

International Department Working Paper Series 02-J-2

通貨危機の深度に影響を与える諸要因について
- ファンダメンタルズ、コンテージョン、
国際資本取引の自由度 -

服部 正純

masazumi.hattori@boj.or.jp

日本銀行国際局

International Department

Bank of Japan

〒103-8660 日本橋郵便局 私書箱 30 号

本論文の内容や意見は執筆者個人のものであり、日本銀行あるいは国際局の見解を示すものではありません。

通貨危機の深度に影響を与える諸要因について*

- ファンダメンタルズ、コンテージョン、国際資本取引の自由度 -

2002年7月

服部 正純**

【要旨】

本稿では、メキシコ通貨危機（1994～95年）と東アジア通貨危機（1997年）での通貨危機の「深度」を、分析対象国のファンダメンタルズに関連するいくつかの経済指標とコンテージョン（通貨危機の伝播）・チャンネルによって実証的に分析することにより、これらの要因が通貨危機の深度に与える影響の大きさを評価した。

本稿での実証分析の結果の要点は以下の通りである。

通貨危機理論が重要性を強調している経済指標の、通貨危機の深度に関する説明力は、個別の通貨危機で異なっている。1つの通貨危機で説明力がある経済指標であっても、他の通貨危機時に説明力を持つとは限らない。

「ファンダメンタルズが極端に悪く、同時に、流動性枯渇の可能性が高い場合のみ、ファンダメンタルズに関連する個別経済指標の悪化は通貨危機の深度を大きくする」といった仮説は、東アジア通貨危機のサンプルでは受け入れられないが、メキシコ通貨危機のサンプルでは受け入れられる。

コンテージョン・チャンネルの説明力は確認された。特に、ファンダメンタルズ関連の経済指標の説明力が低い東アジア通貨危機では、コンテージョン・チャンネルの効果も加えることによって、回帰式の説明力は大きく向上した。

各国が経験した通貨危機の深度は経済指標とコンテージョン・チャンネルだけでは十分に説明できないことが示唆された。そこで、通貨危機の深度に影響を与える他の要

* 本稿の作成に当たり、原俊太郎、野口麻衣子、松永美幸（以上、日本銀行国際局）から、データの加工等において多大な協力を得た。また、赤間弘（日本銀行国際局）、柴沼俊一（同、人事局）、関根敏隆（同、調査統計局）、藤木裕（同、金融研究所）、長井滋人（同、企画室）から大変貴重なコメントを頂戴した。ただし、当然のことながら、あり得べき誤りは筆者個人に属します。

** e-mail: masazumi.hattori@boj.or.jp

因として、国際資本取引の自由度に注目し、東アジアの主要数カ国を対象として、東アジア通貨危機時の国際資本取引の自由度と通貨危機の深度の相関に関する予備的な考察を試みた。その結果、国際資本取引の自由度が高い国ほど、通貨危機の深度が大きいという因果関係の存在が示唆された。

以上の分析結果は、通貨危機から被る影響を小さくするには、健全な国内経済政策(IS バランス、銀行貸出内容の健全性等)と良好な対外流動性ポジションが必要であることを示唆している。また、これまで十分に分析されていない国際資本取引の自由度と通貨危機の深度との関係の重要性も示唆されている。

1. はじめに

本稿では、メキシコ通貨危機（1994～95年）と東アジア通貨危機（1997年）での通貨危機の「深度」を、分析対象国のファンダメンタルズに関連するいくつかの経済指標とコンテージョン（通貨危機の伝播）・チャンネルによって実証的に分析することにより、これらの要因が通貨危機の深度に与える影響の大きさを評価した。

メキシコ通貨危機と東アジア通貨危機という異なる通貨危機を分析対象とすることにより、複数の通貨危機に共通する、危機の深度を大きくする要因を評価することができる。また、各通貨危機についての実証分析結果を比較することによって、各通貨危機の特徴を浮き彫りにすることができる。実際のところ、本稿での実証分析の結果は、それぞれの通貨危機での危機の深度に影響を与えた経済指標が異なっていた可能性を強く示唆する結果となっている。

また、本稿での実証分析の結果は、各国が経験した通貨危機の深度は経済指標とコンテージョン・チャンネルだけでは十分に説明できないことも示唆している。そこで、通貨危機の深度に影響を与える他の要因として、国際資本取引の自由度に注目し、東アジア通貨危機時の東アジア主要数カ国について、その影響に関する予備的な考察を試みた。東アジア通貨危機時の東アジア諸国を検討対象とした理由は、同通貨危機ではヘッジファンド等による投機的取引が強い影響力を持ち、各国の国際資本取引の自由度の違いが、現地通貨に対する投機的取引の規模に差をもたらしたと言われてきたことを受けたものである。

本稿の構成は以下のとおりである。2節では、メキシコ通貨危機と東アジア通貨危機について、通貨危機の期間（「クライシス・ピリオド」）と通貨危機の「深度」の定義を説明する。3節では、既存の通貨危機理論において通貨危機の発生と深度の説明に重要であるとされる経済指標により、通貨危機の深度をどれだけ説明できるかとの問題意識から、エマージング諸国22カ国のサンプルによる実証分析を行う。4節では、3節での分析結果を踏まえつつ、「ファンダメンタルズが極端に悪く、同時に、流動性枯渇の可能性が高い場合のみ、ファンダメンタルズに関連する各経済指標の悪化は通貨危機の深度を大きくする」との仮説を検証する。5節では、輸出競争を通じたコンテージョン・チャンネルと金融面

での連関を通じたコンテージョン・チャネルの影響力について分析する。これら 3 節から 5 節の分析では、まず、2 つの通貨危機を合わせた全サンプルを使用した分析（全サンプル分析）によって、各経済指標、コンテージョン・チャネルの通貨危機の深度に対する影響力を検証した後に、各通貨危機のサンプルのみを利用した分析（通貨危機別サンプル）によって、各通貨危機の特徴を検証する。6 節では、国際資本取引の自由度と通貨危機の深度の関係について、東アジア通貨危機時での主要東アジア数カ国についてみる。最後に、7 節では、本稿で得られた結果を要約する。

2. 計量分析の分析手法について

以下、3 節から 5 節までは、エマージング諸国 22 カ国（図表 1）をサンプルとして、メキシコ通貨危機時と東アジア通貨危機時での通貨危機の「深度」に関しての、各国の経済指標とコンテージョン・チャネルの説明力の大きさを検証している。より具体的には、各通貨危機が発生している期間（「クライシス・ピリオド」）における、各国の通貨危機の「深度」を被説明変数とし、クライシス・ピリオド直前の各国の経済指標と、指数化されたコンテージョン・チャネルを説明変数とするクロス・セクションでの回帰分析を行う^{1,2}。

データは、通貨危機の深度を計算するに当たっては、各国通貨の対米ドル名目為替レートと各国の外貨準備の月次データを利用している。ファンダメンタルズに関連する経済指標やコンテージョン・チャネルに関連するデータはそれぞれの性格を勘案して適当な時点での集計値を利用した。これらについては後述する。

¹ 東アジア通貨危機以降に行われた通貨危機に関する実証分析については、服部[2002]がそれらの手法と主要な結果をサーベイしている。

² 本稿中の回帰分析は、クライシス・ピリオド直前の各国の経済状態とコンテージョン・チャネルのつながりの強さを所与として、国際金融市場でのストレスが高まった時期であるクライシス・ピリオドに各国の通貨危機の深度がどれだけの大きさになったかを検証している。よって、本稿中の回帰分析では、クライシス・ピリオドでの名目為替レートと外貨準備額の変化が経済指標やコンテージョン・チャネルのつながりの強さを変化させる効果は考慮する必要はない。

本稿で分析の対象とするサンプル国は、投資銀行のレポート等で取り上げられるなど、国際投資家が投資先として認識している諸国のなかで、本稿での分析に必要なデータが入手可能な諸国を選択した。これら諸国は通貨危機に関する先行研究においても分析対象に含まれることが多い諸国でもある³。

上記の計量分析を行うに当たって、

メキシコ通貨危機、東アジア通貨危機が発生している期間（「クライシス・ピリオド」）

各国での通貨危機の「深度」

を定義する必要がある。

通貨危機が発生している期間（「クライシス・ピリオド」）

メキシコ通貨危機に関しては、1994年11月～1995年4月、また、東アジア通貨危機に関しては1997年7月～同年12月の期間を、通貨危機が発生している期間と考え、この期間を各通貨危機の「クライシス・ピリオド」と定義する。これらの期間の選択は、各時期の各国通貨の対米ドル名目為替レートの変動、各種報道の内容、先行実証研究での取り扱い等を参考にして決定した。

各国の通貨危機の「深度」

クライシス・ピリオドでの各国の通貨危機の「深度」は、各国の通貨の対米ドル名目為替レート減価率と外貨準備減少率に基づいて計算する。データは月次データを利用している。

まず、クライシス・ピリオドの各月について、クライシス・ピリオドの直前月（メキシコ危機では1994年10月、東アジア通貨危機では1997年6月）と比較した、各国の通貨の対米ドル名目為替レート減価率と外貨準備減少率を計算する。そして、それらを加重平均した各国の「クライシス・インデックス」

³ 本稿での分析のサンプル国には香港、シンガポールを含めていない。これは、香港は東アジアでの中継貿易の拠点、シンガポールは東アジアでのマネーセンターとしての機能を果たしており、他の東アジア・エマージング諸国と経済のあり方が大きく異なるとの判断による。これに関連して、6節では、サンプル国数を増加させることで計量分析の説明力を高める方向への拡張の限界について議論する。

を計算する。クライシス・インデックスの計算に使用する加重平均ウェイトは、各国の通貨の対米ドル名目為替レート前月比変化率と外貨準備前月比変化率の、クライシス・ピリオド直前 5 年分の標準偏差を利用して作成している。具体的には、月次のクライシス・インデックス (CI) は各国別に次のように計算される。

$$CI = (\Delta E / E) + (s_E / s_R)(\Delta R / R)$$

$\Delta E / E$: クライシス・ピリオド直前月対比での各国通貨の対米ドル名目為替レート減価率 (%)

$\Delta R / R$: クライシス・ピリオド直前月対比での各国の外貨準備高減少率 (%)

s_E : クライシス・ピリオド直前 5 年間での各国通貨の対米ドル名目為替レート前月比変化率の標準偏差

s_R : クライシス・ピリオド直前 5 年間での各国の外貨準備高前月比変化率の標準偏差

各国の通貨の対米ドル名目為替レート減価率 ($\Delta E / E$) および外貨準備高減少率 ($\Delta R / R$) は、クライシス・ピリオド直前月対比で対米ドル名目為替レートが減価し、外貨準備高が減少していれば、両者とも正值としてクライシス・インデックスの計算式に入り、その月のクライシス・インデックスは正值となる。逆に、クライシス・ピリオド直前月対比で対米ドル名目為替レートが増価していれば、減価率は負値として計算される。また、クライシス・インデックスで利用されているウェイトは、「過去に変動が大きい変数のクライシス・ピリオドでの変化は、過去に変動が小さい変数のそれよりも小さなウェイトを与える」といった操作をしている。

このようにして各国のクライシス・インデックスを計算したうえで、各通貨危機のクライシス・ピリオドにおける各国の月次クライシス・インデックスの最大値を、各国が各クライシス・ピリオドで経験した通貨危機の「深度」と定義する。この定義に基づいて計算された各国の通貨危機の深度は図表 2 に示さ

