

逆向混改与审计师选择

——来自 A 股市场的经验证据

陈丽蓉^{a,b}, 高菲阳^a

(西南政法大学 a. 商学院; b. 审计与法治研究中心, 重庆 401120)

摘要:逆向混改作为国家扩大国有资本投资渠道、打破民营企业发展瓶颈的重要举措,深刻影响着企业审计师选择的微观行为。以沪深 A 股非金融类上市公司 2010—2020 年的数据为样本,通过双重差分模型实证检验逆向混改对审计师选择的影响。研究发现:是否发生逆向混改显著负向影响企业审计师选择的行为;融资约束、人力资源、股权制衡、监督机制、内部控制质量在逆向混改与审计师选择之间存在部分中介效应。本研究丰富了中国情景下审计师选择的影响因素,为进一步推进逆向混改提供经验证据。

关键词:混合所有制改革;审计师选择;治理效应;资源效应

中图分类号:F239 **文献标志码:**A **文章编号:**1674-4543(2022)11-0085-15

一、引言

改革开放 40 多年来,民营企业已成为创业就业的主要领域、技术创新的重要主体、国家税收的重要来源,在中国社会主义市场经济发展、政府职能转变、农村剩余劳动力转移、国际市场开拓等方面发挥了重要作用^[1]。然而,民营企业也面临着信贷歧视和融资约束^[2]、区别对待、高行政壁垒^[3]、有限资源、低信息披露质量^[4]等一系列局限性,股权性质单一是其局限性产生的重要原因之一,故深化股权结构改革,为民营企业注入异质性股东显得尤为重要。国家先后出台了《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》《国务院关于国有企业发展混合所有制经济的意见》《中共中央关于完善社会主义市场经济体制若干问题的决定》等政策,鼓励国有资本与非公有资本、集体资本以及外资资本交叉持股,其中民营企业引入国有资本(下文简称“逆向混改”)在中国资本市场发展进程中具有举足轻重的地位。基于资源视角,国有资本的进入促使民营企业获取政策红利^[5]、改善经营环境^[6]、完善产业链^[7]、提高市场竞争地位;基于治理效应视角,国有资本出于推进宏观调控政策落实的目的,更倾向于进行保值增值的投资^[8],更青睐治理机制严谨、会计信息披露完善的投资对象,因此,对逆向混改企业的治理机制将提出更高的要求,也影响着其社会责任履行^[9]、创新投入^[10]、信息披露等微观行为。

显然,企业审计师选择作为企业降低代理成本、区别企业素质、传递决策信息的重要微观行为之

收稿日期:2022-07-28

基金项目:国家自然科学基金项目“分析师估值模型研究”(71872154);国家自然科学基金项目“政府财务信息披露、政府债务风险防范与审计监控机制研究”(71672119);国家社会科学基金项目“党组织嵌入视阈下的国有企业非伦理行为及其治理机制研究”(19BGL059);重庆市教委科学技术研究重点项目“资本市场开放与资本配置效率:基于‘陆港通’的理论与实证研究”(KJZD-K202000902);重庆市教委人文社会科学研究重点项目“‘双循环’背景下资本市场开放促进上市公司高质量发展的机制、路径及效果研究”(21SKGH130)

作者简介:陈丽蓉(通讯作者)(1975-),女,重庆梁平人,西南政法大学商学院、审计与法治研究中心教授,博士,硕士生导师,研究方向为审计与公司治理研究;高菲阳(1999-),女,山西忻州人,西南政法大学商学院硕士研究生,研究方向为审计与公司治理研究。

一^[11],也会受到国有资本参股的影响。一方面,逆向混改企业可能通过选择高质量审计师的方式来保证国有资本参股意愿的稳定性,以持续获取其带来的资源效应与治理效应。根据信号传递理论,民营企业可能通过选择高质量审计师来表现出对自身治理水平和披露质量的自信,向国有资本传递优质企业信号^[12];根据审计保险理论,高质量审计师的保险效应也可能为降低国有资本的投资风险提供保证,最终提高其参股意愿;根据委托代理理论,高质量审计师凭借自身专业胜任能力与独立性,能够有效降低委托人的监督成本和代理人的保证成本,促进逆向混改企业完善治理机制,满足国有资本的要求^[13]。另一方面,逆向混改带来的融资约束的缓解,监管的加强所产生的替代效应以及成本效益考量,逆向混改企业也可能降低企业对高质量审计师的需求。那么,逆向混改究竟如何影响民营企业审计师选择?影响机制是什么?本文尝试对此进行研究。本研究可能的贡献体现在:(1)已有研究主要围绕国有企业混合所有制经济改革展开,对于更需遵循市场规则而非政治要求的民营企业逆向混改则着墨较少,本文以民营企业为研究对象,将国有资本参股民营企业的逆向混改与审计师选择放入一个框架进行研究,为国有资本进入民营企业的经济后果提供了补充证据;(2)通过探讨逆向混改对审计师选择的影响,发现与已有研究国有企业不同的现象:逆向混改与高质量审计需求之间存在替代效应,为审计师根据市场需求调整经营策略提供了经验支持,丰富了审计需求的理论文献;(3)通过探讨资源效应和治理效应在逆向混改与审计师选择的中介效应,为中国深化逆向混改实现路径提供了经验证据,也为中国国有资本参股民营企业的政策调整提供了参考依据。

后续部分的结构为:第二部分为理论分析与研究假设,第三部分为研究设计,第四部分为实证分析,第五部分为稳健性检验,第六部分为进一步研究,最后是结论与启示。

二、理论分析与研究假设

(一)逆向混改的资源效应与治理效应

逆向混改带来的资源效应成为企业提高盈利水平、改善经营环境的重要前提。首先,国有资本从自身与政府体制的关联关系出发,为逆向混改民营企业的融资、生产等方面提供了声誉担保^[14],降低了金融机构与逆向混改民营企业间信贷契约失效的可能性,逆向混改民营企业面临的融资约束将随之缓解,融资效率循序增长,企业的经营效率也稳步提升。此外,国有资本的动态本身具有风向标作用^[15],逆向混改是证明企业具有潜在价值的重要标志^[16],国有资本的投入使逆向混改企业可以吸引到更多其他投资者关注,融资渠道得到拓展,融资约束降低。其次,国有资本占据产业链的中上游^[17],逆向混改企业可稳步延伸至产业链的中上游。逆向混改后民营资本与国有资本的双向融合程度提高^[18],一定程度上能够缓解当前经济形势下混改民营企业面临的供应链中断问题与价值链低端问题^[19]。产业链、供应链和价值链的整合升级,促进逆向混改民营企业焕发新的活力,经营水平稳步提升。最后,基于共生理论,要素流动效应是国有资本与民营资本共生发展的重要特征,除资本要素流动外,人才要素的流动现象也日渐常态化^[20]。国有资本关联企业稳定的收入吸纳了大量高素质人才加入,且国有资本先进的经营理念、严格的法制意识、高标准的考核要求使其通过委派高管等方式将相关人才输入到逆向混改民营企业中,为其发展提供人才支持,提高经营水平,以保证宏观调控的实现。融资约束的缓解、产业链的完善以及人才队伍的丰富能够改善逆向混改民营企业的经营环境,提高核心竞争力。

