

日本の株式市場におけるリスク・リターン関係の再吟味

LUONG QUY TOAN

要 約

本稿では、1952年から2006年までの東京証券取引所・第1部の上場企業を対象に、日本の株式市場におけるリスクとリターンの関係を再検討した。新たに2段階逐次処理法を適用した結果、日本の株式市場におけるリスクとリターンの関係は、ノン・リニア（非線型）である事実を確認できた。つまり、リターンとベータの関係を検討したところ、「非線型変数は証券間の期待収益率の差を説明するのになんら貢献しない」という帰無仮説を棄却した。日米の多くの研究では、線型性仮説と非線型性仮説を同時に否定している。なお、部分期間についてのみ線型性を支持する研究もある。これに対して、本稿の分析結果では、部分期間について見ると線型性仮説が棄却されない期間もあるが、期間を長く取るほど、ノン・リニア関係が、確実に安定しているという事実が確認できた。要するに、リスクとリターンとの間に非線型関係が成立していることを初めて確認できた。

キーワード：CAPM, ベータ, リニア（線型）関係, ノン・リニア（非線型）関係

謝 辞

本稿の執筆にあたり國村道雄教授のご指導を受けました。ここに記して感謝します。ただ、本稿に誤りがあるとすれば、すべて私の責任であることはいうまでもありません。

1. はじめに

本研究の目的は、54年間のという長期の月次データを使用し、「2段階の逐次処理方式」（國村、2007）という新しい検証方式を適用して、日本の株式市場におけるリスクとリターンの関係を再検討することである。

日本では、CAPMに関する検証の研究が多く存在している。そのほとんどは、アメリカで開発された検証方式をそのまま適用したものである。表1は日本の株式市場を対象にCAPMの検証を行った主要な論文の検証方式と検証結果をまとめたものである。

表1から分かるように、Fama and MacBeth (1973)型の検証方式が圧倒的に多く使用された。周知のように、Fama and MacBeth (1973)型の検証方式は、①ポートフォリオ編成期間 (portfolio formation period), ②初期推定期間 (initial estimation period), ③検証期間 (testing period) といった3段階からなるものであるため、3段階方式と呼ばれている。この方式が効果的であるためには、ベータが時間の経過に対して安定的であることが望ましい。すなわち、第1段階で推定されたベータの株式間の大小関係は、第2段階に推定されたベータについても、ほぼ同様に成立することが望ましい。各ポートフォリオに含まれる株式の構成は、両期間不変のままだからである。

表1 CAPMの線形性に関する日本市場でのポートフォリオ型の検証

CAPMの検証論文	検証期間	検証方式	検証結果：リスクとリターンの関係
紺谷 (1978)	1959-1974	3段階・一括処理・FM型	フラット
佐藤 (1980)	1953-1978	3段階・一括処理・FM型	フラット
榊原 (1983)	1957-1979	2段階・一括処理・BJS型	フラット：ただし一部期間のみ線形
Hawawini (1991)	1960-1985	3段階・一括処理・FM型	フラット
Hodoshima, etal (2000)	1956-1995	3段階・一括処理・FM型	フラット：ただし事後条件付では線形

注：スリー・ファクターモデル，マルチ・ファクターモデル，APT，消費CAPMなどを除く

検証方式

ポートフォリオ型：ベータを大きい順にいくつかのポートフォリオにまとめベータの測定誤差を小さくする方法

3段階：①ポートフォリオ編成期間，②初期推定期間，③検証期間

2段階：①ポートフォリオ編成期間兼初期推定期間，②検証期間

一括処理法：重複のないベータ推定期間で推定されたベータを複数の検証期間に共通利用する方法

なお，逐次処理法：ベータ推定期間で推定されたベータを1つの検証期間のみに利用する方法。

BJS型：Black, Jensen and Scholes (1972)

FM型：Fama and MacBeth (1973)

出所：筆者作成

一方、日本のベータ値の時間の経過に対する安定性を調査した小峰 (1977)、青山 (1979)、佐藤 (周, 1984) の研究報告からみると、日本株式のベータは、個別銘柄についても、ポートフォリオについても、安定していないということがわかる。このように、Fama and MacBeth (1973) 型の検証方式を日本のデータにそのまま適用するには問題が残る。

