

【論 説】

企業の不確実性と投資家行動

—鉄鋼業と電力・ガス業のパネル分析—

新 関 三 希 代

1 は じ め に

1987年のブラック・マンデー、1990年のバブル崩壊、そして米国サブプライム・ローン問題から端を発した2008年のリーマン・ショック等、近年の国際金融市場は未曾有のショックを経験し、その度に株価は急激なスピードで大暴落している。その際注目されるのは、株価の下降変動が上昇時に比べて激しいことである。つまり、株価下落局面において、株価変動の不確実性が急激に増大しているのである。効率的な株式市場において、ランダムな値動きをする株価の1%の変化に対するリスクは、上昇局面も下降局面も同じはずである。しかし、現実の株式市場においては下落局面の方がより変動リスクが大きい、不確実性が増すというアノマリーが存在している。

本研究は、このアノマリーについて、日本の株式市場における個別銘柄を対象に実証分析を行っている。また、その価格変動リスクの要因はどの投資家行動によってもたらされるのか、実証分析を行っている。

株価下落局面、すなわち、株価収益率が負の場合の不確実性が正の場合の不確実性に比べて大きいという現象は、収益率分布の負の歪み、あるいは収益率分布の非対称性問題として、これまでファイナンス分野、あるいはエコノメトリックスの分野において広く研究が行われている（先駆的な論文としては、Christie, 1982やDuffee, 1995等がある）。Niizeki (1998) では、不確実性の推定

方法に着目し、負の歪みをより正確に捉えるノンパラメトリック・モデルによって、日本の株式市場における株価指数、日経 225 を用いた実証分析を行っている。結果、日本の株式市場において、株価指数の収益率と不確実性の間の負の因果性を見出している。さらに、この要因が取引量にあるとし、新関 (2003) では、不確実性の推定に取引量を入れたモデルを用いて実証分析を行っている。

ここで、株価変動に対する不確実性の指標は、株価収益率の条件付分散（その平方根のボラティリティー）として 2 次モーメントを用いて推定される。新関・牧 (2005) では、非線形共和分モデルを用いて株価収益率の 1 次モーメントを用いた実証分析により、収益率分布の負の歪み、アノマリーを検証している。また、新関 (2006) では、このアノマリーをこれまでの伝統的経済学のフレームでは捉えられない現象とし、行動ファイナンスにおけるプロスペクト理論を用いて検証している。いずれの先行研究においても株価変動の不確実性要因、アノマリーの要因については、具体的な実証分析が行われていない。とりわけ、日本の株式市場において、個別銘柄を用いた実証分析が行われていない。

近年、日本の株式市場で最も注目される投資家として、外国人投資家が挙げられる。2007 年度の東証 1 部委託売買保有額の 65% を外国人投資家が占め、時価総額で 270 兆円にも上っている。とりわけ、2007 年 8 月のサブプライム・ローン問題による株価下落局面においては、外国人投資家が 1 兆円を超える売り越し状態になっており、外国人投資家の行動が日本の株式市場に強い影響を与えていることがわかる。

そこで、本研究では、日本の株式市場における不確実性、とりわけ下落局面に増大する不確実性にどの投資家行動が影響を与えているのか否か、実証分析を行うことにする。具体的に、日本の株式市場における株価指数 (TOPIX) と個別銘柄（鉄鋼業 33 社と電力・ガス業 15 社）について、株価収益率分布の負の歪みが存在するか否か、時系列モデルで実証分析を行っている。さらに、このアノマリーはどの投資家によってもたらされているのか、株価変動の不

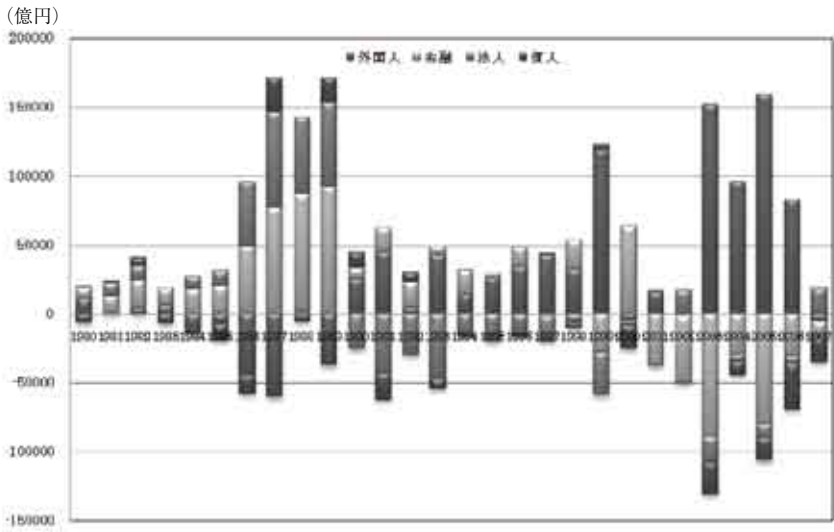
確実性と投資家行動の関係について検証を行っている。個別企業の場合、日々変動する株価は企業価値の不確実性を決定付けるが、企業価値の不確実性に企業の財務体質、株主構成（投資家行動）が影響を与えているのか否か、パネル分析によって実証を行っている。

2003年1月から2008年11月までの月次データを用いたTOPIXに関する分析においては、株価収益率分布の負の歪みが検証されるとともに、このアノマリーが外国人投資家や法人投資家の売買によって影響を受けることがわかった。1999年から2007年までの日次データを用いた時系列分析では、ROEの高い鉄鋼業においてより大きな不確実性が推定され、株価収益率分布の負の歪みも検証された。また、鉄鋼業の年次データを用いたパネル分析では、この不確実性に個人投資家が有意な正の影響を与えていることがわかった。さらに、マーケット全体、そして鉄鋼業や電力・ガス業の個別銘柄の不確実性に対して、法人投資家の売買行動が有意な影響を及ぼしていることがわかった。

