

# 通貨危機における共通のファンダメンタルズ と伝染効果

GUNJI, Hiroshi / 郡司, 大志

---

(出版者 / Publisher)

Institute of Comparative Economic Studies, Hosei University / 法政大学比較経済研究所

(雑誌名 / Journal or Publication Title)

比較経済研究所ワーキングペーパー

(巻 / Volume)

83

(開始ページ / Start Page)

1

(終了ページ / End Page)

28

(発行年 / Year)

2000-07-22

アジアの金融ビッグバンシリーズ No. 4

# 通貨危機における共通のファンダメンタルズと 伝染効果

郡 司 大 志

# 通貨危機における共通のファンダメンタルズと伝染効果\*

郡司大志<sup>†</sup>

## 1 はじめに

世界中の多くの国がこの数十年の間に幾度となく通貨危機を経験した。主な例だけでも、1980 年代の中南米危機、1992-93 年の EMS 危機、1994-95 年のメキシコ危機、1997 年のアジア危機、そして 1998 年のロシア危機などが挙げられる。これらの危機はそれぞれ個別の原因で危機に陥ったのであろうか。それとも共通の要因があったのであろうか。

本稿の第一の目的は、通貨危機に共通のファンダメンタルズを検証することである。通貨危機の理論、特にファンダメンタルズに基づく理論が危機を十分に説明できるかどうかを確認するための実証分析を行う<sup>1</sup>。これまでの通貨危機についての実証研究の多くはいくつかの問題を抱えていた。例えば、特定の一国を扱った分析や、複数の国の分析であっても特定の時期に限定した分析がほとんどであった。また、危機の定義の曖昧さや、標本数が非常に少ないために一般化して考えることが難しいという問題もあった。そこで本稿では、為替相場と外貨準備の変化を加重平均した指数を従属変数として用い、危機の理論により指摘されている説明変数を用いてパネル分析を試みることにする。

第二の目的は、通貨危機の伝染の原因を検証することである。通貨危機が伝染する要因に対する説明は大きく 2 つに分けることができる。貿易による伝染と金融市場からの伝染

---

\* 本稿の作成に際して、露見誠良先生（法政大学）より親身なご指導を頂いた。また、絵所秀紀先生（法政大学）、小川英治先生（一橋大学）、田村晶子先生（法政大学）、横内正雄先生（法政大学）、および上坂豪氏（法政大学大学院博士課程）より有益なコメントを頂いた。これらの方々に感謝する。もちろん、残された誤りは筆者のものである。

<sup>†</sup> 法政大学大学院社会科学部経済学専攻博士課程。E-mail: hgunji@mt.tama.hosei.ac.jp

<sup>1</sup> この目的は Tornell (1999) と同じであるが、本稿では期間や対象国、説明変数などを拡張している。

である。これらの説は実証分析が始まったばかりであり、まだ十分な結論が得られていない。そこで、伝染効果を表すダミー変数を用いてどちらの説がより説明力があるのかを分析する。

本稿の構成は以下の通りである。第 2 節では、通貨危機と伝染効果の実証分析における先行研究について概観する。第 3 節では、パネルデータを用いて通貨危機についての実証分析を行い、共通のファンダメンタルズを求める。また、危機の伝染がどのような要因で起きるのかについても検証する。第 4 節で結論を述べる。

## 2 先行研究

Krugman (1979)や Flood and Garber (1984)の研究以来、通貨危機がファンダメンタルズの悪化によるものと考えられるようになった。第 1 世代モデルと呼ばれる彼らの理論では、政府が固定為替相場維持と矛盾する政策を採ることで投機的攻撃を被ることを分析している<sup>2</sup>。ここから、通貨危機をファンダメンタルズの面から実証しようとする分析が始まった<sup>3</sup>。

初期の実証分析は、特定の国や特定の通貨危機のみに焦点を合わせて行われ、それぞれの危機における原因を探ることが目的であった。Blanco and Garber (1983)による 1973-82 年のメキシコについての分析や、Cumby and Wijnbergen (1989)による 1980 年初頭のアルゼンチンの分析などがある。

しかし、一国のみの研究は、その国の事例にしか当てはまらないような例外的な原因をも捉えてしまうかもしれない。そこで複数の国を同時に分析し、その結果から危機に共通の要因を検証しようとする試みが生まれた。Edwards (1989)は 1962-83 年の 39 の発展途

---

<sup>2</sup> 通貨危機モデルの概観は、小川 (1998) を参照。

<sup>3</sup> 実証分析の優れたサーベイとして、Kaminsky, Lizondo and Reinhart (1998)がある。彼らは多くの研究を詳細に調査し、危機の先行指標 (leading indicator) について考察している。

上国を分析している。また、Sachs, Tornell and Velasco (1996)は、メキシコ危機について新興市場 30 ヶ国のデータから実証分析した。その結果、銀行貸出、実質為替相場、M2 と外貨準備の比率が危機の原因となったことを示している。

以上の分析は事後的に危機を検証し、その原因を探ることが目的であった。しかし、これらに代わって、危機を事前に予測しようとする研究も平行して行われた。例えば、Kaminsky and Reinhart (1999)は 1970-95 年の 20 カ国の分析において様々な変数を用い、危機の予測の精度を上げることに成功している。

しかし、ファンダメンタルズ要因で危機が説明できないとする研究もある。これは、Obstfeld (1994)などが指摘した、通貨危機が投機家の自己実現的予想によって起きるとする第 2 世代モデルを支持するものである。例えば、Rose and Svensson (1994)は、1979-92 年の EMS 参加 6 カ国を分析している。そして、EMS 危機において投機的攻撃が予想されたものではなく突然起きたことを指摘し、ファンダメンタルズも危機を有意に説明していないことを示した。また、Eichengreen, Rose and Wyplosz (1995)は、1959-93 年の OECD20 カ国のデータを分析した。その一つの結論として、EMS 危機においてファンダメンタルズが通貨危機モデルによって示唆される変化を見せなかったことを示し、EMS 危機が自己実現的に起きたことを示唆した。ただし、これらの分析ではいくつかの変数に変化が見られるため、必ずしもファンダメンタルズが寄与していないと結論することが妥当とは言えないと考えられる。よって、次節ではどのようなファンダメンタルズ要因が危機を有意に説明するのか、あるいはしないのかを検証する。

一方で、国内要因だけではなく国外の要因からも危機が起きてしまうことも指摘されている。ある国で起きた危機が、その周辺の国々にも危機をもたらすのである。このような現象は、伝染効果 (contagion effect) と呼ばれている。伝染効果の原因として考えられているのは、以下の 2 つの経路である。

第一に、貿易を介して伝染する経路である。通貨危機に陥った国では、減価によって自国の貿易財価格が相対的に減少する。すなわち、貿易パフォーマンスが改善することにな

る。このことは危機の国と貿易上の競争相手である国々や、二国間貿易を行っている国々のパフォーマンスを相対的に悪化させることになる。Gerlach and Smets (1994)の先駆的な研究では、1992-93年のEMS危機が貿易部門からの伝染効果によるものであったことを指摘し、理論的に説明している。実証分析においては、Eichengreen, Rose and Wyplosz (1996)が1959-93年のOECD諸国を対象にした分析において、貿易の結びつきが強い国々や、マクロ経済的に似通った国々が伝染しやすいことを分析した。また、Glick and Rose (1999)は、5つの期間のクロスセクション・データにおいて貿易リンクの指数を計測し、それが危機の伝染を有意に説明することを示している。

