

株式市場の効率性：規制政策のイベント・スタディ¹⁾

釜江 廣志
手塚 広一郎

§1 はじめに

証券市場の効率性は、そこで取引される証券の価格や収益率がいつでも全ての利用可能な情報を完全に反映して決まることとして定義される。取引が依拠する情報集合によって、異なる種類の効率性を考えることができる。まず、価格がその過去の値に含まれる情報によって決まる場合、weak フォームの効率性が存在すると呼ぶ。semi-strong フォームの効率性とは、現在の価格が公開されている利用可能な情報を利用して決められることである。また strong フォームの効率性とは、情報が公開されているか否かを問わず、あらゆる情報を利用して価格を決定することである。

釜江(1999)第3章では長期国債市場についてテストし、weak フォームの効率性仮説が否定されることをみたが、さらに公開情報の影響を調べるイベント・スタディによる semi-strong フォームの効率性の検証も試みる必要がある。本稿はこのような semi-strong フォームの効率性仮説をわが国企業株式の日次収益率データを用いてテストすることを第1の目的とする。

ところで電力、鉄道などの産業は自然独占性を有しているとされ、これら産業に対する規制が政府によって課されている。規制対象となる企業活動は、事業への参入・退出、価格設定、提供するサービスの内容、事業計画など多岐にわたる。このうち、企業の経済活動に対して課される規制(経済的規制)は参入・退出と価格に関するものである。

被規制企業の収益や株価は規制主体の意思決定に依存する。また、一連の

政府の規制行動や方針変更は企業の状態を変化させ、株式市場における企業への評価にも影響を与える。効率的な資本市場において、規制の変化が企業価値に影響を与えると予想されれば、株価は変化する。

参入・退出規制は企業行動を制限するとともに、それを保護する役割もある。産業に課されていた規制が緩和されるならば、規制によって発生していたレントがなくなる。このときレント分だけその企業の株価が下がることが予想される。他方、企業による価格改定の申請やその承認など価格規制の手續きに関連するイベントも、企業収益に影響を与えるかもしれない。例えば、政府が公共料金の凍結政策を打ち出す場合、株式市場はこの政策によって企業の資産が減少すると予想し、短期的に株価は下落して、株式保有収益率も低下するであろう。

このように、株式市場が効率的であるならば、政府の規制を受ける企業は政策によってその株価が反応すると考えられる。本稿の第 2 の目的は、規制政策が行われる、あるいは規制制度が変更される場合に、企業の株価にどのような影響を与えるかを調べることである。本稿では、1994 年から 98 年までの期間に価格規制方式の変更と、需給調整規制 (参入退出に関する規制) の原則廃止という 2 イベントが発生している、わが国の大手私鉄産業を分析対象とする。

次節では先行研究をサーベイする。第 3 節で述べるテストの方法とデータを用いて行う検定とその説明が第 4 節でなされる。第 5 節は結語である。

§ 2 先行研究のサーベイ

Fama (1991, p. 1601) は、証券の価格や収益率が公開情報たるニュースのリリース、すなわち、マクロ経済ニュースの公表やイベントの発生に対し迅速に反応するなら semi-strong フォームの効率性仮説が成立するとし、Becker 他 (1996, p. 133) は、リリース後にも反応が持続するなら効率性仮説は成立しないとしている。Fama はまた、semi-strong フォームのテストは weak フォームのテストのように均衡資産価格モデルと結合させる必要

はなく、他のフォームのテストよりもロバストであると指摘している。

さらに Cutler 他 (1989) は、株式の実質配当利回りを説明するのにマクロ経済活動の 7 変数を用いる分析と、政治的な動きを含む大きなイベントを用いる分析とを行っている。Cutler 他は月次データを使っているが、ニュースに対する反応を調べるにはデータが高頻度で取られている方が望ましい。

次に、政府の被規制企業に対する政策が企業の株価に与える影響を分析する研究をサーベイしよう。Schwert (1981) は規制政策を評価する手段としてのイベント・スタディの様々な論点を整理し、その後 Binder (1985) はアメリカの各種の規制政策にこの方法を適用している。

