東アジアにおける日本の通貨・金融協力
―通貨のミスアラインメントの波及効果の観点から

小川英治[*1]
小阪（坂根）みちる[*2]

要　約

本稿は，東アジア地域における望ましい通貨・金融協力を考察するに際して，通貨のミスアラインメントの波及効果，とりわけ日本経済への影響に注目して分析を行い，日本が今後，取り組むべき東アジアにおける通貨・金融協力について示唆を得ることを目的とする。まず，通貨のミスアラインメントを測るうえで近年注目が高まっているアジア通貨単位（Asian Monetary Unit, AMU）およびAMU乖離指標を用いて，東アジア各国の通貨がどのように変動しているかを概観した。その上で，東アジア諸国が事実上採用している為替相場制度を，バスケットウェイトを測ることによって実証分析し，世界金融危機との関連を議論した。リーマン・ショック以前と以後に分けた分析を行うことで，ドル・ペッグが金融危機によって強まった国と弱くなった国があることを示した。次に，東アジア各国の通貨間乖離（ミスアラインメント）が日本のマクロ経済変数に対してどのような影響を与えるかについて，実質AMU乖離指標を用いた構造VAR分析を行い，マクロ経済の安定化のためにはどのような為替相場制度および為替相場政策が望ましいかについて考察した。

キーワード：通貨ミスアライメント，AMU乖離指標，東アジア通貨，通貨・金融協力，世界金融危機
JEL Classification：F31，F33，F42

Ⅰ．序論

本稿は，東アジア地域における望ましい通貨・金融協力を考察するに際して，通貨のミスアラインメントの波及効果，とりわけ日本経済への影響に焦点を当てて，分析を行い，日本が取り組むべき東アジアにおける通貨・金融協力について議論する。

まず，アジアの通貨・金融協力の現状として，チェンマイ・イニシアティブ（Chiang Mai Initiative, CMI）とともに，通貨のミスアラインメントを測るうえで近年注目が高まっているアジア通貨単位（Asian Monetary Unit, AMU）およびAMU乖離指標について述べ，東アジア各

＊1　一橋大学大学院商学研究科教授
＊2　上智大学国際教養学部助教

国の通貨がどのように基準とすべき値から乖離しているかを概観する。その上で，Frankel and Wei（1994）の手法を用いて，米ドルと日本円とユーロのそれぞれの通貨バスケットウェイトを推定することによって，東アジア諸国が事実上採用している為替相場制度について分析する。特に着目すべき点は，世界金融危機前後で東アジア各国通貨がどのように AMU から乖離していたかという点と，バスケットウェイトがどのように変化したかという点である。

次に，構造 VAR モデルを用いて分析することによって，東アジア各国の通貨間乖離（ミスアラインメント）が日本のマクロ経済変数に対してどのような影響を与えるかについて考察した。本稿は，これらの指標を通貨のミスアラインメントが日本の実体経済へ与える波及効果のモニタリングのために使用する最初の試みである。

最後に，以上二つの実証分析を踏まえて，日本が果たしていくべき役割について述べる。

Ⅱ．アジアの通貨・金融協力の現状

本節では，チェンマイ・イニシアティブを中心とするアジアの通貨・金融協力の現状を説明した上で，AMU および AMU 乖離指標について述べ，東アジア各国が事実上採用している為替相場制度を実証分析する。

Ⅱ－１．チェンマイ・イニシアティブ，AMU および AMU 乖離指標

ASEAN 諸国と日本，中国，韓国との間で 2000 年に発足したチェンマイ・イニシアティブ[1)]は，初めての域内金融協力の枠組みである。1997 年にタイで発生し，それが各国に伝染したアジア通貨危機の教訓から，通貨危機を管理するために通貨スワップ取極めが短期流動性を域内の各国間で融通する目的で発足した。当初は，二国間通貨スワップ取極め（Bilateral Currency Swap Arrangement, BCSA）のネットワークが構築され，外貨準備を用いて国家間で短期的な流動性を融通しあう役割を果たしてきた。また，国際通貨基金（International Monetary Fund, IMF）の資金支援を量的に補完するものとして位置づけられていることが特徴である。

2010 年 3 月にマルチ化契約が開始され，一つの多国間における契約の下で，通貨当局間の流動性の融通がより迅速に行われるよう，意思決定を共通化する枠組みが確立した。また，このマルチ化契約以後，ASEAN10+3（日本，中国，韓国）の 13 か国が一つの多国間通貨スワップ取極めを構成することとなった。このマルチ化されたチェンマイ・イニシアティブ（CMI Multilateralization, CMIM）の下で，東アジア諸国は通貨危機を予防するために ASEAN+3 マクロ経済リサーチ・オフィス（ASEAN+3 Macroeconomic Research Office, AMRO）が独立の機関としてサーベイランスを実施することとなった。さらに，東アジア各国のマクロ経済のサーベイランスに基づいた協調的な為替相場制度の運営および為替相場政策が行われる必要がある。

アジア通貨単位（Asian Monetary Unit, AMU）とは，東アジアの通貨の加重平均値をとった通貨単位であり，今後，域内の為替相場の政策協調およびサーベイランスのために用いられてい

1）チェンマイ・イニシアティブについての詳細は，財務省のホームページ（http://www.mof.go.jp/international_policy/financial_cooperation_in_asia/cmi/index.html）に説明されており，本節における説明はこれを参考とした。また，小川（2006）にも詳しく説明されている。

表１　ＡＭＵの各国通貨別ウェイト

	Trade volume* %	GDP measured at PPP** %	Arithmetic average shares % (a)	Benchmark exchange rate*** (b)	AMU weights (a)/(b)
Brunei	0.35	0.11	0.23	0.589114	0.0039
Cambodia	0.20	0.16	0.18	0.000270	6.5556
China	27.18	51.87	39.52	0.125109	3.1592
Indonesia	5.79	5.29	5.54	0.000113	490.0725
Japan	21.39	24.61	23.00	0.009065	25.3757
South Korea	13.25	7.65	10.45	0.000859	121.6898
Laos	0.16	0.08	0.12	0.000117	10.0825
Malaysia	7.66	2.16	4.91	0.272534	0.1802
Myanmar	0.45	0.23	0.34	0.159215	0.0212
Philippines	2.24	1.95	2.10	0.021903	0.9570
Singapore	11.74	1.46	6.60	0.589160	0.1120
Thailand	6.54	3.03	4.78	0.024543	1.9481
Vietnam	3.07	1.40	2.23	0.000072	310.3313

* : The trade volume is calculated as the average of total export and import volumes in 2008, 2009 and 2010 taken from DOTS (IMF).
**: GDP measured at PPP is the average of GDP measured at PPP in 2008, 2009 and 2010 taken from the World Development Report, World Bank. For Myanmar's share of GDP measured at PPP, we use the data of 2006 because of the data constraint.
*** : The Benchmark exchange rate ($-euro/Currency) is the average of the daily exchange rate in terms of US$-euro in 2000 and 2001.
**** : AMU shares and weights were revised in Oct. 2012. This is the 8th version.

