

特 集 マーケット・アノマリーズ

株式市場のアノマリーの解明 (上)
——新しい洞察と投資機会——

Bruce I. Jacobs and Kenneth N. Levy

監訳 横法市立大学助教授 丸 山 宏

訳者 山一投資顧問(株)年金運用部 兼 広 崇 明

論 文

株式市場のアノマリーの解明 (下)
——新しい洞察と投資機会——

Bruce I. Jacobs and Kenneth N. Levy

監訳 横浜市立大学助教授 丸 山 宏

訳者 山一投資顧問(株)年金運用部 兼 広 崇 明

Translated for
The Security Analysts Journal of Japan
March/April 1990

Disentangling Equity Return Regularities:
New Insights and Investment Opportunities
Financial Analysts Journal
May/June 1988

株式市場のアノマリーの解明 (上)

——新しい洞察と投資機会——

Bruce I. Jacobs and Kenneth N. Levy

監訳 横法市立大学助教授 丸山 宏

訳者 山一投資顧問(株)年金運用部 兼 広 崇 明

目	次
(上)	8. トレンドとリバーサル
1. はじめに	9. いくつかの含意
2. これまでの研究	10. 1月のリターンとその他の月のリターンの比較
3. 我々の検討するリターンの規則性	11. リターンの規則性の自己相関
4. 方法	12. リターンの規則性とマクロ経済とのつながり
5. リターンの規則性についての分析結果	13. 結論
(下)	
6. P E R と規模効果	
7. イールド、ネグレクト、株価およびリスク	

1月効果や低株価/収益比(低P E R)効果のような株式市場の現象は、投資家に特別なリターンを期待させる。株式市場のアノマリーについての過去の研究のほとんどは、同時にリターンの1つか2つの規則性に注目したものであった。しかし、多変量回帰分析は、数多くのリターン効果を分解し、分析するための統一的な枠組みを与えることができる。他の属性を同時にコントロールすることで各アノマリーの影響を“純化(purify)”し、どのアノマリーが“実在”し、どのアノマリーが単に他の効果の代理変数なのかということをはっきりと描写することができる。

“ピュア(pure)”ペイオフは、ナイーブ(naive)ペイオフよりも小さいだろうが(ピュア効果の独立性とナイーブ効果の代理変数的な動きを前提とすれば)、統計的有意性は大きいことがある。残差リバーサル(reversal)効果(後出)は例外であり、主としてそのピュアの尺度からアーニングサプライズ(earning surprise)のような関連した効果が分けられているため、ナイーブ形よりピュアの形の方が力強く現れている。しかし、キャッシュフロー/株価比率のようないくつかの効果はピュ

この論文は、Financial Analysts Journal誌1988年5—6月号に掲載された“Disentangling Equity Return Regularities: New Insights and Investment Opportunities”を同誌の許可を得て翻訳したものである。掲載を許可していただいた同誌に感謝する。著者のBruce JacobsとKenneth Levyの両氏はJacobs Levy Equity Managementに所属している。

アの形では完全に消滅する。そして、ベータのナイーブ・リターンもピュア・リターンも、累積リターンを説明するにはとるに足らないことが明らかにされる。

アナリストの利益予想値のトレンドのような、いくつかのアノマリーの尺度に対するリターンの強さと持続性は、セミストロング型の市場の効率性に反するような証拠を表している。さらに、残差リバーサルのような他の尺度の有意なペイオフは、過去の株価だけが重要である一すなわち、市場はウィーク型の意味でさえ効率的ではないことを示唆している。

多変量のフレームワークで tax-loss selling とその他の属性をコントロールすれば、アノマリーのナイーブ尺度の多くによって示されている1月の季節性は弱められる。例えば、小規模企業効果の1月の季節性は消滅する。しかし、イールド効果の1月の季節性は、強く残ったままである。また、長期の tax-loss selling は短期よりも強力だから、投資家の行動は最適ではないように見える。相対力(強度)の尺度(後出)のピュアリターンの1月における負の季節性は、税務上のペイオフを遅らせることによる利食いから生じているように見える。

多くの属性のリターンは、市場に関連した成分をもっているように見える。例えば、低 P E R のピュアリターンは全く市場と関連していないが、低 P E R のナイーブリターンは市場連動的(defensive)に動く。明らかに、低 P E R のナイーブリターンは、イールド効果のように関連する市場連動的効果の代理変数である。しかし、ベータのリターンは、ナイーブ型でもピュア型でも市場と強く同じ方向に動いている。

1. はじめに

過去10年間を通じておびただしい量の文献が、資本資産評価モデル(CAPM)や、効率市場仮説(EMH)、あるいは裁定評価理論(APT)にさえも違背するような株式のリターンの規則性(regularitiesあるいは“変則性<アノマリー>”)の証拠を提出している^(註1)。その規則性のいくつかは株式市場の非効率性の真のかくし場所(pockets)を表しているようでもあるが、小規模企業効果のような他の規則性は、マクロ経済的に引き起こされているのかも知れない。

それにもかかわらず、非効率と思われる株式市場の種々のセクターを目指して大量の増加資産が投入されている^(註2)。

例えば、過去2、3年のうちにハイイールド株や時価の小さい株にティルトしたインデック

スファンドが非常に有名となった^(註3)。多くのアクティブマネジャーも、しばしばアドホックな方法ではあるが、アノマリーという流行を追いかけている。最近のサーベイによれば機関投資家の中のエクイティマネジャーの29.3%が、低 P E R 株が投資戦略の重要な部分だと考えていることが明らかになっている^(註4)。

この株式の収益率のパターンが本当にミスプライシングを意味しているのか、あるいはより広いマクロ経済のフレームワークの中での実証上の規則性なのかという点が、どちらであるにせよ正しく認識され、測定されることが効果的なエクイティマネジメントに必要なのである。その相互の関係をときほぐすことこそが、プロセスの決定的に重要な部分なのである。これらの効果が、単にお互いの効果の代理の変数になっているのか、独立した現象で加算可能なのかという点についてはいまだ決定的な結論は下されていない。本稿ではこれらの点に焦点を

ない。

このモデルの最初のもは、10年前に BARRA 社が開発し、投資業界で広く利用されている^(註8)。あと2つのマルチファクターモデルは Sharpe と Reid によるもので、もっと長い期間を研究対象としているが、PERのような会計情報に基づくファクターは考慮にいられていない^(註9)。我々はこういったマルチファクターに基づく研究を念頭において、株式のリターンの規則性についての包括的な分析を提示する。

我々の分析は月次の収益に基づいているから、もっと“短い”期間に関係したアノマリー…例えば時間、曜日、週…は、我々の検討するアノマリーと相互に関係があるという実証があるが、考慮しないことにした^(註10)。

例えば、従来のリサーチでは(1)多くの規模効果は金曜に起こる^(註11)、(2)多くの規模効果は1月の最初の数日に起こる^(註12)、(3)時間と曜日効果には相互作用がある、ということが示されている^(註13)。

最近のある実証は、いくつか見かけ上無関係に見えるアノマリーを、悪いニュースの発表は遅らせる、という人間の性癖に結びつけている^(註14)。この性癖によって3つのアノマリーが部分的に説明できよう。(1)曜日効果は経営者が悪いニュースは市場が終わるまで、特に週末には、発表を遅らせる傾向があることに結びつけられるだろう。ネガティブなニュースがまとまっていることが金曜一月曜の弱気の説明に役立つだろう。(2)週効果は経営者が良い業績のときはすばやく(一般的に月の最初の2週のうちに)発表し、悪い報告は遅らせるという性癖が関係している。(3)企業が長く利益公表を遅らせるこ

とによってバッドニュースの発表が遅くなるため、アナウンスメントが遅いことはしばしばマイナスであり、株価の下落を引き起こすので“遅い報告者 (late reporter)”によるアノマリーがありえよう。

3. 我々の検討するリターンの規則性

我々が本稿でとりあげる各リターンの規則性について簡単に説明する。各尺度の構築法及び規準化の方法については次節で詳しく述べる。

低PER：低PER株は高PER株をアウトパフォームするというはよく言われる^(註15)。我々は、対応する年度の利益を株価で調整した、PERの逆数のE/Pを用いた。この尺度によって連続的に負と零の利益に対することができる。

小規模：規模が小さいという点は将来のパフォーマンスと明白な相関をもっている^(註16)。過去の多くの研究者達と同様に、我々もこの効果が規模の対数とほぼ線型関係にあることを発見した。したがって時価総額の自然対数の負値を使った。

配当利回り：米国の税法は配当よりもキャピタルゲインの方に有利になっているから、課税投資家は増加した租税支払い義務を償えるだけハイイールド株に高い税引き前のリターンを要求している(有利な取扱いは受けられなくなったが、1986年の租税改革法のもとでも、キャピタルゲインは実現するまで課税されない)。あるいは、投資家は現金配当を心理的に好んでいるのかもしれない^(註17)。これらの命題には相矛盾するような実証結果がある^(註18)。さらに、ゼロイ

平均のGLSウェートの10倍、最小で10分の1に制限された。

分散の不均一性が存在するときは、OLSよりもGLSのほうが統計的に効率的な推定法となる^(註43)。直感的に言えば、相対的に低い残差リスクの銘柄の方が、アノマリーによって説明できるパーセンテージが高いということである。したがってGLSのウェートを大きくすることによってより正確な推定をすることが出来るのである。高い残差リスクは小規模性に相関があるから、一般的にGLSウェートは等ウェートと時価ウェートの間にあるとよい。

データのエラー、特に過去の株価にあるエラーは、重大な問題を引き起こすことがある^(註44)。以下で述べる基準化と切捨て作業によってこの点の懸念を軽減した。さらに、我々はアノマリー、例えばPER、を計算するときの株価に1ヵ月のラグを持たせた。株価にラグをもたせることによって、もし株価がある月には正しくなく次の月には正しい場合、ラグを持たせない場合に生じるかもしれない低PER株への見かけのリターンをコントロールした^(註45)。また株価にラグをもたせることによって、アノマリーのペイオフの推定値の中にbid/askのспредが紛れ込むことを回避した^(註46)。株価にラグを持たせるということは、少し“古い”株価を使うことになるから、株価に関連したアノマリーのペイオフに保守的なバイアスがかかることになる。

我々は、“存続 (survivorship)” バイアスのコントロールも行った。もし母集団が、事業を継続し、繁栄している企業として過去にさかのぼって定義されていれば、倒産、合併、縮小した

企業は分析から除外されることになる。このことで結論が大きくゆがんでしまう。さらに、我々は“前向き (look-ahead)” バイアスもコントロールした。もしPERを構成するときにまだ判明していない利益を用いたりすると、公表ラグのために低PER株に正のリターンバイアスがかかってしまうことになる。このバイアスをコントロールするために我々はすべての会計変数に3ヵ月のラグをもたせた。IBM'80/12/31のPERは、'80/9/30の利益と'80/11/30の株価を用いて計算した。いくつかのアノマリーの研究に見られるもう1つの欠陥は、対象を12月決算の企業に限ったという点である。計算の簡便性から行ったその様な制約によって産業バイアスあるいはその他のバイアスが生じる恐れがある^(註47)。

我々は、外れ値は切捨て、時価加重平均を差し引き、クロスセクションの標準偏差で割って(ベータも含めた)各尺度を規準化した^(註48)。かくして各アノマリーの係数は同じ縮尺となった。各係数あるいはリターンの特性は、クロスセクションの標準偏差1単位あたりのそのファクターへのエクスポージャーに対する限界リターンを表す。例えば、特定の月における銘柄間の純資産/株価の分布の時価加重平均が1.1、標準偏差が0.2ならば、-0.15の特性は、ある銘柄の純資産/株価比が1.3(すなわち、純資産/株価比が時価加重平均よりも1標準偏差大きい)のとき、その銘柄はその月に15ベシスポイント市場よりも下回るということを意味する。この分析は他のすべてのアノマリーに対するエクスポージャーは中立(あるいは市場平均並)であると仮定した場合である。

表II アノマリーに対する月平均リターン

アノマリー	ナীব アノマリー		ピュア アノマリー		差(ピュア-ナীব)	
	月平均	t 値	月平均	t 値	月平均	t 値
低 PER	0.59%	3.4**	0.46%	4.7**	-0.13%	-1.4
小規模	0.15	2.3*	0.12	2.7**	-0.03	-0.7
イールド	-0.01	-0.1	0.03	0.5	0.04	0.4
ゼロイールド	0.00	0.0	0.15	1.3	0.15	0.6
ネグレクト	0.14	1.9*	0.10	1.7*	-0.04	-0.7
低価格	-0.01	-0.1	0.01	0.2	0.02	0.3
純資産/株価	0.17	1.4	0.09	1.2	-0.08	-0.7
売上/株価	0.17	3.1**	0.17	3.7**	-0.01	-0.2
キャッシュ/株価	0.36	2.7**	0.04	0.6	-0.32	-2.3*
シグマ	0.16	0.6	0.07	0.6	-0.09	-0.4
ベータ	-0.01	-0.0	0.04	0.3	0.05	0.4
共歪度 (coskewness)	0.09	0.6	0.04	0.7	-0.05	-0.3
Controversy	-0.33	-2.1*	-0.05	-0.8	0.27	2.0*
予想利益のトレンド(-1)	0.48	4.8**	0.51	8.1**	0.03	0.3
予想利益のトレンド(-2)	0.40	4.4**	0.28	4.9**	-0.12	-1.3
予想利益のトレンド(-3)	0.29	3.0**	0.19	3.8**	-0.10	-1.3
アーニングサプライズ(-1)	0.44	2.1*	0.48	3.7**	0.04	0.2
アーニングサプライズ(-2)	0.47	1.8*	0.18	0.8	-0.28	-1.8*
アーニングサプライズ(-3)	-0.03	-0.1	-0.21	-1.1	-0.18	-1.0
利益の torpedo	-0.00	-0.0	-0.10	-1.7*	-0.10	-1.2
相対力(強度)	0.30	1.4	0.34	3.5**	0.04	0.3
残差リバーサル(-1)	-0.54	-4.9**	-1.08	-17.8**	-0.54	-7.3**
残差リバーサル(-2)	-0.13	-1.4	-0.37	-8.1**	-0.23	-3.3**
短期 tax	-0.08	-0.4	-0.04	-0.4	0.04	0.3
長期 tax	-0.29	-1.6	-0.00	-0.1	0.28	1.7*

