

价值选择 VS. 价值创造

——来自中国市场机构投资者的证据

唐跃军 宋渊洋*

摘要 本文研究机构投资者持股变动对公司业绩和公司业绩改善的影响。实证研究显示,机构投资者持股变动对公司业绩具有显著的正面影响,但是,有别于先前的研究,本文发现这个影响在中长期迅速减弱。而且,中国市场不同类型机构投资者的价值选择和价值创造能力存在显著差异:(1)投资实力强、倾向于采用集中投资策略的基金、QFII具有较强的价值选择能力,券商、社保基金、信托公司的价值选择能力较弱;(2)基金表现出一定程度的价值创造能力,而其他机构投资者目前尚不具备价值创造能力。

关键词 机构投资者,价值选择,价值创造,持股变动,公司业绩改善

一、引言

在股权高度集中的中国市场,机构投资者参与公司治理¹、改善公司业绩被相关方面寄予厚望。但是,作为一个重要的理论和实践问题,机构投资者到底发挥了何种作用(价值选择还是价值创造,或两者兼有)以及其作用的大小一直未能得到一致且有效的回答。现有关于机构投资者的政策一定程度上是基于机构投资者能参与公司治理,改善企业决策,实现价值创造的基础上作出的。但是,现有关于中国市场机构投资者对公司业绩影响的研究大多直接将机构投资者持股比例之和与公司业绩进行回归,以此检验机构投资者是否具有价值选择和价值创造能力,这实际上混淆了价值选择与价值创造,并没有很强的证据说明机构投资者有助于公司价值创造。因为即使发现机构投资者持股比例与公司业绩正相关,亦无法可靠地得出机构投资者既具有价

* 复旦大学管理学院。通信作者及地址:唐跃军,上海市国顺路670号复旦大学管理学院,200433;电话:(021)25011148;E-mail: yjtang@fudan.edu.cn。本文受到国家自然科学基金项目(70802015)、2008年教育部博士点新教师基金项目(200802461116)、上海市哲学社会科学规划青年课题(2008EJB002)、上海市教育发展基金会晨光计划项目(2008CG09)资助;感谢两位匿名审稿专家及《经济学(季刊)》副主编、北京大学中国经济研究中心朱家祥教授的宝贵建议。文责自负。

¹ 机构投资者对公司治理的积极参与被普遍认为是一种新的治理机制(Cornett et al., 2007; 翁洪波和吴世农, 2007)。

值选择又具有价值创造能力的研究结论,同时亦不宜盲目且笼统地建议“大规模”地促进机构投资者的发展,以免对相关研究、政策制定产生误导。²

因此,为了有效区分中国市场机构投资者的价值选择和价值创造能力,清晰展现机构投资者与公司业绩之间关系的真实图景,本文选择2003—2007年中国上市公司的经验证据,进一步研究机构投资者持股变动对公司业绩和公司业绩改善的影响。在现有研究文献的基础上,本文所作的改进如下:(1)选择机构投资者持股变动而非简单的持股比例,以期更为直接有效地体现机构投资者的选择偏好;(2)通过讨论机构投资者持股变动对公司业绩和公司业绩改善的影响,更有效地区分机构投资者的价值选择和价值创造能力,与现有研究形成鲜明对比;(3)对机构投资者进行较为细致的分类,考察不同类型机构投资者发挥作用的差异,避免笼统地把机构投资者作为一个整体可能导致的研究误差;(4)对相应变量采用滞后处理,以便在一定程度上缓解现有研究普遍存在的内生性问题,使研究结论更可靠。³

二、文献综述与研究假设

(一) 文献综述

目前,海外有关机构投资者与公司业绩之间关系的研究结论依然莫衷一是,有的研究者(如Bhide, 1993; Smith, 1996; Short and Keasey, 1997; Del Guercio and Hawkins, 1999)认为,频繁的交易和分散的所有权使机构投资者没有动机参与公司治理,甚至机构投资者还可能鼓励企业管理者追求短期利益,因而机构投资者对公司业绩难以起到促进作用,只是选择具有投资价值的企业进行投资,即仅具有价值选择能力。而与之相对,有的研究者(如Gillan and Starks, 2003; Cornett *et al.*, 2007)则认为,相对于企业法人股东与散户投资者,机构投资者具有散户所不具备的规模优势,又克服了大股东内部控制的局面,具有较强的动机和能力参与公司治理,因而机构投资者不

² 2008年12月,证监会主席尚福林在第七届中国证券投资基金国际论坛年度峰会上认为“经过多年的不懈努力,我国机构投资者的发展取得了显著的成绩,机构投资者的不断壮大,……对引导长期资金入市,提高资本市场运行效率,推动金融体系和社会保障体系改革,均发挥了不可替代的重要作用”,因此他表示要坚持把大力发展机构投资者作为资本市场改革和发展的战略内容。证监会副主席姚刚在由全国社保基金理事会主办的“2008年养老金国际研讨会”上认为,作为资本市场重要参与者,机构投资者在改善投资主体结构,稳定市场,活跃交易,推进公司治理乃至促进金融体系竞争与效率等方面都起到举足轻重的作用。

³ 内生性主要由如下原因导致:(1)遗漏变量(omitted variables), (2)测量误差(measurement error), (3)因变量与自变量互为因果(simultaneous causality 或 simultaneity)。内生性问题一般可以通过如下途径在一定程度上进行控制:(1)研究设计;(2)模型设计;(3)技术方面。在经济管理研究中,由于各方面的限制,研究者多从技术方面(如采用工具变量等方法)来缓解内生性问题。不过我们注意到,不合理的研究设计、模型设计等是导致内生性问题更为根本的原因,因而改进研究设计、模型设计等也是更为根本的缓解和控制内生性问题的途径。

仅具有价值选择能力，还具有价值创造能力，即机构投资者能通过改善被投资企业的公司治理，进而提高公司业绩。

在中国国内，类似的分歧同样存在。一方面，大部分相关的研究表明中国的机构投资者具有较强的价值选择能力，如吴晓晖和姜彦福（2006b）、石良平和李洋（2007）、李维安和李滨（2008）、穆林娟和张红（2008）的研究均显示机构投资者持股比例之和与公司业绩、市场价值等指标之间存在显著的正相关。另一方面，部分研究还表明机构投资者能提高被投资企业的公司治理水平，可能具有价值创造能力。⁴ 如江向才（2004）研究发现机构投资者持股的上市公司的治理情况、信息透明度都较其他公司更好；程书强（2006）关于机构投资者持股与上市公司盈余信息的研究发现，机构投资者持股比例与盈余信息及时性正相关，与盈余管理负相关，从而在一定程度上说明，机构投资者参与公司治理能改善公司治理，使上市公司经营更加规范、有效；李维安和李滨（2008）基于南开公司治理指数的研究认为，机构投资者在提升上市公司治理水平方面发挥了重要作用，降低了上市公司的代理成本。

在此，需要指出的是，现有关于中国市场机构投资者对公司业绩影响的研究大多直接将机构投资者持股比例之和与公司业绩进行回归，以此检验机构投资者是否具有价值选择和价值创造能力（如吴晓晖和姜彦福，2006b；石良平和李洋，2007；李维安和李滨，2008；穆林娟和张红，2008）。这样做可能存在如下缺陷：（1）可能存在较为严重的内生性问题，难以有效区分是业绩好的企业吸引了坚持“价值投资”的机构投资者，还是具有一定动机和能力的机构投资者积极参与公司治理促使公司业绩改善，混淆了价值选择和价值创造；（2）没有区分不同类型的机构投资者，其潜在的假定是不同类型的机构投资者发挥着相同的作用。实际上，不同类型机构投资者的投资目标、行为可能存在显著差异，其对被投资企业公司治理和公司业绩发挥的作用可能不同，对不同类型的机构投资者不作区分容易得出笼统、极具误导性的研究结论。

