

裁定取引と値嵩品薄株

——平成株価大暴落への一視座——

高 本 茂

I 裁定取引と値嵩品薄株

90年初頭以来の我が国の株式市場の下落率は、89年12月29日の38915円から昨年8月18日の14309円まで、実に63.23%にまで及んでいる。戦後恐慌や昭和40年の証券不況を上回る戦後最大の暴落であり、29年から32年までのニューヨーク株式市場と70年代前半のロンドン株式市場を除いては世界の証券市場の歴史においても例を見ない下げかたである。これほどの暴落を引き起こした要因は決して1つや2つに尽きるものではなく、様々な要因が複合して相乗し合ったものと思われる¹⁾。

この暴落の原因ないしは加速要因として先物取引とりわけ裁定解消がらみの現物株の売りを指摘する声は、市場関係者の間で既に90年2月の暴落開始直後から存在した。3年間にわたる暴落過程で3カ月毎のSQ（特別清算値算出日）が接近する度に、大量に積み上がった裁定解消のための現物株の売りによる更なる暴落の可能性が懸念された。そして先物取引の功罪をめぐる議論が賛否両論を含めて様々な角度から行なわれた。

また裁定取引と関連して、一部の品薄株を買い上げたり売りたいとすることによって株価指数そのものを操作する可能性についても、早くから指摘の声があった。たとえば日経225先物取引が始まる以前の88年8月5日に、市場全体がほ

ぼ全面安となる中で一部の繊維株や百貨店株の買い上げによって日経平均が最高値を更新するという奇妙な現象が起きた時などがそうであった²⁾。89年末に日経平均が最高値を付けた時も同様の声があった³⁾。そしてこの3年余りの大暴落の過程においても、少数の品薄株を使った株価指数の人為的操作の噂や風聞が市場でしばしば取り沙汰された。その場合 TOPIX の指数操作について語られることは少なく、日経(225)平均株価の指数操作について問題とされることが多い。そもそも暴落そのものが裁定取引の解消の売りと絡め、品薄株を使って意図的に引き起こされたのではないかという疑いが持たれているのである⁴⁾。

だがもし計画的に暴落を引き起こした市場操

2) 『日経金融新聞』88年8月6日，第15面「スクランブル；殺し文句なき材料株相場」および「東証ハイライト」

それ以降もこの種の記事は跡を断たない。88年12月8日，89年8月3日，90年2月22日の日本経済新聞の証券1面，90年3月2日の朝日新聞等。

3) 次の発言はこの時期のほとんどの市場参加者の声を代弁しているであろう。

「一般投資家の不満の種で思い出したのですが、不満が出たのは、去年の暮れに相場が上がっているときです。何で私が持っている株が上がらないのに、指数ばかり上がるのかという不満は確かにありました。相場が下がっている過程ではなく、去年の暮れの時点ではそういっていましたね。」（『証券アナリストジャーナル』Vol. 28・No. 5，90年5月，座談会「先物・オプション（株式・債券）の利用と問題点」）

4) 暴落が裁定絡みの先物取引を利用して計画的に引き起こされたという主張を代表するものとしては、次の2冊の書物を挙げておきたい。

浅井隆『アメリカより「愛」をこめて』（フットワーク出版社，92年9月）

尾上洋一『株！誰が売り叩いたか』（市場新聞社，92年11月）

1) 暴落の諸要因については、大村敬一・川北英隆『ゼミナール日本の株式市場』（東洋経済新報社，92年4月）第5章「1990年以降の株価の急落と低迷」に詳細に列挙されている。

作者が実在するとしても、彼らがそのことを自分の口から進んで告白するはずがない。したがって真相は永遠に闇の中に隠されたままだ。しかし市場の噂が根も葉も無い流言か、それとも一定の客観的根拠を有するののかについて、状況証拠を提供することは可能だ。問題は2点ある。

① 先物取引開始前と開始後では、値嵩品薄株の値動きに顕著な相違は見られるか。特にこの3年間の暴落過程で値嵩品薄株は日経平均の値動きとどのような連動性を示したか。

② 裁定取引において、値嵩品薄株はどのように用いられているか。それは株価の暴落のメカニズムとどのように関わっているか。

以上の2点を本稿で取り扱う。この節の後半では、一部の品薄株が株価指数におよぼす影響についてなされた2つの先駆的業積を振り返る。そして裁定取引無罪説を唱える國村道雄名古屋大教授の、及びそれと正反対の立場をとる安達智彦日本証券経済研究所研究員の実証研究を取りあげ、問題点を指摘する。2節では収益率の面から品薄株の(日経平均)株価指数に対する連関性についての、3節では出来高の面から品薄株と裁定取引との連関性についての筆者自身の実証研究を提示する。最後の4節では総括的結論を述べる。

○ ○

少数の値嵩品薄株が株価指数(日経225)に与える影響については、日興証券証券調査部の河本潮満氏(現在は住生投資顧問)と野村総合研究所投資数理研究室(現在は投資システム開発部)の明田雅昭氏による研究が存在する。いずれも90年春の最初の大暴落の直後に公表されたものである。

1 河本潮満氏の「寄与度」について 河本氏の論文⁵⁾は、日経平均への寄与度(当

5) 河本潮満「株価指数先物取引の現物市場に与える影響——裁定取引による品薄株の騰落寄与度が上昇——」(『日興リサーチセンター投資月報』Vol. 41・No. 5, 90年5月)

該銘柄の上昇がどれだけ日経平均の上昇をもたらしたかということ。なお論文中には算出方法は述べられていないが、各銘柄の動いた値幅を日経平均除数で割ったものである)を計算してランキングをとれば、高々20銘柄、とりわけ片倉、東宝、松坂屋、松竹、の4銘柄が日経平均を大きく動かすことを論じたものである。

インデックス買いで日経平均を構成する225銘柄に1万株ずつ買いを入れたとすると、1日の出来高が100万株以上の銘柄なら大きな影響はないが、精々数千株程度の出来高しかない銘柄なら大幅高になってしまう。インデックス買いは、より品薄の株に大きな影響を与えるのであり、しかも日経平均は時価総額加重ではなく単純平均をベースにして算出される指数であるため、品薄株の日経平均への寄与度が大きい局面ほどインデックス買いや裁定取引が日経平均に大きな影響を与えることになる。89年の場合、上場株式数ランキングの低い小型株(品薄株)が日経平均への寄与度の面では上位にランキング入りした。

河本氏は更に87年12月28日から90年3月22日まで、細かく局面を分けて上位4銘柄(片倉、東宝、松坂屋、松竹)の期間ごとの寄与度を追跡する。その結果、インデックス運用や裁定取引が盛んに行なわれた時期ほど上記4銘柄は寄与度上位にランキングされ、とりわけ89年の10月から年末にかけての上昇と90年年初から2月26日までの下落に大きな影響を与えたことが明らかになる。もっとも河本氏は90年年初の暴落については「主因は外部環境の悪化であり、裁定取引はあくまでもその下落速度を速めたに過ぎない」という立場をとる。

2 明田雅昭氏の「影響係数」について

次に明田氏の論文⁶⁾は、日本の代表的な株価指数である日経平均とTOPIXの投資ツールとしてのキャパシテイの評価を試みたもので、直接裁定取引の是非を論じたものではないが、

6) 明田雅昭「インデックス買いの適正規模」(注3)と同じ)

「影響係数」という概念を提起することによって、インデックス買いが入ることにより僅か30銘柄、とりわけ松坂屋、片倉、松竹の3銘柄の値が飛んで日経平均が敏感に上昇することを明らかにしたものである。

ここで言う影響係数は、次の算式で計算される。

銘柄*i*の影響係数(%)
 = (銘柄*i*のシェア) × (銘柄*i*の一取引当りの価格変化率)

ただし、

シェア：株価指数における銘柄*i*の構成比率
 一取引当りの価格変化率： $|(高値と安値の差)/(高値と安値の平均) \times 100| / \text{取引単位数}$
 である。89年末の日経平均上昇率4.42%のうち、上位3銘柄(松坂屋、片倉、松竹)だけで1.30%も寄与した(つまり日経平均の上昇の3割はこの3銘柄による)ことになり、これに日本毛織と東宝も加えると1.97%(つまり日経平均の上昇の44.6%はこの5銘柄による)にもなる。また、最小売買単位と市場流動性という2つの観点から完全インデックス・ファンドを取引できる度合いを「指数のトレーダビリティ」として定式化すれば、日経平均の適正規模は精々100億円であり、現行の日経平均はこれに投入される資金規模が明らかに過大になっていると結論され、影響係数が大きい銘柄の流動性を高めることと、インデックス売買が市場の吸収力を見て適正規模で行なわれるべきことを提唱して明田氏は分析を終える。

3 國村教授の実証研究について

さて裁定取引は現物株の暴落を加速しなかったとして精力的に統計的計測活動を試み、当初から「裁定取引無罪説」を唱えてきたのは名古屋市立大学の國村道雄教授であった。國村教授による先物・オプションに関する実証研究は現在までのところ4本公表されているが⁷⁾、本稿

7) 先物・オプションに関して公表されている國村教授の実証研究は、以下の4本である。なお1本目と2本目は大阪証券取引所が刊行した『株価指数先物・オプション

では2番目の論文「日経平均構成銘柄の安定性と特性変化」(以下「第2論文」と略す)を取り上げる。

「第2論文」において國村教授は先述の河本・明田両氏の論考に言及しながらも、それと対決して批判的検討を試みることを避け、TOPIXを説明変数とするマーケット・モデルと異常収益率を用いた計測によって次のような結論を導き出した。

(1) 「河本20銘柄」は88年には大部分が質的に変化しており、平成2年3月限先物が主に取引引きされた株価乱高下の時期、一部の値高品薄株は、かつての市場に鈍感な株から敏感な株に変質した。

(2) しかし「河本20銘柄」に代表される値高品薄株は、上昇相場で上げたほどには、下降相場では下げなかったものであり、並の日経平均銘柄に戻った。ジャーナリズムが懸念した値高品薄株の急落はほとんど認められなかった。つまり一部の値高品薄株の価格の乱れは観察されず、日経225先物を中心とする派生商品市場が現物市場を攪乱させて株価暴落を加速させた事実は存在しなかった。

以上が「第2論文」の論旨である。ここでは2点のみにしぼって、筆者の疑問を述べたい⁸⁾。

① 値高品薄株が「上昇相場で上げたほどに

ン市場に関する実証研究¹²⁾(90年12月)、3本目は『同3』(91年4月)、4本目は『同4』(92年4月)という冊子に再録されている。

國村道雄「株価乱高下と先物価格の変動」(『インベストメント』第43巻第6号, No. 262, 大阪証券取引所, 90年12月)

國村道雄「日経平均構成銘柄の安定性と特性変化」(上と同じ)

國村道雄「日経225先物の裁定機会と裁定的行動」(『インベストメント』第44巻第2号, No. 264, 大阪証券取引所, 91年4月)

國村道雄「気配更新規制の変更と現物・先物・オプション価格の時間的關係」(『インベストメント』第45巻第2号, No. 270, 大阪証券取引所, 92年4月)

8) 國村教授の他の論文も含めて先物無罪説についての疑問点を、筆者は次の論考でより総合的にまとめた。

高本茂「研究ノート・先物取引無罪説の問題点—國村道雄名古屋市立大学教授の実証研究を中心として」(『京都大学経済論集第6号』京都大学経済論集編集委員会, 93年3月)

