

大中城市政府采购与统一大市场建设

——基于二元边际视角

唐晓彬, 何桂烨, 洪俊杰

[摘要] 政府采购活动通过直接建立政府消费与市场供给之间的商贸渠道,引领市场、产业发展与走向,可以逐步打通市场分割的堵点和淤点,发挥“看得见的手”在深化市场体制改革、建设全国统一大市场过程中的调控作用。本文基于政府采购贸易流数据,将政府采购地区倾向引入二元边际框架,将以往代表供给区位选择的广延边际拓展为市场需求倾向和供给决策共同作用的结果。在此基础上,本文采用贝叶斯网络分析方法测度表示政府采购市场区位选择的广延边际,进一步运用泊松伪极大似然估计方法检验和分析了客观存在的本地偏好、贸易壁垒对政府采购二元边际的影响。研究发现,供给来源于超大城市的政府采购市场广延边际整体呈现“本地为首,行政中心城市和邻近城市次之”的特征。同时,全国大中城市之间的本地偏好、贸易壁垒对政府采购市场广延边际、集约边际仍存在显著影响。调节效应检验表明,供给城市数字基础设施建设水平和采购城市财政透明度不仅抑制本地偏好对采购市场广延边际促进作用,还弱化了贸易壁垒对政府采购二元边际的阻滞作用。本文为全方位深化政府采购改革、建设全国统一大市场提供了政策启示。

[关键词] 政府采购; 统一大市场; 广延边际; 集约边际; 泊松伪极大似然估计方法

[中图分类号] F120 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1006-480X(2025)09-0023-19

一、引言

面对当今世界百年未有之大变局,党中央提出了以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局。其中,国内大循环部分的具体落实需要从建设全国统一大市场出发,推动经济要素充分自由流动,提升资源配置与技术扩散速度,促进实现需求和供给之间更高水平动态平衡的良性循环。2022年4月,《中共中央 国务院关于加快建设全国统一大市场的意见》明确指出,

[收稿日期] 2024-07-24

[基金项目] 国家社会科学基金重点项目“大数据背景下新时代超大城市治理体系和治理能力现代化的统计研究”(批准号 21ATJ001)。

[作者简介] 唐晓彬,对外经济贸易大学统计学院教授,博士生导师,经济学博士;何桂烨,对外经济贸易大学统计学院博士研究生;洪俊杰,山东财经大学教授,博士生导师,经济学博士。通讯作者:洪俊杰,电子邮箱: hongjunjie@uibe.edu.cn。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,文责自负。

建设全国统一大市场是构建新发展格局的基础支撑和内在要求。这一论断直接奠定了建设全国统一大市场在加快构建新发展格局中的战略定位。在这一背景下,政府采购改革作为全面深化改革的必要环节,历经四十余年的不断探索,通过促进国内市场的公平化、规范化,支持政策协同、统一开放、竞争有序市场体系的构建,进一步推动商品、要素自由流通,从而助力全国统一大市场的全面落实。

政府采购既是一种日常行政管理、维持机构运转的常规行为,也是参与国内市场交易、实现政府宏观调控的经济手段。政府采购特指各级国家机关、事业单位和团体组织,使用财政性资金采购依法制定的集中采购目录以内或者采购限额标准以上的货物、工程和服务的行为。在采购规模与范围方面,政府机构作为全国规模最大的单一消费者,在2022年进行了34993.1亿元的采购,该规模占全国GDP的比重为2.9%^①,政府采购形成了囊括市政建设、环境保护等公共建设方面和医疗卫生、文化娱乐等公共消费方面的多样化采购内容,构筑了跨越不同区域的货物、服务、技术及资金等商品和要素的供需贸易流。在经济作用方面,政府采购作为财政运行乃至国家治理中的重要制度安排,以生产率为渠道,连接政府和市场,将相关变动经由生产网络进行放大和扩散(齐鹰飞和李苑菲,2021),从而实现宏观调控。

