。所得水準がある程度似通って

[4] Max Planck Institute for Demographic Research and Vienna Institute of Demography. Human Fertility Database. https://www.humanfertility.org (2022 年 10 月 16 日閲覧)

[5] 本データベースを用いた国際比較は、増田（2022）に詳しい。

Nakasone Peace Institute
※本稿での考えや意見は執筆者個人（或はグループ）のもので当団体のものではありません。

いるにもかかわらず、出生率の変動にこのような違いがあることは意外である。第二に、(1) のグループでは、COVID-19 のショックによる出生率の低下に対して、反動増が比較的速やかに生じているが、増田(2022)も指摘しているように、米国やフランスでは、出生率の急減を補償するように、それまでのトレンドに戻るという以上の反動増がみられるのに対し、日本、スペイン、イタリアではそのような動きが見られない、という違いが観察される。津波のような自然災害で、子どもを含めた大規模な人的被害が生じた後に、数年単位の平均的な傾向として出生率の増加が生じる例が報告されているが（Nobles, Frankenberg and Thomas 2015）、COVID-19 では子どもの死亡者は少なく[6]、しかも反動増が生じるまでの期間は短い。そのため、自然災害とは異なるメカニズムが出生率の変動に働いていると考えられる。

3 出生率と経済社会的要因

出生率の決定には、さまざまな経済社会的要因がかかわっており、そのメカニズムは複雑である。しかし、高所得国におけるこれまでの趨勢的な出生率の低下については、いくつかの共通要因がみられる。すなわち、社会の豊かさの増大の一方で、それに見合う子育て・教育費用の負担が増大していること、女性の高学歴化、労働力化に経済社会の変化が追い付かないこと、伝統的な家族観・ジェンダー観がこうしたキャッチアップをさらに阻害していること、等である（阿藤 2017）。こうした観察に基づき、出生率の決定要因とその解釈としては、出生率と所得水準、子育ての機会費用、あるいは子どもの数と質のトレードオフの関係がモデル化されてきた（Becker 1960; Butz and Ward 1979; Heckman and Walker 1990; De la Croix and Doepke 2003）。

しかし、こうした伝統的なモデルは、女性がキャリアか家族かを二者択一するという前提に立っているという点で、もはや当てはまらなくなっているのではないか、との指摘がある。すなわち、これらの要因が依然該当する部分はあるものの、経済社会の変化により、今は主たる説明要因ではないとした上で、女性がキャリアと家族を統合したゴールを目指している、と考えるべきであり、その際のカギとなるのは、家族政策、子育ての夫婦間分業、子育てにやさしい社会規範、労働市場の柔軟性、等であろう、としている（Doepke *et al.* 2022）。このように、出生率は、単にある時点である選択肢がよいかどうかという単線的な選択ではなく、ライフサイクル全体を見渡した上での総合的な判断に基づく複線的な選択を反映するという考え方が現れてきている。

ところで、こうしたモデルや議論は、COVID-19 のようなショックに対して出生率がどのように変動するかについて考える際の参考にはなるものの、必ずしも直接的な予測を与えるものではない。その理由は、これらが、あくまでも一定の経済社会の状態を所与とした、定常状態での出生率を考えているからである。

COVID-19 のショックで出生率が低下した国では、概ね半年以内に急激な低下と反動による増加の双方を経験している。しかし、この間に、出生率の決定に係る経済社会的要因が大きく変化した可能性は低い。例えば、家計所得に深く関係すると考えられる完全失業率（季節調整済）の月次推

[6] 米国 CDC によれば、COVID-19 による年齢階級別死亡リスクは、18–29 歳を 1 としたとき、0–17 歳は 1 未満である一方、加齢によりリスクは増加し、例えば 65–74 歳では 60、75–84 歳では 140 等となっている（Centers for Disease Control and Prevention 2022）。

Nakasone Peace Institute
※本稿での考えや意見は執筆者個人（或はグループ）のもので当団体のものではありません。

移をみると、カナダで 2 月の 5.7%から 3 月の 7.9%と比較的大きな増加となったほかは、2020 年 2 月から 3 月の間では大きな変動は観察されていない。2020 年 4 月以降をみても、大きな増加を経験したのは米国とカナダだけである（図 4）。また、教育費の多寡や性別役割分業の程度については、経済社会の枠組みや労働市場の慣行等によるところが大きく、半年程度のわずかな期間で大きな構造変化が生じるとは考えにくい。これらは、COVID-19 のショックによる出生率の変動が、その決定に係る経済社会的要因の変化によるものではなかったことを示唆している。