は、下降相場で下げなかった」というのは事実だろうか。異常収益率（このフィルターを通すと、上記3銘柄および河本20銘柄は上昇局面では34.6%——89年12月に限定しても11.34%——と大きな値を示したが、下降局面では-5.74%と下げかたが鈍感であったためこの結論づけられたわけだが）という間接的な尺度でなく、変化率によって直接的に比較してみよう。

第1表は、89年12月期、90年3月期、および1000円前後の暴落を記録した90年2月21日、同23日、26日のTOPIX、日経平均、片倉工業、松坂屋、松竹および河本20銘柄の単純平均の変化率を比較したものである。問題の値嵩品薄株は上昇期にマーケット・ポートフォリオ以上に上昇しているばかりか、下降期においてもマーケット・ポートフォリオ以上に下落しているの

は一目瞭然である。値嵩品薄株が平均以上に下げたことは明らかである。

② 値嵩品薄株（片倉工業、松坂屋、松竹）および河本20銘柄が株価指数に影響を与え、価格形成に歪みをもたらしたかどうかを検証するにあたり、TOPIX指数が用いられる。しかしマーケット・モデルの説明変数として何故TOPIXを用いられたのであろうか。これらの銘柄は河本論文においても明田論文においても日経平均という指数を押し上げた（あるいは引き下げた）銘柄として挙げられたものではなかったのか。市場関係者やジャーナリズムによって問題とされたのはこれら品薄株が日経平均株価指数の変動を著しく増幅させているかどうかであり、マーケット全体と安定した関係を保っていたかどうかではない。説明変数として

第1表 TOPIX、日経平均、片倉工業、松坂屋、松竹、河本20銘柄の変化率

		89/12/4-12/29	90/1/4-3/9	90/2/21	90/2/23	90/2/26
TOPIX	前期(日)終値	2837.73	2867.70	2696.08	2615.09	2554.31
	当期(日)終値	2881.37	2539.89	2620.21	2554.31	2450.00
	変化幅	43.64	-327.81	-75.87	-60.78	-104.31
	変化率	1.54	-11.43	-2.81	-2.32	-4.08
日経平均	前期(日)終値	37303.87	38712.88	36895.52	35826.84	34890.97
	当期(日)終値	38915.87	33993.12	35734.33	34890.97	33321.87
	変化幅	1612.00	-4719.76	-1161.19	-935.87	-1569.10
	変化率	4.32	-12.19	-3.15	-2.61	-4.50
片倉工業	前期(日)終値	4860	7380	7350	7230	6790
	当期(日)終値	7400	5560	7200	6790	6100
	変化幅	2540	-1820	-150	-440	-690
	変化率	52.26	-24.66	-2.04	-6.09	-10.16
松坂屋	前期(日)終値	5970	7890	7760	7350	7200
	当期(日)終値	8000	6440	7500	7200	6480
	変化幅	2030	-1450	-260	-150	-720
	変化率	34.00	-18.38	-3.35	-2.04	-10.00
松竹	前期(日)終値	3700	4920	5530	5000	4860
	当期(日)終値	4920	4300	5110	4860	4570
	変化幅	1220	-620	-420	-140	-290
	変化率	32.97	-12.60	-7.59	-2.80	-5.97
河本20 銘柄平均	前期(日)終値	4530	5930	5683	5572.5	5247.5
	当期(日)終値	5851	5016	5512.5	5247.5	5061.5
	変化幅	1321	-914	-170.5	-325	-186
	変化率	29.16	-15.41	-3.00	-5.83	-3.54

日経平均株価指数の収益率を用いるべきではなかったか。

筆者が90年3月限期、同じ銘柄を被説明変数とし、日経225株価指数をマーケット・ポートフォリオとする日次データ（数字はいずれも収益力を用いた）の計測を行なったところ、第2表のような計測結果が得られた。これと國村教授の計測結果を比較すると、個別の銘柄のベータ値や説明力がそれほど大きくなった訳ではない。

だが、河本20銘柄でみた場合、TOPIXをマーケット・ポートフォリオとした場合に較べてパラメータの有意性やモデルとしての当てはまりは飛躍的に向上した。このことは、個々の銘柄ではなくパッケージとして値高品薄株を採用したポートフォリオを組めば日経平均という株価指数を操作し得る可能性を暗示している。チャート上は日経平均とTOPIXは酷似した動きを示しているが、値高品薄株をバスケットとして組んだポートフォリオに対しては、どちらを説明変数とするかによってこれほどの違いが出てくるのである。本稿の次節ではよりくわしい計測を行なってみよう。

4 安達智彦氏の実証研究について

同じく統計的手法を駆使しながらも國村教授と正反対の結論を出しているのが日本証券経済研究所（現在は武蔵大学）の安達智彦氏である。

安達氏は先述の明田氏の影響係数の高い30銘柄（以下高ic 30銘柄と略す）を対象に、分析期間を先物導入前の1年間である87年9月1日—88年9月3日（ τ_1 ）、先物導入後の1年間である88年9月5日—89年9月7日（ τ_2 ）、先物導入後2年目である89年9月8日—90年9月13日（ τ_3 ）の3つの期間に分け、それぞれの期間から日経平均収益率の小さい60日（下げ日60 = D60）と大きい60日（上げ日60 = U60）を抽出し、出来高、下落率、分布の形状、先物乖離率の減少のそれぞれについて帰無仮説の検定を行なった⁹⁾。その結果は以下のとおりであった。

(1) 高ic 30銘柄は τ_1 , τ_2 , τ_3 それぞれにおける日経平均の下げ局面において、平均を上回る相対出来高を記録した。指数が下げた日にはより活発に取引がなされたのである。

(2) τ_1 , τ_2 においては高ic 30銘柄は日経平均並み、あるいはそれを有意に上回る収益率を示した。先物導入以前ないしは導入直後においてはこれら30銘柄が、下げ局面で“相場を下支えた”のである。しかし τ_3 において日経平均が下げたときには、高ic 銘柄は指数以上に下げた。いわば τ_3 の下げ局面で“相場の下げを加速した”のである。

(3) D60, τ_3 においては、 τ_3 のD60以外の192日と較べて母平均は大きく、母分散は小さい。(高ic 30銘柄は下げ局面において、通常とは異なる取引のされかたをした)。

第2表 日経平均をマーケット・ポートフォリオにした場合の計測結果（日次データ、標本数65）

	ベータ (t値)	自由度修正 済決定係数	ダービン・ ワトソン比	参考 國村教授の計測結果	ベータ (t値)	自由度修正 済決定係数
片倉工業	1.682 (4.936)	0.279	1.884		1.381 (3.139)	0.368
松坂屋	1.661 (5.894)	0.355	1.529		1.417 (4.247)	0.472
松竹	1.399 (4.774)	0.266	1.908		1.040 (3.018)	0.355
河本20銘柄	1.283 (17.622)	0.831	2.210		1.202 (4.311)	0.454

9) 安達智彦「株価変動と先物取引」(『日本の株価変動に関する研究』日本証券経済研究所, 91年7月)

(4) D60, $\tau 3$ においては東証一部出来高は通常 ($\tau 3$ 平均) より小さかった。(これを安達氏は「薄商いの危険」と呼ぶ)。

(5) D60, $\tau 3$ における先物乖離率の平均は $\tau 3$ 平均よりも小さかった。つまり日経平均の下げた60日の前日大引けで観察された先物乖離率は、通常に比べて小さかった。これは、買い裁定ポジションの清算が指数の下げにつながったという指摘を裏付ける。これはまた、買い裁定ポジションの清算を指数下げに利用したとすれば観察されるはずの事実と符合する。

安達氏の論文の要旨は以上に尽きるものではない。この論文で安達氏は、現物投資家、先物投機家、ヘッジャー、裁定者、市場操作者という5つのプレーヤーからなる行動方程式モデルによって、①日本においては現物市場と先物市場の裁定が行なわれにくいこと、②日経平均株価指数は操作に対して十分強靱でないこと、が90年春の株価大暴落を引き起こした可能性があることを示したのであり、その方法論は氏が東大大学院に在籍中にブラックマンデーに関して行なった分析¹⁰⁾以来一貫している。(そして安達氏自身が自覚していたか否かは別にして、「効率市場仮説」や「一物一価の法則」や需給の一致するところで価格が決定されるという経済学の根本命題に対する強力な反措定をはからずも提起することになった。) 本稿で取り上げた(1)~(5)はその一部であるが、筆者のコメントを列挙すれば以下のようになる。

① (1), (2)については有意水準が示されているだけで期間平均の出来高や収益率の標本平均の具体的な数値が何一つ提示されていない。外資系S証券による市場操作や意図的な暴落追及の可能性など「物語」として比類なき興味深さと知的興奮を呼び起こすものの、具体的な数値を示さなければいささか説得力に欠けるであろう。

② 下げ60日、上げ60日の抽出の仕方に恣意性が入り込む余地はなかったか。日経平均収益率が小さい日と大きい日というだけでは、余り

に抽象的である。下落率と上昇率のそれぞれについて上位60位までを選んだのか、それとも一定のフィルターを設定してそれを超えるものを選んだのか、明確でない。

③ (3)についても、D60, $\tau 3$ とそれ以外の日の違いを言うためには、標本平均と標本分散を提示するだけでなく、分散分析も行なってもう一步踏み込んだ操作が必要とされよう。

④ (5)においては、日経平均収益率を先物乖離率の前日の値に回帰させて推計が行なわれる。

$$R_{nk,t} = a + b\{(F - F^*)/S\}_{t-1} + e_t$$

パラメータの符号は正であり、 t 値は5.917で有意であるが、パラメータの値も決定係数も示されない。①と同じく、判断のための情報がいささか不足している。

以上、安達氏の論考には若干の不備はあるものの、手口分析まで踏み込んでおり、それ故衝撃的な内容を有するものであったが、我が国証券学会の主流からは不当に黙殺されてきた。たとえば大阪証券取引所が最近刊行した『先物研究会記録1』¹¹⁾という冊子に掲載されている座談会で次のような評価を受けている。

安達さんの研究は主として89年の終わりから90年にかけての異常なときです。……89年の9月、10月ぐらいから90年の3月という半年ぐらいのストーリーだと思ったほうがいい。

安達君のはそこまでは理解できるのだけれども、現在でも彼のペーパーは引用されている。しかも、現在形、テンスなしに引用されている。

今、筆者が声を大にして言いたいことは、安達氏は「現在の日本の株式市場は制度的に暴落のメカニズムを内包しているのである」と現在形で語っているということであり、決して暴落を90年春の一度限りの出来事として捉えている

10) 安達智彦「株価暴落のメカニズム」(『経済セミナー』88年2月増刊号)

11) 座談会「現物・先物市場の当面する課題について」(『先物研究会記録1』大阪証券取引所、92年10月)

のではないということである。事実として日本の株式市場はその後安達氏の警告どおり、もはや取り返しのつかないほどの暴落を続けていったのである。

本稿では安達氏の実証研究を補うとともに、氏の主張が一層明確な根拠を有するか、そして氏の問題提起が現在でも意味を持つかということも検証する。

II 品薄株と日経平均株価指数との連関

—収益面から—

1 モデルについて

筆者はまず値嵩品薄株とよばれる個々の銘柄とマーケット・ポートフォリオとの収益率相互にどのような連関があるのかを実直に計測してみることにする。マーケット・モデルとしては前節3でとりあげた國村教授が用いられたのと同じ数式を用いる。

$$\tilde{R}_i = \alpha_i + \beta_i \tilde{R}_m + \tilde{\varepsilon}_i \quad (1)$$

