

第 4 章

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—

はじめに

2020年2月以来、わが国では新型コロナウイルス感染症（Covid-19）の新規感染者の「波」を何度も経験してきた。

Covid-19「対策」の実証分析が少ない中、筆者は、2020年8月までの国際的なパネルデータを用いて、Covid-19対策の経済効果、感染・死亡削減効果の短期推定を行った¹。その結果、①ロックダウン等による「移動性」の低下、「社会的隔離政策」の厳格化により、有意に鉱工業生産指数上昇率が低下し、失業率が上昇すること、②「感染者増加」自体が経済変数にマイナスの影響を与えること、③「マスク着用」の普及・義務化が常に有意に累積感染増加率・累積死亡増加率の引き下げ効果を持つこと、④他方、「三密」対策等の社会的隔離政策は必ずしも死亡増加率の減少に結びついていないこと、⑤累積死亡増加率に対して頑健な引き下げ効果を持つのは、「マスク着用」及び所得補償／債務減免等の「経済支援」のみであること、⑥感染比率や死亡率の「水準」に対しては、肥満率、高齢人口比率、医療水準等の「各国の固有効果」の影響が大きいこと等が頑健に示された。このように、コロナ禍の中では、医療・保健対応の他、所得補償／債務減免等の「経済支援」のため財政支出が国を問わず大幅に増加してきている。

コロナ禍に対応するため各国が行った財政支出の増加により、今後、債務問題を抱える国が多く出ることが予想される。これまで、公的債務の不履行や再編はどのような場合に実施されたのであろうか。また、公的債務不履行や債務再編は、その国の経済にどのような影響を与えるのであろうか。債務問題が引き起こす負の影響を緩和するにはどのような政策をとれば良いのか。近年利用可能となった公的債務不履行・再編のデータベースを基に、このような間について検討してみたい。以下、第2節で近年の財政・公的債務状況を示した後、第3節で先行研究を概観し、第4節で債務不履行・再編の

1 木原（2021）

決定要因と成長率への影響推定の結果を示す。本稿の推定結果や先行研究を踏まえ、第5節では政策的含意を示し、第6節で本稿を纏める。

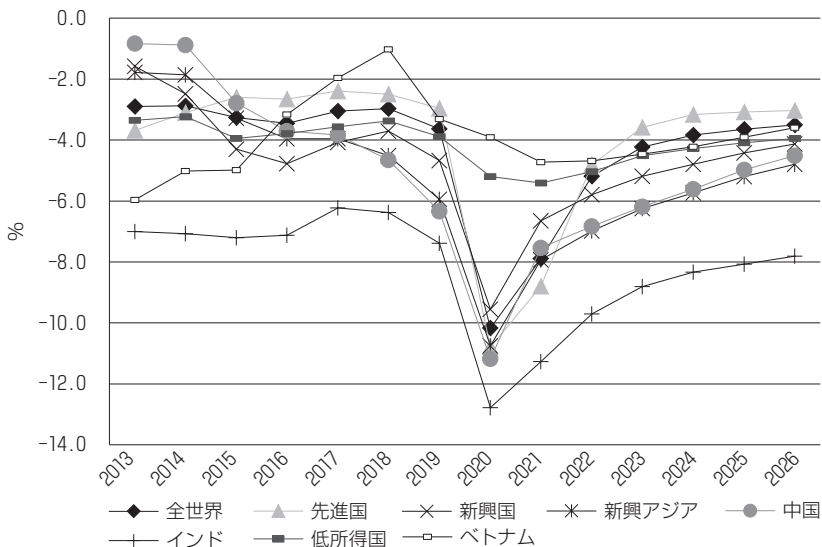
第2節 コロナ禍の中での財政状況と債務問題

I コロナ禍による財政状況の悪化

図表4-1は、IMF（2021a）による一般政府財政収支/GDPの近年の推移と見通し（2021～26年は見通し）である。いずれの所得水準・国も2020～21年にはコロナ禍の中、財政赤字が拡大している。2020年の財政赤字の増大は特にインド・中国等の新興国や先進国で大きく、2021年から赤字幅は減少するものの、2019年の赤字水準に戻るには2026年以降までかかると予想される。

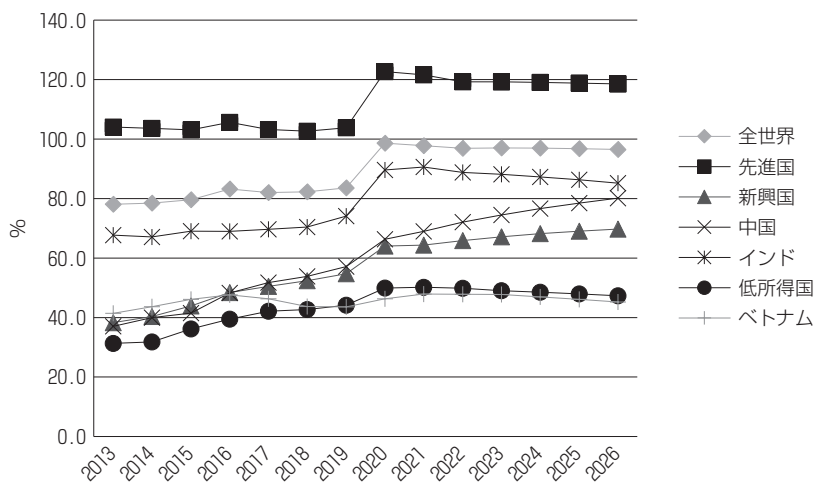
その結果、図表4-2のように、一般政府債務残高/GDPは、2020年に

図表4-1 一般政府財政収支/GDPの推移（2013～2026年）



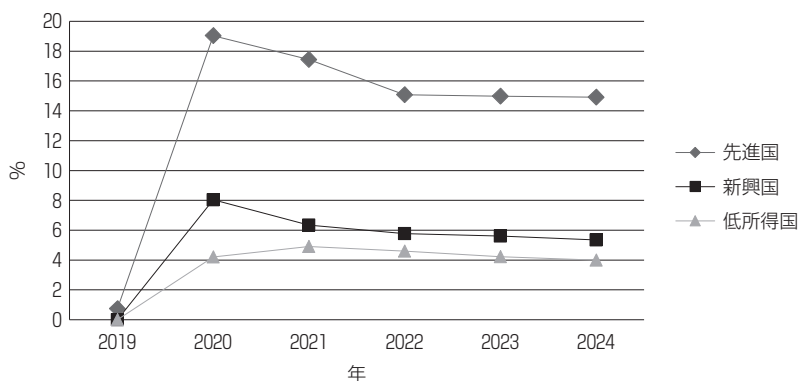
（出所）IMF（2021a）より筆者作成

図表 4 - 2 一般政府債務残高/GDP の推移 (2013~26年)



(出所) IMF (2021a) より筆者作成

図表 4 - 3 一般政府債務残高に対する COVID-19パンデミックの影響 (パンデミック前の債務残高/GDP 見通しとの乖離)



(出所) IMF (2021a) により筆者作成

大きく増大し、特に先進国や新興国は2026年でも元には戻らず、高止まり、もしくは増大し続けている。

図表 4 - 3 は、新型コロナウイルス感染症 (Covid-19) パンデミックの

一般政府債務残高／GDP に対する影響を、パンデミック以前（2019年10月）と以後のIMFによる推計値の乖離で示したものである。今回のパンデミックにより、債務残高／GDPは先進国で19%（2020年）、新興国で8%（2020年）、低所得国で4.9%（2021年）増大し、その後も高止まりを続けることがわかる。

II 公的債務不履行 (default) 総額・不履行国数及び債務再編 (restructuring) の推移

(1) 公的債務不履行の推移

BoC（カナダ銀行）-BoE（イングランド銀行）公的債務不履行データベース1960-2020（Beers, et.al. (2021)）は、公的債務（債券等の市場証券、銀行貸し付け、公的融資等）不履行額（USドル換算）の推計結果をデータベース化し、1820年以降の公的債務不履行の歴史を分析している。それによれば、1960年以降、全世界215か国・地域中146か国・地域が公的債務不履行を経験している。

Beers, et.al. (2021)によれば、公的債務不履行／残高比が最も大きいのは1980年代であり、総額4500億ドル、世界の公的債務残高の6.1%にも及んだ。債務不履行はその後減少し、ここ10年は全世界の公的債務残高比0.3~0.9%で推移している（2020年には0.5%：図表4-6参照）。

他方、コロナ禍の中、2020年には公的債務不履行総額が48%増加し、この増加率は全世界の公的債務残高の増加率13%を大幅に上回っている。

近年の公的債務不履行は、一部の国に極端に偏っており、2020年には、ベネズエラ、アルゼンチン、プエルトリコ3か国で全世界の債務不履行額の47%を占め、上位10か国で87%を占めている。他方、多くの国の「公的債務不履行／全公的債務」比率は低水準で、債務不履行国の72%は10%未満の比率で推移している。

これは、金利支払い・元本返済の不履行債務が少額債務等に偏った「選択的債務不履行」(default selectivity) となっているためであり、全公的債務の50%以上の債務の履行を怠ったのは全体の6%にすぎない。