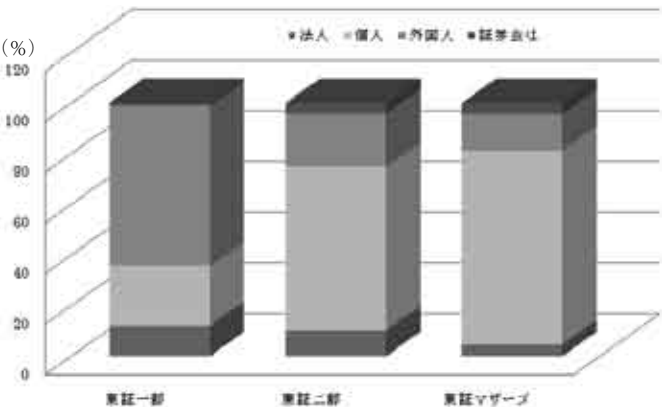
本論の構成は、以下のようになっている。第2章においては、外国人投資家の現状とレバレッジ効果について説明する。第3章では、日本の株式市場に収益率分布の非対称性が見られるか否か、このアノマリーに投資家の売買行動が影響を与えているか否か、時系列分析による実証結果を提示する。続く第4章では、鉄鋼業と電力・ガス業の個別銘柄について、同様のアノマリーが存在するか否か、企業価値の不確実性に株主持分が影響を与えているのか否か、パネル分析による実証結果を提示する。そして、第5章において本論のまとめを行う。

2 外国人投資家の現状とレバレッジ効果

第1図は、1986年度から2007年度までの投資家別株式保有額の推移を示している（日本銀行の「資金循環統計」より作成）。ここで、投資家は外国人（海外部門）、個人（家計部門）、法人（非金融法人部門）、そして金融（金融部門）に分類してい

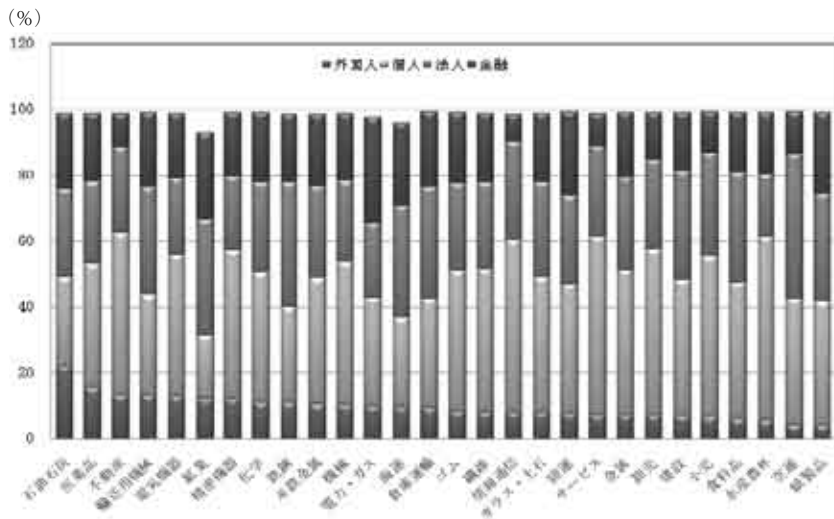


第 1 図 投資家別株式保有額の推移（1980 年度～ 2007 年度）



第 2 図 投資部門別委託株式売買比率（2007 年度）

る。また、第 2 図は、東京証券取引所における投資部門別委託株式売買比率を各市場（東証 1 部、東証 2 部、そして東証マザーズ）で表したものである（東京

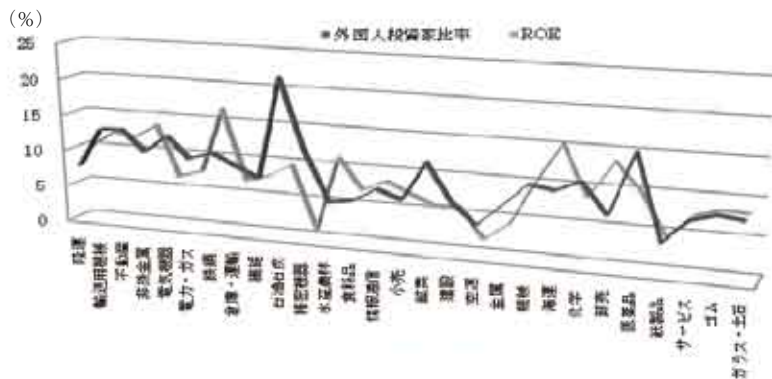


第3図 業種別株主比率（2007年度）

証券取引所の「投資部門別委託株式売買状況」より作成）。これらの図から、日本の株式市場における外国人投資家のプレゼンスが増大していることがわかる。

第1図から、ブラック・マンデーの起こった1987年度、サブプライム・ローン問題が生じた2007年度に外国人投資家は大幅な売り超し状態になっており、逆に、2005年の株価急騰時には買い超し状態になっていることがわかる。また、外国人投資家は他の投資家、とりわけ個人投資家と反対の売買行動をとっており、外国人投資家が日本の株式市場の動向に強い影響を与えていることがわかる。

各投資家の保有額の割合は、日本の株式市場における投資家構成を表すとともに、株式会社の所有者比率、株主構成を示している。近年、コーポレート・ガバナンス（企業統治）の観点から、企業価値に株主構成が影響を及ぼしているのではないか、という議論が理論、実証両面から行われており、日本の株式市場においては、外国人投資家のモニタリング行動が企業価値を高めてい



第 4 図 外国人投資家比率 ROE (2007 年度)

ることが実証されている (佐々木・米澤, 2000 や西崎・倉澤, 2003 等参照)。

2007 年末の東京証券取引所上場全企業 2,389 社について, 外国人投資家比率と個人投資家比率の相関係数を求めると, -0.44538 と負の相関関係があることがわかる。先の市場全体の投資家比率と同様, 個別銘柄についても外国人投資家の行動は, 個人投資家と反対の売買をしていることになる。なお, 第 3 図は, これら個別企業の投資家比率を業種別にまとめたものである¹⁾。

