



# アジア危機における国際銀行融資と群衆行動（〈特集〉金融システムの過去・現在・未来）

小川, 英治  
熊本, 方雄

---

(Citation)

国民経済雑誌, 181(1):33-55

(Issue Date)

2000-01

(Resource Type)

departmental bulletin paper

(Version)

Version of Record

(JaLCD0I)

<https://doi.org/10.24546/00045028>

(URL)

<https://hdl.handle.net/20.500.14094/00045028>



# アジア危機における国際銀行融資と群衆行動

小川英治  
熊本方雄

## 1. 序

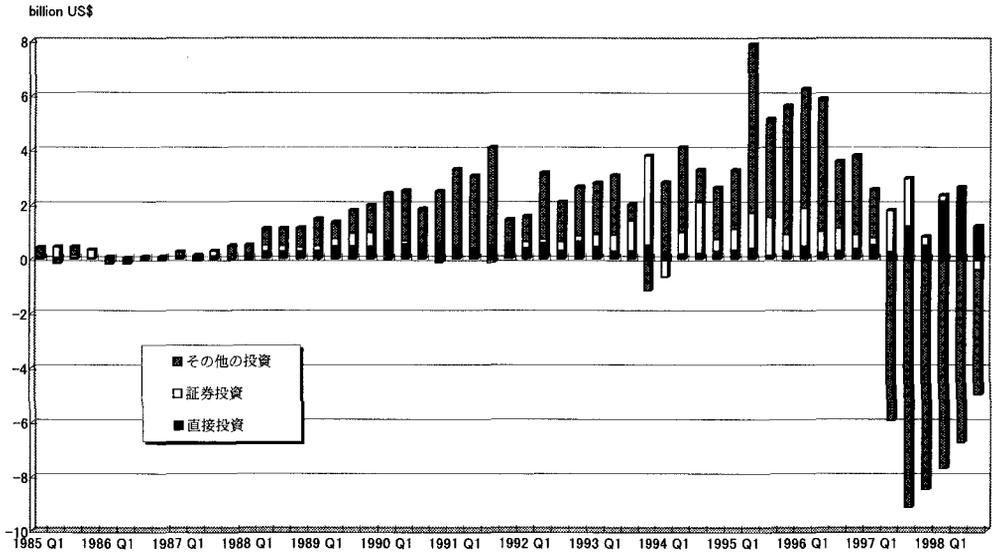
1997年7月に発生したタイ・バーツ危機は、単に通貨切下げや外貨準備の急減を引き起こした通貨危機にとどまらず、金融機関を経営破綻に陥らせた金融危機を伴い、経済全体に深刻な影響を及ぼした。また、タイで始まった通貨危機は、インドネシア、フィリピン、マレーシアなどの ASEAN 諸国、さらには韓国にまで波及し、いわゆる伝染効果をもたらした。このようなアジア危機を引き起こした原因の1つとして、危機前に、先進諸国の金融機関が短期資金の過剰融資を行ったこと、そして、危機が発生すると、短期資金の特性から大量の資金が急速に引揚げられたために、通貨危機が金融危機を伴い、危機を深刻化<sup>1</sup>したことが一般に指摘されている。

図 1a-1c には、アジア危機の中で IMF に金融支援を要請したタイと韓国とインドネシアの危機前後の資本流出入（投資収支の中の直接投資と証券投資とその他の投資（主に銀行融資））の推移が示されている。図より、94・95年からアジア危機直前の97年にかけて資本流入が急増した。また、タイと韓国では、銀行融資を中心とするその他の投資が急増した。アジア危機直後に起こった資金流出もまたこれらの国で銀行融資を中心とするその他の投資が大部分を占めた。このように、アジア危機前後で、国際銀行融資を中心とした資本流出入がアジア危機を深刻化させたことがうかがえる。

アジア危機前の国際銀行融資の急増は、必ずしも金利要因では十分に説明できない（小川・孫（1999）、Ogawa and Sun（1999））。また、危機直後には、危機に陥った国々から多額の融資が急速に引揚げられた。先進諸国の銀行が危機に陥った国々の銀行へ取付けに向かったという国際的な銀行取付けが発生していた可能性がある。このように、先進諸国の銀行が国際銀行融資において群衆行動<sup>2</sup>を起こしていたのかもしれない。

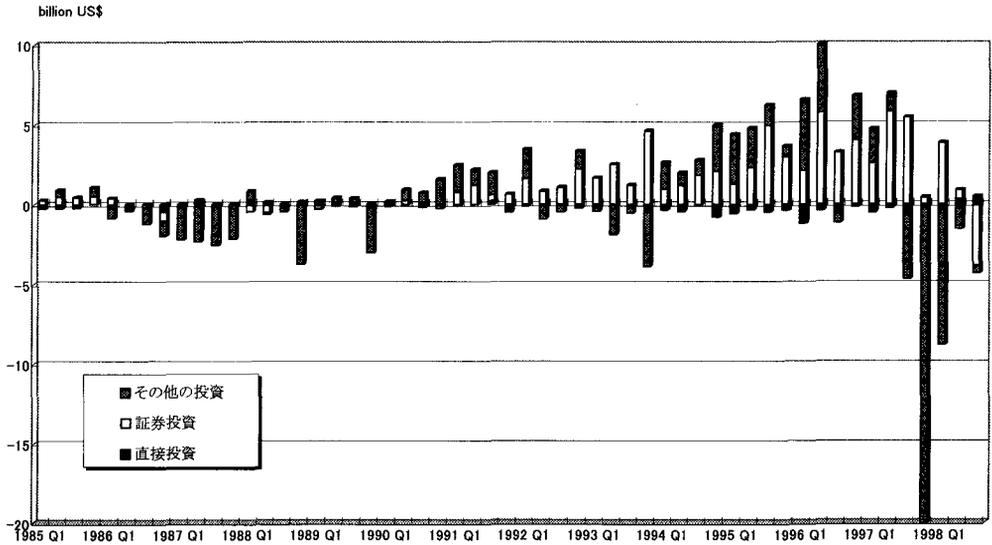
一方、アジア危機を深刻化させる原因として危機前の先進諸国の銀行による過剰融資と危機後の急速な融資の引揚げが指摘されるなか、日本の銀行が重要な役割を果たしたと指摘<sup>3</sup>されている。Kaminsky and Reinhart（1999）は、ラテン・アメリカにおいて米国の銀行のプレゼンス及びエクスポージャーが高かったために94年末から95年にかけてのメキシコ危機及び

図1a：投資収支（タイ）



Data: IMF, *International Financial Statistics*

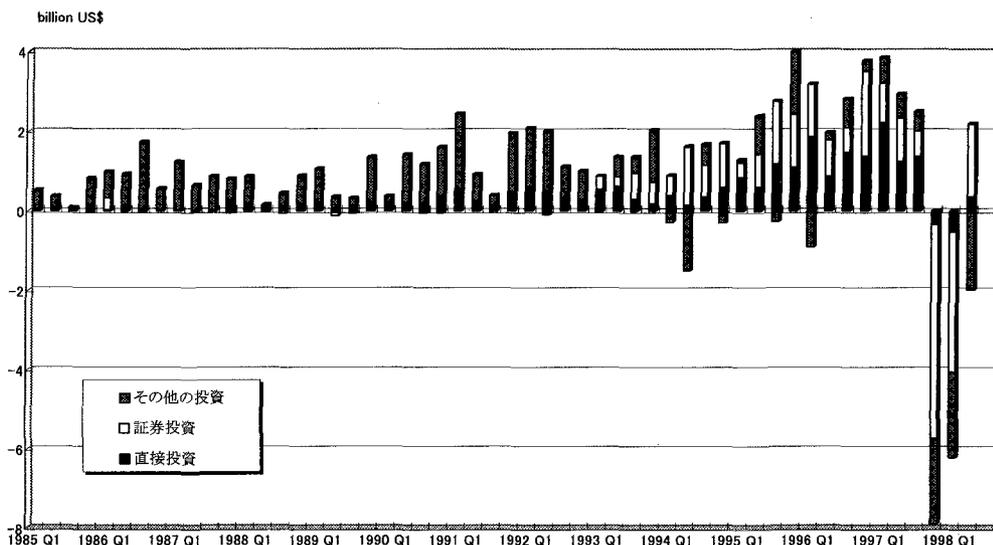
図1b：投資収支（韓国）



Data: IMF, *International Financial Statistics*

ラテン・アメリカ諸国への伝染効果において米国の銀行が大きく関与したように、東アジア諸国において日本の銀行のプレゼンスとエクスポージャーが高いことから日本の銀行が危機において重要な役割を果たしたと指摘している。東アジア諸国向け国際銀行融資に占める日本の銀行のシェアが高い状況では、日本の銀行の行動が大きく影響を及ぼしたかもしれない。

図 1c：投資収支（インドネシア）



Data: IMF, *International Financial Statistics*

また、東アジア諸国に対して共通して日本の銀行のエクスポージャーが高いことによって、タイで危機が発生した後に日本の銀行が同様にエクスポージャーの高い他の東アジア諸国から融資を引揚げたために危機が伝染したのかもしれない。

そこで、本稿では、まず、アジア危機前後において日本の銀行を含めた先進諸国の銀行が国際銀行融資をどのように増減させたかについて分析する。その分析の結果より、日本の銀行が東アジア諸国向け国際銀行融資において大きなシェアを占めたが、必ずしも日本の銀行が欧米の銀行よりも危機前に急速に融資を増加させず、そして危機後に急速に融資を引上げていないことが明らかになる。

次に、群衆行動の理論モデルを概観した上で、Mondschean and Pecchenino (1995) のモデルを2期間に拡張することによって、先進諸国の銀行による国際銀行融資のブームと引揚げにおける群衆行動をモデル化する。その理論モデルでは、全体の銀行融資の変化が個々の銀行の利潤に影響を及ぼすという戦略的補完に注目して、全体の銀行融資に影響を受けながら個々の銀行が融資行動を決定するという群衆行動が、融資規模やリスク選好や主観的割引因子によってどのように影響を受けるかを分析する。