（二）研究假设

一般而言，机构投资者参与公司治理的方式主要有两种：一是买入或抛售企业股票，即采用“用脚投票”的方式进入、退出企业，期间并不卷入被投资企业治理、决策等。在这种情况下，机构投资者主要发挥价值选择能力，并不能帮助被投资企业创造价值。第二种是转向长期投资，积极参与公司治

⁴ 也有部分研究认为机构投资者难以改变上市公司治理，价值创造能力较弱，如吴晓晖和姜彦福（2006a）的研究表明，我国上市公司的内部治理结构并未因为机构投资者的出现而发生重大变化，同时机构投资者也未能显著改善公司的内部治理机制的运行状态。

理,保护其投资权益,即“机构投资者积极主义”(institutional activism)。在这种情况下,机构投资者既具有价值选择能力,又具有价值创造能力。大量研究表明,机构投资者可能越来越倾向于采用第二种方式,以更为积极的做法影响和改善公司治理,进而提升公司业绩和公司价值,即在具有价值选择能力的同时,还具有价值创造能力。实际上,由于信息不对称,在投资之初机构投资者对企业运营的各方面往往难以有全面、准确的了解。投资行为发生之后,当其发现企业经营可能存在问题时,贸然采用“用脚投票”的方式退出被投资企业可能会引起公司股价大幅下跌,进而不得不蒙受较大投资损失。如此一来,机构投资者转而积极参与公司治理、维护自己的投资权益,促进公司业绩改善可能是更好的选择(Gillan and Starks, 2000; Karpoff, 2001)。而正如我们所看到的,在欧美等较为成熟的市场,机构投资者正越来越积极地参与公司治理(Gillan and Starks, 1998; Karpoff, 2001),在完善公司治理和促进公司业绩改善方面发挥着越来越重要的作用。因此,本文提出如下研究假设:

假设 1 机构投资者具有价值选择能力,即机构投资者持股变动与公司业绩正相关。

假设 2 机构投资者具有价值创造能力,即机构投资者持股变动与公司业绩改善程度正相关。

虽然与价值选择相比,进行价值创造对机构投资者提出了更高的要求,实施起来可能更为困难。但是,相对于一般的散户投资者而言,机构投资者往往具有更强的动机、能力参与公司治理,帮助被投资企业实现价值创造。首先,机构投资者持有较多上市公司股份,可以通过各种方式改善公司治理、影响企业决策⁵,从而实现价值创造。其次,与普通投资者相比,机构投资者拥有更多的专业知识、更广泛的信息获取渠道和丰富的经验(Utama and Cready, 1997),能更为有效地参与公司治理。最后,当单个机构投资者持股比例相对较低时,机构投资者之间还可以通过多种合作机制来提高监督、治理的效率(王彩萍和李善民, 2007; 翁洪波和吴世农, 2007),从而改善公司治理和提高决策质量。也就是说,机构投资者不仅有足够的动机,而且也有相应的能力参与公司治理,改善被投资公司业绩,可能具有一定的价值创造能力。

⁵ 机构投资者参与公司治理的方式较多,比如积极运用投票权、进行代理投票权竞争、推荐董事、提出新的或完善公司战略、发起反对公司的诉讼、提名那些经营绩效或者治理较差的公司作为治理“目标”,以及与公司管理层协商、在公司年度会议上发起股东提案等(Parrino *et al.*, 2003; 张恒和刘力昌, 2005)。

三、模型、变量和数据

(一) 研究模型

机构投资者持股比例与公司业绩表现（包括公司业绩、业绩改善两个方面）可能存在很强的相互影响：一方面，机构投资者持股使机构投资者卷入公司治理，可能促使公司拥有更好的业绩表现，另一方面，业绩表现好的公司往往更容易得到机构投资者的青睐，进而使得机构投资者的持股比例更高。这意味着，机构投资者持股比例与公司业绩表现在一定程度上是互为因果的（simultaneous causality），这可能会导致模型存在严重的内生性问题。

有鉴于此，考虑到 t 期机构投资者购买股票的决策在一定程度上是基于公司 t 期及之前业绩表现作出的，而机构投资者参与公司治理，促使公司业绩改善（往往难以立竿见影）更有可能体现在公司 t 期之后的业绩表现中（如图 1 所示）。因此，较为合理的模型设计是使用 t 期机构投资者持股变动与 $t+1$ 、 $t+2$ 期公司业绩和公司业绩改善进行回归⁶，以此考察机构投资者对公司业绩产生的可能影响。采用机构投资者持股变动主要基于以下两方面的考虑：首先，机构投资者持股变动比持股比例更能反映在某一时点上机构投资者的偏好；其次，买入或卖出股票是机构投资者参与公司治理，影响公司决策、业绩的一种重要方式，即所谓的“用脚投票”。

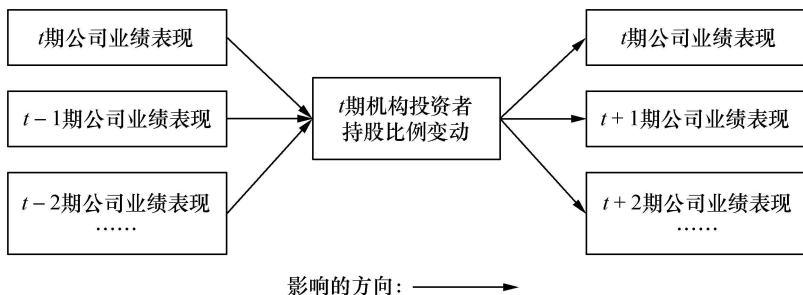


图 1 机构投资者持股与公司业绩表现的相互作用

具体地，基于以上考虑，为检验本文提出的第一个研究假设，考察机构投资者持股变动对公司业绩的影响，我们以公司业绩为被解释变量，构建如下线性回归模型（变量代码的具体含义见下文表 1）：

⁶ 这种缓解内生性的方法为滞后处理，是和本文所涉及的内生性问题的特殊性（自变量与因变量互为因果导致的内生性）联系在一起的。一般而言，自变量与因变量发生在同一时期且可能互为因果时，进行滞后处理后能打破这种互为因果性（在本文中 t 期的机构投资者持股比例变动与 $t+1$ 、 $t+2$ 期公司业绩表现不存在互为因果，而只是单方向的影响）。这种处理内生性的方法已有较长历史，且至今仍较为广泛的应用（参见 Fields(1979)、朱诗娥和杨汝岱(2009)等研究）。

$$\text{Model I: } Z = B_0 + B_1 \text{CINS} + \sum B_{2,i} \text{Indus}_i + \sum B_3 Y + B_4 \text{Year} \\ + B_5 \text{H5} + B_6 \text{Dta} + B_7 \text{LNTA} + \sum B_{8,j} \text{Type}_j + \epsilon,$$

$$\text{Model II: } Z = B_0 + B_1 \text{CFO} + B_2 \text{CSD} + B_3 \text{CQFII} + B_4 \text{CSS} + B_5 \text{CTC} \\ + \sum B_{6,i} \text{Indus}_i + B_7 Y + B_8 \text{Year} + B_9 \text{H5} + B_{10} \text{Dta} \\ + B_{11} \text{LNTA} + \sum B_{12,j} \text{Type}_j + \epsilon.$$

模型 I、II 中 Z 为公司业绩, 分别为净资产收益率 (ROE)、资产净利率 (ROA)、每股收益 (EPS)。模型 I 主要检验机构投资者持股比例之和的变动对公司业绩的影响, 模型 II 主要检验各种类型机构投资者持股变动对公司业绩的影响。