COVID-19 が経済社会にもたらした主なショックは、対面による経済社会活動の制限だろう。ソーシャルディスタンスの確保やテレワークの増加など、生活様式の大きな変化は、経済社会の先行きに対する不確実性を高めることにつながったと考えられる。他方、このような変化は、家族がともに過ごす時間を増加させるという点では出産や子育てへの後押しの要因となりうる一方で、その構成員に不安やストレスを与えるという点では妨げの要因ともなりうる。不確実性が高まったとき、人々が現在の経済社会の延長で将来を考えるとすれば、COVID-19 の拡大に対する出生率の変動は、これらの要因と関係するような、その時点での経済社会の状況の違いを反映する、と考えることは不自然ではないだろう。

4 データと計量分析の結果

それでは、どのような経済社会の状況が、このような出生率の変動に影響しているのだろうか。上述の不安やストレスという点では、いくつかの可能性が考えられる。一つは、経済社会の現状が、労働と子育ての両立が難しい、教育費の負担が重いなど、出産や子育ての環境に対して厳しいものであるほど、子どもを持つことに関する将来の不安が大きくなり、出生率に対する負の影響も大きくなるという可能性である。他の可能性としては、COVID-19 の拡大に起因する現在の不安が、社会を構成する人々の間の信頼が低い[7]、相対的貧困率が高いなどの一定の経済社会の状態によって増幅されることで、出生率に対するより大きな負の影響を引き起こす、ということも考えられる。

これらの点を実証的に明らかにするため、OECD または EU の加盟国のうち、データが利用可能な国について、出生数の変動を被説明変数とするクロスセクション回帰分析を試みた。被説明変数としては、先に述べた『Human Fertility Database』の 2022 年 1–3 月期の出生数の前期比の対数と、過去 5 年の同じ第一四半期の前期比の対数の平均の差分を用いた。合計特殊出生率（季節調整済）ではなく出生数（原系列）を用いたのは、データの制約を考慮して、分析の対象国をできるだけ拡大するためである。一般に、年齢による死亡リスクの違いから、COVID-19 による死亡者は高齢者が多く、20～30 歳代のような若い世代の死亡者は少ない。そのため、合計特殊出生率の分母に対する COVID-19 の影響は小さく、代わりに出生数を用いても、結果には大きな影響を与えないと考えられる。また、原系列を用いることで季節性が含まれうることへの対処として、過去 5 年の同一四半期の前期比の対数の平均値との差分をとることによって、簡易的に季節性を除去している。

他方、説明変数としては、出生率の決定要因に関する先行研究も参考にしつつ、平均的な所得水

[7] 出生率との関係では、社会的なネットワークに基づくサポートは子どもの数に関係があること、それは経済的・心理的な負担も含めた子育ての負担を緩和するだけでなく、家族を形成することが社会的なつながりを確立する方法だと考えられていることが指摘されている（Bernardi and Klärner 2014）。

Nakasone Peace Institute
※本稿での考えや意見は執筆者個人（或はグループ）のもので当団体のものではありません。

準としての一人当たり GDP（米ドル換算ベース、2018 年）、所得分配の状況を表す子ども（0～17 歳）と現役世代（18～65 歳）の相対的貧困率（2018 年）、性別役割分業の度合いの代理指標としての非賃金労働時間男女比[8]、子育て初期段階の教育費用の負担を表す就学前教育費私的負担比率（2018 年）[9]、そして社会を構成する人々の関係性の代理指標としての他者信頼度（2013 年）[10]の 5 つのカテゴリの変数を用いた。ここで、他者信頼度は、Eurostat による EU 及びその近隣諸国を対象とした調査（EU-SILC[11]）の結果であり、これを説明変数として含むモデルのサンプルはそれらの国に限定される、ということに注意する必要がある。さらに、韓国については、COVID-19 によるショックの影響が出生率にあまり表れなかったという特異性を考慮して、韓国を 1、それ以外を 0 とするダミー変数を設定した。また、既に述べた通り、出生数に影響を及ぼしうると考えられる、家族がともに過ごす時間の質や量の変化のような変数も取り入れることが望ましいが、現実にはデータを得ることが難しく、今回の分析では捨象した[12]。このことは、この面での COVID-19 の影響はサンプル間で差がないことを暗黙的に仮定していることには注意する必要がある。

これらの変数について、本節の冒頭で述べた議論を想起すると、相対的貧困率が高いほど、非賃金労働時間男女比が小さいほど、就学前教育費私的負担比率が大きいほど、そして他者信頼度が低いほど、人々の出産や子育てに対するスタンスが後ろ向きになりやすい、すなわち出生数の落ち込みを経験しやすいと想定される。一人当たり GDP については、高所得国ではその水準が高いほど出生率が高くなる傾向が指摘されているが[13]、COVID-19 によるショックによる変動との関係については、これとは別の実証的な問題と考えられる。