れている。

このような計算によって通貨危機の深度を計測することの根拠は以下のとおりである。ある国で通貨危機が発生すると同国通貨に減価圧力がかかり、これを放任すれば、通貨減価が進行する。ここで、当該国の政府が外貨準備を使用して介入を実施するならば、放任した場合ほどの通貨減価は観察されない一方で、外貨準備高は減少する。よって、対米ドル名目為替レートの変動と、外貨準備高の変動を考慮することで、各国通貨にかかった減価圧力を測定していると考えることができる。

より厳密には、通貨価値防衛の手段としては、外貨準備を利用した介入のほかに国内金利の引き上げが考えられる。このため、ある国での通貨危機の際に当該国通貨にかかった減価圧力を測定するには、国内金利の変動をもクライシス・インデックスに含めるべきであるとの考えもある。しかし、エマージング諸国では市場金利に関する統計が未整備である国が多く、計量分析への利用が困難であることからクライシス・インデックスの計算に反映させない先行研究が多い⁴。本稿でもクライシス・インデックスの計算に各国の国内市場金利の変動は反映させない。

3. ファンダメンタルズに関連する経済指標による分析

3.1 基本モデル

当節では、通貨危機の深度をファンダメンタルズに関連する経済指標のみによってどの程度まで説明できるかを検証する。具体的には、各国の通貨危機の深度を被説明変数とし、各種の通貨危機理論において重要性が強調されている経済指標を説明変数とする回帰分析を行う。ここでの回帰式を「基本モデル」と呼び、4節と5節では基本モデルを拡張したモデルによる分析を行う。

基本モデルの説明変数は、経常収支の対名目 GDP 比率 ($CAGDP$)、財政収支の対名目 GDP 比率 ($FDGDP$)、国内民間信用残高の対名目 GDP 比率の4年間変化幅 ($CRGDP$)、および、対外短期債務の外貨準備高比率 ($ESDFR$) である。

⁴ De Gregorio and Valdes [1999]、Corsetti, Pesenti, and Roubini [1999、2000]等。

経常収支の対名目 GDP 比率については、経常収支赤字が通貨減価の圧力を高めると考えることができることから、通貨危機に関する実証分析において古くから注目されてきた経済指標である。

財政収支の対名目 GDP 比率については、Krugman [1979]、Flood and Garber [1984]に代表される通貨危機の第 1 世代モデルにおいて、財政赤字が政府のインフレ・インセンティブの増大に繋がることから重要であるとされている。

国内民間信用残高の対名目 GDP 比率の 4 年間変化幅は、国内銀行貸出に占める不良債権の比率の代理変数として使用している。すなわち、銀行が急速に貸出を増加させている状況では、貸出審査の基準が弛緩し、不良債権につながる貸出がより多く実行されやすいといった考えによる。この経済指標を利用する理由は、Corsetti, Pesenti, and Roubini [1999]など、銀行貸出の不良債権比率の高さを、東アジア通貨危機の原因として指摘する研究を受けたものである。こうした研究では、東アジア通貨危機前の東アジア諸国においては政府と国内銀行が極めて緊密な関係であり、多額の不良債権を抱えて経営困難化した銀行は政府によって救済されるとの「暗黙裡の保証」が存在していたとしている。これが、銀行の不良債権は将来の財政支出と同一視できるといった仮説につながり、通貨危機の分析において銀行の不良債権が注目されることになる。

対外短期債務の外貨準備高比率については、東アジア通貨危機を流動性の急速な枯渇と考える見方 (Radelet and Sachs [1998]等) を受けたものである。

基本モデルの回帰式は以下の通りである。

基本モデル

$$DC = C(1) + C(2) * CAGDP + C(3) * FDGDP + C(4) * CRGDP + C(5) * ESDFR + e$$

DC : 各国の通貨危機の深度 (クライシス・ピリオドでのクライシス・インデックスの最大値)

$C(\bullet)$: 係数 ($C(1)$ は定数項)

$CAGDP$: 各国の経常収支の対名目 GDP 比率

FDGDP : 各国の財政収支の対名目 GDP 比率

CRGDP : 各国の国内民間信用残高の対名目 GDP 比率の 4 年間変化幅

ESDFR : 各国の対外短期債務の対外貨準備高比率

e : 平均が 0 で、分散が一定の正規分布に従う誤差項

ファンダメンタルズに関連する経済指標のデータは、各通貨危機を説明するに当たり、最も適当な時点で集計されたデータを利用した。すなわち、メキシコ通貨危機では、*CAGDP* と *FDGDP* については、1994 年の年次データを利用し、*CRGDP* については、1990 年から 1994 年の変化幅を利用した。同通貨危機は 1994 年末には既に発生していたが、説明変数として利用する経済指標の 1994 年の年次データには大きな影響を与えていないものと想定している。ただし、*ESDFR* については、1994 年末のデータは急激な短期資金の流出が発生した後のデータとなるため、やや時期がずれるが、1993 年末のデータを利用した。また、東アジア通貨危機では、*CAGDP* と *FDGDP* については、1996 年の年次データを利用し、*CRGDP* については、1992 年から 1996 年の変化幅を利用した。そして、*ESDFR* については、1996 年末のデータを利用した。

3.2 基本モデルの分析結果

3.2.1 全サンプルでの分析結果

メキシコ通貨危機、東アジア通貨危機の全サンプルを利用した基本モデルによる回帰分析の結果をみると（図表 3）、自由度修正済み決定係数は 0.170 と低い。これは、通貨危機の理論で影響力があるとされている経済指標のみによって、各国の通貨危機の深度を説明する試みは極めて不十分な結果となっていることを意味している。

個別の経済指標についてみると、全ての指標の符号は理論的に予想される符号となっている。つまり、*CAGDP* と *FDGDP* については、それらが上昇すると通貨危機の深度が小さくなるが、*CRGDP* と *ESDFR* については、それらが上昇すると通貨危機の深度が大きくなるとの結果となっている。

個別の経済指標の説明力についてみると、*CRGDP* は 5% 有意水準で、*ESDFR*

についても約 5%の有意水準での説明力が認められた。しかし、*CAGDP* と *FDGDP* の説明力は認められない。

3.2.2 メキシコ通貨危機と東アジア通貨危機の分析結果の比較

ここで、メキシコ通貨危機と東アジア通貨危機の性格の違いを検証するために、各通貨危機別のサンプルを利用して回帰分析を行う。

メキシコ通貨危機のサンプルを使用した回帰分析の結果をみると（図表 3）自由度修正済み決定係数は 0.358 となり、全サンプルの場合との比較では上昇するものの、依然として低い。しかし、個別の経済指標の符号条件は全て満たされているばかりでなく、説明力についても 5%有意水準で全ての指標に確認された。全サンプルでの分析では説明力が認められなかった *CAGDP* と *FDGDP* の説明力も高い。これらの結果からは、メキシコ通貨危機はファンダメンタルズに関係する経済指標によって説明することがある程度可能であると評価することができる。この結果は、多額の財政赤字の影響力を強調する通貨危機の第 1 世代理論が、メキシコ通貨危機を説明する理論として考えられてきたこととも整合的である。

東アジア通貨危機のサンプルを使用した結果をみると（図表 3）自由度修正済み決定係数は 0.181 と低く、東アジア通貨危機ではファンダメンタルズに関連する経済指標による説明力は極めて小さいと評価することができる。

個別の経済指標についてみても、全ての経済指標で 10%有意水準での説明力が認められないばかりでなく、*FDGDP* の係数の符号は理論的に予想される方向（負値）とは逆になっている。このように、東アジア通貨危機に関する分析の結果は、メキシコ通貨危機のサンプルを使った分析の結果とは極めて対照的な結果となった。

実際、東アジア通貨危機の後には、同通貨危機の発生原因として、投資家の期待形成の突然の変化を挙げる見方があったが、ここでの計量分析の結果は、そうした見方が出てきた背景をよく表している。

4. ファンダメンタルズが極端に悪いことの効果

4.1 拡張モデル1

エマージング諸国経済は国内マクロ経済や対外バランスについて、程度の差こそあれ何らかの問題を抱えている国が多い。そうしたなかで、通貨危機に見舞われた国は、ファンダメンタルズの状態が際立って悪化していた国であったとの直感が存在する。そこで、この節では、以下の仮説の妥当性を検証する。

ファンダメンタルズ悪化の効果に関する仮説：ファンダメンタルズが極端に悪く、同時に、流動性枯渇の可能性が高い場合のみ、ファンダメンタルズに関連する個別経済指標の悪化は通貨危機の深度を大きくする。

この仮説の検証は、基本モデルに「ファンダメンタルズが極端に悪い」状態を表すダミー変数と、「流動性枯渇の可能性が高い」状態を表すダミー変数を加えた以下の回帰式（「拡張モデル1」）により行う。

拡張モデル1

$$DC = C(1) + C(F_{-X}) * F_{-X} + C(F_X) * F_X + C(F_X)' * F_X * LD + C(F_X)'' * F_X * LD * FD + e$$

F_X 、 F_{-X} ： F_X はファンダメンタルズ関連経済指標（ $CAGDP$ 、 $FDGDP$ 、 $CRGDP$ 、 $ESDFR$ ）のなかの1つの指標。 F_{-X} は F_X を除くファンダメンタルズ関連経済指標。

例) $F_X = CAGDP$ 、 $F_{-X} = FDGDP$ 、 $CRGDP$ 、 $ESDFR$

LD ：各国について、対外短期債務の対外貨準備高比率が100%以上の場合は1、そうでない場合は0をとるダミー変数。

FD ：各国について、経常収支赤字額の対名目GDP比率が2年前と比較して上昇しており、同時に、国内民間信用額の対名目GDP比率が3年前と比較して5%以上上昇している場合には1をとり、いずれかの条件が満たされない場合は0をとるダミー変数。

e : 平均が 0 で、分散が一定の正規分布に従う誤差項

対外短期債務の対外貨準備高比率が 100% 以上の場合を流動性枯渇の可能性が高い状況と認定する根拠は、Greenspan [1999]等に見られるように、同比率を 100% 以下に維持することがエマージング諸国の流動性管理のひとつのメルクマールになっていることを受けたものである。Bussière and Mulder [1999]による実証研究は、このメルクマールの妥当性を裏付ける結果となっている。

ファンダメンタルズが極端に悪い状態を認定する条件は、IS バランスが大きく崩れ、不良債権が増加している状況を想定したものである。

ファンダメンタルズ悪化の効果に関する仮説が正しいと評価されるには、以下の「係数制約条件」と「符号条件」の 2 つの条件が満たされなければならない。

係数制約条件： $C(F_X)=0$ 、 $C(F_X)+C(F_X)'=0$ 、

かつ、 $C(F_X)+C(F_X)'+C(F_X)''\neq 0$

符号条件： $C(F_X)+C(F_X)'+C(F_X)''$ の符号が $C(F_X)$ に関して理論的に予想される符号と同じ

以下では、全サンプルを使用した場合の結果と各通貨危機別サンプルを利用した場合における係数制約条件と符号条件の検証結果をみる。

4.2 拡張モデル 1 の分析結果

4.2.1 全サンプルでの分析結果

F_X を $CAGDP$ 、 $CRGDP$ 、 $ESDFR$ とする場合において、 $C(F_X)=0$ 、 $C(F_X)+C(F_X)'=0$ との仮説は 10% 有意水準で棄却されない(図表 4-1~4)。ただし、 $F_X = FDGDP$ の場合には、両仮説は 10% 有意水準で棄却される。 $C(F_X)+C(F_X)'+C(F_X)''=0$ との仮説は F_X が $CAGDP$ 、 $CRGDP$ 、 $ESDFR$ の場合には 5% 有意水準で、 $FDGDP$ の場合でも 10% 有意水準で棄却される。また、符号条件は $F_X = FDGDP$ の場合を除いて満たされている。

