

多市场接触与企业数字化转型* ——未吸收冗余与组织协调性的调节作用

● 邓新明¹ 刘新韬¹ 叶震宇¹ 钟乐嘉¹ 龙贤义²

(1 武汉大学经济与管理学院 武汉 430072; 2 海南大学国际商学院 海口 570228)

【摘要】数字经济时代,企业的竞争互动也在向数字化方向延伸,而在多市场接触的竞争常态下,企业是否会在数字化转型战略上形成相互克制,这一问题尚未得到回答。本文以中国家电行业为研究对象,选择2014—2021年中国家电行业上市公司为研究样本,使用固定效应模型,考察了动态竞争下多市场接触对企业数字化转型的影响机制,并进一步考察了未吸收冗余与组织协调性的调节作用,旨在回答动态竞争理论中多市场接触的“相互克制效应”是否同样适用于企业的数字化转型战略这一核心问题。研究表明:(1)多市场接触与企业数字化转型呈现U形关系,企业实施数字化转型的程度受到多市场接触下“相互克制效应”的负向抑制以及企业在多市场竞争中进行数字化转型的现实需要的正向驱动影响,说明多市场接触的“相互克制效应”同样适用于企业数字化转型战略。(2)未吸收冗余对主效应具有显著的调节作用,表现为使U形曲线的拐点向左偏移,多市场接触与企业数字化转型的正向关系会更早出现。(3)组织协调性对主效应具有显著的调节作用,表现为使U形曲线的拐点向右偏移,多市场接触与企业数字化转型的正向关系会更晚出现。本文拓展了多市场接触的“相互克制效应”在企业数字化战略的应用,为企业数字化转型战略实施提供了重要启示,一方面,企业要认识到多市场接触的“相互克制效应”对数字化转型战略的负向影响,正确评估竞争态势,不断提升应用数字技术管理多市场竞争的能力;另一方面,企业还要注重盘活企业内部未被充分利用的冗余资源,注重提升自身的组织协调能力。

【关键词】动态竞争 多市场接触 数字化转型 未吸收冗余 组织协调性

中图分类号: F270

文献标识码: A

* 基金项目:国家自然科学基金面上项目“基于相互克制假说的企业多市场竞争战略及其溢出效应与实施机制研究”(项目批准号:72172106);国家自然科学基金青年项目“最优区分视角下内外部社会责任不一致的影响因素及其对企业的积极影响研究”(项目批准号:72302070)。

通讯作者:龙贤义, E-mail: longxianyi@hainanu.edu.cn。

1. 引言

战略来源于竞争, 是对竞争的有效管理手段(夏清华, 2002)。因此, 竞争理论向来是企业战略管理研究的核心(邓新明等, 2019)。早期的企业竞争理论认为企业要想在竞争中立于不败之地, 应该依靠资源或能力获取独特而持续的竞争优势(Wernerfelt, 1984; Hofer & Schendel, 1978)。这种观点强调了资源与能力在获取竞争优势中的关键作用, 但是将企业竞争置于静态假设之下(D'Aveni et al., 2010), 未能有效解释动态竞争环境下的战略适配问题。近年来, 随着科技发展的日新月异, 云计算、大数据、区块链、物联网等数字技术正厚积薄发地成为推动社会进步和产业升级的重要力量(Liu et al., 2024)。在数字化时代, 市场环境变化与企业动态感知更加复杂, 企业的生产与治理方式不断重构(陈德球和胡晴, 2022), 以往基于静态视角的企业竞争战略越来越难以适应数字化时代竞争环境的动态变化。利用数字技术使自身更好地把握动态环境变化、做出战略决策成为企业更为重要的需求(孙慧敏, 2009)。

动态竞争的重要内容是企业间竞争的实时互动, 这种竞争互动往往以一种多点的态势进行呈现(邓新明和郭雅楠, 2020; Karnani & Wernerfelt, 1985)。企业往往需要在多个市场与对手进行竞争互动, 形成多市场接触(Multi-Market Contact, MMC)(Edwards, 1955)。在多市场接触下, 企业在某一市场做出战略决策时往往需要考虑该行动是否将引起对手从多个市场发起反击(Giachetti et al., 2023)。这种反击造成的潜在破坏会使企业更加忌惮, 使企业重新衡量战略决策带来的利弊, 此时企业往往倾向于与竞争对手达成竞争合谋, 共同减少战略行动, 从而降低竞争强度。这就是多市场接触的“相互克制效应”(Ljubownikow et al., 2023; Kasman & Kasman, 2016; Coccorese & Pellicchia, 2022; Yan, 2024)。现有的研究从多市场接触对企业新市场进入决策(邓新明等, 2019)、服务战略(董静和王亚娟, 2019)、价格战略(Dao et al., 2021)的影响论证了多市场接触“相互克制效应”的存在, 但缺乏多市场接触的“相互克制效应”对于企业数字化转型战略影响的研究。

数字化转型作为企业用于适应数字化时代的一种战略蓝图(肖静华, 2020), 与企业服务战略、价格战略等同属于企业竞争战略范畴。现有研究已充分表明数字化转型是应对市场竞争的重要战略, 可以为企业带来竞争优势(陈冬梅等, 2020; Miller & Wang, 2024)。例如, 有学者探讨了供应链企业进行数字化转型战略时机的竞争博弈, 表明数字化转型是企业的一种竞争工具(张华和顾新, 2024), 还有学者提出数字化转型已成为企业在竞争中构建持续竞争优势的核心战略选择(王象路等, 2024; 陈庆江和王彦萌, 2022), 同时数字化转型作为重要的竞争战略选择, 对于重塑市场竞争格局具有重要意义(王才, 2023)。而企业数字化转型战略又有其特殊性: 数字化的运用为企业及行业生态带来的影响是全面、激烈的, 往往深刻影响企业的商业模式、盈利模式及竞争模式(陈德球和胡晴, 2022), 而非传统的单一类型战略那样带来的是某一方面的影响。因此, 多市场接触的相互克制效应在数字化时代是否仍然适用? 多市场接触将如何影响企业的数字化战略? 资源与禀赋的差异往往容易导致企业战略的分化(Jayachandran et al., 1999), 对企业战略实施(Wernerfelt, 1984)具有重

要影响的资源与能力将在多市场接触对企业数字化转型的作用机制中扮演怎样的角色? 这些是本文所关注的问题。

2. 理论分析与研究假设

2.1 多市场接触与相互克制效应

以往有关企业竞争的研究往往基于静态的视角考察企业竞争优势的建立。产业经济学派认为, 选择合适的行业及行业定位以获取垄断租金是企业建立竞争优势的关键。而资源学派则认为, 构建独特的资源组合是企业得以保持持续领先的基石。但这两种观点都基于静态的视角, 即假设企业在相对稳定的市场环境中开展竞争(D'Aveni et al., 2010)。然而, 随着数字技术的应用与迭代, 产业的边界逐渐模糊, 企业间的跨界竞争变得屡见不鲜(邓新明和郭雅楠, 2020)。企业间的“战场”逐渐由单个市场转变为多个市场, 企业在多个市场的竞争互动提升了企业间的多市场接触程度(Karnani & Wernerfelt, 1985)。

多市场接触程度的提升将导致企业间竞争互动的相互克制效应, 即由于顾及对手在其他市场的反击行动, 多市场接触程度的提升将促使竞争对手之间达成隐性合谋(Ljubownikow et al., 2023)。相互克制效应的产生主要基于两方面原因: 一是随着多市场接触程度的不断提升, 竞争主体间越来越熟悉, 对对手的资源禀赋与反击能力越来越了解, 越来越意识到自己与竞争对手之间的相互制衡关系(Giachetti et al., 2023; 叶珍和邓新明, 2020; Su & Dresner, 2021)。二是不同的竞争主体在相互交叉的市场中往往存在不对称的市场利益, 拥有自己独特的“势力范围”(Lee et al., 2020), 竞争主体在某一市场发起竞争行为时往往顾及自己的竞争行为可能招致竞争对手发起全面战争(Scherer, 1971), 抑或是针对自己具有较高利益的市场发动反击, 从而导致自身更大的损失, 因此竞争主体往往可能更愿意克制自己发起竞争行为的冲动(邓新明等, 2019; Yu & Lin, 2024)。

现有的大量实证研究采用多种代理变量对多类行业的竞争主体间多市场接触导致的“相互克制效应”进行验证。例如, 邓新明等(2019)探讨了经济型酒店行业多市场接触与企业的新市场进入战略行为之间的关系, 发现当多市场接触增加到一定程度时, 竞争主体发起新市场进入行为所牵涉的利益巨大, 对手发起行动的收益低于成本, 双方更有意愿达成隐性合谋, 倾向于放弃对新市场的进入。Long等(2023)选择财险行业进行研究, 发现多市场接触使同行业企业在慈善战略上达成竞争合谋, 抑制了慈善投入。Busse(2010)在对手机行业的研究中同样发现, 多市场接触会导致企业间为避免陷入惨烈的价格战而达成价格共谋, 从而使彼此都能够以较高的产品价格获得更多的利润。

以上研究探讨了不同行业的多市场接触是如何通过“相互克制效应”影响企业竞争战略的。企业的数字化转型作为一种战略选择, 其实施与否是否同样受到竞争主体间的多市场接触影响? 多市场接触与数字化转型之间呈现什么样的关系?