ここで \tilde{R}_i 、 \tilde{R}_m は証券 i 及びマーケット・ポートフォリオの期待収益率であり、 $\tilde{\varepsilon}_i$ は証券 i に固有の誤差項である。また β_i は証券 i の収益率がマーケット・ポートフォリオの変化に対してどの程度反応するかを示すベータ値と呼ばれるものであるが、 \tilde{R}_i 、 \tilde{R}_m を収益率の実現値 $R_{it} = (\ln S_t - \ln S_{t-1}) \times 100$ 、 $R_{mt} = (\ln I_t - \ln I_{t-1}) \times 100$ で置きかえて (ただし \ln は自然対数) R_{it} を R_{mt} で単回帰させれば次のような算式の形で推定できる。

$$\hat{\beta}_i = \text{Cov}(R_{it}, R_{mt}) / \text{Var}(R_{mt}) \quad (2)$$

(1)式の左辺は個々の銘柄ないしはポートフォリオの収益率であり、右辺は定数項とマーケット・ポートフォリオおよび誤差項である。マーケットポートフォリオのパラメータであるベータ値は(2)式で示されるが、これは個々の銘柄の収益率とマーケット・ポートフォリオの収益率との連動性を表わす。この値が1を超えれば、その銘柄が市場平均以上に上げた(下げた)ことを意味する。マーケット・ポートフォリオの代理変数としては日経平均株価指数を用

いる。先述したように、ここで取り上げる銘柄は TOPIX よりも日経平均への影響を問題とされてきたからだ。日経平均を説明変数として用いて値嵩品薄株のベータ値を測定することは、早晚誰かが行なわなければならない筈の作業である。

両変数から無リスク資産の収益率を引けば「超過収益率型のマーケット・モデル」ないしは「資本資産評価モデル」(CAPM) が得られるが、ここでは日次データを用いて計測を行なうためリスクフリーレートは無視してよい小さな数値となる。また國村教授が超過収益率型のマーケットモデルを用いなかったのは計測期間中「90年の3カ月を除き金利は比較的安定していた」という消極的な理由からだったが、筆者はそもそも CAPM ならびにその根底にある合理的期待形成の経済理論そのものに根本的な疑いを持っている。CAPM が成立するためには非常に強い仮定が必要であり、それが現在の日本の株式市場の現実と整合的であるかどうかきわめて疑わしい¹²⁾。したがって市場に参加する全ての投資家が同一の事前的期待を期待収益率、標準偏差について有するという前提には立たず、あくまで品薄株と日経平均との連動性のみを問題にする。

2 計測期間について

計測は日経225先物取引が始まる1年前である1987年9月から昨年9月の先物最終取引日までの5年間にわたって各銘柄の終値を用いた日次データについて行なう。1年間の通期と3カ月ごとの限月の両方について計測する。限月については、日経225先物取引開始以前の1年間

12) 日本における CAPM の計測については次の論考がある。結果はいずれも否定的である。

丸淳子・巖山昌一「株式市場における収益と危険」(日本証券経済研究所『計測室テクニカルペーパー』No. 29, 74年1月)

紺谷典子「株式市場における投資家行動と市場効率——CAPM の検証——」(日本証券経済研究所『計測室テクニカルペーパー』No. 44, 78年4月)

米沢康博・丸淳子『日本の株式市場』(東洋経済新報社, 84年7月) 第4章「日本の株式市場の機能」

(87年9月1日—88年9月2日) に関しては、3の倍数の月の最初の日からその3カ月後の月の最後の日までとする。ただし88年6月1日から始まるものについては先物取引開始の前日である88年9月2日を最終日とする。先物取引開始以後は先物の限月に合わせる。当初先物取引の最終売買日は3の倍数の月の10日であった(ただし88年12月10日と89年6月10日は休日であったため、9日が最終日であった)。しかし89年9月物からはS Q制度が導入され、3の倍数の月の第2金曜日の前日が最終売買日となったため、計測期間もそれに合わせた。

3 採り上げる銘柄について

計測の対象に採り上げる銘柄は、前節の河本20銘柄と明田の高 ic 30銘柄の中から選ぶことにする。明田氏の場合は収益率のみならず出来高も加味しており、より総合的な指標と言えるが、河本氏の質朴な方法もなお捨てがたいものがある。そこで計測の対象には河本20銘柄と明田高 ic 30銘柄の両方に共通する11銘柄を選び、これを「(河本・明田の) 積集合11銘柄」と名付ける。それらの資本金と総発行株式数は第3表に示したとおりである。

これらが小型株、品薄株と言われる理由は第4表の名古屋証券取引所に上場されているオプション25の採用銘柄と比較すれば理解できよう。第4表のうちNTTのみ発行済株式数が小さいように見えるが、NTTの場合は1株が、他の会社の1000株に該当する。オプション25に採用されている25銘柄は日本を代表する超大企業ばかりであり、銘柄数が25しかないにもかかわらず超大型株から構成されているオプション25という指数を人為的に操作するのは容易ではない。これにひきかえ日経平均株価は、銘柄数が225もありながら片倉工業1銘柄だけで89年に日経平均を500円弱も押し上げたことが河本氏によって実証されており、指数操作に対して脆弱である。

なお河本20銘柄は89年1年間の、明田高 ic 30銘柄は89年後半年間の寄与度と影響係数の

第3表 積集合 11 銘柄の資本金と総発行株式数
(単位、百万円、千株)

コード#	銘柄名	資本金	発行済株式数
3001	片倉工業	1,750	35,000
9602	東宝	8,836	12,767
8235	松坂屋	9,765	155,320
9601	松竹	3,049	60,984
5901	東洋製罐	8,405	168,100
4092	日本化学	3,750	75,000
8233	高島屋	16,147	218,637
3201	日本毛織	6,400	94,369
8511	日証金	10,000	123,750
5721	志村化工	2,043	40,858
2533	合同酒精	3,200	47,315

第4表 オプション25採用銘柄の資本金と総発行株式数
(単位、百万円、千株)

コード#	銘柄名	資本金	発行済株式数
1812	鹿島建設	64,070	961,311
2503	麒麟麦酒	102,006	1,052,448
3402	東レ	95,138	1,393,822
3861	王子製紙	46,133	608,413
4005	住友化学	81,459	1,621,676
4502	武田薬品	48,059	873,491
5001	日本石油	123,841	1,225,662
5201	旭硝子	87,849	1,169,216
5401	新日鉄	419,524	6,889,902
5711	三菱マテリアル	99,358	1,134,082
6301	小松製作所	69,741	1,002,379
6501	日立製作所	270,917	3,276,250
6701	日本電気	188,276	1,539,185
6752	松下電器	196,386	2,094,945
7011	三菱重工	263,529	3,364,604
7203	トヨタ自動車	260,160	3,721,164
7912	大日本印刷	104,674	749,103
8031	三井物産	177,162	1,546,839
8318	住友銀行	502,323	3,141,046
8751	東京海上	99,928	1,545,169
8802	三菱地所	85,596	1,294,923
9062	日本通運	69,884	1,073,213
9101	日本郵船	75,373	1,157,718
9432	NTT	780,000	15,600
9501	東京電力	670,414	1,339,472

ランキング上位銘柄であり、河本氏も明田氏も公表はされていないが、その後91年にいたるまでランキングを付けておられる。したがってランキング上位銘柄はその後入れ替わっている可能性があるが、時系列的の一貫性を維持するためあえてこの11銘柄で最後まで計測を続ける。これら11銘柄は90年春の暴落時のみならず、その後も折りに触れて株価指数操作の噂の対象となった銘柄群でもあるからだ。ただしこれら11銘柄のうち最初の4銘柄（片倉、東宝、松坂屋、松竹）は帝国繊維、台糖とともに91年10月1日から日経225採用銘柄から外された。そこで11銘柄を個々にあるいはパッケージとして計測するのみならず、最初の4銘柄（以下「除外4銘柄」と名付ける）、残りの7銘柄（以下「残留7銘柄」と名付ける）と分割しての計測も行なう。

「積集合11銘柄」のうち計測期間中に資本異動があったのは6銘柄（東宝、松竹、東洋製罐、高島屋、日証金、合同酒精）であるが、収益率を計算するに当たり日次データを次のように修正した。無償増資および株式分割についてはそれ以降の日々の終値を（1+割当率）で除し、中間時価発行についてはそれ以降の日々の終値に1株当たりの払込金×割当率を加えたものを（1+割当率）で除して新たな終値とした。

4 計測結果

計測結果は第5表のとおりである。各期ごとに詳しく見ていきたい。（なお表中*は5%水準、**は1%水準で $\beta=0$ の帰無仮説が棄却されたことを意味する。）

先物取引開始以前のI期については、どの銘柄も説明力が著しく低く、符号条件すら満たしていないものが幾つか見られる。特にI-①期はブラックマンデーを含む大波乱期であり、この時期これらの銘柄は、日経平均とは全く無関係に動いていたと言える。I-②期は、88年2月の11連騰を含んだ底打ちの時期であり、東洋製罐、日本化学、日本毛織、日証金、志村化工と言った若干の銘柄のパラメータが有意となる。

だが大商いを伴って上昇したI-③期には、日本化学、日本毛織、志村化工が脱落する。相場がボックス圏に入ったI-④期は松竹、高島屋といった銘柄が有意となり、日本毛織、志村化工の有意性も回復する。説明力はいずれの場合も著しく低い。パッケージで見た場合、②、③、④期はどのパッケージも有意である。

先物取引開始後の1年間であるII期においても説明力や有意性は大きく改善されたわけではない。88年6月からの2万8千円台を挟んだボックス相場は10月まで続き、11月に上放れる。II-①期がこの時期に当たるが、パラメータが有意なのは東洋製罐と高島屋だけであり、説明力は低い。II-②期になると日経平均は円高を背景に12月に3万円台乗せを達成し、89年2月23日に32452円の高値を付ける。パラメータが有意なのは松坂屋と志村化工のみであり、高島屋の符号は逆転する。3月22日に31443円まで反落した後5月31日に34266円の新高値を付けて再び反落したII-③期は符号条件の合わない銘柄が5つも出現する。パラメータが有意な銘柄は1つもない。パッケージで見ても有意性はなく、説明力も著しく低い。II-④期に日経平均は再びボックス圏に入り3万5千円を挟んだ動きとなる。東宝の符号条件が合わないが、松坂屋、松竹、高島屋、志村化工のパラメータが有意であり、パッケージで見た場合の有意性も回復し、説明力も改善される。

ここまでのところでこれらの銘柄群と日経平均との相関性をまとめると、次のことが言える。

- (1) 先物取引開始前1年間はもちろん先物取引開始後1年間においても、値嵩品薄株と日経平均との間には強い連動性は見られない。したがってこの時期これらの銘柄の買い上げや売りたたきによって（日経平均）株価指数を操作する動きがあったなどは到底考えられない。
- (2) 特に相場が激しく乱高下する時期には、両者の連関性は掻き乱される。
- (3) 相場がジリ高の展開を示す時期には両者の連関性は強まる。
- (4) このことは、先物取引導入以前ないしは

第5表-I. マーケットモデルの計測結果 (1987年9月1日-88年9月2日)

