

直播电商浪潮下的企业创新困境

——来自中国消费行业上市公司的经验证据

罗党论 李怡慧*

摘 要: 本文以直播电商事件为准自然实验,通过构造委托代理模型并采用多时点双重差分法,考察其对企业创新水平的影响。研究发现,直播电商显著抑制了消费行业上市公司的创新水平,且该抑制效应在非国有、行业竞争度较高和电商环境较好地区的企业中更为明显。究其原因,直播电商降低了企业利润,改变了企业人力资本结构,导致企业投入研发的资金和人才减少,自主创新意愿减弱。本文拓展了企业创新影响因素的研究视角,并为直播电商的经济后果评估提供理论支撑与实践证据。

关键词: 直播电商;消费行业;企业创新

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2025.06.16

一、引 言

随着大数据、区块链、人工智能等新一代信息技术的迭代发展,由数字技术驱动的新业态在微观企业中深度应用(李晓华,2019),逐渐成为我国构建高质量经济体系的“新动能”。直播电商作为数字经济背景下应运而生的新业态之一,自 2016 年兴起以来(Chen et al., 2019)迅速蓬勃发展(Zhang et al., 2022; Ma, 2021),已成为中国企业的主流营销模式,也是消费者重要的购物渠道(Zhou et al., 2021)。凭借直播电商在互动性、真实性和可视性等方面的优势(Fei et al., 2021; Sun et al., 2019; Xu et al., 2020),企业得以缓解生产不确定性并获取消费者信任,从而有效提升转化效率和销售表现(Hu and Chaudhry, 2020; Wang et al., 2022)。然而,这种“速效型”的营销模式在助推实体经济增长的同时,也引发了产品质量失衡和企业无法在低价周期中实现产业升级等问题,迫使许多国家对其采取限制措施。^① 当前我国直播电商领域频发的产品研发质量问题,进一步暴露出其对企业创新活动带来的深层冲击与潜在风险。在此背景下,厘清直播电商对企业创新水平的影响,并挖掘其作用机制,对规范市场秩序、促进数字技术与实体经济

* 罗党论、李怡慧,中山大学岭南学院。通信作者及地址:李怡慧,广东省广州市海珠区新港西路 135 号,510275;电话:15827569137;E-mail:liy596@mail2.sysu.edu.cn。作者感谢匿名审稿人和编辑同志高水平的修改建议,感谢国家自然科学基金项目(72272157)的资助。当然文责自负。

^① 印度尼西亚政府于 2023 年 9 月发布了《2023 年贸易部长令第 31 号:关于电子系统交易中的经营许可、广告、指导和监督规定》,该令对社交媒体平台上的直播电商交易进行了限制。详见 <https://jdih.kemendag.go.id/peraturan/peraturan-menteri-perdagangan-nomor-31-tahun-2023-tentang-perizinan-berusaha-periklanan-pembinaan-dan-pengawasan-pelaku-usaha-dalam-perdagangan-melalui-sistem-elektronik>,访问时间:2025 年 11 月 10 日。

高质量融合发展具有重要意义。

理论上,作为“理性经济人”的企业为追求高收益,会利用多种销售渠道以满足消费者不断变化的购物偏好,增加市场份额,并使自己在竞争中脱颖而出。然而,这也可能导致激烈的渠道冲突(Caldieraro, 2016; Chiang et al., 2003),从而进一步损害企业利润。当企业通过与直播公司合作开设直播销售渠道后,可能会吸引原有渠道的市场份额,导致企业销售渠道结构发生变化,并加剧不同销售渠道所处下游市场的横向冲突。更进一步地,企业为了在直播销售渠道中占据更大市场份额,通常采取以“低定价”换取“高销量”的策略,将产品以低于市场的价格交由直播公司进行销售。这种售卖模式具有极强的时效性,即在短期内可能会实现企业收益的大幅度增长。但随着时间的推移,该模式逐渐呈现出一种明显的“马太效应”,即企业需要支付越来越多的佣金给直播公司。当佣金水平较高时,引入直播销售渠道可能侵蚀企业利润(Zhang and Tang, 2023)。在中国当前的会计制度中,企业用于创新活动的研发支出大部分会被当作管理费用从总利润中扣除(李春涛和宋敏,2010),因此高额的佣金支出可能会导致企业利润总量缩减,从而降低其创新水平。

围绕上述问题,本文构建了企业与直播公司的委托代理模型,并在此基础上以2014—2023年A股消费行业上市公司为样本,将直播电商事件作为准自然实验,采用多时点双重差分法作为主要识别策略,从理论模型和实证分析两个方面考察直播电商对企业创新的影响并检验其内在机制。实证结果发现:直播电商显著降低了消费行业企业的创新水平,且上述结果在一系列敏感性分析中保持稳健。异质性分析发现,直播电商对消费行业企业创新水平的抑制效应主要存在于非国有企业、高竞争度行业的企业和电商环境较好地区的企业中。机制分析表明,直播电商通过增加企业佣金支出提高销售费用,降低企业利润,从而减少企业可用于研发的内部资金。此外,高额的佣金支出引发了“薪酬挤占效应”,限制了企业内部薪酬的分配空间,导致研发技术人员,尤其是核心研发人员的大量流失,改变了企业的人力资本结构,进一步阻碍企业进行可持续创新发展。

相较于既有文献,本文贡献主要体现在如下两方面。首先,研究视角方面。已有研究多从数字金融(唐松等,2020)、数字化转型(李雪松等,2022)、电商平台(吕越等,2023)和互联网平台(Yan et al., 2021; 欧阳耀福,2023)等角度出发,强调数字经济通过改善融资条件(唐松等,2020)、扩大市场规模(吕越等,2023)、促进知识溢出(吕越等,2023; Yan et al., 2021)、发展互联网平台化组织模式(欧阳耀福,2023)和融入全球创新网络(李雪松等,2022)等路径正向激励企业创新。然而,上述文献大多基于制造业、高科技行业或全行业企业,忽视了消费行业企业在新兴数字业态环境中所面临的特殊创新压力。相较而言,消费行业产品更新周期短、市场竞争激烈,企业创新多依赖于长期品牌建设 with 持续研发投入。直播电商作为以销售转化为核心目标的“速效型”数字业态,其即时性的流量逻辑和高强度的营销节奏,易导致消费行业企业资源过度向短期市场行为倾斜,进而削弱企业中长期创新动力。因此,不同于现有文献以正向视角探讨数字经济如何促进企业创新,本文基于直播电商这一准自然实验探讨其对消费行业企业创新水平的抑制作用,能够贡献于现有文献对企业创新水平影响因素考量不足所造成的研究缺口。

其次,研究方法 with 理论机制方面。现有关于直播电商的研究多以理论分析为主,聚焦于探讨信息技术赋能机制(Sun et al., 2019; Fei et al., 2021; Zhang et al., 2022)、消费者动机及参与行为(Cai and Wohn, 2019; Kang et al., 2021)等方面,鲜有文献基于理论模型和实证分析检验直播电商对企业行为的经济后果。本文基于完全理性假定,构建了企业与直播公司的委托代理模型,从高额分成降低企业收益的视角,考察了直播电商影响企业创新的主要机制。同时,本文综合实证检验,从企业财务状况层面印证数理模型的机制链条,并进一步从人力资本结构角度补充直播电商降低企业创新水平的内在路径。综上,本研究通过理论模型与实证检验相结合的方式揭示了消费行业企业创新水平下降的现实原因,为我国在数字经济背景下合理制定直播电商相关政策与法律法规提供了有益参考。