2.2 多市场接触与企业数字化转型

数字化转型是运用人工智能、大数据等数字技术对业务流程、战略思维、商业模式、组织结构进行的一种组织转型和变革(Liu et al., 2011; 孟韬等, 2021)。本文认为, 企业是否实施数字化转型战略主要受到多市场接触两方面的影响: 一方面, 多市场接触程度的提升会产生“相互克制效应”, 抑制企业的数字化转型行动; 另一方面, 多市场接触程度的提升将增加企业动态竞争环境的复杂性, 多市场管理、多对手监测、多产品设计生产对企业的信息收集与分析共享能力提出了更高要求, 促进企业开展数字化转型。这种双重影响使多市场接触与企业数字化转型行为间的关系呈现为 U 形关系, 企业是否实施数字化转型战略取决于两种影响的力量变化。当多市场接触的“相互克制效应”给企业数字化转型带来的抑制作用大于多市场接触下企业为应对复杂环境开展数字化转型的需求时, 企业倾向于与对手达成合谋, 暂缓数字化转型进程。但随着多市场接触程度的继续上升, 企业面临的竞争环境逐渐复杂, 当多市场接触的竞争环境对企业的数字能力提出了更高要求时, 企业开展数字化转型的迫切需求将使企业更加倾向于实施数字化战略。

具体来看, 在企业多市场接触程度较低的时候, 随着多市场接触程度的提升, 企业进行数字化转型的意愿会逐渐减弱。这是由于: 第一, 对企业而言, 在竞争前期更为重要的是将资源进行集中配置以支持市场份额扩张(Yamaguchi et al., 2023), 从而快速建立竞争主导地位。此时企业间的多市场接触程度相对较低, 企业在较少的几个市场与竞争对手开展竞争, 往往仅需要管理少数几个市场的竞争活动, 导致借助数字化工具进行业务管理与竞争动态监测的需求相对较少; 并且多市场布局会使资源被分散到多个市场, 企业开展数字化转型所需要的大量固定成本投入容易造成对市场扩张行动的资源挤占(Jiang & Li, 2024), 在数字化方面的投资能力受限, 难以集中力量推进转型。因此, 此时企业进行数字化转型的动力相对较弱。第二, 随着企业与竞争对手在越来越多的市场发生遭遇, 竞争主体间的相互依赖程度大大加深, 企业发起的战略行为容易招致竞争对手在多个重要市场的报复性反击(Ming & Miller, 1994), 这种反击可能对企业而言是难以预测的, 所造成的损失也是企业难以承担的, 因此, 根据多市场接触的“相互克制效应”原理(Edwards, 1955), 企业倾向于克制自身的战略冲动, 与竞争对手达成合谋, 减少数字化转型行为。第三, 随着企业与竞争对手间多市场接触的日渐频繁, 竞争主体之间的相互了解越来越充分, 企业发起的战略行为越来越容易被竞争对手监测到, 竞争主体间竞争感知的增强强化了多市场接触的“相互克制效应”(Mason et al., 1992)。在此消彼长的条件下, 多市场接触的“相互克制效应”对企业开展数字化转型的负向抑制大于正向激励。此时, 随着多市场接触程度的提升, 企业更倾向于对多个市场的建设, 而其数字化转型程度将不断下降。

但当企业的多市场接触程度提升到一定阈值时, 多市场接触与企业数字化转型的关系曲线将发生转折, 此后, 随着多市场接触程度的提升, 企业实施数字化转型的意愿将越来越强烈。这是因为, 当多市场接触程度达到一定阈值后, 由于需要在多个市场与多个竞争对手展开竞争, 企业竞争环境的不稳定性和复杂多变性大幅提升, 企业进行数字化转型需求的迫切性使企业在进行战略考量时优先考量进行数字化转型的需求。企业进行数字化转型的需求主要体现在: 第一, 多市场的竞争态势

要求企业进行数字化转型。随着多市场接触程度的提高,企业在越来越多的市场与竞争对手展开竞争,加强对竞争对手的监测、预测对手的竞争行为、提升自身的动态竞争能力成为多点竞争下企业获取竞争优势的要求。而进行数字化转型对企业提升自身动态能力具有极为积极的意义。一方面,通过利用在竞争活动中积累的数据资产,企业可以通过数字化转型提升对大数据的管理与分析能力(Mikalef et al., 2020),从而加强对竞争对手的监测及预测。另一方面,数字化转型已成为企业在复杂、易变、不确定环境中进行调整和实现反弹的关键推动力量(Spagnoletti & Za, 2022; Tim et al., 2021)。随着多市场接触程度的提升,企业间的竞争更为激烈,环境更为复杂多变,通过数字化转型企业可以提升自身的组织敏捷性(Mikalef & Krogstie, 2020),以增强对竞争环境的适应能力,面对对手多市场的进攻可以更为迅速地作出反应。第二,多市场的消费者管理要求企业进行数字化转型。随着多市场接触程度的提升,企业将不再仅仅围绕单一的产品市场进行产品的设计与销售,企业越来越需要通过数字化转型以提升对多市场、多线程的管理能力以获取在不同市场的竞争优势。通过物联网、区块链和云计算等数字技术,企业可以实现对海量数据的准确收集,同时运用大数据分析能力识别消费者多样化需求并进行持续追踪(Matarazzo et al., 2021),企业还可以运用数字技术加强与顾客的交互,从而更为精准地把握市场趋势,获取产品竞争优势(肖静华等, 2014)。第三,行业同群效应驱动企业进行数字化转型。同行业的企业群体由于拥有相似的资源禀赋以及面临着相似的市场环境,为规避决策结果不确定、成本不经济等决策风险,会更加关注行业同群企业的战略决策(刘静和王克敏, 2018; 王旭和褚旭, 2022)。随着企业在更多的市场上相遇,共同面临的市场环境逐渐趋同,企业间的相互了解不断加深,会更加关注对手所作出的数字化转型决策。在观察到对手通过数字化转型获得显著的能力提升和绩效改善之后,企业可能会更加愿意通过主动模仿和学习加速自身的战略转型(陈庆江等, 2021)。基于数字化的颠覆性影响,一旦有企业先越雷池一步进行数字化转型,企业间的相互克制效应将可能转变为同群学习效应。此时,随着多市场接触程度的提升,企业数字化转型程度也将不断提升。

因此本文认为,企业间的多市场接触程度与企业数字化转型决策之间呈现U形关系,这种U形关系的形成来源于两种力量的相互作用与此消彼长:一方面是多市场接触的“相互克制效应”对企业数字化转型的抑制作用,另一方面是多市场管理与竞争需要对企业数字化转型的驱动作用。在竞争前期,由于企业扩张战略资源挤占、多市场接触程度较低、数字化需求较弱等因素,多市场接触的“相互克制效应”占主导地位,此时多市场接触程度的提升将导致企业数字化转型程度的下降;当多市场接触上升到一个阈值时,多市场的竞争与管理需要将超过多市场接触的“相互克制效应”,企业数字化转型程度将随着多市场接触程度提升而提升。

综上,提出假设H1:

H1: 在其他条件不变的情况下,多市场接触与企业数字化转型呈现U形关系。

2.3 未吸收冗余的调节作用

企业战略的实施往往受到自身所拥有资源的约束(Wernerfelt, 1984),企业所能调用的资源往往用组织冗余进行衡量(Singh, 1986)。组织冗余指的是企业在维持正常运转之外的可以自由支配的资

