

“互联网+政务服务”与跨地区政府采购市场交易： 兼论全国统一大市场的建设路径

段科宇¹, 于 淼², 李川川³, 保建云¹

(1. 中国人民大学国际关系学院, 北京 100872;

2. 南开大学经济学院, 天津 300071;

3. 对外经济贸易大学经济学院, 北京 100029)

摘要: 数字技术赋能政务服务是人工智能时代推进国家治理现代化、建设全国统一大市场的重要路径。本文以“互联网+政务服务”政策实施为准自然实验, 结合2014—2023年政府采购数据, 采用DID模型考察其对跨地区政府采购市场交易的影响。研究发现, “互联网+政务服务”能够显著提升政府采购的跨地区交易, 赋能全国统一大市场建设, 其主要通过降低信息搜寻成本、谈判签约成本与契约治理成本三条机制实现。异质性分析发现, “互联网+政务服务”对数字要素密集度较高、与数字行业投入产出联系密切行业的跨地区供应的促进作用更为显著, 且对行政壁垒较高地区的跨地区采购的正向促进作用亦是如此。项目层面的三重差分模型进一步表明, “互联网+政务服务”显著提高了供应商异地投标中标率, 揭示了其对营商环境的改善具有渐进性。研究结果为推进全国统一大市场建设、优化地区营商环境和深化政务服务改革提供了经验证据。

关键词: “互联网+政务服务”; 统一大市场; 跨地区交易; 政府采购; 交易成本

中图分类号: F123.9; F279.2; D63 **文献标识码:** A **文章编号:** 1005-0566(2026)08-0017-14

“Internet + government services” and cross-regional government procurement transactions: Implications for the construction of a unified national market

DUAN Keyu¹, YU Miao², LI Chuanchuan³, BAO Jianyun¹

(1. School of International Studies, Renmin University of China, Beijing 100872, China;

2. School of Economics, Nankai University, Tianjin 300071, China;

3. School of Economics, University of International Business and Economics, Beijing 100029, China)

Abstract: Digital-enabled government services have become an important approach to advancing governance modernization and fostering a unified national market in the AI era. Exploiting the Internet Plus Government Services reform as a quasi-natural experiment, this paper employs a difference-in-differences (DID) approach with Chinese government procurement data from 2014—2023 to examine its impact on cross-regional procurement transactions. The results show that the reform significantly promotes cross-regional government procurement by reducing information

基金项目: 国家社会科学基金重点项目“全球人工智能治理及中国应对战略研究”(24AGJ004); 教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目“亚太自贸区建设与中国国际战略研究”(15JZD037); 教育部人文社会科学研究一般项目“数字贸易规则与国际直接投资: 理论重构与经验证据”(24YJC790088)。

作者简介: 段科宇(1999—), 男, 白族, 云南昆明人, 中国人民大学国际关系学院博士研究生, 研究方向为数字经济、高水平开放与全球经济治理。通信作者: 李川川。

search, contract negotiation, and contract enforcement costs. Supply effects are stronger in digitally intensive industries and procurement effects in regions with higher administrative barriers. Project-level triple-difference estimates further show that the reform increases the success rate of non-local bidders, suggesting gradual improvements in the business environment. These findings provide empirical evidence for advancing a unified national market, improving the business environment, and deepening government service reform.

Key words: “internet + government services”; unified national market; cross-regional transactions; government procurement; transaction costs

数字技术赋能政务服务是人工智能时代重塑政府与市场关系、破除全国统一大市场建设卡点堵点的重要方式。2026 年,《中华人民共和国国民经济和社会发展第十五个五年规划纲要》(以下简称《“十五五”规划纲要》)^①明确将“全国统一大市场建设纵深推进”列为“十五五”时期的主要目标,强调“破除地方保护和市场分割”,消除招标投标、政府采购等方面壁垒。作为政府主导的公共资源配置机制,政府采购规模庞大、覆盖面广,且全链条高度依赖政府行为,部分地区通过设置隐性准入条件^②、降低信息透明度^③或实施差异化政策^④措施,加剧了市场分割。已有研究也表明,政府采购市场中普遍存在本地偏好现象^[1]。因此,全国统一大市场建设不仅要求要素跨域流动和市场整合,更要求通过治理能力现代化重塑政府与市场关系,形成规则统一、监管协同的制度环境。

在此背景下,数字技术赋能政务服务为破除上述约束提供了重要工具^[2]。一方面,其通过信息互联、流程协同与数据驱动^[3-4]提升政策透明度,减少信息不对称与地区间制度差异^[5];另一方面,其通过平台化运行^[6]、数据留痕^[7]等机制减少地方政府基于属地偏好的差异化操作,促进全国统一大市场建设。2016 年,国务院发布《关于加快推进“互联网+政务服务”工作的指导意见》(以下简称《指导意见》),要求到 2017 年年底,80 个试点城市充分运用大数据和云计算等数字技术,形成“一网受理”与“一网通办”的工作目标,重点推进优化再造政府服务、融合升级政务服务平台渠道

与夯实政务服务支撑基础^⑤。因此,“互联网+政务服务”改革是数字技术赋能政务服务的典型实践,也为本文考察“治理环境变化—政府行为调整—市场交易响应”的跨政策制度外溢效应提供了重要切入点。

基于此,本文以 2016 年中国政府发布的《指导意见》为准自然实验,将 2017 年作为政策效应发生的时间点,运用双重差分(DID)模型,系统考察“互联网+政务服务”对跨地区政府采购市场交易的影响及其作用机制。研究发现,“互联网+政务服务”能够显著提升政府采购的跨地区交易,赋能全国统一大市场建设,其主要通过降低信息搜寻成本、谈判签约成本与契约治理成本三条机制实现。异质性分析发现,“互联网+政务服务”对数字要素密集度较高、与数字行业投入产出联系密切的行业,其政府采购跨地区供应的促进作用更为显著,且对行政壁垒较高地区的跨地区政府采购的正向促进作用亦是如此。基于项目层面的三重差分模型分析发现,“互联网+政务服务”能够显著提升政府采购市场中单个项目的供应商异地投标中标率,从微观层面推进全国统一大市场建设。

与现有文献相比,本文的贡献主要有以下四个方面:一是从研究视角来看,现有跨地区交易研究多集中于商品流通^[8]、要素配置^[9]和一般市场整合^[10],对政府采购这一制度嵌入程度较高的市场关注不足,本文以政府采购市场跨地区交易为切入点,考察“互联网+政务服务”改革对异地采

① 资料来源:中华人民共和国中央人民政府网站。

② 案例来源:中国政府采购网。

③ 案例来源:奉节县财政局。

④ 案例来源:中国政府采购网。

⑤ 资料来源:国务院印发《关于加快推进“互联网+政务服务”工作的指导意见》。

购与异地供应的影响,补充了跨地区交易研究;二是从考察对象来看,现有政府采购研究多关注资源配置效应^[11]、政策调控功能^[12]及企业行为^[13],对地方保护、制度性交易成本和政府行为约束机制的讨论不足,本文从“引进来”和“走出去”的双向视角刻画采购方与供应商行为,拓展了政府采购研究;三是从研究内容来看,已有数字技术赋能政务服务研究更多关注行政效率^[4]、企业行为^[14-16]和要素流动^[2],但对其如何作用于政府主导型市场仍缺乏直接证据,本文将“互联网+政务服务”改革与政府采购市场结合,系统分析其促进跨地区交易的机制,扩展了政务服务研究;四是从政策意义来看,本文表明“互联网+政务服务”改革能够降低制度性交易成本并改善跨地区交易环境,为优化政府治理方式、纵深推进全国统一大市场建设提供了经验与启示。

