

博士論文

中国株式市場における収益率の予測可能性と流動性
に関する実証研究

**(An Empirical Study of Return Predictability and
Liquidity in the Chinese Stock Market)**

2015年9月

立命館大学大学院経済学研究科

経済学専攻博士課程後期課程

楊 晨

立命館大学審査博士論文

中国株式市場における収益率の予測可能性と流動性に関する実証
研究

**(An Empirical Study of Return Predictability and Liquidity in the
Chinese Stock Market)**

2015 年 9 月

September 2015

立命館大学大学院経済学研究科経済学専攻博士課程後期課程
**Doctoral Program in Economics, Graduate School of Economics,
Ritsumeikan University**

楊 晨

YANG Chen

甲号：研究指導教員：堀 敬一 教授

Supervisor: Professor Keiichi Hori

目次

序章 本書の目的と構成	1
第1章 中国株式市場におけるリターンリバーサル現象に関する実証分析	4
1.1 はじめに	4
1.2 先行研究	6
1.2.1 欧米市場に関する先行研究	6
1.2.2 中国市場に関する先行研究	8
1.3 データと分析手法	11
1.3.1 データ	11
1.3.2 分析手法	12
1.4 実証結果	14
1.4.1 主な結果	14
1.4.2 J=6か月・12か月・24か月ポートフォリオのパフォーマンス	16
1.4.3 短期のリターンリバーサル現象と流動性との関係	21
1.5 リターンリバーサルに関するさらなる検証	23
1.5.1 金融危機前の分析	23
1.5.2 コントラリアン取引戦略	24
1.6 結論と今後の課題	25
第2章 株式市場の流動性が株価に与える影響：展望	27
2.1 はじめに	27
2.2 流動性と流動性指標	28
2.2.1 スプレッド	28
2.2.2 デプス	30
2.2.2a 非流動性メジャー	30
2.2.2b ゼロ評価法	31
2.2.2c リターンリバーサル (γ)	31

2.2.3	回転率.....	33
2.2.4	取引スピード.....	33
2.2.5	中国株式市場の流動性指標.....	34
2.3	流動性と資産価格に関する理論.....	36
2.3.1	標準的な資産価格決定モデル.....	37
2.3.2	取引コストと資産価格に関する基本モデル.....	38
2.3.2a	基本モデル.....	38
2.3.2b	顧客効果.....	40
2.3.3	タイムシリーズの取引コストと株式収益率.....	42
2.3.4	在庫リスク.....	45
2.3.5	情報の非対称性.....	47
2.3.5a	私的情報と非流動性.....	47
2.3.5b	情報の非対称性と資産収益率.....	49
2.4	欧米市場に関するサーベイ.....	49
2.4.1	クロスセクションとタイムシリーズ分析.....	49
2.4.1a	クロスセクション分析.....	49
2.4.1b	タイムシリーズ分析.....	50
2.4.2	流動性リスク.....	52
2.4.2a	4ファクターモデル.....	52
2.4.2b	2ファクターモデル.....	53
2.4.2c	4 β モデル.....	54
2.4.3	流動性と株式の短期のリターンリバーサル.....	55
2.5	中国市場に関するサーベイ.....	57
2.5.1	クロスセクションとタイムシリーズ分析.....	57
2.5.2	流動性をファクターとする多ファクターモデル.....	58
2.5.2a	回転率.....	58
2.5.2b	回転率と非流動性指標.....	60
2.5.3	流動性リスクと株式収益率.....	62
2.5.3a	リターンリバーサル.....	62
2.5.3b	システムティック流動性リスク.....	63
2.5.3c	2つの流動性リスク（システムティック流動性リスクと個体流動性リスク）.....	66
2.5.4	4 β モデル.....	68
2.5.5	GARCHモデル.....	70
2.5.5a	GARCH(1,1)モデル.....	70

2.5.5b MGARCH(1,1) モデル.....	71
2.5.6 欧米市場に関する研究との比較.....	71
2.6 結論と今後の課題.....	72
第3章 中国株式市場における非流動性と収益率の自己相関に関する実証分析.....	73
3.1 はじめに.....	73
3.2 データ.....	76
3.3 ポートフォリオ分析.....	80
3.3.1 非流動性、回転率とポートフォリオ収益率.....	80
3.3.2 非流通株改革前の結果.....	84
3.3.3 非流通株改革後の結果.....	87
3.4 非流動性、ポートフォリオ収益率と情報の非対称性.....	89
3.5 結論.....	96
第4章 中国株式市場における流動性と収益率とのクロスセクション関係、及びイデ ィオシンクラティック・ボラティリティとの関連.....	97
4.1 はじめに.....	97
4.2 データ.....	100
4.2.1 非流動性指標とイデオシンクラティック・ボラティリティの測定.....	100
4.2.2 記述統計量.....	102
4.3 単変量と2変量によるポートフォリオ分析.....	106
4.3.1 単変量によるポートフォリオ収益率.....	106
4.3.2 2変量によるポートフォリオ収益率.....	108
4.4 残差アプローチ.....	110
4.4.1 非流動性指標とイデオシンクラティック・ボラティリティ.....	110
4.4.2 残差非流動性指標によるポートフォリオ分析.....	111
4.5 結論.....	113

終章 本書の結論.....	114
初出一覧.....	116
参考文献.....	117
謝辞.....	124

図表一覧

表 1.1	中国におけるリターンリバーサルに関する先行研究	10
表 1.2	中国株式市場（2009 年）	11
表 1.3	ウイナー・ルーザー・コントラリアンポートフォリオの平均月次超過収益率	15
表 1.4	コントラリアンポートフォリオの平均月次超過収益率	22
表 1.5	金融危機前各ポートフォリオの平均月次超過収益率	23
表 2.1	上海 A 市場と B 市場における各流動性指標の記述統計量	35
表 3.1	記述統計量	79
表 3.2	変数間の相関関係	80
表 3.3	観察期間におけるポートフォリオの収益率（全サンプル期間）	83
表 3.4	観察期間におけるポートフォリオの収益率（非流通株改革前）	85
表 3.5	観察期間におけるポートフォリオの収益率（非流通株改革後）	88
表 3.6	情報の非対称性と非流動性-ポートフォリオ収益率の自己相関（非流通株改革前）	91
表 3.7	情報の非対称性と非流動性-ポートフォリオ収益率の自己相関（非流通株改革後）	92
表 3.8	低非流動性ポートフォリオと高非流動性ポートフォリオの結果（非流通株改革前）	93
表 3.9	低非流動性ポートフォリオと高非流動性ポートフォリオの結果（非流通株改革後）	95
表 4.1	変数の記述統計量	102

表 4.2	変数間の相関係数	103
表 4.3	非流動性指標によるポートフォリオの記述統計量	105
表 4.4	非流動性指標によるポートフォリオの収益率	107
表 4.5	非流動性指標とイデオシンクラティック・ボラティリティによるポートフォリオの収益率 (3ファクターモデルによるアルファ)	109
表 4.6	非流動性指標とイデオシンクラティック・ボラティリティ	111
表 4.7	残差非流動性指標によるポートフォリオの収益率	112
図 1.1	上海 A 株総合指数の変動	11
図 1.2	サンプル平均と上海 A 株総合指数の月次収益率の比較	12
図 1.3	J=3、K=6 か月ポートフォリオの構築方法	13
図 1.4(a)	6 か月 Weiner とルーザーポートフォリオの平均月次超過収益率	17
図 1.4(b)	6 か月 Contrarian ポートフォリオの平均月次超過収益率	18
図 1.5(a)	12 か月 Weiner ・ルーザーポートフォリオの平均月次超過収益率	18
図 1.5(b)	12 か月 Contrarian ポートフォリオの平均月次超過収益率	19
図 1.6(a)	24 か月 Weiner ・ルーザーポートフォリオの平均月次超過収益率	19
図 1.6(b)	24 か月 Contrarian ポートフォリオの平均月次超過収益率	20
図 1.7	6 か月 ・ 12 か月 ・ 24 か月ポートフォリオの平均月次超過収益率の比較	21
図 1.8(a)	J=3、K=1 Contrarian ポートフォリオの月次超過収益率	24

図 1.8(b) J=6、K=1 コントラリアンポートフォリオの月次超過収益率	25
図 2.1 上海 A,B 指数の非流動性の推移	35
図 2.2 上海 A,B 指数の回転率の推移	36
図 3.1 流通市場の市場価値の推移	76
図 3.2 流動性指標の推移	78
図 3.3 構築期間におけるポートフォリオのパフォーマンス (全サンプル期間)	81
図 3.4 観察期間におけるポートフォリオのパフォーマンス (全サンプル期間)	84
図 3.5 観察期間におけるポートフォリオのパフォーマンス (非流通株改革前)	86
図 3.6 観察期間におけるポートフォリオのパフォーマンス (非流通株改革後)	89
図 4.1 非流動性指標とイデオシンクラティック・ボラティリティの推移	101
図 4.2 非流動性と収益率とのクロスセクション関係	104
図 4.3 非流動性とイデオシンクラティック・ボラティリティとのクロスセクション関係	104

序章 本書の目的と構成

本書の目的

本書は、中国株式市場における収益率の予測可能性と流動性との関連について分析した結果をまとめたものである。

金融市場における収益率の予測可能性は、以前から重要な話題の一つであった。DeBondt and Thaler (1985) や Jegadeesh and Titman (1993) は欧米市場で収益率が予測可能であることを示していた。2000 年以降高い経済成長に伴い、中国株式市場は著しい発展を遂げ、世界諸国から注目を浴びてきた。そのなかで、収益率の予測可能性は中国株式市場にも生じているのだろうか。すなわち、中国株式市場での収益率のパターンは欧米市場と同様なのか、それとも市場構造が異なるとそのパターンも異なるのだろうか。

Fama and French (1993) を代表とする 3 ファクターモデルは、収益率の予測可能性を解釈する際に大きな役割を果たしていた。その一方、マイクロストラクチャーの視点から流動性が収益率の予測可能性を決定する重要な要素の一つであることも明らかになってきた。しかし、中国株式市場では、国有株のような非流通株の存在によって、市場が 2 市場 - 流通市場と非流通市場 - に分割されている。そして流通株は全市場の 1/3 を占め、主に個人投資家に保有されている。これらの特徴は中国株式市場の流動性と収益率との関係に影響を与えると考えられる。

特に、2005 年 4 月に、中国政府は株式市場の流動性や効率性を改善するために非流通株改革を行った。この改革を通じて、市場がすべて流通させるようになり、流通株を保有する投資家のうち個人投資家の割合が大きく下落するのに対して、機関投資家などの大株主の割合が急激に上昇している。従って、非流通株改革前後の変化は中国株式市場の流動性、収益率及びそれらの関係にも大きな影響を与えると考えられる。

今までの既存研究は、少ないサンプルや短い期間のデータを使ったり、欧米市場の指標や研究手法をそのまま用いて中国株式市場を分析している。また非流通株改革の影響を考慮せず限定的な分析しか行われていない。その一方、本稿は 2000 年から 2013 年までの期間に、中国株式市場を代表する上海 A 株式市場の個別株データ及び財務データを用いて、収益率の予測可能性について分析を行う。そして非流通株改革の影響を考慮する際に、流動性と収益率との関係、さらにイディオシンクラティック・ボラティリティとの関連を解明していく。

本書の構成

第 1 章では、中国株式市場における収益率の予測可能性について実証分析を行う。市場が効率的であれば、株価はマルコフ過程に従い、将来の株式収益率を予測することができない。しかし、アノマリーの代表となるリターンリバーサル現象あるいはモメンタム現象

は数多くの研究で報告されていた。本研究では、中国株式市場においてリターンリバーサル現象あるいはモメンタム現象が存在するかどうかについて分析を行う。特に中国市場におけるリターンリバーサル現象と検証期間の関係を考察するために平均月次超過収益率を用いて、検証期間が短期（ $K=1\sim 6$ か月）と中長期（ $K=9\sim 36$ か月）におけるウィナーポートフォリオとルーザーポートフォリオのパフォーマンスを検証する。得られた結果、中国株式市場では、顕著なリターンリバーサル現象が観察された一方で、モメンタム現象は見られない。特に、ポートフォリオの検証期間が短ければ短いほどリターンリバーサルがより顕著に見られる。最後に短期のリターンリバーサル現象が流動性と関連することも示唆されている。

第2章では、株式市場の流動性が株価にいったいどのような影響を与えるかについて理論研究と実証研究の両面から研究の結果をサーベイする。流動性というのは抽象的な概念であり、一つの指標だけでとらえられるものではない。そこで流動性の様々な側面を反映しているいくつかの指標を説明する上で、(非)流動性を発生させる取引コスト、在庫リスクと情報の非対称性の存在がそれぞれどのように資産価格付けに影響するか理論的なモデルを紹介する。そして流動性指標そのものや流動性指標によって構築されたリスクファクターは、株式やポートフォリオの収益率との関連についてクロスセクションとタイムシリーズ的な分析結果を整理する。特に流動性が株式やポートフォリオの収益率の自己相関(例えば、リターンリバーサル現象)との関係を分析した先行研究の結果をサーベイする。さらに中国株式市場における実証分析の結果をまとめてみる。中国市場を対象とする先行研究では、ほぼ欧米市場で開発した流動性指標と分析手法を用いて分析していて、流動性と収益率の自己相関について分析が行われていない。

第3章では、中国株式市場における(非)流動性と株式収益率の自己相関との関連について検証している。この研究は初めて非流通株改革を考慮しながら流動性と収益率の関係を分析している。そして過去の既存研究で使用されている指標と異なり、中国株式市場の流動性をより適切にとらえる新しい(非)流動性指標を提案する。さらに株式収益率の自己相関と(非)流動性との関係について、投資家間の情報の非対称性を用いて説明することを試みる。その結果、非流通株改革前後に、ウィナーポートフォリオとルーザーポートフォリオは異なる収益率の自己相関を経験している。しかも回転率をコントロールしたら、ウィナーポートフォリオとルーザーポートフォリオの収益率の自己相関は、すべて高い非流動性ポートフォリオに集中している。その原因について Llorente, Michaely, Saar and Wang (2002) のモデルを用いて分析した結果、高い非流動性を伴うリターンリバーサルは大企業の株式(低い情報の非対称性)に起こる一方、高い非流動性を伴うモメンタムは小企業の株式(高い情報の非対称性)に起こる。

第4章では、中国株式市場における(非)流動性と収益率とのクロスセクション関係、及びイデオシンクラティック・ボラティリティ・バイアスとの関連について考察する。在庫管理モデルや非対称情報モデルは、市場での低い流動性は高いボラティリティによって引き起こされる可能性があることを示唆している。この研究では、まず非流動性指標と

収益率との関係について単変量分析を行う。次にイデオシンクラティック・ボラティリティの影響を考慮するために2変量分析を行う。最後にイデオシンクラティック・ボラティリティの影響を完全に除去させる残差アプローチを用いて、非流動性と収益率との関係を検証する。結果として、中国株式市場では非流動性と収益率の間に負のクロスセクション関係があることが観察された。しかし、イデオシンクラティック・ボラティリティ・バイアスを取り除くと、非流通株改革後は、非流動性と収益率の間に正の関係が検出された。この結果は流動性プレミアム仮説と一致している。

第1章 中国株式市場におけるリターンリバーサル現象に関する実証分析

1.1 はじめに

効率市場仮説によれば、将来の株式収益率を予測することは不可能であるが、1980年代以降、株式市場の効率性を疑問視する研究が理論と実証の両面から数多く行われている。その中で効率市場仮説に反する現象として指摘されている一つが、株価のリターンリバーサル現象である。リターンリバーサル現象(return reversal effect)とは、株価について過去パフォーマンスがよかった銘柄群はその後の期間にかけて平均してパフォーマンスが悪くなる一方、過去パフォーマンスが悪かった銘柄群は、平均してパフォーマンスがよくなるという現象である。この分野における研究の中で、最も大きな影響力を持っているのは、DeBondt and Thaler (1985) である¹。彼らは、アメリカ市場において、3年から5年という長い投資期間をとったとき、株式にリターンリバーサルがみられることを報告している。そして、その原因は投資者の過剰反応にあると論じている。また、Richard (1997) は16か国の株式市場において、リスクを修正しても同様のリターンリバーサルが観察されると報告している。もう一つの現象は株価のモメンタム現象である。モメンタム現象(momentum effect)とは、過去パフォーマンスのよかった銘柄群が継続してパフォーマンスがよく、悪かった銘柄群は引き続き悪くなるという現象である。Jegadeesh and Titman (1993) は、6か月から12か月といった短中期の投資期間をとったとき、株価にモメンタムが観察され、また過去のパフォーマンスがよい銘柄からなるウィナーポートフォリオを購入し、過去のパフォーマンスが悪い銘柄からなるルーザーポートフォリオを売却する戦略によって正の収益が得られることを示している。多くの先行研究は、モメンタム現象は投資者が情報に過小反応し、特に企業収益の情報に過小反応するために起きると指摘している(Chan et al., 1996)。

株価の過剰反応と過小反応は伝統的ファイナンス理論に反するので、金融市場のアノマリーと呼ばれてきた。しかし、行動ファイナンスの発展に伴い、近年 Barberis et al. (1998) モデル、Daniel et al. (1998) モデル、Hong and Stein (1999) のモデルを代表として、数多くのモデルが伝統的ファイナンス理論と違う角度から株価の過剰反応と過小反応に新たな解釈を与えた²。

中国株式市場にはA株とB株、またH株などがある。A株は国内投資家のみ取引できるのに対して、B株は外国人投資家も取引できる。後で詳しく紹介するが、A株は規模で中国株式市場の約8割を占めるので、代表的な国内投資家の投資行動を反映していると考えられている。従って、本稿は、2001年1月から2011年12月までの11年間に上海A株市場に上場している290銘柄のデータを採用して、DeBondt and Thaler (1985) と Jegadeesh and

¹日本市場のリターンリバーサルに関しては、加藤(2003)、城下(2002)、徳永(2008)を参照。

²Barberis et al. (1998)の研究では、過小反応が保守主義と一致し、過剰反応が代表性簡便法と一致する。

Titman (1993) の分析手法に従い、リターンリバーサルとモメンタム現象について実証分析を行う。具体的に、短期 (J=1, 3, 6 か月)、中期 (J=9, 12 か月)、長期 (J=24, 36 か月) という 3 つの期間に分けて中国株式市場にリターンリバーサル現象及びモメンタム現象が存在するかどうかを検証する。

分析にあたっては、中国市場におけるリターンリバーサルと検証期間の関係を考察するために平均月次超過収益率を用いて、短期 (K=1~6 か月) と中長期 (K=9~36 か月) におけるウィナーポートフォリオとルーザーポートフォリオのパフォーマンスを検証する。これにより、累積超過収益率を用いた DeBondt and Thaler (1985) の方法による場合よりも、リターンリバーサル現象と検証期間の関係をより明確に検出されることが期待される。こうした実証分析からいくつかの結果が得られた。第 1 に、中国株式市場では、顕著なリターンリバーサル現象が観察された一方で、モメンタム現象は見られない。特に、リターンリバーサル現象については、ポートフォリオの構築期間が短期・中期・長期のいずれにおいても、リターンリバーサルの存在が頑健である。このことは、DeBondt and Thaler (1985) と整合的であり、すなわち、中国株式市場においてもリターンリバーサル現象が生じていることを意味し、投資家の過剰反応の可能性を示唆している。

第 2 に、ポートフォリオの検証期間が短ければ短いほどリターンリバーサルがより顕著に見られる。特に検証期間が 1 か月~3 か月のときも、ウィナーポートフォリオはもっとも低い月次超過収益率を示し、ルーザーポートフォリオはもっとも高い月次超過収益率を示す。コントラリアンポートフォリオは検証期間が最も短い時に、最も高いプラスの平均月次超過収益率を示す。

第 3 に、上で検出されたリターンリバーサル現象、とりわけ 1 か月~3 か月の短期のリターンリバーサル現象が低流動性を持った銘柄に顕著に発生する。この結果は中国株式市場の短期のリターンリバーサル現象と流動性との関連を示唆している。第 4 に、結果の頑健性を確認するため、金融危機の影響を考慮した上で分析を行った。結果として、金融危機の影響を取り除いても、リターンリバーサルの存在が有意であり、しかも検証期間が短いほど顕著である。

最後に、市場効率性仮説を確かめるため、次のような 2 つの取引戦略を考える。第 1 の戦略は、過去 3 か月間でパフォーマンスの良い銘柄からなるウィナーポートフォリオを売り、過去 3 か月間でパフォーマンスの悪い銘柄からなるルーザーポートフォリオを買い、1 か月間保有するという戦略 (J=3 か月、K=1 か月) を 43 回繰り返す。結果は+1.13%の平均月次超過収益率を得る。第 2 の戦略は、過去 6 か月のパフォーマンスに基づくウィナーポートフォリオを保有期間 1 か月の時に売って、ルーザーポートフォリオを保有期間 1 か月の時に買うという戦略 (J=6 か月、K=1 か月) を 21 回繰り返す。結果は平均月次超過収益率が+1.95%である。

以上の結果は中国市場に関する既存研究と大きく異なっている。詳しく次節で見ると、従来の研究の多くは、短期においてはモメンタム (Zou and Qian, 2003) が、長期においてはリターンリバーサル (Zhao, Ding and Su, 2005) が中国市場で観察されることを

報告している。しかしながら、中国市場を対象とした従来の研究には、中国市場に関する既存研究はデータ期間が短ったり、検証手法が米国市場に関する研究ほど緻密ではないなどの問題がある。たとえば、Zou and Qian (2003) の研究では、サンプルは 34~45 銘柄という小規模なものにとどまっている。また Zhao, Ding and Su (2005) はポートフォリオを構築する際に累積乗法超過収益率を用い、隣接する構築期間は 1 か月しかずらしていない。最近の研究である Wang (2009) は、2007 年 1 月~2009 年 1 月という短い期間を分析し、ポートフォリオが 1 回しか構築していない。

本研究では、データと手法におけるこうした問題点を改善している。まず、データにおいて、本研究は直近 11 年(2001 年 1 月~2011 年 12 月)のデータを用い、上海 A 株の全銘柄を対象に分析する。これは同分野の研究の中で最も新しく、期間が長いデータである。また、分析手法面では、DeBondt and Thaler (1985) が累積超過収益率を用いたのに対して、リターンリバーサル現象と検証期間の関係をより明確に検出するために、平均月次超過収益率を用いる。それに加え、短期のリターンリバーサル現象と流動性との関係について考察する。さらに、結果の頑健性をチェックするために、金融危機の影響を考慮にした分析も行う。

本章の構成は次の通りである。1.2 節ではリターンリバーサルとモメンタムに関する先行研究をサーベイする。1.3 節は、中国株式市場の概況を紹介し、実証データと分析手法を説明する。1.4 節は実証結果を分析する。1.5 節は結果の頑健性を考察する。1.6 節は結論を述べる。

1.2 先行研究

1.2.1 欧米市場に関する先行研究

リターンリバーサルに関する研究の中で、最も大きな影響を及ぼしたのは、DeBondt and Thaler (1985) である。彼らは 1926~1982 年において過去 3 年から 5 年の期間にわたって累積超過投資収益率が最も高い上位 35 銘柄からなるポートフォリオ(ウイナーポートフォリオ) はその後 3 年から 5 年の期間にわたり市場平均より低い超過投資収益率を得る。同様に、過去 3 年から 5 年にわたり累積超過投資収益率が最も低い下位 35 銘柄からなるポートフォリオ(ルーザーポートフォリオ) はその後 3 年から 5 年にわたり市場平均よりも高い累積超過投資収益を得られる。彼らは、この結果を、株価の過剰反応が長期にわたって調整されるためであると解釈している。

Jegadeesh (1990) は 1929~1982 年の期間中に、アメリカン証券取引所に上場している企業の月次収益率を用いて分析を行った結果、リターンリバーサル現象の存在を示した。つまり、過去に低い収益率を示した銘柄群(ルーザーポートフォリオ) が過去に高い収益率を示した銘柄群(ウイナーポートフォリオ) よりも、その後の短期間(1 か月)においてパフォーマンスが優れていることを示した。さらに、週次データを用いる Lehman (1990) の研究は 1962~1986 年のニューヨーク証券取引所、アメリカン証券取引所の全上場銘柄を

対象に検証を行い、週間レベルでも短い期間において、リターンリバーサルが発生していると示した。

ただし、企業規模やリスクなどのファクターをコントロールすれば、リターンリバーサル現象が観察されなくなると指摘する研究もいくつかある。たとえば Zarowin (1990) は、DeBondt and Thaler (1985) が提唱した過剰反応仮説が企業規模によって説明できることを示した。つまり、ルーザーポートフォリオに含まれる企業規模がウイナーポートフォリオに含まれる企業規模より小さく、企業規模をコントロールすると、株価のリターンリバーサル現象が観察されなくなる。また Ball and Kothari (1989) は、DeBondt and Thaler (1985) のリスク調整に問題があると論じ、1926～1982年の最低10年間の月次株式収益率データを持つ全企業を対象に検証を行い、リスクを調整するとリターンリバーサル現象が観察されなくなることを示した。そして、Fama and French (1996) はCAPMに企業規模と時価・簿価比率のファクターを加えた3ファクターモデルによって、株価の超過収益率を説明できると示した。しかし、Chopra et al. (1992) は Ball and Kothari (1989) と同じデータを使い、企業規模という要因をコントロールしてもリターンリバーサル現象がまだ存在することを示した。また Albert and Henderson (1995) が Zarowin (1990) の研究手法における潜在的なバイアスを考慮した上で分析を行い、リターンリバーサル現象の存在を示し、DeBondt and Thaler (1985) の仮説を支持した³。

一方、短期のリターンリバーサル現象に関して、Conrad et al. (1994) は Lehman (1990) のコントラリアン取引戦略（逆張り戦略）に基づいて、株式の週次収益率と取引活動を表す株式の取引ボリュームとの関係について実証分析を行った。高い取引活動を経験した株式は価格のリバーサルが発生するのに対して、低い取引活動の株式の収益率は正の自己相関を持つ結果が得られた。そして、Avramov et al. (2006) によると、1962年～2002年の米国株式市場において、流動性の低い株式はより強いリバーサルを喚起させると説明されている。

日本の株式市場に関して、徳永 (2008) は 1977年～2005年のデータを使って実証分析を行い、短期のリターンリバーサル現象が存在し、また検証期間が短いほど顕著であることを示した。さらに、短期のリターンリバーサル現象が売買の厚みが不足する低流動性銘柄群に集中していることを指摘した。竹原 (2008) は過去の実現収益率に基づくコントラリアン戦略、及び市場流動性と期待収益率との関係について検証した。流動性特性としての売買回転率をリスクファクターとしたとき、過去の実現収益率によって株式の期待収益率を予測することは不可能になった。すなわち、市場での流動性は株価や収益率に大きな影響を与えている。

リターンリバーサル現象を利用して過去のルーザーポートフォリオ（過去に低い株価収

³Ball and Kothari (1989) はポートフォリオ構築後の5年間にわたるウイナーポートフォリオとルーザーポートフォリオの平均超過収益率を計算した。前者は13.3%であり、後者は27.3%である。その差は14%であり、ほぼSharpe-Lintner型のCAPMによって説明できる。しかし、Chopra et al. (1992) は同じ手法で再計算すると、CAPMで説明できない超過投資収益率の差は有意に6.5%であった。

益率を示した銘柄群) を買い、過去のウイナーポートフォリオ (過去に高い株価収益率を示した銘柄群) を売るというコントラリアン投資戦略や、モメンタム現象を利用して過去のウイナーポートフォリオを買い、ルーザーポートフォリオを売るというモメンタム投資戦略 (順張り戦略) は、実務でもよく利用される投資戦略である。Jegadeesh and Titman (1993) は、1965~1989 年間のニューヨーク証券取引所の全上場企業の日別投資収益データについて検証を行い、過去に投資収益率が高かった株式を買い、過去に投資収益率が低かった株式を売るというモメンタム戦略は 3~12 か月間で有意なプラスの投資収益を獲得することを報告した。彼らのコントラリアンポートフォリオは平均として 12.01%の年次超過投資収益率を生み出す。しかし、検証期間が 1 年以上になると、これら超過投資収益率は消えていく。さらに、Jegadeesh and Titman (2001) は同様の方法を用いて、1990~1998 年間のニューヨーク、アメリカン、ナスダック証券取引所の全上場企業 (企業の株価 ≥ 5 \$) を対象に検証を行った。コントラリアンポートフォリオの次の 6 か月間の月次収益率が約 1%であることが示され、これは Jegadeesh and Titman (1993) の研究結果と一致している。Chan et al. (1996) は 1977~1993 年間のニューヨーク、アメリカン、ナスダック証券取引所の全上場企業を対象に、過去 6 か月でパフォーマンスが良 (悪) かったポートフォリオのその後 6 か月間のパフォーマンスについて考察した。検証の結果、ウイナーポートフォリオはルーザーポートフォリオよりも平均として 9%の超過収益率が得られた。さらに、過去高いパフォーマンスを示した銘柄群の中でも、企業利益にプラスのショックがある銘柄はマイナスのショックがある銘柄よりも、ポートフォリオ構築後の 6 か月間においてより高い投資収益率を出す。この結果は投資者が企業情報に対する投資者の過小反応が株価のモメンタムの原因であると示唆する。Rouwenhorst (1998) は、欧州 12 か国を対象に検証を行い、株式市場のモメンタム現象を確認した。

1.2.2 中国市場に関する先行研究

リターンリバーサルおよびモメンタムに関する研究は、米国市場を中心に数多く行われてきた。その一方、中国株式市場は設立してからわずか 20 年しか経っていないので、それを対象とする研究はまだ比較的少ない。以下は中国株式市場のリターンリバーサル及びモメンタムに関する実証研究を紹介する。(表 1.1 を参照)

初期の研究では、リターンリバーサル現象は観察されなかった。たとえば、Zhang, Zhu and Wang (1998) は 1993 年 6 月~1996 年 4 月の期間中、上海証券取引所に上場している 48 社の株価データを用いて検証を行った。CAPM を用いてリスクを調整した超過収益率を見ると、ウイナーポートフォリオは構築後にプラスであるものの、時間の経過とともに減少していく。一方、ルーザーポートフォリオは構築後に超過収益率がマイナスのままである。また、Zhao (1998) は、1993~1996 年の期間に上海証券取引所に上場している 123 社の会計情報データを用い実証分析を行った結果、上海証券市場は良い情報には過剰反応するのに対して、悪い情報には過小反応する。さらに、Shen and Wu (1999) は DeBondt and Thaler (1985)

の研究手法に従い、1995年1月～1996年12月の期間に深セン証券取引所上場銘柄を用い実証分析を行い、過去パフォーマンスの良かった30銘柄からなるウイナーポートフォリオもパフォーマンスが悪かった30銘柄からなるルーザーポートフォリオも市場平均以上の収益率を得られないことを示した。全体的に見れば、これらの研究の結果は過剰反応仮説と整合的ではない。一方、近年になると、リターンリバーサル現象が多く報告された。Wang and Zhao (2001)によると、1993～2000年の期間に上海と深セン証券取引所に上場している全銘柄を対象に分析した結果、リターンリバーサル現象がはっきり観察された。ただし、モメンタム現象はみられなかった。また、Zou and Qian (2003)は1993～2001年の上海証券取引所の全上場企業を対象に、ポートフォリオ構築期間を1年と2年に分けて実証分析を行った。いずれの場合においても顕著なリターンリバーサルが観察され、しかも構築期間が長ければ長いほどリターンリバーサルがより強くなる。これらの研究を総合すると、比較的長期間において、中国株式市場にリターンリバーサルが存在することが分かった。

Liang and Gu (2004)は1997～2003年の期間中、上海・深セン全上場銘柄のデータを用い実証分析を行い、短期の場合(ポートフォリオ構築期間と保有期間が4～6か月である)、ウイナーポートフォリオもルーザーポートフォリオもモメンタム傾向を持ち、ウイナーポートフォリオの超過収益率がルーザーポートフォリオのほぼ2倍であることを示した。構築期間と検証期間が中長期(12か月～24か月)になると、ウイナーポートフォリオもルーザーポートフォリオもリターンリバーサル傾向を示した。Zhao, Ding and Su (2005)はDeBondt and Thaler (1985)の研究手法に従い、1996年1月～2003年12月の期間に、米国市場S&P500の411銘柄、英国市場FTSE350の270銘柄、日本市場Nikkei225の207銘柄、中国上海・深センA株の298銘柄データを用い検証を行った結果、中国株式市場のルーザーポートフォリオはリターンリバーサルを示すが、ウイナーポートフォリオは短期的にモメンタム傾向を示し、長期的にリターンリバーサルを示す。Chen and Fan (2006)は1997年1月～2004年12月の期間に上海上場全銘柄データを用い実証を行い、構築期間と検証期間が1年(J=1年、K=1年)の時、ウイナーポートフォリオもルーザーポートフォリオもモメンタムを示し、構築期間と検証期間が2年(J=2年、K=2年)に増加した時、ウイナーポートフォリオとルーザーポートフォリオはリターンリバーサルを示すと報告した。

最新の研究であるWang (2009)は2007年1月1日～2008年12月31日の期間に上海A株708銘柄の週次データを用いる。Wang (2009)はポートフォリオの構築期間を2007年1月1日～2007年9月17日と、検証期間を2007年9月17日～2008年12月31日とする。ルーザーポートフォリオは検証期間6週以内にモメンタムを示し、さらに検証期間が長くなると、リターンリバーサルを示す。ウイナーポートフォリオには有意な結果が得られなかった。

表 1.1 中国におけるリターンリバーサルに関する先行研究

著者	標本対象	結論
Zhang, Zhu, Wang (1998)	上海証券取引所に上場する48銘柄	1994年6月～1996年4月 winnerの超過収益率が減少しているのに対して、722日の株式日次収益率 loserのそれが上昇する傾向がない。
Z hao (1998)	上海証券取引所に上場する123銘柄	1993年～1996年 会計データ 悪い情報に過剰反応する一方、悪い情報に過小反応する。
Shen, Wu (1999)	深セン証券取引所に上場する全銘柄	1995年1月～1996年12月 winnerもloserも市場より高い超過収益率を獲得できず、株式の日次収益率 中国株式市場にリターンリバーサルが発生しない。
Zhao, Wang (2001)	上海・深セン証券取引所に上場する全銘柄 (53銘柄)	1993年～2000年 短期において、winnerが市場と同じくらいの収益率を得て、loserが市場より高い収益率を獲得した。中長期ではwinnerもloserもリターンリバーサルを現れた。
Zou, Qian (2003)	上海証券取引所に上場する全銘柄 (34～45銘柄)	1993年～2001年 中長期 (1年・2年) において、winnerとloserは1年以下にモメンタム傾向を現れ、検証期間が長くなるにつれてリターンリバーサルを示した。
Liang, Gu (2004)	上海・深セン証券取引所に上場する全銘柄	1997年～2003年 短期 (4～6か月) において、winnerとloserはモメンタム傾向を現れ、検証期間が長くなるにつれてリターンリバーサルを示した。
Zhao, Ding, Su (2005)	上海・深セン証券取引所に上場するA株298銘柄	1996年1月～2003年12月 短期において、winnerはモメンタム傾向を示しているが、中長期ではリターンリバーサルを示した。loserは常にリターンリバーサルを現れた。
Chen, Fan (2006)	上海証券取引所に上場する全銘柄 (286～741銘柄)	1997年1月～2004年12月 中期 (1年) において、リターンリバーサルが発生しないが、株式の月次収益率 長期 (2年以上) になると、リターンリバーサルがはつきり観察される。
Wang (2009)	上海証券取引所に上場するA株708銘柄	2007年1月～2009年1月 短期 (6週以内) では、winnerとloserが顕著なパターンを現れず、検証期間の増加に伴って、リターンリバーサルを示した。(winnerのリバーサルは顕著でない)
本研究	上海証券取引所に上場するA株290銘柄	2001年1月～2011年12月 短期の1か月～長期の36か月において、winnerとloserはきれいなリターンリバーサルを示した。しかも、検証期間が短いほど顕著である。

(出所) リターンリバーサルに関する中国の先行研究より筆者作成

1.3 データと分析手法

1.3.1 データ

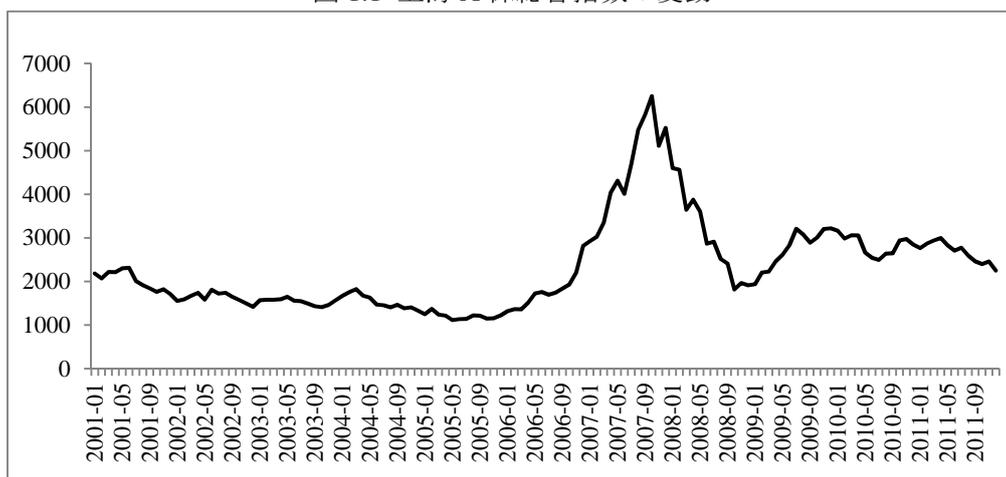
CSMAR (The China Stock Market and Accounting Research Data base) は、GTA 社が提供する中国国内最大級の経済・金融情報サービスである。本章で使用されるデータは CSMAR に収録されている 2000 年 12 月から 2011 年 12 月までの上海 A 株式市場上場全銘柄の月次収益率と会計情報である。中国株式市場の主な取引所は上海取引所と深セン取引所がある⁴。また、A 株式市場と B 株式市場に分けられている。A 株は、中国国内投資家と適格外国機関投資家(QFII: Qualified Foreign Institutional Investors)のみが取引できるものであり、人民元建てで取引されている。B 株は、外国人投資家が取引できるものであり、米ドル建てで取引されている。もともとは外国人投資家専用の株式市場であったが、現在では中国の国内投資家も取引可能である。

表 1.2 中国株式市場 (2009 年)

	上海 A 市場	上海 B 市場	深セン A 市場	深セン B 市場
銘柄数	854	54	723	55
市場価値	205659	861	54503	974
決済通貨	Yuan	Dollar	Yuan	Dollar

この表は 2009 年の中国株式市場における各市場に上場している銘柄数、市場価値と決済通貨を示している。単位は億元である。

図 1.1 上海 A 株総合指数の変動



この図は 2001 年 1 月-2011 年 12 月の期間に、上海 A 株総合指数の推移を示す。

表 1.2 は上海と深セン A, B 株に関する状況を示すものである。A 株が、上場銘柄数と時

⁴ ここでの中国株式市場は中国本土の株式市場だけを指す。香港株式市場は含まれていない。

価総額において B 株を上回っており、特に上海 A 株式市場の時価総額が中国本土市場の 80%以上を占めていることがわかる。従って、本稿は A 株式市場を対象とし、中国国内投資家の投資行動を考察する。また、図 1.1 は上海 A 株総合指数の変動を示している。金融危機前後に、上海 A 総合指数はピークに達し、それ以外の場合は 2000 付近で動いている。

1.3.2 分析手法

まず、DeBondt and Thaler (1985) と Jegadeesh and Titman (1993) が採用したアプローチに従い、株式ごとに、2001 年 1 月から 2011 年 12 月までの 132 か月間の月次収益率を計算する⁵。もし、ある株式の月次収益率が 1 か月以上において欠けるならば、その株式は標本対象から除外する。そのため、上海 A 株式市場に上場している全社のうち、以上の条件に適合する企業数は合計 290 社となる。株式 i の超過収益率 ε_{it} を次のように計算する。

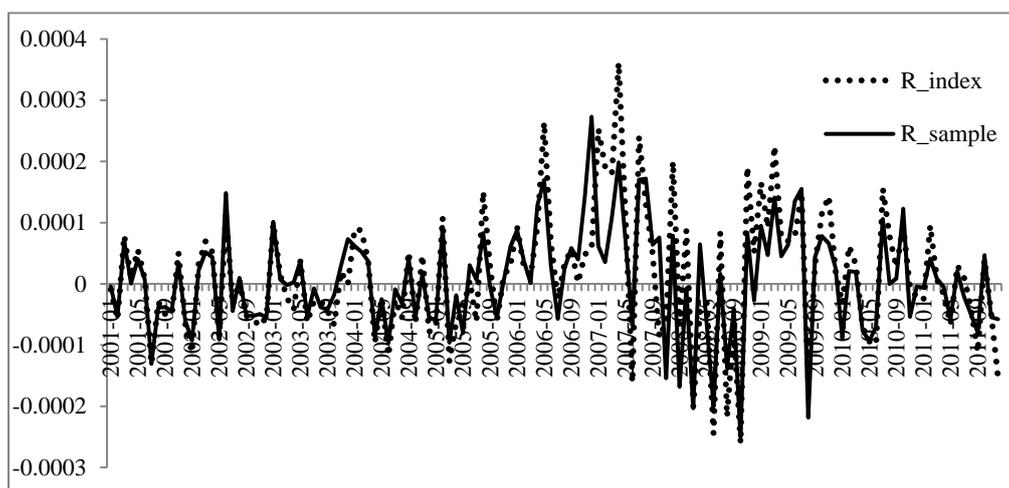
$$\varepsilon_{it} = R_{it} - R_{mt}, \quad t = 1, \dots, T(= 132), \quad i = 1, \dots, N_t(= 290) \quad (1.1)$$

この式では、 R_{it} : 株式 i の収益率

ε_{it} : 株式 i の超過収益率

R_{mt} : マーケット・ポートフォリオの収益率

図 1.2 サンプル平均と上海 A 株総合指数の月次収益率の比較

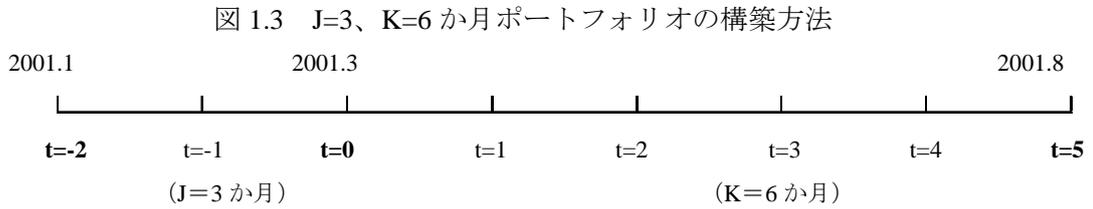


この図は上海 A 株総合指数とサンプル平均の月次収益率の推移を示す。サンプル期間は 2001 年 1 月 2011 年 12 月までである。サンプル平均は上海 A 市場に上場している 290 銘柄の平均値を指す。

⁵ CSMAR の各銘柄の月次収益率データは、配当込みの月次収益率であり、株式の分割調整や M&A 調整などを実施済みのものである。

図 1.2 はサンプル平均値と上海 A 株総合指数の月次収益率の推移を示している。両者を比較することで、収益率の値は月によって若干違いがあるものの、時間の推移に伴う変化のトレンドがほぼ同じである。この意味で、本章で用いるサンプル平均は市場全体の動きをほぼ表している。従って、以下の計算では、収益率のサンプル平均をマーケット・ポートフォリオの収益率とする。

続いて、 Weiner ポートフォリオとルーザーポートフォリオを構築する。Weiner ポートフォリオとルーザーポートフォリオはそれぞれ構築期間中に超過収益率が最も高い 35 銘柄と最も低い 35 銘柄から構築される。その後、一定の時間区間を設けて Weiner ポートフォリオとルーザーポートフォリオのパフォーマンスを観察する。本稿において構築期間を J 、検証期間（観察期間）を K で表す。例として、現時点 (t) を 2001.3 とし、 $(J, K) = (3, 6)$ の分析手順を説明する。



次に、現時点（過去 J か月の超過収益率を計算する基準月） t において、

$$x_{i,t}^{(J)} \equiv \frac{1}{J} \sum_{s=t-J+1}^{t} \varepsilon_{i,s}, \quad t = J + 1, \dots, T - K, \quad i = 1, \dots, N_t \quad (1.2)$$

に基づき昇順で並べ替える。下位 35 銘柄をルーザーポートフォリオ (l)、上位 35 銘柄を Weiner ポートフォリオ (w) と呼ぶ。また $U_{l,t}^{(J)}$ 、 $U_{w,t}^{(J)}$ は、それぞれルーザーポートフォリオと Weiner ポートフォリオのユニバースを表す。DeBondt and Thaler (1985) は単純に過去の株式の収益率に基づきポートフォリオを構築したが、本稿は過去市場より高い(低い)収益率に従ってポートフォリオを組む。検証期間 (K) の収益率であるが、以下のよう

$$ACAR_{p,t}^{(K)} = \frac{1}{K} \sum_{s=t+1}^{t+K} \left[\frac{1}{n_p} \sum_{i \in U_{p,t}^{(J)}} \varepsilon_{i,s} \right], \quad t = J + 1, \dots, T - K, \quad p = w, l \quad (1.3)$$

上式では、 $ACAR_{p,t}^{(K)}$ は、検証期間 K におけるポートフォリオ p の平均月次超過収益率を表し、 $\varepsilon_{i,s}$ は s 時点において株式 i の月次超過収益率を表し、 n_p はポートフォリオに含まれる株式数を表す。

以降の考察では構築期間 J を 1 か月、3 か月、6 か月、9 か月、12 か月、24 か月、36 か月とする。また、検証期間 K を 1 か月、3 か月、6 か月、9 か月、12 か月、24 か月、36 か月とする。各 J と K の組み合わせについて Weiner ポートフォリオとルーザーポートフォリオを構築する。

ポートフォリオ構築後、各検証期間中の平均月次超過収益率を求める。そうするとこの作業は $J=3$ か月ポートフォリオ ($J=3$ か月、 $K=1, 3, 6, 9, 12, 24, 36$ か月) について 43 回、1 か月ポートフォリオについて 131 回、6 か月ポートフォリオについて 21 回、9 か月ポートフォリオについて 12 回、12 か月ポートフォリオについて 10 回、24 か月ポートフォリオについて 5 回、36 か月ポートフォリオについて 3 回を行う。

