

doi:10.19920/j.cnki.jmsc.2025.07.009

房住不炒与企业数字化转型^①

——来自中国上市公司的证据

孙倩倩¹, 周建军^{2, 3*}, 鞠 方^{2, 3}

(1. 湖南大学经济与贸易学院, 长沙 410082; 2. 湖南大学金融与统计学院, 长沙 410082;
3. 湖南大学新型城镇化与不动产研究中心, 长沙 410082)

摘要: 数字化转型为企业降本增效、推动经济高质量发展注入了新的活力, 房住不炒政策会作用于企业的经营决策, 进而影响企业的转型效果. 基于中国上市公司数据, 探求房住不炒政策实施对企业数字化转型的影响及其作用机理. 分析发现: 房住不炒政策的实施能显著提升企业数字化转型水平, 资源配置渠道、融资约束渠道、融资结构渠道以及风险防范渠道是该效应实现的四种机制; 异质性讨论发现, 房住不炒政策与企业数字化转型间的关系在不同企业特征、行业特征和城市特征下表现出明显的差异化特点; 进一步分析表明, 数字化转型对企业全要素生产率具有显著的促进作用, 房住不炒政策会对这一影响产生负向调节作用. 本研究拓展了房地产市场调控影响微观企业行为决策相关研究的边界, 也为推进企业数字化转型提供了新的思路.

关键词: 房住不炒政策; 企业数字化转型; 房地产调控

中图分类号: F293.3; F272.3 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2025)07-0136-17

0 引 言

企业是经济运行的重要主体, 其转型升级关乎经济的高质量发展. 企业数字化转型有助于开发新的商业模式, 重塑企业的商业逻辑和核心业务形态^[1], 搭建更为独立、更加灵活的组织结构^[2], 实现流程间的高效协调, 提升运行效率, 降低企业的搜索、沟通等运营成本, 提高学习能力与创新能力, 促使企业建立新的竞争优势, 为企业创造和分配更多价值^[3, 4]. 企业数字化转型过程需要大量的数字资产、研发投入作为支撑^[5, 6], 且中国企业数字化转型进程仍处于起步阶段, 缺乏规范的流程指引与配套政策保障. 如何有效促进企业数字化转型, 进而推动经济高质量发展成为一个重要的现实问题.

资源依赖理论认为, 组织必须与其所处的环

境进行交换以满足自身运转需要, 但资源的稀缺性决定了环境具有不确定性, 这就要求企业管理者能够动态调整组织形态以适应环境的变化. 房地产市场调控不仅会通过增强政策不确定性, 干扰企业的经营决策^[7], 还会通过作用于企业资源配置、投资决策等对企业行为与绩效产生影响^[8-10], 因此, 企业面对房地产市场调控做出的战略调整可能影响其数字化转型效果. 相较于局部性的房地产市场调控, 2016 年 12 月, 中央经济工作会议上首次提出的“房子是用来住的, 不是用来炒的”(以下简称“房住不炒政策”)是一项系统性的房地产属性定位, 对整个房地产市场乃至经济发展具有更为深远的影响.

有鉴于此, 本研究以房住不炒政策实施为准自然实验, 探究房地产市场调控在企业数字化转

① 收稿日期: 2023-04-21; 修订日期: 2023-08-18.

基金项目: 湖南社会科学基金资助项目(24YBQ032); 教育部资助哲学社会科学重大课题攻关项目(21JZD024).

通讯作者: 周建军(1974—), 男, 湖南桃江人, 博士, 教授, 博士生导师. Email: xtdxzjj@126.com

型中发挥的作用与实现路径,以及两者能否释放出数字化红利赋能企业发展,为经济转型背景下破解企业转型升级难题、促进经济稳中向好发展提供新的思路。

与已有文献相比,本研究可能的边际贡献包括三个方面:第一,研究视角上,从政府干预视角出发,结合房地产具有的投资属性,聚焦于房住不炒政策这一系统性的房地产市场调控手段的实施与企业亟待转型升级的现实需求,致力于挖掘房地产市场调控的微观企业效应,拓宽相关研究的边界,为理解企业行为决策提供新的思路。第二,研究内容上,不仅分析房住不炒政策对企业数字化转型程度的影响,还从资源配置、融资约束、融资结构和风险防范等渠道着手讨论这一影响的微观形成机理,就企业特征、行业特征和城市特征等方面探讨这一效应的异质性表现,并进一步分析两者对企业全要素生产率的影响。这些分析不仅能丰富房地产市场影响微观企业行为的相关研究,也可为推动数字赋能企业高质量发展提供新的启示。第三,识别策略上,利用多时点双重差分方法检验房住不炒政策的企业数字化转型效应,能有效评估该政策的作用效果。同时,利用工具变量法等多种手段进行稳健性检验,有助于明确两者间的因果关系。

1 文献回顾

1.1 企业数字化转型的内涵、特征及其影响因素

数字化是第四次产业革命的核心,通过将事物编码为数字0和1,使基本元素具有通用性。随着大数据和以人工智能、物联网为代表的新型数字技术的出现,数字化转型成为经济发展的重要趋势。企业数字化转型是指将数字技术融合到企业运转中,企业凭借数字技术开发新的数字商业模式,跨越企业间的物理边界和地理边界的限制,优化流程管理、组织结构与生产方式,甄别更具针对性、更高效的解决方案,谋求新的竞争优势,从而为企业创造和分配更多价值^[5, 11]。数字组件、数字基础设施和数字平台构成了企业数字化转型的基本要素^[12]。数字化转型是一个动态的、进化

的过程^[13],是企业管理者在一系列可能产生多种最终结果的方案中做出的战略选择。因此,数字化转型在不同地域、不同行业,甚至同一企业内部,都可能具有异质性表现^[14]。

当前关于企业数字化转型影响因素的研究主要从宏观和微观两方面展开。从微观层面来看,随着数字技术的深入发展与平台经济的兴起,企业间的竞争与交互日趋频繁,形成互补与依赖共存的生态关系,由此带来的企业组织结构和市场结构的变化提升了企业对数字技术的应用意愿和偏好,成为推动企业数字化转型的内生动力^[12, 15]。企业还会通过学习、模仿焦点企业的数字化决策,对自身进行行为优化,或是对竞争企业战略产生反应,促进自身采取数字化转型策略。此外,企业受影响的程度还会受到技术和人力资本等资源基础、社会网络嵌入程度、动态能力、战略感知能力与组织敏捷性等因素的制约^[16-18]。就宏观层面而言,吴非等^[19]研究发现地方政府科技支出的增加有助于放松企业的融资约束,优化企业创新效率,进而对企业数字化转型产生显著的正向影响。杨贤宏等^[6]发现地方经济增长目标会与企业数字化转型间形成错配,导致数字化水平倒挂,不利于企业的转型升级。王宏鸣等^[20]认为数字金融发展为企业数字化转型提供了驱动力,能通过优化营商环境、放松融资约束等多种渠道发挥作用。赖晓冰和岳书敬^[21]研究发现智慧城市政策会通过促进人才积累和资本积聚两条路径为企业数字化转型赋能。Yang等^[22]认为地方政府债务膨胀会通过强化企业融资约束和扭曲企业投资偏好阻碍企业数字化转型,且该影响存在明显的异质性特征。

1.2 房地产市场调控影响企业行为的相关研究

房地产行业与前后向产业关联密切,更与整个金融体系交织在一起^[23],并且金融化行为具有明显的同群效应^[24],因此,房地产市场的微小波动可能诱发整体性的经济震荡。房地产市场调控政策的效应还会通过产业链等渠道扩散至微观主体层面,影响微观主体的经营决策。

房地产调控政策影响企业行为决策的相关研究已较为丰富。已有研究主要以房产税试点为例进行分析。刘建丰等^[25]利用主流新凯恩斯框架分析了房产税实施对宏观经济的影响,认为开征房产税能显著抑制房地产投资,并强化对实体经济

产生的正向挤入效应.刘友金和曾小明^[26]基于上海和重庆的房产税改革试点,研究发现开征房产税有助于降低企业的生产成本,调整企业的投资取向,两种效应叠加会促使产业转移.Li和Lin^[27]通过构建世代交叠的内生增长模型进行分析,发现开征房产税有助于减少所得税,从长期来看,能增加物质资本和人力资本,提高产出增长率.

