

# 数字经济发展如何影响企业代理成本

## ——来自中国制造业企业的证据

徐子尧 张莉沙

(四川大学经济学院, 四川 成都 610065)

**摘要:** 本文基于2011—2018年中国A股制造业上市公司数据, 结合城市层面的数字经济发展指数, 实证探究了数字经济发展对企业代理成本的影响及其作用机制。研究发现, 数字经济发展对企业代理成本具有显著的正向影响, 这一结论在利用多种方法进行稳健性检验后仍然成立。机制分析表明, 商业模式创新正向调节数字经济发展与企业代理成本的关系, 企业业务复杂度在数字经济发展增加企业代理成本的过程中发挥了部分中介作用。异质性分析发现, 数字经济发展对企业代理成本的正向影响在内部信息环境较差、成长性高和注册所在地位于外围城市的制造业上市公司中更显著。本文研究对于推动数字经济时代的公司治理机制建设具有启示意义。

**关键词:** 数字经济; 代理成本; 商业模式创新; 业务复杂度; 公司治理

**Abstract:** Based on the data of China's A-share listed manufacturing companies from 2011 to 2018, and combined with city-level data of digital economy development, this paper empirically explores the impact of digital economy development on agency cost and the underlying mechanism. The results show that the development of digital economy has significant positive impact on agency cost. This conclusion is still valid after conducting a variety of robustness tests. The mechanism analysis shows that the innovation of business model can positively regulate the relationship between digital economy development and agency cost, and the increase of business complexity plays partial intermediary role in the positive impact. Further heterogeneous analysis shows that the positive impact is more pronounced in the manufacturing companies with poor internal information environment, high growth, and registered in peripheral cities. The research promotes the construction of corporate governance mechanism in the digital economy era.

**Key words:** digital economy, agency cost, business model innovation, business complexity, corporate governance

**作者简介:** 徐子尧, 女, 金融学博士, 四川大学经济学院教授、博士生导师, 研究方向: 公司金融、数字经济。张莉沙(通讯作者), 女, 四川大学经济学院博士生, 研究方向: 微观经济理论与应用。

**中图分类号:** F270      **文献标识码:** A

### 一、引言

数字经济是继农业经济和工业经济之后的一种基于信息和知识的新型经济形态, 它以数据作为关键生产要素, 以全要素数字化转型作为重要推动力。在全球新一轮科技革命和产业变革加速演进下, 中国数字经济蓬勃发展, 正在成为驱动经济高质量发展的重要引擎。中国信息通信研究院(2021)<sup>[43]</sup>发布的《中国数字经济发展白

皮书》数据显示, 2020年中国数字经济增加值规模达到39.2万亿元, 占GDP比重38.6%, 位居世界第二。在数字经济情景下, 作为国民经济细胞的企业, 其生存发展环境面临巨大改变。数字技术赋能企业转型发展, 推动企业生产方式、组织结构和管理模式的根本性变革, 从优化融资环境(孙光林和蒋伟, 2021)<sup>[27]</sup>、改善创新要素错配(王宏鸣等, 2021)<sup>[30]</sup>、提高组织管理效率(陈剑等, 2020)<sup>[10]</sup>、促进专业化分工(袁淳等, 2021)<sup>[35]</sup>等多个方面

驱动提升了企业生产效率(杜传忠和张远, 2021; 赵宸宇等, 2021)<sup>[13][40]</sup>和经营绩效(易露霞等, 2021)<sup>[34]</sup>, 同时也给传统的公司治理模式造成较大冲击。由数字技术创新推动的商业模式适应性创新使得企业经营业务变得更加复杂, 对公司治理风险管控提出了新挑战。近年来, 伴随着商业模式创新, 企业内部财务风险和治理风险问题频频出现, 如“乐视生态”资金链断裂、瑞幸咖啡财务造假事件等。在此背景下, 数字经济发展对公司治理的影响受到越来越多关注, 成为学术界研究的重要课题。

目前, 学者们关于数字经济发展与公司治理之间关系的研究, 形成了两种不同的观点。一种观点认为, 数字经济发展有利于降低企业信息不对称程度, 具有积极的公司治理效应。如李维安(2014)<sup>[18]</sup>研究指出, 移动互联网时代的技术创新带来公司治理成本降低、外部治理主体广泛化、治理权力重组、治理模式创新、治理链条信息不对称弱化等治理变革。谭松涛等(2016)<sup>[29]</sup>研究发现, 互联网信息沟通有助于提升股票市场信息效率水平。戚聿东和肖旭(2020)<sup>[24]</sup>研究发现, ABCD等技术对企业的数字化赋能, 为用户、员工、社群等多元化利益相关者共同参与公司治理创造了有利条件。祁怀锦等(2020)<sup>[23]</sup>研究证明, 企业数字经济化通过提高信息透明度、促使管理层更加理性科学决策两条路径, 提高了公司治理水平。刘政等(2020)<sup>[20]</sup>发现, 数字技术在现代企业的普及应用, 提高了企业在财务管理和内部控制等过程中的信息透明度, 有利于削减组织代理成本, 诱使组织向下赋权。罗进辉和巫奕龙(2021)<sup>[21]</sup>研究表明, 数字技术在公司范围内的运用, 能够通过提升资源运营效率和信息透明度抑制公司真实盈余管理活动。吴非等(2021)<sup>[32]</sup>实证检验了企业数字化程度加深在改善信息不对称、提高研发创新绩效、稳定财务和提升价值以及提高股票流动性水平等方面的积极作用。另一种观点认为, 数字经济发展对公司治理存在显著的负向影响, 这种负向影响效应主要源于数字化驱动商业模式创新会给传统的公司治理造成巨大的负面冲击, 加剧企业信息不对称程度, 增大股东监督经理人的难度。如郑志刚等(2016)<sup>[42]</sup>发现, 基于互联网的金融业务模式的快速创新使得业界精英与外部投资者之间围绕复杂业务发展模式的信息不对称问题加剧。张新民和陈德球(2020)<sup>[37]</sup>以瑞幸咖啡财务造假的案例阐

释了商业模式创新的风险通过业务风险传导至财务报表, 引发重大信息披露风险及公司管理团队商业伦理风险的逻辑链条。史亚雅和杨德明(2020)<sup>[25]</sup>通过实证研究证明, 商业模式创新所产生的财务风险和信不对称, 容易诱发公司未来股价崩盘风险。赵璨等(2020)<sup>[39]</sup>、岳宇君和顾萌(2021)<sup>[36]</sup>研究指出, 实施“互联网+”、智能化所带来的商业模式创新会导致企业经营复杂多样, 加剧成本粘性。李荣等(2020)<sup>[17]</sup>、史亚雅和杨德明(2021)<sup>[26]</sup>验证了商业模式创新对企业盈余管理质量具有显著的抑制效应, 业务复杂度和融资需求提高是重要的影响因素。

