

マレーシアにおける株式市場の発展と貨幣需要¹⁾

上 坂 豪

要 旨

マレーシアの株式市場は1980年代後半以降急速に発展し、時価総額ベースで東・東南アジア地域で最大規模にまで成長した。成熟した株式市場の存在は、投資家がポートフォリオの選択を行う際、株価の動向に十分な注意を払うことを強いるであろう。貨幣もまた一つの金融資産であり、その保有量の決定も資産選択の一環として決定されると考えるならば、株式市場が成長するにつれて、貨幣需要が株価変動の影響を受けるようになってと推測される。それゆえ、株価変動の影響を考慮しない標準的な貨幣需要関数の定式化の下では、安定した推計結果を得ることが不可能となるであろう。そこで、株式市場の急成長が貨幣需要の安定性に与えた影響を検証するために、貨幣需要関数の推計を行った。貨幣需要関数の説明変数に実質株価を組み入れた定式化では、共和分の存在は示唆されたものの、共和分ベクトルにおける実質株価の係数は有意ではなかった。一方、実質株価を考慮しない標準型貨幣需要関数の定式化においては、安定的かつ統計的に有意な推計結果が得られた。したがって、マレーシアにおける株式市場の急成長は、貨幣需要の不安定化をもたらすものではなく、貨幣需要は依然として株価と独立に決定されていると考えられる。このような結果は、マレーシアの株式時価総額の急増は国営企業民営化プログラムの実施による新規発行額の増大によるところが大きかったこと、またマレーシアの株式売買回転率は近隣諸国に比べ低く、株式流通市場における取引は低調であったことから説明できるものと思われる。さらに、流通市場の低迷は、発行済み株式の少なからぬ部分が政府系金融機関によって保有されていること、またマレーシアにおいては企業間の株式持合が他のアジア諸国に比べて広く行われていることが一因であると考えられる。

目 次

- I. はじめに
- II. マレーシアの株式市場：概観
- III. 実証分析
 - 1. 先行研究
 - 2. モデルの定式化と方法論
 - 3. 単位根検定
 - 4. 共和分検定
- 5. 共和分ベクトルの安定性
- IV. 株式発行市場と流通市場の不均等な発展
 - 1. 株式発行市場の急成長と民営化政策
 - 2. 発行済み株式の保有主体
 - 3. 株式の持合
- V. おわりに

I. はじめに

本稿は、マレーシアの貨幣需要関数の特性について、近年様々な分野で応用されている共和分分析 (cointegration analysis) の手法を用いて再検証するものである。過去において類似の研究はいくつか存在するが、本稿の特色は、株式市場が貨幣需要に与える影響を明示的に考慮して分析を行った点にある。1980年代後半以降、マレーシアをはじめとするアジアの発展途上国の株式市場は、その規模を急速に拡大させた。株式市場の発展は、投資家のポートフォリオ選択の機会を広げることになるので、資産選択の一環としての貨幣需要もその影響を被るようになるであろう。それゆえ、株式市場に関連した変数 (例えば株価など) の影響を考慮しない標準型貨幣需要関数は、それまで保持してきたであろう安定性を失うと予想される。逆に、株式市場の目覚ましい成長にもかかわらず、標準型貨幣需要関数がその安定性を失わないのであれば、そこにはなんらかの理由が存在するものと思われる。

本稿の構成は以下の通りである。II 節では1980年代以降のマレーシア株式市場の発展を概観する。III 節では、Johansen [1988] および Johansen and Juselius [1990] によって提唱

された共和分検定の手法を用いて、貨幣需要に対する株価変動の効果を実証的に検証する。IV 節では、マレーシア株式市場の発展に見られるいくつかの特徴から、III 節で得られた実証分析の結果の解釈を試みる。V 節はまとめである。

II. マレーシアの株式市場：概観

近年において、発展途上国 (特に東・東南アジア諸国) が経験した金融面における重要な構造変化の一つに、資本市場の発展があげられる。従来、発展途上国の企業部門にとって、外部資金ファイナンスの主要な源泉は銀行信用であるとみなされてきた。すなわち、これらの国々の金融システムは、間接金融を主体に構成されていた。しかしながら、1980年代半ば以降、一人当たり国民所得が増加するとともに国内金融システムが成熟していくにつれて、これらの国々において資本市場、特に株式市場の著しい成長が観察されるようになった。マレーシアもまた、近年株式市場の著しい成長を経験した国の一つであった。

図1は、1980年から1995年におけるアジア諸国の株式時価総額を米ドル単位で示したものである。1980年代後半以降、すべての国において著しい時価総額の増加が観察される。マレーシアもその例外ではなく、1993年以降はこの地域

図1 アジア新興株式市場の株式時価総額

(100万 U.S.ドル)

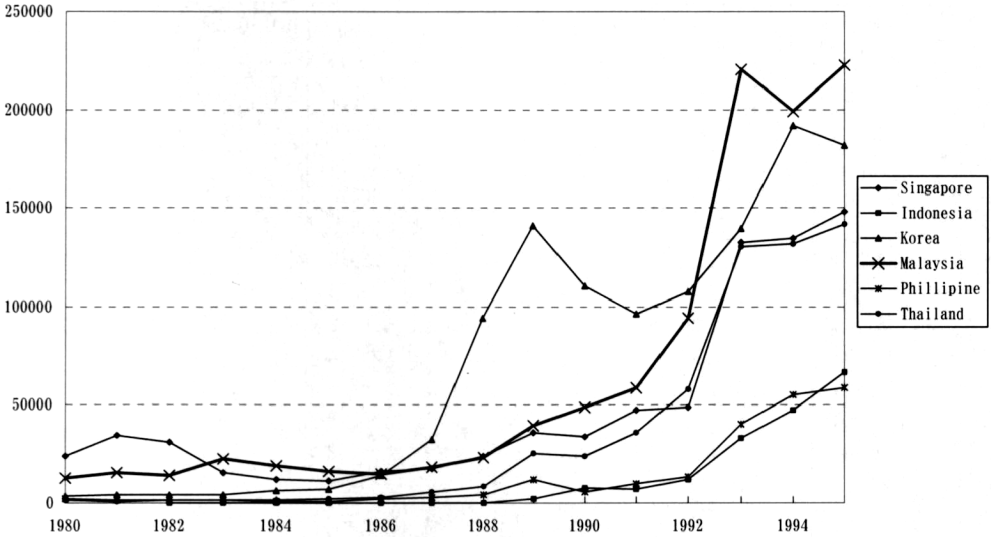
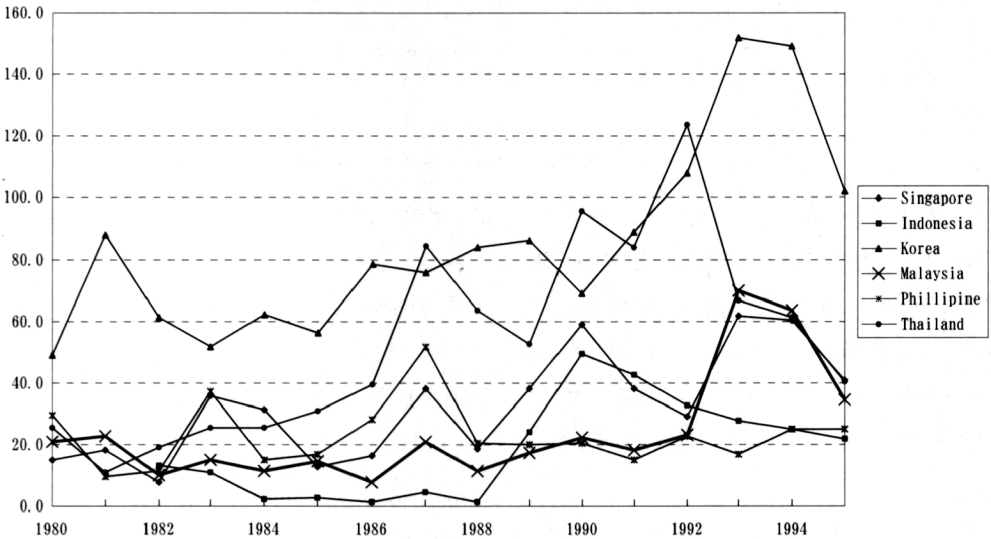
〔出所〕 IFC, *Emerging Stock Markets Factbook*, various issues.

