

2008年度 ICS『資産価格の実証分析』

祝迫得夫

授業資料（第2回：10月14日分）

1. CLM 第1章：アメリカの株式市場の基本データ
2. アメリカのデータに関する分散比検定（CLM 第2章）
3. 日本のデータ：
祝迫「ランダム・ウォーク仮説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 (2003年) からの抜粋

注：この論文の表5には間違いがあります。時間をずらした共分散行列 $\Upsilon(1)$, $\Upsilon(2)$ … の対角成分が、すべて上下が逆になってしまっています。

表 1.1 1962 年から 1994 年までの株式リターン

証券	平均	標準偏差	歪度	超過尖度	最小値	最大値
パネル A . 日次リターン						
時価加重インデックス	0.044	0.82	-1.33	34.92	-18.10	8.87
等加重インデックス	0.073	0.76	-0.93	26.03	-14.19	9.83
International Business						
Machines	0.039	1.42	-0.18	12.48	-22.96	11.72
General Signal Corp.	0.054	1.66	0.01	3.35	-13.46	9.43
WrigleyCo.	0.072	1.45	-0.00	11.03	-18.67	11.89
Interlake Corp.	0.043	2.16	0.72	12.35	-17.24	23.08
Raytech Corp.	0.050	3.39	2.25	59.40	-57.90	75.00
Ampco-Pittsburgh Corp.	0.053	2.41	0.66	5.02	-19.05	19.18
Energen Corp.	0.054	1.41	0.27	5.91	-12.82	11.11
General Host Corp.	0.070	2.79	0.74	6.18	-23.53	22.92
Garan Inc.	0.079	2.35	0.72	7.13	-16.67	19.07
Continental Materials Corp.	0.143	5.24	0.93	6.49	-26.92	50.00
パネル B . 月次リターン						
時価加重インデックス	0.96	4.33	-0.29	2.42	-21.81	16.51
等加重インデックス	1.25	5.77	0.07	4.14	-26.80	33.17
International Business						
Machines	0.81	6.18	-0.14	0.83	-26.19	18.95
General Signal Corp.	1.17	8.19	-0.02	1.87	-36.77	29.73
Wrigley Co.	1.51	6.68	0.30	1.31	-20.26	29.72
Interlake Corp.	0.86	9.38	0.67	4.09	-30.28	54.84
Raytech Corp.	0.83	14.88	2.73	22.70	-45.65	142.11
Arnpco-Pittsburgh Corp.	1.06	10.64	0.77	2.04	-36.08	46.94
Energen Corp.	1.10	5.75	1.47	12.47	-24.61	48.36
General Host Corp.	1.33	11.67	0.35	1.11	-38.05	42.86
Garan Inc.	1.64	11.30	0.76	2.30	-35.48	51.60
Continental Materials Corp.	1.64	17.76	1.13	3.33	-58.09	84.78

CRSP の等加重, 時価加重の株式インデックス, および 1962 年 7 月 3 日から 1994 年 12 月 30 日までの期間の間, 継続的に上場していた 10 種類の個別株式の日次, 月次リターン (パーセント表示) に対する基本統計量. 個別の株式は, 規模で 10 クラスに分けた各クラスの例として取り上げられた. 統計量は (1.4.19) から (1.4.22) で定義される.

表 2.4 日次、週次、月次の株価指数の収益率の自己相関係数

標本期間	標本数	平均	標準偏差	$\hat{\rho}_1$	$\hat{\rho}_2$	$\hat{\rho}_3$	$\hat{\rho}_4$	\hat{Q}_5	\hat{Q}_{10}
A. 日次収益率									
CRSP 時価加重平均指数									
62:07:03-94:12:30	8,179	0.041	0.824	17.6	-0.7	0.1	-0.8	263.3	269.5
62:07:03-78:10:27	4,090	0.028	0.738	27.8	1.2	4.6	3.3	329.4	343.5
78:10:30-94:12:30	4,089	0.054	0.901	10.8	-2.2	-2.9	-3.5	69.5	72.1
CRSP 等加重単純平均指数									
62:07:03-94:12:30	8,179	0.070	0.764	35.0	9.3	8.5	9.9	1,301.9	1,369.5
62:07:03-78:10:27	4,090	0.063	0.771	43.1	13.0	15.3	15.2	1,062.2	1,110.2
78:10:30-94:12:30	4,089	0.078	0.756	26.2	4.9	2.0	4.9	348.9	379.5
B. 週次収益率									
CRSP 時価加重平均指数									
62:07:10-94:12:27	1,695	0.196	2.093	1.5	-2.5	3.5	-0.7	8.8	36.7
62:07:10-78:10:03	848	0.144	1.994	5.6	-3.7	5.8	1.6	9.0	21.5
78:10:10-94:12:27	847	0.248	2.188	-2.0	-1.5	1.6	-3.3	5.3	25.2
CRSP 等加重平均指数									
62:07:10-94:12:27	1,695	0.339	2.321	20.3	6.1	9.1	4.8	94.3	109.3
62:07:10-78:10:03	848	0.324	2.460	21.8	7.5	11.9	6.1	60.4	68.5
78:10:10-94:12:27	847	0.354	2.174	18.4	4.3	5.5	2.2	33.7	51.3
C. 月次収益率									
CRSP 時価加重平均指数									
62:07:31-94:12:30	390	0.861	4.336	4.3	-5.3	-1.3	-0.4	6.8	12.5
62:07:31-78:09:29	195	0.646	4.219	6.4	-3.8	7.3	6.2	3.9	9.7
78:10:31-94:12:30	195	1.076	4.450	1.3	-6.3	-8.3	-7.7	7.5	14.0
CRSP 等加重平均指数									
62:07:31-94:12:30	390	1.077	5.749	17.1	-3.4	-3.3	-1.6	12.8	21.3
62:07:31-78:09:29	195	1.049	6.148	18.4	-2.5	4.4	2.4	7.5	12.6
78:10:31-94:12:30	195	1.105	5.336	15.0	-1.6	-12.4	-7.4	8.9	14.2

