



JASDAQの株式流動性に関する実証分析

张, 叶舟

(Degree)

博士 (経済学)

(Date of Degree)

2019-03-25

(Date of Publication)

2021-03-25

(Resource Type)

doctoral thesis

(Report Number)

甲第7411号

(URL)

<https://hdl.handle.net/20.500.14094/D1007411>

※ 当コンテンツは神戸大学の学術成果です。無断複製・不正使用等を禁じます。著作権法で認められている範囲内で、適切にご利用ください。



博 士 論 文

平成 30 年 12 月

神戸大学大学院経済学研究科

経済学専攻

指導教員 岩壺 健太郎

张 叶舟

博士論文

JASDAQ の株式流動性に関する実証分析

平成 30 年 12 月

神戸大学大学院経済学研究科

経済学専攻

指導教員 岩壺 健太郎

張 叶舟

目次	
序論	1
第1章 マーケットメイク方式とオーダードリブン方式	8
1.1. はじめに	8
1.2. ジャスダック市場の制度と特徴	10
1.2.1. ジャスダック市場の制度	10
1.2.2. ジャスダック市場の特徴	12
1.3. 分析方法	16
1.3.1. 差の差の検定	16
1.3.2. 流動性指標	17
1.3.3. 逆選択コスト	19
1.3.4. 価格効率性	19
1.4. 分析結果	20
1.4.1. 流動性指数	20
1.4.2. 逆選択コスト	24
1.4.3. 価格効率性	26
1.5. 議論 – どうしてマーケットメイク方式は廃止されたのか? –	27
1.6. 結語	29
1.7. 参考文献	31
第2章 リクイディティプロバイダー方式と流動性	34
2.1. はじめに	34
2.2. 流動性指標	37
2.3. 実証分析	38
2.3.1. 銘柄別々の最小二乗法	38
2.3.2. 固定効果モデル	39
2.3.3. 最小二乗法、順序ロジット・プロビットモデル	41
2.4. まとめ	42
2.5. 参考文献	44
2.6. 付表	45
第3章 IPO企業の流動性およびアンダーパフォーマンス	57
3.1. はじめに	57
3.2. 分析方法	59
3.2.1. マッチング方法	59
3.2.2. 非流動性指標	59
3.2.3. 収益性指標	60
3.3. 統計記述	61
3.3.1. データと仮説	61
3.3.2. アンダーパフォーマンスの検証	65
3.3.3. IPO後流動性の変動	67
3.3.4. 計量分析の仮説	69
3.4. 計量分析	70

3.4.1.	流動性プレミアム.....	70
3.4.2.	IPOによる流動性の差とアンダーパフォーマンスとの関連性.....	73
3.4.3.	非流動性とアンダーパフォーマンスの因果関係.....	75
3.5.	まとめ.....	81
3.6.	参考文献.....	82

序論

証券市場が誕生して以来、流動性は常に重要な課題とされてきた。その中でも、中小企業の株式の流動性は特に注目されている。

日本総務省「事業所・企業統計調査」によれば、中小企業数は全企業数の 99.7%を占め、中小企業の成長は国を支えている。そして、銀行貸付などの伝統的な融資手段以外では、株式による資金調達は中小企業にとって一つの重要な選択肢である。

しかし、大企業あるいは有名企業よりも、中小企業の株式にはリスクが高く、知名度も低いことは周知の事実である。これは中小企業の株式の流動性が低いことと直結している。

したがって、中小企業に適応する取引システムが何かを調べることは重要なことである。

日本のジャスダック市場は日本の初期成長・ベンチャー企業向けの市場であり、かつてはマーケットメイク方式を導入していた。これは日本の証券市場では、唯一の例である。しかしながら、マーケットメイクを採用していた銘柄が少なかったため、マーケットメイク制度が廃止され、代わりにリクイディティ・プロバイダーが導入された。

オーダードリブン制度は伝統的なオークション方式である。投資家が指値注文を出し、市場で成行注文と指値注文とのマッチングが起きることで取引が約定される。もしマッチングする注文があった場合はその場で取引が約定されるが、マッチングする注文がなかった場合は一旦指値ブックに記載され、マッチングが起きるまでは保留される。

このような取引システムは世界中で広く採用されている。このシステムの特徴としては、市場に参加する投資家が多くかつ注文の頻度が高いならば、約定する取引の割合は高くなり、その結果、流動性もかなり高くなる。しかし、中小企業が多い証券市場では、注文する投資家が少なく、取引したくても相手がない、すなわちスプレッドが存在しないことが起こりやすく、結果流動性が低くなることがある。

マーケットメイク制度は JASDAQ 市場のみに見られる特徴的な制度である。市場にマーケットメーカーが存在し、常に取引可能な買い気配と売り気配を提供する制度である。この制度を採用している銘柄では常にスプレッドが存在しており、マーケットメーカーにより流動性が提供される。

ところで、JASDAQ が採用していたマーケットメイク制度と NASDAQ が採用しているマーケ

ットメイク制度では異なる。

1997年に、NASDAQはオーダー・ハンドリング・ルールを導入した。このルールでは、もし投資家が出した気配がマーケットメーカーの気配よりよければ、マーケットメーカーは自分の気配を投資家が出した気配に変更する義務がある。NASDAQはこの制度を用いることで情報の非対称性を一部解決し、スプレッドを低くなることに成功した。

これに対しJASDAQ市場にはオーダー・ハンドリング・ルールがなく、投資家がマーケットメーカーより良い気配を出しても、市場に反応されない。これは、市場の透明性を阻害すると指摘されていた。

マーケットメイク制度が廃止された後、代わりとしてリクイディティ・プロバイダー制度が採用された。この特徴としては、マーケットメイク制度におけるマーケットメーカーのようなリクイディティ・プロバイダーが存在することである。リクイディティ・プロバイダーは売り気配・買い気配のいずれか、また両方を提示する。また、リクイディティ・プロバイダーが提供している気配は、投資家からの注文と同じ優先原則に従う。

この制度におけるリクイディティ・プロバイダーは実際には一般的な投資家とほぼ同じ立場の下で取引をしている。ただし、もしリクイディティ・プロバイダーの取引が流動性供給として認められたら、取引参加料が控除されるので、積極的に流動性を供給し、市場の流動性の向上に役に立てると期待されていた。

【表1】 JASDAQ の制度変更の歴史

1998年12月	マーケットメイク制度導入
2008年3月20日	マーケットメイク制度を採用していた銘柄が少ないため、マーケットメイク制度を廃止、3月21日から全銘柄をオーダードリブンに移行。
2008年4月1日	マーケットメイク制度の代わりとして、リクイディティ・プロバイダー制度を導入。しかしながら、リクイディティ・プロバイダー制度の实质はオークション制度
2010年4月1日	JASDAQ市場が大阪証券取引所に合併される。
2010年10月12日	JASDAQ、NEO、ヘラクレスが合併し、JASDAQスタンダードとJASDAQグロースに移行。

(出所) <http://www.jpx.co.jp/english/corporate/jpx-profile/ose/04-02.html>

海外の証券市場では、米国のNASDAQやOTC Bulletin Boardはマーケットメイク制度を維持している。小型株が多い流動性の低い市場ではマーケットメイク制度の有効性が高いという議論もある(Kalay, Wei, and Wohl (2002)、Malinova and Park (2013))。

しかし、この理論と反対に、ロンドン証券取引所では1997年にオーダードリブン方式(オークション制度)に転向し、欧州の取引所がオーダードリブン方式に収束しつつある。さらに、為替市場や債券市場など流動性の高い市場ではマーケットメイク制度が導入され、流動性が低いことで、流動性を維持するために、マーケットメイカーを導入するのではなく、流動性の高いため、マーケットメイカーを導入するという株式市場とは異なる意味合いをしていた。

一方、NASDAQの取引コストはNYSEの取引コストに比べて割高であり、絶えず批判にさらされている。顧客からの注文のように規模の小さな注文はオーダードリブン方式が向いており、大口取引や為替市場のように規模の大きな注文に対してはマーケットメイク制度が価格インパクトを軽減することができるため向いているという議論も有効である(Viswanathan and Wang (2002))。

マーケットメイク制度とオークション制度の優劣を比較する研究は、主に2つの方法で

行われている。1つはNASDAQからNYSEへというように上場替えを行った企業を分析対象として、変更の前後を比較する方法である。非常に多くの研究がこの方法を採用しているが欠点が存在する。それは、変更の前後では市場環境が異なっている上に、変更する企業のみを分析対象とするとサンプルバイアスが生じている可能性があり、信頼性のある結論を導くことは難しい。

先行研究で使われた2つめの方法は、ロンドン証券市場のように取引所外での取引でマーケットメイク制度が存続している市場を取り上げて、マーケットメイク制度と取引所内で採用されているオークション制度を比較する方法である。同時点で同銘柄の取引が2つの取引システムのもとで行われているので、推計上の問題は生じない。

第1章「マーケットメイク方式とオーダードリブン方式」は中小企業株が取引されている日本のジャスダック市場を分析対象として、マーケットメイク制度とオークション制度の比較を通じて、両制度の評価を行う。かつてオークション制度を採用していたジャスダックでは、1998年からマーケットメイク制度を採り入れ、上場企業はマーケットメイク制度とオークション制度のいずれかを選択できることになっていた。本章は売買方式を変更する銘柄の流動性と価格効率性について「差の差の検定 (Difference-in-difference)」を行い、両方式の優劣を評価した。その結果、マーケットメイク方式はオーダードリブン方式に比べ、より多くの取引機会を与え、約定時の取引コストはほぼ変わらず、価格効率性は優れているが、逆選択コストが高いことが確認された。新興市場におけるマーケットメイク方式は投資家にとって優れた売買方式であるが、十分な収益が上げられないほど取引量が低いならばマーケットメイカーにとって収益面で見劣りする。本研究では流動性供給のニーズの高い新興市場でマーケットメイク方式が根付かない原因と証拠を示す。

次に、ジャスダックでマーケットメイカーが廃止された後に導入されたリクイディティプロバイダー制度に注目する。

流動性の供給を維持するために、世界中の取引所は元々の制度以外に、様々な取引制度を導入した。いまの段階で、代表的な取引制度は、NYSEが2008年から採用している指定マーケットメイカー(DMM: Designated Market Maker)、補助リクイディティプロバイダー(SLP: Supplemental Liquidity Provider)、およびトロント証券取引所などが採用しているメイカー・テイカープライシング(Maker-Taker Pricing)がある。

NYSEはスペシャリスト(specialist)をDMMに変更し、元々の役割以外に、取引所からの報酬をもらうために、一日中で一定割合以上の時間に両側の最良気配を出さなければならないと義務付けられている。同じような制度を採用している取引所は、ストックホルム証券取引所、ユーロネクスト(Euronext)などがある。ただし、そのなかには、報酬はDMMを雇用する上場企業から支払われる場合もある。DMM制度と流動性の関連性についての研究として、Menkveld and Wang(2013)がある。彼らはユーロネクストのデータを用い、DMMを雇用した74社の小企業について、イベントスタディを行った。その雇用契約はより高い流動性レベルを提供し、流動性リスクを減らし、平均的に5.3%の超過リターンを生み出したと指摘した。

一方、NYSEのSLPはジャスダックのリクイディティ・プロバイダーと類似する制度である。SLPは市場に存在している流動性供給者の競争をさらに激しくにするために導入された市場参与者である。SLPは両側の最良気配を出す必要がなく、取引時間の10%以上の時間に片側の最良気配を出し、かつ毎日平均的に一千万株以上を取引すれば、取引所からのリベートをもらえる。しかし、いまの段階で、筆者の調べた限り、SLPについての研究は存在していない。

メイカーテイクープライシングはトロント証券取引所が採用している流動性供給手段である。市場に流動性の供給者(メイカー)が存在しており、彼らの流動性供給行動(例:指値注文)に対し、流動性の需要者(テイカー)(例:成行注文を出す投資者)は約定ごとに、一般の取引手数料以外に流動性供給のための費用を流動性供給者に支払うという仕組みである。この制度についての代表的な研究はColliard and Foucault(2012)がある。彼らは取引所が受け取れる取引手数料が変化しない限り、テイカー・メイカープライシングは気配スプレッドを減少するが、その手数料を取引コストとして考慮すれば、全体の取引コストは影響されないと指摘した。この理論について、Malinova, Katya, and Andreas Park(2015)はトロント証券取引所のデータによって、実証した。

ジャスダックのリクイディティプロバイダーは上述の制度と比べて、以下の区別があるから、独特な研究価値がある。まず、ジャスダックにおいて、LPは最良気配や毎日平均の売買高の条件が付けられず、約定ごとにリベートをもらえる。さらに、主に中小企業が上場しているジャスダックにおけるOD方式を採用した銘柄に対して、片側の気配、または両側

の気配のない場合が少なくない。従って、ジャスダックの独特なデータに対する研究によって、リベート獲得条件のないリクイディティプロバイダーは流動性の低い中小企業の流動性に対していかなる影響があるかを明らかにできる。さらに、MM方式やOD方式と比べ、LP方式はどのようなメリット、またはデメリットがあるかを明らかにする。その結果を踏まえば、取引所がLP方式を採用とき、中小企業の流動性に対してどのような影響を与えるかの判断の参考になる。従って、第2章「リクイディティプロバイダー方式と流動性」で、リクイディティプロバイダー方式への変更によって、株式の流動性がどのように変化したのかを検証する。方式変更によって、マーケットメイク方式を採用した銘柄の流動性は改善し、オーダードリブン方式を採用した銘柄の流動性は悪化したことが明らかになった。それは、マーケットメイク方式を採用した銘柄の逆選択コストは方式変更で改善され、オーダードリブン方式を採用した銘柄は悪化したことが原因であることを明らかにした。ただし、オーダードリブン方式を採用した銘柄は方式変更によって、取引機会が増加したと実証した。さらに大企業、方式変更前流動性の高い企業、流動性が不安定な企業は方式変更によって流動性の改善確率が高いことを発見した。

最後に、ジャスダックでの上場後のアンダーパフォーマンスと流動性の関連性に注目する。Ritter (1991) の研究以降、IPO企業の株価のアンダーパフォーマンスが注目された。Ritter (1991) は1975～85のNYSE、NASDAQのデータを利用し、長期（3年）の間に、ベンチマークによって調整された超過収益率（AR：Abnormal Return）を累積することで計算された累積超過収益率（CAR：Cumulative Abnormal Return）が持続的に右下がり、ベンチマークと比べて、IPO銘柄の収益性はアンダーパフォーマンスしていると指摘した。またこの論文では、アンダーパフォーマンスの原因の一つとして考えられるのが、投資者が新規上場の株に対して、過大評価をし、時間が経つと、その評価がなくなり、株価も段々本来の価値まで戻ることを示した。

Brav and Gompers (1997) はベンチャーキャピタルあり・なしの区分でアンダーパフォーマンスを研究した。そして、ベンチャーキャピタルを持つIPO企業には有意なアンダーパフォーマンスがなく、小企業かつベンチャーキャピタルなしの企業が有意なアンダーパフォーマンスがあった。結論として、アンダーパフォーマンスは主に小企業およびベンチャーキャピタルのない企業によるものと結論を付けた。

日本市場にてのアンダーパフォーマンスについての研究も存在している。阿部（2005）は1995年～2002年のジャスダックのIPOデータを用い、長期（3年）のアンダーパフォーマンスを検証し、さらに、IPO企業の経営状況の悪化とも関係あると指摘した。

しかし、以上の研究は、持続的なアンダーパフォーマンスを十分に解釈していない。例えば、四半期決算の発表で、企業の成長率は予想の成長率を達していない場合（業績のアンダーパフォーマンス）、発表後の短期間に株価の下落が考えられるが、三ヶ月間に持続的な株価のアンダーパフォーマンスに至ると考えられないものの、いままでの文献と本論文の検証で、IPO企業の株価に、持続的なアンダーパフォーマンスが観察されている。第3章「IPO企業の流動性とアンダーパフォーマンス」はジャスダック市場でのIPOに注目することにより、IPO直後の流動性がマッチングにより選出されたコントロール銘柄のよりも良く、時間の経過とともに有意差がなくなることを明らかにした。さらに、流動性の悪化はアンダーパフォーマンスの原因の一つとパネルベクトル自己回帰モデルによって実証した。

第1章 マーケットメイク方式とオーダードリブン方式

1.1. はじめに

証券市場には2つの役割がある。一つは取引を行いたい投資家に取引機会を与えることであり、もう一つは投資家や企業にとって資金の配分に欠かせない証券価格を決めることである (Foucault et al., 2013)。市場制度がどのように流動性や価格発見に影響しているのかについては多くの研究があるが、資産クラスに応じて、あるいは金融資産の特性に応じてどの売買方式が最適かについては未だに議論の終着点が見えていない。

とりわけ、流動性の低い株式市場において、投資家からの注文をさばくために仲介業者を置いているマーケットメイク方式 (ディーラー方式) と仲介者をもたないオーダードリブン方式のどちらが適しているのか? ロンドン証券取引所では1997年にオーダードリブン方式 (オークション方式) に転向した一方で米国のナスダックでは投資家の指値とディーラーの気配が共存している。また、フランスの NSC やドイツの XETRA では流動性向上のためにオーダードリブン方式にディーラーを導入し流動性供給を促している (Theissen, 2000)。

マーケットメイク方式とオークション方式の優劣を比較する研究は、主に2つの方法で行われている。1つはNASDAQからNYSEへというように上場替えを行った企業を分析対象として、変更の前後を比較する方法である。しかし、異なる市場では上場基準が異なり、売買方式以外の制度も異なっているため信頼性のある結論を導くことは難しい。

先行研究で使われた2つめの方法は、ロンドン証券市場のように取引所外での取引でマーケットメイク方式が存続している市場を取り上げて、マーケットメイク方式と取引所内で採用されているオークション方式を比較する方法である。同時点で同銘柄の取引が2つの取引システムのもとで行われているので、推計上の問題は生じない。ただし、売買方式の異なるとはいえ同じ銘柄が同時に取引されているのでおおよそ一物一価が成立するため、価格の情報効率性の違いを検証することはできない。

本研究では、中小企業株が取引されている日本のジャスダック市場を分析対象として、マーケットメイク方式とオークション方式の比較を通じて、両制度の評価を行う。かつてオークション方式を採用していたジャスダックでは、1998年からマーケットメイク方式を採用し、上場企業はマーケットメイク方式とオークション方式のいずれかを選択できるようになっていた。そこで、マーケットメイク方式とオークション方式の間で売買方式を変更し

た企業が変更によって流動性や価格効率性がどのように影響されたかを検証する。

売買方式を変更する企業と変更しない企業が存在するとき、「差の差の検定 (Difference-in-difference)」を用いることで、売買方式の変化の効果を正確に測定することができる。ただし、上場企業の自発的な意思によって売買方式が選択されるので、売買方式の選択に影響する要因に関して似通った企業特性を持つ企業を売買方式の変更を行っていない企業群から選び出し、マッチング企業との比較を通じて判断しないといけない。Davies and Kim (2009)は取引システム間の取引コストの比較には企業のサイズを表す株式時価総額と株価の2つの変数を使った One-to-One マッチングが最適であり、推計式の変数をすべて考慮する必要はないことを主張した。

本論文では、流動性と価格効率性についてマーケットメイク方式とオークション方式の優劣を評価するために、以下の手順で検定した。まず、マーケットメイク方式とオークション方式の間で変更した企業について、変更した時点で変更していない企業群から Davies and Kim (2009)のマッチング方式に従ってコントロール企業を選び出し、変更する前後での流動性指標と価格効率性指標に関する「差の差の検定」を行った。企業特性が似通った企業とマッチングさせ企業特性をコントロールした上でトリートメント企業の変更前後の変化を検定する。マッチングと差の差の検定を用いることで、取引システム変更企業の自発的な行動がもたらすバイアスを考慮することができ、かつ、変更前後の市場環境変化が与える影響も考慮することができる。

分析の結果、マーケットメイク方式はオーダードリブン方式に比べ、より多くの取引機会を与え、約定時の取引コストはほぼ変わらず、価格効率性は優れているが、逆選択コストが高いことが確認された。新興市場におけるマーケットメイク方式は投資家にとって優れた売買方式であるが、十分な収益が上げられないほど取引量が低いならばマーケットメイカーにとって収益面で見劣りする。この結果は流動性が低い市場において、マーケットメイク方式のニーズは高いものの、世界の株式市場ではマーケットメイク方式が消滅している現状の一因を示している。

1.2. ジャスダック市場の制度と特徴

1.2.1. ジャスダック市場の制度

新興企業にとっては取引所上場への登竜門という位置づけの株式店頭市場であったジャスダック市場にマーケットメイク方式が導入されたのは1998年のことである。規模が比較的小さい企業が多いことから株式売買が円滑に行われにくく、流動性の面で問題を抱えていたことが導入の理由であるが、システム対応や貸株市場の未発達などのインフラ面での整備が不十分であることから、従来のオーダードリブン方式とマーケットメイク方式を並存させ、いずれか一つを選択する制度となった（日本証券経済研究所，2004）。

ジャスダックのマーケットメイク方式はマーケットメイク銘柄となることを希望する上場企業の申請を受け、4社以上¹のマーケットメイカーが当該銘柄の売り・買い気配および株数を常時提示することにより市場に流動性が提供される売買方式である。マーケットメイカー以外の証券会社が顧客との間でマーケットメイク銘柄の売買を行う場合は、マーケットメイカーの最良気配の範囲内で取引を成立させないといけない。マーケットメイカーの提示する気配の継続性を維持するため値幅制限を撤廃しサーキットブレーカー制を導入したことや、市場の透明性を高めるために約定価格等がリアルタイムで開示されることが特徴である。

2003年には2単位以下の小口注文についてはマーケットメイクシステムに集中し、気配と注文を自動的に執行するセントラルオーダーブック方式が採用されることになった。それはオーダーブックに入った注文が価格優先、時間優先でマーケットメイカーの最良気配で約定が行われる仕組みである。約定されない注文はそのままオーダーブックに登録され、条件が整うとマーケットメイカーの最良気配で自動的に執行される。2単位というのは1約定当たりの平均的な単位数であったが、当時のマーケットメイク銘柄の約90%がマーケットメイクシステムで約定されていた。さらに、2004年にジャスダックが店頭市場から取引所に移行した後は相対で行われる取引所外取引を除いて、すべての注文はセントラルオーダーブックに集められることになる。

米国のナスダック市場と異なる点は1997年にナスダック市場で導入されたオーダーハンドリングルール（OHR）が日本のジャスダックには導入されていないことである。オー

¹ 1998年のスタート以来、マーケットメイク銘柄の最低マーケットメイカー数は2社からであったが、2002年に4社に引き上げられた。

オーダーハンドリングルールとは、次の3つのルールを指す。(1)公衆気配発信可能でない私設取引システム(ECN)に投資家向けのより良い価格を提示してはならない(気配ルール)、(2)投資家の注文が自社の気配より有利な場合は自分でその指値で執行、気配をその指値に変更、他のマーケットメイカーへ回送、公衆気配発信可能なECNへ回送のいずれかを行わなくてはならない(オーダーディスプレイルール)、(3)自社の気配と投資家の指値が同じ値段の場合は顧客の注文を優先する義務がある(マニングルール)。

