

大股东控股比例、控制权收益与公司可持续发展*

刘少波 邓可斌

[摘要]以往对大股东控制权的研究大多关注其对投资者和公司价值侵害问题,难以解释为何众多大股东控制企业能取得稳健的发展。本文以可持续增长率度量公司可持续发展水平,考察大股东控制权对公司可持续发展水平的影响。研究发现:在控制了风险水平、规模、行业、信息公开度等变量后,大股东控制权与公司可持续发展水平间的正相关关系仍显著存在,且呈现出倒S型的非线性关系。在非ST和PT类公司中,大股东控制权与可持续增长能力的关系更倾向于正向线性相关。实证结果表明:在大多数情况下,大股东控制权的提升对公司可持续发展水平确实有明显的促进作用。因此,过份强调对中小股东的保护而忽视大股东控制权收益对公司可持续发展能力的提升作用是不妥的,大股东控制权收益在很大程度上具有合理性。

关键词: 公司治理结构 可持续发展 控制权收益

JEL 分类号: G3 G31 G38

一、引言

基于股权高度分散的公司治理问题研究,目的在于寻找一套制度安排以解决股东与经理之间的代理问题(Berle and Means,1932;Jensen and Meckling,1976),最终实现股东利益最大化和公司的可持续发展。但很多文献发现,大股东的存在是一个普遍现象,从而当股份持有的高度集中和占有的控制性所有权看起来是整个世界的规则(Shleifer and Vishny,1997)时,公司治理研究关注的重点便转向大股东代理问题,即大股东对中小股东的侵害问题。

大股东因持股较多而与公司利益具有协同效应,因而有动力去收集信息并监督经理行为,也有足够的投票控制权对经理施加压力,因此大股东在公司治理中发挥积极作用(Shleifer and Vishny,1986);Kaplan和Minton(1994)发现,大股东在促进董事会变革中发挥重要作用;Gorton和Schmid(1996)发现银行大量持股改善了德国公司的业绩。基于此,Shleifer和Vishny(1997)甚至断言,当大股东持有51%以上股权并因此对企业和经理层具有完全的控制权时,大股东就由此解决了代理人问题。

然而,越来越多的研究发现,大股东会利用对公司的控制权谋取控制权收益并掏空(Tunneling)公司(Grossman和Hart,1988;Johnson等,2000);Claessens,Djankov和Lang(2003)发现,在控股股东的控制权与其现金流权发生分离且分离程度越高时,大股东对小股东利益的侵害就更加严重;LLSV(La porta,Lopez,Shleifer,and Vishny,2000)则发现,法律对投资者的保护越差,大股东的掏空行为就越严重。据此推论,如果法律对投资者的保护缺失或较弱,大股东谋求控制权收益的动机就可能缺乏有力的约束,其掏空公司的行为将愈演愈烈,公司的可持续发展能力就将受到严重损害。

可见,大股东在公司治理中具有两面性,一方面是基于协同效应的积极治理甚至对公司进行利益输送(Propping),另一方面是基于控制权的利益攫取。前一种行为本质上也是基于大股东利益

* 刘少波,暨南大学教授,经济学博士,博士生导师;邓可斌,广东外语外贸大学财经学院副教授,硕士生导师。本文是广东省高校人文社科重点研究基地创新团队项目(08JDTDXM79003)的成果之一。

的一种选择, Friedman, Johnson and Mitton(2003)指出, 为了降低融资成本并从公司源源不断的获取更多利益, 控股股东具有强烈的动机向外部投资者作出承诺, 包括用私有资源支持上市公司等。现有文献对大股东利用控制权谋取私利的行为本质作出了高度概括, 即攫取控制权收益。换言之, 大股东利用控制权获得的收益被统称为控制权收益。于是, 攫取控制权收益便成为大股东掏空公司并因此损害公司可持续发展能力的关键。

然而, 将控制权收益视为大股东对小股东利益的侵害和掏空公司, 可能是一个不当甚至错误定性。刘少波(2007)发现现有文献对控制权收益的定性内含一系列悖论, 他在具体讨论了控制权成本问题后, 将控制权收益重新定义为是对控制权成本的补偿, 是控制权的风险溢价, 其实现载体是控制权积极作用于公司治理后的绩效改进所产生的增量收益, 它与大股东侵害无关, 大股东侵害的过程和实质是攫取超控制权收益。据此而论, 控制权收益应是大股东的一种合理合法的收益, 只有超控制权收益才表现为大股东侵害和掏空公司, 从而, 大股东获取控制权收益的行为, 并不会构成对公司可持续发展的损害, 在大股东控制权成本得到合理补偿的情况下, 控制权收益甚至可能成为大股东愿意更多支付治理成本的一种激励, 因而有利于公司可持续发展。

结合以往研究文献, 我们提出以下三个问题: (1) 大股东控股比例是否存在一个区间, 在这一区间内大股东持股比例越高, 越有利于大股东获得合理的控制权收益和公司的可持续发展? (2) 是否还存在另外的区间, 在这些区间内大股东持股比例越高, 就会导致大股东更多攫取超额控制权收益从而影响公司的可持续发展? (3) 在国有控股公司与非国有控股公司中, 这两类控制权收益的作用是否存在区别? 对这些问题的解答正是本文的研究目的。

二、文献回顾、理论分析与研究假设

(一) 相关文献回顾

如上文所述, 已有文献证明大股东在公司治理中发挥积极作用。但是, 目前国内外尚很少见将大股东控制权与企业可持续增长问题直接联系的理论与实证文献, 从区分控制权收益与超控制权收益的角度对这一问题进行的研究则更为鲜见。与本文问题相关的现有研究, 主要集中在大股东持股、投资者保护与公司业绩的关系上, 只有极少数研究涉及到可持续增长问题。具体而言可以分为以下几个方面:

1. 上市公司可持续增长及其与大股东控制关系

这方面的研究主要是探讨可持续增长率指标在财务指标中的意义。刘斌等(2002)较早使用可持续增长率指标分析了中国上市公司的可持续发展问题, 发现大多数行业的公司未能实现可持续发展。曹玉珊和张天西(2006)发现, 中国上市公司仅仅是通过增加负债和发行新股来维持“无效的高增长”, 也即上市公司的实际增长速度与可持续增长率完全不吻合; 王玉春和花贵如(2007)的研究也发现: 我国信息技术上市公司的实际增长率超过可持续增长率, 并且可持续增长率逐年下滑, 存在财务上的增长过快现象。曹玉珊(2008)进一步分解财务指标, 通过实证分析研究影响可持续增长率的各因素。最近, 也有个别研究涉及了大股东与可持续发展关系问题, 但基本是浅尝辄止。如姚禄仕等(2007)指出, 大股东掏空上市公司、违规担保和委托理财、盲目进行不相关多元化投资、欺诈上市是导致上市公司不可持续发展的主要原因。但他们的研究并没有说明大股东控制权的增加是否会必然对公司可持续发展产生正面或负面的影响。

2. 股权集中度与公司业绩的关系

这方面研究成果比较多, 得出的结论主要有: (1) 股权集中度与公司业绩存在着明显的正相关关系(徐晓东和陈小悦, 2003; 陈小悦和徐晓东, 2001;); (2) 两者关系不明显(高明华, 2001; 朱武祥