1.4 実証結果

1.4.1 主な結果

表 1.3 は過去 J か月 ($J=1, 3, 6, 9, 12, 24, 36$ か月) 間の Weiner ポートフォリオ、ルーザーポートフォリオ、およびルーザーを買い、Weiner を売るといったコントラリアンポートフォリオの検証期間中 ($K=1, 3, 6, 9, 12, 24, 36$ か月) の平均月次超過収益率を示したものである。パネル A は検証期間中のルーザーポートフォリオの平均月次超過収益率を示している。パネル B は Weiner ポートフォリオの検証期間中の平均月次超過収益率を示している。たとえば、構築期間 $J=1$ か月、検証期間 $K=1$ か月の場合に、ルーザーポートフォリオの平均月次超過収益率は $+0.73\%$ であるのに対して、Weiner ポートフォリオの平均月次超過収益率は -1.29% である。

さらに $J=1$ か月、 $K=1\sim 9$ か月の場合を見ると、ルーザーポートフォリオはそれぞれ $+0.73\%$ 、 $+0.36\%$ 、 $+0.11\%$ 、 $+0.01\%$ の平均月次超過収益率を得る一方、Weiner ポートフォリオの平均月次超過収益率はそれぞれ -1.29% 、 -0.63% 、 -0.33% 、 -0.17% である。つまり、検証期間 1 年未満であれば、ルーザーポートフォリオはほぼプラスの平均月次超過収益率を得るのに対して、Weiner ポートフォリオのほうはマイナスの平均月次超過収益率を得る。検証期間が 1 年であると、ルーザーポートフォリオの平均月次超過収益率が負になるケースも若干存在するが、 t 値がほぼ有意ではない。

構築期間 $J=1, 3, 6, 9, 12, 24, 36$ か月と検証期間 $K=1, 3, 6, 9, 12, 24, 36$ か月は 49 通りの組み合わせがある。パネル C は 49 通りの組み合わせ (コントラリアンポートフォリオ) の平均月次超過収益率を示すものである。構築後に、すべて検証期間において、コントラリアンポートフォリオは $J=9 \cdot K=1$ か月以外、全部正の値を得ている。この結果は、DeBondt and Thaler (1985) の論文が報告したリターンリバーサル現象と一致し、中国株式市場に強いリターンリバーサル現象が存在することを示唆する⁶。

⁶日本市場に関して本研究と同様の結果が得られる徳永 (2008) を参照。

表 1.3 ウイナー・ルーザー・コントラリアンポートフォリオの平均月次超過収益率

構築期間	構築期間 のAR(%)	検証期間中のACAR(%)						
		K=1	3	6	9	12	24	36
パネルA:ルーザーポートフォリオ								
J=1	-12.63	0.73	0.36	0.11	0.01	-0.03	-0.03	-0.01
	-35.71	2.65	2.82	1.44	0.21	-0.66	-0.93	-0.42
3	-7.10	0.71	0.40	-0.04	-0.09	-0.08	-0.05	0.01
	-19.51	1.31	2.26	-0.29	-0.88	-0.80	-0.81	0.20
6	-5.10	0.77	0.43	-0.09	-0.10	-0.04	0.01	0.06
	-14.92	1.17	1.79	-0.46	-0.75	-0.40	0.08	0.93
9	-4.13	-0.25	0.44	0.06	-0.06	-0.05	0.00	0.09
	-11.92	-0.32	1.56	0.28	-0.41	-0.32	-0.03	0.98
12	-3.71	2.21	1.08	0.40	0.27	0.13	0.17	0.17
	-11.82	2.42	2.79	1.36	1.32	0.66	1.74	1.91
24	-2.61	4.11	1.59	0.31	0.35	0.11	0.15	0.19
	-9.98	4.31	2.27	1.21	1.94	0.54	0.91	1.27
36	-2.10	4.10	2.79	1.21	0.59	0.37	0.32	0.47
	-12.44	5.40	1.95	3.00	7.77	1.96	8.49	5.31
パネルB:ウィナーポートフォリオ								
J=1	17.21	-1.29	-0.63	-0.33	-0.17	-0.15	-0.20	-0.19
	29.12	-4.61	-4.77	-3.97	-2.67	-2.48	-5.40	-6.74
3	9.45	-0.42	-0.78	-0.28	-0.33	-0.24	-0.30	-0.28
	17.64	-0.74	-2.39	-1.42	-1.77	-1.99	-4.38	-5.97
6	6.67	-1.18	-1.04	-0.15	-0.30	-0.34	-0.35	-0.39
	13.49	-1.52	-2.33	-0.54	-1.44	-1.82	-2.82	-5.15
9	5.43	0.88	-1.15	-0.27	-0.13	-0.31	-0.37	-0.37
	11.38	0.65	-1.77	-0.82	-0.46	-1.11	-2.16	-3.11
12	4.73	-3.30	-1.71	-0.67	-0.50	-0.29	-0.54	-0.61
	10.85	-3.22	-2.04	-1.43	-1.35	-0.88	-2.56	-5.09
24	3.36	-3.21	-2.32	-1.08	-0.97	-0.80	-0.80	-0.65
	9.82	-1.70	-1.47	-2.08	-1.88	-2.20	-3.15	-3.73
36	2.68	-5.11	-4.64	-2.19	-1.37	-1.27	-0.85	-0.70
	8.54	-2.73	-2.36	-4.57	-1.89	-2.97	-2.93	-2.05
パネルC:コントラリアンポートフォリオ								
J=1	-29.84	2.02	0.99	0.44	0.19	0.12	0.17	0.18
	-32.37	4.05	4.53	3.37	1.72	1.20	2.99	3.95
3	-16.55	1.13	1.18	0.24	0.24	0.16	0.25	0.29
	-18.79	1.17	2.61	0.83	0.87	0.80	2.45	3.85
6	-11.76	1.95	1.47	0.07	0.20	0.30	0.36	0.44
	-14.45	1.45	2.41	0.16	0.68	1.13	2.40	4.86
9	-9.56	-1.13	1.59	0.33	0.07	0.26	0.37	0.46
	-12.05	-0.56	1.88	0.68	0.19	0.70	1.66	2.56
12	-8.44	5.52	2.79	1.07	0.77	0.42	0.71	0.78
	-11.65	3.13	2.43	1.57	1.49	0.90	2.52	4.22
24	-5.97	7.32	3.91	1.38	1.33	0.92	0.95	0.84
	-10.38	2.72	1.77	1.93	2.10	1.82	2.36	2.76
36	-4.78	9.21	7.44	3.40	1.96	1.65	1.17	1.17
	-10.96	3.52	2.24	4.02	2.48	3.70	4.58	4.59

ウィナー(ルーザー)ポートフォリオは過去 J か月間で平均超過収益率最上(下)位の 35 銘柄から構成される。コントラリアンポートフォリオは、ルーザーのロングポジションとウィナーのショートポジションによって構成される。ポートフォリオの検証期間はポートフォリオ構築後の K か月間である。パネル A、B、C は各ポートフォリオの各検証期間における累積平均超過収益率(%)を表す。下の値は対応の t 値を示す。

次に、構築期間 $J=1$ か月の時に各ポートフォリオのパフォーマンスを見よう。検証期間 K が 1 か月の場合に、ルーザーポートフォリオは最も大きく、 $+0.73\%$ の平均月次超過収益率を得る。たとえば、検証期間が 3 か月の時に $+0.36\%$ 、検証期間が 6 か月の場合に $+0.11\%$ の平均月次超過収益率を示している。これは統計的に 1% 水準で有意である。一方、 Weiner ポートフォリオも検証期間 $K=1$ か月の場合、 -1.29% の平均月次超過収益率を得られるのに対して、検証期間が 3 か月の場合に -0.63% であり、6 か月の時に -0.33% である。これらも統計的に 1% 水準で有意である。さらに、コントラリアンポートフォリオも検証期間 $K=1$ か月の場合に、平均月次超過収益率が最大であり、 $+2.02\%$ に達す。すなわち、検証期間 $K=1$ か月の場合に、ルーザーポートフォリオは最も高い平均月次超過収益率を示す一方、Weiner ポートフォリオは最も低い平均月次超過収益率を示す。この意味で、リターンリバーサルが検証期間 $K=1$ か月の場合に最も強いと言える。

さらに、構築期間とリターンリバーサルの関係を見る。構築期間 $J=3$ か月のルーザーポートフォリオと Weiner ポートフォリオは検証期間 $K=1$ か月の場合に、平均月次超過収益率がそれぞれ $+0.71\%$ と -0.42% であり、いずれも各検証期間中において大きな値である。構築期間が最も長い $J=36$ か月のルーザーポートフォリオは検証期間 $K=1$ か月に $+4.10\%$ という最も大きい平均月次超過収益率を示す一方、Weiner ポートフォリオのほうは -5.11% という最も低い平均月次超過収益率を示す。よって $J=36$ か月のコントラリアンポートフォリオは検証期間が 1 か月の場合に非常に高い、 $+9.21\%$ という平均月次超過収益率を実現している ($J=36$ か月、 $K=36$ か月の場合を除外)。これらの値はすべて 1% 水準で有意である。

表 1.3 では、いずれの構築期間においても、検証期間 $K=1\sim 3$ か月の場合にリターンリバーサル効果が非常に強く現れるという結果が特徴的である。また、各ポートフォリオの平均月次超過収益率は、検証期間が長くなるにつれて減少する。Jegadeesh and Titman (1993) では検証期間が短期の時に、米国市場でモメンタムが観察されるのに対して、本研究ではモメンタムが見られず、むしろ検証期間が短いほどリターンリバーサルが強くなる。また、本稿の結果は中国株式市場に関する既存研究と異なっている。たとえば、Zhao, Ding and Su (2005) によると、ルーザーポートフォリオは常にリターンリバーサルを示すが、Weiner ポートフォリオが短期 (1 年以内) の時にモメンタム傾向を示し、長期的にリターンリバーサルを示す。本稿の結果では、Weiner ポートフォリオに関しても常にリターンリバーサルを示している。

次の 1.4.2 節は構築期間が短期と中期・長期に分けて、各ポートフォリオの検証期間中の平均月次超過収益率に基づいて詳細な分析を行う。

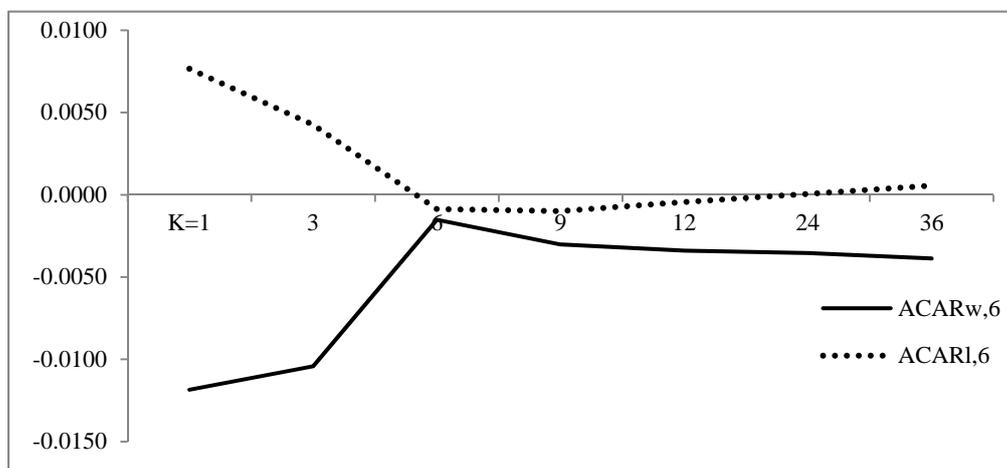
1.4.2 $J=6$ か月・ 12 か月・ 24 か月ポートフォリオのパフォーマンス

本節では構築期間 $J=6$ か月、 12 か月、 24 か月という三つのケースを考察する。まず、

短期の場合（ $J=6$ か月、 $K=1, 3, 6, 9, 12, 24, 36$ か月）、これらのポートフォリオのパフォーマンスは表 1.3 のパネル A（3 列目）、パネル B（3 列目）、パネル C（3 列目）に示されている通り、ウィナーポートフォリオに対して、 $K=1$ か月から $K=36$ か月までの平均月次超過収益率はそれぞれ -1.18% 、 -1.04% 、 -0.15% 、 -0.30% 、 -0.34% 、 -0.35% 、 -0.39% である。

一方、検証期間 K が 1 か月から 36 か月まで増加するにつれて、ルーザーポートフォリオの平均月次超過収益率はそれぞれ、 $+0.77\%$ 、 $+0.43\%$ 、 -0.09% 、 -0.10% 、 -0.04% 、 $+0.01\%$ 、 $+0.06\%$ である。さらに、ウィナー売りとルーザー買いを組み合わせたコントラリアンポートフォリオは、検証期間 $K=1$ か月の時に $+1.95\%$ という最大の平均月次超過収益率を示している。

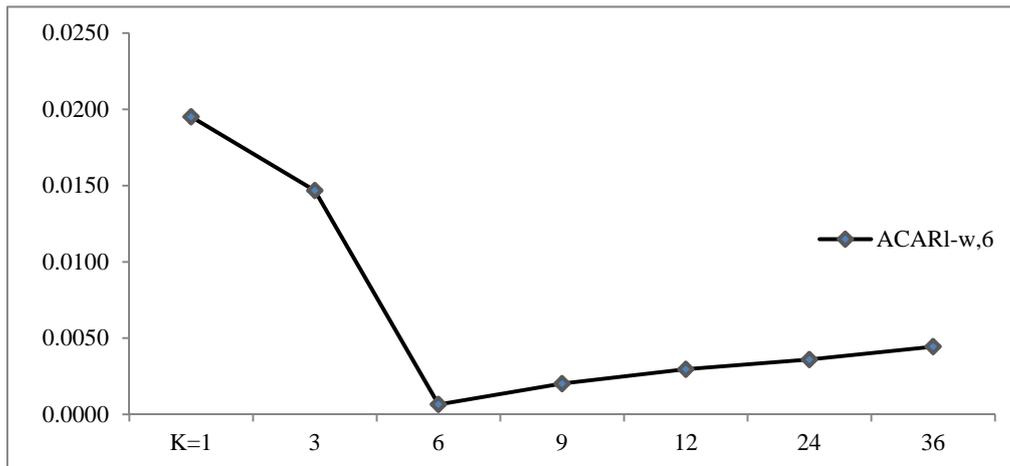
図 1.4(a) 6 か月ウィナーとルーザーポートフォリオの平均月次超過収益率



ウィナー(ルーザー)ポートフォリオは過去 6 か月間 ($J=6$) で平均超過収益率最上(下)位の 35 銘柄から構成される。ポートフォリオの検証期間はポートフォリオ構築後の K か月間 ($K=1, 3, 6, 9, 12, 24, 36$) である。実線(点線)はウィナー(ルーザー)ポートフォリオの検証期間中の平均月次超過収益率を表す。

図 1.4(a)はウィナーポートフォリオとルーザーポートフォリオのパフォーマンスを示している。検証期間 $K=1$ か月の場合に、ウィナーポートフォリオは最も悪いパフォーマンスを示すのに対して、ルーザーポートフォリオは最も良いパフォーマンスを示している。ただし、検証期間 $K=6$ か月、9 か月、12 か月の場合に、ルーザーポートフォリオは悪いパフォーマンスを引き続き、マイナスの平均月次超過収益率を示した。ただし、これらの値は統計的に有意ではない。結果として、すべての検証期間において、リターンリバーサルが観察されるが、図 1.4(b)に表現しているように、最も顕著に現れているのは検証期間 1 か月の場合である。

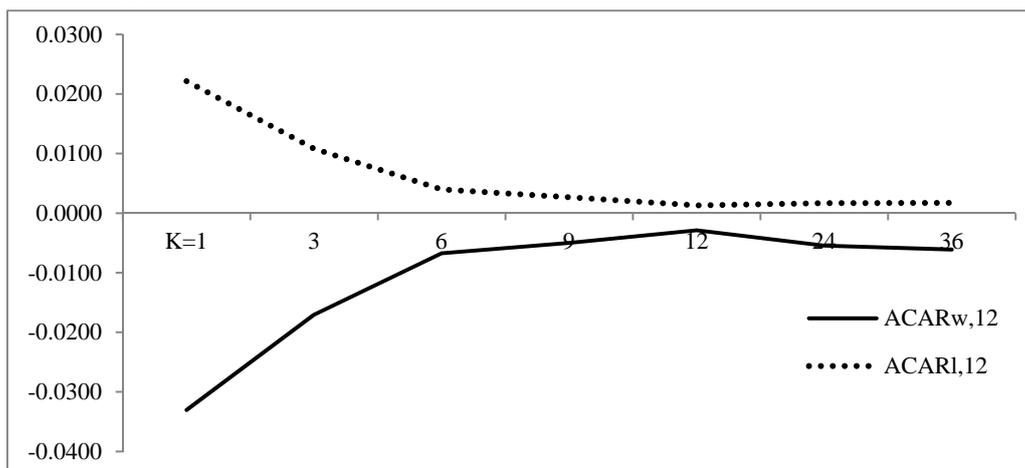
図 1.4(b) 6 か月コントラリアンポートフォリオの平均月次超過収益率



コントラリアンポートフォリオは、ルーザーポートフォリオのランクポジションとウィナーポートフォリオのショットポジションで構成される。ポートフォリオの検証期間はポートフォリオ構築後のKか月間(K=1、3、6、9、12、24、36)である。コントラリアンポートフォリオのパフォーマンスは各検証期間中の平均月次超過収益率 ACARI-w を用いて表す。

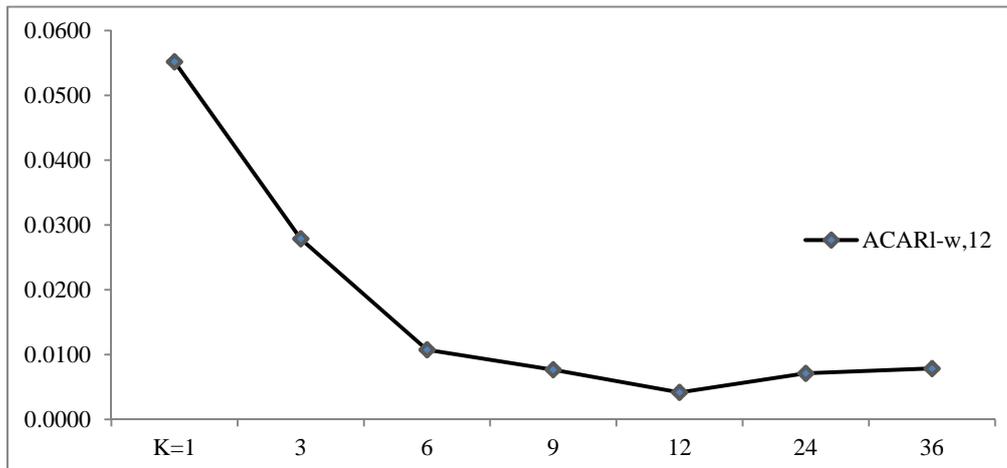
次に中期の場合 (J=12 か月、K=1、3、6、9、12、24、36 か月) を分析する。結果は表 1.3 のパネル A (5 列目)、パネル B (5 列目)、パネル C (5 列目) に報告されている。検証期間 K=1 か月以外の場合と比べて、検証期間 K=1 か月の場合に、ウィナーポートフォリオとルーザーポートフォリオはそれぞれ最低の平均月次超過収益率(-3.30%)と最大の平均月次超過収益率(+4.11%)を示している。また、コントラリアンポートフォリオについて、+5.52%という最大の平均月次超過収益率が得られる。これらは1%水準で有意である。

図 1.5(a) 12 か月ウィナー・ルーザーポートフォリオの平均月次超過収益率



ウィナー(ルーザー)ポートフォリオは過去12か月間(J=12)で平均超過収益率最上(下)位の35銘柄から構成される。ポートフォリオの検証期間は構築後のKか月間(K=1、3、6、9、12、24、36)である。実線(点線)はウィナー(ルーザー)ポートフォリオの検証期間中の平均月次超過収益率を表す。

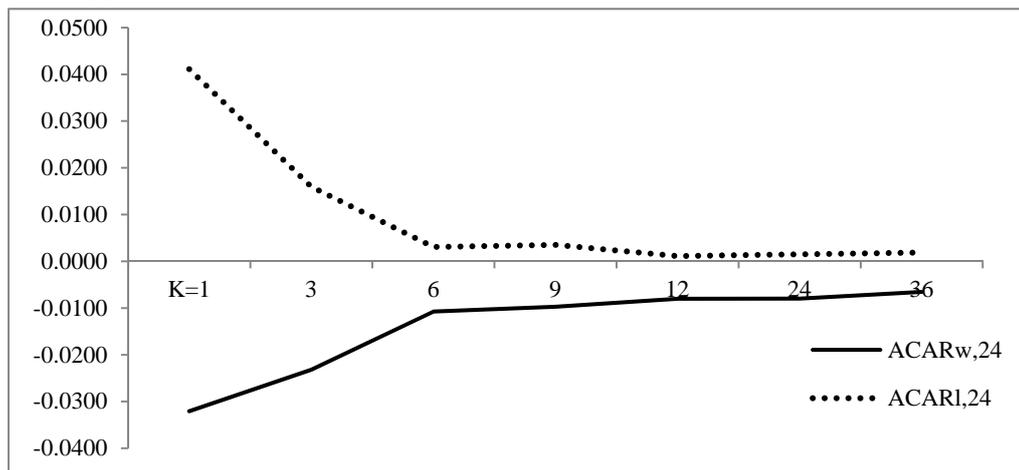
図 1.5(b) 12 か月コントラリアンポートフォリオの平均月次超過収益率



コントラリアンポートフォリオは、ルーザーポートフォリオのランクポジションとウィナーポートフォリオのショットポジションで構成される。ポートフォリオの検証期間はポートフォリオ構築後のKか月間(K=1、3、6、9、12、24、36)である。コントラリアンポートフォリオのパフォーマンスは各検証期間中の平均月次超過収益率 ACARI-w を用いて表す。

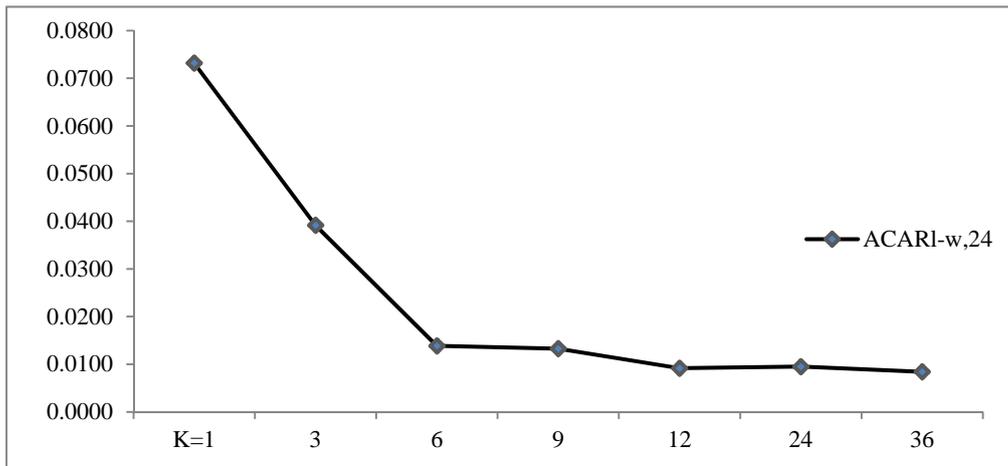
図 1.5 は構築期間 J=12 か月の各ポートフォリオの平均月次超過収益率のパターンを示している。図からも分かるように、ウィナーポートフォリオもルーザーポートフォリオも J=6 か月ポートフォリオとほぼ同じ傾向を示している。検証期間が短い(特に K=1 か月)ほどリターンリバーサル現象が顕著になる。

図 1.6(a) 24 か月ウィナー・ルーザーポートフォリオの平均月次超過収益率



ウィナー(ルーザー)ポートフォリオは過去 24 か月間(J=24)で平均超過収益率最上(下)位の 35 銘柄から構成される。ポートフォリオの検証期間は構築後の K か月間(K=1、3、6、9、12、24、36)である。実線(点線)はウィナー(ルーザー)ポートフォリオの検証期間中の平均月次超過収益率を表す。

図 1.6(b) 24 か月コントラリアンポートフォリオの平均月次超過収益率



コントラリアンポートフォリオは、ルーザーポートフォリオのランクポジションとウィナーポートフォリオのショットポジションで構成される。ポートフォリオの検証期間はポートフォリオ構築後のKか月間(K=1、3、6、9、12、24、36)である。コントラリアンポートフォリオのパフォーマンスは各検証期間中の平均月次超過収益率 ACARI-w を用いて表す。

最後に、構築期間が長期の状況 (J=24 か月、K=1、3、6、9、12、24、36 か月) を分析してみる。表 1.3 のパネル A (6 列目)、パネル B (6 列目)、パネル C (6 列目) にそれぞれ報告される通り、ウィナーポートフォリオの平均月次超過収益率は検証期間 K=1 か月の場合の-3.21%から K=36 か月の時の-0.65%に変動している。一方、ルーザーポートフォリオについては+4.11% (K=1 か月) から+0.19% (K=36 か月) に減少している。しかもすべての結果が統計的に有意である。つまり、リターンリバーサルは検証期間が短いほどより顕著に観察される。図 1.6(a)、図 1.6(b) に示されるように、ウィナーポートフォリオもルーザーポートフォリオも検証期間 1 か月の場合にリターンリバーサル効果が最も強い。言い換えれば、各ポートフォリオの平均月次超過収益率の大きさは検証期間の増加に伴い小さくなる。

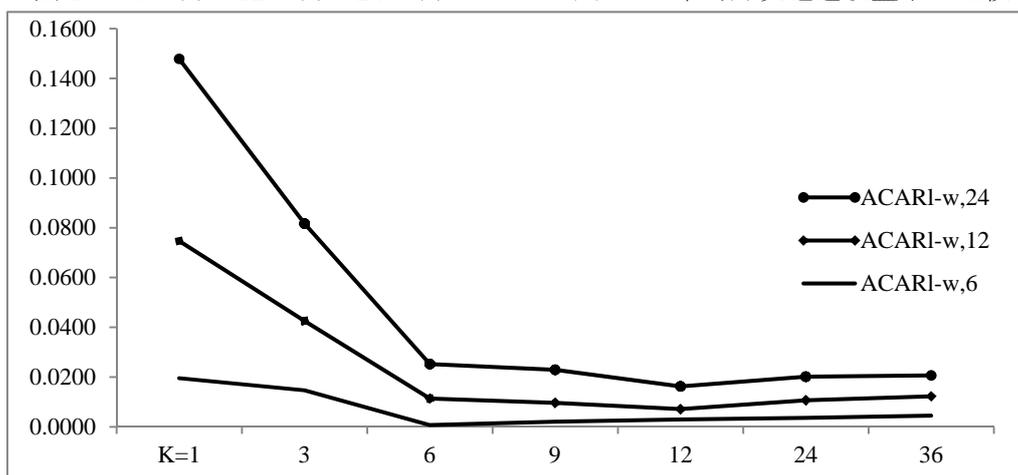
以上の結果をまとめたのは図 1.7 である。構築期間が J=6 か月、12 か月、24 か月のいずれにおいても、コントラリアンポートフォリオが検証期間 K=1 か月の時、それぞれ+1.95%、+5.52%、+7.32%という各検証期間中の最も大きくてプラスの平均月次超過収益率を示している。上述の結果から3つの結論が得られる。第1に、中国の株式市場において、リターンリバーサル現象が存在する。これは米国市場に対する DeBondt and Thaler(1985) の結果と一致している。ただし、中国株式市場で観察されたリターンリバーサルはウィナーのほうにより強く現れる。

第2に、興味深い結果の一つとして、ウィナーポートフォリオもルーザーポートフォリオも検証期間が短いとき (K=1~3 か月) に大きな平均月次超過収益率を得る。たとえば、J=1 か月の場合、ルーザーポートフォリオが検証期間 1 か月の平均月次超過収益率が+

0.73%であり、検証期間が6か月の+0.64%より大きい。これは米国市場に短期モメンタム現象が観察される Jegadeesh and Titman (1993) の結果と異なり、今まで中国市場に関する既存研究で報告された結果とも異なる。たとえば、Zou and Qian (2003) の研究では、中長期(1年・2年)において、ウィナーとルーザーに1年以内でモメンタム傾向が見られ、検証期間が長くなるにつれてリターンリバーサルが顕著になる。

第3に、ポートフォリオ構築期間の長さに関係なく、検証期間中に各ポートフォリオは強いリターンリバーサル効果を示している。この結果は今までの中国市場に関する既存研究と異なる。原因は標本期間の違いと推定方法の違いにあると考えられる。今までの中国市場に関する既存研究は標本期間が短い。またこれらの研究は DeBondt and Thaler(1985) の方法を参照しているものの、ポートフォリオの構築方法やパフォーマンスの評価などにおいて独自の方法を用いている。本稿は先行研究より長い期間のデータを用いて、また研究手法も DeBondt and Thaler(1985) に従っている⁷。

図 1.7 6 か月・12 か月・24 か月ポートフォリオの平均月次超過収益率の比較



コントラリアンポートフォリオは過去6、12、24か月間(J=6、12、24)で平均超過収益率最上位の35銘柄からなるウィナーグループのショットポジションと過去6、12、24か月間(J=6、12、24)で平均超過収益率最下位の35銘柄からなるルーザーグループのロングポジションで構成される。ポートフォリオの検証期間はポートフォリオ構築後のKか月間(K=1、3、6、9、12、24、36)である。この図は異なる構築期間におけるコントラリアンポートフォリオの各検証期間中の平均月次超過収益率を表す。

1.4.3 短期のリターンリバーサル現象と流動性との関係

本節では、短期のリターンリバーサル現象の要因について考察する。Lehmann (1990) と Jegadeesh (1990) によると、米国市場では、コントラリアン戦略がそれぞれ1.7%の週次超過収益率と2.5%の月次超過収益率をもたらす。Avramov et al. (2006) は1週間から1か月の超短期のリターンリバーサル現象について、流動性及び売買回転率との関係を検

⁷ 本稿のデータとの違いは、表 1.1 を参照。

証し、短期のリターンリバーサル現象が高回転率、低流動性の株式に集中することと示した。日本市場に関しては、徳永（2008）が 1977 年～2005 年のデータを使って実証分析を行い、短期のリターンリバーサル現象が存在し、検証期間が短いほど顕著であることを示した。さらに、短期のリターンリバーサル現象が低流動性銘柄群に集中していることと指摘した。

これらの先行研究を踏まえて、本節は中国市場の短期のリターンリバーサル現象と流動性の関係について考察する。先行研究と同様に Amihud（2002）の流動性指標を採用する。各銘柄の月次収益率の絶対値を月間売買代金で割った値を各銘柄の流動性指標とし、この値が大きければ大きいほど流動性が低いとする。この流動性指標に基づき、全銘柄を低流動性銘柄群と高流動性銘柄群に分ける。表 1.4 は、J=3 か月のコントラリアンポートフォリオの平均月次超過収益率と t 統計量を表している。パネル A は高流動性銘柄群、パネル B は低流動性銘柄群、パネル C は全銘柄のコントラリアンポートフォリオの月次超過収益率である。

表 1.4 コントラリアンポートフォリオの平均月次超過収益率

構築期間	検証期間中のACAR(%)						
	K=1	3	6	9	12	24	36
パネルA:高流動性銘柄							
J=3	0.72	0.88	-0.06	-0.08	0.02	0.25	0.22
t-値	1.02	2.60	-0.26	-0.39	0.10	2.43	3.11
パネルB:低流動性銘柄							
J=3	1.41	1.47	0.46	0.63	0.39	0.31	0.28
t-値	2.71	4.40	2.63	3.11	3.38	4.64	4.47
パネルC:290全銘柄							
J=3	1.13	1.18	0.24	0.24	0.16	0.25	0.29
t-値	1.17	2.61	0.83	0.87	0.80	2.45	3.85

290 銘柄を基準月から過去 J か月の流動性指標で 2 分割し、さらにそれらを超過収益率で順位付け、上位 18 銘柄からなるグループをウィナー、下位 18 銘柄からなるグループをルーザーとする。なお、ルーザーからウィナーの超過収益率を引いたものをコントラリアンとする。表中の数値は、コントラリアンポートフォリオ構築後 K か月（K=1、3、6、9、12、24、36 か月）の平均月次超過収益率を表す。

パネル A とパネル C を比べると、高流動性銘柄群のリターンリバーサル現象が全銘柄群より弱いことがわかる。これに対し、パネル B では、低流動性銘柄群のコントラリアンポートフォリオの月次超過収益率がすべての検証期間において正であり、統計的に有意である。これをパネル C と比較すると、低流動性銘柄の短期リターンリバーサル効果が非常に強いことが明らかである。また、パネル A と比較すると、検証期間 K=1 か月と 3 か月の場合、低流動性銘柄のコントラリアンポートフォリオの平均月次超過収益率がそれぞれ 1.41% と 1.47% であるのに対し、高流動性銘柄のコントラリアンポートフォリオの平均月次超過収益率がそれぞれ 0.72% と 0.88% であり、前者が後者のほぼ 2 倍である。これらの

結果は中国株式市場の短期のリターンリバーサル現象と流動性との関連を示唆する⁸。

1.5 リターンリバーサルに関するさらなる検証

1.5.1 金融危機前の分析

金融危機の影響を受けて、2007年10月に上海A株総合指数が最高値に達した後、急激な下落を始めた。このことを考慮し、本節では2001年1月から2007年10月までのサブ期間を考察する⁹。また、分析は構築期間がJ=12か月のポートフォリオ（J=12か月、K=1か月・3か月・6か月・9か月・12か月・24か月・36か月）に焦点を当てる。データ期間が短くなったため、ポートフォリオの構築回数は10回（1.4.2節）から6回に減った。

表 1.5 金融危機前各ポートフォリオの平均月次超過収益率

	構築期間 のAR(%)	検証期間中のACAR(%)						
		K=1	3	6	9	12	24	36
ACARw,12	0.04	-2.64	-1.46	-0.25	-0.19	0.28	-0.12	-0.34
t値	8.73	-2.03	-1.41	-0.75	-0.76	1.18	-0.55	-3.35
ACARI,12	-0.03	1.54	0.80	0.12	0.05	0.11	0.05	0.08
t値	-11.65	1.33	1.84	0.43	0.39	0.92	0.41	0.95
ACARI-w,12	-0.08	4.18	2.25	0.37	0.24	-0.07	0.61	0.56
t値	-10.20	1.88	1.65	0.84	1.17	-0.70	0.58	1.85

ここでは2001年1月から2007年10月までの期間をサンプル期間とする。ACARw,12, ACARI,12, ACARI-w,12は、それぞれ構築期間J=12か月の時に、ウィナーポートフォリオ、ルーザーポートフォリオとコントラリアンポートフォリオの月次超過収益率を表す。表中の数値は、各ポートフォリオ構築後Kか月（K=1、3、6、9、12、24、36か月）の平均月次超過収益率（%）を表す。

表 1.5 はそれぞれウィナーポートフォリオ、ルーザーポートフォリオ、及びコントラリアンポートフォリオの検証期間における平均月次超過収益率を示している。ウィナーポートフォリオはすべての検証期間においてほぼ負の平均月次超過収益率を示す。たとえば、検証期間K=1か月の場合に-2.64%であり、検証期間K=36か月の場合に-0.34%である。一方、ルーザーポートフォリオはすべての検証期間において正の平均月次超過収益率を示す。K=1か月の場合に最も高く、+1.54%の平均月次超過収益率を示し、K=36か月の場合に+0.08%までに減っている。これらの結果は2001年1月から2011年12月までのサンプル期間を用いて分析した結果とほぼ同じである。つまり、金融危機の前でも、リターンリバーサル現象が存在し、しかも検証期間が短いほどより顕著である。

⁸日本市場と同様に、中国市場にもモメンタム現象が観察されなかった。徳永氏はDaniel et al. (1998) 論文を引用しながら、日米市場の違いを次のように説明する。成功・失敗に対して、欧米人には自己高揚的/自己防衛的のバイアスがある一方で、日本人には自己批判的/自己卑下的のバイアスがある。そのため、短期モメンタムは生み出されない。この行動ファイナンスからの説明は中国株式市場にも適用するのではないかと思われる。

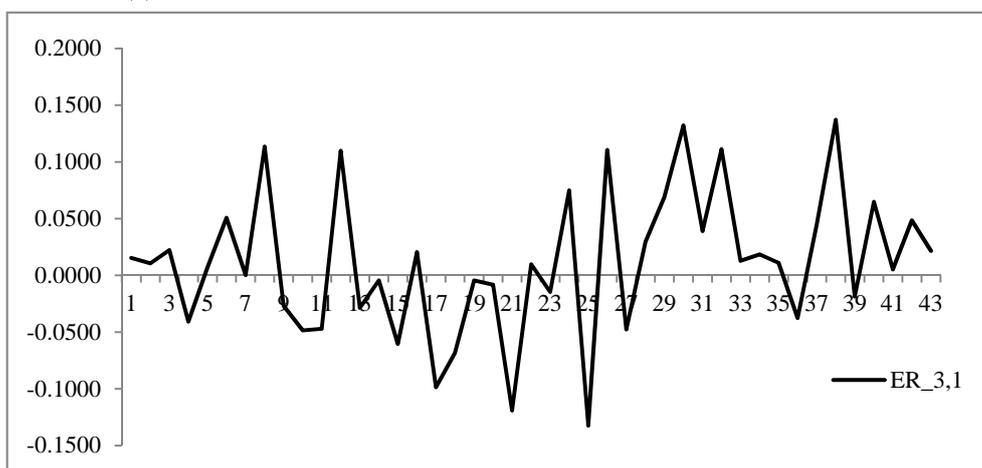
⁹米国のDow Jones指数も2007年10月の時に史上最高値に達した。

表 1.3 と比べると、金融危機の影響を取り除いても、ほぼ同じ結果が得られることがわかる。ウイナーポートフォリオが悪いパフォーマンスを示し、ルーザーポートフォリオが良いパフォーマンスを示している。しかも検証期間 $K=1$ か月の場合にウイナーポートフォリオのパフォーマンスが最も悪いのに対して、ルーザーのほうは最も良いパフォーマンスを示した。すなわち、金融危機の影響を考慮しても、検証期間が短ければ短いほど、リターンリバーサルがより顕著に観察される。たとえば、コントラリアンポートフォリオが検証期間 1 か月の場合に、最大の平均月次超過収益率を得られる。

1.5.2 コントラリアン取引戦略

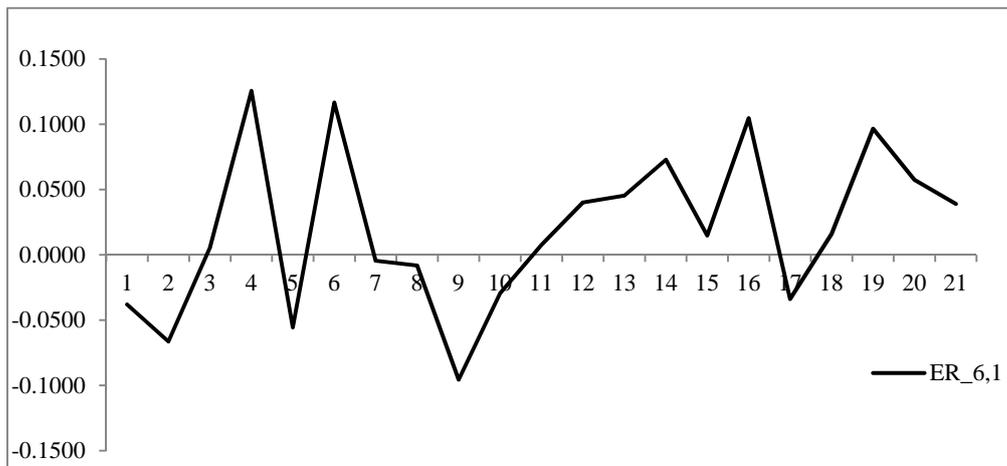
最後に、上述で得られた結果に基づき、短い保有期間 ($K=1$) でウイナー売り、ルーザー買いというコントラリアン取引戦略が実務的に利益を生み出すかどうかを検証するため、次のような 2 つの取引戦略を考える。1 つ目は、過去 3 か月間でパフォーマンスの良い銘柄からなるウイナーポートフォリオを売り、過去 3 か月間でパフォーマンスの悪い銘柄からなるルーザーポートフォリオを買い、このコントラリアンポートフォリオを 1 か月間保有するという戦略 ($J=3$ か月、 $K=1$ か月) で、この戦略が 43 回繰り返される。2 つ目は、過去 6 か月のパフォーマンスに基づき構築されたウイナーポートフォリオを売り、ルーザーポートフォリオを買い、このコントラリアンポートフォリオを 1 か月間保有するという戦略 ($J=6$ か月、 $K=1$ か月) で、この戦略が 21 回繰り返される。

図 1.8(a) $J=3$ 、 $K=1$ コントラリアンポートフォリオの月次超過収益率



コントラリアンポートフォリオは過去 3 か月間 ($J=3$) で平均超過収益率最上位の 35 銘柄からなるウイナーグループのショートポジションと過去 3 か月間 ($J=3$) で平均超過収益率最下位の 35 銘柄からなるルーザーグループのロングポジションで構成される。ポートフォリオの検証期間はポートフォリオ構築後の 1 か月間 ($K=1$) である。この図は 2001 年 1 月から 2011 年 12 月までの期間に、コントラリアンポートフォリオの検証期間中の平均月次超過収益率を表す。

図 1.8(b) J=6、K=1 コントラリアンポートフォリオの月次超過収益率



コントラリアンポートフォリオは過去3か月間(J=3)で平均超過収益率最上位の35銘柄からなるウイナーグループのショートポジションと過去3か月間(J=3)で平均超過収益率最下位の35銘柄からなるルーザーグループのロングポジションで構成される。ポートフォリオの検証期間はポートフォリオ構築後の1か月間(K=1)である。この図は2001年1月から2011年12月までの期間に、コントラリアンポートフォリオの検証期間中の平均月次超過収益率を表す。

構築期間 J=3 か月・検証期間 K=1 か月のコントラリアン戦略は平均的に+1.13%の月次超過収益率が得られる。また、構築期間 J=6 か月・検証期間 K=1 か月のコントラリアン戦略は、+1.95%の月次超過収益率が得られる。図 1.8(a)、図 1.8(b)は二つのコントラリアンポートフォリオの月次超過収益率を表示したものである。まず、図 1.8(a)を見ると、J=3 か月・K=1 か月コントラリアンポートフォリオは43回のうち、26回、正の値が得られる。図 1.8(b)では21回のうち、13回が正の値を得ている。この結果から、コントラリアンポートフォリオを用いることによって高い収益率が得られることが分かった。

また、図 1.8(a)では39回目、図 1.8(b)では17回目の時に最も高い平均月次超過収益率を示している。この変動はその時期を見ると、ちょうど金融危機と重なっている。金融危機前の部分を考察すると、J=3 か月・K=1 か月コントラリアンポートフォリオは平均的に+0.95%の平均月次超過収益率を示し、J=6 か月・K=1 か月コントラリアンポートフォリオの+1.47%より少し小さい。すなわち、金融危機の影響を取り除いても、リターンリバーサルは短い検証期間においてより顕著である。これは1.5.1節の結果と整合的である。

1.6 結論と今後の課題

本章は、2001年1月から2011年12月までの11年間に上海A株市場に上場している290銘柄のデータを採用して、中国株式市場でリターンリバーサルおよびモメンタム現象が存在するかどうかについて実証分析を行った。

まず、中国株式市場に顕著なリターンリバーサル現象が観察された。すなわち、Jegadeesh

and Titman (1993) が指摘したモメンタム現象が中国株式市場には見られず、その代わりに、ポートフォリオの構築期間が短期・中期・長期のいずれにおいても、明らかなリターンリバーサルが観察された。このことは、DeBondt and Thaler (1985) が米国市場において検出したリターンリバーサル現象が同様に、中国株式市場においても生じていることを意味し、投資家の過剰反応の可能性を示唆している。

興味深い結果の一つとして、日本市場と同様に、ポートフォリオの検証期間が短ければ短いほどリターンリバーサルがより顕著に見られる。特に検証期間が1~3か月の場合、ウイナーポートフォリオは最も低い月次超過収益率を示し、ルーザーポートフォリオは最も高い月次超過収益率を示す。また、コントラリアンポートフォリオは検証期間が最も短い場合に、最も高いプラスの平均月次超過収益率を示す。これは今まで中国の先行研究で報告された結果と異なっている。

とりわけ、短期のリターンリバーサル現象が低い流動性を持った銘柄において顕著に発生する。さらに中国市場で観察されたリターンリバーサル現象は、金融危機の影響を考慮しても有意である。最後に、コントラリアンポートフォリオのパフォーマンスを考察し、結果は1か月ごとに平均月次超過収益率が+1.95%である。

米国市場のモメンタム現象が中国市場に観察されず、むしろ期間が短いほどリターンリバーサル現象が強い。この現象が生じた原因について、本章の1.4.3節で流動性との関連を分析した。米国市場に関するPastor and Stambaugh (2003)の研究及び日本市場に関する竹原 (2008)の研究が示したように、流動性をリスクファクターとする4ファクターモデルでは、過去の収益率に基づいて構築されたコントラリアン戦略は有効ではなくなる。従って、中国市場で観察されたリターンリバーサル現象が流動性との関連について、より詳細な分析が必要である。中国市場の流動性は収益率の予測可能性を分析する上で重要であり、将来の研究において取り扱う予定である。

