

東京証券取引所再編における経過措置の選別効果：イベントスタディによる検証¹

青野 幸平²
堀 敬一³

要 旨

本稿は、2022年4月の東京証券取引所市場再編において導入された経過措置の必要性を実証的に検証した。旧市場第一部上場企業のうち296社が、プライム市場の上場維持基準を満たさないにもかかわらず、2025年3月までの経過措置適用を受けてプライム市場への上場を継続した。本稿は、この経過措置が市場メカニズムの中で潜在的に基準達成可能な企業を選別する役割を果たしたか否かを検証するため、「経過措置の選別効果仮説」を提示し、多面的な実証分析を行った。

分析では、2022年1月11日の経過措置適用企業公表をイベント日とするイベントスタディを実施し、Fama-French 3ファクターモデルによる累積異常収益率(CAR)を計測した。次に、CARと上場維持基準からの乖離度を示す5つのGAP変数(株主数、流通株式数、流通株式時価総額、売買代金、流通株式比率)との関係をクロスセクション回帰分析により検証した。さらに、2023年10月時点での実際の市場区分とCARの関係をロジスティック回帰モデルで分析した。

実証結果は、経過措置の選別効果仮説を支持しなかった。第1に、CARは上場維持基準からの乖離度(GAP変数)と有意な関係を示さず、むしろ売上高成長率や企業規模といった要因と強く相関していた。第2に、あるイベントウィンドウで計算されたCARのみ事後的な市場残留との相関が確認されたが、全体として投資家は上場維持基準以外の情報に基づいて企業を評価していたことが示唆された。

これらの結果は、投資家が経過措置適用以前から既に企業の質を識別できていたことを示しており、Aono and Hori (2025)の知見と整合的である。したがって、

1 本稿の作成に際しては日本証券奨学財団からの助成を受けている。記して感謝申し上げます。

2 立命館大学経済学部 Email: aono@ba.ritsumei.ac.jp

3 関西学院大学経済学部 Email: khori@kwansei.ac.jp

経過措置は市場の選別機能を補完する役割を果たさず、その必要性には疑問が残る。本稿は、将来の市場制度改革において、単純な猶予期間の設定ではなく、市場メカニズムをより活用した制度設計の重要性を示唆している。

キーワード：東京証券取引所市場再編，経過措置，イベントスタディ，上場維持基準，プライム市場

目次

1. はじめに	4.3.1 イベント日の設定
2. 制度的背景	4.3.2 異常収益率の推定
2.1 東証市場再編の概要	4.4 クロスセクション分析
2.2 経過措置の導入とその特徴	4.5 事後的な上場市場の分析
3. 経過措置の評価と検証する仮説	5. 実証結果
3.1 経過措置の評価	5.1 記述統計量
3.2 検証する仮説	5.2 クロスセクション分析
4. データと分析手法	5.3 事後的な上場市場の分析
4.1 分析戦略の概要	6. 推定結果の考察
4.2 サンプル選択とデータソース	7. 結論
4.3 イベントスタディの方法	

1. はじめに

2022年4月、東京証券取引所（東証）は市場区分を全面的に再編し、従来の市場第一部・第二部・マザーズ・JASDAQから、プライム・スタンダード・グロースの3市場へと移行した。この改革の焦点は、各市場のコンセプトを明確化し、上場企業の持続的な成長と企業価値向上を促進することにあった。しかし、旧市場第一部上場企業2,185社のうち296社（13.5%）が新たなプライム市場の上場維持基準を満たさず、「経過措置」の適用を受けてプライム市場への上場を継続するという事態が生じた。この経過措置は2025年3月までの時限措置であり、該当

企業には期限までの基準達成が求められている。

経過措置の導入については、市場の急激な変化を緩和するという肯定的評価がある一方、本来市場から退出すべき企業の延命を許し、市場の選別機能を阻害するという批判も存在する。効率的市場仮説に基づけば、投資家は公開情報から企業の質を識別できるため、経過措置がなくても市場メカニズムによる選別が機能したはずである。したがって、経過措置が市場メカニズムを補完する役割を果たしたか否かを検証することは、制度設計の妥当性評価として重要な意義を持つ。

本稿の目的は、「経過措置の選別効果仮説」を実証的に検証することである。この仮説は、市場が効率的であれば、投資家は経過措置適用

の公表時点で、将来的に上場維持基準を達成できる企業とできない企業を識別し、その評価が株価に反映されるというものである。もしこの仮説が成立すれば、経過措置は潜在的に基準達成可能な企業を選別する役割を果たしたことになる、その存在意義が認められる。反対に、仮説が成立しなければ、経過措置の必要性には疑問が残る。

実証分析では、3段階のアプローチを採用した。第1に、2022年1月11日の経過措置適用企業公表をイベント日とするイベントスタディを実施し、Fama-French 3ファクターモデルによる累積異常収益率(CAR)を計測した。第2に、CARを被説明変数、上場維持基準からの乖離度を示す5つのGAP変数および企業特性を示すコントロール変数を説明変数とするクロスセクション回帰分析を行った。第3に、2023年10月時点での実際の市場区分とCARの関係をロジスティック回帰モデルで分析した。

分析の結果、経過措置の選別効果仮説は支持されなかった。CARは上場維持基準からの乖離度(GAP変数)と有意な関係を示さず、むしろ売上高成長率や企業規模といった要因と強く相関していた。一部のイベントウィンドウでは事後的な市場残留との相関が確認されたものの、全体として投資家は上場維持基準以外の情報に基づいて企業を評価していたことが示唆された。これらの結果は、投資家が経過措置適用以前から既に企業の質を識別できていたとするAono and Hori (2025)の知見と整合的であり、経過措置は市場の選別機能を補完する役割を果たさなかったことを示している。

