

【調 査】

東京市場の株式収益率予測についての再検証

祝 迫 得 夫

本論文では、日本の株式市場におけるマーケット・ポートフォリオ(株価指数)の予測可能性に関して、2000年代までのデータを用いて包括的な再検証を行う。その結果、2000年代の価値加重平均指数のデータに関してランダム・ウォーク仮説が強く棄却されることが示され、またその理由として、この時期の大型株ポートフォリオに関して統計的に有意な正の系列相関が発生していることが、重要な要因となっていることが示される。また論文の後半では、日本市場における株式リターンの予測可能性に関するより包括的な検討を行うが、2000年代のデータにおける予測変数としての過去のリターンの重要性は、短期金利変数を加えたとしても変わらない。また日本銀行によるゼロ金利政策開始以降、短期金利自体がほとんど動かなくなってしまうため、金利変数そのものよりは長短金利差の方が予測変数として重要性を増していることが示される。

JEL Classification Codes: G10, G15, G17

1. はじめに

本論文では、日本の株式市場におけるマーケット・ポートフォリオ(株価指数)の予測可能性に関して包括的な検討を行う。その目的は大きく分けて二つある。

第一に祝迫(2003)およびIwaisako(2007)は、米国市場の週次の株価指数データについて、分散比検定(variance ratio test)によるランダム・ウォーク仮説の検証を行ったLo and MacKinlay(1988; 1999)の方法論を、日本市場のデータに適用した。Lo and MacKinlayは、等加重平均指数(equal-weighted index)に関してはランダム・ウォーク仮説が強く棄却されるが、価値加重平均指数(value-weighted index)については棄却されないことを示した。より詳細には、等加重平均指数についてランダム・ウォーク仮説が成立していないのは小型株の影響が大きいことと、大型株から小型株への(見せかけの)因果関係が存在することが、このような実証結果の背景にあるとされる。

日本市場に関して、祝迫(2003)・Iwaisako(2007)は1960年代末から2000年代初頭までのデータを用いて検証し、Lo and MacKinlayと同様の分析結果を得ていたが、本論文では2000年代のデータを取り入れたサンプルによる再検証を行う。その結果、2000年代の価値加重平均指数のデータに関してランダム・ウォーク仮説が強く棄却される。またその

理由として、この時期の(小型株ではなく)大型株ポートフォリオに関して統計的に有意な正の系列相関が発生していることが、重要な要因となっていることが示される。

第二に本論文の後半では、条件付き資産価格モデルのインプットとしての予測変数の識別を念頭において、日本市場における株式リターンの予測可能性に関する、より包括的な検討が行われる。価値加重平均のマーケット・ポートフォリオのリターンが、将来のリターンの重要な予測変数であることを踏まえ、金融政策の影響を示唆する短期金利変数、より具体的には現在の短期金利と過去の金利の加重平均の差("relative bill rate")を加えた分析を行う。日米の先行研究において、短期金利変数は株式リターンの重要な予測変数とであると見なされている。確かに1990年代後半までのデータにおいては、このような形で定義された短期金利変数は、東京市場の収益率予測に有効であったが、日本銀行によるゼロ金利政策開始以降は短期金利自体がほとんど動かなくなってしまうため、その有効性を失ってしまった代わりに予測変数としての役割を持つようになったのが長短金利差であり、その拡大は将来の短期金利の上昇、すなわちゼロ金利政策の本格的な解除の可能性の上昇として解釈することができる。

本論文の以下の構成は次の通りである。まず第2節でデータについて紹介した後、第3節では、株価指数リターンについてランダム・ウォーク仮説をテ

表1. 基本統計量

(株)金融データ・ソリューションズの日本版 Fama-French ベンチマーク・ポートフォリオのデータから作成した、マーケット・ポートフォリオの安全資産に対する超過収益率の基本統計量。元データの全サンプル期間は、1977年9月1日～2011年9月30日。(**), (*)はそれぞれ1%, 5%水準で、歪度・尖度が統計的に有意であることを示す。

R_m : 構成銘柄ユニバースに含まれる全銘柄の時価総額加重配当込みリターン
 R_f : 有担保コール・レートの月次換算値
 超過収益率: $ER_m \equiv R_m - R_m$

	obs.	平均	S.D.	歪度	尖度	Max	Min
1977:09-2011:09	409	0.16	5.16	-0.15	1.55**	17.92	-20.87
1977:09-2000:12	280	0.29	5.23	-0.03	1.73**	17.92	-20.87
2001:01-2011:09	129	-0.12	5.02	-0.46*	1.08*	11.57	-19.81

ストする。まず2000年代のデータに関して仮説が明確に棄却されることを示した上で、様々な方法で結論の頑強性をチェックする。第4節では、2000年代のデータについてのランダム・ウォーク仮説棄却の原因を探るために、規模別ポートフォリオの系列相関と相互自己相関行列について検討を行う。第5節では、短期金利変数を予測変数に加えて、より包括的な予測可能性の検討を行う。第6節はまとめである。

2. データ

2.1 データ

本論文で分析対象とする株式収益率・超過収益率の元データは、(株)金融データ・ソリューションズの日本版 Fama-French ベンチマーク・ポートフォリオの作成に用いられた個別銘柄のそれであり¹⁾、実際の分析には、元データから作成したマーケット・ポートフォリオと企業規模別のポートフォリオのリターンを用いる。

マーケット・ポートフォリオについては、構成銘柄ユニバースに含まれる全銘柄の配当込みリターンを時価総額で加重平均したものをを用いる。企業規模ポートフォリオは、各銘柄をそれぞれの時価総額によってソートして5つのポートフォリオを作り、それぞれについて時価で加重平均したリターンを計算している。前月の最終取引日の終値から今月の最終取引日の終値までがリターンの計測期間であり、それぞれのリターンから前月の最終取引日時点での有担保コール・レートの月次換算値を引いたものが、それぞれの超過収益率 ER_t として定義される。

サンプル期間は1977年9月1日～2011年9月30日であるが、祝迫(2003)、Iwaisako (2007)での分析対象期間以降の変化を見るため、サンプルを

2000年末で分割したサブサンプルに関して分析も行っている。日次・月次のマーケット・ポートフォリオの超過収益率の基本統計量は、表1に報告されている。

3. 株価指数のランダム・ウォークのテスト

まず本節では、株価指数＝マーケット・ポートフォリオに関するランダム・ウォーク仮説のテストを行う。分析対象の資産の収益率もしくは超

過収益率を r_t とすると、ランダム・ウォーク仮説とは、期待収益率 $E_{t-1}[r_t]$ が μ で一定であることと同じである。このことを式で表すと、以下のように書くことができる。

$$r_t = \mu + \varepsilon_t \quad (1)$$

ランダム・ウォーク仮説の統計的検証における焦点の一つは、(1)式のかく乱項 ε_t の確率分布にどのような制約を置くかである。本論文では Lo and MacKinlay (1988; 1999) と同じく、「 ε_t が無相関」という、かなり緩い制約を置いたランダム・ウォーク仮説を帰無仮説として採用して検証を行う：

$$\text{Cov}[\varepsilon_t, \varepsilon_{t-k}] = 0 \quad \forall k. \quad (2)$$

ランダム・ウォーク仮説の場合分けに関する詳細な議論については、Campbell, Lo and MacKinlay (1997) の第2章を参照して欲しい。帰無仮説としての(2)式は、Campbell, Lo and MacKinlay の言う「ランダム・ウォーク仮説3」に相当しており、ブラウン運動/ウィーナー過程をその特殊ケースとして含む。また、相関がないという制約は一次のモーメントについては限定されているので、ARCH/GARCH モデルのような条件付き分散に系列相関があるような場合を許容する、かなり一般的なランダム・ウォークの定義である。