二、理论分析与研究假说

(一) 直播电商对企业创新的影响:基于机制的讨论

随着数据要素的引入与数字技术的广泛应用,旧商业模式正在被以“数字化”为主体的新商业模式所替代,商业活动的运行逻辑也在动态变化(戚聿东和肖旭,2020)。直播电商作为一种新兴业态,凭借其信息丰富性与互动性,显著增强了消费者的购买意图,逐渐发展为企业重要的营销渠道,并被广泛应用于提升销售业绩。得益于直播电商的迅猛发展,我国企业线上销售规模保持高速增长,逐渐成为数字经济中覆盖范围最广、增长速度最快的重要组成部分。^① 附图 A1 基于覆盖范围层面,展示了 2015—2022 年我国线上销售规模的分布情况,可以看出线上销售规模的分布程度随时间的推移愈发密集,并呈现出从东部沿海逐步向中西部地区扩散的趋势。附图 A2 基于增长速度层面,反映了 2015—2022 年线上销售规模的变化趋势。其中,从图 A2(a)可以看出全国网上零售总额占社会消费品零售总额的比例呈高速增长态势,在 2022 年高达 31.3%,相较于直播电商还未兴起时(2015 年)增长了 17.8 个百分点;从图 A2(b)可以看出消费行业线上销售额和线上销售量同样呈高速增长态势,二者相较于 2015 年分别增长了 408.7%、276.4%。由此可见,直播电商对实体经济的快速增长具有不可磨灭的作用。但是“欲速则不达”,企业若想形成核心竞争力并在未来收获长远收益,必须将创新作为其可持续发展的生存之道(Rosenberg, 2006),短期内过快的营收增速反而会阻碍企业创新发展。

那么,直播电商将如何影响消费行业企业创新呢? 本文认为可能原因如下。随着数字技术的迅猛发展,企业与其他行动主体之间的合作与依赖关系进一步加深,并愈发表现出网状的互动关系结构。因此,出于对数字经济时代洪流的顺应和目标销售额的提

^① 本文从覆盖范围和增长速度两个维度,分别绘制了我国线上销售规模区域分布图和增长动态图,见附图 A1 和附图 A2,感兴趣的读者可在《经济学》(季刊)官网(<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>)下载。在绘制销售规模区域分布图时,本文所使用的数据来源于阿里研究院公布的“淘宝村”名单,该数据的最新可获取年度为 2022 年。在绘制增长动态图时,本文所使用数据来源于 Wind 资讯于 2018 年 12 月推出的“线上销量”数据,该数据的公布起始时间为 2015 年。为统一绘图区间,本文将区域分布图和增长动态图的时间范围设定为 2015 年至 2022 年。尽管绘图区间相较于本文研究样本区间在前后各减少了一年,但整体趋势仍能有效反映直播电商对我国企业线上销售规模的积极影响。

高,直播公司逐渐成为多数企业赖以生存的合作对象。与耐用品或传统低附加值制造业不同,消费行业企业更依赖快速周转和薄利多销的营销模式,因此将产品委托至直播公司进行合作销售成为它们提升营收的有效途径。在这种合作模式下,作为委托人的企业与作为代理人的直播公司,既面临利益共享又面临利益竞争。尤其在双方各自实现利润最大化的过程中,极易引发损害销售系统正常运作的利益分配问题(Zhang and Tang, 2023)。这种利益分配问题具有极强的复杂性,易使企业在制定决策过程中不得不考虑直播公司的利益诉求,这与行为经济学实验证明的公平与利他偏好对策略选择的干预机制不谋而合。得益于企业与直播公司之间的委托代理关系,企业在短期内可能会实现收益的增加,但收益的增加也意味着需要支付给直播公司的佣金不断上升。随着时间的推移,这种利益分配问题反而会导致企业长期利润下降。利润作为企业研发投入的重要来源(李春涛和宋敏,2010),当其因企业与直播公司间的利益竞争而大幅度缩减时,会在一定程度上降低企业创新水平。

(二) 直播电商对企业创新的影响:理论模型分析

本文基于完全理性假定使用传统的委托代理模型(Ross, 1973),顺延前文中直播电商降低企业创新水平的机制逻辑思路,从理论模型角度深入剖析企业与直播公司之间的利益分配问题在长期内降低企业收益的影响机理。

假设直播公司的直播推广收益为 π_{on} , 与公司规模 N 和努力程度 a_{on} 成正比,同时受到推广系数 d_{on} 以及表示市场不确定因素的外生随机变量 μ 的影响。假定 μ 服从均值为 0、方差为 δ_{on}^2 的正态分布,则推广收益 π_{on} 可以表示为:

$$\pi_{on} = d_{on} N a_{on} + \mu. \quad (1)$$

假设直播公司的预期收入为 W_{on} , 表达式为:

$$W_{on} = \theta + \eta_{on} \pi_{on}, \quad (2)$$

其中, θ 为企业委托直播公司付出的固定薪酬,也可以表示为直播公司自身的固定收入,由企业所处的市场环境决定。 η_{on} 为企业给予直播公司的佣金率 ($0 < \eta_{on} < 1$)。

假设直播公司的努力成本为 C_{on} , 表达式为:

$$C_{on} = \frac{1}{2} e_{on} a_{on}^2, \quad (3)$$

其中, e_{on} 为直播公司的努力成本系数,努力成本系数越大,努力成本越高。

假设企业为风险中性者,直播公司为风险规避者。直播公司的绝对风险厌恶系数为 ρ_{on} ($\rho_{on} > 0$),那么其承担的风险贴水为:

$$R_{on} = \frac{1}{2} \rho_{on} \eta_{on}^2 \delta_{on}^2, \quad (4)$$

其中, $\text{Var}(W_{on}) = \eta_{on}^2 \delta_{on}^2$ 为直播公司预期收入的方差。

假设企业可以在合同中确定给予直播公司的佣金率 η_{on} , 直播公司可以决定自己的努力程度 a_{on} 。根据上述假设,结合式(1)、式(2)和式(3)可以计算得到直播公司的预期净收入为:

$$WE_{on} = W_{on} - C_{on} = \theta + \eta_{on}(d_{on}Na_{on} + \mu) - \frac{1}{2}e_{on}a_{on}^2. \quad (5)$$

对于企业,其效用等于其期望收入,可以表示为:

$$U_{OFF} = (1 - \eta_{on})d_{on}Na_{on} - \theta. \quad (6)$$

参照确定性等价收入的概念,结合式(4)和式(5)可以计算得到直播公司的确定性等价收入效用,表示为:

$$U_{on} = \theta + \eta_{on}d_{on}Na_{on} - \frac{1}{2}e_{on}a_{on}^2 - \frac{1}{2}\rho_{on}\eta_{on}^2\delta_{on}^2. \quad (7)$$

综上,可以建立模型:

$$\max U_{OFF} = (1 - \eta_{on})d_{on}Na_{on} - \theta,$$

$$\text{s.t. } U_{on} = \theta + \eta_{on}d_{on}Na_{on} - \frac{1}{2}e_{on}a_{on}^2 - \frac{1}{2}\rho_{on}\eta_{on}^2\delta_{on}^2 \geq \tau_{on} \quad (\tau_{on} \text{ 为保留效用}),$$

$$U_{on}^* = \max U_{on}.$$

根据约束条件可以解出, $a_{on}^* = \frac{\eta_{on}d_{on}N}{e_{on}}$, $\eta_{on}^* = \frac{d_{on}^2N^2}{d_{on}^2N^2 + \rho_{on}e_{on}\delta_{on}^2} < 1$ 。这说明直播公司的努力程度与企业赋予的佣金率正相关,若企业按自身收益支付给直播公司的佣金越大,直播公司越会努力将产品进行更大范围的推广。