一、理论分析与研究假说

全国统一大市场建设旨在破除地方封锁和市场分割,促进商品和生产要素跨区域自由流动。2025年发布的《全国统一大市场建设指引(试行)》提出建立统一的市场准入规则、公平竞争制度和公共资源交易平台标准,禁止在政府采购、招标投标等环节设置地域性歧视条件。由于政府采购具有较强的制度嵌入性,且交易过程直接受到政府行为影响,因此成为观察全国统一大市场建设的重要场景。

根据 Coase^[17]与 Williamson^[18]的交易成本理论,企业开展交易需要承担信息搜寻、谈判签约和契约治理等成本。由于政府采购受到地方政府行政激励和制度差异的影响,这类跨地区交易成本更为突出。在区域竞争背景下,地方政府对本地企业的支持倾向容易形成信息封锁、准入限制和履约不确定性,提高外地企业参与成本,形成“本地偏好”,进而加剧市场分割。《“十五五”规划纲要》明确提出加快政府采购制度改革,落实公平竞争原则,通过制度统一与治理优化降低跨地区交易壁垒。国际经验也表明,公开招标和扩大竞争范围能够提高竞标参与度、降低采购价格,并吸引更多远距离的供应商进入市场^[19]。这说明,统一透

明的交易规则有助于降低交易成本,促进政府采购跨地区交易。

基于此,“互联网+政务服务”通过数字平台优化政务流程,改善了市场交易环境,降低了制度性交易成本^[3-4]。“一号申请、一窗受理、一网通办”等平台化改革推动信息公开、规则统一和流程规范,减少了企业获取采购信息的成本;政务协同和监管透明度的提升则降低了不同地区制度规则的适应成本,减少了谈判签约和契约治理中的不确定性。由此,企业更有动力参与异地政府采购,采购方也能够更大范围内选择供应商,提高资源配置效率。因此,跨地区交易的增加既是交易成本下降的结果,也体现了地方保护弱化和市场壁垒的逐步消除。

基于以上分析,本文提出如下假说:

H1:“互联网+政务服务”能够显著提升政府采购的跨地区交易,促进全国统一大市场建设。

信息作为最基本的生产与交易要素,其获取的难易程度直接影响资源配置的效率,而信息不对称是引致交易成本的主要原因之一。在跨地区交易中,异地企业往往无法及时高效地获得市场信息,从而使得企业面临较高的信息搜寻成本。对政府采购市场而言,由于其招标信息大部分由地方政府等招标单位主导发布,其发布渠道、竞标流程等也因地区差异而产生异质性。因此,异地企业想要系统了解政府采购的详细需求和招标流程,存在较大难度,这既提高了企业的信息搜寻成本,也是政府采购本地偏好形成的重要原因。

数字技术以信息为媒介,优化信息传播机制,降低制度性交易成本^[20],赋能政府构建智能高效的政务服务平台,促进政府采购跨地区交易,是推动全国统一大市场建设的重要工具。总体来看,企业获取异地政府采购信息的门槛显著降低,信息不对称得到有效缓解。相比于信息获取成本的下降,更重要的是政府采购规则逐步统一,企业和政府行为随之调整。对企业而言,信息公开降低了对地方网络和线下渠道的依赖,减少了进入外地市场的制度障碍,提升了跨地区投标意愿。对

采购方而言,统一的信息发布规则压缩了地方政府通过信息封锁等方式干预市场竞争的空间,推动了采购活动突破地域限制,在更大范围内优化资源配置。因此,“互联网+政务服务”降低了企业获取采购信息的人力、时间和协调成本,为政府采购跨地区交易提供了更加透明、公平的制度环境。

基于以上分析,本文提出如下假说:

H2:“互联网+政务服务”通过降低信息搜寻成本,能够显著提升政府采购的跨地区交易,促进全国统一大市场建设。

交易成本经济学认为,契约不完全和制度执行偏差会增加交易中的不确定性,并诱发寻租和非正式治理。Williamson^[18,21]指出,当契约难以覆盖所有交易情形时,需要通过治理机制降低履约风险。在制度透明度不足、外部监督较弱的情况下,市场主体需要投入更多资源进行沟通协调、建立信任和风险防控,交易成本随之上升。中国政府采购市场普遍存在本地偏好与寻租现象^[1],部分地区信息公开不足,规则执行不统一,围标、串标等行为进一步增加了交易中的非正式因素。对外地供应商而言,进入本地市场意味着更高的沟通协调、规则适应和风险防控成本,从而抬高交易成本,降低其参与跨地区政府采购的意愿。

“互联网+政务服务”通过整合数据资源,优化政务服务流程,有利于打造高效透明的营商环境,压缩非正式治理及寻租空间。一方面,公开透明,高效便捷的政府服务流程,使得企业更容易掌握政府采购中重要的交易信息及签约流程,从而提升了制度执行时的便利水平,提高了企业参与异地政府采购的积极性;另一方面,“互联网+政务服务”通过打造规范化、标准化的政务服务流程,有效限制了人为因素干扰,极大降低了谈判中的不确定性,减少谈判签约的隐性成本。同时,“互联网+政务服务”的便利化与透明化也促使采购方在进行标的选择时能以资源最优配置为出发点,减少个人利益在其中的干扰作用。其带来的透明治理环境将提高企业对地方政府的信任预

期,这也将推动本地企业更有意愿“走出去”,异地企业更易被“引进来”,从而推动全国统一大市场的建设。

基于以上分析,本文提出如下假说:

H3:“互联网+政务服务”通过降低谈判签约成本,能够显著提升政府采购的跨地区交易,促进全国统一大市场建设。

政府采购市场中,企业中标仅是交易契约履行的开始,后续的履约过程同样会伴随契约治理成本的产生。交易成本经济学将契约治理成本视为交易发生后企业所承担的制度性摩擦,尤其在地方保护明显的环境下,这类成本会显著抬高跨地区交易的门槛,阻碍跨地区交易的发生。政府采购市场中,地方政府对后期契约治理有较高的监管权与裁量权,同时异地采购也容易因与本地关系网络的疏远而产生履约障碍,带来纠纷摩擦,致使企业在进行异地投标决策时,需要纳入更多的风险考量,降低了其参与跨地区政府采购的意愿。

“互联网+政务服务”通过搭建高效、透明的政务服务系统,有效降低了企业的契约治理成本。一方面,通过数字政府平台的“一站式”业务办理,提升了企业履约环节的效率和确定性。相较于传统人工窗口,数字平台大幅减少了企业履约过程中的协调成本。对异地企业而言,数字平台提高了制度透明度和规则可预期性,减少了与地方政府因信息不对称产生的履约纠纷。与此同时,统一的政务服务规则降低了企业进入异地市场的制度适应成本,有利于其更快融入当地市场,减少合同履行中的协调成本。对于采购方而言,政务服务数字化提升了采购监管的透明度和协同效率,减少了人为干预,提高了合同履行监管的规范性,为政府采购跨地区交易提供了更加稳定的制度保障。

基于以上分析,本文提出如下假说:

H4:“互联网+政务服务”通过降低契约治理成本,能够显著提升政府采购的跨地区交易,促进全国统一大市场建设。

二、典型事实分析

本文首先验证在政府采购市场中是否存在阻

碍跨地区交易的本地偏好现象,以呈现政府采购市场中跨地区交易成本更高的典型事实。参考 Tang 等^[1]和于森等^[22]的检验方法,本部分构建项目—投标人层面的实证模型,以探讨在同一场政府采购投标中,异地投标企业是否更难取得中标,即跨地区交易的成本更高。具体而言,使用 2015—2023 年的政府采购合同数据,识别其中的中标企业,并将所有中标企业名称在百度旗下全国招标采购信息服务平台寻标宝网站^⑥(以下简称“寻标宝”)进行检索,使用 Python 网络抓取技术,筛选招采单位为党政机关、事业单位、医院及学校的政府采购记录,使用精确匹配的搜索方式,检索结果包含导入企业的中标记录和未中标记录,即包含企业的全部投标行为。构建项目—投标人层面典型事实分析回归模型如下:

$$Winner_{ipt} = \alpha_0 + \alpha_1 Nonlocal_{ipt} + v_t + v_p + v_a + v_c + v_i + \epsilon_{ipt} \quad (1)$$