また, 第 2 図が示すように, 外国人投資家比率は時価総額の大きい市場ほど高いことがわかる。実際, 個別企業 2,389 社について投資家比率と時価総額の相関係数を調べたところ, 個人投資家は -0.21044 と負の相関関係を示したのに対し, 外国人投資家は 0.306973 と正の相関係数となった。

さらに, 外国人投資家比率と投資家がもっとも重要視する財務指標, *ROE* の関係について調べたところ, 第 4 図のように *ROE* の高い業種は, 外国人投資家比率も高いことがわかる²⁾。 *ROE* は, 株主資本に対する純利益の比率を示

1) 金融・保険業を除く 28 業種について, 2007 年度の個別企業の投資家比率を単純平均している。データは, 「NEEDS 日経財務データ」より収集している。

2) 金融・保険業を除く 28 業種について, 2007 年度の個別企業の *ROE* を単純平均している。データは, 「NEEDS 日経財務データ」より収集している。

す財務指標であり、株主（投資家）にとっては自分が預けた資本を代理人である経営者が最大化しているか否か、いかに株主資本が効率的に利用されているか否かを見る重要な指標である。ここから、外国人投資家は「会社は株主のもの」という考えが強く、企業価値に対するモニタリング意識が高いことがわかる。

ここで、 ROE は次のように表すことができる。

$$\begin{aligned} ROE &= \{(1 - tax)(x - rD)\} / S \\ &= (1 - tax) \left(\frac{x}{S+D} \frac{S+D}{S} - r \frac{D}{S} \right) \\ &= (1 - tax) \{ROA (1 + LR) - rLR\} \end{aligned} \quad (1)$$

tax は法人税、 x は営業利益、 r は借入金利、 D は負債、 S は株主資本、 LR は財務レバレッジ $\left(LR = \frac{D}{S}\right)$ 、そして ROA は総資本利益率 $\left(ROA = \frac{x}{S+D} = \frac{x}{V}\right)$ を示している。また、 V は企業価値を表している。1992 年のバブル崩壊以来、日本企業は不良債権処理、負債返済を優先的に行ったため、自己資本比率 $\left(\frac{S}{S+D}\right)$ の上昇を通じて ROE は低下した。第 4 図の業種別 ROE からわかるように、もっとも高い業種の鉄鋼業においても ROE の平均値は 16.6%，全体では 8.5% 程度である（欧米の主要企業の ROE は 20% を超えている）。

(1) 式からわかるように、企業にとって tax と r は外生変数なので、 ROE は ROA と LR によって決定付けられる。 ROA は売上高利益率と資本回転率から構成され、企業業績の変動によって変化する。企業を取り巻く外的要因、内的要因の変化によって企業収益が変動するというリスクは、 ROA の変動を通じて ROE に反映される。企業にとっての資金調達コスト、負債コスト (r) はこのリスクをとらないので、財務レバレッジ (LR) を引き上げることによって、より ROE は変動することになる。また、自己資本を活用して得られた利益の割合 (ROE) が負債コストの借入金利 (r) より大きい企業は、レバレッジを効かすことによって、さらに ROE を高くすることができる ($ROA > r$ の場合)。

配当の源泉である企業収益（営業利益）の変動リスクは、株価変動や企業価値の不確実性を増加させる。 ROE の高い企業は、このリスクをより多くとつ

ている可能性があり、その株価変動の不確実性が観測されやすいと考えられる。そこで、本稿では、2007 年度に *ROE* のもっとも高かった業種、鉄鋼業で時価総額の大きい東証 1 部上場企業を分析対象にし、株価変動の不確実性と外国人投資家の影響を確認する。

株価変動の不確実性が下落局面と上昇局面で非対称に生じるというアノマリーについて、(1) 式の財務レバレッジ (*LR*) を用いて説明すると、以下の式のようになる。

$$\begin{aligned} S &= f(V) = f((1+LR)S) \\ \sigma_S &= (1+LR) \sigma_V \\ \frac{\partial \sigma_S}{\partial S} &= -\frac{\sigma_V D}{S^2} = -\frac{LR}{1+LR} \end{aligned} \quad (2)$$

企業収益を反映した株式の時価総額 (*S*) は、企業の総資本 (*S+D*)、企業価値 (*V*) の関数になっており、株価変動リスクの大きさを示す *S* の標準偏差 (σ_S) は、*V* の標準偏差 (σ_V) とレバレッジ比率 (*LR*) で決まる。ここで、株式価格の 1% の変化が変動リスクに与える効果 $\left(\frac{\partial \sigma_S}{\partial S}\right)$ を計算すると、(2) 式のように *LR* で表される。株価が下落するとこのレバレッジ比率が高くなるので、株価収益率分布の負の歪み、アノマリーが生じやすくなる (これをレバレッジ効果という)。

しかし、個別企業の財務指標である *LR* と日々市場で取引されて決定される株価収益率とでは、そのタイム・スパンが異なるため、株価収益率分布の負の歪みを (2) 式のようなレバレッジ効果のみで説明することには無理がある。そもそも日本の株式市場において、株価収益率分布に負の歪みは存在しているのか否か、特に個別銘柄に関してこのアノマリーは存在するのか否か、次章以降で実証分析によって明らかにしていく。

3 株価指数のアノマリー

まず、「100 年に 1 度の不況」と言われるマーケット状況で、株価収益率の

不確実性が株価上昇局面と下降局面で非対称に生じるのか否か、そのアノマリーに投資家の売買行動が影響を及ぼしているのか否か、市場全体の動きを示すマクロ変数、株価指数を用いて実証分析を行う。

