暨南大学博士学位论文

**外资持股对中国股市波动的影响研究**

**Study on the effect of foreign shareholders on China’s stock market volatility**

作者姓名：李翔

指导教师姓名：刘少波

及学位、职称：博士、教授学科、专业名称：金融学论文提交日期：

论文答辩日期：答辩委员会主席：论文评阅人：

学位授予单位和日期：

**独创性声 明**

本人声明所呈交的学位论文是本人在导师指导下进行的研究工作及取得的研究成果。除了文中特别加以标注和致谢的地方外，论文中不包含其他人已经发表或撰写过的研究成果，也不包含为获得 **暨南大学** 或其他教育机构的学

位或证书而使用过的材料。与我一同工作的同志对本研究所做的任何贡献均已在论文中作了明确的说明并表示谢意。

学位论文作者签名：签字日期：年 月 日

**学位论文版权使用授权书**

本学位论文作者完全了解 **暨南大学** 有关保留、使用学位论文的规

定，有权保留并向国家有关部门或机构送交论文的复印件和磁盘，允许论文被查阅和借阅。本人授权 **暨南大学** 可以将学位论文的全部或部分内容编入有

关数据库进行检索，可以采用影印、缩印或扫描等复制手段保存、汇编学位论文。

（保密的学位论文在解密后适用本授权书）

学位论文作者签名：导师签名：

签字日期：年 月 日 签字日期：年 月 日学位论文作者毕业后去向：

工作单位：电话：

通讯地址：

摘 **要**

在2006年后，包括境外机构投资者在内的外资持有上市公司股票已成为中国股市上一道引人注目的风景。引入境外投资者已被管理当局视为提升中小股东保护水平和降低公司风险的重要措施。尽管中国的股市的对外开放程度有限，但是境外投资者已经通过各种渠道进入中国股市并持有不同额度的股份，因此外资对中国股市波动的影响已实际发生。

本文通过两种途径分析外资如何间接影响中国股市波动。第一种途径是市场路径。外资在市场交易过程中对股市信息效率的影响，会间接影响到股市波动。外资的市场交易行为包括外资在二级市场的买卖和外资并购上市公司行为。第二种途径是公司路径。当外资持有一定额度的上市公司股份，就可能会参与公司治理，提高公司价值进而影响到股市波动。本文首先从理论上论述了外资交易和外资大股东公司治理行为对股价波动的影响机理。接着，本文利用课题组手工收集得到的外资数据对外资影响中国股市波动的两个途径进行实证分析，得出了如下的结论：第一，只有直接外资的净买入行为才能降低个股的波动，而不管是直接外资还是间接外资的净卖出行为都增加了个股的波动；直接外资的买入行为降低个股波动仅限于规模较大的上市公司或同时在国内和国外上市公司样本。第二，直接外资的市场交易行为影响个股波动是由于外资能够将获取的信息加工后传递到股市。直接外资仅在规模较大或同时在国内和国外上市的公司样本中提高了市场信息传递效率。间接外资的市场交易行为并不影响市场信息传递效率。第三，从外资并购方式的角度分析，外资以协议转让方式的并购行为在降低公司的

betas风险的同时，增加了股市波动。而通过间接并购和定向增发方式完成外资并购行为并不会显著影响股价波动。第四，从外资并购的目的角度分析，可以得出以控股为目的完成外资并购行为显著增加了股价波动，而外资并非以控股为目的并购行为将不会影响股价波动。第五，当外资大股东降低公司的市场价值时必将导致股价波动率的增加。不管外资大股东是否降低公司的市场价值，外资大股东公司治理对该股股价波动影响取决于市场对外资大股东治理对资产收益率影响的预期值和预期波动、外资大股东的风险厌恶程度以及市场对外资大股东治理成本的估计之间的函数关系。第六，在一定的直接持股比例范围内，外资大

股东能够有效降低公司股价波动，但过低或过高的直接持股比例都会使这种公司治理效应消失。外资大股东间接持股并不影响公司股价波动。

因此，中国股市要继续坚持开放的路径，要坚持引入高质量的外国投资

者。引入外资大股东特别是直接持股大股东的公司数量仍较少，应适当加大上市公司引入直接境外大股东的工作力度。要提高公司的信息披露质量，引导投资者进行价值投资。改善我国股市的市场环境，充分发挥外国投资者丰富的投资经验和信息加工能力。在外资引入中既要放开步伐大量引进，但同时要加强对其的监控，打击和预防外国投资者的短期投机性炒作、价格操纵和内幕交易等投机行为。

**关键词：**股市波动；股市开放；外资并购；外资治理效应；信息效应

**Abstract**

The phenomenon of foreing investor including QFII holding the equity of the listing Corporation has been to a attracting scenery on chineae stock market. The introducing of foreign investors has been regarded as an important measure to improve the level of protection of minority shareholders and reduce the risk of listing company by the authorities. Although the opening degree of Chinese Stock market is limted, foreign investors have entered into the market and hold different amount of shares through various channels. Therefore, the effect of foreign sharehoders on volatility of the stock market of China has actually occurred.

This dissertation analyses how foreign sharehoders to affect the stock market volatility of China through two ways indirectly. The first way is the market path. The market transaction process of of foreign sharehoders will change the information efficiency of the stock market, will indirectly affect the stock market volatility. Market transactions of foreign sharehoders include the trade in the secondary market and merger and acquisition behavior. Second ways is thecorporate governance path. When foreign sharehoders hold a certain amount of the shares of the listing Corporation, they may participate in the corporate governance, then improve the value of the company and affect the stock market volatility in the end. Firstly, this paper elaborate upon the effect of foreign trade and governance behavior of foreign shareholders on the stock price volatility in terms of theory. Secondly, this paper gives empirical analysis of two ways of foreign shareholders influence stock market volatility, using the data collected manually by the research group. It reachs the following conclusions: first, only net buying behavior of direct foreign shareholder would reduce stock volatility, howerver net selling behavior of foreign shareholder would increase the stock volatility; listing Corporation sample which net buying behavior of direct foreign shareholder canl reduce stock volatility take on large listing Corporation or at the same time in the domestic and foreign listing. Second, net buying behavior of direct foreign shareholder affect the stock volatility is due to the change of information efficiency on transmitting of foreign shareholder; Direct foreign shareholder increases the market information transmission efficiency in the sample of large listing Corporation or at the same time in the domestic and foreign listing. The behavior of direct foreign shareholder does not affect the market information transmission efficiency. Third, the way of the agreement to transfer will lead to decrease risk of betas, but it increses stock market volatility. Foreign mergers and acquisitions through the indirect acquisition and additional directional manner does not significantly affect the stock market volatility. Fourth, the foreign mergers and

Acquisitions whose aim is to control the company do significantly increase the stock market volatility, and The foreign mergers and acquisitions whose aim is not to control the company do not significantly affect the stock market volatility, from the angle of aim of oreign mergers and acquisitions. Fifth, price volatility will be to increase if the behavior of foreign shareholders lead to the reduce of the company's market value. No matter whether foreign shareholders to reduce the market value of the company, the effect of the foreign shareholder on the stock price fluctuation depends on the function of the expected value and the expected volatility of asset returns which the market estimates, the degree of risk aversion of the foreign shareholder and the cost of governance which the market estimates. Sixth, in a certain range of direct ownership, the foreign shareholders can effectively reduce the company's stock price fluctuations, but the effect of corporate governance would be disappeared if direct ownership is too low or too high. Indirect shareholding does not affect stock price volatility of the company.

Therefore, the stock market the China should adhere to path open to foreign investors, and adhere to the introduction of high quality QFII. The number of direct foreig shareholder, especially the major foreig shareholder, is less, so we should work on the introduction of foreign shareholders. We improve the quality of information disclosure of the company, and we guide the investors to carry on the value investment. We should improve China's stock market environment, the aim to help foreign investors to play to the role of information processing and value investment. On the process of introducing foreign sharehoders, we should take a big pace, but also to strengthen the monitoring of foreign sharehoders. We should attack and prevent the speculation of short-term speculative, price manipulation and insider trading.

**Keywords:** Stock market volatility; Market opening; Foreign mergers and acquisitions; Corporate governance effects of foreign shareholders; Information effect

**外资持股对中国股市波动的影响研究**

目 录

[摘](#_Toc686816547)[要](#_Toc686816547) 2

**[Abstract](#_Toc686816548)** 2

[第一章 导论](#_Toc686816549) 5

**[1.1](#_Toc686816550)** [研究背景与意义](#_Toc686816550) 5

**[1.2](#_Toc686816551)** [论文结构与技术路线](#_Toc686816551) 5

**[1.3](#_Toc686816552)** [研究方法](#_Toc686816552) 6

**[1.4](#_Toc686816553)** [论文的创新之处](#_Toc686816553) 6

**[1.5](#_Toc686816554)** [基本概念界定](#_Toc686816554) 7

[第二章 文献综述](#_Toc686816555) 7

**[2.1](#_Toc686816556)** [股市开放与股市波动](#_Toc686816556) 7

**[2.1.1](#_Toc686816557)** [股市开放增加股市波动](#_Toc686816557) 7

**[2.1.2](#_Toc686816558)** [股市开放降低股市波动](#_Toc686816558) 7

**[2.1.3](#_Toc686816559)** [研究股市开放影响市场波动的方法与历程](#_Toc686816559) 7

**[2.2](#_Toc686816560)** [外资市场行为与股市波动](#_Toc686816560) 7

**[2.2.1](#_Toc686816561)** [境外投资者的投资行为研究](#_Toc686816561) 7

**[2.2.2](#_Toc686816562)** [外资市场交易行为对市场波动的影响](#_Toc686816562) 8

**[2.2.3](#_Toc686816563)** [外资交易对当地市场信息环境影响分析](#_Toc686816563) 8

**[2.3](#_Toc686816564)** [基于公司层面研究外资对市场波动的影响](#_Toc686816564) 8

**[2.4](#_Toc686816565)** [中国股市开放与风险的相关研究](#_Toc686816565) 9

**[2.4.1](#_Toc686816566)****[QFII](#_Toc686816566)**[制度的引入对我国股市的影响](#_Toc686816566) 9

**[2.4.2](#_Toc686816567)** [外资战略参股我国上市银行的影响](#_Toc686816567) 9

**[2.4.3](#_Toc686816568)** [中国股市开放与风险的其它相关研究](#_Toc686816568) 9

**[2.5](#_Toc686816569)** [文献评述](#_Toc686816569) 9

[第三章 外资持股对股市波动影响的理论分析](#_Toc686816570) 9

**[3.1](#_Toc686816571)** [外资持股对股市波动影响的分析框架](#_Toc686816571) 9

**[3.2](#_Toc686816572)** [境外投资者市场交易行为对股市波动影响分析](#_Toc686816572) 10

**[3.2.1](#_Toc686816573)** [理论分析](#_Toc686816573) 10

**[3.2.2](#_Toc686816574)** [假设提出](#_Toc686816574) 11

**[3.3](#_Toc686816575)** [外资大股东的公司治理对股市波动影响的模型分析](#_Toc686816575) 12

**[3.3.1](#_Toc686816576)** [模型建立](#_Toc686816576) 12

**[3.3.2](#_Toc686816577)** [市场对外资大股东治理效果的学习过程](#_Toc686816577) 13

**[3.3.3](#_Toc686816578)** [外资大股东的最优行为选择](#_Toc686816578) 15

**[3.3.4](#_Toc686816579)** [外资股东公司治理对股价波动影响的过程分析](#_Toc686816579) 18

**[3.3.5](#_Toc686816580)** [结论](#_Toc686816580) 27

[第四章 外资市场交易行为与股市波动](#_Toc686816581) 27

**[4.1](#_Toc686816582)** [实证方法](#_Toc686816582) 27

**[4.1.1](#_Toc686816583)** [实证思路](#_Toc686816583) 27

**[4.1.2](#_Toc686816584)** [外资持股变化对股市波动的实证方法](#_Toc686816584) 27

**[4.1.3](#_Toc686816585)** [外资持股变化与个股收益率关系分析](#_Toc686816585) 28

**[4.2](#_Toc686816586)** [样本说明与描述性统计分析](#_Toc686816586) 29

**[4.2.1](#_Toc686816587)** [样本说明](#_Toc686816587) 30

**[4.3.2](#_Toc686816588)** [描述性统计分析](#_Toc686816588) 30

**[4.3](#_Toc686816589)** [实证结果分析](#_Toc686816589) 31

**[4.3.1](#_Toc686816590)** [外资持股变化对个股波动影响的年度回归分析](#_Toc686816590) 31

**[4.4.2](#_Toc686816591)** [外资交易行为中信息传递的存在性分析](#_Toc686816591) 36

**[4.4](#_Toc686816592)** [外资交易与市场信息效率的实证分析](#_Toc686816592) 46

**[4.4.1](#_Toc686816593)** [假设提出](#_Toc686816593) 46

**[4.4.2](#_Toc686816594)** [外资交易行为对市场信息传递效率影响的实证方法](#_Toc686816594) 46

**[4.4.3](#_Toc686816595)** [样本选取与描述性统计分析](#_Toc686816595) 47

**[4.4.4](#_Toc686816596)** [实证结果](#_Toc686816596) 49

[4.9 中可以得出，不管是外资直接交易还是间接外资交易对信息效率的影响均不显著。](#_Toc686816597) 49

**[4.4.5](#_Toc686816598)** [稳健性检验](#_Toc686816598) 52

**[4.5](#_Toc686816599)** [结论](#_Toc686816599) 53

[第五章 外资并购行为对股市波动的影响分析](#_Toc686816600) 53

**[5.1](#_Toc686816601)** [外资并购中国上市公司行为分析](#_Toc686816601) 53

**[5.1.1](#_Toc686816602)** [外资并购中国上市公司历程](#_Toc686816602) 53

**[5.1.2](#_Toc686816603)** [外资并购方式分析](#_Toc686816603) 59

**[5.2](#_Toc686816604)** [样本说明与研究方法](#_Toc686816604) 59

**[5.2.1](#_Toc686816605)** [样本说明](#_Toc686816605) 59

**[5.2.2](#_Toc686816606)** [基于动态市场模型的异常股价变化估计](#_Toc686816606) 59

**[5.3](#_Toc686816607)** [实证结果分析](#_Toc686816607) 61

**[5.3.1](#_Toc686816608)** [被外资并购的上市公司在公告前后的](#_Toc686816608)**[CAR](#_Toc686816608)**[比较](#_Toc686816608) 61

**[5.3.2](#_Toc686816609)** [外资并购特征对公告前后的](#_Toc686816609)**[betas](#_Toc686816609)**[风险的影响分析](#_Toc686816609) 62

**[5.3.2.](#_Toc686816610)****[2.](#_Toc686816610)** [基于并购后外资持股状况角度的分析](#_Toc686816610) 65

**[5.3.3](#_Toc686816611)** [实证结论](#_Toc686816611) 67

**[5.4](#_Toc686816612)** [外资并购公告前后对股价波动的案例分析](#_Toc686816612) 67

**[5.4.1](#_Toc686816613)** [现象描述](#_Toc686816613) 67

**[5.4.2](#_Toc686816614)** [案例分析](#_Toc686816614) 67

**[5.5](#_Toc686816615)** [结论](#_Toc686816615) 68

[第六章 外资大股东公司治理对股市波动影响的实证分析](#_Toc686816616) 68

**[6.1](#_Toc686816617)** [研究思路与假设提出](#_Toc686816617) 68

[6.4 与假设6.5。](#_Toc686816618) 68

**[6.2](#_Toc686816619)** [外资大股东参与公司治理行为的实证分析](#_Toc686816619) 69

**[6.2.1](#_Toc686816620)** [研究方法、变量说明与数据来源](#_Toc686816620) 69

**[6.2.2](#_Toc686816621)** [实证结果与分析](#_Toc686816621) 71

[6.3 和表6.4都证明了，研究假设6.1是成立的。](#_Toc686816622) 73

**[6.2.3](#_Toc686816623)** [稳健性检验](#_Toc686816623) 88

**[6.2.4](#_Toc686816624)** [结论](#_Toc686816624) 90

**[6.3](#_Toc686816625)** [外资大股东公司治理与公司价值的实证分析](#_Toc686816625) 91

**[6.3.1](#_Toc686816626)** [研究方法、变量说明与数据来源](#_Toc686816626) 91

**[6.3.2](#_Toc686816627)** [实证结果与分析](#_Toc686816627) 91

**[6.4](#_Toc686816628)** [外资大股东公司治理与股价波动的实证分析](#_Toc686816628) 107

**[6.4.1](#_Toc686816629)** [直接外资大股东公司治理对股价波动的影响分析](#_Toc686816629) 107

**[6.4.2](#_Toc686816630)** [间接外资大股东公司治理对股价波动的影响分析](#_Toc686816630) 112

**[6.4.3](#_Toc686816631)** [外资大股东公司治理对公司特质波动的影响分析](#_Toc686816631) 116

**[6.5](#_Toc686816632)** [结论](#_Toc686816632) 118

[第七章 结论与政策建议](#_Toc686816633) 118

**[7.1](#_Toc686816634)** [本文结论](#_Toc686816634) 118

**[7.2](#_Toc686816635)** [政策建议](#_Toc686816635) 118

**[7.3](#_Toc686816636)** [本文的不足之处与研究展望](#_Toc686816636) 119

[参考文献](#_Toc686816637) 119

[Volatility :Evidence from Indonesia and Thailand [J]. Journal of Development Economic84,798-811](#_Toc686816638) 124

[附](#_Toc686816639)[录](#_Toc686816639) 125

[附录](#_Toc686816640)**[A](#_Toc686816640)**[：外资大股东公司治理对股价波动影响模型的相关证明](#_Toc686816640) 125

[附录A1：信号等价的证明过程](#_Toc686816641) 125

[附录A2：](#_Toc686816642)*[BT](#_Toc686816642)*[的计算过程](#_Toc686816642) 125

[附录A3：个股市场价值的求解过程证明：（3-16）式可重新表述为](#_Toc686816643) 126

[附录A4：结论3.2的证明证明：由（3-25）式可知，](#_Toc686816644) 128

[附录A5：（3-28）式的推导过程](#_Toc686816645) 129

[附录A6：个股i在第t时期股价波动率](#_Toc686816646)*[i](#_Toc686816646)*[,](#_Toc686816646)*[t](#_Toc686816646)*[的证明过程](#_Toc686816646) 133

[附录A7：结论3的证明](#_Toc686816647) 136

[附录](#_Toc686816648)**[B](#_Toc686816648)**[：外资并购我国上市公司案例](#_Toc686816648) 137

表格目录

表4.1 各变量的描述性统计 30

表4.2 是采用混合回归方法分析外资年度持股变化对个股收益率波动影响的 31

表4.2 外资持股变化对股市波动的回归结果 32

表4.3 直接外资持股变化对股市波动影响—按照公司类型分样本回归 34

表4.4 间接外资持股变化对股市波动影响—按照公司类型分样本回归 35

表4.5 全样本下直接外资数量变化的阶数检验 36

表 4.6 外资季度持股比例变化与季度收益率之间协相关系数估计 39

表4.7 . 外资季度数量变化与季度收益率之间协相关系数估计 42

表4.8 . 变量定义 47

表4.9 外资持股变化对市场信息效率影响的回归结果 49

表4.10 排除内资外资化问题后的外资持股变化对市场信息效率的影响 52

表5.1 外资并购中国上市公司事件统计 53

表 6.2 主要变量的描述性统计 71

表 6.3 直接外资大股东对第一大股东现金股利隧道效应抑制作用检验 73

表 6.4 直接外资大股东对国有控股现金股利隧道效应的抑制作用检验 79

表 6.5 外资间接持股对隧道效应抑制作用检验 85

表 6.6 含有直接持股外资大股东的上市公司股权结构分析 88

表 6.7 排除外资大股东是第一大股东样本的回归结果 89

表 6.8 现金股利隧道效应的控股股东持股比例定为50%以上的回归结果 90

表 6.9 直接外资大股东对公司价值（托宾Q）影响检验 91

表6.10 是检验直接外资大股东公司治理对公司价值的影响的回归报告，其 95

表 6.10 直接外资大股东对公司价值（帐面市值比）影响检验 95

表 6.11 间接外资大股东对公司价值（托宾Q）影响检验 99

表 6.12 间接外资大股东对公司价值（帐面市值比）影响检验 103

表6.13 直接外资大股东公司治理对股价波动影响的回归分析报告 108

表14 间接外资大股东公司治理对股价波动影响的回归分析报告 112

表6.15 外资大股东公司治理对非系统性风险的影响分析报告 117

# 第一章 导论

## **1.1** 研究背景与意义

2002年，中国证监会通过了合格的境外机构投资者（QFII）进入中国股市的有关管理办法。2006年证监会、商务部等五部委又联合发布了《外国投资者对上市公司战略投资管理办法》的法案，允许外资战略投资Ｇ股和股权分置改革后的上市公司Ａ股。于是，在2006年后，包括境外机构投资者在内的外资持有上市公司股票已成为中国股市上一道引人注目的风景。引入境外投资者已被管理当局视为提升中小股东保护水平和降低公司风险的重要措施，这一领域的研究也逐渐成为学界关注热点。虽然中国股票市场开放的渠道有限，境外资金需要通过在中国股市开设账户的方式才能进入，但是我国股市中的外资持股规模还是不容小觑的。根据课题组收集整理的数据看，外资持股比例已经从2001年的2.5%，增加到2008年底到3.5%，但是在2011年末，平均外资直接持有我国上市公司的股份总额占这些公司总股份的比例已经迅猛增长到17.89%。这说明尽管中国的股市的对外开放程度有限，但是境外投资者通过各种渠道进入中国股市并持有不同额度的股份，因此外资进入对中国股市波动的影响已实际发生。

外资作为中国股市中一股不可忽略的力量，它的行为也越来越得到学者和从业人员的关注。一方面，外资流入中国股市确实能够给与其更多的资本和改善。这包括外资投资者具有更好的投资技术、人力资本、管理经验和监督能力。因此，外资持股可以提升中国股票市场的运行环境。另一方面，外资自身的“逐利性”和“羊群效应”也增加了开放市场的股价波动。有学者指出，让中国和印度在

2008年几乎使股价损失过半的股市泡沫来源于全球风险偏好的紧缩和外国资本从新兴市场的资金撤离1。外资的这种双重性将给中国股市带来怎样的影响是一个亟待回答的问题。中国政府承诺以后一定会加大资本市场的开放，特别是股票市场的对外开放，务必要考虑市场开放所带来的风险。因此，现阶段研究外资持股对中国股市波动的影响是尤为迫切的。

在当前经济全球化和金融一体化的历史背景下，一国金融市场坚持对外开放的步伐不动摇已经是一个毋容置疑的事实，但开放的时机和步骤却是各国急需解

1 相关资料来源于伊尔玛兹・阿卡伊兹的工作论文《亚洲资本流动和金融弱点的管理》。

决的问题。中国股市现对于其它新兴市场国家开放程度还是较低的，这主要是考虑境外资金投入国内股票市场后对其资金流向的监控难度大，较难阻止这些资金流入房地产等其它领域2。但是中国股市必将加大开放程度，股市中会有越来越多地境外资金流入。中国要保证这一进程健康有序的进行，首先就要考虑外资进入后所带来的风险问题。本文的研究就是针对这一问题，从理论和实证上给出外资持股对中国股市波动的影响结果和作用机理。

本文的研究意义在于：第一，从理论上解释外资持股对中国股市波动究竟会产生什么样的影响以及这个过程的传导路径和作用机理如何。因此，本文的理论研究充实了资本市场开放的理论研究框架。第二，中国股市的对外开放总体而言是一个可控的过程，政府对外开放的领域、时序和路径具有可选择性。如何选择的一个重要标准衡量开放可能给我国股市带来的风险。本文的研究可以作为以后中国股市进一步开放的选择依据和参考。因此，研究这一问题将为我国股市今后如何更好的开放提供政策选择依据。第三，不同于以往的外资研究，本文对中国股市的研究结论更全面。本文研究的外资类型的全面性有助于准确给出外资进入后对中国股市波动的影响结果。最后，本文的研究对公司金融和资本市场运行的相关文献做出了有益的补充。外资大股东的公司治理的最优选择模型和基于股市信息效率分析外资交易行为都是本文研究价值的体现。

## **1.2** 论文结构与技术路线

本研究旨在探讨以下问题：（1）初步判断外资持股是加剧还是降低了中国股市的波动；（2）从公司路径和市场路径两个方面分析外资持股对中国股市波动的作用机理；（3）按与外资的持股路径和比例的差异将境外投资者分为不同类型，判断哪种类型的外资对降低股市风险具有正面作用，哪种具有负面作用；（4）为中国股市进一步的开放提出合理的开放时序和路径选择的相关政策建议。本文的具体章节安排如下：

第二章是对本研究有价值的相关文献的整理与评述。相关文献涉及股市开放对股市波动的影响结果的论断及研究方法、外资市场交易行为对股市波动的影响、基于公司层面研究外资对股市波动的影响和中国股市开放对中国股市风险的

2参见周小川《人民币资本项目可兑换的前景和路径》，《金融研究》2012年第1期，第六部分资本市场开放问题的论述。

影响，最后是对上述文献的概括性地评价。

第三章是本文的理论分析框架，它从市场路径和公司治理路径两个角度分析了外资对股市波动影响的过程和机理。外资的市场路径是基于外资市场行为，包括外资的市场交易行为和外资并购上市公司行为，对股市信息环境的影响，进而间接影响股市波动的机理。外资的公司治理路径是基于外资大股东的策略选择、市场关于这一选择对资产收益率影响的学习过程，然后分析外资治理效应对公司市场价值的影响，最终对股价波动的影响的机理。本章的理论分析是为第四章、第五章和第六章地实证分析提供理论上的指导和研究假设的科学提出。

第四章是研究外资市场交易行为对股市波动的影响。本章首先研究了外资持股变化对股市波动的影响，通过两变量协方差估计验证了外资交易行为中存在信息传递，最后通过检验外资持股变化与我国股市信息传递效率之间的关系得出相应结论。

第五章是研究外资并购行为对股市波动的影响。本章整理收集了中国股市存在的外资并购事件样本，研究了外资并购特质对系统性风险的影响，最后分析了三起具有特色的外资并购案例。

第六章是研究外资大股东公司治理对股价波动的影响。本章前后从外资大股东是否参与公司治理、外资大股东公司治理对公司价值的影响和外资大股东公司治理对股价波动的影响研究外资公司治理效应对股价波动的影响路径和结果。

最后一章是本文的结论、相关政策的提出以及本文的研究不足和展望。

本文的技术路线图如下，见图1.1。从图1.1可以得出，本文的分析思路首先是提出问题，即外资持股对中国股市波动的影响如何？然后，本文借鉴现有的相关理论和模型提出了外资持股对股市波动影响的理论分析框架。接着，本文基于公司路径和市场路径实证分析外资持股对中国股市波动的影响结果，最后，本文得出相关结论，并据其提出政策建议。

外资持股对中国股市波动的影响的理论分析

研究背景

外资类型

问题提出

外资市场投资行为特征

外资持股对中国股市波动的影响

理论分析

图1.1 本文的技术路线图

基于公司路径分析外资持股对中国股市波动的影响

基于市场路径分析外资持股对中国股市波动的影响

结论与政策建议

实 证分析

结论

## **1.3** 研究方法

（1）逻辑推理方法。关于外资持股影响中国股市的作用机制和路径，及政策建议都需要用到逻辑推理。本文分析外资持股对股市波动的影响的两个路径就是基于逻辑推理得出的。

（2）实证分析方法。主要应用于分析外资持股对中国股市波动的总体影响以及不同传导路径、不同类型的境外投资者对中国股市波动的具体影响。本文具体采用了面板数据回归、EGARCH模型、动态市场模型、GMM估计和协方差系数估计等计量方法和模型估计。本文所用软件为stata10.0、Matlab 7.0和Sas。

（3）实证分析与规范分析相结合。本文结合两种分析方法，通过对外资持股对股市波动影响的现实问题作出具体分析和研究，在回答了“是什么”的基

础上，提出了“该怎样”的相关对策建议。

（4）案例分析方法。本文应用案例分析方法研究了外资并购行为对中国股市波动的影响。

## **1.4** 论文的创新之处

本文的创新之处主要有以下几点：

（1）理论创新上，本文构建了一个外资持股对股市波动影响分析的理论模型。境外投资者市场交易行为对股市波动影响分析是基于外资市场行为引起市场信息效率变化。外资大股东公司治理行为对股市波动影响分析是基于外资大股东参与公司治理，影响公司绩效和公司价值，最终影响股价波动的外资效应的分析。

（2）本文从市场路径和公司治理路径实证分析外资持股对中国股市波动的影响，并得到相应的结论。

（3）通过两变量协方差估计方法检验得出在我国股市中外资在二级市场的交易行为存在信息的有效传递，并且检验了外资持股变化对市场信息效率有正向促进作用。

（4）从境外投资者的市场并购行为的角度，实证和案例分析了外资并购国内上市公司对股市波动的影响。

（5）从实证角度验证外资大股东参与公司治理，影响公司绩效和公司价值，最终影响股价波动的外资效应的风险传导路径在中国股市是存在的。

## **1.5** 基本概念界定

外资类型。首先根据持股路径的不同，将境外股东分为直接境外股东（Direct foreign shareholders, 简称" DFS"） 和间接境外股东（Indirect foreign

shareholders，简称“IFS”），前者指的是以外国投资者的身份直接持有中国上市公司股份，后者是指上市公司的直接持股者虽然不是外国投资者，但该持股者为外资所控股或持有股份。为了考察外资的持股规模对股市的影响，本文进一步将外资股东分为境外大股东和境外中小股东。对境外大股东或境外股东大额持股的界定是，单个境外股东持有单个中国上市公司等于或大于5%的股份。对境外中小股东的界定是，单个境外股东持有单个中国上市公司小于5%的股份。这样，我们就把外资股东细分为直接境外大股东（Direct foreign large shareholders， 简

称“DFLS"）、直接境外中小股东（Direct foreign minority shareholders，简称

“DFMS"）、间接境外大股东（Indirect foreign large shareholders, 简称”IFLS"）和间接境外中小股东（Indirect foreign minority shareholders, 简称“IFMS"）四类。

外资路径。第一种途径是市场路径。外资市场路径是指外资在市场交易过程中对股市信息效率的影响，会间接影响到股市波动。外资的市场交易行为包括外资在二级市场的买卖和外资并购上市公司行为。第二种途径是公司路径。外资的公司路径是指当外资持有一定额度的上市公司股份，就可能会参与公司治理，提高（降低）公司价值进而影响到股市波动。第三种途径是国际风险传导路径。外资的国际风险传导路径是指当一国股市完全对外开放后，国际风险就会通过外国投资者传递给当地股市。

外资并购。谢文捷等（2003）指出广义的外资并购就是使外资在国内企业中获得重要控制权的事件。而郑迎飞和陈宏民（2006）认为外资并购是使单个外资所占股权在上市公司股东中排名第1或第2的事件。根据外国投资者收购的路径选择，外资并购可分为直接收购和间接并购两种类型。直接外资收购在此可以有两种形式，一是外国投资者直接以自己的境外身份对境内企业进行的收购行为，另一种是指并购企业在收购目标公司时直接收购目标公司的股份。间接外资收购指外资并不直接以境外公司的身份进行并购行为，而是选择先在当地成立一家合资或独资公司，然后以该公司的名义实施并购行为。本文对外资并购定义为在外资实施并购后，单个外资所占股权在上市公司全部股东中排名可占据前3的并购事件。本文研究的外资并购特指收购方为外国投资者，对于国内投资者收购外资持有我国上市公司股份的事件不属于本文的研究范畴。

股市波动。股市波动指股票价格波动，即股价的变化，本文采用股票的收益率波动来衡量股市波动。在实证分析中，股票的收益率波动通过计算个股的收益率的标准差获取。本文还将股市波动分解为公司层面波动和市场波动两种类型。公司层面波动，即公司特质波动，Morck et. al.（2000）指出特质波动可以用来测量公司层面信息而不是噪声交易。陈梦根和毛小元（2007）、邓可斌和丁重（2010）也指出可以利用个股的R2来计算公司特质波动。市场波动是指股市中股价波动不是来源于公司层面因素，而是来源于由政治、经济及社会环境等宏观因素。

# 第二章 文献综述

## **2.1** 股市开放与股市波动

金融理论关于市场开放对股市波动的影响还没有统一的论断。一方面，市场可能变得信息更有效，由于价格对相关信息的迅速反应而导致股价的高波动，但是“热钱”的流入也会引起过度波动；另一方面，一些新兴市场国家的股票市场存在高波动的特征，从长期来看，股市的开放和自身的发展将降低股市的波动。由于国外在学者对新兴市场国家股市开放对股市波动影响在理论上不能获得明确的答案，基于新兴市场国家的实证分析就成为解决这一问题的唯一方法。但是他们的实证结果也没有取得一致的结论。第一种观点认为，股市开放将会带来更高的股市波动（Bae et al., 2004; Li et al., 2004; Stiglitz, 2004）。另一类得出相反的观点，股市开放将会降低股市波动。还有学者认为股市开放与股市波动之间不存在显著的影响关系。Santis和Imrohoroglu（1997）研究了新兴金融市场预期股票收益率和波动的动态性，发现同成熟市场一样，新兴金融市场的条件波动具有积聚性、可预测性和长期记忆性的特征。新兴市场比成熟市场表现出更高的条件波动和价格跳动幅度更大的概率。他们并没有发现金融市场自由化引起价格波动增加的证据，但是发现金融自由化对市场波动的影响在国家间存在显著的差异。

### **2.1.1** 股市开放增加股市波动

股市波动可以从不同角度进行定义和把握，当前文献对股市波动的刻画也存在很多指标。这些股市波动指标都是具有丰富内涵的市场指标，满足可识别性、可量化、稳定性和实践性的特征。国外对股市风险测量方法主要有以下三种：条件波动（conditional volatility）、无条件波动（unconditional volatility）、Lamoreux和Lastrapes（1990）提出的LS波动。关于股市波动变化产生的原因，国外学者对此分歧在于波动的产生是外生还是内生的。在有效市场假说为基础的古典金融理论认为，股价的行为服从随机游走的假设，其价格变动是对外部消息有效且迅速地反映，即股市波动是外生的。Engle和Ng（1993）认为股市波动来源于新消息的出现，那些未预期到的信息能够改变一个股票的预期收益。因此，股票市场的波动体现的是当地或者全球经济环境的变化。其他学者宣称，股市的波动主要是交易量（trading volume）和交易方式(practices patterns)的变化引起的（即内生引起的波动）。这种变化来源于宏观政策的变化、投资者对风险的态度和不确定

性的增加。金融市场作为复杂系统的非线性相互作用机制而产生的内生不稳定性，以此无法依靠自身的市场力量应对重大金融风险和金融危机的出现。审视古典金融学对金融市场假设的不完善，一批学者从行为金融、物理和生物学视角对股市波动进行新的剖析。行为金融对股市波动的观点是由于投资者行为较少由基本面所驱动，大量地由社会和心理因素所驱动，这将导致股市持续不断地过度波动。Lo（2004, 2005, 2010）认为金融市场运行方式更接近于生物系统，是一种复杂的自适应系统，市场波动和风险是自适应系统中参与主体之间相互作用的结果，从而提出了分析金融市场的新框架——“自适应市场假说”（Adaptive Markets Hypothesis, AMH）。

作为一类特殊的金融市场，新兴市场的股市波动的研究也越来越得到广泛的关注。Santis和Imrohoroglu（1997）研究了新兴金融市场预期股票收益率和波动的动态性，发现同成熟市场一样，新兴金融市场的条件波动具有积聚性、可预测性和长期记忆性的特征。新兴市场比成熟市场表现出更高的条件波动和价格跳动幅度更大的概率。Morck et al.（2000）发现股价的同步性在新兴国家比发达国家更加明显。他们把这个现象归因于新兴国家的投资者法律保护的不健全。过度的股市波动将给金融市场和实体经济带来负面的冲击和危害。Singh（1993）和Arestis et al.（2001）认为过高的股市波动将会破坏股市自身的自我调整能力和存在对实体经济行为的溢出效应。过高的股市波动会扰乱资本配置的效率，上市公司由于过高的不确定性会推迟投资等待更好的投资机会。

Furman和Stiglitz（1998）指出市场开放会给当地股市带来更大的股价波动和金融危机。Stiglitz（1999, 2000）指出在监管法规和金融市场没有足够成熟之前，当地股市过早开放会放大其应对外部风险的脆弱性。国外投资者由于信息不对称导致其脆弱性，表现在对当地股市的规章制度和文化习俗缺乏了解。所以，引进外资会促使发展中国家的股市的波动增加。Granger和Huang（1999）认为外国投机者在投资本地证券市场时更可能采取短期的投资策略，这将会增加当地股市的波动和导致资本流动反转，严重时更可能会导致金融危机。Bekaert 和

Harvey（2003）从理论角度分析，金融自由化应该带来全球资本市场一体化。这会促进资本成本的降低、投资和社会经济福利的增加。但是外资投资也存在一些不利的影响，比如外资流动可能使当地的货币政策更趋复杂化，抬高当地实际汇率和增加当地资本市场波动。资本市场的开放可能会减弱资产全球分散化所带来的

收益，引起当地资产价格的轻微增加。

### **2.1.2** 股市开放降低股市波动

早期的研究的结果显示金融自由化给当地国所带来的好处，包括更低的资本成本（Bekaert和Harvey,2000a; Henry,2000; Chari和Henry, 2004）、降低市场波动

（Bekaert和Harvey,1997; De Santis和Imrohoroglu,1997; Hargis,2002; Umutlu,2010）、更多的私人投资（Harvey, 2000b）和更高的经济增长（Bekaert et al.,2001; Moshirian,2007）。Bekaert和Harvey(1997)发现即使在控制波动率的时间序列和截面影响因素，资本市场开放显著地降低了新兴市场的波动。Bekaert和

Harvey（1997, 2000）选择20个新兴市场国家为样本实证得出从平均意义上看，金融自由化并不能显著增加市场波动。Kim和Singal（2000）考虑了16个新兴市场在金融自由化前后市场波动的变化，发现在金融自由化改革的头12个月，样本的平均市场波动是显著下降的。但是上面三个研究存在把金融自由化看为单一事件，可能存在偏误。

### **2.1.3** 研究股市开放影响市场波动的方法与历程

把市场开放看成单一突发事件的研究方法已经越来越受到批判。Bekaert et

al.（2002）指出金融自由化是一系列的连续事件。这种把它作为单一事件和结构突变的研究方法都是不可取的。这是因为金融自由化是一个渐进化的过程，它的开放程度和改革速度在各个国家间存在显著的差别（Edison and Warnock, 2003）。不同于以往研究股票市场开放之后新兴市场国家股票收益率波动如何变化，Bae et al.（2004）研究单一股票能被外资持有的程度对新兴市场国家股票收益率波动的影响。实证结果表明，即使在控制国家、产业、公司规模和换手率的影响，个股的收益率波动与单一股票能被外资持有的程度存在显著的正相关。而且，一个较高单一股票能被外资持有的程度的新兴市场组合比无外资持有组合具有更大的国际市场风险敞口。这表明较高的外资持有程度的股票与国外股市的关联性就越高，则其更容易遭受国际股票市场风险的影响。Bae et al.（2004）提出了一种研究外国投资者对新兴市场潜在影响的横截面方法（a cross-sectional approach）。具体是通过对个股相对于外国投资者的可投资度（investibility）和个股收益率的相关性检验。关于可投资度的度量，他们采用标普的新兴市场数据库（EMDB）中的开放程度因子（degree open factor）来衡量。开放程度因子表示一个股票能

够被外国投资者所投资的程度，是0-1连续变量。某一股票开放程度因子为0表示外国投资者不能投资该股，反之为1表示可以完全投资该股不受限制。其实这一指标衡量的是股市开放程度，也就是相对于某一个股，外资最大的投资限额，与该股实际外资持股还是有区别的。开放程度因子是外资持股比例的上限。一个较高外资可投资度的股票未必被大量的外国投资者所持有。研究单一股票的可投资度与其收益率波动的截面相关，避免了鉴定金融自由化时间的任意性。并且还具有动态性。另外，外资可投资度可能与其它因素相关。外资可投资度可能与某些公司特征有关，而公司特征可能会影响股票收益率波动而不是可投资度。如何从其他因素分离出外资持股的影响是一个非常关键的问题。

另外一种研究方法是在一系列的金融改革之后对新兴市场的行为进行检验。研究发现，股票市场开放降低了资本成本（Bekaert和Harvey,2000; Henry, 2000）, 略微增加了新兴市场收益率与国际市场收益率之间的相关性（Bekaert 和

Harvey,1997），但是并没有增加本地市场波动（Bekaert和Harvey,1997, 2000;

Kim和Singal，2000）。有人担心市场开放可能会增加新兴市场的波动，并且把1997年亚洲金融危机的原因归结于外国投资者的的投机行为。他们提出新兴市场并不是高度流动的市场，外国投资者在新兴市场的频繁交易和外国大型机构投资者的资产组合调整都会给当地股市更大的价格波动。但是这一理论并没有得到经验证据的支持。Richards（1996）通过比较外国机构投资者进入前后两个时期的市场波动，发现这两个时期的市场波动没有显著的区别。

也有学者认为新兴市场国家股市开放对市场波动影响的结果可能与本国的一些宏观经济特征、国内政治体态和金融发展程度等一国特质有关。Eizaguirre和Biscarri（2003）检验新兴市场在样本期内是否存在结构性突变，通过内生突变检测（endogenous breakpoint detection）的方法估计那些时期存在股票市场波动发生变化的行为。他们发现金融自由化效应在国家间是不同质的。墨西哥、阿根廷和巴西这些国家在经历金融自由化后，股市波动并没有增加，金融自由化并起到稳定市场的作用。但是泰国和韩国的金融自由化进程中却经历了股市波动的显著增加。Bley和Saad（2011）研究了海湾地区国家（GCC）资本市场开放与资本账户开放对股市中个股收益率波动的影响。他们发现国际资本的流入当地股市提高了股市波动但并没有改变当地股市的非系统风险（idisyncratic volatility）。而资本账户的开放显著地降低了当地股市的个股月度收益率的波动。为了检验结果的稳

