

# “国家队”持股影响审计收费吗？

李建辉<sup>a,b</sup>, 连炎清<sup>a</sup>

(西京学院 a. 会计学院, b. 计算机学院 陕西 西安 710123)

**[摘要]** 选取 2015—2020 年我国 A 股上市公司为研究样本, 实证检验“国家队”持股对审计收费的影响。研究发现, “国家队”持股与审计收费之间存在显著的负相关关系, 且在内部控制不太完善的上市公司中其相关关系更为显著。影响机制研究发现: “国家队”持股可以通过降低企业风险来降低审计收费。采用倾向得分匹配、双重差分模型和工具变量等方法缓解内生性问题后, 回归结果依然稳健。研究表明, “国家队”持股在审计收费中产生了重要作用, 不仅将“国家队”持股的经济后果延伸到审计收费领域, 还为影响审计收费的因素提供了新证据。

**[关键词]** “国家队”持股; 审计收费; 内部控制; 企业风险; 机构投资者; 资本市场

**[中图分类号]** F239.45 **[文献标志码]** A **[文章编号]** 2096-3114(2023)03-0031-10

## 一、引言

1997 年《证券投资基金管理暂行办法》的颁布, 使得我国机构投资者的数量和规模呈现上升趋势。长期持股的积极机构投资者凭借专业的投资方案与长期的投资视野, 具有强大的信息挖掘与分析能力, 能够防范市场风险, 使证券交易趋于成熟和专业<sup>[1]</sup>。2015 年, 我国资本市场发生了“千股跌停”的情况, 在此背景下, “国家队”作为有政府背景的机构投资者, 可以直接进入证券流通市场购买股票, 这对稳定股市、防范金融风险发挥了积极作用。并且, 中国证监会发布的 21 号公告明确表明, 之后若干年中国证券金融股份有限公司不会退出, 其稳定市场的职能不变。金融市场中的“国家队”是指由国家资金投资组建的一支具有国家性质的投资平台或者资金管理计划队伍, 主要包括中国证券金融股份有限公司、中央汇金投资有限责任公司、中央汇金资产管理有限责任公司、中证金融资产管理计划、五个救市基金和国家外汇管理局旗下的投资平台。根据 Choice 金融终端发布的“证金汇金持股统计”, 2015—2020 年累计有近 6000 家上市公司被“国家队”持股。可见, “国家队”的身影会持续出现在上市公司的股东行列中。那么, “国家队”作为有政府背景的长期机构投资者, 其持股后果能否对审计行为产生影响? 相关数据表明, 中联重科(000157)和中关村(000931)在 2015 年被“国家队”持股后, 2015—2020 年的审计费用均值与 2010—2014 年相比, 分别同比下降 11.64% 和 45.47%, 那么这一现实现象能否说明“国家队”持股与审计收费之间存在必然关联? 事实上, 学者们对于相关问题已取得一定研究成果。

目前, 学术界针对普通机构投资者在上市公司中所扮演的角色持有两种相反的观点: 股东积极主义和股东消极主义。股东积极主义认为, 长期持股的机构投资者能够积极履行股东职责, 完善公司的内部治理机制<sup>[2]</sup>、抑制内部人的机会主义倾向<sup>[3]</sup>, 并且机构投资者的实地调研活动还能提升企业信息的披露质量, 改善企业内外部信息环境<sup>[4]</sup>。而股东消极主义则认为, 短期机构投资者往往以“投机者”的身份参与到公司治理之中, 该类机构以盈利为目标, 会为了获取短期利益而牺牲公司的长期发展<sup>[5]</sup>, 甚至

**[收稿日期]** 2023-01-06

**[基金项目]** 陕西省科技计划项目(2021JQ-867); 陕西省教育厅科研计划项目(22JK0591)

**[作者简介]** 李建辉(1988—), 男, 陕西凤翔人, 西京学院会计学院副教授, 硕士生导师, 主要研究方向为现代审计理论与方法、机器学习与数据分析, 邮箱: juevk@sina.cn; 连炎清(1998—), 女, 河南商丘人, 西京学院会计学院硕士生, 主要研究方向为现代审计理论与方法。

会与内部高管及大股东合谋,侵占中小股东的利益而牟取私利<sup>[6]</sup>,损害企业价值。然而“国家队”旨在长期积极持股,肩负着维护和促进资本市场稳定及繁荣发展的重任<sup>[7]</sup>。与短期机构投资者相比,“国家队”不是以获取利润为业绩目标,而是关注企业的长期健康发展。因此,面对复杂的市场环境,短期机构投资者与“国家队”的表现可能会大相径庭。