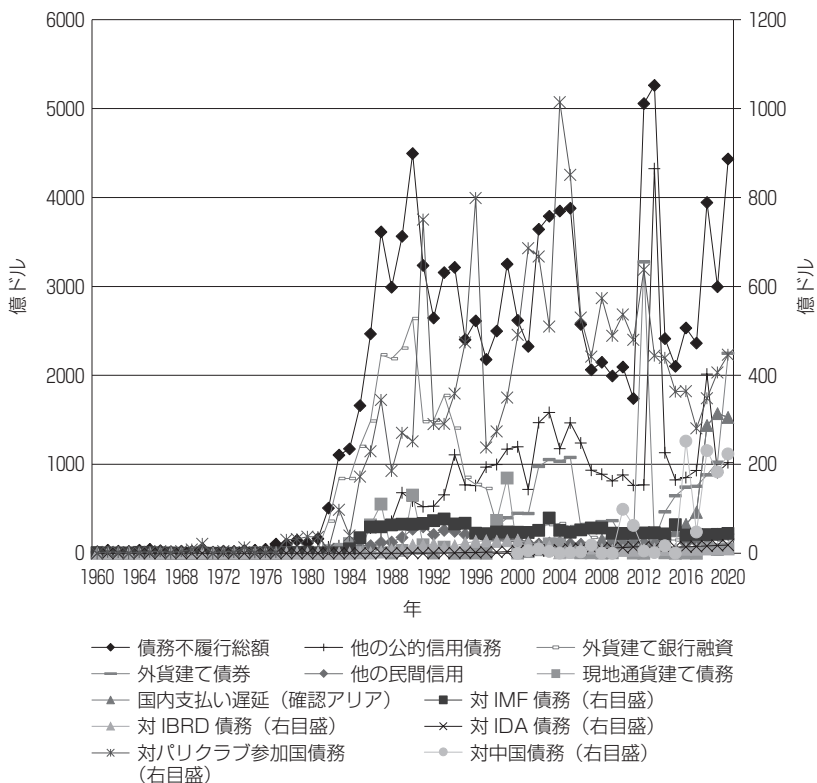
債務不履行対象債権国としては、近年、パリクラブ債権国に対する債務不

履行の比率が低下してきており（2020年は増加）、中国を含む「その他の二国間公的債権国」の比率が増大してきている。現地通貨建て債務の不履行も多く、1960年以降32か国で経験している。

Beers, et.al. (2021) は、多くの国で公的債務負担が増大しており、Covid-19ショックが継続していることから、2021年以降も、債務不履行が更に増大すると予想している。

図表4-4は、1960～2020年の信用供与国・機関別の債務不履行総額の推移である。全世界の債務不履行総額は2013年に5262億ドルの最高値を付けた後、数年落ち着いていたが、コロナ禍対応等により、2019年の3000億ドルか

図表4-4 全世界の信用供与国別債務不履行総額（1960-2020年）

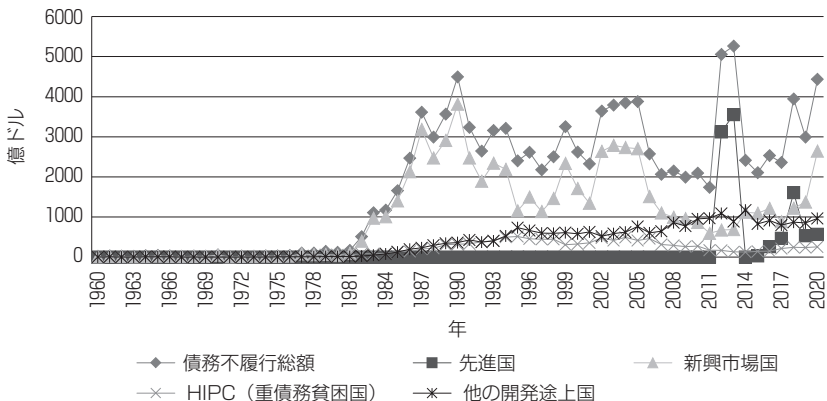


（出所） Beers, et.al. (2021) より筆者作成

ら2020年には4432億ドルに大幅に増加している。1980～90年代には「外貨建て銀行融資」に対する債務不履行が多かったが、2000年代以降の債務不履行は「外貨建て債券」が中心となっている。2020年も外貨建て債券の債務不履行が2247億ドルと最も大きく、2019年の1025億ドルから倍増している（外貨建て銀行融資は2019年の149億ドルから152億ドルに微増）。公的信用供与国・グループとしては「パリクラブ参加国」に対する債務不履行が最も大きく、2020年には447億ドルと2019年の407億ドルから増大している。他方、対「中国」債務の債務不履行は2010年頃から増大してきており、2020年には224億ドルとなっている。「IMF・世界銀行（IBRD/IDA）」に対する債務の不履行は金額的には低水準に留まっており、2020年には、対 IMF 債務で45億ドル、対 IBRD 債務で10億ドル、対 IDA 債務で18億ドルの不履行となっている。

図表4-5は、債務国グループ別に見た債務不履行額である。1980年代までは「新興市場国」の債務不履行がほとんどであったが、90年代以降、「HIPC（重債務貧困国）」や「その他の途上国」の債務不履行が増えた。「先進国」の債務不履行は、2012～13年の欧州債務危機の際に3000億ドル以上に急増した後、近年は500億ドル強の不履行となっている。2020年には新興市場国の債務不履行が急増し、2019年の1370億ドルから2645億ドルへと倍

図表4-5 全世界の債務国グループ別債務不履行総額（1960-2020年）

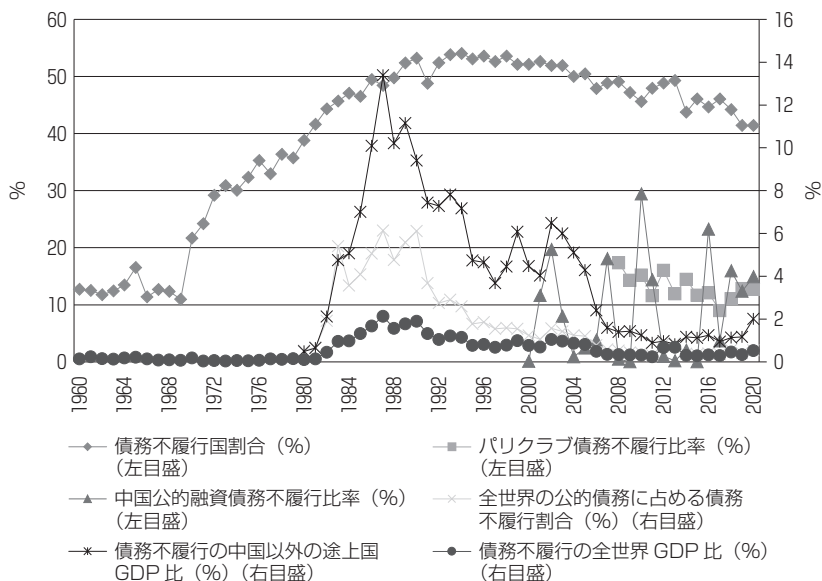


(出所) Beers, et.al. (2021) より筆者作成

増した。

図表4-6は、1960~2020年にかけての各種「債務不履行比率」の推移を示したものである。全世界で債務不履行に陥った国の割合（「債務不履行国割合」）は、1970年代から1990年代にかけて増大し、1994年には54%の国が債務不履行を経験した。その後減少傾向にあるが、2020年でも41.4%と高止まりしている。他方、全世界の公的債務額に占める「不履行債務額比率」は1987年や1990年には6%を超える高さであったが、急速に減少し、2020年には0.5%にまで低下している。しかし、パリクラブ参加国や中国の公的融資に対する不履行比率は高止まりしており、2020年には対パリクラブで12.8%、対中国で14.9%となっている。「債務不履行額/GDP比」を見ると、全世界GDP比、開発途上国（除く中国）GDP比は1987年に最大となり、それぞれ2.1%、13.4%を記録したが、その後減少してきた。しかし、2020年には全世界GDP比は0.5%だが、開発途上国（除く中国）のGDP比では2019年の1.2%から2020年には2.0%へと悪化している。

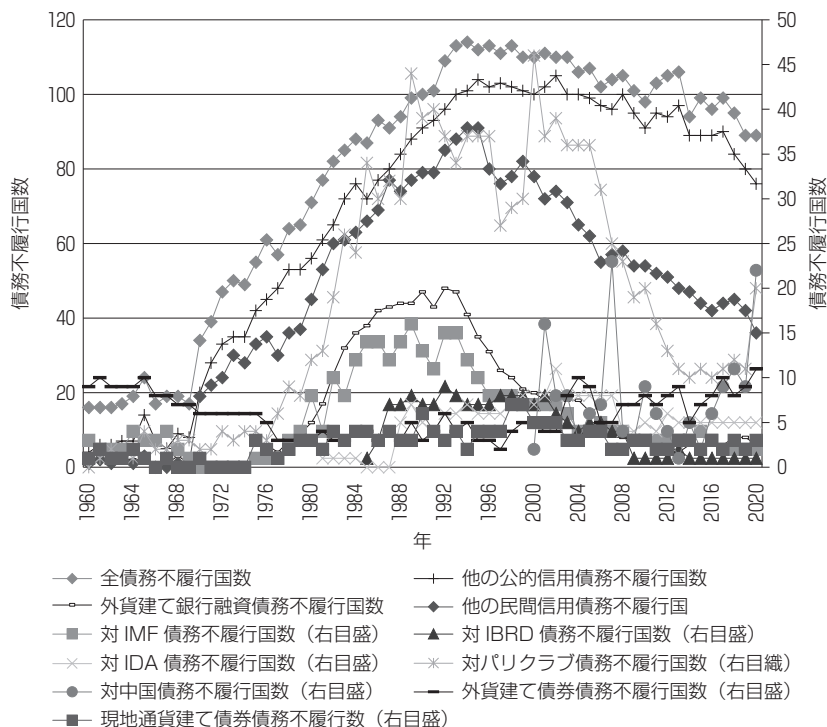
図表4-6 債務不履行比率（1960-2020年）



(出所) Beers, et. al. (2021) より筆者作成

図表4-7は、1960～2020年にかけての債務不履行国数の推移である。全体で見れば、1960年の16か国から1994年の114か国まで増加したが、その後は減少傾向にあり、2020年で89か国となっている。他方、債務別には異なる動きをしており、「融資債務」に比べ「債券債務」の不履行国は少なく、現地通貨建て債券で最大7か国（1999年）、外貨建て債券で最大11か国（2020年）に過ぎないが、外貨建て債券の債務不履行国は2015年以降増大してきている。融資国・機関別には、「対パリクラブ」債務の不履行国数は2000年に46か国と最大になった後、2014年には10か国と急速に減少し、2019年までは同様の水準で推移したが、コロナ禍の中、2020年には20か国へと倍増している。「対中国」債務不履行も2007年に不履行国が23か国と最大になった後減