Lo and MacKinlay (1988; 1999) では、分散比検定 (variance ratio test) を用いて「ランダム・ウォーク仮説3」を厳密に検証しているが、Campbell, Lo and MacKinlay (1997) や祝迫 (2003) で報告されている実証結果からも分かるように、分散比検定と、Q統計量や予測回帰式等のもっと一般的な方法による

表2. マーケット・ポートフォリオの系列相関

マーケット・ポートフォリオの安全資産に対する超過収益率 ER_m の相関係数 ρ_1 と、Ljung-Box の修正 Q 統計量 Q_5 の値。 (**), (*) はそれぞれ 1%, 5% 水準で、修正 Q 統計量が統計的に有意であることを示す。

	$\hat{\rho}_1$	$\hat{\rho}_2$	$\hat{\rho}_3$	\hat{Q}_5
1977: 09-2011: 09	0.102	0.037	0.044	6.7
1977: 09-2000: 12	0.032	0.010	0.016	4.2
2001: 01-2011: 09	0.266	0.086	0.116	14.5*

表3. 予測回帰式によるランダム・ウォーク仮説のテスト

マーケット・ポートフォリオの超過収益率 ER_m の、 ER_m 自身の期ラグへの回帰式。

$$ER_{m,t} = \beta_0 + \beta_1 ER_{m,t-1} + \varepsilon_{m,t}$$

$$\sigma_{m,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \varepsilon_{m,t-1} + \gamma_2 \sigma_{m,t-1}$$

A. 全サンプルと 2001 年 1 月で区切ったサブサンプルに関する OLS 推計

	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	R^2
1977: 09-2011: 09	0.143 [0.257]	0.102 [0.069]	1.0 [0.8]
1977: 09-2000: 12	0.277 [0.320]	0.032 [0.087]	0.1 [-0.3]
2001: 01-2011: 09	-0.074 [0.422]	0.266** [0.093]	6.9 [6.1]

B. GARCH モデルによる推計結果

	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\gamma}_2$
1977: 09-2011: 09	0.285 [0.257]	0.144* [0.065]	0.850 [0.865]	0.137* [0.059]	0.840** [0.074]
1977: 09-2000: 12	0.346 [0.256]	0.088 [0.070]	0.661 [0.713]	0.149 [0.079]	0.841** [0.085]
2001: 01-2011: 09	-0.005 [0.444]	0.258** [0.089]	2.875 [2.751]	0.078 [0.095]	0.799** [0.155]

注) 推計値の下のカッコ[.]の中は標準誤差。 パネル A の 1 行目は White(1980) の、 2 行目は 3 期ラグを取った Newey and West(1987) による方法で計算されている。 (**), (*) はそれぞれ 1%, 5% 水準で、推計値が統計的に有意であることを示す。 R^2 のカッコ[.]の中は修正 R^2 。

系列相関のテストで、得られる結論にさほど大きい差がある訳ではない。したがって本論文では、主に後者の方法で検証を行っていくことにする。

3.1 基本的な実証結果

まず表 2 では、相関係数と Q 統計量によって系列相関の有無を吟味している。月次のデータでは、全サンプルにおける相関係数が 10.2%、2000 年 12 月までのサブサンプルが 3.2%、2000 年代に入ってから相関係数が 26.6% となっており、より最近のデ

ータで系列相関が大きくなっていることが分かる。5 次の Q 統計量による検証でも、2000 年代のデータでは 5% 水準で有意に系列相関が無いという帰無仮説を棄却している。

次によりフォーマルな検証を行うために、1 期前のリターンを予測変数とした、予測回帰式(predictive regression) の枠組みで、ランダム・ウォーク仮説のテストを行う。

$$ER_{m,t} = \beta_0 + \beta_1 ER_{m,t-1} + \varepsilon_{m,t} \quad (3)$$

(3) 式を用いた分析の基本的な結果は、表 3 にまとめられている。表 3 のパネル A に示された OLS 推計による分析結果の概要は、表 2 とほぼ同じである。フルサンプルの β_1 の推計値は 0.102 であるが、統計的に有意ではない。1990 年代までのサブサンプルを用いた β_1 の推計値は統計的に有意でないだけでなく、値自体も 0.032 とずっと小さくなっている。これに対し、2001 年から 2011 年 9 月までのサブサンプルでは、 β_1 は 0.266 と大きく上昇しており、しかも 1% 水準で統計的に有意である。また予測回帰式全体の決定係数も、90 年代までのサブサンプルの 0.1 から 6.9 へと大きく上昇している。念のため、White(1980) と Newey and West(1987) の二つの方法で標準誤差を計算しているが結果に変化はなく、2000 年代に入ってから月次データに関して、正の系列相関という形での明確な予測可能性が存在するという結論が得られている。

また表 3 のパネル B では、(3) 式のかく乱項 $\varepsilon_{m,t}$ の条件付きボラティリティ $\sigma_{m,t}$ が、以下のような GARCH(1,1) モデルによって表現できることを仮定して推計を行った場合の結果が示されている：

$$\sigma_{m,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \varepsilon_{m,t-1} + \gamma_2 \sigma_{m,t-1} \quad (3')$$

(3) と (3') 式の GARCH モデルによる推計では、フルサンプルと 90 年代までのサブサンプルで β_1 の推計値が OLS の場合よりも大きくなっている。その結果、フルサンプルでは予測可能性の存在が、パネ

表4. 頑強性のチェック

A. 2000年代のサブサンプルに関する推計結果の頑強性チェック

	β_0	β_1	R^2
2001:01-2006:12	0.478 [0.522] [0.497]	0.255* [0.102] [0.105]	1.0 [0.8]
2001:01-2007:12	0.280 [0.443] [0.459]	0.267** [0.099] [0.095]	7.3 [6.1]

B. 予測回帰式に基づく予測の誤差

表3および表4パネルAのOLSによる予測回帰式の推計結果を用いて計算した、各期ごとの予測値・あてはめ値のRMSE (root mean square error). (1A)・(2A)・(3A)は、OLS推計の結果をそのまま用いて予測・あてはめ値を計算している。(1B)・(2B)・(3B)は、AR(1)の係数である β_1 については同じ推計値を用いているが、平均値 β_0 については予測期間の $ER_{m,t}$ の事後的な単純平均の値を用いている。

推計期間	RMSE 予測期間: 2007:01-2011:09
(1A)1977:09-2011:09	5.556
(1B)1977:09-2011:09	5.468
(2A)2001:01-2006:12	5.559
(2B)2001:01-2006:12	5.422
(3A)1977:09-2006:12	5.643
(3B)1977:09-2006:12	5.498