米国では、日本のセントラルオーダーブック方式のように最良執行を担保する仕組みは存在せず、小口注文を自動執行するSOESが導入されているもののそれぞれのマーケットメイカーが価格形成を行っている。また、PTSなどの市場の分断化が発生しているため自社気配として提示したくない注文については、他のマーケットメイカーやPTSに注文回送することもできる。つまり、その分断化のなかで最良執行を確保するという観点から最良気配内注文のみをセントラル化するというオーダーハンドリングルールが採用された。

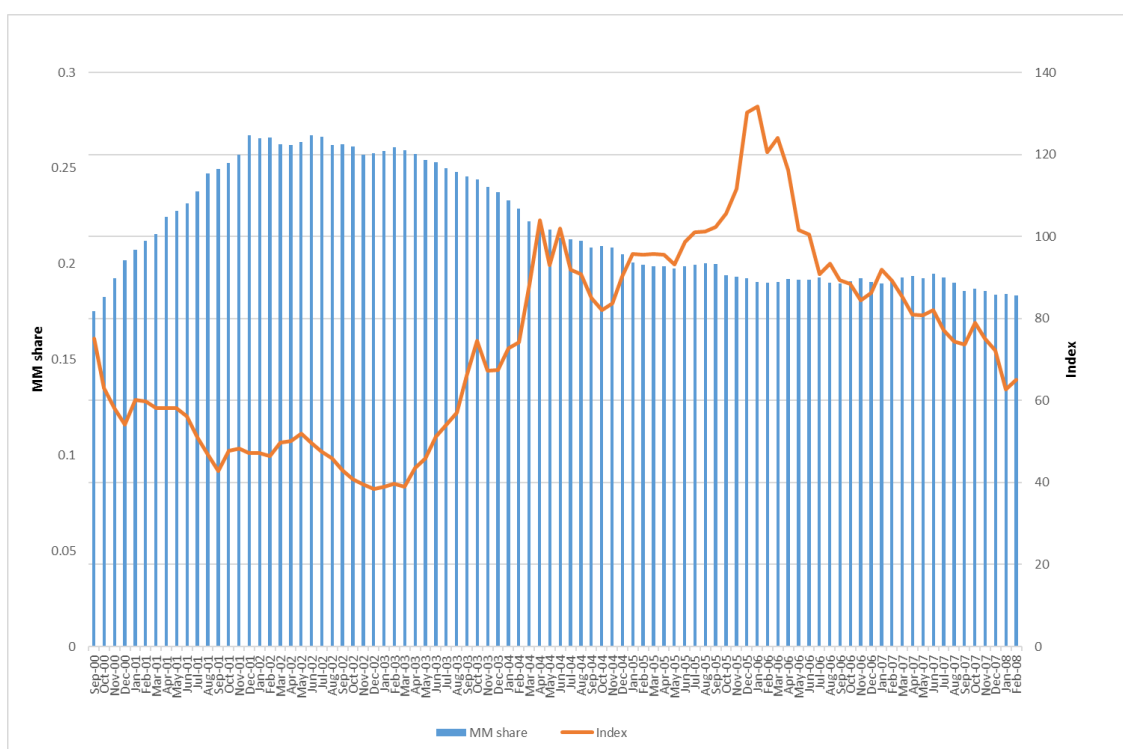
一方、日本で採用されたセントラルオーダーブック方式は注文を集中させ、マーケットメイカーの気配との最良執行を自動的に確保するための制度であった。価格形成機能をマーケットメイカーに集中させるため投資家同士の注文が対当して約定するオーダードリブン機能は遮断されており、そのために米国のオーダーハンドリングルールは導入されなかった。しかし、投資家の有利な指値が気配に反映されないといった制度的欠陥が個人投資家や機関投資家から批判されていたことも事実である。オーダーハンドリングルールの有無がもたらす帰結については6章で詳述する。

2008年3月21日を最終取引日としてマーケットメイク方式は廃止され、24日からオーダードリブン方式にマーケットメイカーの流動性供給機能を加えたリクイディティ・プロバイダー方式が導入された。リクイディティ・プロバイダーとなる証券会社は銘柄ごとに届出を行い、オークション方式において自己注文として流動性を供給する一方、取引手数料の割引という流動性供給のインセンティブを与えられる。このリクイディティ・プロバイダー方式の効果については次章で分析する。

1.2.2. ジャスダック市場の特徴

ジャスダック市場にマーケットメイク方式が導入されたのは1998年であるが、2000年にマーケットメイカーの気配と小口の指値注文を電子的に自動執行するジャスダックマーケットシステムが稼動し、マーケットメイク銘柄は大幅に増加した。本稿のサンプル期間は2000年9月からマーケットメイク方式が廃止され、リクイディティ・プロバイダー方式に変更された2008年3月までとする。

図 1.1 マーケットメイク銘柄の比率と JASDAQ 指数の推移



(出所) JASDAQ

図 1.1 にはジャスダック株価指数の推移とマーケット銘柄に指定された企業の割合の推移をグラフ化したものである²。ジャスダック株価指数は2002年に最安値をつけ、2006年に最高値をつけるまで大幅に上昇した。その後、マーケットメイク方式が廃止になるまで下落した。この株価の変動を3期に分ける。1期（停滞期）は2000年9月から2002年12

² ジャスダックの株価ティック・データおよび日次ジャスダック指数のデータはQuick(2000.9-2006.8)、日経メディアマーケティング(2006.9-2011.1)から入手した。

月、2期（好況期）は2003年1月から2006年1月、3期（不況期）は2006年2月から2008年3月である。

表 1.1 マーケットメイク銘柄とオーダードリブン銘柄の企業数と比率（年末値）

	MM	OD	total	MM/total
2000	238	885	1123	0.211932
2001	338	922	1260	0.268254
2002	329	931	1260	0.261111
2003	300	944	1244	0.241158
2004	252	945	1197	0.210526
2005	230	958	1188	0.193603
2006	214	973	1187	0.180286
2007	195	981	1176	0.165816
2008	0	928	928	0

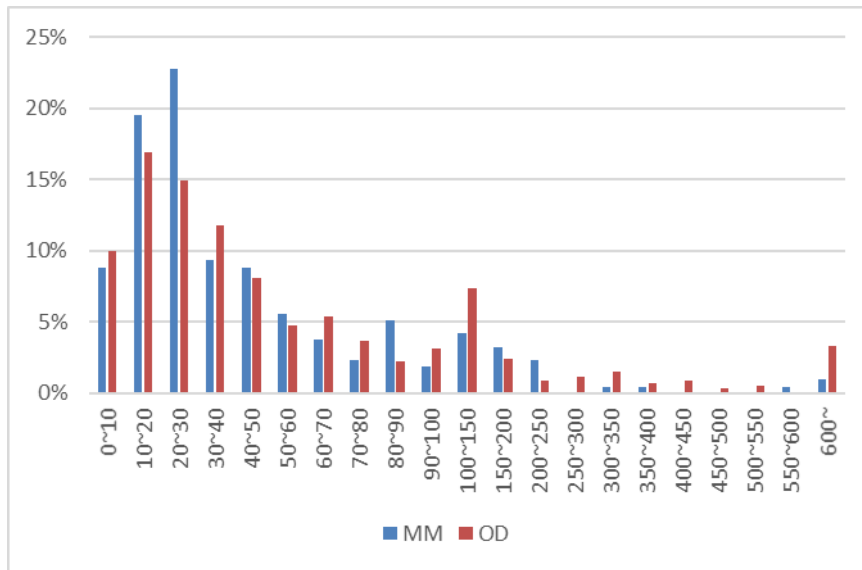
表 1.2 売買方式を変更した企業の変更年

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
OD to MM	43	64	24	12	9	10	1	4	0
MM to OD	7	22	53	43	60	49	27	27	2

一方、マーケットメイク銘柄の割合はマーケットメイク方式開始から増加をたどり 2002 年 6 月に上場全銘柄の 26.7%を上回ってピークをつけた後、下落の一途をたどり 2008 年のマーケットメイク方式終了時には 20%を切るようになった。表 1.1 には各年のマーケットメイク銘柄とオーダードリブン銘柄の企業数が比較され、表 1.2 には各年の売買方式を変更した企業数を比較している。マーケットメイク開始時に変更した企業に加え、新規上場企業には金銭的なインセンティブを設けたためマーケットメイク方式で上場開始する企業が多く、2001 年にはマーケットメイク方式に変更する企業は 64 社にのぼった。その後はオーダードリブン方式に変更する企業が増え、マーケットメイク方式に変更する企業を圧倒するようになる。その結果、マーケットメイク方式の企業が減っていくことになった。

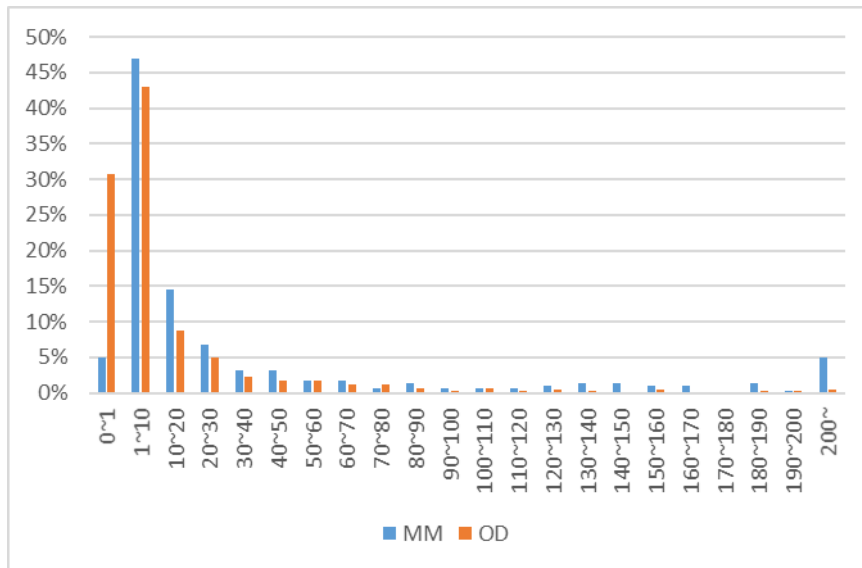
図 1.2.1 は 2001 年時点でみた株式時価総額のヒストグラムである。マーケットメイク銘柄とオーダードリブン銘柄の企業総数それぞれを 1 として、株式時価総額を比較すると、いずれも企業規模が小さいというジャスダック市場の一番の特徴が伺える。また、マーケットメイク銘柄はオーダードリブン銘柄に比べて小企業の割合が多い。

図 1. 2. 1 株式時価総額の分布 (2001 年末)



(注) 横軸の単位は億円。縦軸はシェア。MM はマーケットメイク銘柄、OD はオーダードリブン銘柄。上場・上場廃止・方式変更をした企業をその年から除いている。

図 1. 2. 2 日次取引件数 (2001 年)



(注) 横軸の単位是件数。縦軸はシェア。MM はマーケットメイク銘柄、OD はオーダードリブン銘柄。上場・上場廃止・方式変更をした企業をその年から除いている。

次に、図 1.2.2 は 2001 年における 1 日平均の取引件数のヒストグラムである。1 日当たり取引件数が 1 未満の取引が多いのはオーダードリブン銘柄であり、オーダードリブン銘柄の 30% の企業が平均的にほぼ取引がない。一方、マーケットメイク銘柄も取引件数が 1 以上 10 未満のものが多く、いずれの方式も流動性が低いことを示しているが、オーダードリブン方式の取引件数が相対的に低いことが伺える。

1.3. 分析方法

1.3.1. 差の差の検定

流動性や効率性に関するマーケットメイク方式とオーダードリブン方式の優劣を評価するために、売買方式を変更した企業を分析対象として売買方式を変更する前後での「差の差の検定 (Difference-in-difference)」を用いて分析を行う。たとえば、マーケットメイク方式からオーダードリブン方式に変更する企業の場合、変更の前後の流動性と効率性の変化を計測し、同時期に売買方式を変更させなかったマーケットメイク方式の企業の流動性と効率性の変化と差があるかどうかを検定する。オーダードリブン方式からマーケットメイク方式に変更する企業についても同様に、同時期にオーダードリブン方式を変更させなかった企業と比較する。

「差の差の検定」を行う利点は、売買方式の変更前後の流動性と価格効率性の変化に影響する売買以外の要因（たとえば企業特性や市場環境の変化）を考慮することができることであり、売買方式の変更の影響を正確に計測することができる。ただし、売買方式の選択は上場企業の自発的な意思決定の結果であるので、売買方式の選択に影響する要因に関して似通った企業特性を持つ企業を売買方式の変更を行っていない企業群から選び出し、売買方式の変更を行った企業と 1 対 1 のマッチングを行う。売買方式の変更を行った企業をトリートメント企業、売買方式の変更を行っていない企業をコントロール企業とし、両企業群の変更時の変化を比較することで変更企業の自発的な行動がもたらすバイアスを考慮する。具体的には、売買制度の変更を行った時点で計測された企業特性について、入れ替わりを行っていない企業群から Davies and Kim (2009) のマッチング方式に従ってコントロール企業を選び出す。

Davies and Kim(2009)は取引の執行コストの制度間比較において、どのようなマッピン

グ方式を用いるのが最適か、シミュレーション分析を行って明らかにしている。彼らの結果によると、比較対象企業の株式時価総額と株価をもとに1対1のマッチングを行い、傾向スコアマッチングの推計式の変数をすべて考慮する必要はないことを主張している。本研究では、事前にどのような企業特性をもつ企業が売買方針を変更しているのかを分析し、Davies and Kim(2009)のマッチング方式がジャスダック市場にも当てはまりがよいことを示した³ (Appendix 参照)。

1対1のマッチングにおいては、Davies and Kim(2009)に従い、各トリートメント企業 $i \in I_T$ に対応するコントロール企業 $j \in I_C$ 1社を以下の式に基づいて基準化された株式時価総額(MC)と株価(S)の差の2乗が小さくなるように求める。

$$\arg \min_{j \in I_C} \left[\left(\frac{MC_i - MC_j}{MC_i + MC_j} \right)^2 + \left(\frac{S_i - S_j}{S_i + S_j} \right)^2 \right]$$

1.3.2. 流動性指標

流動性を表す指標として、取引コスト、デプス、価格インパクトなどの指標がある。マーケットメイク方式はマーケットメイカーが投資家間の取引を仲介するため、投資家同士が取引を行うオーダードリブン方式よりも取引高が多くなる傾向がある。したがって、取引高を使った流動性の指標はマーケットメイク方式とオーダードリブン方式を比較する上では適切ではない。そこで、本論文での指標として、マーケットメイク方式とオーダードリブン方式の気配スプレッド率、実効スプレッド率、時間加重実効スプレッド率、無取引日数比率、ボラティリティを計測する。それぞれの定義は以下の通りである。

$$Effective\ spread_{\tau} = \frac{|2 \times (price_{\tau} - mid_{\tau-1})|}{mid_{\tau-1}} \times 100$$

$$mid_{\tau-1} = \frac{ask_{\tau-1} + bid_{\tau-1}}{2}$$

³ マーケットメイク方式からオーダードリブン方式に変更した場合と、オーダードリブン方式からマーケットメイク方式に変更した場合のそれぞれについて、企業の売買方式変更の決定要因に関するデュレーション分析を行い、次の結果が得られた。(1) 株価変化率が高い企業はオーダードリブン方式に変更する傾向が高く、低い企業はマーケットメイク方式に変更する傾向が高い。(2) 株価指数変化率が高い市場が活況な時にはオーダードリブン方式に変更する傾向が高いが、マーケットメイク方式に変更した企業にはその傾向が見られない。(3) 大企業はオーダードリブン方式に、小企業はマーケットメイク方式に変更する傾向が強い。(4) 1株当たり純資産、簿価時価比率、長期負債額はそれぞれ大きいほどオーダードリブン方式に変更する傾向が見られるが、マーケットメイク方式に変更する企業には見られない。

$Effective\ spread_{\tau}$ は約定時の実効スプレッド率である。 τ は約定時を表し、 $\tau - 1$ は約定直前を表す。 $price_{\tau}$ は約定価格、 $ask_{\tau-1}$ は約定直前の最良売り気配、 $bid_{\tau-1}$ は約定直前の最良買い気配である。

マーケットメイク方式はオーダードリブン方式よりも取引頻度が多いことを反映して、取引間隔 $t_{t,i}$ で加重平均した時間加重実効スプレッド率実効スプレッド率も計測する。McInish and Wood(1992)にしたがって、以下のように定義する。

$$Duration - weighted\ effective\ spread_t = \frac{\sum_{i=1}^N ES_{t,i} \times t_{t,i}}{\sum_{i=1}^N t_{t,i}}$$

時間加重実効スプレッドは約定までの期間が長いときに実効スプレッドが高ければ単純平均の実効スプレッドに比べて大きな値となる。取引頻度の少ないオーダードリブン方式において、約定までの期間と実効スプレッドが相関しているかが注目される。

気配スプレッドは約定時点ではなく、1時間間隔の気配スプレッドを計測する。

$$Quoted\ spread_t = \frac{1}{5} \sum_{t \in T} \frac{|ask_{t-1} - bid_{t-1}|}{mid_{t-1}}$$

$$T = (10:00, 11:00, 13:00, 14:00, 15:00)$$

$quoted\ spread_{\tau}$ は気配スプレッド率である。実効スプレッドが約定を条件とした投資家の取引コストであるのに対し、気配スプレッドは約定を条件としない投資家の取引コストを表している。

また、約定の成立がとぼしい銘柄が存在するジャスダック市場の特性を活かした流動性指標として、1ヶ月間の取引日に占める無取引日数の比率を計測した無取引日数比率を以下のように定義する。

$$Zero\ trading\ day\ ratio_t = \frac{Number\ of\ zero\ trading\ days\ in\ a\ month}{Number\ of\ trading\ days\ in\ a\ month}$$

ボラティリティも市場の流動性を表す指標となりえる。ボラティリティが低いときには投資家が資産を大きな価格変動なしに現金化することができるからである。ボラティリティの指標として、以下のように取引が発生した日の終値で計算したリータンの標準偏差を用いる。そして1日のボラティリティを計算し、その期間平均をボラティリティ指数とする。

$$Vol_t = \sqrt{\frac{\sum_{i=2}^{N_t} (R_{i,t} - \overline{R_{i,t}})^2}{N_t - 1}}$$

1.3.3. 逆選択コスト

マーケットメイカーにとって逆選択コストは収益を悪化させる重要な要素である。気配スプレッドを与えられたモデルによって分解し、逆選択コストを推計する研究は数多くあり、とりわけマーケットメイク方式を念頭に気配スプレッドは注文処理コスト、在庫コスト、逆選択コストに分解される。しかし、オーダードリブン方式の市場では、逆選択コストと注文処理コストは気配スプレッドの要素であるが、在庫コストはマーケットメイカーが不在であるため、それにそぐわない。

以下では、どちらの売買方式にも適応可能な Lin et al. (1995) のモデルを用いて気配スプレッドの分解を行う。以下のモデルの3つのパラメータが逆選択コスト(λ)、注文処理コスト(γ)、注文の持続性(θ)に相当する。

$$M_{t+1} - M_t = \lambda Z_t + e_{t+1}$$

$$Z_{t+1} = \theta Z_t + \eta_{t+1}$$

$$P_t - P_{t-1} = -\gamma Z_t + u_t$$

ここで $\gamma = 1 - \lambda - \theta$.

なお、 M_{t+1} と M_t は約定前後の仲値、 Z_t は約定時の実効スプレッド、 P_t は約定価格を指す。

1.3.4. 価格効率性

マーケットメイク方式とオーダードリブン方式に価格効率性の違いがあるかを調べるために、分散比検定を行う。ランダムウォークモデルによると、株価リターンの分散は時間に比例して増加する。先行研究ではこの性質を利用して価格がランダムウォークするかどうかに関して分散比を用いて検定している。効率的な価格のもとでは時間当たりの長期の分散と短期の分散の比は1となるので、Boehmer and Kelley (2009) は分散比の1からの乖離を非効率性の指標とした。以下では、10日間の長期リターンの10分の1と1日間の短期リターンの分散の比をVRと定義し、VRと1の差の絶対値をもって非効率性の指標を定義する。

$$VR = \frac{Var[r_t(10)]}{10 * Var[r_t]} = \frac{\frac{1}{T-10} \sum_{t=10}^T (r_t + r_{t-1} + \dots + r_{t-10} - 10\mu)^2}{\frac{10}{T-1} \sum_{t=1}^T (r_t - \mu)^2}$$

$$\text{非効率性} = |1 - VR|$$

1.4. 分析結果

1.4.1. 流動性指数

売買方式を変更した時点を境として前後 30 日間の流動性指標について、変更企業と非変更企業の流動性指数の変化を比較することで売買方式の優劣を検討する（表 1.3）。

オーダードリブン方式からマーケットメイク方式に変更した場合、全期間では無取引日数比率が低下する。変更していないオーダードリブン方式の同時期の変化と比較した差の差の検定においても統計的有意であり、マーケットメイク方式の無取引日数が少ないことが確認される。反対に、マーケットメイク方式からオーダードリブン方式に変更した企業の無取引日数比率は上昇し、差の差の検定が有意になっている。さらに、3つのサブサンプル期間に分けてみると、1期と2期に全期間と同じマーケットメイク方式の無取引日数が少ない。マーケットメイク方式はオーダードリブン方式に比べて投資家により多くの取引機会を提供しているといえよう。

次に、オーダードリブン方式からマーケットメイク方式に変更する企業とマーケットメイク方式からオーダードリブン方式に変更する企業を比べてみると、もともとオーダードリブン銘柄の無取引日数比率が顕著に高く、マーケットメイク方式に変更することで低下するが、その値はマーケットメイク企業に変更したオーダードリブン方式よりもはるかに高い。つまり、そもそもマーケットメイク方式に変更する企業群とオーダードリブン方式に変更する企業群は流動性の面で大きく異なっているのである。オーダードリブン方式に変更する企業は流動性が悪化するが、それらの無取引日数比率のレベルは低く、オーダードリブン方式に変更しても十分、取引機会を与えられる企業が増えている可能性が高い。

非約定時の気配スプレッドについても無取引日数比率と同様の傾向が見られる。オーダードリブン方式からマーケットメイク方式に変更する企業の気配スプレッドは変更によって低下するが、マーケットメイク方式からオーダードリブン方式に変更する企業は上昇する。これは同じ時期に売買方式を変更していないコントロール企業と比較しても明らかで

差の差の検定ではマーケットメイク方式の優位性が確認される。オーダードリブン方式からマーケットメイク方式に変更する企業と、マーケットメイク方式からオーダードリブン方式に変更する企業の気配スプレッドがそもそも異なっており、低流動性に悩まされているオーダードリブン銘柄がマーケットメイク銘柄に変更し、流動性懸念があまり顕著でないマーケットメイク銘柄がオーダードリブン方式に変更する傾向も同様である。

ところが、約定時の実効スプレッドについては、マーケットメイク方式の優位性が顕著ではない。全期間を通じた変更銘柄と非変更銘柄の実効スプレッドの単純平均に関する違いは有意ではなく、時間加重平均ではマーケットメイク方式からオーダードリブン方式に変更した企業は Wilcoxon 検定の P 値が 0.09 と 10%有意水準でようやく棄却されるほどである。つまり、実効スプレッドにおいてはマーケットメイク方式とオーダードリブン方式で有意な差異はない。気配スプレッドではマーケットメイク方式の優位性が明らかだったのに、これはどうしてであろうか。その理由は宇野その他 (2002) が指摘しているように、オーダードリブン方式では投資家の指値注文行動により約定成立直前にはスプレッドが大幅に縮小し、約定環境が整ったところで約定が行われているからである。オーダードリブン銘柄の多くは 1 日の約定件数が非常に少ない上、前場の寄付に取引が集中する傾向が見られることから、約定時のスプレッドと平時のスプレッドには大きな違いがある。一方、マーケットメイク方式では、気配スプレッドと実効スプレッドに大きな違いはない。

