

Title	株式価格の予想の個体間分布
Sub Title	The Distribution of Investors Opinion about Future Stock Prices
Author	岩田, 暁一(Iwata, Gyoichi)
Publisher	
Publication year	1985
Jtitle	三田商学研究 (Mita business review). Vol.28, No.1 (1985. 4) ,p.70- 97
JaLC DOI	
Abstract	
Notes	
Genre	Journal Article
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234698-19850425-04053808

慶應義塾大学学術情報リポジトリ(KOARA)に掲載されているコンテンツの著作権は、それぞれの著作者、学会または出版社/発行者に帰属し、その権利は著作権法によって保護されています。引用にあたっては、著作権法を遵守してご利用ください。

The copyrights of content available on the KeiO Associated Repository of Academic resources (KOARA) belong to the respective authors, academic societies, or publishers/issuers, and these rights are protected by the Japanese Copyright Act. When quoting the content, please follow the Japanese copyright act.

株式価格の予想の個体間分布

岩 田 暁 一

1 序¹⁾

株式・外国為替・商品先物などの投機的市場に参加する経済主体は市場価格と自己の予想価格とを比較して売買の量を定めるであろう。各主体の予想は個体間で異なることとは自然であり、これを予想価格の個体間分布として捉える。市場で成立する価格は、この分布に従う予想を持つ個体群からの売りと買いの数量総計が均衡するように定まる。そしてそのようにして定まった市場価格は逆に、共通な情報として各個体にフィードバックされ、これと各個体が新たに獲得する個別情報とによって、予想価格の個体間分布が変化して行く。このようなダイナミックな分布の変容過程を説明できる形で模型が安定的に測定できれば、従来単に集団平均の形でしか捉えられていなかった予想形成のメカニズムをより自律的な関係として把握することができる。

このような考え方に基づいて前論文(岩田(1984))では、株式市場を対象として株式の信用取引の売り残、買い残、発行済株式数、株価などのデータを用いて予想価格分布によって株式の出来高を説明する模型を組み、その測定を2銘柄の株式について行なった。

今回は対象銘柄数を2社から20社に広げるとともに、前回の試論的な模型の改善を行なうことを目標としている。また稿の後半では予想の個体間分布の形成に関する一つの模型の母数を出来高データを使用せずに直接推定する試みを行なった。

1) この研究は1984年度慶応義塾学事振興資金による研究補助を受けている。また論文の前半の部分はKEO大磯シンポジウムで1984年3月11日に報告した内容を改善したものである。その際、KEOの先生方から適切な御批評御助言を頂いた。また産業研究所助教授新井益洋氏、吉岡完治氏からコンピューターのプログラム作成と計算作業において御援助頂いた。また長門谷初美さんからデータ・インプット作業を手伝って頂いた。以上記して感謝の意を表したい。

2 これまでのまとめと今回のデータ

2.1 模型1

前論文で提示した模型を模型1と名付けよう。以下に模型1の概要をまとめておく。記号を次のように定める。

p_t : t 期末株価終り値

K_t : t 期末の発行済株式数

W_t : t 期末の信用取引の買い残株式数

U_t : t 期末の信用取引の売り残株式数

Q_t : t 期出来高株式数

〔仮定1〕 K_t の一定割合 c の部分のみについてこの模型で述べる最適化がなされる。

最適化の対象となる株式の実株保有量を V_t とすると $V_t = cK_t + U_t - W_t$ であり、これと信用取引の買い残 W_t の和を M_t で表わし、これを株式の買い残と呼ぶと、

$$(1) \quad M_t = cK_t + U_t$$

である。

t 期における $t+1$ 期の予想価格を \hat{p}_t で表わし、その対数値 $\ln \hat{p}_t$ を y_t で表わす。また価格 p_t の対数値 $\ln p_t$ を x_t で表わす。

〔仮定2〕 株式の買い残 M_t 、売り残 U_t への需要は次式により与えられる。

$$(2) \quad M_t = \gamma_t \int_{x_t}^{\infty} (y_t - x_t) f(y_t) dy_t$$

$$(3) \quad U_t = -\delta_t \int_{-\infty}^{x_t} (y_t - x_t) f(y_t) dy_t$$

ただし γ_t 、 δ_t は正の定数であり、 $f(y_t)$ は y_t の個体間分布を表わす密度関数である。

K_t は外生変数であり、 x_t は (1)~(3) を満たすように決定される内生変数である。

出来高 Q_t は次のように説明される。なおここでは記号を簡略化するために、添字 t を省略しかつ前期の値 ($t-1$) に添字 0 を付す。

t 期における当該株式の買い需要量を D 、売り需要量を S で表わすと

$$(4) \quad D = \gamma \bar{A} - \gamma_0 \bar{A}_0 - \delta \bar{B} + \delta_0 \bar{B}_0$$

$$(5) \quad S = \delta \bar{B} - \delta_0 \bar{B}_0 - \gamma \bar{A} + \gamma_0 \bar{A}_0$$

である。ただし

$$(6) \quad \left\{ \begin{array}{l} \underline{A} = \int_x^\infty \int_{x_0 + (\gamma/\gamma_0)(y-x)}^\infty (y-x) f(y_0, y) dy_0 dy \\ \bar{A} = \int_x^\infty \int_{x_0 + (\gamma/\gamma_0)(y-x)}^\infty (y-x) f(y_0, y) dy_0 dy \\ \underline{B} = - \int_{-\infty}^x \int_{x_0 + (\delta/\delta_0)(y-x)}^\infty (y-x) f(y_0, y) dy_0 dy \\ \bar{B} = - \int_{-\infty}^x \int_{x_0 + (\delta/\delta_0)(y-x)}^\infty (y-x) f(y_0, y) dy_0 dy \end{array} \right.$$

$$(7) \quad \left\{ \begin{array}{l} \underline{A}_0 = \int_{x_0}^\infty \int_{-\infty}^{x + (\gamma_0/\gamma)(y_0 - x_0)} (y_0 - x_0) f(y_0, y) dy dy_0 \\ \bar{A}_0 = \int_{x_0}^\infty \int_{x + (\gamma_0/\gamma)(y_0 - x_0)}^\infty (y_0 - x_0) f(y_0, y) dy dy_0 \\ \underline{B}_0 = - \int_{-\infty}^{x_0} \int_{-\infty}^{x + (\delta_0/\delta)(y_0 - x_0)} (y_0 - x_0) f(y_0, y) dy dy_0 \\ \bar{B}_0 = - \int_{-\infty}^{x_0} \int_{x + (\delta_0/\delta)(y_0 - x_0)}^\infty (y_0 - x_0) f(y_0, y) dy dy_0 \end{array} \right.$$

であり、 $f(y_0, y)$ は y_0 と y の個体間分布の結合密度関数である。更に

$$(8) \quad A = \int_x^\infty (y-x) f(y) dy, \quad A_0 = \int_{x_0}^\infty (y_0 - x_0) f(y_0) dy_0$$

$$(9) \quad B = - \int_{-\infty}^x (y-x) f(y) dy, \quad B_0 = - \int_{-\infty}^{x_0} (y_0 - x_0) f(y_0) dy_0$$

と定義すると

$$(10) \quad A = \underline{A} + \bar{A}, \quad B = \underline{B} - \bar{B}, \quad A_0 = \underline{A}_0 + \bar{A}_0, \quad B_0 = \underline{B}_0 + \bar{B}_0$$

が成立し、かつ先の (2), (3) は

$$(2') \quad M = \gamma A$$

$$(3') \quad U = \delta B$$

と表わせる。以上から容易に

$$(11) \quad D = S + c(K - K_0)$$

が導ける。この左辺 D は株式の買いを示す。また右辺 S は前期までに発行されている株式の転売、 $c(K - K_0)$ は新規株式発行分の売り ($K < K_0$ ならば減資分の買い) を示す。²⁾ 我国の証券取引所では出来高としては売り方をとっている³⁾ので、出来高 Q は市場を通じての売り量 S に等しいとする。すなわち

$$(12) \quad Q = S$$

とおく。

〔仮定3〕 y_0, y_1 は2変量正規分布

2) 転換社債からの株式の転換の場合には、転換社債の保有者が市場を通さずに株式を保有することになるから、この分は出来高に算入されないであろう。

3) 日本経済新聞社編『株式投資の手引き』(1979年版) p. 87参照。

$$N\left(\begin{bmatrix} \mu_0 \\ \mu \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \sigma_0^2 & \rho\sigma_0\sigma \\ \rho\sigma_0\sigma & \sigma^2 \end{bmatrix}\right)$$

に従う。

これより y_0, y の周辺分布はそれぞれ正規分布 $N(\mu_0, \sigma_0^2), N(\mu, \sigma^2)$ である。また ρ は y_0 と y の相関係数である。

この仮定から

$$(13) \quad \begin{cases} A = \sigma\{\varphi(\xi) - \xi[1 - \Phi(\xi)]\}, & B = \sigma[\varphi(\xi) + \xi\Phi(\xi)] \\ A_0 = \sigma_0\{\varphi(\xi_0) - \xi_0[1 - \Phi(\xi_0)]\}, & B_0 = \sigma_0[\varphi(\xi_0) + \xi_0\Phi(\xi_0)] \end{cases}$$

が導ける。ただし $\varphi(z)$ は標準正規分布 $N(0, 1)$ の密度関数, $\Phi(z)$ はその累積分布関数であり、また

$$(14) \quad \xi = \frac{x - \mu}{\sigma}, \quad \xi_0 = \frac{x_0 - \mu_0}{\sigma_0}$$

である。

上記の $\varphi(z), \Phi(z)$ を用いれば、

$$(15) \quad \left\{ \begin{aligned} A &= \sigma \int_{\xi}^{\infty} (z - \xi) \varphi(z) \Phi\left(\frac{\gamma\sigma}{\gamma_0\sigma_0} (z - \xi) + \xi_0 - \rho z\right) dz \\ B &= -\sigma \int_{-\infty}^{\xi} (z - \xi) \varphi(z) \Phi\left(\frac{\partial\sigma}{\partial_0\sigma_0} (z - \xi) + \xi_0 - \rho z\right) dz \\ A_0 &= \sigma_0 \int_{\xi_0}^{\infty} (z - \xi_0) \varphi(z) \Phi\left(\frac{\gamma_0\sigma_0}{\gamma\sigma} (z - \xi_0) + \xi - \rho z\right) dz \\ B_0 &= -\sigma_0 \int_{-\infty}^{\xi_0} (z - \xi_0) \varphi(z) \Phi\left(\frac{\partial_0\sigma_0}{\partial\sigma} (z - \xi_0) + \xi - \rho z\right) dz \end{aligned} \right.$$

のように表わせる。また $\bar{A}, \bar{B}, \bar{A}_0, \bar{B}_0$ は (10) を用いて求められる。

このようにして、(15) が計算できれば (12), (5) を通じて出来高 Q の推定値がえられる。

そこでまず ξ の推定法は次の如くである。

信用取引の買い残 W についても

$$(16) \quad W = \eta \int_x^{\infty} (y - x) f(y) dy$$

が成立すると仮定する。すると (8) と (13) より

$$(17) \quad W = \eta\sigma\{\varphi(\xi) - \xi[1 - \Phi(\xi)]\}$$

また信用取引売り残については (3') と (13) より

$$(18) \quad U = \delta\sigma[\varphi(\xi) + \xi\Phi(\xi)]$$

が成立する。(17) と (18) の比をとれば

$$(19) \quad \frac{W}{U} = \frac{\eta}{\delta} \left[1 - \frac{\xi}{\varphi(\xi) + \xi\Phi(\xi)} \right]$$

