

論 文

フィリピンにおけるテロと利子率と景気循環

鈴木 智 也*

要 旨

フィリピンは新興市場として持続的な成長を期待されている一方で、長年にわたる反政府武装勢力のテロ活動に悩んでいる。とくにミンダナオ島を中心とする南部において、複数の武装組織による活動が1970年代から続いている。フィリピンのような小国開放経済でテロなどの紛争が起これば、当該国が国際金融市場で直面する利子率が上昇しうる。本稿は2000年第1四半期から2016年第4四半期までのフィリピンのマクロ経済データを用いて、小国開放経済の動学的一般均衡モデルのパラメータを推定し、利子率の外生的な変動（利子率ショック）が生産量変動の8.69%を説明することを発見した。また、2000年第1四半期から2008年第4四半期までの各期のテロの件数が利子率ショックと有意に正の相関を示すことを発見した。これらの発見は、テロが利子率の上昇を通じて景気の後退をもたらすという仮説と整合的である。

キーワード：小国開放経済；動学的一般均衡モデル；ベイズ推定

経済学文献季報分類番号：02-03；02-13；06-10

1 フィリピンにおける紛争

新興市場として持続的な経済成長を期待されるフィリピンは、長年にわたって南部のミンダナオ島を中心として、反政府武装勢力に悩まされている。大小の島々からなるフィリピンは国土面積と人口規模の点で日本に近く、その国土面積は日本の81.8%、人口は2016年7月の推定値で日本の81.0%である¹⁾。一方、ミンダナオ島の場合、面積は北海道に比べると1.17倍でほぼ同じであるが、人口は北海道よりもはるかに多い。2015年の全数調査によると、ミンダナオ諸島には国内人口の1/4近い2,413万人以上が住んでおり、その人口規模は東京都と大阪府と京都府の合計に匹敵する²⁾。人口と面積の点で日本より少し小さい国において、面積では北海道を上回って人口では一都二府に迫るミンダナオ島全土が、2017年5月23日

* 本研究は平成25年度の関西大学在外研究による成果である。

1) 数値はアメリカ中央情報局によるWorld Factbookのフィリピンと日本に関する部分から引用して計算した。URLは<https://www.cia.gov/library/publications/the-world-factbook> (2017年6月24日閲覧)。

2) 全数調査による人口の数値はフィリピンの統計局から引用した。URLは<http://psa.gov.ph/content/highlights-philippine-population-2015-census-population> (2017年6月24日閲覧)。

に発動された戒厳令の対象地域となっている。

ミンダナオ島の西部およびその周辺はイスラム教徒ミンダナオ自治地域（ARMM）となっており、2015年の全数調査によれば、ARMMの人口は378万人を超える²⁾。しかしながら、いまやイスラム教徒はミンダナオ島全体の人口からみれば少数派である。民族的あるいは宗教的な少数派が必ずしも分離独立運動を起こすわけではないが、ミンダナオ島周辺ではイスラム系住民による分離独立運動が盛んであり、複数の武装組織の存在が知られている。この地域では、以下に述べるような事情によって、1970年代前半からイスラム系武装組織によるテロ活動が行われている。

Chalk（1997）はミンダナオ島周辺で分離独立運動が生じた背景を次のようにまとめている。アラブ商人の交易の要衝であったミンダナオ島では、スペインの植民地化以前より、イスラム教が既に強く根づいていた。350年に及ぶスペインのカトリック教化はイスラム教徒の激しい抵抗にあい、ミンダナオ島周辺ではイスラム教徒が多数派のままであった。しかしながら、米西戦争の結果、フィリピン全土の統治権がアメリカ合衆国に移り、状況が一変する。カトリック教徒の多い他地域と一緒にされることを嫌がったイスラム教徒が反乱したものの、アメリカは軍事的にそれを鎮圧した。その後、1913年、アメリカは人口の多い北部のルソン島などから南部の島々にカトリック教徒を移住させ始めたのである。その移住によって、ミンダナオ島周辺のイスラム教徒は先祖代々の土地を収奪されて、政府に強い不満を抱くようになった。移住は1946年のフィリピン独立後も続けられ、1975年にはミンダナオ島の人口は970万人になり、そのうち600万人が他地域から来たカトリック教徒であるという状況になった。移住はミンダナオ島のイスラム教徒を多数派から少数派へと変え、彼らの土地に対する不満がより一層無視されやすい状況になった。

Chalk（1997）やTan（2000）は、このような背景のもとで武装組織が形成されていく過程を次のように著述している。1968年5月、イスラム共和国を建てることを目的にムスリム独立運動（MIM）が形成された。MIMは武力による独立を必ずしも掲げなかったが、フェルナンド・マルコス大統領が軍事圧力を強めたため、1970年に武力闘争を手段とするモロ民族戦線（MNLF）がMIMに取って代わった。1970年代半ばまでにMNLFとの戦闘で死者の累計が6万名を超えたため、マルコス大統領はミンダナオ問題を無視できなくなり、MNLFとの交渉についた。その結果が1976年のトリポリ合意であり、ミンダナオ島の一部である13州を自治区とする案である。しかし、この合意を妥協だと反発したMNLF構成員は組織から離脱して、モロ・イスラム戦線（MILF）を結成した。コラソン・アキノ大統領は、トリポリ合意の実行にあたり、カトリック教徒の要望も考慮する路線を選び、1987年にARMM基本法へ署名した。ARMM基本法は13州のうち自治に賛成する州のみに自治

を認めるものであり、ミンダナオ島では既にイスラム教徒が少数派であったので、4州しか自治を望まない結果になった。そのため、MNLF も MILF もこれに反発して戦闘が続いた。1996 年、フィデル・ラモス大統領が交渉相手として MNLF のみを選んでダバオ合意へ至ったが、この合意には MILF やアブ・サヤフ・グループ（ASG）などが反発し、これら組織によるテロ行為が続くことになった。このように、フィリピン南部では 1970 年代前半から武装勢力の活動が続いているのである。