综上所述, 现有对数字经济发展影响公司治理的研究尚未有统一结论。“促进论”者从数字化加快信息实时交互、提高企业经营绩效的角度, 推论得出数字经济发展有利于减少信息不对称性, 降低企业代理成本, 促进公司治理(刘政等, 2020; 罗进辉和巫奕龙, 2021; 祁怀锦等, 2020; 吴非等, 2021)<sup>[20][21][23][32]</sup>, 这其中往往忽略了数字经济下复杂商业模式对公司治理造成的负面冲击。“抑制论”者充分考虑了数字技术赋能商业模式创新、增加企业经营复杂性的客观事实, 通过考察商业模式创新对企业财务管理活动和资本市场表现的负面影响, 间接指出数字经济发展可能会使企业经营业务复杂化, 从而加剧信息不对称程度, 恶化股东与管理者的冲突(李荣等, 2020; 史亚雅和杨德明, 2021; 岳宇君和顾萌, 2021; 赵璨等, 2020)<sup>[17][26][36][39]</sup>, 但尚未直接聚焦“数字经济-企业代理成本”, 建立二者之间的直接联系。鉴于此, 本文从数字经济发展推动业务模式复杂化的现实出发, 利用2011—2018年中国A股制造业上市公司的非平衡面板数据, 实证检验数字经济发展对管理层与股东之间代理成本的影响及其内在机制。

本文可能的边际贡献在于: (1)不同于现有文献(刘政等, 2020; 祁怀锦等, 2020; 吴非等, 2021)<sup>[20][23][32]</sup>认为数字经济可能降低企业代理成本的观点, 本文基于数字经济发展推动业务模式复杂化的现实, 从商业模式创新的不确定性和企业内外部制度建设适应商业模式创新的时滞性两个角度进行理论剖析与实证检验, 得出了数字经济发展会增加企业代理成本的研究结论, 为“数字经济如何影响企业代理成本”这一目前学术界尚存争议的问题提供了新的理论阐释视角和经验证据。(2)已

有学者研究指出,数字技术赋能商业模式创新会加剧企业成本粘性(赵璨等,2020)<sup>[39]</sup>,降低企业盈余管理质量(李荣等,2020;史亚雅和杨德明,2020)<sup>[17][26]</sup>,本文在此基础上,进一步将商业模式创新的负面冲击纳入数字经济影响企业代理成本的理论分析框架,丰富了数字经济下商业模式创新经济后果的相关文献。(3)异质性分析揭示,数字经济发展对内部信息环境较差、成长性高和所处地区法律制度较不完善企业的代理成本增加作用更甚。这些研究结论为政府加快完善商业模式信息披露标准和事后监督体系,企业积极构建适应数字化发展的内部控制和风险防范机制,广大投资者加强对复杂商业模式的知识理解和外部监督,以共同有效应对数字经济下诸如瑞幸咖啡财务造假、“乐视生态”资金链断裂等商业模式创新财务风险和治理风险问题提供了新的理论参考依据。

## 二、理论分析与研究假说

数字经济浪潮下,企业赖以生存的资源、技术和需求环境发生根本性改变,数字化赋能从推动新资源和技术工具化运用、降低交易成本、促进破坏性创新、重构价值链和构建生态圈等多个方面驱动商业模式创新,诱使组织结构和公司治理机制适应性变革。然而,商业模式创新对企业的影响是中性的,它在助力企业获取竞争优势、实现价值创造的同时也引发了公司治理层面的诸多风险和挑战(张新民和陈德球,2020)<sup>[37]</sup>。本文提出基于数字经济的商业模式创新主要从以下两个方面影响企业代理成本。

一是商业模式创新的不确定性。商业模式创新通常面临着客户需求瞬息万变、数据管控(包括数据的安全、隐私与所有权)、创新投入与产出、外部市场竞争和技术变革等方面的不确定性因素(Brillinger et al., 2020)<sup>[2]</sup>。在创新的高度不确定性情景下,企业管理层的经营压力增大,出于个人薪酬和声誉的考虑,他们将会有更强的动机隐藏负面信息,也更倾向于从事能够带来短期利益的决策而忽视企业的长期价值创造。同时,技术产生的不确定性使得投资者与管理层之间关于业务模式创新乃至公司现金流来源的信息不对称程度增加,这就为管理层通过隐蔽的业务流程进行关联交易以谋取私人利益创造了条件(郑志刚等,2016)<sup>[42]</sup>。

二是企业内外部制度建设适应商业模式创新的时滞性。在大数据时代,由商业模式创新引致的企业经营活动异质性增加,造成现有的原则导向型的会计准则和规章无法满足实际业务发展的需要,这在无形中增加了管理层的自由裁量权,为其利用商业模式创新的机会进行信息操纵攫取私人利益提供了空间(史亚雅和杨德明,2021)<sup>[26]</sup>。此外,在数字经济发展的初期,囿于企业内部控制、风险管理等相关制度的建设和完善尚需时间去探索和实践,现有的内部治理机制可能无法适应和匹配新商业模式所引起的业务流程、风险点和控制方式等的系统性变化,从而引发管理层的机会主义行为,加剧代理冲突(赵璨等,2020)<sup>[39]</sup>。

基于以上分析,本文提出假说:

**H1:** 数字经济发展增加了管理层与股东之间的代理成本。

从上述分析不难发现,商业模式创新是数字经济发展增加影响企业代理成本的重要一环。作为数字经济时代的关键驱动力量,数字技术为企业重塑商业模式提供强劲助力,它颠覆了传统的以供给为导向的商业模式,推动以需求为导向的新模式、新业态蓬勃发展(罗珉和李亮宇,2015)<sup>[22]</sup>。而伴随着新型商业模式的引入和旧有商业模式的再造,创新商业模式的高风险性、虚拟性、复杂性和动态性无疑会加大管理层的财务压力,也会增加股东监督管理层行为的成本和难度,这就为管理层进行盈余操纵的利己行为提供了更多的机会和手段。因此,本文提出假设:

**H2:** 商业模式创新对数字经济发展与企业代理成本之间的关系具有正向调节作用,即商业模式创新越充分,数字经济发展增加企业代理成本的作用越强。

已有的研究发现,数字经济背景下,“互联网+”、新型商业模式会导致企业经营业务复杂性上升(李荣等,2020;赵璨等,2020)<sup>[17][39]</sup>。原因在于,一方面,新商业模式的网络化、自动化、个性化、脱媒化和便捷化等特点将推动企业原有组织架构进行适应性变革,这不可避免地会出现原有商业模式下的组织部门与新设立组织部门的叠加,从而增加组织复杂度;另一方面,互联网的互联互通特性使得业务市场边界变得更加模糊,业务流程不再受到时间、空间和供应链上下游的限制,趋于

复杂多样。企业的业务复杂度提高将降低财务报表信息的透明性，加剧信息不对称，从而增加大股东监督经理人的难度，增大管理层的自由裁量权，诱发其道德风险和机会主义行为(Demsetz and Lehn, 1985; Farooqi et al., 2014)<sup>[3][4]</sup>。据此，本文提出假说：

H3：数字经济发展可以通过提高企业的业务复杂度增加管理层与股东之间的代理成本。

### 三、研究设计

#### (一)样本选择和数据来源

##### 1.样本选择

本文选取2011—2018年中国沪深两市A股制造业上市企业作为研究对象。之所以将样本选择范围限定在制造业企业，主要基于两点考虑：一是制造业是实体经济的主体，数字经济与实体经济的融合发展，推动重塑企业的业务流程、组织架构和治理模式，首当其冲的是制造业。因此，研究数字经济背景下制造业企业的公司治理问题，尤为必要和迫切。二是我国是制造业大国，制造业在国民经济中占据着举足轻重的战略地位，考察数字经济发展对制造业企业委托代理问题的影响具有更为重要的现实意义。本文将制造业企业层面数据与企业注册所在城市数字经济发展水平数据按照证券代码、年份和城市行政区划代码进行匹配，并对初始样本作如下筛选：(1)剔除样本期间内曾被ST、\*ST和被强制退市的公司样本；(2)剔除资不抵债的公司样本；(3)剔除财务指标数据缺失或存在明显异常的样本；(4)为减弱极端值对实证结论的不利影响，对所有连续性变量进行1%和99%分位数的缩尾处理。最终得到由1526家公司共8616个观测值构成的企业-年度非平衡面板数据集。