* 10%水準で有意

** 1%水準で有意

分散の増大によるリスク増加を超えるときのみ生じるのである。”^(註52) 実際、25個のアノマリーのリスクの時系列は多変量回帰の場合よりも、しばしば50%を超えるほどに低い。したがって、多重共線性はそれほど深刻な問題ではない。(つづく)

原 注

1. アノマリーに関する文献の展望については、D. Keim, “The CAPM and Equity Return Regularities,” *Financial Analysts Journal*, May/June 1986, pp. 19-34. を見よ。CAPM について

の議論と市場の効率性のテストについては E. Fama, *Foundations of Finance* (New York: Basic Books, 1976), を見よ。まだ議論のあるものの、最近の研究のいくつかは APT のフレームワークの中でもアノマリーを発見している。M. Reinganum, “The Arbitrage Pricing Theory: Some Empirical Results,” *Journal of Finance*, May 1981, pp. 313-321; B. Lehmann and D. Modest, “The Empirical Foundations of the Arbitrage Pricing Theory I: The Empirical Tests” (Columbia U. Business School working paper, August 1985); G. Conner and R. Korajczyk, “Risk and Return in an Equilibrium APT” (Kellogg Graduate

- Japanese Stock Returns,” Presented at the Institute for Quantitative Research in Finance, May 1984, and K. Kato and J. Schallheim, “Seasonal and Size Anomalies in the Japanese Stock Market,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, June 1985, pp. 243-260; を見よ。
- U. K. については、S. Beckers, B. Rosenberg and A. Rudd, “The January or April Effect: Seasonal Evidence from the United Kingdom,” in *Proceedings of the Second Symposium on Money, Banking and Insurance* (U. of Karlsruhe, West Germany, December 1982), H. Goppi and R. Henn, eds. (Atheneum, 1982), pp. 537-550. を見よ。
7. CAPM によるマルチファクターモデルと Ross の APT (Arbitrage Pricing Theory) の比較は、W. Sharpe, “Factor Models, CAPM, and the APT,” *Journal of Portfolio Management*, Fall 1984. を見よ。
- マルチファクターモデルの方が APT モデルよりも株式の収益率を良好に説明するかもしれないという証明については、M. Blume, M. Gultekin and B. Gultekin, “On the Assessment of Return Generating Models” (U. of Pa. Rodney White working paper #13, 1986). を見よ。
8. B. Rosenberg and V. Marathe, “Common Factors in Security Returns: Microeconomic Determinants and Macroeconomic Correlates,” *Proceedings of the Seminar on the Analysis of Security Prices* (U. of Chicago, May 1976, pp. 61-115) と A. Rudd and H. Clasing, *Modern Portfolio Theory: The Principles of Investment Management* (Homewood, Il.: Dow Jones-Irwin, 1982). を見よ。
- “E1” と呼ばれる、オリジナルの BARRA モデルは、6 つの複合リスクインデックス——市場変動性 (market variability)、利益変動性 (earnings variability), low valuation と unsuccessful, immaturity と smallness, growth orientation, 財務リスク (financial risk) ——と 39 の業種分類から成る。第 2 世代 BARRA モデル, “E2” は 13 の複合リスクファクター——市場変動性 (variability in markets), 投資成果 (success), 規模 (size), 売買活況度 (trading activity), EPR (earnings/price), 簿価/株価比 (book/price), 利益変動性 (earnings variation), 財務レバレッジ (financial leverage), 海外収入 (foreign income), 労働集約性 (labor intensity), 利回り (yield), 小時価指標 (low-capitalization indicator)——と 55 の業種分類からなっている。
9. W. Sharpe, “Factors in NYSE Exchange Security Returns, 1931-1979,” *Journal of Portfolio Management*, Summer 1982, pp. 5-19, は 5 個の要因——ベータ, 利回り (yield), 規模 (size), ボンドベータ (あるいは金利感応度) とアルファ——と広義の 6 業種分類を調べている。
- K. Reid “Factors in the Pricing of Common Equity” (PhD Dissertation, U. C. Berkeley, 1982) は次の要因——累積株価変動レンジ, 共歪度, ベータ, 株価, シグマ, 相対力 (強度), それと規模, イールド, 残差リターンの各々のいくつかの尺度——と広義の 8 業種分類を吟味している。
10. B. Jacobs and K. Levy, “Calendar Anomalies,” *Financial Analysts Journal*, forthcoming, and Jacobs and Levy, “Trading Tactics in an Inefficient Market,” in W. Wagner, ed., *A Complete Guide to Securities Transactions: Controlling Costs and Enhancing Performance* (New York: John Wiley, 1988). を参照。
11. Keim, “Daily Returns and Size-Related Premiums: One More Time,” 表 I。
12. Keim, “Size-Related Anomalies and Stock Return Seasonality,” 表 I。Roll “Vas 1st Das?” 表 I。
13. Harris, “A Transaction Data Study of Weekly and Intradaily Patterns in Stock Returns,” and “How to Profit From Intradaily Stock Returns,” and Smirlock and Starks, “Day-of-the-Week and Intraday Effects in Stock Returns,” を見よ。いずれも表 I に引用。

Expected Risk Premiums and Market Betas,” *Journal of Finance*, June 1987, pp. 201-220; and P. Hunda, S. Kothari and C. Wasley, “Bias in Estimation of Systematic Risk and its Implications for Tests of the CAPM” (N. Y. U. working paper #404, January 1987). を参照。

R. Roll (“On Computing Mean Returns and the Small Firm Premium,” *Journal of Financial Economics*, November 1983, pp. 371-386) と M. Blume & R. Stambaugh (“Biases in Computed Returns,” 表 I) は日々の価格づけの bid/ask のバイアスをコントロールすれば規模効果は半分の大きさになることを発見しているが、Y. Amihud と H. Mendelson はすべてその中に含まれてしまうことを発見している。

APT のフレームワークにおける規模効果についての議論は注 1 を見よ。

17. H. Shefrin と M. Statman (“Explaining Investor Preference for Cash Dividends,” *Journal of Financial Economics* 13 (1984), pp. 253-282) は標準的ファイナンス理論に矛盾する結果となる選択行動の理論を発表している。
18. F. Black and M. Scholes (“The Effects of Dividend Yield and Dividend Policy on Common Stock Prices and Returns,” *Journal of Financial Economics* 1 (1974), pp. 1-22) and M. Miller and M. Scholes (“Dividends and Taxes: Some Empirical Evidence,” *Journal of Political Economy* 90 (1982), pp. 1118-1141) はゼロから有意に異なる効果を発見している。R. Litzemberger and K. Ramaswamy (“The Effect of Personal Taxes and Dividends on Capital Asset Prices: Theory and Empirical Evidence.” *Journal of Financial Economics* 7 (1979), pp. 163-195) は利回りとりターンの間に有意で正の関係を報告している。M. Blume (“Stock Returns and Dividend Yields: Some More Evidence,” *Review of Economics and Statistics*, November 1980, pp. 567-577) はゼロワールドの株式が異常に高いリターンになるという不連続性を発見してい

る。

19. Keim (“Dividend Yields and Stock Returns” 表 I) は非線型の利回りアノマリーのすべてが 1 月に発生することを示している。
20. 例えば Arbel “Generic Stocks” 表 I を見よ。ネグレクト効果の理論モデルは、R. Merton, “A Simple Model of Capital Market Equilibrium With Incomplete Information,” *op. cit.* を参照。
21. See M. Blume and F. Husic, “Price, Beta and Exchange Listing,” *Journal of Finance*, May 1973, pp. 283-299 ; B. Bachrach and D. Galai, “The Risk Return Relationship and Stock Prices,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, June 1979, pp. 421-441; and R. Edminster and J. Greene, “Performance of Super-Low-Price Stocks,” *Journal of Portfolio Management*, Fall 1980, pp. 36-41. を参照。Stoll と Whaley (“Transaction Costs and the Small Firm Effect”) は低株価効果は小規模企業効果とほとんど同じくらいの強さであることを報告している。
22. B. Rosenberg, K. Reid and R. Lanstein, “Persuasive Evidence of Market Inefficiency,” *Journal of Portfolio Management*, Spring 1985, pp. 9-16.
23. A. R. Senchack と J. Martin (“The Relative Performance of the PSR and PER Investment Strategies” 表 I) はこの主張を検証し、利益/株価が優れていることを発見している。売上/株価はマルチファクターのフレームワークで有意であるということが 1986 年 6 月にカリフォルニア州バークレイで行われた BARRA リサーチセミナーで報告された。
24. BARRA はこの尺度を、E/P、売上/株価、簿価/株価と同時に検定を行い、有意であることを発見している；BARRA リサーチセミナーの報告。
25. 投資家が分散されたポートフォリオを保有していなければ、残差リスクを負担することに対する補償を要求するかも知れない——
H. Levy, “Equilibrium in an Imperfect Market : A Constraint on the Number of Secu-

- of Consensus Earnings.” in Table I; and G. Benesh and P. Peterson, “On the Relation Between Earnings Changes, Analysts’ Forecasts and Stock Price Fluctuations,” 表 I を参照。
31. 初期の論文の展望には R. Ball, “Anomalies in Relationships Between Securities’ Yields and Yield-Surrogates,” *Journal of Financial Economics* 6 (1978), pp. 103-126. を参照。
 もっと最近の結果は C. Jones, R. Rendleman and H. Latané, “Stock Returns and SUEs During the 1970’s,” *Journal of Portfolio Management*, Winter 1984, pp. 18-22; C. Jones, R. Rendleman and H. Latané, “Earnings Announcements: Pre-and-post Responses,” *Journal of Portfolio Management*, Spring 1985, pp. 28-32; and R. Rendleman, C. Jones and H. Latané, “Further Insight into the SUE Anomaly,” 表 I を参照。
32. H. Rainville, “Earnings Momentum in Equities” (Paper presented at the Institute for Quantitative Research in Finance, Spring 1983); R. Hagin, “An Examination of the Torpedo Effect” (Paper presented at the Institute for Quantitative Research in Finance, Fall 1984); and Benesh and Peterson, “On the Relation Between Earnings Changes, Analysts’ Forecasts and Stock Price Fluctuations” (表 I) 特に彼らの論文の表 V。
33. この結果にふれた最近の論文は J. Brush, “Eight Relative Strength Models Compared,” *Journal of Portfolio Management*, Fall 1986, pp. 21-28.
 初期の研究には次のようなものがある。M. Greene and B. Fielitz, “Long-Term Dependence in Common Stock Returns,” *Journal of Financial Economics*, May 1977, pp. 339-349; R. Arnott, “Relative Strength Revisited,” *Journal of Portfolio Management*, Spring 1979, pp. 19-23; J. Bohan, “Relative Strength: Further Positive Evidence,” *Journal of Portfolio Management*, Fall 1981, pp. 36-39; and J. Brush and K. Boles, “The Predictive Power in Relative Strength and CAPM,” *Journal of Portfolio Management*, Summer 1983, pp. 20-23.
34. R. Schwartz and D. Whitcomb, “Evidence on the Presence and Causes of Serial Correlation in Market Model Residuals,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, June 1977, pp. 291-313; B. Rosenberg and A. Rudd, “Factor-Related and Specific Returns of Common Stocks: Serial Correlation and Market Inefficiency,” *Journal of Finance*, May 1982, pp. 543-554; B. Rosenberg, K. Reid and R. Lanstein, “Persuasive Evidence of Market Inefficiency,” *op. cit.*, J. Howe, “Evidence on Stock Market Overreaction,” *Financial Analysts Journal*, July/August 1986, pp. 74-77.
 もっと長いサイクル (3年から5年) のリターン・リバーサルは Fama と French “Permanent and Temporary Components of Stock Prices” 表 I に述べられている。
35. S. Wachtel, “Certain Observations in Seasonal Movements in Stock Prices,” *Journal of Business*, July 1942, pp. 184-193; M. Rozeff and W. Kinney, “Capital Market Seasonality: The Case of Stock Returns,” *Journal of Financial Economics* 3 (1976), pp. 379-402; R. McEnally, “Stock Price Changes Induced by Tax Switching,” *Journal of Business*, Fall 1976, pp. 47-54; E. Dyl, “Capital Gains Taxation and Year-End Stock Market Behavior,” *Journal of Finance*, March 1977, pp. 198-207; and C. Jones, D. Pearce and J. Wilson, pp. 165-175; B. Branch, “A Tax Loss Trading Rule,” *Journal of Business*, April 1977, “Can Tax-Loss Selling Explain the January Effect? A Note,” *Journal of Finance*, June 1987, pp. 453-461.
 さらに表 I の 1月/規模の研究を参照。
36. Constantinides (“Optimal Stock Trading With Personal Taxes,” in Table I) は観察された tax-trading のパターンが非合理的である