となり、 σ が消去される。

ここで係数の比について次の仮定をおく。

〔仮定4〕 比 $\kappa \equiv \delta/\eta$ は一定である。

この κ の値は次の仮定に基づいて推定される。

〔仮定5〕 株式の全銘柄を母集団とするとき、全銘柄の ξ の母平均はゼロであり、またその分布は対称である。

これより $\ln(W/U)$ の母集団平均が $-\ln \kappa$ に等しいことが導けるので κ の値が推定できる。この κ を用いて (19) を満足する ξ の値が求められる。

この ξ を用いれば (17)、(18) より $\eta\sigma$ 、 $\delta\sigma$ の値が推定できる。また (2') と (13) より

$$(20) \quad r\sigma = M / \{ \varphi(\xi) - \xi[1 - \xi\Phi(\xi)] \}$$

であるから、もし $M = cK + U$ における c の値が推定できれば $r\sigma$ の値も求められる。 c の推定法についてはすぐ後で述べる。

相関係数 ρ の推定は次の仮定に依存する。

〔仮定6〕 ρ は次式により定まる。

$$(21) \quad \rho = \exp[a - b(x - x_0)^2]$$

ただし a 、 b は正の定数である。

以上のようにして定数 a 、 b 、 c の値が分かれば出来高の理論値 \hat{Q} がえられることになる。そ

表1 模型1の測定結果

	昭 電 線	山 武
a	0.0024187* (0.0010070)	0.0038893** (0.0011138)
b	0.62895 (0.43423)	1.50877 (1.04628)
c	0.14116** (0.018519)	0.11519** (0.0087874)
残差平方和 $\sum \hat{u}_i^2$	14.2286	4.4672
$\ln Q$ と $\ln \hat{Q}$ の相関係数	0.75286	0.78777
$\ln Q$ の標本平均	6.7053	6.3181
$\ln Q$ の標本標準偏差	1.12447	0.69946
$\ln \hat{Q}$ の標本平均	6.6811	6.3207
$\ln \hat{Q}$ の標本標準偏差	0.63463	0.52866

(注) 括弧の中は標準誤差である。*は5%、**は1%で統計的に有意であることを示す。

ここで a, b, c の値は $\sum_{i=1}^n (\ln Q_i - \ln \bar{Q})^2$ を最小ならしめるように推定された。ただし n はサンプルサイズである。

測定は昭和電線と山武ハネウエルの2社に対して行なわれた。その結果の一部を示すと表1の如くである。

前論文で示したように $\ln \hat{Q}$ はかなりよく $\ln Q$ の動きを追うことができた。しかし表1の $\ln \hat{Q}$ の標本標準偏差は $\ln Q$ のそれに比べてかなり小さいので、 $\ln Q$ の激しい動きに比べて $\ln \hat{Q}$ の動きはそれほどではないことが分かる。

また y_0 と y_t との相関係数 ρ の推定値は両社のどの期においても0.995前後の著しく高い値になっている。このように著しく1に近い ρ の値においては、 Q の計算のための (15) の積分における近似の誤差がかなり大きくなることが懸念される。

2.2 データ

今回の分析に使用したデータについて述べる。

観測期間は前回と同様に、株式市場が比較的平穏であった1980年を選んだ。期 t の単位は1週間とする。

表2 企業名と資本金

	企 業	業 種	資 本 金 (億円)		コード番号
			3月31日	9月19日	
1	日 水	水 産・鋳 業	100	100	1332
2	大 成 建	建 設	386	386	1801
3	ハ ウ ス	〃	150	150	1925
4	宝 酒 造	食 料 品	105	105	2531
5	ユ ニ チ カ	繊維・パルプ・紙	237	237	3103
6	山 国 パ	〃	141	141	3702
7	洋 曹 達	化 学	157	161	4042
8	塩 野 義	〃	109	109	4507
9	丸 善 石	石 油	204	204	5003
10	板 硝 子	ガラス・土石	120	120	5202
11	小 野 田	〃	202	202	5233
12	日 軽 金	非鉄・金属製品	182	182	5701
13	古 河 電	〃	209	210	5801
14	新 潟 友 重	機 械	152	153	6011
15	住 友	〃	214	216	6302
16	日 立	電 気 機 器	1,314	1,320	6501
17	三 井 造	輸 送 用 機 器	303	303	7003
18	日 野 自	〃	148	150	7205
19	リ コ	精 密 機 器	126	127	7752
20	伊 藤 忠	商 業	372	372	8001

表3 基礎データ

企 業	P: 終り値 (円)		Q: 出来高 (千株)		U: 信用売り残(千株)		W: 信用買い残(千株)	
	平 均	標準偏差	平 均	標準偏差	平 均	標準偏差	平 均	標準偏差
1 日 水	200.9	3.6	964.5	756.6	49.4	15.2	2024.3	162.9
2 大 成 建	208.9	9.7	1904.0	993.9	95.0	77.9	1968.5	321.7
3 ハ ウ ス	345.4	52.4	10074.8	17798.0	3330.7	3186.2	15328.5	8634.9
4 宝 酒 造	245.6	25.2	10746.4	24283.0	1710.8	2040.2	12913.7	5803.5
5 ユ ニ チ カ	112.6	6.5	6581.2	13219.9	1683.0	1316.3	10141.4	1654.0
6 山 国 パ ル	171.6	7.0	3180.5	8590.5	707.3	1459.1	11610.0	2413.5
7 洋 曹 達	180.3	10.1	3887.8	6556.9	773.6	977.4	16412.2	1832.0
8 塩 野 義	510.8	42.5	2357.9	3403.8	308.6	328.6	2075.2	795.7
9 丸 善 石	385.7	43.1	7366.0	11124.5	2657.7	1356.0	19578.0	1376.5
10 板 硝 子	281.7	15.4	2451.1	2077.4	324.3	303.8	9344.8	1829.2
11 小 野 田	141.5	6.4	1710.8	2724.2	175.2	133.7	1525.7	264.7
12 日 軽 金	262.5	27.8	2844.7	1349.1	1556.6	1346.1	22369.2	5916.6
13 古 河 電	165.6	6.0	1445.4	1171.2	128.5	121.9	4530.9	1272.5
14 新 潟 鉄	381.9	53.9	9293.2	15159.5	4126.6	3115.7	26918.4	4238.1
15 住 友 重	237.5	19.9	3077.7	2638.2	680.5	762.3	18756.8	4132.5
16 日 立	273.1	24.9	39893.6	39838.3	2672.0	3001.0	8252.1	6444.2
17 三 井 造	178.1	8.3	6333.2	2952.7	550.0	694.1	13594.9	2671.8
18 日 野 自	307.7	12.2	1137.2	1700.3	489.0	530.9	2584.1	666.0
19 リ コ ー	558.9	14.0	1908.4	997.9	260.6	141.4	3321.1	1229.8
20 伊 藤 忠	424.6	14.5	5773.9	4933.9	937.4	692.8	29295.3	9347.6
全 体	278.7	1492.0	6020.6	51037.7	1160.8	8127.5	11627.3	70887.4

(注) 標本分散は $n-1$ で除したもの、ただし n は企業別が25、全体が500である。

株式の銘柄は、次の条件を満たす企業20社を選んだ。

- 1° 貸借銘柄であること。
- 2° 少なくとも東京市場に上場されていること。
- 3° 3月期決算であること。
- 4° 1980年中に資本移動がないこと。
- 5° 資本金が100億円以上であること。

権利落ちによる株価の不連続性の問題を避けるために、それが生じない期間を選ぶことにした。すなわち増資による権利落ちは条件4°を満たすので心配ない。問題は配当による権利落ちである。現行の規則では決算日の4日(営業日)前に配当権利付き最終商いが行なわれ、3日前に配当権利落ち商いが行なわれる。それ故、3月期決算ならば例年3月28日あるいは27日が配当落ちの日当たる。また中間配当が9月末に行なわれるのでその際の配当落ちもある。そこでそれらを避けて、週末が1980年の4月5日から9月19日までの25週を選んだ(後の表6の第(4)欄参照)。

前述の条件を満たす20企業は表2に示す如くである。企業名は証券取引で慣用されている略称を用いた。表の所属業種を見れば分かるように業種がなるべく偏らないように選んである。また、表

2には1980年3月31日と9月19日現在の資本金の額を示してあるが、5つの企業でこの期間に資本金が若干増えている。これは転換社債から転換された株式増によるものと思われる。

表3には、分析に用いられた主要な4つの変数の標本平均と標本標準偏差の値を企業別およびプールしたデータについて示した。

3 出来高模型の測定

3.1 模型2

模型1では $y(=\ln \hat{p})$ と $x(=\ln p)$ の差に比例してその株式の保有への需要が定まるとされている。その際 \hat{p} は次期の価格の予想値に関する個体の主観確率分布の平均値であるとされていた。そしてその株式の保有量が $y-x$ に比例するという結論は、幾つかの仮定の下で2パラメータ型ポートフォリオ理論からも導けることを示した(岩田(1984)p.62脚注参照)。

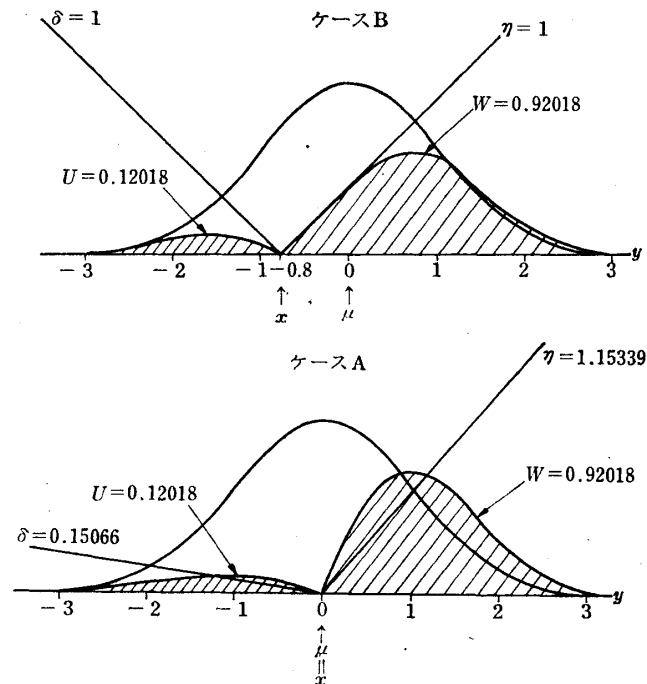
しかし、果して投資家は次期の(われわれの模型では次週の)価格の予想だけを念頭においているだろうか。ある投資家は漠然とした将来の価格の予想値を、あるいは将来の予想価格の系列を念頭においているかも知れない。あるいは、その株式1株からえられる将来の予想収益の流列の現在価値を価格と比較しているかも知れない。