こうした結果から、ファンダメンタルズ悪化の効果に関する仮説はほぼ受け入れることができると言える。

ただし、 $F_X = FDGDP$ の場合の分析結果は、ファンダメンタルズが極端に悪く、流動性枯渇の可能性が高い国でなくとも、財政状態の悪化が通貨危機の深度を大きくする効果がある可能性を示している。

4.2.2 メキシコ通貨危機と東アジア通貨危機の比較

通貨危機別にみると、メキシコ通貨危機の分析では、 F_X を $CAGDP$ 、 $ESDFR$ とする場合において、 $C(F_X)=0$ 、 $C(F_X)+C(F_X) '=0$ との仮説は 10% 有意水準で棄却されない。 $F_X = FDGDP$ の場合では、 $C(F_X)=0$ は 5% 有意水準で棄却されるが、 $C(F_X)+C(F_X) '=0$ は 10% 有意水準でも棄却されない。 $CRGDP$ の場合では、 $C(F_X)=0$ との仮説は 10% 有意水準で棄却されるが、5% 有意水準では棄却されず、 $C(F_X)+C(F_X) '=0$ との仮説は 10% 有意水準で棄却されない。 $C(F_X)+C(F_X) '+C(F_X) ''=0$ との仮説は全ての指標の場合で、5% 有意水準で棄却される。また、符号条件に関する条件は全ての指標の場合で満たされた (図表 4 1~4)。

こうした結果から、メキシコ通貨危機のサンプルでは、ファンダメンタルズ悪化の効果に関する仮説はほぼ受け入れることができると評価してよい。

次に、東アジア通貨危機の分析をみると、メキシコ通貨危機の分析の結果と異なり、ファンダメンタルズ悪化の効果に関する仮説が妥当ではないとの結果となった。すなわち、 $F_X = CAGDP$ の場合には、 $C(F_X)+C(F_X) '+C(F_X) ''=0$ との仮説を 10% 有意水準で棄却できず、 $F_X = CRGDP$ の場合には、それを 5% 有意水準で棄却できない。また、符号条件に関してみても、 $F_X = FDGDP$ の場合には、 $C(F_X)+C(F_X) '+C(F_X) ''$ が正值の符号となり、理論と整合的な負値の符号となる条件が満たされない。 $F_X = ESDFR$ の場合のみ、係数制約条件と符号条件の両方が十分に満たされる (図表 4 1~4)。

こうした結果から、東アジア通貨危機では、ファンダメンタルズが極端に悪く、同時に、流動性枯渇の可能性が高いといった条件が、ファンダメンタルズに関連する個別経済指標の悪化が通貨危機の深度を大きくするために必要であ

るとの仮説は受け入れることはできないと評価できる。

5. コンテージョン・チャネルの影響力

5.1 コンテージョン・チャネル

メキシコ通貨危機と東アジア通貨危機では、同時期に複数の国が通貨危機に見舞われた。そこで、ある国に発生した通貨危機が、何らかの経路によって他国での通貨危機を発生させる、コンテージョンの影響が指摘されてきた。この節では、コンテージョン・チャネルとして有力視されてきた「貿易競争を通じたコンテージョン」と「共通の貸し手を通じたコンテージョン」という2つのコンテージョン・チャネルの効果を検証する。前者は実物経済面、後者は金融面の関係の深さに焦点を当てている。

各コンテージョン・チャネルの効果を定量的に分析するために、以下のインデックスを作成する。

Index of Trade Competition (ITC)

貿易競争を通じたコンテージョン・チャネルの影響力を検証するために、以下の Index of Trade Competition (*ITC*) というインデックスを計算する。

$$ITC_i \equiv \sum_k \left\{ \frac{(x_{0k} + x_{ik})}{(x_0 + x_i)} \left[1 - \frac{|x_{ik} - x_{0k}|}{(x_{ik} + x_{0k})} \right] \right\}$$

x_i : i 国の総輸出額

x_{ik} : i 国から k 国への輸出額

このインデックスでは、ある時期に通貨危機が最初に発生したグラウンド・ゼロ国 (0 国) と他国 (i 国) が、共通の第3国 (k 国) に輸出している状況において、 0 国と i 国が k 国で輸出競争をしている程度、 0 国、 i 国それぞれにとっての k 国向け輸出の重要度、といった要素を考慮している。*ITC* が高いほど、 0 国と i 国は輸出先で競合し、その競合する輸出先がそれぞれの総輸出において重要であることを意味する。図表5には、インドネシアが同国の輸出先国

である米国において、グラウンド・ゼロ国のタイと輸出競争をしている例が示されている。

本稿では、エマージング諸国による先進国市場での輸出競争を想定した。すなわち、輸出先国 (k 国) を G7 とスペインおよび中国とし、サンプル国を輸出競争国 (0 国、 i 国) とした ITC を算出した (図表 7)。グラウンド・ゼロ国はメキシコ通貨危機ではメキシコ、東アジア通貨危機ではタイである。輸出先国としてスペインを加えた理由は、ラテン・アメリカ諸国経済と同国経済の関係の深さを ITC に反映させるためである。同様に、中国経済と東アジア諸国経済の関係を考慮して、中国も輸出先国に加えた。

Index of Common Lender (ICL)

金融面を通じたコンテージョン・チャネルの影響力を検証するために、以下の Index of Common Lender (ICL) を計算する。

$$ICL_i \equiv \sum_c \left\{ \frac{(b_{0c} + b_{ic})}{(b_0 + b_i)} \left[1 - \frac{\{(b_{0c}/b_0) - (b_{ic}/b_i)\}}{\{(b_{0c}/b_0) + (b_{ic}/b_i)\}} \right] \right\}$$

b_i : i 国の総借入額⁵

b_{ic} : i 国の c 国からの借入額

このインデックスでは、ある時期に通貨危機が最初に発生したグラウンド・ゼロ国 (0 国) と他国 (i 国) が、共通の貸出国 (c 国) から借入を行っている状況において、 0 国と i 国が c 国からの借入を競合している程度、 c 国からの借入の 0 国、 i 国それぞれにとっての重要度、といった要素を考慮している。 ICL が高いほど、 0 国と i 国は共通の貸出国への依存度が高く、総対外借入額に占める c 国のウェイトが高いことを意味する。図表 6 には、インドネシアが米国からの借入において、グラウンド・ゼロ国のタイと借入を競合している例を

⁵ 本稿での分析に利用した BIS 与信統計では、クロスボーダーでの銀行貸付額と債券保有額を合計した「与信額」が集計されている。よって、文中の「借入額」は正確には銀行借入額に債券売却によって調達している資金も含まれる「与信額」であるが、直感的な理解を容易にするために借入額という言葉を利用している。

示してある。

本稿では、エマージング諸国が先進国の銀行から資金を借り入れている状況を想定した。*ICL* の算出に当たっては、BIS 与信統計での報告国を共通の貸出国 (*c* 国) とし、サンプル国をこれらの先進国銀行からの借入国 (*0* 国、*i* 国) とした (図表 8)。グラウンド・ゼロ国は *ITC* の算出の場合と同じである。

ITC および *ICL* で数値化されたコンテージョン・チャンネルの効果を検証する分析を、以下の回帰式 (拡張モデル 2) を用いて行う。これまでと同様、2 つの通貨危機のサンプルを合計したサンプルと、通貨危機別のサンプルを使用した分析を行う。

拡張モデル 2

$$DC = C(1) + C(2) * CAGDP + C(3) * FDGDP + C(4) * CRGDP + C(5) * ESDFR + C(6) * ITC + C(7) * ICL + e$$

DC : 各国の通貨危機の深度

C(●) : 係数 (*C*(1) は定数項)

CAGDP : 各国の経常収支の対名目 GDP 比率

FDGDP : 各国の財政収支の対名目 GDP 比率

CRGDP : 各国の国内民間信用残高の対名目 GDP 比率の 4 年間変化幅

ESDFR : 各国の対外短期債務の対外貨準備高比率

ITC : 各国の Index of Trade Competition

ICL : 各国の Index of Common Lender

e : 平均が 0 で、分散が一定の正規分布に従う誤差項

CAGDP、*FDGDP*、*CRGDP*、*ESDFR* のデータは、基本モデルの分析に利用したデータと同一のものである。*ITC* の計算に当たっては、メキシコ通貨危機では 1993 年 11 月から 1994 年 10 月の月次データの合計を利用し、東アジア通貨危機では 1996 年 7 月から 1997 年 6 月の合計を利用した。また、*ICL* の計算に当たっては、メキシコ通貨危機では 1994 年前期末のデータを利用し、東アジ

ア通貨危機では 1996 年末のデータを利用した⁶。

5.2 拡張モデル 2 の分析結果

5.2.1 全サンプルでの分析結果

まず、メキシコ通貨危機、東アジア通貨危機の全サンプル（各通貨危機のサンプルからグラウンド・ゼロ国を除く）について、3 節で定式化した基本モデルによる回帰分析の結果をみると（図表 9 1 第 3 列）、自由度修正済み決定係数は 0.057 と極めて低い。

個別経済指標についてみると、全ての経済指標の符号は理論的に予想される符号となっている。それぞれの説明力についてみると、*ESDFR* と *CRGDP* では 10% 有意水準で説明力が認められた。しかし、*CAGDP* と *FDGDP* の説明力は認められない。

次に、*ITC* と *ICL* を回帰式の説明変数に加えた拡張モデル 2 の分析結果をみると（図表 9 1 第 4 列）、自由度修正済み決定係数は 0.344 まで上昇した。個別経済指標の説明力をみると、全ての指標が符号条件を満たしており、*ESDFR* の説明力が上昇したほか、*CAGDP* の 5% 有意水準での説明力が認められた。一方、*CRGDP* の説明力が低下している。*ITC* と *ICL* については、*ITC* が高い説明力を待っている一方で、*ICL* の説明力は認められない。

以上の通り、全サンプルを利用した回帰分析の結果では、貿易競争を通じてのコンテージョン・チャネルの効果が認められる結果を得た。しかしながら、メキシコ通貨危機と東アジア通貨危機のサンプル別の分析結果からは、共通の貸手を通じたコンテージョン・チャネルの効果も示唆される。このことを以下に説明する。

5.2.2 メキシコ通貨危機と東アジア通貨危機の比較

メキシコ通貨危機のグラウンド・ゼロ国（メキシコ）をサンプルから除いた

⁶ 東アジア通貨危機での *ICL* の計算には、同通貨危機のクライシス・ペリオド（1997 年 7 月～同年 12 月）以前のデータとして、1997 年前期末のデータも利用可能である。しかし、同時点のデータには東アジア諸国からの資金流出の影響が既に相当程度反映されている可能性が高いため、1996 年末のデータを利用した。

