

アジア金融政策と為替レートの構造変化

小川 英治
羅 鵬 飛

要 旨

本稿は、新型コロナウイルス感染症のパンデミックおよびその後の世界的な金融引き締め局面において、東・東南アジア諸国の金融政策が直面した構造変化と政策自律性の限界を実証的に検証したものである。伝統的な「国際金融トリレンマ」仮説に対し、近年では変動相場制下でも金融政策の自律性が制約されるとする「ジレンマ」仮説が提唱されている。本研究では、2015年から2025年までの月次データを用い、東・東南アジア諸国・地域の金融政策反応関数を推計した。分析の結果、第一に、2020年3月を境に全てのアジア対象国・地域で金融政策ルールに統計的に有意な構造変化が生じたことが確認された。特に ASEAN 新興国では、パンデミック後の米国利上げ局面において対米金利感応度が顕著に上昇する「再カップリング」現象が観察された。第二に、閾値回帰モデルによる分析から、通貨急落時や米国金利高騰時において、政策反応が非線形的に引き締め方向へシフトすることが明らかになった。インドネシアやタイでは、特定の為替・金利水準を超えると反応係数が極端に上昇しており、強力な通貨防衛行動が裏付けられた。第三に、東アジア諸国では将来の保護主義リスクが現在の金融引き締め要因として作用していることが示された。結論として、ポスト・コロナ期のアジア諸国の金融政策は、外部環境に強く依存する「条件付き自律性」の状態にあり、金利政策のみならず為替介入やマクロプルーデンス政策を組み合わせた統合的な政策対応が不可欠であることが示唆される。

キーワード：国際金融トリレンマ，金融政策反応関数，構造変化，閾値効果，グローバル・リスク

目 次

- | | |
|---|---|
| <p>1. はじめに</p> <p>1.1 研究の背景と問題意識</p> <p>1.2 本研究の目的と構成</p> | <p>2. アジアにおける金融政策・為替相場制度・資本規制の構造変化</p> <p>2.1 コロナ・ショック後の国際金融トリレンマ</p> |
|---|---|

アジア金融政策と為替レートの構造変化

- とアジア諸国の政策対応
- 2.2 為替相場制度の長期的進化とアジア地域の多様な制度選択
- 2.3 資本規制：世界的動向とアジア地域の特徴
- 3. 東・東南アジアの金利と為替レートの動向
 - 3.1 金利の動向
 - 3.1.1 政策金利と対米政策金利差
 - 3.1.2 市場金利の動向
 - 3.2 為替レートの動向
 - 3.2.1 名目為替レート（対ドル）の動向
 - 3.2.2 名目実効為替レートの動向
 - 3.2.3 AMUによるアジア諸国通貨全体の動向
- 4. グローバル・リスク要因の推移とアジア諸国の金融政策・為替レートへの含意
 - 4.1 アジア諸国の金融政策に影響を及ぼすグローバル・リスク要因
 - 4.2 第2次トランプ政権の関税引き上げと今後のアジア諸国の金融政策
 - 4.2.1 2025年におけるトランプ関税政策と米
国貿易政策不確実性の動向
 - 4.2.2 将来のアジア諸国の金融政策・為替
レートへの影響
- 5. 金融政策反応関数及びその構造変化の実証研究
 - 5.1 先行研究：アジア諸国の金融政策決定の理
論的枠組みと実証的証拠
 - 5.1.1 金融政策決定の理論的構造：閉鎖経済
から開放経済，そしてグローバル要因へ
 - 5.1.2 アジア諸国の金融政策決定に関する主
要な実証的知見
 - 5.1.3 国内要因およびグローバル要因に対す
る閾値効果
 - 5.1.4 残された研究課題
 - 5.2 モデル
 - 5.2.1 ベースモデル
 - 5.2.2 期間分けによる構造変化の識別
 - 5.2.3 閾値効果による金融政策反応関数の構
造変化識別
 - 5.2.4 データ
- 6. 東・東南アジア諸国の金融政策反応に関する
実証分析結果
 - 6.1 ベースモデルおよび構造変化の分析
 - 6.1.1 構造変化の統計的検証
 - 6.1.2 ベースモデルの推定結果（全期間・サ
ブサンプル）：
 - 6.2 閾値回帰モデルによる非線形性の検証
 - 6.2.1 通貨急落と米国金利上昇による防衛的
引き締め
 - 6.2.2 グローバル・リスク（VIX）による「デ
カップリング」と「リスクプレミアム」
 - 6.2.3 国内要因による閾値効果
 - 6.3 頑健性検定
 - 6.3.1 米国金利（USI）の影響の頑健性
 - 6.3.2 米国貿易政策不確実性（US Trade
EPU）と将来の保護主義リスク
 - 6.3.3 その他のリスク指標（商品価格・金融
ストレス）
 - 6.4 ディスカッション
- 7. 総 括
 - 7.1 実証結果の要約
 - 7.2 政策提言

参考文献

連邦準備制度による急速かつ大幅な金融引き締めは、世界経済および国際金融システムに劇的な環境変化をもたらした。長年続いた「低インフレ・低金利」の時代は終焉し、世界的なインフレ圧力、地政学的リスクの高まり、そして急激な資本移動の変動が常態化する多重危機の時代へと移行している。こうした環境下、東アジア

1. はじめに

1.1 研究の背景と問題意識

2020年初頭に発生した新型コロナウイルス感染症のパンデミック、および2022年以降の米国

アおよび東南アジア (ASEAN) 諸国・地域の金融政策当局は、従来に比して著しく制約の強い政策運営を迫られている。伝統的な国際金融論における「不可能の三角形 (トリレンマ)」仮説によれば、変動相場制を採用し資本移動を自由化すれば、独自の金融政策を維持できるとされる。

しかし、近年の実証研究や Rey (2015) が提唱する「ジレンマ」仮説は、グローバルな金融サイクルの支配的な影響力を指摘し、変動相場制であっても米国金融政策の影響から逃れられない可能性を示唆している。特に、ポスト・コロナ期においては、急激なドル高と自国通貨安が輸入インフレを加速させ、国内景気が回復途上にあつたとしても、通貨防衛のための利上げを余儀なくされる局面が散見された。また、第2次トランプ政権の誕生に伴う関税引き上げリスクなど、通商政策の不確実性が金融市場に与える影響も無視できない要因となっている。果たして、アジア諸国の金融政策は依然として「自律的」といえるのか、それとも外部ショックに対して「従属的」にならざるを得ないのか。この問いに対する定量的な評価は、今後の政策枠組みを考える上で急務である。

1.2 本研究の目的と構成

本研究の目的は、2015年から2025年直近までのデータを用い、パンデミック前後におけるアジア諸国・地域の金融政策反応関数の構造変化と、各種グローバル・リスクに対する非線形的な反応を実証的に明らかにすることである。本研究の特徴は以下の3点にある。第一に、インフレショックと米国の急速な利上げを含んだ最新の期間を分析対象とし、ASEAN 新興国における「再カップリング」の動きを捉えた点であ

る。第二に、閾値回帰モデルを用いることで、為替レートの急落やグローバル・リスクの急騰といった特定のストレス局面において、中央銀行の金融政策ルールが平時と変化する「非線形性」を定量化した点である。第三に、グローバル金融市場のリスク指標に加え、「米国貿易政策不確実性 (US Trade EPU)」などのリスク指標を分析に組み込み、将来の保護主義リスクが現在の金融政策決定に与える影響を検証した点である。論文の構成は次の通りである。第2章ではアジア諸国の制度的背景を概観し、第3章および第4章で金利、為替レート、グローバル・リスク環境の動向を整理する。第5章で実証モデルを設定し、第6章で実証分析結果を示す。最後に第7章で総括を行う。

2. アジアにおける金融政策・為替相場制度・資本規制の構造変化

2.1 コロナ・ショック後の国際金融トリレンマとアジア諸国の政策対応

国際金融トリレンマ (「不可能の三角形」) は、グローバル化した経済環境における各国の金融政策運営を分析するうえで基礎的な枠組みとして位置づけられている。同枠組みによれば、自由な資本移動、安定的な為替レート、金融政策の自律性の三つの金融政策目標を同時に達成することは不可能であり、政策当局はそのうち二つを優先する選択を迫られる。この選択は、経済の安定性および成長に対して重要な含意を持つ。そして、パンデミック後の世界的なインフレ圧力といった近年のグローバル・ショックの上昇を背景に、各国はこのトリレンマにおける金融政策目標間のトレードオフの再評価を余儀

図表1 東・東南アジア諸国の金融政策目標と為替相場制度の比較

| 国・地域 | 金融政策目標 | インフレターゲット | 為替相場制度 | 資本規制 |
|--------|--|-----------|--------|---|
| 日本 | 物価安定（CPI 2%を中期的に維持し、経済の安定成長に資する） | 2% | 変動相場制 | 資本取引は原則自由 |
| 中国 | 通貨価値の安定と経済成長（物価・為替レートの安定を含む複数目標） | — | 中間的相場制 | 資本勘定に広範な規制あり |
| 韓国 | 物価安定（CPI 2%のインフレ目標を通じて景気の安定成長を図る） | 2% | 変動相場制 | 資本勘定は概ね自由 |
| 香港 | 米ドルとのリンク制維持による為替レートの安定（カレンシーボード制度） | — | 固定相場制 | 資本取引は自由 |
| インドネシア | インフレ目標を通じたルピア価値の安定（物価・為替の安定） | 3±1% | 変動相場制 | 資本勘定は概ね開放だが、一部資本フロー管理・マクロprudential措置あり |
| マレーシア | 物価安定と持続的成長・金融安定の両立（インフレ率と実体経済を総合的に考慮） | — | 変動相場制 | 資本勘定はおおむね自由だが、一部制限・管理措置が残存 |
| フィリピン | 物価安定（CPI 3±1%のインフレ目標）を通じた持続的成長の支援 | 3±1% | 変動相場制 | 資本勘定はかなり開放的 |
| シンガポール | 物価安定(中期的なインフレ安定)を目的とする為替レート中心型枠組み(名目実効為替レートのバンド管理) | — | 中間的相場制 | 資本取引は自由 |
| タイ | 物価安定(1~3%のインフレ目標)と持続的成長・金融安定 | 1~3% | 変動相場制 | 資本勘定は高いオープン度 |

(出所) 小川・羅 (2023b)

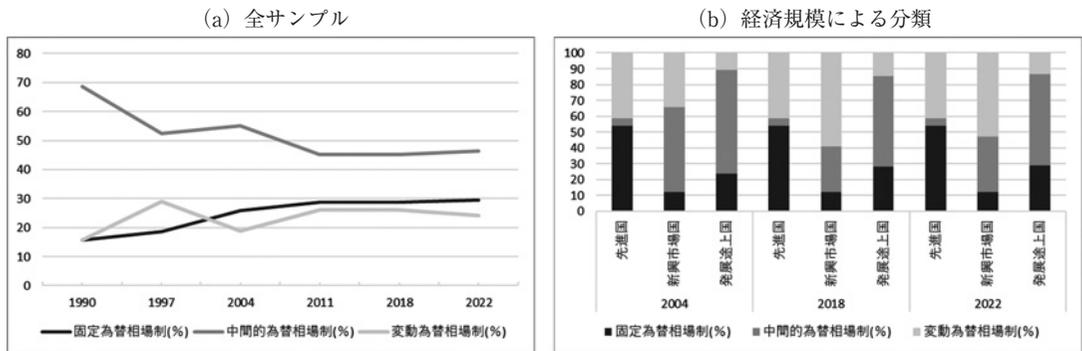
なくされている。

世界的にみると、金融政策目標は不可能の三角形の両極へと収斂する傾向を示してきた(Eichengreen and Razo-Garcia, 2025)。いわゆる「二極化」である。この見解によれば、限定的な為替レート変動の柔軟性と一定の金融政策自律性の両立を試みる中間的レジームは、資本移動の深化が進む環境下で維持が困難となっている。長期的には、これら中間レジームからの構造的な離脱が進み、資本移動を開放したうえで金融政策自律性を放棄するハードベッグ、あるいは金融政策自律性を維持する変動為替相場制（為替安定を犠牲にする）のいずれかへと政策選択がシフトしてきたと認識される。

東アジア地域は、国際金融トリレンマに対す

る多様な政策対応を示す典型例である。図表1が示すように、香港特別行政区は米ドルへのカレンシーボード制を採用し、資本移動の自由と引き換えに金融政策自律性を放棄しているのに対し、韓国と日本はインフレ目標制と変動為替相場制の下で金融政策の自律性を維持している。中国はマネタリー・ターゲティングを基軸とし、2015年以降は管理フロート制と資本規制を組み合わせることで、対外均衡の調整と国内政策目標の両立を図っている。東南アジア諸国でも対応は多様であり、インドネシア、フィリピン、タイはインフレ目標制と事実上の変動相場制を併用し、マレーシアも変動相場制を採用している。一方、シンガポールは為替レートを主要な政策手段とするクローリングバンド制を

図表2 IMF加盟国為替相場制度構成の推移



(出所) IMF (2024)

採用し、名目実効為替レート管理を通じて物価安定を達成している。これらの違いは、各国の金融政策目標の選択が為替相場制度の形成と変遷に直接反映されていることを示している。

2.2 為替相場制度の長期的進化とアジア地域の多様な制度選択

為替相場制度の選択はマクロ経済戦略の中核を成し、経済安定、国際競争力、金融政策自律性に対する各国の優先順位を反映する。近年の国際的潮流をみると、管理された柔軟性を伴う中間的為替相場制度から、より制度定義の明確な固定相場制または変動相場制へと、長期的に二極化が進んできた。

過去数十年にわたり、中間的為替相場制度を採用する国の比率は一貫して低下している。図表2は1990年から2022年までのIMF加盟国における為替相場制度の構成を示しており (IMF, 2024)、1990~2004年に中間的制度の比率が大きく低下した後も、その減少傾向は継続している。この「中間的空洞化」は、固定相場制および変動相場制の拡大によって補われてきた。ただし、2022年5月から2023年4月にかけては、「その他の管理フロート」に分類される国・地