本稿の貢献は以下の3点にまとめられる。第1に、東証市場再編における経過措置の有効性を実証的に評価した初めての研究である。第2

に、投資家が公開情報に基づいて企業の質を事前に識別できていたことを示し、市場の情報効率性に関する新たな証拠を提供する。第3に、将来の市場制度改革において、単純な猶予期間の設定ではなく、市場メカニズムをより活用した制度設計の重要性を示唆している。

本稿に関連する先行研究として、株式市場のプレミアム部門への上場が企業に与える影響を分析した一連の研究が存在する。De Carvalho and Pennacchi (2012)は、ブラジル・サンパウロ証券取引所のプレミアム上場制度が、特に米国非上場企業にとってプラスのリターンと流動性向上をもたらすことを示した。Kim (2014)は、ユーロネクストの特別分類への自主的上場が企業評価額と流動性にプラスの効果をもたらすことを発見した。Fjesme, Galpin, and Moore (2021)は、歴史的な証券取引所が積極的な選別を通じて価値を創出したことを示した。これらの研究は企業の自主的なプレミアム市場選択に焦点を当てているが、本研究は強制的な市場再編における経過措置という異なる制度的文脈を扱う点で独自性がある。

より直接的に関連する先行研究として、芹田・花枝(2024)は市場再編後の経過措置適用企業の行動を分析し、上場維持基準の改善努力は統計的に有意だが規模的には小さいことを示した。Aono and Hori (2025)は、投資家が市場区分決定前に残留企業と移行企業を区別できていたことを示し、プライム市場上場のシグナリング仮説を棄却した。本研究はこれらの知見を踏まえ、経過措置そのものの制度的意義を直接的に検証する点で新たな貢献を行う。

本論文の構成は以下の通りである。第2節では制度的背景と仮説を提示する。第3節では経過措置の評価と検証する仮説の詳細を説明す

る。第4節ではデータと分析手法を説明し、第5節で実証結果を報告する。第6節で推定結果を考察し、最後に第7節で結論と今後の課題を述べる。

2. 制度的背景

2.1 東証市場再編の概要

東京証券取引所は2022年4月4日、市場区分を全面的に再編し、従来の市場第一部・第二部・マザーズ・JASDAQ から、プライム・スタンダード・グロースの3市場体制へ移行した。この改革の中核は、各市場のコンセプトを明確化し、市場区分が企業の質を適切に反映する仕組みを構築することにあった。

新制度において、プライム市場は「多くの機関投資家の投資対象になりうる規模の時価総額・流動性を持ち、より高いガバナンス水準を備えた企業向けの市場」と位置づけられた。図表1に示すように、プライム市場の上場維持基準は旧市場第一部と比較して大幅に厳格化された。最も顕著な変更は、流通株式時価総額が旧基準の10億円以上から新基準の100億円以上へと10倍に引き上げられたこと、および旧基準では存在しなかった流通株式比率35%以上という新たな要件が導入されたことである。

この基準の厳格化は、プライム市場を真に高品質な企業の集まりとして再定義する意図を反映している。しかし同時に、多数の既存上場企業にとって達成困難な水準を設定することとなり、後述する経過措置の必要性を生じさせた。

2.2 経過措置の導入とその特徴

市場再編に際して、東証は2021年7月9日、旧市場第一部上場企業2,185社に対して新基準への適合状況を個別に通知した。この通知により、664社(30.4%)がプライム市場の上場維持基準を少なくとも1つ以上満たしていないことが明らかになった。これは、基準の厳格化が既存企業に与える影響の大きさを示すものであった。

基準未達成の664社には、2つの選択肢が与えられた。第1は、当初からスタンダード市場を選択することである。第2は、プライム市場を選択しつつ「上場維持基準の適合に向けた計画書」を提出し、経過措置の適用を受けることである。経過措置の主な特徴は以下の通りである。

第1に、経過措置は時限的な制度であり、期限は2025年3月末(決算期により若干の差異あり)と設定された。これは、市場再編から約3年間の猶予期間を意味する。第2に、経過措置適用企業には、計画書の進捗状況を定期的に関

図表1 上場維持基準

上場維持基準	プライム	スタンダード
株主数	800人以上	400人以上
流通株式数	2万単位以上	2000単位以上
流通株式時価総額	100億円以上	10億円以上
売買高・代金	1日平均売買代金 0.2億円以上	月平均売買高 10単位以上
流通株式比率	35%以上	25%以上

(注) 日本取引所のホームページにある情報を著者が整理した。

示する義務が課された。第3に、期限までに基準を満たせない場合、企業はスタンダード市場への移行を余儀なくされる。

664社のうち、最終的に296社が経過措置の適用を受けてプライム市場への上場を選択した。これは旧市場第一部上場企業全体の13.5%に相当する。残りの368社は、当初からスタンダード市場を選択した。この296社という規模は、経過措置が例外的措置ではなく、相当数の企業に影響を与える制度であったことを示している。

経過措置の制度設計には、重要な特徴が存在する。第1に、企業の自己選択に委ねられており、東証による強制的な市場区分の割り当ては行われなかった。第2に、基準達成の具体的な計画書の提出は求められたものの、その実現可能性について東証による事前審査は実施されなかった。第3に、経過措置適用という事実は公開情報であり、投資家は各企業がプライム市場の基準を満たしていないことを認識できた。

3. 経過措置の評価と検証する仮説

3.1 経過措置の評価

経過措置の導入を巡っては、その必要性について相反する見解が存在する。肯定的評価は主に以下の3点の理由に基づく。第1に、厳格な基準を即座に適用すれば多数の企業が市場から排除され、急激な市場再編による混乱が生じる恐れがある。第2に、基準未達成企業に猶予期間を設けることで改善の機会を与える「建設的な」制度である。第3に、投資家が保有する株式の価値が急激に変動することを避け、市場への影響を緩和できる。