ことを示している。J. Lakonishok and S. Smidt ("Volume for Winners and Losers: Taxation and Other Motives for Stock Trading," *Journal of Finance*, September 1986, pp. 951-974) は取引高が合理的な tax-trading とは整合的でないことを示している。K. Chan ("Can Tax-Loss Selling Explain the January Seasonal in Stock Returns?" *Journal of Finance*, December 1986, pp. 1115-1128) は最適な tax-trading に反して長期の損失の1月効果も短期の損失と同じ位強いことを発見している。

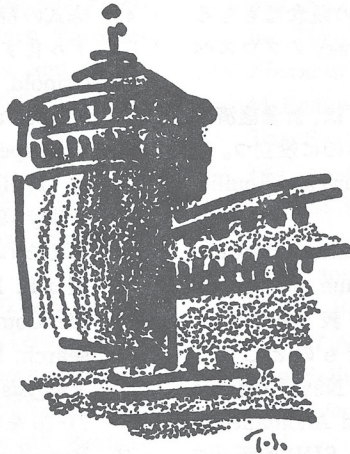
W. DeBondt and R. Thaler ("Does the Stock Market Overreact?" *Journal of Finance*, July 1985, pp. 793-805 and "Further Evidence on Investor Overreaction and Stock Market Seasonality," *Journal of Finance*, July 1987, pp. 557-581) はバイズルールに矛盾する、投資家の「過剰反応」で、1月効果のようなアノマリーを説明できるかもしれないと示唆している。H. Shefrin and M. Statman ("The Disposition to Sell Winners Too Early and Ride Losers Too Long: Theory and Evidence," *Journal of Finance*, July 1985, pp. 777-790) は観測された投資家の1月の tax-loss の行動を説明するために、心理的説明 (mental accounting), regret aversion, self-control の概念はもちろんのこと、Kahneman と Tversky のプロスペクト理論を展開している。

37. ポートフォリオのグルーピングは、計量経済学上の測定誤差の問題を解決するのに役立つ。Fama と MacBeth "Risk, Return and Equilibrium" を参照。
38. 例えば Basu, "The Relationship Between Earnings Yield, Market Value and Return For NYSE Common Stocks," 表 I を参照。
39. SUR を規模効果に適用したものとして、Brown, Kleidon and Marsh, "New Evidence on the Nature of Size-Related Anomalies in Stock Prices" *op. cit.*, を参照。SUR は漸近的により効率的であるが、資産 (株式あるいはポートフォリオ) の数が期間数に比べて小さいときのみ実行可能 (feasible) である。(G. Mad-

dala *Econometrics*, McGraw Hill, 1977 p331) 我々は同時に大量の要因 (attribute) を対象とするから株式をポートフォリオにまとめることができないので、ここではこのアプローチをとることができない。さらに我々はもう一つの理由——我々は投資家がアノマリーを活用しようとしているとの考えを持ったから、将来の誤差共分散の構造についての投資家が事前の知識を持っていたとすることはできなかった。

40. 例えば Lakonishok と Shapiro ("Stock Returns, Beta, Variance and Size" 表 I) はこれを Fama&MacBeth の結果と彼らの結果が矛盾する理由にあげている。また、株式のグルーピングに反対する議論については Litzenberger and Ramaswamy, "The Effect of Personal Taxes and Dividends on Capital Asset Prices," *op. cit.*, and A. Warga, "Experimental Design in Tests of Linear Factor Models" (Columbia U. Business School working paper, January 1987) も参照せよ。
41. 25個のアノマリーを基礎に、同時に5分位に分割すると各分位は5²⁵あるいは310¹⁷になる。1500銘柄の月次リターンの場合1セルあたり1つの観測値を得るためには16.6兆年かかることになる。
42. 株式の特性における期待リターンを線型にモデル化することの適切性についての議論は R. Grinold, "Multiple Factor Risk Models and Exact Factor Pricing" (U. C. Berkeley working paper #166, February 1987) を参照。
43. H. Theil *Principles of Econometrics* (John Wiley 1971) 6章を参照。
44. 考えられる方法論上の落とし穴についての展望は R. McElreath and D. Wiggins, "Using the Compustat Tapes in Financial Research: Problems and Solutions," *Financial Analysts Journal*, January/February 1984, pp. 71-76 を参照。
45. Rosenberg, Reid と Lanstein が示唆した通りである。Rosenberg, Reid and Lanstein, "Persuasive Evidence of Market Inefficiency," *op. cit.*

46. Blume と Stambaugh (“Biases in Computed Returns” 表 I) は小規模と低株価効果のコンテキストの中でこの問題を示している。
47. Banz と Breen (“Sample-Dependent Results Using Accounting and Market Data” 表 I) は、方法上の問題点を十分論じ、規模と PER 効果を分離することが難しくなるような存続 (survivorship) バイアスと前向き (look-ahead) バイアスの生じる可能性のある例をあげている。
48. こういったタイプの規準化は“ウィンザライズ M-推定量”の一般クラスに属し、al., *The Theory and Practice of Econometrics*, 2nd ed. (New York: John Wiley, 1985), pp. 829-834. に論じられている。この概念を最初に株式分析に適用したのは BARRA の EI. モデルである。(注 8 を参照)
49. J. Ratcliffe (“The Effects on the T-Distribution of Nonnormality in the Sampled Population,” *Applied Statistics* 17 (1968), pp. 42-48) はこのテストが観測値が80以上なら頑健であることを示している。データ数の制約から我々のアーニングサブライズの系列は1984年が開始時点である。このアノマリーに対する有意水準は、自由度の低さを反映している。
50. 対の t 検定については次を参照。G. Snedecor and W. Cochran, *Statistical Methods*, 6th ed. (Ames, Iowa: Iowa State Press, 1967), pp. 91-100.
51. 次を参照。J. Kmenta, *Elements of Econometrics* (New York: Macmillan, 1971), pp. 392-395.
52. Rosenberg, Reid and Lanstein, “Persuasive Evidence of Market Inefficiency,” *op. cit.*, p. 14. 一般的な多重共線性についての議論は Kmenta “Elements of Econometrics, 同上 pp. 380-391 を参照。



株式市場のアノマリーの解明 (下)

——新しい洞察と投資機会——

Bruce I. Jacobs and Kenneth N. Levy

監訳 横浜市立大学助教授 丸山 宏

訳者 山一投資顧問(株)年金運用部 兼 広 崇 明

目 次

- | | |
|------------------------|---------------------------|
| (上) | 8. トレンドとリバーサル |
| 1. はじめに | 9. いくつかの含意 |
| 2. これまでの研究 | 10. 1月のリターンとその他の月のリターンの比較 |
| 3. 我々の検討するリターンの規則性 | 11. リターンの規則性の自己相関 |
| 4. 方法 | 12. リターンの規則性とマクロ経済とのつながり |
| 5. リターンの規則性についての分析結果 | 13. 結論 |
| (下) | |
| 6. P E Rと規模効果 | |
| 7. イールド、ネグレクト、株価およびリスク | |

6. P E Rと規模効果

表IIに表示した結果は対象期間のリターンの有意な規則性を示したものである。第一に、低P E R株は1978～1986の期間では平均的にかなりのペイオフがある。ナীবなリターンの貢献度は平均して月59ベースポイントであるが、ピュアリターンは46ベースポイントであった。低P E Rのナীবリターンは売上/株

価のような他の関連した効果と混同されている。この期間における売上/株価へのペイオフは正であったから、その一部と他の関連した効果は偶然にナীব低P E Rアノマリーに拾い上げられたことになる。ピュア低P E R効果の系列の平均リターンは低いけれども、そのt値は4.7でナীবな系列の3.4よりも大きい。この点は首尾一貫性の認められるところである。ピュアリターンは108ヵ月のうち76ヵ月、あるいは70.4%、で正であったが、ナীবリターン

この論文は、Financial Analysts Journal誌1988年5-6月号に掲載された“Disentangling Equity Return Regularities: New Insights and Investment Opportunities”を同誌の許可を得て翻訳したものである。掲載を許可していただいた同誌に感謝する。著者のBruce JacobsとKenneth Levyの両氏はJacobs Levy Equity Managementに所属している。

表II アノマリーに対する月平均リターン (再録)

アノマリー	ナイーブ アノマリー		ピュア アノマリー		差(ピュア - ナイーブ)	
	月平均	t 値	月平均	t 値	月平均	t 値
低 PER	0.59%	3.4**	0.46%	4.7**	-0.13%	-1.4
小規模	0.15	2.3*	0.12	2.7**	-0.03	-0.7
イールド	-0.01	-0.1	0.03	0.5	0.04	0.4
ゼロイールド	0.00	0.0	0.15	1.3	0.15	0.6
ネグレクト	0.14	1.9*	0.10	1.7*	-0.04	-0.7
低価格	-0.01	-0.1	0.01	0.2	0.02	0.3
純資産/株価	0.17	1.4	0.09	1.2	-0.08	-0.7
売上/株価	0.17	3.1**	0.17	3.7**	-0.01	-0.2
キャッシュ/株価	0.36	2.7**	0.04	0.6	-0.32	-2.3*
シグマ	0.16	0.6	0.07	0.6	-0.09	-0.4
ベータ	-0.01	-0.0	0.04	0.3	0.05	0.4
共歪度 (coskewness)	0.09	0.6	0.04	0.7	-0.05	-0.3
Controversy	-0.33	-2.1*	-0.05	-0.8	0.27	2.0*
予想利益のトレンド(-1)	0.48	4.8**	0.51	8.1**	0.03	0.3
予想利益のトレンド(-2)	0.40	4.4**	0.28	4.9**	-0.12	-1.3
予想利益のトレンド(-3)	0.29	3.0**	0.19	3.8**	-0.10	-1.3
アーニングサプライズ(-1)	0.44	2.1*	0.48	3.7**	0.04	0.2
アーニングサプライズ(-2)	0.47	1.8*	0.18	0.8	-0.28	-1.8*
アーニングサプライズ(-3)	-0.03	-0.1	-0.21	-1.1	-0.18	-1.0
利益の torpedo	-0.00	-0.0	-0.10	-1.7*	-0.10	-1.2
相対力(強度)	0.30	1.4	0.34	3.5**	0.04	0.3
残差リバーサル(-1)	-0.54	-4.9**	-1.08	-17.8**	-0.54	-7.3**
残差リバーサル(-2)	-0.13	-1.4	-0.37	-8.1**	-0.23	-3.3**
短期 tax	-0.08	-0.4	-0.04	-0.4	0.04	0.3
長期 tax	-0.29	-1.6	-0.00	-0.1	0.28	1.7*

* 10%水準で有意

** 1%水準で有意

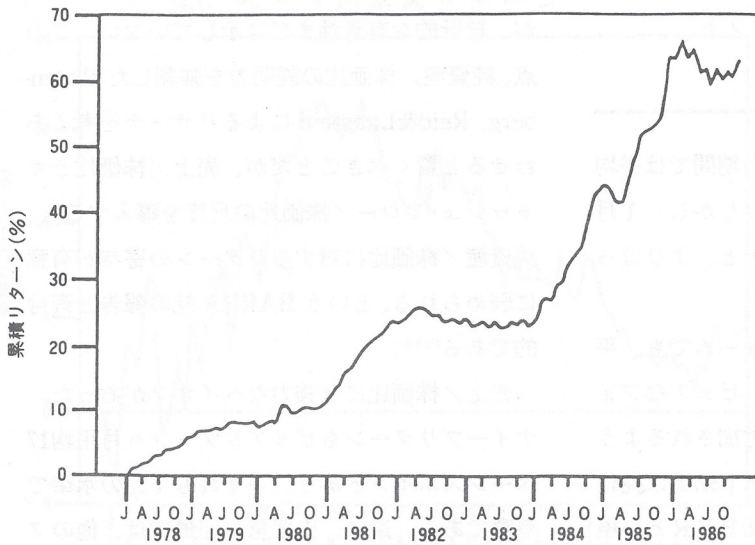
はその期間の70ヵ月、あるいは64.8%が正であったにすぎない。また、標準偏差で計ったピュア低PERの系列のボラティリティは1.01%であったが、ナイーブの方は1.82%だった。

もしPERが本当に重要でないとすると、この大きさのt値は、偶然だけで起こる可能性が100分の1以下であると期待されるので、我々は低PER効果は1%の有意水準で統計的に有意と結論した。さらに、低PERに対するピュア

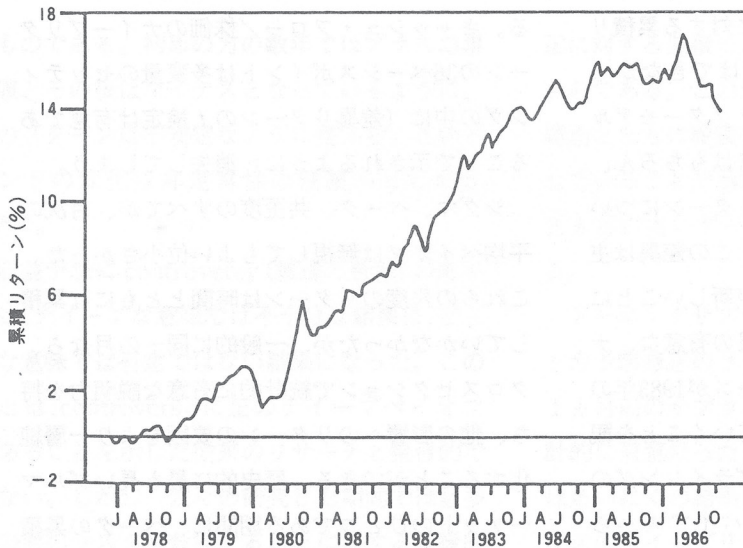
リターンの有意性によって、低PERは単に規模とかネグレクトとかの他の効果の代理指標に過ぎないという主張を退けることができる^(#53)。