源, 根据其可重新配置的难易度, 可划分为已吸收冗余与未吸收冗余 (Singh, 1986)。已吸收冗余指的是已被吸收为企业运作成本, 资产专有性较强, 难以被重新配置利用的资源 (Nohria & Gulati, 1996)。而未吸收冗余则指的是具有较高的灵活性, 还未被组织使用, 可随时被调用的资源 (Singh, 1986)。一般认为, 相比已吸收冗余的高度专有性, 未吸收冗余由于其较高的灵活性与流动性, 更能够支持企业的创新活动以及帮助企业应对环境的变化 (Singh, 1986; Nohria & Gulati, 1996)。因此, 本文主要研究未吸收冗余对于多市场接触与企业数字化转型机制的调节作用。

本文认为, 未吸收冗余会显著调节多市场接触与企业数字化转型之间的关系。具体而言, 将使多市场接触与企业数字化转型的 U 形关系极值点向左移动, 企业数字化转型与多市场接触的正向关系会更早出现。主要出于以下原因: 第一, 未吸收冗余的承诺性与专有性较低, 可以快速调用以应对环境变化带来的冲击与挑战 (Nohria & Gulati, 1996)。因此, 具有较充足未吸收冗余的企业拥有更强能力以应对对手来自多个市场的反击, 从而能够降低“相互克制效应”对于企业战略决策的影响, 使企业在进行数字化转型时遭受更小的阻力, 能够更地开展数字化转型。第二, 未吸收冗余为企业敢于从多市场竞争中抽身开展转型活动提供了更充足的资金支持 (陈爽英等, 2016)。在多市场接触情境下, 企业面临着来自对手在多个市场发起进攻的压力, 往往需要冗余资源的储备加以应对 (邓新明和郭雅楠, 2020)。在多市场接触下, 缺乏丰富的未吸收冗余往往使企业不敢将用于应对竞争对手的常备资源投入数字化转型, 因为大额的固定成本投入可能会使企业在多市场竞争中丧失市场份额; 而丰富的未吸收冗余则使企业配置资源的空间更加广阔, 降低资源对企业在多市场接触下开展数字化转型的约束 (邓新明和郭雅楠, 2020; 郭雅楠, 2019), 使企业拥有更充足的底气从多市场竞争中另辟蹊径, 以数字化转型获取新的优势。Lim (1993) 就曾在其著作中指出, 组织未吸收冗余的增加会提高企业管理层进行核心变革的能力并降低转型面临的障碍, 削弱阻碍企业变革的惰性。第三, 资源的挤占效应容易影响多市场接触下企业的战略决策。多市场的竞争态势使企业往往需要在多个市场投入资源以应对多市场竞争, 这将导致对数字化转型行动的资源挤占, 抑制企业的数字化转型行动。而充足的未吸收冗余有助于降低企业转型中的资源挤占效应 (于宝君等, 2025), 从而使多市场接触与企业数字化转型的正向关系更早出现。

综上, 提出假设 H2:

H2: 在其他条件不变的情况下, 未吸收冗余会使多市场接触与企业数字化转型的 U 形关系极值点向左移动, 多市场接触与企业数字化转型的正向关系会更早出现。

2.4 组织协调性的调节作用

SCP 范式认为, 企业的行为都基于一定的组织结构, 因此企业的组织结构、组织能力等特征对组织战略的实施具有较为基础的影响 (皮圣雷和蓝海林, 2014)。Lamberg 等 (2009) 也发现企业在各个市场的进攻与反击能力受到组织模式、能力与资源的影响。因此, 关注企业的组织能力如何影响企业的战略抉择非常重要。

组织协调性反映了企业在组织内部进行协调沟通与资源合理调配的能力 (Paterson & Brock, 2002)。根据组织协调理论, 拥有较高的组织协调性意味着企业拥有更高的运营效率与资源配置能力

(Ensign, 1998)。这种更强的资源配置能力往往使企业能够在动态竞争中更高效地对资源进行跨市场调配, 以应对随时可能来自不同市场的竞争对手的挑战。这种快速反应、快速部署的能力将给竞争对手带来较大的威慑, 迫使竞争对手进行战略妥协, 使多市场接触的“相互克制效应”更好地发挥作用。例如, Golden 和 Ma(2003)发现, 较弱的组织协调性带来的是公司对市场竞争反馈的不敏感, 难以根据市场的竞争信息作出正确的决策, 此时“相互克制效应”难以发挥作用。邓新明等(2022)也发现, 市场的新进入企业在面对来自业内既有企业的竞争压力时, 往往选择发挥自身组织协调性的优势, 以强化对竞争对手的威慑, 从而在市场上站稳脚跟, 使得在多市场接触程度还没有很高之前就更早地达到了相互克制的临界点。反之, 组织协调性较差的企业缺乏在多个市场调配资源的能力, 从而缺乏在多个市场对对手的威慑力(邓新明等, 2022), 往往难以具有与对手达成战略合谋的筹码, 难以发挥“相互克制效应”对战略决策的作用。

因此本文认为, 组织协调性会影响“相互克制效应”机制的强度, 会显著调节多市场接触与企业数字化转型之间的关系。具体而言, 组织协调性的提升将强化企业间多市场接触的“相互克制效应”。根据前文论证, 在多市场接触与企业数字化转型 U 形关系的前半部分, 企业的数字化战略选择更多地受到多市场接触“相互克制效应”的抑制作用影响, 而后半部分更多地受到多市场接触环境下企业管理竞争对数字化需求的驱动作用影响。“相互克制效应”的强化将使 U 形关系前半部分的抑制作用更晚地被后半部分的需求驱动作用所取代, 表现为使多市场接触与企业数字化转型的 U 形关系极值点向右移动, 企业数字化转型与多市场接触的正向关系会更晚出现。

综上, 提出假设 H3:

H3: 在其他条件不变的情况下, 组织协调性会使多市场接触与企业数字化转型的 U 形关系极值点向右移动, 多市场接触与企业数字化转型的正向关系会更晚出现。

3. 研究设计

3.1 样本选择与数据来源

3.1.1 样本选择

本文以中国家电行业为研究对象, 提取了 2014—2021 年中国 A 股市场上市的 43 家家电制造企业构成的企业-市场-年份数据作为研究样本, 以研究多市场接触对企业数字化转型的作用机制。这主要出于三方面考虑: 第一, 使用中国家电行业数据开展动态竞争研究已经相对成熟(邓新明等, 2022; 邓新明等, 2015)。第二, 家电制造企业经营范围往往涵盖三个及以上产品市场, 且相互之间重叠度较高, 具有明显的多市场接触特征, 有利于观察“相互克制效应”(邓新明等, 2022)。第三, 家电行业作为制造行业, 更加注重利用数字技术进行制造生产、精准管理库存, 具有较高的数字化转型需求。第四, 通过观察企业年报发现, 中国家电行业开始关注数字化转型的时间节点集中在 2014 年前后。因此, 选取中国家电行业作为研究对象有助于更好地探究多市场接触与数字化转型的

关系。

3.1.2 市场划分与数据来源

在动态竞争研究中,往往选择地理市场或产品市场作为企业间相互遭遇的市场(董静和王亚娟,2019;邓新明等,2022)。本文参照邓新明等(2015)的研究,结合家电行业的行业特征,选择企业在产品市场的市场遭遇行为进行研究。根据中国电子消费博览会对家电产品的划分标准,按产品类别分为 25 个市场,以计算各家电企业在 25 个市场的多市场接触程度。本文参照吴非等(2021)的做法,构建数字化转型词典后通过 Python 编程软件对样本企业 2014—2021 年的企业年度报告进行文本挖掘,统计数字化转型词频,经人工筛选计算处理后得到数字化转型程度数据。通过在 WIND 金融终端上下载样本企业 2014—2021 年的财务数据,以计算调节变量未吸收冗余、组织协调性及控制变量企业规模、企业年龄等指标。

3.2 变量定义与测量

3.2.1 解释变量

多市场接触(MMC):该变量衡量了在多个市场相遇的企业间多市场接触程度。参考 Gimeno 和 Woo(1996)提出的计算方法,衡量焦点企业某一年度在某一产品市场与其他在该市场进行布局的企业之间的多市场接触程度。焦点企业 i 在 t 年产品市场 n 的多市场接触程度的计算公式如下:

$$MMC_{int} = \frac{\sum_j \sum_m D_{ijmt}}{\sum_j D_{jnt} + 1}$$

其中, i 表示目标企业, j 表示 i 的竞争对手, n 表示目标产品市场, m 表示 n 市场外 i 和 j 相遇的其他多个市场, t 表示年份; D_{jnt} 表示在 t 年,若 j 企业参与了 n 产品市场的竞争,则 $D_{jnt}=1$,否则为0; D_{ijmt} 表示 i 和 j 企业在 t 年在除目标市场 n 之外的 m 产品市场是否相遇,若相遇则 $D_{ijmt}=1$,否则为0。 $\sum_j D_{jnt}$ 表示 t 年在 n 市场布局的企业数量。例如,在 t 年有5个企业和焦点企业 i 一样在 n 市场有布局,这5个企业中有3个企业同样也在 m 市场与 i 相遇(且总共只有 n 和 m 两个市场),则 t 年 i 在 m 市场的多市场接触值为 $(5+3)/(5+1)=1.33$ 。