図2 アジア新興株式市場の株式売買回転率

(%)

〔出所〕 IFC, *Emerging Stock Markets Factbook*, various issues.

最大の株式市場となった。

図2は、図1と同じ地域・期間における株式売買回転率（時価総額に対する取引高の比率）を示している。韓国の売買回転率は一貫して高く、タイのそれは1987年から1992年にかけては韓国に並ぶ高さであった。一方、マレーシアの売買回転率は1993、1994年の両年を除いて比較

的低水準である。

表1は、マレーシア株式市場の諸指標をまとめたものである。マレーシア・リングで見た時価総額は、1986年から1996年の間に約20倍に増大している。これは上場企業数および新規株式発行額の増加と、株価の急速な上昇によるものである。上場企業数は1980年代にはわずか69社

表1 マレーシアの株式市場関連指標

	時価総額(100 万リング)	上場企業数 ¹⁾	新規発行額(100 万リング) ²⁾	KLSE 複合指数 ³⁾	取引高(100万 リング)	売買回転率(%) ⁴⁾
1980	27,546	182	137.1	366.7	5,600	20.3
1981	34,307	187	901.8	380.8	8,059	23.5
1982	32,273	194	628.8	291.4	3,251	10.1
1983	53,309	204	1,262.3	401.6	7,887	14.8
1984	47,048	217	1,972.2	303.6	5,216	11.1
1985	39,380	222	644.5	233.5	5,799	14.7
1986	39,214	223	188.6	252.4	3,046	7.8
1987	46,106	232	1,384.8	261.2	9,647	20.9
1988	63,193	238	931.2	357.4	6,858	10.9
1989	107,513	251	2,508.1	565.3	18,638	17.3
1990	131,166	282	8,649.6	505.9	29,391	22.4
1991	159,495	321	4,391.4	556.2	29,294	18.4
1992	245,820	366	9,181.5	644.0	55,347	22.5
1993	593,343	410	3,432.6	1,275.3	395,554	66.7
1994	508,850	478	8,457.9	971.2	331,384	65.1
1995	565,510	529	11,437.6	995.2	192,631	34.1
1996	775,780	621	15,924.4	1,238.0	436,523	56.3

(注) 1) クアラルンプール証券取引所。

2) Employee Share Options Scheme, Transferable Subscription Rights, Warrants and Irredeemable Convertible Unsecured Loan Stock による資金調達を除く。

3) 期末値。

4) 時価総額に対する取引高の比率。

〔出所〕BNM, *Quarterly Bulletin*, various issues; IFC, *Emerging Stock Markets Factbook*, various issues.

増えたにすぎなかったが、1990年から6年間にその数は339社増加した。年間株式発行額の増加は特に著しい。1980年代以降急激に増加し、1996年には過去最高の160億リングに達した。これは1980年の数値の100倍以上である。さらに、株価(KLSE 複合指数)も1990年代に入って急上昇した。

マレーシア株式市場はその規模ばかりでなく、流通市場における取引の面からも急激な成長を遂げた。取引高は1980年代半ばまでは停滞していたが、1989年頃より急増した。特に1993、94年の両年は急激な外資流入を背景として、1992年水準の6倍から7倍の規模にふくれあがった。翌1995年は停滞したが²⁾、1996年には過去最高の取引高4,365億リングに達した。これにあわせて、売買回転率も1993年に前年比

3倍の上昇を示し、1994、96年と高い数値を記録している。ただし、1995年は同年の取引高の落ち込みに合わせて、回転率も前年の半分近くにまで低下するなど、最近の売買回転率のトレンドについては不明瞭である³⁾。

Ⅲ. 実証分析

1. 先行研究

途上国の貨幣需要に関する過去の諸研究は、各国が経験した様々な金融的構造変化が、貨幣需要の安定性を脅かしたか否かを検証するために、標準型貨幣需要関数、すなわち説明変数として代替資産収益率、自己収益率、スケール変数(時に為替レートも含む)のみを考慮した関

数を推計し、その安定性を共和分検定を使って検証するという方法を採用するのが大半であった。このような先行研究のいくつかを見ると、マレーシアの貨幣需要関数は比較的安定的であったとの結論が得られている。ただし、これらの研究は概ね1970年代前半からせいぜい1990年代初頭までのサンプルを用いており、期間の大部分が株式市場の急成長以前のものであった (Tseng and Corker [1991], Tan [1997])⁴⁾。

Arrau et al. [1995] は、金融革新が貨幣需要に与える直接的影響を明示的に考察することを試みた数少ない研究の一つである。彼らは発展途上国10カ国⁵⁾の貨幣需要関数を推計する際、金融革新の影響の代理変数として確定的タイムトレンド (deterministic time trend) あるいはランダム・ウォークに従う確率的トレンド (stochastic trend) を推計式に導入した。こうした措置により、いくつかのケースでは貨幣需要関数の安定性が回復しているが、マレーシアに関しては満足 of いく結果は得られていない。彼ら自身は、その原因をスケール変数の代理変数としてタイムトレンドと強い相関のある生産指数 (Industrial Production Index) を用いたことに求めている。また、彼らが用いたサンプルは1980年第1四半期から1988年第2四半期のものであり、やはり株式市場が急成長した時期のサンプルを十分に含んでいないとはいえない。

株価と貨幣需要の関係を分析した研究は、先進国を対象としたものがいくつか存在する。Friedman [1988] は、株価変動が貨幣需要に与える効果にはプラスとマイナスの相反する効果があるとした。プラスの効果としては、株価の上昇に伴う名目富残高の増加、株価ボラティリティーの上昇、金融取引の増加が貨幣需要を

高める効果 (それぞれ「富効果」、「危険拡散効果」、「取引効果」と呼ばれる) があり、マイナスの効果としては、株価の上昇に伴うキャピタル・ゲイン期待の高まりが、貨幣などの安全資産から株式へのポートフォリオ・シフトを引き起こす効果 (「代替効果」) がある。

豊田 [1992] は、日本のデータを用いて $M2 + CD$ により定義された所得流通速度関数を推計し、富効果の影響が強いことを見いだした。Choudhry [1996] はアメリカおよびカナダについて、Thornton [1998] はドイツについて、説明変数として実質株価を含んだ貨幣需要関数を推計し、豊田 [1992] と類似の結論を得ている。また、直接に Friedman [1988] が言及した効果の検証を意図したものではないが、馬場 [1995] も日本の $M2 + CD$ 需要関数の推計に際して実質株価指数を説明変数に含め、その影響を棄却している。一方、途上国を対象に同様の検証を行った研究は筆者の知る限り存在しない。