回帰モデルの推定結果は、表 1 に示した。まず、一つの説明変数に韓国ダミーを加えたモデル（A1）の推定結果をみると、いずれのモデルでも韓国ダミーが正の係数かつ有意水準 1%または 5%で統計的に有意となっているほか、それぞれのモデルで非賃金労働時間男女比は有意水準 1%、子どもの相対的貧困率と他者信頼度は有意水準 5%、就学前教育費私的負担比率と現役世代の相対的貧困率はそれぞれ有意水準 10%で有意となっており、符号もそれぞれ期待された通りの結果である。また、一人当たり GDP については、正の係数かつ有意水準 10%で有意となった。なお、モデル A16 では、EU 及びその近隣諸国のみを調査対象としている他者信頼度を説明変数としているため、韓国ダミーは説明変数に含めていない。これは、後述するモデル（B）についても同様である。

他者信頼度は、調査時点での経済社会の状況に対する人々の受け止めの結果を反映している、すなわち他の経済社会的変数をある程度反映した変数と考えられる。そこで、他者信頼度を除き、よ

---

[8] 家事、買い物、育児、介護等の非賃金労働時間について、女性の非賃金労働時間に対する男性の非賃金同道時間の比。なお、調査時点は米国で 2018 年、日本・オランダで 2016 年など、国によって異なる。

[9] 国際標準教育分類（ISCED）レベル 0 に対応する、3 歳から小学校就学までの教育に係る費用における私的負担の割合。

[10] 「0 (誰も信頼しない) –10 (ほとんどの人々は信頼できる)」による回答の平均値。

[11] Eurostat. European Union Statistics on Income and Living Conditions (EU-SILC). https://ec.europa.eu/eurostat/web/income-and-living-conditions/data/database (2022 年 9 月 28 日閲覧)

[12] 家族がともに過ごす時間に係る指標そのものではないが、いくつかの国の調査結果は、テレワーク実施率（＝テレワークで働いていると回答した雇用者の割合）がパンデミックの前後で顕著に上昇していることを示している（OECD 2021b）。

[13] OECD 加盟国における一人当たり GDP と出生率の関係をみると、1980 年には負の相関であったが、2000 年には正の相関に転じている（Doepke *et al*. 2022）

※本稿での考えや意見は執筆者個人（或はグループ）のもので当団体のものではありません。

り高い有意水準で有意となった非賃金労働時間男女比または子どもの相対的貧困率に他の説明変数を加えたモデル（A2）を推計した。その結果をみると、前者のモデル（A21、A22）における子どもの相対的貧困率については、有意水準 10%で概ね有意であり[14]、追加した一人当たり GDP または就学前教育費私的負担比率も有意水準 10%で有意であった。他方、後者のモデル（A23、A24）における非賃金労働時間男女比については、有意水準 1%または 5%で有意であったが、追加した変数の中では一人当たり GDP のみが有意水準 10%で有意となった。いずれの場合でも、子どもの貧困率や非賃金労働時間男女比の係数の推定値そのものはモデル A1 と大きく変わらなかった。

一方、他者信頼度を、他の経済社会的変数で説明するモデル（B）の推計も試みた。その結果をみると、子どもの相対的貧困率は負の係数、非賃金労働時間男女比は正の係数で、それぞれ有意水準 5%及び 10%で有意となった一方、現役世代の相対的貧困率や一人当たり GDP は有意とはならなかった。子どもの相対的貧困率と現役世代の相対的貧困率には有意な正の相関があるが（$r = 0.79$, $p < 0.001$）、他者信頼度を説明するという点では必ずしも同じではないという結果となった。なお、データの制約から、他者信頼度の調査時点と、他の経済社会的変数の調査時点が異なることには注意する必要がある。

5 解釈とまとめ

以上の分析結果は、(1) 一人当たり GDP、就学前教育費私的負担比率または現役世代の相対的貧困率と出生数の変動との間にも一定の関係がみられるが、特に、他者信頼度が低い、子どもの貧困率が高い、あるいは非賃金労働時間男女比が低い（＝女性の方が男性よりも相対的に非賃金労働時間が長い）ほど、出生数のより大きな落ち込みを経験する傾向がある、(2) 他者信頼度は、子どもの貧困率が高いほど、非賃金労働時間男女比が低いほど、低くなる傾向がある、(3) 韓国は、今回とりあげた経済社会的変数に関して同水準の国と比べると、出生率の落ち込みが小さい、の 3 点に要約できよう。

本稿の分析からは、出生率に関してしばしば注目される非賃金労働時間男女比のような変数だけでなく、他者信頼度や子どもの相対的貧困率のような変数もまた、COVID-19 のショックによる出生数の変動に影響を与えていることは指摘しておいてよいだろう。韓国の出生数の落ち込みが例外的に小さかった理由は必ずしも明らかでないが、韓国の 2021 年の合計特殊出生率は 0.81 と、既に世界に類を見ない水準にまで低下しており（Statistics Korea 2022）、COVID-19 によるショックに対する低下余地が小さかった可能性はある。