3.2.2 被解释变量

企业数字化转型(DG):该变量衡量了企业的数字化转型行动。参考吴非等(2021)的方法,从人工智能技术、区块链技术、云计算技术、大数据技术、信息化技术应用等五个维度出发,结合家电行业的特征,选取了诸如“智能车间”“数据中心”“工业互联网”“数字化改造”“信息化升级”等58个词汇构建数字化转型词典,通过文本挖掘获取每个企业在每一年的数字化词频,手动识别并减去与产品智能化相关的词数。同时,本文借鉴吴艳梅等(2022)的方法,将企业该年度的数字化词数除以该年度该行业所有企业的数字化词数总计并乘以100,以衡量企业的数字化转型程度。

3.2.3 调节变量

未吸收冗余(Unabslack): 该变量衡量了企业可灵活调配的资源。以往的研究对于未吸收冗余的度量有多种方法, 本文采用财务指标度量方法, 以企业的速动比率减去行业中值度量企业的未吸收冗余(解维敏和魏化倩, 2016)。

组织协调性(Coordination): 该变量衡量了企业在组织及生态系统内沟通与调配资源的能力。借鉴皮圣雷和蓝海林(2014)的做法, 分别计算企业关联交易比重、前五大供应商采购比重与前五大客户的销售比重三者的熵权值以构建组织协调性指标, 指标值越大则企业的组织协调性越好。构建方式如下:

$$Q_i = -K \sum_{i=1}^n P_i \ln P_i$$

其中, t 表示 t 年; i 表示企业在 t 年的关联交易次数、前五大客户销售次数或前五大供应商采购次数; K 为常数, P_i 表示第 i 次交易的关联交易比重、客户销售金额比重或供应商采购金额比重。

3.2.4 控制变量

本文的控制变量包含企业年龄、企业规模、前十大股东占比、独立董事人数、企业收入增长率、存货周转率、资产收益率、净资产收益率。

(1) 企业年龄(Age): 企业自成立日期起至 2021 年止的年数, 不满一年按一年记。

(2) 企业规模(Size): 企业员工数量。

(3) 前十大股东占比(Top10): 持股占比排名前十的股东所持股份累计比例乘以 100。

(4) 独立董事人数(NID): 董事会中独立董事的数量。

(5) 企业收入增长率(RG): 企业营业收入相较于前一年增长的比率乘以 100。

(6) 存货周转率(Turnover): 企业销货成本与平均存货余额的比率乘以 100。

(7) 资产收益率(ROA): 公司净利润与总资产的比率乘以 100, 反映企业运用总资产创造利润的能力。

(8) 净资产收益率(ROE): 公司净利润与净资产的比率乘以 100, 反映企业运用股东权益创造利润的能力。

本文对部分控制变量进行对数化处理。

3.3 模型设计

本文使用固定效应模型来控制潜在的不变差异, 并采用 Hausman 检验来确定固定效应模型是否适用于本研究, 检验结果为 $p = 0.0000$, 因此强烈拒绝原假设, 支持固定效应模型适合本研究的结论。另外, 考虑到企业的数字化转型战略实施受到多市场接触影响具有一定的迟滞性, 为尽可能地缓解模型的内生性问题, 在一定程度上排除当期影响, 本文对除被解释变量之外的变量进行滞后一期处理。

为检验本文假设 H1, 首先构建固定效应模型(1):

$$DG_{it} = \beta_0 + \beta_1 MMC_{it-1} + \beta_2 MMC_{it-1}^2 + \beta_3 Control_{it-1} + \varepsilon_{it-1} \quad (1)$$

其中, DG_{it} 为企业数字化转型行动, MMC_{it-1} 为滞后一期的多市场接触, MMC_{it-1}^2 为滞后一期的多市场接触的二次项, $Control_{it-1}$ 为滞后一期的控制变量, ε_{it-1} 为随机扰动项。

为进一步检验本文假设 H2 与假设 H3, 在模型(1)的基础上加入调节变量未吸收冗余及组织协调性与解释变量的交互项, 得到模型(2)与模型(3)。

$$DG_{it} = \beta_0 + \beta_1 MMC_{it-1} + \beta_2 MMC_{it-1}^2 + \beta_3 Unabslack_{it-1} + \beta_4 Unabslack_{it-1} \times MMC_{it-1} + \beta_5 Unabslack_{it-1} \times MMC_{it-1}^2 + \beta_6 Control_{it-1} + \varepsilon_{it-1} \quad (2)$$

$$DG_{it} = \beta_0 + \beta_1 MMC_{it-1} + \beta_2 MMC_{it-1}^2 + \beta_3 Harmony_{it-1} + \beta_4 Harmony_{it-1} \times MMC_{it-1} + \beta_5 Harmony_{it-1} \times MMC_{it-1}^2 + \beta_6 Control_{it-1} + \varepsilon_{it-1} \quad (3)$$

4. 实证分析

4.1 描述性统计与相关性分析

本文使用 Stata16.0 对各变量进行了描述性统计与相关性分析, 同时使用计算方差膨胀因子(VIF)的方法对各模型中的变量进行了检验。检验结果发现, 各变量的 VIF 值均小于 4, 因此可以初步认为回归模型中的变量间不存在多重共线性。描述性统计与相关性分析结果如表 1 所示。统计分析结果显示, 多市场接触与企业数字化转型呈现显著的正相关关系, 组织协调性与企业数字化转型呈现显著的负相关关系, 未吸收冗余与企业数字化转型呈现显著的负相关关系, 绝大多数控制变量与被解释变量企业数字化转型都有着显著的相关关系。

4.2 回归结果分析

为了检验本文假设, 构建了 4 个以数字化转型为被解释变量的回归模型, 并使用 Stata16.0 进行逐步回归。回归结果如表 2 所示。

模型 1 是只包含控制变量的基础模型, 包括 $\ln Age$ (企业年龄)、 $\ln Size$ (企业规模)、 $Top10$ (前十大股东占比)、 NID (独立董事人数)、 RG (企业收入增长率)、 $Turnover$ (存货周转率)、 ROA (资产收益率)、 ROE (净资产收益率)8 个控制变量。回归结果显示, 企业年龄与企业数字化转型之间的关系不显著($\beta = -0.560, p > 0.1$), 事实上企业年龄与企业创新之间的关系十分复杂, 不同年龄的企业对创新投入具有不同的敏感性(吴非等, 2021), 并非简单的正负相关关系。企业规模与企业数字化转型呈现显著的正相关关系($\beta = 1.519, p < 0.01$), 可能是由于规模较大的企业具有更强的实力开展数字化转型。前十大股东占比与企业数字化转型呈现显著的正相关关系($\beta = 0.068, p < 0.01$), 可能是由于更为集中的股权提升了进行企业数字化转型的决策效率。独立董事人数与企业数字化转型呈

表 1
描述性统计与相关性分析

	均值	标准差	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1. DC	3.518	3.506	1										
2. MMC	6.664	2.417	0.476 ^{***}	1									
3. Coordination	6.918	7.072	-0.291 ^{***}	-0.169 ^{***}	1								
4. Unabslack	26.937	101.173	-0.074 ^{***}	-0.291 ^{***}	0.007	1							
5. lnAge	3.052	0.312	0.035 [*]	0.244 ^{***}	0.032	-0.243 ^{***}	1						
6. lnSize	9.130	1.684	0.415 ^{***}	0.605 ^{***}	-0.159 ^{***}	-0.235 ^{***}	0.289 ^{***}	1					
7. Top10	57.004	17.052	-0.054 ^{***}	-0.161 ^{***}	0.117 ^{***}	0.228 ^{***}	-0.529 ^{***}	-0.092 ^{***}	1				
8. NID	3.057	0.438	0.059 ^{***}	0.115 ^{***}	-0.111 ^{***}	0.014	0.065 ^{***}	0.317 ^{***}	0.058 ^{***}	1			
9. RC	8.743	23.955	0.026	0.008	-0.109 ^{***}	0.042 ^{**}	-0.061 ^{**}	0.119 ^{**}	0.089 ^{***}	-0.023	1		
10. Turnover	5.544	2.456	0.118 ^{***}	0.214 ^{***}	0.066 ^{***}	-0.065 ^{***}	0.071 ^{***}	0.448 ^{***}	0.056 ^{***}	0.302 ^{***}	0.086 ^{***}	1	
11. ROE	8.524	24.860	0.158 ^{***}	0.161 ^{***}	-0.036 [*]	0.046 ^{**}	-0.050 ^{**}	0.312 ^{***}	0.206 ^{***}	0.104 ^{***}	0.317 ^{***}	0.111 ^{***}	1
12. ROA	5.149	10.841	0.077 ^{***}	0.059 ^{***}	-0.032	0.135 ^{***}	-0.128 ^{***}	0.235 ^{***}	0.327 ^{***}	0.140 ^{***}	0.395 ^{***}	0.150 ^{***}	0.822 ^{***}