一方、批判的見解も存在する。第1に、経過

措置は市場本来の選別機能を阻害する。本来市場から退出すべき企業が経過措置によって存続することで、基準未達成企業の「延命」が生じ、市場全体の質が低下する。第2に、経過措置の存在は投資家に誤ったシグナルを発信する。市場区分が企業の質を正確に反映しない状況が生まれ、情報の非対称性が拡大する可能性がある。

この議論の背景には、市場メカニズムの機能に関する問いが存在する。効率的市場仮説によれば、投資家は公開情報を適切に処理し、企業の真の価値を株価に反映させる。もしこの前提が成立するならば、投資家は経過措置がなくとも、どの企業が将来的に基準を達成できるかを識別できたはずである。

実際、Aono and Hori (2025) は、東証市場再編においてプライム市場上場がシグナリング機能を果たさなかったことを実証している。彼らの研究によれば、投資家は市場再編前から既に企業の質を識別できており、企業が上場する市場の確定は投資家の企業評価に新たな情報をもたらさなかった。この発見は、経過措置が不要であった可能性を示唆する。投資家が既に企業の質を適切に評価できているのであれば、経過措置によって基準未達成企業に猶予を与えることは、市場の透明性を損なうだけで実質的な意義に乏しい。

3.2 検証する仮説

上記の議論を踏まえ、本稿では「経過措置の選別効果仮説」を検証する。この仮説は、市場が効率的である場合、投資家は経過措置適用の公表時点で経過措置適用企業の中から将来的に上場維持基準を達成できる企業とできない企業を識別できるというものである。

この仮説を検証するため、本稿では以下の2

つの具体的な仮説を設定する。

仮説1：上場維持基準を達成する確率が高い企業ほど、経過措置適用の公表に対する累積異常収益率（Cumulative Abnormal Return; CAR）は高くなる。

仮説1の論理は以下の通りである。経過措置を利用する企業は、現時点上場維持基準を満たしていないが、将来的に達成可能であると考えている。これらの企業がプライム市場に残留できれば、従来の経営環境を維持できる。投資家がこの残留可能性を高く評価すれば、経過措置適用の公表に対してCARは正となる。

逆に、経過措置を適用してもプライム市場に残留できずスタンダード市場に移行する可能性が高いと投資家が判断すれば、CARは負となる。上場維持基準を達成するには、流通株式比率や独立社外取締役比率を高めるなど追加的な費用を伴う経営努力が必要となる。結果的にスタンダード市場に移行するのであれば、こうした努力は無駄になる。

したがって、経過措置の選別効果が機能しているならば、上場維持基準の達成可能性が高い企業ほどCARは高くなるはずである。

仮説2：経過措置適用の公表に対するCARは、事後的な基準達成の成否と正の相関を持つ。すなわち、正のCARを示した企業は基準達成に成功し、負のCARを示した企業は基準達成に失敗する確率が高い。

仮説1が成立したとしても、それは必ずしも市場が機能していたことを意味しない。投資家

が誤った情報や上場維持基準の達成可能性とは無関係な情報に基づいて反応した可能性も排除できない。したがって、投資家の評価が実際に正確であったかを検証する必要がある。

仮説2は、CARが相対的に高い企業ほど結果的にプライム市場に残留したかを確認するものである。もし市場が効率的に機能していれば、投資家の事前評価（CAR）と事後的な結果（市場残留の成否）には正の相関が観察されるはずである。

本研究では、仮説1と仮説2の両方が支持された場合に、経過措置の選別効果仮説が成立したと判断する。すなわち、2022年4月の東京証券取引所の再編において経過措置を実施したことは、潜在的にプライム市場の上場維持基準を満たす可能性がある企業を判別する役割を果たし、その制度的意義が認められることになる。

4. データと分析手法

4.1 分析戦略の概要

本稿は、経過措置の選別効果仮説を検証するため、3段階の実証分析アプローチを採用する。第1段階として、2022年1月11日の経過措置適用企業公表をイベント日とするイベントスタディ分析を実施し、Fama-French 3ファクターモデルを用いて各企業の累積異常収益率（CAR）を計測する。第2段階では、CARを被説明変数、上場維持基準からの乖離度を示すGAP変数および企業特性を示すコントロール変数を説明変数とするクロスセクション回帰分析により、仮説1を検証する。第3段階として、2023年10月時点での実際の市場区分（プライム市場残留またはスタンダード市場移行）を被説

明変数とするロジスティック回帰モデルを推定し、CARが事後的な基準達成の成否を予測できたかを検証することで仮説2を検証する。

この多面的なアプローチにより、経過措置が市場メカニズムの中で選別機能を果たしたか否かを包括的に評価することが可能となる。

4.2 サンプル選択とデータソース

本稿の分析対象は、2022年1月11日に東京証券取引所が公表した経過措置適用企業296社である。これらは全て旧市場第一部上場企業であり、プライム市場の上場維持基準を満たさないものの、「上場維持基準の適合に向けた計画書」を提出してプライム市場への上場を選択した企業群である。

データは以下のソースから取得した。個別企業の株価データ（日次終値および出来高）および市場指標（TOPIX 指数の日次リターン）は、日経 NEEDS-FinancialQUEST より取得した。Fama-French 3 ファクターモデルに必要な SMB（規模ファクター）および HML（バリューファクター）も Kenneth R. French のウェブサイトから取得した⁴。財務指標、流通株式数、流通株式比率、株主数、独立社外取締役比率、機関投資家保有比率など上場維持基準に関するデータは、日経 NEEDS-Cges より取得した。

分析期間は2021年7月1日から2024年3月29日までとした。株価データについては、イベントスタディの推定ウィンドウとイベントウィンドウをカバーする期間（2021年7月1日～2022年1月末）を中心に使用した。財務・ガバナンスデータについては、経過措置適用公表時点（2022年1月11日）において投資家が利用可能であった最新の情報を用いるため、原則として