##### 2.数据来源

本文中公司层面的数据来源于国泰安CSMAR数据库、RESSET金融研究数据库和中国研究数据服务平台(CNRDS)，部分缺失数据通过手工查阅上市公司年报整理补充。城市层面的数据中，数字普惠金融指数来源于北京大学数字金融研究中心和蚂蚁金服集团共同编制的中国数字普惠金融指数(郭峰等, 2020)<sup>[15]</sup>。各省拥有的“211工程”大学数量通过访问中国教育部网站手工收集整理获得，其余变量数据来源于《中国城市统计年

鉴》、各省份统计年鉴和部分地级市统计公报。

#### (二)模型设计和变量说明

##### 1.模型设计

首先，为探究数字经济发展对企业代理成本的影响，本文构建了如下的静态面板模型：

$$agenc_{it} = \beta_0 + \beta_1 dige_{c,t-1} + \gamma E_{c,t-1} + \lambda X_{it} + year_t + ind_i + prov_c + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中， $agenc_{it}$ 表示企业*i*在*t*年的代理成本； $dige_{c,t-1}$ 表示企业*i*所在的城市*c*在*t-1*年的数字经济发展水平； $E_{c,t-1}$ 代表城市层面的控制变量； $X_{it}$ 代表企业层面的控制变量； $year_t$ 、 $ind_i$ 和 $prov_c$ 分别表示年份、行业和省份固定效应； $\varepsilon_{it}$ 为模型的误差项。考虑到数字经济发展对企业代理成本的影响存在着时间上的滞后性，本文在实证过程中将城市数字经济发展水平以及城市层面的控制变量均滞后一期，这样做也有利于缓解反向因果的内生性问题。此外，本文在所有回归中均默认采用了聚类(cluster)到城市层面的稳健标准误。

其次，为了考察商业模式创新在数字经济发展影响企业代理成本中的重要作用，本文在式(1)的基础上加入商业模式创新程度的滞后一期 $intbus_{i,t-1}$ 及其与数字经济发展水平滞后一期的交互项 $dige_{c,t-1} \times intbus_{i,t-1}$ ，构建以下调节效应模型：

$$agenc_{it} = \omega_0 + \omega_1 dige_{c,t-1} + \omega_2 dige_{c,t-1} \times intbus_{i,t-1} + \omega_3 intbus_{i,t-1} + \psi E_{c,t-1} + \theta X_{it} + year_t + ind_i + prov_c + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

变量 $intbus_{i,t-1}$ 代表企业*i*在*t-1*年的商业模式创新，其余变量同式(1)。商业模式创新的度量方式参考李荣等(2020)<sup>[17]</sup>的研究，采用上市公司年报中披露的与商业模式创新相关的关键词的次数加1后取自然对数，并经过行业平均数调整来表征。具体选取的关键词有：互联网+、互联网解决方案、移动互联网、Internet、电商、电子商务、互联网营销、互联网思维、互联网应用、互联网平台、工业互联网、互联网模式、互联网行动、互联网生态、互联网技术、互联网商业模式、互联网移动、产业互联网、互联网战略、线上线下、线上到线下、线上和线下、商务智能、网络零售、互联网业务、商业智能、新零售、平台经济、生态协同、O2O、B2B、B2C、C2B和C2C。式(2)中，交互项 $dige_{c,t-1} \times intbus_{i,t-1}$ 的系数 $\omega_2$ 的显著性和方向需要重点关注，在 $dige_{c,t-1}$ 的系数 $\omega_1$ 显著为正的前提下，若交互项 $dige_{c,t-1} \times intbus_{i,t-1}$ 的系数 $\omega_2$ 也显著为

正, 则说明商业模式创新对数字经济发展与企业代理成本之间的关系具有正向调节作用。

最后, 为检验数字经济可能通过提高企业的业务复杂度提高这一间接传导路径来增加管理层与股东之间的代理成本。本文参考温忠麟和叶宝娟(2014)<sup>[31]</sup>的研究, 采用中介效应检验模型来检验这一影响机制。对于企业的业务复杂度, 本文借鉴Gong et al.(2016)<sup>[5]</sup>的做法, 采用企业控股的子公司数量加1的自然对数并经过行业平均数调整来予以表征, 记为 $seg$ 。该值越大, 表明企业经营业务越复杂。本文构建的中介效应检验模型如下:

$$agenc_{i,t} = \rho_0 + \rho_1 dige_{c,t-2} + \chi E_{c,t-1} + \tau X_{it} + year_t + ind_i + prov_c + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$seg_{i,t-1} = \theta_0 + \theta_1 dige_{c,t-2} + \phi E_{c,t-1} + \pi X_{it} + year_t + ind_i + prov_c + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$agenc_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 dige_{c,t-2} + \delta_2 seg_{i,t-1} + \kappa E_{c,t-1} + \eta X_{it} + year_t + ind_i + prov_c + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中, 中介变量 $seg_{i,t-1}$ 代表企业 $i$ 在 $t-1$ 年的业务复杂度, 其余变量同式(1)。 $\rho_1$ 表示数字经济对企业代理成本影响的总效应,  $\delta_1$ 表示数字经济对企业代理成本影响的直接效应,  $\theta_1 \times \delta_2$ 表示数字经济对企业代理成本影响的间接效应。中介效应检验的具体步骤是: 第一步, 检验式(3)中系数 $\rho_1$ 的显著性, 若不显著, 则表示数字经济对企业代理成本没有影响, 或存在遮掩效应; 若显著则检验继续。第二步, 依次检验式(4)中系数 $\theta_1$ 和式(5)中系数 $\delta_2$ 的显著性, 若都显著, 表示间接效应存在。此种情况下进一步检验式(5)中系数 $\delta_1$ 的显著性, 若 $\delta_1$ 不显著, 则直接效应不存在, 只有中介效应; 若 $\delta_1$ 显著, 并且 $\theta_1 \times \delta_2$ 与 $\delta_1$ 同号, 则表示存在部分中介效应; 若 $\theta_1 \times \delta_2$ 与 $\delta_1$ 异号, 则表示存在遮掩效应。如果第二步检验中系数 $\theta_1$ 和系数 $\delta_2$ 至少有一个不显著, 则使用Bootstrap法直接检验 $\theta_1 \times \delta_2$ 在95%置信区间内是否包含0, 若不包含0, 则间接效应存在, 此时继续第二步中对系数 $\delta_1$ 显著性的检验, 以此判断是属于完全中介效应、部分中介效应还是属于遮掩效应; 若95%置信区间内包含0, 则中介效应不存在。

## 2. 变量说明

### (1) 被解释变量: 代理成本( $agenc$ )

借鉴Ang et al.(2000)<sup>[11]</sup>和戴亦一等(2016)<sup>[12]</sup>的度量方法, 本文使用经营费用率作为企业代理成本的替代变量, 记为 $agenc$ 。经营费用率是企业销售费用与管理费用之和与主营业务收入之比, 一定程度上能够反映管理