第二に、金融部門を介する経路である。Kaminsky and Reinhart (1999)が指摘しているように、共通の債権者が存在することで複数の国が同時に危機に陥る可能性がある。彼女らは、アジア危機における日本の銀行の役割を重視し、そのエクスポージャーとプレゼンスの高さから危機を引き起こしたと分析している。また、Van Rijckeghem and Weder (1999, 2000)はそれぞれの国における金融部門の結びつきの強さが危機の伝染を導いていると分析し、このような伝染を「金融のスピルオーバー効果」と呼んでいる。

これら2つの経路についての結論は未だ定まっておらず、どちらの経路がより危機の伝染を説明するのかについては明確な結果が出ていない。よって、次節では、伝染効果が貿易を経由したものなのか、金融部門を経由したものなのかについても分析を行うことにする。

### 3 実証分析

本節では、多くの通貨危機の事例が共通の要因によって説明できるかどうかを検証し、伝染効果の経路についても考察する。本稿では、為替相場の変化だけでなく外貨準備の変動をも含む指数を通貨危機として定義する。また、理論によって示唆されるファンダメンタルズを説明変数として用い、1980-98年の30ヶ国の年次データによるパネル分析を行う。

過去に例を見ない伝染を経験したアジア危機・ロシア危機を含むデータを検証することで、それ以前の分析よりも示唆に富んだ推定が可能になると考えられる。対象国はデータの制約が比較的少なく、国際市場で重要な通貨を持つ国以外の国として、アルゼンチン、オーストラリア、ベルギー、ブラジル、チリ、コロンビア、デンマーク、エクアドル、フィンランド、ギリシャ、インドネシア、アイルランド、イタリア、韓国、マレーシア、メキシコ、モロッコ、ニュージーランド、ノルウェー、ペルー、フィリピン、ポルトガル、シンガポール、スペイン、スウェーデン、スイス、タイ、トルコ、イギリス、ベネズエラの 30 ヶ国を選んだ。実質実効為替相場以外は J. P. Morgan の Real Broad Effective Exchange Rate Indices を利用し、それ以外のデータは IMF の International Financial Statistics (IFS) を利用する。

### 3.1 通貨危機の定義

「投機圧力」の指数を従属変数とし、これを様々な説明変数に回帰する方法を採用する。投機圧力の指数は、Eichengreen, Rose and Wyplosz (1995), Kaminsky and Reinhart (1998, 1999), Sachs, Tornell and Velasco (1996), Tornell (1999) など多くの分析で用いられている。投機的攻撃を受けた国では、介入によって平価を守るか、あるいは平価の維持を諦めて通貨を切り下げるかの 2 つの選択を迫られる。そこで投機圧力は、各通貨の対米ドル為替相場切り下げ率と、外貨準備の変化率との加重平均で示すことにする。以降、これを通貨危機指数と呼ぶ。ウェイトには、それぞれの変化率の標準偏差を計測し、その逆数を用いる。危機以外の時期にも為替相場が大きく変動していたり、外貨準備の変動が激しかった場合には、その分のボラティリティーを割り引いた形で評価する必要があるからである。この手法では、標準偏差が大きければウェイトが小さくなるため、指数にはより小さい変動として表される。逆に、ボラティリティーが小さかった場合には、危機と平時との違いがより大きく指数に表される。i 国の t 時点における通貨危機指数 (CCI) を以

下の式で定義する.

$$CCI_{it} = \frac{1}{\sigma_{\Delta E/E}} \frac{\Delta E_{it}}{E_{it}} - \frac{1}{\sigma_{\Delta R/R}} \frac{\Delta R_{it}}{R_{it}}$$

ここで、右辺第一項は為替相場の変化率とその標準偏差の逆数、第二項は外貨準備の変化率とその標準偏差の逆数である。この指数をプロビットとして回帰する分析もあるが、本稿では指数のまま回帰することにする。これは、ファンダメンタルズが危機のタイミングだけでなく厳しさも決定すると想定するためである。

### 3.2 説明変数

説明変数として、以下の変数を用いる。

#### *RES*

多くの第一世代モデルで想定されているような外貨準備が減少する状況を表すため、外貨準備と GDP の比率の変化率で分析する。外貨準備が減少すればするほど、危機に陥り易くなる（通貨危機指数が上昇する）と考えられるため、符号条件は負である。

#### *GDP*

実質 GDP 成長率を説明変数として使用する。消費者物価によりデフレートした。国内ファンダメンタルズ要因であるとともに、Obstfeld (1994)が指摘するように、前年に産出量ショックを経験した国では、意図せざる通貨の切り下げによって産出量を改善しようとするインセンティブが政府にある事を投機家が予想すれば、自己実現的に投機的攻撃が起きるとも考えられる。符号条件は負である。



## *M2R*

国際流動性の指標として、貨幣供給量（M2）と外貨準備残高の比率を使用する<sup>4</sup>。流動的なマネーは即座に外貨に交換される可能性があり、通常想定されているような貿易額に対する外貨準備の比率では危機を説明するには不十分である。貨幣供給に対する外貨準備の比率を用いることで、資本流出に耐え得る外貨準備を各国が保有していたかどうかを検証することができる<sup>5</sup>。符号条件は正である。

## *DCG*

貸出ブーム等による国内信用の拡大を示す変数として、銀行部門の民間部門への貸出と、名目GDPとの比率の変化率を用いる。これは第1世代モデルで想定される状況であると同時に、金融自由化や暗黙的な政府の保証によるモラルハザードから生じる信用拡大によって金融危機と通貨危機が起きるとする説からも支持される。符号条件は正である。

## *RER*

JP Morgan の Real Broad Effective Exchange Rate Indices から実質実効為替相場指数の年平均を算出し、基準時点からの乖離を使用する。通貨の過大評価を示すと同時に、貿易を経由する伝染効果はこの影響を見ることで存在が確かめられるだろう。すなわち、貿易相手が通貨を切り下げれば純輸出は減少し、産出量ショックを被ることになる。政府がこのような影響から通貨を切り下げるインセンティブを持っていると市場が判断した場合、投機的攻撃が起きる。符号条件は正である。

---

<sup>4</sup> Tsurumi (1999)は短期債務と外貨準備との比率を用いたほうが有効であることを指摘しているが、データの制約のためM2を用いることにした。

<sup>5</sup> Calvo (1996)を参照。また、Chang and Velasco (1998)やMoreno (1999)も危機に重要な役割を果たしたと分析している。

## INT

世界市場との金利格差は資本移動に影響を及ぼすと考えられる。金利格差から多くの国が危機を経験する現象はモンスーン効果と呼ばれる。金利格差が縮小ないし負になると資本が流出し、危機に陥ることになる。各国の実質金利とアメリカの実質金利との差を説明変数として使用する。金利は預金金利を、物価は消費者物価を用いた。符号条件は負である。

## CAG

各国別の危機の研究で言及されることの多い経常収支（対 GDP 比）の変化率についても考察する。理論的にも通貨危機に重要な役割を果たしていると考えられている経常収支だが、近年の研究では危機に有意に関連していないことが示されている<sup>6</sup>。符号条件は負である。

