大股东控制与机构投资者的治理效应

——基于投资效率视角的实证分析

叶松勤[1,2]　徐经长[2]

（1.安徽财经大学会计学院，安徽 蚌埠 233030；2.中国人民大学商学院，北京 100872）

摘要：本文以我国上市公司为研究对象，结合我国特殊的制度背景，在控制机构投资者内生性问题的基础上，从投资效率角度研究机构投资者对大股东控制权私利的治理效应，以及机构投资者与大股东控制在公司治理方面的交互作用。结果发现，大股东持股比例与非效率投资呈正相关，但在两类不同产权公司中存在差异；机构持股变化在两类公司中均与非效率投资呈显著负相关，但其程度在非国有公司更为显著。这一结果表明机构投资者能有效抑制大股东的非效率投资行为，但其在国有公司中的治理效应受到限制。文章的研究结论对进一步推进国有企业产权制度改革，提升企业投资效率及决策质量具有极其重要的价值，同时也为我国大力发展机构投资者的相关决策提供依据。

关键词：大股东控制；机构投资者；治理效应；投资效率

Abstract: Focusing on the listed companies of China, and combining with China's distinctive system background, this paper, on the basis of controlling the endogenous issue of institutional investors, studies the role of corporate governance of institutional investors to private benefits of control (PBC) of large shareholders from the perspective of investment efficiency, and their interactive effect. We find that holding proportions of the large shareholders are positively correlated with inefficient investment, with the difference between in state-owned companies and non-state ones. There is a significant inverse correlation between shareholding fluctuation of the institutional investors and inefficient investment, which is more significant in non-state firmes than in non-state ones. It shows that the institutional investors can effectively restrain inefficient investment, but state-owned controlling will restrict their governance effect. The conclusion has important implications to further advance the property right system reform of state-owned enterprises, enhance investment efficiency and provides evidence for the decisions of developing institutional investors in China.

Key words: Large Shareholder Control; Institutional Investor; Governance Effect; Investment Efficiency

作者简介：叶松勤，中国人民大学会计学博士生，安徽财经大学讲师，研究方向：公司治理、会计理论与方法。徐经长，中国人民大学商学院教授、博士生导师，研究方向：证券市场会计监管、国际会计比较与协调。

中图分类号：C812　　**文献标识码：**A

引言

在股权集中的金字塔控制模式下，大股东控制及其对中小股东利益的侵占不仅是现代公司治理研究中的核心问题，也是现代公司治理下财务决策研究所关注的焦点(郝颖和刘星，2010)[25]。在股权集中的背景下，大股东的控制权与现金流权的偏离，导致了大股东投资的利益取向与企业价值投资的不一致。上市公司复杂的金字塔控制权结构使得大股东通过控制权与现金流权的分离侵害中小股东利益，终极控制者会为了攫取控制权私利，不惜作出损害上市公司整体价值的投资决策。而大股东牟取“控制权私利”的行为是阻碍上市公司健康发展和改善公司治理效率的罪魁祸首(Shleifer and Vishny,1997) [18]。

现有关于机构投资者的研究，绝大多数集中在机构持股比例在公司治理方面的作用，主要有两种竞争性的观点：积极的一方认为，具有专业能力和资源优势的机构投资者有能力和动机积极监督和约束大股东的机会主义行为[12][19][30]；消极的一方更多地看到机构投资者的短视行为，认为机构投资者并不能发挥积极的治理作用，并且可能会凭借自身的优势，

获取私人利益。[13][14][28]然而，目前 70%以上的中国上市公司的最终控制人为国家[8]，在股权高度集中、国有股“一股独大”的制度背景下，大股东控制对机构投资者实施行为的动机和能力是否产生重要影响，有什么样的影响？

目前，已有研究主要从掏空行为角度探讨控股大股东的特征，而对不同产权性质的控股股东对公司投资效率是否存在差异的研究相对较少。现有国内学者普遍采用简单的机构持股比例(王琨和肖星，2005[30]；李维安和李滨，2008[27]；薄仙慧和吴联生，2009[24])，而很少运用机构持股变化指标来反映机构投资者的治理行为偏好。同时，不同的产权制度下，机构持股变化对抑制公司非效率投资行为及其效果是否存在差异等问题，现有研究尚不多见，这为本文研究提供了契机。

本文的贡献主要体现在以下几方面：(1)与现有研究普遍采用机构投资者持股比例不同，本文运用机构持股变化而非简单的持股比例，以期更能直接有效地反映机构投资者在某一时点上的行为偏好；(2)从公司投资效率角度研究机构持股对大股东控制权收益的治理效应，考察当前我国机构投资者的股东是否具有积极主义行为，为我国大力发展机构投资者的相关决策提供支持性证据；(3)研究了控股股东和机构投资者对公司投资效率的影响，提供了不同产权性质的控股股东对公司投资效率存在显著差异的经验证据，深化了股权结构和机构投资者的治理效应方面的研究。