しかし、日本のベータ値は時間の経過に対して安定性が欠如しているということを指摘した研究があったにもかかわらず、その後のCAPMの研究でも、このようなベータ値の事情を考慮せずに、Fama and MacBeth (1973) 型の検証方式をそのまま日本のデータに適用している。したがって、日本の株式市場におけるリスクとリターンの関係は、過去の研究によつて的確に描かれているかどうかは疑問が残る。

一方、日本のベータ値の安定性のことを考慮して、Black, Jensen and Scholes (1972) の2段階方式を採用した研究もあった。2段階方式では、ポートフォリオ編成期間と初期推定期間が1つになるため、Fama and MacBeth (1973) 型の検証方式における、ベータ値の時間の経過に対する安定性が問われる初期推定期間は不要になる。2段階方式を使って、1957-78年の期間についてCAPMの検証をした榊原 (1981, 1983) の報告によれば、部分期間について見ると、CAPMの妥当性が棄却されない時期があるということである。この発見は、Fama and MacBeth (1973) の3段階方式を用いた他の研究結果とは明らかに異なっている。

ところが、3段階法の諸研究と同様に、榊原 (1981, 1983) が使ったBlack, Jensen and Scholes (1972) の2段階方式も「検証手続き上の厳密性」の問題を抱えている。すなわち、Black, Jensen and Scholes (1972) の2段階方式では、ベータ推定期間に推定されたベータは、翌月から12カ月間にもわたって、1年とした検証期間に利用されることになる。過去24カ月のデータで推定されたベータを半年以上先のリターンの予測に利用するというのは、時間の経過とともに生じるベータ値の変化を無視することに等しい。したがって、この方式は、検証手続きでは厳密性が欠けていると言える。

これに対して、本研究に採用した「2段階の逐次処理方式」は、ベータ推定期間に推定されたベータを翌月の検証期間のみに1回だけ利用する方法である。この方式は、上述したベータ値の安定性のことが回避できる Black, Jensen and Scholes (1972) の2段階方式を、手続き上の厳密性という視点から補完したものである。

2. データ

本研究では、日本の株式市場を対象に、CAPMを検証する。個別銘柄の収益率は東京証券取引所・第1部市場に上場されている普通株の全銘柄の月次投資収益率データを使用する。市場収益率は加重方式で算出された指数である。これらのデータ（個別銘柄及び市場の収益率データ）は、日本証券経済研究所が作成したCDROM「株式投資収益率2006」から抽出する。データ期間は1952年1月から2006年12月までの55年間である。

また、実証分析で用いる個別銘柄データには、途中で合併あるいは倒産による上場廃止となった銘柄は含まれていないため、分析結果はあくまで2006年12月という時点まで生き残っていた銘柄群に偏っていることになる。

3. 検証方法

本研究は、ポートフォリオ・アプローチの2段階方式を採用する。また、2段階目のベータの適用では、逐次処理方式（国村，2007）を採用する。

逐次処理方式は、検証手続きの厳密さを考慮し、Black, Jensen & Scholes (1972) 法を発展させたものである。以下、まず逐次処理方式を紹介し、次に Black, Jensen & Scholes (1972) 法との相違点について述べる。

3.1 逐次処理方式

逐次処理方式は、次の検証手続きを踏んで、行われるものである。

まず、第1段階として、1954年1月1日付けで東京証券取引所・第1部市場に上場されているすべての株式のうち、過去24カ月間の月次投資収益率のデータが利用できる株式 n 銘柄 ($j=1\cdots, n$) を対象に、1952年1月から1953年12月までの24カ月について、 R_{jt} を R_{mt} に回帰させ、下記の型の市場モデルを推定する。

$$(1-1) \quad R_{jt} = \hat{\alpha}_j + \hat{\beta}_j R_{mt} + e_{jt}$$

推定量 $\hat{\beta}_j$ は、株式 (j) のベータ・リスクを表している。

次に、株式 n 銘柄 ($j=1\cdots, n$) は、この $\hat{\beta}_j$ の値の大きさに従って、高いものから低いものへと順位づけて、14個のポートフォリオ (p) ($p=1, 2, \dots, 14$) へと配分する。端数の株式は、すべて最後の最も低い $\hat{\beta}_j$ をもつ株式からなるポートフォリオに編入する。ポートフォリオのベータ ($\hat{\beta}_p$) が、それぞれのポートフォリオを構成する株式のベータ ($\hat{\beta}_j$) の単純平均として計算される。