为进一步看出佣金率 η_{on} 对于企业的期望收入或效用的影响,可以在上述模型的约束条件下转化为:

$$f(\eta_{on}) = d_{on}Na_{on} - \frac{1}{2}e_{on}a_{on}^2 - \frac{1}{2}\rho_{on}\eta_{on}^2\delta_{on}^2, \quad (8)$$

将 a_{on}^* 带入式(8),并对 η_{on} 求导数可得:

$$f'(\eta_{on}) = \frac{d_{on}^2N^2}{e_{on}} - \frac{\eta_{on}d_{on}^2N^2}{e_{on}} - \eta_{on}\rho_{on}\delta_{on}^2. \quad (9)$$

对式(9)求导数可得, $f''(\eta_{on}) = -\frac{d_{on}^2N^2}{e_{on}} - \rho_{on}\delta_{on}^2 < 0$ 。这说明 $f(\eta_{on})$ 关于 η_{on} 是严

格凹函数,因此 $f(\eta_{on})$ 存在最大值。当 $0 < \eta_{on} < \frac{d_{on}^2N^2}{d_{on}^2N^2 + \rho_{on}e_{on}\delta_{on}^2}$ 时,企业的期望收入

随着 η_{on} 的增加而增加;当 $\frac{d_{on}^2N^2}{d_{on}^2N^2 + \rho_{on}e_{on}\delta_{on}^2} < \eta_{on} < 1$ 时,企业的期望收入随着 η_{on} 的增

加而减少;当 $\eta_{on} = \frac{d_{on}^2N^2}{d_{on}^2N^2 + \rho_{on}e_{on}\delta_{on}^2}$ 时,企业的期望收入达到最大。此结论表明在约束

条件下企业的期望收入与佣金率呈倒U形关系,在短期内提高佣金率可以激励直播公司付出更多的努力从而提高企业期望收入。但是从长期来看,当佣金率超过一定数值

$\left(\frac{d_{on}^2N^2}{d_{on}^2N^2 + \rho_{on}e_{on}\delta_{on}^2}\right)$ 时,即使直播公司付出更大努力创造更多推广收益,过高的佣金率反

而会降低企业预期收益,减少企业利润,阻碍企业创新发展。

结合机制分析和数理分析,本文提出如下研究假设:

假设1 直播电商降低了消费行业企业的创新水平。

假说 2 直播电商主要通过降低消费行业企业的利润,阻碍企业创新发展。

三、实证策略与数据说明

(一) 实证策略

作为线上销售的阶段性产物,始于 2016 年的直播电商事件更多受市场环境、平台政策及消费者行为变化驱动,较外生于企业研发创新决策,可以将其视为准自然实验。考虑到直播电商对不同消费行业企业的干预时间不同,本文设定如下多时点双重差分回归模型:

$$RD_Ratio_{ijct} = \beta Treated_{it} + \mathbf{X}'_i \boldsymbol{\gamma} + \delta_i + \eta_t + \mu_{ijct}, \quad (10)$$

其中, i 表示消费行业企业; j 表示企业所在的三位数消费行业; c 表示企业所在城市; t 表示年份;被解释变量 RD_Ratio_{ijct} 表示企业 t 年创新水平;核心解释变量 $Treated_{it}$ 是直播电商事件的虚拟变量,当企业 i 在第 t 年受到直播电商事件影响时,则 t 年及之后该变量取值为 1,否则取值为 0。

$\mathbf{X}$ 表示控制向量,包括行业层面前定变量、城市与企业层面的控制变量。具体地,考虑到各消费行业内的竞争度和集聚度可能会影响企业创新水平以及企业是否受到直播电商事件干扰,我们参考 Li et al.(2016)的方法引入前定变量,即分别构造 2014 年各消费行业的行业竞争度(HHI_{2014})与三类时间趋势项(T, T^2, T^3)的交互项,以及 2014 年各消费行业的行业集聚度($number_{2014}$)与三类时间趋势项(T, T^2, T^3)的交互项。^① 为剔除其他因素对识别直播电商事件效应的干扰,本文在城市层面控制变量引入各地区经济水平($\ln gdp$)、人口密度(pop)、营商环境($envir$)和研发人员投入($\ln sciper$);对于企业层面控制变量,本文参考蔡庆丰等(2020)和 Tsang et al.(2021)的方法引入企业规模($\ln size$)、股权结构($top1$)、企业成长性($growth$)、资产负债率(lev)、盈利能力(roa)、现金流比例($cash$)以及企业年龄($\ln age$)。所有城市和企业层面的控制变量均使用滞后一期。 δ_i 是企业固定效应, η_t 是年份固定效应, μ_{ijct} 为扰动项。此外,为控制省份层面的政策或因素的干扰,本文在基准回归部分还将年份固定效应替换为省份与年份的交互固定效应,以进一步缓解遗漏变量问题。

由于核心解释变量属于企业层面的变量,本文将标准误聚类到企业层面,即允许误差项在同一企业内相关。此外,为确保回归结果的稳健性,本文在基准回归部分还分别使用聚类到行业层面的稳健标准误和异方差稳健标准误。需要指出的是,将标准误聚类到行业层面的做法比将标准误聚类到企业层面更为严格,它能够有效允许误差项在同一行业内相关。且本文所涵盖的消费行业数量为 49 个,满足聚类标准误对聚类组数至少大于 42(Angrist and Pischke, 2008)的基本要求。

^① 其中 $T=t, T^2=t+t^2, T^3=t+t^2+t^3$ 。 t 的取值为 $[1, 10]$ 范围内的整数,依次对应本文的样本期 2014—2023 年。

本文重点关注核心解释变量 $Treated_{it}$ 的回归系数 β 。当 β 显著为正时,说明直播电商促进了消费行业上市企业创新水平的提高;否则,直播电商未能提高消费行业企业创新水平。特别地,如果 β 显著为负,则说明直播电商对消费行业上市企业的创新水平具有较强的抑制效应,不利于企业长期可持续发展。

(二) 数据来源与处理

1. 样本及数据

本文研究样本为 2014—2023 年 A 股消费行业上市企业的非平衡面板数据。之所以选择 2014 年作为本文研究时间窗口的起始点,主要是因为我国监管部门自 2014 年起对上市企业的研发创新信息作出了强制性披露要求。将样本限制在 2014 年及以后,可以缓解本文在基准回归中所用到的企业研发支出以及在机制分析中用到的企业研发人员数量披露不完整对直播电商效应识别可能带来的偏误。^①

关于消费行业企业样本,本文按照以下标准进行筛选:(1)为了更精准地划分消费行业,本文首先利用 Wind 资讯 2018 年 12 月推出的“线上销量”数据,获取上市公司在天猫、京东等线上电商平台开设的旗舰店和直营店的每日销售情况。^② (2)本文结合 CSMAR 提供的上市公司行业分类标准,并依据申银万国证券研究所三级行业分类体系,对这些具有“线上销量”数据的上市公司进行行业匹配,最终确定 49 个消费行业。^③ 最后,本文将属于这 49 个行业的全部 A 股上市公司定义为消费行业企业。(3)在获得消费行业企业的原始数据后,本文对数据进行以下处理:删除“特殊处理”类(ST)上市公司、行业发生变更的上市公司以及财务数据缺失较为严重的上市公司。最终获得 909 家上市公司总计 6 716 个样本。附图 A3 展示了在本文研究样本中,企业占比排名前 24 位的消费行业分布情况。结果显示,本文的消费行业企业主要集中于服饰、家居与化学日用品、消费电子、食品饮料、医药医疗以及科技通信等品牌影响力强的高消费行业,而传统低附加值制造业企业占比相对较低。