理论分析与研究假设

我国上市公司按照企业产权性质通常分为国有和非国有两类，这两类上市公司在激励约束条件上有着明显的差异，因此我们在进行研究时必须加以考虑。

一、不同企业产权下大股东控制对公司投资效率的影响

股权集中在大多数国家是常见现象，上市公司普遍存在控制性股东。越来越多的研究(Claessens et al., 2002; La Porta et al., 2002; Lemmon and Lins, 2003) [6][10][11] 表明，控股股东持股具有激励与侵占的双重效应，一方面控股股东有很强的能力与动机防止经营者出于自身利益考虑的非效率投资；另一方面控股股东也有很强的能力与动机利用手中的控制权进行各种非效率投资行为，侵害中小股东的利益，获取控制权租金。王鹏等(2006) [29]的实证研究表明，在大股东控制条件下，控股股东的控制权确实存在侵占效应，现金流权存在激励效应，且随着两者分离程度的增加，企业非效率投资行为更为严重。由于控制权私有收益与控制权成本的同时存在，由控制权私有收益导致的过度投资以及为攫取控制权私有收益的成本所导致的投资不足将同时对企业绩效产生不同程度的负面影响[1]。显然，过度投资和投资不足导致的非效率投资行为均为大股东因牟取控制权私利侵占中小股东利益的两种表现形式。大股东对外部收益的追求将导致企业进行非效率投资(刘朝晖，2002)。随着大股东持股比例的增加，由于利益侵占效应(Entrenchment Effect)的存在，掌握公司控制权的大股东往往为了自身利益的极大化而实施非效率投资，不惜牺牲中小股东利益与公司价值。然而当大股东的持股比例进一步增加，其与中小股东利益的一致性程度提高，此时，在利益趋同效应(Alignment Effect)作用下，其自身的利益与公司利益会逐步趋同，大股东便会减少侵害中小股东利益的非效率投资。因此，大股东持股比例与非效率投资之间呈倒 U 型关系(Claessens et al., 2002)[6]。

我国上市公司依据所有权性质通常分为国有控股与非国有控股两类，这两类不同产权性质的控股股东在非效率投资方面可能表现出一定的差异。一般认为，上市公司控股股东的产权性质为国有时，由于国有股权人格化代表的缺位、国有主体虚置，其经营者具有更大的权限，从而加大了内部人控制所带来的代理问题，因此，作为理性的经营者，其利用手中掌握的大权从事牟取私利的机会主义行为的可能性加大，更易造成非效率投资。基于上述理论分析，本文提出如下研究假设：

H1：大股东持股比例与非效率投资之间呈倒“U”型关系，与非国有控股上市公司相

比，国有控股公司的非效率投资可能较强。

二、不同企业产权下机构持股变化对公司投资效率的影响

一般而言，机构投资者参与公司治理的方式主要有两种[27]：一是买入或抛售企业股票，即采用“用脚投票”的“华尔街方式”进入、退出企业，期间并不介入被投资企业治理、决策等；第二种是转向长期投资，积极参与和改进公司治理，即扮演“积极投资者”，采用“用手投票”的方式发挥监督治理作用。

国内外大量研究表明，作为股东的机构投资者具有积极的公司治理效应，对公司价值有着显著的正面影响(Shleifer & Vishny, 1986; Mitra & Cready, 2005; 王琨和肖星,2005) [12][19][30]；另一方面，也有一些学者机构投资者不能发挥积极的公司治理效应，他们依然是“用脚投票”的短视行为者(Pound, 1988; Gaspar et al., 2006; 唐清泉等,2005) [14][8][28]。

实际上，因信息不对称，机构投资者在投资之初往往对公司运营情况难以全面、准确的掌握。机构投资者由于持股比例高，投资行为实施之后，当它们发现公司内部运营可能存在问题时，不可能贸然采用第一种方式即“用脚投票”的方式抛售股票来保护其资本的价值，因为他们抛售所持有的大量股份不可能不引起公司股价的大幅下跌而蒙受巨额投资损失(Parrino et al., 2003)。随着机构投资者实力的日益壮大及其持有证券数量的不断上升，这种“华尔街方式”的成本就会越大。因此，机构投资者有动力转向长期投资策略，积极参与公司治理，维护自己的投资权益可能是更好的选择[20]。另外，当单个机构投资者持股比例相对较低时，它们之间还可以通过多种合作机制来发挥积极影响，提高监督、治理的效率[2]，从而改善公司治理和提高决策质量。正因如此，Shleifer & Vishny (1986) [19]认为，机构投资者有助于抑制公司的非效率投资。

近年来，中国政府为保障国内资本市场的快速健康发展，在超常规发展战略指导下，实施了有利于机构投资者发展的系列政策，这为机构投资者发挥积极的治理效应提供了制度保障。在这样的背景下，机构投资者既有能力又有动力去改善企业的投资效率，提升企业价值。

然而，机构投资者采取股东积极主义受到企业产权性质的制约，其对公司投资行为及其效果的影响在不同产权属性的治理环境中可能存在较大差异。与非国有企业相比，国有企业能够获得政府在财务和政治上的更多支持[15]，主要是缘于政治利益与经济利益的双重驱动，国有企业的成功能够为政府带来更多的资源，从而提高政府领导人的政绩与晋升机会。国有企业的控制权掌握在政府手中，因而往往充当着政府手中的工具，服务于政府的多元化目标，而不仅仅是公司价值最大化(Frye & Shleifer, 1997)[7]。显然，国有公司面临更多的政府干预，存在非常严重的政府代理问题。相比较而言，非国有公司受政府的直接干预更少，因为非国有公司属于追求公司价值极大化的市场主体，其行为更加市场化，受政府的直接控制较小，从而具有比国有公司更为适合机构投资者发挥作用的治理环境。然而在我国国有公司中，股权大部分集中在政府手中，政府作为大股东对国有公司实施相应的控制与监督，然而政府及其代理人所具有的特殊身份难免使这种控制与监督带有相当的行政色彩，导致对国有公司过多的行政干预。国有公司的这一制度安排决定了机构投资者对其影响极其有限，机构投资者往往难以对国有企业的经营管理产生大的影响[22]。因此，可以推测，政府对国有公司的影响更大，机构投资者在国有公司中的治理效应自然受到限制。基于上述理论分析，本文提出如下研究假设：

