

平台生态嵌入促进互补企业成长： 来自华为生态系统的经验证据

彭正银¹, 郑福意¹, 罗贯擎²

(1. 天津财经大学商学院, 天津 300222;

2. 天津市科学技术发展战略研究院, 天津 300011)

摘要:数字经济时代,平台生态系统通过打破组织边界实现信息共享与资源协同,为互补企业提供了独特的竞争优势。本文基于嵌入性理论,通过手工收集整理 2013—2024 年华为生态系统内互补企业的真实交易数据,构建生态网络,实证考察了平台生态嵌入对互补企业成长的影响。研究发现,平台生态嵌入促进了互补企业成长,且这种促进作用在技术类和服务类互补者中更明显。机制检验发现,平台生态嵌入通过数字技术可供性与联合资产专用性影响互补企业成长。异质性分析发现,该效应在高新技术企业、融资约束水平更低、信息透明度更高以及行业竞争程度更强的样本中更为显著。研究结果揭示了互补企业通过嵌入平台生态系统实现自身成长的内在机理,对于促进平台经济高质量发展具有重要的理论与实践启示。

关键词:平台生态嵌入;互补企业成长;生态网络;数字技术可供性;联合资产专用性

中图分类号:F272

文献标识码:A

文章编号:1005-0566(2026)04-0140-15

Platform ecosystem embeddedness promotes the growth of complementary enterprises: Empirical evidence from Huawei's ecosystem

PENG Zhengyin¹, ZHENG Fuyi¹, LUO Guanqing²

(1. Business School, Tianjin University of Finance and Economics, Tianjin 300222, China;

2. Tianjin Academy of Science and Technology for Development, Tianjin 300011, China)

Abstract: In the era of the digital economy, platform ecosystems break down organizational boundaries to enable information sharing and resource coordination, thereby providing complementary enterprises with unique competitive advantages. Based on embeddedness theory, this study manually compiles and organizes real transaction data of complementary enterprises within the Huawei ecosystem from 2013 to 2024, constructs an ecosystem network, and empirically examines the impact of platform ecosystem embeddedness on the growth of complementary enterprises. The findings reveal that platform ecosystem embeddedness promotes the growth of complementary enterprises, with a more pronounced effect observed among technology and service-type complementary enterprises. Mechanism tests indicate that platform ecosystem embeddedness influences the growth of complementary enterprises through digital technology affordance and joint asset specificity. Heterogeneity analysis shows that this effect is more significant in samples of high-tech enterprises, those with lower financing constraints, higher information transparency, and greater industry

基金项目:国家社会科学基金重大项目“平台企业治理研究”(21&ZDI35)

作者简介:彭正银(1963—),男,安徽桐城人,天津财经大学商学院教授,管理学博士,研究方向为网络组织与平台治理。通信作者:罗贯擎。

competition intensity. This study reveals the underlying mechanism through which complementary enterprises achieve growth by embedding into platform ecosystems, offering important theoretical and practical implications for promoting high-quality development of the platform economy.

Key words: platform ecosystem embeddedness; the growth of complementary enterprises; ecosystem network; digital technology affordance; joint asset specificity

《中共中央关于制定国民经济和社会发展的第十五个五年规划的建议》明确提出,要“推动平台经济创新和健康发展”。当前,平台经济已成为驱动数实深度融合、重塑产业竞争格局的关键引擎^[1-2],如何引导企业通过嵌入平台生态获得竞争优势、实现高质量成长,是推动平台经济健康发展的关键议题。为此,我国政府出台多项战略部署。2022年1月,国家发展改革委等部门联合发布《关于推动平台经济规范健康持续发展的若干意见》,明确提出“建立有序开放的平台生态,培育平台经济发展新动能”。2025年12月,工业和信息化部发布《推动工业互联网平台高质量发展行动方案(2026—2028年)》,强调要推动平台开展跨区域产能协作与创新资源对接,加强产业链上下游企业间能力共享和业务协同,构建区域产业协同数字化中枢,形成优势互补、联动发展的区域产业创新生态。然而,现实中许多企业仍受困于传统的封闭式创新或浅层合作模式,面临资源碎片化、协同效率低下及“创新锁定”等困境。相比之下,以互补者身份深度嵌入平台生态系统,与平台架构及生态伙伴进行结构化耦合,能够有效承接资源外溢与网络化协同效应^[3-4],进而塑造新的竞争优势。基于此,本文提出以下问题:平台生态嵌入是否以及如何影响互补企业成长?

梳理文献发现,相关研究主要集中在互补企业价值共创与平台生态嵌入两方面^[5]。一类文献围绕共生逻辑、共创路径两方面探讨互补企业如何依托平台生态系统实现价值共创。在共生逻辑方面,平台生态系统的构建依赖于平台主导者与互补企业的共生伙伴关系^[6]。平台依托互补企业在底层技术架构上扩展自身功能,互补企业则将自身产品整合至生态网络中^[7-8]。在共创路径方面,Gawer^[9]认为平台主导者通过接口设定、资源

配置与治理机制构建,吸引并协调互补者,实现生态系统价值增值^[10]。平台主导者与互补企业间的竞合关系,会深刻影响双方在资源共享、获取与整合过程中的行为模式^[4,11]。另一类文献则关注平台生态嵌入行为。现有研究已广泛证实平台生态嵌入在驱动企业创新^[12-13]、加速新产品开发^[14]、赋能数字化转型^[5,15]以及推动价值链攀升^[16]等方面的积极作用。尽管已有研究指出,深度嵌入平台生态系统是互补企业跨越资源约束、实现快速成长的关键路径^[17],但这一论断至今仍缺乏系统性的实证检验。在实证测度层面,现有文献多依赖问卷调查^[14]或基于年报的文本分析方法刻画生态嵌入行为^[16]。然而,问卷数据易受被试主观认知与同源偏差影响,难以精准刻画生态系统的内部耦合关系^[18];文本分析法则受限于企业的选择性信息披露行为^[19],导致测度结果往往停留在意愿表象,无法准确刻画嵌入行为。

纵观已有文献,当前仍存在以下研究缺口:第一,现有研究多立足于核心企业视角,将平台生态系统视为自上而下主导的价值创造结构^[20],对互补企业的主动作用关注不足。互补企业并非被动依附于平台,而是通过直接或跨边网络效应,主动连接多元生态主体以实现价值共创^[21]。急需构建以互补企业为核心的理论视角,揭示其在生态网络中的资源整合机制与战略行为逻辑。第二,在考察平台生态嵌入的经济效应时,多数研究聚焦于创新绩效等静态产出,忽略了企业成长这一涉及资源积累、能力迭代与市场扩张的动态演进过程^[22],鲜有文献实证考察生态嵌入对互补企业成长的影响。第三,互补企业“嵌入—资源—成长”的内在逻辑尚未明晰^[23]。互补企业如何依托特定的网络结构位置整合异质性资源,并将其转化为

驱动企业成长的内在动力,该传导机制与作用边界仍需进一步厘清。

鉴于此,本文以华为平台生态系统中互补企业为主要研究对象,通过手工收集整理 2013—2024 年生态系统内部的真实交易数据构建生态网络,实证考察平台生态嵌入对互补企业成长的影响。本文可能的边际贡献体现在以下几个方面。第一,突破了以往平台生态嵌入测量方式的局限。本文创新性地利用真实交易数据构建生态网络,通过“中心度”“结构洞”等网络指标刻画平台生态嵌入行为,这不仅实现了测度上的精准量化,也为从社会网络分析视角研究平台生态提供了新工具。第二,明晰了互补企业“嵌入—资源—成长”的底层逻辑。本文引入数字技术可供性与联合资产专用性,深入剖析了生态嵌入驱动互补企业成长的内在机理,这不仅拓展了平台经济的理论边界,也为研究平台生态系统中互补企业的成长路径提供了新视角。第三,为中国情境下互补企业应对外部环境不确定性提供了指引。在全球地缘政治博弈加剧与技术封锁的背景下,本土企业如何突破“卡脖子”困境成为亟待解决的现实问题。本文研究发现,深度嵌入具有技术主导权的本土平台生态系统,是企业实现高质量发展的关键路径。这不仅为互补企业利用平台生态实现从“依附式”向“共生式”的成长转型提供了实践路径,也为政府引导平台企业发挥“链主”作用、带动产业链上下游大中小企业融通创新提供了决策参考。

