

金融危機の連鎖と処方箋^{*1}

木原 隆司^{*2}

要 約

本稿では、各国で多発する金融危機（銀行・通貨・債務不履行・債務再編危機）の連鎖、その経済的影響をグランジャー検定やパネル分析（VAR, Probit, 固定効果モデル等）により検証し、（金融センター（米国）等の公的債務・対外債務の増大・金融危機を受けた各国の公的債務・対外債務・銀行信用の増大⇒）各国の「銀行危機」⇒「通貨危機」⇒「債務不履行危機」⇒「債務再編危機」の連鎖となる可能性が高いことを明らかにした。

また、連鎖的危機の発端となりかねない「銀行危機」の予防・早期回復のためには「良好な財政収支」（Fiscal space）の維持が重要であるが、中央銀行政策金利等の「高い政策金利」（Monetary space）の維持は、むしろ危機を招き回復を遅らせかねないとの実証結果となった。更に、「金融アクセレーター」と「資本体化技術変化」が「銀行危機」を大規模化・長期化させる動学的一般均衡モデルを紹介するとともに、2022年に初めて「債務不履行危機」に陥った「スリランカ」をケースとして取り上げ、財政状況の悪化や銀行信用の急拡大が金融危機に悪影響を与えるため、Fiscal spaceの確保や銀行部門を補完する「証券市場」の深化が、危機の回避と早急な回復のために極めて重要であることを示した。

キーワード：金融危機、危機の連鎖、公的債務不履行、Fiscal space、証券市場、スリランカ

JEL Classification：E51, E62, F34, F44, G15

I. はじめに

コロナ禍を契機とする債務危機のように、近年「金融危機」はいずれかの国で継続して発生し壊滅的な経済的影響を与えている。2008年のリーマン・ショックに端を発する「世界金融危機」や2010年代前半の「欧州債務危機」、

2020年以降の「コロナ危機」のような「金融センター」等を震源地とする世界・複数国危機が目立ってきたが、2022年のスリランカの「公的債務不履行危機」等、個別国の金融危機も従来から数多く発生している。これらの危機は「連

* 1 本稿に関し澤田康幸東大教授、林田雅秀財総研副所長から有益なご指摘を頂いた。心より感謝したい。

* 2 （公財）NIRA 総合研究開発機構・評議員 / 財務省財務総合政策研究所・上席客員研究員

鎖的」に発生していることが、多くの先行研究で主張されてきたが、必ずしも標準的な実証手法により明らかにされてはきていない。

本稿では、頻発する「金融危機の連鎖」、その経済的影響、危機回避や早期回復のための施策を、先行研究や近年整備されてきたパネルデータを用いた実証分析により明らかにするとともに、「銀行危機」の動学モデルを紹介し、実証結果・モデルで明らかとなった事象について、近年債務危機に陥ったスリランカへの適用を試みる。

以下、第Ⅱ節では、IMF等の先行研究をレビューし、現在までの知見を包括的に纏め、第Ⅲ節では近年整備されてきた「金融危機」に関

するデータベースや債務データ、マクロデータを用いて、各危機の連鎖性、発生要因や経済的影響をグラジヤ検定や通常のパネル分析（VAR、プロビット、固定効果モデル等）により明らかにする。第Ⅳ節では連鎖的危機の発端となり易い「銀行危機」の動学モデルを紹介し、危機に至るメカニズム等を検証する。第Ⅴ節では、2022年に債務危機に陥ったスリランカをケースとして取り上げ、IMF、世界銀行等国際機関の資料を中心に、他の危機との関係、債務危機の背景、債務不履行から債務再編等までの流れ、スリランカ経済への影響と回復過程等について、実態を検証し、実証結果やモデルの妥当性を検討する。

Ⅱ. 先行研究

近年、IMF等により「金融危機」のデータベースが整備されてきており、銀行・通貨・国際収支・債務危機のnarrativeな説明や実証分析・動学モデルの構築等が行われてきている。例えば、Claessens and Kose (2013)は、「通貨危機」、「国際収支危機（Sudden Stop）」、「債務危機」、「銀行危機」の四類型の金融危機に関する理論・実証結果を包括的にレビューしている。

特に近年の分析では、各危機の「連鎖」(sequence)を検証しているものが多くみられる。例えば、Leaven and Valencia (2018)は、1970-2017年の「銀行危機」(151件)、「通貨危機」(236件)、「債務危機」(74件)のデータベースを構築し検証した結果、「通貨危機」と「公

的債務危機」は、「銀行危機」と同時、もしくは「銀行危機」の後に発生していることを示した¹⁾。また、通貨危機のピークは銀行危機発生1年後に訪れている。更にReinhart and Rogoff (2010)は、先進国・途上国問わず、銀行危機と公的債務不履行との強い関連があることを示した。すなわち、①「銀行危機」に先行して「民間（対外）債務の急増」が発生し、②「銀行危機」は「公的債務危機に先行するか、同時に発生」する。更に、③「公的債務危機」の前に「内国債」等の「公的借入」が顕著に増大することを実証した。

Romer and Romer (2017)は、特に「危機後の政策効果」についての興味深い実証結果を示している。すなわち、金融危機前の金融政策・

1) Leaven and Valencia (2018)によれば、「銀行危機」は以下の2条件を満たす事象とされる：①銀行制度に顕著な金融抑圧の兆しがある（顕著な取り付け騒ぎ、銀行制度全体の損失、及び/若しくは銀行倒産）、②銀行制度全体の損失に対応した顕著な銀行への政策介入。また、「通貨危機」は以下の二つの閾値を満たす対米ドル名目為替レートの「急激な」減価とされる：①年率減価率が30%以上、②前年の減価率より10%以上高率の年間減価率。更に「債務危機」の発生年については、IMF Staff report等から入手した民間貸手に対する債務不履行・債務再編を含む「公的債務不履行」・「公的債務再編」の年とされる。公的債務を元利支払いの停止なく再編した場合は、公的債務危機年は債務再編の年としている。

財政政策の「余地（space）」（政策金利がゼロ金利からどの程度高いか、債務/GDP比率が比較的低いかが危機後に大きな影響を与え、双方の「政策余地」が大きいと生産の縮小は-1%未満で収まるが、双方の政策余地が小さければ生産は-10%以上も縮小することを、Jorda（2005）のLocal projection（局所予測）²⁾等の手法を用いて示した。

危機の理論モデル（動学モデル）の分析も進展してきている。Cerra, Hakamada and Lama（2021）（以下Cerra et al.（2021））は、「実証

結果に基づく銀行危機モデル」を提示した。すなわち、銀行危機時の「投資減少」が生産と全要素生産性（TFP）の恒常的低下につながることを実証し、「金融摩擦（金融アクセレーター）」と「資本体化技術変化」を含むDSGE（動学的確率的一般均衡）モデルを提示している。また、Mendoza and Yue（2012）は特に「債務不履行危機」に焦点を当て、債務不履行による「運転資金融資」の喪失が、「金融アクセレーター」を通じてマクロ経済変数に大きな影響を与える動学的一般均衡モデルを展開している。

Ⅲ. 実証結果

この節では、各先行研究で示された各危機の「連鎖性」、「マクロ政策スペース」の効果等の実証結果を、異なるデータ、実証手法により「再確認」する。また、途上国で発生しやすい「債務危機」の成長率への影響等を推定した木原（2023）の実証結果を紹介する。

Ⅲ-1. データ

本節では、各国における各危機（銀行危機、通貨危機、債務不履行危機、債務再編危機）の発生時期をLeaven and Valencia（2018）のデータベースから筆者が国別・年ベースのパネルデータを構築して、実証分析を行った。また、後述のRomer and Romer（2017）の金融抑圧指数も銀行危機の深刻度データとして用いた。

実質GDP成長率等の開発指標はWorld Bank（2025）（World Development Indicators）、金利等の金融指標はIMF（2025a）（International Financial Statistics）、World Bank（2022）（Global Financial Development Database）等から抽出した。財政指標は、World Bank（2025）の他、

IMF（2025b）（Public Finance in Modern History Database）、IMF（2025c）（Historical Public Debt Database）等から抽出した。木原（2023）で行った債務危機の実証には、Beers et al.（2023）の債務不履行データベースを用いた。

Ⅲ-2. 各危機の連鎖性

先行研究では、各危機の「連鎖」を示す理論や実証結果が多数示されている。ここでは、先行研究で示された「危機連鎖」の因果関係をグランジャー因果性テスト、VAR推定、ラグ値の移動平均変数を含むProbit回帰、固定効果パネル推定により検証した。

Ⅲ-2-1. 銀行・通貨・債務・再編危機のグランジャー因果関係

表1では、Leaven and Valencia（2018）のパネルデータを用い、Reinhart and Rogoff（2010）と同様に過去3年間の各危機の影響を見るため、ラグ次数3期で各危機のグランジャー因果性テストを行った。

2) 清谷（2014）によれば、Jorda（2005）のLocal Linear projection（局所線形予測）はVAR推定に一定次数といった特定のデータ生成過程の構造を仮定せず、局所線形予測により各期のインパルス応答を個別に推定する方法である。

表1 グランジャー因果性検定 (ラグ次数3: 1970~2017年, サンプル数6,957)

帰無仮説	F 値	P 値	5%の 有意水準で
「通貨危機」は (グランジャーの意味で) 「銀行危機」の原因ではない	2.93	0.032	棄却
「銀行危機」は (グランジャーの意味で) 「通貨危機」の原因ではない	24.54	9×10^{-16}	棄却
「債務不履行危機」は (グランジャーの意味で) 「銀行危機」の原因ではない	0.87	0.455	採択
「銀行危機」は (グランジャーの意味で) 「債務不履行危機」の原因ではない	5.23	0.001	棄却
「債務再編危機」は (グランジャーの意味で) 「銀行危機」の原因ではない	5.16	0.002	棄却
「銀行危機」は (グランジャーの意味で) 「債務再編危機」の原因ではない	4.01	0.007	棄却
「債務不履行危機」は (グランジャーの意味で) 「通貨危機」の原因ではない	3.06	0.027	棄却
「通貨危機」は (グランジャーの意味で) 「債務不履行危機」の原因ではない	7.64	4×10^{-5}	棄却
「債務再編危機」は (グランジャーの意味で) 「通貨危機」の原因ではない	2.25	0.080	採択
「通貨危機」は (グランジャーの意味で) 「債務再編危機」の原因ではない	19.12	2×10^{-12}	棄却
「債務再編危機」は (グランジャーの意味で) 「債務不履行危機」の原因ではない	0.58	0.629	採択
「債務不履行危機」は (グランジャーの意味で) 「債務再編危機」の原因ではない	38.97	6×10^{-25}	棄却

(出所) 筆者作成

その結果, 「銀行危機」は通貨・債務不履行・再編危機の (グランジャーの意味での) 原因 (帰無仮説が棄却) となっており, 「通貨危機」は債務不履行・再編危機の原因となっており, 「債務不履行危機」は債務再編危機の原因となっている。一部「双方因果」の関係となっているが, F 値の大きさ等から「銀行危機」, 「通貨危機」, 「債務不履行危機」, 「債務再編危機」の順に発生する可能性を示唆している。

III-2-2. 銀行・通貨・債務不履行・再編危機の VAR 推定

グランジャー因果性テストと同様に, ラグ次数3で銀行・通貨・債務不履行・再編の各ダミー変数の VAR 推定を行った。その「累積インパルス応答関数」(図1)を見ると, 「銀行危機」(の攪乱)は通貨・債務不履行・再編危機 (の攪乱) に正の有意な影響を1期目から与えている。また, 「通貨危機」(の攪乱)は当初 (1~3期) 銀行危機 (の攪乱) には有意な影響を与えていないが, 債務不履行・再編危機には当初から有

