doi. 10. 3724/1005-0566. 20260511

# 高水平对外开放中股权国际化助力企业人力资本结构升级研究

曹　越,张文琪,杨　萍
(湖南大学工商管理学院,湖南长沙　410082)

**摘　要**:高水平对外开放下,外资股东成为企业接入全球资源的重要渠道。本文以 2011—2024 年 A 股上市公司为样本,发现股权国际化显著促进企业人力资本结构升级,并通过市场拓展、技术进步和监督治理发挥作用;CEO 海外背景和良好营商环境会强化该效应。本文为完善高水平对外开放相关政策及企业人力资本结构优化提供重要启示。

**关键词**:股权国际化;外资股东持股;人力资本结构;CEO 海外背景;营商环境

**中图分类号**:F272. 92　　**文献标识码**:A　　**文章编号**:1005 - 0566(2026)05 - 0132 - 14

## Impact of equity internationalization on firms' human capital structure under high-standard opening-up

CAO Yue, ZHANG Wenqi, YANG Ping
(*School of Business*, *Hunan University*, *Changsha* 410082, *China*)

**Abstract**: Under high-standard opening-up, foreign shareholders have become an important channel through which firms access global resources. Using A-share listed firms from 2011 to 2024, this paper finds that equity internationalization significantly promotes firms' human capital structure upgrading through market expansion, technological advancement, and supervisory governance; CEO overseas experience and a favorable business environment strengthen this effect. This paper provides important implications for improving high-standard opening-up policies and optimizing firms' human capital structure.

**Key words**: equity internationalization; foreign shareholders' shareholding; human capital structure; CEO overseas background; business environment

国家发展,人才为先。党的二十大报告将"人才强国战略"置于现代化建设的核心支撑位置,明确"人才是第一资源",是驱动创新、赢得国际竞争主动的战略性力量。在国际格局深刻调整与新一轮科技革命交织演进的关键时期,高素质人才已成为全球竞争的战略性资源。从微观企业层面看,人力资本不仅是企业价值创造的核心要素,更是其构筑竞争优势以及实现长期可持续发展的基础[1]。然而,我国企业在人力资本结构转型升级过程中仍面临诸多挑战:员工流失率居高不下、高端人才竞争激烈、人力资本供需匹配度偏低等问题突出[2]。任仕达 2025 年人才招聘白皮书显示,

**基金项目**:国家社会科学基金重大项目(25ZD&138)。

**作者简介**:曹越(1981—),男,湖南常宁人,湖南大学工商管理学院教授,博士,研究方向为资本市场财税问题。

企业存在人才短缺及关键岗位招聘困难的现象，这一问题在新兴科技领域和高度专业化岗位中尤为显著。这些挑战导致企业难以应对激烈的市场竞争，制约其创新潜能的释放与全球竞争力的提升[3]。由此可见，探寻推动企业人力资本结构优化的有效路径，成为亟待解决的重要课题。

股权结构作为公司治理的核心要素，对企业战略决策具有深远影响。随着我国对外开放政策的持续深化，外资股东凭借其先进的治理理念、全球化视野与丰富的资源网络，逐渐成为推动企业发展的重要外部力量。《中华人民共和国国民经济和社会发展第十五个五年规划纲要》明确提出，要扩大高水平对外开放，并进一步强调应以更大力度吸引和利用外资、提升贸易投资合作的质量与水平。自党的十九大以来，我国坚定推动从政策型开放向制度型开放转变，逐步形成高水平对外开放的新格局。与早期开放主要着眼于弥补资本与要素不足不同，当前的高水平对外开放更加注重通过开放提升制度质量与企业能力[4]，其导向已由“引资金”转向“引治理、引技术、引能力”。在这一长期制度演进背景下，外资在我国经济中的地位愈发重要。据《中国人民银行人民币国际化报告(2024)》显示，截至 2024 年 6 月，境外主体持有境内股票规模达 2.70 万亿元；证监会 2025 年 5 月亦表示，外资通过 QFII、沪深股通等渠道持有 A 股流通市值稳定在 3 万亿元左右①。与此同时，高水平对外开放的深化改变了外资股东进入中国企业的制度条件与功能定位，促使其角色从单纯的财务投资者，逐步转变为企业接入国际规则、技术知识与治理经验的重要微观载体。因此，厘清股权国际化是否以及如何推动企业人力资本结构升级，对于理解高水平开放如何通过微观治理机制赋能企业高质量发展、引导外资更好服务国家人才战略及培育面向未来的新质生产力，具有重要的理论价值与现实意义。

理论上，外资股东的进入代表着新资源、新技术和新经验的引入，为企业人力资本结构调整带来契机。例如，苏泊尔引入法国赛博集团(SEB)后，对外积极开展技术创新并拓展海内外市场，对内针对核心骨干和技术人才实施股权激励方案，吸引并留住大量优秀人才，为其成为炊具行业龙头奠定了基础。然而，外资股东究竟扮演积极角色还是消极角色，学术界尚未形成一致结论。一方面，外资股东通过其丰富的资源网络、独特的国际视野和先进的治理经验，在企业市场拓展及竞争力提升[5]、技术创新促进[6]、公司治理优化[7]等方面发挥积极作用，促进企业可持续发展。另一方面，基于外资股东的逐利特性，股权国际化可能导致外资股东追逐短期利益，抑制企业长期投资[8]，甚至通过低价收购、资产减值等方式转移企业利润[9]。

本文着重从股权国际化这一公司治理视角探讨企业如何调整人力资本结构。现有关于企业人力资本结构的研究主要集中在两个层面：宏观层面聚焦税费政策[10]、地方财政透明度[11]、地方债务管理政策[12]、金融管制[13]、金融摩擦[14]等外部制度环境的影响；微观层面则关注共同混合所有权[3]、企业数字化转型[15]、员工持股计划[16]、内部薪酬差距[17]等企业内部因素的作用。然而，尚无文献专门探讨股权国际化对企业人力资本结构升级的影响及其内在机制。

本文以 2011—2024 年中国 A 股上市企业为研究样本，从股权异质性视角系统探究股权国际化对企业人力资本结构的影响及其作用机制，并基于 CEO 特质、营商环境及企业特征考察了上述影响的异质性条件。本文可能的边际贡献包括：第一，首次从企业人力资本结构视角审视股权国际化的经济效应，为股权国际化经济后果及人力资本结构影响因素提供了新的经验证据，填补了对外开放与企业微观行为互动研究的空白；第二，从市场拓展、技术进步和监督治理三个维度系统揭示了影响传导路径，并基于 CEO 特质与营商环

① 资料来源：国新办举行新闻发布会介绍“一揽子金融政策支持稳市场稳预期”有关情况图文实录 http://www.scio.gov.cn/live/2025/35881/tw/index.html

境识别了异质性条件,为高水平利用外资提供了可操作的微观路径;第三,研究结论为企业优化人才结构、激发人才活力提供参考,也为政府扩大高水平对外开放、稳定外资规模提供了可操作的决策依据。

## 一、制度背景与理论分析

### (一)制度背景

#### 1. 高水平对外开放制度演进

高水平对外开放的本质是对接国际高标准的制度型开放[18],其核心在于推动国内制度与国际规则、规制、管理、标准相通相容,以制度竞争优势取代政策优惠优势。虽然“高水平对外开放”作为政策表述是在近年中央文件中被明确强调的,但其政策逻辑并非突然出现,而是我国长期开放实践持续演进的历史结果。

从演进脉络看,我国高水平对外开放经历了 4 个关键转折。一是 2001 年加入 WTO 后,为落实入世承诺推动国内规则与国际经贸规则全面接轨,奠定现代开放型经济体制的基础框架。二是 2013 年上海自贸试验区试行外资准入负面清单制度,开放核心命题由“允许多少要素进入”转向“以何种规则治理开放”,制度型开放雏形初现。三是 2018 年中央经济工作会议首次明确提出推动制度型开放,2020 年党的十九届五中全会将“实行高水平对外开放”正式纳入“十四五”规划。四是 2022 年党的二十大要求稳步扩大制度型开放,2024 年党的二十届三中全会设专章部署“完善高水平对外开放体制机制”,《“十五五”规划纲要》进一步强调主动对接国际高标准经贸规则,高水平对外开放由此完成从理念确立到制度建构的系统化落地。

