

数实融合对体育产业发展质量的非线性影响

——基于2013~2024年省级面板数据的实证检验

赖棋清

西安体育学院体育教育学院, 陕西 西安

收稿日期: 2026年9月16日; 录用日期: 2026年10月14日; 发布日期: 2026年10月28日

摘 要

本文基于2013~2024年中国30个省级行政区的观测值, 采用熵权法和耦合协调度模型测度数字经济、实体经济与数实融合水平, 并运用省份和年份双向固定效应模型检验数实融合对体育产业发展水平的非线性影响。结果显示: (1) 数实融合均值由2013年的0.4185升至2024年的0.5385, 东部地区总体高于中部和西部; (2) 二次项模型中一次项显著为正、二次项显著为负, 拐点为0.4962且位于样本区间内, 表明数实融合与体育产业发展水平之间存在显著倒U型关系; (3) 滞后一期、缩尾处理和替换被解释变量形式的结果支持该结论, 剔除直辖市后关系方向保持一致但显著性减弱; (4) 体育产业发展水平总体指数与数实融合之间存在明显空间差异, 东部地区的数字能力和实体承载基础相对较强。研究据此提出, 应从追求数字化覆盖转向提升数实适配度, 通过强化实体承载、完善数据治理和实施区域差异化策略, 增强数实融合推动体育产业发展质量的持续作用。

关键词

数实融合, 体育产业, 发展质量, 耦合协调度, 非线性效应

The Nonlinear Impact of Digital-Real Economy Integration on the Development Quality of the Sports Industry

—Empirical Test Based on Provincial Panel Data from 2013 to 2024

Qiqing Lai

School of Physical Education, Xi'an Physical Education University, Xi'an Shaanxi

Received: September 16, 2026; accepted: October 14, 2026; published: October 28, 2026

Abstract

This study is based on observations from 30 provincial-level administrative regions in China from 2013 to 2024. It employs the entropy weighting method and the coupling coordination model to measure the levels of digital economy, real economy, and integration between digital and real sectors, and uses a two-way fixed effects model by province and year to examine the nonlinear impact of digital-real integration on the development level of the sports industry. The results show that: (1) the average level of digital-real integration increased from 0.4185 in 2013 to 0.5385 in 2024, with the eastern region generally higher than the central and western regions; (2) in the quadratic model, the coefficient of the linear term is significantly positive and that of the quadratic term is significantly negative, with a turning point of 0.4962 within the sample range, indicating a significant inverted U-shaped relationship between digital-real integration and the development level of the sports industry; (3) results considering a one-period lag, tail reduction treatment, and alternative forms of the dependent variable support this conclusion, and after excluding municipalities directly under central government control, the direction of the relationship remains consistent, though significance is weakened; (4) there are significant spatial differences between the overall index of sports industry development and digital-real integration, with the eastern region showing relatively stronger digital capabilities and real economy foundations. Based on these findings, the study suggests shifting the focus from pursuing digital coverage to enhancing digital-real compatibility, and emphasizes strengthening the real economy foundation, improving data governance, and implementing regionally differentiated strategies to continuously enhance the role of digital-real integration in promoting the quality development of the sports industry.

Keywords

Digital-Real Economy Integration, Sports Industry, Development Quality, Coupling Coordination, Nonlinear Effect

Copyright © 2026 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 问题的提出

推动体育产业发展，是扩大服务消费和改善产业结构的重要组成部分。国务院办公厅印发《关于释放体育消费潜力进一步推进体育产业高质量发展的意见》提出到2030年，培育一批具有世界影响力的体育企业和赛事，推动体育产业总规模超7万亿元[1]。与此同时，数字技术正在由消费端的流量工具转变为重构生产要素、组织边界和商业规则的基础力量。体育赛事、健身休闲、体育用品制造与体育培训等活动兼具强体验、强场景和强互动属性，数字技术与实体载体能否形成协同，不仅决定体育消费新场景的扩展速度，也影响体育企业的成本结构、资本配置和持续经营能力。

已有研究主要沿两条路径展开：一是讨论数字经济对体育产业发展质量的促进逻辑，认为数字基础设施、数据要素和平台组织能够通过技术创新、供需匹配、产业融合与商业模式创新提升体育产业发展质量[2]-[9]；二是从数字经济与实体经济融合出发，运用耦合协调度、相对价格或产业关联等方法测度数字实融合，检验其对产业结构升级、绿色创新和创新驱动的生产能力的影响[10]-[16]。相关成果为理解数字技术的经济后果奠定了基础，但仍存在三点可拓展空间。其一，体育产业研究多将数字经济作为单一解释系统，较少把实体经济的承载能力纳入同一分析框架，容易将“数字投入增加”等同于“产业质量提

升”。其二，现有研究多预设线性促进关系，对技术投入、组织吸收能力和制度供给不匹配可能引致的边际成本关注不足。其三，体育产业发展质量的宏观统计口径和省际可比数据仍不充分，使用年度内部归一化指数容易削弱跨期可比性。

