

付注

付注1-1 外出自粛率の決定要因について

1. 概要

ここでは、渡辺他（2020）で提示された考え方を基に分析を行い、感染拡大に伴う外出自粛を緊急事態宣言などの「介入効果」によるものと全国や各都道府県における「情報効果」によるものに分解した。ここでは、渡辺他（2020）においては2020年6月までだった分析の期間を2021年8月まで延ばすとともに、定式化についても以下の点等で異なっている。

- ・各都道府県について固定効果モデルを採用せずに、感染者数については人口規模に応じて標準化した。一方で、実際の感染リスクは人口（密集度）に比例して認識されることも考えられ、人口規模に応じて限界効果が変わることを容認した。
- ・感染者数や緊急事態宣言等の発出が自粛率に与える限界的な影響は変化してきたと考えられるため、係数のスイッチングを容認した。
- ・ワクチン接種の拡大の影響をみるために、人口当たりのワクチン接種回数を説明変数に追加した。さらに、ワクチン接種は感染が広まっている下でより影響が顕在化することも考えられ、感染者数に応じて限界効果が変わることを容認した。
- ・時間効果の分析に当たっては、定数項を用いなかった。また、緊急事態宣言開始、終了等のアナウンスではなく、発出期間に1を取るダミー変数を説明変数としたほか、自粛率の定式化に合わせて説明変数を変更した。

2. データ

Google「COVID-19 Community Mobility Reports」、内閣官房「ワクチン接種状況オープンデータ」、総務省「国勢調査」、厚生労働省「新規陽性者の推移」、気象庁「過去の気象データ」

3. 推計方法

(1) 推計式

$$\begin{aligned}
 (\text{自粛率})_{i,t} = & \sum_{k=1}^3 a_k (k\text{回目の緊急事態宣言ダミー})_{i,t} + a_4 (\text{まん延防止等重点措置ダミー})_{i,t} \\
 & + \sum_{l=1}^4 a_{l+4} (\text{感染者数})_{i,t} \times (l\text{期ダミー})_{i,t} \\
 & + \sum_{m=1}^4 a_{m+8} (\text{各都道府県の人口})_i \times (\text{感染者数})_{i,t} \times (m\text{期ダミー})_{i,t} \\
 & + a_{13} (\text{ワクチン接種回数})_{i,t} + a_{14} (\text{ワクチン接種回数})_{i,t} \times (\text{感染者数})_{i,t} \\
 & + a_{15} (\text{雨ダミー})_{i,t} + u_t + \varepsilon_{i,t} \cdots \textcircled{1}
 \end{aligned}$$

$$u_t = \sum_{k=1}^3 \beta_k (k\text{回目の緊急事態宣言ダミー})_t + \sum_{l=1}^4 \beta_{l+3} (\text{全国の感染者数})_t \times (l\text{期ダミー})_t \\ + \beta_8 (\text{ワクチン接種回数})_t + \beta_9 (\text{土日ダミー})_t + \beta_{10} (\text{祝日等ダミー})_t + \varepsilon_t \dots \textcircled{2}$$

(2) 変数の定義と使用データ等

・自粛率

Google「COVID-19 Community Mobility Reports」の住居滞在時間。2020年1月3日～2月6日における曜日の中央値との比較で、どの程度変化しているかを示す指標¹。

・緊急事態宣言ダミー、まん延防止等重点措置ダミー

①においては、それぞれが発出されている日、都道府県において1を取るダミー変数。
②においては、東京都に緊急事態宣言が発出されていた期間に1を取るダミー変数。
2020年4月から5月にかけて発出された宣言を1回目、2021年1月から3月にかけて発出された宣言を2回目、4月以降に発出された宣言を3回目とし、それぞれについて影響の大きさが変化することを容認した。

・感染者数

厚生労働省HPより取得。後方7日間移動平均を取った上で、約267万人（我が国の総人口1.26億人／47）あたりに換算し、逆双曲線正弦関数により変換した。全期間を感染の山と対応して4期に分割して変数を作成し、係数の変化を容認した。具体的には、1期は2020年5月27日まで、2期は9月25日まで、3期は2021年3月2日まで、4期はそれ以降。

・ワクチン接種回数

内閣官房HPより取得。データの制約から医療従事者向けの実績は含まない。後方7日間移動平均を取った上で、累積の接種回数を求め、総務省「国勢調査」より取得した人口で除した。

