

Title	ミャンマーの並行為替レートの要因分解 : 構造型VARによる名目・実質ショックの識別
Author(s)	久保, 公二
Citation	国際公共政策研究. 2011, 16(1), p. 71-84
Version Type	VoR
URL	https://hdl.handle.net/11094/23029
rights	
Note	

Osaka University Knowledge Archive : OUKA

<https://ir.library.osaka-u.ac.jp/>

Osaka University

ミャンマーの並行為替レートの要因分解：
構造型VARによる名目・実質ショックの識別

Sources of Fluctuation of the Parallel Market Exchange Rate
in Myanmar

久保公二*

Koji KUBO*

Abstract

The real exchange rate of the Myanmar kyat vis-à-vis the US dollar exhibited sharp appreciation since 2006. This paper investigates the sources of real exchange rate fluctuations using a structural vector auto-regression (VAR) model with the restriction of long-run neutrality of nominal shocks. It is found that nominal shocks had a larger effect on the real exchange rate, at least up to 2006. However, there appears to have been a structural break, and since then nominal shocks no longer had a major influence on the real exchange rate.

キーワード：為替レート、構造型VAR、ミャンマー

Keywords : Real and nominal exchange rates, structural VAR, Myanmar

JEL Classification Numbers : F31, F41, O53

* 日本貿易振興機構アジア経済研究所開発研究センター研究員

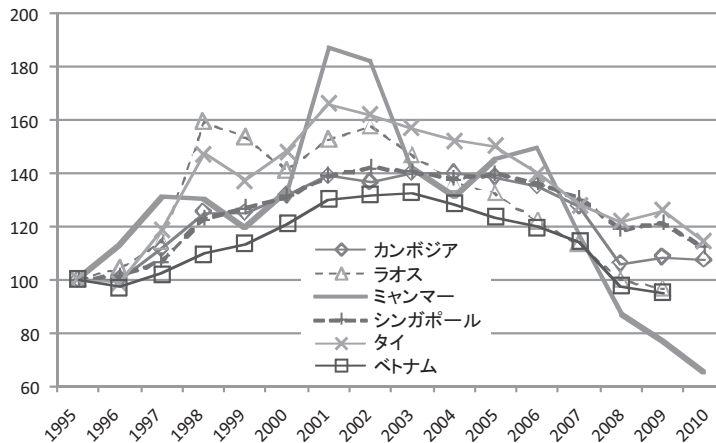
1. はじめに

ミャンマーの外国為替制度は、長らく多重為替レートの状態が続いている。公定為替レートは国際通貨基金 (IMF) の特別引出権 (SDR) にペッグされ、1977年以来1SDR=8.50847ミャンマー・チャットから一度も切り下げられていない。かたや並行市場での為替レートは減価を続け、1987年時点の30チャット/USドル程度から、2006年には1300チャット/USドル程度まで達した。公定為替レートと並行為替レートの乖離は一時期、200倍程度にまで達し、乖離幅は世界有数の水準にある。ただし公定為替レートでの外貨の供出・配分は原則的に公的部門内に限られており (Hori and Wong, 2008)、外貨の大部分は並行市場で取引されている。

この並行為替レートが、不安定な動きをしている。図1には東南アジア諸国連合 (ASEAN) 後発4か国およびシンガポールとタイの各国通貨について、対USドルの実質為替レートの推移をまとめた。ミャンマーについては、並行為替レートに基づいて実質為替レートを算出している。ここで実質為替レートは各国通貨建て対USドル名目為替レートにアメリカの消費者物価指数と各国の消費者物価指数の比率を掛け、1995年の値を100に基準化したものである。この数値の上昇は、ASEAN各国通貨がUSドルに対して減価したことを意味する。この図でみる限り、ミャンマーの実質為替レートはASEAN後発4か国のなかでも際立って不安定である。さらに注目すべき点は、2007年以降の急激な増価である。2004年頃からASEAN各国の通貨はUSドルに対して軒並み増価傾向にあるが、ミャンマーの増価幅はその中でも際立っている。ミャンマー・チャットが、対USドルだけでなくASEAN各国の通貨に対しても増価している。

本稿は、このような不安定な動きをみせるミャンマーの為替レートの動きを分析する。為替レートの変動の分析には、二つの系統の研究が含まれる。ひとつは、為替レートの変動を、関連性が考えられる他の変数で説明するものである。もう一つは、為替レートの変化をいくつかのショックに分解し、それぞれのショックの為替レートへの影響を比較するものである。ミャンマーの並行為替レートに関しては、前者にはKubo (2007) があり、1996年1月から2006年8月までのサンプル期間について、名目為替レートと消費者物価指数ならびに貨幣供給量との間に共和分関係があるとの結果を示している。これは、実質為替レートが安定的であることを示唆しているが、近年の実質為替レートが増価した時期がほとんど分析期間に含まれていない。他方、後者の系列には、Blanchard and Quah (1989) の構造型ベクトル自己回帰 (VAR) 分析の手法を為替レートに応用したのがあり、Lastrapes (1992) をはじめ多くの研究蓄積がある。ただし、これまでのところミャンマーにこの手法を適用した研究はない。本稿では、ミャンマーの実質為替レートの変動から、「名目ショック」と「実質ショック」を識別し、それぞれの影響の大きさを比較する。

