

doi: 10.19920/j.cnki.jmsc.2026.05.006

# 审计收费价格管制与审计意见购买<sup>①</sup>

杜兴强<sup>1</sup>, 谢裕慧<sup>2</sup>, 曾 泉<sup>1\*</sup>, 常莹莹<sup>3</sup>, 章永奎<sup>1</sup>

(1. 厦门大学会计学系, 厦门 361005; 2. 成都理工大学商学院, 成都 610059;  
3. 集美大学审计学系, 厦门 361021)

**摘要:** 不正当低价竞争阻碍了高质量审计服务的提供和审计行业的持续健康发展. 本研究以 2008 年—2019 年期间中国审计收费价格管制的制度变迁为研究背景, 构建了一项准自然实验, 基于双重差分模型, 通过审计收费价格管制前、审计收费价格管制期间和审计收费价格管制放开后三个历史阶段的纵向比较, 实证研究了审计收费价格管制对审计意见购买的影响. 研究发现, 相较于审计收费价格管制期间, 审计收费价格管制前和审计收费价格管制放开后企业审计意见购买的概率显著更高, 这表明审计收费价格管制能够在一定程度上抑制审计意见购买. 此外, 审计收费价格管制对审计意见购买的抑制作用在小规模(非“十大”)会计师事务所审计的企业中更突出. 本研究的发现在经过一系列敏感性测试和控制了潜在的内生性后依然稳健. 最后, 审计收费价格管制对审计意见购买的抑制作用在强审计行业监管的企业和低市场化程度地区的企业中更突出. 本研究丰富了审计收费价格管制的研究, 能为中国审计政策制定提供重要参考.

**关键词:** 审计收费价格管制; 审计意见购买 “十大”会计师事务所; 审计行业监管; 市场化程度  
**中图分类号:** F272 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2026)05-0089-17

## 0 引言

低价揽客现象在各国审计市场普遍存在. 因为会计师事务所可以在向客户提供持续的审计服务中赚取长期收益, 所以往往采用低价揽客的竞争策略争取客户<sup>[1]</sup>. 即使美国实施了萨班斯—奥克斯利法案(Sarbanes-Oxley Act), 会计师事务所仍存在低价揽客现象<sup>[2]</sup>. 中国审计市场亦是如此<sup>[3-4]</sup>. 相比于四大会计师事务所占支配份额的美国市场, 中国审计市场竞争更为激烈——这是诱发会计师事务所采用低价揽客策略的重要原因之一<sup>[5-6]</sup>. 低价揽客很可能损害会计师事务所的独立性和胜任能力<sup>[7]</sup>, 导致事务所被处罚的概率上升<sup>[3]</sup>以及审计质量下降<sup>[8-9]</sup>.

2010 年, 国家发展改革委、财政部联合印发了《会计师事务所服务收费管理办法》(后文简称《办法》), 鼓励各地区为审计服务建立政府指导价. 2014 年, 国家发展改革委颁布的《国家发展改革委关于放开部分服务价格意见的通知》(后文简称《通知》)指出, 会计师事务所服务价格(包括财务报表审计服务收费)已初具市场竞争条件, 各地区价格主管部门应适时放开对会计师事务所服务价格的管制. 基于此, 中国企业的财务报表审计服务价格历经了“整体无价格管制(2010 年前)→有价格管制(2010 年—2014 年)→放开价格管制(2014 年后)”三个阶段, 这为学者探索审计收费价格管制的经济后果提供了机会.

关于审计收费管制的研究主要分析了价格管

① 收稿日期: 2023-04-03; 修订日期: 2024-05-23.

基金项目: 国家社会科学基金资助重大项目(20&ZD111); 国家社会科学基金资助项目(22VRC130).

通讯作者: 曾 泉(1982—), 男, 江西赣州人, 博士, 副教授, 博士生导师. Email: zengquan@xmu.edu.cn

制对审计收费、审计质量和交易效率的影响。叶丰滢和龚曼宁<sup>[9]</sup>发现,审计收费价格管制提升了小规模(非“十大”)会计师事务所的独立性和胜任能力,进而提升了审计质量。严文龙等<sup>[10]</sup>发现审计收费价格管制会影响审计师剩余、客户剩余以及审计交易定价风险。Cao等<sup>[11]</sup>发现审计收费价格管制放开后,具有规模经济的会计师事务所获得了更多客户。此外,于李胜和王艳艳<sup>[12]</sup>发现准入管制会导致“特权”会计师事务所收取更高的审计收费,但并不能提供更高的审计质量。综上,前期文献着眼于审计收费管制在审计收费、审计质量以及市场交易效率等方面的经济后果,但并未对审计收费管制是否影响企业的审计意见购买(一项重要的审计行为)展开研究。

不同于前期研究基于盈余质量(可操纵性应计额绝对值)考察审计收费价格管制对审计质量的影响<sup>[9]</sup>,本研究从审计意见购买视角,考察了审计收费价格管制的经济后果。审计意见购买(audit opinion shopping)是审计研究领域度量审计质量的一个重要维度<sup>[13,14]</sup>。《中国注册会计师审计准则问题解答第16号》中指出,“注册会计师对财务报表整体发表的审计意见是审计报告的核心”。审计意见购买损害了审计质量,无论是现任还是继任的审计师因屈从于客户,对理应出具非标审计意见的财务报表发表标准无保留的审计意见,这侵蚀了审计独立性<sup>[13,15]</sup>。因此,本研究以审计意见购买度量审计质量,相对更加直观,有助于减少其他度量方法(如可操纵性应计额绝对值、审计收费)带来的计量噪音<sup>[13,14]</sup>。

审计意见购买是指当现任审计师可能出具非标审计意见时,企业通过提供高额审计费用或变更审计师获得标准无保留审计意见的行为<sup>[16,17]</sup>。前期文献<sup>[18,19]</sup>从公司特征、外部监督和社会关联等角度探索了审计意见购买的影响因素,但政府管制、尤其是高度竞争的审计市场中的价格管制是否影响审计意见购买,目前学术界和实务界缺乏深入探讨。一方面,审计收费价格管制通过限制新聘会计师事务所的本期审计收费和未来的超额报酬<sup>[9]</sup>,抑制了低价揽客动机,同时也降低了客

户公司对审计收费的议价权,提升了事务所的独立性,增加了审计意见购买的难度。另一方面,审计收费价格管制下限通过限制不正当的低价竞争,保证事务所和审计人员获得合理利润和报酬,使得审计行业能吸引和培养足够多的优秀人才,整体胜任能力得以提升,加之审计收费上限管制,从而降低了企业购买审计意见的可能性。基于此,本研究预测审计收费价格管制抑制了审计意见购买。

本研究构建了一项准自然实验,通过审计收费价格管制前、管制期间和管制放开后三个阶段的纵向比较,发现相较于审计收费价格管制期间,审计收费价格管制前和管制放开后企业审计意见购买的概率显著更高,这表明审计收费价格管制能够在一定程度上抑制审计意见购买。此外,审计收费价格管制对审计意见购买的抑制作用在小规模(非“十大”)会计师事务所审计的企业中更突出。进一步,本研究的发现在经过一系列敏感性测试、采纳多种方法控制内生性后依然稳健。最后,审计收费价格管制对审计意见购买的抑制作用在强审计行业监管(低市场化程度地区)的企业中更突出。

本研究的贡献包括:第一,立足于审计意见购买,丰富了审计收费价格管制和管制放开如何影响审计质量的研究。审计产出是多维的,包括报告的盈余和审计意见等<sup>[13,14]</sup>。叶丰滢和龚曼宁<sup>[9]</sup>关注了审计收费价格管制对不同规模事务所审计质量(应计质量)的影响,但忽视了价格管制和管制放开对审计意见购买的影响<sup>[9,10]</sup>。本研究检验了审计收费价格管制和管制放开对审计意见购买产生的经济后果。

第二,考察了审计收费价格管制的经济后果。不同于前期研究<sup>[9,10]</sup>仅着眼于审计收费价格管制实施前后的经济后果,或审计收费价格管制放开前后的经济后果,本研究基于中国审计收费价格管制从无到有、从有到无的制度变迁,全面考察了审计收费价格管制的经济后果,为基于中国背景探索审计收费价格管制的其他经济后果提供了参考。

第三, 本研究发现审计收费价格管制对审计意见购买的抑制作用在小规模(非“十大”)会计师事务所审计的企业中更突出, 从审计视角拓展了分析治理客体规模对政府管制功效影响的相关研究<sup>[20-22]</sup>, 为认识和理解审计收费价格管制在不同情境下的经济后果提供了重要的经验证据。这对监管机构把握监管重点、合理安排对不同规模会计师事务所的监管力量、优化监管资源配置具有启示意义。