第2章 株式市場の流動性が株価に与える影響：展望

2.1 はじめに

効率的な市場では、各金融資産の超過収益率の期待値が、市場ポートフォリオというただ1つの因子で説明されることがCapital Asset Pricing Model (CAPM) によって示された。しかしながら、1980年代以降、数多くの実証研究は効率市場仮説に反する結果を示している。これは摩擦のある市場では、資産に価格を付ける際に市場ポートフォリオでとらえられないファクターが存在することを意味している。Fama and French (1996) は、市場ファクター以外に企業規模と時価簿価比率が株式の収益率を説明するには有力なものであることを示している。その一方、Amihud and Mendelson (1986) は資産の売買において、取引コストの存在が資産価格に影響することを理論的に分析した。その結果、市場流動性が資産価格を説明するのに有力なファクターであることを明らかにした。特に2007年8月に金融危機の際に発生した主要国市場での未曾有の株価の乱高下は、流動性の枯渇によって生じたと考えられる。従って、流動性の問題は資産価格の研究において重要な課題として、積極的に取り上げるべきだと思われる。

欧米市場では、流動性と資産の価格の関係について、理論研究と実証研究が数多く存在している。後で詳しく説明するように、この分野では、以下のような研究が存在する。Amihud and Mendelson (1986) は取引コストが資産価格に与える影響を明らかにした。また、Kyle (1985) は市場インパクトが資産価格に与える影響について考察した。さらに情報の非対称性によって生じた非流動性が資産価格に与える影響について、Vayanos (1998, 2004) とO'Hara (1995) などが研究を行っている。実証分析において、Amihud (2002) は市場インパクトで評価した非流動性指標が期待収益率と正の相関を持つことを示している。Pastor and Stambaugh (2003) はリターンリバーサルで測った流動性が資産価格づけに重要なリスクファクターであることを示している。Acharya and Pederson (2005) は流動性を調整したLA-CAPMモデルを提案した。Liu (2006) は取引速度の面から流動性をとらえ、2ファクターモデルが資産価格づけに有効であることを理論上と実証上で明らかにした。

近年、中国経済は著しい発展を遂げ、株式市場の規模がより大きくなってきた。2005年4月以前に、中国株式市場ではおよそ2/3の株が国有株であり、この国有株は非流通株として取り扱われていた。すなわち、国有株は個人的に売買することができず、市場での取引が禁じられていた。一方、2005年4月に非流通株を市場で取引できるように改革が行われ、その結果、2007年現在は約97%の株が流通株であり、市場で自由に売買することができる。中国株式市場はすでに計画経済の時と異なり、欧米市場のような開放市場に近づいているので、欧米市場と同様に、株式市場の流動性に関する研究を中国市場に関して行うことの意義は大きい。

今まで中国市場における流動性と株式収益率との関係について、いくつかの研究が存在しているが、その多くは実証分析であり、その手法はほぼ欧米市場に関する研究手法に従

っている。これらの背景を踏まえて、本章は流動性の定義と流動性指標、また流動性と株式収益率との関係について、欧米市場の理論研究と実証研究を紹介したうえで、中国市場に関する既存研究をまとめてみる。

本章の構成は以下の通りである。2.2 節では、流動性の定義、流動性の 4 つの側面 - 取引コスト、価格のインパクト、取引量及び取引スピード - をとらえている代表的な流動性指標をそれぞれ説明する。2.3 節では、流動性と資産価格モデルとの関係について、取引コスト、取引期間と情報の非対称性の視点から理論的なモデルを紹介する。2.4 節では、2.2 節で述べた様々な流動性指標を用い、流動性そのものが株式収益率に与える影響と、流動性指標をリスクファクターとして構築した資産価格モデルの実証研究の結果を明らかにする。2.5 節は欧米市場に関する研究手法に従って、中国市場の流動性に関する既存研究をサーベイする。2.6 節は結論と今後の課題である。

2.2 流動性と流動性指標

「流動性」とはいったいどのように定義されているのだろうか。人々は「市場の流動性が高い」とか、あるいは「ある銘柄は流動性がない」といった表現を日常に使う。しかしながらその場合、必ずしも流動性の概念が正確に共有されているとは限らない。ファイナンスの研究では、特にマイクロストラクチャーの研究において、以下のように流動性を定義し、測定可能な流動性の指標が使用されている。

流動性は、投資家が必要な資産を購入（売却）する容易さを反映している。ポートフォリオマネージャーや取引者にとって、「流動性が高い」とは、流通市場においていつでも資産が転売可能で、大きな価格変化を伴わずに売買が行えることを意味する。

これまでも流動性には様々な定義が存在し、それらはそれぞれ流動性のある一つの側面をとらえているが、それらを統合した唯一の指標が存在しているわけではない。本節では代表的な流動性指標である①スプレッド(取引コスト)、②デプス、③リターンリバーサル、④非流動性メジャー（価格のインパクト）、⑤回転率（取引量）、⑥取引執行スピードの 6 つについて述べる。

2.2.1 スプレッド

スプレッドとは、売り値と買い値の差で、ビッドアスクスプレッドとも呼ばれている。これは投資家の往復売買にかかる最低限のコストを示す指標で、流動性が高いほどスプレッドは小さくなる。スプレッドが大きいということは、取引コストが高いということの意味する。

マーケットメーカーの立場から考えると、スプレッドはマーケットメーカーの利ザヤを

表す。取引が頻繁に入る株式では、小さなスプレッドでもマーケットメーカーのコストやリスクをカバーできる。しかし、取引の少ない株式では、次の取引までの間に価格が大幅に変動するリスクが大きいため、十分なスプレッドの確保が必要になる。

Roll (1984) は株価の系列相関に基づいて実効ビッドアスクスプレッド (effective bid-ask spread) という流動性指標を開発した。実効ビッドアスクスプレッドは、1) マーケットは情報的に効率であること、2) 観察された価格の変化は一定である、という二つの仮定に基づいて計算されている。日 t に観察された取引価格を P_t とし、しかも以下の式が成立することを仮定する。

$$P_t = V_t + \frac{1}{2}SQ_t \quad (2.1)$$

ここで、 V_t は t 日に投資家が観測できない株式のファンダメンタル価値であり、ランダムウォークに従うと仮定する。 S は推定された有効スプレッドである。 Q_t は t 日における最後の取引に関する変数であり、買い行動なら 1 と等しく、売り行動なら -1 とする。このような仮定の下で、 Q_t が 1 あるいは -1 であることは系列相関せず、 t 日の公開情報ショックと独立であることを仮定する。Roll (1984) によると、有効スプレッド S は次のように推定される。

$$S = 2 * \sqrt{-Cov(\Delta P_t, \Delta P_{t-1})} \quad (2.2)$$

この評価方法の利点は、必要とされるデータが日次価格だけで簡単に推定できることである。一方、サンプルの系列相関が正の場合、この評価方法は適切ではなくなる。特に中国のような成熟していない市場は、市場効率性が低いので、以上の問題が生じやすい。そこで、Goyenko et al. (2009) は Roll (1984) の評価方法を (2.3) 式のように修正した。

$$Roll = \begin{cases} 2 * \sqrt{-Cov(\Delta P_t, \Delta P_{t-1})} & Cov(\Delta P_t, \Delta P_{t-1}) < 0 \\ 0 & Cov(\Delta P_t, \Delta P_{t-1}) \geq 0 \end{cases} \quad (2.3)$$

この新たな評価方法を用いることにより、サンプルの系列相関が負の場合でも正の場合でも実効ビッドアスクスプレッドを計算することができる。

また、Amihud and Mendelson (1986) はビッドアスクスプレッドを非流動性指標とした。彼らの研究では、非流動性はビッド価格とアスク価格の間のスプレッドで表され、それは

購入する時のプレミアムと、同時に売却する時要求される手数料の合計である。

2.2.2 デプス

デプスは、市場が株価変動を生じさせずにどの程度の数量の注文を約定させることができるか、その程度によって流動性を測る概念である。マーケットメーカーのいる取引システムでは、マーケットメーカーが気配価格で取引に応じてよいと考える数量がデプスである。一方、東証のような指値注文が主たる流動性供給源のシステムでは、ブック（板）上の最良気配値にかかる気配数量がデプスである。まとまった数量の株式を売却しようとする、そのこと自体が価格を下げてしまう場合がある。このような自らの取引自体が価格に影響することをマーケットインパクトと呼ぶ。マーケットインパクトが大きい市場は、市場流動性が低いと見なす。デプスが大きいとマーケットインパクトが小さい。

Kyle (1985) のモデルでは、市場における売買取引量が価格に与えるインパクト (λ) は、市場における超過需要が価格に対して与える限界的なインパクト効果を表す。市場の流動性が高いときは、 λ は相対的に小さくなるはずである。

2.2.2a 非流動性メジャー

Amihud (2002) は株式収益率の絶対値を取引ボリュームで割った値を、一定の期間において平均したものを非流動性指標 (ILLIQ) とした。株式 i の年次的非流動性は以下のように定義する。

$$ILLIQ_{iy} = 1/D_{iy} \left(\sum_{t=1}^{D_{iy}} |R_{iyd}| / VOLD_{iyd} \right) \quad (2.4)$$

D_{iy} は y 年に株式 i のデータが存在する日の数を表し、 R_{iyd} は y 年 d 日における株式 i の収益率を表す。 $VOLD_{iyd}$ は y 年 d 日における株式 i の取引ボリュームを表していて、取引ボリュームは取引株式数で測られる。この非流動性指標はオーダーフローが株式の価格に与えるインパクトを反映していて、取引ボリューム 1 単位当たりの株式収益率の変化を表している。ただし、この評価方法の問題点は、取引ボリュームがゼロのケースを考慮していないことである。なぜなら、多くの学者や投資家は取引ボリュームがゼロの株式が一般的に流動性の低い株式であると考えているからである。

続いて Amivest 評価方法について触れておこう。Cooper et al. (1985) などの研究に従い、Amivest 流動性指標は取引ボリュームの 1 日合計を日次の収益率の絶対値で割ったものとした。すなわちその指標は以下の (2.5) 式のように表される。

$$\text{Amivest} = 1/N_{i,m} \sum_{t=1}^{N_{i,m}} \text{VOLD}_{i,t} / |R_{i,t}| \quad (2.5)$$

Amivest 流動性指標は Amihud (2002) の非流動性指標 (ILLIQ) とほぼ同じような考え方であるが、この2つの評価方法に含まれる情報はまったく異なる。Amihud (2002) の非流動性指標で計算するとき、取引ボリュームがゼロの日は除外される一方、Amivest 流動性指標の場合、ゼロ収益率の日が取り除かれている。

2.2.2b ゼロ評価法

Lesmond et al. (1999) は取引コストを測る際にゼロ評価法を提案した。彼らの考え方によれば、期待収益率の平均値が取引コストを下回る場合、取引が行われないのでゼロリターンが観察される。すなわち取引コストが高くなるほど、ゼロリターンの日数は多くなる。Lesmond et al. (1999) の結果に基づき、Bekaert et al. (2007) は流動性指標を以下のように定義して、この指標をゼロ評価法と呼んだ。

$$\text{Zeros} = \frac{\text{Number of days with zero returns}}{T} \quad (2.6)$$

この式において、分子 (Number of days with zero returns) は1か月のゼロリターンの日数を表し、分母 (T) は1か月の取引の日数を表す。同様の考え方で、低い流動性を持つ株式はより低い頻度で取引され、ゼロ取引ボリュームの日数を持つ傾向が高くなる。この考え方に基づき、ゼロ評価法は以下のような別の計算方法で定義することも可能である。

$$\text{Zero Vol} = \frac{\text{Number of days with zero volume}}{T} \quad (2.7)$$

2.2.2c リターンリバーサル (γ)

Pastor and Stambaugh (2003) は、前日のオーダーフロー (株価の変化に伴う取引ボリューム) が今日の価格に与える影響の大きさを流動性を測っている。彼らの流動性指標は、以下の回帰モデルにおける回帰係数 $\gamma_{i,t}$ が用いられている。

$$r_{i,d+1,t}^e = \theta_{i,t} + \varphi_{i,t} r_{i,d,t} + \gamma_{i,t} \text{sign}(r_{i,d,t}^e) * v_{i,d,t} + \epsilon_{i,d+1,t}, \quad d=1, 2, 3 \dots D \quad (2.8)$$

この式において、 $r_{i,d,t}$ は t 月の d 日における株式 i の収益率で、 $r_{i,d,t}^e$ は超過収益率 ($=r_{i,d,t} - r_{m,d,t}$)¹⁰である。 $v_{i,d,t}$ は t 月の d 日における株式 i の取引ボリュームを表す。式の $\gamma_{i,t}$ は、株式 i の前日におけるオーダーフローが今日の株価に与える影響の程度を表している。流動性が低い場合、 $\gamma_{i,t}$ は負でありかつ絶対値が大きいことが予想される。

このような流動性の指標となる理論的研究は、Campbell et al. (1993) である。仮にすべてのトレーダーがある株価の下落を観察したとしよう。この価格の下落は公的情報によって起こる可能性もあるし、非情報トレーダーが外生的な要因で持っている株式を売らないといけないことによって生じた圧力による可能性もある。前者の場合は、すべてのトレーダーは資産の価値を低く評価するので、資産の期待収益率がすべてのトレーダーの間で等しくなるのに対して、後者の場合は、高い収益率を期待して、マーケットメーカーはこれらの資産（株式）を購入するので、これらの資産（株式）の価格はその後上昇することが予想される。この2つのケースを区別するには、取引ボリュームを見ればわかる。もし公的情報が届いたときに大量の取引が起こらないが、非情報トレーダーが外生的な要因で生じた売の圧力は、必ず異常な取引ボリュームを伴うことを明らかにしている。したがって、非情報トレーダーの売却によって株価が低下するときは、大量の取引ボリュームとともに価格の反転を伴う。

Amihud (2002) の方法が同一取引日において注文が株価変化（収益率）に与える影響を測定しているのに対して、Pastor and Stambaugh (2003) の方法は、前日の取引が翌日の株価に与える影響を測定するものであり、リターンリバーサルメジャーと呼ぶ。また、Pastor and Stambaugh (2003) は、各月ごとに上述の方法により推定された流動性尺度 γ の全銘柄での単純平均としての市場流動性を定義し、この時系列の予想されない変化（時系列予測モデルの残差、流動性イノベーション）を流動性リスクファクターとして用いた。そして共通リスクファクターとしての市場流動性ファクターをCAPMモデル、3ファクターモデルに追加することにより、市場流動性リスクを考慮したプライシングモデルを提案している。個別銘柄の流動性と株式リターンとの関係ではなく、市場全体の流動性をリスクファクターとし、株式収益率との関係を分析した点が、Pastor and Stambaugh (2003) の最大の貢献である。他の研究者に市場流動性ファクターを提供したことから、米国市場における以降の実証分析に広く使用されている。

しかし、契約された取引ボリュームをベースにしてOLSによる係数 γ を推定する際、1か月の区間には少なくとも16個の観察対象が要求される。もしある株式は1か月の間に取引しないあるいは取引した日数が16日以下の場合、この評価方法が使えなくなる。したがって、この方法では個別の株式を分析する際、正確な結果が得られなくなるおそれが存在する。

¹⁰ $r_{m,d,t}$ は t 月の d 日における市場収益率を表す。

2.2.3 回転率

Datar et al. (1998) は Amihud and Mendelson (1986) のモデルを検証するには、初めて回転率 (turnover ratio) を流動性指標として分析した。回転率は以下の式のように定義されている。

$$\text{turnover}_{i,t} = \frac{\text{number of shares traded}_{i,t}}{\text{number of shares outstanding}_{i,t}} \quad (2.9)$$

この式において、number of shares traded_{i,t} は t 日に取引された株式 i のボリュームを表し、number of shares outstanding_{i,t} は株式 i の t 日における発行済み株数を表す。取引量の面から流動性を評価する回転率は、価格のインパクトから評価する Amihud (2002) の ILLIQ 及び Pastor and Stambaugh (2003) の γ と比べて、必ずしも良い指標とは言えない。

たとえば、中国株式市場では、欧米や日本市場と異なり、個人投資者が短期的な利ザヤを求める結果、頻繁に取引を行っている (Foucault et al., 2011)¹¹。その結果、中国株式市場の回転率は欧米や日本市場の回転率より遥かに高く計算されているが、ただし、この回転率が中国市場における株式の取引の容易さを表しているとは必ずしも言えない。

2.2.4 取引スピード

取引スピードも流動性の重要な側面であり、取引が遅滞なく連続的に行われ、またトレーダーの注文をスムーズに執行することができれば、市場の流動性は高いと考えられる。Amihud (2002) と Pastor and Stambaugh (2003) が、価格のインパクトに焦点を当てて流動性を定義したのに対して、Liu (2006) は取引執行スピードに主眼を置いて流動性を定義した。彼らは過去 x 月において、回転率調整後のゼロ取引ボリュームの日数を標準化したもので次のように流動性を評価した。

$$\text{LMx} = \left[(\text{Number of days with zero daily volumes in prior } x \text{ months}) + \frac{1/(\text{x-month turnover})}{\text{Deflator}} \right] \times \frac{21x}{\text{NoTD}} \quad (2.10)^{12}$$

この式の左辺 LMx は株式が過去 x 月における流動性指標であり、この指標の値が小さいほど株式の流動性が高い。右辺の括弧内の 1 項目は過去 x 月に株式の取引ボリュームがゼ

¹¹個人投資者はほぼ 7 割以上を示し、機関投資者はわずか 3 割くらい示している。

¹²deflator は次の式 $0 < \frac{1/(\text{x-month turnover})}{\text{Deflator}} < 1$ により制限される。

ロである日数を表し、2 項目はデフォルトによって調整された回転率を表している。(x-month turnover) は過去 x 月における回転率を表し、日次回転率の合計で計算される。また、(NoTD) は過去 x 月に株式が市場で取引される日数である。月に取引が行われる日数は 15 日~23 日の間で動くため、ファクター $21x/\text{NoTD}$ をかけることによって取引の日数を標準化した。そうすることによって、時間の経過に伴い流動性を比較することが可能になった。例えば、LM1 は過去 21 の取引日において、回転率調整後のゼロ取引ボリュームの日数を標準化したものである。

LMx という新しい流動性指標は上の式に示された通り、今までの研究で無視された取引スピードを明示的に考慮して定義されている。まず、過去 x 月におけるゼロ取引ボリュームの日数は取引の非連続性及び取引が成立するまでの潜在的な遅滞の程度を反映している。言い換えると、ある株式の取引の欠落はその株式の非流動性の度合いを意味し、取引の欠落の頻度が高いほど株式の流動性は低い。

また、回転率を調整することによって、LMx は取引量も捉えることができる。2.2.2b 節で述べたゼロ評価法は、高い回転率の新興市場で (2.7) 式で表される指標がゼロになるという問題が生じやすい。LMx の構成をみるとわかるように、LMx はゼロ評価法に対して回転率の調整を行うことで以上の問題を改善した。ゼロ取引ボリュームの日数が同じである場合、高い回転率を持つ株式の流動性は高くなる。さらに、LMx は取引コストを反映している。Lesmond et al. (1999) の考え方によれば、取引コストが高いあるいは取引の情報価値が取引コストを上回らない場合、ゼロリターンあるいは取引なしの状況が発生する。LMx はゼロ取引ボリュームの日数を含むことによって、流動性の一つの決定要因である取引コストを反映している。

要するに、Liu (2006) は Amihud (2002) 及び Pastor and Stambaugh (2003) とは大きく異なり、取引の調整速度を反映している。また、LMx は流動性が極端に低いと予想される新興市場で上場企業の流動性を測定する場合に、特に有効な流動性指標である。

2.2.5 中国株式市場の流動性指標

上述した様々な流動性指標のうち、中国株式市場を対象に分析するとき、これまでよく用いられたのは Amihud (2002) の非流動性指標と回転率である。本節では、この二つの流動性指標を用いて、中国株式市場の流動性の分析を行う。

この節で使用されるデータは CSMAR に収録されている 2001 年 1 月から 2011 年 12 月までの上海 A 株式指数と B 株式指数の月次収益率と会計情報である¹³。表 2.1 は、中国株式市場において Amihud (2002) の非流動性指標と Datar et al. (1998) が定義した回転率の記述統計量を示している。図 2.1 は上海 A 株総合指数と B 株総合指数の非流動性指標の推移

¹³CSMAR(The China Stock Market and Accounting Research Database)は、GTA 社が提供する中国国内最大級の経済・金融情報サービスである。

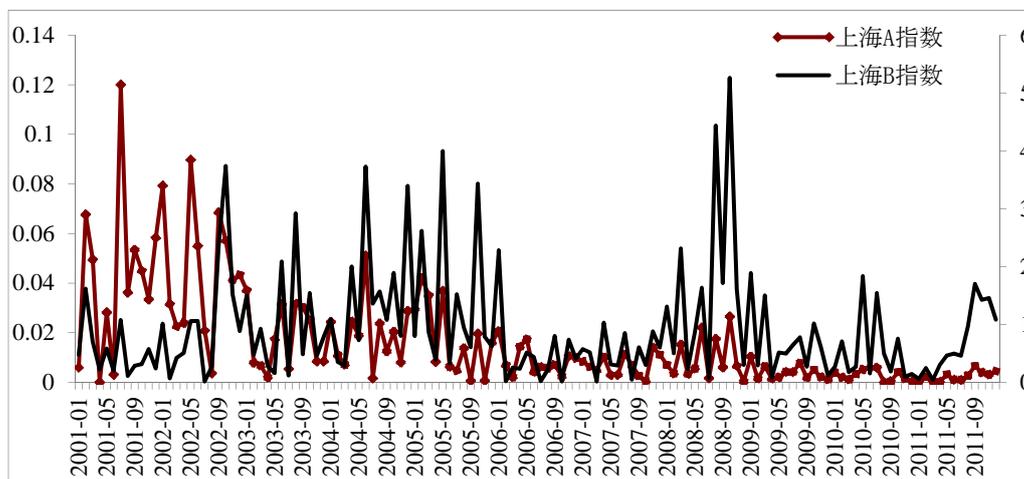
を示している¹⁴。

表 2.1 上海 A 市場と B 市場における各流動性指標の記述統計量

変数	標本数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
上海 A 指数の非流動性指標	132	0.016	0.020	0.000	0.120
上海 B 指数の非流動性指標	132	0.924	0.965	0.013	5.262
深セン A 指数の回転率	132	305.302	190.295	83.078	1013.422
深セン B 指数の回転率	132	127.434	153.245	20.938	1111.107

この表は変数の記述統計量を表す。非流動性指標は Amihud (2002) に基づき、取引ボリュームによって生じた株価の変化で評価される。回転率は、株式の取引の株数を発行済みの総株数で割ったものである。

図 2.1 上海 A,B 指数の非流動性指標の推移



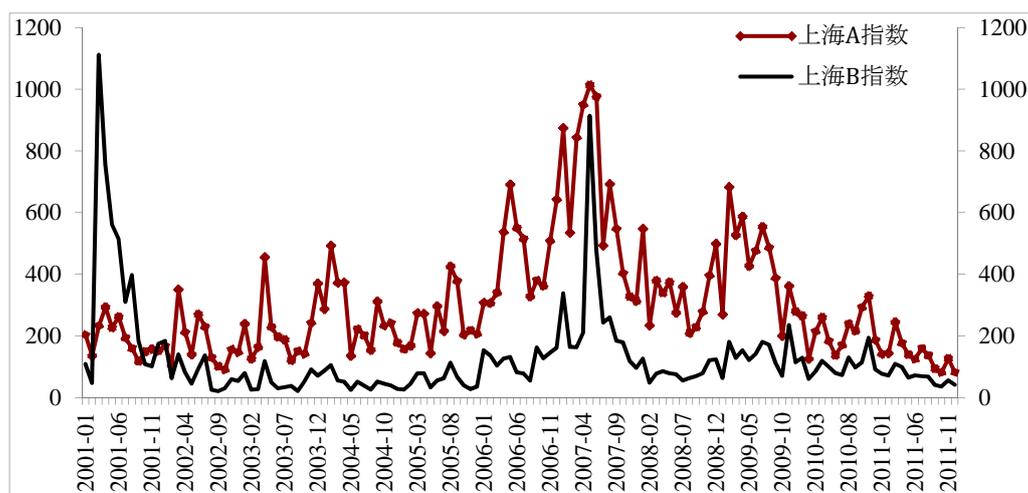
サンプル期間は 2001 年 1 月から 2011 年 12 月までである。非流動性指標は Amihud (2002) に基づき、取引ボリュームによって生じた株価の変化で評価される。

まず、上海 A 株式市場の流動性は全体的に上海 B 株式市場の流動性より高いことは明らかである（表 2.1 も参照）。また、金融危機の時期（2008 年 10 月頃）に、上海 B 株式市場の非流動性指標は急激な上昇を示している。これは上海 B 株式市場がほぼ外国人投資家向けであり、外国人投資家は重大な危機や金融政策により敏感であると考えられている。上海 A 株式市場の流動性を見ると、2001 年～2003 年の間に上海 A 株式市場の非流動性指標は激しく変動しているが、時間の推移に伴い横ばいになる傾向が顕著に観察される。特に 2005 年末以降市場の非流動性指標はゼロに近づいてきた。これは、2005 年 4 月に非流通株を市場で取引できるような非流通株改革が行われたため、市場全体の流動性が高くなった結果と推測できる。

¹⁴Amihud (2002) は日次データを用いて非流動性指標 (ILLIQ) を計算したが、ここで各市場総合指数の月次収益率の絶対値を取引ボリュームで割った値を各市場総合指数の月次非流動性指標とする。

次に Datar et al. (1998) が定義した回転率を用いて、中国株式市場における各市場指数の推移を見てみよう。図 2.2 は、上海 A 株総合指数と B 株総合指数の回転率の推移を示している。まず上海 A 株式市場の回転率は平均的に 300% であり、欧米市場の回転率よりはるかに高い。また B 株式市場の回転率は 2001 年 3 月と 2007 年 5 月以外にほぼ同じ水準に止まっている。2001 年 3 月の時に外国人投資家のみ取引できる B 株式市場では、一部国内投資家の取引が認められるため、大量な取引が行われてきた。

図 2.2 上海 A,B 指数の回転率の推移



サンプル期間は 2001 年 1 月から 2011 年 12 月までである。回転率 (turnover) は、株式の取引の株数を発行済みの総株数で割ったものである。

以上で説明したように、Amihud (2002) の非流動性指標と回転率を用いて中国株式市場の流動性を分析した結果は全く異なっている。Amihud (2002) の非流動性指標で測った中国株式市場の流動性は低い一方、回転率で測った中国株式市場の流動性は日本や欧米市場より遥かに高い。この結果に対する可能な解釈の一つとして、中国株式市場における投資家構成は欧米市場と全く異なり、およそ 7 割以上の投資家は個人投資家である。個人投資家が頻繁に取引を行った結果、中国株式市場の回転率が高く計算されるが、ただし、この回転率が中国株式市場の流動性が高いとは必ずしも言えない。したがって、中国株式市場の流動性問題を分析する際に、中国株式市場の特徴を十分考慮するべきだと思われる。

2.3 流動性と資産価格に関する理論

2.2 節で既に説明したように、流動性はある株式を取引する容易さを表している。流動性を決定づける要因として、取引費用、在庫リスク、私的情報の 3 つがある。第 1 の取引費用は、ある注文を執行するときに必要な手数料や税金などが含まれている。

2 つ目の流動性要因は、在庫リスクである。株式市場において、瞬時に取引が成立しな

いのは、すべての投資家が常に売り注文あるいは買い注文を出しているわけではないからである。すなわち、ある投資家が保有するある株式を売却しようとするとき、必ずしも直ちに買い手が現れるわけではないからである。その結果、売り手はマーケットメーカーに自分の持つ株式を売るかもしれない。マーケットメーカーはこの株式を保有する間、株価の変化と関連するリスクに直面するため、売り手に在庫リスクの補償を要求する。

さらに、私的情報の存在も流動性を決定づける重要な要因の一つである。市場参加者をマーケットメーカーと投資家に大別するだけでなく、さらに投資家のタイプを情報トレーダーと非情報トレーダーに分けている。情報トレーダーとは、まだ市場価格に反映されていない私的情報を持っている投資家のことであり、これに対して、非情報トレーダーは、私的情報を持っていない投資家の総称である。情報トレーダーは私的情報に基づいて現在の価格が割安あるいは割高と判断して取引を行い、結果的に利益を上げる。非情報トレーダーは、市場に情報トレーダーがいれば、彼らに流動性を提供する役回りになり、結果的に損失を被る。

本節では流動性を決定づける3つの要因から、要因ごとにそれぞれ流動性と資産価格との関連を理論化した研究を紹介する。まず、標準的な資産価格決定モデル(2.3.1節)を紹介する。そして取引費用が生じた場合の流動性が資産価格に与える影響について最初に理論化したモデル(2.3.2節)、及び時間の変化に伴う取引費用が資産価格に与える影響(2.3.3節)を述べる。続いて在庫リスクによって生じた流動性が資産価格に与える影響(2.3.4節)について紹介する。最後に私的情報が存在するときの資産価格についてサーベイする(2.3.5節)。

2.3.1 標準的な資産価格決定モデル

Amihud et al. (2005)によれば、標準的な資産価格決定モデルは一切の摩擦が存在せず、市場が完全に流動的であるということが仮定されている。このような完全市場では、裁定機会が存在せず、その結果、市場全体が均衡である。裁定機会が存在しないということは、すべての資産はどこでも同一の価格で取引されることを意味している。すなわち、(2.11)式を成立させるための割引因子 m_{t+1} が存在する。

$$P_t = E_t((P_{t+1} + d_{t+1})m_{t+1}) \quad (2.11)$$

ここで、資産価格 P_t は、時点 $t+1$ における資産価格 P_{t+1} と利得 d_{t+1} の合計値を、割引率 m_{t+1} で割り引いた現在価値と等しい。もし投資家の効用関数を $E_t \sum_s u_s(c_s)$ で表す場合、割引因子は $t+1$ 期と t 期の消費の限界効用の比率を表している。

2.3.2 取引コストと資産価格に関する基本モデル

2.3.2a 基本モデル

外生的に決められた取引コストが存在するために、資産の取引が非流動的になる簡単なモデルを考えてみる。このモデルは Amihud and Mendelson (1986) の特殊ケースである。仮定として、投資家がリスク中立的であり、取引期間は外生的に与えられる。基本的な考え方は以下の通りである。任意の資産を購入したリスク中立的な投資家は、その資産を売却するとき、支払う取引コストを考慮した上で資産の価値を評価する。資産を購入したい投資家も同様の考え方を持たせよう。リスク中立的な投資家は、その資産に関して将来発生するすべての取引コストはその資産の価値から補償されると考えている。従って、資産の割引現在価値は、資産のファンダメンタル値と将来発生するすべての取引コストの割引現在価値の合計値となる。

離散時間 $t \in \{\dots, -2, -1, 0, 1, 2, \dots\}$ における世代重複の経済 (overlapping generations) を考えてみよう。完全に流動的、かつ無リスクの資産に対して、投資家はこの資産の借り貸しを行うことで確実に収益率 $R^f = 1 + r^f$ を獲得できる。また、非流動的資産の組み合わせ $I(i=1,2,3,\dots,I)$ が存在し、資産 i の割合が S^i とする。各期間 t において、資産 i は配当 d_t^i を生み、配当落ちの単位価格 p_t^i を有し、非流動性コスト $C_t^i = C^i$ を持つ¹⁵。その結果、投資家は時点 t で価格 p_t^i で資産を購入すると同時に、この資産を売却した場合の、そのときの投資家が受け取る利得は $(-C^i)$ でなければならない。ただし、 d_t^i は独立的であり、平均が \bar{d}^i の正規分布に従うと仮定する。

投資家がリスク中立的で、割引率 $\frac{1}{R^f}$ を持ち、市場価格は完全競争の中で決定される。完全競争において、投資家は自らの期待効用を最大化することを目的として、与えられた価格を受け、消費と投資を決定する。ちなみに、このときの価格は市場が均衡するように決定される。

次に、2 期間だけ生きている投資家を考えよう。すなわち、投資家は期間 1 に資産 i を 1 単位購入し、期間 2 にその資産を売却すると、期待収益 $(\bar{d}^i + p^i - C^i)$ を手に入れる。もし資産の単位価格が割引後の期待収益率 $(\frac{\bar{d}^i + p^i - C^i}{R^f})$ を下回る場合、裁定機会が存在するので、投資家は無限大の利益を得ることができる。したがって、市場が均衡している場合、以下の式が成立する。

$$p^i = \frac{\bar{d}^i + p^i - C^i}{R^f} \quad (2.12)$$

書き換えると、

¹⁵ この非流動性コスト C^i は資産 i を売却するときの単位コストとする。

$$P^i = \frac{\bar{d}^i - C^i}{r^f} \quad (2.13)$$

となる。この式は、資産の価格が資産 i の平均配当から資産 i に対するすべての取引コストを差し引いたものであることを示している。

資産 i の期待収益率は流動性の効果を考慮すると、以下の (2.14) 式になる。

$$E(r^i) := E\left(\frac{d^i + P^i}{P^i}\right) - 1 = \frac{\bar{d}^i}{P^i} \quad (2.14)$$

期待収益率は無リスク資産の利率と相対的な取引コストの合計であり、(2.15) 式になる。

$$E(r^i) = r^f + \frac{C^i}{P^i} \quad (2.15)$$

(2.14) 式と (2.15) 式を合わせてみると、流動性調整済みの期待収益率は無リスク資産の利率であり、(2.16) 式のように示される。

$$\frac{\bar{d}^i - C^i}{P^i} = r^f \quad (2.16)$$

上述の結果は 2 期間だけのもので、次に多期間モデルまで拡張する。将来任意の時点で投資家が確率 μ でその保有している資産を売却して、市場を退出しなければならない場合を仮定しよう¹⁶。その時点 t において、均衡価格はランダムな期間 T までの配当の割引現在価値と清算価値の合計と等しくなるはずである。

$$\begin{aligned} P^i &= E_t \left(\sum_{s=t+1}^T \frac{1}{(R^f)^{s-t}} d_t^i + \frac{1}{(R^f)^{T-t}} (P^i - C^i) \right) \\ &= E_t \left(\sum_{s=t+1}^{\infty} \frac{(1-\mu)^{s-t+1}}{(R^f)^{s-t}} d_t^i + \sum_{s=t+1}^{\infty} \frac{\mu(1-\mu)^{s-t+1}}{(R^f)^{s-t}} (P^i - C^i) \right) \\ &= \frac{1}{r^f + \mu} (\bar{d}^i + \mu(P^i - C^i)) \end{aligned} \quad (2.17)$$

¹⁶ たとえば、流動性ショックが生じて、急に現金が必要となる場合がある。

式 (2.17) を整理すると、均衡における資産 i の価格は以下のように示される。

$$P^i = \frac{\bar{d}^i - \mu C^i}{r^f} \quad (2.18)$$

同様に、資産 i の期待収益率は式 (2.19) となる。

$$E(r^i) = r^f + \mu \frac{C^i}{P^i} \quad (2.19)$$

式 (2.18) は、資産価格が資産 i の平均的な配当の割引現在価値から、資産 i に関するすべての将来の取引コストの割引現在価値を差し引いたものであることを示している。ここでの μ は取引頻度の期待値を表す。式 (2.19) は、資産 i の期待収益率が資産 i の無リスク利率と各期間における資産 i の取引コストの合計値を足し合わせたものであることを示している。

2.3.2b 顧客効果

資産を取引する期間あるいは保有する期間（期待値）によって、異なる投資家が存在すると仮定する。たとえば、長期投資家はある資産を長く保有することで、取引コストが下がるため、短期投資家のような高い収益率を要求しない。均衡において、流動的な資産は活発的な投資家に保有される一方、非流動的な資産は長期間の保有を期待する投資家に保有される。この考え方は Amihud and Mendelson (1986) によって初めて提案された。

投資家 j ($j = 1, 2, \dots, J$) は、確率 μ_j で流動性ショックに直面したとき、保有する資産を売却して退出すると仮定しよう。ここで投資家 1 は最も高い確率で流動性ショックに直面し、一方投資家 J は最も低い確率で流動性ショックに直面すると仮定する。したがって、この場合、 $\mu^1 \geq \mu^2 \geq \dots \geq \mu^J$ が成立する。また、資産 1 が最も流動的な資産であり、 $\frac{C^1}{d^1} \leq \frac{C^2}{d^2} \leq \dots \leq \frac{C^J}{d^J}$ が成り立つ¹⁷。さらに投資者 j は生まれつき、 W^j の富を持つことも仮定されている。最適な取引戦略として、投資家 j は流動性調整済みの収益率が最も高い資産にすべての富を投資する。

$$\max \frac{\bar{d}^i - \mu^j C^i}{P^i} \quad (2.20)$$

¹⁷ このモデルでは、すべての資産に対して、株の分割より定数である平均的な配当が得られる。

Amihud and Mendelson (1986) によると、最も短い保有期間を持つ投資家 1 が無リスク資産と最も低い取引コストの資産の組み合わせを持つと仮定した。同様の考え方で、投資家 j は資産 i^{j-1} , ..., i^j の組み合わせを持つことになる。その結果、流動性調整済みの収益率は、配当の期待値 \bar{d}^i だけではなく、その資産を保有する投資家のタイプにも影響を受ける。ただし $0 \leq i^1 \leq i^2 \leq \dots \leq i^j = I$ が成立する。

投資家 1 にとっては、最も取引コストの低い資産と無リスク資産を保有することは無差別である。その結果、投資家が保有する資産が提供する流動性調整済みの収益率は無リスク資産の利子率と等しくなる。

$$r^f = \frac{\bar{d}^i - \mu^j C^i}{P^i} \quad (2.21)$$

書きかえると、(2.22) 式となる。

$$P^i = \frac{\bar{d}^i - \mu^1 C^i}{r^f}, \quad i = 1, \dots, i^1 \quad (2.22)$$

投資家 2 にとって、投資家 1 より資産への保有期間が長くなるので、得られる収益率は無リスク利子率より大きいはずである。すなわち、

$$\frac{\bar{d}^i - \mu^2 C^i}{P^i} = \frac{\bar{d}^i - \mu^2 C^i}{\bar{d}^i - \mu^1 C^i} r^f > r^f \quad (2.23)$$

が成立する ($\mu^1 > \mu^2$)。 (2.23) 式より、流動性調整済みの収益率は $\frac{C^i}{\bar{d}^i}$ とともに増加することが分かった。これは取引コストが大きいほど投資家 2 の相対的効用が大きいからである。従って、流動性調整済みの収益率が最も高いのは、資産 i^1 の収益率である。

$$r^{*2} = \frac{\bar{d}^{i^1} - \mu^2 C^{i^1}}{P^{i^1}} \quad (2.24)$$

投資家 2 に同様の資産 $i = i^1, \dots, i^2$ を持たせるには、これらの資産は以下の流動性調整済みの収益率を提供しなければならない。

$$r^{*2} = \frac{\bar{d}^i - \mu^2 C^i}{P^i} \quad (2.25)$$

$$P^i = \frac{\bar{d}^i - \mu^1 C^i}{r^{*2}}, i = i^1, \dots, i^2 \quad (2.26)$$

以上の作業を続けると、投資家 j に対して、(2.27) 式が得られる。

$$P^i = \frac{\bar{d}^i - \mu^1 C^i}{r^{*j}}, i = i^{j-1}, \dots, i^j \quad (2.27)$$

投資家の間で競争した結果、任意の資産に対する期待総収益率はあらゆる投資家が要求する収益率を最小化したものによって決定されている。

$$E(r^i) = \frac{\bar{d}^i}{P^i} = \min(r^{*j} + \mu^j \frac{C^i}{P^i}) \quad (2.28)$$

均衡において、資産の取引コストが高いほど、この資産への保有期間が長くなる。また、もし投資家 j が資産 i に対して限界的な投資家であるならば、資産 i の期待総収益率は

$$E(r^i) = r^f + (r^{*j} - r^f) + \mu^j \frac{C^i}{P^i} \quad (2.29)$$

となる。 $(r^{*j} - r^f)$ は投資家 j の収益率を表し、 $\mu^j \frac{C^i}{P^i}$ は相対的な取引コストである。最後に、期待総収益率は相対的な取引コストに関して、増加かつ凸関数である。

2.3.3 タイムシリーズの取引コストと株式収益率

流動性は時間の経過に伴い変動する。したがって、投資家は将来ある資産を売却するとき、取引コストに関する不確実性に直面している。また、流動性は資産価格に影響を与えるし、さらに流動性の変動は資産価格にも影響を与える。Acharya and Pedersen (2005) は投資家がリスク回避的という仮定の下で、流動性が資産価格に与える影響を分析するための OLG モデルを提唱した。彼らは、OLG モデルによって導出された 3 つの流動性ベータで流動性リスクをとらえ、流動性と現在の資産価格あるいは将来資産の期待収益率との関連を分析した。

世代 t は N 人の投資家からなり、2 期間 t と $t+1$ 生きると仮定する。世代 t のすべての

投資家は、期間 1 に一定の資産をもらえ、他に一切の収入がない。期間 1 と 2 の間で取引が行われ、すべての投資家は期間 2 に消費を行い、効用を得られる。世代 t のある任意の投資家 n の絶対的危険回避度 A^n で表すとすると、期待効用関数は $-E_t \exp(-A^n x_{t+1})$ で表されると仮定する。ただし、 x_{t+1} は、期間 2 の消費である。

d_t^i と c_t^i が以下の自己回帰プロセス (autoregressive process) に従うと仮定すると、

$$\begin{aligned} d_t &= \bar{d} + \rho^D (d_{t-1} - \bar{d}) + \varepsilon_t \\ c_t &= \bar{c} + \rho^C (c_{t-1} - \bar{c}) + \eta_t \end{aligned} \quad (2.30)$$

が成立する。(2.30) 式において、 \bar{d} 、 \bar{c} は正かつ真のベクトルであり、 ρ^D と ρ^C は $[0, 1]$ に従属し、 (ε_t, η_t) は独立に同一の確率分布に従う。

任意の資産 i の期待総収益率は以下の (2.31) 式に示すことができる。

$$r_t^i = \frac{d_t^i + P_t^i}{P_{t-1}^i} - 1 \quad (2.31)$$

非流動性コストがゼロである完全経済の均衡価格を考えよう。この経済では、資産の均衡価格の標準的な結果は CAPM モデルである (Markowitz, 1952 ; Sharpe, 1964 ; Lintner, 1965)。式で表すと、(2.32) 式になる。

$$E(r_{t+1}^i) = r^f + E(r_{t+1}^M - r^f) \frac{\text{cov}(r_{t+1}^i, r_{t+1}^M)}{\text{var}(r_{t+1}^M)} \quad (2.32)$$

しかしながら、非流動性コストが存在する場合、資産の期待総収益率は市場収益率と相関するだけでなく、資産の非流動性コストと市場非流動性コストとも相関する。以下の (2.32) 式は、それぞれ時点 t における市場の期待総収益率、資産 i の非流動性コストと市場の非流動性コストを示している。

$$r_t^M = \frac{\sum_i S^i (d_t^i + P_t^i)}{\sum_i S^i P_{t-1}^i} - 1, \quad c_t^i = \frac{c_t^i}{P_{t-1}^i}, \quad c_t^M = \frac{\sum_i S^i c_t^i}{\sum_i S^i P_{t-1}^i} \quad (2.33)$$

以上のような非流動性コストを考慮すると、(2.32) 式は以下のような (2.34) 式のように書き換えることができる。

$$E(r_{t+1}^i - c_{t+1}^i) = r^f + \lambda_t \frac{\text{cov}(r_{t+1}^i - c_{t+1}^i, r_{t+1}^M - c_{t+1}^M)}{\text{var}(r_{t+1}^M - c_{t+1}^M)} \quad (2.34)$$

ただし、(2.34) 式の中で $\lambda_t = E(r_{t+1}^M - c_{t+1}^M - r^f)$ はリスクプレミアムを表す。上式を書き換えると、Acharya and Pedersen (2005) が導出した 4 ベータモデルが得られる。

$$E(r_{t+1}^i) = r^f + E(c_{t+1}^i) + \lambda_t(\beta_t + \beta_t^{L1} + \beta_t^{L2} + \beta_t^{L3}) \quad (2.35)$$

$$\beta_t = \frac{\text{cov}(r_{t+1}^i, r_{t+1}^M)}{\text{var}(r_{t+1}^M - c_{t+1}^M)}$$

$$\beta_t^{L1} = \frac{\text{cov}(c_{t+1}^i, c_{t+1}^M)}{\text{var}(r_{t+1}^M - c_{t+1}^M)}$$

$$\beta_t^{L2} = \frac{\text{cov}(r_{t+1}^i, c_{t+1}^M)}{\text{var}(r_{t+1}^M - c_{t+1}^M)}$$

$$\beta_t^{L3} = \frac{\text{cov}(c_{t+1}^i, r_{t+1}^M)}{\text{var}(r_{t+1}^M - c_{t+1}^M)}$$

(2.35) 式は、資産 i の期待超過収益率が期待非流動性コスト $E(c_{t+1}^i)$ と、4 つのベータとリスクプレミアムの積と等しいことを示している。4 つのベータは資産の利得と流動性リスクに依存する。市場ベータ β_t は資産の収益率と市場収益率の共分散で表される。

流動性ベータ β_t^{L1} は、ある資産 i と市場ポートフォリオ全体の非流動性コストの共通的な部分を表し、常に正である。これは市場の流動性が低下するとき、資産 i の流動性も低下して、投資家は流動性の低い資産に対価を要求するからである。その結果、リスクプレミアム λ が上昇すると、資産 i の期待収益率も上昇している。

流動性ベータ β_t^{L2} は市場非流動性コストが資産に影響する部分を反映し、常に負である。これは市場の非流動性コストが高くなると資産の価値が下落するからである。このベータが資産収益率に影響を与える原因は、市場の流動性が急に停滞するとき、予想通りの高い収益率が生まれなくなることにある。

流動性ベータ β_t^{L3} は市場収益率が資産の非流動性コストに影響する部分を反映し、一般的に負である。このベータは資産の非流動性が市場に対する敏感度が高いほど、資産の収益率が高くなることを示している。市場が下落するとき、投資家が現金を得るため、保有する資産を売却しなければならない。従って、市場全体の収益率が低くなる時、投資家

は低い非流動性コストを持つ株式に対して、より低い収益率でも利益が出るからこれらの株式を受けやすい。

2.3.4 在庫リスク

本節で説明しようとする非流動性は、需給のアンバランスによって引き起こされる。たとえば、もし、ある売り手が保有するある資産を売ろうとする場合、必ずしも直ちに買い手が現れるわけではない。このとき、マーケットメーカーは市場に即時性 (immediacy) を提供するために、売り手からこの資産を購入する。特に、マーケットメーカーは買い手から購入した資産を、その後再び買い手に売却することが可能である。しかしながら、マーケットメーカーは価格の変化と関連するリスクに直面するため、資産の価値から在庫リスクの対価を要求する。この考え方ははじめて提案したのは Stoll (1978) である¹⁸。