从行政干预手段方面来看,现有研究大多围绕限购政策或限价政策展开.余泳泽和张少辉^[28]研究认为限购政策能够缓解房价上涨对企业创新投入的挤出效应.陈赤平等^[9]基于制造业企业数据,分析发现房地产限购政策的实施能够通过优化企业投资结构和投资效率、强化创新能力等渠道抑制僵尸企业形成,并加速僵尸企业退市.胡宁等^[29]认为房地产限购政策的实施能够促进制造业企业强化主营业务投入和创新投入,避免过度房地产投资造成的经济脱实向虚.梁若冰等^[10]分析了2010年—2011年和2016年—2018年两轮限购政策,认为限购政策的实施会显著降低企业价值,并且作用效果随企业市场份额的增加而增强.但两轮政策实现稳定预期作用的渠道有明显差异,第一轮政策主要通过企业经营风险渠道实现,而第二轮政策是借由房价渠道发挥作用.Zhao和Zhang^[30]的研究表明住房限购政策增加了本地企业的税收负担,尤其是企业所得税和营业税负担,并降低了企业的投资、就业和工资水平.Zhang^[31]认为限制房价的政策会加剧房地产市场不确定性,进而通过替代效应强化企业的创新投资,推高企业的创新绩效.Chaney等^[32]将局部的房地产价格变化作为对企业住房资产抵押价值的冲击,发现这种冲击会借助抵押品渠道对企业投资决策产生重要影响.

少数研究涉及房住不炒政策对企业的影响.如,张云等^[33]通过构建包含企业和家庭的一般均衡资产定价模型,分析发现房住不炒政策对房价和股价具有显著的负面影响,其中,对房价的影响强度尤甚.

2 机制分析与研究假说

企业数字化转型是适应信息革命和技术革命

的强势兴起而做出的重要转型决策.技术创新既是经济和社会数字化变革的结果,亦是数字化转型的源泉^[34].数字技术的进步并非完全是外来的,企业为了建立和保持竞争优势,通常需要开发独特的数字化技能,并引入生产环节,以搭建支撑新型生态网络和组织结构的平台,并且这些数字技术会随着创新发展和新技术的出现不断演化和革新,促使企业及其员工也必须具备不断适应现有技能或者获取新技能的能力,以利用数字技术变化提供的新技能.因此,企业的数字化转型需要足够的数字资产、强有力的研发投入和技术支持作为支撑^[5,6].房住不炒政策是为稳定房地产市场,促进经济高质量发展而开展的一轮系统性的房地产调控政策,通过中央对地方发布行政命令与地方间的平行扩散两种形式展开,中央政府利用约谈等形式监督地方政府的政策落实情况.对企业而言,房住不炒政策的实施可能通过资源配置渠道、融资约束渠道、融资结构渠道与风险防范渠道等路径影响企业数字化转型的效果.

资源配置渠道.房地产市场调控政策实施下,投资水平往往最先做出反馈.一方面,房住不炒政策的实施会强化房地产市场监管,规范土地市场交易秩序,通过限制资本流向房地产市场间接抑制房地产投资投机需求,减少房地产投资.投资性房地产的减少会缓解过度房地产投资带来的资本配置扭曲,使企业注意力回归到自身的主营业务中,提升资本利用效率^[7].另一方面,房住不炒政策的实施有助于稳定房地产市场发展预期,通过平抑房价降低房地产预期收益,进而减弱企业的投资意愿^[33].两种效应叠加会促使企业减少房地产投资,将更多资本用于强化创新投入,提升企业开发新技术和运用数字技术的能力,以保持或获得信息化趋势下的竞争优势,进而提升企业数字化转型水平^[35].

融资约束渠道.尽管企业房地产投资会扭曲企业的资本配置效率、挤出创新投入,但房价上涨趋势下,企业不仅可以通过买卖房产获取更多的额外收益,适度的房地产投资还会增加企业的名义财富,提高企业的抵押品价值,并获得更多外部融资.资本增加可对企业的现金流产生润滑作用,拓宽企业的财务可支配空间,有利于企业项目的开展.房住不炒政策实施后,企业的房地产投资行

为受到严格的限制,加之房价预期看跌,导致企业的投资性房地产预期价值回落,抵押价值下降,间接使得企业信贷约束收紧,可支配现金流缩减,企业的生存环境面临更大的挑战.对于原本融资约束较强的企业而言,财务压力加大无异于雪上加霜,间接导致数字化转型投入被压缩^[22].对于原本融资约束较小的企业而言,他们自身具备更坚实的数字化转型支撑能力,房价下降预期会促使企业寻求新的发展路径,推动其通过数字化转型优化资源配置结构,提高资源利用效率,以开拓新发展空间.企业的数字化转型意愿和转型水平由此得以提高.

融资结构渠道.杠杆是企业融资的重要手段之一,适度的财务杠杆能够使企业获得更多外部债务资本用于企业运行和发展,提升企业的经济绩效.但过度的财务杠杆可能因债务成本难以覆盖加深企业的经营脆弱性,降低企业的投资效率,增加企业的经营风险^[7].房地产是企业撬动外部资本的良好抵押品.房住不炒政策实施后,企业持有的房地产估值下调,抵押品价值下跌使得企业利用杠杆获得的外部资本减少.权变理论指出,不同的环境对组织具有异质性的要求,成功的组织者应能动态调整组织形态以适应环境的需要.房地产收紧政策会驱动企业经营者优化企业的财务结构,减少企业的过度负债行为,并不断推进企业去杠杆进程,以避免因现金流紧缺导致运营困难影响企业的长远发展.杠杆率的降低会强化企业财务的稳定性,提升外部市场对企业的良好预期,并缓释因过高债务对研发投入的挤出效应,进而促进企业的数字化转型^[36].

风险防范渠道.资源依赖理论认为,组织为了生存必须与其所处的环境产生交换行为,而资源的稀缺性导致了外部环境的不确定性,这要求企业必须做好风险防范准备.房住不炒政策实施会通过平抑房价间接降低房地产资产的抵押价值和投资者对房地产市场发展的预期,增加经济环境与企业组织自身经营的不确定性,并加剧政策不确定性^[30].为了应对经济环境的不确定性,同时满足企业自身探索性的、创新性的、差异化的发展需求,企业倾向于增加对冲环境变化的资源缓冲储备,即增加冗余资源,以保障企业能够通过灵活调整战略决策确保自身的高效生产运营,稳定企

业发展现金流^[37].适度增加企业的冗余资源储备不仅能提升企业管理者的风险感知能力^[38],还可以缓解房住不炒政策实施后面临的财务压力,强化企业的战略变革行为^[39],支持企业通过在更大范围内搜索机会和搜寻问题解决途径,为企业进行数字化转型提供良好的支撑条件^[40].

综合上述分析,本研究提出如下假设.

假设1 实施房住不炒政策能推动企业数字化转型水平的提高.

假设2 房住不炒政策的实施会通过资源配置渠道作用于企业数字化转型程度.

假设3 房住不炒政策的实施会借由融资约束渠道对企业数字化转型发挥作用.

假设4 房住不炒政策的实施会改变企业的融资结构,进而影响数字化转型效果.

假设5 房住不炒政策的实施会影响企业的风险防范资源储备,并进一步作用于企业数字化转型水平.

3 指标选取与数据来源

本研究利用2014年—2019年的数据分析房住不炒政策对企业数字化转型的影响及其作用机理与异质性特征.其中,企业层面数据主要来源于CSMAR数据库和企业年报,城市层面数据来源于城市统计年鉴.样本周期选取主要基于两方面的考虑:一方面,2010年—2013年,部分城市仍处于前一轮的房地产调控阶段,2014年起逐步放松,因此将样本起始年份设定为2014年.另一方面,2020年起,受新冠肺炎疫情的影响,全球经济受到明显的冲击,企业首当其冲.为避免政策外因素的干扰,故将样本结束年份定为2019年.对样本进行如下处理:1)仅保留A股数据,以避免市场环境差异导致的干扰;2)剔除ST类财务异常样本;3)剔除金融业样本;4)剔除政策实施后首发上市的样本;5)剔除样本期内存续少于3年的样本.

