

【研究論文】

財政政策のプロシクリカリティと財政ルール[※]§

Pro-cyclical fiscal policy and fiscal rules

原 一樹 (法政大学大学院経済学研究科博士後期課程) †

Kazuki HARA, The Graduate School of Economics, Hosei University

要約

財政ルールの強化がプロシクリカルな財政政策を抑制するのかわりに、80カ国のパネルデータを用いて検証した。内生性の問題に対処するシステムGMM推定により、財政ルールの効果は景気の拡大期と後退期、及び先進国と新興国で異なることが明らかとなった。また、パネル閾値回帰モデル推定により、財政ルールの制度的強度を閾値として、財政政策のプロシクリカリティは特に先進国で構造的に変化するという結果を得た。

Abstract

This paper studies the effect of fiscal rules to the pro-cyclicality of fiscal policy with using panel of data covering 80 countries. System GMM estimation which properly handles endogeneity problems shows fiscal rules reduce the pro-cyclicality but in different manners in terms of business cycle and economic development. We also find that the reaction of fiscal policy to the business cycle particularly in advanced countries changes structurally depending on the threshold parameter given by an index measuring institutional strengths of fiscal rules.

キーワード：財政政策、財政ルール、景気循環、プロシクリカリティ

Keywords: Fiscal policy, Fiscal rules, Business cycle, Pro-cyclicality

JEL区分：E62, E32, H60

※ 本稿はレフェリーの審査を経たものである。初稿2018年7月31日受付、最終稿2018年12月19日受理。

§ 本稿は、日本経済政策学会第75回全国大会における報告論文を加筆修正したものである。討論者をお引き受け頂いた宮崎智視准教授(神戸大学)、座長の石山健一准教授(国士舘大学)から報告論文に対する貴重なコメントを頂戴した。また、匿名の査読者から本稿に対する有益なコメントをいただいた。本稿の作成にあたっては、小黒一正教授(法政大学)、濱秋純哉准教授(法政大学)、田中秀明教授(明治大学)からご指導いただいた。ここに記して感謝の意を表したい。もちろん残る誤りは全て筆者の責任である。本稿の内容は全て筆者の個人的見解であり、筆者が属する組織の見解を示すものではない。

† (株)格付投資情報センター チーフアナリスト Email: khara@r-i.co.jp

1. はじめに

世界的な経済・金融危機以降、経済の安定化に対する財政政策の役割が再び注目されている¹。ケインズ的な政策運営の下では、景気の後退期に減税策や財政出動を打つことで総需要を押し上げ、拡大期には財政出動を抑制することにより経済を安定化させると考える。一方、新古典派の議論においてBarro[1979]による課税標準化仮説は、税率の変更による資源配分の歪みを最小化するために、税率を一定とすることが望ましいとしている。この仮説は政府支出の経路は変わらないとの前提に立っているため、税率一定の下では景気後退期に財政収支は赤字となり拡大期には黒字となる。

景気の拡大期に拡張的となり後退期には緊縮へと転じるプロシクリカルな財政政策は、最適とはいえないにも関わらず、現実には財政政策はそうした傾向に陥ることを多くの先行研究が示している。Gavin and Perotti [1997]やStein et al.[1999]が、最初にラテンアメリカ諸国の財政政策はプロシクリカルとなることを指摘した。その後の研究ではこうした傾向は新興国全般でみられる現象であることを明らかにした²。OECD諸国であってもプロシクリカルな財政政策と無縁ではいられない³。財政政策による景気変動の増幅を抑制する必要性は共有されているが、その実施は政治的、制度的、あるいは金融環境といった要因に阻まれて容易ではない。

財政規律の維持を担保する制度的枠組みとして、景気変動を通じて財政均衡を保つ、政府の支出や債務に上限を設定するなどの形で、財政政策に恒久的な制約を課す制度である財政ルール³の整備が多くの国で進められている。その広まりとともに、財政政策と財政ルールの関係を検証する研究が行われており、財政ルールはプロシクリカルな財政運営に一定の歯止めをかける効果を有することが示されている（例えばBova et al.[2014]、Bergman and Hutchison [2015]、Guergiol et al.2017など）。ただ、Gavin and Perotti[1997]やHercowitz and Strawszynski[2004]などが財政政策のプロシクリカル性は景気の局面で異なることを指摘するにもかかわらず、財政ルールの効果が景気の局面で異なる可能性を検討した研究は筆者の知る限りない。また充実した財政ルールの整備は、規律を重視する政府の意思を反映していると考えられが、財政ルールの強度によって財政政策と景気変動の関係は構造的に変化する可能性についての分析もこれまで試みられていない。

本稿の目的は、財政政策と景気変動との関係を財政ルールの効果に注目して検証することである。最初に、財政ルールがプロシクリカルな財政政策を抑制する効果は、景気の拡大期と後退期で異なるという仮説を検討する。分析に当たっては、先進国と新興国を含む広範にわたる国の財政ルールに関するデータを収録したIMFのFiscal Rules Dataset 1985-2016を用い、財政ルールの制度的強さを示す財政ルール指標を作成する。ダミー変数により景気の拡大期と後退期を分け、各変数と財政ルール指数との交差項を作成し、被説明変数である実質政府支出の伸びに対する効果を推定する。先進国と新興国では財政政策と景気変動の関係が異なることから、対象国を2つに分けその違いについても分析する。次に、財政政策と景気変動の関係は線形的に決まるのではなく、財政ルールの強度によって構造的に変化しているとの仮説の検証を試みる。財政ルール変数を閾値変数とし、内生的に決定される閾値により実質政府支出と景気変動の関係が変化するかについて推定する。

分析にあたっては、ラグ付被説明変数が説明変数に含まれるダイナミック・パネルモデルを推定す

¹ IMF[2017]は、主要中央銀行のゼロ金利政策により金融政策が限界に直面する中、経済の安定化に果たす財政政策の役割は以前にも増して大きくなっていると指摘する。

² Alesina et al.[2008]、Céspedes and Velasco[2014]、Gali and Perotti [2003]、Ilzetzi and Vegh [2008]、Kaminski et al.[2004]、Talvi and Vegh [2005]など。

³ Abbott and Jones[2011]、Arreaza et al.[1998]、Hercowitz and Strawszynski[2004]、Lane[2003]など。

る。説明変数と誤差項の間に相関が生じる内生性の問題に対処するため、第1の仮説の分析はシステムGMMを用いて行う。ここでは、財政ルールが財政政策のプロシクリカリティを抑制する効果は、景気の拡大期と後退期、及び新興国と先進国では異なることが明らかとなった。第2の仮説で扱う財政ルールの閾値効果については、パネル閾値回帰モデルで推定を行う。Hansen[1999]が提唱するパネル閾値回帰モデルでは、内生的に決定される閾値に基づいて観測値を2つあるいは複数のレジームに分けることができる。この推定により、財政ルール指数で示される財政ルールの強度を閾値として財政政策と景気変動の関係は、特に先進国において構造的に変化するという結果を得た。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節では、財政ルールの定義と先行研究を概観する。第3節では、本稿で用いるデータの概略と推定モデルを示す。第4節では、システムGMMと閾値モデルを用いた推定結果とその解釈を示す。第5節で、本稿のまとめと今後の課題について述べる。

2. 財政ルールに関する先行研究

Kopits and Symanski[1998]によると、財政ルールは財政政策に恒久的な制約を課す制度であり、財政指標を参照する数量目標と定義される。政府支出や収入計画といった予算に関する意思決定過程で生じる財政赤字バイアスの抑制や、財政規律の維持を目的に導入される。財政ルールにはいくつかの種類があり、Shaechter et al.[2012]は、債務ルール、均衡財政ルール、歳出ルール、歳入ルールの4つに分類しそれぞれの長所と短所を挙げている。各財政ルールは異なった長所と短所を持っており、各国政府は複数の財政ルールを整備することで、有効性を高める努力をしている。

債務ルールは、政府債務の上限値を対GDP比で設定することが一般的である。説明及びモニタリングが容易という利点を持つ一方、財政政策は債務比率に直ぐには影響しにくく、影響の程度も限定的である。このため明確な運用ガイドラインとはなり難い。政府がコントロールできない要因に影響され、債務比率が上限値以下にとどまる場合にはルール自体が適用されないという問題もある。