株価変動の不確実性は、次のような確率微分方程式の σ を推定することによって求められる。

$$dS/S = \mu dt + \sigma dw$$

ここで、 S は株価、 μ はトレンド、 σ はボラティリティー、そして dw はウィナー・プロセスを示している。本稿では、このボラティリティー（その2乗の条件付分散： σ^2 ）を以下のようなセミ・パラメトリック・モデル、EGARCH (1, 1) モデルを用いて推定することにする（Nelson, 1991 参照）。

$$\begin{aligned} R_t &= \log(S_t/S_{t-1}) \\ R_{t+1} &= \alpha_0 + \alpha_1 R_t + \varepsilon_{t+1} \\ E[\varepsilon_{t+1} | R_t, \varepsilon_t] &\sim t(0, \sigma_t^2) \\ \log(\sigma_t^2) &= \beta_0 + \beta_1 |\varepsilon_{t-1}/\sigma_{t-1}^2| + \beta_2 (\varepsilon_{t-1}/\sigma_{t-1}^2) + \beta_3 \log(\sigma_{t-1}^2) \end{aligned} \quad (3)$$

株価収益率 (R) が負の場合に不確実性が大きくなるという収益率分布の非対称性は、パラメータ： β_2 が有意に負の値をとるかどうかの検定を行うことで検証される。

また、この株価変動の不確実性に投資家の売買行動が影響を及ぼしているかどうか、(4) 式の推定を行うことで検証する。

$$\begin{aligned} R_{t+1} &= \alpha_0 + \alpha_1 R_t + \varepsilon_{t+1} \\ E[\varepsilon_{t+1} | R_t, Invest_t, \varepsilon_t] &\sim t(0, \sigma_t^2) \\ \log(\sigma_t^2) &= \beta_0 + \beta_1 |\varepsilon_{t-1}/\sigma_{t-1}^2| + \beta_2 (\varepsilon_{t-1}/\sigma_{t-1}^2) + \beta_3 \log(\sigma_{t-1}^2) + \beta_4 \log(Invest_t) \end{aligned} \quad (4)$$

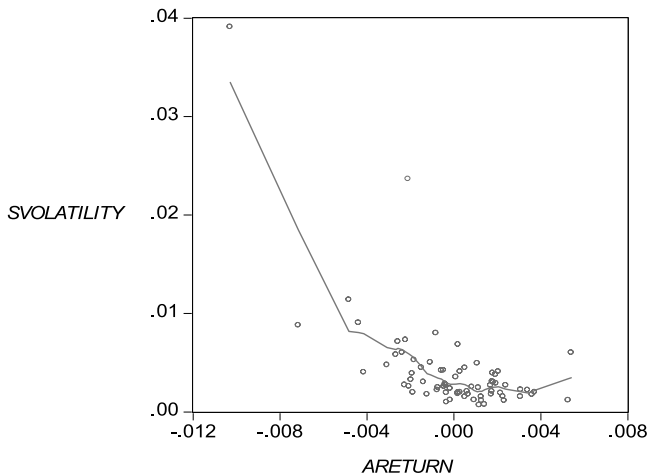
ここで、 $Invest$ は投資家別株式売買高を表している。

2003 年 1 月から 2008 年 11 月までの TOPIX の月次データを用いて (3) 式の推定を行ったところ、第 1 表 a のように β_2 は有意水準 5% で負の値となった（データは、NEEDS の「株価指数データ」より収集）。また、推定された条件付分

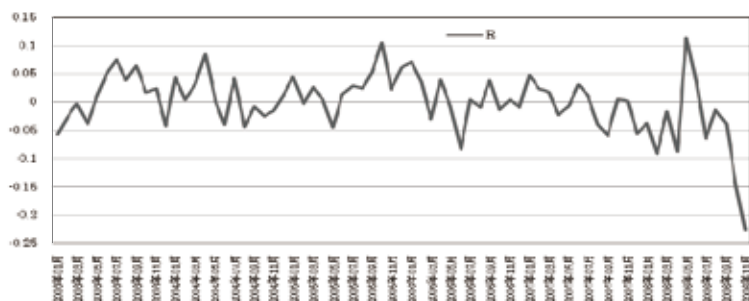
第 1 表 株価指数の EGARCH(1,1)：推定結果

係数	a	b	c	d
α_0	-0.00157 (0.240)	0.000204 (0.0345)	-0.00278 (0.422)	0.00508 (0.138)
α_1	0.397** (2.805)	0.341** (2.181)	0.354** (2.261)	0.0949* (1.698)
β_0	-7.039** (3.580)	-25.183** (2.025)	-15.345 (1.565)	-5.843** (3.190)
β_1	0.139 (0.418)	0.264 (0.850)	0.0428 (0.131)	-1.016* (1.817)
β_2	-0.507** (2.357)	-0.281 (1.318)	-0.528** (2.441)	0.456 (1.506)
β_3	-0.115 (0.365)	-0.373 (0.981)	-0.145 (0.431)	0.337 (1.032)
β_4		0.973 (1.484)	0.492 (0.878)	0.156** (1.970)
LL	119.797	121.3721	120.3858	114.038

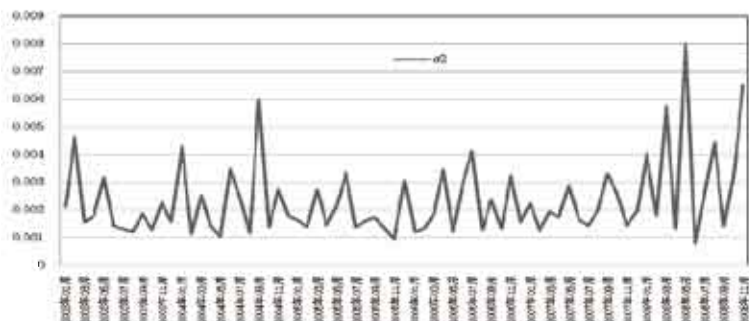
- (注) 1. () 内は z 値の絶対値, LL は対数尤度を表し, **, * は, 各々, 5%, 10% 水準で有意であることを示している.
2. a は (3) 式の推定結果, b は (4) 式で *Invest* に外国人投資家売買高, c は個人投資家売買高, そして d は法人投資家売買高を代入した推定結果を示している.