域が一時的に増加している。これは、急速な米国金利上昇やウクライナ侵攻に伴う不確実性の高まりを背景に、為替レート調整における裁量性を確保しようとする各国中銀の対応を反映したものと考えられる。

為替相場制度の構成を経済規模別に、リーマン・ショック前 (2004年)、リーマン・ショック後 (2018年)、コロナショック後 (2022年) で比較すると、先進国では三時点を通じて固定相場制と変動相場制の比率がほぼ不変であり、危機後も制度選択は安定的に維持されている。一方、新興市場国ではリーマン・ショック後に変動相場制の比率が大幅に上昇し、中間的制度からの移行が進むなど、市場メカニズムへの依存を強める構造的調整が確認される。これに対し、発展途上国では三時点すべてで中間的為替相場制度が過半を占め、危機後も制度構成に大きな変化はみられない。これらの差異は、経済規模や制度能力の違いが、危機後の為替相場制度調整に異なる形で表れていることを示している。

東アジア諸国の為替相場制度は、こうした多様性を端的に示している。日本の変動相場制と香港のカレンシーボード制は制度選択の両極を

成し、韓国およびASEAN主要国（インドネシア、マレーシア、フィリピン、タイ）は概ね変動相場制へと移行し、外部ショック吸収を重視する枠組みを採用している。シンガポールは厳格に管理されたクローリングベッグ制を維持し、中国の管理フロート制は中央銀行主導の為替管理を特徴としている。

2.3 資本規制：世界的動向とアジア地域の特徴

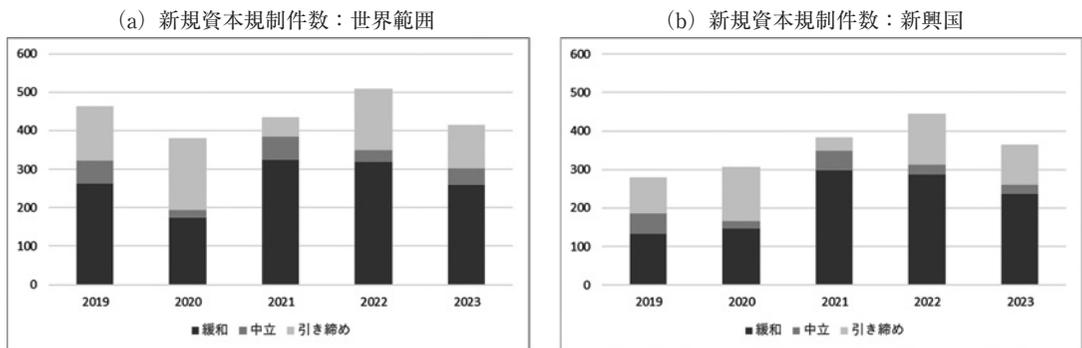
2020年のコロナ・ショック以降、世界経済は不均一な回復過程に直面し、これにロシア・ウクライナ戦争、米中対立の激化、主要国による急速な金融引き締めが重なったことで、国際資本フローは大きく不安定化した。とりわけ新興国では資本流入の急減やボラティリティの上昇が顕著となり、資本規制の見直しが各国で進められた。図表3に示されるように、2019～2023年の期間では、危機局面で規制の引き締めが強まり、市場安定局面で緩和が進むという循環的パターンが一貫して確認される。特に2022年には規制変更件数が急増し、ロシア・ウクライナによる厳格な規制導入に加え、先進国による制裁関連の流出規制強化が、国際資本移動におけ

る政治的リスクを顕在化させた。

こうした中で、資本規制の内容にも明確な特徴がみられる。新興国・発展途上国では、外貨不足や債務返済負担を背景に資本流出抑制が重視され、外貨市場アクセス制限や送金規制が相次いだ。一方、先進国では安全保障や戦略産業保護の観点から、対内直接投資（FDI）審査の強化が進み、資本規制はマクロ経済安定策にとどまらず、経済安全保障政策の一部として再評価されている。同時に、一部の国では投資促進や市場正常化を目的とした緩和策も継続され、資本規制は「防衛」と「促進」が併存する多面的な政策手段となっている。

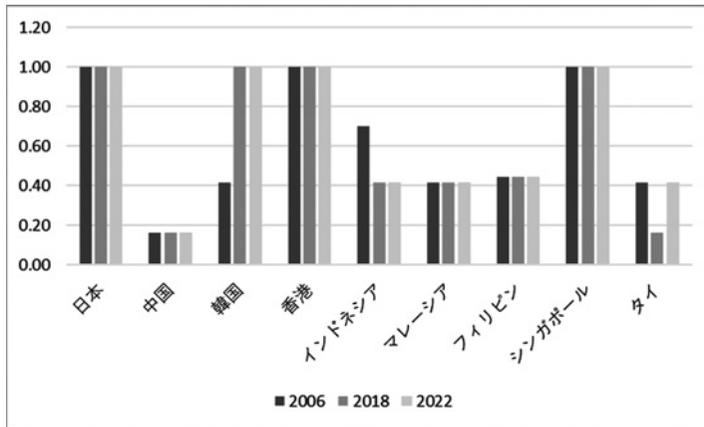
図表4はChinn and Ito（2006）の資本開放度指数を示している。2006年、2018年、2022年と比較すると、日本、香港、シンガポールは一貫して完全開放を維持する一方、中国は低い開放度を保っている。韓国は2006年の部分開放から2018年までに完全開放へ移行し、東アジア諸国で最も顕著な自由化を示した。これに対し、インドネシア、マレーシア、フィリピン、タイといったASEAN主要国は期間を通じて部分開放にとどまり、大きな制度転換は観察されない。

図表3 2023年度世界範囲新規資本規制の件数



(出所) IMF (2024)

図表4 資本開放度指数



(出所) The Chinn-Ito Index website

東アジア諸国では資本規制の方向性が特に多様である。中国は資本市場開放を進め、人民元の国際化と経済構造転換を意識した改革を継続している。日本は制裁関連を除けば資本規制は限定的であり、韓国は高い開放度を維持しつつ、マクロブルーデンス政策によって外貨流動性リスクに対応している。香港とシンガポールはいずれも高い資本移動自由度を維持する一方、不動産市場を対象とした選択的な規制を通じて市場安定を図っている。これに対しASEAN諸国では、成長と市場発展を背景に自由化が相対的に優勢である。とくにタイやインドネシアでは、対外投資やデリバティブ取引に関する規制緩和が進められ、資本規制は成長戦略の一環として位置づけられている。

総じて、ポスト・コロナ期の資本規制は、地政学的リスクや金融引き締めを背景とした引き締めと、市場発展を目的とする自由化が併存する形で展開している。東アジア諸国では政策目的の多様性が際立ち、ASEANでは自由化傾向が相対的に強いという地域差が明確に観察される。

3. 東・東南アジアの金利と為替レートの動向

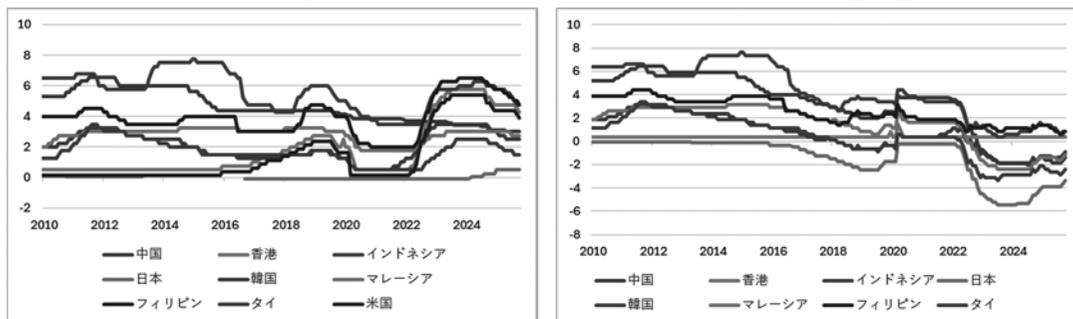
3.1 金利の動向

3.1.1 政策金利と対米政策金利差

本節では、パンデミック前後における東・東南アジア諸国・地域の政策金利および対米政策金利差の推移を確認する。2010年代を通じて、各国はリーマン・ショック後のグローバルな低金利環境の下で政策金利を低水準に維持してきた。米国の政策金利が長期にわたりゼロ近傍にとどまった結果、多くの新興国では対米政策金利差が正の水準で推移し、資本流入圧力を確保しつつ通貨の過度な減価を抑制する環境が続いた。図表5は、2010年から2025年にかけての政策金利と対米政策金利差を示している。

この状況は、2020年のコロナ・ショックにより大きく転換した。パンデミック期には、中国、韓国、ASEAN諸国の多くが景気悪化に対応して急速な利下げを実施し、政策金利は過去最低

図表5 東・東南アジア諸国の政策金利と対米政策金利差の推移
(a) 政策金利 (b) 対米政策金利差



水準に引き下げられた。一方、日本は既に極めて低い金利水準にあったため、名目政策金利の変化は限定的であった。米国もゼロ金利政策に復帰したことから、対米政策金利差は総じて高水準を維持し、ASEAN 諸国では緩和政策と一定の資本流入誘因が併存する状況が続いた。

しかし、2021年後半以降、世界的なインフレ高進を背景に米国が急速な金融引き締めへ転じると、アジア諸国の金融政策は再び調整を迫られた。韓国や一部の ASEAN 諸国は、インフレ抑制と通貨安圧力への対応を目的として比較的早期に利上げを実施し、対米政策金利差の急縮小を抑制しようとした。これに対し、中国は景気減速や不動産市場調整を背景に緩和姿勢を維持したため、対米金利差は急速に縮小し、人民元には下落圧力がかかった。

日本と香港はこの局面でも対照的である。日本はマイナス金利政策とイールドカーブ・コントロール (YCC) を維持し、名目政策金利を低位に据え置いた結果、対米政策金利差は大幅にマイナスへ拡大し、円安圧力の一因となった。香港はカレンシーボード制の下で米国金利に自動的に追随するため、対米金利差はゼロ近傍にとどまり、金融政策は通貨制度維持を目的とした流動性管理として機能している。

以上より、政策金利と対米政策金利差の推移からは、東・東南アジア諸国が米国金融政策に対して示した対応の違いが明確に観察される。日本は大幅な金利差を容認する一方、韓国や ASEAN 諸国は通貨安圧力を重視して利上げを通じた調整を行い、中国は国内要因に制約され金利差の縮小を受け入れた。

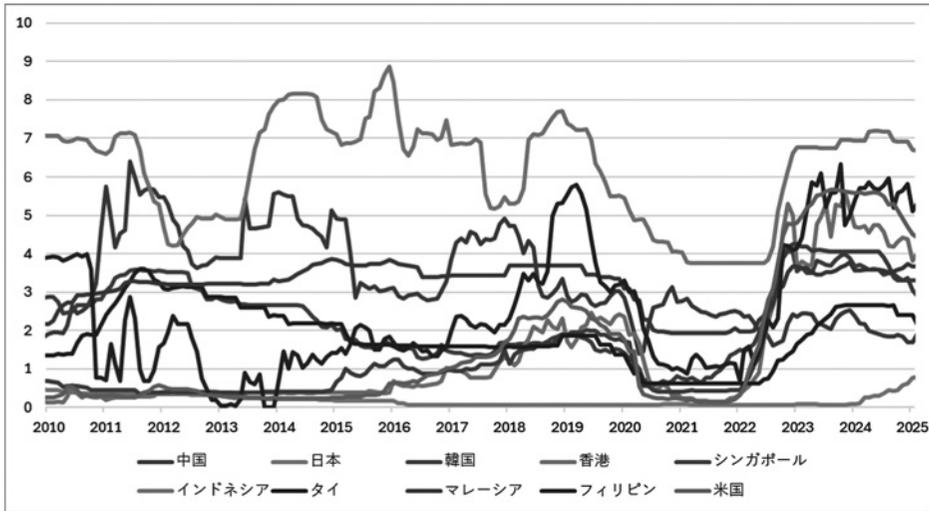
3.1.2 市場金利の動向

東・東南アジア諸国の市場金利は、政策金利の変化と国際金融環境の影響を強く受けて推移してきた。短期金利は多くの国で政策金利に高い連動性を示し、パンデミック期の利下げおよび2022年以降の米国金融引き締め局面で大きく変動した。図表6が示すように、韓国や ASEAN 諸国では短期金利が上昇し、対ドル短期金利差は急速に縮小、国際資本フローへの脆弱性が高まった。一方、日本では短期金利がゼロ近傍に固定され、国際金利変動の影響は限定的であった。香港ではドルペッグ制度の下で短期金利が米国金利に連動し、金利差はほぼゼロで推移している。

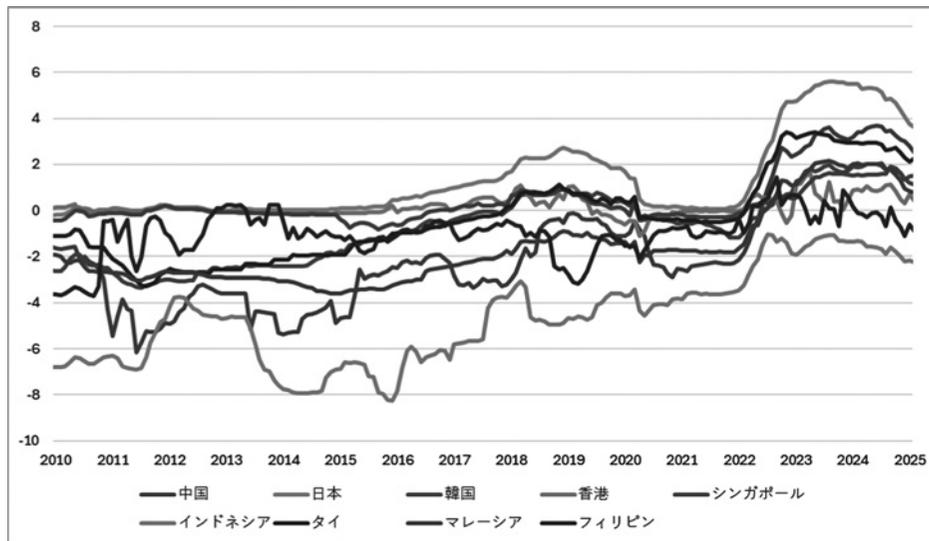
図表7はアジア諸国の長期金利の推移を示している。長期金利は短期金利以上に国際金融環境やインフレ期待の影響を受けている。米国長