・雨ダミー

気象庁HPより取得。都道府県庁所在地における降水量が1mm以上の日に1を取るダミー変数。

・祝日等ダミー

祝日、振替休日、年末年始（12月28日～1月3日）、山の日から8月15日の間について1を取るダミー変数。ただし、土日は除く。

(3) 推計期間

2020年2月15日～2021年8月12日

注 (1) 渡辺他（2020）においては、ドコモ・インサイトマーケティングが提供する指標を用いているが、ここでは、Google「COVID-19 Community Mobility Reports」の住居滞在時間を用いた。

4. 推計結果

	推計式①	推計式②
緊急事態宣言（1回目）	2.70 ^{***} (0.53)	4.64 ^{***} (0.70)
緊急事態宣言（2回目）	1.52 ^{***} (0.23)	0.62 [†] (0.33)
緊急事態宣言（3回目）	1.86 ^{***} (0.39)	0.27 (0.26)
まん延防止等重点措置	1.00 ^{***} (0.19)	-
感染者数（1期）	0.57 ^{***} (0.19)	0.94 ^{***} (0.26)
感染者数（2期）	0.51 ^{***} (0.12)	0.81 ^{***} (0.09)
感染者数（3期）	0.24 ^{***} (0.07)	0.59 ^{***} (0.08)
感染者数（4期）	0.34 ^{***} (0.07)	0.32 ^{***} (0.04)
感染者数（1期）×人口	1.92e-7 ^{***} (2.07e-8)	-
感染者数（2期）×人口	8.26e-8 ^{***} (1.50e-8)	-
感染者数（3期）×人口	5.99e-8 ^{***} (1.15e-8)	-
感染者数（4期）×人口	5.84e-8 ^{***} (1.18e-8)	-
ワクチン接種回数	- 1.14 (1.87)	0.42 (1.09)
ワクチン接種回数×感染者数	- 0.22 (0.18)	-
雨	0.77 ^{***} (0.07)	-
土日ダミー	-	0.78 ^{***} (0.19)
祝日等ダミー	-	11.81 ^{***} (1.01)
固定効果	日付	-
観測数	25,615	545

※ ^{***}、^{**}、^{*}はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意であることを示す。括弧内は標準誤差。推計式①について、cluster robust standard error、②について、ラグ1期を仮定したNewey West standard error。

付注1-2 金融緩和政策が実体経済に与える影響について

1. 概要

政策金利が事実上ゼロ%まで低下した状態で、大規模な資産の買入れなどを通じてさらなる金融緩和を目指した、金融緩和政策の効果について検証する。具体的には、宮尾(2016)を参考にして構造VARモデルを構築し、金融政策ショックに対するGDPや消費者物価の反応を確認する。

2. データ

内閣府「国民経済計算」、「景気動向指数」、総務省「消費者物価指数」、日本銀行「マネタリーベース」、日経NEEDS

3. 推計方法

(1) 推計式

月次データを用いて、実質GDP、消費者物価、マネタリーベース、長期金利、株価の5変数から成る構造VARモデルを構築した。また、構造ショックの識別に当たっては、ブロック・リカーシブ制約を課し、実質GDP、消費者物価、マネタリーベース、長期金利、株価の順に外生的であると仮定した。ラグ次数はAICによれば2が選択されたが、先行研究に倣い3を採用した(2を採用した場合でも結果は大きく変わらない)。

また、2006年6月から2008年12月にかけてはゼロ金利政策が解除されていたことから、先行研究に倣い、この期間に1を取るダミー変数を設定した²。

(2) 変数の定義と使用データ等

・実質GDP

「国民経済計算」における四半期GDP(実質季節調整系列)を内閣府「景気動向指数」CI(一致指数)を補助系列にして、Chow-Lin法により補間して月次データ化した上で、対数値をとった。

・消費者物価

「消費者物価指数」において参考値として公表されている消費税調整済み指数の前年同月比を取得。

・マネタリーベース

日本銀行公表値。季節調整済みの月中平均残高を取得し、対数値をとった。

・長期金利

日経NEEDSより新発10年物国債利回りの月中平均値を取得。

注 (2) 2016年1月にマイナス金利政策、2016年9月にイールドカーブコントロールを導入したが、ここでは特段の処理は施さなかった。ただし、それぞれの導入期間に1を取るダミー変数を説明変数に加えた場合でも結果は大きくは変わらない。