第 5 図 株価収益 (ARETURN) と不確実性 (SVOLATILITY) の散布図



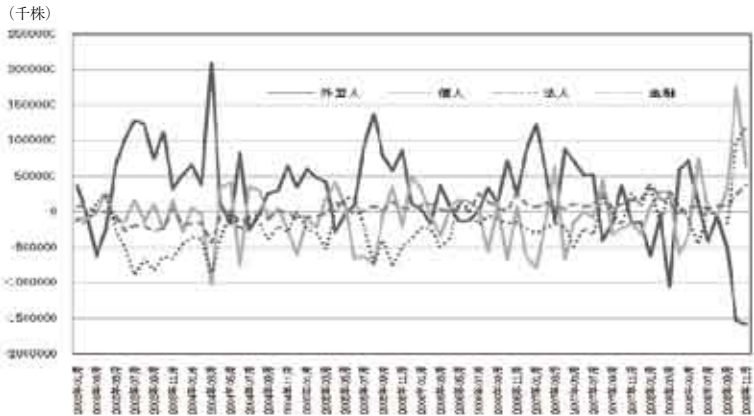
第6図a 収益率の推移（2003年1月～2008年11月）



第6図b 条件付分散の推移（2003年1月～2008年11月）

散 (σ^2) を年ごとに累計した不確実性の年次指標 (*SVOLATILITY*) と収益率 (R) の年次平均値 (*ARETURN*) との関係を散布図で表したところ（曲線は、Kernel Density を用いて推定している）、第5図のように両者に負の因果関係があることがわかった。このように日本の株式市場全体では、株価下落局面においてより不確実性が増大するというアノマリーが検証された。

なお、第6図aとbは、標本期間の株価収益率 (R) と(3)式で推定された条件付分散 (σ^2) の推移を示している。また、第6図cは、この期間の東証1部における各投資家（外国人、個人、法人、そして金融）の売買超過枚数（買い－売り）の推移を表している（データは、東京証券取引所の「投資部門別委託株



第 6 図 c 投資家の売買超過の推移

式売買状況東証 1 部」から収集)。これらの図から、米国サブプライム・ローン問題に端を発した株式市場の暴落時に不確実性は増大しており、外国人投資家は売り超し、他の投資家は買い超し状態になっていることがわかる。また、外国人投資家と個人投資家の売買超過額が大きいのに対し、法人、金融投資家の売買超過額は低水準であり、市場に与える影響力が弱いことが推察される³⁾。はたして、株価下落局面により不確実性が増大するというアノマリーと外国人、個人投資家の売買行動には、何らかの関係があるのだろうか。

そこで、次に (4) 式の *Invest* に外国人と個人投資家の株式売買高のデータを用いて、株価収益率の不確実性を推定したところ、第 1 表 b, c のような推定結果が得られた。(4) 式の *Invest* に外国人投資家の株式売買高のデータを用いた場合、株価収益率分布の負の歪みを示すパラメータ： β_2 は、負の推定値をとるものの有意ではなくなっている。また、パラメータ： β_4 も有意ではなく、外国人投資家の売買がマーケット全体の不確実性に有意な影響を及ぼしていないことがわかる。しかし、外国人投資家の売買によってアノマリーが解消

3) 各投資家の株式売買高（買い＋売り）も外国人、個人、金融、そして法人投資家の順に多く、各々、標本平均で 20,441,184, 18,424,220, 3,981,855, 1,075,605（単位：千株）であった。

されていることから、外国人投資家行動は、日本の株式市場の不確実性に何らかの影響を与えていることが推察される。

同様に、(4) 式の *Invest* に国内個人投資家の株式売買高のデータを用いた場合、 β_4 は有意ではないが、 β_2 は有意水準5%で負の値になっており、アノマリーは解消されていないことがわかる。これは、個人投資家行動が、日本の株式市場の不確実性に影響を与えていないことを意味している。

さらに、(4) 式の *Invest* に売買高比率の低い法人投資家の株式売買高のデータを用いた場合、第1表dが示すように β_2 は有意ではなくなり、 β_4 が有意水準5%で正の値になっている。これは、法人投資家の売買が増加すると株価収益率の不確実性が増大するとともに、その分布の負の歪みが解消されることを意味している（なお、金融についても同様の推定を行っているが、 α_0 や α_1 に関する有意性が得られなかったため、ここでは推定結果を提示していない。）。

以上、日本の株式市場全体において、法人投資家の売買増が株価収益率の不確実性を増大させ、外国人投資家と法人投資家によって、株価収益率分布の負の歪み（アノマリー）が解消されることがわかった。

4 個別銘柄のアノマリー

日本の株式市場全体においては、株価収益率分布の負の歪み、アノマリーが見られたが、個別銘柄についても同様のアノマリーが見られるかどうか、外国人投資家をはじめ各投資家行動がこの不確実性に影響を及ぼしているのか否か、実証することにする。

予備的な分析として、過去3年間の業種別株価指数の25日移動平均線を用いて、上昇トレンドと下降トレンドのリスク（標本標準偏差）とリターン（標本平均）の相関関係を調べることにする⁴⁾。第2表には、上昇トレンドで正、下降トレンドで負の相関関係になった業種（10業種）と両者とも正の相関関係

4) サンプルは2005年8月24日から2008年11月7日までの東証1部上場企業で、単純平均により業種別株価指数を算出している。なお、上昇・下降トレンドは、目視により判別している。

第 2 表 リスクとリターンの相関係数

業種	下降トレンド	上昇トレンド	業種	下降トレンド	上昇トレンド
電力・ガス	0.604263	0.944711	紙製品	-0.83447	0.400966
陸運	0.173748	0.581205	医薬品	-0.89319	0.626243
空運	-0.05702	0.371665	精密機器	-0.90177	0.536898
不動産	-0.28975	0.931308	ゴム	-0.93043	0.062526
倉庫運輸	-0.37397	0.567884	海運	-0.94534	0.72954
卸売	-0.608	0.111959	鉄鋼	-0.97171	0.764071