図表6 東・東南アジア諸国の短期市場金利と対ドル短期金利差

(a) 短期市場金利



(b) 対ドル金利差

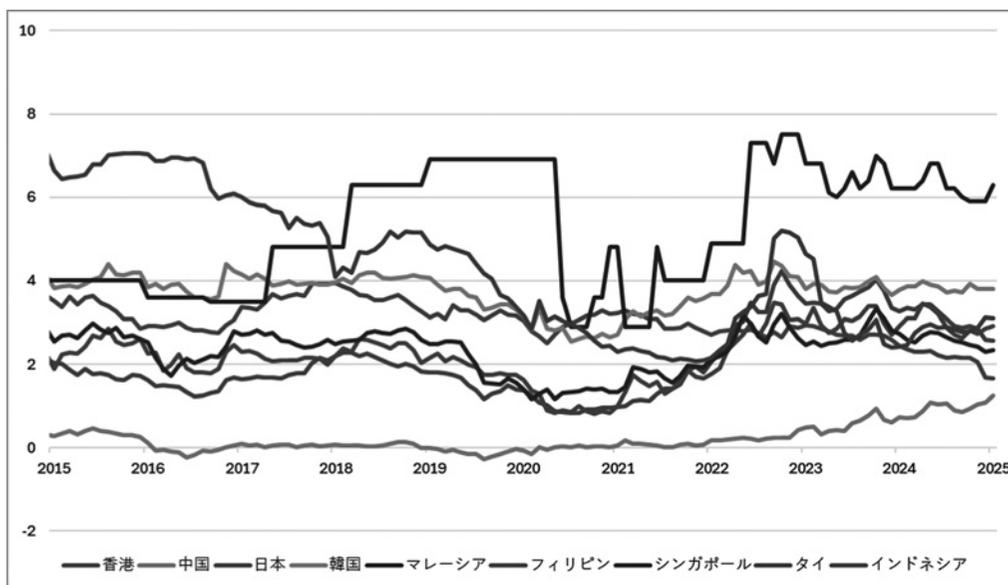


期金利の上昇局面では、韓国やASEAN諸国でも長期金利が上昇し、国際金利の波及が確認される。一方、日本ではYCCの下で長期金利の変動が抑制され、中国では国内景気の弱含みを背景に長期金利が低下傾向を示した。

総じて、東・東南アジア諸国の市場金利は、各国の政策金利運営に加え、米国を起点とする

グローバル金利動向、インフレ期待、さらには資本移動や為替市場の圧力といった要因が複合的に作用する中で形成されている。このことは、同地域における金利形成が一様ではなく、金融政策枠組みや為替制度の違いを反映した異質な調整メカニズムを有していることを示唆している。

図表7 東・東南アジア諸国の長期金利



3.2 為替レートの動向

3.2.1 名目為替レート（対ドル）の動向

本節では、2010年から2025年にかけての東・東南アジア諸国・地域の対ドル名目為替レートの推移を考察する。図表8は、対ドル名目為替レートを指数化したものであり（2010年1月＝100）、特に2020年のパンデミック以降および米国の金融引き締めが本格化した2022年以降の調整過程に注目する。

パンデミック以前、東アジア諸国の通貨は緩やかなドル高基調の下で推移していたが、変動性には国ごとの差がみられた。日本円や韓国ウォンは国際金融市場のリスク選好の変化を反映しやすく、比較的高い変動性を示した。一方、中国人民元は管理フロート制の下で安定的に推移し、シンガポール・ドルも通貨バスケット制を背景に相対的に安定していた。これに対し、インドネシアやフィリピンでは外部ショックへ

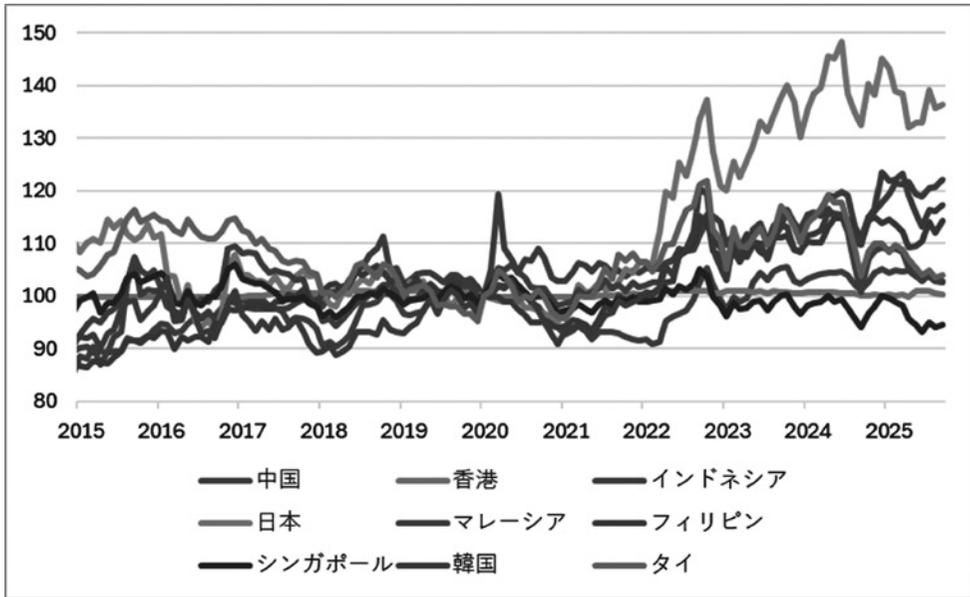
の感応度が高く、為替変動幅が大きかった。

2020～2021年のパンデミック期には、国別の差異がより明確となった。中国人民元は約8.4%増値した一方、日本円は約6.2%、タイ・バーツは約6.5%、インドネシア・ルピアは約4.4%減値した。フィリピン・ペソは概ね横ばいで推移し、韓国ウォンとシンガポール・ドルは比較的安定した動きを維持した。

しかし、2022年に米国が急速な利上げに転じると、アジア諸国通貨は大きな調整を迫られた。日本円は約13.9%減値し、域内で最大の下落を記録した。人民元も約8.5%減値し、それまでの元高局面は反転した。韓国ウォン、マレーシア・リングギ、タイ・バーツも減値した一方、インドネシア・ルピアとフィリピン・ペソでは9%超の下落が観察された。これに対し、シンガポール・ドルは0.7%の増値を維持し、為替政策の安定化効果が確認される。

以上より、対ドル名目為替レートの動向は、

図表8 対ドル名目為替レート (2010m1=100)



パンデミックと米国金融政策の転換を通じて、アジア域内に顕著な国別差をもたらした。

3.2.2 名目実効為替レートの動向

次に、名目実効為替レートを用いて各国通貨の実効的価値の変化を確認する。図表9は、国際決済銀行（BIS）が公表する東・東南アジア諸国・地域の名目実効為替レートの推移を示している。実効為替レートは、複数の主要貿易相手国との為替レートを加重平均した指標であり、対ドル為替レートのみでは把握できない通貨価値の相対的变化や国際競争力の動向を補完的に捉えることができる。

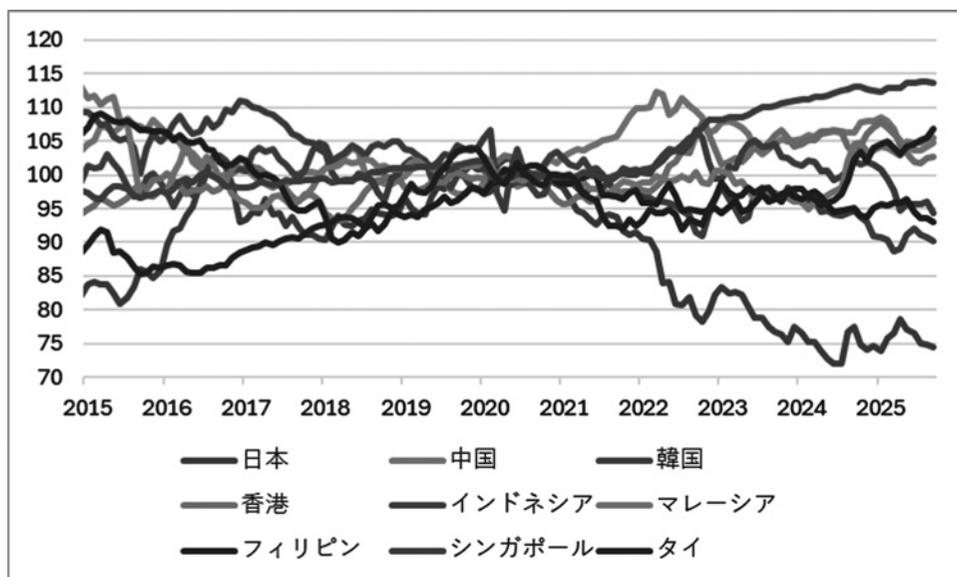
2010年代を通じて、日本円は比較的高い実効価値を維持していた一方、シンガポール・ドルは通貨バスケット制の下で緩やかな上昇傾向を示していた。これに対し、インドネシアやフィリピンなどの新興国では、外部ショックの影響を受けやすく、名目実効為替レートの変動幅が

相対的に大きいという特徴がみられた。

パンデミック後の2020～2021年には、中国人民元が約10.9%の実効増価を示し、中国経済の早期回復と輸出の堅調さが通貨価値に反映された。一方、日本円およびタイ・バーツはそれぞれ約7%の実効減価となり、アジア域内における相対的な競争力の位置づけに変化が生じた。韓国ウォンやインドネシア・ルピア、フィリピン・ペソも減価を示したが、その調整幅は国によって異なっている。これに対し、シンガポール・ドルは0.6%の増価を維持し、パンデミック期においても高い通貨安定性を示した。

2022年以降の実効為替レートの動きは、各国の政策枠組みと外部ショックへの感応度の違いを一層鮮明にしている。日本円は2021年から2022年にかけて約8%の実効減価を示し、輸入物価を通じた国内経済への影響が強まったことが示唆される。人民元の低下幅は約1.9%にとどまり、対ドル名目為替レートと比べて調整は

図表9 BIS 名目実効為替レート (2010=100) の推移



限定的であった。韓国やマレーシアでは実効増価が観察され、インドネシアやフィリピンでは小幅な減価にとどまった。一方、シンガポール・ドルは同期間に約7.5%の大幅な実効為替レートの増価を記録し、為替政策が実効レベルでも極めて強力に機能していることが確認される。タイ・バーツが約6%の実効為替レートの増価を示した点も注目される。

総じて、名目実効為替レートの動向は、対ドル為替レート以上に、各国の貿易構造や為替制度、金融政策運営の違いを反映しており、アジア域内における通貨調整の非対称性を明確に示している。

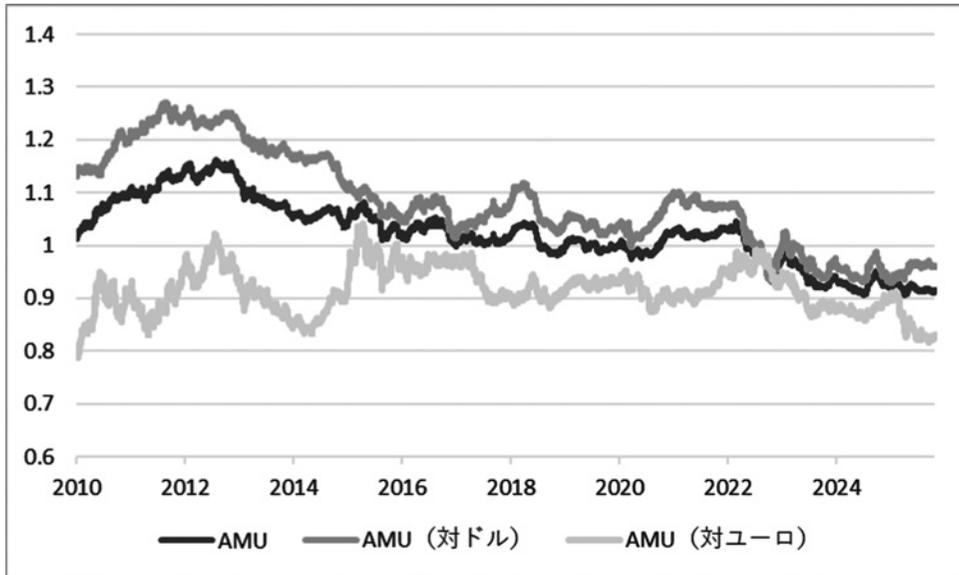
3.2.3 AMUによるアジア諸国通貨全体の動向

前節では、各国通貨の対米ドル為替レートおよび名目実効為替レートの推移を通じて、アジア諸国通貨の動向を個別国ベースで確認した。これらの分析を補完するために、ASEAN+3の

13通貨から構成される通貨バスケット指標であるアジア通貨単位 (Asian Monetary Unit, AMU) を用い、アジア諸国通貨を全体として捉えた場合の為替動向を整理する。AMUは、伊藤・小川・清水 (2007) が購買力平価で測ったGDPシェアと貿易シェアの算術平均に基づいて各通貨のウェイトが設定されており、さらに米ドルとユーロの加重平均(米ドル65%, ユーロ35%)を対価通貨とすることで、東アジア諸国にとって重要な主要取引通貨に対する総合的な通貨価値を示す指標となっている。このためAMUは、二国間為替レートや名目実効為替レートでは必ずしも明確にならない、アジア諸国通貨に共通する動きや地域全体としての調整局面を把握する上で有用である。