一、理论分析与研究假设

(一)平台生态嵌入与互补企业成长

平台生态系统是以平台主导者为核心节点,各类互补者为外围节点,通过信息共享与资源协同实现价值共创的复杂网络结构^[9]。基于嵌入性理论,企业的经济行为并非孤立存在,而是嵌入于社会关系网络之中,其资源获取与成长路径受制于所嵌入的网络联结关系。平台生态嵌入是嵌入性理论在数字平台情境下的延伸^[11-12]。互补企业通过嵌入生态网络,与多方主体形成互动合作,在优势互补与互惠共生中实现生态价值最大

化^[3]。在此过程中,互补企业的组织结构与合作方式由单链式转向网络式^[4],从而能更高效地获取跨界知识与异质性资源^[24]。本文参考李平等^[25]的研究,将平台生态嵌入分为产业链关系嵌入和生态结构洞两个维度,以揭示其对互补企业成长的驱动机理。

产业链关系嵌入反映了互补企业作为供应商或用户,与生态内一条或多条产业链上在位主体建立的联结关系^[25-27]。这种关系嵌入能够帮助企业获取市场交易难以触及的隐性资源与信任基础。一方面,随着互补企业与平台生态主体合作的广度与深度不断拓展,其自身进一步融入生态网络,共享生态网络中的数字技术、数据等互补性资源^[28]。同时,平台主导者构建的强联结网络,为产品销售、原材料采购等关键环节提供背书,有效降低了交易成本与信息不对称^[17]。另一方面,处于优势生态位的互补者往往具备更强的话语权与市场敏锐度^[2],能够精准捕捉市场供求、客户偏好等动态信息,加速功能创新与产品迭代^[29],进而驱动自身成长。

结构洞反映了行动主体间非冗余的连接^[30],是异质性资源流通的关键枢纽。传统情境下,互补企业往往局限于单一产业链或固定合作伙伴,信息获取路径单一。而平台生态打破了传统的组织边界,使得供需多边主体的跨域协作成为可能^[31]。嵌入性理论认为,企业在网络结构中的位置决定了其信息获取与资源整合的能力。随着嵌入程度加深,互补企业得以在重塑的关系网络中占据大量“球状结构洞”位置^[32],成为不同技术流、信息流与资金流交汇的“中介桥梁”。这种非冗余的结构优势不仅使互补企业成为知识溢出与技术扩散的关键节点^[11],赋予其调配异质性资源的网络权力^[26],更帮助其有效突破传统成长路径中的资源约束与信息壁垒,在跨界重构与协同创新中获得持续的成长动力。基于此,本文提出如下假设。

假设 H1:平台生态嵌入有助于促进互补企业成长。

(二)平台生态嵌入促进互补企业成长的影响机制

1. 数字技术可供性

数字技术可供性是数字技术在算力、算法和数字基础设施等方面为行为主体产生各种结果的可能性^[33]。互补企业通过嵌入生态网络,深度接入平台主导者提供的数字基础设施与模块化技术架构,为激活数字技术可供性奠定基础^[34]。互补企业通过与平台主导者及生态内其他主体的持续交互激活数字技术可供性^[11],而数字技术可供性主要通过积累可供性和变异可供性两个维度发挥作用^[35]。

一方面,平台生态嵌入构筑了积累可供性的基础,提升了互补企业的资源整合效率。积累可供性体现为运用数字技术对研发、生产、销售等环节产生的多元异构数据进行标准化处理^[20],从而有效降低信息获取与数据调用的成本。互补企业通过嵌入产业链与占据结构洞,广泛连接并整合异质性数据资源。特别是处于优势生态位的互补企业能够有效应用数字技术并改进传统技术,进而提升资源整合与技术创新效率^[36]。另一方面,平台生态嵌入触发了变异可供性的协同效应。变异可供性体现为互补企业对传统技术组件进行数字化升级,通过分层技术架构优化生产流程并实现模块化重构^[37],为实时协同提供技术基础。借助生态嵌入,互补企业突破组织边界,与平台主导者及伙伴建立跨层级的数字连接与深度协同^[24,28]。由此,互补企业得以接入分层技术架构,构建模块化生产体系,最终重塑生产方式,为企业成长提供动力。基于此,本文提出如下假设。

假设 H2:平台生态嵌入通过提升数字技术可供性进而促进互补企业成长。

2. 联合资产专用性

资产专用性指资产仅能在特定领域实现其价值、且难以转移他用的特性。王节祥等^[38]提出双边资产专用性,即合作各方投入的专用性资产随成果形成而相互绑定。在平台生态系统中,传统的单边资产专用性逐渐向多主体绑定的联合资产

专用性演进^[28,39]。互补者通过耦合关系相互联结,共同进行关系专用性投资,进而形成具备协同效应的联合专用性资产^[40]。

具体而言,处于优势生态位的互补企业能够敏锐捕捉并整合关键信息与资源,释放出强烈的积极信号,吸引生态网络中具备互补技术的伙伴共同进行专用性投资^[41]。同时,深度嵌入培育的信任机制有效降低了主体间的机会主义风险,进一步提升了各方专用性资产投入的意愿与力度^[42]。随着互补企业不断增加专用性投资,将资源持续投入联合研发与技术适配中,联合资产专用性不断深化。这种资产形态不仅推动了风险共担、利益共享的耦合共同体构建,重构了企业的商业模式^[43],更促使生态系统从竞争博弈走向共赢共生。由此可见,互补企业通过生态嵌入强化主体间的相互依赖,推动联合资产专用性的形成与深化,进而驱动自身在资源整合与协同创新中实现持续成长。基于此,本文提出如下假设。

假设 H3:平台生态嵌入通过提高联合资产专用性进而促进互补企业成长。

二、研究设计

(一)样本选择与数据来源

本文选取中国工业互联网平台企业——华为技术有限公司(以下简称“华为”)构建的生态系统为研究对象。自2016年推行“全面云化”战略以来,华为依托 Kunpeng、Ascend 与 HarmonyOS 等数字底座,聚合了全球超4.7万家合作伙伴与635万开发者,构建了“Huawei Inside”共生生态系统。面对外部技术封锁,华为持续投入近10亿元加速AI生态建设与产业链国产化替代,为互补企业提供了资源整合与创新升级的独特场域。同时,华为通过“云生态大会”、“合作伙伴大会”以及年报等渠道定期披露生态伙伴名单与业务动态,为本文手工收集真实交易数据、构建生态网络提供了可靠基础。

本文通过以下步骤收集与筛选研究样本:首先,基于华为“云生态大会”“合作伙伴大会”公布的合作伙伴目录,Wind 数据库及东方财富网中

“华为概念”板块,筛选出 915 家互补企业作为初始样本。其次,通过手工查询企业官网、年报、投资者互动平台等公开信息,确定各企业加入华为生态系统的起始年份^①,构建出 2013—2024 年华为生态系统内互补企业的面板数据。同时,剔除金融保险行业、ST 与 *ST 以及核心变量缺失的样本,对连续变量在 1% 和 99% 水平上进行缩尾处理。最终得到 838 家企业的 6 353 个年度观测值。本文的交易数据来源于 Wind 数据库,财务数据来源于 CSMAR 数据库,专利数据来源于国家知识产权局专利数据库和 CNRDS 数据库。

(二) 变量构建

1. 被解释变量:互补企业成长

全要素生产率作为衡量企业生产效率和技术进步的核心指标,能够综合反映资源投入、技术水平等因素对企业成长的贡献,也能展现出企业持续成长的潜力^[44]。本文参考刘备等^[45]的研究,利用 Levinsohn-Petrin 法(LP 法)计算全要素生产率衡量互补企业成长(*Growth*)。同时,在稳健性检验中使用 Olley-Pakes 法(OP 法)计算出的全要素生产率进行替代。

2. 解释变量:平台生态嵌入

构建以平台主导者为核心,各类互补企业为外围节点的生态网络,既能清晰地展示企业在平台生态系统中的位置结构,也能准确刻画生态成员间的协同合作现象。因此,本文手工收集真实交易数据来构建生态网络。参照 Chaney^[46]、史金艳等^[47]的研究,具体构建步骤为:①通过对企业官网、年报、投资者互动平台等公开信息进行检索,确定每家企业加入华为生态系统的起始年份;②查询 Wind 数据库、年报、“企查查”网站等渠道,收集指定年份企业前五大供应商与客户的交易信息进行清洗,建立 2013—2024 年企业间交易关系矩阵;③通过 Creatpajek 软件生成网络格式,并导入 Pajek 软件计算得出各互补企业的网络特征指标。