2. アジア危機前後の国際銀行融資<sup>4</sup>

## (1) 危機前の国際銀行融資ブーム

日本の銀行を含む先進諸国の銀行による東アジア諸国向け国際銀行融資の推移を分析するために、BISの *Consolidated International Banking Statistics* に掲載されている国別の国際銀行融資残高に関するデータを利用する。以下に示される図表では、日本と欧州と米国とその他に分類する。なお、その他には、カナダの銀行による国際銀行融資残高および BIS 報告国以外の国に本店をもつ銀行の子会社や支店の国際銀行融資残高を含む。

図 2a より、タイ向け国際銀行融資残高に占める日本の銀行のシェアは60%近くであった。また、図 2b より、タイ向け国際銀行融資残高増減では、94年から95年にかけて日本の銀行が占めるシェアが大きかった。変化率では、日本の銀行融資残高は94年から95年上半期に20%台の伸びを示した(表1)。このように、タイでは日本の銀行のシェアは融資残高でも融資増減

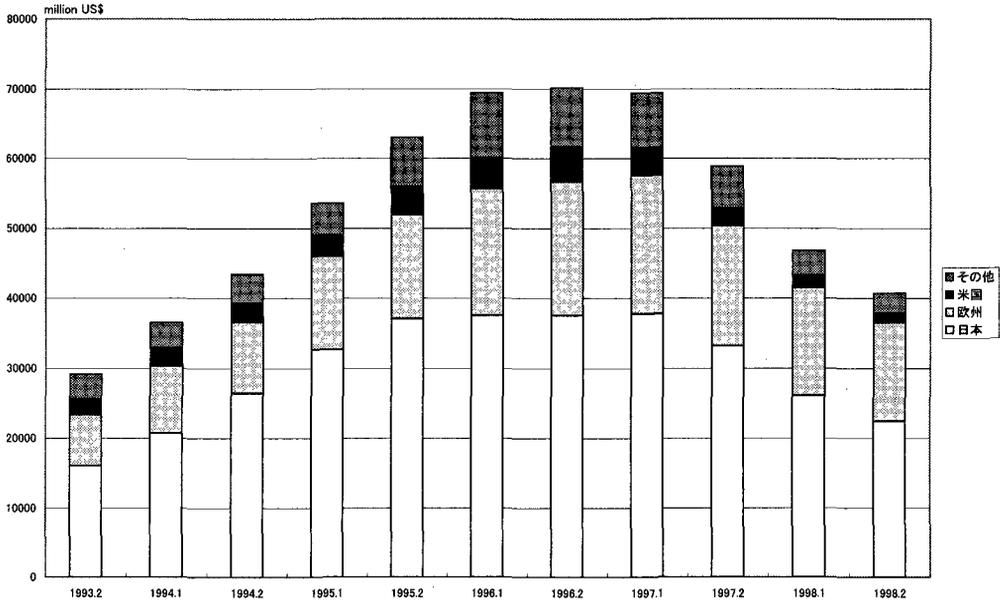
表1：国際銀行融資残高変化率

	タイ				韓国				インドネシア			
	日本	欧州	米国	その他	日本	欧州	米国	その他	日本	欧州	米国	その他
1994.1	29%	32%	12%	3%	17%	19%	14%	22%	-4%	11%	-1%	28%
1994.2	28%	6%	4%	14%	24%	13%	15%	19%	17%	12%	3%	-14%
1995.1	23%	32%	15%	10%	20%	33%	30%	25%	12%	33%	-6%	26%
1995.2	14%	12%	31%	54%	2%	-4%	7%	31%	4%	11%	21%	41%
1996.1	1%	22%	9%	33%	6%	14%	26%	17%	2%	20%	28%	6%
1996.2	0%	6%	14%	-10%	8%	26%	-2%	12%	2%	16%	49%	19%
1997.1	1%	3%	-21%	-7%	-2%	7%	7%	3%	5%	7%	-13%	18%
1997.2	-12%	-13%	-37%	-24%	-15%	-7%	-4%	-8%	-5%	4%	7%	-4%
1998.1	-21%	-11%	-31%	-40%	-7%	-17%	-22%	-41%	-14%	-6%	-34%	-26%
1998.2	-14%	-8%	-23%	-19%	-11%	-7%	-15%	-12%	-14%	-11%	10%	-12%

	マレーシア				フィリピン				香港+シンガポール			
	日本	欧州	米国	その他	日本	欧州	米国	その他	日本	欧州	米国	その他
1994.1	8%	17%	26%	-13%	9%	19%	-6%	-19%	8%	38%	8%	9%
1994.2	5%	6%	-12%	-49%	-6%	17%	10%	47%	6%	6%	6%	5%
1995.1	4%	19%	-22%	33%	20%	19%	3%	23%	12%	16%	-5%	21%
1995.2	20%	-4%	42%	61%	-14%	18%	12%	47%	-23%	9%	16%	25%
1996.1	12%	27%	24%	27%	42%	34%	14%	50%	-29%	10%	10%	21%
1996.2	1%	17%	23%	12%	11%	35%	16%	12%	-2%	1%	-2%	-5%
1997.1	28%	38%	3%	32%	35%	7%	-28%	60%	4%	13%	-2%	16%
1997.2	-18%	11%	-26%	-2%	24%	54%	14%	42%	-11%	-5%	-12%	6%
1998.1	-8%	-22%	-36%	-4%	-12%	2%	-6%	-49%	-35%	-15%	-27%	-20%
1998.2	-16%	-3%	-25%	-9%	1%	-14%	-12%	13%	-23%	-12%	-22%	-31%

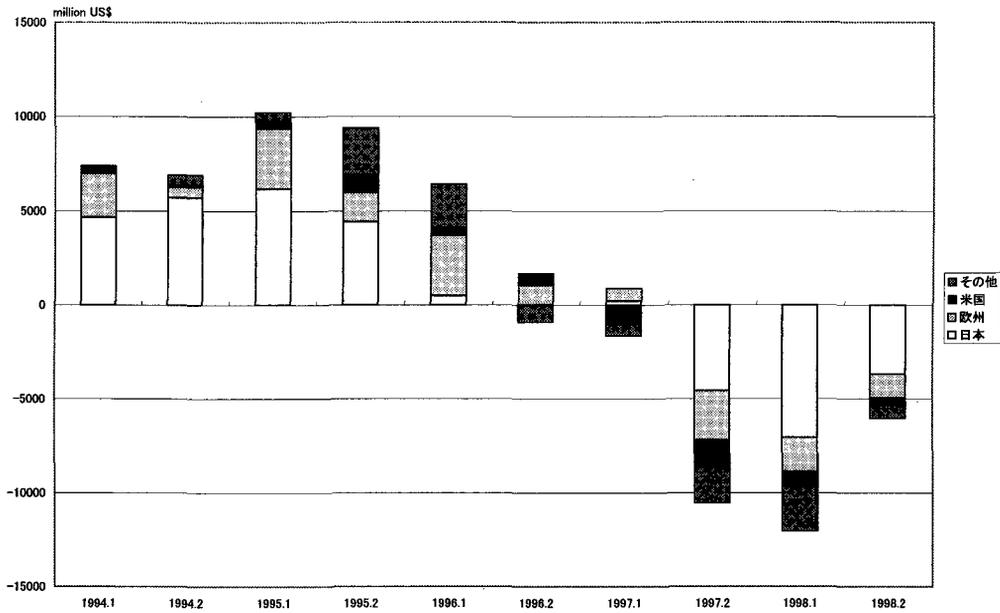
data : BIS, *Consolidated International Banking Statistics*.

図 2a：国際銀行融資残高（タイ）



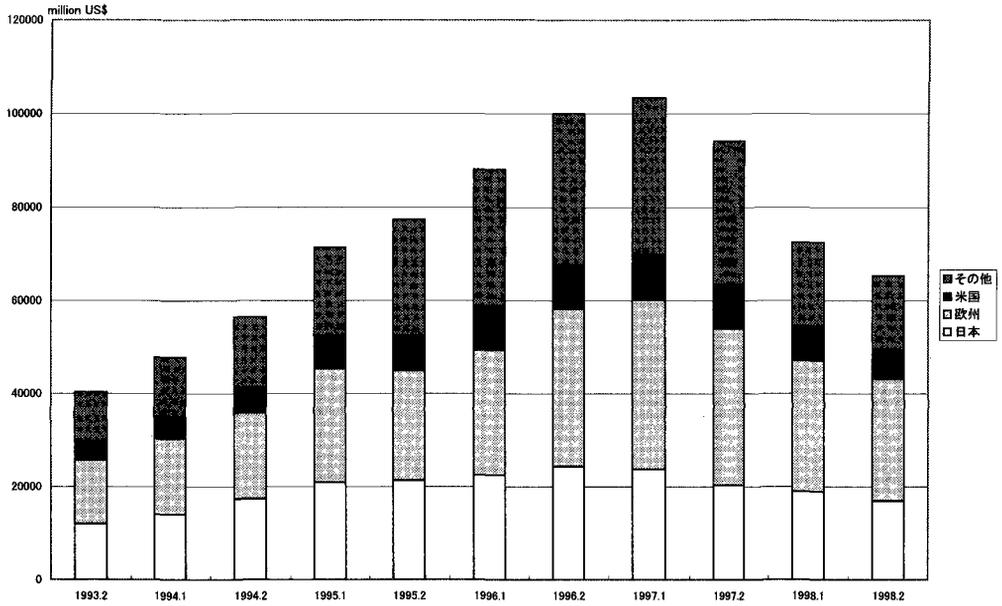
Data: BIS, Consolidated International Banking Statistics