図表10は2010年から2025年までAMUの推移を示している。AMU指数(米ドル65%・ユーロ35%加重)に基づく、2010~2019年のパンデミック前には、アジア諸国通貨は全体として

図表10 2010年から2025年まで AMU の推移



比較的安定的に推移しており、米国の金融政策正常化が意識された局面を除けば、大きなトレンドの変動は限定的であった。これに対し、2020～2022年のパンデミック期には、世界的なリスク回避の高まりと経済活動の急減を背景に、AMUは明確な下落局面を示し、アジア諸国通貨全体として同時的な調整が生じたことが確認される。さらに、2022年以降の米国の急速な利上げ局面では、金利差拡大と国際資本移動の影響を受けてAMUは一段と低下し、アジア諸国通貨の対ドル安傾向が一層顕著となった。一方で、対ユーロでは相対的に変動が抑制される局面もみられ、ドル主導の金融環境がアジア諸国通貨全体の動きを規定していることが示唆される。

これらの結果は、対ドル為替レートおよび名目実効為替レートの動向と整合的であり、近年のパンデミックと米国金融引締めがアジア諸国通貨に共通の構造的調整をもたらしたことを、

地域全体の視点から裏づけるものである。

4. グローバル・リスク要因の推移とアジア諸国の金融政策・為替レートへの含意

4.1 アジア諸国の金融政策に影響を及ぼすグローバル・リスク要因

本稿では、アジア諸国の金融政策および為替レートが直面する外生ショックを体系的に把握するため、国際金融環境における主要なグローバル・リスク要因の推移を整理する。国際資本移動の拡大、米ドル資産の中心的役割、ならびにリスクオン／リスクオフ環境の頻繁な切り替わりが顕著となる中で、グローバル・ショックはアジア諸国の金融政策運営および為替レートの動学に持続的な影響を与えてきた。以下では、グローバル・リスクを複数の側面に分類し、そ

それぞれの時系列的特徴と政策的含意を検討する。

グローバル・リスクは単一概念ではなく、異なる市場や政策領域を通じて発生する多様なショックを含む。本稿では、アジア諸国の金融政策および為替レートへの主な伝播経路を踏まえ、グローバル・リスクを(1)グローバル金融政策ショック、(2)グローバル金融リスク、(3)グローバル経済政策不確実性、(4)国際商品価格ショックの四つに分類する。これらは、それぞれ異なるメカニズムを通じて各国のマクロ経済および金融市場に影響を及ぼす。

先行研究では、グローバル・リスク要因が金融政策および為替レートに与える影響が繰り返し指摘されてきた。米国金融政策が国際金融環境を規定し、他国の金融政策や国際資本フローに強い影響を与える点については、Miranda-Agrippino and Rey (2020)をはじめとする多くの研究により実証的に示されている。これらの研究は、米国金融政策ショックを中核とする「グローバル金融サイクル」の存在を示し、為替レート、信用スプレッド、新興国への資本移動に体系的な影響を及ぼすことを明らかにしている。

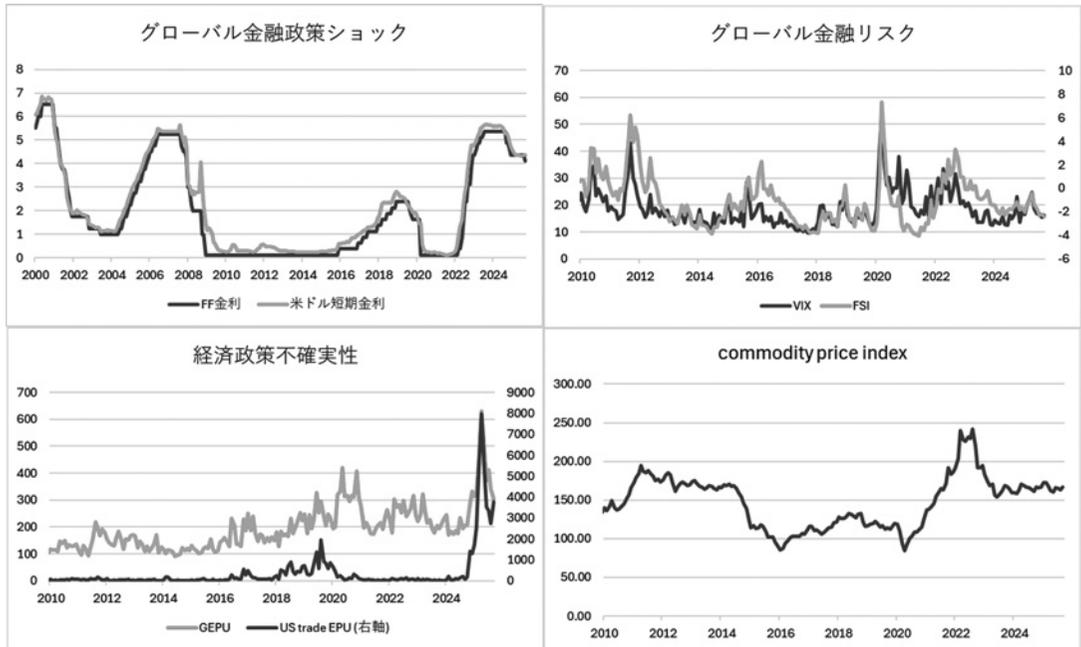
また、世界金融市場におけるリスクについては、Rey (2015) や Bruno and Shin (2015) が、投資家のリスクオン／リスクオフ行動と国際資本フローの連動性を示している。さらに、Baker et al. (2016) による経済政策不確実性指数 (EPU) を用いた研究は、政策不確実性が金融市場および実体経済に広範な影響を与えることを明らかにし、国際的な不確実性指標としての妥当性を裏づけている。加えて、国際商品価格ショックがマクロ経済および為替レートに強い影響を与える点も理論・実証の両面から示されており、商品価格指数を実体的外生ショックの代理変数として用いる根拠を提供している。

図表11は、アジア諸国の金融政策および為替レートに影響を及ぼす主要なグローバル・リスク要因の推移を示している。第一に、グローバル金融政策リスクについては、米国政策金利および米ドル短期金利を用いて金融政策ショックを捉える。両者は高い連動性を有しており、本稿では統合的に扱う。2010～2015年には量的緩和政策の下で金利は歴史的な低水準にとどまったが、2016～2019年には金融政策正常化に伴い段階的に上昇した。2020年にはパンデミックを受けて急激な利下げが行われた後、2022年以降はインフレ抑制を目的とする急速な利上げにより高金利環境が定着し、アジア諸国に強い外生的制約をもたらした。

第二に、グローバル金融リスクについては、VIX 指数および金融ストレス指数 (OFR Financial Stress Index, FSI) を用いる。2010年代は相対的に低リスク環境が続いたが、2020年のパンデミック期には両指標が急騰し、市場ストレスが急激に悪化した。2022年以降も、世界的な金融引き締めの一環に伴い、平常時を上回る水準で推移する局面が観察され、アジア諸国はリスク回避的な資本移動や通貨下落圧力に直面した。

第三に、経済政策不確実性については、Davis (2016) による世界経済政策不確実性指数 (GEPU) を用いる。GEPU は2010年代前半には比較的安定していたが、2017年以降、通商摩擦や地政学的緊張の高まりを背景に上昇し、パンデミック期には急騰した。その後も高水準が続いており、政策不確実性が構造的に高まっていることが確認される。特に2025年以降の再上昇は、第2次トランプ政権下で示唆された関税引き上げや通商政策を巡る不透明な政策運営が一因と考えられる。こうした不確実性の高まりは、企業・家計の意思決定を抑制すると同時

図表11 グローバル・リスク要因の推移



に、金融政策運営の裁量を制約する要因となる。

第四に、国際商品価格については、IMF 一次商品価格指数を用いる。同指数は2010年代前半には高水準を維持したが、2015年以降は調整局面に入り、2020年にはパンデミックによる需要急減を受けて大きく下落した。その後、2021～2022年にかけて需要回復、供給制約、地政学的要因が重なり急上昇し、現在も比較的高い水準で推移している。これらの変動は、輸入物価およびインフレを通じてアジア諸国の金融政策に直接的な影響を及ぼしている。

4.2 第2次トランプ政権の関税引き上げと今後のアジア諸国の金融政策

4.2.1 2025年におけるトランプ関税政策と米国貿易政策不確実性の動向

2025年に入り、第2次トランプ政権の発足を背景として、米国の通商政策を巡る不確実性は

急激に高まっている。中国を中心とする輸出品への追加関税や対象品目の拡大が示唆される一方で、実施時期や適用範囲は繰り返し修正・延期されており、政策の将来パスに関する不透明感が強まっている。

この動向を反映し、米国の貿易政策不確実性指数 (US Trade EPU) は2024年後半以降急上昇し、2025年には第1次トランプ政権期 (2018～2019年) を上回る水準に達している。これは、通商政策が一時的なショックではなく、持続的かつ構造的な不確実性要因として認識されていることを示唆している。

重要なのは、2025年初頭時点では多くの関税措置が予告段階または保留状態にある点である。实体经济への直接的影響は限定的である一方、将来の関税引き上げを見越した期待形成を通じて、金融市場や為替市場にはすでに影響が現れている。このため、本稿では実際の関税率

ではなく、US Trade EPU を用いて米国通商政策ショックを捉える。関税の実体的影響には時間差が伴う一方、不確実性を通じた影響は短期的に顕在化しやすいためである。

4.2.2 将来のアジア諸国の金融政策・為替レートへの影響

米国の貿易政策不確実性の上昇は、複数の経路を通じてアジア経済に影響を及ぼす。第一に、不確実性の高まりはグローバルなリスク回避行動を誘発し、安全資産需要の増加を通じて米ドル高圧力を強め、アジア諸国通貨には下落圧力が生じやすくなる。

第二に、将来の関税引き上げを見越した輸出見通しの悪化は、成長期待を押し下げ、資本流出圧力を強める可能性がある。とりわけ、グローバル・バリューチェーンへの依存度が高いアジア経済では、通商政策不確実性が投資や生産拠点の再配置を促し、為替レートの変動性を高める要因となり得る。

このような環境下で、アジア各国の中央銀行は困難な政策判断を迫られる。成長下支えのための金融緩和は通貨安や資本流出リスクとトレードオフの関係にあり、貿易政策不確実性が持続的である場合、金融政策の調整余地は大きく制約される。また、実際の関税引き上げが遅れて実施される場合であっても、貿易政策不確実性ショックは先行して金融市場や為替レートに影響を及ぼす。

この点で、US Trade EPU は将来の貿易ショックを内包した期待ベースの外生ショックとして位置づけることができ、アジア諸国の金融政策および為替レートの動学的反応を分析する上で適切な指標である。

総じて、第2次トランプ政権下における通商

政策不確実性は、アジア経済に成長減速、通貨安圧力、資本移動の不安定化を同時にもたらす可能性が高く、アジア各国の金融政策は従来以上に為替レートおよび国際金融環境を意識した運営を余儀なくされると考えられる。

5. 金融政策反応関数及びその構造変化の実証研究

5.1 先行研究：アジア諸国の金融政策決定の理論的枠組みと実証的証拠

5.1.1 金融政策決定の理論的構造：閉鎖経済から開放経済、そしてグローバル要因へ
金融政策の反応関数を分析するための理論的基礎としては、依然としてテイラー・ルールが中心的な役割を果たしている。Taylor (1993) によって提示された標準的な枠組みでは、中央銀行はインフレ率の目標値からの乖離および産出ギャップに応じて短期名目金利を調整するとされる。しかし、多くのアジア諸国のような小規模開放経済においては、この閉鎖経済モデルは不十分であることが指摘されてきた。

Ball (1999) や Svensson (2000) は、実効為替レートを追加した「開放経済テイラー・ルール」を提唱し、為替レート変動がインフレや産出量に与えるパススルー効果を考慮した金融政策運営を理論化している。これにより、中央銀行が金利操作を通じて為替レートの過度な変動を抑制するメカニズムが明示的に導入された。

近年の研究では、各国の金融政策決定における「グローバル要因」の重要性が強調されている。Rey (2015) は、従来の国際金融トリレンマに異議を唱え、「ジレンマ」仮説を提唱した。この仮説によれば、資本移動が自由である限り、

変動相場制を採用していても各国は「グローバル金融サイクル (Global Financial Cycle)」の影響から逃れることができず、金融政策の自律性は著しく制約される (Filardo et al., 2016)。そのため、近年のアジア諸国の金融政策分析では、国内要因に加え、米国政策金利やグローバルなリスク選好を表す変数を明示的に組み込むアプローチが主流となっている。これは、アジア新興国が自国のマクロ経済状況とは独立に、国際金融環境の変化によって政策調整を迫られる現実を反映している。

5.1.2 アジア諸国の金融政策決定に関する 主要な実証的知見

既存の実証研究は、アジア諸国の金融政策運営が欧米先進国とは異なる特徴を有していることを明らかにしている。韓国、タイ、フィリピン、インドネシアなど多くのアジア諸国はインフレターゲット制を採用しているものの、為替レートの安定も重視する「ハイブリッド型」の政策ルールに従っていることが示されている (Aizenman et al., 2011)。Filardo and Genberg (2010) は、アジア諸国の政策反応関数において為替レートの係数が統計的に有意かつ正であることを示し、中央銀行が過度な為替変動を抑制するために金利操作を行っている可能性を指摘している。

さらに、米国金融政策との同調性 (カップリング) も重要な実証的発見の一つである。Ogawa and Luo (2025) や Ogawa et al. (2023) は、国内のインフレ率や産出ギャップを統制した後であっても、アジア諸国の政策金利が米国金利と強い正の相関を示すことを明らかにしている。小川・羅 (2023b) は、東・東南アジア諸国の中央銀行が、1%ポイントの米国金利