#### 2. 外资引入战略转型与股东功能重塑

伴随上述制度演进,我国外资引入战略的目标导向发生了根本性转变。早期政策以弥补资本不足、扩大引资规模为核心。2006 年发布的《利用外资“十一五”规划》率先提出由“量”到“质”的提升,将引资重点转向先进技术与管理经验。2013 年负面清单制度在制度层面打开高质量外资流入通道。2021 年发布的《“十四五”利用外资发展规划》确立“稳总量、优结构”原则。2023 年国务院发布的《关于进一步优化外商投资环境加大吸引外商投资力度的意见》和 2024 年发布的《扎实推进高水平对外开放更大力度吸引和利用外资行动方案》进一步将提升利用外资质量确立为核心政策导向。随后的《“十五五”规划纲要》再次重申提升贸易投资合作的质量与水平。总体而言,我国利用外资战略呈现出从“引资补缺”到“引资提质”从再到以制度型开放吸引全球高端要素资源的清晰轨迹,战略目标也由“引资金”逐步转向“引治理、引技术、引能力”。

在此背景下,外资股东在我国企业中的功能定位正经历深刻重塑。高水平对外开放所强调的“引能力”导向,使外资股东的角色不再局限于提供资金支持,而是日益成为企业接入全球先进治理规则、技术知识体系与创新网络的重要渠道。这一转变,为本文探究股权国际化能否将高水平开放的制度红利转化为企业人力资本结构升级的实质动力,提供了重要的制度背景与现实依据。

### (二)理论分析与假说提出

人力资本是企业提升核心竞争力的关键要素。资源依赖理论认为,股东作为重要的外部资源提供者,其资源禀赋的差异决定了对企业战略影响力的差异[19]。相较于国内股东,外资股东在三类资源上具备难以替代的比较优势。一是依托全球商业网络掌握企业进入国际市场所需的信息渠道、声誉背书与合作资源。这类资产具有显著的路径依赖特征,非短期积累所能复制。二是多来自技术前沿经济体且持有多元化国际投资组合,既具备输出先进技术与管理知识的能力,又能以更长远的视野支持高风险、长周期研发活动[20]。三是独立于本土商业生态与政治关联网络,与管理层的利益联结显著弱于国内大股东;根据委托代理理论,股东监督效能取决于其与管理层的利益分离程度,因此外资股东监督的意愿更强、合谋风险更低[7]。本文将上述三类比较优势依次对应市场拓展效应、技术进步效应和监督治理效应三条路径,阐释股权国际化驱动企业人力资本结构升级的内在机制。

1. 市场拓展效应

外资股东凭借跨境商业网络与国际声誉资源,为企业突破本土市场边界、嵌入全球价值链提供支撑,进而倒逼企业持续优化人才结构。第一,外资股东通过直接资金投入和声誉背书两种方式支持企业市场拓展。在直接资金支持方面,我国上市公司中境外股东大多来源于成熟资本市场,且以机构投资者为主[21],资金实力雄厚且偏好长期投资[20],可为国际市场开拓提供稳定资金。在融资能力提升方面,外资入股通常被市场解读为信用背书,能有效降低融资成本并拓宽融资渠道[22]。充裕的资金来源为开拓海外市场奠定基础,而国际业务的实质推进需要具备跨文化沟通能力的高素质人才,从而推动人力资本结构高端化升级。

第二,外资股东的信息与网络资源助力企业融入全球价值链,催生专业人才需求。外资股东能为企业提供海外市场与技术信息[23],并通过社会网络帮助企业嵌入全球价值链。参与全球价值链要求企业满足国际技术规范与质量标准[24],需配备熟悉国际规则的专业人才。此外,市场拓展带来企业成长性提升会增强其向高素质人才支付竞争性薪酬的能力[15],形成吸引高素质人才的正向循环。

2. 技术进步效应

外资股东兼具输出先进技术与管理知识的渠道优势,以及支持高风险、长周期研发活动的耐心资本属性,共同推动企业技术升级,进而系统性地创造高技能岗位替代低技能岗位。第一,技术知识跨境溢出提升企业技术水平。由于我国产业技术发展相对较晚,外商投资者主要通过技术优势开展投资与合作[25],有利于填补企业技术空白。即便以财务投资为主的外资机构,也可凭借其广泛的商业网络与跨境并购活动[21],为被投资企业创造与境外先进技术主体对接的渠道,促进技术知识的跨境流动。先进技术的引入与内化需要与之匹配的高素质人才,直接推动人力资本结构向高端化演进。

第二,引进先进设备和推动企业对接全球供应链。一方面,外资股东为获取技术收益与政策红利(如进口设备关税减免),具有引入先进技术设备的内在动机[6]。步丹璐等[26]研究发现,中外合资企业支付给外资企业的技术使用费占产品增值的大部分,印证了外资主导下技术设备引进的普遍性。高端化设备的引入会系统性替代低技能岗位,并相应增加对高技能人才的需求。另一方面,外资推动企业对接全球供应链,要求企业满足更严格的国际技术标准[24],进一步强化对高素质人才的结构性需求。

第三,外资股东凭借耐心资本属性激励企业加大研发投入。研发投资具有周期长、不确定性高的特征,管理层在短期业绩压力下往往倾向于压缩研发支出。外资股东的多元化国际投资组合使其在组合层面分散单一企业的创新失败风险,在客观上降低了其对被投资企业研发活动阶段性亏损的敏感度,从而支持长期研发投入[27]。钟熙等[28]的研究进一步表明,外资股东会通过派驻董事的方式直接影响董事会决策,推动企业加大研发投入。同时,境外资本作为我国耐心资本的重要来源,普遍具有较长的投资周期[29],能够为研发活动提供相对稳定的预期环境。持续研发投入会扩大企业对高端研发人才的需求,研发成果的产业化转化同样需要高素质人才承接落地,共同推动人力资本结构向创新导向升级。

3. 监督治理效应

外资股东结构性独立于本土商业生态,监督动机更强、合谋风险更低,能有效抑制管理层压缩人力资本长期投资的短视行为,并借助全球薪酬激励理念优化人才激励机制。第一,外资股东通过监督机制抑制管理层短视行为,强化企业人力资本长期投资。委托代理理论表明,管理层在短期业绩激励下存在压缩长期投资的内在倾向,而人力资本投资因其回报周期长、效果难以即时量化,往往最先成为被挤压的对象。相较于国内投资者,外资股东与管理层之间的利益联结更少、独立性更强,能够通过退出威胁[30]、增加独立董事[31]、选择高质量审计机构[32]、鼓励企业自愿信

息披露[33]等方式,对管理层的机会主义行为形成有效约束[7,20]。在外资股东的监督压力下,管理层的决策视野被迫从短期财务指标拉向长期价值创造;而在知识密集型竞争加剧的背景下,人力资本投资已被普遍视为维持长期竞争优势的核心路径[1]。因此,外资股东的监督效能最终会传导至企业人才相关决策,推动人力资本结构升级。

第二,外资股东通过优化员工激励机制,增强对高素质人才的吸引力和留任能力。外资股东通常通过向董事会派驻代表参与公司治理[28],将国际薪酬标准与激励实践引入企业决策层面,推动企业构建更具竞争力的薪酬体系,直接提升对高素质人才的吸引力。与此同时,外资股东的内部监督作用能够有效压缩高管超额津贴,提升收入分配的公平性[34]。根据社会比较理论,内部薪酬差距过大会加剧员工的不公平感,降低其工作积极性与组织认同[17];反之,更加公平合理的收入分配制度能够有效降低员工离职意愿,持续优化人力资本结构。