针对“国家队”持股的研究文献,主要围绕着“国家队”的救市功能和“国家队”持股对上市公司产生的经营决策这两方面展开。一方面,有研究表明,其他机构投资者在股灾期间的交易行为损害了市场的稳定,相反,“国家队”这一具有政府背景的机构投资者却表现出良好的“救市”功能,“国家队”的注入提振了投资者信心,减少了噪声交易,从而降低了股票的异质性波动<sup>[8]</sup>。另外,权威媒体对“国家队”持股的行为进行报道可以向投资者传递出股价将趋稳的信号且产生放大效应,这有助于重拾投资者信心,安抚投资者的恐慌情绪以及减少其非理性行为,股价波动也因此缺乏弹性<sup>[9]</sup>。潘婉彬和杨涛在比较研究国内外及“国家队”三种机构投资者在股市中的信息优势时发现,“国家队”在股市中既没有体现“价格压力假说”,也没有体现“信息假说”,而是充当维护股票市场信息的角色,保持股价稳定<sup>[10]</sup>。以上研究表明“国家队”在股票危机期间充当了保护者角色,对于股市稳定发挥着显著作用。另一方面,除了研究“国家队”稳定股市的政策效应,也有文献将对“国家队”持股的研究聚焦于如何对企业经营决策产生影响这一层面。在该层面,“国家队”持股对于降低企业风险、抑制公司违规及异常停牌行为和推动企业创新等都产生了积极的经济后果。具体而言,“国家队”作为有政府背景的机构投资者,其通过改善公司外部信息环境、缓解企业融资约束和管理层的代理问题等机制来降低企业风险<sup>[11]</sup>。文雯和张梦娇也证实了“国家队”持股可以缓解信息不对称和管理层代理问题,因为其具有的信号传递和治理作用,使得上市公司内部与外部的信息鸿沟缩小,同时还会约束内部的不当管理,从而抑制异常停牌的发生<sup>[7]</sup>。当“国家队”持股上市公司时,“国家队”的投资行为还可以吸引更多证券分析师的关注,证券分析师通过发挥信息优势向外界传达公司运营情况,实现对公司经营和管理层决策的间接监督,进而抑制公司违规行为<sup>[11]</sup>。此外,投资者认为“国家队”持股有利于企业发展,因此投资者也会随同“国家队”的持股行为,以期降低投资风险,获得较高的投资回报。正是这种市场反馈的积极信息驱动着企业的创新能力和动力<sup>[12]</sup>。

自中国证监会要求上市公司披露审计收费信息以来,审计收费研究就成了学术界的热点。现有研究认为会计师事务所确定审计收费时会把审计成本和审计风险作为重要影响因素<sup>[13]</sup>。当客户中的员工受教育水平越高时,其信息搜集与认知能力也越强,公司的信息风险和代理风险就会越低,因此高质量的信息披露与高效的公司治理机制有助于降低审计风险中的固有风险,进而降低审计收费<sup>[14]</sup>。张鑫等也认为审计成本和审计风险对审计收费有着重大影响,企业风险高往往会导致财务的不确定性增强,会计师在获取审计证据时为了将审计风险降到最低必然会加大审计投入,增加审计收费<sup>[15]</sup>。同时,国外学者也证实了审计费用中涵盖着审计师投入的工作量以及审计师承担风险的保险费用<sup>[16]</sup>。也有学者以衡量财务风险的单个变量财务杠杆为切入点,研究运营债务杠杆与融资杠杆对审计收费的影响<sup>[17]</sup>。此外,Jahng 和 Kang 研究认为,机构投资者可以有效发挥监督职能,从而降低审计收费<sup>[18]</sup>。可见,学术界针对审计收费的影响因素已进行了多方位的讨论,但是具有政府背景的机构投资者对审计费用的影响还处于起步阶段。

为进一步探讨“国家队”持股对审计收费的作用机理,本文着重关注“国家队”进入资本市场后能否通过有效行使投资者与监管者的职责来影响上市公司的财务环境与经营决策,从而作用到审计层面。与已有研究相比,本文的主要贡献在于:首先,从“国家队”持股层面丰富影响审计收费的因素研究,为影响审计收费的因素提供可供参考的经验证据。其次,从审计市场层面开拓“国家队”持股的经济效应研究,为进一步推动审计高质量发展提供政策启示。再次,本文结论可以为上市公司的开源节流提供一个方向,对于上市公司而言具有一定的现实意义。最后,分析政府持股行为对审计收费的影响不仅为上市公司的治理机制及审计行业的审计费用调整模式提供理论支撑和实践价值,而且也为“国家队”今后在资本市场中的持续运作提供政策参考。

## 二、理论分析与研究假设

### (一) “国家队”持股对审计收费的影响研究

会计师事务所收取的审计费用很大程度上由审计成本和审计风险决定。审计成本是注册会计师在审计上市公司时付出的时间、人力等资源成本,当审计投入增加时,审计师会以收取较高审计费用的方式进行成本补偿<sup>[14]</sup>。审计风险是由上市公司财务报表中的重大错报风险以及检查风险组成,如果注册会计师在审计程序实施后未能识别财务报表中的重大错报,那么未来需要承担赔偿责任的可能性加大,审计收费也相应提高。因此,较高的审计成本或审计风险能够导致审计收费增加,而较低的审计成本或审计风险则会减少审计收费。然而,“国家队”作为有政府背景的机构投资者,其兼具的监督者和投资者的双重身份<sup>[12]</sup>可以使其有效参与公司的经营管理中,从而避免上市公司陷入经营困境,以降低注册会计师需要承担的审计风险和需要投入的审计成本。因此本文认为,“国家队”持股对上市公司产生的经济效应可以作用到审计市场中,即从审计风险和审计成本两个方面降低审计收费,下面对此进行论述。