今回の分析で明らかになった重要なポイントは、出生数の変動を説明する他者信頼度が、一人当たり GDP や就学前教育費私的負担比率のような、経済社会の平均的な状況を表す変数よりも、むしろ非賃金労働時間男女比や子どもの相対的貧困率のような、経済社会の中での人々の相対的な関係の状況を表す変数で説明されていることだろう。このことから、所得分配やジェンダー等にまつわる経済社会的な格差を改善することが、人々の社会的な紐帯を強化することにつながれば、少なくとも出生に関しては、COVID-19 のようなショックに対するレジリエンスを高める可能性がある、

[14] モデル A22 では、有意水準 10%で有意とはなっていないが、$p = 0.115$ であり、帰無仮説検定のしきい値に近い値である。

Nakasone Peace Institute
※本稿での考えや意見は執筆者個人（或はグループ）のもので当団体のものではありません。

ということが言えよう。

働き方の見直しなど政府の少子化対策の一部は、こうした経済社会的な格差を埋める方向で進められているが（内閣府 2020）、少子化対策という定常状態での出生率の増加を目的とした政策の方向性と、ショックに対する出生率のレジリエンスを高める政策の方向性が結果として一定の類似性があることは興味深い。我が国に関しては、都道府県レベルでみると出生数の大きな落ち込みを経験した自治体ではトレンドへの回復が鈍い傾向があることが指摘されており（増田 2022）、COVID-19 のショックによる出生率の落ち込みの影響は、将来にわたって続く可能性が高い。このような状況に陥ることを避ける意味で、出生に関する経済社会のレジリエンスを強化する政策は重要だろう。

これに関連して、我が国では、国民が希望する出生率（国民希望出生率）自体が低下傾向にあるとみられることは指摘しておく必要がある。政府が公表している「まち・ひと・しごと創生長期ビジョン（令和元年改訂版）」によれば、国民希望出生率は 1.79 と推計されている。これに、他のパラメーターは一定として、厚生労働省『出生動向基本調査』の最新の結果である第 16 回（令和 3 年）調査の計数を反映して推計すると、国民希望出生率は 1.59 となる[15]。つまり、この推計に基づくと、政府が国民の希望をかなえるような政策実現に最大限努力したとしても、実現する出生率は 1.6 程度にとどまることになる。このような低下が生じた主な要因は、現在の独身者が希望する子どもの数の減少とみられるが、その背景に何があるのか、少子化対策だけでなく経済社会のレジリエンスという観点からもより詳細な調査・分析を行っていく必要があるだろう。

本稿の分析には、いくつかの限界があることも述べておかなければならない。第一に、COVID-19 のショックに対する出生数の一時点での変動のみに関する分析であり、反動増の大きさの違いなど、時系列全体でみた変動の違いについては取り扱っていない。第二に、出生率に代えて出生数を用いるなど、可能な限りサンプル数を増やす工夫は行ったものの、データの制約から回帰分析のサンプル数は 19 から 28 の間にとどまった。より多くのサンプルが得られれば、さらに多くの変数を回帰モデルに取り入れることができたかもしれない。第三に、他者信頼度については今回利用可能だったサンプルが EU 及びその近隣諸国のみであり、アジアなど他の国・地域では結果が変わってくる可能性がある。これらの点に対する検討は、今後の課題としたい。

参考文献

Aassve, A., Cavalli, N., Mencarini L., Plach S. and Bacci, M. (2020). The COVID-19 pandemic and human fertility. *Science*, 369(6502), 370–371. https://doi.org/10.1126/science.abc9520 (2022 年 12 月 2 日閲覧)

Becker, G. S. (1960). An Economic Analysis of Fertility. In *Demographic and Economic Change in Developed Countries*. Princeton University Press.

Bernardi, L., and Klärner, A. (2014). Social networks and fertility. *Demographic Research*, 30, 641–670.

[15] 政府の国民希望出生率の推計は、「（有配偶者割合×夫婦の予定子ども数＋独身者割合×独身者のうち結婚を希望する者の割合×独身者の希望子ども数）×離死別等の影響」としている（「まち・ひと・しごと創生長期ビジョン（令和元年改訂版）」p.11）。『出生動向基本調査』の計数は、夫婦の予定子ども数、独身者のうち結婚を希望する者の割合、及び独身者の希望子ども数に用いられているとみられる。第 16 回調査では、それぞれ順に 2.01[人]、84.3[%]、1.79[人]であるので、これらを反映して計算すると 1.59 となる。

※本稿での考えや意見は執筆者個人（或はグループ）のもので当団体のものではありません。

Butz, W. P., and Ward, M. P. (1979). The Emergence of Countercyclical U.S. Fertility. *The American Economic Review*, 69(3), 318–328.