全期間を 3 期に分けた結果を見ると、株価が上昇した 2 期ではマーケットメイク方式からオーダードリブンに変更した企業の実効スプレッドが上昇し、差の差の検定でも有意である。一方、株価が下落した 3 期ではマーケットメイク方式からオーダードリブンに変更した企業の実効スプレッドが下落し、差の差の検定でもマーケットメイク方式の優位性が失われている。全期間において両方式にスプレッドの差が見られないのは期間によって逆の結果がみられ、それらが相殺されているからでもある。3 期においてマーケットメイク方式の実効スプレッド (単純平均と時間加重平均のともに) が拡大したのは、おそらく株価下落時には取引高が縮小するので収益確保のためにマーケットメイカーがスプレッドを拡大させたことが原因と考えられる。

最後に、ボラティリティについては、全期間においてオーダードリブン方式からマーケットメイク方式に変更した企業のボラティリティが低下し、マーケットメイク方式からオー

オーダードリブン方式に変更した企業のボラティリティが上昇している。また、それらの差の差の検定は有意となっている。その傾向は2期、3期においてもみられる。これらはマーケットメイカーによる価格付けは想定的に安定していることを示している。

まとめると、マーケットメイク方式は取引回数が少ない銘柄についても投資家により多くの投資機会を与え、約定を条件付けない場合のスプレッドはオーダードリブンよりも有意に低い。約定時の実効スプレッドについてはそれほど有意な違いはないが、気配は安定している。このようにマーケットメイク方式はNASDAQで批判されたような取引コストの上昇を招いているといった証拠はみられず、むしろオーダードリブン方式よりも流動性の面で優れていると結論付けられる。

表 1.3 変更企業の流動性の変化に関する「差の差の検定」

無取引日数比率	企業数	トリートメント企業 (変更後)	トリートメント企業 (変更前)	コントロール企業 (変更後)	コントロール企業 (変更前)	トリートメント企業 (1) (変更後-変更前)	コントロール企業 (2) (変更後-変更前)	(1) - (2)	p値 (検定)	p値 (Wilcoxon 検定)	
全期間											
(OD to MM) vs OD	146	0.3212	0.4612	0.3630	0.3553	-0.1400	0.0078	-0.1477	0.0000	***	0.0000 ***
(MM to OD) vs MM	250	0.1088	0.0809	0.1447	0.1385	0.0279	0.0061	0.0217	0.0300	**	0.0438 **
1期											
(OD to MM) vs OD	111	0.3339	0.4838	0.4012	0.3922	-0.1498	0.0090	-0.1589	0.0000	***	0.0000 ***
(MM to OD) vs MM	73	0.1804	0.1447	0.2082	0.1973	0.0356	0.0110	0.0247	0.2138		0.3344
2期											
(OD to MM) vs OD	30	0.2567	0.3600	0.2589	0.2544	-0.1033	0.0044	-0.1078	0.0030	***	0.0009 ***
(MM to OD) vs MM	139	0.0779	0.0547	0.0986	0.1007	0.0233	-0.0022	0.0254	0.0345	**	0.0288 **
3期											
(OD to MM) vs OD	5	0.4267	0.5667	0.1400	0.1400	-0.1400	0.0000	-0.1400	0.1110		0.125
(MM to OD) vs MM	38	0.0842	0.0544	0.1912	0.1640	0.0298	0.0272	0.0026	0.9341		0.96
気配スプレッド (1時間間隔)											
全期間											
(OD to MM) vs OD	142	0.0413	0.0849	0.0627	0.0670	-0.0437	-0.0043	-0.0394	0.0000	***	0.0000 ***
(MM to OD) vs MM	250	0.0351	0.0279	0.0307	0.0308	0.0072	-0.0001	0.0074	0.0023	***	0.0000 ***
1期											
(OD to MM) vs OD	107	0.0420	0.0905	0.0667	0.0734	-0.0485	-0.0067	-0.0418	0.0000	***	0.0000 ***
(MM to OD) vs MM	73	0.0565	0.0344	0.0346	0.0368	0.0221	-0.0021	0.0242	0.0002	***	0.0000 ***
2期											
(OD to MM) vs OD	30	0.0326	0.0712	0.0549	0.0519	-0.0386	0.0030	-0.0416	0.0105	**	0.0004 ***
(MM to OD) vs MM	139	0.0267	0.0200	0.0213	0.0212	0.0068	0.0002	0.0066	0.0001	***	0.0000 ***
3期											
(OD to MM) vs OD	5	0.0770	0.0489	0.0243	0.0204	0.0282	0.0039	0.0243	0.2346		0.3125
(MM to OD) vs MM	38	0.0247	0.0444	0.0571	0.0546	-0.0197	0.0026	-0.0223	0.0002	***	0.0000 ***
実効スプレッド (単純平均)											
全期間											
(OD to MM) vs OD	122	0.0300	0.0316	0.0293	0.0292	-0.0017	0.0001	-0.0018	0.5764		0.458
(MM to OD) vs MM	250	0.0193	0.0182	0.0190	0.0192	0.0012	-0.0002	0.0014	0.4350		0.6206
1期											
(OD to MM) vs OD	90	0.0320	0.0312	0.0320	0.0318	0.0008	0.0002	0.0006	0.8526		0.222
(MM to OD) vs MM	73	0.0305	0.0257	0.0240	0.0253	0.0048	-0.0014	0.0062	0.2326		0.3717
2期											
(OD to MM) vs OD	27	0.0221	0.0348	0.0236	0.0237	-0.0127	-0.0001	-0.0127	0.1648		0.2901
(MM to OD) vs MM	139	0.0154	0.0135	0.0142	0.0144	0.0019	-0.0002	0.0021	0.0988	*	0.1528
3期											
(OD to MM) vs OD	5	0.0354	0.0216	0.0116	0.0114	0.0138	0.0002	0.0136	0.3683		0.4375
(MM to OD) vs MM	38	0.0123	0.0207	0.0274	0.0251	-0.0085	0.0022	-0.0107	0.0002	***	0 ***
実効スプレッド (時間加重平均)											
全期間											
(OD to MM) vs OD	128	0.0313	0.0306	0.0293	0.0293	0.0007	-0.0001	0.0007	0.8272		0.1522
(MM to OD) vs MM	249	0.0218	0.0194	0.0204	0.0205	0.0024	-0.0001	0.0025	0.1622		0.0907 *
1期											
(OD to MM) vs OD	95	0.0332	0.0299	0.0306	0.0304	0.0032	0.0003	0.0030	0.3992		0.0656 *
(MM to OD) vs MM	72	0.0325	0.0265	0.0248	0.0257	0.0059	-0.0009	0.0068	0.2206		0.0945 *
2期											
(OD to MM) vs OD	28	0.0243	0.0355	0.0272	0.0285	-0.0112	-0.0013	-0.0099	0.2691		0.2842
(MM to OD) vs MM	139	0.0179	0.0144	0.0162	0.0159	0.0035	0.0004	0.0031	0.0037	***	0.0023 ***
3期											
(OD to MM) vs OD	5	0.0354	0.0171	0.0146	0.0138	0.0182	0.0008	0.0174	0.2815		0.1875
(MM to OD) vs MM	38	0.0155	0.0238	0.0274	0.0277	-0.0083	-0.0003	-0.0080	0.0130	**	0.0007 ***
ボラティリティ											
全期間											
(OD to MM) vs OD	142	0.0358	0.0473	0.0391	0.0422	-0.0115	-0.0031	-0.0084	0.0149	**	0.0130 **
(MM to OD) vs MM	250	0.0442	0.0391	0.0322	0.0359	0.0051	-0.0038	0.0089	0.0577	*	0.0166 **
1期											
(OD to MM) vs OD	107	0.0370	0.0474	0.0416	0.0455	-0.0104	-0.0038	-0.0065	0.1161		0.2081
(MM to OD) vs MM	73	0.0534	0.0487	0.0360	0.0397	0.0048	-0.0037	0.0085	0.4662		0.2151
2期											
(OD to MM) vs OD	30	0.0343	0.0471	0.0333	0.0342	-0.0128	-0.0009	-0.0119	0.0699	*	0.0345 **
(MM to OD) vs MM	139	0.0443	0.0363	0.0316	0.0348	0.0080	-0.0032	0.0112	0.0444	**	0.0756 *
3期											
(OD to MM) vs OD	5	0.0199	0.0466	0.0197	0.0193	-0.0267	0.0004	-0.0271	0.0356	**	0.0625 *
(MM to OD) vs MM	38	0.0262	0.0311	0.0270	0.0329	-0.0049	-0.0059	0.0010	0.8695		0.2934

(注) 売買方式を変更した時点の前後 30 日間の流動性指標について変更企業と非変更企業を比較。

*, **, ***は 10%、5%、1%で(1)-(2)の値が統計的に有意であることを示す。

1 期(停滞期): 2000 年 9 月~2002 年 12 月 (2002 年 12 月に株価最安値)

2 期(好況期): 2003 年 1 月~2006 年 1 月 (2006 年 1 月に株価最高値)

3 期(不況期): 2006 年 2 月~2007 年 12 月

1.4.2. 逆選択コスト

売買方式を変更した企業を対象に、変更前後 75 日間の気配スプレッドの分解を Lin et al. (1995) にもとづいて行い、差の差の検定を行った。75 日間をとったのは 30 日間では推計期間として短いからであり、それよりも長期だと売買方式の変化以外の要因が影響する可能性を排除できないからである。

表 1.4 で示したように、逆選択コストを表す係数 λ については、全期間においてオーダードリブン方式からマーケットメイク方式に変更した企業の逆選択コストが上昇し、マーケットメイク方式からオーダードリブン方式に変更した企業の逆選択コストが低下している。前者の差の差の検定は全期間では有意ではないが、2 期と 3 期では有意であった。後者は全期間でも 2, 3 期ともに差の差の検定が有意であった。これは株式時価総額によって 3 つのカテゴリーに分解しても明らかで、時価総額が 25 億円以上グループ 2 と 50 億円以上のグループ 3 でもマーケットメイク方式からオーダードリブン方式に変更した企業で逆選択コストが低下しており、マーケットメイク方式での逆選択コストの高さが浮き彫りになっている。係数 λ は実効スプレッドに占める逆選択コストの比率を表しているので、マーケットメイク方式とオーダードリブン方式で実効スプレッドに有意な差がないことを勘案すると、マーケットメイク方式では高い逆選択コストによってマーケットメイカーの収益がそがれていることが推測される。サブサンプルに分けたときの 1 期においてマーケットメイク方式の逆選択コストが低くなっており、その他の期間と逆の結果になっているのは、2003 年に小口注文がすべて集中約定されるようになるまでは、顧客から寄せられる注文を見ながら需給を把握し、店内仕切りをすることでマーケットメイカーにとって有利な価格付けをすることが可能であったからであろう。2 期以降はセントラルオーダーブック方式が採用さ

れ、マーケットメイカー間の競争環境が激しくなったことが予想される。

注文処理コスト (γ) についてもマーケットメイク方式に変更した企業では増加するが、オーダードリブン方式に変更した企業では低下しており、全期間での差の差の検定は有意である。

表 1.4 気配スプレッドの構成要素に関する「差の差の検定」

逆選択コスト(λ)	企業数	トリートメント企業 (変更後)	トリートメント企業 (変更前)	コントロール企業 (変更後)	コントロール企業 (変更前)	トリートメント企業 (1) (変更後-変更前)	コントロール企業 (2) (変更後-変更前)	(1) - (2)	p値 (t検定)	p値 (Wilcoxon検定)
全期間										
(OD to MM) vs OD	96	0.6476	0.6261	0.6199	0.6340	0.0216	-0.0141	0.0357	0.6899	0.9476
(MM to OD) vs MM	227	0.5583	0.6937	0.7226	0.7021	-0.1354	0.0205	-0.1559	0.0000	*** 0.0000 ***
1期										
(OD to MM) vs OD	66	0.5234	0.6829	0.6500	0.6648	-0.1595	-0.0148	-0.1447	0.1951	0.0235 **
(MM to OD) vs MM	64	0.5905	0.4122	0.4373	0.4559	0.1784	-0.0186	0.1970	0.0001	*** 0.0000 ***
2期										
(OD to MM) vs OD	25	0.9212	0.5239	0.5542	0.5842	0.3973	-0.0301	0.4274	0.0077	*** 0.0023 ***
(MM to OD) vs MM	132	0.5602	0.7695	0.8236	0.7736	-0.2093	0.0499	-0.2593	0.0000	*** 0.0000 ***
3期										
(OD to MM) vs OD	5	0.9194	0.3864	0.5518	0.4767	0.5331	0.0751	0.4580	0.0224	** 0.0625 *
(MM to OD) vs MM	31	0.4836	0.9522	0.8818	0.9061	-0.4686	-0.0243	-0.4444	0.0000	*** 0.0000 ***
グループ1										
(OD to MM) vs OD	39	0.6982	0.5680	0.7343	0.6480	0.1301	0.0863	0.0438	0.7762	0.8739
(MM to OD) vs MM	45	0.6301	0.7538	0.7472	0.7638	-0.1237	-0.0166	-0.1071	0.1292	0.0462 **
グループ2										
(OD to MM) vs OD	27	0.5976	0.6471	0.5487	0.7182	-0.0496	-0.1695	0.1199	0.5728	0.7676
(MM to OD) vs MM	45	0.5734	0.6878	0.7492	0.7482	-0.1145	0.0010	-0.1155	0.0697	* 0.0359 **
グループ3										
(OD to MM) vs OD	30	0.6270	0.6825	0.5353	0.5401	-0.0555	-0.0048	-0.0507	0.5585	0.5561
(MM to OD) vs MM	137	0.5297	0.6759	0.7058	0.6667	-0.1462	0.0390	-0.1852	0.0000	*** 0.0000 ***
注文処理コスト (γ)										
全期間										
(OD to MM) vs OD	96	0.3486	0.1253	0.1361	0.1515	0.2232	-0.0155	0.2387	0.0041	*** 0.0000 ***
(MM to OD) vs MM	227	0.1768	0.4127	0.3770	0.3861	-0.2359	-0.0092	-0.2267	0.0000	*** 0.0000 ***
1期										
(OD to MM) vs OD	66	0.4271	0.1233	0.1188	0.1392	0.3038	-0.0204	0.3242	0.0042	*** 0.0000 ***
(MM to OD) vs MM	64	0.1673	0.5524	0.5253	0.4716	-0.3851	0.0537	-0.4388	0.0000	*** 0.0000 ***
2期										
(OD to MM) vs OD	25	0.2002	0.1450	0.1844	0.1632	0.0552	0.0211	0.0341	0.7531	0.6528
(MM to OD) vs MM	132	0.1808	0.4184	0.3772	0.4034	-0.2376	-0.0262	-0.2114	0.0000	*** 0.0000 ***
3期										
(OD to MM) vs OD	5	0.0540	0.0540	0.1229	0.2559	0.0000	-0.1331	0.1331	0.3547	0.4375
(MM to OD) vs MM	31	0.1795	0.1003	0.0696	0.1360	0.0792	-0.0665	0.1457	0.0000	*** 0.0001 ***
グループ1										
(OD to MM) vs OD	39	0.2917	0.1329	0.1410	0.1556	0.1588	-0.0147	0.1735	0.1745	0.0508 *
(MM to OD) vs MM	45	0.1952	0.3623	0.3345	0.3334	-0.1672	0.0011	-0.1683	0.0192	** 0.0082 ***
グループ2										
(OD to MM) vs OD	27	0.3789	0.0966	0.1339	0.0446	0.2822	0.0893	0.1929	0.3377	0.0436 **
(MM to OD) vs MM	45	0.1305	0.3847	0.3914	0.3281	-0.2543	0.0633	-0.3176	0.0000	*** 0 ***
グループ3										
(OD to MM) vs OD	30	0.3953	0.1414	0.1317	0.2424	0.2539	-0.1107	0.3647	0.0010	*** 0.0002 ***
(MM to OD) vs MM	137	0.1860	0.4385	0.3861	0.4225	-0.2525	-0.0364	-0.2161	0.0000	*** 0 ***

(注) 売買方式を変更した時点の前後 75 日間の逆選択コストと注文処理コストについて変更企業と非変更企業を比較。

*, **, ***は 10%、5%、1%で(1)-(2)の値が統計的に有意であることを示す。

1期(停滞期): 2000年9月~2002年12月(2002年12月に株価最安値)

2期(好況期): 2003年1月~2006年1月(2006年1月に株価最高値)

3期(不況期): 2006年2月~2007年12月

企業規模は株式時価総額で分類したもの。

グループ1: 0-25億円

グループ2: 25-50億円

グループ3: 50-1000億円

1.4.3. 価格効率性

最後に、両方式の価格の情報効率性を分散比検定を用いて検証する。売買方式を変更する日を境に前後75日間の分散比を計算し、1からの乖離幅を非効率性の指標として差の差の検定を行う。分散比は10日間のリターンと1日間のリターンの分散の比率である。5日リターンと1日リターンで計算しても、前後30日にしても検証してみた。

表1.5によると、全期間においてオーダードリブン方式からマーケットメイク方式に変更した企業の非効率性の指標は低下し、マーケットメイク方式からオーダードリブン方式に変更した企業は上昇している。つまり、マーケットメイク方式の価格が情報効率的であることを示している。そして、この結果は1期と2期において、さらに比較的企業規模の大きな企業であるグループ2とグループ3でマーケットメイク方式の優位性がみられる。ロンドン証券取引所のようにマーケットメイク方式とオーダードリブン方式が平行して行われてきた市場を分析対象とした先行研究では、一物一価が成立しているため同じ銘柄の価格がほぼ同じになり、ボラティリティや価格の情報効率性に違いが生じない。本研究では、企業が売買方式を変更できるジャスダック市場の特性を活かして、両方式の違いを検証できる。マーケットメイカーが提示する気配のボラティリティが低く、情報効率的であることを示したことは先行研究にはない新たな発見である。

表 1.5 価格効率性に関する「差の差の検定」

1 - 分散比	企業数	トリートメント企業 (変更後)	トリートメント企業 (変更前)	コントロール企業 (変更後)	コントロール企業 (変更前)	トリートメント企業 (1) (変更後-変更前)	コントロール企業 (2) (変更後-変更前)	(1) - (2)	p値 (t検定)	p値 (Wilcoxon検定)
全期間										
(OD to MM) vs OD	94	0.3833	0.4497	0.4542	0.4352	-0.0664	0.0190	-0.0854	0.0754 *	0.0297 **
(MM to OD) vs MM	226	0.4447	0.3718	0.4038	0.4057	0.0729	-0.0019	0.0748	0.0046 ***	0.0056 ***
1期										
(OD to MM) vs OD	66	0.3807	0.4412	0.4357	0.4345	-0.0605	0.0011	-0.0617	0.3113	0.1609
(MM to OD) vs MM	63	0.4600	0.3876	0.3856	0.4177	0.0725	-0.0321	0.1046	0.0211 **	0.0290 **
2期										
(OD to MM) vs OD	24	0.3709	0.4621	0.4916	0.4550	-0.0911	0.0366	-0.1277	0.1271	0.128
(MM to OD) vs MM	132	0.4485	0.3516	0.4086	0.4013	0.0969	0.0073	0.0896	0.0138 **	0.0139 **
3期										
(OD to MM) vs OD	4	0.5020	0.5167	0.5357	0.3272	-0.0147	0.2085	-0.2233	0.2519	0.25
(MM to OD) vs MM	31	0.3976	0.4256	0.4208	0.4005	-0.0281	0.0203	-0.0484	0.4800	0.4919
グループ1										
(OD to MM) vs OD	37	0.4546	0.5162	0.4509	0.4849	-0.0617	-0.0340	-0.0277	0.7714	0.5505
(MM to OD) vs MM	45	0.5169	0.4590	0.4527	0.4079	0.0579	0.0448	0.0131	0.8140	0.8845
グループ2										
(OD to MM) vs OD	25	0.3592	0.4474	0.4870	0.4597	-0.0882	0.0273	-0.1155	0.1418	0.1199
(MM to OD) vs MM	44	0.4641	0.3602	0.4079	0.4253	0.1039	-0.0174	0.1214	0.0324 **	0.0229 **
グループ3										
(OD to MM) vs OD	32	0.3198	0.3746	0.4324	0.3585	-0.0548	0.0738	-0.1286	0.0554 *	0.0622 *
(MM to OD) vs MM	137	0.4148	0.3469	0.3865	0.3987	0.0679	-0.0122	0.0802	0.0230 **	0.0219 **

(注) 売買方式を変更した時点の前後 75 日間の |1-分散比| について変更企業と非変更企業を比較。

*, **, ***は 10%、5%、1%で(1)-(2)の値が統計的に有意であることを示す。

1 期(停滞期): 2000年9月~2002年12月 (2002年12月に株価最安値)

2 期(好況期): 2003年1月~2006年1月 (2006年1月に株価最高値)

3 期(不況期): 2006年2月~2007年12月

企業規模は株式時価総額で分類したもの。

グループ 1: 0-25 億円

グループ 2: 25-50 億円

グループ 3: 50-1000 億円

1.5. 議論 — どうしてマーケットメイク方式は廃止されたのか? —

マーケットメイク方式は 1998 年 12 月に米国 NASDAQ の売買手法を参考にして、小型銘柄の流動性を確保する目的で導入されたが、2008 年 3 月をもってリクイディティ・プロバイダー制に取って替られた。その理由として、伝統的に採用されていたオーダードリブン方式に比べてマーケットメイク方式は価格形成が理解されづらく、機関投資家がほとんどいない状況でマーケットメイク方式を維持することは難しかったとされる (日本証券経済研究所, 2010)。確かに、投資家の指値がマーケットメイカーの気配に反映されないことも多く、

マーケットメイカーの気配に関する不信感が投資家にはあったことは否めない。しかし、本研究で明らかになったように、スプレッドなどに見られる取引コスト、取引機会の多さ、価格の安定性などいずれの流動性指標をとっても、また、価格の情報効率性をみてもマーケットメイク方式はオーダードリブン方式と比べて同じか優れていることが確認されており、投資家にとって不利益を被るような売買方式ではない。むしろ、本研究の結果によると、マーケットメイク方式の逆選択コストが大きく、マーケットメイカーが十分な収益を上げることができなかつた実態が明らかになった。つまり、投資家よりもマーケットメイカーにとって不都合な売買方式であったのである。この結果はこれまであまり注目されてこなかったが、ジャスダック市場を運営していた日本証券業協会がマーケットメイク方式の廃止を協議した際に証券会社があまり反対しなかつた事実と照らし合わせてもこの仮説は正当化される。