为检验本文提出的第二个研究假设, 考察机构投资者持股变动对公司业绩改善的影响, 我们以公司业绩改善为被解释变量, 构建如下线性回归模型 (变量代码的具体含义见下文表 1):

$$\text{Model III: } \text{CZ} = B_0 + B_1 \text{CINS} + B_2 \text{Perf} + \sum B_{3,i} \text{Indus}_i + B_4 Y \\ + B_5 \text{Year} + B_6 \text{H5} + B_7 \text{Dta} + B_8 \text{LNTA} \\ + \sum B_{9,j} \text{Type}_j + \epsilon,$$

$$\text{Model IV: } \text{CZ} = B_0 + B_1 \text{CFO} + B_2 \text{CSD} + B_3 \text{CQFII} + B_4 \text{CSS} \\ + B_5 \text{CTC} + B_6 \text{Perf} + \sum B_{7,i} \text{Indus}_i + B_8 Y \\ + B_9 \text{Year} + B_{10} \text{H5} + B_{11} \text{Dta} + B_{12} \text{LNTA} \\ + \sum B_{13,j} \text{Type}_j + \epsilon.$$

模型 III、IV 中 CZ 为公司业绩改善, 分别为净资产收益率的改善 (CROE)、资产净利率的改善 (CROA)、每股收益的改善 (CEPS)。模型 III 主要检验机构投资者持股比例之和的变动对公司业绩改善的影响, 模型 IV 主要检验各种类型机构投资者持股变动对公司业绩改善的影响。

(二) 研究变量

1. 被解释变量

现存有关机构投资者持股与公司业绩的研究主要采用以下指标来衡量公司业绩: ROE (如 Chaganti and Damanpour, 1991; Sundaramurthy *et al.*, 2005; 石良平和李洋, 2007; 李维安和李滨, 2008; 穆林娟和张红, 2008)、ROA (如 Chaganti and Damanpour, 1991; Kang, 2000; Sundaramurthy *et al.*, 2005; Li *et al.*, 2006; Cornett *et al.*, 2007)、EPS (如 Chaganti and Damanpour, 1991; 石良平和李洋, 2007; 李维安和李滨, 2008; 穆林娟和张红, 2008)。为保证衡量的全面性和研究的可比性, 本文选取的业绩指标包括: 净资产收益率 (ROE)、资产净利率 (ROA)、每股收益 (EPS) 三个指标。相

应地，公司业绩改善包括净资产收益率的改善（CROE）、资产净利率的改善（CROA）、每股收益的改善（CEPS）。考虑到行业、年度差异，我们对业绩改善进行了相应的行业调整。⁷

2. 实验变量

实验变量主要考察各类型机构投资者持股变动对公司业绩和公司业绩改善的作用。考虑到部分机构投资者目前平均持股比例很低，纳入研究范围可能导致较大研究误差，我们剔除了2004—2005年持股比例低于0.1%的机构投资者⁸（包括企业年金、财务公司、保险公司）。最终纳入研究范围的机构投资者包括基金、券商、QFII、社保基金和信托公司5类。相关研究倾向于把所有的机构投资者作为一个整体，考察其对公司业绩产生的影响（Chaganti and Damanpour, 1991; Kang, 2000; Li *et al.*, 2006; 吴晓晖和姜彦福, 2006b; Cornett *et al.*, 2007; 王彩萍和李善民, 2007; 石良平和李洋, 2007; 李维安和李滨, 2008; 穆林娟和张红, 2008）。与之类似，我们先把机构投资者持股比例之和的变动作为实验变量，考察其对公司业绩、业绩改善的影响，然后再进一步区分各种类型机构投资者，检验其持股变动与公司业绩和公司业绩改善的关系。

3. 控制变量

基于相关研究，并考虑到中国市场的实际情况，选取如下变量作为控制变量。第一，考虑到行业和年份差异，分别以 $Indus_i$ 表示行业归属， Y 表示年份归属⁹；第二，考虑到中国证券市场的特殊性，设置变量 $Year$ 衡量上市公司的上市时间¹⁰；第三，研究表明股权结构对于公司业绩有影响（孙永祥和黄祖辉, 1999; 胡国柳和蒋国洲, 2004; 李善民等, 2006; 唐跃军和李维安, 2008），设置股权集中度（前五大股东持股比例的平方和）来反映股权结构对公司业绩和公司业绩改善的可能影响；第四，控股股东性质对公司业绩有影响（娄伟, 2002; 宋敏等, 2004; 李善民等, 2006; 唐跃军和李维安, 2008），因而设置哑变量 $Type_j$ 表示企业实际控制人类型；第五，考虑到财务杠杆对于公司业绩有影响（Dharwadkar *et al.*, 2008; 唐跃军和李维安, 2008），选择资产负债率控制财务杠杆可能的作用；第六，以上市公司总资产的自然对数控制规模差异的可能影响；最后，考虑到业绩好的上市公司业绩改善可能更为困难，当以公司业绩改善作为被解释变量进行回归时，把以前的公司业绩作

⁷ 具体计算公式为（以 CROE 为例）： $CROE_{t,i} = (ROE_{t,i} - ROE_{t,1}) - (ROE_{t-1,i} - ROE_{t-1,1})$ 。其中， $CROE_{t,i}$ 为企业 i 在年份 t 的 ROE 改善，其中 $ROE_{t,i}$ 为企业 i 在年份 t 的净资产收益率， $ROE_{t,1}$ 为企业 i 所在的行业在年份 t 的均值。这样处理能有效地剔除行业、年度差异对业绩改善的影响，使业绩改善的度量更为准确。

⁸ 与李维安和李滨(2008)类似，机构投资者持股比例是指机构投资者持股占流通股的比例。

⁹ 包括两年的研究样本，设置一个年份哑变量。

¹⁰ Chen *et al.* (2001) 研究认为，中国上市公司在上市之初或多或少存在包装的嫌疑，上市时间越久可能越难以达到规定所要求的盈利目标，所以更易于卷入盈余管理甚至利润操作。

为控制变量放入到回归模型中。

表1列出了本文使用的研究变量。

表1 研究变量一览表

变量类型	变量名称	变量代码	变量含义
实验变量	机构投资者持股变动	CINS	上市公司机构投资者持股比例(基金、券商、QFII、社保基金、信托公司持股比例之和)的变动 ¹¹
	基金持股变动	CFO	上市公司基金持股比例的变动
	券商持股变动	CSD	上市公司券商持股比例的变动
	QFII持股变动	CQFII	上市公司QFII持股比例的变动
	社保基金持股变动	CCSS	上市公司社保基金持股比例的变动
	信托公司持股变动	CTC	上市公司信托公司持股比例的变动
解释变量	前一期公司业绩	Perf	上市公司前一期的业绩,被解释变量为业绩改善时作为控制变量。被解释变量为CROE时 Perf=ROE;被解释变量为CROA时 Perf=ROA,被解释变量为CEPS时 Perf=EPS
	所属行业	Indus _i	哑变量,1表示隶属该行业,0表示其他(其中 <i>i</i> =1,2, ..., 11)
控制变量	年份	Y	哑变量,1表示属于2006年的研究样本,0表示其他
	上市时间	Year	上市公司上市时间,以年为单位
	股权集中度	H5	上市公司前五大股东持股比例的平方和
	实际控制人类型	Type _j	哑变量,1表示实际控制人为该类型的上市公司,0表示其他(其中 <i>j</i> =1,2, ..., 11) ¹²
被解释变量	财务杠杆	Dta	上市公司资产负债率
	公司规模	LNLTA	上市公司总资产的自然对数
	公司业绩	ROE	上市公司净资产收益率
		ROA	上市公司资产净利率
		EPS	上市公司每股收益
	公司业绩改善	CROE	上市公司净资产收益率改善
		CROA	上市公司资产净利率改善
		CEPS	上市公司每股收益改善

(三) 研究数据

本文选用2003—2007年在深交所和上交所上市的企业作为研究样本,研究数据来源于Wind资讯中国金融数据库和上市公司年报。为减少研究误差,对初始样本作如下处理:(1)剔除研究期间缺乏数据和数据异常的样本;(2)剔除2003—2007年间被停牌的样本;(3)剔除金融、保险业的样本;(4)鉴于刚上市的企业经营状况不稳定(薛有志和周杰,2007),剔除2003—