2. モデルの定式化と方法論

以下では、貨幣需要関数の説明変数としての実質株価の有無が、需要関数の安定性に対していかなる影響を及ぼすかを検証する。推計式としては以下の4つのモデルを設定した。

$$\text{Model 1} \quad \frac{M}{P} = f_1(R_{-}^{alt}, R_{+}^{own}, Y)$$

$$\text{Model 2} \quad \frac{M}{P} = f_2(R_{-}^{alt}, R_{+}^{own}, Y, EX_{?})$$

$$\text{Model 3} \quad \frac{M}{P} = f_3(R_{-}^{alt}, R_{+}^{own}, Y, SP_{?})$$

$$\text{Model 4} \quad \frac{M}{P} = f_4(R_{-}^{alt}, R_{+}^{own}, Y, EX_{?}, SP_{?})$$

ここで、 M は名目貨幣残高、 P は物価指数、 R^{alt} は貨幣の代替資産収益率、 R^{own} は貨幣の自己収益率、 Y はスケール変数、 EX は名目為替

レート, SP は実質株価である。説明変数として為替レートを含めるのは、国内貨幣と外貨との代替関係を考慮するためのものである⁶⁾。また、各変数の下の符号は当該変数に関する偏微係数の期待される符号である。

以上4つの定式化のもとでそれぞれの式の安定性を調べるわけであるが、その際用いられるのは「共和分 (cointegration)」の概念である⁷⁾。経済学的には、ある経済変数間に共和分関係が存在するということは、変数間に長期均衡関係が存在していると解釈することができる。上の4つのモデルのいずれかに共和分関係の存在が確認されたならば、そのモデルは長期的に見て安定的な貨幣需要関数の存在を示していると考えられる。本稿では、共和分の存在を検証する検定手法として、近年の貨幣需要分析に頻繁に用いられている Johansen [1988] および Johansen and Juselius [1990] の最尤検定法 (以下 Johansen 検定) を用いる。他の共和分検定の手法としては Engle and Granger [1987] による「2段階法」(以下 EG 検定) が有名であるが、この検定方法は、複数の共和分関係が存在するときに個々の共和分ベクトルを推計することができないという欠点を持つ。一方 Johansen 検定は、システム内の共和分ベクトルの個数を決定できる上、個々の共和分ベクトルの推定値を得ることが可能である⁸⁾。

以下の実証分析で用いられるデータとその出所、および変数記号はつぎの通りである。

LRM2 : 実質 M2 残高の自然対数値 (M1 プラス Quasi-Money を1990年基準の消費者物価指数により実質化)

MMR : 7 日物コール・レート (Money Market Rate)

TBR : 3 カ月大蔵省証券利回り (Treasury Bill Rate)

TDR : 商業銀行 3 カ月定期預金金利 (Time Deposit Rate)

INF : インフレ率 ($= 4 * [\log(CPI_t) - \log(CPI_{t-1})]$)

LIP : 生産指数 (Industrial Production) の自然対数値 (1990=100)

LEX : 対ドル為替レートの自然対数値 (期末値)

LRSP : 実質株価指数の自然対数値 (1990=100の Industrial Index を1990年基準の消費者物価指数で実質化)。

データの出所は、株価 Industrial Index は Department of Statistics, *Monthly Statistical Bulletin Malaysia* および *Monthly Statistical Bulletin Peninsular Malaysia* 各号、その他は IMF, *International Financial Statistics CD-ROM* である。多くの文献が指摘するように、発展途上国の場合貨幣と物的資産との代替関係は無視しえない要因となる可能性がある⁹⁾。インフレ率は物的資産の収益率を考慮するためのものである。株価として Industrial Index をとっているのは、現在の代表的株価指数である KLSE Composite Index では十分な量のデータが入手できなかったためである。生産指数はスケール変数の代理変数である。貨幣需要関数は対数変換後の各変数に関して線形であると仮定する。サンプル期間は1976年第1四半期から1996年第4四半期までである。

3. 単位根検定

以上の各変数における単位根の有無を調べる

ために、拡張 Dickey-Fuller 検定¹⁰⁾ (以下 ADF 検定)を行った。ADF 検定を適用する際にはラグ次数の決定が問題となるが、ここでは最大ラグ次数を12とし、選択基準として Schwarz-Bayse 情報量基準と Campbell and Perron [1991] のステップダウン法を用いた。その結果が表2である。TDR, LIP, LEX, LRSP は1階の和分過程に従うと結論づけられる。一方 INF は定常変数である。MMR と TBR は定常変数である疑いが、また LR M2は2階以上の和分過程に従う疑いが残される。そこで ADF 検定を補完するために Phillips-Perron 検定¹¹⁾ も併せて行ったところ、INF と MMR は定常変数、それ以外はすべて I(1)変数であるとの結果を得た(表3)。ADF 検定においても、棄却水準を5%に設定すれば TBR が単位根を持つとの仮説は棄却できなくなるので、INF と MMR は定常変数、それ以外はすべて I(1)変数であるとする^{12) 13)}。

4. 共和分検定

単位根検定の結果から、以下の共和分分析にコール・レート(MMR)とインフレ率(INF)を用いることは適当ではない。金融資産収益率としては、大蔵省証券利回り(TBR)と定期預金金利(TDR)のみが利用できる。そこで貨幣の自己収益率としては定期預金金利、代替資産収益率としては大蔵省証券利回りをを用いる。

共和分検定の結果は表4に示されている¹⁴⁾。表中の「修正値」とは、小標本バイアスの問題を緩和するために、もとの検定統計量に $(T - nK)/T$ (ここで T はサンプルのサイズ、 n はシステム内の変数の数、 k はラグ次数)を掛けたものである¹⁵⁾。得られた結論は明確であるとはいいがたい。修正前の統計量に基づく限り、

すべてのモデルで共和分関係の存在が支持されるが、修正後の統計量に基づく、Model 1を除くすべてのモデルで共和分関係の存在が認められる。共和分関係の個数も曖昧であるが、最大で2つの共和分関係が認められる。

表5は共和分の存在が一応認められたモデルについて、ただ1つの共和分関係が存在するとの前提で推計した共和分ベクトルを、貨幣残高に関して基準化したものである¹⁶⁾。ただし、基本モデルである Model 1に為替レート(LEX)のみを追加した Model 2、実質株価(LRSP)のみを追加した Model 3において共和分の存在が認められたので、LEX と LRSP を同時に追加する必要性はないと考え、Model 4の共和分ベクトルの推計は行わなかった。共和分ベクトルは、貨幣残高を含むすべての変数を同じ辺に置いて推計されるため、それを貨幣需要関数の弾力性推定値として解釈するには符号を逆転して考える必要がある。表中の数値の符号はすべてこの逆転を施した後のものである。これによると、すべての係数が有意かつ符号条件を満たすモデルは Model 1のみであり、これは為替レートも実質株価も含まない最も基本的なモデルである。

以上の結果を要約すると以下ようになる。標準的な貨幣需要関数の推計に用いられる変数に実質株価を加えた変数システムには、確かに共和分関係が存在する。すなわち、これらの変数は長期的に安定的な関係を持つ。しかし、推計された共和分ベクトルは貨幣需要関数としての一般的特性を満たしておらず、貨幣需要とは異なる関係を捕らえている可能性がある。一方、標準的な貨幣需要関数に用いられる変数の間には長期的に安定的な関係が認められる上に、その共和分ベクトルの推計値は貨幣需要関