注：* 表示 $p < 0.1$ (双尾)；** 表示 $p < 0.05$ (双尾)；*** 表示 $p < 0.01$ (双尾)。后同。

表 2 主效应与调节效应

变 量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
	DG	DG	DG	DG
L. MMC		-0.820 ^{***} (0.246)	-0.989 ^{***} (0.247)	-0.498 [*] (0.283)
L. MMC ²		0.064 ^{***} (0.015)	0.079 ^{***} (0.015)	0.044 ^{**} (0.018)
L. Unabslack			0.020 ^{***} (0.005)	
L. Coordination				0.137 [*] (0.074)
L. MMC×Unabslack			-0.010 ^{***} (0.002)	
L. MMC ² ×Unabslack			0.001 ^{***} (0.000)	
L. MMC×Coordination				-0.046 [*] (0.023)
L. MMC ² ×Coordination				0.003 [*] (0.002)
L. lnAge	-0.560 (1.599)	-0.622 (1.591)	0.841 (1.579)	-0.396 (1.606)
L. lnSize	1.519 ^{***} (0.193)	1.472 ^{***} (0.192)	1.479 ^{***} (0.191)	1.543 ^{***} (0.198)
L. Top10	0.068 ^{***} (0.012)	0.068 ^{***} (0.011)	0.070 ^{***} (0.011)	0.067 ^{***} (0.011)
L. NID	-1.520 ^{***} (0.182)	-1.329 ^{***} (0.186)	-1.412 ^{***} (0.183)	-1.343 ^{***} (0.186)
L. RG	0.002 (0.002)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	-0.000 (0.002)
L. Turnover	0.142 ^{***} (0.037)	0.143 ^{***} (0.036)	0.150 ^{***} (0.036)	0.155 ^{***} (0.037)
L. ROE	0.010 ^{***} (0.004)	0.009 ^{***} (0.004)	0.010 ^{***} (0.004)	0.010 ^{***} (0.004)
L. ROA	-0.026 ^{**} (0.011)	-0.026 ^{**} (0.010)	-0.029 ^{***} (0.010)	-0.027 ^{***} (0.010)

续表

变 量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
	DG	DG	DG	DG
_cons	-8.610* (4.854)	-6.405 (4.865)	-10.057** (4.863)	-8.710* (4.959)
R ²	0.144	0.156	0.194	0.163
F	17.81***	17.11***	18.77***	15.11***
N	1860	1860	1860	1860

注：括号内是标准误。后同。

现显著的负相关关系($\beta = -1.520, p < 0.01$), 可能是由于独立董事在一定程度上加强了对企业决策的监督。企业收入增长与企业数字化转型之间的关系不显著($\beta = 0.002, p > 0.1$), 可能是因为企业收入增长短期内受到企业收入基数效应的影响, 收入的短期波动并不一定能够很好地传递至企业的数字化转型决策。存货周转率与企业数字化转型呈现显著的正相关关系($\beta = 0.142, p < 0.01$), 可能是由于存货周转率的提升释放了锁定在存货中的资金, 为企业数字化转型提供了更多的资金支持。净资产收益率与企业数字化转型呈现显著的正相关关系($\beta = 0.010, p < 0.01$), 但资产收益率与企业数字化转型呈现显著的负相关关系($\beta = -0.026, p < 0.05$), 这可能是由于企业通过增加负债的方式推动数字化转型的实施, 净资产收益率的提升同样为企业数字化转型提供了较为充足的支持。

模型 2 在模型 1 的基础上加入了解释变量 MMC(多市场接触)及其二次项 MMC²。回归结果显示, 多市场接触的一次项 MMC 显著为负($\beta = -0.820, p < 0.01$), 二次项 MMC² 显著为正($\beta = 0.064, p < 0.01$)。因此, 初步认为多市场接触与企业数字化转型之间为 U 形关系。为了进一步检验 U 形关系, 防止因仅仅某一段单调形成的误判, 参照 Lind 和 Mehlum(2010)的方法对模型进行 U-test 检验。检验结果表明, 其一, 自变量取值范围两端的斜率足够陡峭且显著($p < 0.01$), 并且两端的斜率符号相反(-0.605, 1.096); 其二, 曲线的极值点为 6.419, 自变量的取值范围为(1.684, 15.000), 可知该极值点落在取值范围内, 故而在 99%的置信水平下拒绝该曲线不为 U 形曲线的原假设($p < 0.01$)。因此, 本文假设 H1 得到验证, 即多市场接触与数字化转型呈现 U 形关系。

在模型 3 中加入调节变量 Unabslack(未吸收冗余)及其与多市场接触、多市场接触二次项的交互项 MMC×Unabslack、MMC²×Unabslack。回归结果显示, 假设 H1 仍然得到检验, 调节变量未吸收冗余对主效应具有显著的调节作用(-0.010, $p < 0.01$; 0.001, $p < 0.01$)。在模型 3 中, $\beta_1 = -0.989(p < 0.01)$, $\beta_2 = 0.079(p < 0.01)$, $\beta_3 = -0.010(p < 0.01)$, $\beta_4 = 0.001(p < 0.01)$, 借鉴 Haans 等(2016)的方法, 计算得出 $\beta_1\beta_4 - \beta_2\beta_3$ 等于 -0.0002。计算结果显著为负, 判断 U 形关系极值点向左移动。因此, 假设 H2 得到验证, 未吸收冗余会使多市场接触与企业数字化转型的 U 形关系极值点向左移动, 多市场接触与企业数字化转型的正向关系会更早出现。未吸收冗余的调节作用如图 1 所示。

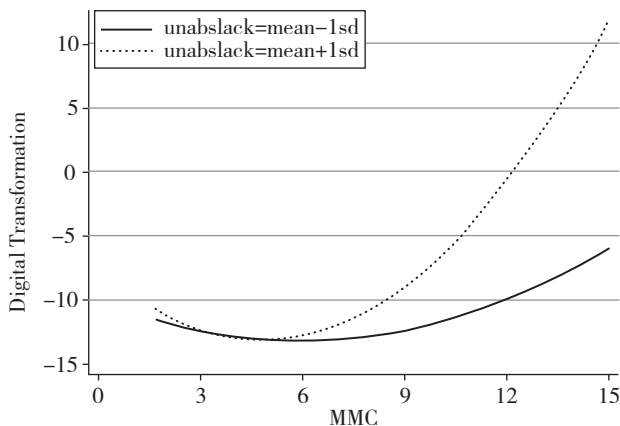


图 1 未吸收冗余的调节作用

在模型 4 中加入调节变量 Coordination(组织协调性)及其与多市场接触、多市场接触二次项的交互项 $MMC \times Coordination$ 、 $MMC^2 \times Coordination$ 。回归结果显示,假设 H1 仍然得到验证,组织协调性对主效应具有显著的调节作用($-0.046, p < 0.1$; $0.003, p < 0.1$)。在模型 4 中, $\beta_1 = -0.498 (p < 0.1)$, $\beta_2 = 0.044 (p < 0.05)$, $\beta_3 = -0.046 (p < 0.1)$, $\beta_4 = 0.003 (p < 0.1)$, $\beta_1\beta_4 - \beta_2\beta_3$ 计算结果为 0.00053 。计算结果显著为正,极值点向右移动。因此,本文假设 H3 得到验证,组织协调性会使多市场接触与企业数字化转型的 U 形关系极值点向右移动,多市场接触与企业数字化转型的正向关系会更晚出现。组织协调性的调节作用如图 2 所示。