就审计收费而言,审计师收取较高的审计费用反映了审计风险及审计成本的增加<sup>[19]</sup>。“国家队”可以通过降低企业风险来降低审计风险和审计成本,进而减少审计收费。已有研究表明“国家队”持股能够降低企业风险<sup>[11]</sup>。企业风险通常由三个方面来体现:一是敢于投资研发,二是债务融资,三是企业生存年限较短<sup>[15]</sup>。可见,盲目的投资研发、较大的债务压力以及有限的生存年限会使企业处于风险之中。当企业需要承担较高的风险时,财务的不确定性会增强,从而使得企业经营能力受到影响,而企业高管为了向外界传达公司运营良好的信号,以及向股东证明自己兢兢业业的态度,可能会增加舞弊行为,比如粉饰财务报表、操纵盈余管理等,这些行为将加大企业破产的概率。投资者一旦投资失败,势必将责任归咎于注册会计师,从而导致注册会计师需要承担的审计失败风险增加,该审计风险将以更高的审计收费的形式转嫁到审计客户身上<sup>[20]</sup>。综上所述,当企业风险较高时,企业高管违规的动机就会增加,那么注册会计师审计失败的概率也会相应提升,因此注册会计师会提高风险较高企业的评估水平,收取更多的审计费用。此外,上市公司处于较高的风险边缘时,内部人通常会进行机会主义行为,这一短视行为大大增加了财务的复杂程度,此时审计师为了合理保证财务报告的真实可靠,会充分搜集审计证据以执行恰当的实质性测试,审计投入的成本增加必然导致审计收费提高<sup>[15]</sup>。而“国家队”能够影响企业高管的日常决策<sup>[21]</sup>,敏锐发现企业高管的违规行为,此外,“国家队”还可通过对以公开披露、媒体报道、实地调研等方式获取的信息进行剖析与研究,识别企业存在的风险,从而督促企业纠正舞弊行为、防范企业风险。由此可见,“国家队”通过规避上市公司的财务舞弊行为来降低企业风险,以避免审计师收取较高的风险溢价或因审计投入的增加而增加审计收费。可见,“国家队”持股能够降低企业风险,从而降低审计风险及审计成本,减少审计收费。据此,本文提出假设1:

H1:在其他条件一定的情况下,“国家队”持股可以减少审计收费。

### (二) “国家队”持股、内部控制与审计收费的影响研究

内部控制作为一种协助企业合理、规范运营的制度,旨在提高上市公司生产运作和经营管理效率、确保各项信息的准确完整、防范错误和舞弊的发生<sup>[22]</sup>。公司内部控制也会影响“国家队”持股与审计收费之间的关系。有学者指出,从内部控制设计的流程及方法可以看出,有效的内部控制可以抵御企业风险<sup>[23]</sup>。因此,上市公司执行完善的内部控制能够达成内部权力的相互监管与制约,减少重大错报与内部人私利攫取发生的可能性,从而降低企业风险。然而当上市公司执行了高质量的内部控制制度时,其执行效果可能会与“国家队”降低企业风险的职能形成替代效应,使得有效的内部控制弱化“国家队”在上市公司中的治理功能。而在内部控制较为薄弱的上市公司中,监督机制的欠缺为内部高管的机会主义行为提供了“有利条件”,面对内部控制执行情况不太好的上市公司,“国家队”可以充分发挥其职能,协助上市公司纠错防弊,建立良好的公司运营机制。此时,注册会计师面临的审计风险和投入的审计成本都会降低,从而减少

审计收费。基于以上分析,本文预期完善的内部控制会与“国家队”形成替代效应,随着内部控制质量的不断提高,“国家队”持股对审计收费的抑制作用可能会降低,而在内部控制较差的上市公司中,“国家队”持股可以有效发挥其作用,从而使得审计收费显著降低。据此,本文提出假设 2:

H2:在其他条件一定的情况下,高质量的内部控制将会削弱“国家队”持股与审计收费之间的负向影响。

### 三、研究设计

#### (一) 样本选择和数据来源

本文以 2015—2020 年我国 A 股上市公司为初始样本,剔除金融类、数据缺失的样本以及 ST 公司,并对连续变量进行 1% 和 99% 的缩尾处理,以避免极端值的影响,最终得到 12144 个有效观测值。“国家队”持股数据来源于 Choice 金融终端,其他数据来自国泰安数据库和迪博数据库。

#### (二) 变量定义

1. 被解释变量:审计收费( $LnFee$ )。本文用上市公司审计费用的自然对数来度量。

2. 解释变量:“国家队”持股( $Nat$ )。当“国家队”持有上市公司股票时取值为 1,否则为 0。

3. 调节变量:内部控制( $Ic$ )。本文内部控制采用迪博数据库内部控制与风险管理模块中的“内部控制指数”,将该指数取自然对数进行度量。

4. 控制变量:根据以往学者对审计收费和“国家队”持股的相关研究<sup>[11-13]</sup>,本文选取了公司规模( $Size$ )、会计师事务所规模( $Big4$ )、是否亏损( $Loss$ )、审计意见( $Opinion$ )、托宾 Q 值( $Tobinq$ )、业务复杂程度( $Complex$ )、速动比率( $Quick$ )、存货比率( $Inv$ )、盈利能力( $Roa$ )作为控制变量。此外,为了考察外部其他资本环境对审计收费的影响,本文还将其他机构投资者持股比例( $Insto$ )纳入控制变量中,并且加入行业和年度虚拟变量。各变量详细定义见表 1。

表 1 主要变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量说明
被解释变量	审计收费	$LnFee$	上市公司审计费用的自然对数
解释变量	“国家队”持股	$Nat$	当“国家队”持有上市公司股票时取值为 1,否则为 0
调节变量	内部控制	$Ic$	迪博数据库内部控制指数的自然对数
控制变量	公司规模	$Size$	年末总资产的自然对数
	会计师事务所规模	$Big4$	虚拟变量,如果上市公司当年聘请“四大”会计师事务所,则 $Big4 = 1$ ,否则 $Big4 = 0$
	是否亏损	$Loss$	虚拟变量,如果上市公司当年净利润小于 0,则 $Loss = 1$ ,否则 $Loss = 0$
	审计意见	$Opinion$	虚拟变量,若为标准无保留意见,则 $Opinion = 1$ ,否则 $Opinion = 0$
	托宾 Q 值	$Tobinq$	市值/总资产
	业务复杂程度	$Complex$	(应收账款 + 存货)/总资产
	速动比率	$Quick$	(流动资产 - 存货)/流动负债
	存货比率	$Inv$	存货总额/资产总额
	盈利能力	$Roa$	净利润/总资产
	其他机构投资者持股比例	$Insto$	除“国家队”之外的其他机构投资者所持的股数/公司总股数
	行业	$Industry$	行业虚拟变量,采用证监会 2012 年行业分类,并对制造业取两位代码细分
	年度	$Year$	年度虚拟变量

