数字经济对我国工业企业内外贸一体化的影响研究

张　义[1]　司增绰[1]　石　涛[2]

（1. 江苏师范大学，江苏 徐州 221116；2. 河南社会科学院，河南 郑州 450007）

摘　要：加快内外贸一体化发展是解决我国贸易长期重外轻内、内外贸市场分割等问题，畅通国内国际双循环的关键一招。这要求注重内外贸结构与贸易规模的协同改善。由此，改进内外贸一体化水平测度，将其嵌入数字经济发展背景下的企业最优决策行为，从理论和实证视角揭示数字经济赋能工业企业内外贸一体化发展的效应与机制，意义重大。目前来看，数字经济对工业企业内外贸一体化的影响呈显著N型关系，即随着数字经济发展，工业企业内外贸一体化程度先升、后降、再升。当前我国工业企业整体已跨越第二个拐点，表明赋能效应正步入加速发展期。此N型关系显著存在于长三角、珠三角、非沿海及“东数西算”区域。这凸显了数字经济重塑区域贸易格局的差异化路径。在影响机制方面，企业生产率发挥正向调节作用，为核心动能；短期负债水平产生负向调节效应，较高债务压力显著抑制发展；资产流动水平呈两极分化的调节效应，适度流动有助于企业内外贸转型；创新发展水平的调节作用因阶段而异，初期与深化期具有促进效应，但应对数字贸易壁垒时则会产生短期负向调节效应。这为加快工业企业内外贸一体化发展，推进高水平开放格局建设，助力贸易强国发展提供了政策启示。

关键词：数字经济；内外贸一体化；工业企业；HLM模型；三次模型调节效应

中图分类号：F207/ F7/ F6　　**文献标识码：**A　　**文章编号：**1006-1894（2026）06-0092-15

一、引言与文献综述

加快内外贸一体化发展是解决我国贸易长期重外轻内、内外贸市场分割等问题，畅通国内国际双循环的重要举措。2025年7月，中央财经委员会第六次会议强调要着力推动内外贸一体化发展，培育一批内外贸优质企业。“十五五”规划纲要再次明确要推动内外贸一体化发展。2024年7月，中共二十届三中全会指出，加快内外贸一体化改革，要积极应对数字贸易问题。然而，受重商主义倾向政策影响，我国工业企业早已形成了依赖外贸导向的发展路径。全国内外贸体系长期处于分割状态（黄雨婷和刘向东，2016；刘志彪和孔令池，2021），导致企业重外轻内，已成为贸易转型的重要障碍，具体可归因为内外贸市场标准不统一和企业贸易转型的内在动力不足，这最终导致地区内外贸发展处于颉颃或失调状态（程中海和南楠，2018）。数字经济发展为企业贸易转型动力提升赋能提供了重大机遇。但当前国内数字经济发展不平衡问题突出（张柯贤和黎红梅，2022），导致不同主体的条件禀赋与规则诉求差异大（沈玉良等，2022），可能加剧数字贸易规则碎片化等新型壁垒（史丹等，2023），为企业内外贸一体化带来了新的不确定性。在此背景下，探究数字经济赋能我国工业企业内外贸一体化发展具有重要意义。

20世纪八九十年代，内外贸一体化概念被提出。随后，学界从宏观和微观层面对其内涵进行了探讨。在宏观层面，学界从市场、制度视角认为，内外贸一体化是指国内外产品市场和要素市场不

作者简介：张义，江苏师范大学商学院讲师，博士，研究方向：数字经济与贸易、发展经济学；司增绰（通信作者），江苏师范大学商学院教授，博士，研究方向：商业经济与国际贸易；石涛，河南社会科学院副教授，博士，研究方向：区域经济、金融经济。

基金项目：江苏省社会科学基金一般项目“数字经济智能引领江苏加快内外贸一体化发展创新路径研究”（项目编号：25ZHB012）；江苏师范大学博士学位教师科研支持项目“数字经济赋能企业贸易高质量发展研究”（项目编号：21XFRX020）。

断融合（谭祖谊，2011），或内外贸管理体制一体化（陈丽琴等，2022）及其与企业经营、营商环境及开放平台建设方面的融合发展（姜照和董超，2023），甚至还包括产业链韧性发展一体化及多种政策支持一体化的融合发展（张武康等，2025）。在微观层面，学界认为，内外贸一体化主要表现为企业出口与内销并举发展（韩剑等，2024）。基于此，微观层面的内外贸一体化应指企业在统一的战略框架和运营体系下，系统整合国际市场外贸业务与国内市场内销业务，继而实现内外市场互促互进、并行发展的模式。目前，学者在宏观层面主要利用内外贸水平单一指标的耦合协调度（赵春明和褚婷婷，2023；李宏兵等，2025；李明广等，2026）或构建内外贸市场综合指标体系测度内外贸一体化水平（程中海和南楠，2018）；在微观层面主要利用企业出口与内销相对状况测度内外贸一体化水平（程玲，2021；韩剑等，2024）。但此测度方式仍呈现“重外轻内”特点，忽视了平衡贸易结构下对内外贸同等重要性及其规模水平的考量。

目前，数字经济与内外贸一体化关系的研究仍较少。数字经济不仅对贸易水平和贸易质量存在显著影响（Lin，2015；易靖韬和王悦昊，2021；Zhang and Duan，2024；沈国兵和袁征宇，2020），还与统一大市场建设有紧密关系（赵静梅等，2023；付成林和王德新，2023）。基于此，少数学者直接从理论层面分析了互联网、数字经济对内外贸一体化的影响（关利欣等，2015；赵春明和褚婷婷，2024）。有些学者进行了实证研究，但结论不一：互联网发展对内外贸一体化有负向影响（黄雨婷和刘向东，2016），但数据要素赋能或数字经济却能提高内外贸一体化水平（刘钧霆等，2026；赵春明和褚婷婷，2023）；张义等（2025）从理论与实证层面研究发现，数字经济对区域内外贸一体化存在N型影响。目前仍缺乏从微观企业层面直接探讨数字经济如何驱动工业企业内外贸一体化发展问题。

综上，本文边际贡献为：综合考虑内外贸结构和规模，改进企业内外贸一体化水平测度，并将此引入企业最优决策模型，建立数字经济对其影响的理论分析框架；构建我国工业企业持续经营的平衡面板样本，利用HLM模型实证分析，丰富了样本经验研究；实证发现，数字经济发展与工业企业内外贸一体化存在N型关系，并给出了三次模型调节效应分析的范式；结论为加快数字经济赋能工业企业内外贸一体化发展提供了政策启示，将助力贸易强国建设。

二、理论分析与研究假设

（一）企业内外贸一体化最优决策模型构建[①]

首先，结合企业内外贸一体化内涵，借鉴黄雨婷和刘向东（2016）、韩剑等（2024）的研究思路，改进测度模型。他们的测算公式为：

$$y_{it}=\frac{ex_{it}}{insa_{it}-ex_{it}} \tag{1}$$

其中，ex为出口交货值，$insa$为工业销售值，i和t分别表示企业和年份。式（1）表明在相同贸易条件下，y_{it}值越大，企业外贸转内销倾向越小，内外贸一体化水平就越低。但此测算存在缺陷，若企业完全为内贸型企业，则y_{it}值为0，这些企业内外贸一体化程度仍为0。笔者认为，单个企业实现内外贸一体化主要体现在两方面：一方面是企业实现自身内外贸的贸易市场结构发展均衡，这有利于规避贸易冲击，增强贸易链韧性；另一方面是企业实现自身贸易市场规模扩大，这有利于提

① 本文理论分析按一般化原则刻画企业内外贸一体化决策逻辑，故按照一般化表述为“企业”。由于工业企业是该逻辑最典型、最主要的适用对象，因此实证部分主要利用工业企业样本检验。

升贸易竞争力。由此，改进上述研究，一是采用中间型指标的标准化方法测度内外贸市场结构相对均衡状态，公式如下：

$$\tilde{y}_{it}=1-\frac{|y_{it}-y_{best}|}{\max\{|y_{it}-y_{best}|\}} \quad (2)$$