近年来,中央及各地财政部门在推进政府采购改革过程中进行了诸多有益探索。政府采购发展历程大致可分为三个阶段,即试点探索(20世纪80年代至2002年)、培育成长(2002—2018年)、改革深化(2018年至今)。自20世纪80年代开始招标投标试点,政府采购逐渐呈现规模不断扩大、体制亟待优化的特点,全国人民代表大会常务委员会于2002年颁布《中华人民共和国政府采购法》,促进了公平竞争市场环境的培育和推动政府采购管理的规范化、透明化。2018年,中央全面深化改革委员会第五次会议通过了《深化政府采购制度改革方案》,标志着政府采购制度改革进入了一个新的阶段。这一阶段的改革不仅力图解决政府采购现存弊端、加快形成现代政府采购制度,还响应建设全国统一大市场的号召,着力构建完整统一的政府采购管理体系,通过多地签订采购联合征集合作协议等方式,促进商品和要素在更广范围内的自由流动,以便发挥市场规模效应、降低制度性交易成本。因此,在全国统一大市场建设的宏观目标下,中央与地方政府通过深化改革,重塑公共采购目标倾向,充分利用地方政府经济职能和发展动力机制,政府采购正在实现从无意间固化市场已有壁垒到全面推动市场一体化的转变(孙伟增等,2024)。

政府采购改革作为深化市场经济体制改革的重要一环,在建设公平、高效的全国统一大市场过程中发挥着重要作用。①政府采购改革着重构建完整统一的政府采购管理体系,提高政策的一致性和执行的协同性,消除以往因行政区域划分造成的市场壁垒,促进全国范围内的资源优化配置。②政府采购改革强调公平竞争机制的完善,推动采购需求管理和评审规则的客观化、公正化,保障供给商自由进入统一大市场,促进各类市场主体在全国统一大市场中的公平竞争。③政府采购改革旨在通过加强政府采购政策和需求管理,提高财政支出的效率和效果,从而优化商品、要素流通渠道和资源配置。因此,政府采购改革通过推动市场制度规则的统一化、助力实现市场准入和竞争的公平化、促进国内市场运转的高效化,为培育、发展和壮大全国统一大市场做出贡献。

基于上述理论分析和现实背景,为测度政府采购改革和地方保护主义现状、探索统一大市场建设进程,本文基于“广延边际—集约边际”的逻辑框架,测算并分析了表示政府采购市场区位选

① 资料来源于中国政府采购网“关于政府采购支持新质生产力发展的思考”(网址:<http://www.cgpnews.cn/articles/66456>)。

择的广延边际,并在二元边际基准回归的基础上重点考察了设施数字化和财政透明化两大趋势对政府采购市场的影响,旨在为政府采购在统一大市场建设中发挥引领作用提供实证参考和政策启示。一方面,本文揭示了政府采购过程中的市场区位选择,直接为地方政府发挥主观能动性、企业破除地理区域束缚、加强异地政企联系指明了方向;另一方面,本文深入剖析本地偏好、贸易壁垒对政府采购二元边际的影响,综合探寻供给城市数字基础设施建设水平和采购城市财政透明度的调节效应,进而为深化政府采购改革、建设全国统一大市场的政策走向提供了实证参考。