実質為替レートの急激な増価は輸出の採算性を悪化させるため、ミャンマーの低賃金を活用した縫製品などの輸出志向製造業の成長を阻害しかねない。仮に実質為替レートの増価が、もっぱら「名目ショック」による場合、通貨供給量の引き締めなどの金融政策を用いて、実質為替レートを操作



出所：IMF, *International Financial Statistics* online、並びに各種資料。

注：ミャンマーの並行為替レートは、1996年まではMyat Thein (2004) から抜粋、1997年以降は在ミャンマー外国調査機関のサーベイデータ（月次）より算出している。ラオスとベトナムの2010年は欠損値。

図1 ASEAN後発4 各国の実質為替レート：1995年－2010年

できると考えられる (Dibooglu and Kutan, 2001)。しかし、実質為替レートの増価が、もっぱら「実質ショック」による均衡水準の変化であれば、金融政策による増価の緩和は効果的でなく、輸出志向製造業の競争力を保つには実物経済に働きかける対処が必要となる。実質為替レートの急激な増価が続くミャンマーで、適切な政策を策定するためには、為替レートの変動の質を見極める必要がある。

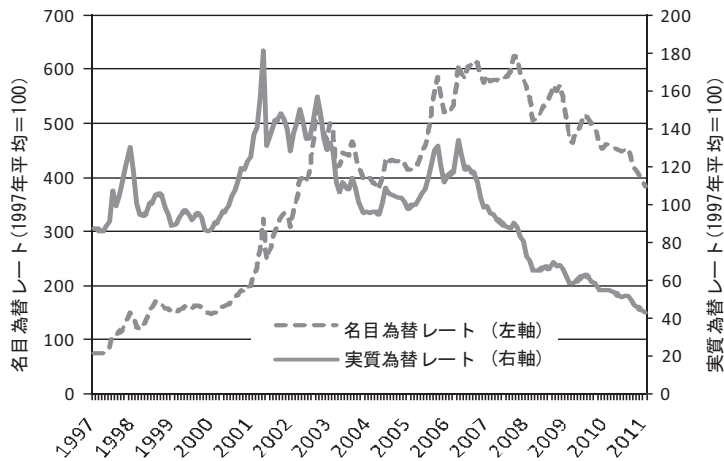
本稿の構成は次の通りである。第2節では、為替レートの動きと、為替レートに関する経済環境の変化を整理する。ここでは、ミャンマーの並行為替レートの「名目ショック」と「実質ショック」の意味付けも考える。第3節では、分析手法とデータについて説明する。第4節では、先行研究と対比しながら分析結果を解釈する。第5節には、結論をまとめる。

2. ミャンマーの並行為替レートと経済環境

2.1 為替レートの推移と経済環境の変化

図2は並行為替市場におけるチャットの対USドル為替レートの月次データを図示している。名目・実質為替レートともに、1997年の年間平均値を100に基準化している。図2によれば、名目為替レートは、2006年頃まで概ね減価が続いてきた。しかし2007年以降は増価傾向にある。実質為替レートは、不安定ながらも2006年頃までは平均回帰的であったが、それ以降増価傾向にある。

為替レートの推移との関連が考えられる経済環境には、第一に通貨供給量が挙げられる。ミャンマー政府の財政赤字はGDP比3～5%程度で推移し、その大部分が貨幣の増刷によって賄われて



出所：図1と同じ

図2 ミャンマーの名目為替レートと実質為替レート：1997年1月－2011年1月

きた。こうした貨幣の超過供給がインフレーションを招き、インフレーションによって名目為替レートが減価するという関係が考えられる。表1には通貨供給量と価格および名目為替レートについて、各系列の月次データから対前年同月比変化率を計算して、その平均値をまとめている。コメは、ミャンマーで最も主要な農作物の一つでかつ主食の穀物であり、消費者物価指数でも10%程度の高い比重を占めていると推測される。

表1 通貨、価格、為替レートの変化率（対前年同月比）：1998年1月－2011年1月

	1998年1月 －2006年12月	2007年1月 －2011年1月	全期間 (1998年－2011年)
通貨供給量（ベースマネー）	31.3%	19.7%	27.8%
通貨供給量（M2）	29.8%	26.8%	28.9%
コメ価格	31.1%	20.2%	27.7%
消費者物価指数	24.7%	17.7%	22.5%
名目為替レート（チャット／USドル）	24.9%	-6.6%	15.1%

出所：図1と同じ。

注：M2は、ベースマネーと要求払い預金に、定期性預金を加えたもの。コメ価格は、エマタ品種（低級種）の小売価格を示す。

1998年1月から2006年12月の期間では、ベースマネーの増加率は平均で年率31.3%に達し、コメ価格の年率31.1%と消費者物価指数の年率24.7%の上昇を伴っている。さらに注目すべきは、消費者物価指数の上昇率と名目為替レートの減価率が、ほぼ1：1の関係にある点である。