ルAのOLS推計より若干強く出るようになっており、フルサンプルの β_1 は5%水準で統計的に有意である。しかし1990年代までのサブサンプルに関して予測可能性が存在しないことははっきりしており、その一方で、2000年代のサブサンプルにおける β_1 はOLS推計と推計値も比較的似ており、相変わらず1%水準で統計的に有意である。したがってパネルAのOLS推計でHAC標準誤差を用いて仮説検定を行った結果と、パネルBで条件付きボラティリティにGARCH(1,1)を仮定して推計した結果は互いに整合的であると言える。

3.2 頑強性のチェック

表3の分析結果に、ほとんど異論の余地はないが、さらにもう少し結論の頑強性についてチェックしておこう。

ファイナンスの研究においては、リターンにおける系列相関の存在は通常、様々な理由による当該資産の流動性の欠如の証拠として解釈されることが多い(Campbell, Lo and MacKinlay 1997; Getmansky, Lo, and Makarov, 2004)。そのため、流動性が枯渇してしまうような突発的な事態——例えば大規模な金融危機——の発生時をサンプルに含むデータには、系列相関が発生する可能性を示唆している。本論文

のデータは、2008年秋のリーマン・ショックをサンプルに含んでいるので、この点は分析上注意が必要である。

このような点を考慮して、表4のパネルAには、2000年代のサブサンプルの期間を2006年12月までと2007年12月までで区切った、二つの推計結果が報告されている。後者はまさに、リーマン・ショック直後の株価の暴落の影響を取り除いた分析を行うための区切りである。前者はそれに加えて、2007年8月に発生し、世界の金融市場においてサブプライム問題が顕在化する契機になったと言われる、「パriba・ショック」の影響をも取り除くために設定した区切りである。

2007年末までのデータでは、推計された β_1 のパラメータの値・標準誤差とも、フルサンプルでのそれとほとんど変わらず、 β_1 は1%水準で統計的に有意である。また2006年末までのデータでは、推計値が若干低下し、標準誤差が増えた結果、 β_1 の統計的有意性は多少低下している。また修正決定係数も、2007年末(表4パネルA)および2011年9月まで(表3パネルA)のサンプルでの6.1から、0.8へと大きく減少している。その一方で、 p 値を実際に計算してみると2%を下回っており、やはり結論に大きな変化はないと言って良いだろう。

次に out of sample での予測によって、本当に2000年代に入って予測可能性が上昇したかについて検討しよう。表4のパネルBでは、2007年1月から2011年9月を予測期間として、(1)フルサンプル(1977年9月から2011年9月)、(2)2001年1月から2006年12月、(3)1977年9月から2006年12月という三つの期間に関して(3)式を推計し、その結果を用いて予測期間のRMSE(root mean square error)を計算した結果が示されている。また(1B)、(2B)、(3B)では、 β_1 の推計値はそのままに、 β_0 のパラメータを予測期間の事後的な平均値で置き換えてRMSEを計算した結果が示されている。

推計式をそのまま用いた計算では、RMSEは(1A)のフルサンプルが5.556、(2A)の2001年1月から2006年12月のサブサンプルが5.559、(3A)の1977年9月から2006年12月のサブサンプルが5.643と、番号の順番に大きくなっている。ただし、(1A)と(2A)の差はわずか0.003とかなり限定的である。一方、 β_0 を予測値の事後的な平均値で置き換えたRMSEの計算では、(2B)が一番小さく、次が(1B)、最後が(3B)という順番になっている。し

表 5. 企業規模別ポートフォリオに関するランダム・ウォーク仮説のテスト

収益率データは、日本版 Fama-French ベンチマーク・ポートフォリオの構成銘柄を、当該企業の時価総額によって5分割したポートフォリオの、安全資産に対する月次の超過収益率。時価総額の順に、Size 1 から Size 5 と名付けられている。表に示されているのは、以下の予測回帰式についての β_1 の推計値と White(1980)の方法による標準誤差、および推計式の修正 R^2 (adj R^2)。

$$ER_t = \beta_0 + \beta_1 ER_{t-1} + \varepsilon_t$$

(**), (*)はそれぞれ1%, 5% 水準で、推計値が統計的に有意であることを示す。

		Size 1	Size 2	Size 3	Size 4	Size 5
1977: 09-2011: 09	β_1	0.163*	0.101	0.083	0.076	0.102
	[S.E.]	[0.068]	[0.074]	[0.075]	[0.083]	[0.063]
	adj. R^2	2.4	0.8	0.4	0.3	0.8
1977: 09-2000: 12	β_1	0.135	0.066	0.035	0.013	0.034
	[S.E.]	[0.086]	[0.092]	[0.096]	[0.105]	[0.076]
	adj. R^2	1.5	0.6	-0.2	-0.3	-0.2
2001: 01-2011: 09	β_1	0.249**	0.211*	0.211*	0.243*	0.259**
	[S.E.]	[0.084]	[0.084]	[0.086]	[0.096]	[0.093]
	adj. R^2	5.5	3.7	3.7	5.2	6.1
2001: 01-2007: 12	β_1	0.226*	0.169	0.194*	0.218*	0.276**
	[S.E.]	[0.095]	[0.098]	[0.097]	[0.102]	[0.101]
	adj. R^2	3.9	1.7	2.6	3.5	6.7

たがって(1A)と(2A)の比較で、「フルサンプル」のRMESが「2001年1月から2006年12月」までのそれより小さかったのは、実現したデータを用いている前者の方が、リターンの平均 β_0 がより正確に推計されているからであることが推測される。逆に言うと(1B)と(2B)の比較からは、AR(1)項 β_1 のあてはまりの良さという点では、「フルサンプル」よりも「2001年1月から2006年12月」のサンプルによる推計の方が優れていると結論づけて良いだろう。したがって out of sample での予測においても、2000年代の β_1 の上昇という結論は頑強なものであるといえる。

以上の二つの方法によるチェックの結果として、リターンそのものの系列相関の上昇という意味での、2000年代における予測可能性の増加は、極めて頑強な結論であると言える。

4. 規模別ポートフォリオによる分析

4.1 先行研究の整理

第3節の分析では、2000年代の日本の価値加重平均の株価指数についてランダム・ウォーク仮説が明確に棄却され、統計的に有意な正の系列相関が発見されることが示された。

Lo and MacKinlay(1988; 1999)の米国市場に関す

る検証では、ランダム・ウォーク仮説が等加重平均指数について強く棄却された重要な背景には、(1)時価加重平均指数に比べ小型株の影響が大きいことと、(2)小型株市場における流動性の欠如や非同時取引(nonsynchronous trading)に起因する、大型株から小型株への見せかけの因果関係が存在することがあるとされている(Lo and MacKinlay 1990a; 1990b)。日本のデータについての祝迫(2003)の分析でも、等加重平均に対応する指数ではランダム・ウォーク仮説が棄却されるのに対し、時価加重平均指数であるTOPIXについては棄却できないことを報告している。

一般的には株式市場の取引環境がより整備され、流動性が常

に十分供給されているようになれば、時間が経つにつれて系列相関は減少していくものと考えられる。実際、先行研究におけるサブサンプルの分析では、最近のサンプルになるほど有意な系列相関は見受けられなくなる傾向にある。したがって先行研究の実証結果との整合性を考えると、時価加重平均指数のリターンについて2000年代のデータで強く系列相関が発見されるというのは、直観的には納得のいかない現象である。そこで本節では、規模別ポートフォリオのデータを用いて、この問題についてより詳細に検討することにする。

