

大股东减持影响因素的理论和实证分析

袁渊¹

(1. 上海财经大学会计学院, 上海, 200433)

摘要：本文考察了影响企业当前与未来价值的因素（公司治理、市场时机、盈利能力以及盈余质量）是否影响大股东的减持行为。实证结果表明：当公司股票的价值越可能被高估时，大股东减持的可能性越大。具体来讲，治理机制较差的公司、经行业调整的市盈率、市净率越高的公司、盈余质量越低的公司，大股东减持的可能性越大。

关键词：大股东减持；公司治理；市场时机；盈余质量

中图分类号： **文献标识码：** A

一、引言

截止到2006年6月19日第一单股改限售股解禁，我国A股市场总股本为20,975亿股，其中有13,685亿股为非流通及限售股，约占总股本的65%，随着股权分置改革的最终完成，这些股份都将成为自由流通股份。从目前已实施股权分置改革的公司来看，到2013年大部分解禁皆可完成，届时大部分A股股票都可流通。换句话说，在未来五、六年的时间内，约占总股本65%的限售股票都将分阶段地上市流通。

“限售股减持”是一个具有历史特殊性的问题，理论界和实务界对此都未有过探讨先例。这一独特的“减持问题”，无本国经验可借鉴，无外国经验可参照。公司治理结构，估值水平，盈利能力，盈余质量等基本因素是否影响大股东的减持行为？本文的研究将有助于对这一问题的回答，从而为监管层评价股权分置改革的政策效果提供理论和实证依据。

文章结构如下：第二部分为理论分析并在此基础上提出本文的研究假说；第三部分介绍样本数据来源，模型设计和变量定义；第四部分报告并分析实证结果；第五部分为敏感性检验；第六部分为研究结论。

二、理论分析与研究假说

（一）公司治理

现代公司普遍存在着所有权与控制权的分离，公司治理所要解决的问题就是由于两权分离所产生的代理问题，即如何使作为代理人的经理层能够从股东利益的角度实施行动，

从公司价值最大化的角度进行决策。国内外的学术研究发现，良好的公司治理机制能够通过有效的契约设计使投资各方从投资中获得相应的收益，并对提高公司未来的经营绩效和公司价值具有重要的影响（Shleifer & Vishny, 1997^[1]）。因此，当公司拥有健全的公司治理机制时，大股东持有的上市公司股票具有更高的未来价值，当前的股票价格被低估的可能性更大，大股东减持解禁股的相对成本会增大，从而会导致大股东倾向于不减持解禁股。

下面我们就基于公司治理研究的相关文献，分别从公司治理的各个方面对大股东减持解禁股的影响做出理论分析。

1. 董事长是否兼任总经理：CEO和董事长职责的合二为一，会使董事会更难撤换表现欠佳的CEO。当CEO与董事长两职分离时，Tobin Q 值较高（Yermack, 1996^[2]），资产回报率和资产使用效率较高（Pi & Timme, 1993^[3]）。Rechner & Dalton (1991)^[4]指出董事长兼任总经理将严重影响董事会的独立性，从而导致内部董事无法客观监督及评价总经理。Jensen (1990)^[5]提出，董事长与总经理两职合一一是董事会效率低下的原因之一。进一步的研究还发现，当董事长兼任总经理时，容易出现总经理掌控董事会的情况，从而在决定总经理聘任、考核及薪酬时，容易因自身的利益而妨碍董事会职能的发挥。针对我国的上市公司，Bai et al. (2004)^[6]以所有上市公司为样本，采用1999-2001三年的Panel数据，发现董事长与总经理两职合一对Tobin Q值有显著的负面影响。

因此我们预期，当上市公司的董事长与总经理两职合一，不利于形成良好的公司治理机制，这会改变大股东由于立即减持所带来的现金收益与由于良好公司治理所产生的未来收益之间的均衡，公司未来的经营绩效和公司价值预期较差，大股东为兑现眼前利益（减持解禁股所带来的现金收益）从而增加大股东减持的可能性。

2. 独立董事比例：独立董事制度究竟能否发挥应有的监督作用，保护中小投资者的利益，一直是个有争议的话题。在有关独立董事的学术研究中主要存在着代理理论（agency theory）和乘务员理论（stewardship theory）。Fama & Jensen (1983)^[7]在一篇研究两权分离下委托代理问题的经典文献中指出，独立外部董事被授权以选择、监督、考核、奖惩公司的管理层，通过减轻管理层和股东之间的利益冲突来维护公司的效益。在声誉机制的辅助约束下，和公司没有关联的外部董事因其更高的客观性更能有效地行使监督职能，从而降低现代公司制企业所面临的代理成本。遵循上述逻辑，独立董事具有监督代理角色的客观优势，又能以非关联的方式带来资源支持和战略建议，那么公司便有动机引入独立董事以改善董事会效率，提高经营成功的概率。随后的实证研究发现，以外部人员为主导的董事会更有可能撤换表现不佳的CEO（Weisbach, 1988）^[8]。以外部人员为主导的董事会往往在收购上做得更出色（Byrd & Hickman, 1992^[9]；Cotter et al., 1997^[10]）。委任具有财务专业知识的外部董事可以起到刺激股价的积极作用（Lee et al., 1999）^[11]。

然而，各国资本市场的董事会并没有向更独立的方向单一式发展，这暗示引入独立董事是有成本的。比如，在对组织成员的心理因素加以考虑后，乘务员理论强调，如果公司管理人员本身处于全员合作的状态之下，董事会则退居于辅助决策的角色，并致力于保证公司行权的连续性和战略的顺利实施（Donaldson & Davis, 1994）^[12]。因此，新的独立监督方的进入会产生额外的董事行为差异，从而在需要迅速决策时，使协调的时间更长。当董

事会行权的连续性遭到破坏，独立董事的绩效后果就可能是负面的。支持这一论断的相关研究有Yermack (1996)^[12]，他发现独立董事比例的提高有损于公司的市场价值。再如Bhagat & Black (1997)^[13]对董事会构成和公司绩效关系的研究则发现在内部董事比例、外部董事比例、董事会规模和股权结构等解释变量中，只有内部董事比例和公司未来的绩效有一定的正相关性。

中国上市公司的经营环境具有适合乘务员理论的特征。根据Donaldson & Davis (1994)^[12]的研究，乘务员效应产生的组织具有如下特点，集体主义强烈（包括家族主义）、薪酬差异微弱和注重人际关系等，这些环境特征和我国上市公司经营环境有相当高的匹配度。其次，由于一股独大和内部人控制的存在，独立董事行权和履职能力也会受到削弱。吴淑琨（2002）^[14]发现，我国上市公司非执行董事比例与国家股比例和第一大股东持股比例负相关，与后九大股东持股比例和法人股比例具有较强的正相关关系。缺乏制衡的大股东，其权力能够渗透到独立董事的需求、聘用和履职。因而独立董事降低公司代理成本的能力，还取决于其参与公司权力博弈的能力。

过去几年，许多国内学者围绕着独立董事制度是否能发挥应有的监督作用进行了一系列实证研究，但得出了不一致的结论。王跃堂等（2006）^[15]发现独立董事比例与公司业绩正相关，白重恩等（2005）^[16]发现外部董事比例对托宾Q的影响显著为正。但更多的研究发现独立董事比例与公司业绩之间不存在显著相关关系（例如，胡勤勤和沈艺峰，2002^[17]；于东智和王化成，2003^[18]；丛春霞，2004^[19]）。高雷等（2006）^[20]考察了独立董事与大股东资金占用之间的关系，发现独立董事比例与大股东资金占用虽然呈负相关关系，但在统计上并不显著。叶康涛等（2006）^[21]在控制独立董事内生性情况下，发现独立董事变量与大股东资金占用显著负相关。