在式（2）中，$y_{best}=1$ 表示内外贸市场处于对称均衡状态，即从企业贸易市场占有结构来看，这是单个企业内外贸市场发展均衡的理想状态。$\tilde{y}_{it}$ 为内外贸市场结构比，$\tilde{y}_{it}$ 值越大，内外贸协同发展程度就越大。二是考虑贸易市场规模发展状况，将贸易总额作为权重值改进测算。为此，借鉴 Sen 和 Foster（1997）的社会福利（SW）函数一般形式：$SW=w\times e^{(-I)}$，w 和 I 分别表示经济发展水平和不均等程度，I 上升意味社会福利下降。如此类比，可将企业内外贸一体化发展水平（或福利）（ed）定义为：①

$$ed_{it}=e^{\left(1-\frac{|y_{it}-y_{best}|}{\max\{|y_{it}-y_{best}|\}}\right)}\times se_{it} \quad (3)$$

在式（3）中，se_{it} 代表市场贸易规模或福利（包括潜在市场的贸易规模），利用经价格调整后可比的工业企业实际总产值表示。ed_{it} 值越大，表示企业内外贸一体化发展得越好。此处按照企业一般化决策变量，即销往不同市场的产品数量处理，令 $y_{it}=\frac{Q_f}{Q_d}$，Q_d、Q_f 分别为内贸和外贸产品销量，$se_{it}=\theta(Q_d+Q_f)$，θ 为产出转换系数，$\max\{|y_{it}-1|\}=M$，M 为行业最大偏离常数。

其次，引入内外贸一体化福利，构建企业最优决策模型：

$$Max(\Omega)=p_dQ_d+p_fQ_f-C+\lambda\times ed_{it} \quad (4)$$

其中，λ 为一体化福利权重，p_d、p_f 分别为内贸与外贸产品价格。借鉴 Melitz（2003）研究思想，设总成本函数 C 包含生产成本和贸易成本。生产成本是随总产出递增的凸函数，即边际成本递增，与企业生产率呈反比关系。这体现了技术进步的规模效应，符合规模报酬递减内涵。同时，再借鉴钟笑寒（2005）对生产成本的设定，$C_{生产}=\frac{(Q_d+Q_f)^2}{2P}$，其中 P 为企业生产率，其倒数可反映生产边际成本或技术进步水平。那么，总成本函数为：

$$C=\frac{(Q_d+Q_f)^2}{2P}+\tau(D)(Q_d+Q_f) \quad (5)$$

其中，$\tau(D)$ 为贸易边际成本，与数字经济 D 有关。由上文得知，可使一般化的 ed 转化为决策变量的函数：

$$ed_{it}=e^{\left(1-\frac{|\frac{Q_f}{Q_d}-1|}{M}\right)}\times\theta(Q_d+Q_f) \quad (6)$$

令偏离度函数为：$\delta(Q_d,Q_f)=1-\frac{|\frac{Q_f}{Q_d}-1|}{M}$，$\delta\in(0,1]$，则目标函数变为：

$$Max(\Omega)=p_dQ_d+p_fQ_f-C+\lambda\theta e^{\delta(Q_d,Q_f)}(Q_d+Q_f) \quad (7)$$

进一步假设市场为完全竞争市场，剥离价格扭曲干扰，排除市场势力、汇率波动等因素对内外贸比例的干扰，凸显分析数字技术的纯效应。同时，假设国内外市场为对称市场，对于出口企业而言，其在调整贸易成本后，对同一产品在国内外市场定价相近，即 $p_f=p_d=p$，此时企业倾向选择均衡状态，

① 此测度公式中内外贸发展的协同性主要体现在内外贸相对比例配置，此处默认二者对企业发展同等重要，即权重均是0.5，内外贸比例为1时是理想的贸易市场结构。

即 $Q_f=Q_d$，[①]则有：$Q_f^*=Q_d^*=\frac{Q}{2}$，$\delta^*=1$，代入目标函数，化简为：

$$Max(\Omega)=pQ-\frac{Q^2}{2P}-\tau(D)Q+\lambda\theta e^1Q \tag{8}$$

则最优产出为：

$$\frac{\partial\Omega}{\partial Q}=p-\frac{Q}{P}-\tau(D)+\lambda\theta e=0 \tag{9}$$

则有：

$$Q^*=P(p-\tau(D)+\lambda\theta e) \tag{10}$$

（二）数字经济对企业内外贸一体化基准影响分析

数字化转型与贸易成本变化紧密相关（史本叶和殷瑞，2024）。在数字经济发展前期，数字经济能够有效降低企业贸易边际成本（赵静梅等，2023；赵霞和徐永锋，2024）。但随着平台垄断等问题出现，不同企业数字化转型差距变大（陈松和常敏，2022），其对贸易规则诉求差异也将变大（沈玉良等，2022）。这将加剧贸易规则碎片化（史丹等，2023），使得数字经济对企业贸易边际成本降低作用受阻。随着制度完善与技术成熟，新型问题得以解决，企业又能享受数字经济对贸易边际成本降低的红利（赵春明和褚婷婷，2024）。由此，设定贸易成本函数为：

$$\tau(D)=\tau_0-\beta_1D+\beta_2D^2-\beta_3D^3 \tag{11}$$

其中 β_1、β_2、β_3 为系数，均大于 0。将上式代入 Q^*，并代入一体化公式，有：

$$ed^*_{it}=e^1\theta P(p-\tau_0+\beta_1D-\beta_2D^2+\beta_3D^3+\lambda\theta e) \tag{12}$$

令常数项 $K=e\theta P$，$z=p-\tau_0+\lambda\theta e$，则有：

$$ed^*_{it}=K(z+\beta_1D-\beta_2D^2+\beta_3D^3) \tag{13}$$

对 D 求一阶导数：

$$\frac{\partial ed^*_{it}}{\partial D}=K(\beta_1-2\beta_2D+3\beta_3D^2) \tag{14}$$

可见，当 $D\to0^+$，$\frac{\partial ed^*_{it}}{\partial D}\approx K\beta_1>0$，数字经济促进企业内外贸一体化提升。当 $D=\frac{\beta_2}{3\beta_3}$，存在拐点，且若 $\beta_2^2>3\beta_1\beta_3$，$\frac{\partial ed^*_{it}}{\partial D}=0$ 存在实根，数字经济对企业内外贸一体化有阻碍作用。当 $D\to+\infty$，$\frac{\partial ed^*_{it}}{\partial D}\approx 3K\beta_3D^2>0$，数字经济再次促进企业内外贸一体化提升。由此，提出假设：

H1：数字经济对企业内外贸一体化影响呈显著的 N 型关系。

从异质区域看，长三角和珠三角地区数字经济水平高，工业企业发展实力强。该地区企业相比其他地区企业的经营更深嵌入数字经济网络。这些企业也身处数字贸易政策的前沿阵地，对相关规则或制度变动也更为敏感。因此，长三角、珠三角地区的企业内外贸一体化发展将显著受到数字经济影响。同理，从“东数西算”划分看，“东数西算”地区的企业面临较高的数字经济水平，其内外贸一体化更易受到数字经济影响。从是否属于沿海地区的划分看，沿海地区企业高度依赖外贸，面临高水平数字经济发展时，其向内贸转型意愿低，转型成本高，而非沿海地区企业则恰好相反（张义等，2025）。由此，结合前文 N 型关系分析，提出假设：