式(1)中, $Winner_{ipt}$ 为虚拟变量,表示企业 i 在 t 年的政府采购项目 p 中是否中标,若中标则赋值为 1,否则为 0。 $Nonlocal_{ipt}$ 为企业地区性质虚拟变量,若投标企业 i 与政府采购项目 p 的招标单位不处于同一地级市,则表示企业 i 为异地投标,赋值为 1,否则为 0。 v_t 为年份固定效应, v_p 为项目固定效应,通过加入年份和项目固定效应,可以估计在同一起政府采购招标中,异地投标企业和本地投标企业获胜概率的差异^⑦。由于同一起政府采购活动中所有投标企业都已获得了参与资质,因此更加可比。为控制行业^⑧和地区层面的因素对招投标产生的影响,本文在模型中进一步加入地区固定效应 v_a 和行业固定效应 v_c ; 为避免企业层面因素带来的估计偏误,继续在模型中加入投标企业固定效应 v_i ; ϵ_{ipt} 表示随机扰动项。

结果如表 1 所示,第(1)列中只加入了年份和

项目固定效应, $Nonlocal$ 的系数在 1% 的水平上显著为负,表明在同一场政府采购招投标中,异地企业的中标率将显著低于本地企业,即跨地区交易的成本显著高于本地交易。进一步的,第(2)列中继续加入了行业、地区及投标企业固定效应, $Nonlocal$ 的系数仍显著为负。综上,项目层面的回归结果表明在政府采购市场中存在明显的本地偏好现象。

表 1 政府采购市场中的跨区域交易

变量	(1)	(2)
	是否中标	是否中标
$Nonlocal$	-0.094 3 *** (-213.68)	-0.036 7 *** (-80.88)
常数项	0.437 8 *** (1 578.65)	0.400 7 *** (1 405.55)
年份固定效应	是	是
项目固定效应	是	是
行业固定效应	否	是
地区固定效应	否	是
企业固定效应	否	是
观测值	11 768 123	11 708 000
R^2	0.648	0.763

注:行业固定效应为国标四分位行业;地区固定效应为地级市层面。括号内为 t 统计量,聚类至个体层面,*、**和***分别代表在 10%、5%和 1%的水平上显著。下同。

三、研究设计

(一) 计量模型构建

为探究“互联网+政务服务”对全国统一大市场建设的影响,本文聚焦政府采购市场,参考申志轩等^[14]的研究,使用《指导意见》作为准自然实验,从采购方异地采购与供应商异地供应两个视角出发,对以政府采购市场为代表的全国统一大市场建设进行全面考察。

异地采购方面,本文构建如下 DID 模型:

$$PurchaseRatio_{jt} = \beta_0 + \beta_1 treat_j \times post_t + \lambda_1 X_{dt} + \lambda_2 X_{bt} + v_j + v_t + v_d + v_b + \epsilon_{jt} \quad (2)$$

式(2)中, $PurchaseRatio_{jt}$ 表示 j 采购方在 t 年份时异地采标的比例,使用采购方在当年的异地

⑥ <https://xunbiaobao.baidu.com/>

⑦ 本文使用政府采购项目名称识别招投标项目,由于存在相同招标单位在不同年份使用同样的项目名称进行政府采购招标的情况,故本文同时使用年份和项目名称识别唯一的项目编号,以确保回归控制在同一场政府采购活动中。

⑧ 本文使用的行业分类均为 2017 版《国民经济行业分类(GB/T 4754—2017)》。

采购金额/总采购金额进行衡量。核心解释变量方面,《指导意见》指出到 2017 年试点城市初步实现“一号申请、一窗受理、一网通办”,且由于企业的投标决策相对于“互联网+政务服务”推进存在一定的滞后性,故本文认为《指导意见》的政策效应在 2017 年才会出现,因而选择政策冲击时点为 2017 年。由此, $treat_j$ 表示采购方是否位于试点城市,若是则赋值为 1,否则为 0; $post_t$ 表示年份 t 是否在《指导意见》政策效应发生之后,对 2017 年及之后的年份取值为 1,之前的年份取值为 0, $treat_j \times post_t$ 为模型的核心交互项,其系数为本文关注的异地采购核心因果效应。控制变量方面,由于政府采购的采购方为国家机关、事业单位和团体组织,个体层面的控制变量难以获取。故本文加入行业层面控制变量 X_{di} , 包括采购方所处行业的规模、增长率和竞争程度;地区层面控制变量 X_{bi} , 包括采购方所在地的经济规模、财政支持力度、交通情况及数字金融发展水平。 v_i 、 v_j 分别表示年份、个体固定效应, v_d 、 v_b 为行业、地区固定效应, ε_{ji} 表示随机扰动项。

异地供应方面,本文构建如下 DID 模型:

$$SupplyRatio_{it} = \beta_0 + \beta_1 treat_i \times post_t + \lambda_1 X_{di} + \lambda_2 X_{ci} + \lambda_3 X_{ai} + v_i + v_t + v_c + v_a + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$SupplyRatio_{it}$ 表示 i 供应商在 t 年份时异地中标的比例,使用供应商在当年的异地中标金额/总中标金额进行衡量。核心解释变量设定与模型(2)保持一致。控制变量方面,加入行业层面控制变量 X_{ci} , 包括供应商所处行业的规模、增长率和竞争程度;地区层面控制变量 X_{ai} , 包括供应商所在地的经济规模、财政支持力度、交通情况及数字金融发展水平;企业层面控制变量 X_{di} , 包括企业年龄和规模。 v_i 、 v_t 分别表示年份、个体固定效应, v_c 、 v_a 为行业、地区固定效应, ε_{it} 表示随机扰动项。

(二)数据来源与样本选取

本文实证部分的研究数据来源于三个公开

数据集并由作者合并整理而成:①政府采购合同数据来自中国政府采购网^⑨,其中包含合同编号、合同名称、采购方名称、供应商名称、采购时间、合同金额等信息;②采购方与供应商的信息来源于企查查全国企业数据库,包括所属行业、所属地区及成立日期等信息;③行业及地区层面的控制变量来源自中国国家统计局发布的《中国统计年鉴》与北京大学发布的数字普惠金融指数。

综合以上数据集特征,本文使用 2014—2023 年作为样本期间,使用样本期内所有参与政府采购的采购方与供应商企业作为研究对象。首先,使用 Python 网络抓取技术获得 2014—2023 年的全部政府采购合同数据,作为政府采购行为的全样本数据,其中包含每个政府采购合同的采购方和供应商名称;其次,使用政府采购合同数据中的采购方和供应商名称,从企查查全国企业数据库中通过精确匹配的方式,获取采购方和供应商的基本信息,以识别其所属地区;再次,在政府采购合同数据集中,通过采购方和供应商的所属地区信息,识别每个政府采购合同是否为跨地区交易项目^⑩;最后,分别在采购方和供应商层面,计算各采购方和供应商每年政府采购交易的总金额和跨地区交易项目的总金额,进而得到各采购方和供应商每年的跨地区交易规模占比。基于以上步骤,最终获得本文研究所需的采购方—年份层面以及供应商—年份层面的数据集。