层因过度在职消费等代理行为而产生的代理成本, 该指标数值越大, 表明股东与管理层之间的代理成本越高。

### (2) 解释变量: 城市数字经济发展水平( $dige$ )

许宪春和张美慧(2020)<sup>[33]</sup>通过梳理国内外关于数字经济测度的研究, 归纳总结出目前对于数字经济的测度主要采用国民经济核算相关方法、增加值测算法、构建卫星账户和相关指数编制法四种方法。实证分析中, 学者们通常选取反映数字经济不同维度发展水平的代理指标构建指数来测度地区数字经济的发展程度。如腾讯研究院测算的数字中国指数(杜传忠和张远, 2021)<sup>[13]</sup>和一些学者自行构建的数字经济指数测算指标(柏培文和张云, 2021; 陈小辉等, 2020; 张勋等, 2019; 赵涛等, 2020)<sup>[9][11][38][41]</sup>。腾讯研究院的数字中国指数涉及的指标范围相对全面, 但指标的选取在年度间并不统一, 从而影响指数的纵向可比性。张勋等(2019)<sup>[38]</sup>以数字金融发展水平来刻画数字经济的发展程度, 重点关注数字经济中的数字交易部分; 陈小辉等(2020)<sup>[11]</sup>、柏培文和张云(2021)<sup>[9]</sup>从数字经济基础、企业和用户数字化、数字交易几个方面选取若干指标来构建数字经济指数, 指标相对完善, 但各细化指标数据的可获得性受限; 赵涛等(2020)<sup>[41]</sup>以互联网发展水平作为测度核心, 以数字金融发展水平表征数字交易程度, 构建了测度地级市数字经济发展程度的指标体系。鉴于城市层面数据的可获得性, 以及数字金融对企业内外部环境和管理层决策行为的影响对于本文的研究具有重要意义, 本文参考赵涛等(2020)<sup>[41]</sup>的研究, 基于互联网发展和数字交易两个维度, 将反映城市互联网发展水平的4个指标——每百人互联网宽带接入用户数、每百人移动电话用户数、人均邮电业务总量以及信息传输、软件和信息技术服务业从业人员占城镇单位从业人员比重, 与反映城市数字交易水平的指标——城市数字普惠金融指数相结合, 采用主成分分析法测算得到城市数字经济综合发展指数, 记为 $dige$ 。为了消除数据量纲上的差异, 本文将该指数除以100。

### (3) 控制变量

遵循已有研究, 本文控制了企业规模( $size$ )、产权性质( $soe$ )、企业年龄( $age$ )、资产负债率( $lev$ )、盈利能力( $roa$ )、企业成长性( $grow$ )、现金流( $cash$ )、股权集中度( $top1$ )、董事会规模( $bsize$ )、监事会规模( $ssize$ )、独立董事

比例(*indep*)、管理层持股比例(*mshare*)、两职合一(*dual*)、审计师事务所(*big4*)等公司层面的特征。此外,本文还控制了公司注册地的经济发展水平(*lngdp*)、高等教育水平(*edu*)等地区层面的影响因素。

以上变量的定义及描述性统计结果见表1。

## 四、实证结果与分析

### (一)基准回归结果

表2报告了数字经济发展对企业代理成本影响的基准回归结果。表中第(1)列为没有加入任何控制变量的回归结果,第(2)~(4)列为逐次加入年份、行业和省份固定效应、企业层面的控制变量以及地区层面的控制变量后的回归结果。从表中第(4)列结果可知,在控制了一系列可能影响企业代理成本的因素后,*L.dige*的回归系数在1%的显著性水平下显著为正。表明数字经济发展加剧了管理层与股东之间的代理问题,增加了企业代理成本,验证了前文提出的研究假说H1。数字经济与实体经济的融合发展,不断孕育催生出新的商业模式。伴随着新型商

表1 变量定义及描述性统计

变量类别	变量名称	变量定义	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
因变量	<i>agenc</i>	(管理费用+销售费用)/营业收入	8616	0.176	0.125	0.008	1.845
自变量	<i>dige</i>	城市数字经济综合发展指数	8616	0.015	0.018	-0.014	0.072
控制变量	<i>size</i>	公司总资产取自然对数	8616	22.119	1.137	20.165	25.600
	<i>soe</i>	国有企业取值为1,否则为0	8616	0.352	0.478	0.000	1.000
	<i>age</i>	考察年度-企业上市年度+1后取自然对数	8616	2.126	0.661	0.693	3.367
	<i>lev</i>	年末总负债/年末总资产	8616	0.397	0.187	0.055	0.796
	<i>roa</i>	公司净利润/年末总资产	8616	0.044	0.047	-0.113	0.195
	<i>grow</i>	营业收入年增长率	8616	0.156	0.270	-0.374	1.325
	<i>cash</i>	经营活动现金流净值/总资产	8616	0.048	0.061	-0.116	0.221
	<i>top1</i>	第一大股东持股比例	8616	0.340	0.139	0.085	0.731
	<i>bsize</i>	董事总人数取自然对数	8616	2.178	0.294	0.000	3.178
	<i>ssize</i>	监事总人数取自然对数	8616	1.380	0.387	0.000	3.401
	<i>indep</i>	独立董事人数/董事会成员人数	8616	0.390	0.110	0.000	0.667
	<i>mshare</i>	管理层持股数量/公司总股份数	8616	0.146	0.201	0.000	0.683
	<i>dual</i>	董事长和总经理为同一人取值为1,否则为0	8616	0.238	0.426	0.000	1.000
	<i>big4</i>	审计师事务所为国际四大会计师事务所取值为1,否则为0	8616	0.053	0.224	0.000	1.000
	<i>lngdp</i>	公司注册地人均GDP取自然对数	8616	11.027	0.508	9.719	12.020
	<i>edu</i>	公司注册省份211大学数量	8616	5.784	6.308	1.000	26.000

表2 数字经济发展与企业代理成本:基准回归结果

	<i>agenc</i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>L.dige</i>	0.456** (0.187)	0.317** (0.126)	0.348*** (0.133)	0.510*** (0.168)
<i>size</i>			-0.013*** (0.003)	-0.013*** (0.003)
<i>soe</i>			-0.003 (0.007)	-0.004 (0.007)
<i>age</i>			-0.006 (0.005)	-0.006 (0.005)
<i>lev</i>			-0.134*** (0.021)	-0.134*** (0.021)
<i>roa</i>			-0.256*** (0.064)	-0.257*** (0.063)
<i>grow</i>			-0.025*** (0.004)	-0.025*** (0.004)
<i>cash</i>			0.003 (0.030)	0.001 (0.031)
<i>top1</i>			-0.047*** (0.016)	-0.047*** (0.016)
<i>bsize</i>			-0.002 (0.006)	-0.002 (0.006)
<i>ssize</i>			-0.007 (0.005)	-0.007 (0.005)
<i>indep</i>			0.037** (0.017)	0.037** (0.017)
<i>mshare</i>			0.038*** (0.014)	0.039*** (0.014)
<i>dual</i>			0.009* (0.005)	0.009* (0.005)
<i>big4</i>			0.033*** (0.010)	0.034*** (0.009)
<i>L.lngdp</i>				-0.010 (0.008)
<i>L.edu</i>				-0.000 (0.001)
年份效应	否	是	是	是
行业效应	否	是	是	是
省份效应	否	是	是	是
截距项	0.170*** (0.006)	0.148*** (0.035)	0.519*** (0.071)	0.628*** (0.104)
样本量	7015	7015	7015	7015
调整 R <sup>2</sup>	0.004	0.356	0.449	0.449