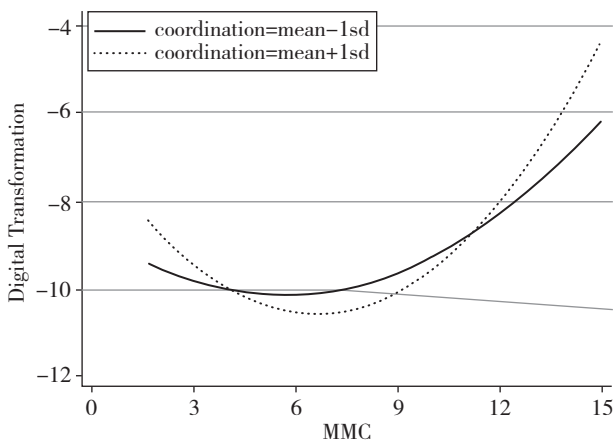


图 2 组织协调性的调节作用

4.3 稳健性检验

为检验回归结果的稳健性,本文在增加控制变量以及剔除部分样本后对模型进行再次回归,并观察研究结果的稳健性。同时,为进一步识别模型中可能存在的内生性问题,本文采用工具变量法

对模型进行内生性检验, 进一步修正可能存在的内生性造成的影响。

4.3.1 增加控制变量

考虑到审计意见的标准与否对企业创新投入具有一定影响(倪淑君和焦倩滢, 2022), 因此在模型中加入审计意见标准与否这一控制变量以检验回归结果的稳健性。若企业在该年度收到的审计意见为标准的无保留意见, 则为1, 否则为0。回归结果如表3所示, 在增加了控制变量后各模型回归结果依然稳健, 能够验证本文假设。

表3 稳健性检验——增加控制变量

变 量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
	DG	DG	DG	DG
L. MMC		-0.837*** (0.249)	-1.023*** (0.251)	-0.516* (0.285)
L. MMC ²		0.065*** (0.015)	0.081*** (0.016)	0.045** (0.018)
L. Unabslack			0.020*** (0.005)	
L. Coordination				0.137* (0.074)
L. MMC×Unabslack			-0.010*** (0.002)	
L. MMC ² ×Unabslack			0.001*** (0.000)	
L. MMC×Coordination				-0.046** (0.023)
L. MMC ² ×Coordination				0.003* (0.002)
L. lnAge	-0.550 (1.603)	-0.572 (1.596)	0.965 (1.587)	-0.340 (1.611)
L. lnSize	1.522*** (0.196)	1.487*** (0.196)	1.512*** (0.195)	1.561*** (0.202)
L. Top10	0.068*** (0.012)	0.068*** (0.012)	0.071*** (0.012)	0.068*** (0.012)
L. NID	-1.521*** (0.182)	-1.333*** (0.186)	-1.419*** (0.183)	-1.347*** (0.186)

续表

变 量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
	DG	DG	DG	DG
L. RG	0.002 (0.002)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	-0.000 (0.002)
L. Turnover	0.142 *** (0.037)	0.143 *** (0.036)	0.150 *** (0.036)	0.155 *** (0.037)
L. ROE	0.010 *** (0.004)	0.009 ** (0.004)	0.010 *** (0.004)	0.010 *** (0.004)
L. ROA	-0.026 ** (0.011)	-0.024 ** (0.011)	-0.026 ** (0.011)	-0.025 ** (0.011)
L. Audit	-0.029 (0.330)	-0.133 (0.334)	-0.265 (0.330)	-0.152 (0.333)
_cons	-8.643 * (4.871)	-6.517 (4.874)	-10.363 ** (4.879)	-8.847 * (4.969)
R ²	0.144	0.156	0.195	0.163
F	16.61 ***	16.10 ***	17.86 ***	14.35 ***
N	1860	1860	1860	1860

4.3.2 剔除部分样本

由于本文选用的数据为 2014—2021 年的面板数据,随着时间序列的推进,所选取的部分家电行业上市公司由于财务状况或其他状况异常被给予“特别处理”,考虑到被“特别处理”的企业与一般的企业相比存在一定的差异,本文在样本中剔除了“德奥通航”“圣莱达”“乐视网”三家企业后重新进行回归。回归结果如表 4 所示,在剔除了部分特殊样本后各模型的回归结果依然稳健,能够验证本文假设。

表 4 稳健性检验——剔除部分样本

变 量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
	DG	DG	DG	DG
L. MMC		-0.890 *** (0.263)	-1.142 *** (0.269)	-0.499 * (0.298)
L. MMC ²		0.066 *** (0.016)	0.086 *** (0.016)	0.043 ** (0.019)

续表

变 量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
	DG	DG	DG	DG
L. Unabslack			0.020 ^{***} (0.005)	
L. Coordination				0.177 ^{**} (0.077)
L. MMC×Unabslack			-0.010 ^{***} (0.002)	
L. MMC ² ×Unabslack			0.001 ^{***} (0.000)	
L. MMC×Coordination				-0.056 ^{**} (0.024)
L. MMC ² ×Coordination				0.004 ^{**} (0.002)
L. lnAge	-0.855 (1.646)	-0.825 (1.640)	0.900 (1.631)	-0.653 (1.653)
L. lnSize	1.771 ^{***} (0.233)	1.768 ^{***} (0.235)	1.876 ^{***} (0.235)	1.893 ^{***} (0.243)
L. Top10	0.077 ^{***} (0.013)	0.078 ^{***} (0.013)	0.082 ^{***} (0.012)	0.078 ^{***} (0.013)
L. NID	-1.518 ^{***} (0.186)	-1.330 ^{***} (0.190)	-1.403 ^{***} (0.186)	-1.348 ^{***} (0.189)
L. RG	0.001 (0.003)	-0.000 (0.003)	-0.001 (0.002)	-0.002 (0.003)
L. Turnover	0.160 ^{***} (0.039)	0.161 ^{***} (0.039)	0.165 ^{***} (0.038)	0.175 ^{***} (0.039)
L. ROE	0.008 [*] (0.004)	0.008 ^{**} (0.004)	0.010 ^{**} (0.004)	0.009 ^{**} (0.004)
L. ROA	-0.025 ^{**} (0.012)	-0.026 ^{**} (0.012)	-0.032 ^{***} (0.011)	-0.027 ^{**} (0.012)
_cons	-10.776 ^{**} (5.157)	-8.924 [*] (5.142)	-14.006 ^{***} (5.198)	-11.898 ^{**} (5.256)
R ²	0.140	0.152	0.194	0.160
F	16.52 ^{***}	15.88 ^{***}	17.87 ^{***}	14.20 ^{***}
N	1780	1780	1780	1780

4.3.3 内生性检验

解释变量多市场接触可能存在与残差项相关, 或者由双向因果关系等原因所导致的内生性问题。为防止解释变量与残差项相关, 导致估计结果有偏, 本文对除被解释变量之外的变量进行滞后一期处理。为防止可能出现的双向因果问题, 本文采用工具变量法进行内生性的再检验。由于多市场接触的计算以各公司在不同产品市场的遭遇为基础, 参照曾伏娥和袁靖波(2016)的做法, 选用公司的产品品类数量作为工具变量。在进行内生性检验前, 需要对工具变量的有效性进行检验。检验结果如表 5 所示。从 Kleibergen-Paap rk LM 检验结果来看, p 值小于 0.01, 因此可以拒绝原假设, 表明所选工具变量并不存在识别不足的问题。Cragg-Donald Wald 检验的 F 值大于 Stock-Yogo weak ID test critical values 中 10% 偏误的临界值(7.03), 可以拒绝原假设(工具变量是弱工具变量), 认为不存在弱工具变量问题。因此可以认为, 本文选取的工具变量是有效的。内生性检验对应的统计量值为 97.8276, 对应的 p 值为 0.0000, 可以拒绝原假设, 说明模型存在内生性问题。本文同样在控制固定效应后进行 2sls 两阶段工具变量回归。

表 5 工具变量有效性检验和内生性检验

	IV(2sls) 检验	
识别不足检验	Kleibergen-Paap rk LM	220.043 (0.000)
弱工具变量检验	Cragg-Donald Wald F	329.950
		7.03
内生性检验	Wu-Hausman	97.8276 (0.0000)

注: 括号内为 p 值。

从表 6 回归结果可知, 在控制了内生性问题之后, 核心解释变量多市场接触对被解释变量企业数字化转型的影响显著为负, 而多市场接触的二次项对企业数字化转型的影响显著为正, 且都通过 1% 的显著性检验。所以认为多市场接触与企业数字化转型呈现 U 形关系, 与前文分析结果一致, 因此认为回归结果具有稳健性。