Stoll (1978) のモデルでは、マーケットメーカーがリスク回避的であることが仮定されるため、リスクを抱えることへの対価を要求する。この対価は、ビッド価格とアスク価格の差額から生み出されるため、マーケットメーカーが瞬時的な取引を提供する際に直面するコストを反映していると考えられる。このコストはマーケットメーカーにとって最適なポートフォリオから離れたポジションを保有しなければならないことによる保有コストを反映している¹⁹。

マーケットメーカーが期末の富の期待効用を最大化させる 2 期間モデルを考える。ここで、期末の富は、マーケットメーカーの期初の富とその後保有するポジションの関数である。マーケットメーカーの意思決定問題は、投資家と売買するときに資産の価格を設定することである。第 1 期にその価格で 1 回だけ取引を行い、第 2 期に資産の清算が行われる。マーケットメーカーは、在庫保有の資金を無リスク利率 R_f で借りて調達する。

このモデルで重要な仮定は、マーケットメーカーが資産の真の価格と真の収益率に関して外生的かつ不変の見解 (belief) を持っている。また、取引後のポジションと取引しない場合を比べて、少なくとも効用が低下しない限り、取引が進んでいると仮定する。マーケットメーカーは株式の真の価値を知っているため、株式 i に対する取引の真の価値を Q_i で表すとする。取引が行われた後のマーケットメーカーの期末の富は、

$$\tilde{W} = W_0(1 + \tilde{R}^*) + (1 + \tilde{R}_i)Q_i - (1 + R_f)(Q_i - C_i) \quad (2.36)$$

となる。ここで、 \tilde{R}^* は期初のポートフォリオの収益率、 \tilde{R}_i は株式 i の収益率、 R_f は無リス

¹⁸ Amihud and Mendelson (1980) もディーラー・マーケットにおいて、マーケット・メーカーと在庫との関連をモデル化した。

¹⁹ これ以外に、取引手数料や情報の非対称性によるコストも存在する。

ク利率である。(2.36) 式の最終項には在庫の持越コストが含まれている。 C_i は金額 Q_i の取引に対して、マーケットメーカーが直面し、投資家が負担するコストの現在価値を表している。そうすると、もしマーケットメーカーが Q_i だけの価値を持つ株式を購入した場合、購入資金を調達するためには $(Q_i - C_i)$ を借りるだけでよい。このコストは、マーケットメーカーが最適でないポートフォリオを保有することによるエクスポージャー・コストを表している。

マーケットメーカーは、期待効用を変化させないような取引に進んでいると仮定されるため、以下の式が成立する。

$$E[U(W_0(1 + \tilde{R}^*))] = E[U(\tilde{W})] \quad (2.37)$$

上式の両辺をテイラー級数展開して3次以上の項を無視し、 $R_f = 0$ とすると、次の式が導かれている。

$$\frac{C_i}{Q_i} = c_i = \frac{z}{W_0} \sigma_{ip} Q_p + \frac{1}{2} \frac{z}{W_0} \sigma_i^2 Q_i \quad (2.38)$$

この式では、 z はマーケットメーカーの相対的リスク回避係数、 Q_p はマーケットメーカーの取引勘定で保有される株式（すなわち、在庫合計）の真の価値、 σ_{ip} は株式 i の収益率と最適な効率的ポートフォリオの収益率の共分散、 σ_i^2 は株式 i の収益率の分散である。 $C_i/Q_i (= c_i)$ は、マーケットメーカーが株式 i のポジション Q_i を引き受けるために必要なコストを率で表したものである。

このコスト関数は、マーケットメーカーが即時性を提供するコストがいくつかの要因によって左右されることを示している。まず、マーケットメーカーの富とリスク選好が式に直接入っているため、期初の富が大きければコストは低下し、リスク回避度が大きければコストは増加する。また、マーケットメーカーの在庫ポジションの水準が重要である。ポジションの水準が高いとき、より多くの在庫を引き受けると、コストが増加することを意味する。さらに分散及び他の証券との相関で表される株式の特性もコストに影響を与える。

マーケットメーカーは、取引価格にこれらのコストを上乗せして代償を得る。もし、市場が競争的であれば、ビッド、アスク価格は取引を受け入れるコストをちょうど相殺するため、そのときには、ビッド、アスク価格は取引コストの関数として求めることができる。しかしながら、マーケットメーカーの在庫が問題になるのは、ビッド、アスク価格の位置に影響を与える点である。在庫量が大きいつきには、マーケットメーカーはより多くの在庫を受け入れようとする、大きなコストに直面することになる。このコストの増加により、ビッド価格とアスク価格はともに同じ金額だけ引き下げられる。在庫が少ないときに

は価格を逆方向に動かすことになる。

2.3.5 情報の非対称性

今まで外生的な取引コストと在庫リスクという二つの要因から(非)流動性が資産価格に与える影響について紹介した。本節では、私的情報が非流動性をどのように生じさせるのか、また資産価格にどのような影響を与えるのか、という点について考察する。

2.3.5a 私的情報と非流動性

一部の投資家もしくは内部トレーダーは、ある資産のファンダメンタル値に関してより優位な情報を持っている。これらの情報トレーダーは自分の持っている情報に基づき、資産の購入あるいは売却を判断して取引を行う。すなわち現在の株価が低すぎるとわかっているときに買い、高すぎるとわかっているときに売る。さらに、この情報トレーダーは、取引しないという選択が可能であり、売りと買いの気配を常に提示しなければならないマーケットメーカーとは異なっている。従って、情報トレーダーは、彼らの取引が資産価格にどれくらいの影響を与えるかを考慮した戦略をとる一方、マーケットメーカーは情報トレーダーからの注文を常に受け入れながら、自分の利得を最大にするような戦略をとる。

Copeland and Galai (1983) のモデルでは、利益最大化を追求するマーケットメーカーは、非情報トレーダーから得られた利益と情報トレーダーによって失った損失の差で儲ける。Copeland and Galai (1983) は、非常に短い間にマーケットメーカーが設定したビッド価格とアスク価格をそれぞれ2つのオプションの価格とする。このビッド価格、アスク価格はそれぞれ現時点における資産の買い価格と売り価格である。

マーケットメーカーが競争的であり、リスク中立的な割引率は無リスク利子率と等しいことが仮定される。マーケットメーカーが情報トレーダーと取引するとき、時点 t における標準化されたマーケットメーカーの決定価格は以下のとおりである。

$$P_t = E(v|S_t, OF_t) \quad (2.39)$$

この式では、 v はファンダメンタル値を表し、 S は公的情報、 OF はオーダーフローを表す。マーケットメーカーが設定した価格は資産のファンダメンタル値に対する最適な評価である。

Glosten and Milgrom (1985) は以下のようなマーケットストラクチャーを分析した。最初に競争的なマーケットメーカーがビッド価格とアスク価格を設定する。続いて投資家が市場に参入し、アスクで資産を1単位買い、ビッドで資産を1単位売るか、それとも取

引しないという3つの選択を選ぶ。このケースにおいて、ビッド価格は、投資家がマーケットメーカーに資産を売ろうとしたときに、マーケットメーカーが考える資産の期待値になる。そして、アスク価格は、投資家がマーケットメーカーから資産を買おうとしたときの期待値である。その結果、以下の価格が導かれている。

$$\begin{aligned} bid_t &= E(v|S_t, sell) \\ ask_t &= E(v|S_t, buy) \end{aligned} \tag{2.40}$$

設定されたビッド価格は悪い情報を持つ売り手のリスクを表し、アスク価格はいい情報を持つ買い手のリスクを表す。マーケットメーカーは、情報トレーダーと取引するとき、資産のファンダメンタル値より高い値段で資産を購入し、資産のファンダメンタル値より低い値段で資産を売却する。一方、マーケットメーカーは非情報トレーダーと取引する場合、高いアスク価格で売り、低いビッド価格で買うことができる。競争的なマーケットメーカーは最終的にゼロ収益で終わるため、情報トレーダーの利益がちょうど非情報トレーダーの損失と相殺しなければならない。

Kyle (1985) は以下の市場を仮定した。ある資産について、情報トレーダーと非情報トレーダーはそれぞれ市場にオーダーを提出し、マーケットメーカーは最終的な収益がゼロとなるように、資産価格を設定する。ある資産に対する需要が増えると、資産の価値が上昇するとわかっている情報トレーダーの需要を反映するため、マーケットメーカーはこの資産の価格を上昇させる。ノイズトレーダーは、外生的に与えられたオーダー μ を市場に提出するのに対して、情報トレーダーは資産の価値 v に基づいてオーダー x を決定し市場に提出する。Kyle (1985) は線型均衡モデルにおいて、マーケットメーカーが以下のような資産価格を設定する。

$$P_t = E(v|S_t, \mu_t + x_t) = P_{t-1} + \lambda_t(\mu_t + x_t) \tag{2.41}$$

この式において、 λ は1単位のオーダーフローに対応する価格の変化を表し、市場に対するインパクトを表している。この λ は資産価値 v のボラティリティの増加に伴い上昇する。また、情報が非対称である場合、この λ は μ (ノイズトレーダーのオーダーフロー) のボラティリティの増加に伴い減少している。

2.3.5b 情報の非対称性と資産収益率

次に情報の非対称性によって生じた非流動性が資産価格に与える影響について、初めてモデル化したのは Wang (1993) である。Wang (1993) は動学的かつ無限期間モデルを提案した。彼のモデルでは、すべての投資家は配当プロセスとそれに対応する株価を観察し、一部の投資家だけが配当プロセスの確率的な成長率 Π も観察できると仮定する。資産の供給がランダムであるので、株価は完全に Π を反映するわけではない。またこの成長率 Π を観察できない情報劣位 (less-informed) の投資家が数多く存在するならば、期待収益率が高くなると仮定する。これは配当が上昇すると、情報劣位の投資家が配当成長率の増加を期待し、価格を押し上げるからである。したがって、資産価格と配当との正の相関関係がさらに強くなり、収益率のボラティリティを上げるため、消費の平準化とリスク分散の程度を低下させるので、結果的にリスクプレミアムが引き上げられる。

2.4 欧米市場に関するサーベイ

本節では流動性と株式収益率に関する実証研究の結果をサーベイする。2.2 節で上述したさまざまな流動性指標を用いて、流動性そのものが株式収益率に与える影響と流動性をリスクファクターとして構築された資産価格モデルに関する検証を明らかにする。

2.4.1 クロスセクションとタイムシリーズ分析

2.4.1a クロスセクション分析

Amihud and Mendelson (1986) は 1961 年～1980 年の間に、アメリカ証券取引所 (CRSP) に上場している株式と、ニューヨーク証券市場 (NYSE) の株式のビッド価格とアスク価格データを用いて、株式収益率がスプレッドとの関係について実証分析を行った。スプレッドは、年末にビッド価格とアスク価格の平均値をドルスプレッドで割った値となる。分析上用のスプレッド変数 (S) は毎年の年始と年末の相対スプレッドの平均値を用いた。このスプレッドを説明変数とし、株式収益率を被説明変数とし、以下のように推定する。

$$R_{Pn}^e = a_0 + a_1 \beta_{pn} + \sum_{i=1}^7 b_i \hat{S}_{Pn}^i + \sum_{i=1}^7 \sum_{j=1}^7 c_{ij} DP_{ij} + \sum_{n=1}^{19} d_n DY_n + \varepsilon_{pn} \quad (2.42)$$

この式において、 \hat{S}_{Pn}^i はスプレッド変数である。 DP_{ij} はダミー変数であり、ポートフォリオがグループ (ij) に含まれるなら DP_{ij} は 1 とし、そうでない場合 0 と定義する²⁰。 DY_n は年次ダミーである。ここで注目するのは係数 b_i と c_{ij} である。 b_i はスプレッドグループ i に

²⁰ $i=1,2,\dots,7$ はスプレッドグループの指標であり、 $j=1,2,\dots,7$ は β グループの指標である。

対して、株式の超過収益率がスプレッドに関して増加するかどうかを反映している。 c_{ij} はポートフォリオ (i, j) の超過収益率がポートフォリオ (7, 7) の超過収益率とどれくらい異なるかを反映している。 $\sum_{j=1}^7 c_{ij}$ は各スプレッドグループ i の超過収益率の違いを表す。

推定した結果、 b_i は正である一方、 c_{ij} は負である。すなわちリスク調整後のポートフォリオの収益率はビッドアスクスプレッドに関して増加しつつある。またスプレッドの増加に伴い、収益率 - スプレッドの傾き係数は減少する。これらの結果は彼らの理論モデルを支持した。

Amihud (2002) は 1963~1997 年の期間に、価格のインパクトを非流動性指標として、市場非流動性が収益率の効果を検証した。彼らは Fama-MacBeth (1973) の方法に従い、y 年 (y=1964, ...1997) の各月 m (m=1,2,... 12) に、次のようにクロスセクションモデルを推定する。

$$R_{im y} = k_{omy} + \sum_{j=1}^J k_{jmy} X_{ji, y-1} + U_{im y} \quad (2.43)$$

この式で、 $X_{ji, y-1}$ は株式 i の特性 j を表す。この X の値は y-1 年に計算され、y 年の始まりに投資家に知らせる。例えば、株式の特性 j は非流動性指標とする場合、 k_{jmy} は株式 i の非流動性が期待収益率に与える効果を表す。その他、株式サイズ、リスク β なども株式の特性として挙げられる。詳細なテストを行うと、408 月 (34 年間) において、408 個の係数 k_{jmy} が得られる。季節性効果も考慮に入れて、1 月を抜いたテストも行われる。さらに時間の経過に伴う株式特性の安定性をテストため、テスト期間を二つのサブ期間 (各 204 月) に分けて検証する。非流動性を株式の特性 j にした場合、係数 k_{jmy} は 0.162 (中央値: 0.135) であり、統計上でも有意である。流動性が低いほど、株式の期待収益率が高い。この結果は先行研究の仮説を支持した。また 1 月が抜かれた場合、 k_{jmy} の推定値は 0.126 (t=5.30) であり、両サブ期間にも相変わらず正かつ有意である。すなわち非流動性の効果は 1 月を取り除いても、両サブ期間においても頑健である。

2.4.1b タイムシリーズ分析

Amihud (2002) はクロスセクションの関係だけではなく、クロスセクション分析と同じ期間に、French et al. (1987) の手法をベースにし、CRSP の日次と月次データを用い、以下の (2.44) 式により以下の 2 つの仮説を検証する：① 将来の超過収益率は期待非流動性に関して増加する；② 予期しない非流動性は株式の超過収益率にネガティブな影響を与える。(2.44) 式の中で、 $\ln AILLIQ_y^U$ は年 y における予期しない非流動性を表す²¹。

²¹ 式 (2.44) の中で残差 v_y は $\ln AILLIQ_y = c_0 + c_1 \ln AILLIQ_{y-1} + v_y$ から求められる。

$$(RM - Rf)_y = g_0 + g_1 \ln AILLIQ_{y-1} + g_2 \ln AILLIQ_y^U + u_y \quad (2.44)$$

以上の仮説は2つの予測を意味し、 g_1 がポジティブで、 g_2 がネガティブである。式(2.44)で推定した結果、 g_1 は10.226 (4.29) であり、 g_2 は-23.567 (4.52) である。すなわち、期待超過収益率は期待非流動性に関して増加する一方、予期しない市場非流動性は株式収益率に負の影響を及ぼす。特に期待非流動性と予期しない非流動性は小型株の収益率に与える影響がより強い。これは、小型株効果の一部が市場流動性の変化によって引き起こされると考えられる。

Liu (2006) は1963年～2003年の間に AMEX&NYSE に上場している株式を対象とし、新しい流動性指標 LMx を用いて、流動性リスクが資産価格との関連について分析を行った。簡単に言うと、このテストはまず株式を新しい流動性指標 LMx に沿って分類する。その後、流動性が最も低い株式からなるポートフォリオの収益率は流動性が最も高い株式からなるポートフォリオの収益率を上回るかを観察する。

彼らは3つの流動性指標 LM1、LM6、LM12 に従いポートフォリオを構築し、その後1か月、6か月、12か月及び24か月間の収益率を計算する²²。例えば、LM12 によって構築されたポートフォリオの結果を見ると、最も低い流動性ポートフォリオ (B) と最も高い流動性ポートフォリオ (S) の収益率の差は0.846% (保有期間が1か月の場合) である²³。これらの結果は LM12 という流動性指標がこれからの1か月～24か月間に株式の収益率を予測できることを意味する。また、過去の12か月間に最も低い流動性ポートフォリオ (S) は最高の収益率を持つ一方、最も高い流動性ポートフォリオ (B) は最低の収益率を持つ。両者の差額は12.45%となり、統計上でも有意な値である。これは Campbell et al. (1993) が示された取引ボリュームによるリターンリバーサル現象と一致する。ところが、LM1 による結果が弱くて、短期の1か月に基づく LM1 という流動性指標は株式の流動性を評価する能力が限定される。

また、LM12 による分類されたポートフォリオのパフォーマンスを見ると、最も低い流動性のポートフォリオは最も低い MV と回転率を持つと同時に、最も高い簿価時価比率を有する。この3つの変数をコントロールすると、LM12 による分類されたポートフォリオの収益率はほぼ有意でなくなる。しかし、極端ポートフォリオ (B-S) の流動性プレミアムは0.252%となり、正かつ有意である。これは今までの実証結果とほぼ同じである。

マーケット・ポートフォリオのリスクが個別の株式の収益率を説明できるのであれば、マーケット・ポートフォリオのリスク (β) が資産価格に影響することは Sharp-Linter の

²²例えば、LM12 の場合は過去252日の取引ボリュームなどのデータによって計算された流動性指標である。

²³保有期間が6か月、12か月及び24か月の場合、ポートフォリオ (B-S) の収益率はそれぞれ0.745%、0.682%及び0.561%である。

CAPM モデルが示している。その後、マーケット・ポートフォリオのリスク以外に、企業のサイズと企業の価値を含む三つのファクターで個別株式の収益率を説明できると Fama and French (1993) の 3 ファクターモデルが登場した。近年になると、様々な流動性指標と株式収益率の間に密接な関係があることは上述した数多くの実証研究に示されている。

2.4.2 流動性リスク

2.4.2a 4 ファクターモデル

Pastor and Stambaugh (2003) は 1966 年～1999 年の間に、アメリカの取引所に上場している株式を用いて、株式の期待超過収益率は市場流動性リスクとの関連について実証分析を行った。彼らは取引ボリュームと関係するリターンリバーサルを流動性指標とし、Fama and French (1993) が用いる模擬ポートフォリオの分析手法に従い、市場流動性ファクター L_t を構築する。その結果、(2.45) 式のように市場流動性ファクターを加えた 4 ファクターモデルが得られる。

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \beta_i^0 + \beta_i^L L_t + \beta_i^M \text{MKT}_t + \beta_i^S \text{SMB}_t + \beta_i^H \text{HML}_t + \epsilon_{i,t} \quad (2.45)$$

(2.45) 式は、株式 i の超過収益率が Fama and French (1993) の 3 ファクターに流動性ファクターを加えた 4 ファクターモデルによってどれくらい説明されるかを示している。まず、(2.45) 式から各株式の流動性リスク β_i^L が予測される。続いて各年末に、すべての株式が予測された β_i^L に基づいて 10 個のポートフォリオを構築する。各ポートフォリオに対して、構築した後の 12 か月間の収益率は一つの収益率系列を組むことができる。

もし、市場流動性リスクファクターが価格付けされるなら、 β_i^L に基づく 10 個のポートフォリオの収益率の間にシステマティックな差が存在すると考えられる。10 個のポートフォリオの収益率に関してそれぞれ CAPM モデル、3 ファクターモデル及びモメンタム効果を加えた 4 ファクターモデルを検証した。流動性リスクが価格づけされるかどうかは、 β_i^L に基づくポートフォリオ (10-1) の定数項 (α) に依存する。推定した結果、CAPM モデルの α は 6.40% (t=2.54)、3 ファクターモデルの α は 9.23% (t=4.29)、及びモメンタム効果を加えた 4 ファクターモデルの α は 7.48% (t=2.77) である。これらの結果は、流動性リスクファクターが価格づけされることを示唆している。また流動性プレミアムが正であり、これは市場流動性ショックにより高く敏感する株式は高い期待収益率を持つと意味する。

Pastor and Stambaugh (2003) はコモンスリスクファクターとしての市場流動性ファクターを CAPM モデル、3 ファクターモデルに追加することにより、市場流動性リスクを考慮したプライシングモデルを提案している。個別銘柄の流動性と株式リターンとの関係ではなく、市場全体の流動性をリスクファクターとし、株式収益率との関係を分析した点が、

Pastor and Stambaugh の最大の貢献である。他の研究者に市場流動性ファクターを提供したことから、米国市場における以降の実証分析に広く使用されている。

2.4.2b 2ファクターモデル

Fama and French (1996) は3ファクターモデルの中でサイズファクターと簿価時価比率ファクターが企業の財務上の困難 (financial distress) の代理変数として用いられると論じた。Liu (2006) によると、財務上の困難がある株式をより低い流動性にもたらしファクターの一つであるため、ある程度、流動性リスクは不況リスクをとらえる。また、Brennan et al. (1998) は3ファクターモデルによるリスクを調整した後、MVとB/Mのような企業ファクターは収益率予測可能性を持ち続けることを示した。すなわち、3ファクターモデルは流動性プレミアムを説明するには失敗した。さらに、Pastor and Stambaugh (2003) の結果によると、流動性リスクは資産価格に対して状態変数である。以上の結果に動機付けられ、Liu (2006) は流動性付きの2ファクターモデルを開発した。

モデルを立てる前に、市場流動性ファクターを定義する。Fama and French (1993) のHMLとSMBポートフォリオの構築方法と同じように、各株式の流動性指標LM12に従い模倣ポートフォリオを組み立て、市場流動性ファクターLIQを決定する。APT理論モデルに従い、2ファクターモデルはCAPMに流動性ファクターLIQを加えたものからなり、次の式で現される。ある資産*i*の期待超過収益率は、市場の収益率と流動性ファクターによって説明できる。

$$E(r_i) - r_f = \beta_{m,i}[E(r_m) - r_f] + \beta_{l,i}E(LIQ) \quad (2.46)$$

Liu (2006) は2ファクターモデルを用いて、サンプル期間1963年～2003年と2つのサブ期間 - 1963年～1983年と1984年～2003年 - に分けて、流動性ファクターが価格付けするかについて実証分析を行った。タイムシリーズ的に各株式の超過収益率に対して、次の式により回帰分析を行う。 $\beta_{m,i}$ と $\beta_{l,i}$ は株式*i*の超過収益率が市場全体と連動する部分と流動性リスクとかかわる部分によってどれくらい説明されるかを示している。定数項 α_i は2ファクターモデルで調整された後、株式*i*が市場をどれくらい上回る(下回る)かを表す。

$$r_{it} - r_{ft} = \alpha_i + \beta_{m,i}(r_{mt} - r_{ft}) + \beta_{l,i}LIQ_t + \varepsilon_{it} \quad (2.47)$$

推定する前に、サンプル期間におけるポートフォリオLIQ、MKT、SMB、HMLの収益率の記述統計量を比較する。LIQの月次平均値は0.749%であり、他の三つのファクターの値

より大きい。一方、SMB と HML の値はサブ期間 1984 年～2003 年の時に有意ではないため、資産の収益率に対する 3 ファクターモデルの説明力が限られることが分かった。

市場流動性 LM12、回転率 TO12 及び Amihud の流動性指標 RtoV12 に沿ってそれぞれ 10 個のポートフォリオを構築する。これらのポートフォリオに対して CAPM モデルと 3 ファクターモデル及び (2.47) 式の 2 ファクターモデルを推定した。最低の LM12 (TO12 か RtoV12) ポートフォリオ (S) と最高の LM12 (TO12 か RtoV12) ポートフォリオ (B) の超過収益率の差は Jensen の α で表し、いずれも有意ではない。それに対して、CAPM モデルと 3 ファクターモデルで推定された場合、 α 値は有意にポジティブである。これらは CAPM モデルと 3 ファクターモデルが流動性リスクを捉えていないことを意味している。すなわち、流動性リスクが価格付けされ、株式収益率を説明する際に重要なファクターの一つである。

2.4.2c 4 β モデル

Acharya and Pedersen (2005) は 1963 年～1999 年の期間に NYSE と AMEX に上場している株式を用いて、2.3.3 節で示される 4 β モデルによりクロスセクション分析を行った。クロスセクション上株式の収益率を解釈する際、流動性リスクによる調整後の 4 β モデルは CAPM モデルより説明力が高い。それに加えて、流動性、流動性の分散及び規模によって構築されたポートフォリオに対して、4 β モデルでこれらのポートフォリオの収益率をすべて説明できた。ただし、簿価時価比率によるポートフォリオの収益率を説明できなかった。その他、Amihud (2002) の非流動性指標に基づく非流動性の株式は高い流動性リスクを持ち、低い流動性市場における ‘flight to liquidity’ と一致する。

面白い結果として、高い期待非流動性の株式と低い期待非流動性の株式の間に、流動性リスクから 1.10% の年次収益率の差が生み出された。特にこの 1.10% の収益率の中で、およそ 0.82% は株式 i の流動性とマーケット・ポートフォリオの収益率との共分散によって生まれた。これは、市場収益率が低いとき、投資家が流動性の高い株式の購入を望んでいることを意味する。今までの実証研究では、流動性リスクを株式 i の収益率とマーケット・ポートフォリオの流動性と関連する部分に定めて分析が行われた。例えば、Pastor and Stambaugh (2003) は株式 i の収益率とマーケット・ポートフォリオの流動性と関連する部分だけを流動性リスクにし、7.5% の流動性プレミアムを観察した。しかし、Pastor 達の方法では流動性のレベルを捉えなかった。

また、この 4 β モデルは流動性が持続的であり、流動性により株式の収益率が予測できることと流動性が株式の現在の収益率とともに動くことも示した。これらは Amihud (2002)、Pastor and Stambaugh (2003) などの実証結果を解釈できる。

2.4.3 流動性と株式の短期のリターンリバーサル

Grossman and Miller (1988) は即時性の対価としての流動性の役割に焦点を当てる。彼らは外生的に与えられた流動性ショックによって起こされたポートフォリオのリバランスが株価をファンダメンタル値から一時的な乖離をもたらすと示した。彼らのモデルによると、市場に反対サイドの注文が到着する前に、マーケットメーカーは即時に他の投資者のオーダーアンバランスを適応させる。その一方、Campbell et al. (1993) は流動性取引者（あるいは非情動的な取引者）による生じた売買の圧力が存在するため、株価の反転が起こると示した。他に、Chordia and Subrahmanyam (2004) はマーケットメーカーが投資者の間におけるオーダーアンバランスの自己相関を適応させることをベースにし、短期のリターンリバーサル現象に関する理論モデルを立てた。これらの理論モデルを背景にし、数多くの研究は流動性と株式収益率のアノマリーとの関連に対して実証分析を行った。

Campbell et al. (1993) は4つの期間—サンプルA: 1962年~1988年、サンプルBの1962~1987年、サンプルCの1962年~1974年、サンプルDの1975年~1987年—に、株式市場の取引ボリュームが個々の株式の日次収益率との関係を考察した。彼らはダミー変数、取引ボリューム、取引ボリュームの平方及び分散と関連する日 t の収益率は日 $t+1$ の収益率に与える影響を(2.48)式のように推定する。

$$r_{t+1} = \alpha + \left[\sum_{i=1}^5 \beta_i D_i + \gamma_1 V_t + \gamma_2 V_t^2 + \gamma_3 (1000 \sigma_t^2) \right] r_t \quad (2.48)$$

この式では、 D_i は曜日ダミーであり、 V_t は取引ボリュームを表す。 σ_t^2 は日 t の市場の分散である。取引ボリュームが一日後の株式の加重平均収益率に与える影響は γ_1 で表す。得られた結果は、いずれのサンプル期間においてもこの値は有意に負である。例えば、サンプルB (1962~1987年) の場合 γ_1 は -0.33 である。すなわち、日次収益率の系列相関は市場取引ボリュームの増加に伴い減少している。この現象を解釈するため、Campbell et al. (1993) は流動性取引者（或は非情動的な取引者）による生じた売買の圧力を要因とし理論モデルを立てた。仮にある人が株価の下落を観察したとする。これは公的情報によって起こされる可能性もあるし、非情動的な取引者から生じた売る圧力によって起こされるかもしれない。もし前者のケースなら株式の収益率に何らの変化もないはずである。一方後者の場合、リスク回避のマーケットメーカーは株式を買い、より高い期待収益率を要求する。現時点と比べてこれから何日後の株価は上昇する。

この2つのケースを区別するには取引ボリュームを見ればわかる。すなわち、公的情報が到着した時に特に高い取引ボリュームを要求するわけではなく、非情動的な取引者による生じた売る圧力は、非正常の取引ボリュームを示すはずである。従って、高い取引ボリュームを伴う株式の価格は反転し、低い取引ボリュームの株式は小さい価格変化を持つ。

Conrad et al. (1994) は1983年~1990年の期間にCRSP上場の株式の週次収益率と取

引の数のデータを用いて、株式の週次収益率と取引活動との関係について実証分析を行った。彼らは Lehmann のコントラリアン取引戦略に基づいて、ポートフォリオ分析を行い、時間 t に株式 i のウェイトを以下のように示す。

$$w_{pit} = R_{it-1}(1 + u_{it-1}) / \sum_{i=1}^{N_p} R_{it-1}(1 + u_{it-1}) , \quad p = W, L \quad (2.49)$$

この式では、 N_p はウィナー (W) /ルーザー (L) ポートフォリオに含まれる株式の数であり、 u_{it-1} は取引の数を表す。 R_{it-1} が 0 より大きいならウィナーポートフォリオ、0 より小さいならルーザーポートフォリオに入れる。そのため、すべてのウェイトがポジティブになり、ルーザー買いとウィナー売りという取引戦略を組むことができる。

過去の取引活動に基づくコントラリアンポートフォリオの収益率をみると、低い取引活動のポートフォリオは -0.545% という週次超過収益率を得られた。すなわち、低い取引活動を経験した株式は有意に正の自己相関を持っている。その一方、高い取引活動を有するコントラリアンポートフォリオは $+0.615\%$ という週次超過収益率を獲得した。これらの結果は、価格のリバーサルが主に取引が頻繁に行われるルーザーの株式に集中する。

Avramov et al. (2006) は 1962 年～2002 年の間に NYSE-AMEX に上場している株式を対象に、非流動性と短期間における株式超過収益率のリバーサル現象との関係について実証分析を行った。具体的に Amihud (2002) の非流動性指標と回転率を流動性の代理変数として、ポートフォリオ分析を行う。毎週、株式をそれぞれ週次収益率と非流動性指標と回転率に沿って 4 つのグループに分ける。グループ 1 は最も低い収益率 (非流動性指標/回転率) の株式によるものであり、グループ 4 は最も高い収益率 (非流動性指標/回転率) の株式によるものである。それで合計 64 個のポートフォリオが構築された。

構築期間 (週 $t-1$) に、任意の非流動性ポートフォリオに対して、構築期間の平均収益率は回転率の増加とともに減少する。同様に、任意の回転率ポートフォリオに対して、構築期間の平均収益率は非流動性の増加に伴い減少する。ポートフォリオ構築後の検証期間 (週 t) になると、16 個のルーザー - 回転率 - 非流動性ポートフォリオの平均収益率が正である一方、ウィナーのほうはほぼ負である。これは 1 章でも紹介した短期のリターンリバーサル現象と一致する。また短期のリターンリバーサルは回転率に伴い強くなり、しかも流動性が低いほど強くなる。

高い回転率及び低い流動性の株式のリバーサルが本当に低い回転率及び高い流動性の株式より強いかどうかについて、相対強度戦略を考える。即ち極端の収益率、回転率及び非流動性を持つ株式により大きな割合を与え、ポートフォリオのパフォーマンスを観察する。検証期間 t に各ポートフォリオに含まれる株式 i のウェイトは (2.50) 式より計算される。式の中で、 $T_{it-1}(L_{it-1})$ は週 $t-1$ に株式 i の回転率 (非流動性) を表す。

$$w_{pit} = \frac{R_{it-1}T_{it-1}L_{it-1}}{\sum_{i=1}^{Np} R_{it-1}T_{it-1}L_{it-1}}, \quad (2.50)$$

p=WHH, WHL, WLH, WLL, LHH, LHL, LLH, LLL

主な結果は4つ存在する。第1に、ルーザーグループに含まれる株式のリバーサルはウイナーのほうより強い。第2に、高い回転率と低い流動性の株式は低い回転率と非流動性の株式と比べてリバーサルが強い。第3に、非流動性は回転率より、リバーサルに与えるインパクトが大きい。第4に、ウイナー売りとルーザー買いのコントラリアン戦略により、高い回転率と低い流動性のグループは最も高い収益率を獲得できる。

Campbell et al. (1993) のモデルに従い、以上の収益率はマーケットメーカー(流動性の提供者)が非情動的な取引から得られるものである。一般的な投資家なら、短期的なコントラリアン戦略によって得られた収益率は常に取引コストを下回っている。

2.5 中国市場に関するサーベイ

欧米市場では流動性に関する理論研究も実証研究も数多く存在している。これらの研究結果によれば、流動性プレミアムの存在が確かめられるとともに、流動性は株式収益率に影響する重要な要素の一つである。一方、中国市場での流動性に関する研究は2000年以降になり、ほぼ実証分析に集中している。本節では最初に株式収益率と流動性を結びつけた研究を紹介し、続いて流動性を一つのファクターとして多ファクターモデルにおける流動性の役割に関する研究を述べる。米国市場と同様に流動性そのものだけではなく、市場流動性リスクが株式収益率に与える影響に関する研究も紹介する。最後に流動性リスクを入れ加える多ファクターモデルや4つのファクターに基づくGARCHモデルを検証した研究をまとめる。

2.5.1 クロスセクションとタイムシリーズ分析

流動性に関する中国市場の既存研究は、主に流動性の定義、測定方法及び流動性を影響する要素に集中したり (Yang and Wu, 2000)、流動性そのものの特徴に限られる (Sun and Shi, 2001)。流動性と資産価格、また流動性と株式収益率に関する研究はまだなされていない。Wang, Han and Jiang (2002) は Amihud (2002) の非流動性指標を用い、上海株式市場において市場流動性が収益率との関係についてそれぞれクロスセクションとタイムシリーズ的に実証分析を行った。

彼らは1994年1月～2001年12月までの間に、上海証券取引所に上場しているA株式200銘柄を採用した。最初にクロスセクション分析にあたって、サンプル期間を2つのサブ期間に分けて Amihud (2002) と同様に Fama-MacBeth (1973) の回帰方法を用いた。得られた

結果、非流動性と株式超過収益率との間に顕著な正の相関関係が見出されなかった。続いて株価の変動を引き起こす政策などの影響を排除した上で、サブ期間のいずれにおいても有意かつ正の関係が観察された。

タイムシリーズ上では、クロスセクション分析と同様の期間に Amihud (2002) の推定式及び仮説を検証した。仮説としては、 $t-1$ 期に予期された非流動性が株式収益率と正の相関を持ち、 t 期に予期されない非流動性が株式収益率と負の相関を持つ。中国株式市場では、政策の打出しは予期されていない情報と看做することができる。そのため、Wang, Han and Jiang (2002) の研究上の新しい視点は、Amihud (2002) の推定式にダミー変数—政策のありなし—を入れ加える点である。具体的に政策のある月は $t=1$ とし、逆に政策のない月は $t=0$ と設定する。

タイムシリーズ分析の結果、 $t-1$ 期の予期された流動性は t 期の株式収益率と正の相関を持つ一方、 t 期の予期されていない非流動性は t 期の株式収益率と顕著に負の相関を持つ。これらは Amihud (2002) が示した米国市場に関する結果と異なり、上海市場において、予期されていない非流動性が株式収益率に与える影響がより強いことを示している。また政策のダミー変数は株式超過収益率に有意な影響を与えている。この点は、政策によって引き起こされた非流動性が株式収益率に非常に有意な影響があることも示している。

2.5.2 流動性をファクターとする多ファクターモデル

2.5.2a 回転率

中国株式市場の流動性に関する既存研究は、主に 2 つの面に集中している。1 つ目は、ビッドアスクスプレッドから中国市場における流動性の特徴および資産価格に与える影響を分析している。例えば、Qu and Wu (2002) は高頻度の取引データを用い、ビッドアスクスプレッドの日中の変動特徴などを分析した。2 つ目は、非流動性指標 (Illiquidity) を構築することによって、市場流動性と資産収益率との関連について分析を行う。Wang (2006) は日次の絶対価格変化を日次取引高で割ったものを非流動性指標とし、上海株式市場に流動性が収益率と負の相関があることを示した。Su and Mai (2004) は今までの既存研究と異なり、初めて回転率を流動性指標とし、中国市場に流動性プレミアムが存在するかについて実証分析を行った。

まず、Amihud and Mendelson (1986) の理論に基づき以下の仮説 — 帰無仮説 H_0 : 取引頻度が流動性プレミアムを生じさせること ; と対立仮説 H_1 : 取引コストが流動性プレミアムを生じさせること — を立てる。彼らの理論によれば、株式の期待収益率は相対スプレッドに関して増加かつ凹関数である。仮に回転率と取引頻度が 1 対 1 対応するならば、回転率は株式が頻繁に取引される程度を確実に反映している。そのため、高い回転率を持つ株式は高い流動性を有し、期待収益率が低いはずである。これは、株式の収益率が回転率に関して減少かつ凹関数であることを示唆し、この仮説を帰無仮説とする。一方、短期的な取引が頻繁に行われ、株式の回転率は高い水準にとどまり、取引頻度との 1 対 1 という

対応関係が消えてしまう。この場合、株式の回転率はただ取引コストしか反映していない。Easley and O' Hara (1987) によれば、高い回転率を持つ株式に関して、真の情報に基づいて取引される確率が低いため、情報の非対称性の程度や取引コストが下落し、期待収益率も低くなる。そして、回転率の増加とともに株式の取引コストと期待収益率が下がり、最終的にゼロに近づく。これは、株式の収益率が回転率に関して減少かつ凸関数であることを示唆し、対立仮説である。

次に 1999 年 1 月～2003 年 7 月の間に上海及び深セン証券取引所に上場している A 株式を対象に、回転率が期待収益率との関係を考察する。完備ではない中国株式市場では、投機及び政府政策が与える効果が存在するため、いくつかの変量をコントロールしたうえで、回帰分析を行う。

$$R_{i,t+1} = \alpha_t + \beta_{1t} \text{turnover}_{i,t} + \beta_{2t} \text{LNSIZE}_{i,t} + \beta_{3t} \text{BE/ME}_{i,t} + \beta_{4t} \text{outshare}_{i,t} + \beta_{5t} E/P_{i,t} + \beta_{6t} \text{DE/P}_{i,t} + \beta_{7t} \text{EPS}_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2.51)$$

この式では、 $R_{i,t+1}$ は株式 i が $t+1$ 期における収益率である。 $\text{LNSIZE}_{i,t}$ は株式 i が t 月末に終値と流通株の数との積であり、 $\text{BE/ME}_{i,t}$ は簿価価値と流通価値の比率である。 $\text{outshare}_{i,t}$ は流通株が総株に占める割合を表す。 $\text{EPS}_{i,t}$ は課税後の純収入を総株価値で割ったものであり、一株当たりの収益を表す。 $E/P_{i,t}$ は一株当たりの収益を終値で割ったものである。 $\text{DE/P}_{i,t}$ は $E/P_{i,t}$ のダミー変数であり、 $E/P_{i,t}$ の符号が収益率に与える影響を捉えられる (Fama and French, 1992)。 $E/P_{i,t} > 0$ なら、 $\text{DE/P}_{i,t} = 0$; $E/P_{i,t} \leq 0$ なら、 $\text{DE/P}_{i,t} = 1$ とする。もし、 $\widehat{\beta}_{1t}$ が統計的に負であるなら、流動性プレミアムが存在する。

続いて、月次回転率に基づいて 645 銘柄を 5 組に分け、各組がダミー変数 $D_{l,i,t}$ ($l=1, 2, \dots, 5$) に対応する。擬制変量に回転率をかけて新しい回転率と関わるダミー変数 $\text{turnover}_{i,t} * D_{l,i,t}$ を回帰式に入れて推定する。

$$R_{i,t+1} = \sum_{l=1}^K \alpha_{l,t} D_{l,i,t} + \sum_{l=1}^K \beta_{1,l,t} (\text{turnover}_{i,t} * D_{l,i,t}) + \beta_{2t} \text{LNSIZE}_{i,t} + \beta_{3t} \text{BE/ME}_{i,t} + \beta_{4t} \text{outshare}_{i,t} + \beta_{5t} E/P_{i,t} + \beta_{6t} \text{DE/P}_{i,t} + \text{EPS}_{i,t} \quad (2.52)$$

推定された回転率と関わるダミー変数の係数 $\widehat{\beta}_{1,l,t}$ の加重平均値 $\widehat{\beta}_{1t}$ 及び t 統計量を見る。もし、 $\widehat{\beta}_{1t}$ が統計的に有意であり、かつ $|\widehat{\beta}_{11}| < |\widehat{\beta}_{12}| < \dots < |\widehat{\beta}_{1k}|$ が成立するなら、期待収益率が回転率に関して減少かつ凹関数である。帰無仮説 H_0 が棄却できず、流動性プレミアムは取引頻度によって引き起こされる。逆に、 $\widehat{\beta}_{1t}$ が統計的に有意であり、かつ $|\widehat{\beta}_{11}| > |\widehat{\beta}_{12}| > \dots > |\widehat{\beta}_{1k}|$ が成立するなら、期待収益率が回転率に関して減少かつ凸関数である。対立仮

説H₁が成立し、流動性プレミアムは取引コストによって生み出される。

分析した結果、回転率の推定値は有意に負であり、中国株式市場に顕著な流動性プレミアムが存在することが分かった²⁴。また、回転率と関わるダミー変数の推定係数は全部有意に負であり、絶対値が $|\widehat{\beta}_{11}| > |\widehat{\beta}_{12}| > |\widehat{\beta}_{13}| > |\widehat{\beta}_{14}| > |\widehat{\beta}_{15}|$ という逓減する傾向を示している。これは、期待収益率が回転率に関して減少かつ凸関数であり、流動性プレミアムが回転率からではなく、取引コストから生み出されることを示唆している。

Su and Mai (2004) は初めて回転率の角度から流動性を評価し、中国株式市場に流動性プレミアムの存在を確認した。企業規模、簿価時価比率などの変数をコントロールしても、期待収益率が回転率と負の相関を持っていることが明らかである。仮説の検証を通して、期待収益率が回転率に関してかつ減少関数であり、流動性プレミアムが回転率からではなく、取引コストから生み出されることが確認された。

2.5.2b 回転率と非流動性指標

Li and Wu (2003) は1998年1月から2002年12月までの期間に、回転率と非流動性指標を流動性として、上海株式市場の流動性と収益率との関連について実証分析を行った。最初に個別銘柄のデータを用い、それぞれ回転率と非流動性指標が株式収益率との関係を以下のモデルに入れて推定した。

$$R_{it} = \beta_0 + \beta_1 R_{mt} + \beta_2 SIZE_{it-1} + \beta_3 BM_{it-1} + \beta_4 turnover_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (2.53)$$

$$R_{it} = \beta_0 + \beta_1 R_{mt} + \beta_2 SIZE_{it-1} + \beta_3 BM_{it-1} + \beta_4 ILHIQ_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (2.54)$$

二つの式において、SIZE (BM) は株式 i が t-1 期における企業規模 (簿価/市場価値) を表し、turnover (ILHIQ) は株式 i が t-1 期における回転率 (非流動性指標) を表す。二つの式は企業規模、市場収益率、BM 比率及び流動性が個別株式の収益率に与える影響を示している。推定した結果、企業規模、市場収益率、BM 比率の要素を考慮したうえで、回転率と非流動性指標の両方とも株式収益率に顕著な影響を及ぼす。

また、Wang, Han and Jiang (2002) は政策が流動性プレミアムに影響を与えることを示した。ここで標本期間を3つのサブ期間—横ばい期間 (1998年1月~1999年5月)、上昇期間 (1999年6月~2001年6月)、下落期間 (2001年7月~2002年12月)—に分けて、政策の影響についてより詳細な分析を行った。回転率と株式収益率との関係はほぼ予想通りであるが、非流動性指標が株式収益率との関係は下落期間だけ予想通りである。

²⁴流通株の市場価値、簿価時価比率、一株当たりの収益は期待収益率に負、正、正の影響を与え、中国市場に強い規模効果やボリューム効果があることを示した。これは既存研究の結果を支持した。

要するに、全標本期間において、回転率は株式収益率と負の相関を持ち、非流動性指標が株式収益率と正の相関を持つから、流動性プレミアムと一致する。ただし、3つの異なる市場期間において、非流動性指標が株式収益率に与える影響も異なっている。すなわち、横ばい期間に非流動性指標が株式収益率に何の影響もない。また、上昇期間に非流動性指標が株式収益率に負の影響を与える一方、下落期間に正の影響を与える。

Wang (2006) は回転率と Amihud の非流動性指標を流動性の代理として、市場流動性と株式収益率との関連について実証分析を行った。具体的に、2000年1月～2004年12月の間に上海証券取引所に上場しているA株式の50銘柄をサンプルとした。まず、全サンプル期間に、市場収益率、企業規模、簿価時価比率、及び回転率（非流動性）を以下の回帰式に入れて推定する。

$$r_{it} = \beta_0 + \beta_1 r_m + \beta_2 size_{it-1} + \beta_3 bm_{it-1} + \beta_4 turn_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (2.55)$$

$$r_{it} = \beta_0 + \beta_1 r_m + \beta_2 size_{it-1} + \beta_3 bm_{it-1} + \beta_4 ILLIQ_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (2.56)$$

得られた結果は、回転率の係数は有意ではないが、非流動性指標の係数は有意に負である。すなわち、流動性が低いほど、流動性リスクが高くなり、株式に対して要求する収益率が高くなる。