(三)变量描述性统计

本文基准回归数据包括异地采购与异地供应两个部分,研究对象为样本期内所有政府采购项目所整理而成的采购方—年份与供应商—年份数据,最终异地采购方面共得到 100 566 条样本数据,异地供应方面共得到 231 463 条样本数据,主要变量的描述性统计如表 2 所示。

⑨ <http://htgs.ccg.gov.cn/GS8/contractpublish/search>

⑩ 将城市下辖的区县采购数据均统计在其所属的地级市中,即所有地级市以下的行政单位所发生的政府采购行为,都会包括到所属的地级市层面中。

表2 变量描述性统计

变量符号	变量名称	观测值	均值	最小值	最大值	衡量方式
异地采购						
<i>PurchaseRatio</i>	异地采购比例	100 566	0.190	0.000	1.000	采购方当年异地采购金额/当年总采购金额
<i>treat × post</i>	“互联网+政务服务”	100 566	0.386	0.000	1.000	采购方所在城市在当年是否成为试点城市
<i>Asset</i>	行业规模	100 566	8.885	3.052	12.113	行业固定资产总额对数值
<i>Growth</i>	行业增长率	100 566	0.076	-0.866	0.954	行业固定资产增长率
<i>HHI</i>	行业竞争水平	100 566	0.243	0.016	1.000	行业赫芬达尔指数
<i>GDP</i>	地区经济规模	100 566	17.494	13.642	19.973	地区生产总值对数值
<i>Finance</i>	地区财政支持力度	100 566	0.198	0.059	1.554	财政一般预算支出/生产总值
<i>Road</i>	地区交通设施水平	100 566	9.403	4.575	12.137	境内公路总里程对数值
<i>Digital</i>	地区数字金融发展水平	100 566	378.265	154.620	473.834	数字普惠金融指数
异地供应						
<i>SupplyRatio</i>	异地中标比例	231 463	0.328	0.000	1.000	供应商当年异地中标金额/当年总中标金额
<i>treat × post</i>	“互联网+政务服务”	231 463	0.570	0.000	1.000	供应商所在城市在当年是否成为试点城市
<i>Age</i>	企业年龄	231 463	2.149	0.000	4.317	企业年龄对数值
<i>Size</i>	企业规模	231 463	6.695	0.000	17.217	企业注册资本的对数值 ^①
<i>Asset</i>	行业规模	231 463	8.107	3.052	12.113	行业固定资产总额对数值
<i>Growth</i>	行业增长率	231 463	0.036	-0.866	0.954	行业固定资产增长率
<i>HHI</i>	行业竞争水平	231 463	0.233	0.016	1.000	行业赫芬达尔指数
<i>GDP</i>	地区经济规模	231 463	17.907	14.221	19.973	地区生产总值对数值
<i>Finance</i>	地区财政支持力度	231 463	0.188	0.059	1.208	财政一般预算支出/生产总值
<i>Road</i>	地区交通设施水平	231 463	9.481	5.037	12.137	境内公路总里程对数值
<i>Digital</i>	地区数字金融发展水平	231 463	363.067	159.760	473.834	数字普惠金融指数

四、实证结果分析

(一)基准回归结果

基准回归结果如表3所示。异地采购方面,第(1)列在控制个体和年份固定效应后, *treat × post* 的系数在1%的水平上显著为正。第(2)列中加入一系列控制变量后, *treat × post* 的系数仍显著为正。在第(3)列中进一步加入地区和行业固定效应,估计结果未发生明显变化,表明“互联网+政务服务”使政府采购市场的异地采购比例提升了4.84个百分点。异地供应方面,第(4)列在控制个体和年份固定效应后, *treat × post* 的系数在1%的水平上显著为正。第(5)列中加入一系列控制变量后, *treat × post* 的系数仍显著为正。在第(6)列中进一步加入地区和行业固定效应,估计结果未发生显著变化,“互联网+政务服务”使政府采购市场的异地供应比例提升了5.52个百分点。综上,“互联网+政务服务”能够显著提升政府采购的跨地区交易,促进全国统一大市场建设,假说H1得证。

表3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	异地采购			异地供应		
<i>treat × post</i>	0.032 7*** (2.78)	0.048 4** (2.35)	0.048 4** (2.35)	0.051 6*** (7.32)	0.055 2*** (6.21)	0.055 2*** (6.20)
常数项	0.243 9*** (61.47)	-0.981 8* (-1.68)	-0.981 8* (-1.68)	0.262 8*** (72.39)	0.524 3 (0.85)	0.519 6 (0.84)
控制变量	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	否	否	是	否	否	是
行业固定效应	否	否	是	否	否	是
观测值	239 697	100 566	100 566	357 419	231 463	231 463
<i>R</i> ²	0.655	0.630	0.630	0.823	0.812	0.812

(二)稳健性分析

1. 事前趋势检验

本文使用DID模型进行研究,为保证结论的有效性,先对其进行事前趋势检验,以确保实验组和控制组企业的发展趋势在政策效应冲击前并无显著差异。为此,本文将政策实施前3年至后6年共10年的年份虚拟变量与处理变量交乘,依次加入模型(2)和模型(3)中进行回归,同时将政策效应冲击前一期即2016年作为基期。检验结果显示,在冲击发生前,异地采购与异地供应的被解释变量系数均不显著,满足DID模型所需的事前平行趋势^②。

① 由于企业注册资本不随时间变化,在回归中进一步使用企业注册资本对数值的时间趋势项来衡量企业规模。

② 限于篇幅,事前趋势检验结果未在正文汇报。同时,本文还进行了平行趋势敏感性分析,结果备索。

2. 安慰剂检验

为排除其他政策因素或随机因素对估计结果的影响,本文参考陈强等^[23]的研究,采用空间安慰剂的方法,通过构造“伪处理组”和“伪控制组”,进行 DID 估计,并重复 500 次,进而得到空间安慰剂效应分布。异地采购方面,图 1 展示了安慰剂检验效应的核密度图和直方图,其中垂直线为真实处理效应估计值(0.048 4),远离虚拟估计系数;异地供应方面,图 2 展示了安慰剂检验效应的核密度图和直方图,其中垂直线为真实处理效应估计值(0.055 2),远离虚拟估计系数。综上,安慰剂检验通过^⑬。

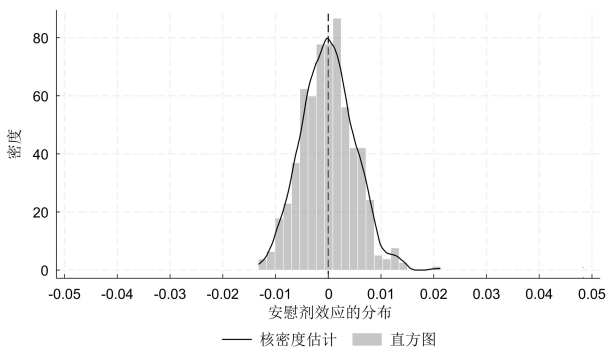


图 1 安慰剂检验:异地采购

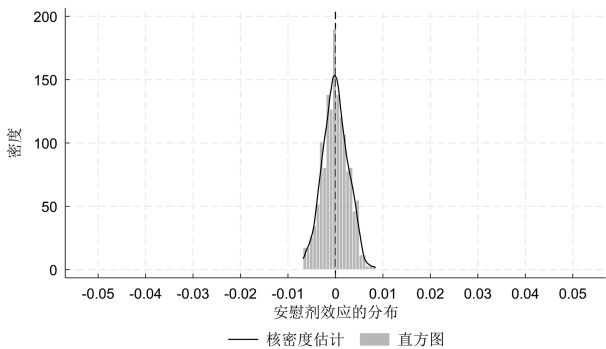


图 2 安慰剂检验:异地供应

3. 替换度量指标

进一步识别采购方当年的异地招标次数与总招标次数,并使用当年二者的比值作为异地采购的被解释变量加入模型(2)中进行回归, $treat \times$

$post$ 的系数显著为正,表明“互联网+政务服务”对采购方的异地采购数量比例提升有显著的促进效应;识别供应商当年的异地中标次数与总中标次数,并使用当年二者的比值作为异地供应的被解释变量加入模型(3)中进行回归, $treat \times post$ 的系数同样显著为正,表明“互联网+政务服务”对供应商的异地中标数量比例提升有显著的促进效应,本文研究结论稳健。