・株価

日経NEEDSより日経平均株価の月中平均値を取得し、対数値をとった。

(3) 推計期間

2001年3月（量的緩和政策が開始）～2021年3月

4. 推計結果

		GDP	CPI	MB	金利	株価
GDP	t-1	1.2578 (0.0698)	- 1.4405 (1.3457)	- 0.0505 (0.1709)	- 1.9555 (0.8193)	- 0.6460 (0.5101)
	t-2	- 0.3909 (0.1105)	0.2492 (2.1293)	0.1778 (0.2705)	2.1715 (1.2964)	1.1026 (0.8072)
	t-3	0.0509 (0.0682)	2.1612 (1.3155)	- 0.1819 (0.1671)	- 0.5234 (0.8009)	- 0.5137 (0.4987)
CPI	t-1	0.0016 (0.0034)	0.9689 (0.0664)	0.0026 (0.0084)	0.0386 (0.0404)	- 0.0005 (0.0252)
	t-2	- 0.0015 (0.0048)	0.1191 (0.0916)	0.0015 (0.0116)	0.0116 (0.0558)	0.0036 (0.0347)
	t-3	- 0.0021 (0.0033)	- 0.1708 (0.0633)	- 0.0006 (0.0080)	- 0.0472 (0.0385)	- 0.0189 (0.0240)
MB	t-1	0.0525 (0.0283)	1.1200 (0.5464)	1.2167 (0.0694)	- 0.4187 (0.3327)	0.2196 (0.2071)
	t-2	- 0.0172 (0.0450)	- 1.0519 (0.8671)	- 0.1702 (0.1101)	0.1019 (0.5280)	0.1468 (0.3287)
	t-3	- 0.0238 (0.0282)	- 0.1580 (0.5430)	- 0.0735 (0.0690)	0.2170 (0.3306)	- 0.2820 (0.2058)
金利	t-1	- 0.0067 (0.0060)	0.0015 (0.1152)	- 0.0385 (0.0146)	1.0749 (0.0701)	- 0.0186 (0.0437)
	t-2	0.0095 (0.0087)	- 0.0939 (0.1672)	0.0259 (0.0212)	- 0.2289 (0.1018)	0.0604 (0.0634)
	t-3	0.0023 (0.0060)	0.0352 (0.1154)	- 0.0180 (0.0147)	0.0529 (0.0703)	- 0.0089 (0.0437)
株価	t-1	0.0252 (0.0098)	0.0714 (0.1885)	0.0422 (0.0239)	0.1964 (0.1148)	1.1630 (0.0715)
	t-2	- 0.0084 (0.0147)	0.1497 (0.2835)	- 0.0336 (0.0360)	0.1666 (0.1726)	- 0.2041 (0.1075)
	t-3	- 0.0224 (0.0102)	- 0.1275 (0.1973)	0.0023 (0.0251)	- 0.2888 (0.1201)	- 0.0551 (0.0748)
ゼロ金利解除ダミー		0.0062 (0.0025)	0.0572 (0.0491)	- 0.0001 (0.0062)	- 0.0076 (0.0299)	0.0310 (0.0186)
定数項		0.7609 (0.2362)	- 9.9326 (4.5523)	0.8978 (0.5782)	4.0935 (2.7717)	0.2810 (1.7257)
観測数				85		

※ 括弧内は標準誤差。

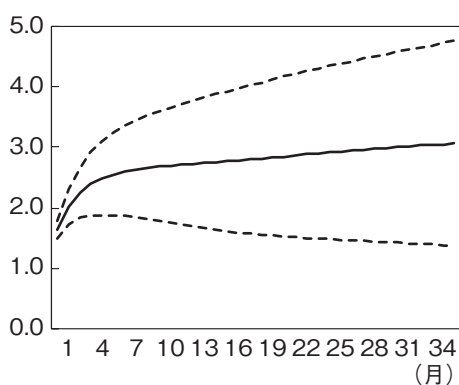
マネタリーベースの外生的な増加、長期金利の外生的な低下に対する実質GDP、インフレ率のインパルス応答関数はコラム1-3図に示したとおり。このほか、マネタリーベース、長期金利、株価のインパルス応答関数は図1のとおり。

