

インテリジェンス株式買取価格決定申立事件における計量経済モデルの利用

石塚明人

青山学院大学大学院法学研究科修士課程

2011年12月

(最終改定日 2013年3月1日)

* 本稿はディスカッション・ペーパーであるが、石塚明人「インテリジェンス株式買取価格決定申立事件における計量経済モデルの利用」ソフトロー研究19号(2012)35-73頁と内容はほぼ同じである。同論文に対して、本稿では若干の本文と脚注の修正を行っている。

インテリジェンス株式買取価格決定申立事件における計量経済モデルの利用

青山学院大学大学院法学研究科修士課程

石塚 明人

目次

論文要旨	2
1 はじめに	2
2 反対株主による株式買取請求権	3
2-1 「公正な価格」の意義	4
2-2 「公正な価格」の算定手法	4
2-3 回帰分析による株価補正	5
3 インテリジェンス株式買取価格決定申立事件	7
3-1 地裁決定と高裁決定の比較	7
3-2 最高裁決定について	8
3-3 回帰モデル導入に対する当事者の主張と裁判所の判断	9
4 本件回帰モデルの仕様と検証結果	10
4-1 本件回帰モデルの仕様と検証作業	11
4-2 検証データについて	13
4-3 単回帰モデルの検証結果	14
4-4 ダミー変数を用いた回帰モデルの検証結果	16
4-5 定数項 α が「公正な価格」に与える影響の検証	17
5 本件回帰モデルの問題点	19
5-1 異常値データ除外のためのダミー変数の導入の問題点	19
5-2 定数項 α の有無におけるモデル選択の問題点	20
5-3 株価補正のための回帰モデルの基準案	22
5-4 裁判において科学的手法を用いることの問題点	23
まとめ	25
付録 1 決定係数と自由度修正済み決定係数の定式化	26
付録 2 定数項 α の無い場合の決定係数と自由度修正済み決定係数の定式化	27
付録 3 ダミー変数の設定個数の推定	28

論文要旨

本稿では、株式交換完全子会社の株主による株式買取請求に対する「公正な価格」（会社法 785 条 1 項）の決定において、回帰分析の手法を用いた株価補正が認められたインテリジェンス株式買取価格決定申立事件を題材に、計量経済モデルが本件においてどのように活用されたのかを検証し問題点を検討した。

本研究においては、入手可能な裁判資料である決定書等から得られた情報をもとに、本件回帰モデル構築の過程を可能な限り再現するための計量分析を試みた。一部回帰モデルの仕様が不明ではあったが、モデルのあてはまりや統計的有意性の尺度で見れば近いモデルが再現できたと思われる。その検証過程で判明した問題点としては、異常値データを取り除くためのダミー変数や回帰モデルの定数項（切片項）の取扱いである。特に回帰式においては定数項の有無によって、予測株価（補正株価）あるいは「公正な価格」の算出値に無視できない差額が生じるため、その取扱いには注意が必要である。

ところで高裁決定においては、一方当事者である会社側が提出した専門家の意見書に基づいて判断を下し、その結果として定数項の有無におけるモデル選択の判断理由に関して誤りがあったように、意見書を作成する専門家は裁判所を誤認させぬよう注意すべきである。これは日本においては、米国におけるダウバート基準のような法廷における計量モデル分析の証拠能力に関する基準がないことからくるものであり、改善が必要であると思われる。

以上より、本件において検討課題は多いが、回帰分析といった計量経済モデルの利用が認められたことにより、他の計量分析の導入や事案のより定量的な分析への利用可能性が広がったと思われる。それは株式買取価格決定申立事件等の紛争解決における予見可能性の向上に資すると思われる。

1 はじめに

近年の会社法学においては統計的な手法による実証研究の活用が盛んになっており、統計的な手法は、訴訟の場においても有用な指針を提供してくれるツールとなる可能性がある¹。ところで、近年組織再編に対して反対する株主による株式買取請求事件が増加しているが、その中でも特に、2011 年 4 月に最高裁決定が出た株式買取価格決定申立事件であるインテリジェンス事件²（以下、「本件」という。）においては、同事件の高裁決定において回帰モデルという計量経済モデルを用いた株価補正が認められた。それは株式交換完全子会社の株主による株式買取請求に対する「公正な価格」（会社法 785 条 1 項）の決定につき、回帰分析の手法が認められた事件である。本件決定文に

¹ 森田果「会社訴訟における統計的手法の利用——テクモ株式買取請求事件を題材に——」商事法務 1910 号 (2010)4 頁参照。

² 東京地決平成 22 年 3 月 29 日金融・商事判例 1354 号 28 頁「インテリジェンス株式買取価格決定申立事件」、東京高決平成 22 年 10 月 19 日金融・商事判例 1354 号 14 頁「インテリジェンス株式買取価格決定申立事件抗告審決定」、最三小決平成 23 年 4 月 26 日金融・商事判例 1367 号 16 頁「インテリジェンス株式買取価格決定申立事件最高裁決定」。

よれば、「回帰分析の手法は、一般的には科学的根拠に基づく合理的手法であるというべきであり（中略）回帰分析の手法を用いたジャスダック指数の変動率に基づく本件恒等式は抗告人株式の価格変動を予測するにつき高い信頼水準で統計学上も有意であると認められる（以下省略）」とあり、計量経済モデルが裁判所において一定の評価を得たことが注目される。そこで本研究においては、本件において計量経済モデルが裁判においてどのように活用されたのかを実際に市場データを入力し、本件高裁決定によって認められた回帰モデルを可能な範囲で再現した。そのモデル検証の過程において構築された検証用モデルを基に、統計学的な観点での妥当性を検証し、そこで明らかになった問題点を検討した。

本稿において、まず2章で組織再編に対する反対株主の株式買取請求権についての概要に触れ、株式買取価格決定申立事件の最大の争点となる「公正な価格」の意義や算定方法、さらに、本稿における中心テーマである回帰分析による株価補正の学説や先行研究を概観した。3章において、インテリジェンス株式買取価格決定申立事件の概要と地裁から最高裁までの決定内容をまとめ、回帰分析といった統計的手法について裁判所の判断について整理した。4章では高裁決定で認められた回帰モデルの仕様を整理し、そのモデルを再現するための検証用モデルの仕様を検討した上で、実際の株価データ等を用いて検証用モデルを構築し、モデルについての検証と問題点の検討を行った。それらの検証結果を踏まえ、5章では本件回帰モデルの問題点を検討し、これまでの議論を踏まえて、株価補正のための回帰モデルの基準案をまとめた。さらに、裁判の場において回帰分析のような科学的手法を用いることの問題点について検討し考察した。

2 反対株主による株式買取請求権

反対株主による株式買取請求権とは、組織再編など会社の重要な決定事項に対して反対の株主は自身の有する株式を会社に対して「公正な価格」で買い取るよう請求できる権利のことである（会社法785条、797条、806条）。買取請求を受けた会社にとっては株式の買入れのための資金負担が生じるため、その負担を軽減できるよう可能な限り安価に抑制したいと考え、一方の買取請求をした反対株主は自身の有する株式をより高値で売却したいと考える。ここで、株式買取請求をした反対株主と当該会社との間で、効力発生日から30日以内に協議が調わないときは、その期間の満了の日後30日以内に、裁判所に対し、価格の決定の申立てをすることができる（会社法786条2項、798条2項、807条2項）。裁判所は裁量により「公正な価格」を決定するが、この「公正な価格」の算定については、条文に明文の規定は無いため、裁判所が裁量で買取価格を決定すると解されている³。

³ 最一小決昭和48年3月1日民集27巻2号161頁参照。この決定によれば、「法が価格決定の基準について格別規定していないことからすると、法は価格決定を裁判所の裁量に委ねているものと解することができる。」とある。

株式買取請求権制度の性格としては、従来から言われている、株主に対して投下資本回収を保証するもの⁴、経営者や多数派株主の行う決定に対するチェック機能の側面に着目するものがあり後者の見解が増えつつある⁵。

2-1 「公正な価格」の意義

株式買取請求制度において問題になるのは「公正な価格」の意義とその決定方法である。改正前商法と会社法での大きな変更点は、「決議ナカリセバ其ノ有スベカリシ公正ナ価格」（改正前商法 245 条の 2）以下、「ナカリセバ価格」という。）から「公正な価格」（785 条 1 項、797 条 1 項、806 条 1 項）へと文言が変化したことである。会社法における「公正な価格」の意義は、組織再編が行われていなければ存在したであろう価格だけではなく、組織再編行為によって生じるシナジーをも株主に対する配分に含める（以下、「シナジー価格」）こととされている。「公正な価格」には「ナカリセバ価格」と「シナジー価格」の 2 種類の価格が存在すると解されている。さらに、会社法では株式買取価格の算定は企業価値の客観的な算定ではなくなり、裁判所による「企業再編条件のレビューとあるべき企業再編条件の再設定という性格を持つ」⁶ことになる。

「公正な価格」は常に裁判所によって算定されるわけではない。次の 2 つの場合によって、裁判所の役割が異なる。第一に、独立当事者間での組織再編の場合であるが、適切な情報開示があり、両当事者間による交渉によって合意がなされた場合、当該組織再編の条件は基本的に公正なものとして扱われ、裁判所が介入する理由はない⁷。第二に、支配従属関係当事者間での組織再編の場合であるが、少数株主と多数株主との間に構造的な利害対立が存在し、資本多数決によって多数株主の意向に沿った決定がなされる場合は、法が介入すべきである⁸。

次に、組織再編行為自体により当該当事会社の企業価値が毀損された場合は、「ナカリセバ価格」を前提に保護を与える⁹ので、当該組織再編がなければ当該株式が有していたであろう市場株価が買取価格となる¹⁰。本件においては、裁判所において「企業価値の毀損」が認められているので、株式買取請求権における買取価格は「ナカリセバ価格」となる。

2-2 「公正な価格」の算定手法

ところで、「公正な価格」の算定手法には、非上場会社株式と上場会社株式の場合に大きく分けられる。非上場会社の場合は、純資産価値方式、投資価値方式、類似会社（業種）比準方式、折衷方式が用いられる。一方、上場会社の場合は、市場価格を基礎とする市場価格法を標準として、他に配当還元方式、収益還元方式、DCF 法、取引事例、価格方式などがある¹¹。

⁴ 民集・前掲注 3) 参照。

⁵ 藤田友敬「新会社法における株式買取請求権制度」黒沼悦郎=藤田友敬編『江頭憲治郎先生還暦記念企業法の理論(上)』(商事法務, 2007) 276 頁参照。

⁶ 藤田・前掲注 5) 264 頁。

⁷ 藤田・前掲注 5) 289 頁参照。

⁸ 藤田・前掲注 5) 289-290 頁参照。

⁹ 藤田・前掲注 5) 274 頁参照。

¹⁰ 江頭憲治郎「上場会社における株式買取請求の『公正な価格』」金融・商事判例 1353 号 5 頁参照。

¹¹ 日本公認会計士協会「経営研究調査会研究報告第 32 号企業価値評価ガイドライン」(2007) 29-46 頁参照。

上場会社の株式については、市場によって形成された市場価格を基礎として買取価格を算定するのが最適であり、具体的算定方法は、一定期間における市場価格の平均価格をもって「公正な価格」とするべきであるとする裁判例がある¹²。ここで、市場価格を基礎とする場合であっても、どの時点の市場価格を基礎とするのかという基準日の問題と、基準日の一時点の価格をとるのか、それとも一定の期間の平均をとるのかといった算出方法の問題がある。

株式買取請求にかかる株式の買取りの効力発生時については、会社法に明文の規定があり、合併消滅会社、株式交換完全子会社、株式移転完全子会社の場合は、組織再編行為の効力発生日（会社法 786 条 5 項、807 条 5 項）となっている。しかし、これは、買取価格の算定基準時とは無関係とすべきである¹³。本件のように、組織再編により企業価値が毀損したと判断された場合は、「公正な価格」は「ナカリセバ価格」となる。その場合、当該組織再編の効力発生日を基準時としつつも、当該組織再編がなければ有したであろう客観的価値を算定するために、組織再編計画公表日前 1 ヶ月間の終値出来高加重平均値をもって算出している判例がある¹⁴。