和宋勇,2001)。(3)两者可能是非线性相关关系(孙永祥和黄祖辉,1999),也即在某些时候表现出正相关,某些时候表现出负相关。Sun, Tong and Tong(2002)认为公司业绩和大股东持股比例之间是倒U型的关系,即适度的大股东持股比例对上市公司业绩是最优的;而Tian(2003)却得出了与Sun, Tong and Tong(2002)完全相反的结论,他们发现大股东持股比例和公司价值是U型关系,即适度的混合所有权形式是最差的模式。宋敏等(2004)也得出了类似Tian(2003)的结论。他们的研究发现:控股股东持股率对公司业绩的影响为非线性的U型,显示出控股股东监督和隧道效应并存的双重效应;非控股大股东对控股股东和管理层有显著的监控和制衡作用。

以上研究结果的差异很大程度源于数据期和研究变量选取的不同。如陈小悦和徐晓东(2001)使用的是1996~1999年的数据,使用的业绩指标是ROE(净资产收益率)与主营业务资产收益率。1996~1999年中国股市处于一个比较平缓的时期,此时“一股独大”的上市公司往往更容易存在盈余管理的问题,因而容易得出股权集中度与公司业绩正相关的结论。宋敏等(2004)的研究使用的数据期间是1999~2001年,使用的业绩指标是托宾Q。在此期间中国股市经过一个牛市期,用托宾Q来衡量公司业绩往往出现高估,而质量越差的公司^①市值高估的情况往往越严重。这样就容易出现非线性相关的情况。

3. 国有股与公司业绩的关系

我国上市公司中,根据第一大股东的性质可分为国有控股公司和非国有控股公司。国有控股公司的大股东被认为兼具了政治家的色彩,其不仅具有一般意义上的公司决策权,甚至可以影响到公司未来的一些重要发展方向,比如,公司未来究竟朝私有制还是公有制发展? Shleifer and Vishny(1994)研究了政治家与企业的关系,发现政治家与企业家的目标是有差异的,政治家更热衷于通过增加就业等目标来赚取政治资本,因此国有股在公司治理方面存在明显的“攫取之手”效应。Boycko, Shleifer and Vishny(1994)进一步指出,私有化是解决政府官员腐败、控制“掠夺之手”的有效手段,国有企业私有化后公司的经营绩效应该会取得较为明显的改观。

另有一些研究则发现,国有股对公司业绩具有促进作用。David(1996)通过对中国转型经济的理论和实证研究发现,此时政府实际上发挥着大股东的的作用,其通过监督内部人防止内部人控制现象发生,有利于保护中小股东的权益。另外,国有股比例的提高还意味着企业与政府的关系的密切,可以从中获取税收优惠(陈小悦和徐晓东,2001)。但总体看,国内对国有股与公司业绩关系的实证研究结论倾向于国有股控股比例与公司业绩负相关(许小年和王燕,2000;陈晓和江东,2000)或相关性不显著(朱武祥和宋勇,2001)。

4. 内部人持股与公司绩效的关系

这方面的大部分研究都发现两者关系不显著(高明华,2001;魏刚,2000等)甚至负相关(李增泉,2000)。这说明,内部人的股权激励对公司绩效并无好处;进一步说,内部人(管理层)如果成为大股东,对中小股东的侵害将会非常严重,因为此时大股东与内部人合而为一,其对内部人的监督制衡作用将不复存在。此种情况下,大股东通过控制权获得的收益很可能多属于超控制权收益范畴。

5. 审计意见信息披露与公司绩效

王克敏和陈井勇(2004)用审计意见是否有保留来衡量投资者保护程度的高低,并证明了股东保护程度与公司绩效间存在正相关关系。被出具无保留审计意见是公司应该达到的基本要求,当上市公司达到这一基本要求时,将减少大股东获得超控制权收益(侵害小股东利益)的机会,由此得出股东保护与公司绩效正相关的结论就非常自然。

他们同时发现,当投资者保护的力度加强时,大股东对管理者的监督力度降低;当投资者保护

^① 这些公司往往是大股东持股比例很低或很高的公司。

力度减弱时,情况则相反。由于大股东对管理者的监督能够提高公司绩效,因而他们的研究从一个侧面支持了本文所持的观点,即:片面强调中小股东保护是不妥的,它可能会剥夺大股东基于控制权成本补偿意义上的合理收益,即控制权收益,从而弱化对大股东支付治理成本行为的激励,并因此不利于公司的可持续发展。事实上,对中小股东权益保护还应考虑这样一个问题,即它给公司绩效带来的正面作用,是否大于抑制大股东积极性、减弱其对管理者监督程度给公司带来的负作用。

(二)理论分析与研究假设

1. 公司可持续发展的度量指标选择

从文献回顾可见,以往的研究均是以会计盈利(公司业绩)指标(如资产收益率、净资产收益率)或托宾Q作为公司业绩变量。在国外发达国家,由于经济运行较平稳,公司发展也基本进入了稳定增长阶段,公司业绩与企业可持续发展水平间存在着非常密切的联系。但在中国这样的转型经济国家中,由于政策制度不稳定,经济处于高速增长期,公司发展存在诸多变数,故公司业绩变量与企业可持续发展水平虽然有一定关系,但仍存在很大的区别。因此,仅考察公司业绩变量,就无法将控制权收益和超控制权收益与公司可持续发展问题联系起来,也无法准确判断大股东控股比例对公司发展的意义。由于公司业绩类变量无法准确度量公司可持续发展的能力,我们引入可持续增长率变量代表公司可持续发展水平。可持续增长率指标由Higgins(1977)和Horne(1988)提出,这一指标为公司制企业实现股东财富最大化的长远目标提供了很好的参考依据,很快为欧美许多大公司所采用。虽然经过了二十多的时间,但可持续增长率作为标准的财务指标,仍然为财务会计学界广泛使用,并对经济学研究产生重要影响,如Matsuyama(1999)就曾证实了可持续增长率对判断经济周期的重要意义。出于显而易见的原因,可持续增长率指标也特别为处于转型经济中的我国学者所青睐,如王玉春和花贵如(2007)、曹玉珊(2008)都以可持续增长率作为指标,分析我国上市公司可持续发展问题,但他们并没有将这一指标与大股东控制问题联系起来。

可持续增长率计算公式为: $SGR = \left[m(1-d) \frac{A}{E} \right] / \left[\frac{A}{S} - m(1-d) \frac{A}{E} \right]$ 。其中, m 为销售净利润率, d 为现金股利支付率, E 为股东权益, A 为总资产, S 为销售收入^①。观察可持续增长率的计算公式可见,其结合了诸多财务指标,因而能够较深刻地反映公司未来的发展潜力。