基于此，本文以 2013~2024 年 30 个省级行政区(不含西藏和港澳台地区)为研究对象，考察数实融合与体育产业总体发展水平之间的非线性关系。研究以数实融合指数为核心解释变量，将体育产业发展水平在共同样本内进行统一标准化，构造具有跨期可比性的被解释变量，并在省份和年份双向固定效应框架下识别一次项与二次项的影响，以拐点是否位于样本区间内判断曲线形态。本文的研究重点是总体发展水平与数实融合的非线性关联及其区域差异。

2. 理论分析与研究假设

2.1. 数实融合与体育产业发展质量的内涵关联

数实融合不是数字经济与实体经济规模的简单叠加，而是数据、技术、资本、劳动和场景在生产经营全过程中的协同重组[10]-[13]。数字经济提供可复制的技术能力、可流动的数据要素和网络化组织方式，实体经济则提供需求场景、资产载体、产业知识和价值实现空间。二者只有形成适度耦合，数字技术才会从外生工具转化为体育产业的内生生产能力。体育产业发展质量则强调规模扩张与质量改善相统一，既体现为市场主体和资本要素的合理集聚，也体现为企业经营韧性、创新能力与公共价值的持续提升[17]-[19]。受数据可得性约束，本文以企业生态的规模、资本和存续三个方面刻画其可观测部分，并不将该指标等同于发展质量的全部内涵。

2.2. 适度数实融合的促进机制

第一，数实融合能够提升要素配置效率。体育消费具有需求分散、偏好差异和时空波动明显等特征，传统企业往往面临信息搜寻成本高与场地资源闲置并存的问题。数据采集、算法分析和平台连接能够压缩信息不对称，提升场馆、教练、赛事版权和消费需求的匹配效率，降低交易成本和试错成本[20]-[22]。第二，数实融合能够推动流程再造与业态创新。智能制造、数字票务、云转播、虚拟赛事、可穿戴设备等应用把数据反馈嵌入研发、生产、营销和服务环节，使体育企业由标准化供给转向柔性化、个性化供给[4][5]。第三，数实融合有助于扩大市场边界。实体产品与数字内容相结合，能够延伸体育消费链条，形成赛事衍生、在线训练、体育社群和数字营销等新收入来源，并通过网络效应吸引资本和创业主体进入。由此，在融合程度较低至适度的区间内，数字能力对实体场景的渗透通常会带来递增的促进收益。

2.3. 深度融合阶段的约束机制与非线性边界

数字化并非无成本过程。当融合速度超过体育企业的资本承受、人才储备和组织吸收能力时，软硬件投入、系统维护、数据合规和流程改造成本可能快速上升。大量中小体育企业具有轻资产、现金流波动和专业技术人才不足等特征，若在缺乏稳定业务场景的情况下追求平台化和智能化，容易形成重复建设、技术闲置与投入挤出。与此同时，平台网络效应可能加剧数据和流量向头部主体集中，提高中小企业的平台依赖和获客成本；数据权属不清、算法偏差、个人信息泄露与网络安全风险，也可能增加交易摩擦和治理成本[23][24]。区域间数字基础设施、实体产业基础和公共治理能力差异，还会使统一的数字化方案产生不同的适配结果。

因此，数实融合对体育产业发展质量的净效应取决于促进收益与适配成本的相对变化：在低水平阶段，资源配置、流程再造和市场扩展效应占主导；达到一定水平后，如果实体承载、制度治理与组织能力未能同步升级，边际收益下降而边际成本上升，总体影响可能由正转负。据此提出研究假设：

H1：数实融合与体育产业发展质量之间存在倒 U 型关系，即在适度融合区间具有促进作用，超过一

定水平后其边际影响转为负向。

3. 研究设计

3.1. 样本与数据说明

本文将数实融合指数与体育产业发展水平按省份、年份匹配，研究样本为 2013~2024 年中国 30 个省级行政区(不含西藏和港澳台地区)的观测值，西藏及港澳台地区未纳入。

3.2. 变量测度

(1) 被解释变量：体育产业发展水平(SPD)。数据表提供 30 个省级行政区(不含西藏和港澳台地区) 2000~2024 年的总体发展水平。为与数实融合数据形成可比的省级面板，本文使用 2013~2024 年 360 个观测值，并在共同样本内将原始得分按全局极差标准化为 0~100 指数，回归中使用 $\ln(1 + \text{指数})$ 。该处理保留横向差异和跨期变化，并避免年度内标准化造成的跨期均值不可比。由于数据表未提供企业数量、注册资本和五年存续率等底层序列，本文将体育产业总体发展水平作为单一综合指标进行分析。

(2) 核心解释变量：数实融合(DREI)。首先以熵值法分别测算数字经济发展指数(DE)和实体经济发展指数(RE)，再采用耦合协调度模型衡量二者互动水平。耦合度 C 、综合发展度 T 和数实融合指数 D 的计算式为：

$$C_{it} = 2\sqrt{(DE_{it} \times RE_{it}) / (DE_{it} + RE_{it})}$$
 (1)

$$T_{it} = 0.5DE_{it} + 0.5RE_{it}, D_{it} = \sqrt{C_{it} \times T_{it}}$$
 (2)

其中， D 为依据 2013~2024 年原始标准化矩阵 Z 和重新计算权重得到的数实融合指数，取值越大说明数字经济与实体经济的协调发展程度越高。数字经济和实体经济各项权重及方向见表 1；体育产业总体指数因数据表未提供分项原始数据，作为单一指标处理。