（出所）http://www.rieti.go.jp/user/amu/index.html

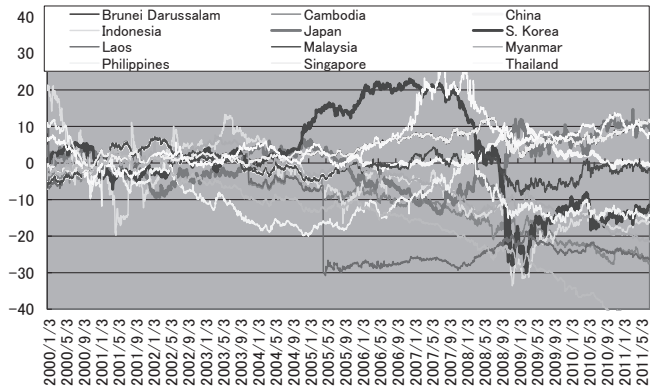
くことが期待されている[2)]。AMU の構成通貨は，ASEAN10 か国（ブルネイ，カンボジア，インドネシア，ラオス，マレーシア，ミャンマー，フィリピン，シンガポール，タイ，ベトナム）と日本，中国，韓国を合わせた 13 か国である。各国通貨のウェイトは，購買力平価（PPP）で測った GDP の域内ウェイトと，輸出量と輸入量を足し合わせた貿易量の域内ウェイトの二つを算術平均したものを利用して計算されている。表１に，2012 年 10 月時点での AMU の各国通貨別のウェイトの計算結果が示されている。

図３に，米ドル，ユーロの対 AMU 為替相場と，米ドルとユーロの通貨バスケットの対 AMU 為替相場がプロットされている。通貨バスケットの各通貨ウェイトは，米ドルが 65％，ユーロが 35％である。ここからわかるように，AMU の対外価値は，米ドルおよび，米ドルとユーロの通貨バスケットに対して，特にリーマン・ショックの発生した 2008 年９月前後から，増価してきている傾向にあることがわかる。

世界金融危機前後に，東アジア各国通貨がどのように反応したかを図１に示されている名目 AMU 乖離指標で概観することにしたい。AMU 乖離指標とは，各通貨の AMU に対する実際の為替相場の，基準時の水準からの乖離率を測ったものである。ここで，基準時は 2000 年と 2001 年の２年間として定められている。この図からわかるのは，ASEAN10+3 域内での非対称的な通貨の動きである。米国において発生したサブプライムローン問題およびリーマン・ショックが発生した 2007 年から 2008 年にかけての期間で特徴的な点として，日本円がそれまでの円安から円高に転じたことと，韓国ウォンがウォン高からウォン安に転じたことが挙げられる。これは，欧米の金融機関が，金融危機をきっかけに円キャリートレードの資金を引き揚げたことが大きな要因として考えられる。韓国ほど大きな動きではないものの，タイ・バーツに

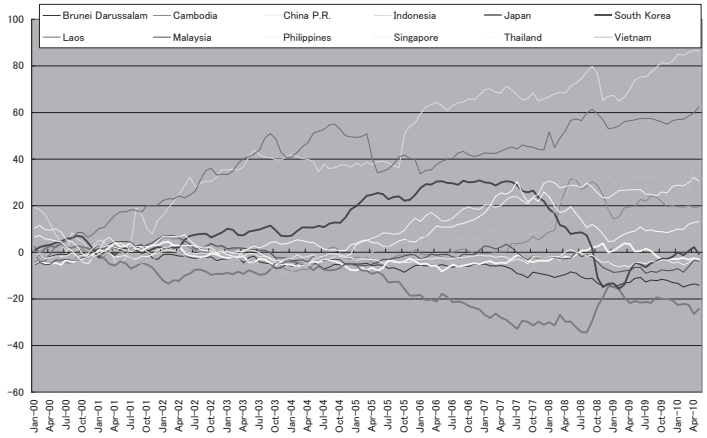
２）詳細は，経済産業研究所のホームページ内 http://www.rieti.go.jp/users/amu/index.html を参照。また，伊藤・小川・清水 (2010) にも詳しく説明されている。

図１　名目ＡＭＵ乖離指標



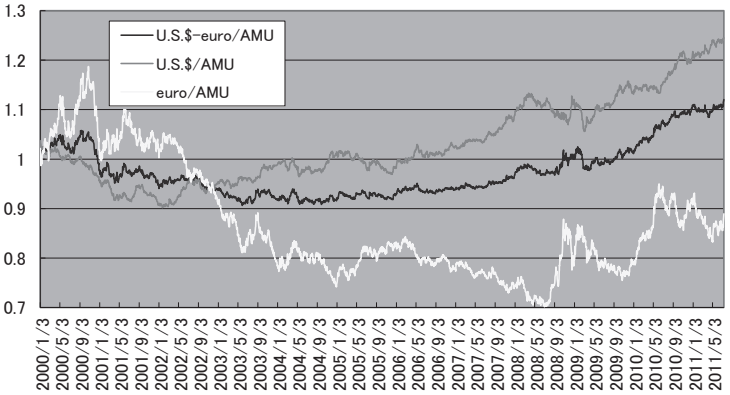
（出所）http://www.rieti.go.jp/users/amu/index.html#data

図２　実質ＡＭＵ乖離指標



（出所）http://www.rieti.go.jp/users/amu/index.html#data

図３　ＡＭＵの対外価値



（出所）http://www.rieti.go.jp/users/amu/index.html#data

関しても同様の動きが見て取れる。一方，人民元は，金融危機後にやや人民元高に転じていることがわかる。このように，ASEAN10+3 域内での通貨の反応は非対称的である。名目の乖離指標に加えて，AMU 域内各国の消費者物価指数を加重平均したものを用いて計算した実質 AMU 乖離指標が月次で計算され，公表されている。結果は図２に示されている。この指標はインフレ率の変化をコントロールした実質値であるため，実体経済に通貨のミスアラインメントが与える影響を監視するという目的に適っていると考えられる。

東アジア域内での通貨の乱高下が及ぼすマクロ経済への影響を最小化する政策を模索するために，AMU 乖離指標を用いた分析を行うことが必要である。通貨のミスアラインメントが実質 GDP に与える影響を考察した先行研究として，Kamin and Rogers（2000） や Kim and Ying（2007）がある。これらの研究は，新興市場国における “Contractionary devaluation”（景気悪化をもたらす通貨切り下げ）の仮説を検証している。Kamin and Rogers（2000）は，1994 年のメキシコ・ペソの切り下げが輸出競争力の向上ひいては景気回復に有効であったのかを考察するために，メキシコの実質為替相場と実質 GDP を用いた分析を行っている。彼らは，メキシコ・ペソが実質的に切り下げられることによって，実質 GDP に負の影響が及んでいたということについて，VAR を用いた分析によって示した。Kim and Ying（2007）は同様の仮説を東アジアのデータを用いて検証しているが，1997 年以前のデータを用いて分析した場合，通貨の切り下げが必ずしも景気悪化をもたらすとは限らないという結論を得ており，Kamin and Rogers（2000）で得られている結果の一般性に疑問を投げかけている。これらの先行研究と比較して，本稿の分析では各国の実質為替相場ではなく実質 AMU 乖離指標を用いている点に大きな違いがある。また，実質為替相場の他に，代替的な指標として実質実効為替相場が存在するが，いずれも実質 AMU 乖離指標のように東アジア各国通貨が貿易収支を安定化させるという意味での均衡為替相場と比べてどの程度乖離しているかを直接測定した値ではない[3)]。