H2：机构持股变化与非效率投资负相关，其程度在非国有公司可能强于国有公司。

研究设计

一、模型设定与变量定义

1．投资效率检验模型及变量定义

国外对企业非效率投资检验模型的研究来看，主要有两种模型 一种是以 Vogt(1994)[21]为代表，另一种是以 Richardson(2006)[16]。虽然 Vogt 模型可以判断样本企业整体的投资效率，但无法度量样本中每个企业在某个年度的非效率投资程度；而 Richardson 模型运用一系列影响企业投资决策的因素来解释企业的新增投资，并利用回归得到的残差可以判断每个企业某年度的非效率投资程度。文章参照黄乾富和沈红波(2009)[26]的研究，吸收上述两种模型的优点，构建模型（1）来测量公司的投资效率：

$$\frac{I_t}{K_{t-1}} = b_0 + b_1\frac{CF_t}{K_{t-1}} + b_2\frac{CF_{t-1}}{K_{t-2}} + b_3Q_{t-1} + b_4Q_{t-1}\frac{CF_t}{K_{t-1}} + b_5\frac{Cash_{t-1}}{K_{t-2}} + b_6\frac{Sale_t}{K_{t-1}} + b_7\frac{I_{t-1}}{K_{t-2}} + \sum Industry + \sum Year + e \quad (1)$$

其中，I_t 表示公司第 t 年的新增资本投资量，借鉴 Richardson(2006)[16]、Bushman et al.(2006) [5]及辛清泉等(2007)[31]学者的研究，本文将 I_t 界定为：购建固定资产、无形资产及其他长期资产支付的现金 + 购买或处置子(分)公司支付的现金净额－处置固定资产、无形资产和其他长期资产而收回的现金净额－当期折旧和摊销额，我们用年初总资产 K_{t-1} 对其进行标准化处理，以消除期初规模的影响。K 代表企业总资产，用以对相关变量进行标准化处理，以消除企业期初规模的影响。CF 表示现金流，用经营活动产生的现金流量净额来衡量；Q 代表 *Tobin'Q* 值，衡量企业的成长性，企业成长性越好，其资本投资量应该越大；$Cash_{t-1}$ 为公司持有的现金及现金等价物，用年初总资产进行标准化；$Sale_t$ 表示企业第 t 年的营业收入；I_{t-1} 表示第 t-1 年的新增资本投资。此外，模型中还加入行业哑变量 Industry 和年度哑变量 Year，以充分考虑行业效应和年度效应。

由于模型(1)中，等式右边均包括解释变量、控制变量以及被解释变量的一阶滞后项，这可能会带来较为严重的内生性问题，如果采用普通最小二乘法(OLS)进行回归分析，可能会使结果有偏。为解决这一问题，我们借鉴 Arellano and Bover(1995)[3]、白重恩等(2008)[23]的方法，采用 one-step System-GMM (即一步系统广义矩)估计法对模型进行估计。由于一步系统广义矩估计利用了比一步差分广义矩估计（one-step Difference-GMM）更多的信息(Hsiao, 2003)，而且，由于系统 GMM 方法可以同时利用变量水平变化和差分变化的信息，它比差分 GMM 方法更有效，在经验研究中已经有非常广泛的应用[17]。因而它能够有效地解决变量之间的内生性和残差的异方差性问题，适合于那些时间跨度不长的面板数据分析，而本文的研究数据正符合这一特征。借鉴 Arellano and Bover(1995)[3]、白重恩等(2008)[23]的做法，本文采用 $\frac{I_t}{K_{t-1}}$，$\frac{CF_t}{K_{t-1}}$，Q_{t-1}，$\frac{Cash_{t-1}}{K_{t-2}}$，$\frac{Sale_t}{K_{t-1}}$ 滞后二期以上项作为差分和水平方程中的 GMM 类型工具变量。

我们对模型(1)进行回归，得到的残差 ε 即为投资效率(Invt)，它是实际投资额与理想投资额之间的差额或偏离度，其值可能为正也可能为负。正残差(负残差)表示过度投资 OI(投资不足 UI)。OI 值越大，则过度投资程度越大；UI 值越小(或者 UI 绝对值越大)，则投资不足程度越大，也就是说，偏离度越大，过度投资(或投资不足)程度越大，意味着公司的投资决策越不理性，其负面影响也更严重。

2．构建回归模型考察大股东控制与机构持股对非效率投资的影响

为了验证假设 1，根据销售加速模型和欧拉方程以及 Richardson(2006)[16]、Aggarwal and Samwick(2006)[1]、辛清泉等(2007)[31]的研究，我们构建回归模型(2)：

$$OI_t(UI_t) = b_0 + b_1Top_t + b_2\mathrm{Top}_t^2 + \sum Control + \sum Industry + \sum Year + e \quad (2)$$