综合上述分析,本文提出以下核心假设。

H1:股权国际化对企业人力资本结构升级具有正向促进作用。

4. 调节效应:CEO 海外背景

股权国际化对人力资本结构升级的促进效果,取决于企业对外资资源的转化利用效率。CEO 作为企业战略决策的核心,其特质会直接影响这一转化过程。拥有海外背景的 CEO 受多元文化与国际规则熏陶。一方面,他们熟悉海外资本市场逻辑,能精准把握外资股东诉求,降低外资“外来者劣势”带来的短期逐利倾向[9],强化双方协作效率;另一方面,他们能借助广泛信息资源精准识别国际市场机遇,更善于利用外资资源推动市场拓展、技术引进与人力资本升级,并以更高敏锐度将先进治理经验与前沿技术文化引入企业[35],进一步放大股权国际化的积极影响。据此,本文提出以下假设。

H2:CEO 海外背景会正向调节股权国际化与企业人力资本结构升级的关系。

5. 调节效应:营商环境

我国各地营商环境发展不均衡,导致股权国际化对企业人力资本结构升级的影响程度存在差异。优质营商环境可从两个维度正向调节二者关系。其一,良好的营商环境可从政务效率与市场效率双维度,强化股权国际化的赋能效应。在政务效率层面,营商环境优化体现为政务服务效率提升与资源配置干预减少[36],外资行政审批的制度性交易成本与政策不确定性下降,能有效提升外商投资便利度。在市场效率层面,良好的营商环境意味着公平开放、充分竞争的市场生态,能够促使生产要素高效配置[37],为外资资源的高效投入与转化提供制度支撑。其二,良好的营商环境以完善的法律监管与产权保护体系降低外商投资风险,增强其长期投入意愿[38]。外商投资天然面临“外来者劣势”,若产权保护不足,外资股东出于维护自身比较优势的考虑往往减少长期战略性投入;反之,健全的产权保障能促使外资股东更积极地注入核心技术、关键设备与先进管理经验,支持企业实施人力资本长期投资规划,进而增强股权国际化的促进作用。据此,本文提出以下假设。

H3:营商环境质量会正向调节股权国际化与企业人力资本结构升级的关系。

## 二、研究设计

### (一)样本数据与来源

鉴于人力资本结构相关数据自 2011 年起披露较为完整,本文选取 2011—2024 年沪深 A 股上市公司为初始样本,并依次剔除金融行业、ST/PT 类企业、关键变量缺失样本,对连续变量在 1% 和 99% 分位数处缩尾处理,最终获得 39 065 个企业—年度观测值。人力资本结构数据来自 WIND 和 CSMAR,缺失或不一致数据通过手工查阅年报补足,其余财务与治理数据来自 CSMAR。

### (二)变量定义

1. 被解释变量

企业人力资本结构水平(*Highedu*)。参考朱喜安等[15]、李逸飞等[12]的研究,本文以本科及以上学历员工人数与大专及以下学历员工人数之比的自然对数进行衡量。相比岗位或职称口径,学历口径具有更好的数据可得性和跨企业可比性。稳健性检验中,本文采用技术人员占比作为替代指标。

2. 解释变量

股权国际化(*Fip*)。参考庄明明等[21]的研究,本文以上市公司前十大股东中境外股东持股比例之和进行衡量。前十大股东通常具有较强治理影响力,该指标能够刻画外资股东进入企业股权结构并参与资源配置和治理决策的程度。

3. 调节变量

调节变量包括CEO海外背景经历(*Oversea*)和营商环境(*Market*)。根据吴斌等[39]的研究,若CEO具有境外学习或工作经历,则*Oversea*取1,否则取0;*Market*采用《中国分省份市场化指数数据库》中的市场化进程总得分衡量,鉴于市场化指数数据仅更新至2023年,本文2024年的数据采用2023年的指数代替。

4. 控制变量

参考庄明明等[21]和李逸飞等[10]的研究,本文控制企业财务特征和公司治理特征两类变量。企业财务特征包括企业规模(*Size*)、资产负债率(*Lev*)、现金持有量(*Cashflow*)、营业净利率(*Netprofit*)、长期资本负债率(*DLCR*)和管理费用率(*Mfee*);公司治理特征包括两职合一(*Dual*)、员工规模(*Employee*)、审计意见(*Opinion*)、管理层持股比例(*Mshare*)、独立董事占比(*Indep*)和监事会人数(*BOS*)。变量定义见表1。

**表1　主要变量及定义**

| 变量类型 | 变量名称 | 变量符号 | 变量含义 |
|---|---|---|---|
| 被解释变量 | 企业人力资本结构水平 | *Highedu* | 本科及以上学历员工人数与大专及以下学历员工人数之比的自然对数 |
| 解释变量 | 股权国际化 | *Fip* | 前十大股东中境外股东持股比例之和 |
| 调节变量 | CEO海外背景经历 | *Oversea* | CEO具有境外工作或者教育经历则为1,否则为0 |
| | 营商环境 | *Market* | 取自《中国分省份市场化指数数据库》 |
| 控制变量 | 企业规模 | *Size* | 总资产取自然对数 |
| | 资产负债率 | *Lev* | 总负债/总资产 |
| | 现金持有量 | *Cashflow* | 经营活动产生的现金净流量/总资产 |
| | 营业净利率 | *Netprofit* | 净利润/营业收入 |
| | 长期资本负债率 | *DLCR* | 长期负债/(长期负债+所有者权益) |
| | 管理费用率 | *Mfee* | 管理费用/营业收入 |
| | 两职合一 | *Dual* | 总经理与董事长为同一人则为1,否则为0 |
| | 员工规模 | *Employee* | 员工总人数取自然对数 |
| | 审计意见 | *Opinion* | 若当年财务报告为标准审计意见则为1,否则为0 |
| | 管理层持股比例 | *Mshare* | 管理层持有股数占总股本的比重 |
| | 独立董事占比 | *Indep* | 独立董事人数占董事总人数的比重 |
| | 监事会人数 | *BOS* | 监事会总人数 |

### (三)研究模型

为检验股权国际化对企业人力资本结构升级的影响,本文构建的模型为:

$$Highedu_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Fip_{i,t} + Controls_{i,t} + Year + Industry + Year \times Region + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

模型(1)中,$i$和$t$分别表示企业和年份;*Highedu*为企业人力资本结构水平;*Fip*为股权国际化程度;*Controls*为控制变量集合。模型控制年份、行业和省份×年份固定效应,标准误聚类到企业层面。若$\beta_1$显著为正,则说明股权国际化促进企业人力资本结构升级。

## 三、实证结果分析

### (一)描述性统计

表2报告了主要变量的描述性统计结果,各变量分布特征与已有研究相符[15,21]。数据显示,企业人力资本结构(*Highedu*)的样本均值为0.45,标准差为0.50,表明样本企业在人力资本结构水平上存在较大差异。股权国际化(*Fip*)的均值为0.04,最小值为0,最大值为0.92,表明前十大股东中平均有4%的股份由外资股东持有,外资股东在上市公司具有一定话语权,同时反映出企业之间外资持股比例存在差异。CEO海外背景经历

**表 2　描述性统计**

| 变量名称 | 观测值 | 平均值 | 标准差 | 最小值 | P25 | 中位数 | P75 | 最大值 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Highedu* | 39 065 | 0.448 1 | 0.499 1 | 0 | 0.135 3 | 0.270 5 | 0.562 6 | 4.516 8 |
| *Fip* | 39 065 | 0.042 1 | 0.114 8 | 0 | 0 | 0 | 0.012 4 | 0.917 0 |
| *Oversea* | 39 065 | 0.095 6 | 0.294 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 |
| *Market* | 39 065 | 9.334 8 | 1.241 2 | 6.320 0 | 8.650 0 | 9.640 0 | 10.320 0 | 10.990 0 |
| *Size* | 39 065 | 22.167 4 | 1.234 0 | 20.093 0 | 21.275 4 | 21.957 1 | 22.845 4 | 26.049 3 |
| *Lev* | 39 065 | 0.396 1 | 0.197 9 | 0.056 0 | 0.235 1 | 0.385 0 | 0.541 8 | 0.870 2 |
| *Cashflow* | 39 065 | 0.047 6 | 0.065 9 | −0.214 2 | 0.010 3 | 0.046 5 | 0.085 9 | 0.265 6 |
| *Netprofit* | 39 065 | 0.061 7 | 0.167 2 | −0.796 3 | 0.021 6 | 0.068 3 | 0.134 1 | 0.432 5 |
| *DLCR* | 39 065 | 0.124 5 | 0.145 7 | 0 | 0.017 6 | 0.062 3 | 0.189 1 | 0.757 0 |
| *Mfee* | 39 065 | 0.084 3 | 0.061 8 | 0.008 9 | 0.043 3 | 0.068 8 | 0.106 7 | 0.357 0 |
| *Dual* | 39 065 | 0.329 7 | 0.470 1 | 0 | 0 | 0 | 1 | 1 |
| *Employee* | 39 065 | 7.653 3 | 1.215 8 | 2.639 1 | 6.796 8 | 7.544 9 | 8.393 7 | 13.783 9 |
| *Opinion* | 39 065 | 0.976 7 | 0.150 9 | 0 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| *Mshare* | 39 065 | 0.163 3 | 0.203 8 | 0 | 0.000 1 | 0.044 3 | 0.310 0 | 0.703 8 |
| *Indep* | 39 065 | 0.378 1 | 0.053 5 | 0.333 3 | 0.333 3 | 0.363 6 | 0.428 6 | 0.571 4 |
| *BOS* | 39 065 | 3.393 6 | 0.900 4 | 2 | 3 | 3 | 3 | 9 |