ショックに対して約0.25~0.6%ポイントの政策金利反応を示すことを実証している。これは、FRBの利上げ局面において、アジア諸国が資本流出を抑制し対米金利差を維持するため、自国の景気循環とは必ずしも整合的でない利上げを迫られる傾向があることを示唆している。

5.1.3 国内要因およびグローバル要因に対する閾値効果

金融政策反応関数における非線形性、すなわち閾値効果の存在も近年の重要な研究テーマである。アジア諸国の金融政策の非対称的な構造変化を捉えるため、閾値自己回帰モデルや平滑推移回帰モデルなどの非線形手法が用いられている。

国内要因に関しては、インフレ率に明確な閾値が存在することが示されている。例えば、インフレ率が一定水準 (3~4%程度) を超えると、中央銀行は物価安定を最優先し、より攻撃的な利上げを行う一方、低インフレ局面では産出ギャップや為替レートへの配慮が相対的に重視されるといったレジーム・スイッチングが観察される。また、小川・羅 (2023a) は、為替レートに対する政策反応も非対称的であり、自国通貨高よりも通貨安 (減価) 局面において、防衛的な利上げ反応が強く現れる傾向を指摘している。

グローバル要因に対しても顕著な閾値効果が確認されている (Hutchison et al., 2013; Ugazio and Xin, 2024)。第一に、米国金利水準が高い、あるいは変動が大きい局面では、アジア諸国の政策金利における米国金利の係数が上昇する傾向がみられる。これは、市場ストレス時には国内均衡よりも対外均衡、すなわち資本フローの安定が優先されることを意味する。第二に、グ

グローバルな金融リスクや政策不確実性が危機的な水準に達する「リスク・オフ」局面では、国内景気が悪化しているにもかかわらず、資本逃避を防ぐために利上げを行うというプロシクリカルな政策対応が観察される。

これらの知見は、アジア諸国の金融政策が線形ルールではなく、内外の環境変化に応じた非線形かつ状態依存的な意思決定プロセスに基づいていることを示唆している。

5.1.4 残された研究課題

先行研究は、アジア諸国の金融政策がグローバル金融サイクルおよび為替安定を重視する非線形的な反応関数に基づいて運営されていることを明らかにしてきた。しかし、いくつかの重要な研究課題が残されている。

第一に、構造的異質性に関する比較分析の不足である。既存のトリレンマ検証は、アジアを比較的均質な地域として扱う傾向が強いが、東・東南アジア諸国・地域の間には、資本規制の度合い、金融市場の成熟度、対外ショックへの脆弱性に大きな差が存在する。これらの制度的差異を明示的に考慮し、トリレンマに内在する政策トレードオフが各国でどのように異なるのかを比較分析する余地が残されている。

第二に、金融政策反応の非線形性（閾値効果）に関する体系的な実証分析の不足である。既存研究は、国内要因または国際要因に起因する閾値効果を個別に分析する傾向が強く、ショックの種類（国際金融ショック、政策不確実性ショック等）によって金融政策および為替レートの反応構造がどのように異なるのかについては、十分な比較が行われていない。実際には、インフレ圧力、国際金融不安、外部金融引き締めといった異なるショックが、それぞれ異なる政策制約

を顕在化させ、非線形的に政策反応へ影響する可能性があるが、これらを統一的な枠組みで検証した研究は限られている。

5.2 モデル

5.2.1 ベースモデル

本研究は、東アジア諸国・地域（中国、日本、韓国、香港）および ASEAN5 を対象に、各国・地域の金融政策目標を明らかにするため、市場金利を従属変数とする金融政策反応関数を推定する。分析の基礎となる枠組みは、Taylor (1993) によって提示された伝統的なテイラー・ルールに基づく。テイラー・ルールは、中央銀行がインフレ率および産出ギャップに対して体系的に政策金利を調整するという考え方を形式化したものであり、一般に以下の式で表される。

$$i_t = \bar{i} + \phi_\pi (\pi_t - \pi^*) + \phi_y (y_t - \bar{y}_t) \quad (1)$$

ここで、 i_t は政策金利、 π_t はインフレ率、 y_t は実質産出、 π^* および \bar{y}_t はそれぞれ中央銀行が想定するインフレ目標および潜在産出である。この反応関数は閉鎖経済を前提としており、国際金融市場の影響を明示的に考慮していない。

しかし、国際資本移動の活発化および金融市場の緊密化により、Ball (1999)、Svensson (2000)、Rey (2015)、Filardo et al. (2016) など多くの研究が指摘するように、開放経済では外生的な国際要因が政策運営に大きな影響を与える。特に、米国金利、為替レート変動、グローバル・リスクは、東アジア諸国・地域において金融政策決定の重要な要因となっている。

以上を踏まえ、本研究は Ball (1999) などが提案した開放経済版テイラールールに基づき、以下の金融政策反応関数 (Monetary Policy Response Function: MPRF) を推定する。

$$i_t = c + \beta_1 \pi_{t-1} + \beta_2 y_{t-1} + \beta_3 \Delta e_{t-1} + \beta_4 USI_{t-1} + \beta_5 GR_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

ここで、 c は定数項、 i_t は政策操作目標となる市場金利、 π_t は年率換算インフレ率、 y_t は年率換算国内生産増加率、 Δe_t は対数化した名目実効為替レート変動率、 USI_t は米ドル短期金利、 GR_t はグローバル・リスク指標、 ε_t は誤差項を表す。すべての説明変数を1期ラグとするのは、同時性バイアスを回避するとともに、金融政策決定が過去の情報セットに基づいて行われるという実務的特徴に整合的であるためである。

ベースモデルでは、グローバル・リスク指標としてVIX指数を用いる。ただし、単一の指標では外生ショックの多面的性質を十分に捉えきれない可能性がある。そのため、頑健性検証として、グローバル経済政策不確実性指数(GEPU)、米国貿易政策不確実性指数(US Trade EPU)、世界商品価格指数(COM)、金融ストレス指数(FSI)をそれぞれVIXの代替変数として用いた対照モデルを推定する。これにより、グローバル・リスクの性質の違いが金融政策ルールにどのような影響を及ぼすかを検証する。

5.2.2 期間分けによる構造変化の識別

本研究は、新型コロナウイルス感染症(COVID-19)の拡大を契機として、東・東南アジア諸国・地域の金融政策ルールが構造的変化を経験した可能性を検証する。そのため、推計期間を「コロナ前」と「コロナ後」に分割し、各期間においてベースモデルを推定する。具体的には、2020年3月を分岐点とし、それ以前を「コロナ前」、それ以降を「コロナ後」と定義する。

この期間区分には二つの背景がある。第一に、2020年初頭の感染拡大とロックダウンにより、实体经济および金融市場に急激かつ非連続的なショックが発生し、多くの国・地域でゼロ金利政策、資産購入、流動性供給といった非伝統的金融政策が導入されたことである。第二に、コロナ危機を通じて、インフレ率、实体经济、為替レート、グローバル・リスクの相互関係が変化し、政策当局が従来とは異なる反応パターンを示した可能性がある点である。

本研究では、式(2)をコロナ前後のサンプルでそれぞれ推定し、係数の大きさおよび統計的有意性の変化を比較する。これにより、(1)国内目標(インフレ安定・景気安定)への反応が変化したか、(2)米国金利やグローバル・リスクへの依存度が危機後に高まったか、(3)為替安定化に対する政策姿勢が変化したかを体系的に検証する。

5.2.3 閾値効果による金融政策反応関数の構造変化識別

本研究は、金融政策反応関数に非線形性が存在する可能性を検証するため、閾値回帰(Threshold Regression)を用いた追加分析を行う。先行研究では、中央銀行の政策対応が平常時とストレス時で異なる行動を示すことが指摘されており、東・東南アジア諸国・地域においても、インフレ急上昇、通貨急落、米国金融政策の急変、グローバル金融不安といった局面で政策反応が非線形的に変化する可能性が高い。

本分析の中心的な課題は、以下の三点である。(1)主要な国内・国際変数が一定の閾値を超えた場合に、政策金利の反応係数が構造的に変化するか。(2)金融政策当局が平常時とストレス時で異なる政策ルールを採用しているか。(3)こうした非線形性が、為替制度、資本移動の自由度、

経済構造の違いによってどのように規定されているかである。

閾値回帰モデルは、式(2)のベースモデルを以下のように拡張する。

$$\begin{aligned}
 i_t &= c + \beta_1(a_j) \pi_{t-1} + \beta_2(a_j) y_{t-1} \\
 &\quad + \beta_3(a_j) \Delta e_{t-1} + \beta_4(a_j) USI_{t-1} \\
 &\quad + \beta_5(a_j) GR_{t-1} + \varepsilon_t \\
 a_j &= \begin{cases} a_1, & \text{if } q_t > \gamma \\ a_2, & \text{if } q_t \leq \gamma \end{cases} \quad (3)
 \end{aligned}$$

ここで、 q_t は閾値変数、 γ は内生的に推定される閾値であり、係数 β_i は状態 a_j に依存して異なる値をとる。例えば、グローバル・リスク指標 GR_t を閾値変数とする場合、 $q_t > \gamma$ は高リスク状態（ストレス局面）、 $q_t \leq \gamma$ は低リスク状態（平常局面）を表す。

閾値 γ はBai and Perron (1998)の方法に基づき、残差平方和（RSS）を最小化することで推定される。本研究では、サンプルサイズと政策解釈の明確性を考慮し、主として単一閾値モデルを採用し、「平常時」と「ストレス時」という政策的に意味のある二つのレジームに焦点を当てる。

国際金融トリレンマの観点からみると、各国の制度的選択は、どの変数で閾値効果が顕在化しやすいかを方向付ける。資本規制を維持する国では、国際金融サイクルからの外部圧力が相対的に弱いため、インフレ率や国内景気の悪化といった国内要因に関する閾値が重要となる可能性が高い。一方、資本移動が自由な国では、為替レートの急変、グローバル・リスクの急騰、米国金利の変動が主要な閾値として機能しやすい。

具体的には、資本移動が自由で変動相場制を採用する国では、通貨減価が一定水準を超えた場合に、通貨防衛を目的とした金利調整が非線

形的に強化される可能性がある。また、自由な資本移動と固定相場制を組み合わせる制度下では、金融政策の自律性が制約されるため、国内指標よりも米国金利や国際金融ストレスの急変が政策反応を規定する主要な閾値となると考えられる。

本手法を用いる目的は、政策反応が連続的ではなく、特定の局面を超えた時点で急激に変化する非線形構造を実証的に明らかにすることにある。例えば、インフレ率が一定水準を超えた場合に引き締め反応が強化されるか、通貨減価が進行した局面で防衛的な利上げが生じるか、あるいはグローバル金融リスクの急増に直面した際に政策ルールが切り替わるかといった点を検証する。

以上の枠組みに基づき、本研究は、東アジア諸国・地域およびASEAN5における金融政策反応の非線形性を、閾値回帰モデルを用いて体系的に検証する。

5.2.4 データ

本研究では、2015年1月から2025年9月までの月次データを用いる。2015年以降は、低金利環境や非伝統的金融政策の下で政策運営が行われており、特に日本では政策金利の変動性が著しく低下している。また、本期間には新型コロナウイルス感染症という前例のないショックが含まれており、パンデミック前後を同一サンプル内で比較することで、金融政策反応の非連続的变化を識別できる。

分析対象は、日本、中国、韓国、香港およびASEAN5（インドネシア、マレーシア、フィリピン、シンガポール、タイ）である。中国については、2015年8月の為替制度改革を考慮し、2015年9月から2025年9月までを分析期間とする。

金融政策スタンスの代理変数として、名目政策金利ではなく短期市場金利を用いる。日本についてはシャドーレート (Nakajima (2025)) を、その他の国・地域については3か月物インターバンク金利を用いる。物価変動率および生産変動率には、インフレ率および鉱工業生産指数の前年同月比を用い、IFS から取得する。外部金利要因としては3か月物米ドル・インターバンク金利を用い、グローバル・リスク指標として VIX, FSI, GEP, US Trade EPU, および IMF 一次商品価格指数を使用する。

6. 東・東南アジア諸国の金融政策反応に関する実証分析結果

本章では、東アジア諸国および ASEAN5 諸国・地域の金融政策反応関数の推定結果を報告する。分析は以下の手順で進める。第一に、全サンプルを用いたベースモデルの推定を行い、Chow 検定によりパンデミック発生前後における金融政策反応関数の構造変化の有無を検証する。第二に、構造変化が確認されたことを踏まえ、サブサンプル分析を実施し、コロナ前後における金融政策反応の変化を比較する。第三に、閾値回帰モデルを用いて、国内要因およびグローバル要因に対する非線形的な政策反応を検証する。最後に、その他のグローバル・リスク指標を用いた頑健性検定の結果を報告する。

6.1 ベースモデルおよび構造変化の分析

6.1.1 構造変化の統計的検証

まず、新型コロナウイルス感染症のパンデミックが、アジア各国・地域の金融政策ルールに構造変化をもたらしたかを検証するため、2020年3月を構造変化点とした Chow 検定を

実施した。その結果、本分析の対象となるすべての国・地域 (中国, 日本, 韓国, 香港, インドネシア, マレーシア, フィリピン, シンガポール, タイ) において、95%有意水準で帰無仮説 (構造変化なし) が棄却された。

この結果は、アジア諸国の金融政策反応関数がパンデミック前後で異なるパラメータ構造を有していることを統計的に裏づけるものであり、期間分け (サブサンプル) で分析の妥当性を支持している。

6.1.2 ベースモデルの推定結果 (全期間・サブサンプル) :

式(2)に基づく OLS 推定結果 (全期間, コロナ前: 2015M1-2020M3, コロナ後: 2020M4-2025M10) を図表12に示す。主な結果は以下の通りである。

(1) 米国金融政策への同調性 (カップリング) の強化。

多くの国において、米国短期金利の係数は統計的に有意な正の値を示しており、アジア諸国の金融政策が「グローバル金融サイクル」の影響を強く受けていることが確認された。特に注目すべきは、コロナ・ショック後に一部の新興国で米国金利への感応度が大きく変化している点である。