表 2 単位根検定の結果 : ADF 検定

		レベル				階差			
		定数項のみ		定数項・線形トレンド		定数項のみ		定数項・線形トレンド	
	選択基準	ラグ	統計量	ラグ	統計量	ラグ	統計量	ラグ	統計量
LRM2	SBIC	0	0.31	0	-1.01	0	-8.27***	0	-8.25***
	C-P	8	0.75	8	-1.37	7	-1.80	7	-1.88
MMR	SBIC	0	-3.81***	0	-3.91**	1	-9.89***	1	-9.82***
	C-P	2	-2.26	2	-2.35	3	-6.18***	3	-6.15***
TBR	SBIC	1	-2.35	1	-3.10	0	-6.09***	0	-6.07***
	C-P	5	-2.58*	5	-3.15*	12	-3.63***	12	-3.61**
TDR	SBIC	1	-2.57	1	-2.57	0	-5.14***	0	-5.11***
	C-P	1	-2.57	1	-2.57	0	-5.14***	0	-5.11***
INF	SBIC	0	-10.19***	0	-10.30***	2	-9.61***	2	-9.54***
	C-P	0	-10.19***	0	-10.30***	2	-9.61***	2	-9.54***
LIP	SBIC	2	0.97	2	-1.75	1	-10.68***	1	-10.78***
	C-P	11	2.18	8	-1.57	7	-2.85*	10	-4.26***
LRSP	SBIC	0	-1.07	0	-2.99	0	-9.62***	0	-9.58***
	C-P	0	-1.07	0	-2.99	0	-9.62***	0	-9.58***
LEX	SBIC	0	-1.53	0	-2.34	1	-7.50***	1	-7.47***
	C-P	0	-1.53	0	-2.34	1	-7.50***	1	-7.47***

(注) 表中の SBIC は Schwartz-Bayse 情報量基準によって、C-P は Campbell and Perron [1991] のステップダウン法によってラグ次数の選択がなされたことを示す。*は10%水準で、**は5%水準で、***は1%水準で帰無仮説が棄却されたことを表す。Critical value は Fuller [1976] の Table 8.5.2に掲載されているサンプルサイズ100のものをを用いた。

表 3 単位根検定の結果 : Phillips-Perron 検定

		レベル		階差	
		定数項のみ	定数項+線形トレンド	定数項のみ	定数項+線形トレンド
	ラグ	統計量	統計量	統計量	統計量
LRM2	0	0.31	-1.01	-8.27***	-8.25***
	4	0.27	-1.19	-8.26***	-8.24***
MMR	0	-3.81***	-3.91**	-11.08***	-11.00***
	4	-3.71***	-3.84**	-12.17***	-12.07***
TBR	0	-1.43	-2.10	-6.09***	-6.07***
	4	-1.94	-2.59	-5.94***	-5.93***
TDR	0	-1.45	-1.46	-5.14***	-5.11***
	4	-2.06	-2.07	-5.05***	-5.02***
INF	0	-10.19***	-10.30***	-18.76***	-18.65***
	4	-10.12***	-10.21***	-30.62***	-30.40***
LIP	0	0.00	-2.89	-9.39***	-9.40***
	4	0.27	-2.71	-10.10***	-10.24***
LRSP	0	-1.07	-2.99	-9.62***	-9.57***
	4	-0.90	-3.08	-9.73***	-9.67***
LEX	0	-1.53	-2.34	-8.07***	-8.04***
	4	-1.51	-2.34	-8.02***	-7.98***

(注) *は10%水準で、**は5%水準で、***は1%水準で帰無仮説が棄却されたことを表す。Critical value は Fuller [1976] の Table 8.5.2に掲載されているサンプルサイズ∞のものをを用いた。

表 4 共和分検定の結果（ドリフト項と季節ダミーを含む）

	H 0	固有价值	最大固有价值	修正値	トレース	修正値
Model 1(4)	0	0.2859	26.94*	21.55	48.71**	38.97
	1	0.1346	11.56	9.25	21.78	17.42
	2	0.0888	7.44	5.95	10.21	8.17
	3	0.0340	2.77*	2.22	2.77*	2.22
Model 2(2)	0	0.3938	41.04***	36.04**	90.09***	79.10***
	1	0.3145	30.97**	27.19**	49.05**	43.07
	2	0.1053	9.12	8.01	18.08	15.88
	3	0.0621	5.26	4.62	8.96	7.87
	4	0.0441	3.70*	3.25*	3.70*	3.25*
Model 3(3)	0	0.3752	38.10**	31.04*	86.62***	70.58**
	1	0.2684	25.31*	20.62	48.52**	39.53
	2	0.1668	14.78	12.04	23.21	18.91
	3	0.0815	6.88	5.61	8.43	6.87
	4	0.0189	1.55	1.26	1.55	1.26
Model 4(2)	0	0.4378	47.22***	40.31**	130.30***	111.23***
	1	0.3845	39.79***	33.97**	83.07***	70.91**
	2	0.2572	24.38	20.81	43.28	36.95
	3	0.1178	10.28	8.78	18.90	16.13
	4	0.0606	5.12	4.37	8.62	7.36
	5	0.0417	3.50*	2.99*	3.50*	2.99*

（注）モデル番号横の括弧内の数値は選択されたラグ次数。表中の「修正値」は小標本バイアスの問題を緩和するために元の検定統計量に修正を施したものである（宮尾 [1998] を参照）。*は10%水準で，**は5%水準で，***は1%水準で帰無仮説が棄却されたことを表す。Critical value は Osterwald-Lenum [1992] の Table 1に掲載されているものを用いた。

表 5 共和分ベクトルの推計値

	TBR	TDR	LIP	LEX	LRSP
Model 1	-0.116 (14.08***)	0.082 (15.36***)	1.263 (13.55***)	-	-
Model 2	0.129 (3.06)	-0.048 (0.89)	1.202 (1.69)	-3.147 (9.90***)	-
Model 3	-0.098 (12.64***)	0.086 (12.67***)	1.218 (12.42***)	-	0.029 (0.07)

（注）各モデルに関して、ただ1つの共和分関係が存在するとの前提で推計した共和分ベクトルを貨幣残高に関して基準化したもの。各数値とも元々の推計値とは符号が逆。括弧内の数値は尤度比検定量で自由度1のカイ自乗分布に従う。

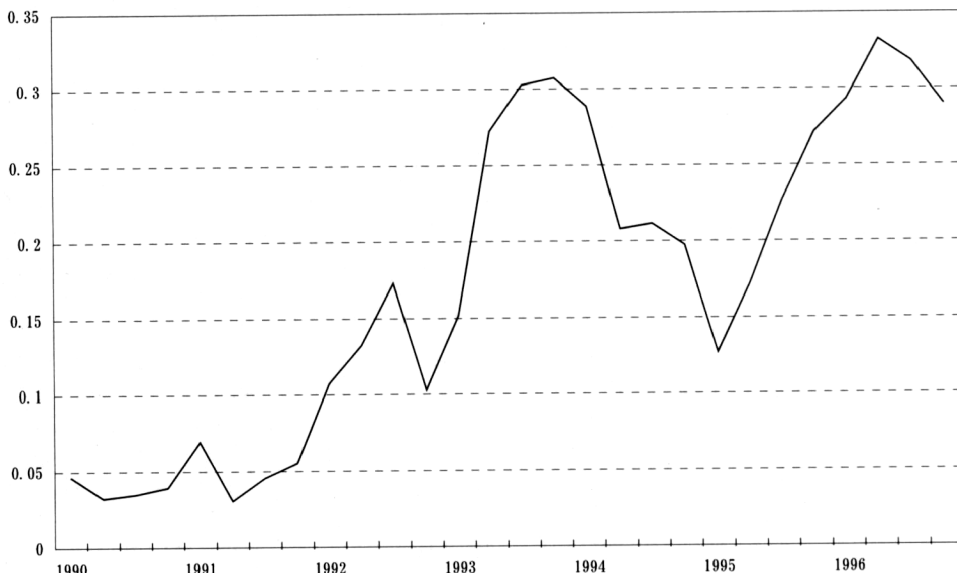
数としての一般的特性を満たしている。すなわち、マレーシアの貨幣需要は、株式市場の目覚ましい成長にもかかわらず、依然としてその安定性を失っていない¹⁷⁾。