本件高裁決定においては、株式交換の計画公表日から株式交換効力発生日まで 3 ヶ月間あり、この期間における市場全体の動向を踏まえて市場株価に対して補正を加える方法で、基準時（株式交換の効力発生日）の価格を算定している。株価補正の方法としては、回帰分析の手法を採用しており、効力発生日の前日から 1 ヶ月間における補正株価（予測株価）の平均をとることにより、「ナカリセバ価格」を算出している。さらに、本件最高裁決定においては、「公正な価格」の基準日を株式買取請求が行われた日であるとして、株式買取請求権行使日における「ナカリセバ価格」の算定について、回帰分析を用いた株価補正による方法は「裁判所の合理的な裁量の範囲内にある」としている。

2-3 回帰分析による株価補正

回帰分析を用いた株価補正の方法は、従来から学説でも提唱されている¹⁵。それによれば、「合併が株式の市場価格に及ぼす影響を排除する必要性から、実務的には、合併計画公表直前の市場価格（計画が漏れていないことが条件となるが）を、その後の市場全体・業種全体の動向および当該会社の決算状況等、株価に変動を及ぼす要素をふまえ、回帰分析的手法を用いて修正するのが妥当である。」¹⁶とある。しかし、この「修正」ないし「補正」の具体的な方法についてはあまり論じられ

¹² 東京地決昭和 58 年 2 月 10 日判時 1068 号 110 頁。また同決定から、一定期間における平均価格をとる理由は、「市場価格が企業の実質的価値と投機的部分を不可分的に包含しているため」と解される。

¹³ 藤田・前掲注 5) 292 頁。

¹⁴ 東京地決平成 22 年 3 月 31 日金融・商事判例 1344 号 36 頁「テクモ株式買取価格決定申立事件決定」、金融・商事判例 1354 号・前掲注 2) 28 頁。

¹⁵ 弥永真生「合併発表後に取得した株式の買取価格」江頭憲治郎ほか編『会社法判例百選（別冊ジュリスト 180 号）』（有斐閣、2006）191 頁、江頭憲治郎『株式会社法・第 3 版』（有斐閣、2009）768 頁、藤田・前掲注 5) 293 頁、田中亘「『公正な価格』とは何か」法教 350 号（2009）70 頁、神田秀樹「株式買取請求権制度の構造」商事 1879 号（2009）12 頁。

¹⁶ 弥永・前掲注 15) 191 頁。

ていなかった¹⁷が、もっとも単純なマーケット・モデルによる単回帰分析を用いて株価を補正し「ナカリセバ価格」を算出する具体的手法が提唱されている¹⁸。

回帰式の説明変数については、「市場または業界全体の相場の動向を示すインデックス（TOPIX や業種別株価指数など）を選択する。」¹⁹と指摘する見解や、「当該株式の市場価格と相関関係が認められる指標（この指標は、必ずしも日経平均・TOPIX のような市場全体の株価指標に限られるわけではなく、GDP とか失業率とか、相関関係が立証できる限り何でもよい）」²⁰という説明変数の選択肢をより広くとらえた見解もある。ここから判断するところでは、回帰モデルの性格としては経済学的な意味づけを要求される経済モデルや説明変数に市場指数を用いるマーケット・モデルである必要は必ずしもないと思われる。つまり、相関関係が認められる任意の説明変数を用いた統計モデルであれば良いことになるとと思われる²¹。実際、本件における回帰モデルにおいては、説明変数としてジャスダック指数が採用されており、さらに同決定書によれば、会社側意見書において、市場指数以外にも業界指数（業界に属する会社の株価を平均した指数）も検証対象の一つとなっていたようである。

ところで、米国における証券訴訟における損害賠償額算定のために、マーケット・モデルによる回帰分析的手法を用いて算定した裁判例や損害額算定方法の研究がなされている²²。株価下落といった損害額算定においては、市場の一般傾向や、その企業の属する産業の状況が株価に与える影響を評価する必要があり、そのためにマーケット・モデルは有用である²³。また、日本で損害額の推定規定として用いられている金融商品取引法 21 条の 2 第 2 項に定められている推定規定よりもマーケット・モデルを用いた現実損害賠償方式を金融商品取引の損害賠償額の算定において導入することが妥当であるとの指摘がある²⁴。マーケット・モデルでは、当該企業の株価の収益率を被説明変数とし、市場指数の収益率を説明変数とする回帰分析によりパラメータを推定し回帰式を構築する。その収益率の回帰式から異常収益率等を算出し、一連の分析を経て損害額を算定するといった利用法が提案されている²⁵。

本件高裁決定においては、株式買取価格決定申立事件として「公正な価格」の算定に、回帰分析を用いた株価補正が認められた。公刊物に収録された裁判例としては、回帰分析の手法を用いたものは見当たらないため、本決定は「公正な価格」の決定について新たな手法を認めるものとして実務上参考となる²⁶との指摘がある。

¹⁷ 田中・前掲注 15)70 頁参照。

¹⁸ 田中亘「株式の買取・取得価格決定の意義と課題」MARR2009 年 8 月号(2009)11 頁参照。

¹⁹ 田中・前掲注 18)11 頁。

²⁰ 江頭・前掲注 10)7 頁。

²¹ 回帰分析等の統計分析により相関関係が認められた説明変数として、TOPIX 指数やジャスダック指数などの市場インデックスの変動率が採用されれば、その回帰モデルは結果としてマーケット・モデルとなる。

²² Philip J. Leas, The Measure of Damages in Rule 10b-5 Cases Involving Actively Traded Securities, 26 Stan. L. Rev. 371(1974). Mark L. Mitchell, The Role of Financial Economics in Securities Fraud Cases: Applications at The Securities and Exchange Commission, 49 Bus.Law.545 (1994).

²³ 黒沼悦郎「証券市場における情報開示に基づく民事責任(3)」法協 106 巻2号(1989)250-265 頁参照。

²⁴ 外崎静香「証券取引における損害賠償算定方式の検討」青山社会科学紀要 39 巻 1 号(2010)157 頁参照。

²⁵ Philip J. Leas・前掲注 22)によれば、裁判例を基に検証している。

²⁶ 金融・商事判例 1354 号・前掲注 2)17 頁、若林茂雄他「新商事判例便覧 No.620 2946 株式交換完全子会社の株主による株式買取請求における「公正な価格」の判断について、回帰分析の手法が用いられた事例」商事法務

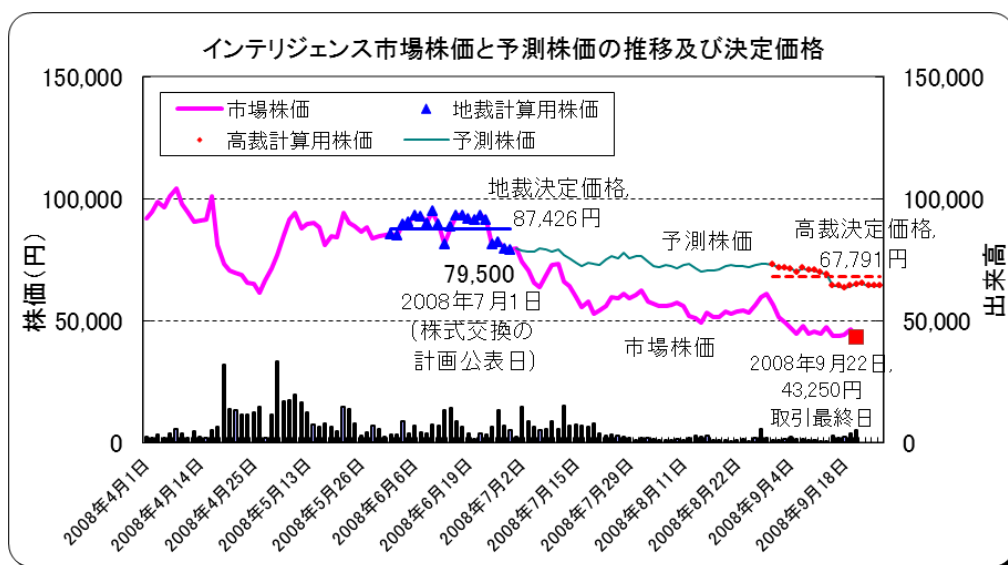
3 インテリジェンス株式買取価格決定申立事件

株式交換完全親会社である株式会社 USEN と株式交換完全子会社である相手方（インテリジェンス株式会社（以下、単に「会社」又は「会社側」という。）との株式交換に反対した会社の株主である申立人（以下、単に「株主」又は「株主側」という。）らが、会社に対して保有株式（インテリジェンス株式（以下、単に「本件株式」という。）を会社法 785 条 1 項にいう「公正な価格」で買い取ることを請求し、その買取価格の決定について会社との間で協議が調わなかったことから、会社法 786 条 2 項に基づき、本件株式の買取価格の決定を求めたのが本件株式買取価格決定申立事件である（以下、単に「本件」という。）。

3-1 地裁決定と高裁決定の比較

本件高裁の判旨によれば、『公正な価格』は、裁判所の裁量により、株式買取請求が確定的に効力を生ずる株式交換の効力発生日を基準として、（中略）株式交換がなければ同社株式が有していたであろう客観的価値、又は、株式交換によるシナジーを適切に反映した同社株式の客観的価値を基礎として算定するのが相当である」としている。その上で、株式交換をする各当事会社が互いに特別の資本関係があり独立した会社同士ではないと認定し、さらに当該株式交換を原因として当事会社の企業価値ないし株主価値が毀損されたと疑われる事情が存在するとして、当該株式交換がなければ同社株式が有していたであろう客観的価値である「ナカリセバ価格」を基礎として、「公正な価格」を決定するのが相当であるとしている。以上の点については、地裁の決定も同様であり、地裁及び高裁の両決定において、「公正な価格」を「ナカリセバ価格」としている点では同じであるが、買取価格の算定方法が異なることに注意を要する。

図表 1 地裁決定価格と高裁決定価格の比較



1921号(2011)57頁参照。弥永真生「上場株式の買取価格」江頭憲治郎ほか編『会社法判例百選・第2版(別冊ジュリスト205号)』(有斐閣, 2011)181頁によれば、「本決定は、回帰分析を用いて、このような補正を加えた最初の公表裁判例として意義を有する。」とある。

本件地裁決定では、株主側が主張する回帰分析的手法による算定を行うことを排して、株主側が主張した株式交換の計画公表日（2008年7月1日）以前の1カ月間の市場株価の出来高加重平均による算出方法を採用し、本件株式1株あたりの買取価格を8万7426円とした。一方本件高裁決定では、会社側が主張する回帰分析的手法を用いた算定方法を採用して、株式交換効力発生日前日（2008年9月29日）以前の1ヶ月間の予測株価の単純平均で計算し、本件株式1株あたりの買取価格を6万7791円とした。また、同決定においては予測株価算出のための株価補正に回帰分析という統計学的手法を用いた算定方法を認めている点が特徴的である。

本件株式は、2008年9月22日を最終売買日としてジャスダック市場からの上場を廃止しているため、株価データは2008年9月22日の43,250円で終了している（図表1参照）。さらに、株式交換の計画公表日である2008年7月1日を基点に、回帰式を用いた補正株価（予測株価）が株式交換効力発生日（2008年9月30日）の前日（2008年9月29日）まで算出されることになる。ここで、市場株価と予測株価との乖離が大きいのは、市場株価（本件株式価格）がジャスダック市場全体の平均であるジャスダック指数（予測株価が連動）よりも、個別株要因の影響で大きく下落していることを意味する。