になった業種（2 業種）の相関係数を示している（金融・保険業は除く）。

ROE の高い鉄鋼業や海運業においては、上昇トレンドで正の相関係数、下降トレンドで高い負の相関係数をとっており、アノマリーが存在していることがわかる。これは、各業種において、第 2 章で提示したレバレッジ効果が効いていることを示唆している。逆に、国内インフラ業である電力・ガス業では、両トレンドで強い正の相関関係があり、アノマリーが確認されない。そこで、*ROE* がもっとも高い鉄鋼業（東証 1 部上場 33 社）と国内インフラ業の電力・ガス業（東証 1 部上場 15 社）を分析対象にし、比較検証を行うことにする⁵⁾。

まず、1999 年 1 月 4 日から 2007 年 12 月 28 日までの日次データを用いて、各個別企業の不確実性を推定する⁶⁾。(3) 式の EGARCH(1,1) モデルを用いて、株価収益率の条件付分散を推定するとともに、収益率分布の負の歪みについて検定を行った。第 3 表に分析対象の企業名、条件付分散 (σ^2) の標本平均、そしてパラメータ： β_2 の推定値をまとめている。

株価収益率の不確実性は鉄鋼業の企業の方が大きく、また、パラメータ： β_2 が有意水準 5% (10%) で負の値となったのも鉄鋼業の方が多い（鉄鋼業の

5) 鉄鋼業の東証 1 部上場企業は 35 社、電力・ガス業は 17 社あるが、サンプル期間中のデータ制約によって、各々 33 社、15 社を分析対象にしている。なお、本稿には提示していないが、この他に海運業 (10 社)、医薬業 (31 社)、そして京都に本社のある「京様式企業」(16 社) についても同様の分析を行っており、別途論文を作成中である。

6) データは、東洋経済の「株価 CD-ROM」より収集している。

第3表 個別銘柄の EGARCH(1,1): 推定結果

鉄鋼業	σ^2	β_2	鉄鋼業	σ^2	β_2	電力・ガス業	σ^2	β_2
愛知製鋼	0.000711	-0.0298**	東洋鋼鈑	0.000646	-0.0223	沖縄電力	0.000252	-0.0010
旭テック	0.001328	-0.0201	中山製鋼	0.001052	-0.0132*	関西電力	0.000174	-0.0019**
大阪製鐵	0.000777	0.0035	日亜鋼業	0.000406	-0.0575**	九州電力	0.000138	0.0010
栗本鉄工所	0.000671	-0.0919**	日新製鋼	0.000745	-0.0240**	四国電力	0.000131	-0.0375**
合同製鉄	0.001303	-0.0081	日本金属	0.001198	-0.0123	西部瓦斯	0.000134	0.0007
大同特殊鋼	0.000887	-0.0826**	日本金属工	0.001251	-0.0081	大阪瓦斯	0.000300	0.0210
神戸製鋼所	0.000654	-0.0299**	日本高周波	0.001476	-0.0122	中国電力	0.000117	0.0207
山陽特殊鋼	0.000933	-0.0485**	日本精線	0.000883	-0.0252**	中部電力	0.000160	-0.0019
新家工業	0.000878	-0.0117	日本冶金工	0.001671	-0.0202**	東京瓦斯	0.000235	-0.0219**
シンニタン	0.000713	0.0033	日本電工	0.000937	0.0124	東京電力	0.000223	0.0020
新日本製鉄	0.000444	-0.0206*	日立金属	0.000634	-0.0156	東邦瓦斯	0.000235	-0.0219**
住友金属	0.000727	-0.0124	丸一銅管	0.000358	-0.0030	東北電力	0.000159	0.0129
住友鋼管	0.000815	-0.0196**	三菱製鋼	0.001156	-0.0422**	北海道瓦斯	0.000414	-0.0383**
大太平洋金属	0.001968	-0.0195**	モリ工業	0.000877	-0.0476**	北海道電力	0.000105	0.0252
大和工業	0.000795	-0.0545**	淀川製鋼所	0.000625	-0.1041**	北陸電力	0.000118	0.0002
東京製鋼	0.000970	-0.0218**	日本鉄管	0.000857	-0.0217**			
東京製鉄	0.000932	0.0283						

(注) 1. σ^2 は (3) 式で推定された株価収益率の条件付分散, β_2 は (3) 式のパラメータの推定値を示している。

2. **, * は, 各々, 5%, 10% で有意であることを表している。

場合 33 社中 19 社, 電力・ガス業では 15 社中 5 社), やはり, *ROE* の高い鉄鋼業の方がよりリスクをとり, 不確実性が大きくなっていることがわかる。また, その不確実性は株価上昇局面と下降局面で非対称に存在し, レバレッジ効果が効いていることがわかる。

企業価値はその企業が発行する株式の時価総額によって決まってくるので, 日々変動する株価の不確実性は企業価値の不確実性を決定付ける。また, 企業の株式価格は企業業績によって決まるのはもちろんのこと, 先に示したように投資家行動, 株主構成の変化に影響を受けている。企業収益の減少は株式価格

の市場評価を押し下げ、企業価値を低下させる。この場合、市場においてアノマリー（株価収益率の負の歪み）が存在すると、不確実性はより増大することになる。さらに、投資家の売買（株主持分の変化）が株価変動に影響を及ぼしているのであれば、企業価値の不確実性も影響を受けることになる。これは、株主のモニタリング機能が有効であれば、株主持分の変化が企業価値に影響を与えるというコーポレート・ガバナンスの理論と整合的である（Demetz, 1983 等参照）。

そこで、企業価値の不確実性が投資家行動、株主持分の変化によって影響を受けるのか否か、次のようなパネル分析によって実証する⁷⁾。

$$SVOLATILITY_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Profit_{it} + \beta_1 Foreign_{it} + \beta_2 Indiv_{it} + \beta_3 Corp_{it} + \beta_4 Bank_{it} + u_{it}$$

$$u_{it} \sim i.i.d. \quad (5)$$

ここで、*SVOLATILITY* は企業価値の不確実性を表しており、EGARCH モデルで推定された株価収益率の累積値を指標として用いる⁸⁾。また、企業業績を示す指標：*Profit* には、規模の経済をコントロールするために売上高営業利益率を用いている。投資家（株主）には先の分析と同様、外国人（海外部門：*Foreign*）、個人（個人部門：*Indiv*）、法人（非金融法人企業：*Corp*）、そして金融（金融機関：*Bank*）を考え、各々の持分（持株数）の変化率を指標としている⁹⁾。下添え字の *i* は企業、*t* は時間（年度）を表し、*u_{it}* は誤差項を示している。