(*Oversea*)的均值为 0.095 6,表明样本企业中有 9.56% 的 CEO 具有海外背景经历。营商环境(*Market*)的标准差为 1.24,显示企业所在地区的市场化环境存在一定差异。

**(二)基准回归结果**

表 3 报告了基准回归结果。列(1)未加入控制变量,列(2)和列(3)依次加入企业财务特征和公司治理特征变量。在不同模型设定下,股权国际化(*Fip*)的估计系数均在 1% 的水平上显著为正,表明股权国际化与企业人力资本结构升级之间存在稳定的正向关系,支持假设 H1。以列(3)为例,股权国际化每增加 1 个标准差,企业人力资本结构水平约提高 0.016 8(0.114 8 × 0.146 8),相当于样本均值的 3.76%(0.016 8 ÷ 0.448 1),具有一定经济意义。

进一步地,列(4)中 *Fip* 与 CEO 海外背景经历(*Oversea*)的交乘项显著为正,说明 CEO 海外背景有助于提高外资资源吸收与转化效率,从而强化股权国际化对人力资本结构升级的促进作用,支持假设 H2。列(5)中 *Fip* 与营商环境(*Market*)的交乘项同样为正,表明良好营商环境能够增强外资进入和资源转化的制度基础,使股权国际化对企业人力资本结构升级的促进作用更加明显,支持假设 H3。

**表 3　基准回归结果**

| 变量 | *Highedu* | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| *Fip* | 0.138 1 ***<br>(3.37) | 0.104 0 ***<br>(2.62) | 0.146 8 ***<br>(3.97) | 0.078 0 **<br>(2.54) | 0.122 6 ***<br>(3.57) |
| *Oversea* | — | — | — | 0.069 7 ***<br>(4.68) | — |
| *Fip × Oversea* | — | — | — | 0.225 1 **<br>(2.45) | — |
| *Market* | — | — | — | — | 0.027 7<br>(0.94) |
| *Fip × Market* | — | — | — | — | 0.057 6 *<br>(1.72) |
| *Size* | — | 0.048 4 ***<br>(9.38) | 0.170 4 ***<br>(18.36) | 0.170 2 ***<br>(18.36) | 0.170 6 ***<br>(18.36) |
| *Lev* | — | −0.094 2 **<br>(−2.36) | 0.032 5<br>(0.85) | 0.034 9<br>(0.91) | 0.032 4<br>(0.84) |
| *Cashflow* | — | −0.348 1 ***<br>(−6.67) | −0.060 3<br>(−1.18) | −0.065 2<br>(−1.28) | −0.057 1<br>(−1.12) |
| *Netprofit* | — | 0.187 8 ***<br>(6.71) | 0.127 3 ***<br>(4.55) | 0.129 2 ***<br>(4.66) | 0.127 7 ***<br>(4.56) |
| *DLCR* | — | −0.166 7 ***<br>(−3.90) | −0.290 6 ***<br>(−6.87) | −0.292 7 ***<br>(−6.93) | −0.290 1 ***<br>(−6.86) |
| *Mfee* | — | 1.069 4 ***<br>(9.93) | 1.006 9 ***<br>(9.53) | 1.002 2 ***<br>(9.52) | 1.007 0 ***<br>(9.54) |
| *Dual* | — | — | 0.021 2 **<br>(2.39) | 0.020 7 **<br>(2.35) | 0.021 4 **<br>(2.41) |
| *Employee* | — | — | −0.155 2 ***<br>(−17.35) | −0.154 0 ***<br>(−17.31) | −0.155 1 ***<br>(−17.35) |
| *Opinion* | — | — | 0.059 4 ***<br>(3.76) | 0.058 5 ***<br>(3.73) | 0.059 2 ***<br>(3.75) |
| *Mshare* | — | | −0.037 6<br>(−1.57) | −0.035 8<br>(−1.50) | −0.036 7<br>(−1.54) |
| *Indep* | — | — | −0.049 4<br>(−0.60) | −0.043 5<br>(−0.53) | −0.048 2<br>(−0.59) |
| *BOS* | — | — | 0.017 5 ***<br>(3.37) | 0.018 3 ***<br>(3.53) | 0.017 5 ***<br>(3.38) |
| *Constant* | 0.442 3 ***<br>(86.69) | −0.656 4 ***<br>(−5.87) | −2.315 2 ***<br>(−14.59) | −2.317 4 ***<br>(−14.61) | −2.314 8 ***<br>(−14.57) |
| *Year FE* | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| *Ind FE* | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| *Year × Region FE* | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| *N* | 39 065 | 39 065 | 39 065 | 39 065 | 39 065 |
| *Adj.* $R^2$ | 0.444 | 0.464 | 0.502 | 0.505 | 0.502 |

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著;括号中为 *t* 值;标准误经企业层面调整。下同。

### (三)稳健性检验

1. 利用外生冲击检验

为缓解遗漏变量和反向因果等潜在内生性问题,本文首先利用沪港通和深港通实施形成的准自然实验进行检验。沪港通和深港通分别于2014年和2016年启动,使境外投资者能够通过香港市场投资部分A股标的股票。由于标的范围由监管规则确定,并非企业基于自身人力资本结构主动选择,因此可作为外资进入的重要外生冲击。

为进行检验,本文构建的多期双重差分模型为:

$$Highedu_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Did_{i,t} + Controls_{i,t} + Year + Industry + Year \times Region + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

模型(2)中,*Did* 表示沪深港通标的变量。若企业股票在第t年及以后被纳入沪深港通标的名单,则 *Did* 取值为1,否则取值为0;其余变量定义与前文一致。表4列(1)显示,*Did* 的估计系数显著为正,说明由资本市场开放带来的外资进入促进企业人力资本结构升级。图1平行趋势检验显示,处理组和控制组在政策实施前不存在显著差异,支持平行趋势假设。

**表4　稳健性检验**

| 变量 | *Highedu* 外生冲击 (1) | *Fip* 工具变量 (2) | *Highedu* 工具变量 (3) | *Highedu* Heckman (4) | *Highedu* PSM (5) |
|---|---|---|---|---|---|
| *Fip* | — | — | 8.105 5 * (1.67 4) | 0.079 3 * (1.78) | 0.171 6 *** (4.16) |
| *Did* | 0.032 8 *** (3.40) | — | — | — | — |
| *Port* | — | 0.000 6 * (1.77) | — | — | — |
| *IMR* | — | — | — | 0.028 0 *** (5.03) | — |
| *Constant* | -2.245 3 *** (-14.05) | — | — | -2.445 1 *** (-13.61) | -2.619 8 *** (-12.56) |
| *Controls* | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| *Year FE* | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| *Ind FE* | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| *Year × Region FE* | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| *N* | 39 065 | 32 185 | 32 185 | 32 008 | 20 482 |
| *Adj. $R^2$* | 0.502 | — | — | 0.497 | 0.496 |