最后, 本研究发现强监管环境下审计收费价格管制政策更有效, 为理解市场环境差异对价格管制的影响提供了重要参考。相较于审计收费价格管制期间, 价格管制前的审计收费标准较低, 但审计收费标准在管制期间与管制放开后无显著差异, 这可以从审计市场视角为阐释有为政府和有效市场的关系提供一定的经验证据<sup>[23, 24]</sup>。此外, 市场发展程度较低时, 政府管制对促进审计市场良性发展具有积极意义。

## 1 制度背景与研究假设

### 1.1 制度背景

脱钩改制后, 审计收费成为会计师事务所收入的重要来源。中国审计市场竞争激烈, 存在低价竞争的现象, 这限制了会计师事务所提供高质量审计服务的能力<sup>[8, 19]</sup>。2010年, 国家发展改革委与财政部联合印发了《办法》, 规定会计师事务所提供审计服务实行政府指导价。随后, 各省(直辖市/自治区)陆续颁布了各自的审计服务收费管理办法, 并发布了相应的政府指导价标准<sup>②</sup>。其中, 安徽、湖北、湖南、江苏、山东在2010年颁布了价格管制政策; 广东、贵州、海南、黑龙江、江西、辽宁、青海、河南、山西、浙江、重庆在2011年内颁布了各自的管制规定; 上海和福建虽在2011年发布了政府文件规范审计收费, 但允许会计师事务所与客户按照自愿原则选择市场价格; 广西、河北、吉林、宁夏、云南于2012年内陆续推出各自的收

费标准; 甘肃、陕西、四川在2013年发布了审计收费的政府指导价; 西藏于2014年颁布了审计收费的政府指导价。北京、新疆、内蒙古及天津仍沿用《办法》出台前各自的管制措施, 未推出新的审计收费管制政策, 其中天津始终采用市场调节价。此外, 海南、重庆、云南以及甘肃的管制文件强调指导价不适用于涉及上市公司(证券)审计业务。

各省跟进的价格管制政策内容大致相同, 仅在收费计价基础上存在差异。第一, 采用差额定率累进法确定财务报表审计费用总额可分为三类: 1) 以被审计单位的资产总额为计价基础; 2) 综合考虑被审计单位的资产和收入作为计价基础; 3) 以被审计单位资产特征来确定计价基础。第二, 各省规定按照承办人员的职称、资格确定计时收费单价, 并结合承办人员的有效工时确定财务报表审计费用总额, 计时收费计价方法并无区别, 仅在执行标准上存在细微不同。第三, 各省政策规定, 会计师事务所可以根据具体情况选择在政府指导价基础上进行一定幅度的变动(各省间存在小幅差异)。

2014年, 国家发展改革委颁布了《通知》指出, 会计师事务所服务已具备竞争条件, 价格管制应尽快放开。随后, 部分省份陆续颁布了放开审计收费价格管制的文件。其中, 安徽、湖北、湖南、宁夏、山东、云南、重庆于2014年正式发文放开管制; 广东、河南、吉林、江苏、江西、辽宁、青海、河北、山西、陕西、四川、北京、新疆于2015年通知解除价格管制; 黑龙江于2016年发布文件废除政府指导价。天津、上海和福建因实质上未对审计收费进行管制, 所以不存在放开管制的问题。海南、重庆、云南以及甘肃的价格管制不适用于涉及上市公司(证券)审计业务, 亦不存在管制放开的情况。其余各省后续没有发布正式文件说明是否解除价格管制。

纵览中国审计收费价格管制变迁, 呈现“整体无

② 由于各省区市的发展不平衡和其自身环境的较大差异, 《办法》和《通知》将审计收费价格管制的决定权和实施权均下放到省级管理机构, 各省统筹管制落实和管制放开需要依据自身特点灵活决策。

价格管制(2010年前)→有价格管制(2010年—2014年)→放开价格管制(2014年后)”的历史进程.各地区执行价格管制与否、以及管制放开时间不尽相同.

## 1.2 研究假设

### 1.2.1 审计收费价格管制与审计意见购买

被审计单位购买审计意见主要采用两类方式:1)支付给现任会计师事务所一定的溢价,补偿其可能承担的诉讼损失和监管风险,进而获得有利的审计意见<sup>[13,25]</sup>;2)解聘不愿意出具标准无保留审计意见的现任会计师事务所,聘任新的、愿意出具标准无保留审计意见的事务所<sup>[16,26]</sup>.

审计收费价格管制政策规定了基准的审计收费标准(如资产规模的5%),以及在此基础上的浮动范围(如±30%).换言之,审计收费价格管制实际上规定了审计费用的上下限.在第一类审计意见购买中,会计师事务所是否愿意接受被审计单位支付的溢价、进而出具标准无保留审计意见,取决于成本收益权衡和长短期利益的考量.审计收费价格管制期间,对于既定的审计风险,审计收费上限的存在,意味着被审计单位难以补偿会计师事务所因审计意见购买带来的潜在风险和损失<sup>[9,13,26]</sup>.因此,审计收费价格管制通过限制超额审计收费降低了会计师事务所参与第一类审计意见购买的可能性.

第二类审计意见购买中,被审计单位希望通过聘请新会计师事务所获得标准无保留审计意见.审计收费向市场传递了关于会计师事务所特质的重要信号<sup>[5]</sup>.中国审计市场集中度较低、存在高度竞争<sup>[8]</sup>,会计师事务所间在业务上缺乏差异<sup>[27]</sup>,因而降低成本和压低价格(审计收费)成为事务所间竞争的重要手段<sup>[8,9]</sup>③.在激烈的竞争中,低价收费策略迫使会计师事务所不断降低成本.高度竞争催生伦理问题<sup>[28]</sup>.一方面,低价竞争带来的有限收益空间导致会计师事务所迫于生存

而忽视职业道德和独立性;另一方面,低价竞争带来的审计成本削减可能会削弱事务所(审计师)的业务胜任能力,或导致事务所在执业过程中不能严格执行审计程序.因此,较低的审计收费向市场传递出了事务所可能接受通过转换会计师事务所、进行审计意见购买的信号.审计收费价格管制能够在一定程度上遏制低价竞争、亦有利于事务所储备充足的高质量的人才<sup>[29-31]</sup>,从而提升事务所的胜任能力<sup>[30,31]</sup>.进而,因为具有胜任能力的事务所更具职业道德、更独立、具备更高的评估风险和报酬是否匹配的能力,所以被审计单位搜寻和转换会计师事务所的成本和难度大大提升<sup>[10]</sup>,降低了被审计单位变更事务所的意愿,从而抑制了第二类审计意见购买.

综合上述,本研究提出假设 H1.

**假设 H1** 相较于审计收费价格管制期间,审计收费价格管制实施前和审计收费价格管制放开后,企业审计意见购买的概率增加.

### 1.2.2 会计师事务所规模对审计收费价格管制与审计意见购买关系的不对称影响

会计师事务所规模影响其议价能力和客户重要性,从而影响其独立性.审计收费价格管制对审计意见购买的抑制效果因事务所的规模不同而可能产生差异.第一,“十大”会计师事务所拥有更多客户<sup>[32]</sup>,来自单一被审计企业的审计收入占其总收入的比重较低.因此“十大”会计师事务所所在与被审计企业的业务定价博弈中具有较强的议价能力<sup>[33,34]</sup>.因此,审计收费价格管制对“十大”会计师事务所的收费定价影响较小.第二,“十大”会计师事务所具有较高的独立性,且单个客户对“十大”会计师事务所的重要程度相对较低,所以审计收费价格管制政策对“十大”会计师事务所的独立性的影响相对较弱<sup>[13,35]</sup>.综上,本研究提出假设 H2.

③ DeAngelo<sup>[1]</sup>指出,会计师事务所通过低价收费吸引客户,期望后期的审计合约可以弥补前期低价竞争的损失.随着会计师事务所与客户建立并保持长期的业务联系,事务所对客户审计的未来成本逐渐降低,从而获得长期超额收益.据美国审计总署的调查,美国《财富》1 000 公司聘用审计平均任期是 22 年,10% 的公司的审计任期超过了 50 年.从 1990 年—2020 年期间中国审计市场中事务所为同一家公司提供年报审计的累计服务年数的平均值约为 4.29 年、中位数为 3 年.因此,DeAngelo<sup>[1]</sup>关于低价揽客的论点不完全适用于中国审计市场.