被解释变量为企业数字化转型程度(DT).以吴非等^[41]刻画的人工智能技术、大数据技术、云计算技术、区块链技术和数字技术应用等包含底层技术与实践应用的企业数字化转型特征词为词

典,利用上市公司年报进行文本分析,统计特征词的词频,并对该数据进行加 1 取对数处理。

核心解释变量为房住不炒政策(*HRP*)。作者人工整理了自房住不炒政策发布以来各城市采取的房地产市场调整举措。样本期内,各地方政府依据自身发展实际对房地产市场进行管控,主要通过实施或强化限售与限购政策实现房住不炒目标。因此,具体变量设定上,若当年城市采取了限售或限购政策,则该城市当年的 *HRP* 记为 1,否则为 0。

控制变量方面,参考杨贤宏等^[6]、王宏鸣等^[20]的研究,分别从企业和城市两个层次选取变量。企业层面,选取公司资产规模、固定资产水平、

公司年龄与审计意见反映企业的基本发展概况,选取董事长年龄和董事长兼任情况反映管理层情况,选取董事会规模、机构投资者持股比例、股权集中度表征企业的股权结构,选取资产负债比和流动性反映财务状况,选取公司价值和资本回报率反映盈利能力,以市场集中度反映企业所在行业的市场结构。城市层面,选取人均 *GDP* 反映经济发展水平,选取外商直接投资反映城市经济开放度。另外,通过加入行业虚拟变量和城市虚拟变量捕捉行业与城市特性,以年份虚拟变量及省份与年份联合固定效应捕捉其他未控制的政策干扰,以企业固定效应控制其不可观测特征。指标具体计算方法及描述性统计如表 1 所示。

表 1 变量计算方法及描述性统计
Table 1 Calculation of variables and descriptive statistics

变量	变量含义	计算方法	均值	标准差
<i>DT</i>	数字化转型程度	以吴非等 ^[41] 总结的特征词为词典,将利用上市公司年报提取的数字化相关词频数加 1 取对数	1.479 1	1.414 9
<i>HRP</i>	房住不炒政策	当年城市实行限购或限贷政策取值为 1,否则为 0	0.302 0	0.459 2
<i>FA</i>	固定资产	用于购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金/资产总计	0.043 8	0.043 8
<i>cage</i>	公司年龄	公司年龄	19.181 7	5.683 2
<i>audit</i>	审计意见	若为“标准无保留意见”取值为 1,否则为 0	0.971 2	0.167 2
<i>age</i>	高管年龄	董事长年龄	52.739 5	7.321 2
<i>pt</i>	董事长兼任情况	董事长兼任总经理或 CEO 为 1,否则为 0	0.279 3	0.448 7
<i>ln bod</i>	董事会规模	董事会人数取对数	2.120 1	0.199 5
<i>Instown</i>	机构投资者持股比例	机构投资者持股比例之和	42.977 4	24.430 7
<i>herfindahl3</i>	股权集中度	公司前 3 位大股东持股比例的平方和	0.153 3	0.113 4
<i>lev</i>	资产负债比	负债总计/资产合计	0.420 7	0.204 0
<i>liquidity</i>	流动性	货币资金/资产总计	0.170 2	0.119 0
<i>TobinQ</i>	公司价值	公司股票现值/总资产	2.213 9	2.265 2
<i>ROA</i>	资本回报率	净利润/资产总计	0.033 4	0.084 6
<i>hhi_a</i>	市场集中度	三位码行业下利用主营业务收入计算的赫芬达尔指数	0.198 2	0.180 2
<i>ln agdp</i>	经济水平	人均 <i>GDP</i> 取对数	11.451 4	0.484 6
<i>fdi</i>	外商直接投资	以当年汇率换算的实际利用外商投资额与 <i>GDP</i> 的比值	0.015 7	0.013 4

4 实证分析

4.1 基准分析

基于上述变量进行基准估计后的结果如表 2 所示。其中,第(1)列为仅控制企业固定效应的结果,第(2)列为控制企业固定效应、行业固定效

应、年份固定效应、城市固定效应以及省份与年份联合固定效应的结果,第(3)列和第(4)列在此基础上进一步控制了企业层面和城市层面的控制变量。估计结果中,核心变量房住不炒政策(*HRP*)的系数均能至少在 5% 的显著性水平下表现出正向影响,表明房住不炒政策的实施能推动企业数字化转型水平的提高。

表 2 基准分析估计结果
Table 2 Benchmark analysis estimation results

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>DT</i>	<i>DT</i>	<i>DT</i>	<i>DT</i>
<i>HRP</i>	0.423 1 ***	0.084 9 **	0.076 6 **	0.077 0 **
	(22.935 8)	(2.484 0)	(2.288 9)	(2.288 0)
常数项	1.351 4 ***	-1.234 9 ***	-9.412 7 ***	-10.453 4 ***
	(242.521 4)	(-6.872 5)	(-12.044 9)	(-5.867 8)
公司层面控制变量	未控制	未控制	控制	控制
城市层面控制变量	未控制	未控制	未控制	控制
企业固定	是	是	是	是
行业固定	否	是	是	是
年份固定	否	是	是	是
城市固定	否	是	是	是
省份-年份固定	否	是	是	是
观测值	13 832	13 832	13 817	13 817
拟合优度	0.073	0.184	0.205	0.205

注：括号中为聚类到企业层面的稳健 *t* 值，** 和 *** 分别表示在 5% 和 1% 的置信水平下显著。

4.2 稳健性检验

1) 平行趋势检验与动态效应分析. 共同趋势假设是利用双重差分方法进行政策分析的重要前提. 为避免共线性问题的干扰, 以政策实施前三期及之前年份为基准期, 将政策前变量 (*pre1* 和 *pre2*)、政策当期变量 (*current*)、政策后变量 (*post1* 和 *post2*) 共同纳入估计方程, 估计后的结果如表 3 所示. 政策前二期变量 *pre2* 和政策前一期变量 *pre1* 前系数不显著, 表明房住不炒政策实施前企业的数字化转型水平未出现明显变化, 平行趋势假设成立. 政策实施当期变量 *current* 前系数仅能在 10% 的显著性水平下显著, 即政策当期产生的政策作用效果较弱. 政策实施后的表征变量 *post1* 和 *post2* 前系数均通过了 1% 的显著性检验, 并且系数绝对值逐渐增大, 表明房住不炒政策对企业数字化转型的推动作用呈扩大趋势. 产生这一结果的可能原因在于: 房住不炒政策的实施会通过限制资本流向等途径压缩房地产投资, 有助于抑制企业在房地产市场上的套利行为, 使其资本回归到主营业务的运转中, 有利于通过优化企业资源配置等渠道间接推动企业数字化转型. 又由于房住不炒政策是对房地产属性的重新界定, 因此, 更易于稳定房地产市场发展预期, 加速资本从房地产市场剥离. 企业因难以通过房地产投资融集资金润滑现金流, 不得不加快数字化转型步伐以稳定自身发展, 间接推进企业的数字化转型进程.

同时, 企业数字化转型会带来生产率等绩效表现的改进, 进一步提升企业的转型意愿, 形成正反馈效应, 因而该政策的作用效果呈逐渐放大的态势.

表 3 平行趋势检验与动态效应分析结果

Table 3 Results of parallel trend test and dynamic effects analysis

变量	<i>DT</i>
<i>pre2</i>	0.053 0
	(1.348 7)
<i>pre1</i>	0.072 4
	(1.640 9)
<i>current</i>	0.083 2 *
	(1.779 3)
<i>post1</i>	0.143 4 ***
	(2.841 2)
<i>post2</i>	0.184 2 ***
	(3.354 7)
常数项	-10.161 4 ***
	(-5.701 6)
控制变量	控制
企业固定	是
行业固定	是
年份固定	是
城市固定	是
省份-年份固定	是
观测值	13 817
拟合优度	0.206

注：括号中为聚类到企业层面的稳健 *t* 值，* 和 *** 分别表示在 10% 和 1% 的置信水平下显著。

2) 安慰剂检验. 不可观测的时变变量在计量分析中往往难以进行控制, 可能通过政策以外的渠道影响企业数字化转型程度, 导致基准分析结果的可靠性存疑. 本研究利用安慰剂检验排除这一潜在因素对研究结论可靠性的干扰. 具体操作上, 首先, 将核心解释变量 *HRP* 打乱顺序, 然后利用随机处理后的数据估计基准模型, 并将这一过程重复 1 000 次. 基于重复估计后的系数绘制的核密度分布图如图 1 所示, 估计系数大体上服从正态分布, 均值为 6.54×10^{-5} , 远低于基准分析中的系数 0.077 0, 表明不可观测因素未对基准分析结果产生实质性影响.