2. 变量构建和计算

被解释变量。本文参考蔡庆丰等(2020)的方法通过企业的研发投入强度衡量企业创新水平,具体计算公式为:企业创新水平=(研发支出/营业收入)×100%。此外,本文

① 自 2006 年财政部颁布新《企业会计准则》以来,中国上市公司在研发支出报告方面经历了明显的学习和适应过程。披露研发支出的企业比例逐年上升,并在 2011 年后出现显著跃升。同时,已披露研发支出的企业中,0 值比例极低(刘诗源等,2020)。此外,《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(2014 年修订)》对研发人员和研发机构的披露提出了强制性要求。

② 由于消费行业在现有文献中不存在较为清晰的界定,本文认为那些存在线上销售行为的企业所对应的行业属于消费行业。

③ 之所以选择申银万国证券研究所行业分类标准,主要是因为该标准能依据上市公司主营业务的变化及时调整,比证监会行业分类标准更精细且更能够及时反映上市公司的行业属性(陆蓉等,2017)。本文涵盖的 49 个消费行业主要包括:白酒、啤酒、葡萄酒、乳品、饮料、肉制品、调味发酵品、粮油加工、食品综合、餐饮、珠宝首饰、家纺、LED、家电零部件、冰箱、彩电、空调、洗衣机、小家电、文娱用品、休闲服装、男装、女装、鞋帽、其他服装、中药、生物制品、化学制剂、化学原料药、医疗器械、医疗服务、医药商业、移动互联网服务、通信传输设备、其他电子、其他家用轻工、家具、装修装饰、造纸、饲料、黄酒、其他酒类、综合、专业连锁、其他建材、日用化学产品、软饮料、其他农产品加工和其他通用机械。

还采用总资产替代营业收入重新计算企业研发投入强度,以及从 CNRDS 数据库获取企业的年度发明专利申请数量,作为创新水平的代理变量,并进行稳健性检验。

核心解释变量。为了较为准确地刻画企业是否以及何时受到直播电商事件影响,本文通过爬虫抓取和手动收集两个途径,从 Wind、巨潮资讯网和上市公司官网中获取了样本内 909 家消费行业企业 2016—2023 年^①的年报,并从中提取与直播电商相关的文本信息。具体来说,判断消费行业企业是否以及何时受到直播电商事件影响分三步进行:第一步,整理爬虫抓取和手动收集的上市公司年报,并将年报中的“管理层讨论与分析”(MD&A)部分内容作为判断企业是否以及何时受到直播电商事件影响的相关文本。^②第二步,考虑到文本信息字数越多,信息量越大(Kimbrough and Louis, 2011),我们通过 Python 语言批量提取相关文本中直播电商关键词所在的段落,以及关键词所在段落的前一段落和后一段落。最终得到包含直播电商关键词相关段落的企业年报共计 1 713 份。^③第三步,通过人工阅读直播电商关键词的相关段落,判断标注企业在当年是否受到直播电商事件影响,并将企业首次受到直播电商事件影响的年份定义为受处理年份。基于上述处理过程,核心解释变量在企业受处理年份及以后取值为 1,否则取值为 0。^④

前定变量。本文在基准回归中用到的前定变量包括 2014 年各消费行业的行业竞争度与三类时间趋势项的交互项($HHI_{2014} \times T$, $HHI_{2014} \times T^2$, $HHI_{2014} \times T^3$),以及 2014 年各消费行业的行业集聚度与三类时间趋势项的交互项($number_{2014} \times T$, $number_{2014} \times T^2$, $number_{2014} \times T^3$)。对于行业竞争度(HHI_{2014}),本文基于各消费行业构建赫芬达尔-赫希曼指数衡量。^⑤对于行业集聚度($number_{2014}$),本文通过各消费行业内企业个数取自然对数衡量。

企业层面控制变量。本文在基准回归中主要用到企业年龄($\ln age$)、企业规模($\ln size$)、股权结构($top1$)、企业成长性($growth$)、资产负债率(lev)、现金流比例($cash$)和盈利能力(roa)等控制变量,计算这些变量的基础数据来源于 Wind 与 CSMAR 数据

① 因为直播电商兴起于 2016 年,所以我们搜集年报的时间窗口起始点选择为 2016 年。

② 年报中的“管理层讨论与分析”(MD&A)部分通常基于企业的实际经营情况进行陈述,主要用于回顾报告期内的经营状况、阐述未来发展战略,并披露企业可能面临的风险。因此,该部分内容能够较为准确地反映企业的经营决策。且已有文献也大多选择这个部分作为测度企业是否采用数字化转型(金星晖等,2024)或数字技术(李涛等,2024)的来源,可见这一方法不仅能够有效捕捉企业在数字经济背景下经营领域的战略布局,还具有较强的理论合理性和可操作性。因此,本文同样基于 MD&A 部分提取直播电商关键词内容,以测度企业是否以及何时受到直播电商事件影响。

③ 附录 I 展示了本文构建核心解释变量所依据的与直播电商相关的关键词。

④ 本文认为企业只要首次在某年年报中明确指出开展直播电商,则在后续年份会一直沿用,即一直受到直播电商事件影响。事实上我们发现,本文所统计的受直播电商事件影响的企业中,大部分企业在每一年的年报中都明确指出采用了直播电商销售模式,只有少部分企业没有连续在每年的年报中都提出采用直播电商(占比约 19.23%)。当然,为保证回归结果的稳健性,在稳健性分析部分我们将剔除没有连续在年报中披露是否采用直播电商的企业重新回归。

⑤ 具体计算公式为: $HHI_j = \sum_{i=1}^n \left(\frac{X_i}{\sum_{i=1}^n X_i} \right)^2$, 其中 X_i 表示消费行业 j 中企业 i 的主营业务收入, n 表示消费

行业 j 中企业总数, $\sum_{i=1}^n X_i$ 表示消费行业 j 中所有企业的总主营业务收入。HHI 指数越小,说明该消费行业面临的市场竞争越激烈。

库。其中,企业年龄($\ln age$)采用观测年度与企业注册年度之差取自然对数衡量;企业规模($\ln size$)采用总资产取自然对数表示;股权结构($top1$)采用第一大股东的持股比例衡量;企业成长性($growth$)采用营业收入的增长率衡量;资产负债率(lev)采用总负债与总资产的比值衡量;现金流比例($cash$)采用现金及现金等价物与总资产比值来衡量;盈利能力(roa)采用净利润与总资产的比值衡量。在数据处理方面,为缓解极端值的影响,对企业层面连续变量进行了上下各1%的缩尾处理。

城市层面控制变量。本文在基准回归中主要用到地区经济水平($\ln gdp$)、人口密度(pop)、营商环境($envir$)和研发人员投入($\ln sciper$)等控制变量,计算这些变量的基础数据来源于《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》以及各地级市统计年鉴。其中,经济水平($\ln gdp$)通过各城市GDP取自然对数衡量,而各城市GDP通过各城市2013年GDP和不变价格的国内生产总值指数(以2013年为基期)推算得到;人口密度(pop)通过各城市人口密度取自然对数得到;营商环境($envir$)的构建参考刘新智等(2024)的方法,采用熵值法测算各城市营商环境得分;研发人员投入($\ln sciper$)通过地区科研综合技术从业人员数加1取自然对数衡量。通过以上数据处理,本文得到主要变量的基本描述性统计如表1所示。

表1 主要变量统计描述

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
企业层面微观变量					
RD_Ratio	6 716	4.319	3.576	0.043	19.959
$Treated$	6 716	0.269	0.443	0	1
$\ln age$	6 716	2.913	0.331	1.386	4.007
$\ln size$	6 716	22.111	1.111	19.566	25.380
$top1$	6 716	33.107	13.711	8.400	72.370
$growth$	6 716	0.183	0.482	-0.711	3.615
lev	6 716	0.377	0.191	0.045	0.931
$cash$	6 716	0.172	0.123	0.010	0.618
roa	6 716	0.048	0.070	-0.320	0.229
城市层面宏观变量					
$\ln gdp$	1 407	17.216	0.952	13.855	19.917
$\ln sciper$	1 407	0.292	0.582	0.000	3.332
$envir$	1 407	0.237	0.058	0.177	0.579
pop	1 407	6.079	0.798	2.890	7.905
行业层面宏观变量					
HHI_{2014}	49	0.418	0.265	0.050	1.000
$number_{2014}$	49	1.629	0.910	0.000	3.807