1962年7月3日から1994年12月30日までの、日次・週次・月次の時価加重平均および等加重平均のCRSP収益率指数に関する、自己相関係数(パーセント表示)とBox-PierceのQ統計量。

てのケースについて，分散比は 1 より大きくなっています．たとえばパネル A の最小の縦の行は，集計量 q が 2 であるときの分散比に対応しています．(2.4.18) 式に基づけば， $q = 2$ のときの分散比は，1 に週次リターンの 1 次の系列相関の推定値を足したものにおおむね等しくなります．したがって 1 行めの 1.20 という値は，週次リターンの 1 次の系列相関がおよそ 20% であることを意味しており，実際にこれは表 2.4 の数値と整合的です．それに対応する $\psi^*(q)$ が 4.53 ですから，ランダム・ウォーク仮説は完璧に棄却されます．

サブ・サンプルに関する結果から，RW3 はどちらの半分のサブ・サンプルに関するも余裕で棄却されるものの，最初の半分において分散比がやや大きく，棄却の程度もより強いものであることが見てとれます．このパターンは，後で見る表 2.6 や，その他のアメリカの株式収益率に関する予測可能性の研究結果ともおおむね一致しています．すなわち，株式収益率の中で予測できる部分というのは，近年になるにつれて次第に

表 2.5 週次の株価指数収益率の分散比

サンプル期間	サンプルの 観察値の数 nq 個	分散比の計算において 集計する観察値の数 q			
		2	4	8	16
A. CRSP 等加重平均指数					
62:07:10-94:12:27	1,695	1.20 (4.53)*	1.42 (5.30)*	1.65 (5.84)*	1.74 (4.85)*
62:07:10-78:10:03	848	1.22 (3.47)*	1.47 (4.44)*	1.74 (4.87)*	1.90 (4.24)*
78:10:10-94:12:27	847	1.19 (2.96)*	1.35 (2.96)*	1.48 (3.00)*	1.54 (2.55)*
B. CRSP 時価加重平均指数					
62:07:10-94:12:27	1,695	1.02 (0.51)	1.02 (0.30)	1.04 (0.41)	1.02 (0.14)
62:07:10-78:10:03	848	1.06 (1.11)	1.08 (0.89)	1.14 (1.05)	1.19 (0.95)
78:10:10-94:12:27	847	0.98 (-0.45)	0.97 (-0.40)	0.93 (-0.50)	0.88 (-0.64)

等加重平均および時価加重平均の CRSP 指数についての，分散比検定によるランダム・ウォーク仮説の検定．1962 年 7 月 3 日から 1994 年 12 月 30 日までと，そのサブサンプルについて，週次データについての結果が報告されている．各行では分散比 $\bar{VR}(q)$ が報告され，そのすぐ下のカッコの中に，不均一分散一致検定統計量 $\psi^*(q)$ が報告されている．ランダム・ウォークの帰無仮説の下では分散比は 1 になり，検定統計量は漸近的に標準正規分布に従う．星印 (*) の検定統計量は，対応する分散比が有意水準 5% で 1 とは異なっていることを意味する．

