



ESRI Research Note No.83

新型コロナウイルス感染症下での自然利子率の推計

篠崎敏明

March 2024



内閣府経済社会総合研究所
Economic and Social Research Institute
Cabinet Office
Tokyo, Japan

ESRI Research Note は、すべて研究者個人の責任で執筆されており、内閣府経済社会総合研究所の見解を示すものではありません（問い合わせ先：<https://form.cao.go.jp/esri/opinion-0002.html>）。

ESRI リサーチ・ノート・シリーズは、内閣府経済社会総合研究所内の議論の一端を公開するために取りまとめられた資料であり、学界、研究機関等の関係する方々から幅広くコメントを頂き、今後の研究に役立てることを意図して発表しております。

資料は、すべて研究者個人の責任で執筆されており、内閣府経済社会総合研究所の見解を示すものではありません。

The views expressed in “ESRI Research Note” are those of the authors and not those of the Economic and Social Research Institute, the Cabinet Office, or the Government of Japan.

新型コロナウイルス感染症下での自然利子率の推計

篠崎 敏明¹

要旨

本論文では NY 連銀が開発した DSGE モデルを用いて、日本とアメリカの自然利子率を推計した。日本とアメリカの自然利子率は 2008 年から 2009 年にかけての世界金融危機時に低下したが、2020 年 1-3 月期からの Covid 19 ショック下でも自然利子率は同程度減少し世界金融危機時と比較して短期間で減少した。Covid 19 ショックを取り入れた NY 連銀による Del Negro モデルの推計結果では、自然利子率はより大きく減少している。また、Covid 19 ショックを導入しない場合には 2020 年 10-12 月期以降、両国ともにモデルを解くことができなかった。これは、両国共通して消費・TFP の変動が大きかったこと、アメリカでは失業率の変動、日本では労働時間の変動が大きかったこと、Covid 19 の流行は数次にわたり、そのたびに経済活動が影響を受けたことが要因として考えられる。最後に Covid 19 ショックを DSGE モデルに組み込む際の課題についても整理した。

¹ 篠崎敏明：外務省経済協力開発機構（OECD）日本政府代表部参事官。本稿を執筆するにあたっては、八木橋毅司法政大学教授、敦賀貴之大阪大学教授、村山裕内閣府経済社会総合研究所長、野村裕同次長、松多秀一同総括政策研究官から貴重な助言をいただいた。本稿は、2021 年 5 月 15 日に開催された日本経済学会内閣府企画セッション（日本経済・財政の長期展望）「DSGE モデルによるコロナショックの影響評価」において発表した内容を、セッションでの意見交換も踏まえ論文化し、再度、内閣府内での検討会を経て作成したものである。それぞれの機会に討論者となっていただいた敦賀貴之大阪大学教授と八木橋毅司法政大学教授にはあらためて感謝を申し上げる。なお、本稿中の見解、分析等はあくまで筆者個人のものであり、経済社会総合研究所のものではない。また、データや分析における誤り等の責任はすべて筆者に帰するものである。

1. はじめに

近年、動学的確率的一般均衡モデル (DSGE モデル) は改良が進められ、マクロ経済の分析・予測にもちいられている。モデルの経済主体として中央銀行が入っていること、経済主体が合理的に行動することが仮定されていることといったモデルの特性から中央銀行において、金融政策の影響分析に用いられている。また、大規模な災害(Keen and Pakko(2011))や経済ショックが起こった後の回復過程の試算(Dokko et al. (2011))などでも用いられている。一方、中央政府での経済予測などに用いられているモデルとして、準構造型モデル²がある。準構造型モデルは、将来予測の精度や政府の政策オプションに関する自由度の高さなどに優位性がある。OECD によるロシアによるウクライナ侵攻の影響予測では NiGEM (National Institute's Global Econometric Model)³が主に用いられている⁴。

本論文では DSGE モデル⁵を用いて、日本とアメリカの自然利子率を推計する。なお、自然利子率とは、仮に価格が完全に伸縮的ならば実現しているであろう実質利子率 (小田・村永 (2003)) あり、小田・村永 (2003) では、自然利子率を短期均衡的な自然利子率と長期均衡的な自然利子率に区分し、以下のように定義づけている。短期均衡的な自然利子率は、毎期発生する様々な経済ショックの影響を打ち消して算出ギャップを不変に保つことにより、常に安定的な経済成長を実現させるような実質利子率である。経済ショックに応じて、短期的に変動し、「短期自然利子率 \equiv 潜在成長率 (可変) + 需要ショック成分」となる。長期均衡的な自然利子率は、経済ショックを無視できる長期安定的な経済成長経路上で実現する実質利子率 (一定値) である。短期自然利子率の長期平均値に相当する。⁶

その (短期) 自然利子率が、2008 年から 2009 年にかけての世界金融危機、2020 年からのコロナ禍における推移を推計し、それぞれのショックが自然利子率 (=DSGE での潜在成長率) に与えた影響を確認する。また、NY 連銀による Del Negro モデル⁷を用いた Covid

² モデルのコア・パートは DSGE モデルのように経済主体の動学的最適化行動として定式化したうえで、伝統的マクロ計量モデルや VAR モデルのようにアド・ホックな短期動学式をノンコア・パートとして追加したものが、準構造型 (semi-structural) モデルである。(廣瀬 (2020))

³ NIESR(=National Institute of Economic and Social Research)が開発した一般均衡モデル。44 か国で構成され、世界各国の経済ショックを考慮した推計を行うことができる。

⁴ OECD 「Economic and Social Impacts and Policy Implications of the War in Ukraine」

⁵ 本論文は代表的個人での推計を行っているため、GDP などの変数は一人当たりの変数となっている。

⁶ 長期自然利子率 = (相対的リスク回避度 \times 技術進歩率) + 時間選好であり、相対的リスク回避度を 1 (今期と来期の消費量がそのまま効用に反映される状態) と仮定し、また時間選好率を 0 (消費からの効用が今期と来期で無差別である状態) と近似し、さらに技術進歩率が潜在成長率に一致すると仮定すると、長期自然利子率 \equiv 潜在成長率 (一定) となる。また、短期自然利子率 \equiv 潜在成長率 (可変) + 需要ショック成分となり、需要ショックは算出ギャップないしは需給ギャップと呼ばれるべき概念である。(小田・村永 (2003))。

⁷ 当該推計は、Del Negro et al. (2017) に Covid 19 ショックを挿入し、2021 年 3 月に NY 連銀が行ったものである。推計結果は <https://github.com/FRBNY-DSGE/rstarBrookings2017> に示されている。

19 ショックを入れた場合の推計値と比較し、Covid 19 ショックを挿入することによる自然利子率の推計値への影響を検討する。なお、NY 連銀以外に DSGE モデルに Covid 19 ショックを明示的に挿入した論文として、Cardani et al. (2021)がある。同論文では（ロックダウンに伴う）強制貯蓄、労働供給抑制、企業の資金流動性制約、政府による Covid 19 対策などをモデルに取り入れている。また、Covid 19 ショックがモデルに挿入されていないものの IMF が Covid 19 ショックの推計を行った論文として、Bulir et al. (2021)があり、コロンビアとカンボジアに関する短期と長期の影響が分析され、特に初期の定常状態の推計に注力している。

Covid 19 がモデル内の変数に与えた影響についても考察した。感染初期には感染状況が変数を大きく変動させているが、影響自体は時間の経過やワクチンの普及に伴って減少している。また、変数への影響は日本とアメリカで違いがあり、Covid 19 ショックの導入を日本モデルに入れる際には、その差異を反映したものにする必要がある。

推計にあたっては、ニューヨーク連邦準備銀行が作成した FRBNY DSGE モデル（以下、NY 連銀モデル）を用いることとし、推計では同種の日本のデータに当てはめて用いる。アメリカの自然利子率も推計し、日本の自然利子率と比較する。なお、本論文で用いているニューケインジアン型 DSGE モデルでは、「自然利子率は名目硬直性が存在せず、自然産出量が常に達成されるような仮定の経済における実質金利として定式化される」（須藤他（2018））。具体的には、資金市場における需要・供給曲線の交点で決められる。⁸ NY 連銀では、2008 年に発生した世界金融危機を踏まえて、経済主体として銀行を導入し、その破綻リスクを考慮している。2020 年の Covid 19 の発生に伴って、そのショックを導入したモデルも作成・自然利子率も推計されている。⁹

アメリカの自然利子率を Covid 19 ショックを挿入しない NY 連銀モデルで推計する¹⁰と、2008 年の世界金融危機においてマイナスとなり、その後 2017 年までマイナス圏で推移し、それ以降はプラスに転じていた。しかし、Covid 19 ショックを受けて 2020 年 1-3 月期の 3.7%から 4-6 月期は -1.5%、7-9 月期は -0.0%となった。世界金融危機時と比較しても変動幅が大きい。また、2020 年 4-6 月期の計数については、90%の信頼区間が -3.0%から 0.7%であり、推計の幅が大きい。NY 連銀によって公表された¹¹Covid 19 ショックを挿入しているモデルでの自然利子率の推計値は、変動の方向性は同様であるが、変動幅はより大きくなっている。

⁸ 現実の実質金利との比較によって需給ギャップの正負が決まることから、自然利子率がマイナスの場合でも GDP ギャップがマイナスであるとは限らない。

⁹ Covid 19 ショックの挿入方法については参考に示している。ただし、モデルのコードは公開されていないため、推計結果を引用することはできるが、日本経済に当てはめた推計はできない。