表 6 2sls 工具变量回归结果

变量	(第一阶段)		(第二阶段)
	L. MMC	L. MMC ²	DG3
L. IV	0.652*** (24.473)	4.757*** (10.402)	
L. IV ²	-0.010*** (-7.638)	0.043* (1.898)	

续表

变量	(第一阶段)		(第二阶段)
	L. MMC	L. MMC ²	DG3
L. MMC			-1.169 ^{***} (-5.359)
L. MMC ²			0.143 ^{***} (8.329)
L. lnAge	-0.008 (-0.081)	0.554 (0.345)	-1.825 ^{***} (-6.249)
L. lnSize	-0.001 (-0.036)	-0.093 (-0.254)	0.241 ^{***} (3.446)
L. Top10	0.002 (1.173)	0.059 [*] (1.767)	-0.004 (-0.704)
L. NID	-0.058 (-0.856)	-0.479 (-0.422)	-0.304 [*] (-1.838)
L. RG	-0.002 ^{**} (-2.260)	-0.020 (-1.323)	-0.000 (-0.103)
L. Turnover	0.034 ^{***} (2.946)	0.419 ^{**} (2.484)	-0.020 (-0.540)
L. ROE	0.002 (1.521)	0.028 (1.533)	0.018 ^{***} (5.342)
L. ROA	-0.000 (-0.130)	-0.030 (-0.625)	-0.039 ^{***} (-4.561)
Constant	0.496 (1.228)	-17.035 ^{***} (-2.713)	9.197 ^{***} (6.983)
<i>N</i>	1860	1860	1860
<i>R</i> ²	0.785	0.704	0.145

注：括号内是 *t* 值。

5. 研究结论与展望

5.1 研究结论

本文以中国家电行业为研究对象，探究了动态竞争理论中多市场接触的“相互克制效应”是否同样作用于企业的数字化转型，并进一步考察了组织的资源能力如何影响多市场接触与数字化转型之间的关系，得出以下结论。

第一, 多市场接触与数字化转型之间呈现显著的 U 形关系。企业实施数字化转型的程度受到多市场接触下“相互克制效应”的负向抑制以及企业在多市场竞争中进行数字化转型的现实需要的正向驱动影响。在竞争前期, 由于多市场接触程度较低, 企业进行数字化转型带来的边际效益低于企业遭受对手报复损失的成本, 因此企业倾向于与对手达成合谋, 抑制数字化转型行为。当多市场接触程度上升到一定水平时, 多市场的竞争态势与市场环境使企业对获取数字化能力的需求边际递增, 逐渐超过对于报复带来的威胁, 使企业倾向于加大数字化转型力度, 从而形成 U 形曲线关系。

第二, 未吸收冗余对主效应具有显著的调节作用, 表现为使 U 形曲线的拐点向左偏移, 多市场接触与企业数字化转型的正向关系会更早出现。未吸收冗余作为具有高流动性及灵活性的资源, 能够有效帮助企业降低对手反击造成的威胁, 同时还能为企业提供数字化转型所需的资金, 减少团队内部的利益纷争, 使企业数字化转型的转折点更快到来。

第三, 组织协调性对主效应具有显著的调节作用, 表现为使 U 形曲线的拐点向右偏移, 多市场接触与企业数字化转型的正向关系会更晚出现。拥有较高组织协调性的企业拥有更强的威慑能力, 强化了企业间多市场接触的“相互克制效应”, 因此会延迟企业数字化转型转折点的到来。

5.2 理论贡献与管理启示

本文的理论贡献如下:

第一, 拓展了多市场接触理论的竞争行为适用性。以往的研究多局限于对企业的价格竞争、服务质量竞争、新市场进入等方面开展研究, 关注多市场接触如何影响企业数字化转型的研究非常少。在数字化成为企业发展重要趋势的大背景下, 本研究证明了企业数字化转型战略作为企业竞争战略的一种重要类型, 同样受到多市场接触“相互克制效应”的影响, 拓展了“相互克制效应”的适用范围。

第二, 揭示了多市场接触与企业数字化转型之间的 U 形关系。以往的研究虽然也研究过多市场接触与企业竞争行为之间的 U 形或倒 U 形关系, 但是以往的研究往往仅侧重于研究多市场接触的“相互克制效应”对企业竞争行为的抑制作用。本文不仅研究了多市场接触“相互克制效应”对企业竞争行为的抑制作用, 更揭示了多市场接触提升对企业数字化转型战略的促进作用, 考虑了企业数字化转型这一竞争战略有别于一般竞争战略的特殊性。

第三, 本文引入了未吸收冗余与组织协调性两个调节变量, 发现企业自身的组织结构与能力禀赋对多市场的企业数字化转型具有显著的影响, 这说明同行业不同企业的个体特征在企业的动态竞争中也同样发挥着重要作用, 弥补了过去多数研究仅着眼于考察行业特征调节效应的不足。

第四, 本文也探究了具有何种组织结构与资源能力的企业更有可能在数字化转型中获得先机, 一定程度上为企业数字化转型研究进行了补充。

第五, 本文采用面板数据而非截面数据进行多市场的企业数字化转型研究, 验证了部分学者提出的应该以面板数据为样本研究多市场接触下企业动态竞争行为的观点, 以更好地观察企业动态竞争的全过程。

同时, 本文的研究结论对企业开展数字化转型具有重要的实践启示, 具体如下:

第一, 多市场接触对企业数字化转型战略实施具有显著影响。一方面, 企业管理者要认识到多市场接触的“相互克制效应”对数字化转型战略的负向影响, 正确评估竞争态势, 尽可能地规避因盲目发起竞争行动招致的风险。另一方面, 企业管理者同样应该认识到, 多市场接触下动态竞争环境日益复杂, 市场风云变幻, 对企业的数字化能力提出了越来越高的要求。企业应在日常竞争的过程中注重积累属于自己的数据资产, 把握数字化转型机遇, 认识到人工智能技术、大数据技术、区块链技术对优化企业产品管理、消费者行为预测、竞争对手行为监测的重要意义, 不断提升应用数字技术管理多市场竞争的能力。

第二, 企业的未吸收冗余资源情况对多市场接触与企业数字化转型之间关系具有显著影响。数字化转型本质上是企业数字技术的应用与数字化能力的重构, 其所涉及的数字系统采购、数字人才引进、数字化转型技术咨询等具体落地措施离不开冗余资源的支持。因此, 企业应当注重盘活内部未被充分利用的冗余资源, 提升资源利用效率, 注重在经营过程中积累专项用于支持转型创新的冗余资源, 并在组织内部合理有效运用, 为数字化转型提供资源支持。

第三, 企业的组织协调性对多市场接触与企业数字化转型之间关系具有显著影响。企业组织协调性的提升能够显著地增强对竞争对手的威慑, 从而为自身数字化转型战略的实施营造更为稳定的外部环境。企业应当注重提升自身的组织协调能力, 加强组织制度建设, 不断优化组织管理制度及流程, 注重企业生态系统内部伙伴关系的维护, 不断提升企业生态系统的整体协调能力。

5.3 局限与展望

本研究仍然存在一些局限和不足。首先, 本研究所采用的是短面板数据, 未来研究可以将数据的时间维度拉长, 在更长的时间维度上探究多市场接触与企业数字化转型战略的关系。其次, 本文所选择的研究对象为中国家电行业, 研究结论对于某些特殊行业而言不一定适用。未来可以将研究拓展到更多行业。最后, 本文关注了企业内部的组织结构、资源能力对多市场接触与企业数字化转型关系的调节效应, 未来可以在研究中纳入更多的调节变量, 进一步关注企业的外部环境对多市场竞争下企业数字化转型战略的影响。

◎ 参考文献

- [1] 陈德球, 胡晴. 数字经济时代下的公司治理研究: 范式创新与实践前沿[J]. 管理世界, 2022, 38(6).
- [2] 陈冬梅, 王俐珍, 陈安霓. 数字化与战略管理理论——回顾、挑战与展望[J]. 管理世界, 2020, 36(5).
- [3] 陈庆江, 王彦萌, 万茂丰. 企业数字化转型的同群效应及其影响因素研究[J]. 管理学报, 2021, 18(5).
- [4] 陈庆江, 王彦萌. 基于高管联结的企业数字化转型战略扩散: 实现机制与边界条件[J]. 财经研究, 2022, 48(12).
- [5] 陈爽英, 杨晨秀, 邵云飞. 组织冗余与企业研发投入强度的非线性关系研究——基于中国上市公