規制に関してイベント・スタディ法を用いる分析には、経済的規制、とりわけ参入規制を行うことで企業にレントが存在しているかを検証するものが多い。Rose (1985) はアメリカにおける貨物輸送事業者の株価の変化を調べ、規制改革に伴って事業者の収益が減少しておりレントが存在したことを示唆している。また、Prager (1989) はアメリカの州際商業法が鉄道産業に与えた効果について分析を行い、Whinston and Collins (1992) はアメリカ航空産業への新規参入の効果を分析している。

イベント・スタディ法は政府の個々の政策が株価および企業価値に与える影響をみるためにも用いられ、Sawkins (1996) はイギリスの水道事業規制政策が株価に負の影響を与えたことを確認し、Dnes 他 (1998) はイギリスの規制政策に対する電力会社の株価の反応を検証している。

§3 テストの方法とデータ

本稿では、市場モデル

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_i r_{mt} + e_{it} \quad i = 1, \dots, I, \quad t = 1, \dots, T$$

を利用して分析を行う。ここで、 r_{mt} は t 期における市場全体の株式収益率、 r_{it} は t 期の第 i 番目の企業の株式収益率、 e_{it} は誤差項である。 β は計測期間を通して一定であると仮定している²⁾。

株式市場で CAPM が成立していれば、イベント発生時の残差は非正常利

潤に関連付けられる。株式市場がその情報を得るイベント発生時点が明らかであれば、上式にイベントに関するダミー変数を加えた

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_i r_{mt} + \sum_{j=1}^N d_{ij} D_{jt} + e_{it} \quad i = 1, \dots, I, \quad t = 1, \dots, T$$

を用いてその影響を調べることができる。ここで、 N はイベントの件数、 D_{jt} はイベントを表すダミー変数で、 t 時点で j 番目のイベントが発生すれば1をとり、それ以外は0をとる。ダミー変数の係数 d_{ij} は第 i 企業の第 j イベントの効果を表し、これが統計的に有意ならば、均衡における投資収益率を上回る利潤が発生していることを意味する。

ところで、イベントが発生すると、その影響は産業内の企業に及ぶから誤差項が独立でない可能性がある。各企業への影響の大きさは同じでなく、またイベント発生時の分散はそれ以外の時点のものより大であるから、分散不均一であるとの通常の回帰分析の仮定も当てはまらない(Binder (1998, p. 114))。このような関係はOLSではなくSUR (Seemingly Unrelated Regressions) 法によって計測することが可能である。この方法は誤差項のみで関連している方程式体系を計測するもので、分散不均一と誤差の同時的依存関係を明示的に考慮して仮説検定ができる点に特色がある(Cornett and Tehranian (1990, p. 105))。

この方法についてはSchipper and Thompson (1983)などに説明がある。以下では残差の同時点間の分散・共分散行列 E^* を $E^* = \Sigma^* \otimes I$ とし、 Σ^* の推定値としてOLSから得られる残差の分散・共分散行列の推定値を用いる。パッケージ・ソフトRATSではこれがデフォルトの方法である(Doan (1992) p. 5-24)。

検定する帰無仮説は2種類である。仮説1は「イベント毎に、全企業の株式収益率への影響の合計が0」であり、仮説2は「イベント毎に、各企業株式収益率への影響が全て0」である。以上の検定はイベントの数だけ繰り返す。第3の仮説として、「イベント別、企業別の影響が全て0である」を取り上げることできるが(Cornett and Tehranian (1990, p. 105))、仮説1,