¹¹ 机构投资者持股变动的计算: $CINS_{i,t} = INS_{i,t} - INS_{i,t-1}$,其中 $CINS_{i,t}$ 是企业*i*在*t*期的机构投资者持股变动, $INS_{i,t}$ 是企业*i*在*t*期的机构投资者持股比例, $INS_{i,t-1}$ 是企业*i*在*t-1*期的机构投资者持股比例。不同类型的机构投资者持股比例变动的衡量与之类似。

¹² 本文采用的是Wind资讯对上市公司实际控制人的分类,共12类,使用11个哑变量,分别为:大学、地方国有企业、地方国资委、地方政府、个人、国资委、集体企业、境外、职工持股工会、中央国家机关、中央国有企业、其他。

2007 年间上市的企业。经过以上处理共得到包括 771 家上市公司的研究样本，2 年共 1542 个观测值。我们对数据进行了抽样核对，以保证数据的可靠性。

在进行回归分析之前，我们首先考察模型中主要变量的 Pearson 相关系数（见表 2）。三个业绩变量（ROE、ROA、EPS）之间的相关系数较高，当被解释变量为公司业绩改善（模型 III、IV）时，这三个变量分别作为控制变量进入模型，因此不会导致严重的多重共线性。另外，机构投资者持股比例之和的变动（CINS）与基金持股变动（CFO）之间的相关系数也较高，但由于 CINS 与 CFO 不会同时放入模型中进行回归，因此也不会导致严重的多重共线性。其他解释变量之间的相关系数均低于 0.40，同时，多重共线性检验显示各回归模型中解释变量的 VIF 值均控制在 1.50 以下，说明解释变量之间的多重共线性较小，可以放入研究模型中进行回归。

四、实证分析结果

（一）机构投资者持股变动与公司业绩

本文采用的回归分析方法是最小二乘法（OLS）。¹³模型 I 的分析结果如表 3 所示，考虑到机构投资者持股变动对公司业绩改善的影响具有滞后性，本文采用李维安和李滨（2008）检验滞后效应的处理方法，对实验变量（机构投资者持股比例）进行滞后一、两期处理。¹⁴滞后一期和滞后两期回归模型主要解释变量系数的方向和显著性程度均未发生显著变化，说明模型 I 具有良好的稳健性。表 3 显示，机构投资者持股变动与三个业绩变量的回归系数均显著大于 0，机构投资者持股变动与公司业绩正相关，假设 1 成立，从整体来看，机构投资者具有较强的价值选择能力。¹⁵此外，对控制变量的回归结果显示，机构投资者持股变动对公司业绩的影响存在行业、年份差异；实际控制人类别对公司业绩有影响；上市公司的上市时间则与业绩负相关；股权集中度对公司业绩的正面影响总体上不显著；财务杠杆与公司业绩负相关；公司规模则与公司业绩正相关。

进一步地，我们在模型 II 中区分不同类型机构投资者，探讨其持股变动

¹³ 在后文的“内生性检验”部分，我们比较了 OLS 与 2SLS 两种方法，结果表明 OLS 对本文而言是合适的回归方法。

¹⁴ 滞后一期时使用 $t-1$ 期机构投资者持股比例变动与 t 期公司业绩改善进行回归，滞后两期时使用 $t-2$ 期机构投资者持股比例变动与 t 期公司业绩改善进行回归。后文的滞后均采用类似的处理方法。

¹⁵ 据假设 1 成立还难以判断机构投资者是否具有价值创造能力，因为机构投资者持股变动与公司业绩正相关在机构投资者不参与公司治理、不帮助公司提高业绩的情况下也可能成立。

表 2 主要研究变量的 Pearson 相关系数

Variable	Mean	S.D.	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
1. CROE _t	0.01	8.31															
2. CROA _t	0.00	3.60	0.89***														
3. CEPS _t	0.00	0.21	0.80***	0.77***													
4. ROE _t	8.63	9.42	0.45***	0.41***	0.46***												
5. ROA _t	4.37	4.69	0.34***	0.41***	0.38***	0.88***											
6. EPS _t	0.29	0.33	0.25***	0.24***	0.48***	0.83***	0.77***										
7. CINS _{t-1}	1.26	11.69	0.06**	0.07**	0.08**	0.14***	0.12***	0.11***									
8. CFO _{t-1}	0.92	11.08	0.06**	0.07**	0.07***	0.13***	0.11***	0.11***	0.95***								
9. CSD _{t-1}	-0.22	2.39	-0.02	-0.01	-0.03	-0.08***	-0.10***	-0.10***	0.09***	-0.11***							
10. CQFI _{t-1}	0.32	1.89	0.03	0.02	0.06**	0.13***	0.15***	0.13***	0.06**	-0.08***	-0.06**						
11. CSS _{t-1}	0.18	1.69	0.03	0.01	0.03	0.08***	0.06**	0.04	0.38***	0.27***	-0.01	-0.09***					
12. CTC _{t-1}	0.06	1.26	0.00	0.01	0.01	0.02	0.02	0.01	0.11***	0.01	0.00	0.01	-0.01				
13. Year _t	9.14	2.90	-0.01	-0.02	-0.02	-0.05*	-0.06**	-0.09***	0.03	0.03	0.02	-0.04	0.02	0.01			
14. H5 _t	0.24	0.14	-0.03	-0.02	0.00	0.07***	0.12***	0.11***	0.01	0.00	-0.01	0.03	0.04	-0.03	-0.26***		
15. Dia _t	49.73	16.68	0.08**	0.01	0.08***	0.03	-0.25***	0.01	0.03	0.04	0.04	-0.07**	-0.02	-0.01	0.01	-0.09***	
16. LNNTA _t	3.15	0.97	-0.01	-0.05**	0.07***	0.26***	0.19***	0.37***	-0.06**	-0.07***	-0.03	0.07***	0.03	-0.02	0.01	0.21***	0.23***

注: *** $p < 0.01$; ** $p < 0.05$; * $p < 0.1$ 。双尾检验。

对公司业绩的影响。如表4所示,滞后一、两期的回归模型的回归系数大小和显著性程度没有发生显著变化,说明模型II具有良好的稳健性¹⁶。不过,不同类型机构投资者持股变动与公司业绩的回归系数大小、显著性程度则存在较大差异,说明不同类型机构投资者对公司业绩的影响程度不一样。其中,基金、QFII持股变动对滞后一、两期的公司业绩具有显著的正面影响;信托基金持股变动对公司业绩有正面影响,但在统计上不显著;滞后两期的社保基金持股变动对公司业绩具有显著的正面影响;滞后一期的券商持股变动对公司业绩则具有显著的负面影响,不过在滞后两期的模型中,券商持股变动对公司业绩的负面影响不显著。¹⁷上述分析表明,基金、QFII具有较强的价值选择能力,而券商、社保基金、信托基金的价值选择能力则相对较弱。

(二) 机构投资者持股变动与公司业绩改善

正如上文所指出的那样,对机构投资者持股变动与公司业绩进行回归更多的是检验机构投资者是否具备价值选择能力。下面,本文进一步对机构投资者持股变动与公司业绩改善进行回归,以检验机构投资者是否具备价值创造能力。表5所列模型III的回归结果显示¹⁸,机构投资者持股变动对滞后一期的公司业绩具有显著的正面影响,显著性程度为1%,但滞后两期之后,机构投资者持股变动与公司业绩改善的回归系数大小、显著性程度急剧下降(见表5,回归系数、*t*值减小,甚至变得不显著)。这表明机构投资者对公司业绩改善的作用主要体现在短期,对较为长期公司业绩改善的作用显著减弱。中国市场的机构投资者可能更偏重于价值选择,而并没有较多地参与公司治理,帮助被投资企业改善中、长期业绩,即其价值创造能力较弱¹⁹。

