

企业数字化转型与经济政策不确定性感知

方明月 聂辉华 阮睿 沈昕毅

(中国农业大学经济管理学院, 北京 100083; 中国人民大学经济学院, 北京 100872; 中央财经大学中国财政发展协同创新中心, 北京 100081)

摘要: 经济政策带来的不确定性感知是企业面临的巨大挑战之一, 而数字化转型有助于降低企业的经济政策不确定性感知。为了验证企业的数字化转型和经济政策不确定性感知之间的关系, 本文使用 2012-2020 年中国 A 股制造业上市公司数据, 采用文本分析法构造了企业层面的经济政策不确定性感知和数字化转型指标。计量回归表明, 制造业企业的数字化转型显著降低了企业的经济政策不确定性感知。企业数字化转型水平每提高 1 个标准差, 经济政策不确定性感知会降低 3.86%。在使用了更换度量指标、构建 Bartik 工具变量法和利用外生冲击进行合成双重差分检验 (SDID) 等多种缓解内生性问题的方法后, 本文的主要结论依然成立。渠道分析表明, 企业的数字化转型通过减少企业面临的信息不对称和提高企业的信息处理能力, 减少了经济政策不确定性感知。本文在数字经济背景下提供了一种降低经济政策不确定性感知的新思路, 并且对“稳预期”和发展数字经济提供了重要的政策含义。

关键词: 经济政策不确定性, 数字化转型, 数字经济, 信息化

JEL 分类号: D81, D83, O33 **文献标识码:** A **文章编号:**

本文发表于《金融研究》, 2023 年第 2 期。

一、导论

微观主体是根据预期来决策的。对于企业来说, 干扰预期形成的最主要因素之一是经济政策不确定性。所谓经济政策不确定性, 是消费者、经理人或其他决策者关于经济政策变化的主观感知 (Bloom, 2014)。特别是近几年, 由于新冠疫情、国际贸易摩擦和地区冲突的影响, 国际政治经济形势充满变数, 企业面临的经济政策不确定性进一步加剧。近十年来, 经济学家们高度关注经济政策不确定性。他们发现, 总体上经济政策不确定性会抑制企业的投资, 减少企业的雇佣和贸易, 降低企业的产出, 并且可能阻碍长期经济增长 (Bloom et al., 2007; Bloom, 2014; Baker et al., 2016; Gulen and Ion, 2016)。既然经济政策不确定性总体上会对企业产生负面影响, 那么研究如何降低企业的经济政策不确定性感知就是一个非常重要的问题。

数字经济时代的来临, 为上述问题提供了一种新的答案。以人工智能、区块链、云计算、大数据为代表的新一代数字技术日新月异, 催生了数字经济这一新的经济形态 (戚聿东和肖旭, 2020)。在数字经济时代, 企业借助数字技术来改造企业的生产经营系统、管理模式和核心业务流程, 形成了破坏性创新和变革, 这一过程就是企业的数字化转型 (Siebel, 2019)。制造业企业的数字化转型, 有时也称为智能制造。我们推测, 企业的数字

收稿日期: 2022-06-22

作者简介: 方明月, 经济学博士, 副教授, 中国农业大学经济管理学院, Email: fmingyue@163.com。

聂辉华 (通讯作者), 经济学博士, 教授, 中国人民大学经济学院, Email: niehuihua@vip.163.com。

阮睿, 经济学博士, 讲师, 中央财经大学中国财政发展协同创新中心, Email: ruanrui@cufe.edu.cn。

沈昕毅, 硕士研究生, 中国人民大学经济学院, Email: shenxinyi0531@163.com。

* 本文感谢国家自然科学基金青年项目 (72002213) 和面上项目 (72273144)、北京市社科基金一般项目 (20JJB006) 以及教育部重大课题 (18JZD048) 的资助。作者感谢两位匿名审稿人、廖冠民以及清华大学第二届中国经济学前沿学术论坛、第五届中国管理学高端前沿论坛参会者的评论。文责自负。

化转型能够有效地降低企业的经济政策不确定性感知。

为什么企业的数字化转型能够减少经济政策不确定性感知呢？企业面临的经济政策不确定性感知归根结底源于两个方面：一是获取的信息有限，二是处理信息的能力有限（Keynes, 1936 ; Bloom, 2014）。企业通过数字化转型，引入人工智能、大数据、云计算等数字技术，可以在一定程度上缓解这两个方面的约束。一方面，企业可以利用信息和通信技术（ICT）软件（例如 ERP 系统）、大数据以及物联网技术，在企业内部、企业和供应商之间加强数据整合和数据共享，获得更多信息；另一方面，企业通过各种云平台和人工智能算法，有效地提高数据处理能力，更好地预测和满足个性化、多元化需求。管理学者对著名制造业企业的案例研究表明（例如单宇等, 2021），企业的数字化转型能够促使企业更快地调整企业战略布局、聚焦目标客户、维持供应链安全、控制生产成本的波动，使企业在各种“黑天鹅事件”的冲击下顽强地生存下来。中国人民大学中小企业发展研究中心（2020）的一项调查报告表明，在新冠肺炎引起的疫情期间，企业的数字化转型能有效减少预期营收的下滑、控制成本、维持更长时间的现金流补血以及提高后续创新投入。基于理论分析和案例分析，我们提出了本文的主要假说：数字化转型能够降低企业面临的经济政策不确定性感知。

为了考察企业的数字化转型在减少经济政策不确定性感知方面的作用，本文使用了 2012-2020 年中国 A 股制造业上市公司数据，其中包含 1598 家企业的 9944 个观测值。首先，我们采用文本分析法从上市公司年报中提取了“经济政策词语”和“不确定性词语”，构造了企业层面的经济政策不确定性感知指标（*FEPUI*），并同时构造了企业的数字化转型指标。基准回归分析表明，制造业企业的数字化转型显著减少了企业的经济政策不确定性感知。具体来说，企业数字化转型水平每提高 1 个标准差，企业的经济政策不确定性感知会降低 3.86%。在稳健性检验中，我们也使用了与数字经济有关的固定资产投资占总资产的比重作为企业数字化转型的代理变量，以及采取一些方法排除了企业在年报中可能存在的策略性报告行为。为了解决可能存在的内生性问题，我们使用了更换度量指标、构建 Bartik 工具变量法、利用外生冲击进行合成双重差分检验（SDID）等多种方法，发现主要结果依然成立。最后，我们揭示了企业数字化转型减少经济政策不确定性感知的两个主要渠道：减少企业面临的信息不对称和提高企业的信息处理能力。

本文对现有文献的贡献主要表现在以下两个方面。首先，本文揭示了一种新的减少不确定性感知的途径，拓展了经济政策不确定性文献。最近几年，关于经济政策不确定性的研究方兴未艾。这类文献主要包括两个方面，一是研究经济政策不确定性对微观个体和金融市场产生的影响。对企业来说，经济政策不确定性会抑制投资和雇佣行为，从而降低企业的绩效（Bloom et al., 2007 ; Gulen and Ion, 2016）；对个体来说，经济政策不确定性上升会导致家庭的消费降低，劳动供给减少（Sheen and Wang, 2017）；在金融市场上，经济政策不确定性会降低股票收益率（Pastor and Veronesi, 2012），延缓信息在市场上的传播速度（Kurov and Stan, 2018），以及加剧投资者和公司内部人之间的信息不对称程度（Nagar et al., 2019）。二是分析经济政策不确定性产生的原因，这包括大宗商品价格冲击（Stein and Stone, 2013）和流行病爆发（Altig et al., 2020）等负面事件。本文在两个方面与已有文献不同。一是本文使用了企业层面的经济政策不确定性感知指数，而已有文献主要使用宏观层面的经济政策不确定性指标（例如 Baker et al., 2016）。使用企业层面的度量指标有一个重要优势，它有助于我们全面理解宏观和微观层面的因素如何共同影响企业的经济政策不确定性感知，而宏观层面的度量指标无法区分不同企业的不确定性感受。二是本文从数字化转型的角度分析了如何降低企业的经济政策不确定性感知，从而填补了现有文献的空白。