H2：数字经济对企业内外贸一体化影响的 N 型关系在长三角、珠三角、“东数西算”地区和

① 笔者针对内外贸市场为非对称市场情况分析也得到同样结论，因版面受限，此处推导内容略。

非沿海地区显著成立。

（三）数字经济对企业内外贸一体化影响机制分析

从影响机制看，内外贸市场间的互动存在竞争或互补乃至不确定的关系，而流动性约束、生产率等是通过改变贸易成本影响内外贸市场互动的重要机制（Berman et al.，2015；Erbahar，2020）。这说明数字经济对企业内外贸一体化影响将受到这些机制的调节。笔者简化假设，认为调节变量主要通过影响贸易成本系数 β_1 发挥作用。因为调节变量主要影响企业初始技术吸收能力，β_1 恰好捕捉此阶段效应，而高阶项 β_2、β_3 反映数字经济的固有演化规律，受企业微观特征影响较小。即：

$$\beta_1=\beta_1(\cdot)=f(P,L,A,R) \tag{15}$$

其中，P、L、A 分别为企业生产率、短期负债水平、资产流动水平，R 为区域创新水平。

1. 流动性约束机制分析

（1）短期负债水平机制分析

若企业短期负债水平越大，说明短期负债压力大且供应链议价能力弱，企业当期流动性约束就越强，容易产生数字技术投资挤出效应，很难加快内外贸一体化进程。假设企业负债增加对数字技术投资的挤出效应呈线性关系，L 满足：$\beta_1(L)=\beta_1^0(1-\mu L)$，其中，$\beta_1^0>0$ 为初始常数；$\mu>0$，是负债对数字经济收益的边际抑制系数，则调节效果为：

$$\frac{\partial ed_{it}^*}{\partial D\partial L}=KD\frac{\partial \beta_1}{\partial L}=-KD\beta_1^0\,\mu<0 \tag{16}$$

这说明企业短期负债压力越大，其受到数字经济影响而加快内外贸一体化的进程就越受阻。

（2）资产流动水平机制分析

若工业企业资产流动水平过高，意味着其资产闲置，营运资本配置效率低。尽管其流动性约束较小，但其大都相对保守，属经营风险厌恶型。在其受到数字经济影响时，业务转型意愿仍较低，可能更愿意拓展原单一业务市场。因此，这些企业的内外贸一体化进程可能受阻。对于资产流动水平低的企业，尽管其流动性约束较强，但其属于经营风险偏好型，当其受到数字经济影响时，能够被倒逼加快内外贸一体化发展。假设资产流动水平 A 的门槛值为 A^*，有：

$$\beta_1(A)=\begin{cases}\beta_1^0+\eta_1 A & A<A^*\\ \beta_1^0+\eta_1 A^*-\eta_2(A-A^*) & A\geqslant A^*\end{cases} \tag{17}$$

其中 η_1、η_2 均大于 0。调节效应为：

$$\frac{\partial ed_{it}^*}{\partial D\partial A}=\begin{cases}KD\eta_1>0 & A<A^*\\ -KD\eta_2<0 & A\geqslant A^*\end{cases} \tag{18}$$

这说明资产流动水平低的企业在受到数字经济影响时可促进内外贸一体化发展，反之则抑制内外贸一体化发展。

2. 生产率机制分析

依赖外贸的工业企业容易通过出口学习效应提升生产率。这有利于开拓内贸市场（Erbahar，2020），推进内外贸一体化发展。劳动生产率水平高的企业学习能力强，具有较强的贸易竞争力，更易利用数字经济优势推动内外贸一体化发展。劳动生产率水平低的企业则不利于内外贸一体化发展。按照一般假设，生产率提升对技术吸收的影响存在乘数效应，则有：

$$\beta_1(P)=\beta_1^0 e^{\gamma_P P} \tag{19}$$

其中，$\gamma_P>0$，是生产率对数字技术吸收效率的半弹性系数。调节效应为：

$$\frac{\partial ed_{it}^{*}}{\partial D\partial P}=KD\frac{\partial \beta_1}{\partial P}=-KD\gamma_P\beta_1^0e^{\gamma_P P}>0 \quad (20)$$

这说明生产率水平越高的企业受到数字经济影响，越能加快内外贸一体化发展。

3. 区域创新水平机制分析

与贸易边际成本最紧密相关的一个因素是区域创新发展。若某区域创新水平越高，则贸易成本越低（王涛生，2010），平均贸易边际成本也就越低。创新水平高的区域，若其数字经济发展不匹配，数字贸易规则问题也将被凸显，成为影响贸易的重要因素（杨倩雯，2025）。因此，一般区域内企业初期容易推进内外贸一体化发展，但很快便会因数字贸易规则碎片化问题凸显而进入发展受阻阶段（张义等，2025）。随着新型贸易壁垒问题被解决，数字经济将再次加速企业内外贸一体化发展。由此，设定创新调节函数为：

$$\beta_1(R)=k_1R-k_2R^2+k_3R^3 \quad (21)$$

其中 k_1、k_2、k_3 分别对应各项相应系数，均大于 0。调节效应为：

$$\frac{\partial ed_{it}^{*}}{\partial D\partial R}=KD\frac{\partial \beta_1}{\partial R}=KD(k_1-2k_2R+3k_3R^2) \quad (22)$$

当 R 值较小时，$k_1>0$ 为主导效应，产生正向调节效应；当 R 值中等时，$-2k_2R<0$ 为主导效应，产生负向调节效应；当 R 值较大时，$3k_3R^2>0$ 为主导效应，产生正向调节效应。综上，提出假设：

H3：企业短期负债、资产流动、生产率及区域创新水平均是数字经济影响企业内外贸一体化发展的重要调节机制，其中短期负债水平起到负向调节作用，生产率起到正向调节作用，而资产流动水平和区域创新水平的调节作用表现为多重影响。

理论分析框架如图 1 所示。

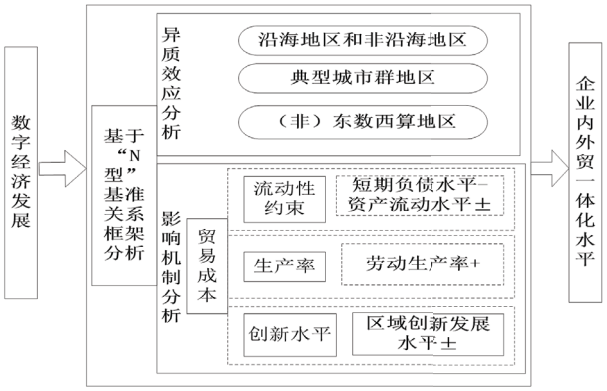


图 1　理论分析框架

三、研究设计与数据说明

（一）模型设计

考虑到区域数字经济与企业内外贸一体化间存在层级影响关系，笔者利用多层线性模型（HLM）开展实证研究。首先，零模型设定如下：

$$L1：\ln dftdex_{ij}=b_{0j}+r_{ij} \quad (23)$$

$$L2：b_{0j}=B_{00}+R_{0j} \quad (24)$$

其中，$\ln dftdex_{ij}$ 为 j 区域内企业 i 的内外贸一体化水平；b_{0j} 为每个 j 区域的截距；r_{ij} 为第一层（企业层）的随机变量；B_{00} 为第一层所有企业在第二层区域的固定效应，表现为总平均值或总截距；R_{0j} 为第二层区域层面的随机变量。其次，参考陈景信和代明（2018）的研究，将基准模型设定为完整的随机截距模型：

$$L1：\ln dftdex_{ij}=b_{0j}+\alpha_{k0}X_{kij}+r_{ij} \quad (25)$$

$$L2：b_{0j}=B_{00}+\beta_1 redig_j+\beta_2 redig_j^2+\beta_3 redig_j^3+\beta_{0l}M_{lj}+R_{0j} \quad (26)$$

其中，α_{k0} 是企业层面自变量系数；X_{kij} 是企业层面特征变量集，$k=1,2,\cdots,6$；$X_{kij}=\{lifetime,$

$exfina$,$infina$,$proty$,$opcost$,$opcost^2$}；β_1、β_2、β_3分别为数字经济一次方、二次方和三次方系数；β_{0l}是区域层面其他特征变量集M_{lj}的系数，l=1,2,3,4；M_{lj}={$finade$,$fotrd$,$inva$,$trbare$}。同时，为了控制行业和时间等固定效应，笔者还在模型中单独控制了行业、时间等虚拟变量，其他字母内涵同上文。将式（26）代入式（25）得到随机截距全模型：

$$\ln dftdex_{ij}=B_{00}+\beta_1 redig_j+\beta_2 redig_j^2+\beta_3 redig_j^3+\beta_{0l}M_{klj}+\alpha_{k0}X_{kij}+R_{0j}+r_{ij} \quad (27)$$