均衡財政ルールは運用ガイドラインとしては明確で債務比率にも影響するため、政府債務の持続可能性を確保するという観点から有用である。説明やモニタリングが容易という利点も持つ。しかし、財政収支を目標とする場合、財政運営はプロシクリカルとなる可能性がある⁴。構造的あるいは景気循環調整済みの財政収支であればカウンターシクリカルな財政政策と整合的となるが、潜在GDPの推定を基にした景気循環調整は容易ではない。特に当該国が構造的変化にさらされている場合、その運用は一段と難しくなる。

政府支出の伸びあるいは対GDP比に制限を設ける歳出ルールは、運用ガイドラインとしては分かりやすい。収入を考慮していないため、収支管理には不十分で政府債務の持続可能性に直結しないという限界はある。債務ルールや均衡財政収支とともに用いることで限界は克服でき、政府債務の持続可能性と整合的な財政健全化目標とすることが可能だ。失業者対策などの景気動向に影響を受けやすい支出項目をルールの対象から除くことで、カウンターシクリカルな財政運営を促すことにも資する。

最後に歳入ルールは、政府収入の上限や下限を設ける制度で、収入を増やす、あるいは過剰な税制負担を回避することを目的としている。予算計画を超える収入の増分を支出に充てることを制限するようなルールを伴わない限り、政府債務の持続可能性を担保するものとはならない。

財政ルールの導入事例の増加とともに、その効果に関して主に先進国を対象とした実証研究が積み

⁴ EUは2005年の安定成長協定の改革で、景気変動に対し財政政策を対称に保つことの重要性を踏まえ、中期財政目標として構造的財政赤字をGDP比1.0%以内とし、毎年の改善幅を同0.5%とする規定を追加した。

重ねられてきた。Poterba[1994]は米国の州政府について、財政ルールがより厳しいほど、予期せず発生した財政赤字の改善ペースは速いと指摘している。同様に米国の州政府を対象としたInman[1996]の研究では、容易に変更されないよう法律で規定することや政治的に独立した財政機関が運用することなどが、財政ルールの効果を高めることが指摘されている。EUを対象としたDebrun et al.[2008]の研究では、財政ルールが厳格かつ広範な政府部門に適用されるほど基礎的財政収支は改善に向かうという結果を得ている。Afonso and Hauptmeier[2009]は、EU加盟国について政府債務負担の増加に伴い基礎的財政収支は改善する傾向にあり、財政ルールの整備によってその傾向は強まることを指摘。Nerlich and Reute[2013]は均衡財政ルールと債務ルールの有効性を示すとともに、独立財政機関と複数年を対象とする中期的な財政枠組みを活用することで、ルールの効果が強化されると結論付けている。新興国を対象とした研究では、ラテンアメリカ諸国の財政政策を分析したAlesina et al.[1999]がある。その後、Dabla-Norris et al.[2010]、Gollwizer[2011]、Tapsoba[2012]、Cordes et al.[2015]等の研究があり、新興国でも財政ルールは財政規律を高めることが示されている。

財政政策のプロシクリカリティとの関係では、Manasse[2006]は先進国と新興国を対象にした実証研究により、財政ルールがプロシクリカルな政策運営を抑制する傾向にあることを示した。Ayuso-i-casals et al.[2009]によるEU加盟国に関する実証研究でも、財政の安定化機能を妨げないように設計された財政ルールの下で、政策はカウンターシクリカルとなる傾向にあることが確認されている。Holm-Hadulla et al.[2012]は、EU加盟国について、歳出ルールはプロシクリカルな政府支出を抑制する効果を持つという結論を得ている。Bova et al.[2014]は、新興国では財政ルールの導入は必ずしもカウンターシクリカルな政策には結びつかず、景気循環を調整した財政目標の設定や免責条項の明示が重要となると論じている。Guergiul et al.[2017]は、プロシクリカルな財政政策を抑制するかどうかは、財政ルールの設計によると主張する。Bergman and Hutchison[2015]は、政府の効率性が一定の水準を超える場合に、財政ルールはプロシクリカルな政策を抑制する効果を持つことを指摘した。

本稿で扱う財政ルールはKopits and Symanski[1998]の定義に従っている。IMFのFiscal Rules Dataset 1985-2015を用いて財政ルールの強度を示す指数を作成し分析を進めるため、財政ルールに含まれる制度は、同Datasetの詳細を述べたShaechter et al.[2012]に従っている。すなわち、法律で規定された数量目標、法制化されていなくても少なくとも3年間に変更が加えられない財政目標を、財政ルールとしている。中央政府あるいはさらに広範な公共部門の財政収支、債務、支出、収入のいずれかの総額を対象とした制度で、例えば特定の支出項目のみに制約を課すような制度は含まない。

3 データと推定式

3.1 データ概観

分析の対象国は表1に示した80カ国で、先進国は33カ国、新興国は47カ国である。先進国はOECD加盟国としている。ただし、1人当たりGDPが1万ドルを下回るメキシコは新興国に分類した。新興国及び旧共産圏の財政指標の整備状況を考慮し、対象期間を1995年から2015年とした。

被説明変数と説明変数で用いる経済・財政データは、IMFのWorld Economic Outlook October 2017を利用した。本稿では、被説明変数を政府支出とする。Kaminsky et al.(2004)は、景気変動に対する財政政策の反応を分析するに当り、財政収支や政府収入のように内生的に決定される変数よりも、政府支出や税率といった裁量的変数で測ることが好ましいと指摘している。対象国を全て網羅す

表 1 対象国

先進国		新興国		
Australia	Japan	Antigua and Barbuda	Grenada	Peru
Austria	Korea	Armenia	Guinea-Bissau	Philippines
Belgium	Latvia	Botswana	India	Republic of Congo
Canada	Luxembourg	Brazil	Indonesia	Romania
Chile	Netherlands	Burkina Faso	Jamaica	Russia
Czech Republic	New Zealand	Cameroon	Kenya	Senegal
Denmark	Norway	Central African Republic	Lithuania	Serbia
Estonia	Poland	Chad	Malaysia	Sri Lanka
Finland	Portugal	Colombia	Mali	St. Kitts and Nevis
France	Slovak Republic	Costa Rica	Malta	St. Lucia
Germany	Slovenia	Cote d'Ivoire	Mauritius	St. Vincent and the Grenadines
Greece	Spain	Croatia	Mexico	Togo
Hungary	Sweden	Cyprus	Namibia	Uruguay
Iceland	Switzerland	Dominica	Niger	
Ireland	United Kingdom	Ecuador	Nigeria	
Israel	United States	Gabon	Pakistan	
Italy		Georgia	Panama	

る税率の時系列データは入手できないため、ここでは政府支出のみを使用した。政府支出は GDP デフレーターにより実質化した対数差分値を用いる。これまでの研究に習い、GDP ギャップを景気変動に関する説明変数とした。GDP ギャップは、実質 GDP の対数値から、HP フィルターにより抽出した実質 GDP の対数値のトレンド成分を引いて求めている⁵。その他のコントロール変数として、インフレ率、1人当たり実質 GDP の対数値、政府債務の対 GDP 比の1期ラグ値を入れている。インフレ率は、Fatás and Mihov[2003]に従い、実質政府支出と景気変数の相関が、金融不安などの要因によってもたらされる可能性をコントロールするために加えている。1人当たり実質 GDP の対数値は、所得が低い国ほど裁量的財政政策を実施する傾向にあるとの Badinger[2009]の指摘に基づいて使用する。政府債務の対 GDP 比の1期ラグ値は、Bohn[1998]が示す予算編成時に政府債務の安定化を図ろうとする政策決定者の行動を捉える目的で含めた。

IMF の Fiscal Rules Dataset 1985-2015 は、財政ルールを、歳出ルール、均衡予算ルール、債務ルール、歳入ルールの4つに分類し、各ルールについて、「根拠法」(政治的コミットメント、連立政権内合意、国内法、国際条約、憲法)、「政府部門のカバレッジ」(中央政府、一般政府あるいはより広範な政府部門)、「執行手続きの有無」を収録している。財政ルールの効果的实施とモニタリングのための支援制度として、「複数年にわたって政府支出の上限を設定するシーリングの有無」、「手続きや透明性確保の要件などを規定した財政責任法の有無」、「予算の前提を提供する独立機関の有無」、「財政ルールの順守をモニターする独立機関の有無」についてのデータが収められている。