4.2 規模別ポートフォリオの系列相関

本節では、Campbell, Lo and MacKinlay(1997)と同じく、Fama-French ベンチマーク・ポートフォリオの作成に用いられた構成銘柄ユニバースを企業規模によってソートし、その結果に基づいて構築した5個の企業規模ポートフォリオによって分析を行う。まず表5には、(3)式の1期前のリターンを予測変数とした予測回帰式を、企業規模ポートフォリオについて推計した結果が示されている。また3.3節で述べた、リーマン・ショックの影響による系列相関の発生の問題が分析結果に強い影響を与えているかどうかをチェックするため、表3・表4と同じ

表 6. 企業規模ポートフォリオ間のリード=ラグ関係

A. 企業規模ポートフォリオの相互自己相関係数行列

月次の企業規模別ポートフォリオ収益率の1次の自己相関係数行列。サンプル期間は $\hat{\Gamma}_{full}$: 1977: 09-2011: 09, $\hat{\Gamma}_{early}$: 1977: 09-2000: 12, $\hat{\Gamma}_{late 1}$: 2001: 01-2011: 09, $\hat{\Gamma}_{late 2}$: 2001: 01-2007: 12.

$$\hat{\Gamma}_{full} = \begin{matrix} ER(1)_{i-1} \\ ER(2)_{i-1} \\ ER(3)_{i-1} \\ ER(4)_{i-1} \\ ER(5)_{i-1} \end{matrix} \begin{matrix} ER(1), ER(2), ER(3), ER(4), ER(5), \\ \begin{bmatrix} 0.165 & 0.122 & 0.102 & 0.086 & 0.054 \\ 0.150 & 0.103 & 0.085 & 0.065 & 0.034 \\ 0.149 & 0.103 & 0.083 & 0.060 & 0.034 \\ 0.162 & 0.117 & 0.104 & 0.078 & 0.064 \\ 0.144 & 0.102 & 0.103 & 0.091 & 0.105 \end{bmatrix} \end{matrix}$$

$$\hat{\Gamma}_{early} = \begin{bmatrix} 0.137 & 0.092 & 0.068 & 0.050 & 0.015 \\ 0.118 & 0.068 & 0.046 & 0.020 & -0.013 \\ 0.113 & 0.063 & 0.036 & 0.005 & -0.026 \\ 0.120 & 0.068 & 0.051 & 0.013 & -0.004 \\ 0.093 & 0.043 & 0.039 & 0.015 & 0.034 \end{bmatrix}$$

$$\hat{\Gamma}_{late 1} = \begin{bmatrix} 0.249 & 0.216 & 0.201 & 0.185 & 0.155 \\ 0.246 & 0.211 & 0.201 & 0.193 & 0.163 \\ 0.251 & 0.220 & 0.210 & 0.207 & 0.184 \\ 0.279 & 0.258 & 0.244 & 0.243 & 0.228 \\ 0.281 & 0.267 & 0.266 & 0.275 & 0.260 \end{bmatrix}$$

$$\hat{\Gamma}_{late 2} = \begin{bmatrix} 0.225 & 0.197 & 0.212 & 0.183 & 0.14 \\ 0.193 & 0.168 & 0.187 & 0.170 & 0.129 \\ 0.189 & 0.170 & 0.193 & 0.183 & 0.151 \\ 0.202 & 0.198 & 0.220 & 0.216 & 0.194 \\ 0.195 & 0.210 & 0.267 & 0.295 & 0.279 \end{bmatrix}$$

B. 相互自己相関係数行列の非対称性

$$\hat{\Gamma}_{full} - \hat{\Gamma}_{full}^T = \begin{bmatrix} 0.000 & -0.028 & -0.047 & -0.076 & -0.090 \\ 0.028 & 0.000 & -0.018 & -0.052 & -0.068 \\ 0.047 & 0.018 & 0.000 & -0.044 & -0.069 \\ 0.076 & 0.052 & 0.044 & 0.000 & -0.027 \\ 0.09 & 0.068 & 0.069 & 0.027 & 0.000 \end{bmatrix}$$

$$\hat{\Gamma}_{early} - \hat{\Gamma}_{early}^T = \begin{bmatrix} 0.000 & -0.026 & -0.045 & -0.070 & -0.078 \\ 0.026 & 0.000 & -0.017 & -0.048 & -0.056 \\ 0.045 & 0.017 & 0.000 & -0.046 & -0.065 \\ 0.070 & 0.048 & 0.046 & 0.000 & -0.019 \\ 0.078 & 0.056 & 0.065 & 0.019 & 0.000 \end{bmatrix}$$

$$\hat{\Gamma}_{late 1} - \hat{\Gamma}_{late 1}^T = \begin{bmatrix} 0.000 & -0.030 & -0.050 & -0.094 & -0.126 \\ 0.030 & 0.000 & -0.019 & -0.065 & -0.104 \\ 0.050 & 0.019 & 0.000 & -0.037 & -0.082 \\ 0.094 & 0.065 & 0.037 & 0.000 & -0.047 \\ 0.126 & 0.104 & 0.082 & 0.047 & 0.000 \end{bmatrix}$$

$$\hat{\Gamma}_{late 2} - \hat{\Gamma}_{late 2}^T = \begin{bmatrix} 0.000 & 0.004 & 0.023 & -0.019 & -0.055 \\ -0.004 & 0.000 & 0.017 & -0.028 & -0.081 \\ -0.023 & -0.017 & 0.000 & -0.037 & -0.116 \\ 0.019 & 0.028 & 0.037 & 0.000 & -0.101 \\ 0.055 & 0.081 & 0.116 & 0.101 & 0.000 \end{bmatrix}$$

ように、2000年12月末で区切った前後のサブサンプル(earlyとlate 1)に加え、後半のサブサンプルをリーマンショックが発生する以前で区切った2001年1月~2007年12月のサブサンプル(late 2)

についても推計を行っている。

一番小さいサイズ(Size 1)を除く4つの企業規模ポートフォリオについては、フルサンプル・前半のサブサンプルとも、自身のリターンのラグによる予測可能性の存在を裏付けるのに十分な統計的証拠は見つからなかった。かろうじてフルサンプルの一番小さい規模のポートフォリオについて、16%の系列相関(有意水準5%)が確認できるだけである。

これに対し、2000年代以降のサブサンプルに関する推計では、すべての企業規模ポートフォリオに関して20%を超える系列相関が観察される。リーマン・ショックの影響を除くために2007年末を区切りにしたサブサンプルでも、小さい方から2番めのポートフォリオを除き、その他のポートフォリオに関しては、リーマン・ショック以降を含む推計よりは若干小さくなるものの統計的に十分有意な系列相関=予測可能性が存在している。

2000年代のサブサンプルに関してさらに特徴的なのは、大型の二つのポートフォリオ Size 4, Size 5, 特に Size 5 の1次の系列相関(late 1で0.259, late 2で0.276)が、一番小さい Size 1(late 1で0.249, late 2で0.226)を上回っているという点である。逆に Size 2と Size 3の系列相関は、Size 1および Size 4, Size 5よりも小さくなっている。この傾向は、Size 1の系列相関が飛び抜けて大きい全サンプル・前半のサブサンプルに関する推計結果とは対照的である。