上記の物価と名目為替レートの関係は、2007年以降一変する。ベースマネーの伸び率は年率19.7%まで下がっているが、依然として高い。そうした通貨の超過供給が同程度のコメ価格と消費

者物価指数の上昇を伴っている。しかし、名目為替レートは減価せずに、平均で年率6.6%増価している。物価が上がり続ける一方、名目為替レートが増価しているため、図2で見たような実質為替レートの増価が生じている。従って通貨供給量の推移からは、近年の為替レートの変動は説明できない。

第二に、要素賦存の変化による外貨需給の推移を見てみよう。ここで要素賦存の変化は、2000年代になって軌道に乗った天然ガス開発を念頭に置く。表2には公式統計に基づく対外収支の推移をまとめている。天然ガス輸出は1999年までほぼゼロに等しかったが、2001年には6.5億ドル、2006年には20億ドルに達して公式輸出の4割程度を占めるに至った。ただし天然ガス輸出収益の半分程度は権益を持つ外国企業に支払われていると見られ、近年では「その他経常勘定収支」に含まれる所得収支がマイナスに転じている。公式統計上は、好調な天然ガス輸出に加えて、輸入の伸びが1998年以降抑えられていることで、それまでの大幅な経常収支赤字は解消されている。

表2 対外収支：1997年－2006年

	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
	単位：百万ドル									
輸出	984	1,077	1,294	1,662	2,522	2,421	2,710	2,927	3,788	4,555
うち天然ガス	0	0	0	109	650	739	710	1,080	1,493	2,019
輸入	2,126	2,478	2,181	2,165	2,444	2,022	1,912	1,999	1,759	2,343
貿易収支	-1,143	-1,401	-887	-504	78	399	798	928	2,028	2,211
その他経常勘定収支	727	902	603	292	-232	-302	-817	-816	-1,441	-1,409
資本収支	473	541	251	213	348	-32	137	125	166	253
誤差脱漏	-26	19	-12	-24	-14	-19	-79	-143	-610	-632
対外収支	31	60	-46	-23	180	45	39	94	144	423
外貨準備残高	250	315	265	223	400	470	550	672	771	1,236

出所：IMF, *International Financial Statistics* onlineおよびUnited Nations, *Commodity Trade Statistics Database* online。

注：2007年以降のデータは*International Financial Statistics*には公開されていない。天然ガス輸出は、全量タイ向けであり、表中のデータは、タイのミャンマーからの輸入額を用いている。

ただし、公式統計上の経常収支の好転が並行為替レートに与える影響は明確でない。公的部門内の外貨は、原則的に民間部門には配分されないの、公式統計上の経常収支の改善が並行為替レートの増価につながるとは限らない。仮に公的部門の経常収支が黒字であっても、民間部門からはアクセスできない外貨準備が積み上がってゆきだけということもあり得る。表2の外貨準備残高の推移は、こうした見方と整合的である。さらに、表2のデータは、密貿易を含む並行為替市場の外貨の需給状態を示しているわけではない。

とはいうものの、天然ガス開発が、並行為替レートに影響を及ぼす、いくつかの経路が考えられ

る。ひとつは、並行為替市場での公的部門によるクラウド・アウトの解消である。天然ガス開発以前の公的部門の経常収支は赤字と見られ、公的部門による輸入財の調達の一部が民間部門を經由して行われていた可能性がある。公的部門の経常収支が好転して民間部門からの輸入財の調達がなくなれば、並行為替市場での外貨の需給は緩和する。もう一つは、公的部門と民間部門の輸入の代替性である。公的部門による輸入で、民間部門の輸入需要の一部が賄われることもあるかもしれない。実際に公的部門の輸入は天然ガス開発以降増加傾向にある。以上のような経路が実在すれば、外貨の分配が公的部門と民間部門で分断されていても、公的部門の経常収支の好転が並行為替レートの増価方向に作用する可能性がある。

その他に、一般的に為替レートの変動要因と考えられているものには、交易条件や生産性の変化と政府支出の増減がある。生産性に関しては、貿易財部門の生産性の伸びが実質為替レートの増価を伴うバラッサ＝サミュエルソン (Balassa-Samuelson) 効果がしばしば先行研究でも注目されている (たとえば、Ok et al., 2010)。しかし、ミャンマーについては、輸出品の大部分は一次産品で占められており、こうした部門で急激な生産性の変化が生じたとは考えにくい。次に政府支出については、非貿易財への支出比率が民間と比べて高い場合、政府支出が増えると実質為替レートを増価させると考えられる。

2.3 「名目ショック」と「実質ショック」

以上のようにミャンマーではさまざまなショックが並行為替レートに影響を与えていると考えられるが、本稿ではこれらを「名目ショック」と「実質ショック」に識別していく。「名目ショック」は通貨供給量のような名目変数の変化を指し、実質為替レートに対して長期的な影響を残さない、一時的なショックとする。「実質ショック」は経済のファンダメンタルの変化を指し、実質為替レートの均衡水準を変える、恒久的なショックとする。二つのショックへの分類は、Blanchard and Quah (1989) による実証分析の推計上の技法であるが、為替レート分析の文脈でも Lastrapes (1992) や Enders and Lee (1997) によって経済学的な理論付けがされている。