図表4-7 債務不履行国数の推移（1960-2020年）

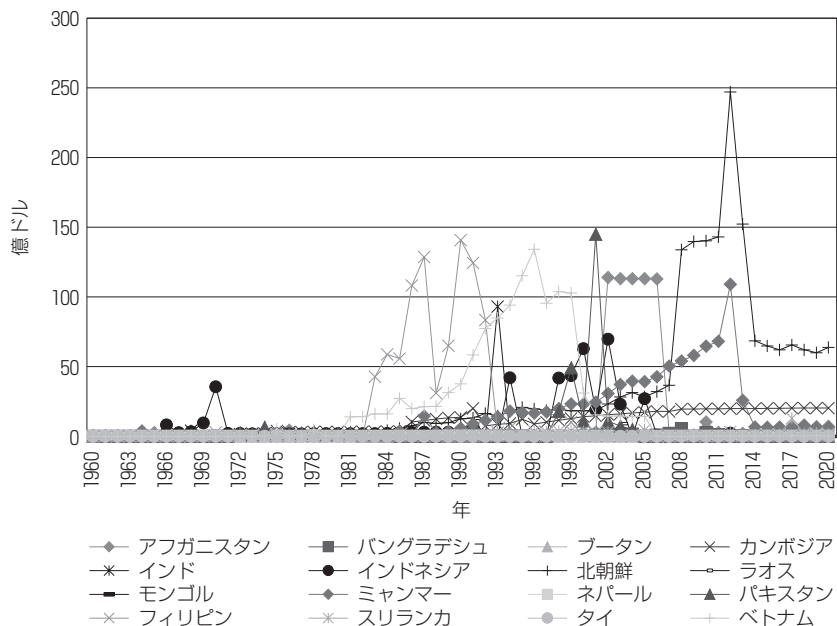


(出所) Beers, et.al. (2021) より筆者作成

少していたが、2020年には22か国と2019年の9か国から倍増している。IMF・世銀等の「対国際機関」債務の不履行国は、IMF債務で1989年に16か国、対IBRD債務で1992年に9か国、対IDA債務で2011年に11か国と最大値を付けた後、近年は対IMF債務で2か国程度、対IBRD債務で1か国程度、対IDA債務で5か国程度で安定的に推移している。このように、コロナ禍の中で債務不履行国が増加したのは、パリクラブ参加国や中国からの融資債務と、外貨建て債券債務であることがわかる。

図表4-8は、1960~2020年にかけての東アジア、南アジア各国の債務不履行額の推移である。東アジア・南アジアでは1960年以降16か国が公的債務不履行を経験している。1960~80年まではインドネシアで1970年に35.6億ドルの債務不履行があった以外は低水準で推移してきたが、1980年以降、フィリピン（1980年代、最大140.7億ドル（1990年））、インド（1967~1993年、

図表4-8 東アジア・南アジア諸国の債務不履行額の推移（1960-2020年）

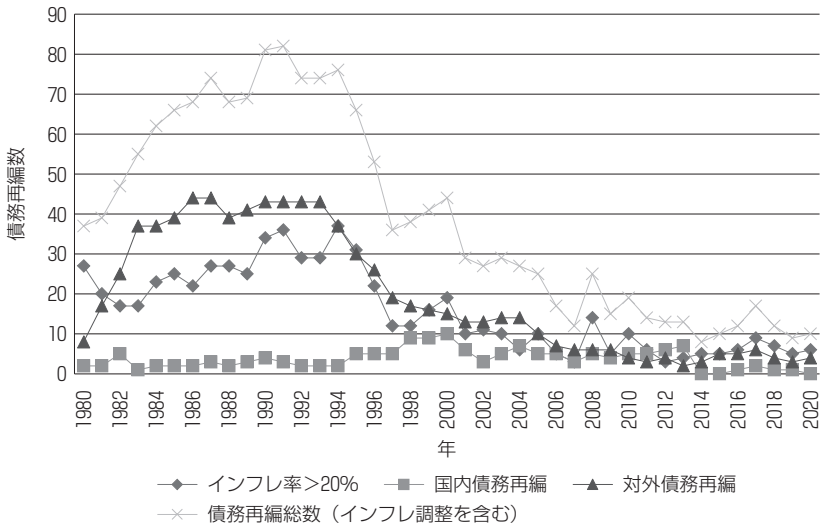


(出所) Beers, et.al. (2021) より筆者作成

最大93.0億ドル（1993年）、ベトナム（1981～2020年、最大134.2億ドル（1996年）、インドネシア（1966～2020年、最大69.8億ドル（2002年）、パキスタン（1960～2008年、最大145.0億ドル（2001年）、アフガニスタン（1964～2020年、最大113.9億ドル（2002年）、ミャンマー（1964～2020年、最大109.0億ドル（2012年）、北朝鮮（1984～2020年、最大247.0億ドル（2012年）等、多くの国で相次いで多額の債務不履行が発生している。今回のコロナ禍での債務不履行額の増加は2020年には見られないが、財政支出の増大は継続しており、今後大規模な債務不履行が発生する可能性は否定できない。

図表4-9は、IMF（2021a）のProbit分析に用いられた国内・対外債務再編経験国・経験年のパネルデータより、1980～2020年の「債務再編」経験国数の推移を示したものである。従来、債務問題をハイパーインフレにより調整していた国も多かったため、インフレ率が20%を超える国も「債務再編」国としてカウントしている。また、「対外債務再編」、「国内債務再編」、「インフレ調整」のうち複数の手段を用いて債務問題を調整している国につ

図表4-9 債務再編数の推移（1980-2020年）



（出所）IMF（2021a）より筆者作成

いては、その手段数を足し合わせて「債務再編総数」としている。

図表4-9を見ると、1980~90年代には、インフレ調整や対外債務再編が多く、1991年には債務再編総数が82にも及んでいるが、2000年代以降インフレ調整や対外債務再編は減少傾向にあり、2020年でインフレ調整6か国、対外債務再編4か国にまで減少してきている。他方、1990年代半以降、国内債務再編を行う国が10か国近くに及ぶ年も出てきており、国内債務再編が頻繁に行われるようになってきている。コロナ禍の中の2020年には未だに債務再編の増大は見られないが、財政赤字・債務残高の増大を受け、今後、対外債務のみならず国内債務の再編も増大していくことが予想される。

第3節

先行研究

I 2000年代初頭の実証分析

どのような国が公的債務不履行や債務再編に陥るのであろうか？従来債務問題を抱えることが多かった中南米等の新興市場国に加え、HIPC（重債務貧困国）等の低所得国も債務返済困難に直面するようになった1990年代以降、特に、「制度政策環境」の悪化が債務困難性に影響を与えるとの実証分析結果が多く出された。

例えば、Kraay and Nehru (2004) は、Probit 回帰により、「債務困難」²となる状況が①「債務負担」、②「制度政策環境」、③「マクロ・ショック」の3要因でその大部分を説明できることを実証し、特に、「制度政策環境の改善」は「債務削減」と同様に債務困難に陥る確率を下げるために重要な要素であることを示した。この実証結果は、IDA 第14次増資 (IDA14) で、その国の制度政策環境の強弱に応じた債務指標に係る閾値を設定し、その閾値からの乖離率に応じて債務持続性を判断し、「グラント（贈与）比率」を決

2 Kraay and Nehru (2004) は、①債務返済遅延（アリア）が債務残高比5%以上、②パリクラブのリスケや債務削減の形で債務救済期、又は③IMFのSBAかEFFの形でクォータの50%以上の借り入れ期を「債務困難期」としてProbit回帰を行った。

定する「信号機システム」(赤(グラント100%)、黄(グラント50%、ローン50%)、緑(ローン100%))を採用する基礎となった。

また、木原(2005)は、Kraay and Nehru(2004)と同様の被説明変数を用いる一方で、アジア通貨危機に見られるように、地域に特有の「債務脆弱性」があると認識される可能性があるため、アジアとサブサハラ・アフリカにサンプルを分けて、Probit回帰を実施した。その結果、Kraay and Nehru(2004)と異なり、各地域に共通の頑健な結果は得られなかったが、サブサハラ・アフリカでは制度政策環境が悪化すれば債務困難に陥りやすいとの有意な結果を得ている。

II 近年の実証分析

Abbas and Rogoff(2019)が“A Guide to Sovereign Debt Data”で述べているように、Reinhart and Rogoff(2009)の*This Time is Different: Eight Centuries of Financial Folly*が出版される前には、公的債務総額についての長期データは極めて限られたものであり、特に国内債のデータや債務の通貨・満期構成等に関するデータは極めて稀にしか取れないものであった。これは、先進国を含め、公的債務を統一的に管理する部署が1980~90年代まで欠如していたこと等が影響しているが、Reinhart and Rogoff(2009)以降、長期・多数国をカバーする新たな公的債務データベースが多く公開されてきている。

このような中で、近年、低所得国等の累積債務問題が再燃するとともに、コロナ禍等のグローバル・ショックが債務国の債務返済能力に影響し、多くの債務不履行や債務再編が予想されることから、IMFを中心に、公的債務に関する研究が盛んになってきた。