基本モデルによる回帰分析では（図表 9 2 第 3 列）、全ての経済指標の符号条件は満たされており、*FDGDP* は 5%有意水準で、*CRGDP* は 10%有意水準で説明力が認められた。他の 2 つの経済指標についても、10%有意水準での説明力に近い説明力が認められた。しかしながら、自由度修正済み決定係数が 0.162 と極めて低い。

ここで、*ITC* と *ICL* を基本モデルの説明変数に加える（拡張モデル 2）（図表 9 2 第 4 列）と、自由度修正済み決定係数は 0.534 まで上昇した。また、個別経済指標の説明力も大きく上昇した。コンテージョン・チャンネルでは、*ITC*、*ICL* とともに説明力が認められた。

東アジア通貨危機のグラウンド・ゼロ国（タイ）をサンプルから除いた基本モデルでは（図表 9 3 第 3 列）、自由度修正済み決定係数が 0.072 と極めて低い。個別の経済指標の説明力をみると、全ての経済指標についてその説明力が認められない。また、*FDGDP* の符号条件が満たされていない。

ここで、*ITC* と *ICL* を基本モデルの説明変数に加える（拡張モデル 2）（図表 9 3 第 4 列）と、自由度修正済み決定係数は 0.541 まで上昇した。この自由度修正済み決定係数の上昇幅はメキシコ通貨危機の分析の場合よりも大きい。

個別経済指標の説明力は依然として 10%有意水準でも認められるものではないが、*ITC* は 5%有意水準での説明力が認められた。一方で、*ICL* の説明力は認められなかった。ただし、*ITC* と *ICL* のそれぞれ一つだけを説明変数に加えると、それぞれが高い説明力を持つ結果を得ている。この結果は *ITC* と *ICL* の間で多重共線性が生じている可能性を示唆している。実際、*ITC* と *ICL* の相関係数を計算すると 0.760 と非常に高い（図表 11）。なお、メキシコ通貨危機のサンプルでは、このような多重共線性を示唆する結果は出てこなかった（図表 10）。

この節で紹介した分析結果を要約すると以下のとおりである。基本モデル（除くグラウンド・ゼロ国）の自由度修正済み決定係数は極めて低い。また、*ITC* と *ICL* を説明変数に加えた拡張モデル 2 では、自由度修正済み決定係数が上昇した。これは、コンテージョン・チャンネルが通貨危機の深度を大きくした可能性を示している。

また、通貨危機別にみると、その自由度修正済み決定係数の上昇幅は東アジ

ア通貨危機のサンプルの方が大きい。このことは、東アジア通貨危機の方が、コンテージョンによる通貨危機の連鎖といった性格がメキシコ通貨危機の場合よりも強かったことを示唆している。

6. 実証分析の拡張の方向：国際資本取引の自由度と通貨危機の深度の関係

6.1 既存の研究における実証分析の拡張の方向

前節までの実証分析で利用した計量モデルは、サンプルと説明変数の数に関して包括的なモデルとは言えない。よって、サンプルと説明変数を増加させることによって、計量モデルの説明力を高めるべきであるとの考えもあり得る。

実際、既存の研究においては以下の2つの方向での拡張が行われることが多い。1つ目の拡張の方向は、通貨危機の数を増加させることで、サンプル数を増加させる方向であり、2つ目の拡張の方向は、分析対象国を増加させる方向である。これらの拡張によってサンプル数を増加させるならば回帰分析における説明変数の数を増加させたとしても回帰分析式の自由度を高く保つことができる。よって、より多くの説明変数の説明力を検証することも可能となる。しかし、こういった2つの方向での拡張は、それぞれに限界を有しているというのが筆者の考えである。

まず、通貨危機の数を増加させることで、サンプル数を増加させる場合には、通貨危機の定義の基準が問題となる。例えば、各国通貨の対ドル為替レートが一定期間でX%以上減価した場合を通貨危機と認定するなどの基準を設定するに当たり、X%を低下させることでサンプルを増加させることができる。しかし、X%を低下させるということは、国際金融市場でのより緩やかな動きを通貨危機に認定してしまうということである。通貨危機の分析に関心が向かう理由は、為替レートの急激な変化が国内経済の混乱につながる現象が発生してきたからである。よって、モデレートな為替レートの変動をも通貨危機としてサンプルに含めることで、通貨危機の分析を行うことは適切ではないと考えられる。

次に、分析対象国を増加させる方向については、異なる発展段階の諸国にお

いても、同じメカニズムによって通貨危機が発生することを想定しているとの問題がある。例えば、東アジア諸国とラテン・アメリカ諸国から構成されるサンプルに、サンプル数を増加させることを意図して、アフリカの低開発諸国を加えることは、分析結果を歪めてしまう可能性が高い。例えば、Milesi-Ferretti and Razin [2000]での、1国からの急激な資金流出が発生する確率をProbitモデルによって推計した結果をみると、ラテン・アメリカ、アジア、中東、東欧の諸国を中心とする「中所得国」(39カ国)のサンプルでは、対外債務額の対GDP比率が高いほど資金逆流の発生確率は上昇するとの結果を得ている。具体的には、同説明変数の係数が理論的に予想される符号条件(推定された係数の符号が正值)を満たし、統計的にも有意であるとの結果となっている。しかし、アフリカ諸国等の「低所得国」を加えたサンプル(105カ国)を利用した推計では、同比率の符号は理論的に予想される方向と逆(推定された係数の符号が負値)となり、統計的にも有意との結果となっている。このように、各国の発展段階毎に経済のあり方が異なることを考えると、分析対象国を増加させることでサンプル数を増加させるといった拡張の方向にも限界があると考えられる。

また、本稿では通貨危機の深度をOLSの手法で分析しているが、これに代わり、通貨危機の発生確率をProbit等の質的選択モデルにより検証する手法も存在する。この手法による分析の結果をみても、ファンダメンタルズ関連指標のみでは推定式の説明力が極めて低く、コンテージョン・チャンネルを説明変数に加えることで推定式の説明力が向上するものの、依然として推定式の説明力は十分には高くないといった結果が得られている。そして、そこでも、分析の拡張の方向は、通貨危機の数と分析対象国を増加させることでサンプル数を増加させる方向が模索されているが、これらの拡張では既に述べた限界があることは質的選択モデルを利用する場合にも当てはまる⁷。

⁷ その他の分析手法として、投資家の期待が突然に変化することの影響を、マルコフ・スイッチング・モデル(Markov-switching model)によって定式化する手法も利用されている(Fratzcher [1999]、Cerra and Saxena [2000])。しかしながら、投資家の期待が突然に変化することの効果を定量的に分析した研究はまだ少なく、定式化のあり方によって異なる結果が示されている(服部[2002])。

6.2 新たな拡張の方向

6.2.1 国際資本取引の自由度と通貨危機の深度の関係

既にみた通り、東アジア通貨危機の深度を説明するに当たり、ファンダメンタルズ関連の経済指標のみによる説明は極めて不十分である。コンテージョン・チャンネルを加えることで、計量分析の説明力をいくらか向上させることはできても、その説明力は依然として十分に高いものとは言えない。これを受けて、東アジア通貨危機の深度が大きくなった理由として、ヘッジファンドに代表される国際的な投機筋が東アジア諸国の通貨を売却したことによるとの見方がある。

仮に、この見方が正しいとするならば、外為取引での投機的な取引が行いやすい国と行いにくい国とでは、通貨危機時の深度に差が発生すると予想される。例えば、非居住者への現地通貨の供給が可能であり、非居住者による現地通貨のショート・ポジションの造成が容易である国と、非居住者が現地通貨のショート・ポジションを造成することが実質的に不可能である国とでは、通貨危機の様相が強まる状況において自国通貨の下落圧力の高まりに差が生じると考えられる。

より具体的には、通貨危機時に自国通貨価値の下落を加速する外為取引には、3通りあると考えられる。それらは、

非居住者による現地通貨のショート・ポジション造成、

非居住者による資金の急激な引揚げ（ポートフォリオ投資や短期銀行貸出の回収等）

居住者による外貨保有の増加、

である。

過去の通貨危機においては、～の取引の全てが影響力を持ったと考えられるが、各通貨危機で最も強い影響力を持った取引は異なっていたと考えられている。例えば、東アジア通貨危機（1997年）では～の取引、メキシコ通貨危機（1994～95年）では～の取引、ロシア危機（1998年）では～の取引が強い影響力を持ったと言われている。このような推測は直感として存在してはきたが、厳密な検証の試みはみられていない。

6.2.2 国際資本取引の自由度の類型化：Index of Financial Liberalization

東アジア通貨危機前の東アジア諸国では、国際資本取引に関する規制を緩和し、自国金融市場の国際化を進めていた国が多い。しかし、各国での規制緩和の程度には差異がみられ、中国のように国際資本取引に強い規制を設け続けた国も存在する。

ここでは、前節の問題意識を受けて、東アジア通貨危機時の各国の国際資本取引の自由度を類型化する作業を行ったうえで、それらと通貨危機の深度の相関をみてる。国際資本取引の類型化の対象は、東アジア通貨危機時に最も影響力があったと考えられている上記の「非居住者による投機的取引」との「非居住者による資金の急激な引揚げ（ポートフォリオ投資や短期銀行貸出の回収等）」の自由度に絞ることとする。

上記の取引の自由度については、図表 12 に示された Stage1～3 に段階を別けることができる。ここで、Stage1 が国際資本取引の自由度が最も低い状態であり、Stage3 がその自由度が最も高い状態である。Stage2 は Stage1 と Stage3 の中間となる。

Stage1 の国では、非居住者による現地通貨の保有が認められおらず、現地通貨を用いた国際的な取引の決済は一切できない。例えば、中国では、現在でも、中国元を用いた国際的な取引の決済は一切できないという状態であり、国際的な資本勘定をほぼ完全に閉じている状態である。

次に Stage2 の国では、非居住者による現地通貨の保有が認められ、現地通貨建て金融商品（債券、株式等）への投資が認められているが、居住者による非居住者への現地通貨の貸付は認められていない。Stage2 の国では、通貨危機時に、非居住者が、保有している現地通貨建て金融商品を売却して得た現地通貨を外貨に転換することによる、現地通貨の下落圧力が発生する可能性がある。ただし、非居住者が現地通貨を調達してショート・ポジションを造成するといった投機的な取引による現地通貨の下落圧力は発生しない。

最後に、Stage3 の国では、非居住者による現地通貨建て金融商品への投資が認められているばかりでなく、居住者による非居住者への現地通貨の貸付も認められている。つまり、Stage3 の国では、オフショア市場での自国通貨の流通

が認められ、貸借取引に伴う現地通貨持ち出しが認められているため、非居住者による現地通貨の調達とショート・ポジションの造成による現地通貨の下落圧力が発生する可能性がある。例えば、タイ、インドネシア、マレーシアでは、東アジア通貨危機前に、居住者による非居住者への現地通貨の貸付を許していたことから、同通貨危機時には、非居住者が現地通貨を借り入れてドル転（現地通貨のショート・ポジションの造成）を行う投機的取引が行われた（図表 13、14）⁸。また、Stage3 の国では、Stage2 でのメカニズムによる現地通貨の下落圧力、すなわち、非居住者の現地通貨建て金融商品の売却に伴う為替取引による現地通貨の下落圧力の発生の可能性もある。

