

机构投资者持股、治理环境与审计意见购买

王凡林¹, 吕佳宁¹, 宋云玲²

(1. 首都经济贸易大学 会计学院, 北京 100070; 2. 内蒙古大学 经济管理学院, 内蒙古 呼和浩特 010021)

[摘要]以2003—2018年A股上市公司为样本的分析表明,机构投资者持股能显著抑制基于签字审计师变更的审计意见购买行为。这种抑制作用的发挥需要依赖良好的内外部治理环境,因机构投资者类型而存在显著差异,但不因机构投资者稳定性或专注性而发生显著变动。此外,在控制持股比例后,机构投资者数量的抑制作用不再显著。上述结果为机构投资者治理成效提供了积极证据,也为相关部门更好地培育中长期投资者、提高上市公司质量提供了借鉴。

[关键词]机构投资者持股; 审计意见购买; 治理环境; 机构投资者异质性; 审计师变更; 内部控制; 审计质量

[中图分类号]F239.4 **[文献标志码]**A **[文章编号]**1004-4833(2021)06-0037-11

一、引言

近年来,以“两康事件”为代表的上市公司造假案件对作为市场经济基础工程的整个审计行业的公信力产生了严重冲击,审计意见购买行为引起监管部门前所未有的关注。比如,2020年3月,深交所针对星辉精密三个月内两次更换审计机构的举动发函提醒新任审计机构遵守相关法律,发表恰当的审计意见。2021年1月,沪深交易所同步修订了《上市公司拟续聘/变更会计师事务所公告格式》,加强了对审计收费和变更会计师事务所信息披露的监管。同月,在ST赫美公告拟改聘深圳堂堂后,深交所迅速发函要求ST赫美核查是否存在向堂堂所购买审计意见的情形。审计意见购买行为不仅是监管机构重点关注的问题之一,也是学术研究的热点问题之一^[1]。现有研究既探讨了审计意见购买的存在性^[2-3],也分析了各种风险因素、分析师跟踪和媒体关注等对审计意见购买的可能影响^[4-7]。然而,现有研究尚未分析机构投资者这一重要的资本市场参与者对审计意见购买的影响,本文试图对此进行探讨。

审计意见购买的主要原因是掩盖公司糟糕或不及预期的财务状况^[8]^①。因此,机构投资者既可能通过其治理作用激励管理者努力工作,改善公司财务状况,提高公司价值^[10],减少审计意见购买的需求;也可能通过“用手投票”直接介入购买审计意见行为,或者通过自身对信息环境的改善作用,提高公司违规被稽查的可能性^[11],降低审计意见购买的成功率。不管是减少需求还是降低成功率,最终都表现为机构投资者可以显著抑制审计意见购买行为。基于以上分析,本文运用Lennox的审计意见购买模型^[2],从签字CPA层面检验机构投资者在审计意见购买方面的作用^②。结果表明,机构投资者持股比例越高,上市公司通过变更签字CPA进行审计意见购买的可能性越低。

机构投资者治理作用的根源之一是信息优势^[13-14]。然而,即使是水平最高的市场参与者也需要为监督、获取和分析信息而努力,这也是机构投资者对已披露信息未充分利用的主要原因^[15]。因此,基于有限注意假说^[16],机构投资者治理作用的发挥可能主要发生在内外部治理环境比较好的样本中,因为其信息处理成本比较低,本文结果证实了这一点。具体表现在,机构投资者对审计意见购买的抑制作用主要发生在内部控制质量较

[收稿日期]2021-04-10

[基金项目]国家自然科学基金项目(71762023);国家自然科学基金项目(72072015);北京市社会科学基金项目(19GLB020);首都经济贸易大学博士研究生学术新人计划项目(2021XSXR02)

[作者简介]王凡林(1970—),男,山东曹县人,首都经济贸易大学会计学院教授,博士生导师,从事会计信息化、审计信息化研究;吕佳宁(1994—),女,内蒙古巴彦淖尔人,首都经济贸易大学会计学院博士研究生,从事会计信息化、审计理论研究;宋云玲(1978—),女,山东青岛人,通讯作者,内蒙古大学经济管理学院副教授,硕士生导师,从事财务会计与审计理论研究,E-mail:syunling@163.com。

^①少数情况是故意压低利润,比如,股权激励实施前1年^[9]或者“大洗澡”。

^②在进一步的分析中,本文也从事务所层面检验了机构投资者对审计意见购买行为的影响并同样发现了积极的治理作用。本文主体分析仍基于签字CPA层面的主要原因如下:(1)相比于变更会计师事务所,通过变更签字CPA进行审计意见购买是一种更加隐蔽的方式^[3],因而更能体现机构投资者的信息优势和专业能力;(2)中国审计机构的利润分配机制使得单一合伙人抵御审计意见购买的动机较弱,降低了上市公司通过变更签字CPA实现审计意见购买的难度^[12]。如果研究发现机构投资者能够在普遍存在且更加隐蔽的审计意见购买现象中发挥积极作用,则可为机构投资者治理作用的发挥提供更加坚实且具有实践意义的证据。

好、市场化程度较高或实施股权分置改革之后的样本中,表明机构投资者治理作用的发挥需要良好的内外部治理环境的配合^[17]。

变动的机构投资者持股、固定效应模型、工具变量以及 Heckman 两阶段模型等方法表明,可能存在的内生性问题不会显著影响本文的主要结论。本文还排除了机构投资者无视或者鼓励上市公司通过支付超额审计费用进行审计意见购买的可能性。进一步研究发现,机构投资者对审计意见购买的抑制作用因机构投资者类型而存在显著差异,但不因机构投资者稳定性或专注性而发生显著变动。此外,在控制持股比例后,机构投资者数量的抑制作用不再显著。

本文的可能贡献表现在三个方面。第一,丰富了有关审计意见购买影响因素的研究。现有研究检验了供应链集中度^[1]、诉讼风险^[4]、分析师^[6]、媒体报道或关注^[7]等因素对审计意见购买的影响,但甚少探讨机构投资者的治理作用。本文不仅探讨了机构投资者对审计意见购买的治理作用,而且指出了机构投资者治理作用的发挥需要其他公司治理机制的配合,为提高审计质量提供了新思路。第二,丰富了有关机构投资者治理作用的研究。现有文献从诸多视角探讨了机构投资者的治理作用,比如,抑制成本粘性^[14]、提高信息披露质量^[18]、减少控股股东私利侵占行为^[19]等。本文以审计意见购买为切入点,从信息鉴证者的角度分析了机构投资者的治理作用,并检验了内外部治理环境、机构投资者异质性和数量对其治理作用的影响,为机构投资者影响公司信息披露展现了一条较为详细的路径,为监管部门鼓励机构投资者发展提供了一定的理论支持。第三,从实务角度来看,本文为发展机构投资者提供了监管借鉴。随着社保基金和保险资金入市与持股上限的提升以及 QFII、沪港通和深港通等创新机制的出现,机构投资者在资本市场的地位越来越重要。但是,有关机构投资者治理行为是否有效的研究结论并不统一^[13]。本文结果表明,内外部治理环境、机构投资者异质性以及机构投资者数量等因素都会影响其治理作用的发挥。这深化了对不同约束条件下以及异质机构投资者作用的理解,为监管部门进一步引导机构投资者良性发展提供了借鉴。