低PERのピュアリターンはこの期間は平均的に有意であったが、ピュアリターンが負になる区間も存在した。例えば、図Aは低PERの累積的ピュアペイオフを図示したものであるが、1982年半ばから1984年の初期にかけては

図A 低株価/収益への累積リターン



図B 小規模性に対する累積リターン



ターンが負になっているのがわかるだろう。低PER効果が不安定であったことは明らかであろう^(註54)。

小規模効果も、月平均のリターンは12ペーシ

スポイントとナイーブ効果の15ペーシよりも若干低いけれども、ナイーブなフォームよりもピュアなフォームの方が、平均的に有意である。ピュアなフォームで規模効果が存在するという事は、小規模性が背後にある他のなんらかの効果の代理指標ではないということを示している^(註55)。

図Bに示すとおり、小規模企業のピュアリターンは1984年にピークになっているが、ナイーブリターンはもっと早く1983年である。このズレは、なんらかの低位株効果—これも1983年に天井になっているが（以下で議論する）—を拾い上げた、規模に対するナイーブリターンによって引き起こされたものかもしれない。さらに、小規模性の

リターンに持続性がないという点は非正常性の証拠なのかもしれない^(註56)。その上、規模効果とその他のリターンの規則性はマクロの経済事象と関連しているのかもしれない^(註57)。

7. イールド、ネグレクト、
株価及びリスク

イールドとゼロイールドはこの期間では平均的に統計的に有意ではなかった。しかし、1月の季節性を調べる（以下で議論）と、よりはっきりとした輪郭が現れてくる。

ネグレクトは、ナイーブなフォームでも、平均して月間14ベシスポイント、ピュアなフォームでも10ベシスポイントは付加されるような大きな効果であった。ネグレクト効果は純化の処理後にも残っているから、低PERと小規模アノマリーとは独立に存在しているようだ。

我々は、この期間では低株価に対する累積リターンの有意性を発見することはできなかった。この点は、Reidのマルチファクターモデルにおける有意な効果に関する報告はもちろん、過去の低株価に対するナイーブリターンについてのリサーチとは対照的である。この差異は主として我々のサンプル期間の方が新しいことによるものである。我々はこの効果の有意な、ナイーブおよびピュアの累積リターンが1983年の半ばまで続くが、以降は減少していくことを観察した。もうひとつの理由は、プライシングの誤りとask/bidのスプレッドのバイアスからリターンの要因を抽出するために、我々が株価に1ヵ月ラグを持たせたことによるのかもしれない。低株価の尺度はそのような問題に対して特に敏感である。

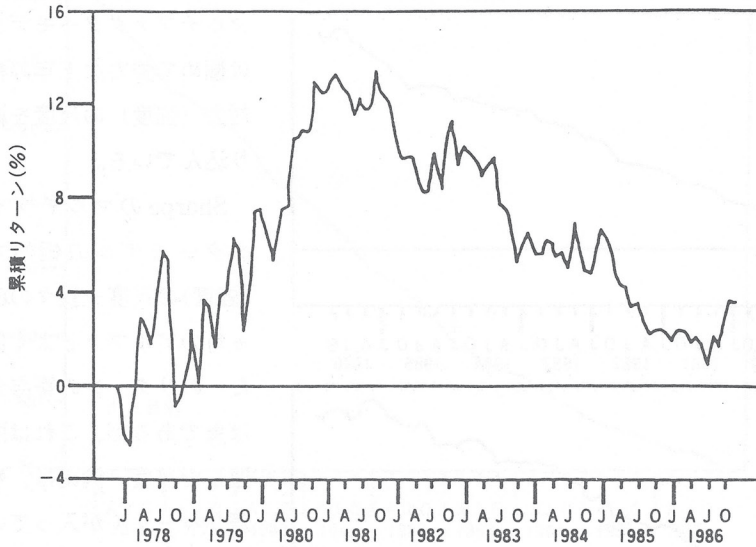
純資産／株価比のナイーブリターンもピュア

リターンも期待されたように符号は正であったが、統計的な有意性までは示していない。この点、純資産／株価比の説明力を強調した Rosenberg, Reid&Lanstein によるリサーチを考えあわせると驚くべきことだが、売上／株価比とキャッシュ・フロー／株価比の尺度を導入すると、純資産／株価比に対するリターンの寄与が有意に弱められる、という BARRA 社の報告と斉合的である^(#58)。

売上／株価比には強力なペイオフがあった。ナイーブリターンもピュアリターンも月平均17ベシスポイントあり、いずれも1%の水準で有意である。逆に、1変量の回帰では、他のファクター、特に低PERの代理変数の如く見える。キャッシュ・フロー／株価のナイーブリターンの36ベシスポイントは多変量のセッティングの中に（差異リターンのt検定は有意であることで示されるように）消失してしまう。

シグマ、ベータ、共歪度のすべてが、月次の平均ペイオフは無視してもよい位小さかった。これらの尺度のリターンは時間とともに累積していかなかったが、一般的に同一の月なら、クロスセクションで統計的に有意な説明力を持ち、他の影響へのリターンの要因をより一層純化することができる。歴史的に最も長いブルマーケットのひとつである期間に、ベータの累積リターンがないというのも特に興味深い。見かけ上はCAPMと整合的ではない（期待値のタームで表現されているからだ）ものの、他の実証報告と不整合というわけではない^(#59)。図Cはベータのピュアペイオフの累積値を図示し

図C ベータの累積リターン



たものである。初めの方の数年ではプラスの累積値、その後はマイナスとなっているように、このリターンは不安定なように見える。このトレンドの変化は非定常性の証拠かもしれない^(註60)。

収益予想に controversy (議論の余地) のある株は、ナイーブな意味では不十分な結果に、ピュアな意味では有意ではない結果になった。このことは、controversy に正のナイーブペイオフがあることを示した従来のリサーチと整合的ではない。しかし、我々の研究した期間では数多くの形のリスクを負担することに対する事後的な補償がなかったというもう一つの実例となる。

8.トレンドとリバーサル

アナリストの個別銘柄の推定値のトレンド

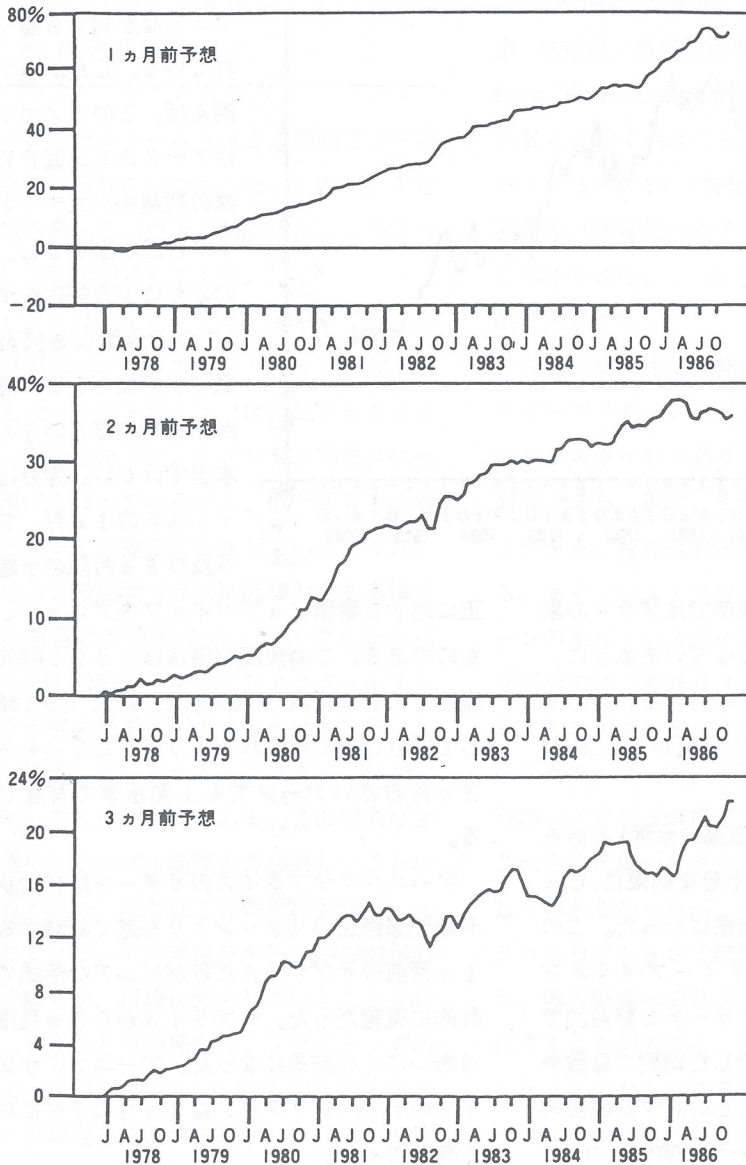
は、ナイーブな形式でも、ピュアな形式でも強く現れている。したがって、例えば、このアナリシーはアナリストが低PER株の利益をシステマティックに過小推定をし、そののちに上方修正をする(この場合単なる代理変数にすぎなくなる)傾向があるためだというのは本当ではない。図Dはアナリストの1ヵ月、2ヵ月及び3ヵ月前の予想修

正に対する累積ピュアペイオフをプロットしたものである。この尺度の値ははっきりと時間の経過とともに減衰(t 値は8.1、4.9、3.8と減少していることで示されるように)しているが、3ヵ月の古いデータでも1%水準で有意である。

アーニングサプライズのリターンはアナリストの予想修正のリターンよりも速く減衰する。1ヵ月前のサプライズだけがピュアな形式で統計的に有意だった。サプライズから3ヵ月後にはあいにくの結果になった。アーニングサプライズのナイーブリターンは2ヵ月のラグに対して有意だった。

単変量の回帰では torpedo 効果は現れていない。しかし、ピュア効果の方は存在し、符号は予期した通りだった。高い予想利益成長率への平均ピュアペイオフはマイナス10ペーシスポ

図D 利益予想のトレンドの累積リターン



イントで、統計的にも有意であった。

相対力（強度）のペイオフはかなりのものである。多変量回帰におけるピュアペイオフは月次で34ベーシスポイントあり、非常に高い統計

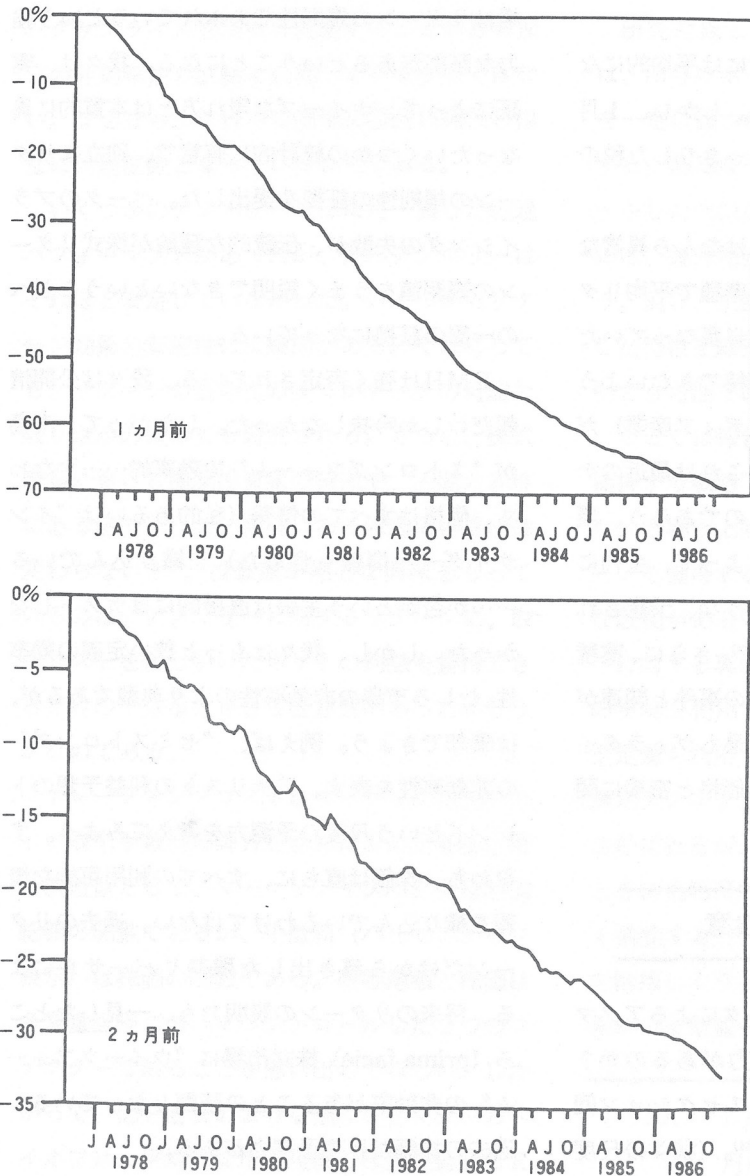
的有意性がある。Reid のマルチファクターモデルは極めて強力な1年の相対力（強度）の尺度を織り込んでいる。