図 2b：国際銀行融資残高増減（タイ）



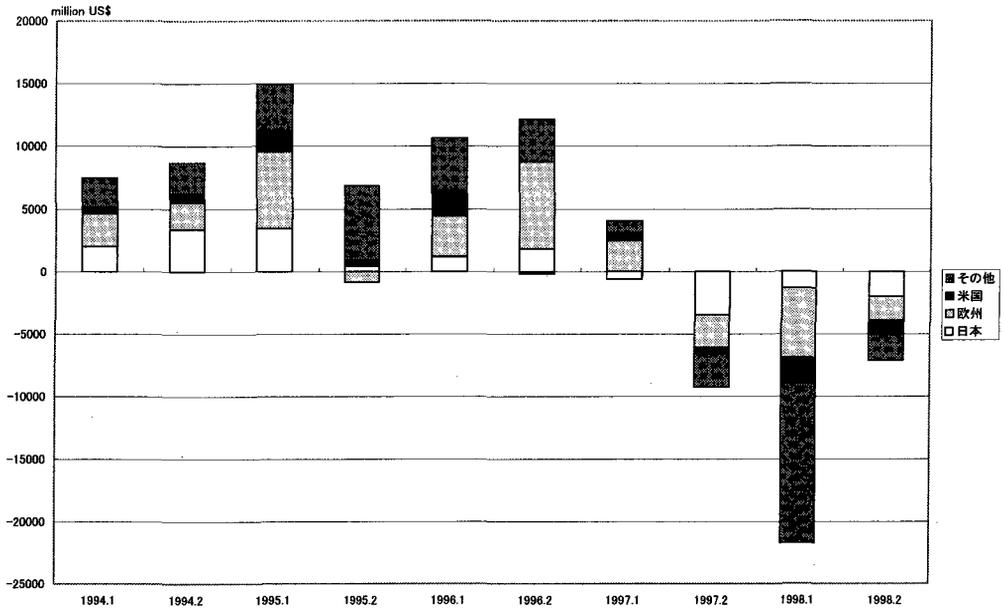
Data: BIS, Consolidated International Banking Statistics

図 3a：国際銀行融資残高（韓国）



Data: BIS, Consolidated International Banking Statistics

図 3b：国際銀行融資残高増減（韓国）



Data: BIS, Consolidated International Banking Statistics

額でも高かった。なお、変化率では、94年上半期と95年上半期で欧州の銀行が30%を超え、95年下半期で米国の銀行が30%を超えていた。

図 3a には、韓国向け国際銀行融資残高が示されている。融資残高では、日本と欧州の銀行のシェアがそれぞれ約30%であった。これに対して、図 3b より、危機前の融資残高の増加には欧州の銀行が最も貢献した。変化率では、日本の銀行は94年下半期と95年上半期に20%台の成長率であったが、欧米の銀行は95年上半期に30%台の成長率であった（表1）。また、危機の直前に、欧州の銀行は96年下半期に、米国の銀行は96年上半期にそれぞれ26%の率で韓国向け融資を増大させた。

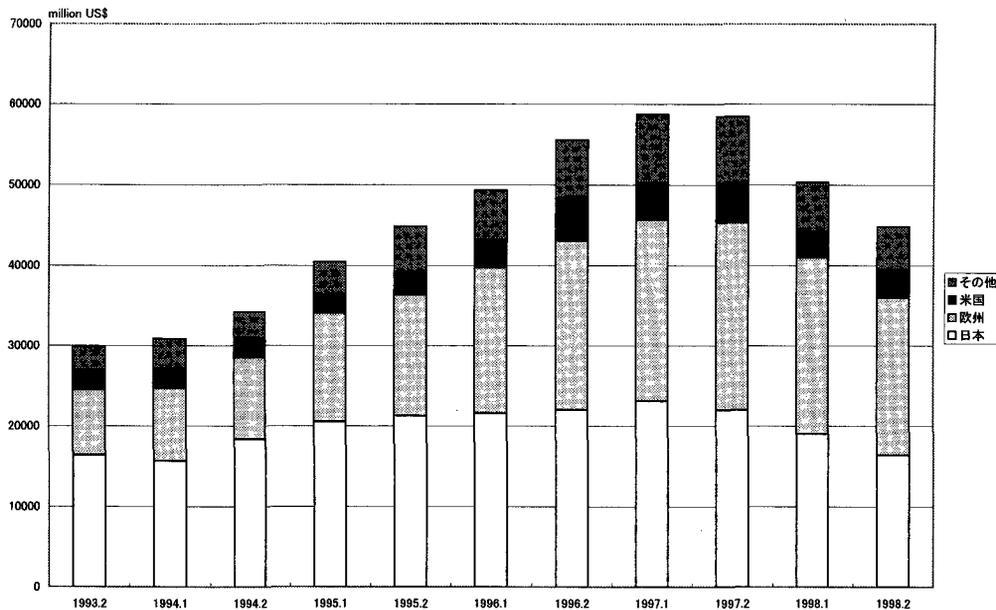
図 4a より、インドネシア向け国際銀行融資残高は、93年に日本の銀行が50%強のシェアを占めていたが、96年に40%にまで低下した。一方、欧州の銀行が93年に30%弱のシェアから96年には40%弱のシェアに上昇した。図 4b より、このような動きは明らかであり、危機前における国際銀行融資の増加の多くは欧州の銀行によるものであった。変化率では、日本の銀行の融資成長率は比較的低かった。これに対して、欧州のそれは高く、95年上半期に33%に達した（表1）。また、米国の銀行の融資成長率も高く、96年に28~49%の高率でインドネシア向け融資を成長させた。

図 5a にはマレーシア向け国際銀行融資残高の推移が示されている。マレーシア向け国際銀行融資残高において、日本と欧州の銀行は等しく約40%を占めていた。これに対して、図 5b より、危機前のマレーシア向け国際銀行融資残高の増加において、日本の銀行よりも欧州の銀行の方が大きく関与していた。危機直前の97年上半期に日本の銀行がマレーシア向け融資残高を28%の率で増加させたのに対して、欧州の銀行は、38%の高率でマレーシア向け融資残高を急増させた（表1）。米国の銀行も、95年下半期より96年下半期にかけて23~42%の率でマレーシア向け融資残高を急増させた。

図 6a より、フィリピン向け国際銀行融資残高に占める日本の銀行のシェアは10~20%で比較的安定していた。これに対して、図 6b より、危機前後で、米国の銀行の融資残高のシェアが低下するのに対して欧州の銀行の融資残高のシェアが上昇するという趨勢が見られた。このことはフィリピン向け国際銀行融資増加額に表れている。フィリピン向け国際銀行融資増加において欧州の銀行が大きく貢献していた。変化率でも、欧州の銀行が高率でフィリピン向け融資残高を増加させた（表1）。

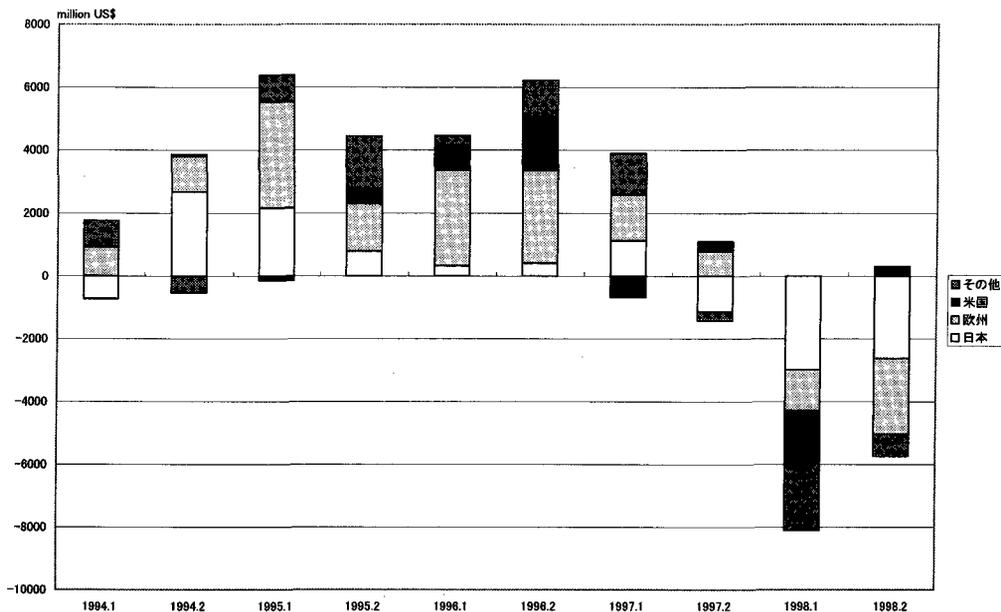
このように、タイを除くと、危機前の国際銀行融資増加において、日本の銀行のシェアは比較的低かった。94年下半期にインドネシア向け融資において日本の銀行のシェアが一時的に高くなっているが、インドネシアについては、94年に日本の銀行の融資残高のシェアがおよそ50%であったことを反映したのかもしれない。一方、ほとんどの国で、国際銀行融資の増大において欧州の銀行のシェアが高かった。また、変化率では、韓国とインドネシアで94

図 4a：国際銀行融資残高（インドネシア）



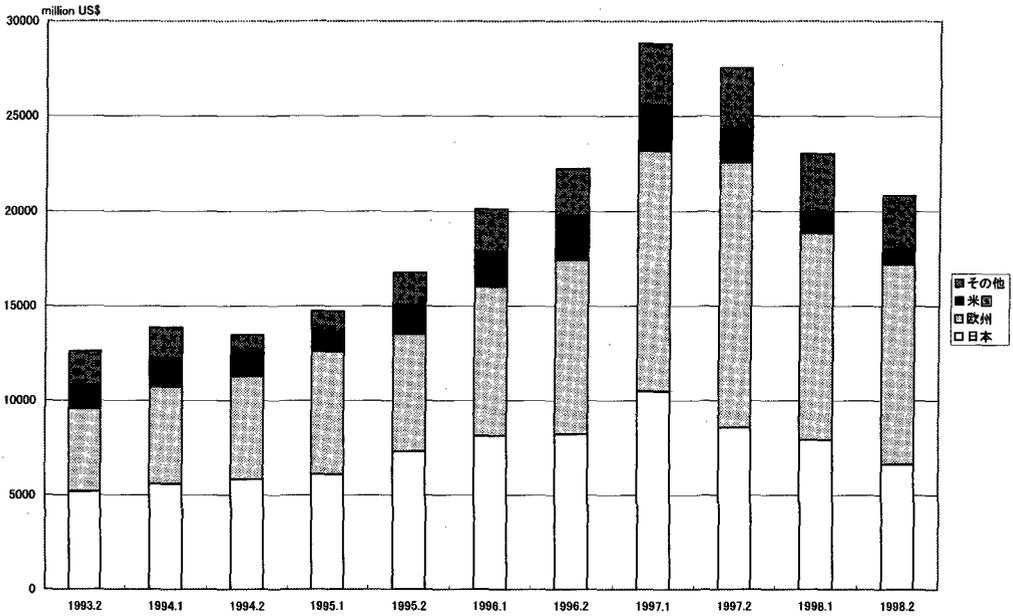
Data: BIS, Consolidated International Banking Statistics