Centers for Disease Control and Prevention (2018). History of 1918 Flu Pandemic. https://www.cdc.gov/flu/pandemic-resources/1918-commemoration/1918-pandemic-history.htm (2022 年 12 月 9 日閲覧)

Centers for Disease Control and Prevention (2022). Risk for COVID-19 Infection, Hospitalization, and Death By Age Group. https://www.cdc.gov/coronavirus/2019-ncov/covid-data/investigations-discovery/hospitalization-death-by-age.html (2022 年 12 月 5 日閲覧)

Choi, Y.-W., Tuel, A., and Eltahir, E. A. B. (2021). On the environmental determinants of COVID-19 seasonality. *GeoHealth*, 5, e2021GH000413. https://doi.org/10.1029/2021GH000413 (2022 年 12 月 2 日閲覧)

De la Croix, D., and Doepke, M. (2003). Inequality and Growth: Why Differential Fertility Matters. *The American Economic Review*, 93(4), 1091–1113.

Doepke, M., Hannusch, A., Kindermann, F. and Tertilt, M. (2022). The Economics of Fertility: A New Era. *NBER Working Paper,* 29948.

Heckman, J. J., and Walker, J. R. (1990). The Relationship Between Wages and Income and the Timing and Spacing of Births: Evidence from Swedish Longitudinal Data. *Econometrica*, 58(6), 1411–1441.

Mathieu, E., Ritchie, H., Rodés-Guirao, L, Appel, C., Giattino, C., Hasell, J., Macdonald, B., Dattani, S., Diana Beltekian, D., Ortiz-Ospina, E. and Roser, M. (2020). Coronavirus Pandemic (COVID-19). Published on-line at *Our World in Data*. https://ourworldindata.org/coronavirus (2022 年 10 月 26 日閲覧).

Nobles, J., Frankenberg, E. and Thomas, D. (2015). The Effects of Mortality on Fertility: Population Dynamics After a Natural Disaster. *Demography*, 52(1), 15–38.

OECD (2020). How's life 2020: Measuring Well-being. https://doi.org/10.1787/9870c393-en (2022 年 9 月 13 日閲覧).

OECD (2021a). Education at a Glance 2021. https://www.oecd-ilibrary.org/education/education-at-a-glance-2021_2e8bd9b2-en (2022 年 11 月 17 日閲覧)

OECD (2021b). Teleworking in the COVID-19 pandemic: Trends and prospects. https://www.oecd.org/coronavirus/policy-responses/teleworking-in-the-covid-19-pandemic-trends-and-prospects-72a416b6/ (2022 年 12 月 12 日閲覧)

Statistics Korea (2022). Birth Statistics in 2021. https://kostat.go.kr/portal/eng/pressReleases/1/index.board?bmode=read&aSeq=420358 (2022 年 12 月 7 日閲覧)

Taubenberger, J. K., and Morens, D. M. (2006). 1918 Influenza: the Mother of All Pandemics. *Emerging Infectious Diseases*, 12(1), 15–22. https://doi.org/10.3201/eid1201.050979

World Economic Forum (2021). The Global Risks Report 16th Edition. https://www.weforum.org/reports/the-global-risks-report-2021 (2022 年 10 月 26 日閲覧)

World Economic Forum (2022). The Global Risks Report 17th Edition. https://www.weforum.org/reports/global-risks-report-2022 (2022 年 10 月 26 日閲覧)

※本稿での考えや意見は執筆者個人（或はグループ）のもので当団体のものではありません。

阿藤誠 (2022). 「少子化問題を考える—少子化の人口学的メカニズムを踏まえつつ—」. 『医療と社会』, 27(1), 5-20.

内閣府 (2020). 「少子化社会対策大綱」. https://www8.cao.go.jp/shoushi/shoushika/law/taikou_r02.html (2022 年 12 月 7 日閲覧)

内閣官房・内閣府 (2019). 「まち・ひと・しごと創生長期ビジョン（令和元年改訂版）」. https://www.chisou.go.jp/sousei/mahishi_index.html (2022 年 9 月 26 日閲覧)

増田幹人 (2022). 「コロナ禍における日本の人口動態の変化とその対応」. 中曽根平和研究所経済社会研究会コメンタリー, 11. 中曽根平和研究所. https://www.npi.or.jp/research/2022/10/05164457.html (2022 年 12 月 2 日閲覧).