其次，本文发现企业的数字化转型能够减少经济政策不确定性感知，从而为数字化转型效应的研究提供了新的发现。近年来，学者们主要从三个角度分析了数字技术、ICT 技术或者数字化转型对企业的影响。一是数字化转型提高了企业的经济效率或财务绩效（Bloom et

al. ,2014 ;Gal et al. ,2019 ;杨德明和刘泳文 ,2018 ;何帆和刘红霞 ,2019 ;黄群慧等 ,2019 ;刘飞 ,2020 ;赵宸宇 ,2021)。二是数字化转型影响了企业行为,包括促进了企业的技术创新(沈国兵和袁征宇 ,2020)、供应链金融创新(龚强等 ,2021)和出口(易靖涛和王悦昊 ,2021)。三是数字化转型改善了公司治理,这体现为降低了公司代理成本(曾建光和王立彦 ,2015),减少了企业管理层与投资者之间的信息不对称(祈怀锦等 ,2020 ;吴非等 ,2021)。本文是第一篇研究企业数字化转型影响经济政策不确定性感知的文章。因为企业对政策的预期在很大程度上会影响其投资、雇佣和研发等行为(Bloom ,2014),所以本文关注企业数字化转型对经济政策不确定性感知的影响,相当于从源头上揭示了企业数字化转型影响行为和绩效的更深层次原因或者机制。在这个意义上,本文与现有文献是互补的,并且将现有研究往前推进了一步。

接下来,本文第二节进行理论分析并归纳若干假说,第三节介绍数据和计量回归结果,第四节讨论数字化转型降低经济政策不确定性的渠道,最后是结论和政策含义。

二、理论分析和假说

(一) 经济政策不确定性的定义和原因

经典的经济学文献将不确定性(uncertainty)分为两类:一类是在客观概率上可以度量的风险(risk),另一类是无法度量的风险,属于主观概率,它被称为奈特意义上的不确定性(Knight ,1921),或者“模糊性”(ambiguity)(Ellsberg ,1961)。然而,在经验研究中无法把风险和不确定性严格分开,因此经济学文献中的不确定性同时包括了风险和模糊性两种类型(Bloom ,2014)。近年来,经济学者关注的不确定性主要指经济政策的不确定性。对于企业来说,经济政策不确定性是企业关于经济政策的时间、内容和潜在影响等方面的不确定性(Gulen and Ion ,2016),它是一种主观感知(Bloom ,2014)。这里的经济政策通常包括财政政策、货币政策和管制政策等(Baker et al. ,2016)。

需要说明的是,虽然经济政策的变化是客观存在的,但是经济政策变化对个体造成的冲击是因人而异的。例如,美联储的加息政策一直不太明朗,债券持有者可能认为这是利空消息,而股票持有者可能认为这是利好消息。因此,经济学者在讨论经济政策不确定性时,实际上是讨论个体对经济政策不确定性的主观感知,而不是政策变动的客观概率分布。^①当企业家从主观上感受到不确定性时,他不可能改变经济政策,只能通过调整投资、雇佣决策以及加快学习来适应环境的变化(Bachmann et al. ,2021)。

凯恩斯在其经典名著《就业、利息和货币通论》中总结了个体产生不确定性的三个原因:第一是个体掌握的信息有限,第二是个体的信息处理能力有限,第三是个体间信心的异质性和互动关系会放大群体信心的波动(Keynes ,1936)。进一步,Bloom (2014)归纳了导致经济政策不确定性的四种原因:一是负面冲击引起经济衰退和商业活动减少,信息传播受阻;二是在经济衰退时期,政府的经济政策会更加多变,从而更加难以预测;三是企业在经营状况不佳时尝试新想法的成本较低,这会鼓励企业求变,从而加剧经济整体的不确定性;四是个体往往在经济繁荣时对自己的预测更加自信,而在经济衰退时对自己的预测缺乏自信,因此在衰退时期会增加不确定性感受。综合凯恩斯和 Bloom (2014)的分析,我们可以将企业面临的经济政策不确定性感知产生的原因归为两个方面:(1)信息有限或者不对称信息,对应于凯恩斯的第一、第三点和 Bloom (2014)的第一、第二点;(2)信息处理能力有限,对应于凯恩斯的第二点和 Bloom (2014)的第四点。

^① 在本文中,经济政策不确定性和经济政策不确定性感知是等价的。关于经济政策不确定性概念的内涵和度量,可参考Bloom (2014)和聂辉华等(2020)。

（二）理论假说

数字化转型是指企业借助人工智能、区块链、云计算、大数据等数字技术，改造企业的生产经营系统、管理模式和核心业务流程，形成破坏性创新和变革的过程（Siebel, 2019）。如前所述，影响企业的经济政策不确定性感知的两个主要因素是信息有限和信息处理能力有限（Keynes, 1936; Bloom, 2014）。我们认为，数字化转型可以帮助企业在减少信息不对称和提高信息处理能力这两个方面，降低企业的经济政策不确定性感知。

首先，数字化转型有助于企业获取更多信息，减少信息不对称。数字技术最基本的功能就是传输信息，包括在物与人之间（信息技术）、物与物之间（物联网）、人与人之间（通信技术）。因此，数字技术作为一种组织管理手段，可以有效地降低信息获取成本和代理成本（Brynjolfsson and McElheran, 2016; Goldfarb and Tucker, 2019）。Gal et al. (2019) 基于 OECD 国家的企业调查数据，发现企业采用了高速宽带和 CRM（客户关系管理）软件后，极大地改善了企业内部、企业与供应商和客户之间信息交换的速度和可靠性，从而显著提高了企业的生产率。具体来说，数字化转型能够降低不同利益相关者之间的信息不对称。（1）数字化转型可以降低银行和企业之间的信息不对称。在传统经济形态下，企业和银行之间存在信息不对称，银行不太了解企业融资项目的真实情况，这会带来逆向选择和道德风险问题（Stiglitz and Weiss, 1981）。实行数字化转型之后，企业利用 ERP 软件和大数据平台，可以更好地向银行证明业务流水、财务健康状况和业务前景（张永坤等, 2021）。龚强等（2021）发现，区块链的共识机制确保了企业相关信息逼近真实信息，使得银行能够在有效控制风险的情况下为供应链上的企业提供可及性足够高、成本足够低的融资服务。（2）数字化转型可以降低企业与投资者之间的信息不对称。当存在经济政策不确定性时，信息在资本市场上的传播速度更慢（Kurov and Stan, 2018），投资者和公司管理者之间的信息不对称程度会加深（Nagar et al., 2019）。而数字化转型企业可以更好地借助数字技术对企业生产和经营信息进行标准化、编码化，使企业年报的信息更加透明（吴非等, 2021），并且降低了上市公司的信息披露成本，提高了信息披露能力（祈怀锦等, 2020），从而减少了投资者和上市公司之间的信息不对称。此外，由于数字化转型成为当前企业的热点问题，因此投资者对于数字化转型的企业关注度更高。这种“曝光效应”也有利于减少信息不对称程度（Liu, 2015），从而帮助企业更好地降低经济政策不确定性感知。总之，企业通过降低自己与银行和投资者等利益相关者之间的信息不对称，提高了对投融资和生产决策的可预期性，从而降低了经济政策不确定性感知。

其次，数字化转型有助于提高企业的信息处理能力。在数字经济时代，面对经济政策不确定性，企业尤其需要利用数据提供的精准信息做出科学决策。从技术上讲，企业的信息处理能力主要受限于算力和算法两个因素，而云计算和基于大数据的人工智能可以分别有效缓解企业在算力和算法两个方面的困境。多数企业进行数字化转型的主要方式是借助平台赋能。平台赋能主要是大型平台企业通过云计算服务为企业提供算力，通过人工智能和大数据技术为企业提供算法优化。例如，阿里巴巴支持的淘工厂平台赋能服装制造企业数字化，其核心理念是将基于人的经验管理转变为基于数据的智能决策，做到用数据管理，从而提高企业在不确定性环境下的决策能力（杨大鹏和王节祥, 2022）。从经济效益上讲，一方面，Bloom et al. (2014) 指出，ICT 技术使得数据的存储和处理更加便宜，因此企业可以获得和处理更多信息。这种技术优势不仅可以提高基层员工的信息收集和处理能力，而且有助于管理者更好地汇总信息并做出决策。例如，林清轩公司与阿里数据银行合作，前者将海量客户数据传输给后者，后者利用大数据优势把符合标签画像客户的关联数据提取出来，从而提供精准的客户画像，并最终通过大数据系统进行定向广告投放（单宇等, 2021）。另一方面，信息本身具有规模经济。企业采用数字化转型之后，获得的各类信息越多，处理信息的边际成本就越