現在の段階では \hat{p} あるいは y がどのような性格のものであるかを論じてあまり生産的ではないようである。むしろ y は $y-x$ に比例して株式保有量を定めるようなその個体特有な値としておいた方がよいであろう。

ところで、模型1では y の集団平均値 μ が x に一致する傾向があるという直観に基づく仮定5から、 $-\ln \kappa = E[\ln(W/U)]$ によって $\kappa(=\delta/\eta)$ の値が推定されていた。このことは比 δ/η がほぼ信用取引の売り残高と買い残高の比率に近いとしていることを意味する。この推定値は0.07~0.12程度であった(岩田(1984)p.80参照)。

しかし、信用の売り需要の強度を示す係数 δ の値は信用の買い需要の強度を示す係数 η の1割程度でしかないというのは不自然なように思われる。信用取引を行なう投資家である限りは、 y が x を上回ろうが下回ろうが、差の絶対値 $|y-x|$ が同一である限りはほとんど同一の(買いまたは売りの)需要を持つのではないだろうか。

仮に $\kappa=1$ すなわち $\delta=\kappa$ であるとするると信用の売り残 U が信用の買い残 W より小さくなるためには、 x が μ よりも下回らなければならない。このことを図によって示してみよう。単純化のために $\mu=0$, $\sigma=1$ を仮定しよう。図1には標準正規分布 $N(0,1)$ の密度曲線とともに、2つのケースが描かれている。ケースAは $x=\mu=0$ で、 $\delta=0.15066$, $\mu=1.15339$ の場合、ケースBは $x=0.8$, $\delta=\eta=1$ の場合であり、両ケースとも U は0.12018, W は0.92018である(図の斜線部分の面積)。

図1 同一の U, W の値を生み出す2つのケース

この図から分かるように、 U が W より著しく小さいという事実を説明するためには、(イ)もし x が μ の近傍にあるとするならば、 $\kappa = \delta/\eta$ が1より非常に小さいと考えなければならず、(ロ)もし $\kappa = 1$ であるとするならば、 x は μ よりかなり小さくしなければならない。

しかし前述のように δ が η より非常に小さいという事は不自然であるように思われるので、今回は(ロ)のケースを仮定する。そこで模型1の仮定5の代りに次の仮定5'を採用する。

〔仮定5'〕 $\kappa = \delta/\eta = 1$

実際には η の方が δ より多少大きいということも考えられようが、推定値の不確定性を減少させるために $\kappa = 1$ を採用した方がよいと思われる。

仮定1~4、5'および6を採用した場合を模型2と呼ぶことにする。

模型2を20企業を対象に測定した⁴⁾。測定の手順や積分の近似計算の仕方は前論文(岩田(1984))と同じである。ただし今回は発行済み株式数 K_i が変動してもよいことにしているのので、第2節で述べたように $Q_i = S_i$ とおく。また K_i の値は表3に掲げた2時点の資本金を額面50円で割り、途中の期の値を直線補間して推計した。

模型1の測定と同様にパターン法(Wilde(1964)pp.145~150参照)により残差平方和 $\sum_{i=2}^{25} (\ln Q_i - \ln \hat{Q}_i)^2$ を最小化する a, b, c の値を探索した。前と同様に、

4) 前回の計算はシャープのポケット・コンピュータPC1500で行なったが、今回の20企業を対象とする計算のためには記憶容量が足りずかつ計算時間がかかり過ぎるため、慶応大学計算センター三田支部のFACOMのM360を使用した。

表4 模型2の測定結果

	企 業	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		\hat{a}	\hat{b}	\hat{c}	$\sum_i \hat{u}_{ji}^2$	R^2	ステップ 回数
1	日 水	.0301	83.017	.0493	12.43	-.2474	15
2	大 成 建	.1555	451.60	.0114	2.33	.5881	25
3	ハ ウ ス	.0162	83.537	.0438	13.64	.7042	21
4	宝 酒 造	.0040	8.220	.2321	14.74	.6190	30
5	ユ ニ チ カ	.0011	1.723	.2366	13.16	.4280	27
6	山 国 パ ル	.0339	31.510	.0448	6.82	.7159	8
7	洋 曹 達	.3252	84.588	.0233	11.10	.3400	25
8	塩 野 義	.0012	5.756	.1378	17.63	.4668	29
9	丸 善 石	.2852	125.41	.0138	11.62	.4566	23
10	板 硝 子	.0102	0.692	.1964	12.95	-.0942	34
11	小 野 田	.0393	35.261	.0217	10.67	.3646	19
12	日 軽 金	.0021	0.71×10^{-6}	.3081	4.84	.0309	50
13	古 河 電	.0239	0.76×10^{-11}	.0448	8.32	.1668	35
14	新 瀧 鉄	.3874	95.254	.0214	7.41	.5985	24
15	住 友 重	.1912	120.79	.0274	4.00	.5205	36
16	日 立	.4821	3828.8	.0187	13.39	.3706	28
17	三 井 造	.0105	0.00025	.1183	5.47	.2402	50
18	日 野 自	.0551	80.968	.0114	6.23	.3799	28
19	リ コ ー	.0312	12.891	.0686	6.95	.0255	27
20	伊 藤 忠	.0469	39.460	.0596	3.55	.4619	11

(1) $a \geq 0, b \geq 0, 0 \leq c \leq 1$

を満たさなければならないので、 a, b, c を

$$(2) \begin{cases} a = e^{t_1} & -\infty < t_1 < \infty \\ b = e^{t_2} & -\infty < t_2 < \infty \\ c = 1/(1+e^{-t_3}) & -\infty < t_3 < \infty \end{cases}$$

のように変換し、 (t_1, t_2, t_3) 空間で最適値の探索を行なった。

初期値を $a=0.0339 (t_1=-3.3858)$, $b=31.510 (t_2=3.4503)$, $c=0.0448 (t_3=-3.0588)$ にとりパターン法を適用した。ステップの刻み幅 Δt_i の初期値は0.1とし、 $|\Delta t_i|$ のいずれかが0.05より小さくなったら収束したものとみなした。また収束に達しない場合でも、ステップ回数が50を超えたら計算を打切ることにした。表4に計算結果を示す。

結果を見ると2企業を除いて50回未満で収束していることが分かる。母数推定値は、 \hat{a} と \hat{c} の企業間のばらつきはそれほど大きくないが \hat{b} は著しく大きな変動を示している。

第(5)欄の R^2 は決定係数であり、次式により計算されている。

$$(3) R^2 = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n \hat{u}_i^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}$$

ただし $y_i = \ln Q_i$, $\hat{u}_i = \ln Q_i - \ln \hat{Q}_i$ あり、各企業とも $n=24$ である。このように定義される R^2

は非線形推定ではマイナスになることがある。しかし、1に近いほど当てはまりが良好であるということはいえるので、適合度の指標として用いることが出来よう。

この決定係数 R^2 で評価すると、出来高 Q_t に対するモデル1の説明力は企業間でかなりバラツキがある。企業3 (ハウス), 6 (山国パル)は R^2 が0.7以上であるが、企業1 (日水), 10 (板硝子)では負値を示している。20企業中半数の企業の R^2 は0.4以下であり、全般的に良い当てはまりとはいえない。

3.2 模型3の推定

b の推定値が企業間で著しくバラツキを示す前小節の結果は、第2節の仮定6における式

$$(4) \quad \rho_t = \exp[-a - b(x_t - x_{t-1})^2]$$

の意味について再考察を要請するものといえよう。岩田 [1984] で述べたように、 y_{t-1} と y_t との相関係数 ρ_t は t 期中に各主体が獲得した個別情報の量を反映するものであるが、価格変化自体は個体間に共通な情報によっても生じうる。もし共通情報だけで価格変化が生じている場合には (4) 式の当てはめの結果は b の過小推定を生じよう。表4の企業12, 13, 17などの著しく小さな \hat{b} の値はそのようなことが生じていたためかも知れない。

そこでこのような過小推定を避けるために、「企業間で a , b の値は共通である」という仮定をおいて推定を行なってみよう。 c の値はしかし企業間で相異なるとする。これは前論文で述べたように、資本的乃至は金融的支配のために保有されている株式の割合を $1 - c$ が表わしているとすれば、企業のそれぞれの状況により c の値は企業間で当然異なってよいからである。

a , b を企業間で共通とする模型を模型3と呼ぶことにしよう。この模型3の推定のために20企業のデータをプールして用いるが、 c の値は企業間で異なるから、第 j 企業の c を $c_j (j=1, \dots, 20)$ と書くと、推定すべき母数は a , b とともに22個ということになる。これをパターン法で直接推定することは効率が非常に悪い。そこで次のように最小化を2段階に分けて行なう。

(1) パターン法より供給されて来る a , b の値の下で、各企業毎に $\sum_{i=2}^{25} (\ln Q_{jt} - \ln Q_{ji})^2$ を最小化する c_j を見出す。

(2) そのような最適な $c_j (j=1, 2, \dots, 20)$ を用いつつパターン法により $\sum_{j=1}^{20} \sum_{i=2}^{25} (\ln Q_{jt} - \ln Q_{ji})^2$ を最小化する a , b を探索するステップを進める。

このような(1)と(2)を繰返すのであるが、(1)の段階の最小化の方法としては、黄金分割法を用いた。

5) 黄金分割法 (golden section method) は1変数の単峰関数の最小値を変数の一定の変域の中で探索する際に用いられる効率の良い方法である。詳しくは、Jacoby, Kowalik, Pizzo [1972] pp. 60—61, または Wilde [1964] pp. 32—35 参照。ここでは本文の結果を理解するために必要なので、計算手順のみを以下にまとめておく。

表5 模型3の推定結果

	企 業	\hat{c}_j	標準誤差	t 値	R_j^2	$\sum_i \hat{u}_{ji}^2$	s_j
1	日 水	.0419	.0017	24.87	-.2734	12.69	0.658
2	大 成 建	.0201	.0008	24.86	.4830	2.92	0.496
3	ハ ウ ス	.0366	.0023	15.51	.6698	15.23	1.416
4	宝 酒 造	.0725	.0036	20.10	.5953	15.66	1.297
5	ユ ニ チ カ	.0377	.0022	16.77	.2913	16.31	1.000
6	山 国 パ ル	.0348	.0012	29.25	.7139	6.87	1.022
7	洋 曹 達	.0520	.0022	23.43	.3147	11.52	0.855
8	塩 野 義	.0342	.0017	20.09	.3941	20.03	1.199
9	丸 善 石	.0384	.0025	15.67	.4359	12.06	0.964
10	板 硝 子	.0696	.0037	18.86	-.1985	14.19	0.717
11	小 野 田	.0182	.0009	21.30	.3628	10.70	0.854
12	日 軽 金	.0379	.0024	15.90	-.8086	9.03	0.466
13	古 河 電	.0265	.0010	27.28	.0911	9.08	0.659
14	新 潟 鉄	.0637	.0035	18.01	.4973	9.28	0.896
15	住 友 重	.0491	.0021	23.70	.5144	4.05	0.602
16	日 立	.0614	.0049	12.55	.2921	15.06	0.962
17	三 井 造	.0480	.0015	31.20	.0379	6.93	0.559
18	日 野 自	.0120	.0008	15.10	.3614	6.42	0.661
19	リ コ ー	.0479	.0024	19.86	.0058	7.09	0.557
20	伊 藤 忠	.0541	.0022	24.82	.4617	3.55	0.536
共通	\hat{a}	.058303	.024688	2.36	(R^2)	(合計)	(s)
	\hat{b}	44.438	23.236	1.91	.6784	208.66	1.164