近年、フィリピンで活動してきたイスラム系武装勢力は国内組織だけではない。インドネシアを中心に活動するジェマー・イスラミア（JI）の進出も知られている。また、Raymond（2006）によれば、国際的なテロ組織であるアルカイダはオサマ・ビンラディンと ASG 創始者との個人的な繋がりを通じて、1990 年代初頭には既にフィリピンを東南アジア進出の拠点としていた。共産主義に基づく組織としては、フィリピン共産党（CPP）の軍事部門である新人民軍（NPA）や、CPP から分離して敵対関係にあるアレックス・ボンカヤオ旅団－革命的プロレタリア軍（ABB-RPA）が知られている。

Santos（2010）は、共産主義系の CPP および NPA が脅威であると論じて、イスラム系組織を狙ったアメリカ軍のフィリピン介入を批判している。しかしながら、Chalk（1998）は、共産主義系テロ組織が東西冷戦終了後に勢力を失ったと指摘している。また、データを見る限り、共産主義系組織よりもイスラム系組織の方がテロ行為において目立っている。ランド研究所のデータベースにおいて、2000 年から 2010 年にかけて 10 名を超える死者を出したテロ事件を検索した結果が、表 1 にまとめられている³⁾。死者が 10 名を超えるような大

表 1 2000 年から 2010 年までにフィリピンで起きた死者 10 名を超えるテロ事件

日付	死者数	負傷者数	場所	実行犯
2000/12/30	22	45	ルソン島（マニラ）	MILF
2001/10/28	11	50	ミンダナオ島	ASG
2002/04/21	15	71	ミンダナオ島	不明
2002/12/24	13	0	ミンダナオ島	MILF
2003/03/04	24	100	ミンダナオ島	MILF
2003/04/02	16	55	ミンダナオ島	MILF
2004/01/04	14	87	ミンダナオ島	不明
2004/02/27	118	9	ルソン島（マニラ）	ASG
2004/12/13	15	58	ミンダナオ島	JI
2005/01/12	17	70	ミンダナオ島	不明
2007/10/19	11	100	ルソン島（マニラ）	不明
2008/08/18	14	0	ミンダナオ島	MILF

（注）出典はランド研究所（2017 年 5 月 27 日閲覧）。

3) URL は http://smapp.rand.org/rwtid/search_form.php（2017 年 6 月 24 日閲覧）。

きな事件は11年間で12件起きており、そのうち実行犯が特定されている8件すべてがイスラム系組織によるものである。Chalk（2001）は1996年のダバオ合意以降で主要な武装組織はMILFとASGであると指摘したが、その指摘通り、8件のうち1件を除いてすべてが両組織によるものである。前述のように、MILFとASGは少数派のイスラム系住民が分離独立を目指すものである。

2 紛争と利子率

Walter（2015）は、民族的あるいは宗教的な少数派が多数派に対して大幅な譲歩を望むと多数派が交渉での妥協に関心を示さないので紛争が長引くと論じ、フィリピン南部における紛争がまさにこの状況であると論じている。このような紛争は、国家間の戦争に比べると局地的で小規模な争いになるため、個々の事件は国内全体の人的資本や物的資本に対して直接的に大きな影響を与えない。しかしながら、間接的な影響まで考えれば、繰り返される紛争が国内経済に与える影響は大きなものとなりうる。

紛争によって社会不安が増大すると、企業活動などに支障が生じる。社会不安が増大する前に比べて、企業は安全対策により多くの資源を割かなければならない。したがって、企業が以前と同様の生産水準を達成するには、以前よりも費用がかかることになる。そのため、資産市場において、資金の運用者は国内企業の発行する社債を避ける。代わりに資金の運用先として増えるのが、より安全で満期の短い国内の他の資産や、海外の資産である。その結果、債券価格は下落し、利子率が上昇する。利子率の上昇は、企業にとっては投資のための資金調達費用が上昇することを意味し、家計にとっては現在の消費が将来の消費に対して割高になることを意味する。総需要は抑制されて、景気の後退が起これるのである。

紛争が国内全体の経済に影響を与えうるうえで鍵となるのが、資産市場の反応である。Stinson（2007）はアメリカのデータを用いて、紛争のニュースに対する資産市場の反応を確認している。取り上げられているのは、2001年の9.11テロ、1990年8月のイラクによるクウェート侵攻、1979年10月にイランの米国大使館で始まった人質事件という大規模な三つの事件と、1993年2月のワールド・トレード・センター爆発事件、1998年7月にケニアとタンザニアの米国大使館で起きた同時爆発事件、2000年9月の米艦コール襲撃事件という比較的規模の小さな三つの事件である。これら六つの事件から各々の半年間で、10年物の国債利回りは平均して少し上昇したことが確認されている。また、格付けBaaとAaaの社債の利回りスプレッドが同期間に拡大したことも確認されている。さらに、前者の大規模な三つの事件に限れば、代表的な株価指数であるS&P500が事件後の三か月間は下落していたことが確認されている。債券市場と株式市場のこういった反応は、より安全性の高い資産に

資金が流れていることと整合的である。このように、突発的に生じる紛争が利子率を上昇させることから、本稿はテロ事件を利子率への外生的なショックとみなす。

反乱に参加する機会費用を考えれば、貧困はその機会費用を低下させるので、マクロ経済から反乱へという逆の因果関係も存在しうる。武装組織による反乱といえば、テロだけでなく、クーデターや内戦も含まれる。Alesina et al. (1996) は 113 か国のデータを 1950 年から 1982 年までの期間について調べて、低い経済成長率がクーデターによる政権交代の可能性を高めることを見出した。また、Collier and Hoeffler (2004) は 1960 年から 1999 年に発生した 79 の内戦を調べて、男子の中等教育参加率、一人あたり所得、経済成長率のいずれもが有意に紛争リスクを低減させることを発見した。

しかしながら、クーデターや内戦に比べると、テロは経済的な条件の変化に左右されにくいと考えられる。テロはイデオロギーや宗教を動機とするからである。Piazza (2006) は 1986 年から 2002 年にわたる 96 か国での国際テロの件数や犠牲者数が被説明変数となる回帰分析を行い、係数が有意なのは経済的な変数ではなく政治的な変数であるという結果を得ている。Abadie (2006) も、World Market Research Center による 186 か国対象の 2003-2004 年版 Global Terrorism Index を被説明変数とする回帰分析で、同様の結果を得ている。フィリピンに限っていえば、Berman et al. (2011) が 2004 年から 2007 年の期間で死者の出たテロ事件の発生率を失業率に回帰したところ、その係数が有意に正であるという結果を得られなかった。このように、少なくとも景気循環のような短期の分析においては、マクロ経済からテロ事件への因果関係を無視しても差し支えない。