表 2.6 企業規模で分類したポートフォリオの週次収益率の分散比

サンプル期間	サンプルの 観察値の数 nq 個	分散比の計算において 集計する観察値の数 q			
		2	4	8	16
A. 企業規模で 5 分類した CRSP の個別企業のうち最小の企業					
62:07:10-94:12:27	1,695	1.35 (7.15)*	1.77 (9.42)*	2.24 (10.74)*	2.46 (9.33)*
62:07:10-78:10:03	848	1.34 (5.47)*	1.76 (7.33)*	2.22 (8.03)*	2.46 (6.97)*
78:10:10-94:12:27	847	1.37 (4.67)*	1.79 (5.91)*	2.22 (6.89)*	2.49 (6.60)*
B. 企業規模で 5 分類した CRSP の個別企業のうち真ん中の企業					
62:07:10-94:12:27	1,695	1.20 (4.25)*	1.39 (4.85)*	1.59 (5.16)*	1.65 (4.17)*
62:07:10-78:10:03	848	1.21 (3.25)*	1.43 (4.03)*	1.66 (4.27)*	1.79 (3.67)*
78:10:10-94:12:27	847	1.19 (2.79)*	1.33 (2.74)*	1.44 (2.63)*	1.47 (2.14)*
C. 企業規模で 5 分類した CRSP の個別企業のうち最大の企業					
62:07:10-94:12:27	1,695	1.06 (1.71)	1.10 (1.46)	1.14 (1.38)	1.11 (0.76)
62:07:10-78:10:03	848	1.11 (2.05)*	1.21 (2.15)*	1.30 (2.12)*	1.32 (1.59)
78:10:10-94:12:27	847	1.01 (0.29)*	1.00 (0.05)	0.98 (-0.13)	0.92 (-0.41)

企業規模で分類したポートフォリオについての、分散比検定によるランダム・ウォーク仮説の検定。1962年7月3日から1994年12月30日までと、そのサブサンプルについて、週次データについての結果が報告されている。各行では分散比 $\overline{VR}(q)$ が報告され、そのすぐ下のカッコの中には、不均一分散一致検定統計量 $\psi^*(q)$ が報告されている。ランダム・ウォークの帰無仮説の下では分散比は1になり、検定統計量は漸近的に標準正規分布に従う。星印(*)の検定統計量は、対応する分散比が有意水準5%で1とは異なっていることを意味する。

表 2.6 企業規模で分類したポートフォリオの週次収益率の分散比

サンプル期間	サンプルの 観察値の数 nq 個	分散比の計算において 集計する観察値の数 q			
		2	4	8	16
A. 企業規模で 5 分類した CRSP の個別企業のうち最小の企業					
62:07:10-94:12:27	1,695	1.35 (7.15)*	1.77 (9.42)*	2.24 (10.74)*	2.46 (9.33)*
62:07:10-78:10:03	848	1.34 (5.47)*	1.76 (7.33)*	2.22 (8.03)*	2.46 (6.97)*
78:10:10-94:12:27	847	1.37 (4.67)*	1.79 (5.91)*	2.22 (6.89)*	2.49 (6.60)*
B. 企業規模で 5 分類した CRSP の個別企業のうち真ん中の企業					
62:07:10-94:12:27	1,695	1.20 (4.25)*	1.39 (4.85)*	1.59 (5.16)*	1.65 (4.17)*
62:07:10-78:10:03	848	1.21 (3.25)*	1.43 (4.03)*	1.66 (4.27)*	1.79 (3.67)*
78:10:10-94:12:27	847	1.19 (2.79)*	1.33 (2.74)*	1.44 (2.63)*	1.47 (2.14)*
C. 企業規模で 5 分類した CRSP の個別企業のうち最大の企業					
62:07:10-94:12:27	1,695	1.06 (1.71)	1.10 (1.46)	1.14 (1.38)	1.11 (0.76)
62:07:10-78:10:03	848	1.11 (2.05)*	1.21 (2.15)*	1.30 (2.12)*	1.32 (1.59)
78:10:10-94:12:27	847	1.01 (0.29)*	1.00 (0.05)	0.98 (-0.13)	0.92 (-0.41)

企業規模で分類したポートフォリオについての、分散比検定によるランダム・ウォーク仮説の検定。1962年7月3日から1994年12月30日までと、そのサブサンプルについて、週次データについての結果が報告されている。各行では分散比 $\overline{VR}(q)$ が報告され、そのすぐ下のカッコの中には、不均一分散一致検定統計量 $\psi^*(q)$ が報告されている。ランダム・ウォークの帰無仮説の下では分散比は1になり、検定統計量は漸近的に標準正規分布に従う。星印(*)の検定統計量は、対応する分散比が有意水準5%で1とは異なっていることを意味する。

とが予測されます。そうであったとしても、個々の銘柄に関して弱い負の自己相関が観察されるという事実は、ポートフォリオについて、より強いしかも正の自己相関が存在するという結果と非常に興味深い対照をなしています。

2.8.3 相互自己系列相関と先導 - ラグ関係

個々の銘柄の収益率について弱い負の自己相関が観察されるにもかかわらず、ポートフォリオの収益率——それは、詰まるところ個々の銘柄の収益率の平均にほかなりません——には、非常に強い正の相関が観察されています。この矛盾しているとも思える結果についての説明は一つしかあり得ません。異なる個別銘柄の収益率の間で、時間を通じた大きい正の相互自己相関 (cross-autocorrelation) が存在しているのです。