マーケットメイク方式とオーダードリブン方式が併存し、上場企業が売買方式を選択できるという制度は、企業特性に応じて最適な売買制度の選択ができるように設計されたが、マーケットメイカーが他のマーケットメイカーとの競争だけでなく、上場企業がオーダードリブン方式に変更するというリスクを考慮しなくてはならず、十分な収益を確保するのが困難な面もあつた。弱選択コストの高さをカバーするほど気配スプレッドを上げることができなかつた背景には、売買制度の併存という市場構造にも問題があつたと考えられる。

上場企業全体に占めるマーケットメイク方式の割合は2002年6月をピークに低下している。マーケットメイク方式からオーダードリブン方式に変更する企業が相次いだ背景には、ジャスダック取引所が上場する企業に対してマーケットメイク方式を選択することを推奨し、金銭的なメリットを与えていたことからマーケットメイク方式に適していない企業もマーケットメイク方式を採用していたことがある。しかし、それ以上に2003年以降の株価の急上昇の影響が大きい。株価が上昇している好景気では株式の取引高が増えるので、マーケットメイカーの役割は低下する。一方、株価が下落し始めた2006年以降は取引高の減少に伴ってマーケットメイク方式による実効スプレッドが上昇したこともあり、マーケットメイク方式に変更する企業は増えなかつた。

1.6. 結語

本研究では、マーケットメイク方式とオーダードリブン方式が並存していた当時のジャスダック市場において、売買方式を変更する銘柄の流動性と価格効率性について両方式の優劣を評価した。「差の差の検定 (Difference-in-difference)」の結果、マーケットメイク方式はオーダードリブン方式に比べ、より多くの取引機会を与え、約定時の取引コストはほぼ変わらず、価格効率性は優れているが、逆選択コストが高いことが確認された。新興市場におけるマーケットメイク方式は投資家にとって優れた売買方式であるが、十分な収益が上げられないほど取引量が低いならばマーケットメイカーにとって収益面で見劣りする。

流動性の低い、取引が少ない市場ではマーケットメイカーの流動性供給のニーズが高いが、そのような市場では流動性供給のインセンティブが低いことを本研究の結果は示している。このミスマッチが低流動性市場においてマーケットメイク方式が根付かない理由である。当然のことながら、流動性の高い、取引が多い市場ではマーケットメイカーの流動性供給インセンティブが高いが、ニーズは低い。その結果、マーケットメイク方式が選好されるのは、流動性が高すぎなくも低すぎなくもない市場となる。

付録 1 売買方式変更の決定要因に関するデュレーション分析

	MM to OD				OD to MM			
	Gompertz	Gompertz	Cox	Cox	Gompertz	Gompertz	Cox	Cox
株価変化率	0.0259*	0.0231	0.0260*	0.0230	-0.0170*	-0.0170**	-0.0172**	-0.0172**
	(0.0145)	(0.0151)	(0.0145)	(0.0151)	(0.00868)	(0.00840)	(0.00874)	(0.00842)
株価指数変化率	0.118*	0.115*	0.116*	0.112	0.185	0.186	0.186	0.186
	(0.0695)	(0.0697)	(0.0694)	(0.0696)	(0.189)	(0.189)	(0.189)	(0.189)
BPS		3.67e-06***		3.79e-06***		-9.85e-06		-9.85e-06
		(6.88e-07)		(6.98e-07)		(7.12e-06)		(7.13e-06)
PBR		0.0380***		0.0419***		0.0180		0.0169
		(0.00681)		(0.00703)		(0.0586)		(0.0597)
LTD		9.74e-05***		0.000104***		9.22e-06		9.15e-06
		(1.97e-05)		(2.10e-05)		(1.13e-05)		(1.13e-05)
グループ2	-0.103	-0.175	-0.0961	-0.169	-0.969*	-0.974*	-0.965*	-0.969*
	(0.253)	(0.254)	(0.253)	(0.254)	(0.571)	(0.572)	(0.571)	(0.572)
グループ3	0.646***	0.589**	0.653***	0.596**	-0.834	-0.801	-0.821	-0.788
	(0.242)	(0.242)	(0.242)	(0.242)	(0.542)	(0.548)	(0.542)	(0.549)
グループ4	1.110***	0.910***	1.113***	0.895***	-2.153**	-2.096*	-2.140**	-2.082*
	(0.270)	(0.274)	(0.271)	(0.275)	(1.062)	(1.071)	(1.062)	(1.072)
グループ5	1.289***	0.803***	1.301***	0.795***	-1.678**	-1.786*	-1.668**	-1.766*
	(0.265)	(0.283)	(0.266)	(0.282)	(0.792)	(0.913)	(0.792)	(0.914)
定数項	-14.12***	-14.41***			-14.51***	-14.35***		
	(0.210)	(0.219)			(0.430)	(0.440)		
γ	0.000620***	0.000861***			-0.00216**	-0.00222**		
	(0.000211)	(0.000216)			(0.000964)	(0.000965)		
観測数	193,693	192,930	193,693	192,930	411,267	409,343	411,267	409,343
売買制度変更数	159	159	159	159	22	22	22	22
企業数	268	267	268	267	625	620	625	620
Log likelihood	-1321.1642	-1301.1482	-1765.1624	-1743.9236	-262.95963	-261.06756	-267.50044	-269.38107

(注) (注) *, **, ***は 10%、5%、1%で係数が統計的に有意であることを示す。

Gompertz と Cox 比例ハザードモデル：ハザード関数はその時点での期間を条件付けたうえで、次の時点で売買方式が変更する確率を表している。ここで、株価変化率は売買方式変更企業と非変更企業の日次株価変化率、株価指数変化率は日次株式指数変化率、BPS は 1 株当たり純資産、PBR は簿価時価比率、LTD は長期負債額を表す。

企業規模は株式時価総額で分類したもの。

グループ 1: 0-25 億円

グループ 2: 25-50 億円

グループ 3: 50-100 億円

グループ 4: 100-200 億円

グループ 5: 200-1000 億円

1.7. 参考文献

- 日本証券経済研究所編『詳説 現代日本の証券市場』2000, 2004, 2006年版
- 日本証券経済研究所編『図説 日本の証券市場』2010年版
- 宇野淳・嶋谷毅・清水季子・万年佐知子「JASDAQ 市場のマーケット・マイクロストラクチャーとスプレッド分布」日本銀行金融市場局ワーキングペーパーシリーズ 2002-J-2、2002年3月13日.
- 宇野淳・柴田舞・嶋谷毅・清水季子・万年佐知子「JASDAQ 市場のスプレッド比較—オーダー・ドリブン対マーケット・メイキング—」『金融研究』、日本銀行金融研究所、2003年6月.
- Amihud, Y., Mendelson, H., Lauterbach, B., 1997. Market microstructure and security values: Evidence from the Tel Aviv Stock Exchange. *Journal of Financial Economics* 45, 365-390.
- Brockman, P., Chung, D., 1999. Bid-ask spread components in an order-driven environment. *Journal of Financial Research* 22, 227-246.
- Boehmer, E., Kelley, E., 2009. Institutional investors and the informational efficiency of prices. *Review of Financial Studies* 22, 3563-3594.
- Clyde, P., Schultz, P., Zaman, M., 1997. Trading costs and exchange delisting: The case of firms that voluntarily move from American Stock Exchange to the NASDAQ, *Journal of Finance* 52, 2103-2112.
- Davies, R. J., Kim, S. S., 2009. Using matched samples to test for differences in trade execution costs. *Journal of Financial Markets* 12, 173-202.
- De Winne, D., Majois, C., 2003. A comparison of alternative spread decomposition models on Euronext Brussels. *Brussels Economics Review* 46, 91-135.
- Dutta, K.P., Madhavan, A., 1997. Competition and collusion in dealer markets, *Journal of Finance* 52, 1, pp. 245-276.
- Ellul, A., Shin, H. S., Tonks, I., 2005. Opening and closing the market: Evidence from the London Stock Exchange. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 40, 4, 779-801.

- Friederich, S., Payne, R., 2007. Dealer liquidity in an auction market: Evidence from the London Stock Exchange. *Economic Journal* 117, 1168-1191.
- Foucault, T., Pagano, M., Roell, A., 2013. "Market liquidity: Theory, evidence, and policy", Oxford University Press.
- Glosten, L., 1994. Is the electronic open limit order book inevitable? *Journal of Finance* 49, 1127-1161.
- Hansch, O., Narayan Y. N., Viswanathan, S., 1999. Preferencing, Internalization, Best Execution, and Dealer Profits, *Journal of Finance* 54, 5.
- Kalay, A., Portniaguina, E., 2001. Swimming against the tides: The case of Aeroflex move from NYSE to Nasdaq. *Journal of Financial Markets* 4, 261-267.
- Kalay, A., Wei, L., Wohl, A., 2002. Continuous trading or call auctions: Revealed preferences of investors at the Tel Aviv Stock Exchange. *Journal of Finance* 57, 523-542.
- Kandel, E., Marx, L. M., 1999. Payment for Order Flow on Nasdaq, *Journal of Finance* 54, 1, pp. 35-66.
- Lin, J., Sanger, G., Booth, G., 1995. Trade size and components of the bid-ask spread. *Review of Financial Studies* 8, 1153-1183.
- Malinova, K., Park, A., 2013. Liquidity, volume and price efficiency: The impact of order vs. quote driven trading. *Journal of Financial Markets* 16, 104-126.
- Muscarella, C., Piwowar, M. S., 2001. Market microstructure and security prices: Evidence from the Paris Bourse. *Journal of Financial Markets* 16, 104-126.
- Ongena, S., Smith, D. C., 2001. The duration of bank relationships. *Journal of Financial Economics* 61, 449-475.
- Suzuki, K., Yasuda, Y., 2006. Market microstructure and stock prices: Firms and their selection of trading mechanism in the JASDAQ Market. Presented at 14th Nippon Finance Association Meeting.

- Theissen, E., 2000. Market structure, informational efficiency and liquidity: An experimental comparison of auction and dealer markets. *Journal of Financial Markets* 3, 333-363.
- Uno, J., Shimatani, T., Shimizu, T., Mannen, S., 2002. Market microstructure and spread pattern in the JASDAQ market. Financial Market Department Working Paper, Bank of Japan, 02-E-2.
- Pagano, M., Roell, A, 1992. Auction and dealership markets? - what is the difference? *European Economic Review* 36, 613-623.
- Pynnonen, S., Kolari, J. W., 2011. Nonparametric rank tests for event studies. *Journal of Empirical Finance* 18, 953-971.
- Rhodes-Kropf, M., 2005. Price improvement in dealership markets. *Journal of Business* 78, 4, pp. 1137-1172.
- Uno, J., Shimatani, T., Shimizu, T., Mannen, S., 2002. Market microstructure and spread pattern in the JASDAQ market. Financial Market Department Working Paper 02-E-2, Bank of Japan.
- Van Ness, B., Van Ness, R., Warr, R., 2001. How well do adverse selection components measure adverse selection? *Financial Management* 30, 77-98.
- Viswanathan, S., Wang, J. D., 2002, Market architecture: limit-order books versus dealership markets. *Journal of Financial Markets* 5, 127-167.

第2章 リクイディティプロバイダー方式と流動性

2.1. はじめに

2008年3月にMM方式が終了した後、OD方式にMM方式の要素を盛り込んだLP方式が導入された。この特徴としては、MM方式におけるマーケットメイカーのように、OD方式のもとで自発的に流動性を供給するリクイディティプロバイダー(証券会社)が存在することである。リクイディティプロバイダーは売り気配・買い気配のいずれか、また両方を提示する。それらの気配は、投資家からの注文と同じ優先原則に従うが、約定すれば取引所に支払う取引参加料の控除などの優遇措置がある。

流動性の供給を維持するために、世界中の取引所は様々な取引制度を導入した。いまの段階で、代表的な取引制度は、NYSEが2008年から採用している指定マーケットメイカー(DMM: Designated Market Maker)、補助リクイディティプロバイダー(SLP: Supplemental Liquidity Provider)、およびトロント証券取引所などが採用しているメイカー・テイカープライシング(Maker-Taker Pricing)がある。

NYSEはスペシャリスト(specialist)をDMMに変更し、元々の役割以外に、取引所からの報酬をもらうために、一日中で一定割合以上の時間に両側の最良気配を出さなければならないと義務付けられている。同じような制度を採用している取引所は、ストックホルム証券取引所、ユーロネクスト(Euronext)などがある。ただし、そのなかには、報酬はDMMを雇用する上場企業から支払われる場合もある。DMM制度と流動性の関連性についての研究として、Menkveld and Wang(2013)がある。彼らはユーロネクストのデータを用い、DMMを雇用した74社の小企業について、イベントスタディを行った。その雇用契約はより高い流動性レベルを提供し、流動性リスクを減らし、平均的に5.3%の超過リターンを生み出したと指摘した。

一方、NYSEのSLPはジャスダックのLPと類似する制度である。SLPは市場に存在している流動性供給者の競争をさらに激しくにするために導入された市場参加者である。SLPは両側の最良気配を出す必要がなく、取引時間の10%以上の時間に片側の最良気配を出し、かつ毎日平均的に一千万株以上を取引すれば、取引所からのリベートをもらえる。しかし、いまの段階で、筆者の調べた限り、SLPについての研究は存在していない。

メイカーテイカープライシングはトロント証券取引所が採用している流動性供給手段で

ある。市場に流動性の供給者（メイカー）が存在しており、彼らの流動性供給行動（例：指値注文）に対し、流動性の需要者（テイカー）（例：成行注文を出す投資者）は約定ごとに、一般の取引手数料以外に流動性供給のための費用を流動性供給者に支払うという仕組みである。この制度についての代表的な研究はColliard and Foucault(2012)がある。彼らは取引所が受け取れる取引手数料が変化しない限り、テイカー・メイカープライシングは気配スプレッドを減少するが、その手数料を取引コストとして考慮すれば、全体の取引コストは影響されないと指摘した。この理論について、Malinova, Katya, and Andreas Park (2015) はトロント証券取引所のデータによって、実証した。

ジャスダックのリクイディティプロバイダーは上述の制度と比べて、以下の区別があるから、独特な研究価値がある。

まず、ジャスダックにおいて、LPは約定ごとにリベートをもらえる。そのため、なるべく多めに気配を出し、約定すればより多い利益を得られると考えられる。しかし、NYSEのSLPのような最良気配や毎日平均の売買高の条件が付けられていないため、ジャスダックのLPは気配を出しても、早めに約定するインセンティブがないため、最良気配から離れ、自分に対する有利な気配しか出さない可能性が考えられる。

さらに、主に中小企業が上場しているジャスダックにおけるOD方式を採用した銘柄に対して、片側の気配、または両側の気配のない場合が少なくない。そのため、LPの気配が市場に存在すると、取引機会を増やせると考えられるものの、競争が少なく、自らの利益のために気配スプレッドを広めにする可能性ある。

最後に、MM方式を採用した銘柄に対して、気配スプレッドはMMの利鞘になるため、MMは自らの利益のために気配を考えられる。それに比べ、LPは気配を広める動機があるが、約定したらリベートをもらえるため、MMよりも狭い気配を出す可能性が高いと考えられる。

従って、本論文はジャスダックの独特なデータに対する研究によって、リベート獲得条件のないリクイディティプロバイダーは中小企業の流動性に対していかなる影響があるかを明らかにする。さらに、MM方式やOD方式と比べ、LP方式はどのようなメリット、またはデメリットがあるかを明らかにする。本論文の結果を踏まえれば、取引所がLP方式を採用とき、中小企業の流動性に対してどのような影響を与えるかの判断の参考になる。

本論文は、ジャスダック市場に上場している銘柄の実効スプレッド率(Effective Spread)、

毎時平均気配スプレッド率 (Hourly Averaged Quoted Spread)、逆選択率 (Adverse Selection)、実現スプレッド率 (Realized Spread) を計測し、それぞれの方式のもとでの流動性を比較する。分析期間は 2007 年 1 月 1 日から 2009 年 6 月 30 日までの 30 ヶ月である。2007 年 1 月 1 日から 2008 年 3 月 21 日 (金) (マーケットメイク方式廃止日) までの約 15 ヶ月を前期とし、2008 年 3 月 23 日 (月) から 2009 年 6 月 30 日までの約 15 ヶ月を後期とする。なお、リクイディティプロバイダーの導入時期はリーマンショックの時期でもあり、その金融危機は株式流動性に対して影響があると考えられる。そのため、リーマン・ブラザーズが破綻申請した 2008 年 9 月 15 日 (月) 以降の時期を危機後とし、本研究で考慮する必要がある。

IPO 銘柄の上場以降 3 年間の流動性は 3 年以上存続した銘柄のよりも高いことが観察された。その流動性の差によって、LP 方式への変更による流動性への影響を誤って判断する可能性があるため、2004 年 1 月 1 日以降に上場した銘柄は分析対象から除いた。そして、上場廃止直前の銘柄の流動性の変動によって、分析にバイアスを与えるため、2009 年 7 月 31 日以前に上場廃止した銘柄のデータを除いた。以上の処置によって、最終に分析対象となるのは 665 銘柄である。そのなかで、LP 方式への変更まで、MM 方式しか採用していなかったのは 154 銘柄が存在し、以下は MM グループとし、OD 方式しか採用していなかったのは 495 銘柄が存在し、以下は OD グループとする。

まず、最小二乗法によって、各銘柄に別々で流動性指標に対して回帰分析を行う。株式リターン・ボラティリティ、インデックスリターン・ボラティリティ、リーマンショックの影響の代理変数などのコントロール変数を入れ、後期ダミーの係数の符号と有意性で LP 方式への変更後、銘柄流動性の改善・悪化・変化なしを定義する。MM グループと OD グループでの改善・悪化割合で、LP 方式と比べる優劣を初歩的に判断する。時価総額についてもグループを分け、改善・悪化割合によって改善・悪化銘柄の特徴について仮説を立てる。

次に、LP 方式の優劣について、固定効果モデルで検証する。改善・悪化銘柄の特徴については、まず、前述の最小二乗法での後期ダミー係数を改善・悪化幅として被説明変数にし、もう一度最小二乗法で仮説を立った改善・悪化銘柄の特徴を実証する。さらに、改善・悪化ダミーを設定し、ロジット・プロビットモデルで改善・悪化確率を高める要素を実証する

2.2. 流動性指標

取引の流動性とは、取引時に自らの注文によって価格が一時的に大きく変化したりせず、大量の注文を短時間にこなせることを指す。流動性を表す指標として、取引コスト、デプス(厚み)、即時性、価格の柔軟性などの指標がある。MM方式はマーケットメイカーが投資家間の取引を仲介するため、OD方式よりも取引量が多くなる傾向がある。したがって、取引量を使った流動性の指標はMM方式とOD方式を比較する上では適切ではない。そこで、本論文での指標として、MM方式とOD方式の実効スプレッド率、毎時平均気配スプレッド率、逆選択率と実現スプレッド率を計測する。それぞれの定義は以下の通りである。

$$effective\ spread_{\tau} = \frac{|2 \times (price_{\tau} - mid_{\tau-1})|}{mid_{\tau-1}} \times 100\%$$

$$mid_{\tau-1} = \frac{ask_{\tau-1} + bid_{\tau-1}}{2}$$

$effective\ spread_{\tau}$ は約定時の実効スプレッド率、以下は ES_{τ} で表す。 $price_{\tau}$ は約定価格、 $ask_{\tau-1}$ は約定直前の最良売り気配、 $bid_{\tau-1}$ は約定直前の最良買い気配である。

$$quoted\ spread_{\tau} = \frac{|ask_{\tau-1} - bid_{\tau-1}|}{mid_{\tau-1}} \times 100\%$$

$$hourly\ average\ quoted\ spread_t = \frac{1}{5} \sum_{\tau \in T} quoted\ spread_{\tau}$$

$$T = (10:00, 11:00, 13:00, 14:00, 15:00)$$

$quoted\ spread_{\tau}$ は気配スプレッド率、以下は QS_{τ} で表す。 $hourly\ average\ quoted\ spread_t$ はt日目の毎時平均気配スプレッド率、以下は $HAQS_t$ で表す。

$$adverse\ selection_{\tau} = \frac{|2 \times (mid_{\tau} - mid_{\tau-1})|}{mid_{\tau-1}} \times 100\%$$

$adverse\ spread_{\tau}$ は約定時の逆選択率、以下は AS_{τ} で表す。 $mid_{\tau-1}$ は約定直前仲値、 mid_{τ} は約定直後仲値である。

$$realized\ spread_{\tau} = \frac{|2 \times (price_{\tau} - mid_{\tau})|}{mid_{\tau-1}} \times 100\%$$

$realized\ spread_{\tau}$ は約定時の実現スプレッド率、以下は RS_{τ} で表す。 $price_{\tau}$ は約定価格、 $mid_{\tau-1}$ は約定直前仲値、 mid_{τ} は約定直後仲値である。

実効スプレッド率、逆選択率と実現スプレッド率には以下の関係が成り立つ。

$$effective\ spread_{\tau} = adverse\ selection_{\tau} + realized\ spread_{\tau}$$

実効スプレッド率は投資家にとっての取引コストであり、MM方式におけるマーケットメイカーの名目利益である。一方、実現スプレッド率は約定によってポジションを保有したマーケットメイカーが一定期間後に仲値でポジションを解消した場合の利益であり、マーケットメイカーの実質利益と考えられる。逆選択は情報トレーダーとの取引によってマーケットメイカーが仲値を調整することによって生じるマーケットメイカーの損失であり、情報トレーダーの利益に相当する。価格インパクトとも呼ばれる。

次節で上記の流動性指標によって、LP方式への変更で流動性はどのように変化するかを明らかにする。

2.3. 実証分析

2.3.1. 銘柄別々の最小二乗法

銘柄*i*に対して、*t*日目の非流動性指標 $illq_{it}$ を被説明変数とし、以下の式でLPの導入による流動性への影響を実証する。

$$illq_{it} = \alpha_{0i} + \alpha_{1i}D_{after_{it}} + \alpha_{2i}IR_t + \alpha_{3i}IR_t^2 + \alpha_{4i}R_{it} + \alpha_{5i}R_{it}^2 + \alpha_{6i}\log(val_{it}) \\ + \alpha_{7i}day\ after\ Lehman_t + \alpha_{8i}day\ after\ Lehman_t^2 + u_{it}$$

式の左辺の $illq_{it}$ は前述の非流動性指標であり、日次データを使っている。右辺の $D_{after_{it}}$ は後期ダミーであり、後期であれば1、でなければ0と取る。 IR_t と R_{it} はそれぞれ日次ジャスダックインデックスリターンと日次銘柄リターンである。そして、その二つの変数の二乗も説明変数にし、市場全体と銘柄個体の不安定性(ボラティリティ)の代理変数とする。 val_{it} は日次取引代金である。 $day\ after\ Lehman_t$ は前述のリーマン・ブラザーズが倒産申請をした日からの取引日数であり、2008年9月14日以前は0を取る。その二乗も説明変数とし、この二つの変数をリーマンショックの影響の代理変数とする。

後期ダミーの係数は10%有意水準で負であれば、銘柄*i*はLP方式への変更で流動性が改善されたとし、10%有意水準で正であれば、流動性の悪化とする。前述の通り、MM銘柄とOD銘柄に合計702銘柄があり、前期に変更があった銘柄は16しかないので、銘柄別々の分析から除くとする。そして、表1～表4はMM・ODグループの時価総額の分布と改善・悪化の割合を表している。