Ⅱ－２．アジア各国通貨と米ドルとの連動性

アジア各国の通貨が米ドルとどの程度連動しているかを測る手法として，Frankel and Wei（1994）で使用されている実証分析手法を用い，東アジア各国通貨に適用した分析を行った。分析対象国は，中国，韓国，タイ，シンガポール，フィリピン，インドネシア，マレーシア，香港の８つの国・地域である。IMF, *International Financial Statistics* からダウンロードした月次データを用い，分析期間は 1999 年１月から 2013 年１月とした。ここで，世界金融危機の影響を考察するため，分析期間をリーマン・ショック以前（1999 年１月～ 2008 年８月）とリーマン・ショック以後（2008 年９月～ 2013 年１月）の二期間に分けて分析を行った。分析に用いた回帰式は以下の通りである。

$$\Delta\log e^{home/SFR} = a_0 + a_1\Delta\log e^{USD/SFR} + a_2\Delta\log e^{JPY/SFR} + a_3\Delta\log e^{EURO/SFR} + \varepsilon_t$$

但し，$e^{home/SFR}$は当該国通貨の対スイス・フラン為替相場，$e^{USD/SFR}$は米ドルの対スイス・フラン為替相場，$e^{JPY/SFR}$は日本円の対スイス・フラン為替相場，$e^{EURO/SFR}$はユーロの対スイス・フラン為替相場である。

推定結果は表２に示されている。図１に示されている名目 AMU 乖離指標からもわかるように，韓国ウォンは金融危機後に東アジア諸国の中でも最も大きいレベルの乱高下が生じた。バスケットウェイトの推定結果からは，リーマン・ショック前後に，米ドルのウェイトが約 64％から約 48％に低下していることがわかる。通貨バスケットに連動しているとされているシン

３）Ogawa and Shimizu（2006）は，実効為替相場とＡＭＵ，ＡＭＵ乖離指標の関係について詳細に説明している。

表2　リーマン・ショック前後の東アジア各国通貨のバスケットウェイトの推計
（1999 年 1 月～ 2008 年 8 月と 2008 年 9 月～ 2013 年 1 月に分割，月次データ，括弧内は標準誤差）

	推定期間	定数	米ドル	日本円	ユーロ	修正済み決定係数	D. W. 値
タイ・バーツ	リーマン・ショック以前	-0.0000 (0.0012)	0.5712 (0.0638)	0.1688 (0.0666)	0.4985 (0.1681)	0.6325	1.1352
	リーマン・ショック以後	-0.0021 (0.0013)	0.7736 (0.0728)	-0.0417 (0.0563)	0.1029 (0.0721)	0.8462	1.5353
シンガポール・ドル	リーマン・ショック以前	-0.0009 (0.0007)	0.5944 (0.0368)	0.1807 (0.0384)	0.4421 (0.0970)	0.8470	1.7781
	リーマン・ショック以後	-0.0022 (0.0011)	0.5792 (0.0623)	0.0184 (0.0482)	0.1940 (0.0617)	0.8465	1.5893
韓国ウォン	リーマン・ショック以前	-0.0009 (0.0015)	0.6464 (0.0790)	0.4050 (0.0825)	0.4327 (0.2081)	0.6541	1.4763
	リーマン・ショック以後	-0.0019 (0.0036)	0.4817 (0.1884)	-0.3367 (0.1457)	0.6719 (0.1867)	0.3598	1.6075
フィリピン・ペソ	リーマン・ショック以前	0.0015 (0.0015)	0.8819 (0.0767)	0.0729 (0.0801)	0.5022 (0.2021)	0.6862	1.1266
	リーマン・ショック以後	-0.0025 (0.0018)	0.7805 (0.0956)	-0.0977 (0.0739)	0.2555 (0.0947)	0.7688	1.9435
インドネシア・ルピア	リーマン・ショック以前	0.0011 (0.0035)	0.6120 (0.1811)	0.1299 (0.1892)	1.4901 (0.4772)	0.2506	1.5714
	リーマン・ショック以後	0.0003 (0.0038)	0.4701 (0.1981)	-0.1430 (0.1532)	0.4344 (0.1963)	0.2553	1.7267
マレーシア・リンギット	リーマン・ショック以前	-0.0009 (0.0005)	0.9116 (0.0297)	0.0104 (0.0310)	0.0761 (0.0783)	0.9294	1.2520
	リーマン・ショック以後	-0.0015 (0.0016)	0.7077 (0.0875)	-0.0901 (0.0676)	0.1141 (0.0867)	0.7405	1.5041
香港ドル	リーマン・ショック以前	0.0000 (0.0001)	0.9855 (0.0052)	0.0047 (0.0054)	-0.0013 (0.0137)	0.9979	1.5823
	リーマン・ショック以後	-0.0001 (0.0001)	0.9882 (0.0083)	0.0128 (0.0064)	0.0093 (0.0082)	0.9986	1.4640
中国人民元	リーマン・ショック以前	-0.0015 (0.0003)	0.9715 (0.0162)	-0.0028 (0.0169)	-0.0236 (0.0427)	0.9798	0.6103
	リーマン・ショック以後	-0.0015 (0.0003)	0.9628 (0.0199)	0.0099 (0.0153)	0.0124 (0.0197)	0.9917	1.1367

ガポール・ドルはやや米ドルのウェイトが低下しているものの，韓国ウォンほど変化幅は大きくない。同様に通貨安となったマレーシア・リンギットも，米ドルのウェイトが約 91％から約 70％に低下している。フィリピン・ペソ，インドネシア・ルピアにも同様の低下傾向がみられる。香港ドルの米ドルの値は 98％を超える高い値になっているが，これは香港が米ドルをベースとしたカレンシーボード制を採用しており，香港ドルを米ドルにペッグしているからである。

韓国ウォンと同様に金融危機後に乱高下が生じたタイ・バーツは，韓国ウォンの場合とは逆に，米ドルのウェイトがリーマン・ショック後に約 57％から約 77％に上昇しており，それまでより米ドルに強く連動するようになっていることがわかる。

中国人民元は，2005 年 7 月に通貨バスケットを参照とする柔軟な為替相場制度を採用すると発表したものの，米ドルのウェイトの推定結果は 96％を超える値となっており，リーマン・ショック前後共に依然としてドル・ペッグの状態が続いている。

Ⅲ．ASEAN10+3 の実質 AMU 乖離指標を用いた構造 VAR モデルの推定

本節では，通貨のミスアラインメントのマクロ経済変数への影響を分析するために，構造ベクトル自己回帰（VAR）モデルの推定を行う。最初に，実質 GDP（y），日本の経常収支の対 GDP 比（ca），米ドルとユーロの通貨バスケット対 AMU 実質為替相場（$RAMU$），各国の実質 AMU 乖離指標（$RAMUDI$），日本円の実質 AMU 乖離指標（$RAMUDIYEN$），日本のインフレ率（π），米国の実質 GDP（y^*）の７変数を用いた構造 VAR 分析を行う。