1999 年から 2007 年までの年次データを用いて、鉄鋼業 33 社と電力・ガス業 15 社で推定を行ったところ、第 5 表のような結果になった。これらの推定は、固定効果を入れたバランス・パネルのモデルを GLS（cross-section weight）で行っている¹⁰⁾。

7) 株主構成と企業価値の関係についての実証分析では、被説明変数を企業価値（トービンの *Q* や株式の時価総額）として、同様のモデル、あるいはこれを拡張したモデルが多く用いられている（たとえば、Morck, Shleifer and Vishny, 1988 等）。

8) 他の変数が財務指標であることから、年次換算を行っている。ここでは、日々の不確実性の推定値を年ごとに累計した値をその年の不確実性と定義している。

9) 持分の変化率は、前期と今期の持分比率に対数をとって求めている。なお、これらすべての財務データは、「NEEDS 日経財務データ」より収集している。

10) 固定効果モデルの冗長性検定を LR 検定で行ったところ、固定効果の冗長性は有意水準 5% で棄却された。また、変量効果と固定効果の差異に関してハウスマン検定を行ったところ、変量効果は有意水準 5% 棄却された。さらに、誤差項に系列・自己相関があるかないか Wald 検定を行ったところ、有意水準 5% で相関の存在が検出された。

第4表 記述統計量

鉄 鋼	<i>SVOLATILITY</i>	<i>Profit</i>	<i>Foreign</i>	<i>Indiv</i>	<i>Corp</i>	<i>Bank</i>
平均値	0.223689	6.275758	8.646374	30.53071	31.60604	27.55778
中央値	0.198751	4.980000	5.568750	30.06499	27.78542	27.08596
最大値	0.715531	44.88000	70.26738	57.81007	71.08163	64.36651
最小値	0.056544	-9.100000	0.324763	7.956441	3.340843	1.784849
標準偏差	0.110013	6.793950	10.19676	10.30229	15.74156	12.40545
電力・ガス	<i>SVOLATILITY</i>	<i>Profit</i>	<i>Foreign</i>	<i>Indiv</i>	<i>Corp</i>	<i>Bank</i>
平均値	0.046185	10.27281	7.988544	37.27020	10.35358	41.12527
中央値	0.038736	10.93000	6.921135	36.71227	8.151457	41.07525
最大値	0.200304	16.94000	32.72096	54.82965	19.52925	58.52171
最小値	0.009933	2.490000	0.405729	18.10912	5.429859	27.42462
標準偏差	0.032797	3.698477	7.103156	8.280522	4.521907	6.731521

- (注) 1. *SVOLATILITY* は (3) 式の条件付分散の年次累積額, *Profit* は売上高営業利益率を表している.
 2. *Foreign*, *Indiv*, *Corp*, そして *Bank* は, 各々, 株主: 外国人, 個人, 法人, そして金融の持株数を示している (単位は単元).

第5表 パネル分析の推定結果

係数	鉄鋼	電気・ガス
α_0	0.250**	0.0612**
	(57.206)	(12.635)
α_1	-0.00425**	-0.00130**
	(5.748)	(2.528)
β_1	0.0152	0.00403
	(0.257)	(1.032)
β_2	0.0353**	0.0381
	(2.133)	(1.351)
β_3	-0.0234*	0.0506**
	(1.706)	(2.636)
β_4	-0.0136	0.0643
	(0.557)	(1.468)
R	0.703	0.356

- (注) 1. () 内は t 値の絶対値, R は修正済み決定係数を表している.
 2. **, *, は, 各々, 5%, 10%水準で有意であることを示している.

なお、サンプル期間における各変数の記述統計量は、第 4 表にまとめられている。

第 4 表から、企業価値の不確実性 (σ^2 の年次累計: *SVOLATILITY*) は、電力・ガス業に比べて鉄鋼業の方がかなり大きな値をとっており、国内インフラ業である電力・ガス業の株式価格が安定的であることがわかる。また、両業種とも外国人の持株数が少なく、個人の持株数が多いことがわかる。

第 5 表から、各業界ともパラメータ: α_1 は有意水準 5% で負の推定値を示しており、企業業績は不確実性に負の有意な影響を与えていることがわかる。これは、企業収益が悪化すると株価（企業価値）が下落し、不確実性が増大することを意味しており、先のレバレッジ効果によるアノマリーの存在を示唆している。

企業価値の不確実性と投資家行動（株主持分の変化）の関係は、第 5 表が示す通り、鉄鋼業と電力・ガス業では大きく異なっている。鉄鋼業の場合、パラメータ: β_2 は有意水準 5% で正の値になっており、個人投資家が買い行動に出ると（持分を増加させると）、その企業の不確実性が増大することを示している。他の投資家に比べ、小口株主で情報量の少ない個人投資家の売買動向は、企業価値をより不確実に行っているのである。

また、鉄鋼業において、パラメータ: β_3 は有意水準 10% で負の推定値を示しており、法人投資家が買い行動に出ると（持分を増加させると）、その企業の不確実性が減少することを示している。これは、大口株主の法人が株式持ち合いによるモニタリング機能を通じて、企業価値に何らかの影響を与えていることを示唆している。鉄鋼業のように、よりリスクで法人の持分比率が高い企業においては、持ち合いによるモニタリング機能がより有効に働くことにより、企業価値の不確実性を減少させる効果が生じているのだ。

逆に、法人株主の持分比率が低い電力・ガス業においては、パラメータ: β_3 は有意水準 5% で正の値をとっており、法人の持株数が増加するとその企業の不確実性が増大することがわかる。これは、株価指数を用いた先のマクロ分析と整合的な結果である。