表6所列为不同类型的机构投资者持股变动与公司业绩改善的回归结果,不同类型的机构投资者持股变动与公司业绩改善回归系数大小、显著性程度存在较大差异,说明不同类型机构投资者对公司业绩改善的影响程度不同。其中,作用最为明显的是基金和QFII。滞后一期的基金和QFII持股变动对公司业绩改善具有显著的正面影响,显著性程度为1%,但在滞后两期之后,回归系数的大小和显著性程度均急剧下降,甚至QFII持股变动与三个业绩改善指标的回归系数均不显著。这进一步表明中国市场的机构投资者更多地停

¹⁶ 表3、表4中控制变量的回归系数方向和显著性程度变化较小也说明研究模型具有较强的稳健性。

¹⁷ 对于不同类型机构投资者持股变动对公司业绩和公司业绩改善作用不同的原因将在后文详细阐述。

¹⁸ 滞后一、两期回归结果中控制变量的回归系数大小和显著性程度均未出现明显变化,可见模型III和模型IV具有较强的稳健性。

¹⁹ 值得注意的是,从表3、表4中并不能发现机构投资者对公司业绩影响的作用递减,这也表明现有研究采用的方法未能有效区别机构投资者的价值选择和价值创造能力。

表 4 不同类型机构投资者持股变动与公司业绩 (Model II)

变量	滞后一期						滞后两期						
	ROE _t		ROA _t		EPS _t		ROE _t		ROA _t		EPS _t		
	B	t	B	t	B	t	B	t	B	t	B	t	
CFO _{t-1}	0.130***	6.09	0.060***	5.94	0.004***	6.31	CFO _{t-2}	0.135***	5.60	0.069***	6.07	0.005***	5.82
CSD _{t-1}	-0.129	-1.39	-0.098**	-2.23	-0.006*	-1.93	CSD _{t-2}	0.073	0.78	0.041	0.93	0.003	0.86
CQFII _{t-1}	0.559***	4.72	0.287***	5.11	0.016***	4.22	CQFII _{t-2}	0.369**	2.06	0.179**	2.11	0.021***	3.62
CSS _{t-1}	0.163	1.20	0.043	0.66	-0.002	-0.49	CSS _{t-2}	0.237	1.32	0.147*	1.72	0.018***	3.16
CTC _{t-1}	0.122	0.69	0.068	0.82	0.003	0.53	CTC _{t-2}	0.293	1.10	0.159	1.26	0.004	0.42
Indus _i	Yes		Yes		Yes		Indus _i	Yes		Yes		Yes	
Y	Yes		Yes		Yes		Y	Yes		Yes		Yes	
Type _j	Yes		Yes		Yes		Type _j	Yes		Yes		Yes	
Year _t	-0.195**	-2.33	-0.085**	-2.13	-0.013***	-4.77	Year _t	-0.176**	-2.07	-0.076*	-1.89	-0.012***	-4.54
H5 _t	1.178	0.61	1.372	1.49	0.022	0.35	H5 _t	2.147	1.10	1.818*	1.96	0.048	0.76
Dta _t	-0.052***	-3.62	-0.101***	-14.80	-0.003***	-5.81	Dta _t	-0.047***	-3.21	-0.099***	-14.28	-0.002***	-5.20
LNTA _t	3.053***	12.35	1.438***	12.27	0.145***	18.12	LNTA _t	2.915***	11.57	1.371***	11.49	0.137***	16.86
R ²	0.191		0.265		0.294		R ²	0.178		0.254		0.294	
Adjusted R ²	0.174		0.249		0.279		Adjusted R ²	0.160		0.239		0.279	
F-statistic	11.169***		16.975***		19.639***		F-statistic	10.178***		16.094***		19.653***	
N	1542		1542		1542		N	1542		1542		1542	

注：*** p<0.01；** p<0.05；* p<0.1。双尾检验，所有模型中解释变量的 VIF 值均小于 1.5。

表 5 机构投资者持股变动与公司业绩改善 (Model III)

变量	滞后一期			滞后两期		
	CROE _t	CROA _t	CEPS _t	CROE _t	CROA _t	CEPS _t
	B	t	B	B	t	B
CINS ₋₁	0.086***	5.21	0.037***	5.07	0.002***	4.52
Indus _i	Yes	Yes	No	Yes	Yes	No
Y	Yes	No	No	Yes	Yes	No
Type _j	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Perf _{t-1}	-0.469***	-21.27	-0.385***	-18.94	-0.239***	-11.48
Year _t	-0.097	-1.34	-0.046	-1.45	-0.004**	-2.22
H5 _t	0.809	0.49	0.623	0.85	0.009	0.19
Dta _t	-0.016	-1.30	-0.050***	-8.78	-0.001**	-2.16
LNTA _t	1.421***	6.40	0.492***	5.00	0.051***	8.03
R ²	0.238	0.209	0.102	R ²	0.226	0.198
Adjusted R ²	0.223	0.194	0.085	Adjusted R ²	0.211	0.182
F-statistic	16.276***	13.788***	5.914***	F-statistic	15.242***	12.861***
N	1542	1542	1542	N	1542	1542

注: *** $p < 0.01$; ** $p < 0.05$; * $p < 0.1$ 。双尾检验, 所有模型中解释变量的 VIF 值均小于 1.5。

表 6 不同类型机构投资者持股变动与公司业绩改善 (Model IV)

变量	滞后一期						滞后两期						
	CROE _t		CROA _t		CEPS _t		CROE _t		CROA _t		CEPS _t		
	B	t	B	t	B	t	B	t	B	t	B	t	
CFO _{t-1}	0.085***	4.64	0.039***	4.91	0.002***	4.31	CFO _{t-2}	0.043**	2.02	0.017*	1.79	0.001	1.02
CSD _{t-1}	-0.082	-1.04	-0.042	-1.22	-0.002	-0.99	CSD _{t-2}	0.002	0.03	0.010	0.28	0.000	-0.07
CQFI _{t-1}	0.365***	3.60	0.151***	3.36	0.009***	3.31	CQFI _{t-2}	0.068	0.45	-0.001	-0.01	0.003	0.72
CSS _{t-1}	0.125	1.07	0.004	0.09	0.000	0.13	CSS _{t-2}	-0.041	-0.27	0.022	0.32	0.005	1.06
CTC _{t-1}	0.040	0.26	0.030	0.46	0.002	0.43	CTC _{t-2}	0.211	0.93	0.150	1.49	0.002	0.37
Indus _t	Yes	Yes	Yes	Yes	No	No	Indus _t	Yes	Yes	Yes	Yes	No	No
Y _t	Yes	Yes	No	No	No	No	Y _t	Yes	Yes	Yes	Yes	No	No
Type _t	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Type _t	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Perf _{t-1}	-0.476***	-21.55	-0.393***	-19.28	-0.246***	-11.78	Perf _{t-1}	-0.466***	-20.46	-0.384***	-18.29	-0.238***	-11.04
Year _t	-0.091	-1.27	-0.043	-1.35	-0.004**	-2.15	Year _t	-0.087	-1.19	-0.043	-1.33	-0.004**	-2.12
H5 _t	0.861	0.52	0.658	0.90	0.010	0.23	H5 _t	1.438	0.86	0.914	1.24	0.022	0.47
Dta _t	-0.015	-1.17	-0.050***	-8.78	-0.001**	-2.06	Dta _t	-0.013	-1.05	-0.049***	-8.53	-0.001	-1.90
LNTA _t	1.368***	6.15	0.479***	4.87	0.051***	7.89	LNTA _t	1.341***	5.94	0.463***	4.64	0.049***	7.54
R ²	0.244		0.216		0.109		R ²	0.227		0.199		0.092	
Adjusted R ²	0.228		0.199		0.089		Adjusted R ²	0.210		0.181		0.072	
F-statistic	14.777***		12.589***		5.572***		F-statistic	13.402***		11.342***		4.614***	
N	1542		1542		1542		N	1542		1542		1542	