表1 イベント

変数名	日	生じた出来事
E940519	1994/05/19	羽田内閣が年内の公共料金上げ年内凍結を指示する。
E950119	1995/01/19	私鉄14社が運賃の値上げ申請する。
E950608	1995/06/08	運輸審議会が大手私鉄14社の運賃値上げを認める答申を出す。
E960221	1996/02/21	運輸省が鉄道運賃制度の改革案を固める。
E961114	1996/11/14	運輸省が鉄道運賃に対して「上限価格制」導入の方針を固める。
E961205	1996/12/05	運輸省が、許認可事務等改革推進本部において「今後の運輸行政における需給調整の取り扱いについて」を決定し、需給調整規制の原則廃止を打ち出す。
E970227	1997/02/27	運輸審議会が、大手私鉄14社の申請した消費税率引き上げに伴う運賃値上げを承認する答申を出す。
E971120	1997/11/20	運輸審議会が東京私鉄5社の運賃改定を承認する答申を出す。

2の結果と大きな違いは見られないので、本稿では記載しない。検定法はWaldテストで、カイ2乗検定による³⁾。

分析の対象期間は94年1月4日から98年12月30日までで、日次データを用いる。東京証券取引所1部上場の大手私鉄企業12社（東武鉄道、西武鉄道、東京急行電鉄、京浜急行電鉄、小田急電鉄、京王電鉄、京成電鉄、西日本鉄道、近畿日本鉄道、阪急電鉄、阪神電気鉄道、名古屋鉄道）を対象とする。株価は東洋経済新報社『株価CD-ROM』から採り、1日あたりの収益率を求める。休日をはきんでいる場合は、その日数を考慮して収益率を計算する。配当と中間配当はそれぞれ各期の期末日と中間期末日に支払われると仮定する。市場収益率の代理変数には、東証株価指数TOPIXの1日あたりの収益率を使用する。

イベントは、「日本経済新聞」、運輸省『運輸白書』、総務庁『規制緩和と白書』から、大手私鉄産業に対する規制政策のうち価格規制と参入規制に関連するもの8個を表1のように採る。

表 2 OLS による計測結果

	E940519	E950119	E950608	E960221	E961114	E961205	E970227	E971120
東 武	0.0003 (0.03)	0.0046 (0.39)	0.0009 (1.43*)	0.0009 (0.07)	-0.0159 (-1.33*)	-0.01374 (-1.15)	-0.0016 (-0.14)	0.0046 (0.37)
西 武	-0.0160 (-0.75)	0.0044 (0.20)	-0.0206 (-0.96)	-0.0128 (-0.60)	-0.0112 (-0.52)	0.0398 (1.86**)	-0.0188 (-0.88)	0.0511 (2.39**)
東 急	0.0018 (0.13)	0.0102 (0.75)	0.0083 (0.61)	0.0066 (0.49)	-0.0217 (-1.60*)	-0.0131 (-0.96)	-0.0145 (-1.07)	0.0042 (0.31)
京 急	0.0049 (0.41)	-0.0012 (0.10)	0.0135 (1.13)	-0.0115 (-0.96)	-0.0027 (-0.22)	-0.0101 (-0.84)	-0.0021 (-0.18)	0.0022 (1.81**)
小田急	0.0121 (10.36)	0.0132 (1.12)	0.0028 (0.24)	-0.0069 (-0.59)	-0.0077 (-0.65)	0.0000 (0.00)	0.0080 (0.68)	0.0199 (1.70**)
京 王	-0.0120 (-0.98)	0.0070 (0.58)	0.0061 (0.50)	-0.0009 (-0.07)	0.0046 (0.37)	0.0011 (0.09)	0.0086 (0.70)	0.0192 (1.56*)
京 成	-0.0018 (-0.11)	-0.018 (-10.54)	0.0147 (0.88)	-0.0184 (-1.10)	-0.0118 (-0.70)	-0.0070 (-0.42)	0.0063 (0.38)	0.0399 (2.40**)
西 鉄	0.0023 (0.18)	0.0094 (0.72)	0.0045 (0.35)	-0.0042 (-0.32)	0.0038 (0.29)	-0.0065 (-0.50)	0.0014 (0.11)	-0.01808 (-1.39*)
近 鉄	0.0008 (0.01)	0.0048 (0.57)	0.0064 (0.76)	0.00112 (0.13)	-0.0054 (-0.64)	-0.0032 (-0.38)	0.0078 (0.93)	0.0215 (2.56**)
阪 急	-0.0082 (-0.88)	-0.0402 (4.32**)	-0.0014 (-0.16)	-0.0001 (-0.01)	-0.0062 (-0.66)	-0.0012 (-0.12)	-0.0077 (-0.83)	-0.0046 (-0.49)
阪 神	-0.0193 (-1.60*)	0.0043 (0.35)	-0.0093 (-0.77)	0.0209 (1.73**)	0.0173 (1.43*)	0.0086 (0.71)	-0.0017 (-0.14)	0.0096 (0.79)
名 鉄	-0.0274 (-2.91**)	-0.0032 (-0.34)	0.0022 (0.24)	-0.0115 (-1.22)	-0.0080 (-0.85)	-0.0068 (-0.72)	0.0011 (0.11)	-0.0107 (-1.13)