第3に、 $\hat{\beta}_j$ の推定に利用した期間（1952年1月—1953年12月）の翌月、すなわち1954年1月の

みについて、ポートフォリオの月次投資収益率 (R_{pt}) ($p=1, 2, \dots, 14, t=1954$ 年1月) が、それぞれのポートフォリオを構成する株式の月次投資収益率 (R_{jt}) の算術平均として計算される。

第4に、以上の手続きを1カ月ずらして繰り返す。すなわち、1954年2月1日付けで東京証券取引所・第1部市場に上場されていて、かつ過去24カ月の月次投資収益率のデータが完備している株式について、1952年2月から1954年1月までの24カ月の月次投資収益率を使って、上記の式の $\hat{\beta}_j$ を推定する。次に、この $\hat{\beta}_j$ の大きさに従って株式を順位づけ14個のポートフォリオへ割り振ったうえで、各ポートフォリオのベータを計算する。最後に、14個のポートフォリオごとに、1954年2月のみについて、ポートフォリオの月次投資収益率 (R_{pt}) ($p=1, 2, \dots, 14, t=1954$ 年2月) が、それぞれのポートフォリオを構成する株式の月次投資収益率の単純平均として算定される。以上の手続きを、1954年3月1日付け、1954年4月1日付け、……等々、2006年12月1日付けにいたるまで、636回繰り返す。

以上の結果、14個のポートフォリオごとに、月次投資収益率の636カ月(1954年1月—2006年12月)とそれに対応するベータの時系列データが得られる。14個のポートフォリオのそれぞれについて、636カ月(53年間)の月次収益率の平均値 (\bar{R}_p) とそれに対応するベータの平均値 ($\bar{\beta}_p$) を計算する。

最後に、($\bar{R}_p, \bar{\beta}_p$) のもとで、次の二つのモデルを推定する。

$$(2-1) \quad \bar{R}_{pt} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t} \bar{\beta}_{p,t-1} + \mu_{pt}$$

$$(2-2) \quad \bar{R}_{pt} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t} \bar{\beta}_{p,t-1} + \gamma_{2t} \bar{\beta}_{p,t-1}^2 + \mu_{pt}$$

式(2-1)が、2パラメーターの標準的「資本資産の価格形成モデル」である。式(2-2)で、線型性をテストする。 γ_2 がゼロと有意に異なっていないかぎり、リスクとリターンの間の関係がリニアであるとする Blume & Friend (1973) と Fama & MacBeth (1973) のアド・ホックな非線型モデルである。

3.2 Black, Jensen & Scholes 法との相違点

逐次処理方式では、 $\hat{\beta}_j$ の再推定が R_{jt} と R_{mt} のデータを1カ月ずつずらして繰り返される。これに対して、Black, Jensen & Scholes 法による $\hat{\beta}_j$ の再推定は1年ごとに繰り返される。例えば、ポートフォリオの月次収益率が、1954年1月から12月までの12カ月にわたって、1カ月ずつ変化していくにもかかわらず、それぞれの月に対応する $\hat{\beta}_j$ の期間は変わらず、1952年1月から1953年12月までの同24カ月とされる。このようにして、Black, Jensen & Scholes 法では、新しい情報が出ていても、 $\hat{\beta}_j$ の再推定による情報の更新が遅れるため、情報のロスが生じやすいと言えるだろう。また、1年から2年間、ベータが変化しないと仮定することになるが、この仮定はかなり非現実的である。

4. 実証結果

検証は、まず、全体期間(1954-2006年)について実施し、次に最後の端数期間を除く5年間ずつの11の部分期間(1954-1958年, 1959-1963年, 1964-1968年, 1969-1973年, 1974-1978年,

1979-1983年, 1984-1988年, 1989-1993年, 1994-1998年, 1999-2003年, 2004-2006年) について実施した。そして最後に, 5年間ずつ累積していく9つの累積期間(1954-1963年, 1954-1968年, 1954-1973年, 1954-1978年, 1954-1983年, 1954-1988年, 1954-1993年, 1954-1998年, 1954-2003年) について実施した。総計21の期間について実施したことになる。図1と表2が日本証券市場における1954-2006年の全期間のリスク・リターン構造を示したものである。全期間636(53年×12ヶ月)のリスクとリターンの平均値などの統計量が示されている。表3と表4は, それぞれ線形式(2-1)と非線形式(2-2)をクロス・セクショナルに推定した結果を示す統計量である。