本稿で使用する財政ルール指数は、Schaechter et al.[2012]の提唱する方法に基づいて作成した。歳出ルール、均衡予算ルール、債務ルール、歳入ルールの各財政ルールについて、根拠法、政府部門のカバレッジ、正式な執行手順の有無を合計する。4つの支援制度も足し合わせる。この合計値を0-5の指数に変更したものを財政ルール指数として使用する。各変数の記述統計量は表2に示している。

図1は歳出ルール、均衡財政ルール、債務ルール、歳入ルールのいずれかを導入している国の数の

⁵ 年次データのため、Ravn and Uhlig [2002] に従い HP フィルターのスムージングパラメータは 6.25 とした。

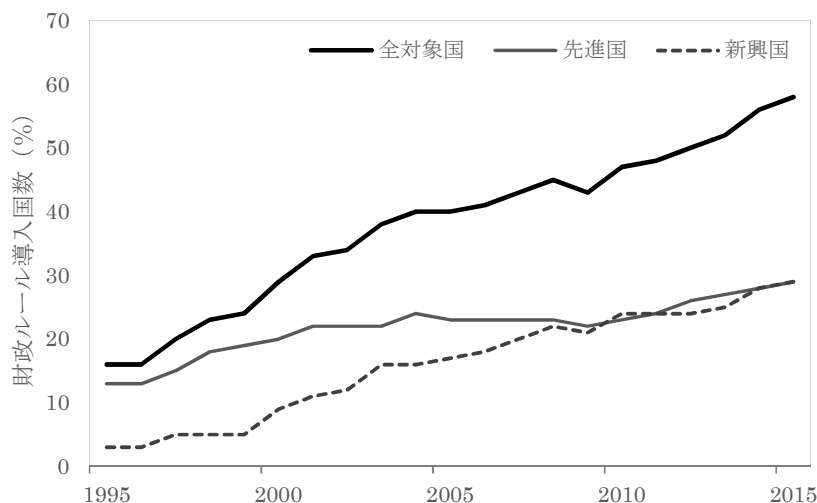
推移を示している。1995年時点で何らかの財政ルールを導入している国は16カ国（先進国13、新興国3）のみだったが、2000年には29カ国（先進国22、新興国7）となり、2015年には58カ国（先進国29、新興29）に増えている。2015年時点で財政ルールを導入する国の多くは複数のルールを持つ。先進国と新興国ともに最も多く導入されているルールは均衡財政ルールである。2節で述べたように、均衡財政ルールは財政収支を目標とした場合には財政政策のプロシクリカリティを助長する可

表2 記述統計量

対象	変数	標本サイズ	平均値	最大値	最小値	標準偏差
先進国	実質政府支出(対数差分)	675	0.03	0.34	-0.37	0.05
	GDPギャップ	714	-0.00	0.11	-0.10	0.02
	景気拡大期	325	0.01	0.11	0.00	0.01
	景気後退期	368	-0.01	-0.00	-0.10	0.01
	インフレ率	714	3.11	35.06	-1.68	3.89
	1人当たり実質GDP(対数)	714	10.36	11.49	9.02	0.42
	政府債務(GDP比)	714	57.25	242.11	3.66	38.20
	財政ルール指数	714	0.65	3.39	0.00	0.65
	新興国	実質政府支出(対数差分)	848	0.05	0.58	-0.79
GDPギャップ		958	0.00	0.18	-0.18	0.02
景気拡大期		484	0.02	0.18	0.00	0.02
景気後退期		495	-0.02	-0.00	-0.18	0.02
インフレ率		961	6.98	197.47	-8.45	14.03
1人当たり実質GDP(対数)		966	8.77	10.49	6.39	0.98
政府債務(GDP比)		934	59.90	434.91	6.23	44.63
財政ルール指数		966	0.27	3.81	0.00	0.51

能性がある。こうした問題の克服を目的に、構造的財政収支あるいは景気循環を通じた収支目標を設定している国もある。チリ、デンマーク、フィンランド、ノルウェー、スイス、ドイツなどは、1990-2000年代に構造的財政収支を目標として整備している。その他のユーロ圏諸国でも、2013年1月に発効した財政協定に基づき構造的財政収支を中期目標としたルールの導入が進んでいる。

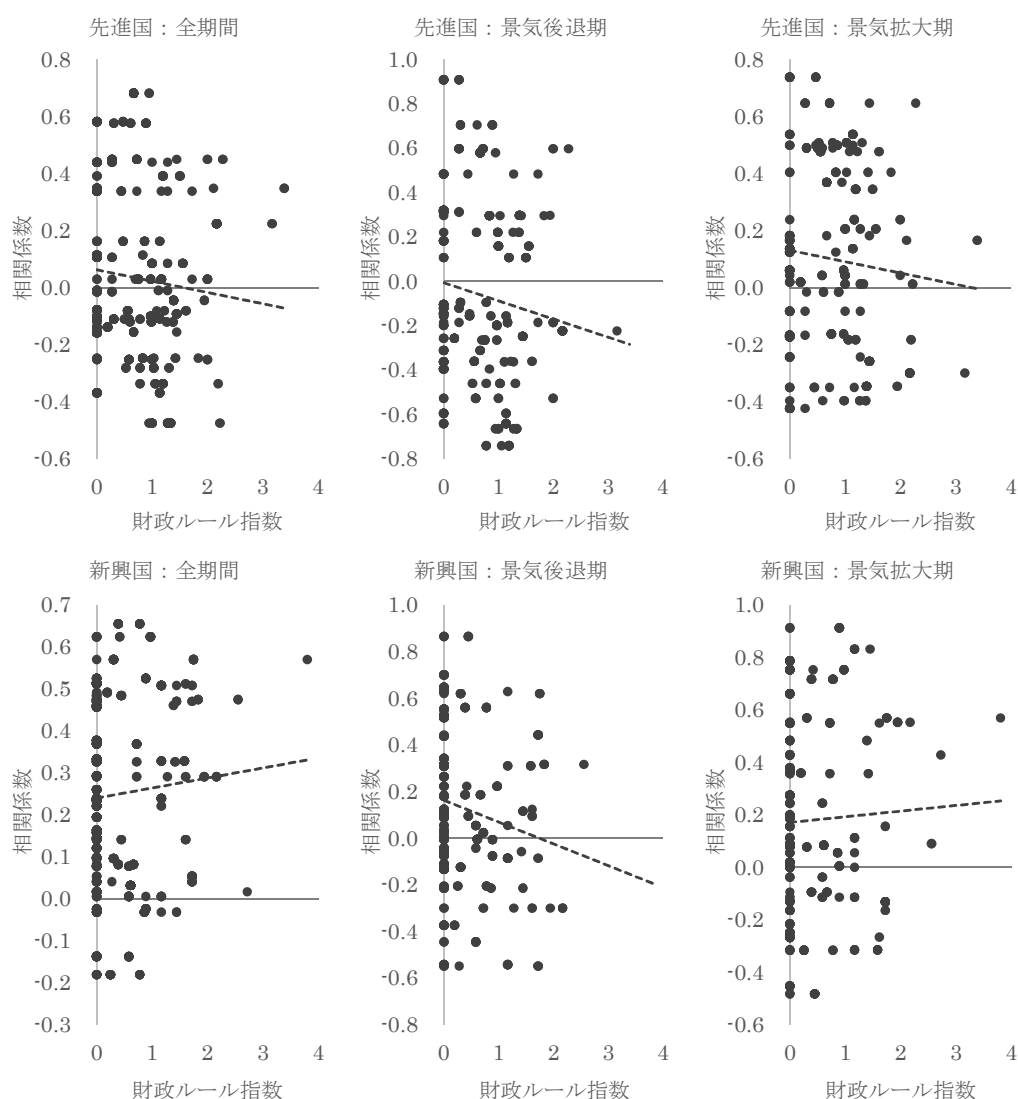
図1 財政ルール導入国数の推移



(出所) IMF Fiscal Rules Dataset1985-2015 より筆者作成。

図2は、実質政府支出の対数差分値とGDPギャップの相関係数と、財政ルール指数の関係を描いている⁶。各図の点線は近似直線である。先進国の近似直線に注目すると、全期間、景気後退期、景気拡大期の各期間ともに財政ルール指数が高くなるにつれ相関係数は低下する傾向にあり、プロシクリカルな傾向が軽減されることを示唆している。ただし景気の後退期では、近似直線は相関係数がマイナスの範囲にとどまり、財政政策は全般的にカウンターシクリカルとなる。景気拡大期では相関係数は低下するもののプラスを維持しており、プロシクリカルな政策が維持されると推察される。他方、新興国では景気後退期にのみ近似直線は右下がり、財政ルールの強化にともない政策運営はカウンターシクリカルとなる。それ以外の期間については明らかな効果は確認できない。