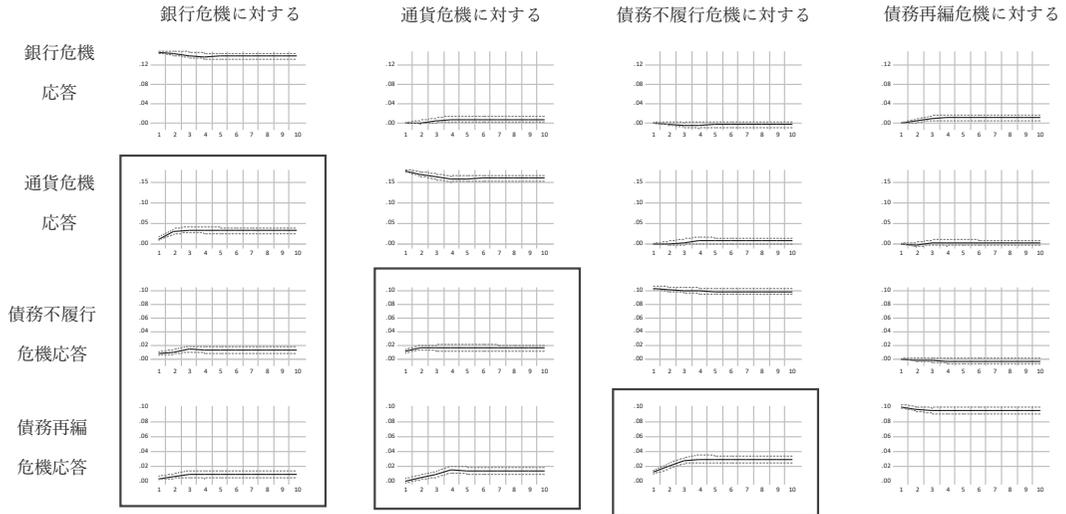
意な正の影響を与えている。更に, 「債務不履行危機」は特に再編危機に大きな正の有意な影響を与えている。これらの finding は上記のグランジャー因果性テストの結果と整合的であり, 「銀行危機」⇒「通貨危機」⇒「債務不履行危機」⇒「債務再編危機」の順で「危機の連鎖」が発生している可能性が高い。

III-2-3. 銀行・通貨・債務不履行・再編危機の Probit 回帰

表2は, Leaven and Valencia (2018) のデータを用いて, 「銀行危機ダミー」, 「通貨危機ダミー」, 「債務不履行ダミー」, 「債務再編ダミー」を被説明変数とする Probit 回帰 (1970-2017年) の結果である。説明変数には, Reinhart and Rogoff (2010) 同様, 各危機ダミー変数 (0・1) について各危機前1~3年ラグ値の移動平均値及び債務関連指標 (公的債務/GDP 比の増分の3年移動平均, 1年前の対外債務/GDP 比) を取り, 更に「金融センター」である米国の金融危機の0~2期ラグ値の移動平均値を用いた³⁾。

3) Reinhart and Rogoff (2010) では1800年代からの危機を扱っているため英国も金融センターとしていたが, 本推定は1970年以降なので, 米国のみを金融センターとした。また, Reinhart and Rogoff (2010) では Logit で推定していたが, 本推定では Probit で推定した。

図1 ラグ次数3の累積インパルス応答関数



(出所) 筆者作成

表2 各危機発生の「債務指標」等による各危機のProbit 帰帰

	定式1	定式2	定式3	定式4	定式5
被説明変数 (ダミー)	銀行危機	銀行危機	通貨危機	債務不履行危機	債務再編危機
定数項	-2.070*** (-46.75)	-2.103*** (-38.00)	-1.740*** (-28.06)	-2.303*** (-45.66)	-2.593*** (-27.41)
銀行危機 (t-1~t-3 移動平均)			1.461*** (4.07)	1.102*** (2.63)	-0.617 (-0.89)
通貨危機 (t-1~t-3 移動平均)		0.619* (1.72)			1.421*** (3.39)
債務不履行危機 (t-1~t-3 移動平均)		-2.130** (-1.97)	-0.346 (-0.64)		2.615*** (5.26)
債務再編危機 (t-1~t-3 移動平均もしくはt)		1.617*** (3.34)	0.609 (1.11)		
米国の金融危機 (t~t-2 移動平均)	0.033*** (2.63)		-0.02 (-1.38)		0.043** (2.19)
Δ公的債務/GDP (t~t-2 移動平均)	0.010*** (2.77)		0.024*** (6.23)	0.005*** (2.94)	-0.002 (-0.99)
対外債務/GDP (t-1)		0.001** (2.01)	-0.001* (-1.78)		0.002*** (3.57)
McFadden R2	0.017	0.011	0.056	0.018	0.106
ダミー=1/サンプル数	128/5,636	94/4,152	149/3,628	68/5,636	50/3,628

(注) 括弧内はz値。***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

(出所) 筆者作成

「銀行危機ダミー」の推定結果を見ると、定式1では「金融センター危機」(米国の金融危機)及び「公的債務/GDP比増分」が銀行危機の有意な正の predictor (予測要因)となっている⁴⁾。また、定式2は、1年前の「対外債務/GDP比」が高ければ銀行危機が有意に誘発される可能性を示している。

「通貨危機ダミー」の推定結果を見ると、「銀行危機」(ダミーの3年ラグ移動平均)及び「公的債務/GDP比増分」が有意な正の predictor となっている。

「債務不履行危機ダミー」の推定についても、「銀行危機」及び「公的債務/GDP比増分」が債務不履行の有意な正の predictor となっている。

「債務再編危機ダミー」の推定結果を見ると、通貨・不履行・金融センター危機及び対外債務/GDP比(の大きさ)が有意な predictor となっているが、銀行危機は有意となっていない。

Ⅲ-2-4. 危機と「債務」の因果関係

表3は、各危機の初年のダミーと「公的債務/GDP比増分」、「対外債務/GDP比」とのグランジャー因果性テストをReinhart and Rogoff (2010)同様の3年ラグを取って行った結果である。まず「公的債務/GDP比増分」と「対外債務/GDP比」はグランジャーの意味で極めて有意に「金融センター(米国)危機」の原因となっている。また、「金融センター(米国)危機」はグランジャーの意味で極めて有意に「銀行危機」の原因となっている。これらの結果は、上記表2定式1、定式2と整合的である。

「対外債務/GDP比」と「銀行危機」とは双方で有意なグランジャー因果性がある。Reinhart and Rogoff (2010)では、「銀行危機に先行して何度も「民間債務の急増」が見られる」としているが、彼らの推定では「対外債務/GDP比」の増加を「民間債務の急増」の代理変数として使用しており、「対外債務/GDP比」がグラン

表3 「金融センター危機」、「公的債務/GDP比増分」、グランジャー因果性検定(ラグ次数3:1970~2017年)

帰無仮説	F 値	P 値	5%の有意水準で
「公的債務/GDP比増分」は(グランジャーの意味で)「金融センター危機」の原因ではない	20.15	6×10^{-16}	棄却
「金融センター危機」は(グランジャーの意味で)「公的債務/GDP比増分」の原因ではない	0.65	0.584	採択
「対外債務/GDP比」は(グランジャーの意味で)「金融センター危機」の原因ではない	9.70	2×10^{-6}	棄却
「金融センター危機」は(グランジャーの意味で)「対外債務/GDP比」の原因ではない	0.38	0.768	採択
「金融センター危機」は(グランジャーの意味で)「銀行危機」の原因ではない	10.83	4×10^{-7}	棄却
「銀行危機」は(グランジャーの意味で)「金融センター危機」の原因ではない	2.33	0.073	採択
「対外債務/GDP比」は(グランジャーの意味で)「銀行危機」の原因ではない	7.29	7×10^{-5}	棄却
「銀行危機」は(グランジャーの意味で)「対外債務/GDP比」の原因ではない	3.84	0.009	棄却
「対外債務/GDP比」は(グランジャーの意味で)「公的債務/GDP比増分」の原因ではない	654.6	0.000	棄却
「公的債務/GDP比増分」は(グランジャーの意味で)「対外債務/GDP比」の原因ではない	110.2	6×10^{-68}	棄却
「公的債務/GDP比増分」は(グランジャーの意味で)「通貨危機」の原因ではない	2.64	0.048	棄却
「通貨危機」は(グランジャーの意味で)「公的債務/GDP比増分」の原因ではない	1.27	0.282	採択
「対外債務/GDP比」は(グランジャーの意味で)「公的債務再編危機」の原因ではない	9.19	5×10^{-6}	棄却
「公的債務再編危機」は(グランジャーの意味で)「対外債務/GDP比」の原因ではない	2.56	0.053	採択

(出所) 筆者作成

4) 通貨危機、債務再編危機の係数も有意な正の推定値となっている。これは、通貨危機後の資本流出が銀行危機を生む可能性、債務再編危機後の資本流入の再開が過剰な融資を生み銀行危機に発展する可能性を示しているものと考えられる。

ジャーの意味で極めて有意に「銀行危機」の原因となっている上記検定結果は Reinhart and Rogoff (2010)の推定結果と整合的と考えられる。

「公的債務/GDP 比増分」はグランジャーの意味で有意に「通貨危機」の原因となっており、表2の定式3と整合的である。また、「対外債務/GDP 比」は極めて有意に「債務再編危機」の原因となっており、表2の定式5と整合的である。

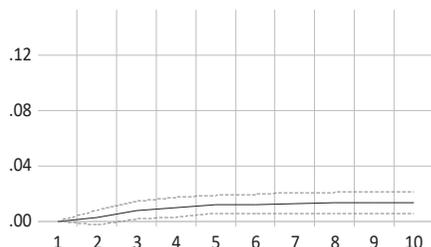
Reinhart and Rogoff (2010) は「銀行危機は

しばしば公的債務危機に先行するか、同時に発生する」とし、また「公的債務危機の前に公的借入が顕著に増加する」としているが、上記の推定、検定結果は、期間・対象国が異なる Reinhart and Rogoff (2010) の推定と整合的な結果となっている。

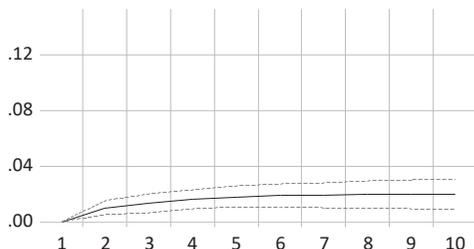
図2は各危機、公的債務/GDP 比増分、対外債務/GDP 比増分の VAR 推定（ラグ次数3）に伴う「累積インパルス応答関数」（1標準偏差のイノベーション）である。これらを見ると、

図2 公的債務/GDP 比増分、対外債務/GDP 比の VAR 推定（ラグ次数3）に伴う「累積インパルス応答関数」（1標準偏差のイノベーション）

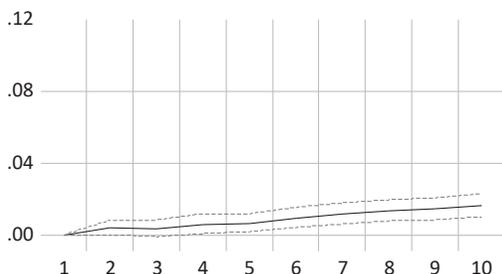
(1) 公的債務/GDP 比増分に対する銀行危機の累積インパルス応答関数



(2) 対外債務/GDP 比に対する銀行危機の累積インパルス応答関数



(3) 公的債務/GDP 比増分に対する公的債務再編危機の累積インパルス応答関数



(出所) 筆者作成

「公的債務/GDP 比増分」は、有意に「銀行危機」、「債務再編危機」に正の影響を与えている。また、「対外債務/GDP 比」も有意に「銀行危機」に正の影響を与えている。

Ⅲ-2-5. 銀行危機と「銀行の民間信用供与」の関係

Claessens and Kose (2013) は、金融危機に関する多くの理論・実証結果をレビューした後、第1の結論として、「(長年に渡り危機の発生原因に関する多くの理論が展開されてきたが) これらは、ほとんどの危機の主要な発生原因として、崩壊につながる「資産と信用市場のブーム」が重要であることを認めている」としている。近年の危機を含め、連鎖的な金融危機の発端となる「銀行危機」は「信用市場ブーム」が発生要因となっているのであろうか。また、その信用市場ブームを発生させる要因は何か。以下、いくつかの実証分析により検証してみた。

表4・左側のパネル推定によれば、預金受入銀行の市中貸出(預金銀行民間信用)のGDP比は、事前の公的債務/GDP比の増加や金融センター(米国)の金融危機の後に有意に増大している。

これは財政赤字等で銀行保有の公的債務(国債等)とともに市中貸出が増加したり、金融センター危機に伴う景気減速を懸念した金融緩和措置により、貸出が急増する状況を示していると考えられる。また、表4・右側のProbit回帰によれば、これまでの分析で示された「公的債務/GDP比増分」や「米国の金融危機」に加え、「預金銀行民間信用/GDP比」の増加が「銀行危機」発生の可能性を有意に高めている。これは、上記Claessens and Kose (2013)のレビューと整合的な結果である。また、これらの関係は、表5のグランジャー因果性検定やVAR推定のインパルス応答関数(図3)からも確認できる。