本文参考 Ali 等^[48]的做法,选取特征向量中心度(*Eigcent*)和结构洞(*STh*)来衡量互补企业生态嵌入的位置特征。在平台生态系统中,单纯依靠连接数量难以体现企业真实地位,因其连接对象可能仅为边缘主体。因此,采用特征向量中心度衡量网络影响力层级,不仅能够统计企业间直接连接的数量,还能以邻近企业的重要性为权重,识别如平台企业、核心互补企业等“高价值”节点^[32],从而更全面地量化其全局影响力。结构洞则衡量互补企业在网络中的结构特征,企业通过占据结构洞位置获取非冗余的知识与异质性资源,成为关键资源整合者^[31]。本文使用 1 减去约束指数的差值衡量互补企业占据结构洞的丰富程度。此外,为避免量纲与异方差问题,在实证回归中对数值进行乘 100 处理。

3. 控制变量

本文借鉴刘备等^[45]的研究,选取的控制变量包括:资产收益率(*Roa*),以净利润与总资产的比值衡量;产权性质(*Soe*),若企业为国有企业则取 1,否则取 0;两职合一(*Dual*),若由同一人兼任董事长与总经理职务则取 1,否则取 0;企业年龄(*Age*),以实际观察年份减去上市年份来衡量;董事会规模(*Board*),以董事会总人数表示;董事会独立性(*Indep*),采用董事会总体人数中独立董事人数占比衡量;股权集中度(*Shrcr*),以第一大股东持股比例来衡量;现金持有水平(*Cash*),采用经营活动产生的现金流净额与资产总额的比值表示。

(三) 模型设定

为研究平台生态嵌入对互补企业成长的影响,本文从特征向量中心度和结构洞两维度刻画平台生态嵌入程度,构建的基准回归模型为:

$$Growth_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 X_{i,t} + \alpha_2 Control_{i,t} + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, α_0 为截距项; α_1 为平台生态嵌入指标的

^① 样本区间选择依据如下:2012 年证监会发布《公开发行证券的公司信息披露内容与格式准则第 2 号——年度报告的内容与格式》,鼓励上市公司自 2013 年起披露客户与供应商交易信息,因此选取自 2013 年后,互补企业加入华为生态的起始年份至 2024 年为样本年份。

回归系数;*Year* 为年份效应;*Industry* 为行业效应; ε 为随机误差项;*Control* 为控制变量;*Growth* 为被解释变量,即互补企业成长;核心解释变量 $X_{i,t}$ 是平台生态嵌入指标,分别为特征向量中心度 (*Eigcent*) 和结构洞 (*STh*)。考虑到可能存在的异方差和序列相关问题,回归标准误在企业层面进行聚类。

三、实证结果与分析

(一) 总体特征分析

本文使用 Pajek 软件对生态网络进行可视化呈现。如图 1 所示,随着时间的演进,华为生态网络规模迅猛扩张。如表 1 所示,在网络整体特征方面,互补企业数量从 2013 年的 204 家增至 2024 年的 818 家,网络节点数由 2 349 个升至 8 705 个,边数由 4 560 条增至 17 221 条。节点与边数的同步增长,反映出华为生态系统中的互补企业规模不断壮大,企业间的合作也日益密切。网络节点平均度从 1.880 8 升至 1.956 1,整体呈上升趋势,表明互补企业间的直接关联愈发密集。在节点结构位置方面,生态网络扩张初期(2013—2017 年),特征向量中心度从 0.013 0 降至 0.005 7,表明新节

点的涌入分散了核心节点的影响力;2017 年后该指标稳步上升,表明随着生态规模效应显现,核心节点的影响力逐渐巩固,网络层级趋于清晰。同时,程度中心度和结构洞丰富度均呈增长态势,体现出互补企业间构建了广泛、密集的连接。总体而言,华为生态系统以其多元化的互补者、结构层次清晰的网络架构以及密集节点互动,构成了一个完备的平台生态网络。

表 1 华为生态网络整体与节点结构位置特征

年份	企业数量	网络节点/个	网络边数	网络节点平均度	企业特征向量中心度(均值)	企业程度中心度(均值)	企业结构洞(均值)
2013	204	2 349	4 560	1.880 8	0.013 0	9.377 5	0.889 1
2014	221	2 502	4 840	1.867 3	0.012 5	9.624 4	0.893 7
2015	279	3 125	6 047	1.868 8	0.010 7	9.763 4	0.895 9
2016	311	3 497	6 792	1.883 3	0.008 4	9.865 0	0.896 6
2017	404	4 540	8 817	1.883 3	0.005 7	9.933 2	0.897 1
2018	432	4 557	9 005	1.951 3	0.008 1	10.006 9	0.897 1
2019	627	6 702	13 271	1.959 7	0.007 4	10.177 0	0.898 2
2020	678	7 514	14 784	1.934 5	0.006 9	10.212 4	0.899 3
2021	756	8 129	16 087	1.957 4	0.006 9	10.247 4	0.899 5
2022	805	8 635	17 118	1.964 3	0.007 9	10.361 5	0.899 7
2023	818	8 627	17 123	1.969 2	0.007 8	10.392 4	0.900 2
2024	818	8 705	17 221	1.956 1	0.007 6	10.441 3	0.900 9

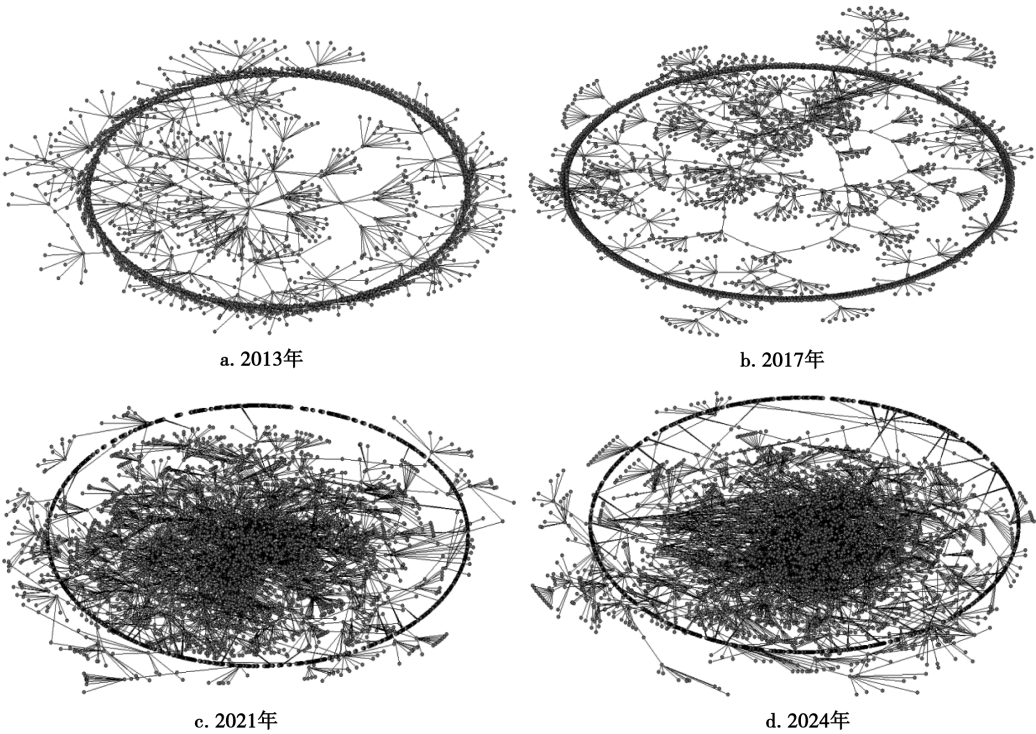


图 1 华为生态网络演进

(二)描述性统计

描述性统计结果如表 2 所示,特征向量中心度、结构洞均值分别为 0.007 9 和 0.898 5,表明互补企业在生态网络中的嵌入程度存在明显差异,部分企业深度嵌入生态网络并占据核心节点位置,而另一部分企业则处于边缘位置。其余变量均处于合理区间。

(三)相关性分析

主要变量的相关性检验结果如表 3 所示,特征向量中心度、结构洞与互补企业成长之间均存在正向相关关系,与理论分析相符,初步验证假设 H1。方差膨胀因子(VIF)均值为 1.28,远低于 10,表明模型不存在严重多重共线性问题。此外,考虑