注：*** p<0.01；** p<0.05；* p<0.1。双尾检验，所有模型中解释变量的 VIF 值均小于 1.5。

留在价值选择层面,可能并未能积极有效地参与公司治理,难以帮助被投资企业改善中、长期业绩,价值创造能力较弱。

(三) 内生性检验²⁰

考虑到机构投资者可能根据公司以往的业绩以及公司基本面信息来预测,进而使得仅采用对相应变量进行滞后处理可能难以有效缓解现有研究普遍存在的内生性问题,即直接使用机构投资者持股变动与企业业绩、企业业绩改善进行回归仍可能存在一定的内生性问题。有鉴于此,我们进一步采用工具变量法处理内生性问题,通过两阶段最小二乘法(2SLS)来取得一致估计量(Wooldridge, 2006)。

参考 Larker and Rusticus (2008) 的做法,我们选择公司股票年换手率作为工具变量,进行两阶段回归,该工具变量也是国内文献在研究机构投资者持股与公司治理的关系时所采用的(叶建芳等, 2009)。使用该工具变量的理由在于公司股票年换手率与机构投资者持股比例显著负相关(侯宇和叶冬艳, 2008; 叶建芳等, 2009),即机构投资者不偏好换手率过高的股票;同时,公司股票换手率是外生于公司业绩的变量。因此,从逻辑上,该变量符合工具变量的相关要求。由于公司业绩为 ROE、ROA、EPS 时控制变量均是一样的,因此三个公司业绩变量的 2SLS 回归的第一阶段是一致的。如表 7 所示,第一阶段回归结果显示年换手率与机构投资者持股变动显著负相关,工具变量的解释力达到 1.2%,占了整个模型解释力的 18.18%, F 值为 17.707,在 1% 的显著性水平上拒绝“工具变量没有解释力”的原假设,这意味着在一定程度上工具变量的选择是恰当的。而 Hausman 检验的结果显示,因变量为 ROE、ROA、EPS 时,2SLS 的回归系数与 OLS 的回归系数没有显著差异,这表明 CINS 在回归模型中是外生的。同样,采用类似的办法也可以检验机构投资者持股变动与滞后二期公司业绩回归中是否存在内生性,与滞后一期模型的检验结果一致,即作滞后二期处理时, Hausman 检验显示 2SLS 的回归系数与 OLS 回归系数同样没有显著差异。因此,可以认为在机构投资者持股变动与滞后—二期公司业绩的回归模型中内生性已经得到有效控制,即模型 1 和模型 2 的回归结果(参见表 3 和表 4)是可信的。

仿照上述思路,同样可以公司股票年换手率为工具变量,采用 2SLS 回归方法进一步检验机构投资者持股变动与公司业绩改善回归模型中可能存在的内生性。表 8 显示,从三个第一阶段回归的工具变量检验来看, F 值分别为 15.938、16.615、15.900,相应的 P 值均远小于 0.01,即工具变量的选择是

²⁰ 在此特别感谢匿名审稿专家及《经济学(季刊)》副主编、北京大学中国经济研究中心朱家祥教授关于内生性处理的建议。

表 7 机构投资者持股变动与公司业绩内生性检验(滞后一期)

变量	First-stage			变量	Second-stage			Dep: EPS _t		
	Dep: CINS _{t-1}	B	t		Dep: ROA _t	B	t			
EXCH _{t-1}	-0.629***		-4.21	CINS _{t-1}	0.430**	2.25	0.173*	1.95	0.012**	2.00
Indus _t	Yes			Indus _t	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Y	Yes			Y	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Type _j	No			Type _j	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year _t	-0.049		-0.44	Year _t	-0.202**	-2.25	-0.090**	-2.16	-0.013***	-4.66
H5 _t	5.732**		2.22	H5 _t	-0.765	-0.32	0.606	0.55	-0.032	-0.42
Dir _{it}	0.028		1.47	Dir _{it}	-0.061***	-3.82	-0.105***	-14.24	-0.003***	-5.84
LNTA _t	-0.672**		-2.03	LNTA _t	3.286***	11.88	1.542***	12.01	0.151***	17.17
R ²	0.066			R ²	0.05		0.172			0.200
F	3.810***			Wald chi2	253.660***		427.570***			510.300***
N	1540			N	1540		1540			1540
IV 检验	Partial R ² = 0.012, F = 17.707, P = 0.000			Hausman	F = 2.560, P = 1.000		F = 1.820, P = 1.000			F = 1.94, P = 1.000

注: *** p < 0.01; ** p < 0.05; * p < 0.1。双尾检验。

表 8 机构投资者持股变动与公司业绩改善内生性检验(滞后一期)

变量	CROE _t						CROA _t						CEPS _t					
	First-stage		Second-stage		First-stage		Second-stage		First-stage		Second-stage		First-stage		Second-stage			
	Dep: CINS _{t-1}	Dep: CROE _t	Dep: CINS _{t-1}	Dep: CROA _t	Dep: CINS _{t-1}	Dep: CROA _t	Dep: CINS _{t-1}	Dep: CROA _t	Dep: CINS _{t-1}	Dep: CROA _t	Dep: CINS _{t-1}	Dep: CROA _t	Dep: CINS _{t-1}	Dep: CEPS _t	Dep: CEPS _t			
EXCH _{t-1}	-0.595***	-3.99	-0.608***	-4.08	-0.595***	-3.99	-0.595***	-3.99	-0.595***	-3.99	-0.595***	-3.99	-0.595***	-3.99	-0.595***	-3.99		
CINS _{t-1}	0.275*	1.65	0.111	1.56	0.111	1.56	0.111	1.56	0.111	1.56	0.111	1.56	0.111	1.56	0.111	1.56		
Inclus _t	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	No	No		
Y	Yes	No	Yes	Yes	No	No	No	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes	No	No	No		
Type _t	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes		
Year _t	-0.017	-0.02	-0.100	-1.35	-0.028	-0.25	-0.046	-1.44	0.006	0.06	0.006	0.06	-0.005**	-2.25	-0.005**	-2.25		
H5 _t	5.648***	5.65	-0.330	-0.17	5.426**	2.11	0.193	0.23	5.644**	2.19	5.644**	2.19	-0.004	-0.08	-0.004	-0.08		
Delta _t	0.038	0.04	-0.022	-1.57	0.050**	2.49	-0.053***	-8.08	0.040**	2.05	0.040**	2.05	-0.001**	-2.16	-0.001**	-2.16		
LNTA _t	-1.129	-1.13	1.588***	5.73	-1.084***	-3.11	0.553***	4.66	-1.224***	-3.41	-1.224***	-3.41	0.053***	6.75	0.053***	6.75		
Pref _{t-1}	0.145	0.15	-0.496***	-14.60	0.261***	3.67	-0.403***	-14.22	4.501***	3.90	4.501***	3.90	-0.248***	-8.33	-0.248***	-8.33		
R ²	0.077	0.172	0.074	0.155	0.074	0.155	0.074	0.155	0.075	0.155	0.075	0.155	0.089	0.089	0.089	0.089		
F	4.350***	4.170***	4.170***	4.170***	4.170***	4.170***	4.170***	4.170***	4.240***	4.240***	4.240***	4.240***	151.560***	151.560***	151.560***	151.560***		
Wald Chi2	418.170***	418.170***	418.170***	418.170***	418.170***	418.170***	418.170***	418.170***	357.670***	357.670***	357.670***	357.670***	151.560***	151.560***	151.560***	151.560***		
N	1540	1540	1540	1540	1540	1540	1540	1540	1540	1540	1540	1540	1540	1540	1540	1540		
工具变量相 关检验	R ² =0.010, F=15.938, P=0.000	R ² =0.010, F=1.58, P=1.000	R ² =0.011, F=16.615, P=0.000	R ² =0.011, F=16.615, P=0.000	R ² =0.011, F=16.615, P=0.000	R ² =0.011, F=16.615, P=0.000	R ² =0.011, F=16.615, P=0.000	R ² =0.011, F=16.615, P=0.000	R ² =0.010, F=15.900, P=0.000	R ² =0.010, F=15.900, P=0.000	R ² =0.010, F=15.900, P=0.000	R ² =0.010, F=15.900, P=0.000	R ² =0.010, F=15.900, P=0.000	Hausman: F=1.82, P=1.000	Hausman: F=1.82, P=1.000	Hausman: F=1.82, P=1.000	Hausman: F=1.82, P=1.000	