表3と表4の全体期間欄に示された結果を比較すると, 表4が, 図1に示されたリスク・リターン構造をうまく説明できるということが分かるだろう。

図1および表4の全体期間欄に示された結果によれば, 日本証券市場におけるリスクとリターンの関係は, 二次方程式に従うノン・リニアである。

表4にある全体期間の t 検定量 $t(\gamma_2)$ が, -8.0204 と大きな負値をとり, β_2^2 は証券間の期待収益の差を説明するのになら貢献しない, という仮説を棄却するシステムティックな証拠は十分にある。

また, 表4のパネルAと同表のパネルBの結果を比較すると, この二次方程式に従うノン・リニ

図1 ー 全期間 (1954-2006)

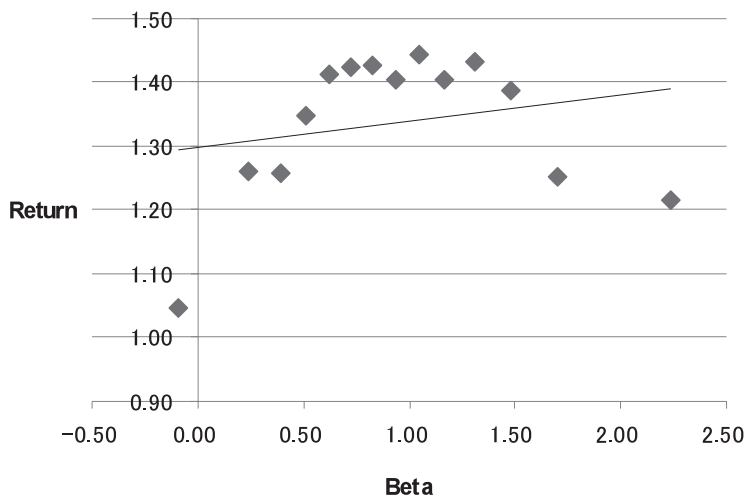


図1 2段階・逐次処理法による日本市場でのCAPMの検証: ベータと収益率の関係

注: 横軸 リスク: ベータ 縦軸 リターン: 収益率

直線はベータと収益率の単回帰

分析方法 2段階・逐次処理法 (本文参照)

分析データ 日本証券経済研究所製の月次株式収益率, 月次加重市場収益率

分析期間 1954年—2006年全期間) 636 (53年×12ヶ月) 回の収益率の検証結果の平均値である。

分析結果 ポートフォリオ1から14ごとに636のベータとリターンの平均値を計算しプロットする。

出所: 筆者作成

表2 2段階・逐次処理法による日本市場でのCAPMの検証：ベータと収益率の関係

ポートフォリオ	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
ベータ														
平均値	2.2368	1.7052	1.4762	1.3078	1.1679	1.0461	0.9343	0.8274	0.7242	0.6214	0.5117	0.3885	0.2366	-0.0896
中央値	2.1657	1.6879	1.4836	1.3370	1.2163	1.1117	1.0089	0.8993	0.7962	0.6845	0.5723	0.4507	0.3011	0.0391
標準偏差	0.3871	0.2724	0.2501	0.2462	0.2494	0.2522	0.2568	0.2614	0.2637	0.2633	0.2641	0.2676	0.2803	0.3683
収益率														
平均値	1.2161	1.2534	1.3862	1.4329	1.4054	1.4426	1.4053	1.4276	1.4247	1.4133	1.3481	1.2578	1.2616	1.0463
中央値	1.2004	1.3694	1.3143	1.7385	1.4114	1.4479	1.6014	1.3746	1.2956	1.4148	1.2444	1.1122	1.3090	1.0723
標準偏差	8.2877	7.3203	6.9475	6.6011	6.3206	6.1115	5.9002	5.7120	5.5201	5.2458	5.0855	4.8887	4.7247	4.4929

注：分析方法 2段階・逐次処理法（本文参照）

分析データ 日本証券経済研究所作製の月次株式投資収益率、月次加重市場収益率

分析期間 1954年—2006年（全期間）636（53年×12ヶ月）回の検証結果の平均値、中央値、標準偏差である。

分析結果 ポートフォリオ1から14ごとに636のベータとリターンの平均値中央値、標準偏差を計算する。

出所：筆者作成

表3 2段階・逐次処理法による日本市場でのCAPMの検証：線型テスト

$$\bar{R}_{p,t} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t} \bar{\beta}_{p,t-1} + \mu_{p,t}$$