これまでのⅢ-2の実証結果から、以下の「連鎖性」(時系列関係)が想定される。

(金融センター(米国)等の「公的債務・対外債務の増大」⇒「金融センターの銀行信用」急増(バブル)⇒バブル崩壊⇒「金融センターの金融危機」⇒各国の「公的債務・対外債務の増大」⇒各国の「銀行信用」急増(バブル)(⇒バブル崩壊)⇒各国の「銀行危機」⇒各国の「通貨危機」⇒各国の「債務不履行危機」⇒各国の「債務再編危機」)

特に、金融センターや各国の公的債務・対外

表4 「預金銀行民間信用」に関する推定

被説明変数	預金銀行信用供与/GDP (%)		銀行危機ダミー		
	パネル GLS (固定効果)		Probit 回帰		
推定方法	パネル GLS (固定効果)		Probit 回帰		
定数	37.853*** (627.21)	35.717*** (485.70)	-2.137*** (-39.91)	-2.144*** (-37.92)	-2.167*** (-38.80)
Δ公的債務/GDP (t~t-2 移動平均)	0.021*** (3.37)			0.006** (2.27)	
米国の金融危機 (t~t-2 移動平均)		0.584*** (14.65)			0.027** (2.13)
預金銀行民間信用/GDP (%) (1期ラグ)			0.003*** (3.35)	0.003*** (3.36)	0.003*** (2.90)
R2 (修正・McFadden)	0.893	0.888	0.009	0.017	0.012
国・ダミー=1/サンプル数	153/5,257	153/5,903	126/5,760	117/5,244	126/5,760

(注) 括弧内は t 値 (パネル GLS), もしくは z 値 (Probit 回帰)。***, **, * はそれぞれ 1%, 5%, 10% 水準で有意であることを示す。

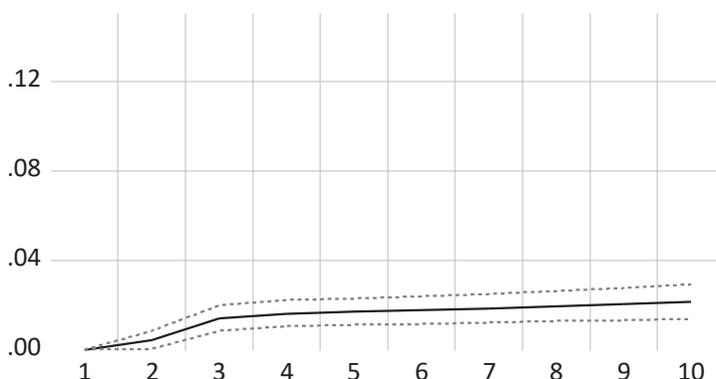
(出所) 筆者作成

表5 「金融センター危機」, 「預金銀行民間信用/GDP（1期ラグ）」, 「対外債務/GDP（2期ラグ）」のグランジャー因果性検定（1970～2017年）

帰無仮説	F 値	P 値	5%の有意水準で
「預金銀行民間信用/GDP（1期ラグ）」は（グランジャーの意味で）「金融センター危機」の原因ではない	15.16	3×10^{-7}	棄却
「金融センター危機」は（グランジャーの意味で）「預金銀行民間信用/GDP（1期ラグ）」の原因ではない	7.79	4×10^{-4}	棄却
「対外債務/GDP（2期ラグ）」は（グランジャーの意味で）「預金銀行民間信用/GDP（1期ラグ）」の原因ではない	4.929	0.007	棄却
「預金銀行民間信用/GDP（1期ラグ）」は（グランジャーの意味で）「対外債務/GDP（2期ラグ）」の原因ではない	0.830	0.436	採択

（出所） 筆者作成

図3 「預金銀行民間信用/GDP」に対する「銀行危機」の累積インパルス応答関数



（出所） 筆者作成

債務増大の後に、銀行信用急増（バブル）と投資拡大が起これ、それが何らかの「ショック」により崩壊し、長期・大規模な一連の金融危機に陥ると考えられる。このメカニズムは、第IV節のモデル分析及び第V節のスリランカ債務危機のマクロ指標の推移等で示される。

III-3. 「マクロ政策スペースの大きさ」の影響

上記の通り、「銀行危機」から他の危機への「連鎖」が確認されるのであれば、どのようにすれば「銀行危機」を防ぎ、危機からの回復を早めることができるのであろうか。

Romer and Romer (2017) によれば、銀行危機前の金融政策・財政政策の「余地」(space)（政策金利がゼロ金利からどの程度高いか、債務/GDP 比率が比較的低いか）が危機後に大き

な影響を与えている。すなわち、財政・金融政策双方に政策余地がある国の危機後の実質 GDP 減少は1%未満だが、双方の政策余地が無い国の実質 GDP 減少はほぼ10%となり、この結果は政策余地の指標やデータの違いに拘わらず有意で頑健であった。これは、政策余地が十分にある場合より積極的に財政金融政策を実施できるためとされる。金融危機自体の継続期間も、政策余地がある場合は短いという実証結果となっている。

III-3-1. 銀行危機時の「財政収支」・「公定歩合・政策金利」の高さが成長率に及ぼす影響

Romer and Romer (2017) は OECD 諸国 (24 か国) のみを対象とし、かつ OECD の *Economic Outlook* の記述から独自の 0～15 の銀行危機指

標（「金融抑圧指数」）を作成し、Jordaの local projection method（局所予測法）により金融政策・財政政策スペースの効果を推定している。これらの結果は、通常のパネル推定で、非 OECD 諸国や他の「危機指標」を用いた場合にも妥当するのだろうか。

ここでは、OECD・非 OECD 諸国 155 か国の 1970～2017 年の期間の年次パネルデータにより、まず、銀行危機が発生した際もしくはそれ以前の Fiscal space（財政余地：財政収支/GDP＝（税金－歳出）/GDP）及び Monetary space（金融余地：公定歩合もしくは中央銀行政策金利）が、実質 GDP 成長率にどのような影響を与えるかを固定効果モデルによりパネル推定した⁵⁾。

表 6 を見ると、「銀行危機」が発生すれば成長率が有意に低下し、特に 1 年前に銀行危機が起これば、実質 GDP 成長率は約 3% 低下している⁶⁾。

一方、表 7 を見ると、「銀行危機ダミー」と当年及び過去 3 年の「財政収支（税金－財政支出＝財政黒字）/GDP」の交差項の係数推定値は有意に正であり、銀行危機時もしくは危機前に財政収支が良好であれば、危機時の成長に対してプラスに働くことがわかる。これは、OECD 諸国の「債務/GDP 比」もしくは「基礎的財政収支」（PB）を Fiscal space として推定した Romer and Romer (2017) の結果と整合的である。

表 8 は 1～3 年前に銀行危機が発生したとき

表 6 「銀行危機」の実質 GDP 成長率に対する影響

被説明変数：実質 GDP 成長率（%）

危機ダミーの年	同年	1 年前	2 年前	3 年前
定数	3.680*** (46.41)	3.660*** (46.05)	3.575*** (44.32)	3.541*** (43.46)
銀行危機ダミー	-2.288*** (-4.33)	-3.023*** (-5.75)	-0.415 (-0.78)	-0.192 (-0.36)
自由度修正済み R2	0.055	0.058	0.053	0.054
国数/サンプル数	155/6,633	155/6,529	155/6,418	155/6,307

(出所) 筆者作成

表 7 「銀行危機前」の「財政余地」が実質 GDP 成長率に与える影響

被説明変数：実質 GDP 成長率（%）

財政収支の年	同年	1 年前	2 年前	3 年前
定数	3.639*** (45.52)	3.605*** (43.85)	3.544*** (42.34)	3.546*** (41.63)
銀行危機ダミー × 財政収支	0.147*** (4.17)	0.145*** (3.41)	0.115*** (2.71)	0.107** (2.50)
自由度修正済み R2	0.089	0.085	0.098	0.099
国数/サンプル数	129/3,140	128/3,027	128/2,913	126/2,798

(出所) 筆者作成

5) Romer and Romer (2017) は（負の）Fiscal space として債務/GDP 比率を用い、Monetary space として短期政策金利を用いているが、非 OECD 諸国も含む今回の推定では、サンプル数が多い指標として、財政収支、公定歩合（もしくは中央銀行政策金利）を policy space 指標として用いた。各表の括弧内は t 値であり、***, **, * は 1%, 5%, 10% の有意水準で有意であることを示す。

6) 但し、2 年以上前の銀行危機は成長に影響しない。

の財政収支の状態が成長率にどのような影響を与えるかを示したものである。1年前・2年前の係数推定値は有意に正であり、過去の銀行危機時に財政収支が良好であれば、その後の成長に好影響を与えることが示される。この結果も Fiscal space が大きいほど危機後の回復が早いとする Romer and Romer (2017) と整合的である。

他方、表9は銀行危機ダミーと当年及び過去の Monetary space である政策金利との交差項で成長率を推定した結果である。政策金利としてサンプル数の多い「公定歩合（再割引金利）」を用いて推定すると、公定歩合が高いほど銀行危機時に成長率に有意なマイナスの影響を与えている。この結果は、Monetary space が大きいほど金利を大幅に低下させられるので成長率低下を防ぐとする Romer and Romer (2017) の結果とは整合的でない。

表10は1～3年前に銀行危機が発生したと

きの公定歩合の高さが成長率にどのような影響を与えるかを示したものである。これらの推定では係数推定値はマイナスであるものの有意でなく、過去の銀行危機時の公定歩合の高さはその後の成長率に影響を与えていない。

Monetary space を公定歩合から中央銀行政策金利（「中銀政策金利」）に代えて交差項で推定した表11を見ると、1年前の銀行危機時の「中銀政策金利」と銀行危機との交差項の係数推定値は有意にマイナスであり、危機時に中銀政策金利が高ければ危機1年後の成長率に悪影響を与える。この結果は、Romer and Romer (2017) とは逆になっている。

Ⅲ－3－2. 「Monetary Space」・「Fiscal Space」の高さが「銀行危機」の生起に及ぼす影響（Probit 回帰）

今回の推定によれば、政策金利の高さは、む

表8 「銀行危機時」の「財政余地」が実質 GDP 成長率に与える影響

被説明変数：実質 GDP 成長率（％）

銀行危機及び財政収支の年	1 年前	2 年前	3 年前
定数	3.652*** (44.76)	3.539*** (42.20)	3.536*** (41.42)
銀行危機ダミー × 財政収支	0.274*** (7.75)	0.072** (2.02)	0.050 (1.40)
自由度修正済み R2	0.100	0.097	0.098
国数/サンプル数	128/3,027	128/2,913	126/2,798

(出所) 筆者作成

表9 「銀行危機前」の「金融余地（公定歩合）」が実質 GDP 成長率に与える影響

被説明変数：実質 GDP 成長率（％）

公定歩合の年	同年	1 年前	2 年前	3 年前
定数	4.476*** (35.46)	4.446*** (36.13)	4.361*** (35.09)	4.321*** (37.37)
銀行危機ダミー × 公定歩合	-0.039** (-2.24)	-0.068* (-1.69)	-0.044* (-1.69)	-0.047 (-1.63)
自由度修正済み R2	0.114	0.125	0.116	0.094
国数/サンプル数	82/2,223	82/2,163	82/2,097	81/2,027

(出所) 筆者作成

表 10 「銀行危機時」の「金融余地（公定歩合）」が実質 GDP 成長率に与える影響

被説明変数：実質 GDP 成長率（％）

銀行危機及び公定歩合の年	1 年前	2 年前	3 年前
定数	4.430*** (36.09)	4.339*** (34.94)	4.298*** (37.22)
銀行危機ダミー × 公定歩合	-0.010 (-0.58)	0.010 (0.61)	0.012 (0.79)
自由度修正済み R2	0.124	0.115	0.093
国数/サンプル数	82/2,163	82/2,097	81/2,027

(出所) 筆者作成

表 11 「銀行危機時」の「金融余地（中銀政策金利）」が実質 GDP 成長率に与える影響

被説明変数：実質 GDP 成長率（％）

銀行危機及び中銀政策金利の年	同年	1 年前	2 年前	3 年前
定数	3.665*** (30.62)	3.639*** (29.53)	3.559*** (27.85)	3.507*** (26.00)
銀行危機ダミー × 中銀政策金利	0.004 (0.17)	-0.078*** (-3.39)	-0.023 (-1.01)	0.012 (0.52)
自由度修正済み R2	0.057	0.068	0.063	0.052
国数/サンプル数	78/1,519	78/1,448	75/1,375	75/1,305

(出所) 筆者作成

しろ「銀行危機の発生確率」を高める方向に作用している。表 12 は銀行危機ダミーを「中銀政策金利」で Probit 推定した結果である。中銀政策金利の係数推定値は危機当年及び 1～3 年前まで有意に正であり、中銀政策金利が高ければその後銀行危機に陥りやすいとの結果となっている。