¹⁰ 試算にあたっては、数次の Covid 19 ショックの影響を取り除くため、2020 年 Q4 までのデータを用いている。

¹¹ 自然利子率の推計値は公表されているものの、モデル自体は公表されていない。

日本の自然利子率¹²を Covid 19 ショックを挿入していない NY 連銀モデル¹³を用いて推計すると、米国と同様に 2008 年の世界金融危機からマイナスに転じ、その後 2017 年までマイナス圏で推移した以降プラスに転じている。世界金融危機時にはアメリカほどの落ち込みは見られない。コロナ禍では、2020 年 1-3 月期の 3.2%から、4-6 月期には-3.5%に低下し、7-9 月期には-2.3%となっている。日本の推計値でも、世界金融危機や東日本大震災といった、これまでのショックと比較して変動幅が大きいという特徴がある。

2008 年以降の日本とアメリカの自然利子率の推計結果は、2008 年の世界金融危機での低下とコロナ禍での大幅な下落と上昇という共通の傾向を示している。これは、同じ NY 連銀モデルを用いていることも影響しているとも考えられるが、今回用いた NY 連銀モデルとは異なる DSGE モデルを用いたコロナ前の日本の自然利子率の推計においても、2008 年の世界金融危機時にマイナスに低下し、その後 2014 年にプラスに転じるという推計結果もあり(岡崎・須藤(2018))、特定のモデルを用いたことによる結果ではないと考えられる。

Covid 19 ショックを導入しない場合には、2020 年 10-12 月期以降、両国共にモデルを解くことができなかった。これは、両国共通して消費・TFP 変動が大きかったこと、アメリカでは失業率の変動、日本では労働時間の変動が大きかったこと、Covid 19 の流行は数次にわたり、そのたびに経済活動が影響を受けたことが要因として考えられる。

NY 連銀の Covid 19 を入れたモデルの推計結果¹⁴を見ると、Covid 19 ショックを挿入した期とその後数期の自然利子率は大きく変動する。最初の Covid 19 ショック時(2020 年 1-3 月期、4-6 月期)の自然利子率の推計値を 2020 年 12 月時点と 2023 年 9 月時点で比較すると、2023 年 9 月の推計値は増加している。本論文での自然利子率の推計値も 90%信頼区間の幅大きいものの、Covid 19 ショックの挿入時期が推計値に寄与したと考えられ、Covid 19 ショックの挿入時期については今後、慎重に検討する必要がある。

本論文の構成は以下のとおりである。第 2 章でモデルの概要を説明し、第 3 章で用いているデータと推計結果を説明する。第 4 章はまとめである。

¹² 内閣府政策統括官(経済財政分析担当)が推計している潜在成長率は、Covid 19 が卓越した期間でもプラスであるが、これは主に、Covid 19 のショックを受けた労働供給について、Covid 19 の期間の影響を取り除いてトレンドを推計しているからであり、本論文の推計方法とは根本的に推計手法が異なることから、単純に両者を比較することはできないことに注意する必要がある。

¹³ NY 連銀は Covid 19 の影響を考慮したショックを取り入れたモデルのコードが公開していないため、Covid 19 ショックを取り入れた日本の自然利子率の推計は行っていない。

¹⁴ 2023 年 9 月推計 ; <https://libertystreeteconomics.newyorkfed.org/2023/09/the-new-york-fed-dsge-model-forecast-september-2023/>

2020 年 12 月推計 ; <https://libertystreeteconomics.newyorkfed.org/2020/12/the-new-york-fed-dsge-model-forecastdecember-2020/>

2. モデルの概要

上述のように本論文では NY 連銀モデルを用いて推計している。同モデルの詳細については、Del Negro et al. (2013)、Del Negro et al. (2014)、Smets and Wouters (2007)、Christiano et al. (2005)を参照していただきたい。ここでは、Del Negro et al. (2013)、Del Negro et al. (2014)に基づいて、モデルの構造について略述することにする。標準的な DSGE モデルと異なる特徴としては、2008 年の世界金融危機での経験をもとに起業家と銀行をモデルに導入し、起業家のデフォルトリスクを内生的に決定できるようにしている点である。

まず、対数線形化された定常的な生産性(= \tilde{z}_t)が以下の式に従うとする。

$$\tilde{z}_t = \rho_z \tilde{z}_{t-1} + \sigma_z \varepsilon_{z,t}$$

z_t^p を生産性の非定常プロセス、その成長率を $z_t^p = \ln(Z_t^p/Z_{t-1}^p)$ とし、以下の AR(1) プロセスに従うと仮定する。

$$z_t^p = \rho_z z_{t-1}^p + \sigma_{z^p} \varepsilon_{z^p,t} \sim N(0,1).$$

よって、生産性は以下の式となる。

$$z_t \equiv \ln(Z_t^*/Z_{t-1}^*) - \gamma = \frac{1}{1-\alpha} (\rho_z - 1) \tilde{z}_{t-1} + \frac{1}{1-\alpha} \sigma_z \varepsilon_{z,t} + z_t^p.$$

なお、*は定常状態値を示す。

以下の全ての小文字の変数は非確率定常状態からの自然対数差分となる。定常状態の定式化は Del Negro and Schorfheide (2013)に示されている。

2.1 各経済主体の最適化問題

NY 連銀モデルでは、標準的な DSGE モデル同様に家計、中間財生産者、最終財生産者、資本財生産者、起業家、銀行、中央銀行、政府という経済主体が存在する(図1参照)。それぞれの経済主体は自身の目的関数を最大化するように行動する。その結果、以下の式が得られる。

家計はその効用関数を最大化し、オイラー方程式は、

$$c_t = -\frac{(1 - he^{-\gamma})}{\sigma_c(1 + he^{-\gamma})} (R_t - E_t[\pi_{t+1}] + b_t) + \frac{(1 - he^{-\gamma})}{(1 + he^{-\gamma})} (c_{t-1} - z_t) \\ + \frac{1}{(1 + he^{-\gamma})} E_t[c_{t+1} + z_{t+1}] + \frac{(\sigma_c - he^{-\gamma}) w_* l_*}{\sigma_c(1 + he^{-\gamma}) c_*} (l_t - E_t[l_{t+1}]).$$

となる。なお、 c_t :消費、 l_t :労働供給量、 R_t :名目金利、 π_t :インフレ率を示す。外生変数 b_t は、消費の限界効用の異時点間比率とリスクなし(資産の)実質利子とを分割し、 ρ_b と σ_b のパラメーターで AR(1) プロセスに従う。 σ_c :相対的リスク回避度、 h :習慣の持続性を示すパラメーターである。

最終財生産企業は完全競争の下、中間財生産者が作成した中間財を束ねて最終財を生産する。

中間財生産者は、資本と労働を用いて中間財を生産し、独占的競争の下、利潤を最大化

する。ただし、そのコストは限界費用に一致する。最終財生産者は中間財を購入して最終財に加工し、完全に競争的な市場で家計、資本財生産者、政府に販売する。

資本コストは、

$$q_t^k = S'' e^{2\gamma} (1 + \bar{\beta}) \left(i_t - \frac{1}{1 + \bar{\beta}} (i_{t-1} - z_t) - \frac{\bar{\beta}}{1 + \bar{\beta}} E_t [i_{t+1} + z_{t+1}] - \mu_t \right),$$

となり、 S'' は投資の調整コスト関数の二階導関数、 μ_t は投資の限界効率である。 μ_t は ρ_μ と σ_μ をパラメーターに持つAR(1)プロセスに従う。

資本蓄積は、

$$\bar{k}_t = \left(1 - \frac{i_*}{\bar{k}_*} \right) (\bar{k}_{t-1} - z_t) + \frac{i_*}{\bar{k}_*} i_t + \frac{i_*}{\bar{k}_*} S'' e^{2\gamma} (1 + \bar{\beta}) \mu_t.$$

となり、 i_*/\bar{k}_* は投資・資本比率の定常状態の値である。

資本とリスクなし資産からのリターンの裁定条件は

$$\frac{r_*^k}{r_*^k + (1 - \delta)} E_t [r_{t+1}^k] + \frac{(1 - \delta)}{r_*^k + (1 + \delta)} E_t [q_{t+1}^k] - q_t^k = R_t + b_t - E_t [\pi_{t+1}],$$

となり、 r_t^k は資本のレンタルプライスであるため、 r_*^k はその定常状態の値である。 δ は資本減耗率である。

資本の利用率の最適条件と限界費用は以下の通りとなる。

$$\frac{1 - \psi}{\psi} r_t^k = u_t.$$

$$mc_t = w_t + \alpha l_t - \alpha k_t.$$

なお、 ψ は抑制された消費でみた資本利用費用であり、 w_t と α はそれぞれ実質賃金と（マークアップと固定費用支払い後の）資本所得割合である。

生産関数はログをとった生産性が定常であれば、

$$y_t = \Phi_p (\alpha k_t + (1 - \alpha) l_t) + I\{\rho_z < 1\} (\Phi_p - 1) \frac{1}{1 - \alpha} \tilde{z}_t,$$

となり、 $(\Phi_p - 1) \frac{1}{1 - \alpha} \tilde{z}_t$ は生産性が確率トレンドにしたがう場合にはなくなることになる。これは、固定費用がトレンドと比例的に変化することを仮定していることになるためである。

資源の制約は

$$y_t = g_t + \frac{c_*}{y_*} c_t + \frac{i_*}{y_*} i_t + \frac{r_*^k k_*}{y_*} u_t - I\{\rho_z < 1\} \frac{1}{1 - \alpha} \tilde{z}_t,$$