表2.1で示されるように、MMグループには主に小企業であり、60億以下の銘柄は80%以

上を占める。中に、LP によって流動性が改善された銘柄は全体の 60%以上、悪化銘柄は全体の 7%ほどを占める。従って、LP によって、MM 銘柄の流動性は改善される可能性が高いと考えられる。また、表の 6、8、10、12 列目は、1 列目の時価総額範囲に流動性が改善された銘柄の割合と悪化された銘柄の割合である。それを見ると、厳密とは言えないが、時価総額の増加に連れて、改善割合が上昇、悪化割合が下落というトレンドが見られる。

表 2.2 は OD 銘柄の分析結果を表している。MM 銘柄の結果と大きく違い、全体的に 10%以下の改善割合、50%以上の悪化割合が観察される。LP 方式への変更によって、OD 銘柄の流動性が悪化される可能性が高いと考えられる。一方、MM 銘柄と同じように、時価総額の増加に連れて、改善割合が上昇、悪化割合が下落というトレンドが見られる。

表 2.6 を見ると、50%以上の MM 銘柄の逆選択率は方式変更によって改善され、12%ほどは悪化された。一方、50%ほどの MM 銘柄の実現スプレッド率は悪化され、9%ほどしか改善されなかった。従って、MM 銘柄の流動性の改善は主に逆選択率の改善によるものだと考えられる。また、ES と HAQS での結論と同じように、時価総額が高くなるほど、AS と RS が改善された比率が高くなり、悪化された比率が低くなるトレンドが見られる。

また、表 2.7 を見ると、60%ほどの OD 銘柄の逆選択率と実現スプレッド率は方式変更によって悪化され、8%ほど改善された。実現スプレッド率では前述 MM と同じように悪化されるので、MM グループと OD グループの実効スプレッド率での違い結果は主に MM 銘柄の逆選択率は高い確率での改善と OD 銘柄は高い確率での悪化によるものだと考えられる。

一方、表 2.11 によれば、50%近くの OD 銘柄は方式変更によって取引回数が増やされた。さらに、時価総額が変化によらず、全般的に約 50%が増やされていた。それは、LP 方式への変更は一般的に OD 銘柄の取引機会を増加させた可能性を示唆している。

2.3.2. 固定効果モデル

以上の分析結果によって、LP への変更は、MM 銘柄の流動性を改善し、OD 銘柄を悪化させると考えられる。このことを、固定効果モデルによって実証する。なお、回帰式は以下の通りである。

$$\begin{aligned} illq_{it} = & \alpha_0 + \alpha_1 D_{after_{it}} + \alpha_2 IR_t + \alpha_3 IR_t^2 + \alpha_4 R_{it} + \alpha_5 R_{it}^2 + \alpha_6 \log(val_{it}) \\ & + \alpha_7 market\ cap_t + \alpha_8 day\ after\ Lehman_t + \alpha_9 day\ after\ Lehman_t^2 + u_t \end{aligned}$$

使用する説明変数は銘柄別々の最小二乗法とほぼ同じであるが、月次時価総額 $market\ cap_t$ も説明変数に入れる。分析対象として、全銘柄、MM 銘柄、OD 銘柄に対して、別々で回帰分析を行う。

表 2.3 後期ダミーの係数を見ると、LP 方式への変更によって、全体的に実効スプレッド率で有意に負、すなわち流動性の改善、毎時平均気配スプレッド率で有意な結果でなく、流動性の改善・悪化が見られないという結果となる。しかし、MM 銘柄の流動性が改善、OD 銘柄の流動性が悪化という分岐があり、それに、MM グループの後期ダミーの係数の絶対値は OD グループのよりも遥かに高い。それは、MM 銘柄の数は OD 銘柄よりも少ないが、MM の流動性の改善幅は OD の悪化幅よりも高いことによって、全体的に改善、または変化しないという結論となったと示している。

表 2.8 を見ると、全体的に後期ダミー係数は逆選択率と実現スプレッド率で有意に正であり、その悪化が見られる。なかでも、逆選択率で MM グループの改善と OD グループの悪化、実現スプレッド率で両方とも悪化と見られる。それは前述の結果と合致している。

また、表 2.3 と表 2.8 で、すべてのリーマンショックからの取引日数の係数が有意に正、その二乗の係数は有意に負という結果が見られる。それは流動性指標がリーマンショックから短期的に上昇したが、長期的に回復するという結論と繋がるため、その二つの変数はコントロール変数としては適切だと考えられる。

さらに、表 2.12 で、全体銘柄を対象とした分析では、後期ダミーの係数が有意に正となり、市場全体的に、方式変更によって、約定回数が増やされたと示唆している。そのなか、MM 銘柄を対象とした分析で、後期ダミーの係数は有意性がなく、OD 銘柄に対する分析における後期ダミーの係数有意に正である。それは、MM 銘柄は方式変更によって取引機会は有意に変化していないが、OD 銘柄の取引回数は増やされていたと考えられる。それは前節の結果と一致している。

一方、表 2.12 のリーマンショック代理変数の係数はすべてのグループで自体に正の有意性、二乗に負の有意性がある。それはリーマンショックが始まり短期間に、市場は恐慌やパニックで取引が増加したが、それは段々回復し、取引も減ったことを示唆している。

2.3.3. 最小二乗法、順序ロジット・プロビットモデル

LP 方式への変更によって流動性の改良・悪化の要因を分析するため、ロジット・プロビットモデルで実証分析を行う。前節の最小二乗法での後期ダミーの係数は 10%有意水準で負であれば、改善とし、10%有意水準で正であれば悪化とする。そして、被説明変数は改善であれば 1、でなければ 0 という改善ダミーと悪化であれば 1、でなければ 0 という悪化ダミーを被説明変数にし、どのような銘柄は方式変更によって改善、または悪化される確率が高いということを明らかにする。説明変数は前期で MM 銘柄かどうかを表す MM ダミー、2008 年 3 月の時価総額の自然対数、前期の流動性とその不安定性を代表する前期流動性指標の平均値、分散、収益性を代表する平均リターン、リスクを代表するボラティリティにした。また、前節の最小二乗法での後期ダミーの係数を被説明変数にし、最小二乗法で改善・悪化幅と説明変数との関連性を明らかにし、ロジット・プロビットモデルの結果と対照しながら、解釈する。

表 2.4 と表 2.5 をみると、実効スプレッド率でも毎時平均気配スプレッド率でも、MM ダミーの係数は後期ダミー係数を被説明変数にする場合で有意に負、改善ダミーで有意に正、悪化ダミーで有意に負という結果が見られる。それは MM 銘柄は OD 銘柄よりも流動性が改善される確率が高く、悪化確率が低いと示し、前述の結論と一致する。また、時価総額の対数の係数でも同じような結果が見られる。それは、大企業であるほど、方式変更によって流動性が改善される確率が高い、改善幅も広くなると示している。

また、前期実効スプレッド率の平均の係数は後期ダミー係数を被説明変数にする場合だけ正に有意に見られる、それは前半期の実効スプレッド率が高い、すなわち流動性が悪いほど、悪化の幅が広くなると示している。そして、前期 HAQS の平均値の係数は後期ダミー係数を説明変数にする場合で有意に正、改善ダミーの場合で有意に負と見られ、前期の流動性が悪いほど、方式変更による悪化幅は広くなり、改善する確率は低くなると示している。

さらに、前期実効スプレッド率の分散の係数は、後期ダミー係数と悪化ダミーを被説明変数にする場合で有意に負、流動性が不安定な銘柄は方式変更によって改善幅が広い、悪化される確率が低いと示している。また、前期毎時平均気配スプレッド率の分散の係数は改善ダミーを被説明変数にする場合で有意に正、前期の流動性が不安定な銘柄は方式変更によって改善される確率が高いと考えられる。

表 2.9 を見ると、表 4 や表 5 と類似な結果がある。MM ダミーの係数はすべてモデルで有意性があり、MM 銘柄の逆選択率は方式変更によって改善される幅が広く、その確率も高く、悪化される確率が低いと考えられる。そして、時価総額の対数の係数は悪化ダミーを被説明変数にする場合のみに有意であり、大企業になるほど、逆選択率が悪化される確率が低いと考えられる。さらに、前期の逆選択率の平均値の係数は後期ダミー係数を被説明変数にする場合で有意に正、改善ダミーの場合で有意に負と見られ、前半期の逆選択率が高いほど、方式変更による悪化幅は広く、改善する確率は低くなると示している。前期逆選択率の分散の係数は、改善ダミーと悪化ダミーを被説明変数にした場合で有意であり、前期逆選択率が不安定な銘柄は方式変更によって改善される確率が高い、悪化される確率が低いと示している。

表 2.10 を見ると、MM ダミーの係数は改善ダミーを被説明変数にする場合、有意に正であり、悪化ダミーの場合、有意に負である。MM 銘柄は OD 銘柄よりも方式変更によって実現スプレッド率が改善される確率が高く、悪化される確率は低いと考えられる。時価総額の対数の係数はすべてのモデルに有意性がある。大企業になるほど、実現スプレッド率の悪化幅は小さくなり、改善確率が高く、悪化確率は低くなると考えられる。前期実現スプレッド率平均値の係数は後期ダミー係数を被説明変数にする場合で有意に正、改善ダミーの場合で有意に負と見られ、前期の実現スプレッド率が高いほど、方式変更による悪化幅は広くなり、改善される確率は低くなると示している。前期実現スプレッド率の分散の係数は、すべてのモデルで有意性があり、前期実現スプレッド率が不安定な銘柄は方式変更によって改善幅と改善される確率が高い、悪化される確率が低いと示している。

2.4. まとめ

すべての実証結果をまとめると、以下の結論が得られる。

- ① リクイディティプロバイダーへの方式変更によるジャスダック市場全体の流動性の悪化は見られない。また、実効スプレッド率では、流動性の改善が見られる。
- ② しかし、その改善は主に変更前マーケットメイク方式しか採用していなかった銘柄の流動性の改善によるものであり、オーダードリブン方式しか採用していなかった銘柄には流動性の悪化が見られる。ただし、オーダードリブン方式しか採用していなかった銘柄

の取引機会は増加した。

- ③ その流動性の改善・悪化という分岐は、主に方式変更が逆選択率に与える異なる影響によるものだと考えられる。マーケットメイク方式しか採用していなかった銘柄の逆選択率は改善され、最終的に流動性の改善と繋がった。一方、オーダードリブン方式しか採用していなかった銘柄の逆選択率は方式変更後に上昇した。
- ④ 大企業、もともと流動性の高い企業、流動性が不安定な企業はリクイディティプロバイダー方式への変更によって、流動性改善の確率が高い。それは実効スプレッド率と毎時平均気配スプレッド率だけではなく、逆選択率と実現スプレッド率にも同じ結論が見られる。

以上の結論について、考えられる理由は以下である。

まず、ジャスダックにおいて、LPは約定ごとにリベートをもらえる。そのため、なるべく多めに気配を出し、約定すればより多い利益を得られると考えられる。しかし、最良気配や毎日平均の売買高の条件が付けられていない。LPは気配を出しても、早めに約定するインセンティブがないため、最良気配から離れ、自分に対する有利な気配しか出さない可能性が考えられる。

さらに、主に中小企業が上場しているジャスダックにおけるOD方式を採用した銘柄に対して、片側の気配、または両側の気配のない場合が少なくない。そのため、LPの気配に対する競争が少なく、自らの利益のために気配を広めにする可能性が考えられる。それが、小企業に対して、LP制度への変換後、気配スプレッドが広がった理由だと考えられる。

一方、ODグループでもMMグループでも、大企業になるほど、LP以外の投資家も流動性を供給する。その競争に対して、LPは流動性供給行為によってリベートを獲得できるため、さらに良い気配を出すことが可能である。それは、時価総額・変更前の流動性が高くなるほど、流動性が改善される可能性が高くなる原因だと考えられる。

以上の結論によって、次の推論が考えられる。ジャスダック市場は中小企業中心の市場である。前述の結論によると、時価総額の低い銘柄は方式変更による流動性の悪化の確率が高いことは、ジャスダック市場で50%以上のオーダードリブン銘柄の方式変更による流動性の悪化が見られる原因につながる。従って、大企業の多い市場（例：NYSE、東証一部など）はリクイディティプロバイダー方式の導入によって、流動性が改善されると考えられる。

2.5. 参考文献

- Anand, A., Tanggaard, C., & Weaver, D. (2009). Paying for Market Quality. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 44(6), 1427-1457.
- Colliard, Jean-Edouard, and Thierry Foucault. (2012). Trading fees and efficiency in limit order markets. *Review of Financial Studies* 25, 3389-3421.
- M. Nimalendran, Giovanni Petrella. (2003). Do ‘thinly-traded’ stocks benefit from specialist intervention?, *Journal of Banking & Finance*, Volume 27, Issue 9, 2003, Pages 1823-1854.
- Malinova, Katya, and Andreas Park. (2015). Subsidizing liquidity: The impact of make/take fees on market quality. *Journal of Finance* 70, 509-536.
- Menkveld, A. J. and T. Wang. (2013). How do designated market makers create value for small cap stocks. *Journal of Financial Markets*, 16, 571-603.
- Skjeltorp, Johannes Atle and Ødegaard, Bernt Arne. (2014). When Do Listed Firms Pay for Market Making in Their Own Stock? (Mar 1, 2014). Paris December 2011 Finance Meeting EUROFIDAI - AFFI.
- Venkataraman, K., & Waisburd, A. (2007). The Value of the Designated Market Maker. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 42(3), 735-758.

2.6. 附表

表 2.1 マーケットメイク銘柄の時価総額分布および実効スプレッド率・毎時平均スプレッド率の改善・悪化割合表
(ES：実効スプレッド率、HAQS：毎時平均気配スプレッド率)

時価総額	度数	相対度数	累積 相対度数	ES 改善数	ES 改善割合	ES 悪化数	ES 悪化割合	HAQS 改善数	HAQS 改善割合	HAQS 悪化数	HAQS 悪化割合
0~10億	18	11.69%	11.69%	9	50%	4	22.22%	10	55.56%	2	11.11%
10~20億	29	18.83%	30.52%	16	55.17%	3	10.34%	21	72.41%	3	10.34%
20~30億	33	21.43%	51.95%	20	60.61%	1	3.03%	25	75.76%	4	12.12%
30~40億	21	13.64%	65.58%	13	61.90%	1	4.76%	18	85.71%	1	4.76%
40~50億	14	9.09%	74.68%	9	64.29%	0	0%	13	92.86%	0	0%
50~60億	13	8.44%	83.12%	9	69.23%	1	7.69%	10	76.92%	0	0%
60~70億	6	3.90%	87.01%	6	100%	0	0%	6	100%	0	0%
70~80億	2	1.30%	88.31%	2	100%	0	0%	2	100%	0	0%
80~90億	2	1.30%	89.61%	2	100%	0	0%	2	100%	0	0%
90~100億	2	1.30%	90.91%	2	100%	0	0%	2	100%	0	0%
100~150億	7	4.55%	95.45%	5	71.43%	1	14.29%	5	71.43%	1	14.29%
150~200億	3	1.95%	97.40%	1	33.33%	0	0%	2	66.67%	0	0%
200~300億	1	0.65%	98.05%	1	100%	0	0%	1	100%	0	0%
300~400億	2	1.30%	99.35%	2	100%	0	0%	2	100%	0	0%
400億以上	1	0.65%	100%	1	100%	0	0%	1	100%	0	0%
合計	154			98	63.64%	11	7.14%	120	77.92%	11	7.14%

表 2.2 オーダードリブン銘柄の時価総額分布および実効スプレッド率・毎時平均スプレッド率の改善・悪化割合表
(ES：実効スプレッド率、HAQS：毎時平均気配スプレッド率)

時価総額	度数	相対度数	累積 相対度数	ES 改善数	ES 改善割合	ES 悪化数	ES 悪化割合	HAQS 改善数	HAQS 改善割合	HAQS 悪化数	HAQS 悪化割合
0~10億	28	5.66%	5.66%	1	3.57%	12	42.86%	5	17.86%	15	53.57%
10~20億	71	14.34%	20%	2	2.82%	42	59.15%	6	8.45%	51	71.83%
20~30億	84	16.97%	36.97%	5	5.95%	53	63.10%	3	3.57%	67	79.76%
30~40億	60	12.12%	49.09%	0	0%	35	58.33%	1	1.67%	44	73.33%
40~50億	45	9.09%	58.18%	4	8.89%	30	66.67%	3	6.67%	33	73.33%
50~60億	36	7.27%	65.45%	4	11.11%	23	63.89%	3	8.33%	27	75%
60~70億	30	6.06%	71.52%	1	3.33%	16	53.33%	2	6.67%	20	66.67%
70~80億	18	3.64%	75.15%	2	11.11%	8	44.44%	2	11.11%	13	72.22%
80~90億	14	2.83%	77.98%	0	0%	7	50%	1	7.14%	8	57.14%
90~100億	9	1.82%	79.80%	0	0%	6	66.67%	1	11.11%	7	77.78%
100~150億	32	6.46%	86.26%	3	9.38%	17	53.12%	3	9.38%	22	68.75%
150~200億	21	4.24%	90.51%	6	28.57%	6	28.57%	4	19.05%	11	52.38%
200~300億	19	3.84%	94.34%	7	36.84%	5	26.32%	7	36.84%	8	42.11%
300~400億	9	1.82%	96.16%	4	44.44%	2	22.22%	3	33.33%	2	22.22%
400億以上	19	3.84%	100%	7	36.84%	7	36.84%	3	15.79%	8	42.11%
合計	495			46	9.29%	269	54.34%	47	9.49%	336	67.88%

表 2.3 固定効果モデル (実効スプレッド率 & 毎時平均気配スプレッド率)

被説明変数 説明変数	実効スプレッド率			毎時平均気配スプレッド率		
	全体	マーケット メイク	オーダー ドリブン	全体	マーケット メイク	オーダー ドリブン
後期ダミー	-0.0779*** (0.0130)	-1.149*** (0.0350)	0.188*** (0.0141)	-0.0181 (0.0185)	-2.951*** (0.0495)	0.749*** (0.0196)
銘柄リターン	0.00777*** (0.00120)	-0.0210*** (0.00330)	0.0125*** (0.00130)	0.00335* (0.00172)	-0.0394*** (0.00469)	0.0105*** (0.00183)
銘柄リターン (二乗)	1.36e-05*** (4.80e-06)	0.000869*** (9.35e-05)	4.68e-06 (4.69e-06)	3.06e-05*** (7.15e-06)	0.00205*** (0.000140)	1.49e-05** (6.85e-06)
指数リターン	-0.0143*** (0.00370)	0.0261*** (0.00955)	-0.0226*** (0.00402)	-0.0341*** (0.00530)	-0.0162 (0.0137)	-0.0366*** (0.00565)
指数リターン (二乗)	0.0344*** (0.00113)	0.0457*** (0.00295)	0.0321*** (0.00123)	0.0846*** (0.00163)	0.113*** (0.00421)	0.0785*** (0.00174)
Log(取引代金)	-0.232*** (0.00428)	-0.239*** (0.0112)	-0.240*** (0.00465)	-0.354*** (0.00597)	-0.518*** (0.0161)	-0.360*** (0.00634)
Log(時価総額)	-0.806*** (0.0163)	-1.148*** (0.0567)	-0.706*** (0.0171)	-1.035*** (0.0237)	-1.775*** (0.0820)	-0.731*** (0.0243)
リーマンショックからの取引日数	0.0128*** (0.000404)	0.0121*** (0.00111)	0.0130*** (0.000433)	0.0255*** (0.000567)	0.0257*** (0.00151)	0.0262*** (0.000602)
リーマンショックからの取引日数 (二乗)	-8.20e-05*** (2.39e-06)	-8.08e-05*** (6.52e-06)	-8.14e-05*** (2.56e-06)	-0.000166*** (3.36e-06)	-0.000170*** (8.90e-06)	-0.000167*** (3.57e-06)
定数項	23.28*** (0.357)	32.08*** (1.230)	20.87*** (0.374)	31.86*** (0.519)	54.05*** (1.781)	24.19*** (0.534)
観察項	283,580	53,606	222,914	310,959	59,059	244,338
決定係数	0.063	0.042	0.084	0.074	0.091	0.108
銘柄数	665	154	495	665	154	495

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表 2.4 最小二乗法、ロジット、プロビットモデル (実効スプレッド率)

被説明変数 説明変数	後期ダミー係数 最小二乗法	改善 = 1 ロジット	改善でない = 0 プロビット	悪化 = 1 ロジット	悪化でない = 0 プロビット
マーケットメイクダミー	-2.224*** (0.167)	3.707*** (0.419)	2.141*** (0.227)	-2.597*** (0.393)	-1.503*** (0.212)
Log(時価総額)	-0.154*** (0.0529)	0.698*** (0.128)	0.390*** (0.0695)	-0.410*** (0.103)	-0.233*** (0.0599)
前期実効スプレッド率平均	0.427*** (0.0804)	-0.111 (0.210)	-0.0853 (0.112)	-0.137 (0.162)	-0.0678 (0.0946)
前期実効スプレッド率分散	-0.0549*** (0.0143)	0.00766 (0.0407)	0.0148 (0.0195)	-0.0687** (0.0328)	-0.0406** (0.0187)
前期リターン平均	-0.0798* (0.0430)	0.189 (0.126)	0.105 (0.0682)	-1.130* (0.667)	-0.778** (0.384)
前期ボラティリティ	-1.62e-06 (1.24e-06)	1.91e-06 (2.05e-06)	1.30e-06 (1.25e-06)	-2.90e-05*** (8.80e-06)	-1.64e-05*** (4.68e-06)
定数項	3.586*** (1.216)	-17.95*** (3.002)	-10.07*** (1.625)	9.721*** (2.391)	5.516*** (1.393)
観察項	649	649	649	649	649
決定係数	0.257				
対数尤度		-229	-228.5	-353.6	-354.4
ワルドchi2		228.9	230.1	180.2	178.7
Prob > chi2		0	0	0	0
模擬決定係数		0.333	0.335	0.203	0.201

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表 2.5 最小二乗法、ロジット、プロビットモデル (毎時平均気配スプレッド率)

被説明変数 説明変数	後期ダミー係数 最小二乗法	改善 = 1 ロジット	改善でない = 0 プロビット	悪化 = 1 ロジット	悪化でない = 0 プロビット
マーケットメイクダミー	-4.455*** (0.328)	4.427*** (0.457)	2.542*** (0.244)	-3.324*** (0.455)	-1.992*** (0.250)
Log(時価総額)	-0.236*** (0.0909)	0.334*** (0.121)	0.183*** (0.0659)	-0.341*** (0.102)	-0.193*** (0.0590)
前期毎時平均気配スプレッド率平均	0.119* (0.0610)	-0.141* (0.0760)	-0.0758* (0.0426)	-0.0428 (0.0755)	-0.0112 (0.0416)
前期毎時平均気配スプレッド率分散	0.0140 (0.0109)	0.0227* (0.0135)	0.0143* (0.00742)	-0.0127 (0.0121)	-0.00899 (0.00671)
前期リターン平均	-0.106 (0.0741)	0.229 (0.282)	0.119 (0.109)	-1.096 (0.667)	-0.693* (0.378)
前期ボラティリティ	-2.59e-06 (2.14e-06)	1.14e-06 (2.40e-06)	6.81e-07 (1.45e-06)	-2.35e-05*** (7.45e-06)	-1.41e-05*** (4.43e-06)
定数項	6.061*** (2.074)	-9.553*** (2.797)	-5.325*** (1.519)	8.562*** (2.362)	4.858*** (1.362)
観察項	649	649	649	649	649
決定係数	0.366				
対数尤度		-226.6	-226.7	-333	-333.2
ワルドchi2		287.1	286.7	230.6	230.2
Prob > chi2		0	0	0	0
模擬決定係数		0.388	0.387	0.257	0.257