このことについて検討するために、 N 個の個別証券の集合を考え、その t 期におけ

表 2.7 個別銘柄の週次リターン分散比

サンプル期間	サンプルの 観察値の数 nq 個	分散比の計算において 集計する観察値の数 q			
		2	4	8	16
A. 個々の株式の分散比の平均					
すべての銘柄	1,695	0.96	0.92	0.89	0.85
(411 銘柄)		(0.04)	(0.07)	(0.11)	(0.14)
最小銘柄	1,695	0.95	0.90	0.88	0.85
(100 銘柄)		(0.06)	(0.09)	(0.12)	(0.15)
中規模銘柄	1,695	0.96	0.93	0.90	0.85
(100 銘柄)		(0.04)	(0.07)	(0.09)	(0.13)
最大銘柄	1,695	0.95	0.91	0.89	0.86
(100 銘柄)		(0.03)	(0.06)	(0.11)	(0.15)
B. 全銘柄の等加重および時価加重ウェイト・ポートフォリオの分散比					
等加重ポートフォリオ	1,695	1.11	1.20	1.30	1.29
(411 銘柄)		(2.75)*	(2.83)*	(2.88)*	(1.99)*
加重時価ポートフォリオ	1,695	0.99	0.97	0.96	0.93
(411 銘柄)		(-0.26)	(-0.43)	(-0.42)	(-0.53)

1962 年 7 月 10 日から 1994 年 12 月 30 日までのサンプル期間中、すべてのリターンの記録が残っている個別株式 (411 銘柄) の分散比の平均。また企業規模で見た、最小 100 銘柄・中間 100 銘柄・最大 100 銘柄の分散比の平均についても報告されている。個別株式の分散比の下のカッコには、個々の分類に属する銘柄の分散比の標準偏差が示してある (パネル A)。クロスセクションで見た場合の分散比は独立ではないので、この標準偏差を用いて通常の有意性に関するテストを行うことはできない。ここでは、単に同分類内の分散比のバラツキを見るために報告されている。ポートフォリオの分散比の下のカッコには、不均一分散一致検定統計量 $\psi^*(q)$ が報告されている (パネル B)。星印 (*) が検定統計量についている場合、対応する分散比が有意水準 5% で 1 と異なっていることを意味する。

表 2.8 企業規模で分類したポートフォリオの収益率の相互自己相関係数

$$\widehat{\Upsilon}_0 = \begin{matrix} & R_{1t} & R_{2t} & R_{3t} & R_{4t} & R_{5t} \\ \begin{matrix} R_{1t} \\ R_{2t} \\ R_{3t} \\ R_{4t} \\ R_{5t} \end{matrix} & \begin{pmatrix} 1.000 & 0.938 & 0.892 & 0.839 & 0.728 \\ 0.938 & 1.000 & 0.976 & 0.944 & 0.856 \\ 0.892 & 0.976 & 1.000 & 0.979 & 0.914 \\ 0.839 & 0.944 & 0.979 & 1.000 & 0.961 \\ 0.728 & 0.856 & 0.914 & 0.961 & 1.000 \end{pmatrix} \end{matrix}$$

$$\widehat{\Upsilon}_1 = \begin{matrix} & R_{1t-1} & R_{2t-1} & R_{3t-1} & R_{4t-1} & R_{5t-1} \\ \begin{matrix} R_{1t-1} \\ R_{2t-1} \\ R_{3t-1} \\ R_{4t-1} \\ R_{5t-1} \end{matrix} & \begin{pmatrix} 0.352 & 0.226 & 0.171 & 0.115 & 0.024 \\ 0.330 & 0.232 & 0.182 & 0.129 & 0.037 \\ 0.324 & 0.244 & 0.197 & 0.147 & 0.053 \\ 0.310 & 0.242 & 0.201 & 0.153 & 0.059 \\ 0.265 & 0.223 & 0.187 & 0.147 & 0.057 \end{pmatrix} \end{matrix}$$

$$\widehat{\Upsilon}_2 = \begin{matrix} & R_{1t-2} & R_{2t-2} & R_{3t-2} & R_{4t-2} & R_{5t-2} \\ \begin{matrix} R_{1t-2} \\ R_{2t-2} \\ R_{3t-2} \\ R_{4t-2} \\ R_{5t-2} \end{matrix} & \begin{pmatrix} 0.163 & 0.089 & 0.057 & 0.032 & -0.010 \\ 0.141 & 0.078 & 0.051 & 0.029 & -0.010 \\ 0.135 & 0.079 & 0.051 & 0.032 & -0.005 \\ 0.121 & 0.071 & 0.046 & 0.028 & -0.006 \\ 0.084 & 0.045 & 0.025 & 0.012 & -0.016 \end{pmatrix} \end{matrix}$$

$$\widehat{\Upsilon}_3 = \begin{matrix} & R_{1t-3} & R_{2t-3} & R_{3t-3} & R_{4t-3} & R_{5t-3} \\ \begin{matrix} R_{1t-3} \\ R_{2t-3} \\ R_{3t-3} \\ R_{4t-3} \\ R_{5t-3} \end{matrix} & \begin{pmatrix} 0.155 & 0.106 & 0.074 & 0.050 & 0.027 \\ 0.141 & 0.100 & 0.071 & 0.050 & 0.031 \\ 0.143 & 0.105 & 0.077 & 0.058 & 0.039 \\ 0.137 & 0.104 & 0.079 & 0.061 & 0.044 \\ 0.120 & 0.093 & 0.074 & 0.061 & 0.047 \end{pmatrix} \end{matrix}$$