注:本文根据 Wind 数据库、CSMAR 数据库,以及《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》和各地级市统计年鉴整理得来。

四、经验结果与分析

（一）基准回归

基于基准回归模型式(10),本文首先检验直播电商对消费行业企业创新水平的平均效应,具体结果见表 2。第(1)—(4)列均控制了企业固定效应和年份固定效应,并逐步增加行业层面前定变量、企业层面控制变量和城市层面控制变量,回归结果均显示直播电商显著抑制了企业创新水平的提高。此外,第(5)列在第(4)列的基础上,将年份固定效应替换为省份与年份的交互固定效应;第(6)列和第(7)列进一步在第(5)列的基础上,将聚类到企业层面的标准误分别更换为聚类到行业层面的标准误和异方差——稳健标准误。结果表明,无论是更换固定效应的添加方式,还是标准误的汇报方法,核心解释变量的回归系数在统计和经济意义上均与第(4)列保持一致。

需要指出的是,为了能有效缓解省份层面的政策或因素对直播电商效应识别的干扰,以及允许误差项在更宽泛的行业范围内相关,我们以第(6)列的回归结果作为基准。可以看出,在其他条件不变的情况下,直播电商事件使得企业创新水平显著下降 0.307。这一下降幅度意味着,在给定样本企业研发强度均值 4.32%的情况下,直播电商使得处理组企业的研发投入强度(相较于对照组企业)下降了约 7.11%($\approx 0.00307/0.0432 \times 100\%$)。由基准回归结果可以得出,直播电商显著降低了消费行业企业的创新水平,假说 1 得到验证。

表 2 基准回归结果

	RD_Ratio						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>Treated</i>	-0.369*** (0.109)	-0.313*** (0.112)	-0.328*** (0.109)	-0.323*** (0.108)	-0.307*** (0.108)	-0.307*** (0.106)	-0.307*** (0.073)
行业层面前定变量	否	是	是	是	是	是	是
企业层面控制变量	否	否	是	是	是	是	是
城市层面控制变量	否	否	否	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	否	否	否
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是
省份×年份固定效应	否	否	否	否	是	是	是
样本量	6 716	6 716	6 716	6 716	6 716	6 716	6 716
调整后的 R ²	0.809	0.811	0.815	0.815	0.818	0.818	0.819

注:第(1)—(5)列括号内的值为聚类到企业层面的稳健标准误,第(6)列括号内的值为聚类到行业层面的稳健标准误,第(7)列括号内的值为异方差——稳健标准误。*、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平,以聚类到行业层面的标准误为基准,下同。

（二）政策效应的事件分析

一方面为检验基准回归是否满足双重差分法重要前提假设之一的平行趋势假设,另

一方面为识别直播电商的时间效应,本文构建如下回归模型:

$$RD_Ratio_{ijcpt} = \sum_{\tau=-6}^5 \beta_{\tau} Post_{\tau} + \mathbf{X}'\boldsymbol{\gamma} + \delta_i + \pi_{pt} + \mu_{ijcpt}, \quad (11)$$

其中, p 表示省份, π_{pt} 表示省份与年份的交互固定效应, 前定变量与控制变量的添加与基准回归模型式(10)保持一致。 $\sum_{\tau=-6}^5 \beta_{\tau} Post_{\tau}$ 表示一系列虚拟变量, 以探究处理组和对照组企业在直播电商事件前后创新水平的相对变化。具体来说, 将每个企业接受处理的当年视为第0年, 处理的前 n 年记为 $-n$, 处理的后 n 年记为 n 。然后, 根据上述处理时间生成12个虚拟变量, 即 $Post_{-1}$ 代表处理前1年、 $Post_0$ 代表处理当年、 $Post_1$ 代表处理后1年, 以此类推。^① 在回归中, 本文以处理前1年($Post_{-1}$)作为基期。若满足平行趋势, 则 $Post_{-6}$ 至 $Post_{-2}$ 的系数均应不显著, 而 $Post_1$ 至 $Post_5$ 的系数均应显著为负。检验结果如图1所示, 可以看出在直播电商事件发生前, 处理组和对照组企业的创新水平并无显著差异。直播电商事件发生后, 处理组企业相较于对照组企业, 创新水平出现了近乎持续性的显著下降, 尤其是处理后第5年($Post_5$)的回归系数绝对值达到最大, 超过基准回归核心解释变量的回归系数绝对值。因此, 本文的基准结果未拒绝事前趋势平行的假设。

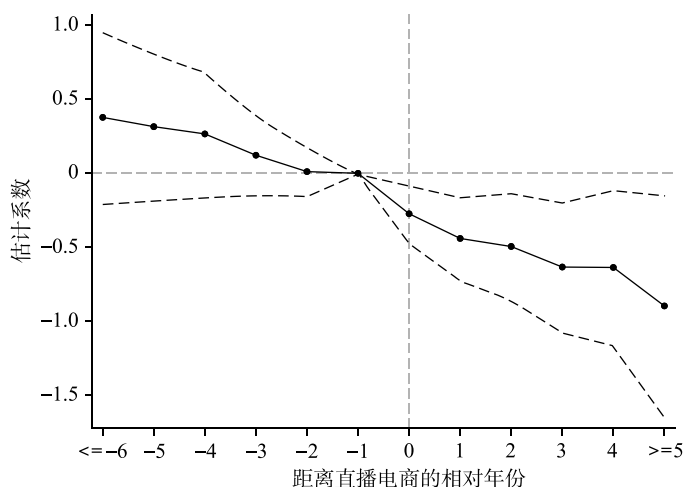


图1 事件分析

注:本文通过提取基于事件分析模型式(11)得到的回归系数与95%置信区间的结果绘制而成,其中置信区间基于聚类到行业层面的稳健标准误计算得到。

(三) 多时点双重差分模型的异质稳健估计

在多时点双重差分模型存在异质性处理效应的情况下,坏控制组(如早处理组作为晚处理组的控制组)和负权重问题(De Chaisemartin and D'Haultfoeuille, 2020)可能导致估计系数存在偏误。为解决上述问题,本文采用异质性处理效应模型进行修正,异质

^① 为保证政策前后时间的对称性,本文将处理前6年之前的样本记为 $Post_{-6}$, 处理后5年之后的样本记为 $Post_5$ 。

稳健估计结果详见附录Ⅱ。结果表明,不同组别之间的处理效应所引致的估计偏误对本文基准回归结果影响有限。在采用不同异质性处理效应模型修正后,直播电商对消费行业企业创新水平的负向影响依然显著,且未拒绝事前趋势平行的假设。

(四) 处理内生性问题

尽管本文在基准回归模型中,以加入前定变量、宏观控制变量及高维固定效应的方式,尽可能缓解遗漏变量偏误的内生性问题。但直播电商并非随机地影响消费行业企业,企业可能根据自身的创新水平决定是否将直播电商纳入销售渠道,这意味着直播电商与企业创新之间还可能存在双向因果关系。鉴于此,本文使用工具变量两阶段最小二乘法来减弱内生性问题。工具变量的构造方法及相关估计结果详见附录Ⅲ的处理内生性问题部分,其中表Ⅲ1的第(1)列和第(2)列分别展示了工具变量一阶段和二阶段回归结果,图Ⅲ1基于置信区间集合法(union of confidence intervals, UCI)绘制了随着工具变量排他性约束变动情形下核心解释变量估计系数的稳健置信区间。结果表明,直播电商对消费行业企业创新水平的抑制效应依然显著。