(注) s_j は $\ln Q_{jt}$ の第 j 企業における標本標準偏差。
 s は $\ln Q_{jt}$ の20企業をプールした標本標準偏差。
 R^2 は20企業をプールした決定係数。

黄金分割法における c_j の収束基準を 0.0001, パターン法における t_1, t_2 の収束基準を 0.01 とする。初期値は $a=0.05687 (t_1=-2.8671)$, $b=39.217 (t_2=3.6691)$ とおいた。またパターン法の刻み幅 Δt_i の初期値は 0.025, 黄金分割法の c_j の変域は $[0, 0.15]$ とした。⁶⁾

以上の条件の下で模型3を測定した。パターン法のステップ回数は7回で収束した。結果を表5に示す。

いま単峰関数 $g(x)$ の最小値を与える x の値 x_* を見出したいとしよう。 x_* が区間 $[a_1, b_1]$ の中に含まれていることが分かっているとしよう。 $\lambda = 1 - \frac{2}{1 + \sqrt{5}} \doteq 0.382$ とし, ε を収束基準とする。

- 1° $x_{11} = \lambda(b_1 - a_1) + a_1$, $x_{12} = (1 - \lambda)(b_1 - a_1) + a_1$ により x_{11}, x_{12} を計算する。 $k=1$ とおき3°へ進む。
 - 2° $x_{1k} = \lambda(b_k - a_k) + a_k$, $x_{2k} = (1 - \lambda)(b_k - a_k) + a_k$ により x_{1k}, x_{2k} を計算し, もし $x_{2k} - x_{1k} \geq \varepsilon$ ならば3°へ, もし $x_{2k} - x_{1k} < \varepsilon$ ならば4°へ進む。
 - 3° もし $g(x_{1k}) > g(x_{2k})$ ならば, $a_{k+1} = x_{1k}$, $x_{1,k+1} = x_{2k}$, $b_{k+1} = b_k$, $k=k+1$ とおき2°へ進む。もし $g(x_{1k}) \leq g(x_{2k})$ ならば, $b_{k+1} = x_{2k}$, $x_{2,k+1} = x_{1k}$, $a_{k+1} = a_k$, $k=k+1$ とおき2°へ進む。
 4. $g(x_{1k}) \leq g(x_{2k})$ ならば x_* は x_{1k} , $g(x_{1k}) > g(x_{2k})$ ならば x_* は x_{2k} とする。
- 6) 最初 c_j の変域を $[0, 1]$ として予備的な探索をした結果, 各 c_j の最適値は $[0, 0.15]$ の中にあることが確かめられた。

表6 企業18(日野自)の結果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
期 t	期末日	ξ $(= (x-\mu)/\sigma)$	$\delta\sigma$	$r\sigma$	ρ	\hat{Q} $(= S)$	Q	\hat{p}
	月 日					千株	千株	円
1	4. 5	-0.132	5,786	—	—	—	8,620	343
2	12	-0.275	6,186	9,557	0.564	3,249	3,627	308
3	18	-0.644	4,328	5,294	0.943	1,581	727	308
4	26	-1.160	2,843	3,061	0.879	1,119	767	296
5	5. 2	-1.177	2,787	3,019	0.936	429	387	292
6	10	-1.680	1,979	2,122	0.943	486	389	292
7	16	-1.493	2,183	2,387	0.683	718	1,222	318
8	24	-1.462	2,253	2,440	0.838	544	1,526	302
9	31	-1.470	2,071	2,424	0.942	327	707	304
10	6. 7	-1.432	2,020	2,486	0.927	369	381	298
11	14	-1.198	2,254	2,954	0.927	440	314	292
12	20	-1.235	2,164	2,870	0.939	394	223	295
13	28	-1.257	2,027	2,818	0.936	393	227	299
14	7. 5	-1.020	2,232	3,421	0.942	455	801	301
15	12	-1.018	2,049	3,415	0.932	471	469	306
16	18	-0.733	2,510	4,524	0.942	608	959	308
17	26	-0.688	2,536	4,751	0.943	556	1,039	307
18	8. 2	-0.620	2,594	5,131	0.944	586	699	307
19	9	-0.937	1,928	3,664	0.940	709	242	310
20	15	-0.263	4,024	8,692	0.943	1,614	1,374	311
21	23	-0.160	3,919	10,066	0.943	982	731	311
22	30	-0.399	2,926	6,796	0.943	1,188	703	312
23	9. 6	-0.309	2,978	7,662	0.910	972	528	321
24	13	-0.311	2,815	7,571	0.942	779	946	322
25	19	-0.325	2,493	7,299	0.918	909	823	330

結果を見ると、残差平方和 $\sum_{i=2}^{25} \hat{u}_i^2$ は表4の模型2の残差平方和よりも各企業とも大きくなっている。従って R^2 は表4よりもいずれも低い。これは a, b が企業間で共通とする制約があることから当然である。 a, b の推定値は $\hat{a}=0.058306$, $\hat{b}=44.438$ である。また c_j の推定値は $0.0120 \sim 0.0725$ の範囲にある。

$$(5) \quad \frac{d\rho_t}{d\hat{p}_t} \frac{\hat{p}_t}{\rho_t} = -2b \ln \frac{\hat{p}_t}{\hat{p}_{t-1}} \approx -2b \frac{\Delta \hat{p}_t}{\hat{p}_{t-1}}$$

であるから、例えば前期からの価格変化率 $\Delta \hat{p}_t / \hat{p}_{t-1}$ が 0.1 のとき、 ρ_t に対する価格の弾力性は $-2 \times 44.438 \times 0.1 = -8.8876$ 程度である。また $x_t - x_{t-1} = 0$ のときの ρ_t の値 ρ_{\max} は $e^{-a} = 0.9434$ と推定される。これは模型1において ρ_{\max} が 0.99 以上の著しく高い値に推定されたのに比べて妥当な感じを与える。

この模型3の測定では母数推定値の標準誤差も計算してみた。 $\hat{\theta}' = [\hat{c}_1, \hat{c}_2, \dots, \hat{c}_{20}, \hat{a}, \hat{b}]$ とするとき、 $\hat{\theta}$ の漸近的共分散行列の推定値は

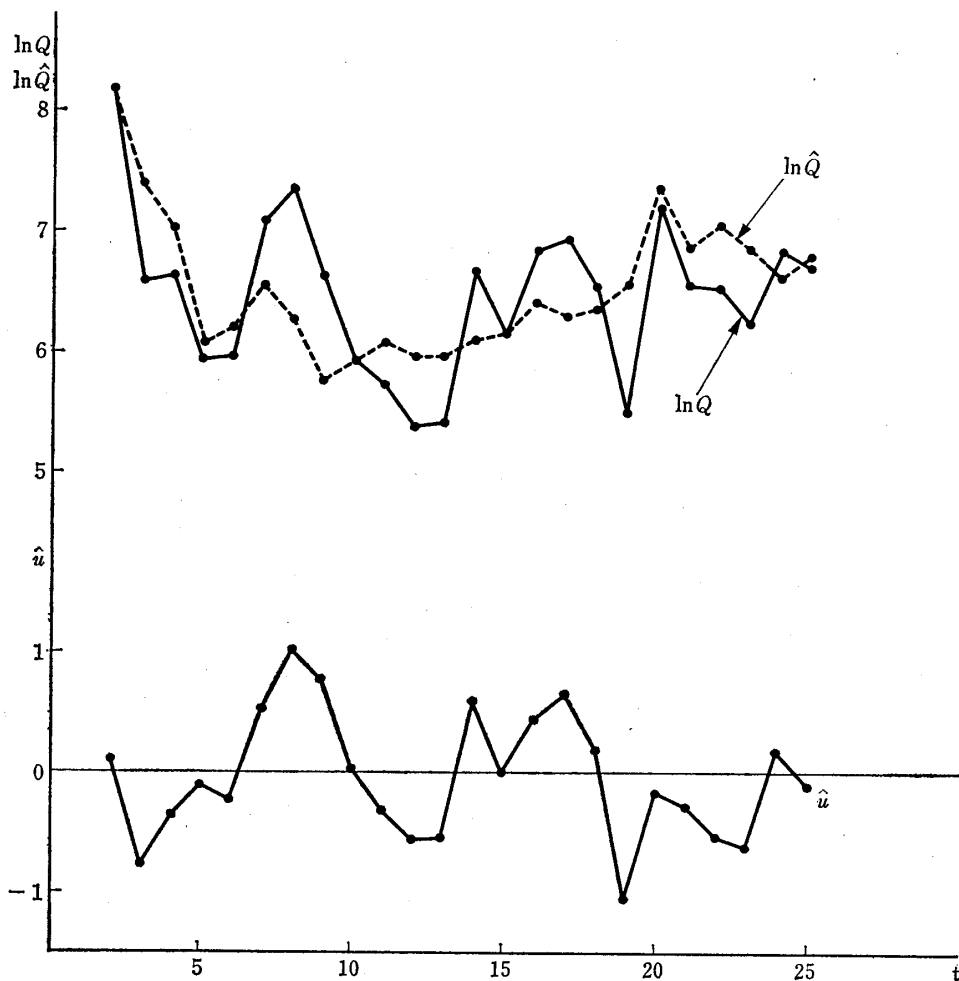
$$(6) \quad \hat{\sigma}^2 \left[\sum_{j=1}^{20} \sum_{t=2}^{25} \frac{\partial \ln Q_{jt}}{\partial \theta} \middle| \hat{\theta} \frac{\partial \ln Q_{jt}}{\partial \theta'} \middle| \hat{\theta} \right]^{-1}$$

で与えられる。ただし $\hat{\sigma}^2 = \sum_i \sum_t \hat{u}_{ji}^2 / (20 \times 24 - 22)$ とする。(6) の対角要素の平方根が標準誤差を与える。

表5に示したように \hat{c}_j の標準誤差はいずれも小さく、 t 値はいずれも20前後の著しく有意な値である。これに対し、 \hat{a} 、 \hat{b} の標準誤差はかなり大きく、 t 値は \hat{a} が2.36で5%で統計的に有意であるが、 \hat{b} は1.91で5%で有意でない。

最後に、表6に決定係数 R^2 が20企業中11番目 ($R^2=0.3614$) となっている企業18(日野自)について、 ξ 、 $\partial\sigma$ 、 $\gamma\sigma$ 、 ρ 、 \hat{Q} などの各期の推定値を示しておく。(2)欄の ξ の値は既に触れたように一様に負値をとっている。このことは μ が x を上回っていることを示す。また y_0 と y の相関係数は

図2 企業18(日野自)の $\ln Q$ と $\ln \hat{Q}$



0.564~0.943の値をとっている。

図2には、同じ日野自動車について実際値 $\ln Q$ と推定値 $\ln \hat{Q}$ との時系列グラフを示した。20企業中10企業はこのグラフよりは当てはまりが良いはずである。残差 \hat{u} には1階の正の自己相関があるようである。