低，信息带来的价值就越大（Brynjolfsson ,1994）。这种规模经济能够提高管理层决策的速度和质量（Gurbaxani and Whang ,1991）。企业处理信息的能力越强，对未来的预期就越明确，从而对经济政策不确定性的感知就越少。

我们把以上主要观点和背后的渠道分析概括为如下假说。

假说1：企业数字化转型能够降低企业的经济政策不确定性感知。

假说 2：企业数字化转型通过减少企业面临的信息不对称，可以降低企业的经济政策不确定性感知。

假说 3：企业数字化转型通过提高企业的信息处理能力，可以降低企业的经济政策不确定性感知。

三、回归分析

（一）数据来源

本文的研究对象为中国A股制造业上市公司，数据来自CSMAR数据库。之所以选择制造业企业，是因为相对于服务业来说，制造业作为实体行业，数字化转型的难度更大，企业之间的转型差异也更加明显。本文剔除了经营状况异常（ST）的公司，并且将所有数值型变量在 1%水平上进行了截尾处理（winsorize）。本文研究的时间区间为 2012-2020 年，基准回归分析样本包含 1598 家制造业上市公司的 9944 个观测值。^①

（二）变量定义和描述性统计

本文的被解释变量是企业的经济政策不确定性感知（简称FEPU）。目前的经济学文献主要是度量国家或地区层面的经济政策不确定性（例如Baker et al. ,2016），除了聂辉华等（2020），几乎没有文献度量企业层面的经济政策不确定性。为此，本文采用了聂辉华等（2020）构造的企业经济政策不确定性指标，即利用上市公司年报文本，采取Python网络爬虫技术和jieba分词软件构造了每个企业的FEPU。聂辉华等（2020）构造的FEPU实际上是将Baker et al. (2016)构造国家或地区层面的方法细化到企业层面。具体做法如下：通过人工阅读总结出一个“经济政策词语”列表和一个“不确定性词语”列表，如果一句话中同时出现了“经济政策词语”和“不确定性词语”，就认为这句话是上市公司年报撰写人表述公司面临经济政策不确定性的内容，并识别该句子为“经济政策不确定性句子”。年报中涉及政策分析的部分主要是“经营情况讨论与分析”，假设该部分全部词语数量为M，表示经济政策不确定性的句子中包含的不确定性词语数量为N，那么不确定性词语数量占总词语数量的比例N/M就是企业面临的经济政策不确定性（FEPU）。^②

本文的关键解释变量为企业的数字化转型水平（DT）。对于制造业企业来说，数字化转型是一项重要的战略转向，涉及到内部管理、组织结构、销售体系和公司文化等方方面面的变革（戚聿东和肖旭 ,2020），因此这些变革难以通过上市公司的财务指标显示。国内学者的通常做法是，利用文本分析法，通过计算上市公司年报中关于数字化转型的关键词（例如互联网、信息化、大数据、云计算、物联网）或者句子出现的比例，来度量企业的数字化转型水平（杨德明和刘泳文 ,2018 ;赵宸宇 ,2021 ;吴非等 ,2021 ;袁淳等 ,2021）。采取这种度量方法的理由如下：第一，这些关键词反映了国家层面对制造业的信息化、智能化和数字化转型的政策导向，因为很多相关的产业政策或者补贴政策都使用了这些关键词（何帆和刘红

^① 之所以选择 2012 年作为样本起点，是因为中国从 2012 年开始加大了数字经济建设的步伐（何帆和刘红霞 ,2019）。例如，2012 年发布的《“十二五”国家战略性新兴产业发展规划》，明确提出了加快物联网、云计算等新兴技术研发，建设新一代信息技术产业。

^② 关于FEPU指标的合理性说明，可参考聂辉华等（2020）。限于篇幅，本文省略了词语列表。感兴趣的读者可通过电子邮件向作者索取。

霞,2019;吴非等,2021);第二,数字化转型或智能化是制造业上市公司的业绩亮点,企业有很强的意愿在年报中披露,以便获得资本市场的青睐。为了提取数字化转型的关键词,我们参考了数字化转型的代表性著作(例如Siebel,2019)、相关文献以及各个阶段关于数字经济的重要国家政策文件(何帆和刘红霞,2019),构建了一个大约100个关键词的词库。^①

在控制变量方面,参考已有文献(Bloom,2014;Tanaka et al.,2020;Hassan et al.,2019),本文控制了行业整体风险、股票回报波动率,以及规模(雇员人数的对数)、全要素生产率、企业年龄、净资产收益率、前十大股东持股比例、两权分离率和杠杆率等公司特征。我们还控制了企业固定效应和年份固定效应。附录表A1和表A2分别提供了变量定义和描述性统计。

(三) 基准回归

为了检验企业数字化转型对经济政策不确定性的影响,我们构建如下基准回归模型:

$$FEPU_{it} = \beta_0 + \beta_1 DT_{it} + \gamma X_{it} + \delta_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,被解释变量 $FEPU_{it}$ 表示企业 i 在第 t 年的经济政策不确定性感知, DT_{it} 表示企业的数字化转型水平。 X_{it} 为控制变量组, δ_i 表示企业固定效应, τ_t 表示年份固定效应, ε_{it} 表示扰动项。考虑到扰动项的异方差性和序列相关性,我们在回归时使用了在地级市层面聚类的稳健标准误。

我们首先利用模型(1)进行回归分析,关键解释变量为“数字化转型_词语”,回归结果如表1所示。第(1)列中,我们控制了年份固定效应和企业固定效应。第(2)列加入了全部控制变量,并使用在地级市层面聚类的稳健标准误。第(1)和第(2)列的结果显示,企业数字化转型的估计系数 β_1 为负,并在至少5%的水平上显著,即企业数字化转型显著减少了经济政策不确定性感知,这验证了假说1。从经济显著性上来看,企业数字化转型水平每上升1个标准差(0.11),企业的经济政策不确定性感知会下降0.0038。样本中企业经济政策不确定性感知的均值为0.098,因此这意味着企业数字化转型水平每提高1个标准差,企业的经济政策不确定性感知会降低3.86%。

在现实中,当企业面临较高的经济政策不确定性时,出于谨慎动机,可能减少数字化转型投资,这就会导致反向因果关系。为了缓解可能存在的反向因果关系,在表1第(3)列,我们使用滞后一期的以词语衡量的数字化转型指标,并对应地将所有控制变量也滞后一期,重复基准回归模型。结果显示,滞后一期的数字化转型水平的系数仍显著为负。在第(4)列,生成数字化转型哑变量。若企业数字化转型水平大于均值,则该变量赋值为1,否则为0。结果表明,数字化转型哑变量的系数显著为负,与基准回归的结果一致。在第(5)列,我们将数字化转型哑变量的滞后项作为关键解释变量,其系数依然显著为负。

^① 限于篇幅,我们没有在文中列举所有数字化转型的关键词。感兴趣的读者可通过电子邮件向作者索取。我们从三个方面验证了本文的数字化转型指标的合理性。第一,参考彭俞超等(2022),我们从上市公司研发投入情况表中筛选出和数字化相关的研发投入条目——研发人员数量占比、研发投入占营业收入比例和资本化研发投入(支出)占研发投入的比例,发现它们与滞后一期的“数字化转型_词语”是显著正相关的(附录表A3)。第二,我们将企业层面的数据加总,计算了2012-2020年每年平均的数字化转型水平,发现其趋势与埃森哲基于大约400家中国企业的数字化转型调研所得到的总体结果是高度一致的。第三,分行业和分地区的描述性统计表明,高科技企业的数字化转型水平高于其它企业,同时东南沿海地区企业的数字化转型水平高于其它地区的企业(详见附录图A1、图A2)。