$$\widehat{\Upsilon}_4 = \begin{matrix} & R_{1t-4} & R_{2t-4} & R_{3t-4} & R_{4t-4} & R_{5t-4} \\ \begin{matrix} R_{1t-4} \\ R_{2t-4} \\ R_{3t-4} \\ R_{4t-4} \\ R_{5t-4} \end{matrix} & \begin{pmatrix} 0.104 & 0.063 & 0.036 & 0.016 & -0.007 \\ 0.097 & 0.062 & 0.036 & 0.017 & -0.006 \\ 0.095 & 0.060 & 0.033 & 0.015 & -0.011 \\ 0.100 & 0.067 & 0.039 & 0.023 & -0.004 \\ 0.094 & 0.064 & 0.038 & 0.025 & -0.001 \end{pmatrix} \end{matrix}$$

ベクトル $\mathbf{X}_t \equiv [R_{1t} \ R_{2t} \ R_{3t} \ R_{4t} \ R_{5t}]'$ の自己相関係数行列。ただし R_{it} は、1962年7月10日から1994年12月27日まで(1,695の観察値)のNYSE-AMEXの個別株から作った、五つの同一ウェイトの企業規模別ポートフォリオのうち、第 i 番めのポートフォリオ ($i = 1$ が最も規模の小さい銘柄のポートフォリオ) のリターン。また、 $\Upsilon(k) \equiv \mathbf{D}^{-1/2} E[(\mathbf{X}_{t-k} - \mu)(\mathbf{X}_t - \mu)'] \mathbf{D}^{-1/2}$ であり、 $\mathbf{D} \equiv \text{diag}(\sigma_1^2, \dots, \sigma_5^2)$ 。したがって、第 (i, j) 要素は R_{it-k} と R_{jt} の間の相関を示す。IIDの帰無仮説の下での相関係数に関する漸近的な標準偏差は、 $1/\sqrt{T} = 0.024$ で与えられる。

表 2.9 相互自己相関行列の非対称性

$$\hat{\Upsilon}(1) - \hat{\Upsilon}'(1) = \begin{matrix} & R_1 & R_2 & R_3 & R_4 & R_5 \\ \begin{matrix} R_1 \\ R_2 \\ R_3 \\ R_4 \\ R_5 \end{matrix} & \begin{pmatrix} 0.000 & -0.104 & -0.153 & -0.195 & -0.241 \\ 0.104 & 0.000 & -0.061 & -0.113 & -0.181 \\ 0.153 & 0.061 & 0.000 & -0.054 & -0.134 \\ 0.195 & 0.113 & 0.054 & 0.000 & -0.088 \\ 0.241 & 0.181 & 0.134 & 0.088 & 0.000 \end{pmatrix} \end{matrix}$$

$$\hat{\Upsilon}(2) - \hat{\Upsilon}'(2) = \begin{matrix} & R_1 & R_2 & R_3 & R_4 & R_5 \\ \begin{matrix} R_1 \\ R_2 \\ R_3 \\ R_4 \\ R_5 \end{matrix} & \begin{pmatrix} 0.000 & -0.052 & -0.079 & -0.089 & -0.094 \\ 0.052 & 0.000 & -0.029 & -0.042 & -0.055 \\ 0.079 & 0.029 & 0.000 & -0.014 & -0.029 \\ 0.089 & 0.042 & 0.014 & 0.000 & -0.018 \\ 0.094 & 0.055 & 0.029 & 0.018 & 0.000 \end{pmatrix} \end{matrix}$$

$$\hat{\Upsilon}(3) - \hat{\Upsilon}'(3) = \begin{matrix} & R_1 & R_2 & R_3 & R_4 & R_5 \\ \begin{matrix} R_1 \\ R_2 \\ R_3 \\ R_4 \\ R_5 \end{matrix} & \begin{pmatrix} 0.000 & -0.035 & -0.069 & -0.087 & -0.093 \\ 0.035 & 0.000 & -0.024 & -0.054 & -0.062 \\ 0.069 & 0.034 & 0.000 & -0.022 & -0.035 \\ 0.087 & 0.054 & 0.022 & 0.000 & -0.018 \\ 0.093 & 0.062 & 0.035 & 0.018 & 0.000 \end{pmatrix} \end{matrix}$$

$$\hat{\Upsilon}(4) - \hat{\Upsilon}'(4) = \begin{matrix} & R_1 & R_2 & R_3 & R_4 & R_5 \\ \begin{matrix} R_1 \\ R_2 \\ R_3 \\ R_4 \\ R_5 \end{matrix} & \begin{pmatrix} 0.000 & -0.033 & -0.059 & -0.084 & -0.102 \\ 0.033 & 0.000 & -0.024 & -0.050 & -0.070 \\ 0.059 & 0.024 & 0.000 & -0.023 & -0.049 \\ 0.084 & 0.050 & 0.023 & 0.000 & -0.030 \\ 0.102 & 0.070 & 0.049 & 0.030 & 0.000 \end{pmatrix} \end{matrix}$$