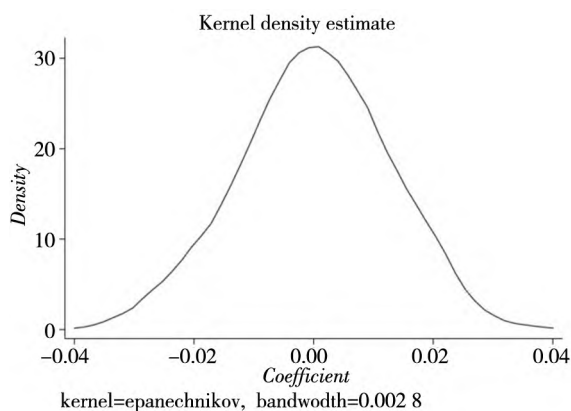


图 1 安慰剂检验

Fig. 1 Placebo test

3) PSM-DID 检验. 由于处理组并非随机产生, 可能影响研究结论的可靠性. 本研究进一步利用 PSM-DID 方法进行稳健性检验, 以排除这一潜在干扰. 鉴于数字化转型是企业层面的决策, 故以企业层面的控制变量作为匹配依据. 基于前文变量选取, 按卡尺为 0.05 的 1:3 卡尺最近邻匹配原则, 使用 logit 估计进行匹配. 匹配后的结果显示, 处理组和对照组中仅有 16 个样本不在共同取值范围(off support). 图 2 展示了匹配后的平衡情况, 匹配后的结果中, 变量 *cage* 的偏差情况最大, 为 -5.7%, 其他变量的偏差绝对值均处于 2.6% 以下, 表明处理组与对照组之间没有明显差异, 整体的匹配效果良好. 基于满足共同支撑假设的样本进行估计的结果见表 4 第(1)列. 与基准分析相比, 核心解释变量 *HRP* 前系数仅存在大小差异, 表明分组设定未对估计结果产生明显影响.

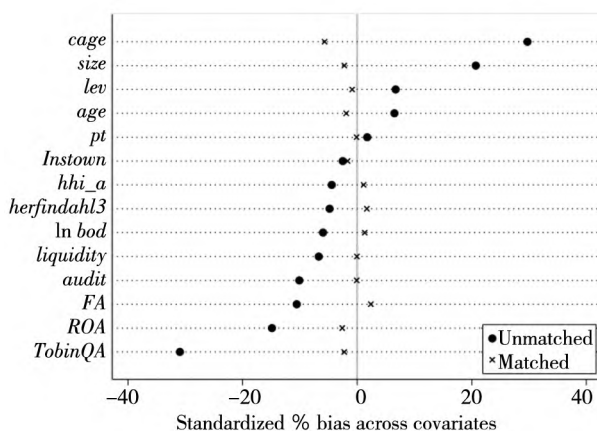


图 2 匹配后的平衡性情况

Fig. 2 Balance test results after matching

4) 排除样本删失干扰. 样本中, 被解释变量企业数字化转型水平(*DT*)存在部分 0 点, 进一步利用 Tobit 模型排除样本删失对研究结论可靠性的潜在干扰, 相应的估计结果见表 4 第(2)列. 估计结果表明, 在排除样本删失问题后, 房住不炒政策实施依旧对企业数字化转型水平具有显著的促进作用.

5) 排除内生性问题干扰. 针对遗漏变量等可能导致的内生性问题, 利用工具变量法进行处理. 通常而言, 地平坡度较低的区域更易于建设房地产, 亦更易于获得房地产投资的青睐, 换言之, 地形较为平缓的区域可能孕育出更加活跃的房地产市场. 这与房住不炒政策实施的基本条件相类似, 并且地平坡度这一自然特征不会对企业数字化转型程度产生直接影响. 有鉴于此, 采用城市平均坡度作为城市房住不炒政策实施的工具变量具有合理性. 具体处理上, 将滞后一期全国房地产投资对数和滞后一期省级房地产投资对数分别与城市平均坡度相乘, 共同作为房住不炒政策(*HRP*)的工具变量. 基于工具变量法回归后的估计结果见表 4 第(3)列, 第一阶段回归的 *Cragg-Donald Wald F* 统计量和 *Kleibergen-Paap rk Wald F* 统计量分别为 186.965 和 161.192, 均高于弱工具变量 10% 的临界值 19.93, 表明不存在明显的弱工具变量问题; *Kleibergen-Paap rk LM* 统计量为 368.993, 在 1% 的显著性水平上拒绝工具变量识别不足的原假设. 基于工具变量法的估计结果表明, 房住不炒政策实施对企业数字化转型程度的影响与基准分析无明显差异.

表 4 稳健性检验估计结果(a)

Table 4 Robustness test estimation results (a)

变量	(1)	(2)	(3)
	DT	DT	DT
HRP	0.091 0 **	0.050 5 ***	0.240 7 **
	(2.454 4)	(2.800 4)	(2.074 7)
常数项	-4.760 5 ***	0.218 6	
	(-2.594 1)	(0.055 8)	
Kleibergen-Paap rk LM statistic			368.993
Cragg-Donald Wald F statistic			186.965
Kleibergen-Paap rk Wald F statistic			161.192
Hansen J statistic(p)			0.330 6
Endogeneity test(p)			0.008 6
控制变量	控制	控制	控制
企业固定	是	是	是
行业固定	是	是	是
年份固定	是	是	是
城市固定	是	是	是
省份-年份固定	是	—	—
观测值	13 801	13 817	13 626
拟合优度	0.503		

注：括号中为聚类到企业层面的稳健 t 值或 z 值，** 和 *** 分别表示在 5% 和 1% 的置信水平下显著。

6) 其他稳健性检验. 第一, 更换被解释变量. 参考陈中飞等^[42]的研究, 以企业无形资产占比取

对数($\ln IA$)衡量企业数字化转型水平. 替换变量后的估计结果见表 5 第(1)列, 核心解释变量前系数依旧显著为正. 第二, 排除财政科教支持与智慧城市建设的干扰. 样本期内, 房住不炒政策实施前, 住房和城乡建设部发布了一系列关于智慧城市试点工作的通知. 智慧城市建设可能通过缓解资源约束、促进人力资本集聚等渠道助推企业的数字化转型^[21]. 同时, 政府的财政支持也可能为企业数字化转型提供助力^[19]. 为排除上述因素对估计结果可靠性的影响, 作者整理了智慧城市建设的试点时间与城市名单, 构建“智慧城市建设”政策(*Smartcity*)变量, 并将其同以财政教育支出占比(*Fedu*)和财政科学支出占比(*Fsci*)表征的财政科教支持情况, 一并纳入估计方程进行分析, 估计后的结果如表 5 第(2)列所示. 在控制额外的干扰因素后, 核心解释变量 *HRP* 前系数仍显著为正, 表明房住不炒政策对企业数字化转型的促进作用未受到明显影响. 第三, 剔除离群变量. 对所有连续变量进行上下 1% 的缩尾处理后的估计结果见表 5 第(3)列, 核心解释变量前系数与基准回归相比仅有大小差异. 第四, 平衡面板估计. 基于 2014 年—2019 年平衡面板数据进行估计后的结果见表 5 第(4)列, 研究结论与基准分析无系统性差异. 上述稳健性检验结果均表明基准分析的结论是可靠的.