#### (三) 模型设定

为验证假设 1,即“国家队”持股对审计收费的影响,本文构建如下模型:

$$LnFee = \beta_0 + \beta_1 Nat + \beta_2 Size + \beta_3 Big4 + \beta_4 Loss + \beta_5 Opinion + \beta_6 Tobinq + \beta_7 Complex + \beta_8 Quick + \beta_9 Inv + \beta_{10} Roa + \beta_{11} Insto + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon \quad (1)$$

其中, $LnFee$  为被解释变量,代表审计收费, $Nat$  为解释变量,代表上市公司是否被“国家队”持股, $\varepsilon$

为误差项,其余为控制变量,定义描述详见表1。我们重点关注 $\beta_1$ 的系数及显著性,如果 $\beta_1$ 显著为负,说明“国家队”持股可以降低审计收费。

为验证假设2,即内部控制在“国家队”持股与审计收费关系中的调节效应,本文构建如下模型:

$$LnFee = \alpha_0 + \alpha_1 Nat + \alpha_2 Nat \times Ic + \alpha_3 Ic + \alpha_4 Size + \alpha_5 Big4 + \alpha_6 Loss + \alpha_7 Opinion + \alpha_8 Tobinq + \alpha_9 Complex + \alpha_{10} Quick + \alpha_{11} Inv + \alpha_{12} Roa + \alpha_{13} Insto + \sum Industry + \sum Year + \gamma \quad (2)$$

其中, $Ic$ 为调节变量,代表内部控制, $Nat \times Ic$ 为“国家队”持股与内部控制的交乘项,我们重点关注 $\alpha_2$ 的系数及显著性,若该交乘项的系数 $\alpha_2$ 显著为正,则可以说明在内部控制执行较好的上市公司中,“国家队”持股对审计收费的抑制作用将被削弱。

#### 四、回归分析

##### (一) 描述性统计

主要变量的描述性统计结果见表2。从表2可知:审计收费取自然对数后的均值是14.03,中位数是13.91,标准差是0.686,说明波动性较小;最大值和最小值分别为16.44和12.77,说明不同上市公司的审计收费差异较大。“国家队”持股的均值是0.359,表明样本中大约有35.9%的上市公司由“国家队”持股。内部控制的均值为6.470,最大值和最小值分别为6.703和5.714,说明样本呈现了高质量的内部控制水平。其他控制变量的结果与已有研究大体一致,本文不再赘述。

表2 描述性统计

变量	样本量	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
<i>LnFee</i>	12144	14.030	13.910	0.686	12.770	16.440
<i>Nat</i>	12144	0.359	0	0.480	0	1
<i>Ic</i>	11822	6.470	6.496	0.144	5.714	6.703
<i>Size</i>	12144	22.510	22.320	1.301	20.130	26.460
<i>Big4</i>	12144	0.070	0	0.256	0	1
<i>Loss</i>	12144	0.105	0	0.306	0	1
<i>Opinion</i>	12144	0.971	1	0.169	0	1
<i>Tobinq</i>	12144	2.059	1.461	1.935	0.136	10.830
<i>Complex</i>	12144	0.267	0.250	0.155	0.011	0.714
<i>Quick</i>	12144	1.712	1.200	1.650	0.212	10.370
<i>Inv</i>	12144	0.138	0.109	0.125	0	0.661
<i>Roa</i>	12144	0.034	0.036	0.070	-0.329	0.196
<i>Insto</i>	12144	0.423	0.444	0.247	0	0.899

##### (二) 回归分析

###### 1. “国家队”持股与审计收费的基准回归结果

本文参考邓小军和侯枫婷的研究<sup>[13]</sup>,采用随机效应和固定效应两种模型检验“国家队”持股与审计收费的关系。表3反映了“国家队”持股对审计收费的影响,其中列(1)、列(2)报告了随机效应的回归结果,列(3)、列(4)报告了固定效应的回归结果。在随机效应的情况下,如果没有其他控制变量的影响,“国家队”持股与审计收费的系数为0.032,在1%的水平上显著为正,与预期结果不一致,说明随机效应模型无法真实反映出两者的关系。其原因可能是样本数据不满足随机效应严格的假设条件,导致回归系数出现较大偏差。而在固定效应的情况下,未加入控制变量时核心解释变量“国家队”持股的回归系数为-0.027,在1%的水平上显著负相关,加入控制变量后系数未发生大的偏差,且同样在1%的水平上显著负相关。考虑到这些控制变量已被证实对审计收费情况具有影响,并且 $R^2$ 达到0.48以上,可以反映出本文模型的拟合度较好,因此引入控制变量之后的回归结果具有较高的认可度。同时为检验模型中的各变量是否因存在某种密切的或者高度相关的关系而导致模型估计失真,本文计算了变量的VIF值,结果显示VIF值均不超过3,远小于临界值10,因此可认为变量之间不具有严重的多重共线性。综上,当上市公司由“国家队”持股时,“国家队”能够协助企业改善财务环境与内部控制,降低审计风险与审计成本,因而注册会计师降低了审计收费,前文假设1得到了支持。

###### 2. “国家队”持股、内部控制与审计收费的调节效应回归结果

表3中的列(5)列示了内部控制对“国家队”持股与审计收费调节作用的回归结果。从回归结果中可以看出,“国家队”持股的回归系数为-1.491,在1%的水平上显著,再一次说明了“国家队”持股与审计收费之间的负相关关系。同时“国家队”持股与内部控制的交乘项( $Nat \times Ic$ )的系数在1%的水平上显著为正,说明了完善的内部控制会削弱“国家队”持股与审计收费之间的抑制作用。综