期間番号		I	I-①	I-②	I-③	I-④
期 間		87/9/1-88/9/2	87/9/1-11/30	12/1-88/2/29	3/1-5/31	6/1-9/2
標 本 数		276	68	65	68	75
片倉工業	β 値	0.00057	0.00049	-0.1971	1.01143	0.41154
	t 値	0.12877	0.10002	-0.5703	1.59365	1.27098
	R^2	0.00006	0.00015	0.00514	0.03705	0.02165
東 宝	β 値	-0.0003	-0.0005	0.38972	0.67175	0.38249
	t 値	-0.1177	-0.1585	1.74489	1.62079	1.57195
	R^2	0.00005	0.00035	0.0461	0.03828	0.03274
松 坂 屋	β 値	0.00253	0.00238	0.32792	0.24434	0.79022
	t 値	0.65406	0.57583	1.75085	0.62342	1.47320
	R^2	0.00156	0.00502	0.04639	0.00585	0.02887
松 竹	β 値	-0.0001	-0.0003	0.50166	0.70741	0.82021
	t 値	-0.0428	-0.0835	1.85757	1.65300	2.28126*
	R^2	0.00000	0.00011	0.05192	0.03975	0.06654
東洋製罐	β 値	0.00078	0.00046	1.06691	0.56959	0.91036
	t 値	0.23952	0.09485	5.54063**	2.23309*	3.89959**
	R^2	0.00021	0.00013	0.32763	0.07654	0.17239
日本化学	β 値	-0.0006	-0.0008	0.79623	0.26877	0.13917
	t 値	-0.1682	-0.2939	3.78227**	0.50245	0.29229
	R^2	0.00010	0.00130	0.18505	0.00381	0.00116
高 島 屋	β 値	0.00280	0.00254	0.27735	0.38314	1.82779
	t 値	0.57099	0.38648	0.81584	0.88136	4.02043**
	R^2	0.00118	0.00225	0.01045	0.01163	0.18128
日本毛織	β 値	-0.0015	-0.0018	0.89752	0.64621	1.40320
	t 値	-0.3195	-0.2903	2.49447*	1.56269	3.77231**
	R^2	0.00037	0.00127	0.08989	0.03568	0.16313
日 証 金	β 値	0.00952	0.00926	1.11193	0.75219	0.00082
	t 値	2.21555*	1.45447	5.38936**	2.34707*	0.00190
	R^2	0.01759	0.03105	0.31555	0.07703	0.00000
志村化工	β 値	-0.0024	-0.0027	0.86936	0.44479	1.36395
	t 値	-0.5861	-0.5709	3.31140**	0.87593	3.17933**
	R^2	0.00125	0.00505	0.14825	0.01149	0.12162
合同酒精	β 値	-0.0027	-0.0028	0.34458	0.36259	0.13376
	t 値	-0.6711	-0.5229	1.05953	0.89010	0.39984
	R^2	0.00164	0.00412	0.01750	0.01186	0.00218
積集合11銘柄	β 値	0.00075	0.00054	0.58055	0.55356	0.74396
	t 値	0.39163	0.17828	6.56801**	4.19624**	5.59277**
	R^2	0.00055	0.00048	0.40643	0.21060	0.29995
除外4銘柄	β 値	0.00064	0.00049	0.25556	0.65873	0.60112
	t 値	0.30406	0.17647	2.10458*	2.91947**	3.01411**
	R^2	0.00033	0.00047	0.06568	0.11437	0.11067
残留7銘柄	β 値	0.00082	0.00057	0.76627	0.49347	0.82558
	t 値	0.36258	0.16154	6.81336**	3.29457**	5.28879**
	R^2	0.00047	0.00039	0.42424	0.14123	0.27702

第5表-Ⅱ. マーケットモデルの計測結果 (1988年9月3日—89年9月7日)

期間番号		Ⅱ	Ⅱ-①	Ⅱ-②	Ⅱ-③	Ⅱ-④
期 間		88/9/3-89/9/7	88/9/3-12/9	12/12-89/3/10	3/13-6/9	6/12-9/7
標 本 数		259	73	61	61	64
片倉工業	β 値	0.54147	1.02917	0.70141	-0.2993	1.04421
	t 値	1.65962	1.45960	0.95784	-0.5012	1.83304
	R^2	0.01060	0.02913	0.01531	0.00424	0.05140
東 宝	β 値	0.17160	0.42861	-0.1020	0.30146	-0.1861
	t 値	1.07347	1.51317	-0.2334	1.21580	-0.5048
	R^2	0.00446	0.03124	0.00092	0.02444	0.00409
松 坂 屋	β 値	0.44310	0.12198	1.54928	-0.1385	0.95863
	t 値	1.61905	0.20516	2.63554*	-0.2653	2.11991*
	R^2	0.01009	0.00059	0.10532	0.00120	0.06758
松 竹	β 値	0.22460	0.62227	0.44845	-0.2421	1.09532
	t 値	0.62788	1.50857	1.14822	-0.7900	2.10843*
	R^2	0.00153	0.03105	0.02185	0.01046	0.06690
東洋製罐	β 値	0.48548	1.05844	0.66919	0.27491	0.69236
	t 値	1.31053	2.85401**	1.56511	0.79252	1.43279
	R^2	0.00663	0.18291	0.03986	0.01053	0.03205
日本化学	β 値	0.45795	0.17667	0.24627	0.69230	0.65517
	t 値	1.52898	0.32239	0.38898	1.02208	1.18764
	R^2	0.00901	0.00146	0.00255	0.01739	0.02224
高 島 屋	β 値	0.71740	1.37308	-0.0048	0.14273	1.22730
	t 値	3.20782**	3.52076**	-0.0113	0.27474	2.68280**
	R^2	0.03849	0.14863	0.00000	0.00137	0.10401
日本毛織	β 値	0.37294	0.31145	0.23146	0.18639	0.93729
	t 値	1.78593	0.72951	0.52309	0.51981	1.99152
	R^2	0.01225	0.00743	0.00461	0.00455	0.06012
日 証 金	β 値	0.24458	0.38324	1.10409	-0.2879	0.15323
	t 値	0.73473	0.62031	1.44916	-0.5198	0.18742
	R^2	0.00209	0.00593	0.03437	0.00455	0.00056
志村化工	β 値	0.93352	0.85310	1.09044	0.50377	1.55199
	t 値	3.75654**	1.85286	2.19091*	0.88827	3.47418**
	R^2	0.05205	0.04612	0.07523	0.01319	0.16295
合同酒精	β 値	0.43249	1.15471	0.67571	-0.3051	0.22910
	t 値	1.41957	1.58152	1.29591	-0.8098	0.31784
	R^2	0.00778	0.03402	0.02767	0.01099	0.00162
積集合11銘柄	β 値	0.45683	0.68298	0.60085	0.07531	0.75986
	t 値	4.85071**	3.57581**	3.12468**	0.49300	4.38724**
	R^2	0.08387	0.15260	0.14198	0.00410	0.23690
除外4銘柄	β 値	0.39201	0.55051	0.64926	-0.0946	0.72800
	t 値	2.80204**	1.89748	2.17314*	-0.3464	2.98682**
	R^2	0.02964	0.04826	0.07411	0.00203	0.12578
残留7銘柄	β 値	0.54443	0.75867	0.57319	0.17244	0.77806
	t 値	5.27206**	3.45625**	2.63176*	0.91905	3.98713**
	R^2	0.09759	0.14401	0.10505	0.01411	0.20407

第5表-Ⅲ. マーケットモデルの計測結果 (1989年9月8日—90年9月13日)

期間番号		Ⅲ	Ⅲ-①	Ⅲ-②	Ⅲ-③	Ⅲ-④
期 間		89/9/8-90/9/13	89/9/8-12/7	12/8-90/3/8	3/9-6/7	6/8-9/13
標 本 数		252	61	60	61	70
片倉工業	β 値	1.14676	0.85704	1.61823	0.51358	1.46863
	t 値	8.94495**	1.38908	4.39537**	2.23849*	8.05506**
	R^2	0.24245	0.03166	0.24986	0.07830	0.48827
東 宝	β 値	0.68639	0.82518	1.11992	0.59194	0.63085
	t 値	7.71148**	2.21323*	3.67551**	3.23849**	6.38494**
	R^2	0.19215	0.07665	0.18891	0.15093	0.37481
松 坂 屋	β 値	1.02102	0.96079	1.71771	0.56350	1.16057
	t 値	8.65670**	1.36702	7.49373**	3.43028**	5.55619**
	R^2	0.23062	0.03070	0.49192	0.16627	0.31223
松 竹	β 値	1.08895	-0.1962	1.38800	0.77501	1.31779
	t 値	9.25372**	-0.3243	4.99671**	3.43386**	7.39013**
	R^2	0.25513	0.00177	0.30092	0.16656	0.44541
東洋製罐	β 値	0.91136	1.21975	1.58538	0.35349	1.16175
	t 値	10.4044**	3.75960**	6.12530**	2.61853*	8.17459**
	R^2	0.30216	0.19326	0.39279	0.10411	0.49563
日本化学	β 値	1.21183	0.89472	0.52074	0.91108	1.58613
	t 値	7.03871**	1.02804	1.30288	2.06595*	9.67730**
	R^2	0.16539	0.01759	0.03894	0.06746	0.57993
高 島 屋	β 値	0.79515	0.92675	1.10658	0.64855	0.78536
	t 値	6.96313**	1.79143	3.25069**	3.14194**	4.42389**
	R^2	0.16243	0.05158	0.15411	0.14333	0.22348
日本毛織	β 値	1.49191	1.32094	1.60738	1.46133	1.49855
	t 値	12.8290**	2.99154**	4.07114**	6.19284**	10.0279**
	R^2	0.39698	0.13170	0.22225	0.39394	0.59658
日 証 金	β 値	1.12789	1.44332	2.12462	0.50169	1.29327
	t 値	10.0722**	2.48088*	7.99809**	2.30083*	8.64704**
	R^2	0.28862	0.09446	0.52447	0.08233	0.52371
志村化工	β 値	1.43267	0.53219	1.43345	1.93108	1.09623
	t 値	9.78446**	0.76659	3.62989**	6.48535**	5.52056**
	R^2	0.27690	0.00986	0.18512	0.41618	0.30948
合同酒精	β 値	1.30271	1.26210	1.73284	1.15982	1.27460
	t 値	9.80790**	1.79091	5.23579**	4.18454**	7.01061**
	R^2	0.27786	0.05155	0.32095	0.22886	0.41954
積集合11銘柄	β 値	1.11059	0.91333	1.45044	0.85555	1.20670
	t 値	22.6855**	3.74504**	11.0443**	9.61942**	18.0231**
	R^2	0.67304	0.19206	0.67773	0.61064	0.82689
除外4銘柄	β 値	0.98578	0.61170	1.46097	0.61101	1.14446
	t 値	12.8856**	1.51882	7.39732**	4.59753**	10.3433**
	R^2	0.39909	0.03762	0.48545	0.26376	0.61139
残留7銘柄	β 値	1.18192	1.08568	1.44443	0.99529	1.24227
	t 値	21.1419**	4.39869**	9.54718**	8.03916**	18.2247**
	R^2	0.64131	0.24695	0.61112	0.52276	0.83005

第5表-IV マーケットモデルの計測結果 (1990年9月14日—91年9月12日)