注: *** $p < 0.01$; ** $p < 0.05$; * $p < 0.1$ 。双尾检验。

恰当的。从表8提供的 Hausman 检验结果来看,因变量为 CROE、CROA、CEPS 时,2SLS 的回归系数与 OLS 回归系数没有显著差异,即 CINS 在回归模型中是外生的。同样,采用类似的办法检验机构投资者持股变动与滞后二期公司业绩改善回归模型中可能存在的内生性问题,所得检验结果与滞后一期模型的结果一致,即在滞后二期的模型中, Hausman 检验同样显示 2SLS 的回归系数与 OLS 的回归系数不存在显著差异。这意味着在机构投资者持股变动与滞后一、二期公司业绩改善的回归模型中内生性已经得到有效控制,即模型3和模型4的回归结果(表5和表6)亦是可信的。

五、进一步的讨论

现有研究 (Chaganti and Damanpour, 1991; Kang, 2000; Li *et al.*, 2006; 吴晓晖和姜彦福, 2006b; Cornett *et al.*, 2007; 王彩萍和李善民, 2007; 石良平和李洋, 2007; 李维安和李滨, 2008; 穆林娟和张红, 2008) 由于研究方法的局限,往往仅根据直接使用机构投资者持股比例与公司业绩进行回归分析的结果(吴晓晖和姜彦福, 2006b; 李维安和李滨, 2008)或类似表3和表4所列示²¹的分析结果²²推论机构投资者具有价值选择和价值创造能力。实际上,据此我们尚无法可靠地得出机构投资者参与公司治理,帮助被投资企业改善业绩,即机构投资者具有价值创造能力的结论。因为这种做法事实上并没有有效区分机构投资者的价值选择和价值创造能力,滞后一、两期的机构投资者持股变动与公司业绩正相关完全可能是因为机构投资者拥有较强的价值选择能力所致。而且,正如前文所述,如果机构投资者具有价值创造能力,那么机构投资者持股变动应该与公司业绩改善正相关(本文第二个研究假设)。基于这一考虑,本文进一步将机构投资者持股变动与公司业绩改善进行回归,以检验机构投资者是否具备价值创造能力。表5、表6所列示的研究结果显示,机构投资者持股变动在滞后两期之后对公司业绩改善的作用迅速减弱。同时,从表6提供的不同类型的机构投资者持股变动与公司业绩改善的回归系数的显著性程度可以看出,滞后两期之后,几乎所有类型的机构投资者持股变动对公司业绩改善的影响均不显著。这充分表明,机构投资者

²¹ 注意到,表3、表4采用的是机构投资者持股变动与公司业绩回归的结果,已经部分克服现有研究的局限,但仍不能有效区分机构投资者的价值选择和价值创造功能。直接使用机构投资者持股比例与公司业绩进行回归的分析结果可参见李维安和李滨(2008)、吴晓晖和姜彦福(2006b)等研究,如李维安和李滨(2008)表明机构投资者持股比例之和对公司当期、滞后一期业绩具有显著正面影响。

²² 表3、表4显示,机构投资者持股比例之和的变动,以及各种类型的机构投资者持股变动与公司业绩的回归系数大小、方向、显著性程度在滞后一、两期的模型中没有发生显著变化。

并没有发挥现有研究所声称的巨大作用²³,从而进一步印证了吴晓晖和姜彦福(2006a)的研究结论,即机构投资者由于各方面的原因,价值选择能力较强,而价值创造能力较弱。

另一方面,现有研究倾向于假定不同类型的机构投资者对公司业绩的影响具有同质性,这可能并不合理。因此,本文进一步区分不同类型的机构投资者,并发现不同类型机构投资者对公司业绩的影响实际上存在显著差异(如表4和表6所示)。其中原因可能是:(1)不同类型机构投资者的投资实力各异,投资实力强的基金和QFII往往持股比例更高,可能更有动机和能力参与公司治理,进而改善投资对象的公司业绩,实现价值创造;(2)不同类型的机构投资者的风险偏好和风险承受程度各异(王彩萍,2007;续芹,2008),风险承受程度较低的机构投资者,如保险公司、社保基金等,倾向于分散投资,获取稳定但较低收益;而风险承受程度高的机构投资者,如基金、QFII等则倾向于集中投资其看好的上市公司,希望获得较高投资回报。实际上,由于每个机构投资者投资实力有限,采用集中投资策略的机构投资者在同等情况下比采用分散投资策略的机构投资者持有被投资企业更多的股份,有更强的动机和能力参与公司治理,具有更强的价值创造能力。如表4、表6所示,在所有机构投资者中基金和QFII是价值选择能力最强的,同时基金还具有部分价值创造能力。²⁴

六、研究结论与建议

为了有效区分中国市场机构投资者的价值选择和价值创造能力,清晰展现机构投资者持股与公司业绩之间关系的真实图景,本文选择2003—2007年中国上市公司的经验证据,进一步研究机构投资者持股变动对公司业绩和公司业绩改善的影响。实证研究显示,机构投资者持股变动对公司业绩具有显著的正面影响,中国市场机构投资者具有较强的价值选择能力。但是,和先前的研究不同,本文发现机构投资者持股变动对企业中长期业绩改善的影响迅速减弱,这意味着中国市场机构投资者的价值创造能力较弱,难以帮助被投资企业改善中长期业绩。而且,中国市场不同类型机构投资者的价值选择和价值创造能力存在显著差异:(1)投资实力强、倾向于采用集中投资策略的基金、QFII具有较强的价值选择能力,券商、社保基金、信托公司的价值选择能力较弱;(2)基金表现出一定程度的价值创造能力,而其他机构投资者目

²³ 现有的大部分研究倾向于认为机构投资者具有较强的价值创造能力,具体的结论参见文献综述部分。

²⁴ 由于进入中国市场的时间短,对中国宏观环境、企业相关情况尚处于探索阶段等原因,QFII参与公司治理能力较弱,价值创造能力较为有限。

前尚不具备价值创造能力。

基于上述研究结论，我们建议：（1）在积极引导机构投资者发展，提倡理性投资和价值投资的同时，不宜过分夸大甚至迷信中国市场机构投资者的作用，特别是其价值创造能力；（2）在进一步提升中国市场机构投资者价值选择能力的同时，为了防止中国市场上机构投资者“散户化”所导致的群体性投机行为危害市场稳定，有必要鼓励机构投资者进行长期投资和适当的集中投资，以便使其有更强的动机和能力关注公司治理和公司管理，帮助公司持续提升业绩水平，以期实现价值创造；（3）建立并完善机构投资者对公司大股东的制衡机制（比如某种形式上的联合制衡，完善代理投票制度（征集投票权）、累积投票制度、网络投票等），提高机构投资者参与公司治理的能力，以此促进合理制衡与科学决策，提升中国市场机构投资者的价值创造能力。