注：ダミー変数のみを記載している。上段は係数推定値，下段の（ ）内は t 値であり，**は5%，*は10%でそれぞれ有意であることを示す。

§ 4 テスト結果とその説明

初めに，OLS を用いて予備的な計測を行う。なお，各変数の定常性は Dickey-Fuller 法で確認している。8 個のダミー変数を一括して説明変数に用いて 12 社それぞれの株式収益率を回帰する結果が表 2 である。これらから，5% 水準で有意であるダミー変数は 5 個あり，さらに 96 年 11 月のダミーは 3 社について 10% 水準で有意であるので，これも残す。

次に，これらを用いて SUR による計測を行う。まず，イベント発生当日の株式収益率がダミー変数に有意に反応するかをみてみよう。他のダミーを併用して計測し，その結果を使って仮説 1，2 をテストすると表 3 のとおり

表3 仮説検定の結果

仮説1		仮説2	
変数	χ^2	変数	χ^2
E940519	0.89	E940519	16.8
E950119	0.00	E950119	27.0*
E960221	0.00	E960221	8.9
E961114	0.94	E961114	7.7
E961205	0.03	E961205	8.5
E971120	5.60*	E971120	30.3*

注：SURによる計測にもとづく仮説1の検定結果である。自由度1の5%水準の臨界値は3.84であり、*印は検定統計量が臨界値を上回り、仮説を棄却することを示す。

注：仮説2の検定結果である。自由度12の5%水準の臨界値は21.0である。

である。これによると、95年1月の値上げ申請と97年11月の運輸審議会の値上げ承認の2イベントが有意に影響を及ぼしており、このうち前者は仮説2のみを棄却しないのに対し、後者は両仮説を棄却しない。

ところで、semi-strong フォームの市場の効率性仮説は、資産価格や収益率がイベントに対し迅速に反応することとして定義され、さらに、イベント発生後にも反応が持続するなら効率性仮説は成立しない、と説明される。

そこで、イベント発生日から5営業日後までの期間において、株式収益率がダミー変数に有意に反応するかを調べてみよう。表3で調べたイベント発生当日に関して仮説が棄却されないダミー変数を他の営業日についてテストする。このテストでは当該ダミー変数のみを用い、他のダミーは除外している。また、イベント発生前に情報がしみ出しているかを見るために、5営業日前までの期間についても同様にテストする。

表4a-cに記載されている結果によれば、95年1月の値上げ申請は3営業日後と1営業日前について反応なしとの帰無仮説が棄却されず、それ以外の日には棄却される。また97年11月の値上げ承認については、仮説1と仮説2で結果は少し異なるが、1, 3, 5営業日後に仮説が棄却されず、2営業

表4a 95年1月の値上げ申請についての仮説2のテスト

	χ^2
5営業日前	8.25
4営業日前	5.70
3営業日前	4.88
2営業日前	1.59
1営業日前	21.65*
当日	26.95*
1営業日後	10.98
2営業日後	2.86
3営業日後	54.74*
4営業日後	11.10
5営業日後	13.88