健性，他们将检验资本市场开放与资本账户开放对个股波动的影响扩展到对组合波动的影响，得到的结果是相同的。

## **2.2** 外资市场行为与股市波动

### **2.2.1** 境外投资者的投资行为研究

研究境外投资者的行为有益于判别外资进入对一国市场所产生的影响，只有充分了解外资的投资行为才能更科学地评估外资进入对一国股市风险的影响。一些研究表明外国投资者存在正反馈效应和羊群效应，但是并没有发现外国投资者的投资者行为破坏股价的稳定性（Choe et al.,1999; Froot et al.,2001; Karolyi, 2002）。Choe et al.（1999）以1997年金融危机为分界点，发现在危机前外国投资者存在正反馈效应和羊群效应，而在危机期这种行为消失。他们并没有发现外国投资者的交易行为可能导致韩国股票市场不稳定的证据，而且发现外国投资者的投资行为有助于韩国股票市场大规模得更快更有效地自我调节。

研究外国投资者的交易行为的文献多数选取韩国在1997年金融危机前后为样本进行实证分析。Kim和Wei（2002）认为韩国境外的外国投资者比外国在韩国的分支机构和居住在韩国的外国个人投资者更倾向于参与正反馈效应和羊群效应。他们认为这两种外国投资者的交易行为的差异可能来源于这两类外国投资者所拥有的信息差异。Choe，Kho和Stulz（1999）与Karolyi（2002）分别以韩国与日本金融危机期间的样本数据研究外国投资者行为后得出一致的结论。他们得出虽然外国投资者行为存在正反馈效应，但是外国投资者的交易行为并没有导致市场的不稳定。

国外的一些学者的研究结果表明当地交易者的市场表现要优于外国投资者

（(Hau, 2001; Choe, Kho, andStulz, 2005; Dvorak, 2005)，但是另一些研究结果表明外国投资者是更有效的投资者((Grinblatt andKeloharju, 2000; Seasholes, 2000; Froot, O'Connell, andSeasholes, 2001). Bae et al.（2012）指出优于外国投资者对当地市场信息的劣势地位和外国投资者对国际市场信息的优势地位，这种分歧结果的出现来源于国内信息还是国际信息对股价的影响程度更大是不确定的。如果国际信息对股票价格的冲击较大，则国外投资者相对于国内投资者就能做出更有效地判断。

进入中国股市的外国投资者许多都是机构投资者，借鉴机构投资者对股市波

动的影响研究的结论和方法可能有利于更方便地研究外资进入对中国股市波动的影响。机构投资者是增加还是降低股市的波动的研究还没有统一的定论。羊群效应和正反馈效应是佐证机构投资者的行为导致股市价格波动的增加和不利于市场稳定的两个经验证据。但是，另一方面机构投资者也可能通过消除个人投资者的非理性投资行为来稳定股市价格。Cohen，Gompers和Vuolteenaho（2002）发现机构投资者对美国股市股价具有稳定作用。机构投资者面对正的现金流信息时会采取从个人投资者手中购买股票的策略，因此机构投资者的行为最终把股价推回到基本价值。Gabaix et al..（2006）构建了一个理论模型证明了在一个高度非流动市场，大机构投资者的交易行为将会导致市场过度波动。Bohl et al.（2007）采用Markov-switching-GARCH模型研究了机构投资者对股市波动的影响，发现波兰养老基金进入股市降低了股市的波动进而验证波兰养老基金对波兰股市具有稳定作用。机构投资者与普通投资者相比具有信息优势，可以迅速利用新信息影响股价调整使市场更有效地运行。

### **2.2.2** 外资市场交易行为对市场波动的影响

市场开放影响新兴市场波动的一个途径是通过市场一体化（market

integration）和世界风险因子对新兴市场的影响。如果一个新兴市场与外界是完全隔离的时候，市场波动完全由当地风险因子引起。一旦新兴市场与世界市场一体化，市场波动同时还要受到世界风险因子的影响。市场一体化（market

integration），经济全球化使得资本市场波动性的溢出效应即市场价格上的波动性从美国资本市场传递到其它国家的资本市场越来越明显。Bekaert和Harvey

（1997）考虑了一个新兴市场和全球市场具有时变的相关系数模型，估计金融自由化前后的相关系数之后得出17个新兴市场中只有9个具有与全球市场高度相关。Bekaert和Harvey（2000）也得到相似的结果。De Jong和De Roon（2001）基于一个混合的新兴市场指数得出当市场变得与全球市场更相关后，市场个股**值有轻微的增加。Bekaert（1995）检验了新兴国家股票市场一体化程度和外资投资约束（investment barriers）的相关性。他使用外资可投资股票的市场价值与总市场价值的比值作为该国的股票市场开放程度指标。

Bae et al.（2012）检验了外资可投资度是否对全球市场信息在新兴股票市场间传播存在显著的影响和提高当地股市股票价格对信息的有效反应。结果表明，高

的外资可投资度提高了股票价格对全球市场信息的反映速度。由于那些高的外资可投资度的股票包含全球市场信息的速度跟快，其收益率是高于那些外资不可投资的股票。这些结果验证了外资进入带来了新兴市场对信息的传递有效性的提高，信息能够更有效迅速地放映在股价中。

Granger和Huang（1999）认为外国投机者在投资本地证券市场时更可能采取短期的投资策略，这将会增加当地股市的波动和导致资本流动反转，严重时更可能会导致金融危机。境外机构投资者的某些交易策略可能影响发展中国家和地区证券市场的稳定。一方面，由于境外机构投资者拥有相对较少的信息，可能影响相关产品的定价和交易；另一方面，境外机构投资者可能存在投资行为短期化的倾向。他们主要通过频繁的买卖股票，以套取股票价差来获利， 而不是通过长期持有公司的股票，促进公司治理结构的改善来逐步解决信息不对称的问题。这种短期化的投资行为可能会加剧发展中国家股市价格的波动，对这些国家的金融稳定产生不利影响。最后，境外投资者行为容易引发新兴市场的“金融危机传染”。由于境外投资者对于国际市场上的信息获取较国内投资者直接而全面，而对国内信息的获取则相对间接而零散。因此他们对国际市场上的风吹草动反应十分迅速，当一国出现金融动荡的时候，境外机构投资者往往会将该国经济状况恶化的情况推及其他类似的发展中国家，并迅速在其他国家采取同样的抛售行为， 由此出现金融危机的传染效应。而机构投资者自身存在的“羊群效应”倾向也会加剧危机的传染。

Albuquerque, Bauer, and Schneider（2009）,考虑了这样一个理论模型，当地市场存在两类投资者。一类是国内投资者，另一类是全球投资者，全球投资者拥有有价值的全球私人信息而国内投资者不拥有这一信息。模型假设股票收益率同时由当地和全球因子共同影响。这两类投资者关于全球信息的非对称导致国内投资者对全球因子的变化不能做出有效地反映。这样那些不能被全球投资者交易的股票不可能将国际市场信息及时包含到当期的股价中。

外资并购。谢文捷等（2003）指出广义的外资并购就是使外资在国内企业中获得重要控制权的事件。而郑迎飞和陈宏民（2006）认为外资并购是使单个外资所占股权在上市公司股东中排名第1或第2的事件。他们以1995~ 2003年所有被外资并购上市公司为样本，分别从股市事件分析法和财务指标分析法得出，短期内，投资者获得的日平均异常报酬率为正， 说明外资并购发生时投资者普遍持有

乐观预期，而长期来看并购的股市效应并不理想。涉及跨国并购的相关的国外文献主要有：（1）跨国并购行为研究；（2）跨国并购中经济民族主义（economic

nationalism）的重要性：Zhang和He（2013）以中国从1985年到2010年间7275次跨国并购交易为样本发现，当外资并购的目的是基础产业或者国有企业，由于国家经济安全角度的考虑并购成功的可能很小；当外资的所在国家与中国有着良好的外交关系，并且这次并购会给公司带来技术或者资本的好处从而帮助公司走出经营不善的逆境时，并购成功的概率将很高。

在研究重大事件对股市价格波动影响的国内外文献中，主要有以下三种学术观点：追涨杀跌假说（relative strength hypothesis）、过度反应假说（overreaction

hypothesis）和不确定信息假说（uncertain information hypothesis）。Levy（1967）首先提出追涨杀跌假说，认为在没有效率的股票市场中存在“追涨杀跌”现象。

Debodt和Thaler（1985）提出了“过度反应”假说，认为投资者放大了对某一事件对股市的影响而导致股价偏离其基本价值。当市场出现正事件的时候股价将被高估，而出现负事件时股价将被低估，但最终市场会进行反向修复使股价回归基本价值。Brown、Harlow和Tinic（1988）提出“不确定信息假说”，认为股价的波动既不是因为市场的无效率也不是投资者的非理性，而是由于投资者在存在不确定的市场中，面对新的事件而无法判断其对股价的影响程度，而对事件影响采取保守估计。这一假说指出当事件发生时股价波动较小，随着不确定的消失，股价将会做出有效的正向调整。国外的实证研究已证实在并购宣布后会对目标公司股价产生正向效应。Andrade et al.（2001）研究美国的并购案例后发现在选取

（-1,1）的事件窗的情形下，并购方式的不同对目标公司的股价影响也存在显著差异，但都对目标公司股价产生正向影响。Martynova和Renneboog（2006）以欧洲并购事件为样本，得出选取（-1, 1）的事件窗的情形下，目标公司有着异常收益率为12.28%的市场反应。促进跨国公司对华投资政策课题组（2001）经过调研后指出通过证券市场推进外商对华并购投资是今后主要发展方向。潘永辉

（2008）发现在外资并购中国企业的过程中，并购双方的并购动机组合具有不同的风险特征。

### **2.2.3** 外资交易对当地市场信息环境影响分析

关于市场信息效率的衡量，国外学者提出可以用个体波动率来代替。

Dasgupta et. al. (2010)、Lee和Liu（2011）发现对于一个信息不透明的公司来说，个体波动率可以反向衡量股票市场的信息效率。同时许年行等（2011）发现在中国股票市场，个体波动率并不是一个合适的衡量信息效率指标。当前研究指出机构投资者可以提高市场信息效率（王亚平等，2009；王咏梅和王亚平，2011）。王咏梅和王亚平（2011）从持股比例和交易频率两个角度研究机构投资者对市场信息效率的影响。

一些研究表明当地交易者的市场表现要优于外国投资者(Hau, 2001; Choe, Kho et. al., 2005; Dvorak, 2005).但是另一些研究表明外国投资者是更有效的投资者(Grinblat和Keloharju, 2000; Seasholes, 2000; Froot et. al., 2001). Bae et. al.（2012）指出鉴于外国投资者对当地市场信息的劣势地位和对国际市场信息的优势地位，上述分歧的出现与国内信息还是国际信息对股价的影响程度更大的不确定性有关。如果国际信息对股票价格的冲击较大，那么外国投资者相对于国内投资者就能做出更有效地判断。李晓峰等（2005）认为境外投资者在新兴市场中是拥有较差信息的投资者。这是因为境外投资者一般具有先进的信息处理和加工的能力，但是这一优势能否在新兴市场得到发挥取决于是否拥有比当地投资者更好更全面的信息。Kalev et. al.（2008）发现外国投资者只有投资那些国际知名度较高公司的表现才优于当地投资者，而在其它公司的投资表现较差3。

外国投资者的可获取信息最终影响其投资和交易行为。Gehrig（1993）指出外国投资者偏好取决于可以获取多少信息用来对当地公司风险和预期收益的评估。

Kim和Wei（2002）认为韩国境外投资者比外国在韩国的分支机构和居住在韩国的外国个人投资者更倾向于“正反馈效应”和“羊群效应”。他们认为这两类外国投资者的交易行为的差异可能来源于这两类外国投资者所拥有的信息差异。Gul et. al.（2010）以1996年到2003年间的中国上市公司为样本研究股权结构对市场信息环境的影响，发现外国投资者可以提高市场信息环境。他们认为由于中国股市存在对中小投资者保护较弱、信息披露的不透明和国有股一股独大的问题，相对于市场和行业层面的信息，公司层面信息在股价中得到较少的反映。需要指出的是，他们定义的外国投资者只限于持有B股或H股的外国投资者。饶育蕾等

（2013）研究发现QFII的长期投资行为有利于提高股价信息含量，而短期投资

3 Kalev et. al.（2008）选取芬兰股市为研究样本，认定诺基亚公司为国际知名度较高公司。

行为则会提高我国股价的同步性程度。

## **2.3** 基于公司层面研究外资对市场波动的影响

当前从公司层面研究金融自由化对股票收益率波动影响的文献主要涉及以下两个分支。其一，存在交叉上市的本地公司由于既在本地上市又在其它国际证券市场上市，就会带来公司层面的金融自由化的间接效应。交叉上市有时也以美国存托凭证（ADRs）的形式出现。美国存托凭证是一种规避金融监管的创新工具，它可以允许外国投资者在不直接投资于当地股市的条件下拥有当地公司的股份。其二，分析外资是否可以投资上市公司的横截面的差异（the cross-sectional

differences）.这部分的研究还比较有限。不同于以往的研究市场总体的波动即衡量市场指数的波动，Christoffersen et al. （2006）研究了新兴市场股票市场开放对个股收益率波动的影响，以公司规模代替外国投资者需求研究个股间交叉部分的差异。他们发现股票市场开放后的影响在公司间是存在差异的，大公司收益率的波动减少比小公司更大。Chari and Henry（2001）从IFC的新兴市场数据库得到单个公司数据，分别计算每个公司收益率与当地市场的协相关系数与每个公司收益率与全球市场的协相关系数的差额。结果发现，外资可投资的公司的平均差额为

0.018，而外资不可投资的公司的平均差额为0.0096。这表明外资是否可投资的公司间在当地市场或者全球市场**系数存在显著的差异。

一些研究发现通过本地公司交叉上市间接引起的金融自由化是否会带来个股收益率波动的增加（Jayaraman et al. ，1993；Coppejans和Domowitz ，2000；

Ejara和Ghosh，2004；Bayar和Onder，2005），而另一些学者研究发现通过本地公司交叉上市间接引起的金融自由化对个股收益率波动没有显著的影响（Howe和Madura, 1990; Lau et al., 1994; Martell et al., 1999）.。Domowitz et al. （1998）认为在市场间信息传递是存在成本的条件下，这种通过本地公司交叉上市间接引起的金融自由化是否会带来个股收益率波动的增加或减少，这取决于市场间信息关联的高透明度。Umutlu et al. （2010）利用异方差模型生成个股收益率的条件方差，证实了来自于新兴市场国家的上市公司在美国交易所上市后其收益率的条件方差的均值水平并不存在显著变化。Ramchand and Sethapakdi（2000）检验了那些发行国外证券的美国上市公司的系统性风险的变化，发现那些发行国外证券的美国上市公司表现出国内个股**值的下降和其关于国外股票指数的系统性风险部

分增加。即美国上市公司发行国外证券降低个股风险的同时其国际风险随之增加。Foerster and Karolyi（1999）得到一个不同的观点，交叉上市使国内股市的国内个股**值的下降和一个不变的全球市场**值。Sarkissian and Schill（2008）得出交叉上市使国内股市的国内个股**值并没有显著变化。他们认为对于特质性风险

（idiosyncratic risk），交叉上市常有利于信息通过高水准的披露和会计报告的改进的方式向投资者传递，并且这些信息能够在更高的特质性风险波动中展现出来。Dasgupta et al. （2010）证实了交叉上市对个股异质性风险的影响呈现出开始的立即增加，然后渐渐减少的趋势。他们认为交叉上市使股票价格包含更多未来事件的信息，降低了未来的异质性风险。

Chen et al.（2010）采用一个双变量的GARCH模型以高频日度数据为样本检验金融管制的变化在公司层面的影响。他们证实从长期来看外国投资者对股市有稳定作用。他们认为外资大股东是长期的价值投资者，具有给投资的上市公司带来管理技术、人力资本培训等优势。秦志华和徐斌（2011）扩展了La Porta等人提出的关于大股东行为影响公司价值的分析模型，得出当第二大股东持股份额超过某一临界点时，其对第一大股东的有效股权制衡有利于公司价值的提升。在股权结构影响公司价值的国内外经验研究中，上市公司的股权结构对公司价值的影响主要涉及以下几个角度：（1）公司有多个大股东会对公司价值产生正面影响

（陈信元和汪辉，2004；Nagar et. al.,2000; Bennedsen et. al.,2003；Maury和

Pajuste，2005）;（2）股权性质差异对公司价值的影响是不同的（徐莉萍等, 2006; Wei et. al.,2006）；（3）刘星和刘伟（2007）指出由于上市公司的大股东的属性不同，其股权制衡的效果也存在明显差异。他们的研究结果表明非第一大股东虽然能够起监督作用，但也可能存在与第一大股东合谋共同侵占中小投资者的利益行为。

外资股权作为一类特殊的股权其对公司价值的影响，已得到越来越多学者的注意。区丽清和汪红丽（2007）选择390家外资持股公司作为研究样本，考察了外资股权对公司价值的影响，得出治理结构的多个层面对外资持股公司价值产生正面影响。苏国强（2012）得出外资参股有利于提升上市公司价值，而且外资参股比例与上市公司价值正相关。Sun和Tong（2003）选取了从1994年到1998年634家国有企业为样本发现外资股权对公司绩效不存在显著的影响。潘志强（2011）

采用面板VAR研究货币供应量、外资参股与上市公司价值三者之间的关系，得出任意两个变量之间都存在相互影响的正相关关系。他指出货币政策、外资参股与上市公司价值任何两者之间都是互相影响的，如果只讨论其中的某一个方面则有可能导致结论出现偏差。

## **2.4** 中国股市开放与风险的相关研究

### **2.4.1** **QFII**制度的引入对我国股市的影响

在目前QFII制度的实践中，QFII与境外市场的运行，而通过选择一家境内基金管理公司进行合作，往往会缩短认识当地市场的进程。实际上，确实有部分QFII与境内金融机构进行了各种形式的合作，如日兴资产管理公司就“黄河基金”与博时基金管理公司、融通基金管理公司进行合作。与此同时，QFII业务也为境内资产管理类机构走向国际化提供了一个良好的契机。基金管理公司通过代理QFII管理资金，建立与境外投资者的联系，学习先进的资产管理经验，为其今后理财业务最终走向国际化奠定基础。

刘成彦等（2007）、邢学艳和曹阳（2008）发现QFII存在正向反馈策略和“羊群行为”。邹林和周永坤（2005）指出QFII进入A股市场，由于其额度规模比较有限，投资A股的资金比例尚有待提高，因此不能期望QFII对A股市场的股指走势产生实质性影响。但是，从实践情况看，QFII在引导价值投资理念、促进A股市场规范化和国际化等方面，起到了积极的推动作用，并在较大程度上影响了国内其他市场参与主体尤其是机构投资者的投资行为。张佑辉等（2008）研究发现，QFII持股比例与股价波动率存在正相关关系。这说明QFII尚未起到稳定市场的作用，甚至可能加剧股市的波动。潘文荣和刘纪显（2010）研究了QFII和QDII制度的实施之后我国股市与美国股市的关联性。这种关联性随着两种的制度的先后引进正在逐步加强。

### **2.4.2** 外资战略参股我国上市银行的影响

许小年（2005）指出，外资参股有助于新的信贷文化的形成，从本质上改变我国国有银行过去的不良信贷行为。冯伟、刘开林和刘强（2008）指出在我国的银行在引进境外战略投资者后在一定程度上改善了其经营效率。姚铮和唐彦辉

（2009）的研究表面新桥投资在控股深圳发展银行后改善了其经营状况和提高了其资产质量，公司的价值因新桥投资的治理而得到最终提升。吴玉立（2009）以

我国14家上市公司为样本从盈利水平和资产质量两个角度分析了境外战略投资者对我国银行业的影响，发现境外投资者能够有效的改进我国银行业的经营状况和风险管理，但是由于体制上的差异这种改进存在滞后效应。朱盈盈等（2010）通过对我国19家引进外资的中资银行的短期效果分析得出，战略引资后，中资银行既存在经营效率的显著改善又存在资产质量和盈利能力无显著变化的局面。

占硕( 2005a, 2005b)指出鉴于国有商业银行控制权租金的存在，引进战略投资者必将导致三方制衡的股权结构的不稳定。董彦岭（2008）认为中国银行业的某些战略投资者可能在进入时就抱着投机者的心态，并不能给银行带来价值提升。刘煜辉（2006）认为在中国银行改制和重组过程中战略投资者的合作倾向并不积极。

### **2.4.3** 中国股市开放与风险的其它相关研究

江振华等（2004）首次尝试从理论上分析中国股市开放的市场风险问题。他们从境外投资者市场投资行为与境内投资者投资行为差异的角度将外资分为以下三种类型：同质类型、正向异质类型和负向异质类型。他们认为不同类型的外资对股市风险的影响是存在差异的。同质类型和正向异质类型的境外投资者将加大股市风险，而只有负向异质类型才会降低市场风险。

中石凡等（2008）研究了在香港上市的国内公司引入境外战略投资者能否提升公司价值，实证结果表明境外战略投资者的引入有助于提升公司价值。李晓峰等（2005）认为.境外投资者在新兴市场中是拥有较差信息的投资者。这是因为境外投资者一般具有先进的信息处理和加工的能力，但是这一优势能否在新兴市场得到发挥取决于是否拥有比当地投资者更好更全面的信息。

外资股权作为一类特殊的股权其对公司价值的影响，已得到越来越多学者的注意。区丽清和汪红丽（2007）选择390家外资持股公司作为研究样本，考察了外资股权对公司价值的影响，得出治理结构的多个层面对外资持股公司价值产生正面影响。苏国强（2012）得出外资参股有利于提升上市公司价值，而且外资参股比例与上市公司价值正相关。Sun和Tong（2003）选取了从1994年到1998年634家国有企业为样本发现外资股权对公司绩效不存在显著的影响。

## **2.5** 文献评述

国内外的现有文献中，从理论和实证的角度分别对外资进入对中国股市风险的影响进行分析的文献还尚未发现。江振华等（2004）从理论上分析了境外投资者入市对中国股市风险的影响机制，但缺乏实证支持，并且没有考虑外资进入可能将国际股市风险传导给中国股市。Li et. al.（2009）和杨竹清（2013）对外资大股东对股市风险的影响做了开拓性的研究。

外资进入对当地股市影响的实证研究存在两个问题：第一，在一个正在经历金融开放和遭受巨大经济和金融危机的国家，如何剔除本地其它因素的影响和衡量相互的交叉影响是一个很困难的问题；并且如何区分境外投资者行为是理性还是非理性行为是一个很棘手的难题；第二，虽然有很详细的数据，但是存在一些外国投资者的交易不被获取，导致外资交易数据的不完善。比如，外国对冲基金与本地公司的资产互换行为就不能被样本数据统计到。

虽然国内外学者近年来对外资进入对中国股市风险的影响开始有所研究，但还是存在以下问题和不足：（1）国外学者主要研究一国股市开放的风险这一宏观问题，没有具体深入到外资进入对一国股市风险影响这一相对具体和特殊的问题及层面；（2）国内研究只是对QFII和战略投资者的影响进行分析，没有完全涉及其它类型的外资对中国股市风险的影响研究；（3）国内外文献还尚未涉及外资进入对一国股市的国际风险的传导的理论分析框架，缺乏这一问题的理论分析；（4）从实证角度验证外资持股影响中国股市风险的作用机理和传导路径的文献还尚未发现。

因此，继续研究外资进入对中国股市风险影响还是十分必要的。只有全面研究不同类型的境外投资者对股市波动的影响以及从实证上检验不同传导路径下对股市波动的影响，才能对中国股市如何进一步对外开放提供有价值的政策建议。

# 第三章 外资持股对股市波动影响的理论分析

## **3.1** 外资持股对股市波动影响的分析框架

要研究外资持股后对我国股市波动影响的程度和效果，首先我们就要厘清外资持股对股市波动影响的机理和路径。我国股市对外开放后，已经有一定的规模的外资流入股市，甚者是上市公司的前三大股东，所以说我国股市中的外资效应已经存在。外资持有我国上市公司股份并不可能直接对股市波动造成影响，它通过三种途径间接影响股市波动。第一种途径是市场路径。外资在市场交易过程中对股市信息效率的影响，会间接影响到股市波动。外资的市场交易行为包括外资在二级市场的买卖和外资并购上市公司行为。第二种途径是公司路径。当外资持有一定额度的上市公司股份，就可能会参与公司治理，提高（降低）公司价值进而影响到股市波动。第三种途径是国际风险传导路径。当一国股市完全对外开放后，国际风险就会通过外国投资者传递给当地股市。但是我国股市的开放程度有限，国际风险传导对股市波动的影响甚微。因此，本文只要考虑外资通过前两种路径对我国股市波动的影响，见图3.1。两条路径的理论分析就是本章的第二节和第三节。外资对股市波动影响的市场路径的实证分析是第四章和第五章。第四章是基于外资在二级市场的买卖行为对股价波动影响的实证分析与结论。第五章是基于外资的并购行为对股市波动影响的的实证分析与结论。外资对股市波动影响的公司治理路径的实证分析见第六章。



外资持股

公司治理

二级市场买卖

外资并购

市场交易

是否参与治理

国际风险传导

不

参参

与与

股市信息效率

提

高

降

低

降 低

波动

增加波

动

是否提高价值

不影响

开放程度低

提高

降

低

判定条件

满足不满足

不

影

响降低波动

增加波动

图3.1 本文的理论分析框架图

## **3.2** 境外投资者市场交易行为对股市波动影响分析

### **3.2.1** 理论分析

由于我国股市尚不是一个完全开放的市场，本文的分析框架建立在一个封闭的市场条件下4。本文考虑外国投资者在二级市场的交易行为所引起的持股变化对中国股市波动的影响。

Merton（1987）建立了不完全信息模型，本文在这一模型框架下继续分析股票信息公开程度与股票收益率波动之间的关系。某一股票部分信息公开与完全信息公开下两者的收益率关系满足：

 *E*(*R* )

*E*(*R*)*E*(*R*) *i* i

（3-1）

*i* i

*r*

*f*

的信息未完全公开下的股票收益率； *i* 表示个股

其中*Ri*表示个股i

*R*i的信息完

4.我国股市并未全面开放，国际路径传导的风险经过过滤后不会很明显。

全公开下的股票收益率；*rf*表示无风险收益率；常系数*k*> 0。由（3-1）式可以得出：

*E*(*R*)(1*k*) *E*(*R* )

（3-2）

*k* k

*r*

*f*

用随机项表示为：

*R* (1**k) *R*  **

（3-3）

*k* k i

*r*

*f*

其中**满足期望为0和当*q* 1时其方差趋向于0，且与*R*不相关的随机变

*i*

*i*

*i*

量。*qi*表示获取股票投资信息的投资者占股票总投资者的比例，满足0*qi*1，在完全信息条件下*qi* =1。

*k k*

令**2 *Var*(*R*) ，

*k*

(**) 2*Var*(*R* )

即比较信息未完全公开下的股票收益率波

动与信息完全公开下的股票收益率波动的大小。由于

**2 (1*k*) 2 \*(**) 2(**) 2

（3-4）

*k* k

*r*

*f*

因此，（3-4）式表明增加股票的公开信息必将降低股票的收益率波动。

### **3.2.2** 假设提出

研究外国投资者的交易行为的文献指出外国投资者存在正反馈效应和羊群效应，但是并没有发现外国投资者的投资者行为破坏股价的稳定性（Choe et. al.,1999; Froot et al.,2001; Karolyi,2002）。Choe et al.（1999）以1997年金融危机为分界点，发现在危机前外国投资者存在正反馈效应和羊群效应，而在危机期这种行为消失。他们并没有发现外国投资者的交易行为可能导致韩国股票市场不稳定的证据，反而发现外国投资者的投资行为有助于韩国股票市场更快更有效地自我调节。Kim和Wei（2002）认为韩国境外的投资者比外国在韩国设立的分支机构和居住在韩国的外国个人投资者更倾向于正反馈效应和羊群效应。他们认为这两类外国投资者交易行为的差异可能来源于其所拥有的信息差异。

国外的学者的研究验证了外资的交易行为并没有给当地股市带来更大的波动，在一些地方还会带来降低股市波动稳定市场的作用。但是，也有学者认为过早的开放金融市场只会给当地股市带来更大的风险。国外投资者由于信息不对称

导致其脆弱性，表现在对当地股市的规章制度和文化习俗缺乏了解。所以，引进外资会促使发展中国家的股市的波动增加。Granger和Huang（1999）认为外国投机者在投资本地证券市场时更可能采取短期的投资策略，这将会增加当地股市的波动和导致资本流动反转，严重时更可能会导致金融危机。Bae et al.（2012）指出鉴于外国投资者对当地市场信息的劣势地位和外国投资者对国际市场信息的优势地位，分歧的出现与内信息还是国际信息对股价的影响程度更大是不确定的有关。如果国际信息对股票价格的冲击较大，则境外投资者相对于国内投资者就能做出更有效地判断。

根据上文的分析，我们可以得出外资的交易行为对股市收益率波动影响的关键在于外资的市场交易行为能否增加了个股信息的进一步公开。李晓峰等（2005）指出.境外投资者在新兴市场中是拥有较差信息的投资者。这是因为虽然境外投资者虽然具有先进的信息处理和加工的能力，但是这一优势能否在新兴市场得到发挥取决于是否拥有比当地投资者更好更全面的信息。

由于境外投资者对于国际市场上的信息获取较国内投资者直接而全面，而对国内信息的获取则相对间接而零散。既在国外上市（包括在香港上市）又在国内上市的公司和公司规模较大的公司信息，外国投资者更易获取，外资对这类公司的交易行为才能增加了个股信息的进一步公开，进而降低股市波动。而由于外国投资者较难获取那些小公司信息，对其的交易行为则更倾向于“羊群行为”，而不能增加了个股投资信息的进一步公开。

由于股价波动的杠杆非对称效应的存在，外资卖出股票行为比买进股票行为对当地股市波动的影响更大。Wang（2007）对印尼和泰国的实证分析证实了这一结论的成立，但这一结论在中国是否成立有待进一步的验证。本文于此提出如下假设：

假设3.1：直接外资减持股票行为将增加股市的波动而直接外资增持股票行为将降低当地股市波动；备择假设为直接外资的交易行为不影响当地股市波动。

假设3.2：间接外资的市场交易行为不影响股市波动；备择假设为间接外资的市场交易行为亦能影响股市波动。

## **3.3** 外资大股东的公司治理对股市波动影响的模型分析

在新兴市场国家，外国投资者相对于本国投资者往往具有更好的投资技术、人力资本和管理监督经验（Grinblatt和Keloharju, 2000; Dvorak, 2005），这也使其在能力上具备了监督控股股东的实力。外资大股东的公司治理能力，首先会影响公司的资产收益率，进而影响公司的市场价值，最终影响股价波动。本文把外资大股东的定义为持有一定数额的股份且有机会参与公司治理的外资股东。

### **3.3.1** 模型建立

本文考虑在时间区间为[0, T]的范围内，外资大股东的公司治理行为对该股股价波动的影响。在初始时刻，外资大股东进入上市公司并持有该公司的股份，并在T时刻退出公司。

本文首先定义*Bi*为公司i在t时刻的资产，其中t[0, *T* ]。本文假设在初始时

*t*

刻的资产*Bi*  1

0

，则公司资产变化满足

*i* i i

*t* t t，其中

*dB*  *B d*

*i*

*t*表示公司i在t时刻

*d*

的资产收益率。本文假设公司资产收益率服从随机过程：

*D*i(*u**g*) *dt**dW**dW* i

（3-5）

*t* t t 1 *t*

其中u表示公司在外资大股东未进入前的期望资产收益率，**表示受到市场层面冲击所来带的资产收益率波动，**1表示受到公司层面冲击所来带的资产收益率波动，g t表示外资大股东进入后对公司期望资产收益率的影响。在（3-5）式中，（u, , **1）是可观察的已知常系数，而g t是不可观察数。*W*t和*W*ti是两

个相互独立的布朗运动。

外资大股东进入一家上市公司或上市公司引进外资大股东的目的是通过外资参与公司治理，提高本公司的资产收益率，最终提升公司价值。虽然外资大股东拥有先进的公司治理经验，但是外资大股东是否参与公司治理以及治理效果如何对市场来说都是一个未知数。市场对外资大股东的治理效果的估计也是一个逐渐学习的过程。

本文定义的g t为外资大股东的治理效应，即外资大股东参与公司治理所带来的资产收益率的变化。由于g t是不可观察的，本文认为g t对市场和外资大股

东来说都是不可知的。但是g t与外资大股东的行为有关，当外资大股东进入一家上市公司后可采取参与公司治理策略也可采取不参与公司治理的策略。两种策略对资产收益率的影响肯定是不同的，即g t满足：

g1, t

g*t*  

*g*

 0, *t*

当外资大股东参与公司治理当外资大股东不参与公司治理

（3-6）

市场对两者的先验分布是不同的，服从

g0,t

~ *N*(0,**2 )

*g*1, *t*

~ *N*(*u*

*G*,0

2

*g*,0

,**

)

g

*g*

（3-7）

** 2

即市场认为当外资大股东不参与公司治理时，t服从均值为0，方差为g 的

正态分布；市场认为当外资大股东参与公司治理时，g t服从均值为u g,0，方差为

**2 u

g,0的正态分布。且g,0 >0， 即当外资大股东参与公司治理后，治理效应所带来

的公司期望资产收益率的变化为正数，公司期望资产收益率是增加的。

### **3.3.2** 市场对外资大股东治理效果的学习过程

本文分析市场对外资治理效果的学习过程借鉴了Pastor和Veronesi（2012）的方法。Pastor和Veronesi（2012）研究了投资者如何观测政策的变化对股价的影响的学习过程。市场对外资治理效应的学习是基于市场中所有的外资参与治理的上市公司的资产收益率信号的学习。：观察全部有外资大股东的上市公司i（i[0, 1]）

*d*i *d*i g

的资产收益率

量信号：

*t*的信号，其中*t*满足等式（3-5），等价于观察关于t的总

D*st* (*u**gt*) *dt**dWt*

证明过程见附录A1。

由（3-7）式可知在t时刻，市场关于

g1,t的先验概率分布为（u

2

,**

G,0 *g*,0

（3-8）

），则

g1, t的后验概率分布服从（u

N

g, t

2

N

*g*, *t*

,**

）5。其中，

5 具体的证明过程可参考Liptser和Shiryaev（1977）关于Kalman-Bucy滤波的相关结论。

du g, t

*g* ,*t*

**2 **1*dW*ˆ

2

**

*G*, *t*

1

2

**

*G*,0

1

1 *t*

** 2

（3-9）

对于所以的t[0, *T* ]，市场对外资治理效果的学习过程均服从（3-9）式。在等式

*t*

（3-9）中，d*W*ˆt定义为：*dW*ˆ (*ds* *E* (*ds* )) /** 。

*t* t t t

** 2

市场每一期都对外资治理效果的估计进行自我修正过程。随着t的增加，g, t

将逐渐减少，即市场估计的波动将逐渐减少。

### **3.3.3** 外资大股东的最优行为选择

外资大股东既可以选择不参与公司治理也可以选择参与公司治理，其结果取决于哪一行为会引起外资选择后的效用最大化。本文假设外资大股东的效用函数满足

（*V* i）1**

U(*V* i)t

（3-10）

T 1 **

其中*V*t表示外资大股东的财富，即在t时刻持有上市公司i的资产规模，**是相对风险厌恶系数，且> 1，即外资大股东是风险厌恶者。

i

*V* i k*B*i

因此， t

t，其中k为外资大股东持有上市公司i的股份。本文假设在

[0, T]内，k不变且为常数。考虑到外资大股东在时刻0进入公司并同时进行是否参与公司治理的决策，并且这一决策结果在整个考虑期内具有一致性。

由于外资大股东在T时刻将离开公司，外资大股东在0时刻在决策集中选择是否参与公司治理以实现在T时刻自身的效用最大化。因此外资大股东在t时刻的决策函数为

(*KBi* ) 1*C*(*kBi*) 1** 

Max*E* [ *t* ], *E* [ *T* ]

（3-11）

*t* 1** *t* 1**

其中前一项表示外资大股东不参与公司治理情形下的期望效用，而后一项表示外资大股东参与公司治理情形下的期望效用。*B*i表示公司i在T时刻的资产，

*T*

C表示外资大股东的公司治理成本，且C> 16。由式（1）可以得出*B*i，即

*T*

**2**2 i *i*

i *Bie*

*B*

t

*T*

(*U**gt*1 )(*T**t* )**(*WT**Wt* )**1 (*WT**Wt* ) 2

当外资大股东不参与公司治理时，

(*KB* )  *k*

*i*

1**

*i* 1**

1**

(*U**g*0,, *t**i* )(*T**t* )(1**)**(1**)(*WT* *Wt* )**1 (1**)(*WT* *Wt* ) 

*E*t*T**Et* 

** 2 ** 2

*i i*

(*Bt* ) *e* 2

 1 **

 1** 

 k

*I* 1**

 (1**)(*u*

I )(*T**t* )(1**) *g*0, *t* (*T**t* )**(1**)(*WT* *Wt* )**1 (1**)(*WT**Wt* ) 

2

1**

1**(*Bt* )

*Et* *e*





1 2 2 2 1

*i* i





2 2 2 

k1**

(1**)(*U**i* )(*T**t* ) *g* (1**) (*T**t* ) 

(*T**t* )(1**) (** **1 )

= 1 **

*t*

(*Bi* ) 1*e*

2 2 2

 (3-12)

当外资大股东参与公司治理时，

*C*(*kBi*) 1** 

k1**

 2** 2

*E**T* =

t

(*Bi*) 1*C* \* *EXP*(1**)(*u*1 )(*T**t*)

 1** 1** *t* 2

(1**)(*T**t*) *u*

1 (1) 2 (*T**t*) 2**2 1 (*T**t*)(1) 2 (**2**2) (3-13)

*G*, *t* 2 *g*, *t* 2 1

通过比较（3-12）式与（3-13）式的大小，可以得出结论3.1：即外资大股东决定参与公司治理当且仅当

U  *c* 1 (** 1)(*T**t*)(** 2

**2 )

（3-14）

*G*, *t* (** 1)(*T**t*) 2

*G*, *t* g

其中c=ln(C)>0.

即在一定条件下，u *g*, *t*达到某一下限，即门阀值，外资大股东才可能参与公司治理。当研究对象是外资大股东时，决策期只有一期，即当t=0的时刻，外资大股东决定是否参与公司治理。对于外资大股东来说，当t=0 时，关于

(U *g*,0, *c*,,*g*,0,*g* )

(U, *c*, , , ˆ )

的状态量都给出一个估计量

*g* ,0 *  g* ,0 * g*

。根据这些估计

量，外资大股东最终将作出是否参与公司治理的决策。

本文的重点是分析外资大额持股对股价波动的影响，所以本文的分析对象是

6 这是由于> 1，故外资大股东的的效用函数值是恒小于0的，因此治理成本C> 1.

市场中的一般投资者。市场中的一般投资者与外资大股东虽然都是通过（9）式进行判定外资大股东是否参与公司治理，但两者也存在以下两个主要的区别：其一，关于公司治理成本，外资大股东是知道或者可以估计到参与公司治理的成本，而市场是无法观测到外资大股东的公司治理成本；其二，虽然外资大股东在初始时刻就已经决定是否参与公司治理，由于市场对这一信息是不可知的，因此市场在每一期都要根据当期的状态量去判定外资大股东是否参与公司治理。

本文假设市场对外资大股东治理成本c的估计服从[0, a]均匀分布，其中a> 0.