## D

伝染効果は特定の変数によって表すことが難しい。そこで、危機の伝染が地域的であるという事実から、地域ごとのダミー変数によって確認する<sup>7</sup>。それぞれの地域で一つでも危機に陥った国があれば、その地域の全ての国においてダミー変数が 1 になるものとする<sup>8</sup>。他のグループからの影響を受けることはないので、1 つのダミーによって地域的伝染を確認することが出来る。区分は、「ヨーロッパ 1」、「ヨーロッパ 2」、「東アジア」、「オセアニア」、「ラテン・アメリカ」の 5 つの地域に分ける。「ヨーロッパ 1」はベルギー、デンマーク、フィンランド、アイルランド、ノルウェー、スウェーデン、イギリスの 7 ヶ国。「ヨーロッパ 2」はギリシャ、イタリア、モロッコ、ポルトガル、スペイン、スイス、トルコの 7 ヶ国。

---

<sup>6</sup> Frankel and Rose (1996)や Kaminsky and Reinhart (1999)などを参照。

<sup>7</sup> Esquivel and Larrain (1998)を参考にした。

<sup>8</sup> 恣意的ではあるが、指数が 2 以上の場合を危機とした。

「東アジア」はインドネシア，韓国，マレーシア，フィリピン，シンガポール，タイの 6 ヶ国。「オセアニア」はオーストラリア，ニュージーランドの 2 ヶ国。「ラテン・アメリカ」はアルゼンチン，ブラジル，チリ，コロンビア，エクアドル，メキシコ，ペルー，ベネズエラの 8 ヶ国とする。経済的には区別すべきだと考えられる国でも，地理的な距離のみを考慮して区分した。この区分は次節で変更する。符号条件は正である。

時系列データとクロスカントリーデータを同時に扱うために，固定効果モデルを最小二乗法で推定する。それぞれの国のデータにおいて，説明変数の係数は等しいが，定数項が国ごとに異なるという式を想定する。これは固定効果と呼ばれる。説明変数は一期のラグを伴うが，地域ダミーのみラグはないものとする。つまり，前期のファンダメンタルズが今期の投機圧力を決定すると考える。この想定は，早期警戒システムと呼ばれる危機を予測する手法に類似しているかもしれない<sup>9</sup>。しかし，本稿では今期の伝染効果を考慮することで，早期警戒システムと異なっている。つまり，予測可能なシグナルと予測の困難な伝染効果を併せ持つ方法で推定を行う。推定式は以下のように表される。

$$CCI_{it} = \alpha_i + \beta_1(D_{it}) + \beta_2(RES_{i,t-1}) + \beta_3(GDP_{i,t-1}) + \beta_4(M2R_{i,t-1}) \\ + \beta_5(DCG_{i,t-1}) + \beta_6(RER_{i,t-1}) + \beta_7(INT_{i,t-1}) + \beta_8(CAG_{i,t-1}) + u_{it}$$

表記はそれぞれ，地域ダミーが D，外貨準備と GDP の比の前年比が RES，GDP 成長率が GDP，M2 と外貨準備の比が M2R，国内銀行の民間部門への貸し出しの対 GDP 比（前年比）が DCG，実質実効為替相場が RER，実質金利差が INT，経常収支の対 GDP 比が CAG としている。 $u_{it}$  は攪乱項である。

なお，それぞれの推定について Breusch and Pagan (1979) の不均一分散に対する LM 検

---

<sup>9</sup> Kaminsky (1998), Kaminsky, Lizondo and Reinhart (1998), Tornell (1999), Berg and Pattillo (1999), Kamin and Babson (1999)などを参照。

定を行い、均一分散であるとする帰無仮説が 5%水準で棄却されたものについては White (1980)の方法で修正された  $t$  値を求める。また、固定効果の  $F$  検定はいずれも帰無仮説を有意に棄却するため、表示は省略した。

### 3.3 共通のファンダメンタルズの考察

推定結果は表 1 に示されている。D と RES は、すべての回帰式において係数が有意にゼロと異なっている。よって、通貨危機が地域的に起きることが確認できる。外貨準備の持続的な悪化が通貨危機に影響するという事実は、多くの第 1 世代モデルでの予想と一致する。M2R, DCG, RER, GDP はいずれの係数も有意であった。これらは、金融危機との関連や貿易による伝染などの説を裏付ける結果である。一方、INT と CAG の係数は有意ではなく、後者は符号も逆になっている。経常収支が危機に陥るシグナルとして十分な役割を果たしていないことはこれまでも指摘されていたが、ここでも危機を説明する変数として認められない。よって、RES, GDP, DCG, M2R, RER が通貨危機に共通のファンダメンタルズとして考えられるだろう。

ただし、これらのファンダメンタルズだけで次期の通貨危機を説明するということは難しい。なぜなら、どの推定結果からも D の係数が有意であり、たとえ今期のファンダメンタルズが良好であっても、来期に他の国で通貨危機が起こればその影響を受けてしまう可能性があるからである。

次に、対象国を OECD 諸国に限定して検証する<sup>10</sup>。推定結果は表 2 に示されている。ここでは、表 1 と比較することでいくつかの興味深い結果が確認される。第一に、ベンチマークと比べて、多くの変数が危機に影響を与えていないという点である。つまり、ファン

---

<sup>10</sup> 対象国は、オーストラリア、ベルギー、デンマーク、フィンランド、ギリシャ、アイルランド、イタリア、ニュージーランド、ノルウェー、ポルトガル、スペイン、スウェーデン、スイス、トルコ、イギリスの 15 カ国。

ダメンタルズが危機の要因になっていないのである。これは、自己実現的危機、すなわち第2世代モデル的な状態である。例えば、表1では係数が有意であったDCGが、表2においては有意ではなくなっている。これは、金融危機との関連による説がOECD諸国には当てはまらないことを示している。また、国内信用の拡大によって危機が引き起こされるとする通常の第1世代モデルでの想定とも食い違う。

第二に、国際流動性不足による危機の可能性である。RESが有意でないのに対しM2Rが有意にゼロと異なることから、他のファンダメンタルズが仮に良好であったとしても、いったん投機的攻撃が始まるとM2に対する外貨準備が不足しているために資金が引き揚げられ、危機に陥る危険性が考えられる。この場合にも、ファンダメンタルズ要因は必ずしも必要ではなくなる。つまり、OECD諸国での通貨危機は、第2世代モデル的状况の可能性が更に強く認められる。

第三に、INTの係数が有意であることである。OECD諸国では世界市場の金利との差が縮小ないし負になった場合に資本が流出し、通貨危機に陥る可能性が高いことを示している。これは、大国や世界市場の影響から様々な国で同時に危機が起きると説明するモンスーン効果を示唆するものである。

新興市場のみで回帰した結果は表3に示されている<sup>11</sup>。DとRESはすべての式において有意であり、M2R、DCGが共に有意である。つまり、OECD諸国で有意ではなかった貸出ブームの通貨危機への影響は、新興市場では説得力を持つのである。これはOECDと比べ、金融機関の規制、監督が効率的に行われていないことを示唆している。また、INTはOECDの結果とは異なり、有意ではなくなっている<sup>12</sup>。つまり、新興市場では金利要因は資本の引き揚げに関連していない。

よって新興市場においては、RES、M2R、DCGが通貨危機に共通のファンダメンタルズ

---

<sup>11</sup> 対象国はIFCのEmerging Stock Market Factbookを参考に、アルゼンチン、ブラジル、チリ、コロンビア、エクアドル、ギリシャ、インドネシア、韓国、マレーシア、メキシコ、モロッコ、ペルー、フィリピン、ポルトガル、タイ、トルコ、ベネズエラの17カ国を選んだ。