本稿はテロ事件から利子率の変化を通じたマクロ経済への一方的な因果関係を仮定する。しかしながら、一般的に小国開放経済で対外債務が膨らめば、当該国が国際金融市場で直面する利子率は内生的に上昇する。したがって、小国開放経済の場合、利子率の変動を内生的な要因によるものとテロのような外生的な要因によるものとで区別しなければならない。本稿はその区別のため、利子率が内生的にも外生的にも変化するような小国開放経済モデルを用いる。そのうえで、モデルのパラメータをベイズ推定し、外生的な利子率の変動が景気循環をどの程度説明するのか調べる。また、テロ事件はあくまでも外生的な利子率ショックの一要素にしか過ぎないので、推定された利子率ショックとテロの件数の相関係数をベイズ推定する。

3 小国開放経済モデル

小国開放経済の動学的一般均衡モデルとしては、一時的生産性ショックと恒常的生产性ショックを景気循環の原動力とするモデルを Aguiar and Gopinath (2007) が提示した。

García-Cicco et al. (2010) は非生産性ショックを加えることで、そのモデルを拡張した。Chang and Fernández (2013) は非生産性ショックとして利子率ショックを選び、企業は賃金支払いの一部を前もって外部から調達しなければならないという運転資本制約を課してモデルをさらに拡張した。運転資本制約は労働市場の非効率性を資本市場の非効率性に結びつけるものであり、どちらの市場も弱いような新興国のマクロ経済を分析するうえで便利な仮定である。運転資本制約を課したという点で、Chang and Fernández (2013) のモデルは Aguiar and Gopinath (2007) と García-Cicco et al. (2010) のモデルを包括する。本稿はこの包括的なモデルを利用する。

このモデルに登場する経済主体は家計と企業である。無数の同質な企業が単位閉区間 $[0,1]$ に存在し、資本 (K) と労働 (h) を用いて生産 (Y) を行う。生産技術については、コブダグラス型生産関数を仮定する。

$$Y_t = a_t K_t^{1-\alpha} (\Gamma_t h_t)^\alpha. \quad (1)$$

ここで、 $0 < \alpha < 1$ である。 a_t と Γ_t の増加は各々 Hicks 中立的な技術革新と Harrod 中立的な技術革新を表す。 a_t は次のような確率過程にしたがって変動すると仮定する。

$$\ln a_t = \rho_a \ln a_{t-1} + \epsilon_t^a. \quad (2)$$

ここで、 $0 < \rho_a < 1$ である。 ϵ_t^a は一時的な生産性ショックであり、正規分布 $N(0, \sigma_a^2)$ にしたがうものとする。他方、 Γ_t の粗成長率 ($g_t \equiv \Gamma_t / \Gamma_{t-1}$) は次のような確率過程にしたがって変動すると仮定する。

$$\ln(g_t / \mu) = \rho_g \ln(g_{t-1} / \mu) + \epsilon_t^g. \quad (3)$$

ここで、 $0 < \rho_g < 1$ である。 μ は g_t の期待値であり、 ϵ_t^g は正規分布 $N(0, \sigma_g^2)$ にしたがう恒常的な生産性ショックである。

家計も同様に無数の同質な主体が単位閉区間 $[0,1]$ に存在し、期待効用の割引現在価値の総和を最大化するように消費 (C) と労働時間を決める。なお、労働供給が賃金のみの関数となるよう、Greenwood et al. (1988) が提唱した効用関数を仮定する。

$$\max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [(C_t - \tau \Gamma_{t-1} h_t^\omega)^{1-\sigma} - 1] / (1 - \sigma).$$

ここで、 $\tau > 0$ 、 $\omega > 1$ 、および $\sigma > 0$ である。 $\beta \in (0,1)$ は主観的割引率であり、 E_t は t 時点の期待オペレーターである。家計の直面する予算制約は次のように与えられる。

$$W_t h_t + u_t K_t = C_t + K_{t+1} - (1 - \delta)K_t + \Phi_t + D_t - q_t D_{t+1}. \quad (4)$$

ここで、 $0 < \delta < 1$ である。 W_t 、 u_t 、 Φ_t 、 q_t 、および D_t はそれぞれ賃金、資本レンタル料、資本調整費用、粗利子率の逆数、対外債務残高である。資本調整費用については、次のような二次関数を仮定する。

$$\Phi_t = \phi K_t (K_{t+1}/K_t - \mu)^2 / 2. \quad (5)$$

ここで、 $\phi > 0$ である。家計が同質で単位閉区間 $[0,1]$ に無限に存在することから、次のように、(4) 式は総需要を意味する。

$$Y_t = C_t + K_{t+1} - (1 - \delta)K_t + \Phi_t + TB_t. \quad (6)$$

なお、 TB_t は貿易収支であり、以下のように対外債務残高の変化として表される。

$$TB_t = D_t - q_t D_{t+1}.$$

小国開放経済モデルでは、対外債務残高が暴発しないように何らかの仮定を置く必要がある。Schmitt-Grohé and Uribe (2003) は国際金融市場の摩擦を理由に、小国開放経済の直面する利子率が対外債務残高の増加関数であると仮定している。本稿は粗利子率に対して次のような指数関数を仮定する。

$$1/q_t = R_t + \psi [\exp(D_{t+1}/\Gamma_t - d) - 1]. \quad (7)$$

ここで、 $\psi > 0$ であり、 $d \equiv E_0[D_{t+1}/\Gamma_t]$ である。 R_t は粗利子率のうち対外債務残高から独立な部分であり、国固有のリスクプレミアム (S_t) と世界安全利子率 (R_t^*) から構成されるとする。

$$R_t = S_t R_t^*. \quad (8)$$

S_t は次のように変動するものと仮定する。

$$\ln(S_t/S) = -\eta E_t \ln(SR_{t+1}/SR). \quad (9)$$

ここで、 $\eta > 0$ であり、 $S \equiv E_0[S_t]$ である。 $SR_t (= a_t g_t^\alpha)$ は標準化されたソロー残差であり、その期待値である SR は μ^α に等しい。(8) 式と (9) 式は、小国開放経済の利子率が将来の生産性向上に伴って下落することを意味する。一方、 R_t^* の変動は次の式で与えられると仮定する。

$$\ln(R_t^*/R^*) = \rho_R \ln(R_{t-1}^*/R^*) + \epsilon_t^R, \quad \epsilon_t^R \sim N(0, \sigma_R^2). \quad (10)$$