以上の観察を反映させ、東アジア通貨危機時のタイ、インドネシア、マレーシア、フィリピン、韓国、中国、台湾について、国際的な資本取引の自由度を表す指標、Index of Financial Liberalization (IFL) を作成する。東アジア通貨危機時に上記の Stage1 であった中国は $IFL=1$ 、Stage2 であった韓国、フィリピン、台湾は $IFL=2$ 、そして、Stage3 であったタイ、インドネシア、マレーシアは $IFL=3$ とした。数値が大きいほど国際的な資本取引の自由度が高いことを表している。

ここで、東アジア通貨危機時の各国の通貨危機の深度と IFL の関係をみると、両変数の間には正の相関がみとれる（図表 17、18）。すなわち、東アジア通貨危機において、非居住者が現地通貨建て金融商品を保有できなかった国よりも、保有できた国で通貨危機の深度が大きく、さらに、非居住者が現地通貨を調達しショート・ポジションを造成することができた国では一段と深度が大きかったと言える。

⁸ 実際には、現地通貨の調達は現地通貨と米ドル間でのスワップによって行われた部分が多いと考えられており、例えばマレーシアの国内銀行の為替取引高の推移をみると、97 年前半にスワップ取引が急増している。これは、在マレーシア外銀の非居住者向け取引の急増を反映したものである（図表 15）。また、シンガポール市場の外為取引高の通貨別内訳をみると、95 年 4 月から 98 年 4 月にかけて、米ドルと「その他通貨」（円、欧州通貨、カナダドル、豪ドルを除いた通貨であり、アジア諸国通貨の比率が高いと考えられる）の間での取引シェアが 14% から 23% に上昇している（図表 16）。これは、タイ、マレーシア、インドネシア等の通貨が東アジア通貨危機前後にシンガポール市場において対米ドルで活発に取引されたことを反映している。

仮に、国際資本取引の自由度と通貨危機の深度の正の相関関係を受け入れるならば、それは次のようなインプリケーションを与えていると考えることができる。エマージング諸国は、国内の投資プロジェクトへのファイナンスを海外からの資金流入に依存することで国内貯蓄不足を補うことができる。ここで、国際資本取引の自由度は海外投資家にとっての当該国への投資環境に影響を与え、同自由度を高めることはより多くの資金流入を促すことにつながると考えられる。そのため、高い経済成長率を達成するために国際的な資本取引に関する規制を緩和するモチベーションが生まれる。実際、東アジア通貨危機前の東アジア諸国による関連規制の緩和は、そのような意図を持っていたと考えられる。しかし、海外から資金を流入させることを目的とした国際資本取引に関わる規制の緩和は、通貨危機に際して自国通貨減価圧力を一段と高める仕組みを容認することであり、通貨危機に見舞われた場合のコストを高めることにつながる可能性がある。すなわち、国際資本取引の自由度の変化の効果に関して、海外からの資金流入額と通貨危機時に被るコストの間でのトレードオフ⁹が存在すると考えることができ、そのような考え方に立つならば、各国の発展段階に応じて、最適な国際資本取引の自由度を達成すべきであるとの議論が成立し得る。

もっとも、通貨危機の深度は複数の要因の作用の結果であり、図表 17、18 にみられる *IFL* と通貨危機の深度の正の相関関係は、国際資本取引の自由度以外の要因の影響を制御した結果ではない。よって、ここでは両変数が因果関係を持つ可能性が示唆されているに止まっている点には注意が必要である。また、5 節までの回帰分析の結果と同様に、東アジア通貨危機時に観察された現象が他の通貨危機でも観察されるものとして一般化はできないように思われる。より多くの通貨危機を対象として、国際資本取引の自由度の影響についての分析を蓄積していくことが必要である。

⁹ 本稿では国際資本取引の自由度と通貨危機の「深度」の間でのトレードオフの存在の可能性を考察しているが、同自由度と通貨危機の「発生確率」の間でのトレードオフの存在も考察対象として極めて重要である。

7. 結びに代えて

本稿で紹介した実証分析の結果の要点は以下の通りである。

通貨危機理論が重要性を強調している経済指標の、通貨危機の深度に関する説明力は、個別の通貨危機で異なっている。1つの通貨危機で説明力がある経済指標であっても、他の通貨危機時に説明力を持つとは限らない。

「ファンダメンタルズが極端に悪く、同時に、流動性枯渇の可能性が高い場合のみ、ファンダメンタルズに関連する個別経済指標の悪化は通貨危機の深度を大きくする」といった仮説は、東アジア通貨危機のサンプルでは受け入れられないが、メキシコ通貨危機のサンプルでは受け入れられる。

コンテージョン・チャンネルの説明力は確認された。特に、ファンダメンタルズ関連の経済指標の説明力が低い東アジア通貨危機では、コンテージョン・チャンネルの効果も加えることによって、回帰式の説明力は大きく向上した。

東アジアの主要数力国を対象として、東アジア通貨危機時の国際資本取引の自由度と通貨危機の深度の相関を検証すると、限定されたサンプルではあるが、国際資本取引の自由度が高い国ほど、通貨危機の深度が大きいという因果関係の存在が示唆された。

以上の結果は、通貨危機から被る影響を小さくするには、健全な国内経済政策（IS バランス、銀行貸出内容の健全性等）と良好な対外流動性ポジションが必要であることを示唆している。また、本稿での分析結果から、国際資本取引の自由度と通貨危機の深度との関係の重要性も示唆されているが、同トピックに関する研究は蓄積が少なく、その政策インプリケーションの重要性に鑑みれば、今後一層研究が進められるべきトピックであることを指摘しておく。

(参考文献一覧)

服部正純、「通貨危機への対応策としての流動性供給の意義について - 最近の理論および実証研究からのインプリケーション - 」、『金融研究』第 21 巻第 2 号、日本銀行金融研究所、2002 年、179 ~ 212 頁

Bussière, M., and C. Mulder, “External vulnerability in Emerging Market Economies: How High Liquidity Can Offset Weak Fundamentals and the Effects of Contagion,” IMF Working Paper WP/99/88, 1999.

Cerra, V., and S. C. Saxena, “Contagion, Monsoons, and Domestic Turmoil in Indonesia: A Case Study in the Asian Currency Crisis,” IMF Working Paper WP/00/60, 2000.

Corsetti, G., P. Pesenti, and N. Roubini, “Paper Tigers? A Model of the Asian Crisis,” *European Economic Review*, 43(7), 1999, pp. 1211-36.

-----, -----, and -----, “Fundamental Determinants of the Asian Crisis: the Role of Financial Fragility and External Imbalances,” paper presented at the 10th NBER East Asian Seminar on Economics 1999, 2000.

De Gregorio, J., and R. O. Valdes, “Crisis Transmission: Evidence from the Debt, Tequila, and Asian Flu Crises,” paper presented at the WIDER Conference at the World Bank, 1999.

Flood, R. P., and P. M. Garber, “Collapsing Exchange Rate Regimes: Some Linear Examples,” *Journal of International Economics*, 17, 1984, pp. 1-13.

Fratzcher, M., “What Causes Currency Crises: Sunspots, Contagion or Fundamentals?” EUI Working Paper ECO No.99/39, 1999.

Greenspan, A., “Currency Reserves and Debt,” remark before the World

Bank Conference on Recent Trends in Reserves Management, Washington, D.C., 1999.

Krugman, P., "A Model of Balance-of-Payments Crises," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 11(3), 1979, pp. 311-25.

Milesi-Ferretti, G. M, and A. Razin, "Current Account Reversals and Currency Crises," in *Currency Crises*, edited by Paul Krugman, the University of Chicago Press, 2000.

Radelet, S, and J. Sachs, "The Onset of the East Asian Financial Crisis," NBER Working Paper No.6680, 1998.

(統計出所一覧)

為替レート : *IFS(International Financial Statistics, IMF)* 項目 rf(Exchange Rates, Principal Rate)

外貨準備高 : *IFS*、項目 11.d (International Liquidity, Total Reserves minus Gold)

国内民間信用残高 : *IFS*、項目 32 から項目 32an を引いた値 (Monetary Survey, Domestic Credit *minus* Claims on Central Govt.<Net>)

経常収支 : *IFS*、項目 78ald (International Transactions, Current Account)

財政収支 : *IFS*、項目 80 (Government Finance, Deficit or Surplus)

GDP : *IFS*、項目 99b (National Accounts, Gross Domestic Product)

対外短期債務額 : *Joint BIS-IMF-OECD-World Bank statistics on external debt, BIS, IMF, OECD, World Bank*

各国銀行のクロスボーダー与信額 : *The BIS Consolidated International Banking Statistics, BIS*

各国の輸出先別輸出統計 : *Direction of Trade Statistics Yearbook, IMF*

ただし、台湾の経済統計については、IMF 作成統計に含まれていないため、以下のデータソースより入手した。これらの統計の定義は IMF 作成統計と同じと考えて良い。

台湾の為替レート、外貨準備高、国内民間信用残高、経常収支、財政収支、GDP : *Financial Statistics, Central Bank of China*

台湾の輸出先別輸出統計 : *CEIC, CEIC Data Company Limited*

台湾の対中輸出 : 自由中国之工業、行政院經濟建設委員会

(図表1) サンプル国一覧

ラテン・アメリカ諸国

メキシコ
アルゼンチン
ブラジル
チリ
ペルー
ベネズエラ
コロンビア
エクアドル
ボリビア
ウルグアイ

東アジア諸国

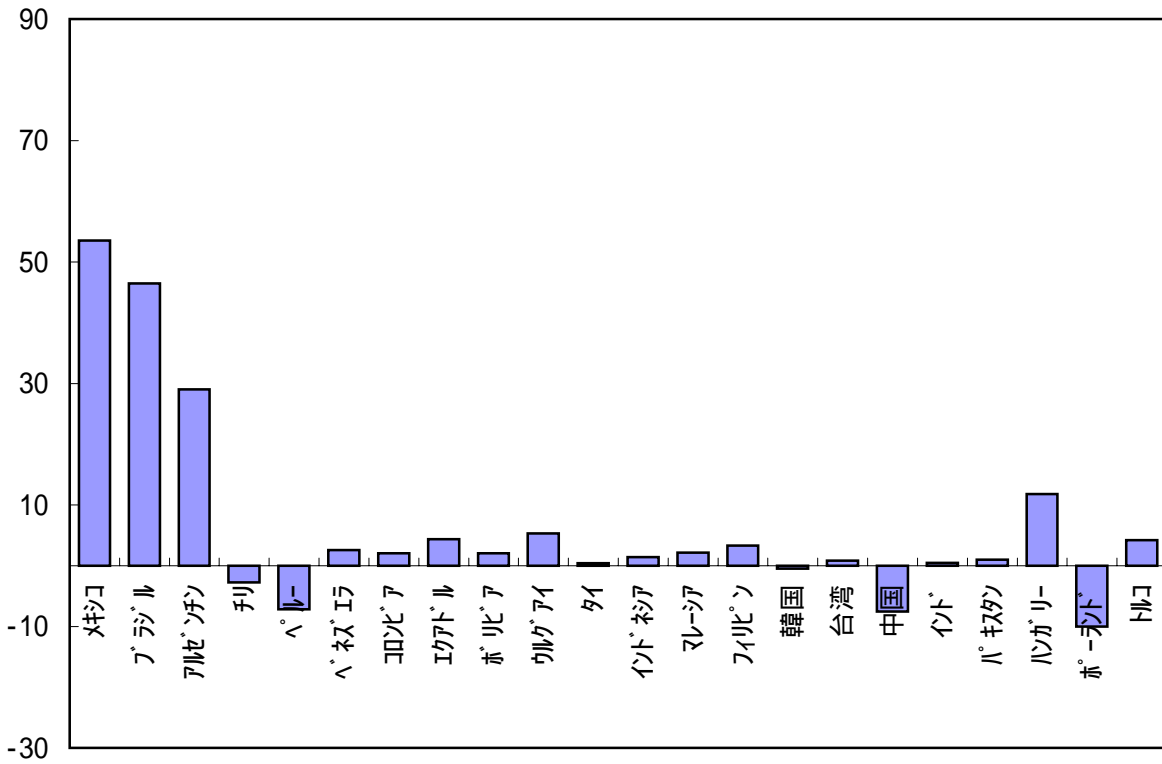
タイ
インドネシア
マレーシア
フィリピン
韓国
パキスタン
インド
台湾
中国