Table 1. Indicator system and entropy-based weights (2013~2024)
表 1. 2013~2024 年指标体系与熵值权重

一级变量	具体指标	方向	权重	维度
数字经济	互联网宽带接入用户数/百人	+	0.0570	数字基础设施
数字经济	移动电话普及率(部/百人)	+	0.0404	数字基础设施
数字经济	光缆密度	+	0.0740	数字基础设施
数字经济	人均电子商务销售额	+	0.2765	数字交易
数字经济	每百人使用计算机数	+	0.0130	数字应用
数字经济	每百家企业拥有网站数量	+	0.0335	数字应用
数字经济	信息传输、软件和信息技术服务业就业占比	+	0.1764	数字产业
数字经济	R&D 经费收入/地区生产总值	+	0.0954	创新支撑
数字经济	软件业务收入/地区生产总值	+	0.2336	数字产业
实体经济	实体经济总量/地区生产总值	+	0.0430	规模基础
实体经济	第三、第二产业增加值/实体经济地区生产总值	+	0.0485	结构基础
实体经济	人均实体经济生产总值	+	0.1689	发展质效
实体经济	工业劳动生产率	+	0.1474	发展质效
实体经济	社会消费品零售总额/地区生产总值	+	0.0278	需求基础

续表

实体经济	固定资产投资/全社会投资总额	+	0.0748	投入基础
实体经济	二氧化硫排放量	-	0.3966	绿色约束
实体经济	一般工业固体废物综合利用率	+	0.0931	绿色发展
体育产业发展水平	体育产业发展水平总体指数	+	1.0000	总体指标(附件提供)

注：数字经济和实体经济权重基于 2013~2024 年原始标准化矩阵 Z 按熵权法计算；体育产业数据表仅提供总体发展水平，故作为单一综合指标，权重记为 1.0000。

3.3. 模型设定

为检验线性影响与非线性边界，依次构建式(3)和式(4)：

$$SPD_{it} = \alpha + \beta_1 D_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \tag{3}$$

$$SPD_{it} = \alpha + \beta_1 D_{it} + \beta_2 D_{it}^2 + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \tag{4}$$

其中， i 和 t 分别表示省份和年份；SPD 为体育产业发展水平指数的对数值； D 为数实融合指数； μ_i 和 λ_t 分别表示省份固定效应和年份固定效应； ε_{it} 为随机扰动项。标准误在省份层面聚类。若 β_1 显著为正、 β_2 显著为负，且拐点位于样本区间内，则倒 U 型关系得到支持。需要指出，现有数据未包含统一口径的宏观控制变量，双向固定效应虽能控制不随时间变化的省份差异和共同年份冲击，但仍不能完全排除遗漏变量与反向因果，故本文将估计结果解释为省际面板中的非线性关联证据，而非严格因果效应。

3.4. 内生性与因果识别

双向固定效应能够控制省份不随时间变化的异质性和年份共同冲击，但数实融合仍可能与遗漏变量、反向因果和测量误差相关。为增强因果解释，后续研究可采用工具变量法与准自然实验两类识别策略。

第一，工具变量法。可选取各省份历史邮电业务量、基期通信基础或地形起伏度等预定于样本期的变量作为数字基础设施的工具变量，并在省份和年份固定效应框架下进行两阶段最小二乘估计(2SLS)。第一阶段检验工具变量与数字基础设施的相关性，报告弱工具变量统计量；第二阶段将第一阶段预测值带入体育产业发展模型，并报告过度识别和内生性检验结果。对于式(4)的非线性设定，应同时处理 D 及 D^2 的内生性，或采用控制函数法。历史邮电基础和地形条件可能通过交通、经济基础等渠道直接影响体育产业发展，因而还需结合制度背景论证排除性，并通过控制相关变量、加入省份线性趋势、使用基期工具变量和替换工具变量等方式检验其稳健性。

第二，准自然实验法。可利用“宽带中国”试点的分期实施构建多期双重差分模型，以试点省份为处理组、非试点省份为对照组，控制省份固定效应、年份固定效应和可观测控制变量，并在省级层面聚类标准误。应采用事件研究检验政策实施前的平行趋势，结合适用于错位处理时点的估计方法(如 Sun and Abraham 或 Callaway and Sant’Anna)，并开展提前实施安慰剂、随机置换试点省份、排除同期政策和异质性处理效应检验。

3.5. 调节效应与理论机制检验

为检验“组织吸收能力”和“制度环境”是否构成数实融合影响体育产业发展的边界条件，可引入地区人力资本水平、市场化指数和知识产权保护强度作为调节变量。对每一个调节变量 M 分别估计如下模型：

$$SPD_{it} = \alpha + \beta_1 D_{it} + \beta_2 D_{it}^2 + \theta M_{it} + \gamma_1 (D_{it} \times M_{it}) + \gamma_2 (D_{it}^2 \times M_{it}) + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \tag{5}$$