对于t0, *T*，市场都会依据当期的状态量股东是否参与公司治理。

St

（u *g*, t, *c*,,*g*, *t*,*g*）来判定外资大

根据(3-14)式，我们可以计算出每个时刻t，市场估计外资大股东参与公司治理的概率*P*t 满足：

*P*



1 2 2 2 2 

T *P**c*(** 1)(*T**t*) *ug*, *t* 2 (**1)

(*T**t*)

(*G*, *t* *g*)

(** 1)(*T**t*) *u*1 (** 1) 2 (*T**t*) 2 (** 2

**2 )

*g*, *t*

2

=

*a*

*G*, *t* g

（3-15）

### **3.3.4** 外资股东公司治理对股价波动影响的过程分析

这一部分主要分析外资大股东公司治理效应的不确定性对个股股价波动的影响。要想获取个股的股价波动，首先就要计算个股的市场价值。本文采用随机贴现模型来计算个股的市场价值。

股票的市场价值是各期股利的总和。本文假设公司i仅在T时刻支付股利，

故T时刻该股的市场价值为

*T*

*B*i。故个股i在时刻t的市场价值

*i*

t可表示为：

*M*

*M* i *E***T *B*i 

（3-16）

*t* T*T* 



**

*t*

其中**t表示状态价格密度（state price density），**t定义为

** 1 *E*(*B*

)** 

(3-17)

t*t* T

其中**是代表性投资者个人效用最大化时的拉格朗日乘子。

因此要计算状态价格密度，首先就要计算在T时刻，所有外资大股东的上市公司的总资产*BT*。假设有外资大股东的上市公司个数i是连续的，且i0, 1，则

2

**

1 (*U**g* )(*T*t )**(*W* *W* )

*B**B*i *di**B e* t 2 T t

（3-18）

*T* 0 *T t*

类似的，可以得出市场中上市公司个数j是连续的，且*j*0,1，则市场总资产

** 2

1 (*u* )(*T* *t* )** (*W* *W* )

*B**B* j *dj**B* e 2 T t

（3-19）

*Total*, *T* 0 *T total*, *t*

具体的证明过程见附录A2。

本文首先考虑没有外资大股东的情形下，计算其个股市场价值和股价波动作为比较的参照系。这时（3-5）式就重新表示为

*D*i*udt**dW**dW* i

*t* t 1 *t*

各变量的定义与（3-5）式完全相同。

首先要计算市场的状态价格密度，将（3-19）式带入（3-17）式得

** 2

 ** *B*

**

*e*

1 2 2

1**

*T* total, *t*

(*U* )(*T**t* ) * * (*T**t* ) 2 2

（3-20）

由（3-16）和（3-19）式得

(*u*1**2**21**2 )(*T**t* )

*t total* ,*t t total* ,*T T*

*M* i*B**e* 2 2 *E**B*

*Bi*

** ( 1**2**21**2*u**u*)(*T**t* )

由于*E**B**Bi*= *B Bie* 2 2

*t total* ,*T T*

*total* ,*t t*

因此，*M i* *Bie*(*u***2 )(*T**t* )

*t t*

对（3-21）式应用伊藤公式可计算出

*i*

*dM*

t**2*dt**dW**dW i*

（3-21）

（3-22）

*i* *t* 1 *t*

*M*

*t*

** 2

根据（3-22）式，我们可以得出个股股价波动

**2 =**2** 2

*i*, *t* 为

（3-23）

*i*, *t* 1

在得出没有外资大股东影响的情形下的个股市场价值和股价波动率后，本节的后续工作就是计算在外资治理效应下的个股市场价值和股价波动率。

#### **3.3.4.1** 状态价格密度

由（3-17）和（3-18）式得

** 2 

** **1 *E**B*****1 *B**E**e*

(*U**gt* 2 )(*T**t* )**(*WT* *Wt* ) 

t *t* T t t





由于外资大股东是否参与公司治理的不确定性对*BT* 有显著的影响，进而间

接影响**t 。

当外资大股东参与公司治理时，

** 2



1 2 2  2

1 2 2

**t 参与

t

**1 *B*** e

(*U**ug*, *t*2 )(*T**t* )2**

(*T**t* ) *g*,*t*2* *

(*T**t* )

**(*u**u*

)(*T**t* )1**2 (*T**t* ) 2**2 1**(**1)**2 (*T**t* )

=**1*B*** e

t

*G*, *t* 2

*G*, *t* 2

当外资大股东不参与公司治理时，

*U*(*T**t*)1**2 (*T**t*) 2**2 1**(**1)**2 (*T**t* )



** t

不参与

 **1*B*** e 2

*G*,*t* 2

故**t (*t*)参与*P*t （**t）不参与（1*P*t）

t

1 **

*U* (*T**t*)

1

**(**1)**2 (*T**t*) 

*Ug*, *t* (*T**t*)

1**(2 *T*t) 2** 2

1

**(2 *T**t*) 2**2 

t

*g*

=*B*t *e* 2

*Pt e*



2 g, t (1*P*) e2

 (3-24)



其中*P*t 通过（3-15）式进行求解。

#### **3.3.4.2** 个股市场价值

个股i在t时刻的市场价值

*M i* *Bie*(*u***2 )(*T**t* ) (*St* )

*t t*

*i*

t可表述为

*M*

(3-25)

*Q*(*St* )

*U* (1**)(*T**t* )1 (1**) 2 (*T**t*) 2** 2

1 (1) 2 (*T**t*) 2** 2

其中*H* (*S*)*Pe g*, *t* 2 *g*, *t* (1*P*) *e*2 *g*

*t* t t

* u*

(*T**t*)1**(2 *T*t)**2 2

1**(*T*2*t*)** 2

*Q*(*S*)*Pe*

*G*, *t* 2

G, t (1*P*) e2 g

*t* t t



具体的证明过程见附录A3。

通过（3-21）与（3-25）式两者的比较可以发现，外资大股东对个股市场价

值的影响与(*St*)的值有关。当(*St*) >1时，外资大股东的进入提高了该股的市

*Q*(*St*) *Q*(*St* )

场价值，反之则降低其市场价值。

外资大股东行为的股价效应是由现金流效应和折现效应组成的。一方面，外资大股东的公司治理效应增加了公司的现金流，但另一方面，外资治理效应的不确定性提高了股价的折现率。所以，若外资大股东的现金流效应大于折现效应，则外资的进入提高了个股的市场价值，反之则降低其价值。对应于等式（3-25），

外资大股东公司治理行为的两个主要（u

变量

g, t

2

*g*, *t*

,**

)，ug, t

影响着公司现金流，

且ug, t

与公司现金流正相关，

2

*g*, *t*影响着股价的折现率，且

**

2

*g*, *t*与股价的折现率

**

正相关。通过上文的分析，本文给出结论3.2。

结论3.2：当*g* 0时，外资大股东提高公司的市场价值，当且仅当

*U* (**1)(*T**t*)**2 *t*0, *T* 

（3-26）

*G*, *t* 2 *g*, *t*

当*g* 0时，外资大股东降低公司的市场价值，当且仅当

*U* (**1)(*T**t*)**2 *t*0, *T* 

（3-27）

*G*, *t* 2 *g*, *t*

证明过程见附录A4。

在特殊情形下，即在t=T时，(*St* )恒等于1，故外资大股东在离开的时刻

*Q*(*St* )

是不会影响该股的市场价值。结论3.2的假设（**g0）的含义是假设外资大股东的公司治理不存在间接效应，即当市场认为外资大股东不参与公司治理时，外资对资产收益率的影响不存在或较微弱。也就是说，当外资大股东不参与公司治理时，公司内部不存在自身提高资产收益率的治理行为。

从结论3.2 可以得出，ug, t

达到或超过某一阀值时才能提高公司的市场价

值，即在t时刻（*t*0, *T*），u与** 2

之间满足（3-26）式时会提高公司的市

g, t

*G*, *t*

场价值。同时，我们发现阀值还与外资大股东的风险厌恶系数有关。若**变大，

即外资大股东对风险的厌恶增强，满足（3-26（u

）式的

少。

g, t

2

*g*, *t*

,**

）组合的区域将减

当外资大股东提高了公司价值，即（3-26）式已满足的条件下，若ug，t 增加

** 2

且*g*, *t*减少，即市场认可外资大股东的治理能力增强，则外资大股东提高市场价

值的程度将增加。需要指出的是，外资大股东提高市场价值的程度就是用(*St* )

*Q*(*St* )

来衡量的。

#### **3.3.4.3** 股价波动率

关于（3-25）式应用伊藤公式可得

*i*

*dM*

t *ui*

*Dt* **

*DW*ˆ*dW i*

*i* *M* M, *t* t 1 *t t*

*M*

（3-28）

其中*ui*

 ** 2  *u*

*H* (*St* ) *t*

*Q*(*St* ) *t*

 ** 4 ** 2 (*Q*(*St* )

*Ug*, *t* ) 2 

*M* *H* (*S* )

*Q*(*S* )

*G*, *t* g, *t*

*Q*(*S* )

*t* t

2*Q*(*S* )

*Q*(*St* ) *ug* ,*t*

*H* (*St* ) *ug* ,*t*

2 *H* (*S* ) (*u*

*t*

*g* ,*t*

)2

(*u*

*t*

)2 

\* 

*T* g, *t* +

*Q*(*St* )

*H* (*S* )

**2 ( *t*

*H* (*St* )

*ug*, *t* *Q*(*St* )

*Ug*, *t* )

2*H* (*St*) 2*Q*(*St*)

*G*, *t*

*H* (*S* )

*Q*(*S* )

*t* t

** **2**1 (*H* (*St* )

*Ug*, *t* *Q*(*St* )

*Ug*, *t*) **

（3-29）

*M*, *t* g, *t*

*H* (*S* )

*Q*(*S* )

*t* t

证明过程见附录A5。

通过（3-28）和（3-29）式，可以计算个股i在第t时期股价波动率** 2

*i*,*t*

** 2  ** 2  ** 2

*I*, *t* *M*, *t* 1

**21(*T**t*)**2**2 

*Pt* 1

(***P*** 1 11 )** 2

*g*, *t*

1 *Pe* 1 *P*

*t* *aP*

)(

*Pe*1*P* *Pe*1*P* 1



其中和满足：

*t* t t t t

（3-30）

*U* (1**)(*T**t*)1 (1) 2 (*T**t*) 2** 2

*G*, *t*

* u*

2

(*T**t*)1**2 (*T**t*) 2** 2

*G*, *t*

*G*, *t* 2

*G*, *t*

证明过程见附录A6。

通过比较（3-23）和（3-30）式所表述的没有外资大股东情形下和有外资大股东情形下的股价波动率的大小，再根据结论2的结果，本文提出结论3.3。

结论3.3：当*g* 0时，当外资大股东降低公司的市场价值必将导致股价波

**0** 2

动率的增加当 *g*

时，当外资大股东提高公司的市场价值时，

*i*, *t*的变化取决

于(*u*g, t,**g, t,, *a*)之间的相互关系。在一般情形下，不管外资大股东是否降低公司的市场价值，

当*g*(*u*g, t,**g, t, *a*,, *t*)**时，外资大股东必将提高股价波动；

当*g*(*ug*, *t*,*g*, *t*, *a*,, *t*)**时，外资大股东必将降低股价波动；其中g（·）定义为：

*G*(*u*,, *a*,, *t*)*Pe*(1*P*) *e*(***P*** 1

 *P*** 1

*G*, *t* g, *t* t t t *aP*) *e*

*t* *aP*

*t* t

证明过程见附录A7。

通过对结论3.3的分析，本文发现在不考虑外资间接效应下，外资大股东的行为如果降低了公司的市场价值时必将进一步地导致股价波动的增加。但是，本文发现外资大股东的行为如果提高公司的市场价值并不一定会降低股价波动。是否降低股价波动取决于市场对外资大股东治理对资产收益率影响的预期值和预期波动、外资大股东的风险厌恶程度以及市场对外资大股东治理成本的估计。

再次比较（3-23）和（3-30）式，我们可以发现个股的非系统性风险，即公司层面波动，是不受外资治理效应的影响。这一理论结果也得到相关实证的验证，

Bley和Saad（2011）发现国际资本的流入当地股市提高了股市波动但并没有改变当地股市的非系统风险。

### **3.3.5** 结论

本节从理论上论述了外资大股东公司治理行为对股价波动的影响途径。本节首先分析外资大股东的策略选择、市场关于这一选择对资产收益率影响的学习过程，然后分析外资治理效应对公司市场价值的影响，最终对个股股价波动的影响。

本节发现：（1）外资大股东决定参与公司治理必须满足一定条件，即外资大股东自身对外资治理效应所带来的资产收益率变化的预期值大于参与治理的门阀值；（2）在外资大股东公司治理的间接效应不存在时，模型给出外资大股东提高（降低）公司市场价值的判定标准；（3）在不存在外资大股东公司治理的间接效应下，当外资大股东降低公司的市场价值时必将导致股价波动率的增加。不管外资大股东是否降低公司的市场价值，外资大股东公司治理对该股股价波动影响

取决于市场对外资大股东治理对资产收益率影响的预期值和预期波动、外资大股东的风险厌恶程度以及市场对外资大股东治理成本的估计之间的函数关系。

# 第四章 外资市场交易行为与股市波动

## **4.1** 实证方法

### **4.1.1** 实证思路

随着我国股市逐渐对外开放，外资持股比例已经从2001 年的2.5%增加到

2008年底到3.5%。据统计，在2011年末外资平均持有我国上市公司股份的比例已经迅猛增长到6.71%7。这说明尽管中国股市对外开放程度有限，但是境外投资者已经通过各种渠道进入中国股市并持有不同额度的股份。因此，外资进入对中国股市风险的影响已实际发生。但是，外资进入对中国股市风险影响的程度、效果以及作用机理还尚未清楚，有待实证研究给出相关的结论。外国投资者的市场交易行为对股市波动造成直接影响的同时还可能通过“示范效应”影响国内投资者的投资行为进而对股市波动造成间接影响。

境外投资者的某些交易策略确实影响发展中国家和地区证券市场的稳定。一方面，由于境外机构投资者在拥有相对较多的公司信息条件下，通过长期持有该公司的股票，参与公司治理结构的改善来逐步解决上市公司与投资者之间的信息不对称问题，减弱股价受噪声干扰的影响；另一方面，境外机构投资者可能存在投资行为短期化的倾向。他们主要通过频繁的买卖股票，以套取股票价差来获利。这种短期化的投资行为可能会加剧发展中国家股市价格的波动，对这些国家的金融稳定产生不利影响。通过对外资的交易行为对股市波动影响的正反两个方面的分析，我们可以得出外资交易策略的不同必然会导致对当地股市波动的影响也不同。具有短期投机策略的外资必然会带来当地股市波动的增加而那些采取长期价值投资策略的投资者会降低股市的波动。

本章基于外国投资者市场交易行为的视角研究了外资持股变化对我国股市收益率波动的影响。需要指出的是，本章研究的外资交易行为排除了外资并购行为，只局限外资在二级市场的交易行为。根据外资持股路径的不同，本文将境外股东分为直接境外股东（Direct foreign shareholders, 简称" DFS"）和间接境外股东（Indirect foreign shareholders, 简称" IFS"），具体说明见第一章的基本概念界定。本文采用年度数据分析了外资持股变化对个股收益率波动的影响，发现只有直接外资的净买入行为才能降低个股的收益率波动，而不管直接外

7 上述相关具体数据来源于本课题的课题组成员收集整理的数据计算获知。

资还是间接外资，它们的减持股票行为都增加了个股的收益率波动。这个结果表明我国股市中的直接外资选取买入股票时可能采取了长期价值投资策略。通过检验外资持股变化对不同类型上市公司个股收益率波动的影响，本文还发现直接外资的买入行为降低个股波动仅限于外资能够将获取的信息加工后传递到股市的上市公司样本。直接外资的交易行为只能降低国外上市（包括在香港上市）又在国内上市的公司和公司规模较大的公司的股价收益率波动而不能降低小公司的股价收益率波动。在新兴市场国家，外国投资者相对于本国投资者往往具有更好的投资技术、人力资本和信息处理的能力（Grinblatt和Keloharju，2000；Dvorak，

2005），这也使其在能力上具备了向市场传递真实价值和信息判断的实力。为了进一步验证这一结论，本文采用统计频率不同的两变量协方差估计方法得出外资持股变化与同期收益率的相关性来源于外资交易的信息传递。这表明外资对市场信息在当地股票市场间传播存在显著的影响且提高了当地股市股票价格对信息的有效反应（Bae et al., 2012）。金融自由化带来了新兴市场对信息的传递有效性的提高，信息能够更有效迅速地放映在股价中。

### **4.1.2** 外资持股变化对股市波动的实证方法

一般研究投资者交易行为对股市收益率波动的影响都采用日度数据或者更高频数据进行实证分析。由于获取高频的我国外资交易数据是不现实的，QFII数据虽然有季度数据但不能精确衡量外资进入我国股市的程度，本文采用年度数据分析外资持股变化对我国股市收益率波动的影响。同时，本文也借鉴Sias et. al.

（2006）提出的方法分析了外资季度持股变化与季度收益率之间的相关性，部分弥补了缺失更详细数据的遗憾和估计偏误。

本文的实证思路如下：首先，采用外资持股变化的年度数据回归分析外资的市场交易行为能否有效降低我国股市的波动。然后，根据上文的理论分析得出外资的市场交易行为对当地股市波动的影响取决于外资的交易行为是否增加了个股投资信息的进一步公开，本文通过Sias et. al.（2006）提出的方法进行实证分析这一假设。

关于研究外资持股变化对股市波动的影响分析，本文建立了如下的固定效应模型进行计量检验：

21 4

 

*Volatilityi*,*t****Volatilityi*, *t*1*FCi*,*t**Coni*,*t* *j Industry j* *jYearj* *i*, *t*

其中*Volatility*i,t表示个股的收益率波动；*FC*i, t

*j*1

*j*1

*Coni*, *t*

衡量外资持股的变化量；

代表其它影响个股波动的变量。为了控制个股的收益率波动的自相关性，本文考虑了个股的收益率波动的一阶滞后。

本文采用Bae et al. (2004), Li et al. (2011)和Chen et al.（2013）衡量个股的收益率年度波动的指标变量：

*Volatility* = 1 

*n*

Ln *r*

2 ，其中*r* 表示个股每日的收益率；n表示一年内交易的天数。

*i*, *t*

*N t*1

*i*, *t*

*i*, *t*

*FC*i,t表示外国投资者交易指标，一般有两个指标测量外国投资者交易指标：一个是所有外国投资者所持股权总额的变化；另一个是持有该公司的股权的外资股东数量的变化。本文选取外国投资者所持股权总额的变化作为衡量外国投资者交易指标8。外资的交易类型又分为增持和减持；因此组合为两个个指标：所有外国投资者所持股权总额的增持量（FB）、所有外国投资者所持股权总额的减持量（FS）。两者均是正数。其它控制变量*Coni*，*t* 包括国有控股（GC）、国内机构投资者年末的持股比例（cb）、公司规模(SIZE)、换手率(TURNOVER)和负债率

（LEVERAGE）。国有控股表示上市公司是否是国有控股的，若上市公司为国有控股则为1反之为0；国内机构投资者年末的持股比例定义为国内机构投资者持股比例是基金、券商集合理财、保险公司和社保基金持股总和；公司规模为股权市值与净债务市值的总和取对数，其中的非流通股权市值用净资产代替计算；本文关于换手率的计算采用一年内股票的交易数量与该股的流通股数的百分来衡量；

负债率采用负债总额与资产总额的比值来衡量。虚拟变量*Industry*和*Year*分别控制行业和时间因素的影响（其中，行业分类采用《中国上市公司分类指引》（CSRC）的分类标准，根据一位行业代码先分为十二类，然后考虑到制造业公司样本较大，再将制造业样本按照行业代码的前两位再分为九类，共计二十一个行业类别，设置21个行业虚拟变量。）。

外资是否能否公开更多的信息进而降低股市波动的实证方法是基于外资持

8本文同样采用持有该公司的股权的外资股东数量的变化进行回归后得到相同的结果，限于篇幅本文只选择了一种指标的回归结果。

股比例季度变化与同期个股收益率关系分析。假设外资的市场交易行为使更多的信息得到公开，则收益率与同期外资数量变化的相关性要高于收益率与外资持股比例的变化的相关性。具体分析过程见下文。

### **4.1.3** 外资持股变化与个股收益率关系分析

Sias et. al.（2006）提出了一种解决股票收益率与机构持有股权之间数据统计频率的不一致问题。虽然可以有效地获取个股的月度、周度收益率数据，但本文的外资数据的统计频率是年度。由于原始数据统计上不可实现性，只能借助计算统计的方法来实现更高频度的分析。这一分析方法必须满足的两变量是关于时间线性的假设条件。变量关于时间线性指连续年度变量是连续季度变量线性加总，可以看出外资持股变化与收益率均满足这一条件。

首先，本文分别定义第t个季度的收益率为*r*t，从第a个季度到第b个季度的收益率为*r*a，b；定义外资持股在第t个季度的变化为t，从第a个季度到第b个季度的外资持股的变化为a，b。其中外资持股变化包括外资持股比例的变化和持股外资数量的变化两层含义，要分别计算两者的变化量。

因此年度收益率可以表示为各季度收益率之和，即

*r*0,3

3

*ri*

*i*0

同样，外资持股的年度变化可以表示为各月外资持股的变化之和，即

3

0,3

*I i*0

因此年度收益率与外资持股的年度变化的协相关系数可表示为

3 3

*Cov*(*r*0,3, 0,3)*Cov*(*ri*, *i* )

*i*0 *i*0

3 3

=*Cov*(*ri*, *j* )

*I*0 *j*0

当i=j时，Cov( *ri*, *j*)表示每季度收益率与外资持股的季度变化的同期协相关系数，共4项。当i=j-1时，Cov( *ri*, *j*)表示上一季度收益率与外资持股的季

度变化的滞后一期协相关系数，即滞后一个季度的外资反馈交易项，共3项。同理类推，当i=j-2时，Cov( *ri*, *j*)表示上上季度收益率与外资持股的季度变化的滞后二期协相关系数，即滞后两个季度的外资反馈交易项，共2项。同理类推，当i=j-3时，Cov( *ri*, *j*)表示滞后三个季度的外资反馈交易项，共1项。同理类推，当i>j时, Cov( *ri*, *j*)表示外资持股的季度变化与领先几个季度的收益率之间的协相关系数。

参照Sias et. al.（2006）提出的“协方差系数分离”方法，每季度收益率与外资持股的季度变化的同期协相关系数的估计式为：

*E*[*Cov*(0,3, *r*0)*Cov*(0,3, *r*1)]*Cov*(*C*)*Cov*(*L*4)

*E*[*Cov*(0,3, *r*3)*Cov*(0,3, *r*4)]*Cov*(*C*)*Cov*(*F* 4)

（4-1）

（4-2）

其中，C表示季度收益率与外资持股的季度变化是同期的；Ln（n为滞后的期数）表示季度收益率与外资持股的季度变化是滞后n期的；Fn（n为领先的期数）表示季度收益率与外资持股的季度变化是领先n期的。

若Cov(L4) =0和Cov(F4) =0均成立，利用等式（4-1）和（4-2）就可以得到无偏估计量。由于这两个协方差估计式（一个是年初估计，另一个是年末估计）不是相互独立的，因此对每年的两个协方差估计求期望就得到唯一的季度收益率与外资持股的季度变化的同期相关系数估计值，如下：

*Co*ˆ*v*(*C*)*E*[*Cov*(0,3, *r*0)*Cov*(0,3, *r*3)*Cov*(0,3, *r*1)*Cov*(0,3, *r*4)]

2

若Cov(L4)0或Cov(F4)0，可以多次差分的方法使之趋向于0。两次差分后，（4-1）式转换为

*E*[*Cov*(0,3, *r*0)*Cov*(0,3, *r*1)*Cov*(0,3, *r*4)*Cov*(0,3, *r*5)]*Cov*(*C*)*Cov*(*L*8)

依次类推，必能确定差分的次数满足估计式右边等于Cov（C）。因此要获取无偏估计，首先就要确定差分多少阶后外资持股变化与股市收益率不相关。但是很难直接检验Cov（L4）是否显著不为0，只能通过检验Cov(L4) + Cov（L5）

+ Cov(L6) + Cov（L7）的平均值是否显著不为0。即检验Cov（0,3, *r*4）是否显著不为0。因此，本文采取先检验后半项是否为0，若不为0则不采用该估计

式；若两者均为0则对估计值取均值；若两者均不为0，则分别对期初和期末两个估计式再差分。

同理，我们可以得出滞后一期的协方差估计式：

*E*[*Cov*(0,3, *r*1)*Cov*(0,3, *r*2)]*Cov*(*L*1)*Cov*(*L*5)

*E*[*Cov*(0,3, *r*2)*Cov*(0,3, *r*3)]*Cov*(*L*1)*Cov*(*F*3)

领先一期的协方差估计式：

*E*[*Cov*(0,3, *r*1)*Cov*(0,2, *r*0)]*Cov*(*F*1)*Cov*(*L*3)

*E*[*Cov*(0,3, *r*4)*Cov*(0,2, *r*5)]*Cov*(*F*1)*Cov*(*F*5)

滞后两期的协方差估计式：

*E*[*Cov*(0,3, *r*2)*Cov*(0,2, *r*3)]*Cov*(*L*2)*Cov*(*L*6)

*E*[*Cov*(0,3, *r*1)*Cov*(0,2, *r*2)]*Cov*(*L*2)*Cov*(*F* 2)

领先两期的协方差估计式：

*E*[*Cov*(0,3, *r*2)*Cov*(0,2, *r*1)]*Cov*(*F* 2)*Cov*(*L*2)

*E*[*Cov*(0,3, *r*5)*Cov*(0,2, *r*6)]*Cov*(*F* 2)*Cov*(*F* 6)

滞后三期的协方差估计式：

*E*[*Cov*(0,3, *r*3)*Cov*(0,2, *r*4)]*Cov*(*L*3)*Cov*(*L*7)

*E*[*Cov*(0,3, *r*0)*Cov*(0,2, *r*1)]*Cov*(*L*3)*Cov*(*F*1)

领先三期的协方差估计式：

*E*[*Cov*(0,3, *r*3)*Cov*(0,2, *r*2)]*Cov*(*F*3)*Cov*(*L*1)

*E*[*Cov*(0,3, *r*6)*Cov*(0,2, *r*7)]*Cov*(*F*3)*Cov*(*F* 7)

## **4.2** 样本说明与描述性统计分析

### **4.2.1** 样本说明

本文选取的样本是在沪深上市的2006年至2011年的公司年度数据9。本文的外资持股变化仅限于外资在二级市场的交易（包括沪深两市的交易和H股的交易），故样本中排除了外资并购行为和转股协议。基础数据来源于香港理工大学和深圳国泰安公司共同开发的国泰安金融数据库（CSMAR）。其中，外资股东数据是根据基础数据进行手工处理得到。我们采用追溯终极控制权的方法手动搜

9之所以选择这一样本区间，是因为我们考虑到在2005年末之后，外资股东进入的公司才达到一定的数量，基本能满足实证研究的需要。

寻和识别外资股东，记录上市公司的外资股东持股情况。由于只能获取上市公司的前十大股东数据，所以在前十名之外的外资股东我们予以忽略不计10。由此得到我们所需的直接持股和间接持股的外资股东持股数据。需要指出的是，本文的外资持股数据与QFII数据存在根本区别：不仅包含了QFII数据，而且包括外资控股合资基金和外国控股企业持股我国上市公司数据，这就避免了单纯使用QFII数据可能带来的外资股权被低估的问题。国内机构投资者数据来源于Wind数据库，国内机构投资者包括基金、券商集合理财、保险公司和社保基金。上市时间不满足计算外资持股变化和数据缺失的公司已从样本中剔除。

### **4.3.2** 描述性统计分析

表4.1是相关变量的描述性统计分析结果报告。本文衡量外资交易行为的指标共有四个：直接股东的持股比例变化（d）、间接股东的持股比例变化（i）、直接股东的外资数目变化（z）和间接股东的外资数目变化（n）。这些指标衡量的都是某一个股的外资变化而不是市场的外资变化，所以本文研究的是外资交易行为对个股波动的影响。

从表4.1可以得出，从2007年到2010年四年间，直接股东的持股比例变化的均值为-0.071%，相对于间接持股变化的0.229%是较低的。从外资的数目变化也得到相同的结论。我国股市直接外资持股的主要来源于QFII和在外国注册的企业或个人持股我国上市公司股份（包括港澳台注册的公司），在外国注册的公司持股我国上市公司一般是在国内公司上市之前就持有该公司股份或者通过外资并购方式持有。间接外资持股的主要来源于合资基金和有外资参股的公司持有上市公司股份，比如一些H股上市公司持有国内上市公司股份表明持有H股的股东间接持有该国内公司的股份。根据课题数据的统计，可以发现外资间接持股的比例远高于直接持股，这说明我国股市的开放程度还是较低的。

根据本文提出的假设3.1和假设3.2（见第三章3.2节），直接外资的交易行为可能降低股市波动，而间接外资股东不能降低股市波动。虽然外资间接持股变化从两种方式比较都远高于直接持股变化，但对股市波动的影响如何只能通过实证的检验来判断。

9..根据对外资数据统计和整理，我们发现一般排名在第十位的股东持股比例都较低（低于

1%），所以排名十位之后的外资股东的对现金股利政策的影响基本可以忽略不计。

表4.1 各变量的描述性统计

| 变量 | 样本数 | 均值 | 标准差 | 最大值 | 最小值 |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| Vol | 8403 | -0.043 | 0.080 | 2.286 | -2.769 |
| d | 8403 | -0.071 | 1.678 | 28.41 | -27.05 |
| i | 8403 | 0.229 | 5.129 | 78.21 | -78.45 |
| z | 8403 | -0.018 | 0.666 | 8 | -7 |
| n | 8403 | 0.161 | 1.343 | 8 | -7 |
| cb | 8403 | 9.63 | 14.83 | 93.98 | 0 |
| t | 8403 | 1.45 | 1.482 | 24.974 | 0.162 |
| gov | 8338 | 0.347 | 0.476 | 1 | 0 |
| size | 8401 | 21.692 | 1.447 | 30.139 | 10.842 |
| leverage | 8403 | 0.627 | 3.267 | 142.718 | 0 |

## **4.3** 实证结果分析

### **4.3.1** 外资持股变化对个股波动影响的年度回归分析

表4.2 是采用混合回归方法分析外资年度持股变化对个股收益率波动影响的

回归结果。从表4.2的回归结果可以得出，只有直接外资增持股份的行为才能降低个股的波动，而外资的减持股份的行为不管是直接还是间接都增加了个股的波动。这个回归结果初步验证了上文提出的假设3.1和假设3.2的部分结论。直接外资的年度净买入行为将降低个股的收益率波动和外资的年度净卖出行为将增加个股的收益率波动的结论与Wang（2007）研究东南亚股市外资对股市波动的影响取得结论是一致的。但是，他仅考虑了外资的交易行为对个股波动的影响，没有进一步分析这一结果的深层原因。

其它影响股市波动的变量的回归结果，国内机构投资者持股比例与个股波动负相关，个股换手率越高其波动就越大，国有控股的上市公司比非国有控股的上市公司平均高出0.05。上市公司规模越大，其收益率波动就越小。本文得到这些结果验证了以前的研究的结论（Bae et al.,2004; chen, et al., 2013;盛军锋等, 2008）。为了进一步验证假设3.1，本文从上市公司类型的角度分析外资持股变化对

个股波动的影响结果是否存在差异。从表4.3可以发现，直接外资的年度净买入行为只能降低规模较大的上市公司或同时在国内和国外上市公司的个股波动，对于公司规模适中和较小的上市公司没有起到降低个股波动的影响。表4.3和表4.4

得出的结果进一步验证了表4.2回归结果是稳健的，同时也发现直接外资的净买入行为降低个股波动效应不适用于我国全部的上市公司样本。

表4.2 外资持股变化对股市波动的回归结果

|  | 增持（FB） | | 减持（FS） | |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 直接 | 间接 | 直接 | 间接 |
| FC | -0.007   （-1.79） | 0.002  （1.37） | 0.006   （1.83） | 0.005   （3.91） |
| cb | -0.001   （-1.79） | 0.000  （0.18） | -0.001   （-2.23） | -0.002   （-4.87） |
| t | 0.041   （11.49） | 0.036   （9.37） | 0.045   （13.17） | 0.048   （11.48） |
| gov | 0.052   （4.93） | 0.053   （4.53） | 0.046   （4.50） | 0.047   （4.05） |
| size | -0.020   （-4.99） | -0.007   （-1.69） | -0.017   （-4.49） | -0.026   （-5.76） |
| leverage | 0.005   （2.80） | 0.001  （0.64） | -0.002  （-0.95） | 0.001  （0.50） |
| Lag.vol2 | -0.025   （-2.87） | -0.010  （-1.02） | -0.021   （-2.61） | -0.026   （-2.76） |
| con | 1.26   （14.52） | 0.997   （10.61） | 1.202   （14.50） | 1.368   （14.19） |
| Adj R2 | 0.781 | 0.789 | 0.787 | 0.803 |
| No. of obs | 7250 | 5753 | 7678 | 5306 |

表4.3 直接外资持股变化对股市波动影响—按照公司类型分样本回归

|  | 增持（FB） | | | 减持（FS） | | |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 大或海外上市 | 中 | 小 | 大或海外上市 | 中 | 小 |
| FC | -0.01   （-2.39） | 0.009  （1.08） | -0.011  （-1.17） | 0.007   （2.12） | 0.005   （1.79） | 0.005   （1.74） |
| Adj R2 | 0.792 | 0.802 | 0.765 | 0.806 | 0.765 | 0.766 |
| No. of  obs | 2397 | 2401 | 2473 | 2544 | 2560 | 2560 |

注：限于篇幅，控制变量和滞后变量的回归结果没有报告。本文样本内含有同时在国内和国外上市公司共有71家，在样本期内共有观测值288个，同时按公司规模大小将非两地上市的公司分为三组：规模较大的上市公司，规模适中的上市公司，规模较小的上市公司。其中，规模较大的上市公司指公司规模大于21.97，规模较小的上市公司指公司规模小于20.991，其余的是规模适中的上市公司，各2705个观测值。规模较大的上市公司和同时在国内和国外上市公司共同组成一组，共有2993个观测值。

表4.4 间接外资持股变化对股市波动影响—按照公司类型分样本回归

|  | 增持（FB） | | | 减持（FS） | | |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 大或海外上市 | 中 | 小 | 大或海外上市 | 中 | 小 |
| FC | 0.002  （1.17） | -0.001  （-0.51） | 0.003  （1.32） | 0.007   （3.92） | 0.04   （1.94） | -0.002  （-0.84） |
| Adj R2 | 0.813 | 0.812 | 0.761 | 0.803 | 0.829 | 0.791 |
| No. of  obs | 1733 | 1944 | 2103 | 1666 | 1729 | 1940 |

注：同表4.3。

结合上文外资持股变化对个股波动影响的理论分析，表4.3和表4.4回归结果表明外资直接持股可能具有先进的信息处理和加工的能力，可以使用上市公司所公布的信息进行分析，最后做出理性的投资决策。但是这一优势能否在新兴市场得到发挥只局限于规模较大的上市公司或同时在国内和国外上市公司。由于外国投资者的投资技术和信息加工优势无法在信息没有充分公开的中小规模的上市公司身上发挥作用，这就限制了市场的价值发现功能和违背引进外资的初衷。同时，我们也发现外资的卖出行为对所有上市公司来说都是增加股市波动。这可能与外国投资者的“示范作用”和股市买卖行为对股市波动的非对称杠杆效应有关。我国股市中外资比例虽然很低，但其持仓股票也是国内投资者十分关注的信息，特别引国内投资者关注的是QFII。直接外资买入某一股票是在向市场传递这一股票价值可能被低估，市场可能认为外资的价值判断，采取跟进的长期投资策略进而降低个股的波动。但是，当外资卖出某一股票可能向市场传递的是这一股票的价值被高估，市场可能同样认为外资的价值判断，争相抛售这一可能被高估的股票加剧个股波动。需要强调的了，市场可能对外资的买入行为的认可更加谨慎，如果它们拥有自己更认可的私人信息，可能采用忽略外资的价值判断，这一情况最可能发生在中小规模的上市公司身上。同时，市场对外资的卖出行为就可能不太谨慎。这也是股市一般投资者心理行为的体现。

### **4.4.2** 外资交易行为中信息传递的存在性分析

本节的目的是通过分析外资持股变化与同期个股收益率之间的关系来验证直接外资的市场交易行为在规模较大的上市公司和同时在国内和国外上市公司存在信息的有效传递。这一结论已得到国外经验证据的支持（Jones et

al.,1994; Jiang和Kryzanowski,1997; Sias et. al.,2006）。Bae et al.（2012）的实证研

究发现，外资可以提高当地股票市场的信息披露质量。

机构持股变化的股价效应主要有三种解释：一种是机构投资者的信息优势；另一种是有限弹性替代；最后一种是短期流动型效应。结合我国股市的实际情况，外资股权变化的股价效应不可能来源于短期流动型效应。为了检验外资的股权变化对波动的影响是来源于外资的信息优势还是有限弹性替代，本文借鉴Sias

（2006）的检验方法。在外资持股变化（接包括持股比例的变化又包括持股外资数量的变化）与同期的收益率存在显著的正相关条件下，

若外资的股权变化对波动的影响是来源于外资的信息传递，则收益率与同期外资数量变化的相关性要显著高于收益率与外资持股比例的变化的相关性；在相同条件下，若外资的股权变化对波动的影响是来源于有限弹性替代，则收益率与同期外资持股比例变化的相关性要显著高于收益率与外资数量变化的相关性。

由于检验方法的要求，样本选取必须满足如下的标准：已上市两年及以上的公司，即季度数据要滞后7期并且数据缺失的上市公司从样本中排除。因此，本

文选取从2007年到2010年间且在2005年之前上市的公司样本，共有5502个观测值的平衡面板数据。

通过第三部分第二小节的外资持股变化与个股收益率关系分析，我们可以知道要估计外资持股变化与个股收益率的协相关系数首先就要进行阶数检验。由于每次外资持股变化与个股收益率的协相关系数估计都需要进行阶数检验，本文限于篇幅只给出全样本下直接外资数量变化的阶数检验，见表4.5。根据上文的估计方法，两者的协相关系数可以通过期初和期末两种方式估计式获得，但是需要满足估计式中另一个协相关系数为0的条件。为了更清晰地解释检验过程，本文

结合表4.5进行实例分析。表4.5共给出七个估计量的检验过程，这七个估计量也是外资持股数量年度变化与个股年度收益率的协相关系数的分解后得到。首先，我们看外资持股数量季度变化与个股季度收益率的同期协相关系数估计，即表中C（c）的估计。期初估计的阶数检验表明Cov（L4）为0，而期末估计的阶数检验表明Cov（F4）显著不为0，因此C（c）的估计采取期初估计，即表中第四列的估计式。同样，我们可以看到外资持股数量季度变化与滞后一期个股季度收益率的协相关系数估计。期初估计和期末估计的阶数检验均表明另一个协相关系数为0，因此估计式则采取两者取均值的方法进行估计。

表4.5 全样本下直接外资数量变化的阶数检验

| 估计量 | 假设检验 | 检验值 | 估计式 |
| --- | --- | --- | --- |
| C(L3) | H0: Cov(0,3 , r7 )  0 | 0.0025  （0.08） | Coˆv(L3)  E[Cov(0,3 , r3 )  Cov(0,3 , r4 )] |
| H0: Cov(0,3 , r1 )  0 | 0.0736    （3.13） |
| C(L2) | H0: Cov(0,3 , r6 )  0 | 0.0192  (0.69) | Coˆv(L2)  E[Cov(0,3 , r2 )  Cov(0,3 , r3 )] |
| H0: Cov(0,3 , r2 )  0 | 0.0658   (1.60) |
| C(L1) | H0: Cov(0,3 , r5 )  0 | 0.0080  (0.47) | Coˆv(L1)  E[Cov(0,3 , r1 )  Cov(0,3 , r2 )  2   Cov(0,3 , r2 )  Cov(0,3 , r3 )]  2 |
| H0: Cov(0,3 , r3 )  0 | 0.0704  (1.16) |
| C(C) | H0: Cov(0,3 , r4 )  0 | 0.0173  (0.41) | Coˆv(L2)  E[Cov(0,3 , r0 )  Cov(0,3 , r1)] |
| H0: Cov(0,3 , r4 )  0 | -0.07   (2.19) |
| C(F1) | H0: Cov(0,3 , r3 )  0 | -0.0013  (-0.05) | Coˆv(F1)  E[Cov(0,3 , r1 )  Cov(0,3 , r4 )  2   Cov(0,3 , r0 )  Cov(0,3 , r5 )]  2 |
| H0: Cov(0,3 , r5 )  0 | -0.023  (-0.47) |
| C(F2) | H0: Cov(0,3 , r2 )  0 | -0.0269  (-0.90) | Coˆv(F 2)  E[Cov(0,3 , r2 )  Cov(0,3 , r5 )  2   Cov(0,3 , r1 )  Cov(0,3 , r6 )] 2 |
| H0: Cov(0,3 , r6 )  0 | 0.0198  (0.52) |
| C(F3) | H0: Cov(0,3 , r1)  0 | 0.0507    (2.70) | Coˆv(F3)  E[Cov(0,3 , r6 )  Cov(0,3 , r7 )] |
| H0: Cov(0,3 , r7 )  0 | -0.0028  (-0.20) |

注释：估计量采取先计算每年变化与收益率的协方差，再取4年的年度均值获得。海外上市

的32家，共128观测值，大中小三类，同上。表中的C（\*）代表外资数量季度变化与个股收益率的协相关系数，L（n）代表外资数量季度变化与n个季度之前的收益率，F（n）表示外资数量季度变化与n个季度之后的收益率。

表4.6与表4.7分别是外资季度持股比例变化与季度收益率协相关系数估计结果和外资季度数量变化与季度收益率协相关系数估计结果。表中的（1）, (2), (3),（4）分别代表外资直接持股在全样本下的协方差估计、规模较大的上市公司和同时在国内和国外上市公司样本下的协方差估计、规模适中的上市公司样本下的协方差

估计和规模较小的上市公司样本下的协方差估计。表中的（5），（6），（7），（8）分别代表外资间接持股在全样本下的协方差估计、规模较大的上市公司或同时在国内和国外上市公司样本下的协方差估计、规模适中的上市公司样本下的协方差估计和规模较小的上市公司样本下的协方差估计。

结合表4.6和表4.7的估计结果，我们可以得出直接外资季度股权变化（既包括外资持股变化又包括外资数量变化）与个股收益率之间存在显著相关性，而间接外资季度股权变化（既包括外资持股变化又包括外资数量变化）与个股收益率之间不存在显著正相关性。这与上文年度分析得出的结论是一致的。并且个股季度收益率与同期的外资股权变化的相关性占年度收益率与年度的外资股权变化的相关性的比例最高，这表明个股季度收益率与同期的外资股权变化的相关性是主要驱动年度收益率与年度的外资股权变化的相关性的主要因素。所以说，外资年度市场交易对年度收益率的影响主要来源于外资季度交易对同期股价的影响。更重要的是，实证结果发现在规模较大的上市公司或同时在国内和国外上市公司样本下，个股季度收益率与同期的外资数量变化的相关性要显著高于收益率与同期外资持股比例的变化的相关性。这表明直接外资确实在这一类上市公司的市场交易中传递了信息。这正如Barclay et al.（1990）和Sias et al.（2006）指出的机构投资者在市场交易过程中对信息的传递是股价波动的主要原因，因此机构投资者的股权变化所带来的收益率效应是存在的。我国股市中的外资投资者几乎都是机构投资者，这一信息传递只能在规模较大的上市公司和同时在国内和国外上市公司下适应是中国股市的特性决定的。总之，不管从年度分析还是季度分析都表明外资的交易行为能否降低个股的波动不仅取决于外资的类型也取决于我国股市自身的条件。并且外资降低或者增加股市波动都是通过在市场交易中把自有信息传递到市场的途径实现的。