到特征向量中心度与结构洞显著相关,为避免出现多重共线性,在模型中分别对其进行回归分析^[49]。

表 2 描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>Growth</i>	6 353	8.721 7	0.999 8	6.737 7	8.587 1	11.492 1
<i>Eigcent</i>	6 353	0.007 9	0.027 1	0.000 0	0.000 0	0.168 6
<i>STh</i>	6 353	0.898 5	0.011 1	0.833 3	0.900 0	0.928 6
<i>Roa</i>	6 353	0.026 6	0.069 9	-0.307 7	0.035 2	0.178 1
<i>Soe</i>	6 353	0.224 8	0.417 5	0.000 0	0.000 0	1.000 0
<i>Dual</i>	6 353	0.367 5	0.482 2	0.000 0	0.000 0	1.000 0
<i>Age</i>	6 353	9.143 1	7.334 7	0.000 0	7.000 0	34.000 0
<i>Board</i>	6 353	8.180 7	1.527 6	5.000 0	9.000 0	13.000 0
<i>Indep</i>	6 353	38.004 7	5.249 9	33.330 0	36.360 0	57.140 0
<i>Shrcr</i>	6 353	28.858 0	13.808 1	5.920 0	26.550 0	65.340 0
<i>Cash</i>	6 353	0.042 3	0.060 8	-0.125 6	0.040 9	0.218 5

表 3 相关性分析

变量	<i>Growth</i>	<i>Eigcent</i>	<i>STh</i>	<i>Roa</i>	<i>Soe</i>	<i>Dual</i>
<i>Growth</i>	1	—	—	—	—	—
<i>Eigcent</i>	0.033 9 ***	1	—	—	—	—
<i>STh</i>	0.119 9 ***	0.067 3 ***	1	—	—	—
<i>Roa</i>	0.088 2 ***	-0.046 6 ***	-0.022 9 *	1	—	—
<i>Soe</i>	0.266 0 ***	0.006 4	0.028 7 **	0.001 9	1	—
<i>Dual</i>	-0.089 4 ***	-0.040 7 ***	0.003 3	-0.024 4 *	-0.290 8 ***	1
<i>Age</i>	0.464 2 ***	0.006 8	0.082 0 ***	-0.144 8 ***	0.467 0 ***	-0.183 0 ***
<i>Board</i>	0.165 4 ***	0.035 5 ***	-0.013 3	0.042 3 ***	0.293 0 ***	-0.156 2 ***
<i>Indep</i>	0.011 6	0.029 2 **	0.101 1 ***	-0.036 9 ***	-0.088 9 ***	0.106 4 ***
<i>Shrcr</i>	0.073 9 ***	-0.040 0 ***	-0.020 8 *	0.200 4 ***	0.183 5 ***	-0.066 0 ***
<i>Cash</i>	0.184 8 ***	-0.045 3 ***	0.036 1 ***	0.369 9 ***	0.026 5 **	-0.051 1 ***
变量	<i>Age</i>	<i>Board</i>	<i>Indep</i>	<i>Shrcr</i>	<i>Cash</i>	
<i>Age</i>	1	—	—	—	—	—
<i>Board</i>	0.173 8 ***	1	—	—	—	—
<i>Indep</i>	-0.022 3 *	-0.567 7 ***	1	—	—	—
<i>Shrcr</i>	-0.077 0 ***	-0.034 9 ***	0.030 2 **	1	—	—
<i>Cash</i>	0.027 6 **	0.052 2 ***	-0.007 6	0.119 5 ***	1	—

(四)基准结果分析

基准回归结果如表 4 所示。第(1)列和第(2)列中未加入控制变量,特征向量中心度和结构洞的回归系数均显著为正。第(3)列和第(4)列进一步加入控制变量后,特征向量中心度和结构洞的回归系数分别为 0.025 5 和 0.060 0,均在 1% 水平下显著。结果表明,平台生态嵌入程度越高,对互补企业成长的促进作用越强,假设 H1 得以验证。

(五)稳健性检验

1. 改变主要变量衡量方式

在被解释变量方面,本文借鉴杨汝岱^[44]的研究,采用 OP 法计算的全要素生产率(*TFP_OP*)作为互补企业成长的替代指标。结果如表 5 第(1)列所示,特征向量中心度、结构洞的回归系数分别为 0.017 3 和 0.035 7,均在 5% 水平下显著为正。在解释变量方面,借鉴史金艳等^[47]的研究,采用程度中心度(*Degree*)作为生态嵌入的替代指标。程

度中心度的回归系数为 0.138 3,在 1% 水平下显著为正。上述结果均与基准回归一致。

表 4 基准回归

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Growth</i>	<i>Growth</i>	<i>Growth</i>	<i>Growth</i>
<i>Eigcent</i>	0.025 1 ** (2.192 5)	—	0.025 5 *** (2.624 4)	—
<i>STh</i>	—	0.096 1 *** (3.662 3)	—	0.060 0 *** (2.803 5)
<i>Roa</i>	—	—	1.656 1 *** (6.512 7)	1.618 7 *** (6.395 5)
<i>Soe</i>	—	—	0.090 2 (1.174 4)	0.082 2 (1.086 7)
<i>Dual</i>	—	—	0.029 4 (0.638 9)	0.023 2 (0.504 9)
<i>Age</i>	—	—	0.051 0 *** (10.691 5)	0.050 5 *** (10.643 8)
<i>Board</i>	—	—	0.084 4 *** (4.192 8)	0.084 0 *** (4.195 8)
<i>Indep</i>	—	—	0.018 0 *** (3.504 0)	0.017 1 *** (3.369 2)
<i>Shrcr</i>	—	—	0.004 0 ** (2.054 2)	0.004 0 ** (2.052 1)
<i>Cash</i>	—	—	1.804 3 *** (5.636 0)	1.744 3 *** (5.520 1)
<i>Constant</i>	8.701 8 *** (283.655 4)	0.084 3 (0.035 8)	6.593 2 *** (20.065 3)	1.275 1 (0.651 9)
时间/行业 固定效应	是	是	是	是
<i>N</i>	6 353	6 353	6 353	6 353
<i>Adjusted R</i> ²	0.240 6	0.247 3	0.419 2	0.419 4

注:***、**、* 分别代表在 1%、5% 和 10% 的水平下显著;括号中为聚类到企业层面标准误计算的 *t* 值。下同

2. 加入其他控制变量

为进一步缓解遗漏变量偏差,本文增加企业规模和净利润增长率变量,重新对基准回归模型进行检验,其中企业规模(*Size*)和净利润增长率(*Npg*)分别以企业员工人数的自然对数、本年净利润与上一年净利润的比值减 1 来衡量。结果如表 5 第(2)列所示,特征向量中心度和结构洞的回归系数均显著为正,与基准回归一致。

表 5 改变主要变量衡量方式与加入其他控制变量

变量	(1)		(2)	
	改变主要变量衡量方式		加入其他控制变量	
	<i>TFP_OP</i>	<i>Growth</i>	<i>Growth</i>	
<i>Eigcent</i>	0.017 3 ** (2.331 8)	—	0.016 1 ** (2.235 9)	—
<i>STh</i>	—	0.035 7 ** (2.254 2)	—	0.034 6 ** (2.650 0)
<i>Degree</i>	—	—	0.138 3 *** (5.141 5)	—
<i>Controls</i>	是	是	是	是
时间/行业 固定效应	是	是	是	是
<i>N</i>	6 353	6 353	6 353	6 015
<i>Adjusted R</i> ²	0.412 1	0.411 6	0.432 0	0.623 9

3. 样本子区间模型估计

考虑到 2019 年起华为生态进入快速发展阶段,互补企业数量迅速增多。为尽可能降低衡量偏误对研究结论的影响,本文将样本期间调整为 2019—2024 年。同时,为避免直辖市资源禀赋过高带来可能存在的样本偏差,剔除 4 个直辖市的数据进行子样本回归。结果如表 6 所示,特征向量中心度和结构洞的回归系数均显著为正,与基准回归一致。

表 6 样本子区间模型估计

变量	(1)		(2)	
	<i>Growth</i>		<i>Growth</i>	
	调整样本区间		剔除直辖市	
<i>Eigcent</i>	0.035 6 *** (3.383 6)	—	0.032 6 *** (3.601 1)	—
<i>STh</i>	—	0.083 2 *** (2.903 7)	—	0.049 7 ** (2.069 3)
<i>Controls</i>	是	是	是	是
时间/行业 固定效应	是	是	是	是
<i>N</i>	4 502	4 502	4 878	4 878
<i>Adjusted R</i> ²	0.411 1	0.410 6	0.433 4	0.430 7