最后，影响机制分析采用交互模型分析。交互模型选择不同层面因素的交互作用应该由理论和实际问题共同决定（陈景信和代明，2018）。因此，调节效应模型为：

$$\ln dftdex_{ij}=B_{00}+\beta_1 redig_j+\beta_2 redig_j^2+\beta_3 redig_j^3+\beta_4 redig_j\times G+\beta_5 redig_j^2\times G+\beta_6 redig_j^3\times G+\beta_{0l}M_{klj}+\alpha_{k0}X_{kij}+R_{0j}+r_{ij} \quad (28)$$

其中，β_4、β_5、β_6分别为数字经济一次方、二次方和三次方与某个调节变量的交互项系数，G依次为企业短期负债水平、资产流动水平、生产率和区域创新水平，其他内涵同上文。[①]因为模型重要解释变量包含高次方，且控制变量较多，所以参考陈景信和代明（2018）等学者的研究，不再估计含多个交互变量的模型。此外，随机系数模型、随机截距模型等半条件模型设定形式详见李东和等（2025）的研究介绍。因为本文研究重点关注区域层面数字经济对企业内外贸一体化发展的影响效应，所以笔者主要以随机截距模型为基本模型形式，逐步变换回归条件，依次展示不同模型结果，最终采用含随机截距与斜率的基准全模型式（28）进行估计分析。

（二）变量说明

被解释变量：内外贸一体化水平（ln$dftdex$）。按照前文式（3）进行测度。为避免异方差影响，笔者对计算指数取自然对数，同时为避免样本数值为0时无法取对数，参照一般处理，将数值加1取对数处理，即ln$dftdex$=ln(ed+1)。

解释变量：数字经济水平（$redig$）。借鉴赵涛等（2020）的思路，考虑到市级数据可得性，从互联网发展和数字普惠金融发展两个方面利用主成分法测度数字经济水平。

控制变量：企业层面包括企业寿命（$lifetime$）、短期负债水平（$exfina$）、资产流动水平（$infina$）、企业生产率（$proty$）和贸易边际成本（$opcost$）。此外，笔者还控制了企业来自各特定行业的虚拟变量。区域层面包括区域金融发展（$finade$）、区域外贸依存度（$fotrd$）、区域创新发展水平（$inva$）和区域贸易壁垒（$trbare$）。各变量度量方式详见表1。

调节机制变量：包括企业短期负债水平、资产流动水平、生产率和区域创新水平，具体表示和测度同上文。其中，选择区域创新水平作为调节变量主要是因为企业持续每年的创新水平数据较难获取。

（三）数据来源与说明

样本主要来源于2004~2015年的《中国工业企业数据库》和《中国城市统计年鉴》。工业企业选择从起始年份到最终年份一直正常运营的企业。数据清洗按照谢千里等（2008）、谭语嫣等（2017）、刘莉亚等（2019）的研究处理。[②]另外，2014年以后贸易保护主义升温，[③]导致很多企

① 此处实证设计与理论分析并未脱节。理论上，调节变量主要作用于贸易成本函数的一次项系数β_1，因β_1捕捉企业初始数字技术吸收能力，直接关联生产率、负债等微观特征，而高次项反映数字经济系统性规律，受企业微观特征影响较小。实证采用一、二、三次项全交互，是HLM框架下检验调节效应的严格做法（陈景信和代明，2018），将其他交互项视为控制变量可避免遗漏偏误，确保调节效应估计的准确性。

② 选择工业企业样本理由是：与许亚云和韩剑（2025）选择上市企业为研究对象不同，工业企业包括了大量非上市企业，是实体经济中坚力量，其内外贸一体化困境和数字化驱动路径与资本雄厚的上市公司截然不同。研究结论更具普适性，能反映中国工业经济全貌，特别是能为数量庞大的中小工业企业提供借鉴。

③ 新华社.商务部：2014年中国遭遇贸易摩擦呈现三大特点[EB/OL].中央政府门户网站, https://www.gov.cn/xinwen/2015-01/29/content_2812006.htm. [2015-01-29](2025-10-30).

业倒闭，若基准模型选取截至2015年样本，总样本量将缩减到原来的1/4。为保证样本量和规避国际贸易形势外生冲击，基准回归利用截至2014年且观测数为45,846的平衡面板样本进行分析，截至2015年的样本可用于稳健性检验分析。同时，采用移动均值插补缺失值，并基于2004年基期消费价格对名义变量进行实际调整。描述统计见表1。

表1　描述统计

变量	含义	度量方式	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
ln*dftdex*	内外贸一体化	按照前文式（3）测度	45,846	11.523	0.972	0.000	20.040
redig	数字经济	参照赵涛等（2020）的测算	45,846	0.259	0.089	0.017	0.576
lifetime	企业寿命	当年年份值减去企业成立年份值	45,846	11.521	7.243	1.000	130.000
exfina	短期负债水平	短期负债减去应收账款的差额与总资产的比值	45,846	0.309	0.334	−2.206	12.198
infina	资产流动水平	流动资产减去流动负债的差值与总资产的比值	45,846	0.170	0.333	−12.099	9.496
proty	企业生产率	经价格调整后的工业实际增加值除以年末从业人数所得的劳动生产率（千元/人）	45,846	359.238	1,370.309	0.000	170,961.100
opcost	主营业务销售成本	主营业务产品销售成本除以主营业务收入	45,846	0.864	0.120	0.000	9.941
finade	区域金融发展	贷款与存款总额除以国内生产总值	45,846	1.616	0.424	0.694	6.578
fotrd	区域外贸依存度	进出口值除以国内生产总值	45,846	0.907	0.826	0.006	4.622
inva	区域创新水平	复旦大学产业发展研究中心测度的我国2001~2021年各区域的创新指数①	45,846	31.965	79.980	0.023	532.056
trbare	区域贸易壁垒	借鉴张治栋和丁冉冉（2022）等测度方法进行测算	45,846	0.740	0.246	−0.452	0.998

四、结果分析

（一）基准结果分析

从零模型结果看，企业内外贸一体化水平的总体均值显著不为0，且通过显著性检验，表明不同区域的数字经济对企业内外贸一体化具有显著影响。进一步计算组内相关系数（*ICC*）值为20.4%，根据Cohen经验标准，当*ICC*值超过0.059时，就有必要在建模时考虑使用分层模型（李东和等，2025），符合HLM分析前提。进一步看，如表2估计结果，列（1）~列（5）的*ICC*值依次为0.187、0.238、0.503、0.234、0.515，均超过0.059，说明均符合HLM分析前提。以列（5）为基准模型进行分析，其*ICC*值为0.515，即有51.5%方差跑到了区域层面*level*2，*level*2标准方差*sd*(*_cons*)为0.831，*level*2数字经济标准方差*sd*(*redig*)为3.530，*level*1标准方差*sd*(*Residual*)是0.807，*corr*(*redig*,*_cons*)值是−0.865，且一次项系数β_1为正，二次项系数β_2为负，三次项系数β_3为正，$\Delta=4\beta_2^2-12\beta_1\beta_3=38.359>0$，即数字经济对工业企业内外贸一体化影响呈显著N型关系。从平均值的半弹性估计看，在其他条件不变情况下，地区数字经济水平每上升一个单位，企业内外贸一体化水平平均提升70.86%。②N型的极大值点和极小值点分别对应数字经济指数为0.342、0.556。从政策演进的时间维度看，0.342大致对应2017~2018年数字经济首次写入政府工作报告、数字基础设施建设提速的政策红利集中释放期；0.556大致对应2021~2022年《数据安全法》实施、“数据二十条”出台等制度规范密集落地，因地区间数字鸿沟与贸易诉求差异而导致新型数字贸易壁垒凸显的阶段。样本期内的近3年均值为0.332，处于上升的第一阶段，但结合张义等（2025）采用同一测算口径所得2019~2021年数字经济3年均值0.792水平看，目前数字