(1) 債務不履行に関する実証分析³

近年、債務不履行の経済的影響に関する実証分析も行われてきている。例えば、Brensztein and Panizza(2009)は、債務不履行によって、①債務国

3 阿曾沼、ジュ、笹原(2021)参照

の GDP が低下し、②国際資本市場における信頼が失墜し、③国際貿易が減少し、④政治的混乱を引き起こす確率が高まることを実証した。特に、①については、Levy-Yeyati and Panizza (2011) が、(市場が事前に債務不履行を期待し GDP 成長率が自己実現的に低下することから) 債務不履行前に GDP 低下が始まっており、債務危機が起こった年に GDP 成長率が平均して 1.3ポイント低下するが、それ以降の年では統計的に有意な GDP 成長率の低下は見られないことを示した。また、②については、Cruces and Trebesch (2013) が、ヘアカットが大きいと債務不履行後に借入費用(債券スプレッド)が上昇し、より長い期間、国際資本市場から排除されることを示した。

更に債務不履行が金融(銀行)部門の発達度と関係があるとの分析もある。Erce and Mallucci (2018) は、国内債務不履行は信用市場が小さい国で発生しやすいのに対し、対外債務不履行は輸入が小規模な国で発生しやすいことを示した。また、Gennaioli, Martin and Rossi (2018) は、債務不履行後の銀行貸し出しの落ち込みは金融システムが発達している国ほど大きいことを示している⁴。

他方、近年の IMF の債務問題に関する分析は、債務不履行の分析より、「債務再編」(Debt Restructuring)に関する分析が中心になっている。

(2) 債務再編に関する実証分析

Asonuma, et.al. (2020a) の実証分析によれば、公的債務再編は GDP、投資、民間部門信用及び資本流入の減少と結びついている。公的債務再編の生産・銀行部門への影響は、債務再編が「事前」(preemptively)に行われ債務不履行が無かったか、もしくは「債務不履行後」に行われたかによって異なる。GDP、投資、民間部門信用、資本流入の減少は「債務不履行後」の債務再編の方が「事前」の債務再編の場合より大きい。また、「信用・投資チャンネル」が債務再編の経済効果に影響しており、債務再編の負の効果は、「銀行部門」が大きいほど大きい。

特に、IMF (2021b) は、Probit 回帰を用いて、「債務再編の潜在的決定

4 Asonuma Chamon, Erce and Sasahara (2020) 参照

要因」を分析している。データは、1980～2020年の期間に国内・国際法に基づく「債務再編」を経験した89か国のデータセットで構成される。被説明変数は、「国内法に基づく債務再編（国内債務再編：DDR（Domestic Debt Restructuring）」、「国際法に基づく債務再編（対外債務再編：EDR（External Debt Restructuring）」、及び「DDR/EDR 双方」であり、その条件付き（再編国・時期のみ）・条件無し確率について、①マクロ経済・財政指標（GDP成長率、プライマリー・バランス等）、②債務指標（公的債務、国内公的債務、対民間対外公的債務等）、③金融部門指標（銀行預金、資産収益率等）、④対外ショック指標（為替相場減価、米国10年債利回り等）、⑤開発水準（一人当たりGDP等）を説明変数として推定している。

Probit 推定の結果は以下の通りであり、先行研究や「様式化された事実」と整合的である。

- (i) 公的債務再編に結び付く「経済悪化」が大規模であるほど、国内債務も再編（DDR）される可能性が高まる。「DDR」及び「DDR/EDR 双方」は経済悪化期に発生しやすいが、「EDR」は財政収支（プライマリー・バランス等）の悪化や対外資金調達条件の悪化（米国債利回りの上昇）で発生しやすい。EDRはまた、一人当たり名目GDPが低い国ほど発生しやすい。
- (ii) 債務再編が決まれば、DDRとするかEDRとするかは、ほぼ「債務の構成」で決まる。無条件のProbit回帰によれば、①EDRは、「公的債務/GDP比率」と「対民間対外債務シェア」が高いときに、②EDR及びEDR/DDR双方は、「国内公的債務/GDP比率」が低いときに発生する確率が高くなる。これは、債務再編実施の条件付き確率でも同様であり、③DDRは、「対民間対外債務シェア」が低く、「国内公的債務/GDP比率」が高いときに発生確率が高まる。
- (iii) 国内の「金融仲介チャンネル」の強靱さも債務再編の選択に影響を与える。無条件Probit回帰の結果によれば、EDR/DDR双方は、銀行システムが大きな国ほど発生しやすいのに対し、DDRは銀行システムの資産収益率（ROA）が高い国ほど発生しやすい。

以上のように、先行研究によれば、公的債務不履行や債務再編の発生やその成長率への影響は、事前の債務・経済状況、銀行危機等のショック、債務

再編の構成・タイミングとともに、「銀行部門の発展度」等の国内金融システムに依存している。銀行部門が大きいほど債務再編や債務不履行が発生し、投資や成長率に対する負の影響も大きいのであれば、公的債務不履行・再編時の投資・GDPに対する負の効果を緩和する意味でも、銀行部門を代替・補完する「証券・資本市場」の育成が必要となると考えられる。

以下本稿では、証券・資本市場の発達度と公的債務不履行・再編発生との関係、その際の成長率への影響を中心に、IMF（2021b）よりも推定国を拡大し、「債務再編」のみならず「債務不履行」についても推定を試みる。

第4節

債務不履行・債務再編の決定要因と成長率への影響推定

I データと推定モデル

本稿では、IMF（2021b）の Probit 分析に用いられた国内・対外債務再編経験国・経験年のパネルデータ、Beers, et al.（2021）の公的債務不履行データ、World Bank（2022a）の Global Financial Development Database（GFDD）の金融・証券関連データ、World Development Indicators（WDI）（World Bank（2022b））の開発等関連データ、国際 NGO である Freedom House（2022）の Political Right 指数と Civil Liberty 指数（Freedom House 指標）等を用いて、債務再編実施や債務不履行の有無を決定する Probit 分析、債務不履行額/GDP の決定要因に関するパネル分析、債務再編・債務不履行や金融・証券市場の発展度が一人当たり GDP 成長率に及ぼす影響等に関するパネル分析等を行った。

推定モデルは以下のとおりである。

- (1) Probit 分析（債務再編実施、債務不履行の有無の推定）

$$\Pr(Y_{i,t} = 1) = F(a + \beta X_{i,t-1} + \epsilon_{i,t})$$

ここで、 $\Pr(Y_{i,t}=1)$ は第 i 国での債務再編もしくは債務不履行 (Y_i) が t 期に発生する確率、 F は正規分布関数、 $X_{i,t-1}$ は、ラグ付き説明変数 (ベクトル)、 $\epsilon_{i,t}$ は誤差項である。

- (2) パネル分析 (債務不履行「規模」(債務不履行総額/GDP)、一人当たり GDP 成長率の推定)

$$Y_{i,t} = \alpha + \beta X_{i,t} + F_i + \epsilon_{i,t}$$

ここで、 $Y_{i,t}$ は被説明変数である債務不履行規模もしくは一人当たり GDP 成長率 (第 i 国、 t 期)、 $X_{i,t}$ は説明変数 (ベクトル)、 F_i は第 i 国の固有効果、 $\epsilon_{i,t}$ は誤差項である。

また各推定について、データが取得可能な全世界サンプルによる推定とともに、債務再編経験国だけのサンプル、債務不履行経験国だけのサンプルによる推定も行い、推定結果の頑健性等を確認した。

II 推定結果

- (1) 公的債務再編 (Sovereign Debt restructuring) の Probit 回帰

IMF (2021b) Figure Annex1.1に則り、1980~2020年の間に対外法もしくは国内法に基づく公的債務再編を経験した89か国のデータベースから、国内債務再編 (DDR)、対外債務再編 (EDR)、国内・対外いずれかの債務再編 (EDR・DDR) を各国が経験した年を特定し、IMF (2021b) と同様の説明変数により、どのような場合に債務再編を行うかについての Probit 回帰分析を行った。

今回の推定では、債務再編を行っていない国も含む全世界217か国・地域のデータ (1980~2020年) を用い、どのような場合に EDR、DDR もしくはいずれか (EDR・DDR) の「債務再編」を行うか (債務再編確率が高まるか) について Probit 回帰を行った⁵。

全世界データによる推定結果は図表4-10の通りである。

- ① まず、「金融危機」(Banking Crisis) に伴い (その翌年に) 国内・対外債務双方の再編が行われる可能性が高い。「金融危機ダミー」の係数推定

値は国内（DDR）・対外（EDR）債務再編、及びそのいずれか（DDR・EDR）すべての推定で有意に正である。

- ② 今回の推定では、IMF（2021b）の Probit 回帰に含まれる「預金／GDP 比率」（金融機関深化の代理変数）のみならず、銀行等「金融機関」及び証券市場等「金融市場」の発展度合を示す World Bank（2022a）の「金融機関指数」、「金融市場指数」や金融市場深化の代理変数としての「株式残高／GDP 比率」を Probit 回帰の説明変数に用い、金融機関と証券市場の発展・深化度合が債務再編確率に及ぼす影響を検証した。その結果、「国内債務再編」（DDR）と「対外債務再編」（EDR）に異なる傾向が見られた。

DDR については、定式 1 によれば、「金融機関指数」の係数推定値は有意に正、「金融市場指数」の係数推定値は有意に負であり、証券市場の発展は国内債務再編の可能性を低減させるが、銀行等金融機関の発展は国内債務再編の可能性を増す方向に働いている。金融機関・証券市場の「深化」度合の代理変数として「金融機関預金／GDP」と「株式残高／GDP」で推定した結果、株式残高／GDP の係数推定値はすべて有意に負である一方、金融機関預金／GDP の係数推定値は必ずしも有意でない。したがって、少なくとも株式市場等証券市場の発展は、国内債務再編の可能性を有意に低下させると考えられる。

他方、EDR に対する「金融機関指数」、「金融市場指数」の係数推定値は、DDR とは異なり、「金融機関指数」は有意に負だが、「金融市場指数」は有意でない。銀行等への「アクセス」や「効率」の良さを含む金融機関の全般的発展は、対外債務再編の可能性を低下させる。しかし「深