表 1 基准回归结果

	(1)FEPU	(2)FEPU	(3)FEPU	(4)FEPU	(5)FEPU
数字化转型	-0.0343*** (-3.03)	-0.0347** (-2.50)		-0.0057** (-2.43)	
数字化转型_滞后一期			-0.0206* (-1.70)		-0.0046** (-2.33)
杠杆率		-0.0000 (-0.000)	0.0089* (1.91)	-0.0002 (-0.04)	0.0088* (1.91)
企业规模		0.0018 (0.60)	0.0050 (1.37)	0.0015 (0.48)	0.0048 (1.31)
全要素生产率		0.0005 (-0.61)	-0.0011 (-1.00)	-0.0005 (-0.58)	-0.0012 (-0.98)
净资产收益率		-0.0080 (-0.61)	-0.0152 (-1.14)	-0.0077 (-0.58)	-0.0151 (-1.12)
企业年龄		-0.0009 (-0.54)	-0.0006 (-0.23)	-0.0008 (-0.52)	-0.0006 (-0.24)
前十大股东持股比例		-0.0000 (-0.04)	-0.0000 (-0.17)	-0.0000 (-0.07)	-0.0000 (-0.16)
两权分离率		0.0117 (0.39)	0.0229 (0.62)	0.0113 (0.38)	0.0222 (0.60)
市场波动风险		0.1800*** (2.79)	0.2389*** (2.81)	0.1820*** (2.81)	0.2381*** (2.78)
行业整体风险		0.0107 (0.08)	0.0398 (0.31)	0.0066 (0.05)	0.0357 (0.28)
年份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
企业固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
聚类层级	地级市	地级市	地级市	地级市	地级市
观测个数	9944	9814	7770	9814	7770
R ²	0.0541	0.0553	0.0567	0.0550	0.569

注：小括号内的数字表示 t 值，*、**、***分别表示显著水平为 10%、5%和 1%，下同。

（四）稳健性检验

在前面的分析中，我们发现企业数字化转型会显著降低企业的经济政策不确定性感知。但是，上述回归分析可能存在一些内生性问题。

1. 测度误差问题

第一个问题是测度误差问题，即目前的数字化转型指标可能没有准确地刻画企业的数字化水平。为此，我们使用多种度量企业数字化转型的指标。在表 2 第（1）列，我们使用企业年报文本中数字化转型句子数量占总句子数量（即“数字化转型_句子”）作为企业数字化转型的替代指标，重复基准回归模型。结果显示，企业数字化转型的系数依然在 1%的水平上显著为负。为了消除不同行业在数字化转型方面的差异，我们在第（2）列改用经行业均值调整的指标来衡量企业的数字化转型水平，发现数字化转型指标的系数依然显著为负。

使用文本分析法计算数字化转型水平可能存在一些担忧。第一，企业可能会策略性地披露数字化转型的信息，比如夸大数字化转型的程度，以便迎合资本市场。为此，借鉴袁淳等

(2021)的做法,我们剔除了样本期内因信息披露问题受到中国证监会或证券交易所处罚的样本,于是剩下的样本具有更高的信息披露诚信度。表2第(3)列的回归结果表明,主要结果依然成立。第二,本文的被解释变量(经济政策不确定性感知)和关键解释变量(数字化转型水平)都来自上市公司年报文本。理论上,年报文本的内容非常丰富,因此两者并不存在机械的相关性,并且现有文献也使用了这种方法。^①尽管如此,为了消除这一顾虑,我们在第(4)列额外控制了年报的两个文本特征。一是借鉴林乐和谢德仁(2017),使用正面语调和负面语调占总词数比例之差衡量年报文本语调;二是借鉴阮睿等(2021),使用平均句子长度衡量年报文本可读性。表2第(3)-(4)列显示,关键系数的符号和方向都没有大的变化。最后,我们借鉴刘飞(2020)和祁怀锦等(2020)的做法,构造了一个反映数字化硬件投资的指标,即企业的硬件固定资产净值与总资产净值的比值。第(5)列显示,关键解释变量的系数依然显著为负。

表2 多种数字化转型指标的回归

	(1)FEPU	(2)FEPU	(3)FEPU	(4)FEPU	(5)FEPU
数字化转型指	-0.1320***	-0.0283**	-0.0381***	-0.0296**	-0.7207*
标	(-3.04)	(-1.97)	(-2.24)	(-2.09)	(-1.67)
语调				-0.0510***	
				(-5.60)	
平均句子长度				0.4468*	
				(1.80)	
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y
观测个数	9814	9814	8417	9813	9814
R ²	0.0557	0.0549	0.0572	0.0619	0.0547

2. 遗漏变量问题

第二是遗漏变量问题,即基准模型可能遗漏了一些同时影响企业数字化转型和经济政策不确定性感知的因素。为此,我们采取了两种方法。一是在基准模型中加入省份×年份固定效应、行业×年份固定效应以及省份×行业×年份固定效应等高阶固定效应。附录表A4表明,在控制了高阶固定效应后,关键解释变量企业数字化转型的系数仍然在5%的水平上显著为负。二是利用Oster(2019)提出的修正AET检验,测试基准回归中是否存在严重的遗漏变量偏误。附录表A5的结果表明,基准回归模型不存在严重的遗漏变量偏误问题。

3. 逆向因果问题 1: 工具变量法

第三是因果互逆问题,即企业有可能在经济政策不确定性感知较高时减少数字化转型。为此,我们首先采取工具变量来缓解因果互逆问题。具体来说,使用份额移动法构造工具变量(IV),也称Bartik工具法。其基本思想是,用分析单元初始的份额(外生变量)和总体增长率(共同冲击)来模拟出历年的估计值,该估计值和实际值高度相关(满足相关性假设),但是与残差项不相关(满足排除性假设)。我们参考沈国兵和袁征宇(2020)的做法,利用中国工业企业数据库中2004年企业所在省份的微机数量度量本省的数字化转型水平,并构建本省所有二位制造业的数字化转型水平占全国的比重作为一个外生的份额,然后将其乘以全国(除本省外)制造业企业数字化转型的增长率,构造了针对每个企业数字化转型水平的Bartik工具。我们使用两阶段最小二乘法(2SLS)回归。表3第(1)列为第一阶段的回归结果。工具变量的系数在1%的水平上显著为正,F值为10.71,这符合我们的预期,并且

^① 例如, Allee and DeAngelis (2015)利用上市公司电话会议的文本,研究了文本语调的变化(因变量)和文本其它特征(包括对EPS的判断语气,评论环节的正式用词、字数、时长)之间的关系。

伪识别检验和弱工具稳健检验也通过了。第(2)列的结果表明,使用了IV之后,数字化转型显著降低了企业的经济政策不确定性感知,这与基准回归的方向一致。

表3 工具变量回归

	(1)数字化转型_词语	(2)FEPU
工具变量	0.0002*** (3.27)	
数字化转型_词语		-0.7929** (-2.02)
控制变量	Y	Y
年份固定效应	Y	Y
企业固定效应	Y	Y
观测个数	9695	9695
F test of excluded instruments (排他性检验)	10.71*** [0.0011]	
Anderson canon. corr. LM (伪识别检验)	12.62*** [0.0004]	
Anderson-Rubin Wald test (弱工具稳健检验)	7.38*** [0.0066]	

注:小括号内为t值,中括号内为p值。

4. 逆向因果问题 2: 外生政策冲击

为了进一步解决因果互逆问题,我们利用地区数字化政策冲击作为自然实验。为了促进国内信息消费,2016年工信部在全国确定了25个国家信息消费示范城市,进行示范经验推广。根据《2016年国家信息消费示范城市建设指南》,这些城市要加快信息基础设施升级改造、加快技术创新和促进信息产业转型升级、提升公共服务网络化水平。我们认为,这一试点政策能够有效地促进当地制造业企业的数字化转型。