Sharpe のマルチファクターモデルの相対力（強度）の尺度—我々の60ヵ月のアルファとよく似た—のリターンの寄与分は負であるが、これは関連した尺度、例えば、残差リバーサルが入っていないからである。

残差リバーサルは、特に多変量回帰において我々の発見した効果で最も強力なものであることが明らかになった。1ヵ月のリバーサルの t 統計値は-17.8で、過去の研究者の報告と軌を一にしている^(#61)。リターンリバーサルのリターンの差の対の t 検定はナイーブリターンよりもピュアリターンの強さが有意に増

加していることを示している。残差リバーサルのピュアリターンは、アーニングサプライズのような関連した効果を分離しているから、より強い形で現れている。図Eは1ないし2ヵ月前

図E 残差リバーサルの累積リターン



の残差リターンの累積リターンを图示したものである。ペイオフが負だから、こういったリバーサルは、次の2ヵ月には部分的に反転する強い傾向があるという証拠になっている。この尺

月前の残差のペイオフが2ヵ月前と比較して、大きさが等しく、符号が逆であることを発見した。したがって、Reidのいう1四半期のトータルリターンは、2ヵ月と3ヵ月で相殺されるか

度のリターンの時間的な相対的安定性は、以前に示したいくつかの図がそれほど規則性を示していないことと大きく異なっている。

Reidのマルチファクターモデルは1ヵ月前の残差に伴って生じる1ヵ月と4半期のリターンを考え、どちらかの保有期間のあとにもほぼ等しいリバーサルがあるのを発見した。RosenbergとRuddは1ヵ月と2ヵ月前のリバーサルを別々に調べ、2ヵ月前は1ヵ月前の26%の強さで持続していることを発見している^(註62)。我々は、2ヵ月前のリバーサルは1ヵ月前の34%の強さであることを発見した。我々とRosenberg-Ruddの結果とReidのものとは次のように調和させることができよう。我々は、3ヵ

ら、おおよそ1ヵ月のリターンと同じ大きさになるはずである。

最後に、我々の税関連の尺度には平均的ななんら有意なペイオフはなかった。しかし、1月効果を考えた場合にはもっとはっきりした税の効果が現れる。

38業種のリターンの時系列にはなんら異常なことは見られなかった。7個の業種で平均リターンは10%の水準で零から有意に異なっていたが、4業種では偶然からしか期待できないような結果であった。ただ1つ（メディア産業）だけが1%水準で有意だったが、これは最近のテイクオーバーのうねりによるものであろう。業種リターンのクラスター分析によって、金利に敏感な金融セクターの存在のような、予想されたパターンが明らかにされた^(註63)。さらに、業種のリターンの系列はマクロ経済の事件と関連があるように思われる。例えば、最もヴォラティルな貴金属産業のリターンは金価格と密接に関係している。

9. いくつかの含意

我々の多変量のフレームワークによるアノマリーの分析はどの程度の説明力があるのか？ 108ヵ月の月次リターンのクロスセクション回帰の平均 R^2 は39%であった^(註64)。(我々の尺度で使用した自由度で修正した場合には、説明された変動は36%であった。) これは Sharpe のモデルの R^2 が10%であったのと比べ非常に良い結果になっている^(註65)。

要約すると、1978年から1986年までの株式市場はリターンの規則性であふれているという強力な証拠があるということになる。我々は、実証によって、ナイーブな現れ方とは本質的に異なったいくつかの統計的に有意で、独立なリターンの規則性の証拠を提出した。ベータのプライシングの失敗が、伝統的な理論が株式リターンの観測値をうまく説明できないということへの一層の証拠になっている。

EMHは強く否定されている。我々は公開情報だけしか吟味しなかった。したがって、市場が“ストロングフォーム”で効率的……すなわち、価格はすべての情報（私的あるいは“インサイダー”情報も含めた）を織り込んでいる……か否かという主張は直接的にはテストしなかった。しかし、我々はもっと狭い定義の効率性、むしろ市場の非効率性のより典型であるが、は棄却できよう。例えば、“セミストロング”の非効率性を表す、アナリストの利益予想のトレンドという尺度の予測力を考えてみよう。すなわち、株価は直ちに、すべての利用可能な情報を織り込んでいるわけではない。過去のリターンだけから導き出した残差リバーサルによる、将来のリターンの説明力も、一見したところ (prima facie) 株式市場に“ウィークフォーム”の非効率があることの証拠となっている。過去の株価だけで予測力がある。

純化したアノマリーに対して有意にリターンが累積されていくことが、EMHに違背した証拠を独立に追加していくことになる。従来の研究について同じことを言うことはできない。例

えば、アナリストの予想値のトレンドとアーニングサプライズを別々に調査することが各々独立の非効率性の証拠を表現しているわけではない。なぜなら、これらの効果が密接に関係し相互に代理変数となっているからである。

いくつかのアノマリーには毎月一貫した超過パフォーマンスがあったが、他のアノマリーはそれほど安定していなかった。いくつかのリターン効果の安定性には疑問がある。それにしても、リターンの規則性の多くがデータの可能な限りさかのぼっても観測される。さらに、株式市場における機関投資家の特徴や、人間の本性にある癖のような、背後にある原因は容易には変わらない^(#66)。投資家が熱心な興味をもっているのは、アノマリーに対するリターンに、取引コストを差し引いたネットの利益を獲得できるだけの十分な大きさと安定性があったかどうかなのである。

トレーディングコストはマーケットインパクトと取引手数料の両方を含んだものである。第一次近似として、マーケットインパクトは時価総額の関数であるが、手数料（パーセンテージ表示）は株価の関数である。時価総額と株価は多変量回帰においてコントロールした2つのファクターであることを思い出してほしい。したがって、低PERのような他のアノマリーのペイオフは、平均的な市場規模と株価の低PER銘柄に対するリターンを表している。言い換えれば、低PER株に対するリターンの要因は、平均的な取引コストを意味するような、平均的な株価と規模の株式を取引することで平均的に

把握できるだろう。

研究対象となった種々のリターンの規則性は、所与のポートフォリオのエクスポージャーを一定に保つために、大小の取引金額を必要とする。極端な一例として、残差リバーサルにベットした大口のポートフォリオを運用するためには、毎月相当量の取引をする必要が出てこよう。逆に、企業の小規模性のように比較的安定した特性を維持するためなら、比較的少ない取引でも可能であろう。

ここでは報告していないが、“アノマリーを捕捉する戦略”は、経済的にも統計的にも有意な、市場を上回る（取引コスト差引後の）リターンを獲得するポテンシャルをもつという重要な証拠がある^(#67)。こういった戦略はアノマリーに対する真のペイオフの推定値として、過去の平均を利用するよりも優れた、James-Stein推定量を利用するように構成されている。この推定テクニックは、しばしば Empirical Bayes と呼ばれるが、推定する尺度の数が2を越えるときに適用可能で、尺度の数が多くなるほどよく機能する^(#68)。このような種々のアノマリーを活用しようとする戦略なら次に述べる1月効果からも便益を得ることが出来よう。

10. 1月のリターンとその他の月のリターンの比較

前にも触れたように、いくつかの研究がアノマリーのリターンにおける1月の有意な季節性を報告している。我々の報告は、十分に純化を

行ったことと、長期と短期の tax-loss-selling 圧力を注意深く除去しているの、従来の多くの研究を超えている。

表IIIは、各属性ごとに月次の平均リターンとその t 値を、1月とそれ以外の月の“ピュア”と“ナイーブ”の形式で示したものである。また、平均値の差の検定も1月と1月以外の月が対比して示してある^(註69)。

小規模性、低株価、純資産/株価、売上/株価、アーニングコントロールバシー、taxの各尺度に対するナイーブリターンは1月と1月以外では有意に異なっている、という我々の報告は初期のアノマリーの研究結果と一致する^(註70)。しかし、ネグレクトについては、平均値の差による1月の季節性の有意性検定は10%の水準でも認められなかったが、53ベースポイントの1月の平均リターンは有意にゼロではない^(註71)。イールド(ゼロイールドも含めて)、シグマ、及び相対力(強度)に対するナイーブリターンの結果は、統計的には有意ではないが以前のレポートの結果と一致している^(註72)。

表IIIに示したナイーブアノマリーの結果の中で、唯一低PERは1月以外の月よりも1月の方がより強力であるという従来のいくつかの研究と矛盾している^(註73)。この差は従来の研究よりも最近の期間を用いたことによるのかもしれない。

我々の行った多変量回帰分析の設定のなかで、アノマリーの純化と tax-loss-selling の効果を調整することによって、いくつかの目だった特徴が明らかになる。多変量のフレームワーク

ではゼロイールドも含めた1月のイールド効果は強力でかつ強い非線型性を残している。ゼロイールドの株式に帰すべき有意な1月のリターンが、シグマ、小規模性、低株価あるいは他の関連した属性には含まれていないということは興味深い。

小規模性、売上/株価及び予想アーニングコントロールバシーに対するピュア型の1月の季節性は完全に消え去るものの、低株価と純資産/株価に対するピュア型の1月の季節性のリターンはそのナイーブ形式と比べて小さくなっているだけである。多分、表IIIのなかで最も注目すべき結果は、小規模性に関するところであろう。小規模性に対する1月のナイーブリターンは57ベースポイントあり、11ベースポイントある1月以外のナイーブリターンと有意に異なっているが、ピュアリターンにははっきりした季節性は認められない。明らかに、表Iで引用した研究の中の1月の規模の季節性は単に tax に関連した代理変数なのである。

2つの tax 効果の尺度は1月は有意だが、長期の tax-loss の尺度は78ベースポイントのはね返り効果があり、これは短期の尺度のおよそ2倍の大きさである。この点は、対象期間におけるキャピタルゲイン課税の税率が、短期より長期のほうが低かったことを照らし合わせると意外な感じである。所得を少なくすることができるから、より多くの短期の損失発生を期待しているのかもしれない。しかし、我々の結果は、他の実証報告と整合的である^(註74)。さらに、非合理的な投資家行動によって説明できるかもしれ

表III アノマリーに対する月平均のリターン：1月と1月以外

アノマリー	ナイーブ アノマリー					ピュア アノマリー				
	1月平均	t値	1月以外平均	t値	差のt値	1月平均	t値	1月以外平均	t値	差のt値
低PER	0.19%	0.3	0.63%	4.0**	-0.9	0.09%	0.5	0.49%	4.7**	-1.1
小規模	0.57	2.5*	0.11	1.7*	1.9*	0.14	1.3	0.12	2.5*	0.2
イールド	0.25	0.4	-0.03	-0.2	0.5	0.67	3.4**	-0.03	-0.4	2.9**
ゼロイールド	1.42	1.5	-0.13	-0.5	1.6	1.00	1.9*	0.08	0.6	2.1*
ネグレクト	0.53	2.3*	0.10	1.4	1.6	0.36	1.8*	0.08	1.3	1.3
低株価	0.94	2.5*	-0.10	-1.1	3.1**	0.38	2.0*	-0.02	-0.4	2.1*
純資産/株価	0.97	2.0*	0.10	0.8	2.0*	0.51	2.4*	0.05	0.7	1.9*
売上/株価	0.71	3.2*	0.13	2.3*	2.9**	0.05	0.2	0.18	4.1**	-0.8
キャッシュ/株価	0.28	0.6	0.37	2.6*	-0.2	0.15	2.0*	0.05	0.8	-1.0
シグマ	1.32	1.3	0.06	0.2	1.3	0.62	2.1*	0.02	0.2	1.4
ベータ	0.15	0.2	-0.02	-0.1	0.3	-0.05	-0.1	0.05	0.4	-0.2
共歪度 (coskewness)	0.34	0.6	0.07	0.4	0.5	0.10	0.5	0.04	0.6	0.3
Controversy	0.89	2.5*	-0.44	-2.7**	2.4*	-0.01	-0.1	-0.06	-0.8	0.2
予想利益のトレンド(-1)	0.25	0.9	0.50	4.7**	-0.7	0.60	3.8**	0.50	7.5**	0.5
予想利益のトレンド(-2)	0.15	0.5	0.42	4.4**	-0.8	0.25	1.6	0.29	4.7**	-0.2
予想利益のトレンド(-3)	-0.18	-0.4	0.33	3.5**	-1.5	0.13	0.6	0.19	3.8**	-0.4
アーニングサプライズ(-1)	0.18	0.2	0.46	2.0*	-0.3	1.36	1.6	0.42	3.4**	1.8*
アーニングサプライズ(-2)	-0.48	-0.6	0.53	2.0*	-1.0	0.14	2.0	0.18	0.7	-0.1
アーニングサプライズ(-3)	-0.39	-0.3	-0.01	0.0	-0.3	-0.01	0.0	-0.22	-1.1	0.3
利益のtorpedo	0.15	0.5	-0.02	-0.2	0.5	0.08	0.3	-0.12	-1.9*	0.9
相対力(強度)	-0.66	-0.6	0.39	1.9*	-1.4	-0.13	0.2	0.39	4.0**	-1.4
残差リバーサル(-1)	-0.51	-1.7	-0.83	-4.6**	-0.8	-1.38	-6.0**	-1.06	-16.8**	-1.5
残差リバーサル(-2)	-0.64	-1.5	-0.09	-0.9	-1.6	-0.56	-2.5*	-0.35	-7.7**	-1.3
短期 tax	1.06	1.3	-0.19	-0.8	1.6*	0.38	1.8*	-0.08	-0.7	1.2
長期 tax	1.43	2.9*	-0.44	-2.5*	2.9**	0.78	3.2**	-0.07	-1.2	3.6**