逆向混改带来的委托代理关系变化也可能导致有关企业产生治理效应。一方面,利益侵占假说认为,大股东股权集中可能产生利益侵占的倾向,也有可能掏空公司价值进而损害中小股东的利益^[21]。有效的股权制衡有助于减少大股东侵占的第二类代理成本,提高公司价值。异质性股东的持股情况是影响股权制衡对企业治理水平作用高低的重要因素^[22]。股权间差距越小,股东之间投票权差距越小^[23],相互间的制衡力度越强。同时异质性股东因利益与立场的不同,相互勾结的概率更低。国有资本有着调节市场供需、稳定市场价格,服从国家发展战略,完成国家赋予的特殊使命的职责,研发投入、社会责任履行等影响企业长期发展与持续盈利的因素是其重点关注与考核的必然要求^[24]。长期利益与短期利益的动态平衡特征决定了长远发展偶尔需要降低眼前收益,形如研发投入势必会

增加短期支出,减少其他可用资金与投入,现实利润减少。民营资本因其资本的私有性,更多体现的是资本的本质特征,最大盈利是其终极经营目标,其研发投入与社会责任履行等都是为其利润服务的柔性需求而非刚性要求。民营资本的投机性与国有资本的历史使命差异导致逆向混改民营企业中国有股东与民营股东之间目标与行为要求都会有所不同^[25]。随着逆向混改程度的深入,国有资本对民营资本的制衡力度加大,其受到民营大股东的约束作用也随之减小,有更强的话语权去要求逆向混改企业提高治理水平,以有效抑制大股东与管理层之间的财务舞弊与经营短视行为,使逆向混改企业建立起长期视角下的逐利体系,为自身肩负的政治目标和经济使命实现奠定良好的环境基础。另一方面,逆向混改企业不仅面临着国有资本的严格标准,还将受到更严格的法律要求、更多的政府职能部门监管和更广泛的社会公众与媒体的监督,倒逼其降低代理成本、完善治理机制、满足广大利益相关者的合法权益。首先,政府先后出台了《关于以管资本为主加快国有资产监管职能转变的实施意见》《关于促进企业国有产权流转有关事项的通知》《国资委履行出资人职责的多元投资主体公司利润分配管理暂行办法》等文件,对国有资本的布局、运作、转让等方面进行规范,构建了业务监督、综合监督、责任追究三位一体的监督工作闭环,形成了出资人监督和纪检监察监督、巡视监督、审计监督以及社会监督多维监督体系,逆向混改企业管理层尤其是国有资本委派的高管将面临更大的监管考核压力。同时国有资本被注入社会主义性质下的“人民意志”,始终遵循以人民为中心的逻辑^[26],故随着逆向混改的推进,逆向混改民营企业对于人民群众民生保障、就业创业等方面的影响就越大^[27-28],逆向混改民营企业社会公众关注程度也会随之提高,同时新闻媒体产生舆论监督效应的强度也与人民群众的关注程度密切相关,因而混改程度较高的民营企业也会处于更为严格的舆论监管环境。

(二) 逆向混改与审计师选择

为了保证企业的长远利益,将国有资本带来的融资福利^[29]、经营福利^[30]等始终保持在稳定水平,逆向混改企业会主动满足国有资本的需求。国有资本的逐利本性和实现国家战略布局、结构调整以及经济稳定等宏观政策^[31]的特殊属性,决定了其更低的投资容错率,企业内在价值的高低、未来发展能否稳定等成为国有资本决策的重要考量因素^[32]。根据信号传递理论,高质量的审计师选择可以传递企业价值与发展潜质优质信号^[33],因此,通过选择高质量审计师的方式主动满足国有资本需求成为逆向混改企业可以长期获取国有资本青睐的重要路径。根据审计保险理论,诉讼浪潮的兴起,增加了审计师的法律风险^[34],一旦企业发生经营失败,投资者可以起诉审计师的方式获取赔偿,将财务信息风险全部或者部分转移给审计师^[35],实现财务信息风险的降低或消除的基本前提之一是审计师具有相应赔偿能力^[36]。高质量审计师往往具有规模较大和赔偿能力更强的特征^[37],能在审计失败时,对国有资本股东等利益相关者进行有效赔偿,最大程度降低突发情况下国有资本的经济损失,有力保障国有资本实现宏观调控的目标。根据委托代理理论,逆向混改使国有资本与民营资本间的制衡力度加大,其受到民营资本的约束作用也随之减小,有更强的话语权去要求逆向混改企业选择高质量的审计师,以有效抑制大股东与管理层之间的经营短视行为,使逆向混改企业建立起长期视角下的逐利体系,为自身肩负的政治目标和经济使命实现奠定良好的环境基础。此外,高质量的审计师拥有较高的专业胜任能力,更能透彻了解审计客户面临的监管环境、法律风险等^[38],不但可以迅速识别出逆向混改企业面临的重大错报风险与法律风险,还能帮助其管理层更好达到国有资本及其他利益相关者的高标准要求,从而实现降低混改民营企业保证成本与监管压力的目标。

基于上述分析,提出如下假设:

H1a: 逆向混改与高质量审计师的选择显著正相关。

然而,逆向混改的资源效应与治理效应在一定程度上也可能降低企业选择高质量审计师的意愿。首先,逆向混改能够缓解融资约束为自身扩大生产经营、加大研发投入奠定基础,且产业链、供应链和价值链的转型升级以及人力资源的扩大也成为企业提高盈利能力的重要前提,最终使得逆向混改企业面临财务困境的概率降低。再加上出于政治成本和声誉的考虑,逆向混改企业进行盈余管理的动机较弱^[39],选择高质量审计师传递优质企业信号的需求降低^[40]。其次,基于国有资本的长期利益视角,以及受到来