図2 実質政府支出（対数差分）とGDPギャップの相関係数と財政ルール指数



(出所) IMF Fiscal Rules Dataset1985-2015 より筆者作成。

⁶ 財政ルールを導入していない国が多数存在しているために、財政ルール指数は最小値ゼロに遍在する特異なデータとなっている。ただ、本稿の目的は、実質政府支出の対数差分値とGDPギャップの関係に注目し、財政ルールの導入と制度的強化がもたらす効果を検証することである。財政ルールを導入していないことにも分析上の意味があり、推定結果にバイアスのある影響を与えるものではないと考えて推定を行っている。

3.2 システム GMM を用いた推定モデル

まず、景気変動に対する財政政策の反応と財政ルールの効果进行分析する。Gali and Perotti[2003]、Fatás and Mihov [2003]、Lane [2003]、Ilzetzki and Vegh [2008]などが用いた財政政策の反応関数に基づく基本の回帰式は、

$$\Delta \ln G_{it} = \beta_0 + \beta_1 Y_{it} + \beta_2 \Delta \ln G_{it-1} + \beta_3 INFL_{it} + \beta_4 \ln RGDP_{it} + \beta_5 DEBT_{it-1} + \beta_6 FRI_{it} + \alpha_i + u_{it} \quad (1)$$

となる。上記(1)式は、i国に関しt年のGDPギャップに対する財政政策の反応を捉えている。 $\ln G_{it}$ は財政政策を示す変数で、デフレーターにより実質化した政府支出の対数値を用いている。 Δ は差分値であることを示している。 Y_{it} は景気変数で、実質GDPの対数値から、HPフィルタにより抽出したトレンド成分を引いて得られるGDPギャップを用いている。係数 β_1 はGDPギャップの変化に対する実質政府支出の伸びの変化分を表しており、正の場合、財政政策はプロシクリカル、負はカウンターシクリカルな傾向にあることを意味する。統計的有意性を示さない場合、財政政策は景気の変動に対して中立的であることを意味する。財政目標に向かって毎年緩やかに財政政策を調整することや、経済ショック等による系列相関が存在する可能性を考慮して、被説明変数の1期ラグ値を加えている。 FRI_{it} は財政ルール指数である。 $INFL_{it}$ はインフレ率、 $\ln RGDP_{it}$ は1人当たり実質GDPの対数値、 $DEBT_{it-1}$ は政府債務の対GDP比の1期ラグ値を表している。 α_i は時間を通じて変化しない観測不可能な国別の固定効果、 u_{it} は誤差項である。

次に、財政ルールがプロシクリカルな政策に及ぼす効果を分析するために、GDPギャップと財政ルール指数の交差項を加えた式は、

$$\Delta \ln G_{it} = \beta_0 + \beta_1 Y_{it} + \beta_2 \Delta \ln G_{it-1} + \beta_3 INFL_{it} + \beta_4 \ln RGDP_{it} + \beta_5 DEBT_{it-1} + \beta_6 FRI_{it} + \beta_7 (Y_{it} \times FRI_{it}) + \alpha_i + u_{it} \quad (2)$$

となる。 $(Y_{it} \times FRI_{it})$ が交差項を表す。さらに、回帰式(1)と(2)を、景気の後退期と拡大期で財政政策の反応が異なる可能性を検討するために拡張した式は、それぞれ

$$\Delta \ln G_{it} = \beta_0 + \beta_1 Y_{it}^{bad\ time} + \beta_2 Y_{it}^{good\ time} + \beta_3 \Delta \ln G_{it-1} + \beta_4 INFL_{it} + \beta_5 \ln RGDP_{it} + \beta_6 DEBT_{it-1} + \beta_7 FRI_{it} + \alpha_i + u_{it} \quad (3)$$

$$\Delta \ln G_{it} = \beta_0 + \beta_1 Y_{it}^{bad\ time} + \beta_2 Y_{it}^{good\ time} + \beta_3 \Delta \ln G_{it-1} + \beta_4 INFL_{it} + \beta_5 \ln RGDP_{it} + \beta_6 DEBT_{it-1} + \beta_7 FRI_{it} + \beta_8 (Y_{it}^{bad\ time} \times FRI_{it}) + \beta_9 (Y_{it}^{good\ time} \times FRI_{it}) + \alpha_i + u_{it} \quad (4)$$

となる。回帰式(3)と(4)の $Y_{it}^{bad\ time}$ と $Y_{it}^{good\ time}$ は、景気後退期と拡大期のGDPギャップである。Balassone and Francese [2003]やKumar and Ter-Minassian[2007]に従い、GDPギャップが負のときを景気の後退期、正の時を拡大期と定義している。具体的には景気の局面を表す変数を $Y_{it}^{bad\ time} = Y_{it} \times D_{it}^{bad\ time}$ 、 $Y_{it}^{good\ time} = Y_{it} \times D_{it}^{good\ time}$ として算出している。ここで、 $D_{it}^{bad\ time}$ と $D_{it}^{good\ time}$ は景気の後退期と拡大期を表すダミー変数で、 $D_{it}^{bad\ time} = 1$ if $Y_{it} < 0$ 、 $D_{it}^{good\ time} = 1 - D_{it}^{bad\ time}$ と定義している。景気後退期と拡大期の変数の符号は、それぞれ負と正になる。景気後退期の係数 β_1 がプラスの場合に $\beta_1 Y_{it}^{bad\ time}$ は負となり、支出の伸びが抑制されることを表すのでプロシクリカル、マイナス

の場合は正となりカウンターシクリカルと判断される。景気拡大期の係数 β_2 の解釈も同様である。

各回帰式はダイナミック・パネルモデルであり、推定するには内生性の問題に対処する必要がある。被説明変数の1期のラグ項が説明変数に含まれ、OLS推定をすると国別の固定効果 α_i を通じて誤差項と相関する。1階差により固定効果を消去しても誤差項との相関は残ってしまう。この内生性の問題を回避するために、Blundell and Bond[1998]が提案したシステムGMMで推定する。システムGMM推定は、1階差を取ったモデルとレベルモデルで構成されている。1階差モデルではモーメント条件としてレベル変数のラグ項を操作変数として使い、レベルモデルでは1階差の変数を用いる。ここで、被説明変数のラグ項と内生変数については、1階差モデルでは2期前とそれ以前、レベルモデルでは1期前とそれ以前の1階差を用いる[Arellano and Bover,1995]。本稿の説明変数では、GDPギャップとインフレ率を内生変数として扱っている。財政ルール指数との交差項も含めた他の変数は外生変数とした。操作変数と誤差項との直行条件をGMM推定する際の問題として、時間Tが大きくなるに伴い利用可能な操作変数の数が大きくなってしまふことが挙げられる。利用可能な操作変数を全て用いるとGMM推定量のバイアスが大きくなる可能性があり、またラグの長い操作変数を使うと、内生変数と操作変数との相関が弱くなり弱い操作変数の問題が生じてしまふ可能性がある。Roodman[2009]は、操作変数の数を一定のラグに制限するか、各ラグに対して別々のモーメントを使うことで操作変数の数を制限する方法を提唱しており、本稿ではこの二つの方法を用いて推定する⁷。

3.3 パネル閾値回帰モデルを用いた推定モデル

閾値モデルは変数間の構造的変化を捉えることを目的としている。Hansen[1999]が開発したパネル閾値回帰モデルは、内生的に決定される閾値に基づいて観測値を2つあるいは複数のレジームに分ける。回帰式は、

$$\begin{aligned} \Delta \ln G_{it} = & \beta_0 + \beta_1 [Y_{it} \times I(FRI_{it} < \gamma)] + \beta_2 [Y_{it} \times I(FRI_{it} \geq \gamma)] + \beta_3 \Delta \ln G_{it-1} + \beta_4 INFL_{it} + \beta_5 \ln RGDP_{it} \\ & + \beta_6 DEBT_{it-1} + \beta_7 FRI_{it} + \alpha_i + u_{it} \end{aligned} \quad (5)$$