* 10%水準で有意

** 1%水準で有意

れない。しばしば投資家は古い過ちよりも最近の過ちを認めたがらない^(註75)。1月以外の tax-loss の尺度のピュアリターンが希薄化していることがその一層の証拠となっている。

相対力(強度)の尺度の1月とそれ以外の月のリターンの差は統計的には全く有意ではないが、1月以外の平均リターンは有意に正であるものの1月の平均リターンは負となっている。1月のリターンが負なのは、次の課税年度までもうけの認定を遅らせたいという動機から、正

の相対力(強度)の銘柄に利食いが増加することから生じるようだ。対照的に我々の tax の尺度は年末の税対策による反動を捕捉するためにだけ工夫されている。

税に関連した尺度以外の、イールド、規模あるいは証券の他の特性に対する1月の季節性については理論的に確固とした説明はない^(註76)。イールドに関する1月の季節性を示した我々の結果は謎のままであるが、小規模性のような他のアノマリーに対するピュアの1月の季節性は

表 I 株式リターンの規則性：過去のいくつかの研究（再録）

規模と PER

- M. Reinganum, "Misspecification of Capital Asset Pricing: Empirical Anomalies Based on Earnings' Yields and Market Values," *Journal of Financial Economics*, March 1981, pp. 19-46
- J. Peavy and D. Goodman, "A Further Inquiry Into the Market Value and Earnings Yield Anomalies" (SMU working paper #82-114, 1982)
- S. Basu, "The Relationship Between Earnings Yield, Market Value and Return for NYSE Common Stocks: Further Evidence," *Journal of Financial Economics*, June 1983, pp. 129-156
- T. Cook and M. Rozeff, "Size and Earnings/Price Ratio Anomalies: One Effect or Two?" *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, December 1984, pp. 449-466
- R. Banz and W. Breen, "Sample-Dependent Results Using Accounting and Market Data: Some Evidence," *Journal of Finance*, September 1986, pp. 779-793
- D. Goodman and J. Peavy, "The Interaction of Firm Size and Price-Earnings Ratio on Portfolio Performance," *Financial Analysts Journal*, January/February 1986, pp. 9-12

規模とネグレクト

- A. Arbel and P. Strebel, "The Neglected and Small Firm Effects," *Financial Review*, November 1982, pp. 201-218
- A. Arbel and P. Strebel, "Pay Attention to Neglected Firms," *Journal of Portfolio Management*, Winter 1983, pp. 37-42
- A. Arbel, S. Carvell and P. Strebel, "Giraffes, Institutions and Neglected Firms," *Financial Analysts Journal*, May/June 1983, pp. 57-62

規模と1月

- D. Keim, "Size-Related Anomalies and Stock Return Seasonality: Further Empirical Evidence," *Journal of Financial Economics*, June 1983, pp. 13-32
- R. Roll, "Vas Ist Dan? The Turn of the Year Effect and the Return Premia of Small Firms," *Journal of Portfolio Management*, Winter 1983, pp. 18-28
- M. Reinganum, "The Anomalous Stock Market Behavior of Small Firms in January: Empirical Tests for Tax-Loss Selling Effects," *Journal of Financial Economics*, November 1983, pp. 89-104
- M. Blume and R. Stambaugh, "Biases in Computed Returns: An Application to the Size Effect," *Journal of Financial Economics*, November 1983, pp. 387-404
- D. Givoly and A. Ovadia, "Year-End Tax-Induced Sales and Stock and Stock Market Seasonality," *Journal of Finance*, March 1983, pp. 171-185
- G. Constantinides, "Optimal Stock Trading with Personal Taxes: Implications for Prices and the Abnormal January Returns," *Journal of Financial Economics*, March 1984, pp. 65-90
- J. Lakonishok and S. Smidt, "Volume and Turn-of-the-Year Behavior," *Journal of Financial Economics* 13 (1984), pp. 435-455
- J. Lakonishok and S. Smidt, "Trading Bargains in Small Firms at Year-End," *Journal of Portfolio Management*, Spring 1986, pp. 24-29
- P. Schultz, "Personal Income Taxes and the January Effect: Small Firm Stock Returns Before the War Revenue Act of 1917: A Note," *Journal of Finance*, March 1985, pp. 33-343
- D. Keim and R. Stambaugh, "Predicting Returns in the Stock and Bond Markets," *Journal of Financial Economics* 17 (1986), pp. 357-390
- R. Rogalsky and S. Tinic, "The January Size Effect: Anomaly or Risk Mismeasurement?" *Financial Analysts Journal*, November/December 1986, pp. 63-70

規模と残差リスク

- S. Basu and S. Cheung, "Residual Risk, Firm Size, and Returns for NYSE Common Stocks: Some Empirical Evidence" (McMaster U. working paper, January 1982)
- J. Lakonishok and A. Shapiro, "Stock Returns, Beta, Variance and Size: An Empirical Analysis," *Financial Analysts Journal*, July/August 1984, pp. 36-41
- S. Tinic and R. West, "Risk, Return and Equilibrium: A Revisit," *Journal of Political Economy*, February 1986, pp. 127-147.

規模とアーニングサブプライズ

- G. Foster, C. Olsen and T. Shevlin, "Earnings Releases, Anomalies and the Behavior of Security Returns," *The Accounting Review*, October 1984
- R. Rendleman, C. Jones and H. Latané, "Further Insight into the S. U. E. Anomaly: Size and Serial Correlation Effects" (U. North Carolina at Chapel Hill working paper, April 1986)
- R. Freeman, "The Association Between Accounting Earnings and Security Returns for Large and Small Firms" (CRSP working paper #192, October 1986)

表 I (続き)

- 規模、イールド、共歪度
T. Cook and M. Rozeff, "Size, Dividend Yield and Co-Skewness Effects on Stock Returns: Some Empirical Tests" (U. Iowa working paper #82-20 1982)
- 規模、1月、曜日
R. Rogalski, "New Findings Regarding Day-of-the-Week Returns over Trading and Non-Trading Periods: A Note," *Journal of Finance*, December 1984, pp. 1603-1614
D. Keim, "Daily Returns and Size-Related Premiums: One More Time," *Journal of Portfolio Management*, Winter 1987, pp. 41-47
- 規模、リターンリバーサル
E. Fama and K. French, "Permanent and Temporary Components of Stock Prices" (CRSP working paper #178, February 1987)
- 規模、1月、ネグレクト
C. Barry and S. Brown, "Limited Information as a Source of Risk," *Journal of Portfolio Management*, Winter 1986, pp. 66-72
- 規模、1月、イールド
D. Keim, "The Interrelation Between Dividend Yields, Equity Values and Stock Returns: Implications of Abnormal January Returns" (PhD. dissertation, U. of Chicago, 1983)
D. Keim, "Dividend Yields and Stocks Returns: Implications of Abnormal January Returns," *Journal of Financial Economics* 14 (1985), pp. 473-489
D. Keim, "Dividend Yields and the January Effect," *Journal of Portfolio Management*, Winter 1986, pp. 54-60
- 規模、ネグレクト、PER
R. Downen and S. Bauman, "The Relative Importance of Size, P/E and Neglect," *Journal of Portfolio Management*, Spring 1986, pp. 30-34
- 規模、ネグレクト、PER、1月
A. Arbel, "Generic Stocks: An Old Product in a New Package," *Journal of Portfolio Management*, Summer 1985, pp. 4-13
- PER、残差リスク
D. Goodman and J. Peavy, "The Risk Universal Nature of the P/E Effect," *Journal of Portfolio Management*, Summer 1985, pp. 14-16
- PER、Controversy、ネグレクト
S. Carvell and P. Strebel, "A New Beta Incorporating Analysts' Forecasts," *Journal of Portfolio Management*, Fall 1984, pp. 81-85
- PER、株価/売上比
A. Senchack and J. Martin, "The Relative Performance of the PSR and PER Investment Strategies," *Financial Analysts Journal*, March/April 1987, pp. 46-56
- PER、ネグレクト
R. Downen and S. Bauman, "A Test of the Relative Importance of Popularity and Price-Earnings Ratio in Determining Abnormal Returns," *Journal of the Midwest Finance Association* 13 (1984), pp. 34-47
- イールド、低株価
E. Elton, M. Gruber and J. Rentzler, "A Simple Examination of the Empirical Relationship Between Dividend Yields and Deviations From the CAPM" (NYU working paper #240, August 1981)
- 曜日、時間
L. Harris, "A Transaction Data Study of Weekly and Intradaily Patterns in Stock Returns," *Journal of Financial Economics* 16 (1986), pp. 99-117
L. Harris, "How to Profit from Intradaily Stock Returns," *Journal of Portfolio Management*, Winter 1986, pp. 61-64
M. Smirlock and L. Starks, "Day-of-the-Week and Intraday Effects in Stock Returns," *Journal of Financial Economics* 17 (1986), pp. 197-210
- アーニングサプライズ、アナリストの予想利益のトレンド
R. Arnott, "The Use and Misuse of Consensus Earnings," *Journal of Portfolio Management*, Spring 1985, pp. 18-27
G. Benesh and P. Peterson, "On the Relation Between Earnings Changes, Analysts Forecasts and Stock Price Fluctuations," *Financial Analysts Journal*, November/December 1986, pp. 29-39
- 残差リスク、1月
M. Gultekin and B. Gultekin, "Stock Returns and the Tests of the APT," *Journal of Finance*, December 1987, pp. 1213-1224
S. Tinic and R. West, "Risk, Return and Equilibrium: A Revisit," *Journal of Political Economy* 11 (1986), pp. 126-147

消え去っているのは満足すべき結果である。

11. リターンの規則性の自己相関

これまでの所で、我々は発表された証拠がウィークフォームとセミストロングフォームのEMHに大きく矛盾していることを主張した。ウィークフォームの効率性のさらに精密なテストには株式の各特性に対するリターンの時系列の自己相関を吟味することが必要である。もし隣りあう月のリターンが相関（1次の自己相関）していれば、翌月のリターンの最適予測には相関係数と前の月のリターンの積を使うことである。過去の株価だけでも予測に役立つ内容があることになるだろう。1次およびそれ以上の次数の自己相関の系列はリターンの生成過程の“記憶 (memory)”を測定するのに利用できるだろうし、予測にも有用だろう。

我々は各アノマリーのリターンの時系列的特性を調べた。これらの時系列のパターンについてはいくつかあるが、最も初期の研究は株式の特性のナイーブリターンに焦点をあてたものである^(註77)。

RosenbergとRuddはマルチファクターのフレームワークの中で、各株式のファクターに関連した総リターンに、月次の1次の正の有意な自己相関と、無視できる程度の2次の自己相関が存在することを報告している。彼らは、可能な説明についていくつか論じている—(1)外生的(マクロ経済の)ショックに対する市場の過小反応、(2)ファクターに対する個別資産の非同

時的(nonsynchronous)反応、(3)株式の種々の属性に対するリスクプレミアムの変動^(註78)—。我々は彼らのアプローチを拡張した。第一に、ナীবとピュアアノマリーの両方について計算した。第二に、アノマリーを個別の株式のレベルに至るまで集計するよりも、各ピュアアノマリーのリターンの系列の自己相関を別々に分析した。第三に、自己相関の全体的構造への各リターンの影響の有意性の検定を行った。表IVがその結果である。

ほとんどのアノマリー、ナীবもピュアも共に正の一次の自己相関があり、いくつかは統計的に有意であった^(註79)。アノマリーの1ヵ月ラグの平均の自己相関が零であるという仮説の t 検定は、ナীবの場合の t 値は4.9、ピュアの場合が3.1で強く棄却される。ピュアアノマリーの2ヵ月のラグの平均の自己相関は零と有意に異なる(Rosenberg-Ruddの結果とコンシステントである)。

ラグ1の自己相関はピュアよりもナীবのほうが強く、ラグ2ではナীবの結果が有意に負である。ピュアの結果との、これらの差異についての一つの説明は、関連するナীবアノマリーが互いに代理変数として作用しあうことの影響である。例えば、PER、純資産/株価、キャッシュ/株価、売上/株価及びイールドはすべて密接に関連している。ナীবについての分析では、それらのアノマリーのどれに対するリターン(したがって自己相関)も、すべての他の関連した効果からの情報を含んでいる。だから各ピュアの系列の正の1次の自己相

関は各ナイレブアノマリーについては部分的にしか加えられない。同様に、アナリストの予想の過去のトレンドは負の2次の自己相関をもち、しかもその相関は高い。したがって、どのナイレブ系列の負の2次の自己相関も、対応するピュア系列のものよりも強力である。表IVには、各属性に対するリターンの時系列のノンランダム性の検定も示してある^(註80)。種々の長さの月次ラグ(表に示した2つとその他)の自己相関は十分に強く、いくつかのナイレブとピュアのアノマリーのリターンは有意なQ統計値に示されるように統計的にノンランダム(non-random)である。ナイレブとピュアの型でのアノマリーの結果の比較を、興味ある読者に残しておこう。単に我々はこの種々のアノマリーの時間を追ったリターンに意味のあるパターンがあるという証明をランダム性からの乖離の一層の証拠として指摘しておきたい。