假设 H2 与由“十大”会计师事务所审计的企业相比, 审计收费价格管制政策对审计意见购买的抑制作用在由“非十大”会计师事务所审计的企业中更突出。

## 2 研究设计

### 2.1 模型设定

本研究考察审计收费的“整体无管制—有管制—放开管制”三个阶段, 设置模型(1) 检验假设 H1。

$$AOS = \alpha_0 + \alpha_1 TREAT + \alpha_2 TREAT \times PRE + \alpha_3 TREAT \times POST + \alpha_4 BIG10 + \alpha_5 FIRST + \alpha_6 INDR + \alpha_7 SIZE + \alpha_8 LEV + \alpha_9 ROA + \alpha_{10} OCF + \alpha_{11} LOSS + \alpha_{12} GROWTH + \alpha_{13} RET + \alpha_{14} AR + \alpha_{15} SEO + \alpha_{16} STATE + \alpha_{17} LISTAGE + Industry Dummies + Year Dummies + \varepsilon \quad (1)$$

模型(1)中, 被解释变量是审计意见购买(AOS)。其计算步骤如下: 1) 参考 Chen 等<sup>[17]</sup> 计算 DAO; 2) 若 DAO 小于 -0.01 且存在会计师事务所变更, 或 DAO 大于 0.01 且未发生会计师事务所变更<sup>④</sup>, 则取值为 1, 否则为 0。TREAT 表示审计收费价格管制的虚拟变量, 若企业注册地所在省份发布了会计报表审计收费政府指导价标准并存在实质性管制则取值为 1, 否则为 0。PRE 代表价格管制前的虚拟变量, 企业所在省份发布审计收费政府指导价标准之前的年度取值为 1, 否则为 0; POST 表示价格管制放开后的虚拟变量, 企业所在省份废止了审计收费政府指导价之后的年份取值为 1, 否则为 0。若模型(1)中变量 TREAT × PRE 的系数  $\alpha_2$  和变量 TREAT × POST 的系数  $\alpha_3$  均显著为正, 则假设 H1 被支持。

模型(1)的控制变量包括: 1) 会计师事务所规模(BIG10); 2) 公司治理, 如第一大股东持股比例(FIRST)和独董比例(INDR); 3) 公司财务状况, 包括企业规模(SIZE)、资产负债率(LEV)、

总资产收益率(ROA)、经营活动现金流(OCF)、亏损虚拟变量(LOSS)、收入增长率(GROWTH)、股票年度收益率(RET)、应收账款占比(AR)、股票融资虚拟变量(SEO); 4) 公司是否为国有企业的虚拟变量(STATE)和公司上市年限(LISTAGE)。本研究还控制了行业和年度固定效应。变量定义详见表 1。

为了检验假设 H2, 本研究按 BIG10 与非 BIG10 进行分组回归。若非 BIG10 组中 TREAT × PRE 的系数( $\alpha_2$ )和 TREAT × POST 的系数( $\alpha_3$ )均显著为正, 而非 BIG10 组中系数  $\alpha_2$  和  $\alpha_3$  均不显著; 或者非 BIG10 与 BIG10 组中系数  $\alpha_2$  和  $\alpha_3$  均显著为正, 但  $\alpha_2$  和  $\alpha_3$  在非 BIG10 组显著大于 BIG10 组, 则 H2 被支持。

### 2.2 审计意见购买的度量

参考 Lennox<sup>[26]</sup>、Chen 等<sup>[17]</sup> 和 Du 等<sup>[19]</sup> 本研究采用模型(2) 计算审计意见购买(AOS)。

$$MAO = \theta_0 + \theta_1 SWITCH + \theta_2 LAG\_MAO + \theta_3 SWITCH \times LAG\_MAO + \theta_4 SIZE + \theta_5 LEV + \theta_6 ROA + \theta_7 OCF + \theta_8 LOSS + \theta_9 CR + \theta_{10} RET + \theta_{11} AR + \theta_{12} OREC + \theta_{13} LISTAGE + \sum \theta_j Interaction\ Terms + Industry\ Dummies + Year\ Dummies + \varepsilon \quad (2)$$

模型(2)中, 被解释变量是审计意见(MAO); 若公司被审计师出具非标准无保留审计意见则取值为 1, 否则为 0。SWITCH 是会计师事务所变更的虚拟变量, 若企业聘任了新的会计师事务所则取值为 1, 否则为 0。此外, 模型(2)还控制了上一年度审计意见(LAG\_MAO)、以及上一年度审计意见与会计师事务所变更的交乘项(SWITCH × LAG\_MAO)。

模型(2)的控制变量包括: 企业规模(SIZE)、资产负债率(LEV)、总资产收益率(ROA)、经营活动现金流(OCF)、亏损(LOSS)、流动比率(CR)、股票年度收益率(RET)、应收账款占比(AR)、其他应收款占比(OREC)、上市年限(LISTAGE)、控制变量与事务

④ 参考 Chen 等<sup>[17]</sup> 本研究以  $\pm 0.01$  (而非 0) 作为临界值, 原因在于: 1) 若 DAO 接近于 0, 现任会计师事务所与新聘会计师事务所发布非标准无保留审计意见的概率差异较小; 2) 若 DAO 存在度量偏差, 以 0 为临界增强了审计意见购买的度量偏差。

所变更的虚拟变量(*SWITCH*) 的交乘项之和( $\sum \theta_j \times$   
*Interaction Terms*)、行业和年度固定效应。

变量 *AOS* 的计算步骤如下: 1) 采用模型(2) 计算出变量系数. 2) 将计算的系数分别代入更换会计师事务所(*SWITCH* = 1) 和不更换会计师事务所(*SWITCH* = 0) 的非标准无保留审计意见的

概率模型, 计算相应概率值  $\Pr(MAO | SWITCH = 1)$  和  $\Pr(MAO | SWITCH = 0)$ . 3) 计算更换会计师事务所获得非标准无保留审计意见的概率与不更换会计师事务所获得非标准无保留审计意见的概率之差, 记为 *DAO*. 4) 参考 Chen 等<sup>[17]</sup> 和 Du 等<sup>[19]</sup> 根据 *DAO* 值设置虚拟变量 *AOS*.

表 1 变量定义  
Table 1 Variable definition

变量名	变量定义
<i>AOS</i>	审计意见购买虚拟变量, 参考 Chen 等 <sup>[17]</sup> 模型计算 <i>DAO</i> , 如果 <i>DAO</i> 小于 -0.01 且发生了会计师事务所变更, 或者 <i>DAO</i> 大于 0.01 且未发生会计师事务所变更, 则取值为 1, 否则为 0
<i>TREAT</i>	审计收费价格管制虚拟变量, 企业所在省份颁布了审计收费政府指导价标准并实质上存在管制则取值为 1, 否则为 0
<i>PRE</i>	审计收费价格管制前虚拟变量, 各省发布审计收费政府指导价标准前的年份取值为 1, 否则为 0
<i>POST</i>	审计收费价格管制放开后虚拟变量, 各省废止审计收费政府指导价标准后的年份为 1, 否则为 0
<i>BIG10</i>	事务所规模虚拟变量, 若公司聘请的审计师为“十大”会计师事务所则赋值为 1, 否则赋值为 0
<i>FIRST</i>	第一大股东持股比例, 等于第一大股东所持股份与公司总股份的比值
<i>INDR</i>	独立董事比例, 等于独立董事人数与董事会总人数的比值
<i>SIZE</i>	企业规模, 等于年末资产总额的自然对数
<i>LEV</i>	财务杠杆, 等于负债总额与资产总额的比值
<i>ROA</i>	资产收益率, 等于净利润与总资产的比值
<i>OCF</i>	经营活动现金流与资产总额的比值
<i>LOSS</i>	亏损虚拟变量, 若企业净利润小于 0 则取值为 1, 否则为 0
<i>GROWTH</i>	营业收入增长率, 等于本年营业收入与上年度营业收入的差除以上年度营业收入
<i>RET</i>	公司股票的年收益率
<i>AR</i>	应收账款与资产总额的比值
<i>SEO</i>	若企业在下一年度有股票融资则赋值为 1, 否则为 0
<i>LISTAGE</i>	公司上市年限
<i>STATE</i>	若公司的实际控制人是国有企业或各级政府时则赋值为 1, 否则为 0

### 2.3 样本选取及数据来源

本研究以 2008 年—2019 年 A 股上市公司为研究样本, 按如下标准进行样本筛选: 剔除金融保险行业的观测值; 剔除交叉上市的企业; 剔除净资产小于 0 的企业; 剔除数据缺失的观测值. 最终获得 24 873 个公司-年度观测值、涵盖 3 214 家公司. 各省市实施审计收费价格管制政策及放开的数据库系手工收集, 公司治理、财务状况等数据来自 CSMAR 和 CNRDS 数据库. 为降低极端值的影响, 本研究对所有连续变量按高低 1% 分位进行缩尾

(winsorize) 处理.