表 5 稳健性检验估计结果(b)

Table 5 Robustness test estimation results (b)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$\ln IA$	DT	DT1	DT
HRP	0.066 0 **	0.071 5 **	0.071 2 **	0.077 0 **
	(2.092 3)	(2.113 2)	(2.113 7)	(2.288 0)
Fsci		1.330 9		
		(1.456 5)		
Fedu		1.487 3 **		
		(2.031 4)		
Smartcity		-0.015 8		
		(-0.131 4)		
常数项	-6.295 0 ***	-10.961 4 ***	-11.036 1 ***	-10.453 4 ***
	(-3.220 8)	(-6.186 2)	(-5.028 2)	(-5.867 8)
控制变量	控制	控制	控制	控制
企业固定	是	是	是	是
行业固定	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是
城市固定	是	是	是	是
省份-年份固定	是	是	是	是
观测值	13 694	13 817	13 817	13 817
拟合优度	0.076	0.206	0.204	0.205

注：括号中为聚类到企业层面的稳健 t 值，** 和 *** 分别表示在 5% 和 1% 的置信水平下显著。

4.3 机制分析

依据前文的理论分析,房住不炒政策的实施可能通过作用于企业的资源配置、融资约束、融资结构,以及风险防范等环节,间接影响其数字化转型水平.本部分对此进行检验.

资源配置渠道.以企业投资性房地产价值加1取对数衡量企业房地产投资情况,以企业研发支出加1取对数度量企业的研发投入,共同反映企业资源配置情况.将两个变量分别对房住不炒政策(*HRP*)回归后的估计结果如表6第(1)列和第(2)列所示.估计结果表明,房住不炒政策的实施能通过弱化房地产投资导致的资源配置扭曲,强化企业的研发投入,间接促进企业数字化转型水平的提高^[30,31].

融资约束渠道.借鉴李建军和韩珣^[43]的方法计算 *KZ* 指数,以衡量企业的融资约束情况.以融资约束为机制变量的分析结果如表6第(3)列所示.房住不炒政策(*HRP*)变量前系数显著为正,

表明房住不炒政策的实施会加剧企业面临的融资约束压力,进而抑制企业的数字化转型意愿与转型能力^[35].

融资结构渠道.以实际负债率与目标负债率的差值度量企业过度负债情况,以负债率变化率度量企业去杠杆情况,分别进行估计后的结果见表6第(4)列和第(5)列.结果显示,房住不炒政策的实施能显著减少企业的过度负债程度,促进企业去杠杆,优化企业的融资结构,进而缓释高财务杠杆对企业数字化转型的负面影响^[36].

风险防范渠道.参考李彬等^[44]的做法,以销售费用、管理费用与财务费用之和与营业收入之比度量企业的组织冗余,该变量对房住不炒政策(*HRP*)进行回归后的估计结果见表6第(6)列.结果表明,房住不炒政策的实施能促使企业增加组织冗余,提升资源保障储备,以提升其应对不确定性风险和满足多元化发展需要的能力.充足的资源储备可为企业数字化转型提供良好的基础条件^[16,40].

表6 机制检验估计结果

Table 6 Mechanism test estimation results

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	房地产投资	研发投入	融资约束	过度负债	去杠杆	组织冗余
<i>HRP</i>	-0.005 9 ***	0.321 4 *	0.224 6 ***	-0.006 7 **	-0.053 4 ***	0.012 4 *
	(-5.372 2)	(1.913 3)	(5.421 6)	(-2.454 4)	(-2.999 0)	(1.943 8)
常数项	0.581 4 ***	-30.329 6 ***	9.863 1 ***	0.411 0 **	-1.347 4	1.462 9 ***
	(8.437 2)	(-3.328 3)	(4.174 6)	(2.440 2)	(-1.481 8)	(4.237 4)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业固定	是	是	是	是	是	是
行业固定	是	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是	是
城市固定	是	是	是	是	是	是
省份-年份固定	是	是	是	是	是	是
观测值	13 818	13 818	13 049	13 166	13 165	13 554
拟合优度	0.663	0.096	0.455	0.651	0.115	0.163

注:括号中为聚类到企业层面的稳健 *t* 值,*、**和***分别表示在10%、5%和1%的置信水平下显著.

4.4 异质性讨论

本部分从企业特征、行业特征以及城市特征等方面入手,明确房住不炒政策对企业数字化转型的异质性影响.

1)企业所有权性质.将企业分为国有企业和非国有企业两个子样本,分别估计后的结果见表7第(1)列和第(2)列.结果显示,仅非国有企业子样本中房住不炒政策实施对企业数字化转型表

现出显著的促进作用.可能原因在于:相对于非国有企业,国有企业长期受到政策保护,没有通过数字化转型提升经济效率的迫切需求,难以通过短期的外部冲击提升企业的转型意识和转型效果,因此,国有企业中房住不炒政策对数字化转型的效应不够显著.与之相反,非国有企业面临更激烈的市场竞争,更有意愿通过数字化转型手段获得竞争优势,实现企业经营绩效的提升.

2)企业融资约束.以企业融资约束变量的中位数为界,将样本分为低融资约束和高融资约束两个子样本,分别进行估计后的结果如表 7 第(3)列和第(4)列所示.估计结果显示,房住不炒政策仅在具有低融资约束的企业中能发挥出促进企业数字化转型的作用.表明融资约束是影响企业转型决策和转型投入的重要因素,充足的资本支撑是保障企业转型升级的基础.

3)企业市场势力.以企业营业收入与行业营业收入之比度量市场份额,以政策实施前(2014 年—2016 年)在行业中始终处于市场份额 75 分位点以上的企业作为垄断性企业,其他企业

归为竞争性企业.从表 7 第(5)列和第(6)列可以看到,房住不炒政策对企业数字化转型的推动作用仅在竞争性企业子样本中显著存在.可能原因在于:房住不炒政策实施后,垄断性企业能够凭借自身拥有的丰富要素和资源积累抵御政策冲击,自身数字化转型程度较高,因此,外部政策干预产生的作用效果较弱.但对于竞争性企业而言,企业面临更大的竞争压力,通过优化自身管理和经营模式提升效率以获得竞争优势的激励更突出.在此情况下,房住不炒政策的实施能够缓释资源配置扭曲,优化企业内部治理,对该类企业数字化转型的推动作用更为明显.

表 7 企业特征异质性检验结果

Table 7 Heterogeneity test estimation results of firm characteristics

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	国企	非国企	高约束	低约束	垄断性	竞争性
HRP	0.063 9	0.086 0 **	0.066 6	0.129 6 **	0.083 5	0.080 5 **
	(1.088 0)	(2.067 7)	(1.395 0)	(2.576 0)	(1.135 2)	(2.072 2)
常数项	-5.974 0 **	-11.619 8 ***	-12.360 9 ***	-6.494 5 ***	-9.947 8 ***	-8.308 0 ***
	(-2.354 3)	(-4.898 0)	(-4.933 3)	(-2.596 0)	(-3.016 9)	(-3.834 7)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业固定	是	是	是	是	是	是
行业固定	是	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是	是
城市固定	是	是	是	是	是	是
省份-年份固定	是	是	是	是	是	是
观测值	4 695	9 122	7 298	6 519	3 309	10 508
拟合优度	0.204	0.224	0.233	0.194	0.227	0.213

注：括号中为聚类到企业层面的稳健 *t* 值，** 和 *** 分别表示在 5% 和 1% 的置信水平下显著。

4)行业类别.将样本按照企业所属行业分为非制造业和制造业两个子样本,分别估计后的结果如表 8 第(1)列和第(2)列所示.估计结果显示,房住不炒政策实施能显著推动制造业企业数字化转型水平的提高,但对非制造业企业子样本不存在明显作用,可能原因在于:政策实施前后,非制造业企业数字化转型程度均处于较高水平,面临的融资约束也更强^②,房住不炒政策干预能发挥出的促进数字化转型的作用有限.制造业是实体经济的核心环节,是房地产投资的资源配置扭曲效应、低端锁定等负向影响发挥的主要场所^[25],且相关产业链更为复杂,亟需通过优化企

业内部治理提升经营绩效.因此,房住不炒政策实施下,制造业企业有更强的转型压力.同时,该类企业具有较低的融资约束压力和更大的数字化转型空间,更易于借助房地产市场干预倒逼自身进行转型升级,从而表现出较为明显的促进效果.