4.3 規模別ポートフォリオ間のリード=ラグ関係の検証

次に、Lo and MacKinlay(1988; 1999)が主張する、マーケット・ポートフォリオの自己相関が個別ポートフォリオ間のリード=ラグ関係、特に大型株が小型株の動きを先導するという関係によって引き起こされている可能性を検証しよう。そのため表6のパネルAには、横方向の行に1期前のリターンを、縦方向の列に今期のリターンをとった、月次の企業規模ポートフォリオの相互自己相関行列 $\hat{\Gamma}$ の計算結果が示されている。

まず $\hat{\Gamma}$ の対角成分は、それぞれの企業規模ポートフォリオの一次の自己相関係数であり、それぞれの数字を確認すると、表5でのそれらの数字とほぼ完全に一致している。

次に、異なるポートフォリオ間のリード=ラグ関係についてであるが、対角成分以外の第(i, j)成分の値が正であるということは、第*i*行のポートフォ

リオにショックが発生すると、翌月の第 j 列のポートフォリオに同じ符号のショックが発生する可能性が高いことを意味している。対角成分より下に位置する第 (i, j) 成分では $i > j$ なので、これらの数字は規模の大きいポートフォリオからより小さいポートフォリオへという、時間的なショックの波及経路に相当している。これに対し対角成分より上の第 (i, j) 成分は、規模の小さいポートフォリオからより大きいポートフォリオへのショックの波及を示唆している。

表6の $\hat{\Gamma}$ の各成分の大半は、サンプル期間にかかわらず正の値を取っている。したがって、任意の第 (m, k) 成分について $m > k$ であるものとする、第 (m, k) 成分が第 (k, m) 成分より十分に大きければ、大型株から小型株への一方的なリード=ラグ関係が存在する。Campbell, Lo and MacKinlay (1997) で示されている、この点について確認する分かりやすい方法は、相互自己相関行列 $\hat{\Gamma}$ から自身の転置行列 $\hat{\Gamma}^T$ を引くことである。その結果得られた $\hat{\Gamma} - \hat{\Gamma}^T$ について、対角成分より上に位置する成分が負の符号(正の符号)を持てば、大型株から小型株へ(小大型株から大型株へ)のリード=ラグ関係が存在することを意味する。

$\hat{\Gamma} - \hat{\Gamma}^T$ の計算結果は、表6のパネルBに示されているが、それぞれのサンプル期間について計算された値は興味深いパターンを示している。まずリーマン・ショックが発生する以前で区切った後半のサブサンプル($\hat{\Gamma}_{late 2}$)を除く、三つのサンプル期間($\hat{\Gamma}_{full}$, $\hat{\Gamma}_{early}$, $\hat{\Gamma}_{late 1}$)については、 $\hat{\Gamma} - \hat{\Gamma}^T$ の対角成分より上の要素はすべてマイナスであり、したがって大型株から小型株へというリード=ラグ関係が一般的に存在することを示唆している。各要素の絶対値で見ると、さほど大きな差がある訳ではないが、一つ(第3,4成分)を除きすべての要素について2000年代のサブサンプルの値が一番大きく、次が全サンプル、一番小さいのが初期のサブサンプルとなっている。つまり、ポートフォリオ間のリード=ラグ関係がマーケット・ポートフォリオの系列相関を生み出していたとすると、その影響は2000年代のサンプルにおいて最も大きいことが示唆される。

しかしながら、表6の一番下に示されている、リーマン・ショックが発生する以前で区切った後半のサブサンプル $\hat{\Gamma}_{late 2}$ に関しては、傾向が大きく異なっている。 $\hat{\Gamma} - \hat{\Gamma}^T$ の3つの成分についてリード=ラグ関係が他のサンプル期間と逆になっており、なお

かつほとんどの成分の絶対値は他のどのサンプル期間よりも小さくなっている。例外は、1番大きいポートフォリオから、2番目3番目に大きいポートフォリオへのリード=ラグ関係であり、これらの要素の絶対値は逆にすべてのサンプルの中で一番大きくなっている。

結論として、フルサンプルにおける日本市場における大型株から小型株へのリード=ラグ関係の存在と、それが引き起こすマーケット・ポートフォリオの系列相関については、リーマン・ショック前後の金融危機の時期のデータが貢献していることが示唆される。その一方でリーマン・ショック以前の2000年代のデータについては、リード=ラグ関係の影響は一般にはかなり弱まっており、この時期に強いマーケット・ポートフォリオの系列相関を生み出していたのは、大型株ポートフォリオのリターンそのものの系列相関の上昇と、1番規模の大きいポートフォリオから、2番目3番目に大きいポートフォリオへのリード=ラグ関係であると考えられる。

最後に、まったく同じサンプル期間で区切った米国のデータに関する計算結果との比較によって、日本のデータに関する上記の結論の普遍性・特殊性について議論しておこう。表7には、Ken Frenchが作成した米国の企業規模データ²⁾を利用して、表6とまったく同じ計算を行った結果が示されている。

表6の日本についての計算結果と表7の米国についての結果に共通する点として、2000年代のサンプルの方が、全サンプルや初期のサブサンプルと比べて、各ポートフォリオの自己相関係数が大きく、また大型株から小型株へのリード=ラグ関係が顕著であることがあげられる。ポートフォリオの自己相関については、2000年代のサンプルからリーマン・ショック以降のデータを除くと低下がみられ、その傾向は米国のデータにおいてより顕著である一方で、ポートフォリオ間のリード=ラグ関係に関する $\hat{\Gamma}_{US, late 1}$ と $\hat{\Gamma}_{US, late 2}$ の比較では、後者の方がその存在は顕著である。したがって米国の場合、日本と違って、必ずしもリーマン・ショック直後のサンプルが系列相関の増加やポートフォリオ間のリード=ラグ関係の存在に、大きく寄与している訳ではないことが示唆される。一方、リーマン・ショック以降を含まない2000年代のデータにおける大型株の自己相関、特に最もサイズの大きいSize5の自己相関の増加という現象は、米国のデータでは発見されず、したがって日本のデータに特徴的であり、今後のよ

表7. 米国のデータに関する検証

A. 予測回帰式によるランダム・ウォーク仮説のテスト

Ken FrenchによりFama-Frenchポートフォリオ作成のために計算された、時価加重平均のマーケット・ポートフォリオのリターンに関する予測回帰式の推計結果。サンプル期間はすべて日本のデータに合わせてある。

	β_0	β_1	R^2
1977:09-2011:09	0.447 [0.234]	0.100 [0.057]	1.0 [0.8]
1977:09-2000:12	0.711 [0.284]	0.022 [0.063]	0.1 [-0.3]
2001:01-2011:09	0.054 [0.424]	0.245* [0.108]	5.8 [5.1]
2001:01-2007:12	0.276 [0.451]	0.128 [0.142]	1.6 [0.3]