① 数据来源：寇宗来，刘学悦. 2017：《中国城市和产业创新力报告2017》，复旦大学产业发展研究中心发布。该报告计算了2001~2016年创新发展水平，2016年以后数据更新已于2023年5月1日公开发布在“来谈经济”公众号。

② $(3\times9.638\times\text{Mean}(x)^2-2\times12.973\times\text{Mean}(x)+5.489)\times100\%=70.86\%$，Mean($x$)为样本期内数字经济指数均值，约为0.259，下文类同。

经济对工业企业的内外贸一体化影响已经跨越第二个阶段。

表 2　HLM 的基准模型估计结果

变量	随机系数模型	随机截距模型	随机截距—斜率模型	随机截距全模型	随机截距—斜率全模型
	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）
数字经济水平		3.765***	6.547***	3.133**	5.489***
		(2.695)	(3.302)	(2.318)	(2.847)
数字经济水平平方		−11.937***	−16.119***	−9.706**	−12.973**
		(−2.849)	(−2.701)	(−2.393)	(−2.238)
数字经济水平三次方		11.278***	11.909**	9.220**	9.638*
		(2.936)	(2.221)	(2.480)	(1.852)
企业寿命	0.024***			0.006***	0.006***
	(40.162)			(9.773)	(10.159)
短期负债水平	−0.097***			−0.073***	−0.060***
	(−6.263)			(−5.025)	(−4.149)
资产流动水平	0.004			0.036**	0.042***
	(0.247)			(2.469)	(2.871)
企业生产率	0.000***			0.000***	0.000***
	(57.572)			(53.538)	(53.348)
主营业务销售成本	0.083			0.241***	0.255***
	(1.582)			(4.858)	(5.174)
主营业务销售成本平方	−0.029***			−0.037***	−0.039***
	(−3.079)			(−4.283)	(−4.479)
区域金融发展		−0.076**	0.047	−0.068**	0.056*
		(−2.433)	(1.326)	(−2.272)	(1.648)
区域外贸依存度		−0.813***	−0.209	−0.822***	−0.210
		(−7.415)	(−1.572)	(−7.743)	(−1.630)
区域创新水平		−0.000***	−0.001***	−0.000***	−0.001***
		(−3.282)	(−4.591)	(−3.434)	(−4.482)
区域贸易壁垒		−3.179***	−1.031**	−3.172***	−1.006**
		(−9.739)	(−2.484)	(−10.034)	(−2.501)
常数项	11.181***	13.715***	11.033***	13.525***	10.852***
	(197.310)	(36.391)	(22.782)	(36.946)	(23.043)
lns1_1_1_*cons*	−0.850***	−0.755***	1.284***	−0.798***	1.261***
	(−10.938)	(−10.094)	(13.868)	(−10.623)	(13.508)
ln*sig_e_cons*	−0.114***	−0.172***	−0.183***	−0.204***	−0.185**
	(−34.355)	(−52.075)	(−55.254)	(−61.789)	(−2.039)
lns1_1_2_*cons*			−0.177*		−1.315***
			(−1.940)		(−9.739)
*atr*1_1_1_2_*cons*			−1.274***		−0.215***
			(−9.644)		(−64.888)
地区效应	否	否	是	否	是
行业效应	否	是	是	是	是
时间效应	否	是	是	是	是
aic	120,131.2	114,887.9	114,116.6	111,949.5	111,198.7
bic	120,209.8	115,377	114,623.2	112,491.0	111,757.6
ll	−60,057	−57,388	−57,000	−55,913	−55,535
*chi*2	5,045	11,329	5,369	15,129	8,739
ICC	0.187	0.238	0.503	0.234	0.515
N	45,846	45,846	45,846	45,846	45,846

注：*** p<0.01，** p<0.05，* p<0.1，括号内为 z 值；下表同。

（二）内生性与稳健性检验

选择数字经济滞后 1 期的 1~3 次项作为工具变量检验内生性。从表 3 列（8）基于高维面板工具变量法的内生检验结果看，卡方检验拒绝原假设，存在一定内生性问题，利用工具变量法进行估计。不可识别检验拒绝原假设，通过检验。弱可识别检验 Cragg-Donald Wald F 值为 129.451，

Kleibergen-Paap rk Wald F 值为 200.965，远大于 5% 和 10% 的 maximal IV relative bias 值（分别为 13.91 和 9.08），说明工具变量不存在明显的弱识别问题。因工具变量个数和内生变量个数相同，因此无须进行过度识别检验。从结果看，数字经济对工业企业内外贸一体化影响仍呈显著 N 型关系。同时从替换模型的列（9）和列（10）估计结果看，结论依然成立。此外，进一步利用替换变量法和替换样本法进行稳健性检验，表 3 列（1）~列（7）估计结果均与基准结果一致。综上，基准模型稳健可靠，假设 H1 得证。

表 3　内生性与稳健性检验结果

变量	替换变量			替换样本				替换方法		
	熵权法测度	直线距离	球面距离	扩展至2004~2015年样本	Bootstrap自助抽样100次	缩尾 5%	截尾 5%	工具变量法	OLS 高维面板估计	动态 GMM 估计
	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）	（7）	（8）	（9）	（10）
数字经济水平	0.151***	0.167***	0.167***	2.349**	5.489***	5.031***	4.577***	10.965**	3.924***	4.900**
	(3.926)	(17.511)	(16.965)	(2.195)	(3.64)	(3.042)	(3.305)	(2.550)	(4.400)	(2.340)
数字经济水平平方	−0.123***	−0.108***	−0.109***	−5.471**	−12.97***	−11.538**	−11.909***	−35.361***	−12.219***	−9.958*
	(−3.550)	(−10.229)	(−11.288)	(−1.985)	(−2.72)	(−2.321)	(−2.853)	(−3.625)	(−4.602)	(−1.820)
数字经济水平三次方	0.027*	0.012***	0.012***	3.392*	9.638**	8.051*	9.069**	32.902***	11.513***	8.052*
	(1.827)	(6.084)	(6.238)	(1.712)	(2.17)	(1.809)	(2.405)	(3.994)	(4.747)	(1.700)
内外贸一体化滞后 1 期										0.701***
										(9.950)
内外贸一体化滞后 2 期										0.120*
										(1.730)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
地区效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
行业效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
aic	111,151.2	111,807.5	111,805.6	22,902.62	111,184.7	96,191.04	71,407.52	54,143.57	64,278.02	——
bic	111,238.6	111,894.8	111,884.2	23,383.55	111,682.4	96,749.96	71,959.69	54,264.19	64,697.21	——
ll	−55,566	−55,894	−55,894	−11,388	−55,535.3	−48,032	−35,640	−27,058	−32,091	0.000
ICC	0.213	0.165	0.166	0.353	0.515	0.526	0.447	0.061	0.717	0.848
N	45,846	45,846	45,846	15,272	45,846	45,846	41,260	40,752	45,846	30,564

注：HLM 估计括号内为 z 值，其中 lns1_1_1_*cons*、lns*ig_e_cons*、lns1_1_2_*cons*、*atr*1_1_1_2_*cons* 值估计均显著，不再展示，下表同；普通面板估计和工具变量法下的括号内为 t 值，*ICC* 值为其调整的 r^2；估计 GMM 时，*ll* 为 *AR*(1) 检验 p 值，*ICC* 为 *AR*(2) 检验 p 值。