一方、「財政収支」が良好であれば、銀行危機は発生しにくい。表 13 によれば、銀行危機を当年の財政収支で Probit 推定した結果、係数推定値は有意にマイナスとなっている。但し、銀行危機前の財政収支の状況は銀行危機の発生確率に影響していない。

Ⅲ-3-3. 成長回帰

銀行危機, Fiscal space, Monetary space の成長への影響をより明示的に検証するため、通常の「成長回帰」にこれらを説明変数として加えて推定した結果が表 14 である。

定式 1 は通常の成長回帰であり⁷⁾、各説明変数の係数推定値は符号条件を満たし有意となっている。すなわち、一人当たり GNI については「収斂」により負、粗固定資本形成/GDP については物的資本を示し正、インフレ率についてはマクロ政策の失敗を意味し負となっている。

定式 2 は、成長回帰に「銀行危機ダミー」を加えたものであり、「銀行危機」は成長にマイナスの影響を与えている。この関係は他の定式でも同様である。

7) 人的資本を示す「純中等就学率」を説明変数とした成長回帰も行ったが、符号条件を満たさない（有意に負）ので削除した。

表 12 「Monetary Space」による Probit 回帰

被説明変数：銀行危機ダミー (0-1)

政策金利の年	同年	1年前	2年前	3年前
定数	-2.287*** (-23.11)	-2.245*** (-22.44)	-2.226*** (-21.84)	-2.244*** (-20.88)
中銀政策金利	0.015*** (3.45)	0.0114** (2.50)	0.010** (2.16)	0.009* (1.78)
McFadden R2	0.043	0.020	0.016	0.012
ダミー1/サンプル数	27/1,522	25/1,451	24/1,378	21/1,307

(注) 括弧内はz値。***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

(出所) 筆者作成

表 13 「Fiscal Space」による Probit 回帰

被説明変数：銀行危機ダミー (0-1)

財政収支の年	同年	1年前	2年前	3年前
定数	-2.088*** (-31.65)	-1.994*** (-28.47)	-2.008*** (-28.26)	-1.999*** (-27.89)
財政収支	-0.010** (-2.42)	-0.002 (-0.36)	-0.002 (-0.48)	-0.003 (-0.52)
McFadden R2	0.007	0.0002	0.0003	0.0004
ダミー1/サンプル数	74/3,151	73/3,036	69/2,921	68/2,805

(注) 括弧内はz値。***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

(出所) 筆者作成

表 14 成長回帰 (被説明変数：実質 GDP 成長率)

	定式 1	定式 2	定式 3	定式 4	定式 5	定式 6	定式 7
定数	3.814*** (37.98)	3.8371*** (38.20)	3.856*** (21.54)	3.348*** (17.96)	4.206*** (27.64)	4.231*** (28.00)	4.059*** (25.94)
一人当たり GNI	-0.00004*** (-4.66)	-0.00004*** (-4.42)	-0.00002*** (-3.65)	-0.00002*** (-3.58)	-0.00005*** (-3.53)	-0.00005*** (-3.58)	-0.00005*** (-3.22)
粗固定資本形成/ GDP (%)	0.024*** (13.72)	0.024*** (13.64)	0.155*** (32.03)	0.144*** (30.01)	0.076*** (16.10)	0.076*** (16.07)	0.076*** (15.77)
インフレ率 (%)	-0.001*** (-5.85)	-0.0008*** (-5.42)	-0.0004*** (-3.25)	-0.0004*** (-3.22)	-0.0004 (-1.33)		
銀行危機ダミー (t)		-1.834*** (-3.75)	-0.983** (-2.30)	-0.784* (-1.76)	-1.296* (-1.80)	-1.293* (-1.80)	-1.526** (-2.11)
財政収支/GDP (%) (t-1, t-2)			0.084*** (5.07) (t-1)	0.031* (1.82) (t-2)			
公定歩合 (%) (t-1, t-2)					-0.013*** (-4.28) (t-1)	-0.015*** (-5.69) (t-1)	-0.006** (-2.17) (t-2)
自由度修正済み R2	0.110	0.112	0.388	0.372	0.278	0.277	0.272
国数/サンプル数	132/4,401	132/4,401	113/2,623	113/2,540	67/1,553	67/1,553	67/1,511

(注) 括弧内はt値。***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

(出所) 筆者作成

他方、銀行危機の1年前(定式3:t-1)、2年前(定式4:t-2)の良好な財政収支は銀行危機時(t)の成長率を有意に高めている。この点は、Romer and Romer (2017)と整合的である。

しかし、銀行危機の1年前(定式5・6:t-1)、2年前(定式7:t-2)に公定歩合(政策金利)が高いと銀行危機時の成長率は更に低くなる⁸⁾。この点はRomer and Romer (2017)と異なる結果となっている。

これらの結果から、先進国・途上国を含む全世界で見ると、銀行危機前にFiscal space(財政収支)が高ければ危機時の成長低下を緩和で

きるが、危機前にMonetary space(公定歩合等の政策金利)が高ければ危機に陥る確率を上げ、危機時に更なる成長低下をもたらす可能性が高いことが示された。

Ⅲ-3-4. OECD諸国と非OECD諸国

Romer and Romer (2017)は、OECD諸国のパネルデータを用いて推定しており、先進国であるOECD諸国と新興国・途上国からなる非OECD諸国とは異なる推定結果が出る可能性がある。そのため、サンプルを「OECD諸国」と「非OECD諸国」とに分けてそれぞれの「銀行危機」

表15 OECD・非OECDの「銀行危機」のProbit回帰(1)

(被説明変数：銀行危機ダミー(1, 0))(事前の「政策金利」の影響)

	OECD諸国(加盟後)			非OECD諸国		
	定式1 (金利 t-1)	定式2 (金利 t-2)	定式3 (金利 t-3)	定式4 (金利 t-1)	定式5 (金利 t-2)	定式6 (金利 t-3)
定数	-2.530*** (-20.81)	-2.513*** (-20.53)	-2.488*** (-20.31)	-2.619*** (-18.60)	-2.592*** (-18.13)	-2.659*** (-16.82)
中銀政策金利	0.014*** (2.64)	0.013*** (2.62)	0.013** (2.41)	0.028*** (3.93)	0.026*** (3.45)	0.025*** (3.11)
McFadden R2	0.042	0.043	0.036	0.077	0.063	0.062
ダミー1/サンプル数	10/1,441	10/1,378	10/1,307	15/1,451	14/1,378	11/1,307

(注) 括弧内はz値。***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

(出所) 筆者作成

表16 OECD・非OECDの「銀行危機」のProbit回帰(2)

(被説明変数：銀行危機ダミー(1, 0))(事前の「財政収支」の影響)

	OECD諸国(加盟後)			非OECD諸国		
	定式1 (財政収支 t-1)	定式2 (財政収支 t-2)	定式3 (財政収支 t-3)	定式4 (財政収支 t-1)	定式5 (財政収支 t-2)	定式6 (財政収支 t-3)
定数	-2.631*** (-24.78)	-2.592*** (-24.84)	-2.596*** (-24.28)	-2.239*** (-34.10)	-2.271*** (-33.13)	-2.262*** (-32.61)
財政収支 (税収-財政支出)/GDP	-0.035*** (-4.52)	-0.034*** (-4.38)	-0.035*** (-4.56)	-0.012*** (-2.78)	-0.012*** (-2.82)	-0.012*** (-2.69)
McFadden R2	0.063	0.057	0.063	0.013	0.015	0.014
ダミー1/サンプル数	27/3,036	28/2,921	28/2,805	46/3,036	41/2,921	40/2,805

(注) 括弧内はz値。***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

(出所) 筆者作成

8) 定式5及びフィッシャー方程式(名目金利*i*=実質金利*r*+予想インフレ率*E*(π))から、インフレ率と金利とが多重共線関係にある可能性があるため、定式6, 7ではインフレ率を説明変数から削除した。

の前の「余地」の状況が危機発生にどのような影響を与えるかを推定した（表15、表16参照）。

OECD諸国と非OECD諸国に分けて、Monetary spaceである「中央銀行政策金利」とFiscal spaceである「財政収支」とで「銀行危機ダミー」をProbit推定してみても、銀行危機の1～3年前（t-1, t-2, t-3）に、中央銀行政策金利が高ければ（Monetary spaceが大きければ）OECD諸国、非OECD諸国双方で銀行危機の確率が有意に高まり、財政赤字が大きいか財政赤字が小さくFiscal spaceが大きい場合にはOECD諸国、非OECD諸国双方で銀行危機の確率が有意に低くなる事が確認できる。

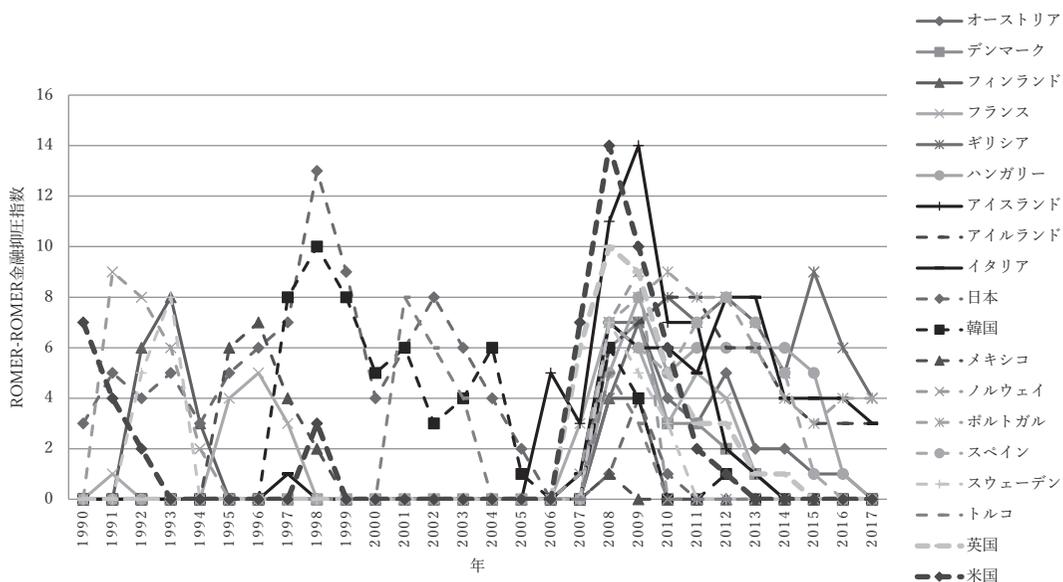
以上の分析から、銀行危機の予防・早期回復のためには「良好な財政収支」（Fiscal space）を維持することは有意義であるが、中央銀行政策金利等の「高い政策金利」（Monetary space）を維持することは意味がなく、むしろ危機を招き回復を遅らせかねない結果となった。後者はRomer and Romer（2017）とは異なる結論である。

Ⅲ-4. Romer and Romer（2017）の金融抑圧指数（「銀行危機指標」と「金融・証券市場」

Romer and Romer（2017）は、「銀行危機」の度合いを、OECDが半年毎に作成する*Economic Outlook*の記述から0～15の範囲（実態上0～14）で「金融抑圧指数」を数値化し（図4参照）、当該指数が7以上になったら「銀行危機」の状態になったとして発生時期を特定し、事前のFiscal space, Monetary spaceの効果を推定している。しかし、彼らの手法は、①*Economic Outlook*の記述を基にしていることから基本的にOECD諸国の分析しかできない、②各国の経済状態の「記述」から総合的に金融抑圧指数を決定しているため、他者が完全に同じ基準の数値を作成することは困難、といった制約がある。

そこで、Romer and Romer（2017）の「金融抑圧指数」を世界銀行の「世界金融開発データベース」（Global Financial Development Database）（World Bank（2022））の「安定性（stability）」指標でパネル推定し、OECD各国の銀行・証券市場のどの安定性が脅かされる

図4 OECD諸国のRomer-Romer 金融抑圧指数（0～15）（1990～2017年で同指数の暦年最大値が7以上を経験した国）



（出所） Romer and Romer（2017）から年ベースで筆者作成

ときに「金融抑圧」が高まり「銀行危機」となるとしているのかを検証してみた。

World Bank (2022) の「安定性」指標には、「銀行 Z スコア (SII)」(商業銀行の|総資産利益率 (ROA) + (株価総額/総資産額)|/ROA の標準偏差), 「銀行の不良債権/総貸出比率 (%) (SI2)」(債務不履行貸付/総貸付), 「銀行の資本/資産比率 (%) (SI3)」((資本 + 準備)/総資産), 「銀行の民間信用/総預金比率 (%) (SI4)」, 「銀行の規制資本/リスク加重資産比率 (%) (SI5)」, 「銀行の流動資産/預金・短期資金比率 (%) (SI6)」, 「銀行の不良債権引当比率 (%) (SI7)」の 7 つの「金融機関 (銀行) 安定性指標」(SI) と、1 つの「証券市場安定性指標」(SM) である「株価変動率 (SM1)」が含まれる。