上で指摘したような有意な自己相関はリスクプレミアムの変動一すなわち、株式の特性の期待リターンの時間的変動(time-varying)一からも起こりうる。リスクプレミアムはマクロ経済的な事件によって揺れ動くのかもしれない。リスクプレミアムは時間とともにゆっくりと変動していくから、そのような変動とコンシステントな自己相関のパターンは多くのラグに対して持続性をもつから、したがってウィークフォームの効率性とは矛盾するとは限らない。我々の用いた各尺度のラグ構造を注意深く調べるといくつかのものに持続性が見られる。しかし、大多数のアノマリーについて言えば、そのような

持続性は見られない。かくして、ウィークフォームの非効率性の追加的証拠が得られた。市場の効率性の問題は別にして、自己相関の存在は、個別のリターンの効果の時系列モデル化が投資のメリットをもつ可能性を示唆している。

12. リターンの規則性とマクロ経済とのつながり

我々は、マクロ経済の事象のような外生的な力が株式の種々の特性にリターンを向ける役割を果たしているのかも知れないことを示唆した。そのようなつながりをすべて調べあげるのはこの論文の視野を越えている。しかし、いくつかのありうる関係を以下に述べておく。

1つの特殊なマクロ経済の尺度は株式市場のリターンである。経済全体のレベルでは、景気先行指標に含まれていることで示されるようにこの尺度は有用である。株式市場の属性に対するリターンについての説明力もあるかもしれない。事実、市場では一般的に低PER株とハイイールド株は「市場運動的(defensive)」な性質であると言われている。したがって、そのペイオフは株式市場の方向に依存していると考えよう。

この可能性をテストする簡単な方法は、市場が上がっている時と下がっている時のアノマリーのリターンを別々に調べてみることである^(註81)。ここで取ったより厳密な方法は、月次のアノマリーのリターンを月次のマーケットの超過リターンに時系列回帰させることであ

表IV アノマリーリターンの自己相関

アノマリー	ナイーブ アノマリー					ピュア アノマリー				
	自己相関1ヵ月	t 値	自己相関2ヵ月	t 値	Q 統計値	自己相関1ヵ月	t 値	自己相関2ヵ月	t 値	Q 統計値
低 PER	0.16	1.7*	-0.01	-0.1	61.2	0.06	0.6	0.25	2.6**	45.1*
小規模	0.03	0.3	0.08	0.8	31.3	0.09	0.9	-0.06	-0.6	30.5
イールド	0.23	2.4*	-0.05	-0.5	35.0	0.22	2.3*	0.04	0.4	22.8
ゼロイールド	0.19	2.0*	0.06	0.6	48.6*	0.07	0.7	0.03	0.3	29.2
ネグレクト	-0.20	-2.1*	0.10	1.0	29.7	-0.12	-1.2	-0.05	-0.5	18.0
低価格	0.14	1.5	-0.03	-0.3	40.7*	0.21	2.2*	0.16	1.7*	32.0
純資産/株価	0.14	1.5	-0.01	-0.1	24.0	0.06	0.6	0.09	0.9	32.9
売上/株価	0.14	1.5	-0.06	-0.6	32.2	0.07	0.7	-0.03	-0.3	21.9
キャッシュ/株価	0.13	1.4	-0.03	-0.3	39.1	0.13	1.4	0.06	0.6	43.1*
シグマ	0.20	2.1*	0.02	0.2	34.8	0.21	2.2*	0.16	1.7*	74.2*
ベータ	0.14	1.5	-0.09	-0.9	25.7	-0.10	-1.0	-0.22	-2.3*	42.1*
共歪度 (coskewness)	0.23	2.4*	0.00	0.0	20.2	0.02	0.2	0.03	0.3	26.7
Controversy	0.00	0.0	-0.11	-1.1	24.8	-0.18	-1.9*	-0.13	-1.4	30.2
予想利益のトレンド(-1)	0.02	0.2	-0.11	-1.1	36.4	0.13	1.4	-0.01	-0.1	24.4
予想利益のトレンド(-2)	0.07	0.7	-0.26	-2.7**	46.5*	0.07	0.7	-0.08	-0.8	20.6
予想利益のトレンド(-3)	0.05	0.5	-0.25	-2.6**	50.9**	0.13	1.4	-0.08	-0.8	32.9
アーニングサブプライズ(-1)	0.14	0.8	-0.01	-0.1	13.6	0.03	0.2	0.17	1.0	15.2
アーニングサブプライズ(-2)	-0.04	-0.2	0.03	0.2	31.7*	-0.02	-0.1	-0.03	-0.2	24.8
アーニングサブプライズ(-3)	0.14	0.8	-0.02	-0.1	37.6**	-0.02	-0.1	-0.09	-0.5	37.5**
利益の torpedo	0.29	3.0**	0.17	1.8*	47.6*	0.18	1.9*	0.25	2.6**	46.8*
相対力(強度)	0.24	2.5*	-0.04	-0.4	17.4	0.39	4.1**	0.12	1.2	39.4
残差リバーサル(-1)	-0.03	-0.3	-0.06	-0.6	31.7	0.08	0.8	0.01	0.1	30.1
残差リバーサル(-2)	0.05	0.5	-0.07	-0.7	30.5	0.02	0.2	-0.13	-1.4	35.3
短期 tax	0.01	0.1	-0.10	-1.0	37.5	-0.03	-0.3	-0.07	-0.7	28.5
長期 tax	0.21	2.2*	0.02	0.2	28.2	0.15	1.6	-0.17	-1.8*	36.7
平均	0.11	4.9**	-0.03	-1.8*		0.07	3.1**	0.01	0.4	

* 10%水準で有意

** 1%水準で有意

る(註82)。表Vはナイーブとピュアアノマリーに対する時系列回帰の結果を示している。切片は市場がフラットな月(すなわち、マーケットに超過リターンがないとき)の各アノマリーのペイオフである。傾きあるいは市場の感応性は、1%の市場の超過リターンが与えられたときに、切片を上回る(下回る)アノマリーの増加リターンを表している。

低PER株は防御的であるという伝統的な知恵は有効である。実際、表Vに示した傾きの係

数が負であるということは低PER株がベア(弱気)の時と比べてブル(強気)の時の方が相対的に良くないことを示している。しかし、低PER株へのクロスセクションでの1標準偏差のエクスポージャーに対する0.66%のペイオフを完全に相殺するためには1ヵ月の超過市場リターン6% $(-0.11 \times 6\% = -0.66\%)$ を要する。この防御性は傾きの係数が零のピュア低PERアノマリーにまで持ち越されるわけではない。言い替えれば、低PER株アノマリーのピ

表V アノマリーリターンの市場リターンの回帰

アノマリー	ナイーブ アノマリー				ピュア アノマリー			
	切片	t値	傾き	t値	切片	t値	傾き	t値
低 PER	0.66%	4.4**	-0.11	-2.8**	0.46%	4.6**	0.00	0.2
小規模	0.16	2.4*	-0.01	-0.4	0.12	2.7**	-0.00	-0.2
イールド	0.13	1.1	-0.23	-8.4**	0.06	1.0	-0.05	-3.5**
ゼロイールド	-0.17	-0.7	0.27	4.9**	0.15	1.2	0.01	0.2
ネグレクト	0.18	2.6**	-0.07	-4.1**	0.13	2.3*	-0.05	-3.7
低株価	0.02	0.2	-0.05	-2.5*	-0.00	-0.1	0.03	2.1*
純資産/株価	0.25	2.4*	-0.13	-5.5**	0.08	1.1	0.02	0.9
売上/株価	0.15	2.7**	0.05	3.8**	0.15	3.4**	0.02	2.2*
キャッシュ/株価	0.44	3.5**	-0.13	-4.5**	0.04	0.7	-0.01	-0.4
シグマ	-0.07	-0.3	0.38	7.2**	0.05	0.4	0.05	1.7*
ベータ	-0.21	-1.6	0.33	10.7**	-0.09	-0.9	0.21	9.7**
共歪度 (coskewness)	-0.02	-0.2	0.13	5.3**	0.04	0.6	0.00	0.2
Controversy	-0.38	-2.4*	0.07	2.2*	-0.07	-1.0	0.03	1.7*
予想利益のトレンド(-1)	0.49	4.9**	-0.02	-0.8	0.49	7.9**	0.02	1.6
予想利益のトレンド(-2)	0.40	4.3**	-0.00	-0.0	0.28	4.8**	0.01	0.4
予想利益のトレンド(-3)	0.27	2.8**	0.03	1.2	0.18	3.6**	0.01	0.9
アーニングサプライズ(-1)	0.11	1.6	-0.01	-0.4	0.52	3.5**	-0.01	-0.1
アーニングサプライズ(-2)	0.36	1.8*	-0.02	-0.8	0.17	0.6	-0.01	-0.2
アーニングサプライズ(-3)	-0.06	-0.6	-0.00	-0.2	-0.21	-1.0	-0.04	-0.8
利益の torpedo	-0.02	-0.2	0.03	1.3	-0.10	-1.6	-0.00	-0.3
相対力(強度)	0.15	0.8	0.17	4.9**	0.28	3.1**	0.09	4.5**
残差リバーサル(-1)	-0.53	-4.7**	-0.01	-0.6	-1.08	-17.5**	-0.01	-0.7
残差リバーサル(-2)	-0.16	-1.7*	0.05	2.3*	-0.37	-8.2**	0.02	1.5
短期 tax	-0.15	-0.8	0.12	2.6**	-0.09	-0.8	0.06	0.6*
長期 tax	-0.25	-1.8	0.04	1.3	0.02	0.3	-0.02	-1.0

* 10%水準で有意

** 1%水準で有意

アノマリーリターンはマーケットの動きに影響されな
いということである。図Aをみれば次のことが
確認できる。ピュア低PERアノマリーには
1982年半ばから1983年半ばまでの超強気相場の
ときには付加価値はなかったが、1984年半ばか
ら1985年後半までのような上昇相場のときはそ
うではなかった。

伝統的知恵は、イールド属性についても裏付
けられた。高いイールドのリターンは、ピュア
の回帰もナイーブの回帰についても強い負の傾

きを持っており、相対的なペイオフは市場の向
きと逆であることを示している。しかし、他の
属性は同じ方向に動いている。例えば、ヒスト
リカルベータの月次のピュアリターンもナイー
ブリターンも市場の超過リターンに密接かつ正
の関係で結びついている。また、市場の動きと
アーニングコントロールバシ及び相対力(強度)
に対するリターンの間には強い正の関係があ
る。

こういったあてはめられた時系列の関係は、

株式の特性に対するリターンを市場リターンの条件付きで予測するための簡単なメカニズムを表している。また、有意に市場に関連した成分が株式のベータの予測値を形成する場合にあらかじめ指定された種々の属性の力を照らしだしている^(註83)。例えば、低イールドとネグレクトのリターンは市場の動きと負の関係をもつ（両方も -0.05 の傾きをしている）から、これらの特性をもつ個々の株式は、それぞれの特性をもたないものよりも低いシステマティックリスクを示す傾向があるだろう。我々の分析では、各ピュアアノマリーのリターンの系列を引き出す時にヒストリカルベータをコントロールしていることに注意されたい。予想した通り、ピュアの場合に予測ベータに最も寄与したのは Vasi-
chek 修正をしたヒストリカルベータで、傾きの係数は 0.21 で、 t 統計値は 9.7 であった。読者はこの係数が 1 と大きく違うのを不思議に思うだろう。その答は我々の分析では、raw-formの予測ベータとは違う縮尺をした、規準化されたヒストリカルベータの尺度を用いたことにある。

我々は、前に低PER効果を純化するとその市場関連の成分が消えてしまうということを述べた。同じ様な減少がゼロイールド、現金/株価及び共歪度の市場感応度についても起こった。実際、低株価と純資産/株価の尺度の市場感応度は純化されると符号が逆転してしまった。ナীবアノマリーは、その対応するピュアアノマリーと異なり、お互いの代理変数となっていて、しかもその市場感応性は加算可能ではないから、ベータの予測には明らかに不適格

である。

表Vのナীবアノマリーとピュアアノマリーの切片を表IIのアノマリーの月次の平均リターンとを比較すると統計的に有意なアノマリーはマーケットリターンによる調整に対して頑健であることがわかる。例えば、ピュアの売上/株価の切片は15ベシスポイントで t 値は 3.4 であるが、ナীবアノマリーの月次の平均リターンは17ベシスポイントで t 値は 3.1 である。この類似はピュアの売上/株価の傾きの係数が統計的に有意であることにかかわらず成立する。

さらに、前の種々のアノマリーの1月の季節性についての報告もマーケットリターンによる修正に頑健である。事実、我々の結果は相対力(強度)の尺度について一層決定的なものになるだろう。前のほうで我々は1月とそれ以外の月のリターンは予想したとおりの方向だったが、統計的には有意ではないことを報告した。しかし、 2.3% の1月のマーケットの平均超過リターンを調整すると、1月と1月以外の月の切片の差異は 1% の水準で有意になる。このことは、1月における相対力(強度)のピュアリターンが負であるのは税務上のペイオフを遅らせるための利食いから生じているという我々の議論を一層支持するものである。

前に我々が指摘したように、株式のリターンの規則性の存在がCAPMやAPTも含めた現状の資産評価モデルとEMHに疑問を投げかけている。また、アノマリーのリターンを市場の超過リターンに時系列回帰させた時のピュアア