図 4b：国際銀行融資残高増減（インドネシア）



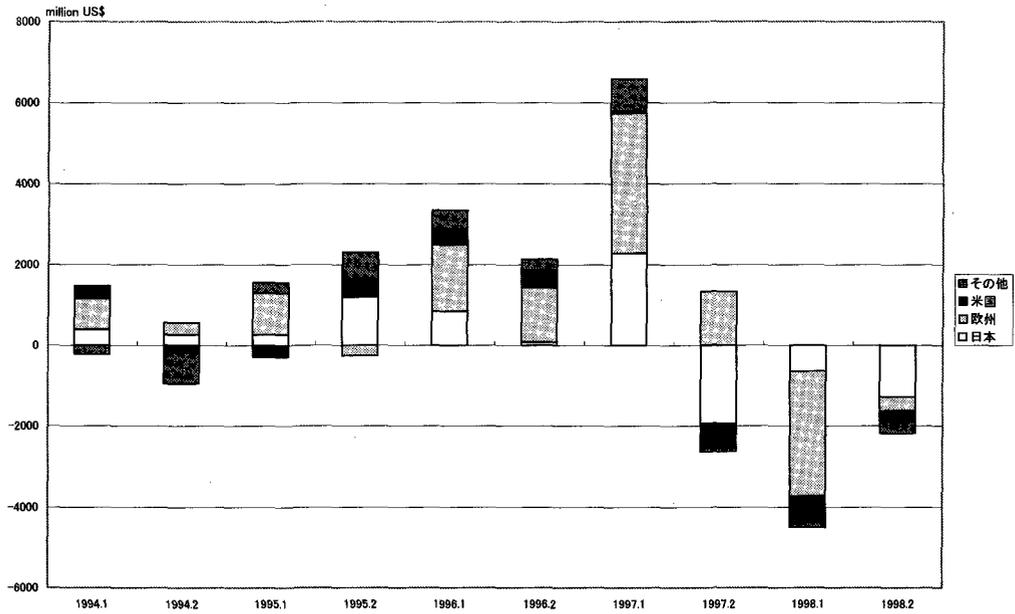
Data: BIS, Consolidated International Banking Statistics

図 5a：国際銀行融資残高（マレーシア）



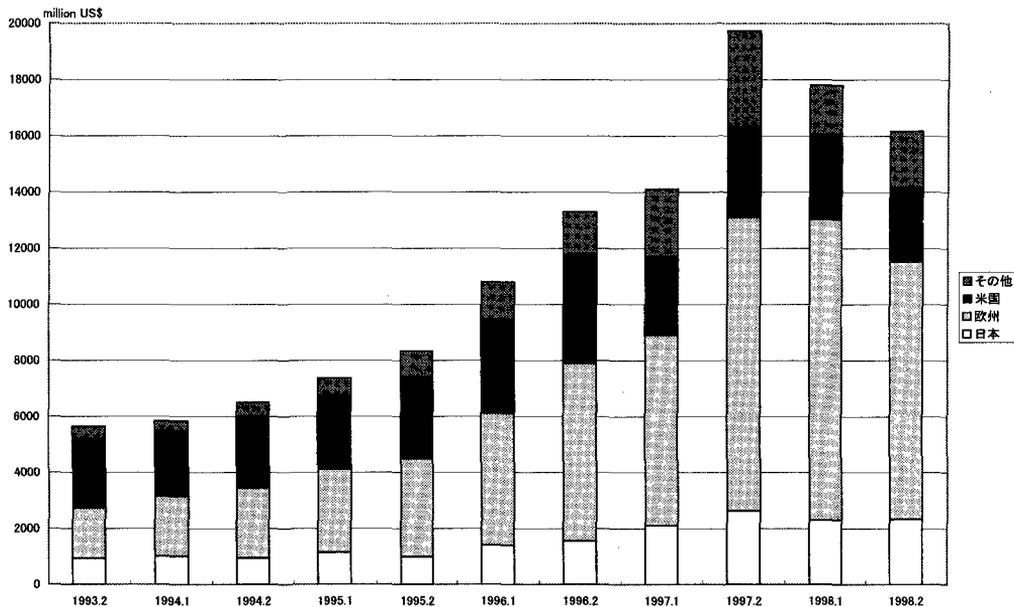
Data: BIS, Consolidated International Banking Statistics

図 5b：国際銀行融資残高増減（マレーシア）



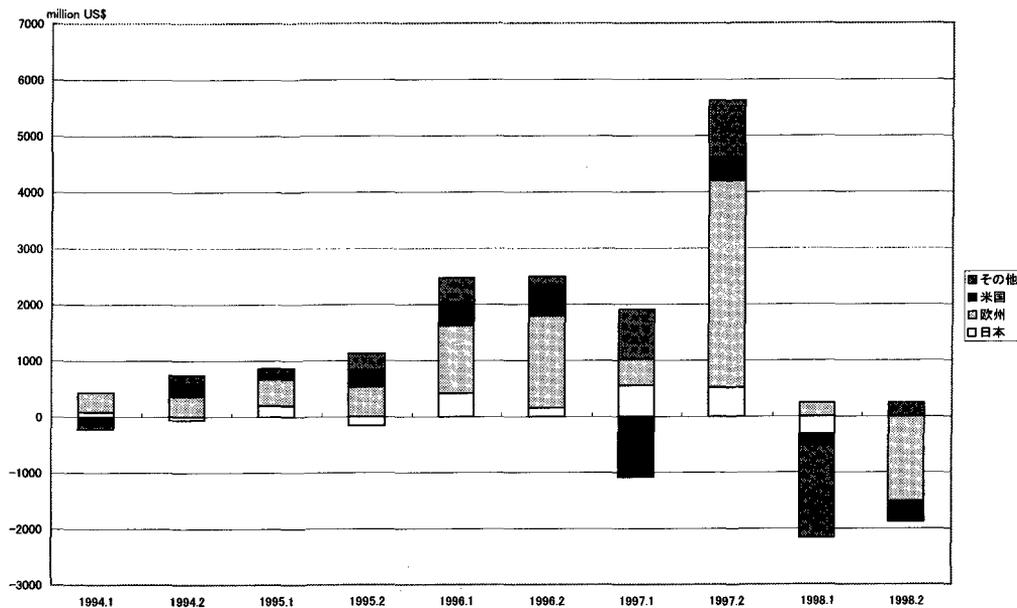
Data: BIS, Consolidated International Banking Statistics

図 6a：国際銀行融資残高（フィリピン）



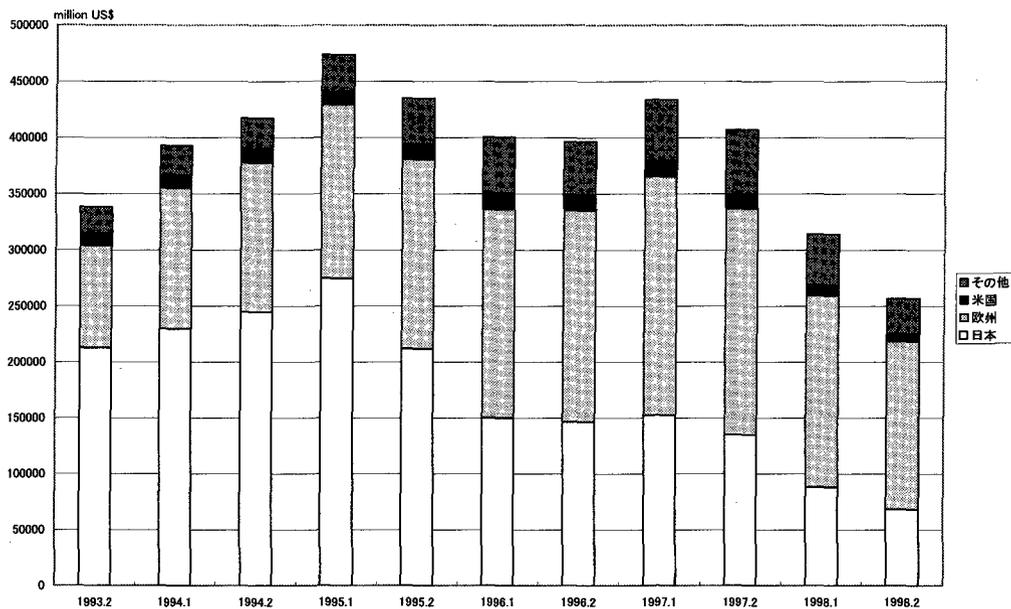
Data: BIS, Consolidated International Banking Statistics