上,前文假设 2 得到支持。

### 五、稳健性检验

#### (一) 解决内生性问题

本研究可能具有内生性问题:一方面,“国家队”可能会选择本身财务环境和内部控制良好的企业进行持股;另一方面,可能存在未被本文考虑到的其他因素影响“国家队”持股与审计收费的关系。借鉴已有研究<sup>[1,11,24]</sup>,本文采用以下方法解决内生性问题。

#### 1. 倾向得分匹配法(PSM)

考虑到“国家队”有可能会偏向具有某些特征的企业进行持股,为解决由选择性偏差引起的内生性问题,本文采用 PSM 方法来控制内生性。首先,根据 PSM,采用最邻近匹配方法,按照 1:1 无放回匹配的原则,为被“国家队”持股的公司匹配一组在其他特征上最为相似的且未被“国家队”持股的公司。匹配后得到 12135 个公司样本,剔除掉 *weight* 变量的缺失值,剩余 5212 个样本。然后,采用模型(1)进行回归,回归结果见表 4 列(1)，“国家队”持股与审计收费显著负相关,初步确定了本文结果的稳健性。

#### 2. 基于倾向得分匹配的双重差分法(PSM-DID)

本文以 2010—2020 年的观测值为初始样本,采用 logit 模型进行倾向得分匹配,基于匹配后的结果,采用 DID 进一步检验“国家队”持股对审计收费的影响,构建模型如下:

$$LnFee = \delta_0 + \delta_1 treat \times post + \delta_2 Size + \delta_3 Big4 + \delta_4 Loss + \delta_5 Opinion + \delta_6 Tobinq + \delta_7 Complex + \delta_8 Quick + \delta_9 Inv + \delta_{10} Roa + \delta_{11} Insto + \sum Industry + \sum Year + \mu \quad (3)$$

其中,变量 *treat* 为分组虚拟变量,当上市公司在 2015 年之前未被“国家队”持股、2015 年开始连续被“国家队”持股的为处置组,取值为 1;在样本期间内从未被“国家队”持股的为控制组,取值为 0。变量 *post* 为受到政策影响的时间虚拟变量,2015 年及之后 *post* 取值为 1,否则为 0。参照文雯等的研究<sup>[11]</sup>,剔除 2015 年的样本进行回归,以排除“国家队”持股对当年的特殊影响,结果见表 4 列(2),*treat* × *post* 的系数显著为负,说明控制了可能的内生性问题之后,“国家队”持股仍然能降低审计收费,这也验证了本文回归结果的稳健性。

#### 3. 平行趋势检验

为进一步检验企业被“国家队”持股前后的审计收费情况,本文以 2010 年作为基期,引入年份虚拟变量。*Current* 为受到“国家队”持股冲击的年份,即 2015 年取值为 1,其他年份取值为 0;*Pre\_4*、*Pre\_3*、*Pre\_2* 和 *Pre\_1* 分别为政策冲击前 4 年、前 3 年、前 2 年和前 1 年,即 2011 年、2012 年、2013 年和 2014 年

表 3 基准回归与调节效应

	随机效应		固定效应		调节效应
	(1) <i>LnFee</i>	(2) <i>LnFee</i>	(3) <i>LnFee</i>	(4) <i>LnFee</i>	(5) <i>LnFee</i>
<i>Nat</i>	0.032 *** (3.30)	-0.025 *** (-3.21)	-0.027 *** (-2.64)	-0.023 *** (-2.70)	-1.491 *** (-4.00)
<i>Nat × Ic</i>					0.222 *** (3.86)
<i>Ic</i>					-0.135 *** (-3.84)
<i>Size</i>		0.353 *** (68.97)		0.329 *** (47.01)	0.385 *** (81.75)
<i>Big4</i>		0.377 *** (21.41)		0.284 *** (13.49)	0.528 *** (30.36)
<i>Loss</i>		0.012 (1.38)		0.013 (1.53)	0.020 (1.13)
<i>Opinion</i>		-0.064 *** (-5.09)		-0.062 *** (-4.86)	-0.032 (-1.13)
<i>Tobinq</i>		-0.001 (-0.77)		-0.005 *** (-2.85)	0.017 *** (6.20)
<i>Complex</i>		0.136 *** (3.52)		0.140 *** (3.20)	0.142 *** (3.61)
<i>Quick</i>		-0.010 *** (-4.81)		-0.008 *** (-3.45)	-0.021 *** (-8.74)
<i>Inv</i>		-0.168 *** (-3.21)		-0.141 *** (-2.36)	-0.267 *** (-5.02)
<i>Roa</i>		-0.335 *** (-7.46)		-0.272 *** (-5.94)	-0.633 *** (-7.12)
<i>Insto</i>		0.142 *** (6.42)		0.167 *** (5.68)	0.094 *** (5.68)
<i>-cons</i>	13.689 *** (167.74)	5.966 *** (46.66)	13.572 *** (133.84)	6.220 *** (34.91)	6.272 *** (25.72)
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	12144	12144	12144	12144	11822
R-squared	0.290	0.481	0.298	0.484	0.671

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

取值为1,其他年份取值为0;After\_1、After\_2、After\_3、After\_4和After\_5分别为政策发生后的第1年、第2年、第3年、第4年和第5年,即2016年、2017年、2018年、2019年和2020年取值为1,其他年份取值为0。实证结果见表5,Pre\_4×treat、Pre\_3×treat、Pre\_2×treat和Pre\_1×treat的系数均为正,且有三年不显著,表明在“国家队”持股之前,处置组和控制组的审计收费情况趋于一致。Current×treat及以后系数为负,After\_4×treat和After\_5×treat通过显著性检验,说明“国家队”持股对审计收费的负向影响在政策实施三年后发生了显著的作用,也反映出“国家队”持股对审计收费的影响具有一定的滞后性。