其中, M 依次表示人力资本、市场化程度和知识产权保护强度。为降低交互项与原变量之间的多重共线性, 建议对 D 和 M 进行样本均值中心化, 并在省份和年份固定效应下估计, 标准误在省份层面聚类。由于本文关注倒 U 型关系, 不能只检验 $D \times M$, 而应同时纳入 $D^2 \times M$; 应报告不同 M 取值下的边际效应曲线、拐点及其置信区间。条件拐点可表示为 $D^*(M) = -(\beta_1 + \gamma_1 M) / [2(\beta_2 + \gamma_2 M)]$ 。

理论上, 人力资本水平较高能够改善企业对数字技术的学习、吸收与再组织能力, 市场化程度较高能够降低要素配置和交易摩擦, 知识产权保护较强则有助于提高创新收益预期、稳定数字成果的产权边界。若这些变量具有强化作用, 预期其将提高倒 U 型曲线左侧的边际促进效应、减缓右侧的边际递减, 表现为 γ_1 为正且 γ_2 为正, 或使条件拐点右移; 但具体方向应由估计结果和边际效应图共同判定, 不能仅依据交互项显著性下结论。

机制检验还应报告调节变量的来源、测度口径和缺失值处理, 检验调节变量与核心解释变量之间的相关性, 并通过替换指标、滞后一期调节变量、分组回归和逐步加入控制变量进行稳健性分析。鉴于当前数据文件未提供上述调节变量及统一口径的控制变量, 本文暂不报告调节效应估计结果, 相关模型作为后续获得省级人力资本、市场化和知识产权保护数据后的实证方案。

3.6. 直辖市异质性与面板门槛模型

直辖市剔除后的结果不显著, 不应只作为稳健性检验中的负面结论处理。北京、天津、上海和重庆在行政层级、公共服务供给、人口与资本集聚、数字基础设施以及大型体育赛事资源方面具有明显特殊性, 且服务业和平台经济占比通常高于普通省份。这些特征可能使直辖市更早进入数字技术密集、平台组织较强的融合阶段, 也可能改变数实融合对体育产业的边际作用。

为识别这种差异, 可在基准模型中加入直辖市虚拟变量与数实融合的一次项、二次项交互项, 考察直辖市与其他省份的曲线斜率和曲率是否存在显著差异; 同时报告逐一剔除北京、天津、上海和重庆的留一法结果、直辖市与非直辖市分组回归, 以及两组在数实融合和体育产业发展水平上的均值与变异度比较。交互项系数应通过 Wald 检验进行联合检验, 避免仅凭单个系数的显著性判断组间差异。

为进一步检验结构性转变, 可采用面板门槛模型, 将人均 GDP、产业结构或市场化程度作为门槛变量 q 。基本设定为:

$$SPD_{it} = \alpha + \beta_1 D_{it} I(q_{it} \leq \gamma) + \beta_2 D_{it} I(q_{it} > \gamma) + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中, γ 为待估门槛值, $I(\cdot)$ 为示性函数。估计时应在剔除极端分位数后进行网格搜索, 使用自助法检验单门槛或双门槛的统计显著性并构造门槛值置信区间, 报告不同区间内 D 的边际效应及其置信区间。若保留本文的倒 U 型设定, 可在各门槛区间内同时加入 D^2 及其交互项, 以检验一次项、二次项和拐点是否发生结构性变化。当前数据文件未提供统一口径的人均 GDP、产业结构和市场化门槛变量, 因此本研究暂不报告门槛值和门槛区间估计结果; 后续实证应先统一变量口径、处理缺失值, 并检验门槛变量的内生性。

4. 实证结果与分析

4.1. 描述性统计与时序特征

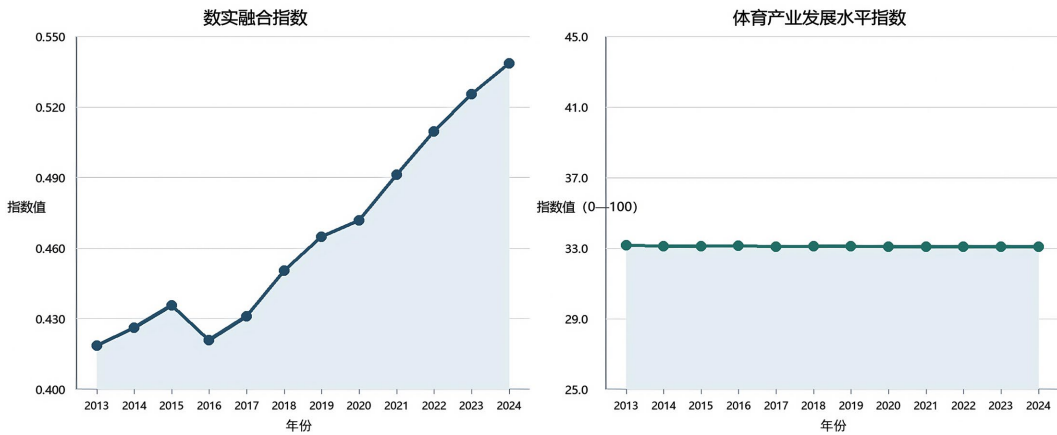
从时序变化看(图 1), 全国省际数实融合均值由 2013 年的 0.4185 上升至 2024 年的 0.5385, 表明数字经济与实体经济的协同发展总体增强。体育产业发展水平指数在共同样本内的均值为 33.0911, 2019 年后年度均值变化有限, 说明该指标在不同年份的总体分布较为稳定。分区域看, 东部地区数实融合均值为 0.5140, 高于中部的 0.4308 和西部的 0.4418; 体育产业发展水平指数均值分别为 42.7955、28.1389 和 26.9882, 说明数字能力、实体承载和体育产业发展仍具有明显空间不均衡。描述性同向变化并不等同于因果关系, 仍需在双向固定效应模型中剔除省份异质性与年份共同冲击(表 2)。