表 17 の定式 1, 定式 2 は, Romer and Romer

(2017) の OECD 諸国における「金融抑圧指数」(0 ~ 14; 1990 ~ 2017 年) を World Bank (2022) の「安定性」(stability) 指標で固定効果モデルによりパネル回帰した結果である。定式 1 は SII ~ 7 及び SM1 すべてを用いて回帰した結果であり, 定式 2 は有意な説明変数のみを用いて回帰した結果である。

但し, 被説明変数である「金融抑圧指数」のデータは, 0 から 14 で打ち切られているため, 定式 3, 定式 4 では被説明変数を 0 ~ 14 で打ち切っている閲覧 (Censored) モデルとして Tobit 回帰により推定した。

定式 4 を見ると, 「銀行の不良債権/総貸出比率 (%)」(SI2), 「銀行の民間信用/総預金比率 (%)」(SI4), 及び「株価変動率」(SM1) の係数推定値が 5% 水準で有意に正, 「銀行の不

表 17 Romer and Romer (2017) の「金融抑圧指数」推定

被説明変数: 「金融抑圧指数」(0 ~ 14)

	固定効果モデル		Tobit モデル	
	定式 1	定式 2	定式 3	定式 4
定数項	-3.816*** (-2.86)	-1.334 (-1.41)	-3.340* (-1.77)	-6.873*** (-4.92)
銀行 Z スコア (SII)	-0.124*** (-3.62)	-0.096*** (-3.44)	0.053 (1.42)	
銀行の不良債権/総貸出比率 (%) (SI2)	0.047* (1.91)	0.095*** (4.29)	0.204*** (4.20)	0.241*** (4.92)
銀行の資本/資産比率 (%) (SI3)	0.069 (0.64)		-0.171 (-0.93)	
銀行の民間信用/総預金比率 (%) (SI4)	0.031*** (4.89)	0.019*** (3.67)	0.014*** (2.88)	0.012** (2.39)
銀行の規制資本/リスク加重資産比率 (%) (SI5)	0.057 (0.93)		-0.212* (-1.72)	
銀行の流動資産/預金・短期資金比率 (%) (SI6)	0.010 (1.31)		-0.012 (-0.63)	
銀行の不良債権引当比率 (%) (SI7)	-0.020*** (-5.06)	-0.018*** (-4.87)	-0.042*** (-3.09)	-0.038*** (-3.28)
株価変動率 (SM1)	0.151*** (11.61)	0.131*** (11.03)	0.268*** (7.90)	0.209*** (6.28)
自由度修正済み R2	0.575	0.551		
国数/サンプル数	29/330	29/375	330	422

(注) 括弧内は t 値。***, **, * はそれぞれ 1%, 5%, 10% 水準で有意であることを示す。

(出所) 筆者作成

良債権引当比率（%）」（SI7）の係数推定値が有意に負となっており、不良債権比率の高さに加え、事前に引き当てられていない不良債権が多いほど、預金に比べ貸出（銀行信用）が多いほど、株価の変動が大きいほど銀行危機に陥っていることが示されている。

特に「株価変動率」の増大が銀行危機に結び付いていることは、「証券市場の安定」が銀行危機の予防に役立つことを示唆しており、「証券市場の安定的な発展」は後述の「債務不履行

危機」回避策だけでなく、「銀行危機」回避策としても効果がある可能性を示している。

Ⅲ－５．「債務不履行危機」の成長率への影響

木原（2023）は、「債務危機」（債務不履行・再編）の発生要因・不履行規模の決定要因・成長率への影響等についてパネル分析を行い、「証券市場の深化」が債務不履行等の発生を抑制し、成長率の落ち込みを軽減することを実証した。ここではその成長率回帰を示す。表18は、債

表18 一人当たりGDP成長率のパネル回帰（債務不履行等、全世界データ）

（被説明変数：一人当たり実質GDP成長率（%））

	定式1	定式2	定式3	定式4	定式5	定式6
定数	5.508*** (13.80)	4.763*** (14.62)	4.337*** (7.96)	4.137*** (14.69)	3.968*** (14.42)	3.534*** (7.57)
債務不履行総額/GDP (%)	-0.028*** (-6.43)	-0.027*** (-6.28)	-0.065** (-2.34)			
実質金利 (%)	0.011* (1.80)	0.12* (1.89)	-0.001 (-0.03)	0.015** (2.40)	0.015** (2.39)	0.006 (0.46)
消費者物価上昇率 (%)	-0.002*** (-4.40)	-0.002*** (-4.30)	-0.015*** (-6.52)	-0.002*** (-4.75)	-0.002*** (-4.74)	-0.014*** (-4.82)
Freedom House 指標	-0.489*** (-6.09)	-0.465*** (-5.81)	-0.119 (-0.67)	-0.454*** (-5.64)	-0.448*** (-5.53)	-0.286* (-1.87)
銀行危機ダミー	-2.329*** (-10.27)	-2.199*** (-9.83)	-2.386*** (-2.90)	-2.332*** (-10.40)	-2.327*** (-10.37)	-2.314*** (-6.20)
金融機関指数 (1期ラグ) (×不履行ダミー)	-4.270*** (-4.91)			-1.835*** (-2.91)		
金融市場指数 (1期ラグ) (×不履行ダミー)	1.249** (2.31)			0.714 (0.78)		
金融機関深化指数 (1期ラグ) (×不履行ダミー)		-4.341*** (-4.64)			-2.933*** (-3.16)	
金融市場深化指数 (1期ラグ) (×不履行ダミー)		1.872*** (3.52)			2.368** (2.20)	
金融機関預金/GDP (%) (1期ラグ) (×不履行ダミー)			-0.027*** (-3.22)			-0.029*** (-3.65)
株式残高/GDP (%) (1期ラグ) (×不履行ダミー)			0.007** (2.62)			0.030*** (4.08)
自由度修正済R2	0.305	0.300	0.302	0.288	0.288	0.291
国数/サンプル数	133/3,166	133/3,166	65/1,027	135/3,229	135/3,229	66/1,038

（注）括弧内はt値。***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

（出所）木原（2023）

務不履行の規模と生起、銀行危機、金融証券市場の状況等を説明変数として、一人当たりGDP成長率をパネル推定した結果である。定式1～3は金融証券変数のみ、定式4～6は債務不履行時の影響を見るため金融証券変数と「不履行ダミー」の交差項で推定した。

この推定では、先行研究と同様の制御変数として、「実質金利」、「消費者物価上昇率」、「Freedom House 指標」を用いた。

債務不履行の規模変数である「債務不履行総額/GDP」の係数推定値は、有意に負で頑健である。債務不履行規模の増大は一人当たり実質GDP成長率を有意に低下させる。

またショック指標である「銀行危機ダミー」の係数推定値も有意に負で頑健となっており、表6の結果と同じく、銀行危機が起これば成長率を2%強低下させることが示される。

定式1～3は、銀行等「金融機関（銀行）変数」と「金融市場（証券）変数」との成長促進・低減効果を示したものである。総じて、金融機

関変数の係数推定値は有意に負、金融市場変数の係数推定値は有意に正となっている。銀行等金融機関の発達、特に預金/GDP比等が高まり深化が進展することは、成長にマイナス効果を与えている。他方、証券市場の発達、特に株式残高/GDP比等が高まり深化が進展すれば、成長にプラスの効果を与える。

定式4～6では、金融変数と、債務不履行が発生した国・年は1、その他の国・年は0と置く「不履行ダミー」との交差項を説明変数として推定することにより、不履行が発生した際の金融変数の影響を検証している。総じて、「金融機関変数」×不履行ダミーの係数推定値は有意に負で頑健である。債務不履行が発生した場合、銀行等の金融機関が発達していれば、成長率にマイナスの影響を与える。他方、「金融市場変数」×不履行ダミーの係数推定値は正で有意のものが多し。債務不履行が発生した場合、証券市場が発達していれば、成長率にプラスの影響を与え、回復を促進すると考えられる。

IV. 金融危機の動学モデル

銀行危機が債務不履行危機等の他の危機に先行し連鎖的な危機を生むのであれば、どのようなメカニズムで銀行危機が発生し、大規模・長期化するかを明らかにすることは重要であろう。Cerra, et al. (2021) は、世界金融危機 (GFC) で先進国・途上国問わず、予想よりも生産の回復が相当遅れたメカニズムを明らかにするため、①金融危機の間の「投資減少」が、生産と全要素生産性 (TFP) の恒常的な減少につながる重要な要因であることを実証するとともに、②実証結果を再生する「金融摩擦」(金融アクセレーター) と「資本体化技術変化 (CETC)」を含んだDSGEモデルを作成し、③金融市場の崩壊に対応して生産・TFPを安定化させる金融政策の役割について評価した。

ここでは、Bernanke, Gertler and Gilchrist (1998) (以下 Bernanke et al. (1998)) の動学モデルを拡張した Cerra et al. (2021) のDSGE (動学的確率的一般均衡) モデルを紹介し、銀行危機が大規模かつ継続的な投資、消費、TFP、生産 (GDP) の減少を生むメカニズムを検討したい。

IV-1. Cerra et al. (2021) のDSGEモデル

IV-1-1. 家計

家計は効用最大化のために、労働供給、消費及び貯蓄を最適化し、金融仲介機関に所得の一部を預金する。

$$\begin{aligned} \max_{C_t, D_t, L_t} E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\xi_t^p \beta)^k [u(C_{t+k}, 1 - L_{t+k})] \\ \text{s.t. } C_t + D_t = W_t L_t + D_{t-1} R_t + T_t + \Pi_t \end{aligned}$$

ここで、 D_t は「預金」、 C_t は「消費」、 L_t は「労働供給」、 Π_t は「企業利益」、 T_t は「政府の一括税」であり、 ξ_t^p はAR(1)（1階の自己回帰）過程を持つ「選好ショック」（ $\log \xi_t^p = \rho_p \log \xi_{t-1}^p + \varepsilon_t^p$ ）である。効用最大化の1次の条件式から、以下のオイラー方程式を得る。

$$E_t \left[\frac{\xi_t^p \beta E_t u'(C_{t+1})}{u'(C_t)} R_{t+1} \right] = 1$$

労働供給は、以下の式で決定される。

$$W_t = \frac{u_{c,t}}{u_{l,t}}$$

IV-1-2. 企業

企業は資本財（ $K_{i,t+1}$ ）を、自らの純資産（ $N_{i,t+1}$ ）と金融仲介機関（銀行）からの借入（ $B_{i,t+1}$ ）を用いて購入する。企業のバランスシートは以下の式で表される。

$$Q_t K_{i,t+1} = N_{i,t+1} + B_{i,t+1}$$

Q_t は「資本価格」（「トービンのQ」）である。「資本収益」は企業特有の（idiosyncratic）リスクに晒されており、企業家*i*の資本収益は $\omega^i R_{k,t}$ で表され、 ω^i は企業特有のリスク、 $R_{k,t}$ は経済全体の資本収益である⁹⁾。

$t-1$ 期に企業家は金融仲介機関から B_t を借入金利 Z_t で借りる。企業特有のリスク及び経済全体のリスクが顕在化した後、企業家は $\omega R_{k,t} Q_{t-1} K_t$ の総収入を得る。企業家は以下の利潤最大化問題を解く。

$$\begin{aligned} \max_{k_t, \bar{\omega}_t} E_{t-1} \int_{\bar{\omega}_t}^{\infty} [\omega R_{k,t} Q_{t-1} K_t - Z_t B_t] dF(\omega) \\ \text{s.t. } R_t (Q_{t-1} K_t - N_t) = [\Gamma(\bar{\omega}_t) - \mu G(\bar{\omega}_t)] \\ R_{k,t} Q_{t-1} K_t \end{aligned}$$

ここで、 $\Gamma(\bar{\omega}_t) \equiv \int_0^{\bar{\omega}_t} f(\omega) d\omega + \bar{\omega} \int_{\bar{\omega}_t}^{\infty} f(\omega) d\omega$,

$$\mu G(\bar{\omega}_t) \equiv \mu \int_0^{\bar{\omega}_t} \omega f(\omega) d\omega$$