自社会公众等多方利益相关者的监督,其侵占中小股东利益或与之合谋侵占企业利益的自利动机较弱,且多位一体的监督效应也可能与审计监督的治理效应产生替代效果,利用高质量审计降低代理成本的必要性降低。最后,由于高质量审计师一般收费较高^[41],这对于参与逆向混改的国有资本与其他利益相关者而言也意味着可得利润的减少,基于成本效益考量,具有受到较强监督治理效应的逆向混改企业选择高质量审计师所发挥的价值在一定程度并不比其他审计师更高,因而作出该决策的意愿将会下降。

基于上述分析,提出如下假设:

H1b:逆向混改与高质量审计师的选择显著负相关。

三、研究设计

(一)研究模型与实验设计

双重差分模型设计一方面有利于控制观测组与控制组特征差异对实证结果的影响,另一方面有利于克服现有逆向混改研究中存在的内生性等问题。且 twowayfixedeffects 检验发现固定效应模型中有 3869 个正权重,1007 个负权重,且系数估计在异质处理下并非接近于 0,初步说明运用双向固定效应模型的合理性。因而参考秦海林和段曙彩(2021)^[42]的做法,通过构建双重差分模型来识别逆向混改政策实施前后企业对高质量审计师选择的变化情况。具体模型(1)为:

$$BIG4_{i,t} = a_0 + a_1POST_i + a_2SIZE_{i,t} + a_3AGE_{i,t} + a_4LEV_{i,t} + a_5ROA_{i,t} + a_6INV_{i,t} + a_7REC_{i,t} + a_8GROWTH_{i,t} + a_9RATIO_{i,t} + a_{10}CEO_{i,t} + a_{11}RID_{i,t} + a_{12}TOP1_{i,t} + \lambda_{i,t} + \gamma_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

1. 解释变量

关于逆向混改政策实施的时间虚拟变量 *POST*,参考杨兴全等(2020)^[43]对“非逆向混改”的定义方式,当企业在第 *t* 年时前十大股东中包含国有股东,且在第 *t*-1 年及之前企业的前十大股东内均不包含国有股东,定义 *POST* 为 1,否则为 0。

2. 被解释变量

被解释变量为企业对高质量审计师的选择(*BIG4*)。通常而言,与“六大”“八大”和“十大”相比^①，“四大”作为高质量审计师的代表更稳定。因而参考 Raman(2004)^[44]的做法,将企业是否选择四大会计师事务所进行外部审计作为衡量其是否选择高质量审计师的标准,当期对企业进行外部审计的会计师事务所为“四大”时,*BIG4* = 1,否则 *BIG4* = 0。

3. 控制变量

借鉴王中超等(2020)^[45]的研究,从企业基本信息、财务特征以及治理特征三个角度控制了影响企业选择高质量审计师的变量。具体控制变量如表 1 所示。

表 1 控制变量名称和定义

变量类别	变量名称	变量符号	变量定义
企业基本信息	资产规模	<i>SIZE</i>	企业资产总额的自然对数
	企业年龄	<i>AGE</i>	企业成立时间加 1 的自然对数
企业财务水平特征	资产负债率	<i>LEV</i>	资产负债率 = 负债规模/总资产
	资产收益率	<i>ROA</i>	资产收益率 = 净利润/总资产
	存货比例	<i>INV</i>	存货比例 = 存货/总资产
	应收账款比例	<i>REC</i>	应收账款比例 = 应收账款/总资产
	企业成长	<i>GROWTH</i>	主营业务收入增长率
	流动比率	<i>RATIO</i>	流动比率 = 流动资产总额/流动负债总额

①指每年中国注册会计师协会公布的“会计师事务所综合评价排名”中的前六位、前八位和前十位国内会计师事务所。

表 1(续)

变量类别	变量名称	变量符号	变量定义
企业治理特征	两职合一	<i>CEO</i>	若企业 <i>CEO</i> 兼任董事会主席, 则 $CEO = 1$; 否则, $CEO = 0$
	独立董事比例	<i>RID</i>	独立董事人数占委员会总人数的比例
	股权集中度	<i>TOP1</i>	第一大股东所持股数占公司总股数的比例

(二) 研究样本与数据来源

选取 2010—2020 年上市公司的有关数据作为研究样本。在此基础上对数据进行了如下的筛选和清洗程序: (1) 剔除 ST 或 ST* 的企业。(2) 剔除国有性质的企业。(3) 剔除金融类企业。(4) 剔除关键数值缺失的企业。最终得到 11383 个样本观测值。逆向混改相关数据来自作者手工整理, 其余数据均源于 CSMAR 数据库, 数据分析运用 Stata17.0 软件完成。为了降低异常值对最终回归结果的影响程度, 对所有连续变量进行上下 1% 的缩尾处理。

四、实证结果

(一) 描述性统计分析

表 2 列示了企业是否选择高质量审计师(*BIG4*) 等变量的描述性统计分析结果。其中, 全样本内企业是否选择高质量审计师(*BIG4*) 均值为 0.025, 表明当前仅有 2.5% 的企业倾向于选择高质量审计师; 逆向混改政策发生虚拟变量(*POST*) 均值为 0.428, 是否属于逆向混改企业范畴(*TREAT*) 均值为 0.684, 中位数为 1.000, 表明逆向混改企业已占较大比重, 具有举足轻重的作用; 其他控制变量与已有研究接近, 数据可信。

表 2 描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	中位数	最小值	最大值
<i>BIG4</i>	11383	0.025	0.159	0.000	0.000	1.000
<i>POST</i>	11383	0.428	0.495	0.000	0.000	1.000
<i>TREAT</i>	11383	0.684	0.465	1.000	0.000	1.000
<i>SIZE</i>	11383	3.080	0.046	3.076	2.989	3.225
<i>AGE</i>	11383	16.08	5.565	16.000	3.000	32.000
<i>LEV</i>	11383	0.350	0.184	0.332	0.045	0.847
<i>ROA</i>	11383	0.056	0.040	0.049	0.000	0.200
<i>INV</i>	11383	0.138	0.117	0.111	0.001	0.691
<i>REC</i>	11383	0.141	0.102	0.123	0.001	0.478
<i>GROWTH</i>	11383	0.347	0.784	0.147	-0.640	5.961
<i>RATIO</i>	11383	3.192	3.255	2.070	0.477	20.690
<i>CEO</i>	11383	0.389	0.488	0.000	0.000	1.000
<i>RID</i>	11383	37.900	5.302	36.360	33.330	57.140
<i>TOP1</i>	11383	33.030	13.810	31.130	8.031	70.530

