

88-J-9

証券不況と金融政策

堀内 昭義 (東京大学)

桜井宏二郎 (日本開発銀行)

1988年10月

証券不況と金融政策*

堀内 昭義 (東京大学)

桜井宏二郎 (日本開発銀行)

1988年10月

I. 序 論

II. 株価の変動と株式の「過剰発行」

(a) M・M命題の現実性

(b) 実証的分析

VARモデルによる計測

代替的な計測方法 (unstructured VAR)

要 約

III. 金融政策と株式発行： 単純なモデル分析

IV. 金融引締め政策の過程と株式発行

(a) 引締め期における株式発行の増加

(b) 窓口指導の「強度」と株式発行

V. 結 論

引用文献

統計資料について

* この論文は昭和63年度金融学会秋期大会 (東北大学) における報告のために準備されたものである。未定稿であるので、著者たちの了解なしに引用、複写されることは御遠慮願いたい。

証券不況と金融政策

I. 序 論

昭和40年に日銀特融という形でクライマックスをむかえたいわゆる「証券不況」は、第二次大戦後の日本が経験した唯一の本格的な金融的混乱であった。したがって、この不況は日本における金融市場の安定性を論じる際に参考とすべき貴重な歴史的出来事である。しかし、同時に「証券不況」は日本の金融制度の性格を規定する上できめて重要な役割を演じたとみなすことができよう。なぜならば、「証券不況」を契機として、日本の金融仲介メカニズムは従来に増して銀行、金融期間の金融仲介に依存することとなったからである。

たとえば、図1および1(a)が明らかに示しているように、昭和30年代に日本の企業部門が株式発行に依存する程度は意外なほど高く、平均して外部資金調達の15%程度であった。(注1) しかし40年以降、法人企業部門の借入金の比重が非常に高まる一方、証券市場、とりわけ株式市場を通じる資金調達の比重は極端に低い水準に低下した。この状態は高度成長期の後半である昭和40年代を通じて続いたのである。つまり、昭和30年前後から始まった高度成長期を通じて、日本の銀行・金融期間は金融仲介メカニズムにおいて圧倒的に重要であったと言うよりも、むしろ高度成長期の後半にその重要性を高めたとみるべきであり、そのような状態が生み出される契機となったのは、明らかに昭和30年代後半から40年にかけての証券不況だったのである。

(注1)連邦準備制度の Flow of Funds Accounts によると、アメリカの非金融事業法人(ただし農業を除く)が株式発行によって調達した資金純額の債務純増額全体に占める比率は、1950-59年で平均17.4%、60-69年平均で 4.4%であった。日本の株式市場の相対的重要性がかなり高かったことは、この比較からも読み取れる。Board of Governors of the Federal Reserve System, Flow of Funds Account, 1949-1978, Dec. 1979.

本稿の目的は、このように戦後日本の金融的発展(evolution)におけるひとつの画期をなした証券不況の原因を、日本銀行の金融政策運営と関連づけて考察することである。

ところで、金融政策の運営が、とりわけ何らかの他の規制と結びついて、金融仲介の過

程にしばしば大きな影響を与えることはよく知られている。たとえば、1960年代後半にアメリカで生じた“financial disintermediation”…金融仲介メカニズムにおいて銀行・金融機関の重要性が大幅に低下する現象…は、預金金利規制と厳しい金融引締め政策とが生み出した産物である。日本の「証券不況」も“financial disintermediation”の過程が働いているのではないかというのが本稿の基本的な問題意識である。ただし、その過程を生み出したと想定される要因は金利規制ではなく、日本銀行の金融引締め政策のあり方である。

「証券不況」にかんしては、これまでに非常に多数の分析が試みられてきたが、それらのほとんどは証券不況を日本の証券業界における問題として、比較的限定された視野から考察するものであったと思われる。本稿は、そのような従来の分析の価値を決して否定するものではない。ここでは、これまであまり重視されなかった側面から証券不況の過程を考察することによって、従来の分析・視点を補完しようと試みるのである。

本稿の構成は次の通りである。まず、次の第Ⅱ節では、「証券不況」の具体的過程を株式価格の推移という文脈で考察すると同時に、昭和30年代後半から40年にかけての株式価格の低落ないし低迷と株式発行の急激な増加と関係について理論的に考察する。また、この節において株式価格の変動（低下）が株式発行の増加とどのように関連したか、とくに後者が前者の原因となったか否かを実証的に分析する。暫定的な実証分析の結果は株式の「過剰発行」が株価の低落に結びついたとする仮説を支持する。

第Ⅲ節は、株式の「過剰発行」と日本銀行の金融政策、とりわけ「窓口指導」を軸とする引締め政策との関係を、単純なマクロ経済モデルに即して分析する。モデル分析は、窓口指導が株式発行を相対的に増加させる可能性のあることを明らかにしている。

第Ⅳ節では、民間非金融部門の資金調達に占める株式発行の相対的な重要性の変化を金融引締め政策との関連で調べることによって、第Ⅲ節の理論的分析に実証的裏づけを与える。最後の第Ⅴ節は、本稿の要約と結論にあてられている。

II. 株価の変動と株式の「過剰発行」

(a) M・M命題の現実性

図2は東証の平均株価指数が、昭和32年初頭から36年7月にかけて急テンポで上昇した後、40年7月までの4年間に亘ってほぼ一貫して低落したこと、またTOPIX（東証株価指数）も同じ時期に停滞を続けたことを示している。株式価格の低迷・下落は、証券会社の経営を困難とし、投資家の株式市場に対する信頼性を大きく毀損することになった。このような株価の低迷、あるいは低落の原因は何であろうか。従来有力なのは株式の「過剰発行」を根本原因とする説である。(注2) 確かに、昭和30年代、とりわけその半ばから後半の時期には、株式発行が顕著に拡大した。図3には上場会社増資額と、その対名目GNP比率の推移が描かれているが、名目GNP比からみて、増資は昭和26年の1%弱から株価の低落・停滞が始まる直前の36年の3.5%へ急上昇している。

(注2)たとえば『日本銀行百年史』（第6巻、130ページ）、『東京証券取引所20年史』（305ページ）、有沢広巳監修『証券百年史』（312ページ）等を参照。

しかし、この主張を受け入れることができるか否かは、当時の金融市場全体の構造とその機能についてどのような前提を置くかに依存する。Modigliani - Miller (M・M)命題…企業の総価値はその資本構成に無関係であるという命題…が成立するような完全な資本市場が存在するシステムにおいては、株式の「過剰発行」はあり得ない。株式の発行が増加すること自体は、他の条件が一定であれば、企業による借入その他の調達額の減少を意味する。投資家たちは企業に代って資金を借入れ、それを企業が追加的に発行する株式の保有に振り向けることができる。投資家のこの様な裁定行動の結果、株価は元の水準に維持される。(注3) ただし、額面発行割当増資はある程度株価を低下させる。それは、株主が新規に追加される株式について額面発行によって（時価よりも低い価格で）株式を保有できるという利得をちょうど相殺するように既発株式についてキャピタル・ロスが発生しなければならないからである。(注4)

(注3)Modigliani, F. and Miller, M.H., "The Cost of Capital, Corporate Finance, and the Theory of Investment," American Economic Review, Vol.48, June 1958.何らかの理由で企業部門が全体として資金調達額を増加させることは、他の条件が一定であれば、金融市場を逼迫させ、金利上昇と株価低落をもたらす可能性がある。しかし、M・M命題が成立する経済では、その資金調

達がどの程度株式発行に依存するかは、均衡の変化に影響しないのである。

(注4)株式発行枚数の増加率が非常に小さいか、時価と額面価格との較差が小さい場合にはキャピタル・ロス(値下り幅)はネグリジブルであろう。

したがって、M・M理論が成立する経済を前提する観点から言えば、株式の発行急増が株価の低落の根本原因であるという主張は疑わしいことになる。

しかし、昭和30年代から40年代初頭にかけての日本の金融システムにおいてM・M命題が成立していたと考えられるであろうか。もし、そう考えられるとすれば企業の資金調達の具体的なあり方は投資の決定に際して重要ではない。さらに言えば、日本の金融システムの構造の如何は、日本の経済発展にとって無関係であったことになる。

たとえば、M・M命題が成立するためには、企業と株主、さらには一般の投資家が全く同一の条件で資金の調達、運用が可能でなければならない。この前提があればこそ、企業の特定の資金調達行動が、金融市場の均衡状態に有意な影響を及ぼさないように投資家の相殺的な裁定行動を呼びおこすことができるのである。

また、M・M命題が成立する世界では、銀行あるいは金融機関の活動は重要ではない。企業にとっては、銀行からの借入れは増資など証券市場を通じる資金調達方法と完全に代替的である。企業は何らかの方法で銀行からの借入れが不可能となれば、必要な資金をたとえば増資によってまかなうことができる。(注5) このようなインプリケーションは、銀行・金融機関の機能にかんするわれわれの理解と整合するものではない。M・M定理の妥当性を統計的に確かめることは容易ではないが、われわれの直観に従えば、M・M定理はこの時期の日本の金融システムの機能を説明するには現実性を欠いていると思われる。

(注5)それゆえに、日本銀行の窓口指導によって銀行部門の対企業向け貸出が抑制されても、他の条件が一定であれば、それは企業の資金調達ルートが銀行貸出から他のルートへ移転するだけである。この点は第III節で論じられる。

より現実的と思われる金融市場を想定してみよう。一般の投資家の借手としての質にかんする情報は企業に比較して相対的により不完全であろう。したがって、彼らは企業よりも厳しい条件によってのみ資金を借入れることができるか、または厳しい信用割当に直面することになる。この状況の下で企業が増資によって資金を調達し、その資金を借入の一部返済に向けるとしよう。企業の資金調達構造のこの変化は、株式価格を低下させ、借入金利を低下させる効果をもつ。もちろん、一般の投資家にとっては、企業に代って資金を