ノマリーの切片が有意なことも、マルチファクターのCAPMの有効性に疑問を提起している^(註84)。

13. 結 論

残差リバーサルとアナリストの利益予想のトレンドのようなアノマリーは株式市場の非効率性の真の懐のようである。低PERと小規模性のような他の効果は非定常的であるように思われる。それらはアノマリーかもしれないし、あるいは広いマクロ経済のフレームワークの中だけの実証的なリターン^(註84)の規則性を表しているのかもしれない。もっと良いデータベース(リアルタイムの価格のような)と大規模なコンピュータの力が使えるようになるとともに、新しいリターンの規則性を明らかにすることができる可能性が、将来には開かれている。しかし、同時に我々がもっと良いリスクの測定法と新しい資産評価モデルを開発するとともに、観測された事実に合致するような新しい理論がまちがいに生じてくるだろう。両方の最前線での進歩を見守るのは興味深いものであろう。(完)

(本稿の執筆にあたって、ドレクセルバーナム社のDecision Analysis Investment System、IDC社、リンチ、ジョーンズ&ライアン社のI/B/E/S、スタンダード&プアーズ社にはCompustatのデータとシステムサポートにそれぞれ感謝する。)

原 注

53. 例えばArbel (“Generic Stocks”表I)はPERはネグレクトの代理変数かもしれないと述べている。Reinganum (“Misspecification of Capital Asset Pricing”Table I) and Banz and Breen (“Sample Dependent Results Using Accounting and Market Data,”表I)は規模効果がPER効果を包含していることを発見している。我々の結果は、独立したPER効果を認めたDowne, Bauman (“The Relative Importance of Size, P/E and Neglect,”)とCook, Rozeff (“Size and Earnings Price Ratio Anomalies,”)の結果と一層コンシステントである。
54. 実際、サンプル期間を等しい長さの2つの小期間に任意に分割すると25個のアノマリーの尺度のうち8個のビューリターンの分散が有意に異なり(1%の有意水準で)、そして3個のアノマリーに対する平均の月次ビューリターンが有意に異なっている。もちろん同等性が棄却されるこれらの頻度はその系列が本当に定常的な場合に1%のレベルで偶然のみから期待される確率よりもずっと多い。分散の同等性が棄却されるとき平均差の検定はより厳密なコクランの基準が使われる。こういった検定は両側検定であった。G. SnedecorとW. Cochran *Statistical Methods* pp. 104-116を参照。
55. このことは、PER効果が規模効果を包含しているということを発見したBasu (“The Relationship Between Earnings Yield, Market Value and Return for NYSE Common Stocks,” in Table I,)に矛盾している。しかし、我々の発見は前に引用した3つのマルチファクターモデルの全部が有意な規模効果を示しているのとコンシステントである。
56. Brown, Kleidon and Marsh (“New Evidence on the Nature of Size-Related Anomalies in Stock Prices,” *op. cit.*)は小規模性がリターンに有害であった主な時期について詳細に報告している。

57. 規模効果とマクロ経済効果のつながりを分析したものとして (K. Chan, N. Chen and D. Hsieh, "An Exploratory Investigation of the Firm Size Effect, *Journal of Financial Economics* 14 (1985), pp. 451-471.) を参照。いくつかの事前のリスクプレミアムとのつながりについては、Keim, Stambaugh "Predicting Returns in the Stock and Bond Markets" 表 I を参照。

種々の単一のリターン効果とそのマクロ経済的な相関の分析は R. Arnott and W. Copeland, "The Business Cycle and Security Selection," *Financial Analysts Journal*, March / April 1985, pp. 26-32 を参照。多変量のファクターの分析には V. Marathe, "Elements of Covariance in Security Returns and their Macroeconomic Determinants" (U. C. Berkeley PhD, dissertation, 1979). を参照。

58. Rosenberg, Reid and Lanstein, "Persuasive Evidence of Market Inefficiency," *op. cit.*; BARRA Research Seminar, June 1986, *op. cit.*
59. Lakonishok と Shapiro ("Stock Returns, Beta, Variance and Size," in Table I) は規模効果がベータとシグマの両方に対するリターンを包含していることを発見している。Tinic と West ("Risk, Return and Equilibrium") はベータ、シグマ、規模に対するリターンの相互作用はその月が 1 月かどうかにかかわらず依存していることを報告している。我々は 1 月は別に含味する。

Sharpe のマルチファクターベータには時間を追ったリターンの累積はなかった。Reid のマルチファクターベータも正のトータルペイオフがあったが、 t 値は全く有意ではなかった。さらに Reid のモデルは共歪度とシグマのファクターも含んでいた。共歪度のファクターには有意な累積リターンが見られた。シグマには有意な負の限界ペイオフが見られた。

60. システマティックリスクに対するリターンの非正常性を示したのは Tinic と West "Risk,

Return and Equilibrium" 表 I である。

61. Rosenberg, Lanstein and Reid (RLR) ("Persuasive Evidence of Market Inefficiency," *op. cit.*) は -13.8 の t 値を報告、そして Reid のマルチファクターの残差リバーサルは -15.0 に達している。我々のものは期間が短いにもかかわらず -17.8 とやや強い。RLR は 91.3% の一貫した割合を報告しているが、我々の月次のペイオフの 108 個のうち 103 個が負で 95.4% の一貫性がある。

しかし、RLR の尺度はスペシフィックリターン (ファクターリターンの要因を引いたあとの) であるが、我々と Reid のものはベータで調整した市場リターンの残差である。Reid がふれているように、2 つのアプローチでは同じような大きさのリバーサルになる。この尺度を構成する際に価格にラグを持たせることによって、プライシングのエラーや bid/ask のスプレッドからこの尺度を抽出するのは不可能であることにも注意されたい。しかし RLR はそのような懸念に関してはその尺度は頑健であることを示す診断 (diagnostics) をいくつか行っている。さらに観測された 2 ヶ月目のリバーサルの持続性は構成上どんなプライシング上の懸念からも免かれている。

62. "Factor Related and Specific Returns of Common Stock," *op. cit.*
63. クラスタ分析のファイナンスへの初期の応用については see J. Farrell "Analyzing Covariance of Returns to Determine Homogeneous Stock Groupings," *Journal of Business*, April 1974, pp. 186-207. を参照。
64. 市場リターンが通常ではない月は一般的に説明力はもっと高かった。これはそうだった月はベータによって説明されるクロスセクションのリターンの変動が大きくなったことによる。ベータの市場感応度の定量化のためには表 V のベータの議論を参照。
65. Sharpe, "Factors in New York Stock Exchange Security Returns, 1931-1979," *op. cit.*, p. 9. を参照。

Sharpe のモデルの R^2 は、時系列が40%に対し、クロスセクションでは10%である。前者は銘柄間 (across stocks) の平均 (時間的な回帰)。後者は月次間 (across months) の平均 (銘柄に回帰)。Sharpe は2つの尺度の差について論じている。

66. 例えば税法の目立つ特徴と、最適トレーディング戦略がそれから受ける影響は通常は比較的一定である。それほど人間の本性は変わらない。したがって観測された“非合理的”な (CAPM や EMH に矛盾する) 行動は将来も合理的になる必要はない。人間の非合理性と証券市場について議論したのとして K. Arrow “Risk perception in Psychology and Economics,” *Economic Inquiry*, January 1982, pp. 1-9. を参照。
67. B. Jacobs and K. Levy, “Anomaly Capture Strategies” (Paper presented at the Berkeley Program in Finance, September 1986.
68. 同時に推定する平均の数が2を越えているときに、それぞれのヒストリカル平均を個別に用いることは“非許容的 (inadmissible)”である。推定量は未知の真の平均値に独立でリスクの小さい (平均2乗誤差からみて) ものが他にあれば非許容的である。James-Stein 推定量はすべての個別のヒストリカル平均を総平均の方向へ収縮 (Shrink) している。各ヒストリカル平均の収縮ファクター (shrinking factor) は標準偏差の逆になっている。かくして収縮ファクターはランダム性の程度あるいは各尺度の不確実性と正の相関がある。
- W. James and C. Stein, “Estimation With Quadratic Loss,” *Proceedings of the 4th Berkeley Symposium on Probability and Statistics* (Berkeley : U. of Ca. Press, 1961) pp. 361-379. を参照せよ。
69. 平均値の差の検定を適用する前に、各要因の1月と1月以外の分散が等しいかどうかをチェックするためにF検定を用いた。分散が等しいという仮説は3つのケースのみ棄却され、続く平均値の差の検定では3つのケースはすべて

厳密なコ克蘭の基準に対して頑健であった。したがって、1月と1月以外の月の差に示された検定は、プールされた1月と1月以外の月のリターンの分散の推定値に基づいている。これらの検定は tax-loss の尺度以外は両側検定であった。理論的に1月の tax 尺度の係数はプラスが予想されるから片側検定を用いた。(注54を参照)

70. 例えば規模については、Keim, “Size-Related Anomalies and Stock Return Seasonality,” 表 I を参照; controversy については、R. Arnett and W. Copeland, “The Business Cycle and Security Selection,” *op. cit.*; を参照; tax の尺度については、Reinganum, “The Anomalous Stock Market Behavior of Small Firms in January,” 表 I を参照。
71. Arbel “Generic Stocks,” 表 I と比較せよ。
72. イールドについては例えば Keim, “Dividend Yields and the January Effect” シグマについては Tinic and West, “Risk Return and Equilibrium. を参照。相対強度については Brush, “Eight Relative Strength Models Compared,” *op. cit.* を参照。こういった論文の著者たちが注目したアノマリーは我々のものよりも少ないから、サンプル期間も長く、統計的検定力も大きい。彼らの発見は我々のものとコンシステントだが、統計的にも有意である。
73. 例えば Cook and Rozeff, “Size and Earnings/Price Ratio Anomalies,” 表 I を参照。
74. Chan (“Can Tax Loss Selling Explain the January Seasonal in Stock Returns?” *op. cit.*) は暦年で2年前の loss には最近時の暦年の loss と同じ位の1月効果があることを報告している。我々の長期の尺度は Chan のものより範囲が広いから、長期の loss からのもっと大きい影響さえも予想されていないわけではない。
75. Shefrin and Statman, “The Disposition to Sell Winners Too Early and Ride Losers Too Long” *op. cit.* を参照。
76. Arbel (“Generic Stocks” 表 I) はネグレクトの季節性の考えられる説明として年末の情

報の発表をあげている。しかし、V. Chari, R. Jagannathan and A. Ofer ("Fiscal Year End and the January Effect" (Kellogg Graduate School of Management working paper #20, July 1986)) は決算期が12月以外のものについては、決算末には超過リターンが見られないとして、Arbel の命題に疑問を投げている。

Kato と Schallheim ("Seasonal and Size Anomalies in the Japanese Stock Market," *op. cit.*) は日本の1月/6月の季節性と米国の1月/規模アノマリーの考えられる説明として、経済全体の追加的流動性をあげている。しかし、tax-loss-selling を正しくコントロールしたあとでは1月/規模の季節性が包含されるといふ我々の発見はこの原理に矛盾していることが明らかである。

77. J. Grant, "Long-Term Dependence in Small Firm Returns" (Boston College working paper #84-10, March 1984); Fama and French, "Permanent and Temporary Components of Stock Prices," *op. cit.*; A. Morgan and I. Morgan, "Measurement of Abnormal Returns From Small Firms," *Journal of Business and Economic Statistics*, January 1987, pp. 121-129; and A. Lo and C. MacKinlay, "Stock Market Prices Do Not Follow Random Walks: Evidence From a Simple Specification Test" (National Bureau of Economic Research, working paper #2168, February 1987) は規模効果に対するナイーブリターンの周期性について論じている。
78. Rosenberg and Rudd "Factor Related and Specific Returns of Common Stocks," *op. cit.* 期待リスクプレミアムの変動がリターンの自己相関を引き起こしているという考えは早くから Fama が *Foundations of Finance* p. 149 の中で議論している。
79. 各要因の t 値は Bartlett の近似を使って計算した。G. Box and G. Jenkins, *Time Series Analysis: Forecasting and Control*, revised ed. (Holden-Day, 1976), pp. 34-36. を参照。
80. 我々が使った基準 (metric) は G. Ljung と G. Box. "On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models," *Biometrika* 65 (1978), pp. 297-303. によるかばん検定統計量 Q である。非定常性の検定のために各要因に対する最初の31個の自己相関ラグを用いた (アーニング・サブライズのラグは18である)。
81. そのようなアプローチは Lakonishok と Shapiro "Stock Returns, Beta, Variance and Size," 表 I がとっている。
82. 特に、独立変数は月次の S&P500 の (T-bill レートを超える) 超過リターンである。こういったタイプの分析は Sharpe と Reid のマルチファクターの業績の中でも行われている。
83. このアプローチの先駆的業績は B. Rosenberg and W. McKibben, "The Prediction of Systematic Risk in Common Stocks," *Journal of Financial and Quantitative Analysts*, March 1973, pp. 317-333. である。
84. Sharpe, "Factors in New York Stock Exchange Security Returns, 1931-1979," *op. cit.*, pp. 17-18. を参照。リスクプレミアムの変動によって、マルチファクター CAPM に矛盾しないような有意な正の切片が現れるだろう。しかし、前にも注意したように、我々の行った自己相関の結果からはアノマリーのリスクプレミアムが変動しているという結果は、一般的には支持されない。事実意味のある、リスクのどんな定義でも、いくつかのリターン効果のように、一時的なものであるというのは疑わしい。さらに残差リターンリバーサルのようなうつつりやすい (fleeting) リターン効果は Roll の CAPM 批判に対しては中立のはずである。なぜならそういった効果はマーケットポートフォリオのどんな定義に対しても頑健とってよさそうだからである。R. Roll, "A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests, Part I: On Past and Potential Testability of the Theory," *Journal of Financial Economics*, March 1977, pp. 129-176. を見よ。