为进一步探讨机构投资者的治理效应，在模型(2)的基础上加入交互项 $\mathrm{Top}_t \times \mathrm{CIhold}_{t-1}$，

建立模型（3）以检验假设 2：

$$OI_t(UI_t) = b_0 + b_1 Top_t + b_2 \mathrm{Top}_t^{\ 2} + b_3 Top_t \times CIhold_{t-1} + b_4 CIhold_{t-1} + \sum Control + \sum Industry + \sum Year + e \quad (3)$$

① 因变量为公司投资效率。模型（1）回归得到的残差 ε 即为投资效率（Invt），衡量公司非效率投资的程度，OI 表示模型(1)中大于 0 的回归残差，UI 表示模型(1)中小于 0 的回归残差的绝对值。OI 值越大，则过度投资程度越大；UI 值越大，则投资不足程度越大。

② 解释变量。Top 表示第 1 大股东持股比例，反映大股东的控制度。中国上市公司股权高度集中，高比例持股的大股东普遍存在，其对公司投资决策会产生显著影响，但影响的方向难以确定；前面关于大股东行为特征的理论分析以及过去大股东持股与非效率投资方面的文献(如 Claessens et al.(2002)[6])认为第一大股东持股比例与非效率投资是非线性的。为此，我们将第一大股东持股比例的平方(Top^2) 也作为解释变量引入到回归模型中，引入 Top 和 Top^2 变量用来考察大股东对公司非效率投资行为的影响。并且我们对 Top 和 Top^2 均进行了中心化处理以消除引入平方项后所带来的共线性问题。

CIhold 表示机构投资者持股比例的变化。与李维安和李滨(2008)[27]类似，机构投资者持股比例(Ihold)用全部机构投资者持股比例之和占流通股之比表示①。之所以采用机构持股变化(CIhold)而非简单的机构持股比例(Ihold)，主要基于以下考虑：首先，被解释变量 OI(UI)是当年新增的投资，也是变化值；其次，机构投资者买入或卖出公司股票(即持股变化)是其参与公司治理，影响投资决策与公司业绩的一种重要方式；第三，机构持股变化较持股比例更能直接有效地反映机构投资者在某一时点上的选择偏好。此外，考虑到机构持股发挥效应可能存在时间上的滞后性，故对解释变量(CIhold)也进行滞后一期处理。

③ 控制变量。Control 是一组控制投资过度或投资不足的变量。根据我国当前的现实情况并借鉴辛清泉等(2007)[31]、Biddle et al.(2009)[4]等学者的研究，我们在模型(2)中还控制了其他一些因素，具体说明如下：

ROA 表示公司的盈利能力，用总资产净利率表示，历史业绩越好的公司，投资机会也越多，投资规模可能也越大。FCF 为第 t 年的自由现金流，并用总资产进行标准化。Jensen(1986)[9]提出，自由现金流影响着经理人的投资决策，企业的自由现金流越多，经理人为了满足自己的私利，越有可能将现金投入到非效率的投资项目中。这里，第 t 年的自由现金流等于第 t 年的经营活动现金流量净额减去第 t 年的固定资产折旧、无形资产摊销和第 t 年的预期新增投资后的余额与总资产的比值。预期新增投资来自模型（1）的回归结果。Grow 为公司的当前成长性，用年初的营业收入增长率来表示；Lev 为公司财务杠杆，用资产负债率表示，用来控制企业负债比率对投资行为的影响；Size 表示企业规模，用总资产的自然对数表示；考虑到实际控制人性质、代理问题也会影响投资效率，因而我们还设置了以下变量，以控制其他公司治理特征对上市公司投资行为的影响。具体地，State 表示实际控制人性质的虚拟变量，如果实际控制人性质为国有，则 State 取值为 1，否则为 0；Controlcf 表示当年控股股东的控制权与现金流权的比率；Mfee 表示管理费用率，用第 t 期的管理费用占营业收入的比例表示；Occupy 为大股东资金侵占，用第 t 年末的其他应收款的增量表示，并用总资产对其进行标准化处理。此外，在模型中还控制了行业与年度效应。

考虑到机构持股与公司投资效率之间可能存在较强的相互影响，从而导致模型存在较为严重的内生性问题，有鉴于此，我们在这里同样采用一步系统 GMM 方法对模型(2)和模型(3)进行估计，以缓解内生性问题，使研究结论更可靠。我们采用 OI（UI）, Top, CIhold, ROA, FCF, Grow, Lev, Size, State, Controlcf, Mfee, Occupy 的滞后二期以上项作为差分和水平方程中的 GMM 类型工具变量。

二、样本选择和数据来源

文章以我国深、沪市场 A 股上市公司为研究样本，由于研究需要控股股东拥有上市公司控制权与所有权比例的数据，而能够从 CSMAR 数据库得到的这一数据起始于 2003 年，因此，文章研究的时间跨度为 2003 年至 2011 年；另外，文章剔除了回归中所使用变量数据缺失的上市公司；在此基础上，文章还对样本做了如下几方面的处理：（1）将资产负债率大于 100%的公司，以及机构持股比例超过 100%的公司作为异常值予以剔除；（2）剔除金融类上市公司；（3）剔除被 ST、PT 的上市公司；（4）对文章中所用到的主要连续变量，为消除异常值的影响进行了 winsorize 处理，将小于 1% 分位数（大于 99% 分位数）的极端值，分别替换为 1% 分位数（99% 分位数）；（5）由于 GMM 模型要求每家公司至少有连续三年的数据，我们剔除了无连续三年值的样本。最终我们共获得 6953 个观测值，其中，过度投资与投资不足的样本观测值分别为 2889 和 4063 个。