Ⅲ－１．推定手法

東アジア各国の実質 AMU 乖離指標が日本のマクロ経済変数に与える影響を分析するために分析に用いた VAR モデルは以下の通りである。実質 AMU 乖離指標，インフレ率，経常収支以外の変数は対数をとっている。インフレ率を除き，変数は一階の階差をとり，階差をとった変数は Δ をつけて示してある。

$$\begin{bmatrix} \Delta y_t^* \\ \Delta RAMU_t \\ \Delta RAMUDI_t \\ \Delta RAMUDIYEN_t \\ \pi_t \\ \Delta y_t \\ \Delta ca_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \mu_3 \\ \mu_4 \\ \mu_5 \\ \mu_6 \\ \mu_7 \end{bmatrix} + A(L) \begin{bmatrix} \Delta y_{t-1}^* \\ \Delta RAMU_{t-1} \\ \Delta RAMUDI_{t-1} \\ \Delta RAMUDIYEN_{t-1} \\ \pi_{t-1} \\ \Delta y_{t-1} \\ \Delta ca_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \\ \varepsilon_{4t} \\ \varepsilon_{5t} \\ \varepsilon_{6t} \\ \varepsilon_{7t} \end{bmatrix} \quad (1)$$

但し，右辺の最初の項は定数項，$A(L)$はラグ係数，右辺の最後の項は誤差項である。分析に用いたラグ数は 4 である。(1) 式は用いる各国の実質 AMU 乖離指標（$RAMUDI$）ごとに推定し直している。ここで，Sims（1980）の方法に基づき，実質 AMU 乖離指標に対するショック（ミスアラインメント・ショック）を識別するために，次のような制約を課す。

$\varepsilon_t = Bu_t$, B:下三角行列

但し，$\varepsilon_t \equiv [\varepsilon_{1t}\ \varepsilon_{2t}\ \varepsilon_{3t}\ \varepsilon_{4t}\ \varepsilon_{5t}\ \varepsilon_{6t}\ \varepsilon_{7t}]'$（誘導型の誤差項），$u_t \equiv [u_{1t}\ u_{2t}\ u_{3t}\ u_{4t}\ u_{5t}\ u_{6t}\ u_{7t}]'$（構造型の誤差項）である。$u_t$の分散共分散行列は 7×7 の単位行列であると仮定する。

ここで，行列BB'のコレスキー分解を行うことにより，ショックの識別を行う。この際，変数の順序が重要となるが，Kamin and Rogers（2000）をはじめとする先行研究を参考として，(1) 式のように仮定した。この仮定では，日本の実質 GDP は経常収支（対 GDP 比）を除く他の５変数に短期的には影響を与えず，経常収支は他の全６変数に短期的には影響を与えないとしている。ここで，米国の GDP は外生変数とし，他の６変数の影響を受けないと仮定している。また，米ドルとユーロの通貨バスケットの対 AMU 実質為替相場を変数に含めている理由は，AMU が，AMU の域外主要通貨である米ドルとユーロに対して変動していたという要因を取り除いてもなお，東アジア各国の実質 AMU 乖離指標で表されるミスアラインメントが，日本のマクロ経済変数に影響しうるのかを分析するためである。

Ⅲ－２．推定に用いたデータ

推定には四半期のデータを用い，データ期間は 2000 年第１四半期から 2012 年第１四半期までである。米国の実質 GDP のデータはセントルイス連邦準備銀行の FRED データベース（Federal Reserve Economic Data）から 2005 年基準の季節調整済みの実質 GDP を用いた。米ドルとユーロの通貨バスケット対 AMU 実質為替相場は，経済産業研究所（RIETI）AMU ウェブサイト（http://www.rieti.go.jp/users/amu/）からダウンロードした米ドルとユーロの通貨バスケット対 AMU 名目為替相場を，米国の消費者

物価指数（上述の FRED データベースよりダウンロードしたもの）と，ASEAN 10 か国と日本，中国，韓国（ASEAN10+3）の消費者物価指数を貿易収支に基づいたウェイトと GDP に基づいたウェイトの算術平均をとって加重平均したものを用いて実質化したものを用いている。なお，米ドルとユーロの通貨バスケット内の各通貨のウェイトは，米ドルが 65％，ユーロが 35％となっている。実質 AMU 乖離指標は，上記の AMU ウェブサイトよりダウンロードしたものを用いた。日本の実質 GDP は 2005 年基準の季節調整済みのものを IMF, *International Financial Statistics* よりダウンロードして用いた。経常収支および貿易・サービス収支（それぞれ GDP 比）は，財務省ホームページの「国際収支状況」からダウンロードしたものを，日本の名目 GDP（内閣府より，2005 年基準）で割ったものを用いた。

Ⅲ－３．分析結果

図 4 ～ 12 は，各国の実質 AMU 乖離指標へのショックに対する，各変数の累積インパルス応答関数をプロットしたものである。

まず，(1) 式において，日本円の実質 AMU 乖離指標のみを用いて[4)] 日本円の実質 AMU 乖離指標へのショックに対するインパルス応答関数をプロットしたのが図 4 である。ここから見て取れるのは，日本の実質 AMU 乖離指標が上昇するショック，つまり，インフレーションの影響を取り除いた上での日本円の AMU に対する実質的な過大評価ショックは，短期的には日本の実質 GDP をやや低下させるものの，その後上昇させるという結果である。この結果からわかることは，上記のショックとは逆に円安が生じて日本円が過小評価になったとしても，日本の実質 GDP の上昇は短期的に生じるのみで，実質 GDP はその後低下するということである。これは，円安へと誘導する為替政策の有効性に疑問を投げかける結果となっている。また，日本円が実質的に過大評価となるショックに対する，日本のインフレ率の累積インパルス応答関数，つまり日本の物価のインパルス応答を示したものは，短期的には低下するものの，その後４期後あたりから統計的に有意とはならない。日本の経常収支のインパルス応答は，日本円が実質的に過大評価となるショックに対して，短期的に低下するが，４期後頃から統計的に有意ではなくなる。これらの結果から，日本政府が円安へと誘導する政策をとった場合，日本の物価が短期的に高くなり，経常収支は短期的に上昇するものの，中期的にはあまり国内物価や経常収支に影響を与えないことが示唆される。

図５は，韓国ウォンの実質 AMU 乖離指標へのショックに対するインパルス応答関数を示している。韓国ウォンが AMU に対して実質的に過大評価となるショックは，ショックの時点ではやや日本の実質 GDP を低下させているが，その後有意に日本の実質 GDP を上昇させる。ここで示されている，日本の実質 GDP と韓国の実質 AMU 乖離指標ショックの間の正の関係から，世界金融危機の際に韓国から資金を引き揚げたために生じた韓国ウォンの過小評価が，日本の GDP を低下させていたという近隣窮乏化の関係が見いだされる。また，日本の経常収支は韓国ウォンが実質的に過大評価となるショックに対して上昇していることが示されている。これらの結果から，韓国ウォンの過小評価が日本の経常収支に与える影響は負となることが示され，上述した韓国から日本への近隣窮乏化の影響と整合的である。韓国と似たような結果が，タイ・バーツの実質 AMU 乖離指標に対する日本のマクロ経済変数のインパルス応答関数でも示されており，図７にプロットされている。タイ・バーツが AMU に対して実質的に過大評価となるショックは，日本の実質 GDP を上昇させており，経常収支を上昇させていることが示されている。この結果から示唆されるのは，韓国の場合と同様に，世界金融危機の際に