期間番号		IV	IV-①	IV-②	IV-③	IV-④
期 間		90/9/14-91/9/12	90/9/14-12/13	12/14-91/3/7	3/8-6/13	6/14-9/12
標 本 数		245	61	53	66	65
片倉工業	β 値	-0.0088	1.10488	-0.0108	0.03319	1.54998
	t 値	-1.5431	6.35316**	-1.9384	0.54510	6.73388**
	R^2	0.00970	0.40621	0.06863	0.00462	0.41852
東 宝	β 値	-0.0011	0.63486	-0.0019	-0.0454	0.93764
	t 値	-0.3158	4.88860**	-0.5888	-1.2534	5.98237**
	R^2	0.00041	0.28828	0.00675	0.02396	0.36227
松 坂 屋	β 値	-0.0101	1.20669	-0.0123	0.09616	1.16488
	t 値	-1.6925	5.85426**	-1.8844	1.77154	6.09150**
	R^2	0.01165	0.36744	0.06510	0.04674	0.37066
松 竹	β 値	-0.0078	1.00756	-0.0096	0.01803	1.56176
	t 値	-1.4035	5.67878**	-2.2970	0.29870	5.84812**
	R^2	0.00804	0.35414	0.09377	0.00139	0.35185
東洋製罐	β 値	-0.0067	0.81841	-0.0078	0.00584	0.53235
	t 値	-1.8561	8.04559**	-2.8986	0.09699	5.61470**
	R^2	0.01398	0.52316	0.14146	0.00014	0.33350
日本化学	β 値	-0.0098	1.46021	-0.0114	-0.0929	1.45095
	t 値	-1.7072	8.74035**	-2.0206	-1.8150	7.50560**
	R^2	0.01185	0.56423	0.07412	0.04895	0.47207
高 島 屋	β 値	-0.0096	0.92346	-0.0114	0.07466	1.02741
	t 値	-2.0580	7.52908**	-1.8937	1.69240	6.17877**
	R^2	0.01713	0.49000	0.06570	0.04283	0.37732
日本毛織	β 値	-0.0051	1.34869	-0.0067	-0.0232	0.76109
	t 値	-1.0880	9.82311**	-1.3760	-0.5362	5.82196**
	R^2	0.00484	0.62056	0.03580	0.00447	0.34981
日 証 金	β 値	-0.0094	1.06306	-0.0118	0.17417	1.06954
	t 値	-1.8318	6.47172**	-2.3376	2.96622**	6.31138**
	R^2	0.01362	0.41516	0.09678	0.12086	0.38735
志村化工	β 値	-0.0003	1.19027	-0.0021	0.00697	1.38263
	t 値	-0.0657	7.55431**	-0.5366	0.11058	6.33871**
	R^2	0.00001	0.49167	0.00561	0.00019	0.38941
合同酒精	β 値	-0.0086	1.04092	-0.0102	0.00272	1.14838
	t 値	-1.6094	6.97414**	-1.5436	0.05497	5.31345**
	R^2	0.01054	0.45186	0.04464	0.00004	0.30945
積集合11銘柄	β 値	-0.0070	1.07264	-0.0087	0.02274	1.14424
	t 値	-2.0796	18.0628**	-2.8074	0.80942	13.6429**
	R^2	0.01749	0.84685	0.13387	0.01013	0.74711
除外4銘柄	β 値	-0.0070	0.98850	-0.0086	0.02545	1.30356
	t 値	-1.7424	9.43052**	-2.5114	0.66330	8.90644**
	R^2	0.01234	0.60117	0.11006	0.00684	0.55735
残留7銘柄	β 値	-0.0071	1.12072	-0.0088	0.02117	1.05319
	t 値	-2.0705	19.2467**	-2.6729	0.70570	15.2275**
	R^2	0.01733	0.86261	0.12290	0.00772	0.78635

第5表-V. マーケットモデルの計測結果 (1991年9月13日—92年9月10日)

期間番号		V	V-①	V-②	V-③	V-④
期 間		91/9/13-92/9/10	91/9/13-12/12	12/13/-92/3/12	3/13-6/11	3/13-9/10
標 本 数		245	61	58	61	65
片倉工業	β 値	0.46820	0.84981	0.53851	0.56248	0.27414
	t 値	5.01678 **	2.13611 *	3.87871 **	3.46337 **	1.93498
	R^2	0.09385	0.07178	0.21176	0.16895	0.05609
東 宝	β 値	0.48129	0.22790	0.07661	0.96128	0.37840
	t 値	5.28179 **	0.73469	0.55457	4.91790 **	2.77646 **
	R^2	0.10298	0.00907	0.00546	0.29074	0.10902
松 坂 屋	β 値	1.18283	0.70484	0.41792	1.35603	1.55667
	t 値	8.11814 **	1.49624	2.09470 *	6.59467 **	4.92678 **
	R^2	0.21334	0.03655	0.07266	0.42433	0.27812
松 竹	β 値	0.68365	0.77769	0.52520	0.87167	0.59753
	t 値	7.32291 **	1.98810	3.28969 **	4.76551 **	5.08425 **
	R^2	0.18078	0.06278	0.16195	0.27793	0.29093
東洋製罐	β 値	0.96171	1.09901	1.04690	0.87820	0.94927
	t 値	15.5373 **	5.21849 **	8.54034 **	6.72076 **	10.6104 **
	R^2	0.49835	0.31580	0.56568	0.43361	0.64411
日本化学	β 値	1.48654	1.62308	1.88370	1.63430	1.28545
	t 値	17.0426 **	13.4414 **	4.90214 **	10.7169 **	12.5485 **
	R^2	0.54447	0.50372	0.28942	0.66063	0.71424
高 島 屋	β 値	0.94816	1.03330	0.90746	0.91055	0.97667
	t 値	15.3501 **	5.50724 **	9.59623 **	6.91618 **	8.78614 **
	R^2	0.49229	0.33952	0.62184	0.44773	0.55062
日本毛織	β 値	1.16531	0.97419	1.40781	1.20445	1.04894
	t 値	15.0988 **	4.21135 **	11.0732 **	7.24556 **	7.96481 **
	R^2	0.48404	0.23112	0.68648	0.47084	0.50173
日 証 金	β 値	1.19271	1.63744	1.56066	1.18425	0.88224
	t 値	11.0150 **	6.94041 **	7.88460 **	6.04593 **	3.86918 **
	R^2	0.33302	0.44946	0.52609	0.38254	0.19200
志村化工	β 値	1.96819	1.98294	4.00171	1.87442	2.00863
	t 値	16.0237 **	4.98306 **	6.61666 **	8.24278 **	12.1203 **
	R^2	0.51376	0.29620	0.43876	0.53522	0.69986
合同酒精	β 値	1.81611	2.58908	2.27951	1.37577	1.71594
	t 値	13.8573 **	5.15352 **	10.1098 **	5.75916 **	9.39042 **
	R^2	0.44141	0.31041	0.64603	0.35986	0.58306
積集合11銘柄	β 値	1.12316	1.25090	1.11089	1.16485	1.06119
	t 値	29.9137 **	9.86091 **	16.8014 **	20.8373 **	14.5363 **
	R^2	0.78643	0.62237	0.83446	0.88037	0.77032
除外4銘柄	β 値	0.70400	0.64006	0.38956	0.93786	0.70168
	t 値	9.47367 **	1.94803	4.47850 **	7.61691 **	6.02317 **
	R^2	0.26972	0.06043	0.26370	0.49580	0.36542
残留7銘柄	β 値	1.36268	1.59995	1.52308	1.29456	1.26663
	t 値	28.2332 **	10.9619 **	16.1967 **	13.8333 **	16.4977 **
	R^2	0.76637	0.67069	0.82408	0.76433	0.81203

先物取引導入後1年間 (τ_1 , τ_2) これらの銘柄が相場の下落時に指数下落を下支えしたという安達智彦氏の主張を裏付ける。

さてⅢ期に入るとこれらの銘柄の動きは一変する。Ⅲ—①期の89年10月から日経平均は急伸する。だがこのときはまだこれらの銘柄群と日経平均は強い連動性を示していない。しかし年末に史上最高値38915円まで駆け登り、翌年2月末から3月へかけての大暴落にいたるⅢ—②期には、日本化学を除いて全ての銘柄のパラメータが有意となり、ベータ値も1を超え、説明力も著しく向上する。國村教授の結論とは反対に、この時期にこそこれらの品薄株は市場の動きに敏感な株へと変質したのであり、上昇相場で上げた以上に下降相場で下げたのである。続いて4月2日の28002円まで一直線に下げた後、6月7日の33192円まで反騰するⅢ—③期にも、7月17日に33172円を付けながらも半値戻しを達成できずに反落し、イラクのクエート侵攻によって2度目の大暴落が起こったⅢ—④期にもこの傾向は引き継がれる。どの銘柄もパラメータはことごとく有意であり、特にパッケージで見た説明力は収益率を変数とした計測としては驚異的な高さに達している。Ⅰ・Ⅱ期とは逆に、これらの銘柄群は相場の乱高下に対して著しく敏感に反応する株へと変質したのである。

Ⅳ期になると、通期ではこれらの銘柄群は日経平均との連動性を再び失ったかのように見える。だが時期を限月毎に区切ればもっと違った様相が浮び上がってくる。Ⅳ—①期は湾岸情勢の緊張から9月後半に連日棒下げに下げ、10月1日にザラバで2万円を割るが大蔵省の6項目の株価対策を受けて翌日史上最大の上昇を示し、10月25日に25325円まで上げた後12月4日に21862円まで反落した大波乱期である。前期の傾向を受け継ぎ、パラメータはことごとく有意であり、説明力も高い。しかし湾岸戦争が終結し、相場が大きく上昇したⅣ—②期、3月18日に27146円まで株価が回復し、公定歩合の引き下げが期待されながらも結局それが実行されず

相場が膠着したⅣ—③期には符号条件が逆転したりパラメータの有意性が失われた銘柄が続出する。モデルの当てはまりも極端に悪くなる。通期で見たⅣ期の計測結果の悪さはこの②～③期の影響が大きい。そして証券不祥事の発覚とソ連の政変によって3度目の大暴落が引き起こされたⅣ—④期には再び全ての銘柄の有意性が回復し、ベータ値も決定係数も改善する。

ここでⅢ・Ⅳ期の計測結果をまとめてみる。

(1) Ⅰ・Ⅱ期とは逆に、値高品薄株は相場の乱高下の時期に日経平均と連動した動きを強く示し、相場の膠着期には連動性を失う。

(2) 暴落期には計測結果は著しく良好であり、反騰期には極端に悪い。その対称性は鮮やかなほどである。

(3) ここでも先物取引導入後2年目 (τ_3) 以降は値高品薄株は暴落時に指数の下落を加速したという安達智彦氏の主張が支持される。

さてⅤ期には片倉、東宝、松坂屋、松竹が日経225採用銘柄から除外される。このことによる何らかの影響が見られるだろうか。

Ⅴ—①期は除外4銘柄と残留7銘柄の差がはっきりと現われる。片倉を除いては除外4銘柄のパラメータの有意性は失われ、説明力も悪くなる。残留7銘柄のパラメータが全て有意であり、説明力も高いのと対照的である。パッケージで見ても同じことが言える。この時期は10月31日に25222円まで反騰し、金融政策の対応の遅れによって12月半ばに2万2千円割れまで反落した乱高下の時期である。Ⅴ—②期は年末の直下型第3次利下げを好感して1月6日に23801円まで上昇するものの、需給関係の悪さによって日経平均が遂に2万円を割った時期である。東宝以外除外4銘柄のパラメータの有意性は回復するものの、残留7銘柄と比較すれば t 値も決定係数も低い。金融システムへの不安や政策的対応の遅れと不手際によって株価が4度目の暴落を演じたⅤ—③期には、除外4銘柄のパラメータの有意性は回復する。だが松坂屋を除けばベータ値、 t 値、決定係数のいずれも残留7銘柄に劣る傾向にある。