主な「名目ショック」には通貨供給量の変化が挙げられる。ただしミャンマーのように財政赤字の貨幣化による通貨供給量の変化の場合、単に「名目ショック」だけでなく、後述する政府支出の変化という「実質ショック」を伴っている場合も考えられる。またミャンマーでは2003年2月に大規模な銀行危機が起きたが、その際には預金引き出しが制限され、流動性不足から外貨資産を取り崩してチャットに両替する動き広がり、チャットが増価した (Turnell, 2003)。こうした銀行危機も「名目ショック」の一つに数えられるだろう。

次に、一般的に「実質ショック」に数えられるものに、技術革新による生産性の変化と政府支出の変化が含まれる。これらは非貿易財と貿易財の相対価格を変化させて、実質為替レートの均衡水準を変えると考えられる。また、天然ガス開発による要素賦存の変化も重要である。天然ガス開発のような資源収入は、外貨の需給関係を変化させるほか、消費の拡大によって非貿易財の貿易財に

対する相対価格を押し上げて実質為替レートを増価させる、いわゆるオランダ病 (Corden, 1984) の効果をもたらす場合がある。

このようにさまざまなショックが想定されるなかで、為替レートの変動要因を「名目ショック」と「実質ショック」の二種類のショックにしか識別できないのは、本稿の分析の限界である。本稿が用いる分析手法では、識別できるショックの数はデータ系列の数以下であり、名目為替レートと実質為替レートの二つのデータ系列を用いる場合、識別できるショックも二種類に留まる。特に「実質ショック」に含まれる変化は要素賦存の変化をはじめ複数あるが、本稿の設定では、そうした複数の変化が「実質ショック」として同じ波及経路で為替レートに影響を与えているか、あるいは「実質ショック」のなかのいずれか一つの変化が支配的であることを暗示的に仮定していることになる (Enders, 1995: 341-342)。

3. 分析手法とデータ

3.1 分析手法

本稿の分析手法は、Blanchard and Quah (1989) の構造型VAR手法を為替レートの分析に応用した一連の先行研究 (Lastrapes, 1992; Enders and Lee, 1997など) に倣っている¹⁾。ここでは、Enders (1995: 331-342) をもとに、この手法の概略を示そう。

分析には、名目・実質為替レートの階差を用いる。この分析手法では、データ系列が定常でなければならぬが、二つの為替レートの系列は水準では非定常だが一階の階差は定常であることが多い。二つの階差の系列が定常であることが確認できれば、それらは次のような二つのイノベーション (ショック) のベクトル移動平均過程 (VMA) で表すことができる。

$$x_t = C(L)\epsilon_t \quad (1)$$

ここで、 $x_t \equiv [\Delta n e_{t,i}, \Delta r e_{t,i}]'$ で名目・実質為替レートの階差のベクトル、 $\epsilon_t \equiv [\epsilon_{n,i,t}, \epsilon_{r,i,t}]'$ で名目・実質ショックのベクトル、 $C(L)$ は 2×2 行列のラグオペレーターの多項式である。二つのショックは、ともに分散が1、互いに無相関だと仮定し、その分散共分散行列 Σ_ϵ は、 2×2 の単位行列 I で表わされる。ただし、式 (1) のようなVMAはデータから直接は観察できないため、次のような誘導型ベクトル自己回帰過程 (VAR) を推計して特定しなければならない。

$$x_t = A(L)x_{t-1} + e_t \quad (2)$$

ここで $e_t \equiv [e_{1,t}, e_{2,t}]'$ であり、これら二つの残差が互いに無相関であるとは限らない。 $A(L)$ は 2×2 行列のラグオペレーター多項式である。

1) 本稿の分析は、名目・実質為替レートの二変数の分析だが、生産関連の指標を加えた三変数の分析には、Clarida and Gali (1994) や Inoue and Hamori (2009) がある。

式(1)と式(2)が同値であるためには、 $x_t - E_{t-1}(x_t)$ という予測誤差（ただし E は期待値オペレーター）が二つの式で同じでなければならない。ここから次のような関係が得られる。

$$\begin{bmatrix} \epsilon_{n,t} \\ \epsilon_{r,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11}(0) & c_{12}(0) \\ c_{21}(0) & c_{22}(0) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_{n,t} \\ \epsilon_{r,t} \end{bmatrix} \quad (3)$$

$C(0)$ には4つの未知数があるが、推計された e_t の分散共分散行列 Σ_e について、 $\Sigma_e = C(0)\Sigma_\epsilon C(0)' = C(0)C(0)'$ という関係を利用すると、 $C(0)$ について三つの式が得られる²⁾。