<sup>12</sup> これはEMSを研究したOtker and Pazarbasioglu (1997a)において外国金利が有意で、メキシコを研究

と言える。その一方で、新興市場危機において指摘されることの多い CAG は有意ではなかった。また、RER の係数は 18 式では有意であるものの、21 式では有意ではなく推定量も非常に小さい。これは、新興市場での通貨の過大評価が必ずしも通貨危機の前兆とはならないことを示している。

同時に、RER の係数が有意とならなかったことは、貿易を介する伝染効果における二国間貿易の仮説がうまく当てはまらないことも示唆している。しかし、もし地域ダミーが共通の貿易相手を持つ国との競争関係によって伝染が起きている状況を示しているならば、貿易からの伝染効果は危機を十分に説明していることになる。一方で、Kaminsky and Reinhart (1999) が指摘するように、共通の債権者によって地域性が現れていることも考えられる。よって、地域ダミーを更に詳しく調べる必要がありそうである。

以上の結果より、OECD 諸国では自己実現的危機が、新興市場ではファンダメンタルズによる危機が起きていた可能性が考えられる。もちろん、それぞれの危機ではそれぞれの要因が考えられるのであるが、共通の要因として以上のように考察されるのである。また、相対的に自由な金融市場を持つ OECD 諸国と、相対的に金融市場が規制されている新興市場とを比較すると、ファンダメンタルズ要因は自由化が進むとともに重視されなくなる傾向があるとも考えられる。これは、金融自由化とともに過剰な資本の流入・流出が問題になったことと一致する結論である。金融市場が自由化されればされるほど、自己実現的通貨危機の可能性は増すものと推測される。

### 3.4 ダミー変数による伝染効果の考察

本節では、前節で使用した地域ダミーを以下のダミー変数による推定と比較し、伝染効果の地域性がどのような原因で起きているのかを考察する。

---

した Otker and Pazarbasioglu (1997b) において有意でないという結果と整合的である。

## DE

IMF の Direction of Trade Statistics を参考にして、輸出相手ダミーを導入する。最大の輸出先が共通である国ごとに分類し、そのグループの中の一国でも通貨危機に陥ればグループに属するすべての国のダミーが 1、そうでなければ 0 とするダミーである。これは、貿易を介する伝染効果が示唆する影響である。区分は、「対日本」、「対ドイツ」、「対イギリス」、「対アメリカ」、「対フランス」とする。「対日本」はオーストラリア、インドネシア、ニュージーランドの 3 カ国。「対ドイツ」はベルギー、デンマーク、フィンランド、ギリシャ、イタリア、ポルトガル、スウェーデン、スイス、トルコ、イギリスの 10 カ国。「対イギリス」はアイルランド、ノルウェーの 2 カ国。「対アメリカ」はアルゼンチン、ブラジル、チリ、コロンビア、エクアドル、韓国、マレーシア、メキシコ、ペルー、フィリピン、シンガポール、タイ、ベネズエラの 13 カ国。「対フランス」はモロッコ、スペインの 2 カ国。イギリスは年によって「対アメリカ」の方が多きこともあるが、構成国との貿易構造と比較してより近い「対ドイツ」の方に分類した。

## DC

BIS の Consolidated International Banking Statistics を参考に、債権者ダミーを導入する。最大の銀行融資を行っている債権国が共通である国ごとに分類し、そのグループの中の一国でも危機に陥ればグループに属するすべての国のダミーが 1、そうでなければ 0 とするダミーである。これは、共通の債権者の存在によって複数の国が危機に陥るとする説が示唆するものである。区分は、「ドイツ 1」、「ドイツ 2」、「アメリカ」、「スペイン」、「日本」とする。「ドイツ 1」はオーストラリア、デンマーク、フィンランド、アイルランド、イタリア、ノルウェー、スペイン、スウェーデン、スイス、イギリスの 10 カ国。「ドイツ 2」はギリシャ、ポルトガル、トルコの 3 カ国。「アメリカ」はブラジル、コロンビア、エクアドル、メキシコ、フィリピン、ベネズエラの 6 カ国。「スペイン」はアルゼンチン、チリ、ペ

ルールの3カ国。「日本」はインドネシア、韓国、マレーシア、シンガポール、タイの5カ国。ベルギー、モロッコ、ニュージーランドはいずれにも含まれないため、全期間に渡り0である。「ドイツ1, 2」は新興市場とそれ以外に分けたものである。

輸出相手ダミー (DE) を用いて推定した結果は、表4に示されている。決定係数は表1よりも軒並み低い。GDP以外の説明変数のt値は低くなってしまっており、伝染効果を表すダミー変数としてふさわしくない可能性がある。次に、債権者ダミー (DC) について分析した結果が表5である。表1と比べて、いずれの式においても決定係数は高くなっている。ダミー以外の変数の係数は、表1で有意であったものは同様に有意であり、有意でなかったものは同様に有意ではない。また、INTは10%水準で有意ではあるが、値が十分に小さくほとんど影響がないと考えられる。このことから、債権者ダミーが地域ダミーと非常に近いということが考えられよう。つまり、伝染効果の地域性は共通の債権者の存在によるものと考えられるのである。

OECDについての推定は、表6, 7である。表6は輸出相手ダミーを用いているが、決定係数においては表2よりもよい結果は得られなかった。表7は債権者ダミーによる推定で、t値は低くなっているものもあるが、決定係数は表2と比べて向上していることが分かる。ただし、サンプル全体での推定よりは、はっきりとした差は見られない。OECD諸国ではINTと債権者ダミーが危機を説明するのに重要な役割を果たしていることから、世界金利の上昇により資本が流出し、共通の債権者を持つ国々が一度に危機に陥る状況が考えられるであろう。

一方、新興市場についてこの二つのダミーを用いて推定を行ったのが表8, 9である。表8の貿易相手ダミーを用いた推定では、地域ダミーよりも良い結果が得られたとは言えない。特に、56式ではダミー変数が1%水準で帰無仮説を棄却していない点がこれまでの結果と異なっている。表9は債権者ダミーによるもので、全標本のときと同様に説明力が向上している。63式においてはRERの係数が有意ではなく、推定量自体もゼロに近いため、貿



易面での伝染の可能性はさらに低いと考えられる。よって新興市場においても、共通の債権者による伝染効果が強いことが確認された。しかし、OECD とは違って共通のファンダメンタルズに INT が含まれていないため、利子率以外の要因で資本が逃避する可能性がある。つまり、その他のファンダメンタルズ要因によってリスクプレミアムが考慮され、資本が逃避しているものと考えられる。そしてその資本の引き揚げは、共通の債権者を持つ国々で同時に起きることが示されている。ただし、直ちにその国の債権者が危機を引き起こしたと結論できるわけではない<sup>13</sup>。共通の債権者は投機的攻撃のきっかけとなっているだけとも考えられるからである。

以上の結果から、危機が他の国から伝染した国々では初めに危機に陥った国と共通の債権者を持っているために、同時に資本が流出し危機が地域的に伝染するものと考えられる。輸出相手ダミーも有意ではあるが、推定結果からは共通の債権者がより説得力のある説として確認される。つまり、ある一国の通貨危機は周辺の国々の貿易パフォーマンスを悪化させるという形で伝染するというよりも、むしろより多くの投資を行っている国がそれぞれの国から資金を引き揚げることがきっかけとして伝染する経路がより強く認められるのである。