文章中的机构持股数据来自 WIND 数据库，其余数据来自 CSMAR 和 CCER 数据库。

三、描述性统计

表 1　主要变量的描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	中位数	最小值	最大值
Top	6952	0.4253	0.1724	0.4113	0.0035	0.8541
CIhold	6952	5.8495	15.8376	1.5306	-72.6784	93.4676
FCF	6952	1.0613	0.5447	1.0476	0.2659	1.9751
Mfee	6952	0.1010	0.3057	0.0689	-0.3662	12.7162
Occupy	6952	0.0003	0.0462	0.0002	-0.73539	1.3203
OI	2889	0.0892	0.0936	0.0564	0.0000	1.9302
UI	4063	0.0671	0.5273	0.0485	0.0000	2.2475

表 1 报告了主要变量的描述性统计。从表 1 的描述性统计特征中发现，各变量都不服从正态分布，样本公司中第一大股东持股比例(Top)最高为 85.41%，最低为 0.35%，均值与中位数都在 40%以上，说明我国控股股东所占比重大，“一股独大”现象在我国上市公司中普遍存在，对上市公司影响较大。机构投资者持股变动(Cihold)最高为 93.47%，最低为 0.35%，平均持股变化为 5.85%，中位数为 1.53%，总体而言机构持股变化不是很大，但其极值（最大值和最小值）偏离均值较大。过度投资与投资不足的样本观测值分别为 2889 和 4063 个，占总样本的 41.56%和 58.44%。上市公司过度投资的均值(中位数)为 0.0892(0.0564)，而投资不足的均值(中位数)为 0.0671(0.0485)，意味着虽然我国上市公司样本中投资不足类型所占比重更大，但是过度投资公司的非效率投资现象却更严重。

实证结果分析和稳健性检验

一、基本回归分析

表 2 和表 3 报告了 Model（2）和 Model（3）中关于大股东控制、机构持股对过度投资和投资不足影响的 GMM 回归结果，从左到右，依次是全样本、国有控股样本和非国有控股样本的回归结果。为了节省篇幅，控制行业与年度的虚拟变量的回归系数均未列出。

表 2　大股东控制、机构持股与过度投资：回归结果

变量	全样本		国有控股公司		非国有控股公司	
	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）
截距	0.0907*** (5.884)	0.1130*** (6.172)	0.1252*** (6.232)	0.1287*** (6.513)	0.1519*** (7.093)	0.1621*** (7.314)
Top	0.0454*** (3.012)	0.0433*** (2.961)	0.0491*** (3.429)	0.0479*** (3.354)	0.0322** (2.243)	0.0307** (2.183)
Top^2	-0.0391 (-0.877)	-0.0305 (-0.793)	-0.0425 (-1.264)	-0.0362 (-1.175)	-0.0269 (-0.584)	-0.0247 (-0.562)
Top×CIhold		-0.0135**		-0.0117*		-0.0168**

		(-2.128)		(-1.861)		(-2.275)
CIhold		-0.0149** (-2.465)		-0.0181* (-1.967)		-0.0210*** (-3.190)
ROA	0.0278 (0.155)	0.0290 (0.162)	0.0263 (0.231)	0.0239 (0.264)	0.0221 (0.107)	0.0237 (0.112)
FCF	0.0492*** (6.231)	0.0401*** (5.847)	0.0386*** (4.533)	0.0334*** (3.661)	0.0681*** (9.539)	0.0623*** (8.764)
Grow	-0.2305*** (-4.267)	-0.2817*** (-4.482)	-0.5215*** (-9.630)	-0.5269*** (-9.656)	-0.4117** (-2.596)	-0.4117** (-2.598)
Lev	-0.3397*** (-4.275)	-0.3363*** (-4.232)	-0.3325*** (-3.517)	-0.3307*** (-2.970)	-0.3589*** (-4.675)	-0.3554*** (-4.652)
Size	0.0027** (2.383)	0.0021** (2.375)	0.0035*** (2.958)	0.0031*** (2.931)	0.0019* (1.895)	0.0016* (1.834)
State	0.0185* (1.726)	0.0157* (1.68)	—	—	—	—
Controlcf	0.0879 (1.635)	0.0850 (1.612)	0.1326* (1.945)	0.1302* (1.901)	0.0789 (1.314)	0.0742 (1.2997)
Mfee	0.0361** (2.325)	0.0317** (2.273)	0.0432*** (3.515)	0.0408*** (3.043)	0.0329** (2.076)	0.0298** (2.021)
Occupy	-0.1278*** (-3.223)	-0.1214*** (-3.012)	-0.186*** (-3.915)	-0.178*** (-3.783)	-0.0874** (-2.739)	-0.0792** (-2.631)
Adj - R^2	0.3875	0.3893	0.5402	0.5427	0.4468	0.4485
F-statistic	5.8694***	6.0713***	4. 2381***	4. 5163***	4.4827***	4.6901***
N	2889	2889	1835	1835	1054	1054

注：***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著，括号内为 t 值。下同。

表 2 是过度投资样本的回归结果，从表 2 我们发现，大股东持股比例(Top)的系数均显著为正，但 Top 平方的系数却不显著，说明 Top 与过度投资之间是正相关的线性关系，且国有公司比非国有公司更为显著，没有支持假设 1，这可能是因为，与非国有上市公司相比，国有股权的所有者缺位、国有主体虚置，其经营者具有更大的权限，从而加大了内部人控制所带来的代理问题，由于国有企业的经营者为了追求政治性目标而存在扩大企业经营规模构建“经理帝国”的倾向，所有者的缺位，使得国有企业的经营者在投资行为中更易产生过度投资。