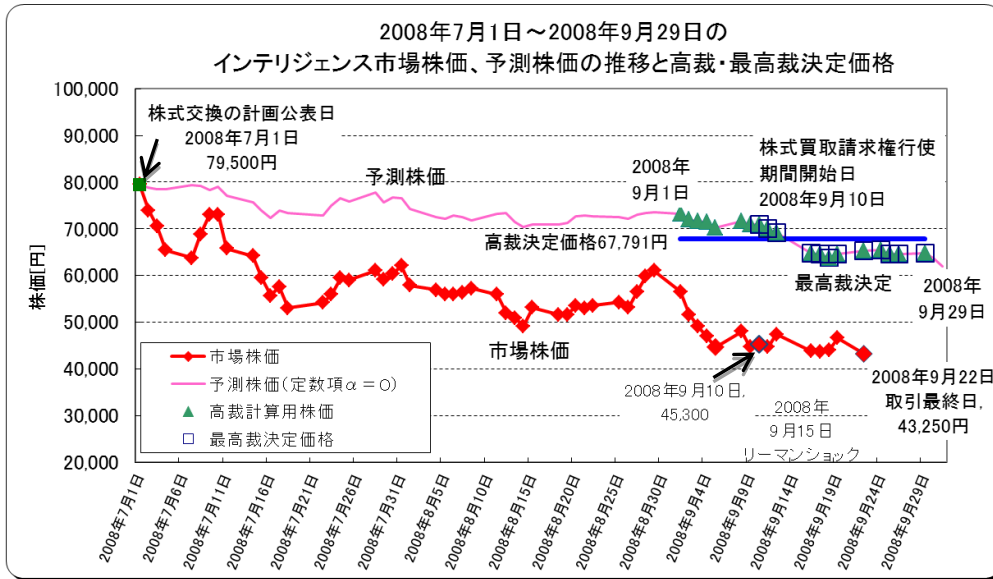
3-2 最高裁決定について

最高裁決定（最三小決平成23年4月26日）では、「公正な価格」の基準日を株式買取請求が行われた日²⁷であるとして、株式交換の効力発生日を基準とした原決定を破棄し高裁に差戻した。株式買取請求権行使日における「ナカリセバ価格」の算定について、回帰分析による予測株価を用いた株価補正による方法は「裁判所の合理的な裁量の範囲内にある」として是認している。また、回帰分析による株価補正の是非について決定文の理由中には直接触れられていないが、補足意見の中に「なお、多数意見は、予測株価に係る原決定の認定の是非について触れたものではない。」としつつも、高裁決定で認定された回帰分析による予測株価の数値を引用している。よって「公正な価格」の算定値は、株式買取請求権の行使日によって異なり、行使日における予測株価から、おおよそ64,290円（2008年9月25日）～70,727円（2008年9月10日）の範囲²⁸になると思われる。

²⁷ 「買取請求の日」を基準日として採用すべきとした先例としては、「楽天一東京放送事件」（最高裁平成22年（許）第30号同23年4月19日第三小法廷決定・裁判所時報1530号登載予定）を引用している。

²⁸ 同最高裁の補足意見では、抗告人（株主）らが株式買取請求をした日を「本件記録上、株式買取請求に係る意思表示が相手方に到達した日が明らかになっている抗告人と、不明な抗告人とがいるので、ここでは取り敢えず株式買取請求書ないし買取株主名簿に記載された日を記載する。ただし、株式買取請求期間前に同請求権を行使した者については、同期間の初日である平成20年9月10日に行使したものとみなしてよいと解される。」として、対応する日における予測株価（高裁決定別紙記載）を引用している。

図表2 最高裁決定と高裁決定価格との比較



さらに同補足意見によれば、「株式買取請求権行使日の株価の高値 45,300 円と安値 43,250 円との間には 2,050 円、4.5 パーセントの価格差がある（仮に原決定の認定する予測株価を前提としても、高値である 70,727 円と安値 64,290 円との間には 6,437 円、6.44 パーセントの価格差がある。）」として、株式買取請求権行使期間内による市場株価及び予測株価の価格差を指摘している。特に同期間内の 2008 年 9 月 15 日（日本では休日）にはリーマンショックを契機とした世界金融市場の混乱が起きており、その前後で予測株価が大きく変動している。また、「これだけの価格差が存するにもかかわらず、株式買取請求期間満了日ないし本件株式交換の効力発生日を基準日として各抗告人らが株式買取請求した株式の買取価格を全て同一価格として定めることは、裁判所の合理的裁量権行使の範囲を超えるものであるといわざるを得ない（以下省略。）」としている。

3-3 回帰モデル導入に対する当事者の主張と裁判所の判断

本件高裁決定では、会社法事件において回帰分析といった統計学的手法が裁判所で認められた。その決定が出るまでの審理の過程で、当事者及び裁判所の三者において、さまざまな主張や判断がなされた。その中でも特に、「公正な価格」を算出するために、回帰分析による補正株価を導入することの適否についても争われている。

会社側の主張によれば、「回帰分析の手法は、すでに一般に受け入れられた信頼性の高い統計的手法であり、（以下省略）かかる回帰分析の手法を用いた株式価格の補正は、我が国における会社法に係る学説上も広く提唱され、また、米国における会社関係の裁判実務においても、その分析プロセスの再現及び検証可能性の存在ゆえに信頼性の高い科学的証拠として広く採用されている統計的手法である。」とし、客観的事実を挙げつつ主張を展開している。

一方、株主側の主張によれば、「回帰分析の手法が、統計学等に基づき、その論理的正当性が認められるとしても、株式買取請求における「公正な価格」算定において直ちに利用できるものではなく、現段階では、裁判所が上記の株式価格を算定するに当たりいまだ採用するに足りる信頼性の検証は十分ではない。（略）推計対象期間や変数の設定等によって、同一の事実関係であっても予

測株式価格が異なるように、回帰分析の手法に、確立した手法は存在しないのである。」とし、回帰分析の論理的正当性は認めつつも、「公正な価格」算定における裁判実務での採用に、信頼性の観点で疑問を呈している。

そこで、裁判所の判断は、「回帰分析の手法は、その精度について客観的な検証が可能であり、科学的根拠に基づく合理的手法であるというべきである。」として一定の評価をしており、会社側の主張を認めている。さらに、会社側の回帰分析に関する意見書については、「その算定過程等がより明確かつ詳細に記載され、算定過程の検証に資する」とあり、モデルの構築プロセス等が合理的で、それが詳細に記述されていることが裁判所から評価されたと思われる。しかし、こういった裁判所の判断に対して、「裁判所が一方当事者の提出した回帰分析的手法につき科学的手法と判断したのは早計であったと思われる。」²⁹という批判的な見解もある点に注意を要する。

4 本件回帰モデルの仕様と検証結果

本章においては、本件高裁決定において採用された会社側提出の意見書における回帰モデル（以下、「本件回帰モデル」又は単に「本件モデル」という）についての仕様について調査した。その前に、仕様を理解するための前提条件となる回帰モデルについて簡単な定式化を行う³⁰。一般に、単回帰モデルでは、説明変数 x と被説明変数 y の関係を以下のように1次式で表すことができる。

$$y = \alpha + \beta \times x + \varepsilon \quad (1)$$

ここで、 α は定数項または切片項、 β が傾きを表す回帰係数、さらに残差 ε は当てはめ値と実現値の差である。本件回帰モデルは、説明変数をジャスダック指数の日次収益率、被説明変数を本件株価の日次収益率としたマーケット・モデルである。本件回帰モデルにおいては、ダミー変数が導入されおり、以下のように表すことができる。

$$y = \alpha + \beta \times x + \gamma \times dummy + \varepsilon \quad (2)$$

ここで、 $dummy$ はダミー変数であり、 γ は同変数の回帰係数である。さらに、複数のダミー変数が導入されている場合、回帰モデル式は以下のようにやや複雑な形となる。

$$y = \alpha + \beta \times x + \sum_{j=1}^m (\gamma_j \times dummy_j) + \varepsilon \quad (3)$$

ここで、 m はダミー変数の個数を表し、 Σ は添字 j に対して1から m までの項を足すことを意味し、 m の値が大きいほど式は長くなることを意味する。さらに、 m が1のときは式(2)と同じ式になる。

²⁹ 木俣由美「株式交換完全子会社の株主による株式買取請求に係る「公正な価格」——インテリジェンス株式買取価格決定申立事件」私法判例リマックス43(2011)101頁。

³⁰ 回帰分析についての基本的な理論については、統計学や計量経済学等のテキストを参照のこと。本稿では決定係数等の定式化(巻末の付録1から付録3)を除き、詳細には触れないものとする。

4-1 本件回帰モデルの仕様と検証作業

モデルの構築プロセスの詳細は会社側意見書に詳細に記述されていると考えられるが、入手どころか閲覧することさえ不可能である³¹。よって、本件高裁決定書等から入手可能な情報をもとに検証を行うことになるが、決定書等から判明している本件回帰モデルの仕様は以下の表のようになる。本件高裁決定においてはモデルのあてはまりや統計的有意性を判断する上で、決定係数、自由度修正済み決定係数、及び t 値（回帰係数）の値を重視していたようである。そこで、本研究における検証作業においては、特に自由度修正済み決定係数の 0.240 と回帰係数 β の t 値の 5.79 をベンチマークとして、検証用モデルの評価を行うことにする。

図表 3 高裁決定の決定書等から判明した本件回帰モデルの仕様

項目	内容
回帰モデルのタイプ	$y = \beta \times x + \sum_j \gamma_j \times dummy_j + \varepsilon$
モデル推定用データ数	246 個 ³²
定数項 α （切片）の有無	無
ダミー変数使用の有無	有
ダミー変数へのデータ設定個数	24 個 ³³
ダミー変数の数	不明（推定 24 変数 ³⁴ ）
決定係数	0.317
自由度修正済み決定係数 ³⁵	0.240
回帰係数 β （回帰係数 t 値）	1.439 5.79
回帰式	$y = 1.439 \times x$

本件回帰モデルでは、ダミー変数を採用しており、導入の経緯は、本件高裁決定の決定書よれば「推計対象期間において原告人に固有のイベント（情報開示）があった日（又は翌日）には、原告人株式価格が原告人固有の要因で変動し、市場インデックスとの関係で通常とは異なった動きをすると考えられるので、ダミー変数を用いてその影響を調整した。」としている。これらダミー変数を用いてその影響を調整したデータは、事実上推定対象データから除外されることになる³⁶。ところで、ダミー変数へ設定されたデータが具体的にどの日付のデータであるか等の記述は決定書にはない。よって、本件回帰モデルを再現するためには、ダミー変数に設定される可能性のあるデータ

³¹ 株式買取価格決定申立事件は非訟事件であるため通常の訴訟事件とは異なり裁判は非公開である（非訟事件手続法 13 条）、公開される決定書とは異なり当事者が提出する証拠資料等の裁判関係資料は閲覧が制限されている。

³² 2007 年 7 月 2 日から 2008 年 7 月 1 日の期間における市場営業日数は 246 日であった。

³³ 田畑俊治「平成 22 年（ラ許）第 281 号 各株式買取価格決定に対する抗告許可申立事件 抗告許可申立理由書」（2010）43 頁参照（http://homepage3.nifty.com/4757inte/koukoku_kyoka_riyu.pdf）。これによれば、「計 24 日分を、ダミー変数を用いることで、推定対象データから除外している。」とある。

³⁴ 田畑・前掲注 33）43 頁によれば、ダミー変数へ設定し、除外したデータ数が 24 個であるとあるが、1 変数に対して 1 データが設定されているかどうかは不明である。よって、必ずしもダミー変数の数が排除されたデータ数と同じ 24 個とは限らないことに注意が必要である。そこで、ダミー変数の数を推定する必要があり、決定係数、自由度修正済み決定係数、及びデータ総数からダミー変数が 24 個であることを推定した（巻末付録 3 参照）。