（三）异质效应分析

区域异质检验结果见表 4。按照不同城市群、是否沿海及是否属于“东数西算”地区分组检验的结果差异显著，各分组的邹检验结果 Chow Test 值分别为 14.58、28.78、41.26，其 p 值均近似为 0，拒绝无结构变化的原假设。这说明数字经济对工业企业内外贸一体化的影响系数存在显著的组间差异。具体看，长三角、珠三角和非沿海地区的数字经济对工业企业内外贸一体化发展影响显著，这种影响均呈 N 型变化关系。长期以来，长三角和珠三角是我国发达地区，数字经济水平较高，同时工业企业发展良好，容易受到数字经济发展的影响。而京津冀、辽中南和其他地区不显著，主要是因为数字技术与当地传统产业的融合程度有限，尚未形成驱动内外贸一体化的有效合力。同时，对沿海地区而言，工业企业外贸依赖程度高，经营与转型成本较高，在数字经济发展的冲击下难以快速实现向内贸转型（张义等，2025）。因此，沿海地区的数字经济发展对工业企业内外贸一体化转型发展影响并不显著，而非沿海地区的工业企业内外贸一体化转型相对较为容易，显著受到数字经济影响。此外，“东数西算”地区受到的影响要大于非“东数西算”地区，主要是因为前者数字基础设施的完善为工业企业利用数字技术拓展内外贸渠道提供了更优条件，使得数字经济的赋能效

应得以更充分地释放。综上，假设 H2 得证。

表 4　区域异质效应检验结果

变量	长三角	珠三角	京津冀	辽中南	其他地区	非沿海地区	沿海地区	“东数西算”地区	非“东数西算”地区
	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）	（7）	（8）	（9）
数字经济水平	9.450***	11.576***	1.988	−7.929	1.864	8.332***	4.798	6.457**	4.992*
	(3.855)	(2.782)	(0.291)	(−0.879)	(0.222)	(2.723)	(1.637)	(2.518)	(1.669)
数字经济水平平方	−32.073***	−30.214**	−6.778	13.447	−4.016	−26.516**	−10.030	−19.005**	−12.142
	(−3.915)	(−2.573)	(−0.302)	(0.500)	(−0.109)	(−2.509)	(−1.203)	(−2.239)	(−1.419)
数字经济水平三次方	34.142***	25.754***	10.524	0.172	0.651	26.616**	6.543	16.703*	10.755
	(4.034)	(2.675)	(0.455)	(0.007)	(0.012)	(2.282)	(0.942)	(1.920)	(1.495)
地区效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
行业效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
aic	43,573.73	29,812.84	15,459.26	3,031.113	14,487.09	45,439.58	64,519	62,191.31	47,466.85
bic	44,050.03	30,219.58	15,845.39	3,325.073	14,872.79	45,923.49	65,029.26	62,697.7	47,956.24
ll	−21,727	−14,851	−7,671	−1,461	−7,187	−22,658	−32,198	−31,034	−23,671
*chi*2	4,476	3,235	1,447	2,040	2,226	4,293	5,927	5,300	5,546
ICC	0.369	0.456	0.017	0.019	0.509	0.457	0.483	0.454	0.508
N	20,709	12,033	5,139	1,548	6,417	18,126	27,720	26,046	19,800

注：因列（5）中其他城市群的样本较少，全部划为同一样本进行回归。

（四）影响机制分析

从表 5 可知，企业短期负债、生产率、区域创新水平和企业资产流动均是重要的影响机制，尤其是企业生产率和资产流动水平与数字经济一次项、二次项和三次项交互作用均显著。即数字经济对企业内外贸一体化的影响受上述 4 个机制的调节。

参考于璐瑶等（2024）研究，结合机制作用图形变化给出三次调节机制分析范式，观察 4 个方面。（1）对 N 型曲线方程求偏导，得到的二次曲线开口是否收紧。对于 N 型曲线来说，开口越来越收紧意味着中间下降阶段维持时间较短，越快收紧越好；（2）二次曲线是否向上移动，向上移动意味着数字经济对企业内外贸一体化影响趋向正向发展，越快向上移动越好；（3）二次曲线是否全部大于 0，全部大于 0 则表明 N 型曲线斜率已无下降趋势，此种状态较好；（4）二次曲线与 0 水平线的交点位置变动，此位置越提前，说明拐点越快到来，特别要关注第二个拐点的到来情况。

第一，企业短期负债水平的调节效应。如图 2（左）所示，随着负债水平降低，求偏导后的二次斜率曲线开口收紧，中间下降阶段缩短；同时曲线整体上移，边际影响逐渐转为正向；曲线斜率最终全部大于 0，负向影响消失。从拐点变动看，第一拐点到来延后，但第二拐点提前到来。当企业负债率低于 25% 分位数（8.919%）时，可显著改善 N 型波动过程；反之，若负债率高于该水平，则第一拐点提前、第二拐点延后，下降阶段更长且回升更缓，不利于内外贸一体化发展。这与样本企业平均负债率约为 30.9% 有所不同，反映出在数字经济赋能背景下，较低负债水平更有利于企业灵活调整内外贸结构。因此，降低企业负债水平有助于数字经济更好推动内外贸一体化。

第二，企业资产流动水平的调节效应。如图 2（右）所示，随着资产流动性提升，求偏导后的二次斜率曲线开口为先收紧后扩大的非单调变化，整体走势先上移后下移，呈现双向调节特征。具体来看，当资产流动水平低于 50% 分位数（15.547%）时，调节效应为正，有助于加快跨越 N 型拐点的速率，促进数字经济赋能企业内外贸一体化发展；当资产流动性超过该阈值时，此种调节效应不仅会减弱，也会导致斜率曲线发生逆转，使得数字经济对企业内外贸一体化影响转变为倒 N 型，这也将延缓拐点跨越进程。这表明，适度的流动资产配置能够提升企业应变能力，但过高的流动性

水平反而可能引发效率损失，削弱数字经济的促进效果。

第三，企业生产率有正向调节效应。如图 3（左）所示，随着生产率提高，求偏导后的二次斜率曲线开口逐渐收紧，第一拐点推迟，第二拐点提前，整体曲线向零轴上方移动，且负值区间明显收窄。这说明高生产率企业在应对数字经济冲击时具备更强的调整能力，能更快跨越 N 型波动中的

表 5　影响机制检验结果

变量	短期负债水平	生产率水平	创新发展	资产流动水平
	（1）	（2）	（3）	（4）
数字经济水平	5.565***	6.881***	9.973***	5.577***
	(2.889)	(3.569)	(4.012)	(2.891)
数字经济水平平方	−13.265**	−17.632***	−24.379***	−13.237**
	(−2.291)	(−3.054)	(−3.366)	(−2.281)
数字经济水平三次方	9.917*	13.520***	18.599***	9.894*
	(1.907)	(2.609)	(2.791)	(1.898)
数字经济水平与短期负债水平交互	−5.303**			
	(−2.203)			
数字经济水平平方与短期负债水平交互	10.620			
	(1.402)			
数字经济水平三次方与短期负债水平交互	−6.138			
	(−0.830)			
短期负债水平	−0.057***			
	(−3.967)			
数字经济水平与企业生产率交互		8.214***		
		(12.931)		
数字经济水平平方与企业生产率交互		−23.266***		
		(−11.135)		
数字经济水平三次方与企业生产率交互		21.793***		
		(10.305)		
企业生产率		0.184***		
		(58.491)		
数字经济水平与区域创新水平交互			0.102**	
			(2.140)	
数字经济水平平方与区域创新水平交互			−0.219*	
			(−1.813)	
数字经济水平三次方与区域创新水平交互			0.153	
			(1.540)	
区域创新水平			−0.003***	
			(−5.414)	
数字经济水平与资产流动水平交互				−5.252**
				(−2.167)
数字经济水平平方与资产流动水平交互				15.020*
				(1.954)
数字经济水平三次方与资产流动水平交互				−13.363*
				(−1.766)
资产流动水平				0.043***
				(2.928)
地区效应	是	是	是	是
行业效应	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是
aic	111,168.7	110,474.9	111,188.9	111,198.3
bic	111,753.9	111,060	111,774	111,783.5
ll	−55,517	−55,170	−55,527	−55,532
*chi*2	8,787	9,601	8,768	8,746
ICC	0.245	0.237	0.242	0.515
N	45,846	45,846	45,846	45,846