## 3 实证分析

### 3.1 描述性统计

表 2 报告了变量的描述性统计结果. 审计意见购买变量(*AOS*) 均值为 0.073 5, 表明 7.35% 的公司存在审计意见购买, 与 Chen 等<sup>[17]</sup> 和 Du 等<sup>[19]</sup> 统计结果基本一致. 变量 *TREAT* 均值为 0.769 8, 表明 76.98% 的观测值位于实施审计收

费价格管制的地区. 变量 *PRE* 均值为 0.144 8, 表明 14.48% 的观测值处于审计收费价格管制实施之前的年份. 变量 *POST* 均值为 0.226 7, 表明 22.67% 的观测值处于发布管制放开实施之后的

年份. 变量 *BIG 10* 均值为 0.533 3, 表明大约有 53.33% 的样本公司是由“十大”会计师事务所审计. 最后, 控制变量的结果均在合理范围内, 在此不赘述.

表 2 描述性统计

Table 2 Descriptive statistics

变量	均值	标准差	最小值	1/4 分位数	中位数	3/4 分位数	最大值
<i>AOS</i>	0.073 5	0.260 9	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	1.000 0
<i>TREAT</i>	0.769 8	0.421 0	0.000 0	1.000 0	1.000 0	1.000 0	1.000 0
<i>PRE</i>	0.144 8	0.351 9	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	1.000 0
<i>POST</i>	0.226 7	0.418 7	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	1.000 0
<i>BIG10</i>	0.533 3	0.498 9	0.000 0	0.000 0	1.000 0	1.000 0	1.000 0
<i>FIRST</i>	0.351 5	0.148 0	0.093 4	0.234 7	0.330 8	0.451 3	0.748 6
<i>INDR</i>	0.373 4	0.053 2	0.312 5	0.333 3	0.333 3	0.428 6	0.571 4
<i>SIZE</i>	22.068 2	1.289 5	19.540 9	21.155 1	21.895 3	22.795 0	26.093 6
<i>LEV</i>	0.441 4	0.209 7	0.053 6	0.274 6	0.435 9	0.601 4	0.906 5
<i>ROA</i>	0.036 4	0.058 5	-0.227 4	0.012 9	0.034 7	0.064 1	0.195 4
<i>OCF</i>	0.044 0	0.073 7	-0.192 9	0.004 4	0.043 7	0.086 4	0.248 2
<i>LOSS</i>	0.099 9	0.299 9	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	1.000 0
<i>GROWTH</i>	0.206 5	0.537 4	-0.588 4	-0.020 1	0.114 9	0.282 5	3.841 0
<i>RET</i>	0.131 1	0.615 9	-0.717 5	-0.287 5	-0.026 1	0.369 1	2.569 3
<i>AR</i>	0.114 1	0.102 3	0.000 1	0.030 0	0.089 9	0.169 2	0.462 7
<i>SEO</i>	0.116 1	0.320 3	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	1.000 0
<i>STATE</i>	0.408 6	0.491 6	0.000 0	0.000 0	0.000 0	1.000 0	1.000 0
<i>LISTAGE</i>	10.877 9	6.503 9	2.000 0	5.000 0	10.000 0	16.000 0	25.000 0

3.2 假设 H1 的回归结果

表 3 报告了假设 H1 的回归结果. *TREAT* × *PRE* 的系数显著为正, 表明相较于审计收费价格管制期间, 审计收费价格管制前企业进行审计意见购买的概率显著更高. *TREAT* × *POST* 的系数显著为正, 表明相较于审计收费价格管制期间, 审计

收费价格管制放开后企业审计意见购买的概率显著提高. 上述结果支持了假设 H1. *TREAT* × *PRE* 和 *TREAT* × *POST* 的边际效应表明, 相较于审计收费价格管制期间, 审计收费价格管制前和放开后企业进行审计意见购买的概率分别提升了 1.25% 和 0.82%.

表 3 审计收费价格管制与审计意见购买

Table 3 Audit fees regulation and audit opinion shopping

变量	被解释变量: <i>AOS</i>			变量	被解释变量: <i>AOS</i>		
	系数	<i>z</i> 值	边际效应/%		系数	<i>z</i> 值	边际效应/%
<i>TREAT</i>	0.004 5	0.09	0.03	<i>GROWTH</i>	0.241 7***	7.72	1.51
<i>TREAT</i> × <i>PRE</i>	0.200 9**	2.14	1.25	<i>RET</i>	-0.316 2***	-5.98	-1.97
<i>TREAT</i> × <i>POST</i>	0.132 5**	2.51	0.82	<i>AR</i>	-0.509 1**	-2.41	-3.17
<i>BIG10</i>	-0.007 4	-0.21	-0.05	<i>SEO</i>	0.017 9	0.32	0.11
<i>FIRST</i>	0.002 3*	1.82	1.42	<i>STATE</i>	0.089 3**	1.98	0.56
<i>INDR</i>	0.673 3**	2.00	4.20	<i>LISTAGE</i>	0.011 6***	3.35	0.07
<i>SIZE</i>	-0.161 8***	-8.48	-1.01	<i>Intercept</i>	0.025 6	0.06	—
<i>LEV</i>	0.671 5***	5.93	4.19	行业/年度	控制		
<i>ROA</i>	3.021 3***	8.91	18.84	<i>N</i>	24 873		
<i>OCF</i>	-0.133 3	-0.49	-0.83	Pseudo <i>R</i> <sup>2</sup>	0.546 4		
<i>LOSS</i>	2.895 3***	49.29	18.05	<i>Chi</i> <sup>2</sup> 值	5 498.29***		

注: \*\*\*, \*\*, \* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著; 所有 *z* 值均经过了异方差稳健标准误调整.

### 3.3 假设 H2 的回归结果

表4 报告了假设 H2 的回归结果. 在非 BIG10 分组中(第(1)列),  $TREAT \times PRE$  和  $TREAT \times POST$  的系数均显著为正; 在 BIG10 分组中(第(2)列),  $TREAT \times PRE$  和  $TREAT \times POST$  的系数均不显著. 上述结果表明, 相较审计收费价格管制期间, 在审计收费价格管制前和管制放开后, 小规模

(非“十大”)会计师事务所审计的企业比大规模 (“十大”)会计师事务所审计的企业更可能进行审计意见购买, 支持了假设 H2. 第(1)列中  $TREAT \times PRE$  和  $TREAT \times POST$  的边际效应表明, 相较于审计收费价格管制期间, 由小规模会计师事务所审计的企业在审计收费价格管制之前和管制放开之后进行审计意见购买的概率分别提升了 1.72% 和 1.65%.

表4 审计收费价格管制、事务所规模与审计意见购买

Table 4 Audit fees regulation, audit firm size and audit opinion shopping

变量	被解释变量: AOS					
	(1) BIG10 = 0			(2) BIG10 = 1		
	系数	z 值	边际效应/%	系数	z 值	边际效应/%
$TREAT$	-0.052 1	-0.71	-0.36	0.053 1	0.75	0.29
$TREAT \times PRE$	0.251 3**	2.13	1.72	0.070 7	0.44	0.39
$TREAT \times POST$	0.241 0***	3.11	1.65	0.047 7	0.64	0.26
控制变量/截距	Yes			Yes		
行业/年度	控制			控制		
N	11 609			13 264		
Pseudo $R^2$ (Chi <sup>2</sup> 值)	0.523 4(2 611.19***)			0.580 7(2 916.89***)		
组间差异	85.49***					

注: \*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著, 所有 z 值均经过了异方差稳健标准误调整.

## 4 敏感性测试

### 4.1 分区间的多重差分模型

本研究按照价格管制的实施和废除, 将样本区间划分为两部分: 1) 由无管制变为有管制 (2008 年—2014 年); 2) 由有管制变为无管制

(2010 年—2019 年).

表5 的 Panel A 基于 2008 年—2014 年设置了管制实施期间的虚拟变量 ( $POST\_REG$ )——各省发布审计收费政府指导价后的年份取值为 1, 否则为 0. 第(1)列中,  $TREAT \times POST\_REG$  的系数显著为负. 第(2)列中,  $TREAT \times POST\_REG$  的系数显著为负, 但第(3)列中,  $TREAT \times POST\_REG$  的系数不显著.