2. 大股东控股比例与可持续增长率的关系

关于大股东在公司治理中具有基于协同效应的积极治理和基于控制权的利益攫取这两面性的研究已有不少,但现有研究忽略了这样一个问题,即大股东实施积极治理并使公司绩效改进时,其只能按持股比例获得公司增量收益的一部分(被称为现金流权收益),其余部分则成就了小股东的“搭便车”行为;同时,现有研究又将大股东获得的超过现金流权收益之外的其它收益,统称为控制权收益并将之定性为大股东对小股东的剥削,是大股东的一种非法收益。于是,大股东基于控制权的行能力而对公司的积极治理行为,实际上并没有得到相应的激励。众所周知,股权高度分散时小股东选择“搭便车”是因为其介入公司治理的行为不可能得到应有的激励,由此留下了“搭便车”这一公司治理理论与实践无法破解的难题。鉴于此,我们主张大股东的积极治理行为应得到相应的激励,即赋予大股东合理的控制权收益,其来源是大股东实施积极治理并使公司绩效改进后产生的增量收益。这样的话,大股东将有持续投入治理成本去实施积极治理的积极性,从而有利于公司可持续发展。但是,基于经济人的利己本性,大股东又有可能在获得合理的控制权收益之外谋取更多的私人收益,这部分收益可称为超控制权收益(刘少波,2007)。至于大股东在何种情况下应获得合理的控制权收益则要视乎其股权集中度状况。具体地说,如果股权集度过高及大股东控制力过强,大股东就越有可能在合理合法的控制权收益之外,谋取更多收益,并因此损害公司的

^① 具体可参见刘斌等(2002)。

可持续发展能力;反之,如果大股东股权集中度过低及控制力太弱,又会使得其失去应得的控制权收益,从而影响大股东投入治理成本去实施积极治理的积极性,这样也会使公司可持续发展能力下滑。只有在股权集中度适中的区间,其与可持续增长率才会呈现正相关关系。因此,我们倾向于支持股权集中度与可持续增长率之间存在正向的非线性关系。据此,本文提出假设 1:

H1:大股东控股比例与可持续增长率间呈现正向的倒 S 型相关关系(如图 1 所示),也即一个“U”型曲线与一个倒“U”型曲线的组合。

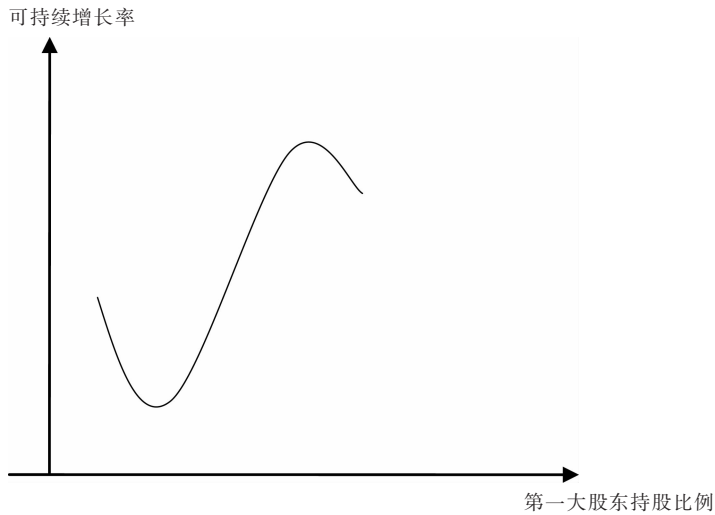


图 1 大股东控制权与可持续增长率的关系

如果这一理论假设成立,我们就可以初步回答本文第一部分提出的三个问题的前两个。就第一个问题而言,在倒 S 型图型的中间区间,大股东控股比例越高,就越有利于大股东获得合理的控制权收益和公司的可持续增长;就第二个问题而言,在倒 S 型图型的左端和右端部分,大股东持股比例越高,就会导致大股东更多地攫取超额控制权收益,进而给公司的可持续发展带来负面的影响。

2. 国有股与可持续发展的关系

在国有控股公司中,有相当大一部分国有股在 51%以上,根据上文的分析,这时大股东控制力很可能过强,于是获取超控制权收益的可能性也很高。于是此类公司中国有控股比例与公司业绩的关系就容易呈现负相关。而在非国有控股公司中,国有股的比例通常都很低,常常不是前十大股东,因而在此类公司中国有股比例的增减对可持续发展能力与公司绩效影响并不大。因此,总体来看国有控股会减弱大股东持股比例与公司可持续发展能力的正相关关系。于是我们提出假设 2:

H2:第一大股东是国有股东时,国有股因素会减弱大股东持股比例与可持续发展能力的正相关关系。

如果假设 2 成立,我们就能回答本文第一部分提出的第三个问题。在具体实证研究过程中,我们还使用了净资产收益率(ROE)作为被解释变量替代可持续增长率进行回归分析,通过比较两类回归结果以进一步验证研究结论的稳健性,并分析可持续发展指标相对于公司业绩指标的合理之处。

三、数据、实证方法与模型

(一)数据与变量说明

1. 数据

本文实证研究的数据除风险 β 值来自 wind 数据库外, 其余数据均来自国泰安公司 CSMAR 中国股票市场交易数据库、中国上市公司财务数据库及中国上市公司财务分析数据库。由于可持续增长率指标是一个综合性非常强的指标, 和各类(盈利能力、增长能力、偿债能力、营运能力)财务指标均有关系。但根据某一类指标并不能准确预测企业的可持续增长率。我们仿照苏冬蔚和吴仰儒(2005)的方法, 运用 VAR(向量自回归)模型说明这一点。我们选取 1996 年底上市的公司作为样本。这是为了:(1)有足够长的时间序列数据运用 VAR 模型;(2)保证样本公司有一段较长时间的上市时间以保证其财务数据处理方式和经营行为的稳定性;(3)便于和以往研究比较。得到最初的样本公司数共 476 个(包括 ST、PT 类公司)。

样本筛选如下:(1)剔除金融类公司;(2)剔除数据不全的公司;(3)剔除某些变量出现异常值的公司, 比如出现可持续增长率大于正负 100 的公司。进行 VAR 回归的样本数共 388 个, 平衡面板数据集(balance panel data)为 4268 个(11 年)。

在对研究假设进行回归分析时, 我们使用的样本区间为 2003~2006 年。每年样本数分别为 395、390、384、383, 共 1552 个, 构成了一个非平衡面板数据集。这是因为这一区间各变量数据较为齐全, 且这一时间段中国股市正逐渐由低谷走向高峰, 回归结果不会因为股市处于熊市或牛市而带来系统性偏差。需要指出的是, 为了克服变量内生性问题, 我们还对一些解释变量取其滞后一期值与被解释变量进行回归, 这样又需要平衡面板数据集。在进行平衡面板数据回归时, 因为剔除了各年不一致的样本, 故样本数减少为每年 297 个。

2. 变量说明

(1)被解释变量: 可持续增长率(SGR)与净资产收益率(ROE)。①

(2)解释变量

股权集中度变量: 包括第一大股东持股比例(F1)、第二和第三大股东持股比例之和(F2)、第四至第十大股东持股比例之和(F3)。我们之所以将第二和第三大股东持股比例之和作为一个解释变量, 是因为这部分股东持续比例较高, 可以承受参与监督管理的成本, 且往往能取得董事会席位, 有机会参与公司的监督管理(宋敏等, 2004)。他们一方面对第一大股东进行监督, 另一方面也存在着和大股东进行合谋的动机, 因而其持股比例与公司可持续发展的关系是不太清晰的^②。而第四到第十大股东, 持股比例不高, 与第一大股东合谋的可能性很小, 对第一大股东进行监督的动机比较充分, 因而其持股比例与公司可持续发展应该是正相关的。

(3)控制变量

风险因子 β 值: 控制风险因素与公司可持续发展水平的关系。规模因素(Lnsize): 使用上市公司流通股市值的对数值, 以度量规模因素对公司可持续发展水平的影响。用这一方法计算规模因素是为了体现公众的上市公司规模敏感度对可持续发展水平的影响。为保证研究结果稳健, 我们也尝试使用了总资产的对数值作为替代指标。两种方法计算的规模因素得到的计量回归结果是类似的。