次に、時間の推移に伴う上海総合指数の推移に従い、サンプル期間を4つの期間 - 2000年1月～2001年6月（値上がり市場）、2001年7月～2002年2月（値下がり市場）、2002年3月～2004年3月（平らな市場）、2004年4月～2004年12月（値下がり市場） - に分けて、以上の回帰分析を行った。値上がり市場では、回転率と非流動性指標の両方とも株式収益率に有意な影響を与えるのに対して、2つの値下がり市場では、回転率と非流動性指標のいずれも株式収益率に何らかの影響を与えていない。

最後に、Wang, Han and Jiang (2002) と Li and Wu (2003) は流動性プレミアムが政策の影響を受けやすいことを示したので、サンプル期間を2つの期間 - 政策あるいは重大なイベントが打ち出された月とその他の月に分けて上述の回帰式を推定した。政策（重大なイベント）のある期間において、非流動性指標は株式収益率に有意な影響を与えるが、回転率のほうは有意な結果が得られなかった。政策（重大なイベント）のない期間において、流動性指標、企業規模、市場収益率などを含む回帰式は中国市場で有効ではなくなる。

Wang (2006) はサンプル期間を市場変動と政策（重大なイベント）のありなしに基づいて分けて検証した。値下がり市場と政策（重大なイベント）のない期間において、中国株式市場で流動性指標を入れる4ファクターモデルが有効ではなくなった。それに対して、有意な流動性プレミアムは値上がり市場と政策（重大なイベント）のある期間に限定されている。

2.5.3 流動性リスクと株式収益率

2.5.3a リターンリバーサル

Lu and Tang (2004) は Campbell et al. (1993) の理論に基づいて、2001年1月1日～2002年6月30日の間に上海証券取引所に上場している株式を用い、市場流動性と株式の期待収益率との関係について分析を行った。Campbell et al. (1993) は株式の取引ボリュームが期待収益率と正態分布に従うため、取引ボリュームが期待収益率と線形関係があることを示した。しかし、取引ボリュームを流動性指標とすると、流通株の規模が流動性に与える影響を排除することができない。Lu and Tang (2004) は回転率を流動性指標として、以下のように計算した。

$$Turnover_{it} = \frac{Vol_{it}}{V_{it}} \quad (2.57)$$

(2.57) 式では、 $Turnover_{it}$ は株式 i が日 t における回転率を表す。 Vol_{it} は株式 i が日 t における取引ボリュームであり、 V_{it} は株式 i が日 t における流通株の株数である²⁵。市場リスクを取り除くために、株式の期待収益率は市場リスク調整後の収益率とする。そうすると、流動性が株式収益率に与える影響を考察する際、期待収益率は株式の流動性プレミアムとなる。

分析した結果、サンプル期間において、回転率には何らの変化が見られず、米国市場の結果と若干異なっている。Campbell et al. (1993) によると、時間の推移とともに、株式の取引ボリュームが顕著に増加する傾向を示した。彼らは技術進歩によって取引コストの減少がこの現象を起こしたと解釈している。この結果に対して、厳密な監視の下で、市場の拡張スピードが増量資金の進入と匹敵するため、市場取引の激しい変動を有効に避けられた。また、Lu and Tang (2004) が採用するサンプル期間は短くて、長期間にわたる流動性の変化を表せない可能性もある。次に Campbell et al. (1993) の取引ボリュームを回転率に入れ替えて、以下の回帰式を推定する。

$$E(AR_t | AR_{t-1}, Turnover_{t-1}) = \varphi_0 + \varphi_1 \text{sign}(AR_{t-1}) Turnover_{t-1} \quad (2.58)$$

この式では、 $\text{sign}(\cdot)$ は期待収益率の符号因子である。 φ_1 は流動性プレミアムの係数を表し、日 $t-1$ における流動性が日 t における株式収益率にどの程度の影響を与えるかを意味する。Fama and MacBeth の回帰方法に従い分析した結果、全サンプル期間に流動性プレ

²⁵ Vol_{it} はただ流通株の取引ボリュームを表す。

ミアムの係数が有意に負であり、上海株式市場に流動性が株式期待収益率と負の関係があることが分かった。また、流動性プレミアムの係数は大きく変動し、最小値が -0.055 であるのに対して、最大値が -0.046 である。株式市場では強いリバーサルが発生する前に、流動性プレミアムの係数の絶対値が大きくなり、何らかの予測力がある。例えば、2001年9月に流動性プレミアムの係数が -0.551 である。翌月に国有株に対する保有割合を減らすという政策が停止され、期待収益率が仮ピーク点 1.04% に達した。2002年5月に流動性プレミアムの係数が -0.355 である。翌月に国有株に対する保有割合を減らすという政策がまた停止され、期待収益率が 1.25% に達した。さらに、回転率が1単位変化すると、翌日の期待収益率は 18.21% 反転すると予測される。その結果、投資家は流動性と株式収益率との時系列相関を観察することで利益を出すことができる。

2.5.3b システムティック流動性リスク

Liu and Liu (2008) は、2003年7月1日～2004年6月30日の間に上海証券市場の50指数を対象として、システムティック流動性リスクと株式の超過収益率との関係について実証分析を行った。分析を行う前に、以下の手順に従ってシステムティック流動性指標 L を計算する。手順1に、株式収益率と相対スプレッドの変化量を以下のモデルに入れて推定する。

$$r_{it} = \alpha_i + b_i D_{it} + \mu_{it} \quad (2.59)$$

この式では、 D_{it} は株式 i が t 時点における価格が $t-1$ 時点の価格と比べて変化する部分であり、 $D_{it} = P_{it} - P_{it-1}$ で得られる。手順2に、株式収益率が相対スプレッドに対する感応度 b_i の大きさに沿って、サンプルを三つのグループ - 高感応度グループ (S_H)、中感応度グループ (S_M)、低感応度グループ (S_L) に分類する。手順3では、手順2で分類された高感応度グループの収益率から低感応度グループの収益率を引いたものはシステムティック流動性 L の代理と看做す。すなわち、 $L = S_H - S_L$ が成立する。

以上の手順に従ってサンプルの日次データを入れた結果、 L の値は0を中心に動いてきて、スペイン市場に関する Martinez et al. (2005) の結果と類似している。これは上海株式市場にシステムティック流動性リスクが存在することを意味している。

次に、各株式 i の収益率がシステムティック流動性リスクに対する敏感度 β を以下の式によって計算する。

$$\beta_{iL} = \frac{\text{cov}(r_{it}, L_t)}{\text{var}(L_t)} \quad (2.60)$$

L はシステマティック流動性と正の相関を持つはずである。株式収益率が L と正に相関するならば、 β の値は正である。すなわち、株式収益率がシステマティック非流動性と負に相関するため、投資家は収益率以上の補償を要求する。一方、 β の値が負である場合、投資家は一定の金額を支払う可能性もある。上海 50 指数による分析した結果、負の β を示す株式は全体の 53.3% を占めるのに対して、正の β を示す株式は 46.7% である。これらは、システマティック流動性リスクは中国株式市場の株式収益率に与える影響が両面的であることを示している。

さらに、各株式 i の β によって三つのグループ - β_H 、 β_M 、 β_L - に分ける。Fama and French (1996) の分析手法に従い、株式の超過収益率を被説明変数とし、市場超過収益率と企業規模、及び β_H 、 β_M 、 β_L の一つを説明変数として、以下の式により回帰分析を行う。

$$R_i - R_f = \alpha_i + \gamma_i(R_m - R_f) + s_i M_{SB} + \lambda_i \beta_{MHL} + \epsilon_i \quad (2.61)$$

推定された結果、 β_H と β_L のグループにおいて、定数項 α と市場超過収益率の係数 γ は有意に同様であり、企業規模の小さい（大きい）グループの係数 s は有意にゼロより大きい（小さい）。 β の係数 λ について、 β_H が正であるグループは、係数 λ が正であるのに対して、 β_L が負であるグループは、係数 λ が反対に負である。すなわち、システマティック非流動性と負の相関を持つグループは、システマティック流動性プレミアムを求める一方、システマティック非流動性と正の相関を持つグループは、負の流動性プレミアムを引き受ける。これらは中国株式市場における株式の超過収益率にシステマティック流動性プレミアムの存在を確認した。

今まで中国市場の流動性プレミアムに関する既存研究はサンプルと評価方法の違いによって得られた結果も異なっている。いくつかの研究結果は流動性指標の選択、分析方法、政府政策及び重大な事件などの影響を受けている (Wang Han and Jiang, 2002 ; Li and Wu, 2003)。従来の既存研究の多くは、中国株式市場に流動性プレミアムが存在することを示している (Su and Mai, 2004 ; Xie and Zeng, 2006)。その他、いくつかの研究は、採用するサンプルの期間が短ったり、株式収益率と単一の流動性指標との関連だけ分析したりするなどの問題点がある。こうした問題点を踏まえて、Zhou and Zhang (2011) は 1997 年 1 月～2009 年 12 月の間に、上海と深セン証券取引所に上場している A 株式市場の (406 銘柄) データを用い、Liu (2006) の 2 ファクターモデルを改善するうえで、中国株式市場に流動性プレミアムの存在について実証分析を行った。

この研究では、回転率と Amihud (2002) の非流動性指標を改善したものを流動性指標とし、以下の式によって計算される。

$$\text{turnover}_t = \text{Vol}_t / \text{Lns}_t \quad (2.62)$$

$$\text{ILLIQ}_t = \frac{[(\text{HP}_t - \text{LP}_t) / \text{OP}_t]}{\text{DVol}_t} \times 10^8 \quad (2.63)$$

(2.62) 式の中で、 Vol_t は t 月における株式の総取引ボリュームであり、 Lns_t は t 月における流通株の株数である。(2.63) 式では、 HP_t (LP_t) は t 月における株式の最高値 (最低値) であり、 OP_t は株式が t 月における始め値である。 DVol_t は株式が t 月における取引総額 (万元) を表す。

Liu (2006) の 2 ファクターモデルでは、市場リスクプレミアムと流動性プレミアムの間が生じやすい多重共線性を避けるために、以下のように 2 ファクターモデルを改善したモデルを提言した。改善されたモデルにおいて、 α_i がゼロと異ならなければ、このモデルは株式収益率を解釈できると考えられる。

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_{im}(R_{Mt} - R_{ft}) + \beta_{il}\text{ILLIQ}_{pt} + \varepsilon_{it} \quad (2.64)$$

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_{im}(R_{Mt} - R_{ft}) + \beta_{il}[\text{ILLIQ}_{pt} - \beta_{lm}(R_{Mt} - R_{ft})] + \varepsilon_{it} \quad (2.65)$$

上の式で、 ILLIQ_{pt} は流動性の低い銘柄からなるグループの収益率と流動性の高い銘柄からなるグループの収益率の差を表す。 β_{im} と β_{il} はそれぞれ、株式 i の収益率が市場リスクと流動性リスクに対する感応度を表し、 β_{lm} は流動性プレミアムが市場リスクに対する感応度を表す。

流動性指標 - 回転率 (turnover_t) と Amihud (2002) の非流動性指標を改善したもの (ILLIQ_t) に基づいて、大きい順から小さい順まで 406 銘柄を 4 組に分類する。それで 2 つの流動性因子 LLIQ_t と ILLIQ_t が得られ、改善した 2 ファクターモデルも 2 つ得られた。

まず組ごとに、CAPM モデルと Fama and French (1996) の 3 ファクターモデルを推定する。およそすべての組み合わせにおいて、 $\hat{\alpha}$ は有意にゼロと異なっている²⁶。CAPM モデルと Fama and French (1996) の 3 ファクターモデルで調整した結果、回転率が低い、非流動性指標が高いほど、 $\hat{\alpha}$ の期待値が大きい。すなわち、中国株式市場に流動性プレミアムが存在する。続いて、2 つの流動性指標に基づく 2 ファクターモデルで調整した結果、 $\hat{\alpha}$ は相変わらず有意にゼロではない。しかも回転率に基づく 2 ファクターモデルと非流動性指標に基づく 2 ファクターモデルによる結果は異なっている。特に回転率が非流動性指標との相関が非常に低いため、流動性指標はただ流動性のある側面しか現れていない

²⁶これは CAPM モデルが中国株式市場で有効ではないことを意味している。ところが、 β の推定値が有意であり、市場リスクは株式収益率に対して説明力があることが明らかである。これは Chen, Zhang and Chen (2001) の研究結果と異なる。

(Amihud, 2002 ; Pastor and Stambaugh, 2003)。

従って、回転率に基づく流動性因子 $LLIQ_t$ と非流動性指標に基づく流動性因子 $ILLIQ_t$ の数学平均値を非流動性リスクとして2ファクターモデルに入れ変える。得られた結果、ほぼすべての組み合わせの $\hat{\alpha}$ はゼロと異なっていた。これは改善した流動性ファクターモデルが流動性プレミアムをよく解釈できたことを意味している。また、このモデルにおける β の推定値が有意であり、市場リスクは株式収益率に対して説明力が頑健である。これは Wu, Rui and Chen (2003) と Huang and Yang (2007) の結果と一致していない。

Zhou and Zhang (2011) の研究は長期間のデータとより多いサンプルを採用した。分析にあたっては、まず流動性を評価する際に単一の指標ではなく、回転率と非流動性指標という二つの面から流動性を捉えた。また、Liu (2006) の2ファクターモデルでは生じやすい多重共線性問題を考慮に入れ、改善した2ファクターモデルを提出した。結果として、中国株式市場に流動性プレミアムの存在を確認するとともに、2ファクターモデルにより流動性プレミアムを完全に解釈できた。その他、改善された2ファクターモデルは流動性プレミアムだけではなく、今までの既存研究で説明できない規模効果やバリュー効果について有効である。これらの結果は、流動性リスクは資産価格付けを行うときに重要なファクターの一つであることを示唆している。

2.5.3c 2つの流動性リスク（システムティック流動性リスクと個体流動性リスク）

Wu and Song (2007) は1994年～2004年の期間に、上海証券取引所と深セン証券取引所に上場しているA株式のデータを用いて、流動性リスクと株式収益率との関係について実証分析を行った。流動性リスクが株式収益率に与える長期の影響を分析するために株式の月次収益率を対象とする。また、流動性指標は回転率(turnover)と改良したAmihud (2002) の非流動性指標— $ILLIQ1$ と $ILLIQ2$ —の2つを用いる。 $ILLIQ1$ と $ILLIQ2$ は次の式によって計算される。

$$ILLIQ1 = \frac{|r|}{tradeshare} , \quad ILLIQ2 = \frac{|r|}{trademount} \quad (2.66)$$

$ILLIQ1$ と $ILLIQ2$ はそれぞれ、一株の取引量が収益率に与える効果と一単位の取引高が収益率に与える効果を評価する。この評価方法は Kyle が定義したデプスと類似している。個々の株式収益率とこれらの流動性指標との関係を分析すると、上海取引所でも深セン証券取引所でも有意な結果が得られた。すなわち、回転率が高いほど、流動性が高くて、当期の株価と株式収益率もより高くなる。同じく株式収益率は $ILLIQ1$ 、 $ILLIQ2$ との相関係数が負である。

次に、中国株式市場にシステムティックな流動性リスクが存在するかをチェックする。

市場流動性指標を説明変数とし、個々の株式の流動性指標を被説明変数として回帰分析を行う。

$$\text{流動性指標}_{it} = \alpha_i + \beta_i \text{市場流動性指標}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2.67)$$

推定した結果、上海証券取引所では、回転率、ILLIQ1 及びILLIQ2 の係数はそれぞれ0.998、1.004 と 1.003 である。これは、市場流動性指標が個々の株式流動性指標にシステムティックな影響を与えることを意味し、Chordia et al. (2000) の結果と一致する。

今までの国内外の既存研究では、システムティック流動性リスクが株式収益率に与える影響を分析し、結果も予想通り、システムティック流動性リスクが個々の株式収益率に与える影響が確認された。この研究は流動性リスクをシステムティックリスクと（個々の株式の）固有流動性リスクを分けて、一つの回帰式に入れてこの2つのリスクが収益率に与える影響を分析する。この考え方は本研究の特徴であり、今までの既存研究と異なっている。分析にあたっては、システムティックリスクは個々の株式収益率が市場流動性指標に回帰した係数 β を、固有流動性リスクは上式を回帰した残差の標準偏差 σ を用いる。回帰式は以下のように示されている。

$$r_{it} = \alpha_t + \lambda_1 \beta_{it-1} + \lambda_2 \text{SIZE}_{it-1} + \lambda_3 \text{SMB}_{it-1} + \lambda_4 \text{turnover}_{it-1} + \lambda_5 \beta^{\text{turnover}} + \lambda_6 \sigma_{it-1}^{\text{turnover}} + \varepsilon_{it-1} \quad (2.68)$$

$$r_{it} = \alpha_t + \lambda_1 \beta_{it-1} + \lambda_2 \text{SIZE}_{it-1} + \lambda_3 \text{SMB}_{it-1} + \lambda_4 \text{ILLIQ1}_{it-1} + \lambda_5 \beta^{\text{ILLIQ1}} + \lambda_6 \sigma_{it-1}^{\text{ILLIQ1}} + \varepsilon_{it-1} \quad (2.69)$$

$$r_{it} = \alpha_t + \lambda_1 \beta_{it-1} + \lambda_2 \text{SIZE}_{it-1} + \lambda_3 \text{SMB}_{it-1} + \lambda_4 \text{ILLIQ2}_{it-1} + \lambda_5 \beta^{\text{ILLIQ2}} + \lambda_6 \sigma_{it-1}^{\text{ILLIQ2}} + \varepsilon_{it-1} \quad (2.70)$$

上式において、 β_{it-1} は個々の株式収益率を市場収益率に回帰した係数であり、CAPM のベータと呼ばれる。企業サイズは流通株の規模であり、SMB は企業財務表における簿価/（先月流通株の価値+非流通株*一株当たりの資産価値）から計算される。

Fama and French (1993) の3ファクターをコントロールすると、流動性指標も流動性リスクも株式収益率に有意な影響を与えることが分かった。流動性指標が収益率に与える影響という結果は中国市場に関する既存研究の結果と類似している (Lu and Tang, 2004 ;

Su and Mai, 2004)。この研究の焦点である流動性リスクについて、システマティック流動性リスクも固有流動性リスクも株式収益率に与える影響が有意である。この結果はシステマティック流動性リスクだけを分析する米国市場の結果と異なっている。とりわけ、システマティック流動性リスクと比べて、固有リスクが株式収益率に与える影響がより顕著である。これは、中国株式市場で資産価格を形成する際に個々の株式の流動性リスクが無視できず、状態変数であることを意味している。

2.5.4 4βモデル

Mai (2006) は Acharya and Pedersen (2005) の分析手法に基づいて、株式の流動性リスクを三つの流動性β - 株式 i の流動性とマーケット・ポートフォリオの流動性との共分散、株式 i の収益率とマーケット・ポートフォリオの流動性との共分散、及び株式 i の流動性とマーケット・ポートフォリオの収益率の共分散 - に分けて、中国株式市場の流動性を考察する。

この研究は 1998 年～2003 年の間に、上海と深セン証券取引所に上場している A 株式の 547 銘柄の日次データを用いて分析する。流動性は Amihud (2002) の非流動性指標を使用し、以下のように計算される。

$$c_t^i = ILLIQ_t^i * 10^9 = \left[\frac{1}{Days_t^i} \sum_{d=1}^{Days_t^i} \frac{|R_{td}^i|}{V_{td}^i} \right] * 10^9 \quad (2.71)$$

この式では $Days_t^i$ は株式 i が月 t における取引が行われる日数であり、 $|R_{td}^i|$ は株式 i が日 d における収益率の絶対値である。 V_{td}^i は株式 i が日 d における取引代金を表す。これらは Acharya and Pedersen (2005) とほぼ同様である。続いて年 y-1 における株式の非流動性コストに基づいてすべての株式をグループに分類し、合せて 20 個のポートフォリオが得られた。各株式、ポートフォリオ及び市場ポートフォリオの非流動性コストと月次収益率を計算する。さらに、Acharya and Pedersen (2005) のモデルに以上の値を入れて推定する。得られた結果、流動性が低いほど、流動性リスクが高い。特に、3 つの流動性リスクのうち、 β^3 と β^4 は、 β^2 が代表する流動性リスクより顕著である。

Lu and Tang (2006) は 2000 年 1 月 1 日～2003 年 9 月 30 日の間に、上海証券取引所に上場している A 株の週次データを用いて、流動性リスクが証券価格に与える影響について分析を行った。彼らは Mai (2006) と同様に、Acharya and Pedersen (2005) の分析手法を採用した。まず、週次収益率と週次取引高を用いて Amihud (2002) の非流動性指標を計算する。続いて Pastor and Stambaugh (2003) が用いた流動性調整方法に基づいて、非流動性を調整する。

$$c_t^i = ILLIQ_t^i * \frac{Mkt_{t-1}}{Mkt_0} \quad (2.72)$$

この式において、 c_t^i は証券 i が週 t における非流動性であり、 $ILLIQ_t^i$ は計算された Amihud (2002) の非流動性指標である。 Mkt_{t-1} は証券 i が週 t における流通株の市場価値を表し、 Mkt_0 は証券 i が週 0 (2000 年に取引が行われる第 1 週) における流通株の市場価値を表す。

0 週における流通株の株数によってサンプルを 10 個のポートフォリオに構築させ、各ポートフォリオの収益率 r_t^p と非流動性 c_t^p を計算する。さらに市場ポートフォリオの収益率の残差項 $r_t^M - E_{t-1}(r_t^M)$ と非流動性の残差項 $c_t^M - E_{t-1}(c_t^M)$ 、各ポートフォリオの収益率の残差項 $r_t^p - E_{t-1}(r_t^p)$ と非流動性の残差項 $c_t^p - E_{t-1}(c_t^p)$ を計算する。計算された結果 $\beta^{1p} \sim \beta^{4p}$ を以下のモデルに入れて推定する。

$$E(r_t^p - r_t^f) = E(c_t^p) + \lambda\beta^{1p} + \lambda\beta^{2p} - \lambda\beta^{3p} - \lambda\beta^{4p} \quad (2.73)$$

推定された結果、証券の収益率と市場収益率との共分散 β^{1p} が、企業規模 (平均流通株) 及び株式の流動性と負の相関を持つ。すなわち、流通株が多いほど、流動性によるコストが低く、これらの株式に要求する補償が少なくなる。また、株式の流動性と市場流動性との共分散 β^{2p} が、企業規模及び証券の流動性と負の相関を持つ。すなわち、市場流動性が低いとき、流動性の低い株式を持つ投資者は対応の補償を期待している。これは、Chordia et al. (2000) などの実証結果と類似している。さらに、株式収益率と市場流動性との共分散 β^{3p} が、企業規模及び証券の流動性と正の相関を持つ。市場流動性が下落するとき、投資者は期待収益率の高い株式にリスクプレミアムを支払わなければならない。これは Pastor and Stambaugh (2003) が検出した市場流動性に高く敏感する株式の年次超過収益率が低い株式のほうと比べて 7.5% くらい上回ることに一致している。最後に、株式流動性と市場収益率との共分散 β^{4p} が、企業規模及び株式の流動性と正の相関を持つ。この効果は特に市場が下落するときに顕著である。下落している市場では、投資者は期待収益率が低いにもかかわらず、流動性が高い株式を好む傾向がある。

Lu and Tang (2006) は Mai (2006) と同様に、中国株式市場の流動性プレミアムに対して Acharya and Pedersen (2005) の 4β モデルが有効であるかを検証した。得られた結果は米国市場と大きな違いが見られない。ポートフォリオを構築する際、Mai (2006) は非流動性指標に基づいたのに対して、Lu and Tang (2006) は規模効果と流動性との関連を考察するには、株式の流通株の株数に基づいた。中国株式市場において、規模効果の存在を確認し、株式の流動性が企業規模と正の相関を持つことも検出した。

2.5.5 GARCH モデル

2.5.5a GARCH(1,1) モデル

Gibson and Mougeot (2004) は 1973 年 1 月～1997 年 12 月の間に米国 S&P500 指数の月次データを用いて、市場超過収益率と流動性が相対に変化する GARCH(1,1) モデルを立てて米国市場に流動性リスクの存在について考察した。サンプル期間において、米国市場にシステムティック流動性リスクの存在を確かめた。また流動性プレミアムは負であり、1987 年 10 月に起こった金融危機の影響を受けなかった。

Gibson and Mougeot (2004) の分析手法に沿って、市場超過収益率 $r_{M,t}$ と市場流動性 $r_{L,t}$ は GARCH(1,1) モデルに従うと仮定すると、

$$\begin{aligned}r_{M,t} &= \mu_M + \lambda_M \hat{\sigma}_{M,t}^2 + \lambda_{ML} \hat{\sigma}_{ML,t} + \varepsilon_{1,t} \\r_{L,t} &= \mu_L + \varepsilon_{2,t} \\H_t &= \Omega + A' \varepsilon_{t-1} \varepsilon'_{t-1} A + B' H_{t-1} B \\H_t &= \begin{pmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} \end{pmatrix}, \varepsilon_t = \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{pmatrix}\end{aligned}\tag{2.74}$$

が成立する。(2.74) 式では、 H_t は市場超過収益率と市場流動性の分散-共分散からなる行列であり、 A 、 B と Ω は定数の対角行列である。 $\sigma_{M,t}^2$ は市場収益率の分散であり、 $\sigma_{ML,t}$ は市場収益率と市場流動性との共分散である。 λ_M と λ_{ML} は、それぞれ市場プレミアムとシステムティック流動性プレミアムを表す。Gibson and Mougeot (2004) の実証結果によると、 $\sigma_{ML,t}$ が正であるとする、システムティック流動性プレミアム λ_{ML} の符号は負になる。これは投資者が将来取引の即時性を重視するならば、市場流動性と共通的に変化しやすい株式の現在価格を引き上げることを示唆する。 λ_M の正の符号はリスクが大きいほど収益率が高くなることを意味する。

Tong and Yu (2010) は 2005 年 2 月 4 日～2009 年 4 月 30 日の期間における沪深 300 指数の週次データを採用して、Gibson and Mougeot (2004) と同様の GARCH(1,1) モデルを構築して、中国株式市場におけるシステムティック流動性のプレミアムについて実証分析を行った。市場超過収益率は沪深 300 指数の週次収益率と無リスク利率の差を用いる。市場流動性は週 t における沪深 300 指数の取引ボリュームを先週 $t-1$ における取引ボリュームで割ったものとする。 $\sigma_{M,t}^2$ と $\sigma_{ML,t}$ は GARCH(1,1) モデルによって求められる。上の式で回帰された結果、全サンプル期間では、市場プレミアム λ_M とシステムティック流動性プレミアム λ_{ML} は統計的に有意な結果が得られなかった。これは Gibson and Mougeot (2004) の結果と異なっている。

時間の推移に伴う市場超過収益率の動きに従い、サンプル期間を 3 つのサブ期間-2005年 2 月 4 日～2007 年 6 月 22 日 (平らな市場)、2007 年 6 月 29 日～2008 年 6 月 20 日 (値上がり市場)、2008 年 6 月 27 日～2009 年 4 月 30 日 (値下がり市場)-に分けて考察する²⁷。三つのサブ期間において、市場プレミアムの値は有意に正である。これは中国株式市場に強い市場リスクプレミアムが存在することを示している。第 1 と第 3 のサブ期間に、システマティック流動性プレミアムは有意に負であり、特に第 3 のサブ期間により顕著である。これは、値下がり市場において株式市場の激しい変動が流動性を低くし、流動性リスクが高くなることを意味する。一方、第 2 のサブ期間 (値上がり市場) に有意な結果が観察されなかった。以上の結果をまとめると、市場リスクプレミアムの存在は頑健であるが、システマティック流動性プレミアムの存在は頑健ではない。原因として、ハーディング効果の減少と流動性の増加などが挙げられる。

2.5.5b MGARCH(1, 1) モデル

Luo et al. (2005) は、Acharya and Pedersen (2005) が提出した 4β モデルを基にして、市場収益率、市場流動性、株式からなるポートフォリオ収益率とポートフォリオ流動性を入れた MGARCH (1, 1) モデルを構築した。彼らは、1997 年 1 月 2 日～2004 年 12 月 31 日の間に上海証券市場における工業指数、商業指数、公用指数及び不動産指数の流動性プレミアムについて実証分析を行った。市場ポートフォリオは上海証券市場指数を用い、市場流動性は Amihud (2002) の非流動性指標を用いる。推定された結果、クロスセクション分析による結果 (Wu, Rui and Chen, 2003) と異なり、システマティック市場プレミアム $Cov(r_i, r_M)$ が存在する。また、流動性プレミアムの存在も確認された。流動性プレミアムの多くは収益率が市場非流動性に対する感応度 $Cov(r_i, L_M)$ と非流動性が市場収益率に対する感応度 $Cov(L_i, r_M)$ からなり、流動性の共通性 $Cov(L_i, L_M)$ によるプレミアムの存在を棄却した。

2.5.6 欧米市場に関する研究との比較

今まで中国市場に関する既存研究を要約してみると、欧米市場と比較して以下の相違点が挙げられる。まず分析手法において、今まで中国市場に関する既存研究は主に回転率と Amihud の非流動性指標を流動性の代理とした (Li and Wu, 2003)。

次に実証結果の面では、多くの研究結果が欧米市場に関する結果と一致し、即ち回転率が株式収益率と負の相関を持つ、非流動性指標が株式収益率と正の相関を持つ (Su and Mai,

²⁷ 市場超過収益率と市場流動性との共分散 $\sigma_{ML,t}$ の値は 2008 年 6 月 20 日前に正の値を示し、それ以降減少している。2007 年 6 月 22 日前に時間の推移に伴う $\sigma_{ML,t}$ 曲線は遅いスピードで下がるが、2007 年 6 月 29 日～2008 年 6 月 20 日の間に速いスピードで下がっていく。2008 年 6 月 20 日以降、 $\sigma_{ML,t}$ の値は負になってきた。

2004 ; Wang, 2006)。欧米市場の既存研究と異なって、Wu and Song (2007) はシステムティック流動性リスクも固有流動性リスクも株式収益率に与える影響が有意であることを示した。この結果はシステムティック流動性リスクだけを分析する米国市場の結果と異なっている。とりわけ、システムティック流動性リスクと比べて、固有リスクが株式収益率に与える影響がより顕著である。これは、中国株式市場に資産価格を付けられる際に個々の株式の流動性リスクが無視できず、状態変数であることを意味している。

さらに、中国株式市場は欧米市場と比べて完全に開放されていないので、政府の政策や重大なイベントの影響を受けやすい。Wang, Han and Jiang (2002) をはじめとする中国市場の既存研究では、政策の有り無しに沿ってサンプル期間を分けて分析を行う。これも中国市場に関する既存研究の一つの特徴ともいえる。

2.6 結論と今後の課題

本章は資産を価格付けする際に流動性の役割、また様々な側面をとらえた流動性指標を紹介した。さらに流動性が株式収益率との理論及び実証研究を紹介したうえで、中国市場に関する既存研究をまとめている。欧米市場では流動性に関する理論研究も実証研究も数多く存在している。その結果として、流動性プレミアムの存在が確かめられるとともに、流動性が株式収益率に影響する重要な要素の一つであることが確かめられた。一方、中国市場での流動性に関する研究は2000年以降になり、ほぼ実証分析に集中し、多くの研究結果が欧米市場に関する結果と一致している。

今までは、流動性が株式収益率に与える影響に関する理論研究と実証研究を紹介したが、様々なアノマリーに対して流動性がどんな役割を果たしているかは本稿では触れていない。たとえば、欧米市場に関しては、Avramov et al. (2006) がリターンリバーサル現象と流動性との関連を明らかにした。中国市場に関してNarayan and Zheng (2010) は様々なアノマリーが市場流動性リスクファクターによって解釈できることを示した。また、中国市場に関する既存研究は、ほとんど流通株だけに注目し、非流通株のことを考慮に入れていない。このような流通株と非流通株の存在は確かに中国株式市場だけの特徴であり、そのまま直接欧米市場の分析手法を用いたことは、不適切であると考えられる。得られた結果も中国株式市場の一部の情報しか反映していない気がする。従って、今後の課題として、中国市場の特徴を考慮し、中国市場にふさわしい分析手法で研究を行うことが望ましいと考える。

第3章 中国株式市場における非流動性と収益率の自己相関に関する実証分析

3.1 はじめに

本章は2001年から2012年までの期間に中国株式市場のデータを用いて、流動性と株式収益率の自己相関について考察する。ここでは、過去の既存研究で使用されている指標と異なり、中国株式市場の流動性をより適切にとらえる新しい(非)流動性指標を提案する。さらに株式収益率の自己相関と(非)流動性との関係について、投資家間の情報の非対称性を用いて説明することを試みる。

金融市場における収益率の予測可能性は以前から重要な話題の一つであった。多くの研究はリターンリバーサル現象(return reversal effect)とモメンタム現象(momentum effect)が世界各国で存在することを示している(DeBondt and Thaler, 1985, 1987; Lehmann, 1990; Jegadeesh, 1990; Jegadeesh and Titman, 1993)。近年、中国株式市場でもリターンリバーサル現象とモメンタム現象が検出されている(Shen and Wu, 1999; Kang et al., 2002; Wu, 2011)。しかし、これらの現象が何故発生するのかは未解決な問題として残されている。理論上では、Campbell, Grossman and Wang (1993) (以降略称 CGW) が株式に関するニュースに基づかない取引によって生じる価格の変動が流動性の提供者に吸収される時、短い期間に価格が逆転することを示している。すなわち、外生的な要因で流動性が必要となる場合、高い取引ボリュームを伴う収益率のリバーサルが発生する。Llorente, Michaely, Saar and Wang (2002) (以降略称 LMSW) は情報が非対称である仮定のもとで、Wang (1994) のモデルを拡張している。例えば現在の株価が下落するとしよう。情報トレーダーは2つの動機で取引を行う。①もしリスク分散によるポートフォリオの再調整で取引が発生するならば、他のトレーダーを参加させるために現在の株価を低い値段で売却し、翌期間に株価が逆転する。②一方でもし私的情報に基づき投機的な取引が生じるならば、現在の株価の下落は株式の将来の利得と関わる負の情報を反映するため、低い株価は翌期間にも継続する。そうすると、動機①の場合、高い取引ボリュームを伴う株式はリターンリバーサルを経験する一方、動機②の場合、高い取引ボリュームを伴う株式はモメンタムを経験する²⁸。実証上では、Cooper (1999) は高い取引ボリュームを伴う株式はモメンタムすることを示す一方、Avramov et al. (2006) は大きなリターンリバーサルが低流動性の株式に集中することを示し、CGW モデルを支持している。また Conrad et al. (1994) は取引ボリュームと価格のパターンとの関係を分析した結果、高い取引ボリュームを伴う株式が価格のリバーサルを経験するのに対して、低い取引ボリュームを伴う株式が価格のモメンタムを経験する。Lee and Swaminathan (2000) の分析結果によると、高い取引ボリュームを伴うウイナーポートフォリオ(低い取引ボリュームを伴うルーザーポートフォリオ)

²⁸Chordia and Subrahmanyam (2004) はトレーダーの注文不均衡を適応させるような短期間のリバーサルをモデル化して、分析を行った。

は過大評価（過小評価）されるため、近い将来にリバーサルを経験する。逆に低い取引ボリュームを伴うウイナーポートフォリオ（高い取引ボリュームを伴うルーザーポートフォリオ）は近い将来にモメンタムを継続する²⁹。ほかの関連研究のうち、Gagnon et al. (2006) は世界各国のデータを用いて取引ボリュームと収益率との関連について分析した。Avramov et al. (2013) は自信過剰的な投資家の存在を市場流動性の代理変数として分析し、高い非流動性を伴う収益率のモメンタムを引き起こすことを示した。

中国株式市場では非流通株改革（Non-Tradable Share Reform, 略称 NTSR）前は、およそ 2/3 の株は非流通株であり、国や地方政府、また一部の機関投資家に保有される一方、1/3 の株は流通株であり、主に個人投資家に保有されている。しかし、非流通株改革後におよそ 97%の株は流通株になった（上海証券取引所年次統計）。そして流通株を保有する投資家のうち、個人投資家の割合が大きく下落し、機関投資家などの大株主の割合が急激に上昇している。従って、非流通株改革前後の変化は非流動性と株式の収益率のクロスセクション関係に影響を与えたと考えられる。これらの研究と共通の問題意識に基づき、本研究は非流通株改革の影響を考慮しながら、2001 年 1 月から 2012 年 12 月までの間に、上海 A 株式市場のデータを用いて、株式収益率の自己相関と非流動性との関連について分析する。

中国市場を対象とする既存研究の主な結果は、流動性の水準も流動性リスクも株式の収益率に影響を与えている（Zhang et al., 2009; Narayan and Zheng, 2010, 2011; Li and Feng, 2013）。いくつかの研究は情報が対称である場合のモデルを用い、取引ボリュームと株式の収益率との関係を分析している。しかしこれらの研究にはいくつかの欠点が挙げられる。まず、非流通株改革を考慮した非流動性と収益率の自己相関についての分析はまだ存在しない³⁰。また、多数の既存研究は回転率（turnover ratio）を流動性指標とし、流動性と収益率の関係を分析した（Su and Mai, 2004; Song and Wu, 2007）。中国株式市場では、個人投資家が短期的な利益を追求するため、市場の回転率を高い水準に引き上げている。これは、回転率が中国株式市場の流動性を適切に反映しているとは言えないことを意味する。さらに、Groenewold (2004) と Wang et al. (2009) のような既存研究は、収益率の自己相関と流動性との関連を分析するにもかかわらず、情報が対称である CGW モデルを用いて限定的な分析しか分析していない。中国株式市場では投資家間で情報が極めて非対称と考えられるので、これらのモデルが中国株式市場の分析には相応しくない可能性が存在する。

本章には 3 つの貢献が存在する。第 1 に、本章は初めて非流通株改革を考慮しながら流動性と収益率の関係を分析する。この改革によって市場参加者の変化は最適な流動性指標や収益率と流動性の関係に影響を与えたと考えられる。第 2 に、回転率を流動性指標とする既存研究と異なっていて、本研究は中国株式市場の流動性をより適切にとらえている新

²⁹ Easley and O' Hara (2004) は情報の非対称性が期待収益率に与える効果を分析した。

³⁰ Beltratti et al. (2006, 2011) は非流通株改革が正の超過収益率を生じさせ、またこの改革が株価や企業金融に影響を与え、さらに市場流動性を引き上げることも示唆している。

しい非流動性指標を提案する。第3に、LMSWモデルに基づき、情報の非対称性が非流動性と収益率の自己相関との関係に与える影響を分析する。取引がポートフォリオの再構成によって動機づけられるとき、高い非流動性を伴う株式はリターンリバーサルを経験する一方、取引が私的情報に基づくとき、高い非流動性を伴う株式はモメンタムを経験するという仮説を立てて検証する。

本章の結果は以下の通りである。第1に、本章は新しい非流動性指標 (illiq_zero) を提案し、これはAmihud (2002) の非流動性指標とゼロリターン日を統合させたものである。その結果、取引ボリュームによって生じた株価の変化も取引コストも反映することができる。この指標の値が大きいほど、株式の流動性が低くなる。回転率と異なり、この新しい非流動性指標は中国株式市場の非流動性と関連する新しい情報を持つことを明らかにした。

第2に、非流通株改革前 (2001年1月-2005年4月) は、ウイナーポートフォリオはリターンリバーサルを経験し、ルーザーポートフォリオはモメンタムを経験した。一方改革後 (2008年10月-2012年12月) は、ウイナーポートフォリオはモメンタムを経験し、ルーザーポートフォリオはリターンリバーサルを経験した。特に、改革後にウイナーポートフォリオとルーザーポートフォリオの収益率の自己相関は、全サンプル期間 (2001年1月-2012年12月) における結果と類似している。これらの結果は非流通株改革が正の収益率を生じさせることを示し、Beltratti et al. (2006, 2011) の結果と一致している。

第3に、回転率をコントロールしたら、ウイナーポートフォリオとルーザーポートフォリオの収益率の自己相関は、すべて高い非流動性ポートフォリオに集中している。ここではウイナーポートフォリオ (ルーザーポートフォリオ) に含まれるすべての株式を、それぞれ回転率と非流動性指標に沿って4つのポートフォリオを構築する。そうすると、16個の回転率-非流動性-ウイナーポートフォリオ (ルーザーポートフォリオ) が得られる。非流通株改革前は、16個の回転率-非流動性-ウイナーポートフォリオ (ルーザーポートフォリオ) について、大きな収益率のリバーサル (モメンタム) は高い非流動性ポートフォリオに集中している。同様に、改革後は16個の回転率-非流動性-ウイナーポートフォリオ (ルーザーポートフォリオ) のモメンタム (リターンリバーサル) は非流動性の増加に伴い強くなる。従って、各回転率ポートフォリオにおいて、最も高い非流動性ポートフォリオと最も低い非流動性ポートフォリオの収益率の差は有意に正である。

最後に、LMSWモデルに従い、本研究は株式の市場価値を用いて私的情報による取引の程度 (投機的な取引) を決定する。その結果、高い非流動性を伴うリターンリバーサルは大企業の株式 (低い情報の非対称性) に起こる一方、高い非流動性を伴うモメンタムは小企業の株式 (高い情報の非対称性) に起こる。例えば、非流通株改革後は、非流動性がウイナーポートフォリオ (ルーザーポートフォリオ) に与える影響は有意に正 (負) であり、さらに非流動性-ウイナーポートフォリオ (ルーザーポートフォリオ) の係数の推定値が株式の市場価値との関係は負 (正) となる。特にこの関係は高い非流動性ポートフォリオに顕著に観察される。

本章の構成は以下の通りである。3.2節はデータについて紹介する。3.3節は非流動性、

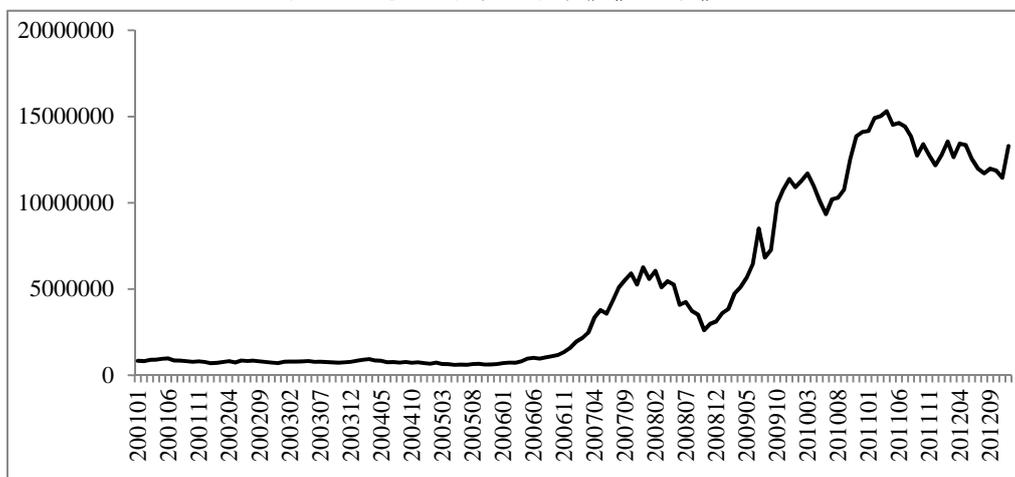
回転率とポートフォリオの収益率との関係についてポートフォリオ分析を行う。3.4 節は 3.3 節で得られた非流動性-収益率との関係について情報非対称性を用いて回帰分析する。3.5 節は結論である。

3.2 データ

本章で使用されるデータは、CSMAR (China Stock Market & Accounting Research) データベースに収録されている 2000 年 12 月から 2013 年 1 月までの上海 A 株式市場に上場する全銘柄の日次と月次収益率、市場収益率や取引ボリュームなどである。また、企業ごとの市場価値 (MV) の月次データも CSMAR から入手する。

非流通株改革前は、中国株式市場の株式は取引可能性によって 2 種類に分けられている。およそ 2/3 の株は非流通株であり、国や地方政府、また機関投資家に保有される一方、1/3 の株は流通株であり、主に個人投資家や一部の適格外国人投資家 (例えば QFII) に保有されていた。流通市場の株主は株主総会で非流通市場の株主の決定にわずかな影響しか与えていない。2005 年 4 月 29 日に、中国政府は A 市場を対象に非流通株を流通させるような非流通株改革 (Non-tradable Share Reform, 略称 NTSR) を行った。この改革は、株式市場の効率性や流動性などを改善することを目的としている。

図 3.1 流通市場の市場価値の推移



この図は、2001 年 1 月-2012 年 12 月の間に上海 A 株式市場 (流通市場) の市場価値の月次の推移を示したものである。単位は百万元とする。

図 3.1 は 2001 年 1 月から 2012 年 12 月までの期間の流通市場の市場価値の推移を示している。2007 年 12 月-2008 年 10 月の期間を除いてみると、流通市場の時価総額は 2006 年以降に急激な上昇を経過してから、2011 年 3 月にピークに達し、その後は安定している。これは非流通株改革の結果と考えられる。

Avramov et al. (2006) に従い、本章は流動性の異なる側面を反映する 2 つの流動性指標を用いる。第 1 の流動性指標は回転率 (turnover) であり、(3.1) 式のように計算されている。

$$Turnover_{i,d,t} = \frac{\text{number of shares traded}_{i,d,t}}{\text{number of shares outstanding}_{i,d,t}} \quad (3.1)$$

この式では、number of shares traded_{i,d,t} は株式 i が月 t の日 d に取引される数を表し、number of shares outstanding_{i,d,t} 株式 i が月 t の日 d の時点で、発行済みの総株式数を表す³¹。本稿では日次の回転率を月に平均したものをある株式の月次回転率とする。Zhang and Liu (2006) が指摘するように、回転率は流動性の側面をとらえるより、むしろ中国株式市場での個人投資家の取引行動をとらえていて、中国株式市場の流動性を適切に反映していない。

Amihud (2002) は取引ボリュームによって生じた株価の変化を用いて非流動性指標とする。しかし、もしある日に株式 i の収益率がゼロであるなら、その非流動性指標もゼロになる。Lesmond et al. (1999) は株式の期待収益率が同単位の取引コストを下回る場合、ゼロリターン日が観察されることを示している。従って、高い取引コストはゼロリターン日を起ししやすい。事実、中国株式市場では、取引コストが高いために 1 日取引が成立しないケースが多数観察される。その結果として、ゼロリターンになる株式の割合が多くなる。従って、本稿は新しい非流動性指標 - Illiq_zero を提案するが、この指標は以下のように計算されている。

$$Illiq_Zero_{i,t} = \left[\ln \left(\frac{1}{N_{i,t}} \sum_{d=1}^{N_{i,t}} |R_{i,d}| / VOLD_{i,d} \right) \right] + NT\%_{i,t} \quad (3.2)$$