5 Angrist and Pischke（2009）は、「多くの教科書では被説明変数が連続変数である場合は OLS で良いが、被説明変数に制約がある場合は OLS は適切ではなく、Probit や Tobit のような非線形モデルが望ましいとされる。しかし、条件付き期待関数（CEF）の観点からすれば、「制約付き被説明変数」は中心的課題ではない」として、0 - 1 のように被説明変数に制約がある場合でも OLS で良いとしている。そこで、Probit 推定を行った債務再編の発生等と同じ説明変数を用いて OLS 推定を行ったところ、①説明変数の推定値の符号は基本的に Probit 回帰と同じで、②制御変数を付加した場合は、符号・有意性とも Probit 回帰と同じという結果を得た。一致推定量が得られない可能性はあるものの、Probit 回帰の結果は頑健と考えられる。

図表 4-10 公的債務再編 (Sovereign Debt Restructuring) の Probit 回帰 (全世界データ)

被説明変数	国内債務再編 (あり: 1、無し: 0)			対外債務再編 (あり: 1、無し: 0)			内外債務再編 (あり: 1、無し: 0)			
	定式 1	定式 2	定式 3	定式 4	定式 5	定式 6	定式 7	定式 8	定式 9	定式 10
説明変数										
定数	-2.072*** (-30.83)	-1.736*** (-8.74)	-1.624*** (-9.72)	-0.628*** (-5.45)	-0.619** (-2.58)	-1.014*** (13.69)	-0.504*** (-4.45)	-0.327 (-1.52)	-0.502** (-2.19)	-0.896*** (-12.55)
金融機関指数 (1期ラグ)	0.551** (2.44)					-1.466*** (-5.84)				-1.329*** (-5.55)
金融市場指数 (1期ラグ)	-1.572*** (-5.31)					0.230 (1.05)				0.006 (0.03)
金融危機タミー (1期ラグ)	0.447*** (3.93)	0.907*** (4.49)			0.658*** (3.29)	0.630*** (7.11)			0.643*** (3.30)	0.569*** (6.49)
金融機関預金/GDP (1期ラグ)		-0.009* (-1.93)	-0.006 (-1.44)	-0.021*** (-6.88)	-0.023*** (-4.07)		-0.023*** (-7.53)	-0.027*** (-5.06)	-0.025*** (-4.70)	
株式残高/GDP (1期ラグ)		-0.014** (-2.08)	-0.014** (-2.49)	-0.006*** (-2.60)	-0.028*** (-3.74)		-0.006*** (-2.72)	-0.026*** (-3.88)	-0.026*** (-3.75)	
実質 GDP 成長率 (3年平均)					-0.119*** (-4.05)	-0.042*** (-6.78)			-0.108*** (-4.16)	-0.044*** (-7.27)
対外債務残高/GNI (1期ラグ)					0.013*** (5.23)	0.005*** (13.43)			0.012*** (5.51)	0.005*** (12.77)
MaccFadden R2	0.033	0.219	0.108	0.183	0.393	0.141	0.200	0.337	0.354	0.124
推定期間	1981-2018	1980-2018	1980-2020	1980-2020	1980-2018	1981-2018	1980-2020	1980-2020	1980-2018	1981-2018
サンプル数	6954	1900	2020	2020	772	3853	2020	832	772	3853

(出所) 筆者作成

(注) カッコ内は z 値。

化」の代理変数である「株式残高／GDP」の係数推定値は「金融機関預金／GDP」とともに有意に負であり、金融機関・市場の深化はいずれも対外債務再編の可能性を低下させる。

- ③ また EDR 推定で、実体経済ショックの代理変数である「実質 GDP 成長率」（前年までの 3 年平均）の係数推定値は有意に負、債務状況の代理変数としての「対外債務残高／GDP」の係数推定値は有意に正で、成長率の低下、債務残高の増加は対外債務再編リスクを高めている。実質 GDP 成長率、対外債務残高／GDP の係数推定値は「内外債務再編」（EDR・DDR）推定でも有意に推定されており、その効果は頑健と言える。
- ④ 「内外債務再編」（EDR・DDR）については、1980～90年代の EDR と DDR との相対的ウエイトを反映して、EDR と同様の推定結果となっている。

(2) 公的債務不履行 (Sovereign default) の Probit 回帰

図表 4 - 11 は、Beers, et. al. (2021) “BoC-BoE Sovereign Default Database” の公的債務不履行 (Sovereign default) データを用いて、公的債務不履行の発生している国・年を特定し、「債務不履行ダミー」変数（あり：1、無し：0）を作成し、債務不履行ダミーを被説明変数として、債務不履行リスクを求めるパネル Probit 回帰を実施した結果である。

ここでは、債務不履行経験のない国も含む「全世界データ」（定式 1～4）による Probit 回帰に加え、「債務不履行経験国」のみのデータ（定式 5～8）での回帰結果も示す。

- ① 「全世界データ」の回帰結果を見ると、「金融危機ダミー」の係数推定値の多くは有意に正で、金融危機の高まりが不履行リスクを高めていることがわかる。
- ② 他方、「金融機関指数」、「金融市場指数」の係数推定値、及びその「深化」の代理変数である「金融機関預金／GDP」、「株式残高／GDP」の係数推定値はいずれも有意に負であり、銀行等金融機関とともに証券市場の発展、特にそれらの「深化」は債務不履行リスクを低くすると推定結果となった。一般に、金融発展度の高まりは債務不履行確率を引き下げると

図表4-11 公的債務不履行 (Sovereign default) の Probit パネル回帰 (被説明変数: 債務不履行ダミー (あり: 1、無し: 0))

被説明変数	全体サンプル: 債務不履行 (あり: 1、無し: 0)								不履行経験国: 債務不履行 (あり: 1、無し: 0)									
	定式1	定式2	定式3	定式4	定式5	定式6	定式7	定式8	定式5	定式6	定式7	定式8						
説明変数																		
定数	0.612*** (20.72)	0.626*** (7.94)	1.432*** (17.47)	0.954*** (6.84)	0.703*** (19.96)	0.832*** (9.52)	1.460*** (17.76)	0.925*** (6.64)										
金融機関指数 (1期ラグ)	-1.106*** (-10.67)		-2.355*** (-10.29)		-0.400*** (-3.08)		-2.389*** (-10.44)											
金融市場指数 (1期ラグ)	-2.291*** (-19.26)		-1.740*** (-10.04)		-1.844*** (-12.62)		-1.619*** (-9.17)											
金融危機ダミー (1期ラグ)	0.584*** (8.30)	0.297** (2.54)	0.620*** (4.43)	0.293 (1.47)	0.617*** (7.25)	0.293** (2.03)	0.620*** (4.40)	0.310 (1.57)										
金融機関預金/GDP (1期ラグ)		-0.020*** (-12.77)		-0.011*** (6.64)		-0.013*** (7.39)		-0.011*** (-6.55)										
株式残高/GDP (1期ラグ)		-0.007*** (-5.92)		-0.007*** (-4.89)		-0.008*** (-5.83)		-0.007*** (-4.87)										
実質GDP成長率 (3年平均)			-0.030*** (-4.33)	-0.075*** (-3.82)			-0.025*** (-3.54)	-0.059*** (-2.94)										
対外債務残高/GNI (1期ラグ)			0.007*** (8.98)	0.006*** (4.07)			0.006*** (8.16)	0.006*** (3.71)										
MaccFadden R2	0.154	0.224	0.153	0.162	0.050	0.134	0.137	0.151										
推定期間	1981-2018	1978-2018	1981-2018	1980-2018	1980-2018	1978-2018	1980-2018	1980-2018										
サンプル数	6954	1929	3853	772	5130	959	3810	756										

(注) カッコ内はz値。

考えられる。

- ③ また、「実質 GDP 成長率」の係数推定値は有意に負、「対外債務残高／GDP」の係数推定値は有意に正で、成長率の低下、債務残高の増加は、内外債務再編リスク同様、「債務不履行リスク」を高めている
- ④ 「債務不履行経験国のみ」のデータで Probit 回帰を行った場合も、説明変数の係数推定値の符号、有意性はすべての推定値で「全世界データ」の回帰結果と同様である。推定値の大きさも類似しており、推定結果の頑健性を窺わせる。

(3) 公的債務不履行「規模」に関するパネル推定

図表 4-12は、Beers, et.al. (2021) の公的債務不履行データを用いて、各国の「公的債務不履行総額（国債等市場性証券、銀行貸付、公的貸付を含む）／GDP」（債務不履行「規模」）を被説明変数とし、どのような要因が債務不履行規模を増大させるか、最大123か国、1980～2020年の期間のパネルデータにより、固定効果モデルでパネル推定した結果である。

推定結果によれば、「実質 GDP 成長率」の係数推定値は有意に負で定式を替えても -0.3程度と頑健であり、実質 GDP 成長率の低下（実物経済ショック）は有意に債務不履行規模を高める。また、「対外債務残高／GDP」（対外債務状況の悪化）の係数推定値は有意に正で定式を替えても 0.26程度と頑健であり、対外債務の増大は有意に債務不履行規模を高める。更に、「Freedom House 指標」（1～7：政治的権利・市民の自由の「悪化」指標）の係数推定値はいずれの定式でも有意に正であり、制度政策環境（ガバナンス）の悪化は債務不履行規模を高める。

この結果は、実質 GDP 成長率の低下、債務状況の悪化、制度政策環境の悪化が債務困難リスクを高めるという Kraay and Nehru (2004)、木原 (2010) 等の先行研究結果と整合的である。

定式 2～4によれば、これらの説明変数で制御した上でも、「金融発展指数」、「金融機関指数」、「金融市場指数」の係数推定値は有意に負であり、銀行等の金融機関や株式・債券等の証券市場の発達は債務不履行規模の引き下げに寄与する。