4つの未知数を確定して二つのショックを識別するには、もう一つ制約式が必要になる。これに相当するのが、以下に述べる長期の制約式である。まず式(2)は次のようなVMA表現に変換することができる。

$$x_t = [I - A(L)L]^{-1} e_t \quad (4)$$

さらに $B(L) \equiv [I - A(L)L]^{-1}$ と書き換えた上で、式(3)を代入すると

$$x_t = B(L)[C(0)\epsilon_t] \quad (5)$$

というVMA表現が得られる。この式で、 Δrex_t の $\epsilon_{n,t}$ へのインパルス応答の累積がゼロ、すなわち $\epsilon_{n,t}$ が Δrex_t に対して長期的には中立的だと仮定すると、次のような制約式が得られる。

$$c_{11}(0) \sum_{k=0}^{\infty} b_{21}(k) + c_{21}(0) \sum_{k=0}^{\infty} b_{22}(k) = 0 \quad (6)$$

この制約式を加えると、4つの未知数に対して4つの制約式が与えられるので、 $C(0)$ が特定でき、推計可能なVARから二つのショックと $C(L)$ の係数が識別できる。

式(6)の制約から $\epsilon_{n,t}$ は実質為替レートには長期的には影響を及ぼさないが、この性質を以て $\epsilon_{n,t}$ を「名目ショック」と呼び、制約をかけない $\epsilon_{r,t}$ を「実質ショック」と呼ぶ。ただし、 $\epsilon_{n,t}$ の影響が長期的には中立的であるということから、直ちにミャンマーにおける実質為替レートの近年の増価が $\epsilon_{r,t}$ の影響によると結論付けることはできない。「名目ショック」の効果が減退していくスピードが緩やかであるか、近年、主に「名目ショック」が生じた可能性もある。こうした可能性を見極めていくのが、本稿の狙いである。

最後に、この手法を用いた先行研究に関して、予測誤差の分散分解の結果をまとめておく（表3）。分散分解は、為替レートの変動に占める、「名目ショック」と「実質ショック」のウェイトを見る指標の一つである。実質為替レートの「名目ショック」へのインパルス応答の累積がゼロになるという長期の制約があるが、分散分解の分子に用いられるのは式(6)の $b_{21}(k)$ と $b_{22}(k)$ の係数の自乗の和なので、その累積が必ずしもゼロに収束する訳ではない。先行研究では、Dibooglu and Kutun

2) 二つの分散と一つの共分散について合計三つの等式が得られる。

(2001) のポーランドをはじめ主に途上国の実質為替レートの変動で、「名目ショック」が長らく高いウェイトを占めている場合が見られる。そうした場合、金融政策で実質為替レートのある程度操作できると考えられる。

表3 先行研究における実質為替レートの予測誤差分散分解

文献名	対象国	変数	1期目		12期目*	
			名目ショック	実質ショック	名目ショック	実質ショック
Lastrapes (1992)	ドイツ	RERとNER	36.6	63.4	27.5	72.5
	日本		35.0	65.0	6.1	93.9
	イタリア		28.1	71.9	11.3	88.7
	カナダ		5.6	94.4	10.4	89.6
Chen and Wu (1997)	日本	RERとNER	4.9	95.1	6.9	93.1
	韓国		5.3	94.7	5.0	95.0
	台湾		39.3	60.7	38.0	62.0
	フィリピン		41.4	58.6	44.3	55.7
Enders and Lee (1997)	カナダ	RERとNER	5.1	94.9	8.1	91.9
	ドイツ		0.1	99.9	3.0	97.0
	日本		5.5	94.5	8.3	91.7
Dibooglu and Kutun (2001)	ポーランド	RERと物価	63.1	36.9	33.8	66.2
	ハンガリー		22.1	77.9	9.1	90.9
Saxena (2002)	インドネシア	RERとNER	50.2	49.8	5.5	94.5
Ha et al. (2007)	韓国	RERとNER	30.9	69.1	67.4	32.6
Ok et al. (2010)	カンボジア	RERとNER	8.0	92.0	12.6	87.4
	ラオス		9.7	90.3	10.2	89.8

出所：筆者作成。

注：RERとNERはそれぞれ実質為替レートと名目為替レートを示す。

*：Chen and Wu (1997) と Saxena (2002) は四半期データを用いているため、表中では12期目のかわりに4期目のデータを示している。

3.2 データ

本稿で分析に用いるデータは、ミャンマー・チャットの対USドルの並行為替レート（チャット／USドル）、ミャンマーの消費者物価指数とアメリカの消費者物価指数の月次データである。先行研究では、消費者物価指数ではなく生産者・卸売物価指数が用いられている場合もあるが、ミャンマーの生産者物価指数は公表されていないため、本稿では消費者物価指数を用いる。並行為替レートは、在ミャンマー外国調査機関が継続的にサーベイしたデータである。ミャンマーの消費者物価指数はミャンマー政府中央統計局が公刊する*Selected Monthly Economic Indicators*から集計し、アメリカの消費者物価指数は国際通貨基金（IMF）の*International Financial Statistics*から入手した。サンプル期間は、並行為替レートの月次データの入手制約により、1997年1月から2011年1月である。実質為替レートは、[名目の並行為替レート（チャット／USドル）]×[アメリカの消費者物価指数]÷[ミャンマーの消費者物価指数]と定義した。名目・実質為替レートともに自然対数に変換