2. 工具变量法

为进一步缓解反向因果问题,本文参考姚加权等[40]和蔡贵龙等[41],以企业所在城市从1840年至清朝末期是否曾开设通商口岸作为工具变量。由于通商口岸状态本身不随时间变化,本文进一步将其与企业所在城市实际利用外资额的自然对数相乘,构造具有时间变化的工具变量(*Port*)。

该工具变量的相关性在于,历史上曾开设通商口岸的城市通常具有更强的对外开放传统和外资进入基础,因而更可能吸引境外投资者进入当地企业股权结构。其外生性在于,通商口岸的形成主要源于历史制度安排,在控制企业特征、年份固定效应、行业固定效应和省份×年份固定效应后,其对当期企业人力资本结构的直接影响相对有限。表4列(2)和列(3)显示,第一阶段 *Port* 与股权国际化(*Fip*)显著正相关,支持工具变量的相关性条件;第二阶段 *Fip* 的估计系数仍显著为正。Kleibergen-Paap rk LM 统计量在5%水平上显著,通过了不可识别检验。Cragg-Donald Wald F 统计量为24.11,高于10%水平临界值,表明工具变量不存在明显的识别不足和弱工具变量问题。

3. Heckman 两阶段检验

考虑到外资股东可能选择性进入具有特定资源禀赋或开放基础的企业,本文进一步采用Heckman两阶段法。具体而言,第一阶段以企业是否存在外资股东持股作为被解释变量,采用Probit模型估计外资进入概率,并引入企业所在城市是否曾开设通商口岸(*Port*)作为排他性变量,据此计算逆米尔斯比率(*IMR*)。第二阶段将 *IMR* 纳入基准模型,以控制潜在样本选择偏差。表4列(4)显示,*IMR* 的系数在1%水平上显著,说明样本选择问题具有一定存在性;控制 *IMR* 后,*Fip* 仍显著为正,表明核心结论不依赖于样本选择因素。

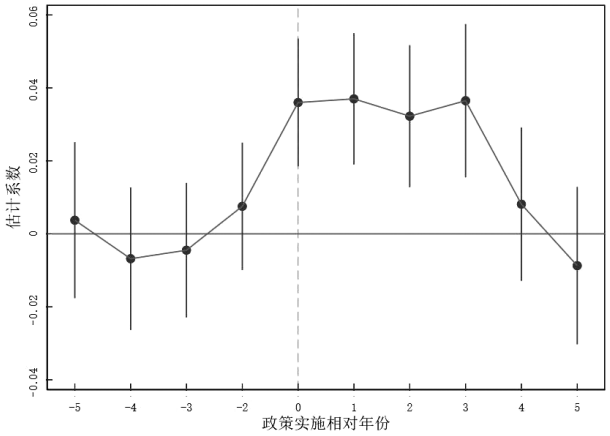


图1　平行趋势检验结果

4. 倾向得分匹配检验(PSM)

本文采用倾向得分匹配法缓解外资持股企业

与非外资持股企业之间的可观测差异。具体而言,本文以前文控制变量作为匹配协变量,采用不放回 1∶1 卡尺最近邻匹配方法,卡尺设定为 0.001。匹配后各协变量标准化偏差均低于 5%,且组间差异不再显著。使用匹配后样本重新估计,表 4 列(5)显示 *Fip* 仍显著为正,说明结论不依赖于可观测特征差异。

5. 替换变量

为检验结果是否受核心变量度量方式影响,本文分别替换解释变量和被解释变量后重新估计模型(1)。首先,借鉴步丹璐等[9]的研究,以企业是否存在外资持股的虚拟变量(*Fi*)替代 *Fip*;其次,参考熊家财等[42]的研究,以技术人员占员工总人数比例(*Highskill*)替代 *Highedu*。表 5 列(1)和列(2)显示,核心解释变量均显著为正,说明结论不依赖于特定变量度量方式。

6. 剔除样本

为排除特殊年份和行业结构对估计结果的影响,本文进一步进行样本调整。首先,考虑到 2020 年公共卫生事件可能对企业经营、外贸活动和人员配置产生冲击,本文剔除 2020 年样本后重新回归。表 5 列(3)显示,*Fip* 仍显著为正。其次,考虑到制造业是我国国民经济发展的关键,承担着解决国家庞大就业需求的重任,并且单独考虑制造业能够减少行业差异对实证结果的影响,因此本文进一步将样本限定为制造业企业。表 5 列(4)结果同样支持基准结论。

**表 5　其他稳健性检验**

| 变量 | *Highedu* | *Highskill* | *Highedu* | *Highedu* |
|---|---|---|---|---|
| | 替换自变量 | 替换因变量 | 剔除公共卫生事件 | 制造业样本 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| *Fip* | — | 0.021 9* (1.66) | 0.145 3*** (3.97) | 0.085 2** (2.50) |
| *Fi* | 0.051 8*** (6.81) | — | — | — |
| *Constant* | −2.235 4*** (−14.31) | −0.395 8*** (−7.10) | 0.017 1*** (3.33) | 0.014 1*** (2.95) |
| *Controls* | 是 | 是 | 是 | 是 |
| *Year FE* | 是 | 是 | 是 | 是 |
| *Ind FE* | 是 | 是 | 是 | 是 |
| *Year* × *Region FE* | 是 | 是 | 是 | 是 |
| *N* | 39 065 | 39 065 | 35 813 | 29 034 |
| *Adj.* $R^2$ | 0.503 | 0.489 | 0.504 | 0.342 |

7. 安慰剂检验

为进一步排除随机因素或未观测扰动对基准结果的影响,本文进行安慰剂检验。具体而言,本文随机生成虚假的股权国际化变量,并将其代入模型(1)重复估计 500 次。图 2 显示,随机变量估计系数集中于 0 附近,且明显偏离真实估计系数 0.146 8,表明基准结果并非由随机扰动或偶然因素驱动。

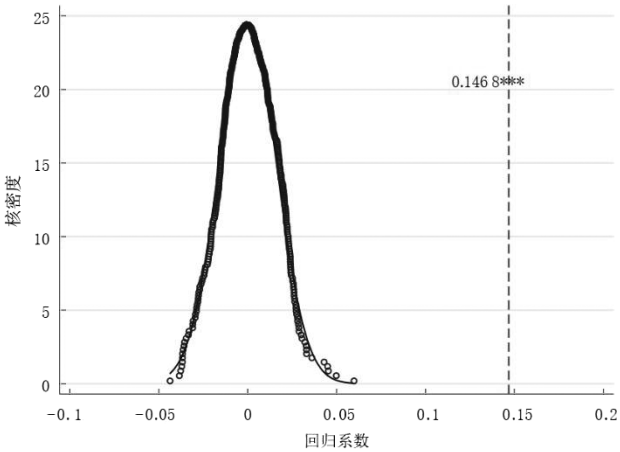


图 2　安慰剂检验结果

**(四)渠道检验**

为考察作用路径,本文围绕市场拓展、技术进步和监督治理展开渠道检验。考虑到渠道变量可能存在内生性问题,本文参考江艇[43]的研究,不进行机械三步中介检验,而是考察股权国际化是否显著影响理论机制对应的企业行为变量,并结合既有文献说明其与人力资本结构升级的关联。在模型(3)中,*M* 为渠道变量,其他变量定义与模型(1)一致。

$$M_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Fip_{i,t} + Controls_{i,t} + Year + Industry + Year \times Region + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

1. 市场拓展效应

市场拓展效应强调外资股东可能通过资金支持、声誉背书和跨境网络资源推动企业扩大经营边界,进而提高对高素质人才的需求。本文从企业成长、海外营收和实业投资 3 个维度刻画市场拓展效应。总资产增长率(*Growth*)反映企业规模扩张和成长性[44],企业成长通常伴随岗位升级和薪酬空间改善,有助于增强对高素质人才的吸引

力[15]。海外收入占营业收入的比例(*Export*)反映海外市场拓展程度,海外业务扩张需要配置熟悉国际规则的高素质人才[45]。实业投资水平(*Invest*)反映市场拓展过程中的资产投入,用"购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金/总资产"衡量;市场开拓通常伴随产能扩张与设备更新,进而提高企业对技能型人才的需求[46]。