ASEAN 諸国の変化

インドネシアでは、コロナ前には米国金利の係数が有意な負の値 (-0.309) であったのに対し、コロナ後には0.581 (1%有意水準) と明確な正の値へ転じた。マレーシアにおいても、コロナ前は有意でなかった米国金利の係数が、コロナ後には 0.336 (1%有意水準) まで上昇している。これらの結果は、パンデミック後の世

図表12 東・東南アジア諸国の金融政策反応の実証分析結果

| | | (1) | | (2) | | (3) | | (4) | | (5) | | (6) | |
|------------------|----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|--------------|--------------|-----------|-----------|--------------|--------------|
| | | OLS | OLS | OLS | OLS | OLS | OLS | Threshold | Threshold | Threshold | Threshold | Threshold | Threshold |
| Method | Sample/ threshold | 2015M08- 2020M03 | 2015M08- 2020M03 | 2020M04- 2025M10 | 2020M04- 2025M10 | 2020M04- 2025M10 | 2020M04- 2025M10 | Δe ≥0.991 | Δe ≥0.991 | USI <1 | USI ≥1 | USI <2.61 | USI ≥2.61 |
| C | | 7.357*** | 6.555*** | 3.132*** | 7.712*** | 4.857*** | 3.522*** | 7.947*** | 12.459*** | 5.157*** | | | |
| π_{t-1} | | 0.001 | -0.038* | 0.006 | 0.007 | 0.081* | 0.01 | -0.026* | -0.027 | 0.013 | | | |
| γ_{t-1} | | 0.005 | 0.042 | 0.014 | -0.004 | 0.221*** | 0.009 | 0.032 | 0.348** | 0.01 | | | |
| Δe_{t-1} | | 0.036 | 0.226** | 0.027 | 0.05 | -1.959*** | -0.051 | 0.100* | 0.047 | 0.041 | | | |
| USI_{t-1} | | -0.229*** | -0.031 | -0.090*** | -0.244*** | -0.057 | 0.133 | -0.413*** | -0.291*** | -0.155*** | | | |
| VIX_{t-1} | | -1.439*** | -1.192*** | -0.257 | -1.535*** | -0.21 | -0.316 | -1.409*** | -4.186*** | -0.792*** | | | |
| R2 | | 0.502 | 0.397 | 0.29 | 0.581 | 0.694 | 0.623 | | | | | | |
| obs. | | 123 | 56 | 67 | 107 | 16 | 41 | 82 | 31 | 92 | | | |

| | | (1) | | (2) | | (3) | | (4) | | (5) | | (6) | | (7) | |
|------------------|----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|--------------|--------------|--------------|
| | | OLS | OLS | OLS | OLS | OLS | OLS | Threshold | Threshold | Threshold | Threshold | Threshold | Threshold | Threshold | Threshold |
| Method | Sample/ threshold | 2015M08- 2020M03 | 2015M08- 2020M03 | 2020M04- 2025M10 | 2020M04- 2025M10 | 2020M04- 2025M10 | 2020M04- 2025M10 | Δe ≥1.37 | Δe ≥1.37 | Δe ≥1.37 | USI <3.1 | USI ≥3.1 | USI <2.79 | USI ≥2.79 | USI ≥2.79 |
| C | | -6.878*** | -3.632*** | -1.211* | -6.814*** | -6.962*** | -7.075*** | -7.060*** | -6.490*** | 3.486 | -4.213*** | -3.201*** | | | |
| π_{t-1} | | 0.053** | 0.019 | 0.033** | 0.077*** | 0.017 | 0.048** | 0.057 | 0.053*** | -0.002 | 0.065* | 0.044* | | | |
| γ_{t-1} | | 0.027** | -0.016 | 0.019*** | -0.016 | 0.048* | 0.027*** | 0.100* | 0.030*** | -0.027 | 0.041** | 0.018 | | | |
| Δe_{t-1} | | -0.112*** | -0.047*** | -0.019 | -0.145*** | 0.093 | -0.025 | 0.045 | -0.172*** | 0 | -0.026 | -0.182*** | | | |
| USI_{t-1} | | 0.446*** | 0.345*** | 0.233*** | 0.471*** | 0.356*** | 0.408*** | 0.663*** | 0.069 | -0.399* | 0.557*** | 0.344*** | | | |
| VIX_{t-1} | | 1.476*** | 0.182 | -0.045 | 1.371*** | 1.644*** | 1.624*** | 1.171*** | 1.463*** | -0.547 | 0.296 | 0.399 | | | |
| R2 | | 0.714 | 0.68 | 0.749 | 0.778 | 0.774 | 0.838 | 0.786 | | | | | | | |
| obs. | | 127 | 62 | 65 | 100 | 27 | 99 | 28 | 91 | 36 | 59 | 68 | | | |

* p < 0.01, ** p < 0.05, *** p < 0.01

* p < 0.01, ** p < 0.05, *** p < 0.01

(c) 韓国

| Method/ Sample/ threshold | (1) | | (2) | | (3) | | (4) | | (5) | |
|---------------------------------|-------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------|--------------|
| | OLS Full | OLS 2015M08- 2020M03 | OLS 2020M04- 2025M10 | OLS 2020M04- 2025M10 | Threshold US1 <1.6 | Threshold US1 ≥1.6 | Threshold US1 <1.6 | Threshold US1 ≥1.6 | VIX <3.25 | VIX ≥3.25 |
| C | 0.863*** | 1.266*** | 0.191 | 2.132*** | -1.608*** | 0.823** | 0.823** | 4.655*** | | |
| π_{t-1} | 0.035*** | 0.002 | 0.051*** | 0.023* | 0.041*** | 0.028** | 0.028** | 0.008 | | |
| y_{t-1} | -0.017** | -0.017** | -0.009 | -0.019** | -0.014 | -0.017** | -0.017** | 0.028 | | |
| Δe_{t-1} | 0.011 | 0.014 | -0.009 | 0.011 | 0.013 | 0.033 | 0.033 | -0.024 | | |
| $US1_{t-1}$ | 0.464*** | 0.110*** | 0.527*** | 0.231** | 0.582*** | 0.444*** | 0.444*** | 0.806*** | | |
| VIX_{t-1} | 0.019 | 0.053 | 0.162 | -0.335*** | 0.705*** | 0.054 | 0.054 | -1.201** | | |
| R2 | 0.864 | 0.36 | 0.923 | 0.905 | | | | 0.899 | | |
| obs. | 129 | 56 | 67 | 62 | 67 | 67 | 110 | 19 | | |

* p < 0.01, ** p < 0.05, *** p < 0.01

(d) 香港

| Method/ Sample/ threshold | (1) | | (2) | | (3) | | (4) | |
|---------------------------------|-------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| | OLS Full | OLS 2015M08- 2020M03 | OLS 2020M04- 2025M10 | OLS 2020M04- 2025M10 | Threshold y <0.848 | Threshold y ≥0.848 | Threshold y <0.848 | Threshold y ≥0.848 |
| C | -0.209 | 0.639* | 0.282 | -0.991** | 0.95 | | | |
| π_{t-1} | -0.002 | 0 | -0.002 | -0.005 | -0.001 | | | |
| y_{t-1} | -0.032** | -0.232*** | -0.034 | -0.019 | 0.081*** | | | |
| Δe_{t-1} | 0.193*** | 0.135*** | 0.241*** | 0.108** | 0.275*** | | | |
| $US1_{t-1}$ | 0.844*** | 1.052*** | 0.824*** | 0.878*** | 0.846*** | | | |
| VIX_{t-1} | 0.098 | -0.346** | -0.032 | 0.380** | -0.454** | | | |
| R2 | 0.94 | 0.91 | 0.94 | 0.96 | | | | |
| obs. | 125 | 62 | 63 | 74 | 51 | | | |

* p < 0.01, ** p < 0.05, *** p < 0.01

(e) インドネシア

| Method Sample/ threshold | (1) | (2) | (3) | (4) | | (5) | | (6) | | (7) | |
|--------------------------------|-------------|----------------------------|----------------------------|---------------|----------------------------|------------------------|-------------------------------------|-----------------|-----------------------------|----------------|----------------------------|
| | OLS Full | OLS 2015M08- 2020M03 | OLS 2020M04- 2025M10 | y < 6.74 | Threshold y ≥ 6.74 | Δe < -1.075 | Threshold Δe ≥ -1.075 | USI < -0.504 | Threshold USI ≥ 0.504 | VIX < -2.79 | Threshold VIX ≥ 2.79 |
| C | 10.365*** | 5.242*** | 4.357*** | 9.566*** | 12.177*** | 4.918* | 11.654*** | 4.679* | 9.376*** | 1.822 | 9.677*** |
| π_{t-1} | 0.016 | 0.012 | -0.035*** | -0.022 | 0.034 | 0.048 | -0.001 | -0.02 | -0.026 | 0.047 | 0.003 |
| γ_{t-1} | -0.003 | 0.01 | -0.018*** | 0.041* | -0.100** | 0.137*** | 0.005 | 0.040** | 0.012 | -0.033 | -0.011 |
| Δe_{t-1} | -0.036 | 0.086 | -0.037 | -0.07 | 0.635*** | 0.227 | 0.264** | -0.134 | 0.008 | 0.117 | -0.107 |
| USI _{t-1} | 0.231*** | -0.309** | 0.581*** | 0.191*** | 0.392*** | -0.05 | 0.271*** | 20.976*** | 0.161*** | 0.017 | 0.376*** |
| VIX _{t-1} | -1.682*** | 0.687 | -0.171 | -1.342*** | -2.233** | 0.684 | -2.248*** | -1.483** | -1.205*** | 1.872 | -1.574** |
| R2 | 0.272 | 0.048 | 0.954 | 0.379 | 0.407 | 0.56 | 0.384 | 0.58 | 0.384 | 0.58 | 0.384 |
| obs. | 123 | 62 | 61 | 101 | 22 | 24 | 99 | 32 | 91 | 58 | 65 |

* p < 0.01, ** p < 0.05, *** p < 0.01

(f) マレーシア

| Method Sample/ threshold | (1) | (2) | (3) | (4) | | (5) | | (6) | | (7) | |
|--------------------------------|-------------|--------------------------|---------------------------|---------------|----------------------------|-----------------------|------------------------------------|---------------|----------------------------|---------------|----------------------------|
| | OLS FULL | OLS 2015m1- 2020m3 | OLS 2020m3- 2025m10 | y < 1.38 | Threshold y ≥ 1.38 | Δe < -0.62 | Threshold Δe ≥ -0.62 | USI < 0.65 | Threshold USI ≥ 0.65 | VIX < 3.02 | Threshold VIX ≥ 3.02 |
| C | 5.737*** | 3.587*** | 1.150*** | 4.583*** | 5.494*** | 4.778*** | 5.715*** | 6.708*** | 4.770*** | 4.592*** | 4.228*** |
| π_{t-1} | -0.011 | -0.001 | -0.008** | -0.021 | -0.019* | 0.007 | -0.013 | 0.015* | -0.016* | 0.01 | -0.026* |
| γ_{t-1} | -0.006 | -0.017 | 0.001 | 0.016 | -0.029*** | -0.047** | -0.002 | -0.007 | -0.005 | -0.026*** | 0.01 |
| Δe_{t-1} | -0.090*** | -0.001 | -0.003 | -0.146** | -0.065* | -0.105 | 0.077 | -0.259*** | -0.035 | 0.022 | -0.262*** |
| USI _{t-1} | 0.139*** | -0.036 | 0.336*** | 0.193*** | 0.099*** | 0.012 | 0.160*** | 3.834*** | 0.073*** | 0.069*** | 0.312*** |
| VIX _{t-1} | -0.979*** | 0.027 | 0.246*** | -0.686** | -0.788*** | -0.476* | -1.023*** | -1.731*** | -0.543*** | -0.475** | -0.648* |
| R2 | 0.441 | -0.028 | 0.968 | 0.509 | 0.538 | 0.742 | 0.622 | 0.90 | 0.622 | 0.93 | 0.622 |
| obs. | 129 | 62 | 67 | 31 | 98 | 27 | 102 | 39 | 90 | 93 | 36 |

* p < 0.01, ** p < 0.05, *** p < 0.01

(g) フイリピン

| Method Sample/ threshold | (1) | | (2) | | (3) | | (4) | | (5) | | (6) | | (7) | |
|--------------------------------|-------------|--------------------------|---------------------------|---------------|--------------------|---------------|--------------|------------------|--------------|-------------|------------------|-------------|--------------|------------------|
| | OLS FULL | OLS 2015m1- 2020m3 | OLS 2020m3- 2025m10 | π <0.5 | Threshold π | π ≥0.5 | y <4.98 | Threshold y | y ≥4.98 | USI <2.4 | Threshold USI | USI ≥2.4 | VIX <2.71 | Threshold VIX |
| C | 2.062*** | -0.135 | 0.947 | 1.769 | 2.730*** | 1.815*** | 3.011*** | 1.272*** | 8.194*** | 1.272*** | 8.194*** | -3.976 | 2.300*** | |
| π_{t-1} | -0.040*** | -0.047** | -0.040*** | -0.315*** | -0.034* | -0.078*** | 0.038* | -0.040** | -0.038** | -0.040** | -0.038** | 0.048* | -0.070*** | |
| y_{t-1} | -0.001 | 0.001 | 0 | -0.004 | -0.001 | 0.005 | -0.001 | 0 | -0.005 | 0 | -0.005 | -0.008 | -0.001 | |
| Δe_{t-1} | 0.062 | 0.061 | -0.02 | 0.099 | 0.042 | 0.074 | -0.047 | 0.026 | 0.103 | 0.026 | 0.103 | -0.01 | 0.032 | |
| USI_{t-1} | 0.829*** | 1.397*** | 0.853*** | 0.721*** | 0.846*** | 0.837*** | 0.778*** | 0.978*** | 0.215*** | 0.978*** | 0.215*** | 0.737*** | 0.858*** | |
| VIX_{t-1} | -0.224 | 0.37 | 0.052 | -0.186 | -0.474** | -0.058 | -0.690* | -0.037 | -1.350*** | -0.037 | -1.350*** | 2.122** | -0.291 | |
| R2 | 0.867 | 0.815 | 0.95 | 0.888 | 0.891 | 0.929 | 0.888 | 0.929 | 0.888 | 0.929 | 0.888 | 0.929 | 0.888 | |
| obs. | 129 | 62 | 67 | 129 | 129 | 129 | 129 | 129 | 129 | 129 | 129 | 129 | 129 | |