二、文献述评

(一) 审计意见购买的方式和影响因素

审计意见购买一般是指经营者通过一定的方式获得低质量的审计意见,而低质量的审计意见会降低会计信息质量。非标意见往往意味着“坏消息”,会对公司股价和信用评级造成不良影响,甚至与后续破产风险正相关^[20]。因此,大量研究发现,上市公司为规避风险而进行审计意见购买。比如,基于经营风险角度,薛爽等发现,供应商-客户集中度越高,公司越可能进行审计意见购买^[1];赵西卜和薛钢发现,地级市党政领导更替带来的不确定性会促使上市公司通过审计意见购买转移企业经营风险^[5]。秦帅和刘琪指出,诉讼风险会使上市公司陷入融资困境,进而催生审计意见购买行为^[4]。在 ST 甚至退市威胁之下,上年度盈利差的公司可能会支付超额审计费用以在本年度报告高盈利^[8]。

然而,对于公司治理机制能否有效抑制上市公司的审计意见购买行为,现有研究的结论并不一致。比如,翟胜宝等发现,跟踪分析师越多,上市公司进行审计意见购买的可能性越高,原因在于分析师不但没有发挥监督作用,反而通过提高投资者关注度增加了管理层迎合市场预期压力^[6]。但是,媒体报道能够显著抑制上市公司的审计意见购买行为^[7]。

总的来说,现有研究甚少探讨机构投资者对审计意见购买行为的影响,更没有研究讨论机构投资者是否影响通过更换签字审计师这一方式进行审计意见购买的倾向,本文试图从这一视角进行分析。

(二) 机构投资者的公司治理作用

机构投资者会从多个方面影响公司政策,最终影响公司绩效^[21-22]。然而,在不同的研究情境下,机构投资者所发挥的作用存在很大差异。比如,同样是分析机构投资者对股价崩盘风险的影响,曹丰等和高昊宇等得到了完全不同的结果^[23-24],董纪昌等则发现了市场变量的调节作用^[25]。

从公司治理的角度而言,机构投资者则可能扮演“监督者”“合谋者”和“旁观者”三种角色^[19],其中“监督者”角色得到最多验证。比如,Harford 等发现,机构持股可以减少企业的盈余管理活动^[26]。此外,McCahery 等在研究中指出,退出(用脚投票)也是一种有效的治理机制^[27]。也有研究证实了机构投资者的“合谋者”或“旁观者”角色^[27],机构投资者的“合谋”角色主要由于机构投资者短视^[28]和机构投资者的成本收益权衡^[19]。机构

投资者的“旁观者”角色主要源于机构投资者异质性^[27]、某些企业决策的性质不明晰难以判断机构投资者持股比例对公司绩效和风险的影响^[21]以及对公司相对绩效的影响^[29]。比如,梁上坤研究表明,压力敏感型和压力抵制型机构投资者在公司治理中的作用也不相同^[14]。McCahery等发现,相对于其他类型的机构投资者,共同基金更喜欢积极参与公司治理^[27]。

综上,现有研究主要探讨机构投资者与公司的双方关系,甚少有研究去探讨机构投资者、公司与审计师的三方关系。本文以审计意见购买为切入点,分析涉及三方关系时机构投资者的治理作用。

三、研究假说

(一)机构投资者持股与审计意见购买

审计意见购买是一种企业舞弊行为。根据舞弊三角理论,企业舞弊的产生需要动机、机会与自我合理化,而机构投资者至少可以从动机与机会两方面发挥积极的治理作用。

首先,舞弊的动机源于经营、财务困境或对资本的迫切需求。具体到审计意见购买,主要原因是掩盖公司糟糕或不及预期的财务状况,或者应对因投资者关注度增加而提升的资本市场压力^[6],表现之一是频繁更换审计师。比如,Beasley等的分析显示,出现财务报告舞弊的公司,在舞弊期间更换审计师的比例高达26%,是同期正常公司的两倍多^[30]。从公司基本面角度而言,机构投资者可以发挥降低费用粘性^[14]、提高现金持有价值^[31]、改善公司财务状况^[10]等作用,这些最终都会体现为良好的公司绩效并将其反映到公司股价中^[31]。如果公司的业绩足够扎实和令人信服,那么,审计意见将如实反映这一情况,公司则没有必要进行审计意见购买^[8]。因此,机构投资者持股可以从动机维度降低审计意见购买的需求。

其次,机构投资者可以降低审计意见购买的成功率,从机会维度减少审计意见购买现象。审计意见购买往往对应高盈余管理甚至造假。即审计意见购买往往出现在信息披露水平较低、信息不对称程度较高的样本中,因为不透明的信息环境提高了投资者识别舞弊的难度^[32]。从公司信息透明度角度而言,机构投资者持股可以降低盈余管理程度^[33]、提高公司整体的信息披露水平^[18,29]、减少信息不对称进而改善公司信息环境^[34]。“阳光是最好的警察”,透明的信息环境减少了上市公司成功进行审计意见购买的机会。陆瑶等还发现,机构投资者持股降低了公司违规行为倾向,同时增加了公司违规行为被稽查的可能性^[11]。这意味着如果公司出现审计意见购买倾向,机构投资者可能发挥“吹哨人”作用,降低上市公司审计意见购买的成功率。

最后,机构投资者具有影响审计意见购买行为的能力。相比于个人投资者,机构投资者持股比例一般都比较高,而且不同机构投资者之间还可以共享信息、联合行动^[31],机构投资者“用手投票”和“用脚投票”都能发挥较好的治理作用^[31],因而具有较强的监督管理者和大股东的能力^[19,27]。

综上,本文预期,机构投资者可以发挥积极的监督作用,抑制审计意见购买行为,提高上市公司信息披露质量。基于此,本文提出如下假说H₁。

H₁:在控制影响审计意见购买的其他因素后,机构投资者持股比例越高,上市公司通过变更签字审计师进行审计意见购买的可能性越小。

(二)机构投资者持股、治理环境与审计意见购买

即使是水平最高的市场参与者也需要为监督、获取和分析信息而努力,这也是机构投资者对已披露信息未充分利用的主要原因^[15]。正因为如此,基于投资者有限注意假说^[16],机构投资者可能在内外部治理环境比较好的样本中发挥积极的监督作用,因为这类样本的信息处理成本比较低。现有研究也确实发现,机构投资者治理作用的发挥受到公司内外部其他环境的影响^[13-14]。因此,本文预期,机构投资者对审计意见购买的抑制作用主要发生在内外部治理环境比较好的样本中。

本文从三个维度对治理环境进行分析。第一,地区市场化程度。现有研究发现,地区市场化程度的高低会显著调节机构投资者对现金持有价值^[35]和研发投入^[36]等的影响。总体而言,较高的地区市场化进程代表了较好的外部治理环境。因此,本文预期,机构投资者对审计意见购买的抑制作用主要发生在地区市场化程度较高的样本中。

第二,内部控制质量。有效的内部控制能够显著降低两类代理成本,减少机构投资者的外部监督成本^[37]。内部控制质量较高的样本更有利于外部监督,因此,本文预期机构投资者对审计意见购买的抑制作用主要发生在内部控制质量较高的样本中。