借入れて、株式への投資を増加させることが有利となる。もし彼らが、企業と全く同じ条件で資金調達できるならば、一般投資家の裁定行動は速やかに最初の効果、つまり株価低落、借入金利上昇の効果を消去する。しかし、ここで仮定されているシステムの下では、一般投資家は企業に比較してより厳しい借入れ条件に直面するので、そのような裁定行動は十分には働かない。(注6) 結局、企業の増資はそれ自体として、株価を低落させる方向に働くのである。したがって、昭和30年代から40年代初頭にかけての株価低迷の原因を株式の「過剰発行」にもとめる通説はある程度の妥当性をもっていると考えられる。

(注6)個人投資家は企業に比べて、借手として市場で低い信頼性しか得ていないと考えられる。したがって、彼らは借手としてより厳しい条件に直面する可能性が高いのである。それゆえ、株式保有における個人投資家の比重が高いほど、上の議論の妥当性は高まるであろう。昭和30年代から40年代初頭にかけて、個人投資家のシェアは50%前後とかなり高かった。(株式投資信託を含めれば、さらにそのシェアは高まる。)米沢康博・丸淳子『日本の株式市場』東洋経済新報社、1984年(69-72ページ)。

(b) 実証的分析

以下では、「株式発行の急増が原因となって株価の低落、低迷が生じた」という命題を二、三の統計的方法で検討する。まず、何を株式発行の「急増」を示す尺度として選ぶかが、重要な出発点となる。ここでは、マネーサプライ(M2)の増加率との相対関係でみた株式発行残高(名目額)の増加率をその尺度 $SX(t)$ とする。 $SX(t)$ は株式残高増加率からマネーサプライ増加率を差し引いた値で定義される。つまり、株式が額面額で見て、マネーサプライ増加率を上回る速度で発行される場合、株式市場で供給圧力が働くであろうというわけである。

TOPIX変化率 $q(t)$ と $SX(t)$ との間の「因果関係」にかんする単純なGrangerテストをおこなってみると、 $SX(t)$ 、つまり株式発行の相対的な変化は株価指数 $q(t)$ の変化を「引き起こしている」という結果を得る。(表1を参照)しかし、このテストでは、株価の変動を左右する可能性のあるいくつかの重要な要因を無視しているから、必ずしも十分なものではない。M・M命題が示唆する完全な資本市場において、株価を変動させるはずの要因をまず見きわめることが必要である。

もし、資本市場が完全で、各種の証券・金融資産間で自由な裁定取引が可能であり、かつ投資家の要求するリスク・プレミアムを $\theta(t)$ とすれば、期間 t の株価 $Q(t)$ にかんして、

表1：株価変化率（q）と株式発行残高変化率（SX）の「因果関係」

(a)被説明変数 q(t)			(b)被説明変数 SX(t)		
	標本期間A	標本期間B		標本期間A	標本期間B
説明変数			説明変数		
定数項	0.67 (0.60)	1.38 (1.30)	定数項	-1.11 (2.66)	-1.05 (2.74)
q(t-1)	0.19 (1.23)	0.22 (1.54)	SX(t-1)	0.20 (1.84)	0.18 (1.74)
q(t-2)	0.20 (1.29)	0.15 (1.02)	SX(t-2)	0.07 (0.62)	0.10 (0.94)
q(t-3)	-0.03 (0.20)	-0.10 (0.66)	SX(t-3)	-0.12 (1.03)	-0.12 (1.13)
q(t-4)	0.10 (0.74)	0.09 (0.64)	SX(t-4)	0.56 (4.73)	0.58 (5.46)
SX(t-1)	-0.69 (2.33)	-0.59 (2.14)	q(t-1)	0.03 (0.53)	0.02 (0.39)
SX(t-2)	-0.47 (1.46)	-0.52 (1.76)	q(t-2)	0.02 (0.35)	0.02 (0.36)
SX(t-3)	0.25 (0.77)	0.19 (0.62)	q(t-3)	-0.00 (0.09)	-0.01 (0.23)
SX(t-4)	0.78 (2.75)	0.62 (2.10)	q(t-4)	0.24 (4.59)	0.21 (4.36)
R ²	0.239	0.172	R ²	0.545	0.547
SSR	1397.1	1756.9	SSR	195.8	230.8
SER	6.32	6.39	SER	2.37	2.32
F	3.80**	3.03*	F	5.99***	5.36***

(注) q(t)はTOPIX変化率、SX(t)は法人企業株式発行残高増加率－マネーサプライ増加率。標本期間Aは昭和32年第1四半期～42年第4四半期、Bは32年第1四半期～44年第4四半期。括弧内の数値はt値、Fはラグ付き変数SX(t-1)…SX(t-4)、ないしq(t-1)…q(t-4)の係数が全てゼロであるとする帰無仮説にかんするF値である。統計の定義、出所等については本稿の末尾に取りまとめて説明されている。

次の関係式が成立する。

$$Q_{t-1}(t) - Q(t-1) + D(t-1) = R(t-1)Q(t-1) + \theta(t) \quad (1)$$

ただし、 $Q(t)$ は t 期の株価、 $R(t)$ は株式と代替的な短期の金融資産の収益率、 $D(t)$ は t 期から $t+1$ 期までの間に1株当たり配当額、 $Q_{t-1}(t)$ は $t-1$ 期に投資家が予想する次の期 t の株価である。この式の左辺は株式を1単位保有することから期待される収益であり、それは期待キャピタル・ゲイン $Q_{t-1}(t) - Q(t-1)$ と配当 $D(t-1)$ とから構成されている。他方、右辺は株式保有の機会費用を示しており、それは代替的な金融資産を単位期間保有したときに得られる利子収入である。

$$q_{t-1} \equiv (Q_{t-1}(t) - Q(t-1)) / Q(t-1), \quad d(t) \equiv D(t) / Q(t), \\ \lambda(t) \equiv \theta(t) / Q(t)$$

とおくことによって、(1)式は次のように書き直すこともできる。

$$q_{t-1}(t) = R(t-1) - d(t-1) + \lambda(t) \quad (2)$$

一般に、この(2)式にあらわれている株式の期待変化率 $q_{t-1}(t)$ は、事後的にわれわれが観察する株価変化率 $q(t) \equiv (Q(t) - Q(t-1)) / Q(t-1)$ と同じではない。投資家たちにとって $(t-1)$ 期から t 期の間には新たな情報の追加がなく、それゆえ彼らの将来の予想を変えないとすれば、実現する株式変化率 $q(t)$ は予測値 $Q_{t-1}(t)$ と一致するであろう。しかし、ほとんど常に人々は $(t-1)$ 期から t 期の間には追加的な情報を獲得し、それが彼らの資産選択行動を変化させるので、株式価格 $Q(t)$ は $(t-1)$ 期に予想されなかった水準に決まる。予期されない株価変化率 $u(t)$ を

$$u(t) = q(t) - q_{t-1}(t) \quad (3)$$

と定義すると、(2),(3)より、

$$q(t) = R(t-1) - d(t-1) + \lambda(t) + u(t) \quad (4)$$

つまり、実現される株価変化率は予想される株価変化率（代替的な利子率と配当率の差）と新たにつけ加わる情報をもたらす変化 $u(t)$ の2つによって構成されるのである。（注7）

（注7）以下の計測では、配当率 $x(t)$ は東証一部上場企業の配当率を用いる。ただし、配当額、株価とも、50円株に換算したものである。また、配当額には有配企業の比率を掛けることによって、無配の可能性をも考慮した。

以下では、株式価格の変化率 $q(t)$ が(4)のような形に表現できるからどうか、さらに株式発行の増加による市場への圧力が株価の変動に有意に結びついたかどうかを統計的に調べる。

VARモデルによる計測： 投資家が株式保有に対して要求するリスク・プレミアム $\lambda(t)$ と株価の変動を規定する追加的情報 $u(t)$ をどのように定式化するかが重要な課題である。ここでは、投資家たちのリスク回避にかんする選好の程度は不変であるとし、各時点における株式保有に伴うリスクの評価がリスク・プレミアム $\lambda(t)$ を規定するものと仮定する。各時点におけるリスクの評価は過去1年間の月間株式収益率の変動幅（標準偏差） $W(t)$ によって代理させる。つまり、 $W(t)$ が大きいほど投資家は相対的に高い株式収益率を要求し、他の条件が一定であれば価格上昇率 $q(t)$ も高くなると仮定するのである。

次に、追加的情報 $u(t)$ は次のようなマクロのVARモデルに基づいて導出する。すなわち、(1)実質GNP成長率 $Y(t)$ 、(2)名目マネーサプライ(M2)増加率 $M(t)$ 、(3)短期利子率 $R(t)$ 、(4)卸売物価上昇率 $P(t)$ 、(5)株式配当額(D)変化率 $X(t)$ 、および(6)株式市場におけるリスクの程度 $W(t)$ の6つのマクロ変数からなるVARモデルを作り、人々の予想がVARモデルに基づいて形成されると仮定する。上記の5つの変数からなるベクトルを $V(t)$ とすると、VARモデルは

$$V(t) = A(L) \times V(t-1) + \varepsilon(t) \quad (5)$$

と定式化される。ただし、 $A(L)$ はラグ多項式、 $\varepsilon(t)$ は誤差項であり、ここでは四半期のラグをとることにする。(5)式から得られる実質GNP成長率 Y 、マネーサプライ増加率 M 、短期利子率 R 、物価上昇率 P 、株式配当変化率 X および株式市場のリスク W の残差項 $YU(t)$ 、 $MU(t)$ 、 $RU(t)$ 、 $PU(t)$ 、 $XU(t)$ 、 $WU(t)$ を各時点において得られた追加的情報と定義する。(注8) 情報が効率的に利用されている市場においては、株価の変化率は、追加的情報に有意に反応するであろう。最初に試みられる計測式は

$$q(t) = a_0(R(t-1) - d(t-1)) + a_1W(t) + a_2YU(t) + a_3MU(t) + a_4RU(t) + a_5PU(t) + a_6XU(t) + a_7WU(t) + \eta(t) \quad (6)$$