となり、ここでも生産性が単位根過程にしたがう場合には、 $\frac{1}{1 - \alpha} \tilde{z}_t$ はなくなることになる。

価格のフィリップス曲線は

$$\pi_t = \kappa mc_t + \frac{l_p}{1 + l_p \bar{\beta}} \pi_{t-1} + \frac{\beta}{1 + l_p \bar{\beta}} E_t[\pi_{t+1}] + \lambda_{f,t},$$

となり、 $\kappa = \frac{(1 - \zeta_p \bar{\beta})(1 - \zeta_p)}{(1 + l_p \bar{\beta}) \zeta_p (\Psi_w - 1) \epsilon_p + 1}$ について、 ζ_p, l_p, ϵ_p は価格アグリゲーターのパラメーターである。

価格のフィリップス曲線は

$$w_t = \frac{(1 - \zeta_w \bar{\beta})(1 - \zeta_w)}{(1 + \bar{\beta}) \zeta_w ((\lambda_w - 1) \epsilon_w + 1)} (w_t^h - w_t) - \frac{1 + l_w \bar{\beta}}{1 + \bar{\beta}} \pi_t + \frac{1}{1 + \bar{\beta}} (w_{t-1} - z_t - l_w \pi_{t-1}) + \frac{\bar{\beta}}{1 + \bar{\beta}} E_t[w_{t+1} + z_{t+1} + \pi_{t+1}] + \lambda_{w,t},$$

となり、 ζ_w, l_w, ϵ_w は賃金アグリゲーターのパラメーターである。 w_t^h は家計の消費と労働の限界代替率を表しており、

$$w_t^h = \frac{1}{(1 + h e^{-\gamma})} (c_t - h e^{-\gamma} c_{t-1} + h e^{-\gamma} z_t) + v_l l_t.$$

となる。

資本財生産者は、最終財を資本財に変換し、起業家に販売する。資本財の生産は凸型の調整費用がかかり、資本蓄積が急速に進む場合には調整費用が増加する。また、投資限界効率性の変化にも依存する。

起業家は自分の資産と銀行からの融資を用いて資本財を購入し、中間財生産者に貸し出す。また、資本を管理する能力について、外生的なショックを受けるものと仮定する。デフォルトする可能性もある。

銀行は家計から預金を集め、起業家に貸し出す。起業家がデフォルトすることを考慮して、 μ^e という割合の調整費用を徴収する。

中央銀行は、インフレ率と産出量の最適値からの逸脱を調整するために、以下の一般化されたフィードバック・ルールに従う。

$$R_t = \rho_R R_{t-1} + (1 - \rho_R) (\psi_1 \pi_t + \psi_2 (y_t - y_t^f)) + \psi_3 ((y_t - y_t^f) - (y_{t-1} - y_{t-1}^f)) + r_t^m.$$

なお、 y_t^f は価格と賃金が自由に調整する産出量でありモデルの中で計算される。残差 r_t^m は、パラメーター $\rho_{r,m}$ と $\sigma_{r,m}$ で AR(1) 過程に従うものとする。

政府は最終財を消費し、総需要に対して外生的な変動ショックを与える。

2.2 構造ショック

NY 連銀モデルでは、7つの構造ショックが設定されている。生産性ショック： \hat{z}_t 、時間選好ショック： \hat{b}_t 、価格マークアップショック： $\hat{\lambda}_{f,t}$ 、投資限界効率率ショック： $\hat{\mu}_t$ 、賃

金マークアップショック： $\hat{\sigma}_{\omega_t}$ 、外生需要ショック（政府支出ショック）： \hat{g}_t 、金融政策ショック： \hat{R}_t である。

$\hat{b}_t, \hat{\lambda}_t, \hat{\mu}_t, \hat{\sigma}_{\omega_t}, \hat{g}_t, \hat{R}_t$ は、定常な1階の自己回帰過程に従うと仮定され、

$$a_t^x = \rho_x a_{t-1}^x + \varepsilon_t^x$$

となる。ここで、 $x \in \{b, \lambda_f, \mu, \sigma_{\omega}, g, R\}$ について、 $\rho_x \in [0, 1)$ は自己回帰係数を表し、 $\varepsilon_t^x \sim N(0, \sigma_x^2)$ に従うものとする。

2.3 追加された Covid 19 ショック¹⁵

NY 連銀では、Covid 19 に対応して、生産性阻害ショック（ $=z_t$ ）、割引率ショック（ $=\beta_t$ ）、労働供給ショック（ $=\varphi_t$ ）を挿入している。生産性阻害ショックは生産関数、割引率ショックはオイラー方程式を通じて消費に、労働供給ショックは労働供給関数に影響が出るように設定されている。

2.4 Covid 19 ショックによる影響

Covid 19 の発生（2020 年 Q1）後の蔓延状況を Covid 19 の死者数で観測し、それぞれのショックに対応する変数（TFP、個人消費、労働時間、失業率）を観察する。まず、Covid 19 の蔓延自体は数次の波に分かれており、気温が低い四半期に死者が増大する傾向にある。

まず、アメリカの変数の変動をみる。TFP（図 2）は、Covid 19 発生後、2021 年 Q2 までは死者数が増加すると TFP が下落、もしくは伸びが低下する傾向がみられるが、その後は死者数の増減と TFP の増減の関係が明確ではなくなっている。

個人消費（図 4）は、Covid 19 発生後、2020 年 Q4 までは死者数が増加すると個人消費が下落、もしくは伸びが低下する傾向がみられるが、その後は死者数の増減と個人消費の増減の関係が明確ではなくなっている。

労働時間（図 6）について、Covid 19 発生後やや増加し、その後減少しているが、大きな変動は見られない。一方、失業率（図 8）は、2020 年 Q2 に大きく上昇した後、徐々に低減し、2022 年 Q3 に Covid 19 前以下の水準に戻っている。よって、アメリカでは、労働時間ではなく、失業率によって調整がなされたことがわかる。

次に、日本の変数の変動をみる。TFP（図 3）は、Covid 19 発生後、2020 年 Q4 までは死者数が増加すると TFP が下落、もしくは伸びが低下する傾向がみられる。

個人消費（図 5）は、Covid 19 発生後、2020 年 Q1 の個人消費は堅調だったものの、2020 年 Q2 では死者数の増加と比較して大幅に減少している。2020 年 Q3 では死者

¹⁵ Covid 19 ショック導入による NY 連銀モデルの修正点については参考に記述している。

数が連続して増加しているものの消費は大きく回復している。その後、死者数が増加すると個人消費が下落、もしくは伸びが低下する傾向がみられるが、その関係が明確ではない。

労働時間（図7）は、アメリカと異なり2020年Q2に減少した後、2020年Q3には増加している。その後、死者数が増加すると個人消費が下落、もしくは伸びが低下する傾向がみられる。失業率（図9）について、失業率の変動は無視できる程度であり、日本の場合は失業率ではなく、労働時間によって調整が行われたことがわかる。

Covid 19 ショックに伴う諸変数の変動については、感染初期には感染状況が変数を大きく変動させているが、影響自体は時間の経過やワクチンの普及に伴って、気温の低下によって志望者が増加する時期があるものの、変数への影響は減少しており、Covid 19 ショックを挿入する際の特徴となるだろう。

また、変数への影響は日本とアメリカにおいて、特に労働に関する調整に違いがあり（アメリカ：失業率、日本：労働時間）、Covid 19 ショックを日本モデルに入れる際には、その差異を反映したものにする必要がある。

2.5 Covid 19 ショックを入れることの意味

前項でみたように、Covid 19 の感染拡大によって、各変数は変動している。よって、Covid 19 ショックを入れることで、モデルのカリブレーションを向上させる効果が期待される。DSGEにおける自然利子率は、Covid 19 ショックの導入した時点で大きく変動することが予想される。なお、本稿ではあくまでCovid 19 ショックを導入しないモデルでの推計を行い、Covid 19 ショックの導入結果はNY連銀によるDel NegroモデルとNY連銀モデルの試算結果¹⁶である。

3. データと試算結果

(1) データ

本論文では、NY連銀モデルで使用されているアメリカの変数を日本の変数に置き換えて試算を行っている。NY連銀モデルで使用している変数とその作成方法は以下のとおりである。

アメリカの変数は、名目GDP、人口、GDPデフレーター、週間平均労働時間、雇用者数、平均時給、（食料とエネルギーを除く）個人消費指数、FFレート、個人消費支出、民間固定資本形成、ムーディーズBaa社債利率、BoA15年社債実行利率指数、GDI、雇用者報酬はセントルイス連銀のデータセットであるFREDから、10年間の期待インフレ率はフィラデルフィア連銀データ、10年債利率は連邦準備制度理事会データ、TFPと資本分配率は

¹⁶ 2023年9月の推計値は、<https://libertystreeteconomics.newyorkfed.org/2023/09/the-new-york-fed-dsge-model-forecast-september-2023/>に示されている。

セントルイス連銀の John Fernald の論文サイト¹⁷から引用した（表1参照）。

日本の変数については、GDP、GDP デフレーター、雇用者数、個人消費、民間固定資本形成、GDI、雇用者報酬は内閣府「SNA」の計数を使用した。人口は総務省「人口推計」の計数を使用した。労働時間（週間）は「毎月勤労統計調査」をもとに筆者が作成した。単位時間当たり雇用者報酬は、SNA や「毎月勤労統計調査」をもとに筆者が作成した。消費者物価指数（除くエネルギー・食料）は消費者物価指数の同計数、オーバーナイト金利¹⁸は日本銀行 HP の計数を使用した。20 年以上社債金利と 15 年社債金利はビジネストラスト社「社債利回り 格付け会社 4 社加重平均」をもとに、10 年債金利は財務省 HP をもとに筆者が作成した。期待物価上昇率（1 年先）は日本経済研究センター公表資料の計数を用いた。ゼロクーポン 10 年債金利は財務省 HP をもとに筆者が作成した。資本分配率は、労働分配率（ β ）＝雇用者報酬（四半期・季節調整値・SNA）÷国民所得（四半期・季節調整値・筆者作成）から作成し、TFP は、 $\ln(\text{TFP})=\ln(\text{GDP})-\beta \times \ln(\text{雇用者数} \times \text{労働時間})-(1-\beta) \times \ln(\text{民間企業資本ストック} \times \text{資本稼働率})$ を用いて算出した。（表2参照）。