表4 稳健性检验:PSM与PSM-DID

	(1)		(2)	
	LnFee		LnFee	
	PSM 2010—2020年 (含2015年)		PSM-DID 2010—2020年 (不含2015年)	
treat × post		-0.029*	-0.035*	
Nat	-0.053*** (-4.66)			
控制变量	Yes	Yes	Yes	
Industry	Yes	Yes	Yes	
Year	Yes	Yes	Yes	
N	5212	4217	3568	
R-squared	0.609	0.666	0.675	

表5 稳健性检验:平行趋势检验

变量	LnFee	变量	LnFee
Pre_4 × treat	0.042 (1.62)	After_4 × treat	-0.050** (-2.05)
Pre_3 × treat	0.004 (0.18)	After_5 × treat	-0.061** (-2.49)
Pre_2 × treat	0.043* (1.78)	_cons	4.919*** (57.24)
Pre_1 × treat	0.014 (0.56)	控制变量	Yes
Current × treat	-0.028 (-1.14)	Industry	Yes
After_1 × treat	-0.029 (-1.18)	Year	Yes
After_2 × treat	-0.032 (-1.31)	N	14388
After_3 × treat	-0.039 (-1.62)	R-squared	0.691

4. 工具变量

因“国家队”持股与审计收费之间可能存在由于遗漏变量而引起的内生性问题,为了缓解内生性问题带来的偏差,本文借鉴文雯等的研究<sup>[11]</sup>,选用同行业,同年份被“国家队”持股的企业占总企业的比值作为两阶段回归的工具变量(IV)。

在第一阶段,考察工具变量对“国家队”持股的影响,并构建第一阶段的模型:

$$Nat = \sigma_0 + \sigma_1 IV + \sigma_2 Size + \sigma_3 Big4 + \sigma_4 Loss + \sigma_5 Opinion + \sigma_6 Tobinq + \sigma_7 Complex + \sigma_8 Quick + \sigma_9 Inw + \sigma_{10} Roa + \sigma_{11} Insto + \sum Industry + \sum Year + \delta \quad (4)$$

式(4)中,被解释变量为“国家队”持股(Nat),工具变量(IV)为解释变量。表6列(1)为回归结果,IV的系数在1%的水平上显著为正,满足工具变量具有相关性的原则。同时,被“国家队”持股的企业占总企业的比值(IV)说明“国家队”对同行业同年份公司的投资决策具有相似性<sup>[11]</sup>,与上市公司的审计收费情况和其他各方面特征无直接关系,因此具有外生性特征。

在第二阶段,我们将第一阶段的结果代入模型(1)中,表6列(2)为回归结果,“国家队”持股与审计收费的系数在10%的水平上显著为负,与前

表6 稳健性检验:工具变量与Heckman两阶段

	工具变量检验		Heckman 两阶段检验	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	first stage Nat	second stage LnFee	first stage Nat	second stage LnFee
IV	0.758*** (0.123)		2.282*** (0.315)	
Nat		-0.277* (0.152)		-0.050*** (0.008)
Imr				0.518*** (0.048)
_cons	-3.047*** (0.121)	4.819*** (0.431)		
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
LM		38.112***		
Gragg-Donald Wald F		38.116		
N	12,144	12,144	12,128	12,128
R-squared	0.179	0.646	0.147	0.670

文假设的结果相一致。这表明在控制了因遗漏变量而产生的内生性问题之后,仍有证据证实本文假设的稳健性。此外,表6还列示了LM和Gragg-Donald Wald F统计量值,其中对于不可识别检验,LM统计量的值为38.112,并在1%的水平上显著拒绝了工具变量识别不足的原假设;对于弱工具变量检验,Gragg-Donald Wald F统计量的值为38.116,超过了10%的临界值,可认为不存在弱工具变量。因此本文选取的工具变量具有合理性。

### 5. Heckman 两阶段模型

为更好地保证本文结论的可靠性,缓解因样本选择偏差导致的内生性问题,本文还采用 Heckman 两阶段法做稳定性测试。在第一阶段中,参考文雯和乔菲的做法<sup>[1]</sup>,沿用前文工具变量法中,同行业同年份,被“国家队”持股的企业占总企业的比值作为 Heckman 两阶段的工具变量(IV),并用该工具变量对“国家队”是否持股进行回归,同时计算出逆米尔斯比率(Imr)。接着,将计算出来的逆米尔斯比率(Imr)代入模型(1)中进行第二阶段回归,具体回归结果见表6。其中,列(3)报告了第一阶段的回归结果,工具变量(IV)在1%的水平上显著为正,说明该工具变量与是否被“国家队”持股具有相似性,列(4)报告了第二阶段的回归结果,“国家队”持股的系数显著为负,表明“国家队”持股显著降低了审计收费。因此本文结果不受样本选择偏差的影响。

### 6. 公司固定效应

由于本文可能遗漏了不随时间的变化而变化的变量,因此我们在模型(1)中加入了公司固定效应,表7列(1)给出了回归结果,结果表明在控制公司层面固定效应之后,“国家队”持股的系数在1%的水平上显著为负,本文假设1得到支持。

#### (二) 替换变量测度

1. 替换审计收费测度。本文借鉴邱学文和吴群的做法<sup>[25]</sup>,采用审计费用率(Lnraf)代替审计收费(LnFee)进行回归,审计费用率为审计费用与总资产自然对数的比值。结果见表7列(2),替换被解释变量后,核心解释变量“国家队”持股的回归系数依然在1%的水平上显著为负。前文假设1得到支持。