5. 共和分ベクトルの安定性

前節で見たように、マレーシアの株式市場が時価総額に関して急成長を始めたのは、1980年

代末以降のことである。したがって、1976年から1996年までのデータを含む上述の推計によって、株価は貨幣需要に影響を与えていないと結論することは危険である¹⁸⁾。株式市場の成長以前と成長以後の期間について、安定性もしくは構造変化のテストを行う必要がある。以下では、共和分ベクトルの安定性のテストを行う¹⁹⁾。具体的には、全サンプルを用いた Johansen

図3 共和分ベクトルの安定性テスト



(注) 共和分ベクトルの安定性に関する尤度比検定統計量を、カイ自乗分布の95%分位点で基準化したもの。1を上回るとき、帰無仮説は5%有意水準で棄却される。

検定によって、共和分が存在し、かつパラメータが符号条件と有意性を満足することが明らかになった Model 1に対して、株式時価総額の急速な上昇が観察された1990年以降に共和分ベクトルが不安定化したかをテストする。Mode 1 1は、機会費用と所得要因以外の変数の影響を一切考慮しない基本モデルであるので、共和分ベクトルが安定的であるという仮説が棄却されないならば、株価など新たな変数を加える必要はないと判断される。

検定すべき仮説を形式的に書けば、以下のようになる。

$$H_0: \hat{\beta} \in \text{sp}(\beta), t=1990:1, \dots, 1996:4$$

ここで $\hat{\beta}$ は1976年第1四半期から1989年第4四半期までのサンプルを用いて推計された共和分ベクトル、 β は1976年第1四半期から t 期までのサンプルを用いて推計された共和分ベクトル、 $\text{sp}(\beta)$ は共和分ベクトル β によって張られた共和分空間を表す²⁰⁾。

図3は、この仮説に関する尤度比検定統計量

をプロットしたものである。検定統計量は自由度12のカイ自乗分布に従うが、プロットされている値は95%分位点で基準化した値であるため、1を上回るとき仮説は5%水準で棄却されることになる。統計量は時期が下るにつれて上昇する傾向にあるが、最大でも0.3をやや上回る程度であり、安定性の仮説は棄却されない。すなわち、1990年以降も共和分ベクトルは安定的であり、株式市場成長以前の関係性は崩れていない。したがって、いくつかの先行研究が先進国を対象とした分析とは異なり、マレーシアの貨幣需要は株価とは独立に決定されていると考えられる。

IV. 株式発行市場と流通市場の不均等な発展

国内に十分に発展した株式市場が存在する経済では、投資家はポートフォリオの選択に際して株価の動向に十分な注意を払うであろう。貨

貨幣需要をそのような資産選択の一環として捉えるならば、貨幣需要は株価の影響を受けるはずであり、その影響を考慮しない形で定式化された貨幣需要関数は安定的ではなく、株価を含めた形の定式化において安定性が回復されるものと予想される。しかしながら、前節で試みた実証分析の結論は、マレーシアにおける株式市場の急成長は、貨幣需要の不安定化をもたらすものではなく、貨幣需要は依然として株価とは独立して決定されている可能性を示唆している。このことは、マレーシア株式市場が、少なくとも近年においては先進国と比肩しうほどの規模にあること、またいくつかの先行研究が先進国の貨幣需要と株価との間に安定的な関係を見いだしていることを考えると、幾分不可解な結果であるように思われる。

Ⅱ節で見たように、1980年代末以降のマレーシア株式市場は、時価総額に関しては東・東南アジア地域で最大規模にまで成長を遂げたのに対し、売買回転率は1990年代初頭まで低迷、その後若干の上昇傾向が認められるにすぎない。時価総額は1980年代末より始まる新規発行額の増加に引きずられて増大する傾向が強かったため、このことは発行市場が活況を呈する一方、流通市場における取引は必ずしも活発ではなかったということである。すなわち、マレーシア株式市場の「発展」は「流通市場の低迷と、その下で不釣り合いなまでに膨張した発行市場」と特徴づけることができる。

貨幣需要と株価との間に安定的な関係が存在するためには、株式保有者が株式を貨幣と代替関係にある資産として認識し、それを自由に売買する流通市場の存在が不可欠である。マレーシアの株式流通市場がそのような機能を十全に果たしていないならば、前節の実証分析の結果

は首肯しうるものとなろう。以下では、1980年代以降の株式発行市場の規模拡大と流通市場の低迷をもたらしたと思われるいくつかの要因について検討する。

1. 株式発行市場の急成長と民営化政策

マレーシア株式市場の発展は、一つには市場における株式の発行と取引を促進すべく当局がとった様々な措置によるものであった。マレーシア政府と金融当局は、1980年代中盤以降株式市場の育成に乗り出した。1987年に導入された証券取引半自動化システム（SCORE）は、1992年までに完全自動化システムへ移行した。1988年にはクアラルンプール証券取引所2部市場が創設され、将来性のある中小企業の株式公開の促進を図った。また証券取引の健全性を確保するために、株式ブローカーの法人化（1987年）、上場企業の最低資本金水準の引き上げ（1990、96年）、証券市場の監督機関である証券委員会（SC）の創設（1993年）などの措置がとられた。一方で、国内証券市場を海外の攪乱要因から遮断するために、マレーシア企業によるシンガポール証券取引所（SES）への上場禁止が決定された（1989年）。

資本市場育成の目的の一つは、自由かつ効率的な資本市場が、市場メカニズムに基づいて家計部門の余剰資金を成長力のある企業に環流させることによって、民間部門主導の経済発展を可能にするというものであった。しかし、市場が大量の株式発行を吸収するキャパシティーを高めたことは、政府による国営企業の民営化プログラムを著しく容易にするものでもあった。事実、1990年以降の株式市場からの資金調達額の増大の多くは民営化プログラムに起因するものであった。例えば、1990年に株式市場から調

達された資金総額86億リンギのうち、24億リンギは民営化企業 Telekom Malaysia の公募発行によるものであった。1992年には株式市場からの資金調達額は92億リンギにまで高まったが、これは Tenaga Nasional (32億リンギ) と Proton (7億5,000万リンギ) による公募発行と Malaysian Airline System による過去最大の株主割当発行 (17億5,000万リンギ) によるところが大きかった (Bank Negara Malaysia [1994] p. 395)。さらに、1990年から1996年の期間における新規公募発行を通じた資金調達額のうち、50%以上は民営化プロジェクトによるものであった (BNM, *Annual Report* 1996, p. 149)。近年における株式発行市場の成長のかなりの部分は、民営化プログラムの実施によるものであったといえる²¹⁾。