5)行业市场集中度.以行业市场集中度(*hhi_{it}*)中位数将样本分为高市场集中度和低市场集中度两个子样本,分别估计后的结果如表 8 后两列所示.估计结果表明,房住不炒政策实施仅在低市场集中度的行业中表现出显著的数字化转型促进作用,可能原因在于:高市场集中度的行业中

② 两变量的组间差异均能通过 1% 的显著性检验。

市场往往缺乏竞争活力,对推动企业通过优化内部管理促进绩效改善的激励不充分,难以激发和调动企业的转型意愿。相对而言,低市场集中度的行业中,企业可利用数字化手段改进经营模式以获得竞争优势,并通过产生正反馈进一步激励企业进行转型升级。因此,在这些行业中,房住不炒政策实施能产生显著的数字化转型促进效应。

6) 城市外部环境。城市群是城市不断发展形成的空间组织形态,是城市外部环境的重要表征。以 12 个较为成熟的城市群作为分组依据^③,若企业所在城市处于上述 12 个城市群,将其归于城市群内子样本,否则归为非城市群内子样本。两个子样本分别进行估计后的结果如表 9 前两列所示。结果表明,处于城市群内的企业能够在房住不炒政策干预下获得更明显的数字化转型效果,但非城市群内样本中这一影响不显著。产生这一结果的可能原因在于:处于城市群中的企业更易于通过共享、匹配等机制实现知识和信息的积累与扩散,了解其他企业的转型效果,并通过学习效应获取城市群内其他企业的数字化管理手段以提升自身经营绩效。多重效应的协同作用下,房住不炒政策实施能发现出更强的数字化转型提升效果。相对而言,非城市群内样本则不具备这些

正外部性发挥的途径,导致政策的作用效果不甚明显。

7) 城市房地产市场发展。房地产市场运行情况是应否实行政策干预的重要标准。以政策实施前(2016 年)相对房地产投资额水平(房地产投资额与 GDP 的比值)和房价水平作为分组依据,将两项指标同时处于中位数以上的样本归为热点城市,否则归为非热点城市,分别估计后的结果如表 9 后两列所示。结果表明,热点城市中房住不炒政策的实施会对企业数字化转型起到促进作用,但非热点城市中则截然相反。产生这一结果的可能原因在于:对于热点城市而言,由于城市中房地产投资相对丰富,房住不炒政策的实施会通过挤出房地产投资、强化研发投入等手段优化企业资源配置,进而对企业数字化转型发挥出促进作用。并且,由于这些城市的人力资本等资源储备更加丰富,更易于获得持续的转型发展支撑。但对于非热点城市而言,城市内存在的投资和投机性房地产投资较少,房住不炒政策的实施不仅难以通过优化企业资源配置提升企业运转效率,还会通过加大融资约束抑制数字化转型(政策前后非热点城市 KZ 指数组间差异通过了 1% 的显著性检验)。

表 8 行业特征异质性检验结果

Table 8 Heterogeneity test estimation results of industry characteristics

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	非制造业	制造业	高集中	低集中
<i>HRP</i>	0.068 3	0.079 5 **	0.063 5	0.110 5 **
	(1.041 0)	(1.979 4)	(1.267 6)	(2.264 5)
常数项	-6.863 7 *	-8.581 3 ***	-4.303 2	-11.722 9 ***
	(-1.835 1)	(-4.023 7)	(-1.533 7)	(-4.746 4)
控制变量	控制	控制	控制	控制
企业固定	是	是	是	是
行业固定	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是
城市固定	是	是	是	是
省份-年份固定	是	是	是	是
观测值	5 091	8 726	6 903	6 914
拟合优度	0.245	0.190	0.193	0.218

注: 括号中为聚类到企业层面的稳健 *t* 值, *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的置信水平下显著。

③ 这些城市群分别为京津冀城市群、长三角城市群、珠三角城市群、成渝城市群、长江中游城市群、辽中南城市群、北部湾城市群、关东平原城市群、海峡西岸城市群、中原城市群、哈长城市群、山东半岛城市群。

表 9 城市特征异质性检验结果

Table 9 Heterogeneity test estimation results of city characteristics

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	非城市群内	城市群内	非热点	热点
<i>HRP</i>	0.165 0	0.073 8 **	-0.143 4 **	0.147 9 ***
	(1.342 8)	(2.031 4)	(-2.089 3)	(2.901 4)
常数项	-3.649 9	-10.052 6 ***	-8.407 8 ***	-5.735 5
	(-0.879 0)	(-4.921 8)	(-2.601 2)	(-1.396 7)
控制变量	控制	控制	控制	控制
企业固定	是	是	是	是
行业固定	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是
城市固定	是	是	是	是
省份-年份固定	是	是	是	是
观测值	1 371	12 446	4 480	9 337
拟合优度	0.269	0.208	0.197	0.222

注：括号中为聚类到企业层面的稳健 *t* 值，** 和 *** 分别表示在 5% 和 1% 的置信水平下显著。

4.5 进一步分析

企业数字化转型本质上是为企业提升企业绩效而采取的根本性变革措施,因此,探究数字化转型能否赋能经济效率提升,以及房住不炒政策在其中发挥的作用具有重要的现实意义.参考鲁晓东和连玉君^[45]的指标计算方式,利用 LP 方法测度企业的全要素生产率(*tfp*),并以此为被解释变量,以企业数字化转型(*DT*)及其与房住不炒政策的交互项(*HRP_DT*)为核心解释变量,相应的估计结果如表 10 第(1)列所示.同时,为考察上述效应的动态影响,进一步利用滞后一期的数字化转型变量(*L_DT*)和滞后一期数字化转型与房住不炒政策的交互项(*L_HRP_DT*)对全要素生产率回归,估计结果见表 10 第(2)列.估计结果显示,数字化转型能显著提升企业全要素生产率,房住不炒政策的实施会抑制数字化转型的经济效率提升效应的发挥,表明市场干预可能会有损经济效率.整体而言,数字化转型带来的企业效率提升效应具有持续性,但作用效果呈递减趋势.

表 10 进一步分析估计结果

Table 10 Further analysis estimation results

变量	(1)	(2)
	<i>tfp</i>	<i>tfp</i>
<i>DT</i>	0.015 1 ***	
	(2.649 0)	
<i>HRP_DT</i>	-0.016 2 ***	
	(-3.444 9)	
<i>L_DT</i>		0.014 3 **
		(2.435 9)
<i>L_HRP_DT</i>		-0.010 3 **
		(-2.148 6)
常数项	1.883 4 **	2.433 3 **
	(2.048 8)	(2.160 1)
控制变量	控制	控制
企业固定	是	是
行业固定	是	是
年份固定	是	是
城市固定	是	是
省份-年份固定	是	是
观测值	13 300	10 323
拟合优度	0.380	0.390

注：括号中为聚类到企业层面的稳健 *t* 值，** 和 *** 分别表示在 5% 和 1% 的置信水平下显著。

5 结束语

企业数字化转型以数字化技术和大数据为支撑,有助于提升企业管理效率和经营绩效,能为经济的高质量发展注入新的活力。“房子是用来住的,不是用来炒的”这一定位为中国房地产市场调控明确了方向.本研究以房住不炒政策实施为准自然实验,利用多时点双重差分方法分析房地产市场调控对企业数字化转型的影响及其传导机理.基于理论分析与实证检验,得出如下主要结论:第一,房住不炒政策的实施能显著促进企业数字化转型水平的提高,且效应随时间推移逐渐增强.第二,资源配置、融资约束、融资结构和风险防范是房住不炒政策作用于企业数字化转型的渠道.第三,异质性分析发现,房住不炒政策对企业数字化转型的促进作用在不同企业特征、行业特征和城市特征下表现出异质性特点.其中,从企业特征来看,这一效应仅在非国有企业、低融资约束企业、竞争性企业中显著存在;从行业特征来看,房住不炒政策仅促进了制造业企业和低市场集中度行业企业的数字化转型水平的提高;从城市特

征而言,仅位于城市群中的企业和房地产市场发展热点城市中的企业能获取到房住不炒政策带来的数字化转型红利,非热点城市中这一效应截然相反.第四,企业数字化转型对自身全要素生产率具有显著的促进作用,且这一效应具有持续性,房住不炒政策实施会对该效应产生负向调节作用.