ここで、 $0 < \rho_R < 1$ であり、 $R^* \equiv E_0[R_t^*]$ である。 ϵ_t^R は正規分布 $N(0, \sigma_R^2)$ にしたがう利子率ショックである。

上記の設定から導出される最適化の一階の条件（FOC）には確率的トレンドが含まれる。確率的トレンドを除去するには、 t 期のそれらの条件を Γ_{t-1} で割ればよい。たとえば、確率的トレンドを除去すると、 K_{t+1} に関する企業の FOC は次のように書ける。

$$E_t[u_{t+1}] = (1 - \alpha)E_t[a_{t+1}k_{t+1}^{-\alpha}g_{t+1}^{\alpha}h_{t+1}^{\alpha}]. \quad (11)$$

ここで、 $k_t \equiv K_t/\Gamma_{t-1}$ である。

h_t に関する企業の FOC も同様にトレンドを除去できるが、Neumeyer and Perri (2005) の提言にしたがって、運転資本制約を導入する。運転資本制約は新興国のモデルで重要である。Altug and Kabaca (2017) や Durdu (2013) は、運転資本制約のないモデルは新興国の景気循環の特徴を復元できず、むしろ先進国のような変数の挙動を生み出すことを発見している。運転資本制約の下で確率的トレンドを除去すると、 h_t に関する企業の FOC は次のように書ける。

$$w_t[1 + \theta(R_{t-1} - 1)] = \alpha a_t k_t^{1-\alpha} g_t^{\alpha} h_t^{\alpha-1}. \quad (12)$$

なお、 $w_t \equiv W_t/\Gamma_{t-1}$ であり、 $\theta \geq 0$ である。この式は企業の労働需要を暗示する。ここで、労働ウェッジを $[1 + \theta(R_{t-1} - 1)]$ と定義する。労働ウェッジは労働市場において、課税のように需要曲線を下方シフトさせて非効率性をもたらすことになる。

家計の FOC を導くために、ラグランジュ乗数を $\lambda_t \Gamma_{t-1}^{-\sigma}$ とする。 C_t に関する FOC を導出してトレンドを除くと、次のようになる。

$$\lambda_t = (c_t - \tau h_t^{\omega})^{-\sigma}. \quad (13)$$

ここで、 $c_t \equiv C_t/\Gamma_{t-1}$ である。 h_t に関する家計の FOC を (13) 式で割ると、次のように、労働供給が得られる。

$$w_t = \tau \omega h_t^{\omega-1}. \quad (14)$$

D_{t+1} に関する家計の FOC は次のようになる。

$$\lambda_t q_t = \beta E_t[\lambda_{t+1} g_t^{-\sigma}]. \quad (15)$$

K_{t+1} に関する家計の FOC を (15) 式で割ると、債券への投資と実物投資の無裁定条件が次のように得られる。

$$(1 + \partial\Phi_t/\partial K_{t+1})/q_t = E_t[u_{t+1} + 1 - \delta - \partial\Phi_{t+1}/\partial K_{t+1}]. \quad (16)$$

同様に (7) 式からもトレンドを除去できる。

$$1/q_t = R_t + \psi[\exp(d_{t+1} - d) - 1]. \quad (17)$$

また、(1) 式と (6) 式からトレンドを除去すると、それぞれ次のように書ける。

$$y_t = a_t k_t^{1-\alpha} g_t^\alpha h_t^\alpha. \quad (18)$$

$$y_t + q_t d_{t+1} g_t = c_t + k_{t+1} g_t - (1 - \delta)k_t + \Phi_t/\Gamma_{t-1} + d_t. \quad (19)$$

4 推定結果

4-1 モデルの評価

(2) 式、(3) 式、および (8) 式から (19) 式を定常状態の周囲で対数線形近似する。特定の値を設定するパラメータについては、それらの値が表 2 にまとめられている。推定すべきパラメータについては、事前分布が表 3 の左欄にまとめられている。これらは Chang and Fernández (2013) が小国開放経済モデルのパラメータとして設定したものである。推定に用いられる変数は、生産量、消費、投資の粗成長率の対数をとったもの、および生産量に占める貿易収支の比率の対前期差である⁴⁾。それらを各々、 g^Y 、 g^C 、 g^I 、 $dTBV$ で表す。なお、生産量、消費、投資、貿易収支について、X-12 で実質値の季節調整を行ってから、四半期の人口で割って一人あたりの値にしている。標本期間は 2000 年第 1 四半期から 2016 年第 2 四半期までである。パラメータの事後分布はマルコフ連鎖モンテカルロ (MCMC) 法で推定される。本稿はサンプリング回数を百万回に設定して二つの連鎖を生成する。したがって、一つの連鎖は五十万回のサンプリングで構成される。推定されたパラメータの事後分布は、表 3 の右欄にまとめられている。

表 2 小国開放経済モデルのパラメータ値

σ	ω	α	R^*	τ	ψ	β	S	δ	d
2.0	1.6	0.6868	1.0025	1.7168	0.001	0.9976	1.012	0.05	0.1

(注) Chang and Fernández (2013) による。

4) データの出典はフィリピンの統計局で、2000 年の価格で固定して計算された四半期の国民所得データを利用した。URL は <http://psa.gov.ph/nap-press-release/data-charts> (2017 年 5 月 14 日閲覧)。