(五) 安慰剂检验

为了验证基准回归主要结论的可靠性,本文从以下两个方面进行安慰剂检验:其一,随机分配直播电商发生时间;其二,假定直播电商提前发生。上述两种方法的相关估计结果详见附录Ⅲ安慰剂检验部分,其中图Ⅲ2展示了将直播电商发生时间随机分配到各企业并重新回归500次的估计分布,表Ⅲ1第(3)—(5)列则分别报告了将直播电商发生时间提前1年、2年和3年的估计结果。安慰剂检验结果进一步支持了本文基准回归的主要结论。

(六) 稳健性检验

接下来,本文从以下六个方面检验实证主要结论的稳健性。具体包括:(1)替换被解释变量,包括使用发明专利申请量和基于总资产计算的研发强度重新衡量企业创新水平;(2)替换核心解释变量,包括从企业和行业两个层面重新定义核心解释变量;(3)更换基准模型设定,包括更换固定效应和考虑直播电商事件实际影响的滞后一期实验组识别;(4)缓解样本选择偏差,包括采用倾向得分匹配(propensity score matching, PSM)和熵平衡(entropy balancing, EP)的方法为处理组企业匹配控制组企业,以及处理研发投入数据披露不完全和非随机缺失的问题;(5)排除竞争性假说,包括排除薪酬差距、税负压力、经营净现金流和挤出效应等对企业创新水平可能产生的直接影响;(6)排除其他政策或事件干扰,包括排除研发费用加计扣除政策、固定资产加速折旧政策、营改增试点政策、“去杠杆”政策、“五年规划”政策以及新冠疫情事件等对直播电商效应识别可能产生的干扰。稳健性检验的详细结果见本文附录Ⅳ,显示本文基准回归的主要结论依然存在。

五、异质性分析

通过以上基准回归、政策效应的事件分析、异质稳健估计、内生性检验、安慰剂检验和稳健性检验,假说1被初步验证。接下来为强化这一结论的可信性,本文分别从行业维度、地区维度和企业维度开展异质性分析。异质性分析的详细结果见附录V,显示直播电商对消费行业企业创新水平的抑制效应主要存在于高竞争度行业的企业、电商环境较好地区的企业和非国有企业中。

六、机制分析

(一) 基于理论模型的机制直接验证

为验证理论模型中提出的直播电商降低企业利润的内在机制,本文在基准回归的基础上,将被解释变量分别更换为企业毛利率(*GrossProfit*)和总资产净利润率(*Roa*)^①,从实证角度考察直播电商对企业利润的影响。从表3第(1)列可以看出,直播电商显著降低了消费行业企业的毛利率。值得注意的是,毛利率下降不一定是毛利净额减少所致,也可能是主营业务收入大幅增长所带来的结果。因此,为进一步明确影响路径,本文分别将被解释变量更换为主营业务收入(*sale*)和主营业务收入与主营业务成本的差值,即毛利净额(*NetGross*)进行回归,以考察直播电商是否通过降低毛利净额,进而影响企业毛利率。回归结果见表3第(2)列和第(3)列,可以看出直播电商虽然提高了企业的主营业务收入,但同时也降低了毛利净额,这表明直播电商对企业利润产生了压缩效应,销售增长未能同步带动盈利能力的提升。此外,为确保结果的稳健性,本文进一步用总资产净利润率替代毛利率进行回归。回归结果见表3第(4)列,可以看出直播电商同样显著降低了企业的总资产净利润率,进一步支持了直播电商对企业利润的负面影响。综上,假说2得到基本验证。

表3 机制直接检验:利润角度

	<i>GrossProfit</i>	<i>sale</i>	<i>NetGross</i>	<i>Roa</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Treated</i>	-1.452*	9.525**	-0.499*	-0.550*
	(0.744)	(4.107)	(0.273)	(0.325)
行业层面前定变量	是	是	是	是
城市层面控制变量	是	是	是	是

① 其中,企业毛利率(*GrossProfit*)通过(主营业务收入-主营业务成本)/主营业务收入 $\times 100\%$ 计算得到,总资产净利润率(*Roa*)通过(净利润)/(总资产) $\times 100\%$ 计算得到。选择总资产净利润率作为替代指标,是因为它能够全面反映企业整体资产的盈利能力,而不仅仅局限于主营业务的毛利情况。通过替换为总资产净利润率,可以进一步验证直播电商对企业盈利能力的影响是否具有普遍性。

(续表)

	<i>GrossProfit</i>	<i>sale</i>	<i>NetGross</i>	<i>Roa</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
企业层面控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
省份×年份固定效应	是	是	是	是
样本量	6 716	6 716	6 716	6 716
调整后的 R ²	0.622	0.924	0.658	0.500

注：第(1)—(4)列括号内的值为聚类到行业层面的稳健标准误。

为进一步寻找是何种支出项目导致企业利润下降,本文将企业财务状况纳入分析框架。具体地,本文在基准回归基础上将被解释变量更换为企业销售费用率(*Expense_Ratio*)和佣金率(*Commission₁* 和 *Commission₂*)^①,从支出端考察企业利润下降的原因。实证检验结果如表 4 第(1)—(4)列所示。从第(1)列可以看出,直播电商显著提高了企业的销售费用率。为考察企业销售费用率的上升是否仅源于毛利净额下降,还是也受到销售费用本身增加的影响,本文将被解释变量更换为销售费用(*Expense*)进行重新回归分析。回归结果如第(2)列所示,可以看出直播电商显著促进了消费行业企业销售费用的上升。^② 更进一步地,本文顺延前文理论模型的机制逻辑链条,考察了直播电商是否主要通过增加佣金率提升企业销售费用。具体地,我们将被解释变量替换为佣金率(*Commission₁* 和 *Commission₂*)进行回归,结果如第(3)列和第(4)列所示,可以看出直播电商显著提高了佣金支出在销售费用中的比例和佣金支出在毛利净额中的比例。这意味着佣金支出占据了更大比例的销售费用,进而压缩了企业利润空间,阻碍企业创新发展。这一发现也与理论模型中过高佣金率导致企业利润下降的机制链条相照应,假说 2 得到进一步验证。

① 销售费用率(*Expense_Ratio*)通过(销售费用)/(主营业务收入—主营业务成本)×100%计算得到,它反映了企业在产生毛利润之后,为了实现销售所需投入的费用比例。较高的销售费用率可能表明企业在市场推广、广告等方面投入较大。佣金率 *Commission₁* 通过(佣金支出)/(销售费用)×100%计算得到;佣金率 *Commission₂* 通过(佣金支出)/(主营业务收入—主营业务成本)×100%计算得到。其中,佣金支出通过 CSMAR 数据库中企业销售费用的明细项目整理所得。经整理发现,我们的研究中只有少数企业样本观测值没有披露佣金支出(占比约 13.27%)。为了保证与基准回归观测值的一致性,对于没有披露佣金支出的样本观测值,我们将其记为 0 值。本文也尝试将没有披露佣金支出的样本观测值剔除,回归结果无明显变化。需要指出的是,销售费用支出的主要来源是企业的毛利净额,所以本文计算销售费用率的分母是毛利净额,即主营业务收入与主营业务成本的差值。同理,由于佣金支出主要来源于企业的销售费用,因此本文在计算佣金率时,分别以销售费用和毛利净额作为分母,以更准确地衡量佣金支出在企业成本结构中的占比。