为了验证逆向混改度量的合理性, 将前十大股东中是否包含国有股东(*HH10*) 的企业按年度进行统计, 将当年 $HH10 = 1$ 的企业个数除以当年样本观测总数, 以该值来考量逆向混改指标的变化趋势

是否与客观情况相吻合。结果如图1所示,国家出台的《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》开启了民营企业参与混合所有制改革的进程^[46],逆向混改企业比例有了大幅度的提升,两年后趋于平稳。

进一步地,以政策发生时间虚拟变量(*POST*)为分组依据,判断逆向混改前后企业的基本特征、财务特征及治理特征是否发生改变,以判断*POST*度量的合理性。如表3所示,逆向混改前后企业的审计师的选择显现出不同的特征,初步表明了逆向混改能够对企业审计师的选择产生影响。同时企业规模(*SIZE*)等个性特征、盈利能力指标(*ROA*)等财务特征以及是否两职合一(*CEO*)等治理特征在逆向混改前后呈现显著差异,与理论分析结果相一致,说明本文构建的指标能够较好地反映出逆向混改的影响。同时堆叠回归后进行组间差异联合检验结果也拒绝了协变量在逆向混改前后没有系统性差异的原假设。

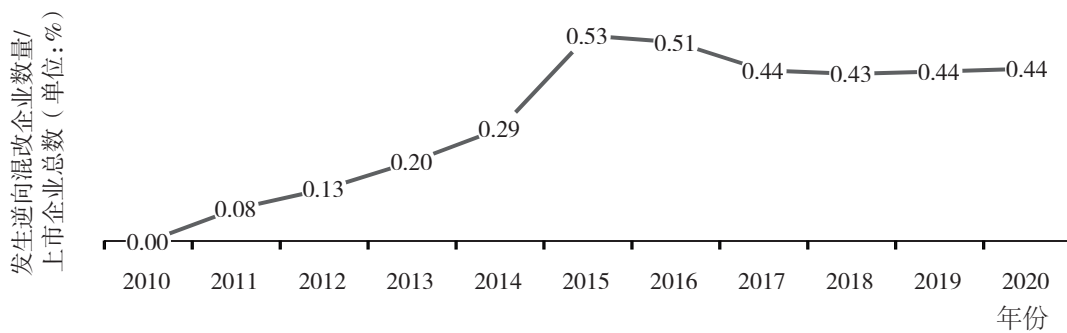


图1 发生逆向混改企业的比例

表3 组间差异检验

变量	POST = 0			POST = 1			组间差异	
	样本量	平均数	中位数	样本量	平均数	中位数	均值 T 检验	中位数 Wilcoxon 检验
<i>BIG4</i>	6507	0.022	0.000	4876	0.031	0.000	-0.010***	10.443***
<i>SIZE</i>	6507	3.064	3.059	4876	3.100	3.097	-0.036***	1309.404***
<i>AGE</i>	6507	2.646	2.708	4876	2.791	2.833	-0.145***	190.410***
<i>LEV</i>	6507	0.334	0.312	4876	0.373	0.362	-0.039***	105.559***
<i>ROA</i>	6507	0.057	0.050	4876	0.056	0.047	0.001	16.059***
<i>INV</i>	6507	0.139	0.113	4876	0.137	0.110	0.001	2.049
<i>REC</i>	6507	0.144	0.128	4876	0.137	0.118	0.007***	14.289***
<i>GROWTH</i>	6507	0.364	0.146	4876	0.326	0.150	0.037**	0.332
<i>RATIO</i>	6507	3.583	2.265	4876	2.670	1.866	0.913***	150.449***
<i>CEO</i>	6507	0.410	0.000	4876	0.361	0.000	0.050***	29.003***
<i>RID</i>	6507	37.940	36.360	4876	37.860	36.360	0.080	1.405
<i>TOP1</i>	6507	34.010	32.620	4876	31.730	29.850	2.279***	60.183***

注: ** p < 0.05, *** p < 0.01。

(二)相关性分析

表4报告的 spearman 相关系数和 pearson 相关系数分析结果显示,各控制变量之间不存在相关系数过高的问题,说明变量间不存在多重共线性。

表 4 相关性分析

	<i>BIG4</i>	<i>POST</i>	<i>TREAT</i>	<i>SIZE</i>	<i>AGE</i>	<i>LEV</i>	<i>ROA</i>
<i>BIG4</i>	1	0.030***	0.018*	0.164***	0.026***	0.090***	0.016*
<i>POST</i>	0.030***	1	0.588***	0.394***	0.168***	0.110***	0.032***
<i>TREAT</i>	0.018*	0.588***	1	0.247***	0.072***	0.036***	0.050***
<i>SIZE</i>	0.208***	0.381***	0.240***	1	0.200***	0.520***	0.098***
<i>AGE</i>	0.026***	0.166***	0.074***	0.205***	1	0.158***	0.072***
<i>LEV</i>	0.093***	0.104***	0.040***	0.551***	0.167***	1	0.364***
<i>ROA</i>	0.021**	0.015	0.059***	0.079***	0.051***	0.354***	1
<i>INV</i>	0.009	0.006	0.024**	0.186***	0.069***	0.374***	0.177***
<i>REC</i>	0.062***	0.036***	0.071***	0.118***	0.056***	0.112***	0.078***
<i>GROWTH</i>	0.010	0.024**	0.003	0.054***	0.023**	0.108***	0.059***
<i>RATIO</i>	0.060***	0.139***	0.006	0.362***	0.157***	0.648***	0.207***
<i>CEO</i>	0.019**	0.050***	0.061***	0.133***	0.055***	0.095***	0.032***
<i>RID</i>	0.004	0.007	0.024**	0.070***	0.018*	0.018*	0.002
<i>TOP1</i>	0.052***	0.082***	0.023**	0.006	0.083***	0.004	0.113***
	<i>INV</i>	<i>REC</i>	<i>GROWTH</i>	<i>RATIO</i>	<i>CEO</i>	<i>RID</i>	<i>TOP1</i>
<i>BIG4</i>	0.005	0.072***	0.002	0.086***	0.019**	0.008	0.042***
<i>POST</i>	0.016*	0.039***	0.002	0.137***	0.050***	0.012	0.083***
<i>TREAT</i>	0.002	0.074***	0.001	0.040***	0.061***	0.029***	0.020**
<i>SIZE</i>	0.090***	0.141***	0.006	0.476***	0.143***	0.077***	0.030***
<i>AGE</i>	0.027***	0.071***	0.007	0.146***	0.055***	0.019**	0.081***
<i>LEV</i>	0.296***	0.091***	0.050***	0.868***	0.097***	0.011	0.014
<i>ROA</i>	0.157***	0.040***	0.060***	0.350***	0.035***	0.015	0.113***
<i>INV</i>	1	0.017*	0.015	0.161***	0.043***	0.032***	0.077***
<i>REC</i>	0.127***	1	0.121***	0.002	0.042***	0.030***	0.098***
<i>GROWTH</i>	0.178***	0.043***	1	0.003	0.008	0.038***	0.060***
<i>RATIO</i>	0.188***	0.125***	0.030***	1	0.096***	0.017*	0.040***
<i>CEO</i>	0.061***	0.027***	0.006	0.082***	1	0.114***	0.068***
<i>RID</i>	0.018*	0.027***	0.049***	0.007	0.119***	1	0.026***
<i>TOP1</i>	0.087***	0.102***	0.017*	0.033***	0.063***	0.023**	1