- 司面板数据的实证[J]. 研究与发展管理, 2016, 28(5).
- [6] 邓新明, 郭雅楠. 竞争经验, 多市场接触与企业绩效——基于红皇后竞争视角[J]. 管理世界, 2020, 36(11).
- [7] 邓新明, 侯丹, 杨赛凡. 多市场接触与竞争策略组合——基于组织协调性与企业可见性的调节效应[J]. 珞珈管理评论, 2022(6).
- [8] 邓新明, 刘禹, 刘国华, 等. 多市场接触对新市场进入行为的影响研究——市场集中度与势力范围的调节效应[J]. 管理评论, 2019, 31(4).
- [9] 邓新明, 叶珍, 许洋. 企业竞争行动与绩效的关联性研究——基于市场与非市场的综合视角[J]. 南开管理评论, 2015, 18(4).
- [10] 董静, 王亚娟. 中国经济型连锁酒店的多市场接触与服务质量[J]. 经济管理, 2019, 41(11).
- [11] 付伟, 蒋安丽. 数字化内卷: 数字化转型过程中传统产业链的重构与挑战[J]. 山东大学学报(哲学社会科学版), 2025(4).
- [12] 郭雅楠. 竞争经验, 多市场接触与企业绩效之间的关系——组织冗余与资源相似性的调节[D]. 武汉大学, 2019.
- [13] 解维敏, 魏化倩. 市场竞争、组织冗余与企业研发投入[J]. 中国软科学, 2016(8).
- [14] 刘德胜, 杨亚茹. 数字经济发展的时空格局与极化研究[J]. 济南大学学报(社会科学版), 2025, 35(1).
- [15] 刘静, 王克敏. 同群效应与公司研发——来自中国的证据[J]. 经济理论与经济管理, 2018(1).
- [16] 罗艳梅, 李秀媛, 张全爽. 战略激进度与制造企业数字化转型——来自中国制造业上市公司的经验证据[J]. 管理现代化, 2022, 42(4).
- [17] 孟韬, 赵非非, 张冰超. 企业数字化转型, 动态能力与商业模式调适[J]. 经济与管理, 2021, 35(4).
- [18] 倪淑君, 焦倩滢. 非标审计意见对企业技术创新的影响实证研究[J]. 全国流通经济, 2022.
- [19] 皮圣雷, 蓝海林. 中国横向整合企业竞争策略组合与组织协调性: 转型期制度情境的调节作用[J]. 管理世界, 2014(4).
- [20] 孙慧敏. 环境视角下的战略选择观[J]. 珞珈管理评论, 2009(2).
- [21] 王才. 制造业数字化转型、组织韧性与企业竞争优势重构[J]. 经济管理, 2023, 45(7).
- [22] 王竞达, 曹畅, 曹碧茹. 制造业企业工业互联网建设赋能绿色创新的效果与机制研究[J]. 商业经济与管理, 2025(6).
- [23] 王象路, 罗瑾琏, 姜新华, 等. 高管团队信息技术背景与企业数字化转型战略——基于数字战略认知框架[J]. 科学学与科学技术管理, 2024, 45(10).
- [24] 王旭, 褚旭. 制造业企业绿色技术创新的同群效应研究——基于多层次情境的参照作用[J]. 南开管理评论, 2022, 25(2).
- [25] 韦琦, 郑中荣, 郭子生. 社会资本驱动供应链韧性: 数字化转型下的跨链整合机制[J]. 广东财经大学学报, 2025, 40(2).
- [26] 吴非, 常曦, 任晓怡. 政府驱动型创新: 财政科技支出与企业数字化转型[J]. 财政研究, 2021(1).

- [27] 夏清华. 从资源到能力: 竞争优势战略的一个理论综述[J]. 管理世界, 2002(4).
- [28] 肖静华, 谢康, 吴瑶, 等. 企业与消费者协同演化动态能力构建: B2C 电商梦芭莎案例研究[J]. 管理世界, 2014(8).
- [29] 肖静华. 企业跨体系数字化转型与管理适应性变革[J]. 改革, 2020, 314(4).
- [30] 姚树洁, 陈锡毅. 科技创新与产业创新融合发展: 意义、挑战与战略[J]. 重庆大学学报(社会科学版), 2025, 31(3).
- [31] 叶珍, 邓新明. AMC 视角下多市场接触对企业研发强度的影响——基于全球医药行业的实证研究[J]. 研究与发展管理, 2020, 32(4).
- [32] 于宝君, 官婷婷, 段慧雨, 等. 数智技术应用、知识边界拓展与制造企业服务化转型——冗余资源的调节作用[J/OL]. 科技进步与对策, <https://link.cnki.net/arlid/42.1224.g3.20250427.1436.002>.
- [33] 曾伏娥, 袁靖波. 多市场接触, 市场集中度与企业非伦理行为[J]. 管理世界, 2016(6).
- [34] 张华, 顾新. 供应链竞争下制造商数字化转型的博弈均衡研究[J]. 中国管理科学, 2024, 32(6).
- [35] Busse, M. R. Multimarket contact and price coordination in the cellular telephone industry[J]. *Journal of Economics & Management Strategy*, 2010, 9(3).
- [36] Coccoresse, P., Pellicchia, A. Deregulation, entry, and competition in local banking markets[J]. *Review of Industrial Organization*, 2022(2).
- [37] Dao, K., Thi, T., Ho, N., et al. Multimarket contact and risk-adjusted profitability in the banking sector: Empirical evidence from vietnam[J]. *Journal of Asian Finance Economics and Business*, 2021, 8(3).
- [38] D'Aveni, R. A., Dagnino, R. B., Smith, R. G. The age of temporary advantage[J]. *Strategic Management Journal*, 2010, 31(13).
- [39] Ensign, P. C. Interrelationships and horizontal strategy to achieve synergy and competitive advantage in the diversified firm[J]. *Management Decision*, 1998, 36(10).
- [40] Giachetti, C., Onoz, E., Yu, T. The effect of multimarket contact on patent litigation: Evidence from the mobile phone industry[J]. *Academy of Management Proceedings*, 2023, 50(3).
- [41] Golden, B. R., Ma, H. Mutual forbearance: The role of intrafirm integration and rewards[J]. *Academy of Management Review*, 2003, 28(3).
- [42] Haans, R. F. J., Pieters, C., He, Z. L. Thinking about U: Theorizing and testing U-and inverted U-shaped relationships in strategy research[J]. *Strategic Management Journal*, 2016, 37(7).
- [43] Hofer, C. W., Schendel, D. Strategy formulation: Analytical concepts[J]. West Pub. Co., 1978, 51(4).
- [44] Jayachandran, S., Gimeno, J., Varadarajan, P. R. The theory of multimarket competition: A synthesis and implications for marketing strategy[J]. *Journal of Marketing*, 1999, 25(1).

Multi-market Contact and Enterprise Digital Transformation

—The Moderating Effect of Unabsorbed Slack and Organizational Coordination

Deng Xinming¹ Liu Xintao¹ Ye Zhenyu¹ Zhong Lejia¹ Long Xianyi²

(1 Economics and Management School, Wuhan University, Wuhan, 430072;

2 International Business School, Hainan University, Haikou, 570028)

Abstract: This paper takes China's domestic appliance industry as the research object and the listed companies in China's domestic appliance industry from 2014 to 2021 as the research sample to investigate the influence mechanism of multi-market contact on enterprises' digital transformation under dynamic competition, and further investigate the regulatory role of unabsorbed redundancy and organizational coordination. The results show that: (1) there is a U-shaped relationship between multi-market contact and enterprise digital transformation, and the mutual restraint effect of multi-market contact is also applicable to enterprise digital transformation strategy. (2) Unabsorbed redundancy has a significant moderating effect on the main effect, showing that the inflection point of the U-shaped curve shifts to the left, and the positive relationship between multi-market contact and enterprise digital transformation will appear earlier. (3) Organizational coordination has a significant moderating effect on the main effect, showing that the inflection point of the U-shaped curve shifts to the right, and the positive relationship between multi-market contact and enterprise digital transformation will appear later. This paper expands the application of the mutual restraint effect of multi-market contact in enterprise digital strategy, and provides enlightenment for the implementation of enterprise digital transformation strategy.

Key words: Dynamic competition; Multi-market contact; Digital transformation; Unabsorbed slack; Organizational coordination

责任编辑: 路小静