2021年6月末時点または2021年度のデータを使用した。

サンプル選択においては、以下の基準に基づき企業を除外した。第1に、株価データが推定ウィンドウまたはイベントウィンドウにおいて欠損している企業を除外した。第2に、クロスセクション分析に必要な説明変数（GAP 変数、INST, LIQ, GROWTH, GOV, SIZE）のいずれかが欠損している企業を除外した。最終的なサンプルは269社となった。このうち、2023年10月20日時点でプライム市場に残留した企業（以下、残留企業）は144社、スタンダード市場に移行した企業（以下、移行企業）は125社である。

4.3 イベントスタディの方法

4.3.1 イベント日の設定

本稿では、東証が各企業の新市場選択結果を公表し、経過措置適用企業が公に明らかになった2022年1月11日をイベント日 ($t=0$) として設定する。この日付を選択した理由は、投資家がどの企業が経過措置の適用を受けたかを初めて知り得た日であり、市場がこの情報に反応する最初の機会だからである。

4.3.2 異常収益率の推定

異常収益率の推定には、Fama-French 3 ファクター (FF3) モデルを使用する。企業 i の日 t における収益率 R_{it} は以下のようにモデル化される。

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i^{mkt} R_{mt} + \beta_i^{smb} SMB_{it} + \beta_i^{hml} HML_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

4 https://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data_library.html

ここで、 R_{mt} は日 t における市場収益率 (TOPIX リターン)、 SMB_{it} は規模ファクター、 HML_{it} はバリューファクター、 ε_{it} は誤差項である。

推定ウィンドウは、2021年7月9日から2021年12月30日までの約6ヶ月間 (約120営業日) とした。この期間のデータを用いて、最小二乗法によりパラメータ α_i 、 β_i^{mkt} 、 β_i^{smb} 、 β_i^{hml} を推定する。

イベントウィンドウは、主分析では2022年1月11日を含む5日間 ($[0, +4]$) を使用する。これは、市場が情報を処理し株価に反映させるまでに若干の時間を要する可能性を考慮したものである。頑健性の確認のため、イベント日前後2日間 ($[-2, +2]$) の5日間でも分析を行う。このウィンドウは、イベント日前の情報漏洩や先行的な市場反応を捉える可能性がある。

企業 i の日 t における異常収益率 AR_{it} は、実際の収益率から(1)式に基づく期待収益率を差し引いたものとして計算される。

$$AR_{it} = R_{it} - (\hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i^{mkt} R_{mt} + \hat{\beta}_i^{smb} SMB_{it} + \hat{\beta}_i^{hml} HML_{it}) \quad (2)$$

企業 i のイベントウィンドウにおける累積異常収益率 $CAR_i [t_1, t_2]$ は以下のように計算される。CAR は以下のように計算される。

$$CAR_i [t_1, t_2] = \sum_{t_1}^{t_2} AR_{it} \quad (3)$$

本稿では、イベントウィンドウ $[0, +4]$ で計算された CAR を CAR1、イベントウィンドウ $[-2, +2]$ で計算された CAR を CAR2 と呼ぶ。

4.4 クロスセクション分析

経過措置適用公表に対する市場反応の決定要因を分析するため、以下のクロスセクション回帰モデルを推定する。

$$CAR_i = \gamma_0 + \gamma_1 GAP_i + \gamma_2 INST_i + \gamma_3 LIQ_i + \gamma_4 GROWTH_i + \gamma_5 GOV_i + \gamma_6 SIZE_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

説明変数の定義は以下の通りである。 GAP_i は上場維持基準からの乖離度を示す指標である。プライム市場の上場維持基準には5つの項目 (株主数、流通株式数、流通株式時価総額、売買代金、流通株式比率) があり、それぞれについて以下のように計算する。

$$GAP = \frac{\text{実績値} - \text{基準値}}{\text{基準値}}$$

具体的には、株主数の基準値は800人、流通株式数の基準値は20,000単位、流通株式時価総額の基準値は100億円、売買代金の基準値は1日平均2,000万円、流通株式比率の基準値は0.35である。本研究では、5つの個別 GAP 変数 (GAP1~GAP5) を用いた分析と、これら5つを平均した GAPALL 変数を用いた分析の両方を行う。GAP 変数は2021年6月末時点のデータに基づいて計算されている。詳細な計算方法は補論に記載した。

仮説1が正しければ、 γ_1 の推定値は正になることが期待される。GAP 変数の値が大きいほど上場維持基準を達成する可能性が高く、投資家はそうした企業をより積極的に評価すると考えられるためである。

コントロール変数として以下の指標を用い

る。 $INST_i$ は機関投資家保有比率であり、2021年6月末時点の値を使用する。 LIQ_i は流動性指標であり、Amihud (2002) の非流動性指標の逆数として、過去1年間の日次データから計算される。 $GROWTH_i$ は企業*i*の過去3年間の売上高成長率の幾何平均である。 GOV_i は2021年6月末時点での独立社外取締役比率である。 $SIZE_i$ は2021年12月末時点における企業*i*の時価総額の自然対数値である。

4.5 事後的な上場市場の分析

第1に、投資家の予測精度を評価するため、以下の指標を作成する。 $CAR_i > 0$ でプライム市場に残留した企業数を n_A 、スタンダード市場に移行した企業数を n_B とする。また $CAR_i \leq 0$ でプライム市場に残留した企業数を n_C 、スタンダード市場に移行した企業数を n_D とする。もし投資家の評価が正しければ、 $CAR_i > 0$ の企業はプライム市場に残留、 $CAR_i \leq 0$ の企業はスタンダード市場に移行するはずである。したがって、投資家の予測精度 q は以下のように計算できる。

$$q = \frac{n_A + n_D}{n_A + n_B + n_C + n_D} \quad (5)$$

第2に、CARと事後的な結果の関係をより詳細に分析するため、以下のロジスティック回帰モデルを推定する。

$$\begin{aligned} \text{Prob}(\text{REMAIN}_i = 1) &= \Lambda(\delta_0 + \delta_1 \text{CAR}_i \\ &+ \delta_2 X_i) + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (6)$$