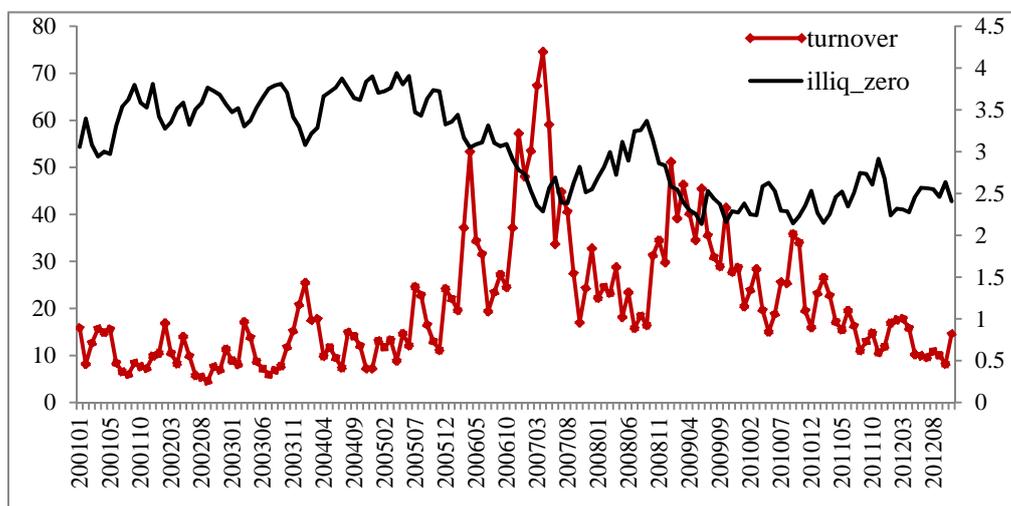
この式では、N_{i,t} は月 t における株式 i の取引日数を表し、|R_{i,d}| は日 d における株式 i の収益率の絶対値を表し、VOLD_{i,d} は日 d における株式 i の取引ボリュームを表す³²。NT%_{i,t} はある月 t における株式 i のゼロリターン日の数を表す。もしある日に株式 i の収益率がゼロではない場合、この指標は Amihud (2002) の非流動性指標に対数をとったものとなり、取引ボリュームによって生じた株価の変化を反映する。それに対して、ある日の収益率がゼロであるならば、この指標は Lesmond et al. (1999) のゼロ評価方法と一致し、取引コストを反映する。従って、この新しい非流動性指標は取引ボリュームによって生じた株価

³¹ Datar et al. (1998) は回転率を流動性指標として分析する。

³² 各株式の取引ボリュームは中国人民元で評価され、計算するには 10¹⁰ で割った値を用いる。

の変化も取引コストも一つの式でとらえている。この指標の値が大きいほど株式の流動性が低いことを意味する。

図 3.2 流動性指標の推移



この図は2001年1月-2012年12月の間に回転率と非流動性指標の推移を示す。回転率は日次の株式の取引株数を株式の発行する株数で割ったものを月に平均した値である。非流動性指標は以下のように計算される。

$$\text{Illiq_Zero}_{i,t} = \left[\ln \left(\frac{1}{N_{i,t}} \sum_{d=1}^{N_{i,t}} |R_{i,d}| / \text{VOLD}_{i,d} \right) \right] + \text{NT}\%_{i,t}$$
 ここで $N_{i,t}$ は月 t における株式 i の取引日数を表し、 $|R_{i,d}|$ は日 d における株式 i の収益率の絶対値を表し、 $\text{VOLD}_{i,d}$ は日 d における株式 i の取引ボリュームを表し、 10^{10} で割った値を使う。 $\text{NT}\%_{i,t}$ は月におけるゼロリターン日の割合である。

図 3.2 は 2001 年 1 月-2012 年 12 月の間に時間の経過に伴う回転率と新しい非流動性指標の推移を示している。まず、時間の経過に伴い回転率は激しく変動している。表 3.1 に示されるように、回転率の平均値は 21.390、最小値は 0.057、最大値は 387.672 であり、この結果は米国株式市場を大きく上回っている³³。この結果に対する解釈の一つは、特に非流通株改革前に個人投資家は流通市場の大半を占めていたことが挙げられる。これらの個人投資家は投資の知識を欠けていて、短期的な利益のみ追求すると考えられている (Mei et al., 2009; Zhang and Liu, 2006)。従って、頻繁な取引によって、中国市場での回転率は高い水準に据え置かれている。

また、新しい非流動性指標は全サンプル期間を通して 2.959 という平均値を示している (表 3.1)。図 3.2 とあわせてみると、非流通株改革後は、非流動性指標は大きく減少し、平均値が 3.541 から 2.469 に下落してきた。これは非流通株改革より流動性が高くなったことを意味している。

³³ Datar et al. (1998) は米国市場での回転率は 3.6% という平均値を持ち、0.0013% から 110% の間で変動する。

表 3.1 記述統計量

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
Panel A: Full sample					
return	85735	0.011	0.140	-0.673	1.895
turnover	85954	21.390	21.948	0.057	387.672
illiq_zero	85954	2.959	0.709	0.565	5.988
mv(million)	85954	7.642	45.800	0.039	1930.000
Panel B: Before NTSR					
return	26282	-0.014	0.092	-0.543	0.780
turnover	26428	11.131	13.439	0.252	265.745
illiq_zero	26428	3.541	0.516	1.338	5.694
mv(million)	26428	1.234	1.500	0.039	23.800
Panel C: After NTSR					
return	34711	0.014	0.161	-0.673	1.664
turnover	34763	22.966	24.489	0.057	387.672
illiq_zero	34763	2.469	0.516	0.565	5.504
mv(million)	34763	15.000	70.500	0.151	1930.000

この表は変数の記述統計量を表す。パネル A は全サンプル期間（2001 年 1 月 - 2012 年 12 月）の結果、パネル B は非流通株改革前（2001 年 1 月 - 2005 年 4 月）の結果、パネル C は流通株改革後（2008 年 10 月 - 2012 年 12 月）の結果を示す。return と mv はそれぞれ上海 A 株式市場に上場しているすべての株式の日次収益率と時価価値を表す。回転率（turnover）は、株式の取引の株数を発行される株数で割ったものである。非流動性指標（illiq_zero）は以下のように計算される。
$$Illiq_Zero_{i,t} = \left[\ln \left(\frac{1}{N_{i,t}} \sum_{d=1}^{N_{i,t}} |R_{i,d}| \right) / VOLD_{i,d} \right] + NT\%_{i,t}$$
ここで $N_{i,t}$ は月 t における株式 i の取引日数を表し、 $|R_{i,d}|$ は日 d における株式 i の収益率の絶対値を表し、 $VOLD_{i,d}$ は日 d における株式 i の取引ボリュームを表し、 10^{10} で割った値を用いる。 $NT\%_{i,t}$ は月におけるゼロリターン日の割合である。

表 3.2 は変数間の相関係数を示している。全サンプル期間（2001 年 1 月 - 2012 年 12 月）において、個別株式の収益率と回転率との相関係数は正（0.361）である。一方、個別株式の収益率と非流動性指標との相関は負（-0.171）であり、収益率と Amihud（2002）の非流動性指標との相関（-0.124）より絶対値が大きい。これは新しい指標は Amihud（2002）の指標と比較してより多い情報を含んでいることを示唆している。さらに非流動性指標と株式の市場価値との相関は -0.240 であり、負になる。この結果は、低い流動性を伴う企業は規模の小さい企業になる傾向が高いことと整合的である。

表 3.2 変数間の相関関係

	Return	turnover	illiq_zero	illiquidity	mv
Return	1.000				
turnover	0.361 ^{***}	1.000			
illiq_zero	-0.171 ^{***}	-0.346 ^{***}	1.000		
illiquidity	-0.124 ^{**}	-0.252 ^{***}	0.660 ^{***}	1.000	
mv	-0.005	-0.070 ^{**}	-0.240 ^{***}	-0.075 ^{**}	1.000

この表は変数間の相関係数を表す。Return と mv はそれぞれ上海 A 株式市場に上場しているすべての株式の日次収益率と時価価値を表す。回転率 (turnover) は、株式の取引の株数を発行される株数で割ったものである。

非流動性指標 (illiq_zero) は以下のように計算される。
$$Illiq_Zero_{i,t} = \left[\ln \left(\frac{1}{N_{i,t}} \sum_{d=1}^{N_{i,t}} |R_{i,d}| / \right. \right.$$

$$\left. \left. VOLD_{i,d} \right) + NT\%_{i,t} \right]$$
、ここで $N_{i,t}$ は月 t における株式 i の取引日数を表し、 $|R_{i,d}|$ は日 d における株式 i の収益率の絶対値を表し、 $VOLD_{i,d}$ は日 d における株式 i の取引ボリュームを表し、 10^{10} で割った値を用いる。 $NT\%_{i,t}$ は月におけるゼロリターン日の割合である。illiquidity は Amihud (2002) の非流動性指標であり、取引ボリュームによって生じた株価の変化で評価される。***、**、* はそれぞれ統計水準 1%、5%、10% を表している。

3.3 ポートフォリオ分析

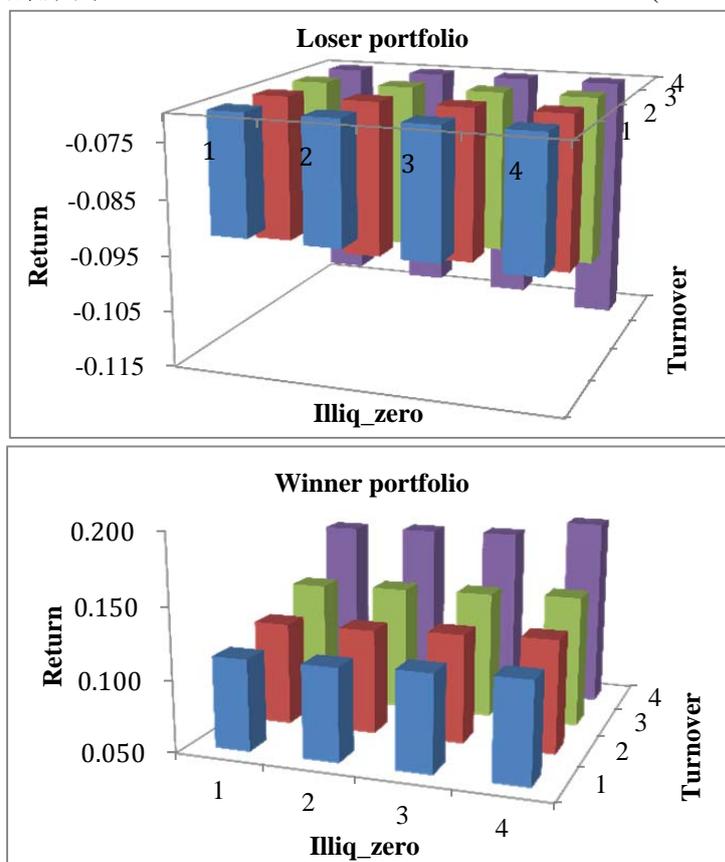
3.3.1 非流動性、回転率とポートフォリオ収益率

Avramov et al. (2006) に従い、毎月、サンプルに含まれるすべての株式は 1 ヶ月前の収益率に沿って 4 つのポートフォリオ、すなわち極端に負の収益率を持つポートフォリオ、極端に負ではない収益率を持つポートフォリオ、極端に正ではない収益率を持つポートフォリオと極端に正の収益率を持つポートフォリオ、を構築する。月に 10 日間未満の取引をする株式はサンプルから除外される。4 つのポートフォリオのうち、極端に負の収益率を持つポートフォリオをルーザーポートフォリオ、極端に正の収益率を持つポートフォリオをウイナーポートフォリオと呼ぶ。Avramov et al. (2013) は極端な収益率を持つポートフォリオは市場非流動性と高く関連すると指摘したため、以降ではルーザーポートフォリオとウイナーポートフォリオに焦点を当てて、ポートフォリオ収益率と非流動性との関係を分析する。

毎月、ウイナーポートフォリオ (ルーザーポートフォリオ) に対して、回転率と非流動性指標によってそれぞれ 4 つのポートフォリオを構築する。そうすると、毎月 16 個の回転率-非流動性-ウイナーポートフォリオと 16 個の回転率-非流動性-ルーザーポートフォリオが得られる。回転率ポートフォリオ 1 (4) と非流動性ポートフォリオ 1 (4) は、それぞれ回転率の最も低い (高い) ポートフォリオと非流動性の最も低い (高い) ポートフォリオを表す。3.2 節で述べたように、中国株式市場での回転率は個人投資家の取引活動を反映し、また非流動性や収益率と高く相関している (表 3.2) ため、本節では回転率をコン

トロールしながら、収益率と非流動性とのクロスセクション関係を考察する。

図 3.3 構築期間におけるポートフォリオのパフォーマンス (全サンプル期間)



この図は構築期間におけるウィナーポートフォリオとルーザーポートフォリオの月次収益率を示す。ポートフォリオは2001年1月-2012年12月の間に、毎月収益率 (Return)、回転率 (Turnover) と非流動性指標 (Illiq_zero) によって構築される。回転率は、株式の取引の株数を発行される株数で割ったものである。非流動性指標は以下のように計算される。
$$\text{Illiq_Zero}_{i,t} = \left[\ln \left(\frac{1}{N_{i,t}} \sum_{d=1}^{N_{i,t}} |R_{i,d}| / \text{VOLD}_{i,d} \right) \right] + \text{NT}\%_{i,t}$$
ここで $N_{i,t}$ は月 t における株式 i の取引日数を表し、 $|R_{i,d}|$ は日 d における株式 i の収益率の絶対値を表し、 $\text{VOLD}_{i,d}$ は日 d における株式 i の取引ボリュームを表し、 10^{10} で割った値を用いる。 $\text{NT}\%_{i,t}$ は月におけるゼロリターン日の割合である。収益率によって構築された4つのポートフォリオのうち、極端負の収益率を持つポートフォリオをルーザーポートフォリオ、極端正の収益率を持つポートフォリオをウィナーポートフォリオと呼ぶ。回転率ポートフォリオ1(4)と非流動性ポートフォリオ1(4)は、それぞれ回転率の最も低い(高い)ポートフォリオと非流動性の最も低い(高い)ポートフォリオを表す。

図 3.3 は構築期間におけるポートフォリオのパフォーマンスを示している。ウィナーポートフォリオの場合、任意の非流動性 (回転率) ポートフォリオの月次収益率は、回転率 (非流動性) の増加に伴い上昇している。特に、任意の回転率ポートフォリオにおいて、非流動性ポートフォリオ4と1の月次収益率の差は正であり、しかもこの値は回転率の増加につれて上昇する傾向がある。同様に、任意の非流動性ポートフォリオにおいて、回転

率ポートフォリオ4と1との収益率の差も正である。一方、ルーザーポートフォリオは類似の結果を示している。すなわち、非流動性（回転率）の増加に伴い、回転率（非流動性）ポートフォリオの収益率が減少している。任意の回転率ポートフォリオにおいて、非流動性ポートフォリオ4をロングし、非流動性ポートフォリオ1をショートすると、負の収益率を実現する。しかもこの値は回転率の増加につれてさらに負になっている。

構築期間に、価格圧力のインパクトは非流動性と回転率の増加に伴い上昇していく。最大の価格の変化は最も非流動性（回転率）の高いポートフォリオに発生している。ウイナーポートフォリオの効果は少しルーザーポートフォリオより強く観察される。

表3.3は観察期間におけるポートフォリオの収益率を示している。ウイナーポートフォリオ（ルーザーポートフォリオ）は月 $t-1$ に最も高い（低い）収益率を実現した株式から構築されている。回転率あるいは非流動性ポートフォリオ1（4）は最も低い（高い）回転率あるいは非流動性を持つ株式から構築される。回転率ポートフォリオ(4-1)というのは、最も回転率の高いポートフォリオをロングし、その同時に最も回転率の低いポートフォリオをショートすることによって構築される裁定ポートフォリオである。同様に、非流動性ポートフォリオ(4-1)というのは、最も非流動性の高いポートフォリオをロングし、その同時に最も非流動性の低いポートフォリオをショートすることによって構築される裁定ポートフォリオである。

ルーザーポートフォリオをみると、16個の回転率-非流動性-ルーザーポートフォリオの収益率はすべて正であり、リターンリバーサルを経験することは明らかである。任意の回転率ポートフォリオにおいて、非流動性ポートフォリオ4と1の収益率の差は有意に正である。また、任意の非流動性ポートフォリオにおいて、回転率ポートフォリオ1は回転率ポートフォリオ4より大きな収益率を実現している（非流動性ポートフォリオ3を除外）。さらに、最大のリターンリバーサルは非流動性ポートフォリオ4かつ回転率ポートフォリオ1で観察される(0.0246)。これらの結果は高い非流動性がルーザーポートフォリオのリターンリバーサルを引き起こすことを意味し、Avramov et al. (2006) と異なっている。彼らによると、最大のリターンリバーサルは最も高い非流動性かつ最も高い回転率ポートフォリオに生じている。

16個の回転率-非流動性-ウイナーポートフォリオのうち、14個の収益率が正であり、ほぼモメンタムを経験している。しかも大きなモメンタムは非流動性ポートフォリオ4に集中している。任意の回転率ポートフォリオにおいて、非流動性ポートフォリオ4と1の収益率の差は有意に正である（回転率ポートフォリオ2を除外）。例えば、回転率ポートフォリオ4では、非流動性ポートフォリオ(4-1)は0.0140という収益率を実現し、1%のもとで有意である。また、任意の非流動性ポートフォリオにおいて、回転率ポートフォリオ1の収益率は回転率ポートフォリオ4の収益率を上回っている。例えば、非流動性ポートフォリオ1の場合、回転率ポートフォリオ(4-1)は-0.0070という収益率を示している。

表 3.3 観察期間におけるポートフォリオの収益率（全サンプル期間）

Loser portfolio					
Turnover	illiq_zero				
	1	2	3	4	(4-1)
1	0.0147 (4.814)	0.0100 (3.031)	0.0075 (2.225)	0.0231 (6.321)	0.0076 (3.195)
2	0.0118 (3.351)	0.0167 (4.395)	0.0151 (3.952)	0.0231 (6.259)	0.0103 (4.464)
3	0.0025 (0.684)	0.0099 (2.778)	0.0159 (3.601)	0.0246 (6.047)	0.0209 (9.625)
4	0.0106 (2.474)	0.0095 (2.544)	0.0089 (2.191)	0.0150 (3.652)	0.0039 (1.398)
(4-1)	-0.0039 (-1.392)	-0.0004 (-0.188)	0.0013 (0.531)	-0.0076 (-3.599)	

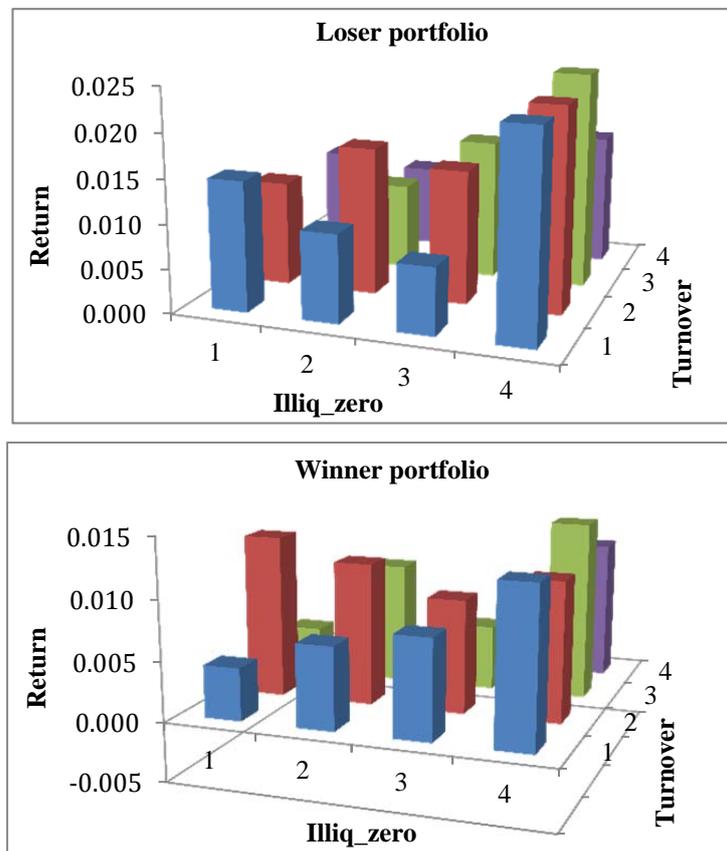
Winner portfolio					
Turnover	illiq_zero				
	1	2	3	4	(4-1)
1	0.0044 (1.412)	0.0069 (2.085)	0.0083 (2.698)	0.0130 (4.070)	0.0085 (3.576)
2	0.0135 (3.794)	0.0117 (3.157)	0.0094 (2.576)	0.0115 (2.988)	-0.0022 (-0.771)
3	0.0039 (1.086)	0.0101 (2.401)	0.0054 (1.449)	0.0146 (3.847)	0.0104 (4.000)
4	-0.0027 (-0.699)	-0.0023 (-0.579)	0.0007 (0.169)	0.0115 (2.741)	0.0140 (4.932)
(4-1)	-0.0070 (-2.948)	-0.0092 (-3.371)	-0.0076 (-3.161)	-0.0015 (-0.613)	

この表は観察期間におけるウィナーポートフォリオとルーザーポートフォリオの月次収益率と t 統計量を示している。ポートフォリオは2001年1月-2012年12月の間に、毎月、収益率(Return)、回転率(Turnover)と非流動性指標(Illiq_zero)によって構築された。回転率は株式の取引の株数を発行される株数で割ったものである。回転率ポートフォリオ1(4)と非流動性ポートフォリオ1(4)は、それぞれ回転率の最も低い(高い)ポートフォリオと非流動性の最も低い(高い)ポートフォリオを表す。非流動性(回転率)ポートフォリオ(4-1)は最も非流動性(回転率)の高いポートフォリオ4と最も非流動性(回転率)の低いポートフォリオ1の収益率の差を表す。

図3.4は観察期間におけるルーザーポートフォリオとウィナーポートフォリオのパフォーマンスを図示したものである。ルーザーポートフォリオの場合、リターンリバーサルは非流動性の高いポートフォリオ4に集中している。一方ウィナーポートフォリオの場合、

モメンタムは高い非流動性のポートフォリオかつ低い回転率のポートフォリオに顕著に観察される。特にいずれの収益率の自己相関も高い非流動性と大きく関連することは明らかである。

図 3.4 観察期間におけるポートフォリオのパフォーマンス（全サンプル期間）



この図は観察期間におけるウィナーポートフォリオとルーザーポートフォリオの月次収益率を示す。ポートフォリオは2001年1月-2012年12月の間に、毎月収益率（Return）、回転率（Turnover）と非流動性指標（Illiq_zero）によって構築される。回転率ポートフォリオ1（4）と非流動性ポートフォリオ1（4）は、それぞれ回転率の最も低い（高い）ポートフォリオ4と非流動性の最も低い（高い）ポートフォリオを表す。

3.3.2 非流通株改革前の結果

非流通株改革の影響を考察するため、本節ではサンプル期間を非流通株改革前（2001年1月-2005年4月）と、改革後（2008年10月-2012年12月）に分けて分析する。改革後の時点を2008年10月と設定した理由は以下ようになる。この改革は2007年までにすべての企業を対象として実施されたわけではないからである。また、2007年から2008年の期間に金融危機が発生したため、改革がもたらす影響だけを金融危機からの影響と分離して単独に考察することはできない。

表 3.4 観察期間におけるポートフォリオの収益率（非流通株改革前）

Loser portfolio					
Turnover	illiq_zero				
	1	2	3	4	(4-1)
1	-0.0009 (-0.236)	-0.0069 (-1.924)	-0.0136 (-3.346)	-0.0064 (-1.900)	-0.0051 (-1.942)
2	-0.0075 (-1.931)	-0.0034 (-0.920)	-0.0095 (-2.652)	-0.0053 (-1.392)	0.0025 (0.976)
3	-0.0135 (-3.708)	-0.0099 (-2.622)	-0.0133 (-3.290)	0.0013 (0.278)	0.0148 (4.282)
4	-0.0057 (-1.513)	-0.0051 (-1.246)	-0.0101 (-2.418)	-0.0076 (-1.715)	-0.0014 (-0.630)
(4-1)	-0.0048 (-2.490)	0.0018 (0.759)	0.0034 (1.477)	-0.0012 (-0.460)	

Winner portfolio					
Turnover	illiq_zero				
	1	2	3	4	(4-1)
1	-0.0028 (-0.898)	-0.0129 (-3.200)	-0.0108 (-3.788)	-0.0068 (-2.069)	-0.0039 (-1.410)
2	-0.0038 (-1.023)	-0.0056 (-1.566)	-0.0016 (-0.356)	-0.0125 (-2.959)	-0.0085 (-2.409)
3	-0.0111 (-3.248)	-0.0069 (-1.675)	-0.0107 (-2.684)	-0.0097 (-2.430)	0.0016 (0.489)
4	-0.0231 (-5.722)	-0.0144 (-2.823)	-0.0209 (-4.071)	-0.0113 (-2.493)	0.0121 (3.766)
(4-1)	-0.0203 (-6.782)	-0.0014 (-0.364)	-0.0102 (-2.984)	-0.0044 (-1.476)	

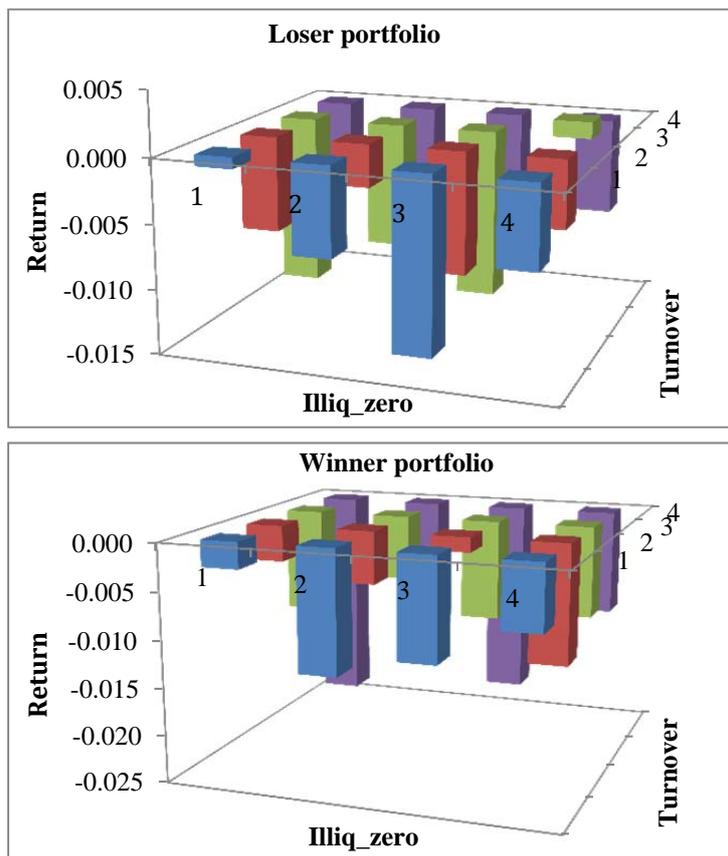
この表は観察期間におけるウィナーポートフォリオとルーザーポートフォリオの月次収益率と t 統計量を示す。ポートフォリオは2001年1月-2005年04月の間に、毎月収益率 (Return)、回転率 (Turnover) と非流動性指標 (Illiq_zero) によって構築される。回転率は株式の取引の株数を発行される株数で割ったものである。回転率ポートフォリオ 1 (4) と非流動性ポートフォリオ 1 (4) は、それぞれ回転率の最も低い (高い) ポートフォリオと非流動性の最も低い (高い) ポートフォリオを表す。非流動性 (回転率) ポートフォリオ (4-1) は最も非流動性 (回転率) の高いポートフォリオ 4 と最も非流動性 (回転率) の低いポートフォリオ 1 の収益率の差を表す。

表 3.4 は非流通株改革前における、観察期間におけるルーザーポートフォリオとウィナーポートフォリオの収益率を表す。改革前は、16 個の回転率-非流動性-ルーザーポートフォリオと 16 個の回転率-非流動性-ウィナーポートフォリオはほぼ負の収益率を実現して

いる。ルーザーポートフォリオの場合、回転率ポートフォリオ1と4において、非流動性ポートフォリオ(4-1)は負の収益率を示す一方、回転率ポートフォリオ2と3において、非流動性ポートフォリオ(4-1)は正の収益率を示す。また最も負の収益率を実現したのは非流動性ポートフォリオ3である(-0.0136)。さらにルーザーポートフォリオのモメンタムは主に非流動性から起因していたと考えられる。

ウイナーポートフォリオの場合、すべてリターンリバーサルすることがわかった。ここで非流動性より回転率の影響の方がより大きい。なぜかという、回転率ポートフォリオ(4-1)はすべて負の収益率を実現する一方、非流動性ポートフォリオ(4-1)は回転率の高いポートフォリオのみ有意に負の収益率を実現するからである。ただし、ウイナーポートフォリオのリターンリバーサルは非流動性の高いポートフォリオにより有意に観察される。

図 3.5 観察期間におけるポートフォリオのパフォーマンス (非流通株改革前)



この図は観察期間におけるウイナーポートフォリオとルーザーポートフォリオの月次収益率を示す。ポートフォリオは2001年1月-2005年04月の間に、毎月収益率(Return)、回転率(Turnover)と非流動性指標(Illiq_zero)によって構築される。回転率ポートフォリオ1(4)と非流動性ポートフォリオ1(4)は、それぞれ回転率の最も低い(高い)ポートフォリオと非流動性の最も低い(高い)ポートフォリオを表す。

ルーザーポートフォリオとウイナーポートフォリオの結果を図示したのは図 3.5 である。ルーザーポートフォリオのモメンタムは高い非流動性ポートフォリオに集中し、ウイナーポートフォリオのリターンリバーサルは高い回転率ポートフォリオにより強くみられる。これらの結果を説明するには、中国株式市場での個人投資家の役割を考えることが重要である。非流通株改革前は、個人投資家はおよそ流通市場の大半を占め、収益率の変化と関連する情報は個人投資家の投資行動を反映している。ルーザー株に対して、投資家はより大きな損を被らないように素早くそれらを売却する (Zhang and Liu, 2006)。さらに低流動的なルーザー株への予測は悲観的であり、価格がますます下落している。一方、ウイナー株に対して、短期的な利益を追求する投資家はわずかな利益を入手次第に即時にそれらの株式を売却する。個人投資家が頻繁に取引するため、ウイナー株のリターンリバーサルは高い回転率に生じやすい。

3.3.3 非流通株改革後の結果

表 3.5 は非流通株改革後の結果を表す。まず、ルーザーポートフォリオとウイナーポートフォリオについて、すべての収益率は正の値を示している。また、全サンプル期間における結果 (表 3.3) を思い出すと、非流通株改革後の結果と類似している。

ルーザーポートフォリオの場合、任意の回転率ポートフォリオにおいて、非流動性ポートフォリオ 4 は非流動性ポートフォリオ 1 より大きな収益率を示している。例えば、回転率ポートフォリオ 1 では、非流動性ポートフォリオ 1 の収益率は 0.0180 であり、非流動性ポートフォリオ 4 の 0.0319 を下回っている。そうすると、各回転率ポートフォリオにおいて、非流動性ポートフォリオ (4-1) はすべて 1% のもとで有意に正の収益率を実現している。すなわち、ルーザーポートフォリオのリターンリバーサルは非流動性ポートフォリオにより強く観察される。また、任意の非流動性ポートフォリオにおいて、回転率ポートフォリオ 4 と 1 の収益率の差は負であるが、有意ではない。

同様に、ウイナーポートフォリオの場合、各回転率ポートフォリオにおいて、非流動性ポートフォリオ (4-1) の収益率はすべて正であり、0.0163 から 0.0279 の間で変動している。これはウイナーポートフォリオのモメンタムは高い非流動性ポートフォリオにも集中することを意味している。一方、各非流動性ポートフォリオにおいて、回転率ポートフォリオ 4 の収益率は回転率ポートフォリオ 1 を上回るが、ほぼ有意ではない。すなわち、ウイナーポートフォリオのモメンタムは非流動性ポートフォリオに顕著に観察されることが明らかになった。

上述の結果は図 3.6 に示されている。非流通株改革後は、ルーザーポートフォリオもウイナーポートフォリオも正の収益率を実現している。これは Beltratti et al. (2006, 2011) の結果と一致し、すなわち、非流通株改革が正の収益率を発生させる。またルーザーポートフォリオのリターンリバーサルとウイナーポートフォリオのモメンタムは最も高い非流動性ポートフォリオに強く観察されている。

表 3.5 観察期間におけるポートフォリオの収益率（非流通株改革後）

Loser portfolio					
Turnover	illiq_zero				
	1	2	3	4	(4-1)
1	0.0180 (3.580)	0.0171 (3.683)	0.0158 (2.868)	0.0319 (6.124)	0.0130 (3.854)
2	0.0102 (1.905)	0.0201 (3.528)	0.0241 (4.244)	0.0332 (5.473)	0.0215 (6.419)
3	0.0130 (2.022)	0.0225 (3.871)	0.0227 (4.019)	0.0388 (6.131)	0.0240 (6.766)
4	0.0216 (2.784)	0.0264 (4.173)	0.0171 (2.901)	0.0360 (5.429)	0.0132 (2.392)
(4-1)	0.0038 (0.723)	0.0089 (1.898)	0.0012 (0.350)	0.0039 (1.147)	

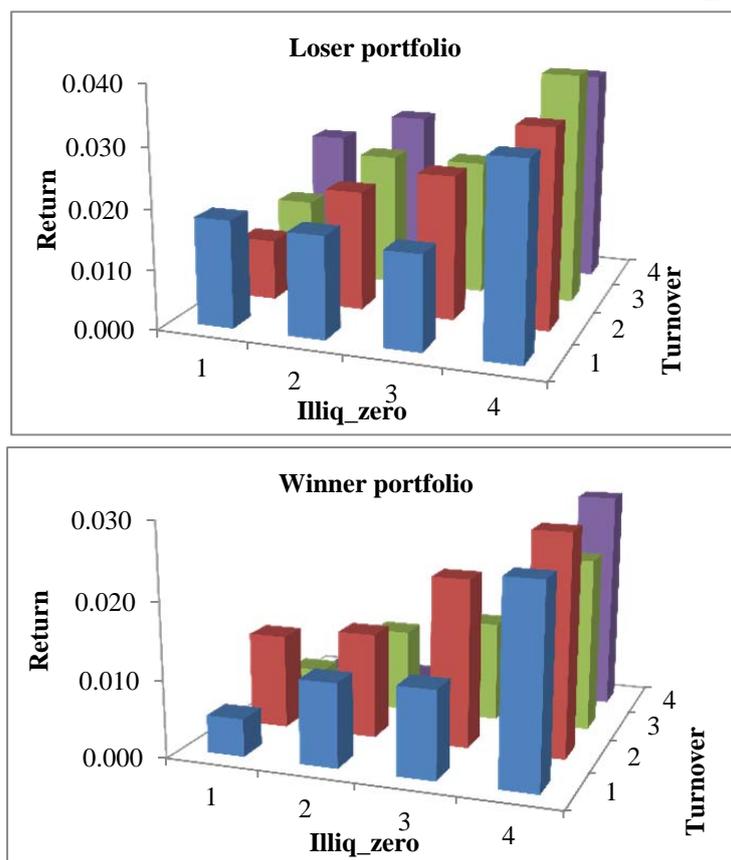
Winner portfolio					
Turnover	illiq_zero				
	1	2	3	4	(4-1)
1	0.0049 (1.011)	0.0109 (2.179)	0.0114 (2.713)	0.0255 (4.657)	0.0206 (4.250)
2	0.0123 (2.284)	0.0137 (2.555)	0.0220 (4.087)	0.0287 (4.055)	0.0163 (2.802)
3	0.0043 (0.746)	0.0109 (1.764)	0.0132 (2.015)	0.0227 (3.891)	0.0184 (3.888)
4	0.0010 (0.175)	0.0011 (0.167)	0.0077 (1.346)	0.0290 (3.761)	0.0279 (4.813)
(4-1)	-0.0039 (-1.114)	-0.0098 (-2.446)	-0.0037 (-1.066)	0.0034 (0.747)	

この表は観察期間におけるウィナーポートフォリオとルーザーポートフォリオの月次収益率と t 統計量を示す。ポートフォリオは2008年10月-2012年12月の間に、毎月、収益率 (Return)、回転率 (Turnover) と非流動性指標 (Illiq_zero) によって構築される。回転率ポートフォリオ 1 (4) と非流動性ポートフォリオ 1 (4) は、それぞれ回転率の最も低い (高い) ポートフォリオと非流動性の最も低い (高い) ポートフォリオを表す。非流動性 (回転率) ポートフォリオ (4-1) は最も非流動性 (回転率) の高いポートフォリオ 4 と最も非流動性 (回転率) の低いポートフォリオ 1 の収益率の差を表す。

まとめてみると、非流通改革前は、ルーザーポートフォリオはモメンタムを経験する一方、ウィナーポートフォリオはリターンリバーサルを経験する。しかも回転率をコントロールすると、ルーザーポートフォリオのモメンタムもウィナーポートフォリオのリターンリバーサルも、高い非流動性ポートフォリオに集中している。非流通株改革を通じて、中

国株式市場の流動性が高くなり、流動性と収益率との関係に一定のインパクトを与えている。そこで改革後は、ルーザーポートフォリオはリターンリバーサルを示し、ウィナーポートフォリオはモメンタムを示している。しかもこれらの収益率の自己相関はすべて非流動性と高く関連している。特に、改革後の結果は全サンプル期間における結果と類似している。

図 3.6 観察期間におけるポートフォリオのパフォーマンス（非流通株改革後）



この図は観察期間におけるウィナーポートフォリオとルーザーポートフォリオの月次収益率を示す。ポートフォリオは2008年10月-2012年12月の間に、毎月収益率（Return）、回転率（Turnover）と非流動性指標（Illiq_zero）によって構築される。回転率ポートフォリオ1（4）と非流動性ポートフォリオ1（4）は、それぞれ回転率の最も低い（高い）ポートフォリオと非流動性の最も低い（高い）ポートフォリオを表す。

3.4 非流動性、ポートフォリオ収益率と情報の非対称性

本節では、非流通株改革前後に両ポートフォリオ（ルーザーポートフォリオとウィナーポートフォリオ）の収益率の自己相関と非流動性との関連について、情報の非対称性を考慮したモデルに基づき、これまで得られた結果が生じた理由を検討する。それに加え、両ポートフォリオのなかで、高い非流動性と低い非流動性のポートフォリオに分けて上述の

結果の頑健性を考察する。

LMSW モデルの命題 3 より、投資家間で情報が非対称である場合、情報トレーダーはヘッジと投機の二つの動機で取引する。情報トレーダーはポートフォリオの再構築を目的として取引するときに高い非流動性を伴う株式はリバーサルを経験する一方、投機的な取引を目的とする場合は、高い非流動性を伴う株式はモメンタムを経験する³⁴。LMSW モデルは高い取引ボリュームを伴う収益率の自己相関と、情報の非対称性と関連することを示唆している。さらに、彼らは株式の市場価値を情報の非対称性の代理変数としている。すなわち、大企業の株式は情報の非対称性の程度が低いので、ポートフォリオの再構築を目的として取引される一方、小企業の株式は情報の非対称性の程度が高いので、投機を目的として取引される。従って、彼らは以下の式を用いて命題 3 を検証している。

$$R_{it+1} = C0_i + C1_i R_{it} + C2_i V_{it} R_{it} + error_{it+1} \quad (3.3)$$

$$C2_i = a + b ORDCAP_i + error_i \quad (3.4)$$

上式では、 $R_{it+1}(R_{it})$ は株式 i の月 $t+1$ (t) における収益率を表し、 V_{it} は株式 i の月次取引ボリュームを表し、そして $ORDCAP_i$ は株式 i の市場価値を表している。LMSW モデルに従うと、株式が私的情報によってもたらされた利益に動機づけられて取引するならば正の $C2$ が得られる一方、ポートフォリオの再構築に動機づけられて取引が発生するであれば負の $C2$ が得られることになる。そして $ORDCAP_i$ の値が大きい場合は、低い情報の非対称性と対応するため、 b は負の符号を持つはずである。

LMSW モデルに基づき、前節で構築された 16 個の回転率-非流動性- j (winner or loser) ポートフォリオに対して、今月の収益率、非流動性と来月の収益率との関係を (3.5) 式より考察する。そして、(3.6) 式に示されるように、ポートフォリオの市場価値を情報の非対称性の程度を表す代理変数とし、(3.5) 式で推定された $C2$ との関連を回帰分析する。

$$R_{i,j,t+1} = C0_j + C1_j R_{i,j,t} + C2_j * R_{i,j,t} Illiq_{zero_{i,j,t}} + error_{j,t+1} \quad (3.5)$$

$$C2_j = a_j + b_j lnmv_j + error_j \quad (3.6)$$

j : winner portfolios; loser portfolios

上式では、 $R_{i,j,t+1}(R_{i,j,t})$ は 16 個の回転率-非流動性- j ポートフォリオに属する株式 i の

³⁴本章で提案する非流動性指標は Amihud (2002) に基づいたものであり、取引ボリュームによって生じた株価の変化で評価される。また Kyle (1985) は情報非対称性が存在すると、高い取引ボリュームは高い価格のインパクトと大きく関連すると示している。

月 $t+1$ (t)における収益率を表し、 $Illiq_zero_{i,j,t}$ は 16 個の回転率-非流動性- j ポートフォリオに属する株式 i が月 t における非流動性を表している。 $lnmv_j$ は 16 個の回転率-非流動性- j ポートフォリオの市場価値に対数をとったものである。非流通株改革前は、 Weiner ポートフォリオの $C2$ は私的情報による取引と関連するため負である一方、ルーザーポートフォリオの場合はポートフォリオの再構築と関連するため正の値を持つ。また Weiner ポートフォリオの b は正の符号を持つのに対してルーザーポートフォリオの符号は負であることが予測される。同様に、非流通株改革後は、 Weiner ポートフォリオの $C2$ は正である一方、ルーザーポートフォリオの $C2$ は負となる。そして b の符号は Weiner ポートフォリオの場合に負であり、ルーザーポートフォリオの場合に正である。

表 3.6 情報の非対称性と非流動性-ポートフォリオ収益率の自己相関(非流通株改革前)

パネル A: ポートフォリオ分析							
	C0	C1	C2	t_{C0}	t_{C1}	t_{C2}	adj.R ²
Weiner	-0.2248***	0.0809	-0.1052	-3.99	1.42	-0.90	0.001
ルーザー	-0.0370***	-0.2892***	0.1737**	-6.63	-5.20	2.33	0.036
パネル B: 回帰分析							
非説明変数	a	b	t_a	t_b	サンプル数		
C2 _{Weiner}	-0.0413*	0.0030**	-1.87	2.08	828		
C2 _{ルーザー}	0.0605	-0.0045	1.38	-1.50	812		

この表は情報の非対称性の代理変数（市場価値）、非流動性とポートフォリオ収益率の自己相関との関係を示す。2001年01月-2005年04月の間に、Weinerポートフォリオとルーザーポートフォリオに対して、毎月さらにそれぞれ回転率（Turnover）と非流動性指標（ $Illiq_zero$ ）によって4つのポートフォリオを構築する。合計16個の回転率-非流動性-Weiner（ルーザー）ポートフォリオが得られる。各ポートフォリオについて、以下の式より推定が行われる。

$$R_{i,j,t+1} = C0_j + C1_j R_{i,j,t} + C2_j * R_{i,j,t} Illiq_zero_{i,j,t} + error_{j,t+1} \quad (3.5)$$

$$C2_j = a_j + b_j lnmv_j + error_j \quad (3.6)$$

j : winner portfolios; loser portfolios

上式では、 $R_{i,j,t+1}$ ($R_{i,j,t}$) は 16 個の回転率-非流動性- j ポートフォリオに属する株式 i の月 $t+1$ (t) における収益率を表し、 $Illiq_zero_{i,j,t}$ は 16 個の回転率-非流動性- j ポートフォリオに属する株式 i の月 t における非流動性を表す。 $lnmv_j$ は 16 個の回転率-非流動性- j ポートフォリオの市場価値に対数をとったものである。

表 3.6 は、非流通株改革前の Weiner ポートフォリオとルーザーポートフォリオの結果を示している。パネル A は Weiner ポートフォリオとルーザーポートフォリオに対して、(3.5) 式による推定結果を示している。Weiner ポートフォリオの $C2$ は負の値 (-0.1052)

であり、ルーザーポートフォリオの C2 は正の値 (0.1737) を持つ。これは、前節で示したウイナーポートフォリオのリバーサルとルーザーポートフォリオのモメンタムが高い非流動性と関連することと一致している。

パネル B は (3.6) 式の推定結果、すなわち (3.5) 式により推定された C2 と情報の非対称性の代理変数との関係を分析したものを示している。予測される通り、b の推定値はウイナーポートフォリオに関して正 (0.0030) であり、ルーザーポートフォリオに関して負 (-0.0045) である。言い換えると、ウイナーポートフォリオの非流動性-収益率のリバーサルは大企業の株式 (低い情報の非対称性) と関連するのに対して、ルーザーポートフォリオの非流動性-収益率のモメンタムは小企業の株式 (高い情報の非対称性) と関連する。ただし、これらの結果はほぼ有意ではない。この結果の一つの解釈として、非流通株改革前は多数の株式は非流通株であり、流通市場で株式の市場価値が非常に小さいため、非流動性-収益率の自己相関と市場価値の間に弱い関係しか存在しない可能性が考えられる。

表 3.7 情報の非対称性と非流動性-ポートフォリオ収益率の自己相関 (非流通株改革後)