我们用三个虚拟变量 D_1, D_2, D_3 分别控制审计意见种类、行业与第一大股东性质对被解释变量的影响。对审计意见为“标准无保留”的, $D_1=0$; 其它情况下 $D_1=1$ 。属于制造业的 $D_2=1$, 属于其它

① 我们没有选择托宾 Q, 因为:(1)可持续增长率是一会计指标, ROE 也是会计指标, 便于比较分析;(2)由于资本市场的不断完善, 在我国使用托宾 Q 作为公司价值的度量存在着很大的波动性。

② 宋敏等(2004)使用第二至第十大股东持股比例之和作为一个解释变量。我们将第二、三大股东持股比例之和与第四至第十大股东持股比例之和各自作为一个解释变量。因为第二、三大股东持股比例远远高于后面的股东持股比例。我们认为, 第二、三大股东与第一大股东进行合谋的动力远高于后面的股东, 而进行监督的动力远小于后面的股东, 因此有必要用两个变量进行区分。

行业的 $D_2=0$ ^①; 第一大股东为国有性质(包括国家股、国有股和国有法人股)的, $D_3=1$, 其它情况下 $D_3=0$ 。

(二)实证方法和模型

1. VAR 模型

如前所述,我们首先用 VAR 模型证实可持续增长率变量的独立性,以证明其不能为某个单一的财务指标所替代。让向量 $Y'_{i,t}=(y_{1,i,t}, \Lambda, y_{m,i,t})$ 代表公司 i 在年 t 的指标体系,含 m 个指标。 $i=1, \Lambda, N; t=1, \Lambda, T$ 。考虑到在可持续发展的情况下公司的 $Y_{i,t}$ 只是暂时偏离其期望值,随着时间推移将返回期望值(即 Mean Reversion)。因此,可让 $Y_{i,t}$ 服从下述滞后(Lag)次数为 p 的向量自回归过程(VAR(P)process),建立以下方程:

$$Y_{i,t}=\phi_a+\phi_{b,k}+Y_{i,t-1}\Gamma_1+\Lambda+Y_{i,t-p}\Gamma_p+\xi_{k,t} \quad (1)$$

其中, ϕ_a 代表可持续发展公司的截距, $\phi_{b,k}$ 代表发展能力异常的公司^②前 k 年偏离 ϕ_a 的部分($k=1, \Lambda, T$)^③。根据 AIC 准则确定滞后项次数,将统计不显著的指标删除,使 $Y_{i,t}$ 的维数和滞后时间尽可能少,以简化模型。我们选取六个指标(股权负债率、存货周转率、速动比率、可持续增长率、净利润增长率和净资产收益率)作为指标体系 $Y_{i,t}, \Gamma_1, \Lambda, \Gamma_p$ 为其相应的系数矩阵。

2. 回归模型

接着,我们建立回归模型,分析大股东持股比例与公司可持续发展水平间的内在联系,以验证本文提出的三个研究假设是否成立。具体模型形式如下:

$$SGR_{i,t}=\alpha_1+\alpha_2F_{1,i,t}+\alpha_3F_{1,i,t}^2+\alpha_4F_{1,i,t}^3+\alpha_5F_{2,i,t}+\alpha_6F_{3,i,t}+\alpha_7\beta_{i,t}+\alpha_8\ln size_{i,t}+\alpha_7D_{1,i,t}+\alpha_8D_{2,i,t}+\alpha_9D_{3,i,t}\times F_{1,i,t}+\alpha_{10}D_{4,i,t}+\alpha_{11}D_{5,i,t}+\alpha_{12}D_{6,i,t}+\mu_{i,t} \quad (2)$$

式(2)中,下标 i 表示公司 i ,下标 t 代表时间。 $\mu_{i,t}$ 代表残差项。其余各变量已在上文说明。 $D_{3,i}\times F_{1,i}$ 是第一大股东控股比例与国有股性质虚拟变量的交叉项,加入这一交叉项变量是为了度量在第一大股东是国有股东的情况下,其持股比例与可持续发展能力的相关关系。 D_4, D_5, D_6 是年度控制变量。以 2003 年为基期,即当样本属于 2003 年时, $D_4=D_5=D_6=0$; 当样本属于 2004 年时, $D_4=1, D_5=D_6=0$; 依此类推。

为了观察 ST 和 PT 类公司数据对研究结果产生怎样的影响,我们将剔除了 ST 和 PT 类公司后的样本单独进行了实证研究,并将其与全样本回归进行比较。此时具体样本数为:2003 年 342 个,2004 年 342 个,2005 年 336 个,2006 年 337 个,共 1357 个。我们可以预见,ST 和 PT 类公司可持续发展水平通常较低,剔除此类公司会使图 1 倒 S 型曲线的“U”型部分受到影响,这样很可能会使大股东持股比例和可持续增长能力间的关系更倾向正线性相关。在进行回归方法选择时,由于我们的数据是非平衡面板数据,且时间期较短(仅四年),所以我们选择混合 OLS(POLS, pooled OLS)方法进行回归。

3. 稳健性检验

我们采用以下措施检验实证结果的稳健性:(1)对以上所有回归模型,我们均尝试用 ROE 替代 SGR 作为被解释变量进入方程;(2)由于大股东控股比例与可持续增长指标间存在着内生性,也即:不仅仅是大股东持股比率影响了可持续增长率,可持续增长率也对大股东持股比率有一定影响。为了解决这种内生性问题,我们将大股东持股比率取一期滞后变量,建立了平衡面板数据集进行回归,以保证回归结果的稳健性。回归方程如下:

① 由于样本中制造业公司很多(一半以上),再考虑到每类行业样本数不能太少和各类行业样本数平衡的需要,我们只设定了一个虚拟变量来简单控制行业属性的影响。

② 我们将 ST 和 PT 类公司在“戴帽后”和“摘帽前”视为发展能力异常的公司。

③ 苏冬蔚、吴仰儒(2005)的分析表明,尽管 k 在理论上可以取 1 至 10,但 $k=1$ 为较合理取值。

$$SGR_{i,t} = \alpha_1 + \alpha_2 F_{1,i,t-1} + \alpha_3 F_{1,i,t-1}^2 + \alpha_4 F_{1,i,t-1}^3 + \alpha_5 F_{2,i,t} + \alpha_6 F_{3,i,t} + \alpha_7 \beta_{i,t} + \alpha_8 \ln size_{i,t} + \alpha_9 D_{1,i,t} + \alpha_{10} D_{2,i,t} + \alpha_{11} D_{3,i,t} \times F_{1,i,t-1} + \alpha_{12} D_{5,i,t} + \alpha_{13} D_{6,i,t} + \mu_{i,t} \quad (3)$$

式(3)中, D_5 、 D_6 是年度控制变量,和式(2)中的定义一样,只是此时我们以2004年为基期^①,即当样本属于2004年时, $D_5=D_6=0$;当样本属于2005年时, $D_5=1$, D_6 为0;当样本属于2006年时, $D_5=0$, D_6 为1。如上文所述,由于要考虑滞后一期变量,我们采用了平衡面板数据集。也即,进一步选择2003~2006都有数据的样本,此时样本总数为1188个(297*4),滞后一期样本总数为897个。