1標準偏差分（約1.6%）の外生的なマネタリーベースの増加は、36か月先までみて、0.025%ポイント程度の長期金利の押下げや1.4%程度の株価の上昇とともに、0.15%程度実質GDPを押し上げることで需給ギャップを縮小し、インフレ率にも0.018%ポイント程度のプラスの効果があったことを示している。同様に、1標準偏差分（約0.080%）の外生的な長期金利の低下は、36か月先までみて、長期金利は0.034%ポイント程度の押下げが残り、1.6%程度株価が上昇するとともに、0.22%程度実質GDPを押し上げ、インフレ率にも0.029%ポイント程度のプラスの効果があったことを示している。

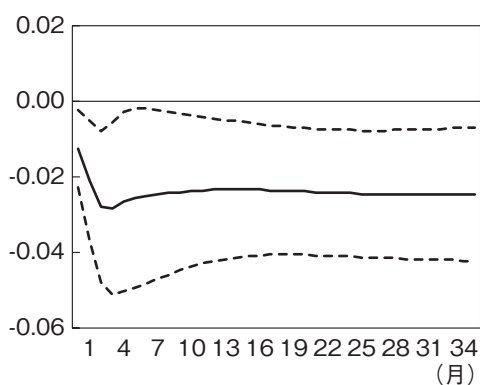
図1

(1) マネタリーベースの外生的な増加の影響

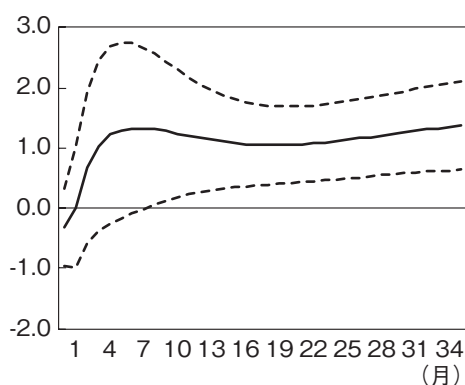
マネタリーベースに与える影響



長期金利に与える影響

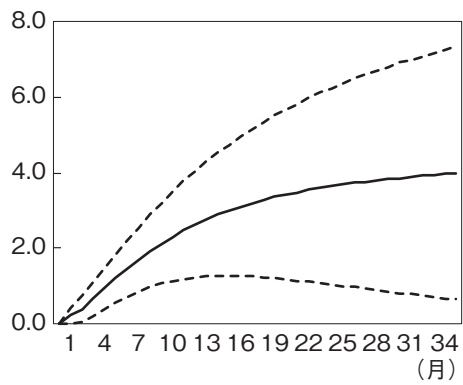


株価に与える影響

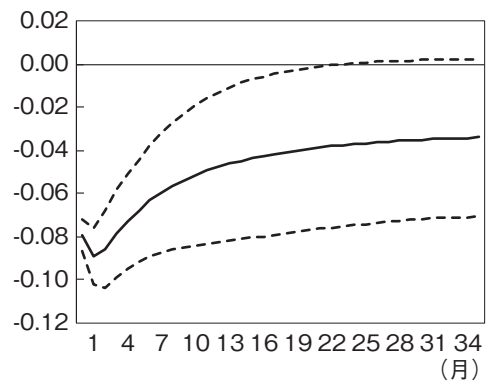


(2) 長期金利の外生的な低下の影響

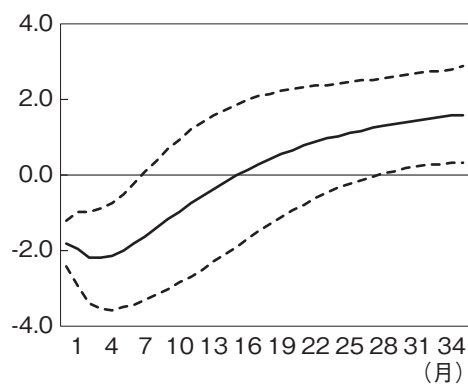
マネタリーベースに与える影響



長期金利に与える影響



株価に与える影響



※ グラフ中の実線はマネタリーベース、長期金利の1標準偏差分に当たるショックが経済に加わったときの影響についての点推定量、破線は2標準偏差バンドを示している。

付注1-3 高齢化が平均消費性向に及ぼす影響について

1. 概要

ライフサイクル仮説を前提とすれば、高齢化の進展に伴って平均消費性向は上昇すると考えられる。ここでは、古賀（2004）、Koga（2006）で用いられた考え方を参照し、マクロ的な平均消費性向の動向から人口要因で説明できる部分を抽出する。