図 6b：国際銀行融資残高増減（フィリピン）



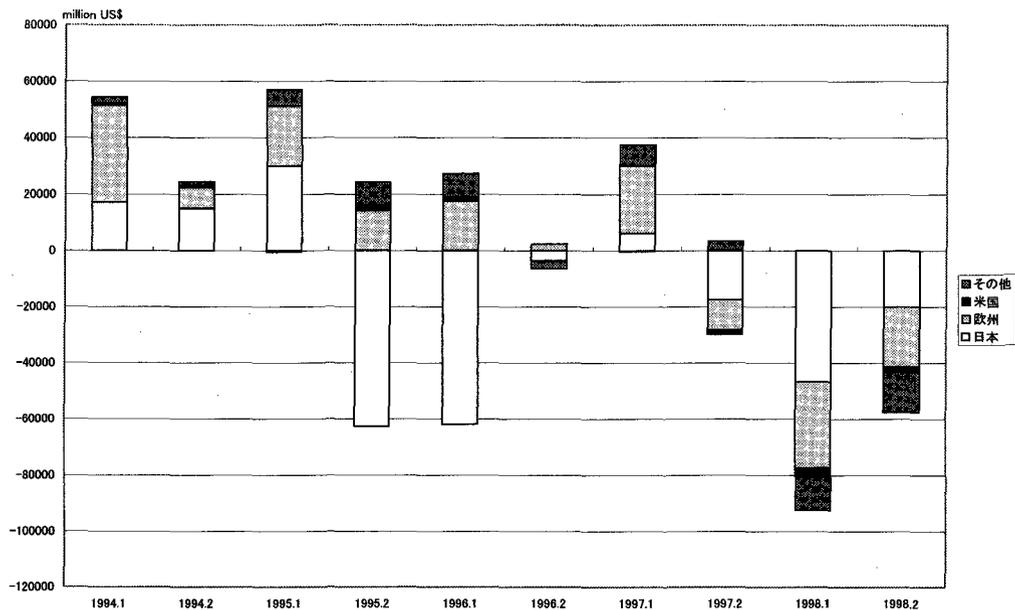
Data: BIS, Consolidated International Banking Statistics

図 7a：国際銀行融資残高（香港+シンガポール）



Data: BIS, Consolidated International Banking Statistics

図 7b：国際銀行融資残高増減（香港+シンガポール）



Data: BIS, Consolidated International Banking Statistics

年下半期に、フィリピンで95年上半期と96年上半期で欧米の銀行の増加率を超えた高い増加率となっているにすぎない。むしろこれらの時期を除くと、韓国、インドネシア、マレーシア、フィリピンで欧米の銀行の増加率が高かった。

これらの図の中で、その他に分類されている国際銀行融資が一部の国で増大した。この増大は、香港やシンガポールなどのオフショア・バンキング・センターを通じた国際銀行融資の増大であるかもしれない。このことをチェックするために、香港とシンガポールに対する日本の銀行の融資残高と融資増加額を図7aと図7bに見る。

香港とシンガポールの両方に対する国際銀行融資残高全体については、95年上半期がピークとなり、それ以降危機直前まで減少傾向にあった。このような状況の中で、日本の銀行は香港とシンガポール向け融資残高を95年下半期と96年上半期に大きく減少させた。これに対して、欧州の銀行は危機の直前までこれらに対して融資残高を増加し続けていた。

このように、東アジア諸国向け国際銀行融資残高に占める日本の銀行のシェアが高かったものの、アジア危機直前に国際銀行融資が急増した際に、タイを除くその他の国では日本の銀行のシェアは小さく、むしろ欧州の銀行のシェアが大きかった。また、融資増加率でも日本の銀行は相対的に高くはなかった。さらに、香港・シンガポールのオフショア・バンキング・センターに対する日本の銀行の融資は95年下半期以降減少した。一方、欧州の銀行が香港・シンガポールに対しても相対的に大きな融資を行っていた。

## (2) 危機後の国際銀行融資引揚げ

次に、アジア危機後の国際銀行融資引揚げについて分析する。タイ(図2b)では、97年下半期以降、国際銀行融資が引揚げられた。この融資引揚げに占める日本の銀行のシェアが相対的に大きかった。しかし、タイ向け融資残高に占める日本の銀行のシェアが50%以上であったことを反映した。日本の銀行の融資増加率は97年下半期以降、 $-12\sim-21\%$ の率で減少させた(表1)。これに対して、米国の銀行は、97年上半期以降、 $-30\%$ 前後の率で融資残高を急減させた。

韓国では、国際銀行融資引揚げに占める日本の銀行のシェアは小さかった(図3b)。韓国では、短期国際銀行融資が多額にのぼり、97年11月以降の韓国ウォン危機によって、短期融資を引揚げようとする動きが見られ、流動性危機に陥った。そのため、97年末にはIMFと主要先進7か国が金融支援を前倒しするとともに、短期債務の中長期化について、韓国政府と日米欧の銀行との間で合意が成立した。このような合意が成立した状況の中にあっても、98年上半期に国際銀行融資が大きく引揚げられた。その融資引揚げにおいて欧州の銀行が高いシェアを占めていた。一方、日本の銀行の韓国向け銀行融資の引揚げ額は小さかった。また、融資減少率は、98年上半期に欧州の銀行が $-17\%$ 、米国の銀行が $-22\%$ であったのに対して、日本の銀行はわずかに $-7\%$ でしかなかった。

インドネシアについても、IMF との金融支援に関する協議が難航し、インドネシア経済が混乱した98年には国際銀行融資が減少した(図 4b)。欧州の銀行の寄与も高いものの、融資引揚げの半分近くが日本の銀行に依るものであった。これは融資残高のシェアを反映していた。融資減少率では、98年上半期に米国の銀行の融資減少率が-34%であったのに対し、日本の銀行が融資残高を減少させた率は-14%にすぎなかった。

マレーシアでは、国際銀行融資引揚げに占める日本の銀行のシェアは97年下半期と98年下半期で大きかったが、98年上半期における国際銀行融資引揚げでは、欧州の銀行のシェアが大きかった(図 5b)。また、変化率では、米国の銀行が97年下半期以降、-25~-36%の率でマレーシア向け融資を引揚げ続けていた。一方、フィリピン向け国際銀行融資の引揚げは、欧州の銀行が大きく関与していた。日本の銀行は、フィリピン向け融資残高のシェアが低いいため、融資引揚げにほとんど関与していない。

このように、日本の銀行は、タイとインドネシア向け融資の引揚げにおけるシェアは相対的に大きかったものの、変化率では相対的に小さかった。また、韓国については、融資引揚げに占めるシェアも融資減少率も相対的に低かった。したがって、日本の銀行は、東アジア諸国向け国際銀行融資残高に占めるシェアが高いものの、危機直後の融資引揚げにおいてその融資減少率はそれほど高くなかった。

### 3. 群衆行動に関する諸モデル

国際銀行融資における群衆行動モデルを提示する前に、本節で群衆行動に関する諸モデルを展望する。群衆行動とは、ある経済主体の行動を他の経済主体が模倣することによって起こる経済主体間の相関と定義される。この群衆行動が合理的な経済主体の最適化行動の結果として生じるとき合理的群衆行動と呼ばれる。この合理的群衆行動については、Devenow and Welch (1996) が、その発生原因によって、ペイオフ外部性モデルと名声モデルと情報カスケード・モデルに分類して、展望している。ここでは、この分類を踏襲しながらも、ペイオフ外部性を戦略的補完と言い換える。ペイオフ外部性はある経済主体の戦略的增加が他の経済主体のペイオフに影響を与えるというスピルオーバーを意味し、このスピルオーバーの存在は必ずしも経済主体間の戦略の相関である群衆行動の存在を保証しないからである。

#### (1) 戦略的補完モデルによる群衆行動

戦略的補完とは、ある経済主体の戦略的增加が、他の経済主体の戦略を増加させることの限界利得を上昇させることをいう (Cooper and John (1988))。プレイヤー  $i$  の戦略集合を  $e_i \in [0, E]$  とし、 $\Pi(e_i, \bar{e})$  で  $i$  以外のすべてのプレイヤーが戦略  $\bar{e}$  を採ったとき、行動  $e_i$  を選択したプレイヤー  $i$  のペイオフを表す。添字で偏微分を表すとして、 $\Pi_2 > 0$  ( $\Pi_2 < 0$ ) であるとき、ゲームには正 (負) のスピルオーバーが存在するといひ、 $\Pi_{12} > 0$  ( $\Pi_{12} < 0$ ) のときゲームに

は戦略的補完（戦略的代替）が存在するという。

この定義から明らかなように、スピルオーバーがペイオフの水準における経済主体間の相互作用を意味するのに対し、戦略的補完は戦略の水準における経済主体間の相関を意味する。ペイオフ外部性、すなわち、スピルオーバーの存在が必ずしも戦略の水準における相関である群衆行動の存在を保証するものではないというのは、この理由に基づいている。戦略的補完が存在するときには、最適<sup>5</sup>な戦略が他のプレイヤーの戦略の増加関数となり、これが群衆行動を引き起こす原因となる。

数多くある戦略的補完モデルによる群衆行動の例の1つに Diamond and Dybvig (1983) の銀行取付モデルがある。銀行は要求払い預金契約を結ぶことにより、非流動的な資産を流動的な資産へ変換している。この流動性サービスの提供により経済厚生が改善されるが、同時に銀行取付に対して脆弱となる。銀行は預金引出しを要求されれば、長期的な融資から資金を引揚げ、融資を中断しなければならない。多くの預金者が預金を引出すならば、当面は流動性を必要としていない預金者のペイオフも悪化させ、早期に預金を引出すことが最適となる。このとき、複数均衡、すなわち、銀行が支払い可能ですべての預金者に高い金利を支払える均衡と、すべての預金者が他のすべての預金者が預金を引出すと信じるために起こる取付均衡とが発生する。この取付均衡は群衆行動に依るものであると解釈できる。<sup>6</sup>

もう1つの例に Obstfeld (1994, 1995, 1998) の第2世代通貨危機モデルがある。このモデルでは、一人の投資家が通貨当局の外貨準備を枯渇させられないが、複数の投資家が同時に投機攻撃を行うならば、通貨当局の外貨準備を枯渇させ、固定相場制を崩壊できる状況を想定する。このとき、投機攻撃が発生せず固定相場制が維持可能である均衡と、投資家が通貨切下げを予想し、投機攻撃を行うことによって自己実現的に通貨危機が発生する均衡との複数均衡が生じる。<sup>7</sup> また本稿で提示するモデルやこの基となった Mondschean and Pecchenino (1995) のモデルも戦略的補完による群衆行動の存在を利用したものと解釈できる。