本文边际贡献主要体现在以下几个方面:①研究视角上,相较于投入产出、市场价格等统计数据,本文通过数据挖掘技术搜集政府采购合同数据,能准确反映不同地区政企之间的商贸关系和刻画中国政府采购过程中的市场分割问题,为政府消除职能越位与错位、市场更加高效规范提供直观的数据参考。②研究方法上,本文对现有基于二元边际关注统一大市场问题的研究进行了两点创新:一是通过在二元边际框架中引入采购政府地区倾向,将广延边际从仅表示供给区位选择的模型设定,拓展为市场需求倾向和供给决策共同作用的结果,提高了模型与现实经济活动的契合度;二是通过构建政府采购的贝叶斯网络,综合考虑政府采购合同数据中采购城市、采购方式等影响因素,测算市场最终形成的区位选择,实现了政府采购市场广延边际的新测度。经由两点创新后的二元边际框架突破了 Heckman 两步法中广延边际仅能表示为虚拟变量的束缚,更加充分地挖掘了商贸活动中的区位选择信息,清晰刻画了供需关系下商品流动轨迹与市场分割现象,为今后基于大数据时代微观贸易流的市场一体化研究提供了参考样板。③研究内容上,本文从政府采购改革中设施数字化、财政透明化两大导向出发,发现供给城市数字基础设施建设水平、采购城市财政透明度抑制本地偏好作用的同时,也弱化了贸易壁垒对政府采购二元边际的影响,为政府采购在建设全国统一大市场的大背景下打破市场壁垒、发挥调控作用提供了启示。

二、文献综述

相较于传统贸易理论仅聚焦集约边际,以 Krugman 为代表的新贸易理论将广延边际纳入研究视角,从而形成了“广延边际—集约边际”二元框架。本文按照“概念解析—实证方法—研究结果”逻辑剖析二元边际有关文献,并结合基于贸易流数据的市场一体化相关研究进行述评。

“广延边际—集约边际”二元框架在不同研究问题中含义有所差异。广延边际虽然在规模经济产品多样性偏好假定下成为解释贸易增长的新路径(Bernard et al., 2007),但在国际贸易、投资具体研究中含义多有不同,主要有两种:一是聚焦区位选择,表示国家或者地区层面贸易、投资关系是否存在(刘青等, 2017);二是关注数量差异,意指微观视角下实现贸易的企业、商品数量或者种类的占比、变化等(钱学锋和熊平, 2010),本文着重关注前者。广延边际主要由国家的经济规模、双边贸易成本、企业生产率以及其他外部阻碍决定。然而,地区偏好作为影响广延边际的一大因素,在已有研究中多被忽略。偏好原指消费者对商品或商品组合的喜好程度,在贸易中则通过干预需求方对多个供给方的选择,进而影响地区间商贸、投资等经济联系的构建。其中,受信息优势(Baik et al., 2010)、行为(Seasholes and Zhu, 2010)和情感(Combes et al., 2005; Yang and Lin, 2022)因素驱动,本地偏好会导致交易对象受到差别性对待(才国伟等, 2024),增加本地区位选择占比,并抑制对外贸易活动。集约边际含义相对集中,主要指贸易、投资等经济活

动中国内外、地区间乃至企业、产品层面在单一方向上价值量的扩张(Regis, 2018)。一般认为, 集约边际主要由国家的经济规模、双边贸易成本、企业生产率以及其他如关税、文化差异、地理距离等外部阻碍决定(Eaton et al., 2011)。

“广延边际—集约边际”二元边际研究经过长期发展形成了丰富的实证样例。在国家或者地区层面的国际贸易问题中, 广延边际变量构建最为经典的方法是以“0—1”虚拟变量表示该区位选择的贸易关系存在与否, 并基于Probit模型分析影响因素。其他涉及区位选择的研究或以“投资方—时间—投资地—新增子公司数量(或新增投资额)”形式的数据进行表示(张伟静和刘瑞, 2022), 或基于企业从特定供给商省份采购的比例进行测度(袁劲等, 2024)。此外, 关注本地区位选择的研究或以本地产品或投资占总体的份额或本地与外地的差异(Ahearne et al., 2004)为测度, 或用信任水平、文化距离等作为一国内部或国家间的偏好程度表示(才国伟等, 2024)。集约边际的实证方法中较为成熟的范式是Helpman et al.(2008)运用的Heckman两步法。Heckman两步法第一步基于Probit模型对广延边际进行分析, 并将第一阶段结果经由逆米尔斯比率(IMR)转换后纳入第二阶段对集约边际的回归方程。同时, 泊松伪极大似然(Poisson Pseudo-Maximum-Likelihood, PPML)估计方法凭借其对包含零值的非负被解释变量数据的适应性, 广泛应用于双边贸易流数据的分析。