因此我们形成两种预期，基于代理理论，当上市公司的独立董事比例越高时，越有利于形成良好的公司治理机制，这会改变大股东由于立即减持所带来的现金收益与由于良好公司治理所产生的未来收益之间的均衡，从而降低大股东减持的可能性。另一方面，基于乘务员理论，当上市公司的独立董事比例越高时，董事会行权的连续性遭到破坏，从而会增加大股东减持的可能性。

3. 每股现金股利：自Rozeff (1982)^[22]和Easterbrook (1984)^[23]等学者从代理成本的角度对股利无关论提出质疑以来，学界日益关注股利的代理理论。Kalay (1982)^[24]认为股利政策与投资政策相互依赖，如果合同规定的股利支付上限较低，企业就有较多的留存利润，容易导致过度投资行为。Jensen (1986)^[25]指出，由于扩大公司规模会增加经理人可控制的资源，而其在任消费往往与公司规模呈正相关关系，因此经理人有扩大企业投资规模的动机，通过少支付现金股利而将更多的留存利润投资到有利于自身利益最大化而未必企业价值最大化的项目中。Lang & Litzenberger (1989)^[26]以Tobin Q的高低来衡量企业过度投资行为可能性的大小，发现成长性差的企业可以通过支付高额现金股利来降低过度投资水平。Lamont (1997)^[27]以美国石油公司为样本，发现企业过度投资水平的高低取决于经理人可用现金之多寡。这一系列的研究表明：发放现金股利对经理人的约束在于降低了经理人挥霍自由现金流的可能性。现金股利的支付减少了经理人可支配的现金，从而可抑制企业的过度投资行为。因而，现金股利支付是一种能够缓和代理问题，从而保护股东利益的治理手段。一个公司在合理范围（不会导致企业陷入财务困境）内的每股现金股利越多，其对公司内部人的制约越多，公司治理也越有效。

因此，我们预期当上市公司每股现金股利越高时，越有利于形成良好的公司治理机制，相应地，大股东减持解禁股的可能性越小。

4. 十大股东是否关联：十大股东之间存在关联关系，不利于形成其他股东对公司管理层和大股东的制衡机制，也不利于减少和防止管理层浪费自由现金流的管理决策行为。一旦十大股东之间存在关联关系，基本上能够充分控制公司决策时，关联股东可能更倾向获取外部少数股东不能分享的私人利益，例如，恶意分红、关联交易、利用会计准则的缺陷进行收益管理，占用上市公司资金等等，从而毁灭公司的未来价值。

因此我们预期，当上市公司的十大股东之间存在关联关系时，不利于形成良好的公司治理机制，这会改变大股东由于立即减持所带来的现金收益与由于良好公司治理所产生的未来收益之间的均衡，大股东兑现眼前收益的动机增大，因而大股东减持的可能性增加。

5. 是否跨国上市：Shleifer & Vishny(1997)^[1] 将公司治理定义为确保投资者得到投资回报的各种手段和方法。企业双重上市改善公司治理结构的观点主要是基于约束假说(bonding hypothesis)，企业在法律和管制成本较高的国际市场双重上市，将承担更加严格的信息披露责任，接受更加严格的监督，在一定程度上限制内部人从企业获取个人利益。

大量研究表明，对于母国（特别是新兴资本市场国家）资本市场不发达的企业，通过双重上市，接受严格的监管，进入信息披露充分、透明度高的证券市场，可以改善公司的治理结构。Reese & Weisbach(2002)^[28] 指出，投资者保护较弱国家的企业在美国双重上市后能在母国资本市场募集到更多的资本，他们认为双重上市能迫使控股股东减少对私人利益的追求。Doidge, Karolyi & Stulz (2004)^[29] 发现在美国双重上市的非美国企业的托宾 Q 要比相同国家非国际双重上市企业高出 16.5%，他们将这一现象解释为双重上市有利于阻止控股股东对小股东权益的侵占，并提高企业利用发展机会的能力。

我国上市公司选择跨国上市的国家或地区通常具有较为成熟严格的市场监管条例和相对健全的投资者权利保护法律体系。尽管并非受到上述国家和地区法律的直接约束，但选择跨国上市的公司为满足上市融资的法律要求和满足监管和外部投资者权利维护的要求，会改善公司治理，承担更加严格的信息披露责任，接受更加严格的监督。因此，我们预期当上市公司跨国上市时，有利于形成良好的公司治理机制，从而大股东减持解禁股的可能性较小。

基于上述理论分析，我们提出如下几个关联的研究假说：

假设 1：在其他条件不变的情况下，治理机制越好的公司，大股东减持的可能性较小。

假设 1.1：在其他条件不变的情况下，董事长兼任总经理的公司，大股东减持的可能性较大。

假设 1.2：在其他条件不变的情况下，独立董事比例与大股东减持之间的关系不确定。

假设 1.3：在其他条件不变的情况下，每股现金股利较高的公司，大股东减持的可能性较小。

假设 1.4：在其他条件不变的情况下，十大股东存在关联的公司，大股东减持的可能

性较大。

假设 1.5：在其他条件不变的情况下，跨国上市的公司，大股东减持的可能性较小。

（二）市场时机

公司金融理论中，“市场时机选择”是指在股价被高估时发行股票，股价被低估时回购股票。Modigliani & Miller(1958)^[30]认为，在有效且完全的资本市场条件下，不同形式的资本成本并不是独立变动，因此在权益和债务之间进行转换的机会主义行为得不到额外收益。然而，在非有效或者分割的资本市场中，市场时机选择能够获取额外收益，因此，大股东在减持时有市场时机选择的动机。

“市场时机选择”理论认为，市场时机对资本结构、股权融资、债权融资以及相关的企业活动都有较大的影响。Lerner, Shane & Tsai(2003)^[31]发现高市净率的公司倾向于公开股权融资而不是去吸引更多的风险投资。也就是说，当投资者的过度乐观推高了股票的价格时，公司会充分利用这一时机发行股票。Graham & Harvey(2001)^[32]的调查数据以及公司融资决策后的股票长期回报表明了市场时机的重要性。使用公司过去的市净率作为市场择机的度量指标，Baker & Wurgler(2002)^[33]发现市场择机行为对公司的资本结构有着持久的影响，公司目前的资本结构是公司过去市场择机行为的累积结果。Chen & Zhao(2004)^[34]研究了美国 1971-2001 年市净率对企业融资决策的影响，结果发现市净率较高的公司更偏好股权融资，这样做的目的不是为了调整企业目标资本结构，而是因为市净率较高的公司可以利用较低的股权融资成本优势。Hovakimian(2004)^[35]在研究目标杠杆率在证券发行和回购中的作用时也发现，市净率对公司是否发行股票具有重要影响。Huang 和 Ritter (2005) 运用市值账面比的滞后值、IPO 首日平均收益率以及封闭式基金平均折价率等间接股权融资成本指标和必要的股权风险贴水等直接股权融资成本指标，以实际利率表示债权融资成本，研究发现，在 1964~2001 年期间，美国公司在股权融资成本较低时会更多地运用外部股权融资，在实际利率较低时会更多地运用外部债权融资，在控制了静态平衡理论和融资啄食理论的变量之后，可以得出市场时机是美国公司融资选择的重要影响因素的结论。