4）この場合は，(1) 式において 3 番目の変数を除く。

図４ 日本の実質ＡＭＵ乖離指標へのショックに対する累積インパルス応答関数

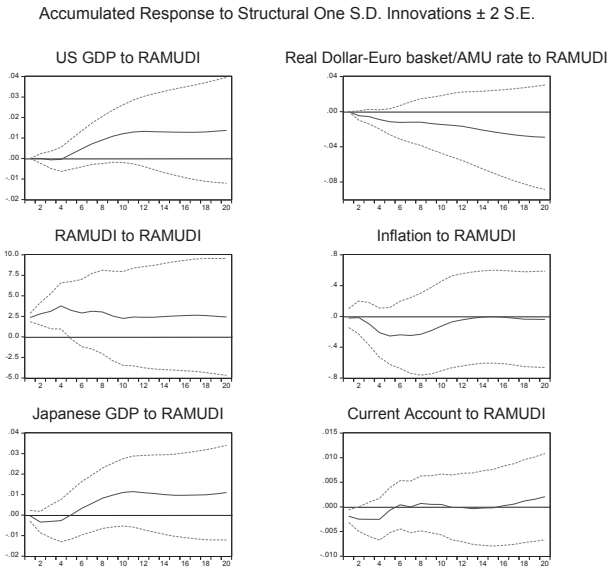
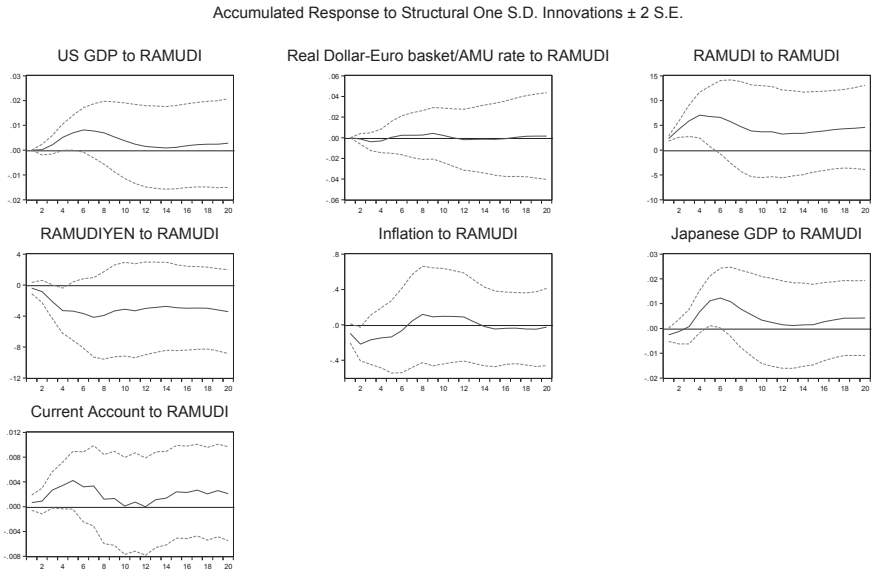


図５ 韓国の実質ＡＭＵ乖離指標へのショックに対する累積インパルス応答関数



生じたタイ・バーツの過小評価が，日本の実質GDP および経常収支を低下させるという，タイ・バーツの通貨ミスアラインメントを通じた，タイから日本への近隣窮乏化の影響である。

図６に中国人民元の実質 AMU 乖離指標に対するインパルス応答関数をプロットしている。中国人民元の AMU に対する実質的な過大評価に対して，日本の実質 GDP は短期的に有意に変化せず，中期的には低下するという結果が示されている。経常収支は短期的には上昇してい

図６　中国の実質ＡＭＵ乖離指標へのショックに対する累積インパルス応答関数

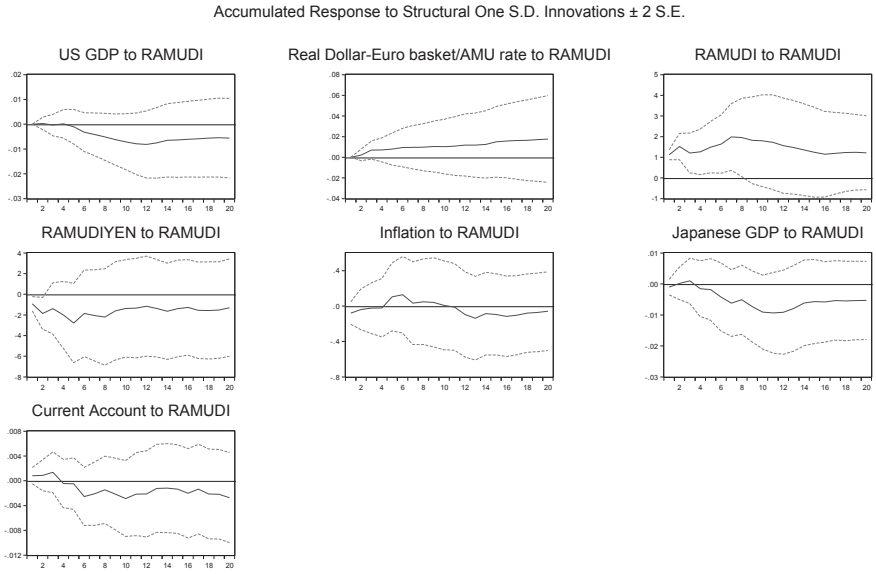
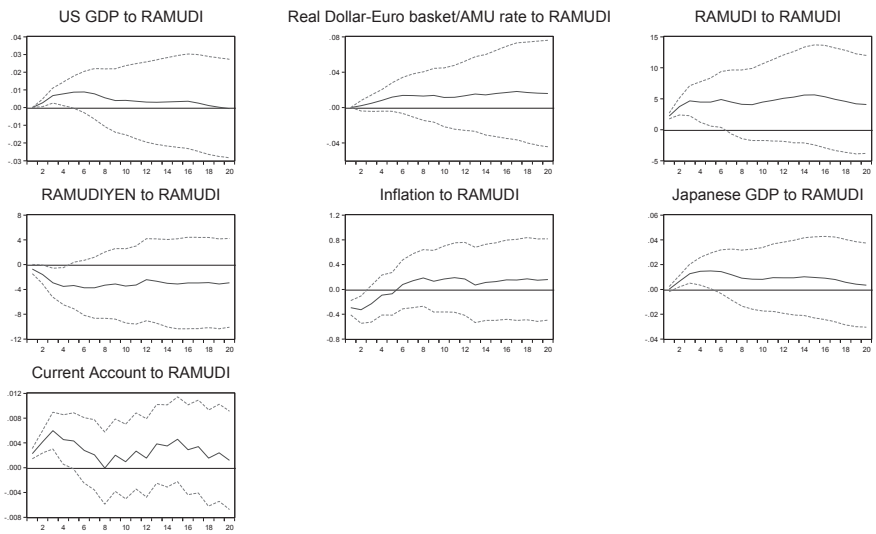