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表 2.6 マーケットメイク銘柄の時価総額分布および逆選択率・実現スプレッド率の改善・悪化割合表
(AS：逆選択率、RS：実現スプレッド率)

時価総額	度数	相対度数	累積 相対度数	AS 改善数	AS 改善割合	AS 悪化数	AS 悪化割合	RS 改善数	RS 改善割合	RS 悪化数	RS 悪化割合
0~10億	18	11.69%	11.69%	10	55.56%	3	16.67%	3	16.67%	7	38.89%
10~20億	29	18.83%	30.52%	10	34.48%	3	10.34%	0	0%	14	48.28%
20~30億	33	21.43%	51.95%	13	39.39%	8	24.24%	1	3.03%	22	66.67%
30~40億	21	13.64%	65.58%	11	52.38%	2	9.52%	1	4.76%	12	57.14%
40~50億	14	9.09%	74.68%	10	71.43%	1	7.14%	3	21.43%	5	35.71%
50~60億	13	8.44%	83.12%	8	61.54%	0	0%	1	7.69%	7	53.85%
60~70億	6	3.90%	87.01%	6	100%	0	0%	1	16.67%	4	66.67%
70~80億	2	1.30%	88.31%	2	100%	0	0%	0	0%	0	0%
80~90億	2	1.30%	89.61%	2	100%	0	0%	0	0%	1	50%
90~100億	2	1.30%	90.91%	2	100%	0	0%	1	50%	0	0%
100~150億	7	4.55%	95.45%	3	42.86%	2	28.57%	0	0%	4	57.14%
150~200億	3	1.95%	97.40%	2	66.67%	0	0%	0	0%	2	66.67%
200~300億	1	0.65%	98.05%	1	100%	0	0%	0	0%	1	100%
300~400億	2	1.30%	99.35%	2	100%	0	0%	2	100%	0	0%
400億以上	1	0.65%	100%	1	100%	0	0%	1	100%	0	0%
合計	154			83	53.90%	19	12.34%	14	9.09%	79	51.30%

表 2.7 オーダードリブン銘柄の時価総額分布および逆選択率・実現スプレッド率の改善・悪化割合表
(AS：逆選択率、RS：実現スプレッド率)

時価総額	度数	相対度数	累積 相対度数	AS 改善数	AS 改善割合	AS 悪化数	AS 悪化割合	RS 改善数	RS 改善割合	RS 悪化数	RS 悪化割合
0~10億	28	5.66%	5.66%	5	17.86%	12	42.86%	5	17.86%	15	53.57%
10~20億	71	14.34%	20%	4	5.63%	39	54.93%	4	5.63%	43	60.56%
20~30億	84	16.97%	36.97%	5	5.95%	54	64.29%	5	5.95%	59	70.24%
30~40億	60	12.12%	49.09%	1	1.67%	35	58.33%	0	0%	40	66.67%
40~50億	45	9.09%	58.18%	3	6.67%	31	68.89%	3	6.67%	27	60%
50~60億	36	7.27%	65.45%	3	8.33%	24	66.67%	3	8.33%	25	69.44%
60~70億	30	6.06%	71.52%	1	3.33%	17	56.67%	1	3.33%	18	60%
70~80億	18	3.64%	75.15%	1	5.56%	10	55.56%	1	5.56%	11	61.11%
80~90億	14	2.83%	77.98%	0	0%	7	50%	0	0%	7	50%
90~100億	9	1.82%	79.80%	0	0%	5	55.56%	0	0%	5	55.56%
100~150億	32	6.46%	86.26%	2	6.25%	20	62.50%	3	9.38%	18	56.25%
150~200億	21	4.24%	90.51%	3	14.29%	13	61.90%	3	14.29%	11	52.38%
200~300億	19	3.84%	94.34%	4	21.05%	9	47.37%	6	31.58%	8	42.11%
300~400億	9	1.82%	96.16%	2	22.22%	4	44.44%	4	44.44%	2	22.22%
400億以上	19	3.84%	100%	5	26.32%	9	47.37%	5	26.32%	6	31.58%
合計	495			39	7.88%	289	58.38%	43	8.69%	295	59.60%

表 2.8 固定効果モデル (逆選択率 & 実現スプレッド率)

被説明変数 説明変数	逆選択率			実現スプレッド率		
	全体	マーケット メイク	オーダー ドリブン	全体	マーケット メイク	オーダー ドリブン
後期ダミー	0.172*** (0.0132)	-1.002*** (0.0400)	0.448*** (0.0135)	0.429*** (0.0141)	0.651*** (0.0366)	0.338*** (0.0155)
銘柄リターン	-0.0178*** (0.00121)	-0.0460*** (0.00379)	-0.0142*** (0.00125)	-0.00243* (0.00130)	-0.0420*** (0.00346)	0.00390*** (0.00143)
銘柄リターン (二乗)	3.83e-05*** (4.84e-06)	0.00129*** (0.000107)	2.96e-05*** (4.50e-06)	3.45e-05*** (5.19e-06)	0.00137*** (9.79e-05)	2.18e-05*** (5.15e-06)
指数リターン	-0.00844** (0.00375)	0.0109 (0.0109)	-0.0113*** (0.00387)	-0.0189*** (0.00402)	0.0165* (0.01000)	-0.0258*** (0.00443)
指数リターン (二乗)	0.0451*** (0.00115)	0.0501*** (0.00338)	0.0433*** (0.00119)	0.0515*** (0.00123)	0.0610*** (0.00309)	0.0474*** (0.00136)
Log(取引代金)	-0.106*** (0.00432)	-0.209*** (0.0128)	-0.0885*** (0.00446)	-0.252*** (0.00463)	-0.255*** (0.0117)	-0.251*** (0.00511)
Log(時価総額)	-0.404*** (0.0165)	-0.970*** (0.0649)	-0.296*** (0.0164)	-0.679*** (0.0177)	-0.872*** (0.0593)	-0.725*** (0.0187)
リーマンショックからの取引日数	0.0133*** (0.000409)	0.0187*** (0.00127)	0.0120*** (0.000416)	0.0190*** (0.000438)	0.0246*** (0.00116)	0.0170*** (0.000477)
リーマンショックからの取引日数 (二乗)	-8.70e-05*** (2.42e-06)	-0.000117*** (7.48e-06)	-7.85e-05*** (2.46e-06)	-0.000120*** (2.59e-06)	-0.000152*** (6.84e-06)	-0.000108*** (2.82e-06)
定数項	12.19*** (0.361)	27.77*** (1.408)	9.096*** (0.359)	20.63*** (0.386)	25.02*** (1.288)	21.65*** (0.411)
観察項	282,719	53,470	222,204	282,719	53,470	222,204
決定係数	0.038	0.034	0.053	0.096	0.110	0.094
銘柄数	665	154	495	665	154	495

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表 2.9 最小二乗法、ロジット、プロビットモデル (逆選択率)

被説明変数 説明変数	後期ダミー係数 最小二乗法	改善 = 1 ロジット	改善でない = 0 プロビット	悪化 = 1 ロジット	悪化でない = 0 プロビット
マーケットメイクダミー	-2.788*** (0.368)	4.110*** (0.484)	2.297*** (0.260)	-2.406*** (0.420)	-1.472*** (0.246)
Log(時価総額)	0.0338 (0.0951)	0.198 (0.124)	0.101 (0.0684)	-0.190** (0.0923)	-0.108* (0.0557)
前期逆選択率平均	0.652*** (0.161)	-0.621*** (0.207)	-0.350*** (0.113)	0.0465 (0.181)	0.0549 (0.106)
前期逆選択率分散	-0.0207 (0.0245)	0.0554 (0.0355)	0.0382** (0.0174)	-0.0709** (0.0293)	-0.0454*** (0.0170)
前期リターン平均	-0.00429 (0.0770)	-0.0963 (0.378)	-0.117 (0.430)	0.0300 (0.0927)	0.0194 (0.0561)
前期ボラティリティ	-1.84e-06 (2.22e-06)	1.14e-06 (2.63e-06)	5.86e-07 (1.57e-06)	-1.14e-05* (6.62e-06)	-6.92e-06* (4.09e-06)
定数項	-0.717 (2.182)	-6.338** (2.860)	-3.375** (1.592)	4.903** (2.131)	2.799** (1.281)
観察項	649	649	649	649	649
決定係数	0.145				
対数尤度		-230.6	-232.3	-376.1	-376.6
ワルドchi2		166.1	162.7	145.8	144.9
Prob > chi2		0	0	0	0
模擬決定係数		0.265	0.259	0.162	0.161

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表 2.10 最小二乗法、ロジット、プロビットモデル (実現スプレッド率)

被説明変数 説明変数	後期ダミー係数		改善 = 1 改善でない = 0		悪化 = 1 悪化でない = 0	
	最小二乗法	ロジット	ロジット	プロビット	ロジット	プロビット
マーケットメイクダミー	-0.166 (0.178)	0.627* (0.362)	0.313* (0.184)		-0.514** (0.207)	-0.320** (0.128)
Log(時価総額)	-0.141* (0.0736)	0.469*** (0.131)	0.230*** (0.0675)		-0.371*** (0.0930)	-0.226*** (0.0560)
前期実現スプレッド率平均	0.548*** (0.103)	-0.471** (0.218)	-0.232** (0.114)		-0.0751 (0.127)	-0.0482 (0.0785)
前期実現スプレッド率分散	-0.0685*** (0.0208)	0.115*** (0.0377)	0.0566*** (0.0205)		-0.0649** (0.0274)	-0.0388** (0.0165)
前期リターン平均	-0.0732 (0.0604)	0.146 (0.112)	0.0850 (0.0627)		-0.722 (0.592)	-0.442 (0.357)
前期ボラティリティ	-1.78e-06 (1.74e-06)	1.97e-06 (2.13e-06)	1.20e-06 (1.31e-06)		-1.70e-05** (6.64e-06)	-1.04e-05*** (3.96e-06)
定数項	3.245* (1.687)	-12.65*** (3.068)	-6.399*** (1.578)		9.105*** (2.157)	5.557*** (1.298)
観察項	649	649	649		649	649
決定係数	0.090					
対数尤度		-178.6	-179.3		-413.7	-413.8
ワルドchi2		28.83	27.48		57.08	57
Prob > chi2		6.54e-05	0.000118		1.76e-10	1.82e-10
模擬決定係数		0.0747	0.0712		0.0645	0.0644

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表2.11 オーダードリブン銘柄の時価総額分布および取引回数減少・増加割合表

株式時価総額 (億)	度数	相対度数	累積相対度数	減少数	減少割合	増加数	増加割合
0~10 億	28	5.66%	5.66%	1	3.57%	15	53.57%
10~20 億	71	14.34%	20%	6	8.45%	33	46.48%
20~30 億	84	16.97%	36.97%	4	4.76%	38	45.24%
30~40 億	60	12.12%	49.09%	7	11.67%	24	40%
40~50 億	45	9.09%	58.18%	7	15.56%	20	44.44%
50~60 億	36	7.27%	65.45%	1	2.78%	12	33.33%
60~70 億	30	6.06%	71.52%	2	6.67%	15	50%
70~80 億	18	3.64%	75.15%	0	0%	9	50%
80~90 億	14	2.83%	77.98%	2	14.29%	7	50%
90~100 億	9	1.82%	79.80%	2	22.22%	4	44.44%
100~150 億	32	6.46%	86.26%	6	18.75%	14	43.75%
150~200 億	21	4.24%	90.51%	3	14.29%	14	66.67%
200~300 億	19	3.84%	94.34%	3	15.79%	10	52.63%
300~400 億	9	1.82%	96.16%	0	0%	9	100%
400 億以上	19	3.84%	100%	1	5.26%	13	68.42%
合計	495			45	9.09%	237	47.88%

表 2.12 固定効果モデル (取引回数)

被説明変数 説明変数	取引回数		
	全体	マーケットメイク	オーダードリブン
後期ダミー	11.44*** (0.828)	1.362 (1.013)	11.64*** (1.011)
銘柄リターン	2.568*** (0.0717)	0.979*** (0.0950)	2.821*** (0.0872)
銘柄リターン (二乗)	-0.000297*** (8.44e-06)	0.0891*** (0.00286)	-0.000326*** (1.02e-05)
指数リターン	-0.933*** (0.235)	-0.398 (0.280)	-1.043*** (0.289)
指数リターン (二乗)	-0.0360 (0.0719)	-0.0346 (0.0855)	-0.102 (0.0884)
Log(取引代金)	42.28*** (0.267)	21.74*** (0.329)	46.85*** (0.327)
Log(時価総額)	0.740 (1.058)	2.106 (1.678)	-1.940 (1.253)
リーマンショックからの取引日 数	0.279*** (0.0253)	0.189*** (0.0308)	0.282*** (0.0310)
リーマンショックからの取引日 数 (二乗)	-0.00147*** (0.000150)	-0.000852*** (0.000182)	-0.00158*** (0.000183)
定数項	-585.3*** (23.17)	-332.9*** (36.43)	-588.7*** (27.48)
観察項	312,500	59,241	245,658
決定係数	0.089	0.108	0.093
銘柄数	665	154	495

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

第3章 IPO企業の流動性およびアンダーパフォーマンス

3.1. はじめに

本論文は日本のジャスダック市場での上場企業がIPO (Initial Public Offerings) されたあとの流動性に注目し、流動性や非流動性ディスカウントとIPO銘柄のアンダーパフォーマンスとの関連性や因果関係を実証することで、アンダーパフォーマンスの原因を検証する。

Ritter (1991) の研究以降、IPO企業の株価のアンダーパフォーマンスが注目された。Ritter (1991) は1975~85のNYSE、NASDAQのデータを利用し、長期(3年)の間に、ベンチマークによって調整された超過収益率 (AR: Abnormal Return) を累積することで計算された累積超過収益率 (CAR: Cumulative Abnormal Return) が持続的に右下がり、ベンチマークと比べて、IPO銘柄の収益性はアンダーパフォーマンスしていると指摘した。またこの論文では、アンダーパフォーマンスの原因の一つとして考えられるのが、投資者が新規上場の株に対して、過大評価をし、時間が経つと、その評価がなくなり、株価も段々本来の価値まで戻ることだと述べた。

Brav and Gompers (1997) はベンチャーキャピタルあり・なしの区分でアンダーパフォーマンスを研究した。そして、ベンチャーキャピタルを持つIPO企業には有意なアンダーパフォーマンスがなく、小企業かつベンチャーキャピタルなしの企業が有意なアンダーパフォーマンスがあった。結論として、アンダーパフォーマンスは主に小企業およびベンチャーキャピタルのない企業によるものと結論を付けた。

日本市場にてのアンダーパフォーマンスについての研究も存在している。阿部 (2005) は1995年~2002年のジャスダックのIPOデータを用い、長期(3年)のアンダーパフォーマンスを検証し、さらに、IPO企業の経営状況の悪化とも関係あると指摘した。

しかし、以上の研究は、持続的なアンダーパフォーマンスを十分に解釈していない。例えば、四半期決算の発表で、企業の成長率は予想の成長率を達していない場合(業績のアンダーパフォーマンス)、発表後の短期間に株価が下落すると考えられるが、三ヶ月間に持続的な株価のアンダーパフォーマンスに至ると考えられないものの、いままでの文献と本論文の検証で、IPO企業の株価に、持続的なアンダーパフォーマンスが観察されている。そのため、本論文は、流動性に注目し、IPO企業の上場後の流動性について分析す

る。さらに、流動性ディスカントの目線から、アンダーパフォーマンスを解釈する。IPO企業が上場時にスポットライト効果の影響で注目され、取引が頻繁であったが、その効果は次第に弱くなり、それによる流動性の悪化は株価のアンダーパフォーマンスの原因の一つと実証した。

また、Hearn(2011)は日本の地方株式市場について、企業規模および銘柄流動性についてグループを分け、流動性による株価への影響を考察した。その結果、流動性の低い銘柄には流動性の悪化による収益性の上昇、すなわち、流動性プレミアムが観察された一方、流動性の高い銘柄には流動性の悪化による収益性の低下、すなわち、流動性ディスカントが観察された。

さらに、忽那(2008)は「アメリカでは70%程度の株式が機関投資家に配分されるが、わが国の場合は逆に80%程度が個人投資家に配分されている。その背景には、各市場が設定している公開基準(株主数)を満たすためや、流動性を高めるために個人投資家への配分を多くする必要があるといった理由がある。」と述べた。日本でのIPO銘柄は一定期間内に、流動性が高いだと考えられる。

本研究は2000年9月から2008年3月まで、ジャスダックで上場した企業を分析対象とし、流動性とアンダーパフォーマンスとの関連性や因果関係を検証した。IPO銘柄を上場してから存続4年以上の銘柄とマッチングし、コントロール銘柄にした。そして、IPO銘柄とコントロール銘柄の収益の差を超過収益とし、IPO銘柄の累積超過収益は長期間(3年)の間に右下がり、収益性でのアンダーパフォーマンスを検証した。また、IPO銘柄とコントロール銘柄の流動性の差によって、IPO銘柄の長期にわたる流動性の悪化も検証した。非流動性の指標は毎時平均気配スプレッド率(HAQS, Hourly Averaged Quoted Spread)と無取引日比率(ZTDR, Zero Trading Day Ratio)とした。この非流動性指標を使い、Famaの3ファクターモデルによって、IPO銘柄には、流動性ディスカントが存在すると実証した。その後、IPO銘柄とコントロール銘柄の流動性の差と収益性の差の関連性を実証し、パネル自己回帰モデルによって、流動性の差の変動とアンダーパフォーマンスのグランジャー因果関係を検証した。

本論文の残りは以下の部分によって構成する。第2章では、上述の指標の計算方法を説明する。第3章は、データをまとめ、記述統計の結果を表し、計量分析での仮説を立て

る。第4章は実証結果を羅列し、説明する。第5章は結論をまとめる。

3.2. 分析方法

3.2.1. マッチング方法

IPO 銘柄と4年以上存続した銘柄の流動性や収益性を比較するために、マッチングによってベンチマークのコントロール銘柄を選出した。マッチングの標準は業種、株価、時価総額、CAPMのベータ、発行済株式総数などあるが、Davies and Kim(2009)は流動性の研究には、株価と時価総額を指標とした。マッチングが最も頑強的と指摘したため、本研究はそれを参考にし、マッチングを行った。

そして、本研究はIPO後三年の間の変化を注目しているため、株価や時価総額が大きく変化すると考えられるので、三年間一つのコントロール銘柄に限らず、月々、または日々別でマッチングし、コントロール銘柄を選出した。選出方法は以下の通りである。

$$\begin{aligned} distance_{ijt} &= \frac{(IPO\ firm\ price_{it} - seasoned\ firm\ price_{jt})^2}{(IPO\ firm\ price_t + seasoned\ firm\ price_{jt})^2} \\ &+ \frac{(IPO\ firm\ market\ capitalization_{it} - seasoned\ firm\ market\ capitalization_{jt})^2}{(IPO\ firm\ market\ capitalization_{it} + seasoned\ firm\ market\ capitalization_{jt})^2} \end{aligned}$$

$distance_{ijt}$ はIPO企業*i*と上場4年以上の企業*j*の距離を表す。 $IPO\ firm\ price_{it}$ はIPO企業*i*の上場後*t*日目または*t*月目の終値、 $seasoned\ firm\ price_{jt}$ は上場4年以上の企業*j*の同期の終値を表す。 $market\ capitalization$ は株式時価総額を表す。IPO銘柄と距離が最も近い4年以上存続した銘柄を*t*期のコントロール銘柄とし、流動性や収益性のベンチマークとする。

3.2.2. 非流動性指標

非流動性の指標としては、デプス、取引量、取引コストなどの指標があるが、注意すべき点は、1998年12月から2008年3月までのジャスダック市場では、マーケットメイクとオーダードリブンという二つの取引方式が存在していた。

マーケットメイク方式にはマーケットメイカーが存在し、常に買い・売り注文を出しているため、取引高はオーダードリブンよりも高くなる傾向がある。そのため、取引量は本研究の流動性指標とするのが不適切である。

また、オーダードリブンは買い・売り注文がヒットするときしか約定しない方式であり、約定時の取引コスト指標としたスプレッド率 (Quoted Spread) はオーダードリブンの取引コストを過小評価する傾向がある。

さらに、実効スプレッド率などは約定によって算出されたものであり、ティックデータによる研究は効果的であるが、長期研究、特に非流動性とアンダーパフォーマンスとの関連性についての研究にはデータの量が膨大過ぎるため、適切でないと考えられる。

そのため、本論文は毎時平均スプレッド率と無取引日比率を非流動性指標とした。それぞれの定義は以下の通りである。

$$\text{quoted spread}_\tau = \frac{|\text{ask}_{\tau-1} - \text{bid}_{\tau-1}|}{\text{mid}_{\tau-1}} \times 100\%$$

$$\text{hourly average quoted spread}_d = \frac{1}{5} \sum_{\tau \in T} \text{quoted spread}_\tau$$

$$T = (10:00, 11:00, 13:00, 14:00, 15:00)$$

$$\text{zero trading day ratio}_m = \frac{\text{num of zero trading day}_m}{\text{num of all trading day}_s}$$

$$\text{difference of illiquidity}_t = \text{IPO firm illiquidity}_t - \text{Control firm illiquidity}_t$$

$\text{ask}_{\tau-1}$ は約定直前の最良売り気配、 $\text{bid}_{\tau-1}$ は約定直前の最良買い気配である。 $\text{quoted spread}_\tau$ は気配スプレッド率。 $\text{hourly average quoted spread}_d$ は d 日目の毎時平均気配スプレッド率、以下は HAQS_d で表す。 $\text{zero trading day ratio}_m$ は m 月目の無取引日比率、以下は ZTDR_m で表す。 $\text{difference of illiquidity}_t$ は t 期目の非流動性の差を指し、 $\text{IPO firm illiquidity}$ は IPO 銘柄の非流動性指標であり、 $\text{Control firm illiquidity}$ はコントロール銘柄の非流動性指標である。

この二つの指標によって、IPO 企業の非流動性の変動を明らかにする。

3.2.3. 収益性指標

本研究は従来のアンダーパフォーマンスについての研究に参照し、超過収益と累積超過収益を収益性指標とする。計算方法は以下の通りである。

$$\text{Return}_t = \frac{\text{Closing price}_t}{\text{Closing price}_{t-1}} - 1$$

$$\text{Abnormal Return}_t = \text{IPO firm return}_t - \text{Control firm return}_t$$

$$Cumulative\ Abnormal\ Return_T = \sum_{t=1}^T Abnormal\ Return_t$$

$Return_t$ は t 期目のリターン、 $Closing\ price_t$ は t 期目の終値を指す。 $Abnormal\ Return_t$ は t 期目の超過収益 (AR)、 $IPO\ firm\ return_t$ の IPO 企業のリターン、 $Control\ firm\ return_t$ はコントロール企業のリターンを表す。 $Cumulative\ Abnormal\ Return_T$ は T 期目までの累積超過収益 (CAR) を表す。AR によって、IPO 銘柄の収益性を表し、CAR でアンダーパフォーマンスを検証する。