基于此,本研究提出如下建议:第一,鼓励企业在自身资源整体可控的情况下进行数字化转型,以提升企业运行效率,为企业创造和分配更多价值.以企业数字化转型为抓手,推动实体经济与数字经济深度融合发展^[46],从而促进经济的高质量发展.第二,鼓励构建多元化、多层次的企业融资渠道,破解企业融资渠道单一、融资难、融资贵等痛点,帮助企业纾困,为企业数字化转型提供支撑.第三,强化反垄断市场监管,避免市场过度集中或竞争不足造成的企业发展激励不充分,为企业创造良好的发展环境.第四,鼓励持续推进城市群建设,让更多企业能够通过经济集聚带来的学习效应和规模效应持续获益.第五,避免不必要的房地产市场干预,谨防过度干预造成经济效率损失.

参 考 文 献:

- [1] Li F. The digital transformation of business models in the creative industries: A holistic framework and emerging trends[J]. *Technovation*, 2020, 92: 102012.
- [2] Eggers J P, Park K F. Incumbent adaptation to technological change: The past, present, and future of research on heterogeneous incumbent response[J]. *Academy of Management Annals*, 2018, 12(1): 357–389.
- [3] Feliciano-Cestero M M, Ameen N, Kotabe M, et al. Is digital transformation threatened? A systematic literature review of the factors influencing firms' digital transformation and internationalization[J]. *Journal of Business Research*, 2023, 157: 113546.
- [4] Goldfarb A, Tucker C. Digital economics[J]. *Journal of Economic Literature*, 2019, 57(1): 3–43.
- [5] Verhoef P C, Broekhuizen T, Bart Y, et al. Digital transformation: A multidisciplinary reflection and research agenda[J]. *Journal of Business Research*, 2021, 122: 889–901.
- [6] 杨贤宏, 宁致远, 向海凌, 等. 地方经济增长目标与企业数字化转型——基于上市企业年报文本识别的实证研究[J]. *中国软科学*, 2021, (11): 172–184.
Yang Xianhong, Ning Zhiyuan, Xiang Hailing, et al. Local economic growth goals and corporate digital transformation: Based on empirical evidence of text recognition of listed companies' annual reports[J]. *China Soft Science*, 2021, (11):

172 – 184. (in Chinese)

- [7] Gulen H, Ion M. Policy uncertainty and corporate investment[J]. *The Review of Financial Studies*, 2016, 29(3): 523 – 564.
- [8] Rong Z, Wang W, Gong Q. Housing price appreciation, investment opportunity, and firm innovation: Evidence from China [J]. *Journal of Housing Economics*, 2016, 33: 34 – 58.
- [9] 陈赤平, 孔莉霞, 苗 龙. 房产限购政策是否抑制了僵尸企业形成——基于双重差分研究设计[J]. *中国经济问题*, 2022, (1): 138 – 152.
- Chen Chiping, Kong Lixia, Miao Long. Does the property purchase restriction policy inhibit the formation of zombie enterprises: Based on double differential research design[J]. *China Economic Studies*, 2022, (1): 138 – 152. (in Chinese)
- [10] 梁若冰, 张东荣, 方 心, 等. 限购政策是否降低了上市房地产企业价值? ——基于强度双重差分法的经验研究[J]. *金融研究*, 2021, (8): 42 – 60.
- Liang Ruobing, Zhang Dongrong, Fang Xin, et al. Do purchase restriction policies reduce the corporate value of listed real estate companies? [J]. *Journal of Financial Research*, 2021, (8): 42 – 60. (in Chinese)
- [11] Forman C, Van Zeebroeck N. Digital technology adoption and knowledge flows within firms: Can the Internet overcome geographic and technological distance? [J]. *Research Policy*, 2019, 48(8): 103697.
- [12] Nambisan S. Digital entrepreneurship: Toward a digital technology perspective of entrepreneurship[J]. *Entrepreneurship Theory and Practice*, 2017, 41(6): 1029 – 1055.
- [13] Zhang Z, Jin J, Li S, et al. Digital transformation of incumbent firms from the perspective of portfolios of innovation[J]. *Technology in Society*, 2023, 72: 102149.
- [14] Furr N, Ozcan P, Eisenhardt K M. What is digital transformation? Core tensions facing established companies on the global stage[J]. *Global Strategy Journal*, 2022, 12(4): 595 – 618.
- [15] Malodia S, Mishra M, Fait M, et al. To digit or to head? Designing digital transformation journey of SMEs among digital self-efficacy and professional leadership[J]. *Journal of Business Research*, 2023, 157: 113547.
- [16] Warner K S R, Wäger M. Building dynamic capabilities for digital transformation: An ongoing process of strategic renewal [J]. *Long Range Planning*, 2019, 52(3): 326 – 349.
- [17] Alnuaimi B K, Singh S K, Ren S, et al. Mastering digital transformation: The nexus between leadership, agility, and digital strategy[J]. *Journal of Business Research*, 2022, 145: 636 – 648.
- [18] Ghosh S, Hughes M, Hodgkinson I, et al. Digital transformation of industrial businesses: A dynamic capability approach [J]. *Technovation*, 2022, 113: 102414.
- [19] 吴 非, 常 曦, 任晓怡. 政府驱动型创新: 财政科技支出与企业数字化转型[J]. *财政研究*, 2021, (1): 102 – 115.
- Wu Fei, Chang Xi, Ren Xiaoyi. Government-driven innovation: Fiscal technology expenditure and enterprise digital transformation[J]. *Public Finance Research*, 2021, (1): 102 – 115. (in Chinese)
- [20] 王宏鸣, 孙鹏博, 郭慧芳. 数字金融如何赋能企业数字化转型? ——来自中国上市公司的经验证据[J]. *财经论丛*, 2022, (9): 1 – 14.
- Wang Hongming, Sun Pengbo, Guo Huifang. How does digital finance empower enterprises to achieve digital transformation? Empirical evidence from Chinese listed companies[J]. *Collected Essays on Finance and Economics*, 2022, (9): 1 – 14. (in Chinese)
- [21] 赖晓冰, 岳书敬. 智慧城市试点促进了企业数字化转型吗? ——基于准自然实验的实证研究[J]. *外国经济与管理*, 2022, (8): 1 – 17.
- Lai Xiaobing, Yue Shujing. Do pilot smart cities promote corporate transformation? An empirical study based a quasi-natu-

- ral experiment[J]. *Foreign Economics & Management*, 2022, (8): 1 – 17. (in Chinese)
- [22] Yang Y, Chen W, Yu Z. Local government debt and corporate digital transformation: Evidence from China[J]. *Finance Research Letters*, 2023: 104282.
- [23] 李守伟, 王 虎, 刘晓星. 系统性风险: 金融系统与实体经济间反馈效应[J]. *管理科学学报*, 2022, 25(11): 25 – 42.
- Li Shouwei, Wang Hu, Liu Xiaoxing. Systemic risk: Feedback effect between the financial system and real economy[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2022, 25(11): 25 – 42. (in Chinese)
- [24] 王春峰, 姚守宇, 程飞阳, 等. 企业的“脱实向虚”具有同群效应吗? [J]. *管理科学学报*, 2022, 25(10): 96 – 113.
- Wang Chunfeng, Yao Shouyu, Cheng Feiyang, et al. Does firms’ “from real to virtual” behavior have peer effect? [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2022, 25(10): 96 – 113. (in Chinese)
- [25] 刘建丰, 于 雪, 彭俞超, 等. 房产税对宏观经济的影响效应研究[J]. *金融研究*, 2020, (8): 34 – 53.
- Liu Jianfeng, Yu Xue, Peng Yuchao, et al. On the macroeconomic effects of housing property taxes[J]. *Journal of Financial Research*, 2020, (8): 34 – 53. (in Chinese)
- [26] 刘友金, 曾小明. 房产税对产业转移的影响: 来自重庆和上海的经验证据[J]. *中国工业经济*, 2018, (11): 98 – 116.
- Liu Youjin, Zeng Xiaoming. Research on the influence of industrial transfer from the property taxes: Empirical research from Chongqing and Shanghai[J]. *China Industrial Economics*, 2018, (11): 98 – 116. (in Chinese)
- [27] Li S, Lin S. Housing property tax, economic growth, and intergenerational welfare: The case of China[J]. *International Review of Economics & Finance*, 2023, 83: 233 – 251.
- [28] 余泳泽, 张少辉. 城市房价、限购政策与技术创新[J]. *中国工业经济*, 2017, (6): 98 – 116.
- Yu Yongze, Zhang Shaohui. Urban housing prices, purchase restriction policy and technological innovation[J]. *China Industrial Economics*, 2017, (6): 98 – 116. (in Chinese)
- [29] 胡 宁, 王雪方, 孙莲珂, 等. 房产限购政策有助于实体企业“脱虚返实”吗? ——基于双重差分研究设计[J]. *南开管理评论*, 2019, 22(4): 20 – 31.
- Hu Ning, Wang Xuefang, Sun Lianke, et al. Can the housing purchase restriction policy promote the enterprises to “Shift from the fictitious economy to the real economy”? A research based on the DID design[J]. *Nankai Business Review*, 2019, 22(4): 20 – 31. (in Chinese)
- [30] Zhao R, Zhang J. Rent-tax substitution and its impact on firms: Evidence from housing purchase limits policy in China[J]. *Regional Science and Urban Economics*, 2022, 96: 103804.
- [31] Zhang D. Innovation dynamics: What are the housing market uncertainty’s impacts[J]. *International Review of Economics & Finance*, 2020, 70: 413 – 422.
- [32] Chaney T, Sraer D, Thesmar D. The collateral channel: How real estate shocks affect corporate investment[J]. *American Economic Review*, 2012, 102(6): 2381 – 2409.
- [33] 张 云, 刘 芸, 章逸飞. “房住不炒”政策的股市溢出效应——包含房产要素的动态均衡模型与资产定价研究[J]. *系统工程理论与实践*, 2022, 42(4): 865 – 878.
- Zhang Yun, Liu Yun, Zhang Yifei. Non-speculative housing policy’s spillover effect on the stock market: Real estate-incorporated dynamic equilibrium model and asset pricing study[J]. *Systems Engineering: Theory & Practice*, 2022, 42(4): 865 – 878. (in Chinese)
- [34] Ciarli T, Kenney M, Massini S, et al. Digital technologies, innovation, and skills: Emerging trajectories and challenges[J]. *Research Policy*, 2021, 50(7): 104289.
- [35] 唐 松, 苏雪莎, 赵丹妮. 金融科技与企业数字化转型——基于企业生命周期视角[J]. *财经科学*, 2022, 407(2):