## 4 結論

通貨危機に共通のファンダメンタルズとして、外貨準備、GDP 成長率、国際流動性の指標（M2 と外貨準備の比）、国内信用（銀行貸出）、実質実効為替相場が確認された。サンプルを分けて推定したところ、OECD 諸国では自己実現的危機が、新興市場ではファンダメンタルズによる危機が起きていた可能性が示された。また、相対的に自由な金融市場を持つ OECD 諸国と、相対的に金融市場が規制されている新興市場とを比較すると、ファンダ

---

<sup>13</sup> 小川・熊本（2000）は、アジア危機において日本の銀行が相対的に多くの資金をアジアから引き出したわけではないことを示している。

メンタルズ要因は自由化が進むとともに重視されなくなる傾向があるとも考えられる。これは、金融自由化とともに過剰な資本の流入・流出が問題になったことと一致する結論である。金融市場が自由化されればされるほど、自己実現的通貨危機の可能性は増すものと推測される。

一方で、ファンダメンタルズで説明できない要因も考えられる。地域ごとに分類したダミー変数は他の国から危機の伝染が起きていることを示しており、このダミー変数はすべてのケースにおいて有意であった。次に、地域的な伝染がどのような要因で起きているのかを検証するために、共通の貿易相手国の分類によるダミー変数と共通の債権者の分類によるダミー変数を用いて推計した。その結果、共通の債権者の分類によるダミー変数からより良い結果を得た。よって、伝染効果は共通の債権者による資本の引き揚げが重要な要因となっていると考えられる。同様に、OECD 諸国や新興市場でも、共通の債権者によるダミー変数が最も説明力があることが示された。しかし、ダミー変数を用いた推定には曖昧さが残るのも事実である。伝染効果の経路に関する分析はまだ初期段階にある。更に詳細な分析を今後の課題としたい。

## 参考文献

- Berg, Andrew and Catherine Pattillo (1999), "Predicting Currency Crises: The Indicators Approach and an Alternative," *Journal of International Money and Finance* 18, pp.561-586.
- Blanco, Herminio and Peter M. Garber (1986), "Recurrent Devaluation and Speculative Attacks on the Mexican Peso," *Journal of Political Economy* Vol.94, February, pp.148-66.
- Breusch, T. S. and A. R. Pagan (1979), "A Simple Test for Heteroscedasticity and

- Random Coefficient Variation," *Econometrica*, Vol.47, No.5, pp.1287-1294.
- Calvo, Guillermo A. (1996), "Varieties of Capital-Market Crises," working paper, Center for International Economics, University of Maryland.
- Chang, Roberto and Andres Velasco (1998), "The Asian Liquidity Crisis," *Federal Reserve Bank of Atlanta, Working Paper* 98-11, July.
- Corsetti, Giancarlo, Paolo Pesenti and Nouriel Roubini (1998), "Paper Tiger? A Model of the Asian Crisis," *NBER Working Paper* 6783.
- Cumby, Robert E. and Sweder van Wijnbergen (1989), "Financial Policy and Speculative Runs with A Crawling Peg: Argentina 1979-1981," *Journal of International Economics*, Vol.27, pp.111-27.
- Edwards, Sebastian (1989), *Real Exchange Rates, Devaluation, and Adjustment: Exchange Rate Policy in Developing Countries*, Cambridge, Mass: MIT Press.
- Eichengreen, Barry, Andrew Rose and Charles Wyplosz (1995), "Exchange Market Mayhem: The Antecedents and Aftermath of Speculative Attacks," *Economic Policy*, October, pp.251-296.
- Eichengreen, Barry, Andrew Rose and Charles Wyplosz (1996), "Contagious Currency Crises," *NBER Working Paper* 5681, July.
- Esquivel, Gerardo and Felipe Larrain (1998), "Explaining Currency Crises," unpublished paper, Harvard Institute for International Development.
- Flood, Robert P. and Peter M. Garber (1984), "Collapsing Exchange-Rate Regimes: Some Linear Examples," *Journal of International Economics* 17, pp.1-13.
- Frankel, Jeffrey A. and Andrew K. Rose, (1996), "Currency Crashes in Emerging Markets: An Empirical Treatment," *Journal of International Economics* 41, pp.351-366.
- Gerlach, Stefan and Frank Smets (1994), "Contagious Speculative Attacks," *CEPR*

*Discussion Paper*, No.1055.

Glick, Reuven and Andrew K. Rose (1998), "Contagion and Trade: Why are Currency Crises Regional?" *NBER Working Paper* 6806.

Kamin, Steven B. and Oliver D. Babson (1999), "The Contribution of Domestic and External Factors to Latin American Devaluation Crises: An Early Warning Systems Approach," *International Finance Discussion Papers*, No.645, September.

Kaminsky, Graciela L. (1998) "Currency and Banking Crises: The Early Warnings of Distress," *International Finance Discussion Papers*, No.629, October.

Kaminsky, Graciela L. and Carmen M. Reinhart (1998), "Financial Crises in Asia and Latin America: Then and Now," *American Economic Review*, Vol.88, pp.444-448.

Kaminsky, Graciela L. and Carmen M. Reinhart (1999), "The Twin Cises: The Causes of Banking and Balance-of-Payments Problems," *American Economic Review*, Vol.89, No.3, pp.473-500.

Kaminsky, Graciela L., Saul Lizondo and Carmen M. Reinhart (1998), "Leading Indicators of Currency Crises," *IMF Staff Papers*, Vol.45, No.1, pp.1-48.

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

Moreno, Ramon (1999), "Did a Boom in Money and Credit Precede East Asia's Recent Currency Crisis?" *Economic Review*, Federal Reserve Bank of San Francisco, No.1, pp.23-41.

Obstfeld, Maurice (1994), "The Logic of Currency Crises," *Cahiers Economiques et Monetaires*, Bank of France, 43, pp.189-213.

Otker, Inci and Ceyla Pazarbasioglu (1997), "Speculative Attacks and Macroeconomic Fundamentals: Evidence from Some European Currencies" *European Economic Review* 41, pp.847-860.

- Otker, Inci and Ceyla Pazarbasioglu (1997), "Likelihood versus Timing of Speculative Attacks: A Case Study of Mexico" *European Economic Review* 41, pp.837-845.
- Rose, Andrew K. and Lars E. O. Svensson (1994), "European Exchange Rate Credibility before the Fall," *European Economic Review* 38, pp.1185-1216.
- Sachs, Jeffrey, Aaron Tornell and Andres Velasco (1996), "Financial Crises in Emerging Markets: The Lessons From 1995," *Brookings Papers on Economic Activity* 16, pp.147-215.
- Tornell, Aaron (1999), "Common Fundamentals in the Tequila and Asian Crises," *NBER Working Paper* 7139.
- Tsurumi, Masayoshi (1999), "Coping with Regional Liquidity Crisis," unpublished paper.
- Van Rijkeghem, Caroline and Beatrice Weder (1999), "Sources of Contagion: Finance or Trade?" *IMF Working Paper* WP/99/146.
- Van Rijkeghem, Caroline and Beatrice Weder (2000), "Spillovers Through Banking Centers: A Panel Data Analysis," *IMF Working Paper* WP/00/88.
- White, Halbert (1980), "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and A Direct Test for Heteroskedasticity," *Econometrica*, Vol.48, No.4, pp.817-838.
- 小川英治 (1998) 『国際通貨システムの安定性』 東洋経済新報社.
- 小川英治・熊本方雄 (2000) 「アジア危機における国際銀行融資と群集行動」 神戸大学『国民経済雑誌』 第 181 巻第 1 号, pp.33-55.