3.3 推定値 \hat{c}_j の検証

推定された \hat{c}_j の値は果して現実的なものだろうか。仮定1によれば c_j はこの模型で述べる最適化がなされる株式の割合とされている。そして $(1-c_j)$ は、前論文ではその会社の資金的乃至は金融的支配などのために保有されている株式の割合とされていた。

そこで、推定値 \hat{c}_j の妥当性を確かめる意味で、次の2つの指標が \hat{c}_j とどの程度相関があるかを調べてみよう。

F_j : 浮動株比率……浮動株とは(50円の額面のとき)500株以上5万株未満の株主によって所有される株式数が発行済み株式総数に占める割合。

T_j : 特定株比率……少数特定者持株数(大株主上位10名および当該会社の役員が所有する株式の合計)が発行済み株式総数に占める割合。

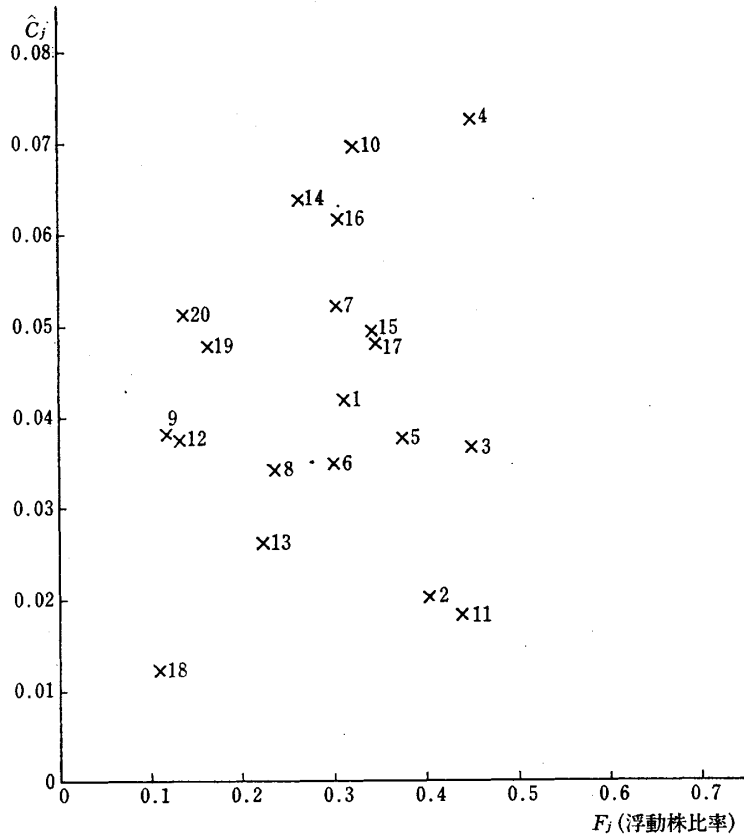
いずれも東洋経済新報社『会社四季報』に掲載されている。ただし F_j は1980年9月1日現在の値がとれるが、 T_j はその時期には未だ掲載されていないため、1983年5月1日現在の値を使用する。データを表7に示す。

模型3の推定値 \hat{c}_j を縦軸、 F_j または T_j を横軸にとって散布図を描くと図3、図4のようになる。図3の浮動株比率 F_j と \hat{c}_j とは正の相関が微かにあるように見える程度で、無相関と言ってよいであろう。しかし図4の特定株比率 T_j は \hat{c}_j と明らかに負の相関を示している。念のため標

表7 浮動株比率と特定株比率

	企 業			浮動株比率 F_j	特定株比率 T_j	企 業			浮動株比率 F_j	特定株比率 T_j	
1	日	水		.314	.345	11	小	野	田	.439	.340
2	大	成	建	.404	.277	12	日	軽	金	.128	.682
3	ハ	ウ	ス	.452	.319	13	古	河	電	.224	.350
4	宝	酒	造	.450	.274	14	新	潟	鉄	.264	.356
5	ユ	ニ	チ	.368	.350	15	住	友	重	.343	.368
6	山	国	パ	.301	.327	16	日		立	.307	.184
7	洋	曹	達	.307	.260	17	三	井	造	.347	.321
8	塩	野	義	.239	.383	18	日	野	自	.107	.516
9	丸	善	石	.120	.389	19	リ	コ	一	.166	.324
10	板	硝	子	.325	.347	20	伊	藤	忠	.140	.368

図3 浮動株比率と \hat{c}_j



本相関係数 r を計算すると、 F_j と \hat{c}_j は $r=0.1377$ 、 T_j と \hat{c}_j は $r=-0.3473$ である。 F_j (または T_j) と \hat{c}_j が母相関係数 ρ の 2 変量正規分布に従うと仮定すると、帰無仮説 $H_0: \rho=0$ の下で統計量 $t=r\sqrt{n-2}/\sqrt{1-r^2}$ は自由度 $n-2$ の t 分布に従う。そこでこの t の値を計算すると、 F_j と \hat{c}_j では $t=0.5898$ 、 T_j と \hat{c}_j では $t=1.5713$ である。自由度 18 の t の 10% 水準は 1.734、20% 水準は 1.330 である。それ故、特定株比率 T_j と \hat{c}_j は、対立仮説 $H_1: \rho < 0$ に対し有意水準 5% では有意ではないが、10% では有意な (負の) 相関を示している。

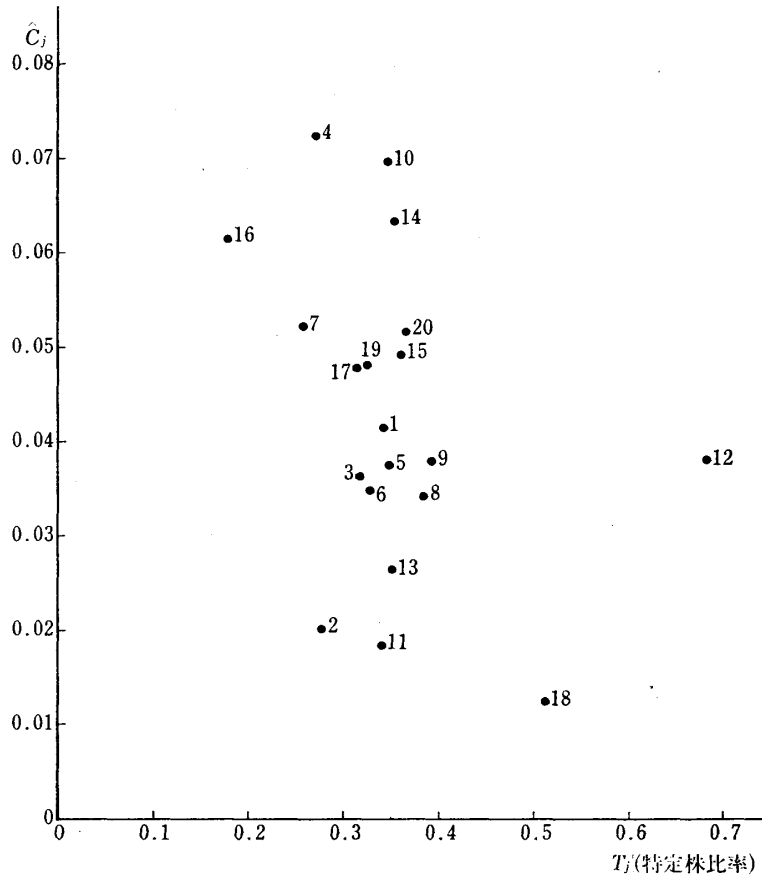
3.4 模型 4 の推定

模型 2 と模型 3 においては y_t と y_{t-1} との相関係数 ρ_t の大きさを $\exp[-a-b(x_t-x_{t-1})^2]$ で表わせるもの (仮定 6) としていた。しかしこの仮定は共通情報のみで価格変化が生じるとき、あるいは価格変化がなくとも個別情報だけで出来高が多くなるときの ρ_t の動きをうまく記述していない点で不満が残る。

そこで、次に述べる予想形成の模型から ρ_t を推定することを以下に述べてみよう。

〔仮定 7〕 y_t は前期の値 y_{t-1} と前期の価格 (の対数值) x_{t-1} とによって次のように説明される。⁷⁾

7) 前論文では x_{t-1} の代りに x_t を用いていた。岩田 (1984) P.72 参照。

図4 特定株比率と \hat{c}_j 

$$(7) \quad y_t = y_{t-1} - (1-\lambda)(y_{t-1} - x_{t-1}) + \varepsilon_t \\ = \lambda y_{t-1} + (1-\lambda)x_{t-1} + \varepsilon_t$$

ただし λ は $0 < \lambda < 1$ なる定数でありかつ ε_t は

$$(8) \quad E(\varepsilon_t) = \alpha_t, \quad E(\varepsilon_t^2) = \beta_t^2$$

なる確率変数で、 y_{t-1} とは無相関、すなわち

$$(9) \quad \text{Cov}(\varepsilon_t, y_{t-1}) = 0$$

とする。

(7) より

$$(10) \quad \mu_t = \lambda \mu_{t-1} + (1-\lambda)x_{t-1} + \alpha_t$$

また (8) と (9) より

$$(11) \quad \sigma_t^2 = \lambda^2 \sigma_{t-1}^2 + \beta_t^2$$

がえられる。

(7) と (9) より $\text{Cov}(y_{t-1}, y_t) = \lambda \sigma_{t-1}^2$ であるから

$$(12) \quad \rho_i = \lambda \frac{\sigma_{t-1}}{\sigma_t}$$

がえられる。

ところで第2節で述べたように、 $d_t = \delta_t \sigma_t$ とおくと、 d_t は

$$(13) \quad d_t = U_t / [\varphi(\xi_t) + \xi_t \Phi(\xi_t)]$$

によって推定される。もし δ_t と δ_{t-1} が余り異ならなければ

$$\frac{d_{t-1}}{d_t} = \frac{\delta_{t-1} \sigma_{t-1}}{\delta_t \sigma_t} = \frac{\sigma_{t-1}}{\sigma_t}$$

がほぼ成立するであろう。そこで

$$[\text{仮定 8}] \quad \delta_t / \delta_{t-1} \approx 1$$

を仮定する。この仮定が成立すれば (12) より

$$(14) \quad \rho_i \approx \lambda \frac{d_{t-1}}{d_t}$$

となるから、(14) によって ρ_i の推定値がえられることになる。

ここで問題となるのは (14) によって ρ_i を推定する際に $\lambda d_{t-1} / d_t$ が 1 以上となる場合の処置である。(14) そのものは近似式であるから、このようなことが生じることは不自然ではない。そこで探索過程または最終結果において $\lambda d_{t-1} / d_t$ が 1 以上となったら $\rho_i = 0.999$ とおくことにした。

仮定 1~4, 5', 7, 8 よりなる模型を模型 4 と呼ぶ。

標型 4 の測定では、母数は λ と $c_j (j=1, \dots, 20)$ である。模型 3 の測定におけると同様に残差平方和の最小化を 2 段階に分けて行なうが、第 2 段階で最適化の対象となる母数は λ だけ 1 個である