最後に、政策当局の無為無策によって下落に次ぐ下落を重ね、8月18日に14309円まで落ちた後、10兆7000億円の総合経済対策によってようやく底打ちし、9月10日の18908円まで急反発したV-④期は、除外4銘柄について見ると松坂屋のベータ値、松竹の t 値と決定係数を除いては総じて前限月期より計測結果が悪くなり、残留7銘柄では日本化学、日本毛織と日証金のベータ値、日証金の t 値と決定係数を除いて統計数値は改善される。パッケージで見た場合も、残留7銘柄のベータ値がやや悪くなった以外、同じ傾向が見られる。

以上除外4銘柄が日経225採用銘柄から外された影響をまとめれば、次のようになる。

(1) 除外4銘柄の全ての統計数値は悪化するが、I・II期のような極端な悪化には陥らなかった。225採用銘柄から外されたにもかかわらず、今でも暴落時には日経平均との連動性が回復する。次節で見るようにこれら4銘柄は、日経225採用銘柄からははずされた直後に大量に売られ、裁定取引はもとよりもはやインデックス売買にすら積極的に用いられることはないが、まだ機関投資家の日経平均連動型ポートフォリオの中に処分しきれず残っていたものが暴落時に吐き出されるものと思われる。

(2) だが残留7銘柄と比較すれば、相対的に日経平均との連動性が弱くなったことは否めない。個別の銘柄として見てもパッケージとして見てもほぼこのことが言える。そして今後時間の経過とともに、日経平均との連動性を失っていくものと思われる。

この節で我々は値高品薄株が90年3月限期から日経平均と強い連動性を示す株に変質し、特に暴落時には連動性が異常に強まる事を見てきた。並みの日経平均構成銘柄に戻ったどころではなく、指数以上に下げ、相場の下げを加速したのである。品薄株はインデックス売買や裁定取引の影響を強く受けるから、暴落時にベータ値が1を有意に上回ることにしたら不思議はないが、相場の反騰期には極端に統計数値が悪化

する事はいかにも不自然であり、品薄株を使って人為的に暴落が引き起こされたのではないかという強い疑念を呼び起こすものである。次節で我々は、これらの品薄株が実際の裁定取引にどのように使われおり、暴落のメカニズムとどのように関わっているかを出来高の面から調べてみよう。

III 品薄株と暴落との関連

——出来高面から——

東京証券取引所が裁定取引に伴う現物株の売買高を日次ベースで公表するようになったのは91年2月4日分からであった。(週次ベースでは、既に90年4月26日分から公表が行なわれていた)。現物株の裁定買い残高が7億8千万株を超える高水準に積み上がったため、投資家の不安心理を鎮める目的で公表に踏みきったのである。この措置は約1カ月余り続けられたが、その後裁定解消が順調に行なわれ、残高が3億3千万株まで減少したので3月7日以降公表は一旦は打ち切られた。しかし再び裁定買い残が9億株前後まで急増したので、5月7日以降再び公表が再開され現在に至っている。この節では公表された日次の裁定取引に伴う現物株の売りと買いの合計額および買い裁定の解消額等をデータとして利用して、それと積集合11銘柄、或いは除外4銘柄、残留7銘柄の出来高との間に、或いは日経平均の値動きや先物乖離率との間にどのような動きがあったかを調べてみたい。

裁定取引に伴う現物株の売買高は、各証券会社が裁定取引を行なった際に東京証券取引所に申告した数字であり、虚偽の申告に対して罰則規定があるわけではなく、また取引所が独自に調査を行なって正しい申告が行なわれているかを検証しているわけでもない。したがってデータとしての信頼性にはいささか疑わしい点はあるが、使える資料としては今のところこれしかない。

まず裁定取引に伴う現物株の売買高と積集合11銘柄との関係を第1図に示す。実線は裁定取引に伴う現物株の売りと買いの合計額であ

り、点線は積集合11銘柄の出来高の合計を、グラフを見やすくするため20倍したものである。なおSQ当日は両者とも通常の20倍から30倍の取引が成立し、それ以外の日の対応がグラフ上分かりにくくなるためSQ当日はグラフから除去した。第1図—①(91年2月4日—3月6日)および第1図—②(同年5月7日—6月13日)では両者の間にきれいな対応が読み取れる。先物の限月に合わせた第1図—③から第1図—⑦では対応はやや崩れているものの、対応そのものは失われていない。ちなみに両者の間に敢

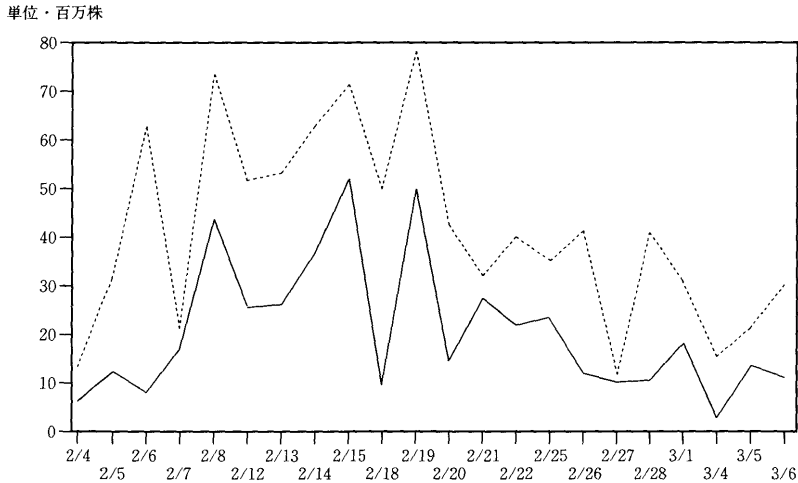
えて次のような線形関係があるものと仮定して計測を行なってみた(計測ではSQ当日も含めた)。

$$V_{at} = a + b V_{It} + \varepsilon_t$$

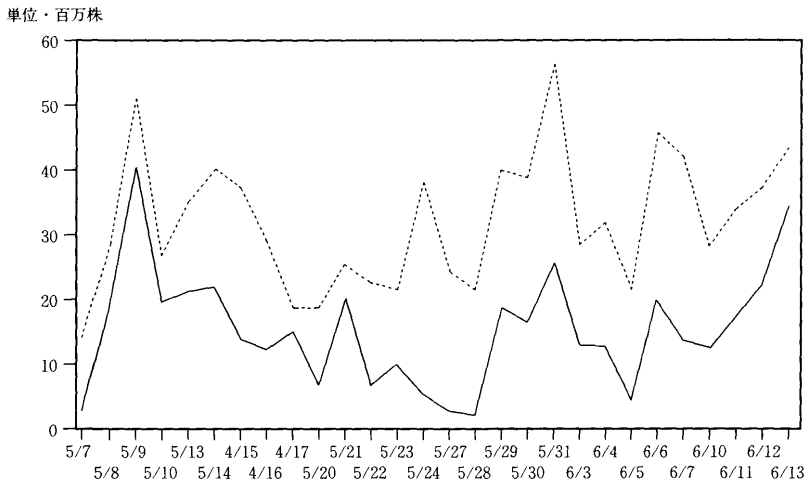
ここで V_{at} は裁定取引に伴う現物株の売買高、 V_{It} は積集合11銘柄の出来高である。計測結果は第6表のとおりであった。標本数が増えたから当然と言えるが、グラフ上の対応が悪くなったかのように見える第1図—③以降の期間の方が、統計数値がむしろ良くなっている。

この計測結果や第1図のいずれのグラフも、

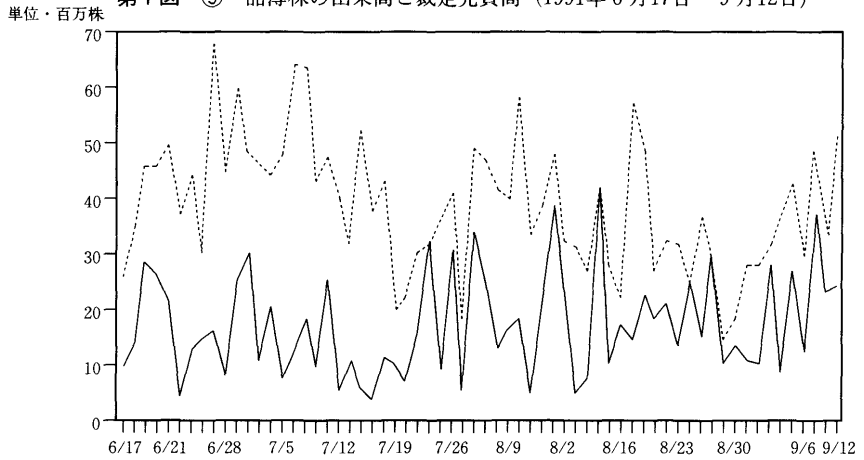
第1図—① 品薄株の出来高と裁定売買高(1991年2月4日—3月6日)



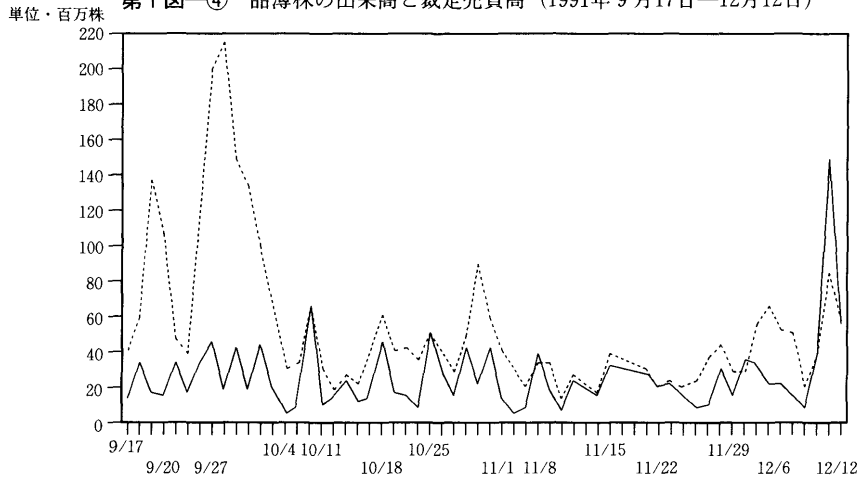
第1図—② 品薄株の出来高と裁定売買高(1991年5月7日—6月13日)



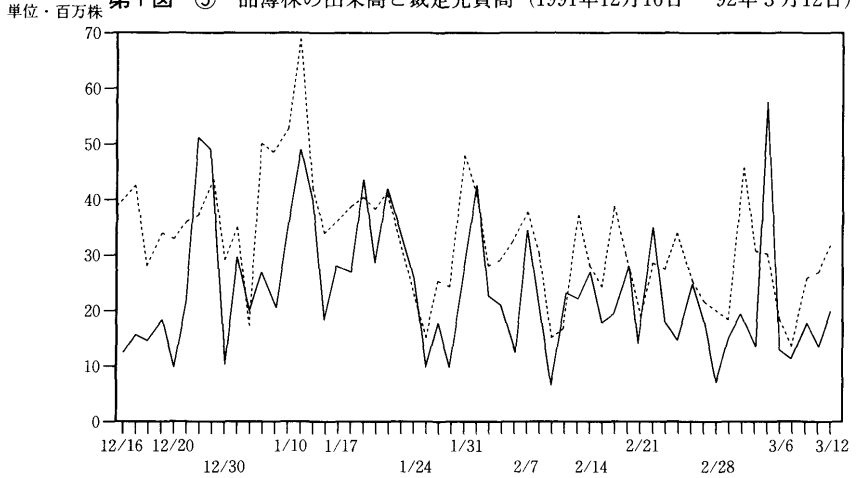
第1図—③ 品薄株の出来高と裁定売買高 (1991年6月17日—9月12日)