美国之外其他国家的证据也表明，公司融资决策具有显著的市场时机效应。Henderson, Jegadeesh 和 Weisbach (2006) 在调查 1990~2001 年世界范围内公司融资资金来源状况时发现，市场时机是公司发行证券时的重要考虑因素，各公司在股票市场收益率较高时更喜欢发行股票。Mittoo 和 Zhang(2006) 在研究加拿大公司融资决策以及 Bie 和 Haan (2004) 在研究荷兰公司融资决策时都发现，市值账面比是股权发行的重要决定因素。

在我国，刘端等(2005)^[36]运用市值账面比研究了市场时机对中国上市公司融资工具选择的影响，结果表明，在以市值账面比来衡量管理者预测到的市场时机时，可以发现这一因素确实会对公司股权融资产生显著的正向影响。美国成熟资本市场和世界各国不同资本市场的研究结论都表明，市场时机对公司融资决策的影响具有一致性，市场时机是公司制定融资决策时需要考虑的重要因素。刘澜飏，李贡敏(2005)^[37]运用 1998 年至 2003 年间 IPO 公司的财务数据检验了市场择机理论在国内的适用性，发现市场择机行为不具有持久效应。才静涵，刘文忠(2006)用资产市净率的历史平均作为市场择机行为的代理变量，发现市场择机效应不但明显，而且长期持续。

公司大股东，其行为都将受其效用最大化的支配，即大股东减持时机的动机都将以其效用最大化为目标。因此，当大股东减持时其必然选择有利于自身利益的市场时机，以使其交易获利最大化。因此，大股东选择减持时机的动因上，理性经济人的趋利动机是其根本原因，即趋利动机成为大股东减持时机的根源。基于信息不对称理论，公司大股东能够获得更多的公司私有信息。当大股东减持时，其通常利用信息优势，在公司股价被普遍高估时，选择减持时机，以新股东的利益为代价攫取超额收益（Bushman 和 Indjejikian，1995），特别是当市场对公司估值出现严重偏差时，基于信息优势，公司大股东更容易了解公司基本价值，发现定价错误（Mispricing）。基于代理理论，当市场对公司估值出现偏差时，自利的内部人将具有强烈的激励通过各种手段，维持当前错误定价，增加内部人收益，转嫁市场风险（Jensen，2005）。

作为新兴的资本市场，我国资本市场由于政府对银行贷款利率的干预，使得权益资本市场和债务资本市场在中国经常出现分割的局面，而市场分割会导致债务资本成本与权益资本成本背离。自2007年以来，中央政府多次出台了控制银行贷款限额的文件，使得上市公司大股东的融资约束更加明显，这为公司大股东通过股票市场的择机选择来降低资本成本提供了明确的动机。从本质上来看，大股东减持解禁股行为是在中国特殊的制度背景下一种有别于传统股权融资方式（如 IPO, SEO）的融资行为。

本文以行业均值调整的市净率与市盈率来作为度量“市场择机选择”的指标，检验大股东市场择机能力对其减持行为的影响。

基于上述分析，我们提出如下研究假说：

假设 2：在其他条件不变的情况下，股价越可能被高估的公司，大股东减持的可能性越大。

（三）公司盈利能力与盈余质量

Silber (1991)^[38] 对美国限制流通股票的研究表明，收益水平越高，折价幅度越小。Chen & Xiong (2001)^[39] 对中国非流通股的转让样本研究发现，以拍卖方式进行的转让，会计业绩越好，折价越低。同样基于中国非流通股的转让样本，Chen & Yuan (2009)^[40] 的研究表明，对于不涉及政府（非流通的国家股及国有法人股）和关联方的私下协议转让，每股收益的增加会提高转让价格。从上述分析可以看出，盈利能力越高，意味着股票未来的理论价格越高，大股东持有的上市公司股票具有更高的未来价值，当前的股票价格被低估的可能性更大。大股东减持解禁股的相对成本会增大，从而会导致大股东倾向于不减持解禁股。因此基于上述分析，我们提出如下研究假说：

假设 3：在其他条件不变的情况下，盈利能力越高的公司，大股东减持的可能性越小。

Sloan (1996)^[41] 和 Xie (2001)^[42] 的研究发现，相对于应计收益，经营活动产生的现金流量更具持续性。这些文献认为，相对与应计收益，经营活动产生的现金流量作为公司的业绩计量，更为客观。因为在权责发生制体系之下，应计收益会受到应计收入、摊销、折旧和存货计价方法的影响，而这些项目的确认会涉及到更多的主观判断。因此，证券分析师更趋向于以经营现金流量来判断公司的业绩水平（Bernstein, 1993）^[43]，也更为关注经营现金流量在财务报表分析中的信息作用。已有的研究表明中国上市公司的应计收益指标

缺乏信息质量，较容易收到管理层的操纵。

因此，我们预期，上市公司的现金收益（真实盈利能力）越高，大股东持有的上市公司股票具有更高的未来价值，当前的股票价格被低估的可能性更大，大股东减持解禁股从而套现的动机越小。

赵宇龙和王志台（1999）^[44]的研究发现，投资者无法区分收益不同组成部分的含义，存在所谓“功能锁定”的现象。因此，大股东有动机施展其对公司管理层的影响力，迫使公司利用应计项目调高公司的利润，从而吸引外部投资者买入公司股票，为大股东的减持提供需求。所以，我们预期，如果上市公司的应计收益较高，亦即盈余质量越低，大股东持有的上市公司股票不具有更高的未来价值，当前的股票价格被高估的可能性更大，大股东减持解禁股的动机越强。

基于上述分析，我们提出如下研究假说：

假设 3.1：在其他条件不变的情况下，现金收益越高的公司，大股东减持的可能性越小。

假设 3.2：在其他条件不变的情况下，应计收益越高的公司，大股东减持的可能性越大。

三、研究设计

（一）样本数据

本文选取了沪深交易所所有股改完成的上市公司，如果这些公司发布了减持公告，则该次减持进入我们初步的研究样本。对这些样本，我们还做了如下整理：

第一，由于需要计算在解禁后一段时间内是否减持，所以我们剔除了公告中没有明确披露减持起止时间的样本；

第二，对于同一公司在研究期间内多次公告减持情况的，我们以第一次减持为准，只核算一次，否则会带来重复计算的问题。

本文用到的市场、财务数据来自Wind资讯，国泰安数据库；减持数据来自公司发布减持公告的文件（中国证监会网站，巨潮咨询网），在研究期间内（2006年8月24日至2008年3月31日），我们共获得1,448个减持公告文件。

表1 样本选择程序（2006年8月24日—2008年3月31日）

选择步骤	样本
样本期间全部减持公告的数量	1,448
排除没有明确起止时间减持公告后的数量	1,371
合并相同公司多次减持公告后的公司数量（解禁后减持的公司数量）	375
样本期间限售股解禁公司的数量	1,016