している。

4. 推計結果と解釈

最初にADF (Augmented Dickey-Fuller (1979)) テストで、名目・実質為替レートの定常性をテストした。表4には、ADFテストの統計量をまとめている。テストの結果、名目・実質為替レートともに、水準は非定常だが一階の階差は定常の、I(1)変数であると判定された。さらに、名目・実質為替レートの間に共和分関係が成立しているかどうかをEngle and Granger (1987) の二段階検定法でテストした。表4には、二変数の水準での長期の関係式の推計結果と、その残差の単位根検定の統計量も示している。残差の系列が定常でないという帰無仮説が1%有意水準で棄却できないことから、名目為替レートと実質為替レートの間に共和分関係が成立していないと判定された。以上のような名目・実質為替レートのデータの性質からみて、二つの為替レートの1階の階差を用いてVARを推計し、そこから式(1)のような「名目ショック」と「実質ショック」のVMAを識別していくことが適切と判断できる。

表4 単位根検定および共和分検定

変数	水準 (レベル)	1階の階差
nex_t (名目為替レート)	-2.95	-10.41*
rex_t (実質為替レート)	0.29	-11.29*
u_t	-2.91	
$nex_t = 8.54 - 0.29rex_t + u_t$		
(1.00) (0.15)		
自由度修正済み決定係数	0.016	

出所：筆者作成。

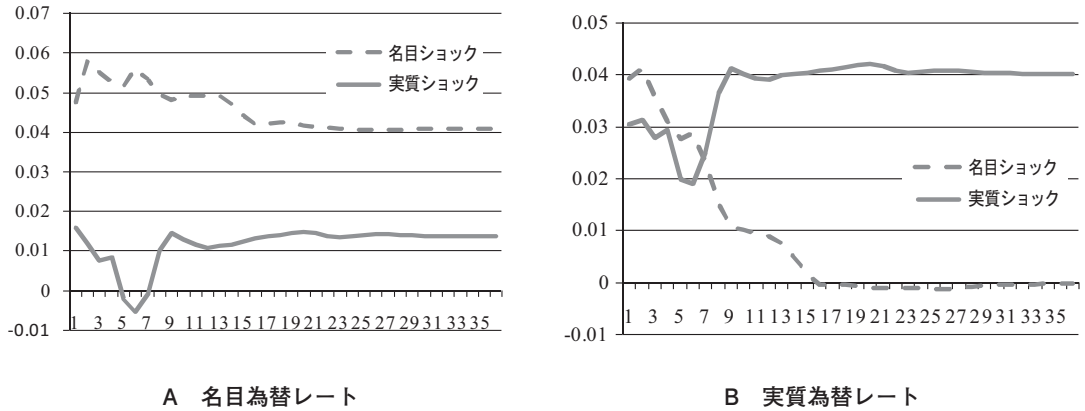
注：* は系列が定常でないという帰無仮説が有意水準1%で棄却されることを示す。()内の値は、標準誤差を示す。

次に、名目・実質為替レートの階差の二変数VARを推計した。二つの階差の系列には、2006年4月まではプラス、それ以降はマイナスのトレンドが見られる³⁾。Enders and Lee (1997) は、こうしたトレンドを外生的な構造変化とみなして、トレンドを除いた系列でVARを推計しているが、本稿もこれに倣った。VARのラグ次数は赤池情報量基準により7が選ばれた。そして、推計したVARに前節の制約をかけて、「名目ショック」と「実質ショック」を識別した。

まず、二つのショックが名目・実質為替レートの階差に及ぼす効果を、インパルス応答関数で見よう(図3)。この図では、減価方向への1標準誤差ショックに対する名目・実質為替レートの階差のインパルス応答累積値を示している。定義により、実質為替レートの「名目ショック」へ

3) ここでトレンドとは、階差の系列の期間毎の平均値を指す。トレンドを取り除いた後の階差の系列の平均値はゼロになる。

のインパルス応答の累積値は16か月後あたりでゼロになっている。この図からはいくつかの興味深い推論ができる。



出所：筆者作成。
注：縦軸はインパルス応答の累積の大きさ、横軸はショックからの経過月数を示す。

図3 インパルス応答関数

第一に、「名目ショック」への累積応答は、名目為替レートでは初期のほうが24か月以降に比べて高く、オーバーシュート (Dornbusch, 1976) の兆候がある。また、「名目ショック」への実質為替レートの応答は16か月後あたりまで収束していない。ここから、貨幣供給量の増加率の上昇のようなインフレーションを加速させるショックに対して、直ちに応答する名目為替レートに比べて物価の応答にラグがあり、比較的長い間にわたって実質為替レートの減価が生じていると考えられる。こうした「名目ショック」へのインパルス応答は、Dibooglu and Kutun (2001) のポーランドについての分析結果と類似している。