(2) 試算結果

① アメリカ

Covid 19 ショックを挿入しない NY 連銀モデルを用いると、アメリカの自然利子率（図 10）は、2020 年 1-3 月期の 3.7% から 4-6 月期は -1.5%、7-9 月期は -0.0% となった。世界金融危機時のショック（2008 年 10-12 月期: 4.5%、2009 年 1-3 月期: 2.9%、4-6 月期: 0.9%、7-9 月期: 0.1%、10-12 月期: -0.4%）と比較しても影響が大きく、下落が急であることがわかる。なお、2020 年 4-6 月期の自然利子率について、90%の信頼区間は -3.0% から 0.7% であり、推計の幅が大きいことに注意すべきである。

下落要因をみると（図 12）、2020 年 1-3 月期には 1.6%ポイントと正に寄与していた生産性ショックが、4-6 月期には -2.7%ポイントとマイナスに寄与し、政府支出（外生）ショックも負の寄与度が -0.5%ポイントから -2.0%ポイントへ拡大していることが大きな要因である。時間選好ショックは本推計では -0.8%ポイントから -1.0%ポイントと負の寄与度は拡大しているものの、説明要因としては大きくない。

Covid 19 ショック¹⁹を挿入した NY 連銀による Del Negro モデルによるアメリカの自然利子率の推計結果をみると（図 14）、2020 年 4-6 月期の下落はより大きくなっており、その後の 7-9 月期での上昇も Covid 19 ショックを入れない場合と比較して大きい。自然

¹⁷ <https://www.frbsf.org/economic-research/publications/working-papers/2012/19/>

¹⁸ 2013 年 4 月から 2016 年 1 月までは 0.0% とし、2016 年 2 月以降は政策金利残高である -0.1% としている。

¹⁹ Covid 19 の感染が広がり始めた 2020 年 4-6 月期から、生産性阻害ショック、割引率ショック、労働供給ショックを挿入している（参考参照）。

利子率の変動が Covid 19 ショックの挿入時期に影響されている可能性がある。²⁰

② 日本

Covid 19 ショックを挿入しない NY 連銀モデルで推計した日本の自然利子率の推計結果をみると（図 11）、2020 年 1-3 月期の 3.2%から、4-6 月期には-3.5%に低下し、7-9 月期には-2.3%となっている。世界金融危機時のショック（2008 年 10-12 月期: 4.9%、2009 年 1-3 月期: 3.1%、4-6 月期: -0.1%、7-9 月期: -2.3%、10-12 月期: -3.4%）と比較すると、下落幅はやや小さいものの要する期間が短く、大きな影響があったことがわかる。なお、2020 年 4-6 月期の自然利子率について、90%の信頼区間は-5.5%から-1.6%であり、アメリカと同様に推計の幅が大きいことに注意すべきである。

4-6 月期の下落要因をみると（図 13）、2020 年 1-3 月期には 1.7%ポイントと正に寄与していた生産性ショックが、4-6 月期には-1.5%ポイントとマイナスに寄与し、政府支出（外生）ショックの寄与度が+0.5%ポイントから-1.1%ポイントへ拡大していることが大きな要因である。時間選好ショックは本推計では-0.4%ポイントから-0.7%ポイントと負の寄与度は拡大しているものの、説明要因としては大きくない。以上から、変化の方向性や変動要因は両国で大きな差異はないと言える。

(3) 試算結果の解釈

導入部で記述したように、短期の自然利子率 \approx 潜在成長率（可変）+需要ショック成分である。上述の試算結果でみたように、Covid 19 ショック後の日本とアメリカの短期自然利子率の変動は、TFP の低下や失業率の上昇などの潜在成長率の低下要因と、（外生）需要ショック成分の変動とによって説明される。短期の自然成長率の変動が長期の潜在成長率の低下に必ずしもつながるわけではないことには留意が必要である。

また、NY 連銀による Del Negro モデルの試算結果との比較からわかるように（図 14）、Covid 19 ショックの挿入時期の自然利子率が同ショックを入れない場合と比較すると大きく変動する。加えて Covid 19 ショックの挿入時期によっても推計結果が変わる。NY 連銀の自然利子率の推計結果²¹をみると、Covid 19 ショックを 2020 年 1-3 月期から挿入したと考えられる 2020 年 12 月の推計結果では 2020 年 1-3 月期: 約-7%、4-6 月期: 約-20%、

²⁰ ニューヨーク連銀の当時の推計 (<https://libertystreeteconomics.newyorkfed.org/2021/03/the-new-york-fed-dsge-model-forecastmarch-2021/>) でも、Covid 19 を入れない推計値と比較して変動幅が大きくなっている。

²¹ <https://libertystreeteconomics.newyorkfed.org/2023/06/the-new-york-fed-dsge-model-forecast-june-2023/>

<https://libertystreeteconomics.newyorkfed.org/2020/12/the-new-york-fed-dsge-model-forecastdecember-2020/>

7-9 月期：約-3%だったのに対し²²、Covid 19 ショックを 2020 年 10-12 月期に挿入したと考えられる 2023 年 6 月の推計結果では 2020 年 1-3 月期：-5.5%、4-6 月期：-1.4%、7-9 月期：-4.6%となっており、推計値が大きく異なっている。よって、Covid 19 ショックの挿入時期については慎重に検討する必要がある。

なお、Covid 19 ショックを入れないモデルでは、2020 年 10-12 月期以降の推計を行うことはできなかった。これは、アメリカではコロナ発生時の失業率の変動が大きかったこと、労働時間・資本稼働率・消費の減少幅が大きかったこと、ウィルスの流行は数次のショックがあり、ショックを入れない場合には、容易に均衡点を計算できないことが考えらる。今後、十分なデータを蓄積して長期的な自然利子率の推計を進めるとともに、日本の市場の反応を反映した Covid 19 ショックを入れたモデルを開発し、短期の自然成長率の変動要因を分析し、潜在成長率に近似される D S G E による自然成長率の推計を進めていく必要がある。

4. まとめ

本論文では、Covid 19 ショックを挿入しない NY 連銀モデルを用いて、Covid 19 ショック後の両国の自然利子率の推計を試みた。アメリカの自然利子率を推計したところ、2020 年 1-3 月期の 3.7%から 4-6 月期は-1.5%、7-9 月期は-0.0%となり、1-3 月期から 4-6 月期にかけて 5.2%ポイント下落した。生産性ショック、政府支出（外生）ショック、時間選好ショックが下落の主な要因となっている。

同様の方法での、日本の自然利子率を推計したところ、2020 年 1-3 月期の 3.2%から、4-6 月期には-3.5%に低下し、4-6 月期にかけて 6.7%ポイント下落した。下落要因もアメリカと同様である。

Covid 19 ショック時には、日本・アメリカ両国で世界金融危機時と同程度の負の影響が観察され、世界金融危機時と比較して短期間で減少した。

Covid 19 ショックを挿入した NY 連銀による Del Negro モデルでは、2020 年 4-6 月期の下落はより大きくなっており、その後の 7-9 月期での上昇も Covid 19 ショックを入れない場合と比較して大きい。また、Covid 19 ショックを挿入した NY 連銀モデルでは、Covid 19 ショックを挿入した期とその後数期の自然利子率は大きく変動する。最初の Covid 19 ショック時（2020 年 1-3 月期、4-6 月期）の自然利子率の推計値を 2020 年 12 月時点と 2023 年 9 月時点で比較すると、2023 年 9 月時点の推計値は増加しており、自然利子率の推計値は Covid 19 ショックの挿入時期に影響されている可能性がある。

Covid 19 ショックのモデル内の変数への影響をみると、感染拡大初期には感染状況が変数を大きく変動させているが、影響自体は時間の経過や 2021 年のワクチンの普及に伴って減少した。そもそも、Covid 19 による影響や社会全体としての対応方法に大きな差が

²² 正確な計数が与えられていないため、概数とする。

あるが、モデル内の変数への影響は日本とアメリカにおいて、特に雇用や労働時間での対応に大きな違いがある。Covid 19 ショックの導入を日本モデルに入れる際には、その差異を反映したものにする必要がある。

Covid 19 ショックの挿入方法については、Covid 19 による数次の労働供給の制約や資本稼働率の制約、人々の労働供給に関する選好の変化などが複合的に起こっているときにショック後の変動を NY 連銀の想定する Covid 19 ショックだけで把握できていない可能性がある。また、Covid 19 のような数次の感染の波があるようなショックをモデルに取り入れる場合には、構造ショックの関数形についても、自己回帰型以外の関数形となることも仮定する必要がある。

今後の DSGE モデルの改良に向けた Covid 19 ショックの経済影響について、Eichenbaum et al. (2022a)では、Covid-19 では世界全体の死者数に対して経済的なインパクトが大きいことを感染した場合の致死率の高さに関しての悲観的な考えを持っていたからだと分析している。Eichenbaum et al. (2022b)では、Covid-19 は 2008 年の世界金融危機時と比較して金融機関への影響は少なかったものの、消費や労働供給に対してはマイナスの影響が大きいことを確認している。