(二) 变量定义

1. 因变量——大股东是否减持的哑变量 (REDUCE)，如果大股东减持解禁股取 1，否则取 0。

2. 主要解释变量：

(1) 公司治理指标：董事长是否兼任总经理的哑变量 (DUEL)，董事长兼任总经理时取 1，

否则取 0。独立董事比例 (INDR)：独立董事人数占董事会人数的比例。每股现金股利 (DPS)：从公司上市后到限售股解禁前累计的每股现金股利。十大股东是否关联的哑变量 (RPT)，十大股东关联时取 1，否则取 0。是否跨国上市的哑变量 (LIST)，公司为跨国上市取 1，否则取 0。

公司治理综合指标 (CG)：早期关于公司治理的研究，大多采用单一指标衡量公司治理，但这些单一指标不可能被所有公司以相同的形式所采用。这主要是因为每种治理指标有自身的局限性，同时每家公司采用具体指标时面临的边际成本与边际收益也会有所不同。因此，我们认为，公司治理的好坏应该是一揽子治理方式综合作用的结果。最近的一些研究通常采用综合的公司治理指数来衡量公司治理机制。

在上述五个变量中，董事长是否兼任总经理 (DUEL)，十大股东是否关联 (RPT) 以及是否跨国上市 (LIST) 是三个哑变量，独立董事比例 (INDR) 与每股现金股利 (DPS) 是两个连续变量，为避免单位不统一的影响，我们将上述五个变量转化为服从均值为 0、方差为 1 的正态分布。最后，我们取上述五个公司治理指标的算术平均值来衡量每家公司的治理指数 ($CG = DPS + INDR + LIST - DUEL - RPT$)，我们之所以使用算数平均值而不是加权平均值，是因为我们不确定哪一个公司治理指标更重要 (Bai et al, 2004)^[6]。

(2) 市场时机：根据国内外的相关文献，我们采用经行业均值调整的市净率与市盈率 (PB_ADJ, PE_ADJ) 来度量大股东的市场择机能力。

(3) 公司业绩：本文采用大股东解禁前公司最新公布的年度总资产营业利润率 (营业利润 / 平均总资产, CROA) 来反映公司的盈利能力，使用该指标度量公司业绩，可在一定程度上剔除与经营业绩无直接关系的补贴收入、营业外收入、营业外支出等非经营项目的影 响，有利于正确反映公司资产的营运效果及正常的盈利水平。

根据 Sloan (1996)^[41] 的研究，我们进一步把总资产回报率分为现金流量带来的资产回报率 (CFO) 和应计利润带来的资产回报率 (ACCR) (以下简称现金收益和应计收益)，即将经营活动产生的现金流量和应计利润分别除以平均总资产。

3. 控制变量

是否国有控股的哑变量 (STATE)：如果最终控制人为国家，设为 1，否则设为 0。国家控股和非国家控股的上市公司，大股东减持解禁股所面临的政治压力、申报以及批准程序有所不同。因此，我们对控股类型加以控制。

年度控制变量 (YEAR)：2006 和 2007 年是中国股票市场快速上涨的时期，上证综合指数

从1000点上升到6000点附近。2008年初股市进行了较大幅度的下跌，上证综合指数从6000点附近下跌到3000点附近。为控制股市大幅波动（牛熊市）对大股东减持行为的影响，我们设置了该控制变量以控制年度固定效应。

行业控制变量(DNUM)：按证监会2001年行业分类标准划分，不同行业所处的行业生命周期阶段有所不同，国家产业政策也有所区别，为控制行业类型对大股东减持行为的影响，我们设置了该控制变量以控制行业固定效应。具体变量定义参加表二。

表2 变量定义与说明

变量	符号	说明
大股东是否减持	REDUCE	哑变量，减持解禁限售股取1，否则取0。
董事长是否兼任总经理	DUEL	哑变量，董事长兼任总经理时取1，否则取0。
独立董事比例	INDR	独立董事数量占董事会总人数的比例。
每股现金股利支付率	DPS	从公司上市后到限售股解禁前累计的每股现金股利。
十大股东是否关联	RPT	哑变量，十大股东存在关联取1，否则取0。
是否跨国上市	LIST	哑变量，公司为跨国上市类取1，否则取0。
综合公司治理指标	CG	具体见 Bai, et al (2006)。
行业均值调整市净率	PB_ADJ	经过行业均值调整的市净率。
行业均值调整市盈率	PE_ADJ	经过行业均值调整的市盈率。
总资产营业利润率	CROA	减持公告前最近年度营业利润除以平均总资产。
现金流量回报率	CFO	减持公告前最近年度经营现金流量除以平均总资产。
应计项目回报率	ACCR	减持公告前最近年度营业利润与经营现金流量之差除以平均总资产。
最终控制人是否为国家	State	哑变量，最终控制人为国家取1，否则取0。
年度控制变量	YEAR	年度哑变量，以控制年度固定效应。
行业控制变量	DNUM	行业哑变量，以控制行业固定效应。

（三）模型构建与相关变量说明

由于因变量是哑变量，所以我们选用逻辑回归（LOGISTIC）模型来检验我们的研究假说：

$$REDUCE = \alpha_0 + \alpha_1 CG + \alpha_2 PB_ADJ + \alpha_3 PE_ADJ + \alpha_4 CROA + \alpha_5 STATE + YEARDUMMY + INDUSTRYDUMMY + \varepsilon$$

模型 1.1

$$REDUCE = \alpha_0 + \alpha_1 CG + \alpha_2 PB_ADJ + \alpha_3 PE_ADJ + \alpha_4 CFO + \alpha_5 STATE + YEARDUMMY + INDUSTRYDUMMY + \varepsilon$$

模型 1.2

$$REDUCE = \alpha_0 + \alpha_1 CG + \alpha_2 PB_ADJ + \alpha_3 PE_ADJ + \alpha_4 ACCR + \alpha_5 STATE + YEARDUMMY + INDUSTRYDUMMY + \varepsilon$$

模型 1.3

模型 1.1 用于检验假说 1，2 和 3，根据研究假说，我们预期

$\alpha_1 < 0, \alpha_2 > 0, \alpha_3 > 0, \alpha_4 < 0$ ；模型 1.2 用于检验假说 1，2 和 3.1，根据研究假说，我们预期 $\alpha_1 < 0, \alpha_2 > 0, \alpha_3 > 0, \alpha_4 < 0$ ；模型 1.3 用于检验假说 1，2 和 3.2，根据研究假说，我们预期 $\alpha_1 < 0, \alpha_2 > 0, \alpha_3 > 0, \alpha_4 > 0$ 。

$$REDUCE = \beta_0 + \beta_1 DUEL + \beta_2 INDR + \beta_3 DPS + \beta_4 RPT + \beta_5 LIST + \beta_6 PB_ADJ + \beta_7 PE_ADJ + \beta_8 CROA + \beta_9 STATE + YEARDUMMY + INDUSTRYDUMMY + \varepsilon$$

模型 2.1

$$REDUCE = \beta_0 + \beta_1 DUEL + \beta_2 INDR + \beta_3 DPS + \beta_4 RPT + \beta_5 LIST + \beta_6 PB_ADJ + \beta_7 PE_ADJ + \beta_8 CFO + \beta_9 STATE + YEARDUMMY + INDUSTRYDUMMY + \varepsilon$$

模型 2.2

$$REDUCE = \beta_0 + \beta_1 DUEL + \beta_2 INDR + \beta_3 DPS + \beta_4 RPT + \beta_5 LIST + \beta_6 PB_ADJ + \beta_7 PE_ADJ + \beta_8 ACCR + \beta_9 STATE + YEARDUMMY + INDUSTRYDUMMY + \varepsilon$$