注:L表示滞后一期;\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%水平下显著;括号内为聚类到城市层面的稳健标准误。下表同。

业模式的引入,企业经营业务的复杂程度上升,经营过程中来自客户需求、市场竞争、技术变革、数据风险管控、创新基础设施投入与财务可行性等方面的不确定性增加。这无疑会增大管理层的经营压力,提高其自利行为动机。而且技术变革的加速使得管理精英相较于外部投资者而言,在对复杂业务模式现金流来源和公司价值估值等方面拥有更多私人信息,这也为他们从事自利行为提供了空间。从另一个角度看,数字化时代的商业模式复杂性上升,创新日益加速,导致现有会计准则和规

章与实际业务脱节，企业内部控制、风险管理等机制建设明显滞后，这在无形中增加了管理层的自由裁量权，从而诱发其机会主义行为。因此，数字经济发展会加剧企业代理冲突，增加代理成本。

## (二)影响机制检验

### 1.商业模式创新的调节效应

表3同时报告了使用混合OLS回归、工具变量两阶段最小二乘法(IV-2SLS)和工具变量广义矩估计方法(IV-GMM)检验商业模式创新调节效应的结果。从表中第(1)~(3)列可以看到，交互项L.dige×L.intbus以及L.intbus的系数均在5%水平下显著为正，L.dige的系数分别在1%和5%水平下显著为正，表明商业模式创新正向调节数字经济发展与企业代理成本的关系，商业模式创新越充分，数字经济发展增加企业代理成本的作用越强，验证了研究假说H2。

### 2.业务复杂度的中介效应

表4第(1)~(3)列报告了业务复杂度的中介效应检验结果。第(1)列中L2.dige的系数在1%水平下显著为正，表明数字经济发展显著增加了管理层与股东之间的代理成本。第(2)列中L2.dige的回归系数为正，且通过了5%水平的显著性检验，说明数字经济发展促进了企业的业务复杂程度提高。第(3)列中L.seg和L2.dige的回归系数在1%水平下显著为正，并且第(3)列中L.seg的系数(0.010)与第(2)列中L2.dige的系数(2.984)的乘积为正，与第(3)列中L2.dige的系数(0.601)同号，表明业务复杂度在数字

经济与企业代理成本的关系中发挥着部分中介作用。为提高结果的稳健性，本文同时使用Sobel法和Bootstrap法进一步检验中介效应的存在性。Sobel检验统计量为 $Z=\hat{\theta}_1\hat{\delta}_2/\sqrt{\hat{\theta}_1^2S_{\delta_2}^2+\hat{\delta}_2^2S_{\theta_1}^2}$ ，其中 $\hat{\theta}_1$ 和 $\hat{\delta}_2$ 分别是式(4)和式(5)中系数 $\theta_1$ 和 $\delta_2$ 的估计值， $S_{\theta_1}^2$ 和 $S_{\delta_2}^2$ 分别是 $\hat{\theta}_1$ 和 $\hat{\delta}_2$ 的方差。若Z值大于在5%显著性水平下的临界值0.97，则表示间接效应存在，接着进行后续关于式(5)中系数 $\delta_1$ 显著性的检验，以判断是属于完全中介效应、部分中介效应还是遮掩效应；反之，则表示中介效应不存在。表4中Sobel检验的Z值为2.705，大于0.97，Bootstrap检验得到的95%置信区间为[0.010, 0.055]，不包含0。结合第(2)列中L2.dige的系数与第(3)列中L.seg的系数的乘积与第(3)列中L2.dige的系数同号，可以证明业务复杂度的中介效应在统计上是显著的，逐步回归法的检验结果稳健。在数字经济发展影响企业代理成本的过程中，的确存在“数字经济发展→业务复杂度提高→代理成本增加”的传导路径，较好地验证了研究假说H3。

## (三)异质性分析

### 1.基于企业内部信息环境的异质性分析

企业内部信息环境直接影响着外部利益相关者监督公司管理层的成本和有效性。在信息透明度较低的公司中，由于外部投资者更难以了解企业进行组织架构变革、业务模式创新等数字化转型活动的具体过程和详细情况，故而管理层将会有更强的动机实施谋取个人私利的机会主义行为。因此，数字经济发展对企业代理成本的正向作用应该

表3 调节效应检验结果

	(1)	(2)IV-2SLS	(3)IV-GMM
	agenc	agenc	agenc
L.dige	0.473*** (0.160)	0.376** (0.169)	0.376** (0.170)
L.dige×L.intbus	0.310** (0.140)	0.312** (0.139)	0.312** (0.140)
L.intbus	0.009** (0.004)	0.009** (0.004)	0.009** (0.004)
控制变量	控制	控制	控制
年份效应	是	是	是
行业效应	是	是	是
省份效应	是	是	是
截距项	0.671*** (0.100)	0.647*** (0.103)	0.647*** (0.104)
样本量	7015	7015	7015
调整R <sup>2</sup>	0.459	0.459	0.459

注：工具变量选取参见后文内生性问题处理，限于篇幅，省略工具变量有效性检验结果和控制变量回归结果，留存备案。

表4 中介效应检验结果

	(1)	(2)	(3)
	agenc	L.seg	agenc
L2.dige	0.631*** (0.167)	2.984** (1.343)	0.601*** (0.166)
L.seg			0.010*** (0.004)
控制变量	控制	控制	控制
年份效应	是	是	是
行业效应	是	是	是
省份效应	是	是	是
截距项	0.712*** (0.123)	-12.023*** (0.805)	0.833*** (0.117)
样本量	5648	5648	5648
调整R <sup>2</sup>	0.455	0.451	0.457
Sobel 检验	Z=2.705, p=0.007		
Bootstrap 检验	95% 置信区间为 [0.010, 0.055]		

注：L和L2.分别表示滞后一期和滞后两期。限于篇幅，省略控制变量回归结果，留存备案。下表同。

主要体现在信息透明度低的公司样本中。

参考Hutton et al.(2009)<sup>[6]</sup>的做法,本文采用企业过去三年操纵性应计项目的绝对值之和来衡量企业的信息透明度。操纵性应计项目绝对值由修正Jones模型估计得到,该值越大,表明企业信息透明度越低,内部信息环境越差。本文按照滞后一期信息透明度的中位数将样本划分为信息透明度高的组和信息透明度低的组,考察不同内部信息环境下数字经济发展对企业代理成本影响的异质性,相关回归结果见表5第(1)(2)列。从表中结果可知,在信息透明度较低的样本中,*L.dige*的系数在1%水平下显著为正,而在信息透明度较高的样本中,*L.dige*的系数不显著,与预期一致。这意味着优化企业内部信息环境有利于减轻数字经济发展对企业代理成本的正向影响。