表 4.6 外资季度持股比例变化与季度收益率之间协相关系数估计

| 相关系数 | 直接外资 | | | | 间接外资 | | | |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| （1） | （2） | （3） | （4） | （5） | （6） | （7） | （8） |
| 年度 | 0.2029   （5.79） | 0.2281   （5.96） | 0.2295    （2.74） | 0.1326  (1.35) | -0.054  （-0.10） | -0.0082  （-0.12） | 0.0332  （0.53） | -0.2401  (-0.59) |
| 滞后三  季度 | -0.0186  （-0.36） | -0.0109  （-0.36） | -0.0043  （-0.08） | -0.0196  (-0.31) | 0.0145  （0.39） | 0.0057  （0.2） | -0.0032  （-0.15） | 0.0115  (0.18) |
| 滞后两  季度 | -0.0512  （-1.24） | -0.0650  （-0.95） | 0.0650  （0.69） | 0.0102  (0.13) | -0.002  （-0.03） | -0.018  （-0.2） | 0.0928   （1.98） | -0.0506  (-0.44) |
| 滞后一  季度 | 0.1295  （0.65） | 0.0787  （1.01） | 0.0192  （0.07） | 0.1746  (0.84) | -0.0294  （-0.13） | -0.0351  （-0.18） | -0.0864  （-0.32） | 0.0867  (0.36) |
| 同季度 | 0.2276  （1.51） | 0.2556   （1.89） | 0.1800  （1.41） | 0.1308  (1.49) | 0.060  （0.34） | 0.0512  （0.25） | 0.1716  （1.39） | -0.2644  (-1.80) |
| 领先一  季度 | -0.0456  (-0.62) | -0.0099  （-0.07） | -0.0195  （-0.26） | -0.1695   (-1.84) | -0.0765  （-0.93） | -0.0780  （-0.73） | -0.063  （-0.56） | -0.0384  (-0.50) |
| 领先两  季度 | -0.0658  (-0.51) | -0.0062  （-0.03） | -0.0914  （-1.10） | -0.0582  (-0.87) | 0.0472  （0.57） | 0.0758  （0.49） | 0.0058  （0.08） | -0.0056  (-0.11) |
| 领先三  季度 | 0.0226  （0.69） | -0.0147  （-0.14） | 0.0733   （2.09） | 0.0656  (0.49) | -0.0181  （-0.46） | -0.0204  （-0.41） | -0.0112  （-0.17） | 0.0059  (0.10) |
| 样本数 | 4652 | 2408 | 1348 | 920 | 4652 | 2408 | 1348 | 920 |

注释：领先或者滞后是以外资持股变化为标的前后季度收益率。表中的估计值是回归值乘以倍数后的值。根据上文的年度协方差的分解分析可以得出相应倍数。

表4.7. 外资季度数量变化与季度收益率之间协相关系数估计

| 相关系数 | 直接外资 | | | | 间接外资 | | | |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| （1） | （2） | （3） | （4） | （5） | （6） | （7） | （8） |
| 年度 | 0.3543   （3.35） | 0.4493   （2.72） | 0.3133  （1.45） | 0.0791  (0.30) | 0.0574  （0.57） | -0.039  （-0.49） | 0.0539  （0.42） | 0.2493  (0.79) |
| 滞后三季  度 | -0.0042  (-0.08) | -0.018  （-0.43） | 0.0128  （0.24） | 0.0211  (0.28) | 0.02  （0.62） | 0.0082  （0.23） | 0.0137  （0.33） | 0.0519  (0.74) |
| 滞后两季  度 | -0.0352  (-0.52) | 0.014  （0.09） | -0.0010  （-0.02） | -0.0722  (-0.38) | -0.0308  （-1.49） | -0.0159  （-0.37） | 0.0156  （0.11） | -0.1568  (-0.87) |
| 滞后一季  度 | 0.1521   (1.79) | 0.0699  （0.43） | 0.1602  （1.50） | 0.1962  (0.74) | -0.0321  （-0.31） | -0.0349  （-0.28） | -0.0813  （-0.57） | 0.300  (0.96) |
| 同季度 | 0.3416   (3.05) | 0.4864   （2.76） | 0.3464  （1.07） | 0.1312  (0.43) | 0.1016  （0.48） | 0.0734  （0.26） | 0.1072   （1.79） | 0.1204  (0.74) |
| 领先一季  度 | -0.1014   (-1.79) | -0.0645  （-0.72） | -0.1062  （-1.22） | -0.2247  (-2.50) | -0.078   （-1.85） | -0.0746  （-0.78） | -0.0648  （-0.60） | -0.1017  (-1.31) |
| 领先两季  度 | -0.0116  (-0.08) | -0.0438  （-0.21） | -0.0514  （-0.30） | 0.1042  (1.07) | 0.0504  （0.93） | 0.0266  （0.33） | 0.0688  （0.55） | 0.0548  (0.81) |
| 领先三季  度 | 0.0063  (0.14) | -0.0028  （-0.03） | 0.0744   （1.96） | -0.0714  (-1.40) | -0.0308  （-1.11） | -0.0361  （-1.07） | -0.0124  （-0.21） | -0.0266  (-0.43) |
| 样本数 | 4652 | 2408 | 1348 | 920 | 4652 | 2408 | 1348 | 920 |

注释：同表4.6

## **4.4** 外资交易与市场信息效率的实证分析

### **4.4.1** 假设提出

本节基于外资已经对我国股市产生实质影响的背景下，从外资交易这一视角研究我国外资交易对市场信息效率的影响。随着外国投资者进入数量的增加，国内外投资者通过市场分析、中间业务的开展和市场交易等方式将获取越来越多的信息。Todea和Plesoianu（2013）认为外国投资者通过以下三种途径提高当地市场的信息效率：第一种是通过提高当地市场的流动性，进而促进更多的套利行为发生；第二种是外国投资者要求更高的信息透明度和更严格的公告规则，从而提高了当地新兴市场的信息环境；第三，由于当地投资者对国际信息反映的时滞和不精确，外国投资者的进入会引起更多的全球信息包含到股价当中，进而正向促进当地股市信息环境的改善；最后，外国投资者为了管理自身风险，必然积极参与当地衍生品市场的发展和建设，给当地金融衍生品市场带来先进的技术和最大化地发挥市场的价值发现功能。本文结合中国实际情况，理性分析了这些途径的可行性和作用结果。本文认为在中国股市开放程度有限的条件下，外国投资者只

有通过要求更高的信息透明度和更严格的公告规则，才能提高了当地新兴市场的信息环境。李晓峰等（2005）指出信息处理优势和技术分析能否在新兴市场得到发挥取决于是否拥有比当地投资者更好更全面的信息。外资进入的方式有直接进入和间接进入。由于外资间接持有上市公司股份，那么在公司治理和市场交易上外资效应都比较微弱，不太可能影响市场信息效率。境外中小股东并不能要求更高的信息透明度和更严格的公告规则。而直接境外大股东更有参与公司治理的动机，要求上市公司具有更高的信息透明度和更严格的公告规则，进而提高市场信息效率。因此，若股市对外开放提高了当地市场的信息环境，则这种提高可能来源于公司治理的改善。

Kristoufek（2012）指出不同类型的投资者信息的收集和处理方式存在很大的差异，短期投资者更倾重于那些市场敏感和技术信息而长期投资者更倾重于基本面价值变化的新消息。由于境外中小投资者对于国际市场上的信息获取较国内投资者直接而全面，而对国内信息的获取则相对间接而零散。因此他们对国际市场上的风吹草动反应十分迅速，并在其他国家采取同样的抛售行为。而机构投资者自身存在的“羊群效应”倾向也会加剧危机的传染。因此持有中小股份的外国投资者更具备投机者的倾向，通过参与噪声交易获取超额回报。

基于以上的分析，本文提出如下假设：

假设4.1：直接外资的交易行为在可获取信息的公司样本中提高了市场信息传递效率，而间接外资的市场交易行为并不影响市场信息传递效率；备择假设为直接外资的市场交易行为并不影响市场信息传递效率而间接外资的市场交易行为影响市场信息传递效率。

### **4.4.2** 外资交易行为对市场信息传递效率影响的实证方法

有学者认为公司层面的收益率波动是衡量公司层面信息的合适指标。Morck et. al.（2000）指出特质波动可以用来测量公司层面信息而不是噪声交易。侯宇和叶冬艳（2008）借鉴了Morck et. al.（2000）的研究结论用波动性衡量我国股票市场的信息效率。但是，我国股票市场是一个噪声较多的市场，本文认为用波动性衡量市场的信息效率并不是一个有效的指标（Dasgupta et. al., 2010;许年行, 2011）。本文借鉴Bae et al.（2012）提出的测量市场信息传播效率的方法。这一方法检验了个股对市场信息的反应速度，若个股受噪声影响程度越小，对市场

信息的反应就越迅速，就能更快地将信息包含到股价中，则信息效率就越高。这一方法的优点在于信息效率指标考虑了个股在受到噪声影响的情形下，衡量信息迅速有效地包含到股价中的程度。

股价调整速度（the speed of price adjustment）是衡量该市场中个股股价对信息反应的有效程度指标。股价调整速度就是衡量价格对信息反应延迟的指标。它是先通过对回归（1）式估计得出R-squared统计量，然后计算得到股价调整速度。这一方法采用市场组合收益率代表市场信息的主要来源。具体过程如下：

第一步，在无条件限制和有条件限制下回归得到R-squared统计量。所谓的有条件限制是指市场组合收益率的滞后项系数均为零的条件下进行估计。

3

*Ri*, *t***0*i*, *k rm*, *t**k**i*, *t*

*k*0

（4-3）

其中*ri*，*t*表示个股i的第t周收益率；*rm*，*t*表示市场组合第t周收益率。如果个股能够立即反应当地的市场信息，则滞后各期的市场组合回归系数就应该都等于

0。

第二步，构造股价调整速度指标（delay）如下：

*R*2

*delay*1 *m*

*R*

2

*n*

（4-4）

2

*R*

其中*m*表示市场组合收益率的滞后项系数均为零下回归估计的R-squared

*R*2

统计量，而n表示回归式（4-3）估计得到的R-squared统计量。如果个股能够

立即反应当地的市场信息，则股价调整速度应趋向于0。

通过上面的计算就可以得到个股的信息传递效率，为检验假设4.1提供了量化指标。若个股的delay指标越大，表明个股的信息传递效率就越低。

为了检验假设4.1，本文给出的回归估计式（4-5）：

*Delayi*,*t*1 ***FIi*,*t* *k Controli*,*t* *ind**year**i*, *t*

*k* (4-5)

其中FI表示外资交易变量（具体见下表4.8的外资变量说明）；Control表示影响个股信息传递效率的其他公司特征控制变量。控制变量包括公司规模（size），换手率（turnover）和波动率（volatility）。回归因变量采取领先一期是考虑到外资交易对信息传递的影响存在时滞效应（Bae et al., 2012）。若回归估计系数** 为

负，表明外资交易提高了当地市场的信息效率。虚拟变量ind和year分别控制行业和时间因素的影响（其中，行业分类采用《中国上市公司分类指引》（CSRC）的分类标准，根据一位行业代码先分为十二类，然后考虑到制造业公司样本较大，再将制造业样本按照行业代码的前两位再分为九类，共计二十一个行业类别，设置20个行业虚拟变量。）。

### **4.4.3** 样本选取与描述性统计分析

#### **4.4.3.1** 样本选取

本文选取的样本是在沪深上市的2006年至2012年的公司年度数据11。基础数据来源于香港理工大学和深圳国泰安公司共同开发的国泰安金融数据库

（CSMAR）。其中，外资股东数据是根据基础数据进行手工处理得到。我们采用追溯终极控制权的方法手动搜寻和识别外资股东，记录上市公司的外资股东持股情况。由于只能获取上市公司的前十大股东数据，所以在前十名之外的外资股东我们予以忽略不计12。由此得到我们所需的直接持股和间接持股的外资股东持股数据。需要指出的是，本文的外资持股数据与QFII数据存在根本区别：不仅包含了QFII数据，而且包括外资控股合资基金和外国控股企业持股我国上市公司数据，这就避免了单纯使用QFII数据可能带来的外资股权被低估的问题。

本文样本上市公司的选取遵循以下原则：（1）金融行业上市公司被排除；（2）估计个股R2 时剔除每年不足30 个周收益率观测值的上市公司样本；（3）剔除缺失相关变量记录的公司样本。最后获取的是上市公司的非平衡面板数据，其观测值共为11379个。

11之所以选择这一样本区间，是因为我们考虑到在2005年末之后，外资股东进入的数量才达到一定的规模，外资效应才能显现出来。

12 根据对外资数据统计和整理，我们发现一般排名在第十位的股东持股比例都较低（低于

1%），所以排名十位之后的外资股东的外资效应基本可以忽略不计。

表4.8. 变量定义

| 变量 | | 代码 | 定义 |
| --- | --- | --- | --- |
| 被解释变量 | 股价调整速度 | delay | 衡量市场信息传递效率，具体计算过程见研究方法 |
| 外资交易变量  (FI)  （解释变量） | 直接境外股东持股变量 | CDFS | 所有直接持有上市公司股份的年度变化量， 即某一会计年度的年末直接外资持股总量减去年初直接外资持股总量。 |
| 间接境外股东持股变量 | CIFS | 所有直接持有上市公司股份的年度变化量， 即某一会计年度的年末直接外资持股总量减去年初直接外资持股总量。 |
| 公司特征变量  （控制变量） | 公司规模 | SIZE | 股权市值与净债务市值的总和取对数，其中的非流通股权市值用净资产代替计算 |
| 换手率 | Turnover | 个股一年内交易股数与该股流通股的比值 |
| 波动率 | Volatility | 个股一年内周收益率的标准差 |

#### **4.4.3.2** 描述性统计分析

图4.1是我国股市从2006年到2012年间市场信息传递效率年度变化图。图

4.1中，横坐标是年份，纵坐标是衡量市场信息效率的股价调整速度。若个股的股价调整速度越小，则个股的信息效率就越高。从图4.1可以看出，我国股市信息传递效率整体上是提高的，股价调整速度从2006年的0.33降低到2012年的

0.1左右。按上市公司有无外资持股进行分类后发现，在整个样本期内，有外资的上市公司的股价调整速度均低于没有外资的上市公司的股价调整速度。这说明外资持股可能提高个股对市场信息的反应效率。对有外资存在的上市公司子样本按照外资持股路径的不同进行分类后可以得出，外资直接持股的个股其股价对市场信息的反应效率更高。

市场信息效率年度变

0.35

0.3

0.25

0.2

0.15

0.1

0.05

2006 2007 2008 2009 2010 2011 2012

年 份

无外~~资~~有外~~资~~直接外~~资~~间接外 资

图4.1 不同外资类型下的个股信息传递效率年度变化图

### **4.4.4** 实证结果

本文从外资持股路径和上市公司特征两个角度分析外资交易对我国股市的市场信息传递效率的影响。表4.9报告了外资持股变化对我国股市信息效率影响的回归结果。前两列是考察外资持股在不同路径下对市场信息效率的影响，从表

## 4.9 中可以得出，不管是外资直接交易还是间接外资交易对信息效率的影响均不显著。表4.9中的后四列是直接外资买卖规模较大或者同时海外上市的国内上市公司的股票、直接外资买卖规模适中或者较小的国内上市公司的股票、间接外资买卖规模较大或者同时海外上市的国内上市公司的股票和间接外资买卖规模适中或者较小的国内上市公司的股票分别对信息效率影响的回归结果。在5%的显著性水平下，直接外资买卖规模较大或者同时海外上市的国内上市公司的股票过程中显著提高了市场信息效率。直接外资买卖中小规模股票和间接外资买卖股票的行为均对信息效率的影响是不显著的。通过上述的分析，我们认为外资间接持股变化对市场反应效率的影响不显著，而直接外资买卖规模较大或者同时海外上市的国内上市公司的股票将提高该股对市场信息的反应速率，从而提高整体市场效率，但是外资买卖规模适中或者较小的国内上市公司的股票却没有带来个股对市场信息的反应速率的提升。回归结果验证了假设4.1提出的观点。

控制变量中，在1%的显著性水平下，公司规模与信息效率正相关，换手率

和波动率与信息效率负相关。这说明上市公司资产规模越大，其个股的股价调整速度就越快。过高的换手率和波动率将导致较低的个股信息效率，这可能与我国股市过多的噪声交易有关。

本文的回归结果验证了Gul et. al.（2010）关于外国投资者可以提高当地市场信息环境的观点，但是现有文献都没有涉及外资持股路径和上市公司特征会显著影响外资市场交易对当地市场的信息效率的改善。外资大股东的公司治理和中小股东的“羊群效应”及投机性是导致这一结论的主要原因。直接外资大股东和中小股东的差异就在于信息获取的能力和投资方式的不同。Choi et al.（2007）对韩国股票市场上外资股东行为的研究发现，外资具有积极地获取董事会席位和参与公司治理的特征。一些研究表明外国投资者存在正反馈效应和羊群效应（Choe et al.,2005; Froot et al.,2001）。经过对样本的进一步调研我们发现，我国股市中的外资间接进入主要通过以下两种途径：一是借助中外合资方式设立一个基金公司，然后通过这个基金公司持有中国上市公司股份；二是境外母公司在国内设立一个子公司，然后通过这个子公司持有中国上市公司股份。这两种方式的间接持股占了间接持股总样本的90%以上。由于这两种持股方式都会淡化外资的信息收集和技术处理优势，外资间接持股显然不会表现出对信息效率的影响和改善。

实证研究表明：首先，不同类型的外资市场交易对我国股市信息传递的影响是存在差异的，间接境外股东并不影响我国股市的市场信息的传递效率，而直接外资在规模较大的或同时在国内和国外上市的公司样本中提高了市场信息传递效率。但是，直接外资在规模适度或较小的上市公司样本中并没有表现出对市场信息传递效率提高的特征。

表4.9 外资持股变化对市场信息效率影响的回归结果

|  | 外资持股途径 | | 上市公司规模类型 | | | |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| DFS | IFS | DFS | | IFS | |
| 大或国外上市 | 中或小 | 大或国外上市 | 中或小 |
| FI | 0.003  （0.77） | 0.002  （0.47） | -0.013\*\*  （-2.36） | 0.010  （1.31） | -0.001  （-0.10） | 0.002  （0.49） |
| SIZE | -0.024\*\*\*  （-14.16） | -0.024\*\*\*  （-13.70） | -0.023\*\*\*  （-13.82） | -0.024\*\*\*  （-14.39） | -0.023\*\*\*  （-14.22） | -0.024\*\*\*  （-13.77） |
| turnover | 0.006\*\*\*  （9.15） | 0.006\*\*\*  （9.17） | 0.006\*\*\*  （9.22） | 0.006\*\*\*  （9.13） | 0.006\*\*\*  （9.18） | 0.006\*\*\*  （9.17） |
| vol | 0.010\*\*\*  （5.33） | 0.010\*\*\*  （5.34） | 0.010\*\*\*  （5.21） | 0.010\*\*\*  （5.33） | 0.010\*\*\*  （5.32） | 0.010\*\*\*  （5.34） |
| con | 0.632\*\*\*  （17.01） | 0.633\*\*\*  （16.62） | 0.619\*\*\*  （16.71） | 0.636\*\*\*  （17.21） | 0.628\*\*\*  （17.07） | 0.633\*\*\*  （16.68） |
| 行业效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年度效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| R2 | 0.17 | 0.18 | 0.18 | 0.18 | 0.18 | 0.18 |
| Obs | 9224 | 9224 | 9224 | 9224 | 9224 | 9224 |

注：DFS表示直接外资交易，IFS表示间接外资交易。上市公司规模分类参见表3。行业效应采用《中国上市公司分类指引》（CSRC）的分类标准，根据一位行业代码先分为十二类，然后再将制造业样本按照行业代码的前两位再分为九类，共计二十一个行业类别。然后引入

20个虚拟变量控制21个行业效应。括号内为t值，\*\*\*，\*\*，\*分别表示相应的统计量在1%、

5%和10%水平上统计显著。

### **4.4.5** 稳健性检验

内资外资化问题检验。国内的公司为了经营便利，税收优惠而采取在国外注册一家公司，因而持有国内某上市公司的股份而成为外资股东。这种类型的外资持股并不会带来显著的外资效应。虽然这种内资外资化的持股股东数量较少，但是为了保证研究结果的稳健性与可信性，本文排除了全部内资外资化的持股股东数据，重新检验外资持股对市场信息效率的影响。从表4.10可以看出，外资交易对市场信息效率的影响与前文相比并没有发生结果的改变。

表4.10 排除内资外资化问题后的外资持股变化对市场信息效率的影响

|  | DFS | DFS | |
| --- | --- | --- | --- |
| 大或国外上市 | 中或小 |
| FI | 0.002  （0.41） | -0.009\*  （-1.70） | 0.008\*  （1.92） |
| 行业效应 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年度效应 | 控制 | 控制 | 控制 |
| R2 | 0.07 | 0.07 | 0.07 |
| Obs | 9224 | 9224 | 9224 |

注：此表是回归结果的报告简表，由于控制变量的估计结果以及显著性水平与表9中的回归结果相似，限于篇幅本表予以略去。

## **4.5** 结论

利用外资的先进的投资技术和信息加工能力是我国证券市场实施引入外资股东改革的重要目的之一。但如何测度外国投资者持股变化对个股波动的影响是目前金融领域实证研究中的热点和难点问题。鉴于外国投资者市场交易行为对当地股市波动有着显著的影响，而以往研究又证实机构投资者的持股变化与同期收益率的相关性主要来源于机构投资者的信息效应（Wang, 2007; Sias et al., 2006）。本文尝试从外资市场交易行为这个角度分析外资持股变化对我国股市波动的影响，设计新颖的计量模型并引入两变量间统计频率不对称的协方差估计方法，力求科学检验我国引进外资投资者是否能够充分发挥“市场稳定器”的作用。

本文的研究发现：（1）只有直接外资的净买入行为才能降低个股的波动，而不管是直接外资还是间接外资的净卖出行为都增加了个股的波动；（2）通过检验外资持股变化对不同类型上市公司个股波动的影响，发现直接外资的买入行为降低个股波动仅限于规模较大的上市公司或同时在国内和国外上市公司样本；（3）本文以季度数据检验外资持股变化与同期收益率的相关性，进一步验证直接外资的市场交易行为影响个股波动是由于外资能够将获取的信息加工后传递到股市的结论。（4）直接外资在规模较大或同时在国内和国外上市的公司样本中提高了市场信息传递效率。而直接外资在规模适度或较小的上市公司样本中并没有表现出对市场信息传递效率的提高。间接外资的市场交易行为并不影响市场信息传递效率。

# 第五章 外资并购行为对股市波动的影响分析

## **5.1** 外资并购中国上市公司行为分析

### **5.1.1** 外资并购中国上市公司历程

1995年8月9日，日本五十铃汽车公司联合伊藤忠株式会社以协议转让的方式一次性购买北旅股份4002万股国有法人股，占总股份的25%，并购后成为北旅股份的第一大股东。这是首个外资成功并购我国上市公司的案例。从1995

年到1997年间，外资5次成功并购我国上市公司。这一阶段被并购的上市公司主要来自于是汽车产业。

从1998年到2000年间，外资并购我国上市公司的趋势减弱，期间只有瑞士

霍尔希姆公司在1999年1月通过定向增发的方式获得了23.45%的股份。经过两

年多的沉寂，外资并购的势头从20001年起开始逐渐升温，一直持续到2010年。

在这九年间，共发生外资并购上市公司的案例多达65例。其中在2005年和2006

年达到并购高潮，两年间共发生外资并购上市公司的案例26次。

随着并购浪潮的逐渐褪去，在2011年和2012年间仅发生一起外资并购上市公司事件，即在2011年2月，SEB INTERNATIONALE收购苏泊尔20%的股份。然而经过短暂的沉寂，外资并购的步伐开始复苏。在2013年间，外资成功并购我国三家上市公司，分别为嘉士伯并购重庆啤酒、惠而浦并购合肥三洋和Diageo并购水井坊。

从表5.1可以得出，在75起外资并购案例中，有70起外资成功并购案例，占总外资并购案例的93%。从并购类型看外资并购主要是通过协议转让的方式进行。在59起外资成功直接并购事件中，有26起外资并购后成为第一大股东，占外资成功直接并购的44%。

表5.1 外资并购中国上市公司事件统计

| 年份 | 并购是否成功 | | 外资并购类型 | | | | | | 并购后外资持股排名 | | |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 成功 | 失败 | 直接并购 | | | | | 间接并购 | 第一大股东 | 第二大股东 | 第三大股东 |
| 协议转让 | 定向增发 | 挂牌交易 | 司法拍卖 | 集中竞价 |
| 1995 | 2 |  | 1 | 1 |  |  |  |  | 1 | 1 |  |
| 1996 | 2 |  |  |  |  |  |  | 2 |  |  |  |
| 1997 | 1 |  |  | 1 |  |  |  |  |  | 1 |  |
| 1998 |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| 1999 | 1 |  |  | 1 |  |  |  |  |  | 1 |  |
| 2000 |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| 2001 | 3 |  | 2 |  |  |  |  | 1 | 2 |  |  |
| 2002 | 1 |  | 1 |  |  |  |  |  |  | 1 |  |
| 2003 | 13 |  | 10 |  |  | 1 |  | 2 | 4 | 6 | 3 |
| 2004 | 8 |  | 8 |  |  |  |  | 1 | 4 | 1 | 2 |
| 2005 | 9 | 2 | 8 |  |  | 1 | 1 | 1 |  | 3 | 7 |
| 2006 | 13 | 2 | 7 | 3 |  |  | 3 | 2 | 8 | 3 | 1 |
| 2007 | 4 | 1 | 3 |  | 1 |  | 1 |  | 2 | 1 | 1 |
| 2008 | 4 | 0 | 2 | 1 |  |  |  | 1 | 1 | 1 | 1 |
| 2009 | 2 | 0 | 2 |  |  |  |  |  | 1 | 1 |  |
| 2010 | 3 | 0 | 2 |  |  |  |  | 1 | 1 | 1 |  |
| 2011 | 1 |  | 1 |  |  |  |  |  | 1 |  |  |
| 2012 |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| 2013 | 3 | 0 | 2 |  |  |  |  | 1 | 2 |  |  |
| 总计 | 70 | 5 | 49 | 7 | 1 | 2 | 5 | 12 | 27 | 21 | 15 |

注：并购后外资持股排名的统计排除了并购不成功和间接并购的事件。

### **5.1.2** 外资并购方式分析

总体而言，这一时期的外资并购具有如下特征：（1）转让标的主要是非流通股；（2）并购形式多采取协议收购；（3）公开竞价是主要定价机制；（4）并购定价的主要依据是每股净资产。

当前的外资并购方式主要有：协议转让；定向增发B股；公开拍卖；可转换债券转股权等。根据外国投资者收购的路径选择，外资并购可分为直接收购和间接并购两种类型。直接外资收购在此可以有两种形式，一是外国投资者直接以自己的境外身份对境内企业进行的收购行为，另一种是指并购企业在收购目标公司时直接收购目标公司的股份。间接外资收购指外资并不直接以境外公司的身份进行并购行为，而是选择先在当地成立一家合资或独资公司，然后以该公司的名义实施并购行为。

外资并购从短期的套利行为，逐步转向长期的合作行为，目的一方面是获得中国的市场，另一方面则是希望获取协同效应。外资公司十分重视被收购对象的销售网络以及生产设施等条件，并将其视为在中国进行收购活动的关键所在。外资并购的短期动机的出现从我国市场环境的角度分析，一方面作为我国股市特有的现象，我国的国有股和法人股具有比流通股更加便宜的优势；另一方面人民币也存在较大的升值压力，对外资也存在着投机动机。允许外资并购我国上市公司，有助于上市公司引进外国的先进管理经验和创新团队。从产权约束的角度来看，外资战略投资者的进入也有助于上市公司本身治理结构的完善。外资并购解决的不仅是对国有股、法人股进行接盘的问题，还有更重要的是改善上市公司法人治理结构的问题。

## **5.2** 样本说明与研究方法

### **5.2.1** 样本说明

本节选取的样本是在2006年1月到2013年8月期间我国沪深两市发生的外资并购事件。样本共包含了26家上市公司，33次外资并购事件。外资并购的定义为在并购后，单个外资所占股权在上市公司股东中排名前3的事件。本节研究的外资并购特指收购方为外国投资者，对于国内投资者收购外资持有我国上市公司股份的事件不属于本节的研究范畴。需要指明的，收购双方均为外资的并购事件也被包含到样本中。外资并购事件数据是在外资课题组数据的基础上，结合公司年报和并购公告说明等资料手工整理获得。外资并购前后的个股日收益率数据和市场收益率数据均来自于国泰安数据库，其中市场组合收益率由上深两市的所有股票的以流通市值加权平均计算的综合收益率。

### **5.2.2** 基于动态市场模型的异常股价变化估计

采用股市事件分析法的文献，一般选取并购发生前后3个月的时间作为研究区间，其实证思路是股市的变化体现投资者对上市公司未来业绩的预期。因此，并购事件对上市公司的影响可以用股市预期的非正常收益率来衡量。陈信元和张田余（1999）研究得出兼并收购类公司的股价在公告前后并没有呈现出显著变化的趋势。楼迎军（2002）的研究发现B股市场对内开放的利多效应只限于B股市场，对A股市场的影响并不显著。投资者的追涨杀跌行为，一方面来自于中

国股票投资者的结构和行为特征，另一方面可能与中国证券交易制度中的“涨跌停”限制有关。

由于外资并购事件公告前后几天betas风险变化较大，不适合用静态市场模型来估计。因此，本节采用动态市场模型来估计动态betas风险。动态市场模型描述如下：

*Ri*, *t*

*I**i*, *t Rm*, *t**i*, *t*

（5-1）

其中*R*i,t 和*R*m,t分别表示个股和市场组合的日收益率；**i,t表示个股的动态

betas风险，且随时间变化；**i,t表示个股和市场组合的随机误差项。

关于Beta系数是一个随时间变动而变化的量，它可以分解成一个不随时间变化的常数和动态变化量二个部分：

*I*, *t* *i*

*i*

2

**



*m*, *t*

（5-2）

将（5-2）式代入（5-11）式得：

*Ri*, *t*

*i*

*I R*

*m*, *t*

*Rm*, *t*

*i* 2

**

 **

*m*, *t*

*i*, *t*

**

（5-3）

** 2

这就是SS市场模型，它需要估计三个参数： i、*i*和*i*。其中

*m*, *t*可以通过

对综合市场收益设定的EGARCH（广义自回归条件异方差）类模型的估计而获得其估计值。

EGARCH模型

ln(** 2

*m*,*t*

) **

*m*,0

*m*,1

( *zm*, *t*1

*E z*

*m*, *t*1

*I z*

*m*, *t*1

)*m*

2

*m*, *t*1

ln(**

)

（5-4）

由于金融资产的收益率分布函数大多呈现出“肥尾”状，所以在对（5-2）式的最大似然估计过程就不能假设随机误差项服从正态分布。本文采用t分布来估计指数GARCH模型。但是在大样本中，可以忽略“肥尾分布”的问题，即使随机误差序列的分布是肥尾的，最大似然估计还是可以使用正态分布的假设。

本文借鉴Bozos et. al. (2013)的方法计算个股的系统性风险（systematic risk）：

*SR* (**

)2** 2

（5-5）

*i*, *t* i, *t* *m*, *t*

事件期间的选取六个月（-126~-64）、三个月（-63—22）、一个月（-21~-6）

和一周（-6~-1）。公布后一周（+1~+6）、一个月后（+6~+21）。

本文采用累计超额收益法( CAR, Cumulative Abnormal Return)来计算市场对外资并购事件的反应程度，即股价的变化。CAR的计算通过先计算异常报酬率AR

*ARi*, *t*

*i*, *t*

*Ri*, *t**E**Ri*, *t**Ri*, *t***ˆ*i***ˆ

*Rm*, *t*

（5-6）

CAR就是在时间窗口内AR的累计值。

*i*,*t*

## **5.3** 实证结果分析

### **5.3.1** 被外资并购的上市公司在公告前后的**CAR**比较

图5.1是所有被外资并购的上市公司在并购公告前后的betas风险变化图。图中的beta指标值是通过对样本中全部被外资并购的上市公司的betas风险取平均获得的。在外资并购公布的前一个周到前6个月期间，betas风险并不存在显著的变化趋势。但是在外资并购公告的前一周，betas风险呈现出增加的趋势，而在公告后的一个月却又呈现出显著降低的趋势，且在在外资并购公布前后达到最大。通过比较外资并购前后的betas风险可以发现，外资并购行为降低了公司的betas风险。这说明外资并购在公告前的一段较短时间（一周）会导致betas风险的增加，但从并购后的长期效果看，外资并购行为会降低公司的betas风险。

beta

|  |
| --- |
|  |
|  |
|  |
|  |
|  |
|  |
|  |

1

0.998

0.996

0.994

beta

0.992

0.99

0.988

0.986

-126

-119

-112

-105

-98

-91

-84

-77

-70

-63

-56

-49

-42

-35

-28

-21

-14

-7

0

7

14

21

图5.1 公告前后的被外资并购的上市公司betas风险变化图

注：图中的betas风险是通过对样本中全部被外资并购的上市公司的betas风险平均后计算所得。外资并购事件公告的时刻定义为0时刻，公告之前的天数用负数表示，公告之后的天数用正数表示。

国内研究上市公司被并购后的市场反应的相关文献认为并购并没有增加股市波动。俞乔和程滢（2001）指出观察的窗口内没有显著的非正常报酬，即股价没有出现明显波动，市场对公司的兼并收购并没有反应。陈信元和张田余（1999）认为在中国股市上红利公告期间的系统风险因素并没有发生明显改变，因此市场异常收益并非由于上市公司的风险因素上升所导致。图5.2是被外资并购的上市公司在公告前后CAR变化图。从图中可以看出，在外资并购公告前后，被并购的上市公司股价不存在显著的非正常报酬。即从整体上看，外资并购对股价波动不存在显著的影响作用。结合图5.1和图5.2的分析，本文可以得出在观察窗口期内即使考虑个股的系统风险变化的情形下，外资并购并不能显著影响股市波动。

公告前后CAR变化



0.06

0.04

0.02

CAR(%)

0

-0.02

-0.04

-0.06

-126

-119

-112

-105

-98

-91

-84

-77

-70

-63

-56

-49

-42

-35

-28

-21

-14

-7

0

7

14

21

-0.08

时间

公告前后CAR变化

图5.2 公告前后的被外资并购的上市公司CAR变化图

注：图中的CAR是通过对样本中全部被外资并购的上市公司的CAR平均后计算所得。外资并购事件公告的时刻定义为0时刻，公告之前的天数用负数表示，公告之后的天数用正数表示。

### **5.3.2** 外资并购特征对公告前后的**betas**风险的影响分析

#### **5.3.2.1** 基于外资并购方式角度的分析

外资并购方式可分为外资直接并购和外资间接并购。直接并购又分为协议转让、定向增发、挂牌交易、司法拍卖和集中竞价五种类型。外资间接并购是指外资通过间接方式完成对上市公司的并购行为，其中间接方式包括外资收购大额持有上市公司股份的股东的方式和外资收购第三方非上市公司，再通过第三方收购上市公司的方式。

图5.3 是外资通过间接并购的方式并购上市公司在并购公告前后的betas 风

险变化图。图中的beta指标值是通过对样本中通过间接方式完成外资并购的上市公司的betas风险取平均获得的。在通过间接方式完成外资并购公布的前后期间，betas风险并不存在显著的变化趋势。通过比较外资并购前后的betas风险可以发现，通过间接方式完成外资并购行为并不存在显著影响公司的betas风险的相关性。这说明通过间接方式完成外资并购行为并不会显著影响公司的betas风险。

间接外资并购前后的beta风险

|  |
| --- |
|  |
|  |
|  |
|  |
|  |
|  |

0.963

0.962

0.961

0.96

beta

0.959

0.958

0.957

-126

-119

-112

-105

-98

-91

-84

-77

-70

-63

-56

-49

-42

-35

-28

-21

-14

-7

0

7

14

21

day

图 5.3 外资间接并购前后的betas风险变化图

注：相关说明与图5.1相同。

公告前后CAR变化



0.06

0.04

0.02

CAR(%)

0

-0.02

-0.04

-0.06

-126

-117

-108

-99

-90

-81

-72

-63

-54

-45

-36

-27

-18

-9

0

9

18

-0.08

时间

公告前后CAR变化

图 5.4 外资间接并购公告前后的CAR变化图

注：相关说明与图5.2相同。

图5.4是外资间接并购公告前后的CAR变化图。在外资间接并购公告前后，

被并购的上市公司股价不存在显著的非正常报酬。因此，外资间接并购对股价波动不存在显著的影响作用。结合图5.3和图5.4的分析，本文可以得出在观察窗口期内即使考虑个股的系统风险变化的情形下，外资间接并购并不能显著影响股市波动。

图5.5是外资通过直接并购的方式收购上市公司在并购公告前后的betas风险变化图。图中的beta指标值是通过对样本中通过直接方式完成外资并购的上市公司的betas风险取平均获得的。在外资直接并购公布的前一个周到前6个月期间，betas风险并不存在显著的变化趋势。但是在外资直接并购公告的前一周，

betas风险呈现出增加的趋势，而在公告后的一个月却又呈现出显著降低的趋势，且在在外资直接并购公布前后达到最大。通过比较外资直接并购前后的betas风险可以发现，外资直接并购行为降低了公司的betas风险。这说明外资直接并购在公告前的一段较短时间（一周）会导致betas风险的增加，但从并购后的长期效果看，外资直接并购行为会降低公司的betas风险。

直接外资并购前后betas风险

1.006

1.004

1.002

1

0.998

betas

0.996

0.994

0.992

0.99

-126

-119

-112

-105

-98

-91

-84

-77

-70

-63

-56

-49

-42

-35

-28

-21

-14

-7

0

7

14

21

0.988

day

图5.5 外资直接并购前后betas风险变化图

注：相关说明与图5.1相同。

图5.6是外资直接并购前后的CAR变化图。从图5.6可以得出，外资直接并购的上市公司在事件窗口期内存在显著的异常收益，即外资的直接并购行为增加了股市波动。结合图5.5，本文得出外资直接并购行为在降低公司的betas风险的同时提高了股价波动。

公告前后CAR变化



15

10

CAR(%)

5

0

-5

-126

-119

-112

-105

-98

-91

-84

-77

-70

-63

-56

-49

-42

-35

-28

-21

-14

-7

0

7

14

21

-10

时间

公告前后CAR变化

图5.6 外资直接并购公告前后的CAR变化图

注：相关说明与图5.2相同。

图5.7是外资通过定向增发的方式并购上市公司在并购公告前后的betas风险变化图。图中的beta指标值是通过对样本中通过定向增发方式完成外资并购的上市公司的betas风险取平均获得的。在通过定向增发方式完成外资并购公布的前后期间，betas风险并不存在显著的变化趋势。通过比较外资并购前后的betas风险可以发现，通过定向增发方式完成外资并购行为并不存在显著影响公司的

betas风险的相关性。这说明通过定向增发方式完成外资并购行为并不会显著影响公司的betas风险。

图5.8是定向增发方式的直接外资并购前后的CAR变化图。从图5.6可以得出，定向增发方式的直接外资并购的上市公司在事件窗口期内不存在显著的异常收益，即定向增发方式的直接外资并购行为不影响股市波动。结合图5.7，本文得出定向增发方式的直接外资并购行为并不影响公司的betas风险和股价波动。

定向增发方式下外资并购前后的Beta风险

1.005

|  |
| --- |
|  |
|  |
|  |
|  |
|  |
|  |
|  |

1

0.995

0.99

Beta

0.985

0.98

0.975

0.97

-126

-119

-112

-105

-98

-91

-84

-77

-70

-63

-56

-49

-42

-35

-28

-21

-14

-7

0

7

14

21

day

图5.7 定向增发方式的直接外资并购前后betas风险变化图

注：相关说明与图5.1相同。

公告前后的CAR变化

|  |
| --- |
|  |
|  |
|  |
|  |
|  |
|  |
|  |

1.5

1



0.5



CAR(%)

0



-0.5

-1

-1.5

-126

-117

-108

-99

-90

-81

-72

-63

-54

-45

-36

-27

-18

-9

0

9

18

-2

时间

公告前后的CAR变化

图5.8 定向增发方式的直接外资并购前后CAR变化图

注： 相关说明与图5.2相同。

图5.9是外资通过协议转让的方式收购上市公司在并购公告前后的betas风险变化图。图中的beta指标值是通过对样本中通过协议转让方式完成外资并购的上市公司的betas风险取平均获得的。在外资并购公布的前一个周到前6个月期间，betas风险并不存在显著的变化趋势。但是在外资并购公告的前一周，betas风险呈现出增加的趋势，而在公告后的一个月却又呈现出显著降低的趋势，且在在外资并购公布前后达到最大。通过比较外资并购前后的betas风险可以发现，外资通过协议转让方式完成的并购行为降低了公司的betas风险。这说明外资通

过协议转让方式完成的并购在公告前的一段较短时间（一周）会导致betas风险的增加，但从并购后的长期效果看，外资通过协议转让方式完成的并购行为会降低公司的betas风险。

图5.10是外资通过协议转让的方式收购上市公司在并购前后的CAR变化图。从图5.10得出，外资通过协议转让的方式并购的上市公司在事件窗口期内存在显著的异常收益，即外资的通过协议转让的方式并购行为增加了股市波动。结合图5.9本文得出外资的通过协议转让的方式并购行为在降低公司的betas风险的同时提高了股价波动。

协议转让方式下的外资并购前后的Beta风险变化

|  |
| --- |
|  |
|  |
|  |
|  |
|  |
|  |

1.015

1.01

1.005

1

Beta

0.995

0.99

0.985

-126

-119

-112

-105

-98

-91

-84

-77

-70

-63

-56

-49

-42

-35

-28

-21

-14

-7

0

7

14

21

day

图5.9 协议转让方式的直接外资并购前后的betas风险变化图

注：相关说明与图5.1相同。

公告前后的CAR变化



2

1.5

1

CAR(%)

0.5

0

-126

-116

-106

-96

-86

-76

-66

-56

-46

-36

-26

-16

-6

4

14

-0.5

时间

公告前后的CAR变化

图5.10 协议转让方式的直接外资并购前后的CAR变化图

注：相关说明与图5.2相同。

### **5.3.2.** **2.** 基于并购后外资持股状况角度的分析

本节研究的外资并购指单个外资所占股权在上市公司股东中排名前3的事件。为了研究外资并购的目的对个股风险是否存在显著差异，本节将并购后单个外资所占股权在上市公司股东中排名第一的外资并购定义为以控股为目的的外资并购，其他类型的外资并购均为以非控股为目的的外资并购。