考虑到中国的政策试点在相当程度上具有样本选择效应(Wang and Yang, 2021),并且不同地区的政策试点可能具有不同的效应,我们采取了最新的合成双重差分方法(Synthetic Difference in Differences, SDID)进行估计。由Arkhangelsky et al. (2021)提出的这一新方法,实际上是合成控制法和双重差分方法的结合。相对于传统的DID(双重差分方法),它有两点改进:一是DID只能估计平均处理效应,而SDID考虑了每个试点地区的政策异质性;二是DID往往受限于平行趋势检验,而SDID根据个体和时间两个维度加权,为每个处理组找到一个对照组。为了使用SDID方法,我们先构造了2012-2020年的平衡面板数据,它包括4410个观测值和490家企业。然后,我们将注册城市位于国家信息消费示范城市的176家上市公司视为处理组,并把2016年作为政策实施年份。之后,利用SDID为每家上市公司构造了一个“未受政策影响的”对照组。最后,计算处理组和对照组的FEPU差额,从而识别政策对经济政策不确定性感知的影响程度 $\hat{\tau}^{sdid}$ 。

表4展示了国家信息消费示范城市政策对企业的经济政策不确定性感知的估计效应。对系数的t检验表明,在5%的水平上拒绝 $\hat{\tau}^{sdid} = 0$ 的原假设。这说明相对于未受到国家信息消费示范城市政策冲击的上市公司,那些由于政策冲击提升了数字化转型水平的上市公司显著降低了经济政策不确定性感知。

表 4 国家信息消费示范城市的政策效应

估计值	分位数					均值	标准差	最小值	最大值
	10%	25%	50%	75%	90%				
$\hat{\tau}^{sdid}$	-0.0980	-0.0445	-0.0170	0.0275	0.0690	-0.0120	0.0685	-0.2940	0.1910

四、渠道分析

为了更加全面地理解企业的数字化转型如何降低了企业的经济政策不确定性感知，我们现在讨论背后的影响渠道，并检验假说 2-3。

（一）减少信息不对称

假说 2 认为，企业的数字化转型可以减少企业面临的信息不对称，从而降低经济政策不确定性感知。对于企业的生存和发展来说，最重要的信息不对称是企业与银行之间、企业和投资者之间的信息不对称，因为这两类利益相关者直接决定了企业能否获得足够的资金，从而在经济下行或者面对经济政策不确定性时能否减少担忧、恐慌。因此，下面的渠道分析将检验企业的数字化转型如何降低了企业与银行、企业与投资者之间的信息不对称，并进而降低了企业的经济政策不确定性感知。

1、减少企业与银行之间的信息不对称

为了验证数字化转型减少了企业与银行之间的信息不对称，我们考察数字化转型是否提高了企业获得的信用贷款规模。所谓信用贷款是银行向企业发放的无需提供担保的贷款。与需要保证、抵押或质押的担保贷款相比，信用贷款比一般的银行贷款更能体现银行对企业的信用（袁淳等,2010）。表 5 Panel A 第（1）列展示了回归结果，其中被解释变量为信用贷款，它等于企业获得的银行信用贷款除以企业总资产。^① 关键解释变量“数字化转型_词语”的估计系数显著为正。这表明企业数字化转型提高了银行贷款的可获得性，从而有助于降低企业的经济政策不确定性感知。

2、减少企业与投资者之间的信息不对称

为了验证数字化转型减少了企业与投资者之间的信息不对称，我们考察数字化转型是否提高了分析师对企业盈余预测的准确性。作为资本市场中的信息中介，分析师盈余预测可以较好地反映公司面临的信息不对称的程度（Atiase and Bamber,1994）。我们参考杨青等（2019），构建了分析师预测偏差指标来度量企业与资本市场之间信息不对称程度。分析师对盈余预测的偏差越大，表明信息不对称程度越高。对企业*i*、年份*t*和分析师*n*，我们按公式（2）计算得到分析师预测偏差指标（ AB_{it} ）。^②

$$AB_{i,t} = \frac{1}{N_{i,t}} \sum_{n=1}^{N_{i,t}} |F_{i,n,t} - A_{i,t}| / P_{i,t-1} \quad (2)$$

其中， $N_{i,t}$ 表示对*i*公司*t*年每股盈利做出预测的分析师数量， $F_{i,n,t}$ 表示分析师*n*对*t*年上市公司*i*每股盈利的预测值， $A_{i,t}$ 表示*t*年上市公司*i*每股盈利的真实值， $P_{i,t-1}$ 表示上一年年末的股票收盘价。表 5 Panel A 第（2）列的被解释变量是分析师预测偏差，企业数字化转型的系数在 5%的水平上显著为负，即企业数字化转型显著降低了分析师预测偏差，减少企业与投资者之间的信息不对称程度。

^① 当我们使用银行信用贷款除以贷款总额时，数字化转型的估计系数依然显著为正。

^② 对于同一年同一分析师对同一公司有多次预测的情况，我们以分析师在年报披露前最近的一次盈利预测结果为准。

（二）提高信息处理能力

假说 3 认为，企业的数字化转型通过提高企业的信息处理能力，可以降低企业的经济政策不确定性感知。为了检验假说 3，我们用管理者盈余预测的准确性来度量企业的信息处理能力。Trueman (1986)认为，管理者盈余预测向投资者传递了管理者能够发现不断变化的经济状况并根据其调整生产的能力信号。经验证据表明，能力更强的管理者，能够更好地收集和處理与预测相关的信息，从而提高盈余预测准确性 (Bamber et al., 2010)。

参考 Bamber et al. (2010)，我们以管理层在会计年度发布的最后一次盈余预测构建管理者盈余预测偏差指标，它等于 (管理层预测的净利润-真实净利润)/真实净利润，然后取绝对值。管理者盈余预测偏差越小，表示企业的信息处理能力越强。同时，考虑到管理层盈余预测偏差可能反映了企业在信息获取或减少信息不对称方面的努力。于是，为了剔除信息不对称的影响，我们先将管理层盈余预测偏差对分析师预测偏差 (衡量信息不对称) 进行回归，再将得到的残差作为被解释变量进行回归，表 5 Panel A 第 (3) 列的回归结果显示，企业数字化转型的系数在 1% 的水平上显著为负，即企业数字化转型显著降低了管理者的盈余预测偏差，提高了企业的信息处理能力。

最后，为了形成一个完整的逻辑链条，我们还需要验证银行信用贷款、分析师预测偏差和管理者盈余预测偏差这三个变量能够影响经济政策不确定性感知。我们在表 5 Panel B 以 *FEPU* 为因变量，以这三个变量为关键解释变量，并参考基准回归模型控制了公司基本特征和固定效应，进行回归分析。Panel B 的回归结果完全符合预期，即信用贷款越少、分析师预测偏差越大或者管理者盈余预测偏差越大，企业的经济政策不确定性感知就越高。结合 Panel A 的回归结果，我们有信心推断，企业数字化转型影响经济政策不确定性感知的两个渠道均被证实，即假说 2 和假说 3 成立。

表 5 渠道分析

Panel A			
	(1)信用贷款	(2)分析师预测偏差	(3)管理者盈余预测偏差_残差
数字化转型_词语	0.1027** (2.03)	-0.0211** (-2.34)	-0.1688*** (-3.04)
控制变量	Y	Y	Y
观测个数	9814	8037	5071
R ²	0.998	0.3786	0.0249
Panel B			
	(1) <i>FEPU</i>	(2) <i>FEPU</i>	(3) <i>FEPU</i>
信用贷款	-0.0082**		
分析师预测偏差	(-2.30)	0.0895** (2.51)	
管理者盈余预测偏差_残差			0.0103* (1.68)
控制变量	Y	Y	Y
观测个数	9814	8037	5075
R ²	0.0550	0.0552	0.0504

五、结论和政策含义

不确定性正在成为这个时代最大的确定性。战争、金融危机、恐怖主义、国际冲突、大型流行病等“黑天鹅”事件或者类似事件层出不穷，给企业、居民和政府带来了极大的困扰。如何应对各种经济政策不确定性成为企业面临的巨大挑战之一。幸运的是，大数据、人工智能、云计算等数字技术的出现，为企业降低经济政策不确定性感知带来了希望。本文从理论上梳理了经济政策不确定性产生的原因，然后论证了企业的数字化转型对经济政策不确定性感知的影响和内在机理。然后，本文使用 2012-2020 年中国 A 股制造业上市公司的数据，得到了以下主要结论：第一，制造业企业的数字化转型能够显著减少企业面临的经济政策不确定性感知；第二，渠道分析表明，企业的数字化转型通过减少企业面临的信息不对称和提高企业的信息处理能力，减少了经济政策不确定性感知。