## 2.基于企业成长性的异质性分析

数字经济具有典型的资本和技术密集型产业特征,其发展依托于数字生态的完善。相较于成长性低的企业,成长性高的企业拥有较为雄厚的物质基础和领先的技术优势来投资和完善信息基础设施,而且为了维护其自身在市场竞争中的有利地位,这类企业通常也具有较强的意愿和动机推进信息基础设施建设,提高信息化应用水平和应用效率(孙早和徐远华,2018)<sup>[28]</sup>。因此,数字经济发展对企业代理成本的正向影响应该主要在成长性高的企业中体现。本文以企业成长性的中位数为分组依据,将全样本划分为高成长性企业(企业成长性大于中位数)和低成长性企业(企业成长性小于中位数)两组进行回归,结果见表5第(3)(4)列。从表中结果可以看到,在

企业成长性高的组中,*L.dige*的系数在1%水平下显著为正,而在企业成长性低的组中,*L.dige*的系数不显著,与预期相符。

## 3.基于区域分布的异质性分析

由于各地区经济发展水平、信息和知识资源禀赋等不均衡,中国数字经济发展呈现明显的区域“数字鸿沟”与两极分化现象(刘军等,2020)<sup>[19]</sup>;而各地区市场化进程、法律环境等差异,也影响着数字经济与实体经济的融合渗透深度以及外界对企业管理层的决策行为的监督强度。因此,有必要探讨数字经济发展对企业代理成本的影响是否存在着明显的区域异质性特点。本文将全样本按照企业注册所在城市划分为中心城市和外围城市两组样本进行分类检验(中心城市包括省会城市、直辖市和副省级城市,其他城市被定义为外围城市),结果见表5第(5)(6)列。从表中结果可以看到,外围城市数字经济发展显著增加了企业代理成本,而中心城市数字经济发展降低了企业代理成本,但*L.dige*的系数不显著。原因可能在于,相较于外围城市,中心城市是数字经济发展的先行地区,数字经济发展处于领先水平,地区市场化程度较高,法律制度较为完善,这为企业进行数字化转型营造了良好的环境,也有利于外部利益相关者充分利用数字化技术手段加强对管理层决策行为的监督。但总体而言,目前中国企业数字化转型程度还不够高,尚处于转型初期阶段,因此,数字经济降低企业代理成本的积极效应还未明显显现。

## (四)内生性问题处理

在前文基准回归中,本文将核心解释变量滞后一期,在一定程度上削弱了由反向因果引起的内生性问题。但是,数字经济发展对企业代理成本的影响还可能存在由于测量误差和遗漏变量所致的内生性问题。为此,本文主要采用以下两种方法来进一步开展内生性检验。

一是参考黄群慧等(2019)<sup>[16]</sup>和张勋等(2019)<sup>[38]</sup>的研究,选取以下两个变量作为地区数字经济发展水平的工具变量对基准模型进行估计:(1)企业注册所在城市1984年每百人电话机部数。选取这一变量的理由是,地区数字化技术的普及和应用会受当地固定电话等传统电信基础设施历史分布状况的影响,满足相关性要求。同时,相对于互联网等现代信息技术对公司治理的影响,固定

表5 异质性检验结果

	企业内部信息环境 异质性		企业成长性异质性		地区异质性	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	信息透明度较高	信息透明度较低	高成长性	低成长性	中心城市	外围城市
<i>L.dige</i>	0.386 (0.262)	0.640*** (0.181)	0.717*** (0.174)	0.295 (0.209)	-0.025 (0.138)	0.697** (0.296)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	是	是	是	是	是	是
行业效应	是	是	是	是	是	是
省份效应	是	是	是	是	是	是
截距项	0.610*** (0.113)	0.691*** (0.145)	0.630*** (0.215)	0.637*** (0.124)	0.755*** (0.252)	0.662*** (0.131)
样本量	3506	3509	3354	3661	3617	3398
调整 $R^2$	0.435	0.485	0.490	0.429	0.470	0.490
组间差异 (经验 $p$ 值)	0.060*		0.032**		0.000***	

电话等传统电信基础设施对公司治理的影响微乎其微，满足排他性要求。(2)企业注册所在城市到杭州市的球面距离。选择这一变量的原因在于，中国数字金融发展存在地理依赖性，在空间上呈现出距离杭州市越远推广难度越大的特征(郭峰等，2017)<sup>[14]</sup>，企业注册所在城市到杭州市的距离与城市数字金融发展直接相关，但又不会对公司代理成本产生影响，从而满足工具变量的两个条件。由于地区数字经济发展水平是一个随时间变化的变量，而企业注册所在城市1984年每百人电话机部数、企业注册所在城市到杭州市的球面距离这两个变量的原始数据均是不随时间变化的截面数据，直接使用会导致第二阶段的估计失效。因此，借鉴Nunn and Qian(2014)<sup>[7]</sup>的处理方法，本文将这两个变量分别乘以一个随时间变化的变量，构造出两个面板工具变量，即企业注册所在城市1984年每百人电话机部数×上一年全国互联网用户数(IV1)、企业注册所在城市到杭州市的球面距离×全国层面(除该城市外的其他所有城市)数字经济指数的均值(IV2)。

表6报告了工具变量两阶段最小二乘法(2SLS)的估计结果。可以看到，第一阶段回归中LIV1的系数在1%水平下显著为正，LIV2的系数在1%水平下显著为负，F统计量值为70.216，远大于10，表明这两个工具变量均与内生解释变量高度相关，而且系数符号符合预期，因此不存在弱工具变量问题。第二阶段回归中，Sargan检验的p值为0.851，大于0.1，接受“所有工具变量均外生的原假设”，认为两个工具变量都与扰动项不相关，工具变量的外生性得到满足。两类检验联合说明本文所选取的工具变量是合理的。第二阶段回归结果显示，考虑内生性问题后，L.dige的回归系数依然在5%水平下显著为正，与基准回归结果保持一致，表明数字经济发展增加了管理层与股东之间的代理成本，进一步支持了研究假说H1。

二是借鉴Oster(2019)<sup>[8]</sup>提出的方法来检验遗漏不可观测变量可能带来的内生性问题。计算估计量 $\beta^*$ 近似获得核心解释变量数字经济发展水平真实系数的一致估计：

$$\beta^* = \tilde{\beta} - \delta[\tilde{\beta} - \tilde{\beta}] \frac{R_{max} - \tilde{R}}{\tilde{R} - \tilde{R}} \quad (6)$$

其中， $\tilde{\beta}$ 和 $\tilde{R}$ 分别表示在引入受限控制变量进行回归时，数字经济发展水平的估计系数和回归方程的拟合优度； $\tilde{\beta}$ 和 $\tilde{R}$ 分别表示在引入可观测变量作为控制变量进行回归时，数字经济发展水平的估计系数和回归方程的拟

表6 工具变量回归结果

A 栏：第一阶段估计结果		B 栏：第二阶段估计结果	
L.dige		agenc	
L.IV1	3.52e-08*** (8.35e-09)	L.dige	0.392** (0.175)
L.IV2	-0.162*** (0.017)		
控制变量	控制	控制变量	控制
年份效应	是	年份	是
行业效应	是	行业	是
省份效应	是	省份	是
截距项	-0.067*** (0.013)	截距项	0.599*** (0.107)
样本量	7015	样本量	7015
调整 R <sup>2</sup>	0.918	调整 R <sup>2</sup>	0.449
F 统计量	70.216	Sargan 检验 (p 值)	0.035 (0.851)