図表 4-12 公的債務不履行「規模」のパネル分析（その1）（被説明変数：公的債務不履行総額/GDP（%）；推定期間1980-2020年）

	定式 1	定式 2	定式 3	定式 4	定式 5	定式 6	定式 7	定式 8	定式 9
定数	-8.502*** (-4.52)	-2.303 (-1.18)	-0.349 (-0.18)	-7.316*** (-3.84)	1.278*** (5.86)	1.291** (2.05)	1.230* (1.83)	-1.627 (-1.41)	-2.452* (-1.96)
一人当たり GNI	-0.0001* (-1.89)	-0.00006 (-1.17)	-0.00004 (-0.67)	-0.0001** (-2.20)			-3 *E- 5 *** (-2.69)	- 2 *E- 5 *** (-2.68)	- 3 *E- 5 ** (-2.52)
Freedom House 指数	0.898*** (2.82)	0.644** (2.03)	0.547* (1.71)	0.851** (2.70)		Freedom House 指数		1.076*** (2.61)	1.398*** (3.30)
実質 GDP 成長 率（3 年平均）	-0.327*** (-3.42)	-0.352*** (-3.48)	-0.354*** (-3.57)	-0.359*** (-3.52)		債券総額/GDP (%)	0.0062 (0.95)		0.0068 (1.05)
金融危機タミー	2.756** (2.50)				0.0061 (1.19)		0.0125 (0.91)	0.012* (1.73)	0.013 (0.32)
対外債務残高/ GNI（1 期ラグ）	0.261*** (18.23)	0.260*** (18.84)	0.260*** (18.81)	0.260*** (18.83)	-0.0041*** (-2.61)		-0.0063** (-2.19)	-0.0029** (-2.21)	-0.0047* (-1.83)
金融 発展 指数 （1 期ラグ）		-29.302*** (-8.70)							
金融 機関 指数 （1 期ラグ）		-26.158*** (-9.21)							
金融 市場 指数 （1 期ラグ）				-9.409*** (-4.88)					
自由度修正済み R2	0.689	0.684	0.685	0.681	0.175	0.150	0.160	0.187	0.167
国数/サンプル数	123/3861	118/4067	118/4067	118/4067	94/2006	80/1598	80/1575	94/1950	80/1568

（注）全世界データを用い、クロスセクション固定効果（ホワイト不均一分散修正）により推定。

他方、金融機関・証券市場の「深化」の代理変数として「金融機関預金／GDP」と「株式残高／GDP」を説明変数に加えて推定すると、「株式残高／GDP」の係数推定値は有意に負で証券市場の深化は債務不履行規模を低減させるが、「金融機関預金／GDP」の係数推定値は正で有意に推定されていないものも多く、金融機関の深化は必ずしも債務不履行規模を減じるものではない。

なお、「一人当たり GNI」の係数推定値は負となっており、所得水準の低下が債務不履行規模を増大させることを示しているが、定式により有意となっていない推定もある。

また、内外の「債券総額／GDP」の係数は有意に推定されておらず、財政赤字により国債等の発行が増えても必ずしも債務不履行規模が拡大するわけではない。対外債務残高／GDP の係数推定値が有意に正で頑健であることと考え合わせれば、債務不履行規模に影響するのは国債等の残高ではなく「対外債務」であると考えられる。

図表 4-12 の推定から説明変数の構成を変え、「金融危機ダミー」を除き、World Bank (2022a) の金融市場及び金融機関の「深化」指数を導入した推定結果を図表 4-13 に示す。「金融市場深化指数」の係数推定値は有意に負となっており、株式残高の増大等の証券市場の深化は債務不履行規模を低減させるが、「金融機関深化指数」の係数推定値は有意でなく、預金残高の増大等の金融機関の深化は債務不履行に影響を及ぼさない。これは、図表 4-12 の結果（定式 5～9）と整合的である。所得水準を制御しても、「金融市場指数」、「金融市場深化指数」で表される証券市場の発達度、特に証券市場の深化は債務不履行規模の引き下げに寄与するといえる⁶。なお、本稿では示していないが、「債務不履行経験国」のみのデータで推定した結果も「全世界データ」の場合と同様に推定されている。

全世界データ、債務不履行経験国データ双方で、成長率、対外債務の係数

6 「金融機関指数」を説明変数とすると当該変数の係数が有意に推定されず、「Ln（一人当たり GDP）」の係数も有意に推定されない。これは、所得水準の上昇とともに金融機関が深化し預金／GDP 比が上昇することから、多重共線性が発生しているためと考えられる。

図表 4-13 債務不履行「規模」のパネル分析（その 2：全世界データ）

（被説明変数：公的債務不履行総額/GDP（%）：推定期間1980-2020年）

	定式 1	定式 2	定式 3	定式 4	定式 5
定数	6.808 (1.12)	3.123 (0.48)	1.955 (0.30)	5.483 (0.86)	4.560 (0.61)
Ln（一人当たり GNI）	-1.935*** (-2.73)	-0.831 (-0.97)	-0.360 (-0.39)	-1.749** (-2.34)	-1.458 (-1.43)
Freedom House 指数	0.657** (2.07)	0.588* (1.86)	0.525 (1.66)	0.677** (2.12)	0.635** (2.03)
実質 GDP 成長率（3 年平均）	-0.313*** (-3.18)	-0.334*** (-3.38)	-0.348*** (-3.56)	-0.315*** (-3.18)	-0.331*** (-3.48)
対外債務残高/GNI （1 期ラグ）	0.254*** (16.91)	0.258*** (16.83)	0.259*** (16.74)	0.255*** (16.65)	0.255*** (16.44)
金融市場指数（1 期 ラグ）	-4.858** (-2.37)				
金融発展指数（1 期 ラグ）		-25.336*** (-4.69)			
金融機関指数（1 期 ラグ）			-24.958*** (-4.73)		
金融市場深化指数 （1 期ラグ）				-7.199** (-2.32)	
金融機関深化指数 （1 期ラグ）					-13.171 (-1.46)
自由度修正済み R2	0.682	0.684	0.685	0.682	0.682
国数/サンプル数	118/4067	118/4067	118/4067	118/4067	118/4067

（注）クロスセクション固定効果（ホワイ ト不均一分散修正）により推定。

推定値は極めて頑健であり、実質 GDP 成長率 1 % の上昇は債務不履行規模を 0.3% 強引き下げ、対外債務/GDP 比 1 % の上昇は債務不履行規模を 0.25 % 強引き上げる。

(4) 一人当たり GDP 成長率に対する影響

① 債務不履行等の影響

図表 4-14 は、債務困難等が成長率に与える影響を検証するために、債務不履行の規模及び生起、金融危機、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。

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。「実質金利」は「自然利子率」の代理変数と考えられ、自然利子率は潜在成長率に等しくなるため、実質金利の係数推定値は正になると期待される。実際、推定値は正で有意なものが多い。「消費者物価」の大幅上昇は、マクロ経済政策の失敗を意味し、成長率を引き下げることが期待される。図表 4-14 によれば、消費者物価上昇率の係数推定値は有意に負で頑健である。制度政策環境の代理変数である「Freedom House 指標」（数字が大きいほど政治的権利・市民の自由が欠如）の係数推定値は、有意に負で頑健である。制度政策環境の悪化は成長率を低下させることが期待される。

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「金融危機ダミー」の係数推定値も有意に負で頑健となっており、金融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「金融機関変数」と証券等「金融市場変数」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。これは、IMF (2021b) の推定結果と整合的である。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

図表4-14 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)
金融危機ダミー	-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	133/3166	133/3166	65/1027	135/3229	135/3229	66/1038

(注) クロスセクション固定効果(GLSもしくはホワイト不均一分散修正(定式3、6))により推定。括弧内はt値。定式4~6の金融証券変数は「不履行ダミー」との交差項。

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、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。これは、IMF（2021b）と整合的な結果である。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。債務不履行が発生しても、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。

② 債務再編等の影響

図表4-15は、「債務再編」等が成長率に与える影響を検証するために、国内・対外債務再編の生起、金融危機、金融機関・証券市場の状況等を説明変数として、全世界データにより一人当たりGDP成長率をパネル推定した結果である。

制御変数としては、「債務不履行」による推定と同様に、「実質金利」、「消費者物価上昇率」、「Freedom House 指標」を用いた。制御変数の係数推定値の符号、有意性等は「債務不履行」による推定の結果とほぼ同じである。

債務再編の生起した年・国に1、その他の国・年に0を置く「債務再編ダミー」の係数推定値は、有意に負で頑健である。債務再編を行えば、一人当たり実質GDP成長率は有意に低下する。

またショック指標である「金融危機ダミー」の係数推定値も、「債務不履行」による推定同様、有意に負で、金融危機が起これば成長率を2%強低下させることが頑健に示される。

定式1～3は、銀行等「金融機関変数」と証券等「金融市場変数」との成長促進・低減効果を示したものである。推定結果は「債務不履行」による推定同様、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。

他方、定式4～6では、金融変数と「債務再編ダミー」との交差項を説明変数として推定することにより、債務再編を実施した際の金融変数の影響を

図表4-15 一人当たりGDP成長率に対する影響（債務再編等、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	5.256*** (13.10)	4.536*** (13.87)	4.078*** (7.18)	3.828*** (14.16)	3.784*** (13.77)	3.088*** (4.30)
債務再編ダミー（国内もしくは対外）	-0.882*** (-4.26)	-0.850*** (-4.10)	-2.256** (-2.65)			
実質金利（%）	0.013** (2.06)	0.013** (2.14)	0.0005 (0.02)	0.015** (2.40)	0.015** (2.38)	0.0009 (0.05)
消費者物価上昇率（%）	-0.002*** (-4.71)	-0.002*** (-4.60)	-0.015*** (-6.72)	-0.002*** (-4.54)	-0.002*** (-4.60)	-0.015*** (-6.97)
Freedom House 指標	-0.464*** (-5.72)	-0.440*** (-5.43)	-0.032 (-0.17)	-0.414*** (-5.13)	-0.410*** (-4.99)	-0.135 (-0.71)
金融危機ダミー	-2.343*** (-10.30)	-2.218*** (-9.88)	-2.270*** (-2.84)	-2.331*** (-10.35)	-2.290*** (-10.23)	-2.262*** (-2.93)
金融機関指数（1期ラグ）（×不履行ダミー）	-4.032*** (-4.64)			-3.222*** (-3.70)		
金融市場指数（1期ラグ）（×再編ダミー）	1.113** (2.06)			-0.315 (-0.19)		
金融機関深化指数（1期ラグ）（×再編ダミー）		-4.043*** (-4.31)			-1.275 (-0.98)	
金融市場深化指数（1期ラグ）（×再編ダミー）		1.692*** (3.17)			-4.670** (-2.58)	
金融機関預金/GDP（%）（1期ラグ）（×再編ダミー）			-0.027*** (-3.28)			-0.066* (-2.00)
株式残高/GDP（%）（1期ラグ）（×再編ダミー）			0.007** (2.66)			0.013 (0.82)
自由度修正済R2	0.292	0.287	0.299	0.282	0.288	0.286
国数/サンプル数	135/3229	135/3229	66/1034	135/3229	135/3229	66/1034