表6显示,*Fip*与*Growth*、*Export*和*Invest*均显著正相关,表明外资股东可能通过自身比较优势强化企业市场扩张能力,并在此过程中提高企业对高素质人才的需求,为市场拓展渠道提供了支持性证据。

**表6　市场拓展效应渠道检验**

| 变量 | *Growth* | *Export* | *Invest* |
|---|---|---|---|
| | (1) | (2) | (3) |
| *Fip* | 0.038 6** (2.30) | 0.133 4*** (4.79) | 0.009 2** (2.35) |
| *Constant* | −0.116 8** (−2.04) | 0.312 0*** (3.72) | 0.129 2*** (10.43) |
| *Controls* | 是 | 是 | 是 |
| *Year FE* | 是 | 是 | 是 |
| *Ind FE* | 是 | 是 | 是 |
| *Year × Region FE* | 是 | 是 | 是 |
| *N* | 39 065 | 39 065 | 39 065 |
| *Adj.* $R^2$ | 0.184 | 0.168 | 0.188 |

2. 技术进步效应

技术进步效应强调外资股东可能通过技术知识溢出、创新资源导入和风险分担机制,推动企业提高技术水平和研发能力,进而增加对高素质人才的需求。技术进步并非单一维度的企业行为,而是同时体现在创新资源投入、技术成果产出以及企业对国际研发网络的嵌入程度上。因此,本文从研发投入、专利产出和研发国际化三个维度刻画技术进步效应。研发费用占总资产的比例(*RD*)反映创新资源投入强度,研发投入增加通常意味着企业需配置更多研发和项目管理人员[12]。专利申请数量取对数(*Patent*)反映创新产出水平,专利产出依赖研发团队与知识转化能力,需要高学历、高技能人才的持续支撑[47]。研发国际化变量(*Patent-int*)反映企业是否通过境外关联企业参与研发活动,参考李梦雅等[48]的研究,若企业海外关联企业经营范围涉及研发活动则取值为1,否则为0,该指标同时刻画了企业对国际技术资源的嵌入程度及对熟悉跨境协作人才的需求。

表7显示,*Fip*与*Patent*、*RD*和*Patent-int*均显著正相关,表明外资股东可能通过知识溢出、国际研发网络和风险分散优势强化企业技术升级动力,而这一过程又会进一步提高企业对高素质人才的需求,为技术进步渠道提供了支持性证据。

**表7　技术进步效应渠道检验**

| 变量 | *Patent* | *RD* | *Patent-int* |
|---|---|---|---|
| | (1) | (2) | (3) |
| *Fip* | 0.372 4** (2.27) | 0.007 9*** (3.20) | 0.126 8*** (3.69) |
| *Constant* | −5.815 0*** (−9.35) | 0.077 7*** (10.15) | −0.742 9*** (−7.76) |
| *Controls* | 是 | 是 | 是 |
| *Year FE* | 是 | 是 | 是 |
| *Ind FE* | 是 | 是 | 是 |
| *Year × Region FE* | 是 | 是 | 是 |
| *N* | 39 065 | 39 065 | 39 065 |
| *Adj.* $R^2$ | 0.301 | 0.341 | 0.071 |

3. 监督治理效应

监督治理效应强调,外资股东可能凭借更强的独立性和治理参与能力,约束管理层短视行为,改善激励分配并提高资源配置效率。由于监督治理难以直接观测,本文从激励分配、员工投入和资源使用效率3个侧面构造渠道变量。首先,过大的薪酬差距可能加剧员工不公平感,削弱组织认同和工作积极性,不利于吸引和留住高素质人才[15],而更高的治理水平可以改善这一现象。因此,本文采用内部薪酬差距(*Gap*)刻画企业激励分配结构,并以"高管平均薪酬/普通员工平均薪酬"衡量。其次,人力资本投入具有长期性,管理层短视行为往往会压缩此类支出,而有效监督有助于促使企业重视员工发展与人才保留[49]。因此,本文采用人力资本相关投入(*Pay*)刻画企业对员工的投入力度,并以"支付给职工以及为职工支付的现金/营业收入"衡量[50]。最后,公司治理改善通常有助于降低代理成本、减少低效资源占用,进而为企业优化人才配置提供经营基础[51]。因此,本文采用总资产周转率(*ATO*)反映企业资源使用效率。

表8显示,*Fip*与*Gap*显著负相关,与*Pay*和*ATO*显著正相关,说明股权国际化程度较高的企业内部薪酬差距更低、人力资本投入更积极、资源

使用效率更高。上述结果从侧面支持了监督治理渠道。

**表 8　监督治理效应渠道检验**

| 变量 | *Gap* | *Pay* | *ATO* |
|---|---|---|---|
| | (1) | (2) | (3) |
| *Fip* | −0.073 4 * | 0.020 9 *** | 0.067 2 ** |
| | (−1.70) | (3.32) | (2.27) |
| *Constant* | −0.167 6 | 0.786 2 *** | 2.197 5 *** |
| | (−0.43) | (29.23) | (18.48) |
| *Controls* | 是 | 是 | 是 |
| *Year FE* | 是 | 是 | 是 |
| *Ind FE* | 是 | 是 | 是 |
| *Year × Region FE* | 是 | 是 | 是 |
| *N* | 39 065 | 39 065 | 39 065 |
| *Adj.* $R^2$ | 0.014 | 0.659 | 0.523 |

## 四、进一步分析

### (一)异质性分析

前文结果表明,股权国际化能够促进企业人力资本结构升级。为进一步识别作用边界,本文从外资股东特征和企业内部特征两个维度展开异质性分析,前者反映外资资源嵌入深度与供给能力,后者反映企业对外部资源的需求强度与治理改善空间。

1. 外资股东特征

外资股东持股时长反映其嵌入企业治理与资源配置的深度。相较于短期持股,长期持股的外资股东投机动机较弱,更可能以耐心资本形式支持企业人才引进、培养和留任[29]。本文采用外资首次进入至最后退出的年限衡量外资持股时长[9],并按照行业—年份中位数将样本划分为持股时间长和短组。表 9 列(1)和列(2)显示,*Fip* 仅在持股时间长组显著为正,且组间差异显著,说明外资长期嵌入有助于强化股权国际化的人才结构升级效应。

外资股东类型反映其资源供给能力和参与治理方式。相较于自然人股东,境外法人股东通常具备更强资金实力、资源整合能力和国际网络优势[52],更有利于为企业市场拓展、技术升级和长期人才投入提供支持。据此,本文将外资股东划分为境外法人股东和境外自然人股东两类,并进行分组回归。表 9 列(3)和列(4)显示,*Fip* 在境外法人股东组显著为正,在境外自然人股东组不显著,且组间差异显著,表明法人型外资股东更能发挥人力资本结构升级效应。

**表 9　外资股东特征异质性分析**

| 变量 | *Highedu* | | | |
|---|---|---|---|---|
| | 外资股东持股时长 | | 外资股东类型 | |
| | 长 | 短 | 法人 | 自然人 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| *Fip* | 0.085 5 ** | 0.066 9 | 0.091 0 ** | 0.127 4 |
| | (2.09) | (0.35) | (2.18) | (1.26) |
| *Constant* | −2.927 9 *** | −1.834 4 *** | −2.893 3 *** | −1.894 6 *** |
| | (−12.14) | (−11.22) | (−11.62) | (−11.50) |
| *Controls* | 是 | 是 | 是 | 是 |
| *Year FE* | 是 | 是 | 是 | 是 |
| *Ind FE* | 是 | 是 | 是 | 是 |
| *Year × Region FE* | 是 | 是 | 是 | 是 |
| *N* | 13 648 | 25 389 | 12 684 | 26 352 |
| *Adj.* $R^2$ | 0.517 | 0.506 | 0.526 | 0.502 |
| 经验 *P* 值 | 0.000 *** | | 0.000 *** | |