である。効率的に情報が利用される完全な資本市場においては、

$$a_0 = 1, \quad a_1, a_2, a_3, a_5, a_6 > 0, \quad a_4, a_7 < 0$$

という結果が期待される。

(注8) VARモデルの標本期間は昭和32年第1四半期～44年第4四半期である。この方法の相対的な難点は、人々が t 期の変数について予想をたてる際に、 t 期以降に利用可能となる情報を用いてはじめて計測される時系列モデルに依拠するという仮定である。この点に関する「正当化」は Barro, R., "Unanticipated Money Growth, and Unemployment in the United States," American Economic Review, Vol.67, (March 1977) を参照。標本期間の始まりを昭和32年第1四半期としたのは、利用

可能なマネーサプライ統計が昭和30年第1四半期から始まっているためである。また、44年で標本期間を打切っているのは、マクロ経済の構想が大幅に変化するような期間を避けるためである。

また、実質GNP、マネーサプライ、配当額の3変数については対数値、短期利子率の水準、卸売物価変化率、株式市場リスクの6変数からなるVARモデルによって、全く同様の計測を試みた。スペースの制約のため割愛するが、結果は、以下で紹介するものと殆ど変わらない。

また、

$$z(t) \equiv q(t) - R(t-1) + d(t-1)$$

と定義して、あらかじめ $a_0 = 1$ という係数制約を置いた計測もおこなう。つまり、

$$z(t) = a_1 W(t) + a_2 Y U(t) + a_3 M U(t) + a_4 R U(t) \\ + a_5 P U(t) + a_6 X U(t) + a_7 W U(t) + \eta(t) \quad (7)$$

計測の結果は表2の(1A),(2A)にそれぞれ示されている。

計測結果によれば、情報効率的な資本市場の仮説は、ほとんど全く支持されない。追加的情報の変数は期待される符号条件を必ずしも満たしていないし、インフレ率にかんする追加情報 $P U(t)$ を例外として、ほとんど有意な説明力をもっていないのである。株式市場のリスク $W(t)$ も株価の変化を説明する上で意味のある変数となっていない。

次に、株式発行の急速な増加が株価を低下させるという「株式過剰発行仮説」をチェックするため、4四半期までのラグを伴う株式発行残高の相対的な増加率 $S X(t)$ を含めて計測をおこなった。その計測結果がそれぞれ(1B)、(2B)であるが、それらはいずれも、ラグ付きの $S X(t)$ が有意な説明力をもっていることを示している。

表2の結果によれば、株式収益率の過去の変動によって示されるリスク $W(t)$ は現在の株価の変化率に、ほとんど有意な影響を及ぼさない。そこで、株式市場リスク $W(t)$ を説明変数から除去して、表2と同様の計測を試みた。その結果が第3表である。ここでも、株式の相対的な増加率 $S X(t)$ のラグ付き変数が有意な説明力をもつ反面、インフレ率の増加情報 $P U(t)$ 以外のマクロ変数はほとんど株価変動を説明していない。以下ではリスクの要因を無視して分析を進める。

表2-1: VARモデルによる株価変化率の計測
(昭和32年第1四半期~42年第4四半期)

説明変数	(1)被説明変数 $q(t)$		(2)被説明変数 $Z(t)$	
	(A)	(B)	(A)	(B)
$R(t-1)-d(t-1)$	-2.53(1.02)	-0.06(0.02)		
$W(t)$	1.02(1.58)	0.38(0.54)	0.16(0.68)	0.12(0.56)
$YU(t)$	0.35(0.28)	-0.23(0.20)	0.57(0.46)	-0.26(0.22)
$MU(t)$	-1.39(0.67)	-1.34(0.67)	-1.27(0.60)	1.25(0.64)
$RU(t)$	0.02(0.01)	0.34(0.23)	0.32(0.20)	0.43(0.30)
$PU(t)$	4.03(2.12)	3.44(1.87)	4.15(2.15)	3.34(1.86)
$XU(t)$	0.15(0.08)	0.49(0.29)	-0.13(0.07)	0.41(0.25)
$WU(t)$	-0.36(0.15)	-0.22(0.10)	-0.62(0.25)	-0.31(0.14)
$SX(t-1)$		-0.61(1.84)		-0.66(2.08)
$SX(t-2)$		-0.45(1.26)		-0.50(1.54)
$SX(t-3)$		0.06(0.18)		0.04(0.12)
$SX(t-4)$		0.83(2.70)		0.82(2.75)
R^2	-0.017	0.158	-0.017	0.203
SER	7.31	6.65	7.41	6.56
DW	1.40	1.47	1.40	1.48
F		2.88		3.55

(注) R^2 は自由度修正済み決定係数、括弧内はt値。Fは各計測式で $SX(t-1), \dots, SX(t-4)$ の係数が全てゼロであるという仮説についてのF検定値。

表2-2: VARモデルによる株価変化率の計測式

(昭和32年第1四半期~44年第4四半期)

説明変数	(1)被説明変数 $q(t)$		(2)被説明変数 $Z(t)$	
	(A)	(B)	(A)	(B)
$R(t-1)-d(t-1)$	-2.15(0.90)	1.32(0.50)		
$W(t)$	1.06(1.70)	0.15(0.21)	0.29(1.35)	0.22(1.11)
$YU(t)$	0.14(0.15)	-0.11(0.12)	0.22(0.23)	-0.11(0.12)
$MU(t)$	-0.86(0.48)	-0.49(0.29)	-0.76(0.42)	-0.51(0.30)
$RU(t)$	0.18(0.12)	0.43(0.31)	0.47(0.32)	0.41(0.30)
$PU(t)$	3.12(1.85)	2.41(1.48)	3.21(1.89)	2.42(1.51)
$XU(t)$	-0.68(0.43)	-0.68(0.46)	-0.90(0.57)	-0.66(0.45)
$WU(t)$	-1.32(0.65)	-1.45(0.76)	-1.56(0.76)	-1.43(0.76)
$SX(t-1)$		-0.55(1.77)		-0.54(1.84)
$SX(t-2)$		-0.65(2.05)		-0.63(2.17)
$SX(t-3)$		-0.01(0.03)		-0.00(0.01)
$SX(t-4)$		0.59(2.05)		0.58(2.07)
R^2	-0.038	0.085	-0.029	0.131
SE	7.17	6.72	7.23	6.64
DW	1.40	1.46	1.41	1.46
F		2.51		3.08

(注)表2-1の注を参照。

表3： VARモデルによる株価変化率の計測(W(t)を無視した場合)

被説明変数 $q(t)$

説明変数	(1) 昭和32年 I ~ 42年IV		(2) 昭和32年 I ~ 42年IV	
	(A)	(B)	(A)	(B)
$R(t-1)-d(t-1)$	1.10(1.20)	1.33(1.63)	1.66(1.96)	1.83(2.37)
$YU(t)$	0.68(0.58)	-0.21(0.19)	0.42(0.44)	0.05(0.05)
$MU(t)$	-1.20(0.58)	-1.19(0.62)	-0.67(0.36)	-0.39(0.24)
$RU(t)$	0.29(0.13)	0.39(0.30)	0.25(0.17)	0.21(0.16)
$PU(t)$	4.25(2.27)	3.36(1.93)	3.40(2.00)	2.52(1.59)
$XU(t)$	-0.06(0.03)	0.44(0.28)	-0.69(0.45)	-0.48(0.34)
$SX(t-1)$		-0.67(2.15)		-0.56(1.95)
$SX(t-2)$		-0.52(1.62)		-0.68(2.34)
$SX(t-3)$		0.04(0.12)		-0.03(0.09)
$SX(t-4)$		0.84(2.81)		0.60(2.12)
R^2	-0.021	0.201	-0.055	0.115
SER	7.36	6.48	7.29	6.61
DW	1.38	1.48	1.38	1.45
F		3.76		3.48

(注)表2-1の注を参照。

代替的な計測方法 (unstructured VAR)： 上で検討した株価変動に関する計測によれば、株式の収益性に影響を及ぼすと思われるマクロ経済変数の「予想されなかった変動」は実際の株価の変化を殆ど説明しない。この結果は、株価変動を統計的に説明することの困難さを示唆している。しかし同時に、マクロ経済の「予想されなかった変動」にかんする定式化に改善の余地があることを示しているのかも知れない。

そこで、次に代替的な方法を試みる。マクロ経済にかんする新しい情報が t 期に投資家に届き、その情報に基づいて株価の変化が生じたとしても、新しい情報が直ちにその期のマクロ経済諸変数に反映されない場合もある。このときには、 t 期の株価変化率は今期および先行期のマクロ経済変数に有意に反応するであろう。VARモデルによる計測の代替的な方法として、株価変化率 $q(t)$ をこれまでに用いた5つのマクロ経済変数(リスク $W(t)$ を除く)のラグ変数のみで回帰した結果と、それらの変数の現在値、および一期先の値を説明変数につけ加えた回帰式の結果を比較する。

つまり、次の2つの回帰式(8)、(9)の結果を比較するのである。(ただし、サンプル・サイズの制約があるので、ラグ期間を3四半期とする。)

$$q(t) = a_0 R X(t-1) + \sum_i b_i Y(t-i) + \sum_i c_i M(t-i) + \sum_i d_i R(t-i) + \sum_i e_i P(t-i) + \sum_i f_i X(t-i) + u(t) \quad (8)$$

$$q(t) = a_0 R X(t-1) + \sum_i b_i Y(t-i) + \sum_i c_i M(t-i) + \sum_i d_i R(t-i) + \sum_i e_i P(t-i) + \sum_i f_i X(t-i) + b_0 Y(t) + c_0 M(t) + d_0 R(t) + e_0 P(t) + f_0 X(t) + b_{-1} Y(t+1) + c_{-1} M(t+1) + d_{-1} R(t+1) + e_{-1} P(t+1) + f_{-1} X(t+1) + v(t) \quad (9)$$