（注）クロスセクション固定効果（GLS もしくはホワイト不均一分散修正（定式3、6））により推定。括弧内はt値。定式4～6の金融証券変数は「再編ダミー」との交差項。

検証している。推定結果は、債務不履行の際とは異なり、「金融機関変数」×債務再編ダミーの係数推定値は有意に負のケースが多いが、「金融機関深化指数」との交差項では有意となっていない。「金融市場変数」×債務再編ダミーの係数推定値は有意でないものが多いが、「金融市場深化指数」との交差項では有意に負となっている。これは債務再編が実施された場合、それまで国債発行等で財政を拡大できていた証券市場深化国ほど、財政拡大ができず成長率の落ち込みが大きくなることが一因と考えられる。

以上の推定結果をまとめると、以下の(i)、(ii)、(iii)の通りである。なお、「債務不履行（再編）経験国のみ」のデータによる推定結果も「全世界」データと同様で推定値も類似しており、推定結果は頑健である。

(i) 債務再編・債務不履行発生リスクへの影響

- ① 金融危機、成長率の低下、対外債務残高の増加は、「国内・対外債務の再編リスク」及び「債務不履行リスク」を高める。
- ② 「対外債務再編リスク」は、銀行等への「アクセス」や「効率」を含む金融機関の「全般的発展」や金融機関・証券市場の「深化」により低下する。他方、「国内債務再編リスク」は証券市場の発展により低減するが、銀行等金融機関の発展はそのリスクを増す。
- ③ 「債務不履行リスク」は銀行等「金融機関」・証券等「金融市場」それぞれの「全般的発展」及びその「深化」により低下する。

(ii) 債務不履行「規模」（債務不履行総額／GDP）への影響

- ④ 実質 GDP 成長率の低下、対外債務の増加、制度政策環境（ガバナンス）の悪化は、Krray and Nehru（2004）や木原（2005）等の先行研究同様、「債務不履行規模」を高める。
- ⑤ 銀行等の金融機関、株式・債券等の証券市場の「全般的発展」は、債務不履行規模の引き下げに貢献する。但し、「証券市場の深化」は債務不履行規模を低減させる一方、「金融機関の深化」は債務不履行規模に必ずしも影響を与えない。
- ⑥ 財政赤字により国債等の発行が増えても必ずしも債務不履行規模が拡大するわけではなく、対外債務残高／GDP（「対外債務」規模）の増大が債務不履行規模を拡大する。

- ⑦ 「成長率」、「対外債務」の係数推定値は極めて頑健であり、実質 GDP 成長率 1%の上昇は債務不履行額/GDP 比を0.3%強引き下げ、対外債務/GDP 比 1%の上昇は債務不履行額/GDP 比を0.25%強引き上げる。
- (iii) 一人当たり GDP 成長率に対する影響
- ⑧ 「金融危機」が起これば成長率を 2%強低下させる。
- ⑨ 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 (IMF (2021b) の推定結果と整合的)。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。
- ⑩ 「債務不履行が発生」した場合、「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、債務不履行が発生しても、「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。
- ⑪ 他方、「債務再編を実施」した際の金融変数の成長に対する影響については、債務不履行の際とは異なる。「金融機関変数」×債務再編ダミーの係数推定値は有意に負のケースが多いが、「金融市場深化指数」との交差項でも有意に負となっている。これは債務再編が実施された場合、それまで国債発行等で財政を拡大できていた証券市場深化国ほど、財政拡大ができず成長率の落ち込みが大きくなることが一因と考えられる。

第 5 節

政策的含意

先行研究や本稿の分析を踏まえ、近年の債務問題に対し以下のような政策対応が必要と考えられる。

I 金融危機・債務問題への早期警戒システム等の確立

「金融危機」は債務不履行や債務再編を引き起こし、成長率を低下させる。Reinhart and Rogoff (2009) によれば、政策当局は「今回は違う」(This

time is different) と考え、金融危機を繰り返している。これを避けるには、①不動産価格の異常な上昇等、金融危機の「早期警戒システム」を確立し、②レバレッジ等に関する「国際的規制」を設定しルール順守を徹底すべきとしている。

更に、「債務不履行、債務再編の早期警戒システム」も確立する必要がある。本稿の実証結果から、金融危機、成長率の低下、対外債務残高の増加、金融・証券市場の状況が債務不履行・債務再編リスクを高めることが示された。このような状況が融資条件や債券の発行条件に適切に反映されるシステムが必要である。

II 脆弱な「金融システム」(特に証券市場)の育成強化

先行研究や本稿での実証結果から、債務再編・不履行の原因とその影響に「金融システム」が大きく影響していることがわかる。特に、預金/GDP 比等、銀行等の金融機関の過大な「深化」が債務不履行や債務再編のリスクを高め、不履行時・再編時の成長率低下に有意な影響を与えている。他方、株式残高/GDP 等、証券市場の発達・深化は債務不履行・債務再編リスクを低め、不履行時・再編時の成長率に正の有意な影響を与えている。従って、債務危機時に銀行等の金融機関が及ぼす負の影響を緩和・修正する意味でも、株式・債券市場等の証券市場の育成、特に「証券市場規模の拡大」(深化)を図る必要がある。

III 「選別的債務不履行」への対応

Erce and Mallucci (2018) の実証・モデル分析によれば、債務国は国内債務もしくは対外債務を選別的に不履行・再編することが常態となっているが、その影響は大きく異なる。IMF (2021a) によれば、近年、国内法に基づいて発行された公債(国内債)の再編(DDR)が、頻繁に行われるようになった。DDRを行い対外債務再編(EDR)を行わなければ、EDRに伴う対外的に「評判」が悪化するコストを減じることができ、国際金融市場への

アクセスを保持できるメリットがある。他方、国内の銀行や年金基金は対外債ではなく国内債の保有が極めて多く、DDRを行えば金融安定や経済活動に重大な悪影響を与えかねない。

したがって、どのようにDDRを設定するかは、国内金融システムと経済全体に対するリスクを最小化しながら必要な債務再編目標を達成する上で、極めて重要である。DDRの範囲を決める際に、「幅広い債権に網をかける」ことは、個々の債権者グループに求める債務削減負担を軽減できることから、債務再編への「参加」を促すことに繋がる。また、債務再編を行う前に「ストレス・テスト」を行えば、どのような政策支援が必要かの重要な情報を得ることができる。DDRの金融システムに対する影響度に応じて、「流動性支援」、「規制的手法」、「資本注入」、「金融安定基金の設立」等の政策対応を行う必要がある。

IV 債務再編のタイミング

Asonuma, et.al. (2020)によれば、公的債務再編に伴うGDP、投資、民間部門信用、資本流入の減少は「債務不履行後の債務再編」の方が「事前の債務再編」の場合より大きい。従って、債務再編コストを軽減するには、「債務不履行前」に債権者との交渉により債務再編を行うべきであり、実証分析により明らかとなった変数等により債務不履行リスクの高まりを識別し、リスクが高まったら早急に再編交渉を開始すべきである。

V 「国際債務アーキテクチャ」の再構築

G20諸国は、今回のコロナ禍等に伴う途上国の債務困難に際し、「債務支払い停止イニシアティブ」(DSSI)の実施・延長等を行うことで対応してきた。IMFのGeorgieva.et.al. (2020)は、債務脆弱性のある国は債務管理(持続不可能な債務をできるだけ早急に再編し、民間債権も含む)と成長回復政策に早急に対処することを提言するとともに、「国際債務アーキテクチャ」の改革を訴えている。Georgieva.et.al. (2020)によれば、現在の

公的債務の契約枠組みは、公共債の債務再編には概ね効果的だが、多様な民間信用供与者への拡大や債務の透明性欠如に対処する必要がある（非証券債務や債券担保証券の増加に対し有効でない）。また、公的債権の多くを、パリクラブのメンバーでない国々が保有しており、パリクラブの手続きに従っていないため、債務再編が困難となっている。

そこで、現行の「国際債務アーキテクチャ」に以下のような変更点を付け加えるべきとしている。

- ① 債務国及び債権者は、債務国に問題が生じた場合に経済的落ち込みを最小限にするための「契約条項を更に強化」すべき（国際債への適用を促進している拡大CACs（Collective Action Clauses）と同様の条項を非証券債務に適用し、自然災害や大規模な経済ショックの際に、債務支払いを削減・自動停止させる条項の付加）。
- ② 債務の透明性を向上させるべき（どの債務国がどのような条件で借入を行っているかの情報、他の債権者に付与された条件等）。
- ③ 公的二国間債権者は、公的二国間債務再編の「共通アプローチ」に合意すべき（これはパリクラブ参加国及びそれ以外の債権国双方に受け入れ可能なもので、債務国が債務をつまびらかにし、すべての公的・民間債権者からの債務再編合意を同等の条件で求める「共通条件シート」を含む。このような方式で情報共有とすべての債権者間の公正な負担分担を確保することにより、参加率が増大し遅延を回避できる）。