表 3 事前分布と事後分布

	分布	事前分布		事後分布		
		平均	標準偏差	最頻値	平均	90% H.P.D.
ρ_a	B	0.95	1.12	0.95	0.95	[0.93, 0.97]
ρ_g	B	0.72	2.25	0.72	0.72	[0.68, 0.75]
ρ_R	B	0.83	5.10	0.81	0.80	[0.71, 0.88]
ϕ	G	6.00	346	6.97	11.15	[5.47, 16.80]
ζ	G	0.62	50	0.85	0.83	[0.65, 1.00]
θ	B	0.50	22.4	0.25	0.34	[0.03, 0.63]
η	G	1.00	10.1	0.98	0.97	[0.80, 1.13]
$100\sigma_a$	G	0.74	0.56	0.06	0.09	[0.02, 0.16]
$100\sigma_g$	G	0.74	0.56	0.20	0.18	[0.04, 0.31]
$100\sigma_R$	G	0.72	0.31	0.16	0.22	[0.08, 0.36]
$100\sigma_Y$	G	2.00	1.00	0.75	0.77	[0.64, 0.89]
$100\sigma_C$	G	2.00	1.00	0.77	0.76	[0.59, 0.93]
$100\sigma_I$	G	2.00	1.00	3.32	3.55	[2.88, 4.24]
$100\sigma_{TBY}$	G	2.00	1.00	2.25	2.27	[1.93, 2.61]

(注) 事前分布は Chang and Fernández (2013) による。 $\zeta = 100(\mu - 1)$ である。表中、B と G はそれぞれベータ分布とガンマ分布を表す。標準偏差はパーセント表示である。H.P.D. は最高事後密度区間である。

推定結果を吟味する前に、モデルがどれほど現実を説明できているか調べる。よく知られているように、景気循環の特徴の一つは、生産量に比べて投資の変動が大きいことである。表 4 左欄からみてとれるように、フィリピンでは投資の標準偏差が生産量の標準偏差の 5.15 倍となっている。また、途上国にみられる景気循環の特徴として、生産量に対して消費の変動が大きいことが挙げられる。たとえば、Uribe and Schmitt-Grohé (2017) が 120 か国を貧しい国、新興国、豊かな国に三分類して概ね 1965 年から 2010 年のデータを用いたところ、貧しい国と新興国では消費の標準偏差が生産の標準偏差を平均的に上回った。これは、貯蓄を通じた消費の平準化が途上国ではうまくできないことを意味する。表 4 左欄に記載されているように、フィリピンにおいては、消費の標準偏差は生産量の標準偏差の 1.10 倍となっている。このように消費と投資の変動が生産の変動を上回ることをモデルでうまく復元できるか否かが、モデルによる現実の説明力を判断するうえで重要となる。

表 4 積率の比較

	データ	モデル
標準偏差の比率（対 g^Y ）		
g^C	1.10	1.66
g^I	5.15	7.78
$dTBY$	2.87	2.75
g^Y との相関係数		
g^C	0.24	0.86
g^I	0.50	0.50
$dTBY$	0.08	-0.41
$dTBY$ との相関		
g^C	-0.19	-0.81
g^I	-0.05	-0.99
系列相関		
g^Y	0.03	0.44
g^C	-0.25	0.12
g^I	-0.24	-0.08
$dTBY$	-0.33	-0.09

推定されたモデルから計算される積率が表4の右欄にまとめられている。モデルによれば、消費の標準偏差と投資の標準偏差はそれぞれ生産量の標準偏差の1.66倍と7.78倍になっている。いずれの変動も過大評価気味ではあるが、消費と投資の変動が生産量の変動を上回ることがモデルで正しく復元されている。とくに、消費の平準化がうまくいっていないという途上国特有の特徴がうまく復元されているのである。

一方、相関係数については、生産量と貿易収支－生産量比率の場合、モデルで負の符号、データで正の符号となってしまう。しかしながら、データ上は貿易収支－生産比率が循環的となっているものの、その相関係数は0に近い。Uribe and Schmitt-Grohé (2017) の計算によれば、貧しい国、新興国、豊かな国のいずれの集団であれ、平均すれば、貿易収支－生産比率は反循環的である。モデルでの変数の挙動は、この世界的な傾向と整合的である。また、それ以外の相関係数では、符号はモデルとデータとで一致している。なかでも、生産量と投資の場合、モデルとデータで相関係数の値がかなり近くなっている。したがって、フィリピンの景気循環の特徴はモデル上である程度は復元できていると判断してよいであろう。

4-2 利子率ショックの大きさとその影響

表5には分散分解の結果がまとめられている。フィリピンの場合、生産量の分散のうち8.69%が利子率ショックで説明される。この数値は一見すると小さいが、実は他の途上国の

実証分析結果と比べると大きい。たとえば、García-Cicco et al. (2010) がアルゼンチンのデータで推定したところ、利子率ショックの生産量変動に対する影響はわずか 2.9% であった。ただし、彼らのモデルには運転資本制約が入っておらず、1900 年から 2005 年までという長期間にわたる年次データが推定に使われているという二点で、本稿の分析と異なっている。Chang and Fernández (2013) は本稿と同じモデルを用いて、1980 年第 1 四半期から 2003 年第 2 四半期までのメキシコのデータで同様の推定をしている。メキシコの生産量の分散のうち利子率ショックによって説明されるのは 5.1% と推定され、やはりフィリピンの方が大きくなっている。

表 5 40 期の分散分解

	g^Y	g^C	g^I	$dTBY$
一時的生産性ショック	19.96	25.36	29.41	28.29
恒久的生産性ショック	71.35	65.25	29.36	28.12
利子率ショック	8.69	9.38	41.23	43.59