ただし、 $R X(t-1) = R(t-1) - d(t-1)$ である。もし、追加的情報が株式価格の変動の原因となるのであれば、(8)に比較して(9)の計測式は有意に説明を増すものと期待される。

表4には、2つの計測期間、昭和32年第1四半期—42年第4四半期、32年第1四半期—44年第3四半期について、(8)、(9)の決定係数(自由度修正済み)が示されている。

この結果によると、5つのマクロ変数の現在値を説明変数へ加えても回帰式の説明力は全く増加しない。一方、株式発行の「圧力」を示す変数 $S X(t)$ (3四半期ラグ) を(8)式へ追加した場合の回帰式の説明力が最後の(C)列に示されている。計測期間を42年第4四半期までとすると、ラグ付き $S X(t)$ を追加することによって、株価変動にかんする回帰式の説明力は若干ではあるが増加する。

ただし、これらの結果は説明変数の定義にかなり強く依存するようである。脚注の8にふれたように、 $Y(t)$ 、 $M(t)$ 、 $X(t)$ を実質GNP、マネーサプライ、配当額の変化率で

はなく対数値とし、 $R(t)$ をコール・レートの変化率でなく絶対水準として、同じ計測を試みた結果が表4(A)であるが、これによると、各マクロ変数の現在値、先行値は回帰式の説明力のある程度高めている。(表4(A)の(B)列を見よ。)また、ラグ付きの株式発行増加率 $SX(t)$ は計測期間を44年までとると、回帰式の説明力のある程度高める。

係数 a_0 に1の値を与え $Z(t) = q(t) - RX(t-1)$ を被説明変数とする計測結果も表3に示されているが、結果はほぼ同じである。ここで用いられたunstructured VARの方法は、説明変数として数多くのラグ付き変数を用いている。この計測方法は多重共線性の困難を伴う可能性が強く、計測結果の解釈をいささか難しくする。しかし、ここで得られた結果も株式発行の相対的増加が株価に及ぼす影響を全面的に否定するものとなっていない。

要約： 本稿の仮説、つまり株式発行の急増が株価の低落に結びついたという仮説を統計的に検定するためには、株価の変動を説明する基準となる計測式を、まず設定しなければならない。しかし、昭和30年代から40年代前半にかけての日本の株価変動を体系的に説明することは、実際問題として非常に困難である。ここでは、情報が効率的に利用される資本市場においては、株価は新たな情報の追加によって予想外の変化を示すというモデルを基準とし、これに株式増発の圧力を示す発行残高の変化率のラグ変数を加えることによって上記の仮説を統計的に検討した。

計測の結果は、情報の追加にかかわるVARモデルの定式化などに問題点を残していることもあって、必ずしも明確ではない。しかし、情報の追加が株価の変化を規定するという仮説を支持することは、容易ではない。多くのマクロ変数は株価変動にかんする説明力をもっていないのである。それにひきかえ、株式の相対的な(マネーサプライとの比較でみた)変化率は、多くの場合若干の遅れを伴いながら株価の変動にかなり一貫した影響を及ぼしている。つまり、株式急増と株価低落を結びつける上記の仮説はここで説明した暫定的な計測によっては棄却されなかったのである。(注9)

(注9)この節で採用された計測方式は Cutler, D. M., Poterba, J. M., and Summers, L.H. "What Moves Stock Prices?" NBER, Working Paper Series No.2538, (March 1988)に全面的に依拠している。

表4： 代替的な計測方法 (unstructured VAR) の結果 (3四半期ラグ)

自由度修正済み決定係数			
被説明変数	(A)ラグ変数のみ	(B)現在値、先行値を含む	(C)S Xを含む
計測期間：昭和32年第1四半期－42年第4四半期			
(1A) $q(t)$	0.148	0.042(0.69)	0.170(1.93)
(2A) $z(t)$	0.191	0.111(0.74)	0.243(2.10)
計測期間：昭和32年第1四半期－44年第3四半期			
(3A) $q(t)$	0.015	0.032(1.06)	-0.081(0.09)
(4A) $z(t)$	0.056	0.096(1.16)	-0.006(0.12)

表4(A)：変数の定義を変えた場合

自由度修正済み決定係数			
被説明変数	(A)ラグ変数のみ	(B)現在値、先行値を含む	(C)S Xを含む
計測期間：昭和32年第1四半期－42年第4四半期			
(1B) $q(t)$	0.492	0.579(1.59)	0.536(0.44)
(2B) $z(t)$	0.518	0.564(1.30)	0.535(0.61)
計測期間：昭和32年第1四半期－44年第3四半期			
(3B) $q(t)$	-0.045	0.189(1.63)	0.269(1.98)
(4B) $z(t)$	-0.095	0.230(1.63)	0.257(1.31)

(注) (B)および(C)列の括弧内の数値は、追加された説明変数の係数が全てゼロであるとする仮説のF検定値。表4(A)は、脚注8にあるように、 $Y(t)$ 、 $M(t)$ 、 $X(t)$ をそれぞれ、実質GNP、マネーサプライ、配当額の対数値、 $R(t)$ をコール・レート、 $P(t)$ を卸売物価上昇率とした場合の結果を示している。

Ⅲ. 金融政策と株式発行： 単純なモデル分析

昭和30年代の日本の金融システムにおいては、M・M命題は妥当しないであろうというわれわれの推論が前節で強調された。もしわれわれの判断が正しいとすれば、株式発行の急拡大は株価の低落の原因となり得る。昭和36年から40年にかけての株価の長期低迷に伴う証券不況の根本的な原因として、株式発行急増を指摘することははたははずれではないであろう。

それでは、なぜ株式発行は急増したのであろうか。従来の研究の多くは、証券市場に存在した多様な問題点によって、野放図な増資ブームが引き起こされたと強調している。たとえば、株式投資信託の隆盛と、その運用をめぐる証券会社間の「過当競争」、「運用預り制度」に立脚して証券会社が過大な資金を調達によって、投資家の株式、公社債保有の急増を支えたこと、昭和36年10月の第二部市場発足を契機として生じた「公開ラッシュ」が、証券会社による「異常な」引受け競争とあいまった株式発行急増をもたらした、等々である。

しかし、ここでは代替的な仮説を提起したい。それは、日本銀行の金融政策運営のあり方、とりわけ銀行の貸出供給を抑制することを直接の目標とする金融引締め政策（とりわけ「窓口指導等」）のあり方が株式発行の急拡大と直結しているという仮説である。まず、M・M命題が妥当しないような金融市場を包摂する短期マクロ経済モデルを導入し、日銀の金融政策と企業の株式発行の過程の関係を分析してみよう。

期末均衡モデル： 以下のモデルはマクロ経済の貯蓄・投資の調整過程と銀行貸出市場、および株式発行市場の短期的な調整過程を同時に扱うため、便宜的にいわゆる「期末均衡」分析の手法をとっている。また、昭和30年代の日本経済を描写するため、モデルでは日本銀行、民間銀行、民間企業、そして家計の4部門を、また準備（ハイ・パワード・マネー）R、日銀貸出B、銀行預金D、銀行貸出L、株式Eという5つ金融資産と実物財の取引を明示的に考慮する。ただし、あくまでも短期モデルであり価格水準はここで扱うタイム・スパンにおいては硬直的であると仮定する。それゆえ、名目所得・実物所得を区別しない。経済の資金循環表（マネーフロー）は下表のように要約されるものと仮定する。

ここでは、準備は無利子率、日銀貸出の利子率（公定歩合）、および銀行預金の利子率はそれぞれ固定されているものとする。一定の公定歩合の下で民間銀行が日銀から借入れられる上限額(X)は日銀によってあらかじめ定められており、民間銀行は上限額まで日銀

資産	日本銀行	民間銀行	企業	家計	利子率
準備(R)	$-\Delta R_C$	ΔR_B			...
日銀貸出(B)	ΔB_C	$-\Delta B_B$		ΔD_H	...
銀行預金(D)		$-\Delta D_B$...
銀行貸出(L)		ΔL_B	$-\Delta L_F$		r
株式(E)		ΔE_B	$-\Delta E_F$	ΔE_H	ρ
資金過(Δ)不足	0	0	I	-S	

借入れをおこなうものと仮定する。 $(\Delta B_C \equiv \Delta B_B = X)$ また、民間銀行は一定の預金金利の下で家計が預け入れる預金額を受動的に受入れる $(\Delta D_B \equiv \Delta D_H)$ 集計化された貸出市場においては「実効的」貸出金利 r が需給関係を調整しており、株式市場においては株式期待収益率 ρ が需給を均衡させている。ただし、期待収益率 ρ は株式単位制の予想配当額と期待キャピタルゲインを現時点の株価で割った値である。以下では配当、キャピタルゲインについての予想を所与とみなすので、今期の株式期待収益率 ρ は株価の変動によって完全に規定される。 ρ の低下（上昇）は株価の上昇（下落）を意味しているのである。

民間銀行(B)の行動：ここでは民間銀行部門を一個の銀行のように扱う。民間銀行の準備需要、対企業向け貸出供給はそれぞれ(1)、(2)のように表現されるものとする。（もちろん、(1)、(2)は準備需要の増加額、および貸出供給の増加額である。）以下では各経済主体の行動を全て(2)式のように線型関数で表現するが、これは分析を単純化するための便法であって本質的な仮定ではない。

$$\Delta R_B = k \Delta D_B = k \Delta D_H \quad ; \quad 0 < k < 1 \quad (1)$$

$$\Delta L_B = a_1 r - a_2 \rho + a_0 \quad ; \quad 0 \leq a_2 < a_1 \quad (2)$$

ただし、民間銀行の貸出供給は株式収益率の変化よりも貸出利子率により強く反応するという意味での「粗代替性」の条件 $a_1 < a_2$ を仮定する。バランス・シート上の制約から、銀行の株式需要増加額 ΔE_B は次のように表現される。

$$\Delta E_B \equiv \Delta D_B + \Delta B_B - \Delta R_B - \Delta L_B$$

$$=(1 - k)\Delta D_H + X - (a_1 r - a_2 \rho + a_0) \quad (3)$$

ただし、銀行の日銀借入増加額 ΔB_B は日銀によって一定額 X に与えられているものとする。

企業部門(F)の行動： 企業の投資需要は貸出利子率 r 、株式期待収益率 ρ の減少関数であるとする。つまり、

$$I = -b_1 r - b_2 \rho + b_0 \quad ; \quad b_1, b_2 \geq 0 \quad (4)$$

民間銀行からの借入需要 ΔL_F は貸出利子率 r の減少関数、株式期待収益率 ρ の増加関数である。

$$\Delta L_F = -c_1 r + c_2 \rho + c_0 \quad ; \quad 0 \leq c_2 < c_1 \quad (5)$$