である。ここで γ は内生的に決定される閾値を表し、 γ より大きいケースと小さいケースによって2つのレジームに分けられている。つまり、

$$\text{レジーム 1 } I(FRI_{it} < \gamma) = 1 \text{ if } FRI_{it} < \gamma, I(FRI_{it} < \gamma) = 0 \text{ if } FRI_{it} \geq \gamma$$

$$\text{レジーム 2 } I(FRI_{it} \geq \gamma) = 1 \text{ if } FRI_{it} \geq \gamma, I(FRI_{it} \geq \gamma) = 0 \text{ if } FRI_{it} < \gamma$$

となる。閾値変数は、財政ルール指数(FRI_{it})を用いる。Hansen[1999]のモデルでは、閾値変数は外生変数かつ時間に対して可変であることが要求されており、財政ルール指数はこの要件を満たしている。閾値 γ は観測可能ではなく、残差平方和を最小化することにより求められ、推定閾値の有意性は尤度比検定統計量により判定する。また閾値効果の存在については、「閾値効果がない」という帰無仮説($H_0: \beta_1 - \beta_2 = 0$)について、ブートストラップ法を用いて検定する⁸。

⁷ Roodman[2009]が作成した `xtabond2` というコマンドを用い Stata で推定した。

⁸ Wang[2015]が作成した `xthreg` というコマンドを用い Stata で推定した。

4 推定結果

4.1 基本推定

ここでは、システム GMM を用いた推定結果について述べる。表 3 は、実質政府支出の対数差分値と、GDP ギャップ及び財政ルール指数の関係について推定した結果を示している。過剰識別制約が有効であるかについての Hansen J 検定の結果、全ての推定式について操作変数が外生性的であるという帰無仮説は棄却されていない。Arellano-Bond 検定の結果、全ての推定式について 1 次の自己相関がないという帰無仮説は棄却された一方、2 次の自己相関について帰無仮説は棄却されなかった。2 時点以上離れたときの自己相関はないという仮定が支持されており、推定結果は有効と判断できる。

表 3 の(1)と(3)列は、3.2 節で説明した回帰式 (1)について推定した結果である。GDP ギャップはそれぞれ正の係数を持ち、1%水準で統計的に有意となっている。先進国については GDP ギャップの 1% ポイント増加は実質政府支出の伸びを約 0.6 ポイント押し上げる効果があり、財政政策はプロシクリカな傾向を持つことを示唆している。新興国では GDP ギャップの係数は約 2.3 と大きく、プロシクリカルな傾向をより強く持つことが理解できる。財政ルール指数の係数は先進国と新興国ともに負で、実質政府支出を抑制する効果を持つことを示しているが、統計的に有意とはならなかった。その他の変数について、インフレ率は先進国と新興国ともに有意な効果は得られていない。1 人当たり実質 GDP の対数値は新興国のみ負の有意な効果を持ち、所得水準の上昇とともに実質政府支出の増加は抑制される。政府債務の対 GDP 比は、両者ともに 1%水準で有意となった。係数は負となっているため、1 期前の政府債務の対 GDP 比の増加は、実質政府支出の伸びを抑制するといえよう。

(2)と(4)列は、GDP ギャップと財政ルール指数の交差項を加えた回帰式(2)の推定結果である。交差

表 3 基本推定結果

	先進国		新興国	
	(1)	(2)	(3)	(4)
GDPギャップ	0.597*** (0.208)	1.066*** (0.362)	2.285*** (0.371)	2.578*** (0.462)
実質政府支出(対数差分, 1期ラグ)	-0.119 (0.074)	-0.133* (0.074)	-0.153** (0.072)	-0.154** (0.074)
インフレ率	0.001 (0.002)	0.000 (0.002)	0.000 (0.002)	0.000 (0.002)
1人当たり実質GDP(対数)	-0.002 (0.003)	-0.003 (0.003)	-0.011*** (0.004)	-0.010*** (0.004)
政府債務(GDP比, 1期ラグ)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
財政ルール指数	-0.003 (0.004)	-0.002 (0.004)	-0.006 (0.006)	-0.005 (0.006)
GDPギャップ×財政ルール指数		-0.828** (0.326)		-1.022** (0.435)
定数項	0.070** (0.034)	0.083** (0.034)	0.163*** (0.029)	0.161*** (0.029)
観測値	641	641	814	814
国数	34	34	46	46
AR(1)	0.000	0.000	0.000	0.000
AR(2)	0.288	0.166	0.389	0.363
操作変数の数	34	35	34	35
Hansen's J	0.283	0.355	0.131	0.124

注(1) 括弧内は不均一分散に対して頑健な標準誤差、*** p<0.01、** p<0.05、* p<0.1。

項の係数は先進国と新興国ともに負で、5%水準で統計的に有意となった。GDPギャップの限界効果は、回帰式(2)をGDPギャップで微分して得られる式、 $\partial \Delta \ln G_{it} / \partial Y_{it} = \beta_1 + \beta_7 FRI_{it}$ で表される。 β_1 は財政ルール指数がゼロであること、言い換えれば財政ルールが導入されていないことを条件としたGDPギャップの変化に対する実質政府支出の伸びの変化を表している。同係数は先進国と新興国の双方について有意に正で、交差項を加える前の(1)と(3)列の結果と比べて大きくなった。このことから、財政ルールが整備されていない場合、財政政策はプロシクリカルな傾向をより強く持つことが推察される。財政ルール指数との交差項は負の係数を持ち、5%水準で統計的に有意となった。財政ルール指数が1ポイント増加する毎に、GDPギャップの増加に対する実質政府支出の伸びは、先進国では約0.83ポイント、新興国では約1ポイント抑制される。先進国のGDPギャップの限界効果は $1.066 - 0.828 \times FRI_{it}$ で表され、財政ルール指数が約1.3以上の場合に限界効果は正で、財政政策はカウンターシクリカルとなる。新興国については $2.578 - 1.022 \times FRI_{it}$ で、財政政策がカウンターシクリカルとなるには、財政ルール指数は2.5以上となる必要がある。財政ルールは先進国と新興国ともにプロシクリカルな政策を抑制する効果を持つが、その効果の程度は異なるといえる。

4.2 財政政策が景気の後退期と拡大期で異なる可能性を考慮した推定

次に財政政策のプロシクリカリティと財政ルールの効果は、景気の後退期と拡大期で異なるとの本稿の仮説を検討する。表4の(1)と(3)列は、景気の後退期と拡大期を外生的に分けた回帰式(3)を用いた推定結果を示している。先進国では景気後退期のGDPギャップの係数は負となったものの、統計的に有意な結果は得られておらず、財政政策は中立的であると考えられる。一方、拡大期のGDPギャップの係数は有意に正となり、景気拡大期に政府支出の伸びが加速するプロシクリカルな傾向を持つことを示している。新興国に関しては、景気後退期のGDPギャップの係数が有意に正となり、景気後退期に政府支出の伸びが減速するプロシクリカルな傾向を持つと考えられる。景気拡大期の係数は正だが、統計的に有意とはならなかった。財政政策が景気の局面で異なるのであれば、景気後退期と拡大期の係数は等しいとの帰無仮説は棄却されるはずである。表4の下部に記載したWald検定による検証結果では、帰無仮説($H_0: \beta_1 - \beta_2 = 0$)は棄却されている。

(2)と(4)列は、財政ルール指数とGDPギャップの交差項を加えた回帰式(4)の推定結果である。先進国では景気拡大期のGDPギャップとの交差項の係数が有意に負となった。財政ルールが強化されるにつれ、景気拡大期の支出の増加を抑制する効果が強くなることが推察される。景気拡大期のGDPギャップの限界効果は $2.207 - 2.025 \times FRI_{it}$ と表され、財政ルール指数が約1.1以上になると財政政策はカウンターシクリカルとなる。一方、新興国は景気後退期に交差項の係数が有意に負となった。財政ルールの強化に伴い、景気後退期に生じる支出の減少にブレーキをかける効果を持つことが推察される。景気後退期のGDPギャップの限界効果は $4.871 - 2.826 \times FRI_{it}$ と表される。財政政策がカウンターシクリカルとなるには、財政ルール指数は約1.7以上に強化されなければならない。先進国と新興国ともに交差項の係数が等しいという帰無仮説($H_0: \beta_8 - \beta_9 = 0$)は棄却されている。