注: 表格中上三角为 spearman 相关系数, 下三角为 pearson 相关系数; * $P < 0.1$, ** $P < 0.05$, *** $P < 0.01$ 。

(三) 回归结果分析

表 5 报告了模型(1)的回归结果。其中, (1)列显示, 在控制了双向固定效应后, *POST* 的系数在 1% 的水平上显著为负, 表明相对于非逆向混改的企业而言, 逆向混改企业选择高质量审计师意愿较弱, 证明了 H1b。为了验证逆向混改政策的发生时段与相关时效性, 以(1)列为基础, (2)~(4)列将 *POST* 拆分成 *POST1*, *POST2* 和 *POST3*, 动态考察逆向混改对企业选择高质量审计师影响的效力发生时点与延续性。表 5 的(2)~(4)列显示 *POST_i* 的系数均为负, 进一步证明了 H1b, 逆向混改降低了高质量审计师需求, 但是第 1 年并不显著, 第 2 年与第 3 年逆向混改则与高质量审计师选择显著负相

关,逆向混改效应有一定的滞后期。

表5 主回归分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>BIG4</i>	<i>BIG4</i>	<i>BIG4</i>	<i>BIG4</i>
<i>POST</i>	-0.017*** (0.003)			
<i>POST</i> ₁		-0.004 (0.005)		
<i>POST</i> ₂			-0.010* (0.006)	
<i>POST</i> ₃				-0.017*** (0.006)
<i>SIZE</i>	0.806*** (0.043)	0.730*** (0.040)	0.735*** (0.041)	0.741*** (0.041)
<i>AGE</i>	0.001 (0.004)	0.001 (0.004)	0.000 (0.004)	0.000 (0.004)
<i>LEV</i>	-0.015 (0.013)	-0.007 (0.013)	-0.008 (0.013)	-0.009 (0.013)
<i>ROA</i>	0.082** (0.039)	0.089** (0.039)	0.089** (0.039)	0.086** (0.039)
<i>INV</i>	-0.075*** (0.016)	-0.076*** (0.016)	-0.076*** (0.016)	-0.076*** (0.016)
<i>REC</i>	-0.038** (0.016)	-0.038** (0.016)	-0.038** (0.016)	-0.038** (0.016)
<i>GROWTH</i>	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.000 (0.002)	-0.000 (0.002)
<i>RATIO</i>	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)
<i>CEO</i>	-0.001 (0.003)	-0.000 (0.003)	-0.000 (0.003)	-0.000 (0.003)
<i>RID</i>	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
<i>TOP1</i>	0.001*** (0.001)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)
<i>_cons</i>	-2.432*** (0.133)	-2.204*** (0.125)	-2.217*** (0.126)	-2.238*** (0.126)
<i>N</i>	11383	11383	11383	11383
<i>r²_a</i>	0.063	0.061	0.061	0.061
双向固定效应	YES	YES	YES	YES

注:括号内数值为标准误,且* p<0.1,** p<0.05,*** p<0.01。

五、稳健性检验

(一) 平行趋势检验

使用双重差分法进行检验时, 在不受政策冲击的情况下处理组与对照组必需具有相同的时间趋势。因此, 参考许和连和王海成(2018)^[47]的检验方式, 建立模型(2)如下:

$$BIG4_{i,t} = a_0 + a_1PRE3 + a_2PRE2 + a_3PRE1 + a_4CURRENT + a_5POST1 + a_6POST2 + a_7POST3 + a_8SIZE_{i,t} + a_9AGE_{i,t} + a_{10}LEV_{i,t} + a_{11}ROA_{i,t} + a_{12}INV_{i,t} + a_{13}REC_{i,t} + a_{14}GROWTH_{i,t} + a_{15}RATIO_{i,t} + a_{16}CEO_{i,t} + a_{17}RID_{i,t} + a_{18}TOP1_{i,t} + \lambda_{i,t} + \gamma_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中, $PRE3$, $PRE2$ 和 $PRE1$ 分别表示政策发生前的三期, $CURRENT$ 表示逆向混改政策发生当期, $POST1$, $POST2$ 和 $POST3$ 分别表示政策发生后的三期。

如图 2 所示, 纵轴为高质量审计师选择 ($BIG4$) 的估计值。 $PRE3$, $PRE2$ 和 $PRE1$ 的系数均不显著, 这表明逆向混改政策实施前处理组与对照组的变化趋势无显著差异, 因而平行趋势假设成立。

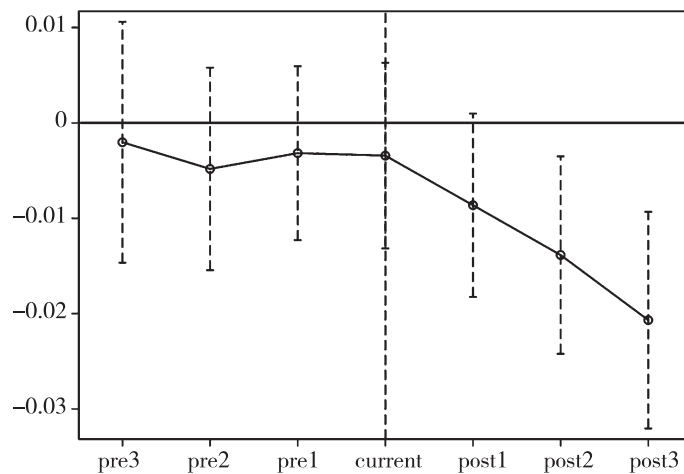
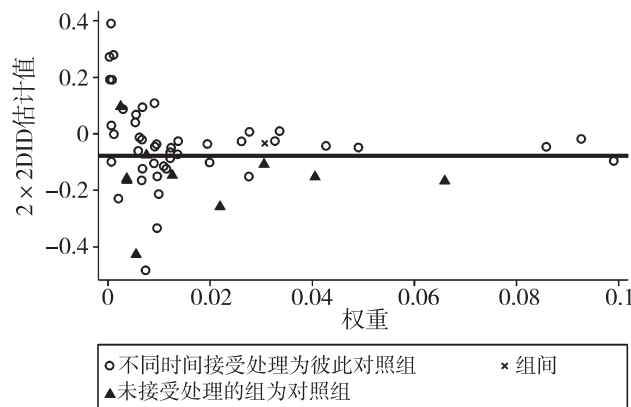