表 8 模型 4 の測定結果

j	\hat{c}_j	$\sum_i \hat{u}_{ji}^2$	R_j^2	j	\hat{c}_j	$\sum_i \hat{u}_{ji}^2$	R_j^2
1	.0199	14.24	-.4291	11	.0084	11.42	.3199
2	.0091	3.46	.3882	12	.0199	12.26	-1.4547
3	.0147	17.77	.6147	13	.0128	7.66	.2329
4	.0302	17.34	.5518	14	.0263	7.66	.5849
5	.0155	19.58	.1490	15	.0226	4.99	.4019
6	.0155	7.82	.6742	16	.0271	12.65	.4054
7	.0219	9.79	.4179	17	.0226	8.33	-.1570
8	.0155	19.61	.4069	18	.0052	8.15	.1887
9	.0147	12.00	.4388	19	.0226	10.56	-.4806
10	.0347	13.29	-.1229	20	.0258	4.21	.3619

$\hat{\lambda} = 0.63459$

合計 222.74

から、パターン法を使用する必要はない。そこでこの段階でも黄金分割法を使用する。

第1段階の黄金分割法の収束基準は0.0005, 探索範囲は $0 \leq c_j \leq 0.15$ とし, また第2段階の黄金分割法の収束基準は0.001, 探索範囲は $0 \leq \lambda \leq 0.9$ とする。

以上の条件の下で模型3を測定したが, 結果は表8のようになった。第2段階の黄金分割法は11回の繰返しで収束した。λの推定値は $\hat{\lambda} = 0.63459$ であった。20企業全体の残差平方和 $\sum_{j=1}^{20} \sum_{i=2}^{25} (\ln Q_i - \ln \hat{Q}_i)^2$ は222.74となった。これは模型3に比べて大きな値である。しかし個別企業毎に見ると模型3の方が残差平方和が小さくなったものもある(20企業中7企業)。 \hat{c}_j の値は模型3のそれよりも一様に小さくなっている。

なおρの推定値 $\lambda d_{t-1}/d_t$ が1以上となったケースは $24 \times 20 = 480$ ケース中2ケースに過ぎなかった。

4 母数の直接的推定

4.1 企業別OLS推定

前節の予想形成の模型(仮定7と8)の母数を出来高データを使用せずに推定する方法を考えてみよう。

第2節(14)の $\xi_t = (x_t - \mu_t)/\sigma_t$ に前節(10)を代入すると

$$\xi_t = [x_t - \lambda \mu_{t-1} - (1-\lambda)x_{t-1} - \alpha_t]/\sigma_t$$

となる。これより

$$\begin{aligned} (1) \quad \sigma_t \xi_t &= \lambda(x_{t-1} - \mu_{t-1}) + x_t - x_{t-1} - \alpha_t \\ &= \lambda \sigma_{t-1} \xi_{t-1} + x_t - x_{t-1} - \alpha_t \end{aligned}$$

がえられる。両辺に d_t を乗ずれば

$$(2) \quad d_t \sigma_t \xi_t = \lambda d_t \sigma_{t-1} \xi_{t-1} + d_t (x_t - x_{t-1}) - d_t \alpha_t$$

となる。ここで若し前節の仮定8すなわち $d_t \approx d_{t-1}$ が成立すれば, $d_t \sigma_{t-1} \approx d_{t-1} \sigma_{t-1} \equiv d_{t-1}$ が成立するから

$$(3) \quad d_t \xi_t \approx \lambda d_{t-1} \xi_{t-1} + d_t (x_t - x_{t-1}) - d_t \alpha_t$$

がえられる。

ところで第2節(19)より

$$(4) \quad \frac{W_t}{U_t} = \frac{1}{\kappa} \left[1 - \frac{\xi_t}{\varphi(\xi_t) + \xi_t \Phi(\xi_t)} \right]$$

であるから,

$$(5) \quad \kappa W_t = U_t - \frac{U_t \xi_t}{\varphi(\xi_t) + \xi_t \Phi(\xi_t)}$$

である。ところが d_t は

$$d_t \equiv \partial_t \sigma_t = U_t / [\varphi(\xi_t) + \xi_t \Phi(\xi_t)]$$

によって推定されるのだから、これと (5) より

$$(6) \quad d_t \xi_t = U_t - \kappa W_t$$

が成立しているはずである。特に $\kappa=1$ のときには

$$(7) \quad d_t \xi_t = U_t - W_t$$

である。これを (3) に代入すると

$$(8) \quad U_t - W_t \approx \lambda(U_{t-1} - W_{t-1}) + \partial_t(x_t - x_{t-1}) - \partial_t \alpha_t$$

がえられる。

もし観測期間中に ∂_t がほぼ一定で

$$(9) \quad \partial_t \approx \delta$$

であれば、(8) を $U_{t-1} - W_{t-1}$ と $x_t - x_{t-1}$ とを2つの説明変数とし、 $U_t - W_t$ を被説明変数とす

表9 (10')式の OLS 推定結果

企業	$\hat{\beta}_0 (= -\hat{\delta}\bar{\alpha})$	$\hat{\beta}_1 (= \hat{\lambda})$	$\hat{\beta}_2 (= \hat{\delta})$	R^2	$\hat{\sigma}_e^2$	n
1	-547.6 (-1.69)	0.7181 (4.41)	-491.1 (-0.29)	0.4949	11,993	24
2	-3.273 (-0.01)	0.9743 (8.56)	1344 (-0.74)	0.7773	36,701	24
3	-721.5 (-1.50)	0.9939 (27.65)	2219 (0.63)	0.9751	1,079,060	24
4	-714.3 (-1.29)	0.9789 (21.21)	-2086 (-0.68)	0.9563	1,114,460	24
5	-2698 (-1.38)	0.7023 (2.98)	-22458 (-5.23)	0.6441	453,142	24
6	-5783 (-6.13)	0.4993 (5.90)	2531 (0.58)	0.7167	582,557	24
7	-5309 (-2.57)	0.6644 (5.07)	8186 (1.23)	0.6409	825,647	24
8	-291.1 (-1.39)	0.8400 (7.40)	-790.1 (-0.50)	0.7235	84,233	24
9	-9298 (-4.11)	0.4571 (3.42)	5284 (2.00)	0.5753	438,352	24
10	109.1 (0.15)	0.9914 (12.63)	-418.3 (-0.12)	0.8937	295,032	24
11	-57.70 (-0.46)	0.9367 (10.37)	534.2 (0.74)	0.8389	11,775	24
12	-3576 (-1.21)	0.8250 (6.08)	-19858 (-1.29)	0.6519	9,987,880	24
13	504.9 (2.93)	1.0796 (29.08)	-831.7 (-0.49)	0.9763	42,030	24
14	-5519 (-1.90)	0.7551 (5.96)	9496 (1.42)	0.6922	2,675,380	24
15	2092 (2.72)	1.0851 (26.34)	11241 (2.53)	0.9713	444,067	24
16	-631.2 (-0.68)	0.8280 (6.09)	-38822 (-1.86)	0.6510	5,291,060	24
17	1303 (1.62)	1.0835 (17.97)	-8771 (-1.48)	0.9400	369,086	24
18	-172.4 (-0.87)	0.9168 (10.74)	5059 (2.18)	0.8475	140,334	24
19	-105.9 (-0.61)	0.9268 (7.68)	-4188 (-1.89)	0.9371	83,972	24
20	-2005 (-3.20)	0.8895 (42.62)	-377.7 (-0.06)	0.9886	781,047	24
		(median=0.90315)				
全企業	279.2 (-3.15)	0.9700 (147.25)	-2212 (-1.55)	0.9789	1,470,500	480

(注) 括弧は t-value を示す。

る重回帰模型と考えることができよう。この場合の攪乱項は $-\delta(\alpha_t - \bar{\alpha})$ である。ただし $\bar{\alpha}$ は α_t の期待値とする。また $-\delta\bar{\alpha}$ が定数項となる。従って

$$(10) \quad U_t - W_t = -\delta\bar{\alpha} + \lambda(U_{t-1} - W_{t-1}) + \delta(x_t - x_{t-1}) - \delta(\alpha_t - \bar{\alpha})$$

あるいは

$$(10') \quad U_t - W_t = \beta_0 + \beta_1(U_{t-1} - W_{t-1}) + \beta_2(x_t - x_{t-1}) + u_t$$

である。 δ は企業間で相異なるであろうから、この (10') を企業別に最小自乗法で測定する。

この結果は表9にまとめられている。なお表9の最下欄は参考までに20企業のデータをプールして測定した結果を示した。

表9から分かるように、 $\hat{\beta}_1 = \hat{\lambda}$ は 0.4571~1.0835 の範囲の値として推定され、いずれも統計的に有意な t 値を示している。 $\hat{\lambda}$ の中央値は 0.90315 であり、この値は模型4における λ の推定値 0.63459 よりも大きな値である。

$\hat{\beta}_2 = \hat{\delta}$ は 20 企業中 11 企業で負の値となっている点は理論と整合的でないが、 $\hat{\beta}_2$ のほとんどの t 値は 5% で有意でない。

$\hat{\beta}_0 (= -\delta\bar{\alpha}$ の推定値) は 3 企業を除いて負値をとっている。このことは $\bar{\alpha}$ が正の値であることを示しているといえよう。

決定係数 R^2 は大部分の企業でかなり高い値を示しているといえる。

以上をまとめると、正であるべき $\hat{\beta}_2$ の値が負の値が過半数を占め、かつ統計的に有意でない点で、この測定結果は不満なものといえよう。この原因としては、(i) 予想形成の模型そのものが不適切である。(ii) (10) における説明変数の $x_t - x_{t-1}$ と攪乱項の α_t とが相関を持つ。(iii) $\kappa=1$ とする仮定が不適当である。その他種々な原因が考えられよう。(i)の可能性はしばらく置くとして、さしあたりは(ii)と(iii)の点の改善を考えよう。

まず(ii)については、 $x_t - x_{t-1}$ が α_t と正の相関を持つことは大いにありそうなことである。というのは α_t は t 期中に流入する一般情報と個別情報の合計である ε_t の集団平均値であり、これは $x_t = \ln p_t$ の変化に密接に関連するであろうからである。そこで、 $x_t - x_{t-1}$ はむしろ左辺の被説明変数に置いた方が良いと思われる。

次に(iii)の点については、1の他に種々な値を κ に与えて回帰式の推定を試みってみることで確かめられよう。

そこで一般的な (6) を採用しかつ $x_t - x_{t-1}$ を左辺に置くと

$$(11) \quad x_t - x_{t-1} = \bar{\alpha} + \frac{1}{\delta} [U_t - \kappa W_t - \lambda(U_{t-1} - \kappa W_{t-1})] + \alpha_t - \bar{\alpha}$$

または

$$(11') \quad x_t - x_{t-1} = \beta_0 + \beta_1 [U_t - \kappa W_t - \lambda(U_{t-1} - \kappa W_{t-1})] + u_t$$

表10 相関係数の和 $\sum_{j=1}^{20} r_j$

$\lambda \backslash \kappa$	0	0.01	0.1	0.4
0.4	4.349	4.422	4.904	4.158
0.8	7.971	7.985	7.714	5.206
0.9	8.580	8.563	7.996	5.227
0.95	8.707	8.680	8.035	5.100
1.0	8.719	8.682	8.014	4.911
2.0	6.202	6.179	5.450	1.476