2. 企业内部特征

企业内部特征会影响外资资源需求与转化空间。首先,创新风险越高,企业越需要外部风险分担和长期资源支持。参考王玉泽等[53]的研究,本文将当期研发支出增长率大于下期净利润增长率的企业界定为创新风险较高企业。表 10 列(1)和列(2)显示,*Fip* 仅在创新风险较高组显著为正,且组间差异显著,说明在更需要风险分担和持续创新支持的企业中,股权国际化作用更强。

其次,高管年龄反映企业治理理念与管理风格。平均年龄较大的管理团队可能在公平分配和激励机制上具有更大改善空间[17],外资股东带来的监督治理经验和激励制度因而更容易发挥边际作用。本文按行业—年份中位数将企业划分为高管年龄较大组和较小组。表 10 列(3)和列(4)显示,*Fip* 在年龄较大组的系数和显著性更高,且组间差异显著,表明当企业内部治理和激励机制改善空间更大时,外资监督治理效应更容易转化为人力资本结构升级。

**表 10　企业内部特征异质性分析**

| 变量 | *Highedu* | | | |
|---|---|---|---|---|
| | 创新风险 | | 高管年龄 | |
| | 高 | 低 | 大 | 小 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| *Fip* | 0.148 4 *** | 0.071 3 | 0.162 0 *** | 0.111 7 ** |
| | (3.57) | (1.59) | (3.47) | (2.13) |
| *Constant* | −2.349 7 *** | −2.060 7 *** | −2.072 6 *** | −2.522 9 *** |
| | (−12.80) | (−8.37) | (−9.75) | (−12.98) |
| *Controls* | 是 | 是 | 是 | 是 |
| *Year FE* | 是 | 是 | 是 | 是 |
| *Ind FE* | 是 | 是 | 是 | 是 |
| *Year × Region FE* | 是 | 是 | 是 | 是 |
| *N* | 17 765 | 10 306 | 18 697 | 20 358 |
| *Adj.* $R^2$ | 0.459 | 0.542 | 0.493 | 0.514 |
| 经验 *P* 值 | 0.000 *** | | 0.000 *** | |

### (二)拓展性分析

1. 细分人力资本学历

为进一步识别股权国际化推动的人力资本结构升级主要体现在哪些学历层次,本文将员工划分为博士、硕士、本科、专科、高中及以下5类,并分别以各类员工占比作为被解释变量进行检验。表11显示,*Fip*与博士、硕士员工占比显著正相关,与高中及以下员工占比显著负相关,而对本科和专科员工占比影响不显著。上述结果表明,股权国际化推动的人力资本结构升级并非单纯的员工规模扩张,而是高学历人才占比提升与低学历员工占比下降并存的结构性调整。

**表11　拓展性分析:分学历检验**

| 变量 | 博士 | 硕士 | 本科 | 专科 | 高中及以下 |
|---|---|---|---|---|---|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| *Fip* | 0.001 5 *** (3.67) | 0.018 1 *** (3.30) | 0.015 6 (1.07) | −0.003 3 (−0.17) | −0.041 8 * (−1.76) |
| *Constant* | −0.013 9 *** (−9.83) | −0.356 2 *** (−15.89) | −0.766 2 *** (−13.94) | 0.138 6 ** (2.16) | 2.011 0 *** (24.23) |
| *Controls* | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| *Year FE* | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| *Ind FE* | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| *Year × Region FE* | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| *N* | 39 065 | 39 065 | 39 065 | 39 065 | 39 065 |
| *Adj.* $R^2$ | 0.175 | 0.338 | 0.508 | 0.047 4 | 0.423 |

2. 经济后果分析

若人力资本结构升级能够转化为企业价值提升,则说明股权国际化所引致的人才结构优化具有现实经济意义。为此,本文进一步考察股权国际化、人力资本结构升级与企业绩效之间的关系。

$$TobinQ_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Highedu_{i,t} + Controls_{i,t} + Year + Industry + Year \times Region + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$TobinQ_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Fip_{i,t} + \beta_2 Highedu_{i,t} + \beta_3 Highedu_{i,t} \times Fip_{i,t} + Controls_{i,t} + Year + Industry + Year \times Region + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

本文以*TobinQ*衡量企业绩效,数值越大代表企业市场价值越高。在表12中,列(1)显示,*Highedu*显著为正,说明人力资本结构水平较高的企业具有更好市场绩效;列(2)显示,*Fip*与*Highedu*交乘项显著为正,表明股权国际化程度较高时,人力资本结构升级与企业绩效之间的正向关系更强。该结果说明,股权国际化不仅优化人才结构,也可能强化高素质人力资本的价值创造作用。

**表12　经济后果分析**

| 变量 | *TobinQ* | *TobinQ* |
|---|---|---|
| | (1) | (2) |
| *Highedu* | 0.382 8 *** (10.55) | 0.361 9 *** (10.40) |
| *Fip* | — | 0.512 4 *** (5.17) |
| *Fip × Highedu* | — | 1.015 1 *** (3.89) |
| *Constant* | 9.575 2 *** (28.55) | 9.819 6 *** (29.25) |
| *Controls* | 是 | 是 |
| *Year FE* | 是 | 是 |
| *Ind FE* | 是 | 是 |
| *Year × Region FE* | 是 | 是 |
| *N* | 39 065 | 39 065 |
| *Adj.* $R^2$ | 0.310 | 0.314 |

## 五、研究结论与建议

本文以2011—2024年中国A股上市公司为样本,检验高水平对外开放背景下股权国际化对企业人力资本结构升级的影响。研究发现:第一,股权国际化与企业人力资本结构升级之间存在显著正向关联,该结论经多重稳健性检验后依然成立;第二,市场拓展、技术进步和监督治理是股权国际化发挥作用的三条重要渠道;第三,CEO海外背景和良好营商环境能够强化股权国际化的促进作用;第四,该效应在外资持股时间较长、法人型外资股东主导、创新风险较高和管理层平均年龄较大的企业中更为突出;第五,股权国际化与企业高学历员工占比提升、低学历员工占比下降以及企业绩效改善之间存在显著正向关联。

基于上述结论,本文得到如下政策建议。

第一,差异化推进营商环境优化,为外资发挥治理赋能效应创造制度条件。本文发现良好营商环境能够显著强化股权国际化与人力资本结构升级之间的正向关联,但各地营商环境发展不均衡,外资赋能效应的发挥存在明显地区差异。建议在营商环境相对薄弱的地区,重点推进政务效率提升和法治化建设,降低外资行政审批的制度性交易成本;在营商环境较为完善的地区,进一步扩大外资准入范围、深化自由贸易试验区制度创新,引导外资向高新技术和现代服务业集聚,提升外资引入的结构质量。

第二,注重外资引入的结构质量,引导长期机构型外资发挥积极作用。本文发现股权国际化的

促进效应在法人型外资股东主导、持股时间较长的企业中更为显著,表明外资引入政策不宜以规模扩张为单一导向。建议在完善 QFII 资质认定、沪深港通机制等政策设计中,对具有长期战略投资意愿、能够实质性参与公司治理的机构型外资予以适当引导;同时完善外资股东信息披露要求,帮助企业在引入外资时作出更有效的甄别。

第三,重视 CEO 国际化背景的资源整合功能,推动高管人才跨境培养。本文发现具有海外背景的 CEO 能够显著强化股权国际化的人才促进效应,表明外资赋能效果的发挥有赖于企业内部具备相应的吸收整合能力。建议依托自由贸易试验区搭建企业高管与境外机构的交流合作平台;企业在高管选拔中可将国际背景纳入考察维度,尤其是在外资持股比例较高或国际化业务需求较强的企业中,配备具有跨境经验的管理者有助于更有效地承接外资股东的资源与治理经验。

**参考文献:**

[1]宋顺林, 黄文一, 李晓慧. 创新人力资本结构与企业价值[J]. 世界经济, 2025, 48(3): 180-206.

[2]皮淑雯, 丁凤塔, 孟佶贤, 等. 员工流失风险感知与企业劳动节约型创新[J/OL]. 南开管理评论, 2025: 1-28. https://kns.cnki.net.

[3]杜勇, 孙帆. 共同混合所有权与民营企业人力资本结构升级[J]. 会计研究, 2025(5): 161-175.