四、实证结果与分析

(一)变量的描述性统计

表1给出了全样本的描述性统计。可看出第一大股东持股比例显然占了绝对优势,远高于二至第十大股东持股比例之和。另外,第二、三大股东持股比例之和也明显高于第四~第十大股东持股比例之和,说明第二、三大股东对第一大股东的监督作用更强,但也更容易合谋。可持续增长率和净资产收益率的均值都处于较低水平,但标准差均较大,说明我国上市公司质量仍有待进一步提高。

表1 全样本描述性统计

	第一大股东持股比例	第二与第三大股东持股比例之和	第四到第十大股东持股比例之和	规模的对数值	风险因素 β 值	可持续增长率	净资产收益率(ROE)
均值	35.80%	12.98%	9.25%	11.06	0.97	-0.69	0.08
中位数	32%	10%	6%	10.97	0.99	0.08	0.046
最大值	84%	75%	82%	15.59	1.85	89.21	3.16
最小值	1%	0%	0%	8.74	0.09	-80.57	-3.98
标准差	15.21%	10.71%	12.37%	0.98	0.27	8.01	0.34

样本数:1552个。

表2 非ST和PT公司的描述性统计

	第一大股东持股比例	第二与第三大股东持股比例之和	第四到第十大股东持股比例之和	规模的对数值	风险因素 β 值	可持续增长率	净资产收益率(ROE)
均值	36.49%	12.57%	9.03%	11.24	0.98	-0.65	0.012
中位数	33%	10%	6%	11.11	0.99	0.08	0.051
最大值	84%	75%	82%	15.59	1.85	88.65	2.923
最小值	7%	0%	0%	9.07	0.09	-80.57	-3.972
标准差	15.32%	10.59%	12.34%	0.94	0.26	6.79	0.327

样本数:1357个。

表3 ST和PT公司的描述性统计

	第一大股东持股比例	第二与第三大股东持股比例之和	第四到第十大股东持股比例之和	规模的对数值	风险因素 β 值	可持续增长率	净资产收益率(ROE)
均值	30.96%	15.84%	10.62%	10.38	0.97	-0.96	-0.018
中位数	29%	15%	8%	10.32	0.98	0.12	0.010
最大值	74%	66%	75%	12.08	1.84	89.21	3.159
最小值	1%	0%	0%	8.74	0.34	-68.08	-1.850
标准差	13.46%	10.96%	12%	0.76	0.24	13.72	0.417

样本数:195个。

① 因为滞后一期后实际回归的数据只剩三年。

表 2 和表 3 分别是剔除 ST 和 PT 公司后的样本和 ST、PT 类公司的描述性统计。可见前者的第一大股东持股比例明显高于后者,前者的可持续增长率和净资产收益率也明显高于后者。说明第一大股东持股比例与可持续增长率和净资产收益率间可能存在正相关关系。但是两个样本中,表 2 中可持续增长率的中位数低于表 3,净资产收益率的中位数也与表 3 中的接近,说明大股东持股比例与可持续增长率和净资产收益率间的关系很可能是非线性的。此外,表 2 中第二、第三大股东持股比例和与第四~第十大股东持股比例和均明显小于表 3,说明这两个变量与可持续增长率可能存在负相关关系。

(二)VAR 模型检验结果

运用 VAR 模型对式(1)进行检验^①,根据 AIC 最小原则选取滞后期为 1。各项会计指标平面数据(panel data)检验结果如下:

$$\phi_a = \begin{bmatrix} 0.030 & 10.97 & 0.35 & -0.530 & -1.23 & 0.024 \\ (0.45) & (1.23) & (14.35) & (-4.06) & (-2.91) & (373) \end{bmatrix},$$

$$\phi_{b,i} = \begin{bmatrix} 0.48 & -23.93 & -0.043 & -1.99 & 1.13 & -0.04 \\ (1.97) & (-0.74) & (-0.48) & (-4.18) & (0.73) & (1.85) \end{bmatrix}$$

$$\text{系数矩阵 } \Gamma_1 = \begin{bmatrix} 0.40 & -4.07 & 0.06 & -0.02 & 0.11 & 0.0003 \\ (18.85) & (-1.43) & (7.69) & (-0.41) & (0.79) & (0.13) \\ -0.0001 & 0.65 & -0.0002 & -0.002 & -0.00006 & -0.00001 \\ (-1.11) & (51.83) & (-0.67) & (-1.27) & (-0.10) & (-1.65) \\ 0.78 & 8.19 & 0.62 & 0.13 & -0.10 & 0.003 \\ (15.14) & (1.19) & (32.64) & (1.34) & (-0.30) & (0.54) \\ 0.007 & -0.26 & -0.001 & 0.04 & -0.03 & -0.0010 \\ (0.65) & (-0.18) & (-0.28) & (2.00) & (-0.47) & (-0.92) \\ 0.006 & 0.007 & 0.003 & 0.014 & -0.0025 & 0.0005 \\ (0.24) & (0.20) & (0.28) & (2.83) & (-0.15) & (2.06) \\ 0.043 & -21.17 & 0.10 & 0.71 & 1.06 & 0.14 \\ (0.20) & (-0.72) & (1.22) & (1.64) & (0.75) & (6.54) \end{bmatrix}$$

小括号内为 t 统计量。 $\phi_{b,i}$ 的数据表明,非 ST、PT 类公司与 ST、PT 类公司在股权负债比率(资本结构)、可持续增长率与净资产利润率三个指标上存在明显的差异。对于系数矩阵 Γ_1 ,我们主要关注第四列数据,因为其反映了可持续增长率与六个滞后一期财务指标的关系。可以发现,可持续增长率指标除了与其自身滞后一期值高度相关(t 值为 2.83)外,仅与前期净资产收益率指标有显著性水平为 15%的微弱相关(t 值为 1.64)。因此 VAR 模型的实证结果说明了可持续增长率是一个综合性很强的指标,并不由其它任何单一的指标唯一决定。实证结果同时也表明,可持续增长率指标与公司业绩指标(前期资产收益率)存在着微弱的联系,这也印证了我们之前的分析。

(三)回归模型检验结果

1. 基本模型回归结果

表 4 是全样本回归结果。由于是混合数据 OLS 回归, \bar{R}^2 值较小是正常的,我们主要关注回归系数符号及其显著性。可见,当第一大股东持股比例($F_{1,t}$)变量单独进入模型时,其与可持续增长率呈现正相关关系,但当信息披露变量(D_1)进入模型后,这种相关性消失了。加入 $F_{1,t}^2$ 和 $F_{1,t}^3$ 变量后,这种相关性又显露出来。 $F_{1,t}$ 与 $F_{1,t}^3$ 的系数值为负,而 $F_{1,t}^2$ 的系数为正值且绝对值远大于上述两

^① 由于苏冬蔚和吴仰儒(2005)已证明了各项数据的平稳性,此处不再加以证明。

表 4 大股东控制权与公司可持续发展(全样本)