表5 敏感性测试: 区分管制前和管制后

Table 5 Robustness checks after differentiating pre-regulation period from post-regulation period

Panel A: 审计收费价格管制从无变有的多重差分模型 (2008 年—2014 年)

变量	被解释变量: AOS					
	H1		H2			
	(1) 全样本		(2) BIG10 = 0		(3) BIG10 = 1	
	系数	z 值	系数	z 值	系数	z 值
$TREAT$	0.194 6*	1.96	0.170 0	1.39	0.149 3	0.86
$TREAT \times POST\_REG$	-0.254 5**	-2.39	-0.322 6**	-2.36	-0.156 4	-0.87
BIG10	-0.046 5	-0.83	—	—	—	—
控制变量/截距	Yes		Yes		Yes	
行业/年度	控制		控制		控制	
N	12 326		6 395		5 931	
Pseudo $R^2$ (Chi <sup>2</sup> 值)	0.594 8(2 756.20***)		0.583 9(1 530.08***)		0.629 4(1 528.68***)	
组间差异	—		62.43**		—	

续表 5

Table 5 Continues

Panel B: 审计收费价格管制从有变无的双重差分模型(2010 年—2019 年)

变量	被解释变量: AOS											
	Section A: 未剔除价格管制实施前的实验组						Section B: 剔除价格管制实施前的实验组					
	H1		H2				H1		H2			
	(1) 全样本		(2) BIG10 = 0		(3) BIG10 = 1		(4) 全样本		(5) BIG10 = 0		(6) BIG10 = 1	
	系数	z 值	系数	z 值	系数	z 值	系数	z 值	系数	z 值	系数	z 值
TREAT_CAN	-0.043 9	-0.67	-0.085 1	-0.89	-0.017 8	-0.19	-0.059 3	-0.83	-0.139 1	-1.31	-0.011 1	-0.11
TREAT_CAN × POST	0.156 4*	1.82	0.307 4**	2.45	0.021 5	0.18	0.175 5*	1.93	0.369 7***	2.74	0.015 1	0.12
BIG10	-0.011 8	-0.28	—	—	—	—	-0.001 9	-0.04	—	—	—	—
控制变量/截距	Yes		Yes		Yes		Yes		Yes		Yes	
行业/年度	控制		控制		控制		控制		控制		控制	
N	17 183		7 614		9 569		15 546		6 644		8 902	
Pseudo R <sup>2</sup> (Chi <sup>2</sup> 值)	0.542 0 (3 770.99***)		0.513 6 (1 625.65***)		0.580 7 (2 150.83***)		0.550 0 (3 482.28***)		0.521 1 (1 450.99***)		0.585 9 (2 025.25***)	
组间差异	—		73.63***				—		61.61**			

注: \*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著,所有 z 值均经过了异方差稳健标准误调整。

表 5 的 Panel B 基于 2010 年—2019 年设置了管制放开虚拟变量 (TREAT\_CAN) ——若企业所在省份废止了审计收费政府指导价则取值为 1, 否则为 0 (删除从未实施过价格管制省份的企业)。本研究采用两种方式处理因陆续实施管制前的实验组观测值: 1) 将这些观测值视同存在价格管制 (Panel B 的 Section A); 2) 删除这些观测值 (Panel B 的 Section B)。回归结果表明, 管制放开引起审计意见购买概率增加, 且管制放开对审

计意见购买的影响在小规模 (非“十大”) 会计师事务所审计的企业中更突出。

#### 4.2 采用堆叠 DID 模型进行敏感性测试

本研究基于 2008 年—2014 年的子区间, 以价格管制政策实施前一年作为基期, 采用堆叠 DID 回归模型、对各地区价格管制政策分时点逐步实施形成的多时点双重差分设计进行敏感性测试<sup>[36, 37]</sup>。表 6 报告了采纳堆叠回归模型的结果<sup>⑤</sup>。

Panel A (平均处理效应堆叠模型) 的结果与主表

表 6 敏感性测试: 采用堆叠双重差分模型的回归结果

Table 6 Robustness checks using the stacked difference-in-difference regression procedures

Panel A: 采用平均处理效应堆叠模型的回归结果

变量	被解释变量: AOS					
	H1		H2			
	(1) 全样本		(2) BIG10 = 0		(3) BIG10 = 1	
	系数	t 值	系数	t 值	系数	t 值
TREAT × POST_REC	-0.010 3***	-7.16	-0.008 4**	-2.75	0.007 6	1.39
控制变量/截距	Yes		Yes		Yes	
堆 - 公司/堆 - 年度	控制		控制		控制	
N	23 515		11 887		11 015	
Adj. R <sup>2</sup>	0.529 8		0.553 9		0.562 9	

⑤ 本研究针对审计收费价格管制从无到有的子区间 (2008 年—2014 年) 进行了安慰剂检验。首先, 随机选择省份作为实验组。其次, 从 2008 年—2014 年期间随机选择某一年度作为管制实施年度, 采用双重差分模型进行回归。最后, 重复上述过程 500 次, 获得处理变量与政策实施变量交乘的系数和对应的 p 值。结果显示, 交乘项系数均值为 -0.000 3, 对应 p 值的均值为 0.498 8。

续表 6

Table 6 Continues

Panel B: 采用事件研究法堆叠模型的回归结果

变量	被解释变量: AOS	
	系数	t 值
$TREAT \times PRE^{-5}$	-0.006 3	-0.39
$TREAT \times PRE^{-4}$	0.001 1	0.06
$TREAT \times PRE^{-3}$	-0.006 3	-0.36
$TREAT \times PRE^{-2}$	-0.000 7	-0.07
$TREAT \times POST\_REG^0$	-0.003 0	-0.33
$TREAT \times POST\_REG^1$	-0.016 9*	-1.98
$TREAT \times POST\_REG^2$	-0.015 6*	-2.01
$TREAT \times POST\_REG^3$	-0.015 1**	-2.34
$TREAT \times POST\_REG^4$	-0.009 6	-1.41
控制变量/截距	Yes	
堆 - 公司/堆 - 年度	控制	
N	23 515	
Adj. R <sup>2</sup>	0.529 6	

注: \*\*\*, \*\*, \* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著, 所有 t 值均经过了公司层面聚类调整。

结果保持一致。Panel B (事件研究法堆叠模型) 中  $PRE^{-t}$  ( $t = 2, 3, 4, 5$ ) 表示价格管制实施前  $t$  年的虚拟变量,  $TREAT \times PRE^{-t}$  捕捉了审计收费价格管制政策实施之前第  $t$  年对处理组的影响;  $POST\_REG^t$  ( $t = 0, 1, 2, 3, 4$ ) 表示价格管制实施后第  $t$  年的虚拟变量,  $TREAT \times POST\_REG^t$  捕捉了价格管制政策实施后第  $t$  年对处理组的影响。结果显示, 在价格管制后的第 1 期 ~ 第 3 期内(管制政策

实施短期内) 显著降低了审计意见购买的概率。采用事件研究法堆叠模型的结果与主表保持一致。

### 4.3 考虑低价揽客的影响

会计师事务所可能在受聘前期采用低价揽客策略吸引客户<sup>[1, 3]</sup>。为了排除审计收费管制仅仅通过减少低价揽客抑制审计意见购买的可能性, 本研究剔除审计师任期小于(等于)一年观测值<sup>⑥</sup>, 重新检验假设。表 7 报告了回归结果, 支持了假设 H1、假设 H2。

表 7 敏感性测试: 考虑低价揽客的影响

Table 7 Robustness checks considering the potential low-balling effect

变量	被解释变量: AOS					
	H1		H2			
	(1) 全样本		(2) BIG10 = 0		(3) BIG10 = 1	
	系数	z 值	系数	z 值	系数	z 值
TREAT	-0.015 6	-0.27	-0.077 8	-0.93	0.037 3	0.47
$TREAT \times PRE$	0.219 9*	1.94	0.315 6**	2.24	0.050 3	0.27
$TREAT \times POST$	0.127 3**	2.11	0.228 0**	2.55	0.056 3	0.66
BIG10	-0.018 3	-0.43	—	—	—	—
控制变量/截距	Yes		Yes		Yes	
行业/年度	控制		控制		控制	
N	21 349		9 838		11 511	
Pseudo R <sup>2</sup> (Chi <sup>2</sup> 值)	0.622 0 (5 141.88 ***)		0.603 7 (2 436.40 ***)		0.651 6 (2 711.49 ***)	
组间差异	—		77.92 ***			

注: \*\*\*, \*\*, \* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著, 所有 z 值均经过了异方差稳健标准误调整。