表1:推定結果(ベンチマーク)

| 変数            | 回帰式                   |                      |                       |                       |                       |                       |                       |
|---------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
|               | Eq.1                  | Eq.2                 | Eq.3                  | Eq.4                  | Eq.5                  | Eq.6                  | Eq.7                  |
| D             | 6.115***<br>[8.011]   | 6.272***<br>[7.922]  | 6.755***<br>[8.035]   | 6.705***<br>[8.425]   | 5.841***<br>[7.607]   | 6.334***<br>[7.929]   | 6.279***<br>[7.768]   |
| RES           | -1.997***<br>[-3.056] | -1.558**<br>[-2.272] | -2.619***<br>[-3.186] | -1.884***<br>[-2.820] | -1.993***<br>[-3.042] | -2.021***<br>[-2.960] | -1.456**<br>[-1.998]  |
| GDP           | -4.648***<br>[-4.648] |                      |                       |                       |                       |                       | -4.595***<br>[-4.676] |
| M2R           |                       | 0.178***<br>[4.093]  |                       |                       |                       |                       | 0.177***<br>[3.917]   |
| DCG           |                       |                      | 4.939**<br>[2.178]    |                       |                       |                       | 1.433<br>[0.996]      |
| RER           |                       |                      |                       | 4.465***<br>[2.998]   |                       |                       | 3.945***<br>[2.961]   |
| INT           |                       |                      |                       |                       | -0.000<br>[-1.547]    |                       |                       |
| CAG           |                       |                      |                       |                       |                       | 0.024<br>[0.389]      |                       |
| R-squared     | 0.310                 | 0.313                | 0.307                 | 0.302                 | 0.310                 | 0.296                 | 0.343                 |
| adj R-squared | 0.266                 | 0.268                | 0.262                 | 0.260                 | 0.263                 | 0.253                 | 0.294                 |
| LM het. Test  | 20.716                | 12.403               | 26.263                | 8.854                 | 15.982                | 8.470                 | 11.990                |
| P-value       | 0.000                 | 0.000                | 0.000                 | 0.003                 | 0.000                 | 0.004                 | 0.001                 |

注：従属変数は通貨危機指数。カッコ内はt値。帰無仮説を10%有意水準で棄却できる場合は「\*」、5%の場合は「\*\*」、1%の場合は「\*\*\*」を付した。

表2: 推定結果(OECD)

| 変数            | 回帰式                   |                     |                     |                     |                       |                     |                     |
|---------------|-----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|-----------------------|---------------------|---------------------|
|               | Eq.8                  | Eq.9                | Eq.10               | Eq.11               | Eq.12                 | Eq.13               | Eq.14               |
| D             | 8.816***<br>[7.605]   | 8.575***<br>[7.637] | 8.946***<br>[7.422] | 8.858***<br>[8.194] | 8.742***<br>[7.218]   | 8.512***<br>[7.723] | 8.826***<br>[7.502] |
| RES           | -2.117<br>[1.130]     | -0.778<br>[-0.547]  | -1.904<br>[-1.010]  | -1.413<br>[-0.820]  | -2.547*<br>[-1.741]   | -1.780<br>[-0.962]  | -1.042<br>[-0.713]  |
| GDP           | -4.879***<br>[-4.327] |                     |                     |                     |                       |                     | -7.141<br>[-0.948]  |
| M2R           |                       | 0.255***<br>[3.627] |                     |                     |                       |                     | 0.207**<br>[2.589]  |
| DCG           |                       |                     | 1.567<br>[0.519]    |                     |                       |                     |                     |
| RER           |                       |                     |                     | 10.800*<br>[1.895]  |                       |                     | 11.212**<br>[2.107] |
| INT           |                       |                     |                     |                     | -0.381***<br>[-3.050] |                     | -0.243*<br>[-1.893] |
| CAG           |                       |                     |                     |                     |                       | -0.061<br>[-0.344]  |                     |
| R-squared     | 0.283                 | 0.310               | 0.275               | 0.285               | 0.305                 | 0.273               | 0.351               |
| adj R-squared | 0.233                 | 0.256               | 0.226               | 0.238               | 0.256                 | 0.224               | 0.296               |
| LM het. Test  | 4.138                 | 1.121               | 4.142               | 3.989               | 0.121                 | 3.865               | 0.240               |
| P-value       | 0.042                 | 0.290               | 0.042               | 0.046               | 0.728                 | 0.049               | 0.624               |

注：従属変数は通貨危機指数。カッコ内はt値。帰無仮説を10%有意水準で棄却できる場合は「\*」、5%の場合は「\*\*」、1%の場合は「\*\*\*」を付した。対象国は、オーストラリア、ベルギー、デンマーク、フィンランド、ギリシャ、アイルランド、イタリア、ニュージーランド、ノルウェー、ポルトガル、スペイン、スウェーデン、スイス、トルコ、イギリスの15カ国。

表3: 推定結果(新興市場)

| 変数            | 回帰式                   |                      |                       |                       |                       |                       |                       |
|---------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
|               | Eq.15                 | Eq.16                | Eq.17                 | Eq.18                 | Eq.19                 | Eq.20                 | Eq.21                 |
| D             | 3.184***<br>[4.113]   | 3.640***<br>[3.900]  | 4.113***<br>[4.365]   | 4.068***<br>[4.322]   | 2.550***<br>[3.135]   | 3.851***<br>[4.019]   | 3.836***<br>[4.041]   |
| RES           | -2.099***<br>[-3.233] | -1.667**<br>[-2.546] | -3.199***<br>[-3.324] | -2.122***<br>[-3.152] | -1.889***<br>[-3.224] | -2.195***<br>[-3.284] | -2.594***<br>[-2.669] |
| GDP           | -5.340<br>[-1.344]    |                      |                       |                       |                       |                       |                       |
| M2R           |                       | 0.196***<br>[4.098]  |                       |                       |                       |                       | 0.176***<br>[3.762]   |
| DCG           |                       |                      | 7.237**<br>[2.196]    |                       |                       |                       | 6.506**<br>[1.966]    |
| RER           |                       |                      |                       | 2.274*<br>[1.668]     |                       |                       | -0.002<br>[-0.198]    |
| INT           |                       |                      |                       |                       | -0.000<br>[-1.084]    |                       |                       |
| CAG           |                       |                      |                       |                       |                       | 0.079<br>[1.356]      |                       |
| R-squared     | 0.444                 | 0.416                | 0.418                 | 0.378                 | 0.454                 | 0.373                 | 0.451                 |
| adj R-squared | 0.406                 | 0.374                | 0.376                 | 0.337                 | 0.414                 | 0.331                 | 0.407                 |
| LM het. Test  | 25.926                | 6.395                | 25.545                | 11.892                | 40.620                | 12.549                | 19.535                |
| P-value       | 0.000                 | 0.011                | 0.000                 | 0.001                 | 0.000                 | 0.000                 | 0.000                 |

注：従属変数は通貨危機指数。カッコ内はt値。帰無仮説を10%有意水準で棄却できる場合は「\*」、5%の場合は「\*\*」、1%の場合は「\*\*\*」を付した。対象国は、アルゼンチン、ブラジル、チリ、コロンビア、エクアドル、ギリシャ、インドネシア、韓国、マレーシア、メキシコ、モロッコ、ペルー、フィリピン、ポルトガル、タイ、トルコ、ベネズエラの17カ国。