³⁵ 裁判所の決定書中では「一定の調整を加えた決定係数」となっているが、自由度修正済み決定係数のことであると考えられる。

³⁶ W.H.Greene 著（斯波恒正ほか訳）『計量経済分析 I 改訂新版』（エコノミスト社、2003）394 頁参照。さらに、「単一の観察値のみに -1 をとるダミー変数は、この観察値を最小二乗計算から取り除く効果をもつ」とあり、-1 に設定するかどうかは別として、同様の手法を用いていると考えられる。なお、ダミー変数は、通常 0 又は 1 の何れかの値を取るように設定される。例えば、異常な数値が観測された日の値を 1 として、それ以外を 0 とするような設定方法がとられることが多いようである。

を1つ1つ推定する必要があるが、限られた情報の中で、24個のデータ全てを特定することは不可能に近い。そこで妥協案として、本研究における検証作業においては、固有のイベント（情報開示）があり固有の要因で大きく変動したと推定される3個のデータをダミー変数に設定してその影響を検証した。

次に本件回帰モデルの検証作業であるが、株価時系列データなどの入手可能なデータの範囲内で、本件回帰モデルが構築されるまでのプロセスの検証を行う。検証作業の手順としては、以下のように大きく2つのモデル選択の組み合わせとなる。

- ① 定数項 α の有無（ $\alpha = 0$ と $\alpha \neq 0$ の場合）
- ② ダミー変数導入（0変数から3変数まで）

以上から、回帰モデルを8タイプに分類し、モデル構築までのプロセスを検証する。

図表4 回帰モデルのタイプ

		① 定数項 α の有無（ $\alpha = 0$ と $\alpha \neq 0$ の場合）	
		定数項 $\alpha \neq 0$	定数項 $\alpha = 0$
② ダ ミ ー 変 数	なし	$y = \alpha + \beta \times x + \varepsilon$	$y = \beta \times x + \varepsilon$
	1変数	$y = \alpha + \beta \times x + \gamma \times dummy + \varepsilon$	$y = \beta \times x + \gamma \times dummy + \varepsilon$
	2変数	$y = \alpha + \beta \times x + \sum_i^2 \gamma_i \times dummy_i + \varepsilon$	$y = \beta \times x + \sum_i^2 \gamma_i \times dummy_i + \varepsilon$
	3変数	$y = \alpha + \beta \times x + \sum_i^3 \gamma_i \times dummy_i + \varepsilon$	$y = \beta \times x + \sum_i^3 \gamma_i \times dummy_i + \varepsilon$

ダミー変数の導入はモデルのあてはまりや統計的有意性に与える影響が大きいため、その影響を検証することは、本研究において重要である。よって前述したように、影響度の大きい異常値データを除外するためのダミー変数を少数でも導入することにより、どの程度まで本件回帰モデルの統計的指標に近いモデルを構築できるかを検討する。そこで、ダミー変数へ設定する異常値データの要件である「原告人固有の要因で変動し、市場インデックスとの関係で通常とは異なった動き」または「固有のイベント」があったと考えられる日の3件³⁷の異常値データを選択し、その内容を以下の表にまとめた。

図表5 ダミー変数に設定する3件の異常値データの内容

データ 日付	本件株 価日次 収益率	ジャスダ ック指数 収益率	「固有の変動要因」と考えられる情報
2007年 12月20日	-17.19%	-1.71%	「リクルートが人材派遣最大手のスタッフサービス・ホールディングスを買収する」と報じられ、競争激化の懸念が強まった ³⁸ 。
2008年 2月18日	15.54%	0.99%	「▼自社株取得枠設定（株数、金額は上限）（中略）インテリジェンス 五千株、六億五千万円」 ³⁹ とある。
2008年 4月17日	-22.07%	0.55%	前日の4月16日に2008年2月期の決算発表 ⁴⁰ 。日経産業新聞に関連記事が掲載される ⁴¹ 。

³⁷ この選択した3件のデータは、日次収益率の絶対値が15%以上の上位3件のデータとなっている。当然であるが、この3件が実際に24個のダミー変数設定データに含まれているかどうかは不明である。

³⁸ 日本経済新聞2007年12月20日夕刊9頁「Stock of the Day」。

³⁹ 日本経済新聞2008年2月16日朝刊14頁。

⁴⁰ <http://profile.yahoo.co.jp/independent/4757> を参照。

⁴¹ 日経産業新聞2008年4月17日23頁。「インテリジェンス、利益横ばい見込む——今期、人材育成に苦戦。」によれば、「人材紹介大手、インテリジェンスは十六日、二〇〇九年二月期の連結営業利益が〇八年二月期比

次に、この3件のデータを3変数のダミー変数へ設定するが、その際に1変数につき1個のデータを以下の表のように対応させダミー変数を設定した。よって、ダミー変数付回帰モデルはダミー変数が1個、2個、3個とした場合の3種類について分析を行った。

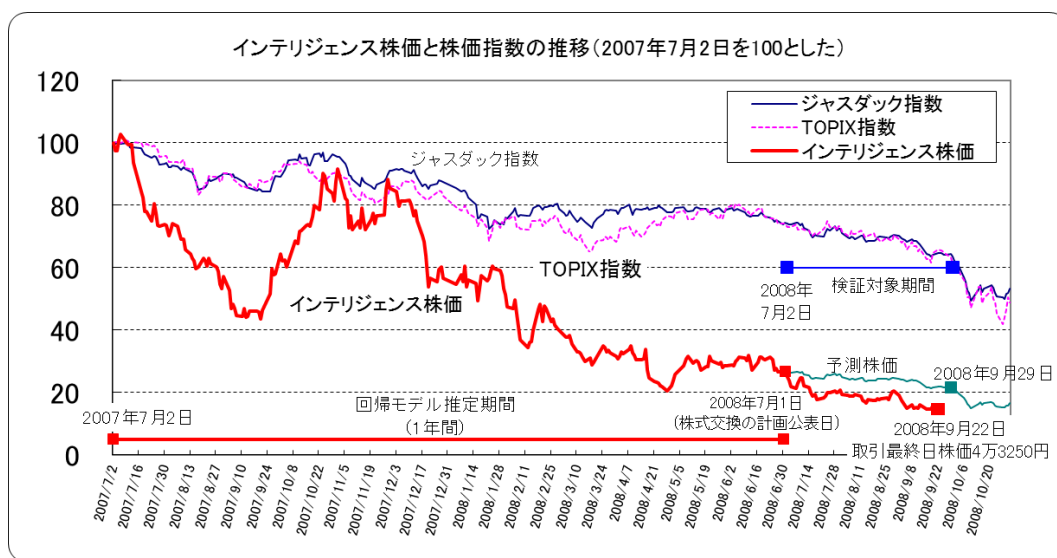
図表6 ダミー変数へのデータ設定内容

ダミー変数	データ日付	本件株式 日次収益率	JASDAQ 指 数収益率	ダミー 1変数 モデル	ダミー 2変数 モデル	ダミー 3変数 モデル
dummy1	2008年4月17日	-22.07%	0.55%	○	○	○
dummy2	2007年12月20日	-17.19%	-1.71%		○	○
dummy3	2008年2月18日	15.54%	0.99%			○

4-2 検証データについて

本件回帰モデルにおける分析対象期間を含む平成19年7月2日から平成20年10月31日（2007年7月2日～2008年10月31日）における、日次のジャスダック指数と本件株式価格⁴²の時系列推移（図表7）と両者の日次収益率⁴³の時系列推移（図表8）を表すグラフを示した。2007年7月2日～2008年7月1日の1年間（246営業日）の期間が回帰モデルを推計するための期間である。さらに、その期間の翌日からの約3ヶ月間（61営業日）となる、2008年7月2日～2008年9月29日⁴⁴の期間を予測株価の検証対象期間とする。

図表7 株価推移とウインドウの設定期間



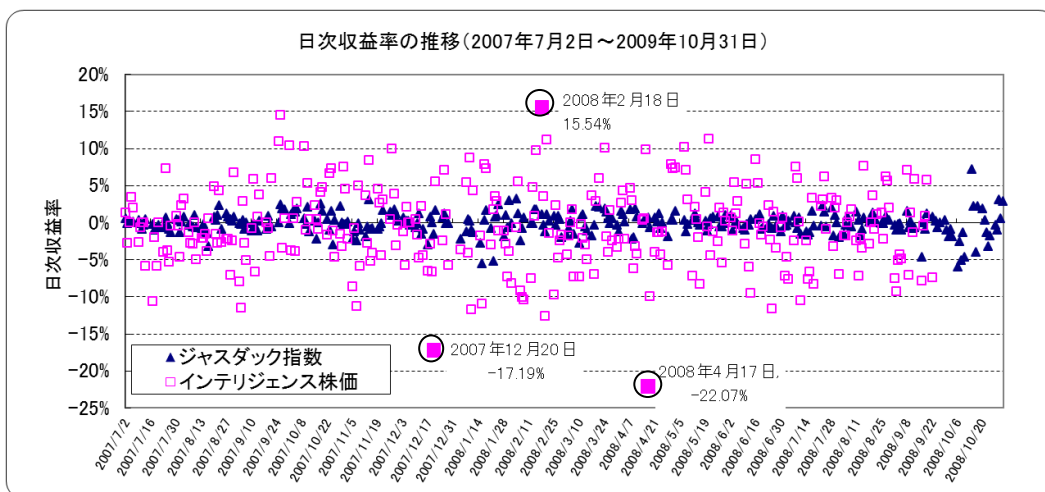
一・四%増の七十二億円になる見通しだと発表した。昨夏に発生したアルバイト求人媒体のシステム不具合が後を引いているうえ、求職者と求人企業を結び付ける社内の人材育成に苦戦していることを受けて、利益は横ばいにとどまると予想した。」とあり、本件株式価格にとってはマイナスの材料であると考えられる。

⁴² 日次のジャスダック指数とインテリジェンス株価（本件株式価格）の両時系列データ（配当を含まない）は Yahoo!ファイナンスのホームページから入手した。

⁴³ 本研究における回帰分析等の検証作業においては断りのない限り、日次収益率の計算方法としては全て対数収益率を使用している。

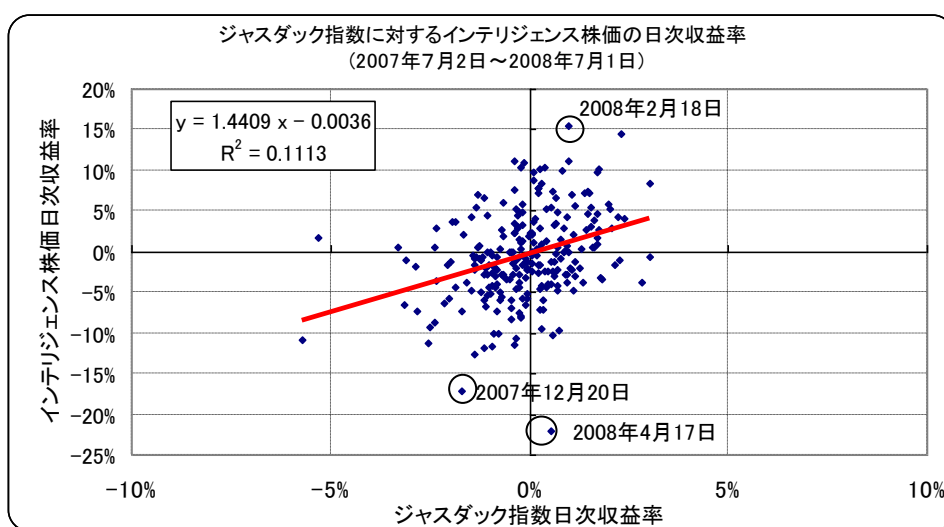
⁴⁴ 2008年9月29日は株式交換効力発生日（2008年9月30日）の前日である。この日以前の1ヶ月間の日次予測株価の単純平均値が本件高裁決定における「公正な価格」の算出値となる。

図表 8 ジャスダック指数と本件株式価格の日次収益率の推移



ここで、グラフ中でデータ日付を付して、収益率を表示したデータは、特に異常な値動きをしたと考えられるデータである。さらに、同期間における、ジャスダック指数に対する本件株式価格の日次収益率を散布図（図表 9）で示した。