4. 排除竞争性假设

为排除其他同期政策和外部冲击可能带来的竞争性影响,本文进一步进行了排除竞争性假设检验。首先,参考邢春冰等^[24]的方法,分别控制了地方公共数据开放平台上线、国家电子商务示范城市和国家智慧城市试点等政策因素;其次,参考钞小静等^[25]的方法,加入地区数字经济政策水平变量;最后,参考申志轩等^[14]、邢春冰等^[24]的方法,通过剔除 2020 年样本和控制地区疫情冲击程度,排除新冠疫情的干扰。结果显示,在控制上述竞争性政策和外部冲击后, $treat \times post$ 的系数仍显著为正,表明本文基准研究结论稳健^⑭。

(三) 内生性问题处理

1. 考虑政策的非随机性

首先,为缓解政策非随机实施可能带来的估计偏误,本文参考申志轩等^[14]的方法,进一步考察政策实施前各城市的特征是否会影响城市入选试点的概率。具体而言,本文选择城市的生产总值、平均工资、固定资产投资、外商直接投资、产业结构、劳动力规模、互联网发展程度、交通发展水平、数字金融发展程度和人力资本水平共 10 个指标衡量城市特征,并计算试点生效前三年(2014—2016)各城市前述变量的均值作为解释变量,以城市是否被选为试点作为被解释变量进行回归。结果显示,仅地区人力资本水平的系数显著为正,其他变量系数均不显著,表明其他因素不会影响城市被选为试点的概率。进一步地,为控制地区人

^⑬ 更严格地,本文还分别汇报了异地采购和异地供应的空间安慰剂检验的双边、左边和右边 p 值。其中,双边和右边 p 值均为 0,均在 1% 的水平上强烈拒绝“处理效应为 0”的原假设。结果备索。

^⑭ 限于篇幅,替换度量指标和排除竞争性假设的结果未在正文中展示,结果备索。

力资本因素的影响,参考 Xu^[26] 和申志轩等^[14] 的处理方法,在基准回归中加入城市事前人力资本水平与时间趋势的交互项,结果显示 $treat \times post$ 系数仍显著为正。其次,试点与非试点城市本身存在的潜在差异及其变化趋势可能会对估计结果产生干扰,为缓解这一偏误,借鉴丁海等^[27] 的做法,本文在基准模型中进一步引入实验组的时间趋势项 ($treat \times T$), $treat \times post$ 的系数仍显著为正。最后,为进一步缓解因遗漏变量带来的估计偏误,本文在基准回归模型的基础上逐步增加地区—年份、行业—年份、地区—行业的交互固定效应,结果显示 $treat \times post$ 的系数未发生实质性变化。综上,本文基准研究结论稳健。

2. 样本选择偏误

为缓解样本选择偏误,本文分别从政策实施前政务服务数字化基础和政府采购样本口径两个方面进行了稳健性检验。一方面,参考刘文革等^[28]、李磊等^[29] 的做法,分别利用基于《政府工作报告》文本构建的数字化政府建设指数和《中国政府网站绩效评估报告》中的政府网站绩效评分,识别并剔除 2016 年政务服务数字化水平较高的城市样本,重新进行回归;另一方面,考虑到区县层面政府采购项目可能影响跨地区交易的识别口径,本文进一步剔除城市下辖区县的政府采购项目,并重新计算被解释变量进行估计。在上述处理后, $treat \times post$ 的系数均显著为正,表明本文的核心结论稳健^⑮。

3. 工具变量回归

为进一步缓解可能存在的试点城市选择的内生性问题,本文参考申志轩等^[14] 和黄勃等^[30] 的做法,结合自身数据特点,选取 1984 年地级市层面电话机数量的截面数据(百万部)与样本期内地级市层面互联网用户数量(万人)进行交乘,以此体现地级市的通信水平,作为本文的工具变量 (IV)。表 4 第(1)列和第(3)列展示了第一阶段的回归结果, IV 的系数均显著为正,满足工具变量的相关性条件。表 4 第(2)列和第(4)列展示了第二阶段估

计结果, $treat \times post$ 的系数均显著为正,说明在引入工具变量处理内生性问题后,本文的基准研究结论仍然成立。

表 4 内生性问题处理:工具变量回归

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	异地采购		异地供应	
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
$treat \times post$	—	0.392 2*** (2.60)	—	0.504 5*** (5.42)
IV	0.001 5*** (11.15)	—	0.001 3*** (20.31)	—
常数项	5.957 5*** (7.26)	-4.676 6*** (-2.85)	0.811 3 (1.59)	-0.528 3 (-0.69)
Kleibergen-Paap rk LM	—	126.770 [0.00]	—	407.531 [0.00]
Kleibergen-Paap rk Wald F	—	124.393 [16.38]	—	412.384 [16.38]
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
观测值	13 461	13 461	59 530	59 530

注:[] 内为相应统计量的 p 值;| | 内为 Stock-Yogo 检验 10% 水平上的临界值;Kleibergen-Paap rk LM 统计量用以反映选取的工具变量是否存在识别不足问题,汇报 LM 统计量及其 p 值;Kleibergen-Paap rk Wald F 检验是否存在弱工具变量问题,汇报 F 统计量及其 10% 水平下的临界值。

(四)异质性分析

1. 数字要素密集度与投入产出关系

数字要素兼具高流动性与技术兼容性,其价值在数字要素密集行业能够得到更充分释放,从而影响改革的政策效果。基于此,本文进一步探讨数字要素在“互联网+政务服务”推进全国统一大市场建设中的影响。首先,本文使用 2017 年竞争性全国投入产出表,结合 2021 年发布的《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》,确定计算机、通信和其他电子设备制造业,电信、广播电视和卫星传输服务,互联网和相关服务,软件和信息技术服务业四个国民经济二分位行业作为数字行业。其次,根据投入产出表计算各行业 m 使用以上数字行业中间品投入(除自身行业外)占使用各行业总中间品投入的比例,以此表示各行业的数字要素密集度,即:

$$Digital_intensity_m = \sum_D input_{mD} / \sum_{n \neq m} input_{mn} \quad (4)$$

⑮ 限于篇幅,考虑政策的非随机性和样本选择偏误的结果未在正文中展示,结果备案。

式(4)中, $\sum_d input_{md}$ 表示行业 m 使用的来自上述所有数字行业 D 的中间品投入; $\sum_{n \neq m} input_{mn}$ 表示行业 m 使用的来自所有上游行业 n 的总中间品投入。将数字要素密集度与核心解释变量交互后加入模型(3)中回归,结果如表 5 第(1)列所示, $treat \times post \times Digital_intensity$ 的系数显著为正,表明在数字密集度较高的行业中,“互联网+政务服务”对企业跨地区交易的促进效应较大。