* p < 0.01, ** p < 0.05, *** p < 0.01

(h) シンガポール

| Method Sample/ threshold | (1) | | (2) | | (3) | | (4) | | (5) | | (6) | | (7) | |
|--------------------------------|-------------|--------------------------|---------------------------|------------------|--------------------|----------------------|-------------------------|--------------|------------------|---------------|------------------|---------------|------------------|--|
| | OLS FULL | OLS 2015m1- 2020m3 | OLS 2020m3- 2025m10 | π <-0.284 | Threshold π | Δe <0.455 | Threshold Δe | USI <1.61 | Threshold USI | VIX <3.253 | Threshold VIX | VIX >3.253 | Threshold VIX | |
| C | 0.141 | 0.563** | -0.593 | 1.147** | -0.265 | 0.624*** | -1.483*** | 1.116*** | -1.344*** | 0.175 | 3.461*** | 0.01 | 0.01 | |
| π_{t-1} | 0.017** | 0 | 0.026*** | -0.02 | 0.020** | 0.013* | 0.005 | -0.003 | 0.028*** | 0.014** | 0.01 | -0.014** | -0.007 | |
| y_{t-1} | -0.013*** | -0.012*** | -0.005 | -0.019*** | -0.009*** | -0.012*** | -0.007 | -0.011*** | -0.016*** | -0.014*** | -0.014*** | -0.01 | 0.002 | |
| Δe_{t-1} | 0.096* | 0.041 | 0.255*** | -0.023 | 0.168*** | -0.073 | 0.332 | 0.003 | 0.252*** | -0.01 | 0.002 | 0.626*** | 0.877*** | |
| USI_{t-1} | 0.637*** | 0.447*** | 0.687*** | 0.577*** | 0.660*** | 0.630*** | 0.702*** | 0.469*** | 0.659*** | 0.626*** | 0.659*** | 0.117 | -0.927*** | |
| VIX_{t-1} | 0.116 | 0.057 | 0.278** | -0.213* | 0.222*** | -0.058 | 0.601*** | -0.176** | 0.589*** | 0.117 | -0.927*** | 0.117 | -0.927*** | |
| R2 | 0.964 | 0.856 | 0.977 | 0.97 | 0.971 | 0.977 | 0.974 | 0.977 | 0.977 | 0.974 | 0.974 | 0.974 | 0.974 | |
| obs. | 129 | 62 | 67 | 35 | 94 | 105 | 24 | 62 | 67 | 110 | 19 | 110 | 19 | |

* p < 0.01, ** p < 0.05, *** p < 0.01

(i) タイ

| Method Sample/ threshold | (1) | | (2) | | (3) | | (4) | | (5) | |
|--------------------------------|-------------|--------------------------|---------------------------|---------------------------|-------|-----------|-------|-----------|--------|-----------|
| | OLS FULL | OLS 2015m1- 2020m3 | OLS 2020m3- 2025m10 | OLS 2020m3- 2025m10 | y | Threshold | y | Threshold | USI | Threshold |
| C | 3.3*** | 1.588*** | 2.152*** | 3.113*** | <0.53 | 3.196*** | >0.53 | 2.322*** | <0.343 | 3.164*** |
| π_{t-1} | -0.014*** | -0.006 | -0.003 | -0.011* | | -0.02*** | | -0.019** | | -0.013** |
| y_{t-1} | -0.006 | 0.011* | -0.005 | 0.025*** | | -0.022*** | | -0.0003 | | 0.005 |
| Δe_{t-1} | 0.022 | 0.066*** | -0.004 | -0.033 | | 0.09** | | 0.043 | | 0.005 |
| USI_{t-1} | 0.211*** | -0.0008 | 0.299*** | 0.212*** | | 0.181*** | | 5.028*** | | 0.219*** |
| VIX_{t-1} | -0.77*** | 0.006 | -0.518*** | -0.656*** | | -0.697*** | | -0.802*** | | -0.728*** |
| R2 | 0.753 | 0.185 | 0.931 | 0.806 | | 0.806 | | 0.816 | | 0.816 |
| obs. | 129 | 62 | 67 | 73 | | 56 | | 30 | | 99 |

* p < 0.01, ** p < 0.05, *** p < 0.01

界的金融引き締め局面において、資本流出を回避するため、国内景気とは独立して対米金利差を維持する圧力が強まったことを示唆している。

香港・シンガポール

カレンシーボード制を採用する香港では、米国金利の係数が全期間を通じて0.824~1.052と極めて高く、米国金融政策へのほぼ完全な追従が確認された。通貨バスケット制度を採用するシンガポールにおいても、全期間で0.637という安定して高い係数が観察された。

東アジア

韓国は期間を通じて有意な正の反応を示し（コロナ前0.110，コロナ後0.527），米国金融政策への同調性が強まった。日本でも全期間で有意な正の反応（0.446）が確認されたが，コロナ後（0.233）はコロナ前（0.345）と比べて係数がやや低下した。

(2) 国内要因およびリスク要因への反応

国内インフレ率や産出量への政策反応は国ごとに異質性が高い。韓国ではコロナ後にインフレ率の係数が0.051と有意となり，インフレ抑制姿勢が強化された。一方で，多くの国では国内変数よりも外部変数（米国金利）のt値が高く，小規模開放経済としての「ジレンマ」が明確に表れている。

グローバル・リスク（VIX）については，インドネシア（-1.682），マレーシア（-0.979），タイ（-0.770）などで有意な負の係数が観察された。これは，不確実性の高まりに対して中央銀行が景気下支えを優先し，緩和的な政策対応をとる傾向を示している。ただし，後述する閾値分析では，この関係が特定のストレス局面で逆転することが確認される。

6.2 閾値回帰モデルによる非線形性の検証

政策反応の非線形性を検証するため、式(3)に基づき閾値回帰分析を行った。本分析では、すべての変数について閾値効果を検証したが、図表12に報告されていない変数については、統計的に有意な閾値効果が確認されず、線形的な反応を維持していると判断されたものである。

その結果、アジア諸国の金融政策は、「為替レートの急変動」や「グローバル・リスクの高まり」をトリガーとして、政策反応関数が大きく変化する（レジーム・スイッチする）ことが明らかとなった。

6.2.1 通貨急落と米国金利上昇による防衛的引き締め

変動相場制を採用する新興国において、通貨防衛を目的とした極めて強い非線形的政策反応が確認された。

インドネシアの結果は、最も顕著である。自国通貨の減価率が閾値（ -1.075 ）を下回る、すなわち通貨が急落する局面において、米国金利への反応係数は平常時の 0.191 から 20.976 へと急激に上昇する。この極めて高い係数は、通貨危機的な状況下では、国内均衡を大きく犠牲にしてでも資本流出を抑制するため、強力な利上げが実施されることを示唆している。

タイでは、米国金利そのものが閾値として機能している。米国金利が 0.343 未満の低金利環境では反応係数は 0.181 にとどまる一方、米国金利が 0.343 を超える高金利環境では 5.028 へと急上昇する。これは、FRBの利上げサイクルに入ると、金利差維持の必要性からタイ中央銀行が過敏な政策反応を示すことを意味する。

マレーシアにおいても、為替減価率が閾値（ -0.62 ）を下回る局面では、米国金利の係数が 0.160 から 3.834 へと上昇し、同様の通貨防衛的行動が確認された。

6.2.2 グローバル・リスク（VIX）による「デカップリング」と「リスクプレミアム」

グローバルな金融ストレス（VIX）が高まった局面における政策反応は、国の経済規模や対外ポジションによって異なるパターンを示した。

日本では、VIXが 2.79 を超える高ストレス局面において、米国金利への反応係数は 0.069 となり、統計的有意性を失う（低ストレス時は 0.663 で有意）。これは、世界的な金融不安局面では、日米金利差への配慮よりも、国内の流動性供給や金融システム安定化が優先され、米国金利との連動性が一時的に遮断されることを示唆している。

また、閾値分析における定数項の変化に注目すると、重要な知見が得られる。中国では、 $VIX > 2.61$ の高リスク局面において、定数項が 7.947 から 12.459 へと大幅に上昇している。インドネシアでも同様に、高リスクかつ通貨安局面において定数項が有意に上昇している。これは、インフレ率や産出ギャップといった説明変数の変動とは独立して、不確実性が高まる局面では中央銀行が「リスクプレミアム」として基礎的な金利水準を予防的に引き上げるバイアスを有していることを示唆している。

6.2.3 国内要因による閾値効果

一部の国では、国内ファンダメンタルズが政策変更の直接的なトリガーとして機能している。

フィリピンでは、インフレ率が 0.5% 以上となる局面では、インフレ率に対する係数が低下

し、より機動的な政策対応が行われていることが示される。同時に、産出量や米国金利に対する反応も変化しており、政策ルールの柔軟な調整が確認される。

中国では、米国金利が高い局面では、産出ギャップへの反応係数が0.221と有意に上昇する。これは、外部金融環境が引き締めめである際に、国内景気の減速に対する警戒が相対的に強まる政策バランスの変化を反映している。

6.3 頑健性検定

ベースモデルの結果の頑健性を確認するため、VIXに代えて、世界経済政策不確実性指数(GEPU)、米国貿易政策不確実性指数(US Trade EPU)、国際商品価格指数(COM)、金融ストレス指数(FSI)を用いた推定を行った。図表13は、これらの頑健性検定の結果を示している。

6.3.1 米国金利(USI)の影響の頑健性

まず、いずれのリスク指標をコントロール変数として用いた場合でも、米国短期金利の係数が、ほぼすべての国(中国の一部モデルを除く)で1%水準で統計的に有意な正の値を示したことである。係数の大きさもベースモデルと整合的であり、アジア諸国の金融政策における米国金利追随(カップリング)の事実は、リスク指標の定義に依存しない頑健な結果であるといえる。

6.3.2 米国貿易政策不確実性(US Trade EPU)と将来の保護主義リスク

将来のアジア経済にとって、関税引き上げを含む米国の保護主義的通商政策は、最大の懸念材料の一つである。本分析では、このリスクを

捉える指標として米国貿易政策不確実性を用いた推定を行った。その結果、将来的な「トランプ関税」に象徴される通商摩擦の再燃が、アジア諸国の金融政策に引き締め圧力をもたらす可能性が示唆された。

中国、日本、韓国、香港の東アジア主要4市場およびフィリピンにおいて、US Trade EPUの係数は0.0001と値自体は小さいものの、1%または5%水準で統計的に有意な正の値を示した。これは、米国通商政策の不確実性が高まる局面において、これらの国の中央銀行が政策金利を引き上げる傾向を有していることを意味する。

通常、貿易不確実性は需要減退要因として利下げを誘発する可能性があるが、本結果は逆の反応を示している。この正の反応は、関税引き上げに伴うコストプッシュ型インフレや、リスク回避的な資本移動による自国通貨安を、中央銀行が強く警戒しているためと解釈できる。

一方、インドネシア、マレーシア、タイ、シンガポールでは、US Trade EPUの係数は統計的に有意ではなかった。この結果は、対米摩擦の直接的な当事者となりやすい北東アジア諸国と、影響がより間接的、あるいは代替的生産拠点となり得るASEAN諸国との間で、通商リスクに対する感応度が異なることを示唆している。

6.3.3 その他のリスク指標(商品価格・金融ストレス)

国際商品価格を用いた分析では、資源輸入国である日本(3.377)および韓国(0.775)では、商品価格上昇に対して引き締め方向の反応が確認された。一方、資源輸出国であるインドネシア(-4.318)やマレーシア(-1.807)では、有

図表13 そのたのグローバル・リスク要因に対する東・東南アジア諸国の金融政策反応

(a) 世界政策不確実性

| | CN | JP | KR | HK | ID | MY | PH | SG | TH |
|------------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|
| C | 3.891 *** | -3.683 *** | 1.279 *** | 0.259 ** | 7.646 *** | 3.582 *** | 1.347 *** | 0.492 *** | 1.630 *** |
| π_{t-1} | 0.011 | 0.065 *** | 0.036 *** | -0.002 | 0.016 | -0.002 | -0.041 *** | 0.020 *** | -0.016 *** |
| y_{t-1} | 0.023 | 0.022 ** | -0.017 ** | -0.042 *** | -0.026 | -0.010 | -0.001 | -0.014 *** | -0.006 |
| Δe_{t-1} | -0.045 | -0.102 *** | 0.013 *** | 0.188 *** | 0.010 | -0.046 | 0.052 | 0.087 | 0.045 * |
| USI_{t-1} | -0.140 *** | 0.339 *** | 0.485 *** | 0.856 *** | 0.355 *** | 0.203 *** | 0.833 *** | 0.634 *** | 0.263 *** |
| $GEPU_{t-1}$ | -0.004 *** | 0.006 *** | -0.002 *** | -0.001 *** | -0.011 *** | -0.004 *** | 0.000 | 0.000 | -0.003 *** |
| R2 | 0.376 | 0.707 | 0.886 | 0.941 | 0.377 | 0.432 | 0.866 | 0.963 | 0.742 |
| obs. | 123 | 127 | 129 | 125 | 123 | 129 | 129 | 129 | 129 |