ここでも、 $c_1 > c_2$ という「粗代替性」を仮定する。企業部門についてのバランス・シート上の制約条件により、企業の株式発行額 ΔE_F は次のようになる。

$$\begin{aligned} \Delta E_F &= I - \Delta L_F \\ &= (c_1 - b_1)r - (b_2 + c_2)\rho + (b_0 - c_0); \quad 0 \leq c_1 - b_1 < b_2 + c_2 \end{aligned} \quad (6)$$

企業の株式発行に対する需要は、これまでの仮定から ρ の増加関数になることは明らかであるが、さらに、企業の株式発行額が代替的な資金調達手段である銀行借入の利子率 r の増加関数であると仮定している。また、係数の大きさにかんする仮定 $b_2 + c_2 > c_1 - b_1$ は「粗代替性」を意味する。すなわち、企業の株式発行に対する需要は、貸出利子率よりも株式収益率の変化により強く反応するということである。

家計部門(H)の行動： 家計の経常的な貯蓄は利子率には全く依存せず、国民総生産 Y の増加関数である。ただし、限界貯蓄性向 e_3 は1よりも小であると仮定する。

$$S = e_3 Y + e_0 \quad ; \quad 0 < e_3 < 1 \quad (7)$$

銀行預金に対する家計の需要は、家計にとって預金と代替的な価値貯蔵手段である株式の期待収益率 ρ の減少関数、国民総生産 Y の増加関数である。(仮定によって、預金金利は固定されている。)

$$\Delta D_H = -d_2 \rho + d_3 Y + d_0 \quad ; \quad d_2, d_3 \geq 0 \quad (8)$$

家計のバランス・シート制約より、株式需要 ΔE_H は

$$\begin{aligned} \Delta E_H &= S - \Delta D_H \\ &= d_2 \rho + (e_3 - d_3)Y + (e_0 - d_0); \quad e_3 - d_3 \geq 0 \end{aligned} \quad (9)$$

ここでは、家計の株式需要は国民総生産 Y の増加関数であると仮定している。

マクロ経済均衡： 以下ではマクロ経済の2種類の均衡を考察する。ひとつは、これまでに前提した各部門の自由な選択行動の結果として各種の市場が均衡するケースであり、これをレジームAと呼ぶ。もうひとつは、他の条件は全て一定であるが、日本銀行が実効的な窓口指導をおこない、そのために民間部門の貸出供給額 ΔL_B が(2)式で与えられる水準を下回る場合の均衡であり、これをレジームBと呼ぶ。

レジームAの体系はハイ・パワード・マネー、銀行貸出、財市場のそれぞれ均衡の条件によって形成される。つまり、

$$\Delta R_B = \Delta R_C = X \quad (10)$$

$$\Delta L_B = \Delta L_F \quad (11)$$

$$S = I \quad (12)$$

さらに、銀行貸出(増加)額 ΔL_B 、株式発行額 ΔE_F はそれぞれ(2)、(6)によって決定さえる。レジームAにおける内生関数の均衡値に全て“A”のサブスクリプトを付けて表現すると、次の行列式が得られる。

$$\begin{vmatrix} 0 & -d_2 & d_3 & 0 \\ (a_1 + c_1) & -(a_2 + c_2) & 0 & 0 \\ b_1 & b_2 & e_3 & 0 \\ (c_1 - b_1) & -(b_2 + c_2) & 0 & -1 \end{vmatrix} \begin{vmatrix} r_A \\ \rho_A \\ Y_A \\ (\Delta E_F)_A \end{vmatrix}$$

$$= \begin{vmatrix} X/k - d_0 \\ -a_0 + c_0 \\ b_0 - e_0 \\ -b_0 + c_0 \end{vmatrix} \quad (13)$$

レジームAにおける金融政策はハイパワード・マネー増加額 X の調整を通じて実行される。ハイパワード・マネー増加額 X の変化によってもたらされる銀行貸出 ΔL_B 、企業の株式発行額 ΔE_F 、および投資額 I の変化は容易に次のようにもとめられる。

$$d(\Delta L_B)/dX = (a_1 c_2 - a_2 c_1) e_3 / kA$$

$$d(\Delta E_F)/dX = -[(a_1 + c_1)(b_2 + c_2) - (a_2 + c_2)(c_1 - b_1)] e_3 / kA$$

$$dI/dX = -[(a_1 + c_1)b_2 + (a_2 + c_2)b_1] e_3 / kA$$

ただし $A \equiv -(a_1 + c_1)(b_2 d_3 + d_2 e_3) - (a_2 + c_2)b_1 d_3 (< 0)$ 。明らかに、ハイパワード

・マネー増加額 X の減少（増加）が企業の投資 I を減少（増加）させる。また、各部門の資産・債務需要にかんする「粗代替性」の仮定により、 $d(\Delta E_F)/dX > 0$ 、つまり X の減少（増加）が企業の株式発行額 ΔE_F を減少（増加）させることも分る。しかし、ハイパワード・マネー増加額 X が銀行貸出増加額 ΔL_B に及ぼす効果の方向は曖昧である。 X の減少によって確実に ΔL_B を減少させることができるためには

$$a_1/a_2 < c_1/c_2$$

という条件が成立しなければならない。

レジーム B の場合、日本銀行が民間銀行の貸出増加額に対して上限 Z を与え、民間銀行はその指導（窓口指導）に忠実に従う。ただし、この上限値は窓口指導がない場合の銀行貸出供給額 $(\Delta L_B)_A$ を下回るものである。つまり、

$$\begin{aligned} Z &< (\Delta L_B)_A \\ &= a_1 r_A - a_2 \rho_A + a_0 \end{aligned} \quad (14)$$

マクロ経済の均衡条件のうち、レジーム A と異なるのは銀行貸出についての条件である。これは(11)の代りに、

$$Z = \Delta L_F \quad (11')$$

で表現される。もちろん Z は外生変数である。したがって、レジーム B の均衡体系を行列形式で表現すると次のようになる。

$$\begin{array}{cccc|ccc} 0 & -d_2 & d_3 & 0 & r_B & & \\ c_1 & -c_2 & 0 & 0 & \rho_B & & \\ b_1 & b_2 & e_3 & 0 & Y_B & & \\ (c_1 - b_1) & -(b_2 + c_2) & 0 & -1 & (\Delta E_F)_B & & \\ \\ = & X/k - d_0 & & & & & \\ & - Z + c_0 & & & & & \\ & b_0 - e_0 & & & & & \\ & - b_0 + c_0 & & & & & \end{array} \quad (15)$$

(13)、(15)より次の関係式を導き出せる。

$$\begin{array}{cccc|ccc} 0 & -d_2 & d_3 & 0 & r_A - r_B & & \\ c_1 & -c_2 & 0 & 0 & \rho_A - \rho_B & & \\ b_1 & b_2 & e_3 & 0 & Y_A - Y_B & & \\ (c_1 - b_1) & -(b_2 + c_2) & 0 & -1 & (\Delta E_F)_A - (\Delta E_F)_B & & \end{array}$$

$$= \begin{vmatrix} 0 \\ Z - (\Delta L_B)_A \\ 0 \\ 0 \end{vmatrix} \quad (16)$$

窓口指導という政策が企業の資金調達構造に及ぼす影響を調べるために、ここではハイパワード・マネー増加額 X は所与として、実効的な窓口指導がおこなわれる場合（レジームB）と、それがおこなわれない場合（レジームA）で企業の株式発行額 ΔE_F がどうなるかを分析する。まず(16)より、次の結果を得る。

$$(\Delta E_F)_A - (\Delta E_F)_B = -[(\Delta L_B)_A - Z]B / (B + b_1 d_2 e_3) \quad (17)$$

ただし、

$$B \equiv (c_1 - b_1) d_2 e_3 + (b_1 c_2 + b_2 c_1) d_3$$

したがって、 $(\Delta E_F)_A - (\Delta E_F)_B < 0$ である。つまり、他の条件が一定の場合、日銀が窓口指導によって民間銀行の貸出供給を抑制すると、結果的に企業の株式発行が抑制効果を相殺するように増加する。さらに(17)式より、

$$(\Delta E_F)_A - (\Delta E_F)_B > (\Delta L_B)_A - Z$$

つまり、

$$(\Delta E_F)_A + (\Delta L_B)_A > (\Delta E_F)_B + Z \quad (18)$$

(18)の左辺はレジームA、右辺はレジームBにおける企業の資金調達額である。窓口指導による貸出供給の抑制の結果、企業は株式発行によってより活発に資金調達しようとするが、しかしそれは貸出抑制の効果を完全に相殺するほどにはならない。窓口指導の結果として、企業の資金調達総額は減少するのである。このような結果が得られる理由は、株式収益率 ρ の動きとそれに伴う人々の預金需要の変化にもとめられる。窓口指導は銀行貸出をより厳しく抑制することによって相対的に（実効的な）貸出利子率 r を上げる一方、株式収益率 ρ を相対的に低下させる。このモデルにおいて、 ρ の低下は株式価格の上昇と同じことである。人々の預金需要がこのために増加し、((8)式を見よ)、銀行部門の準備需要を上げる。この結果、相対的に強い金融逼迫の状態が生み出され、企業の資金調達額が減少するのである。