期間	標本サイズ	統計量					
		γ_0	$t(\gamma_0)$	γ_1	$t(\gamma_1)$	$\bar{\rho}^2$	標準誤差
全体期間 (1954-2006)	636	1.30	22.3392	0.04	0.7895	-0.03	0.12
パネルA							
1954-1958	60	1.82	18.4060	0.06	0.7102	-0.04	0.17
1959-1963	60	1.99	9.8697	0.23	1.2688	0.04	0.39
1964-1968	60	1.26	10.2296	0.08	0.8916	-0.02	0.22
1969-1973	60	2.37	22.6584	-0.17	-1.7615	0.14	0.20
1974-1978	60	1.83	16.6484	-0.30	-2.7675	0.34	0.23
1979-1983	60	0.75	20.2604	0.22	7.0092	0.79	0.10
1984-1988	60	2.59	25.8954	-0.19	-1.4652	0.08	0.29
1989-1993	60	-0.05	-0.3041	0.09	0.5968	-0.05	0.24
1994-1998	60	-0.57	-9.4457	0.22	4.2804	0.57	0.09
1999-2003	60	0.70	4.8238	0.11	0.8309	-0.02	0.30
2004-2006	60	1.60	14.0110	0.11	1.2100	0.03	0.23
パネルB							
1954-1963	120	1.91	18.9350	0.13	1.5531	0.10	0.19
1954-1968	180	1.69	27.3810	0.12	2.2984	0.25	0.11
1954-1973	240	1.86	34.6435	0.05	1.0660	0.01	0.10
1954-1978	300	1.86	33.1799	-0.02	-0.3875	-0.07	0.11
1954-1983	360	1.66	36.5858	0.04	0.9071	-0.01	0.09
1954-1988	420	1.80	39.5186	0.00	0.0764	-0.08	0.10
1954-1993	480	1.58	29.5147	0.01	0.1700	-0.08	0.11
1954-1998	540	1.35	27.0431	0.03	0.5853	-0.05	0.10
1954-2003	600	1.28	22.7766	0.04	0.7012	-0.04	0.11

注：分析方法 上記の線型モデルによる回帰分析

分析データ 表1と同じ

出所：筆者作成

表4 2段階・逐次処理法による日本市場でのCAPMの検証：非線型テスト

$$\bar{R}_{pt} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t}\hat{\beta}_{p,t-1} + \gamma_{2t}\hat{\beta}_{p,t-1}^2 + \mu_{pt}$$

期間	標本 サイズ	統計量						$\bar{\rho}^2$	標準 誤差
		γ_0	$t(\gamma_0)$	γ_1	$t(\gamma_1)$	γ_2	$t(\gamma_2)$		
全体期間 (1954-2006)	636	1.16	39.5624	0.49	8.2055	-0.21	-8.0204	0.84	0.05
パネルA									
1954-1958	60	1.85	11.3248	0.00	-0.0166	0.02	0.2313	-0.13	0.18
1959-1963	60	1.68	6.6627	1.17	2.1223	-0.46	-1.7921	0.19	0.36
1964-1968	60	1.22	6.1903	0.16	0.4595	-0.03	-0.2255	-0.10	0.23
1969-1973	60	2.24	15.5278	0.19	0.6128	-0.18	-1.2323	0.17	0.20
1974-1978	60	1.61	18.1080	0.47	2.3684	-0.40	-4.1467	0.72	0.15
1979-1983	60	0.74	22.9362	0.31	5.8704	-0.05	-2.1110	0.83	0.09
1984-1988	60	2.59	28.0161	0.13	0.6038	-0.25	-1.7451	0.21	0.27
1989-1993	60	-0.63	-3.6310	1.54	4.3286	-0.72	-4.2364	0.56	0.15
1994-1998	60	-0.57	-4.7066	0.22	1.0195	0.00	0.0001	0.53	0.09
1999-2003	60	0.38	2.6573	1.02	3.5637	-0.40	-3.3781	0.45	0.22
2004-2006	60	1.19	15.5888	1.01	7.5836	-0.35	-7.0850	0.81	0.10
パネルB									
1954-1963	120	1.72	12.9468	0.61	2.4055	-0.21	-1.9743	0.27	0.17
1954-1968	180	1.55	20.0345	0.45	3.1626	-0.14	-2.4627	0.47	0.10
1954-1973	240	1.73	28.6263	0.39	3.3994	-0.15	-3.1233	0.43	0.08
1954-1978	300	1.70	38.7932	0.43	4.9021	-0.20	-5.3823	0.68	0.06
1954-1983	360	1.56	59.3623	0.35	6.8196	-0.15	-6.5646	0.78	0.04
1954-1988	420	1.72	78.1396	0.33	7.2017	-0.16	-7.6922	0.81	0.04
1954-1993	480	1.47	54.9080	0.40	7.2025	-0.19	-7.5800	0.81	0.05
1954-1998	540	1.23	45.6627	0.40	7.1597	-0.18	-7.1525	0.80	0.04
1954-2003	600	1.15	37.9909	0.46	7.4062	-0.21	-7.3020	0.81	0.05