4. 更换固定效应

为控制地区、行业层面随时间变化的遗漏因素,本文在基准模型基础上进一步控制城市固定效应,以及“时间×行业”、“时间×城市”的高维交互固定效应。结果如表 7 所示,特征向量中心度和结构洞的回归系数均显著为正,与基准回归一致。

表 7 更换固定效应

变量	(1)		(2)		(3)	
	<i>Growth</i>		<i>Growth</i>		<i>Growth</i>	
	城市固定效应		时间×行业固定效应		时间×城市固定效应	
<i>Eigcent</i>	0.026 1 *** (2.861 8)	—	0.025 2 ** (2.527 2)	—	0.025 4 ** (2.571 4)	—
<i>STh</i>	—	0.057 9 *** (2.895 1)	—	0.061 0 *** (2.734 3)	—	0.060 3 ** (2.537 6)
<i>Controls</i>	是	是	是	是	是	是
时间/行业 固定效应	是	是	是	是	是	是
城市固 定效应	是	是	否	否	否	否
时间×行业 固定效应	否	否	是	是	否	否
时间×城市 固定效应	否	否	否	否	是	是
<i>N</i>	6 352	6 352	6 243	6 243	5 740	5 740
<i>Adjusted R</i> ²	0.510 7	0.510 2	0.402 9	0.403 2	0.430 6	0.430 0

5. 更换标准误聚类方式

为进一步缓解潜在的异方差和序列相关问题、减少标准误估计偏误,本文引入“行业—时间”及“城市—时间”双向维度聚类标准误。结果如表

8 所示,特征向量中心度和结构洞的回归系数始终显著为正,与基准回归一致。

表 8 更换标准误差聚类方式

变量	(1)		(2)	
	Growth		Growth	
	行业—时间 聚类标准误		城市—时间 聚类标准误	
Eigcent	0.025 5 ** (3.079 3)	—	0.025 5 ** (2.590 3)	—
STh	—	0.060 0 ** (2.737 8)	—	0.060 0 ** (2.397 7)
Controls	是	是	是	是
时间/行业 固定效应	是	是	是	是
N	6 353	6 353	6 353	6 353
Adjusted R ²	0.419 1	0.419 3	0.419 2	0.419 4

(六) 内生性检验

1. 持续效应分析

本文参照方先明等^[50]的研究,为缓解反向因果所导致的内生性问题,将被解释变量前置一期,同时将解释变量分别滞后一期和滞后两期进行回归。结果如表 9 所示,特征向量中心度和结构洞的回归系数均显著为正,与基准回归一致。

表 9 持续效应分析

变量	(1)		(2)		(3)	
	F_Growth		Growth		Growth	
	被解释变量前置一期		解释变量滞后一期		解释变量滞后两期	
Eigcent	0.022 8 ** (2.254 3)	—	—	—	—	—
STh	—	0.054 2 ** (2.548 0)	—	—	—	—
L_Eigcent	—	—	0.024 1 ** (2.391 9)	—	—	—
L_STh	—	—	—	0.050 8 ** (2.386 2)	—	—
L2_Eigcent	—	—	—	—	0.022 3 ** (2.140 9)	—
L2_STh	—	—	—	—	—	0.043 9 ** (2.130 2)
Controls	是	是	是	是	是	是
时间/行业 固定效应	是	是	是	是	是	是
N	5 469	5 469	5 464	5 464	4 648	4 648
Adjusted R ²	0.402 7	0.403 0	0.414 7	0.414 2	0.411 1	0.410 4

2. 工具变量法

在探究平台生态嵌入对互补企业成长的影响中,可能存在逆向因果、遗漏变量等内生性问题。一方面,成长能力较强的企业通常拥有先进的数字技术、雄厚的研发资金等优势,可能成为其他互补者与之建立合作关系的重要参考;另一方面,企业成长受到内外部因素共同作用,存在遗漏变量的可能。因此,本文采用两阶段最小二乘法(2SLS)进行内生性检验。参照 Bellamy 等^[51]的做法,选取中介中心度(Btwness)作为工具变量。中介中心度反映了节点企业处于其他节点之间的

“中间”程度,与特征向量中心度高度相关,但难以直接影响企业成长^[52],符合工具变量选取的相关性与排他性要求。结果如表 10 所示,第一阶段工具变量系数分别为 3.369 8 和 0.840 3,在 1% 水平下显著,F 统计量分别为 61.82 和 56.72,均大于 10,排除弱工具变量问题。第二阶段回归结果均在 1% 水平下显著,且通过了不可识别与弱工具变量检验,再次证明结论稳健。

表 10 工具变量检验

变量	(1)		(2)	
	第一阶段		第二阶段	
	Eigcent	STh	Growth	Growth
Btwness	3.369 8 *** (7.862 7)	0.840 3 *** (7.531 1)	—	—
Eigcent	—	—	0.176 2 *** (4.441 4)	—
STh	—	—	—	0.706 5 *** (6.059 5)
Controls	是	是	是	是
时间/行业 固定效应	是	是	是	是
N	6 353	6 353	6 353	6 353
Kleibergen- Paap rk LM	—	—	43.580 [0.000]	29.961 [0.000]
Cragg-Donald Wald F	—	—	805.252 [16.38]	245.624 [16.38]

注:[] 中为 p 值,| | 中为 Stock-Yogo 检验在 10% 显著性水平下的临界值。

3. 倾向匹配得分法(PSM-DID)

为缓解不可观测变量带来的选择偏差,本文采用倾向匹配得分法(PSM-DID),以生态网络结构指标中位数为分界线设置虚拟变量,选取资产收益率、产权性质、两职合一、企业年龄等作为协变量,分别采用 1:4 最近邻匹配和卡尺范围为 0.01 的卡尺匹配原则重新估计。结果如表 11 所示,特征向量中心度和结构洞的回归系数均显著为正。

表 11 PSM-DID 检验

变量	(1)		(2)	
	Growth		Growth	
	最近邻匹配		卡尺匹配	
Eigcent	0.024 5 ** (2.553 2)	—	0.025 5 *** (2.625 7)	—
STh	—	0.104 5 *** (3.529 8)	—	0.059 7 *** (2.785 2)
Controls	是	是	是	是
时间/行业 固定效应	是	是	是	是
N	5 725	3 204	6 349	6 345
Adjusted R ²	0.427 9	0.442 0	0.419 0	0.417 0

4. 安慰剂检验

为验证平台生态嵌入对互补企业成长的促进效应并非偶然,借鉴史金艳等^[47]的研究,本文通过随机分配互补企业在生态网络中的位置,并重复抽样 1 000 次,以吸收不可观测的随机因素干扰。

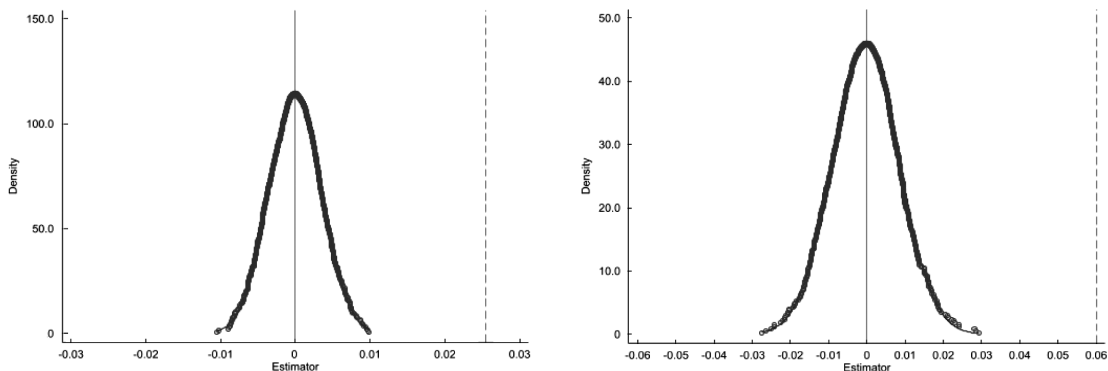


图2 安慰剂检验

四、进一步分析

(一) 机制检验

基于上文理论分析,平台生态嵌入通过数字技术可供性、联合资产专用性影响互补企业成长。本文借鉴江艇^[53]的研究,构建的回归模型为:

$$M_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 X_{i,t} + \beta_2 Control_{i,t} + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中, $M_{i,t}$ 为中介变量,分别为数字技术可供性(DA)和联合资产专用性(Cas)的代理变量。其余变量与模型(1)保持一致。