図７タイの実質ＡＭＵ乖離指標へのショックに対する累積インパルス応答関数



るものの，中期的に有意な変化が生じない。日本のインフレ率の累積インパルス応答関数，つまり日本の物価のインパルス応答を示したものは有意になっておらず，中国人民元が過大評価もしくは過小評価になろうとも，日本の物価にはあまり影響がないことが示唆される。

図８から図 11 はマレーシア，フィリピン，シンガポール，インドネシア各国通貨の実質 AMU 乖離指標に対するインパルス応答関数をプロットしているが，日本のマクロ経済変数の

図８　マレーシアの実質ＡＭＵ乖離指標へのショックに対する累積インパルス応答関数

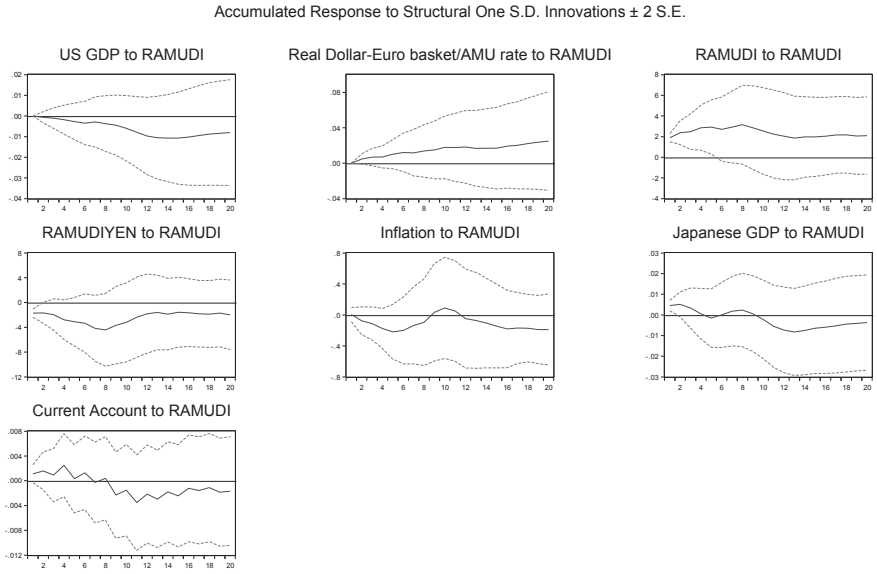
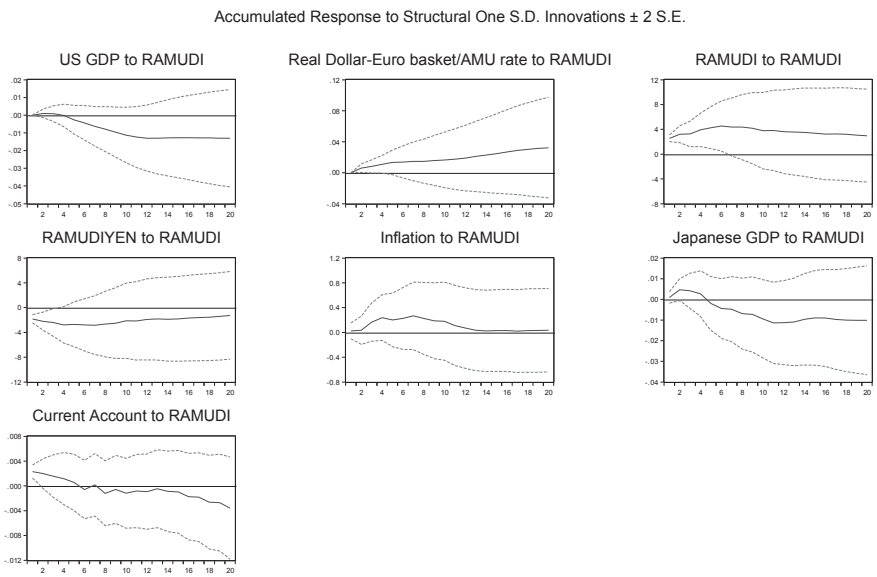


図９　フィリピンの実質ＡＭＵ乖離指標へのショックに対する累積インパルス応答関数



反応は小さいか，有意とはならない。つまり，これら４か国の通貨がAMUに対して実質的に過大評価もしくは過小評価となっても，日本のマクロ経済変数にはあまり影響がないことが示されており，主に前述の日本・韓国・タイ・中国の４か国の乖離指標の動きをサーベイランスする必要があることが示唆される。

次に，経常収支の代わりに貿易・サービス収支（*tb*）を用いた場合のインパルス応答関数の結果を図12に示した。ここでは，上述の経常

図 10　シンガポールの実質ＡＭＵ乖離指標へのショックに対する累積インパルス応答関数

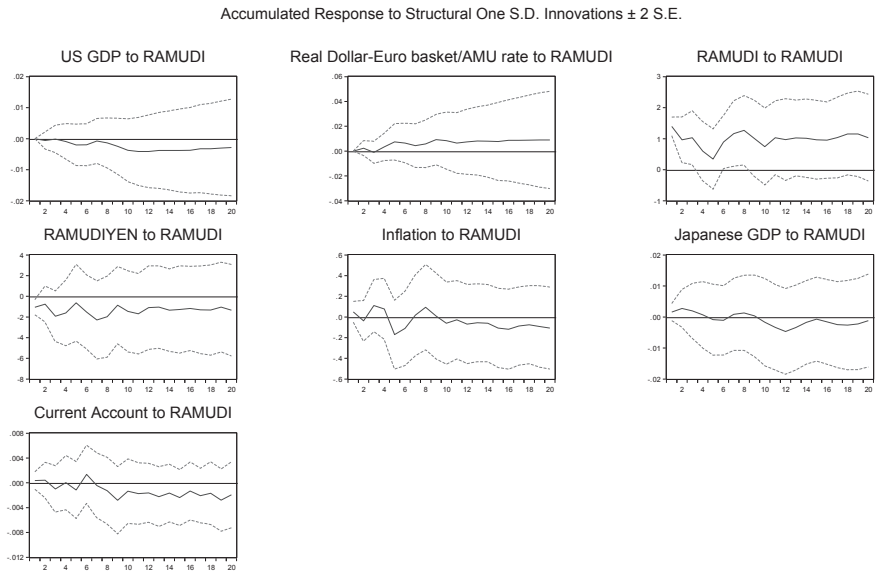
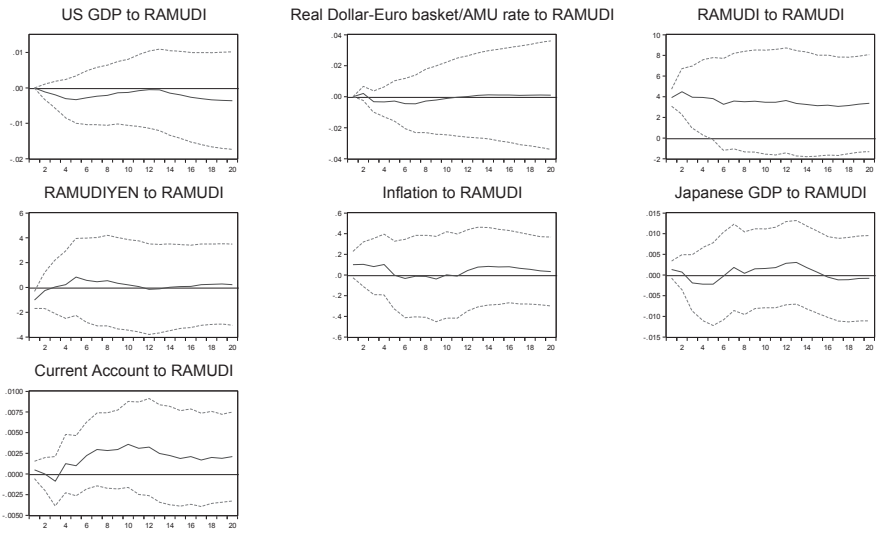
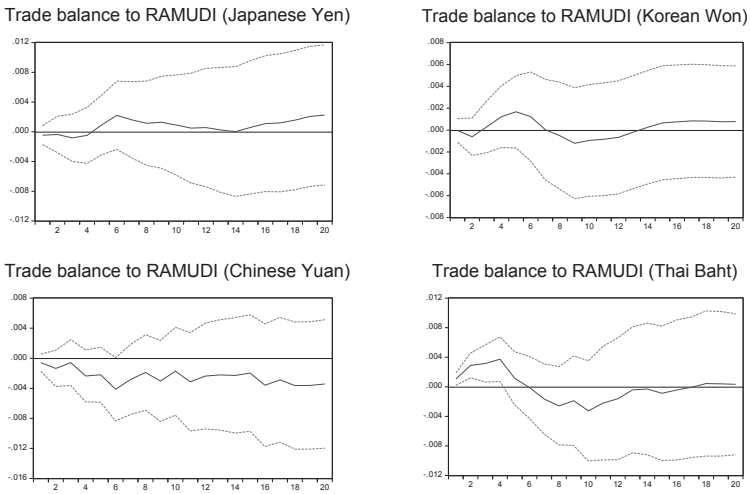