2. 替换“国家队”持股测度。采用“国家队”持股比例(Nap)代替“国家队”持股(Nat)进行回归,“国家队”持股比例为“国家队”持股占公司总股数的比值。回归结果见表7列(3),将“国家队”持股比例作为核心解释变量后,回归系数同样在1%的水平上显著为负,且持股比例越高,审计收费的降低程度越大,反映出“国家队”持股比例的高低会对上市公司的经营活动产生影响,从而转化到审计市场中。这也再次证实假设1是可靠的。

表7 稳健性检验:公司固定和替换变量测度

变量	公司固定	替换被解释变量	替换解释变量
	(1) LnFee	(2) Lnraf	(3) LnFee
Nat	-0.023 *** (-2.70)	-0.002 *** (-6.03)	
Nap			-0.798 *** (-2.87)
控制变量	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes
N	12004	11942	12144
R-squared	0.949	0.402	0.666

## 六、影响机制检验

前文理论分析表明,“国家队”持股可能通过降低企业风险使注册会计师承担的审计失败风险和所需投入的审计成本降低,从而减少审计收费。为证明“国家队”持股降低审计收费的该影响路径,本文将借鉴温忠麟等的研究<sup>[26]</sup>,通过模型(1)和如下中介效应模型检验“国家队”持股降低审计收费的作用机制:

$$Risk = \omega_0 + \omega_1 Nat + \omega_2 Size + \omega_3 Big4 + \omega_4 Loss + \omega_5 Opinion + \omega_6 Tobinq + \omega_7 Complex + \omega_8 Quick + \omega_9 Inv + \omega_{10} Roa + \omega_{11} Insto + \sum Industry + \sum Year + \varphi \quad (5)$$



$$\text{LnFee} = \rho_0 + \rho_1 \text{Nat} + \rho_2 \text{Risk} + \rho_2 \text{Size} + \rho_3 \text{Big4} + \rho_4 \text{Loss} + \rho_5 \text{Opinion} + \rho_6 \text{Tobinq} + \rho_7 \text{Complex} + \rho_8 \text{Quick} + \rho_9 \text{Inv} + \rho_{10} \text{Roa} + \rho_{11} \text{Insto} + \sum \text{Industry} + \sum \text{Year} + \lambda \quad (6)$$

其中, *Risk* 为企业风险, 学术界主流研究采用企业盈利波动性(即标准差)进行衡量<sup>[27]</sup>, 因此本文也采用3年内资产报酬率(*Roa*)的波动性作为企业风险的代理变量。首先计算出经行业均值调整的 *Adj\_Roa*, 然后计算3年内(*t*至*t*+2)企业 *Adj\_Roa* 的标准差, 该指标越大, 说明企业风险越高。需要注意的是, *Adj\_Roa* 需要用到观测年度起连续三年的数据, 而本文研究的起止年份为2015—2020年, 因此可计算出2015—2018年的企业风险(*Risk*)。

表8报告了影响企业风险路径的中介效应检验结果。由列(2)可知,“国家队”持股对于该中介变量的作用显著为负, 说明“国家队”持股可以降低企业风险; 由列(3)可知, 中介变量 *Risk* 的系数显著为正,“国家队”持股的系数依然显著为负, 说明该中介变量在“国家队”持股与审计收费的关系中发挥了部分中介作用, 支持了本文的推测, 即“国家队”通过降低企业风险来减少审计收费。此外, 本文还通过 bootstrap 检验法进一步证实了企业风险是否在“国家队”持股与审计收费的影响路径中具有中介作用, 检验结果表明, 间接效应的置信区间为(-0.005, -0.002), 不包含0, 因此可以证明上述的影响路径是存在的。

表8 影响机制检验

	(1) <i>LnFee</i>	(2) <i>Risk</i>	(3) <i>LnFee</i>
<i>Nat</i>	-0.045*** (-4.98)	-0.002*** (-3.84)	-0.043*** (-4.70)
<i>Risk</i>			1.180*** (7.71)
<i>_cons</i>	5.208*** (40.31)	0.087*** (8.99)	5.105*** (39.08)
控制变量	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes
N	7430	7430	7430
R-squared	0.670	0.318	0.672

## 七、结论性评述

“国家队”作为上市公司重要的持股人之一, 其持股情况不仅影响着上市公司的经营决策, 而且还会受到审计市场的关注。本文基于我国2015—2020年A股上市公司的数据, 考察了“国家队”持股对审计收费的影响。研究结果显示: (1)“国家队”持股显著降低了审计收费水平, 表明注册会计师在进行审计收费时会考虑“国家队”这一特殊机构投资者在企业中发挥的作用。(2)“国家队”持股对审计收费的影响在内部控制不太完善的上市公司中更加显著, 说明完善的内部控制会与“国家队”的持股行为形成替代效应。(3)在影响机制检验中发现, 企业风险的降低是“国家队”持股降低审计收费的重要路径。

本研究可以为相关主体提供政策启示: 第一,“国家队”作为具有政府背景的长期机构投资者, 其持股可以促进上市公司防范各类企业风险, 规避管理层的舞弊行为。因此相关部门可提倡“国家队”对上市公司进行持股, 以促进我国资本市场的长期稳定健康发展。第二,“国家队”对审计收费的抑制作用受到企业风险和内部控制的影响。因此上市公司应加强公司治理, 建立有效的监督预防机制以规避高管的舞弊行为, 积极完善内部控制, 从而实现上市公司的有序发展。第三, 注册会计师在执行审计业务时还应充分考虑“国家队”持股对企业微观层面产生的影响, 合理评估企业财报风险并有针对性地制定审计程序, 以更好发挥资本市场“守门人”的职能。

## 参考文献:

- [1] 文雯, 乔菲. “国家队”持股与公司违规[J]. 管理科学, 2021(4): 35-48.
- [2] 杨侠, 马忠. 机构投资者调研与大股东掏空行为抑制[J]. 中央财经大学学报, 2020(4): 42-64.
- [3] Chung R, Firth M, Kim J B. Institutional monitoring and opportunistic earnings management[J]. Journal of Corporate Finance, 2002, 8(1): 29-48.
- [4] 谭劲松, 林雨晨. 机构投资者对信息披露的治理效应——基于机构调研行为的证据[J]. 南开管理评论, 2016(5): 115-126.