以上の流動性や収益性の指標により、IPO 銘柄の流動性や収益が時間にわたってどのように変化するか、また、流動性と収益との関連性や因果関係を明らかにする。

3.3. 統計記述

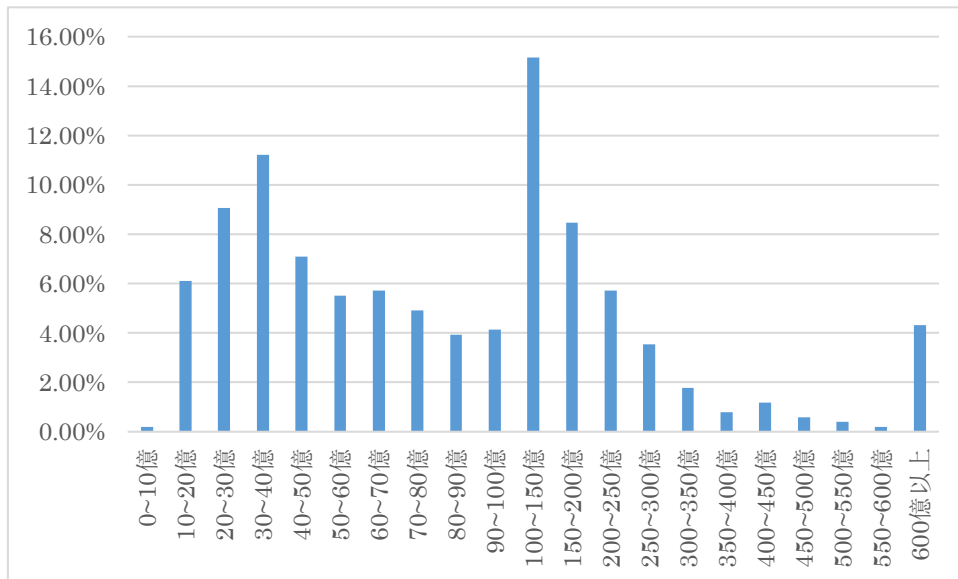
3.3.1. データと仮説

Brav and Gompers (1997) は企業規模とアンダーパフォーマンスに関連性があると指摘し、大企業になるほど、アンダーパフォーマンスが検出しにくくなるという結論が得られた。そこで、ジャスダックで上場するは主に中小企業であるため、全体的にアンダーパフォーマンスが検出できると考えられるが、規模も考慮に入れる必要がある。図 3.1 と表 3.1 は 2000 年 9 月から 2008 年 3 月まで 508 社の IPO 銘柄の時価総額の分布を表している。

表 3.1 IPO 銘柄上場時時価総額分布表 (全体)

株式時価総額 (億)	度数	相対度数	累積相対度数
0~10 億	1	0.20%	0.20%
10~20 億	31	6.10%	6.30%
20~30 億	46	9.06%	15.36%
30~40 億	57	11.22%	26.58%
40~50 億	36	7.09%	33.67%
50~60 億	28	5.51%	39.18%
60~70 億	29	5.71%	44.89%
70~80 億	25	4.92%	49.81%
80~90 億	20	3.94%	53.75%
90~100 億	21	4.13%	57.88%
100~150 億	77	15.16%	73.04%
150~200 億	43	8.46%	81.50%
200~250 億	29	5.71%	87.21%
250~300 億	18	3.54%	90.75%
300~350 億	9	1.77%	92.52%
350~400 億	4	0.79%	93.31%
400~450 億	6	1.18%	94.49%
450~500 億	3	0.59%	95.08%
500~550 億	2	0.39%	95.47%
550~600 億	1	0.20%	95.67%
600 億以上	22	4.33%	100%

図 3.1 IPO 銘柄時価総額分布図 (全体)



図表によると、ジャスダック市場での IPO の時価総額は 150 億以下のものは全体の 73% を占め、主に中小企業だと言える。Brav and Gompers (1997) によると、大企業にはないが、小企業のほうがアンダーパフォーマンスは観察できる。そのため、ジャスダック市場にも、ほかの主に大企業が上場している市場よりもアンダーパフォーマンスが観察されやすいと考えられる。また、大企業よりも、小企業のほうがリスクは高く、知名度も低いいため、取引が少なくなり、流動性も低くなるため、IPO の流動性への影響も観察されやすいと考えられる。

そして、本論文は長期にわたるアンダーパフォーマンスについての研究をしたいので、先行文献を参考にし、上場以降 3 年以上のデータが必要とする。そして、上場廃止が予想される企業の流動性も収益性も一般企業と違うため、データベースから観察される 2009 年 8 月 31 日まで、4 年以上存続した企業のみ実証対象とした。つまり、本論文の分析は 2000 年 3 月 1 日から、2005 年 8 月 31 日まで上場した銘柄のみを分析対象とする。さらに、2008 年 4 月 1 日に、ジャスダック市場はマーケットメイク方式を廃止し、代わりに全銘柄にリクイディティプロバイダー方式を導入した。そのイベントは流動性を大きく変化させると考えられるため、2008 年 3 月 31 日まで 39 ヶ月または 750 日、およそ 3 年間のデータがない銘柄も分析対象から除いた。分析対象となる 259 社の銘柄の分布は表 3.2 と図 3.2 で表す。

表 3.1、図 3.1 と比較すると、大きく変わらないが、企業の分布は若干小企業に集中している。

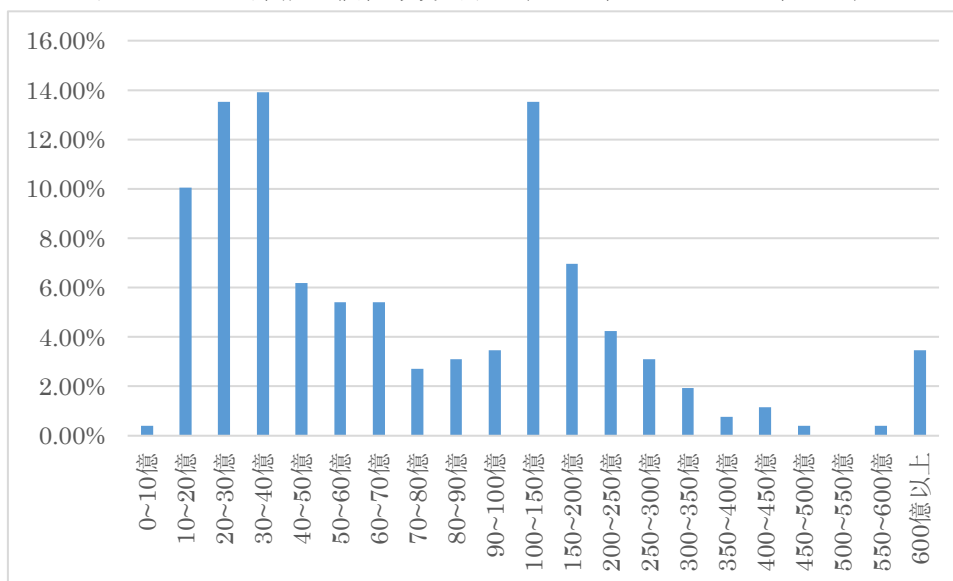
そして、マッチングの対象は上場から 4 年以上存続した銘柄とした。

これからはまず IPO 銘柄とコントロール銘柄の流動性の差や収益性の差が時間にわたって同じように変化するかを図で表し、説明する。Brav and Gompers (1997) が指摘した大企業と小企業の差も考えに入れ、全体のみならず、大企業と小企業を区分し、その差を観察する。アンダーパフォーマンスが存在しているので、横軸を上場からの時間とし、縦軸を累積超過収益とすれば、その関係は右下がりの図になると考えられる。そして、忽那 (2008) によると、IPO からの短期内は流動性の良好が考えられる。そして長期になると上場時の影響がなくなり、流動性の差がなくなると考えられるため、横軸を上場からの時間とし、縦軸を流動性の差とすれば、その関係は右上がりの図になると考えられる。

表 3.2 IPO 銘柄上場時時価総額分布表 (2000 年 9 月～2005 年 8 月)

株式時価総額 (億)	度数	相対度数	累積相対度数
0~10 億	1	0.39%	0.39%
10~20 億	26	10.04%	10.43%
20~30 億	35	13.51%	23.94%
30~40 億	36	13.90%	37.84%
40~50 億	16	6.18%	44.02%
50~60 億	14	5.41%	49.43%
60~70 億	14	5.41%	54.84%
70~80 億	7	2.70%	57.54%
80~90 億	8	3.09%	60.63%
90~100 億	9	3.47%	64.10%
100~150 億	35	13.51%	77.61%
150~200 億	18	6.95%	84.56%
200~250 億	11	4.25%	88.81%
250~300 億	8	3.09%	91.90%
300~350 億	5	1.93%	93.83%
350~400 億	2	0.77%	94.60%
400~450 億	3	1.16%	95.76%
450~500 億	1	0.39%	96.15%
500~550 億	0	0%	96.15%
550~600 億	1	0.39%	96.54%
600 億以上	9	3.47%	100.00%

図 3.2 IPO 銘柄時価総額分布図 (2000 年 9 月～2005 年 3 月)



3.3.2. アンダーパフォーマンスの検証

図 3.3 と図 3.4 は月次と日次の累積超過収益を表している。それぞれ三つの図があるのは、全体 (ALL)、時価総額が 58 億以下銘柄 (グループ 1) と時価総額が 58 億超え銘柄 (グループ 2) というグループ分けをした。グループ 1 を小企業、グループ 2 を大企業と呼ぶ。

図の中央にある青い線は上場後 T ヶ月目及び T 日目のリターンのクロスセクション平均である。赤い線は 5% 有意水準の信頼区間である。

アンダープライシングによる公開価格と初値の差を考慮に入れず、累積超過収益を計算した。すると、累積超過収益はほぼ 0 に近いところから始まり、仮説通り、右下がりの曲線となる。小企業の累積超過収益の下落幅は大企業よりも小さい、有意に 0 以下となる時期も大企業よりも遅い。この結果は、Brav and Gompers (1997) が指摘した「小企業のほうがアンダーパフォーマンスは観察されやすい」という結果と異なり、その原因は二つあると考えられる。第一に、本論文の観察対象は 4 年以上存続した銘柄のみとしたので、小企業でも、優良企業しか残っていないものの、小企業のリスクが高いため、大企業よりも高いリスクプレミアムが付けられ、アンダーパフォーマンスが観察されにくくなる。第二に、これからの計量経済学による分析で、サンプル数を確保するために、小企業数と大企業数が同じぐらいとなる 58 億という区分基準を決めたが、時価総額 58 億超えとはいえず、Brav and Gompers (1997) が定義した大企業とは言えない可能性もある。

图 3.3 月次累積超過收益

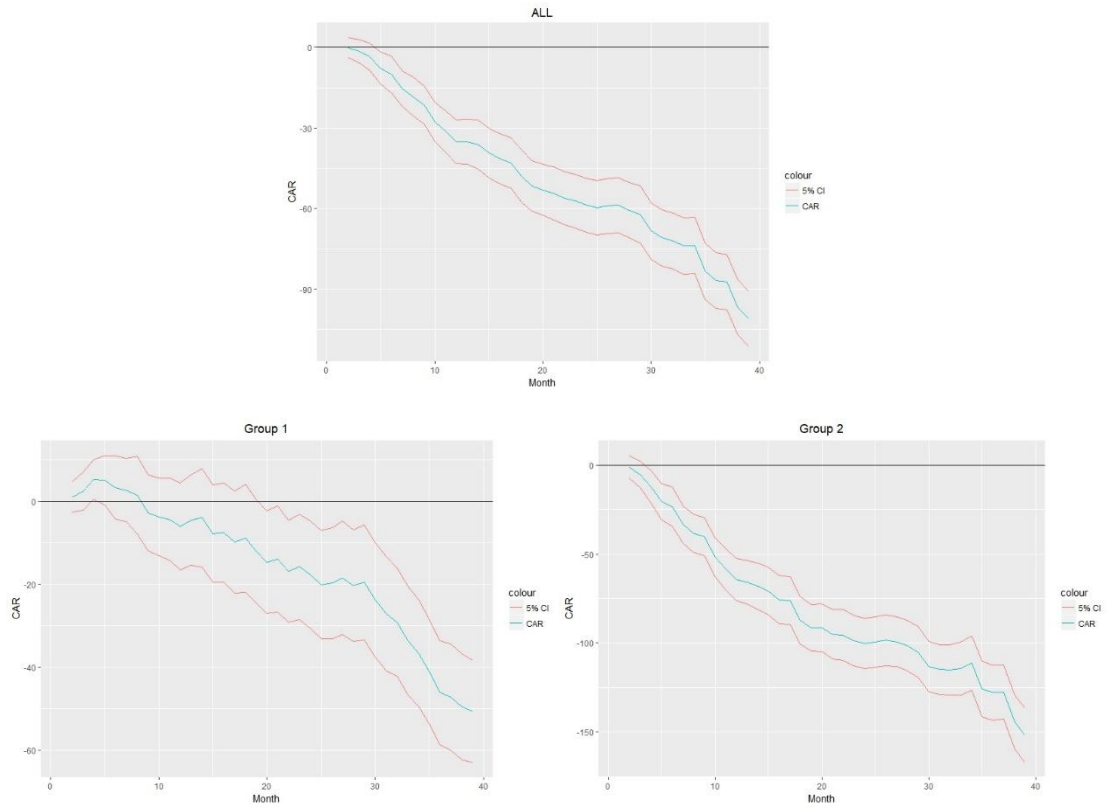
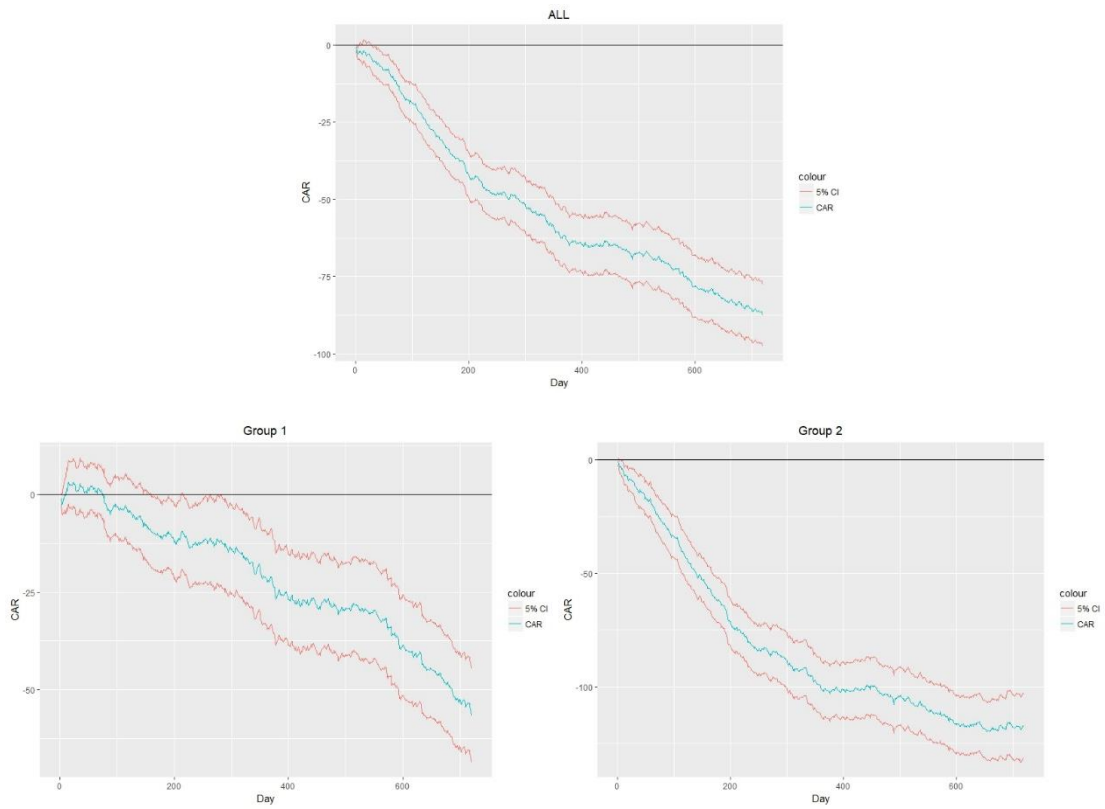


图 3.4 日次累積超過收益



3.3.3. IPO 後流動性の変動

上場後の流動性の変化を説明する（図 3.5、図 3.6、図 3.7）。

図 3.5 と図 3.6 の中央にある青い線は上場後 T ヶ月（日）目の流動性の差（IPO 銘柄の流動性-コントロール銘柄の流動性）のクロスセクション平均である。赤い線は 5%有意水準の信頼区間である。図 3.7 に中央にある赤い線はクロスセクション平均であり、緑の線は信頼区間である。日次データで変動が激しいため、その変動を見やすくするため、若干太い青い線で 20 日の移動平均を表している。

図で分かるように、全体的に、IPO 企業は 4 年以上存続したコントロール銘柄よりも流動性が遥かに高いものの、流動性の差が次第に 0 と有意差のない状態となる。そして、IPO 直後では、小企業のほうの IPO 銘柄とコントロール銘柄の流動性の差が大きい。それは、小企業の無取引日比率の差が最初は 35%、毎時平均スプレッド率の差が 3.75%に対し、大企業の場合はそれぞれ 15%、1.75%であることから明らかである

図 3.5 月次無取引日比率の差

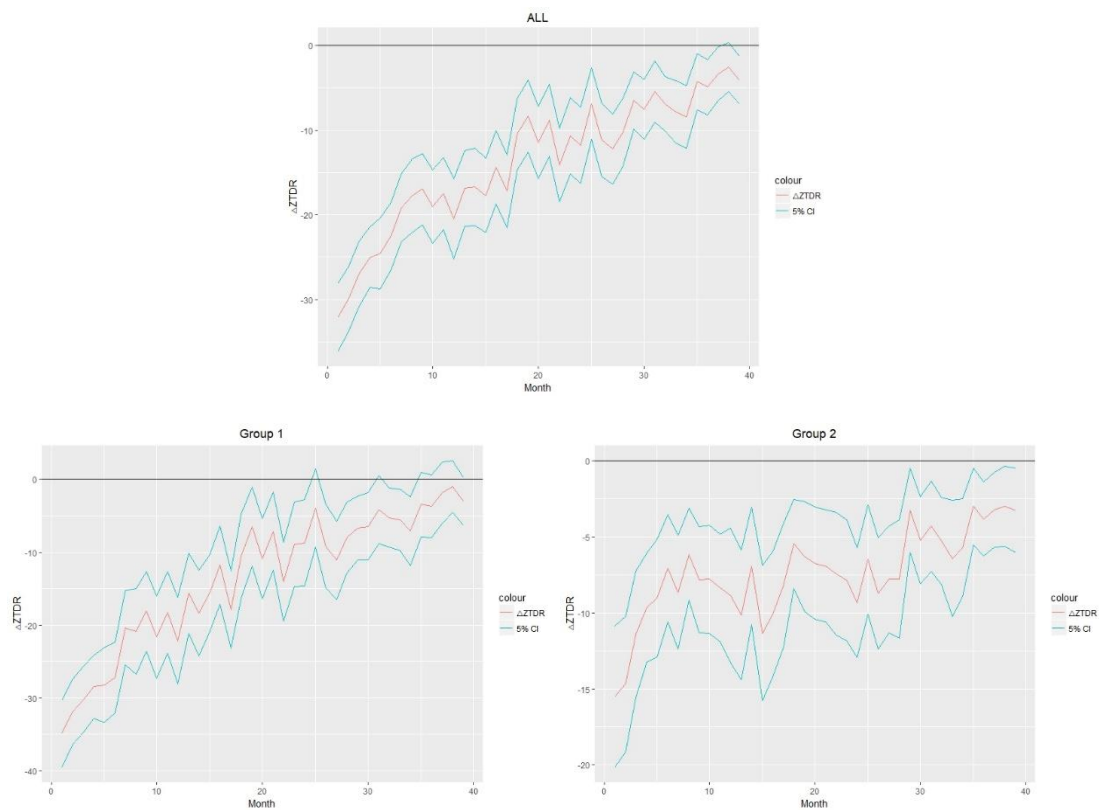


図 3.6 月次毎時平均スプレッド率の差

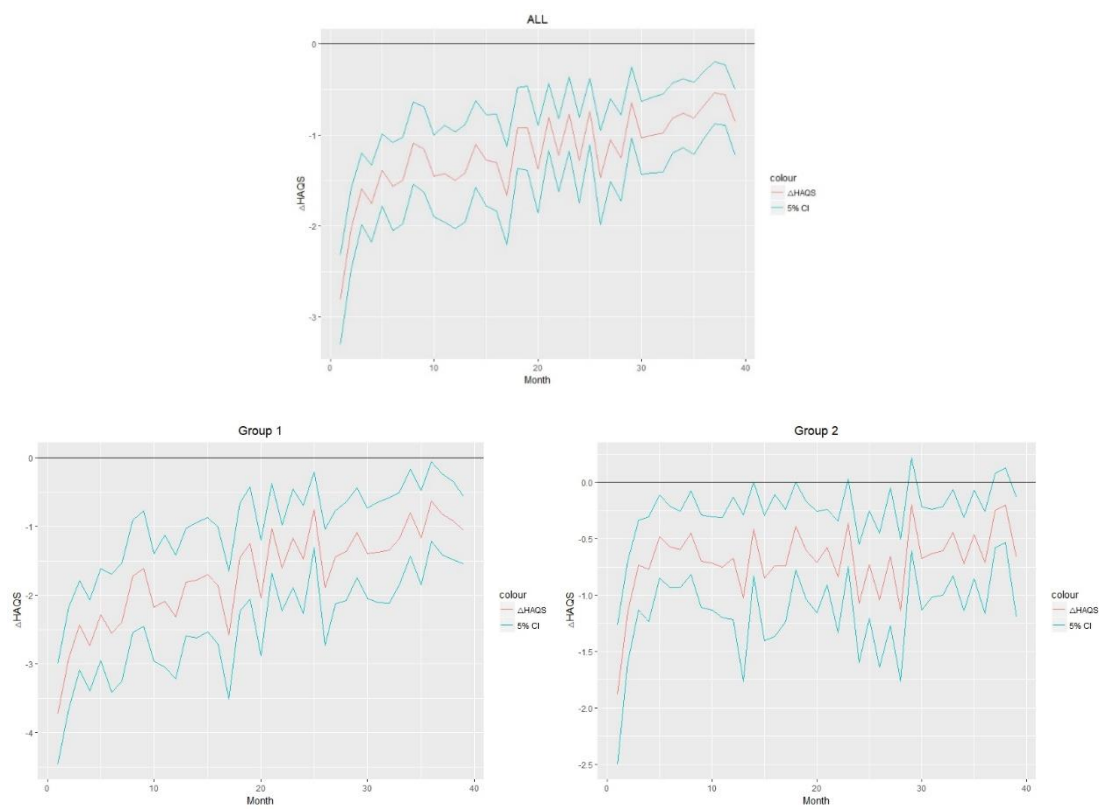
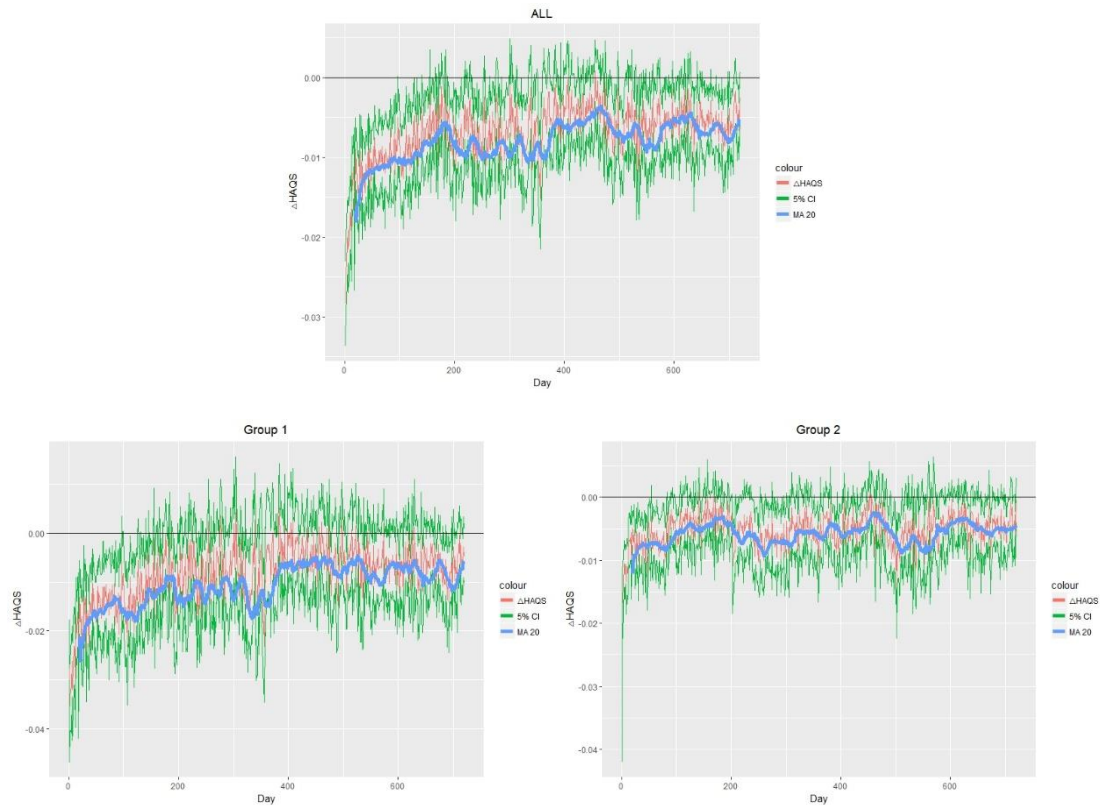