表4 財政ルール指数と GDP ギャップの交差項を加えた推定結果

	先進国		新興国	
	(1)	(2)	(3)	(4)
景気後退期GDPギャップ	-0.165 (0.413)	-0.163 (0.701)	3.984*** (0.995)	4.871*** (1.093)
景気拡大期GDPギャップ	1.300*** (0.272)	2.207*** (0.685)	-0.130 (1.163)	-0.663 (1.524)
実質政府支出(対数差分, 1期ラグ)	-0.128* (0.073)	-0.121* (0.066)	-0.117 (0.078)	-0.128 (0.081)
財政ルール指数	1.300*** (0.003)	0.012 (0.008)	-0.009 (0.007)	-0.039** (0.017)
景気後退期GDPギャップ×財政ルール指数		0.420 (0.618)		-2.826*** (0.950)
景気拡大期GDPギャップ×財政ルール指数		-2.025** (0.745)		1.474 (1.188)
定数項	0.055 (0.034)	0.056 (0.039)	0.168*** (0.032)	0.180*** (0.034)
観測値	641	641	814	814
国数	34	34	46	46
AR(1)	0.001	0.001	0.000	0.000
AR(2)	0.357	0.246	0.480	0.392
操作変数の数	34	36	34	36
Hansen's J	0.304	0.578	0.161	0.172
Prob > F (81-82=0)	0.006	0.036	0.048	0.027
Prob > F (88-89=0)		0.040		0.030

注(1) 括弧内は不均一分散に対して頑健な標準誤差、*** p<0.01、** p<0.05、* p<0.1。

注(2) インフレ率、1人当たり実質GDP、政府債務は表4と同様な結果となったため省略した。

注(3) 81は景気後退期GDPギャップ、82は景気拡大期GDPギャップの係数。

注(4) 88は景気後退期GDPギャップ×財政ルール指数、89は景気拡大期GDPギャップ×財政ルール指数の係数。

4.3 異なる景気変数

異なる景気変数を用いてもこれまでの推定結果が維持されることを確認するため、ここでは GDP ギャップの代わりに実質 GDP の対数差分値 ($\Delta \ln RGDP_{it}$) を景気変数として回帰式(4)を推定した。Kaminsky et al.[2004] や Hercowitz and Strawczynski[2004]に習い、実質 GDP の対数差分値が各国毎の中央値を下回る場合を景気後退期、上回る場合を拡大期と定義した⁹。具体的には景気の局面を表す変数を $\Delta \ln RGDP_{it}^{bad\ time} = \Delta \ln RGDP_{it} \times D_{it}^{bad\ time}$ 、 $\Delta \ln RGDP_{it}^{good\ time} = \Delta \ln RGDP_{it} \times D_{it}^{good\ time}$ として算出している。 $D_{it}^{bad\ time}$ と $D_{it}^{good\ time}$ は景気の後退期と拡大期を表すダミー変数で、 $D_{it}^{bad\ time} = 1$ if $\Delta \ln RGDP_{it} < \overline{\Delta \ln RGDP}_i$ 、 $D_{it}^{good\ time} = 1 - D_{it}^{bad\ time}$ と定義している。 $\overline{\Delta \ln RGDP}_i$ は各国毎の実質 GDP の対数差分の中央値である。

表5は、景気変数として実質 GDP の対数差分を用いて推定した結果である。財政ルール指数との交差項を加えた(2)と(4)列をみると、先進国は GDP ギャップを用いた推定とほぼ同様の結果が得られている。新興国については、景気拡大期の実質 GDP の係数が有意に正となったことを除けば、GDP ギャップを用いた推定と同様の結果となっている。ただし、景気後退期と拡大期の交差項の係数が等しいという仮説はいずれの場合も棄却できなかった。

⁹ Kaminsky et al.[2004]は、中央値を下回る場合が必ずしも景気後退期であるとはいえないとしながらも、実質 GDP 成長率がマイナスである時のみを景気後退とするのは、定義を狭めすぎると指摘している。

表 5 景気変数に実質 GDP を用いた推定結果

	先進国		新興国	
	(1)	(2)	(3)	(4)
景気後退期実質GDP(対数差分)	0.158 (0.289)	0.100 (0.425)	2.048*** (0.573)	2.578*** (0.876)
景気拡大期実質GDP(対数差分)	0.154 (0.269)	0.717*** (0.259)	2.177*** (0.496)	1.709*** (0.509)
実質政府支出(対数差分, 1期ラグ)	-0.130* (0.065)	-0.142** (0.069)	-0.091 (0.062)	-0.023 (0.080)
財政ルール指数	-0.003 (0.003)	0.012 (0.007)	-0.006 (0.007)	0.013 (0.014)
景気後退期実質GDP(対数差分)×財政ルール指数		-0.163 (0.345)		-1.504** (0.719)
景気拡大期実質GDP(対数差分)×財政ルール指数		-0.814*** (0.246)		-0.551 (0.504)
定数項	0.052 (0.038)	0.016 (0.054)	0.009 (0.035)	0.010 (0.045)
観測値	641	641	814	814
国数	34	34	46	46
AR(1)	0.001	0.001	0.000	0.000
AR(2)	0.417	0.346	0.788	0.800
操作変数の数	34	36	34	36
Hansen's J	0.258	0.372	0.335	0.244
Prob > F (61-62=0)	0.992	0.172	0.868	0.367
Prob > F (68-69=0)		0.060		0.263

注(1) 括弧内は不均一分散に対して頑健な標準誤差、*** p<0.01、** p<0.05、* p<0.1。

注(2) インフレ率、1人当たり実質GDP、政府債務は表4と同様な結果となったため省略した。

注(3) 61は景気後退期実質GDP(対数差分)、62は景気拡大期実質GDP(対数差分)の係数。

注(4) 68は景気後退期実質GDP(対数差分)×財政ルール指数、69は景気拡大期実質GDP(対数差分)×財政ルール指数の係数。

4.4 パネル閾値回帰モデルを用いた推定

ここでは Hansen[1999]のパネル閾値回帰モデルを用いて回帰式(5)を推定した結果を述べる。同モデルで求められるバランス・パネルを満たすため、対象国は 61 カ国に制限した。また、推定モデルはシステム GMM 推定と同様に、GDP ギャップを用いた景気変数と被説明変数の 1 期ラグ、及びコントロール変数を含んでいる。Hansen[1999]のモデルは固定効果モデルであり、説明変数に含まれるラグ付被説明変数と誤差項により生じる内生性の問題には対処していない。その影響を確認するため、システム GMM と固定効果モデルの推定結果を比較する。

表 6 は、システム GMM と固定効果モデル、及び閾値モデルの推定結果を示している。内生性の影響を確認するために、システム GMM と固定効果モデルの推定結果を比べると、GDP ギャップ、及び GDP ギャップと財政ルール指数との交差項の係数が、固定効果モデルでは小さくなった。統計的有意性は保たれており、システム GMM と同様の結果が得られると判断できる。

次に閾値モデルの推定結果をみると、財政ルールを閾値変数として時の Bootstrap p 値は 0.05 で、財政ルール指数 0.5 が有意な閾値であることが認められた。財政ルール指数が 0.5 以上となるケースは全体の約 42%に相当する。GDP ギャップの係数は、財政ルール指数 0.5 未満のレジームでは 1.242 となり、1%水準で統計的に有意である。財政ルール指数が内生的に求められた閾値よりも低い場合、財政政策はプロシクリカルな傾向を強く示すといえよう。閾値以上の場合でも GDP ギャップの係数は正で、統計的に有意となっているが係数は 0.426 と小さい。GDP ギャップの 1 ポイント増加によ

る支出の伸びの押し上げ効果は約0.4ポイントにすぎず、財政ルール指標が閾値以上となるケースではプロシクリカルな傾向が抑制されることを示唆している。

先進国と新興国に分けて推定したところ、先進国の財政ルール指数の閾値は0.667で、10%水準で有意となった。GDPギャップの係数は、財政ルール指数が閾値未満の時に正で有意となる。係数は0.518と、全対象国の結果と比べて小さいものの、プロシクリカルな傾向を持つことが確認できる。財政ルール指数が閾値以上では、GDPギャップの係数は負となった。統計的には有意ではなく、財政政策は中立的といえよう。一方、新興国では閾値は統計的に有意とならなかった。GDPギャップの係数は正で有意となっており、財政ルールの強さが条件となって財政政策のプロシクリカル性が構造的に変化するという結果は得られなかった。