1. 数字技术可供性

数字技术可供性反映了企业运用数字技术的动态能力^[37]。在积累可供性方面,数字技术专利能够衡量企业对跨领域数据整合与标准化处理的水平,体现企业借助数字技术优化资源配置、驱动技术创新的动态能力。在变异可供性方面,专利所涉及的技术创新能够体现企业对传统组件的数字化升级、生产流程重构及模块化体系构建水平^[54]。本文参考Hein等^[55]的研究,采用企业独自申请的数字技术专利数量刻画数字技术可供性。具体而言,根据国家统计局《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》,以IPC分类号作为判断依据,筛选出企业独自申请的数字技术专利,汇总

结果如图2所示,随机抽样的估计系数核密度曲线近似均值为0的正态分布,且显著偏离基准回归的真实系数。这表明,研究结论并非由随机因素驱动,有效排除了不可观测的遗漏变量与随机因素的干扰。

后以“独自申请数字技术专利数+1”的自然对数衡量数字技术可供性(DA)。结果如表12第(1)列所示,特征向量中心度和结构洞的回归系数分别为0.025 3和0.129 6,均显著为正,表明数字技术可供性是平台生态嵌入促进互补企业成长的重要机制,假设H2得以验证。

2. 联合资产专用性

Wernerfelt^[56]指出专用性资产具备异质性、粘着性与稀缺性特征。本文聚焦于资产专用性的“联合”维度,强调在平台生态系统协作中,互补企业与其他生态参与者合作所形成的专用性资产联结。借鉴孙天阳等^[57]的思路,采用企业与华为生态互补者合作申请的联合专利数据来刻画联合资产专用性(Cas)。具体步骤如下:①剔除专利申请人数量为1的专利;②保留合作对象为华为生态互补者的专利数据;③将专利数据与上市公司数据进行匹配,汇总企业当年联合专利的数量,进一步加1取对数。结果如表12第(2)列所示,特征向量中心度和结构洞的回归系数分别为0.011 4和0.032 3,均显著为正,表明处于优势生态位的企业能积极与生态伙伴开展协同合作,通过构建联合专用性资产实现资源的深度耦合,进而促进自身成长,假设H3得以验证。

表 12 机制检验

变量	(1)		(2)	
	DA		Cas	
<i>Eigcent</i>	0.025 3* (1.685 1)	—	0.011 4* (1.672 2)	—
<i>STh</i>	—	0.129 6*** (3.314 4)	—	0.032 3** (2.110 2)
<i>Controls</i>	是	是	是	是
时间/行业 固定效应	是	是	是	是
<i>N</i>	5 957	5 957	5 725	5 725
<i>Adjusted R</i> ²	0.251 0	0.256 8	0.079 8	0.080 7

(二) 异质性分析

尽管平台生态嵌入能够显著促进互补企业成长,但受限企业内部属性与外部环境,该促进效应可能存在异质性。本文在基准模型的基础上引入分组回归或交互项,分别从互补企业类型、高新技术资质、融资约束水平、信息透明度及行业竞争程度五个维度展开探讨。

1. 互补企业类型

本文参考 Carst 等^[58]、魏峰等^[59]的研究,依据互补企业依托的核心资源类型与关键能力差异,将互补企业划分为知识类、技术类与服务类 3 类。知识类互补者以行业专有知识为核心资源,侧重于跨界整合与复杂问题解决^[21],通过知识共享与协同创新驱动生态向垂直行业深化。以赛意信息(300687.SZ)为代表,凭借深耕制造业所积累的领域 Know-how 与业务流程经验,与华为 ICT 平台深度融合,共同构建智能制造解决方案,承担跨界整合与方案集成的角色。技术类互补者以自主研发与底层技术构筑技术壁垒,倾向于在关键领域突破“卡脖子”瓶颈,侧重于研发协同与底层技术攻关^[59]。以润和软件(300339.SZ)为例,作为开源鸿蒙与昇腾 AI 生态的核心技术伙伴,依托自主研发能力深度参与鸿蒙系统适配优化,基于昇腾 AI 开发专用算法模型与软硬一体方案,以核心技术构筑生态壁垒。服务类互补者依托市场渠道资源与集成能力,专注于下游市场开拓与客户价值实现^[17],与生态内各主体紧密共生^[60]。如拓维信息(002261.SZ),凭借市场渠道与集成优势,承接鲲鹏服务器制造与交付,打通从底层硬件到顶层应用的全链条服务,以集成交付与客户触达作为核

心竞争力。三类互补企业共同构成平台生态多元共生的价值创造网络。

结果如表 13 所示,技术类与服务类互补者对企业成长的影响显著为正,但知识类互补者不显著。可能的原因在于:技术类互补者借助标准化接口嵌入生态系统,充分利用跨边网络效应^[13],快速触达海量用户。服务类互补者则更多依托生态的直接网络效应,凭借其解决方案集成与实施交付能力,迅速拓展市场边界。然而,知识类互补者的价值实现依赖于深度、非标准化的协同共创,难以像技术产品那样模块化复制以实现低边际成本扩张。更关键的是,其核心的垂直领域知识极易被平台标准化并遭其他主体模仿复制^[27],导致自身独特性与议价能力减弱,从而未能呈现出显著的成长促进作用。

表 13 异质性分析(一)

变量	(1)		(2)		(3)	
	Growth 知识类		Growth 技术类		Growth 服务类	
<i>Eigcent</i>	0.002 0 (0.097 2)	—	0.030 6*** (2.873 2)	—	0.030 0*** (2.887 1)	—
<i>STh</i>	—	0.025 6 (0.452 8)	—	0.056 2** (2.047 3)	—	0.095 9*** (2.872 0)
<i>Controls</i>	是	是	是	是	是	是
时间/行业 固定效应	是	是	是	是	是	是
经验 <i>p</i> 值	0.000 0***					
<i>N</i>	1 387	1 387	3 292	3 292	1 674	1 674
<i>Adjusted R</i> ²	0.481 7	0.482 2	0.447 7	0.448 2	0.451 8	0.451 6

注:经验 *p* 值用于检验组间系数差异的显著性,通过 Chowtest 检验得到。

2. 高新技术资质

相较于非高新技术企业,高新技术企业的竞争力高度依赖于数字技术的创新与应用。深度嵌入生态中,有利于高新技术企业高效利用平台生态领先的数字技术资源,快速响应市场需求,灵活调整生产模式,从而在激烈竞争中构建差异化优势。本文依据 CSMAR 数据库高新技术企业资质认定信息文件,对高新技术企业(*Hitech*)赋值为“1”,非高新技术企业赋值为“0”。结果如表 14 第(1)列所示,交乘项回归系数分别为 0.029 1 和 0.070 8,均显著为正,表明相较于非高新技术企业,平台生态嵌入对高新技术企业成长的促进作用更强。

3. 融资约束水平

企业成长是一个持续且长期的过程,需要依靠持续资金投入来支撑生产制造、技术研发等活

动的有序开展。融资约束较低的企业往往拥有充足自由资金,能更好地利用生态位优势推动技术共享与持续迭代^[29],最终形成差异化竞争优势并促进企业成长。本文参考方颖等^[61]的研究,以 *FC* 指数的相反数来衡量企业融资约束水平(*FC*),若 *FC* 越大,则融资约束水平越低。结果如表 14 第 (2)列所示,交乘项回归系数分别为 0.045 2 和 0.195 7,均显著为正,表明较低的融资约束水平强化了平台生态嵌入对互补企业成长的促进作用。

4. 信息透明度

信息透明度是互补企业与生态伙伴合作的重要基石。高信息透明度的企业能更高效地向生态伙伴传递经营与技术信息,快速建立信任纽带,激发积极的信息溢出效应,促进深层次的协同合作,进而提升成长能力。本文参考曾庆生等^[62]的研究,采用跟踪企业的分析师人数加 1 取自然对数衡

量信息透明度(*Trans*)。结果如表 14 第 (3)列所示,交乘项回归系数分别为 0.008 8 和 0.044 8,均显著为正,表明较高的信息透明度显著增强了平台生态嵌入对互补企业成长的促进作用。