第三,股权分置改革。股权分置改革为研究机构投资者作用提供了良好的制度场景^[14]。股权分置改革后,大股东持股比例下降,其他股东尤其是机构投资者的话语权上升,参与公司治理的能力增强^[38];同时,大股东与其他股东利益基础的一致性得到增强,这意味着机构投资者退出所对应的股价波动对大股东利益的影响变大,“退出威胁”在抑制大股东私利行为方面能发挥更大的作用^[39]。诸多研究发现,股权分置改革改善了公司治理,提升了公司价值^[14,38]。因此,本文预期,机构投资者对审计意见购买的抑制作用主要发生在股权分置改革之后的样本中。基于上述分析,本文提出如下假说 H₂。

H₂:机构投资者对审计意见购买的抑制作用主要发生在公司治理比较好的样本中,即主要发生在市场化程度比较高、内部控制质量比较好或股权分置改革之后的样本中。

四、研究设计

(一)数据来源与样本选择

本文以2003—2018年的A股上市公司为初始样本,剔除金融业样本、ST或*ST样本、发生审计师强制轮换的样本以及分析所需数据缺失的样本,最终得到27430个公司-年样本。本文对所有连续变量进行了上下1%的缩尾处理。机构投资者持股数据来自Wind数据库,其他数据来自CSMAR数据库,并对签字审计师数据进行了必要的手工处理。本文进行数据处理的软件是SAS 9.4和STATA12。

(二)模型与变量定义

本文在对审计意见购买进行度量时使用Chen等^[3]扩展的Lennox^[2]模型。Lennox认为,企业变更审计师不一定实现审计意见购买^[2],因此,该模型衡量的是企业变更审计师与不变更审计师时获得非标意见的概率差。首先,本文对式(1)所示模型进行Probit回归。

$$\begin{aligned} Pr(Opion_{it} = 1) = & \gamma_0 + \gamma_1 Switch_{it} + \gamma_2 Switch_{it} \times Opion_{it-1} + \gamma_3 Opion_{it-1} + \gamma_4 ROA_{it} + \gamma_5 Loss_{it} \\ & + \gamma_6 OCF_{it} + \gamma_7 Lev_{it} + \gamma_8 Occupy_{it} + \gamma_9 CR_{it} + \gamma_{10} Size_{it} + \gamma_{11} ARInv_{it} + \gamma_{12} Age_{it} \\ & + \gamma_{13} Ret_{it} + \sum InteractiveItems + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

其中, $Opion$ 为虚拟变量,如果公司被出具非标审计意见则取值为1,否则取值为0; $Switch$ 为虚拟变量,若公司发生签字审计师变更,取值为1,否则取值为0。模型(1)的控制变量设置参照Chen等^[3],具体定义见表1。模型还控制了各控制变量与 $Switch$ 的交互项以及行业和年度固定效应。

其次,根据模型(1)的估计系数,计算出公司更换以及不更换签字审计师得到非标意见的条件概率,分别表示为 $Pr(Opion_{it} = 1 | Switch_{it} = 1)$ 和 $Pr(Opion_{it} = 1 | Switch_{it} = 0)$,并根据式(2)定义变量 $Shop$:

$$Shop_{it} = Pr(Opion_{it} = 1 | Switch_{it} = 1) - Pr(Opion_{it} = 1 | Switch_{it} = 0) \quad (2)$$

再次,以 $Switch_{it}$ 为因变量、 $Shop_{it}$ 为被解释变量进行回归。模型如下:

$$Switch_{it} = \beta_0 + \beta_1 Shop_{it} + Controls + \sum Industry + \sum Year + \varphi_{it} \quad (3)$$

根据Lennox^[2]以及Chen等^[3],如果在模型(3)的回归中, $Shop_{it}$ 的估计系数显著为负,则说明上市公司成功进行了审计意见购买。为检验机构投资者对审计意见购买的影响,参考翟胜宝等^[6]以及薛爽等^[1]的研究,本文在模型(3)的基础上引入机构投资者持股比例(INS_{it})以及交互项($Shop_{it} \times INS_{it}$),具体模型见式(4)。

$$Switch_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Shop_{it} + \alpha_2 Shop_{it} \times INS_{it} + \alpha_3 INS_{it} + Controls + \sum Industry + \sum Year + v_{it} \quad (4)$$

根据翟胜宝等^[6]以及薛爽等^[1]的研究,如果新引入的影响因素促进了审计意见购买,则该因素与 $Shop$ 交互项的估计系数(α_2)应该与未引入影响因素前 $Shop$ 的估计系数同方向,即显著为负。反之,如果 α_2 显著为正,则说明该影响因素抑制了审计意见购买。根据本文的假说H₁,机构投资者能够抑制审计意见购买,则 α_2 预期显著为正。参考现有研究^[1,3,40],模型(3)与模型(4)控制了反映上市公司特征以及审计师与客户关系特征的变量,包括 ROA 、 OCF 、 $Loss$ 、 Ret 、 Lev 、 CR 、 $Occupy$ 、 $ARInv$ 、 $Size$ 、 Age 、 SEO 、 $Tenfirm$ 以及 $Big4$,具体定义见表1。

最后,本文根据内部控制质量、市场化进程和股权分置改革衡量内外部治理环境^[17,25,35-39],如表1所示,取值为1者代表较好的治理环境。

表1 变量定义表

变量类型	变量符号	变量名称	变量定义
因变量	<i>Opion</i>	审计意见类型	若公司被出具非标审计意见,取值为1,否则取值为0
	<i>Switch</i>	审计师变更	若公司发生签字审计师变更,取值为1,否则取值为0
自变量	<i>Shop</i>	审计意见购买	参照 Lennox ^[2] 以及 Chen 等 ^[3] 的研究,根据式(2)计算得到
	<i>INS</i>	机构投资者持股	机构投资者持股比例
控制变量	<i>ROA</i>	总资产收益率	净利润除以总资产
	<i>Loss</i>	是否亏损	如果当年发生亏损,则取值为1,否则取值为0
	<i>OCF</i>	经营现金流占比	经营活动现金流量/总资产
	<i>Lev</i>	资产负债率	总负债/总资产
	<i>Occupy</i>	关联交易占款	其他应收款/总资产
	<i>CR</i>	流动比率	流动资产/流动负债
	<i>Size</i>	公司规模	期末总资产取自然对数
	<i>ARInw</i>	审计复杂度	(应收账款+存货)/总资产
	<i>Age</i>	公司年龄	样本年份与IPO年份的年度间隔
	<i>Ret</i>	股票收益率	经市场调整的个股年回报率
	<i>SEO</i>	是否再融资	上市公司当年是否有再融资,有则为1,否则为0
	<i>Tenfirm</i>	事务所任期	事务所连续审计该公司的年数
	<i>Big4</i>	国际四大	审计师来自国际四大会计师事务所取值为1,否则取值为0
	治理环境	<i>DIB</i>	内部控制质量
<i>Market</i>		市场化进程	地区市场化指数高于样本中位数取值为1,否则取值为0
<i>Reform</i>		股权分置改革	股权分置改革后(2007—2018年)取值为1,股权分置改革前(2003—2004年)取值为0