Table 2. Descriptive statistics of key variables
表 2. 主要变量的描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
体育产业发展水平(对数)	360	3.4372	0.4334	0.0000	4.6151
体育产业发展水平指数	360	33.0911	15.8680	0.0000	100.0000
数实融合指数	360	0.4653	0.0734	0.2986	0.7930
数字经济子系统	360	0.1655	0.1126	0.0405	0.8759
实体经济子系统	360	0.3245	0.0693	0.1899	0.6016

注：体育产业发展水平指数为在 2013~2024 年共同样本内标准化的 0~100 综合值，回归使用 $\ln(1 + \text{指数})$ 。

2013—2024年全国省际均值演进



注：图中为 30 个省级行政区(不含西藏和港澳台地区)的年度算术平均值，体育产业发展水平指数采用 2013~2024 年共同样本的统一标准化。

Figure 1. Evolution of provincial mean values for the integration of the digital and real economies and the development level of the sports industry (2013~2024)

图 1. 2013~2024 年数实融合与体育产业发展水平的省际均值演进

4.2. 基准回归与倒 U 型检验

Table 3. Baseline results on the impact of the integration of the digital and real economies on the quality of sports industry development

表 3. 数实融合影响体育产业发展质量的基准结果

变量	(1) 线性模型	(2) 二次项模型	(3) 滞后一期
数实融合指数 D	-1.1130 (2.0213)	12.0069*** (2.5041)	13.6825*** (3.1741)
D^2	—	-12.0993*** (2.0086)	-14.0315*** (2.6637)
省份固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
样本量	360	360	330
R^2	0.5904	0.6331	0.6332

注：括号内为省份层面聚类稳健标准误；***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著。下同。表 3 报告本研究的双向固定效应估计结果。

表 3 显示，在线性模型中，数实融合系数为-1.1130，未通过常用显著性检验。加入平方项后，一次项系数为 12.0069，在 1%水平上显著为正；二次项系数为-12.0993，在 1%水平上显著为负，模型拟合优度由 0.5904 提高至 0.6331，支持倒 U 型判断。将核心解释变量滞后一期后，一次项系数为 13.6825、二次项系数为-14.0315，符号与显著性保持一致。

进一步计算得到拐点为 0.4962，位于数实融合样本区间[0.2986, 0.7929]内；在下界处的边际斜率为 4.7819，在上界处为-7.1813。由此，H1 获得支持，说明数实融合对体育产业发展水平的影响存在阶段性边界。随着整体融合水平提高，实体承载、组织吸收和治理能力与数字投入之间的适配约束更值得关注。该拐点仅用于刻画当前样本的统计关系，不宜被解释为可直接套用的政策红线。倒 U 型关系的正式检验可参照 Lind 和 Mehlum 的方法[25]，进一步报告区间端点斜率的联合显著性(见图 2)。

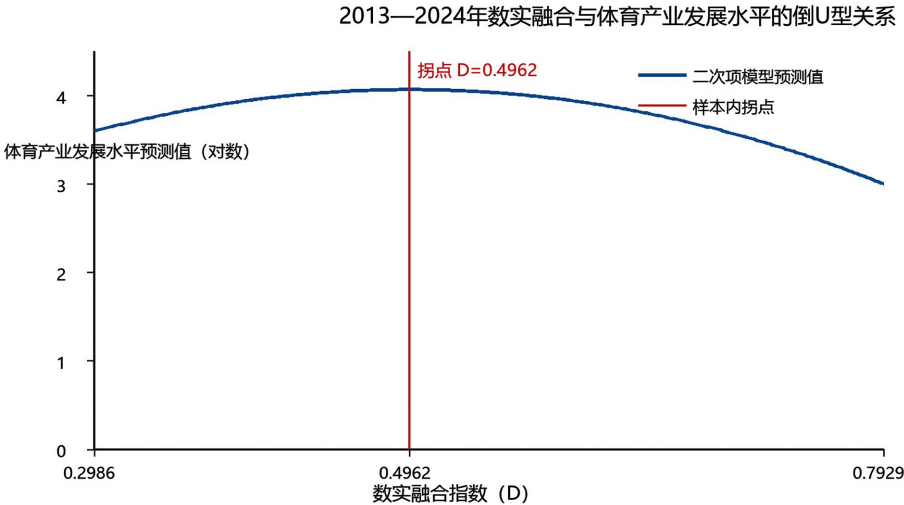


Figure 2. Inverted U-shaped relationship between the integration of the digital and real economies and the development level of the sports industry, 2013~2024 (predicted based on a quadratic model with two-way fixed effects)

图 2. 2013~2024 年数实融合影响体育产业发展水平的倒 U 型关系(基于双向固定效应二次项模型预测)

4.3. 稳健性与辨析性检验

Table 4. Robustness test results (2013~2024)