⑥ 采用剔除审计师任期 ≤ 2 年 (≤ 3 年) 观测值的样本检验假设 H1 和假设 H2, 结果类似(限于篇幅, 未列表报告; 结果备索)。

#### 4.4 采用倾向得分匹配和熵平衡匹配缓解内生性

倾向得分匹配法有助于缓解模型设定偏误所产生的遗漏变量问题<sup>[38,39]</sup>。本研究设置变量 *NON\_REG* (若企业处于发布审计收费政府指导价标准的省份则取值为 0, 否则为 1), 采用所有控制变量作为匹配变量, 卡尺为 0.001 的 1:1 不放回匹配, 为非管制组的观测值匹配管制组的观测值。本研究还采用了熵平衡匹配法。表 8 报告了采用两种匹配法的回归结果, 这些结果与主表结果保持一致。

#### 4.5 其他敏感性分析

本研究开展了如下的敏感性测试(限于篇幅未 在正文中列表呈现 相应结果备案): 1) 为缓解样本不平衡性的影响, 采用随机抽样法保证实验组与控制组之间的平衡 重新检验假设。2) 在审计意见估计模型中增加变量 *BIG10* (高质量审计) 借以控制高质量审计对出具非标审计意见的影响, 重新估计审计意见购买, 以此作为因变量检验假设。3) 以  $\pm 0.005$  作为临界值重新度量审计意见购买、用于检验假设。4) 在模型中控制省级固定效应重新检验假设。上述测试的结果与主表结果保持一致。

表 8 敏感性测试: 采用基于倾向得分匹配法、熵平衡匹配法的差分模型

Table 8 Robustness checks using the difference-in-difference designs based on propensity score matching approach or entropy balancing method

变量	Section A: 倾向得分匹配法								Section B: 熵平衡匹配法 (被解释变量: AOS)						
	第一阶段 回归结果		第二阶段回归结果(被解释变量: AOS)						H1		H2				
	被解释变量: <i>NON_REG</i>		H1		H2		H1		H2		H1		H2		
	系数	z 值	(1) 全样本		(2) <i>BIG10</i> = 0		(3) <i>BIG10</i> = 1		(4) 全样本		(5) <i>BIG10</i> = 0		(6) <i>BIG10</i> = 1		
		系数	z 值	系数	z 值	系数	z 值	系数	z 值	系数	z 值	系数	z 值	系数	z 值
<i>TREAT</i>	—	—	-0.0319	-0.46	-0.0519	-0.50	-0.0590	-0.60	0.0174	0.24	-0.0080	-0.11	0.0304	0.45	
<i>TREAT</i> × <i>PRE</i>	—	—	0.2338*	1.68	0.3375*	1.80	0.0636	0.28	0.1638*	1.82	0.1844*	1.71	0.1201	0.64	
<i>TREAT</i> × <i>POST</i>	—	—	0.2341**	2.55	0.3466**	2.48	0.2057	1.63	0.1419*	1.72	0.2087*	1.81	0.1077	0.78	
<i>BIG10</i>	0.0054	0.29	-0.0054	-0.09	—	—	—	—	0.0227	0.48	—	—	—	—	
控制变量/截距	Yes		Yes		Yes		Yes		Yes		Yes		Yes		
行业/年度	控制		控制		控制		控制		控制		控制		控制		
<i>N</i>	24 873		11 214		5 115		6 099		24 873		11 609		13 264		
Pseudo <i>R</i> <sup>2</sup>	0.0666		0.5723		0.5796		0.5857		0.5684		0.5442		0.6011		
组间差异	—		—		60.04*				—		33.99***				

注: \*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著, 所有 z 值均经过了异方差稳健标准误调整。

## 5 进一步分析

### 5.1 价格管制与审计收费

表 9 报告了价格管制对审计收费总额 (*LN-FEE*; 审计收费的自然对数) 和审计收费标准 (*FEE\_TA* “审计收费与资产总额的比值” × 10 000) 的影响。表 9 的第 (1) 列中, *TREAT* × *PRE* 和 *TREAT* × *POST* 的系数显著为负, 表明相较于审计收费价格管制期间, 价格管制之前和价格管制放开后会计师事务所向客户公司收取

的审计收费总额更低。表 9 的第 (2) 列中, *TREAT* × *PRE* 的系数显著为负, *TREAT* × *POST* 的系数不显著, 表明相较于审计收费价格管制期间, 价格管制之前的审计收费标准较低, 但在价格管制放开后与价格管制期间的审计收费标准没有显著的差异。结果表明, 管制形成了有效的审计收费标准。

为解释表 9 与表 3 结果, 本研究采用 2010 年—2019 年的处理组公司构建样本。未列表结果表明, 与价格管制期间相比, 价格管制放开后审计收费标准并未显著变化, 但因为价格管制放开后新

上市处理组公司的资产规模较小,从而导致在收费标准没有差异的情况下处理组公司的审计收费总额下降<sup>⑦</sup>;此外,价格管制放开后新上市的处理组公司的财务报表质量更差、审计意见购买和变更审计师的概率均更高,表明管制放开后新上市

的处理组公司较少通过提供高额审计收费、更多采用变更审计师的方式来实施审计意见购买,从而导致在价格管制放开之后处理组公司的收费标准没有变化、审计收费总额下降、审计意见购买的概率更高。

表 9 进一步测试: 审计费用价格管制与审计收费

Table 9 Additional tests about the association between audit fees regulation and audit fees

变量	(1) 被解释变量: <i>LNFEET</i>		(2) 被解释变量: <i>FEE_TA</i>	
	系数	<i>t</i> 值	系数	<i>t</i> 值
<i>TREAT</i>	-0.136 3 ***	-16.46	-0.485 5 ***	-13.91
<i>TREAT</i> × <i>PRE</i>	-0.072 7 ***	-4.96	-0.138 4 **	-2.34
<i>TREAT</i> × <i>POST</i>	-0.043 6 ***	-5.26	-0.018 0	-0.49
<i>BIG10</i>	0.118 7 ***	20.77	0.341 1 ***	13.44
控制变量/截距	Yes		Yes	
行业/年度	控制		控制	
<i>N</i>	24 228		24 228	
Adj_ <i>R</i> <sup>2</sup> ( <i>F</i> 值)	0.635 6(574.58 ***)		0.533 2(293.52 ***)	

注: \*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著,多元回归所有 *t* 值均经过了异方差稳健标准误调整。

5.2 考虑审计行业监管的影响

价格管制受到监管能力、监管环境和执法次数等审计行业监管的影响。首先,采用各省具有证券业务资格的会计师事务所(分所)数量作为监管能力的反向代理变量。随着事务所数量的增加,地方注册会计师协会(简称注协,下同)分配给每个事务所的监管资源随之减少,这削弱了注协监管能力。为此,按各省具有证券业务资格的会计师事务所数量是否高于均值,将样本分为强监管能力和弱监管能力两组。监管能力强的组别中(表 10 第(1)列),变量 *TREAT* × *PRE* 和 *TREAT* × *POST* 的系数均显著为正;但在监管能力弱的组别中(表 10 第(2)列),变量 *TREAT* × *PRE* 和 *TREAT* × *POST* 的系数均不显著。结果表明,价格管制对审计意见购买的抑制作用在注协监管能力较强的环境中更为突出。

其次,本研究采用各省注协抽查的会计师事务所数量(数据来源于各地方注协和中注协的执业公告)除以本省会计师事务所的数量来度量监管环境;比例越高,注协对辖区内会计师事务所的监管越严格。在监管环境较为严格的组别(表 10 第(3)列),变量 *TREAT* × *PRE* 和 *TREAT* × *POST* 的系数均显著为正,但在监管环境较为宽松的组别(表 10 第(4)列),变量 *TREAT* × *PRE* 和 *TREAT* × *POST* 的系数均不显著,说明审计收费价格管制对审计意见购买的抑制作用在注协监管环境较为严格的环境中更突出。

最后,采用各省注协在执业质量检查中对事务所进行处罚的比例来度量执法次数(等于地方注协处罚的事务所数量除以辖区内被抽查的会计师事务所的数量)。在执法次数较多的组别(表 10 的第(5)列),变量 *TREAT* × *PRE* 和 *TREAT* × *POST* 的系数均显著为正,但执法次数较少的组

⑦ 价格管制放开之后,处理组中新上市的公司占比约为 13.71%;相较于处理组中前期上市公司的审计收费总额(均值 137.12 万元),新上市公司的审计收费总额(均值 95.78 万元)显著更低(*t* = 7.22)。此外,若不包含价格管制放开后新上市的公司,则处理组的审计收费总额和审计收费标准在管制放开前后均无显著差异;若处理组包含价格管制放开后新上市的公司,则处理组的审计收费总额在管制放开后显著更低(但审计收费标准在管制放松前后没有显著差异)。上述结果表明,价格管制放开后新上市的公司驱动了处理组的审计收费总额的显著下降。

别中(表 10 的第(6)列),变量  $TREAT \times PRE$  和  $TREAT \times POST$  的系数都不显著. 上述结果表明, 价格管制对审计意见购买的抑制作用在注协执法次数较多的环境中更突出.