② 本文认为直播电商导致企业销售费用增加的原因可能有以下几方面:主播佣金、流量竞争、市场竞争及高退货率。首先,代理成本理论解释了企业需支付高额主播佣金和坑位费,这一行为大幅度加重销售负担。其次,交易成本理论表明,直播电商的流量获取、渠道维护和平台竞价机制也会导致企业销售费用上升。此外,市场竞争理论证实,直播电商环境下,企业需要投入更多广告、折扣和促销资金,以维持市场份额。而高退货率进一步增加了物流、客服等售后成本,导致企业销售费用上升。本文通过案例梳理发现,直播电商兴起后佣金支出的提高是企业销售费用上升的主要原因。再结合理论模型中与佣金率相关的机制逻辑链条,本文主要从佣金支出角度考察企业销售费用增加的原因。

表4 机制直接检验：销售费用和佣金支出角度

	<i>Expense_Ratio</i>	<i>Expense</i>	<i>Commission₁</i>	<i>Commission₂</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Treated</i>	0.022*** (0.008)	1.272** (0.597)	0.046* (0.025)	0.031*** (0.010)
行业层面前定变量	是	是	是	是
城市层面控制变量	是	是	是	是
企业层面控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
省份×年份固定效应	是	是	是	是
样本量	6 716	6 716	6 716	6 716
调整后的 R ²	0.734	0.901	0.795	0.793

(二) 基于理论模型的机制进一步讨论

虽然利润下降是抑制企业创新水平的核心因素,但并不是唯一因素,创新应该是人力资本与企业资源相整合的过程(Belloc, 2012),因此人力资本的调整也可能带来企业创新水平的下降。已有研究发现,不同企业的特征会影响企业职工参与创新的激励(Aghion et al., 2013; Chemmanur et al., 2014),尤其是超额利润共享机制能激发职工创新热情,促使其致力于企业长期的创新活动(Lazonick, 2003)。从机制直接验证中可以看出,直播电商对企业利润的负向影响主要来自佣金支出的增加。那么,在企业利润下降导致超额利润共享机制减弱的情况下,佣金支出的增加是否会引发“薪酬挤占效应”,即企业内部薪酬分配空间被挤压,从而降低员工薪酬水平?如果存在“薪酬挤占效应”,那么该效应是否会带来企业人力资本的结构调整,加剧研发技术人员的流失,从而进一步抑制企业创新水平?

为回答上述问题,本文将企业人力资本结构纳入分析框架,在理论模型和机制直接验证的基础上进一步补充分析直播电商抑制消费行业企业创新水平的其他影响因素。具体地,本文首先在基准回归的基础上将被解释变量更换为企业员工薪酬增长率(*Salary_Ratio*),考察直播电商对员工薪酬水平的影响。回归结果如表5第(1)列所示,可以看出直播电商显著降低了员工薪酬增长率,说明“薪酬挤占效应”确实存在。进一步地,本文考察直播电商带来的“薪酬挤占效应”是否会导致企业内部员工结构的调整。为此,本文将基准回归中的被解释变量分别更换为研发技术人员数量占比(*Employee_Ra-*

tio)、研发人员数量占比(*RDPerson_Ratio*)和技术人员数量占比(*TecPerson_Ratio*)^①,以分析直播电商对不同类型员工的影响。从表 5 第(2)列可以看出直播电商显著降低了企业研发技术人员占比。更具体地,第(3)列和第(4)列细分结果显示,直播电商对研发人员占比的负向影响显著,而对技术人员占比的影响虽不具统计显著性,但经济意义上仍呈现下降趋势。综上,在员工薪酬下降的情况下,企业内部研发技术人员,特别是研发人员出现了显著流失。这一现象表明,直播电商引发的“薪酬挤出效应”可能削弱企业对高质量研发人才的吸引力,影响研发人才队伍的稳定与扩充,进而制约企业进行可持续创新发展。

表 5 机制进一步讨论:员工结构角度

	<i>Salary_Ratio</i>	<i>Employee_Ratio</i>	<i>RDPerson_Ratio</i>	<i>TecPerson_Ratio</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Treated</i>	-1.974 *	-0.599 *	-0.368 *	-0.231
	(1.133)	(0.347)	(0.218)	(0.297)
行业层面前定变量	是	是	是	是
城市层面控制变量	是	是	是	是
企业层面控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
省份×年份固定效应	是	是	是	是
样本量	6 716	6 716	6 716	6 716
调整后的 R ²	0.702	0.867	0.827	0.845

七、政策含义

作为数字经济背景下兴起的“新业态”,直播电商担负着数字技术与实体经济深度融合的重要责任。本文通过构建企业与直播公司的委托代理模型,使用 2014—2023 年 A 股消费行业上市企业微观经济数据,采用多时点双重差分法检验了直播电商对企业创新水平的负面影响,并从利润挤占和人力资本重构两个维度揭示了其作用渠道。

本文的研究结论蕴含了以下两方面政策含义。一方面,企业应立足自身发展战略,理性评估与直播公司合作的边际收益,避免盲目投入营销资源。同时,企业应积极探索构建自有直播平台或内部营销体系,提升对销售渠道的掌控力,在降低外部依赖与营销成本的同时为研发创新释放资源。此外,企业还需优化激励机制和人才管理制度,稳定核心技术团队,增强可持续创新的内生动力。

① 研发技术人员占比(*Employee_Ratio*)通过(研发人员数量+技术人员数量)/(总体员工数量)×100%计算得到;研发人员占比(*RDPerson_Ratio*)通过(研发人员数量)/(总体员工数量)×100%计算得到;技术人员占比(*TecPerson_Ratio*)通过(技术人员数量)/(总体员工数量)×100%计算得到。需要指出的是,本文的研究中只有少数企业样本观测值没有披露研发人员数量(占比约 7.88%)和技术人员数量(占比约 2.22%)。为了保证与基准回归观测值的一致性,对于没有披露研发人员数量和技术人员数量的样本观测值,本文将其记为 0 值。本文也分别尝试将没有披露研发人员数量和技术人员数量的样本观测值剔除,回归结果无明显变化。

另一方面,政府及相关行业组织应加快完善直播电商治理体系,建立健全平台责任、行为监管与投诉处理机制,强化对主播行为、佣金比例、企业平台合作模式等关键环节的规范监管。同时,应加强对中小企业的引导与服务,构建公平、透明的数字营销环境,防止平台垄断对实体企业创新投入形成挤压,引导直播电商朝着更可持续、更有利于实体经济发展的方向演进。