## (2) 名声モデルによる群衆行動

Sharfstein and Stein (1990) は、依頼人—代理人モデルを用いて、企業の経営者が投資決定を行うとき、自らの給与に反映される名声を重視する場合に群衆行動が発生することを示した。そのモデルでは、2つの企業の経営者がそれぞれ投資機会の状態に関するシグナルを受け取り、逐次的に投資決定を行うとされている。シグナルの精度は、経営者の能力に依存し、無能な経営者の受け取るシグナルは全く有用な情報ではない。一方、2つの企業の経営者がともに有能であれば、同じシグナルを受け取るものとされている。経営者はその能力を利益のある投資を行ったか否かという点に加えて、行動が他社の経営者の行動と同じであるか否かという点でも評価される。これは、投資には系統的な予測不可能な要因があり、有能な経営者でも誤ったシグナルを得ることがあるからである。投資が失敗したとしても、もし

両社の経営者とも同じく失敗するならば、系統的な予測不可能な要因に基づく可能性もあるので、共に名声に大きな影響はない。よって、他社の経営者と異なる行動を採る場合には、無能であると評価される。このため、経営者が名声を重視するならば、後続して意思決定を行う経営者は、自らのシグナルを無視して、先行する経営者の行動に追随することになる。

この名声モデルを用いて、銀行間の信用政策の相関を説明したものに Rajan (1994) がある。このモデルにおいては、Sharfstein and Stein と同様、銀行は収益と名声を加重平均した効用関数をもっている。銀行には、高い能力と低い能力の2つのタイプがあり、また、経済には良い状態と悪い状態の2つの状態が発生する。悪い状態が発生したときには、高い能力の銀行であってもプロジェクトを成功させられないが、良い状態が発生したときには、高い能力の銀行は確率1でプロジェクトを成功させられる。各銀行は経済の状態と貸付の結果を観察できるが、市場は銀行の収益のみしか観察できない。市場はこの観察された収益に基づいて銀行のタイプを評価する。銀行は融資が不良化したとき、自由な信用政策（リスケジュール、追加的融資、契約条項を緩めるなど）を行うことにより、ある確率で市場からこの不良貸付を隠せるが、銀行の将来の収益が減少する。このため、銀行は短期的な名声と長期的な収益とのトレードオフに直面する。もし多くの銀行が貸付の評価を切下げ、貸倒引当金を取崩すならば、低い能力の銀行もこれに追随し、市場に自らのタイプを気付かれることなく、不良貸付の評価を切下げられる。しかし、最初の銀行が不良貸付を隠すために自由な信用政策を行い、正の収益を公表するならば、後続する銀行もこれに追随し、長期的収益を悪化させることになる自由な信用政策を行う。<sup>8</sup>

### (3) 情報カスケードモデルによる群衆行動

情報カスケードとは、自らの保有する情報を無視して、先行して決定を行った経済主体の行動に追随することが最適である現象である。Birkhchadani et.al. (1992) は、異なったシグナルを与えられた経済主体が逐次的にある行動を採択するか棄却するかの選択を行う状況を分析した。この選択を行う順序は外生的に与えられ、先行したすべての経済主体の行動のみが観察可能である。後続して決定を行う経済主体は、先行者の行動から、その経済主体が保有していたシグナルを推測する。このとき、採択（棄却）した経済主体が、棄却（採択）した経済主体よりも二人以上多くなれば、情報カスケードが発生する。また、情報カスケードが発生しない確率は、行動する経済主体の数が増えるにつれ、指数的に減少する。いったん情報カスケードが発生すると、後続するすべての経済主体にとって、この情報カスケードに乗ることが合理的となる。このように情報カスケードが発生したときの問題点は、後続する経済主体が先行する経済主体の行動から、追加的な情報を得られず、市場全体で情報が合成されないことである。このため、わずかな新しい情報によっても情報カスケードは反転し、市場が不安定となる。<sup>9</sup>

## 4. 銀行融資における群衆行動モデル

本節では Mondschean and Pecchenino (1995) のモデルを 2 期間 ( $t=1, 2$ ) に拡張したモデルに基づいて銀行融資における群衆行動を考察する。

経済には  $N$  の銀行 ( $i=1, \dots, N$ ) と代表的な預金者が存在し、各銀行はそのリスク選好により差別化されると想定する。各銀行は、1 期で預金者から預金を集め、これを長期 (2 期間) に融資する。1 期でその融資から収益が得られ、もし支払い可能であれば、預金者に預金を払戻し、収益を株主に配当する。もし支払い不能であれば、直ちに銀行が閉鎖される。支払い可能であれば、2 期で長期融資に追加的に融資するか、一部を引揚げるかの決定を行う。必要となる資金は、再び預金者から預金を集めるものとする。2 期の期末に、支払い可能であれば、銀行は預金者に預金を払戻し、利潤を株主に配当する。

ここでは、銀行のリスクとしては融資ポートフォリオ・リスクのみを想定する。融資ポートフォリオ・リスクを  $\sigma$  で表し、 $\sigma$  を有する銀行の倒産確率を  $p(\sigma)$  で表す。但し、 $p(\sigma) \in [0, 1]$ ,  $p_\sigma > 0$ ,  $p_{\sigma\sigma} > 0$ 。倒産確率は  $\sigma$  に関して増加準凸関数であると仮定する。この関数形  $p(\sigma)$  は共有知識である。Mondschean and Pecchenino では融資ポートフォリオ・リスク  $\sigma$  も銀行の選択変数であるが、ここでは銀行の融資残高に焦点を当てるため、融資ポートフォリオ・リスク  $\sigma$  を所与で各期において不変であると仮定する。

短期の安全粗利率を  $t$  期の経済全体の総融資額  $L_t$  の関数、 $r(L_t)$  で表す。総融資額が増加すると安全利率が低下する ( $r' < 0$ )。一方、預金者は危険中立的で、各銀行のリスク選好を共有知識として、各銀行間での期待収益率が等しくなるように資金を分配する。銀行が支払い可能なときの  $t$  期の粗預金利率を  $d_t$ 、銀行が破綻したときの預金 1 単位当たりの価値を  $\hat{A}$  としたならば、危険中立的な預金者の裁定行動により各期で、

$$[1-p(\sigma)]d_t + p(\sigma)\hat{A} = r(L_t), t=1,2 \quad (1)$$

または、

$$d_t(\sigma, L) = \frac{r(L_t) - p(\sigma)\hat{A}}{[1-p(\sigma)]}, t=1,2 \quad (2)$$

が成立する。以下では、一般性を失うことなく  $\hat{A} = 0$  と仮定する。このとき、 $d_\sigma > 0$ ,  $d_L < 0$ ,  $d_{\sigma\sigma} > 0$ ,  $d_{\sigma L} < 0$  となる。

前述のとおり、各銀行は、そのリスク選好により差別化されるが、このリスク選好パラメータを  $\gamma_i$  とする。但し、すべての  $i$  に対して、 $\gamma_i < \gamma_j$ ,  $i < j$ ,  $\gamma_i \geq 1$  である。リスク  $\sigma$  の融資ポートフォリオを保有し、リスク選好  $\gamma$  をもつ銀行は、制約的な契約条項や内部情報によって自らの倒産確率を  $p(\sigma)/\gamma$  と割引いて評価すると仮定する。

銀行が支払い可能であるという条件の下で、銀行の保有するリスク  $\sigma$  の融資ポートフォリ

オに1期間融資したときの融資1単位当たりの市場価値を価値関数 $A_t(\sigma, L_t)$ で表す。個々の銀行の融資額が市場に与える影響は無視できるが、総融資額 $L$ に関して減少関数であり、リスク $\sigma$ に関して増加準凹関数であると仮定する。すなわち、 $A_\sigma > 0$ ,  $A_{\sigma\sigma} \leq 0$ ,  $A_L < 0$ ,  $A_{\sigma L} = 0$ 。さらに、2期間融資したならば、時間に関する経済性が働き、融資1単位当たりの市場価値は、 $A_t(\sigma, L_t) + \alpha(\sigma, L_t)$ となるものとする。これは、企業のもつプロジェクトが十分な収益をあげるまでに、時間を必要とすることを表す<sup>10</sup>。また、 $\alpha_L > 0$ であると仮定する。すなわち、2期で市場全体の総融資額が増加すると、2期の融資の市場価値も減少するが、長期的に運用するならば、その減少の影響が小さい。単純化のために、 $\alpha_\sigma = 0$ とする。

単純化のために準備率をゼロと仮定することによって、預金額が融資額 $l$ に等しい。預金獲得費用は、銀行の預金額（融資額）が大きくなるにつれて逓増的に増加すると仮定し、この費用関数を増加準凸関数 $c(l)$  ( $c' > 0$ ,  $c'' > 0$ ,  $c''' = 0$ ) で表す。

各銀行は総融資額の実現値を知る前に意思決定を行うと仮定し、 $\hat{L}_t$ で代表的銀行が期待する市場全体の総融資額を表す。銀行は総融資額の期待値 $\hat{L}_t$ を所与として、期待利潤を最大化するように、長期融資額 $l$ と2期の追加融資額 $\Delta l$ を選択する。

$$\max_{l, \Delta l} \Pi = \left[1 - \frac{p(\sigma)}{\gamma_i}\right] \Pi_1 + \beta \left[1 - \frac{p(\sigma)}{\gamma_i}\right]^2 \Pi_2 \quad (3)$$

但し、 $\beta$ ：主観的割引因子

$$\Pi_1 = [A_1(\sigma, \hat{L}_1) - d_1(\sigma, \hat{L}_1) - c(l)] l$$

$$\Pi_2 = [A_2(\sigma, \hat{L}_2) + \alpha(\sigma, \hat{L}_2)] l + A_2(\sigma, \hat{L}_2) \Delta l - [d_2(\sigma, \hat{L}_2) + c(l + \Delta l)] [l + \Delta l]$$

銀行の最適化問題における(3)式の $l$ と $\Delta l$ に関する1階条件はそれぞれ次式で表される。

$$A_1(\sigma, \hat{L}_1) - d_1(\sigma, \hat{L}_1) - c(l) \cdot l + \beta \left[1 - \frac{p(\sigma)}{\gamma_i}\right] [A_2(\sigma, \hat{L}_2) + \alpha(\sigma, \hat{L}_2) - d_2(\sigma, \hat{L}_2) - c(l + \Delta l) - c'(l + \Delta l) \cdot (l + \Delta l)] = 0 \quad (4)$$

$$A_2(\sigma, \hat{L}_2) - d_2(\sigma, \hat{L}_2) - c(l + \Delta l) - c'(l + \Delta l) \cdot (l + \Delta l) = 0 \quad (5)$$