图5.11是外资以控股为目的并购在并购公告前后的betas风险变化图。图中的beta指标值是通过对样本中以控股为目的完成外资并购的上市公司的betas风险取平均获得的。在以控股为目的完成外资并购公布的前后期间，betas风险并不存在显著的变化趋势。通过比较外资并购前后的betas风险可以发现，以控股为目的完成外资并购行为并不存在显著影响公司的betas风险的相关性。这说明以控股为目的完成外资并购行为并不会显著影响公司的betas风险。

以控股为目的的外资并购前后的Beta风险变化

|  |
| --- |
|  |
|  |
|  |
|  |
|  |

1.005

1

0.995

Beta

0.99

0.985

0.98

-126

-119

-112

-105

-98

-91

-84

-77

-70

-63

-56

-49

-42

-35

-28

-21

-14

-7

0

7

14

21

day

图5.11 以控股为目的的直接外资并购前后的betas风险变化图

注：相关说明与图5.1相同。

图5.12 是外资以控股为目的的直接并购在并购前后的CAR变化图。从图

5.12看，外资以控股为目的的并购在事件窗口期内存在显著的异常收益，即外资以控股为目的的直接并购行为增加了股市波动。结合图5.11，本文得出外资以控股为目的的直接并购行为在考虑公司的betas风险情形下，提高了股价波动。

公告前后的CAR变化



2.5

2

1.5

1

CAR(%)

0.5

0

-0.5

-126

-119

-112

-105

-98

-91

-84

-77

-70

-63

-56

-49

-42

-35

-28

-21

-14

-7

0

7

14

21

-1

时间

公告前后的CAR变化

图5.12 以股为目的的直接外资并购并购前后的CAR变化图

注：相关说明与图5.2相同。

图5.13是外资并非以控股为目的并购在公告前后的betas风险变化图。图中的beta指标值是通过对样本中外资并非以控股为目的并购的上市公司的betas风险取平均获得的。在外资并购公布的前一个周到前6个月期间，betas风险并不存在显著的变化趋势。但是在外资并购公告的前一周，betas风险呈现出增加的趋势，而在公告后的一个月却又呈现出显著降低的趋势，且在在外资并购公布前后达到最大。通过比较外资并购前后的betas风险可以发现，外资并非以控股为目的并购行为降低了公司的betas风险。这说明外资并购在公告前的一段较短时间（一周）会导致betas风险的增加，但从并购后的长期效果看，外资并非以控股为目的并购行为会降低公司的betas风险。

图5.14是外资并非以控股为目的并购在公告前后的CAR变化图。从图5.14可以得出，外资并非以控股为目的并购在事件窗口期内不存在显著的异常收益，即外资并非以控股为目的并购行为不影响股市波动。结合图5.13，本文得出外资并非以控股为目的并购行为在显著降低公司的betas风险的同时，并不影响公司的股价波动。

非控股为目的的外资并购前后的Beta风险变化

|  |
| --- |
|  |
|  |
|  |
|  |
|  |
|  |
|  |
|  |

1.015

1.01

1.005

1

0.995

Beta

0.99

0.985

0.98

0.975

-126

-119

-112

-105

-98

-91

-84

-77

-70

-63

-56

-49

-42

-35

-28

-21

-14

-7

0

7

14

21

day

图5.13 以非控股为目的的直接外资并购前后的betas风险变化图

注：相关说明与图5.1相同。

公告前后的CAR变化

0.2

0.15

0.1

0.05

CAR(%)

0

-0.05

-0.1

-0.15

-126

-117

-108

-99

-90

-81

-72

-63

-54

-45

-36

-27

-18

-9

0

9

18

-0.2

时间

公告前后的CAR变化

图5.14 以非控股为目的的直接外资并购前后的CAR变化图

注：相关说明与图5.2相同。

### **5.3.3** 实证结论

通过5.3.1和5.3.2的实证分析，本节给出以下结论：（1）从外资并购方式的角度分析，外资以协议转让方式的并购行为在降低公司的betas风险的同时，增加了股市波动。而通过间接并购和定向增发方式完成外资并购行为并不会显著影响股价波动；（2）从外资并购的目的角度分析，可以得出以控股为目的完成外资并购行为显著增加了股价波动，而外资并非以控股为目的并购行为将不会影响股价波动。

## **5.4** 外资并购公告前后对股价波动的案例分析

### **5.4.1** 现象描述

外资并购我国上市公司的事件很多，本文选取3例特点鲜明的外资并购事件进行分析。第一例就是亚洲瓶业并购珠海中富。上市公司的股东珠海中富工业集团以总价16.5亿元向Asia Bottle(HK) Company Limited（亚洲瓶业）协议转让公司29%的股份。转让完成后，亚洲瓶业成为公司实际控制人，而珠海中富工业集团的股权占比降至5.87%. CVC亚太基金II系亚洲瓶业实际控制人，管理资金累计超过19亿美元，为目前亚太地区最大的私募基金之一，有丰富的收购及培育企业的经验。在外资大举进军国内市场的环境下，二级市场上，大量个股由于外资的进驻从而引发股价一波又一波的强劲上涨行情。而我们发现珠海中富

（000659）就是一只短期严重超跌的外资并购概念股。珠海中富（000659）亚洲瓶业

（香港）有限公司收购公司29%股权，成为第一大股东。亚洲瓶业（香港）的最终股东为CVC资本合伙人亚太Ⅱ基金和CVC资本合伙人亚太Ⅱ平行基金，受其管理的资金超过19亿美元。CVC亚太基金II的投资者包括Citigroup等机构投资者，实力雄厚。CVC作为一家实力投资基金，大举收购公司股权，无疑是对公司未来发展的坚定看好。值得注意到是，珠海中富（000659）公司是东南亚最大的

―两乐‖配套的PET瓶专业生产企业。饮料PET瓶制造业是技术、资本密集型行业，具有生产商集中、客户集中的特点，公司行业垄断优势相当突出。

在分析完外资并购后股价一路上涨的股票后，本小节接着分析外资并购后股价一路下跌的股票，即香港英东金融集团间接收购中孚实业。2003年5月19日，香港东英金融集团旗下的东英工业投资有限公司与河南省巩义市财政局正式签署了转让河南豫联能源集团总股本78.8%的股权转让协议。由于豫联集团系中孚实业持股44.18%的第一大股东，东英金融集团此举实际上是通过收购母公司，间接成为上市公司的实际控制人。此事公告后，引起了市场的强烈关注。市场并未因为该并购具有外资背景而兴奋。早在5月下旬东英工业投资有限公司同巩义

市财政局签署股权转让意向书之际，中孚实业的股价就一路下滑，由5月28 日

除权后的9.82元跌到昨日的收盘价8.18元。市场关注的焦点在于，做为中介机构的东英金融集团，此次收购究竟是战略并购还是财务并购。

最后，本小结分析了一起多次分步骤的外资并购事件。这也是全流通外资并

购第一案。由于同行业联手阻击这一特殊性，法国SEB并购苏泊尔案在去年一度成为资本市场关注的焦点。昨日的公告，让苏泊尔成了全流通时代首家提出试水协议股权转让和部分要约的公司。18元/股的收购价，让先知先觉的资金在消息大白于天下前的4个交易日痛快赚了一把！18元/股的收购价可谓不低。这次收购将为双方带来什么？苏氏家族为何愿意让出控股地位？18元/股的收购价，还能为市场带来多大机会？这个个案又将为外资并购炒作带来多大动力？所有的谜底将在下面揭开。8月8日以来，中小板公司苏泊尔（002032，收盘价16.98元）股价连续飙升，8月11日更是涨停创出历史新高。一般投资者还以为是苏泊尔的―小非‖8月8日起解禁所致。然而在昨日，这个大涨之谜终于真相大白！苏泊尔公司宣布，拟引入法国SEB集团成为控股股东，SEB入股苏泊尔的价格为18元/股，高于昨日收盘价6％。一旦SEB的战略投资完成，苏泊尔将成为《上市公司收购管理办法》和《上市公司流通股协议转让业务办理暂行规则》两项新规颁布以来，首家提出试水协议股权转让和部分要约的公司。

苏泊尔2006年8月的公告显示，公司将通过协议股权转让、定向增发和部分要约收购三种方式，引进法国SEB集团的战略投资，并在市场、技术等多方面开展合作。SEB将最多持有苏泊尔61％的股权，成为控股股东。具体的收购过程分为三步，第一步：协议转让2500万股。SEB将以18元/股的价格，购买苏泊尔集团和个人卖方（苏泊尔集团董事长苏增福和苏泊尔股份公司董事长苏显泽）持有的公司2532万股股份，占公司现有总股本的14.38％。第二步：定向发行4000万股。苏泊尔向SEB非公开发行4000万股股票，发行价为18元/股。

增发后苏泊尔的总股本将增加到21602万股。在经过股份转让和定向发行新股后，SEB将持有苏泊尔股份6532万股，占增发后公司总股本的30.24％。第三步：部分要约收购。前两步完成后，SEB将持有公司三成以上股本，将发出部分要约收购，以18元/股的价格收购苏泊尔不低于4860.55万股、不高于6645万股的股份。所收购股份最多占苏泊尔战略投资完成后总股本的30.76%。上述三步完成之后，SEB将持有苏泊尔61％的股权，最终成为公司控股股东。

### **5.4.2** 案例分析

#### **5.4.2.1** 市场与并购方之间的信息不对称

由于并购双方相对于市场而言拥有更多的信息，市场作为信息的弱势方，必然会利用已有信息作出评价进而给出市场反应。理论上说，两者的信息不对称程度越高，市场的反应就越强烈，股价的波动就越大。我们在不考虑法国SEB并购苏泊尔并购在法律和审批的复杂性，仅考虑这一并购公告的市场反应。法国

SEB收购苏泊尔一方面是对中国市场的渗入另一方面是对苏泊尔价值的肯定。在市场没有明确SEB并购之前，市场的反应表面我国股票市场的信息不对称程度较严重，必然出现严重的跟风现象。

8月12日，受消息刺激，苏泊尔高开7.65％，最高冲至17.59元，终盘上涨

3.92％，收于16.98元。苏泊尔现在的控制人苏氏家族出让公司控股权的意图何在？18元/股的收购价格不可谓不高，SEB付出这个价格是否值得？外资战略投资者的进入，将给公司带来什么变化？通过本次要约收购，SEB集团获得苏泊尔总股本22.74%的股权；收购完成后，该集团持有苏泊尔52.74%的股权。此外，苏泊尔公司创始家族持股量为36%。就是市场与并购方之间的信息不对称，对上述问题的判断就与并购方存在分歧的可能。如果市场能够明确并购的相关细节，即两者之间的信息不对称程度较低，必然不会对股价造成较大的波动。

#### **5.4.2.2** 并购目的的不明确

从5.3节的实证分析，本文已经得出外资并购目的的差异对股市波动的影响也是不同的。本节接着从案例分析的角度继续研究这一问题。亚洲瓶业并购珠海中富这一事件，市场反应是正向的，这表明市场对这一起外资并购是正向看涨的。市场认为这一起外资并购是战略并购，扩大经营规模和市场拓展的目的。而港英东金融集团间接收购中孚实业的并购目的却不明确，市场不能得到精确的并购目的。由于市场对这一外资并购事件的不明确，甚至是不看好，导致中孚实业的股价一路下跌。这也间接说明我国股市对外资并购行为并不是采取相同的一视同仁，而是具体问题具体看待。

所以说，市场对外资并购目的的不确定必然会加剧股市波动。其实从本质上说，并购目的的不明确就是两者之间的信息不对称所导致的。

## **5.5** 结论

通过对外资并购我国上市公司样本的实证分析和案例得出如下结论：（1）从外资并购方式的角度分析，外资以协议转让方式的并购行为在降低公司的betas风险的同时，增加了股市波动。而通过间接并购和定向增发方式完成外资并购行为并不会显著影响股价波动；（2）从外资并购的目的角度分析，可以得出以控股为目的完成外资并购行为显著增加了股价波动，而外资并非以控股为目的并购行为将不会影响股价波动。（3）我国股市对外资并购事件的反映存在差异性。市场与并购方之间的信息不对称和并购目的不明确都会加剧股市波动。

# 第六章 外资大股东公司治理对股市波动影响的实证分析

## **6.1** 研究思路与假设提出

本章根据第三章第二节的理论模型推理，提出以下的实证过程：首先，基于模型结论3.1实证检验哪些类型的外资大股东会参与公司治理行为；其次，根据

模型结论3.2实证检验哪些类型的外资大股东会提高（降低）公司价值；最后，

结合模型结论3.2实证检验哪些类型的外资大股东会提高（降低）股价波动。首先，本节提出关于外资大股东是否参与公司治理的假设6.1和假设6.2。

大股东参与公司治理的方式很多，包括通过直接参与公司管理、提交议案、对管理者实施监督等方式积极参与公司治理。在我国股市中，控股股东的隧道挖掘现象较为显著。一般认为大股东的隧道挖掘主要通过盈余管理、关联交易、资金占用等方式（最为典型的就是通过“其他应收款”科目进行的资金占用）实施资产从中小股东到控股股东间的转移（La Porta et al.,2000;唐清泉等, 2005），而对这些方式的控制必需通过有效的相关投资者保护法律体系的完善来达到目的，引入外资股东与引入其他股东一样，仅仅起到改变股权结构的作用，理论上并不必然会对大股东隧道挖掘产生特别的其他影响。但是，由于中国的情况存在着典型的“同股同权不同价”问题13，这使得情况会有所不同。因为在这种环境下，现金股利的分配会成为大股东实施隧道挖掘的重要手段之一，使得大股东控制的公司会更多地发放现金股利，从而将公司资产转移到大股东手中，造成对中小股东的利益侵害（唐跃军和谢仍明，2006）。而外资大股东由于介入的是不同文化背景的市场，往往偏爱高股利股票以保证投资成本收回的速度，这导致其对上市公司的现金股利分配十分敏感（Baba，2009；周县华等，

2012）。于是，外资大股东的进入就必然会对隧道挖掘行为产生作用。这种作用是正抑或是负？换言之，外资大股东对隧道挖掘行为产生了推动还是抑制的作用？

控股股东实施现金股利隧道行为存在着很多的成本，包括现金股利所支付的税收成本、声誉成本等。因而，只有控股股东实施现金股利隧道行为带来的收益达到一定程度，能够弥补这些成本时，现金股利隧道效应才会存在。这就要求控

13即使是在股权分置改革后，由于A、B股和H股市场的同时存在，以及对新公司上市时大股东持股比例缺乏有效限制，“同股同权不同价”现象在中国股市中仍十分普遍。

股股东要么持股比例达到一定水平以上，从而可以从大量的股权中获得足够的现金股利私有收益以补偿隧道侵害成本（马静和古志辉，2009；Chen et al，2009）；要么获得股权的成本极低（比如国有股），可以借助低成本股权获取高额现金股利私收益（Chen et al, 2009; Lam et al, 2012）。因而，虽然外资股东特别是外资大股东具备了监督控股股东的一定能力，也存在着一定的监督控股股东的意愿。但一些环境因素还是可能限制其监督作用的发挥。这些环境因素主要包括以下三方面：

第一，控股股东持股比例往往需要达到较高的水平才会实施现金股利隧道侵害，此时外资股东持股比例也需要达到一定水平才能和控股股东抗衡，如果外资股东持股比例低于一定水平，即使他们有监督控股股东的意愿，也不足以抑制控股股东的隧道效应。

第二，由于间接持股与直接持股在公司治理结构中的作用存在根本性的区别，外资直接持股与间接持股，对现金股利隧道效应的抑制作用应该会明显不同。间接持股的作用会比较弱。

第三，如果外资持股比例达到接近控股股东或甚至超过控股股东，而自己成为第一大股东，这时外资股东就可能成为隧道效应的协同者甚至主导者，此时外资持股对现金股利隧道效应的影响也会趋于消失。

基于以上三方面关于环境因素的讨论，本文提出以下两个供实证检验的假设：

假设6.1：在一定的持股比例区间，引入直接持股的外资大股东能够抑制现金股利隧道效应；备择假设为直接持股外资大股东对抑制现金股利隧道效应无作用。

假设6.2：间接外资大股东不能抑制现金股利隧道效应。备择假设为间接外资大股东亦能抑制现金股利隧道效应。

其二，本节提出关于外资大股东公司治理对公司价值的影响的假设6.3。由结论3.2可知，外资大股东能否提高公司价值与市场对外资大股东治理对

资产收益率影响的预期值（ug, t

）和预期波动（

2

*g*, *t*）、外资大股东的风险厌恶程

**

度（**）有关。一方面，外资大股东的公司治理效应增加了公司的现金流，但另一方面，外资治理效应的不确定性提高了股价的折现率。所以，若外资大股东的

现金流效应大于折现效应，则外资的进入提高了个股的市场价值，反之则降低其价值。

在新兴市场国家，外国投资者相对于本国投资者往往具有更好的投资技术、人力资本和管理监督经验（Grinblatt和Keloharju, 2000; Dvorak, 2005），这也使其在能力上具备了监督控股股东的实力。

基于以上的分析，本文提出如下供实证检验的假设：

假设6.3：在一定的持股比例区间，引入直接持股的外资大股东能够提高公司价值，而间接外资大股东不能提高公司价值；备择假设为引入直接外资大股东不能提高公司价值，且间接外资大股东可以提高公司价值。

最后，本节提出关于外资大股东公司治理对股价波动的影响假设，即假设

## 6.4 与假设6.5。

根据结论3.3可得，是否降低股价波动取决于市场对外资大股东治理对资产收益率影响的预期值和预期波动、外资大股东的风险厌恶程度以及市场对外资大股东治理成本的估计。

个股的非系统性风险，即公司层面波动，是不受外资治理效应的影响。这一理论结果也得到相关实证的验证，Bley和Saad（2011）发现国际资本的流入当地股市提高了股市波动但并没有改变当地股市的非系统风险。

基于以上的分析，本文提出如下供实证检验的假设：

假设6.4：在一定的持股比例区间，引入直接持股的外资大股东能够降低股价波动，而间接外资大股东不影响股市波动；备择假设为引入直接外资大股东不影响股价波动，且间接外资大股东可以降低股价波动。

假设6.5：个股的非系统性风险，即公司层面波动，是不受外资治理效应的影响；备择假设为公司层面波动受外资治理效应的影响。

## **6.2** 外资大股东参与公司治理行为的实证分析

### **6.2.1** 研究方法、变量说明与数据来源

#### **6.2.1.1** 研究方法

基于以上研究假设，本文建立以下回归模型，进行计量检验：

*DVi*, *t*

**0**1*DVi*,*t*1**2 *FOi*,*t***3 *Indexi*,*t***4 *FOi*,*t**Indexi*, *t*

*Control*

20

*Industry*



*i*,*t j j j j i*,*t*

5

**

*Year*  **

（6-1）

*j*1 *j*1

上式（1）中，下标t表示时间。DV表示股利的支付比率，即现金股利市值比；FO表示外资大股东持股变量（具体见下文关键变量说明及下表6.1）；Index代表现金股利隧道效应因子（具体见下文关键变量说明及下表6.1）；交叉项*FOi*, *t**Indexi*, *t*的系数表示外资大股东对第一大股东现金隧道动机的影响。Control表示影响公司股利政策的其他公司特征控制变量，包括公司规模（SIZE）、市净

率（Pb）、总资产增长率(CG)、总资产净利润率（ROA）、杠杆比率（Leverage）、账面市值比（Market-to-Book）。虚拟变量*Industry*和*Year*分别控制行业和时间因素的影响（其中，行业分类采用《中国上市公司分类指引》（CSRC）的分类标准，

根据一位行业代码先分为十二类，然后考虑到制造业公司样本较大，再将制造业

样本按照行业代码的前两位再分为九类，共计二十一个行业类别，设置20个行业虚拟变量。）。

考虑到股利支付具有动态性（Grinstein和Michely, 2005; Jeon et al., 2011），我们引入滞后一期的因变量*DVi*, *t*1以控制这一效应。对于时间较短且截面较多的动态面板数据的估计，Blundell和Bond（1998）提出的系统GMM估计是较为

适合的方法14。故本文采用系统GMM计量方法完成实证研究过程。当外资股东为直接控股大股东时，研究假设6.1要求在一定的持股比例区间内，**2显著为正

而**4显著为负；当外资股东为间接控股大股东时，研究假设2要求**2显著为正

而**4不显著。

#### **6.2.1.2** 关键变量说明

如上文所述，一般情况下，只有外资大股东才有可能对现金股利的隧道效应产生影响。所以如何界定外资大股东是本文需要解决的一个重要的指标度量方面

的问题。考虑到大部分研究外资大股东效应的文献均将研究对象定义为持股比例大于5%的外资股东（Li, 2007; Jeon, 2011）。本文亦将外资大股东定义为直接

14 Blundell et al.（2000）指出系统GMM估计量不仅改进了估计的精度，而且还减小了小样本的偏倚。

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| 变量 | | 代码 | 定义 |
| 股利政策变量  （被解释变量） | 现金股利市值比 | DV | 公司一年内支付的现金股利总额与企业市场  价值的比值,采用百分比衡量。 |
| 外资大股东持股变量  （解释变量） | 外资大股东直接持股 | FO1 | 0-1 变量，若一个公司中单个外资股东直接持  有的股份总和大于等于 5%则为 1，反之则为0 |
| 外资大股东间接持股 | FO2 | 0-1 变量，若一个公司含有的单个外资股东间  接持有的股份总和大于等于 5%则为 1，反之则为 0 |
| 持股比例超过10%  的外资大股东 | FO10 | 0-1 变量，若一个公司含有的单个外资股东直  接持有的股份总和大于等于 10%则为 1，反之则为 0 |
| 持股比例超过15%  的外资大股东 | FO15 | 0-1 变量，若一个公司含有的单个外资股东直  接持有的股份总和大于等于 15%则为 1，反之则为 0 |
| 持股比例超过20%  的外资大股东 | FO20 | 0-1 变量，若一个公司含有的单个外资股东直  接持有的股份总和大于等于 20%则为 1，反之则为 0 |
| 持股比例超过25%  的外资大股东 | FO25 | 0-1 变量，若一个公司含有的单个外资股东直  接持有的股份总和大于等于 25%则为 1，反之则为 0 |
| 持股比例超过30%  的外资大股东 | FO30 | 0-1 变量，若一个公司含有的单个外资股东直  接持有的股份总和大于等于 30%则为 1，反之则为 0 |
| 现金股利隧道效应变量  （解释变量） | 第一大股东持股 | Firstbig | 0-1 指标，若公司的第一大股东持股比例高于  30%则为 1，反之则为 016 |
| 国有股 | Gov | 0-1 指标，若公司的控股股东为国有股则为 1  反之则为 0 |
| 公司特征变量  （控制变量） | 公司规模 | SIZE | 股权市值与净债务市值的总和取对数，其中  的非流通股权市值用净资产代替计算 |
| 杠杆比率 | Leverage | 负债总额与资产总额的比值 |
| 账面市值比 | Mb | 该公司年末总资产与市场价值的比值 |
| 市净率 | Pb | 该公司的每股市价与普通股每股净资产的比  值 |
| 总资产增长率 | CG | 年末总资产与年初总资产之间的差额与年初  总资产的比值 |
| 总资产净利润率 | ROA | 本年的净利润与本年末的总资产余额的比值 |

或间接持有我国某家上市公司股份比例大于或等于5%的单个股东15。于是，对表6.1变量定义

，

15上市公司包括A股、B股、H股、中小板和创业板上市的所有公司。

16在稳健性检验中，这一标准变为50%，也即若公司的第一大股东持股比例高于50%则为

1，反之则为0。

于某个样本公司而言，外资大股东持股变量则用虚拟变量表示：若一个公司中单个外资股东直接持有的股份总和大于等于5%则为1，反之则为0。为了全面检验研究假设一，我们还尝试将5%的比例提升至10%、15%、20%、25%和30%等水平，观察外资大股东不同持股比例对现金股利隧道效应可能存在的不同作用。

17

接着我们需要界定现金股利隧道效应因子：即什么样的变量能够代表上市公司现金股利隧道效应的程度。在这方面，已有文献为我们提供了两条思路：一是基于控股股东股权结构的思路；一是基于控股股东性质的思路。基于控股股东股权结构思路的研究发现，中国上市公司现金股利的隧道效应与控股股东持股比例紧密相关，当第一大股东持股比例超过一定限度时，现金股利隧道效应将趋于显著（如马静和古志辉，2009；Chen et al，2009）。但对于持股比例限究竟应为多少，则没有统一的认识。马静和古志辉（2009）给出的标准是大于30%，而Chen et al（2009）给出的标准是50%。为保证研究的科学性与稳健性，我们在实证回归中设置Firstbig变量代表现金股利隧道因子，先引入30%的标准，即若第一大股东持股比例高于30%则令Fistbit变量为1，否则令其为0；然后在稳健性检验中，再引入50%的标准，即若第一大股东持股比例高于50%，则令Fistbit变量为1，否则令其为0。

基于控股股东性质的已有研究则发现，控股股东为国家股的公司往往存在明显的现金股利隧道挖掘行为（Chen et al, 2009; Lam et al, 2012）。为此，我们亦尝试引入Gov因子，从控股股东性质方面控制现金股利隧道效应。这一因子具体取值为：当控股股东为国家股或国有法人股时取1，否则为0。总而言之，我们分别用基于控股股东股权比例和基于控股股东性质的两种方法建立现金股利隧道效应指标，分别对式（6-1）进行实证检验。上述两个关键变量和其他变量的具体说明见表6.1。

#### **6.2.1.3** 数据来源

本节选取的样本是在沪深上市的上市公司2006年至2011年的公司年度数据

17拥有持股比例大于等于25%的外资大股东的上市公司数占总样本数的4.4%，故这一比例以30%为限。

18. 基础数据来源于香港理工大学和深圳国泰安公司共同开发的国泰安金融数据

库（CSMAR）。其中，外资大股东数据是根据基础数据进行手工处理得到。我们采用追溯终极控制权的方法手动搜寻和识别外资大股东，记录上市公司的外资大股东持股情况。由于只能获取上市公司的前十大股东数据，所以在前十名之外的外资股东我们予以忽略不计19。由此得到我们所需的直接持股和间接持股的外资大股东持股数据。需要指出的是，本节的外资持股数据与QFII数据存在根本区别：不仅包含了QFII数据，而且包括外资控股合资基金和外国控股企业持股我国上市公司数据，这就避免了单纯使用QFII数据可能带来的外资股权被低估的问题。

本节样本上市公司的选取遵循以下原则：（1）上市公司必须是在2006年底之前在沪深两市上市，这是因为要避免IPO效应对股利政策影响（Short, Zhang和Keasey, 2002）；（2）剔除金融类上市企业；（3）考虑到现金股利支付水平具有动态影响，即上一期的现金股利支付水平会对下一期现金股利支付产生影响，因而我们需要构建平衡面板数据进行分析。故本文剔除缺乏现金股利支付记录的公司。最后构建的是上市公司平衡面板数据观测值共为8184个（每年1364个样本）。

另外需要说明的是，在我们的样本中，按照持股比例达到或超过5%水平的标准，2006-2011年间外资大股东直接持股的样本分别为：118，118，116，107，106，204。共计769家外资大股东直接持股公司。间接持股的样本则分别为：92，

109，114，107，127, 111。共计660家公司。可见，引入外资大股东的公司在样本中仍属少部分。

### **6.2.2** 实证结果与分析

#### **6.2.2.1** 描述性统计分析

表6.2报告了主要变量的描述性统计结果。从中可见，样本内的现金股利市值比的均值为0.613%，标准差为1.005%，这既表明我国的现金股利支付整体水平偏低，也表明我国现金股利支付水平有一定的分布范围。现金股利市值比的最

18之所以选择这一样本区间，是因为我们考虑到在2005年末之后，外资大股东进入的公司才达到一定的数量，基本能满足实证研究的需要。

19 根据对外资数据统计和整理，我们发现一般排名在第十位的股东持股比例都较低（低于

1%），所以排名十位之后的外资股东的对现金股利政策的影响基本可以忽略不计。

大值为18.597%20。可见，就2006-2011年整个区间而言，我国上市公司在一定程度上存在着整体股利支付较低与部分上市公司现金股利支付过高并存的现象。

表 6.2 主要变量的描述性统计

| 变量 | 样本数 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| DV | 8184 | 0.613 | 1.005 | 0.000 | 18.957 |
| FO1 | 8184 | 0.095 | 0.293 | 0.000 | 1.000 |
| FO2 | 8184 | 0.081 | 0.272 | 0.000 | 1.000 |
| FO10 | 8184 | 0.082 | 0.275 | 0.000 | 1.000 |
| FO15 | 8184 | 0.068 | 0.252 | 0.000 | 1.000 |
| FO20 | 8184 | 0.056 | 0.229 | 0.000 | 1.000 |
| FO25 | 8184 | 0.044 | 0.204 | 0.000 | 1.000 |
| FO30 | 8184 | 0.025 | 0.157 | 0.000 | 1.000 |
| Firstbig | 8184 | 0.566 | 0.496 | 0.000 | 1.000 |
| Gov | 8184 | 0.294 | 0.456 | 0.000 | 1.000 |
| SIZE | 8184 | 22.137 | 1.194 | 16.157 | 28.001 |
| Leverage | 8184 | 0.818 | 10.238 | 0.000 | 877.256 |
| Mb | 8184 | 0.660 | 0.361 | 0.000 | 20.658 |
| Pb | 8184 | 7.553 | 115.275 | -1528.571 | 7653.846 |
| CG | 8184 | 0.163 | 1.322 | -1.000 | 107.128 |
| ROA | 8184 | 0.025 | 1.285 | -51.947 | 36.091 |

#### **6.2.2.2** 直接外资大股东持股比例与隧道效应

研究假设一的回归结果在表6.3与表6.4中列出。其中，在表6.3的回归中使用的是基于控股股东持股比例标准的现金股利隧道效应因子（即控股股东持股比例大于或等于30%）；在表6.4的回归中使用的是基于控股股东性质标准的现金股利隧道效应因子（即国家控股公司取值为1，其余为0）。

从表6.3中可见，FO系数不显著，说明外资大股东直接持股不会对现金股利支付水平产生直接影响；Firstbig变量系数显著为正且有一定显著性，说明控股股东持股比例达到一定水平之上时，确实存在现金股利隧道效应。当外资大股东直接持股比例为15%和25%时，交叉项FirstbigFO的系数显著为负，其余情况下FirstbigFO的系数均不显著，这就证明了研究假设6.1：在一定的直接持股比例范围内，外资大股东能够有效抑制现金股利隧道效应，但过低或过高的直接持股比例都会使这种抑制效应消失。控制变量中，仅有公司规模（Size）因素和现金股利支付水平显著正相关，而公司账面市值比（Mb）与现金股利支付水平有微弱的显著正相关。其余杠杆比率（Leverage）、市净率（Pb）、总资产增长

20如果直接采用现金股利支付额数据（即每股派息）则会使得研究结论存在较大的偏差，因为这一指标没有考虑到每支股票市场价值因素的影响。

率（CG）、总资产净利润率（Roa）等变量与现金股利支付水平均无显著关系。一方面说明大规模企业可能更注重通过现金股利支付来释放良好经营的信号；另一方面则说明中国上市公司的现金股利支付水平与公司经营情况关系甚微。

表6.4报告了在采用国有股性质代表现金股利隧道效应因子的情况下，外资直接持股大股东对现金股利隧道效应的影响作用。从中可见，只有当直接外资大股东持股比例小于或等于20%时，外资大股东才能抑制隧道效应。当直接外资大股东的持股比例达到或超过25%时，外资大股东无法抑制现金股利隧道效应。表

6.4和表6.3的一个根本区别在于，此时直接外资持股比例在5%和10%的水平上也产生了对现金股利隧道效应的抑制作用。但由于表6.3和表6.4对现金股利隧道效应的代理变量存在明显区别，回归结果由此产生一定差别是可以理解的。在表6.3中，我们将控股股东比例超过30%的公司界定为存在现金股利隧道效应的公司，在这种情况下，外资大股东如欲对控股股东形成制衡，势必其持股水平不能低于30%太多。而在表6.4中，我们将国有控股公司视为存在现金股利隧道效应的公司，并没有限制控股股东持股比例，因而此时即便是在5%持股水平上，我们也能观察到外资大股东直接持股对现金股利隧道效应的抑制作用。总之，表

## 6.3 和表6.4都证明了，研究假设6.1是成立的。

表 6.3 直接外资大股东对第一大股东现金股利隧道效应抑制作用检验

| 外资股东持股  比例  变量名 | 5% | 10% | 15% | 20% | 25% | 30% |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| DV(t-1) |   -0.144  （-2.05） |   -0.170  （-2.08） |   -0.148  （-3.43） |   -0.134  （-2.87） |   -0.089  （-2.17） |   -0.098  (-3.28) |
| FO | 5.686  （0.32） | 6.211  （0.36） | 5.517  （0.64） | 0.974  （0.12） | -2.035  （-0.27） | -8.968  (-0.91) |
| Firstbig | 3.390  （1.48） | 2.746  （1.44） |   2.096  （2.44） |   1.256  （2.08） |   0.852  （2.26） |   0.520  (3.08) |
| Firstbig  FO | -40.042  （-1.51） | -38.209  （-1.47） |   -33.425  （-2.29） |   -22.528  （-1.72） | -17.729  （-1.61） | -8.575  (-0.89) |
| CG | -0.005  （-0.27） | -0.008  （-0.50） | -0.012  （-0.95） | -0.009  （-0.91） | -0.009  （-1.38） | -0.009  (-1.15) |
| Roa | -0.008  （-0.43） | -0.009  （-0.51） | -0.007  （-0.73） | -0.002  （-0.22） | -0.002  （-0.21） | -0.002  （-0.31） |
| Size |   0.840  (2.05) |   0.784  (2.15) |   0.669  (3.98) |   0.473  (3.22) |   0.383  (4.99) |   0.300  (5.77) |
| Mb | 0.486  (1.28) | 0.477  (1.29) |   0.404  (1.80) | 0.310  (1.21) | 0.347  (1.57) |   0.303  (1.92) |
| Leverage | 0.007  (0.66) | 0.008  (0.78) | 0.006  (1.12) | 0.002  (0.42) | 0.002  (0.42) | 0.001  (0.39) |
| Pb | -0.000  (-0.24) | -0.000  (-0.11) | -0.000  (-0.12) | -0.000  (-0.37) | -0.000  (-0.46) | -0.000  (-0.56) |
| Intercept |   -20.789  (-2.15) |   -19.280  (-2.22) |   -16.162.  (-3.93) |   -11.200  (-3.21) |   -8.954  (-4.93) |   -6.847  (-5.69) |
| 行业效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年度效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| Arellano-Bond test for AR(1): z Pr > z | -1.72  0.086 | -1.80  0.072 | -2.51  0.012 | -2.45  0.014 | -2.99  0.003 | -3.36  0.001 |
| Arellano-Bond test for AR(2): z Pr > z | -0.67  0.502 | -1.09  0.277 | -1.44  0.150 | -1.21  0.222 | -1.16  0.245 | -1.56  0.118 |
| Sargan test  P 值 | 1.53  0.675 | 0.78  0.853 | 5.42  0.143 | 4.22  0.239 | 14.75  0.002 | 53.03  0.000 |

注：行业效应采用《中国上市公司分类指引》（CSRC）的分类标准，根据一位行业代码先分为十二类，然后再将制造业样本按照行业代码的前两位再分为九类，共计二十一个行业类



别。然后引入20个虚拟变量控制21个行业效应。括号内为t值，，



，分别表示相

应的统计量在1%、5%和10%水平上统计显著。模型中内生变量DV的GMM工具变量采用滞后一期值处理，其余变量的工具变量则包括当期控制变量和当期现金股利隧道效应变量。

表 6.4 直接外资大股东对国有控股现金股利隧道效应的抑制作用检验

| 外资股东持股  比例  变量名 | 5% | 10% | 15% | 20% | 25% | 30% |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| DV(t-1) |   0.006  （1.71） |   0.005  （1.73） |   0.004  （1.73） |   0.003  （1.72） |   0.003  （1.71） |   -0.001  （1.67） |
| FO |   0.754  （2.16） |   0.754  （2.16） |   0.854  （2.18） |   0.754  （1.84） | 0.7771  （1.59） | 0.792  （1.21） |
| Gov |   0.820  （2.09） |   0.815  （2.08） |   0.813  （2.08） |   0.824  （2.11） |   0.810  （2.09） |   0.772  （2.10） |
| Gov  FO |   -1.140  （-2.02） |   -1.189  （-1.91） |   -1.217  （-1.81） |   -2.015  （-2.53） | -1.937  （-1.02） | -1.417  （-0.37） |
| CG | -2.801  （-1.63） | -2.823  （-1.63） | -2.772  （-1.60） | -2.739  （-1.60） | -2.765  （-1.62） | -2.670  （-1.59） |
| Roa | -0.210  （-1.00） | -0.212  （-1.00） | -0.218  （-1.02） | -0.217  （-1.03） | -0.218  （-1.03） | -0.214  （-1.03） |
| Size |   0.827  （3.44） |   0.833  （3.42） |   0.833  （3.42） |   0.835  （3.47） |   0.840  （3.46） |   0.824  （3.53） |
| Mb | 2.335  （1.60） | 2.388  （1.62） | 2.378  （1.61） | 2.364  （1.62） |   2.524  （1.65） | 2.340  （1.64） |
| Leverage | 0.125  （1.25） | 0.127  （1.26） | 0.130  （1.27） | 0.129  （1.28） | 0.130  （1.29） | 0.127  （1.29） |
| Pb |   0.103  （2.13） |   0.104  （2.13） |   0.106  （2.13） |   0.105  （2.14） |   0.105  （2.14） |   0.103  （2.17） |
| Intercept |   -20.235  （-3.49） |   -20.400  （-3.48） |   -20.408  （-3.47） |   -20.437  （-3.51） |   -20.564  （-3.50） |   -20.151  （-3.59） |
| 行业效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年度效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| Arellano-Bon d test for AR(1): z  Pr > z Arellano-Bon  D test for AR(2): z  Pr > z | -1.77  0.077  -1.07  0.286 | -1.76  0.078  -1.07  0.286 | -1.78  0.075  -1.06  0.288 | -1.78  0.074  -1.07  0.287 | -1.78  0.075  -1.07  0.287 | -1.78  0.075  -1.07  0.286 |
| Sargan test  P 值 | 0.12  0.989 | 0.12  0.989 | 0.12  0.989 | 0.13  0.988 | 0.13  0.988 | 0.14  0.987 |

注：同表6.3

在表6.4的控制变量中，仅有公司规模（Size）、市净率（Pb）两个变量和现金股利支付水平显著正相关，而公司账面市值比（Mb）与现金股利支付水平有微弱的显著正相关。其余杠杆比率（Leverage）、总资产增长率（CG）、总资产净利润率（Roa）等变量与现金股利支付水平均无显著关系。市净率指标在表6.3

不显著而在表6.4显著的原因很可能是因为这一指标受控股股东比例影响较大所致。控制变量系数的方向和显著性水平再次表明：一、大规模企业可能更注重通过现金股利支付来释放良好经营的信号；二、中国上市公司的现金股利支付水平与公司经营情况关系甚微。

#### **6.2.2.3** 外资大股东间接持股与现金股利隧道效应

接着我们检验研究假设6.2。表6.5报告了外资大股东间接持股对现金股利隧道效应影响的回归分析结果21。同表6.3和表6.4的回归结果比较发现，间接外资持股大股东与现金股利隧道效应变量的交叉项FirstbigFO在10%的显著性水平上均不显著，这表明间接持股外资大股东对隧道效应没有显著的影响作用。经过对样本的进一步调研我们发现，我国股市中的间接外资大股东主要由两种方式组成：一是借助中外合资方式设立一个基金公司，然后通过这个基金公司持有中国上市公司股份；二是境外母公司在国内设立一个子公司，然后通过这个子公司持有中国上市公司股份。这两种方式的间接持股占了间接持股总样本的90%以上。由于这两种持股方式都会淡化现金股利政策与外资的利益关系，外资显然会缺乏积极参与现金股利政策的动机。这一结论与我们所提出的研究假设二也是一致的。

21表5的回归结果仅报告将外资大股东定义为持股比例大于5%间接外资股东情况下的回归结果。在其余五个持股比例定义类型情况下，我们得到的结果与表5中的结果相同。限于篇幅此处未全部列出。

表 6.5 外资间接持股对隧道效应抑制作用检验

| 控股股东比例代表现金股利隧道效应  （第一大股东持股比例超过 30%） | | 控股股东比例代表现金股利隧道效应（国有控股） |
| --- | --- | --- |
| DV(t-1) |   -0.043  （-1.91） |   0.015  （1.73） |
| FO | -20.337  （-1.61） |   1.048  （2.25） |
| Frstbig |   -2.071  （-1.81） |  |
| Firstbig  FO | 28.275  （0.37） |  |
| Gov |  |   0.848  （2.09） |
| Gov  FO |  | -1.576  （-0.71） |
| CG | -0.008  （-1.11） |   -3.158  （-177） |
| Roa | 0.008  （0.63） | -0.200  （-0.96） |
| Size |   0.241  (3.55) |   0.847  （3.39） |
| Mb |   0.339  (1.94) |   2.636  （1.71）） |
| Leverage | -0.008  (-0.24) | 0.123  （1.23） |
| Pb | -8.52e-07  (-0.04) |   0.103  （2.12） |
| Intercept |   -4.146  (-3.29) |   -20.793  （-3.44） |
| 行业效应 | 控制 | 控制 |
| 年度效应 | 控制 | 控制 |
| Arellano-Bond test for AR(1): z Pr > z | -1.95  0.052 | -1.72  0.085 |
| Arellano-Bond test for AR(2): z Pr > z | 0.08  0.935 | -1.08  0.281 |
| Sargan test  P 值 | 2.52  0.472 | 0.12  0.989 |