表4:輸出相手ダミーによる推定

| 変数            | 回帰式                   |                      |                       |                      |                       |                       |                       |
|---------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
|               | Eq.22                 | Eq.23                | Eq.24                 | Eq.25                | Eq.26                 | Eq.27                 | Eq.28                 |
| DE            | 5.307***<br>[6.049]   | 4.200***<br>[4.610]  | 4.952***<br>[5.362]   | 4.957***<br>[5.452]  | 5.059***<br>[5.007]   | 4.951***<br>[5.366]   | 4.780***<br>[5.220]   |
| RES           | -1.958***<br>[-3.048] | -1.512**<br>[-2.219] | -2.424***<br>[-3.043] | -1.881**<br>[-2.787] | -1.956***<br>[-3.031] | -2.005***<br>[-2.951] | -1.370*<br>[-1.923]   |
| GDP           | -6.132***<br>[-5.271] |                      |                       |                      |                       |                       | -6.146***<br>[-5.099] |
| M2R           |                       | 0.169***<br>[3.793]  |                       |                      |                       |                       | 0.173***<br>[3.579]   |
| DCG           |                       |                      | 3.892*<br>[1.766]     |                      |                       |                       | 0.405<br>[0.267]      |
| RER           |                       |                      |                       | 2.915*<br>[1.959]    |                       |                       | 2.632**<br>[1.991]    |
| INT           |                       |                      |                       |                      | -0.000<br>[-1.273]    |                       |                       |
| CAG           |                       |                      |                       |                      |                       | 0.040<br>[0.568]      |                       |
| R-squared     | 0.267                 | 0.257                | 0.249                 | 0.247                | 0.267                 | 0.249                 | 0.289                 |
| adj R-squared | 0.221                 | 0.208                | 0.199                 | 0.201                | 0.217                 | 0.203                 | 0.236                 |
| LM het. Test  | 13.415                | 7.382                | 14.912                | 12.223               | 10.566                | 13.799                | 7.092                 |
| P-value       | 0.000                 | 0.007                | 0.000                 | 0.000                | 0.001                 | 0.000                 | 0.008                 |

注：従属変数は通貨危機指数。カッコ内はt値。帰無仮説を10%有意水準で棄却できる場合は「\*」、5%の場合は「\*\*」、1%の場合は「\*\*\*」を付した。

表5: 債権者ダミーによる推定

| 変数            | 回帰式                   |                      |                       |                       |                       |                       |                       |
|---------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
|               | Eq.29                 | Eq.30                | Eq.31                 | Eq.32                 | Eq.33                 | Eq.34                 | Eq.35                 |
| DC            | 7.014***<br>[8.217]   | 7.240***<br>[7.889]  | 7.715***<br>[8.174]   | 7.771***<br>[8.502]   | 6.582***<br>[8.014]   | 7.399***<br>[7.997]   | 7.168***<br>[7.912]   |
| RES           | -2.117***<br>[-3.467] | -1.711**<br>[-2.680] | -2.734***<br>[-3.552] | -1.999***<br>[-3.232] | -2.110***<br>[-3.468] | -2.130***<br>[-3.376] | -1.604**<br>[-2.374]  |
| GDP           | -4.218***<br>[-4.311] |                      |                       |                       |                       |                       | -4.123***<br>[-4.620] |
| M2R           |                       | 0.169***<br>[4.220]  |                       |                       |                       |                       | 0.165***<br>[4.023]   |
| DCG           |                       |                      | 4.743**<br>[2.183]    |                       |                       |                       | 1.450<br>[1.040]      |
| RER           |                       |                      |                       | 4.937***<br>[3.336]   |                       |                       | 4.315***<br>[3.241]   |
| INT           |                       |                      |                       |                       | -0.000*<br>[-1.912]   |                       |                       |
| CAG           |                       |                      |                       |                       |                       | 0.059<br>[0.954]      |                       |
| R-squared     | 0.332                 | 0.334                | 0.329                 | 0.325                 | 0.326                 | 0.319                 | 0.364                 |
| adj R-squared | 0.289                 | 0.291                | 0.285                 | 0.284                 | 0.280                 | 0.277                 | 0.316                 |
| LM het. Test  | 27.732                | 18.618               | 35.172                | 29.401                | 19.100                | 32.535                | 16.531                |
| P-value       | 0.000                 | 0.000                | 0.000                 | 0.000                 | 0.000                 | 0.000                 | 0.000                 |

注：従属変数は通貨危機指数。カッコ内はt値。帰無仮説を10%有意水準で棄却できる場合は「\*」、5%の場合は「\*\*」、1%の場合は「\*\*\*」を付した。

表6:輸出相手ダミーによる推定(OECD)

| 変数            | 回帰式                  |                     |                     |                     |                       |                     |                     |
|---------------|----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|-----------------------|---------------------|---------------------|
|               | Eq.36                | Eq.37               | Eq.38               | Eq.39               | Eq.40                 | Eq.41               | Eq.42               |
| DE            | 8.873***<br>[5.613]  | 6.807***<br>[4.567] | 7.541***<br>[4.888] | 7.534***<br>[5.087] | 9.590***<br>[5.545]   | 7.377***<br>[4.988] | 9.135***<br>[5.397] |
| RES           | -2.613*<br>[-1.758]  | -1.300<br>[-0.859]  | -2.286<br>[-1.518]  | -1.916<br>[-1.288]  | -3.257**<br>[-2.152]  | -2.220<br>[-1.503]  | -1.876<br>[-1.226]  |
| GDP           | -7.259**<br>[-2.370] |                     |                     |                     |                       |                     | -4.236<br>[-0.535]  |
| M2R           |                      | 0.233***<br>[3.066] |                     |                     |                       |                     | 0.191**<br>[2.271]  |
| DCG           |                      |                     | -1.732<br>[-0.549]  |                     |                       |                     |                     |
| RER           |                      |                     |                     | 8.971*<br>[1.726]   |                       |                     | 9.923*<br>[1.777]   |
| INT           |                      |                     |                     |                     | -0.383***<br>[-2.929] |                     | -0.261*<br>[-1.934] |
| CAG           |                      |                     |                     |                     |                       | -0.116<br>[-0.829]  |                     |
| R-squared     | 0.217                | 0.217               | 0.190               | 0.196               | 0.250                 | 0.194               | 0.284               |
| adj R-squared | 0.163                | 0.165               | 0.135               | 0.143               | 0.197                 | 0.141               | 0.222               |
| LM het. Test  | 1.127                | 0.703               | 1.645               | 1.896               | 0.002                 | 2.205               | 0.038               |
| P-value       | 0.288                | 0.402               | 0.200               | 0.169               | 0.964                 | 0.138               | 0.845               |

注:従属変数は通貨危機指数。カッコ内はt値。帰無仮説を10%有意水準で棄却できる場合は「\*」、5%の場合は「\*\*」、1%の場合は「\*\*\*」を付した。対象国は、オーストラリア、ベルギー、デンマーク、フィンランド、ギリシャ、アイルランド、イタリア、ニュージーランド、ノルウェー、ポルトガル、スペイン、スウェーデン、スイス、トルコ、イギリスの15カ国。