表 4. 2013~2024 年稳健性检验结果

检验方式	D 或 D_{t-1}	D^2 或 D_{t-1}^2	N	R^2
滞后一期	13.6825***	-14.0315***	330	0.6332
被解释变量 1%缩尾	11.4276***	-11.5176***	360	0.7580
使用指数水平值	472.1250***	-518.9711***	360	0.7311
剔除四个直辖市	19.2052	-21.3683	312	0.6002

表 4 报告稳健性检验结果。改变变量时序、削弱极端值影响以及替换被解释变量函数形式后，数实融合一次项均显著为正、二次项均显著为负，支持基准结论。剔除直辖市后，二次项仍为负、一次项仍为正，但均未通过常用显著性检验，说明结论对样本构成存在一定敏感性。

直辖市剔除结果的进一步解释与门槛效应检验

剔除北京、天津、上海和重庆后，样本由 360 个省 - 年观测值减少为 312 个， D 的一次项和二次项

仍分别保持正、负方向，但显著性减弱。该结果至少包含三层含义：第一，直辖市的行政层级较高，政策资源、公共服务和数字基础设施供给更集中，体育赛事、场馆和平台企业也更容易形成集聚，因而其数字化投入与体育产业发展之间的传导速度可能不同于普通省份；第二，直辖市的服务业、平台经济和总部经济占比更高，体育产业的组织结构和数字应用场景具有特殊性，不能直接代表其他省份；第三，剔除四个省级行政区后，省际差异和有效聚类数下降，估计精度和检验力同步减弱。因此，“不显著”可能同时反映真实异质性、样本构成变化和统计功效下降，不能简单视为基准结论失效。

这一发现应作为重要的异质性线索进一步检验。建议在全样本中加入 $D \times \text{Municipality}$ 和 $D^2 \times \text{Municipality}$ ，报告直辖市曲线与其他省份曲线的系数差异及 Wald 联合检验；再结合逐一剔除、分组回归和均值 - 变异度比较，判断结果是由某一个直辖市驱动，还是由四地共同的行政层级与产业结构特征造成。只有在这些检验与聚类数较少时的置信区间共同支持的情况下，才能对直辖市的特殊作用作出更强判断。

面板门槛模型可以把上述结构差异转化为可检验的条件效应。以人均 GDP、产业结构或市场化程度为门槛变量时，若估计结果显示门槛两侧的 D 系数显著不同，便可说明数实融合的作用会随发展阶段或制度环境发生结构性转变；若门槛检验不显著，则应保留直辖市异质性解释，而不将样本内拐点误写成普遍适用的政策阈值。由于现有数据尚未提供统一口径的门槛变量，本文在此明确提出估计方案，不报告未经计算的门槛值或显著性结果。

由于现有数据未提供可复算的体育产业分维度底层序列，本文将分析重点放在总体体育产业发展水平与数实融合的关系，并据此讨论其作用边界和区域差异。

4.4. 区域异质性与数据边界

Table 5. Test for regional heterogeneity (overall development level), 2013~2024
表 5. 2013~2024 年区域异质性检验(总体发展水平)

区域	D 系数	D^2 系数	N	R^2
东部	10.1264	-9.3613	132	0.5989
中部	15.3649	-14.8192	96	0.6616
西部	1.0522	-9.0190	132	0.6879

表 5 使用体育产业总体发展水平指数进行区域分组回归。东部地区 D 系数为 10.1264、 D^2 系数为 -9.3613；中部地区分别为 15.3649 和 -14.8192；西部地区分别为 1.0522 和 -9.0190。三组系数方向均呈倒 U 型，但在省份聚类数较少的分组样本中均未达到常用显著性水平，因此只能作为区域差异的描述性证据。

描述性统计表明，东部地区数实融合均值为 0.5140、体育产业发展水平指数均值为 42.7955，均高于中部的 0.4308 和 28.1389、西部的 0.4418 和 26.9882。区域均值差异与分组回归方向共同说明，东部地区的数字能力和实体承载基础更强，但现有样本尚不足以证明区域间倒 U 型系数存在统计显著差异。

5. 讨论

第一，本文的发现对“数字经济必然线性促进体育产业发展质量”的常见判断作出边界修正。现有研究从技术创新、产业融合、供需动态平衡和商业模式创新等角度揭示了数字经济的积极作用[2]-[7][20]，这些机制主要对应倒 U 型曲线左侧的促进阶段。关于新质生产力、产业链韧性和生产关系的研究，也强调技术赋能须与产业体系及组织关系协同推进[26]-[28]。本文并不否定数字技术价值，而是指出当数字投入速度超过实体企业的吸收能力、制度供给和场景成熟度时，数字化成本、组织摩擦与平台依赖可能抵

消部分收益。由此,评价数实融合不能只观察数字基础设施或数字产业规模,还应关注数字能力是否嵌入体育制造、赛事运营、健身服务和体育消费的真实流程。

第二,数实融合的影响具有明显的结构分化。企业数量和注册资本的显著反应说明,数字平台、数据开放和线上渠道较容易改变企业进入与资本配置决策;五年存续率不显著则表明,发展质量不能停留在“扩主体、聚资本”的外延增长。体育企业能否存续还取决于核心产品、服务标准、客户复购、赛事版权、专业人才和现金流管理。数字化政策如果偏重硬件采购、平台上线和项目数量,可能带来短期扩张,却未必形成可持续竞争力。