本文的研究对于保持经济政策稳定性和推进制造业企业的数字化转型具有重要的政策含义。第一，经济政策要保持连贯性和统一性，才能减少不确定性。企业有了稳定的预期，才能有稳定的投资、雇佣和研发，即稳预期才能稳增长。2022 年《中共中央国务院关于加快建设全国统一大市场的意见》指出，为了营造“稳定公平透明可预期的营商环境”，必须完善统一的产权保护制度、实行统一的市场准入制度、维护统一的公平竞争制度和健全统一的社会信用制度。我们相信，这些举措能够减少企业的经济政策不确定性感知。

第二，本文的研究为促进数字经济和实体经济深度融合提供了一条思路。党的二十大报告指出，要加快发展数字经济，促进数字经济和实体经济深度融合。本文证明，企业数字化转型能够减少企业的经济政策不确定性感知，从而促进实体经济发展。因此，为了加快发展数字经济，有关部门或地方政府可以重点支持那些所在行业容易受到国际国内宏观经济形势和经济周期影响的企业，例如房地产、消费和钢铁企业，作为数字化转型的重点企业。

参考文献

- [1] 龚强、班铭媛和张一林，2021，《区块链、企业数字化与供应链金融创新》，《管理世界》第 2 期，第 22~34 页。
- [2] 何帆和刘红霞，2019，《数字经济视角下实体企业数字化变革的业绩提升效应评估》，《改革》第 4 期，第 137~148 页。
- [3] 黄群慧、余泳泽和张松林，2019，《互联网发展与制造业生产率提升：内在机制与中国经验》，《中国工业经济》第 8 期，第 5~23 页。
- [4] 林乐和谢德仁，2017，《分析师荐股更新利用管理层语调吗？——基于业绩说明会的文本分析》，《管理世界》第 11 期，第 125~145 页。
- [5] 刘飞，2020，《数字化转型如何提升制造业生产率——基于数字化转型的三重影响机制》，《财经科学》第 10 期，第 93~107 页。
- [6] 聂辉华、阮睿和沈吉，2020，《企业不确定性感知、投资决策和金融资产配置》，《世界经济》第 6 期，第 77~98 页。
- [7] 彭俞超、王南萱和顾雷雷，2022，《经济数字化转型中的金融市场风险——基于股价崩盘的视角》，工作论文。
- [8] 祈怀锦、曹修琴和刘艳霞，2020，《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》，《改革》第 4 期，第 50~64 页。
- [9] 戚聿东和肖旭，2020，《数字经济时代的企业管理变革》，《管理世界》第 6 期，第 135~152 页。
- [10] 阮睿、孙宇辰、唐悦和聂辉华，2021，《资本市场开放能否提高企业信息披露质量？——基于“沪港通”

- 和年报文本挖掘的分析》，《金融研究》第2期，第188~206页。
- [11] 单宇、许晖、周连喜和周琪，2021，《数智赋能：危机情境下，组织韧性如何形成？——基于林清轩转危为机的探索性案例研究》，《管理世界》第3期，第84~104页。
- [12] 沈国兵和袁征宇，2020，《企业互联网化对中国企业创新及出口的影响》，《经济研究》第1期，第33~48页。
- [13] 吴非、胡慧芷、林慧妍和任晓怡，2021，《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》，《管理世界》第7期，第130~144页。
- [14] 杨大鹏和王节祥，2022，《平台赋能企业数字化转型的机制研究》，《当代财经》第9期，第75~86页。
- [15] 杨德明和刘泳文，2018，《“互联网+”为什么加出了业绩》，《中国工业经济》第5期，第80~98页。
- [16] 杨青、吉赆和王亚男，2019，《高铁能提升分析师盈余预测的准确度吗？——来自上市公司的证据》，《金融研究》第3期，第168~188页。
- [17] 易靖涛和王悦昊，2021，《数字化转型对企业出口的影响研究》，《中国软科学》第3期，第94~104页。
- [18] 袁淳、荆新和廖冠民，2010，《国有公司的信贷优惠：信贷干预还是隐性担保？——基于信用贷款的实证检验》，《会计研究》第8期，第49~54页。
- [19] 袁淳、肖土盛、耿春晓和盛誉，2021，《数字化转型与企业分工：专业化还是纵向一体化》，《中国工业经济》第9期，第137~155页。
- [20] 曾建光和王立彦，2015，《Internet治理与代理成本——基于Google大数据的证据》，《经济科学》第1期，第112~125页。
- [21] 张永坤、李小波和邢铭强，2021，《企业数字化转型与审计定价》，《审计研究》第3期，第62~71页。
- [22] 赵宸宇，2021，《数字化发展与服务化转型——来自制造业上市公司的经验证据》，《南开管理评论》第2期，第149~163页。
- [23] 中国人民大学中小企业发展研究中心，2020，《新冠肺炎疫情与我国中小企业数字化转型调查报告》。
- [24] Allee, K., and M. DeAngelis. 2015. "The structure of voluntary disclosure narratives: evidence from tone dispersion." *Journal of Accounting Research*, 53(2): 241~274.
- [25] Altig, D., S. Baker, J. Barrero, N. Bloom, P. Bunn, S. Chen, S. Davis, J. Leather, B. Meyer, E. Mihaylov, P. Mizzen, N. Parker, T. Renault, P. Smietanka, and G. Thwaites. 2020. "Economic uncertainty before and during the COVID-19 pandemic." *Journal of Public Economics*, 191:104274.
- [26] Arkhangelsky, D., S. Athey, D. Hirshberg, G. Imbens, and S. Wager. 2021. "Synthetic difference in differences." *American Economic Review*, 111(12): 4088~4118.
- [27] Atiase, R., and L. Bamber. 1994. "Trading volume reactions to annual accounting earnings announcements: the incremental role of predislosure information asymmetry." *Journal of Accounting and Economics*, 17(3): 309~329.
- [28] Bachmann, R., K. Carstensen, S. Lautenbacher, and M. Schneider. 2021. "Uncertainty and change: survey evidence of firms' subjective beliefs." *NBER Working Paper*, NO. w29430.
- [29] Bamber, L., J. Jiang, and I. Wang. 2010. "What's my style? The influence of top managers on voluntary corporate financial disclosure." *Accounting Review*, 85(4):1131~1162.
- [30] Baker, S., N. Bloom, and S. Davis. 2016. "Measuring economic policy uncertainty." *Quarterly Journal of Economics*, 131(4):1593~1636.
- [31] Bloom, N. 2014. "Fluctuations in uncertainty." *Journal of Economic Perspectives*, 28(2):153~76.
- [32] Bloom, N., S. Bond, and J. Reenen. 2007. "Uncertainty and investment dynamics." *Review of Economic Studies*, 74(2):391~415.
- [33] Bloom, N., L. Garicano, R. Sadun, and J. Reenen. 2014. "The distinct effects of information technology and communication technology on firm organization." *Management Science*, 60(12):2859~2885.
- [34] Brynjolfsson, E. 1994. "Information assets, technology, and organization." *Management Science*, 40(12):1645~1662.