図 11　インドネシアの実質ＡＭＵ乖離指標へのショックに対する累積インパルス応答関数



収支を用いた分析から，特に着目すべきと思われる日本・中国・韓国・タイの 4 か国の乖離指標を用いた 4 つの推定式からの結果のみ示す。これらの結果は，上述した経常収支のインパルス応答と質的には同様となっている。日本円の実質 AMU 乖離指標のショックは，日本の貿易・サービス収支には有意な影響を及ぼさないことが示されている。つまり，日本円を過小評価に近づけるような円安誘導政策は，貿易サービス収支改善のために有効とはならなくなっている

図 12　日本円，韓国ウォン，中国人民元，タイ・バーツ実質ＡＭＵ乖離指標へのショックに対する日本の貿易収支の累積インパルス応答関数



ことが示されている。中国人民元および韓国ウォンの実質 AMU 乖離指標に関する結果も同様であり，日本の貿易・サービス収支に人民元のミスアラインメントがあまり影響していない。タイ・バーツの実質 AMU 乖離指標に対する正のショックは，日本の貿易収支を短期的（１年程度)に上昇させるという結果が得られている。ここから示唆されるのは，タイ・バーツの実質 AMU 乖離指標が低下する，つまり通貨安に動くことによって，日本の貿易・サービス収支は短期的に悪化するという可能性である。

表３～５に，予測誤差分散分解の結果を示している。予測誤差分散分解の結果は経常収支を用いた推定式の結果のみ示している。上述のインパルス応答関数の結果から，マレーシア，フィリピン，シンガポール，インドネシア，中国の５か国は影響が小さいため除外し，日本，韓国，タイの３か国の実質 AMU 乖離指標を用いた推定式からの結果のみを示した。結果は，予測期間１，２，４，８，20 四半期を示した。第一列目に，各変数（実質 GDP，インフレ率，経常収支）の予測誤差分散に寄与する VAR 内の各変数を示している。

表３より，日本円の実質 AMU 乖離指標を用いた場合，実質 GDP の分散に最も寄与率が高いのはすべての期において実質 GDP それ自身であり，大まかに 40％から 70％くらい寄与していることがわかる。ここで最も注目すべき点は，日本円の実質 AMU 乖離指標は１期にはほとんど実質 GDP の分散に寄与しないものの，期を追うごとに寄与率が高くなり，８期（すなわち２年）経つ時点で，米ドルとユーロの通貨バスケットの対 AMU 実質為替相場の寄与率と同程度に，10％を超える寄与度を持つようになるという点である。インフレ率については，実質 AMU 乖離指標が分散を説明しうる度合いは低く，０％～９％の間をとっている。経常収支の分散は，１期および２期において実質 AMU 乖離指標の寄与度が，経常収支それ自身 , 実質 GDP に次いで３番目に高くなっており，16％程度の寄与度を持つ。

表４は韓国ウォンの実質 AMU 乖離指標を用いた場合の結果を示している。韓国ウォンの実質 AMU 乖離指標は１期～２期といった短期にも６％程度実質 GDP の分散を説明しうる。４期（１年）経過すると，米ドルとユーロの通貨バスケットの対 AMU 実質為替相場の寄与率を上回り，20％を超える寄与度を持つようになっ

表３　日本のマクロ経済変数の分散分解（日本円の実質ＡＭＵ乖離指標を用いた推定式）

期	（1）	（2）	（4）	（8）	（２０）
実質ＧＤＰの分散分解					
y^*	7.86	30.49	24.09	19.23	18.31
RAMU	21.30	14.50	13.55	13.10	13.24
RAMUDIYEN	0.11	5.95	4.67	12.67	13.06
π	0.05	0.62	9.90	8.55	9.00
y	70.69	47.78	40.42	38.28	38.01
ca	0.00	0.66	7.38	8.17	8.37
インフレ率の分散分解					
y^*	1.63	16.69	13.67	13.27	14.05
RAMU	2.92	4.42	8.98	7.99	9.58
RAMUDIYEN	0.29	0.25	6.95	6.23	8.15
π	95.16	77.89	61.68	55.31	51.54
y	0.00	0.75	3.45	12.31	11.72
ca	0.00	0.00	5.27	4.89	4.94
経常収支の分散分解					
y^*	5.60	5.59	13.36	19.53	26.67
RAMU	4.05	3.88	2.88	21.26	19.20
RAMUDIYEN	15.91	16.70	9.66	9.97	7.11
π	8.06	9.52	15.82	11.61	13.77
y	20.12	19.66	15.85	16.12	16.00
ca	46.26	44.64	42.43	21.51	17.25