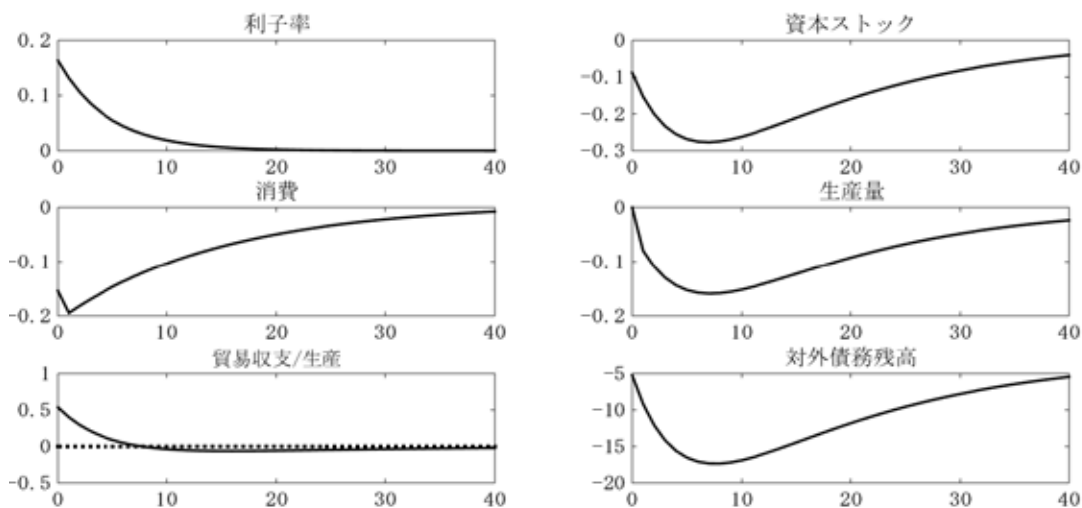
(注) 単位はパーセント。

フィリピンの方がメキシコよりも利子率ショックの生産量変動に対する影響が大きいのは、利子率ショックの相対的な大きさに起因する。表 3 に示されているように、利子率ショックの大きさを表す $100\sigma_R$ の事後平均はフィリピンにおいて 0.22 である。一方、Chang and Fernández (2013) の推定によれば、 $100\sigma_R$ の事後平均はメキシコで 0.41 である。事後平均だけをみれば、フィリピンよりもメキシコの方がより大きな利子率ショックを受けていることになる。しかしながら、メキシコでは、他のショックもフィリピンより大きな事後平均となっている。利子率ショックの相対的な大きさを $\sigma_R/(\sigma_a + \sigma_g + \sigma_R)$ とすれば、メキシコでは 0.35 であるのに対し、フィリピンでは 0.45 となる。したがって、フィリピンでは、利子率ショックが他のショックに比べて相対的に大きいといえる。

次に、利子率の外生的な上昇がマクロ経済にどのような影響を与えるのかを調べる。図 1 の六つのグラフには、利子率ショックに対するマクロ経済変数のインパルス応答関数が描かれている。利子率ショックの大きさは標準偏差に等しく設定されている。上段左側のグラフにあるように、平均的な利子率ショックに対して、利子率は 0.16 パーセントポイント上昇する。利子率の上昇は投資意欲を減退させるので、上段右側のグラフにあるように、資本ストックが減少を始める。また、利子率の上昇は現在の消費を将来の消費に対して割高にするため、中段左側のグラフにあるように、消費も減少する。消費に比べて資本ストックが緩や

かに減少し始めるのは、表3で ϕ が有意に正であることから明らかなように、資本調整費用のせいである。消費と投資の減少は有効需要の減少であるので、中段右側のグラフにあるように、生産量も減少する。資本ストックの緩やかな減少を反映して、生産量も緩やかに減少する。消費と投資の減少は貿易収支を改善し、生産量が減少していることもあり、下段左側のグラフにあるように、貿易収支と生産の比率が上昇する。貿易収支の改善は対外借入の減少あるいは対外貸出の増加であるので、下段右側のグラフにあるように、債務残高が減少する。債務残高が減少するにつれ、利子率が元の水準に戻り始める。利子率の下落につれて消費は速やかに回復するが、資本調整費用のせいで、資本ストックが元に戻り始めるには時間がかかる。資本ストックの緩やかな調整を反映して、生産量が回復を始めるのは利子率ショックから二年後となる。このように、テロ事件によって利子率が上昇すると、景気が後退し、その回復には時間がかかるのである。

図1 利子率ショックに対するインパルス応答関数



(注) 横軸の単位は四半期である。縦軸の単位は、利子率と貿易収支／生産のグラフではパーセントポイントであり、それ以外のグラフではパーセントである。

4-3 利子率ショックとテロ事件

こういった利子率ショックはテロなどの国内の事件だけでなく、国外の出来事によっても生じうる。いわゆる‘Contagion’（伝染）と呼ばれる現象である。情報の摩擦によって伝染が起こるメカニズムは、Calvo and Mendoza (2000) によって以下のように説明される。国外の小規模な投資家は、ある国の債券に投資しようとするれば、当該国に固有のリスクを調べなければならない。一方、投資先が新興市場の場合には、データの蓄積が乏しく、政治や社

会の変化も著しい。そのため、新興国の情報を個人で集めようとする調査費用が高くつくうえ、集めた情報はすぐに陳腐化する。したがって、無数の小規模な投資家は自分で情報を集めるよりも、少数の大規模な機関投資家の動きを真似ることを選ぶ。しかしながら、空売りに規制がある場合、たとえば追加証拠金不足によって機関投資家が新興国の債券保有を減らすと、無数の小規模な投資家はその国の基礎的条件に問題があると誤解して債券を売ってしまう。つまり、基礎的条件に何の問題がなくとも、その国では債券価格が暴落して利子率が急騰するのである。上記のようなメカニズムでアジアにおいて伝染が起こった実例として、Lim and McNelis (2012) は、1997年にインドネシアとタイで始まった通貨危機のときに観察された香港での利子率のリスクプレミアムの急上昇を挙げている。