* p < 0.01, ** p < 0.05, *** p < 0.01

(b) 米国貿易政策不確実性

| | CN | JP | KR | HK | ID | MY | PH | SG | TH |
|------------------------|------------|------------|-----------|------------|-----------|-----------|-----------|------------|-----------|
| C | 2.976 *** | -2.610 *** | 0.932 *** | 0.101 * | 5.419 *** | 2.863 *** | 1.371 *** | 0.478 *** | 1.050 *** |
| π_{t-1} | 0.021 | 0.066 ** | 0.031 *** | -0.002 | -0.002 | -0.005 | -0.035 ** | 0.020 *** | -0.016 ** |
| y_{t-1} | 0.027 | -0.002 | -0.014 * | -0.040 *** | 0.026 | -0.002 | -0.001 | -0.014 *** | 0.004 |
| Δe_{t-1} | -0.031 | -0.111 *** | 0.011 *** | 0.170 *** | 0.009 *** | -0.048 | 0.057 | 0.087 | 0.050 |
| USI_{t-1} | -0.150 *** | 0.372 *** | 0.485 *** | 0.867 *** | 0.269 *** | 0.161 *** | 0.813 *** | 0.631 *** | 0.241 *** |
| $US_trade_EPU_{t-1}$ | 0.000 ** | 0.000 *** | 0.000 *** | 0.000 *** | 0.000 *** | 0.000 | 0.000 ** | 0.000 | 0.000 |
| R2 | 0.255 | 0.596 | 0.881 | 0.951 | 0.169 | 0.238 | 0.873 | 0.963 | 0.610 |
| obs. | 123 | 127 | 129 | 125 | 123 | 129 | 129 | 129 | 129 |

* p < 0.01, ** p < 0.05, *** p < 0.01

(c) 国際商品価格

| | CN | JP | KR | HK | ID | MY | PH | SG | TH |
|------------------|------------|-------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|
| C | 9.621 *** | -18.651 *** | -2.691 *** | -1.380 *** | 25.760 *** | 11.380 *** | 6.533 *** | -1.454 ** | 7.966 *** |
| π_{t-1} | 0.022 | -0.018 | 0.013 | -0.002 | 0.040 | 0.005 | -0.023 | 0.006 | 0.005 |
| y_{t-1} | 0.023 | -0.037 *** | -0.027 *** | -0.046 *** | 0.053 *** | 0.014 ** | 0.000 | -0.015 *** | 0.022 *** |
| Δe_{t-1} | 0.065 | 0.004 | 0.012 | 0.193 *** | 0.050 | -0.026 | 0.061 | 0.067 | 0.027 |
| USI_{t-1} | -0.076 * | 0.215 *** | 0.406 *** | 0.828 *** | 0.569 *** | 0.287 *** | 0.918 *** | 0.606 *** | 0.354 *** |
| COM_{t-1} | -1.400 *** | 3.377 *** | 0.775 *** | 0.305 *** | -4.318 *** | -1.807 *** | -1.098 *** | 0.413 *** | -1.469 *** |
| R-squared | 0.340 | 0.843 | 0.883 | 0.940 | 0.593 | 0.549 | 0.878 | 0.966 | 0.789 |
| obs. | 123 | 127 | 129 | 125 | 123 | 129 | 129 | 129 | 129 |

* p < 0.01, ** p < 0.05, *** p < 0.01

(d) 金融ストレス指数

| | CN | JP | KR | HK | ID | MY | PH | SG | TH |
|------------------|------------|------------|-----------|-----------|-----------|-----------|------------|------------|------------|
| C | 2.883 *** | -2.505 *** | 1.034 *** | 0.128 * | 5.535 *** | 2.845 *** | 1.265 *** | 0.553 *** | 0.966 *** |
| π_{t-1} | 0.007 | 0.062 ** | 0.036 *** | -0.002 | -0.005 | -0.005 | -0.042 *** | 0.018 *** | -0.017 *** |
| y_{t-1} | -0.006 | 0.004 | -0.006 | -0.028 * | 0.028 | -0.003 | -0.001 | -0.011 *** | -0.001 |
| Δe_{t-1} | -0.037 | -0.108 *** | 0.022 | 0.184 *** | 0.016 | -0.052 | 0.067 | 0.079 | 0.042 |
| USI_{t-1} | -0.168 *** | 0.396 *** | 0.459 *** | 0.836 *** | 0.267 *** | 0.163 *** | 0.845 *** | 0.630 *** | 0.238 *** |
| FSI_{t-1} | -0.190 *** | 0.046 *** | 0.089 *** | 0.028 *** | 0.057 *** | -0.012 | -0.094 *** | 0.054 *** | -0.051 ** |
| R2 | 0.349 | 0.573 | 0.886 | 0.940 | 0.171 | 0.239 | 0.874 | 0.968 | 0.623 |
| obs. | 123 | 127 | 129 | 125 | 123 | 129 | 129 | 129 | 129 |

* p < 0.01, ** p < 0.05, *** p < 0.01

(注) CNは中国, JPは日本, KRは韓国, HKは香港, IDはインドネシア, MYはマレーシア, PHはフィリピン, SGはシンガポール, THはタイを表す。

意な負の反応が観察された。これは、資源高が輸入国にはインフレ圧力として作用する一方、輸出国には交易条件改善を通じて金融緩和の余地を与えるという構造的差異を反映している。

また、FSIを用いた推定結果は、VIXを用いたベースモデルの結果と整合的であり、金融市場全体のストレスに対する政策反応が頑健であることが確認された。

6.4 ディスカッション

本研究の実証分析は、パンデミック後の東・東南アジア諸国・地域の金融政策が、国内均衡よりもグローバル金融サイクルに強く支配されていることを明らかにした。特に、コロナ・ショック後にインドネシアやマレーシアなどの新興国で米国金利への感応度が大きく高まる「再カップリング」現象が確認されたことは、変動相場制下においても資本流出圧力により対外均衡を優先せざるを得ないという「ジレンマ」仮説を強く支持する。

また、閾値分析により、通貨急落時や米国金利上昇局面では、政策反応係数が線形モデルの推計値を大きく上回って跳ね上がる非線形的反応が確認された。これは、アジア諸国の金融政策自律性が平時に限定された「条件付き」のものであることを定量的に示している。

本研究の主要な貢献は、2020年以降の世界的なインフレ・金融引き締め局面を含む分析を通じて、従来の研究では捉えきれなかった新興国における強力な通貨防衛行動と「Fear of Floating」の強度を実証した点にある。特に、危機時に定数項（リスク・プレミアム）が有意に上昇する点や、北東アジア諸国が将来の保護主義リスク（米国貿易政策不確実性）に対して引き締めに反応するという新たな知見は、金

融ショックに加え、通商政策の不確実性が金融政策を制約する新たな波及経路を示唆している。

これらの結果は、アジア諸国の金融政策が外部環境に強く依存する「状態依存型ハイブリッド・ルール」に基づいて運営されていることを裏づける、新規かつ重要な実証的証拠である。

7. 総括

7.1 実証結果の要約

本研究は、東・東南アジア諸国の金融政策がポスト・コロナ期において重大な構造変化を経験し、グローバル要因への依存度を一段と高めていることを実証的に明らかにした。主要な実証結果は、以下の三点に要約される。

第一に、パンデミック発生（2020年3月）を境に、分析対象としたすべてのアジア諸国・地域において、金融政策反応関数に統計的に有意な構造変化が確認された。とりわけ、コロナ前には米国金利との連動性が相対的に弱かったインドネシアやマレーシアといった新興国において、コロナ後には対米金利の反応係数が有意な正の値へと転じ、その感応度が大幅に上昇した。これは、世界的な高金利環境の下で、国内景気への配慮よりも対外均衡、すなわち金利差の維持と資本流出の抑制を優先せざるを得ない状況が強まったことを示しており、国際金融トリレンマにおける「ジレンマ」の深刻化を示唆している。

第二に、アジア諸国の金融政策反応には顕著な非線形性が存在することが確認された。閾値回帰分析の結果、インドネシアでは通貨減価率が一定水準を超えた局面において米国金利への反応係数が急激に跳ね上がり、タイでは米国金

利が高水準に達した局面で係数が大幅に上昇することが明らかとなった。これらの結果は、アジア諸国の中央銀行が平時にはインフレ・ターゲットを基軸とした自律的な政策運営を行っているように見える一方で、外部ショックが閾値を超えた瞬間に、強力な通貨防衛を優先する政策モードへと移行する、状態依存型の「ハイブリッド・ルール」に従って行動していることを示している。

第三に、新たなグローバル・リスク要因として、米国貿易政策不確実性が金融政策に有意な影響を与えていることが確認された。特に東アジア諸国（日本、中国、韓国）では、将来的な関税引き上げリスク、すなわち通商政策の不確実性の高まりに対して、予防的な金融引き締めバイアスが観察された。この結果は、通商政策リスクが為替レートやインフレ期待を通じて金融政策を制約する、新たな波及チャネルとして機能している可能性を示唆している。

7.2 政策提言

以上の実証結果に基づき、アジア諸国の今後の金融政策運営に対して、以下の政策的含意を提示する。

第一に、統合的政策枠組みの強化と制度化の必要性である。本研究の結果は、政策金利の調整のみで「物価安定」「景気配慮」「為替安定」という複数の政策目標を同時に達成することが困難であることを明確に示している。とりわけ、通貨急落といった閾値超過局面において金利政策のみに依存した通貨防衛を行えば、国内経済に過度な引き締め圧力が生じる可能性が高い。したがって、IMF等が提唱するように、政策金利調整に加え、為替介入、マクロプルーデンス政策、さらには必要に応じて一時的な資本フ

ロー管理措置を組み合わせた統合的な政策枠組みを平時から整備し、外部ショックの性質に応じて柔軟にポリシーミックスを発動できる体制を強化することが求められる。

第二に、地政学リスクおよび通商政策リスクへの備えと、中央銀行によるコミュニケーション戦略の高度化である。米国貿易政策不確実性が金融政策に影響を及ぼすという本研究の知見は、今後想定される保護主義的な通商措置（いわゆるトランプ関税等）が、実体経済への影響が顕在化する以前に、金融市場を通じて不安定化をもたらす可能性を示唆している。中央銀行は、通商政策の変更がインフレ率や為替レートに及ぼす影響について、より精緻なシナリオ分析を行うとともに、フォワードガイダンスを含む市場との対話を通じて、不確実性に起因する過度な期待変動を抑制・アンカーする役割を果たす必要がある。

参 考 文 献

- 伊藤隆敏・小川英治・清水順子（2007）.『東アジア通貨バスケットの経済分析』. 東洋経済新報社.
- 小川英治・羅鵬飛（2023a）.「グローバル・リスクの構造変化—グローバル金融リスクと政策不確実性の構造変化の検証」. 小川英治編『ポストコロナの世界経済』, pp.3-42. 東京大学出版会.
- 小川英治・羅鵬飛（2023b）.「コロナ・ショック後のアジア諸国の金融政策と為替レート」. アジア資本市場研究会編『コロナ後のアジア金融資本市場』, pp.25-76. 日本証券経済研究所.
- Aizenman, J., Chinn, M. D., & Ito, H. (2011). Surfing the waves of globalization: Asia and financial globalization in the context of the trilemma. *Journal of the Japanese and International Economies*, 25(3), 290-320.

- Bai, J., & Perron, P. (1998). Estimating and testing linear models with multiple structural changes. *Econometrica*, 47-78.
- Baker, S. R., Bloom, N., & Davis, S. J. (2016). Measuring Economic Policy Uncertainty. *Quarterly Journal of Economics*, 131(4), 1593-1636.
- Ball, L. (1999). Policy rules for open economies. In J. B. Taylor (Ed.), *Monetary Policy Rules* (pp. 127-156). University of Chicago Press.
- Bruno, V., & Shin, H. S. (2015). Capital flows and the risk-taking channel of monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, 71(C), 119-132.
- Chinn, M. D., & Ito, H. (2006). What matters for financial development? Capital controls, institutions, and interactions. *Journal of development economics*, 81(1), 163-192.
- Davis, S. J. (2016). An Index of Global Economic Policy Uncertainty. *NBER Working Paper*, 22740.
- Eichengreen, B., & Razo-Garcia, R. (2025). The International Monetary System in the Last and Next 20 Years Redux. *NBER Working Paper*, No. 34416.
- Filardo, A., & Genberg, H. (2010). Monetary Policy Strategies in the Asia and Pacific Region: What Way Forward? *ADBI Working Paper Series*, No.195.
- Filardo, A., Genberg, H., & Hofmann, B. (2016). Monetary analysis and the global financial cycle: an Asian central bank perspective. *Journal of Asian Economics*, 46, 1-16.
- Hutchison, M. M., Sengupta, R., & Singh, N. (2013). Dove or Hawk? Characterizing monetary policy regime switches in India. *Emerging Markets Review*, 16, 183-202.
- IMF. (2024). *Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions*.
- Miranda-Agrippino, S., & Rey, H. (2020). U.S. Monetary Policy and the Global Financial Cycle. *The Review of Economic Studies*, 87(6), 2754-2776.
- Nakajima, J. (2025). Impact of US monetary policy spillovers and yield curve control policy. *Institute of Economic Research, Hitotsubashi University, Discussion Paper Series A No.760*.
- Ogawa, E., & Luo, P. (2025). Global Risk Factors and Their Impacts on Interest and Exchange Rates: Evidence from ASEAN+4 Economies. *Journal of Risk and Financial Management*, 18(7), 344.
- Ogawa, E., Shimizu, J., & Luo, P. (2023). Effects of US interest rate hike and global risk on daily capital flows in emerging market countries. *Hitotsubashi Journal of Commerce and Management*, 57(1), 1-31.
- Rey, H. (2015). Dilemma not Trilemma: The Global Financial Cycle and Monetary Policy Independence. *NBER Working Paper*, No. 21162.
- Svensson, L. E. O. (2000). Open-economy inflation targeting. *Journal of International Economics*, 50(1).
- Taylor, J. B. (1993). Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, 195-214.
- Ugazio, G., & Xin, W. (2024). US Monetary Policy Spillovers to Middle East and Central Asia: Shocks, Fundamentals, and Propagations. *IMF Working Papers*, WP24/14.

(東京経済大学経済学部教授 小川英治)
(法政大学経営学部准教授 羅鵬飛)