表 10 按监管能力、监管环境和执法次数进行分组测试

Table 10 Subsample tests considering regulatory capability, regulatory environment and enforcement intensity

变量	被解释变量: AOS											
	(1) 强监管能力		(2) 弱监管能力		(3) 严格监管环境		(4) 宽松监管环境		(5) 执法次数多		(6) 执法次数少	
	系数	z 值	系数	z 值	系数	z 值	系数	z 值	系数	z 值	系数	z 值
$TREAT$	0.014 1	0.19	0.045 5	0.55	0.029 2	0.39	-0.000 1	-0.00	-0.235 4	-1.61	0.058 5	0.65
$TREAT \times PRE$	0.198 9*	1.76	0.172 2	0.63	0.242 4*	1.81	-0.175 5	-0.54	0.312 9*	1.72	0.263 5	0.90
$TREAT \times POST$	0.157 3**	2.16	0.026 1	0.31	0.255 3**	2.54	0.131 9	1.40	0.196 4*	1.83	-0.026 5	-0.17
控制变量/截距	Yes		Yes		Yes		Yes		Yes		Yes	
行业/年度	控制		控制		控制		控制		控制		控制	
N	12 287		10 337		11 056		8 737		6 085		8 183	
Pseudo $R^2$	0.538 8		0.569 2		0.564 0		0.550 8		0.535 9		0.610 7	
组间差异	747.78***				1 455.41***				2 958.32***			

注: \*\*\*, \*\*, \* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著, 所有 z 值均经过了异方差稳健标准误调整.

### 5.3 考虑市场化程度的影响

本研究使用王小鲁等<sup>[40]</sup>的市场化指数度量市场化程度. 按照年度均值划分高低市场化程度子样本(高于年度均值为高市场化程度). 表 11 第(1)列

中  $TREAT \times PRE$  和  $TREAT \times POST$  的系数显著为正, 表 11 第(2)列中  $TREAT \times PRE$  和  $TREAT \times POST$  的系数均不显著, 表明审计收费价格管制对审计意见购买的抑制作用在低市场化地区的企业中更突出.

表 11 基于市场化程度的分组测试

Table 11 Subsample tests considering marketization

变量	被解释变量: AOS			
	(1) 低市场化		(2) 高市场化	
	系数	z 值	系数	z 值
$TREAT$	0.029 1	0.35	-0.010 1	-0.15
$TREAT \times PRE$	0.328 7***	2.62	-0.014 4	-0.09
$TREAT \times POST$	0.134 4*	1.81	0.048 3	0.55
控制变量/截距	Yes		Yes	
行业/年度	控制		控制	
N	11 046		13 827	
Pseudo $R^2$ ( $Chi^2$ 值)	0.525 4(2 787.15***)		0.576 8(2 758.17***)	
组间差异	89.75***			

注: \*\*\*, \*\*, \* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著, 所有 z 值均经过了异方差稳健标准误调整.

## 6 结束语

有为政府和有效市场是中国特色社会主义市场经济的典型特征<sup>[23, 24]</sup>, 适度 and 高效的管制是有

为政府配置资源、实现经济目标的一种重要方式. 以 2008 年—2019 年期间中国审计收费价格管制的制度变迁为背景构建了一项准自然实验, 通过审计收费价格管制前、审计收费价格管制期间和审计收费价格管制放开后三个历史阶段的纵向比

较,研究了审计收费价格管制对审计意见购买的影响。研究发现,相较于审计收费价格管制期间,审计收费价格管制前和放开后企业实施审计意见购买的概率显著增加,这表明审计收费价格管制能够在一定程度上抑制审计意见购买。此外,审计收费价格管制对审计意见购买的抑制作用在小规模(非“十大”)会计师事务所审计的企业中更突出。最后,审计收费价格管制对审计意见购买的抑制作用在强审计行业监管(低市场化程度地区)的企业中更突出。

政策启示如下。第一,审计收费价格管制对企业审计意见购买的抑制作用表明,在市场机制不完善时,管制能够发挥一定的治理作用,约束市场主体行为,规范市场的健康发展。对审计市场监管机构而言,在市场制度建设不完善的领域适时引入管制措施,可以通过“看得见的手”规范市场参与者的行为,培育价格机制健康、有序地发展。第二,审计收费价格管制的治理作用在不同规模事务所中存在显著的差异,因此监管部门在制定和实施价格管制的过程中应当充分考虑事务所规模的异质性影响,应细化政策内容、管制对象和实施手段,提升管制措施的执行效率,进而保障价格管制治理作用的有效性。第三,本研究发现与管制期间相比,管制放开后的审计收费标准不存在显著

的差异。对管制政策制定者而言,这一发现说明政策实施的确存在粘性(stickiness),价格管制对培育良性的价格机制发挥了积极作用。与价格管制期间相比,价格管制前和放开管制后的被审计单位审计意见购买行为均显著增加,但放开管制后增加的幅度变小。在价格形成机制上市场与管制需要权衡,从放开管制后来看,价格机制基本已形成,但审计意见购买行为有所反弹。因此,面对新环境监管机构应当适时推出新管理举措,保障审计市场健康发展。最后,审计收费价格管制的治理作用在不同地区因行业监管和市场化程度不同而存在一定的差异,这要求各地方监管机构在制定、执行以及核查等方面细化工作内容、加强监管力度、深化市场改革,促进审计市场的有序、平稳发展。

本研究存在一定的局限性。本研究主要基于审计收费价格管制实施与否以及审计收费价格管制放开与否的制度变迁探索了审计收费价格管制对审计意见购买的影响,将各个地区的审计收费价格管制视为同质的,并未考察各个地区审计收费价格管制政策的差异对审计意见购买的影响。因此,未来研究可以进一步探索审计收费价格管制政策的差异(如计价基础的差异)以及其他制度异质性对会计师事务所和企业的影响。

#### 参考文献:

- [1]DeAngelo L E. Auditor independence, ‘low balling’, and disclosure regulation[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 1981, 3(2): 113 - 127.
- [2]Desir R, Casterella J R, Kokina J. A reexamination of audit fees for initial audit engagements in the post-SOX period[J]. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 2014, 33(2): 59 - 78.
- [3]Huang T C, Chang H, Chiou J R. Audit market concentration, audit fees, and audit quality: Evidence from China[J]. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 2015, 35(2): 121 - 145.
- [4]Hung Chan K, Wu D. Aggregate quasi rents and auditor independence: Evidence from audit firm mergers in China[J]. *Contemporary Accounting Research*, 2011, 28(1): 175 - 213.
- [5]Elitzur R R, Falk H. Auctions for audit services and low-balling[J]. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 1996, 15: 41 - 59.
- [6]Chan D K. “Low-Balling” and efficiency in a two-period specialization model of auditing competition[J]. *Contemporary Accounting Research*, 1999, 16(4): 609 - 642.