東欧諸国、その他

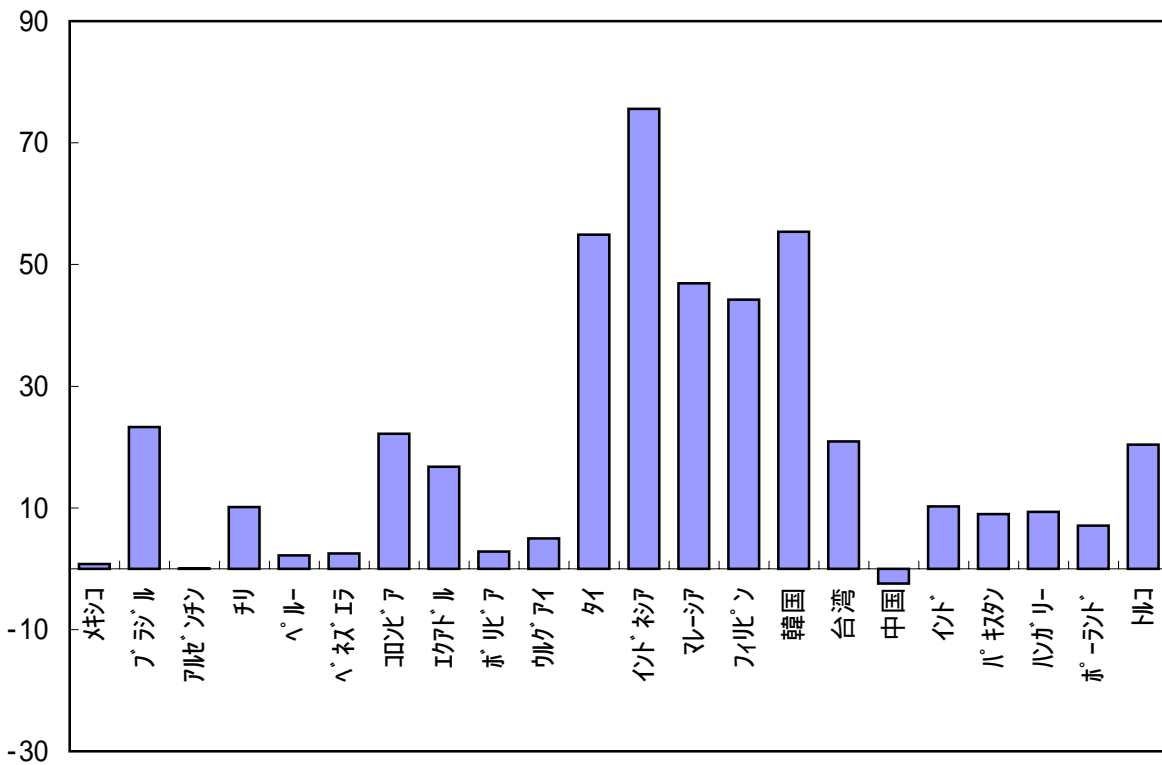
ハンガリー
ポーランド
トルコ

以上22カ国

(図表2-1) メキシコ通貨危機時の各国の通貨危機の深度



(図表2-2) 東アジア通貨危機時の各国の通貨危機の深度



(図表3) 回帰分析：基本モデル

| 説明変数 | 全サンプル | メキシコ通貨危機 サンプル | 東アジア通貨危機 サンプル |
|-----------------|-------------------|--------------------|-------------------|
| C(1) 定数項 | -1.780 (0.756) | -21.743 (0.017) | 7.782 (0.323) |
| C(2) CAGDP | -0.948 (0.204) | -2.403 (0.013) | -0.557 (0.644) |
| C(3) FDGDP | -0.690 (0.498) | -3.096 (0.009) | 0.763 (0.658) |
| C(4) CRGDP | 0.538 (0.018) | 0.693 (0.008) | 0.586 (0.131) |
| C(5) ESDFR | 0.092 (0.053) | 0.145 (0.027) | 0.092 (0.164) |
| 自由度修正済み 決定係数 | 0.170 | 0.358 | 0.181 |

(注) () 内はp値。

(図表4-1) 回帰分析 : 拡張モデル1 ($Fx=CAGDP$)

| | 説明変数 | 全サンプル | メキシコ通貨危機 サンプル | 東アジア通貨危機 サンプル |
|-------------------------|-------------|-------------------|--------------------|-------------------|
| C(1) | 定数項 | -0.408 (0.947) | -13.758 (0.117) | 0.862 (0.928) |
| C(2) | CAGDP | -0.506 (0.473) | -1.471 (0.119) | -0.202 (0.858) |
| C(3) | FDGDP | -0.837 (0.369) | -2.526 (0.025) | -0.314 (0.854) |
| C(4) | CRGDP | 0.336 (0.118) | 0.442 (0.091) | 0.561 (0.154) |
| C(5) | ESDFR | 0.080 (0.190) | 0.091 (0.161) | 0.184 (0.113) |
| C'(Fx) | CAGDP*LD | 1.162 (0.654) | -0.227 (0.950) | 5.405 (0.229) |
| C''(Fx) | CAGDP*LD*FD | -6.436 (0.018) | -4.532 (0.282) | -8.035 (0.055) |
| 自由度修正済み 決定係数 | | 0.320 | 0.465 | 0.289 |
| 係数制約条件 Wald Test帰無仮説 | | | | |
| C(2)+C(6)=0 | | (0.796) | (0.651) | (0.266) |
| C(2)+C(6)+C(7)=0 | | (0.002) | (0.003) | (0.354) |
| 符号条件 | | | | |
| C(2)+C(6)+C(7)<0 | | -0.578 | -6.231 | -2.832 |

(注) () 内はp値。

(図表4-2) 回帰分析 : 拡張モデル1 ($Fx=FDGDP$)

| | 説明変数 | 全サンプル | メキシコ通貨危機 サンプル | 東アジア通貨危機 サンプル |
|-------------------------|-------------|-------------------|--------------------|-------------------|
| C(1) | 定数項 | -6.894 (0.238) | -14.023 (0.111) | -0.343 (0.959) |
| C(2) | CAGDP | -0.899 (0.180) | -1.443 (0.128) | -0.095 (0.913) |
| C(3) | FDGDP | -1.741 (0.080) | -2.537 (0.022) | -1.780 (0.222) |
| C(4) | CRGDP | 0.536 (0.010) | 0.430 (0.095) | 0.636 (0.039) |
| C(5) | ESDFR | 0.146 (0.009) | 0.098 (0.143) | 0.158 (0.034) |
| C'(Fx) | FDGDP*LD | 5.636 (0.022) | 0.700 (0.814) | 7.290 (0.022) |
| C''(Fx) | FDGDP*LD*FD | 16.079 (0.154) | -48.471 (0.033) | 20.536 (0.147) |
| 自由度修正済み 決定係数 | | 0.333 | 0.467 | 0.575 |
| 係数制約条件 Wald Test帰無仮説 | | | | |
| C(3)+C(6)=0 | | (0.089) | (0.549) | (0.049) |
| C(3)+C(6)+C(7)=0 | | (0.064) | (0.025) | (0.050) |
| 符号条件 | | | | |
| C(3)+C(6)+C(7)<0 | | 19.974 | -50.307 | 26.046 |

(注) () 内はp値。

(図表4-3) 回帰分析 : 拡張モデル1 ($Fx=CRGDP$)

| | 説明変数 | 全サンプル | メキシコ通貨危機 サンプル | 東アジア通貨危機 サンプル |
|-------------------------|-------------|-------------------|--------------------|-------------------|
| C(1) | 定数項 | 1.028 (0.848) | -13.773 (0.117) | 9.357 (0.236) |
| C(2) | CAGDP | -0.438 (0.533) | -1.475 (0.117) | -0.279 (0.814) |
| C(3) | FDGDP | -0.678 (0.474) | -2.513 (0.023) | 0.738 (0.670) |
| C(4) | CRGDP | 0.289 (0.207) | 0.441 (0.097) | 0.345 (0.394) |
| C(5) | ESDFR | 0.070 (0.119) | 0.092 (0.161) | 0.077 (0.241) |
| C'(Fx) | CRGDP*LD | 0.482 (0.501) | -0.021 (0.974) | 1.193 (0.402) |
| C''(Fx) | CRGDP*LD*FD | 0.972 (0.252) | 1.532 (0.119) | -0.178 (0.906) |
| 自由度修正済み 決定係数 | | 0.297 | 0.465 | 0.214 |
| 係数制約条件 Wald Test帰無仮説 | | | | |
| C(4)+C(6)=0 | | (0.257) | (0.517) | (0.264) |
| C(4)+C(6)+C(7)=0 | | (0.000) | (0.004) | (0.067) |
| 符号条件 | | | | |
| C(4)+C(6)+C(7)>0 | | 1.744 | 1.953 | 1.360 |

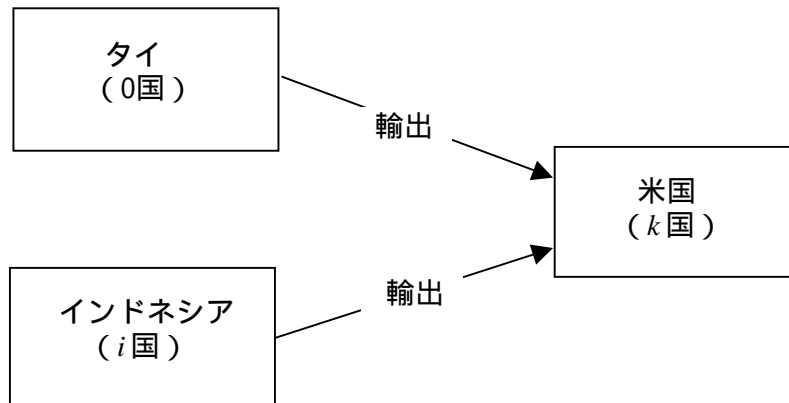
(注) () 内はp値。

(図表4-4) 回帰分析 : 拡張モデル1 ($Fx=ESDFR$)