五、实证分析与结果

(一)描述性统计

表2 报告了变量的描述统计。签字审计师变更(*Switch*)的比例为57.8%,与谢裕慧等^[41]的数据接近。*Shop*的均值和中位数都大于零,表明大部分企业更换签字审计师获得非标准审计意见的概率更高。审计意见类型(*Opion*)的均值为0.048,表明有4.8%的样本获得非标准审计意见,与刘笑霞和李明辉^[42]统计接近^①。机构投资者持股比例均值为33.6%,高于梁上坤的研究结论^[14],主要原因是样本期不同,而自2009年开始,机构持股比例持续高于35%^②。

(二)多元回归结果

1. 假说 H₁ 的检验

表3 列示了本文的初步回归结果。在回归(3)中,*Shop* × *INS*的估计系数为1.1408,在5%的水平上显著为正,说明在控制其他变量的影响后,机构投资者持股仍然能够显著抑制上市公司的审计意见购买行为,假说 H₁ 得到验证。

2. 假说 H₂ 的检验

本文采用分组回归对假说 H₂ 进行检验。根据假说 H₂,机构投资者对审计意见购买的抑制作用主要发生在内外部治理环境比较好的样本中,即在公司治理比较好的样本中,*Shop* × *INS*的估计系数将显著为正;在公司治

表2 变量描述性统计

变量	均值	Q1	中位数	Q3	STD
<i>Switch</i>	0.578	0	1	1	0.494
<i>Shop</i>	0.043	0.002	0.045	0.089	0.076
<i>Opion</i>	0.048	0	0	0	0.214
<i>INS</i>	0.336	0.113	0.321	0.528	0.243
<i>ROA</i>	0.032	0.012	0.033	0.062	0.067
<i>Loss</i>	0.108	0	0	0	0.31
<i>OCF</i>	0.044	0.004	0.043	0.087	0.076
<i>Lev</i>	0.459	0.293	0.457	0.615	0.217
<i>Occupy</i>	0.025	0.004	0.01	0.024	0.046
<i>CR</i>	2.146	1.01	1.462	2.325	2.239
<i>Size</i>	21.9	21	21.75	22.62	1.271
<i>ARInw</i>	0.272	0.142	0.249	0.373	0.172
<i>Age</i>	9.686	4	8	15	6.585
<i>Ret</i>	0.06	-0.208	-0.035	0.199	0.492
<i>SEO</i>	0.121	0	0	0	0.331
<i>Tenfirm</i>	6.297	3	5	9	4.837
<i>Big4</i>	0.056	0	0	0	0.230

表3 机构投资者持股与审计意见购买

	(1)		(2)		(3)	
	Coef.	z	Coef.	z	Coef.	z
截距	0.2159 ***	(2.76)	0.2762 ***	(18.25)	0.6994 ***	(3.26)
<i>Shop</i>	-0.4212 ***	(4.00)	-0.7983 ***	(4.63)	-0.4842 **	(1.97)
<i>Shop</i> × <i>INS</i>			1.3291 ***	(3.11)	1.1408 **	(2.56)
<i>INS</i>			-0.2376 ***	(5.74)	-0.1739 ***	(3.96)
<i>Controls</i>	NO		NO		YES	
行业 & 年度	YES		YES		YES	
Pseudo R ²	0.0076		0.0035		0.0125	
N	27430		27430		27430	

注:括号内为z值,***、**和*代表的显著性水平分别为1%、5%和10%。限于篇幅,未报告控制变量的回归结果,留存备索,下表同。

①本文数据低于Chen等^[3]的9.2%和翟胜宝等^[6]的5.57%。通过对数据的详细分析,可能的原因是近几年非标意见比例有所下降,限于篇幅,详细描述统计结果未报告,留存备索。

②限于篇幅,详细描述统计结果未报告,留存备索。

理比较差的样本中, $Shop \times INS$ 的估计系数将不显著区别于 0, 或者显著为负。表 4 报告了相关回归结果。

回归(1)中, $Shop \times INS$ 的估计系数为 1.2824, 在 5% 的水平上显著为正; 回归(2)中, $Shop \times INS$ 的估计系数为 0.3484, 不显著区别于 0。这说明机构投资者对审计意见购买的抑制作用主要发生在内部控制质量较高的样本中。回归(3)中, $Shop \times INS$ 的估计系数为 1.3103, 在 5% 的水平上显著为正; 回归(4)中, $Shop \times INS$ 的估计系数为 0.5966, 不显著区别于 0。这说明机构投资者对审计意见购买的抑制作用主要发生在

市场化程度较高的样本中。回归(6)中, $Shop \times INS$ 的估计系数为 -0.5301, 不显著区别于 0; 在回归(5)中, $Shop \times INS$ 的估计系数为 1.2883, 在 1% 的水平上显著为正。这说明机构投资者对审计意见购买的抑制作用主要发生在股权分置改革后的样本中。

综合表 4 的回归结果, 假说 H_2 得到验证, 即机构投资者对审计意见购买的抑制作用主要发生在内外部治理环境比较好的样本中, 说明机构投资者治理作用的发挥需要其他治理机制的配合^[17]。

(三) 内生性问题讨论

为了检验可能的内生性问题对本文主要结论的影响, 本文进行以下五个方面的测试。

第一, 变动分析。将 INS 分解为上一年度的机构投资者持股比例 (L_INS) 以及变动的机构投资者持股比例 (ΔINS , 当年与上一年度机构投资者持股比例之差), 然后重复表 3 和表 4 的回归, 结果报告在表 5 的 Panel A。可以看出, 在全样本回归中, $Shop \times \Delta INS$ 的回归系数为 0.0246, 在 1% 的水平上显著为正; $Shop \times L_INS$ 的回归系数为 0.0087, 在 10% 的水平上显著为正。这说明在上一年度机构投资者持股比例抑制审计意见购买的基础上, 变动的机构投资者持股比例也影响了审计意见购买, 这增强了两者的因果关系的推断。分组回归结果是类似的。比如, 在内部控制质量较高、市场化程度较高或股权分置改革后的样本中, $Shop \times \Delta INS$ 的回归系数均在 1% 的水平上显著为正; 而在对应组样本中, $Shop \times \Delta INS$ 的回归系数均不显著区别于 0。

第二, 控制公司固定效应。公司固定效应能够缓解公司层面不随时间变化的遗漏变量问题。表 5 的 Panel B 报告了加入公司固定效应后的回归结果。在全样本中, $Shop \times INS$ 的回归系数为 1.1393, 在 5% 的显著性水平上显著为正。在分组回归结果中, $Shop \times INS$ 的回归系数只在公司治理水平较高的样本中显著为正。这说明控制公司固定效应后, 本文的主要结论未受到显著影响。

第三, 使用工具变量法进行检验。参照梁上坤的研究^[14], 本文以公司是否属于沪深 300 指数以及行业机构投资者持股比例均值为工具变量, 重新进行回归, 结果报告在表 5 的 Panel C。在全样本中, $Shop \times INS$ 的回归系数为 1.1974, 在 5% 的显著性水平上显著为正; 在分组回归中, $Shop \times INS$ 的回归系数只在公司治理水平较高的样本中显著为正。这说明本文的主要结论是稳健的。

第四, 使用 Heckman 两阶段模型进行测试。参照梁上坤的研究^[14], 本文构建如下模型(5)作为第一阶段模型。

$$Hold_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 Vright_{it} + \lambda_2 Trans_{it} + \lambda_3 IC_{it} + \lambda_4 East_{it} + \sigma_{it} \quad (5)$$