2. データ

内閣府「国民経済計算」、総務省「労働力調査（基本集計）」

3. 推計方法

(1) 推計式

ライフサイクル仮説を前提とすれば、マクロレベルの貯蓄率は人口の年齢構成によって決定されることから、以下の式を考える³。

$$(\text{貯蓄率})_t = \gamma_0 + \psi_1 P_{1,t} + \psi_2 P_{2,t} + \dots + \psi_K P_{K,t} + \varepsilon_t$$

ここで、 $k=1, 2, \dots, K$ は年齢階層、 ψ_k は年齢階層 k の貯蓄率の大きさが全体の貯蓄率に及ぼす影響の度合い、 P_k は年齢階層 k の構成比を示す。 ψ_k について、古賀（2004）と同様に、年齢に対して上に凸の2次関数として決定されること（ $\psi_k = \rho_0 + \rho_1 k + \rho_2 k^2$ ）、年齢分布が一様であればマクロの貯蓄率が一定になること（ $\sum \psi_k = 0$ ）を仮定すると、貯蓄率についての式は以下のように変形でき、これについて推計する。

$$(\text{貯蓄率})_t = \gamma_0 + \rho_1 Z_{1,t} + \rho_2 Z_{2,t} + \varepsilon_t$$

ここで、 $Z_{1,t}$ 、 $Z_{2,t}$ は年齢構成を表すパラメータ。

(2) 変数の定義と使用データ等

・平均消費性向

「国民経済計算」における家計最終消費支出（除く持ち家の帰属家賃）を、可処分所得等（可処分所得と年金受給権の変動調整（受取）の和）で除した⁴。

・人口構成

「労働力調査（基本集計）」の15歳以上人口。年齢階級は、25～29歳、30～34歳、…、70歳以上とした⁵。

注 (3) 古賀（2004）、Koga（2006）では、ミクロレベルでの貯蓄率決定に際して一時的な所得の要因等の影響を織り込んで議論しているが、ここでは構造要因として人口構成の変化の影響をみることを目的としているので説明変数には加えなかった。また、先行研究では定数項を含めずに推計を行っているが、上述のとおり今回はミクロレベルの最適化条件を考慮していないこと等を踏まえて、定数項を含めた形で推計することとした。

(4) 多くの文献では持ち家の帰属家賃を含めて分析を行っているが、ここではより実感に近いベースで考えるため、持ち家の帰属家賃を含まないこととした。

(5) 古賀（2004）、Koga（2006）では、家計調査における世帯主の年齢分布が用いられているが、家計調査の調査対象等の変更により一貫した系列が得にくくなったことから人口を用いることとした。

(3) 推計期間

1995年第1四半期～2019年第4四半期⁶

4. 推計結果

	係数
$Z_{1,t}$	0.698*** (0.187)
$Z_{2,t}$	- 0.060*** (0.015)
定数項	0.249*** (0.007)
期間	1995年Q1～2019年Q4
決定係数	0.5491

※ ***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意であることを示す。
括弧内はラグ1期を仮定したNewey West standard error。

$Z_{1,t}$ の係数 (ρ_1) は正、 $Z_{2,t}$ の係数 (ρ_2) は負と推計されたことから、想定どおり貯蓄率の大きさが全体の貯蓄率に及ぼす影響の度合いは年齢に対して上に凸の2次関数として決定されることが分かる。よって、相対的に中年層の構成比が低下し、高齢層が増加していく中で、平均消費性向が上昇していくことになる。

注 (6) 2020年以降は感染拡大に伴う人為的な経済活動の抑制の影響がみられるため、推計期間には含めなかった。

付注1-4 ボーンの検定について

1. 概要

Bohn (1998) において提示されたアプローチに従い、債務残高対GDP比の上昇に伴って基礎的財政収支の対GDP比が改善する関係がみられるか否かについて検定を行う⁷。

2. データ

内閣府「国民経済計算」、「中長期の経済財政に関する試算」(2021年7月21日公表)、総務省「地方財政白書」、財務省「財政統計」、「財政金融統計月報」、「我が国の財政事情」