パネル A: ポートフォリオ分析							
	C0	C1	C2	t _{C0}	t _{C1}	t _{C2}	adj.R ²
ウイナー	0.0020	-0.5170***	0.2470***	0.25	-4.26	5.56	0.040
ルーザー	0.0090	0.7720***	-0.3600***	1.30	4.32	-6.32	0.078
パネル B: 回帰分析							
非説明変数	a	b	t _a	t _b	サンプル数		
C2 _{ウイナー}	2.0400***	-0.1080***	6.61	-5.31	812		
C2 _{ルーザー}	-1.7620***	0.0960***	-5.43	4.53	775		

この表は情報の非対称性の代理変数 (市場価値)、非流動性とポートフォリオ収益率の自己相関との関係を示す。2008年10月-2012年12月の間に、ウイナーポートフォリオとルーザーポートフォリオに対して、毎月さらにそれぞれ回転率 (Turnover) と非流動性指標 (Illiq_zero) によって4つのポートフォリオを構築する。合計16個の回転率-非流動性-ウイナー (ルーザー) ポートフォリオが得られる。各ポートフォリオについて、以下の式より推定が行われる。

$$R_{i,j,t+1} = C0_j + C1_j R_{i,j,t} + C2_j * R_{i,j,t} Illiq_zero_{i,j,t} + error_{j,t+1} \quad (3.5)$$

$$C2_j = a_j + b_j \ln mv_j + error_j \quad (3.6)$$

j : winner portfolios; loser portfolios

上式では、 $R_{i,j,t+1}(R_{i,j,t})$ は16個の回転率-非流動性-jポートフォリオに属する株式iの月t+1(t)における収益率を表し、 $Illiq_zero_{i,j,t}$ は16個の回転率-非流動性-jポートフォリオに属する株式iの月tにおける非流動性を表す。 $\ln mv_j$ は16個の回転率-非流動性-jポートフォリオの市場価値にログをとったものである。

表 3.8 低非流動性ポートフォリオと高非流動性ポートフォリオの結果（非流通株改革前）

パネル A: ポートフォリオ分析								
		C0	C1	C2	t _{C0}	t _{C1}	t _{C2}	adj.R ²
ウィナー	低非流動性	-0.0118	-0.0177	-0.0721	-1.18	-0.18	-0.39	0.001
	高非流動性	-0.0277**	0.0963	-0.1154	-2.31	0.83	-0.51	0.005
ルーザー	低非流動性	-0.0296***	-0.2379**	0.2771	-2.82	-2.20	1.28	0.022
	高非流動性	-0.0312***	-0.2344**	0.1600	-2.58	-2.04	1.43	0.020

パネル B: 回帰分析						
非説明変数		a	b	t _a	t _b	サンプル数
C2 _{ウィナー}	低非流動性	-0.0230	0.0017	-0.55	0.65	208
	高非流動性	-0.0565	0.0042	-1.24	1.36	204
C2 _{ルーザー}	低非流動性	0.0082	-0.0008	0.18	-0.29	208
	高非流動性	0.2250	-0.1613*	1.65	-1.71	196

2001年01月-2005年04月の間に、16個の回転率-非流動性-ウィナーポートフォリオ（ルーザーポートフォリオ）の中で、最も非流動性の低いポートフォリオを4つ選んで低非流動性ポートフォリオとし、最も非流動性の高いポートフォリオを4つ選んで高非流動性ポートフォリオとする。この表は低流動性ポートフォリオと高流動性ポートフォリオにおいて、情報の非対称性の代理変数（市場価値）、非流動性とポートフォリオ収益率の自己相関との関係を示す。各ポートフォリオについて、以下の式より推定される。

$$R_{i,j,t+1} = C0_j + C1_j R_{i,j,t} + C2_j * R_{i,j,t} Iliq_zero_{i,j,t} + error_{j,t+1} \quad (3.5)$$

$$C2_j = a_j + b_j \ln mv_j + error_j \quad (3.6)$$

j : winner portfolios; loser portfolios

上式では、 $R_{i,j,t+1}(R_{i,j,t})$ は16個の回転率-非流動性-jポートフォリオに属する株式iの月t+1(t)における収益率を表し、 $Iliq_zero_{i,j,t}$ は16個の回転率-非流動性-jポートフォリオに属する株式iの月tにおける非流動性を表す。 $\ln mv_j$ は16個の回転率-非流動性-jポートフォリオの市場価値に対数をとったものである。

非流通株改革後の結果は表3.7に示されていて、改革前の結果と逆転している。パネルAをみると、非流動性-収益率の係数C2の推定値は、ウィナーポートフォリオに関して0.2472であり、ルーザーポートフォリオに関して-0.3600であり、すべての結果は1%のもとで有意である。そしてパネルBでは、情報の非対称性の代理変数である市場価値の係数bはウィナーポートフォリオの場合に負の値(-0.1080)をとるが、ルーザーポートフォリオの場合は正(0.0959)である。

この結果は、ウィナーポートフォリオの非流動性-収益率のモメンタムが小企業の株式（高い情報非対称性）と関連するのに対して、ルーザーポートフォリオの非流動性-収益率のリバーサルが大企業の株式（低い情報非対称性）と関連することと整合的である。また、

非流通株改革を通じて、 Weiner ポートフォリオとルーザーポートフォリオが異なる収益率の自己相関を経験する理由も明らかになった。すなわち、改革後は Weiner ポートフォリオとルーザーポートフォリオに含まれる株式の市場価値が大きく変わったからである。

非流通株改革前後とも、すべての結果は LMSW モデルと一致している。つまり、取引がポートフォリオの再構築に動機づけられるとき、これは情報の非対称性が低いことを意味し、高い非流動性を伴う株式はリターンリバーサルを経験する。一方、取引が私的情報に動機づけられるとき、これは情報の非対称性が高いことを意味し、高い非流動性を伴う株式はモメンタムを経験する。

次に上述の結果の頑健性を検証する。毎月 $t-1$ において、16 個の回転率-非流動性- Weiner ポートフォリオ (ルーザーポートフォリオ) の中から、4 つ最も非流動性の高いポートフォリオを選んで高非流動性ポートフォリオを構築し、同様に 4 つ最も非流動性の低いポートフォリオを選んで低非流動性ポートフォリオを構築する。そうすると、各月に Weiner ポートフォリオとルーザーポートフォリオにおいて、それぞれ高非流動性ポートフォリオと低非流動性ポートフォリオが存在する。同様のアプローチに基づき、非流通株改革前と改革後に分けて非流動性-収益率、情報の非対称性との関係を分析する。

表 3.8 は非流通株改革前に、低非流動性- Weiner ポートフォリオ (ルーザーポートフォリオ) と高流動性- Weiner ポートフォリオ (ルーザーポートフォリオ) に関して、非流動性-収益率の係数 $C2$ の推定値、またそれと情報の非対称性との関係を表す係数 b の推定値とそれらの統計量を示している。

Weiner ポートフォリオの場合、高非流動性ポートフォリオの $C2$ の推定値は、低非流動性ポートフォリオと比べよると、絶対値で大きな値が得られている。そして高非流動性ポートフォリオの b の推定値は 0.0042 であり、低非流動性ポートフォリオの 0.0017 より大きい。同様にルーザーポートフォリオの場合、高非流動性ポートフォリオの $C2$ の推定値は低非流動性ポートフォリオより低い、有意ではない。また b の推定値をみると、高非流動性ポートフォリオでは -0.1613 であり、低非流動性ポートフォリオと比べると、絶対値で大きな値が得られている。

非流通株改革後の結果は表 3.9 に示されている。Weiner ポートフォリオ (ルーザーポートフォリオ) の場合、高非流動性ポートフォリオの $C2$ の推定値は低非流動性ポートフォリオと比べて、絶対値でより大きな値が得られている。例えば、Weiner ポートフォリオにおいて、高非流動性ポートフォリオの $C2$ の推定値は 0.5141 であり、低非流動性ポートフォリオの 0.3230 より大きい。そして、Weiner ポートフォリオでは、高非流動性ポートフォリオの b の推定値は低非流動性ポートフォリオと比べると、絶対値でより大きな値が得られる一方、ルーザーポートフォリオでは、高非流動性ポートフォリオの b の推定値は低非流動性ポートフォリオと比べより大きい。しかもすべての結果が有意である。

表 3.9 低非流動性ポートフォリオと高非流動性ポートフォリオの結果（非流通株改革後）

パネル A: ポートフォリオ分析								
		C0	C1	C2	t _{C0}	t _{C1}	t _{C2}	adj.R ²
ウィナー	低非流動性	-0.0154	-0.4747**	0.3230***	-0.99	-1.85	2.75	0.054
	高非流動性	0.0113	-1.3781***	0.5141***	0.63	-3.24	3.68	0.061
ルーザー	低非流動性	0.0062	0.9036**	-0.4962***	0.39	2.00	-2.71	0.052
	高非流動性	0.0413**	2.1209***	-0.6889***	2.53	3.60	-4.24	0.113

パネル B: 回帰分析						
非説明変数		a	b	t _a	t _b	サンプル数
C2 _{ウィナー}	低非流動性	1.0717***	-0.0457***	4.31	-3.07	204
	高非流動性	2.4549***	-0.1356***	5.03	-3.94	202
C2 _{ルーザー}	低非流動性	-0.7520***	0.0318**	-2.98	2.18	195
	高非流動性	-2.6246***	0.1543**	-2.95	2.59	192

2008年10月-2012年12月の間に、16個の回転率-非流動性-ウィナーポートフォリオ（ルーザーポートフォリオ）の中で、最も非流動性の低いポートフォリオを4つ選んで低非流動性ポートフォリオとし、最も非流動性の高いポートフォリオを4つ選んで高非流動性ポートフォリオとする。この表は低流動性ポートフォリオと高流動性ポートフォリオにおいて、情報の非対称性の代理変数（市場価値）、非流動性とポートフォリオ収益率の自己相関との関係を示す。各ポートフォリオについて、以下の式より推定される。

$$R_{i,j,t+1} = C0_j + C1_j R_{i,j,t} + C2_j * R_{i,j,t} Iliq_zero_{i,j,t} + error_{j,t+1} \quad (3.5)$$

$$C2_j = a_j + b_j \ln mv_j + error_j \quad (3.6)$$

j : winner portfolios; loser portfolios

上式では、 $R_{i,j,t+1}(R_{i,j,t})$ は16個の回転率-非流動性-jポートフォリオに属する株式iの月t+1(t)における収益率を表し、 $Iliq_zero_{i,j,t}$ は16個の回転率-非流動性-jポートフォリオに属する株式iの月tにおける非流動性を表す。 $\ln mv_j$ は16個の回転率-非流動性-jポートフォリオの市場価値にログをとったものである。

要するに、情報の非対称性のもとで、高い非流動性を伴うウィナーポートフォリオ（非流通株改革前）とルーザーポートフォリオ（非流通株改革後）のリターンリバーサルは、ポートフォリオの再構築（低い情報の非対称性）に動機づけられている。一方、高い非流動性を伴うルーザーポートフォリオ（非流通株改革前）とウィナーポートフォリオ（非流通株改革後）のモメンタムは、私的情報（高い情報の非対称性）に動機づけられている。推定結果の頑健性を検証した結果、上述の結果は高非流動性ポートフォリオと高く相関している。特に非流通改革後の結果はより有意である。

3.5 結論

本章は 2001 年 1 月から 2012 年 12 月までの間に上海 A 株式市場のデータを用いて、流動性と株式収益率の自己相関について考察した。まず本章は、新しい非流動性指標 (illiq_zero) を提案し、これは Amihud (2002) の非流動性指標とゼロリターン日を統合させたものであり、取引ボリュームによって生じた株価の変化も取引コストも反映することができる。この指標の値が大きいほど、株式の流動性が低くなる。

次に、非流通株改革前 (2001 年 1 月-2005 年 4 月) は、 Weiner ポートフォリオはリターンリバーサルを経験し、ルーザーポートフォリオはモメンタムを経験する。一方改革後 (2008 年 10 月-2012 年 12 月) は、 Weiner ポートフォリオはモメンタムを経験し、ルーザーポートフォリオはリターンリバーサルを経験する。特に、改革後の Weiner ポートフォリオとルーザーポートフォリオの収益率の自己相関は全サンプル期間における結果と類似している。

さらに、回転率をコントロールしたら、 Weiner ポートフォリオとルーザーポートフォリオの収益率の自己相関は、すべて高い非流動性ポートフォリオに集中している。非流通株改革前は、16 個の回転率-非流動性- Weiner ポートフォリオ (ルーザーポートフォリオ) について、大きな収益率のリバーサル (モメンタム) は高い非流動性ポートフォリオに集中している。同様に、改革後は 16 個の回転率-非流動性- Weiner ポートフォリオ (ルーザーポートフォリオ) のモメンタム (リターンリバーサル) は非流動性の増加に伴い強くなる。

最後に、LMSW モデルに従い、本研究は株式の市場価値を用いて私的情報による取引の程度 (投機的な取引) を考察した。その結果、高い非流動性を伴うリターンリバーサルは大企業の株式 (低い情報の非対称性) に起こる一方、高い非流動性を伴うモメンタムは小企業の株式 (高い情報の非対称性) に起こる。特にこの関係は高い非流動性ポートフォリオに顕著に観察される。

第4章 中国株式市場における流動性と収益率とのクロスセクション関係、及びイディオシンクラティック・ボラティリティとの関連

4.1 はじめに

マイクロストラクチャーの視点によれば、資産価格づけに重要な要素の一つは流動性である (Easley and O'Hara, 1987, 2003; O'Hara, 1995)。この分野では、非流動性が株式の収益率と正の関連を持ち、株式の収益率を説明する際に有意なリスクファクターであることを、Amihud and Mendelson (1986) をはじめとする多数の理論研究と実証研究は示している (Brennan and Subrahmanyam, 1996; Brennan et al., 1998; Datar et al., 1998; Amihud, 2002; Pastor and Stambaugh, 2003; Acharya and Pederson, 2005; Liu, 2006; Chordia et al., 2009)。

しかし、イディオシンクラティック・ボラティリティ (Idiosyncratic volatility, 略称 Iv) と流動性、収益率の関係を分析する研究は少ない。Stoll (1978) と Ho and Stoll (1981) の在庫管理モデルによると、即時性 (immediacy) の提供者であるディーラーは、自ら保有する株式の在庫リスク (リスクを分散するには不十分な数量の株式しか保有することができないことから生じるイディオシンクラティック・ボラティリティ・リスク) に直面し、在庫株式の収益への不確実性が高くなることにより、市場に即時性あるいは流動性を提供する誘因が低下する。また、投資家間で情報が非対称である場合、株式のボラティリティが上昇するとディーラーは情報トレーダーとの取引によって生じる逆選択コストが大きくなるので、ディーラーは流動性を提供望まなくなる (Easley et al., 1996; O'Hara, 2003)。いずれのモデルでも、市場での低い流動性は高いボラティリティによって引き起こされる可能性があることを示唆している。その他、Easley and O'Hara (2010) は金融危機の期間に不確実性から非流動性が生じることをモデル化した。また、Brunnermeier and Pedersen (2009) は資産市場のボラティリティと資金調達市場の流動性と関連することを示している。資産市場で資産のボラティリティが上昇すると、これらの資産を借りる証拠金 (margin) が増加し、そこで資金調達市場の流動性が低下する³⁵。

以上で説明したように、この分野の理論的な分析は積み重ねられている一方で、実証研究はまだ十分とは言えない。Spielg and Wang (2005) は初めて米国市場においてイディオシンクラティック・ボラティリティと流動性の関係を分析した。その結果、イディオシンクラティック・ボラティリティの説明力が有意に顕著であり、流動性の効果は限定的であったことを示している。Bao et al. (2011) と Kalimipalli et al. (2012, 2013) は債券市場を対象を対象としてこの2つのファクターの共通効果を考察し、いずれも債券スプレッドに有意な影響力を持つことを示した。Han and Lesmond (2011) では、Ang et al.

³⁵ Merton (1987) によると、投資家はイディオシンクラティック・ボラティリティを負担することに対して、より大きな収益率を要求している。Vayanos and Wang (2012) は、イディオシンクラティック・ボラティリティと期待収益率との間の正の関連は非流動性と関連することを示唆している。

(2006, 2009) が検出されたイデオシンクラティック・ボラティリティ・パズルについて、流動性バイアスをコントロールするとイデオシンクラティック・ボラティリティが収益率に対する負の説明力が消えている^{36, 37}。

これらの先行研究に動機づけられ、本章はイデオシンクラティック・ボラティリティの影響を考慮して、中国株式市場の（非）流動性と収益率のクロスセクション関係を分析する。著者の知りうる限り、イデオシンクラティック・ボラティリティがもたらすバイアスを考慮して、中国株式市場を対象に非流動性と収益率との関係を分析した研究は存在していない。

米国、ヨーロッパ諸国及び日本と比べると、中国株式市場は大きな変化を経験し、いくつかの特徴がある³⁸。最も大きな変化は、2005年4月に行われた非流通株改革(Non-tradable Share Reform, 略称 NTSR) である。この改革は A 市場を対象に非流通株を流通させることによって、その結果、株式市場の流動性とボラティリティを改善することを目的としている。よって、この改革が非流動性、イデオシンクラティック・ボラティリティ及び収益率に影響を与えるかどうかを考察することは大きな意味を持つと考えられる。本章で得られた主な結果は以下の通りである。

第1に、流動性プレミアム仮説と異なり、非流通株改革前後とも株式の収益率は非流動性 (illiq_zero) の増加に伴い減少している。すなわち、中国株式市場では非流動性と収益率の間に負のクロスセクション関係があることが観察される。Amihud and Mendelson (1986)、Amihud (2002) と Pastor and Stambaugh (2003) などの研究によれば、投資家が低流動的な株式に対して補償を求めため、非流動性と収益率の間に正の関係があるはずである。これらの結果は中国株式市場に流動性プレミアム・パズルが存在することを意味している。

第2に、非流動性と収益率との負の関係について、イデオシンクラティック・ボラティリティが非流動性に与えるインパクトを考慮するために、2 変量によるポートフォリオ分析を行う。その手順は以下の通りである。毎月、まずイデオシンクラティック・ボラティリティの大きさに沿ってすべての株式を5つのポートフォリオに分け、その後各イデオシンクラティック・ボラティリティ・ポートフォリオにに基づき、非流動性指標 (illiq_zero) の大きさに沿ってさらに5つのポートフォリオを構築する。この手順によって、合計 25 個のイデオシンクラティック・ボラティリティ-非流動性ポートフォリオが得られ、この作業は毎月更新される。イデオシンクラティック・ボラティリティ・バイアスを考慮すると、非流動性と収益率の間での単調的な減少関係が観察されなくなり、特に改革後この結果は有意でなくなる。したがって本章の結果は Spiegel and Wang (2005) の結果と類似している。

³⁶ Ang et al. (2006, 2009) はイデオシンクラティック・ボラティリティが収益率に負の説明力があることを初めて発見し、イデオシンクラティック・ボラティリティ・パズルとして知られている。

³⁷ Han and Lesmond (2011) では、イデオシンクラティック・ボラティリティの測定には流動性バイアス（ゼロリターン評価法による流動性指標とビッド・アスク・スプレッド）が生じている。

³⁸ 例えば空売り制約が今現在でも存在し、市場流動性の低下やボラティリティの高騰を起こす。

第3に、非流動性指標からイディオシンクラティック・ボラティリティの影響を除去するために残差非流動性を計算する (Chen et al., 2002; Fama and French, 2008; Han and Lesmond, 2011)。具体的には、Fama-MacBeth (1973) の回帰手法を用いて、毎月株式の非流動性 (illiq_zero) をその株式のイディオシンクラティック・ボラティリティに回帰し、その残差を残差非流動性と呼ぶ。その後、すべての株式を残差非流動性の大きさに沿ってポートフォリオを構築し、それぞれのパフォーマンスをみる。非流通株改革前に残差非流動性と収益率の間にまだ負の関係が存在するが、単調的な減少関係が観察されなくなる。そして低い残差非流動性ポートフォリオをロングし、高い残差非流動性ポートフォリオをショートすることによって構築される裁定ポートフォリオの収益率も有意ではない。非流通株改革後は、残差非流動性と収益率の間に正の関係が検出される。この結果は流動性プレミアム仮説と一致している。すなわち、中国株式市場で検出された非流動性と収益率の負の関係は見せかけの現象であり、イディオシンクラティック・ボラティリティ・バイアスを取り除くと、低流動的な株式に対して投資家は高い補償を要求していることは明らかになった。

中国市場を対象とする先行研究は、ほぼ (非) 流動性と収益率との関係、あるいはイディオシンクラティック・ボラティリティと収益率との関係に集中している³⁹。例えば、Su and Mai (2004)、Wu and Song (2007) と Nayan and Zheng (2010) は回転率 (turnover ratio) を流動性指標とし、(非) 流動性と収益率の間に負 (正) の関係があることを示している。Amihud (2002) の非流動性指標を用いる研究では、Li and Wu (2003) は非流動性と収益率の間に負の関係があることを示す一方、Nayan and Zheng (2011) は市場の非流動性がリスクファクターとして、株式収益率に正の説明力を持つと示している (同様の結果も Chen et al., 2001 を参照)。その他の関連研究のうち、Jin and Yang (2002) は株価、取引ボリュームとボラティリティが市場流動性に与える効果を検証した結果、いずれも流動性に有意な説明力を持つことを示した。

中国市場を対象とする既存研究と比較すると、本章には3つの貢献が存在する。まず本章は、中国株式市場におけるより適切な非流動性指標 (illiq_zero) を提案し、イディオシンクラティック・ボラティリティの影響を考えながら非流動性と収益率の関係を分析していて、こうした研究は初めてである。第2に、非流動性と収益率の関係、及び非流動性とイディオシンクラティック・ボラティリティとの関係に、非流通株改革が影響を与えたかどうかについて分析を拡張している。第3に、イディオシンクラティック・ボラティリティが非流動性に与える影響を完全に除去するために、残差アプローチを用いる。

本章の構成は以下の通りである。4.2 節ではデータの説明、本章で用いる非流動性指標とイディオシンクラティック・ボラティリティについて詳しく述べる。4.3 節では単変量によるポートフォリオ分析とイディオシンクラティック・ボラティリティを考慮する2変

³⁹ Yang and Han (2009) はイディオシンクラティック・ボラティリティと収益率の間に負の関係があると示し、Chen et al. (2007) も同様の結果を得る一方、Deng and Zheng (2011) は逆の関係、つまりイディオシンクラティック・ボラティリティは収益率と正の関係を持つことを示している。

量によるポートフォリオ分析の結果を示す。4.4 節ではイディオシンクラティック・ボラティリティの影響を除去するため残差アプローチの分析結果を示す。4.5 節は結論である。

4.2 データ

本章で使用されるデータは、CSMAR (China Stock Market & Accounting Research) データベースに収録されている 2000 年 12 月から 2012 年 1 月までの上海 A 株式市場に上場する全銘柄の日次と月次収益率、市場収益率や取引ボリュームなどである。また、企業ごとの簿価時価比率 (B/M) と時価価値 (MV) のような会計情報の年次データは各企業の貸借対照表から入手する⁴⁰。月次の安全資産利率は CSMAR から得られる年次の安全資産利率を月に換算したものである。推定に用いられるサンプルは、月における株式の取引が 10 日間以上の株式に限られている。

4.2.1 非流動性指標とイディオシンクラティック・ボラティリティの測定

中国株式市場において、取引コストが高いため 1 日取引が成立しないケースが多数観察される。その結果として、ゼロリターンになる株式の割合が多く存在する。従って、本章は新しい非流動性指標 - Illiq_zero を提案し、以下のように計算されている。

$$Illiq_Zero_{i,t} = \left[\ln \left(\frac{1}{N_{i,t}} \sum_{d=1}^{N_{i,t}} |R_{i,d}| / VOLD_{i,d} \right) \right] + NT\%_{i,t} \quad (4.1)$$

この式では、 $N_{i,t}$ は月 t における株式 i の取引日数を表し、 $|R_{i,d}|$ は日 d における株式 i の収益率の絶対値を表し、 $VOLD_{i,d}$ は日 d における株式 i の取引ボリュームを表す⁴¹。 $NT\%_{i,t}$ はある月 t における株式 i のゼロリターン日の数を表す。もしある日に株式 i の収益率がゼロではない場合、この指標は Amihud (2002) の非流動性指標に対数をとったものとなり、取引ボリュームによって生じた株価の変化を反映する。それに対して、ある日の収益率がゼロであるならば、この指標は Lesmond et al. (1999) のゼロ評価方法と一致し、取引コストを反映する⁴²。従って、この新しい非流動性指標は取引ボリュームによって生じた株価の変化も取引コストも一つの式でとらえている。この指標の値が大きいほど株式の流動性が低いことを意味する。

Ang et al. (2006, 2009) に基づき、本章では Fama and French (1993) が提案している 3 ファクターモデルの残差の標準偏差をイディオシンクラティック・ボラティリティの指

⁴⁰ <http://www.stockstar.com/>, 証券の星-中国金融証券ホームページから入手する。

⁴¹ 各株式の取引ボリュームは中国人民元で評価され、計算するときに 10^{10} で割った値を用いる。

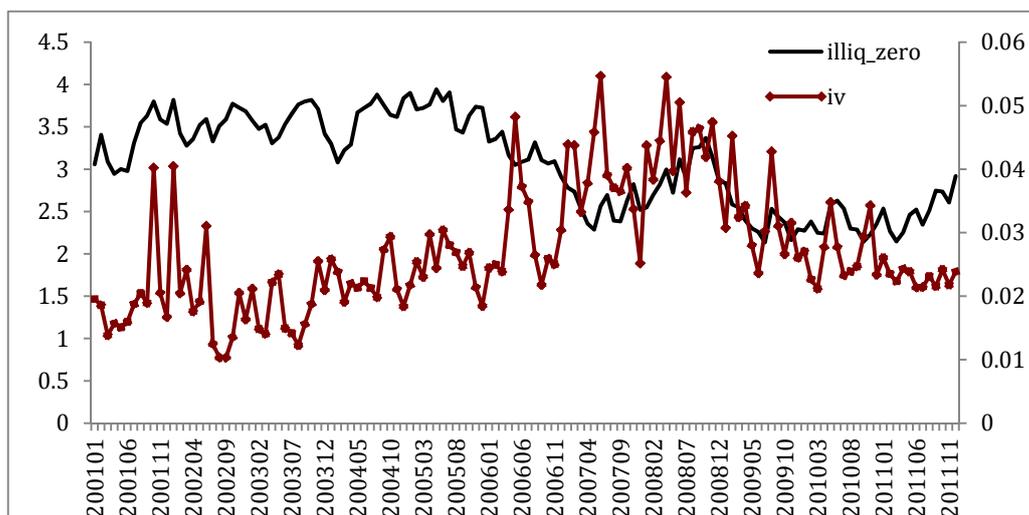
⁴² Lesmond et al. (1999) はある一定の期間におけるゼロリターン日の割合を非流動性指標とし、流動性の取引コストの側面をとらえている。

標とする。毎月、各株式の日次超過収益率を各株式の Fama-French の 3 つのファクター、すなわちマーケット・ポートフォリオの超過収益率 ($R_m - r_f$)、小型株と大型株の差によるポートフォリオの収益率 (SMB) とバリュー株とグロース株の差によるポートフォリオの収益率 (HML) に以下のように回帰する。

$$R_{id} - r_{fd} = \alpha_{it} + \beta_{it}(R_{md} - r_{fd}) + s_{it}SMB_d + h_{it}HML_d + \varepsilon_{id} \quad (4.2)$$

この式では、d (t) が日 (月) を表し、しかも d は t に属する。 β_i , s_i , h_i はファクターのローディングを表す。各株式に対して、月ごとに時系列の回帰分析を行い、得られた残差の標準偏差を各株式の月ごとのイディオシンクラティック・ボラティリティと呼ぶ。

図 4.1 非流動性指標とイディオシンクラティック・ボラティリティの推移



サンプルに含まれる株式は 2001 年 1 月～2011 年 12 月の間に上海 A 株式市場に上場しているすべての普通株である。ただし、取引が 10 日以下の株式は除外される。非流動性指標は以下のように計算される。

$Illiq_Zero_{i,t} = \left[\ln \left(\frac{1}{N_{it}} \sum_{d=1}^{N_{it}} |R_{i,d}| / VOLD_{i,d} \right) \right] + NT\%_{i,t}$, この式では $N_{i,t}$ は株式 i が月 t における取引日数を表し、 $|R_{i,t}|$ は株式 i が日 d における収益率の絶対値を表し、そして $VOLD_{i,d}$ は株式 i が日 d における取引ボリューム (中国人民元) を表す。 $NT\%_{i,t}$ はある月におけるゼロリターン日の割合を示している。イディオシンクラティック・ボラティリティは Fama-French (1993) 3 ファクターモデルの残差の標準偏差を用いる。

図 4.1 は時間の経過に伴う非流動性指標 (illiq_zero) とイディオシンクラティック・ボラティリティの推移をプロットしたものである。2006 年以前は、非流動性指標は高い水準 (平均値が 3 の付近) を記録し、その後低下している。これは非流通株改革の影響より、中国株式市場の流動性が高くなってきたことを意味している。一方、イディオシンク

ラティック・ボラティリティは2006年以前に小幅な動きを示し、その後大きな変動を経過してから、2011年から平になっている。Li et al. (2011)は、非流通株改革の前に分析対象となる流通市場のイデオシンクラティック・ボラティリティの水準が非流通市場と比べて極めて低いことを指摘している。彼らによると、非流通市場では国や地方政府、また機関投資家がある株式のみに絶対的な割合を持ち、リスクが十分に分散されていないため、非流通市場でのイデオシンクラティック・ボラティリティは高い水準に据えられている。非流通株改革後に、非流通市場の株がほぼ流通するようになり、流通市場のイデオシンクラティック・ボラティリティが大きく変動していることは明らかになった。2011年以降になると、流通市場がより効率的になるので、イデオシンクラティック・ボラティリティの動きも小さくなる。

4.2.2 記述統計量

表4.1は本章で使用される変数の記述統計量を示している。Fama-Frenchの3ファクターについて、SMBの平均値は-0.0073、最小値は-0.1504、最大値は0.0984である。HMLの平均値は-0.0106である。全サンプル期間における非流動性指標の平均値は2.0197、最小値は-3.7793、最大値は12.1131であるのに対して、イデオシンクラティック・ボラティリティの平均値は0.0294、最小値は0.0001、最大値は5.6571である。

表4.1 変数の記述統計量

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
R	78162	0.0130	0.1430	-0.7703	1.8945
Size	78527	14.4319	1.3289	11.4431	21.3179
BK	78497	7.4670	0.9731	3.1713	12.7957
Rm	132	0.0070	0.0896	-0.2693	0.2925
SMB	132	-0.0073	0.0479	-0.1504	0.0984
HML	132	-0.0106	0.0302	-0.1024	0.0637
Illiq_zero	78162	2.0197	1.5436	-3.7793	12.1131
Iv	78162	0.0294	0.0438	0.0001	5.6571

サンプルに含まれる株式は2001年1月から2011年12月までの期間に上海A株式市場に上場しているすべての普通株である。ただし、取引が10日以下の株式は除外される。SizeとBKはそれぞれ株式の市場価値と簿価価値(ログ値)を表す。Rmはマーケット・ポートフォリオの収益率、SMBとHMLはそれぞれ小型株と大型株の差によるポートフォリオの収益率とバリュー株とグロース株の差によるポートフォリオの収益率を表す。非流動性指標はすべての株式の非流動性を表している。イデオシンクラティック・ボラティリティ(Iv)はFama-French(1993)3ファクターモデルの残差の標準偏差を用いる。

変数間の相関関係は表4.2に示されている。個別株式の収益率とSMBの相関係数は

0.3073 であり、小型株が大型株より大きな収益率を獲得することは明らかである。株式収益率と HML の間に負の相関があることは先行研究と異なっている。非流動性指標 (illiq_zero) と株式収益率の相関係数は-0.1888 であり、すなわち、非流動性が低いほど収益率が大きい。これは Amihud and Mendelson (1986) と Amihud (2002) の結果と整合ではない。非流動性指標とイデオシンクラティック・ボラティリティの間に負の関係が観察される (-0.0795)。

表 4.2 変数間の相関係数

	R	Rm	SMB	HML	Illiq_zero	Iv
R	1.0000					
Rm	0.6740	1.0000				
SMB	0.3073	0.1453	1.0000			
HML	-0.1104	0.0512	-0.4239	1.0000		
Illiq_zero	-0.1888	-0.1900	-0.1221	0.1209	1.0000	
Iv	0.0277	0.0097	0.0360	-0.0470	-0.0795	1.0000

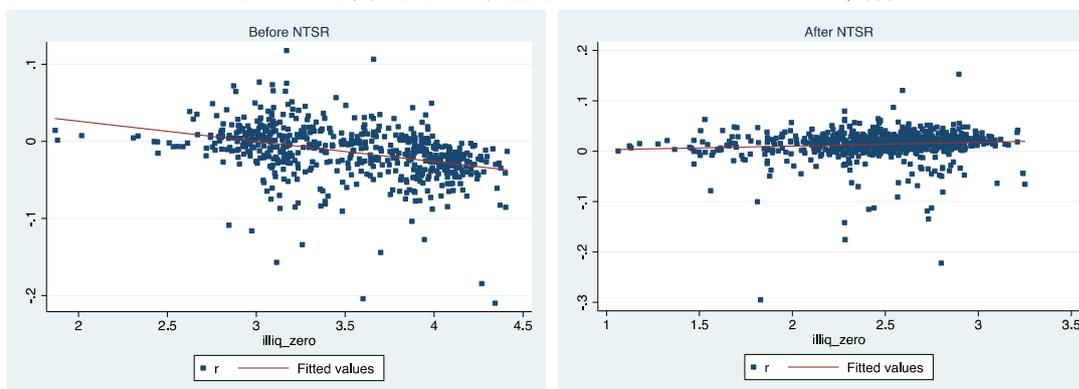
サンプルに含まれる株式は 2001 年 1 月～2011 年 12 月の期間に上海 A 株式市場に上場しているすべての普通株である。ただし、取引が 10 日以下の株式は除外される。R は個別株式の収益率を表す。Rm はマーケット・ポートフォリオの収益率、SMB と HML はそれぞれ小型株と大型株の差によるポートフォリオの収益率とバリュー株とグロース株の差によるポートフォリオの収益率を表す。非流動性指標は以下のように計算される。
$$Illiq_Zero_{i,t} = \left[\ln \left(\frac{1}{N_{i,t}} \sum_{d=1}^{N_{i,t}} |R_{i,d}| \right) / VOLD_{i,d} \right] + NT\%_{i,t}$$
 この式では $N_{i,t}$ は株式 i が月 t における取引日数を表し、 $|R_{i,d}|$ は株式 i が日 d における収益率の絶対値を表し、そして $VOLD_{i,d}$ は株式 i が日 d における取引ボリューム (中国人民元) を表す。 $NT\%_{i,t}$ はある月におけるゼロリターン日の割合を示す。イデオシンクラティック・ボラティリティ (Iv) は Fama-French (1993) 3 ファクターモデルの残差の標準偏差を用いる。

次に非流通株改革の影響を考慮するために、サンプル期間を非流通株改革前 (2001 年 1 月-2005 年 4 月) と改革後 (2008 年 10 月-2011 年 12 月) に分けて上述の関係をより正確に考察する。図 4.2 は非流通株改革前と改革後における非流動性指標 (illiq_zero) と収益率のクロスセクション関係を示したものである。非流通株改革前に非流動性指標と収益率の間に明らかな負の相関関係がみられる一方、改革後にこの負の相関関係が観察されなくなり、横ばいになってきた。非流通株改革前に短期的な利益を追求する個人投資家が流通市場の大半を占め、流動性の高い株式がより積極的に取引されている。その結果、流動性が高いほど収益率が大きくなる。

図 4.3 は非流通株改革前と改革後における非流動性とイデオシンクラティック・ボラティリティのクロスセクション関係を示したものである。非流通株改革前に非流動性とイデオシンクラティック・ボラティリティの間に若干の負の相関関係がある一方、改革後に明らかな正の関係が現れてきた。特に改革後の結果は理論的な先行研究の結果と整合的

で、イデオシンクラティック・ボラティリティが非流動性指標に正の影響を与えている。

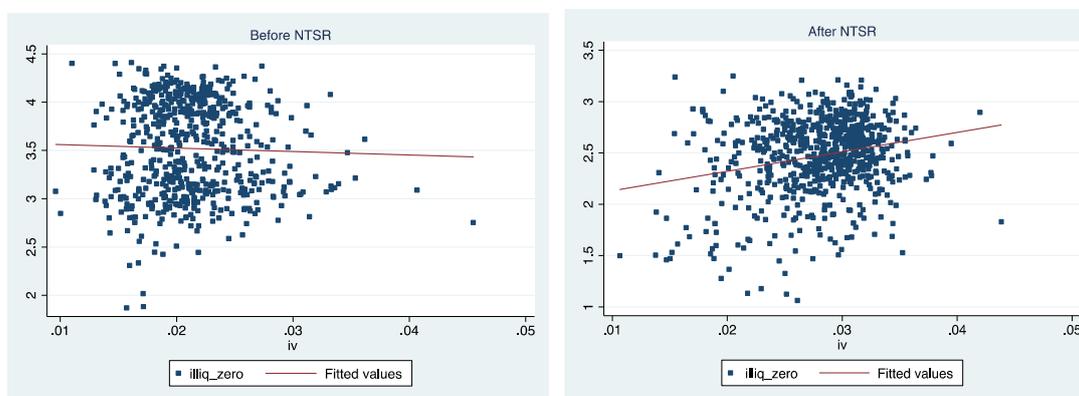
図 4.2 非流動性と収益率とのクロスセクション関係



サンプルに含まれる株式は上海 A 株式市場に上場しているすべての普通株である。ただし、取引が 10 日以下の株式は除外される。期間は非流通株改革前（2001 年 1 月-2005 年 4 月）と後（2008 年 10 月-2011 年 12 月）に分けられている。r は株式の収益率を表す。非流動性指標は以下のように計算される。

$$Illiq_Zero_{i,t} = \left[\ln\left(\frac{1}{N_{i,t}} \sum_{d=1}^{N_{i,t}} |R_{i,d}|\right) / VOLD_{i,d} \right] + NT\%_{i,t}$$
 この式では $N_{i,t}$ は株式 i が月 t における取引日数を表し、 $|R_{i,t}|$ は株式 i が日 d における収益率の絶対値を表し、そして $VOLD_{i,d}$ は株式 i が日 d における取引ボリューム（中国人民元）を表す。 $NT\%_{i,t}$ はある月におけるゼロリターン日の割合を示している。

図 4.3 非流動性とイデオシンクラティック・ボラティリティとのクロスセクション関係



サンプルに含まれる株式は上海 A 株式市場に上場しているすべての普通株である。ただし、取引が 10 日以下の株式は除外される。期間は非流通株改革前（2001 年 1 月-2005 年 4 月）と改革後（2008 年 10 月-2011 年 12 月）に分けられている。非流動性指標は以下のように計算される。

$$Illiq_Zero_{i,t} = \left[\ln\left(\frac{1}{N_{i,t}} \sum_{d=1}^{N_{i,t}} |R_{i,d}|\right) / VOLD_{i,d} \right] + NT\%_{i,t}$$
 この式では $N_{i,t}$ は株式 i が月 t における取引日数を表し、 $|R_{i,t}|$ は株式 i が日 d における収益率の絶対値を表し、そして $VOLD_{i,d}$ は株式 i が日 d における取引ボリューム（中国人民元）を表す。 $NT\%_{i,t}$ はある月におけるゼロリターン日の割合を示している。イデオシンクラティック・ボラティリティ (Iv) は Fama-French (1993) 3 ファクターモデルの残差の標準偏差を用いる。

ここでサンプルに含まれるすべての株式は月次の非流動性指標に沿って5つのポートフォリオを構築し、毎月繰り返す。ポートフォリオの記述統計量は表 4.3 に示されている。

表 4.3 非流動性指標によるポートフォリオの記述統計量

	Illiq_zero	Amihud	Iv	Insize	lnbk
Panel A: Before NTSR					
1 (Low)	2.844 (0.32)	0.079 (0.05)	0.0206 (0.01)	14.554 (0.77)	16.258 (1.81)
2	3.270 (0.21)	0.182 (0.09)	0.0212 (0.01)	13.959 (0.54)	15.512 (1.31)
3	3.685 (0.21)	0.385 (0.21)	0.0207 (0.00)	13.698 (0.41)	15.221 (1.11)
4	3.860 (0.28)	0.639 (0.39)	0.0220 (0.01)	13.281 (0.56)	15.046 (1.04)
5 (High)	4.139 (0.37)	1.071 (0.93)	0.0203 (0.01)	13.097 (0.67)	14.901 (1.01)
Panel B: After NTSR					
1 (Low)	1.842 (0.35)	0.009 (0.01)	0.0277 (0.01)	16.769 (1.20)	17.253 (2.16)
2	2.295 (0.26)	0.023 (0.02)	0.0288 (0.01)	15.622 (0.78)	15.662 (1.22)
3	2.515 (0.28)	0.039 (0.04)	0.0287 (0.01)	15.212 (0.73)	15.222 (1.08)
4	2.718 (0.30)	0.064 (0.08)	0.0281 (0.01)	14.881 (0.73)	14.949 (1.05)
5 (High)	3.014 (0.35)	0.120 (0.21)	0.0279 (0.01)	14.516 (0.76)	14.686 (1.06)

サンプルに含まれる株式は上海 A 株式市場に上場しているすべての普通株である。ただし、取引が 10 日以下の株式は除外される。パネル A(B) は非流通株改革前(後)の結果を示している。1 (Low) ~5 (High) は非流動性指標によって構築された 5 つのポートフォリオを表す。Amihud は Amihud (2002) の非流動性指標であり、取引ボリュームによって生じた株価の変化で評価される。イデオシンクラティック・ボラティリティ (Iv) は Fama-French (1993) 3 ファクターモデルの残差の標準偏差を用いる。Insize と lnbk はそれぞれ時価価値と簿価価値に自然対数をとったものである。括弧の中は標準偏差を表す。

非流通株改革前と比較して、改革後に各ポートフォリオの非流動性指標も Amihud (2002) の非流動性指標も大きく下落している一方、ポートフォリオの時価総額と簿価価値が逆に上昇している。これは非流通株改革を通して中国株式市場が増大し、流動性が高くなって

いることを意味している。また、非流通株改革後に各ポートフォリオのイデオシンクラティック・ボラティリティの水準は0.0277~0.0288の間で変動し、改革前の水準(0.0206~0.0220)より大きくなっている。これは図4.1と整合的である。

非流通株改革前後ともに非流動性指標の増加につれて Amihud(2002)の指標が単調的に上昇している。これは我々の新しい非流動性指標が Amihud (2002) の指標と大きく関連することを示唆している。また非流通株改革前にイデオシンクラティック・ボラティリティは非流動性指標 (illiq_zero) の増加に伴い明らかな傾向もないし、改革後に各ポートフォリオのイデオシンクラティック・ボラティリティに大きな差が観察されない。この結果は、イデオシンクラティック・ボラティリティがポートフォリオを構築することによって十分に分散化されているからである。最後に非流通株改革前後ともに、非流動性指標 (illiq_zero) の増加につれて、企業の時価価値と簿価価値も単調に減少している。これは流動性の低い企業が規模の小さい、またバリュー企業である傾向が大きいことと整合的である。

4.3 単変量と2変量によるポートフォリオ分析

この節では、非流通株改革前と改革後に分けて、単変量(非流動性)と2変量(非流動性 & イデオシンクラティック・ボラティリティ)によってポートフォリオを構築し、非流動性と収益率のクロスセクション関係を考察する。

4.3.1 単変量によるポートフォリオ収益率

サンプルに含まれるすべての株式をそれらの非流動性指標に沿って5つの等平均ポートフォリオを構築し、最も非流動性指標の低いポートフォリオをP1、最も非流動性指標の高いポートフォリオをP5と呼ぶ。そして最も非流動性指標の低いポートフォリオをロングし、最も非流動性指標の高いポートフォリオをショートすることにより裁定ポートフォリオ(P1-P5)を組み立てる。特に、ポートフォリオは毎月構築が繰り返され、それぞれの収益率を観察する。さらに各ポートフォリオの収益率に対して、CAPMモデルとFama-Frenchの3ファクターモデルより回帰分析が行われたアルファの値も挙げる。

表4.4に示されるように、パネルAは非流通株改革前の結果を表し、パネルBは非流通株改革後の結果を表す。パネルAより、ポートフォリオ1(最も低いilliq_zeroポートフォリオ)は0.692%という月次収益率を実現し、ポートフォリオ5(最も高いilliq_zeroポートフォリオ)は-2.669%の月次収益率を実現している。その結果、裁定ポートフォリオ(P1-P5)は3.361%という正の月次収益率を示し、有意水準1%の下で有意である($t=19.00$)。しかも非流動性指標の増加に伴い、ポートフォリオの収益率は単調な減少傾向を示している。これは流動性が高いほど収益率が大きいことを意味し、既存研究の結果と整合的ではない。Amihud(2002)などによると、投資家は流動性の低い株式に対して補償を要

求するため、株式の流動性と収益率の間に負の関係が存在するはずである。CAPM モデルと 3 ファクターモデルによってポートフォリオの収益率を推定した結果、アルファの値は非流動性指標の増加に伴い単調に減少している。例えば、裁定ポートフォリオ (P1-P5) の場合をみると、CAPM モデルのアルファは 3.134% (t=12.60) であり、同様に 3 ファクターモデルのアルファも 1.708% (t=2.93) という有意な正の値を示している。これらの結果は中国市場に非流動性と収益率の間に有意な負の関係があることを示している。

表 4.4 非流動性指標によるポートフォリオの収益率 (%)

Panel A : Before NTSR						
	1(Low)	2	3	4	5(High)	P1-P5
Return	0.692	-0.887	-1.762	-2.205	-2.669	3.361
	5.26	-6.75	-13.83	-18.51	-22.54	19.00
CAPM Alpha	1.881	0.506	-0.301	-0.719	-1.253	3.134
	16.70	4.85	-3.15	-8.76	-14.71	12.60
FF-3 Alpha	1.378	0.507	0.252	0.047	-0.330	1.708
	10.61	4.18	2.31	0.51	-3.53	2.93
Panel B : After NTSR						
	1(Low)	2	3	4	5(High)	P1-P5
Return	2.135	2.089	2.045	1.564	1.270	0.865
	10.49	10.44	10.32	8.09	6.85	3.14
CAPM Alpha	1.232	1.221	1.185	0.682	0.394	0.838
	8.11	7.87	7.76	4.74	2.98	2.68
FF-3 Alpha	0.799	0.471	0.409	0.228	-0.110	0.909
	4.77	2.89	2.61	1.55	-0.83	0.71