5. 行业竞争程度

较强的行业竞争程度反映出市场上存在大量同质化竞争对手,争夺有限的市场容量。企业既需要充足的资源储备又需要及时把握市场供需动态,进而突破重围获取竞争优势。在此背景下,企业更有动机选择嵌入平台生态,以实现差异化发展、分担研发风险,通过协同创新突破重围。本文参照李健等^[63]的研究,以行业前四大企业营收占比的倒数衡量行业竞争程度(*Compt*)。结果如表 14 第 (4)列所示,交乘项回归系数分别为 0.001 6 和 0.005 2,均显著为正,表明所处行业竞争越激烈,平台生态嵌入对互补企业成长的促进作用越明显。

表 14 异质性分析(二)

变量	(1)		(2)		(3)		(4)	
	<i>Growth</i>		<i>Growth</i>		<i>Growth</i>		<i>Growth</i>	
	高新技术资质		融资约束水平		信息透明度		行业竞争程度	
<i>Eigcent</i>	0.010 7 (0.941 2)	—	0.043 8 *** (2.752 5)	—	0.015 4 (1.498 3)	—	0.016 2 (1.421 0)	—
<i>STh</i>	—	0.030 1 (1.481 4)	—	0.124 0 *** (3.737 6)	—	-0.012 0 (-0.557 3)	—	0.033 0 (1.447 7)
<i>Hitech</i>	0.280 4 *** (6.762 5)	-6.054 4 ** (-2.106 4)	—	—	—	—	—	—
<i>Eigcent</i> × <i>Hitech</i>	0.029 1 ** (2.057 2)	—	—	—	—	—	—	—
<i>STh</i> × <i>Hitech</i>	—	0.070 8 ** (2.211 4)	—	—	—	—	—	—
<i>FC</i>	—	—	2.318 9 *** (27.127 7)	-15.244 8 *** (-3.232 0)	—	—	—	—
<i>Eigcent</i> × <i>FC</i>	—	—	0.045 2 * (1.703 6)	—	—	—	—	—
<i>STh</i> × <i>FC</i>	—	—	—	0.195 7 *** (3.727 7)	—	—	—	—
<i>Trans</i>	—	—	—	—	0.281 7 *** (15.928 4)	-3.750 2 *** (-3.797 2)	—	—
<i>Eigcent</i> × <i>Trans</i>	—	—	—	—	0.008 8 * (1.736 8)	—	—	—
<i>STh</i> × <i>Trans</i>	—	—	—	—	—	0.044 8 *** (4.082 5)	—	—
<i>Compt</i>	—	—	—	—	—	—	-0.002 3 * (-1.721 8)	-0.467 3 ** (-2.527 4)
<i>Eigcent</i> × <i>Compt</i>	—	—	—	—	—	—	0.001 6 ** (2.188 7)	—
<i>STh</i> × <i>Compt</i>	—	—	—	—	—	—	—	0.005 2 ** (2.521 2)
<i>Controls</i>	是	是	是	是	是	是	是	是
时间/行业 固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>N</i>	6 353	6 353	6 353	6 353	6 353	6 353	6 353	6 353
<i>Adjusted R</i> ²	0.439 6	0.439 6	0.664 3	0.665 2	0.506 3	0.507 1	0.419 9	0.420 7

五、研究结论与建议

本文以华为生态系统内互补企业为研究样本,通过手工收集整理交易数据,构建 2013—2024 年华为生态网络,通过实证检验平台生态嵌入对互补企业成长的影响及作用机制,揭示了互补企业“嵌入—资源—成长”的内在逻辑。研究发现:第一,平台生态嵌入显著促进了互补企业成长;第二,机制检验发现,平台生态嵌入通过数字技术可供性与联合资产专用性影响互补企业成长;第三,异质性分析发现,该效应在技术类和服务类互补者、高新技术企业、融资约束水平更低、信息透明度更高以及行业竞争程度更强的样本中更为显著。

依据上述研究结论,本文提出以下建议。

第一,平台企业应积极构建开放、协同的生态系统,深化技术赋能与资源整合。平台企业应进一步开放底层技术架构,例如提供更多易于接入的 API 接口、SDK 开发包以及算力基础设施,提升数字技术的可供性与易用性,降低互补者的接入门槛。同时,平台企业应构建公平透明的收益分配规则与契约保护框架,激励互补企业敢于并乐于进行联合资产专用性投资。平台企业应因企施策,有意识地向技术类、服务类以及高新技术企业倾斜资源,充分释放网络效应以驱动多元主体共同成长。

第二,互补企业应摒弃被动依附思维,将平台生态嵌入作为实现能力跃迁的核心战略。互补企业应积极嵌入平台生态系统,充分挖掘与利用平台的数字技术优势,借助平台提供的技术资源开展联合资产专用性投资,与生态伙伴形成深度耦合,从而与平台生态深度绑定,建立难以被轻易替代的“护城河”。同时,互补企业在“借梯登高”过程中必须苦练内功:一方面要持续加大研发投入,积极获取高新技术企业资质以强化自身技术属性;另一方面要主动优化公司治理结构,提高信息透明度,增强财务与非财务信息的披露质量,通过释放高质量信号以吸引外部融资、缓解资金约束,为整合平台生态资源与实现价值共创提供坚实保障。

第三,政府应针对平台经济加大制度供给与政策引导,着力破解互补企业成长困境。当前,尽管平台生态规模持续扩张,部分互补企业仍因担忧合作研发投入风险高、互补性技术匹配难度大等原因,未能深度嵌入平台生态。政府应建立健全平台生态培育专项政策体系。具体而言:一是持续深化平台经济反垄断与反不正当竞争的常态化监管,促进行业良性竞争,切实降低互补企业的准入障碍与合作风险;二是完善科技金融体系,引导社会资本与信贷资源向中小企业倾斜,有效缓解融资约束;三是建立健全政企信息共享平台与信用评价体系,引导企业提升财务与非财务信息的透明度,降低跨组织合作的搜寻与信任成本,从而为我国数字经济时代企业突破成长瓶颈、实现转型升级夯实制度基础。

参考文献:

- [1] CENAMOR J, FRISHAMMAR J. Openness in platform ecosystems: innovation strategies for complementary products [J]. Research policy, 2021, 50(1): 104148.
- [2] 解学梅,韩宇航,俞磊. 如何跨越平台创新鸿沟:平台生态系统超模块创新体系的价值创造机制研究[J]. 管理世界, 2024, 40(7): 175-204.
- [3] CENAMOR J. Complementor competitive advantage: a framework for strategic decisions [J]. Journal of business research, 2021, 122: 335-343.
- [4] 易靖韬,周迪,戎珂. 平台型企业生态系统竞争优势的经济学解释[J]. 中国社会科学, 2026(2): 91-110.
- [5] 陈威如,王节祥. 依附式升级:平台生态系统中参与者的数字化转型战略[J]. 管理世界, 2021, 37(10): 195-214.
- [6] CECCAGNOLI M, FORMAN C, HUANG P, et al. Cocreation of value in a platform ecosystem: the case of enterprise software [J]. MIS quarterly, 2012, 36(1): 263-290.
- [7] ADNER R. Ecosystem as structure: an actionable construct for strategy [J]. Journal of management, 2017, 43(1): 39-58.
- [8] CENNAMO C, SANTALO J. Generativity tension and value creation in platform ecosystems [J]. Organization science, 2019, 30(3): 617-641.
- [9] GAWER A. Digital platforms and ecosystems: remarks on the dominant organizational forms of the digital age [J].

Innovation, 2022, 24(1): 110-124.

[10] ENGERT M, HEIN A, MARUPING L M, et al. Self-organization and governance in digital platform ecosystems: an information ecology approach[J]. MIS quarterly, 2025, 49(1): 91-122.

[11] HONG Z, ZHANG Q, XU X, et al. Competition and cooperation in a platform-based business ecosystem within complementary partners[J]. International journal of production economics, 2024, 275: 109337.

[12] 赵慧娟,陈洪洋,姜盼松,等. 平台生态嵌入、数据赋能对中小制造企业创新柔性的影响:基于资源编排视角[J]. 研究与发展管理, 2022, 34(5): 1-15.

[13] CHEN J, MAI S, LIU Y. Industrial internet platform ecosystem embeddedness and enterprise business model innovation[J]. Finance research letters, 2025, 80: 107359.

[14] 胡海青,朱胜男,史童. 生态嵌入与新产品开发:基于机会资源一体化能力视角[J]. 科学学研究, 2025, 43(11): 2389-2400.