基于“广延边际—集约边际”二元框架关注国内商贸问题的研究较为稀缺, 仅个别文献基于广延边际视角关注了国内统一大市场问题。相较于在国际贸易领域的广泛应用, 二元边际框架在国内商贸方面受贸易流数据获取难度高等限制并未取得丰富的成果。张少军和丁晓强(2023)通过构建省际调出增长的边际分解框架, 分析了广延边际、集约边际发挥的作用。赵永亮等(2011)在度量了国内市场潜力并检验了中国贸易二元边际趋势后, 认为内需市场实现潜力空间深化需克服“边界效应”。关于广延边际视角的单一应用, 袁劲等(2024)构建了市场一体化对企业采购区位选择的理论模型, 论证了采购选择将向市场一体化程度更高的供给地区倾斜的观点。此外, 贸易流数据作为贸易总体的微观动态体现不仅局限于“广延边际—集约边际”二元框架, 还能经其他贸易分析工具得出市场一体化相关结论。在针对中国市场边界效应测度中, 行伟波和李善同(2009)基于地区间增值税流动数据, 在控制了经济规模、对外贸易、行政区划、邻近效应等相关因素后测算得到2003—2005年的省际边界效应约在4—6之间。才国伟等(2023)同样基于地级市增值税发票数据测度发现, 中国省际行政边界效应平均约为4.45倍。

虽然现已有文献基于贸易流数据就“广延边际—集约边际”二元框架和统一大市场主题做出了一定的研究, 但是随着大数据技术的快速发展, 研究潜在的不足逐渐显现。现有文献主要存在以下三点不足: ①研究视角上, 受研究数据获得性的局限, 现有研究未能追溯不同地区间尤其是地级市层面的微观经济活动轨迹, 导致“广延边际—集约边际”二元框架难以应用于国内商贸问题, 同时, 未能充分关注政府在市场分割中扮演的角色, 致使聚焦政府在统一大市场建设中具体作用的研究较少。②研究方法上, 现有研究在基于二元边际研究时多局限于Heckman两步法, 将广延边际限定于0—1取值, 未能充分挖掘贸易流数据中关于区位选择的有价值信息, 而且第一阶段选择方程的解释变量必须包括第二阶段回归中所有解释变量和至少一个外生变量的硬性要求限制了两步法中解释变量的选择, 未能满足二元边际的影响因素存在异质性的现实需求。③研究内容上, 以往文献仅从要素市场探讨分割问题, 未能关注如政府采购等细分市场的经贸活动, 更未触及财政透明化、设施数字化等制度变革趋势的影响。

三、理论模型构建及分析

为探究政府采购改革过程中的统一大市场建设情况,本文参考 Poncet(2003),在 Helpman et al.(2008)的二元边际模型中加入政府采购地区倾向,对局限于供给企业区位选择的广延边际进行合理拓展,以适应微观贸易流数据。在这一过程中,本文将政府采购市场贸易流边际分解为代表在政府采购地区倾向与企业供给市场决策的最终区位选择的广延边际和表示生产企业所实现的各地政府采购交易金额规模的集约边际。其中,广延边际侧重于考察在地区偏好、生产效率等隐性因素影响下政府采购市场选择结果,集约边际则涵盖了运输成本、价格差异等客观因素以及采购区位选择、贸易壁垒主观影响的规模差异,二者相互作用,共同刻画了政府采购市场供需商贸流通情况。

1. 理论设定

鉴于全国任一地区 $j \in J$ 均同时进行企业生产和政府采购活动,假设地区 j 政府采购的 CES 效用函数为:

$$u_j = \left[\int_{l \in B_j} x_j(l)^\alpha dl \right]^{1/\alpha}, \quad 0 < \alpha < 1 \quad (1)$$