下降阶段，从而显著加速内外贸一体化。整体看，生产率的提升发挥了持续稳定的正向调节作用。

第四，区域创新发展呈多阶段调节效应。如图 3（右）所示，随着创新水平提升，求偏导后的二次斜率曲线开口收紧，第一拐点提前，第二拐点基本不变甚至延后，导致 N 型中间阶段延长。这反映出在高水平创新区域中，企业初期能快速响应数字经济发展，但也更早面临数字规则碎片化、标准不统一等新型壁垒，从而延缓一体化进程。然而，一旦跨越第二拐点，高水平创新环境仍将加速整体发展。因此，区域创新的调节作用在不同阶段表现为不同影响，初期以提速为主，中期面临阻力，后期再度释放正向效应。

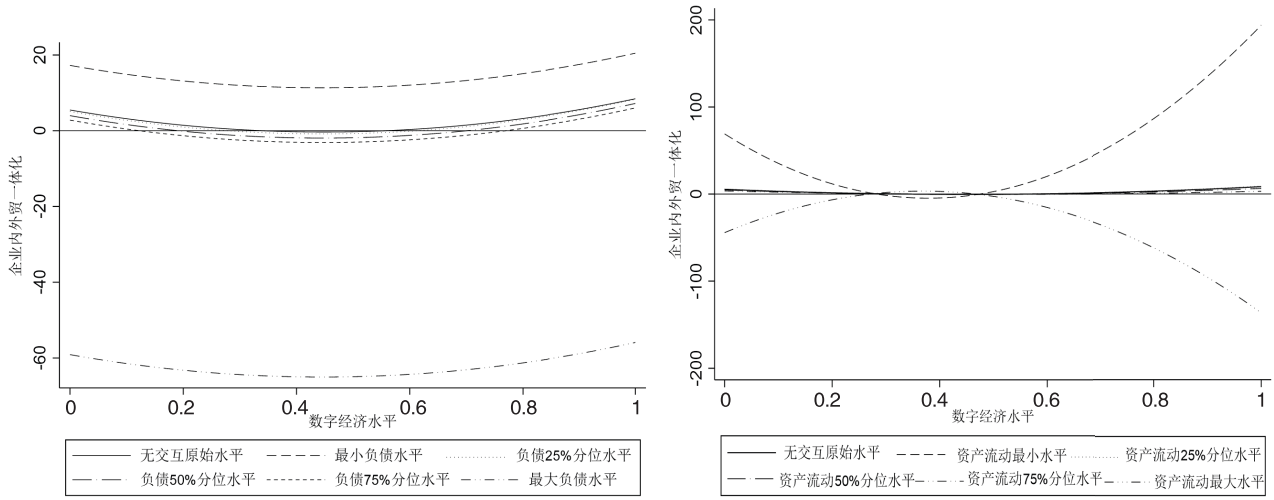


图 2　短期负债水平影响（左）和资产流动水平影响（右）

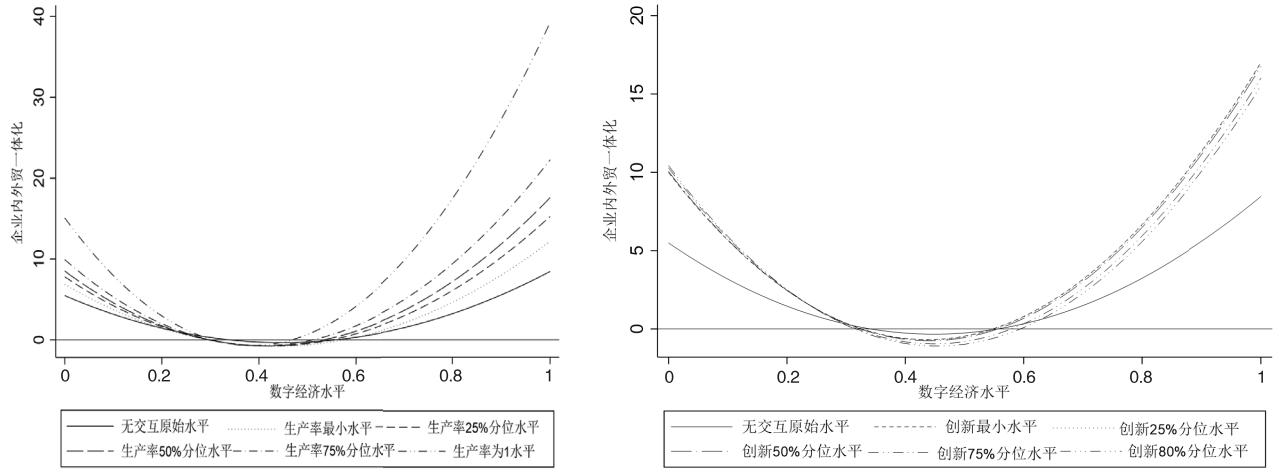


图 3　劳动生产率水平影响（左）和区域创新发展水平影响（右）

五、结论与政策建议

（一）结论

（1）数字经济对工业企业内外贸一体化的转型赋能效应呈现显著的 N 型非线性特征。目前，我国工业企业整体已经跨越第二个拐点，进入加速转型阶段。这表明数字经济对贸易转型的赋能作用已经进入加速发展期。（2）异质性分析表明，数字经济对长三角、珠三角、非沿海地区及“东数西算”地区工业企业的贸易转型呈现显著的 N 型赋能轨迹。（3）赋能机制分析发现，企业生产

率发挥正向调节作用，是驱动转型的核心动能；短期负债水平产生负向调节作用，较高的短期债务压力会显著抑制转型进程；资产流动水平呈现两极分化的调节效应：适度的资产流动性有助于促进转型，但流动性过高反而可能因资金空转或短期套利而削弱转型动力；创新发展水平的调节作用因转型阶段而异，在转型初期与深化期具有促进作用，但在应对外部新型数字贸易壁垒等挑战时，因创新资源配置的短期错配而产生一定的负向调节作用。

（二）政策建议

坚持阶段性精准施策。针对 N 型非线性特征，在跨越第一个抑制性拐点阶段，重点完善数字基础设施与转型补贴；进入加速突破期后，转向优化数字贸易生态与制度供给，避免政策一刀切。强化区域分类引导。对长三角、珠三角及“东数西算”等先行区域，支持其建设数字贸易转型示范区；对非沿海地区加大数字技术渗透与产业承接支持，缩小区域赋能差距。优化企业财务与创新环境。引导企业合理控制短期负债，保持适度资产流动性，防范资金空转；建立创新资源与转型阶段匹配机制，在深化期重点支持数字贸易壁垒应对型创新，提升赋能实效。建立与生产率挂钩的数字化激励制度。将税收优惠、专项补贴与企业生产率提升幅度挂钩，设立阶梯式奖励或补贴，对全员劳动生产率达到一定增速的企业给予递增支持，夯实内外贸一体化转型的效率基础。