- 17-32.
- Tang Song, Su Xuesha, Zhao Danni. Fintech and enterprise digital transformation: From the perspective of enterprise life cycle[J]. Finance & Economics, 2022, 407(2): 17-32. (in Chinese)
- [36] 杜金岷, 陈鑫原, 吴非. 企业杠杆率与数字化转型: 促进还是抑制——结构特征、渠道机制与监管治理[J]. 金融评论, 2022, 14(5): 13-30+123-124.
- Du Jinmin, Chen Xinyuan, Wu Fei. Corporate leverage ratio and digital transformation: Promoting or suppressing? Structural characteristics, channel mechanism and regulatory governance[J]. Chinese Review of Financial Studies, 2022, 14(5): 13-30+123-124. (in Chinese)
- [37] 解维敏, 魏化倩. 市场竞争、组织冗余与企业研发投入[J]. 中国软科学, 2016, 308(8): 102-111.
- Xie Weimin, Wei Huaqian. Market competition, organizational slack and corporate R&D investment: Evidence from China[J]. China Soft Science, 2016, 308(8): 102-111. (in Chinese)
- [38] 连燕玲, 叶文平, 刘依琳. 行业竞争期望与组织战略背离——基于中国制造业上市公司的经验分析[J]. 管理世界, 2019, 35(8): 155-172+191-192.
- Lian Yanling, Ye Wenping, Liu Yilin. Industrial competition aspiration and organization strategic deviation: An empirical study in China[J]. Journal of Management World, 2019, 35(8): 155-172+191-192. (in Chinese)
- [39] 焦豪, 杨季枫, 金字珂. 企业消极反馈对战略变革的影响机制研究——基于动态能力和冗余资源的调节效应[J]. 管理科学学报, 2022, 25(8): 22-44.
- Jiao Hao, Yang Jifeng, Jin Yuke. Negative feedback and firm strategic change: The moderating effect dynamic capabilities and slack resources[J]. Journal of Management Sciences in China, 2022, 25(8): 22-44. (in Chinese)
- [40] Gurbaxani V, Dunkle D. Gearing up for successful digital transformation[J]. MIS Quarterly Executive, 2019, 18(3): 209-220.
- [41] 吴非, 胡慧芷, 林慧妍, 等. 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.
- Wu Fei, Hu Huizhi, Lin Huiyan, et al. Enterprise digital transformation and capital market performance: Empirical evidence from stock liquidity[J]. Journal of Management World, 2021, 37(7): 130-144+10. (in Chinese)
- [42] 陈中飞, 江康奇, 殷明美. 数字化转型能缓解企业“融资贵”吗?[J]. 经济学动态, 2022, 738(8): 79-97.
- Chen Zhongfei, Jiang Kangqi, Yin Mingmei. Can digital transformation reduce the financing cost of enterprises? [J]. Economic Perspectives, 2022, 738(8): 79-97. (in Chinese)
- [43] 李建军, 韩珣. 非金融企业影子银行化与经营风险[J]. 经济研究, 2019, 54(8): 21-35.
- Li Jianjun, Han Xun. Non-financial enterprises' shadow banking business and operating risk[J]. Economic Research Journal, 2019, 54(8): 21-35. (in Chinese)
- [44] 李彬, 李海霞, 梁艺蓝. 母子公司距离对企业税收激进的影响——激励还是抑制?[J]. 经济管理, 2022, 44(2): 159-177.
- Li Bin, Li Haixia, Liang Yilan. Is the effect of parent-subsidiary dispersion on corporate tax aggressiveness incentive or inhibitive? [J]. Business and Management Journal, 2022, 44(2): 159-177. (in Chinese)
- [45] 鲁晓东, 连玉君. 中国工业企业全要素生产率估计: 1999—2007[J]. 经济学(季刊), 2012, 11(2): 541-558.
- Lu Xiaodong, Lian Yujun. Estimation of total factor productivity of industrial enterprises in China: 1999—2007[J]. China Economic Quarterly, 2012, 11(2): 541-558. (in Chinese)
- [46] 黄丽华, 朱海林, 刘伟华, 等. 企业数字化转型和管理: 研究框架与展望[J]. 管理科学学报, 2021, 24(8): 26-35.
- Huang Lihua, Zhu Hailin, Liu Weihua, et al. The firm's digital transformation and management: Toward a research

framework and future directions[J]. Journal of Management Sciences in China, 2021, 24(8): 26–35. (in Chinese)

“Residence without Speculation” policy and digital transformation of enterprises: Evidence from listed companies in China

SUN Qian-qian¹, ZHOU Jian-jun^{2, 3*}, JU Fang^{2, 3}

1. School of Economics and Trade, Hunan University, Changsha 410082, China;

2. School of Finance and Statistics, Hunan University, Changsha 410082, China;

3. Research Center of New Urbanization and Real Estate, Hunan University, Changsha 410082, China

Abstract: The digital transformation of enterprises has injected new vitality into the cost reduction and efficiency enhancement of enterprises and the promotion of high-quality development of the economy, and implementing the “Residence without Speculation” policy will play a role in the business decision-making of enterprises, which in turn will affect the effect of the transformation of enterprises. Based on the data of listed companies in China, this paper explores the impact of implementing the “Residence without Speculation” policy on the digital transformation of enterprises and its mechanism. The main conclusions drawn in this paper are summarized as follows. Implementing the “Residence without Speculation” policy can significantly enhance the level of enterprise digital transformation. This effect can work through four mechanisms, namely, enterprise resource allocation channel, financing constraint channel, financing structure channel, and risk prevention channel. The heterogeneity analysis finds that the relationship between housing policy and the digital transformation of enterprises shows obvious differentiation under different enterprise characteristics, industry characteristics, and city characteristics. Further analysis shows that digital transformation of enterprises has a substantial positive effect on the total factor productivity, and the “Residence without Speculation” policy will have a negative moderating effect on this effect. This paper expands the research on the impact of real estate market regulation on enterprise behavior decision-making and also provides new ideas for promoting the digital transformation of enterprises.

Key words: “Residence without Speculation” policy; digital transformation of enterprises; real estate regulation