IV. 金融引締め政策の過程と株式発行

第Ⅲ節の理論的分析によれば、銀行部門の貸出増加額の抑制を第一義的な目標とする日本銀行の金融引締め政策は、株式市場における企業の資金調達を相対的に増加させる。この第Ⅳ節では、実際に株式発行の相対的増加が金融引締めの過程で見られたかどうかを調べる。

(a) 引締め期における株式発行の相対的増加

昭和20年末から「日銀特融」が実施された昭和40年までの間に、昭和28年第3四半期～30年第2四半期、32年第1四半期～33年第1四半期、35年第1四半期～35年第2四半期、36年第1四半期～37年第3四半期、そして39年第1四半期～39年第4四半期と都合5回に亘る金融引締め政策が実施された。いずれの引締めにおいても、日銀による民間銀行、とくに都市銀行に対する窓口指導（当時は窓口規制とも呼ばれた）が政策運営の中枢をなしていたと言えよう。（注10）

（注10）窓口指導にかんしては、Patrick, H. Monetary Policy and Central Banking in Contemporary Japan, University of Bombay (1962), 堀内昭義『日本の金融政策：金融メカニズムの実証分析』、東洋経済新報社(1980年)を参照。

図4は、法人企業、個人両部門が借入金という形で調達した資金額と有価証券ないし株式の発行によって調達した資金額を『資金循環勘定』から推計し、両者の比率の推移を描いている。この図によれば、金融引締め期には株式発行による資金調達が有意に大きくなっている。ただし、昭和39年の金融引締め期には、既に株式市場の深刻な不安定性が露呈されていることもあって、株式発行の相対的な増加は（明瞭に見ることができるとは言うものの）さほど顕著ではない。以下の分析では、昭和38年までの時期に焦点を合わせることにする。

表4は図3の統計をまとめたものである。引締め期と緩和期の株式調達比率（対借入金）が同一であるという帰無仮説はきわめて高い有意性をもって棄却される。この統計的な結果は前期の理論的分析の結果と整合する。つまり、大雑把に言うと、法人企業、個人は30年代の金融引締め期に有価証券ないし株式の発行の比率を2倍に上げたのである。このことは、M・M命題が成立しない世界では株式市場における供給圧力となったはずである。

単なる数値例として、次のようにして供給圧力の大きさを推計してみよう。表4にある

ように、法人企業、個人の株式発行額の借入金に対する比率は金融緩和期に16.7%であった。そこで、金融引締め期にも法人企業、個人が同じ比率で株式、借入による資金調達を選択できたと仮定しよう。この仮定の下では、株式発行額の推計額が、実際の発行額を下回る株式発行の推計額と実際のそれとを比較したものが表5である。この表の示唆するところでは、昭和29年～37年の期間において民間銀行の貸出行動抑制を主要なターゲットに定めた日本銀行の金融政策は、法人企業・個人の株式発行を促し、この期間に発行された累積額をほぼ4分の1増加させた。昭和35年から37年にかけての3年間はこの傾向がはっきりとあらわれている。この時期には、民間銀行（とりわけ都市銀行）に対し、企業向け貸出を抑制する政策的圧力が強力に加えられたのである。たとえば、昭和35年1月には、日銀は都銀等の民間銀行9行の企業金融について特別調整を実施した。また、36年6月および10月にも、大蔵省と日銀が共同で民間銀行の設備資金について特別調査を行うと同時に、それらの銀行の融資行動を強く牽制している。

（b）窓口指導の「強度」と株式発行

窓口指導を中心とする日本銀行の金融引締め政策が昭和30年代の株式増発をむしろ促したとする仮説を厳密に検証することは、窓口指導自体の効果の程度を正確に測定できないので困難である。しかし、H. Patrick(1962)の研究は、断片的にはあるが窓口指導の効果を示す資料を提示している。昭和30年代前半までの日銀の窓口指導は次のようなものであった。まず月毎に都市銀行、長期信用銀行に貸出増加額の予定額（推定額）の提出をもとめ、その予定額に対して日銀自身の推定額を与える。この推定額は「企業の資金需要の客観的な評価のみならず、企業に拡大されるべき貸出の適当な額がどうあるであろうかという見解までも含められて」（Partick, 153-4ページ）おり、一種の上限額である。しかし、同時に「日本銀行はその最高額を厳格に守るべきであるとは考えていない。」（同、149ページ）

Patrickは、昭和29年1月～30年12月、および31年7月～33年6月の期間における都市銀行（長期信用銀行を含む）の貸出増加推計、日銀の推計額、そして実際の貸出増加額の統計を示している。そこで、これらの統計を利用して、都市銀行、あるいは民間銀行の貸出を直接コントロールしようとする政策の強さを測定できるであろう。ここでは、都市銀行が当初予定していた貸出増加額（推計）に比べて実際の貸出増加額がどの程度大幅にそれを下回ったかをもって窓口指導の強度を示す尺度としよう。下の表6には、昭和29年第1四半期～30年第4四半期、31年第3四半期～33年第2四半期の四半期毎の都市銀行の貸出増

表4： 法人企業・個人の有価証券および株式による資金調達（対借入金比率 %）：

昭和29年第1四半期－38年第4四半期

	標本数	有価証券	株式
全期間	40	31.4(14.4)	24.7(12.2)
引締め期	20	40.4(14.3)	32.6(11.6)
緩和期	20	22.4 (7.0)	16.7 (6.1)

（出所）日本銀行調査局『昭和29年－37年間年別および昭和29年1－3月－38年4－6月間四半期別資金循環』調特別特第4号（38年11月15日）および『統計月報』。

（注） 括弧内の数字は標準偏差。

表5： 法人企業・個人の株式発行による資金調達額：実績額と推計額（億円）

	発行実績額(1)	推計額(2)	(1)－(2)
昭和29年	1391	799	592
30年	973	740	233
31年	2812	2812	0
32年	3620	2452	1168
33年	2429	2203	226
34年	2336	2336	0
35年	4545	3939	606
36年	8922	5170	3752
37年	7541	5413	2128
38年	6071	6071	0
累積額（29-37年）	34569	25863	8706

加推計額、実際の貸出増加額、そして資金循環勘定からとった法人企業・個人部門の株式発行額対借入金比率を示している。窓口指導の強度は、当初都市銀行が推計していた（つまり計画していた）貸出増加額に対して実際の貸出増加額が何%下回っていたかで定義されている。この値が大きいほど窓口指導は強く実行されたと判断するわけである。（注11）

（注11）窓口指導の「強度」を示す指標としては、日銀が示す推計額（上限額）がどの程度厳格に守られたかという値をとることもできる。しかし、Patrickも述べているように、日銀はこの上限額を必ずしも厳格に守られるべきものと考えていなかった。窓口指導の目的は都銀の貸出増加額をその計画値よりも削減させることにあったのであるから、本文で採用されている指標の方がより適切であろう。

この表によると、昭和30年第4四半期、31年第3－4四半期、そして32年第3－4四半期の窓口指導の「強度」が負の値を示している。これらの期間には、日銀の窓口指導にもかかわらず都市銀行が当初の計画額を上回る貸出増加額を実現したのであり、窓口指導は強くおこなわれなかったことを示唆している。たとえばPatrickによれば、日本銀行は昭和30年の末にいったん停止した窓口指導を31年6月に再開している。しかし、昭和31年後半には金融引締め政策の必要性にかんする意見が大蔵省と日銀の間で対立していたため、日銀も強く窓口指導を実施することができなかった。それゆえ、都市銀行は日銀の与える上限値を無視して貸出増加額を拡大した。（図3および表4における金融引締め期とそうでない時期の区分では、31年第3および第4四半期は金融緩和期に含めてある。）

先に提示した仮説が正しいとすれば、窓口指導の強度が大きい時には、法人企業、個人の株式発行により資金調達との相対比が上昇するであろう。実際、上の表はそのような傾向が有意に存在していることを示唆している。既に言及したような窓口指導が強く実施されなかった時期には、たとえば30年第4四半期のように、株式発行により資金調達の比が明らかに低い傾向にあるのである。したがって、ここでも銀行部門の貸出に対する直接的な抑制が株式市場の拡大をもたらしたとする仮説は棄却されないと判断される。（注12）

（注12）窓口指導の強度を説明変数 x とし、法人企業・個人部門の（株式発行／借入金）比率を被説明変数 y として回帰をおこなうと、説明変数が負で有意であるような次の結果が得られる。

$$y = 26.2 + 0.145 x : R^2 = 0.261$$

$$(13.3) (0.065)$$

ただし括弧内は標準誤差である。

表6： 窓口指導の「強度」と株式発行の相対的重要性（億円、％）

	都市銀行 推計額(A)	実際の貸出 増加額(B)	窓口指導の 「強度」(*)	株式発行/ 借入金
昭和29年 I	268	169	36.9	56.73
II	146	32	78.1	48.53
III	178	-58	132.6	24.86
IV	382	359	6.0	27.27
30年 I	241	-7	102.9	45.06
II	198	68	65.7	27.03
III	190	163	17.7	16.77
IV	597	683	-14.4	7.05
昭和31年 III	957	1,333	-39.3	14.97
IV	1,215	1,412	-16.2	29.39
32年 I	1,211	1,169	3.5	23.84
II	1,246	739	40.7	56.09
III	783	1,072	-36.9	11.42
IV	818	1,314	-60.6	24.53
33年 I	828	676	18.4	30.74
II	853	765	10.3	24.36

(出所) H. Patrick, Monetary Policy and Central Banking in Contemporary Japan, University of Bombay 1962, 第20表、第21表、および日本銀行調査局『昭和29-37年間年別および昭和29年1-3月-38年4-6月間四半期別資金循環勘定』調特別特第4号（昭和38年11月15日）。