第1図—④ 品薄株の出来高と裁定売買高 (1991年9月17日—12月12日)



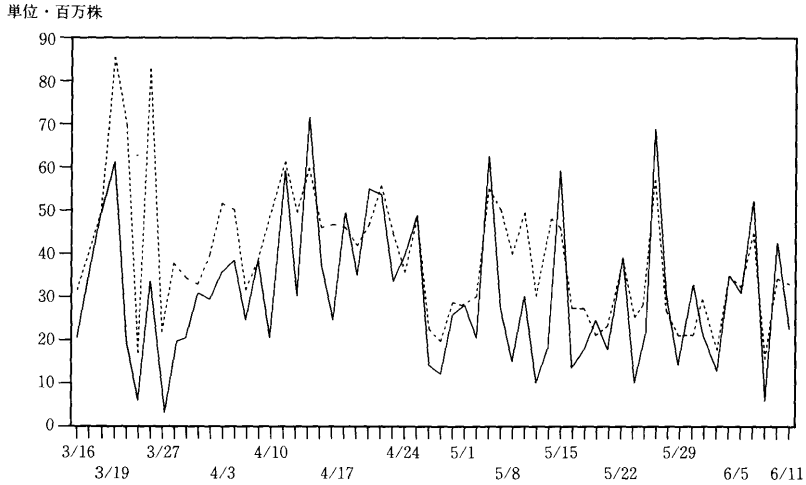
第1図—⑤ 品薄株の出来高と裁定売買高 (1991年12月16日—92年3月12日)



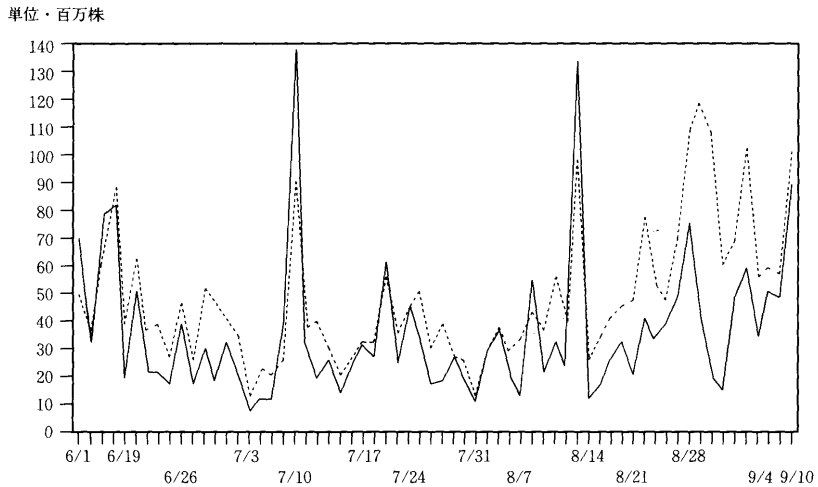
裁定取引を行なう際に品薄株が有効な手段として積極的に用いられた事実を示しているが、第1図⑤の時期以降は裁定取引に占める11銘柄

の占める割合が急減している。これは4銘柄が225採用銘柄から除外されたためであり、採用銘柄からはずされた途端に指数裁定取引の対象

第1図⑥ 品薄株の出来高と裁定売買高 (1992年3月16日—6月11日)



第1図⑦ 品薄株の出来高と裁定売買高 (1992年6月12日—9月10日)



第6表 積集合11銘柄の出来高と裁定売買高との関連の計測結果

期 間	91/2/4-3/6	5/7-6/13	6/14-9/12	9/13-12/12	12/13-92/3/12	3/13-6/11	6/12-9/10
標 本 数	22	28	65	61	58	61	65
パラメータb	0.05430	0.04141	0.03543	0.02748	0.04255	0.02366	0.03020
t 値	5.43207	5.16523	35.6170	9.34379	22.7364	18.8219	16.1911
R ²	0.59602	0.50644	0.95268	0.59672	0.90225	0.85722	0.80623

としてお役御免になったことを示している。したがって残りの7銘柄の裁定取引に伴う現物株の売買高に占める割合はそれほど減ったわけではない。4銘柄が225採用銘柄から外されたのは91年の10月1日からであり、時期が1期ずれているが、これは外された直後に4銘柄が大量に売られたためである。

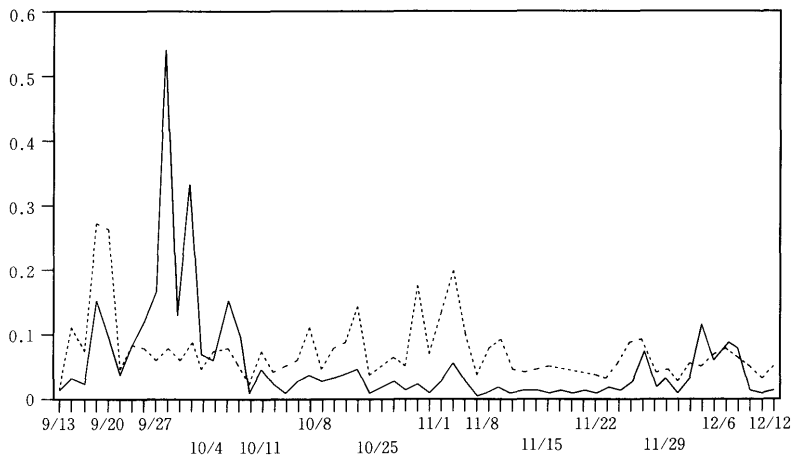
第2図はこの時期の裁定取引に伴う現物株の売買高に占める除外4銘柄と残留7銘柄の比率を示したものである。実線が除外4銘柄の比率であり、点線が残留7銘柄の比率である。9月後半から10月初めにかけて除外4銘柄が残留7銘柄に較べて異常に多く取り引きされていたことが読み取れる。念のため裁定取引に伴う現物株の売買高に占める除外4銘柄と残留7銘柄の比率のそれぞれの期間の平均と標準偏差を第7表に示した。除外4銘柄は図1—⑤の時期以降裁定取引に用いられることが少なくなり、

出来高の変動性も小さくなったことが納得できよう(91年2月4日—3月6日も除外4銘柄の平均と標準偏差、および平均比は小さいが、1カ月あまりの短い期間であることに注意されたい)。

さて本節で取り扱っている期間は合計で360営業日からなるが、筆者はこの期間の中から日経平均の下げ率の最も大きい(マイナスの絶対値の最も大きい)60日を選び(これは安達智彦氏がよく用いる手法である。これをD60と名付ける)、①11銘柄比率、②7銘柄比率、③4銘柄比率、④裁定比率、⑤前日乖離率、⑥裁定解消比率、という6つの基準について、下げ率の最も大きい60日とそれ以外の300日とで平均と分散に有意な差があるかを検定してみた。帰無仮説は、

$$H_0: D60の基準①\sim⑥の母平均 = それ以外の300日の基準①\sim⑥の母平均$$

第2図 裁定取引に伴う現物株に占める「除外4銘柄」と「残留7銘柄」の比率 (1991年9月13日—12月12日)



第7表 除外4銘柄と残留7銘柄の裁定売買高に占める比率の平均と標準偏差

期間		91/2/4-3/6	5/7-6/13	6/14-9/12	9/13-12/12	12/13-92/3/12	3/13-6/11	6/12-9/10
除外 4銘柄	平均	0.02753	0.05472	0.05611	0.05363	0.01559	0.01180	0.01508
	標準偏差	0.01252	0.05303	0.04554	0.08277	0.01295	0.01232	0.01371
残留 7銘柄	平均	0.10410	0.08420	0.08683	0.07138	0.06466	0.06783	0.06273
	標準偏差	0.07076	0.03980	0.05294	0.04674	0.02508	0.05658	0.02636
平均比		0.26451	0.64986	0.64621	0.75125	0.24114	0.17408	0.24044

および

H_{02} : D60の基準①～⑥の母分散=それ以外の300日の基準①～⑥の母分散

である。

①～③は、積集合11銘柄、残留7銘柄、除外4銘柄の出来高を東証1部出来高で割ったものであり(ただし平均値や分散があまりに小さな値になることを避けるため分子は20倍した)、④は裁定取引に伴う現物株の売りと買いの合計株数を同じく東証1部出来高で割ったものであり、⑤は先物市場価格と先物理論価格との差(ベース乖離、マイナスの乖離も含む)を現物価格で割ったものである。分母は先物理論価格としてもよいが、ここでは現物価格を用いる。ベース乖離は1日のうちでも変動が激しいが、ザラバデータはもとより始値データも入手できなかったので終値データを用いる。ただし裁定者が買い裁定の当日の解消をもし行くとすれば前日の乖離率を見てからである筈だから、当日ではなく前日の乖離率を用いる。

⑥については少し説明が必要である。東京証券取引所は裁定取引に伴う現物株の売買高とともに、売りと買いの裁定残高も91年2月4日分から日次で発表するようになったが、売買高の方は文字どおり申告のあった裁定取引がらみの現物株の売買高であるのに対し、残高の方は先物の売りと買いの建玉の中から裁定取引として申告のあった契約に対応した現物株の買いと売りの残高である。ここでは買い裁定の残高の前日比のうちマイナスの株数を、近似的にネットの裁定解消の現物株数とみなす。前日比がプラスの日は裁定解消が行なわれなかったものとみなし、その日の裁定解消はゼロとする。たとえ裁定解消が行なわれても新たな買い裁定ポジションが出来ればその分差し引かれるわけであるし、またあくまで発注段階での数字であるから、現物株のバスケットを作る際全銘柄を買えなかったり先物が気配値のままで約定できなかった場合、実際に積み上がっている残高との間に誤差が生じている可能性がある。したがってあまり信頼できる数字とはいえないが、この

場合も裁定解消のデータとして使えるのはこれしかない。これを東証1部出来高で割ったものが裁定解消比率である。

以上の6つの基準に関し、平均値の差の検定にはT統計量、分散比の検定にはF値を用いた¹³⁾。

分散比の検定は両側で行なうため、F分布表のFの値の逆数も求め、元のFの値とその逆数の間に入るかどうかを調べた。もし両方の数字の外側にいけば、帰無仮説が棄却されることになる。結果は第8表のとおりである(表では分散ではなく、見やすい標準偏差を用いた。なお表中*は5%水準で、**は1%水準で帰無仮説が棄却されたことを表わす)。