第二に、「実質ショック」について、実質為替レートと名目為替レートのインパルス応答の累積値を比較すると、実質為替レートが4%減価するのに対して、名目為替レートの減価は1%である。これは、実質為替レートを4%増価させるショックがあった場合に、名目為替レートの増価が1%に留まり、物価が3%上昇することを意味する⁴⁾。仮に、「実質ショック」がもつばら天然ガス開発による要素賦存の変化だとすると、この結果は天然ガス開発が、国内物価の上昇を伴って実質為替レートを増価させるという、オランダ病の兆候を示唆している。Ok et al. (2010) のラオスについての分析では、「実質ショック」がもつばら名目為替レートの変動で吸収され、物価水準に与える影響が限定的であるという結果が示されており、本稿ではこれと対照的な結果となった。

次に、予測誤差の分散分解で、二つのショックが為替レートに与える影響を定量的に見てみよ

4) 実質為替レートの対数表記は、 $r=e+p^*-p$ と書ける。ここでeは名目為替レートの対数表記、 p^* と p はそれぞれアメリカと自国の物価水準の対数表記である。 p^* が一定とすると、 r の変化は、 e と p の変化の差に等しくなる。

う（表5）。この表は、名目為替レートだけでなく、実質為替レートでも、「名目ショック」のウェイトが高いことを示している。このような結果は、Chen and Wu (1997) の台湾とフィリピン、Dibooglu and Kutun (2001) のポーランド、Ha et al. (2007) の韓国についての分析結果と共通している。

表5 予測誤差の分散分解

予測期	名目為替レート		実質為替レート	
	名目ショックの割合	実質ショックの割合	名目ショックの割合	実質ショックの割合
1か月先	90.02	9.98	62.45	37.55
3か月先	89.27	10.73	62.66	37.34
6か月先	85.56	14.44	60.98	39.02
9か月先	81.12	18.88	58.61	41.39
12か月先	80.99	19.01	58.59	41.41
18か月先	81.05	18.95	58.91	41.09
24か月先	81.03	18.97	58.88	41.12
36か月先	81.02	18.98	58.88	41.12

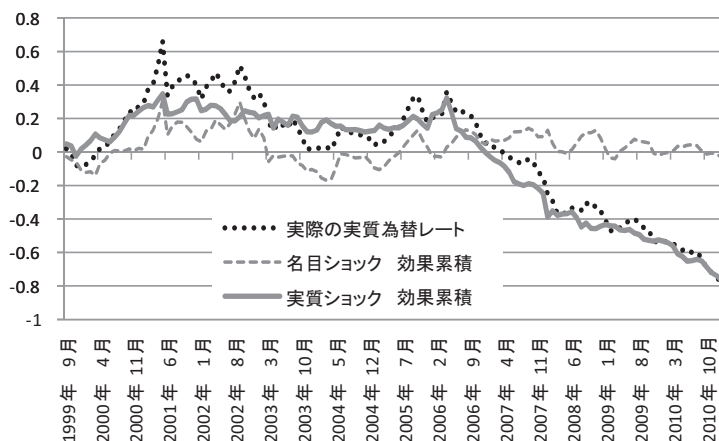
出所：筆者作成。

最後に実質為替レートの水準の経路を「名目ショック」と「実質ショック」の効果の累積に分解して、実際の実質為替レートの推移と対比して示してみよう（図4）。「実質ショック」効果累積は、仮に「名目ショック」がなかった場合の実質為替レートの水準を示している⁵⁾。同様に「名目ショック」効果累積は、「実質ショック」がなかった場合の実質為替レートの水準を指す。なお、実質為替レートの階差はトレンドを持ち、VARの推計時には取り除いていたが、このトレンドも「実質ショック」の一部とみなし、「実質ショック」の効果の累積に加えている⁶⁾。

この図では、2006年頃まで、スムーズな「実質ショック」の効果累積に比べて、「名目ショック」の効果累積が振幅し、実質為替レートの水準の変化をもたらしてきたことが示されている。2003年の銀行危機後の増価も「名目ショック」として捕捉されている。2006年頃までは「名目ショック」が実質為替レートの変動の支配的要因であったといえるだろう。しかし2006年からの動きは、外生的なトレンドを含む「実質ショック」効果の累積が支配的になり、実質為替レートの均衡水準が大きく変わっている。近年の実質為替レートの増価局面では、「名目ショック」の影響は相対的に小さくなっているといえるだろう。

5) 「名目ショック」の効果の累積は $\sum_{m=1}^t \sum_{k=0}^{48} [c_{11}(0)b_{21}(k)\epsilon_{n,m-k} + c_{21}(0)b_{22}(k)\epsilon_{n,m-k}]$ 、「実質ショック」の効果の累積は $\sum_{m=1}^t \sum_{k=0}^{48} [c_{12}(0)b_{21}(k)\epsilon_{r,m-k} + c_{21}(0)b_{22}(k)\epsilon_{r,m-k}]$ で示している。ただし、1999年8月を $t=0$ としている。また、理論上のVMAのラグは無限だが、49期以降のラグの係数はゼロに近似している。