合优度； $R_{max}$ 是所有不可观测的遗漏变量可被观测时回归方程的最大拟合优度； $\delta$ 衡量的是可观测变量与数字经济发展的关系相对于不可观测变量与数字经济发展的关系的相对强弱， $\delta=1$ 表示可观测变量和不可观测变量是同等重要的。具体地，本文通过以下两种方式来检验数字经济发展与企业代理成本的基准回归结果是否会因遗漏不可观测的变量而发生显著变化。第一种是检验当 $\delta=1$ 、 $R_{max}$ 等于1.3倍 $\tilde{R}$ 时，由 $\tilde{\beta}$ 和计算得到的 $\beta^*$ 组成的数字经济发展水平估计系数的取值范围是否包括0；若该取值范围不包括0，则说明基准回归中数字经济对企业代理成本影响的参数估计值比较稳定，结论是稳健的。第二种方法是，检验 $\beta^*=0$ 、 $R_{max}$ 等于1.3倍 $\tilde{R}$ 时，计算得到的 $\delta$ 的绝对值是否大于1，若该值大于1，则基准回归结果稳健。使用上述两种检验方法检验得到 $\tilde{\beta}$ 和 $\beta^*$ 组成的数字经济发展水平估计系数的取值范围为[0.510, 0.527]，不包括0， $\delta$ 的绝对值为30.936，大于1，因此可以认为，即使存在遗漏变量，本文对数字经济发展与企业代理成本之间关系的判断结论仍是稳健的。

### (五)稳健性检验

为了进一步验证上述结论的稳健性，本文还进行了如下的稳健性检验：

第一，更换被解释变量，现有文献除了使用经营管理费用率来度量管理层与股东之间的代理成本外，还常用总资产周转率(主营业务收入/总资产)来反映管理层因偷懒等机会主义行为造成企业资产低效率使用而引致的代理成本，总资产周转率越高，管理层与股东之间的代

理成本越低。本文同时采用这一指标来作为被解释变量的替代指标，回归结果见表7第(1)列。

第二，更换解释变量，采用CRITIC方法基于互联网普及率、移动电话普及率、人均电信业务总量、计算机服务和软件业从业人员占城镇单位从业人员比重以及城市数字普惠金融指数5个指标重新测算地区数字经济发展综合指数作为解释变量的替代指标，回归结果见表7第(2)列。

第三，鉴于制造业中计算机、通信和其他电子设备制造企业本身天然就与数字化相关，故剔除这类上市公司样本进行回归，结果见表7第(3)列。

第四，考虑数字经济发展对企业代理成本影响的连续性和持续性，将解释变量滞后两期和滞后三期，回归结果见表7第(4)和第(5)列。

第五，更换工具变量，以工具变量IV3(公司注册所在市到杭州、深圳和北京三大核心城市的平均球面距离×全国层面(除该城市外的其他所有城市)数字经济指数的均值)来替换工具变量IV2(公司注册所在城市到杭州市的球面距离×全国层面(除该城市外的其他所有城市)数字经济指数的均值)进行两阶段回归，结果见表7第(6)(7)列。

从表7中结果可见，采用上述几种方式进行稳健性检验，数字经济发展水平的回归系数至少在5%水平下显

著，模型的基本结论并未发生实质性改变，进一步说明了本文结论的稳健性。

## 五、结论与启示

本文以2011—2018年中国沪深两市A股制造业上市企业为研究样本，通过构建城市数字经济发展指数，实证考察了数字经济发展对企业代理成本的影响及其内在机制。主要结论如下：(1)数字经济发展显著增加了企业代理成本，该结论在考虑潜在的内生性问题和进行一系列稳健性检验后依然成立。(2)基于调节效应模型的机制检验结果表明，商业模式创新正向调节数字经济发展与企业代理成本的关系，即商业模式创新越充分，数字经济发展增加代理成本的作用效应越强。中介效应模型的机制检验结果揭示，在数字经济发展影响企业代理成本的过程中，存在“数字经济发展→企业的业务复杂度提高→企业代理成本增加”的传导渠道，即数字经济发展可以通过提高企业的业务复杂程度来间接增加企业代理成本。(3)异质性分析表明，数字经济发展对内部信息透明度低、成长性高、注册所在地位于外围城市的企业代理成本的增加具有显著影响，而对内部信息透明度高、成长性低、注册所在地位于中心城市的企业代理成本增加的影响不显著。

从本文的研究结论可得到如下的政策启示：

首先，在当前数字经济发展战略机遇期，政府部门应当在加快推进高速、移动、安全、泛在的新一代信息基础设施建设，大力鼓励企业加速数字化转型的同时，积极应对数字化融合创新背后的风险防控和监管难题，进一步严苛监管环境，建立完善相关监管规则体系，加强对上市公司信息披露的事前、事中和事后的全过程监管。特别地，政府应加快明确商业模式在企业财务报告体系和会计准则中的功能定位，有效监督并利用会计师事务所等第三方中介力量，积极探索建立起一套完整、可行的商业模式信息披露方式和标准，切实改善企业管理层与股东之间由商业模式创新所带来的信息不对称问题，充分激发出数字经济发展在公司治理实践中的积极作用。

其次，为更好地适应数字经济的时代潮流，企业应结合自身实际情况，主动拥抱数字化转型新趋势，在兼

表7 稳健性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	agenc	agenc	agenc	agenc	agenc	第一阶段 回归 L.dige	第二阶段 回归 agenc
L.dige	-1.389** (0.544)	9.419*** (2.431)	0.626*** (0.165)				0.413*** (0.157)
L2.dige				0.631*** (0.167)			
L3.dige					0.702*** (0.227)		
L.IV1						2.57e-08*** (6.19e-09)	
L.IV3						-0.189*** (0.022)	
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	是	是	是	是	是	是	是
行业效应	是	是	是	是	是	是	是
省份效应	是	是	是	是	是	是	是
截距项	1.615*** (0.479)	0.664*** (0.106)	0.707*** (0.117)	0.712*** (0.123)	0.773*** (0.146)	-0.041*** (0.012)	0.603*** (0.106)
样本量	7015	7015	5942	5648	4483	7015	7015
调整 R <sup>2</sup>	0.326	0.450	0.477	0.455	0.457	0.952	0.449
F 统计量						116.633	
Sargan 检验 (p 值)							0.077 (0.782)

注：L3.表示滞后三期。

顾收益和风险的前提下积极开展业务模式创新,着力提高内部信息披露水平和质量,探索构建适应技术与产品和业务模式深度融合的互联网新型商业生态的治理机制。

最后,广大投资者应不断提高自身专业素质和能力,借助互联网、大数据等新兴信息技术手段,广泛获取企业商业模式创新等相关信息,厘清新型商业模式的盈利逻辑,

加强对复杂业务经营模式下公司财务信息的解析和运用能力。其中,专业能力较强的机构投资者应当充分发挥自身信息优势,严格监督管理层在复杂业务经营过程中的决策,抑制其谋取私利的机会主义行为。 ■

[基金项目:国家社会科学基金项目“数字经济驱动下公司治理变革的机理与效应研究”(项目编号:21BJY235)]