表11 $\lambda=1, \kappa=0$ とおいたときの(11')の推定結果

	企 業	β_0 (t 値)	β_1 (t 値)	r
		$\times 10^{-2}$	$\times 10^{-4}$	
1	日 水	0.0401 (0.13)	0.7332 (1.13)	0.2348
2	大 成 建	0.4667 (1.10)	1.4088 (2.06)	0.4021
3	ハ ウ ス	0.8224 (0.91)	0.3437 (5.08)	0.7345
4	宝 酒 造	0.3715 (0.55)	0.4477 (9.55)	0.8975
5	ユ ニ チ カ	-0.0674 (-0.14)	0.2683 (4.52)	0.6940
6	山 国 パ ル	0.1754 (0.36)	0.2641 (7.19)	0.8374
7	洋 曹 達	-0.0049 (-0.01)	0.3200 (2.42)	0.4579
8	塩 野 義	0.8484 (1.08)	0.4298 (1.12)	0.2325
9	丸 善 石	-0.2373 (-0.33)	0.5160 (6.52)	0.8118
10	板 硝 子	0.0420 (0.06)	0.8224 (1.06)	0.2207
11	小 野 田	0.3682 (1.04)	1.9648 (7.46)	0.8465
12	日 軽 金	-0.4462 (-0.44)	0.6645 (1.93)	0.3802
13	古 河 電	-0.0156 (-0.03)	0.6420 (1.20)	0.2470
14	新 潟 鉄	-0.2339 (-0.25)	0.3173 (3.61)	0.6099
15	住 友 重	-0.4375 (-0.63)	0.2827 (0.95)	0.1993
16	日 立 造	1.0757 (2.34)	0.0906 (2.13)	0.4135
17	三 井 造	-0.3472 (-0.70)	-0.0755 (-0.37)	-0.0779
18	日 野 自	-0.0719 (-0.10)	0.1638 (0.79)	0.1668
19	リ コ ー	0.2453 (0.46)	-0.5923 (-1.77)	-0.3524
20	伊 藤 忠	0.2239 (0.52)	0.7235 (5.53)	0.7624
	合 計			8.7186

がえられる。

この(11')を κ と λ に種々な値を与えて、個別企業毎に最小自乗法で測定した。当てはまりの程度を示す指標として残差平方和の20企業合計をとってもよいが、 $\hat{\beta}_1$ が負の場合には残差平方和が小さくても無意味なので、単純相関係数 r_j の20企業の合計 $\sum_{j=1}^{20} r_j$ により評価することにしよう。これならば $\hat{\beta}_1$ 従って r_j が負値のときには $\sum r_j$ にマイナスに作用する。 λ, κ の主要な値についての結果を表10に示そう。この表の結果では皮肉にも $\lambda=1.0, \kappa=0$ のとき $\sum r_j$ が最も大きく

なった ($\sum r_j = 8.719$)。

このことは

$$(12) \quad x_t - x_{t-1} = \beta_0 + \beta_1(U_t - U_{t-1}) + u_t$$

が最も良いということの意味する。

この $\lambda=1$, $\kappa=0$ のケースにおける測定結果のみを表11に示しておこう。この表から企業17と19が統計的に有意ではない負の $\hat{\beta}_1$ をえているが、他の企業はすべて正の $\hat{\beta}_1$ である。

もし $\lambda=1$ であれば、前節(7)より

$$(13) \quad y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$$

となるが、これは y_t がランダム・ウォーク過程に従うということの意味する。つまり各個体の価格予想は前期の終り値に無関係に形成されるということの意味する。これは市場からの情報を摂取しないということであり、納得の行かない結果であるといえよう。

また $\kappa=0$ ということは $\delta=\kappa\eta$ であるから $\delta=0$ または $\eta=\infty$ を意味し、これもまた納得が行かない。

そこで次節では、より有効な推定量を与えるはずの制約付きSUR模型のGLS法による測定を行なってみよう。

4.2 非線形SUR模型のGLS推定

前小節(11)または(11')式を企業番号 j を付けて書き直すと

$$(14) \quad x_{jt} - x_{j,t-1} = \bar{\alpha}_j + \frac{1}{\delta_j} [U_{jt} - \kappa W_{jt} - \lambda(U_{j,t-1} - \kappa W_{j,t-1})] + \alpha_{jt} - \bar{\alpha}_j$$

または

$$(14') \quad x_{jt} - x_{j,t-1} = \beta_{0j} + \beta_{1j} [U_{jt} - \kappa W_{jt} - \lambda(U_{j,t-1} - \kappa W_{j,t-1})] + u_{jt}$$

$$j=1, 2, \dots, m; t=1, \dots, n$$

となる。ただし m は企業数、 n はサンプルサイズである。

α_{jt} は t 期における第 j 企業株式の予想価格について各個体が獲得する情報 ε_t の集団平均値である。それらの情報にはどの銘柄の株式にも共通に影響を及ぼす情報も多数含まれていよう。例えば為替レートが円安になりそうだという情報は輸出産業の株価の予想に正の、輸入産業のそれに負の作用をするであろう。それ故、 α_{1t} , α_{2t} , ..., α_{mt} は相互にかなりの相関を持つことが考えられる。

従って(14')を構成する m 個の式の攪乱項 u_{1t} , u_{2t} , ..., u_{mt} は相互に相関を持つ。このような場合、(14')式を Zellner の提唱した見かけ上無関係な回帰の模型 (seemingly unrelated regressions model, 以下SUR模型と呼ぶ) とみなし、各式の攪乱項間の同時点共分散行列 Σ を推定しつつ一般化最小自乗法 (GLS) により m 個の式の母数を同時に推定するのが、漸近的により有効な推定量を与える方法である (詳しくは岩田(1982)pp.147~161参照)。

ところで (14') を見ると λ と κ は m 個の式に共通に現われている。そして β_{0j} , β_{1j} ($j=1, 2, \dots, m$), λ , κ は従属変数 $x_{jt} - x_{j,t-1}$ に対して非線形である。それ故, (14') は, その特殊形として非線形 SUR 模型を含む E. Malinvald [1970] の (Σ^{-1} に基づく) 非線形最小距離推定量 (略して NLMD 推定量) の模型である。

以下の測定結果の説明に必要なので, その推定法の骨子を述べておく。

記号を次のように定める。 t 期の被説明変数の行ベクトルを $y_t' = [y_{1t}, \dots, y_{mt}]$, t 期の攪乱項の行ベクトルを $u_t' = [u_{1t}, \dots, u_{mt}]$, 未知母数の行ベクトルを $\theta' = [\theta_1, \dots, \theta_p]$, また t 期における第 j 式の攪乱項以外の部分 (これを $\varphi_{jt}(\theta)$ と書く) を第 j 要素とする列ベクトルを $\varphi_t(\theta)$ で表わすと, NLMD 推定量の模型は一般的に

$$(15) \quad y_t = \varphi_t(\theta) + u_t \quad t=1, 2, \dots, n$$

と書ける。(14') と具体的に対応させると $y_{jt} = x_{jt} - x_{j,t-1}$, $\theta_1 = \lambda$, $\theta_2 = \kappa$, $\theta_3 = \beta_{01}$, $\theta_4 = \beta_{11}$, \dots , $\theta_p = \beta_{1,20}$ であり, 母数の個数 $p=42$ である。

攪乱項の列ベクトル u_t ($t=1, \dots, n$) は相互に独立に平均 0 , 共分散行列 Σ を持つ同一の分布に従うと仮定する。

このとき Σ^{-1} に基づく NLMD 推定量 $\hat{\theta}(\Sigma^{-1})$ は

$$(16) \quad g(\theta) = \sum_{t=1}^n [y_t - \varphi_t(\theta)]' \Sigma^{-1} [y_t - \varphi_t(\theta)]$$

を最小にする θ の値として定義される。

u_t が多変量正規分布 $N(0, \Sigma)$ に従うとき, y_1, \dots, y_n の対数尤度関数は

$$(17) \quad \ln L = -\frac{mn}{2} \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \ln |\Sigma| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^n [y_t - \varphi_t(\theta)]' \Sigma^{-1} [y_t - \varphi_t(\theta)]$$

であるので, $\hat{\theta}(\Sigma^{-1})$ は Σ が既知なときの θ の最尤推定量でもある。

ところで実際には Σ 未知なので, まず $\Sigma^{-1} = I$ (単位行列) とおいて $\hat{\theta}(I)$ を求め, 次に $S_{(1)} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n [y_t - \varphi_t(\hat{\theta}(I))] [y_t - \varphi_t(\hat{\theta}(I))]'$ により Σ の推定値を求める。次に $S_{(1)}$ に基づく NLMD 推定量 $\hat{\theta}(S_{(1)})$ を求め, 更に $S_{(2)} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n [y_t - \varphi_t(\hat{\theta}(S_{(1)}))] [y_t - \varphi_t(\hat{\theta}(S_{(1)}))]'$ そして $\hat{\theta}(S_{(2)})$ を求める。これを繰返して $\hat{\theta}(S_{(k)})$ が収束するまで続ける。この極限値を $\hat{\theta}$ と書き, $S_{(k)}$ の極限値を S と書こう。 $\hat{\theta}$ と S は, もし n が十分大きくかつ $\hat{\theta}(I)$ が十分 $\hat{\theta}$ に近いとき, (17) を最大化する θ と Σ の値すなわち最尤推定量に一致することが証明される。Amemiya [1983] pp. 360~1 参照。

u_t に正規分布を仮定しない場合でも, 一般的な条件の下で $\hat{\theta}$ は θ の一致推定量であり, また $\sqrt{n}(\hat{\theta} - \theta)$ の極限分布は $N(0, [M(\Sigma^{-1})]^{-1})$ である。ただし $M(\Sigma^{-1}) = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n Z_t'(\theta_0) \Sigma^{-1} Z_t(\theta_0)$, $Z_t(\theta_0)$ は

$$(18) \quad z_{jit}(\theta_0) = \left. \frac{\partial \varphi_{jt}(\theta)}{\partial \theta_i} \right|_{\theta_0}$$

を第 (j, i) 要素とする行列である。これから $\hat{\theta}$ の漸近共分散行列の推定値は $[\sum_{i=1}^n \mathbf{Z}_i'(\hat{\theta}) \mathbf{S}^{-1} \mathbf{Z}_i(\hat{\theta})]^{-1}$ により与えられる。ただし $\mathbf{Z}_i(\hat{\theta})$ は $\mathbf{Z}_i(\theta)$ と同様に定義されている。

なお以下の測定では対数尤度 $\ln L$ の推定値 $\ln \hat{L}$ が計算されるが、これは (17) より

$$(19) \quad \ln \hat{L} = -\frac{mn}{2} \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \ln |\mathbf{S}| - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \hat{\mathbf{u}}_i' \mathbf{S}^{-1} \hat{\mathbf{u}}_i$$

により定義される。ただし $\hat{\mathbf{u}}_i = \mathbf{y}_i - \varphi_i(\hat{\theta})$ である。

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^n \hat{\mathbf{u}}_i \mathbf{S}^{-1} \hat{\mathbf{u}}_i &= \sum_{i=1}^n \text{tr}(\mathbf{S}^{-1} \hat{\mathbf{u}}_i \hat{\mathbf{u}}_i') = \text{tr}(\mathbf{S}^{-1} \sum_{i=1}^n \hat{\mathbf{u}}_i \hat{\mathbf{u}}_i') \\ &= \text{tr}(\mathbf{S}^{-1} n\mathbf{S}) = n \text{tr}(\mathbf{I}_m) = mn \end{aligned}$$