6) これはEnders and Lee (1997)、Dibooglu and Kutun (2001) と同様である。



出所：筆者作成。

注：シミュレーションの期間は1999年9月から2011年1月である。データは1997年1月からだが、階差のVARでラグが7次のため、8か月分のサンプルが失われており、また1997年8月以前はデータ期間外も含めて $\epsilon_{\mu} = \epsilon_{\gamma} = 0$ を仮定せねばならない。シミュレーションの開始時期を1997年9月にすると、この仮定の影響で、シミュレーションと実際の水準に乖離が生じる。ただし、各ショックへの実質為替レートのインパルス応答は24か月後にはほぼ収束するので、シミュレーション開始時期を1999年9月にすれば問題は緩和でき、二つのショックの効果の累積を足し合わせたものと、実際の為替レートの水準がほぼ一致する。なお、「実際の実質為替レート」は、1999年8月の値を差し引いた水準値を用いている。

図4 実質為替レートの水準に占める「名目ショック」と「実質ショック」の効果

5. おわりに

本稿ではミャンマーの並行為替レートについて、構造型VARで実質為替レートの変動要因を分析した。実質為替レートの変動を「名目ショック」と「実質ショック」に分解し、それぞれの効果を予測誤差の分散分解で確認したところ、「名目ショック」が相対的に大きな影響を及ぼしていることを確認した。また、インパルス応答関数では、「実質ショック」が名目為替レートをあまり減価させずに実質為替レートの減価につながっていた。仮に「実質ショック」が主に資源開発による要素賦存の変化だとすれば、インパルス応答関数の結果は、天然ガス開発が非貿易財の相対価格の上昇を経て実質為替レートの増価につながる、オランダ病の兆候を示しているとの解釈ができる。

最後に、実質為替レートの推移を、二つのショックの累積で表示すると、近年の急激な実質為替レートの増価は、均衡水準が大きく変わったためであり、「名目ショック」の効果は小さいと判断された。ここから、輸出志向型製造業の競争力を保つには、増価した実質為替レートを新たな均衡水準として受け入れ、技術革新を促して生産性を高めるなどの実物経済に働きかける対処が必要と考えられる。

参考文献

- Blanchard, O. J., and D. Quah (1989) "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances," *American Economic Review*, 79 (4), pp. 655-673.
- Chen, S. L., and J. L. Wu (1997) "Sources of Real Exchange-Rate Fluctuations: Empirical Evidence from Four Pacific Basin Countries," *Southern Economic Journal*, 63 (3), pp. 776-787.
- Corden, W. M. (1984) "Booming Sector and Dutch Disease Economics: Survey and Consolidation," *Oxford Economic Papers*, 36(3), pp. 359-380.
- Clarida, R. H., and J. Gali (1994) "Sources of Real Exchange Rate Fluctuations: How Important Are Nominal Shocks?" *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, 41 (1), pp. 1-56.
- Dickey, D. A., and W. A. Fuller (1979) "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, 74 (366), pp. 427-431.
- Dibooglu, S., and A. M. Kutan (2001) "Sources of Real Exchange Rate Fluctuations in Transition Economies: The Case of Poland and Hungary," *Journal of Comparative Economics*, 29 (2), pp. 257-275.
- Dornbusch, R. (1976) "Expectations and Exchange Rate Dynamics," *Journal of Political Economy*, 84 (6), pp. 1161-1176.
- Enders, W. (1995) *Applied Econometric Time Series*. New York: Wiley.
- Enders, W., and B. S. Lee (1997) "Accounting for Real and Nominal Exchange Rate Movements in the Post-Bretton Woods Period," *Journal of International Money and Finance*, 16 (2), pp. 233-254.
- Engle, R. F., and C. W. J. Granger (1987) "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, 55(2), pp. 233-254.
- Ha, I. B., B. S. Lee, and C. Cheong (2007) "What Caused the Korean Currency Crisis in 1997?: Weak Fundamentals or Self-fulfilling Expectations," *Asian Economic Journal*, 21 (2), pp. 195-206.
- Hori, M., and Y. C. Wong (2008) "Efficiency Costs of Myanmar's Multiple Exchange Rate," IMF Working Paper, WP/08/199. Washington D.C.: International Monetary Fund.
- Inoue, T., and S. Hamori (2009) "What Explains Real and Nominal Exchange Rate Fluctuations? Evidence from SVAR Analysis for India," *Economics Bulletin*, 29 (4), pp. 2797-2809.
- Kubo, K. (2007) "Determinants of Parallel Exchange Rate in Myanmar," *ASEAN Economic Bulletin*, 24 (3), pp. 289-304.
- Lastrapes, W. D. (1992) "Sources of Fluctuations in Real and Nominal Exchange Rates," *Review of Economics and Statistics*, 74 (3), pp. 530-539.
- Myat Thein (2004) *Economic Development of Myanmar*. Singapore: Institute of Southeast Asian Studies.
- Ok, S., M. Kakinaka, and H. Miyamoto (2010) "Real Shock or Nominal Shock? Exchange Rate Movements in Cambodia and Lao PDR," *Singapore Economic Review*, 55 (4), pp. 685-703.
- Saxena, S. C. (2002) "Exchange Rate Dynamics in Indonesia: 1980-1998," *Journal of Asian Economics*, 13 (4), pp. 545-563.
- Turnell, S. (2003) "Myanmar's Banking Crisis," *ASEAN Economic Bulletin*, 20 (3), pp. 272-282.