3. 推計方法

(1) 推計式

$$s_t = \beta d_t + a_0 + a_1 GVAR_t + a_2 YVAR_t + \varepsilon_t \cdots \textcircled{1}$$

ここで、 s_t は基礎的財政収支、 d_t は前期末の債務残高、 $GVAR_t$ は政府支出の短期変動成分、 $YVAR_t$ はGDPの短期変動成分でそれぞれ対GDP比。また、Bohn (1998) に倣い以下の式についても検証を行う⁸。

$$s_t = \beta d_t + \gamma (d_t - \bar{d})^2 + a_0 + a_1 GVAR_t + a_2 YVAR_t + \varepsilon_t \cdots \textcircled{2}$$

なお、分析対象はIhori et al. (2001)、藤井 (2010)、持田 (2019) などと同様に国の一般会計とするが、土井・中里 (2004) 等では、国と地方を統合的に分析することの重要性も指摘されており、これについても追加的な検証として行う。

(2) 変数の定義と使用データ等

	国の一般会計	国・地方
s_t	「財政統計」における国債費から公債金を控除(2020年度は「中長期の経済財政に関する試算」)	「国民経済計算」における中央政府、地方政府のプライマリー・バランスの合計
d_t	「財政金融統計月報」における普通国債の前年度末実績値	「我が国の財政事情」における前年度末国及び地方の長期債務残高
$GVAR_t$	「財政統計」における国債費を除く歳出とそのトレンドとの差分(トレンドはHPフィルターにより抽出 ⁹)	「地方財政白書」における国・地方を通じる歳出純計額の総額から公債費を控除した額とそのトレンドとの差分(トレンドはHPフィルターにより抽出)
$YVAR_t$	「国民経済計算」により得られたGDPとそのトレンドとの差分(トレンドは内閣府の推計する潜在GDP)	「国民経済計算」により得られたGDPとそのトレンドとの差分(トレンドは内閣府の推計する潜在GDP)

注

- (7) 土居・中里 (2004) では、その他のアプローチも含めて持続可能性の検証方法がまとめられている。
 (8) ②における $\gamma (d_t - \bar{d})^2$ は、債務残高が蓄積したとき、基礎的財政収支をより改善させるようになるか、を検証するものである。藤井 (2010) においては、こうした問題意識に加え過小定式化の誤りを犯すことを防ぐ観点からも、②の定式化に基づく検証の重要性が指摘されている。
 (9) ただし、2020年度は感染拡大による振れがみられるため、HPフィルターの終点は2019年度末とし、2020年度は前年比で延伸。

(3) 推計期間

国の一般会計については1981～2020年度、国・地方を統合したベースでは1981～2019年度。

分析に当たっては、全期間の推計に加え、逐次Chow検定の結果に従って、期間を1990年度で分割した推計も行う¹⁰。

4. 推計結果

(1) 国の一般会計

	全期間		前半（～1989年度）		後半（1990年度～）	
	推計式①	推計式②	推計式①	推計式②	推計式①	推計式②
d_t	- 0.026*** (0.004)	- 0.032*** (0.006)	0.326*** (0.036)	1.396** (0.443)	- 0.027*** (0.005)	- 0.042*** (0.004)
$(d_t - \bar{d})^2$	-	2.95e-4** (1.45e-4)	-	0.012* (0.005)	-	5.31e-4*** (7.66e-5)
$GVAR_t$	- 0.736*** (0.114)	- 0.884*** (0.146)	1.494*** (0.181)	1.349*** (0.239)	- 0.781*** (0.101)	- 1.057*** (0.101)
$YVAR_t$	0.751*** (0.125)	0.645*** (0.149)	- 0.109 (0.205)	- 0.115 (0.123)	0.684*** (0.116)	0.470*** (0.098)
定数項	0.640 (0.417)	0.457 (0.412)	- 12.202*** (1.305)	- 73.303** (25.330)	0.718 (0.471)	0.808** (0.292)
観測数	40	40	9	9	31	31