模型 2.3

模型 2.1 用于检验假说 1.1—1.5，2 和 3，根据研究假说，我们预期

$\beta_1 > 0, \beta_2 < 0, \beta_3 < 0, \beta_4 > 0, \beta_5 < 0, \beta_6 > 0, \beta_7 > 0, \beta_8 < 0$ ；模型 2.2 用于检验假说 1.1—

1.5，2 和 3.1，根据研究假说，我们预期

$\beta_1 > 0, \beta_2 < 0, \beta_3 < 0, \beta_4 > 0, \beta_5 < 0, \beta_6 > 0, \beta_7 > 0, \beta_8 < 0$ ；模型 2.3 用于检验假说 1.1—

1.5，2 和 3.2，根据研究假说，我们预期

$\beta_1 > 0, \beta_2 < 0, \beta_3 < 0, \beta_4 > 0, \beta_5 < 0, \beta_6 > 0, \beta_7 > 0, \beta_8 > 0$ 。

最后，针对研究数据的特征（非面板数据，在研究期间内无重复公司），我们控制了不同年度的集聚效应（Clustering Analysis）以纠正残差项在不同年度之间可能存在的相关性。

四、实证结果分析

（一）描述性分析

表 3 描述性统计量（观测值 =1,016）

变量	均值	中值	标准差	最小值	第一分位	第三分位	最大值
REDUCE	0.37	0	0.48	0	0	1	1
CG	0	-0.09	2.23	-6.39	-1.51	1.15	11.72
DUEL	0.12	0	0.32	0	0	0	1
INDR	0.35	0.33	0.04	0.13	0.33	0.36	0.56
DPS	0.48	0.35	0.48	0	0.14	0.67	5.10
RPT	0.38	0	0.48	0	0	1	1
LIST	0.08	0	0.27	0	0	0	1
PB_ADJ	-0.54	-1.61	3.97	-6.99	-3.04	0.53	14.92
PE_ADJ	-1.24	-24.85	65.08	-123.38	-56.27	74.29	130.26

CROA	0.036	0.031	0.064	-0.379	0.006	0.065	0.322
CFO	0.06	0.05	0.08	-0.26	0.02	0.10	0.46
ACCR	-0.024	-0.025	0.079	-0.434	-0.065	0.015	0.370
STATE	0.64	1	0.48	0	0	1	1

表 3 提供了研究样本的描述性统计量。首先，大股东是否减持的均值为0.37，这意味着在 1,016 家限售股解禁的公司中，37%（375 家公司）的大股东选择了减持本公司的股票。

其次，主要的解释变量中，每股现金股利的均值为0.48（中值为 0.35），最大值为 5.10，最小值为 0，标准差为0.48；十大股东是否关联的均值为0.38，这说明在我们的研究样本中，38% 的公司十大股东存在关联；是否跨国上市的均值为0.08，这表示在我们的研究样本中，8%左右的公司存在双重上市；行业均值数调整市净率的均值为 -0.54（中值为-1.61），标准差为3.97；行业均值数调整市盈率的均值为 -1.24（中值为 -24.85），标准差为 65.08；总资产营业利润率的均值为 0.036（中值为0.031），标准差为 0.064；应计收益的均值为-0.024（中值为 -0.025），标准差为 0.079；现金收益的均值为0.06（中值为 0.05），标准差为0.08。另外，在 1,016 家样本公司有大约 64% 的公司属于国家控制（国家和国有法人）。

（二）变量之间的相互关系分析

表 4 报告了变量之间的相互关系，其中对角线以上部分为皮尔逊相关系数，对角线以下部分为斯皮尔曼相关系数。通过变量之间的相互关系分析，一方面有助于我们更好地理解单变量之间的关系；另一方面也可以避免在多变量回归设计中因为某些自变量之间的高度相关而产生的多重共线性。

根据变量之间的皮尔逊相关系数，我们发现：大股东减持解禁股 (REDUCE) 与董事长、总经理是否兼职 (DUEL)，独立董事比例 (INDR)，十大股东是否关联 (RPT)，行业均值调整的市盈率 (PE_ADJ)，应计收益显著正相关 (ACCR)；与公司治理综合指数 (CG)，每股现金股利 (DPS)，是否跨国上市 (LIST)，总资产营业利润率 (CROA)，现金收益 (CFO)，是否国家控股 (STATE) 显著负相关。

另外，总资产营业利润率与现金收益、应计收益之间存在较大的相关性，公司治理综合指标与各个公司治理分指标之间也存在较大的相关性。因此，为了避免多重共线性，我们在多变量回归分析中将有较大相关关系的解释变量（总资产营业利润率与现金收益、应计收益，公司治理综合指标与各个公司治理分指标）置于不同的模型之中分别予以考察。

根据变量之间的斯皮尔曼相关系数，我们发现：除了大股东减持解禁股 (REDUCE) 与独立董事比例 (INDR) 显著正相关的关系变得不再显著外，其他变量之间相互关系的性质没有发生改变。总之，这些变量之间的相互关系基本支持我们提出的研究假说。当然，这只是假定其他变量不变的情况下，单变量之间的相互关系，随后的多重回归中，我们会在控制其他变量的情况下，重新检验每个自变量对大股东减持行为的影响。

（三）多重回归分析

在多重回归分析中，我们主要考察什么因素会影响大股东的减持决策，回归结果见表 5，表 6。值得说明的一点是，针对研究数据的特征（非面板数据，在研究期间内无重复公司），我们控制了不同年度的集聚效应 (Clustering Analysis) 以纠正残差项在不同年度之间可能存在的相关性。另外，我们还控制了年度与行业哑变量，以控制年度与行业固定效应。

首先，表 5 的检验结果表明“大股东是否减持”与公司治理综合指标 (CG) 显著负相关，以模型 1.2 为例，回归系数为-0.075 (Z 值=-4.75)。为考察“公司治理指数”对“大股东是否减持”影响的经济显著性，根据Logistic回归模型的计量经济学原理，我们设定在其他自变量均取平均值的情况下，“公司治理指数”从第一分位数变化到第三分位数，“大股东是否减持”概率的变化幅度。根据此法，当“公司治理指数”从 -1.51 增加到 1.15 时，大股东减持的概率减少 4.38 个百分点（由 39.45% 减少到 35.07%）¹。这说明，当公司治理机制越好时，大股东减持股份的可能性越小。良好的公司治理机制能缓解由于两权分离所产生的代理成本，对公司经营绩效有正面的促进作用，能有效地提高公司价值。因此，当大股东所在上市公司拥有良好的公司治理机制时，大股东减持解禁股的机会成本会增大，从而导致大股东倾向于不减持解禁股。