进一步地,探究与数字行业的投入产出关系将如何影响政策对跨地区交易的促进效应。参考孙伟增等^[31]的做法,使用 2017 全国竞争性投入产出表识别各行业与上述数字行业间的投入产出关系:行业 m 与数字行业的投入关系使用上述数字行业的中间投入品中来自行业 m 的比例 ($Input$) 进行衡量;行业 m 与数字行业的产出关系使用上述数字行业生产的产品中作为行业 m 中间投入品被使用的比例 ($Output$) 进行衡量。将投入关系和产出关系变量分别与核心解释变量交互后加入模型(3)中回归,结果如表 5 第(2)列~第(3)列所示。 $treat \times post \times Input$ 和 $treat \times post \times Output$ 的系数均显著为正,表明“互联网+政务服务”对与数字行业投入产出联系密切的行业中企业跨地区供应的促进作用更为明显,具有产业联动的正向溢出效应。

2. 地方行政壁垒

地方行政壁垒是制约全国统一大市场建设的关键制度性障碍。本文参考唐跃桓等^[32]的做法,使用各地区当年国有企业产值与地区规上产值总量的比值作为衡量地区行政壁垒的代理变量 (G_ratio),该值越大,意味着地方行政壁垒越高。将地区行政壁垒变量与核心解释变量交互后加入模型中进行回归,结果如表 5 所示。在异地采购方面, $treat \times post \times G_ratio$ 的系数显著为正,意味着地方行政壁垒越高,政策对异地采购的正向促进作用越显著。可能的原因在于,地方行政壁垒较高的地区,原本地方政府倾向于保护本地企业采

购的意愿更加明显,显著抑制了外地企业进入本地采购市场的积极性,而“互联网+政务服务”有效打破了原有的行政壁垒和信息障碍,在行政壁垒更高的地区尤为有效地降低了制度性进入成本,从而更为明显地促进了外地企业进入当地市场。

表 5 异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	数字要素 密集度	与数字行业的 投入产出关系		地方行政壁垒	
		投入关系	产出关系	异地采购	异地供应
$treat \times post \times Digital_intensity$	0.146 3 ** (2.21)	—	—	—	—
$treat \times post \times Input$	—	0.367 7 * (1.84)	—	—	—
$treat \times post \times Output$	—	—	0.342 3 * (1.76)	—	—
$treat \times post \times G_ratio$	—	—	—	0.418 7 *** (4.61)	-0.027 1 (-0.67)
常数项	0.576 8 (0.95)	0.551 1 (0.90)	0.570 3 (0.94)	-0.768 9 (-1.31)	0.580 6 (0.94)
控制变量	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是
观测值	231 463	231 463	231 463	100 566	231 463
R^2	0.813	0.813	0.813	0.630	0.812

五、机制检验

(一)降低信息搜寻成本

为验证信息搜寻成本降低效应,本文参考潘璐璐等^[33]的做法,使用百度指数作为衡量信息曝光度的代理变量。具体而言,本文使用 Python 网络抓取技术,在百度指数官方网站^⑩以“政府采购”作为关键词进行检索,获取 2014—2023 年全国地级市层面的政府采购百度指数,用以衡量信息曝光度^[33]。就本文研究而言,若某地区“政府采购”的百度指数越高,说明该地区政府采购信息的曝光度越高,信息越透明,该地区的信息搜寻成本也就越低。本部分使用样本期内地级市层面政府采购的当年总计百度指数^⑪,将其作为被解释变量加入基准模型中进行回归,结果展示于表 6 第(1)列~第(2)列, $treat \times post$ 的系数均显著为正,表明“互联网+政务服务”能够通过降低信息搜寻成本,显著提升政府采购的跨地区交易,促进全国统一大

⑩ 数据来源: <https://index.baidu.com/v2/index.html#/>
⑪ 百度指数的单位为“千”。

市场建设,假说 H1 得证。

(二)降低谈判签约成本

为验证谈判签约成本降低效应,考虑到企业进入市场的过程需要与政府多个部门进行频繁互动,包括登记注册、资质审批、税务办理等一系列行政程序,这些环节本质上均涉及企业与政府之间的谈判与契约形成过程。若政府治理效率较低或部门协同不足,将显著增加企业进入过程中所面临的时间成本与制度性交易成本,从而抑制企业进入。对于政府采购市场而言,交易的采购方为国家机关、事业单位和团体组织,因此地方政府与企业签订契约的难度将直接影响企业参与异地采购的谈判签约成本。基于此,本文参考申志轩等^[14]的方法,使用各城市每百人新创企业数作为地区层面谈判签约成本的代理变量,若某地区新进入企业水平越高,说明企业与政府建立契约的难度越低,企业参与异地政府采购的谈判签约成本越低。将每百人新创企业数作为被解释变量加入基准模型中进行回归,结果展示于表6第(3)列~第(4)列, $treat \times post$ 的系数均显著为正,表明“互联网+政务服务”能够通过降低谈判签约成本,显

著提升政府采购的跨地区交易,促进全国统一大市场建设,假说 H2 得证。

(三)降低契约治理成本

为验证契约治理成本降低效应,考虑到地区契约治理成本与商业纠纷数量密切相关,通常情况下地区契约治理水平越高,出现商业纠纷的可能性越低,企业的治理成本相对越低。并且,知识产权纠纷是企业涉及商业纠纷中的重要部分,故本文参考谢光华^[34]对于契约治理的研究,选择知识产权结案数对契约治理成本进行衡量。进一步地,由于本文探讨的是企业参与异地政府采购时的行为特征,故使用各城市法院处理的异地企业的知识产权结案数作为地区契约治理成本的代理变量。具体而言,本文统计各地级市当年的异地知识产权纠纷结案数量,取对数作为契约治理成本的代理变量,将其作为被解释变量加入基准模型中进行回归,结果展示于表6第(5)列~第(6)列, $treat \times post$ 的系数均显著为负,表明“互联网+政务服务”能够通过降低契约治理成本,显著提升政府采购的跨地区交易,促进全国统一大市场建设,假说 H3 得证。

表6 机制检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	政府采购百度指数		每百人新创企业数		异地知识产权结案数	
	异地采购	异地供应	异地采购	异地供应	异地采购	异地供应
$treat \times post$	3.373 5 *** (16.32)	2.778 6 *** (37.46)	0.018 2 * (1.90)	0.023 7 *** (5.44)	-0.276 7 *** (-5.56)	-0.110 2 *** (-4.46)
常数项	-108.170 6 *** (-16.98)	-78.932 1 *** (-7.78)	-8.577 9 *** (-12.45)	-9.422 3 *** (-26.08)	1.942 6 (1.07)	41.599 9 *** (6.48)
控制变量	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	87 340	230 360	16 818	67 890	100 566	231 463
R^2	0.998	0.997	0.949	0.952	0.936	0.935

六、基于项目层面的进一步分析

为进一步深入分析“互联网+政务服务”对政府采购跨地区交易的影响,本部分继续将研究视角细化至政府采购项目层面,结合供应商投标行为,探讨跨地区政务通办对跨地区政府采购交易的影响,即在某一政府采购项目中,若招标单位与投标企业均位于试点城市时,对该项目达成跨地区交易将产生何种影响?