B1. 企業規模ポートフォリオの相互自己相関係数行列

米国の月次の企業規模別ポートフォリオの収益率の、1次の自己相関係数行列。サンプル期間の区切りの表示は表6Aと同じ。

$\hat{\Gamma}_{US,full}$	$\begin{bmatrix} 0.217 & 0.121 & 0.081 & 0.097 & 0.064 \\ 0.239 & 0.144 & 0.105 & 0.110 & 0.083 \\ 0.266 & 0.178 & 0.140 & 0.136 & 0.101 \\ 0.250 & 0.170 & 0.134 & 0.126 & 0.081 \\ 0.207 & 0.146 & 0.119 & 0.101 & 0.059 \end{bmatrix}$
$\hat{\Gamma}_{US,early}$	$\begin{bmatrix} 0.207 & 0.099 & 0.047 & 0.056 & 0.057 \\ 0.230 & 0.126 & 0.073 & 0.063 & 0.065 \\ 0.238 & 0.143 & 0.093 & 0.072 & 0.064 \\ 0.198 & 0.114 & 0.067 & 0.039 & 0.024 \\ 0.122 & 0.049 & 0.013 & -0.025 & -0.038 \end{bmatrix}$
$\hat{\Gamma}_{US,late 1}$	$\begin{bmatrix} 0.232 & 0.157 & 0.140 & 0.168 & 0.069 \\ 0.254 & 0.170 & 0.156 & 0.187 & 0.106 \\ 0.315 & 0.236 & 0.220 & 0.244 & 0.158 \\ 0.342 & 0.261 & 0.243 & 0.267 & 0.168 \\ 0.365 & 0.314 & 0.304 & 0.315 & 0.209 \end{bmatrix}$

り綿密な検証をする問題である。

5. 金利変数を追加した場合の予測可能性について

本論文の重要なモチベーションの一つは、1990年代中盤以降、CAPMやFama-Frenchのマルチ・ファクターモデルのパフォーマンスを巡る研究の中で重要性を増してきた、条件付き資産価格モデル(conditional asset pricing model)の推計にあたって、条件付け変数(conditioning variables)もしくは操作変数として用いられる経済変数を識別することにある。例えばMertonのI-CAPMの枠組みを前提とすれば、何であれ投資機会の時間を通じた変化を事前に予測する変数があれば、それは条件付け変数として用いることができる/用いるべきであるということになる。つまりマーケット・ポートフォリオのリターンの予測に役立つ変数は、すべて条件付け変数の資格を満たしている³⁾。

筆者は、青野幸平氏との一連の共同研究で、配当

表7(続き)

B1(続き)

$\hat{\Gamma}_{US,late 2}$	$\begin{bmatrix} 0.159 & 0.067 & 0.038 & 0.058 & -0.094 \\ 0.220 & 0.103 & 0.083 & 0.117 & 0.002 \\ 0.291 & 0.170 & 0.146 & 0.157 & 0.038 \\ 0.323 & 0.200 & 0.167 & 0.168 & 0.026 \\ 0.350 & 0.285 & 0.268 & 0.245 & 0.091 \end{bmatrix}$
----------------------------	--

B2. 相互自己相関係数行列の非対称性

$\hat{\Gamma}_{US,full} - \hat{\Gamma}_{US,full}^T$	$\begin{bmatrix} 0.000 & -0.118 & -0.185 & -0.153 & -0.143 \\ & 0.000 & -0.073 & -0.060 & -0.063 \\ & & 0.000 & 0.002 & -0.018 \\ & & & 0.000 & -0.020 \\ & & & & 0.000 \end{bmatrix}$
---	--

$\hat{\Gamma}_{US,early} - \hat{\Gamma}_{US,early}^T$	$\begin{bmatrix} 0.000 & -0.131 & -0.191 & -0.142 & -0.065 \\ & 0.000 & -0.070 & -0.051 & 0.016 \\ & & 0.000 & 0.005 & 0.051 \\ & & & 0.000 & 0.049 \\ & & & & 0.000 \end{bmatrix}$
---	---

$\hat{\Gamma}_{US,late 1} - \hat{\Gamma}_{US,late 1}^T$	$\begin{bmatrix} 0.000 & -0.097 & -0.175 & -0.174 & -0.296 \\ & 0.000 & -0.080 & -0.074 & -0.208 \\ & & 0.000 & 0.001 & -0.146 \\ & & & 0.000 & -0.147 \\ & & & & 0.000 \end{bmatrix}$
---	--

$\hat{\Gamma}_{US,late 2} - \hat{\Gamma}_{US,late 2}^T$	$\begin{bmatrix} 0.000 & -0.153 & -0.253 & -0.265 & -0.444 \\ & 0.000 & -0.087 & -0.083 & -0.283 \\ & & 0.000 & -0.010 & -0.230 \\ & & & 0.000 & -0.219 \\ & & & & 0.000 \end{bmatrix}$
---	---

株価比率や株価収益比率(PER)などのいわゆるファイナンシャル・レシオが、日本市場における株式リターンの予測にどの程度役に立つかについて詳しく検証してきた(Aono and Iwaisako 2010, 2011)。これらの研究のとりあえずの結論は、日本のファイナンシャル・レシオの変動には1990年代前後のバブル経済の崩壊期に大きな構造変化があり、少なくとも1990年以前・以後の両方を含むサンプルおよび1990年以前のサンプルに議論を限定した場合は、ファイナンシャル・レシオによるリターンの予測可能性を示唆する統計的証拠は皆無だということである。また1990年代以降のサンプルについては、確かにそれ以前に比べると改善の兆しが見られるものの、ファイナンシャル・レシオがnear unit root過程であることを踏まえると、絶対的な水準という意味でも、米国のデータに関する実証結果との比較という相対的な意味においても、予測可能性を信じるに足る十分な証拠は得られていない。

そこで本節では、ファイナンシャル・レシオ以外の予測変数として、先行研究でも重視されている短期金利変数と、第4節までで検討したマーケット・ポートフォリオのリターンのラグの両方を同時に用

表 8. 金利変数を含んだ予測回帰式

マーケット・ポートフォリオの超過収益率 ER_m の、 ER_m 自身の 1 期ラグと短期金利変数 i への回帰式、

$$ER_{m,t} = \beta_0 + \beta_1 \cdot ER_{m,t-1} + \beta_2 \cdot i_{t-1} + \varepsilon_t$$

推計値の下のカッコ[...]の中は、White(1980)による標準誤差で、さらにその下の(.)の中は p 値。(**)、(*)はそれぞれ1%、5%水準で、推計値が統計的に有意であることを示す。 R^2 の下のカッコ[...]の中は修正 R^2 。

	β_0	ER_{t-1}	Dif_{t-1}	$Spread_{t-1}$	R^2
1978: 09-2011: 09	0.107 [0.262] (0.65)	0.097 [0.069] (0.16)	-0.447 [0.315] (0.15)		1.3 [0.8]
	0.124 [0.362] (0.73)	0.097 [0.069] (0.16)	-0.452 [0.333] (0.17)	-0.093 [2.754] (0.97)	1.3 [0.5]
1978: 09-2000: 12	0.243 [0.329] (0.46)	0.023 [0.086] (0.79)	-0.495 [0.311] (0.11)		0.6 [-0.2]
	0.185 [0.399] (0.64)	0.023 [0.086] (0.79)	-0.452 [0.334] (0.18)	0.927 [2.776] (0.73)	0.6 [-0.5]
2001: 01-2011: 09	-0.065 [0.418] (0.88)	0.258** [0.093] (0.01)	2.844 [4.676] (0.54)		7.0 [5.6]
	2.739 [1.866] (0.14)	0.245** [0.097] (0.01)	3.993 [4.738] (0.40)	-28.043 [17.634] (0.11)	8.5 [6.3]