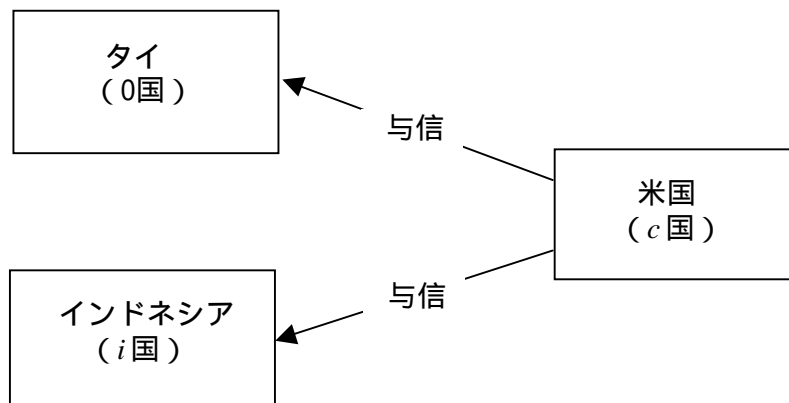
| | 説明変数 | 全サンプル | メキシコ通貨危機 サンプル | 東アジア通貨危機 サンプル |
|-------------------------|-------------|-------------------|--------------------|-------------------|
| C(1) | 定数項 | -1.509 (0.807) | -15.645 (0.087) | -2.795 (0.775) |
| C(2) | CAGDP | -0.443 (0.472) | -1.309 (0.169) | 0.011 (0.990) |
| C(3) | FDGDP | -0.949 (0.266) | -2.319 (0.037) | 0.303 (0.833) |
| C(4) | CRGDP | 0.317 (0.093) | 0.384 (0.143) | 0.443 (0.151) |
| C(5) | ESDFR | 0.107 (0.254) | 0.143 (0.145) | 0.310 (0.104) |
| C'(Fx) | ESDFR*LD | -0.059 (0.403) | -0.049 (0.499) | -0.217 (0.128) |
| C''(Fx) | ESDFR*LD*FD | 0.313 (0.000) | 0.294 (0.027) | 0.274 (0.003) |
| 自由度修正済み 決定係数 | | 0.454 | 0.481 | 0.498 |
| 係数制約条件 Wald Test帰無仮説 | | | | |
| C(5)+C(6)=0 | | (0.257) | (0.132) | (0.171) |
| C(5)+C(6)+C(7)=0 | | (0.000) | (0.004) | (0.001) |
| 符号条件 | | | | |
| C(5)+C(6)+C(7)>0 | | 0.361 | 0.388 | 0.367 |

(注) () 内はp値。

(図表5) Index of Trade Competitionの概念図



(図表6) Index of Common Lenderの概念図



(図表7) ITC算出に用いた国一覧

| グラウンド・ゼロ国 (0国) | |
|----------------|--------|
| メキシコ通貨危機時：メキシコ | |
| 東アジア通貨危機時：タイ | |
| 輸出先国 (k 国) | |
| 米国 | カナダ |
| 英国 | 日本 |
| フランス | スペイン |
| ドイツ | 中国 |
| イタリア | |
| 輸出競争国 (i 国) | |
| メキシコ | インドネシア |
| アルゼンチン | マレーシア |
| ブラジル | フィリピン |
| チリ | 韓国 |
| ペルー | 台湾 |
| ベネズエラ | 中国 |
| コロンビア | インド |
| エクアドル | パキスタン |
| ボリビア | ハンガリー |
| ウルグアイ | ポーランド |
| タイ | トルコ |

(図表8) ICL算出に用いた国一覧

| グラウンド・ゼロ国 (0国) | |
|----------------|---------|
| メキシコ通貨危機時：メキシコ | |
| 東アジア通貨危機時：タイ | |
| 資金貸出国 (c 国) | |
| 米国 | 香港 |
| 英国 | アイルランド |
| フランス | ルクセンブルグ |
| ドイツ | オランダ |
| イタリア | ノルウェー |
| カナダ | ポルトガル |
| 日本 | シンガポール |
| スペイン | スウェーデン |
| オーストリア | スイス |
| ベルギー | 台湾 |
| デンマーク | トルコ |
| フィンランド | |
| 資金借入国 (i 国) | |
| メキシコ | インドネシア |
| アルゼンチン | マレーシア |
| ブラジル | フィリピン |
| チリ | 韓国 |
| ペルー | 台湾 |
| ベネズエラ | 中国 |
| コロンビア | インド |
| エクアドル | パキスタン |
| ボリビア | ハンガリー |
| ウルグアイ | ポーランド |
| タイ | トルコ |

(図表9-1) 回帰分析：拡張モデル2 (全サンプル)

| 説明変数 | | | |
|-----------------|-------|-------------------|--------------------|
| C(1) | 定数項 | -0.194 (0.972) | -23.773 (0.011) |
| C(2) | CAGDP | -0.589 (0.428) | -1.305 (0.049) |
| C(3) | FDGDP | -0.649 (0.513) | -1.075 (0.202) |
| C(4) | CRGDP | 0.396 (0.086) | 0.190 (0.332) |
| C(5) | ESDFR | 0.079 (0.089) | 0.077 (0.052) |
| C(6) | ITC | - - | 87.068 (0.000) |
| C(7) | ICL | - - | 11.194 (0.411) |
| 自由度修正済み 決定係数 | | 0.057 | 0.344 |

(注1) グラウンド・ゼロ国(メキシコ通貨危機時のメキシコと東アジア通貨危機時のタイ)はサンプルに含まれない。

(注2) ()内はp値。

(図表9-2) 回帰分析：拡張モデル2 (メキシコ通貨危機サンプル)

| 説明変数 | | | |
|-----------------|-------|--------------------|--------------------|
| C(1) | 定数項 | -13.797 (0.103) | -62.071 (0.000) |
| C(2) | CAGDP | -1.475 (0.105) | -2.753 (0.002) |
| C(3) | FDGDP | -2.512 (0.019) | -3.479 (0.000) |
| C(4) | CRGDP | 0.439 (0.077) | 0.412 (0.037) |
| C(5) | ESDFR | 0.093 (0.127) | 0.148 (0.006) |
| C(6) | ITC | - - | 54.539 (0.040) |
| C(7) | ICL | - - | 47.248 (0.003) |
| 自由度修正済み 決定係数 | | 0.162 | 0.534 |

(注1) メキシコ(グラウンド・ゼロ国)はサンプルに含まれない。

(注2) ()内はp値。

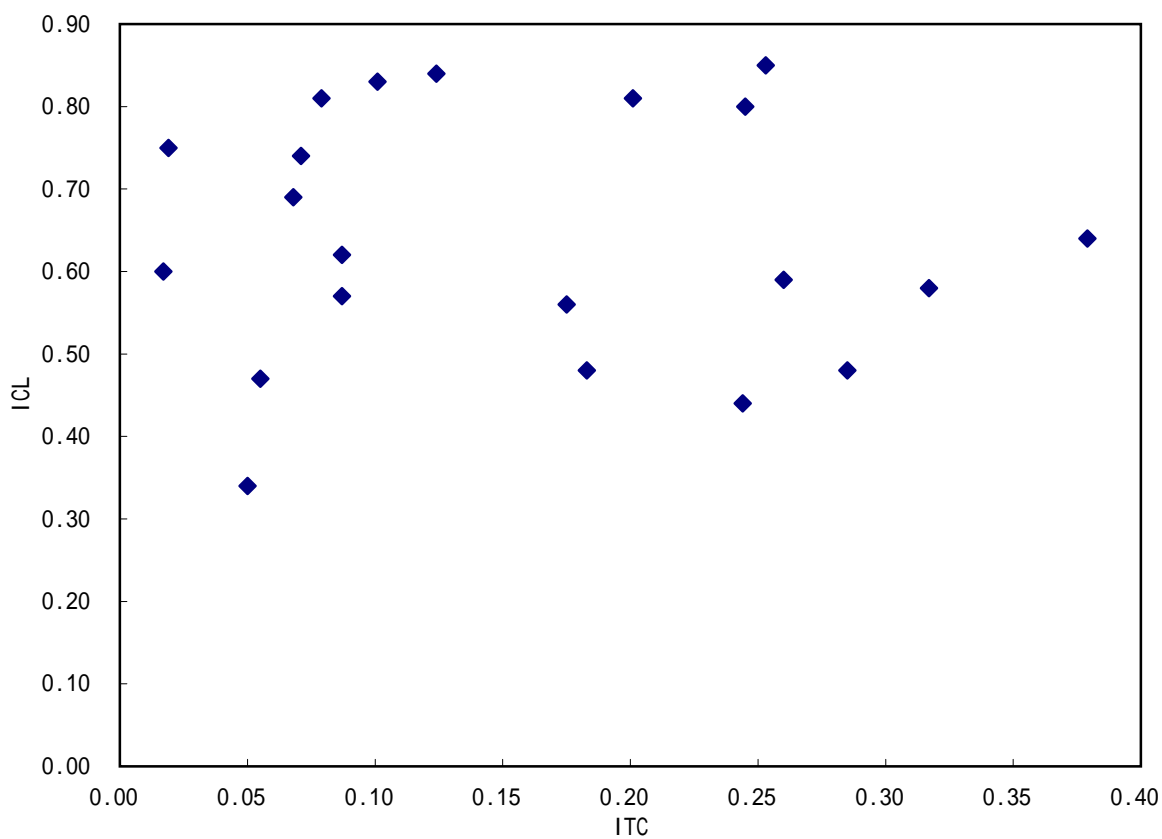
(図表9-3) 回帰分析：拡張モデル2 (東アジア通貨危機サンプル)

| 説明変数 | | | |
|-----------------|-------|-------------------|--------------------|
| C(1) | 定数項 | 7.982 (0.320) | -18.228 (0.081) |
| C(2) | CAGDP | -0.428 (0.730) | -1.020 (0.264) |
| C(3) | FDGDP | 0.707 (0.687) | 0.023 (0.985) |
| C(4) | CRGDP | 0.514 (0.208) | 0.393 (0.185) |
| C(5) | ESDFR | 0.089 (0.187) | 0.078 (0.129) |
| C(6) | ITC | - - | 110.14 (0.025) |
| C(7) | ICL | - - | 4.238 (0.891) |
| 自由度修正済み 決定係数 | | 0.072 | 0.541 |