今回のコロナ禍等に伴う債務困難を世界的な債務危機に陥らせないためにも、上記の「国際債務アーキテクチャ」の強化は必要であろう。また、このような規約が有効に機能するように、債務不履行・再編の有無によるpenaltyとrewardを含む借入契約の国際基準化等、ゲーム理論、契約の経済学、行動経済学等の近年の経済学的知見や実証分析の結果を、アーキテクチャ構築に活用すべきであろう。

結び

本稿では、近年利用可能となった公的債務不履行・債務再編のデータベースを用いて、債務不履行・再編等の「発生」要因や債務不履行「規模」の決定要因、及び債務不履行・再編等の実質 GDP 成長率への影響を、全世界サンプル及び債務困難国サンプルにより推定し、先行研究の結果等を確認するとともに、「証券市場等の資本市場の発展」が債務困難を回避し、債務不履行・再編に陥った際の経済回復に有効であることを頑健に示した。

まず第1節及び第2節で、コロナ禍の中、医療・保健対応、所得補償・債務減免等の経済支援により各国とも財政支出が大幅に増加し、先進国・途上国を問わず財政赤字が拡大し、公的債務が増大していることを示した後、債務不履行が債務拡大以上のペースで増大している事実を示した。近年の特徴として、「選択的債務不履行・債務再編」やパリクラブ・中国からの「融資債務」と「外貨建債券債務」の不履行増加とともに、「国内債務」再編の相対的増加といった傾向が見られる。

第3節では、先行研究についてレビューした。2000年代初頭には HIPC 等の債務困難に対して債務困難の発生要因の推定等により、途上国の制度政策環境の強弱に応じた融資・贈与等の実施に繋がった。近年は低所得国等の累積債務問題が再燃するとともに、コロナ禍等のグローバル・ショックが債務国の債務返済能力に影響し、債務不履行・再編の増加が予想されることから、IMF 等を中心に多くの理論・実証研究が行われている。特に、債務不履行が銀行部門の発展と関係があり、銀行部門が大きいほど対外債務を含む大規模な再編が行われ、成長・投資等マクロ経済に対する債務再編の負の影響は銀行部門が大きいほど大きいといった実証分析結果が示されている。このような影響を緩和する意味でも、銀行部門の機能を代替・補完する「証券・資本市場の発展」が必要となるのではないか。

そこで、第4節では、従来の推定に用いられた変数や銀行預金等の「金融機関」深化変数に加え、株式残高等の「金融市場」(証券市場)変数等を用

いて、債務再編・不履行発生の Probit 分析、債務不履行「規模」決定のパネル分析、債務不履行・再編や金融証券変数等の一人当たり実質 GDP 成長率への影響に係るパネル推定を、全世界サンプルと不履行／再編経験国サンプルで行った。その結果、①金融危機・成長率低下・債務残高の増加が債務不履行・再編リスクを高め、成長率低下・対外債務の増加・制度政策環境の悪化が債務不履行「規模」を拡大していること、②銀行等「金融機関」の発達が国内債務再編リスクを増し、債務不履行・再編発生時に成長率を更に低下させるのに対し、証券等「金融市場」の発展は国内債務再編リスク・債務不履行リスクを低減し、債務不履行・再編発生時でも成長率にプラスの効果を与え回復に資すること等が明らかになった。

先行研究や本稿の分析を踏まえ、第5節では近年の債務問題に対する政策的含意を示した。債務不履行・再編を惹起する「金融危機」等のグローバル・ショック対応に併せ、途上国政府は脆弱な「金融システム」を強化し、債務危機時に銀行等の金融機関が及ぼす負の影響を緩和する意味でも、株式・債券等の証券市場の育成、特に「証券市場規模の拡大・深化」を図る必要がある。また近年顕著となってきた「選別的債務不履行・再編」、特に国内金融システムや成長に影響を及ぼす「国内債務再編」(DDR)の影響を軽減するため、債務再編への広範な「参加」を促進するとともに、事前のストレス・テストの結果に応じた流動性支援・規制強化・資本注入等の施策を準備する必要がある。更に、債務不履行後の債務再編は成長率等を大きく引き下げるため、実証結果等に基づき債務不履行リスクの高まりを事前に識別し、リスクが高まったら早急に再編交渉を開始すべきであろう。G20は「債務支払い停止イニシアティブ」(DSSI)の実施・延長で途上国の債務困難に対応してきたが、更にIMFが提唱するように、拡大CACsのような契約条項の強化、債務の透明性向上、中国を含む公的二国間債務再編への共通アプローチの確立等、国際社会は「国際債務アーキテクチャ」を再構築する必要がある。その際、このような規約が有効に機能するように、債務不履行・再編の有無によるpenaltyとrewardを含む借入契約の国際基準化等、ゲーム理論、契約の経済学、行動経済学等の近年の経済学的知見や実証分析の結果を、アーキテクチャ構築に活用すべきであろう。

Abbas and Rogoff (2019) が示している通り、長期・多数国をカバーする公的債務・債務不履行・債務再編データベースが近年多く公開されている。債務危機の発生や危機の負の影響を回避するため、債務困難の地域別耐性の差異等、これらのデータベースを活用した実証分析を更に深化させていく必要があろう。また、本稿で証券市場の発展が債務不履行・再編の回避や成長率低下の緩和等の効果を持つとの実証結果を得たが、そのメカニズムは必ずしも明らかでない。今後、証券市場を含むモデルを構築し、証券市場の成長促進経路等をシミュレーションにより明らかにしていく必要があろう。

<参考文献>

- ・ Abbas, S. Ali, and Kenneth Rogoff (2019) “A Guide to Sovereign Debt Data” IMF Working Paper WP/19/195
- ・ Asonuma, Tamon, Marcos Chamon, Aitor Erce, and Akira Sasahara (2020) “Costs of Sovereign Defaults: Restructuring Strategies and the Credit-Investment Channel”
- ・ Bank of Canada (2021) “Database of Sovereign Default” The Bank of Canada’s Rating Assessment Group (CRAG)
- ・ Beers, David, Elliot Jones, and John Fraser Walsh (2021) “BoC-BoE Sovereign Default Database: Methodology, Assumptions and Sources” Technical Report 117, Bank of Canada
- ・ Beers, David, Elliot Jones, Zacharie Quiviger, and John Fraser Walsh (2021) “BoC-BoE Sovereign Default Database: What’s new in 2021?” Staff Analytical Note 2021-15, Bank of Canada
- ・ Borensztein, Eduardo, and Ugo Panizza (2008) “The Cost of Sovereign Default” IMF Working Paper
- ・ Erce, Aitor, and Enrico Mallucci (2018) “Selective Sovereign Defaults” International Finance Discussion Papers 1239, Board of Governors of Federal Reserve System
- ・ Erce, Aitor, and Enrico Mallucci, and Mattia Picarelli (2021) “A Journey in the History of Sovereign Defaults on Domestic-Law Public Debt”

LUISS Working Paper 14/2021

- Erce, Aitor, and Javier Diaz-Cassou (2010) "Creditor Discrimination during Sovereign Debt Restructuring" Banco de Espana, Working Paper No.1027
- Freedom House (2022) "Freedom in the World 1973-2021"
- Gennaioli, Nicola, Alberto Martin, and Stefano Rossi (2018) "Banks, Government Bonds, and Default: What do the Data say?" *Journal of Monetary Economics*, Vol.98 (C)
- Georgieva, Kristalina, Ceyla Pazarbasioglu, and Rhoda Weeks-Brown (2020) "Reform of the International Debt Architecture is Urgently Needed" IMF
- IMF (International Monetary Fund) (2021a) "Issues in Restructuring of Sovereign Domestic Debt" IMF
- IMF (2021b) "Issues in Restructuring of Sovereign Domestic Debt- Background Paper" IMF
- IMF (2021c) "World Economic Outlook Database October 2021" IMF
- IMF (2021d) "October 2021 Fiscal Monitor" IMF
- IMF (2022) "International Financial Statistics" IMF
- Levy-Yeyati, Eduardo, and Ugo Panizza (2006) "The Elusive Costs of Sovereign Defaults" Inter-American Development Bank Research Department Working Paper #581
- Mendoza, Enrique G. and Vivian Z. Yue (2012) "A General Equilibrium Model of Sovereign Default and Business Cycles" *Quarterly Journal of Economics*, Vol.127 (2)
- Reinhart, Carmen M. (2010) "This Time is Different Chartbook: Country Histories on Debt, Default, and Financial Crises" NBER Working paper series 15815
- Reinhart, Carmen M. and Kenneth S. Rogoff (2008) "The Forgotten History of Domestic Debt" NBER Working paper 13946
- Reinhart, Carmen M. and Kenneth S. Rogoff (2009) *This Time is Differ-*

- ent – Eight Centuries of Financial Folly* – Princeton University Press
- ・ Sosa-Padilla, Cesar, (2015) “Sovereign Defaults and Banking Crises”
 - ・ World Bank (2022) Global Financial Development Database
 - ・ World Bank (2022) World Development Indicator Database
 - ・ 阿曾沼多聞、ジュ・ヒョンスク、笹原彰 (2021) 「対外債務再編成に関する実証的事実・理論・政策」財務省財務総合政策研究所『フィナンシャル・レビュー』通巻第146号
 - ・ 木原隆司 (2005) 「開発援助ファイナンスの新潮流－「制度政策環境」の重視と受益国に応じた支援－」財務省財務総合政策研究所 Discussion Paper Series 05A-24
 - ・ 木原隆司 (2021) 「新型コロナウイルス感染症の国際パネル分析－経済活動・感染・死亡への短期的影響」焼田他編著『新型コロナ感染の政策課題と分析－応用経済学からのマブローナ』日本評論社