图 2 平行趋势检验可视化

(二) 控制组污染情况观测

为了判断基于双向固定效应的 DID 估计量是否稳健, 运用培根分析法观测控制组污染情况。该结果如图 3 所示, 同组内的差异占比仅为 3.07%, 且加权系数估计值较小, 表明控制组并未受到严重污染。



不同组别加权估计值=-0.07818716
组内差异=-0.03362308(权重=0.03068424)

图 3 培根分解结果

(三)安慰剂检验

为了避免不可观测值对研究结果造成的偏误,通过随机抽样的方式构造虚拟的处理组与对照组。具体而言,在11383个样本中随机抽取若干样本作为处理组,其余样本作为对照组,生成虚拟的政策冲击时点变量(*POST*),利用模型(1)回归并记录估计系数,循环500次。结果如图4所示,估计系数分布在零附近,且服从正态分布,符合安慰剂检验的预期。

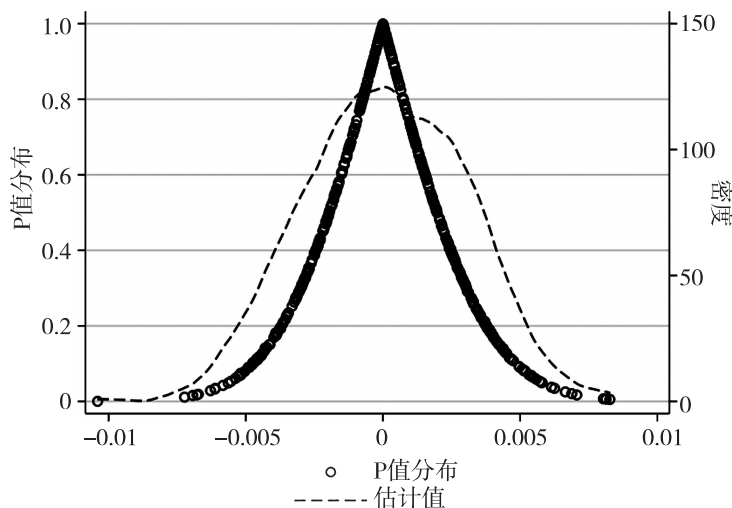


图4 安慰剂检验结果

(四)替换变量衡量方式

为增强实证结果的稳健性,对审计师选择的替代变量进行变换,参考况学文和陈俊(2011)^[48]的做法,采用国内十大会计师事务所作为高质量审计师的替代变量。将该结论运用于模型(1),结论如表6的(1)列所示,政策发生时点虚拟变量(*POST*)的系数在1%的水平上显著为负,进一步说明了结论的稳健性。

此外,在本文先前的检验中,以企业前十大股东中是否有国有股东来定义其是否发生逆向混改,并以此设置政策发生时点的虚拟变量。为了保证结论的稳健性,参考杨兴全和尹兴强(2018)^[29]的做法,将“混改程度”作为逆向混改的替代变量。具体而言,以企业前十大股东中国有股东的持股比例(*STATE*)来衡量其混改程度。回归结果如表6的(2)列所示,逆向混改程度的系数在1%的水平上显著为负,本研究的主假设结论保持稳健。

(五)变更样本观测期间

2013年十八届三中全会上明确指出将逆向混改这一方式作为发展混合所有制经济的有力手段。因此,采用2013年后的样本对模型(1)进行回归分析,结果如表6的(3)列所示。*POST*的系数在1%的水平上显著负相关,证明了结论的稳健性。

表6 稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>BIG10</i>	<i>BIG4</i>	<i>BIG4</i>
<i>POST/STATE</i>	-0.061*** (0.010)	-0.134*** (0.042)	-0.017*** (0.003)
<i>SIZE</i>	0.730*** (0.135)	0.754*** (0.041)	0.795*** (0.047)

表 6(续)

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>BIG10</i>	<i>BIG4</i>	<i>BIG4</i>
<i>AGE</i>	-0.056*** (0.013)	0.000 (0.004)	-0.003 (0.005)
<i>LEV</i>	0.061 (0.042)	-0.009 (0.013)	-0.002 (0.015)
<i>ROA</i>	0.821*** (0.125)	0.089** (0.039)	0.087** (0.043)
<i>INV</i>	-0.026 (0.051)	-0.077*** (0.016)	-0.076*** (0.018)
<i>REC</i>	-0.034 (0.051)	-0.038** (0.016)	-0.046*** (0.017)
<i>GROWTH</i>	0.004 (0.006)	-0.001 (0.002)	0.000 (0.002)
<i>RATIO</i>	-0.002 (0.002)	-0.001 (0.001)	0.000 (0.001)
<i>CEO</i>	0.032*** (0.009)	-0.000 (0.003)	-0.002 (0.003)
<i>RID</i>	-0.002*** (0.001)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
<i>TOP1</i>	0.000 (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)
<i>_cons</i>	-1.923*** (0.418)	-2.274*** (0.127)	-2.397*** (0.147)
<i>N</i>	11383	11383	9641
<i>r²_a</i>	0.036	0.061	0.064
双向固定效应	YES	YES	YES

注:括号内数值为标准误,且** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

六、进一步研究

上述结果表明,逆向混改能够降低自身选择高质量审计师的意愿。根据理论分析可知,逆向混改带来的资源效应与治理效应在其中起到“枢纽”作用。为了进一步验证该枢纽作用,参考钱雪松等(2019)^[49]的做法,对于中介变量的定义如表 7 所示。基于此进行 Bootstrap 中介变量检验,抽取样本量 5000,设置置信区间为 95%,取样方法为选择偏差校正的非参数百分位法。

中介效应的检验结果如表 8 所示。委派高管(*APPOINT*)中介作用不明显,融资约束程度(*SA*)、人力资源水平(*CRE*)、内部控制质量(*ICQ*)、股权制衡程度(*BS*)、舆论关注度(*CONTENT*)中介效应显著。结果表明,逆向混改的资源效应与治理效应降低了逆向混改企业选择高质量审计师,但是委派高