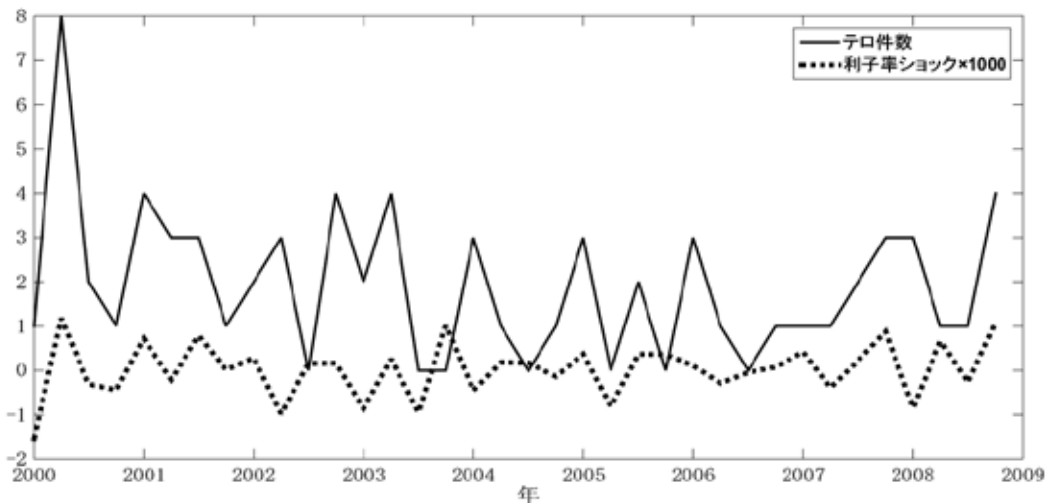
このように、利子率ショックは国内のニュースにも国外のニュースにも反応しうる。そこで、利子率ショックと国内のテロ事件との相関係数を計算する。どの組織をテロ組織と認定すべきかについては議論が分かれることもある。たとえば、O'Brien (2012) によれば、ASG は 1992 年から 2008 年にかけて 137 件の誘拐で 35 万米ドル以上の身代金を獲得したと推定されることから、テロ組織ではなく犯罪組織とよぶべきであるという意見もある。また、Reyes and Smith (2015) は、ASG による誘拐事件がツイッター上で主としてイスラム主義や反乱といった言葉に関連付けられていることを発見し、ASG は人々からテロ組織とは必ずしも認知されていないと主張する。しかしながら、本稿は、どの反政府武装勢力がテロ組織なのかという区分をランド研究所のデータベースに委ねて、そこに収録されているテロ事件を分析の対象とする³⁾。

ここでは、負傷者数が 5 名を超えるテロ事件のみを計算の対象とする。負傷者数の規模で対象を限定したのは、ある程度の規模のテロでないと、国際金融市場で利子率を上昇させるようなニュースとして広く国外に配信されないからである。標本期間は 2000 年第 1 四半期から 2008 年第 4 四半期までである。標本期間の開始はモデルのパラメータ推定に用いた標本に準じている。標本期間の最後はランド研究所のデータベースに収録された最後の該当事件を反映している。なお、同時多発テロについては、データベースの扱いに準じる。たとえば、2000 年 6 月 24 日にはミンダナオ島最南部のジェネラル・サントスで 6 件の爆弾テロが起こったが、これらは 1 件ではなく、6 件と数えられている。同時多発テロの方が単発のテロよりも国際ニュースとして配信される際のインパクトが大きいと思われるので、1 件ではなく 6 件と数えることはインパクトの大きさを考慮して加重することに等しい。また、第 4 四半期の末に起きたテロ事件については、年末年始に金融市場が閉まっていることを考慮し、翌年の第 1 四半期へ算入する。具体的には、2000 年 12 月 30 日にマニラで起きたテロと 2002 年 12 月 31 日にミンダナオ島南部のタクロンで起きたテロを各々 2001 年第 1 四半期と 2003

年第1四半期に起きたものとみなすのである。

図2には、負傷者が5名を超えるテロの四半期毎の件数と推定された利子率ショックの推移が描かれている。見やすくするために、利子率ショックは千倍してある。図からは、二つの変数がある程度は連動傾向にあることが見て取れる。この連動傾向を数値化するため、本稿は相関係数の事後分布を Lee and Wagenmakers (2013) にしたがってベイズ推定する。その際、以下のような仮定を置く。第一に、変数の各々の平均が正規分布にしたがうと仮定する。正規分布の事前平均は標本平均とし、標準偏差は恣意的に 0.001 とする。第二に、変数の各々の標準偏差が逆ガンマ分布にしたがうと仮定する。逆ガンマ分布の形状パラメータと尺度パラメータはともに恣意的に 0.001 とする。第三に、相関係数は -1 から 1 までの一様分布にしたがうと仮定する。第四に、二つの変数が多変量正規分布にしたがうと仮定する。これらの仮定のもとで、相関係数の事後分布が MCMC 法で推定される。なお、本稿は推定の際に、サンプリング回数を五千回として、一つの連鎖を生成する。

図2 推定された利子率ショックとテロ件数の推移



(注) テロ件数については、ランド研究所のデータベースを参照し、負傷者が5名を超えるものを対象とした。

表6にはフィリピンで起きたテロの件数と利子率ショックの相関係数の事後分布がまとめられている。注目すべきことに、相関係数は有意に正である。相関係数が負となる確率はわずか2.04パーセントであり、97.96パーセントの確率で相関係数は正である。テロ事件によって利子率が上昇するという仮説と正の相関係数は整合的である。また、中位数と事後平均はそれぞれ0.332と0.324となっている。したがって、利子率ショックをテロの件数に回帰

表 6 利子率ショックとテロ件数の相関係数の事後分布（サンプル：2000Q1-2008Q4）

1%	5%	10%	中位数	平均	90%	95%	99%
-0.044	0.069	0.126	0.332	0.324	0.510	0.552	0.621

すれば、決定係数は0.1を少し超える。利子率ショックは国内外の多様な出来事を反映するが、利子率ショックのうち10%強がテロの件数変動に由来するのである。

5 結論と今後の課題

本稿では小国開放経済の動学的一般均衡モデルを用いて、利子率の変動を内生的なものと外生的なものに区別した。推定の結果、フィリピンでは、利子率ショックが生産量変動の9%近くを説明することが判明した。また、この利子率ショックがテロの件数と有意に正の相関を示すことも確認された。その相関係数の事後平均から、テロの件数の変動が利子率ショックの10%以上を説明することが推察された。このようにテロの件数変動は利子率を外生的に変動させるのだが、利子率の上昇によって景気が後退すると回復の開始までに二年かかることも推定された。したがって、テロの発生は国際金融市場での利子率上昇を通じて、短中期的にマクロ経済に影響を与えると結論づけられる。

今後の研究課題は以下の通りである。テロの発生を完全には防げない限り、いったん事件が起こってしまった場合、マクロ経済への影響を遮断する必要がある。速やかに対処するのであれば、金融政策が考えられる。しかしながら、本稿のモデルには政府部門が入っておらず、また、小国開放経済モデルなので利子率も国際金融市場で決まると仮定される。そのため、本稿のモデルでは、利子率ショックのマクロ経済への影響を遮断するための各種政策の効果を検証するためのシミュレーションは不可能である。幾つかの金融政策ルールを各々定式化し、それぞれのルールのもとで、利子率ショックに対するマクロ経済変数の反応がどのように変わるのかをシミュレーションする必要がある。これが第一の課題である。