※本稿での考えや意見は執筆者個人（或はグループ）のもので当団体のものではありません。

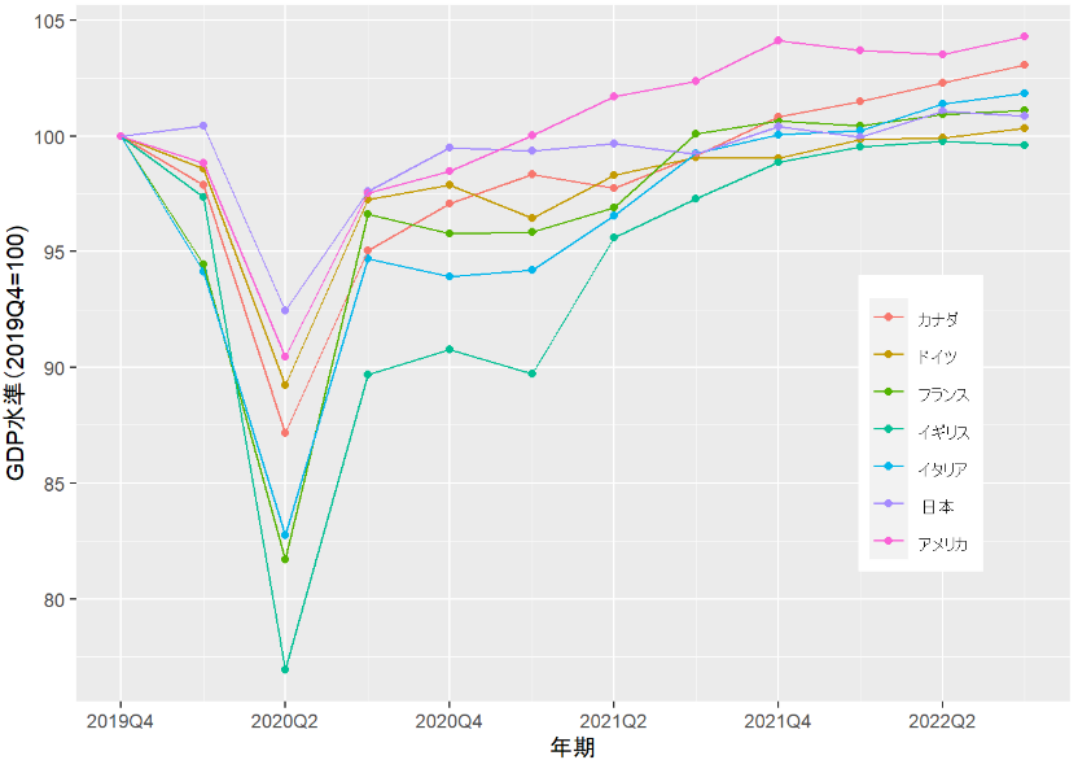

図 1　実質 GDP の推移

出典： Quarterly National Accounts (OECD).

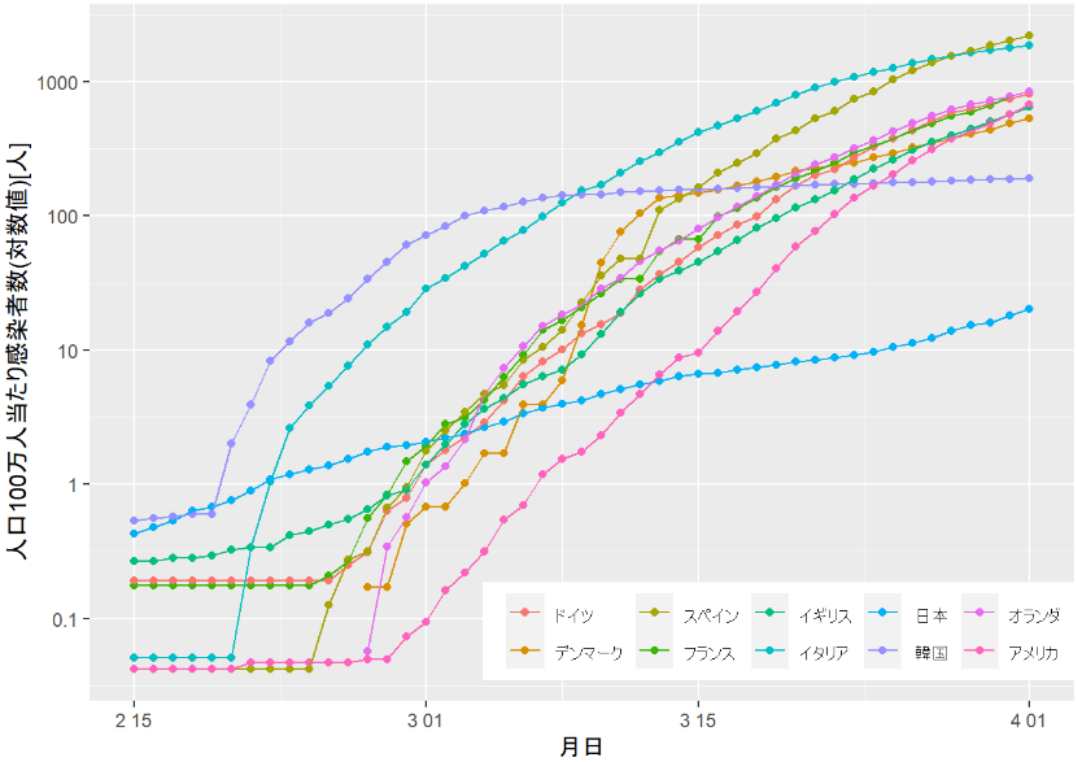

図 2 人口 100 万人当たり感染者数の推移

出典：Coronavirus Pandemic (COVID-19) (Mathieu *et al.*2020); COVID-19 Data Repository (CSSE at Johns Hopkins University); World Population Prospects 2022 (United Nations Population Division); Demography report 2021 (The National Institute of Statistics and Economic Studies, France).