其中, $x_j(l)$ 是政府对产品 l 的采购量, B_j 是地区 j 政府可采购的产品集,参数 α 决定了产品间替代的弹性,该弹性在所有地区保持不变。

参考 Melitz(2003),设 Y_j 为地区 j 的政府采购可支配支出,那么地区 j 对产品 l 的采购量为:

$$x_j(l) = \frac{\check{p}_j(l)^{-\varepsilon} Y_j}{P_j^{1-\varepsilon}} \quad (2)$$

其中, $\check{p}_j(l)$ 是产品 l 在地区 j 的价格, P_j 是该地区的总体价格。 $\varepsilon = 1/(1 - \alpha)$, P_j 为:

$$P_j = \left[\int_{l \in B_j} \check{p}_j(l)^{1-\varepsilon} dl \right]^{1/(1-\varepsilon)} \quad (3)$$

地区 j 政府采购产品由本地企业和国内其他地区共同供给。地区 j 总计有 N_j 家参与政府采购市场的企业,每家企业生产不同产品^①,当 $i \neq j$ 时,地区 i 与地区 j 企业所生产的产品存在差异,因此,全国政府采购市场一共有 $\sum_{j \in J} N_j$ 种产品。进一步,设定地区 j 企业生产单位产出的最低投入组合成本为 $c_j q$,其中,变量 c_j 衡量该投入组合的成本,反映不同地区在要素价格方面的差异,而变量 q 衡量企业每单位产出所使用投入组合的数量,表示同一地区不同企业之间的生产率差异。^②

由于最终产品存在垄断竞争,每种独特产品的生产者在市场中所占的份额可以忽略不计(测度为零)。式(2)表明,地区 j 企业通过设定出厂价格来实现利润最大化,根据 Melitz(2003),企业均面临弹性恒为 α 的剩余需求曲线,依据标准加价定价方程式可得出厂价格为:

$$p_j(\alpha) = c_j q / \alpha \quad (4)$$

假设企业在本地区范围内政府采购市场销售时只承担生产成本,即地区 j 的企业在本地销售其产品的交货成本为 $c_j q$ 。地区 j 的企业寻求在地区 i 的政府采购市场销售其产品,则必须承担单位产品运输成本和进入地区 i 的贸易壁垒成本共两项额外费用。本文考虑到运输损耗后,假设为了确保有 1 单位产品到达地区 i ,需要从地区 j 运输 D_{ij}^δ 单位的产品, D_{ij} 为两地之间的距离, δ 是价格的地理距

① 若同一企业生产不同产品,则依据产品种类数量,将该企业视为多家企业,每家企业分别只生产一种产品。

② 参见 Melitz(2003)对贸易国家的一般均衡模型的讨论,其中企业在生产率上是异质的。

离弹性,即两地距离每增加1%,商品交货价格将平均增加 $\delta\%$ 。同时,参考Poncet(2003),由于地区间存在技术标准差异、潜在法律风险以及其他不可观测的成本,地区 j 的企业进入地区 i 政府采购市场面临贸易壁垒。假设地区内部不存在贸易壁垒,即 $TBT_{ii} = 0$;对于不同地区之间的贸易壁垒,即 $i \neq j, TBT_{ij} \neq 0$ 。^① 本文设定地区 j 的企业进入地区 i 因贸易壁垒导致异地销售价格增加比例为 TBT_{ij} ,因贸易壁垒增加的固定成本为 ϕTBT_{ij} 。^② 因此,如果地区 j 的企业向地区 i 的政府采购市场销售产品,则其地区 i 政府采购过程中设置的交货价格为:

$$\check{p}_j(l) = (1 + TBT_{ij}) D_{ij}^{\delta} \frac{c_j q}{\alpha} \quad (5)$$