表6 パネル閾値回帰モデルによる推定結果

	システム GMM	固定効果	閾値モデル		
			全対象国	先進国	新興国
推定閾値(γ)			0.500	0.667	1.1667
[95%信頼区間]			[0.472, 0.556]	[0.597, 0.722]	[0.889, 1.444]
F値			9.39**	10.67*	0.68
(Bootstrap p-value)			(0.05)	(0.083)	(0.8567)
GDPギャップ	1.897*** (0.458)	1.222*** (0.216)			
GDPギャップ×財政ルール指数	-1.268** (0.513)	-0.655** (0.280)			
GDPギャップ(財政ルール指数< γ)			1.242*** (0.217)	0.518*** (0.173)	1.589*** (0.232)
GDPギャップ(財政ルール指数≥ γ)			0.426** (0.206)	-0.181 (0.140)	2.200** (0.954)
財政ルール指数	-0.003 (0.003)	-0.002 (0.005)	-0.003 (0.005)	-0.000 (0.004)	-0.003 (0.010)
実質政府支出(対数差分, 1期ラグ)	-0.123*** (0.038)	-0.163*** (0.029)	-0.164*** (0.029)	-0.189*** (0.065)	-0.169*** (0.032)
インフレ率	-0.002** (0.001)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001 (0.002)	-0.001** (0.000)
1人当たり実質GDP(対数)	-0.009*** (0.002)	-0.001 (0.009)	-0.001 (0.008)	0.006 (0.011)	-0.019 (0.021)
政府債務(GDP比, 1期ラグ)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001* (0.000)
定数項	0.161*** (0.022)	0.112 (1.333)	0.112 (1.349)	0.029 (0.242)	0.263 (1.414)
観測値	1,159	1,159	1,159	627	532
R-squared		0.140	0.141	0.157	0.165
国数	61	61	61	33	28

注(1) 括弧内は不均一分散に対して頑健な標準誤差、*** p<0.01、** p<0.05、* p<0.1。

4.5 推定結果の解釈

ここでは表4と表6を基に、実証分析の結果の解釈を試みる。まず表4から、新興国では景気後退期に実質政府支出が減少する傾向にあり、財政ルールの整備・強化がそれを抑制する効果を持つという結果が得られた。政府収入の減少により財源が不足し、支出の削減を余儀なくされると考えられ、財政ルールの整備と強化を通じて、こうした状況のある程度回避できることを示唆している。一般的に、財源不足は、国債を発行し市場から資金を調達して補う。景気後退期に政府支出を一定に保つことができなくなるのは、国内の金融市場が十分に発展していない、あるいは国内外の金融市場からの

調達が困難となり、財源の不足を補うことができないためと考えられる¹⁰。Gavin and Perotti [1997] や Kaminsky et al. [2004] は、景気後退期に財政運営がプロシクリカルとなる要因として、金融市場での資金調達制約を挙げている。財政ルールの整備と強化は、政府収入が減少する状況でも債務返済能力に対する金融市場の信託を保ち、円滑な資金調達を可能にすることで支出の減少を抑制する効果を持つと考えられる。つまり、将来にわたっての財政規律の維持に対する政府の意思を、金融市場に示すシグナルになるといえよう。

一方、国内金融市場が発展し、国際市場へのアクセスも相対的に容易な先進国では、資金調達面での著しい制約は新興国と比べて生じにくい¹¹。景気後退期に財政政策が中立的となる傾向を示したのは、こうした特徴が影響した可能性がある。他方、景気拡大期に実質政府支出の顕著な増加がみられたことは、政府収入の増加や緩和的な金融環境を背景に、財政規律が緩んでいる状況を映していると考えられる。Tornell and Lane [1999] や Lane [2003] は、景気拡大期に税金が増加する中、利益誘導を目的として政府支出が増加し、景気後退期に財源が不足することで支出の抑制を迫られると指摘。この背景には法的・政治的制度の未整備と権限拡散などの政治の歪みがあることを示している。また、Alesina et al. [2008] は、有権者が景気の拡大期に減税あるいは政府支出の拡大を求める要因として、政治の腐敗と情報の非対称性の存在を挙げている。本稿の分析で、財政ルールが先進国の景気拡大期における実質政府支出の増加を抑制する効果を得られたことは、政府支出の拡大を求める政治的圧力を抑制するコミットメントデバイスとして機能していることを示唆していると考えられる。

次に、表 6 の全対象国と先進国を対象とした推定結果によると、閾値を超える制度的強さの財政ルールを有する国の政策は、プロシクリカルな傾向が少なからず低下することが分かった。財政のプロシクリカリティは、財政ルールの強さによって構造的に変化すると考えられる。財政ルール指数を交差項として用いていないことから、財政ルール制度そのものが規律を促すだけでなく、一定以上の制度的強さを有する財政ルールを整備している政府は、規律を重視した政策を志向することを示していると考えられる。制度的に強い財政ルールを整備することは、政治的には必ずしも容易ではない。また、ルールが法律で規定されたとしても、新たに発足した政権が法を改正し財政ルールの効果を減じる、あるいは廃止することは可能である。一定以上の強さの制度が保たれていることは、財政規律の重要性についての認識が政策決定者あるいは有権者の間で広く共有され、財政規律が損なわれプロシクリカルな政策が実施されることを防ぐ努力が続けられていると考えられる。一方、新興国について、財政ルール指数が内生的に決定される閾値であるとの統計的に有意な結果が得られなかったことは、プロシクリカリティを構造的に決定する他の要因があることを示唆している。

5. おわりに

本稿では、景気変動に対する実質政府支出の反応と財政ルールの効果が、景気の拡大期と後退期、及び先進国と新興国で異なるかどうか、財政政策と景気変動の関係は財政ルールの強度によって構造的に変化するかについて検証した。

¹⁰ 金融市場の深化を表す指標としてしばしば用いられる国内民間部門への銀行信用の対 GDP 比は、本稿が対象とする先進国の平均は 2015 年時点で 91.6% である一方、新興国は 45.6% にとどまる。また、資金調達コストに影響するソブリン格付は、先進国の方が高くなる傾向にある。

¹¹ 欧州債務危機時に、ギリシャ、アイルランド、ポルトガルなどのユーロ圏諸国が IMF や EU に対して金融支援を仰いだように、先進国でも資金調達が困難になる状況は発生する。

景気の後退期と拡大期をダミー変数により区別し、システム GMM により推定した結果、財政ルールがプロシクリカルな政策を抑制する効果は、新興国では景気後退期に、先進国では景気拡大期に確認された。財政ルールの整備・強化は、新興国では、財政規律の維持に対する政府の意思を示すシグナルとして働くことで、景気後退期に生じやすい金融市場での資金調達制約を和らげる効果を持つと考えられる。一方、先進国では、景気拡大期に、政治的歪みなどがもたらす支出拡大を抑制するコミットメントデバイスとしての効果を強く持つことが示唆される。

閾値回帰モデルを用いた推定から、内生的に決定される閾値を超える財政ルール指数を有する国は、特に先進国において財政政策のプロシクリカルな傾向が少なからず低下することが確認された。財政ルール制度そのものが規律を促すだけでなく、一定以上の制度的強さを持つ財政ルールを整備している政府は、規律を重視した政策を志向することを示唆している。

最後に本稿の分析の課題について述べたい。第1に、過去の研究に従って景気変動を GDP ギャップにより区別している点である。新興国を含む 80 ヶ国を対象とするために適用した手法だが、HP フィルターを用いて算出した GDP ギャップが、景気変動を示す変数として適切であるかという点については検討の余地がある。本稿では実質 GDP を用いて推定結果の頑健性を確認しているが、GDP 以外のデータも用いて景気の変動を捉える工夫が必要である。第2に、景気局面の決定手法の改善である。本稿ではタミー変数により外生的に決定しており、財政政策が景気の変動をもたらす可能性を考慮した分析とはなっていない。マルコフ・スイッチング VAR モデルなどレジームの変化を内生的に求めることのできる推定方法を用いることで、景気変動と財政政策、財政ルールとの関係についての分析を掘り下げることできると考えられる。第3に、Hansen[1999]のパネル閾値モデルは内生性の問題を考慮していないため、全ての説明変数が外生変数でなければならない点である。本稿では、被説明変数の1期前のラグが説明変数に含まれることから、推定結果にバイアスが生じている可能性がある。システム GMM の推定結果との対比で影響は小さいと判断しているが、推定方法の改善が必要である。第4に、政府支出の項目によって景気変動に対する反応と財政ルールの効果は一樣ではないと考えられる。財政統計が充実する先進国を対象を絞り、分析を拡張していくことが不可欠である。