第二の課題は運転資本制約に関することである。表3右欄にあるように θ は有意に正であり、95%以上の確率で(12)式の運転資本制約は有効である。運転資本制約が有効であるとは、企業が貸金支払いの一部を前もって借り入れなければならないということであり、この借り入れなければならない部分が労働市場の非効率性に相当する。テロが利子率の上昇を招く限り、テロは労働市場の非効率性を拡大させることになる。労働市場で非効率性が拡大すれば、失業が増加するので、移民の流出が起こりかねない。優秀な労働力が流出すれば、国内の労働生産性の低下につながり、短期的にも長期的にもマクロ経済に影響が出る。したがって、テロが移民の流出増加と労働生産性の低下に繋がるのかという実証分析が第二の課題

となる。

参考文献

- Abadie, A. (2006) "Poverty, political freedom, and the roots of terrorism." *American Economic Review*, vol. 96, no. 2, pp. 50-56.
- Aguiar, M. and G. Gopinath. (2007) "Emerging market business cycles: The cycle is the trend." *Journal of Political Economy*, vol. 115, no. 1, pp. 69-102.
- Alesina, A., S. Özler, N. Roubini, and P. Swagel. (1996) "Political instability and economic growth." *Journal of Economic Growth*, vol. 1, no. 2, pp. 189-211.
- Altug, S. and S. Kabaca (2017) "Search frictions, financial frictions, and labor market fluctuations in emerging markets." *Emerging Markets Finance and Trade*, vol. 53, no. 1, pp. 128-149.
- Berman, E., M. Callen, J. H. Felter, and J. N. Shapiro. (2011) "Do working men rebel? Insurgency and unemployment in Afghanistan, Iraq, and the Philippines." *Journal of Conflict Resolution*, vol. 55, no. 4, pp. 496-528.
- Calvo, G. A. and E. Mendoza. (2000) "Regional contagion and the globalization of securities markets." *Journal of International Economics*, vol. 51, no. 1, pp. 79-113.
- Chalk, P. (1997) "The Davao Consensus: A panacea for the Muslim insurgency in Mindanao?" *Terrorism and Political Violence*, vol. 9, no. 2, pp. 79-98.
- Chalk, P. (1998) "Political terrorism in South-East Asia." *Terrorism and Political Violence*, vol. 10, no. 2, pp. 118-134.
- Chalk, P. (2001) "Separatism and Southeast Asia: The Islamic factor in Southern Thailand, Mindanao, and Aceh." *Studies in Conflict and Terrorism*, vol. 24, no. 4, pp. 241-269.
- Chang, R. and A. Fernández. (2013) "On the sources of aggregate fluctuations in emerging economies." *International Economic Review*, vol. 54, no. 4, pp. 1265-1293.
- Collier, P. and A. Hoeffler. (2004) "Greed and grievance in civil war." *Oxford Economic Papers*, vol. 56, no. 4, pp. 563-594.
- Durdu, C. B. (2013) "Emerging market business cycles: Recent advances." *International Economic Journal*, vol. 27, no. 2, pp. 183-199.
- García-Cicco, J., R. Pancrazi, and M. Uribe. (2010) "Real business cycles in emerging countries?" *American Economic Review*, vol. 100, no. 5, pp. 2510-2531.
- Greenwood, J., Z. Hercowitz, and G. W. Huffman. (1988) "Investment, capacity utilization, and the real business cycle." *American Economic Review*, vol. 78, no. 3, pp. 402-417.
- Lee, M. D. and E. J. Wagenmakers. (2013) *Bayesian Cognitive Modeling*. Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- Lim, G. C. and P. D. McNelis. (2012) "Macroeconomic volatility and counterfactual inflation-targeting in Hong Kong." *Pacific Economic Review*, vol. 17, no. 2, pp. 304-325.
- Neumeyer, P. A. and F. Perri. (2005) "Business cycles in emerging economies: The role of interest rates." *Journal of Monetary Economics*, vol. 52, no. 2, pp. 345-380.
- O'Brien, M. (2012) "Fluctuations between crime and terror: The case of Abu Sayyaf's Kidnapping Activities." *Terrorism and Political Violence*, vol. 24, no. 2, pp. 320-336.
- Piazza, J. A. (2006) "Rooted in poverty?: Terrorism, poor economic development, and social changes." *Terrorism and Political Violence*, vol. 18, no. 1, pp. 159-177.
- Raymond, C. Z. (2006) "Maritime terrorism in Southeast Asia: A risk assessment." *Terrorism and Political Violence*, vol. 18, no. 2, pp. 239-257.

- Reyes, J. A. and T. Smith. (2015) "Analysing labels, associations, and sentiments in Twitter on the Abu Sayyaf kidnapping of Viktor Okonek." *Terrorism and Political Violence*, doi: 10.1080/09546553.2015.1105798.
- Santos, Jr, S. M. (2010) "Counter-terrorism and peace negotiations with Philippine rebel groups." *Critical Studies on Terrorism*, vol. 3, no. 1, pp. 137-154.
- Schmitt-Grohé, S. and M. Uribe. (2003) "Closing small open economy models." *Journal of International Economics*, vol. 61 no. 1, pp. 163-185.
- Stinson, T. F. (2007) "The national economic impacts of a food terrorism event: Initial estimates of indirect costs." In H. W. Richardson, P. Gordon, and J. E. Moore II (eds), *The Economic Costs and Consequences of Terrorism*, Cheltenham, UK: Edward Elgar.
- Tan, A. (2000) "Armed Muslim separatist rebellion in Southeast Asia: Persistence, prospects, and independence." *Studies in Conflict and Terrorism*, vol. 23, no. 4, pp. 267-288.
- Uribe, M. and S. Schmitt-Grohé. (2017) *Open Economy Macroeconomics*, Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Walter, B. F. (2015) "Why bad governance leads to repeat civil war." *Journal of Conflict Resolution*, vol. 59, no. 7, pp. 1242-1272.