其中, $Hold$ 为虚拟变量, 若机构投资者持股比例超过样本中位数取值为 1, 否则取值为 0。 $Vright$ 等于实际控制人拥有上市公司的控制权比例减去其拥有的所有权比例, $Trans$ 等于公司前 3 年操控性应计绝对值之和; IC 等于 1 加上公司内部控制指数和的自然对数; $East$ 为虚拟变量, 若公司所在地处于东部省份取值为 1, 否则取值为 0。回归中同时控制行业和年份固定效应。

我们将根据模型(5)的结果计算出来的 IMR (*Inverse mills ratio*) 代入到模型(4)的回归中, 结果报告在表 5 的 Panel D。全样本中 $Shop \times INS$ 的回归系数为 0.0097, 在 10% 的显著性水平上显著为正。这说明可能的自选择偏差不会显著影响本文的主要结论。

表 4 机构投资者持股、治理环境与审计意见购买

变量	内部控制质量		市场化程度		股权分置改革	
	(1)高	(2)低	(3)高	(4)低	(5)后	(6)前
截距	0.4002 (1.27)	0.3677 (1.09)	0.5750* (1.77)	0.3007 (0.97)	0.5659** (2.41)	0.2317 (0.24)
$Shop$	-0.8450** (2.13)	-0.2177 (0.67)	-0.5160 (1.32)	-0.5434* (1.69)	-0.6349** (2.18)	-0.9202 (1.24)
$Shop \times INS$	1.2824** (2.00)	0.3484 (0.52)	1.3103** (2.02)	0.5966 (0.95)	1.2883*** (2.58)	-0.5301 (0.12)
INS	-0.0968 (1.48)	-0.0572 (0.87)	-0.1162* (1.84)	0.0129 (0.19)	-0.0330 (0.69)	-0.1404 (0.35)
Controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES
行业 & 年度	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Pseudo R ²	0.0151	0.0175	0.0135	0.0198	0.0128	0.0336
N	14182	13248	13692	13738	23341	1863

表5 内生性测试

变量	全样本		内部控制质量		市场化程度		股权分置改革	
	(1)	(2)高	(3)低	(4)高	(5)低	(6)后	(7)前	
Panel A:变动分析测试								
截距	0.7009*** (3.17)	0.4336 (1.34)	0.5490 (1.56)	0.6695** (2.01)	0.4146 (1.30)	0.4940** (2.05)	0.0971 (0.09)	
Shop	-0.4517* (1.73)	-0.9750** (2.35)	0.0642 (0.19)	-0.4119 (1.00)	-0.4407 (1.28)	-0.5182* (1.72)	-0.7296 (0.71)	
Shop × ΔINS	0.0246*** (3.37)	0.0267*** (2.65)	0.0108 (0.96)	0.0283*** (2.62)	0.0135 (1.34)	0.0229*** (2.97)	-0.0032 (0.05)	
ΔINS	-0.0030*** (4.59)	-0.0024** (2.47)	-0.0032*** (3.37)	-0.0030*** (3.26)	-0.0020** (2.11)	-0.0024*** (3.48)	-0.0038 (0.68)	
Shop × L_INS	0.0087* (1.80)	0.0135* (1.94)	-0.0025 (0.34)	0.0085 (1.23)	0.0041 (0.59)	0.0089* (1.65)	0.0275 (0.41)	
L_INS	-0.0008* (1.65)	-0.0008 (1.08)	0.0007 (0.93)	-0.0005 (0.69)	0.0008 (1.09)	0.0004 (0.74)	0.0007 (0.13)	
Controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	
行业 & 年度	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	
Pseudo R ²	0.0137	0.0153	0.0182	0.0144	0.0198	0.0145	0.0298	
N	26660	13786	12874	13413	13247	23083	1405	
Panel B:公司固定效应模型测试								
截距	0.7132*** (3.23)	0.4096 (1.27)	0.3677 (1.09)	0.7419** (2.26)	0.2235 (0.69)	0.5676** (2.38)	0.2317 (0.24)	
Shop	-0.4858* (1.94)	-0.8429** (2.10)	-0.2177 (0.67)	-0.3893 (0.98)	-0.5369 (1.64)	-0.6411** (2.18)	-0.9202 (1.24)	
Shop × INS	1.1393** (2.52)	1.2701** (1.96)	0.3485 (0.52)	1.1722* (1.80)	0.6544 (1.03)	1.2880** (2.55)	-0.5299 (0.12)	
INS	-0.1825*** (4.06)	-0.1021 (1.54)	-0.0572 (0.87)	-0.1716*** (2.74)	-0.0038 (0.06)	-0.0369 (0.76)	-0.1404 (0.35)	
Controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	
行业 & 年度	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	
Pseudo R ²	0.0125	0.0151	0.0175	0.0116	0.0201	0.0128	0.0336	
N	27430	14182	13248	13692	13738	23341	1863	
Panel C:工具变量测试								
截距	0.1979 (0.44)	-0.6333* (1.65)	0.1062 (0.16)	-0.3993 (0.90)	-0.0125 (0.03)	0.5286 (1.53)	1.6785 (0.53)	
Shop	-0.1889 (0.54)	-0.9559* (1.74)	0.1361 (0.28)	-0.4876 (0.97)	-0.3745 (0.79)	-0.2781 (0.55)	-1.3400 (1.36)	
Shop × INS	1.1974** (2.29)	1.1854* (1.66)	0.7431 (0.93)	1.2941* (1.74)	1.0136 (1.38)	1.4662*** (2.71)	-1.5813 (0.34)	
INS	-1.5359 (1.39)	-0.6518 (0.43)	-1.8007 (1.05)	-1.1503 (0.73)	-1.2230 (0.80)	-1.2356 (0.86)	6.2396 (0.79)	
Controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	
行业 & 年度	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	
Pseudo R ²	0.0161	0.0153	0.0178	0.0143	0.0188	0.0128	0.0339	
N	27430	14336	13094	13981	13449	23341	1863	
Panel D:Heckman 两阶段测试								
截距	0.6860** (2.55)	0.8666** (2.40)	0.5906 (1.51)	1.1975*** (3.21)	0.6229* (1.80)	0.8829*** (3.27)	1.5728 (1.42)	
Shop	-0.3856 (1.39)	-0.7642* (1.68)	-0.0782 (0.22)	-0.4288 (0.98)	-0.4645 (1.28)	-0.6068* (1.85)	-0.0162 (0.02)	
Shop × INS	0.0097* (1.89)	0.0155** (2.13)	0.0019 (0.25)	0.0139* (1.91)	0.0095 (1.32)	0.0142** (2.51)	0.0528 (0.97)	
INS	-0.0009 (1.22)	-0.0032*** (3.32)	0.0005 (0.43)	-0.0023** (2.38)	-0.0012 (1.15)	-0.0003 (0.34)	-0.0082 (1.53)	
IMR	0.0094 (0.54)	0.0649*** (2.85)	-0.0265 (1.03)	0.0267 (1.11)	0.0273 (1.15)	-0.0103 (0.52)	0.1055* (1.91)	
Controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	
行业 & 年度	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	
Pseudo R ²	0.0124	0.0184	0.0211	0.0158	0.0223	0.0149	0.0408	
N	20976	10881	10095	10595	10381	17707	1389	