表7:債権者ダミーによる推定(OECD)

| 変数            | 回帰式                   |                     |                     |                     |                      |                     |                     |
|---------------|-----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|---------------------|---------------------|
|               | Eq.43                 | Eq.44               | Eq.45               | Eq.46               | Eq.47                | Eq.48               | Eq.49               |
| DC            | 9.728***<br>[7.866]   | 9.232***<br>[8.185] | 9.780***<br>[7.603] | 9.659***<br>[8.314] | 9.359***<br>[7.608]  | 9.421***<br>[7.822] | 9.592***<br>[8.071] |
| RES           | -2.524*<br>[-1.669]   | -1.299<br>[-0.928]  | -2.341<br>[-1.533]  | -1.832<br>[-1.313]  | -2.911**<br>[-2.015] | -2.103<br>[-1.399]  | -1.462<br>[-1.018]  |
| GDP           | -3.740***<br>[-3.796] |                     |                     |                     |                      |                     | -4.416<br>[-0.595]  |
| M2R           |                       | 0.212***<br>[3.328] |                     |                     |                      |                     | 0.195**<br>[2.469]  |
| DCG           |                       |                     | 1.622<br>[0.525]    |                     |                      |                     |                     |
| RER           |                       |                     |                     | 10.743*<br>[1.895]  |                      |                     | 11.881**<br>[2.265] |
| INT           |                       |                     |                     |                     | -0.304**<br>[-2.421] |                     | -1.160<br>[-1.251]  |
| CAG           |                       |                     |                     |                     |                      | 0.035<br>[0.183]    |                     |
| R-squared     | 0.314                 | 0.329               | 0.300               | 0.310               | 0.318                | 0.297               | 0.371               |
| adj R-squared | 0.267                 | 0.284               | 0.253               | 0.265               | 0.270                | 0.250               | 0.317               |
| LM het. Test  | 5.781                 | 1.515               | 4.869               | 5.192               | 1.043                | 4.306               | 1.57                |
| P-value       | 0.016                 | 0.218               | 0.027               | 0.023               | 0.307                | 0.038               | 0.210               |

注：従属変数は通貨危機指数。カッコ内はt値。帰無仮説を10%有意水準で棄却できる場合は「\*」、5%の場合は「\*\*」、1%の場合は「\*\*\*」を付した。対象国は、オーストラリア、ベルギー、デンマーク、フィンランド、ギリシャ、アイルランド、イタリア、ニュージーランド、ノルウェー、ポルトガル、スペイン、スウェーデン、スイス、トルコ、イギリスの15カ国。

表8:輸出相手ダミーによる推定(新興市場)

| 変数            | 回帰式                   |                      |                       |                       |                       |                       |                      |
|---------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|
|               | Eq.50                 | Eq.51                | Eq.52                 | Eq.53                 | Eq.54                 | Eq.55                 | Eq.56                |
| DE            | 3.263***<br>[3.672]   | 2.321**<br>[2.296]   | 3.222***<br>[3.414]   | 3.328***<br>[3.313]   | 2.245**<br>[2.120]    | 3.593***<br>[3.499]   | 2.315**<br>[2.352]   |
| RES           | -1.902***<br>[-3.202] | -1.538**<br>[-2.418] | -3.000***<br>[-3.246] | -2.015***<br>[-3.086] | -1.781***<br>[-3.154] | -2.102***<br>[-3.308] | -2.450**<br>[-2.577] |
| GDP           | -6.026<br>[-1.431]    |                      |                       |                       |                       |                       |                      |
| M2R           |                       | 0.189***<br>[3.905]  |                       |                       |                       |                       | 0.174***<br>[3.602]  |
| DCG           |                       |                      | 6.898**<br>[2.109]    |                       |                       |                       | 6.227*<br>[1.908]    |
| RER           |                       |                      |                       | 1.410<br>[1.010]      |                       |                       | -0.011<br>[-0.892]   |
| INT           |                       |                      |                       |                       | -0.000<br>[-0.909]    |                       |                      |
| CAG           |                       |                      |                       |                       |                       | 0.095<br>[1.612]      |                      |
| R-squared     | 0.437                 | 0.394                | 0.397                 | 0.360                 | 0.446                 | 0.361                 | 0.427                |
| adj R-squared | 0.399                 | 0.350                | 0.353                 | 0.319                 | 0.405                 | 0.319                 | 0.381                |
| LM het. Test  | 24.248                | 5.328                | 21.151                | 9.731                 | 39.391                | 10.181                | 16.613               |
| P-value       | 0.000                 | 0.021                | 0.000                 | 0.002                 | 0.000                 | 0.001                 | 0.000                |

注：従属変数は通貨危機指数。カッコ内はt値。帰無仮説を10%有意水準で棄却できる場合は「\*」、5%の場合は「\*\*」、1%の場合は「\*\*\*」を付した。対象国は、アルゼンチン、ブラジル、チリ、コロンビア、エクアドル、ギリシャ、インドネシア、韓国、マレーシア、メキシコ、モロッコ、ペルー、フィリピン、ポルトガル、タイ、トルコ、ベネズエラの17カ国。

表9:債権者ダミーによる推定(新興市場)

| 変数            | 回帰式                   |                       |                       |                       |                       |                       |                       |
|---------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
|               | Eq.57                 | Eq.58                 | Eq.59                 | Eq.60                 | Eq.61                 | Eq.62                 | Eq.63                 |
| DC            | 3.660***<br>[4.410]   | 4.453***<br>[4.067]   | 4.749***<br>[4.534]   | 4.929***<br>[4.523]   | 3.017***<br>[3.785]   | 4.711***<br>[4.206]   | 4.525***<br>[4.299]   |
| RES           | -2.065***<br>[-3.289] | -1.741***<br>[-2.605] | -3.227***<br>[-3.367] | -2.180***<br>[-3.196] | -1.940***<br>[-3.284] | -2.255***<br>[-3.351] | -2.615***<br>[-2.704] |
| GDP           | -6.017*<br>[-1.672]   |                       |                       |                       |                       |                       |                       |
| M2R           |                       | 0.195***<br>[4.237]   |                       |                       |                       |                       | 0.175***<br>[3.905]   |
| DCG           |                       |                       | 6.980**<br>[2.217]    |                       |                       |                       | 6.263**<br>[1.973]    |
| RER           |                       |                       |                       | 2.619**<br>[1.989]    |                       |                       | 0.000<br>[0.039]      |
| INT           |                       |                       |                       |                       | -0.000*<br>[-2.519]   |                       |                       |
| CAG           |                       |                       |                       |                       |                       | 0.098<br>[1.588]      |                       |
| R-squared     | 0.451                 | 0.428                 | 0.427                 | 0.390                 | 0.459                 | 0.385                 | 0.460                 |
| adj R-squared | 0.413                 | 0.386                 | 0.386                 | 0.351                 | 0.419                 | 0.345                 | 0.417                 |
| LM het. Test  | 28.170                | 8.214                 | 29.398                | 15.120                | 41.893                | 16.109                | 22.606                |
| P-value       | 0.000                 | 0.004                 | 0.000                 | 0.000                 | 0.000                 | 0.000                 | 0.000                 |

注：従属変数は通貨危機指数。カッコ内はt値。帰無仮説を10%有意水準で棄却できる場合は「\*」、5%の場合は「\*\*」、1%の場合は「\*\*\*」を付した。対象国は、アルゼンチン、ブラジル、チリ、コロンビア、エクアドル、ギリシャ、インドネシア、韓国、マレーシア、メキシコ、モロッコ、ペルー、フィリピン、ポルトガル、タイ、トルコ、ベネズエラの17カ国。