ここで、 REMAIN_i は企業*i*がプライム市場に残留した場合に1、スタンダード市場に移行した場合に0をとるダミー変数、 $\Lambda(\cdot)$ はロジスティック関数、 X_i は統制変数ベクトルである。

仮説2が正しければ、 δ_1 の推定値は有意に正となることが期待される。これは、経過措置適用公表時のCARが高い企業ほど、実際にプライム市場に残留する確率が高いことを意味する。

5. 実証結果

5.1 記述統計量

図表2は、本研究で用いる主要変数の記述統計量を示している。パネルAはCARの記述統計である。CAR1の平均値は0.0039、CAR2の平均値は-0.0007である。標準偏差を用いたt検定の結果、両者とも統計的に0と有意に異なる。したがって、平均的には経過措置適用の公表は投資家の期待を変えるものではなかったことが示唆される。ただし、標準偏差はCAR1が0.0439、CAR2が0.0455と相対的に大きく、企業間で市場反応に大きなばらつきが存在することを示している。

パネルBはGAP変数の記述統計量を示している。GAP1(株主数)の平均値は13.71で、経過措置適用企業の平均的な株主数は基準値(800人)の約14倍であることを示している。一方、GAP3(流通株式時価総額)の平均値は2.956で、平均的には基準値(100億円)の約4倍である。しかし、中央値はGAP3で-0.43とマイナスであり、企業の半数以上が流通株式時価総額で基準を満たしていないことがわかる。

GAP5(流通株式比率)の平均値は0.554で、基準値0.35を大きく上回っているように見えるが、これは一部の企業が基準を大幅に上回っていることを反映している。最小値が-1であることから、一部の企業は流通株式比率が0に近いことを示している。

図表2 変数の記述統計量

パネル A：CAR 変数

	CAR1	CAR2
Mean	0.0039	-0.0007
Median	0.0015	-0.0023
Maximum	0.2434	0.2039
Minimum	-0.1365	-0.1679
Std. Dev.	0.0439	0.0455
Observations	296	296

パネル B：GAP 変数

	GAP1	GAP2	GAP3	GAP4	GAP5	GAPALL
Mean	13.71	21.978	2.956	7.071	0.554	9.254
Median	7.196	2.119	-0.43	0.887	0.534	2.612
Maximum	530.016	2509.922	373.926	630.952	1.857	739.639
Minimum	0.786	-1	-1	-0.819	-1	0.206
Std. Dev.	37.398	189.276	27.694	39.229	0.499	56.290
Observations	296	296	296	296	296	296

パネル C：コントロール変数

	INST	LIQ	GROWTH	GOV	SIZE
Mean	8.626	0.769	1.543	34.539	23.491
Median	7.950	0.201	1.031	33.300	23.351
Maximum	68.410	71.883	21.432	83.300	29.262
Minimum	0.000	0.024	0.489	0.000	21.650
Std. Dev.	6.017	4.590	1.843	10.900	0.941
Observations	283	295	280	296	296

(注) 1) CAR 変数についての詳細は4.3.2節を参照のこと。

2) GAP 変数とコントロール変数の詳細については4.3.3節を参照のこと。

標準偏差を見ると、GAP2（流通株式数）が189.276と極めて大きく、企業間のばらつきが大きい。最大値を見ても、GAP1で530.016、GAP2で2509.922、GAP4で630.952と、一部の企業は基準を大幅に上回っている。

5.2 クロスセクション分析

図表3は、(4)式に基づくクロスセクション回帰分析の結果を示している。被説明変数は(1)列

と(2)列がCAR1、(3)列と(4)列がCAR2である。説明変数のGAP変数については、5つの個別指標（GAP1～GAP5）を用いている。(1)列と(3)列は全サンプル、(2)列と(4)列はGAP変数について異常値を持つ企業を除外したサンプルを用いた結果である⁵。

全サンプルを用いた(1)列では、GAP1の係数が0.0002（有意水準10%）で有意に正、GAP5の係数が-0.0154（有意水準1%）で有意に負

5 各GAP変数について3標準偏差よりも大きい場合を異常値として、(2)、(4)列では1つでも異常値が検出された企業をサンプルから除外した。

図表3 回帰分析の結果(1) 各 GAP 変数の利用

	(1)		(2)		(3)		(4)
	CAR1		CAR1		CAR2		CAR2
Const	0.3050 ***		0.4169 ***		0.1216		0.2318 *
(S.E)	(0.1040)		(0.1220)		(0.1125)		(0.1318)
GAP1	0.0002 *		0.0003 *		0.0004 *		0.0002
(S.E)	(0.0001)		(0.0002)		(0.0002)		(0.0003)
GAP2	-0.0001		0.0000		0.0000		0.0000
(S.E)	(0.0000)		(0.0000)		(0.0001)		(0.0000)
GAP3	0.0001		0.0003		-0.0001		-0.0022
(S.E)	(0.0003)		(0.0017)		(0.0004)		(0.0020)
GAP4	0.0005		0.0004		0.0013 *		0.0010
(S.E)	(0.0005)		(0.0005)		(0.0007)		(0.0007)
GAP5	-0.0154 ***		-0.0151 **		-0.0064		-0.0069
(S.E)	(0.0057)		(0.0066)		(0.0065)		(0.0076)
INST	0.0001		0.0001		0.0004		0.0003
(S.E)	(0.0003)		(0.0003)		(0.0004)		(0.0005)
LIQ	-0.0030		0.0036		-0.0103		0.0113
(S.E)	(0.0044)		(0.0127)		(0.0068)		(0.0163)
GROWTH	0.0036 *		0.0033 *		0.0052 **		0.0048 **
(S.E)	(0.0019)		(0.0019)		(0.0021)		(0.0021)
GOV	0.0002		0.0002		0.0004 *		0.0003
(S.E)	(0.0003)		(0.0003)		(0.0002)		(0.0002)
SIZE	-0.0131 ***		-0.0180 ***		-0.0063		-0.0110 **
(S.E)	(0.0042)		(0.0050)		(0.0047)		(0.0055)
Adj R ²	0.071		0.076		0.084		0.103
Obs	269		264		269		264