具体而言,数据处理方面,在前文典型事实分析的项目—投标人层面数据的基础上,将招标单位和投标企业的名称分别导入企查查全国企业数据库中,通过精确匹配得到招标单位和投标企业的基本信息,进而获得2015—2023年项目层面的数据集,包括项目名称、招标单位、投标企业、投标企业是否中标、招标单位地址、投标企业地址等变量。模型构建方面,参考袁淳等^[35]的方法,结合基

准模型,以 2017 年《指导意见》的政策效应作为外生冲击,构建的三重差分模型为:

$$Deal_{ijpt} = \gamma_0 + \gamma_1 Nonlocal_{ijp} \times treat_{ij} \times post_t + \gamma_2 Nonlocal_{ijp} \times treat_{ij} + \gamma_3 treat_{ij} \times post_t + \gamma_4 Nonlocal_{ijp} \times post_t + v_i + v_j + v_a + v_b + v_{ijp} + \varepsilon_{ijpt} \quad (5)$$

式(5)中, i 为投标企业; j 为招标单位; p 为招标项目; a 为投标企业所在地级市; b 为招标单位所在地级市。 $Deal_{ijpt}$ 表示*i*投标企业在*t*年的*p*项目中向*j*招标单位的投标是否成交,若成交则赋值为1,否则为0。 $Nonlocal_{ijp} \times treat_{ij} \times post_t$ 为核心解释变量, γ_1 为本部分关注的核心因果效应,其中 $Nonlocal_{ijp}$ 表示*i*企业在*p*项目中向*j*招标单位进行的投标是否为异地投标,若是则赋值为1,否则为0; $treat_{ij}$ 表示*i*企业和*j*招标单位是否同时位于试点城市,若是则赋值为1,否则为0; $post_t$ 为表示时间变量,若在2017年或之后则赋值为1,之前则为0。 v_i 为投标企业固定效应; v_j 为招标单位固定效应; v_a 为投标企业地区固定效应; v_b 为招标单位地区固定效应; v_{ijp} 为异地投标项目固定效应; ε_{ijpt} 为随机扰动项。

结果如表7所示。第(1)列在控制了年份、投标企业和招标单位固定效应后, $Nonlocal \times treat \times post$ 的系数显著为正。为控制招标单位与投标企业所在地区不可观测因素对回归结果造成的偏差,第(2)列中进一步加入投标企业地区和招标单位地区固定效应, $Nonlocal \times treat \times post$ 的系数仍显著为正。为进一步控制项目层面不可观测因素的影响,在第(3)列加入项目层面固定效应, $Nonlocal \times treat \times post$ 的系数及其显著性未发生明显变化。综上,在项目层面,“互联网+政务服务”将显著提升政府采购市场中投标企业跨地区投标的中标率,从而促进全国统一大市场建设。

进一步地,为保证项目层面回归结果的稳健性,参考邱德馨等^[36]的研究,构建模型为:

$$Deal_{ijpt} = \gamma_0 + \gamma_1 Nonlocal_{ijp} \times treat_{ij} \times post_t + \mu_{ijt} + \mu_{ijp} + \mu_{pt} + v_i + v_j + v_a + v_b + v_{ijp} + \varepsilon_{ijpt} \quad (6)$$

具体而言,模型(6)在模型(5)的基础上进一步加入个体—年份、个体—项目以及项目—年份的交互固定效应,三组交互固定效应实现了对水

平项和二重交互项的完全控制。回归结果如第(4)列所示, $Nonlocal \times treat \times post$ 的系数仍显著为正。

表7 基于项目层面的进一步分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	交易是否达成	交易是否达成	交易是否达成	交易是否达成
$Nonlocal \times treat \times post$	0.008 3 ** (2.11)	0.008 3 ** (2.11)	0.008 3 ** (2.11)	0.012 1 *** (3.07)
常数项	0.537 1 *** (368.55)	0.537 1 *** (368.55)	0.522 9 *** (309.83)	0.508 4 *** (1 334.18)
年份固定效应	是	是	是	是
供应商固定效应	是	是	是	是
招标方固定效应	是	是	是	是
供应商地区固定效应	否	是	是	是
采购方地区固定效应	否	是	是	是
项目固定效应	否	否	是	是
个体—年份交互固定效应	否	否	否	是
个体—项目交互固定效应	否	否	否	是
项目—年份交互固定效应	否	否	否	是
观测值	20 330 801	20 330 801	20 330 801	20 330 801
R^2	0.508	0.508	0.508	0.510

此外,为进一步保障三重差分模型的科学性,本文继续参照邱德馨等^[36]的方法,基于 Freyaldenhoven 等^[37]的面板事件法,构造动态效应检验模型为:

$$Deal_{ijpt} = \gamma_0 + \sum_{2015}^{2023} \gamma_t Nonlocal_{ijp} \times treat_{ij} \times year_t + \mu_{ijt} + \mu_{ijp} + \mu_{pt} + v_i + v_j + v_a + v_b + v_{ijp} + \varepsilon_{ijpt} \quad (7)$$

式(7)中, $year_t$ 为年份虚拟变量,在第*t*年时取值为1,否则为0。其他变量定义与模型(6)一致。模型(7)以事前一期即2016年为基期, γ_t 衡量了在政策实施前后各期实验组与控制组交易达成相对于基期的差异。图3绘制了动态效应检验结果。从图3可以看出,政策效应冲击前实验组与控制组企业的交易达成情况无显著差异。同时,对于项目层面的跨地区交易而言,“互联网+政务服务”对其成功率的提高存在一定的滞后性,即项

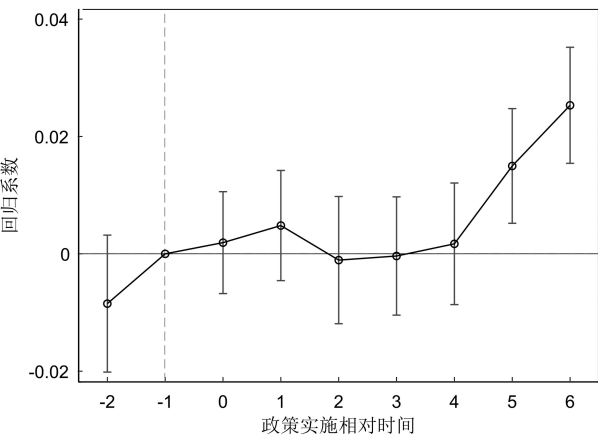


图3 三重差分模型的平行趋势检验

目层面企业跨地区投标成功率的提高是一个渐进的过程,这也体现了政策重塑地方制度环境具有渐进性,需要持久推进。

七、结论及政策建议

(一) 结论

本文从政府采购市场切入,深入探究了“互联网+政务服务”对全国统一大市场建设的影响效应及作用机制,力图对优化政府治理方式、推动全国统一大市场建设、改善地区营商环境提供数据支持与政策参考。研究发现,“互联网+政务服务”显著提升了政府采购的跨地区交易,促进了全国统一大市场建设,这一影响主要通过降低信息搜寻成本、谈判签约成本与契约治理成本三条机制实现。异质性分析发现,“互联网+政务服务”对数字要素密集度较高、与数字行业投入产出联系密切的行业的政府采购市场中企业跨地区供应的促进效应更为显著,且对地方行政壁垒较高地区异地采购的正向促进作用更强。基于项目层面的进一步分析发现,“互联网+政务服务”能够显著提升政府采购市场中投标企业跨地区投标的中标率。

(二) 政策建议

(1)着力推进政府采购领域数字化治理,深化政务服务改革破解地方保护壁垒。第一,统一政府采购数字化治理标准,逐步建立全国统一的信息披露、资格认定和招投标规则体系,完善政府采购信息公开平台。第二,持续提升政府采购全过程数字化、规范化和透明化水平,依托数字平台实现招投标、合同履行全流程在线监管,减少隐性标准、信息不对称等地方保护行为,营造公平竞争环境。第三,构建全国政府采购智能监管体系,运用人工智能、大数据等技术强化对政府采购活动的实时监测、风险预警和绩效评价,推动形成统一开放、公平竞争的全全国政府采购市场。

(2)强化数字基础设施建设,夯实数字技术赋能全国统一大市场的重要支撑。第一,加快全国政务数字平台建设,统一政务数据共享标准和数据流通规则,完善跨地区、跨部门的数据共享机制,推动“全国一网通办”。第二,提升数字基础设施