企業規模で分類されたポートフォリオのリターン, $\mathbf{X}_t \equiv [R_{1t} \ R_{2t} \ R_{3t} \ R_{4t} \ R_{5t}]'$ の自己相関係数行列から, それ自身の転置行列を引いた差. ここで R_{it} は, 1962年7月10日から1994年12月27日まで (1,695 の観察値) の NYSE-AMEX の個別株から作った, 五つの同一ウェイト・ポートフォリオのうち, 第 i 番めのポートフォリオ ($i = 1$ が最も規模の小さい銘柄のポートフォリオ) のリターン. ただし, $\Upsilon(k) \equiv \mathbf{D}^{-1/2} E[(\mathbf{X}_{t-k} - \mu)(\mathbf{X}_t - \mu)'] \mathbf{D}^{-1/2}$ であり, $\mathbf{D} \equiv \text{diag}(\sigma_1^2, \dots, \sigma_5^2)$.

表1 基本統計量

サンプル期間：1968年1月第1週－2001年8月第2週

サンプル数：1,715

$$\text{「東証1部平均」} \equiv \frac{\text{小型株} + \text{中型株} + \text{大型株}}{3}$$

$$\text{「マーケット平均」} \equiv \frac{\text{小型株} + \text{中型株} + \text{大型株} + \text{東証2部}}{4}$$

(1) マーケット・インデックス

	平均	標準偏差	歪度	尖度	最小	最大
TOPIX	0.137	2.31	-0.33** [0.00]	3.49** [0.00]	-12.51	13.41
1部平均	0.137	2.19	-0.50** [0.00]	4.28** [0.00]	-13.57	13.11
マーケット平均	0.143	2.15	-0.50** [0.00]	3.87** [0.00]	-12.64	12.53

(2) 規模別ポートフォリオ

	平均	標準偏差	歪度	尖度	最小	最大	銘柄数
東証1部							
大型株	0.136	2.40	-0.21** [0.00]	3.23** [0.00]	-11.77	13.39	613
中型株	0.132	2.31	-0.50** [0.00]	4.56** [0.00]	-14.60	13.92	515
小型株	0.144	2.33	-0.42** [0.00]	4.33** [0.00]	-14.90	12.27	344
東証2部							
	0.165	2.38	-0.12* [0.04]	2.99** [0.00]	-12.21	10.91	580

パーセント表示の週次リターン（対数収益率）に関する基本統計量。銘柄数は、2001年8月時点での数字。（*）は5%水準、（**）は1%水準で、推定値が統計的に有意にゼロと異なることを表す。カッコ内の値は、尖度・歪度それぞれの有意水準を表している。

表2 マーケット・インデックスの自己相関のテスト

$\hat{\rho}_i$: 第 i 次の自己相関係数 (パーセント表示)

\hat{Q}_i : 第 i 次の Ljung-Box の修正 Q 統計量

分散比: $\widehat{M}_r(q) \equiv \sum_{j=1}^{q-1} \frac{2(q-j)}{q} \hat{\rho}_j$

(A) 自己相関係数と Q 統計量による検証

	$\hat{\rho}_1$	$\hat{\rho}_2$	$\hat{\rho}_3$	$\hat{\rho}_4$	\hat{Q}_5	\hat{Q}_{10}
TOPIX	2.2	1.6	7.9	1.0	13.5*	20.6**
東証1部平均	8.0	4.3	9.1	1.7	29.3**	37.0**
マーケット平均	11.9	6.1	10.7	3.3	54.2**	63.0**

(B) 分散比検定による検証

分散比の計算のために集計された
リターンの期間数 q

	2	4	8	16
TOPIX	1.02	1.09	1.19	1.30
	[0.45]	[1.06]	[1.54]	[1.75]
東証1部平均	1.08	1.21	1.35	1.46
	[1.58]	[2.40]*	[2.73]**	[2.68]**
マーケット平均	1.12	1.30	1.50	1.66
	[2.41]*	[3.44]**	[3.94]**	[3.88]**

分散比検定のカッコ内は、 z 統計量 ($z(q) = \sqrt{nq} \widehat{M}_r(q) / \sqrt{\hat{\theta}}$)。ただし、 $nq =$ 標本数であり、 $\hat{\theta}$ は Lo and MacKinlay [1999] の (2.1.20) 式で定義される $\widehat{M}_r(q)$ の漸近分散である。ランダム・ウォークの帰無仮説の下で、 $z(q)$ は漸近的に標準正規分布に従う。
(**) は 1% 水準, (*) は 5% 水準で各統計量が統計的に有意であることを示す。