因变量 自变量	可持续增长率						净资产收益率
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 1
常数项	-1.338*** (-2.56)	-5.784*** (-3.890)	-2.967* (-1.560)	-5.559** (-2.087)	-5.261** (-1.938)	-5.173* (-1.878)	-0.257** (-2.460)
$F_{1,t}$	1.80* (1.62)	0.630 (0.653)	-23.24** (-1.902)	-21.83* (-1.780)	-20.50* (-1.622)	-18.19* (-1.435)	0.156** (2.435)
$F_{1,t}^2$			58.10** (1.931)	54.94* (1.821)	56.35* (1.813)	49.75* (1.609)	
$F_{1,t}^3$			-42.30* (-1.843)	-39.81* (-1.734)	-41.32* (-1.736)	-36.43* (-1.551)	
$F_{2,t}$						-15.45 (-0.984)	0.004 (0.006)
$F_{3,t}$						-0.223 (-0.125)	-0.027 (-0.039)
β_i				-0.775 (-1.184)	-0.805 (-1.352)	-0.792 (-1.317)	-0.023 (-0.747)
$\ln size_t$				0.290** (1.910)	0.293** (2.005)	0.293** (2.003)	0.003 (0.420)
D_1		5.536*** (4.090)	5.562*** (4.117)	5.480*** (4.082)	5.474*** (4.080)	5.456*** (4.067)	0.277*** (6.559)
D_2					-0.549* (-1.504)	-0.522* (-1.448)	-0.019 (-1.116)
$D_3 \times F_{1,t}$					-1.62* (-1.705)	-1.749 (-1.805)	-0.067 (-1.597)
D_4					-0.205 (-0.414)	-0.240 (-0.407)	-0.015 (-0.715)
D_5					-0.446 (-0.776)	-0.493 (-0.702)	-0.055* (-1.933)
D_6					-0.3626 (-0.800)	-0.430 (-0.793)	0.002 (0.076)
\bar{R}^2	0.001	0.051	0.05	0.051	0.051	0.050	0.077

注:括号内为双尾 T 检验统计量,***、**、*、+分别表示系数在 1%、5%、10%和 15%水平上统计显著。解释变量间的 VIF 值都小于 2,表明其间不存在严重的多重共线性问题^①。在以 ROE 为因变量进行回归时,也尝试 $F_{1,t}^2$ 与 $F_{1,t}^3$ 项进入方程,但系数完全不显著,因而未列入表中。 F 统计量在 1%的水平上统计显著。

个系数,这就证明了倒 S 型关系的存在与假设 1 的正确性。加入一些控制变量后, $F_{1,t}$ 、 $F_{1,t}^2$ 和 $F_{1,t}^3$ 的系数显著性虽有所下降但仍然有一定显著性。 $F_{2,t}$ 和 $F_{3,t}$ 的系数不显著,说明无论是第二、三大股东还是第四—第十大股东都没有表现出对大股东的有效监督或者与大股东的合谋;行业因素(D_1)对可持续增长率影响较弱,审计信息公开变量(D_2)与可持续增长率间存在强正相关关系,说明必要的信息公开能够减少大股东控制权收益的不合理部分,促进公司可持续发展。规模因素($\ln size_t$)系数显著为正,说明大规模公司可持续发展能力比小规模公司强。交叉项($D_3 \times F_{1,t}$)系数为负值且

^① 由于回归残差项经过 Breusch-Pagan-Godfrey 检验很可能存在异方差,在异方差形式未知的情况下,我们选择 Newey-WestOLS 回归对系数标准误进行调整以保证回归结果的可靠性,下文同。

有一定的显著性,说明当第一大股东为国有股东时,其持股比例与可持续发展能力呈现负相关。时间控制变量 D_4 、 D_5 、 D_6 基本没有对可持续增长率产生影响^①。

当因变量换成 ROE 后,除 $F_{1,t}$ 和 D_1 变量外,其余变量的系数显著性都消失了。这或许是因为企业针对 ROE 进行盈余管理的缘故。此时我们的样本里包含了不少 ST 和 PT 类公司,这些公司对 ROE 进行盈余管理的可能性更高。我们认为正是盈余管理的存在使得对两个因变量回归结果出现明显差别^②,这从一定程度上说明了可持续增长率是更为合理的指标。

2. 非 ST 和 PT 类公司回归结果

表 5 大股东控制权与公司可持续发展(剔除 ST 和 PT 类公司)

因变量 自变量	可持续增长率					净资产收益率
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 1
常数项	-1.381*** (-3.167)	-9.241*** (-5.361)	-10.956*** (-3.289)	-12.812*** (-4.772)	-10.623*** (-3.203)	-0.777*** (-5.780)
$F_{1,t}$	2.01** (2.087)	1.34* (1.500)	-15.721 (-1.325)	2.494* (1.814)	-14.473 (-1.231)	0.178*** (2.770)
$F_{1,t}^2$			43.001+ (1.446)		43.830+ (1.498)	
$F_{1,t}^3$			-32.427+ (-1.428)		-33.442+ (-1.489)	
$F_{2,t}$				-0.200 (-0.167)	0.646 (0.476)	0.070 (1.003)
$F_{3,t}$				-0.395 (-0.527)	-0.119 (-0.527)	0.021 (0.677)
β_t				-0.678 (-0.885)	-0.717 (-0.937)	-0.123*** (-3.268)
$\ln size_t$			0.347* (1.694)	0.408** (2.124)	0.371* (1.758)	0.047*** (4.905)
D_1		8.733*** (5.219)	8.494*** (5.027)	8.451*** (5.019)	8.472*** (5.014)	0.355*** (5.370)
D_2				-0.438 (-1.271)	-0.422 (-1.241)	-0.013 (-0.789)
$D_3 \times F_{1,t}$				-1.070 (-1.124)	-1.030 (-0.937)	-0.047 (-1.040)
\bar{R}^2	0.001	0.111	0.114	0.113	0.112	0.123

注:括号内为双尾 T 检验统计量,***、**、*、+分别表示系数在 1%、5%、10%和 15%水平上统计显著。解释变量间关系的 VIF 值都小于 2,表明其间不存在严重的多重共线性问题。在以 ROE 为因变量进行回归时,也尝试 $F_{1,t}^2$ 与 $F_{1,t}^3$ 项进入方程,但系数完全不显著,因而未列入表中。 F 统计量在 1%的水平上统计显著。

表 5 是对非 ST 和 PT 类公司的回归结果。此时对两个因变量的回归结果基本相同。这是因为非 ST 和 PT 类公司的盈余管理远不如 ST 和 PT 公司严重。由表中可见,当第一大股东持股比例($F_{1,t}$)变量单独进入模型时,其与可持续增长率呈现正相关关系,但当信息披露变量(D_1)进入模型后,这种相关性有所减弱。加入控制变量后,显著性又有所提高。当 $F_{1,t}$ 、 $F_{1,t}^2$ 和 $F_{1,t}^3$ 三个变量同时进

① 所以我们在下文对非 ST 和 PT 类公司样本进行回归时,没有把时间虚拟变量放进方程。

② 下文对非 ST 和 PT 类公司的实证结果可证实这一点。

入方程时,它们的系数显著性水平都较低。说明此时倒 S 型关系削弱了,在非 ST 和 PT 类公司中,大股东控制权与可持续增长能力的关系更倾向于正向线性相关。对此的解释可以见图 2。由于 ST 和 PT 公司多数可持续增长率较低,剔除此类公司后倒 S 图型的 U 型部分受到较多影响,因而倒 S 型关系削弱。此外,规模因素($\ln size_t$)系数显著为正,审计信息公开变量(D_1)与可持续增长率间存在强正相关关系。 $F_{2,t}$ 和 $F_{3,t}$ 的系数依然不显著,交叉项($D_3 \times F_{1,t}$)系数的显著性也消失了。