参考Melitz(2003),地区 j 的企业进入地区 i 的相关营业利润为:

$$\pi_{ij}(\alpha) = (1 - \alpha) \left[(1 + TBT_{ij}) \frac{D_{ij}^{\delta} c_j q}{\alpha P_i} \right]^{1-\varepsilon} Y_i - \phi TBT_{ij} \quad (6)$$

由于 $TBT_{ii} = 0$,式(6)表明在本地区内政府采购市场的销售有助于利润增加,因此,地区 j 所有 N_j 个生产商都尽量在地区 j 销售。但当 $q \leq q_{ij}$ 时,在地区 $i \neq j$ 的销售才有利可图。其中, q_{ij} 由利润为0所得等式决定,当 $\pi_{ij}(q_{ij}) = 0$,可得:

$$(1 - \alpha) \left(\frac{D_{ij}^{\delta} c_j q_{ij}}{\alpha P_i} \right)^{1-\varepsilon} Y_i = \frac{\phi TBT_{ij}}{(1 + TBT_{ij})^{1-\varepsilon}} \quad (7)$$

本文采用位于 $[q_L, q_H]$ 的累积分布函数 $G(q)$ 描述了 q 在公司之间的分布,支撑集为 $[q_L, q_H], q_H > q_L > 0$ ^③。由式(6)可得地区 j 的 N_j 家公司中只有一小部分 $G(q_{ij})$ 会参与地区 i 政府采购市场,这表明地区 i 可用的商品集 B_i 小于全国经济中生产的商品总集。而且 $G(q_{ij})$ 可能为零,即当 q 低于 $G(q)$ 的支撑集的下确界($q_{ij} \leq q_L$)时,来自地区 j 的企业因无法从参与地区 i 政府采购市场获取利润而选择放弃,因此,需明确考虑双边交易量为零的案例。此外,当 $q_{ij} > q_H$ 时,地区 j 的所有企业都将选择供给到地区 i 政府采购市场,但企业层面普遍存在本地、异地销售并存的证据,该可能性可以忽略。

与Helpman et al.(2008)不同的是,本文考虑到政府常因优先采购本地产品、服务,或与邻近区域存在商贸协定,而存在对特定地区的采购倾向,并影响采购地区选择。本文在考察政府采购实际情况后认为,非零交易量的实现需要供给企业的市场决策和采购政府的地区倾向同时存在,故参考Poncet(2003)中消费倾向纳入贸易金额的方式,本文用变量 T_{ij} 表示地区 i 政府对地区 j 企业产品的倾向,取值范围为 $[0, 1]$,并将双边采购交易量 V_{ij} 表示为:

$$V_{ij} = \begin{cases} T_{ij}^{\varepsilon-1} \int_{q_L}^{q_{ij}} q^{1-\varepsilon} dG(q), & \text{当 } q_{ij} \geq q_L \text{ 且 } T > 0 \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \quad (8)$$

式(8)表明,当且仅当地区 i 政府对地区 j 企业产品存在大于0的采购倾向且地区 j 的企业主动决定向地区 i 政府采购市场供给时,两地之间才存在非零交易量 V_{ij} 。否则,当地区 i 政府对地区 j 企业产品采购倾向为0时,或者当地区 j 的企业因从参与地区 i 政府采购市场难以获利而放弃将地区 i

① 运输成本系数 D_{ij}^{δ} 和贸易壁垒成本 TBT_{ij} 仅取决于生产供给地区和采购需求地区,但不取决于生产供给企业,尤其是不依赖于供给企业的生产力水平。

② ϕ 是因贸易壁垒产生固定成本的比例系数, $\phi > 0$ 。

③ q 只捕获一个地区中各公司的相对生产率差异,其分布函数 $G(q)$ 在所有地区均相同。各地区的总体生产率差异包含在 c_j 中。

作为市场决策目标时,两地之间的交易量 V_{ij} 为零。

2. 模型分析

根据式(2)中的需求函数和式(5)中定价方程,地区 i 政府从地区 j 采购金额为:

$$M_{ij} = \left[(1 + TBT_{ij}) \frac{D_{ij}^{\delta} c_j}{\alpha P_i} \right]^{1-\varepsilon} Y_i N_j V_{ij} \quad (9)$$