表3 規模別ポートフォリオの自己相関のテスト

(A) 自己相関係数と Q 統計量による検証

	$\hat{\rho}_1$	$\hat{\rho}_2$	$\hat{\rho}_3$	$\hat{\rho}_4$	\hat{Q}_5	\hat{Q}_{10}
大型株	1.6	1.5	7.7	1.4	13.0*	18.2*
中型株	5.9	2.9	8.9	-0.4	21.2**	28.7**
小型株	18.1	9.4	10.0	5.2	93.6**	99.4**
東証第2部	17.3	10.8	13.9	5.8	119.3**	132.4**

(B) 分散比検定による検証

分散比の計算のために集計された
リターンの期間数 q

	2	4	8	16
大型株	1.02 [0.33]	1.08 [0.94]	1.18 [1.49]	1.30 [1.72]
中型株	1.06 [1.18]	1.17 [1.86]	1.25 [1.97]*	1.30 [1.75]
小型株	1.18 [3.53]**	1.42 [4.75]**	1.66 [5.09]**	1.81 [4.64]**
東証第2部	1.17 [3.58]**	1.44 [5.38]**	1.77 [6.27]**	2.06 [6.20]**

分散比検定のカッコ内は z 統計量. 各変数・検定統計量の定義については表1・表2を参照. (**) は 1% 水準, (*) は 5% 水準で各統計量が統計的に有意であることを示す.

表5 規模別ポートフォリオ・データの相互自己相関行列 (Cross-autocorrelation matrices)

サンプル期間：1968年1月第1週－2001年8月第2週

サンプル数：1,715

R_{1t} = 東証2部ポートフォリオの収益率

R_{2t} = 東証1部小型株ポートフォリオの収益率

R_{3t} = 東証1部中型株ポートフォリオの収益率

R_{4t} = 東証1部大型株ポートフォリオの収益率

ただし収益率の定義は、Lo/MacKinlay [1988, 1990] にしたがって、対数収益率ではなく、単純リターンを用いている。

$$\hat{Y}(0) = \begin{matrix} & R_{1t} & R_{2t} & R_{3t} & R_{4t} \\ \begin{matrix} R_{1t} \\ R_{2t} \\ R_{3t} \\ R_{4t} \end{matrix} & \begin{pmatrix} 1.000 & 0.854 & 0.784 & 0.604 \\ & 1.000 & 0.916 & 0.693 \\ & & 1.000 & 0.819 \\ & & & 1.000 \end{pmatrix} \end{matrix}$$

$$\hat{Y}(1) = \begin{matrix} & R_{1t} & R_{2t} & R_{3t} & R_{4t} \\ \begin{matrix} R_{1t-1} \\ R_{2t-1} \\ R_{3t-1} \\ R_{4t-1} \end{matrix} & \begin{pmatrix} 0.016 & 0.165 & 0.071 & 0.028 \\ 0.203 & 0.059 & 0.070 & 0.011 \\ 0.192 & 0.164 & 0.181 & 0.018 \\ 0.133 & 0.094 & 0.019 & 0.173 \end{pmatrix} \end{matrix}$$

$$\hat{Y}(2) = \begin{matrix} & R_{1t} & R_{2t} & R_{3t} & R_{4t} \\ \begin{matrix} R_{1t-2} \\ R_{2t-2} \\ R_{3t-2} \\ R_{4t-2} \end{matrix} & \begin{pmatrix} 0.015 & 0.082 & 0.039 & 0.011 \\ 0.109 & 0.029 & 0.053 & 0.028 \\ 0.079 & 0.065 & 0.094 & 0.009 \\ 0.042 & 0.030 & 0.019 & 0.108 \end{pmatrix} \end{matrix}$$

表5 (続き)

$$\hat{\Upsilon}(3) = \begin{matrix} & R_{1t} & R_{2t} & R_{3t} & R_{4t} \\ \begin{matrix} R_{1t-3} \\ R_{2t-3} \\ R_{3t-3} \\ R_{4t-3} \end{matrix} & \begin{pmatrix} 0.077 & 0.108 & 0.074 & 0.042 \\ 0.115 & 0.089 & 0.068 & 0.038 \\ 0.121 & 0.112 & 0.100 & 0.066 \\ 0.107 & 0.083 & 0.080 & 0.139 \end{pmatrix} \end{matrix}$$

$$\hat{\Upsilon}(4) = \begin{matrix} & R_{1t} & R_{2t} & R_{3t} & R_{4t} \\ \begin{matrix} R_{1t-4} \\ R_{2t-4} \\ R_{3t-4} \\ R_{4t-4} \end{matrix} & \begin{pmatrix} 0.014 & 0.045 & 0.014 & -0.006 \\ 0.065 & -0.004 & 0.009 & -0.020 \\ 0.062 & 0.043 & 0.052 & -0.029 \\ 0.064 & 0.051 & 0.022 & 0.058 \end{pmatrix} \end{matrix}$$

ベクトル $X_t \equiv [R_{1t} \ R_{2t} \ R_{3t} \ R_{4t}]'$ の自己相関係数行列. すなわち $\Upsilon(k) \equiv D^{-1/2}E[(X_{t-k} - \mu)(X_t - \mu)']D^{-1/2}$ であり, $D \equiv \text{Diag}(\sigma_1^2, \dots, \sigma_4^2)$. したがって, 第 (i, j) 要素は R_{it-k} と R_{jt} の間の相関を示す. *IID* の帰無仮説のもとでの相関係数に関する漸近的な標準偏差は, $1/\sqrt{T} = 0.024$ で与えられる.