いた、以下のような予測回帰式による収益率予測について吟味することにする。

$$ER_{m,t} = \beta_0 + \beta_1 \cdot ER_{m,t-1} + \beta_2 \cdot i_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

ただし i_t は短期金利変数を表わすものとし、具体的には、現在の短期金利(有担保コールレート)と過去 12 か月の加重平均の差(Campbell や Hodrick の言う“relative bill rate”) Dif_t と、長期金利(10 年物国債)⁴⁾ と短期金利の差である $Spread_t$ の二つを検討対象とする。

金融政策の影響を捉えていると考えられている短期金利変数は、日米のデータを用いたこれまでの検証において、株式リターンの重要な予測変数であると見なされてきた。確かに 1990 年代後半までのサンプルにおいては、 Dif_t のような形で定義された短期金利変数は日本市場の収益率予測に有効であったが、日本銀行によるゼロ金利政策開始以降は短期金利自体がほとんど動かなくなってしまった。代わり

に予測変数としての役割を持つようになったのが、 $Spread_t$ のような長短金利差である。経済学的には、 $Spread_t$ の拡大は今後の短期金利の上昇、すなわちゼロ金利政策の本格的な解除の可能性の拡大として解釈することができる。したがってたとえ短期金利がゼロに近い水準でほとんど動いていなくても、将来の短期金利の経路に関する投資家の予測に影響を与えることによって、中央銀行の金融政策は株式市場に影響を与えているものと解釈することができる。

(4) 式の推計結果は、表 8 で報告されている。フルサンプルの推計では回帰式の修正決定係数 0.8% であり、一期前のリターン ER_{t-1} 、短期金利の変化 Dif_{t-1} とも有意水準は 0.15 前後と、明確な予測可能性があるとまでは言いきれない。他方、長短金利差 $Spread_{t-1}$ の予測能力は極めて低い。

次に 2000 年までのサブサンプルについての推計では、予測式全体のパフォーマンスは、修正決定係数が負の値を取るなど、フルサンプルに比べて低下している。ただし $Spread_t$ を含まない推計では、短期金利変数 Dif_t は理論が予測する通り負の値で、 p 値は 0.11 と 10% 水準に近い値をとっている。よって短期金利変数に関しては、たいして強くはないが予測能力の存在を示唆する結果が得られている。一方、リターンのラグに関しては、フルサンプルと比較すると、統計的有意性はかなり小さいものに留まってしまっている。

一方、2001 年以降の後半のサブサンプル推計を見ると、決定係数・修正決定係数で見た予測式全体のパフォーマンスは、大きく一桁上昇している。これに伴い、リターンのラグ ER_{t-1} は、いずれの推計でも 1% 水準で統計的に有意になっており、前節までで議論した 2000 年代のサンプルにおけるリターンのラグの予測能力の議論の頑強性が確認できたと言える。また短期金利変数としては、 Dif_{t-1} は統計的に有意でないだけでなく、推計値の符号が理論的予想と逆になっている。これに対し $Spread_{t-1}$ の p 値は 0.11 となっていて、ゼロ金利政策開始後の金利変数としてはこちらのパフォーマンスが良いことが示唆される。

最後に頑強性のチェックとして、(4) 式と(3')式の GARCH(1,1) モデルを組み合わせた、以下のような式を推計してみた。

表 9. 金利変数・条件付きボラティリティを含む予測回帰式

マーケット・ポートフォリオの超過収益率 ER_m の, ER_m 自身の 1 期ラグと短期金利変数 i への回帰式.

$$ER_{m,t} = \beta_0 + \beta_1 \cdot ER_{m,t-1} + \beta_2 \cdot i_{t-1} + \beta_3 \sigma_{m,t} + \varepsilon_t$$

推計値の下のカッコ[.]の中は, White(1980)による標準誤差で, さらにその下の(.)の中は p 値. (**), (*) はそれぞれ 1%, 5% 水準で, 推計値が統計的に有意であることを示す. R^2 の下のカッコ[.]の中は修正 R^2 .

	β_0	$ER_{m,t-1}$	Dif_{t-1}	$Spread_{t-1}$	$\sigma_{m,t-1}$	R^2
1978: 09-2011: 09						
OLS	0.195 [0.607]	0.096 [0.068]	-0.355 [0.292]	-0.869 [2.833]	-0.085 [2.121]	1.3 [0.3]
GARCH	0.464 [0.495]	0.132** [0.058]	-0.351 [0.198]	-2.663 [1.926]	0.097 [2.071]	NA
1978: 09-2000: 12						
OLS	0.051 [0.668] (0.46)	0.023 [0.086] (0.79)	-0.299 [0.297] (0.11)	0.497 [2.928]	0.507 [2.357]	0.6 [-0.9]
GARCH	0.270 [0.477] (0.64)	0.069 [0.062] (0.79)	-0.321 [0.175] (0.18)	-2.182 [1.818] (0.73)	1.110 [1.869]	NA
2001: 01-2011: 09						
OLS	3.076 [2.057] (0.88)	0.238* [0.095] (0.01)	-0.819 [3.998] (0.54)	-26.816 [17.313]	-1.740 [3.728]	8.3 [5.3]

$$ER_{m,t} = \beta_0 + \beta_1 \cdot ER_{m,t-1} + \beta_2 \cdot i_{t-1} + \beta_3 \cdot \sigma_{m,t} + \varepsilon_t \quad (4')$$

$$\sigma_{m,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \varepsilon_{m,t-1} + \gamma_2 \sigma_{m,t-1} \quad (3')$$

(4')式の右辺には, 今期の条件付きボラティリティが含まれていることから, このモデルは GARCH-in-Mean の一種と言える. 経済学的には, ボラティリティの時間を通じた変化の予測可能性への影響, および条件付きボラティリティ自体が収益率を予測する可能性を検討するのが, ここでの目的である.

(3')・(4')式の推計結果は, 表 9 に報告されている. 残念ながら, 2000 年代のサブサンプルに関する GARCH モデルでは, 両式を同時に推計すると結果がうまく収束しなかった. そこで, まず(3')式の GARCH モデルを単独で推計し, その結果として得られた $\sigma_{m,t}$ の時系列のデータを(4')式の右辺に含め OLS で推計するという作業も行い, 2000 年代のサブサンプルについてはその結果だけが報告されている. したがって表 9 で説明変数として用いられている $\sigma_{m,t}$ のデータは, OLS 推計と GARCH 推計では異なっている.

表 9 を見ると, $\sigma_{m,t}$ の係数については, いずれも

標準誤差が推計値を上回っており, 条件付きボラティリティによる収益率の予測能力は明確に否定される. また表 3 の結果と同じように, OLS と GARCH モデルによる推計では, 後者の方が予測可能性をよりサポートする結果が出る傾向にある. フルサンプルでの一期前の $ER_{m,t}$ の係数の推計値は, OLS では 0.096 で統計的に有意ではなく, GARCH による推計では 0.132 で 1% 水準で統計的に有意である.