参考文献：

[1] 陈景信 , 代明 . 市场化环境与创业绩效——基于 HLM 模型和区域分层的视角 [J]. 山西财经大学学报 ,2018(11).
[2] 陈丽琴 , 张新政 , 李雨欣 . 新发展格局下完善内外贸一体化调控体系的难点与着力点 [J]. 国际贸易 ,2022(2).
[3] 陈松 , 常敏 . 数据规则如何影响数字服务出口——基于贸易成本的中介效应分析 [J]. 浙江学刊 ,2022(2).
[4] 程玲 . 外部融资与企业的内外贸一体化——基于纯出口企业贸易模式转型的视角 [J]. 经济学家 ,2021(1).
[5] 程中海 , 南楠 . “供给侧改革”背景下中国内外贸耦合协调发展的动态演化与空间特征 [J]. 现代财经 (天津财经大学学报) , 2018(6).
[6] 付成林 , 王德新 . 数字经济与统一大市场的因果效应与作用机制——基于有效市场和有为政府视角 [J]. 南方经济 ,2023(12).
[7] 关利欣 , 宋思源 , 孙继勇 . “互联网 + ”对内外贸市场一体化的影响与对策 [J]. 国际贸易 ,2015(12).
[8] 韩剑 , 朱海 , 许亚云 . 标准国际化与出口产品质量——来自中国企业的证据 [J]. 管理世界 ,2024(12).
[9] 黄雨婷 , 刘向东 . 商品流通渠道组织化与出口企业的外贸转内销调整——互联网经济下的新探索 [J]. 财贸经济 ,2016(9).
[10] 姜照 , 董超 . 高质量视域下推进我国内外贸一体化发展研究 [J]. 国际贸易 ,2023(2).
[11] 李东和 , 谢珍珍 , 方叶林 . 基于 HLM 模型的旅游景区网络关注度影响因素研究——以国内 51 座城市的 1020 家景区为例 [J]. 旅游科学 ,2025(5).
[12] 李宏兵 , 唐莲 , 翟瑞瑞 . 数字技术创新与内外贸一体化 : 基于全国统一大市场视角 [J]. 经济经纬 ,2025(1).
[13] 李明广 , 许培源 , 王雅贝 . 内外贸一体化对企业出口国内附加值率的影响研究 [J]. 当代财经 ,2026(7).
[14] 刘钧霆 , 程志颖 , 陈洁如 . “数据要素 ×”对内外贸一体化的影响研究 [J]. 经济问题探索 ,2026(8).
[15] 刘莉亚 , 刘冲 , 陈垠帆 , 等 . 僵尸企业与货币政策降杠杆 [J]. 经济研究 ,2019(9).
[16] 刘志彪 , 孔令池 . 从分割走向整合：推进国内统一大市场建设的阻力与对策 [J]. 中国工业经济 ,2021(8).
[17] 沈国兵 , 袁征宇 . 企业互联网化对中国企业创新及出口的影响 [J]. 经济研究 ,2020(1).
[18] 沈玉良 , 彭羽 , 高疆 , 等 . 是数字贸易规则 , 还是数字经济规则 ? ——新一代贸易规则的中国取向 [J]. 管理世界 ,2022(8).
[19] 史本叶 , 殷瑞 . 数字化转型对企业加成率的影响：理论机制与经验证据 [J]. 国际商务研究 ,2024 (5).
[20] 史丹 , 聂新伟 , 齐飞 . 数字经济全球化 : 技术竞争、规则博弈与中国选择 [J] . 管理世界 ,2023(9).
[21] 谭语嫣 , 谭之博 , 黄益平 , 等 . 僵尸企业的投资挤出效应 : 基于中国工业企业的证据 [J]. 经济研究 ,2017(5).
[22] 谭祖谊 . 内外贸一体化的概念框架及其市场运行机制 [J]. 商业研究 ,2011(4).
[23] 王涛生 . 制度创新影响国际贸易成本竞争力的内在机理研究 [J]. 经济学动态 ,2010(2).
[24] 谢千里 , 罗斯基 , 张轶凡 . 中国工业生产率的增长与收敛 [J]. 经济学 (季刊),2008(3).
[25] 许亚云 , 韩剑 .RTA 争端解决机制对中国 OFDI 的影响研究：基于中国上市公司的经验证据 [J]. 世界经济研究 ,2025(8).
[26] 杨倩雯 . 数字贸易壁垒对我国制造业价值链位置的影响 [J]. 山西财经大学学报 ,2025(S1).
[27] 易靖韬 , 王悦昊 . 数字化转型对企业出口的影响研究 [J]. 中国软科学 ,2021(3).

[28] 于璐瑶 , 周涛 , 高洋 , 等 . 政府研发补助对企业数字创新的影响——基于企业数字化与城市数字化的调节效应分析 [J]. 华东经济管理 ,2024 (8).
[29] 张柯贤 , 黎红梅 . 城市群数字经济发展水平的空间差异及收敛分析 [J]. 经济地理 ,2022(9).
[30] 张武康 , 施定涛 , 张驰 . 内外贸一体化助推贸易强国建设的内在逻辑与实施路径 [J]. 西安财经大学学报 ,2025(2).
[31] 张义 , 司增绰 , 黄寰 . 数字经济引领内外贸一体化质量提升的逻辑、效应及机制 [J]. 商业经济与管理 ,2025(2).
[32] 张治栋 , 丁丹丹 . 贸易壁垒如何影响经济高质量发展 ?[J]. 财贸研究 ,2022(4).
[33] 赵春明 , 褚婷婷 . 数字经济与内外贸一体化发展 [J]. 国际贸易 ,2023(11).
[34] 赵春明 , 褚婷婷 . 数字经济助推内外贸一体化发展 : 机理与路径 [J]. 新视野 ,2024(1).
[35] 赵静梅 , 李钰琪 , 钟浩 . 数字经济、省际贸易成本与全国统一大市场 [J]. 经济学家 ,2023(5).
[36] 赵涛 , 张智 , 梁上坤 . 数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据 [J]. 管理世界 ,2020(10).
[37] 赵霞 , 徐永锋 . 数字化流通、全国统一大市场与国内国际循环 [J]. 商业经济与管理 ,2024(3).
[38] 钟笑寒 . 地区竞争与地方保护主义的产业组织经济学 [J]. 中国工业经济 ,2005(7).
[39] Berman, N.,Berthou, A.,Héricourt, J.Export Dynamics and Sales at Home[J].Journal of International Economics,2015,96(2).
[40] Erbahar, A.Two Worlds Apart?Export Demand Shocks and Domestic Sales[J].Review of World Economics,2020,156(2).
[41] Lin, F.Estimating the Effect of the Internet on International Trade[J].The Journal of International Trade & Economic Development, 2015,24(3).
[42] Melitz, M. J.The Impact of Trade on Intra-industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity[J].Econometrica,2003,71(6).
[43] Sen, A.,Foster, J.On Economic Inequality (Expanded Edition with a Substantial Annexe)[M].London:Oxford University Press,1997.
[44] Zhang, Q.,Duan, Y.Digital Empowerment and Export Quality:The Moderate Effect of Market Segmentation[J].Finance Research Letters,2024,63.

The Impact of the Digital Economy on the Integration of Domestic and Foreign Trade in Chinese Industrial Enterprises

ZHANG Yi　SI Zengchuo　SHI Tao

Abstract: Accelerating the integrated development of domestic and foreign trade is a crucial move to address long-standing issues such as China's overemphasis on external trade at the expense of internal trade and the segmentation between domestic and international markets, thereby facilitating the smooth operation of the dual circulation system. This process requires simultaneous structural and scale improvements in trade. Accordingly, refining the measurement of integration and embedding it into firm-level optimization under digitalization is essential. Such a framework allows for theoretical and empirical identification of digital empowerment mechanisms. Empirical results reveal a significant N-shaped relationship between the digital economy and firm-level trade integration. The integration level rises, falls, and rises again as digitalization deepens. Currently, Chinese industrial firms as a whole have already moved past the second inflection point, indicating that the empowerment effect is entering a phase of accelerated development. This N-shaped pattern is particularly evident in the Yangtze River Delta, the Pearl River Delta, non-coastal provinces, and the Eastern Data Western Computing regions, underscoring the divergent regional trajectories shaped by digitalization. Mechanism analysis shows that productivity exerts a positive moderating effect and constitutes the primary driver. Short-term leverage inhibits integration through heightened debt pressure. Liquidity exerts a polarizing effect, with moderate levels facilitating the transition. Innovation moderates unevenly across phases: it promotes integration during the initial and deepening stages but produces short-run negative effects when confronting digital trade barriers. These findings inform policies for firm-level trade integration, high-level openness, and China's transition toward a trading powerhouse.

Keywords: digital economy; domestic-foreign trade integration; industrial enterprises; HLM model; moderating effects of cubic model

（责任编辑：梁丽华）