管的治理效应并不显著,可能的原因在于逆向混改企业前十大股东中国有资本的平均占比为 2.11%,尚无法满足异质性资本委派高管需持股比例大于 3% 的基本要求,国有资本直接参与混改民营企业较少,民营企业的主体地位并没有因为国有资本的加入而削弱,而是得到了壮大。

表 7 中介变量定义

变量名称	变量符号	变量定义
融资约束	SA	SA 指数
人力资源	CRE	企业研发人员的数量
内部控制质量	ICQ	迪博数据库的内部控制指数
股权制衡	BS	企业前十大股东中国有资本与非国有资本的比例
舆论关注	CONTENT	该年度企业名称出现在新闻报道内容中的次数
委派高管	APPOINT	国有资本向逆向混改企业委派高管则为 1, 否则为 0

表 8 中介效应检验

分类	变量	间接效应估计(Std.)	P	Normal - based [95% conf. interval]	
资源效应	SA	0.001	0.002	-0.002	-0.001
	CRE	0.001	0.000	-0.003	-0.001
治理效应	ICQ	0.000	0.035	-0.001	-0.000
	BS	0.001	0.046	-0.003	-0.000
	CONTENT	0.001	0.019	-0.002	-0.004
	APPOINT	0.000	0.374	-0.000	0.001

七、研究结论与启示

以中国混合所有制经济发展进程中民营企业改革为研究背景,以 2010—2020 年中国上市民营企业为对象,实证检验了逆向混改与审计师选择的相关性。研究结果显示:民营企业的混改与高质量审计师选择显著负相关。进一步发现:逆向混改通过降低融资约束、提高人力资源水平、提高内部控制质量、加大股权制衡力度、完善监管机制等资源与治理效应,降低了自身对高质量审计师选择的意愿,逆向混改与高质量审计需求存在替代效应。在通过平行趋势检验、安慰剂检验、更改变量衡量方式等多种稳健性检验方式后,上述结论仍然成立。

基于本文结论,可以得到如下启示:第一,逆向混改与审计师的治理替代效应要求审计师应当充分重视异质股东尤其是国有异质股东对审计需求的影响,积极应对审计市场变化,提高审计师效能与市场的匹配度。第二,介于逆向混改民营企业吸引国有资本比例不高,高管治理效应不显著的现状,民营企业要抓住国家逆向混改契机,在壮大民营企业主体地位的同时,加大股权稀释力度,积极吸引国有资本加入,拓展融资渠道和融资规模,实现国有资本与民营资本共生发展,为中国经济高质量发展作出应有贡献。第三,作为逆向混改参与主体另一方的国有资本而言,择优而投是其基本动机,但是影响逆向混改效果的不只是国有资本一方的良好意愿,还需要资本市场其他参与者有效配合,才能让资本市场健康持续发展,因此,政府除了要保持对国有资本的监管和约束,也要适当保持民营企业

的经营优势与活力,使市场成为资源有效配置的基础,让独立审计成为资本市场有效的“经济警察”,从而实现经济结构继续优化、经济平稳发展的目标。当然,本文还存在一定的局限性:第一,在研究对象的选择方面,由于大量非上市公司的存在,仅以上市公司为观测样本,研究结论的普适性有待进一步证实。第二,在衡量民营企业混合所有制改革情况的指标选择层面,由于目前有关研究对此没有统一结论,导致对该指标的量化标准可能有所争议。

参考文献:

- [1] 人民日报出版社. 习近平主持召开民营企业座谈会强调 毫不动摇鼓励支持引导非公有制经济发展 支持民营企业发展并走向更加广阔舞台[N]. 人民日报,2018-11-02(01).
- [2] 方红星,金玉娜. 公司治理、内部控制与非效率投资:理论分析与经验证据[J]. 会计研究,2013,(7):63-69,97.
- [3] 张雨潇,方明月. 民营企业为什么要戴上“红帽子”——基于行政壁垒的一个解释[J]. 经济学动态,2016,(2):31-40.
- [4] 李文贵,余明桂. 产权保护与民营企业国有化[J]. 经济学(季刊),2017,(4):1341-1366.
- [5] 陈林,陈焕然. 发展混合所有制经济的路径选择——基于“双向混改”模式的讨论[J]. 学术研究,2021,(5):78-84.
- [6] 叶陈云,杨克智. 国有资本投资运营公司内部审计规制体系构建研究[J]. 审计研究,2015,(6):100-107.
- [7] 何瑛,杨琳. 改革开放以来国有企业混合所有制改革:历程、成效与展望[J]. 管理世界,2021,(7):44-60,4.
- [8] 韦浪,宋浩. 国有股权参股对民营企业现金持有的影响研究[J]. 财经科学,2020,(9):28-39.
- [9] 李四海,李晓龙,宋献中. 产权性质、市场竞争与企业社会责任行为——基于政治寻租视角的分析[J]. 中国人口·资源与环境,2015,(1):162-169.
- [10] 竺李乐,吴福象,李雪. 民营企业创新能力:特征事实与作用机制——基于民营企业引入国有资本的“逆向混改”视角[J]. 财经科学,2021,(1):76-90.
- [11] 吴秋生,王婉婷. 加计扣除、国家审计与创新效率[J]. 审计研究,2020,(5):30-40.
- [12] Datar S M, Feltham G A, Hughes J S. The Role of Audits and Audit Quality in Valuing New Issues[J]. Journal of Accounting and Economics,1991,(1):3-49.
- [13] 车宣呈. 独立审计师选择与公司治理特征研究——基于中国证券市场的经验证据[J]. 审计研究,2007,(2):61-68.
- [14] 余汉,杨中仑,宋增基. 国有股权能够为民营企业带来好处吗?——基于中国上市公司的实证研究[J]. 财经研究,2017,(4):109-119.
- [15] 王怀勇,王鹤翔. 描述与重构:国有资本投资运营公司外部董事独立性研究[J]. 商业研究,2021,(3):102-113.
- [16] 魏锋,沈坤荣. 所有制、债权人保护与企业信用贷款[J]. 金融研究,2009,(9):26-39.
- [17] 柳学信,曹晓芳. 混合所有制改革态势及其取向观察[J]. 改革,2019,(1):141-149.
- [18] 叶光亮,王世强,陈逸豪. 混合所有制改革对产业链定价策略影响的研究[J]. 经济研究,2021,(10):122-137.
- [19] 谭静,文宗瑜. 深化混合所有制改革的对策研究[J]. 人民论坛,2020,(35):94-95.
- [20] 洪功翔,顾青青,董梅生. 国有经济与民营经济共生发展的理论与实证研究——基于中国2000—2015年省级面板数据[J]. 政治经济学评论,2018,(5):68-100.
- [21] Shleifer A, Robert W Vishny. Politicians and Firms[J]. Quarterly Journal of Economics. 1994,(4):995-1026.
- [22] 郝云宏,汪茜. 混合所有制企业股权制衡机制研究——基于“鄂武商控制权之争”的案例解析[J]. 中国工业经济,2015,(3):148-160.