サンプルに含まれる株式は上海 A 株式市場に上場しているすべての普通株である。ただし、取引が 10 日以下の株式は除外される。パネル A は非流通株改革前、パネル B は非流通株改革後の結果を表す。1 (Low) ~5 (High) は非流動性指標によって構築された 5 つのポートフォリオを表す。(P1-P5) は最も低い非流動性指標のポートフォリオをロングし、最も非流動性指標の高いポートフォリオをショートする裁定ポートフォリオを表す。Return, CAPM Alpha と FF-3 Alpha はそれぞれポートフォリオの収益率、CAPM モデルによるアルファと 3 ファクターモデルによるアルファを示す。各収益率の下の値は t 値を表す。

非流通株改革後は、ポートフォリオの収益率、CAPM モデルのアルファと 3 ファクターモデルのアルファも非流通株改革前 (パネル A) と同様の傾向を示している。例えば、3 ファクターモデルのアルファは非流動性指標の増加に伴い 0.799% から -0.110% に下落し、裁定ポートフォリオは 0.909% という正の値を示している。

非流通株改革前後とも、ポートフォリオの収益率は非流動性指標が低いランクから非流動性指標の高いランクに移動するにつれて単調に減少している。この結果は CAPM モデル、3 ファクターモデルによって推定しても頑健であり、中国株式市場では流動性プレミア

ム・プズルが存在すると言える。すなわち、既存研究の結果と異なり、中国株式市場では流動性が高いほど収益率が大きくなる。

4.3.2 2変量によるポートフォリオ収益率

この節ではイデオシンクラティック・ボラティリティの影響を考慮する上で、非流動性指標と収益率のクロスセクション関係を検証するために2変量によるポートフォリオ分析を行う。まず各月に、すべての株式をイデオシンクラティック・ボラティリティに沿って5つのポートフォリオを構築する。その後、各イデオシンクラティック・ボラティリティ・ポートフォリオの中で、さらに非流動性指標によって5つのポートフォリオを構築し、合計25個のポートフォリオが得られる。

表4.5は非流通株改革前（パネルA）と改革後（パネルB）において、ポートフォリオ収益率を3ファクターモデルより回帰したアルファの値を示している。(P1-P5)という欄は各イデオシンクラティック・ボラティリティ・ポートフォリオにおいて、最も非流動性指標の低いポートフォリオをロングし、最も非流動性指標の高いポートフォリオをショートすることによって構築される裁定ポートフォリオの値を示す。最後の列 - Control for Iv は非流動性指標ポートフォリオごとに、イデオシンクラティック・ボラティリティ・ポートフォリオを等平均した値を示している。これはイデオシンクラティック・ボラティリティの影響をコントロールする上で、非流動性と収益率の関係を考察できる。

非流通株改革前は、非流動性と収益率の負の関係は各イデオシンクラティック・ボラティリティ・ポートフォリオにも検出されている。すなわち、Iv 1~Iv 5において、最も非流動性指標の低いポートフォリオは最大の値を示し、最も非流動性指標の高いポートフォリオは最小の値を示している。そして裁定ポートフォリオの値はイデオシンクラティック・ボラティリティと関わらず、すべて正の値を示す。ただし、結果が全部有意ではない。例えば、イデオシンクラティック・ボラティリティ・ポートフォリオ4において、3ファクターモデルのアルファは0.569%から-0.190%に減少し、裁定ポートフォリオの値が0.759%であり、有意ではない(t=0.80)。最後に、Control for Ivのところをみると、アルファは単調な減少傾向を示し、裁定ポートフォリオが1.428%という正の値を得るが、有意ではない。これらの結果は、イデオシンクラティック・ボラティリティが非流動性と収益率のクロスセクション関係に一定のインパクトを与えることを示唆している。

非流通株改革後の結果はパネルBに示されている。各イデオシンクラティック・ボラティリティ・ポートフォリオにおいて、裁定ポートフォリオの値はすべて正であるが、非流動性と収益率との負の関係が単調ではなくなる。例えば、イデオシンクラティック・ボラティリティ・ポートフォリオ2において、最大のアルファ値を示すのは非流動性指標によるポートフォリオ3(-0.892%)であり、非流動性指標によるポートフォリオ1ではない(-1.382%)。

表 4.5 非流動性指標とイデオシンクラティック・ボラティリティによるポートフォリオ
の収益率 (%) (3 ファクターモデルによるアルファ)

Panel A : Before NTSR						
	Illiq_zero1(Low)	2	3	4	5(High)	P1-P5
Iv 1(Low)	0.604	0.223	-0.126	-0.260	-0.940	1.544
	3.27	1.16	-0.72	-1.58	-6.25	5.65
2	0.720	0.542	-0.238	-0.387	-0.457	1.177
	3.36	2.53	-1.30	-2.33	-3.15	2.54
3	0.781	0.221	-0.175	-0.491	-0.391	1.172
	3.04	0.96	-0.91	-2.96	-2.38	1.85
4	0.569	0.177	0.461	-0.267	-0.190	0.759
	2.02	0.69	2.01	-1.29	-0.96	0.80
Iv 5(High)	3.415	2.036	1.248	1.303	0.934	2.481
	8.38	5.54	3.53	4.08	2.92	2.59
Control for Iv	1.219	0.642	0.238	-0.018	-0.209	1.428
	9.47	5.36	2.18	-0.18	-2.19	1.87
Panel B : After NTSR						
	Illiq_zero1(Low)	2	3	4	5(High)	P1-P5
Iv 1(Low)	-0.968	-1.495	-1.514	-1.588	-1.478	0.510
	-4.72	-6.53	-6.45	-6.91	-7.77	7.53
2	-1.382	-1.312	-0.892	-1.726	-1.932	0.550
	-4.92	-4.86	-3.58	-7.77	-9.18	7.88
3	-0.592	-1.258	-1.075	-1.433	-1.597	1.005
	-1.87	-4.17	-3.72	-5.43	-7.09	5.88
4	1.108	0.248	-0.076	-0.067	0.176	0.932
	3.19	0.73	-0.23	-0.22	0.62	0.56
Iv 5(High)	6.523	5.469	5.421	5.731	4.660	1.863
	13.19	11.15	12.16	12.11	10.87	10.18
Control for Iv	0.941	0.335	0.376	0.188	-0.027	0.968
	5.63	2.05	2.46	1.24	-0.20	0.18

サンプルに含まれる株式は上海 A 株式市場に上場しているすべての普通株である。ただし、取引が 10 日以下の株式は除外される。パネル A は非流通株改革前、パネル B は非流通株改革後の結果を表す。各月にイデオシンクラティック・ボラティリティによって Iv1~Iv5 という 5 つのポートフォリオを構築する。その後各 Iv ポートフォリオについて、さらに非流動性指標によって 5 つのポートフォリオ (Illiq_zero 1~Illiq_zero 5) を構築する。(P1-P5) は最も低い非流動性指標のポートフォリオをロングし、最も非流動性指標の高いポートフォリオをショートすることによって構築される裁定ポートフォリオを表す。Control for Iv は各非流動性ポートフォリオにイデオシンクラティック・ボラティリティを平均したものを表す。各収益率の下の値は t 値を表す。

イデオシンクラティック・ボラティリティをコントロールしたら (Control for Iv)、非流動性指標によるポートフォリオ 1 は 0.941% という最も大きな値を示し、その次は同ポートフォリオ 3 (0.376%)、同ポートフォリオ 2 (0.335%)、同ポートフォリオ 4 (0.188%)、最後は同ポートフォリオ 5 (-0.027%) である。しかし、非流動性指標によるポートフォリオ 1 のみは有意水準 1% の下で有意であり、残りは全部有意ではない。特に、裁定ポートフォリオの値が正であるが、t 統計量はわずか 0.18 である。言い換えると、イデオシンクラティック・ボラティリティの影響を考慮すると、非流動性と収益率の負の関係が抑制されている。

要するに、非流通株改革前後とも中国株式市場に流動性・プレミアム・プズルが存在する。しかし、このパズルはイデオシンクラティック・ボラティリティの影響をコントロールすると抑制されている。特に非流通株改革後にこの結果がより有意である。

4.4 残差アプローチ

前述の 2 変量によるポートフォリオ分析の結果、イデオシンクラティック・ボラティリティの影響を考慮しない場合に得られた非流動性と収益率とのクロスセクション関係は決定的なものではない。在庫管理モデルが示唆しているように、非流動性指標でソートした結果はイデオシンクラティック・ボラティリティでソートした結果から影響される可能性がある。そのため、この節では非流動性指標からイデオシンクラティック・ボラティリティの影響を完全に除去する残差アプローチを用いる (例、Chen et al., 2002; Fama and French, 2008; Han and Lesmond, 2011)。すなわち、株式ごとに非流動性指標をイデオシンクラティック・ボラティリティに回帰し、得られた残差 - 残差非流動性指標を用いる手法である。このアプローチは Fama-MacBeth (1973) の回帰手法を用い、非流動性指標からイデオシンクラティック・ボラティリティを直交化させるので、イデオシンクラティック・ボラティリティの影響を完全に除去し、非流動性と収益率の関係を分析できる。

4.4.1 非流動性指標とイデオシンクラティック・ボラティリティ

表 4.6 は非流通株改革前と改革後に分けて Fama-MacBeth (1973) の回帰結果を示している。具体的には、毎月株式ごとに単独のクロスセクション回帰を非流通株改革前と改革後に分けて行う。そうすると、非流通株改革前に 52 か月間のクロスセクション回帰と非流通株改革後に 39 か月間のクロスセクション回帰が繰り返される。これは非流通株改革前に 10475 本の回帰式と改革後に 26089 本の回帰式が得られる。表 4.6 はこれらの回帰式の平均係数、それらの t-統計量と決定係数を報告している。

表 4.6 非流動性指標とイデオシンクラティック・ボラティリティ

Dependent variable : Illiq_zero						
	Coef.		Std.Err.	t	No. of Obs	Adj.R ²
Before NTSR						
Iv	-4.886	***	1.68	-2.91		
_cons	3.549	***	0.05	78.18	10475	1.13%
After NTSR						
Iv	5.760	***	0.23	24.98		
_cons	2.312	***	0.01	337.56	26089	2.21%

サンプルに含まれる株式は上海 A 株式市場に上場しているすべての普通株である。ただし、取引が 10 日以下の株式は除外される。Before NTSR は非流通株改革前（2001 年 1 月-2005 年 4 月）、After NTSR は非流通株改革後（2008 年 10 月-2011 年 12 月）の結果を表す。この表は Fama-MacBeth の回帰結果を示している。非説明変数が非流動性指標であり、説明変数はイデオシンクラティック・ボラティリティ（Iv）であり、Fama-French（1993）3 ファクターモデルの残差の標準偏差により評価される。1%、5%、10%の有意水準はそれぞれ***、**、*で表される。

非流通株改革前は、イデオシンクラティック・ボラティリティと非流動性指標が負の関係を持ち、理論的な先行研究の結果と異なっている（係数の推定値=-4.886）。一方、非流通株改革後にイデオシンクラティック・ボラティリティは非流動性指標に対して有意な正の説明力を持つ（係数の推定値=5.760）。このような違いが生じた理由は以下のように説明することができる。非流通株改革を通して、流通市場における投資家構成が大きく変わり、大株主の機関投資家や政府法人が流通市場に参入してきた。これらの変化は中国株式市場の流動性やイデオシンクラティック・ボラティリティに直接的な影響を与え、結果的に中国株式市場が先進国市場に近づきつつあると考えられる。従って、非流通株改革後は、非流動性指標とイデオシンクラティック・ボラティリティの間に正の関係が存在し、この結果は Stoll（1978）、Ho and Stoll（1981）、Easley et al.（1996）、O'Hara（2003）などの理論的な先行研究の結果と整合的である。

4.4.2 残差非流動性指標によるポートフォリオ分析

毎月、サンプルに含まれるすべての株式は前節で計算した残差非流動性指標（residual illiq_zero）に沿って 5 つの等平均ポートフォリオを構築し、また最も残差非流動性指標の低いポートフォリオをロングし、最も残差非流動性指標の高いポートフォリオをショートすることにより裁定ポートフォリオ（P1-P5）も構築する。結果は表 4.7 に示されている。

非流通株改革前（パネル A）は、残差非流動性指標によるポートフォリオの収益率は非流動性指標の増加に伴い減少している傾向を示し、裁定ポートフォリオ（P1-P5）は 0.377% という正の収益率を実現している。これらの結果は 3.1 節での非流動性指標によるポート

フォリオ分析の結果と一致している。しかし、3ファクターモデルのアルファをみると、残差非流動性指標によるポートフォリオ1のみ有意な値を示し、残りは全部有意なものではない。例えば、裁定ポートフォリオ (P1-P5) のアルファは1.888%という正の値を示しているが、t統計量は0.85であり、有意ではない。

表 4.7 残差非流動性指標によるポートフォリオの収益率 (%)

Panel A: Before NTSR						
	1(Low)	2	3	4	5(High)	P1-P5
Return	-0.694	-1.788	-1.818	-1.478	-1.071	0.377
	-3.94	-13.78	-15.76	-13.98	-12.02	1.91
CAPM Alpha	1.148	-0.240	-0.433	-0.221	-0.152	1.300
	7.99	-2.55	-5.26	-2.94	-2.20	1.36
FF-3 Alpha	1.780	0.168	-0.013	0.035	-0.108	1.888
	10.97	1.55	-0.14	0.41	-1.34	0.85
Panel B : After NTSR						
	1(Low)	2	3	4	5(High)	P1-P5
Return	-0.770	-0.223	0.294	2.065	7.708	-8.478
	-5.93	-1.39	1.63	10.30	29.60	-29.07
CAPM Alpha	-1.445	-1.038	-0.586	1.116	6.639	-8.084
	-15.47	-9.41	-4.69	7.91	33.35	-42.67
FF-3 Alpha	-1.410	-1.452	-1.194	0.275	5.553	-6.963
	-14.12	-12.97	-9.44	1.90	26.47	-33.78

サンプルに含まれる株式は上海 A 株式市場に上場しているすべての普通株である。ただし、取引が 10 日以下の株式は除外される。パネル A は非流通株改革前、パネル B は非流通株改革後の結果を表す。1 (Low) ~ 5 (High) は残差非流動性指標 (Residual illiq_zero) によって構築された 5 つのポートフォリオを表す。残差非流動性指標は非流動性指標をイディオシンクラティック・ボラティリティによって回帰された残差とする。(P1-P5) は最も低い残差非流動性指標のポートフォリオをロングし、最も残差非流動性指標の高いポートフォリオをショートする裁定ポートフォリオを表す。Return、CAPM Alpha と FF-3 Alpha はそれぞれポートフォリオの収益率、CAPM モデルによるアルファと 3 ファクターモデルによるアルファを示す。各収益率の下の値は t 値を表している。

逆に非流通株改革後 (パネル B) は、残差非流動性指標によるポートフォリオの収益率は非流動性の増加に伴い上昇している。すなわち、残差非流動性指標と収益率の間に正のクロスセクション関係が観察されている。残差非流動性指標によるポートフォリオ 1 は -0.770% という月次収益率を実現し、次に同ポートフォリオ 2 の収益率は -0.223%、同ポートフォリオ 3 の収益率は 0.294%、同ポートフォリオ 4 の収益率は 2.065%、最後に同ポートフォリオ 5 の収益率は 7.708% である。そして CAPM モデルのアルファも 3 ファクターモデルのアルファも非流動性の増加につれて単調な増加傾向を示している。さらに裁定

ポートフォリオの場合では、最も残差非流動性指標の高いポートフォリオをロングし、最も残差非流動性指標の低いポートフォリオをショートすると、8.478%という月次収益率を実現している。この値はCAPMモデルで推定したら8.084%、3ファクターモデルで推定したら6.963%に下落しているが、1%のもとでまだ有意である。

従って、非流通株改革後の結果は先行研究の結果と整合している。すなわち、イデオシンクラティック・ボラティリティの影響を除去すると、非流動性と収益率の間に正のクロスセクション関係が存在することは明らかになった。

4.5 結論

本章は非流通株改革を背景に、イデオシンクラティック・ボラティリティが流動性に与える影響を考慮して、中国株式市場に株式の非流動性と収益率とのクロスセクション関係について実証分析を行った。本章で得られた結果は以下の通りである。第1に、流動性プレミアム仮説と異なり、中国株式市場では非流動性と収益率の間に負のクロスセクション関係があることが観察された。しかしながら、この結果はAmihud and Mendelson (1986)、Amihud (2002) と Pastor and Stambaugh (2003) などの結果と異なっていて、なぜなら投資家が低流動的な株式に対して補償を求めるため、非流動性と収益率の間に正の関係があるからである。

第2に、非流動性と収益率との負の関係について、イデオシンクラティック・ボラティリティが非流動性に与えるインパクトを考慮するために2変量によるポートフォリオ分析を行った。イデオシンクラティック・ボラティリティ・バイアスを考慮すると、非流動性と収益率の間での単調な負の関係が観察されなくなり、特に改革後この結果は有意でなくなる。つまりイデオシンクラティック・ボラティリティは非流動性と収益率の間に一定のインパクトを与え、Spiegel and Wang (2005) の結果と類似している。

第3に、イデオシンクラティック・ボラティリティの影響を完全に除去するため、残差非流動性指標を用いる。改革前に残差非流動性と収益率の間にまだ負の関係があるが、単調な負の関係が消滅し、低い残差非流動性ポートフォリオをロングし、高い残差非流動性ポートフォリオをショートする裁定ポートフォリオの収益率も有意ではない。改革後は、残差非流動性と収益率の間に正の関係が検出される。この結果は流動性プレミアム仮説と一致している。すなわち、中国株式市場で検出された非流動性と収益率の負の関係は見せかけの現象であり、イデオシンクラティック・ボラティリティ・バイアスを除去すると、低流動的な株式に対して投資家は高い補償を要求していることは明らかになった。

終章 本書の結論

本書は、2000年から2013までの期間に中国株式市場を代表する上海A株式市場のデータを用いて、中国株式市場における収益率の予測可能性と流動性との関連について分析した結果をまとめたものである。

第1章では、中国株式市場においてリターンリバーサル現象あるいはモメンタム現象が存在するかどうかについて分析を行った。特に中国市場におけるリターンリバーサル現象と検証期間の関係を考察するために平均月次超過収益率を用いて、短期（ $K=1\sim6$ か月）と中長期（ $K=9\sim36$ か月）におけるウィナーポートフォリオとルーザーポートフォリオのパフォーマンスを検証する。得られた結果、中国株式市場では、顕著なりターンリバーサル現象が観察された一方で、モメンタム現象は見られない。それに加え、ポートフォリオの検証期間が短ければ短いほどリターンリバーサルがより顕著に見られる。特に短期のリターンリバーサル現象が流動性と関連することも示唆されている。

第2章では、株式市場の流動性が株価にいったいどのような影響を与えるかについて理論研究と実証研究の両面から研究の結果をサーベイする。流動性というのは抽象的な概念であり、一つの指標だけでとらえられるものではない。そこで流動性の様々な側面を反映しているいくつかの指標を説明する上で、(非)流動性を発生させる取引コスト、在庫リスクと情報の非対称性の存在がそれぞれどのように資産価格付けに影響するか理論的なモデルを紹介する。そして流動性指標そのものや流動性指標によって構築されたリスクファクターは、株式やポートフォリオの収益率との関連についてクロスセクションとタイムシリーズ的な分析結果を整理する。特に流動性が株式やポートフォリオの収益率の自己相関(例えば、リターンリバーサル現象)との関係を分析した先行研究の結果をサーベイする。さらに中国株式市場における実証分析の結果をまとめてみる。中国市場を対象とする先行研究では、ほぼ欧米市場で開発した流動性指標と分析手法を用いて分析していて、流動性と収益率の自己相関について分析が行っていない。

第3章では、中国株式市場において、(非)流動性と株式収益率の自己相関との関連について検証している。この研究は初めて非流通株改革を考慮しながら流動性と収益率の関係を分析する。そして過去の既存研究で使用されている指標と異なり、中国株式市場の流動性をより適切にとらえる新しい(非)流動性指標を提案する。さらに株式収益率の自己相関と(非)流動性との関係について、投資家間の情報非対称性を用いて説明することを試みる。その結果、非流通株改革前後に、ウィナーポートフォリオとルーザーポートフォリオは異なる収益率の自己相関を経験している。しかも回転率をコントロールしたら、ウィナーポートフォリオとルーザーポートフォリオの収益率の自己相関は、すべて高い非流動性ポートフォリオに集中している。その原因についてLMSWモデルを用いて分析した結果、高い非流動性を伴うリターンリバーサルは大企業の株式(低い情報の非対称性)に起こる一方、高い非流動性を伴うモメンタムは小企業の株式(高い情報の非対称性)に起こる。

第4章では、中国株式市場における(非)流動性と収益率とのクロスセクション関係、

及びイデオシンクラティック・ボラティリティ・バイアスとの関連について考察する。まず非流動性指標と収益率との関係について単変量分析を行う。次にイデオシンクラティック・ボラティリティの影響を考慮するために2変量分析を行う。最後にイデオシンクラティック・ボラティリティの影響を完全に除去させる残差アプローチを用いて、非流動性と収益率との関係を検証する。結果として、中国株式市場では非流動性と収益率の間に負のクロスセクション関係があることが観察された。イデオシンクラティック・ボラティリティ・バイアスを取り除くと、非流通株改革後は、非流動性と収益率の間に正の関係が検出された。この結果は流動性プレミアム仮説と一致している。

初出一覧

- 第1章 中国株式市場におけるリターンリバーサル現象に関する実証分析
「中国株式市場におけるリターンリバーサル現象に関する実証分析」
『社会システム研究』2014年3月、第28号、pp. 61-86.
- 第2章 株式市場の流動性が株価に与える影響：展望
「株式市場の流動性が株価に与える影響」
『立命館経済学』2014年5月、第63巻第1号、pp. 72-96.
- 第3章 中国株式市場における非流動性と収益率の自己相関に関する実証分析
「An Empirical Study of Liquidity and Return Autocorrelations in the Chinese Stock Market」
『Asia-Pacific Financial Markets』、2015年、掲載受理済み.
- 第4章 中国株式市場における流動性と収益率とのクロスセクション関係、及びイディオシンクラティック・ボラティリティとの関連
「Cross-sectional Variations of Illiquidity on Stock Returns, Idiosyncratic Volatility Biases in the Chinese Stock Market」
未刊、2015年.

参考文献

英語文献

- [1] Acharya, V. V. & Pedersen, L. H. (2005). "Asset pricing with liquidity risk." *Journal of Financial Economics* 77, 375-410.
- [2] Albert Jr, R. L. & Henderson Jr, G. V. (1995). "Firm size, overreaction, and return reversals." *Quarterly Journal of Business and Economics*, 60-80.
- [3] Amihud, Y. (2002). "Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects." *Journal of financial markets* 5(1), 31-56.
- [4] Amihud, Y. & Mendelson, H. (1980). "Dealership market: Market-making with inventory." *Journal of Financial Economics* 8, 31-53.
- [5] Amihud, Y. & Mendelson, H. (1986). "Asset pricing and the bid-ask spread." *Journal of financial Economics* 17, 223-249.
- [6] Amihud, Y. & Mendelson, H. (1986). "Liquidity and stock returns." *Financial Analysts Journal* 42, 43-48.
- [7] Amihud, Y., Mendelson, H. & Pedersen, L. H. (2005). "Liquidity and asset price." *Foundations and Trends in Finance* 1, 269-364.
- [8] Ang, A., Hodrick, R. J., Xing, Y. & Zhang, X. (2006). "The cross - section of volatility and expected returns." *The Journal of Finance* 61, 259-299.
- [9] Ang, A., Hodrick, R. J., Xing, Y. & Zhang, X. (2009). "High idiosyncratic volatility and low returns: International and further US evidence." *Journal of Financial Economics* 91, 1-23.
- [10] Avramov, D., Cheng, S. & Hameed, A. (2013). "Time-varying momentum payoffs and illiquidity." Working paper.
- [11] Avramov, D., Chordia, T. & Goyal, A. (2006). "Liquidity and autocorrelations in individual stock returns." *The Journal of Finance* 61(5), 2365-2394.
- [12] Ball, R. & Kothari, S. (1989). "Nonstationary expected returns: Implications for tests of market efficiency and serial correlation in returns." *Journal of Financial Economics* 25(1), 51-74.
- [13] Bao, J., Pan, J. & Wang, J. (2011). "The illiquidity of corporate bonds." *The Journal of Finance* 66, 911-946.
- [14] Barberis, N., Shleifer, A. & Vishny, R. (1998). "A model of investor sentiment." *Journal of financial economics* 49(3), 307-343.
- [15] Bekaert, G., Harvey, C. R. & Lundblad, C. (2007). "Liquidity and expected returns: Lessons from emerging markets." *Review of Financial Studies* 20, 1783-1831.
- [16] Beltratti, A. & Bortolotti, B. (2006). "The Nontradable Share Reform in the Chinese Stock Market."
- [17] Beltratti, A., Bortolotti, B. & Caccavaio, M. (2011). "The stock market reaction to the 2005 non-tradable share reform in China." Working paper series No.1339.
- [18] Brennan, M. J., Chordia, T. & Subrahmanyam, A. (1998). "Alternative factor specifications,

- security characteristics, and the cross-section of expected stock returns." *Journal of Financial Economics* 49, 345-373.
- [19] Brennan, M. J. & Subrahmanyam, A. (1996). "Market microstructure and asset pricing: On the compensation for illiquidity in stock returns." *Journal of financial economics* 41, 441-464.
- [20] Brunnermeier, M. K. & Pedersen, L. H. (2009). "Market liquidity and funding liquidity." *Review of Financial studies* 22, 2201-2238.
- [21] Campbell, J. Y., Grossman, S. J. & Wang, J. (1993). "Trading Volume and Serial Correlation in Stock Returns." *The Quarterly Journal of Economics* 108(4), 905-939.
- [22] Chan, L. K., Jegadeesh, N. & Lakonishok, J. (1996). "Momentum strategies." *The Journal of Finance* 51(5), 1681-1713.
- [23] Chen, G. & Fan, C. (2006). "Overreaction phenomenon and its causes in Chinese stock market: Empirical research on Shanghai stock market." *Nankai Economic Studies* 3, 42-53.
- [24] Chen, G., Tu, H. & Lin, H. (2007). "Idiosyncratic volatility puzzle and explanations based on heterogeneous beliefs: evidence from Chinese stock markets." *working paper, Xiamen University*.
- [25] Chen, J., Hong, H. & Stein, J. C. (2002). "Breadth of ownership and stock returns." *Journal of financial Economics* 66(2), 171-205.
- [26] Chen, X., Zhang, T. & Chen, D. (2001). "Multivariate analysis of cross-section of expected stock returns: An evidence comes from Chinese stock markets." *Journal of financial research* 6, 22-35.
- [27] Chopra, N., Lakonishok, J. & Ritter, J. R. (1992). "Measuring abnormal performance: do stocks overreact?" *Journal of financial Economics* 31(2), 235-268.
- [28] Chordia, T., Huh, S.-W. & Subrahmanyam, A. (2009). "Theory-based illiquidity and asset pricing." *Review of Financial Studies* 22(9), 3629-3668.
- [29] Chordia, T., Roll, R. & Subrahmanyam, A. (2000). "Commonality in liquidity." *Journal of Financial Economics* 56, 3-28.
- [30] Chordia, T. & Subrahmanyam, A. (2004). "Order imbalance and individual stock returns: Theory and evidence." *Journal of Financial Economics* 72(3), 485-518.
- [31] Conrad, J. S., Hameed, A. & Niden, C. (1994). "Volume and autocovariances in short - horizon individual security returns." *The Journal of Finance* 49(4), 1305-1329.
- [32] Cooper, K. S., Groth, J. C. & Avera, W. E. (1985). "Liquidity, exchange listing, and common stock performance." *Journal of Economics and Business* 37(1), 19-33.
- [33] Cooper, M. (1999). "Filter rules based on price and volume in individual security overreaction." *Review of Financial Studies* 12(4), 901-935.
- [34] Copeland, T. E. & Galai, D. (1983). "Information effects on the bid - ask spread." *the Journal of Finance* 38, 1457-1469.
- [35] Daniel, K., Hirshleifer, D. & Subrahmanyam, A. (1998). "Investor psychology and security market under - and overreactions." *the Journal of Finance* 53(6), 1839-1885.
- [36] Datar, V. T., Y Naik, N. & Radcliffe, R. (1998). "Liquidity and stock returns: An alternative test." *Journal of Financial Markets* 1(2), 203-219.
- [37] DeBondt, W. F. & Thaler, R. (1985). "Does the stock market overreact?" *The Journal of*

finance 40(3), 793-805.

- [38] DeBondt, W. F. & Thaler, R. H. (1987). "Further evidence on investor overreaction and stock market seasonality." *The Journal of Finance* 42(3), 557-581.
- [39] Deng, X. & Zheng, Z. (2011). "Is there an idiosyncratic volatility puzzle exist in China's equity market?" *Journal of Business Economics* 1, 60-67.
- [40] Easley, D., Kiefer, N. M., O'Hara, M. & Paperman, J. B. (1996). "Liquidity, information, and infrequently traded stocks." *The Journal of Finance* 51(4), 1405-1436.
- [41] Easley, D. & O'Hara, M. (1987). "Price, trade size, and information in securities markets." *Journal of Financial economics* 19, 69-90.
- [42] Easley, D. & O'Hara, M. (2003). "Microstructure and asset pricing." *Handbook of the Economics of Finance* 1, 1021-1051.
- [43] Easley, D. & O'Hara, M. (2004). "Information and the cost of capital." *The journal of finance* 59, 1553-1583.
- [44] Easley, D. & O'Hara, M. (2010). "Microstructure and ambiguity." *The Journal of Finance* 65(5), 1817-1846.
- [45] Fama, E. F. & French, K. R. (1992). "The cross - section of expected stock returns." *the Journal of Finance* 47, 427-465.
- [46] Fama, E. F. & French, K. R. (1993). "Common risk factors in the returns on stocks and bonds." *Journal of financial economics* 33, 3-56.
- [47] Fama, E. F. & French, K. R. (1996). "Multifactor explanations of asset pricing anomalies." *The journal of finance* 51, 55-84.
- [48] Fama, E. F. & French, K. R. (2008). "Dissecting anomalies." *The Journal of Finance* 63(4), 1653-1678.
- [49] Fama, E. F. & MacBeth, J. D. (1973). "Risk, return, and equilibrium: Empirical tests." *The Journal of Political Economy*, 607-636.
- [50] Foucault, T., Sraer, D. & Thesmar, D. J. (2011). "Individual investors and volatility." *The Journal of Finance* 66(4), 1369-1406.
- [51] French, K. R., Schwert, G. W. & Stambaugh, R. F. (1987). "Expected stock returns and volatility." *Journal of financial Economics* 19, 3-29.
- [52] Gagnon, L., Karolyi, G. A. & Lee, K. H. (2006). "The dynamic volume-return relationship of individual stocks: The international evidence." AFA 2008 New Orleans Meetings Paper, <http://ssrn.com/abstract=968672>.
- [53] Gibson, R. & Mougeot, N. (2004). "The pricing of systematic liquidity risk: Empirical evidence from the US stock market." *Journal of banking & finance* 28, 157-178.
- [54] Glosten, L. R. & Milgrom, P. R. (1985). "Bid, ask and transaction prices in a specialist market with heterogeneously informed traders." *Journal of financial economics* 14, 71-100.
- [55] Goyenko, R. Y., Holden, C. W. & Trzcinka, C. A. (2009). "Do liquidity measures measure liquidity?" *Journal of financial Economics* 92(2), 153-181.
- [56] Groenewold, N. (2004). "Autocorrelation and volume in the Chinese stock market." *Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies* 7(02), 289-309.
- [57] Grossman, S. J. & Miller, M. H. (1988). "Liquidity and market structure." *the Journal of*

Finance 43, 617-633.

- [58] Han, Y. & Lesmond, D. (2011). "Liquidity biases and the pricing of cross-sectional idiosyncratic volatility." *Review of Financial Studies* 24(5), 1590-1629.
- [59] Ho, T. & Stoll, H. R. (1981). "Optimal dealer pricing under transactions and return uncertainty." *Journal of Financial economics* 9, 47-73.
- [60] Hong, H. & Stein, J. C. (1999). "A unified theory of underreaction, momentum trading, and overreaction in asset markets." *The Journal of Finance* 54(6), 2143-2184.
- [61] Huang, F. & Yang, C. (2007). "Liquidity risk and asset pricing: An empirical study on Chinese stock markets." *Management World*, 30-39.
- [62] Jegadeesh, N. (1990). "Evidence of predictable behavior of security returns." *The Journal of Finance* 45(3), 881-898.
- [63] Jegadeesh, N. & Titman, S. (1993). "Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency." *The Journal of Finance* 48(1), 65-91.
- [64] Jegadeesh, N. & Titman, S. (2001). "Profitability of momentum strategies: An evaluation of alternative explanations." *The Journal of Finance* 56(2), 699-720.
- [65] Jin, Y. & Yang, W. (2002). "An empirical analysis of the factors affecting liquidity in Shanghai stock market." *Journal of Financial Research*(6), 12-21.
- [66] Kalimipalli, M. & Nayak, S. (2012). "Idiosyncratic volatility vs. liquidity? Evidence from the US corporate bond market." *Journal of Financial Intermediation* 21(2), 217-242.
- [67] Kalimipalli, M., Nayak, S. & Perez, M. F. (2013). "Dynamic effects of idiosyncratic volatility and liquidity on corporate bond spreads." *Journal of Banking & Finance* 37, 2969-2990.
- [68] Kang, J., Liu, M.-H. & Ni, S. X. (2002). "Contrarian and momentum strategies in the China stock market: 1993–2000." *Pacific-Basin Finance Journal* 10(3), 243-265.
- [69] Kyle, A. S. (1985). "Continuous auctions and insider trading." *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1315-1335.
- [70] Lee, C. & Swaminathan, B. (2000). "Price momentum and trading volume." *The Journal of Finance* 55(5), 2017-2069.
- [71] Lehmann, B. (1990). "Fads, martingales, and market efficiency." National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA.
- [72] Lesmond, D. A., Ogden, J. P. & Trzcinka, C. A. (1999). "A new estimate of transaction costs." *Review of Financial Studies* 12, 1113-1141.
- [73] Li, K., Wang, T., Cheung, Y.-L. & Jiang, P. (2011). "Privatization and risk sharing: Evidence from the split share structure reform in China." *Review of Financial Studies*, hhr025.
- [74] Li, L. & Feng, Y. (2013). "The Research of Liquidity Risk Measurements in China Stock Market." *Procedia Computer Science* 17, 647-655.
- [75] Li, Y. & Wu, S. (2003). "An Empirical Analyst of liquidity premium on china stock markets." *Management Of finance* 11, 34-43.
- [76] Liang, B. & Gu, H. (2004). "Overreaction in China stock market: Empirical study in the whole bull and bear period." *Journal of Northeast Forestry University* 32(3), 80-82.
- [77] Lintner, J. (1965). "The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets." *The review of economics and statistics*, 13-37.

- [78] Liu, W. (2006). "A liquidity-augmented capital asset pricing model." *Journal of financial Economics* 82, 631-671.
- [79] Liu, Y. & Liu, S. C. (2008). "The Systematic Liquidity Risk and Premium of Shanghai Stock Exchange." *Chinese Journal of Management* 8, 263-268.
- [80] Llorente, G., Michaely, R., Saar, G. & Wang, J. (2002). "Dynamic volume - return relation of individual stocks." *Review of Financial studies* 15(4), 1005-1047.
- [81] Lu, J. & Tang, X. (2004). "The relationship between liquidity and expected stock returns." *Journal of Industrial Engineering Management* 18, 109-111.
- [82] Lu, J. & Tang, X. (2006). "The empirical study on Multi-factor pricing Model based on liquidity risk." *Journal of Management Sciences in China* 14, 45-51.
- [83] Luo, D., Wang, C., Fang, Z. & Han, D. (2005). "An empirical study on the systematic risk premium and Illiquidity risk premium of the Shanghai stock market based on the time series." *Journal of systems engineering* 23, 48-54.
- [84] Mai, Y. (2006). "An empirical study of liquidity risk based on liquidity Beta." *Journal of modern management science* 6, 117-119.
- [85] Markowitz, H. (1952). "Portfolio selection*." *The journal of finance* 7, 77-91.
- [86] Martinez, M. A., Nieto, B., Rubio, G. & Tapia, M. (2005). "Asset pricing and systematic liquidity risk: An empirical investigation of the Spanish stock market." *International Review of Economics & Finance* 14, 81-103.
- [87] Mei, J., Scheinkman, J. A. & Xiong, W. (2009). "Speculative Trading and Stock Prices: Evidence from Chinese AB Share Premia." *Annals of Economics and Finance* 10(2), 225-255.
- [88] Merton, R. C. (1987). "A simple model of capital market equilibrium with incomplete information." *The journal of finance* 42(3), 483-510.
- [89] Narayan, P. K. & Zheng, X. (2010). "Market liquidity risk factor and financial market anomalies: Evidence from the Chinese stock market." *Pacific-Basin finance journal* 18(5), 509-520.
- [90] Narayan, P. K. & Zheng, X. (2011). "The relationship between liquidity and returns on the Chinese stock market." *Journal of Asian Economics* 22(3), 259-266.
- [91] O'Hara, M. (1995). "Market microstructure theory." Blackwell Cambridge, MA.
- [92] O'Hara, M. (2003). "Presidential address: Liquidity and price discovery." *The Journal of Finance* 58, 1335-1354.
- [93] Pastor, L. & Stambaugh, R. F. (2003). "Liquidity risk and expected stock returns." *Journal of Political Economy* 111(3), 642-685.
- [94] Qu, W. & Wu, S. (2002). "An analysis of characteristics of China's stock market Microstructure [J]." *Economic Research Journal* 1, 56-63.
- [95] Richards, A. J. (1997). "Winner - Loser reversals in national stock market indices: Can they be explained?" *The Journal of Finance* 52(5), 2129-2144.
- [96] Roll, R. (1984). "A simple implicit measure of the effective bid - ask spread in an efficient market." *The Journal of Finance* 39, 1127-1139.
- [97] Rouwenhorst, K. G. (1998). "International momentum strategies." *The Journal of Finance*

53(1), 267-284.

- [98] Sharpe, W. F. (1964). "Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk*." *The journal of finance* 19, 425-442.
- [99] Shen, Y. & Wu, S. (1999). "Is there an overreaction in China's security market?" *Economic Research Journal* 34(2), 21-26.
- [100] Spiegel, M. I. & Wang, X. (2005). "Cross-sectional variation in stock returns: Liquidity and idiosyncratic risk." *working paper, Yale University*.
- [101] Stoll, H. R. (1978). "The pricing of security dealer services: An empirical study of NASDAQ stocks." *The Journal of Finance* 33, 1153-1172.
- [102] Su, D. & Mai, Y. (2004). "Liquidity and Asset Pricing: An Empirical Exploration of Turnover and Expected Returns on Chinese Stock Markets." *Economic Research Journal* 2(11), 95-105.
- [103] Sun, P. & Shi, D. (2001). "The reform on trading mechanism through liquidity and bid-ask spread :An empirical study based on Shanghai stock market." *Quoted Company*(12), 54-57.
- [104] Tong, M. & Yu, S. (2010). "An empirical study on systematic liquidity risk premium." *Research of Financial and Economic Issues*, 57-63.
- [105] Vayanos, D. (1998). "Transaction costs and asset prices: A dynamic equilibrium model." *Review of financial studies* 11, 1-58.
- [106] Vayanos, D. (2004). "Flight to quality, flight to liquidity, and the pricing of risk." National Bureau of Economic Research.
- [107] Vayanos, D. & Wang, J. (2012). "Liquidity and asset returns under asymmetric information and imperfect competition." *Review of Financial Studies* 25(5), 1339-1365.
- [108] Wang, C. (2006). "An empirical study of the relation between liquidity and returns in China's stock market." *Finance and Economy*(10), 34-37.
- [109] Wang, C., Han, D. & Jiang, X. (2002). "Liquidity and security returns: Empirical studies based on Shanghai stock market." *Economic Management Journal*(24), 58-67.
- [110] Wang, C., Hao, P., Fang, Z. & Liang, W. (2009). "Research on the reversal strategy based on the perspective of liquidity under the market conditions of China." *Journal of Systems Engineering* 24(6), 666-672.
- [111] Wang, J. (1993). "A model of intertemporal asset prices under asymmetric information." *The Review of Economic Studies* 60, 249-282.
- [112] Wang, J. (1994). "A model of competitive stock trading volume." *Journal of political Economy*, 127-168.
- [113] Wang, J. (2009). "An empirical study of overreaction phenomenon on Shanghai stock market." *World Economic Outlook*(9), 83-90.
- [114] Wang, Y. & Zhao, X. (2001). "An empirical analyst of ' Inertial strategy ' and ' Reversal strategy ' in China's stock market." *Economic Research Journal* 36(6), 56-61.
- [115] Wu, W., Rui, M. & Chen, G. (2003). "Illiquidity compensation in Chinese stock return." *The Journal of world economy* 7, 54-60.
- [116] Wu, Y. (2011). "Momentum trading, mean reversal and overreaction in Chinese stock market." *Review of Quantitative Finance and Accounting* 37(3), 301-323.

- [117] Wu, Y. & Song, F. (2007). "Liquidity risk and stock return." *Proceedings of the Operations Research and Management Science* 16(2), 117-122.
- [118] Xie, C. & Zeng, Z. (2006). "An empirical study of liquidity premium in Shanghai stock market." *Journal of Quantitative & Technical Economics* 22(9), 143-154.
- [119] Yang, H. & Han, L. (2009). "An empirical study of the relationship between the idiosyncratic volatility and cross-sectional returns." *Journal of Pecking University of Aeronautics and Astronautics* 22, 6-10.
- [120] Yang, Z. & Wu, N. (2000). "Research on the liquidity of the securities market." *Securities Market Herald* 1, 25-33.
- [121] Zarowin, P. (1990). "Size, seasonality, and stock market overreaction." *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 25(01), 113-125.
- [122] Zhang, F., Tian, Y. & Wirjanto, T. S. (2009). "Liquidity risk and cross-sectional returns: evidence from the chinese stock markets." *Finance Research Letters* 6(4), 219-229.
- [123] Zhang, R., Zhu, P. & Wang, H. (1998). "An empirical test of overreaction in Shanghai securities market." *Economic Research Journal* 5, 58-64.
- [124] Zhang, Z. & Liu, L. (2006). "Turnovers and Stock Returns: Liquidity Premium or Speculative Bubbles?" *China Economic Quarterly* 5(3), 871-892.
- [125] Zhao, Y. (1998). "The information content of accounting earnings disclosure : Evidence from Shanghai security market." *Economic Research Journal* 7, 41-49.
- [126] Zhao, Z., Ding, Z. & Su, Z. (2005). "Empirical comparative study of momentum strategy and contrarian strategy in International security markets." *China Soft Science*(1), 120-125.
- [127] Zhou, F. & Zhang, W. (2011). "An empirical study of liquidity premium in Chinese stock market." *Journal of Financial Research*(5), 194-206.
- [128] Zou, X. & Qian, Y. (2003). "Medium and Long-term returns overreaction in domestic stock market." *Application of Statistics and Management* 22(6).

日本語文献

- [1] 加藤英明(2003)『行動ファイナンス—理論と実証—』朝倉書店。
- [2] 城下賢吾(2002)『市場のアノマリーと行動ファイナンス』千倉書房。
- [3] 徳永俊史(2008)「短期リターンリバーサルと流動性」『武蔵大学論集』第55巻, 4号。
- [4] 竹原均(2008)「コントラリアン戦略, 流動性リスクと期待リターン: 市場効率性の再検証」『フィナンシャル・テクノロジーの過去・現在・未来』pp407-430。

中国語文献

<http://www.stockstar.com/>, 証券の星-中国金融証券ホームページ。
上海証券取引所, 『上海証券取引所統計年鑑 2008』, 上海人民出版社。

謝辞

本研究を遂行し学位論文を作成するにあたり、多くの先生方々から多大なご支援を頂きました。ここで、皆様への心からの感謝の気持ちとお礼を申し上げたく、謝辞に変えさせていただきます。

まず、研究に対する姿勢と学術論文の書き方について、懇切丁寧にご指導くださった指導教授、堀敬一先生には、どれほど言葉をつくしても感謝の気持ちを十分に表せないほど、お世話になりました。ありがとうございました。一番辛く感じたとき、もうこれ以上はできないと思ってしまったとき、根気強く導いていただき、研究者としてのあるべき姿についてご教授くださったことについて、重ねて感謝申し上げます。この分野で一人ぼっこの私に、たくさん研究や報告の機会を作って頂いたことは、私の研究には本当にありがたかったと存じ上げます。

また、大学院修士課程の指導教員である秦劭教授には、ファイナンスに関する研究の基礎理論から実証分析への研究方法について、一からご指導を賜りました。先生のおかげで、私は研究の道筋を決めることができまして、一步一步今日まで進んでいることができました。本大学院に進学してから現在にわたり温かく見守って頂くとともに、丁寧かつ熱心なご指導を頂きました。ありがとうございました。

次に、堀敬一教授のご紹介で、大阪大学の資産価格研究会に参加することができました。その際に、大阪大学の池田新介教授、福田祐一教授、神戸国際大学の平田憲司郎講師、広島大学の山根明子講師、大阪経済大学の中尾田宏准教授などの方々には有益かつ貴重な助言を頂きました。この場を借りて心より感謝の気持ちを申し上げます。

このように、私には本当にすばらしい先生に恵まれ、充実した研究生活を送ることができました。留学している6年間、楽しさも辛さも共にする同研究室の先輩、同輩と後輩の方々にお礼を申し上げます。最後に、いつも温かく見守りそして辛抱強く支援して下さったご家族の皆様に対しては深く感謝の意を表して謝辞とします。