第三,区域差异说明数实融合政策需要从统一推进转向分层适配。东部地区应更加重视深度融合阶段的竞争治理、数据安全和投资效率,避免数字平台重复建设与流量资源过度集中;中西部地区则应优先完善网络基础设施、体育公共数据、专业人才与本地体育企业承载能力,通过“小切口、可复用”的数字场景积累组织学习,而不是简单复制东部大型平台模式。

第四,直辖市剔除后显著性减弱说明,行政层级和城市功能可能是数实融合发挥作用的重要情境条件。直辖市拥有更强的财政与公共服务能力、较高的数字基础设施密度和更集中的体育消费与赛事资源,数字化投入更容易形成规模化应用,但其经验也可能包含普通省份不具备的资源禀赋。研究不能回避剔除直辖市后的不显著结果,而应将其与交互项、留一法和门槛模型结合,区分“直辖市特殊性”与“样本统计功效下降”两种解释。

6. 结论与启示

6.1. 研究结论

本文基于 2013~2024 年 30 个省级行政区(不含西藏和港澳台地区)的 360 个省-年观测值,采用熵权法、耦合协调度模型和双向固定效应模型,系统考察数实融合对体育产业发展水平的非线性影响。研究得到四点结论:第一,全国数实融合总体呈上升趋势,均值由 2013 年的 0.4185 升至 2024 年的 0.5385,东部地区在数实融合与体育产业发展水平上均保持领先。第二,数实融合的线性项单独进入模型时不显著,但加入平方项后呈显著倒 U 型,一次项 12.0069、二次项-12.0993,拐点约为 0.4962,说明其影响存在阶段性边界。第三,倒 U 型结论通过滞后一期、缩尾和替换被解释变量形式检验;剔除直辖市后方向保持一致但统计显著性减弱。第四,体育产业总体发展水平与数实融合之间存在显著的区域差异,东部地区表现出更强的数字能力和实体承载基础。

6.2. 政策启示

(1) 从追求数字化覆盖转向提升数实适配度。体育主管部门在评估数字体育项目时,应将业务增效、场景利用率、企业成本和数据复用程度纳入绩效评价,减少以设备数量、平台数量和上线率替代实际产出。本文估计的拐点仅用于揭示非线性,不应被机械设为统一考核线。

(2) 我们可以进一步提升体育实体企业的数字化承接与运营能力;相关部门可以针对中小型体育企业,搭建成本更低、操作简单、能够相互适配的数字化工具以及公共服务资源,帮助企业完成内部流程排查、数据整理工作,同时助力企业培养综合性专业人才;各地可以结合体育场馆运营、赛事举办、社区大众健身、体育用品生产等各类实际应用场景,总结出能够落地、可以推广的数字化运营方式,让企业的数字化技术投入,能够贴合自身日常的经营发展需求。

(3) 相关单位需要不断完善体育数据资源管理和网络平台竞争的管控方式;我们可以对体育行业的公共数据进行类别和等级划分,逐步对外开放数据资源,同时明确数据收集、授权使用、利益分配以及安全管理的相关责任范围;相关部门需要督促网络平台公开算法规则、开放使用端口,切实保障中小体

育企业的合法权益；避免数据资源和平台流量过度集中，造成新的行业准入难题，在发挥网络平台优势的同时，有效规避平台垄断和违规经营的相关隐患。

(4) 实施分区域、分阶段推进策略。东部地区侧重数字资源整合、存量平台治理和高价值场景创新，中部地区着力打通产业链数据和扩大体育消费应用，西部地区优先补齐基础设施、人才和本地企业能力短板。通过跨区域数据标准、技术服务和应用案例共享，缩小数实融合能力差距。

6.3. 研究局限与后续方向

本文仍有明显局限：其一，体育产业发展数据为总体指数，缺乏企业数量、注册资本、五年存续率、创新、效率、结构、绿色与共享等完整维度；其二，体育产业数据表的部分省级行政区文本标签存在错位，虽可依据行政区划代码完成匹配，但数据表仍应在后续使用前进行规范化整理；其三，现有数据缺少统一口径的经济发展、政府支持、人力资本、市场化和创新环境等控制变量，也没有有效工具变量，估计结果不能作严格因果解释；其四，拐点是样本内统计边界，外部适用性仍需审慎评估。后续研究应在核验企业微观数据的基础上扩展发展质量指标，引入省级宏观控制变量、空间溢出、动态面板或准自然实验，并检验技术创新、人力资本、营商环境与新业态培育等作用机制。此外，当前数据未提供省级人力资本、市场化指数和知识产权保护强度等调节变量，尚不能对组织吸收能力和制度环境的约束机制进行直接检验；后续应补充这些变量，估计式(5)并报告条件边际效应和拐点变化。直辖市剔除后的不显著结果本身是值得保留的重要异质性发现，后续应结合行政层级、城市功能和产业结构进行解释，并使用交互项、留一法和面板门槛模型检验人均GDP、产业结构等条件变量是否改变数实融合的作用方向和强度。