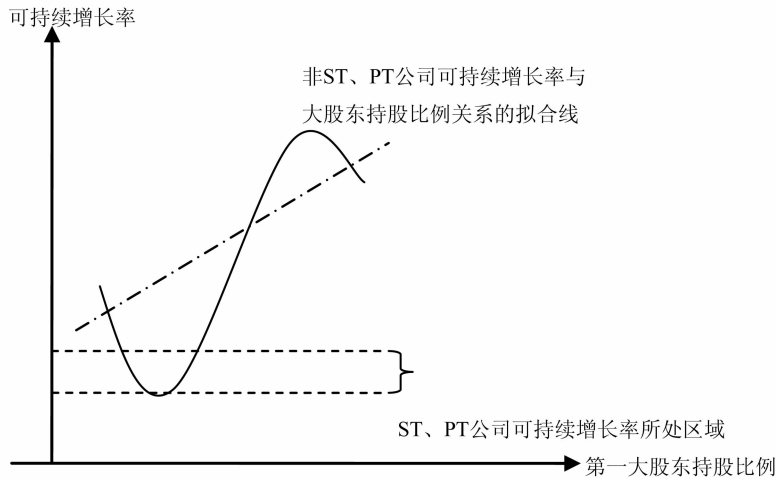


图 2 非 ST 和 PT 类公司中大股东控制权与可持续增长率的关系

3. 滞后变量回归结果

一般而言,对平衡面板数据进行实证检验时,根据具体情况可以选用不同的估计方法,如混合最小二乘法(POLS, pooled ols),固定效应(FE, fixed effect)估计法、随机效应(RE, random effect)估计法等。为保证计量方法选择的准确性,我们首先根据 Hausman 检验来对 FE 和 RE 模型进行选择,结果表明应选择 RE 模型;接着我们进一步根据 LM 检验对使用 POLS 还是 RE 模型进行选择,结果表明应选择 POLS。由于篇幅所限此处我们仅说明表 6 中模型(3)的相关检验结果:模型(3)的 Hausman 检验 p 值为 0.6122,表明无法拒绝使用 RE 模型的原假设;进一步进行 LM 检验得到 p 值为 0.366,表明混合 OLS 回归要较 RE 为优。对于这一结果,从我们的数据结构也不难理解。因为我们的数据时间期只有四年(选择滞后一期后则只有三年),时间期非常短;而截面样本则达到 297 个。这使得数据结构非常近似于截面数据。

表 6 是混合 OLS 滞后变量模型的回归结果。由于此时数据集为平衡面板数据,ST 和 PT 公司已被自然剔除,根据表 5 的回归结果, $F_{1,t}^2$ 和 $F_{1,t}^3$ 已无必要进入方程。此外为简化方程,剔除了在此前回归中显著性最弱的 F_2 、 F_3 和 D_2 变量。可以看到,此时对两个因变量的回归结果仍然基本相同。由表中可见,当第一大股东持股比例($F_{1,t-1}$)变量(滞后一期)单独进入模型时,其与可持续增长率呈现正相关关系,但当信息披露变量(D_1)进入模型后,这种相关性有所减弱。加入控制变量后显著性又有所提高。规模因素($\ln size_t$)系数显著为正,审计信息公开变量(D_1)与可持续增长率间存在强正相关关系。交叉项($D_3 \times F_{1,t}$)系数为负值且有一定的显著性。因此,回归结果再次证明了假设 2。

作为比较,我们也在表 7 中给出了 RE 回归的结果。从中可见 RE 回归的 \bar{R}^2 显著低于混合 OLS 回归。第一大股东持股比例($F_{1,t-1}$)仍然与可持续增长率呈现显著正相关关系。交叉项($D_3 \times F_{1,t}$)系数显著性消失但其值仍为负。考虑到此时 RE 模型较混合 OLS 回归精确性要弱,可以认为表 7 的回归结果基本和表 6 是一致的。

表6 大股东控制权与公司可持续发展的混合 OLS 回归结果(股权集中度变量滞后一期)

因变量 自变量	可持续增长率					净资产收益率
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 1
常数项	-1.623*** (-2.655)	-9.538*** (-3.751)	-12.930*** (-3.607)	-13.065*** (-3.642)	-12.984*** (-3.660)	-0.746*** (-5.524)
$F_{1,t-1}$	2.74** (2.447)	1.833* (1.894)	1.924* (1.915)	2.558** (2.050)	2.603** (2.078)	0.149** (2.483)
β_t			-0.542 (-0.522)	-0.026** (2.050)	-1.045 (-1.059)	-0.104*** (-3.106)
$\ln size_t$			0.358* (1.705)	0.362* (1.722)	0.404* (1.851)	0.048*** (5.383)
D_1		8.807*** (3.567)	8.639*** (3.487)	8.693*** (3.510)	8.624*** (3.495)	0.302*** (3.748)
$D_3 \times F_{1,t}$				-1.10* (-1.626)	-1.184* (-1.723)	-0.067* (-1.821)
D_5					0.470 (1.088)	0.041*** (2.512)
D_6					-0.416 (-0.803)	-0.042* (-1.690)
\bar{R}^2	0.003	0.108	0.109	0.109	0.110	0.115

注:括号内为双尾 T 检验统计量,***、**、* 分别表示系数在 1%、5% 和 10% 水平上统计显著。解释变量间关系的 VIF 值都小于 2, 表明其间不存在严重的多重共线性问题。F 统计量在 1% 的水平上统计显著,样本总数为 891。

表7 大股东控制权与公司可持续发展的随机效应(RE)回归结果(股权集中度变量滞后一期)

因变量 自变量	可持续增长率					净资产收益率
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 1
常数项	-1.619*** (-2.64)	-9.538*** (-3.751)	-12.264*** (-3.99)	-12.517*** (-4.02)	-12.709*** (-4.05)	-0.854*** (-6.24)
$F_{1,t-1}$	2.729* (1.84)	1.833* (1.894)	2.472* (1.70)	3.002* (1.68)	2.922* (1.62)	0.135* (1.70)
β_t			-0.350 (-0.41)	-0.362 (-0.43)	-0.311 (-0.37)	-0.034 (-0.96)
$\ln size_t$			0.536** (2.28)	0.552** (2.33)	0.576** (2.41)	0.050*** (4.74)
D_1		8.807*** (3.567)	5.197*** (4.23)	5.225*** (4.25)	8.624*** (3.495)	0.325*** (6.22)
$D_3 \times F_{1,t}$				-0.596 (-0.51)	-0.522 (-0.45)	-0.010 (-0.21)
D_5					-0.482 (-0.88)	-0.042* (-1.71)
D_6					-0.058 (-0.10)	-0.019 (-0.78)
\bar{R}^2	0.004	0.033	0.033	0.033	0.034	0.089

注:括号内为双尾 T 检验统计量,***、**、* 分别表示系数在 1%、5% 和 10% 水平上统计显著。解释变量间关系的 VIF 值都小于 2, 表明其间不存在严重的多重共线性问题,样本总数为 891。

五、结论

本文在区分控制权收益与超控制权收益概念的基础上,以可持续增长率度量公司可持续发展水平,考察大股东控制权对公司可持续发展水平的影响。在具体实证方法上,我们不同于以往研究之处在于:(1)充分运用现有各种会计指标进行向量自回归检验,论证了可持续增长指标选取的综合性和有效性;(2)在混合截面回归的基础上,运用平衡面板数据对解释变量滞后项进行回归,保证了样本数据的信息量,并控制了变量间的内生性。