注：同表6.3

### **6.2.3** 稳健性检验

由于本文是一个具有较强探索性的实证研究，我们的实证研究可能会在两方面存在指标上的测度偏误：（1）外资大股东可能亦同时是第一大控股股东，这种情况下外资大股东可能本身既存在隧道行为，又存在对现金股利隧道的抑制作用，二者混在一起会使得回归方程存在误设可能；（2）如前所述，我们使用30%

的控股股东持股比例作为是否存在隧道行为的标准，这一比例存在着其他可能

（比如50%）。因而，为保证研究的稳健性与可信性，我们进一步尝试以下稳健性检验工作：（1）剔除第一大股东是外资直接持股股东的样本，重新进行回归；

（2）将存在现金股利隧道效应的控股股东持股比例定为50%以上，重新进行回归。

#### **6.2.3.1** 排除外资大股东是第一大股东样本的实证研究

表6.6给出含有直接持股外资大股东的上市公司股权结构情况，从中我们可以看到，外资股东为第一大股东的样本占了246个，超过了30%，可见这一部分样本占有相当的比重。另外，第一大股东和第三股东持股比例差距很大，这也从一个侧面说明为何外资股东持股比例需要达到15%左右，我们才能观察到外资股东对现金股利隧道行为的抑制作用，因为这一水平基本相当于第二大股东平均持股比例。删去246个外资第一大股东样本后，回归结果见表6.7。将其于表6.3

和表6.4的结果相比，基本没有本质的变化，仍然支持了我们的研究假设，在此不再赘述。

表 6.6 含有直接持股外资大股东的上市公司股权结构分析

| 外资股东样本 | 外资平均持股比例 | 第一大股东平均持股比例 | 第二大股东平均持股比例 | 第三大股东平均持股比例 | 样本数 |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 外资股东为第一大股东 | 29.82 | 29.82 | 13.21 | 5.07 | 246 |
| 持股比例大于 25%的非第一大股东 | 30.14 | 40.20 | 30.14 | 4.78 | 166 |
| 持股比例介于 5%到  25%的非第一大股东 | 14.18 | 34.53 | 18.42 | 3.93 | 357 |
| 总外资大股东样本 | 22.63 | 34.27 | 15.65 | 4.48 | 769 |

表 6.7 排除外资大股东是第一大股东样本的回归结果

|  | 5% | 10% | 15% | 20% | 25% |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| Firstbig  FO | -33.348  （-0.95） | -34.950  （-1.45） |   -56.327  （-1.88） |   -18.609  （-1.73） | -11.515  （-1.60） |
| Gov  FO |   -0.833  （-2.00） |   -1.029  （-1.79） |   -1.283  （-1.87） |   -1.826  （-3.36） | -1.602  （-1.33） |
| Observation | 7938 | 7938 | 7938 | 7938 | 7938 |

注：此表是回归结果的报告简表，由于其他解释变量和控制变量的估计结果以及显著性水平与表3和表4中的回归结果相似，限于篇幅本表予以略去。

#### **6.2.3.2** 将现金股利隧道效应的控股股东持股比例定为**50%**以上的实证研究

我们将存在现金股利隧道效应的控股股东持股比例临界值上调为50%，然后重复上文回归过程，结果见表6.8。从中可见，在一定的持股比例区间内，外资直接持股大股东对现金股利隧道效应同样存在着显著抑制作用。回归结果继续支持了我们的研究假设。我们还注意到，与表6.3相比，此时外资大股东有效的持股比例区间变为了20%—25%，但这并不奇怪，因为此时控股股东持股比例已超过50%，外资大股东持股比例也必然需要相应提升，才能对其形成制衡。

表 6.8 现金股利隧道效应的控股股东持股比例定为50%以上的回归结果

|  | 5% | 10% | 15% | 20% | 25% | 30% |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| FirstbigFO | -18.790  （-1.48） | -16.446  （-1.21） | -10.614  （-1.35） | -16.858  （-1.99） | -20.258  （-1.94） | -12.206  （-1.33） |
| observation | 8184 | 8184 | 8184 | 8184 | 8184 | 8184 |

### **6.2.4** 结论

提升上市公司治理水平、抑制控股股东隧道效应并保护中小股东权益是我国证券市场实施引入外资股东改革的重要目的之一。但如何测度外资股东是否能够发挥对隧道效应的抑制作用是目前财务金融领域实证研究中的热点和难点问题。鉴于发放现金股利是极具中国特色的大股东隧道挖掘路径之一，而以往研究又证实外资大股东对于公司现金股利政策极为敏感，本文尝试借助公司现金股利政策这一独特视角，设计新颖的计量模型并引入控制股利支付动态影响的系统GMM估计方法，力求科学检验我国上市公司的外资大股东是否能够充分发挥对隧道效应的抑制作用。

本节的研究发现：（1）外资直接持股能够对现金股利隧道效应发挥一定的抑制作用，而间接持股则没有明显作用；（2）直接持股外资大股东对现金股利隧道效应的抑制作用与其持股比例密切相关，当持股比例适度时，外资股东能够抑制第一大股东的掏空行为，降低大股东隧道效应。而当外资持股比例达到一定程度，成为第一大股东或与第一大股东接近时，外资大股东的监督作用会消失，导致其对隧道效应的抑制作用消失。进一步的实证研究表明，无论是改变现金股利隧道效应的度量指标，还是引入或剔除外资股东成为第一大股东的样本，本文的回归结果都没有明显的变化，因而我们的结论是稳健的。

需要指出的是，我们的研究与Lam、Sami和Zhou（2012）的研究虽然存在紧密联系，但也有着明显的不同之处。Lam、Sami和Zhou（2012）发现外资持股比例越高的公司越不愿意支付现金股利，这或许在一定程度上亦反映了外资股东的隧道效应抑制作用。但一方面，他们研究的样本是我国上市公司从2001 年

到2006年的股利支付状况，这一区间是全流通改革之前，因而他们的结论可能

更多地针对非流通股东的隧道行为。而本文研究样本区间为2006-2011年（全流通改革之后），结论更多地针对中国股市一般性的大股东现金股利隧道侵害行为。另一方面，他们将外资股定义为持有B股和H股的外资，并没有包括持有A股的外资和QFII。而本文研究的外资大股东为持有沪深上市公司股票的所有外资大股东。

## **6.3** 外资大股东公司治理与公司价值的实证分析

### **6.3.1** 研究方法、变量说明与数据来源

#### **6.3.1.1** 研究方法

基于以上研究假设，本文建立以下回归模型，进行计量检验：

*VAi*, *t*

20 5

**0**1*FOi*, *t* *Controli*, *t* *j Industry j* *jYearj* *i*, *t*

 

（6-2）

*j*1 *j*1

上式（6-2）中，下标t表示时间。VA表示公司的市场价值，即托宾Q值或帐面市值比（MB）；FO表示外资大股东持股变量（具体见上文关键变量说明表6.1）；Control表示影响公司价值的其他公司特征控制变量（白重恩等，2005；张斌等，2013）。它包括公司规模（SIZE）、总资产增长率(CG)、总资产净利润

率（ROA）、杠杆比率（Leverage）、市净率（Pb）、虚拟变量*Industry*和*Year*分别控制行业和时间因素的影响（其中，行业分类采用《中国上市公司分类指引》

（CSRC）的分类标准，根据一位行业代码先分为十二类，然后考虑到制造业公司样本较大，再将制造业样本按照行业代码的前两位再分为九类，共计二十一个行业类别，设置20个行业虚拟变量。）。当外资股东为直接控股大股东时，研究

假设6.3要求在一定的持股比例区间内，**1显著为正；当外资股东为间接控股大股东时，研究假设6.3要求**1不显著。

#### **6.3.1.2** 相关变量说明及数据来源

本节采用两种方法来衡量公司价值，一种是托宾Q值，另一种是帐面市值比（MB）。托宾Q 值反映的是公司市场价值与公司重置成本之间的比值，被广泛应用来测量企业市场价值。帐面市值比是企业总资产的市场价值与账面价值之间的比率。

本节选取的样本是在沪深上市的上市公司2006年至2011年的公司年度数据

22. 基础数据来源于香港理工大学和深圳国泰安公司共同开发的国泰安金融数据

库（CSMAR）。其中，外资大股东数据是根据基础数据进行手工处理得到。我们采用追溯终极控制权的方法手动搜寻和识别外资大股东，记录上市公司的外资大股东持股情况。由于只能获取上市公司的前十大股东数据，所以在前十名之外的外资股东我们予以忽略不计23。由此得到我们所需的直接持股和间接持股的外资大股东持股数据。本章的6.3节和6.4节实证分析的样本来源与6.2节相同，为节省篇幅故不再累述。

本章样本上市公司的选取遵循以下原则：（1）上市公司必须是在2006年底之前在沪深两市上市，这是因为要避免IPO 效应对公司价值的影响；（2）剔除金融类上市企业；（3）本文剔除缺乏相关变量记录的公司。最后构建的是上市公司平衡面板数据观测值共为8184个（每年1364个样本）。

### **6.3.2** 实证结果与分析

#### **6.3.2.1** 直接外资大股东公司治理对公司价值影响的回归分析

表6.9是检验直接外资大股东公司治理对公司价值的影响的回归报告，其中公司价值用托宾Q值衡量。从表6.9可见，直接外资大股东的持股比例不同，对公司价值（托宾Q）的影响也存在显著的差异。当直接外资大股东的持股比例低于20%的时候，外资大股东对提升公司价值的作用是不显著的。而当直接外资大股东的持股比例在20%到30%之间，外资大股东的公司治理会显著提升公司价值。但是，当直接外资大股东的持股比例高于30%的时候，外资大股东的公司治理效应将消失。这就证明了研究6.3：在一定的直接持股比例范围内，外资大股

22之所以选择这一样本区间，是因为我们考虑到在2005年末之后，外资大股东进入的公司才达到一定的数量，基本能满足实证研究的需要。

23 根据对外资数据统计和整理，我们发现一般排名在第十位的股东持股比例都较低（低于

1%），所以排名十位之后的外资股东的对公司治理的影响基本可以忽略不计。

东能够有效提高公司价值，但过低或过高的直接持股比例都会使这种公司治理效应消失。在控制变量中，总资产增长率（CG）、总资产净利润率（Roa）和杠杆比率（Leverage）与公司价值（托宾Q）显著正相关，而市净率（Pb）与公司价值（托宾Q）有着显著负相关。公司规模（Size）因素变量与公司价值（托宾Q）无显著关系。这说明公司经营状况良好的公司，杠杆比例较高的公司，其公司价值就越大。

表 6.9 直接外资大股东对公司价值（托宾Q）影响检验

| 外资股东持股  比例  变量名 | 5% | 10% | 15% | 20% | 25% | 30% |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| FO | 1.014  （0.08） | 1.207  （0.10） | 1.381  （1.49） | 2.272  （1.72） | 2.128  （1.78） | -1.011  （-0.15） |
| CG |   3.913  （2.45） |   3.913  （2.45） |   3.913  （2.45） |   3.913  （2.45） |   3.914  （2.45） |   3.914  （2.46） |
| Roa |   10.006  （5.85） |   10.005  （5.85） |   10.005  （5.85） |   10.005  （5.85） |   10.005  （5.85） |   10.006  （5.85） |
| Size | 3.651  (0.77) | 3.649  (0.77) | 3.656  (0.77) | 3.650  (0.77) | 3.649  (0.77) | 3.647  (0.77) |
| Leverage |   4.661  (19.75) |   4.661  (19.75) |   4.661  (19.75) |   4.661  (19.75) |   4.661  (19.75) |   4.661  (19.75) |
| Pb | -0.031  (-1.70) | -0.031  (-1.70) | -0.031  (-1.70) | -0.031  (-1.70) | -0.031  (-1.70) | -0.031  (-1.70) |
| Intercept | -81.061  (-0.80) | -81.563  (-0.80) | -81.680  (-0.80) | -81.492  (-0.80) | -81.461  (-0.80) | -81.409  (-0.80) |
| 行业效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年度效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| R2 | 0.095 | 0.095 | 0.095 | 0.095 | 0.095 | 0.095 |
| F 检验 | 60.34  （0.00） | 60.34  （0.00） | 60.34  （0.00） | 60.34  （0.00） | 60.34  （0.00） | 60.34  （0.00） |
| Obs | 8173 | 8173 | 8173 | 8173 | 8173 | 8173 |



注：采用面板数据固定效应回归。行业效应采用《中国上市公司分类指引》（CSRC）的分类标准，根据一位行业代码先分为十二类，然后再将制造业样本按照行业代码的前两位再分为九类，共计二十一个行业类别。然后引入20个虚拟变量控制21个行业效应。括号内为 t



值， ，

 ， 分别表示相应的统计量在1%、5%和10%水平上统计显著。

表6.10 是检验直接外资大股东公司治理对公司价值的影响的回归报告，其

中公司价值用账面市值比来衡量。从表6.10可见，直接外资大股东的持股比例不同，对公司价值（帐面市值比）的影响也存在显著的差异。当直接外资大股东的持股比例低于20%的时候，外资大股东对提升公司价值的作用是不显著的。而当直接外资大股东的持股比例在20%到30%之间，外资大股东的公司治理会显著提升公司价值。但是，当直接外资大股东的持股比例高于30%的时候，外资大

股东的公司治理效应将消失。这就证明了研究假设6.3：在一定的直接持股比例范围内，直接外资大股东能够有效提高公司价值，但过低或过高的直接持股比例都会使这种公司治理效应消失。在控制变量中，总资产增长率（CG）、总资产净利润率（Roa）和杠杆比率（Leverage）与公司价值（托宾Q）显著正相关，而公司规模（Size）因素变量和市净率（Pb）与公司价值（托宾Q）有着显著负相关。与公司价值（托宾Q）无显著关系。这说明公司经营状况良好的公司，杠杆比例较高的公司，其公司价值就越大。

表 6.10 直接外资大股东对公司价值（帐面市值比）影响检验

| 外资股东持股  比例  变量名 | 5% | 10% | 15% | 20% | 25% | 30% |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| FO | 0.014  （0.74） | 0.010  （0.52） | 0.015  （0.70） | 0.019  （1.83） | 0.022  （1.85） | 0.021  （0.67） |
| CG |   0.009  （3.51） |   0.009  （3.51） |   0.009  （3.51） |   0.009  （3.51） |   0.009  （3.51） |   0.009  （3.51） |
| Roa | 0.004  （1.68） | 0.004  （1.68） | 0.004  （1.68） | 0.004  （1.68） | 0.004  （1.68） | 0.004  （1.68） |
| Size |   -0.039  (-5.59) |   -0.040  (-5.59) |   -0.039  (-5.58) |   -0.040  (-5.58) |   -0.040  (-5.59) |   -0.040  (-5.59) |
| Leverage |   -0.001  (-2.82) |   -0.001  (-2.82) |   -0.001  (-2.82) |   -0.001  (-2.82) |   -0.001  (-2.82) |   -0.001  (-2.82) |
| Pb |   -0.001  (-3.05) |   -0.001  (-3.05) |   -0.001  (-3.05) |   -0.001  (-3.05) |   -0.001  (-3.05) |   -0.001  (-3.05) |
| Intercept |   1.690  (11.10) |   1.691  (11.10) |   1.690  (11.09) |   1.690  (11.09) |   1.691  (11.10) |   1.691  (11.10) |
| 行业效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年度效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| R2 | 0.106 | 0.106 | 0.107 | 0.107 | 0.107 | 0.106 |
| F 检验 | 202.63  （0.00） | 202.59  （0.00） | 202.62  （0.00） | 202.64  （0.00） | 202.65  （0.00） | 202.61  （0.00） |
| Obs | 8184 | 8184 | 8184 | 8184 | 8184 | 8184 |

注：行业效应采用《中国上市公司分类指引》（CSRC）的分类标准，根据一位行业代码先分为十二类，然后再将制造业样本按照行业代码的前两位再分为九类，共计二十一个行业类

别。然后引入20个虚拟变量控制21个行业效应。括号内为t值，，应的统计量在1%、5%和10%水平上统计显著。

，分别表示相

#### **6.3.2.2** 间接接外资大股东公司治理对公司价值影响的回归分析

表6.11是检验间接外资大股东公司治理对公司价值的影响的回归报告，其中公司价值用托宾Q值衡量。表6.12是检验直接外资大股东公司治理对公司价

值的影响的回归报告，其中公司价值用账面市值比来衡量。通过对表6.11和表

6.12的分析，我们可以得出，不管间接外资大股东的持股比例如何，均对公司价值（帐面市值比或者托宾Q值）都不存在显著的影响。由于这外资外资两种持股方式都会淡化外资大股东的公司治理效果，对公司价值的提升不会带来帮助是显而易见的。其它影响公司价值的控制变量与直接外资大股东的回归结果相一致，本节就不再一一累述。

表 6.11 间接外资大股东对公司价值（托宾Q）影响检验

| 外资股东持股  比例  变量名 | 5% | 10% | 15% | 20% | 25% | 30% |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| FO | 1.029  （0.06） | 2.055  （0.16） | -0.635  （-0.01） | -1.307  （-0.09） | -1.032  （-0.11） | -1.006  （-0.18） |
| CG |   3.913  （-2.45） |   3.913  （2.45） |   3.913  （2.45） |   3.913  （-2.45） |   3.913  （2.45） |   3.913  （2.45） |
| Roa |   10.005  （-5.85） |   10.005  （5.85） |   10.005  （5.85） |   10.005  （5.85） |   10.005  （5.85） |   10.005  （5.85） |
| Size | 3.649  (0.77) | 3.663  (0.77) | 3.650  (0.77) | 3.649  (0.77) | 3.656  (0.77) | 3.642  (0.77) |
| Leverage |   4.661  (19.75) |   4.661  (19.75) |   4.661  (19.75) |   4.661  (19.75) |   4.661  (19.75) |   4.661  (19.75) |
| Pb | -0.031  (-1.70) | -0.032  (-1.71) | -0.031  (-1.70) | -0.031  (-1.70) | -0.031  (-1.70) | -0.031  (-1.70) |
| Intercept | -81.486  (-0.80) | -81.886  (-0.80) | -81.475  (-0.80) | -81.430  (-0.80) | -81.492  (-0.80) | -81.527  (-0.80) |
| 行业效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年度效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| R2 | 0.09 | 0.09 | 0.09 | 0.09 | 0.09 | 0.09 |
| F 检验 | 60.34  （0.00） | 60.34  （0.00） | 60.34  （0.00） | 60.34  （0.00） | 60.34  （0.00） | 60.34  （0.00） |
| Obs | 8173 | 8173 | 8173 | 8173 | 8173 | 8173 |



注：行业效应采用《中国上市公司分类指引》（CSRC）的分类标准，根据一位行业代码先分为十二类，然后再将制造业样本按照行业代码的前两位再分为九类，共计二十一个行业类



别。然后引入20个虚拟变量控制21个行业效应。括号内为t值，，应的统计量在1%、5%和10%水平上统计显著。

，分别表示相

表 6.12 间接外资大股东对公司价值（帐面市值比）影响检验

| 外资股东持股  比例  变量名 | 5% | 10% | 15% | 20% | 25% | 30% |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| FO | 0.019  （0.71） | -0.023  （-0.12） | -0.010  （-0.14） | -0.008  （-0.31） | -0.015  （-0.22） | -0.032  （-0.47） |
| CG |   0.009  （3.51） |   0.009  （3.51） |   0.009  （3.51） |   0.009  （3.51） |   0.009  （3.51） |   0.009  （3.51） |
| Roa | 0.004  （1.68） | 0.004  （1.68） | 0.004  （1.68） | 0.004  （1.68） | 0.004  （1.68） | 0.004  （1.68） |
| Size |   -0.040  (-5.59) |   -0.040  (-5.59) |   -0.040  (-5.59) |   -0.040  (-5.59) |   -0.040  (-5.59) |   -0.040  (-5.59) |
| Leverage |   -0.001  (-2.82) |   -0.001  (-2.82) |   -0.001  (-2.82) |   -0.001  (-2.82) |   -0.001  (-2.82) |   -0.001  (-2.82) |
| Pb |   -0.001  (-3.05) |   -0.001  (-3.05) |   -0.001  (-3.06) |   -0.001  (-3.05) |   -0.001  (-3.07) |   -0.001  (-3.05) |
| Intercept |   1.692  (11.11) |   1.693  (11.11) |   1.692  (11.11) |   1.693  (11.11) |   1.693  (11.11) |   1.693  (11.11) |
| 行业效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年度效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| R2 | 0.106 | 0.106 | 0.106 | 0.107 | 0.106 | 0.106 |
| F 检验 | 202.62  （0.00） | 202.62  （0.00） | 202.56  （0.00） | 202.62  （0.00） | 202.62  （0.00） | 202.62  （0.00） |
| Obs | 8184 | 8184 | 8184 | 8184 | 8184 | 8184 |

注：行业效应采用《中国上市公司分类指引》（CSRC）的分类标准，根据一位行业代码先分为十二类，然后再将制造业样本按照行业代码的前两位再分为九类，共计二十一个行业类

别。然后引入20个虚拟变量控制21个行业效应。括号内为t值，，应的统计量在1%、5%和10%水平上统计显著。

，分别表示相

## **6.4** 外资大股东公司治理与股价波动的实证分析

### **6.4.1** 直接外资大股东公司治理对股价波动的影响分析

关于研究外资大股东公司治理对股市波动的影响分析，本文建立了如下的固定效应模型进行计量检验：

21 4

 

*Volatilityi*,*t****Volatilityi*, *t*1*FCi*,*t**Coni*,*t* *j Industry j* *jYearj* *i*, *t*

*j*1 *j*1

其中*Volatility*i，t表示个股的收益率波动；*FC*i,t 衡量外资大股东的特征变量；

*Con*i,t代表其它影响个股波动的变量。为了控制个股的收益率波动的自相关性，本文考虑了个股的收益率波动的一阶滞后。本文采用Bae et al. (2004), Li et

al.（2011）和Chen et al.（2013）衡量个股的收益率波动的指标变量：

1 *n* 2 *r*

*n*

*Volatilityi*, *t* =

Ln *ri*, *t t*1

，其中

i,t表示个股每日的收益率；n 表示一年内交易的天

数。

*FC*i,t ，一般有两个指标测量外资大股东特征指标：一个是所有外国投资者

*Coni*, *t*

所持股权总额的变化；另一个是持有该公司的股权的外资股东数量的变化。

包括：国有控股（GC）表示上市公司是否是国有控股的，若上市公司为国有控股则为1反之为0；公司规模(SIZE)：股权市值与净债务市值的总和取对数，其中的非流通股权市值用净资产代替计算；换手率(TURNOVER): 本文换手率的计算采用一年内股票的交易数量与该股的流通股数的百分来衡量；杠杆率

（LEVERAGE）：负债总额与资产总额的比值；国内机构投资者年末的持股比例

（cb），国内机构投资者年末的持股比例定义为国内机构投资者持股比例是基金、券商集合理财、保险公司和社保基金持股总和。虚拟变量*Industry*和*Year*分别控制行业和时间因素的影响（其中，行业分类采用《中国上市公司分类指引》（CSRC）

的分类标准，根据一位行业代码先分为十二类，然后考虑到制造业公司样本较大，

再将制造业样本按照行业代码的前两位再分为九类，共计二十一个行业类别，设置21个行业虚拟变量。）。

表6.13是直接外资大股东公司治理对股价波动的回归分析结果。从表6.13可知，直接外资大股东的持股比例不同，其公司治理效应所带来的股价波动也存在显著的差异。当直接外资大股东的持股比例低于20%的时候，外资大股东对降低股价波动的作用是不显著的。而当直接外资大股东的持股比例在20%到30%之间，外资大股东的公司治理效应会显著降低公司股价波动。但是，当直接外资大股东的持股比例高于30%的时候，外资大股东的公司治理效应将消失。这就证明了研究假设6.4：在一定的直接持股比例范围内，外资大股东能够有效降低公司股价波动，但过低或过高的直接持股比例都会使这种公司治理效应消失。在控制变量中，换手率（turnover）与股价波动显著正相关。这说明换手率越高的公司，其股价波动就越大。而且，公司的国有属性与股价波动负相关，这表明具有国资背景的上市公司其股价波动程度小于非国资背景的上市公司的波动。国内机构者也是影响股市波动的一个重要因子，从回归结构可以得出，国内机构投资者的持股比例越高，股市波动就越低。

表6.13 直接外资大股东公司治理对股价波动影响的回归分析报告

| 外资股东持股  比例  变量名 | 5% | 10% | 15% | 20% | 25% | 30% |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| FC | -0.030  （-0.82） | -0.059  （-1.55） | -0.064  （-1.57） | -0.073  （-1.71） | -0.130  （-1.82） | 0.035  （0.55） |
| turnover |   0.077  （17.20） |   0.077  （17.21） |   0.077  （17.19） |   0.077  （17.21） |   0.077  （17.21） |   0.077  （17.22） |
| cb |   -0.017  （-2.23） |   -0.017  （-2.21） |   -0.018  （-2.21） |   -0.021  （-2.25） |   -0.017  （-2.03） |   -0.020  （-2.21） |
| gov |   -0.030  （-2.05） |   -0.030  （-2.06） |   -0.030  （-2.05） |   -0.030  （-2.05） |   -0.030  （-2.05） |   -0.030  （-2.04） |
| size | 0.008  (0.57) | 0.008  (0.58) | 0.008  (0.55) | 0.008  (0.57) | 0.008  (0.58) | 0.008  (0.58) |
| leverage | 0.001  (0.77) | 0.001  (0.77) | 0.001  (0.77) | 0.001  (0.77) | 0.001  (0.77) | 0.001  (0.77) |
| Lag.vol |   -0.361  （-34.32） |   -0.361  （-34.32） |   -0.361  （-34.32） |   -0.361  （-34.31） |   -0.361  （-34.31） |   -0.361  （-34.32） |
| Intercept |   0.673  (2.26) |   0.674  (2.26) |   0.682  (2.29) |   0.674  (2.26) |   0.671  (2.25) |   0.668  (2.24) |
| 行业效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年度效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| R2 | 0.594 | 0.594 | 0.594 | 0.594 | 0.594 | 0.594 |
| F 检验 | 56.58  （0.00） | 57.01  （0.00） | 57.02  （0.00） | 56.54  （0.00） | 56.51  （0.00） | 56.49  （0.00） |
| Obs | 8122 | 8122 | 8122 | 8122 | 8122 | 8122 |

注：行业效应采用《中国上市公司分类指引》（CSRC）的分类标准，根据一位行业代码先分为十二类，然后再将制造业样本按照行业代码的前两位再分为九类，共计二十一个行业类

别。然后引入20个虚拟变量控制21个行业效应。括号内为t值，，应的统计量在1%、5%和10%水平上统计显著。

，分别表示相

通过对直接外资大股东公司治理对公司价值和股价波动的回归分析，结合第三章外资大股东的公司治理对股市波动的模型分析，我们可以得出，当直接外资的持股比例处于适度比例时（本文得出外资的最适比例为20%-30%）,外资会选择参与公司治理且外资大股东的公司治理提高了公司价值，最后外资大股东的公司治理降低了股价波动。根据模型分析，实证结果表明在我国股票市场，持有适度比例的外资大股东（本文得出外资的最适比例为20%-30%），满足*g*(*ug*, *t*,*g*, *t*, *a*,, *t*)**条件进而降低股价波动。

### **6.4.2** 间接外资大股东公司治理对股价波动的影响分析

研究研究间接外资大股东公司治理对股市波动的影响分析的方法与6.3.1

节的实证方法相同，本文就不在累述。表6.14是间接外资大股东公司治理对股

价波动的回归分析结果。从表6.14可知，不管外资持股比例如何，对股价波动

均不存在显著的相关性，这进一步验证了假设6.4的结果。

表14 间接外资大股东公司治理对股价波动影响的回归分析报告

| 外资股东持股  比例  变量名 | 5% | 10% | 15% | 20% | 25% | 30% |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| FC | -0.083  （-1.60） | 0.013  （0.32） | -0.034  （-0.25） | -0.039  （-0.41） | -0.110  （-0.72） | 0.073  （0.92） |
| turnover |   0.077  （17.21） |   0.077  （17.22） |   0.077  （17.21） |   0.077  （17.21） |   0.077  （17.21） |   0.077  （17.22） |
| cb |   -0.015  （-2.19） |   -0.016  （-2.21） |   -0.022  （-2.23） |   -0.022  （-2.23） |   -0.019  （-2.11） |   -0.020  （-2.19） |
| gov |   -0.030  （-2.05） |   -0.030  （-2.06） |   -0.030  （-2.05） |   -0.030  （-2.05） |   -0.030  （-2.05） |   -0.030  （-2.05） |
| size | 0.008  (0.58) | 0.008  (0.59) | 0.008  (0.58) | 0.008  (0.58) | 0.008  (0.58) | 0.008  (0.58) |
| leverage | 0.001  (0.77) | 0.001  (0.77) | 0.001  (0.77) | 0.001  (0.77) | 0.001  (0.77) | 0.001  (0.77) |
| Lag.vol2 |   -0.361  （-34.32） |   -0.361  （-34.30） |   -0.361  （-34.31） |   -0.361  （-34.31） |   -0.361  （-34.30） |   -0.361  （-34.31） |
| Intercept |   0.672  (2.25) |   0.667  (2.24) |   0.668  (2.24) |   0.670  (2.26) |   0.671  (2.25) |   0.670  (2.24) |
| 行业效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年度效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| R2 | 0.594 | 0.594 | 0.594 | 0.594 | 0.594 | 0.594 |
| F 检验 | 57.05  （0.00） | 56.44  （0.00） | 56.43  （0.00） | 56.54  （0.00） | 56.55  （0.00） | 56.51  （0.00） |
| Obs | 8122 | 8122 | 8122 | 8122 | 8122 | 8122 |

注：行业效应采用《中国上市公司分类指引》（CSRC）的分类标准，根据一位行业代码先分为十二类，然后再将制造业样本按照行业代码的前两位再分为九类，共计二十一个行业类

别。然后引入20个虚拟变量控制21个行业效应。括号内为t值，，应的统计量在1%、5%和10%水平上统计显著。

，分别表示相

### **6.4.3** 外资大股东公司治理对公司特质波动的影响分析

Morck et. al.（2000）指出特质波动可以用来测量公司层面信息而不是噪声交易。陈梦根和毛小元（2007）、邓可斌和丁重（2010）也指出可以利用个股的R2来计算公司特质波动。本文借鉴Durnev et. al.（2003）提出的模型来估计个股的

R2，以此来度量非系统性风险，即公司特质风险。估计个股的R2的回归式可表述为：

*ri*, *t*

**0**0*rm*, *t**i*, *t*

(6-4)

其中*ri*，*t*为个股i第t周的收益率；*rm*, *t*为市场指数第t周的收益率。通过对（6-4）式的回归可以得出个股的R-squared 统计量。公司特质风险(IR)通过（6-5）式计算得出。

*IRi*

*R*2

*LN* ( *i* )



1*R*2

*i*

（6-5）

其中Ri是对个股i的回归估计得到的R-squared统计量；LN(.)表示对其取对数处理。为了研究外资大股东公司治理对公司特质波动的影响分析，本文建立了如下的固定效应模型进行计量检验：

21 4

 

*IRi*,*t****FCi*,*t**Coni*,*t* *j Industry j* *jYearj* *i*, *t*

*j*1 *j*1

其中*IRi*, *t*表示公司特质波动；*FCi*, *t*衡量外资大股东的特征变量；*Coni*, *t*代表其它影响公司特质波动的变量。借鉴已有文献的研究结果(Dahlquist和Robertsson, 2001; Donghui Li et al.,.2010;朱红军等, 2007)，*Con*i,t包括：国有控股（GC）表示上市公司是否是国有控股的，若上市公司为国有控股则为1反之为0；公司规模(SIZE)：股权市值与净债务市值的总和取对数，其中的非流通股权市值用净资产代替计算；换手率(TURNOVER): 本文换手率的计算采用一年内股票的交易数量与该股的流通股数的百分来衡量；杠杆率(LEVERAGE)：负债

总额与资产总额的比值。虚拟变量*Industry*和*Year*分别控制行业和时间因素的影响（其中，行业分类采用《中国上市公司分类指引》（CSRC）的分类标准，根据一位行业代码先分为十二类，然后考虑到制造业公司样本较大，再将制造业样本

按照行业代码的前两位再分为九类，共计二十一个行业类别，设置21个行业虚拟变量。）。

表6.15是检验外资大股东公司治理对公司特质波动影响的回归分析报告。

从表6.15可以得出，不管从外资的持股类型还是从外资的持股比例看，外资大股东的公司治理都不会带来公司特质风险，即非系统性风险的改变。本节的实证结果证实了第三章的理论分析得出的结论：个股的非系统性风险，即公司层面波动，是不受外资治理效应的影响。

表6.15 外资大股东公司治理对非系统性风险的影响分析报告

| 外资股东持股  比例  变量名 | 5% | 10% | 15% | 20% | 25% | 30% |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 直接大股东 | 0.055  （1.57） | -0.013  （-0.59） | 0.069  （0.62） | 0.123  （1.56） | 0.121  （1.27） | 0.061  (0.56) |
| 间接大股东 | 0.072  （1.22） | 0.036  （0.85） | -0.029  （-0.18） | -0.021  （-0.03） | 0.017  （0.21） | 0.036  （0.48） |
| Obs | 8184 | 8184 | 8184 | 8184 | 8184 | 8184 |

注：限于篇幅，控制变量和滞后变量的回归结果没有报告。

## **6.5** 结论

通过本章的实证分析，我们可以得出：（1）外资直接持股能够对现金股利隧道效应发挥一定的抑制作用，而间接持股则没有明显作用。直接持股外资大股东对现金股利隧道效应的抑制作用与其持股比例密切相关，当持股比例适度时，外资股东能够抑制第一大股东的掏空行为，降低大股东隧道效应。而当外资持股比例达到一定程度，成为第一大股东或与第一大股东接近时，外资大股东的监督作用会消失，导致其对隧道效应的抑制作用消失。（2）在一定的直接持股比例范围内，外资大股东能够有效提高公司价值，但过低或过高的直接持股比例都会使这种公司治理效应消失。间接持股则没有影响公司价值的明显作用。（3）在一定的直接持股比例范围内，外资大股东能够有效降低公司股价波动，但过低或过高的直接持股比例都会使这种公司治理效应消失。间接持股则没有影响公司股价波动的明显作用。最后，个股的非系统性风险，即公司层面波动，是不受外资治理效应的影响。

# 第七章 结论与政策建议

## **7.1** 本文结论

本文通过两种途径分析外资如何间接影响中国股市波动。第一种途径是市场路径。外资在市场交易过程中对股市信息效率的影响，会间接影响到股市波动。外资的市场交易行为包括外资在二级市场的买卖和外资并购上市公司行为。第二种途径是公司路径。当外资持有一定额度的上市公司股份，就可能会参与公司治理，提高（降低）公司价值进而影响到股市波动。本文从理论上论述了外资交易和外资大股东公司治理行为对股价波动的影响途径。本文首先分析外资大股东的策略选择、市场关于这一选择对资产收益率影响的学习过程，然后分析外资治理效应对公司市场价值的影响，最终对股价波动的影响。接着，本文利用课题组手工收集得到的外资数据对外资影响中国股市波动的两个途径进行实证分析，得出了如下的结论。

1. 只有直接外资的净买入行为才能降低个股的波动，而不管是直接外资还是间接外资的净卖出行为都增加了个股的波动；通过检验外资持股变化对不同类型上市公司个股波动的影响，发现直接外资的买入行为降低个股波动仅限于规模较大的上市公司和同时在国内和国外上市公司样本。

2.直接外资的市场交易行为影响个股波动是由于外资能够将获取的信息加工后传递到股市。直接外资在规模较大或同时在国内和国外上市的公司样本中提高了市场信息传递效率。而直接外资在规模适度或较小的上市公司样本中并没有表现出对市场信息传递效率的提高。间接外资的市场交易行为并不影响市场信息传递效率。

3.从外资并购方式的角度分析，外资以协议转让方式的并购行为在降低公司的betas风险的同时，增加了股市波动。而通过间接并购和定向增发方式完成外资并购行为并不会显著影响股价波动。

4.从外资并购的目的角度分析，可以得出以控股为目的完成外资并购行为显著增加了股价波动，而外资并非以控股为目的并购行为将不会影响股价波动。

5.当外资大股东降低公司的市场价值时必将导致股价波动率的增加。不管外资大股东是否降低公司的市场价值，外资大股东公司治理对该股股价波动影响取决于市场对外资大股东治理对资产收益率影响的预期值和预期波动、外资大股东

的风险厌恶程度以及市场对外资大股东治理成本的估计之间的函数关系。

6. 在一定的直接持股比例范围内，外资大股东能够有效降低公司股价波动，但过低或过高的直接持股比例都会使这种公司治理效应消失。间接持股则没有影响公司股价波动的明显作用。最后，个股的非系统性风险，即公司层面波动，是不受外资治理效应的影响。

## **7.2** 政策建议

根据理论和实证研究结论，本文提出以下相关的政策建议：

第一，要坚持引入高质量的外国投资者。引入间接持股的外资股东对于解决市场环境问题并没有明显作用，因而在引入外资股东的方式上，应更着重于直接持股外资大股东的引入。

只有那些公司治理经验丰富，人力资本充足的外资大股东才有可能参与公司治理，提高公司价值。那些降低公司价值的外资大股东反而会增加市场波动，不利于我国股市的健康发展；我国上市公司中引入的直接境外大股东其持股比例已达到一定的水平，因而能够明显的提高市场信息效率，抑制噪声对股价的干扰。但总体而言，引入外资大股东特别是直接持股大股东的公司数量仍较少，应适当加大上市公司引入直接境外大股东的工作力度。

其二，要提高公司的信息披露质量，引导投资者进行价值投资。即使引进了高质量的外资大股东，由于市场与公司之间的信息不对称，也会减弱外资的治理效应。直接外资的市场交易行为降低股市波动的作用机理是通过信息传递，而我国股市确实存在市场信息传递的不健全。这就要求相关政策制定者改善我国股市的市场环境，充分发挥外国投资者丰富的投资经验和信息加工能力。利用外资的先进的投资技术和信息加工能力是我国证券市场实施引入外资股东改革的重要目的之一。

第三，在外资引入中既要放开步伐大量引进先进的外国投资者进入我国股市，但同时要加强对其的监控，打击和预防外国投资者的短期投机性炒作、价格操纵和内幕交易等投机行为。

第四，通过证券市场推进外商对华并购投资，应该是我国以后引进外资的重要渠道。市场的价值发现功能有助于我国国有资产的定价和交易，防止国有资产

的贱卖。另一方面，我国要尽快建立和完善上市公司跨国并购的法律体系和审查制度。

## **7.3** 本文的不足之处与研究展望

数据的匮乏是制约研究最大的问题。如果可以获取更详细地外资交易明细数据，更有利于研究外资的市场交易行为对我国股市的影响。需要指出的是，由于缺乏外资交易明细数据，如果可以区分外资交易的对方是内资还是外资，可以更精确的分析外资与内资的相互作用。

基于当前的已有对外资持股对我国股市波动的研究，还存在几点值得继续研究的领域：

第一，随着中国股市逐渐地放开，外资会将国际风险传导到中国股市，其影响程度值得进一步的研究。

第二，外资大股东与国内大股东是否存在相互监督或者合谋的行为，外资大股东的进入能否降低上市公司内部管理层和大股东之间的代理成本，这些都可能间接影响中国股市。

第三，本文没有给出外资持股对中国股市波动的整体影响结果，即区分市场路径还是公司治理路径对股市波动影响是最主要的。因此，建立具有两个路径的外资持股对股市波动的模型是下一步研究的关键，基于理论分析给出合理的假设和实证方法，最终得出最科学的结论。

参考文献

[1]白重恩、刘俏、陆洲、宋敏、张俊喜.中国上市公司治理结构的实证研究[J]，经济研究，2005年第2期。81-91

[2]陈信元，张田余.资产重组的市场反应—1997年沪市资产重组实证分析[J]，经济研究，1999年第9期，47-55

[3]陈信元，汪辉. 股东制衡与公司价值[J]，数量经济与技术经济研究，2004年第11期，102-110

[4]陈玮. 中美股票市场联动关系研究[J]，管理观察，第23期，16-23。

[5]促进跨国公司对华投资政策课题组，跨国公司在华并购投资：意义、趋势及应对战略[J]，管理世界，2001年第3期，16-26

[6]董彦岭、张继华、吴立振. 国有商业银行引进战略投资者的偏失及矫正思路

[J]，财经科学，2008( 2)，23-47

[7]冯伟，刘开林，刘强. 银行业引起境外战略投资者对提升绩效的影响--基于面板数据的实证研究[ J]. ft西财经大学学报, 2008, 30( 2)：85- 90.