2. 発行済み株式の保有主体

株式流通市場の停滞は、比較的長期間にわたって株式を保有する保守的な投資家の存在を示唆しているといえよう。彼らは純粋な資産保有動機から株式投資を行っているのではなく、何らかの外部的圧力のもとで株式を保有しているのかもしれない。そうであるならば、たとえ時価総額の面で株式市場が大きく発展していたとしても、株式は依然として貨幣をはじめとする他の資産と代替関係にある金融資産とはみなされていない可能性がある。

残念ながら株式保有者の構成に関する詳細な統計は利用可能ではないが、クアラ Lumpur 証券取引所 (KLSE) が実施した調査により大まかな構成は把握することができる。1991年12月時点、1994年12月時点における投資家別の株式保有状況によると、機関投資家が最大の株式保有主体であり (1991年43.3%, 1994年42.9

%), ノミニー (38.1%, 38.6%), 個人 (16.5%, 16.7%), その他 (2.1%, 1.8%) と続く (Harrison [1994] p. 392 および Harrison [1997] p. 399)。Mansor and Lim [1995] が1992年初頭に行ったアンケート調査によると、個人株主の約76.0%がブル・マーケットにおける平均保有期間が1カ月以下であると答えている。一方ベア・マーケットにおいては平均保有期間はより長く、1カ月から1年以上に幅広く分布している。しかし約73.5%の平均保有期間が1年以下である。個人株主は流通市場においてかなり活発な取引を行っているようである。

KLSE の調査における「機関投資家」の項目がどのような機関から成るのかは正確なところは分らないが、被雇用者年金基金 Employees Provident Fund (EPF) や国営投資信託会社 Amanah Saham Nasional Berhad などの政府系金融機関が多くを占めているといわれている (Maru [1993] pp. 43-45)。

EPF は、1951年被雇用者年金基金条例 (Employees Provident Fund Ordinance 1951) に基づいて1951年に設立され、現在に至るまでマレーシア最大の年金基金である。資産残高は、1995年時点で年金・退職金基金全体の総資産の約86.6%を占める (BNM, *Annual Report* 1996, p. 12)。EPF は設立以来、家計部門からの長期資金動員に大きく貢献してきた。また、その年間投資可能資金のうち70%をマレーシア政府証券 (MGS) に投資するよう法律によって定められていた。この比率は1991年に50%へ引き下げられた後、1996年に完全撤廃された (BNM [1994] p. 253, 首藤 [1998] 72頁)。表6はEPFによる投資の構成を示したものである。1996年時点の投資総額1,152億

表6 被雇用者年金基金の投資

(100万リンギ, %)

	1980	1985	1988	1992	1993	1994	1995	1996
政府証券	8,585.4 (92.7)	20,606.1 (86.4)	32,504.8 (91.7)	39,637.3 (65.1)	39,265.4 (54.9)	40,270.8 (48.3)	39,150.2 (40.5)	38,754.2 (33.6)
社債・貸付	643.6 (7.0)	1,650.9 (6.9)	1,859.1 (5.2)	7,552.6 (12.4)	8,624.8 (12.1)	12,080.0 (14.5)	17,131.7 (17.7)	23,992.0 (20.8)
株式	25.7 (0.3)	529.7 (2.2)	645.7 (1.8)	1,606.8 (2.6)	2,963.9 (4.1)	8,817.1 (10.6)	11,487.2 (11.9)	17,930.3 (15.6)
マネー・マーケット	—	803.1 (3.4)	235.4 (0.7)	12,065.0 (19.8)	20,389.6 (28.5)	21,805.1 (26.2)	28,491.1 (29.5)	34,170.1 (29.7)
不動産	—	—	—	—	285.3 (0.4)	336.0 (0.4)	339.8 (0.4)	370.8 (0.3)
その他	1.9 (0.0)	264.6 (1.1)	188.8 (0.5)	1.6 (0.0)	0.0 (0.0)	0.0 (0.0)	0.0 (0.0)	0.0 (0.0)
総計	9,256.6 (100.0)	23,854.4 (100.0)	35,433.8 (100.0)	60,863.4 (100.0)	71,529.0 (100.0)	83,308.9 (100.0)	96,600.0 (100.0)	115,217.5 (100.0)

〔出所〕BNM [1994] p. 256, Table 11.2; EPF, *Annual Report* 1997, p. 41.

リンギは、同年の金融システム全体の資産総額 9,152億リンギの約12.6%を占めている。株式投資の割合は1993年頃まではわずかであったが、1994年以降10%以上を占めるようになり、1996年時点で15.6%に達した。

国営投資信託会社は、1971年の新経済政策（NEP）以来政府の基本方針であった人種間所得再分配政策²²⁾の実行機関の一つとして、1979年に設立された。国営投資信託会社には、その親会社である国営持株会社 Permoalan Nasional Berhad (PNB) が簿価で取得した国営企業株式が移転される。国営投資信託会社は、そのポートフォリオ全体（これには簿価で移転された民間企業株式も含まれる）を見合いに固定価格投資信託 Amanah Saham Nasional (ASN), Amanah Saham Bumiputera (ASB) を販売する²³⁾。ASN と ASB はブミプトラ（マレー系市民）だけが購入可能であり、人種間再分配政策のための最も重要な手段の一つとして利用されている²⁴⁾。

表7によると、マレーシアの投資信託はその投資可能資金の多くを株式投資に向けている

表7 ファンド・マネージメント産業の顧客と資産構成：1990-95

(%)

	投資信託	資産運営 会社	マーチャン ト・バンク
顧客			
個人	95.0	9.4	2.6
法人	—	33.8	13.9
機関投資家	5.0	53.0	68.5
その他	—	3.8	15.0
資産構成			
株式	88.0	63.4	62.3
民間債券	0.4	1.4	1.7
MGS	1.1	3.2	9.6
銀行預金	10.5	28.4	21.8
海外投資	—	3.6	1.8
その他	—	—	2.8

〔出所〕BNM, *Annual Report* 1995, p. 192.

（1990-95年の期間で88.0%）。この表中の投資信託には民営・国営がともに含まれるが、投資信託産業の総資産残高に占める国営投資信託の割合は1996年末で81.5%に達している（BNM, *Annual Report* 1996, p. 144）。

以上を要約すれば、マレーシアにおける発行済み株式のうちかなりの部分は政府系金融機関によって保有されていると考えられる。流通市場における彼らの取引行動を裏付けるような客

観データはないが、以下の点は指摘できるであろう。①彼らの保有資産構成には政府の政策的意向が強く影響している。流通市場における取引行動にも政策バイアスが強くかかっている可能性は高い。②年金基金、あるいはプミプトラ優遇政策の一環としての国営投資信託スキームという性格を考えると、こうした金融機関がキャピタル・ゲインの獲得を意図した投機的な行動に走るものとは思われない。むしろインカム・ゲインの獲得を意図した長期的株式保有を望むように思われる。③以上の点を考慮すると、マレーシアにおける売買回転率の低調の原因の一つには、こうした政府系金融機関に特有の投資行動、およびその背景をなす政府の人為的資金誘導政策にあるように思われる²⁵⁾。

3. 株式の持合

よく知られているように、1980年代半ば頃まで日本の銀行と事業法人の株式売買回転率は、他の株式保有主体に比べて低かった。これは、銀行や事業法人の株式保有の目的がキャピタル・ゲインの獲得にあるのではなく、銀行と事業法人の間、あるいは事業法人間の長期的関係の強化を目指した株式持合にあるためであると説明されることが多い²⁶⁾。マレーシアの株式売買回転率の低さもこの観点から説明できる可能性があるが、発展途上国を対象としたこの種の研究は極めて少ない。