注：分析方法 上記の非線型モデルによる回帰分析

分析データ 表1と同じ

出所：筆者作成

アー関係は、部分期間においては、ランダムになってはいるが、長期間の様子を表す累積期間においては、1954-1963年の期間を除くと、他のすべての期間に有意な t 検定量 $t(\gamma_0)$ 、 $t(\gamma_1)$ 、 $t(\gamma_2)$ が検出され、しかもその t 検定量が時間の経過にもかかわらず高い水準で安定していることが確認できる。なお、決定係数 $\bar{\rho}^2$ についても時間が重なるにつれて高まっている事実が一目瞭然であろう。これにより、日本の証券市場におけるリスクとリターンの関係が、長期的には2次方程式に従う非線形関係であることを改めて確認することができる。そして、2次方程式のノン・リニアであることは、ベータの正の異常値部分（ポートフォリオ12, 13, 14あたり）でリターンは低く評価されたことを意味している。

一方、本研究では、リスクとリターンとの間の関係の線型性仮説に適合している部分期間も発見した。それは1979-1983年と1994-1998年のわずか2つの期間だけである。しかも、興味深いこと

に、1979-1983年については、表3のパネルAに示された結果を見るかぎり、リスクとリターンとの間の線型性仮説は棄却されないということになったものの、表4のパネルAに示された結果では、非線形関係の可能性を棄却するシグナルも見つからなかった。また、両者の決定係数 $\bar{\rho}^2$ を比較すると、2次モデルのほうが上位であり、すなわち極端に言えば、1次モデルよりも、2次モデルのほうが、この期間におけるリスクとリターンの関係の良い近似であると考えても良いだろう。

以上のとおり、本実証研究では、従来の研究と異なる発見を得た。これまで報告されてきたアメリカや日本国内の諸実証研究では、全体としてみると、リスクとリターンとの間の線型性仮説は棄却されない、すなわち $E(\tilde{r}_2)=0$ という仮説を棄却するシステムティックな証拠が見出されなかった、というレベルで終わっている。

国の違い等からくる構造的相違などを考えるとアメリカでの研究結果と比較するのは、慎重でなければならない。また、日本市場でCAPMを検証する先行研究にも、非線形関係の可能性をも吟味する論文があるため、これらと比較するのは意義がある。以下、紺谷(1978)とG. A. Hawawini(1991)の実証結果を取り上げ、非線形関係の検定結果に焦点をあてて、本研究と比較する。

紺谷(1978)は、Fama and MacBeth(1973)型の検証を、1959-74年という期間における日本の株式市場を対象に行った結果、表5のとおり、線型性仮説は棄却されないと報告している。氏は、東京証券取引所・第1部上場普通株の全銘柄の、1952年2月から1974年12月までの月次投資収益率のデータを使って、式(2-1)と式(2-2)を含めた4つの回帰方程式(他の2つについては、本研究とは直接の関係がないため、ここでは言及しない)の係数を、1959年1月-1974年12月(検証期間)について推定し、CAPMの妥当性の判定を試みた。式(2-1)と式(2-2)についての回帰結果は表5にまとめた。

表5の検証期間(1959年1月-1974年12月)に対応する本研究での期間は、1954年1月-1973年12月という期間である。時間は多少ずれているが、この時間的違いを問題とせず2つの検証結果を比較すれば、表4のパネルBから明らかのように、紺谷の報告と異なる結果、すなわち非線形関係の可能性を支持する証拠を得た。