(*) $((A) - (B)) * 100 / (A)$ で定義されている。

V. 結 論

本稿は昭和30年代の末から40年にかけて生じた「証券不況」にかんして、(1)「証券不況」、すなわち株価の低迷は「株式の過剰発行」によってもたらされたとする通説は妥当か、(2)「株式の過剰発行」はなぜ生じたか、という二つの問題を考察した。

第一の問題については、Modigliani-Miller 命題が成立しない金融市場においては、株式発行の急増が株価の低落・低迷を引き起こしうること、また比較的単純な計量分析による暫定的な結果は、「株式過剰発行」説を棄却しえないことが明らかにされた。

第二の問題については、「株式過剰発行」の重要な原因として、この当時の証券業における様々な(特殊)事情ではなく、日本銀行の窓口指導を軸とした金融引締め政策に焦点があてられた。

M・M命題が成立しない単純なマクロ経済モデルの下では、窓口指導の引締め効果は企業部門による株式発行の増加によって、部分的にはあるが、相殺されることを容易に証明できる。また、昭和30年代の企業部門の資金調達における株式による資金調達の比重を調べると、窓口指導を中心とする金融引締め政策が発動された時期には、株式発行の相殺的重要性が有意に高まることが分る。この現象は、窓口指導を伴わない金融引締め政策が実施される場合には、理論的に説明できないものである。

以上の分析結果をさらにパラフレーズすれば、次のようになるであろう。昭和30年代の日本銀行の金融引締め政策は、主として銀行部門の貸出を抑制することに目標が定められており、そのために一種の“financial disintermediation”として株式市場を通じる金融仲介の比重が高められた。(注13) しかし、株式発行の急増は、株式市場に強い圧力を加え株価低迷の原因となり、ついには昭和40年の日銀特融という事態がもたらされた。昭和40年に至るまでの数年亘る証券市場(とくに株式市場)の混乱は、資金調達の場としての証券市場の信頼性を失墜させ、金融仲介過程におけるその重要性を著しく低下させた。高度成長期の後半にあたる昭和40年代には、それゆえに、銀行部門が金融仲介の圧倒的に重要な担い手となったのである。(注14)

(注13)昭和30年代には政策担当者、一部の専門家の間で、しきりに「金融正常化」の必要性が強調された。この議論は、金融仲介が強く銀行部門に依存している日本の金融構造は「不正常」であり、証券市場の機能をもっと高めなければならないというものであった。たとえば、総合政策研究会「金融および資本市場対策への提言」(1961年1月)、高橋亀吉・福良俊之監修『日本の公社債市場—金融正常化

の一環として』ダイヤモンド社（1963年所収）を参照。この「金融正常化」論は概ね一種の精神論であり、これが当時の金融政策のあり方に強く影響したとは思われない。しかし、昭和35年6月の証券取引審議会の答申「増資の促進について」において、銀行は産業向け貸出供給を自粛して、増資を促進すべきことが主張されるなど、証券市場の急拡大を歓迎するムードも強かったようである。首藤恵『日本の証券業：組織と競争』東洋経済新報社（1987年、23ページ）を参照。

(注14)昭和40年代には証券市場の役割が極端に低下したため、窓口指導の強化が株式発行の急増に結びつくというプロセスは最早顕著には見られなくなった。金融引締めが“financial disintermediation”を伴うことなく実施されたことが、昭和40年以降、昭和40年代半ばまでの日本銀行の金融政策運営を非常に容易にしたのではないかと推測される。

引用文献

有沢広巳監修『証券百年史』日本経済新聞社、昭和53年。

首藤 恵『日本の証券業：組織と競争』東洋経済新報社、昭和62年。

東京証券取引所『東京証券取引所20年史』昭和49年。

日本銀行百年史編纂委員会『日本銀行百年史』第6巻、日本銀行、昭和61年。

堀内昭義『日本の金融政策：金融メカニズムの実証分析』東洋経済新報社、昭和55年。

米沢康博・丸淳子『日本の株式市場』東洋経済新報社、昭和59年。

Barro, R.(1977), "Unanticipated Money Growth, and Unemployment in the United States," American Economic Review, March 1977.

Culter, D.M., Poterba, J.M., and Summers, L.H.,(1988) "What Moves Stock Prices?", NBER, Working Paper 2538.

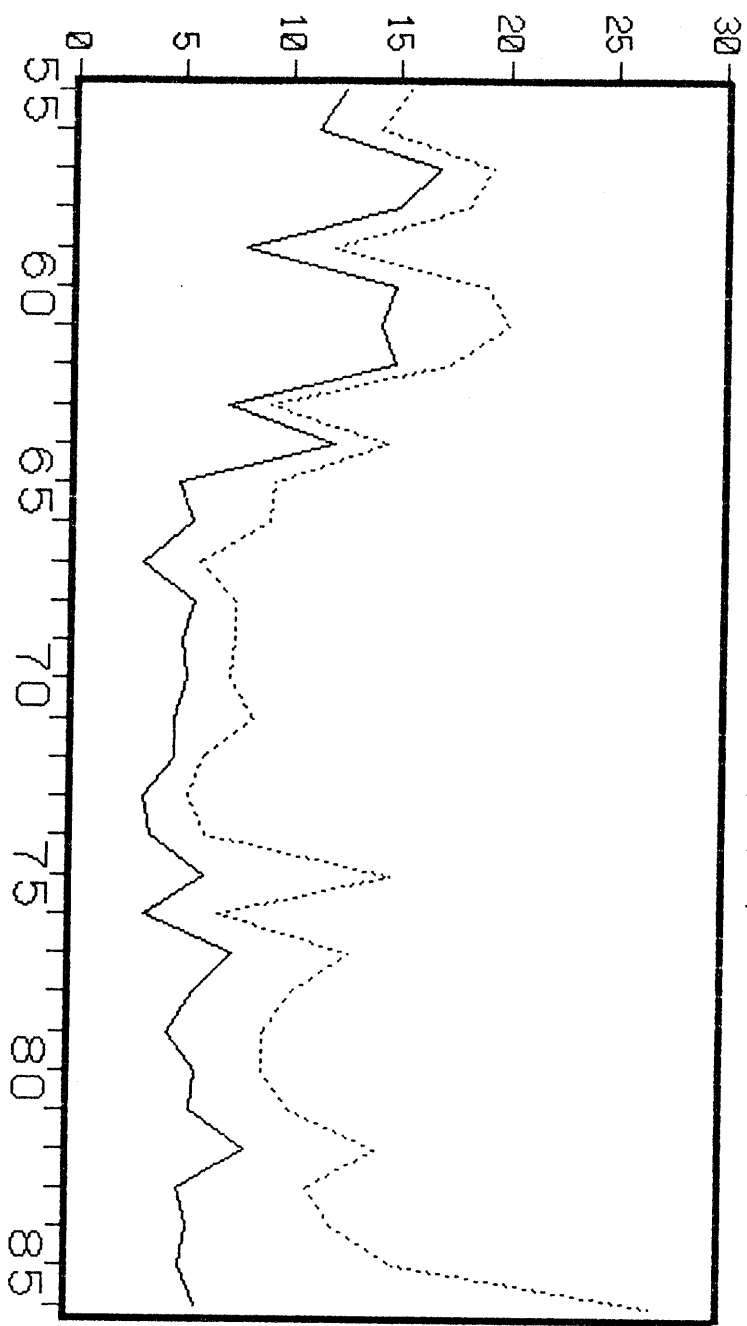
Modigliani, F. and Miller, M.H. (1958), "The Cost of Capital, Corporate Finance, and the Theory of Investment," American Economic Review, Vol.48, June.

Patrick, H.(1962), Monetary Policy and Central Banking in Contemporary Japan, University of Bombay.

以下では、本稿が用いた統計について、主なものを簡単に説明する。

- (1) 株価指数：東証株価指数（TOPIX）を用いた。この指数は、「権利落ち」等の効果を調整してある。（出所、東京証券取引所『東証統計月報』） $q(t)$ はこの株価指数の対前期比変化率（％）。
- (2) 株式発行残高：日本銀行『資金循環勘定』から法人企業の各年末の株式発行残高（額面）をベースとして、四半期の『金融取引表』から四半期毎の株式発行額（額面）を推計して発行残高を推計。ただし、四半期の金融取引額の累積は、必ずしも年末残高の数値に厳密には一致しない。そこで、両者が一致するように、四半期の金融取引額を比例鞍分して推定額を求めた。（出所、日本銀行調査局『昭和29年－37年間年別および昭和29年1－3月～38年4－6月間四半期別資金循環』調特別特第4号（38年11月15日）および『経済統計月報』） $SX(t)$ は推計された株式発行残高の対前期比変化率からマネーサプライ（M2）の対前期比変化率を差し引いた値。（％）。
- (3) 配当額：東証一部の上場企業の配当額（1株を50円として、換算）。ただし、無配の可能性を考慮するため、1株当たり配当額に有配企業の割合をかけてある。配当率 x は1株当たり配当額を東証一部上場企業の平均株価（1株50円に換算されたもの）で割った値に等しい。（出所、日本銀行『経済統計年報』） $X(t)$ は上のようにして求められた1株当たり配当額の対前期比変化率（％）。
- (4) 短期金利 $R(t)$ ：コール・レート無条件物最高値。（出所、日本銀行『本邦経済統計』および『経済統計年報』）ただし、原計数は年率であるので計測に当たっては四分の一をかけて四半期タームに直した。

図1：法人企業の資金調達構造
資金循環勘定より、(%)



— 株式調達比率 有価証券比率

図1(a)：主要企業外部資金調達構造
 主要企業経営分析より—全産業(%)