参考文献

- Abbott, A., and Jones, P. [2011], "Procyclical government spending: Patterns of pressure and prudence in the OECD", *Economics Letters*, 111(3), pp.230-232.
- Afonso, A. and Hauptmeier, S. [2009], "Fiscal behavior in the European Union: rules, fiscal decentralization and government indebtedness", ECB Working Paper Series, (1054).
- Alesina, A. F. [1999], "Budget Institutions and Fiscal Performance in Latin America", *Journal of Development Economics*, 59(2), pp.253-273.
- Alesina, A., Campante, F. R., and Tabellini, G. [2008], "Why Is Fiscal Policy Often Procyclical?", *Journal of the European Economic Association*, 6(5), pp.1006-1036.
- Arellano, M. and Bover, O. [1995], "Another look at the instrumental variable estimation of error-components models", *Journal of econometrics*, 68(1), pp.29-51.
- Arreaza, A., Sorensen, B., and Yosha, O. [1998], "Consumption smoothing through fiscal policy in OECD and EU countries." NBER Working Paper No. 6372.
- Ayuso-i-casals, J., Hernandez, D. G., Moulin, L., and Turrini, A. [2009], "Beyond the SGP:

- Features and Effects of EU National-Level Fiscal Rules”, In: Ayuso-i-Casals J., Deroose S., Flores E., Moulin L. (eds) *Policy Instruments for Sound Fiscal Policies. Finance and Capital Markets Series*. Palgrave Macmillan, London
- Balassone, F. and Francese, M. [2003], *Cyclical asymmetry in fiscal policy, debt accumulation and the Treaty of Maastricht*, (Vol. 531), Banca d'Italia.
- Barro, R. J. [1979], “On the determination of the public debt”, *Journal of political Economy*, 87(5, Part 1), pp.940-971.
- Badinger, H. [2009], “Fiscal rules, discretionary fiscal policy and macroeconomic stability: an empirical assessment for OECD countries”, *Applied Economics*, 41(7), pp.829-847.
- Ben Slimane, S. [2010], “Why Is Fiscal Policy Procyclical in MENA Countries?”, *International Journal of Economics and Finance*, 2(5), pp.44-53.
- Bergman, U. M. and Hutchison, M. [2015], “Economic stabilization in the post-crisis world: Are fiscal rules the answer?”, *Journal of International Money and Finance*, 52, pp.82–101.
- Bohn, H. [1998], “The Behavior of U.S. Public Debt and Deficits”, *The Quarterly Journal of Economics*, 113(3), pp.949-963.
- Blundell, R. and Bond, S. [1998], “Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models”, *Journal of econometrics*, 87(1), pp.115-143.
- Bova, E., Carcenac, N., and Guerguil, M. [2014], *Fiscal Rules and the Procyclicality of Fiscal Policy in the Developing World*, No. 14-122, IMF Working Papers.
- Céspedes, L. F. and Velasco, A. [2014], “Was this time different?: Fiscal policy in commodity republics”, *Journal of Development Economics*, 106, pp.92-106.
- Cordes, T., Kinda, T., Muthoora, P., and Weber, A. [2015], *Expenditure Rules: Effective Tools for Sound Fiscal Policy?*, No.15-29, IMF Working Paper.
- Dabla-Norris, E., Allen, R., Zanna, L.-F., Prakash, T., Kvintradze, E., Lledo, V. D., Gollwitzer, S. [2010], *Budget Institutions and Fiscal Performance in Low-Income Countries*, No.10-80, IMF Working Paper.
- Debrun, X., Moulin, L., Turrini, A., Ayuso-i-Casals, J., and Kumar, M. S. [2008], “Tied to the mast? National fiscal rules in the European Union”, *Economic Policy*, 23(54), pp.298-362.
- Fatas, A. and Mihov, I. [2003], “The Case for Restricting Fiscal Policy Discretion”, *The Quarterly Journal of Economics*, 118(4), pp.1419-1447.
- Gali, J. and Perotti, R. [2003], *Fiscal Policy and Monetary Integration in Europe*, Cambridge, MA.
- Gavin, M., and Perotti, R. [1997], *Fiscal Policy in Latin America*, NBER/Macroeconomics Annual (MIT Press) Vol. 12. MIT Press.
- Guerguil, M., Mandon, P., and Tapsoba, R. [2017], *Flexible fiscal rules and countercyclical fiscal policy*, IMF Working Paper No.16-8.
- Hansen, B. E. [1999], “Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference”, *Journal of econometrics*, 93(2), pp.345-368.
- Hercowitz, Z. and Strawczynski, M. [2004], “Cyclical Ratcheting in Government Spending: Evidence from the OECD”, *Review of Economics and Statistics*, 86(1), pp.353-361.
- Holm-Hadulla, F., Hauptmeier, S., and Rother, P. [2012], “The impact of expenditure rules on

- budgetary discipline over the cycle”, *Applied Economics*, 44(25), pp.3287-3296.
- Ilzetzki, E. and Vegh, C. A. [2008], *Procyclical Fiscal Policy in Developing Countries: Truth or Fiction?*, NBER Working Papers No.14191.
- International Monetary Fund. [2017], *Fiscal Rules Dataset 1980-2015*, Washington, DC.
- International Monetary Fund. [2017], *IMF Fiscal Monitor: Achieving More with Less April 2017*, Washington, DC.
- International Monetary Fund. [2017], *World Economic Outlook October 2017*, Washington, DC.
- Inman, R. P. [1996], *Do Balanced Budget Rules Work? U.S. Experience and Possible Lessons for the EMU*, NBER Working Paper No.538.
- Kaminsky, G. L., Reinhart, C. M., and Végh, C. A. [2004], *When It Rains, It Pours: Procyclical Capital Flows and Macroeconomic Policies*, NBER Macroeconomics Annual, 19/2004.
- Kopits, G. and Symansky, S.A. [1998], *Fiscal Policy Rules*, IMF Occasional Paper No. 162.
- Lane, P. R. [2003], “The cyclical behavior of fiscal policy: Evidence from the OECD”, *Journal of Public Economics*, 87(12), pp.2661-2675.
- Kumar, M. M. S. and Ter-Minassian, M. T. [2007], *Promoting fiscal discipline*, International Monetary Fund.
- Manasse, P. [2006], *Procyclical Fiscal Policy: Shocks, Rules, and Institutions—A View From MARS*, No.06-27, IMF Working Paper.
- Nerlich, Carolin; Reuter, Wolf Heinrich [2013], *The design of national fiscal frameworks and their budgetary impact*, ECB Working Paper No. 1588.
- Poterba, J. M. [1994], “State Responses to Fiscal Crises: The Effects of Budgetary Institutions and Politics”, *Journal of Political Economy*, 102(4), pp.799-821.
- Ravn, M. O., & Uhlig, H. [2002], “On adjusting the Hodrick-Prescott filter for the frequency of observations”, *Review of economics and statistics*, 84(2), pp.371-376.
- Roodman, D. [2009], “How to do xtabond2: an introduction to difference and system GMM in Stata”, *The Stata Journal*, 9 (1), pp.86-136.
- Schaechter, A., Budina, N., Kinda, T., and Weber, A., [2012], *Fiscal Rules in Response to the Crisis: Toward the “Next-Generation” Rules: A New Dataset*, No.12-187, IMF Working Paper.
- Stein, E., Talvi, E., and Grisanti, A. [1999], *Institutional arrangements and fiscal performance: The Latin American experience*, In *Fiscal institutions and fiscal performance*, pp. 103-134, Cambridge.
- Talvi, E., and Végh, C. A. [2005], “Tax base variability and procyclical fiscal policy in developing countries”, *Journal of Development Economics*, 78(1), pp.156-190.
- Tapsoba, R. [2012], “Do National Numerical Fiscal Rules really shape fiscal behaviors in developing countries?”, A treatment effect evaluation. *Economic Modelling*, 29(4), pp.1356-1369.
- Tornell, A. and Lane P. R. [1999], “The Voracity Effect”, *The American Economic Review*, 89(1), pp.22-46.
- Wang, Q. [2015], “Fixed-effect panel threshold model using Stata”, *The Stata Journal*, 15 (1), pp.121-134.