表 4 各变量相互关系分析

	REDUCE	CG	DEUL	INDR	DPS	RPT	LIST	PB_ADJ	PE_ADJ	CROA	CFO	ACCR	STATE
REDUCE	1	-0.118***	0.071**	0.062**	-0.128***	0.051*	-0.075**	0.046	0.114***	-0.067**	-0.118***	0.062**	-0.158***
CG	-0.101***	1	-0.440***	0.392***	0.452***	-0.383***	0.560***	-0.053*	-0.123***	0.110***	0.067**	0.024	0.154***
DUEL	0.071**	-0.417***	1	0.093***	-0.061**	-0.016	-0.026	0.105***	0.080***	-0.060**	-0.028	-0.029	-0.113***
INDR	0.042	0.392***	0.084***	1	-0.086***	0.008	0.060*	0.024	0.030	-0.024	-0.057**	0.029	-0.104***
DPS	-0.149***	0.390***	-0.070**	-0.084***	1	0.125***	0.158***	-0.076**	-0.357***	0.352***	0.229***	0.058*	0.224***
RPT	0.051*	-0.439***	-0.016	0.004	0.128***	1	-0.002	0.009	-0.128***	0.113***	0.069**	0.026	-0.019
LIST	-0.075***	0.428***	-0.026	0.073**	0.131***	-0.002	1	0.048	0.005	-0.030	0.018	-0.037	0.092***
PB_ADJ	0.045	-0.040	0.072**	0.033	-0.093***	0.046	0.070**	1	0.184***	0.051*	0.060*	-0.029	-0.105***
PE_ADJ	0.111***	-0.133***	0.085***	0.008	-0.415***	-0.130***	0.009	0.154***	1	-0.558***	-0.231***	-0.222***	-0.018
CROA	-0.071**	0.096***	-0.043	-0.022	0.366***	0.118***	-0.029	0.182***	-0.643***	1	0.412***	0.405***	0.048
CFO	-0.121***	0.098***	-0.048	-0.031	0.272***	0.090***	0.021	0.073**	-0.263***	0.420***	1	-0.660***	0.135***
ACCR	0.075***	-0.037	0.011	0.014	0.031	0.020	-0.067**	0.055*	-0.214***	0.353***	-0.611***	1	-0.094***
STATE	-0.158***	0.158***	-0.113***	-0.072**	0.269***	-0.019	0.092***	-0.116***	-0.013	0.010	0.131***	-0.107***	1

注：*表示通过 10%显著性水平检验（双尾检验），**表示通过 5%显著性水平检验（双尾检验），***表示通过 1%显著性水平检验（双尾检验）。

从表 6 我们可以看到，五个具体的公司治理指标和大股东减持的关系如下：以模型 2.1 为例，“大股东是否减持”与每股现金股利（回归系数为-0.116，Z 统计量为 -4.66）、企业是否跨国上市（回归系数为-0.127，Z 统计量为 -3.87）显著负相关。根据前述计算变量经济显著性的程序，当“每股现金股利”从 0.14（第一分位）增加到 0.67（第三分位），大股东减持的概率减少 1.32%（由 36.64% 减少到 35.32%）；相对非跨国上市公司（大股东减持的概率为 37.07%），跨国上市公司的大股东减持概率为 34.36%。也就是说，在每股现金股利发放较多、跨国上市的公司，其大股东减持的可能性较小。我国上市公司选择跨国上市的国家或地区通常具有较为成熟严格的市场监管条例和相对健全的投资者权利保护法律体系。跨国上市的公司为满足上市融资的法律要求和满足监管和外部投资者权利维护的要求，会自觉地改善公司治理。发放现金股利对经理人的约束在于降低了经理人挥霍自由现金流的可能性，减少了经理人可支配的现金，从而可抑制企业的过度投资行为。因而，现金股利支付是一种能够缓和代理问题，从而保护股东利益的治理手段。一个公司在合理范围内的每股现金股利越多，其对公司内部人的制约越多，公司治理也越有效。在实证研究中，我们看到上市公司是否跨国上市和每股现金股利水平与大股东是否减持解禁股出现了理论预测的负相关关系。另外，“大股东是否减持”与董事长是否兼任总经理（回归系数为 0.086，Z 统计量为 6.65）、十大股东是否关联（回归系数为 0.143，Z 统计量为 2.05）显著正相关。从经济意义上来讲，相对董事长与总经理分职的公司（大股东减持的概率为 37.13%），董事长与总经理兼职公司的大股东减持概率为 39.01%；相对十大股东无关联的公司（大股东减持的概率为 37.14%），十大股东存在关联公司的大股东减持概率为 40.27%。也就是说，对于董事长兼任总经理、十大股东之间存在关联的上市公司，大股东减持的可能性增加。最后，独立董事比例与“大股东是否减持”的统计关系并不显著（回归系数为 0.79，Z 统计量为 1.25）。这可能意味着，由于我国上市公司在独立董事聘用、惩罚机制方面的缺失，以及一股独大和内部人控制的存在，独立董事的行权和履职能力受到削弱，致使其违规、不作为风险小，从而导致独立董事在改善公司治理上收效甚微（胡勤勤和沈艺峰，2002^[17]；于东智和王化成，2003^[18]；丛春霞，2004^[19]；高雷等，2006^[20]）。

这些研究发现支持我们的第一个研究假说，即公司治理机制越好，大股东减持解禁股的可能性越小。

第二，以表 5 中模型 1.2 为例，大股东是否减持与行业均值调整的市净率（回归系数为 0.016，Z 统计量为 2.05）、行业均值调整的市盈率（回归系数为 0.004，Z 统计量为 6.90）显著正相关。从经济意义上来讲，当“行业均值调整的市净率”从 -3.04（第一分位）增加到 0.53（第三分位），大股东减持的概率增加 1.22%（由 36.23% 增加到 37.45%）；当“行业均值调整的市盈率”从 -56.27（第一分位）增加到 74.29（第三分位），大股东减持的概率增加 10.72%（由 32.52% 增加到 43.24%）。这说明，当上市公司股票被市场高估时，大股东减持股份的可能性较大，这和我们前面“市场择机”理论的分析相吻合，与我们的研究假说 2 完全一致。也就是说，大股东会利用公司内部私有信息，选择有利于自身利益的市场时机，在股价被普遍高估时趋于减持解禁股。

第三，大股东是否减持与公司真实的盈利能力——现金收益（回归系数为 -2.023，Z 统计量为 -3.28）显著负相关，从经济意义上来讲，当“现金收益”从 0.02（第一分位）增加到 0.10（第三分位），大股东减持的概率减少 3.53%（由 38.75% 减少到 35.22%）。这说明，当上市公司的现金收益较高时，大股东减持解禁股的可能性较小，这和研究假说 3.1 一致。另外，大股东是否减持与公司的应计收益（回归系数为 2.266，Z 统计量

为2.92)显著正相关,从经济意义上来讲,当“应计收益”从-0.065(第一分位)增加到0.015(第三分位),大股东减持的概率增加3.92%(由35.14%增加到39.06%)。这说明,当上市公司的应计收益较高(盈余质量较低)时,大股东减持解禁股的可能性较大。这和我们的研究假说3.2一致,也和以前盈余质量相关的文献相吻合。Sloan(1996)^[41]和Xie(2001)^[42]的研究表明,在权责发生制下,应计收益会受到应计收入、摊销、折旧和存货计价方法的影响,而这些项目的确认会涉及到更多的主观判断,容易受到管理层的操纵。大股东减持解禁股与表象业绩(应计收益)显著正相关,而与相对更为客观真实的业绩(现金收益)显著负相关,进一步说明了限售股股东极有可能通过操控业绩,制造假象,进而乘机减持解禁股。另外,结果还表明,大股东是否减持与公司总资产营业利润率(CROA)没有显著的统计关系(回归系数为1.035,Z统计量为0.55),这或许因为,应计收益与现金收益对大股东减持解禁股的影响相互冲销所致。