Covid-19 ショックでは、ウィルスの性質上、労働者は失業・休業せざるを得ない状況に陥り、資本も棄損したわけではないものの、稼働率が急低下することとなった。このような TFP ショックにとどまらない一時的なショックを DSGE モデルに反映する必要がある、少なくとも (1) コロナ発生時の失業の増加、(2) 労働時間・資本稼働率の減少に関する特殊なショックの挿入、(3) ウィルスの流行には波があり、ショックは一度ではないことを取り入れることといった改善点が挙げられる。

また、Covid 19 後には、(4) 諸外国での Zero Lower Bound の解消、(5) テレワークの進展に伴うワークスタイルの変化が起こっている。これらの社会構造の変化についても DSGE モデルに反映していくことが今後の課題になる。今後、データを蓄積し、2008 年～2009 年の世界金融危機後に銀行セクターの破綻がモデル内に組み込まれたように、Covid 19 ショック発生後の社会の構造変化もモデルに組み込んで修正する必要がある。

REFERENCES

- Bulir, Ales, Daniel Baksa, Juan Sebastian Corrales, Andres Gonzalez, Diego Rodriguez, Dyna Heng. 2021. “Using Macroeconomic Frameworks to Analyze the Impact of Covid 19: An Application to Colombia and Cambodia”. IMF, *Technical Notes and Manuals*.
- Christiano, Lawrence J., Martin Eichenbaum and Charles L. Evans. 2005. “Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy”. *Journal of Political Economy*, Vol 113, No.1, pp.1-45.
- Cardani, Roberta, Olga Croitorov, Massimo Giovannini, Philipp Pfeiffer, Marco Ratto and Lucas Vogel. 2021. “The Euro Area’s Pandemic Recession: A DSGE-based Interpretation”. *European Economy Discussion paper* 153.
- Chen, William, Marco Del Negro, Shlok Goyal, Alissa Johnson and Andrea Tambalotti. 2021. “The New York Fed DSGE Model Forecast-March 2021”. *Liberty Street Economics* March 31, 2021.
- Dokko, Jane, Brian M. Doyle, Michael T. Kiley, Jinill Kim, Shane Sherland, Jae Sim and Skander J. Van den Heuvel. 2011. “Monetary Policy and the Global Housing Bubble”. *Economic Policy* Vol. 26, no. 66, pp.233-283.
- Del Negro, Marco, Stefano Eusepi, Marc Giannoni, Argia Sbordone, Andrea Tambalotti, Matthew Cocci, Raiden Hasegawa and H. Henry Linder. 2013. “The FRBNY DSGE Model”, Staff Report No. 647.
- Del Negro, Marco, Marc P. Giannoni and Frank Schorfheide. 2014. “Inflation and The Great Recession and New Keynesian Model”, NBER Working Paper No. 20055.
- Del Negro, Marco, Domenico Giannone, Marc Giannoni and Andrea Tambolotti. 2017. “Safety, Liquidity, and the Natural Rate of Interest”, *Brookings Papers on Economic Activity*, Spring 2017: 235-294.
- Del Negro, Marco and Frank Schorfheide. 2013. “DSGE Model-Based Forecasting,” in *Handbook of Economic Forecasting*, Volume 2, ed. by G. Elliot and A. Timmermann,

Elsevier.

Eichenbaum, Martin S., Sergio Rebelo and Mathias Trabandt (a). 2022. “Epidemics in the New Keynesian Model”. NBER Working Paper No. 27430.

Eichenbaum, Martin S., Miguel Godinho de Matos, Francisco Lima, Sergio Rebelo and Mathias Trabandt (b). 2022. “Expectations, Infections, and Economic Activity”. NBER Working Paper No. 27988.

Fernald, John. 2014. “A Quarterly, Utilization-Adjusted Series on Total Factor Productivity”. Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper 2012-19.

Guerrieri, Veronica, Guido Lorenzoni, Ludwig Straub and Ivan Werning. 2020. “Macroeconomic Implications of Covid-19: Can Negative Supply Shocks Cause Demand Shortage?”. NBER Working Paper No. 26918.

Keen, Benjamin D., and Michael R. Pakko. 2011. “Monetary Policy and Natural Disasters in a DSGE Model”. *Southern Economic Journal* 77(4): 973–990.

Larsen, Jens D., and Jack McKeown. 2003. “The informational content of empirical measures of real interest rate and output gaps for the United Kingdom”, BIS Paper Chapters, in: Bank for International Settlements (ed.), *Monetary policy in a changing environment*, volume 19, pages 414-442, Bank for International Settlements.

Levin, Andrew T. and Arunima Sinha. 2020. “Limitation on Effectiveness of Monetary Policy Forward Guidance in the Context of the Covid-19 Pandemic”. NBER Working Paper No. 27748.

Qiu, Zhengsheng and Jose-Victor Rios-Rull. 2022. “Procyclical Productivity in New Keynesian Model”. NBER Working Paper No. 29769.

Smets, Frank and Rafael Wouters. 2007. “Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach”. *American Economic Review*, Vol. 97, No. 3, June 2007, pp. 586-606.

Schmitt-Grohe, Stephanie and Martin Uribe. 2022. “The Macroeconomic Consequences of Natural Rate Shocks: An Empirical Investigation”. NBER Working Paper No. 30337.

DSGE Group, Research and Statistics, FRBNY. 2021. “FRBNY DSGE Model Documentation”.

小田信之・村永淳. 2003 “自然利率について：理論整理と計測“, 日本銀行ワーキングペーパーシリーズ, No. 03-J-5

岡崎陽介・須藤直. 2018. “我が国の自然利率－DSGE モデルに基づく水準の計測と決定要因の識別“, 日本銀行ワーキングペーパーシリーズ, No. 18-J-3

須藤直・岡崎陽介・瀧塚寧孝. 2018. “我が国の自然利率の決定要因－DSGE モデルと OG モデルによる接近－“, 日本銀行, Research Lab No. 18-J-2

廣瀬康生. 2020 “中央銀行・政府機関・国際機関におけるマクロ経済モデルの利用および開発環境に関する調査－米国・カナダの事例－“, 会計検査院海外行政実態調査報告書

表 1 変数表 (アメリカ)

| 変数 | 変数名 | 出典 |
|-----------------|---|--|
| GDP | Nominal GDP | Federal Reserve Economic Data (FRED) |
| CNP160V | Population | Federal Reserve Economic Data (FRED) |
| GDPDEF | GDP deflator | Federal Reserve Economic Data (FRED) |
| AWHNONAG | Average Weekly Hours of Production and Non-supervisory Employees | Federal Reserve Economic Data (FRED) |
| CEL160V | Number of employees | Federal Reserve Economic Data (FRED) |
| COMPINF | Hourly Compensation for All Workers | Federal Reserve Economic Data (FRED) |
| PCEPLIFE | Personal Consumption Expenditures Excluding Food and Energy (Chain-Type Price Index) | Federal Reserve Economic Data (FRED) |
| DFE | Federal Funds Effective Rate | Federal Reserve Economic Data (FRED) |
| PCE | Personal Consumption Expenditures | Federal Reserve Economic Data (FRED) |
| FPI | Fixed Private Investment | Federal Reserve Economic Data (FRED) |
| BAA | Moody's Seasoned Baa Corporate Bond Yield (BAA). These instruments are based on bonds with maturities 20 years and above. | Federal Reserve Economic Data (FRED) |
| BAMLG8A0C15PYEY | BofA 15+ Year US Corporate Index Effective Yield | Federal Reserve Economic Data (FRED) |
| GS10 | Treasury Securities at 10-Year Constant Maturity | Federal Reserve Economic Data (FRED) |
| GDI | GDI | Federal Reserve Economic Data (FRED) |
| COE | Compensation of Employees | Federal Reserve Economic Data (FRED) |
| ASACX10 | The 10-year Inflation Expectations series from the Survey of Professional Forecasters | FRB of Philadelphia |
| TFPKQ | 資本分配率 | Website of John Fernald |
| TFPJQ | TFP | Website of John Fernald |
| FYCCZA | The 10-year Treasury Yield (zero-coupon, continuously compounded) | the Board of Governors of the Federal Reserve System |

表 2 変数表 (日本)

| 変数 | 変数名 | 出典 |
|-----------------|---------------------|--|
| GDP | 名目GDP | SNA |
| CNP160V | 人口 | 人口統計 |
| GDPDEF | GDPデフレーター | SNA |
| AMHNONAG | 労働時間 | 毎月勤労統計調査「労働時間指数(季節調整済)」、SNAをもとに筆者作成。 |
| CE160V | 雇用者数 | SNA |
| COMPNFB | 単位時間当たり雇用者報酬 | SNA「雇用者報酬」「労働時間」、毎月勤労統計調査「労働時間指数(季節調整済)」を元に筆者作成。 |
| PCEPLFFE | 消費者物価指数(除くエネルギー・食料) | 消費者物価指数(除くエネルギー・食料) |
| DF | オーバーナイト金利 | 日本銀行HP |
| PCE | 個人消費 | SNA |
| FPI | 民間企業設備投資 | SNA |
| BAA | 20年以上社債金利 | ビジネストラスト社「社債利回り格付会社4社加重平均」をもとに筆者作成。 |
| BAMLCSA0C15PYEY | 15年社債金利 | ビジネストラスト社「社債利回り格付会社4社加重平均」をもとに筆者作成。 |
| GS10 | 10年債金利 | 財務省HP資料をもとに筆者作成。 |
| GDI | GDI | SNA |
| COE | 雇用報酬 | SNA |
| ASACX10 | 期待物価上昇率(1年先) | 日本経済研究センター公表資料 |
| TFPKQ | 資本分配率 | SNAをもとに筆者作成。 |
| TFPIQ | TFP | SNAをもとに筆者作成。 |
| FYCCZA | ゼロ・クーポン10年債金利 | 財務省HP「国庫短期証券」をもとに筆者作成。 |