参 考 文 献

- [1] Bhide, A., “The Hidden Costs of Stock Market Liquidity”, *Journal of Financial Economics*, 1993, 34(1), 31—51.
- [2] Chaganti, R., and F. Damanpour, “Institutional Ownership, Capital Structure, and Firm Performance”, *Strategic Management Journal*, 1991, 12(7), 479—491.
- [3] Chen, C., S. Chen, and S. Xijia, “Profitability Regulation, Earnings Management and Modified Audit Opinion”, *Auditing: A Journal of Practice and Theory*, 2001, 20(1), 9—30.
- [4] 程书强, “机构投资者持股与上市公司会计盈余信息关系实证研究”, 《管理世界》, 2006 年第 9 期, 第 126—136 页。
- [5] Cornett, M. M., A. J. Marcus, A. Saunders, and H. Tehranian, “The Impact of Institutional Ownership on Corporate Operating Performance”, *Journal of Banking & Finance*, 2007, 31(6), 1771—1794.
- [6] Del Guercio, D., and J. Hawkins, “The Motivation and Impact of Pension Fund Activism”, *Journal of Financial Economics*, 1999, 52(3), 293—340.
- [7] Dharwadkar, R., M. Goranova, P. Brandes, and R. Khan, “Institutional Ownership and Monitoring Effectiveness: It’s Not Just How Much But What Else You Own”, *Organization Science*, 2008, 19(3), 419—440.
- [8] Fields, G., “Place to Place Migration: Some New Evidence”, *Review of Economics and Statistics*, 1979, 61(1), 21—32.
- [9] Gillan, S., and L. Starks, “A Survey of Shareholder Activism: Motivation and Empirical Evidence”, *Contemporary Finance Digest*, 1998, 2, 10—34.
- [10] Gillan, S., and L. Starks, “Corporate Governance Proposals and Shareholder Activism: The Role of Institutional Investors”, *Journal of Financial Economics*, 2000, 57(2), 275—305.

- [11] Gillan, S., and L. Starks, "Corporate Governance, Corporate Ownership, and the Role of Institutional Investors: A Global Perspective", *Journal of Applied Finance*, 2003, 13, 4—22.
- [12] 侯宇、叶冬艳, "机构投资者、知情人交易和市场效率——来自中国资本市场的实证证据", 《金融研究》, 2008年第4期, 第131—145页。
- [13] 胡国柳、蒋国洲, "股权结构、公司治理与企业业绩: 来自中国上市公司的新证据", 《财贸研究》, 2004年第4期, 第83—89页。
- [14] 江向才, "公司治理与机构投资者持股之研究", 《南开管理评论》, 2004年第1期, 第33—40页。
- [15] Kang, D., "The Impact of Activist Institutional Investors on Performance in Public Corporations: A Study of the U. S. Fortune 500, 1982—1994", in *Academy of Management Proceedings*. Academy of Management, 2000, H1—H6.
- [16] Karpoff, J., "Public Versus Private Initiative in Arctic Exploration: The Effects of Incentives and Organizational Structure", *Journal of Political Economy*, 2001, 109(1), 38—78.
- [17] Larker D., and T. Rusticus, "On the Use of Instrumental Variables in Accounting Research", Working paper, [http:// www. ssrn. com](http://www.ssrn.com), 2008-05-16.
- [18] Li, J., K. Lam, G. Qian, and Y. Fang, "The Effects of Institutional Ownership on Corporate Governance and Performance: An Empirical Assessment in Hong Kong", *Management International Review*, 2006, 46(3), 259—276.
- [19] 李善民、周木堂、余鹏翼, "最终所有权性质、治理机制对企业绩效的影响研究", 《管理科学》, 2006年第5期, 第9—16页。
- [20] 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年第1期, 第4—14页。
- [21] 娄伟, "基金持股与上市公司业绩相关性的实证研究", 《上海经济研究》, 2002年第6期, 第58—62页。
- [22] 穆林娟、张红, "机构投资者持股与上市公司业绩相关性研究: 基于中国上市公司的经验数据", 《北京工商大学学报(社会科学版)》, 2008年第4期, 第76—82页。
- [23] Parrino, R., R. Sias, and L. Starks, "Voting with Their Feet: Institutional Ownership Changes Around Forced CEO Turnover", *Journal of Financial Economics*, 2003, 68(1), 3—46.
- [24] 石良平、李洋, "机构投资者介入公司治理的作用研究", 《上海经济研究》, 2007年第7期, 第83—90页。
- [25] Short, H., and K. Keasey, "Institutional Voting in the UK: Is Mandatory Voting the Answer?", *Corporate Governance: An International Review*, 1997, 5(1), 37—44.
- [26] Smith, M., "Shareholder Activism by Institutional Investors: Evidence from Calpers", *Journal of Finance*, 1996, 51(1), 227—252.
- [27] 宋敏、张俊喜、李春涛, "股权结构的陷阱", 《南开管理评论》, 2004年第1期, 第9—23页。
- [28] Sundaramurthy, C., D. Rhoades, and P. L. Rechner, "A Meta-analysis of the Effects of Executive and Institutional Ownership on Firm Performance", *Journal of Managerial Issues*, 2005, 17(4), 494—510.
- [29] 孙永祥、黄祖辉, "上市公司的股权结构与绩效", 《经济研究》, 1999年第12期, 第23—30, 39页。

- [30] 唐跃军、李维安，“公司和谐、利益相关者治理与公司业绩”，《中国工业经济》，2008 年第 6 期，第 86—98 页。
- [31] Utama, S., and W. M. Cready, “Institutional Ownership, Differential Predisclosure Precision and Trading Volume at Announcement Dates”, *Journal of Accounting & Economics*, 1997, 24(2), 129—150.
- [32] 王彩萍、李善民，“机构投资者对公司治理影响研究”，《经济理论与经济管理》，2007 年第 8 期，第 34—39 页。
- [33] 王彩萍，《机构投资者与公司治理关系研究》。北京：经济科学出版社，2007 年。
- [34] 翁洪波、吴世农，“机构投资者、公司治理与上市公司股利政策”，《中国会计评论》，2007 年第 5 卷第 3 期，第 367—379 页。
- [35] Wooldridge, J., *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. Thomson Learning, 2006.
- [36] 吴晓晖、姜彦福 a，“外部机构投资者能否对传统内部治理机制产生影响”，《经济管理》，2006 年第 18 期，第 90—96 页。
- [37] 吴晓晖、姜彦福 b，“机构投资者治理效率研究”，《统计研究》，2006 年第 9 期，第 33—36 页。
- [38] 薛有志、周杰，“产品多元化、国际化与公司绩效：来自中国制造业上市公司的经验证据”，《南开管理评论》，2007 年第 3 期，第 77—86 页。
- [39] 续芹，《我国机构投资者的作用力研究》。北京：对外经济贸易大学出版社，2008 年。
- [40] 叶建芳、李丹蒙、丁琼，“真实环境下机构投资者持股与公司透明度研究——基于遗漏变量与互为因果的内生性检验分析视角”，《财经研究》，2009 年第 1 期，第 49—60 页。
- [41] 张恒、刘力昌，“中国机构投资者参与上市公司治理研究”，《经济管理》，2005 年第 10 期，第 31—36 页。
- [42] 朱诗娥、杨汝岱，“中国本土企业出口竞争力研究”，《世界经济研究》，2009 年第 1 期，第 8—14 页。

Value-Selection vs. Value-Creation: Evidence from Institutional Investors in the Chinese Market

YUEJUN TANG YUANYANG SONG
(Fudan University)

Abstract This article studies the influences of institutional investors' investment on firm performance. We find that institutional investors' investment has a significant positive effect on firm performance, but different from other studies, this effect becomes weaker quickly in the mid and long-term. Furthermore, institutional investors of different types have different value-selection and value-creation capabilities; (1) funds and QFII investors have strong val-

ue-selection capabilities, but security dealers, social security funds, trust companies and insurance companies have weak capacities; and (2) funds has some value-creation capabilities, but other institutional investors don't have any value-creation capabilities.

Key Words Institutional Investor, Value-Selection, Value-Creation, Shareholding Fluctuation, Improvement of Firm Performance

JEL Classification G34, G18, C39