- [7] Xia Y, Xie J, Zhu W, et al. Pricing strategy in the product and service market [J]. *Journal of Management Science and Engineering*, 2021, 6(2): 211–234.
- [8] 夏冬林, 林震晨. 我国审计市场的竞争状况分析 [J]. *会计研究*, 2003, (3): 40–46.  
Xia Donglin, Lin Zhenchen. Analysis of the competition situation of China audit market [J]. *Accounting Research*, 2003, (3): 40–46. (in Chinese)
- [9] 叶丰滢, 龚曼宁. 审计收费价格管制与审计质量——基于双重差分模型的检验 [J]. *会计研究*, 2020, (12): 171–179.  
Ye Fengying, Gong Manning. Audit fees control policy and audit quality: Tests based on the difference-in-difference model [J]. *Accounting Research*, 2020, (12): 171–179. (in Chinese)
- [10] 严文龙, 陈宋生, 田至立. 审计定价管制与交易剩余——2010年审计定价管制失效的自然实验 [J]. *统计研究*, 2020, 37(7): 93–103.  
Yan Wenlong, Chen Songsheng, Tian Zhili. Audit pricing regulation and transaction surplus: The natural experiment of the unsuccessful audit pricing regulation in 2010 [J]. *Statistical Research*, 2020, 37(7): 93–103. (in Chinese)
- [11] Cao Y, Chen J, Lu M, et al. To switch or not to switch? The effect of audit firms' economies of scale on audit firm switches after audit price deregulation in China [J]. *Journal of Accounting and Public Policy*, 2023, 42(4): 1–21.
- [12] 于李胜, 王艳艳. 政府管制是否能够提高审计市场绩效? [J]. *管理世界*, 2010, (8): 7–20.  
Yu Lisheng, Wang Yanyan. Can government's regulation improve performance of audit markets? [J]. *Management World*, 2010, (8): 7–20. (in Chinese)
- [13] DeFond M, Zhang J. A review of archival auditing research [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2014, 58(2–3): 275–326.
- [14] Rajgopal S, Srinivasan S, Zheng X. Measuring audit quality [J]. *Review of Accounting Studies*, 2021, 26: 559–619.
- [15] 李建平, 孙灏, 常闫芃, 等. 考虑审计要素多重语义关联的财务欺诈识别 [J]. *管理科学学报*, 2024, 27(3): 58–70.  
Li Jianping, Sun Hao, Chang Yanpeng, et al. Financial statement fraud identification considering the multiple-dimensional semantic associations of auditing element [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2024, 27(3): 58–70. (in Chinese)
- [16] Amin K, Eshleman D, Guo P. Investor sentiment and audit opinion shopping [J]. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 2021, 40(3): 1–26.
- [17] 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.
- [18] 耀友福, 薛爽. 年报问询压力与内部控制意见购买 [J]. *会计研究*, 2020, (5): 147–165.  
Yao Youfu, Xue Shuang. Comment letters and internal control opinion shopping [J]. *Accounting Research*, 2020, (5): 147–165. (in Chinese)
- [19] Du X, Xiao L, Du Y. Does CEO-auditor dialect connectedness trigger audit opinion shopping? Evidence from China [J]. *Journal of Business Ethics*, 2023, 184(2): 391–426.
- [20] DeFond M L, Wong T J, Li S. The impact of improved auditor independence on audit market concentration in China [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 1999, 28(3): 269–305.
- [21] Gul F A, Sami H, Zhou H. Auditor disaffiliation program in China and auditor independence [J]. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 2009, 28(1): 29–51.
- [22] 吴昊旻, 吴春贤, 杨兴全. 产品市场竞争、事务所规模与审计质量——来自中国审计市场的经验证据 [J]. *经济管理*, 2015, 37(5): 108–119.

- Wu Haomin, Wu Chunxian, Yang Xingquan. Product market competition, auditor size and audit quality: Evidence from China[J]. *Business and Management Journal*, 2015, 37(5): 108–119. (in Chinese)
- [23] 陈云贤. 中国特色社会主义市场经济: 有为政府 + 有效市场[J]. *经济研究*, 2019, 54(1): 4–19.
- Chen Yunxian. Socialist market economy with Chinese socialist characteristics: Combination of effective government and efficient market[J]. *Economic Research Journal*, 2019, 54(1): 4–19. (in Chinese)
- [24] 林毅夫. 中国经验: 经济发展和转型中有效市场与有为政府缺一不可[J]. *行政管理改革*, 2017, (10): 12–14.
- Lin Yifu. Chinese experience: An efficient market and an effective government are indispensable in economic development and transformation[J]. *Administration Reform*, 2017, (10): 12–14. (in Chinese)
- [25] 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): 59–67.
- Chen Songsheng, Cao Yuanyuan. Audit opinion shopping and executive stock option incentive: Based on the perspective of cheap talk game[J]. *Auditing Research*, 2018, (1): 59–67. (in Chinese)
- [26] Lennox C. Do companies successfully engage in opinion-shopping? Evidence from the UK[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2000, 29(3): 321–337.
- [27] 武恒光, 张龙平, 马丽伟. 会计师变更、审计市场集中度与内部控制审计意见购买: 基于换“师”不换“所”的视角[J]. *会计研究*, 2020, (4): 151–182.
- Wu Hengguang, Zhang Longping, Ma Liwei. CPA switching, audit market concentration and internal control opinion shopping: Perspective of CPA switching without firm switching[J]. *Accounting Research*, 2020, (4): 151–182. (in Chinese)
- [28] Shleifer A. Does competition destroy ethical behavior? [J]. *American Economic Review*, 2004, 94(2): 414–418.
- [29] Hoopes J L, Merkley K J, Pacelli J, et al. Audit personnel salaries and audit quality[J]. *Review of Accounting Studies*, 2018, 23(3): 1096–1136.
- [30] Beck M J, Francis J R, Gunn J L. Public company audits and city-specific labor characteristics[J]. *Contemporary Accounting Research*, 2018, 35(1): 394–433.
- [31] Lee G, Naiker V, Stewart C R. Audit office labor market proximity and audit quality[J]. *The Accounting Review*, 2022, 97(2): 317–347.
- [32] Knechel W R, Mao J, Qi B, et al. Is there a brain drain in auditing? The determinants and consequences of auditors leaving public accounting[J]. *Contemporary Accounting Research*, 2021, 38(4): 2461–2495.
- [33] Casterella J R, Francis J R, Lewis B L, et al. Auditor industry specialization, client bargaining power, and audit pricing[J]. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 2004, 23(1): 123–140.
- [34] Huang H W, Liu L L, Raghunandan K, et al. Auditor industry specialization, client bargaining power, and audit fees: Further evidence[J]. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 2007, 26(1): 147–158.
- [35] DeAngelo L E. Auditor size and audit quality[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 1981, 3(3): 183–199.
- [36] Baker A C, Larcker D F, Wang C C. How much should we trust staggered difference-in-differences estimates? [J]. *Journal of Financial Economics*, 2022, 144(2): 370–395.
- [37] Goodman-Bacon A. Difference-in-differences with variation in treatment timing[J]. *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2): 254–277.
- [38] Shipman J E, Swanquist Q T, Whited R L. Propensity score matching in accounting research[J]. *The Accounting Review*, 2017, 92(1): 213–244.
- [39] 蔡俊, 杨岚, 周亚虹. PSM-DID 在政策评价中的应用现状与改进方法[J]. *管理科学学报*, 2024, 27(2): 30–48.
- Cai Jun, Yang Lan, Zhou Yahong. PSM-DID in program evaluation: Current research and an improved method[J]. *Journal*

of Management Sciences in China ,2024 ,27( 2) : 30 –48. ( in Chinese)

[40]王小鲁,樊 纲,胡李鹏. 中国分省份市场化指数报告(2018) [M]. 北京: 社会科学文献出版社,2018.

Wang Xiaolu , Fan Gang , Hu Lipeng. Marketization Index of China ' s Provinces ( 2018) [M]. Beijing: Social Science Press ,2018. ( in Chinese)

## Audit fees regulation and audit opinion shopping

*DU Xing-qiang*<sup>1</sup> , *XIE Yu-hui*<sup>2</sup> , *ZENG Quan*<sup>1\*</sup> , *CHANG Ying-ying*<sup>3</sup> , *ZHANG Yong-kui*<sup>1</sup>

1. Accounting Department , Xiamen University , Xiamen 361005 , China;

2. School of Business , Chengdu University of Technology , Chengdu 610059 , China;

3. Auditing Department , Jimei University , Xiamen 361021 , China

**Abstract:** Unfair low-price competition hinders the provision of high-quality audit services and impairs the sustainable and healthy development of the audit industry. This paper constructs a quasi-natural experiment based on the institutional change in audit fees regulation in China from 2008 to 2019. It compares audit opinion shopping across the pre-implementation , implementation , and post-implementation periods of audit fee regulation , and then uses the difference-in-difference approach to examine the impacts of audit fees regulation on audit opinion shopping. Our findings reveal that , compared with the implementation-period of audit fees regulation , the likelihood of audit opinion shopping is significantly higher in both the pre-implementation and the post-implementation periods , suggesting that audit fees regulation can mitigate audit opinion shopping to a certain extent. In addition , the mitigating effect of audit fees regulation on audit opinion shopping is more pronounced for firms audited by non-BIG10 audit firms. Furthermore , our findings are still robust after a variety of sensitivity tests and after controlling for potential endogeneity issues. Lastly , the negative association between audit fees regulation and audit opinion shopping is more pronounced for firms with strong audit industry supervision and firms in regions with lower marketization indexes. This study enriches the existing literature on audit fees regulation , providing an important reference for China ' s audit policy-making.

**Key words:** audit fees regulation; audit opinion shopping; BIG10 audit firms; audit industry supervision; marketization