図表 9 ジャスダック指数と本件株式価格の日次収益率における散布図



分析期間においては、本件株式価格の収益率は、ジャスダック指数の収益率よりもプラスにもマイナスにも大きな水準で推移している。これは、本件株式価格の収益率がジャスダック指数収益率への感応度が高いことを意味する。この感応度に該当する回帰係数は、散布図内に表示されている回帰式から 1.44 であり、本件株式価格の収益率がジャスダック指数の収益率に対して、1.44 倍の大ききで変動することを示している。つまり、ジャスダック指数収益率が 1% 上昇（下落）すると、本件株式価格の収益率が 1.44% 上昇（下落）するという関係になっている。

4-3 単回帰モデルの検証結果

本件回帰モデルの回帰式では、定数項 α はゼロとしているが、ここではあえて定数項がゼロでない場合（定数項 $\alpha \neq 0$ ）と定数項をゼロ（定数項 $\alpha = 0$ ）とした場合の両方のモデルで検証を行った。以下に、実際に検証した回帰分析（以下「検証用モデル」という）と本件回帰モデルの回帰分析に

おける統計量を比較できるように表にまとめた。尚、以後断りのない限り、決定係数と自由度修正済み決定係数は巻末付録1から付録2の計算式を用いて算出した。

図表 10 検証用モデルの検証結果と本件回帰モデルとの比較表

	単回帰モデル ($y = \alpha + \beta \times x + \varepsilon$)		ダミー変数付き 回帰モデル
	検証用モデル		本件回帰モデル
定数項の値	定数項 $\alpha \neq 0$	定数項 $\alpha = 0$	定数項 $\alpha = 0$
決定係数	0.1113	0.1153	0.317
自由度修正済み決定係数	0.1076	0.1117	0.240
標準誤差 σ_ε	0.0516	0.0516	不明
定数項 α	-0.00361	0.0000	0.0000
(定数項 t 値)	(-1.0931)	—	—
回帰係数 β	1.4409***	1.4675***	1.439***
(回帰係数 t 値)	(5.5266)	(5.6512) ***	(5.79) ***
株式交換効力発生日前日の 予測株価	51,595 円	64,053 円	64,325 円

注： *** は1%の有意水準で統計的に有意であることを示す。

定数項 $\alpha \neq 0$ の場合、回帰係数 β の t 値は 5 以上と高いが、定数項 α の t 値が -1.0931 で P 値が 27.54% となっており、5%の有意水準 (t 値は -1.97)、さらに 10%の有意水準 (t 値は -1.65) においても統計的に有意とはいえない。つまり、定数項 $\alpha = 0$ という帰無仮説は、たとえ有意水準が 10%であっても棄却できないことになる⁴⁵。

さらに、決定係数と自由度修正済み決定係数で比較すると、定数項 $\alpha = 0$ の場合が定数項 $\alpha \neq 0$ の場合と比較して、全ての数値で大きな値となっているため、定数項 $\alpha = 0$ の場合の方が回帰モデルとしてのあてはまりが定数項 $\alpha \neq 0$ の場合よりも良いと結論できそうにみえる⁴⁶。しかし、後章におい検討するが、実は両者の場合における決定係数と自由度修正済み決定係数の計算方法ないし計算式 (巻末の付録1と付録2を参照) は異なっている場合があり、単純に両者の数値を比較することに問題がある。

また、決定係数で比較した場合、定数項 $\alpha = 0$ の本検証用モデルにおいて、同数値は 0.1153 であり、本件回帰モデルの 0.317 とは大きな差がある。それは、本検証用モデルにおいてはダミー変数を用いていないのに対して、本件回帰モデルではダミー変数が 24 変数用いられているためである。そこで、本検証用モデルにおいても、ダミー変数を導入することによって、本件回帰モデルのあてはまりや統計的有意性をどの程度まで向上させることができるか検証を行う。

⁴⁵ 本件高裁の決定書からは、 $\alpha = 0$ を帰無仮説とする仮説検定の記述は無く、帰無仮説が棄却できないという理由で定数項 α のない回帰モデルを採用したとの記述は見当たらない。

⁴⁶ 本件高裁決定においては、決定係数、自由度修正済み決定係数、回帰係数 β の t 値の大小でモデルのあてはまりや統計的有意性を判断しており、モデルを決定する際の判断指標としていたと思われる。

4-4 ダミー変数を用いた回帰モデルの検証結果

最も異常な値動きをしたと判断できる 2008 年 4 月 17 日⁴⁷の 1 日分のデータをダミー変数として設定して、回帰分析モデルによる分析を行った（図表 11 を参照）。定数項 α がゼロである場合とそうでない場合の結果を本件回帰モデルと比較した。単回帰モデルと比較した場合、ダミー変数を導入した回帰モデルでは、特に決定係数と自由度修正済み決定係数が大きくなっており、明らかにモデルの統計的なあてはまり尺度が向上している。1 日分の異常値データをダミー変数に設定しただけで、単純な回帰モデルよりは格段にあてはまり尺度が向上している点に注目すべきである。また、ダミー変数を導入した回帰モデルで定数項 $\alpha \neq 0$ の場合の t 値は -0.831 と 10% の有意水準（t 値は -1.65）においても統計的に有意とはいえないので、定数項 $\alpha = 0$ という帰無仮説は棄却できないことになる。

図表 11 ダミー変数を 1 変数用いたモデルの検証結果

	単回帰モデル $y = \beta \times x + \varepsilon$	ダミー変数を用いた回帰モデル ($y = \alpha + \beta \times x + \gamma 1 \times dummy1 + \varepsilon$)		
	検証用モデル			本件回帰モデル
定数項の値	定数項 $\alpha = 0$	定数項 $\alpha \neq 0$	定数項 $\alpha = 0$	
ダミー変数の個数	—	1 変数	1 変数	24 変数 (推定)
ダミー変数へのデータ設定個数	—	1 個	1 個	24 個
決定係数	0.1153	0.1809	0.1863	0.317
自由度修正済み決定係数	0.1117	0.1742	0.1797	0.240
標準誤差	0.0516	0.0496	0.0496	不明
定数項 α	0.0000	-0.00265	0.0000	0.0000
(定数項 t 値)	—	(-0.831)	—	—
回帰係数 β	1.4675***	1.4797***	1.4996***	1.439***
(回帰係数 t 値)	(5.6512)	(5.8962)	(6.0066)	(5.79)
株式交換効力発生日 前日の予測株価	64,053 円	54,395 円	63,751 円	64,325 円

注： *** は 1% の有意水準で統計的に有意であることを示す。

次に、3 つまでダミー変数を導入し、変数が増加するにつれてモデルのあてはまりや統計的有意性がどのように変化するかを検証した結果が以下の表である。ただし、分析に用いた回帰モデルにおいては全て定数項 $\alpha = 0$ とした。

⁴⁷ 2008 年 4 月 17 日におけるインテリジェンスの株価は 81,000 円で、前日 4 月 16 日の 101,000 円から前日比 20,000 円安(ストップ安)となっている。そのため、4 月 17 日の日次収益率では -19.80% (対数収益率では -22.07%) と大幅なマイナスとなっている。これは、前日の 4 月 16 日に 2008 年 2 月期の決算発表をしており、これに対して市場が大きく反応したと考えられる。4 月 17 日のジャスダック指数の日次収益率は +0.18% (対数収益率では +0.55%) となっており、市場の変動とは相関性が無く、さらに市場の収益率とは大きくかけ離れた異常な動きを示したことになる。

図表 12 ダミー変数を 1~3 変数用いたモデルの検証結果

ダミー変数を用いた回帰モデル $y = \beta \times x + \sum_i^3 \gamma_i \times dummy_i + \varepsilon$				
	検証用モデル			本件回帰モデル
定数項 α の値	定数項 $\alpha = 0$			定数項 $\alpha = 0$
ダミー変数の個数	1 変数	2 変数	3 変数	24 変数 (推定)
ダミー変数へのデータ設定個数	1 個	2 個	3 個	24 個
決定係数	0.1863	0.2156	0.2426	0.317
自由度修正済み決定係数	0.1797	0.2059	0.2301	0.240
標準誤差	0.0496	0.0488	0.0480	不明
定数項 α	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
(定数項 t 値)	—	—	—	—
回帰係数 β	1.4996***	1.4357***	1.3999***	1.439***
(回帰係数 t 値)	(6.0066)	(5.8234)	(5.7596)	(5.79)
株式交換効力発生日前日の予測株価	63,751 円	64,354 円	64,694 円	64,325 円

注： *** は 1% の有意水準で統計的に有意であることを示す。

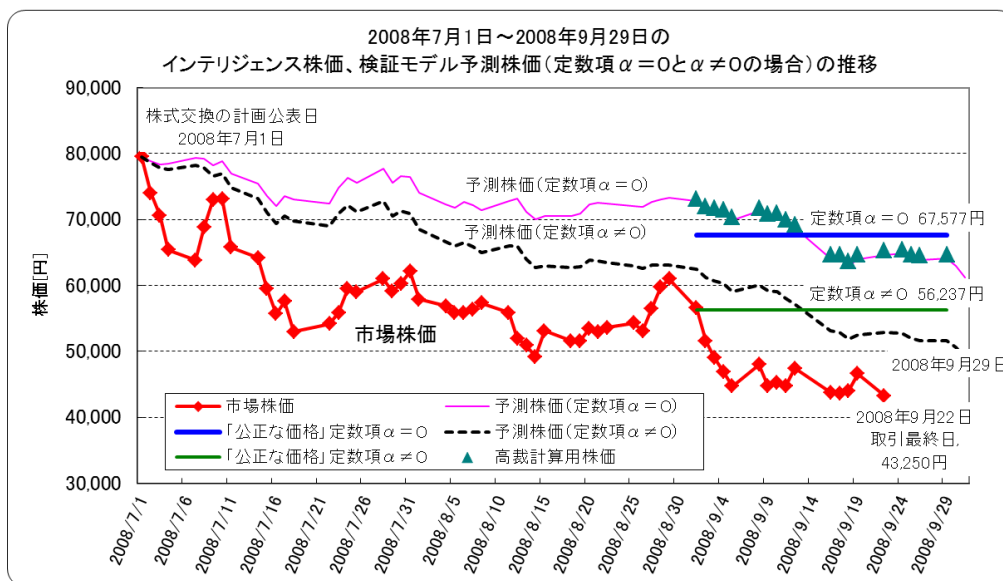
ダミー変数への設定データ個数が 1 個、2 個、3 個と増加するにつれ、さらに対応するダミー変数が 1 変数、2 変数、3 変数へと増加することによって、決定係数や自由度修正済み決定係数の値が大きくなっており、本件回帰モデルの水準に近づく様子が分かる。特に自由度修正済み決定係数は、0.240 に対して 0.2301 と近い値になっている。一方、決定係数の値は 0.317 に対して 0.2426 となっており依然としその差は大きい。それは、本件回帰モデルが 24 個のダミー変数を設定しており、単純にダミー変数を導入した数の多寡によるものである。しかし、ここでは合計 246 個のデータのうち、僅か 3 個のデータをダミー変数へと設定するだけで、モデルのあてはまり尺度が大きく向上することに注意すべきである。

4-5 定数項 α が「公正な価格」に与える影響の検証

前節までの回帰分析の検証作業によって得られた回帰式を基にして、株価補正のための予測株価を算出し、「公正な価格」を決定することになる。ここでは、回帰式の定数項が予測株価や「公正な価格」の算出に与える影響について様々な観点から検討する。そこで定数項 α の有無が「公正な価格」の算出値に大きく影響する様子を、予測株価の推移と「公正な価格」の算出値⁴⁸を示したものが次のグラフである。