注：イベント発生日の前後5日間の仮説検定の結果である。自由度12の5%水準の臨界値は21.0であり、*印は検定統計量が臨界値を上回り、仮説を棄却することを示す。

ところで既述のように、分析の対象期間である94年から98年の間に大手私鉄産業に対する規制制度は二度変化した。96年12月の運輸部門における需給調整規制の原則廃止と、97年1月の価格規制の方式の改訂である。これらの変化は私鉄産業にとって影響大であると予想されるにもかかわらず、表3の仮説1, 2の検定でそれらのダミー変数はともに有意ではない。

あえて株式市場が効率的であるとの前提を置くとすれば、これらの結果に対し、イベントが私鉄経営にそもそも影響を与えていないと解釈することも可能であろう。つまり、96年2月の運賃制度改革や96年12月の需給調整規制廃止などのイベントが有意でないことは、それらが私鉄企業にとってそれほど重要なものではない、と株式市場が評価していることを意味するのかもしれない。とりわけ需給調整規制廃止については、同じ運輸部門である航空

日後と2-4営業日前に棄却されるのは共通である。

これらの結果は2つの観点、つまり株式市場の効率性からと、規制政策の影響から説明することができる。

まず市場の効率性に関しては、表4のように運賃値上げのイベントの発生後も反応が持続しており、効率性仮説は成立しないとみなすことができるであろう。なお、イベント発生前に反応が有意に認められる場合があるのは、とりわけ97年11月の値上げ承認の場合、その7日前に物価安定会議部会で値上げが了承されているなど、イベント発生の情報がしみ出しているためであるのかもしれない。

表 4b 97 年 11 月の運輸審議会の承認
についての仮説 1 のテスト

	χ^2
5 営業日前	0.58
4 営業日前	0.01
3 営業日前	0.02
2 営業日前	0.21
1 営業日前	1.97
当日	5.59*
1 営業日後	11.32*
2 営業日後	0.05
3 営業日後	13.53*
4 営業日後	0.93
5 営業日後	4.18*

注：自由度 1 の 5% 水準の臨界値は
3.84 である。

表 4c 97 年 11 月の運輸審議会の承認
についての仮説 2 のテスト

	χ^2
5 営業日前	24.83*
4 営業日前	20.89
3 営業日前	7.05
2 営業日前	20.45
1 営業日前	28.88*
当日	30.21*
1 営業日後	38.28*
2 営業日後	2.52
3 営業日後	70.90*
4 営業日後	34.18*
5 営業日後	24.78*

注：自由度 12 の 5% 水準の臨界値は
21.0 である。

輸送やタクシーとは異なり、鉄道はその性質から参入・退出規制を法的に廃止しても、すぐに新規参入につながるわけではない。株式市場でこれらの事情が織り込まれているならば、影響は明示的には現れないであろう。実際、表 3 の仮説 1, 2 のテストで有意であるイベントはいずれも運賃改定に関連し企業収益に直接的に結びつくものであるが、他方、収益に直接的に結びつかない価格規制と需給調整規制の変更は株価に影響を与えなかった、と説明してよいのかもしれない。ただし、このような解釈が妥当であるかについてはさらなる検証が必要である。

§ 5 おわりに

本稿では、現在の証券価格や収益率が公開されている利用可能な情報を完全に反映して決まることを含意する semi-strong フォームの効率性仮説を、規制産業の株式についてテストした。東京証券取引所 1 部上場の私鉄企業

12社を対象とし、94年1月から98年12月までの日次データを用いた。テストに際しては、市場モデルにイベントを示すダミー変数を付加してSUR法で計測し、イベントが全企業の株式収益率へ影響を与えうるか否かを検定する方法を採った。得られた結果によれば、いくつかのイベントについてはそれらの発生後にも影響が有意に持続しており、効率性仮説は成立しないとみなしてよいであろう。

今後に残された問題として、CAPM成立の仮定と市場モデルの利用が妥当であるかを検討し⁴⁾、妥当でない場合には別のモデルを用いること、他の産業やイベントに関しても分析を行うこと、さらには時間刻み、分刻みなど1日より短い期間のデータを用いて計測することなどが必要である。