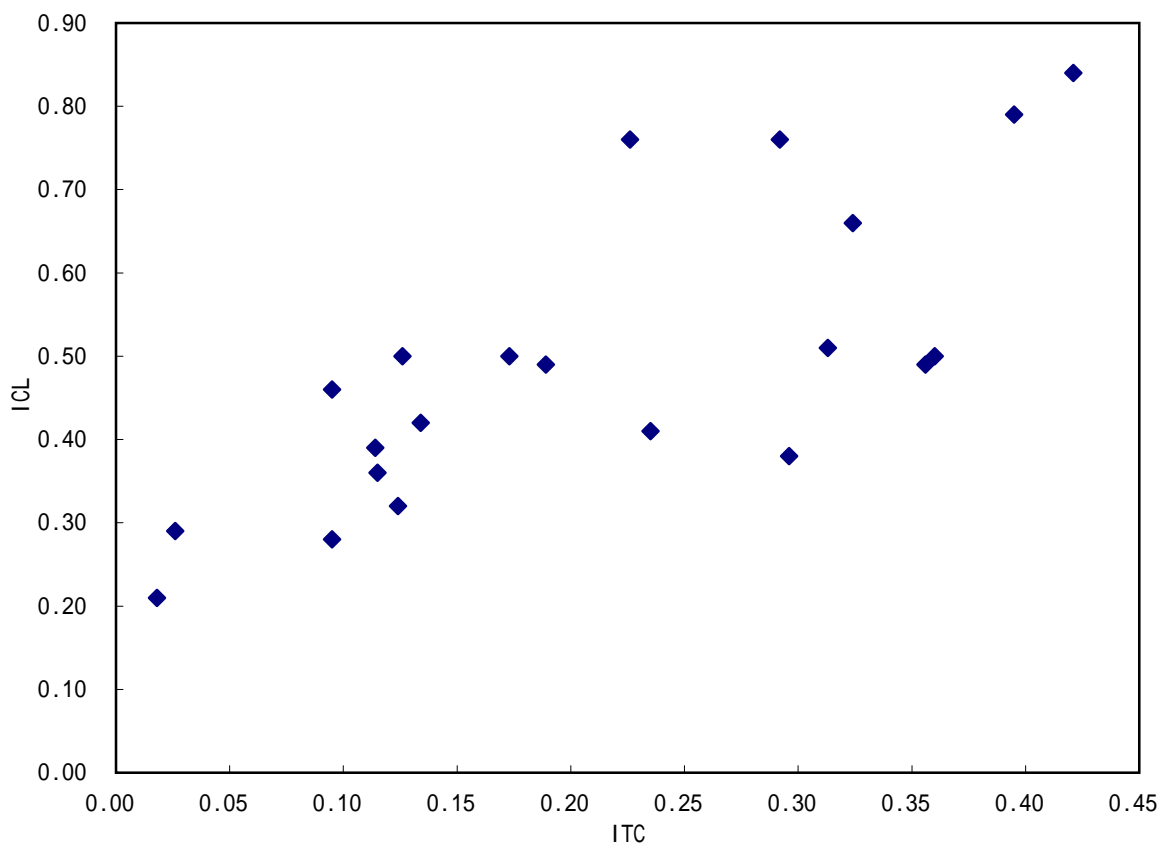
(注1) タイ (グラウンド・ゼロ国) はサンプルに含まれない。

(注2) () 内はp値。

(図表10) メキシコ通貨危機時のITCとILCの関係



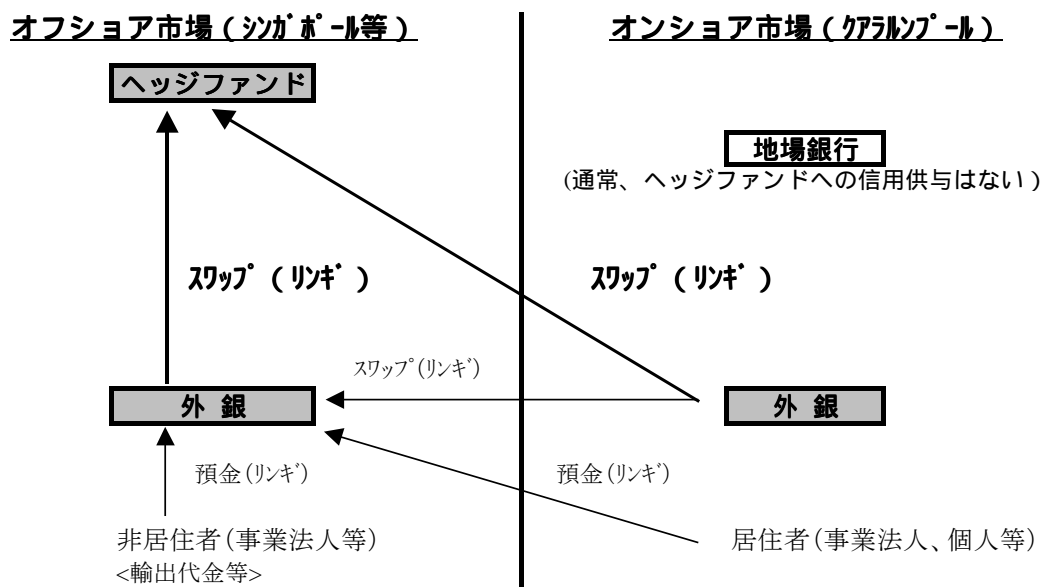
(図表11) 東アジア通貨危機時のITCとILCの関係



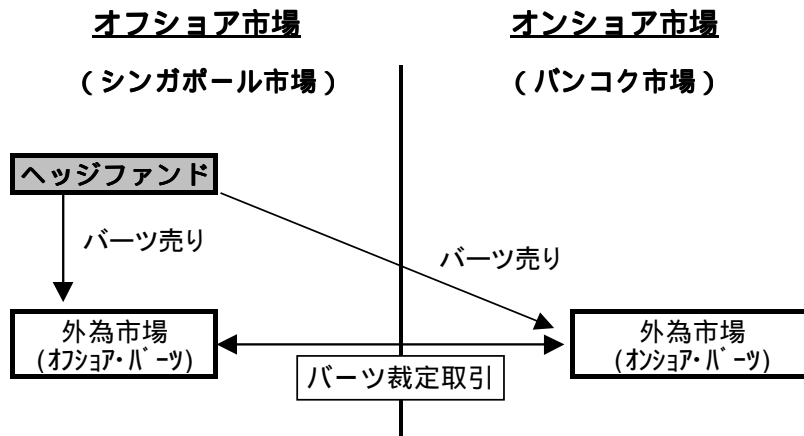
(図表12) 国際資本取引の自由度の段階

| | | |
|---------------------------|---------|----------------------------------------------------------------------|
| 高い ↑ 自由度 ↓ 低い | Stage 3 | 非居住者による現地通貨建て金融商品（債券、株式等）への投資が認められており、居住者による非居住者への現地通貨の貸付も認められている。 |
| | Stage 2 | 非居住者による現地通貨建て金融商品（債券、株式等）への投資が認められているが、居住者による非居住者への現地通貨の貸付は認められていない。 |
| | Stage 1 | 非居住者による現地通貨の保有が認められていない。 |

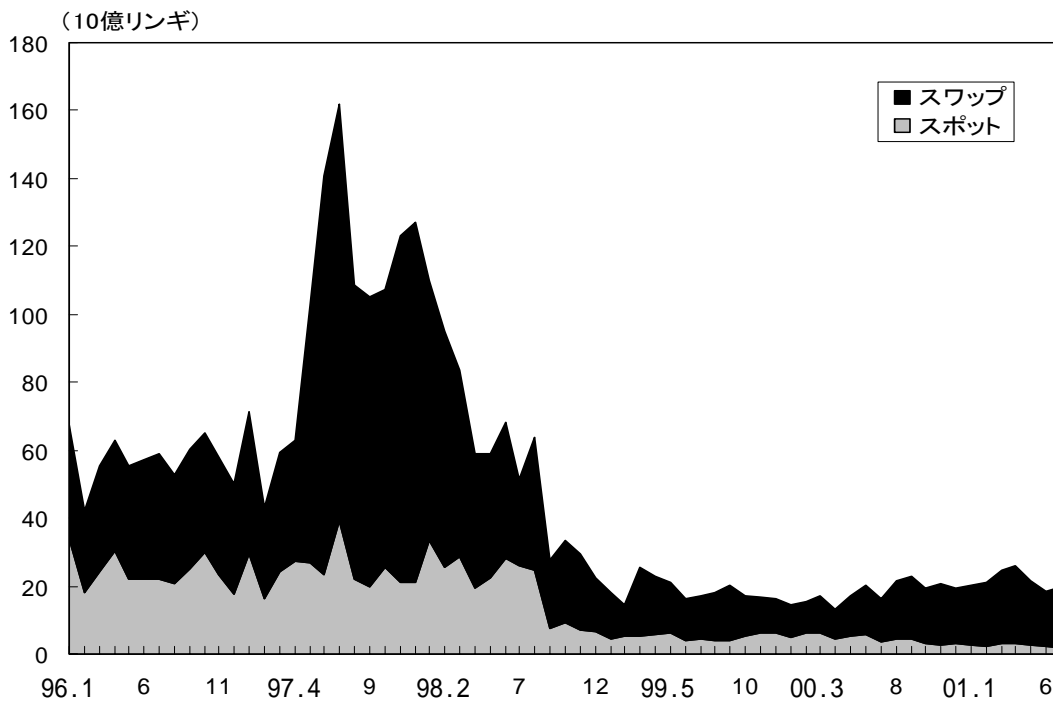
(図表13) 投機筋への現地通貨供給ルートのご概念図（マレーシアの例）



(図表14) 投機筋による現地通貨の売却 (タイの例)

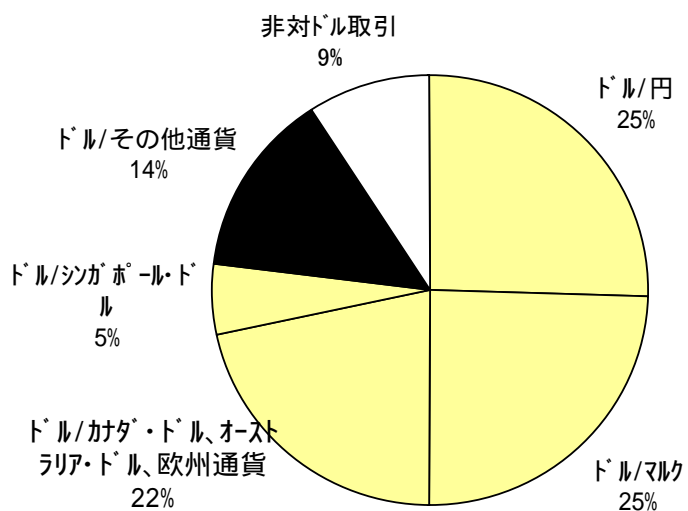


(図表15) マレーシア国内銀行の外為取引高の推移

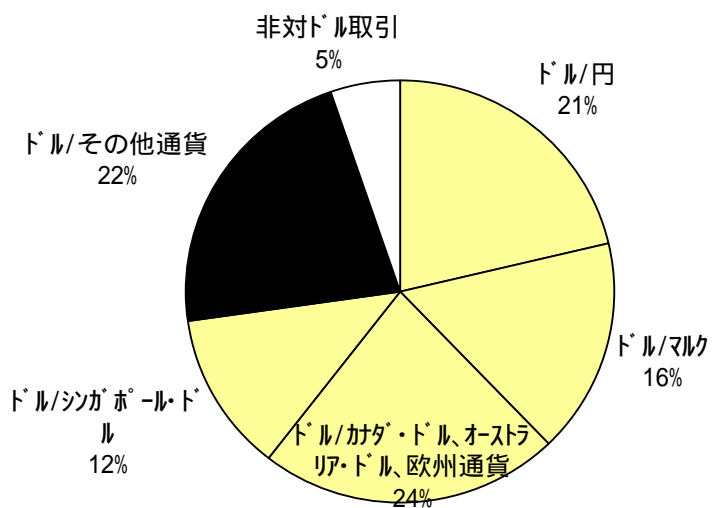


(図表16) シンガポール外為取引市場での対米ドル取引通貨の内訳

1995年：合計 = 1,050億ドル (日中平均)



1998年：合計=1,390億ドル (日中平均)



(図表17) 東アジア通貨危機時の各国の国際資本取引の自由度と通貨危機の深度

| | 為替取引の自由度 | 通貨危機の深度 |
|--------|----------|---------|
| インドネシア | 3 | 75.58 |
| タイ | 3 | 54.91 |
| マレーシア | 3 | 46.91 |
| 韓国 | 2 | 55.37 |
| フィリピン | 2 | 44.22 |
| 台湾 | 2 | 20.93 |
| 中国 | 1 | -2.43 |

(図表18) 東アジア通貨危機時の各国の国際資本取引の自由度と通貨危機の深度