であるから、

$$(20) \quad \ln \hat{L} = -\frac{mn}{2} (\ln(2\pi) + 1) - \frac{n}{2} \ln |\mathbf{S}|$$

である。

計算には TSP (Time Series Processor) を使用した。TSP では目的関数

$$(21) \quad g(\theta) = \sum_{i=1}^n [\mathbf{y}_i - \varphi_i(\theta)]' \mathbf{S}_i^{-1} [\mathbf{y}_i - \varphi_i(\theta)]$$

を最小化する方法としてガウス法を使用している。ガウス法では $\varphi_i(\theta)$ が前段階 (第 k ステップ) の θ の近似値 $\hat{\theta}_k$ の回りで線形近似される。その結果次のステップの近似値 $\hat{\theta}_{k+1}$ は

表12 種々な初期値に対する収束結果

測定番号	収束基準 ε	初期値		収束値		繰返し 回数
		λ	κ	λ	κ	
1	0.01	0.9	0.1	0.9341	0.07030	8
2	0.01	0.1	0.9	0.4020	1.346	16
3	0.0001	0.9	0.1	0.9344	0.06877	16
4	0.0001	0.5	0.5	0.8241	0.1221	17
5	0.0001	0.3	0.4	0.8176	0.1062	20
6	0.0001	1.0	0	0.9674	0.01864	24
7	0.0001	0.8	0.2	0.8920	0.1007	12
8	0.0001	0.91	0.09	0.9402	0.06468	18
9	0.0001	0.89	0.11	0.9292	0.07261	15
10	0.0001	0.9402	0.06468	0.9498	0.05603	17
11	0.0001	0.9674	0.01846	0.9160	0.03782	19
12	0.0001	0.9498	0.05603	0.9522	0.05251	18
13	0.0001	0.9160	0.03782	0.8795	0.02363	15
14	0.01	0.9160	0.03782	0.8792	0.02373	8
15	0.01	0.9522	0.05251	0.9545	0.05017	9

表13 (14') の推定結果

	企 業	$\beta_{0j}(=\bar{\alpha}_j)$	$\beta_{1j}(=1/\delta_j)$	s_{yj}	$\hat{\sigma}_{uj}$	R_j^2
		$\times 10^{-2}$	$\times 10^{-4}$	$\times 10^{-1}$	$\times 10^{-1}$	
1	日 水	0.0474 (0.15)	0.3710 (2.91)	0.1555	0.1495	0.0354
2	大 成 建	0.3684 (0.87)	2.2210 (58.38)	0.2211	0.2085	0.0721
3	ハ ウ ス	1.4091 (1.06)	-0.0467 (-2.77)	0.6330	0.6620	-0.1410
4	宝 酒 造	0.2804 (0.37)	0.3445 (73.50)	0.7301	0.3726	0.7282
5	ユ ニ チ カ	-0.1228 (-0.24)	0.1970 (60.00)	0.3275	0.2490	0.3972
6	山 国 パ ル	0.1765 (0.24)	0.0626 (47.37)	0.4253	0.3560	0.2688
7	洋 曹 達	-0.1278 (-0.23)	0.2051 (4.30)	0.3076	0.2738	0.1731
8	塩 野 義	0.7386 (0.98)	0.6862 (33.78)	0.3828	0.3700	0.0248
9	丸 善 石	-0.5481 (-0.69)	0.3317 (241.92)	0.5934	0.3894	0.5505
10	板 硝 子	0.2663 (0.39)	1.8655 (83.85)	0.3360	0.3300	-0.0069
11	小 野 田	0.3546 (0.83)	1.1103 (131.98)	0.3179	0.2083	0.5518
12	日 軽 金	-2.3737 (-2.49)	-0.6877 (-32.85)	0.4268	0.4727	-0.2800
13	古 河 電	-0.0520 (-0.10)	0.9726 (7.80)	0.2578	0.2476	0.0375
14	新 潟 鉄	-1.1399 (-1.10)	0.0317 (11.34)	0.5376	0.5076	0.0700
15	住 友 重	-0.7700 (-1.21)	-0.0973 (-11.18)	0.3134	0.3134	-0.0433
16	日 立	1.1269 (2.64)	0.0615 (21.87)	0.2306	0.2091	0.1421
17	三 井 造	0.0940 (0.19)	0.4434 (60.28)	0.2184	0.2410	-0.2709
18	日 野 自	-0.1001 (-0.15)	0.1703 (55.62)	0.3380	0.3265	0.0264
19	リ コ ー	0.2614 (0.50)	-0.2798 (-12.81)	0.2748	0.2261	0.0978
20	伊 藤 忠	-0.1047 (-0.25)	0.6109 (192.94)	0.3112	0.2022	0.5592

	λ	κ	$\ln \hat{L}$	$ S $	サンプル サイズ
各 企 業 共 通	0.9545 (207.94)	0.05017 (44.95)	1362.22	1.059×10^{-37}	480

- (注) 1. 括弧の中は t 値
 2. R_j^2 は決定係数で、 $R_j^2 = 1 - \frac{\sum_i \hat{u}_{jt}^2}{\sum_i (y_{jt} - \bar{y}_j)^2}$ により計算されているので、マイナスになることがありうる。
 3. s_{yj} は従属変数 $y_{jt} \equiv x_{jt} - x_{j,t-1}$ の j 企業における標本標準偏差。

$$(22) \quad \hat{\theta}_{k+1} = \kappa \hat{\theta} + \left(\sum_{i=1}^n \mathbf{Z}_i' \mathbf{S}_{(k)}^{-1} \mathbf{Z}_i \right)^{-1} \sum_{i=1}^n \mathbf{Z}_i' \mathbf{S}_{(k)}^{-1} [y_i - \varphi_i(\hat{\theta}_k)]$$

により求められる。ただし $\mathbf{Z}_i = \mathbf{Z}_i(\hat{\theta}_k)$ 。そして $\hat{\theta}_{k+1} - \hat{\theta}_k$ のすべての要素の絶対値が収束基準 ϵ より小さくなったら、収束したものと見做す。

最初、全企業を対象としてモデルの推定を行なった。 $m=20$, $n=24$ である。 $\hat{\theta}_k$ の収束基準としては0.01と0.0001を選択的に使用した。母数 θ の初期値としては $\beta_{0j}=0$, $\beta_{1j}=0$ ($j=1, 2, \dots, m$) とし、 λ と κ の初期値は種々変えて計算してみた。結果を表12にまとめる。

8) ガウス法について詳しくは岩田 [1982] pp. 239-241, pp. 246-250を参照せよ。また計算手順についての詳細はTSPの解説書を参照して欲しい。なお(22)から分かるようにTSPでは $\hat{\theta}_k$ の収束計算と $\mathbf{S}_{(q)}$ の収束計算とを同時に (つまり $k=q$ として) 行なっているので、表12に示されるように収束値が一義的に定まらないという問題が生ずるようである。

表から分かるように初期値や収束基準 ε の値を変える度に $\hat{\lambda}$, \hat{k} の収束値が変化している。しかし第3回の測定(初期値が他の回とかなり異なる)の場合以外は、収束値は $\hat{\lambda}$ が凡そ0.9の近く、 \hat{k} が0.05の近くの値をとっていることが分かる。

測定番号15についての詳しい結果を表13に示そう。

まず企業別の $\hat{\beta}_{1j}$ の値を見ると、これは $1/\theta_j$ の推定値だから正值であるべきだが、企業3(ハウス)、12(日軽金)、15(住友重)、19(リコー)の4企業を除いて正值をとっている。企業別の決定係数 R_j^2 は企業4(宝酒造)、9(丸善石)、11(小野田)、20(伊藤忠)が0.5を越えている。

$\hat{\lambda}=0.9545$, $\hat{k}=0.05017$ の t 値は207.94, 44.95とかなり高い。それぞれの標準誤差は0.004590, 0.001116である。しかし $\hat{\theta}_k$ の収束値が安定しない状況ではこの標準誤差の大きさをそのまま信頼するわけには行かない。

対数尤度の推定値 $\ln \hat{L}$ は1362.22である。(19)を用いれば、攪乱項 u_{jt} の同時点共分散行列 Σ の推定値 S の行列式 $|S|$ の値は 1.0594×10^{-37} という著しくゼロに近い値であることが分かる。これは残差 \hat{u}_j の間に強い相関があるためではなく、 $\hat{\sigma}_{u_j}^2$ 自身が0.0002~0.004程度の小さな値であるためであろう。

5 結 論

この稿では、20企業の週別時系列データにより株式予想価格の個体間分布の母数の測定を試みた。最初に、前論文(岩田(1984))に引続き株式出来高を説明するモデルを測定した。その際、信用取引における売りと買いへの需要の強さの比 κ が1であるという仮定の下で推定を行なった(模型2)。しかし結果は前期と今期の予想値の相関係数 ρ を説明する関数の母数推定値が企業間で著しいバラツキを示した。そこでこの ρ 関数が企業間で同一と仮定して測定を行なった(模型3)。その結果えられた \hat{c}_j (最適化の対象となる株式の割合の推定値) は、特定株比率とある程度有意な負の相関を示したことは、このモデルを支持する根拠を与えよう。

次に、予想価格分布の変化を記述する一つのモデルが提示され、そのモデルの下でえられる分布の相関係数の推定値を用いて、出来高を説明することが試みられた(模型4)。その結果、模型3とかなり似た結果がえられ、出来高モデルの整合性のチェックにもなった。

この論文の後半では、出来高データを使用せずに、直接に予想形成モデルの母数 λ を推定することが試みられた。最初に $\kappa=1$ の仮定の下で λ が推定され、次にその仮定を外して価格変化の対数を説明する形の制約付きSURモデルにより、直接 λ と κ の推定を行なった。その結果 λ の値は0.95に近く、 κ は0.05に近いことが分かった。この κ の値は、前論文での κ の値が0.07~0.12の辺りとされていたことから、前論文での仮定の現実性をむしろ支持しているようである。しかし、このこと

は仮定7と仮定8で記述されている各個体の予想形成過程の妥当性に依拠しているものであり、今後、予想形成のメカニズムに関するより立入った理論的考察と実証を重ねて行かなければならない。

<参 照 文 献>

- [1] Amemiya, T. (1983) Non-linear Regression Models, *Handbook of Econometrics*, chap. 6.
- [2] Jacoby, S.L.S., J. S. Kowalik, J. T. Pizzo (1972) *Iterative Methods for Nonlinear Optimization Problems*, Prentice-Hall
- [3] Malinvaud, E (1970) *Statistical Methods of Econometrics*, 2nd edition, North-Holland Publishing Co.
- [4] Wilde, D.J. (1964) *Optimum Seeking Methods*, Prentice-Hall
- [5] 岩田暁一(1982)『計量経済学』有斐閣
- [6] 岩田暁一(1984)「株式出来高と予想の個体間分布」,『三田商学研究』26巻6号, 2月。