## 参考文献:

- [1] Ang J S, Cole R A, Lin J W. Agency costs and ownership structure[J]. *Journal of Finance*, 2000, 55(1): 81-106.
- [2] Brillinger A S, Els C, Schäfer B, Bender B. Business model risk and uncertainty factors: toward building and maintaining profitable and sustainable business models[J]. *Business Horizons*, 2020, 63(1): 121-130.
- [3] Demsetz H, Lehn K. The structure of corporate ownership: causes and consequences[J]. *Journal of Political Economy*, 1985, 93(6): 1155-1177.
- [4] Farooqi J, Harris O, Ngo T. Corporate diversification, real activities manipulation, and firm value[J]. *Journal of Multinational Financial Management*, 2014, 27(10): 130-151.
- [5] Gong Q H, Li O Z, Lin Y P, Wu L S. On the benefits of audit market consolidation: evidence from merged audit firms[J]. *Accounting Review*, 2016, 91(2): 463-488.
- [6] Hutton A P, Marcus A J, Tehranian H. Opaque financial report,  $R^2$ , and crash risk[J]. *Journal of Financial Economics*, 2009, 94(1): 67-86.
- [7] Nunn N, Qian N. US food aid and civil conflict[J]. *American Economic Review*, 2014, 104(6): 1630-1666.
- [8] Oster E. Unobservable selection and coefficient stability: theory and evidence[J]. *Journal of Business & Economic Statistics*, 2019, 37(2): 187-204.
- [9] 柏培文,张云.数字经济、人口红利下降与中低技能劳动者权益[J]. *经济研究*, 2021, 56(5): 91-108.
- [10] 陈剑,黄朝,刘运辉.从赋能到使能——数字化环境下的企业运营管理[J]. *管理世界*, 2020, 36(2): 117-128+222.
- [11] 陈小辉,张红伟,吴永超.数字经济如何影响产业结构水平? [J]. *证券市场导报*, 2020, (7): 20-29.
- [12] 戴亦一,肖金利,潘越.“乡音”能否降低公司代理成本? ——基于方言视角的研究[J]. *经济研究*, 2016, 51(12): 147-160+186.
- [13] 杜传忠,张远.数字经济发展对企业生产率增长的影响机制研究[J]. *证券市场导报*, 2021, (2): 41-51.
- [14] 郭峰,孔涛,王靖一.互联网金融空间集聚效应分析——来自互联网金融发展指数的证据[J]. *国际金融研究*, 2017, (8): 75-85.
- [15] 郭峰,王靖一,王芳,孔涛,张勋,程志云.测度中国数字普惠金融发展: 指数编制与空间特征[J]. *经济学(季刊)*, 2020, 19(4): 1401-1418.
- [16] 黄群慧,余泳泽,张松林.互联网发展与制造业生产率提升: 内在机制与中国经验[J]. *中国工业经济*, 2019, (8): 5-23.
- [17] 李荣,王瑜,陆正飞.互联网商业模式影响上市公司盈余质量吗——来自中国证券市场的经验证据[J]. *会计研究*, 2020, (10): 66-81.
- [18] 李维安.移动互联网时代的公司治理变革[J]. *南开管理评论*, 2014, 17(4): 1.
- [19] 刘军,杨渊蓊,张三峰.中国数字经济测度与驱动因素研究[J]. *上海经济研究*, 2020, (6): 81-96.
- [20] 刘政,姚雨秀,张国胜,匡慧妹.企业数字化、专用知识与组织授权[J]. *中国工业经济*, 2020, (9): 156-174.
- [21] 罗进辉,巫奕龙.数字化运营水平与真实盈余管理[J]. *管理科学*, 2021, 34(4): 3-18.
- [22] 罗珉,李亮宇.互联网时代的商业模式创新: 价值创造视角[J]. *中国工业经济*, 2015, (1): 95-107.
- [23] 祁怀锦,曹修琴,刘艳霞.数字经济对公司治理的影响——基于信息不对称和管理者非理性行为视角[J]. *改革*, 2020, (4): 50-64.
- [24] 戚聿东,肖旭.数字经济时代的企业管理变革[J]. *管理世界*, 2020, 36(6): 135-152+250.
- [25] 史亚雅,杨德明.商业模式创新会引发股价崩盘风险吗[J]. *财贸经济*, 2020, 41(6): 80-94.
- [26] 史亚雅,杨德明.数字经济时代商业模式创新与盈余管理[J]. *科研管理*, 2021, 42(4): 170-179.
- [27] 孙光林,蒋伟.数字经济对商业银行不良贷款率的影响机制研究[J]. *证券市场导报*, 2021, (5): 37-44+54.
- [28] 孙早,徐远华.信息基础设施建设能提高中国高技术产业的创新效率吗? ——基于2002—2013年高技术17个细分行业面板数据的经验分析[J]. *南开经济研究*, 2018, (2): 72-92.
- [29] 谭松涛,阚钰,崔小勇.互联网沟通能够改善市场信息效率吗? ——基于深交所“互动易”网络平台的研究[J]. *金融研究*, 2016, (3): 174-188.
- [30] 王宏鸣,陈永昌,杨晨.数字化能否改善创新要素错配? ——基于创新要素区际流动视角[J]. *证券市场导报*, 2021, (11): 2-11.
- [31] 温忠麟,叶宝娟.中介效应分析: 方法和模型发展[J]. *心理学进展*, 2014, 22(5): 731-745.
- [32] 吴非,胡慧芷,林慧妍,任晓怡.企业数字化转型与资本市场表现——来自股票流动性的经验证据[J]. *管理世界*, 2021, 37(7): 130-144+10.
- [33] 许宪春,张美慧.中国数字经济规模测算研究——基于国际比较的视角[J]. *中国工业经济*, 2020, (5): 23-41.
- [34] 易露霞,吴非,徐斯阳.企业数字化转型的业绩驱动效应研究[J]. *证券市场导报*, 2021, (8): 15-25+69.
- [35] 袁淳,肖土盛,耿春晓,盛誉.数字化转型与企业分工: 专业化还是纵向一体化[J]. *中国工业经济*, 2021, (9): 137-155.
- [36] 岳宇君,顾萌.智能化对制造企业成本粘性的影响研究[J]. *金融经济研究*, 2021, 36(3): 91-106.
- [37] 张新民,陈德球.移动互联网时代企业商业模式、价值共创与治理风险——基于瑞幸咖啡财务造假的案例分析[J]. *管理世界*, 2020, 36(5): 74-86+11.
- [38] 张勋,万广华,张佳佳,何宗樾.数字经济、普惠金融与包容性增长[J]. *经济研究*, 2019, 54(8): 71-86.
- [39] 赵璨,曹伟,姚振晔,王竹泉.“互联网+”有利于降低企业成本粘性吗? [J]. *财经研究*, 2020, 46(4): 33-47.
- [40] 赵宸宇,王文春,李雪松.数字化转型如何影响企业全要素生产率[J]. *财贸经济*, 2021, 42(7): 114-129.
- [41] 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, 36(10): 65-76.
- [42] 郑志刚,邹宇,崔丽.合伙人制度与创业团队控制权安排模式选择——基于阿里巴巴的案例研究[J]. *中国工业经济*, 2016, (10): 127-143.
- [43] 中国信息通信研究院. 中国数字经济发展白皮书[R/OL]. (2021-04-23)[2021-05-12]. [http://www.caict.ac.cn/kxyj/qwfb/ bps/202104/t20210423\\_374626.htm](http://www.caict.ac.cn/kxyj/qwfb/ bps/202104/t20210423_374626.htm).

(责任编辑:崔毅安)