[15] 邱毅,周亚铭,王节祥,等. 企业如何嵌入平台生态系统推进数字化转型?[J]. 外国经济与管理, 2024, 46(12): 20-36.

[16] 陈南旭,李宇轩. 平台生态嵌入与传统企业价值链攀升:来自中国制造业上市公司的经验证据[J]. 管理学报, 2024, 37(2): 100-121.

[17] ZHU B, HOU R, LI D, et al. Governance mechanisms and realization pathways of collaborative innovation in platform ecosystems from an ecological embeddedness perspective: a tripartite evolutionary game approach[J]. Managerial and decision economics, 2026, 47(4): 1064-1091.

[18] PODSAKOFF P M, MACKENZIE S B, LEE J Y, et al. Common method biases in behavioral research: a critical review of the literature and recommended remedies[J]. Journal of applied psychology, 2003, 88(5): 879.

[19] 薛菲,许少山,伊志宏. 年报文本管理与股价崩盘风险:基于文本异常相似度的研究[J]. 会计研究, 2025(11): 77-92.

[20] COSTABILE C, IDEN J, BYGSTAD B. Building digital platform ecosystems through standardization: an institutional work approach[J]. Electronic markets, 2022, 32(4): 1877-1889.

[21] 焦豪. 数字平台生态观:数字经济时代的管理理论新视角[J]. 中国工业经济, 2023(7): 122-141.

[22] PENROSE E T. The theory of the growth of the firm[M]. Oxford: Oxford university press, 1959.

[23] 王节祥,瞿庆云,邱逸翔. 数字生态中创业企业如何实施平台镶嵌战略?[J]. 外国经济与管理, 2021, 43(9): 24-42.

[24] 易靖韬,何金秋. 基于生态系统竞争优势的平台出海战略研究:基于猎豹移动轻游戏平台国际化的案例分析[J]. 中国软科学, 2023(5): 118-133.

[25] 李平,蒲晓敏,田善武. 嵌入式创新范式研究[J]. 管理评论, 2019, 31(7): 3-12.

[26] KUDE T, HUBER T L. Responding to platform owner moves: a 14-year qualitative study of four enterprise software complementors[J]. Information systems journal, 2025, 35(1): 209-246.

[27] 高尚,赖苑苑,周晶,等. 企业项目管理平台生态系统构建与价值创造:基于华为的案例研究[J]. 中国软科学, 2025(5): 130-144.

[28] NAMBISAN S, ZAHRA S A, LUO Y. Global platforms and ecosystems: implications for international business theories[J]. Journal of international business studies, 2019, 50(9): 1464-1486.

[29] SUN X, ABDULLAHI USMAN M. Drivers of platform ecosystem adoption: does innovation capability translate these drivers into improved firm performance[J]. Business process management journal, 2025, 31(1): 118-145.

[30] BURT R S. Structural holes: the social structure of competition[M]. Boston: Harvard University Press, 1992.

[31] LIU S, HENFRIDSSON O, HUMMEL J T, et al. The complementor's dilemma: navigating growth ambitions and the dependency on focal actors in platform ecosystems[J]. MIS quarterly, 2025, 49(3): 1123-1152.

[32] SHIPILOV A, GAWER A. Integrating research on interorganizational networks and ecosystems[J]. Academy of management annals, 2020, 14(1): 92-121.

[33] 张骁,刘润喆,吴小龙,等. 元赋能:工业互联网平台驱动企业商业模式创新能力构建研究[J]. 管理世界, 2024, 40(7): 26-45.

[34] HE Y, HU M, LIN Y. Effects of complementors' perceived coopeition on fostering innovation: evidence from Chinese software platforms[J]. Industrial marketing management, 2024, 117: 66-78.

[35] CHATTERJEE S, MOODY G, LOWRY P B, et al. Information technology and organizational innovation: harmonious information technology affordance and courage-based actualization[J]. The journal of strategic information systems, 2020, 29(1): 101596.

[36] 马鸿佳,王春蕾,李卅立,等. 数据驱动如何提升数字

平台生态系统竞争优势?:基于数据网络效应视角[J]. 管理世界, 2024, 40(12): 170-185.

[37]程聪, 缪泽锋, 严璐璐, 等. 数字技术可供性与企业数字创新价值关系研究[J]. 科学学研究, 2022, 40(5): 915-926.

[38]王节祥, 盛亚, 蔡宁. 合作创新中资产专用性与机会主义行为的关系[J]. 科学学研究, 2015, 33(8): 1251-1260.

[39]彭正银, 张晨, 李妍. 中小制造企业如何走向平台化: 基于数据资源编排视角的探索性案例研究[J]. 南开管理评论, 2025, 28(7): 54-65.

[40]OSTERTAG F, HAHN R, INCE I. Blended value co-creation: a qualitative investigation of relationship designs of social enterprises[J]. Journal of business research, 2021, 129: 428-445.

[41]WEI F, FENG N, SHI B, et al. Collaborative innovation performance within platform-based innovation ecosystems: identifying relational strategies with fsQCA[J]. IEEE transactions on engineering management, 2023, 71: 3496-3509.

[42]王京. 平台生态系统演化机理研究:以云制造产业为例[J]. 中国软科学, 2021(11): 29-35.

[43]ZENG J, YANG Y, LEE S H. Resource orchestration and scaling-up of platform-based entrepreneurial firms: the logic of dialectic tuning[J]. Journal of management studies, 2023, 60(3): 605-638.

[44]杨汝岱. 中国制造业企业全要素生产率研究[J]. 经济研究, 2015, 50(2): 61-74.

[45]刘备, 邱兆轩, 任保平. 人工智能与企业高质量发展: 来自国家新一代人工智能创新发展试验区的经验证据[J]. 中国软科学, 2025(6): 166-176.

[46]CHANEY T. The network structure of international trade[J]. American economic review, 2014, 104(11): 3600-3634.

[47]史金艳, 邓梦竹, 李延喜. 银企双模网络如何影响企业债务融资成本: 来自中国银团贷款的经验证据[J]. 中国工业经济, 2025(5): 119-137.

[48]ALI U, HIRSHLEIFER D. Shared analyst coverage: unifying momentum spillover effects[J]. Journal of financial economics, 2020, 136(3): 649-675.

[49]HOCHBERG Y V, LJUNGQVIST A, LU Y. Whom you know matters: venture capital networks and investment performance

[J]. The journal of finance, 2007, 62(1): 251-301.

[50]方先明, 胡丁. 企业 ESG 表现与创新: 来自 A 股上市公司的证据[J]. 经济研究, 2023, 58(2): 91-106.

[51]BELLAMY M A, GHOSH S, HORA M. The influence of supply network structure on firm innovation[J]. Journal of operations management, 2014, 32(6): 357-373.

[52]孙浦阳, 宋灿. 贸易网络、市场可达性与企业生产率提升[J]. 世界经济, 2023, 46(3): 125-153.

[53]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.

[54]戚聿东, 杜博, 叶胜然. 知识产权与技术标准协同驱动数字产业创新: 机理与路径[J]. 中国工业经济, 2022(8): 5-24.

[55]HEIN A, SOTO D, HERMES S, et al. The influence of digital affordances and generativity on digital platform leadership[C]. Munich: Fortieth international conference on information systems, 2019.

[56]WERNERFELT B. Why should the boss own the assets?[J]. Journal of economics and management strategy, 2002, 11(3): 473-485.

[57]孙天阳, 成丽红. 协同创新网络与企业出口绩效: 基于社会网络和企业异质性的研究[J]. 金融研究, 2020(3): 96-114.

[58]CARST A E, HU Y. Complementors as ecosystem actors: a systematic review[J]. Management review quarterly, 2024, 74(4): 1-57.

[59]魏峰, 吴寅. 互联网平台上的互补者研究: 回顾与展望[J]. 外国经济与管理, 2025, 47(6): 36-52.

[60]白景坤, 张雅. 互补企业如何平衡价值创造与获取张力: 基于平台生态系统情境[J]. 中国工业经济, 2025(10): 174-192.

[61]方颖, 汪怀, 郭晔. 贷款市场化定价、企业融资成本与信贷配置效率[J]. 金融研究, 2024(4): 38-55.

[62]曾庆生, 周波, 张程, 等. 年报语调与内部人交易: “表里如一”还是“口是心非”? [J]. 管理世界, 2018, 34(9): 143-160.

[63]李健, 赵乐欣, 姚能志, 等. 数字经济与企业创新迎合行为: 信息缓解政策扭曲效应的实证研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2024, 41(7): 134-154.