〈参考文献〉

- 釜江廣志 (1999) 『日本の証券・金融市場の効率性』有斐閣。
- 釜江廣志・手塚広一郎 (2000) 「株式市場の効率性：規制政策のイベント・スタディ」(一橋大学商学部ワーキング・ペーパー, No. 50)。
- 手塚広一郎 (1999) 「イベントスタディ法による規制政策の効果の計測」『公益事業研究』第52巻第2号。
- Becker, K., J. Finnerty and K. Kopecky (1996), "Macroeconomic News and the Efficiency of International Bond Futures Markets," *Journal of Futures Markets*, 131-45.
- Binder, J. (1985), "Measuring the Effects of Regulation with Stock Price Data," *RAND Journal of Economics*, 167-83.
- Binder, J. (1998), "The Event Study Methodology Since 1969," *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 111-37.
- Cornett, M. and H. Tehranian (1990), "An Examination of the Impact of the Goun-St. Germain Depository Institution Act of 1982 on Commercial Banks and Savings and Loans," *Journal of Finance*, 95-111.
- Cutler, D., J. Poterba and L. Summers (1989), "What Moves Stock Prices?" *Journal of Portfolio Management*, 4-12.
- Denes, A., D. Kowani, J. Seaton, and D. Wood (1998), "The Regulation of United Kingdom Electricity Industry: An Event Study of Price Capping Measures," *Journal of Regulatory Economics*, 207-25.

- Doan, T. (1992), *RATS User's Manual*, Estima.
- Fama, E. (1991), "Efficient Capital Market II," *Journal of Finance*, 1575-617.
- Prager, R. (1989), "Using Stock Price Data to Measure the Effects of Regulation: The Interstate Commerce Act and the Railroad Industry," *RAND Journal of Economics*, 280-90.
- Rose, N. (1985), "The Incidence of Regulatory Rents In the Motor Carrier Industry," *RAND Journal of Economics*, 299-318.
- Sawkins, J. (1996), "Balancing Multiple Interests in Regulation: An Event Study of the English and Welsh Water Industry," *Journal of Regulatory Economics*, 249-68.
- Schipper, K. and R. Thompson (1983), "The Impact of Merger-Related Regulations on the Shareholders of Acquiring Firms," *Journal of Accounting Research*, 184-221.
- Schwert, G. (1981), "Using Financial Data to Measure the Effects of Regulation," *Journal of Law and Economics*, 121-58.
- Whinston, M. and S. Collins (1992), "Entry and Competitive Structure in Deregulated Airline Markets: An Event Study Analysis of People Express," *RAND Journal of Economics*, 445-62.

1) 本稿は(財)東日本鉄道文化財団の助成を受けたプロジェクトの結果の一部である。東京証券取引所から TOPIX データを提供していただいた。記して感謝申し上げる。なお、本稿は紙幅の制約のため記載を省略した部分がある。詳細は釜江・手塚(2000)を参照されたい。

2) 時変的な β を仮定するなら、カルマン・フィルターによる計測が利用できる。

3) β を SUR から得られる係数推定値のベクトルとし、制約 $R\beta = r$ のテストを RATS の MRESTRICT を使って行う。仮説 1 の場合、第 1 の制約 R は 0010...0 を 12 回繰り返す行ベクトルである。仮説 2 の場合、第 1 の制約 R は (001...0, 0...0, ..., 0...0), (0, ...0, 001...0, 0...0, ..., 0...0), (0, ...0, 0, ...0, 001...0, 0...0, ..., 0...0), (0, ...0, 0, ...0, 0, ...0, 001...0, 0...0, ..., 0...0) ... を 12 行分積んだ行列である。第 3 仮説も同様に制約行列を作ることができる。Schipper and Thompson (1983) p. 198 参照。

4) 手塚 (1999) 参照。

(一橋大学教授)

(一橋大学助手)