研究发现:(1)在控制了风险水平、规模、行业、信息公开度等变量后,大股东控制权与公司可持续发展水平间的正相关关系仍显著存在;(2)这种正相关关系不是线性相关,而是呈现倒 S 型的非线性关系。在非 ST 和 PT 类公司中,大股东控制权与可持续增长能力的关系更倾向于正向线性相关。(3)在第一大股东是国有股东的情况下,持股比例与可持续发展能力的正相关关系会削弱。这些实证结果说明了合理的控制权收益确实是推动我国公司不断发展的动力源泉。研究证明了:大股东控股比例存在一个合理的区间,在此区间内,大股东控股比例越高,就越有利于大股东获得合理的控制权收益和公司的可持续增长大股东;而当大股东控股比例高于这一区间上限或低于这一区间下限时,大股东持股比例越高,就会导致大股东更多地攫取超过合理部分之外的控制权收益,从而不利于公司的可持续发展。相对于民营企业,国有公司的大股东持股比例更容易处于合理的区间之外。

在考虑到两变量间可能存在的内生关系后,我们发现:在大多数情况下,大股东控制权的提升对公司可持续发展水平确实有明显的促进作用。因此,过于强调对中小股东的保护而忽视大股东控制权收益对公司可持续发展能力的重要提升作用是不妥的,大股东控制权收益有很大部分具有其合理性。此外,实证结果还证明,合理范围内的审计信息公开明显有助于企业可持续增长率的提高,说明合理的信息公开对中小投资者和大股东都是一个有利因素,这类信息越公开,大股东控制权收益中不合理的部分越小,公司可持续发展能力越强,从长远来看大股东也可以得到更好的回报。

参考文献

- 陈晓,江东(2000):《股权多元化、公司业绩与行业竞争性》,《经济研究》,第 8 期。
- 陈小悦、徐晓东(2001):《股权结构、企业绩效与投资者利益的保护》,《经济研究》,第 11 期。
- 曹玉珊、张天西(2006):《企业可持续发展的财务战略研究——来自中国上市公司的证据》,《经济管理》,第 8 期。
- 曹玉珊(2008):《企业财务可持续发展效率的源泉分析——来自中国上市公司的证据》,《商业经济与管理》,第 2 期。
- 高明华(2001):《中国企业经营者行为内部制衡与经营绩效的相关性分析——以上市公司为例》,《南开管理评论》,第 5 期。
- 李增权(2000):《激励机制与企业绩效——一项基于上市公司的实证研究》,《会计研究》,第 1 期。
- 刘斌、黄永红、刘星(2002):《中国上市公司可持续发展的实证分析》,《重庆大学学报》,第 9 期。
- 刘少波(2007):《控制权收益悖论与超控制权收益——对大股东侵害小股东利益的一个新的理论解释》,《经济研究》,第 2 期。
- 苏冬蔚、吴仰儒(2005):《我国上市公司可持续发展的计量模型与实证分析》,《经济研究》,第 1 期。
- 宋敏、张俊喜、李春涛(2004):《股权结构的陷阱》,《南开管理评论》,第 1 期。
- 孙永祥、黄祖辉(1999):《上市公司股权结构与绩效》,《经济研究》,第 9 期。
- 王克敏、陈井勇(2004):《股权结构、投资者保护与公司绩效》,《管理世界》,第 7 期。
- 魏刚(2000):《高级管理层激励与上市公司经营绩效》,《经济研究》,第 3 期。
- 王玉春、花贵如(2007):《从财务视角审视上市公司可持续发展——来自信息技术上市公司的实证研究》,第 2 期。
- 许小年、王燕(2000):《中国上市公司的所有制结构与公司治理》,载于梁能主编《公司治理结构:中国的实践与美国的经验》,中国人民大学出版社,105-127。

- 徐晓东、陈小悦(2003):《第一大股东对公司治理、企业业绩的影响分析》,《经济研究》,第3期。
- 姚禄仕、蔡泳、陈燕、聂瑞(2007):《上市公司可持续发展问题研究》,《证券市场导报》,第5期。
- 朱武祥、宋勇(2001):《股权结构与企业价值》,《经济研究》,第12期。
- Boycko, M., A. Shleifer and R. Vishny (1994): “Voucher Privatization”, *Journal of Financial Economics*, 35, 249–266.
- Berle, A. and G. Means (1932): *The Modern Corporation and Private Property*, New York: Macmillan Company.
- Claessens, S., S. Djankov, J. Fan and L. Lang(2002): “Disentangling the Incentive and Entrenchment Effects of Large Shareholdings”, *Journal of Finance*, 57, 2741–2771.
- David, L.(1996): “A Theory of Ambiguous Property Rights: the Case of the Chinese Non–State Sector”, *Journal of Comparative Economics*, 23, 1–19.
- Friedman, E., S. Johnson and T. Mitton (2003): “Propping and Tunneling”, *Journal of Comparative Economics*, 31, 732–750.
- Gorton, G. and F. Schmid (1996): “Universal Banking and the Performance of German Firms”, NBER Working Paper, No. 5453.
- Grossman, S. and O. Hart (1988): “One Share–One Vote and the Market for Corporate Control”, *Journal of Financial Economics*, 20, 175–202.
- Grossman, S., and O. Hart (1983): “An analysis of the Principal–agent Problem”, *Econometrica*, 51, 7–45.
- Higgins, R. (1977): “How Much Growth Can A Firm Afford?” *Financial Management*, 6, 7–16.
- Horne, V. (1988): “Sustainable Growth Modeling”, *Journal of Corporate Finance*, Winter, 19–25.
- Jensen, M. and W. Meckling (1976): “Theory of the Firm, Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure”, *Journal of Financial Economics*, 3, 305–360.
- Johnson, S., R. La Porta, F. Lopez–de–Silanes and A. Shleifer (2000): “Tunneling”, *American Economic Review*, 90, 22–27.
- Kaplan, S. and B. Minton (1994): “Appointments of Outsiders to Japanese Boards: Determinants and Implications for Managers”, *Journal of Financial Economics*, 36, 225–257.
- La porta, R., F. Lopez–de–Silanes, A. Shleifer and R. Vishny (2000): “Investor Protection and Corporate Governance”, *Journal of Financial Economics*, 58, 471–518.
- Matsuyama, K. (1999): “Growing through Cycles”, *Econometrica*, 67, 335–347.
- Shleifer, A. and R. Vishny (1986): “Large Shareholders and Corporate Control”, *Journal of Political Economy*, 94, 461–488.
- Shleifer, A. and R. Vishny (1994): “Politicians and Firms”, *Quarterly Journal of Economics*, 94, 995–1025.
- Shleifer, A. and R. Vishny (1997): “A Survey of Corporate Governance”, *Journal of Finance*, 52, 737–783.
- Sun, Q., W. Tong and J. Tong (2002): “How Does Government Ownership Affect Firm Performance? Evidence from China’s Privatization Experience”, *Journal of Business Finance and Accounting*, 29, 1–27.
- Tian, L. (2003): “Government Shareholding and the Value of China’s Modern Firms”, Working Paper, London School of Business.

(责任编辑:罗 滢)