3 つのサンプルのすべてで結果が得られている OLS 推計に議論を絞ると, 2000 年代のサブサンプルでの一期前の $ER_{m,t}$ の統計的有意性が若干減少して 5% 水準になっているものの, それ以外は基本的にパターンは表 8 と同じである.

以上のように, 表 8・表 9 の結果から, 第 3 節・第 4 節で見た 2000 年代のサンプルにおける予測変数としての過去の収益率の重要性が, 短期金利変数を含んだ予測回帰式の定式化においても確認できた. 加えて, ゼロ金利政策導入前と後では, 短期金利の変動が株式収益率に与える影響の経路も大きく異なっていることが示唆される.

6. まとめ

本論文では, 日本の株式市場におけるマーケット・ポートフォリオ(株価指数)の予測可能性に関して, 2000 年代までのデータを用いて包括的な再検証を行った. その結果, 2000 年代の価値加重平均指数のデータに関してランダム・ウォーク仮説が強く棄却されることが示され. またその理由として, この時期の大型株ポートフォリオに関して統計的に有意な正の系列相関が発生していることが, 重要な要因となっていることが示された.

本論文の後半では, 条件付き資産価格モデルのインプットとしての予測変数の識別を念頭において, 短期金利変数を含めた, 日本市場における株式リターンの予測可能性に関する, より包括的な検討が行われた. 2000 年代のデータにおける予測変数としての過去のリターンの重要性は, 短期金利変数を加えたとしても変わらない. また日本銀行によるゼロ

金利政策開始以降、短期金利自体がほとんど動かなくなってしまうため、金利変数そのものよりは長短金利差の方が予測変数として重要性を増していることが示された。

本論文の主な結論の頑強性をより厳密に検証するためには、さらに幾つかの追加的な分析が必要である。まず本論文では、データを月次データに限ったが、日次・週次といったより frequency の高いデータでの検証を行うべきである。また第一次接近として、サンプルの区切りを 2000 年の末に固定して予測可能性の分析を行ったが、統計的な意味でより厳密な検証を目指すならば、構造変化点を内生的に決定する時系列分析の手法を用いて分析するべきであろう。

一方、本論文の実証結果の経済学的内容をつき詰めて行くには、2000 年代のデータで大型株ポートフォリオに正の系列相関が発生するようになった原因を探らなければならない。そのために、規模別ポートフォリオの分析だけでは不十分で、個別銘柄の系列相関・自己相関行列の検証まで踏み込んでいく必要があるだろう。この問題に本格的に取り組むためには、データ整備も含めてかなりの時間と労力が必要とされることが予想され、したがって将来の重要な研究課題として取り組むことにしたい。

(一橋大学経済研究所)

注

謝辞 本論文の作成にあたっては討論者の沖本竜義氏(一橋大学)の詳細なコメント、ならびに経済研究所定例研究会出席者との質疑応答が非常に有益であったことを感謝する。無論、本論文に残る誤りはすべて著者の責任に帰するものである。

1) このデータは久保田敬一・竹原均(2007)で議論された方法により、米国に関する Ken French のデータと比較可能な形で作成されている。詳しくは以下の URL を参照のこと：<http://fdsol.co.jp/npm.html>。

2) データソースの URL：http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data_library.html

3) 条件付き資産価格モデルの例としては、Campbell(1996); Ferson and Harvey(1991, 1999); Jagannathan and Wang(1996); Lettau and Ludvigson(2001)などがある。理論モデルのサーベイとしては、Cochrane(2005)の Chap 8, 9 を参照。

4) より正確には、1977:09~2004:12 は 10 年物国債応募者利回りの、2005:01 以降は新発 10 年国債利回りの前月末値の、それぞれ月次換算値を用いている。

参考文献

- 祝迫得夫(2003)「株価指数の系列相関と規模別ポートフォリオの相互自己相関」『現代ファイナンス』No. 13, pp. 29-45, 2003年3月。
- 久保田敬一・竹原均(2007)「Fama-French ファクターモデルの有効性の再検証」、『現代ファイナンス』No. 22, pp. 3-23。
- Aono and Iwaisako (2010) "On the Predictability of Japanese Stock Returns Using Dividend Yield," *Asia-Pacific Financial Markets*, Vol. 17, No. 2, pp. 141-149.
- Aono and Iwaisako (2011) "Forecasting Japanese Stock Returns with Financial Ratios and Other Variables," *Asia-Pacific Financial Markets*, Vol. 18, No. 4, pp. 373-384.
- Campbell, John Y. (1996) "Understanding Risk and Return," *Journal of Political Economy*, Vol. 104, No. 2, pp. 298-345.
- , Andrew W. Lo, and A. Craig MacKinlay (1997) *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press. (ジョン・キャンベル, アンドリュー・ロー, クレイグ・マッキンレイ著, 祝迫得夫・大橋和彦・中村信弘・本多俊毅・和田賢治『ファイナンスのための計量分析』共立出版。)
- Cochrane, John H. (2005) *Asset Pricing: Revised Edition*, Princeton University Press.
- Ferson, Wayne. E., and Campbell R. Harvey (1991) "The Variation of Economic Risk Premiums," *Journal of Political Economy*, Vol. 99, No. 2, pp. 385-415.
- and —— (1999) "Conditioning Variables and Cross-section of Stock Returns," *Journal of Finance*, Vol. 54, No. 4, pp. 1325-1360.
- Getmansky, M., Andrew W. Lo, and I. Makarov (2004) "An Econometric Model of Serial Correlation and Illiquidity in Hedge-Fund Returns," *Journal of Financial Economics*, Vol. 74, No. 3, pp. 529-609.
- Iwaisako, Tokuo (2007) "Stock Index Autocorrelation and Cross-autocorrelations of Size-sorted Portfolios in the Japanese Market," *Hitotsubashi Journal of Economics*, Vol. 48, No. 1, pp. 95-112.
- Jagannathan, R. and Z. Wang (1996) "The Conditional CAPM and the Cross-Section of Expected Returns," *Journal of Finance*, Vol. 51, No. 1, pp. 3-53.
- Lettau, M., and S. Ludvigson (2001) "Resurrection the (C) CAPM: A Cross-Sectional Test When Risk Premia Are Time-Varying," *Journal of Political Economy*, Vol. 109, No. 6, pp. 1238-1286.
- Lo, Andrew W. and A. Craig MacKinlay (1988) "Stock Market Prices Do Not Follow Random Walks: Evidence From a Simple Specification Test," *Review of Financial Studies*, Vol. 1, No. 1, pp. 41-66.
- and —— (1990a) "When are Contrarian Profits Due to Stock Market Overreaction?" *Review of Financial Studies*, Vol. 3, No. 2, pp. 175-208.
- and —— (1990b) "An Econometric Analysis of Nonsynchronous Trading," *Journal of Econometrics*, Vol. 45, No. 1-2, pp. 181-212.

- and —— (1999) *A Non-random Walk Down Wall Street*, Princeton: Princeton University Press.
- Newey, Whitney K. and Kenneth D. West (1987) "A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica*, Vol. 55, No. 3, pp. 703-708.
- White, Halbert (1980) "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity," *Econometrica*, Vol. 48, No. 4, pp. 817-838.