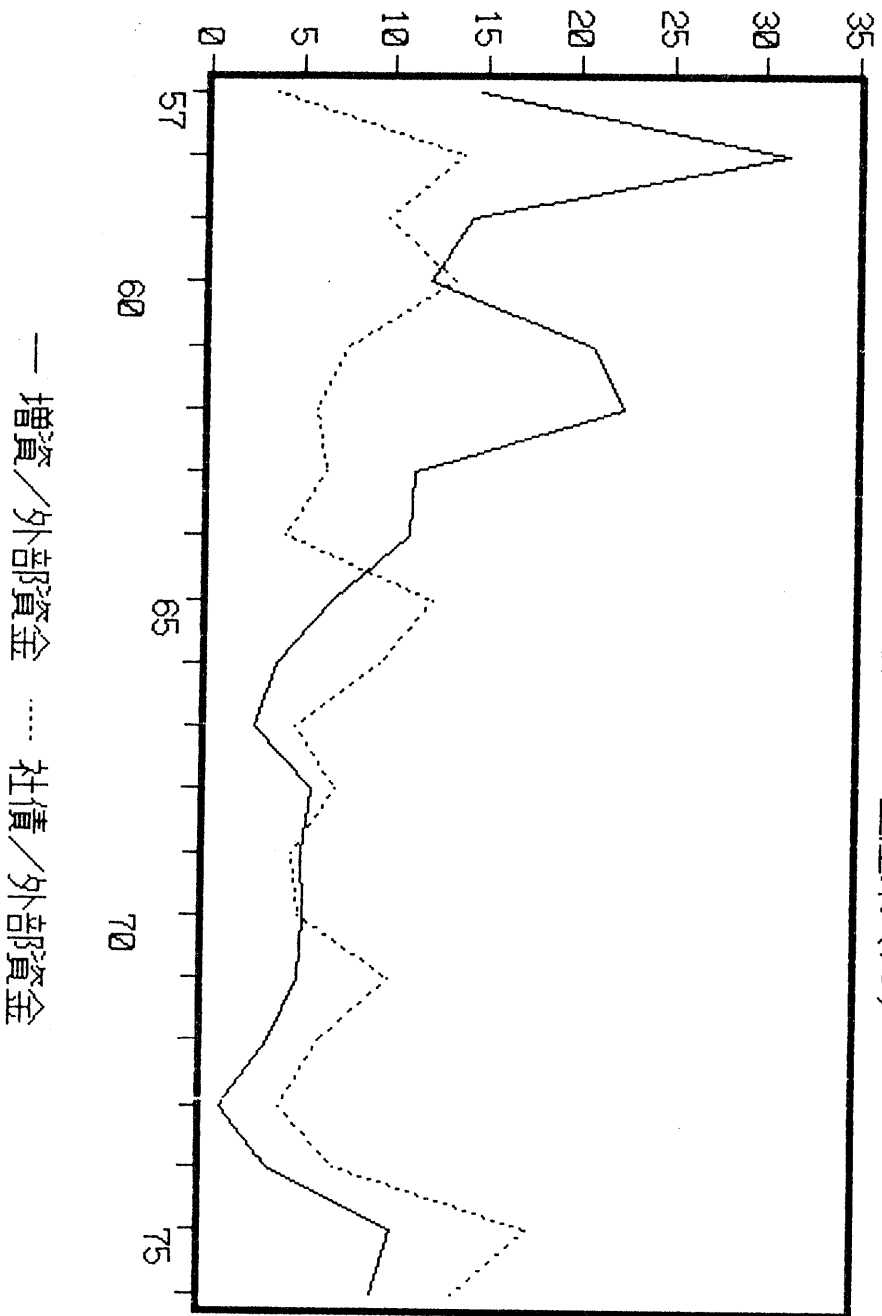


図3: 上場企業増資額
対GNP比(%), 昭和26年~55年

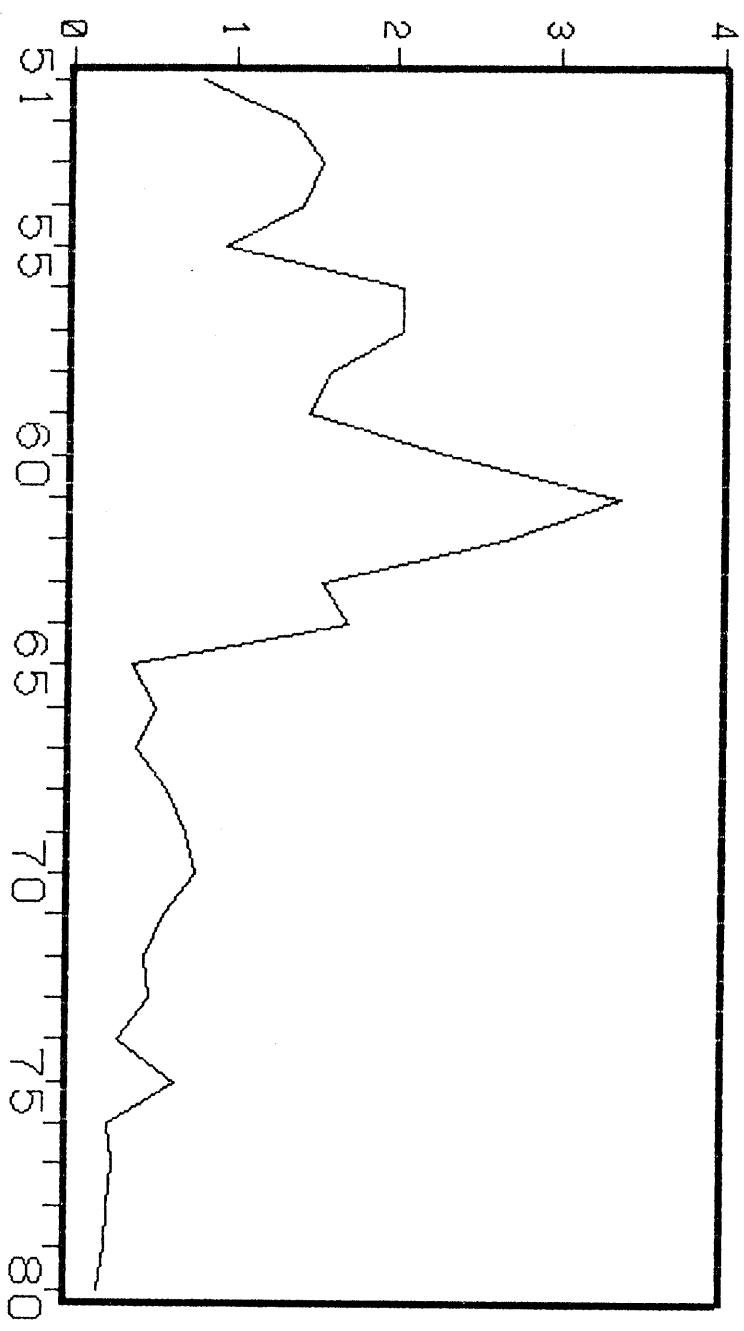
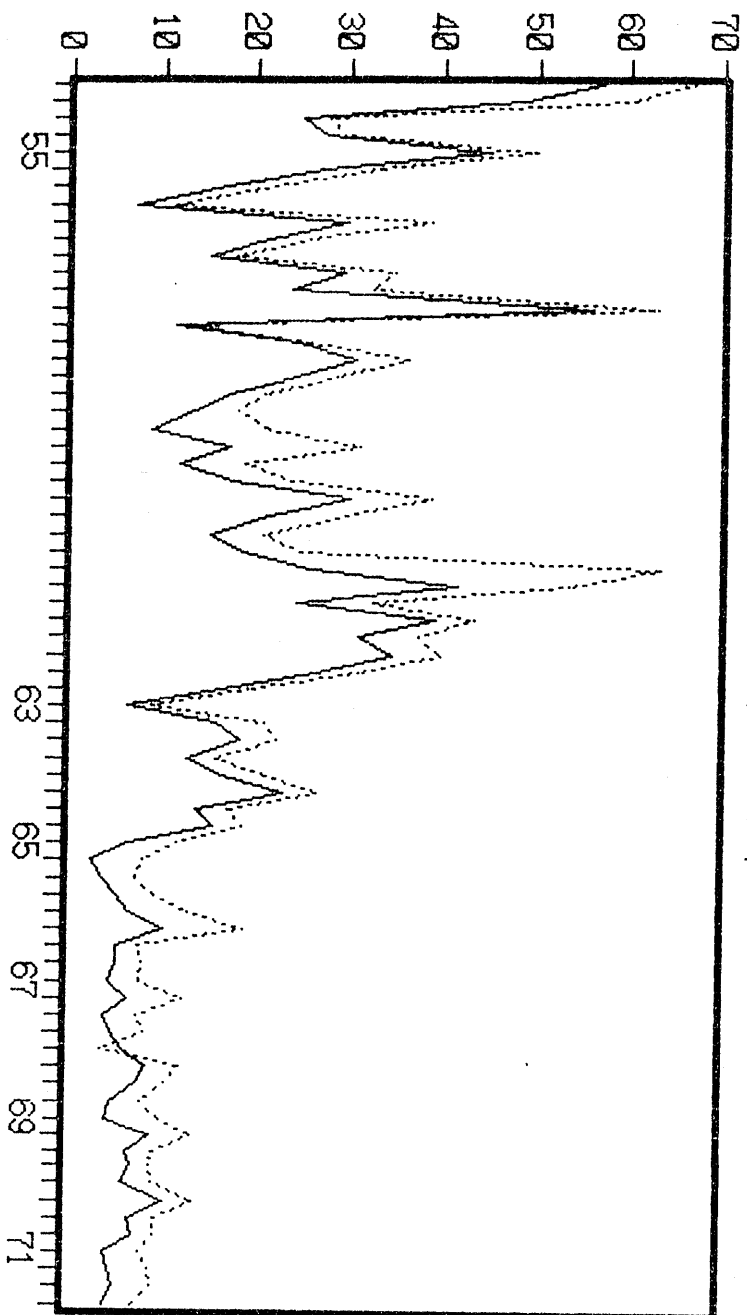


図4：民間非金融部門資金調達構造 (%)
昭和29年～46年



— 株式/借入金 有価証券/借入金