1階条件(4)・(5)式を全微分し整理すると、以下のように表される。

$$\begin{aligned} & \begin{bmatrix} -[c'' \cdot l + 2c' + \beta\lambda \{c''_\Delta \cdot (l + \Delta l) + 2c'_\Delta\}] & -\beta\lambda [c''_\Delta \cdot (l + \Delta l) + 2c'_\Delta] \\ -[c''_\Delta \cdot (l + \Delta l) + 2c'_\Delta] & -[c''_\Delta \cdot (l + \Delta l) + 2c'_\Delta] \end{bmatrix} \begin{bmatrix} dl \\ d\Delta l \end{bmatrix} \\ & = \begin{bmatrix} -(A_{1l_i} - d_{1l_i}) \\ 0 \end{bmatrix} d\hat{L}_1 + \begin{bmatrix} -\beta\lambda (A_{2l_2} + \alpha_{l_2} - d_{2l_2}) \\ -(A_{2l_2} - d_{2l_2}) \end{bmatrix} d\hat{L}_2 \\ & + \begin{bmatrix} -\beta \frac{p}{\gamma_i} (A_2 + \alpha - d_2 - c_\Delta - c'_\Delta \cdot (l + \Delta l)) \\ 0 \end{bmatrix} d\gamma_i + \begin{bmatrix} -\lambda (A_2 + \alpha - d_2 - c_\Delta - c'_\Delta \cdot (l + \Delta l)) \\ 0 \end{bmatrix} d\beta \end{aligned}$$

$$+ \left[ \begin{array}{c} -(A_{10} - d_{10}) + \beta \frac{p'}{\gamma_i} (A_2 - d_2 - c_\Delta - c'_\Delta \cdot (l + \Delta l)) - \lambda (A_{20} - d_{20}) \\ -(A_{20} - d_{20}) \end{array} \right] d\sigma \quad (6)$$

但し,  $c' \equiv c'(l)$ ,  $c'' \equiv c''(l)$ ,  $c_\Delta \equiv c(l + \Delta l)$ ,  $c'_\Delta \equiv c'(l + \Delta l)$ ,  $c''_\Delta \equiv c''(l + \Delta l)$ ,  $\lambda \equiv \left[ 1 - \frac{p(\sigma)}{\gamma_i} \right]$ .

(6)式より, 他のパラメータを所与として, 1期の総融資額の期待値  $\hat{L}_1$  の変化が, 1期の長期融資額  $l$  と 2期の追加融資額  $\Delta l$  に与える影響が次式に表される。

$$\frac{dl}{d\hat{L}_1} = D^{-1} (A_{1i_1} - d_{1i_1}) \{c''_\Delta \cdot (l + \Delta l) + 2c_\Delta\} \quad (7a)$$

$$\frac{d\Delta l}{d\hat{L}_1} = -D^{-1} (A_{1i_1} - d_{1i_1}) \{c''_\Delta \cdot (l + \Delta l) + 2c_\Delta\} \quad (7b)$$

$$\frac{d(l + \Delta l)}{d\hat{L}_1} = 0 \quad (7c)$$

$$\text{但し, } D \equiv \begin{vmatrix} -[c'' \cdot l + 2c' + \beta \lambda \{c''_\Delta \cdot (l + \Delta l) + 2c'_\Delta\}] & -\beta \lambda [c''_\Delta \cdot (l + \Delta l) + 2c'_\Delta] \\ -[c''_\Delta \cdot (l + \Delta l) + 2c'_\Delta] & -[c''_\Delta \cdot (l + \Delta l) + 2c'_\Delta] \end{vmatrix} > 0$$

(7a)式より,  $A_{1i_1} - d_{1i_1} > 0$  であるとき, 代表的銀行が 1期の総融資額  $\hat{L}_1$  が増加すると予想するならば, 1期で自らもこれに追随し, 融資を増加させる。必要条件である  $A_{1i_1} - d_{1i_1} > 0$  は,  $\Pi_{1i_1} > 0$  であるときに満たされる。これは, 前節でみた戦略的補完が存在するための条件であるので, 戦略的補完の存在による群衆行動を表す。また, 条件  $A_{1L_1} - d_{1L_1} > 0$  は, 市場全体での総融資額が増加するとき, 銀行の保有する融資ポートフォリオの市場価値の減少以上に預金利率が低下することにより, 銀行の利潤が増加することを意味する。(7b)・(7c)式より, 2期では, 1期からの融資を引揚げ, 全体としてはゼロとなる。これは, 2期の総融資額が変化しないと予想されているためである。

銀行の期待は必ずしもファンダメンタルズに依存しないことから, 銀行が楽観的になれば銀行融資ブームが発生し, 悲観的になれば融資の引揚げが発生することになる。サンスポット変数やアニマル・スピリッツのような経済ファンダメンタルズ以外の要因が銀行融資を変動させる可能性もある。例えば, アジア通貨危機の際には, 各国の格付けの下落が一層の資金流出を招いたとされている<sup>11</sup>。このような格付けが当該国のファンダメンタルズにかかわらず, これに反応した銀行が資金を引揚げた可能性がある<sup>12</sup>。

次に, 他のパラメータを所与として, 2期の総融資額の期待値  $\hat{L}_2$  の変化が, 1期の長期融資額  $l$  と 2期の追加融資額  $\Delta l$  に与える影響が次式に表される。

$$\frac{dl}{d\hat{L}_2} = D^{-1} \beta \lambda \alpha_{L_2} \{c''_\Delta \cdot (l + \Delta l) + 2c_\Delta\} > 0 \quad (8a)$$

$$\frac{d\Delta l}{d\hat{L}_2} = D^{-1} [(A_{2i_2} - d_{2i_2}) \{c'' \cdot l + 2c'\} - \beta \lambda \alpha_L \{c''_{\Delta} \cdot (l + \Delta l) + 2c'_{\Delta}\}] \quad (8b)$$

$$\frac{d(l + \Delta l)}{d\hat{L}_2} = D^{-1} (A_{2i_2} - d_{2i_2}) \{c'' \cdot l + 2c'\} \quad (8c)$$

(8c)式より、 $(A_{2i_2} - d_{2i_2}) > 0$  であるとき、代表的銀行が、2期の総融資額  $\hat{L}_2$  が増加すると予想するならば、自らもこれに追随し、1期と2期で融資額を増加させる。前述したように、 $(A_{2i_2} - d_{2i_2}) > 0$  は、 $\Pi_{l+\Delta l i_2} > 0$  であるときに満たされることから、戦略的補完が存在する条件であり、群衆行動の存在を保証する。また、(8a)式より、 $\alpha \neq 0$  ならば、すなわち、時間に関する経済性が働くならば、1期でも融資を増加させるが、 $\alpha = 0$  ならば、2期の市場全体での総融資額の増加予想は1期の貸付に影響を与えない。

次に、銀行のリスク選好  $\gamma_i$  の変化が、1期の長期融資額  $l$  と2期の追加融資額  $\Delta l$  に与える影響が次式に表される。

$$\frac{dl}{d\gamma_i} = D^{-1} \beta \frac{p}{\gamma_i^2} \{A_2 + \alpha - d_2 - c_{\Delta} - c'_{\Delta} \cdot (l + \Delta l)\} \{c''_{\Delta} \cdot (l + \Delta l) + 2c'_{\Delta}\} \quad (9a)$$

$$\frac{d\Delta l}{d\gamma_i} = -D^{-1} \beta \frac{p}{\gamma_i} \{A_2 + \alpha - d_2 - c_{\Delta} - c'_{\Delta} \cdot (l + \Delta l)\} \{c''_{\Delta} \cdot (l + \Delta l) + 2c'_{\Delta}\} \quad (9b)$$

$$\frac{d(l + \Delta l)}{d\gamma_i} = 0 \quad (9c)$$

(9a)式より、 $\partial \Pi_2 / \partial l = \{A_2 + \alpha - d_2 - c_{\Delta} - c'_{\Delta} \cdot (l + \Delta l)\} > 0$  のとき、銀行のリスク選好が増加したならば、1期の融資額を増加させ、2期の追加融資額を減少させる。銀行のリスク選好の増加は、(3)式より1期と2期における銀行の主観的な倒産確率を減少させるが、これは2期の収益をより重視させる効果をもつ。このとき、 $\partial \Pi_2 / \partial l > 0$  が満たされ、1期の長期融資額の増加が2期の収益を増加させるならば、1期で融資額を増加させる。2期では、同じ額だけ引揚げ、全体的にはゼロとなる。

また、 $\alpha = 0$  のとき、すなわち、時間に関する経済性が融資に働かないならば、(4)式は、

$$A_1(\sigma, \hat{L}_1) - d_1(\sigma, \hat{L}_1) - c(l) - c'(l) \cdot l = 0$$

となり、リスク選好は融資の決定に全く影響を与えない。

最後に、主観的割引率  $\beta$  の変化が、1期の長期融資額  $l$  と2期の追加融資額  $\Delta l$  に与える影響が次式に表される。

$$\frac{dl}{d\beta} = D^{-1} \lambda \{A_2 + \alpha - d_2 - c_{\Delta} - c'_{\Delta} \cdot (l + \Delta l)\} \{c''_{\Delta} \cdot (l + \Delta l) + 2c'_{\Delta}\} \quad (10a)$$

$$\frac{d\Delta l}{d\beta} = -D^{-1} \lambda \{A_2 + \alpha - d_2 - c_{\Delta} - c'_{\Delta} \cdot (l + \Delta l)\} \{c''_{\Delta} \cdot (l + \Delta l) + 2c'_{\Delta}\} \quad (10b)$$

$$\frac{d(l+\Delta l)}{d\beta} = 0 \quad (10c)$$

(10b)式より、 $\partial \Pi_2 / \partial l = \{A_2 + \alpha - d_2 - c_\Delta - c'_\Delta \cdot (l + \Delta l)\} > 0$  のとき、主観的割引因子が増加したならば、1期の長期融資額を増加させ、2期の追加融資額を減少させる。先で見たりスク選好の増加が、2期の収益をより重視させる効果をもっていたことから、主観的割引因子の増加も同じ結果をもたらす。2期では、同じ額だけ引揚げ、全体的にはゼロとなる。また、先と同様、 $\alpha = 0$  のときには、主観的割引因子は融資の決定に全く影響を与えない。