- [5] Graves S B, Waddock S A. Institutional owners and corporate social performance[J]. *Academy of Management Journal*, 1994, 37(4):1034-1046.
- [6] 郭晓冬,王攀,吴晓晖. 机构投资者网络团体与公司非效率投资[J]. *世界经济*, 2020(4):169-192.
- [7] 文雯,张梦娇. “国家队”持股与上市公司异常停牌[J]. *外国经济与管理*, 2023(2):22-40.
- [8] 李志生,金陵. “国家队”救市、股价波动与异质性风险[J]. *管理科学学报*, 2019(9):67-81.
- [9] 王雄元,何雨晴. 国家队持股、媒体报道与股市稳定[J]. *中南财经政法大学学报*, 2020(6):3-12.
- [10] 潘婉彬,杨涛. 谁是股票市场中的知情交易者? [J]. *投资研究*, 2019(12):64-80.
- [11] 文雯,胡慧杰,李倩. “国家队”持股能降低企业风险吗? [J]. *证券市场导报*, 2021(10):12-22.
- [12] 于雪航,方军雄. “国家队”持股与企业创新投资决策[J]. *国际金融研究*, 2020(8):87-96.
- [13] 邓小军,侯枫婷. 财务风险对审计定价的影响研究——基于股权集中度视角[J]. *会计之友*, 2021(17):67-74.
- [14] 郑建明,孙诗璐. 上市公司高学历员工影响审计定价吗? ——基于“信息渠道”和“代理渠道”的分析[J]. *中南财经政法大学学报*, 2020(3):46-54.
- [15] 张鑫,乔贵涛,王亚茹. 企业风险承担是否提升了审计收费水平? [J]. *南京审计大学学报*, 2020(1):34-44.
- [16] Bell T B, Landsman W R, Shackelford D A. Auditors' perceived business risk and audit fees: Analysis and evidence[J]. *Journal of Accounting Research*, 2001, 39(1):35-43.
- [17] Barua A, Hossain M S, Rama D V. Financial versus operating liability leverage and audit fees[J]. *International Journal of Auditing*, 2019, 23(2):231-244.
- [18] Jahng G, Kang M. The effect of agency cost and monitoring role of institutional investors on audit fee[J]. *Journal of Industrial Economics and Business*, 2016, 29(6):2765.
- [19] Feldmann D A, Read W J, Abdolmohammadi M J. Financial restatements, audit fees, and the moderating effect of CFO turnover [J]. *Auditing A Journal of Practice & Theory*, 2011, 28(1):205-223.
- [20] Lyon J D, Maher M W. The importance of business risk in setting audit fees: Evidence from cases of client misconduct[J]. *Journal of Accounting Research*, 2005, 43(1):133-151.
- [21] Bushee B J. The influence of institutional investors on myopic r&d investment behavior[J]. *The Accounting Review*, 1998, 73(3):305-333.
- [22] 魏晓雁,韩一锦. IT投资、内部控制与审计费用[J]. *财会通讯*, 2022(15):35-39.
- [23] 戴文涛,纳鹏杰,马超. 内部控制能预防和降低企业风险吗? [J]. *财经问题研究*, 2014(2):87-94.
- [24] 杨兴全,杨征. “国家队”持股能抑制企业“脱实向虚”吗? ——实体经济金融化视角[J]. *财经论丛*, 2022(12):59-69.
- [25] 邱学文,吴群. 现代风险导向下重大错报风险与审计定价[J]. *中国工业经济*, 2010(11):149-158.
- [26] 温忠麟,张雷,侯杰泰,等. 中介效应检验程序及其应用[J]. *心理学报*, 2004(5):614-620.
- [27] 袁奋强,惠志鹏. 实际货币供给、企业风险承担与营运资本目标结构的动态调整选择[J]. *审计与经济研究*, 2021(2):116-127.

[责任编辑:黄燕]

## Does “National Team” Shareholding Affect Audit Fees?

LI Jianhui<sup>a,b</sup>, LIAN Yanqing<sup>a</sup>

(a. School of Accounting; b. School of Computer Science, Xijing University, Xi'an 710123, China)

**Abstract:** This paper takes A-share listed companies from 2015 to 2020 as research samples to empirically test the impact of “national team” shareholding on audit fees. It is found that there is a significant negative correlation between the shareholding of “national team” and audit fees, and the relationship is more significant in the listed companies with imperfect internal control. The influence mechanism study found that “national team” shareholding can reduce audit fees by reducing enterprise risks. In this paper, propensity score matching, differential model and instrumental variables were used to alleviate the endogeneity problem, and the robustness of the regression results was verified. The research shows that the shareholding of “national team” has played an important role in audit fees, which not only extends the economic consequences of “national team” shareholding to the field of audit fees, but also provides new evidence for the factors affecting audit fees.

**Key Words:** “National Team” shareholding; audit fee; internal control; enterprise risk; institutional investor; capital market