表 3　　大股东控制、机构持股与投资不足：回归结果

变量	全样本		国有控股公司		非国有控股公司	
	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）
截距	0.1472*** (6.685)	0.2472*** (6.697)	0.2052*** (5.732)	0.2102*** (5.732)	0.2892*** (6.993)	0.2918*** (7.021)
Top	0.0384 (1.428)	0.0320 (1.407)	0.0301 (1.126)	0.0289 (1.074)	0.0353* (1.659)	0.0338* (1.634)
Top^2	-0.0448 (-0.962)	-0.0421 (-0.946)	-0.0376 (-0.937)	-0.0359 (-0.923)	-0.0581 (-1.076)	-0.0563 (-1.052)
CIhold		-0.0462** (-2.148)		-0.0423** (-2.026)		-0.0487** (-2.223)
Top×CIhold		-0.0122* (-1.836)		-0.0107* (-1.763)		-0.0163** (-2.246)
ROA	-0.0373*** (-4.342)	-0.0359*** (-4.126)	-0.0412*** (-5.126)	-0.0495*** (-5.791)	-0.0318*** (-3.372)	-0.0292*** (-3.196)
FCF	-0.0794*** (-4.531)	-0.0611*** (-4.082)	-0.1847*** (-6.841)	-0.1614*** (-6.723)	-0.0692*** (-3.833)	-0.0607*** (-3.115)
Grow	0.0018** (2.159)	0.0023** (2.482)	0.0015 (1.583)	0.0011 (1.523)	0.0031** (2.520)	0.0036** (2.671)

Lev	-0.1697*** (-3.279)	-0.1663*** (-3.216)	-0.1327*** (-2.977)	-0.1294*** (-2.942)	-0.1880*** (-3.985)	-0.1826*** (-3.967)
Size	-0.032** (-2.392)	-0.029** (-2.365)	-0.027** (-2.106)	-0.024** (-2.093)	-0.046*** (-3.942)	-0.042*** (-3.887)
State	-0.0779 (-1.662)	-0.0753 (-1.649)	—	—	—	—
Controlcf	0.0872* (1.953)	0.0861* (1.939)	0.1765* (1.875)	0.1742* (1.859)	0.4738** (2.654)	0.4714** (2.618)
Mfee	0.0532*** (4.833)	0.0461*** (4.715)	0.0817*** (5.254)	0.0661*** (5.176)	0.0387*** (3.526)	0.0354*** (3.132)
Occupy	0.0943*** (5.247)	0.0871*** (4.935)	0.0887*** (4.989)	0.0825*** (4.637)	0.1085*** (5.942)	0.1004*** (5.793)
Adj - R^2	0.4907	0.4926	0.5583	0.5597	0.4006	0.4032
F-statistic	6.7645***	6.9279***	9. 1438***	9. 3863***	5.4529***	5.6931***
N	4063	4063	2578	2578	1485	1485

表 3 是投资不足样本的回归结果，从表 3 不难发现，上市公司投资不足与大股东持股比例(Top)的回归系数为正，与 Top^2 的回归系数为负，但均不显著，说明大股东持股并没有对上市公司的投资不足产生实质性影响。同时我们还可以看出，相对于国有公司来说，投资不足与 Top 之间的正向关系在非国有公司更明显些，这可能是因为非国有公司受到更多的融资约束从而更难于从外部融到资金而导致投资不足。

机构投资者持股变化是其参与公司治理，影响投资决策与公司业绩的一种重要方式。从表 2 的第(2)、(4)、(6)列的结果显示，机构持股变化(CIhold)与过度投资呈显著负相关，其程度在非国有上市公司更为显著，这表明，机构投资者的持股变化能有效抑制企业的过度投资，且相对于非国有控股公司来说，机构投资者在国有控股公司中的治理效应受到限制，这与假设 2 基本一致。同时，从交互项 Top×CIhold 的回归系数均显著为负(而 Top 的系数均显著为正)可以看出，机构投资者持股变化显著降低了大股东持股与过度投资程度之间的正相关关系，这说明机构持股变化越大，越能抑制非效率投资的程度，这进一步表明机构投资者的行为能够有效阻止大股东或经理层进行过度投资的机会主义行径，提高公司投资效率，而且非国有公司的交互项 Top×Cihold 系数较国有公司更为显著，这进一步支持了假设 2。表 3 中，机构持股变化(Cihold)的系数与交互项(Top×Cihold)的系数均显著为负，而且交互项(Top×Cihold)的系数(T 值)在国有公司和非国有公司分别为-0.1071(-1.763)和-0.1637(-2.246)，前者在 10 %水平上显著，后者在 5%水平上显著。这表明，机构投资者的持股变化能有效抑制企业的投资不足，且相对于非国有控股公司来说，机构投资者在国有控股公司中的治理效应受到限制，这与表 2 的结论相一致。由此可见，机构持股变化越大，越能抑制公司投资的无效率，其程度在非国有公司强于国有公司，假设 2 得到验证。