図1 モデルの構造

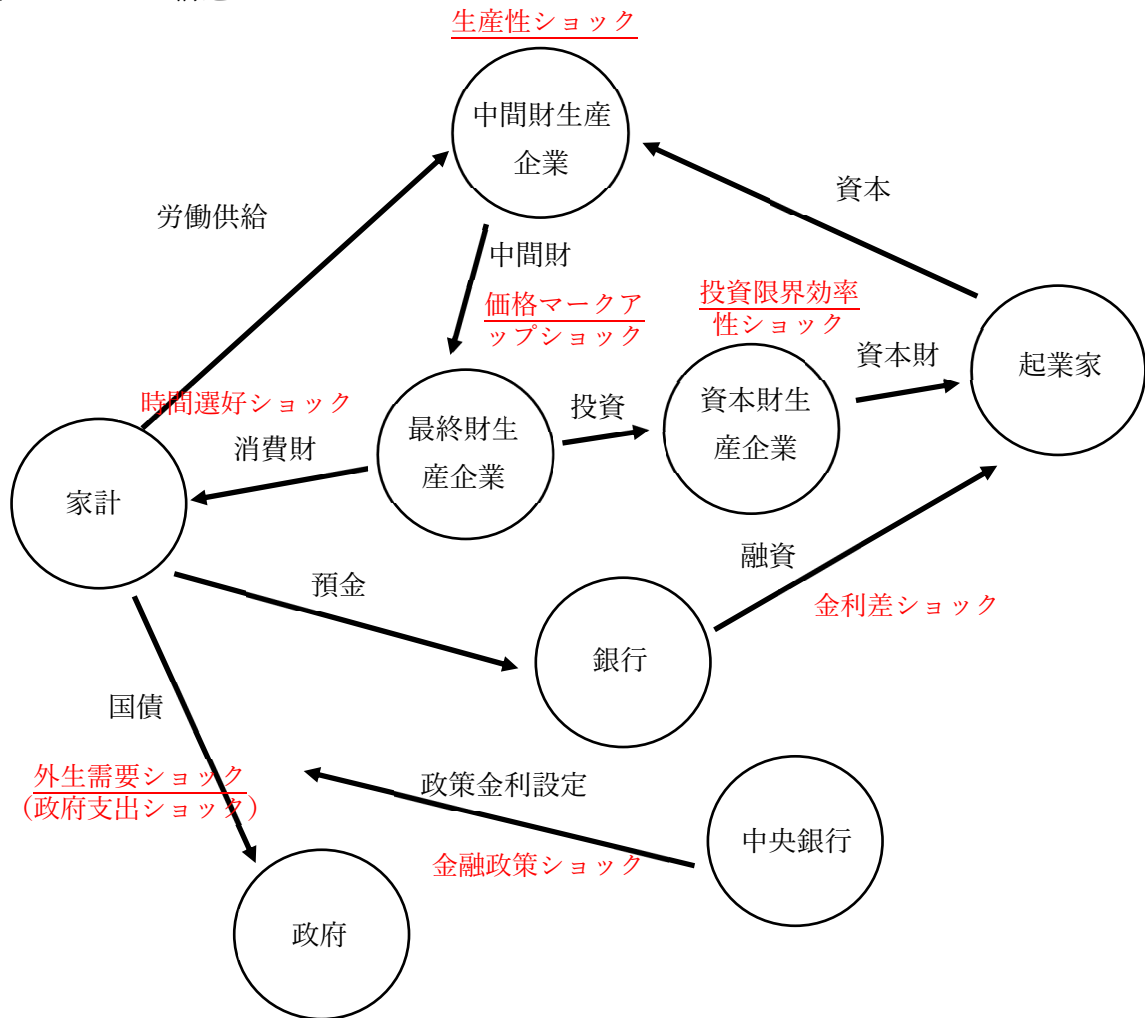
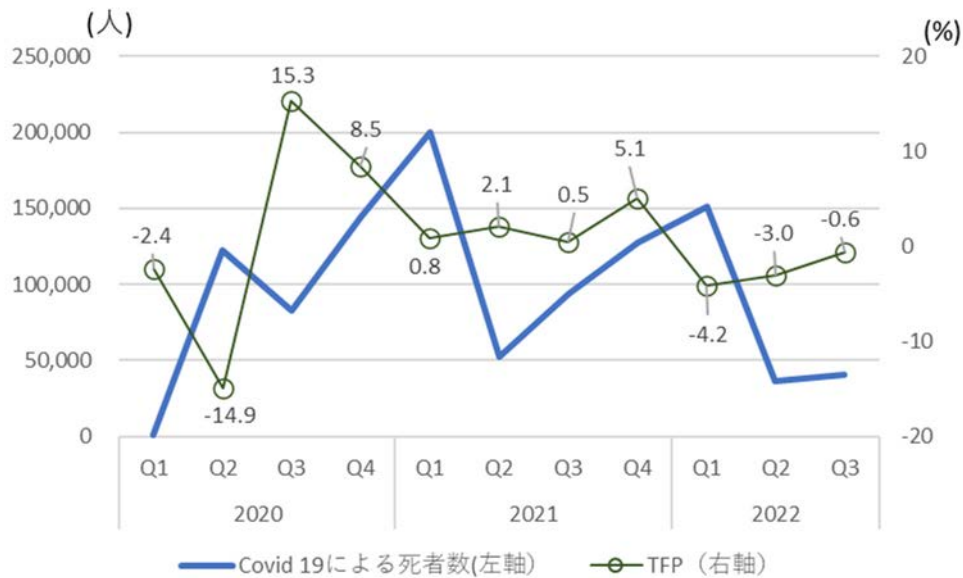
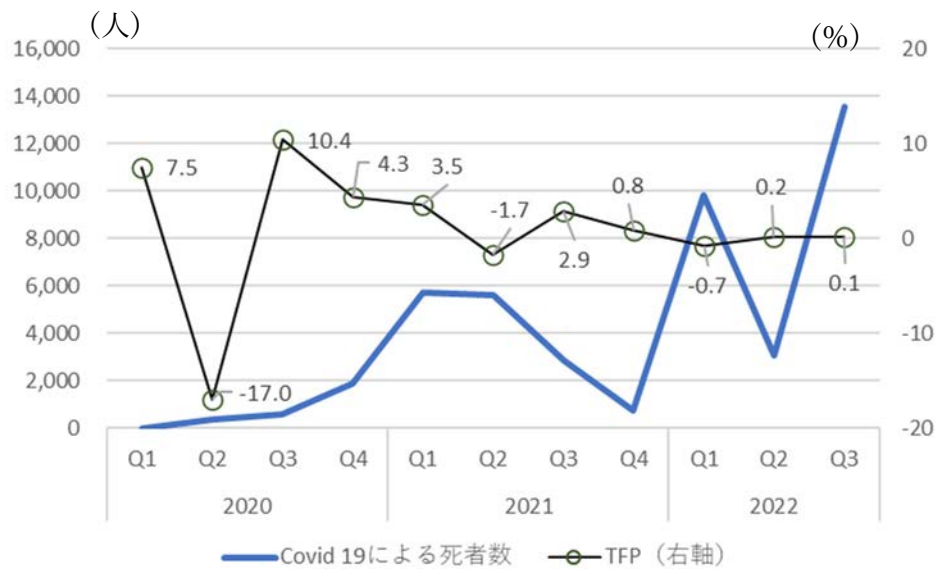


図2 Covid 19 による死者数と TFP の推移 (年率：アメリカ)



(出典：セントルイス連銀公表資料、アメリカ CDC 公表資料)

図3 Covid 19 による死者数と TFP の推移 (年率：日本)



(出典：内閣府 SNA、鉱工業指数の「稼働率指数」、第3次産業活動指数などをもとに作成。)

図4 Covid 19 による死者数と個人消費の推移（年率：アメリカ）



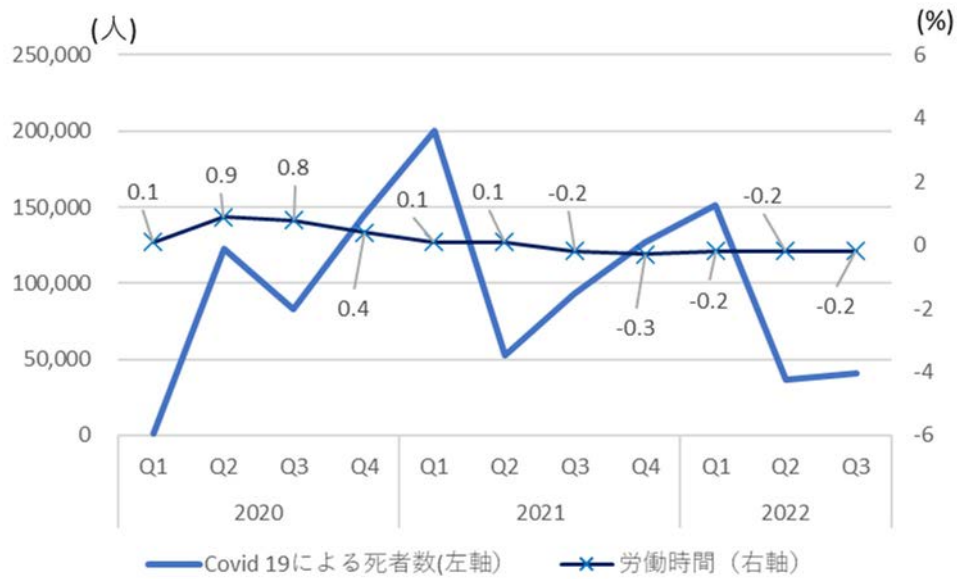
(出典：アメリカ経済分析局「NIPA table」、アメリカ CDC 公表資料)