※本稿での考えや意見は執筆者個人（或はグループ）のもので当団体のものではありません。

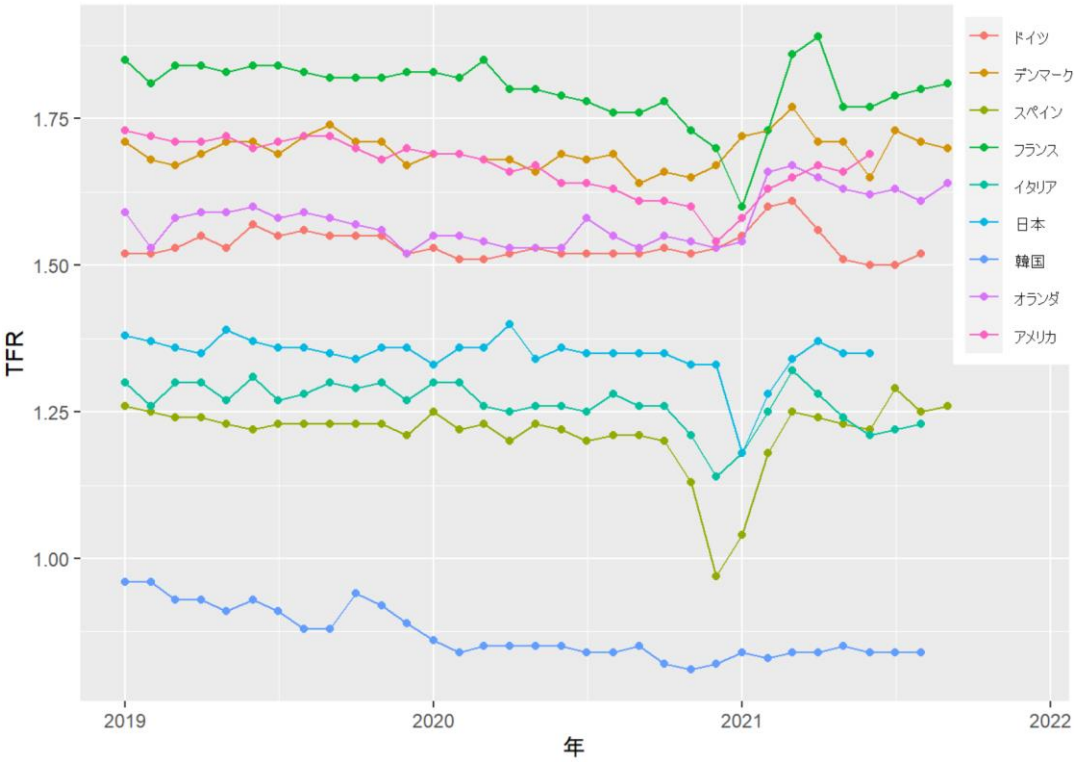

図 3 合計特殊出生率(TFR)の推移

出典： Human Fertility Database (Max Planck Institute for Demographic Research and Vienna Institute of Demography).