(注) (S.E) は White 修正済みの標準誤差を報告している。*** は 1% 有意水準, ** は 5% 有意水準, * は 10% 有意水準で有意であることを示している。

である。また、GROWTH の係数が 0.0036 (有意水準 10%) で有意に正、SIZE の係数が -0.0131 (有意水準 1%) で有意に負である。

異常値を除外した(2)列でも、基本的な傾向は変わらない。GAP1 の係数が 0.0003 (有意水準 10%) で有意に正、GAP5 の係数が -0.0151 (有意水準 5%) で有意に負、GROWTH の係数が 0.0033 (有意水準 10%) で有意に正、SIZE の係数が -0.0180 (有意水準 1%) で有意に負である。

これらの結果は、仮説 1 と部分的に整合的で

ある。GAP1 (株主数) が大きいほど CAR が高いという結果は仮説と一致する。しかし、GAP5 (流通株式比率) が大きいほど CAR が低いという結果は、仮説と矛盾する。さらに、GAP2 (流通株式数)、GAP3 (流通株式時価総額)、GAP4 (売買代金) はいずれも有意ではない。

コントロール変数については、GROWTH と SIZE が一貫して有意である。売上高成長率が高く、企業規模が小さいほど CAR が高い。この結果は、投資家が上場維持基準そのものより

図表4 回帰分析の結果(2) GAP 総合変数の利用

	(1)		(2)		(3)		(4)
	CAR1		CAR1		CAR2		CAR2
Const	0.1645 *		0.3110 ***		0.0333		0.2270 *
(S.E)	(0.0851)		(0.0991)		(0.0995)		(0.1250)
GAPALL	-0.0001		0.0002		-0.0001		0.0004
(S.E)	(0.0001)		(0.0002)		(0.0001)		(0.0003)
INST	-0.0003		-0.0003		0.0001		0.0002
(S.E)	(0.0003)		(0.0003)		(0.0004)		(0.0004)
LIQ	0.0010 *		0.0075		0.0013		0.0088
(S.E)	(0.0006)		(0.0047)		(0.0009)		(0.0089)
GROWTH	0.0049 **		0.0045 **		0.0066 ***		0.0060 ***
(S.E)	(0.0020)		(0.0020)		(0.0021)		(0.0021)
GOV	0.0003		0.0002		0.0005 **		0.0004
(S.E)	(0.0003)		(0.0003)		(0.0002)		(0.0002)
SIZE	-0.0074 **		-0.0137 ***		-0.0026		-0.0109 **
(S.E)	(0.0035)		(0.0041)		(0.0042)		(0.0053)
Adj R ²	0.052		0.065		0.061		0.084
Obs	269		264		269		264

(注) (S.E) は White 修正済みの標準誤差を報告している。*** は 1% 有意水準, ** は 5% 有意水準, * は 10% 有意水準で有意であることを示している。

も、企業の成長性や規模といった要因を重視していたことを示唆する。

全サンプルを用いた(3)列では、GAP1の係数が0.0004(有意水準10%)、GAP4の係数が0.0013(有意水準10%)で有意に正である。また、GROWTHの係数が0.0052(有意水準5%)、GOVの係数が0.0004(有意水準10%)で有意に正である。

しかし、異常値を除外した(4)列では、GAP変数はいずれも有意ではなくなる。有意な変数はGROWTH(係数0.0048, 有意水準5%)とSIZE(係数-0.0110, 有意水準5%)のみである。(3)列と(4)列の結果の不一致は、CAR2を被説明変数とした場合、異常値の影響を受けやすく、推定結果が頑健ではないことを示している。

図表3の結果は、全体として仮説1を支持しない。第1に、多くのGAP変数の係数が有意

ではない。第2に、GAP5のように仮説と逆符号で有意な変数も存在する。第3に、CAR2を被説明変数とした場合、異常値の影響で推定結果が不安定である。

図表4は、個別のGAP変数ではなく5つのGAP変数を平均化したGAPALL変数を用いた結果を示している。(1)列から(4)列のいずれにおいても、GAPALLの係数は有意ではない。一方、GROWTHの係数は全てのケースで有意に正(有意水準1%~5%)、SIZEの係数は(3)列を除いて有意に負(有意水準1%~5%)である。

この結果は、図表3の発見をさらに強化するものである。GAP変数を統合してもなお、上場維持基準からの乖離度はCARを説明しない。投資家の評価を強く反映しているのは、GROWTHとSIZEである。

5.3 事後的な上場市場の分析

図表5は、GAP変数の異常値を除外した264社について、CARの符号と2023年10月時点での実際の市場区分の関係を示している。CAR1を用いた場合、 $CAR1 > 0$ でプライム市場に残留した企業は63社、スタンダード市場に移行した企業は73社である。 $CAR1 \leq 0$ でプライム市場に残留した企業は76社、スタンダード市場に移行した企業は52社である。(5)式に基づく投資家の予測精度 q は、 $q = (63 + 52) / (63 + 73 + 76 + 52) \cong 0.436$ である。