最后,以表5中模型1.2为例,大股东是否减持与是否国家控股显著负相关(回归系数为-0.489,Z统计量为-3.14),从经济意义上来讲,相对非国家控股的公司(大股东减持的概率为43.97%),国家控股公司的大股东减持概率为33.09%。这说明由于政治压力大、以及繁琐的申请与批准程序,大股东减持解禁股在国家控股公司的可能性较低。

综合上述分析,从变量经济显著性的角度考虑,“行业均值调整的市盈率”与“是否国家控股”对“大股东是否减持”的影响最大,其次是“公司治理”、“盈余质量”与“行业均值调整的市净率”。就公司治理的具体指标上来讲,“十大股东是否关联”与“是否跨国上市”对“大股东是否减持”影响最大,其次是“董事长是否兼任总经理”与“每股现金股利”,而“独立董事比例”与大股东减持行为关系不大。

表5 大股东减持的影响因素分析(因变量:大股东是否减持)

变量	模型1.1	模型1.2	模型1.3
截距	-0.809*** (-11.37)	-0.723*** (-8.19)	-0.747*** (-6.63)
公司治理指数	-0.076*** (-4.57)	-0.075*** (-4.54)	-0.076*** (-4.12)
行业均值调整的市净率	0.009 (1.29)	0.016** (2.05)	0.012** (2.14)
行业均值调整的市盈率	0.005*** (4.60)	0.004*** (6.90)	0.005*** (6.12)
总资产营业利润率	1.035 (0.55)		
现金收益		-2.023*** (-3.28)	
应计收益			2.266*** (2.92)
是否国有控股	-0.517*** (-3.16)	-0.489*** (-3.14)	-0.490*** (-3.32)
行业哑变量 年度哑变量		控制 控制	
公司数量		1,016	
Pseudo R ² (%)	5.46	5.81	5.88

表6 大股东减持的影响因素分析（因变量：大股东是否减持）

变量	模型 2.1	模型2.2	模型2.3
截距	-0.818*** (-12.25)	-0.730*** (-8.44)	-0.755*** (-6.97)
董事长是否兼任总经理	0.086*** (6.65)	0.086*** (11.03)	0.090*** (5.86)
独立董事比例	0.079 (1.25)	0.078 (1.32)	0.076 (1.20)
减持前累计的每股现金股利	-0.116*** (-4.66)	-0.091** (-2.44)	-0.106*** (-2.58)
十大股东是否关联	0.143** (2.05)	0.147** (2.19)	0.144** (2.05)
是否跨国上市	-0.127*** (-3.87)	-0.134*** (-3.80)	-0.123*** (-3.95)
行业均值调整的市净率	0.009 (1.23)	0.015* (1.80)	0.011* (1.74)
行业均值调整的市盈率	0.005*** (4.75)	0.004*** (9.22)	0.005*** (6.94)
总资产营业利润率	0.982 (0.58)		
现金收益		-1.987*** (-3.34)	
应计收益			2.210*** (2.82)
是否国有控股	-0.460*** (-2.60)	-0.441*** (-2.59)	-0.438*** (-2.66)
行业哑变量		控制	
年度哑变量		控制	
公司数量		1,016	
Pseudo R ² (%)	5.96	6.30	6.36

五、敏感性检验

为保证结论的严谨性，我们做了如下敏感性检验：

1、参考Larker (2004)^[45]，靳庆鲁和原红旗 (2008)^[46]的研究方法，我们以董事长是否兼任总经理、独立董事比例、减持前累计的每股现金股利、十大股东是否关联、以及是否跨国上市作为主成分来描述公司治理的基本情况，采用主成分分析 (Principal Component Analysis, PCA) 中得到的第一大主元来衡量每个公司的治理指数，重做上述回归，结论不变。

2、基于行业中位数调整每个公司的市盈率、市净率，重做上述回归，结论没有改变。

3、以现金利润占营业利润的比例来衡量现金收益，以应计利润占营业利润的比例来

衡量应计收益，重做上述回归，不改变结论。

4、根据净利润计算总资产回报率、现金收益与应计收益，重做上述回归，不改变结

论。

六、研究结论

本文以深沪两市所有上市公司的减持解禁股为样本，考察了公司治理、市场择机能力、

盈利能力、盈余质量等因素是否影响大股东的减持行为，得到如下结论：1）拥有良好公司治理机制的公司，大股东减持解禁股的可能性较小。具体来讲，公司治理越好的公司（每股现金股利较高、跨国上市的公司），大股东减持解禁股的可能性越低；公司治理越差的公司（董事长兼任总经理、十大股东存在关联的公司），大股东减持解禁股的可能性越大。2）经行业均值调整的市净率、市盈率越大（股票的当前价值被市场高估的时候），大股东减持解禁股的可能性越大。3）公司的真实盈利能力（现金收益）越高，大股东减持解禁股的可能性越小，而公司的表象盈利能力（应计收益）越高，大股东减持解禁股的可能性越大。

本文研究具有一定的理论与实务价值。在理论上，通过对大股东减持因素的理论分析，进一步丰富了内部人交易、公司治理、市场择机能力、盈余质量等相关的学术文献。在实践上，由于大股东减持会改变公司的股权结构，影响股东与公司管理层之间的代理问题，所以本文的研究发现对于公司管理层而言具有重要的参考价值。同时上述发现也有助于增进投资者对大股东减持行为的认识，并为投资者预测上市公司可能的减持动作、解读不同减持行为的深层含义提供重要参考。投资者应警惕和规避某些类型减持公司，比如公司治理较差，公司价值被市场高估和盈余质量较低的公司。股权分置改革是中国资本市场的重要事件，大股东能否成功减持而又不给资本市场产生太大的压力，是监管部门当前尤为关注的一个问题。通过对大股东减持因素的实证检验，我们的发现为监管政策制定提供了重要启示，有助于监管机构出台有针对性的措施以指导大小非的解禁决策。

参考文献

- [1]Shleifer, A., and R. Vishny, "A Survey of Corporate Governance", *Journal of Finance*, 1997, 52(2), 735-786.
- [2]Yermack, D., "Higher Market Valuation for Firms with a Small Board of Directors", *Journal of Financial Economics*, 1996, 40, 185-211.
- [3]Pi, L., and S. Timme, "Corporate Control and Bank Efficiency", *Journal of Banking and Finance*, 1993, 17, 515-530.
- [4]Rechner I., and D. Dalton, "CEO Duality and Organizational Performance: A Longitudinal Analysis", *Strategic Management Journal*, 1991, 12, 155-160.
- [5]Jensen, M., and K. Murphy, "Performance Pay and Top-Management Incentives", *Journal of Political Economy*, 1990, 98, 225-264.
- [6]Bai, C., Q. Liu, Z. Lu, M. Song, and J. Zhang, "Corporate Governance and Firm Valuations in China", *Journal of Comparative Economics*, 2004, 32, 599-616.
- [7]Fama, E., and M. Jensen, "Separation of Ownership and Control", *Journal of Law and Economics*, 1983, 26, 301-326.
- [8]Weisbach, M., "Outside Directors and CEO Turnover," *Journal of Financial Economics*, 1988, 20, 431-60.
- [9]Byrd, J., and K. Hickman, "Do Outside Directors Monitor Managers? Evidence from Tender Offer Bids", *Journal of Financial Economics*, 1992, 32, 195-207.
- [10]Cotter, J., A. Shivdasani, and M. Zenner, "Do Independent Directors Enhance Target Shareholder Wealth during Tender Offers?", *Journal of Financial Economics*, 1997, 43, 195-218.
- [11]Lee, Y., S. Rosenstein, and J. Wyatt, "The Value of Financial Outside Directors on Corporate Boards," *International Review of Economics and Finance*, 1999, 8, 421-431.
- [12]Donaldson, L., and J. Davis, "Boards and Company Performance-Research Challenges the