表6 相互自己相関行列の非対称性

サンプル期間：1968年1月第1週－2001年8月第2週

サンプル数：1,715

各変数の定義に関しては、表5を参照.

$$\hat{Y}(1) - \hat{Y}'(1) = \begin{matrix} & R_{1t} & R_{2t} & R_{3t} & R_{4t} \\ R_{1t-1} & \left(\begin{array}{cccc} 0.000 & -0.038 & -0.121 & -0.105 \\ 0.038 & 0.000 & -0.094 & -0.083 \\ 0.121 & 0.094 & 0.000 & -0.001 \\ 0.105 & 0.083 & 0.001 & 0.000 \end{array} \right) \end{matrix}$$

$$\hat{Y}(2) - \hat{Y}'(2) = \begin{matrix} & R_{1t} & R_{2t} & R_{3t} & R_{4t} \\ R_{1t-2} & \left(\begin{array}{cccc} 0.000 & -0.027 & -0.040 & -0.031 \\ 0.027 & 0.000 & -0.012 & -0.002 \\ 0.040 & 0.012 & 0.000 & -0.010 \\ 0.031 & 0.002 & 0.010 & 0.000 \end{array} \right) \end{matrix}$$

$$\hat{Y}(3) - \hat{Y}'(3) = \begin{matrix} & R_{1t} & R_{2t} & R_{3t} & R_{4t} \\ R_{1t-3} & \left(\begin{array}{cccc} 0.000 & -0.007 & -0.047 & -0.065 \\ 0.007 & 0.000 & -0.044 & -0.045 \\ 0.047 & 0.044 & 0.000 & -0.014 \\ 0.065 & 0.045 & 0.014 & 0.000 \end{array} \right) \end{matrix}$$

$$\hat{Y}(4) - \hat{Y}'(4) = \begin{matrix} & R_{1t} & R_{2t} & R_{3t} & R_{4t} \\ R_{1t-4} & \left(\begin{array}{cccc} 0.000 & -0.020 & -0.048 & -0.070 \\ 0.020 & 0.000 & -0.034 & -0.071 \\ 0.048 & 0.034 & 0.000 & -0.051 \\ 0.070 & 0.071 & 0.051 & 0.000 \end{array} \right) \end{matrix}$$

企業規模で分類されたポートフォリオのリターン、 $X_t \equiv [R_{1t} \ R_{2t} \ R_{3t} \ R_{4t}]'$ の自己相関係数行列から、それ自身の転置行列を引いた差.

表 7 1995 年以降のサブ・サンプルにおける系列相関

サンプル期間：1995 年 1 月第 1 週 - 2001 年 8 月第 2 週

サンプル数：368 個

(A) 自己相関係数と Q 統計量による検証

	$\hat{\rho}_1$	$\hat{\rho}_2$	$\hat{\rho}_3$	$\hat{\rho}_4$	\hat{Q}_5	\hat{Q}_{10}
TOPIX	-8.1	-0.5	4.2	-4.0	9.1	12.1
東証 1 部平均	-0.6	2.7	8.2	-2.9	7.7	12.7
マーケット平均	3.7	4.7	9.6	-0.2	10.2	18.5*
大型株	-9.2	-0.5	3.3	-3.9	9.2	11.7
中型株	-1.8	-0.3	9.1	-7.3	10.8	15.1
小型株	11.6	9.4	10.6	1.4	13.2*	21.2*
東証第 2 部	9.1	8.5	13.3	3.4	16.8**	36.1**

(B) 分散比検定による検証

分散比の計算のために集計された

リターンの期間数 q

	2	4	8	16
TOPIX	0.92	0.89	0.93	0.94
	[-0.94]	[-0.77]	[-0.35]	[-0.21]
東証 1 部平均	0.99	1.05	1.15	1.20
	[-0.09]	[0.35]	[0.67]	[0.64]
マーケット平均	1.03	1.14	1.29	1.44
	[0.38]	[0.97]	[1.32]	[1.39]
大型株	0.91	0.87	0.89	0.90
	[-1.05]	[-0.90]	[-0.50]	[-0.34]
中型株	0.98	1.01	1.07	1.10
	[-0.24]	[0.07]	[0.30]	[0.33]
小型株	1.11	1.32	1.53	1.67
	[1.06]	[1.92]*	[2.04]*	[1.88]
東証第 2 部	1.09	1.28	1.52	1.87
	[0.91]	[1.74]	[2.07]*	[2.41]*

分散比検定のカッコ内は z 統計量。各変数・検定統計量の定義については表 1・表 2 を参照。(**) は 1% 水準, (*) は 5% 水準で各統計量が統計的に有意であることを示す。