Claessens et al. [1998] は、途上国の企業を所有しているのは誰なのかという問題意識の下に、東アジア9カ国（香港、インドネシア、日本、韓国、マレーシア、フィリピン、シンガポール、台湾、タイ）における公開株式会社2,980社に関する1996年12月時点もしくは1996会計年度末時点のデータを用いて、企業支配構造のバ

ターンを検証した。それによると、9カ国中ほとんどの国で株式持合(cross-holding)²⁷⁾は大きな役割を果たしていない。9カ国平均では対象企業全体の8.7%が株式持合を行っており、最も低いタイに至ってはわずか0.8%にすぎない。一方、マレーシアとシンガポールは平均を大きく上回り、それぞれ14.9%、15.7%の企業が株式持合を行っている²⁸⁾。

もっとも、株式持合比率の高低がそのまま株式売買回転率の高低と単純に対応しているわけではない。例えば、インドネシアはマレーシアと並んで売買回転率の低い国の代表であるが、株式持合比率はわずか1.3%にすぎない。しかしマレーシアの株式持合比率の高さは、その他の要因と併せて株式売買回転率の低さを説明する一つの要因であるかもしれない。

V. おわりに

マレーシアの株式市場は1980年代末以降急速に発展し、米ドル建て時価総額では東・東南アジア地域で最大規模にまで成長した。成熟した株式市場の存在は、投資家がポートフォリオの選択を行う際、株価の動向に十分な注意を払うことを強いるであろう。貨幣もまた一つの金融資産であり、その保有量の決定も資産選択の一環として決定されると考えるならば、株式市場が成長するにつれて、貨幣需要が株価変動の影響を受けるようになると推測される。それゆえ、株価変動の影響を考慮しない標準的な貨幣需要関数の定式化の下では、安定した推計結果を得ることが不可能となるであろう。しかしながらⅢ節において行った実証分析の結果は、マレーシアの貨幣需要関数は、標準的な定式化の下で十分安定的であり、貨幣需要は依然として

注

- 1) 本稿は、1999年度日本金融学会秋季大会（於東北大学）において報告した論文を大幅に加筆・修正したものである。討論者の樋口清秀先生（明海大学）を始め大会関係者各位に心よりお礼を申し上げたい。本稿の作成に際し、霧見誠良先生（法政大学）からは懇切丁寧な指導を頂いた。また本誌匿名レフェリーからのコメントは、本稿の改善に大いに役立った。記して感謝の意を表したい。なお本稿に残された誤りはすべて筆者に帰するものである。
- 2) 前年末に発生したメキシコ通貨危機のあおりを受けた株式市場の一時的停滞が影響したものと思われる。
- 3) ここでアジア通貨危機以降の売買回転率の動向について触れておくと、1997年は時価総額の大幅な落ち込みを反映して100%を上回ったが、続く98、99年は30%をやや上回る値を記録している。
- 4) この他に、マレーシアの需要関数を推計した研究としては、Dekle and Pradhan [1997] とSriram [1999] がある。両研究で用いられたサンプルには、比較的最近のデータが含まれているが、前者では年次データ（1976～1995年）が用いられており、推計の信頼性に疑問が残る。後者は20年以上に渡る月次データを用いているが、共和分検定に定常変数を含めているため、モデルの長期的特性に関するインプリケーションが明らかでない。
- 5) アルゼンチン、ブラジル、チリ、インド、イスラエル、韓国、マレーシア、メキシコ、モロッコ、タイの10カ国。
- 6) 具体的には、例えば国内輸出企業が対価として受け取った外貨をそのまま保有するか、リングに交換するかを選択に影響を与えるものと想定される。
- 7) Engle and Granger [1987] p. 253.
- 8) Johansen 検定の欠点ないし制約としては、(1)誤差項が正規分布に従う必要がある、(2)検定結果が、モデルの定式化や、ラグ次数、サンプル期間の選択に対して大きく影響される、(3)モンテ・カルロ・シミュレーションによると、小標本バイアスはEG検定のそれよりも大きい（Miyao [1996]）、などが挙げられる。
- 9) 例えば Arestis [1988] pp. 186-187を参照せよ。
- 10) Fuller [1976] および Dickey and Fuller [1979].
- 11) Phillips and Perron [1988].
- 12) 本稿では季節調整前の四半期データを用いているため、季節単位根の存在が単位根検定の結論を歪めている可能性がある。そこで Hylleberg et al. [1990] の季節単位根検定も行ったが、本文とはほぼ同様の結論が得られている（上坂 [2000]）。
- 13) 為替レートと実質株価に関しては、貨幣需要の決定要因としてはむしろその変化率をとった方がよいとも考えられるのだが、単位根検定の結果から容易に推測できるように、これらの変化率は定常変数であり、以下の共和分分析に利用することは適当ではない。
- 14) VAR モデルのラグ次数は、次数6からスタートして、1期ラグを落としたモデルの有意性を尤度比検定によって調べるという手順を繰り返すことで決定した。Enders [1995] pp. 396-397を参照。

株価とは独立して決定されている可能性を示唆するものであった。

以上の結果は、マレーシア株式市場が近年、時価総額に関して先進国の株式市場に匹敵する規模にあることや、先進国を対象とした先行研究から予想される結論とは直観的には相いれないものように思われる。しかし、マレーシア株式市場の発展過程に見られる諸側面を子細に観察してみると、必ずしもそうとはいえない。

第一に、1980年代末以降の株式時価総額の急激な増加は、新規株式発行額の増加によって実現した側面の強いものであったが、1990年代以降の新規株式発行額のかなりの部分は、政府主導の国営企業民営化プログラムの実施によるものであった。

第二に、株式発行市場の活況に対して株式流通市場の状況はあまり活発なものではなかった。すなわち、マレーシアでは株式流通市場が、株式を貨幣などの他の金融資産と代替関係にある資産として取引する場として十分に機能していない可能性がある。株式流通市場における取引を妨げる要因としては理論的には様々なものが考えられるが、本稿では以下の2点に関してのみ言及した。まず、発行済み株式の少なからぬ部分が、人種間所得再配分政策などの実行機関である政府系金融機関によって保有されていることである。したがって、自発的な資産形成動機に基づいて株式の売買を行う民間機関投資家・個人投資家の活躍する余地が比較的小さい。また Claessens et al. [1998] の研究が明らかにした通り、マレーシアにおいては企業間の株式持合が他のアジア諸国に比べて広く行われている。このことはまた、株式流通市場の低迷を説明する一つの要因となりうる。