[8]韩非、肖辉. 中美股市间的联动性分析[J]，金融研究，第11期，117-128。

[9]侯宇、叶冬艳. 机构投资者、知情人交易和市场效率[J]，金融研究，2008年第4期，131-145

[10]胡朝霞、陈浪南. 涨跌停制度下时间变动Beta的估计—兼对中国股市系统风险的分析[J]. 金融研究，2007年第7期，13-17

[11]江振华、李敏、汤大杰，对外开放条件下的中国股市风险分析[J]，经济研究，

2004年第3期，73-80

[12]李红权洪永淼汪寿阳；我国A股市场与美股、港股的互动关系研究：基于信息溢出视角[J]，经济研究，2011年第8期，15-25

[13]李晓峰，胡景芸，林晓慧. 从信息不对称角度看境外机构投资者可能带来的负面影响[J].，经济评论2005年第3期，65-68

[14]李晓广，我国股票市场与国际市场的联动性研究—对次贷危机时期样本的分析[J]，国际金融研究，第11期,36-43

[15]刘少波、杨竹清，境外股东对中国上市公司的持股状况及偏好分析[J]，学术研究，2013年第4期，76-84

[16]刘少波、杨竹清，资本市场开放及金融自由化的经济后果研究述评[J]，经济学动态，2012，第五期，137-145

[17]刘星，刘伟. 监督，抑或共谋？——我国上市公司股权结构与公司价值的关系研究[J]..会计研究，2007年第6期，68-75

[18]刘煜辉、徐义国、李铮：外资银行进入新兴市场国家的动因研究[J]，新金融, 2007( 2)，15-27

[19]楼迎军，2001年B股对境内投资者开放的事件分析：以同时发行A、B股的沪深上市公司为例[J]，世界经济，2002年第11期，59-66

[20]骆振心. 金融开放、股权分置改革与股票市场联动—基于上证指数与世界主要股指关系的实证研究[J].当代财经.2008年第4期，52-57

[21]马静、古志辉，股权结构、现金股利政策和隧道效应刍议[J]，现代财经，第12期，第56-61页。

[22]潘文荣，刘纪显.，QFII及QDII制度引入后的中美股市联动性研究[J].江西财经大学学报，2010年第1期，5-10

[23]潘永辉. 外资并购的动机与风险对应分析—基于对应分析与因子旋转法的实证研究[J]，管理世界，2008年第10期，171-172

[24]潘志强. 货币政策、外资参股与上市公司价值[J]., 中央财经大学学报，2011年第8期，42-47

[25]秦志华，徐斌. 大股东行为影响公司价值的理论模型解释[J].，管理科学，2011, 24（4），22-31

[26]区丽清，汪红丽. 利用外资能提升公司价值吗？——上市公司的实证分析[J].. 上海金融，2007年第1期，51-54

[27]饶育蕾，许军林，梅立兴，刘敏，QFII持股对我国股市股价同步性的影响研究，管理工程学报，2013年第2期，202-208

[28]盛军锋，邓勇，汤大杰. 中国机构投资者的市场稳定性影响研究，金融研究，

2008年第9期，143-151

[29]石建勋，吴平，沪深股市与香港股市一体化趋势的实证研究[J]，财经问题研究，第9期，80-84

[30]石中凡，陆正飞，张然. 引入境外战略投资者是否提升了公司价值--来自 H

股公司的经验证据[J].，经济学（季刊），2008年第8卷第1期，31-248

[31]苏国强. 外资参股对公司价值的动态影响———基于中国上市公司经验数据的分析[J].广东商学院学报，2012（01）,56-65

[32]孙刚、朱凯、陶李，产权性质、税收成本与上市公司股利政策[J]，财经研究，

第4期，第134-144 页

[33]唐国琼、邹虹，上市公司现金股利政策影响因素的实证研究[J]，财经科学，

第2期，第147-153页。

[34]唐清泉、罗党论、王莉，大股东隧道挖掘与制衡力量[J]，中国会计评论，第3 卷

第1期，第63-86页。

[35]唐跃军、谢仍明，大股东制衡机制与现金股利的隧道效应-来自1999- 2003

年中国上市公司的证据[J]，南开经济研究，第1期，第60- 78页。

[36]王化成、李春玲、卢闯，控股股东对上市公司现金股利政策影响的实证研究

[J]，管理世界，第1期，第122-127页。

[37]王亚平、刘慧龙、吴联生，信息透明度、机构投资者与股价同步性[J]，金融研究，2009：第12期。162-174

[38]王咏梅，王亚平. 机构投资者如何影响市场的信息效率-—来自中国的经验证据[J]，金融研究，2011年第10期，112-126

[39]吴玉立. 境外投资者对中国银行业影响的实证分析[J]，经济评论，2009年第1期，93-98

[40]谢军，股利政策、第一大股东和公司成长性：自由现金流理论还是掏空理论

[J]，会计研究，第 4 期，第 51-57 页。[41]谢文捷. 外资并购ABC[ M]. 北京： 对外经济贸易大学出版社，2003。[42]邢学艳，曹阳.合格境外机构投资者投资行为的实证分析[J]. 经济经纬，2008

年第5期，138-140

[43]徐莉萍，辛宇，陈工孟. 控股股东的性质与公司经营绩效[J].，世界经济，2006年第10期，78-89

[44]许年行洪涛吴世农徐信忠，信息传递模式、投资者心理偏差与股价“同涨同跌”现象[J]，经济研究，2011年第4期，135-146

[45]许小年. 银行改革：开放是途径[ N ]. 城市金融报, 2005- 09- 27.

[46]阎大颖，中国上市公司控股股东价值取向对股利政策影响的实证研究[J]，南开经济研究，第6期，第94-100页。

[47]杨竹清，境外股东大额持股对中国股市风险的影响研究[D]，博士论文，暨南大学，2013

[48]伊尔马兹・阿卡伊兹，亚洲资本流动和金融弱点的管理[R]，工作论文，2010

[49]俞乔，程滢. 我国公司红利政策与股市波动[J]，经济研究，2001年第4期，

32-40

[50]占硕. 我国银行业引进战略投资者风险研究，控制权租金引发的股权转移和效率损失[J]. 财经研究,2005, 31( 1)：104- 114.

[51]占硕. 引进外资战略投资者就能推动国有商业银行改革吗？—兼与田国强、王一江两位老师商榷[ J]. 金融论坛, 2005，( 8)：9- 14.

[52]张斌、兰菊萍、庞红学：PE对中小板、创业板上市公司价值影响的实证研究

—基于托宾Q值的考察[J]，宏观经济研究，2013年第3期，15-23

[53]郑迎飞，陈宏民. 外资并购的股市效应与财务业绩及其关系[J]，系统管理学报，2007，第16卷第1期，18-23

[54]仲文娜，QFII 在中国A股市场中持股偏好的实证研究[D].复旦大学；2008

年3 月

[55]周县华，范庆泉，外资持股、股利支付与股利政策动态调整—基于Rebprobit

与Regoprobit模型的实证研究[J]，财政研究，第5期，第65-68页。

[56]周县华、范庆泉等，外资股东与股利分配：来自中国上市公司的经验证据[J]，世界经济，第11期，第112-140页。

[57]周小川，人民币资本项目可兑换的前景和路径[J]，金融研究,2012年第1期，

1-19

[58]朱宏泉、卢祖帝、汪寿阳，中国股市的Granger因果关系分析[J]，管理科学学报，第5期，8-12

[59]朱文、吴文锋、吴冲锋，国际视角下的中国股利支付率和收益率分析[J]，中国软科学，第11期，69-74。

[60]朱盈盈，李平，曾勇，何佳. 引资、引智与引制：中资银行引进境外战略投资者的实证研究[J]，中国软科学2010年第8期，70-80

[61]邹林，周永坤. 合格境外机构投资者制度：现状及其改进[J]，中国金融，2005年第5期，26-28

[62] Albuquerque, R., Bauer, G. H., Schneider, M., 2009. Global private information in

International equity markets[J]. Journal of Financial Economics 94,18–46. [63]Allen, F., Bernardo, A., Welch, I., 2000. A theory of dividends based on tax

Clientele[J], Journal of Finance 55: 2499–2536.

[64] Andrade, G., Mitchell, M., Stafford, E., 2001. New evidence and perspective on mergers[J],. Journal of Economic Perspectives 15, 103–120.

[65] Arestis, P., Demetriades, P. O., Luintel, K. B., 2001. Financial development and economic growth: the role for stock markets[J]. Journalof Money, Credit, and Banking 33, 16–38

[66] Bae K. H., Ozoguz A., Tan H., Wirjanto T. S., 2012, Do foreigners facilitate information transmission in emerging markets[J], JournalofFinancialEconomics105,209-227

[67] Bae, K., Chan, K., Ng, A., 2004. Investibility and return volatility[J]. Journal of Financial Economics 71, 239–263.

[68] Baker M., Wurgler, 2004, A Catering Theory of Dividends[J], Journal of Finance

59: 1125-1165

[69] Barclay M. J., Holderness C. G., Sheehan D. P., 2009，Dividends and corporate shareholders[J], Review of financial studies,22(6): 2423-2455

[70] Barclay, Michael J., Robert H. Litzenberger, Jerold B. Warner. 1990. Private information, trading volume, and stock-return variances[J]. Review of Financial Studies 3:233–253.

[71] Basak, S., Cuoco, D., 1998. An equilibrium model with restricted stockmarket participation[J]. Review of Financial Studies 11, 309–341.

[72] Bayar, A., Onder, Z., 2005. Liquidity and price volatility of cross-listed French stocks[J]. Applied Financial Economics 15, 1079–1094.

[73] Bekaert G., Harvey C. R.,2003, Emerging markets finance[J], Journal of empirical finance10,3-57

[74] Bekaert, G., 1995. Market integration and investment barriers in emerging equity markets[J]. World Bank Economic Review 9, 75–107.

[75] Bekaert, G., Harvey, C., 1997. Emerging equity market volatility[J]. Journal of Financial Economics 43,29–78.

[76] Bekaert, G., Harvey, C., Lumsdaine, R., 2002. Dating the integration of world capital markets[J], Journal ofFinancial Economics 65, 203–249.

[77] Bekaert, G., Harvey, C. R., 2000. Foreign speculators and emerging equity

Markets[J]. Journal of Finance 55, 566–613.

[78] Bekaert, G., Harvey, C. R., Lundblad, C., 2001. Emerging equity markets and economic developmen[J] t. Journal of DevelopmentEconomics 66, 465–504.

[79] Bennedsen M., Fosgerau M., Nielsen K., The strategic choice of control allocation and ownership distribution in closely held corporations[J]., working paper, 2003, University of Copenhagen Business school

[80] Berger, Allen N, Hasan I, ZhouM M. Bank Ownership and Efficiency in China: What Lies Ahead in the World ps Largest Nation[R]. WorkingPaperBankofFinlandResearch

[81] Berndt, E. K., Hall, H. B., Hall, R. E., & Hausman, J. A.,1974, Estimation and inference in non-linear structural model. Analysis of Economic and Social Measurement[J], 4, 653 -666.

[82] Bley J., Saad M., 2011, the effect of financial liberalization on stock-return

Volatility in GCC markets[J], Journal of international financial markets, institutions and money 21,,662-685

[83] Blundell Richard, Bond Stephan, 1998, Initial conditions and moment restrictions

In dynamic panel data models[J], Journal of Economics 87: 115-143 [84] Blundell Richard, Bond Stephan, 2000，GMM Estimation with persistent panel

Data: an application to production functions[J], Journal of Econometric Reviews 19: 321-340

[85] Bohl T., Brzeszezynski J., Wilfling B., Institution investor and stock returns volatility: empirical evidence from a natural experiment. working paper, 2007

[86] Brandt M. W., Brav A., Graham J. R., Kumar A., 2009, The idiosyncratic volatility puzzle: time trend or speculative episodes[J], ReviewofFinancialstudies[87] BrownK. D., HarlowW. V., TinicS. M.,1988, Risk, aversion, uncertain

Information and market efficiency[J], Journal of Financial Economics22,355-385 [88] Chari, A., Henry, P., 2001. Stock market liberalizations and the repricing of

Systematic risk. Working paper, Stanford University.

[89] Chari, A., Henry, P. Y., 2004. Risk sharing and asset prices: Evidence from a natural experiment[J]. Journal of Finance 59, 1295–1324.

[90] Chari, A., Ouimet, P. P., Tesar, L. L., 2010, The returns to developed-market

Acquirers in emerging markets[J], Review of Financial Studies 23: 1741–1770.

[91] Chen Zhian, Jinmin Du, Donghui Li, Rui Ouyang, 2013，Does foreign institutional ownership increase return volatilityEvidencefromChina[J], JournalofBanking&Finance37: 660–669

[92] Chen, Ming Jian, Ming Xu, 2009，Dividends for tunneling in a regulated economy: the case of China[J], Pacific-Basin Finance Journal 17,209-223

[93] Chen, z., Jiang, H., Li, D., Sim, A. B., 2010. Regulation change and volatility spillovers: Evidence from China's stock markets[J]. Emerging Markets Finance and Trade 46, 140–157.

[94] Choe, H., Kho, B. -C., Stulz, R., 1999. Do foreign investors destabilize stock marketsTheKoreanexperiencein1997[J]. JournalofFinancialEconomics54, 227–264.

[95] Choe, H., Kho, B. -C., Stulz, R. M., 2005. Do domestic investors have anedge ThetradingexperienceofforeigninvestorsinKorea[J]. ReviewofFinancialStudies18, 795–829.

[96] Choi; J. H., Wong, T. J.,.2007, Auditors' governance functions and legal environments: an international approach. [J]. Contemporary Accounting Research 24, 13-46

[97] Christoffersen, P., Chung, H., Errunza, V., 2006. Size matters: the impact of financial liberalization on individual firms[J]. Journalof International Money and Finance 25, 1296–1318.

[98] Claessens, S. and Glaessner, T., 1998., The Internationalization of Financial

Services in Asia[J]. World Bank Policy Research Working Paper, No. 1911. [99]Classens, S. and Huizinga, H., 2001., How Does Foreign Entry Affect Domestic

Banking Markets[J], JournalofBanking&Finance, Vol. 25, pp. 891-911[100]Cohen R. B., Gompers P. A., Vuolteenaho T., 2002, Who underreacts to

Cash-Flow newsEvidencefromtradingbetweenindividualsandinstitutions[J], journaloffinancialeconomics66,409-462

[101] Coppejans, M., Domowitz, I., 2000. The impact of foreign equity ownership on emerging market share price volatility[J]. International Finance 3, 95–122.

[102] Cronqvist, Fahlenbrach, 2009, Large Shareholders and Corporate Policies[J]，

The Review of Financial studies 22: 3941-3976

[103] Dahlquist M., Robertsson G., Direct foreign ownership, institutional investors,

And firm characteristics[J], Journal of Financial Economics 59 (2001),413-440 [104] Dasgupta, S., Gan, J., Gao, N., 2010. Transparency, price informativeness, stock

Return synchronicity: theory and evidence[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis 45, 1189–1220.

[105] De Jong, F., De Roon, F., 2001. Time-varying market integration and expected returns in emergingmarkets. Working paper, University of Amsterdam.

[106] De Santis, G., Imrohoroglu, S, 1997. Stock returns and volatility in emerging financial markets[J]. Journal of International Money and Finance 16, 561–579.

[107] Debondt, Werner F. M., Thaler R. H.,1985, Does the stock market overreact[J],

Journal of Finance 40, 793-805

[108] Domowitz, I., Glen, J., Madhavan, A., 1998. International cross-listing and order flow migration: evidence from an emergingmarket[J]. Journal of Finance 53, 2001–2027.

[109] Durnev, A., Morck, R., Yeung, B., and Zarowin, P., 2003，Does Greater

Firm-specific Return Variation Mean More or Less Informed Stock Pricing[J], JournalofAccountingResearch, 41, 797—836.

[110] Dvorak, T., 2005. Do domestic investors have an information advantage?

Evidence from Indonesia. [J] Journal of Finance 60, 817–839.

[111] Dvorak, T., 2005. Do domestic investors have an information advantageEvidencefromIndonesia[J]. JournalofFinance60, 817–839.

[112] Ecbo, Verma., 1994，Managerial share ownership, voting power, and cash

Dividend policy[J], Journal of Corporate Finance 1: 33-62

[113] Edison, H. J., Warnock, F. E., 2003. A simple measure of the intensity of capital controls[J]. Journal of Empirical Finance 10, 81–103.

[114] Eizaguirre J. C., Biscarri J. G.,2003, Financial liberalization and emerging stock market volatility, working paper, university of de Navarra

[115] Ejara, D., Ghosh, C, 2004. Impact of ADR listing on the trading volume and volatility in the domestic market[J]. MultinationalFinance Journal 8, 247–274.

[116] Engle R. F., Ng V. K., 1993, Measuring testing the impact of news on volatility[J],

Journal of Finance 48,1749-1778

[117] Faccio, M., Lang, L., Young, L., 2001. Dividends and expropriation. [J], The American Economic Review 91 (1): 54–78.

[118] Fernandes N. and M. A. Ferreira, Does international cross-listing improve the

Information environment[J]. Journal of Financial Economics, 2008, 88( 2): 216

-244.

[119] Foerster, S. R., Karolyi, G. A., 1999. The effects of market segmentation and investor recognition on asset prices: evidence from foreign stocks listings in the United States[J]. Journal of Finance 54, 981–1013.

[120] Froot K., O'Connell P., Seasholes M.,2001, The portfolio flows of international investors [J]. Journal of Financial Economics 59,151-193

[121] Furman, Jason, Stiglitz, Joseph E., 1998. Economic crises: evidence and insights from East Asia. Brookings Papers on EconomicActivity, 1–114.

[122] Gabaix X., Gopikkrishnan P., Plerou V., Stanley H. E.,2006, Instituional investors and stock market volatility[J], Quarterly Journal of economics 121, 461-504 [123] Gang Wei, Xiao, 2009，Equity ownership segregation, shareholder preferences,

And dividend policy in China[J], The British Accounting Review 41: 169–183 [124] Garc a - H errero A, Santab rbara D. D oes the Ch ineseBanking Sy stem Bene fit from Fore ign Investo rs[R]. WorkingPape, rBankofFinlandDiscussion

P apers, 2008, no. 11 /2008.

[125] Gehrig, T., 1993. An information based explanation of the domestic bias in international equity investment. [J] Scandinavian Journal of Economics 95 (1), 97–109.

[126] George M. Frankfurter, Bob G. Wood Jr., 2002，Dividend policy theories and

Their empirical tests[J], International Review of Financial Analysis11: 111–

138

[127] Gilllan L. Stuart, Starks T Laura, 2000, Corporate governance proposals and shareholder activism: the role of institutional investors[J], Journal of Financial Economics 57: 275-305

[128] Granger, C. W. J., Huang, B., 1999. Occasional structural breaks and long memory. Department of Economics discussion paper No.99-14, University of California, San Diego.

[129] Grinblatt, M., Keloharju, M., 2000. The investment behavior and performance of various investor types: a study of Finland's unique data set. [J] Journal of Financial Economics 55, 43–67.

[130] Grinstein Y., Michaely R., 2005，Institutional Holdings and Payout Policy[J]，

Journal of Finance3: 1389-1426

[131] Gul F., Kim J-B, Qiu A., 2010, Ownship concentration, foreign shareholding, audit quality, and stock price synchronicity: evidence from China[J]., Journal of Financial Economics 95, 425–442.

[132] Hargis, K, 2002. Forms of foreign investment liberalization and risk in emerging markets[J]. Journal of Financial Research 25,19–38.

[133] Hau, H., 2001. Location matters: an examination of trading profits[J]., Journal of

Finance 56, 1951–1983.

[134] Helen Short, Hao Zhang, Kevin Keasey, 2002，The link between dividend policy and institutional ownership[J], Journal of Corporate Finance 8: 105–122

[135] Henry, P. B, 2000b. Do stock market liberalizations cause investment booms[J] JournalofFinancialEconomics58, 301–334.

[136] Henry, P. B., 2000a. Stock market liberalization, economic reform, and emerging market equity prices[J]. Journal of Finance 55,529–564.

[137] Hope N, H u F. Reforming China's banking System: How Much Can Foreign Strategic Investment Help[R]. WorkingPaper, StanfordCenterforInternationalDevelopment, 2006, No. 276.

[138] Hou, K., Moskowitz, T. J., 2005. Market frictions, price delay, and the crosssection of expected returns[J]. Review of Financial Studies 18,981–1020.

[139] Hou, K., Peng, L., and Xiong, W., 2006，R2 and Price Inefficiency[J]，

Working Paper, The Ohio State University

[140] Howe, J. S., Madura, J., 1990. The impact of international listing on risk implications for capital market integration[J]. Journal of Banking and Finance 14, 1133–1142.

[141] Huang R. D., Shiu chengyi, 2009, Local Effects of Foreign Ownership in an

Emerging Financial Market:: Evidence from Qualified Foreign Institutional Investors in Taiwan[J], Financial Management 38: 567-602

[142] Jayaraman, N., Shastri, K., Tandon, K. K., 1993. The impact of international cross listings on risk and return. The evidence from American depositary receipts.

[J] Journal of Banking and Finance 17, 91–103.

[143] Jensen, M. C., 1986, Agency costs of free cash flow, corporate finance, and

Takeovers[J], The American Economic Review 76: 323–329.

[144] Jeon, Ryoo, 2011，How do foreign investors affect corporate policy: EvidencefromKorea[J], InternationalReviewofEconomicsandFinance25: 52–65

[145] Jeon, Ryoo, 2013，How do foreign investors affect corporate policy: EvidencefromKorea[J], InternationalReviewofEconomicsandFinance25: 52–65

[146] Jiang, Li, and Lawrence Kryzanowski. 1997. Trading activity, quoted liquidity, and stock volatility[J]. Multinational Finance Journal 1 (September): 199–227.

[147] Jin, L., Myers, S., 2006. R2 around the world: new theory and new tests[J].

Journal of Financial Economics 79, 257–292

[148] Jones, Charles M., Gautman Kaul, and Marc L. Lipson. 1994. Information, trading, and volatility[J]. Journal of Financial Economics 36 (August): 127–54.

[149] Kalev P. S., Nguyen A. H., Oh N. Y., 2008, Foreign versus local investors: Who knows moreWhomakesmore[J]. Journal ofBanking & Finance 32, 2376–2389

[150] Karolyi A.,2002, Did the Asian financial crisis scare foreign investors out of Japan[J], Pacific-BasinfinanceJournal10, 411-442

[151] Karolyi, A. G., Stulz, R. M., 2003. Are financial assets priced locally or globallyIn: Constantinides, G. M., Harris., M., Stulz, R. (Eds.), Hand-bookoftheEconomicsof Finance, North-Holland, Amsterdam, pp. 975–1020.

[152] Kim, H., Singal, V., 2000. Stock market openings: experience of emerging economies[J]. Journal of Business73, 25–66.

[153] Kim, W., Wei, S. -J., 2002. Foreign portfolio investors before and during a crisis[J]. Journal of International Economic 56, 77–96.

[154] Kim, W., Wei, S. -J., 2002. Foreign portfolio investors before and during a crisis[J]. Journal of International Economic 56, 77–96.

[155] Kristoufek, L., 2012. Fractal markets hypothesis and the global financial crisis: scaling, investment, horizons and liquidity. Advances in Complex Systems 6

(15)：[http: //dx. doi. org/10.1142/S0219525912500658](http://dx.doi.org/10.1142/S0219525912500658)

[156] La Porta, Lopez de Silanes, Sheifer, Vishny, 2000，Agency problems and dividend policies around the world[J], Journal of Finance 55:1-33

[157] Lam, Sami, zhou, 2012，The role of cross-listing, foreign ownership and state ownership in dividend policy in an emerging market[J], China Journal of

Accounting Research, xx: 2-18

[158] Lamoreux C. G., Lastrapes W. D.,1990, Heteroskedasticity in stock return data: volume versus GARCH effects[J], Journal of Finance 45,221-229

[159] Lau, S. T., Diltz, J. D., Apilado, V. P., 1994. Valuation effects of international stock exchange listings[J]. Journal of Banking and Finance18, 743–755.

[160] Lee D. W., Liu M. H., 2011, Does more information in stock price lead to greater or smaller idiosyncratic return volatility[J]. JournalofBanking&Finance35, 1563-1580

[161] Lee, J. and Xiao, X., 2004. Tunneling dividends[J], Working paper, Tulane

University

[162] Leigh L, Podpiera R. The Rise of Foreign Investment in China‖s Banks: Taking Stock [ R]. MI F Work ing P aper, 2006, W P /06/292.

[163] Leuz, C., Lins, K. V., Warnock, F. E., 2009, Do foreigners invest less in poorly

Governed firms[J], ReviewofFinancialStudies22: 3245–3285. [164]Levine, R., 1996., Foreign Bank, Financial Development, and Economic

Growth. In: E. B. Clande, International Financial Markets, and AEI Press. [165]Levy R.,1967, Relative strength as a criterion for investment selection[J],

Journal of Finance22, 595-610

[166] Li D., Nguyen, Q. N., Pham, P. K., Wei, S. X.,2011. Larger foreign ownership and firm-level stock return volatility in emerging markets[J] Journal of Financial and Quantitative Analysis 46, 1127-1155

[167] Li, K., Morck, R., Yang, F., Yeung, B., 2004. Firm-specific variation and openness in emerging markets[J]. Review of Economics andStatistics 86, 658–669.

[168] L in X C, Zhang Y. Bank Ownership Reform and Bank Performance in China [ J]. Journa l o f Bank ing and F inance,2009, 33( 1): 20- 29.

[169] Liptser, Robert S., Albert N. Shiryaev,1977, Statistics of Random Processes:,

Springer-Verlag, New York

[170] Lo A. W., Reconciling efficient markets with behavioral Finance: The adaptive markets Hypothesis[J], Journal of Investment consulting,2005(7), 21-44

[171] Lo A. W., The adaptive markets Hypothesis: market efficiency from an evolutionary perspective[J], Journal of Portfolio Management,2004(30),15-29

[172] Lo A. W., Brennan T. J., the origin of behavior, working paper,2010, Discussion

Papers, 2007, N o. 16 /2007.

[173] Martell, T., Rodriguez, L., Webb, GP, 1999. The impact of listing of ADRs on the risk and returns of the underlying shares[J]. GlobalFinance Journal 10, 147–160.

[174] Martynova, M., Renneboog, L., 2006. Mergers and acquisitions in Europe. In: Renneboog, L. (Ed.), Advances in Corporate Finance and Asset Pricing. Elsevier, Amsterdam.

[175] Maury Benjamin, Anete Pajuste. Multiple large shareholders and firm value[J].

Journal of Banking & Finance, Volume 29, Issue 7, July 2005, Pages 1813-1834 [176] Merton, R. C., 1987. A simple model of capital market equilibrium within

Complete information[J]. Journal of Finance 42, 483–510.

[177] Morck R., Yeung B., 2005，Dividend taxation and corporate governance[J], Journal of Economic Perspectives19(3):163-180

[178] Morck R., Yeung B., Yu, W.,2000, The information content of stock markets: why do emerging markets have synchronous stock price movements[j]., JournalofFinancialEconomics58(1), 215-260

[179] Moshirian, F., 2007. Globalisation and the role of effective international institutions[J]. Journal of Banking and Finance 31,1579–1593.

[180] Nagar V., Petroni K., Wolfenzon D. ownership structure and firm performance in closely-held corporations[J], working paper, 2000, University of Michigan Business school

[181] Naohiko Baba, 2009，Increased presence of foreign investors and dividend

Policy of Japanese firms[J], Pacific-Basin Finance Journal 17: 163–174 [182] Pastor L., Veronesi P.,2012, Uncertainty about government policy and stock

Price[J], journal of Finance 67: 1219-1264

[183] Ramchand, L., Sethapakdi, P., 2000. Changes in systematic risk following global equity issuance[J]. Journal of Banking and Finance24, 1491–1513. [184]Richards, A., 1996. Volatility and predictability in national markets: how do

Emerging and maturemarkets differ, IMFStaffPapers43, 461–501.

[185] Santis G. D., Imrohoroglu S.,1997, Stock returns and volatility in emerging financial markets[J], Journal of international money and finance (16),561-579 [186] Sarkissian, S., Schill, M. J., 2008. Are there permanent valuation gains to

Overseas listingEvidencefrommarketsequencingandselection[J]. TheReview

Of Financial Studies, doi:10.1093/rfs/hhn003.

[187] Seasholes, M. S., 2000. Smart foreign traders in emerging markets. Unpublished working paper. University of California, Berkeley, CA.

[188] Shapiro, A., 2002. The investor recognition hypothesis in a dynamicgeneral equilibrium: theory and evidence[J]. Review of FinancialStudies 15, 97–141.

[189] Shleifer, A., & Vishney, W.,2003. Stock market driven acquisitions[J],. Journal of Financial Economics, 70, 295–311.

[190] Sias R. W., Starks L. T., Titmann S.,2006, Change in institutional ownership and stock returns: Assessment and Methodology[J], Journal of Business 79,2869-2910

[191] Singh, A., 1993. Should developing countries encourage stock markets, UnitedNationsconferenceonTradeandDevelopmentReview4, 1–28.

[192] Stiglitz J. E., Capital market liberalization, economic growth, and instability[J],

World development 28(6), 2000, 1075-1086

[193] Stiglitz, J. E., 2004. Capital-market liberalization, globalization, and the IMF[J].

Oxford Review of Economic Policy 20, 57–71.

[194] Stiglitz. J., 1999，Lessons from the global financial crisis. [D], Lecture given to Federal Reserve Bank of Chicago

[195] Suna, Qian, Wilson H. S. Tong. China share issue privatization: the extent of its

Success[J]. Journal of Financial Economics 70 (2003) 183–222

[196] Thanh Truong, 2007, Richard Heaney. Largest shareholder and dividend policy around the world[J], The Quarterly Review of Economics and Finance 47:667

–687.

[197] Todea A., Plesoianu A., 2013, The influence of foreign portfolio investment on informational efficiency: Empirical evidence from Central and Eastern European stock markets [J].. Economic Modelling 33,34–41

[198] Umutlu, M., Akdeniz, L., Altay-Salih, A., 2010a. The degree of financial liberalization and aggregated stock-return volatility inemerging market[J]. Journal of Banking and Finance 34, 509–521.

[199] Umutlu, M., Altay-Salih, A., Akdeniz, L., 2010b. Does ADR listing affect the dynamics of volatility in emerging markets[J], CzechJournalofEconomics andFinance–FinanceaUver60, 122–137.

[200] Wang Jianxin. 2007, Foreign equity trading and emerging market

### Volatility: Evidence from Indonesia and Thailand [J]. Journal of Development Economic84,798-811

[201] Wang, C., Xie, F., 2009，Corporate governance transfer and synergistic gains

From mergers and acquisitions[J], Review of Financial Studies 22: 829–858. [202]Wei Z., Xie F., Zhnag S., Ownership structure and firm value in China's privatized firms:1991-2001[J], Journal of Financial and Quantitative

Analysis,2005,40,87-108

[203] West K., 1988, Dividend innovation and stock price volatility[J]. Econometric56, 37-61

[204] Zhang Jianhong, He Xinming,2013 Economic nationalism and foreign acquisition completion: The case of China[J]., International Business Review, [http: //dx. doi. org/10.1016/j. ibusrev.2013.04.002](http://dx.doi.org/10.1016/j.ibusrev.2013.04.002)

附 **录**

**附录A**：外资大股东公司治理对股价波动影响模型的相关证明

附录A1：信号等价的证明过程

证明：根据Pastor和Veronesi（2012）的结论

*ds**d**i di*

1

（A.1）

*t* 0 *t*

将（3-5）式带入（A.1）得

*ds*(*u**g*) *dt**dW**dW i*

1

*t t t* 10 *t*

根据大数定律可知*dW* i =0，因此d*s*(*u**g*) *dt**dW*. 得证。

0 *t*

1

*t* t t

附录A2：*BT*的计算过程

**2**2 i *i*

I *i* (*u**gt*1 )(*T**t* )**(*WT* *Wt* )**1 (*WT* *Wt* )

证明：由于*BT* *B*t *e* 2

**2** 2

1 *i* (*u**gt*1 )(*T**t* )**(*WT* *Wt* ) 1

*I *(*W* i*W* i )

故*BT* 

*BT di**e* 2

*B*t *e* 1

*T* t *di*

0 0

根据大数定律可知，

1 i *i* i *i*

I *i* 1**2 (*T**t* )

*Bie*1 (*WT**Wt* ) *di**E**Bie*1 (*WT**Wt* )*E**Bi**E**e*1 (*WT**Wt* )= *B e*2 1

0 t

*I*  t

*I*  t 

*i* *t*

其中*Ei* 

定义为所有i间上市公司的变量期望值。在这里，*Bi* 与

i *i*

（*WT* *Wt* ）是相互

独立的随机变量。

t

因此 *B*

2

1 (*u**g* )(*T*t )**(*W* *W* )

**

*B*i *di**B e* t 2 T t . 得证。

*T* 0 *T t*

附录A3：个股市场价值的求解过程证明：（3-16）式可重新表述为

*M i* **1*E*

*t t*

*t*

**

*Bi*

根据（3-10）式，当t=T时得**

*T T*

*T T*

**1*B***

故*M i***1**1*E**B**Bi*(A.1)

*t t t T T*

将（3-19）式带入（A.1）得

*U* (*T**t* )1**(**1)**2 (*T**t* )

*E**B**Bi*

*M i* *Be* 2

*t t*

*g*

* u*

*t* T T

(*T**t* )1**(2 *T*t) 2** 2

1**(2 *T**t*) 2** 2

*Pt e*

*G*, *t* 2

*G*, *t*

(1 *P*t) e2

接着我们给出计算

*t T T*

*E**B**Bi*

的过程：

 (*u**g* )(*T**t* )(1)**(1**)(*W* *W*) *i* (*T**t*)** (*W* *W*) 



** 2

** 2

*i i* 

*t*

*E* *B* *B*i  = *E*

*B*** *Bie* 2

*T* t2

*I T* t

 

*t**T* T*t**t* t



1** 2

** 2  ** 2

 **2  **2 ** 



* i*

(1 ) (*T t* )

1 (*T t* ) 1 (*T t* ) (*u gt*

)(1 )(*T t* )

= *Bt*

*Bt e*2 2 2

*Et**e* 2 =

 

1**2 2  2

1 2 2 2

**2 1

2 2 2

*B**Bie*2

(1**) (*T**t* ) (*u**ug*, *t* )(1**)(*T**t* ) (1**) (*T**t* )*g*, *t* (*u* )(1**)(*T**t* )(1**) (*T**t* ) * g*

*Pe* 2 2 (1 *P* ) *e* 2 2

 

*t* t t t







** 2

1 2 2 2

1 2 2 2

= *B*** *Bie*(1** )(*u* 2 )(*T* *t* ) *Peug*, *t* (1** )(*T* *t* ) 2(1** ) (*T* *t* ) ** *g*, *t*  (1 *P* ) *e*2(1**) (*T* *t*) ** *g* 

*t* T *t* t



得证。

附录A4：结论3.2的证明证明：由（3-25）式可知，

*U* (1**)(*T**t*)1 (1) 2 (*T**t*) 2**2 1 (1) 2 (*T**t*) 2** 2

*H* (*S* )

*Pe g*, *t* 2

G,t (1*P*) *e*2 g

t  *t* t

*Q*(*St* )

* u*

(*T**t*)1**(2 *T*t) 2** 2

1**(2 *T**t*) 2** 2

*Pt e*

*G*, *t* 2

G, t (1*P*) e2 g

由于*H* (*St* )和*Q*(*St* )均为正数，因此比较两者比值与1的大小等价于比较两者的大小，即在考虑*g* 0时，

t

*e*

* u*



(*T**t*)1**2 (*T**t*) 2**2 *u*

(*T**t*)1 (12**)(*T**t*) 2**2 

Lim*H* (*S* )

*Q*(*S*)*Pe*

*G*, *t* 2

*G*, *t* g, *t* 2

*G*,*t* 1

*g*0

*t* t t

1 2 2



(*St* )

因此，当*u*

*G*, *t*

(*T**t*) 

2 (12**)(*T* *t*) **

*G*, *t*

>0时，

*Q*(*St* )

>1.

即证当*g* 0时， *u*

(**1)(*T**t*)** 2

(*St*) 1

*T*0, *T* 

反之类推。得证。

*G*, *t* 2

*G*, *t*

*Q*(*St*)

附录A5：（3-28）式的推导过程

证明：首先令*M t* *f* (*t*, *X* (*t*), *Y* (*t*))*Bie*(*u***2 )(*T**t* ) *H* (*St* )

*i t*

*Q*(*St* )

其中*dX* (*t*)*du*

2 1 ˆ

*g*, *t* g, *t* t

 *  dW*

*DY* (*t*)*dB*i*B*i *d*i(*u**u* ) *dt**dW*ˆ

*DW i* *Bi*

*T* t t g, *t* *t*

根据伊藤公式得，

1 *t* t

*DM* i *df* (*t*, *X* (*t*), *Y* (*t*))*f dt**f dX* (*t*)*f dY* (*t*)1 *f dX* (*t*) *dX* (*t*)

*t* t x y

1 *f dY* (*t*) *dY* (*t*)*f dX* (*t*) *dY* (*t*)

2 *xx*

2 *yy* xy

接着分别求解各微分，

*f**Bie*(*u***2 )(*T**t* ) *H* (*St* ) (**2 *u*)*Bie*(*u***2 )(*T**t* ) *H* (*St* ) (*H* (*St* )

*t*  *Q*(*St* )

*t* )

*t* t *Q*(*S* )

*t* *Q*(*S* )

*H* (*S* )

*Q*(*S* )

*t* t t t

= *M i* (** 2  *u*)  *M i* (*H* (*St* )

*t*  *Q*(*St* )

*t* )

*t* t *H* (*S* )

*Q*(*S* )

*f*  *Bie*(*u*** 2 )(*T* *t* ) *H* (*St* ) (*H* (*St* )

*t* t

*x*  *Q*(*St* )

*x* ) = *M i* (*H* (*St* )

*x*  *Q*(*St* )

*x* )

*x* t *Q*(*S* )

*H* (*S* )

*Q*(*S* )

*t* *H* (*S* )

*Q*(*S* )

*t* t t t t

*f**Bie*(*u***2 )(*T**t* ) *H* (*St* ) (*H* (*St* )

*X**Q*(*St* )

*X* ) 2*Bie*(*u***2 )(*T**t* ) \*

*xx* t

*Q*(*S* )

*H* (*S* )

*Q*(*S*) *t*

*t* t t

*H* (*S*)*H* (*S*) \*(2 *H* (*S*)*x*2)(*H* (*S*)*x*) 2 *Q*(*S*) \*(2*Q*(*S*) *x*2)(*Q*(*S*) *x*) 2 

t *t* t t*t* t t

*Q*(*S* )

*H* 2 (*S* )

*Q*2 (*S* )

*T*  *t* t 

 *H* (*S* ) *x Q S*( )*x H S*( )\*2 *H*( *S* (*x* ) 2  *H*) *S*( *x*( 2

 *M i* ( *t* *t* ) 2 *t* t t

*T* *H* (*S* )

*Q*(*S* )

*H* 2 (*S* )

*t* t t

*Q*(*S*) \*(2*Q*(*S*) *x* 2)(*Q*(*S*) *x*) 2

  *t* t t



*Q*2 (*S* )

*t*

 *Q*( *S* ) *x*

( *H* ( *S*)

*X*)\* ( *Q*

(*S* )

*x*2)

*H*(*S* 2 )*x*2

*Q* (*S*2

*M i*2 ( *t*

2) 2

*t* t*t**t*

*T* *Q*( *S* )

*H* ( *S* ) \**Q* (*S* )

*H* (*S* )

*Q* (*S* )

*t* t t t t

*f**e*(*u***2 )(*T**t* ) *H* (*St* )

*y*

*Q*(*St* )

*f**e*(*u***2 )(*T**t* ) *H* (*St* ) (*H* (*St* )

*F yy*  0

*x**Q*(*St* )

*X* )

*X*, *y*

*Q*(*S* )

*H* (*S* )

*Q*(*S* )

*t* t t

*W*ˆ和*W* i

由于布朗过程t t相互独立，故

*DX* (*t*) *dX* (*t*)**4 **2*dt* *dX* (*t*) *dY* (*t*)**2 *B*i*dt*

*G*, *t* g, *t t*

因此

*dM i*  *H* (*S* )*t Q*(*S* )*t*

*Q*(*St* ) *ug* ,*t*

*Q*(*St* ) *ug* ,*t*

*H* (*St* ) *ug* ,*t*

t **2*t**t**u***4**2( ) 2\*

*M i*

*H* (*S* )

*Q*(*S* )

*G*, *t* g, *t*

*Q*(*S* )

*Q*(*S* )

*H* (*S* )

*t*  *t* t  *t* t t

2 *H* (*S*) (*u* ) 2 2*Q*(*S*) (*u* ) 2 

*H* (*S*) *u* *Q*(*S* ) *u*

*t* g, *t* *t* g, *t*   ** 2

( *t* g, *t* *t* g, *t*)*dt*

2*H* (*St*) 2*Q*(*St* )

*G*, *t*

*H* (*St* )

*Q*(*St* )

** 2

**1 (*H* (*St* )

*Ug*, *t* *Q*(*St* )

*Ug*, *t*)***dW*ˆ

*DW i*

*g*, *t*

*H* (*S* )

*Q*(*S* )

*t* 1 *t*

*t* t

得证。

** 2

附录A6：个股i在第t时期股价波动率*i*, *t*的证明过程

** 2

证明：利用（3-28）式可知个股i在第t时期的波动率

*i*, *t* 为

**2 **2** 2

*I*, *t* *M*, *t* 1

**2** 2

因此计算

首先，

*i*, *t*就要先计算

*M*, *t* 。

*H*(*S*) (**1)(*T**t*)

*U* (1**)(*T**t*)1 (1) 2 (*T**t*) 2** 2

*U* (1**)(*T**t*)1 (1) 2 (*T**t*) 2** 2

t 

*t*

*Ug*, *t* *a*

*E g*,*t* 2

*G*,*t*  *Pe g*,*t* 2

*G*, *t*

(**1)(*T**t*) 1 (1) 2 (*T**t*) 2** 2

\*(1**)(*T**t*)*e*2 *g*

*a*

*Q*(*S*) (**1)(*T**t*)

* u*

(*T**t*)1**2 (*T**t*) 2** 2

* u*

(*T**t*)1**2 (*T**t*) 2** 2

t 

*Ug*, *t* *a*

*E* *g*, *t* 2

*G*, *t*  *Pe*

*G*, *t* 2

*G*, *t*

(**1)(*T**t*) 1**2 (*T**t*) 2** 2

*t*

\*(**)(*T**t*)*e*2 *g*

*a*

若**g0时，则

*H*(*S*t )

*Ug*, *t* *Q*(*S*t )

*Ug*, *t*

*H*(*S*t) *Q*(*S*t )

*T**t**a* 

*a*(*Pt*1)

(*ar**aP***1 11

*A*  *Pe* 1 *P*

*T P* （)

*Pe* 1 *P* *Pe* 1 *P* 

*t* t t t *t* t

*t*(A.2)