CAR2を用いた場合、 $CAR2 > 0$ でプライム市場に残留した企業は64社、スタンダード市場に移行した企業は57社である。 $CAR2 \leq 0$ でプライム市場に残留した企業は75社、スタンダード市場に移行した企業は68社である。予測精度 q は、 $q = (64 + 68) / (64 + 57 + 75 + 68) = 0.5$ である。したがってCAR2を用いた q の方が予測精度が高い。

図表6は、(6)式のロジスティック回帰モデルの推定結果を示している。被説明変数は企業がプライム市場に残留した場合に1をとるREMAIN変数である。CAR1を説明変数とし

図表5 市場予測と実際の結果の対応

	プライム市場に残留	スタンダード市場に移行
CAR1 > 0	63社	73社
CAR1 ≤ 0	76社	52社
CAR2 > 0	64社	57社
CAR2 ≤ 0	75社	68社

図表6 LOGIT 分析の結果

	(1)		(2)	
	G3	限界効果	G3	限界効果
Const	-51.4070 *** (S.E) (8.7229)		-55.9439 *** (8.7817)	
CAR1	1.4779 (S.E) (3.3286)	0.2709 (0.6092)		
CAR2			8.9382 ** (3.8939)	1.5951 ** (0.6677)
LIQ	0.4530 (S.E) (0.6382)	0.0830 (0.1162)	0.0241 (0.6344)	0.0043 (0.1132)
GROWTH	-0.0088 (S.E) (0.1236)	-0.0016 (0.0226)	-0.0493 (0.1100)	-0.0088 (0.0195)
GOV	0.0030 (S.E) (0.0129)	0.0005 (0.0024)	0.0023 (0.0135)	0.0004 (0.0024)
SIZE	2.1948 *** (S.E) (0.3706)	0.4023 *** (0.0454)	2.3986 *** (0.3746)	0.4281 *** (0.0423)
Pseudo R^2		0.222		0.239
Obs		264		264

(注) Logit 分析における(S.E)は不均一分散を考慮した標準誤差を報告している。限界効果の(S.E)はデルタメソッドによる計算結果である。***は1%有意水準、**は5%有意水準、*は10%有意水準で有意であることを示している。

た(1)列では、CAR1の係数は1.4779で統計的に有意ではない（限界効果0.709，標準誤差3.3286）。有意な変数はSIZEのみであり，係数は2.1948（有意水準1%，限界効果0.4023）である。この結果は，CAR1は事後的なプライム市場残留を説明せず，企業規模のみが説明力を持つことを示している。

CAR2を説明変数とした(2)列では，CAR2の係数は8.9382（有意水準5%，限界効果1.5981）で有意に正である。SIZEの係数も2.3986（有意水準1%，限界効果0.4281）で有意に正である。この結果は，CAR2が高いほど，また企業規模が大きいほど，プライム市場に残留する確率が高いことを示している。

図表5と図表6の結果を総合すると，CAR1は事後的な市場区分を予測する力を持たないが，CAR2は一定の予測力を持つことが示された。したがって，仮説2はCAR2についてのみ部分的に支持される。

6. 推定結果の考察

本節では，第5節で報告した実証結果の意味を深く考察し，なぜ経過措置の選別効果仮説が支持されなかったのか，その理由を検討する。

実証結果は，経過措置の選別効果仮説を支持しなかった。第1に，CARは上場維持基準からの乖離度(GAP変数)と有意な関係を示さず，むしろ売上高成長率や企業規模といった要因と強く相関していた。第2に，CAR2のみが事後

的な市場残留との相関を示したが，全体として投資家は上場維持基準以外の情報に基づいて企業を評価していたことが示唆された。

この結果は2022年の東証再編において経過措置は必ずしも必要なかったことを示唆する。なぜなら現行のプライム市場の上場維持基準はそのまま適用したとしても，それ以前の公開情報に基づいて東証がプライム市場に残留する企業とスタンダード市場へ移行する企業をスクリーニングすることが可能だったからである⁶。

それではなぜ経過措置の選別効果仮説は支持されなかったのか，本項ではその理由を考察したい。図表6よりCAR2はプライム市場への残留可能性について予測力を持っていた。したがって2022年4月から上場する市場が決定したこと，また経過措置を適用するという事実は投資家に何らかの情報をもたらしたと考えられる。それでも図表3と4は，CAR2が上場維持基準に関する諸変数の影響を受けていないことを示している。つまりCAR2は本稿が想定したのとは異なるチャンネルで経過措置適用企業のプライム市場への残留可能性を評価していたと考えられる。

このような結果が生じた理由の1つは，2022年1月11日以前に利用可能な情報に基づき，投資家はプライム市場に残留可能な企業とスタンダード市場に移行する企業を識別可能であったからである。もしこの推論が正しければ，投資家は上場維持基準とは異なる要因に依拠して経過措置適用の是非だけでなく，プライム市場へ

6 東京証券取引所は，プライム，スタンダード，グロースの各市場に関して上場維持基準を公表したが，厳密に言えば東京証券取引所はこれらの基準に依拠して，上場企業をスクリーニング（選抜）したわけではない。2021年7月9日に東京証券取引所は新市場区分の上場維持基準に適合しているか否かを全上場企業に通知したが，2022年4月の再編時まで，どの市場に上場するかはあくまで企業の選択に任されていた。また旧市場第一部上場企業のうち経過措置適用企業は，2023年9月末までは希望すれば審査なしでスタンダード市場へ移行することが可能であった。したがってこの時点までは東京証券取引所による上場市場に関するスクリーニングは実施されていない。