図 3.7 日次毎時平均スプレッド率の差



3.3.4. 計量分析の仮説

流動性の差とアンダーパフォーマンスとの関係についての仮説を述べる。

3.3.2. と 3.3.3. で述べたように、IPO 銘柄には長期のアンダーパフォーマンスが観察されている。そして、小企業よりも、大企業のほうがアンダーパフォーマンスの度合いが大きい。

流動性について、IPO 直後は高いものの、長期になると、その差が次第になくなる。そして、IPO 直後に小企業の流動性が高いことに対して、大企業はコントロール銘柄よりも高いものの、小企業ほどの差はない。

そこで、IPO 後の流動性と企業の収益性に正の関連性や因果関係があると検証する。

3.4. 計量分析

3.4.1. 流動性プレミアム

流動性の差がアンダーパフォーマンスの原因の一つと実証するために、まず、流動性と収益性の関連性を実証しなければならない。Hearn(2011)は日本の地方株式市場について、企業規模および銘柄流動性についてグループを分け、流動性による株価への影響を考察した。その結果、流動性の低い銘柄には流動性の悪化による収益性の上昇、すなわち、流動性プレミアムが観察された一方、流動性の高い銘柄には流動性の悪化による収益性の低下、すなわち、流動性ディスカウントが観察された。本研究は IPO 後の流動性と収益性を研究するので、分析対象を IPO 企業にし、Fama, French(1993)が提唱した 3 ファクターモデルに流動性プレミアム要素を入れた Hearn(2011)のモデルによって、流動性と収益性の関連性を実証する。

$$IPO\ return_{it} = \beta_0 + \beta_1 index\ return_{it} + \beta_2 SMB_{it} + \beta_3 ILLQ_{it} + u_{it}$$

ただし、*IPO return*は IPO 銘柄のリターンで、*index return*はジャスダックインデックスのリターン、*SMB*は小企業（時価総額下位 10%）と大企業（時価総額上位 10%）のリターンの差、*ILLQ*は非流動性の指標で、本論文では無取引日比率と毎時平均スプレッド率である。実証結果は表 4.1、表 4.2、表 4.3 で表している。

説明変数に非流動性指標としての無取引日比率があるが、それは日次データすることはできず、月次データを使っている。そして、極めて流動性の悪い銘柄に対して、無取引日比率は頻繁に 0 となり、変動がなく、回帰分析に係数が有意になりやすいと考えられる。一方、毎時平均スプレッド率は日次、月次両方で、変動率も無取引日比率よりも高い。そのため、無取引日比率以外に、日次・月次の毎時平均スプレッド率も説明変数とする。

表 3.4.1 は月次無取引日比率を非流動性の指標した実証結果である。インデックス収益の係数が全部有意に正であり、IPO 銘柄のリターンはインデックスと正の相関性があると示している。そして、小企業と大企業の収益の差（SMB）の係数は有意ではなく、無取引日比率の係数は全体とグループ 1 に有意であり、無取引日比率の増加、すなわち流動性の悪化とリターンに負の関連性があると分れる。

表 3.4.2 では月次毎時平均スプレッド率を非流動性の指標にした。表 3.4.1 と似たような結果になっているが、全体とグループ 1 には流動性の悪化はリターンに負の関連性があると示している。そして、小企業と大企業の収益の差（SMB）の係数は全体とグループ 2 に

は有意であり、負の関連性がある。

表 3.4.3 では日次毎時平均スプレッド率を非流動性の指標にしたが、表 3.4.1 や表 3.4.2 と違い、グループ 2 にも負の関連性があると検出された。それは、月次データの一銘柄に対して 38 ヶ月のデータしかないのに対して、日次データには 749 日のデータを持っている。サンプルサイズが大きくなったため、自由度が高くなり、有意になりやすくなった。

この三つの表で、IPO 銘柄の流動性の悪化はそのリターンを低下させることを実証した。

表 3.4.1 3 ファクターモデル (月次無取引日比率) (固定効果)

VARIABLES	ALL Return	Group 1 Return	Group 2 Return
Index Return	0.981*** (0.0261)	0.839*** (0.0335)	1.146*** (0.0405)
SMB	-0.0524 (0.0388)	-0.0276 (0.0490)	-0.0852 (0.0616)
ZTDR	-0.0571*** (0.0184)	-0.0630*** (0.0189)	-0.0492 (0.0486)
Constant	-0.872*** (0.246)	0.509 (0.368)	-2.136*** (0.315)
Observations	9,424	4,788	4,636
R-squared	0.145	0.130	0.163
Market Cap	ALL	0~5.8	5.8~
T	38	38	38
Num of firms	248	126	122

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表 3.4.2 3ファクターモデル（月次毎時平均スプレッド率）（固定効果）

VARIABLES	ALL Return	Group 1 Return	Group 2 Return
Index Return	0.979*** (0.0266)	0.838*** (0.0342)	1.140*** (0.0413)
SMB	-0.0897** (0.0394)	-0.0763 (0.0496)	-0.109* (0.0623)
HAQS	-0.265** (0.134)	-0.248* (0.147)	-0.345 (0.276)
Constant	-0.797** (0.376)	0.266 (0.525)	-1.685*** (0.548)
Observations	9,082	4,560	4,522
R-squared	0.147	0.133	0.164
Market Cap	ALL	0~5.8	5.8~
T	38	38	38
Num of firms	239	120	119

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表 3.4.3 3ファクターモデル（日次毎時平均スプレッド率）（固定効果）

VARIABLES	ALL Return	Group 1 Return	Group 2 Return
Index Return	0.778*** (0.00770)	0.663*** (0.0109)	0.885*** (0.0108)
SMB	-0.00680*** (0.00191)	-0.00577** (0.00258)	-0.00807*** (0.00284)
HAQS	-5.726*** (0.426)	-4.283*** (0.480)	-10.77*** (0.909)
Constant	0.0880*** (0.0141)	0.145*** (0.0205)	0.0779*** (0.0205)
Observations	181,442	87,994	93,448
R-squared	0.055	0.042	0.070
Market Cap	ALL	0~5.8	5.8~
T	749	749	749
Num of firms	259	128	131

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

3.4.2. IPOによる流動性の差とアンダーパフォーマンスとの関連性

この節では、IPO銘柄とコントロール銘柄の差に注目し、実証分析する。具体的には、下式によって、流動性の差と収益性の差の関連性を実証する。

$$\Delta\text{Return}_{it} = \beta_0 + \beta_1\Delta\text{ILLQ}_{it} + \beta_2\text{index return}_{it} + \beta_3\text{SMB}_{it} + u_{it}$$

ただし、 ΔReturn はIPO銘柄とコントロール銘柄のリターンの差で、 index return はジャスダックインデックスのリターン、 SMB は小企業（時価総額下位10%）と大企業（時価総額上位10%）のリターンの差、 ΔILLQ はIPO銘柄とコントロール銘柄の非流動性の指標の差である。

表3.4.4は月次無取引日比率の差と収益の差の関連性を表している。グループ1に非流動性の差の係数は有意に負である。表3.4.5で非流動性の指標を月次毎時平均スプレッド率にしても同じような結論を出している。全体とグループ2に有意な結果がなかったが、それはサンプルサイズが小さいので、有意になりにくいからだと考えられる。証拠として、表3.4.6で非流動性の指標を日次に置き換えたなら、三つのグループすべてに負の有意な関連性があった。

結論として、IPO銘柄の流動性がコントロール銘柄の流動性よりも良い時、すなわち、非流動性指標の差が負になるほど、IPO銘柄の収益性がコントロール銘柄の収益性よりも高くなるということを実証した。つまり、長期のアンダーパフォーマンスが、流動性の悪化との関連性が認められる。しかし、ここに注意すべき点が、この実証はあくまでも関連性の証明であり、因果関係とはいえない。流動性の悪化が収益性の悪化の原因かもしれないが、逆の因果関係になる可能性もある。また両方の因果関係がある可能性も考えられる。そのため、これからは因果関係について検討する。

表 3.4.4 差の回帰分析（月次無取引日比率）（固定効果）

VARIABLES	ALL △Return	Group 1 △Return	Group 2 △Return
△ZTDR	-0.0207 (0.0175)	-0.0367*** (0.0128)	0.00608 (0.0409)
Index Return	0.0685 (0.0553)	0.317*** (0.0456)	-0.225** (0.105)
SMB	-0.226*** (0.0822)	0.0447 (0.0665)	-0.562*** (0.159)
Constant	-3.323*** (0.454)	-2.155*** (0.391)	-4.850*** (0.824)
Observations	9,424	4,788	4,636
R-squared	0.001	0.012	0.003
Market Cap	ALL	0～5.8	5.8～
T	38	38	38
Num of firms	248	126	122

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表 3.4.5 差の回帰分析（月次毎時平均スプレッド率）（固定効果）

VARIABLES	ALL △Return	Group 1 △Return	Group 2 △Return
△HAQS	-0.112 (0.128)	-0.151* (0.0895)	-0.0229 (0.314)
Index Return	0.0619 (0.0569)	0.320*** (0.0465)	-0.239** (0.107)
SMB	-0.260*** (0.0846)	-0.00586 (0.0678)	-0.578*** (0.163)
Constant	-3.390*** (0.453)	-2.194*** (0.391)	-4.912*** (0.808)
Observations	9,082	4,560	4,522
R-squared	0.002	0.012	0.003
Market Cap	ALL	0～5.8	5.8～
T	38	38	38
Num of firms	239	120	119

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表 3.4.6 差の回帰分析（日次毎時平均スプレッド率）（固定効果）

VARIABLES	ALL △Return	Group 1 △Return	Group 2 △Return
△HAQS	-2.428*** (0.355)	-2.277*** (0.414)	-2.880*** (0.705)
Index Return	0.126*** (0.0110)	0.109*** (0.0158)	0.143*** (0.0153)
SMB	-0.000243 (0.00273)	-0.000319 (0.00374)	-0.000186 (0.00401)
Constant	-0.137*** (0.0145)	-0.100*** (0.0209)	-0.173*** (0.0203)
Observations	181,442	87,994	93,448
R-squared	0.001	0.001	0.001
Market Cap	ALL	0～5.8	5.8～
T	38	38	38
Num of firms	259	128	131

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

3.4.3. 非流動性とアンダーパフォーマンスの因果関係

前節は、IPO 銘柄の流動性と収益性の関連性を固定効果として考慮した 3 ファクターモデルで実証したが、その因果関係はまだ明らかにしていない。そのため、この節では、パネルベクトル自己回帰モデル (Panel Vector AutoRegression: PVAR) によって、因果関係を実証する。

PVAR を使う二つの利点について説明する。まず、前文の固定効果モデルが最小二乗法 (OLS) を使って推計しているのに対して、PVAR は一般化モーメント法 (GMM) によって推計している。OLS が欠落変数の存在によって推計係数に不偏性や一致性を失い、正しい結果を得ない可能性がある。一方、GMM は操作変数によって、欠落変数が存在しても、推計係数の一致性に影響を及ぼさない。そのため、データサイズが十分大きければ、正しい結果を得ることが保証される。さらに、PVAR にはグランジャー因果関係の検定ができるため、説明変数と被説明変数の因果関係を検証できる。

そして、PVAR は下の二つの式のように回帰分析する。

$$\Delta \text{Return}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta \text{Return}_{i(t-1)} + \alpha_2 \Delta \text{ILLQ}_{i(t-1)} + \alpha_3 \text{index return}_{it} + \alpha_4 \text{SMB}_{it} + u_{it}$$

$$\Delta ILLQ_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Delta Return_{i(t-1)} + \beta_2 \Delta ILLQ_{i(t-1)} + \beta_3 index\ return_{it} + \beta_4 SMB_{it} + \varepsilon_{it}$$

ただし、 $\Delta Return$ はIPO銘柄とコントロール銘柄のリターンの差で、 $index\ return$ はジャスダックインデックスのリターン、 SMB は小企業（時価総額下位10%）と大企業（時価総額上位10%）のリターンの差、 $\Delta ILLQ$ はIPO銘柄とコントロール銘柄の非流動性の指標の差である。操作変数として、ジャストアイデンティファイドモデル（just identified model）を使っている。本論文は1期ラグを取る。回帰結果は表3.4.7、3.4.9、3.4.10にある。

表 3.4.7 固定効果パネル自己回帰モデル (月次無取引日比率)

VARIABLES	ALL		Group 1		Group 2	
	Δ Return	Δ ZTDR	Δ Return	Δ ZTDR	Δ Return	Δ ZTDR
Δ Return(t-1)	0.0287** (0.0113)	0.00375 (0.00564)	0.0257 (0.0250)	0.000222 (0.0150)	0.0295** (0.0127)	0.00642 (0.00549)
Δ ZTDR(T-1)	-0.0648*** (0.0224)	0.385*** (0.0169)	-0.0323** (0.0136)	0.424*** (0.0200)	-0.151** (0.0691)	0.291*** (0.0316)
Index Return	0.0953 (0.120)	0.0524 (0.0350)	0.359*** (0.0592)	0.0298 (0.0543)	-0.240 (0.257)	0.0647 (0.0410)
SMB	-0.211** (0.105)	0.156*** (0.0555)	0.0320 (0.0768)	0.263*** (0.0830)	-0.559** (0.222)	-0.00879 (0.0682)
Observations	8,928	8,928	4,536	4,536	4,392	4,392
Market Cap	ALL	ALL	0~5.8	0~5.8	5.8~	5.8~
T	36	36	36	36	36	36
Num of firms	248	248	126	126	122	122

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表 3.4.8 固定効果パネル自己回帰モデル (月次毎時平均スプレッド率)

VARIABLES	ALL		Group 1		Group 2	
	Δ Return	Δ HAQS	Δ Return	Δ HAQS	Δ Return	Δ HAQS
Δ Return(t-1)	0.0280** (0.0115)	0.000714 (0.000901)	0.0274 (0.0261)	0.00146 (0.00199)	0.0273** (0.0125)	0.000473 (0.000803)
Δ HAQS(t-1)	-0.370** (0.155)	0.301*** (0.0237)	-0.114 (0.0860)	0.319*** (0.0288)	-1.079** (0.545)	0.252*** (0.0400)
Index Return	0.0923 (0.124)	-0.00412 (0.00494)	0.370*** (0.0591)	-0.00648 (0.00777)	-0.238 (0.263)	-0.00149 (0.00559)
SMB	-0.270** (0.108)	0.0148* (0.00838)	-0.0340 (0.0795)	0.0285** (0.0128)	-0.572** (0.227)	-0.00178 (0.00973)
Observations	8,604	8,604	4,320	4,320	4,284	4,284
Market Cap	ALL	ALL	0~5.8	0~5.8	5.8~	5.8~
T	36	36	36	36	36	36
Num of firms	239	239	120	120	119	119

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表 3.4.9 固定効果パネル自己回帰モデル (日次毎時平均スプレッド率)

VARIABLES	ALL		Group 1		Group 2	
	Δ Return	Δ HAQS	Δ Return	Δ HAQS	Δ Return	Δ HAQS
Δ Return(t-1)	-0.0143*** (0.00441)	3.39e-06 (1.25e-05)	-0.0180** (0.00717)	-3.69e-06 (2.21e-05)	-0.0107** (0.00526)	1.01e-05 (1.24e-05)
Δ HAQS(t-1)	-0.989*** (0.345)	0.438*** (0.00629)	-1.107*** (0.385)	0.437*** (0.00776)	-0.646 (0.752)	0.440*** (0.00948)
Index Return	0.130*** (0.0127)	-5.52e-05 (6.73e-05)	0.115*** (0.0176)	-0.000135 (0.000118)	0.145*** (0.0183)	1.87e-05 (6.80e-05)
SMB	0.00369 (0.00405)	9.82e-05*** (1.94e-05)	-0.00144 (0.00554)	0.000136*** (3.13e-05)	0.00961 (0.00592)	5.37e-05** (2.09e-05)
Observations	177,972	177,972	85,315	85,315	92,657	92,657
Market Cap	ALL	ALL	0~5.8	0~5.8	5.8~	5.8~
T	36	36	36	36	36	36
Num of firms	259	259	128	128	131	131

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

1期ラグでの自己回帰分析で、非流動性差やリターンの係数の有意検定はグランジャー因果性検定となる。本論文が検討したいのが、非流動性の差とリターンの差の因果関係であるため、それぞれを表す係数を太文字で表記した。

リターンの差が被説明変数、1期ラグの非流動性の差が説明変数とするときは、非流動性の差からリターンの差へのグランジャー因果性を検証している。各表の中に1、3、5列目の太文字で表している。

一方、非流動性の差が被説明変数、1期ラグのリターンの差が説明変数とするときは、リターンの差から非流動性の差へのグランジャー因果性を検証している。各表の中に2、4、6列目の太文字で表している。

表3.4.7には、すべてのグループに無取引日比率の差からリターンの差への負のグランジャー因果性が検出されているが、逆の因果性が検出されていない。つまり、無取引日比率の差が負から0に近づき、上昇すること(流動性の悪化)から、収益性の下落(アンダーパフォーマンス)についてグランジャーの因果性から見ると、因果関係がある。逆にアンダーパフォーマンスから流動性の悪化について、グランジャーの因果性から見ると、因果関係がない。

そして、表3.4.8に、無取引日比率を月次毎時平均スプレッド率に置き換えると、全体と大企業グループに表3.4.7と同じような結論を出し、小企業での因果関係は両方とも有意ではない。その原因は前述したように、サンプルサイズが小さいことで、有意性検定で帰無仮説(グランジャー因果性がないこと)を棄却できないと考えられる。

その証拠は表3.4.9に、日次毎時平均スプレッド率の差で回帰分析すると、全部のグループに日次毎時平均スプレッド率の差から収益の差への負のグランジャー因果性があり、逆の因果性が検出されていない。それは表4.7と同じような結論を示している。

この節の実証分析によって、流動性の悪化はアンダーパフォーマンスの原因の一つだと考えられるということ証明した。

3.5. まとめ

アンダープライシングやアンダーパフォーマンスは IPO 市場の特徴として、長期間にわたり学术界で注目され、アンダーパフォーマンスについての検証、またその成因を検討する文献は多く存在したが、長い期間に持続的なアンダーパフォーマンスの原因についての検討はまだ不十分である。

本論文はまず流動性という視点から考察を行い、上場後の銘柄は短期的には流動性はよいが、持続的に悪化し、やがてコントロール銘柄との差がなくなることを統計学的手段で実証した。

そして、その流動性の悪化とアンダーパフォーマンスの関連性と因果関係を以下の三つの方面から実証した。

1. 3 ファクターモデルによって、IPO 企業の非流動性と収益性の負の相関性を確認した。
2. 固定効果モデルとマッチングによって、IPO 銘柄とコントロール銘柄の非流動性の差と収益性の差の負の相関性を確認した。
3. パネルベクトル自己回帰モデルによって、IPO 銘柄とコントロール銘柄の非流動性の差から収益性の差への負のグランジャー因果性を確認し、逆の因果性がないことも確認した。つまり、流動性の悪化はアンダーパフォーマンスの原因の一つと明らかにした。

以上の研究で、持続的なアンダーパフォーマンスの原因を実証したが、まだこれから探求したい課題として以下の二つがある。

1. 本研究は主にジャスダック市場の小企業を対象としているが、大企業も同じような結論になるとは限らない。そのため、これから東京一部、二部での IPO も研究対象とし、時価総額により多いグループにわけ、流動性とアンダーパフォーマンスの関連性は小企業と大企業でどのような違いがあるかを研究したい。
2. データベースに公開価格、個人投資家持ち株比率などのデータがないため、アンダ

ープライシングや株の持ち主の構造変化が流動性やアンダーパフォーマンスに対する影響を明らかにすることができないが、それらのデータが入手できれば、それについても研究していきたい。

3.6. 参考文献

Brav, A., Gompers, P., 1997, Myth or Reality? The Long-Run Underperformance of Initial Public Offerings: Evidence from Venture and Nonventure-backed Companies, *Journal of Finance* 52, 1791-1821.

B. Hearn, 2011, Size and liquidity effects in Japanese regional stock markets. *Journal of The Japanese and International Economies* 25, 157-181.

Davies, R. J., Kim, S. S., 2009. Using matched samples to test for differences in trade execution costs. *Journal of Financial Markets* 12, 173-202.

Fama, E., French, K., 1993. Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics* 33, 3-56.

Fama, E.F., Macbeth, J.D., 1973. Risk, return and equilibrium: empirical tests. *Journal of Political Economy* 81, 607-636.

Ritter, Jay, 1991, The long-run performance of initial public offerings, *Journal of Finance* 42, 365-394.

阿部圭司、2005、「JASDAQ市場における新規株式公開の長期パフォーマンス」『高崎経済大学論集』第48巻第1号、33-44。

忽那憲治、2008、『IPO市場の価格形成』、中央経済社。