其中和满足：

*U* (1**)(*T**t*)1 (1) 2 (*T**t*) 2** 2

*G*, *t*

* u*

2

(*T**t*)1**2 (*T**t*) 2** 2

*G*, *t*

*G*, *t* 2

*G*, *t*

将（A.2）代入到（3-29）式可得

** (*T**t*)**2 **2  

*Pt* 1

(***P*** 1 1



)  **

1



*M*, *t* g, *t*

1 *Pe* 1 *P*

*t* *aP*

)(

*Pe*1*P* *Pe* 1 *P*

*T* t t t t *t* t 

将（A.3）代入波动率

2

*i*, *t*表达式，即得证。

**

（A.3）

附录A7：结论3的证明

证明：通过比较（3-23）与（3-30）式可知，比较有无外资大股东情形下的波动率的变化等价于比较

(*T**t*)**2 **2 

*Pt* 1

** 1 1 1

*G*, *t*

1*Pe* 1*P* (***Pt* 

)(

*aP* *Pe* 1

 1 *P*) 的正负。

*t* t t t

*P* *Pt e*

进一步简化为比较

1*P*t 1( 11 )的正负性。

*Pe*1*P* *Pe*1*P* *Pe* 1 *P*

*t t t t*

对上式通分后得

1*P*t 1( 11 ) == *A*

*Pe* 1 *P* *Pe* 1 *P* *Pe* 1 *P* (*Pe* 1 *P*)(*Pe* 1 *P* )

*t t t t*

*t t t t*

2 

2 ** 1 

其中*A**Pt e*

(1*Pt*) *Pt e*

 (*Pt*  *Pt * 

)(*e*

*a*

*E* )

（A.4）

= *Pe* *Pe* (1*P*) *e* (***P*** 1

*e*)

(A.5)

*T* *t* t t

*aPt*

)(1

因此，比较正负性就等价于判定A的正负性。我们先考虑在外资大股东降低个股的市场价值的情形下，波动率的变化情况，然后再考虑一般情形下波动率的变化。

（a）在**g0的情形下，若外资大股东降低了个股的市场价值，则

*u*(**1)(*T**t*)**2 *t*0, *T* 

*G*, *t* 2 *g*, *t*

*U*1 (12**)(*T**t*) 2**20 *t*0, *T* 

（A.6）

*G*, *t* 2 *g*, *t*

可以发现（A.4）式右边的前两项均非负，且*P**P*2**** 1 0

*t* t *a*

由（A.6）可知*e* *e*

故得证A> 0，即证比较式为正，即波动率必增加。

（b）.考虑一般情形下，且**g0 时

由（A.5）可知A的正负性取决于中括号里的解析式。首先令多元函数g（.）为

*G*(*u*,, *a*,, *t*)*Pe*(1*P*) *e*(***P*** 1

 *P*** 1

*G*, *t* g, *t* t t t *aP*) *e*

*t* *aP*

*t* t

则当*g*(*u*g, t,**g, t, *a*,, *t*)**时，A> 0，即外资大股东必将提高股价波动；

当*g*(*u*g, t,**g, t, *a*,, *t*)**时，A<0, 即外资大股东必将降低股价波动；得证。

**附录B**：外资并购我国上市公司案例

1.北旅股份（）：1995年8月9日，日本五十铃汽车公司联合伊藤忠株式会社以

协议方式一次性购买北旅股份4002万股国有法人股，成为北旅股份的第一大股东。我国首个外资并购上市公司国有股的案例，25%.。

2.江铃汽车（000550）：1995年9 月，美国福特汽车公司以4000 万美元认购江铃汽车1.39亿新发行B股，占江铃汽车发行后总股本的20%，成为江铃汽车的第二大股东。1998年10月，福特再次高价认购江铃B股，江铃汽车增发1.7亿股B股，福特以每股3.76元认购1.2亿股，当时江铃汽车每股净资产为2.01元，定向增发B股后，福特在江铃汽车的持股比例达到29.96％。由此，外资并购上市公司国有股陷入了低潮期，直至2002年我国才全面重启外资并购的大门。

3. 华新水泥（900993）：1999 年1 月，全球水泥行业巨头瑞士霍尔希姆公司

（Holcim）通过HOLCHIN B. V.采用定向增发的方式持有华新水泥（900993）7700

万股B 股，占华新水泥总股本的23.45%，每股增发价2.16 元。华新水泥

（900993）:2008年2月18日，华新水泥向HOLCHIN B. V.定向增发7520 万

A股，发行价格为26.95元，较当日收盘价低16%。本次发行发行完成后，HOLCHIN B. V.占华新水泥总股本的39.88%，成为公司第一大股东，顺利实现了

控股并购。

4. 上海贝岭（600171）：2001 年10 月23 日，法国电信设备制造商阿尔卡特

（Alcatel）以50%+1股控股上海贝岭（600171）的第二大股东上海贝尔有限公司，上海贝尔更名为上海贝尔阿尔卡特股份有限公司，阿尔卡特间接完成对上海贝岭的并购。外资通过并购上市公司的国内控股股东间接控制上市公司。2001年阿尔卡特就是通过绝对控股上海贝尔而间接成为上海贝岭的大股东的。

5. 科龙电器（000921）:2001年10月，格林柯尔通过其旗下的顺德市格林柯尔企业发展公司（民营企业）以每股1.7元协议收购广东科龙（容声）集团公司持有的科龙电器（000921）20.6％的法人股，成为科龙电器第一大股东。

6. 深发展（000001）:2004年5月，美国新桥投资集团公司协议收购深圳市投资管理公司等四家股东持有的深发展（000001）合计17.89%的股权，每股转让价格为3.55 元。

7. 华夏银行（600015）:2005年10月，首钢总公司等18 家华夏银行（600015）股东协议转让合计5.872亿股非流通法人股（占总股本的14%）给德意志银行股份有限公司(Deutsche BankAG)、德意志银行卢森堡股份有限公司(Deutsche Bank Luxemburg S. A.)、萨尔-奥彭海姆股份有限合伙企业(Sal. Oppenheim jr.＆Cie. KgaA)三家境外金融机构。

8. 大冶特钢（000708）:2004 年12 月，中信泰富以拍卖的形式获得大冶特钢

（000708）28.18%的股权。

9. 华菱管线（000932）:2005年1月，全球钢铁巨头米塔尔钢铁公司（Mittal Steel Company N. V）以3.38亿美元收购华菱管线（000932）36.67%的股权。全球最大钢铁企业米塔尔来了，斥资3.38亿美元买下华菱管线36.67%股份，价格为4.31元／股，比公司净资产溢价6.68。

10. 海螺水泥（000585）:2005年12月，海螺集团以6.8元/股的价格分别将持有的海螺水泥（000585）10.51%和3.82%的国有股转让给摩根士丹利（Morgan

Stanley）旗下添惠亚洲公司与国际金融公司。

11. 四川双马（000935）:2006年4 月，世界第二大水泥生产企业——拉法基公司（Lafarge）以3800万美元（约合3亿元人民币）的价格购入四川双马投资集团100%的股份，间接持有四川双马（000935）66.5%的国有股，成为四川双马的第一大股东。四川双马（000935）公司是我国西南地区重要的水泥生产基地，主导产品的年产能已经达到了210万吨，水泥实际产销量已经连续4年居西南地区首位，成为该地区最大的水泥生产企业。而且，在拉法基中国海外控股公司成功收购双马集团股权之后，已经成为了上市公司的实际控制人，因而，公司属于实实在在的外资并购概念。在《管理办法》披露之后，外资进入中国市场的大门已经打开，通过协议转让，从而控制上市公司股权的方式将日益成为主流。

12. 亚星客车（600213）:2003年12月，扬州格林柯尔以每股3.625元的协议收购方式收购亚星集团持有的亚星客车（600213）11527.25万股国家股，占亚星客车总股本的60.67%，收购价比亚星客车每股净资产3.32元高出9%，此次收购完成后，扬州格林柯尔成为亚星客车第一大股东。

13. 重庆啤酒（600132）: 2003年12月，苏格兰纽卡斯尔啤酒有限公司收购重庆啤酒集团持有的重庆啤酒（600132）19.51%的股权，成为公司第二大股东，10.5元/股的并购价格高出净资产（3.5元/股）2倍。

14光明乳业（600597）:.2004-2006年间，达能亚洲通过协议收购的方式陆续收购了大众交通（集团）股份公司、上海奶牛（集团）股份公司持有的光明乳业

（600597）20.01%的国有法人股，成为公司第三大股东。

15. 乐凯胶片（600135）:2003年12月，柯达（中国）股份有限公司与乐凯胶片（600135）的第一大股东乐凯集团签署股份转让协议，乐凯集团以8.3 元每

股的价格转让其所持有的乐凯胶片4446万股给柯达，占总股本的13%，创出当时国有股转让的天价。

16. 赛格三星（000068）：2003年1月28日，赛格集团有限公司与三星康宁（马来西亚）有限公司签署协议，三星康宁以每股2.1415元人民币的价格收购赛格集团持有的赛格三星14.09%的国有股。

17. 美菱电器（000521）:2003年5月，合肥美菱集团控股有限公司将其持有的美菱电器（000521）20.03%的国有股转让给广东格林柯尔企业发展有限公司，转让价格为2.503 元/股。

18. 徐工机械（000425）: 2005年10月，美国凯雷集团宣布以3.75亿美元的价格收购徐工集团持有的徐工机械（000425）82.11%股权。徐工并购案引起了社会各界的广泛关注，主要关注的焦点在于国有股存在严重贱卖的嫌疑。在巨大的社会压力下，沸沸扬扬历时近三年之久的凯雷收购徐工案终于有了结果，2008 年

7月22 日，由于股权转让协议有效期已过，凯雷并购徐工以失败告终。

随着2006年我国上市公司陆续完成股权分置改革，国有股的性质由非流通股转变成为限售股，最终实现全流通。

19. 美的电器（000527）: 2007年8 月30 日，美的电器（000527）发布公告称：引资高盛集团全资子公司GS Capital Partner Aurum Holdings（下称GS

Capital）一事未能获得证监会发审委批准。根据双方此前签署的协议，美的电器拟以每股4.74元的价格，向GS Capital定向增发1.51亿股，占上市公司总股本10.7%. GS Capital将成为美的电器第二大股东。此次审批遇阻的原因并不复杂：漫长的审批周期和在此期间变化巨大的股价是主要原因，而2007 年7 月

《国有股东转让所持上市公司股份管理暂行办法》的出台无疑起到了重要作用。2006年11月21日，美的电器与GS Capital签署《定向发行协议》，拟以每股9.48元的价格向后者定向增发7560万股，占上市公司总股本10.71%. GS Capital将以这笔总额约7.17亿元的投资，成为美的电器第二大股东。

20. 盐湖钾肥（000792）: 2007 年10 月，中化化肥（香港）有限公司以47.49 元，

高于每股净资产16.54 倍的价格收购中化国际集团有限公司持有的盐湖钾肥

（000792）18.49%的股权，成为盐湖钾肥的第二大股东。这是2007 年7 月以

来第一宗按照市场价格为基础成功完成的并购案例，但是并购定价仍然较2007

年10月16日的收盘价低22%。

22. 重庆啤酒（600132）:2010 年6 月9 日，重庆啤酒（600132）的第一大股东重庆啤酒（集团）有限责任公司与嘉士伯啤酒厂香港有限公司签订股权转让协议，重庆啤酒集团将其持有的重庆啤酒12.25%的国有法人股转让给嘉士伯香港，每股转让价格为40.22元，这一价格较协签署日的收盘价37.03元高出8.61%。至此，嘉士伯合计持有重庆啤酒29.91%的股权，成为重庆啤酒的第一大股东。同时，由于40.22 元的并购价格高出重庆啤酒二级市场的股价，甚至较2010 年

一季报的每股净资产高出近15倍，重庆啤酒创造了中国资本市场成立以来外资并购上市公司股权溢价幅度之最。这一时期外资并购具有以下两方面的显著特征：一方面，外资并购的价格水平呈急剧上升的态势，净资产溢价率最低也在

200%以上；另一方面，外资并购的数量呈急剧下降的态势，2007-2010年间，仅完成了3宗外资并购国有股的案例。

23. 珠海中富（000659）

公司今日公告，已获《商务部关于原则同意珠海中富实业股份有限公司引入境外战略投资者的批复》，上市公司的股东珠海中富工业集团以总价16.5 亿元向

AsiaBottle(HK) CompanyLimited（亚洲瓶业）协议转让公司29%的股份。转让完成后，亚洲瓶业成为公司实际控制人，而珠海中富工业集团的股权占比降至

5.87%. CVC亚太基金II系亚洲瓶业实际控制人，管理资金累计超过19亿美元，为目前亚太地区最大的私募基金之一，有丰富的收购及培育企业的经验。在外资大举进军国内市场的环境下，二级市场上，大量个股由于外资的进驻从而引发股价一波又一波的强劲上涨行情。而我们发现珠海中富（000659）就是一只短期严重超跌的外资并购概念股。珠海中富（000659）亚洲瓶业（香港）有限公司收购公司

29%股权，成为第一大股东。亚洲瓶业（香港）的最终股东为CVC资本合伙人亚太

Ⅱ基金和CVC资本合伙人亚太Ⅱ平行基金，受其管理的资金超过19亿美元。CVC亚太基金II的投资者包括Citigroup等机构投资者，实力雄厚。CVC作为一家实力投资基金，大举收购公司股权，无疑是对公司未来发展的坚定看好。值得注意到是，珠海中富（000659）公司是东南亚最大的―两乐‖配套的PET瓶专业生产企业。饮料PET瓶制造业是技术、资本密集型行业，具有生产商集中、客户集中的特点，公司行业垄断优势相当突出。

24. G阳光(000608)

公司与Reco Shine Pte Ltd于2006年4月15日签署了《外国投资者战略投资意向书》，拟定Reco Shine Pte Ltd将对公司进行战略投资。日前，G阳光公告，公司与Reco Shine Pte Ltd于2006年4月15日签署了《外国投资者战略投资意向书》，拟定Reco Shine Pte Ltd将通过由公司向其非公开发行人民币普通股（A股）的方式对公司进行战略投资，本次非公开发行完成后，Reco Shine Pte Ltd将持有公司12000万股的股份，成为公司第一大股东，占公司发行后总股本的29.12%。本次非公开发行完成后，Reco Shine Pte Ltd成为本公司的控股股东，Reco Shine Pte Ltd在本公司董事会中占有2个席位。资料显示，Recosia China Pte Ltd是新加坡政府产业投资有限公司（GIC Real Estate Pte Ltd）的附属公司。新加坡政府产业投资有限公司（GIC Real Estate Pte Ltd）是新加坡政府投资有限公司（GIC）属下负责房地产投资的机构。

25. 巢东股份（600318）

2006年11月29 日，国务院国有资产监督管理委员会以国资产权[2006] 1457 号

《关于安徽巢东水泥股份公司国有股权转让有关问题的批复》批准安徽巢东水泥集团有限责任公司将所持安徽巢东水泥股份有限公司11938.57万股国有法人股中的8000万股转让给昌兴矿业投资有限公司、3938.57万股转让给安徽海螺水泥股份有限公司。2006年12月28日，商务部以商资批[2006] 2408号《商务部关于同意外资并购安徽巢东水泥股份有限公司的批复》同意上述股权转让事宜。2007年4月13日，中国证监会以证监公司字[2007] 67号下达《关于核准昌兴矿业投资有限公司公告安徽巢东水泥股份有限公司收购报告书并豁免其要

约收购义务的批复》。昌兴矿业投资有限公司的实际控制人为香港人黄炳均，其主要从事水泥生产及铁矿石贸易，此次成为第一收购人的昌兴矿业投资有限公司，实际控制人为香港自然人黄炳均。资料显示，作为收购项目公司的昌兴投资于2006年5月24日在英属维尔京群岛设立，是一家为此次收购专门设立的壳公

司，实收资本1万美元，授权资本为5万美元，并由昌兴矿业集团通过Pro-Rise商业有限公司全资拥有。据介绍，Pro-Rise商业有限公司为昌兴矿业集团惟一全资子公司。昌兴矿业集团主要经营水泥生产及铁矿石贸易，于2006年1月在英

国泽西成立，并于2006年5月24日在英国ATM市场（英国二板市场）上市，该集团实际控制人黄炳均，持有该集团65%的股权。2006 年6 月，昌兴投资

（Prosperity minerals investmentlimited）和海螺水泥股份有限公司分别受让了巢东集团持有的巢东股份11, 938.57万国有法人股中的8, 000万股（占总股本的40%）和3, 938.57 万股（占总股本的19.69%），转让后昌兴投资为巢东股份第一大股东。

26. 苏泊尔(002032)

全流通外资并购第一案、同行业联手阻击......由于有了这些特殊性，法国SEB并购苏泊尔案在去年一度成为资本市场关注的焦点。昨日的公告，让苏泊尔成了全流通时代首家提出试水协议股权转让和部分要约的公司。18元/股的收购价，让先知先觉的资金在消息大白于天下前的4个交易日痛快赚了一把！18元/股的收购价可谓不低。这次收购将为双方带来什么？苏氏家族为何愿意让出控股地位？

18元/股的收购价，还能为市场带来多大机会？这个个案又将为外资并购炒作带来多大动力？所有的谜底将在下面揭开。8 月8 日以来，中小板公司苏泊尔

（002032，收盘价16.98元）股价连续飙升，8月11日更是涨停创出历史新高。一般投资者还以为是苏泊尔的―小非‖8月8日起解禁所致。然而在昨日，这个大涨之谜终于真相大白！苏泊尔公司宣布，拟引入法国SEB集团成为控股股东，

SEB入股苏泊尔的价格为18元/股，高于昨日收盘价6％。一旦SEB的战略投资完成，苏泊尔将成为《上市公司收购管理办法》和《上市公司流通股协议转让业务办理暂行规则》两项新规颁布以来，首家提出试水协议股权转让和部分要约的公司。昨日，受消息刺激，苏泊尔高开7.65％，最高冲至17.59元，终盘上涨3.92％，

收于16.98元。苏泊尔现在的控制人苏氏家族出让公司控股权的意图何在？18元/股的收购价格不可谓不高，SEB付出这个价格是否值得？外资战略投资者的进入，将给公司带来什么变化？2006年8月，法国SEB（世界小家电头号品牌）获得苏泊尔控股权。通过本次要约收购，SEB集团获得苏泊尔总股本22.74%的股权；收购完成后，该集团持有苏泊尔52.74%的股权。此外，苏泊尔公司创始家族持股量为36%。苏泊尔昨日的公告显示，公司将通过协议股权转让、定向增发和部分要约收购三种方式，引进法国SEB集团的战略投资，并在市场、技术等多方面开展合作。SEB将最多持有苏泊尔61％的股权，成为控股股东。

第一步：协议转让2500万股

SEB将以18元/股的价格，购买苏泊尔集团和个人卖方（苏泊尔集团董事长苏增福和苏泊尔股份公司董事长苏显泽）持有的公司2532万股股份，占公司现有总股本的14.38％。

第二步：定向发行4000万股

苏泊尔向SEB非公开发行4000万股股票，发行价为18元/股。增发后苏泊尔的总股本将增加到21602万股。在经过股份转让和定向发行新股后，SEB将持有苏泊尔股份6532万股，占增发后公司总股本的30.24％。

第三步：部分要约收购

前两步完成后，SEB将持有公司三成以上股本，将发出部分要约收购，以18元/股的价格收购苏泊尔不低于4860.55万股、不高于6645万股的股份。所收购股份最多占苏泊尔战略投资完成后总股本的30.76%。在获得相关批准的前提下，苏泊尔集团持有的53556048股苏泊尔的股票将不可撤销地用于预受要约。

SEB集团是一家在家用电器和炊具业务领域内享有盛誉的国际集团，是全球最大的小型家用电器和炊具生产商之一。SEB集团具有近150年的历史，1975年在巴黎证券交易所上市，先后创立或拥有TEFAL、Moulinex等世界知名电器和炊具品牌。2005年，SEB集团的销售收入为24.63亿欧元。（上述三步完成之后，

SEB将持有苏泊尔61％的股权，成为公司控股股东。

27. 水井坊（600779）

四川水井坊股份有限公司(600779. sh) 7月22日晚间发布公告，公司大股东全兴集

团获得了四川省商务厅的批准，将成都盈盛投资控股有限公司将其持有全兴集团合计47%的股权转让给外资股东帝亚吉欧(Diageo Highlands Holding B. V)。本次转让完成后，成都盈盛投资控股有限公司不再持有全兴集团股权，原本持有全兴集团53%股权的帝亚吉欧成为全兴集团的唯一股东，实现100%全盘掌控。全兴集团持有水井坊39.71%的股份，为上市公司控股股东。因此，本次股权转让意味着水井坊这个具有600年历史的民族品牌完全变为了外资企业。国际酒业巨头

帝亚吉欧插足中国白酒业始于2007年。该年，帝亚吉欧收购盈盛投资持有的全兴集团43%的股份，大半年后，又收购了水井坊工会持有的全兴集团6%的股权。

2011年7月，帝亚吉欧再次从盈盛投资手中收购4%股权，持股比例升至53%，

成为了全兴集团的控股股东。2013年7月，帝亚吉欧以2.33亿英镑（约合人民币

23亿元）重金收购全兴集团剩余的47%股份，完成对全兴集团的绝对控股，成为

水井坊的实际控制人。至此，一场持续了6年的收购大戏终于落下帷幕，帝亚吉

欧喜将中国高端白酒后起之秀水井坊收入囊中。2006年12月，帝亚吉欧以5.17

亿元的价格收购了全兴集团43%的股份，从而间接持有水井坊16.87%的股份。

2008年8月，帝亚吉欧再度出击，将水井坊公司工会所持有的占全兴集团注册资本6%的股权购入名下，由此持有全兴集团49%的股权，成为水井坊的第二大股东。2010年3月2日报道，英国酒业巨头帝亚吉欧(Diageo)将收购四川成都全兴集团有限公司的控股股权。全兴集团是中国知名白酒品牌水井坊生产商的母公司。帝亚吉欧将该交易视为进一步打入中国白酒市场的契机，将为这笔交易支付至多6.24亿英镑。白酒占中国酒精饮料市场近一半的销售量。据报导，水井坊

2008年的净销售额约为1.12亿英镑，是中国第四大高档白酒生产商。2011年 6

月27日，全球最大洋酒集团英国帝亚吉欧已于收购控股中国白酒品牌四川水井

坊，并获商务部同意。水井坊称，公司于2011年6月27日接第一大股东全兴集团书面通知称，全兴集团的外方股东DiageoHighlandsHoldingB. V.（中文简称帝亚吉欧）从成都盈盛投资控股有限公司受让全兴集团4%股权的审批申请及反垄断审查申请已获商务部批准。此项收购完成之后，帝亚吉欧所持有的全兴集团股权将从现有的49%增加至53%，由此，帝亚吉欧将间接控股水井坊。根据有关并购规定，帝亚吉欧在获得中国证监会对要约收购的无异议函后，将立即履行全面要约收购义务，要约收购价为每股21.45元。如果水井坊所有其他股东接受此要

约，帝亚吉欧将支付最多约63亿元人民币（约合5.94亿英镑）。帝亚吉欧旗下的

14个酒类品牌在世界上有很高的知名度，如苏格兰威士忌、JohnnieWalker（尊尼获加）、皇冠等。但由于进入中国时间较晚，帝亚吉欧在中国的市场占有率远低于拥有马爹利、芝华士、皇家礼炮等品牌的老对手——法国保乐力加集团。

28. 莱钢股份（600102）

世界第二大钢铁商阿赛洛也来了，以5.888元/股购买了莱芜钢铁集团有限公司持

有的莱钢股份35423.65万股非流通国有法人股，收购价比莱钢股份的净资产溢

价14.77%.2006年2月28

29. 中孚实业（600595）

香港英东金融集团间接收购中孚实业。2003年5月19日，香港东英金融集团旗下东英工业投资有限公司与河南省巩义市财政局正式签署了转让河南豫联能源集团总股本78.8%的股权转让协议。由于豫联集团系中孚实业持股44.18%的第一大股东，东英金融集团此举实际上是通过收购母公司，间接成为上市公司的实际控制人。此事公告后，引起了市场的强烈关注。市场并未因为该并购具有外资背景而兴奋。早在5月下旬东英工业投资有限公司同巩义市财政局签署股权转让

意向书之际，中孚实业的股价就一路下滑，由5月28日除权后的9.82元跌到昨

日的收盘价8.18元。市场关注的焦点在于，做为中介机构的东英金融集团，此次收购究竟是战略并购还是财务并购。

30. 福耀玻璃(600660):

收购国内上市公司原外资股权间接控股。1996年1月，世界玻璃行业最大的企业法国圣戈班集团通过受让股权形式控制了福建耀华玻璃工业集团最大的公司万达工业有限责任公司的51%的股权，3月圣戈班又在香港收购了福耀两家外资法人公司香港鸿侨海外发展有限公司和香港三益发展有限公司，成为福耀的最大的股东，持有股份42% 。

31. 桦林股份（600182）

2003年7月13日，新加坡佳通轮胎在北京拍得ST桦林股权，成为中国证券市场首例通过司法拍卖方式获得上市公司国有股股权的外资企业。

32. 古井贡酒（000596）

古井集团今日发布公告称，古井贡酒100%国有产权已于2007年4月10日完全转让给了国际饮料控股有限公司（IBHL）。古井贡酒成为继水井坊之后，第二个转投外资怀抱的国内知名白酒品牌。根据其挂牌底价，该次股权转让金额在10亿元以上. 作为古井贡酒第一大股东，古井集团持有上市公司股份14700万股，占总股本的62.55%。古井贡酒（000596 200596）今日2007年6月21日公告，经亳州市人民政府研究，公司控股股东安徽古井集团有限责任公司100%国有产权转让工作被终止。

33. 华北制药（600812）

5820万国有股以2亿元卖给荷兰DSM（欧洲最大的原料药生产企业），一并抵偿所欠―华北制药‖债务，DSM遂获得华北制药7.4%股权。2007年2月DSM再用3500万美元购得华北制药25%股权；04年12月9日公司接到控股股东华北制药集团有限责任公司通知，国务院国有资产监督管理委员会以有关文同意华药集团将其持有的公司69425.5565 万股国家股中的5819.7887 万股转让给荷兰

ROYALDSMN. V.公司，每股转让价格为3.55元，转让收入20660.25万元全部用于偿还华药集团及其关联单位对公司的债务；荷兰DSM公司是一家以从事生命科学产品、高性能材料和工业化学品为主的大型企业集团，在医药领域，DSM公司以生产抗生素和维生素原料为主，是世界上规模大、技术水平高的青霉素类抗生素及维生素生产企业。

34. 双汇发展（000895）

2006年12月，商务部批复，同意漯河市国资委将其持有的双汇集团100%的股权以20.1 亿元人民币的价格转让给香港罗特克斯有限公司（高盛51%，鼎晖

49%）；双汇发展变更为外商投资股份有限公司；同意海宇将其持有的双汇发展

25%股权转让给罗特克斯（5.62元/股）。这样，罗特克斯即持有双汇发展60.72%

的股份。

35. 运盛实业（600767）

太平协和集团下属全资子公司香港德富集团有限公司以下简称：香港德富 于

2001年11月29日签署了《收购运盛上海实业股份有限公司外资法人股股份的主协议》以下简称协议A、本公司股东运盛南京实业有限公司以下简称：南京运盛与太平协和集团下属控股子公司上海静安协和房地产有限公司以下简称：静安协和于2001年11月29日签署了《运盛上海实业股份有限公司法人股股份转让协议》以下简称协议B，现就上述两协议有关情况披露如下：香港运盛将所持有本公司全部外资法人股股份157415625 股占本公司总股本的

46.16%转让给香港德富。南京运盛将持有本公司的法人股股份14625000股占本

公司总股本的4.29%转让给静安协和。每股股价为人民币1.77元。太平协和集团有限公司为一家在香港联合交易所上市的上市公司上市代码：438。法定住所：香港中环毕打街20号汇德丰大厦14楼。法人代表：汪世忠。太平协和集团主要经营房地产业、石油化工业、电讯业及高科技。据太平协和集团提供的资料，截至2001年6月30日止未经审计的中期报告，该集团总资产110亿港元，净资产71亿港元，该集团在香港主要有与长江实业集团、新鸿基地产合作开发大型房地产项目，在内地投资主要有上海康城总建筑面积200万平方米、南京西路的协和世界商住项目、与香港新世界集团合作的广州大型住宅项目。香港德富是太平协和集团间接持有的全资子公司。法人代表：汪世忠。上海静安协和房地产有限公司是太平协和集团全资子公司。法人代表：汪世忠。

36. 江淮汽车（600418）

2005年7月安徽江淮汽车股份有限公司接到原第二大股东马来西亚安卡莎机械

有限公司的通知，马来西亚安卡莎机械有限公司将持有的公司66150000股外资法人股转让给新加坡豪登投资有限公司的过户手续已经全部完成。过户完成后，新加坡豪登投资有限公司持有安徽江淮汽车股份有限公司股份66150000股，持股比例为6.16%，为公司第二大股东，股份性质为外资法人股；马来西亚安卡莎机械有限公司不再持有公司股份。

37. ST巨力（000880）潍柴重机（000880）

本公司第一大股东潍坊巨力机械总厂与Leading Value Industrial Limited（以下简称―领先实业有限公司‖）于2002年11月30日签订《股份转让协议》及《股份

托管协议》，约定潍坊巨力机械总厂将其所持有的本公司3800万股法人股以2.4

元/股的价格转让给领先实业有限公司，转让价格共为9120万元。同时，在股权交割未完成前由领先实业有限公司对股份实行托管，享有除所有权和处置权以外的所有权力。收购双方承诺将根据国家关于外资企业收购国内上市公司法人股的有关规定向商务部、外汇管理局、证监会等部门办理报批手续。领先实业有限公司在英属维尔京群岛注册，成立于1992年，总部设在香港。目前总资产约为港

币8亿元。主要在香港从事投资业务，投资覆盖高科技、地产投资及开发、运输及贸易等多种行业。

38. 江西铜业(600362)

第二大股东国际铜业（中国）投资有限公司，其共持有公司股份5亿股（H股），占公司总股本的18.77%，国际铜业日前与CiticCapitalInvestmentHoldsingsLimited（为一家独立第三方公司）签订了股权转让协议，国际铜业将其持有公司的2.5亿股（占

9.38%）转让给CCIH，转让总价款为412500000港元。预计股份转让事宜将于8月

27日全面完成。本公司第二大股东国际铜业（中国）投资有限公司（下称国际铜业），为一家在香港注册成立的公司，其共持有本公司股份4.8亿股（H股），占本公司总股本约18%。据本公司董事会收到国际铜业的通知，国际铜业于2003年8月20日与CiticCapitalInvestmentHoldsingsLimited（下称CCIH，为一家独立第三方公司）签订了股权转让协议，国际铜业将其持有本公司股本中的2.5亿股（占本公司总股本约

9.4%）转让给CCIH，转让总价款为412, 500, 000港元。本次转让结束后，CCIH将持有本公司2.5亿股，占本公司总股本约9.4%；国际铜业持有本公司股份降至2.3亿股，占本公司总股本约8.4%。预计该股权转让事宜将于2003年8月27日或之前完成。

39. 美克股份（600337）

2003年9月4日本公司与香港博伊西家具有限公司签定了《股权转让协议》，协

议约定本公司向香港博伊西家具有限公司转让所持有的美克股份15, 624, 000股，

占美克股份总股本的14.14％。转让价格为2002年12月31日美克股份经审计的

每股净资产5.90元/股，价款总金额为92, 181, 600元，支付方式为现金。协议需

经国家外经贸主管部门审核批准后生效。2003年9月4日本公司与台湾台升木器厂股份有限公司签定了《股权转让协议》，协议约定台湾台升向本公司转让其所持有的美克股份15, 624, 000股，占美克股份总股本的14.14％。转让价格为2002

年12月31日美克股份经审计的每股净资产5.90元/股，价款总金额为92, 181, 600

元，支付方式为现金。协议需经国家外经贸主管部门审核批准后生效。

40大江股份（600695）

绿庭（香港）于2004年11月13日与饲料公司和畜禽公司签定了《股份转让协议》，收购饲料公司和畜禽公司所持有的上述两部分国有法人股。本次收购完成后，绿庭香港将持有大江股份286, 672, 848股，占大江股份总股本的42.39%,成为大江股份的第一大股东。.

41爱建股份（600643）

名力集团控股有限公司（以下简称―名力集团‖）自2004年11月2日起，透过其两家于海外成立的全资附属子公司，分别为：Mingly Capital Holdings(BVI) Limited及Mingly(China) Holdings Limited（以下简称―股份控制人‖）透过香港恒生银行有限公司（―恒生银行‖）一家合格境外机构投资者（QFII）获批准的投资额度，购入并持有上海爱建股份有限公司（―爱建股份‖）（600643）流通股，累计28, 454,594股，持股比例累计约达6.177%。名力集团亦已按照《上市公司收购管理办法》的规定，分别于2005年2月4日及2005年3月1日在上海证券报作出公告。

42. 康佳B(200016)

康佳集团股份有限公司（下称“本公司”）接股东香港华侨城有限公司（下称“香港华侨城”）通知，香港华侨城于2005年3月30日通过深圳证券交易所大宗交易方式将其持有的本公司49, 238, 800股已流通境内上市外资股（B股）转让给Build United Limited等四家受让方，占本公司总股本的8.18％，转让价格为每股

3.16港元。Build United Limited、第一上海证券有限公司、Nomura Securities

Co., Ltd、创力发展（香港）有限公司四家受让方之间不存在任何关联关系，不属

于一致行动人。本次股份转让前，香港华侨城是本公司第二大股东，持有本公司流通B股49, 238, 883股，占本公司总股本的8.18%。同时，香港华侨城是本公司第一大股东华侨城集团公司的全资子公司。在本次公告的持股变动发生前，华侨城集团公司直接持有本公司174, 949, 746股国有法人股，占本公司总股本的29.06%，通过香港华侨城间接持有本公司流通B股49, 238, 883股，占本公司总股本的8.18%，合计持有本公司的总股本的37.24％，为本公司的第一大股东。在本次股份转让后，华侨城集团直接持有本公司174, 949, 746股国有法人股，并

通过香港华侨城间接持有本公司83股流通B股，合计持有本公司174, 949, 829

股，占本公司总股本的29.06％，仍为本公司的第一大股东和实际控制人。

43. 大冷股份

2010年8月2日，公司接到成立于新加坡、主要从事基金管理的有限公司The Hamon Investment Group Pte Limited通知，其管理的三只基金Dreyfus Greater China Fund、Hamon Greater ChinaFund、Renaissance China Plus Fund 所持本公司

B股股票数量合计17, 622, 977股，已达到本公司总股本的5.03%。

44. 深国商（000056）

第一大股东将变更为百利亚太投资有限公司，不过，种种迹象表明，百利投资的幕后应该还另有其人。今日，深国商宣布接公司第一大股东马来西亚和昌父子有限公司通知，和昌公司与百利投资签署了协议，拟将其持有的公司3026.42万股B股转让给百利投资。张化冰为秘鲁籍华人，1996年回国投资兴办了湖北冰晶实业投资集团，业务涉及房地产开发、实业投资、酒店经营等，注册资本为4亿元，

下设有湖北冰晶房地产开发有限公司等7 家子公司和湖北中发高科股份有限公

司等4家合资公司。本次权益变动是指信息披露义务人大华投资（中国）有限公司通过非交易过户方式将第一上海证券有限公司代大华投资（中国）有限公司持有的全部深国商B[（行情](http://stockhq.ccstock.cn/pages/stockhome/200056.html)，[资讯](http://stockhq.ccstock.cn/pages/articles/news/200056.html)）股转入大华投资（中国）有限公司自己的B股账户。本次权益变动完成后，信息披露义务人大华投资（中国）有限公司将直接持有深国商B股15, 528, 941股，第一上海证券有限公司不再代大华投资（中国）有限公司持有上述股份。除本次权益变动，在未来12个月内不排除在合适的市场时机下通

过深圳证券交易所继续增持该公司股票。

45浦发银行（600000）

浦发银行（600000）称，上海国有资产经营有限公司将其所持公司29850万股国家

股中的10845 万股转让给花旗银行海外投资公司、上海久事公司将其所持公司

22950万股国有法人股中的7230万股转让给花旗银行海外投资公司，现该等股权转让已完成在上海证券交易所、中国证券登记结算有限责任公司上海分公司有关过户的法律手续。据悉，花旗银行海外投资公司受让上述股权后，持有公司股份18075万股，占总股本的4.62%，为公司第四大股东。

46.维科精华（600152）

公司2003-09-05接第三大股东宁波纺织控股集团通知，宁波纺织控股已于2003 年

8月22日和伊藤忠商事株式会社签署了股权转让协议，拟将持有的公司1410万股

国家股和390万股社会法人股（合计1800万股，占公司总股本的6.13%）以2002 年

年末每股净资产2.08元的价格转让给伊藤忠商事株式会社，转让价格合计人民币

3744万元。据悉，本次股权转让前，宁波纺织控股集团是维科精华的第三大股东。本次股权转让后，宁波纺织控股集团将不再持有公司股份，伊藤忠商事株式会社将成为公司的第三大股东。

47襄阳轴承（000678）

指格林柯尔受让襄轴集团所持有的襄阳轴承41, 913, 308股国有法人股。

48天方药业（600253）

此次股权转让完成后，住友会社将持有天方药业16%的股份，成为第二大股东。天方药业本月12日公告称，国资委同意其母公司河南省天方药业集团公司（下

称―集团公司‖）持有天方药业29872.1638万股国有法人股中的6720万股转让给住友会社、1680万股转让给住友商事（中国）有限公司。

49. TCL集团（000100）

业界关注的TCL集团控股股东惠州市投资控股有限公司向一家战略投资者协商转让部分股份事件终于水落石出。TCL集团（000100）公告称，12月25日，惠州市投资控股有限公司与PHILIPS ELECTRONICS CHINA B. V.（飞利浦电子中国公司）正式签订《股份转让协议》。根据协议，惠州控股将向飞利浦转让其持有的占TCL集团总股本5％的国家股股份，即12931.66万股。股权转让后，飞利浦持有的TCL集团股份将增加至19299.4万股，占总股本比例达7.46％，变为第三大股东。记者获悉，此次飞利浦将会付出超过2亿人民币。

50. G宇通

DB 系经中国证监会和国家外汇管理局批准设立的合格境外机构投资者

（QFII）。截至2006 年6 月9 日，DB 通过上交所的集中竞价交易持有G 宇通

20,848,034股流通股，占G宇通股份总数的5.21％。

51. 宝光股份（600379）

去年6月25日S宝光（600379. SH）[（行情](http://share.jrj.com.cn/cominfo/sshq_600379.htm)[,资讯](http://share.jrj.com.cn/cominfo/default_600379.htm)）三家股东与施耐德电气（中国）投资有限公司（下称―施耐德电气‖）签署《股份转让协议》并复牌后，股价 曾连续走出五个涨停，显示出市场对这一消息的兴奋程度。但是，迄今为止施耐德电气入股的进展似乎并不顺利。宝光股份是中国最大的真空灭弧室生产企业，拥有国内市场20%左右的份额。真空灭弧室是真空开关最核心的部件，真空[断路器](http://www.dydq.com.cn/keyword.jsp?keyword=%E9%8F%82%EE%85%A1%E7%9F%BE%E9%8D%A3%3F)和真空开关广泛应用于电力、冶金、矿ft、化工等领域，市场空间巨大，但竞争十分激烈。以收购兼并见长的全球500强企业施耐德1987年进入中国后，进行过多次合资和并购。在部分合作项目上，施耐德曾被批评以此手段打压甚至消灭对手以垄断市场。对于外界的猜测和争议，施耐德保持了沉默。8月15日决定终止收购光宝股份

52.鲁泰A（）

截至本报告书签署之日，信息披露义务人通过证券交易所的集中交易代客户持有鲁泰B22,220,122股B股，占鲁泰B总股本的5.26％。.

53.青岛啤酒（600600）

青岛啤酒(600600)今日公告，安海斯布希．英博公司(Anheuser-Busch Inbev, ABI)

日前与Asahi Breweries, Ltd.签订一份买卖协议，英博公司透过其全资附属公司出售公司261577836股H股（约占公司已发行总股本的19.99%）。

### 在学期间发表的学术论文及科研成果清单

**参与课题：**

(1) 2011 年至今，《境外股东大额持股对中国股市风险的影响》（项目编号：

11AJY013）——国家社科基金重点项目（项目主持人：刘少波教授）

(2) 2011 年至今，《外资进入对中国股市风险的影响研究》（项目编号：

11ZGXM79004）——广东省普通高校人文社科重大攻关项目（项目主持人：刘少波教授）

(3) 2013 年，《做强做大广州国资金融业的思路与对策》——广州市国资委项目

（项目主持人：刘少波教授）

**发表论文：**

（1）李翔，邓可斌，外资大股东能够抑制现金股利隧道效应吗？——基于中国上市公司的实证研究[J]，产经评论，2014（2）

（2）刘少波，李翔，外资持股、信息效率与股价同步性[J]，，上海经济研究，外审阶段

（3）李翔，刘少波，基于蒙特卡洛模拟的资产组合选择模型[J]，统计与决策，拟发表于2015年3 月

致 **谢**

在三年的博士学习和研究过程中，我深刻体会了做研究是一个循环渐进的过程。三年的学习生涯是我一生工作和生活的宝贵经验。

首先感谢我的导师刘少波教授，他为我指点迷津，帮助我开拓研究思路，精心点拨、热忱鼓励。刘老师一丝不苟的作风，严谨求实的态度，踏踏实实的精神，不仅授我以文，而且教我做人，虽历时三载，却给以终生受益无穷之道。对刘老师的感激之情是无法用言语表达的。

感谢暨南大学金融系的王聪教授、杜金岷教授、蒋海教授、杨星教授、田存志教授和叶德珠教授等对我的教育培养。他们细心指导我的学习与研究，在此，我要向诸位老师深深地鞠上一躬。

感谢所有外资课题组收集数据的成员，他们的辛苦收集和整理是我研究的基础，再次向他们表示万分的谢意。

最后感谢我的父母和弟弟在我读博期间的辛苦付出，慈母手中线，游子身上衣。感谢占晶晶同学陪伴我三年的博士读书生涯。