目的関数は企業家の期待利潤である。予算制約は、貸手のゼロ利潤条件で、左辺は企業家への貸出の機会費用（ $R_t B_t = R_t (Q_{t-1} K_t - N_t)$ ）、右辺は企業家への危険貸出からの純収益である。 $\Gamma(\bar{\omega}_t)$ は貸手の総収益で、 $\mu G(\bar{\omega}_t)$ は企業特有の資本収益が低く（ $\omega < \bar{\omega}$ ）倒産する企業の財務状況を評価するために金融仲介機関が負担する「期待モニタリングコスト」を表している。金融市場では、完全競争均衡でリスクのない貸出利率がリスク貸出の純収益に等しくなるので、予算制約は等式となる。

利潤最大化問題を解くことにより、均衡における外部資金プレミアム $E \left\{ \frac{R_{k,t+1}}{R_{t+1}} \right\}$ とレベレッジ比

率 $\frac{Q_t K_{i,t+1}}{N_{i,t+1}}$ との関係が以下のように導かれる。

$$E \left\{ \frac{R_{k,t+1}}{R_{t+1}} \right\} = s \left(\frac{Q_t K_{i,t+1}}{N_{i,t+1}} \right)$$

Bernanke et al. (1998)によれば、関数*s*は外部資金と内部資金とのコスト比（外部資金プレミアム関数）で、 $N_{i,t+1} < Q_t K_{i,t+1}$ で $\frac{Q_t K_{i,t+1}}{N_{i,t+1}}$ の増加関数となる。

資本収益の定義式は以下の通り。

資本収益の定義式は以下の通り。

$$R_{k,t} = \frac{X_t + (1 - \delta) Q_t}{Q_{t-1}}$$

ここで、 X_t は資本の限界生産性 $\left(X_t = \alpha \frac{Y_t}{K_t} \right)$ 、 δ

は資本減耗率である。（ $1 - \gamma$ ）の割合の企業家は倒産し、企業利潤 V_t を消費する。すなわち、 $C_t^e = (1 - \gamma) V_t$

ここで、

9) ω^i は、ログ・ノミナルな分布 $\ln \omega \sim N \left(\frac{-\sigma_\omega^2}{2}, \sigma_\omega^2 \right)$ に従う。このプロセスは累積分布関数 $F(\omega)$ で $F(\omega) = 1$ の平均値を持つ。

$$V_t = R_{k,t} Q_{t-1} K_t - \left(R_t + \frac{\mu \int_0^{\bar{\omega}} dF(\omega) R_{k,t} Q_{t-1} K_t}{Q_{t-1} K_t - N_t} \right)$$

$$(Q_{t-1} K_t - N_t)$$

V_t は、資本の粗収益から倒産企業の負債返済コストと総モニタリングコストとを差し引いたものである。企業家のうち事業を継続する γ の割合の企業は、企業利潤を企業の純資産に再投資する。t 期の純資産は以下の式で表される。

$$N_t = \gamma V_t + W^e - \xi_t^N$$

ここで、 W^e は新規企業に対する家計部門からのスタートアップ一括移転であり、 ξ_t^N は $\log \xi_t^N = \rho_N \log \xi_{t-1}^N + \varepsilon_t^N$ の AR(1) の過程を持つ純資産ショックである。

Ⅳ-1-3. マクロ生産関数

Cerra et al. (2021) のモデルはマクロ生産関数に特徴がある。「マクロ生産関数」は以下の式で表される。

$$Y_t = A_t (e_t K_t)^a (L_t)^{(1-a)}$$

ここで、 L_t は労働、 K_t は資本ストック、 e_t は以下の過程に従う「資本体化技術変化」である。

$$e_t = \Phi e_{t-1} + \mu^i i_t$$

ここで、 i_t は経済全体の実質投資、 μ^i は技術変化に対する投資インパクト、 Φ は e_t の持続性を決定する。この定式は、新規資本財の購入に体化された技術により生産性が内生的に変化するため、通常の新古典派のフレームワークと異なる。この式を後ろ向き繰り返し計算により解くと、以下の式で表される。

$$e_t = \sum_{j=0}^{\infty} \Phi^j (1 - \Phi) \mu^i i_{t-j}$$

A_t は、外生的な技術ショックで、iid (独立同分布) の誤差項を持つ AR(1) 過程となる。

$$\log A_t = \rho_A \log A_{t-1} + \varepsilon_{A,t}$$

ここで、 $\varepsilon_{A,t} \sim N(0, \sigma_A^2)$

全要素生産性 (TFP) は以下の式で表される。

$$TFP_t \equiv \frac{Y_t}{(K_t)^a (L_t)^{(1-a)}} = A_t (e_t)^a$$

Ⅳ-1-4. 資本財生産者企業と市場清算条件

資本財生産企業は資本を生産し、生産過程には投資調整コストがかかる。彼らの利潤最大化問題は以下の通り。

$$\begin{aligned} \max_{K_{t+1}} E_t \sum_{k=0}^{\infty} \beta^k [Q_{t+k} K_{t+k+1} \\ - Q_{t+k} (1-\delta) K_{t+k} - I_{t+k}] \text{ s.t. } K_{t+1} \\ = \Phi \left(\frac{I_t}{K_t} \right) K_t + (1-\delta) K_t \end{aligned}$$

資本価格 (トービンの Q) は以下の通り¹⁰⁾。

$$Q_t = \left[\Phi' \left(\frac{I_t}{K_t} \right) \right]^{-1}$$

労働市場の均衡条件は、

$$\left(\frac{\partial Y_t}{\partial L_t} \right) (1-a) \frac{Y_t}{L_t} = \frac{u_{c,t}}{u_{l,t}} (= w)$$

経済全体の資源制約は以下の通り。

$$\begin{aligned} Y_t = C_t^e + C_t + \Phi \left(\frac{I_t}{K_t} \right) K_t + G_t \\ + \mu \int_0^{\bar{\omega}} dF(\omega) R_{k,t} Q_{t-1} K_t \end{aligned}$$

ここで、 C_t^e は企業家の消費、 $\mu \int_0^{\bar{\omega}} dF(\omega) R_{k,t} Q_{t-1} K_t$ は総モニタリングコストである。

Ⅳ-2. 数値分析

Ⅳ-2-1. カリブレーション

Cerra et al. (2021) は、世界金融危機 (リー-

10) Bernanke et al. (1998) によれば、競争的な資本財生産企業は I_t を投入財として購入しレンタルした資本 K_t と結合させて新たな資本財を生産関数 $\Phi \left(\frac{I_t}{K_t} \right) K_t$ で生産し、資本価格 Q_t で販売する。資本財生産技術は一次同次なので均衡で資本財生産企業の利潤はゼロとなるため、最大化一次の条件から資本価格の式が導かれる。

マンショック)後の米国経済, 新興国経済のカーブレーションや先行研究によりパラメーターを特定し, Bernanke et al. (1998) に倣い, 方程式体系を線形ログ型に変形したうえで, 「ベンチマーク・モデル」のシミュレーションを行った。世界金融危機時の「純資産ショック」が中期的に GDP に与えた実際の影響に合致するようにカーブレイトしてシミュレートした結果, 米国のベンチマーク・モデルは生産減少のみならず, 投資・消費・TFP の動きをほぼ再生した。また, 世界金融危機の後, 銀行危機を経験したハンガリー, カザフスタン, モンゴル, ロシア, ウクライナについて, GDP 比加重平均により米国と同様のカーブレーション, シミュレーションを行った結果, 図5のように投資・消費・TFP の大幅減少の動き (特に投資減少と金融危機に伴う TFP 減少) を再生しており, その影響は米国 (生産 6% 減, 投資 10% 減) に比

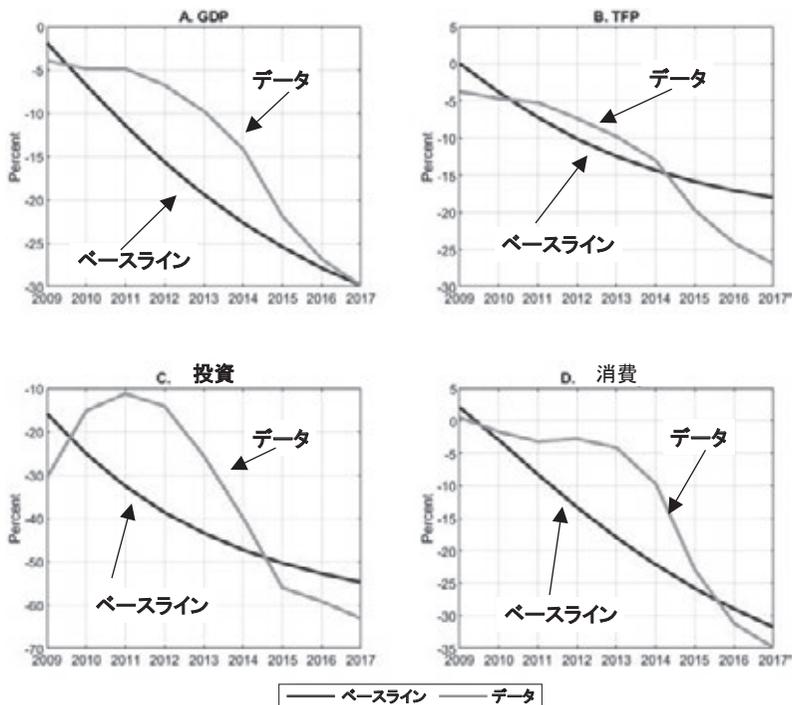
べ極めて大きい (生産 30% 減, 投資 60% 減)。

Ⅳ-2-2. インパルス応答関数

更に Cerra et al. (2021) は, (i) 1%の技術 (TFP) ショック, (ii) 1%の選好ショック, (iii) 1%の純資産ショックが発生した時の GDP, TFP, 投資, 消費に対する影響を「インパルス応答関数」の形で示し, RBC (リアル・ビジネスサイクル) モデル (金融アクセレーター無し), BGG (Bernanke et al. (1998) のニュー・ケインジアン) モデル (金融アクセレーターあり), 及びここに示した CETC (資本体化技術変化) モデル (金融アクセレーター及び資本体化技術変化あり) の間で比較をしている。

その結果, 「技術 (TFP) ショック」の場合は, RBC モデルでも消費減, 投資減, 生産減は発生するが, BGG モデルでは投資の減少幅が拡

図5 金融危機とヒステリシス効果 (新興国)



(出所) Cerra et al. (2021) に基づき筆者作成

大し、投資・生産の更なる減少を生む。更に、CETC モデルでは、投資の減少が生産関数の効率 (TFP) 減少を生むため、生産・消費は大幅に減少する。「選好ショック」でも技術 (TFP) ショックと同様の結果となる。特に、「純資産ショック」の場合、RBC モデルでは経済に何の影響も与えないが、CETC モデルであれば純資産の減少は生産と TFP の減少に大幅かつ継続的影響を与える。

このように、「金融アクセレーター・メカニズム」は、様々なショック発生時に投資のより大幅な減少を通じて、生産減少に継続的な影響を与える。更に、「資本体化技術変化」は TFP の内生的変化を通じて、生産減少に一層継続的な影響を与える。その結果、これら2つの「摩擦」は互いに補強し合い、「生産減少」と「緩慢な回復」をもたらすとされる。

Ⅳ-3. 金融危機後のマクロ安定化策と金融危機回避策

Cerra et al. (2021) は金融危機後の緩慢な回復を避けるための政策として、「金融仲介機関への補助金」政策を提唱している。これによ

り企業家の借入制約は緩和され、信用供給の増大が期待される。更に、企業家の外部資金プレミアムは補助金分だけ低下する。危機時の外部資金プレミアムが大きいほど補助金を大きくする「金融補助金政策ルール」を適用すれば、外部資金プレミアムが大きくとも、対企業信用の拡大、借入コストの減少により投資、生産、TFP を刺激し、GDP の減少を大きく緩和することが可能となる。この「補助金」政策は、我が国でも実施された「銀行への資本注入」に相当し、モデル上も資本注入の有効性が示されたと言えよう。

CETC モデルで「金融アクセレーター」と「資本体化技術変化」が危機の深さと継続を強めているとすれば、「銀行信用の拡大」の後の投資資金不足をもたらす「債務不履行」は、大幅な GDP の減退と長期間の停滞をもたらしかねない。また、同モデルで銀行危機の源泉となる「純資産ショック」を起こさないためにも、「内部資金」としての「株式資本」の増大が有効である。その意味でも、「証券市場の発展」が金融危機回避の上でも重要と考えられる。

V. スリランカの債務不履行と経済危機

V-1. スリランカ債務不履行の推移

World Bank (2023b) は近年のスリランカ経済の推移を、「スリランカの長期にわたる構造的弱点が当該国を厳しい経済危機に陥れ、2022年4月の対外債務不履行をもたらした」としている。