最后,机构投资者持股、治理环境与审计意见购买之间可能存在内生性问题^①,即:(1)机构投资者更愿意到市场化程度高的地区以及内部控制质量高的企业中持股;(2)内部控制质量和市场化进程也会对审计意见购买产生影响。第一种可能性对应自选择偏差,上文 Heckman 两阶段法的模型(5)已经控制了内部控制质量,且结果显示本文的主要结论不受影响。类似地,本文在模型(5)中加入市场化程度,重复 Heckman 两阶段法,未报告的结果与上文保持一致。针对第二种可能性,本文在模型(4)的回归中分别加入 *IC* 和 *Shop* × *IC* 以及 *Market* 和 *Shop* × *Market*。未报告的结果仍然与上文保持一致。这说明上述潜在的内生性问题不会严重影响本文的主要结论。

六、进一步分析

(一)排除替代性解释

相比于变更审计师实现审计意见购买,通过支付超额审计费用进行审计意见购买是更隐蔽的方式。而且,某些公司治理机制会出现“顾此失彼”的现象^[43]。因此,上文所发现的现象可能源于上市公司采用了更隐蔽的审计意见购买方式,即支付超额审计费用。本文通过检验机构投资者持股与审计费用以及异常审计费用之间的关系分析这种可能性。

本文根据万东灿^[44]的模型估算正常审计费用,以当年实际审计费用(*Fee*)与正常审计费用的差额作为异常审计费用(*Ex_Fee*)。表6报告了相关回归结果。在回归(1)和回归(2)中,*INS*的估计系数均显著为负,说明机构投资者持股会显著降低审计费用和异常审计费用。这与审计师会依赖其他治理机制减少审计投入的现象是一致的^[45],再次证实了机构投资者的监督作用。

表6 机构投资者持股对审计费用的影响

变量	<i>Fee</i>	<i>Ex_Fee</i>	<i>Ex_Fee</i>		
	(1)全样本	(2)全样本	(3)全样本	(4) <i>Ex_Fee</i> > 0	(5) <i>Ex_Fee</i> < 0
截距	-8.6476*** (136.11)	-0.0461 (0.79)	-0.4036*** (12.42)	-0.3723*** (8.40)	-0.4497*** (9.33)
<i>INS</i>	-0.0327** (2.41)	-0.1075*** (8.52)	0.0275*** (3.89)	0.0003 (0.03)	0.0570*** (5.80)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES	YES
行业 & 年度	YES	YES	YES	YES	YES
R ²	0.6916	0.0195	0.0489	0.0545	0.0623
N	25271	24945	24945	12311	12634

注:括号内为*t*值。

(二)基于事务所层面的审计意见购买

上文的分析基于签字审计师层面,并未研究事务所层面的审计意见购买情况。本部分将探讨机构投资者是否影响基于事务所变更的审计意见购买。模型设置与式(1)至式(4)类似,仅以事务所层面的变量 *FirmSwitch* 代替 *Switch*。即如果发生了事务所变更则 *FirmSwitch* 取值为1,否则取值为0。本文在新定义下可计算出一个新的概率差,标示为 *Shop2*。以 *Shop2* 代替模型(4)中的 *Shop*,对新定义的 *FirmSwitch* 进行 Probit 回归,结果报告在表7。

表7 机构投资者持股与事务所层面的审计意见购买

变量	因变量: <i>FirmSwitch</i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)
截距	-1.2126*** (11.62)	-1.4889*** (6.40)	-1.1627*** (11.02)	-1.4539*** (5.99)
<i>Shop2</i>	-1.1400*** (14.18)	-1.3321*** (11.68)	-1.3913*** (12.44)	-1.4939*** (10.49)
<i>Shop2</i> × <i>INS</i>			0.0112*** (3.23)	0.0067* (1.89)
<i>INS</i>			-0.0027*** (3.05)	-0.0014 (1.50)
<i>Controls</i>	NO	YES	NO	YES
行业 & 年度	YES	YES	YES	YES
Pseudo R ²	0.0217	0.0274	0.0223	0.0276
N	28535	28535	28535	28535

在回归(4)中,*Shop2* × *INS*的估计系数为0.0067,在10%的水平上显著为正,说明机构投资者也能显著抑制基于事务所变更的审计意见购买行为,再次证实了其监督作用。

(三)机构投资者异质性的影响

1. 机构投资者类型

现有研究发现,压力抵制型和压力敏感型机构投资者在公司治理中的角色并不相同^[13-14]。借鉴梁上坤^[14]的做法,本文将基金、社保基金、QFII 和企业年金归为压力抵制型机构投资者,将其持股比例之和记为 *INS1*;将保险公司、信托公司、券商理财产品和财务公司归为压力敏感型机构投资者,将其持股比例之和记为 *INS2*;将其他机构投资者持股比例之和记为 *INS3*。然后,本文将模型(4)中的 *INS* 替换为 *INS1*、*INS2* 和 *INS3*,重新进行回归。表8报告了相关回归结果。

①感谢审稿人指出这一问题。

在回归(4)中, $Shop \times INS1$ 以及 $Shop \times INS3$ 的回归系数均为正,且分别在 10% 以及 5% 的水平上显著;而 $Shop \times INS2$ 的回归系数不显著区别于 0。以上结果表明,压力抵制型机构投资者与其他类型的机构投资者对审计意见购买具有较好的抑制作用,而压力敏感型机构投资者对审计意见购买无显著影响。

2. 机构投资者稳定性和专注性

整体而言,机构投资者稳定性越高,越倾向于价值投资,越能够发挥治理作用。但是,短期机构投资者“用脚投票”的退出威胁也能发挥治理作用^[31]。因此,机构投资者稳定性和专注性如何影响审计意见购买是一个需要检验的问题。本文参照王全等衡量机构投资者稳定性和专注性^[19],检验其对审计意见购买的影响,结果报告在表 9。

在机构投资者稳定性较高样本的回归(1)中, $Shop \times INS$ 的估计系数为 1.2676,在 10% 的水平上显著为正;在机构投资者稳定性较低样本的回归(2)中, $Shop \times INS$ 的估计系数为 1.7790,在 5% 的水平上显著为正。SUE 检验表明,组间系数差异不显著,说明机构投资者稳定性不会显著影响机构投资者对审计意见购买的抑制作用。基于机构投资者专注性的结果是类似的。综合上述结果,机构投资者稳定性和专注性均不会显著影响机构投资者与审计意见购买的关系。

3. 机构投资者数量的影响

随着机构投资者数量增多,可能会出现搭便车行为,或因不同机构投资者掌握信息的差异而导致意见分歧,在一定程度上降低其监督效力。然而,管理层想要“收买”机构投资者的成本也会增大,机构投资者和管理者合谋的可能性会降低。因此,机构投资者数量如何影响公司审计意见购买倾向并不明确。参考梁上坤的研究^[14],本文计算了公司前十大股东中机构投资者的数量(INS_Num),将其与交乘项($Shop \times INS_Num$)纳入模型(4),进行检验,结果报告在表 10。

回归(1)中, $Shop \times INS_Num$ 的回归系数为 0.0760,在 10% 的水平上显著为正,说明机构投资者数量越多,上市公司通过变更签字审计师实现审计意见购买的可能性越低。但在回归(2)中, $Shop \times$