※ **、*、*はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意であることを示す。

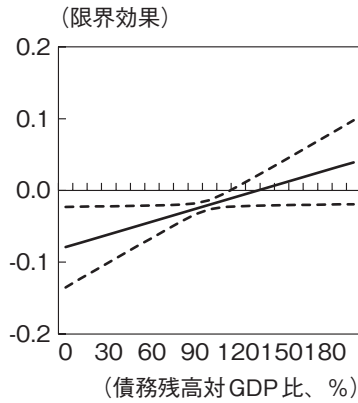
括弧内はラグ1期を仮定したNewey West standard error。

ここで、 d_t の限界効果が正であれば持続可能性が満たされることになる。推計式②における、 $(d_t - \bar{d})^2$ の係数は推計期間によらず有意に推計されており、以下では推計式②に基づいて議論する。これは d_t の水準により限界効果の変動することを意味するのでこれを図示すると図1のとおりとなる。全期間の推計においては限界効果が有意に正になることはないが、前半の推計では安定して正、後半のみの推計では債務残高対GDP比が約130%に達したところで、限界効果が正に転換する。なお、債務残高対GDP比が130%に達したのは2011年度中のことである。

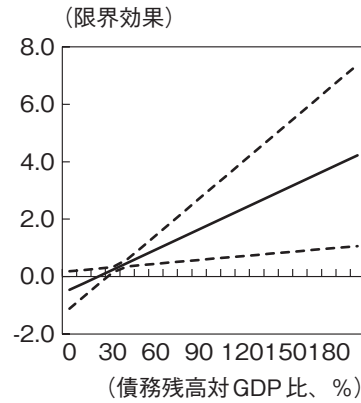
注 (10) 同様に統計的な手法から構造変化に関して検証した藤井（2010）では1992年第1四半期、持田（2019）では1992年度において構造変化があったことが支持されている。

図1

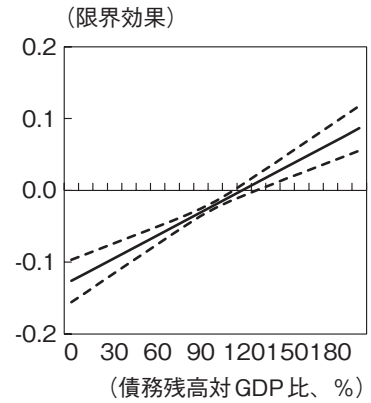
(1) 全期間



(2) 前半



(3) 後半



※ 実線は点推定量、破線は95%信頼区間バンド。

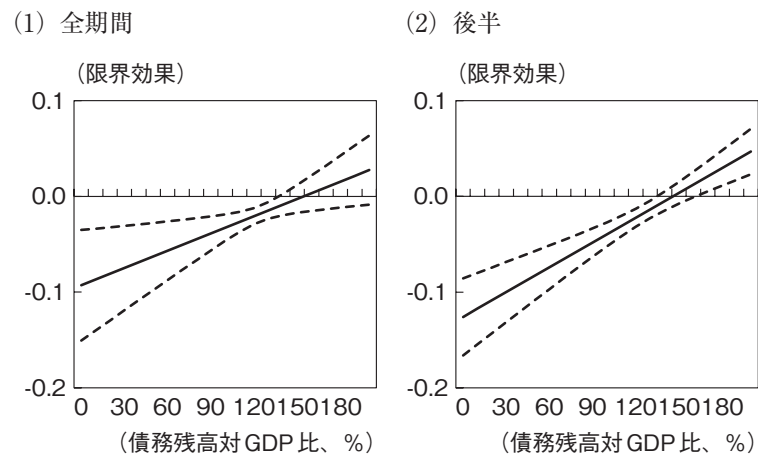
(2) 国・地方を統合したベース

	全期間		前半（～1989年度）		後半（1990年度～）	
	推計式①	推計式②	推計式①	推計式②	推計式①	推計式②
d_t	- 0.020*** (0.005)	- 0.025*** (0.005)	0.346*** (0.053)	1.142 (0.938)	- 0.015** (0.007)	- 0.028*** (0.005)
$(d_t - \bar{d})^2$	-	3.01.e-4** (1.18e-4)	-	0.007 (0.008)	-	4.32e-4*** (7.83e-5)
$GVAR_t$	- 0.852*** (0.294)	- 1.012*** (0.277)	0.473 (0.359)	0.475 (0.342)	- 0.642** (0.255)	- 1.077*** (0.272)
$YVAR_t$	1.111*** (0.210)	0.936*** (0.216)	0.233 (0.344)	0.119 (0.282)	1.068*** (0.226)	0.756*** (0.210)
定数項	0.203 (0.682)	- 0.244 (0.700)	- 19.770*** (2.932)	- 86.552 (78.828)	- 0.652 (1.017)	- 0.339 (0.751)
観測数	39	39	9	9	30	30