特别是算力基础设施的区域均衡布局,加大对数字基础设施薄弱地区的支持力度,推动数据中心和算力平台建设,保障各地区高效接入统一政务平台,缩小数字鸿沟。第三,依托人工智能、大数据等先进技术推进政务服务智能化建设,完善智能审批、辅助决策和监督管理系统,持续提升政府治理效率和市场协同水平。

(3)实施差异化政务服务数字化推进策略,促进先进技术应用与行业、区域协同发展。一方面,针对数字要素密集型行业的先导优势,优先推进政务服务标准化、平台化和智能化建设,深化人工智能等技术在政府采购需求识别、信息推送、资格审核和履约监管等环节的应用,并加快向传统行业推广成熟经验,形成示范带动效应。另一方面,应结合地区产业基础和数字基础设施条件,分类推进政务服务数字化改革,加快算力部署、跨域通办体系建设,推动人工智能在政务服务中的应用,提升跨区域政务协同能力,为企业跨地区经营提供制度保障。

参考文献:

- [1]TANG W, WANG Y, WU J. Local favoritism in China's public procurement: information frictions or incentive distortion? [J]. Journal of urban economics, 2025, 145: 103716.
- [2]孙伟增,张柳钦,万广华,等. 政务服务一体化对资本流动的影响研究:兼论政府在全国统一大市场建设中的作用[J]. 管理世界, 2024, 40(7): 46-68.
- [3]GIL-GARCIA J R, DAWES S S, PARDO T A. Digital government and public management research: finding the crossroads[J]. Public management review, 2018, 20(5): 633-646.
- [4]KATSONIS M, BOTROS A. Digital government: a primer and professional perspectives[J]. Australian journal of public administration, 2015, 74(1): 42-52.
- [5]王岭. 数字经济时代中国政府监管转型研究[J]. 管理世界, 2024, 40(3): 110-126, 204, 127.
- [6]沈费伟,诸靖文. 数据赋能:数字政府治理的运作机理与创新路径[J]. 政治学研究, 2021(1): 104-115, 158.
- [7]SILAL P, SAHA D. Impact of national e-participation levels on inclusive human development and environmental performance: the mediating role of corruption control [J]. Government information quarterly, 2021, 38(4): 101615.
- [8]张蕊,刘修岩,倪克金. 运输成本如何影响中国要素

- 空间错配:基于城市对层面的考察[J]. 中国软科学, 2025 (10): 214-224.
- [9] 宋华盛, 朱希伟, 邓慧慧. 耕地红线、土地招商博弈与区域统筹发展[J]. 经济理论与经济管理, 2021, 41(3): 84-96.
- [10] 刘志彪, 孔令池. 从分割走向整合:推进国内统一大市场建设的阻力与对策[J]. 中国工业经济, 2021(8): 20-36.
- [11] EDLER J, YEOW J. Connecting demand and supply: the role of intermediation in public procurement of innovation [J]. Research policy, 2016, 45(2): 414-426.
- [12] UYARRA E, ZABALA-ITURRIAGAGOITIA J M, FLA-NAGAN K, et al. Public procurement, innovation and industrial policy: rationales, roles, capabilities and implementation [J]. Research policy, 2020, 49(1): 103844.
- [13] 武威, 刘杰. 跨区政府采购与跨国经营发展[J]. 经济学家, 2024(1): 108-117.
- [14] 申志轩, 祝树金, 文茜, 等. 以有为政府赋能有效市场:政府数字治理与企业投资效率[J]. 世界经济, 2025, 48(2): 166-195.
- [15] MERGEL I. A framework for interpreting social media interactions in the public sector [J]. Government information quarterly, 2013, 30(4): 327-334.
- [16] JETZEK T, AVITAL M, BJORN-ANDERSEN N. Data-driven innovation through open government data [J]. Journal of theoretical and applied electronic commerce research, 2014, 9(2): 100-120.
- [17] COASE R H. The nature of the firm [J]. Economica, 1937, 4(16): 386-405.
- [18] WILLIAMSON O E. Transaction-cost economics: the governance of contractual relations [J]. Journal of law and economics, 1979, 22(2): 233-261.
- [19] CARRIL R, GONZALEZ-LIRA A, WALKER M S. Competition under Incomplete contracts and the design of procurement policies [J]. American economic review, 2026, 116(2): 535-581.
- [20] GOLDFARB A, TUCKER C. Digital economics [J]. Journal of economic literature, 2019, 57(1): 3-43.
- [21] WILLIAMSON O E. The mechanisms of governance [M]. Oxford, New York: Oxford University Press, 1996.
- [22] 于森, 李川川, 段科宇. 外商投资自由化促进外资企业参与政府采购了吗?:来自《外商投资法》的新证据[J]. 经济学(季刊), 2026, 26(4): 1281-1299.
- [23] 陈强, 齐霁, 颜冠鹏. 双重差分法的安慰剂检验:一个实践的指南[J]. 管理世界, 2025, 41(2): 181-220.
- [24] 邢春冰, 徐懿凡. 劳动供给冲击与青年劳动力工资水平:来自高职扩招的证据[J]. 管理世界, 2025, 41(1): 80-96.
- [25] 钞小静, 廉园梅, 罗鑒错. 新型数字基础设施对制造业高质量发展的影响 [J]. 财贸研究, 2021, 32(10): 1-13.
- [26] XU C. Reshaping global trade: the immediate and long-run effects of bank failures [J]. The quarterly journal of economics, 2022, 137(4): 2107-2161.
- [27] 丁海, 钱雪松, 朱文博. 地方法院人财物省级统管改革与企业破产:基于破产申请案件的证据 [J]. 经济学(季刊), 2024, 24(6): 1851-1866.
- [28] 刘文革, 耿景珠, 杜明威. 数“政”强贸:数字化政府建设与中国出口产品质量升级 [J]. 数量经济技术经济研究, 2024, 41(6): 67-87.
- [29] 李磊, 马欢. 电子政务、贸易成本与企业出口 [J]. 财经研究, 2022, 48(11): 124-138.
- [30] 黄勃, 李海彤, 刘俊岐, 等. 数字技术创新与中国企业高质量发展:来自企业数字专利的证据 [J]. 经济研究, 2023, 58(3): 97-115.
- [31] 孙伟增, 毛宁, 兰峰, 等. 政策赋能、数字生态与企业数字化转型:基于国家大数据综合试验区的准自然实验 [J]. 中国工业经济, 2023(9): 117-135.
- [32] 唐跃恒, 黎静霖, 杨其静. 电子商务与企业跨地区交易:交易成本经济学的视角 [J]. 经济研究, 2025, 60(1): 74-90.
- [33] 潘璐璐, 谭睿鹏, 黄顺武. 多元化战略与信息披露违规:基于年报业务段特质性信息的视角 [J]. 会计研究, 2023(5): 33-48.
- [34] 谢光华. 高管校友关系网络、正式制度环境与企业合作创新:基于关系治理与契约治理互动视角 [J]. 管理评论, 2023, 35(11): 75-89.
- [35] 袁淳, 耿春晓, 从阔匀, 等. 地区司法水平与产业结构升级:来自巡回法庭设立的证据 [J]. 经济研究, 2023, 58(9): 171-189.
- [36] 邱德馨, 王雪标, 张逸君. 减税激励与少儿人力资本积累:来自 2011 年个人所得税改革的证据 [J]. 数量经济技术经济研究, 2024, 41(5): 176-196.
- [37] FREYALDENHOVEN S, HANSEN C, SHAPIRO J M. Pre-event trends in the panel event-study design [J]. American economic review, 2019, 109(9): 3307-3338.