スリランカでは、2009年の内戦終結後、高い経済成長を示したものの、構造的弱点の兆しが表れ始め、その弱点は過去5年間の多くの経済ショックで拡大された。特に、脆弱なガバナンス、制限的貿易制度、脆弱な投資環境、「金融緩和政策」、「管理為替レート制度」などが、

マクロ経済の不均衡をもたらし、財政規律の欠如、政府歳入徴収力の低さが巨額の「財政赤字」をもたらしたとされる。リスクのある商業借入れが債務脆弱性を増大させ、時宜の悪い減税により脆弱な「財政余地」は更に浸食され、債務は持続不可能なレベルまで急拡大した。スリランカは2020年に国際金融市場へのアクセスを失い、利用可能な公的準備は2019年の76億ドルから2022年4月には4億ドルにまで減少し、債務再編を条件として、対外債務支払い中止（債務不履行）を宣言した。

World Bank (2023b) は、「経済危機の影響

は甚大で、過去に例を見ないものであった」としている。実質 GDP は 2022 年に 7.3% 減少し、外貨不足により、燃料、薬品、肥料のほか経済活動に必要な投入物など基礎的な物資の厳しい不足に直面した。また、未曾有の高インフレは、実質所得、食糧確保、生活水準に負の影響を与えた。外貨準備は、2022 年 12 月には財・サービス輸入額の 2 週間分を切る危機的な低水準となった。この経済危機は、貧困率（一人当たり一日 3.65 購買力平価（2017 年）ドルを使用）を 2021 年の 13.1% から 2022 年には 25.0% へと倍増させた。

これに対し、スリランカ政府はマクロ経済の安定と持続可能な成長経路を取り戻すため、多くの重要な「構造改革」を実施している。その中には、公共料金適正化、国有企業（SOEs）改革、財政監視・債務管理の改善、グローバル・バリュー・チェーンへの統合を通じた競争力強化等が含まれる。また、金融政策、債務・公的資金管理、貿易、投資、財政監視、腐敗防止等の分野で多くの法律を制定してきている。「国内債務」の再編については、2027～32 年の間に年平均 GDP の 1.5% ずつ総資金必要額を減少させていく予定である。

スリランカ政府は、公的・民間債権者との間で「対外債務」再編に取り組んでいる¹¹⁾。2023 年 3 月、IMF 理事会はスリランカ政府の改革プログラムを支援するため、48 か月間約 30 億ドルの IMF 支援プログラム（Extended Fund Facility（EFF））を承認した。IMF の第一トランシュ 3 億 3,000 万ドルのデイスパースメントに続き、世銀、ADB 等他の国際開発機関の予算支援も行われた。

World Bank（2024）によれば、スリランカ経済は大幅な構造・政策改革後、4 四半期にわたりプラスの成長を記録するなど、安定的に推

移している。2024 年には、製造業や観光業の活況により年率 5% の成長を記録した。2024 年を通じてインフレ率は低水準で推移しているため、金融緩和の余地ができ、それが金利低下に寄与している。民間部門への信用供与も若干増加してきている。対外債務支払いを停止する中で観光業収入や移民送金が増加したことにより、経常収支は黒字を拡大している。その結果、2022 年末には 1～2 週間の輸入を賄うに過ぎなかった外貨準備は、3 か月分の輸入を賄えるまでに増大してきている。

V-2. 2022 年の公的債務危機前後のマクロ経済指標

これまでの「危機の連鎖性」等に関する実証結果や理論モデルと、公的債務危機前後のスリランカのマクロ経済指標の動きを関連付けてみたい（表 19 参照）。

まず、2014 年からスリランカでは金融機関貸付に伴う「民間信用」の急拡大が発生し（GDP 比で 2014 年の 34.5% から 2019 年の 47% へ）、「銀行危機」への素地が作られている。実際、Romer and Romer（2017）の「金融抑圧指数」推定（表 17）で有意に正となっている「不良債権比率」は、2017 年の 2.5% から 2020 年には 4.93% にまで上昇しており、このころから「銀行危機」が始まっていたとも考えられる。

特に、「コロナ禍」の発生による観光需要や海外移民送金の減少等により 2020 年の「実質 GDP」は -4.6% の減少となり、これが「実物ショック」となって、また米国等の「金融センターを含む（コロナ）危機」を形成した。

財政状況については 2019 年から財政収支及びプライマリー・バランスは赤字を拡大し、スリランカの経済危機が発生する前の Fiscal space は十分ではなかったと考えられる。その

11) 我が国財務省は、フランス、インドとともに共同議長として「債権国会合」を立ち上げ（第 1 回会合は 2023 年 5 月 9 日）、2023 年 11 月 29 日にパリクラブ債権国及びインド、ハンガリーの 17 か国とスリランカとの間で、債務措置の主要な諸条件について合意した。本件はパリクラブ・非パリクラブ双方を巻き込む枠組みを新たに形成した画期的な会合であり、『ファイナンス』2023 年 6 月号に詳細に記載されている。今後の「国際協力の枠組み作り」の参考になる。

表 19 2022 年の公的債務不履行危機前後の経済指標

	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024
民間信用 /GDP	34.5	39.4	42.5	43.9	46.7	47.0					
不良債権 / 貸出総額	4.23	3.24	2.63	2.50	3.42	4.70	4.93				
消費者物価上昇率	3.2	3.8	4.0	7.7	2.1	3.5	6.2	7.0	49.7	16.5	-0.4
為替増価率	-1.1	-3.9	-6.7	-4.5	-6.2	-9.1	-3.7	-6.6	-38.4	-1.5	
PB/GDP	-1.5	-2.9	-0.2	0	0.6	-0.7	-7.1	-5.7	-3.7	0.6	2.2
財政収支 /GDP	-5.5	-7.2	-5	-5.1	-5	-6.4	-13.4	-11.7	-10.2	-8.3	-6.8
粗固定資本増加率	—	—	13.4	12.1	0.6	-10.6	-8.6	6.9	-24.4	-9.1	19.4
外貨準備/月間輸入	3.9	3.5	2.8	3.4	2.8	3.4	3.3	1.6	1.1	2.4	
実質 GDP 成長率	6.4	4.2	5.1	6.5	2.3	-0.2	-4.6	4.2	-7.3	-2.3	5.0

(出所) World Bank (2023a), World Bank (2023), IMF (2025a), IMF (2025b), IMF (2025c), Sri Lanka Central Bank (2025) から筆者作成

ため、公的債務危機による成長率の低下は7.3%と極めて大きく、回復にも2年ほどを要した。

2022年には消費者物価上昇率が年平均50%近くの上昇、年平均4割近くの為替減価と「通貨危機」の様相を呈している。実際、スリランカ中央銀行が変動相場制への移行を表明し急激なルピー安となったのは2022年3月7日と債務不履行宣言(3月2日)直後であり、今回スリランカでは「公的債務不履行危機」と通貨危機とがほぼ同時期に生じたものと考えられる。

2022年3月の「債務不履行危機」以降、外資が入ってこなかったため、「外貨準備」は2022年平均でも輸入1.1か月分にまで減少し、輸入も減少した。これが、「資本財」投入の減少(CETCモデル)を生み、更に「全要素生産性」も低下させたため、成長率は大きく低下し、回復を遅れさせたと考えられる。実際、「粗固定資本」は2022年に24.4%、2023年に9.1%減少した後2024年に19.4%の増加となっているが、「実質GDP」も同時期に7.3%、2.3%と減少した後5.0%増加する等、両者は同様の動きをしている。

実証分析ではFiscal spaceの増大が早期の回復を促す結果が出ているが、実際、スリランカは債務不履行後、極めて迅速に「歳入を増加させるための税制改革案」を提示し(5月31日)、

プライマリー・バランスは2023年には早くも黒字化し、2024年も黒字幅を拡大させており、このFiscal space拡大策が回復に貢献したものと考えられる。

V-3. スリランカの金融資本市場と債務不履行リスク

スリランカの金融・証券市場の実態は、木原(2023)等に照らし、債務不履行リスクが高く、債務不履行に伴う景気後退が大きいような構造になっているのであろうか。長期的な動きを近隣国や同様の所得水準の国々と比べてみたい。

図6は銀行等の「金融機関」の「深度」(depth)を表す金融機関対民間信用/GDP比率について、スリランカ、近隣国であるインド、スリランカが属する南アジア地域の平均値・低位中所得国の平均値の推移を示したものである。ここには示していないが、預金銀行対民間信用/GDPも金融機関対民間信用/GDPとほぼ同じ動きをしている。

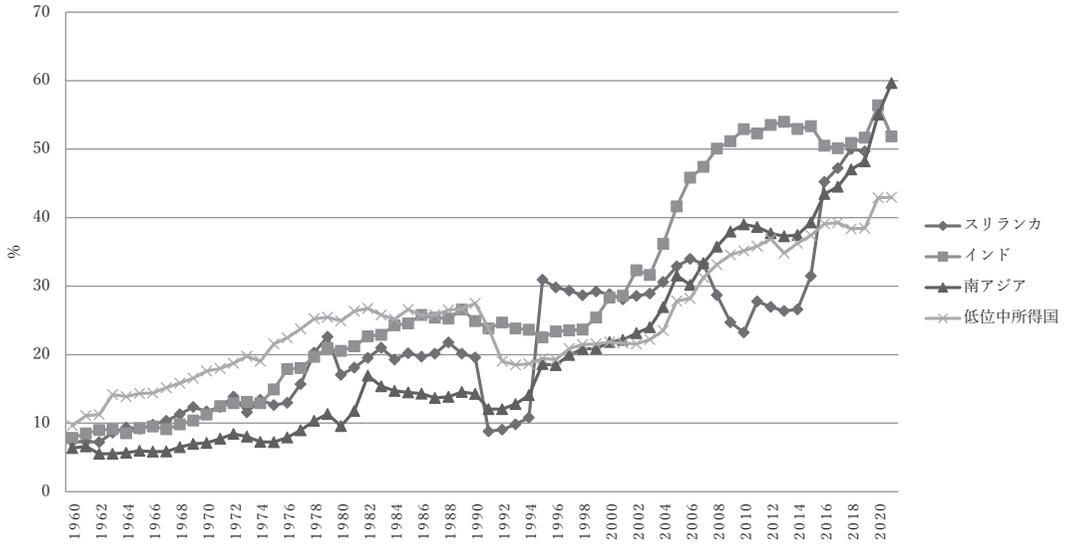
2019年ではスリランカ(49.7%)は、南アジア平均(48.2%)やインド(51.7%)とほぼ同じ水準となっているが、これは2010年(23.2%)以降、急速に金融機関の貸付(対民間信用)/GDPが増大した結果である。この2倍以上に及ぶ急激な金融拡張は、実証分析や理論モデルに

見られる金融危機前の金融アクセレーション効果と整合的であり、大幅な景気後退をもたらした一因と考えられる。

国内の「証券市場」の「深度」(depth)を

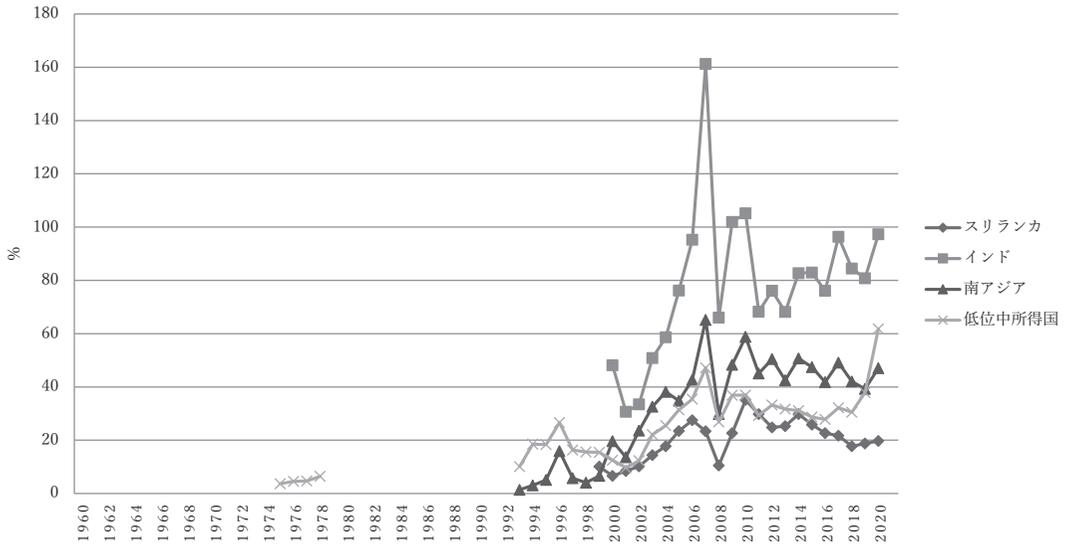
表す「株式時価総額/GDP」比率(図7)についてみると、スリランカ(2020年で19.7%)はインド(同97.3%)や南アジア平均(同47.0%)、低位中所得国平均(同61.8%)より