- [23] Laeven L, Levine R. Bank Governance, Regulation and Risk Taking[J]. Journal of Financial Economics. 2009, (93): 259 - 275.
- [24] 周铭山, 张倩倩. “面子工程”还是“真才实干”? ——基于政治晋升激励下的国有企业创新研究[J]. 管理世界, 2016, (12): 116 - 132, 187 - 188.
- [25] 白暴力. 现阶段产权制度的两重性与现代产权制度建设[J]. 社会科学研究, 2015, (6): 30 - 34.
- [26] 罗皓文, 赵晓磊, 王煜. 当代经济全球化: 崩溃抑或重生? ——一个马克思主义的分析[J]. 世界经济研究, 2021, (10): 3 - 12, 134.
- [27] 杨瑞龙. 国有企业改革逻辑与实践的演变及反思[J]. 中国人民大学学报, 2018, (5): 44 - 56.
- [28] 张伟, 于良春. 混合寡头厂商的合作研发及反垄断控制研究[J]. 中国工业经济, 2014, (5): 44 - 56.
- [29] 杨兴全, 尹兴强. 国企混改如何影响公司现金持有? [J]. 管理世界, 2018, (11): 93 - 107.
- [30] 王曙光, 王天雨. 国有资本投资运营公司: 人格化积极股东塑造及其运行机制[J]. 经济体制改革, 2017, (3): 116 - 122.
- [31] 刘现伟, 李红娟, 石颖. 优化国有资本布局的思路与策略[J]. 改革, 2020, (6): 71 - 86.
- [32] Dechow P, Ge R, Schrand R. Understanding Earnings Quality: A Review of the Proxies, Their Determinants and Their Consequences[J]. Journal of Accounting & Economics, 2010, (2 - 3): 344 - 401.
- [33] Titman S, Trueman B. Information Quality and the Valuation of New Issues[J]. Journal of Accounting and Economics, 1986, (2): 159 - 172.
- [34] 顾光, 陈雨婷, 周泽将. 海外投资、审计定价与审计延迟[J]. 会计与经济研究, 2019, (6): 55 - 72.
- [35] 杜勇, 何硕颖, 陈建英. 企业金融化影响审计定价吗[J]. 审计研究, 2019, (4): 101 - 110.
- [36] Menon K, Williams J D. The Use of Audit Committees for Monitoring[J]. Journal of Accounting and Public Policy, 1994, (2): 121 - 139.
- [37] 姜涛, 尚鼎. 公司诉讼风险对审计决策的影响研究——基于异常审计费用和审计意见的证据[J]. 南京审计大学学报, 2020, (3): 13 - 22.
- [38] 廖义刚, 吴斯卉. 投资机会集、代理冲突与上市公司审计师选择——来自我国 A 股上市公司的经验证据[J]. 江西财经大学学报, 2013, (4): 26 - 35.
- [39] 薄仙慧, 吴联生. 国有控股与机构投资者的治理效应: 盈余管理视角[J]. 经济研究, 2009, (2): 81 - 91, 160.
- [40] 管考磊, 张蕊. 企业声誉与盈余管理: 有效契约观还是寻租观[J]. 会计研究, 2019, (1): 59 - 64.
- [41] Palmrose Z. Audit Fees and Auditor Size: Future Evidence[J]. Journal of Accounting Research, 1986: 97 - 110.
- [42] 秦海林, 段曙彩. 国企混改、公司治理结构与现金股利——基于公司治理的视角[J]. 投资研究, 2021, (11): 37 - 58.
- [43] 杨兴全, 任小毅, 杨征. 国企混改优化了多元化经营行为吗? [J]. 会计研究, 2020, (4): 58 - 75.
- [44] Raman I K. Litigation Risk and the Financial Reporting Credibility of Big 4 Versus Non - Big 4 Audits: Evidence from Anglo - American Countries[J]. Accounting Review, 2004, (2): 473 - 495.
- [45] 王中超, 周绍妮, 王言. 产业政策会影响国有企业混合所有制改革吗? [J]. 财经研究, 2020, (6): 110 - 124.
- [46] 钱爱民, 吴春天. 民营企业混合所有制与商业信贷合约——不确定性风险视角[J]. 山西财经大学学报, 2021, (4): 112 - 126.
- [47] 许和连, 王海成. 简政放权改革会改善企业出口绩效吗? ——基于出口退(免)税审批权下放的准自然试验[J]. 经济研究, 2018, (3): 157 - 170.
- [48] 况学文, 陈俊. 董事会性别多元化、管理者权力与审计需求[J]. 南开管理评论, 2011, (6): 48 - 56.
- [49] 钱雪松, 唐英伦, 方胜. 担保物权制度改革降低了企业债务融资成本吗? ——来自中国《物权法》自然实验的经验证据[J]. 金融研究, 2019, (7): 115 - 134.

责任编辑、校对: 刘玉屏

**Reversed Mixed Ownership Reform and Auditor Selection:
Empirical Evidence from A – share Market**

CHEN Li – rong^{a,b}, GAO Fei – yang^a

(*a. Business School; b. Research Center for Auditing and Legal Institution, Southwest
University of Political Science and Law, Chongqing 401120, China*)

Abstract: As an important national initiative to expand the investment channels of state – owned capital and break the bottleneck of private enterprise development, reversed mixed ownership reform profoundly affects the micro – behavior of corporate auditor selection. Using the data of A – share non – financial listed companies in Shanghai and Shenzhen stock markets from 2010 to 2020 as samples, this paper empirically examines the impact of reversed mixed ownership reform on auditor selection through difference – in – differences model. It is found that whether reversed mixed ownership reform is taken significantly and negatively affects the auditor selection of an enterprise; financing constraints, human resources, equity checks and balances, supervision mechanisms, and internal control quality have partial mediating effects between reversed mixed ownership reform and auditor selection. This study enriches the factors influencing auditor selection in the Chinese scenario and provides empirical evidence to further promote reversed mixed ownership reform.

Key words: Mixed Ownership Reform; Auditor Selection; Governance Effect; Resource Effect