図5 Covid 19 による死者数と個人消費の推移（年率：日本）



(出典：内閣府経済社会総合研究所「国民経済計算」、厚生労働省公表資料)

図6 Covid 19 による死者数と労働時間の推移（前期比：アメリカ）



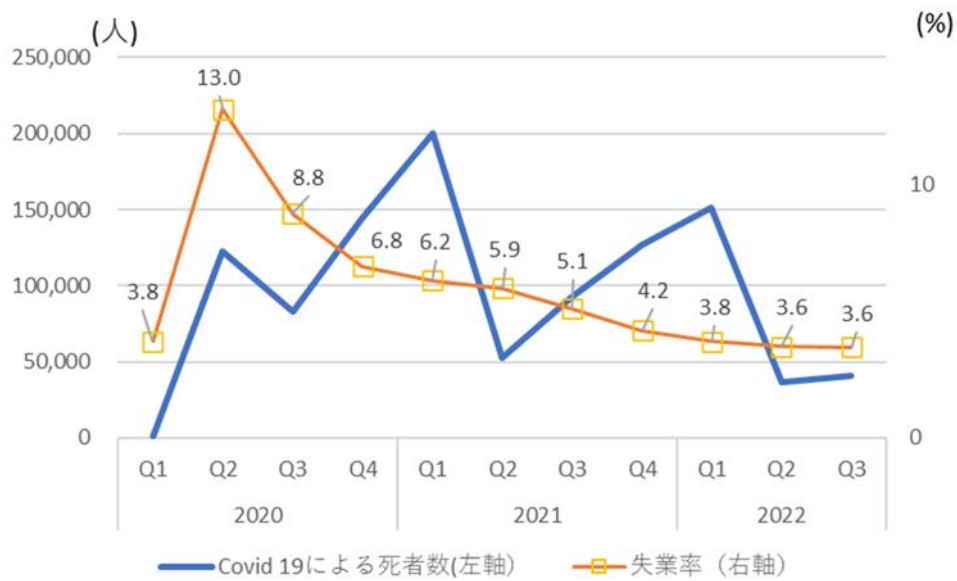
(出典：セントルイス連銀公表資料、アメリカ CDC 公表資料)

図7 Covid 19 による死者数と労働時間の推移（前期比：日本）



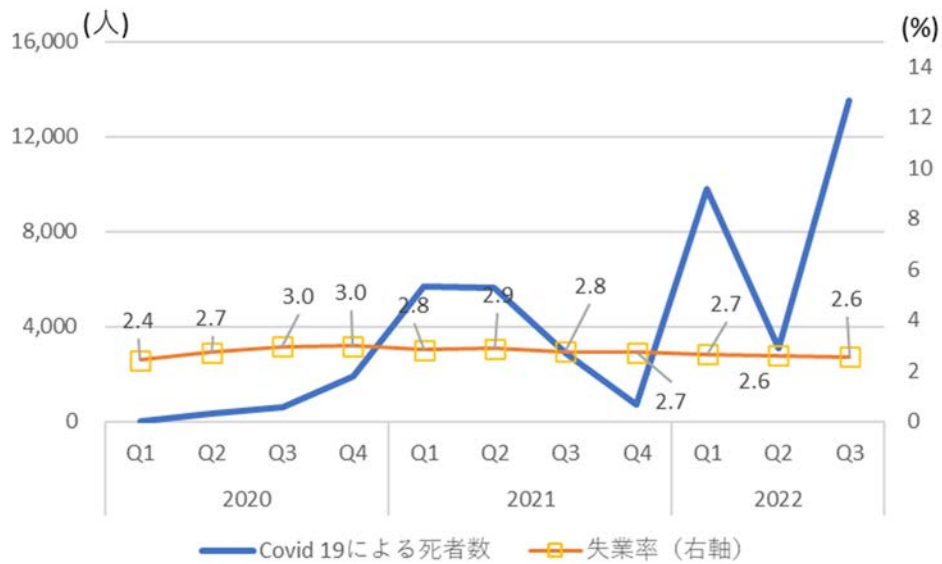
(出典：内閣府経済社会総合研究所「国民経済計算」、厚生労働省「毎月勤労統計調査」)

図8 Covid 19 による死者数と失業率の推移（アメリカ）



(出典：セントルイス連銀公表資料、アメリカ CDC 公表資料)

図9 Covid 19 による死者数と失業率の推移（日本）



(出典：内閣府経済社会総合研究所「国民経済計算」、総務省「労働力調査」)