[4]王吉宇, 李莉英. 高水平对外开放对首发经济的影响研究:基于关键核心技术创新的传导作用[J]. 中国软科学, 2025(4): 53-61.

[5]杨志浩, 洪俊杰. 制度型开放促进了本土企业创新:基于标准开放视角[J]. 经济学(季刊), 2025, 25(3): 613-630.

[6]王钰涵, 步丹璐. 外资控股、设备进口与中国关键技术发展[J]. 会计研究, 2023(9): 134-148.

[7]黄健峤, 陈运森, 邓祎璐. 外资持股影响监管倾向了吗? 来自证券交易所一线监管的证据[J]. 管理评论, 2024, 36(5): 194-206, 247.

[8]戴鹏毅, 杨胜刚, 袁礼. 资本市场开放与企业全要素生产率[J]. 世界经济, 2021, 44(8): 154-178.

[9]步丹璐, 贺晨, 文彩虹. 外资持股与企业社会责任表现[J]. 会计研究, 2021(2): 86-101.

[10]李逸飞, 李金, 肖人瑞. 社会保险缴费征管与企业人力资本结构升级[J]. 经济研究, 2023, 58(1): 158-174.

[11]李文贵, 毛厚斌, 路军. 财政透明度与企业人力资本升级[J]. 会计研究, 2025(5): 176-188.

[12]李逸飞, 李静, 楚尔鸣. 地方债管理体制改革与企业人力资本升级:理论与机制[J]. 金融研究, 2023(9): 131-149.

[13]铁瑛, 刘啟仁. 银行管制放松、融资约束与人力资本升级[J]. 财贸经济, 2021, 42(11): 116-130.

[14] BENMELECH E, FRYDMAN C, PAPANIKOLAOU D. Financial frictions and employment during the Great Depression[J]. Journal of financial economics, 2019, 133(3): 541-563.

[15]朱喜安, 马樱格. 数字化转型如何推动企业人力资本结构升级[J]. 经济管理, 2024, 46(2): 51-71.

[16]曹玉珊, 陈哲. 员工持股计划与企业持续创新:基于人力资本结构升级视角[J]. 统计与决策, 2024, 40(3): 179-183.

[17]杨薇, 孔东民. 企业内部薪酬差距与人力资本结构调整[J]. 金融研究, 2019(6): 150-168.

[18]王文涛. 完善高水平对外开放体制机制[J]. 求是, 2024(16):16-19.

[19] PFEFFER J, SALANCIK G R. The external control of organizations: a resource dependence perspective[M]. New York: Harper & Row, 1978.

[20] BENA J, FERREIRA M A, MATOS P, et al. Are foreign investors locusts? the long-term effects of foreign institutional ownership[J]. Journal of financial economics, 2017, 126(1): 122-146.

[21]庄明明, 余鹏翼, 李善民. 股权国际化能够促进我国企业并购绩效提升吗[J]. 会计研究, 2024(5): 48-65.

[22] ROBERTS G, YUAN L E. Does institutional ownership affect the cost of bank borrowing? [J]. Journal of economics and business, 2010, 62(6): 604-626.

[23]钟熙, 宋铁波, 陈伟宏, 等. 外资持股、期望落差与企业国际化进程[J]. 管理评论, 2021, 33(8): 245-255, 313.

[24]陈欣, 徐东玲, 孟陆. 全球供应链参与度与企业跨境并购[J]. 经济管理, 2024, 46(8): 65-87.

[25]魏江, 王丁, 刘洋. 来源国劣势与合法化战略:新兴经济企业跨国并购的案例研究[J]. 管理世界, 2020, 36(3): 101-120.

[26]步丹璐，兰宗，田伟婷．引入外资能引进核心技术吗?:基于华控赛格的案例研究[J]．财经研究，2019，45(9)：44-56，113.
[27]LUONG H，MOSHIRIAN F，NGUYEN L，et al. How do foreign institutional investors enhance firm innovation? [J]. Journal of financial and quantitative analysis，2017，52(4)：1449-1490.
[28]钟熙，宋铁波，陈伟宏，等．外资持股、CEO 决策视野与企业研发国际化[J]．科学学研究，2020，38(3)：496-505.
[29]谭小芬，苏小湄．跨境资本流动新趋势下我国培育耐心资本的挑战与应对策略[J]．南京社会科学，2025(4)：36-47.
[30] GILLAN S L，STARKS L T. Corporate governance，corporate ownership，and the role of institutional investors：a global perspective[J]. Journal of applied finance，2003，13(2)：4-22.
[31]AGARWAL V，TAFFLER R，BROWN M. Is management quality value relevant? [J]. Journal of business finance & accounting，2011，38(9/10)：1184-1208.
[32] KIM J B，PEVZNER M，XIN X. Foreign institutional ownership and auditor choice：evidence from worldwide institutional ownership[J]. Journal of international business studies，2019，50：83-110.
[33]TSANG A，XIE F，XIN X. Foreign institutional investors and corporate voluntary disclosure around the world[J]. The accounting review，2019，94(5)：319-348.
[34]张昭，马草原，王爱萍．资本市场开放对企业内部薪酬差距的影响:基于“沪港通”的准自然实验[J]．经济管理，2020，42(6)：172-191.
[35]汤萱，高星，赵天齐，等．高管团队异质性与企业数字化转型[J]．中国软科学，2022(10)：83-98.
[36]邱康权，梁占永．营商环境优化、经营主体与稳就业[J]．经济学动态，2024(8)：56-74.
[37]谢莉娟，谭学通，严玉珊，等．协同优化营商环境与资本跨区域流动[J]．数量经济技术经济研究，2025，42(10)：5-26.
[38]许志勇，张娜，张少勇，等．资产结构错配与企业高质量发展:营商环境的作用机制研究[J]．中国管理科学，2024，32(10)：286-300.
[39]吴斌，沃鹏飞，楼雯倩．风险投资参与是否影响企业“脱实向虚”?:基于中国资本市场的经验证据[J]．管理评论，2023，35(6)：15-32.
[40]姚加权，张锟澎，郭李鹏，等．人工智能如何提升企业生产效率?:基于劳动力技能结构调整的视角[J]．管理世界，2024，40(2)：101-116，133，117-122.
[41]蔡贵龙，郑国坚，马新啸，等．国有企业的政府放权意愿与混合所有制改革[J]．经济研究，2018，53(9)：99-115.
[42]熊家财，杜川．经济增长目标与企业人力资本结构优化升级[J]．系统工程理论与实践，2025，45(3)：717-734.
[43]江艇．因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]．中国工业经济，2022(5)：100-120.
[44]白雅洁，孙伟增，高雅．竞争政策、营商环境与小微企业成长:基于《反垄断法》实施的准自然实验[J]．南开经济研究，2024(7)：84-101.
[45]狄灵瑜，步丹璐．外资股东的引入与国有企业的国际化战略:以海外销售收入的实现为例[J]．世界经济研究，2021(5)：83-102，136.
[46]叶永卫，李鑫，刘贯春．数字化转型与企业人力资本升级[J]．金融研究，2022(12)：74-92.
[47]解维敏，田沃，何可．工业机器人应用与企业人力资本结构升级[J]．系统工程理论与实践，2025，45(6)：1745-1763.
[48]李梦雅，严太华，郝晨．风险投资与企业研发国际化:基于我国创业板上市公司的研究[J]．科研管理，2021，42(6)：1-8.
[49]马新啸，汤泰劼，郑国坚．国有企业混合所有制改革与人力资本结构调整:基于高层次人才配置的视角[J]．财贸经济，2020，41(12)：101-116.
[50]熊家财，黄玲．地方财政压力与企业劳动收入份额:基于取消农业税的准自然实验分析[J]．系统工程理论与实践，2025，45(4)：1095-1112.
[51]王春超，黄天鉴，孙帆．儒家文化与企业人力资本结构升级[J]．广东社会科学，2025(3)：29-42，286.
[52]蔡春，梁子慧．外资持股与企业债务融资成本差异[J]．中国软科学，2022(5)：159-168.
[53]王玉泽，罗能生，刘文彬．什么样的杠杆率有利于企业创新[J]．中国工业经济，2019(3)：138-155.