次に、将来に予想される市場全体での総融資額変化の予想が現在と将来の融資に与える影響に、銀行の規模がどのような効果をもたらすかを分析する。(8a)・(8c)式をに関して微分すると、

$$\frac{dl/d\hat{L}_2}{dl} = D^{-1} \beta \lambda \alpha_i \cdot 3c''_\Delta > 0 \quad (11a)$$

$$\frac{d(l+\Delta l)/d\hat{L}_2}{dl} = D^{-1} (A_{2i} - d_{2i}) \cdot 3c''_\Delta > 0 \quad (11b)$$

が得られる。(11a)・(11b)式より、2期で市場全体の総融資額が変化すると予想されるならば、規模の大きい銀行は1期と2期の両方においてより多くの融資を変化させる。

また、同様に、(8a)式を銀行のリスク選好  $\gamma_i$  と主観的割引因子  $\beta$  に関して微分すると、

$$\frac{dl/d\hat{L}_2}{d\gamma_i} = D^{-1} \beta \frac{\partial}{\partial \gamma_i} \alpha_i \{c''_\Delta \cdot (l + \Delta l) + 2c'_\Delta\} > 0 \quad (11c)$$

$$\frac{dl/d\hat{L}_2}{d\beta} = D^{-1} \lambda \alpha_i \{c''_\Delta \cdot (l + \Delta l) + 2c'_\Delta\} > 0 \quad (11d)$$

が得られる。このことから、リスク選好の高い銀行や主観的割引因子が高い銀行は、将来に市場全体の総融資額変化を予想するならば、現在において融資額をより大きく変化させる。

このように、戦略的補完によって生じる銀行融資における群衆行動は、市場全体において融資総額が変化すると予想される場合に、個々の銀行が同じ変化の方向に融資額を変化させる。さらに、これらの反応は、個々の銀行の融資規模やリスク選好や主観的割引因子が高いほど、大きく、群衆行動に乗る可能性が高い。すなわち、融資規模やリスク選好や主観的割引因子が高い銀行ほど、国際銀行融資がブームになると予想するときには融資を急増させる一方、市場全体で融資引揚げが発生すると予想するときには自らも融資を急速に引揚げる。

## 6. 結 論

本稿は、アジア通貨危機前後における国際銀行融資のブームと引揚げにおいて先進諸国の銀行融資がどのように行われていたかをデータから考察した後に、このような動きを銀行の

群衆行動によって説明することを試みた。

日本の銀行は、多くの東アジア諸国向け国際銀行融資残高において高いシェアを占めていたが、必ずしも、アジア通貨危機前後における国際銀行融資のブームと引揚げにおいて最大の役割を演じたわけではなかった。本稿における銀行融資の群衆行動モデルの理論分析から、融資規模やリスク選好や主観的割引因子が高い銀行ほど、市場全体のブームや引揚げに影響を受けやすいという結果を得た。この結果を利用すれば、融資残高が高い日本の銀行がブームや引揚げに消極的であったのは、日本の銀行がリスクをあまり選好しなかったか、あるいは、将来をあまり重視しなかったかのいずれかによって、説明されよう。

日本の銀行が、将来を重視したか否かに関連して注意すべき点は、モデルで想定した時間視野は市場全体でブームあるいは引揚げが発生する時点までであり、それ以降に正常な状態に回復する時点までの長期的視野となっていないことである。このような長期的視野を想定するならば、主観的割引因子が銀行行動に及ぼす効果は異なるであろう。また、本稿では、情報の非対称性が存在しないことを想定して、戦略的補完によって国際銀行融資における群衆行動を説明したが、情報の非対称性を考慮に入れた情報カスケード・モデルによっても群衆行動が説明できる。また、アジア危機における実際の現象を鑑みて、情報の非対称性の下で格付け機関が果たす役割を分析することも重要である。これらの分析は今後の課題とする。

#### 【参考文献】

- Barnerjee, Abhijit V. (1992) "A Simple Model of Herd Behavior," *Quarterly Journal of Economics*, 197, 797-817.
- Birkhchadani, Sushil, David Hirshleifer, and Ivo Welch (1992) "A Theory of Fads, Fashion, Custom, and Cultural Change as Information Cascades," *Journal of Political Economics*, 100, 992-1026.
- Cooper, Russel and Andrew John (1988) "Coordinating Coordination Failures in Keynesian Models," *Quarterly Journal of Economics*, 103, 441-463.
- Devenow, Andrea and Ivo Welch (1996) "Rational Herding in Financial Economics," *European Economic Review*, 40, 603-615.
- Diamond, Douglas W. and Phillip H. Dybvig (1983) "Bank Runs, Deposit Insurance, and Liquidity," *Journal of Political Economics*, 91, 401-419.
- Goldfajn, Ilan and Rodrigo O. Valdés (1997) "Capital Flows and Twin Crises: The Role of Liquidity," *IMF Working Paper*, 97/87.
- IMF (1997) *World Economic Outlook: Interim Assessment*, December 1997.
- IMF (1998) *World Economic Outlook*, May 1998.
- IMF (1999) *International Capital Markets - Developments, Prospects, and Policy Issues*.
- Ito, Takatoshi (1999) "Capital Flows in Asia," *NBER Working Paper*, no.7134.
- Kaminsky, Graciela L. and Carmen M. Reinhart (1999) "On Crises, Contagion, and Confu-

- sion,” a paper prepared for the 10th East Asian Seminar on Economics of NBER.
- Mondschean, Thomas S. and Rowena A. Pecchenino (1995) “Herd Behavior or Animal Spirits: A Possible Explanation of Credit Crunches and Bubbles,” in Allin F. Cottrell, Michael S. Lawlor, and John H. Wood eds., *The Causes and Costs of Depository Institution Failures*, Kluwer Academic Publishers.
- 中尾武彦 (1999) 「ヘッジファンドと国際金融市場」大蔵省『ファイナンス』第35巻第4号, 2-25.
- Obstfeld, Maurice (1994) “The Logic of Currency Crises,” *Banque de France Cahiers Économiques et Monétaires*, 43, 189-213.
- Obstfeld, Maurice (1995) “Models of Currency Crises with Self-fulfilling Features,” *NBER Working Paper*, 5285.
- 小川英治 (1998a) 「アジア通貨危機の理論的位置づけ」近藤・中島・林編著『アジア通貨危機の経済学』東洋経済新報社.
- 小川英治 (1998b) 『国際通貨システムの安定性』東洋経済新報社.
- 小川英治 (1999) 「邦銀は危機の元凶ではない」『週刊東洋経済』1999年7月17日
- 小川英治・孫立堅 (1999) 「ドルペッグ下における金融危機と通貨危機」日本開発銀行設備投資研究所『経済経営研究』第20巻第3号
- Ogawa, Eiji and Lijian Sun (1999) “How were Capital Inflows Stimulated under the Dollar Peg System?” a paper prepared for the 10th East Asian Seminar on Economics of NBER.
- Pecchenino, Rowena A. (1992) “Risk-based Deposit Insurance: An Incentive Compatible Plan,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 24, 499-510.
- Peek, Joe and Eric S. Rosengren (1998) “Japanese Banking Problems: Implications for Southeast Asia,” Federal Reserve Bank of Boston, *Working Papers*, No.98-7.
- Rajan, Raghuram G. (1994) “Why Credit Policies Fluctuates: A Theory of Some Evidence,” *Quarterly Journal of Economics*, 436, 399-442.
- Sharfstein, David S. and Jeremy C. Stein (1990) “Herd Behavior and Investment,” *American Economic Review*, 80, 465-479.
- Welch, Ivo (1992) “Sequential Sales, Learning, and Cascades,” *Journal of Finance*, 47, 695-732.
- Zwiebel, Jeffrey (1995) “Corporate Conservatism and Relative Compensation,” *Journal of Political Economics*, 103, 1-25.

## 注

- 1 IMF (1997, 1998), Ito (1999)
- 2 最近では、群衆行動によって、近年の通貨危機に際してヘッジファンドとそれを取り巻く銀行の行動が説明されている (中尾 (1999))。
- 3 Peek and Rosengren (1998) は、日本国内の高い貯蓄率を背景に日本の銀行が東アジア諸国に過剰融資を行った後に、日本国内の不良債権の増大と株価下落による自己資本比率の低下のために東アジア諸国から融資を引揚げたことを指摘している。
- 4 小川 (1999) における議論をタイ、韓国、インドネシアの3か国にマレーシアとフィリピンを加

えて、発展させて、展開する。

- 5 戦略的補完の存在が、複数均衡が存在するための必要条件であることが知られている。反応関数の傾きが正であること、 $-\frac{V_{12}}{V_{11}} > 0$  が複数均衡が存在するための必要条件で、傾きが1以上であること、 $-\frac{V_{12}}{V_{11}} \geq 1$  が十分条件であることが知られている。
- 6 Goldfajn and Valdés (1997) は、Diamond and Dybvig (1983) のモデルを開放経済に拡張し、通貨危機と金融危機が同時に発生することを示した。但し、このモデルでは複数均衡としては定式化されていない。
- 7 これらのモデルの理論的な分析は小川 (1998a・b) を参照のこと。
- 8 名声モデルによる群衆行動を分析したものに、Zwiebel (1995) がある。
- 9 Barnerjee (1992) と Welch (1992) が情報カスケード・モデルによる群衆行動を分析している。
- 10 このようなアイディアは、Goldfajn and Vardés (1997) においてもみられる。
- 11 例えば、IMF (1999) を参照のこと。
- 12 以上のようなモデルを用いるならば、市場の不透明性が市場心理を不安にさせ、これが危機を拡大したというような、よく用いられる不明確な表現も経済学的に解釈できる。