Hawawini(1991)も日本の株式市場におけるベータとリターンの非線形関係の可能性についてテストを行った。氏はFama and MacBeth(1973)及びBanz(1981)と同様な検証を、東京証券取引所・第1部上場普通株の全銘柄の、1955年1月から1985年12月までの月次投資収益率のデータを使って、行った。氏は、非線形関係の可能性をテストする際、非システムティック・リスクについても併せて説明変数として検証モデルに加えた。その回帰結果は、表6に示されている。

表5 紺谷(1978)による日本市場でのCAPMの検証

検証期間	回帰結果
1959-1974	$R_{p,t} = 0.01462 - 0.00122\hat{\beta}_{p,t-1} + 0.33155\hat{\beta}_{p,t-1}^2$ <p style="text-align: center;">(4.06) (-0.30) (0.65)</p>
	$R_{p,t} = 0.01459 - 0.00125\hat{\beta}_{p,t-1}$ <p style="text-align: center;">(4.04) (-0.33)</p>

注：()内はt値

出所：紺谷(1978), pp. 92-93, 表1より筆者作成

表6 Hawawini (1991) による日本市場でのCAPMの検証

検証期間	回帰結果
1960-1985	指数が加重平均の場合
	$R_{p,t} = 0.0078 - 0.0029\beta_{p,t-1} - 0.0011\beta_{p,t-1}^2 + 0.0947\sigma(e)_{p,t-1}$
	(1.78) (0.30) (0.23) (1.56)
	$R_{p,t} = 0.0150 - 0.0046\beta_{p,t-1}$
	(4.90) (1.45)
	指数が単純平均の場合
	$R_{p,t} = 0.0109 + 0.0002\beta_{p,t-1}$
	(3.63) (0.05)

注：() 内は t 値

出所：G. A. Hawawini (1991), p. 242, 表1, 表2より筆者作成

表6から分かるように、 γ_{2t} がゼロと有意に異なっていないため、線型仮説は棄却されないことになった。もし、本研究にある1954-83年、もしくは1954-88年の期間を、これの対応期間とみなせば、上記の回帰結果と表4のパネルBの結果との比較から、両者の違いが明らかであろう。

5. 今後の課題

以上、紺谷とG. A. Hawawiniの検証結果と比較した。その結果、両氏の分析結果では、本研究が主張する非線型関係の可能性を支持するシグナルは見つからなかった。では、なぜ同じ検証対象について、同じ出所のデータを使ったにもかかわらず、こういった違いが生じたのだろうか。本研究で用いられた検証方式と両氏の研究で採用された検証方式に着目すると、検証方式そのものが、検証結果の違いをもたらす要因と考えられる。また、もし検証結果の違いが検証方式の違いによるということが確かとすれば、それぞれの検証方式がそれによる検証結果をもたらすメカニズムを解明することが重要になってくるだろう。すなわち、検証方式の違いがどうやって検証結果の違いをもたらすかという質問に答えなければならない。さらに、どの検証方式が、日本の株式市場におけるリスクとリターンの推計における時間的關係をもっとも忠実に表現できるか、それはなぜか、といった検証方式への評価の作業にも問題意識をもたなければならない。