表４　日本のマクロ経済変数の分散分解（韓国ウォンの実質ＡＭＵ乖離指標を用いた推定式）

期	（1）	（2）	（4）	（8）	（２０）
実質ＧＤＰの分散分解					
y^*	4.15	16.11	12.76	12.73	12.96
RAMU	23.97	19.64	14.20	17.15	16.56
RAMUDI	5.65	5.72	20.27	20.73	21.83
RAMUDIYEN	0.07	2.76	5.54	10.50	9.91
π	1.49	1.26	3.98	3.72	4.78
y	64.68	54.48	36.25	29.77	28.27
ca	0.00	0.03	7.00	5.40	5.68
インフレ率の分散分解					
y^*	1.71	30.29	25.42	22.21	21.34
RAMU	2.58	5.02	14.09	12.85	14.79
RAMUDI	6.65	9.56	8.31	11.22	11.04
RAMUDIYEN	0.01	4.29	7.78	6.47	7.20
π	89.05	50.01	40.41	35.24	32.08
y	0.00	0.69	2.10	10.21	11.21
ca	0.00	0.13	1.88	1.81	2.35
経常収支の分散分解					
y^*	0.01	1.04	13.13	15.62	22.07
RAMU	10.29	10.12	7.24	29.58	24.64
RAMUDI	2.19	2.44	10.68	9.12	8.64
RAMUDIYEN	18.66	18.27	10.95	9.08	8.52
π	0.67	0.78	4.42	5.72	9.71
y	16.94	16.25	14.32	14.70	14.86
ca	51.23	51.09	39.27	16.18	11.58

表５　日本のマクロ経済変数の分散分解（タイ・バーツの実質ＡＭＵ乖離指標を用いた推定式）

期	（1）	（2）	（4）	（8）	（２０）
実質ＧＤＰの分散分解					
y^*	4.83	34.84	24.50	22.94	22.33
RAMU	28.69	10.64	7.41	7.80	11.51
RAMUDI	0.09	22.33	29.68	26.05	23.47
RAMUDIYEN	0.04	0.64	16.43	20.19	17.39
π	1.62	6.95	5.03	6.82	8.76
y	64.74	24.50	16.73	14.69	14.85
ca	0.00	0.09	0.22	1.51	1.68
インフレ率の分散分解					
y^*	0.84	10.24	9.48	18.37	16.82
RAMU	0.24	2.55	4.16	3.45	6.24
RAMUDI	45.87	39.62	43.68	35.81	31.95
RAMUDIYEN	10.17	9.02	8.58	8.60	11.29
π	42.88	38.47	32.38	25.06	24.17
y	0.00	0.10	0.09	5.87	5.77
ca	0.00	0.00	1.64	2.83	3.76
経常収支の分散分解					
y^*	0.67	5.91	8.81	22.26	28.46
RAMU	0.24	0.16	1.12	20.98	18.15
RAMUDI	50.32	56.99	45.13	23.89	24.73
RAMUDIYEN	3.54	2.57	7.03	11.70	7.20
π	5.12	5.82	3.73	2.10	4.90
y	1.99	1.32	15.38	10.33	11.24
ca	38.13	27.23	18.80	8.74	5.33

ていることがわかる。インフレ率については，韓国ウォンの乖離指標が分散を説明しうる度合いは低い（全ての期において７％～ 11％程度）ものの，１期においてはインフレ率それ自身に次いで，実質 AMU 乖離指標が分散への寄与度が高くなっている。経常収支に対する，実質 AMU 乖離指標の分散への寄与度は短期的には低いものの，４期経過すると，米ドルとユーロの通貨バスケットの対 AMU 実質為替相場の寄与度を上回り，その後次第に影響が弱まっていることがわかる。

表５にタイ・バーツの実質 AMU 乖離指標を用いた場合の結果を示した。日本の実質 GDP の分散に対するタイ・バーツの実質 AMU 乖離指標の寄与率は短期的には低いものの，韓国ウォンの場合と同様に，２期経過後に米ドルとユーロの通貨バスケットの対 AMU 実質為替相場の寄与率を大きく上回って 20％を超える寄与度を持っていることがわかる。インフレ率および経常収支については，実質 AMU 乖離指標が最も分散への寄与度が高くなっている。以上の結果から，実質 AMU 乖離指標を用いると，実質 GDP，インフレ率，および経常収支に通貨のミスアラインメントが影響を持つことがわかり，インパルス応答関数の結果と整合的になっている。

Ⅳ．結論

本稿では，東アジアにおける通貨・金融協力の日本経済にとっての意義について，二つの実証分析結果に基づき論じてきた。まず，東アジア各国が事実上運営している為替相場制度に関する実証分析では，リーマン・ショック以前と以後に分けた分析を行い，ドル・ペッグが強まった国と弱くなった国があることを示した。また，中国は人民元改革において柔軟な為替相場制度を採用するとしたものの，依然としてドル・ペッグの状況が続いていることも示された。各国が実際に採用している制度は非対称的であり，為替相場のミスアライメントを引き起こす可能性のある状況にあり，望ましい政策協調がなされていない。

世界金融危機は東アジア各国通貨に非対称的な影響をもたらし，特に韓国ウォンとタイ・バーツが大きく乱高下した。実質 AMU 乖離指標を用いた，東アジア各国通貨のミスアラインメントの日本のマクロ経済への波及効果の分析からは，世界金融危機の際に大きく乱高下した韓国ウォンおよびタイ・バーツが実質的に AMU と比較して過小評価になった場合，日本の貿易収支，経常収支および実質 GDP を低下させるという近隣窮乏化の影響が生じるという結果が示された。このようなミスアラインメントによる景気循環への負の影響を縮小し，域内のマクロ経済変数の安定化を図るために，各国通貨のミスアラインメントを縮小し，AMU を参照とした為替相場協調が行われることが望ましい。同時に，マルチ化されたチェンマイ・イニシアティブ（CMIM）の下で ASEAN+3 マクロ経済リサーチ・オフィス（AMRO）を中心とした，域内外の為替相場を含むマクロ経済に対するサーベイランスを強化していく必要がある。

参 考 文 献

Frankel, J. A. and S-J. Wei (1994), “Yen Bloc or Dollar Bloc? Exchange Rate Policies of the East Asian Economies”, in T. Ito and A. O. Krueger eds. *Macroeconomic Linkage: Savings, Exchange Rates, and Capital Flows*, University of Chicago Press, pp. 295-333.

Kamin, S. B. and J. H. Rogers (2000), “Output and the Real Exchange Rate in Developing Countries: An Application to Mexico”, *Journal of Development Economics*, Vol. 61 No.1, pp. 85-109.

Kim, Y. and Y.-H. Ying (2007), “An Empirical Assessment of Currency Devaluation in East Asian Countries”, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 26 No.2, pp. 265-283.

Ogawa, E. and J. Shimizu (2006), “AMU Deviation Indicator for Coordinated Exchange Rate Policies in East Asia and its Relation with Effective Exchange Rates”, *RIETI Discussion Paper Series*, 06-E-002.

Sims, C. A. (1980), “Macroeconomics and Reality” *Econometrica,* Vol. 48 No. 1, pp. 1-48.

伊藤隆敏・小川英治・清水順子（2010）「グローバルインバランス，東アジア通貨間乖離と国際協調の必要性　―AMU による分析等」，RIETI Policy Discussion Paper Series 10-P-023.

小川英治（2006）「アジア通貨協調のためのバスケット通貨戦略」『フィナンシャル・レビュー』81 号，財務省財務総合政策研究所，

pp.154-176.
小川英治・清水順子（2007）「東アジアにおける為替相場政策協調のための AMU と AMU 乖離指標」，伊藤隆敏・小川英治・清水順子編『東アジア通貨バスケットの経済分析』東洋経済新報社 .