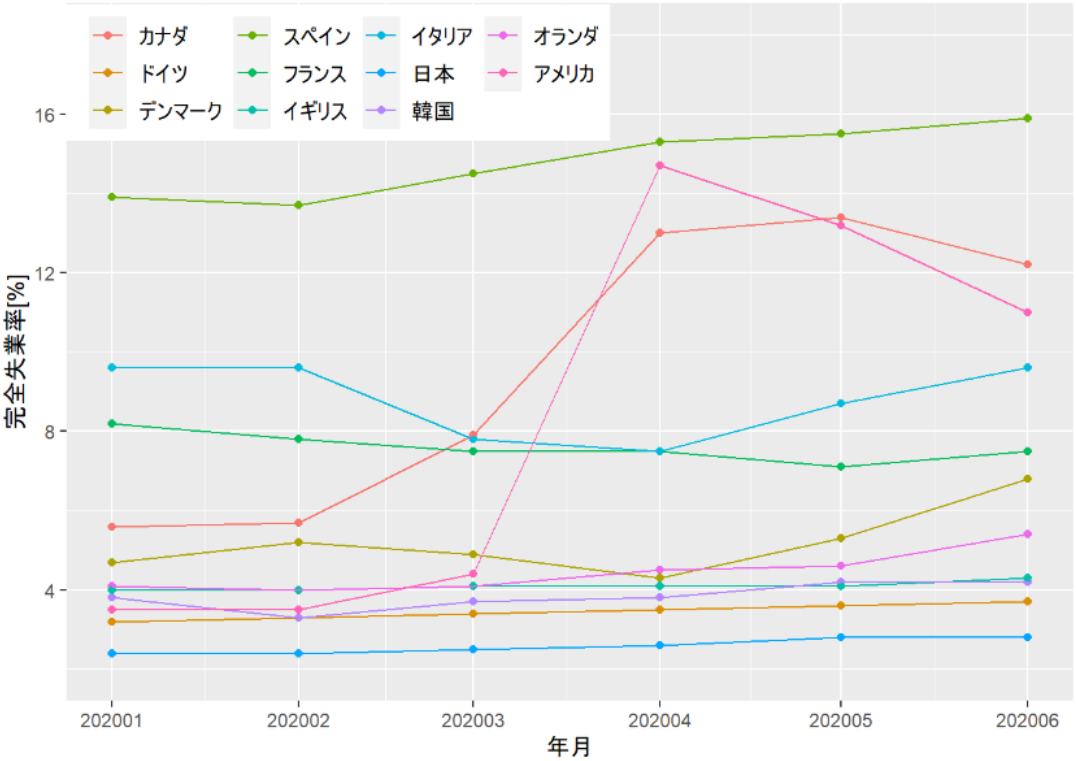

図 4 完全失業率（季節調整済）の推移

出典：Labour market statistics (OECD).

※本稿での考えや意見は執筆者個人（或はグループ）のもので当団体のものではありません。

表 1　出生数の変動に係る回帰モデルの推計結果

(1) Model A1: 1 つの説明変数に韓国ダミーを加えたモデル

	出生数前期比2021Q1					
	Model A11	Model A12	Model A13	Model A14	Model A15	Model A16
定数	-0.45*	0.12*	-0.13*	-0.21*	0.11***	0.76**
	(0.24)	(0.06)	(0.07)	(0.11)	(0.03)	(0.34)
一人当たりGDP	0.05*					
	(0.02)					
就学前教育費私的負担比率		-0.04*				
		(0.02)				
相対的貧困率(0-17)			-0.07**			
			(0.03)			
相対的貧困率(18-65)				-0.10*		
				(0.05)		
非賃金労働時間男女比					0.16***	
					(0.04)	
他者信頼度						0.26**
						(0.12)
韓国ダミー	0.20***	0.21**	0.21***	0.22***	0.34***	
	(0.07)	(0.08)	(0.07)	(0.07)	(0.07)	
R^2	0.33	0.35	0.38	0.35	0.59	0.22
Adj. R^2	0.27	0.28	0.32	0.29	0.54	0.17
Num. obs.	28	22	25	25	21	19

***p < 0.01; **p < 0.05; *p < 0.1

(2) Model A2: 子どもの貧困率、非賃金労働時間男女比に他の説明変数を加えたモデル

	出生数前期比2021Q1			
	Model A21	Model A22	Model A23	Model A24
定数	-0.61**	-0.02	-0.50	0.14**
	(0.28)	(0.10)	(0.32)	(0.05)
相対的貧困率(0-17)	-0.06*	-0.06		
	(0.03)	(0.03)		
非賃金労働時間男女比			0.13***	0.14**
			(0.04)	(0.05)
一人当たりGDP	0.05*		0.06*	
	(0.03)		(0.03)	
就学前教育費私的負担比率		-0.04*		-0.01
		(0.02)		(0.02)
韓国ダミー	0.21***	0.22***	0.32***	0.33***
	(0.07)	(0.07)	(0.07)	(0.08)
R^2	0.46	0.47	0.66	0.60
Adj. R^2	0.38	0.38	0.60	0.52
Num. obs.	25	21	21	20

***p < 0.01; **p < 0.05; *p < 0.1

※本稿での考えや意見は執筆者個人（或はグループ）のもので当団体のものではありません。

(3) Model B: 他者信頼度を被説明変数としたモデル

	他者信頼度		
	Model B1	Model B2	Model B3
定数	-2.90***	-2.76***	-3.39***
	(0.17)	(0.28)	(0.49)
一人当たりGDP			0.04
			(0.04)
相対的貧困率(0-17)	-0.11*		-0.11*
	(0.06)		(0.06)
相対的貧困率(18-65)		-0.06	
		(0.11)	
非賃金労働時間男女比	0.23**	0.30***	0.18*
	(0.09)	(0.08)	(0.10)
R^2	0.54	0.47	0.56
Adj. R^2	0.49	0.42	0.50
Num. obs.	24	24	24

*** $p < 0.01$; ** $p < 0.05$; * $p < 0.1$

出典：他者信頼度： EU-SILC（Eurostat），相対的貧困率：Income Distribution Database (OECD), 一人当たりGDP：Quarterly National Accounts (OECD), 教育費私的負担比率：OECD (2021a), 非賃金労働時間男女比：OECD (2020); Time Use Database (OECD). 出生数については本文参照。

注：(1) 被説明変数、説明変数とも自然対数値に変換。(2) モデルはすべて線形モデルを仮定。(3) カッコ内の数値は係数の推定値の標準誤差。

※本稿での考えや意見は執筆者個人（或はグループ）のもので当団体のものではありません。