以上、本研究は、リスクとリターンの非線型関係を日本のデータで発見した。

付録 「2段階逐次処理法によるCAPM検証VBAシミュレーター」の構造

本研究では、2段階逐次処理法によるCAPMを検証するためVisual Basic言語でシミュレーターを作製した。その基本構造は図2のとおりである。

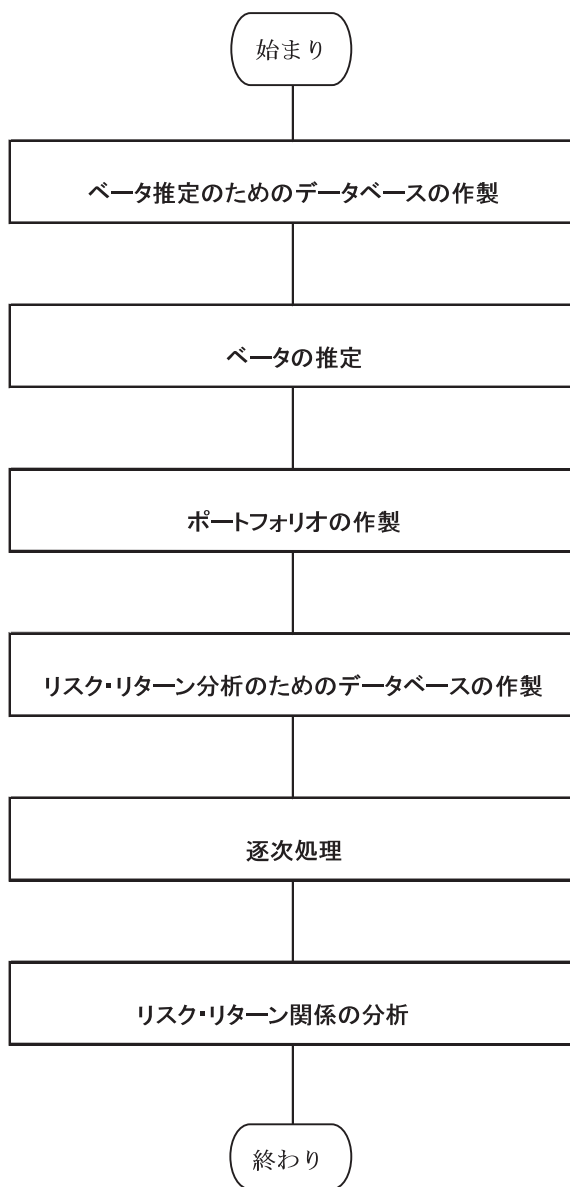


図2 2段階逐次処理法によるCAPM検証VBAシミュレーター

注：國村，2007参照して作製した

出所：筆者作成

参考文献

- [1] Black, F, Jensen, Michael, and M. Scholes (1972), "The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests," in Jensen, M., (ed) *Studies in the Theory of Capital Market*, Praeger Publishers, New York.
- [2] Blume, M. E. and Irwin Friend (1973), "A New Look at the Capital Asset Pricing Model," *Journal of Finance*, Vol. 28, No. 1 (March, 1973), pp. 19-33.
- [3] Fama, E. F. and MacBeth, James D. (1973), "Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests," *Journal of Political Economy*, 71 (May-June), pp. 607-636.
- [4] Hawawini, G. A. (1991), "Stock Market Anomalies and the Pricing of Equity on the Tokyo Stock Exchange", in *Japanese Financial Market Research* (W. T. Ziemba, W. Bailey and Y. Hamao, eds.) Amsterdam: Elsevier, pp. 231-250
- [5] Jiro Hodoshima, Xavier Garza-Go'mez, and Michio Kunimura (2000), "Cross-Sectional Regression Analysis of Return and Beta in Japan" *Journal of Economics and Business*, 52, pp. 515-533
- [6] 青山護 (1979), 「リスクの評価について——わが国株式市場における実証研究——」, 経済学研究 (東大大学院), 第 22 号, 44-52 ページ。
- [7] 國村道雄 (2007), 「國村レクチャー・ノート 2007」名城大学大学院経営学研究科。
- [8] 小峰みどり (1977) 「株式市場における収益と危険 (I)」, 計測室テクニカル・ペーパー (日本証券経済研究所), No. 41, 1-22 ページ。
- [9] 紺谷典子 (1978) 「株式市場における投資家行動と市場効率」, 計測室テクニカル・ペーパー (日本証券経済研究所), No. 44 (May 1978), 83-94 ページ。
- [10] 榊原茂樹 (1981) 「株式市場におけるリスクとリターンに関する計量分析——CAPM 検証の日米比較——」, インベストメント (大阪証券取引所), Part I, 第 34 卷第 2 号 (昭和 56 年 4 月), 25-41 ページ, Part II, 第 34 卷第 3 号 (昭和 56 年 6 月), 2-23 ページ。
- [11] —— (1983) 「CAPM の再検討と企業規模効果」, 国民経済誌, 第 147 卷第 5 号, 88-112 ページ。
- [12] 佐藤周 (1984), 「日本における β リスクの実証研究」, 経済理論 (和歌山大学) 第 199 号 (昭和 59 年 5 月), 53-88 ページ。
- [13] 佐藤義信 (1980), 「資本資産評価 (CAP) の理論の再検討」, 日本経営財務研究会編『企業評価と経営財務』, 中央経済社, 第 7 章。