参考文献

- [1] Aghion, P., J. Van Reenen, and L. Zingales, "Innovation and Institutional Ownership", *American Economic Review*, 2013, 103(1), 277-304.
- [2] Angrist, J. D., and J. S. Pischke, *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*, Princeton: Princeton University Press, 2008.
- [3] Belloc, F., "Corporate Governance and Innovation: A Survey", *Journal of Economic Surveys*, 2012, 26(5), 835-864.
- [4] Cai, J., and D. Y. Wohn, "Live Streaming Commerce: Uses and Gratifications Approach to Understanding Consumers' Motivations", *Proceedings of the Annual Hawaii International Conference on System Sciences*, 2019, 2548-2557.
- [5] 蔡庆丰、陈熠辉、林焜,“信贷资源可得性与企业创新:激励还是抑制?——基于银行网点数据和金融地理结构的微观证据”,《经济研究》,2020年第10期,第124—140页。
- [6] Caldieraro, F., "The Role of Brand Image and Product Characteristics on Firms' Entry and OEM Decisions", *Management Science*, 2016, 62, 3327-3350.
- [7] Chemmanur, T. J., E. Loutskina, and X. Tian, "Corporate Venture Capital, Value Creation, and Innovation", *Review of Financial Studies*, 2014, 27(8), 2434-2473.
- [8] Chen, Z., R. Cenfetelli, and I. Benbasat, "The Influence of E-commerce Live Streaming on Lifestyle Fit Uncertainty and Online Purchase Intention of Experience Products", *Proceedings of the Annual Hawaii International Conference on System Sciences*, 2019, 5081-5090.
- [9] Chiang, W. Y. K., D. Chhajed, and J. D. Hess, "Direct Marketing, Indirect Profits: A Strategic Analysis of Dual-Channel Supply-Chain Design", *Management Science*, 2003, 49, 1-20.
- [10] De Chaisemartin, C., and X. D'Haultfoeuille, "Two-Way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects", *American Economic Review*, 2020, 110(9), 2964-2996.
- [11] Fei, M., H. Tan, X. Peng, Q. Wang, and L. Wang, "Promoting or Attenuating? An Eye-Tracking Study on the Role of Social Cues in E-Commerce Livestreaming", *Decision Support Systems*, 2021, 142, 113466.
- [12] Hu, M., and S. S. Chaudhry, "Enhancing Consumer Engagement in E-commerce Live Streaming via Relational Bonds", *Internet Research*, 2020, 30, 1019-1041.
- [13] 金星晔、左从江、方明月、李涛、聂辉华,“企业数字化转型的测度难题:基于大语言模型的新方法与新发现”,《经济研究》,2024年第3期,第34—53页。
- [14] Kang, K., J. Lu, L. Guo, and W. Li, "The Dynamic Effect of Interactivity on Customer Engagement Behavior through Tie Strength: Evidence from Live Streaming Commerce Platforms", *International Journal of Information Management*, 2021, 56, 102251.
- [15] Kimbrough, M. D., and H. Louis, "Voluntary Disclosure to Influence Investor Reactions to Merger Announcements: An Examination of Conference Calls", *Accounting Review*, 2011, 86, 637-667.
- [16] Lazonick, W., "The Theory of the Market Economy and the Social Foundations of Innovative Enterprise", *Economic and Industrial Democracy*, 2003, 24(1), 9-44.

- [17] 李春涛、宋敏,“中国制造业企业的创新活动:所有制和 CEO 激励的作用”,《经济研究》,2010 年第 5 期,第 55—67 页。
- [18] Li, P., Y. Lu, and J. Wang, “Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China”, *Journal of Development Economics*, 2016, 123, 18-37.
- [19] 李涛、涂玮、李兵、金星晔,“关税冲击与企业数字技术应用”,《经济研究》,2024 年第 12 期,第 130—148 页。
- [20] 李晓华,“数字经济新特征与数字经济新动能的形成机制”,《改革》,2019 年第 11 期,第 40—51 页。
- [21] 李雪松、党琳、赵宸宇,“数字化转型、融入全球创新网络与创新绩效”,《中国工业经济》,2022 年第 10 期,第 43—61 页。
- [22] 刘诗源、林志帆、冷志鹏,“税收激励提高企业创新水平了吗?——基于企业生命周期理论的检验”,《经济研究》,2020 年第 6 期,第 105—121 页。
- [23] 刘新智、黎佩雨、周韩梅,“营商环境优化、数字经济发展与经济发展质量提升——基于 281 个城市的实证研究”,《宏观质量研究》,2024 年第 3 期,第 32—46 页。
- [24] 陆蓉、何婧、崔晓蕾,“资本市场错误定价与产业结构调整”,《经济研究》,2017 年第 11 期,第 104—118 页。
- [25] 吕越、陈泳昌、张昊天、诸竹君,“电商平台与制造业企业创新——兼论数字经济和实体经济深度融合的创新驱动路径”,《经济研究》,2023 年第 8 期,第 174—190 页。
- [26] Ma, Y., “To Shop or Not: Understanding Chinese Consumers’ Live-Stream Shopping Intentions from the Perspectives of Uses and Gratifications, Perceived Network Size, Perceptions of Digital Celebrities, and Shopping Orientations”, *Telematics and Informatics*, 2021, 59, 101562.
- [27] 欧阳耀福,“互联网平台化组织模式对企业创新的影响研究”,《经济研究》,2023 年第 4 期,第 190—208 页。
- [28] 戚聿东、肖旭,“数字经济时代的企业管理变革”,《管理世界》,2020 年第 6 期,第 135—152+250 页。
- [29] Rosenberg, N., *Innovation and Growth in Tourism*. Paris: OECD Publishing, 2006.
- [30] Ross, S. A., “The Economic Theory of Agency: The Principal’s Problem”, *American Economic Review*, 1973, 63(2), 134-139.
- [31] Sun, Y., X. Shao, X. Li, Y. Guo, and K. Nie, “How Live Streaming Influences Purchase Intentions in Social Commerce: An IT Affordance Perspective”, *Electronic Commerce Research and Applications*, 2019, 37, 100886.
- [32] 唐松、伍旭川、祝佳,“数字金融与企业技术创新——结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异”,《管理世界》,2020 年第 5 期,第 52—66+9 页。
- [33] Tsang, A., K.T. Wang, S. Liu, and L. Yu, “Integrating Corporate Social Responsibility Criteria into Executive Compensation and Firm Innovation: International Evidence”, *Journal of Corporate Finance*, 2021, 70, 102070.
- [34] Wang, B., F. Xie, J. Kandampully, and J. Wang, “Increase Hedonic Products Purchase Intention through Livestreaming: The Mediating Effects of Mental Imagery Quality and Customer Trust”, *Journal of Retailing and Consumer Services*, 2022, 69, 103109.
- [35] Xu, X., J. H. Wu, and Q. Li, “What Drives Consumer Shopping Behavior in Live Streaming Commerce?”, *Journal of Electronic Commerce Research*, 2020, 21, 144-167.
- [36] Yan, J. K., D. E. Leidner, H. Benbya, and W. Zou, “Examining Interdependence Between Product Users and Employees in Online User Communities: The Role of Employee-Generated Content”, *The Journal of Strategic Information Systems*, 2021, 30(1), 101657.
- [37] Zhang, M., Y. Liu, Y. Wang, and L. Zhao, “How to Retain Customers: Understanding the Role of Trust in Live Streaming Commerce with a Socio-Technical Perspective”, *Computers in Human Behavior*, 2022, 127, 107052.
- [38] Zhang, T., and Z. Tang, “Should Manufacturers Open Live Streaming Shopping Channels?”, *Journal of Retailing and Consumer Services*, 2023, 71, 103229.
- [39] Zhou, M., J. Huang, K. Wu, X. Huang, N. Kong, and Kevin S. Campy, “Characterizing Chinese Consumers’ Intention to Use Live E-commerce Shopping”, *Technology in Society*, 2021, 67, 101767.

The Innovation Dilemma of Enterprises in the Wave of Live Streaming E-commerce: Empirical Evidence from Listed Companies in Chinese Consumer Industry

LUO Danglun LI Yihui*

(Sun Yat-sen University)

Abstract: Our study treats live streaming e-commerce as a quasi-natural experiment and combines a principal-agent model with a difference-in-differences approach to evaluate its impact on corporate innovation. We find that live streaming significantly suppresses innovation in consumer industry listed firms, particularly among non-state-owned firms, those in highly competitive sectors, and firms in developed e-commerce regions. Mechanism analysis shows that profit erosion and human capital restructuring reduce R&D investment and talent retention. Our findings offer new insights into the determinants of innovation and the broader economic consequences of live streaming e-commerce.

Keywords: live streaming e-commerce; consumer industry; corporate innovation

JEL Classification: L86, O31, O33

* Corresponding Author: LI Yihui, Lingnan College, Sun Yat-sen University, No.135 Xingang West Road, Haizhu District, Guangzhou, Guangdong 510275, China; Tel: 86-15827569137; E-mail: liyh596@mail2.sysu.edu.cn.