INS_Num 的回归系数为 0.0124,不显著区别于 0;而 $Shop \times INS$ 的回归系数为 1.2389,在 5% 的水平上显著为正。这表明在考虑机构投资者持股比例的情况下,机构投资者数量对审计意见购买的抑制作用不再显著。因此,机构投资者治理作用的发挥不依赖于机构数量的多寡,而是机构持股比例的高低。这与现有文献中单一机构投资者持股比例只有达到某一阈值才有动机去进行监督的结论是一致的^[31,46]。

表 8 机构投资者类型与审计意见购买

变量	因变量:Switch			
	(1)压力抵制型	(2)压力敏感型	(3)其他类型	(4)全部
截距	0.7508 *** (3.62)	0.6722 *** (3.29)	0.4196 ** (1.98)	0.6391 *** (2.98)
Shop	-0.5323 ** (2.41)	-0.4983 ** (2.26)	-0.7036 *** (2.91)	-0.7282 *** (2.97)
Shop × INS1	0.0166 * (1.65)			0.0184 * (1.77)
INS1	0.0013 (1.23)			0.0008 (0.68)
Shop × INS2		-0.0092 (0.11)		-0.0429 (0.51)
INS2		0.0006 (0.08)		-0.0012 (0.15)
Shop × INS3			0.0077 * (1.66)	0.0095 ** (2.01)
INS3			-0.0016 *** (3.54)	-0.0019 *** (4.19)
Controls	YES	YES	YES	YES
行业 & 年度	YES	YES	YES	YES
Pseudo R ²	0.0126	0.0123	0.0140	0.0132
N	27430	27430	27430	27430

表 9 机构投资者稳定性和专注性对审计意见购买的影响

变量	稳定性		专注性	
	(1)高	(2)低	(3)高	(4)低
截距	0.8332 *** (2.72)	0.4133 (1.12)	0.6219 (1.46)	0.9471 *** (3.22)
Shop	-0.2989 (0.74)	-0.9605 *** (2.59)	-1.2464 * (1.75)	-0.3911 (1.28)
Shop × INS	1.2676 * (1.77)	1.7790 ** (2.45)	1.9151 * (1.75)	1.2800 * (1.92)
INS	-0.1408 * (1.80)	-0.0914 (1.31)	-0.3145 ** (2.46)	-0.1409 ** (2.19)
Controls	YES	YES	YES	YES
行业 & 年度	YES	YES	YES	YES
SUE	$\chi^2 = 0.21$		$\chi^2 = 0.27$	
Pseudo R ²	0.0156	0.0209	0.0191	0.0184
N	12045	12032	8099	15978

表 10 机构投资者数量与审计意见购买

变量	因变量:Switch			
	(1)		(2)	
	Coef.	z	Coef.	z
截距	0.5920 ***	(2.83)	0.6365 ***	(3.00)
Shop	-0.3936 *	(1.69)	-0.5663 **	(2.29)
Shop × INS			1.2389 **	(2.53)
INS			-0.1932 ***	(4.10)
Shop × INS_Num	0.0760 *	(1.67)	0.0124	(0.25)
INS_Num	0.0017	(0.37)	0.0100 **	(2.06)
Controls	YES		YES	
行业 & 年度	YES		YES	
Pseudo R ²	0.0135		0.0126	
N	27430		27430	

七、结论与启示

本文以 2003—2018 年中国 A 股上市公司为样本,考察了机构投资者持股对上市公司通过变更签字审计师实现审计意见购买的影响。研究发现,机构投资者持股能显著地抑制上市公司通过变更签字审计师实现审计意见购买的倾向。而且,机构投资者持股并未显著提高实际审计收费和超额审计收费,在一定程度上避免了通过支付超额审计费用进行审计意见购买的可能性。横截面差异分析显示,机构投资者对审计意见购买的治理作用主要发生在治理环境比较好的样本中,体现了各种公司治理机制的互补作用。对机构投资者异质性的分析表明,机构投资者类型会显著影响机构投资者治理作用的发挥,但机构投资者稳定性和专注性不会产生显著影响。最后,虽然机构投资者数量越多,审计意见购买的倾向越低,但在控制机构投资者持股比例后,机构投资者数量对审计意见购买的治理作用不再显著。

本文从审计意见购买的视角提供了机构投资者治理作用的新证据,丰富了有关机构投资者治理作用的研究。本文的研究结果也具有一定的政策启示:第一,本文结果表明,机构投资者不同维度的异质性对审计意见购买的抑制作用存在不同影响,相关部门在培育和发展机构投资者的过程中要关注机构投资者异质性,进一步培育和发展有利于资本市场健康发展的机构投资者。第二,不同公司治理机制之间存在一定的互补作用,在加强公司治理的过程中要促进机构投资者参与到公司治理中,使机构投资者的监督作用与其他治理机制之间形成良好的互补关系,提升公司价值。

本文的不足之处有三点:第一,鉴于模型的复杂关系以及研究者本身能力有限,未能对机构投资者影响审计意见购买进行路径检验;第二,囿于数据所限,未能深入探讨机构投资者动机和能力对审计意见购买的影响;第三,本文的结果表明,机构投资者既可以抑制基于签字审计师变更的审计意见购买行为,也可以抑制基于事务所变更的审计意见购买行为,但是,鉴于审计意见购买模型的复杂性,本文未能直接对比机构投资者在这两方面的作用有何异同。未来的研究可在数据丰富或技术进一步发展之后弥补上述不足,也可在其他方面进行拓展性研究。比如,可以探讨智能会计是否影响机构投资者对审计意见购买的抑制作用,也可以进一步分析企业整体的数字化转型是否影响机构投资者在审计意见购买方面的治理作用等。

参考文献:

- [1] 薛爽,耀友福,王雪方. 供应链集中度与审计意见购买[J]. 会计研究,2018(8):58-65.
- [2] Lennox C. Do companies successfully engage in opinion-shopping? Evidence from the UK[J]. Journal of Accounting and Economics,2000,29(3):321-337.
- [3] Chen F, Peng S, Xue S, et al. Do audit clients successfully engage in opinion shopping? Partner-level evidence[J]. Journal of Accounting Research,2016,54(1):79-112.
- [4] 秦帅,刘琪. 诉讼风险与上市公司审计意见购买——基于融资困境的视角[J]. 当代财经,2019(9):121-133.
- [5] 赵西卜,薛刚. 政策不确定性对上市公司审计意见购买行为的影响研究[J]. 中国物价,2020(3):100-103.
- [6] 翟胜宝,张雯,曹源,等. 分析师跟踪与审计意见购买[J]. 会计研究,2016(6):86-93.
- [7] 周兰,耀友福. 媒体监督、审计师变更与审计意见购买[J]. 管理工程学报,2018(2):159-170.
- [8] Xie Z, Cai C, Ye J. Abnormal audit fees and audit opinion: Further evidence from China's capital market[J]. China Journal of Accounting Research,2010,3(1):51-70.
- [9] 陈宋生,曹圆圆. 股权激励下的审计意见购买[J]. 审计研究,2018(1):61-69.
- [10] Baghdadi G A, Bhatti I M, Nguyen L H, et al. Skill or effort? Institutional ownership and managerial efficiency[J]. Journal of Banking and Finance,2018,91(1):19-33.
- [11] 陆瑶,朱玉杰,胡晓元. 机构投资者持股与上市公司违规行为的实证研究[J]. 南开管理评论,2012(1):13-23.
- [12] 吴溪. 中国注册会计师审计实证研究:理论借鉴、本土特色与国际融合[J]. 会计研究,2021(2):176-186.
- [13] 杨海燕,韦德洪,孙健. 机构投资者持股能提高上市公司会计信息质量吗?——兼论不同类型机构投资者的差异[J]. 会计研究,2012(9):16-23+96.
- [14] 梁上坤. 机构投资者持股会影响公司费用粘性吗? [J]. 管理世界,2018(12):133-148.
- [15] Blankespoor E, deHaan E, Marinovic I. Discussion of "Disclosure processing costs, investors' information choice, and equity market outcomes: A review" [J]. Journal of Accounting and Economics,2020,70(2-3):1-8.
- [16] Sims C A. Implications of rational inattention[J]. Journal of Monetary Economics,2003,50(3):665-690.
- [17] Aguilera R V, Desender K, Bednar M K, et al. Connecting the dots: Bringing external corporate governance into the corporate governance puzzle[J]. Academy of Management Annals,2015,(1):483-573.
- [18] Boone A L, White J T. The effect of institutional ownership on firm transparency and information production[J]. Journal of Financial Economics,2015,117(3):508-533.