図 10 自然利率の推計結果（アメリカ）

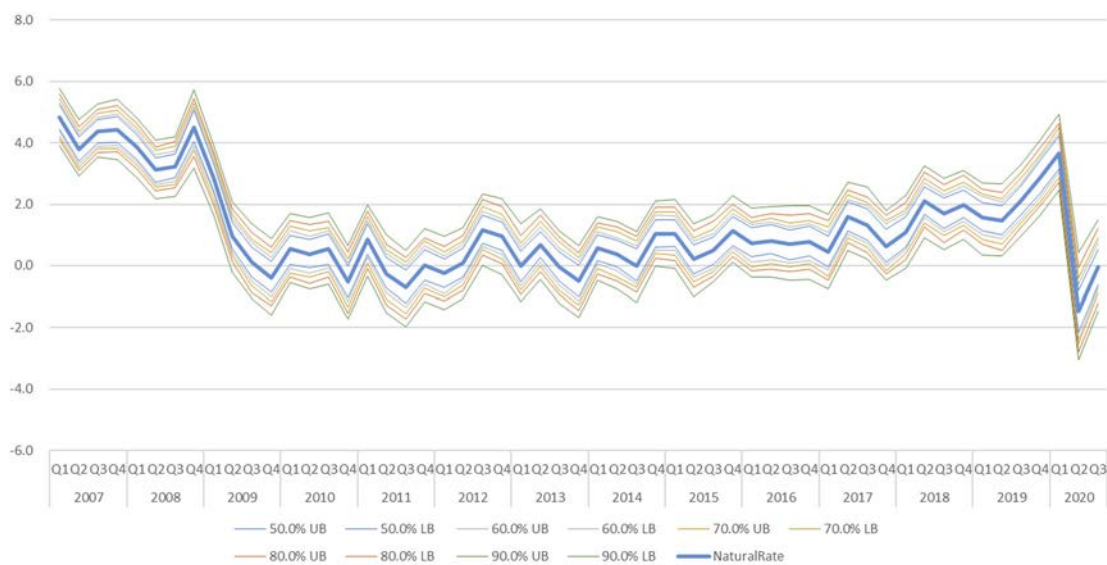


図 11 自然利率の推計結果（日本）

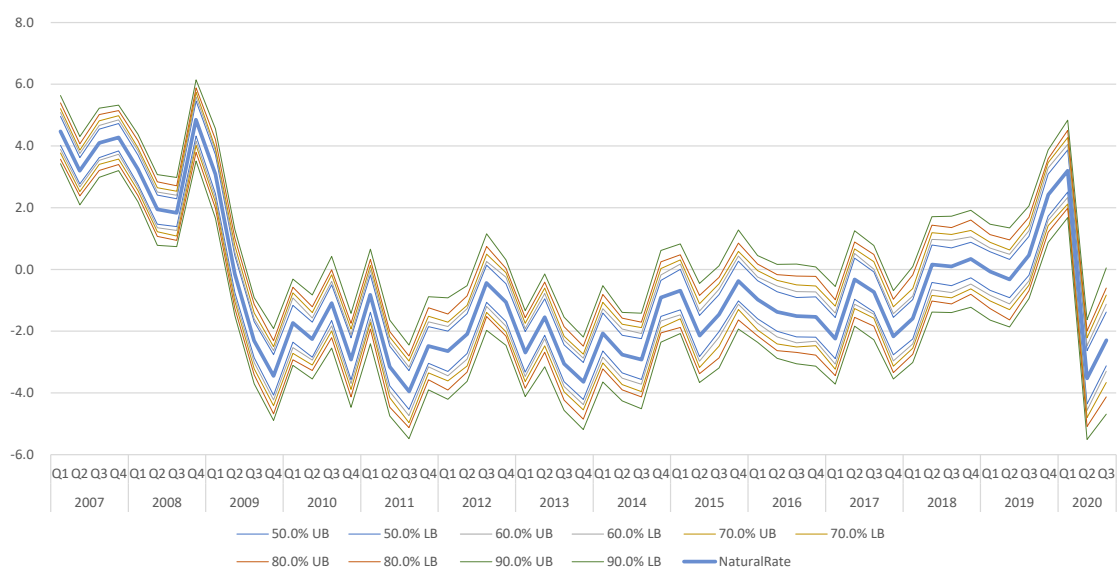


図 12 自然利率・平均値からの乖離の寄与度分解（アメリカ）

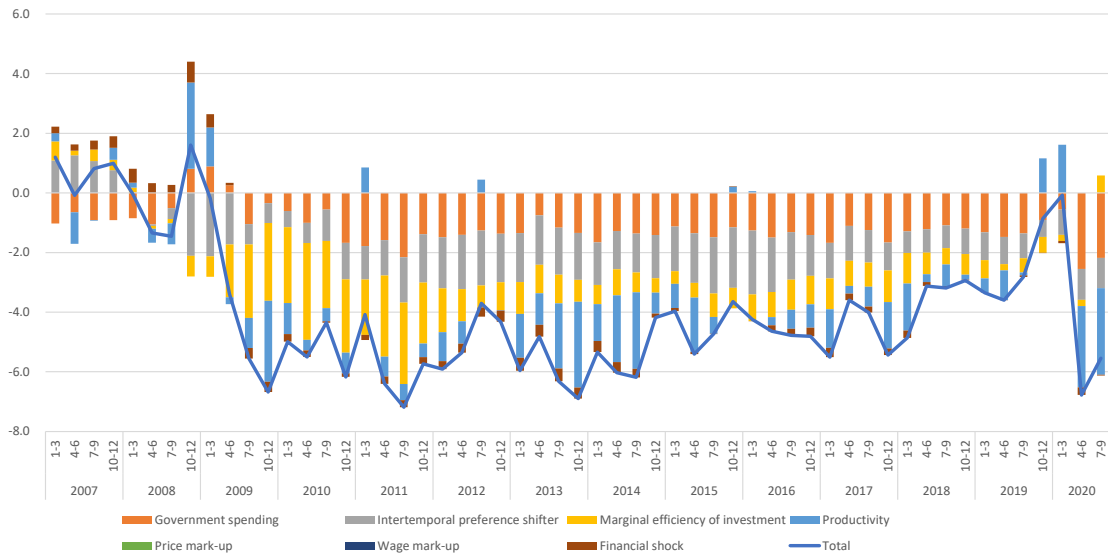


図 13 自然利率・平均値からの乖離の寄与度分解（日本）

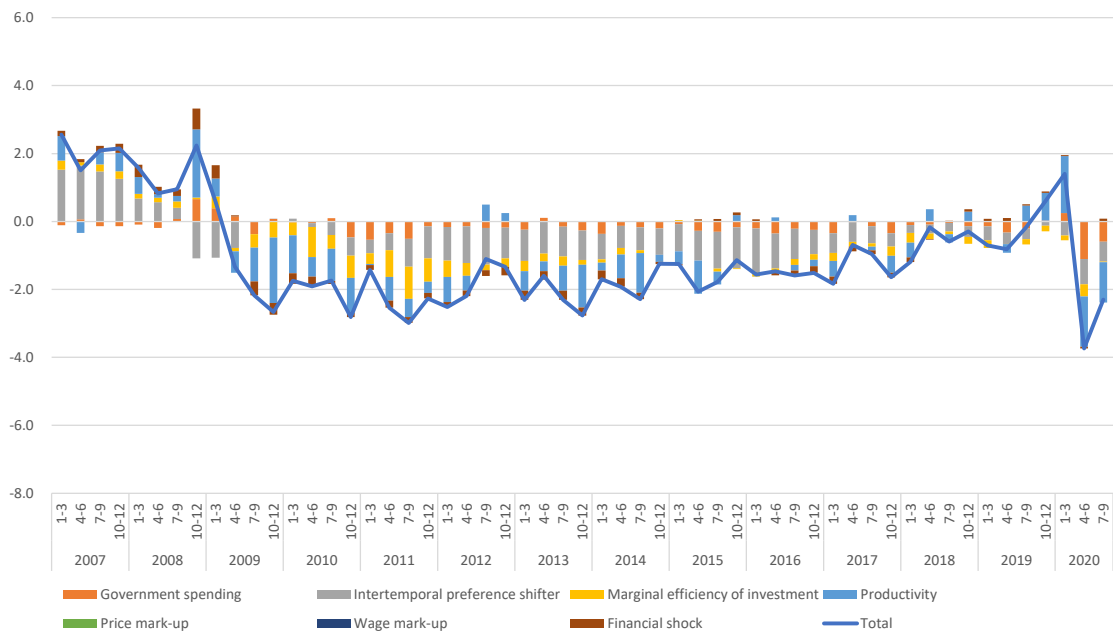
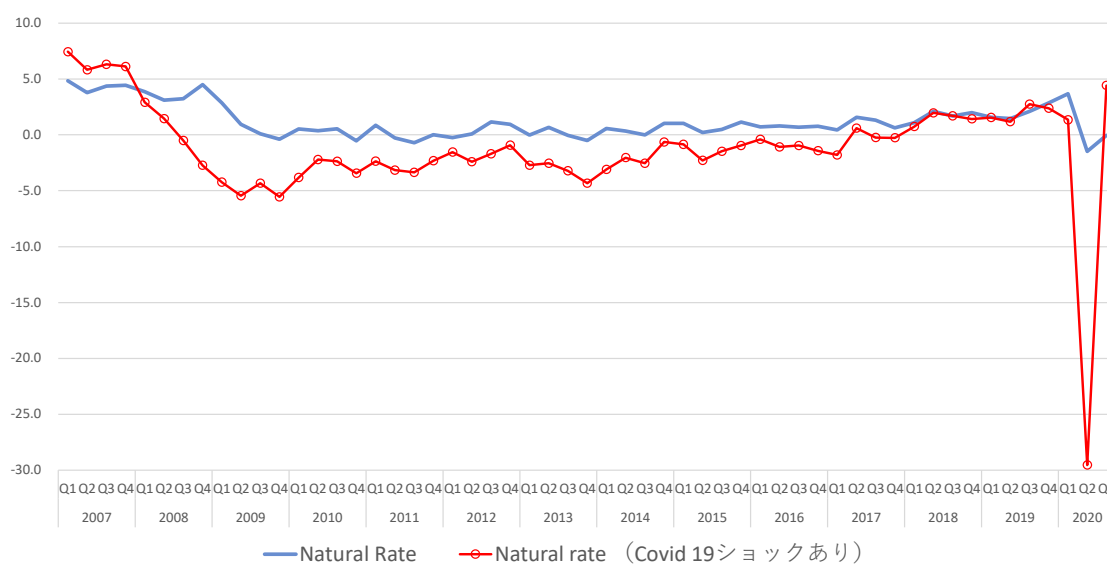


図 14 自然利率の推計結果比較 (Covid 19 ショックの有無) (アメリカ)



参考 NY 連銀モデルにおける Covid 19 ショックの導入

NY 連銀は、Covid 19 ショックを受けて、割引率ショック ($=\check{\beta}_t$)、労働供給ショック ($=\check{\varphi}_t = (\hat{\varphi}_t - E_t[\hat{\varphi}_{t+1}])$) を導入している。修正後のオイラー方程式と異時点間条件は以下のようになる。

$$\begin{aligned} \hat{c}_t = & -\frac{(1 - he^{-z_t^*})}{\sigma_c(1 + he^{-z_t^*})}(\hat{R}_t - E_t[\pi_{t+1}]) + \frac{he^{-z_t^*}}{(1 + he^{-z_t^*})}(\hat{c}_{t-1} - \hat{z}_t^*) + \hat{b}_t + \check{\beta}_t \\ & + \frac{1}{(1 + he^{-z_t^*})}E_t[\hat{c}_{t+1} + \hat{z}_{t+1}^*] + \frac{(\sigma_c - 1)}{\sigma_c(1 + he^{-z_t^*})} \frac{w_* l_*}{c_*} (\hat{l}_t - E_t[\hat{l}_{t+1}]) \\ & + \frac{(\sigma_c - 1)}{\sigma_c(1 + he^{-z_t^*})} \frac{w_* l_*}{c_*} (\hat{\varphi}_t - E_t[\hat{\varphi}_{t+1}]). \end{aligned}$$

$$\frac{1}{1 - he^{-z_t^*}}(\hat{c}_t - he^{-z_t^*}\hat{c}_{t-1} + he^{-z_t^*}\hat{z}_t^*) + v_l \hat{l}_t + v_l \check{\varphi}_t = \hat{w}_t^h.$$

これにより、Covid 19 発生後の消費や労働供給の落ち込みをモデルの中に反映できるようになる。

また、定常的な iid である生産性阻害ショック ($=\check{z}_t$) も追加し、生産性は

$$\hat{z}_t^* = \frac{1}{1 - \alpha}(\check{z}_t - \check{z}_{t-1}) + z_t^p + \frac{1}{1 - \alpha}(\check{z}_t - \check{z}_{t-1}).$$

とする。

生産性阻害ショック ($=\check{z}_t$)、割引率ショック ($=\check{\beta}_t$)、労働供給ショック ($=\check{\varphi}_t$) は、以下の過程に従う。

$$\begin{aligned} \check{z}_t &= \rho_z \check{z}_{t-1} + \sigma_z \epsilon_{z,t} + \sum_{k=1}^K \sigma_{z,k} \epsilon_{k,t-k}^z, \\ \check{\beta}_t &= \rho_\beta \check{\beta}_{t-1} + \sigma_\beta \epsilon_{\beta,t} + \sum_{k=1}^K \sigma_{\beta,k} \epsilon_{k,t-k}^\beta, \\ \check{\varphi}_t &= \rho_\varphi \check{\varphi}_{t-1} + \sigma_\varphi \epsilon_{\varphi,t} + \sum_{k=1}^K \sigma_{\varphi,k} \epsilon_{k,t-k}^\varphi. \end{aligned}$$

なお、ショックの生成にあたっては $K=1$ (予想されたショックが一度起こる)とし、予想されたショックは現在のショックの ϕ 倍であるとする。つまり、 $\sigma_{z,1} \epsilon_{1,t}^z = \phi \sigma_z \epsilon_{z,t}$ となる。