⁴⁸ 本章においては全て、検証用モデルの単回帰モデル(ダミー変数なし)を使用した(図表 10 参照)。それによれば、回帰式は定数項がない場合の回帰式は、 $y = 1.4675 \times x$ であり、定数項がある場合は、 $y = 1.4409 \times x - 0.361\%$ である。

図表 13 市場株価と予測株価（定数項 $\alpha = 0$ と定数項 $\alpha \neq 0$ ）の推移



定数項 α の有無による影響は、時の経過とともに両者の予測株価の差額が拡大する様子から観察することができる。さらに、定数項 α の有無の違いが「公正な価格」の算定結果に大きな差を生じさせている。実際定数項 α の有無はモデルの構造に変化を与えるため回帰係数 β の推定値にも影響する。しかし、回帰係数 β の推定値の違いによる影響は、定数項 α の有無の場合と比較して影響は小さいものとして無視できる。以下に、「公正な価格」（高裁決定方式）と株式買取請求権行使期間内の主な日の予測株価の定数項 α の有無による2種類の算出値と両数値間の差異を表にまとめた。

図表 14 定数項 α の有無による「公正な価格」と主な日の予測株価

算出値	①定数項 $\alpha \neq 0$	②定数項 $\alpha = 0$	③差額 (=②-①)	④差額率 (=③/②)
「公正な価格」（高裁決定方式）	56,237円	67,577円	11,340円	16.8%
2008年9月10日の予測株価	59,036円	70,561円	11,525円	16.3%
同月11日の予測株価	58,030円	69,593円	11,563円	16.6%
同月12日の予測株価	57,139円	68,756円	11,618円	16.9%
同月16日の予測株価	53,121円	64,071円	10,950円	17.1%
同月22日の予測株価	52,830円	64,657円	11,827円	18.3%
同月25日の予測株価	51,940円	64,017円	12,077円	18.8%
同月29日の予測株価	51,595円	64,053円	12,458円	19.5%

株式買取請求権行使期間内の短期間であっても、定数項の有無による予測株価の差額と差額率が拡大している様子が分かる。このように、定数項 α の有無は予測株価に大きく影響し、その結果「公正な価格」の算定結果にも影響を与えることになる。それは、特に本件の場合のように、株式交換の計画公表日から株式交換効力発生日までの期間が3ヶ月と長いためでもあるが、それよりもさらに期間が長ければ、定数項 α の有無が算定価格に与える影響がより大きくなる。それは特に、会社側と株主側で利害が対立する株式買取価格決定申立事件という裁判の場においては、特に無視できない問題となる。よって、定数項 α の有無の選択には慎重な判断が必要とされ、その点の問題点については後章でふれることにする。

5 本件回帰モデルの問題点

本件回帰モデルを検証する過程で判明した問題点としては、以下の2点がある。

- ① 異常値データを取り除くためのダミー変数の使用
- ② 定数項 α の有無に関するモデル選択における判断

まず①の問題点では、本件回帰モデルはデータ総数 246 個の約 10%に相当する 24 個のデータを異常値としてダミー変数に設定している。そのような回帰分析の手法について何か問題がないかを検討する。次に②の問題点では、本件高裁決定において、定数項の有無におけるモデル選択の理由に誤認がある。さらに、定数項の有無は予測株価とそれによって算出される「公正な価格」に大きな影響を与えることから、一層問題は深刻であり、その取扱いに注意が必要となる。以上の2点を本章で検討することにする。

5-1 異常値データ除外のためのダミー変数の導入の問題点

既に述べたように、24 個の異常値データがダミー変数に設定されているが、それは1年間のデータの中であるから、1カ月あたり2個、あるいは10営業日毎に1個の割合で「固有のイベント」があったことになる。本件株式のようにジャスダック市場という新興市場における上場銘柄とはいえ、これだけの頻度でデータを統計的分析から除外しなければならないということは、市場の効率性という観点から何らかの理由で価格形成に問題があり、そもそもマーケット・モデルを採用する前提を欠いているのではないかとも思えてしまう。しかし、この点に関しては、さらに踏み込んだ議論が必要になるため、関係諸資料を収集した上で今後の検討課題とする余地があると思われる。

ところで、異常値を除外するためのダミー変数の導入としては、対立する考え方がある。肯定的な見解としては、「そもそものマーケット・モデルの目的が「通常」のリターンを予測するためであるとの前提に立っている。そのため、対象株式のリターンと市場インデックスのリターンとの間の相関関係を求める際に使用するデータに、対象株式の固有の要因により変動している期間のデータが入っていれば、本来求めたい「通常」の相関関係が得られなくなる。」⁴⁹という論拠にたっている。一方で、否定的な見解としては、「統計的に有意」という結論を導きたければ、株価が市場インデックスから乖離して変動する取引日をできるだけ多く除外していけばいくほど、自らの望む結論が導かれることになる。」⁵⁰といった点を懸念している。

本研究における検証結果からも、異常値をダミー変数へ設定した場合のモデルのあてはまりや回帰係数の統計的有意性向上の効果が大きいことを確認している。例えば、大きな「異常値」を示した1日分だけのデータを除外するように設定したダミー変数の導入であっても、自由度修正済み決定係数が 0.1117 から 0.1797 へと大きく向上したことを確認した（図表 11）。このことから、ダミー変数の導入には、回帰モデルのあてはまりの向上という利点がある反面、その設定方法や設定方針には恣意性を疑われぬよう細心の注意が必要であると考えられる。つまり、「通常」の相関関係が実現できるために必要な除外対象データの客観的な選定基準が重要になるとと思われる。

⁴⁹ 池谷誠「テクモ株式買取請求事件における経済分析上の論点」ビジネス法務 2011.4 号 52 頁。

⁵⁰ 森田・前掲注1)9頁。

最後に、ダミー変数の回帰係数の t 値に関して検討する。理論的には回帰モデルに対して、t 値が 1 を超える変数を追加することにより、その回帰モデルの決定係数は上昇する⁵¹ため、モデルのあてはまりの向上に貢献しない変数があるとすれば、当然その t 値も低いものと考えられる。問題なのは、その t 値が統計的に有意でないという理由で、客観的選定基準の基で選定され設定されたダミー変数を除外してもよいかということである。それを許すと結局は、モデルのあてはまりに都合の良い変数だけしか残らず、事前に設定したダミー変数選定基準が骨抜きにされてしまう可能性があり、注意が必要であると思われる。

5-2 定数項 α の有無におけるモデル選択の問題点

本件高裁決定によれば、回帰モデルの選択理由について以下のように記述している。

インデックスの選択については、TOPIX、ジャスダック指数、人材紹介・派遣業界指数（括弧内省略）を選択し、これをそれぞれ単独及び複数の組み合わせ、ダミー変数を用いるものと用いないもの、さらに、恒等式の α 値（定数項）を含むものと含まないものなど複数のモデルを設けてこれを検討し、結果的に、ジャスダック指数の変動率を説明変数として用い（ダミー変数を用いる。）、かつ、 α 値（定数項）を含まないものが、最も決定係数及び t 値が高く（決定係数は 0.317、なお、一定の調整を加えた決定係数は 0.240 である。また、t 値は 5.79 である。）、その恒等式は「 $y = 1.439 \times x$ （ジャスダック指数の変動率）」（以下「本件恒等式」という。）であった（これは、ジャスダック指数が 1% 変動すると、抗告人株式価格は 1.439% 変動することを意味する。）。

ここで、①説明変数（インデックス）の選択、②ダミー変数の有無、③定数項 α の有無の組み合わせで複数のモデルを構築し、決定係数と t 値⁵²の 2 つの評価指標でモデル選択をしているように解釈できる。この決定書の文面から判断する限りでは、③定数項 α の有無に関するモデル選択においても、両評価指標を用いたモデル選択を認定しているように思われる。前述したように、実は定数項の有無は単に $\alpha = 0$ というパラメータ制約という点にとどまらず、回帰モデルの構造自体を変えてしまうことになる。そのため、決定係数、自由度修正済み決定係数（一定の調整を加えた決定係数）、回帰係数の t 値等を算出するための計算式が違ったものになる場合があり⁵³、他の条件が同一であったとしても、両者を比較してあてはまりや統計的有意性を判断することはできないと思われる。つまり、本件高裁決定における定数項の有無におけるモデル選択の判断理由においては誤認があったと言わざるを得ないことになる。

本件においては、定数項 α の有無に関するモデル選択に関しては争いにはなっていない。何故なら、本件回帰モデルにおいては、そのモデル選択理由の是非は別として、予測株価が高くなる定数項 $\alpha = 0$ のモデルが採用されており、それはむしろ会社側には不利（株主側には有利）な選択であ

⁵¹ W.H.Greene 著（斯波恒正ほか訳）・前掲注 36）306 頁参照。

⁵² ジャスダック指数の変動率を説明変数とした回帰係数の t 値のことである。

⁵³ 定数項の有無の違いで、2 種類の計算手法がある（巻末の付録 1 と付録 2 を参照）。分析に使用する統計パッケージ・ソフトウェアによって採用する計算式が異なる場合がある。本研究における回帰分析における決定係数や自由度修正済み決定係数については、巻末の付録 1 と付録 2 で示した計算式を使用しており、また会社側提出意見書の本件回帰モデルにおける回帰分析においても同様の計算式を使用しているものと推定される（付録 3 参照）。

ったからである。しかし、その選択がむしろ保守的であるということで裁判所からは評価されたと
も推測される。仮に定数項 $\neq 0$ のモデルが選択されていたとしたら、さらに大きく減価される予測
株価に対して株主側はさらに不満となったであろう。

ところで、定数項 α の有無におけるモデル選択については、決定係数や回帰係数の t 値といった
あてはまりや統計的有意性の尺度が使用できないとすれば、単純に定数項 α の仮説検定を行って、
その有無の決定をしても良いとも思われる。つまり、定数項 $\alpha = 0$ という帰無仮説のもとで仮説検
定を行い、ある有意水準で棄却できる場合は対立仮説である $\alpha \neq 0$ を採択し、棄却できない場合は
 $\alpha = 0$ とすることになる。本検証用モデルにおいては、t 値の絶対値は小さいため、たとえ有意水
準が 10% (有意確率 P 値が 0.1 以下) であっても、全てのモデルタイプで帰無仮説 $\alpha = 0$ が棄却で
きない結果となっている (図表 15 を参照)⁵⁴。さらに、3 個までではあるがダミー変数の増加に対
して、定数項 α の t 値は大きくは影響されないので、ダミー変数をさらに増加させたとしても結果
は同様であると思われる。

図表 15 検証用モデルにおける定数項 α の値、t 値及び P 値

モデルタイプ	定数項 α	t 値	P 値
① 単回帰	-0.361%	-1.093	0.2754
② 単回帰+ダミー変数 1 個	-0.265%	-0.8307	0.4070
③ 単回帰+ダミー変数 2 個	-0.212%	-0.6762	0.4995
④ 単回帰+ダミー変数 3 個	-0.276%	-0.8920	0.3733

よって検証用モデルの場合、帰無仮説が棄却できないのであれば、単純に帰無仮説 $\alpha = 0$ を採択
して、モデル選択をしても良いように思われる。しかし、どの統計学の教科書にも記述してあるが、
帰無仮説 $\alpha = 0$ が棄却できないからといって、積極的に帰無仮説 $\alpha = 0$ を採択できるわけではない
とあるので、その点にも注意すべきである。

そうすると、定数項 α の有無は結論としてはどちらでも良いようにも思われる。しかし、その点
については次の引用が参考になる。それは、「ここまでの議論からすると、 R^2 を高くするには単に
定数項を含めるかどうか決断すればいいようにみえるかもしれない。しかし、定数項を入れることを
単なるオプションと考えてはいけない。ある種のモデルでは、切片は理論的に入らない。しかし、
定数項がなしのモデルを推定することは、定数項がゼロという線形制約を課することになる。恣意的
に切片がゼロと仮定するのは、恣意的に係数に何か他の線形制約を課すのと変わらない。」⁵⁵である。
つまり、理論的な裏づけも無く切片 (定数項) をゼロとすることは、モデル構築の過程において、
恣意性を疑われる可能性があることに注意が必要であろう。