の残留可能性も評価していたことになる。実際に本稿の推定結果はそうした推論を支持する証拠を提供している。

第1に、CAR1はプライム市場への残留可能性に説明力を持たないが、CAR2は説明力を持っている。CAR1とCAR2の違いはイベントウィンドウの違いであり、CAR2はイベント日以前の2日をイベントウィンドウに含んでいる。つまり2022年1月11日以前に利用可能な情報が、プライム市場への残留可能性と関係していることになる。

第2にCARはGROWTHとSIZEと強く相關している。図表3と4によれば、多くの場合、GROWTHの係数の推定値は有意に正、SIZEの係数の推定値は有意に負である。すなわち投資家は、現時点では相対的に小規模だが、持続的な成長により将来的に大規模になると見込まれる企業を高く評価していることになる。GROWTHやSIZEに関する情報はイベント日以前、財務諸表などにより入手可能である。

さらに本稿の推定結果はAono and Hori (2025)とも整合的である。彼らは2021年6月末の移行基準日以前の公開情報で、投資家はプライム市場に残留する企業とスタンダード市場へ移行する企業とを識別可能であったことを示している。

もう1つの有り得る理由は、 GAP_i として採用した5つの変数以外にプライム市場への残留可能性を予測する変数が存在して、我々がそのような変数を見落としていたからかもしれない。事実、プライム市場の上場維持基準は多数の項目から構成されていて、我々はその一部を取り上げたに過ぎない。例えばプライム市場上

場企業は、コーポレートガバナンスコードの基本原則と原則、補充原則の全てに対応する必要があり、その中には数値化して評価することが難しい条件も存在する⁷。

しかし芹田・花枝(2024)は、プライム市場の経過措置適用企業は流通株式時価総額、流通株式比率、1日平均売買代金の3つの上場維持基準に関する指標を改善したことを報告している。本稿では3つの指標を利用して $GAP3_i$ 、 $GAP5_i$ 、 $GAP4_i$ をそれぞれ計算しており、 GAP_i として採用した5つの変数以外にプライム市場への残留可能性をより正確に予測する変数が存在する可能性は低いと思われる。

7. 結論

本稿は、2022年4月の東証市場再編において導入された経過措置の必要性を実証的に検証した。具体的には、プライム市場の上場維持基準を満たさないにもかかわらず経過措置の適用を受けた296社を対象に、2022年1月11日の経過措置適用企業公表に対する市場の反応を分析し、投資家が将来的に基準を達成できる企業とできない企業を事前に識別できたかどうかを検証した。イベントスタディとクロスセクション分析、さらにロジスティック回帰分析を用いて、経過措置の選別効果仮説を多面的に検証した。

本稿の実証分析から得られた主要な結論は以下の通りである。第1に、経過措置適用の公表に対する市場反応(CAR)は、上場維持基準からの乖離度を示すGAP変数とは有意な関係を示さず、仮説1は支持されなかった。第2に、CAR2については事後的なプライム市場残留と

7 例えばプライム市場上場企業は、気候変動への対応(補充原則3-1③)を開示することが求められているが、すべての企業が比較可能な形式で情報を開示しているわけではない。

正の相関が確認され、仮説2が部分的に支持されたものの、CAR1では有意な関係が見られなかった。第3に、CARは売上高成長率(GROWTH)および企業規模(SIZE)と強く相関しており、投資家は上場維持基準そのものよりも、企業の成長性や規模といった要因に基づいてプライム市場残留可能性を評価していたことが示唆された。これらの結果は、経過措置の選別効果仮説を全体としては支持せず、Aono and Hori (2025)の知見と整合的に、投資家が市場再編以前から既に企業の質を識別できていたことを示している。したがって、経過措置は市場メカニズムによる選別機能を補完する役割を果たしたとは言い難く、その必要性には疑問が残る。

本稿にはいくつかの限界があり、今後の課題として以下の2点が挙げられる。第1に、GROWTHとSIZEがCARに有意な影響を与えることは確認されたものの、これらの変数が経過措置適用の公表や上場市場確定のニュースとどのように関係しているのか、そのメカニズムは十分に解明されていない。投資家が何を評価し、どのような情報に基づいて株価形成を行ったのか、より詳細な分析が必要である。第2に、経過措置適用後、プライム市場に残留した企業とスタンダード市場に移行した企業との間で、事後的な業績にどのような差異が生じたのかを検証することが重要である。しかし現時点では市場再編後の十分な期間が経過しておらず、長期的な業績データが不足しているため、この検証は将来の研究課題として残されてい

る。これらの課題に取り組むことで、市場再編と経過措置が企業行動および企業価値に与えた影響をより包括的に理解することが可能となるであろう。

参考文献

- 芹田敏夫・花枝英樹 (2024) 「東証市場再編が企業行動に及ぼす影響：東証1部からプライム市場へ」『証券アナリストジャーナル』, 第62号, 1巻, 84-95頁。
- Amihud, Y. (2002), "Illiquidity and Stock Returns: Cross-section and Time-series Effects," *Journal of Financial Markets* 5(1), 31-56.
- Aono, K., and K. Hori (2025), "Testing the Signaling Hypothesis of Listing on the Premium Division: Evidence from the Tokyo Stock Exchange," *mimeo*.
- De Carvalho, A. G., and G. G. Pennacchi (2012), "Can a Stock Exchange Improve Corporate Behavior? Evidence from Firms' Migration to Premium Listings in Brazil," *Journal of Corporate Finance* 18(4), 883-903.
- Fjesme, S. L., N. E. Galpin, and L. Moore, (2021), "Rejected Stock Exchange Applicants," *Journal of Financial Economics* 139(2), 502-521.
- Kim, A. (2014), "The Value of Firms' Voluntary Commitment to Improve Transparency: The Case of Special Segments on Euronext," *Journal of Corporate Finance* 25, 342-359.

(立命館大学経済学部教授 青野幸平)
(関西学院大学経済学部教授 堀 敬一)