図6 金融機関対民間信用/GDP (%) の推移 (1960-2021年)



(出所) World Bank (2022) より筆者作成

図7 株式時価総額/GDP (%)



(出所) World Bank (2022) より筆者作成

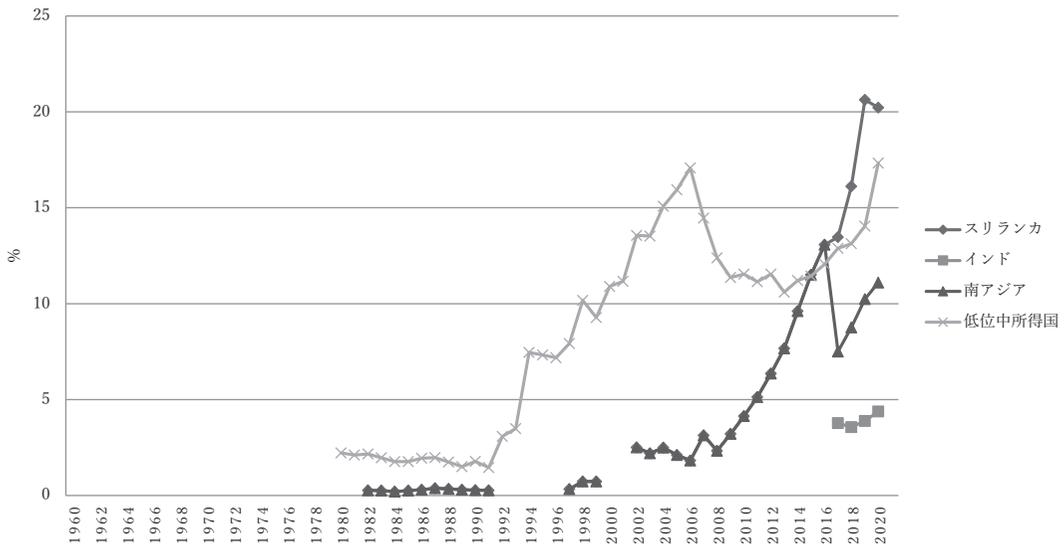
も低い水準で推移し、近年その比率は下がってきている（2010年 35.1% → 2020年 19.7%）。これは木原（2023）の実証結果からは、債務不履行リスク及び債務不履行後の景気低迷を増幅するものであり、実証結果と整合的と言える。

他方、「国際債券/GDP」比率の統計は近年まで南アジアではスリランカのみが計上されており（2017年以降はインドも計上）、その比率は2010年頃から急増している（図8参照：2008年 2.3% → 2020年 20.2%）。資金の対外依存が窺われるとともに、「対外債務/GDP」比の増大が債務不履行リスクを拡大するという実証結果と整合的である。

このように、スリランカの金融・証券市場の構造は、債務不履行リスクが大きく、その後の景気後退を増幅する構造となっていると考えられる。この構造を変革すべく、現地通貨建てで長期でファイナンスできる「証券市場」の育成が求められる。Eichengreen et al. (2021) は、公的債務不履行の歴史を振り返り、債務危機のリスクを避ける「三つの（命題の）系（corollaries）」の一つとして、「長期債の現地（通貨建て）市場

の育成」を挙げている。国内に長期借入ができる債券市場を整備し、現地通貨建て長期債に投資する国内年金基金・保険会社等の機関投資家、ブローカー・ディーラー・決済等のシステム、厚みと流動性のある流通市場を構築・育成することにより、変動が大きい短期の外貨建て債務に頼らずに済む。まさに我が国が ASEAN+3（日本・中国・韓国）の枠組みで進めてきた「アジア債券市場育成イニシアティブ」（ABMI）の理念に呼応する。本稿の分析から、現地通貨建て債券市場に加え、株式市場を含む「証券市場全体の育成」が金融危機回避・早期回復に重要であることが示された。

図8 国際債券/GDP (%)



(出所) World Bank (2022) より筆者作成

VI. 結語

本稿では、頻発する「金融危機の連鎖」、その経済的影響、危機回避や早期回復のための施策を、先行研究や近年整備されてきたパネルデータを用いた実証分析により明らかにするとともに、他の危機に先行する「銀行危機」が長期化・大規模化するメカニズムを示す動学的一般均衡モデルを紹介した。また、近年「債務危機」に陥ったスリランカの実態を取り上げ、実証結果やモデルとの整合性を確認した。

第Ⅱ節でIMF等の先行研究をレビューし、現在までの知見を包括的に纏めた後、第Ⅲ節では近年整備されてきた「金融危機」に関するデータベースや債務データ、WDI等のマクロデータを用いて、各危機の連鎖性、発生要因や経済的影響が先行研究の結果と整合的かどうかをグランジャー検定やパネル分析（VAR, Probit, 固定効果モデル等）により確認した。その結果、各危機の因果関係は、（金融センター（米国）等の）公的債務・対外債務の増大、銀行信用急増、バブル崩壊⇒「金融センター（米国）の金融危機」⇒各国の「公的債務・対外債務の増大、銀行信用急増、バブル崩壊」⇒各国の「銀行危機」⇒各国の「通貨危機」⇒各国の「債務不履行危機」⇒各国の「債務再編危機」となる可能性が高く、先行研究と整合的であることが明らかになった。他方、銀行危機の予防・早期回復のためには「良好な財政収支」（Fiscal space）を維持することは有意義であるが、中央銀行政策金利等の「高い政策金利」（Monetary space）の維持は、むしろ危機を招き回復を遅らせかねないとの結果となった。後者は銀行危機前に（Fiscal space 及び）Monetary space が大きな国のGDP減少は小さく回復も早いとしたRomer and Romer（2017）とは異なる結論である。

第Ⅳ節では連鎖的危機の発端となり易い「銀

行危機」の動学モデルを紹介し、危機に至るメカニズム等を検証した。銀行危機は、生産性減少（技術ショック）のみならず、需要減少（選好ショック）や投資資金不足（純資産ショック）からも発生し、銀行借入減少に伴う「金融アクセレーター」での投資の大幅な減少・生産減少に加え、投資減少に伴う「資本体化技術変化」による生産性の低下を生み、生産減少と回復の遅れが増強される。「金融アクセレーター」と「資本体化技術変化」が危機の深さと継続を強めているとすれば、「銀行信用の急拡大」の後の投資資金不足をもたらす「債務不履行」は、大幅なGDPの減退と長期間の停滞をもたらしかねない。また、同モデルで銀行危機の源泉となる「純資産ショック」を起こさないためにも、「内部資金」としての「株式資本」の増大が有効である。その意味でも、「証券市場の発展」が金融危機回避の上でも重要と考えられる。

第Ⅴ節では、2022年に初めて「債務不履行危機」に陥った「スリランカ」をケースとして取り上げ、IMF、世界銀行等国際機関の資料を中心に、他の危機との関係、債務危機の背景、債務不履行から債務再編等までの流れ、スリランカ経済への影響と回復過程等について、実態を検証し、実証結果やモデルの妥当性を検討した。その結果、債務不履行の発生要因と道筋、債務不履行後の景気動向、債務不履行リスクを高め景気を低迷させる金融・資本市場構造等が実証・理論モデルと整合的であり、スリランカは金融危機リスクが高く景気低迷が大きい条件に合致していることが確認できた。

Leaven and Valencia（2018）が示しているように、通貨危機や公的債務危機は、銀行危機と同時に、もしくは銀行危機の後で発生しており、「銀行部門の脆弱性」が公的債務危機等に悪影響を与えている。そのため、銀行部門を補

完する「証券市場」の深化が、危機の回避と早急な回復のために極めて重要であり、ABMI等に見られるようなアジア諸国に対する我が国証券業界や国際機関の支援が今後とも必要である。

今後、コロナ禍等の「経済危機」のほか、「高金利」、「高インフレ」等の世界的な「構造変化」を明示的に取り込んだより精緻な実証分析を行うとともに、CETCモデルに「証券市場」による資金調達等を組み込んだ動学モデルを構築し、カリブレーション等により、債務不履行に対する証券市場の影響に関するメカニズムを明らかにしていきたい。

Claessens and Kose (2013) によれば、資産価格の動きやバブルを増殖する銀行制度を考慮に入れた「金融政策」、多様な分野で多国籍に動く大規模金融機関の「マイクロプルーデンス規制」、マイクロ・マクロの「財政政策」、事前に金融市場参加者を制限する「マクロプルーデンス政策」、「外貨準備」増強、「制度政策環境」の改善等を「金融危機回避策」として挙げているが、いずれの政策も最適な導入時期や導入手法が明らかでない。更なる動学モデルの改善や実証分析が必要とされている。

参 考 文 献

- 緒方健太郎, 小荷田直久, 鳥沢紘悠, 上坂美香 (2023) 「スリランカの債務再編 (デフォルトから債権国会合までの歩み)」『ファイナンス』2023年6月号, 財務省
- 木原隆司 (2023) 「コロナ禍下の財政拡大と公的債務不履行・再編の実証分析—債務問題への処方箋としての証券・資本市場育成」『コロナ後のアジア金融資本市場』第4章, 日本証券経済研究所
- 清谷春樹 (2014) 「局所線形予測によるインパルス応答推定」ESR No. 4 春号
- 在スリランカ日本大使館 (2023) 「最近のスリランカ経済」2023年10月
- Beers, David, Obiageri Ndukwe, Karim McDaniels and Alex Charron (2023), “Boc-BoE Sovereign Dault Database: What’s new in 2023” Bank of England
- Bernanke, Ben, Mark Gertler and Simon Gilchrist (1998), “The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework” NBER Working Paper No. 6455, NBER
- Central Bank of Sri Lanka (CBSL) (2025), “Sri Lanka Fiscal Operation”, CBSL
- Cerra, Valerie, Mai Hakamada and Ruy Lama (2021), “Financial Crises, Investment Slumps and Slow Recoveries” IMF Working Paper WP/21/170
- Claessens, Stijin, and M. Ayhan Kose (2013), “Financial Crises: Explanations, Types, and Implications” IMF Working Paper WP/13/28
- Eichengreen, Barry, Asmaa El-Ganainy, Rui Esteves, and Kris James Mitchener (2021), In Defense of Public Debt Oxford University Press
- IMF (International Monetary Fund) (2021), “Issues in Restructuring of Sovereign Domestic Debt-Background paper” IMF
- IMF (2025a), International Financial Statistics Database, IMF
- IMF (2025b), Public Finances in Modern History Database, IMF
- IMF (2025c), The Historical Public Debt Database, IMF
- Jorda, O’scar (2005), “Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections” *The American Economic Review Vol. 95, No. 1, March 2005* American Economic Association
- Kiyotaki, Nobuhiro, and John Moore (1997), “Credit Cycles” *The Journal of Political*

- Economy, Vol. 105, No. 2 (Apr., 1997), pp. 211-248
- Leaven, Luc, and Fabian Valencia (2018), "Systemic Banking Crises Revised" IMF Working Paper WP/18/206
- Mendoza, Enrique G. and Vivian Z. Yue (2012), "A General Equilibrium Model of Sovereign Default and Business Cycles" The Quarterly Journal of Economics (2012), 127, 889-946
- Reinhart, Carmen M. and Kenneth S. Rogoff (2009), This Time is Different - Eight Centuries of Financial Folly- Princeton University Press
- Reinhart, Carmen M. and Kenneth S. Rogoff (2010), "From Financial Crash to Debt Crisis" NBER Working Paper No. 15795
- Romer, Christina D. and David H. Romer (2017), "Why Some Times Are Different: Macroeconomic Policy and Aftermath of Financial Crisis" NBER Working Paper No. 23931
- Sri Lanka Central Bank (2025), "Sri Lanka Fiscal Operation" SLCB
- World Bank (2022), Global Financial Development Database (1960-2021), World Bank
- World Bank (2023), "Sri Lanka Development Update-Mobilizing Tax Revenue for Brighter Future" World Bank
- World Bank (2024), "Sri Lanka Development Update-Open up to the Future" World Bank
- World Bank (2025), World Development Indicators, World Bank