さらに、定数項 α が無いモデルを選択することの問題点に次のような指摘がある。それは「根っ
この問題は、重回帰分析を使う意味にある。数ある多変量解析の手法のなかでも、重回帰分析を多
用する理由は推定子が最良線形不偏推定子であるという好ましい理論的特性を持っているからで

⁵⁴ 市場インデックスの収益率を説明変数とし、個別銘柄の収益率を被説明変数とするマーケット・モデルでは定数
項 α の値がゼロに近い値となり、その結果 t 値も小さい値となるため $\alpha = 0$ という帰無仮説は棄却されにくくなる傾
向があると考えられる。

⁵⁵ W.H.Greene 著 (斯波恒正ほか訳)・前掲注 36)307 頁。

ある。ところが、定数項がないと最良不偏推定子ではなくなってしまう。さらに、回帰係数の t 値は高めに出る可能性があり、誤った t 検定を行う可能性がある。」⁵⁶である。つまり、回帰分析の好ましい理論特性を放棄してまで定数項をゼロにするには、相応の理論的な根拠が必要であると思われる。さらに、 t 値が高めに出ることに関して、本研究における検証用モデルにおいても確認されており、定数項 $\alpha = 0$ の場合は、そうでない場合よりも t 値は高くなっている（図表 10 と図表 11 を参照）⁵⁷。ここで問題となるのは、回帰分析によって推定される回帰係数の最良不偏推定量といった好ましい理論特性を放棄してまで、積極的に採択できない帰無仮説 $\alpha = 0$ を採択するメリットがあるのかということになる。この点についても、計量経済学的な様々な観点からの議論も必要になると考えられる⁵⁸。

定数項 α の有無の違いによるモデル選択において、決定係数や自由度修正済み決定係数などの評価指標には比較可能性がない場合があると前述した。それ以外にも、決定係数や自由度修正済み決定係数には欠点が指摘されているので、モデル選択のための指標をどうするかという問題が残る。この点については、「AIC などの情報量基準を利用する方が問題は少ないことになる。しかし、複数の情報量基準の定義が存在し、情報量基準自体の選択問題がでてくる。したがって、モデル選択は係数の t 値、自由度修正済み決定係数そして情報量基準という統計学的根拠と背景にある理論的根拠のバランスを取る技法的な行為となる。」⁵⁹との指摘がある。つまり、モデル選択の問題を突き詰めると、モデルを選択するための情報量基準の選択の問題になる。さらに、モデル選択は機械的にできるものではなく技法的な行為を要するところでは解釈できる。何れにせよ、定数項 α の有無の違いによるモデル選択問題も含めて今後の検討課題としたいところである。

5-3 株価補正のための回帰モデルの基準案

定数項の有無の問題などこれまでの議論を基に、あるべき回帰モデルの仕様をまとめることにする。本件のように株価補正のための回帰分析を用いた株式買取価格決定申立事件の予見可能性を高めるためには、モデルの仕様をある程度、標準化するような基準ないし指針のようなものが必要であると考えられる。本件高裁決定で認められた回帰分析の手法を先例として、本研究における検証作業の結果等も踏まえながら、例えば以下の表のような形でまとめることも可能であると思われる。

⁵⁶ 大林守「随想 計量モデル屋、証人台に立つ」法と経済学研究 3 巻 1 号(2006 年 11 月)5 頁。

⁵⁷ この場合、常に t 値が高くなるかどうかについては数学的な証明が必要かと思われるが、証明については今後の課題とする。

⁵⁸ 定数項の有無についての踏み込んだ議論については、大林守「取ってはいけない！回帰定数項：A Pedagogical Note」専修大学商学論集 94 号(2011)159-164 頁がある。

⁵⁹ 大林・前掲注 58)4 頁。

図表 16 株価補正のための回帰モデルの基準案

	基準	備考
モデルタイプ	原則：単回帰モデル 例外：ダミー変数付	原則： $y = \alpha + \beta \times x + \varepsilon$ 例外： $y = \alpha + \beta \times x + \gamma \times dummy + \varepsilon$
ダミー変数の使用	原則：禁止 例外：合理的理由があれば可	異常値を除外するタイプのダミー変数を導入する場合は、客観的な選定基準のもと一律にデータの選定を行う。
説明変数	相関関係が立証できる指標 ⁶⁰	必ずしも当該企業が上場する市場のインデックス（TOPIX指数、日経平均）に限られない ⁶¹ 。
モデル推定期間	相当なデータ数が確保できる期間	日次データ使用で1会計期間程度。期間は短過ぎても、長過ぎてもよくない。
定数項 α の扱い	原則：定数項 $\alpha \neq 0$ 例外：定数項 $\alpha = 0$ と $\alpha \neq 0$ の両方を検討	$\alpha = 0$ の帰無仮説が棄却できる場合は $\alpha \neq 0$ とする。ただし、棄却できない場合は、さらにモデル選択指標や尺度を用いて検討する。
モデル選択の指標	可能な限り複数の情報量基準を用いる。	自由度修正済み決定係数以外にも、赤池情報量基準（AIC）等の他の情報量基準の利用 ⁶² も検討する。

本件のように裁判の場において計量経済モデルが持ち出された場合、個別紛争事案ごとに、株主側か会社側かの違い、株式市場環境や当該企業の株価動向の違い、意見書を作成する専門家の違いなどによって、裁判所に提出され採用されるモデル等の統計的手法や結論が異なる場合がありうる⁶³。さらに、仮にモデルの精緻化や複雑化が両当事者間で競争になった場合に、どの仕様レベルのモデルが裁判所によって認められるか予測がつかないのでは予見可能性に欠けると思われる。しかし、一方で「専門的内容を解説するための単純化や平易化は正確性を犠牲にすることが多いため、不適切な分析が生き残る可能性が否定できない」⁶⁴という指摘もある。つまり、予見可能性を重視するあまり、あまりに単純化されたモデルの採用が良いとも限らないという点では、今後さらなる標準的なモデルの仕様に関する議論が必要となろう。

5-4 裁判において科学的手法を用いることの問題点

本件において、裁判所は「公正な価格」の決定に裁量を持ちながらも、株価補正のための回帰分析という統計的手法の採用に前向きな判断を示したことは大いに評価できよう。何故なら、「会社訴訟において統計的な手法を活用することによって、より客観的・科学的な判断ができる場合があり得る。」⁶⁵からである。しかし、一方で、前述したように本件回帰モデルにおける、定数項有無のモデル選択についての判断理由に、誤認があったことには課題が残るところでもある。「公正な価格」は最終的に裁判所が裁量で決定することになるとはいえ、意見書を提出する当事者においても「統計的手法を活用する際には、特に、この手法には現在必ずしも慣れていないであろう裁判所を

⁶⁰ 江頭・前掲注 10)7 頁参照。

⁶¹ 江頭・前掲注 10)7 頁参照。

⁶² 大林・前掲注 58)4 頁参照。

⁶³ 森田・前掲注 1) 10 頁によれば、「統計的な分析は、モデルやデータの設定の仕方によって簡単に結論が変わってしまい得る」とある。さらに、裁判の場において、統計的手法に「標準的な手法」を採用した意見書が提出されるとは限らず、意見書作成を担当する専門家によっては「標準から逸脱した手法」だけを採用してプレゼンテーションする場合を問題視している。特に、本件のように一方当事者のみから統計的手法に関する意見書が提出される場合は、そもそもその統計的手法が標準的か否かに関してさえも、専門的知見に基づいて他方当事者と争われる可能性が少なくなるため特に注意が必要になると思われる。

⁶⁴ 大林・前掲注 56)5 頁。

⁶⁵ 森田・前掲注 1) 14 頁。

誤って導かないようにするために注意深くあらねばならない」⁶⁶と言えよう。さらに、「学術雑誌に論文を投稿する際には、レフェリーによる査読制があることによって一定の水準が確保されているけれども、裁判所に提出される意見書には査読制が存在しない以上、専門家の観点からすると不十分な意見書が提出される危険性は常にある」⁶⁷ということから、「裁判所の能力の限界を考えれば、どのような手法を使うかは一方当事者の示す資料に依存せず、第三者機関を利用すべきである」⁶⁸という見解も参考になると思われる。可能であれば両当事者が専門家を立て、意見書を戦わせることによって、仮に一方当事者が誤った科学的手法を主張したとしても、他方当事者からの指摘によって裁判所は誤りに気づき誤認を防止することができる。あるいは、誤りを指摘された一方当事者は、誤りを訂正し、その上更に洗練された手法を導入して分析した意見書を再提出することも可能である。そうした作業を通じて、両当事者から質の高い意見書が提出され、裁判において「科学的根拠に基づく合理的手法」が採用される確率が高まるとと思われる。

さらに米国におけるダウバート基準のような法廷における計量モデル分析の証拠能力に関しての基準がないことの問題点が指摘されており、裁判における計量経済学的手法による証拠に関する議論が必要であるという見解がある⁶⁹。ダウバート基準は、米国の法廷における科学的証拠の採用基準として有名であり、以下の4点から構成されている⁷⁰。

- (1) 理論や手法を再現し、その正しさについて検証可能であること
- (2) 理論や手法が同分野の専門家に評価され、その内容が出版されていること
- (3) 手法の誤差が推測可能であり、誤差率を推定する手法とその基準が明らかであること
- (4) 理論や手法が適切な専門分野において一般的に認められていること

本件回帰分析においては、統計学あるいは計量経済モデルによる分析という科学的根拠に基づいた理論と手法を用いている点で、総論としては上記(1)から(4)の要件を充足していると考えられる。しかし、各論でいえば、例えば回帰分析におけるモデル選択における理論や手法、さらに異常値データを分析から排除するためのダミー変数の導入という理論と手法について、4つの要件を全て充足しているかどうかは、追加的に関連資料を入手し、さらなる検証と検討が必要となろう。何れにしろ、意見書を作成する専門家が少なくともこのダウバート基準に準拠した理論や手法を努めて採用することによって、裁判所を誤認させるような統計的手法の導入を未然に防ぐことが可能になるとと思われる。

⁶⁶ 森田・前掲注1)14頁。

⁶⁷ 森田・前掲注1)14頁。

⁶⁸ 木俣・前掲注29)101頁。さらに、本件をはじめ「公正な価格」の決定事件においては、「そろそろ商事・金融系の問題を特別に扱う裁判所を創設すべき時期に来ているのではないかと考える。」とも付言している。

⁶⁹ 大林・前掲注56)6頁参照。

⁷⁰ 池谷誠ほか『証券訴訟の経済分析』(中央経済社、2009)164-166頁参照。

まとめ

本稿においては、入手可能な裁判資料である決定書等から得られた情報をもとに、本件回帰モデル構築の過程を可能な範囲で再現するための計量分析を試みた。異常値データを取除くためのダミー変数の設定等につき詳細が不明なため完全にモデルを再現することはできなかったが、モデルのあてはまりや回帰係数の統計的有意性という点ではやや近いモデルが再現できたと思われる。その検証過程で判明した最大の問題点としては、回帰モデルの定数項（切片項）の取扱いである。定数項の有無によって、予測株価（補正株価）あるいは「公正な価格」の算出値に無視できない差異が生じるため、その取扱いには注意が必要である。さらに、その際の定数項の有無におけるモデル選択においては、自由度修正済み決定係数だけではなく、他の情報量基準の検討も必要である。本件高裁決定においては、定数項の有無におけるモデル選択の判断理由に誤認があったように、意見書を作成する専門家は裁判所を誤認させぬよう注意すべきである。そのためには、科学的証拠能力についての米国におけるダウバート基準のようなものが日本においても必要であると思われる。回帰モデルの構築であれば、定数項の有無の選択、ダミー変数へ設定するための異常値データの選定、さらにモデル選択のための情報量基準など、ダウバート基準に準拠した一定の基準が必要であろう。