- [35] Brynjolfsson, E., and K. McElheran. 2016. "Digitization and innovation: the rapid adoption of data-driven decision-making." *American Economic Review: Papers & Proceedings*, 106(5):133~139.
- [36] Ellsberg, D. 1961. "Risk, ambiguity, and the savage axioms." *Quarterly Journal of Economics*, 75:643~669.
- [37] Gal, P., G. Nicoletti, T. Renault, S. Sorbe, and C. Timiliotis. 2019. "Digitalisation and productivity: in search of the holy grail firm-level empirical evidence from European countries." *OECD Economics Department Working Paper*.
- [38] Goldfarb, A., and C. Tucker. 2019. "Digital economics." *Journal of Economic Literature*, 57(1):3~43.
- [39] Gulen, H., and M. Ion. 2016. "Policy uncertainty and corporate investment." *Review of Financial Studies*, 29(3):523~564.
- [40] Gurbaxani, V., and S. Whang. 1991. "The impact of information systems on organizations and markets." *Communications of the ACM*, 34(1):59~73.
- [41] Hassan, T., S. Hollander, L. Lent, and A. Tahoun. 2019. "Firm-level political risk: measurement and effects." *Quarterly Journal of Economics*, 134(4):2135~2202.
- [42] Keynes, J. 1936. "General theory of employment, interest and money." Hampshire: Palgrave Macmillan.
- [43] Knight, F. 1921. "Risk, uncertainty, and profit." New York: A, M, Kelley.
- [44] Kurov, A., and R. Stan. 2018. "Monetary policy uncertainty and the market reaction to macroeconomic news." *Journal of Banking & Finance*, 86: 127~142.
- [45] Liu, S. 2015. "Investor sentiment and stock market liquidity." *Journal of Behavioral Finance*, 16(1): 51~67.
- [46] Nagar, V., J. Schoenfeld, and L. Wellman. 2019. "The effect of economic policy uncertainty on investor information asymmetry and management disclosures." *Journal of Accounting and Economics*, 67(1):36~57.
- [47] Oster, E. 2019. "Unobservable selection and coefficient stability: Theory and evidence." *Journal of Business & Economic Statistics*, 37(2):187~204.
- [48] Pastor, L., and P. Veronesi. 2012. "Uncertainty about government policy and stock prices." *Journal of Finance*, 67(4):1219~1264.
- [49] Sheen, J., and B. Wang. 2017. "Estimating macroeconomic uncertainty from surveys: a mixed frequency approach." *SSRN Working Paper*, NO. 3020697.
- [50] Siebel, T. 2019. "Digital transformation: survive and thrive in an era of mass extinction." Rosettabooks.
- [51] Stein, L., and E. Stone. 2013. "The effect of uncertainty on investment, hiring, and R&D: causal evidence from equity options." *SSRN Working Paper*.
- [52] Stiglitz, J., and A. Weiss. 1981. "Credit rationing in markets with imperfect information." *American Economic Review*, 71(3):393~410.
- [53] Tanaka, M., N. Bloom, J. David, and M. Koga. 2020. "Firm performance and macro forecast accuracy." *Journal of Monetary Economics*, 114: 26~41.
- [54] Trueman, B. 1986. "Why do managers voluntarily release earnings forecasts?" *Journal of Accounting and Economics*, 8(1): 53~71.
- [55] Wang, S., and D. Yang. 2021. "Policy experimentation in China: the political economy of policy learning." *NBER Working Paper*, NO.w29402.

Enterprise digital transformation and the perception of economic policy uncertainty

FANG Mingyue NIE Huihua RUAN Rui SHEN Xinyi

(College of Economics and Management, China Agricultural University;

School of Economics, Renmin University of China;

Center for China Fiscal Development, Central University of Finance and Economics)

Summary: The uncertainty caused by economic policy is one of the biggest challenges faced by enterprises. Economic policy uncertainty is the subjective perception about economic policy changes by consumers, managers, or other decision makers. Especially in recent years, the international political and economic situation is full of uncertainties due to the impact of the COVID-19, international trade frictions and regional conflicts, leading to a further increase in the economic policy uncertainty. In recent years, economists have paid great attention to economic policy uncertainty, and existing literature finds that in general, economic policy uncertainty discourages business investment, reduces hiring and trade, lowers enterprises' output, and may impede long-term economic growth. Therefore, studying how to reduce enterprises' perceptions of economic policy uncertainty is an important issue.

The arrival of digital economy provides an answer to the above question. In the era of digital economy, enterprises transform their production and operation systems, management models and core business processes with the help of digital technologies, forming disruptive innovations and changes. This process is the digital transformation. We argue that by digital transformation and introducing digital technologies such as artificial intelligence, big data and cloud computing, enterprises can to some extent alleviate the deficiency of limited access to information and limited ability to process information, thus reducing the perception of economic policy uncertainty.

We use data from 2012-2020 for Chinese A-share listed manufacturing companies and find that companies' digital transformation can effectively reduce their perception of economic policy uncertainty. The financial data come from the CSMAR database. We use text analytics to extract "economic policy words" and "uncertainty words" from the annual reports of listed companies to construct firm-level economic policy uncertainty (FEPU), as well as firm-level indicators of digital transformation. In the baseline regression, OLS estimates suggest that for one standard deviation increase of a company's digital transformation, the perception of economic policy uncertainty will decrease by 3.86%. In robustness tests, the baseline results still hold when we use the share of fixed asset investment in total assets related to the digital economy as a proxy for digital transformation, control for annual report characteristics (tone, sentence length) as well as exclude possible strategic reporting behavior of companies in their annual reports. To address possible endogeneity issues, we use various methods such as controlling for high dimensional fixed effects, the Bartik instrumental variable method, and synthetic difference-in-differences method (SDID), our main results still hold. Finally, we explore two main channels through which digital transformation of companies reduces the perception of economic policy uncertainty: reducing the information asymmetry faced by companies and improving the information processing capabilities of companies.

The two main contributions of our paper are as follows. First, we enrich the economic policy

uncertainty literature by revealing a new way to reduce the perception of uncertainty. Unlike the existing literature, we use the firm-level economic policy uncertainty perception index, which helps us to distinguish the uncertainty perceptions of different companies. Meanwhile, we analyze how to reduce enterprises' perception of economic policy uncertainty from the perspective of digital transformation, thus filling a gap in the existing literature.

Second, we find that enterprises' digital transformation can reduce the perception of economic policy uncertainty, thus providing a new insight into the study of the effects of digital transformation. This paper is the first to study the effect of enterprises' digital transformation on the perception of economic policy uncertainty. Since enterprises' expectations of policies largely influence their behaviors such as investment, hiring, and R&D, this paper reveals the deeper reasons or mechanisms that influence the behavior and performance of enterprises' digital transformation.

Our research has important policy implications for maintaining economic policy stability and promoting digital transformation of manufacturing enterprises. First, economic policies need to be consistent and uniform in order to reduce uncertainty. With stable expectations, enterprises can have stable investment, hiring and R&D, i.e., stable expectations can stabilize growth. Second, our research provides an insight into promoting the deep integration of the digital and real economies. We demonstrate that the digital transformation of enterprises can reduce their perception of economic policy uncertainty, and thus promote the development of the real economy. Therefore, in order to accelerate the development of the digital economy, relevant departments or local governments can focus on supporting enterprises which are vulnerable to international and domestic macroeconomic situations and economic cycles as the priority of digital transformation, such as real estate, consumer and steel enterprises.

Keywords: Economic Policy Uncertainty; Digital Transformation; Digital Economy; Informatization

JEL Classification: D81; D83; O33

附录

附录 1:

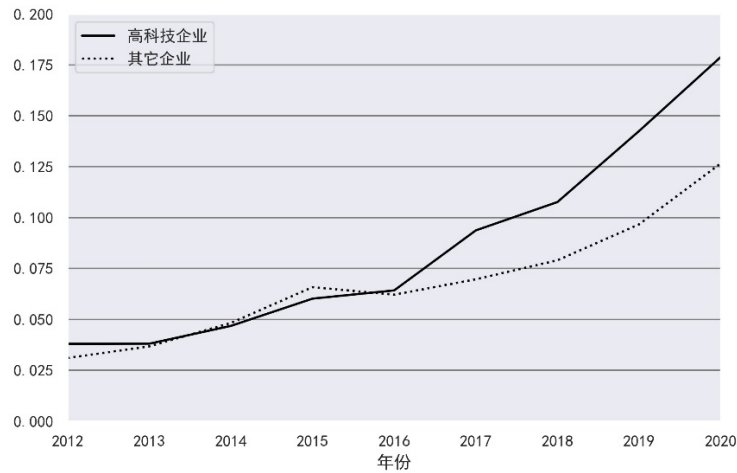


图 A1 高科技企业和其它企业的数字化转型水平

注：横轴为年份，纵轴为企业数字化转型水平。根据国家统计局的规定，高科技行业包括医药制造、航空航天器及设备制造、电子及通信设备、计算机及办公设备制造、医疗仪器设备及仪器仪表制造、信息化学品制造。

附录 2:

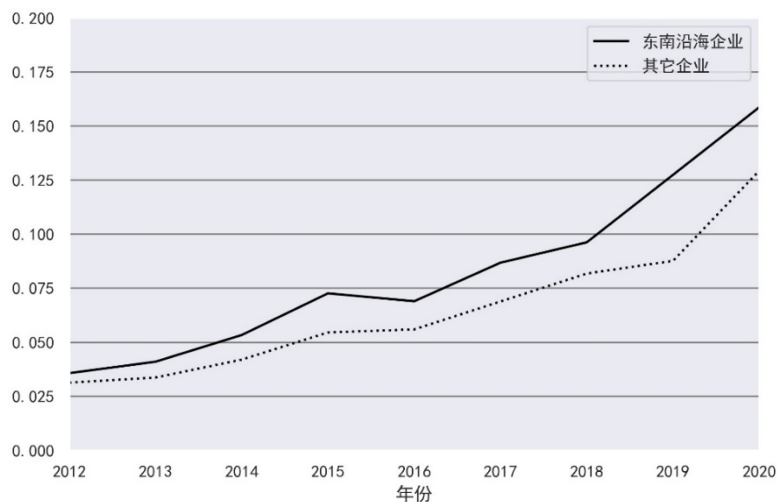


图 A2 分地区的企业数字化转型水平

注：横轴为年份，纵轴为企业数字化转型水平。实线表示江苏省、上海市、福建省、广东省、浙江省五个东南沿海省份企业数字化转型水平均值，虚线表示其它省份的企业数字化转型水平均值。

附录 3:

表 A1 变量定义

变量类别	变量名称	变量定义
被解释变量	经济政策不确定性感知	作者根据企业年报文本计算（乘以100）
关键解释变量	数字化转型_词语	根据词语统计的数字化转型程度（乘以100）
控制变量	杠杆率	总负债/总资产

	企业规模	雇员人数的对数
	全要素生产率	使用OP方法测算
	净资产收益率	净利润/股东权益
	企业年龄	当年年份-成立年份+1
	前十大股东持股比例	前十大股东持股数量/股本总数（乘以100）
	两权分离率	实际控制人拥有上市公司控制权与所有权之差
	市场波动风险	公司个股日回报率的年度标准差
	行业整体风险	当年全行业总资产收益率的标准差

附录 4:

表 A2 描述性统计

	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
经济政策不确定性	9944	0.0981	0.0976	0	0.4725
数字化转型_词语	9944	0.083	0.108	0	0.5917
杠杆率	9944	0.5005	0.2958	0.0611	1.6293
企业规模	9939	7.9338	1.0782	5.5722	10.844
全要素生产率	9944	12.4571	1.0063	0	17.3129
净资产收益率	9944	0.0744	0.0865	-0.3193	0.308
企业年龄	9944	17.5218	5.491	5	33
前十大股东持股比例	9944	56.2275	20.4939	0	94.43
两权分离率	9944	0.0474	0.0766	0	0.2912
市场波动风险	9819	0.0304	0.0127	0.0135	0.0909
行业整体风险	9944	0.0487	0.0104	0	0.0976

附录 5:

表 A3 数字化转型指标与数字化研究支出

	(1) 研发人员数量 占比(%)	(2) 研发投入占营业 收入比例(%)	(3) 资本化研发投入(支出) 占研发投入的比例(%)
数字化转型_词语_滞 后一期	7.3489*** (3.69)	1.0362*** (3.46)	1.9291*** (2.98)
杠杆率	0.4442 (1.24)	0.0960 (0.92)	0.4686** (2.08)
企业规模	0.1050 (0.29)	0.1084* (1.69)	0.2493* (1.80)
全要素生产率	0.0662 (1.05)	0.0157 (0.90)	0.0312 (0.83)
净资产收益率	-0.2419 (-0.26)	-0.8171*** (-3.04)	-0.6587 (-1.13)
企业年龄	0.0491 (0.65)	0.0031 (0.11)	-0.0304 (-0.48)
前十大股东持股比例	-0.0071	-0.0014	-0.0038

	(-1.35)	(-1.00)	(-1.22)
两权分离率	1.2138	0.0081	0.2464
	(0.74)	(0.02)	(0.23)
市场波动风险	-8.0461	-0.5557	-0.8391
	(-0.75)	(-0.17)	(-0.12)
行业整体风险	3.2909	-2.1415	-4.2256
	(0.48)	(-0.82)	(-0.75)
观测个数	7865	7865	7865
年份固定效应	Y	Y	Y
企业固定效应	Y	Y	Y
聚类层级	地级市	地级市	地级市
R ²	0.1033	0.0472	0.0311

附录 6:

表 A4 控制高阶固定效应

	(1)FEPU	(2)FEPU
数字化转型_词语	-0.0322**	-0.0413**
	(-2.06)	(-2.02)
控制变量	Y	Y
企业固定效应	Y	Y
年×省份固定效应	Y	N
年×行业固定效应	Y	N
年×省×行业固定效应	N	Y
聚类层级	地级市	地级市
观测个数	9125	8230
R ²	0.6308	0.6705

附录 7: 遗漏变量偏误检验

作为一种遗漏变量偏误检验，AET 检验的基本原理如下：如果遗漏变量与关键解释变量正相关，则通常加入控制变量后，关键解释变量的系数会较加入前有所下降。如果系数下降幅度越小，则说明关键解释变量的系数对控制变量的加入越不敏感，可以推测潜在遗漏变量也不会对结果造成明显的干扰；如果系数下降幅度足够小则可以有较大把握推测潜在遗漏变量问题并不严重。Oster (2019)在 AET 检验基础上进行改进，考虑了加入控制变量后拟合优度的变化，认为如果加入控制变量不能明显改善拟合优度，则意味着通过控制变量推测遗漏变量对结果影响的效力也将大大降低，并给出了关键解释变量系数的一致估计(公式 A1)：

$$\beta^* = \tilde{\beta} - \delta \left[\beta - \tilde{\beta} \right] \frac{R_{\max} - \tilde{R}}{\tilde{R} - R} \quad (\text{A1})$$

其中， $\tilde{\beta}$ 是加入控制变量模型估计得到的关键解释变量系数， \tilde{R} 是加入控制变量模型的拟合优度； β 是未加入控制变量模型估计得到的关键解释变量系数， R 是未加入控制变量模型的拟合优度； R_{\max} 是假想的包含控制变量和遗漏变量模型的拟合优度； δ 是用控制

变量推测遗漏变量偏误的系数。在 $\beta^* = 0$ 的假设下可计算出 δ 的大小 (δ^*)，并进而推断遗漏变量问题的严重程度。本文根据Oster (2019)的建议，将最大 R^2 (R_{\max}) 设为完整模型 R^2 (\tilde{R}) 的 1.3 倍；此时，如果 $\delta > 1$ 或 $\delta < 0$ 则表明回归模型不存在严重的遗漏变量偏误问题。其推断逻辑为，根据加入控制变量与否的回归结果，且假设包含遗漏变量模型的拟合优度是包含全部控制变量模型的 1.3 倍，那么 δ 需要达到 δ^* 的水平才能使关键解释变量 β 的系数变为 0，而这几乎是不可能的。根据Oster (2019)，如果真实的 β 不等于零，那么计算得到 $\delta > 1$ 或 $\delta < 0$ 的结果极为罕见。

本文认为基准模型的遗漏变量问题可能来自企业经营状况以及经营环境风险特征，因此选择净资产收益率、全要素生产率、市场波动风险以及行业整体风险这 4 个变量作为额外的控制变量。完整控制变量为基础回归中的 9 个控制变量。即不包含额外 4 个控制变量的回归模型的关键解释变量系数与拟合优度分别为 $\hat{\beta}$ 与 \hat{R} ；包含额外控制变量回归模型的关键解释变量系数与拟合优度分别为 $\tilde{\beta}$ 与 \tilde{R} 。如果检验通过，则表明潜在遗漏变量对回归结果的影响和上述 4 个控制变量相比是微不足道的，基准模型不存在严重的遗漏变量问题。我们在表A5 中计算了Oster修正AET检验的统计量。在加入表示企业经营状况和经营环境风险特征的变量后，基准回归的 R^2 由 0.018 上升至 0.055，可见既有的企业控制变量组明显地改进了模型拟合情况。Oster统计量为 $\delta = -1.000$ ，说明基准回归模型不存在严重的遗漏变量偏误问题。

表 A5 Oster 修正 AET 检验

Oster δ	-1.000
R^2 uncontrolled	0.018
R^2 controlled	0.055