等分散の検定においては7銘柄比率が5%水準でしか棄却できず、前日乖離率が5%水準でも棄却されなかったが、平均値の差においてはどの基準の帰無仮説もことごとく1%水準で棄却され、有意な差があることが確認出来た。大きな暴落の日には品薄株は通常とは異なる仕方を取り引きされ、現物株の出来高に占める裁定取引の割合も買い裁定ポジションの解消の割合も普通の日よりも遙かに多いことがこの結果から言えよう。裁定取引は現物株の暴落に対して決して中立であるわけではなく、その原因ないしは加速要因であると言えるのである。先物市場価格と先物理論価格との乖離の縮小が裁定の解消による現物株の売りを誘い、その際品薄株が裁定利益を大きくするため指数水準の大幅な

13) T検定量およびF値の算式は以下のとおりである。

$$T = \frac{\bar{X} - \bar{Y}}{n_1 S_1^2 + n_2 S_2^2} \sqrt{\frac{(n_1 + n_2 - 2)n_1 n_2}{n_1 + n_2}}$$

$$F = \frac{U_1^2 \text{ (D60における基準①～⑥の不偏分散推定量)}}{U_2^2 \text{ (それ以外の日における基準①～⑥の不偏分散推定量)}}$$

ここで、 \bar{X} ; D60における基準①～⑥の平均

\bar{Y} ; それ以外の日における基準①～⑥の平均

n_1 ; 60

n_2 ; 300

S_1^2 ; D60における基準①～⑥の分散

S_2^2 ; それ以外の日における基準①～⑥の分散

U_1^2 ; D60における基準①～⑥の分散×60/59

U_2^2 ; それ以外の日における基準①～⑥の分散×300/299

である。

第8表 D60とそれ以外の日の比較

	11 銘 柄 比 率		7 銘 柄 比 率		4 銘 柄 比 率	
	平 均	標 準 偏 差	平 均	標 準 偏 差	平 均	標 準 偏 差
D 60	0.17503	0.05638	0.14121	0.05946	0.03382	0.02264
それ以外	0.14158	0.07428	0.10194	0.05078	0.03964	0.05178
T 検 定 量	3.29391	**	5.29101	**	4.08531	**
F 値	0.58404	**	1.38979	*	0.19374	**

	裁 定 比 率		前 日 乖 比 率		裁 定 解 消 比 率	
	平 均	標 準 偏 差	平 均	標 準 偏 差	平 均	標 準 偏 差
D 60	0.14469	0.10439	-0.0010	0.00628	0.11731	0.10982
それ以外	0.08901	0.08136	0.00254	0.00696	0.04995	0.09302
T 検 定 量	4.55503	**	3.00122	**	4.94646	**
F 値	1.63975	**	0.82338	*	1.41264	**

変更利用されている可能性が強いのである。この時裁定解消の先物の買いに大量の先物売りがぶつかれば、現物と先物のスパイラル的下げが生ずる可能性がある。

ここで我々は経済学上最も興味深い問題の1つに逢着する。即ち、カスケード理論と呼ばれるものがそれである。私見では裁定取引に対する有罪説と無罪説を分ける基準は、均衡の存在を信じるか否かという点であろう。裁定解消の売りが出て、真に効率的な市場ならば現物と先物の両市場における十分な裁定資金によって相場は下支えされる筈である。住友信託銀行投資研究部の浅野幸弘氏は、価格要素と時間要素の両側面から先物のベースの上方乖離の原因を究明しようとしたユニークな論考の中で次のように述べている。

一般に株式の売却は、その背景に悪い材料があるなど、何らかの情報に基づいている。これに対して裁定取引の解消売りの場合には、なんら情報があるわけではなく、単に機械的な売りである。したがって、この売却によって株価が低下したとしたら、それは価値より

割安になったということの意味するから、価値に基づく投資家の買いが入るはずである¹⁴⁾。

だが市場自体に本当にこのような調整力があるのならば、一体高値から6割以上に及ぶ大暴落が起こったりするだろうか。この3年間の暴落は浅野氏も認めるとおり、このような均衡が実現されていないことを明らかにしたのではなかったのか。

本稿の実証分析の締めくくりとして、「日経平均先物の手口」という興味深いデータを用いて、どのような時に大量の先物の売りが出るのかを見てみよう。

大阪証券取引所は、92年2月6日分から日経225先物・オプションの上位20位までの会員別売買手口を日次で発表するようになった。この日から92年9月10日までの営業日数は151日である。先物取引はシステム売買で行なわれるから、このデータはいかなる作為もごまかしもき

14) 浅野幸弘「先物取引は株価変動を大きくするか——裁定取引の機能と影響——」(『インベストメント』第45巻第1号, No. 269, 大阪証券取引所, 92年2月)。なお注11)の冊子に再録

かないありのままの数字である。

筆者は先物取引売買高上位に常に登場する外資系M社とS社、国内最大手のN社の3社の売り手口を追跡し、暴落と何らかの関係があるかどうかを調べてみた。

まず151日の中から日経平均の下げ率の大きい30日（これをD30と名付ける）を選び、この30日とそれ以外の日との3社の売り手口の平均を比較してみる。単位は枚数である。

	D30の平均	それ以外の日の平均
M社	2715.9333	2896.1487
S社	1920.9	1480.5950
N社	3924.6	3738.4876

日本の金融機関の抱える不良債権の巨額さを暴露するレポートを出して昨年春の暴落の引き金を引いたと噂されるS社以外、D30とそれ以外の日とで目立った違いはない（新聞では先物売買高上位10位までしか掲載されないが、S社は上位11位か12位にいる日が多く、表面的にはS社の手口はわかりにくい）。海外で日本の機関投資家から大量の銀行株を借りて売りを仕掛けたと噂されるM社に至っては、D30よりもそれ以外の日の平均の方が大きい。

しかし7銘柄比率の大きい上位30日を選び（これをR₇30と名付ける）。4銘柄が除外されてから5カ月以上経過しているのもはや11銘柄比率や4銘柄比率は問題とならない）、それ以外の日の売り手口の平均を比較してみると、次のようになる。

	R ₇ 30の平均	それ以外の日の平均
M社	3170.5666	2783.4297
S社	1826.7333	1503.9421
N社	4417.6333	3616.2479

ヘッジのためのやむを得ない売りもあるだろうが、3社揃って大きく売り越しているのが注目される。外資系証券会社のみならず、かつて市場のプライスメイカーでありガリバー的な価格支配力を有していたN社も、現物株式部が空疎な「底打ち宣言」を連発して顧客に買いを推

奨する一方で、先物部の方は売りまくっているという噂を裏付けることとなった。この3社だけでこの151日間の先物売買高（当月のみ）のシェアは平均して40.33%にもぼる。ちなみに、この場合の日経平均の変化率、裁定比率、裁定解消比率、前日乖離率およびそれぞれのT検定量は次のとおりである。

	R ₇ 30の平均	それ以外の日の平均	T検定量
日経平均変化率	-0.010203	0.0013022	3.9427361
裁定比率	0.2316055	0.1306787	12.76675
裁定解消比率	0.1047951	0.0680859	13.139784
前日乖離率	-0.003513	-0.001181	1.5770968

前日乖離率を除いては、いずれも有意な差が検出された。特に裁定比率と裁定解消比率のT検定量の大きさは特筆に値する。前日乖離率で有意な差が検出されなかったのは、この時期ベース乖離が逆転してマイナスの日が多かったことが影響しているものと思われる。故意にかそれとも偶然にか、裁定解消の売りが出て日経平均が大きく下げた日には、3社揃って先物の大量の売りを出すことがここから読み取れるのである。そしてその日には値嵩品薄株の商いが大きく膨らむのである。市場の自己破壊作用とも呼ぶほかはない。

IV 総括的結論

値嵩品薄株が裁定取引と絡めた指数操作の手段として噂の対象になったのは、90年から91年にかけてであった¹⁵⁾。92年年初からの新たな暴落過程でも裁定取引による解消売りが現物株の下げを引き起こしていることが連日報道されたが、3月末から4月にかけては銀行株が、6月以降は電気株が下げの主役であり、値嵩品薄株

15) 品薄株を使って日経225株価指数の操作が行なわれているという見解を代表したものとして『週聞東洋経済』の記者による次2つの論考がある。

今井念雄「株式先物取引“利益なきブーム”の強力な副作用」（『週聞東洋経済』91年1月19日号）

山崎豪敏「株式市場最大の仕手株——“操作”された日経225」（『週聞東洋経済』92年1月11日号）

は若干人々の注目からは外れていた。しかし本稿で示したように、暴落の全期間を通して品薄株は裁定取引と密接な関係を保ち、株価指数に大きな影響を与えてきた。

本稿で明らかになった問題点を列挙したい。

① 90年3月限期以降値高品薄株は日経平均と異常に敏感に連動する株へと変質し、日経平均株価指数に大きな影響力を与えるようになった。

② 特に暴落時には指数の下げを一層促進し、相場の攪乱要因となる。

③ こうした銘柄は裁定取引において積極的に用いられ、暴落のメカニズムと密接に関わっている。

④ 日経平均はこうした銘柄の影響を受けやすく、こうした銘柄を多く抱え込んだ日経平均株価指数は早急に見直しが必要である。

以上が本稿の結論である。本稿を通じて、市場関係者の間で取り沙汰される指数操作の風聞は決して荒唐無稽の作り話ではなく、一定の客観的根拠を有していることが明らかになった。そして日本の証券学会主流からは黙殺されている90年春の最初の大暴落に関する安達智彦氏の実証研究は明確な客観的根拠を有しており、また氏の問題提起が今日的意義を有する事も明らかになった筈である。

最後に日経225先物に代えて加重平均型の新指数による先物取引を導入するという昨年末の大蔵省の見直し策について述べたい。

もし大阪証券取引所で日経225先物を廃止すれば、資金はシンガポールのSIMEXやシカゴのCMEに殺到し、そこを拠点に東京の現物市場に様々な攻勢がかけられてくるだろう。つまり本当に市場操作を防ごうとすれば、海外においても日経225を廃止させる必要がある。

また先物の売りや買いのポジションは、オプションを合成することによっていくらかでも複製可能であり、日経225先物を廃止するなら日経225オプションも廃止しなければ廃止措置は尻抜けになるだろう。更に言うならば、新指数が定着するまで日経225先物は廃止されないことになっているが、そもそも知名度も低く、市場参加者に馴染みの薄い指数が定着する筈が無いことは、株先50の辿った運命を思い起こせば、火を見るよりも明らかである。

要するに大蔵省は日経225先物を本気で廃止する気があるのか疑わしいのであり、新たな暴落を防ぐために日経225先物を廃止することは、海外との多大の摩擦を引き起こす可能性があるのである。廃止するよりも日経225株価指数を、指数操作に対して強靱な指数へと変えていく(たとえば流通性の低い銘柄を大幅に入れ替えたり、指数操作に利用された疑いのある銘柄を構成銘柄から外すなどの臨機応変の措置によって)ことの方がはるかに現実的であり、緊急の課題であるはずである。一昨年10月の225構成銘柄入れ替えに先立って行なわれた明田雅昭氏の指摘を、傾聴に値する提言として結びに替えたい。

海外の代表的な株価指数先物取引についてみると、米国のS & P 500の場合は、83年から86年の4年間に114銘柄の入れ替え、英国のFT 100は84年から89年の6年間で72銘柄を入れ替えている。1年当たりの平均入れ替え銘柄数は、指数構成銘柄数に対してそれぞれ5.7%、12%である。指数の継続性を銘柄の継続性と考えず、ルールあるいは哲学の継続性と考えればよいはずである¹⁶⁾。

93/1/15 脱稿

16) 明田雅昭「インデックス買いと日経平均の価格形成」(注9)と同じ)