以上より、検討課題はあるが、本件のように裁判の場において、回帰分析による計量経済モデルが利用されたことにより、他の計量分析の利用可能性や事案のより定量的な分析への利用可能性が広がったと思われる。それは株式買取価格決定申立事件等の紛争解決における予見可能性の向上に資すると思われる。

付録1 決定係数と自由度修正済み決定係数の定式化

決定係数とは回帰モデルのあてはまりの尺度であり、説明変数Xが被説明変数Yをどの程度説明したかを測る指標である。本件高裁決定における決定書中には、決定係数という言葉が繰り返し使用されていたように、回帰モデルのあてはまりの程度を判断する上で重要な役割を果たしている。そこで、本件決定内容をよりよく理解するために、この決定係数とさらに重要な自由度修正済み決定係数の定式化を行った。

回帰モデル式 ($y_i = \alpha + \beta \times x_i + \varepsilon_i$) において (x_i, y_i) に対する n 個の2変数データ $(X_1, Y_1), (X_2, Y_2), \dots, (X_n, Y_n)$ が与えられているものとする。総変動 (TSS) の定式化をする必要がある。TSSは、被説明変数Yの平均値 \bar{Y} からの乖離の2乗和で以下のように計算し、回帰式で説明された変動 (ESS) と説明されなかった変動 (RSS) に分解することができる。

$$\begin{aligned} TSS &= \sum_i (Y_i - \bar{Y})^2 = \sum_i (Y_i - \hat{Y}_i + \hat{Y}_i - \bar{Y})^2 = \sum_i (\varepsilon_i + \hat{Y}_i - \bar{Y})^2 \\ &= \sum_i \varepsilon_i^2 + \sum_i (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2 = RSS + ESS \end{aligned} \quad (4)$$

ここで、 \hat{Y}_i は、 $\hat{Y}_i = \alpha + \beta \times X_i$ と定義される。決定係数 R^2 は総変動に対する回帰式で説明された変動の割合を表し、次の式で定義される⁷¹。

$$\begin{aligned} R^2 &= \frac{ESS}{TSS} = \frac{\text{説明された変動}}{\text{総変動}} \\ &= \frac{TSS - RSS}{TSS} = 1 - \frac{RSS}{TSS} = 1 - \frac{\text{説明されなかった変動}}{\text{総変動}} \end{aligned} \quad (5)$$

よって、

$$R^2 = 1 - \frac{RSS}{TSS} = 1 - \frac{\sum_i \varepsilon_i^2}{\sum_i (Y_i - \bar{Y})^2} \quad (6)$$

と表すことができる。

決定係数 R^2 は説明変数が多いほど大きくなるため、説明変数の数が異なる回帰モデル間の比較には適さないという欠点がある。そこで説明変数の増加に対してペナルティがかけられた自由度修正済み決定係数 \bar{R}^2 が説明変数の数が異なるモデルを比較するために用いられており、以下のように定義される⁷²。

$$\bar{R}^2 = 1 - \frac{\sum_i \varepsilon_i^2 / (n - k)}{\sum_i (Y_i - \bar{Y})^2 / (n - 1)} \quad (7)$$

⁷¹ 浅野哲=中村二朗『計量経済学・第2版』(有斐閣, 2009) 19頁参照。

⁷² W.H.Greene 著(斯波恒正ほか訳)・前掲注 36) 306頁参照。

ここで、 $n-1$ は総変動の自由度、 n はデータの数、 $n-k$ は残差の自由度、さらに k は定数項を含め推定される係数パラメータの数（よって説明変数の数は $k-1$ ）である。さらに同式を次のよう変形すると、決定係数と関係付けられる。

$$\bar{R}^2 = 1 - \frac{RSS/(n-k)}{TSS/(n-1)} = 1 - \frac{RSS}{TSS} \frac{n-1}{n-k} = 1 - (1-R^2) \frac{n-1}{n-k} \quad (8)$$

\bar{R}^2 は k が2以上の時には必ず R^2 より小さくなり、RSSが同じなら k の増加とともにその値は小さくなる。また、 R^2 が小さい場合はマイナスになる場合もある⁷³。よって、新規に変数を追加する場合、 \bar{R}^2 が増大するか減少するかは、新しい変数の回帰式の適合度への貢献が自由度の損失を補って余りあるかどうかによる⁷⁴。ただし、決定係数と自由度修正済み決定係数はあてはまりを測る尺度として便利であるが、これらの値を基準にモデルを選択すべきであるという理論的根拠は特にない⁷⁵との見解もある。しかし、実際には、モデル選択において、重要な判断指標として多くの場面で用いられている。

付録2 定数項 α の無い場合の決定係数と自由度修正済み決定係数の定式化

定数項 $\alpha = 0$ の回帰モデル（ $y_i = \beta \times x_i + \varepsilon_i$ ）の場合は、回帰モデルの重要な性質である残差の和がゼロとなる性質を持たないため、決定係数の計算には別途検討が必要となる。式(4)の関係式 $TSS = RSS + ESS$ のように、TSSをRSSとESSに分解するためには、 $\bar{Y} = 0$ とする必要があり⁷⁶、TSSは以下のように表すことができる。

$$TSS = \sum_i Y_i^2 = \sum_i (Y_i - \hat{Y}_i + \hat{Y}_i)^2 = \sum_i (\varepsilon_i + \hat{Y}_i)^2 \quad (9)$$

$$= \sum_i \varepsilon_i^2 + 2 \sum_i \varepsilon_i \hat{Y}_i + \sum_i \hat{Y}_i^2 = \sum_i \varepsilon_i^2 + 2\beta \sum_i \varepsilon_i X_i + \sum_i \hat{Y}_i^2$$

$$TSS = \sum_i \varepsilon_i^2 + \sum_i \hat{Y}_i^2 = RSS + ESS \quad (10)$$

よって、決定係数 R^2 は

$$R^2 = 1 - \frac{RSS}{TSS} = 1 - \frac{\sum_i \varepsilon_i^2}{\sum_i Y_i^2} \quad (11)$$

⁷³ 浅野=中村・前掲注 71) 68 頁参照。

⁷⁴ W.H.Greene 著 (斯波恒正ほか訳)・前掲注 36) 307 頁参照。

⁷⁵ 浅野=中村・前掲注 71) 68-69 頁参照。

⁷⁶ $\bar{Y} = 0$ とすると、 $\bar{Y} = \beta \times \bar{X}$ より $\bar{X} = 0$ となり、 (\bar{X}, \bar{Y}) は原点(0,0)となるので、回帰式が原点を通過することを意味する。ただし、これは決定係数を計算するための便宜上のものであり、理論的な意味はないと考えられる。あくまで \bar{Y} は実際のデータから計算されるものであり、 $\bar{Y} = 0$ が成立しているわけではないことに注意が必要である。

とすることが可能であるが、式(6)との違いに注意が必要である。しかし、同じデータを用いた回帰分析で、回帰モデルが定数項 $\alpha \neq 0$ の場合と比較しても、 R^2 は決して大きくはならず、時にはかなり小さくなる⁷⁷ともいわれている。さらに、自由度修正済み決定係数 \bar{R}^2 も、式(7)と同様にして次のように定義される。

$$\bar{R}^2 = 1 - \frac{\sum_i \varepsilon_i^2 / (n - k + 1)}{\sum_i Y_i^2 / n} \quad (12)$$

ここで、 n は総変動の自由度でデータの数、 $n - k + 1$ は残差自由度⁷⁸、さらに k は定数項を含めた推定される係数パラメータの数(よって説明変数の数は $k - 1$) である。さらに同式と決定係数 R^2 の式(11)を用いて次のよう変形すると、式(8)と同様な関係式が得られる。

$$\bar{R}^2 = 1 - \frac{RSS / (n - k + 1)}{TSS / n} = 1 - \frac{RSS}{TSS} \frac{n}{n - k + 1} = 1 - (1 - R^2) \frac{n}{n - k + 1} \quad (13)$$

さらに、説明変数の数 $k - 1$ は以下の式から算出することができる。

$$k - 1 = n \times \frac{R^2 - \bar{R}^2}{1 - \bar{R}^2} \quad (14)$$

つまり、決定係数 R^2 、自由度修正済み決定係数 \bar{R}^2 及びデータ数 n が既知の場合、説明変数の数 $k - 1$ を算出できることを意味している。

付録3 ダミー変数の設定個数の推定

本件回帰モデルにおいては 24 個の異常値データが設定されていることは判明しているが、ダミー変数が何個設定されているかは不明であるため、その数を推定する必要がある。まず本件抗告許可申立理由書によれば、本件回帰モデルにおいてダミー変数導入前の回帰モデルの自由度修正済み決定係数は 0.112 である⁷⁹。同様の数値は、検証用モデルにおいては、定数項 $\alpha = 0$ の場合が 0.1117 であり、定数項 $\alpha \neq 0$ の場合が 0.1076 である(図表 10 参照)。つまり、定数項 $\alpha = 0$ の場合と非常に近い値であり、小数点第 4 位を四捨五入すると 0.112 となって一致することになる。よって、本件回帰モデルを構築する上で、定数項がない場合の自由度修正済み決定係数は、検証用モデルの場合と同様に、式(12)又は式(13)が用いられていたと推定される。そうすると式(14)を用いて説明変数の数を算出でき、結果としてダミー変数の数を推定することが可能となる。

⁷⁷ W.H.Greene 著(斯波恒正ほか訳)・前掲注 36) 307 頁参照。さらに同書によれば、「 R^2 の計算方法は、コンピュータ・パッケージによって違う。大切なのは、コンピュータ・パッケージを使う側が R^2 がどのように計算されているか知っていることである。」とある。

⁷⁸ 定数項が無いので、有る場合と比べて 1 だけ自由度が大きくなる。

⁷⁹ 田畑・前掲注 33) 43 頁によれば、「ダミー変数導入前の回帰モデル 8 の調整済み決定係数は、0.112 に過ぎない。」とある。

本件高裁決定の決定書における回帰モデルについての記述で、「決定係数は0.317、なお、一定の調整を加えた決定係数は0.240である。」とある。ここで、「一定の調整を加えた決定係数」とは自由度修正済み決定係数のことであると考えられるが、この決定係数 R^2 (0.317) と自由度修正済み決定係数 \bar{R}^2 (0.240) を式(14)の右辺に代入して、説明変数の数 $k-1$ を算出することが可能であり⁸⁰、以下のように計算することができる。

$$k-1 = n \times \frac{R^2 - \bar{R}^2}{1 - \bar{R}^2} = 246 \times \frac{0.317 - 0.240}{1 - 0.240} = 24.924 \approx 25 \quad (15)$$

$k-1$ は正の整数なので小数点以下を四捨五入して、25変数という算出結果を得る。ここで、ぴたりと25に算出されないのは誤差⁸¹によるものであると考えられる。よって、本件回帰モデルでは説明変数が25個使用されていると推定され、そのうちの1つがジャスダック指数の変動率を表す説明変数であるとする、残りの24変数がダミー変数ということになる。前述したが24個の異常値データがダミー変数に設定されているので、1個のダミー変数に対して1個の異常値データが設定されていることになる。

(謝辞)

本稿を作成するまでに、大林守教授（専修大学商学部）、武田澄広教授（青山学院大学大学院国際マネジメント研究科）、森田充助教（同左）等の先生方より、直接あるいは間接的に有益な資料やコメント等を頂戴した。この場を借りて感謝したい。ただし、ありうるべき誤りはすべて筆者個人の責任に帰するのはもちろんである。

⁸⁰ データ数 n は246である。これは、本件回帰モデルの推計対象期間が本件株式交換の計画公表日である平成20年7月1日までの1年間(平成19年7月2日から平成20年7月1日)としており、当該期間の市場営業日数は246日であるためである。

⁸¹ 0.317と0.240は有効桁数が3桁であり、それを用いて算出された数値(24.924)は有効桁数が3桁で、3桁目は小数点第1位である。よって、小数点第1位以下の桁に誤差が含まれることになる。