- 15) 宮尾 [1998] 85-87頁を参照。
- 16) Model 2 と Model 3 に関しては、共和分関係が2つ存在する可能性を否定できない。そこで、2つの共和分関係が存在するという前提で、共和分ベクトルを推計し直したところ、表5中のものに加えて以下の推計式が得られた。

$$\text{Model 2 } LRM2 = -0.088 \cdot TBR + 0.073 \cdot TDR + 1.247 \cdot LIP - 0.180 \cdot LEX$$

$$\text{Model 3 } LRM2 = -0.016 \cdot TBR + 0.018 \cdot TDR + 0.441 \cdot LIP + 0.891 \cdot LRSP$$
 いずれの推計式も符号条件を満たしているが、Model 3におけるLIPの係数の値は、貨幣需要の所得弾力性と解釈するには小さすぎるように思われる。Model 2の方は、一見貨幣需要関数として解釈可能であるが、3.5節と同じ安定性テストを行ったところ、パラメータは著しく不安定であることが確認された。
- 17) 以上の分析はM1需要に対してもなされたが、M2需要同様、株価変動がM1需要に影響を与えているという証拠は得られなかった(上坂 [2000])。
- 18) 本誌レフェリーの指摘による。
- 19) 構造変化の可能性を考慮した共和分検定の適用は、今後の課題である。
- 20) 検定方法についての詳細はHansen and Juselius [1995] を参照せよ。
- 21) この点に関しては丸 [1997a] およびChin [1998] pp. 26-27も参照せよ。
- 22) 1970年時点で、企業部門全株式の62%が外国人、34%が非ブミトラ系マレーシア人、4%がブミトラによって所有されていた。NEPでは、外国人30%、非ブミトラ系40%、ブミトラ系30%の資本所有を1990年までに達成すべき目標として設定した(Adam and Cavendish [1995] p. 14)。
- 23) ASNは1991年に市場価格決定型投資信託に転換された。
- 24) マレーシアの国営投資信託に関してはAdam and Cavendish [1995] pp. 27-29、丸 [1997b] 79-84頁、首藤 [1998] 75-81頁が詳しい。
- 25) その他の要因として株式保有の40%近くを占めるノミニ（投資代理機関）の投資行動を分析する必要があるが、その実態は不明である。なおノミニ制度は98年9月に公式に廃止された。
- 26) 例えば丸 [1998] 45頁を参照せよ。
- 27) 当該企業に支配的株主が存在し、さらにその支配的株主もしくは支配権の連鎖に属する(in her chain of control)他の企業の株式を保有することと定義されている。
- 28) Claessens et al. [1998] pp. 17-18およびp. 34 Table 6.

参考文献

- 上坂豪 [2000], 「マレーシアにおける株式市場の発展と貨幣需要」 *ICES Working Paper*, No. 82, 法政大学比較経済研究所
- 首藤恵 [1998], 「マレーシアの金融発展と貯蓄動員政策—銀行・年金基金・投資信託の役割」『証券経済研究』第16号, 57-88頁。
- 豊田利久 [1992], 「貨幣需要と株式市場」『国民経済雑誌』第165巻第6号, 1-14頁。
- 馬場善久 [1995], 「エラー・コレクション・モデルによる貨幣需要関数の推定」本多佑三編『日本の景気：バブルそして平成不況の動学実証分析』有斐閣, 111-128頁。
- 丸淳子 [1997a], 「国営企業の民営化と株式市場への影響—シンガポール・マレーシア・タイのケース」『武蔵大学論集』第45巻第1号, 97-143頁。
- [1997b], 「投資信託の経済的機能再考—香港・シンガポール・マレーシア・タイの投資信託の比較から」『証券経済研究』第8号, 63-98頁。
- [1998], 『証券市場：第2版』新世社
- 宮尾龍蔵 [1998], 「日本のM1需要関数の安定性：1955-1996」『国民経済雑誌』第177巻第2号, 81-94頁。
- Adam, Christopher, and William Cavendish [1995], "Background," in Jomo, K.S. ed. *Privatizing Malaysia: Rents, Rhetoric, Realities*, Boulder: Westview Press.
- Arestis, Philip [1988], "The Demand for Money in Small Developing Economies: An Application of the Error Correction Mechanism," in Philip Arestis ed. *Contemporary issues in Money and Banking*, London: Macmillan.
- Arrau, P., J.D. Gregorio, C.M. Reinhart, and P. Wickham [1995], "The Demand

- for Money in Developing Countries: Assessing the Role of Financial Innovation," *Journal of Development Economics*, 46(2), pp. 317-340.
- Bank Negara Malaysia, *Annual Report*, various issues, Kuala Lumpur.
- [1994], *Money and Banking in Malaysia Forth Edition*, Kuala Lumpur.
- Campbell, John Y. and Pierre Perron [1991], "Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know about Unit Roots," in Oliver J. Blanchard and Stanley Fischer eds. *NBER Macroeconomics Annual 1991*, Cambridge: MIT Press, pp. 142-201.
- Chin, Kok Fay [1998], "The Stock Market and Economic Development in Malaysia," *IKMAS Working Papers*, No. 16.
- Choudhry, Taufiq [1996], "Real Stock Prices and the Long-Run Money Demand Function: Evidence from Canada and the USA," *Journal of International Money and Finance*, 15(1), pp. 1-17.
- Claessens, Stijn, Simeon Djankov, and Larry H.P. Lang [1999], "Who Controls East Asian Corporations?" *World Bank Working Paper*, No. 2054.
- Dekle, Robert and Mahmood Pradhan [1997], "Financial Liberalization and Money Demand in ASEAN Countries: Implications for Monetary Policy," *IMF Working Paper*, WP/97/36.
- Dickey, David and Wayne A. Fuller [1979], "Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, 74 (366), pp. 427-431.
- Enders, Walter [1995], *Applied Econometric Time Series*, New York: John Wiley & Sons.
- Engle, Robert F. and C.W.J. Granger [1987], "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, 55(2), pp. 251-276.
- Friedman, Milton [1988], "Money and the Stock Market," *Journal of Political Economy*, 96(2), pp. 221-245.
- Fuller, Wayne A. [1976], *Introduction to Statistical Time Series*, New York: John Wiley & Sons.
- Hansen, Henrik and Katarina Juselius [1995], *Cats in Rats: Cointegration Analysis of Time Series*, Evanston: Estima.
- Harrison, Matthew [1994], *Asia-Pacific Securities Markets Second Edition*, Quarry Bay: Longman.
- [1997], *Asia-Pacific Securities Markets Third Edition*, Wan Chai: FT Financial Publishing Asia Pacific.
- Hylleberg, S., R.F. Engle, C.W.J. Granger and B.S. Yoo [1990], "Seasonal Integration and Cointegration," *Journal of Econometrics*, 44 (1-2), pp. 215-238.
- Johansen, Soren [1988], "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12 (2-3), pp. 231-254.
- and Katerina Juselius [1990], "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration: With Applications to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), pp. 169-210.
- Mansor, Md. Isa and Lim Ching Fong [1995], "Profile of Individual Investors in the Kelang Valley Area," *Capital Market Review*, 3(1), pp. 1-15.
- Maru, Junko [1993], "The Stock Market in

- Malaysia," in Juro Teranishi and Shin-ichi Fukuda eds. *The Asian Financial and Capital Markets: Growth and Inter-relationship*, Tokyo: QUICK Research Institute.
- Miyao, Ryuzo [1996], "Does a Cointegrating M2 Demand Relation Really Exist in the United States?" *Journal of Money, Credit, and Banking*, 28(3), pp. 365-379.
- Osterwald-Lenum, Michael [1992], "A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Co-integration Rank Test Statistics," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54 (3), pp. 461-472.
- Phillips, Peter C.B. and Pierre Perron [1988], "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, 75(2), pp. 335-346.
- Sriram, Subramanian S. [1999], "Demand for M2 in an Emerging-Market Economy: An Error-Correction Model for Malaysia," *IMF Working Paper*, WP/99/173.
- Tan, Eu Chye [1997], "Money Demand amid Financial Sector Development in Malaysia," *Applied Economics*, 29(9), pp. 1201-1215.
- Thornton, John [1998], "Real Stock Prices and the Long-Run Demand for Money in Germany," *Applied Financial Economics*, 8(5), pp. 513-517.
- Tseng, Wanda and Robert Corker [1991], "Financial Liberalization, Money Demand, and Monetary Policy in Asian Countries," *IMF Occasional Paper*, No. 84.

(法政大学非常勤講師)