- Conventional Wisdom”, *Corporate Governance: An International Review*, 1994, 2, 151-160.
- [13]Bhagat, S., and B. Black, “Do Independent Directors Matter?”, 1997, working paper.
- [14] 吴淑琨, “股权结构与公司绩效的 U 型关系研究——1997—2000 年上市公司的实证研究”, 《中国工业经济》, 2002 年第 1 期, 第 80-87 页。
- [15] 王跃堂、赵子夜、魏晓雁, “董事会的独立性是否影响公司绩效?”, 《经济研究》, 2006 年第 5 期, 第 62-73 页。
- [16] 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”, 《经济研究》, 2005 年第 2 期, 第 81-91 页。
- 才静涵、刘文忠, “市场择机理论与中国市场的资本结构”, 《经济科学》, 2006 年第 4 期。
- [17] 胡勤勤、沈艺峰, “独立外部董事能否提高上市公司的经营业绩”, 《世界经济》, 2002 年第 7 期, 第 51-62 页。
- [18] 于东智、王化成, “独立董事与公司治理: 理论、经验与实践”, 《会计研究》, 2003 年第 8 期, 第 8-13 页。
- [19] 丛春霞, “我国上市公司董事会设置与公司经营业绩的实证研究”, 《管理世界》, 2004 年第 11 期, 第 142-143 页。
- [20] 高雷、何少华、黄志忠, “公司治理与掏空”, 《经济学(季刊)》, 2006 年第 5 卷第 4 期, 第 1157-1178 页。
- [21] 叶康涛、陆正飞、张志华, “独立董事能否抑制大股东的‘掏空’?”, 《经济研究》, 2007 年第 4 期, 第 101-111 页。
- [22]Rozeff, M., “Growth, Beta and Agency Costs as Determinants of Dividend Payout Ratios”, *The Journal of Financial Research*, 1982, 3, 249-259.
- [23]Easterbrook, F., “Two Agency-Cost Explanations of Dividends”, *American Economic Review*, 74 (4), 1984, 650-659.
- [24]Kalay, A., “Signaling, Information Content and the Reluctance to Cut Dividends”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1982, 15, 855-869.
- [25]Jensen, M., “Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers”, *American Economic Review*, 1986, 76 (2), 323-329.
- [26]Lang, L., and R. Litzenberger, “Dividend Announcements: Cash Flow Signaling vs. Free Cash Flow Hypothesis”, *Journal of Financial Economics*, 1989, 24 (1), 181-192.
- [27]Lamont, O., “Cash Flow and Investment: Evidence from Internal Capital Markets”, *Journal of Finance*, 1997, 52, 83-109.
- [28]Reese, W., and M. Weisbach, “Protection of Minority Shareholder Interests, Cross-listings in the United States and Subsequent Equity Offerings”, *Journal of Financial Economics*, 2002, 66, 65-104.
- [29]Doidge, C., A. Karolyi, and R. Stulz, “Why are Foreign Firms Listed in the US Worth More?”, *Journal of Financial Economics*, 2004, 71, 205-238.
- [30]Modigliani, F., and M. Miller, “The Cost of Capital, Corporate Finance, and the Theory of Investment”, *American Economic Review*, 1958, 48, 123-152.
- [31]Lerner, J., S. Hilary, and T. Alexander, “Do Equity Financing Cycles Matter? Evidence from biotechnology alliances”, *Journal of Financial Economics*, 2003, 67(3), 411-446.
- [32]Graham, J., and C. Harvey, “The Theory and Practice of Corporate Finance: Evidence from the field”, *Journal of Financial Economics*, 2001, 60, 187-243.
- [33]Baker, M., and J. Wurgler, “Market Timing and Capital Structure”, *Journal of Finance*, 2002, 57, 1232-1258.
- [34]Chen, L., and X. Zhao, “Understanding the Role of the Market to Book Ratio in Corporate Financing

- Decisions”, 2004, working paper, Michigan State University.
- [35]Hovakimian, A. “The Role of Target Leverage in Security Issues and Repurchases”, *Journal of Business*, 2004, 77, 1041-1071.
- [36] 刘端、陈健、陈收, “市场时机对融资工具选择的影响”, 《系统工程》, 2005年第 8 期。
- [37] 刘澜飏、李贡敏, “市场择机理论的中国适应性”, 《财经研究》, 2005年第 31卷第 11期。
- [38]Silber, W., “Discounts on Restricted Stock: The Impact of Illiquid on Stock Prices,” *Financial Analysts Journal*, 1991, 47, 60-64.
- [39]Chen, Z., and P. Xiong, “Discounts on Illiquid Stocks: Evidences from China”, 2001, working paper.
- [40]Chen, K., and H. Yuan, “Government Involvement, Market Forces, and the Pricing of Earnings: A Comparison of China's Tradable and Nontradable Shares”, 2009, working paper, The Hong Kong University of Science & Technology.
- [41]Sloan, R., “Do Stock Prices Fully Reflect Information in Accruals and Cash Flow about Future Earnings?” *The Accounting Review*, 1996, 71, 289-315.
- [42]Xie, H., “The Mispricing of Abnormal Accruals”, *The Accounting Review*, 2001, 76, 357-373.
- [43]Bernstein, L., “Financial Statement Analysis”, 5th edition, 1993, Homewood, IL, Irwin.
- [44] 赵宇龙、王志台, “我国证券市场“功能锁定”现象的实证研究”, 《经济研究》, 1999年第 9 期, 第 56-63 页。
- [45]Larker, D., S. Richardson, and I. Tuna, “Does Corporate Governance Really Matter?”, 2004, working paper.
- [46] 靳庆鲁、原红旗, “公司治理与股权分置改革对价的确定”, 《经济学(季刊)》, 2008年第 8 卷第 1 期, 第 249-270 页。

The Determinants of Reduction of the Large Shareholders: Theory and evidence

YUAN Yuan¹

¹School of Accountancy, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai, 200439

Abstract : This study examines how the value-related factors (corporate governance, timing ability, profitability and earnings quality) influence the reduction of the large shareholders. The empirical results show that the frequency of the reduction of the large shareholders is higher for the over-valued firms. More specifically, we find that the probability of the reduction of the large shareholders is high for firms with bad corporate governance mechanism, high industry-adjusted PE and PB ratio, and / or low earnings quality.

Key Words: The Reduction of the Large Shareholders; Corporate Governance; Timing Ability; Earnings Quality

¹ Logistic 回归模型的概率(P)计算如下：
$$P = \frac{e^{\sum_{i=1}^n \bar{X}_i * \hat{\alpha}_i}}{1 + e^{\sum_{i=1}^n \bar{X}_i * \hat{\alpha}_i}}$$
，其中， $\bar{X}_i$ 为 i 变量的均值， $\hat{\alpha}_i$ 为 i 变量的回归系数，e 为指数函数。在计算“大股东是否减持”的概率时，我们包括了不同行业和各年度的固定效应。