以上、日本の株式市場全体の分析と同様、法人の行動が個別企業の不確実性に有意な影響を及ぼしていることがわかった。しかし、これら業界の個別企業の不確実性に持株比率の低い外国人投資家の行動は、有意な影響を与えていなかった。

5 お わ り に

本稿は、日本の株式市場において、株価下落局面により不確実性が增大するというアノマリーを検証するとともに、その不確実性が投資家行動によって影響を受けるのどうか、実証分析を行った。2003年から2008年までのマーケット全体の分析と1999年から2007年までの個別銘柄：鉄鋼業と電力・ガス業の48企業を対象にした分析から、以下の3点のことがわかった。

第1に、「100年に1度」と言われる不況の時代、低迷する日本の株式市場全体の動きを示す株価指数に関して、収益率分布の負の歪みが存在することがわかった。市場の下落局面において、より株価変動リスクが増大し、日本企業を取り巻く環境が不確実になっているのである。また、近年日本の株式市場で台頭する外国人投資家の売買によって、この負の歪み（アノマリー）が解消されることがわかった。さらに、このマーケット全体の不確実性は、市場でのプレゼンスが弱い法人投資家の影響を受け、その売買行動が活発に行われることによって、不確実性が増大することがわかった。

第2に、個別企業の株価収益率分布に関しても同様の負の歪み、アノマリーが検証された。そして、**ROE**がもっとも高い鉄鋼業においては、国内インフラ業の電力・ガス業に比べてより不確実性が高く、アノマリーを有する企業も多く存在していた。また、この不確実性は、近年の景気悪化や企業業績の悪化によって企業価値が下落すると、増大することがわかった。これは、個別企業において、レバレッジ効果によるアノマリーが存在していることを示唆している。

第3に、マーケット全体の不確実性と同様、電力・ガス業においては、大

口株主でありながら持分比率の低い法人投資家の買い行動が不確実性を増大させていることがわかった。逆に、鉄鋼業のようにその持分比率が高い企業においては、法人の買い行動によって不確実性が減少することがわかった。これは、持ち合いによるモニタリング効果が機能していたことを示唆している。また、より不確実性が大きい鉄鋼業においては、小口株主でありながら持分比率の高い個人投資家の買い行動が不確実性を増大させており、情報の非対称性があることが推察される。しかし、マーケット全体の分析と異なり、持株数が少ない外国人投資家が不確実性に与える影響は、個別企業において見られなかった。

これらの結果から、日本企業を取り巻く環境、株式市場における不確実性の要因と投資家行動の関係について解明の糸口がつかめた。しかし、データ制約によって、個別企業の不確実性と投資家行動の関係に関する実証が日々データを用いて分析できなかったこと、対象企業が全業種に及ばなかったことが今後の課題である。

謝 辞

本研究は、文部科学省学術フロンティア推進事業(平成16年度から平成20年度)の助成を受けている。また、ワールドワイドビジネス研究センター主催の公開セミナー:「世界の巨大市場圏とワールドワイドビジネス」において、参加者より貴重な意見をいただいた。

【参考文献】

- Christie, A. A., (1982) "The Stochastic Behavior of Common Stock Variances," *Journal of Financial Economics*, Vol.10, pp.407-432.
- Demetz, H., (1983) "The Structure of Ownership and the Theory of the Firm," *Journal of Law and Economics*, Vol.26, pp.375-390.
- Duffee, G. R., (1995) "Stock Returns and Volatility: A Firm-level Analysis," *Journal of*

Financial Economics, Vol.37, pp.399-420.

Morck, R., A. Shleifer, and R.W. Vishny, (1988) "Management Ownership and Market Valuation: An Empirical Analysis," *Journal of Financial Economics*, Vol.20, pp.293-315.

Nelson, D., (1991) "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach," *Econometrica*, Vol.59, pp.347-370.

Niizeki, K. M., (1998) "The Japanese Stock Rate of Return and Volatility: A Comparison of Methods to Estimate Volatilities," *The Doshisha University Economic Review*, Vol.55, pp.33-50.

佐々木隆文・米澤康博, (2000) 「コーポレートガバナンスと企業価値」『証券アナリストジャーナル』2000年9月号, pp.28-46.

新関三希代, (2003) 「価格変動の不確実性と取引量の関係——日本の株価指数オプション市場における実証——」『経済学論叢』（同志社大学）第55巻第1号, pp.33-50.

新関三希代, (2006) 「リスクとリターンの実証分析——行動ファイナンスによるアプローチ——」『経済学論叢』（同志社大学）第58巻第3号, pp.51-79.

新関三希代・牧大樹, (2005) 「日経225株価指数と先物・オプション価格の関係——非線形共和分検定による実証分析——」『ワールドワイドビジネスレビュー』（同志社大学）第6巻第2号, pp.1-15.

西崎健司・倉澤資成, (2003) 「株式保有構成と企業価値——コーポレート・ガバナンスに関する考察——」『金融研究』2003年6月号, pp.161-199.

（にいぜき みきよ・同志社大学経済学部）

The Doshisha University Economic Review Vol.61 No.2

Abstract

Mikiyo Kii NIIZEKI, *Empirical Tests between Uncertainties of Firms Values and Investors Trades: Analyses with Panel Data of Japanese Steel, Electric and Gas Firms*

This paper investigates the negative relationships between the volatilities and the stock returns, using both monthly data for TOPIX and daily data for Japanese steel, electric and gas firms. Further, the volatilities affected by the stock ownerships are estimated with the panel data.

Three important features are found. First, the volatilities of both the Japanese stock index and the individual firms are found to depend negatively on the returns. The trades of both foreign investors and institutional investors serve to weaken the negative skewness of the index return. Second, the volatility of a firm decreases with good performance. Third, the volatilities of the steel firms increase as a result of individual shareholder trading and decrease with corporate shareholder trading. The volatilities of the electric and gas firms, on the other hand, increase with corporate shareholder trading.