二、稳健性检验

为检验文章结论的可靠性，我们进行了如下稳健性检验：(1)李维安和李滨[6]等的研究表明，机构持股是一个内生决定的变量，受公司业绩、规模、营业收入增长率等特征因素的影响。因而，本文构建下列联立方程模型，采用两阶段最小二乘法和系统估计方法进行稳健性测试，以控制内生性问题②。表 4 报告了联立方程检验的主要结果。

$$\begin{cases} OI_t(UI_t) = b_0 + b_1 CIhold_{t-1} + b_2 Top_t \times CIhold_{t-1} + b_3 Top_t + \sum Control + \sum Industry + \sum Year + e \\ CIhold_{t-1} = \partial_0 + \partial_1 OI_t(UI_t) + \sum Control + \sum Industry + \sum Year + z \end{cases} \quad (4)$$

表 4　联立方程检验结果

	过度投资样本		投资不足样本	
	OI	CIhold	UI	CIhold

CIhold	-0.0485** (-2.583)		-0.0397** (-2.316)	
Top×Cihold	-0.0259** (-2.106)		-0.0183** (-1.785)	
OI		-0.0826** (-2.507)		
UI				-0.0395** (-2.338)
Top	0.0389*** (-2.837)		0.0293 (-1.281)	

表 4 的主要结果与前文基本一致，这进一步表明，在对机构投资者的内生性问题进行控制后，前文的结论仍然是稳健的。

(2)我们还采用营业收入增长率(Grow)替代 Tobin'Q 值来衡量公司的成长性，结论仍未改变；(3)在模型(2)和模型(3)中用残差来估计非效率投资程度，易造成系统性偏差。为克服这一问题，我们参考辛清泉等(2007)[31]的敏感性分析，将模型(1)的残差按大小平均分成三组，删除中间一组，并将残差最大组与残差最小组分别作为过度投资组与投资不足组，然后再相应地对模型(2)和模型(3)进行回归，结果与前文的结论无实质性差异。以上稳健性分析表明本文的结论是可靠的。限于篇幅，本文仅列示第一方面的稳健性测试结果。

结论与政策启示

如何有效缓解大股东与广大中小股东之间的利益冲突是现代公司治理的核心所在[3]，而近年来随着机构投资者队伍的不断壮大，它们正逐步成为影响资本市场发展的主导力量，其在改善公司治理中的作用也日益受到各方的关注。结合我国现阶段“一股独大”、国有股权的所有者缺位等制度背景，以中国 2003-2011 年间 A 股上市公司为研究样本，在控制机构投资者内生性问题的基础上，从投资效率角度研究机构投资者对大股东控制权私利的治理效应，以及机构投资者与大股东控制在公司治理方面的交互作用。结果发现，大股东持股比例与非效率投资呈正相关，但在两类不同产权公司中存在差异；机构持股变化在两类公司中均与非效率投资呈显著负相关，但其程度在非国有公司更为显著。这一结果表明机构投资者能有效抑制大股东的非效率投资行为，但其在国有公司中的治理效应受到限制。机构投资者只有在合适的治理环境下才能够充分发挥积极的治理作用。

本文的实证结论具有以下重要的政策启示：

首先，从本文实证结果来看，机构投资者能够有效抑制上市公司的非效率投资行为。随着中国机构投资者的实力日益壮大及其在资本市场的地位不断提高，机构投资者不仅有动力而且有能力监督大股东的非效率投资行为，既能缓解广大中小股东“搭便车”问题，而且在股权集中的背景下，机构投资者还有效地充当了广大中小股东利益的代表，扮演“积极投资者”，采用“用手投票”的方式发挥积极治理作用，因而一定程度上能够抑制大股东的“掏空”行为，有利于减少代理成本，显然本文的研究结论为我国大力发展机构投资者的相关决策提供支持性证据。

其次，虽然机构投资者能有效抑制非效率投资行为，但是在不同的产权制度下，机构持股变化对抑制公司非效率投资行为及其效果存在差异。这说明，只有在合适的治理环境下，机构投资者的积极治理效应才能得以充分发挥。中国上市公司股权高度集中，国有上市公司普遍存在“一股独大”现象，国有股权的所有者缺位，“内部人控制”现象严重，为了改善目前公司治理结构存在的缺陷，有必要为机构投资者发挥积极治理作用创造合适的治理环境，以使其积极参与国有公司的治理实践，提高国有公司价值，以进一步提升国有企业改革的成效。因此，对政府相关监管部门来说，应充分认识到机构投资者的积极治理效应，然而机构投资者有效性的发挥是需要一定的环境条件的。这为当前中国正在实施的

机构投资者战略和国有企业产权制度改革提供了经验证据。当然，在大力发展机构投资者战略过程中，要将引导、监管与培育结合起来，合理科学地发展机构投资者队伍。

总之，本文的研究结论对进一步推进国有企业产权制度改革，优化股权结构及公司治理机制，提升企业投资效率及决策质量具有极其重要的理论价值和实践价值，同时也为我国大力发展机构投资者的相关决策提供依据。

[基金项目：国家自然科学基金项目(项目编号：70472068)；教育部人文社科规划项目(项目编号：09YJA630002)]

注释

① 这里的机构投资者包括基金、券商、券商理财产品、QFII、保险公司、社保基金、企业年金、信托公司和财务公司。机构投资者持股变化的计算：$CIhold_t = Ihold_t - Ihold_{t-1}$，其中 $Ihold_t$ 是企业第 t 期时的机构投资者持股比例，$Ihold_{t-1}$ 是 企业第 t-1 期时的机构投资者持股比例。以此例推，$CIhold_t$ 的滞后一期亦同样计算。

②内生变量为非效率投资程度(OI 或 UI)、机构持股变化(Cihold)。非效率投资程度的观察变量和控制变量如前文；依据 Cready(1994)、Grinstein & Michaely(2005)、李维安和李滨(2008)等的研究，本文引入公司业绩(EPS)、规模(Size)、营业收入增长率(Grow)、财务杠杆(Lev)、上市年龄(Age)等 5 个变量来反映机构投资者持股的特殊偏好。

参考文献：

[1]Aggarwal R, A Samwick. Empire-Builders and Shirkers: Investment, Firm Performance, and Managerial Incentives. Journal of Corporate Finance, 2006, 12(3): 489-515.