- [19] 王垒,曲晶,赵忠超,丁黎黎. 组织绩效期望差距与异质机构投资者行为选择:双重委托代理视角[J]. 管理世界,2020(7):132-153.
- [20] Francis J R. What do we know about audit quality? [J]. *British Accounting Review*,2004,36(4):345-368.
- [21] Chen S, Huang Y, Li N, Shevlin T J. How does quasi-indexer ownership affect corporate tax planning? [J]. *Journal of Accounting and Economics*,2019,67(2-3):278-296.
- [22] 王晓艳,温东子. 机构投资者异质性、创新投入与企业绩效——基于创业板的经验数据[J]. 审计与经济研究,2020(2):98-106.
- [23] 曹丰,鲁冰,李争光,等. 机构投资者降低了股价崩盘风险吗? [J]. 会计研究,2015(11):55-61+97.
- [24] 高昊宇,杨晓光,叶彦艺. 机构投资者对暴涨暴跌的抑制作用:基于中国市场的实证[J]. 金融研究,2017(2):163-178.
- [25] 董纪昌,庞嘉琦,李秀婷,等. 机构投资者持股与股价崩盘风险的关系——基于市场变量的检验[J]. 管理科学学报,2020(3):73-88.
- [26] Harford J, Kecskés A, Mansi S. Do long-term investors improve corporate decision making? [J]. *Journal of Corporate Finance*,2018,2(3):424-452.
- [27] McCahery J, Sautner Z, Starks L. Behind the scenes: The corporate governance preferences of institutional investors[J]. *Journal of Finance*,2016,71(6):2905-2932.
- [28] Bushee B J. Do institutional investors prefer near-term earnings over long-run value? [J]. *Contemporary Accounting Research*,2001,18(2):207-246.
- [29] 高敬忠,周晓苏,王英允. 机构投资者持股对信息披露的治理作用研究——以管理层盈余预告为例[J]. 南开管理评论,2011(5):129-140.
- [30] Beasley M S, Carcello J V, Hermanson D R, et al. Fraudulent financial reporting 1998—2007: An analysis of U. S. public companies[R]. Committee of Sponsoring Organizations(COSO), 2010.
- [31] Edmans A, Holderness C G. Blockholders: A survey of theory and evidence[J]. *The Handbook of the Economics of Corporate Governance*,2017,(1):541-636.
- [32] Rogers J L. Disclosure quality and management trading incentives[J]. *Journal of Accounting Research*,2008,46(5):1265-1296.
- [33] Kim K, Miller S, Wan H, et al. Which institutional investors are more effective monitors, domestic or foreign? Evidence from international earnings management[R]. Working paper, 2016.
- [34] 甄红线,王谨乐. 机构投资者能够缓解融资约束吗? ——基于现金价值的视角[J]. 会计研究,2016(12):51-57+96.
- [35] 叶松勤,徐经长. 机构投资者治理与公司现金持有价值[J]. 经济与管理研究,2013(8):15-27.
- [36] 徐勇,陈国伟. 机构投资者真的是价值创造者吗? ——基于制度环境调节效应的检验[J]. 中山大学学报(社会科学版),2018(3):189-198.
- [37] 李百兴,王博,卿小权. 内部控制质量、股权激励与审计收费[J]. 审计研究,2019(1):91-99.
- [38] 汪昌云,孙艳梅,郑志刚,等. 股权分置改革是否改善了上市公司治理机制的有效性[J]. 金融研究,2010(12):131-145.
- [39] 姜付秀,马云飙,王运通. 退出威胁能抑制控股股东私利行为吗? [J]. 管理世界,2015(5):147-159.
- [40] Blouin J, Grein B M, Roundtree B R. An analysis of forced auditor change: The case of former Arthur Andersen clients[J]. *The Accounting Review*,2007,82(3):621-650.
- [41] 谢裕慧,刘文军,石德金. 股权激励实施前的审计意见购买行为研究[J]. 财经研究,2018(11):33-46.
- [42] 刘笑霞,李明辉. 审计师关注客户所在地区社会信任水平吗? ——基于 Pecking Order 模型的研究[J]. 管理工程学报,2021(2):113-129.
- [43] 李春涛,赵一,徐欣,等. 按下葫芦浮起瓢:分析师跟踪与盈余管理途径选择[J]. 金融研究,2016(4):144-157.
- [44] 万东灿. 审计收费与股价崩盘风险[J]. 审计研究,2015(6):85-93.
- [45] Fang J, Haw I M, Yu V, et al. Positive externality of analyst coverage upon audit services: Evidence from China[J]. *Asia-Pacific Journal of Accounting & Economics*,2014,21(2):186-206.
- [46] Fich E M, Harford J, Tran A L. Motivated monitors: The importance of institutional investors' portfolio weights[J]. *Journal of Financial Economics*,2015,118(1):21-48.

[责任编辑:刘 茜]

Institutional Ownership, Governance Environment and Opinion Shopping

WANG Fanlin¹, LV Jianing^{1,2}, SONG Yunling²

(1. School of Accounting, Capital University of Economics and Business, Beijing 100070, China;

2. School of Economics and Management, Inner Mongolia University, Hohhot 010021, China)

Abstract: Results from a large sample of Chinese A-share listed companies during the period from 2003 to 2018 show that institutional ownership can significantly prevent listed firms from opinion shopping via switching signing CPAs. That impact depends on the quality of internal and external governance environment and varies with types of institutional investors. But the impact doesn't vary with the stability and dedication of institutional investors. Although the number of institutional investors alone can significantly restrain opinion shopping, its marginal effect disappears with the inclusion of institutional ownership. The results provide positive evidence on the governance efficacy of institutional investors, and provide insights into how to foster medium and long-term investors to improve the quality of listed firms.

Key Words: institutional ownership; audit opinion shopping; governance environment; institutional investors' heterogeneity; auditor switch; internal control; audit quality