参考文献

- [1] 国务院办公厅印发《关于释放体育消费潜力进一步推进体育产业高质量发展的意见》[EB/OL]. <https://www.sport.gov.cn/n20001280/n20067608/n20067635/c29032813/content.html>, 2025-09-05.
- [2] 沈克印, 曾玉兰, 董芹芹, 等. 数字经济驱动体育产业高质量发展的理论阐释与实践路径[J]. 武汉体育学院学报, 2021, 55(10): 5-12.
- [3] 任波, 黄海燕. 数字经济驱动体育产业高质量发展的理论逻辑、现实困境与推进路径[J]. 上海体育学院学报, 2021, 45(7): 22-34, 66.
- [4] 潘玮, 沈克印. 数字经济助推体育产业高质量发展的理论基础、动力机制与实施路径[J]. 体育学刊, 2022, 29(3): 59-66.
- [5] 罗宇昕, 李书娟, 沈克印. 数字经济引领体育产业高质量发展的多维价值及推进方略[J]. 西安体育学院学报, 2022, 39(1): 64-72.
- [6] 阮钰, 叶劲纬, 陆元兆, 等. 数字经济对体育产业高质量发展影响的实证研究——基于我国省级面板数据[J]. 广州体育学院学报, 2022, 42(5): 49-58.
- [7] 何轩. 数字经济对体育产业高质量发展的影响研究[D]: [硕士学位论文]. 北京: 北京化工大学, 2024.
- [8] 任保平, 李婧瑜. 数字经济赋能我国体育产业现代化的逻辑与路径[J]. 体育学研究, 2023, 37(2): 1-7.
- [9] 王凯. 数字经济时代体育产业商业模式创新理论与实践研究[J]. 西安体育学院学报, 2025, 42(5): 561-568.
- [10] 田杰棠, 张春花. 数字经济与实体经济融合的内涵、机理与推进策略[J]. 技术经济, 2023, 42(1): 25-33.
- [11] 郭晗, 全勤慧. 数字经济与实体经济融合发展: 测度评价与实现路径[J]. 经济纵横, 2022(11): 72-82.
- [12] 张帅, 吴珍玮, 陆朝阳, 等. 中国省域数字经济与实体经济融合的演变特征及驱动因素[J]. 经济地理, 2022, 42(7): 22-32.
- [13] 王定祥, 吴炜华, 李伶俐. 数字经济和实体经济融合发展的模式及机制分析[J]. 改革, 2023(7): 90-104.
- [14] 史丹, 孙光林. 数字经济和实体经济融合对绿色创新的影响[J]. 改革, 2023(2): 1-13.
- [15] 田秀娟, 李睿. 数字技术赋能实体经济转型发展——基于熊彼特内生增长理论的分析[J]. 管理世界, 2022, 38(5):

56-73.

- [16] 熊显宏. 数实融合对产业结构现代化的影响研究[D]: [硕士学位论文]. 济南: 山东财经大学, 2024.
- [17] 王珺, 张文静, 沈克印. 体育产业高质量发展的支撑体系与策略探讨[J]. 武汉体育学院学报, 2023, 57(1): 58-64.
- [18] 刘亮, 吕万刚, 赵晓慧, 等. 我国体育产业高质量发展的内涵辨识、理论预设与政策意蕴[J]. 武汉体育学院学报, 2022, 56(6): 55-62.
- [19] 康露, 黄海燕. 新时代体育产业高质量发展综合评价与实证研究[J]. 天津体育学院学报, 2023, 38(1): 25-31, 38.
- [20] 程宇飞, 李荣日. 数字经济驱动体育产业供需动态平衡的理论逻辑与纾解之道[J]. 体育科学, 2023, 43(8): 14-23.
- [21] 潘磊, 曾珍. 乘“数”而上: 公共数据开放对体育市场活力的影响及其作用机制[J]. 西安体育学院学报, 2026, 43(2): 169-179.
- [22] 胡若晨, 朱菊芳, 刘雨欣. 体育服务业数字化转型的价值意蕴、现实困境与推进策略[J]. 武汉体育学院学报, 2024, 58(2): 38-45.
- [23] 郭巍, 马孝月, 崔青青. 数字经济对体育产业高质量发展的影响研究[J]. 统计与决策, 2024, 40(5): 79-83.
- [24] 潘磊, 方春妮. 我国体育产业与数字经济产业融合发展的水平测度[J]. 体育与科学, 2023, 44(3): 72-79.
- [25] Lind, J.T. and Mehlum, H. (2010) With or without U? The Appropriate Test for a U-Shaped Relationship. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 72, 109-118. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2009.00569.x>
- [26] 沈克印, 曹庆泽. 新质生产力提升体育产业链韧性的理论逻辑、现实挑战与实践路径[J]. 体育与科学, 2024, 45(4): 1-11, 31.
- [27] 戴红磊, 方千华. 新质生产力赋能现代化体育产业体系建设的理论逻辑与实践路径[J]. 天津体育学院学报, 2025, 40(3): 281-288.
- [28] 王鹏, 王慧琴, 郭玉禄, 等. 新质生产力与新型生产关系交互驱动体育产业高质量发展的机理及路向[J]. 西安体育学院学报, 2026, 43(1): 10-21.