[2]Allen, Franklin, Antonio E. Bernardo, and Ivo Welch. A theory of dividends based on tax clienteles. Journal of Finance, 2000, 55: 2499-2536.

[3]Arellano, Manuel and Olympia Bover. Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-components Models. Journal of Econometrics. 1995, 68(1): 29-51.

[4]Biddle,G. C., Hilary, G. and Verdi, R. S. How does Financial Reporting Quality Relate to Investment Efficiency?. Journal of Accounting and Economics, 2009, 48: 112-131.

[5]Bushman,R., J. Piotroski and A. Smith. Capital Allocation and Timely Accounting Recognition of Economic Losses: International Evidence. Working paper, Chicago University, 2006.

[6]Claessens S, Djankov S, Fan J P H, Lang L H. P. Disentangling the Incentive and Entrenchment Effects of Large Share-holdings. Journal of Finance, 2002, 57(6): 2741-2771.

[7]Frye, T. and Shleifer, A. The Invisible Hand and the Grabbing Hand. American Economic Review, 1997, 87: 354-358.

[8]Gaspar, J., Massa, M. and Matos, P. Favoritism in Mutual Fund Families? Evidence on Strategic Cross-Fund Subsidization. The Journal of Finance, 2006, 61: 73-104.

[9]Jensen M C. Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance and Takeovers. American Economics Review, 1986, 76(2): 323-329.

[10]La Porta, R, Lopez de Silanes, F. , Shleifer, A. ,Vishny , R.. Corporate ownership around the world. Journal of Finance, 1999, 54(5): 471-517.

[11]Lemmon, Michael L., and Karl V. Lins. Ownership Structure, Corporate Governance and Firm Value: Evidence from the East Asian Financial Crisis. Journal of Finance, 2003(58), 1445-1468.

[12]Mitra, S. and M. Cready. Institutional Stock Ownership, Accrual Management and Information

Environment, Journal of Accounting , Auditing , and Finance, 2005(20): 257-286.

[13]Porter, M. E. Capital Disadvantage: America's Failing Capital Investment System. Harvard Business Review, 1992(70): 65-82.

[14]Pound John. Proxy Contest and the Efficiency of Shareholder Oversight. Joumal of Financial Economics, 1988, (20): 237-265.

[15]Qian, Y. A Theory of Shortage in Socialist Economies Based on the Soft Budget Constraint. American Economic Review, 1994, 84(1): 145-156.

[16]Richardson S. Over-investment of Free Cash Flow. Review of Accounting Studies, 2006, 11(2/3): 159-189.

[17]Roodman, David. How to Do xtabond2: An Introduction to Difference and System GMM in Stata. Working Paper No. 103. Washington, Center for Global Development, 2006.

[18]Shleifer, A., and Vishny R. A Survey of Corporate Governance[J]. Journal of Finance, 1997(52): 737-783.

[19]Shleifer A, Vishny R. Large Shareholders and Corporate Control. Journal of Political Economy, 1986, 94(3): 461-488.

[20]Stuart L Gillan, Laura T Starks. Corporate Governance Proposals and Shareholder Activism: The Role of In stitutional Investors[J]. Journal of Financial Economics, 2000, 57(2): 275-305.

[21]Vogt S C. The Cash Flow/Investment Relationship: Evidence from U.S. Manufacturing Firms. Financial Management, 1994, 23(2): 3-20.

[22]Wei, Z., Varela O. State Equity Ownership and Firm Market Performance: Evidence from China`s Newly Privatized Firms. Global Finance Journal, 2003, (14): 65-82.

[23]白重恩，钱震杰，武康平．中国工业部门要素分配份额决定因素研究．中国社会科学，2008(8): 16-28.

[24]薄仙慧，吴联生．国有控股与机构投资者的治理效应：盈余管理视角．经济研究，2009(2): 81-91.

[25]郝颖，刘星．基于控制权私利的投资效率与挤占效应研究．科研管理，2010(3)：165-170.

[26]黄乾富，沈红波.债务来源、债务期限结构与现金流的过度投资——基于中国制造业上市公司的实证证据．金融研究，2009(9): 143-155.

[27]李维安，李滨．机构投资者介入公司治理效果的实证研究：基于 CCGINK 的经验研究．南开管理评论，2008 (1): 4-14.

[28]唐清泉，罗党论，王莉．大股东的隧道挖掘与制衡力量．中国会计评论，2005, (1): 63-86.

[29]王鹏、周黎安．控股股东的控制权、所有权与公司绩效：基于中国上市公司的证据．金融研究，2006(2): 88-98.

[30]王琨，肖星．机构投资者持股与关联方占用的实证研究．南开管理评论，2005,(2): 27-33.

[31]辛清泉、林斌、王彦超．政府控制、经理薪酬与资本投资．经济研究，2007,(8): 110-122.