※ ***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意であることを示す。
括弧内はラグ1期を仮定したNewey West standard error。

前半のみの推計においては $(d_t - \bar{d})^2$ の係数が有意にならず、推計式①について議論する。全期間及び後半においては $(d_t - \bar{d})^2$ の係数が有意となったため、推計式②について議論する。このとき、国の一般会計とおおむね同様の議論が成り立つ。

図2



※ 実線は点推定量、破線は95%信頼区間バンド。

付注2 代位弁済額の先行き試算

1. 概要

代位弁済額の先行きについて、純新規保証承諾額と代位弁済率を基に試算した。具体的には、(1) 純新規保証承諾額（前期の保証債務残高比）について、名目GDP成長率をもとに推計し、(2) 代位弁済率について、純新規保証承諾額と名目成長率と名目貸出金利をもとに推計した上で、これらの推計結果を基に、保証債務残高と代位弁済額について試算した。ただし、前提となるデータや推計の方法によって大きく異なるため、結果については相当の幅をもって解釈する必要がある。

2. データ

内閣府「国民経済計算」、「中長期の経済財政に関する試算（令和3年7月21日公表）」、日本銀行「貸出約定平均金利」、一般社団法人全国信用保証協会連合会提供データ

3. 試算方法

(1) 純新規保証承諾額（前期の保証債務残高比）の推計

①推計式

$$\frac{LR_t}{D_{t-1}} \times 100 = -1.57 \Delta \ln(Y_t) \times 100 + 42.1 KDum_t + 96.6 CDum_t$$

(-2.7) (7.9) (16.8)

※パラメータ下段の（）内はt値を示している。

自由度修正済み決定係数 R^2 ：0.94

②変数の定義と使用データ等

LR_t : 一般社団法人全国信用保証協会連合会提供データに基づく信用保証協会の純新規保証承諾額（兆円）

D_t : 一般社団法人全国信用保証協会連合会提供データに基づく保証債務残高（兆円）

Y_t : 内閣府「国民経済計算」の名目GDP（対数値の前年度差）

$KDum_t$: 1998年度に1をとるダミー変数

$CDum_t$: 2020年度に1をとるダミー変数

③推計対象

1995年度～2020年度

(2) 代位弁済率の推計

①推計式

$$\Delta(SR_t) = \underset{(2.5)}{0.05} \left(\frac{LR_{t-3} + LR_{t-2}}{2} \right) - \underset{(-2.6)}{0.08} \Delta \ln(Y_t) \times 100 + \underset{(2.0)}{1.05} \Delta(R_t) - \underset{(-3.2)}{0.98} CDum_t$$

※パラメータ下段の（）内はt値を示している。

自由度修正済み決定係数 R^2 ：0.52

②変数の定義と使用データ等

SR_t : 一般社団法人全国信用保証協会連合会提供データに基づく代位弁済率（%、前年度差）

LR_t : 一般社団法人全国信用保証協会連合会提供データに基づく信用保証協会の純新規保証承諾額（兆円）

Y_t : 内閣府「国民経済計算」の名目GDP（対数値の前年度差）

R_t : 日本銀行「貸出約定平均金利」の国内銀行による新規短期貸出金利（%、前年度差）

$CDum_t$: 2020年度に1をとるダミー変数

③推計対象

1997年度～2020年度

(3) 保証債務残高と代位弁済額の試算

保証債務残高増加額＝純新規保証承諾額－代位弁済額より、以下の式が成立する。

$$D_t - D_{t-1} = LR_t - \frac{D_t + D_{t-1}}{2} \times SR_t \times \frac{1}{100}$$

この式に（1）、（2）で推計によって求めた LR_t と SR_t を代入し、保証債務残高と代位弁済額を試算した。なお、代位弁済率の試算に用いる先行きの貸出金利は、2014年度以降にみられる名目GDP成長率（後方2期移動平均）との間の正の相関関係¹¹を踏まえ、成長実現ケースとベースラインケースのそれぞれにおける名目GDP成長率をもとに試算した。

注 (11) $y=0.089x+0.5362$ ($R^2=0.77$)