当 $q_{ij} \leq q_L$ 时, $V_{ij} = 0$, 即地区 i 从地区 j 采购交易量等于零。使用 V_{ij} 和式(3)的定义, 可得:

$$P_i^{1-\varepsilon} = \sum_{j=1}^J \left[(1 + TBT_{ij}) \frac{D_{ij}^{\delta} c_j}{\alpha} \right]^{1-\varepsilon} N_j V_{ij} \quad (10)$$

上述方程提供了从采购支出 Y_i 、公司数量 N_j 、单位成本 c_j 、贸易壁垒 TBT_{ij} 、运输成本 D_{ij}^{δ} 和采购交易量 V_{ij} 到双边采购金额 M_{ij} 的映射。

在基准模型中, 假设公司生产率为 $1/q$, 设 $G(q) = (q^k - q_L^k)/(q_H^k - q_L^k)$, $k > (\varepsilon - 1)$ 。如前所述, 本文允许当 $q_{ij} < q_L$ 时, 从地区 j 到地区 i 的供给为零 (即 $M_{ij} = 0$, $V_{ij} = 0$)。该贸易流允许不对称, 即 $M_{ij} \neq M_{ji}$, 例如 $M_{ji} > 0$ 和 $M_{ij} = 0$ 或者 $M_{ji} = 0$ 和 $M_{ij} > 0$ 的单向贸易流。因此, 交易量 V_{ij} 可表示为:

$$V_{ij} = \frac{k q_L^{k-\varepsilon+1}}{(k - \varepsilon + 1)(q_H^k - q_L^k)} T_{ij}^{\varepsilon-1} W_{ij} \quad (11)$$

其中, q_{ij} 由零利润条件式(6)决定, 而且 V_{ij} 和 W_{ij} 都是从地区 j 到地区 i 的政府采购供给企业比例 $G(q_{ij})$ 的单调函数。 W_{ij} 设定为:

$$W_{ij} = \max \left\{ \left(\frac{q_{ij}}{q_L} \right)^{k-\varepsilon+1} - 1, 0 \right\} \quad (12)$$

由式(9)所得从地区 j 到地区 i 的政府采购交易额, 可用指数形式表示为:

$$M_{ij} = \exp \left[(\varepsilon - 1) \ln \alpha - (\varepsilon - 1) \ln c_j + n_j + (\varepsilon - 1) p_i + \gamma_i + (1 - \varepsilon) tbt_{ij} + (1 - \varepsilon) \delta d_{ij} + v_{ij} \right] \quad (13)$$

其中, 小写变量表示其各自大写变量的自然对数, 但 $tbt_{ij} = \ln(1 + TBT_{ij})$ 。根据式(11), 进一步简化双边交易金额 M_{ij} 的方程式得出估计方程:

$$M_{ij} = \exp \left[\beta_0 + \lambda_j + \chi_i + (1 - \varepsilon) tbt_{ij} + (1 - \varepsilon) \delta d_{ij} + S_{ij} \right] \quad (14)$$

其中, $1 - \varepsilon < 0$ 和 $(1 - \varepsilon) \delta < 0$, 而且 $\chi_i = (\varepsilon - 1) p_i + \gamma_i$ 是政府采购所在地区 i 的固定效应, $\lambda_j = -(\varepsilon - 1) \ln c_j + n_j$ 是供给企业所在地区 j 的固定效应。根据本文加入政府采购地区倾向做优化, T_{ij} 和 W_{ij} 分别反映了地区 i 政府对地区 j 企业产品的采购倾向和从地区 j 到地区 i 的政府采购供给企业比例, 因此, 广延边际 $S_{ij} = T_{ij}^{\varepsilon-1} W_{ij}$ ① 表示地区 j 供给企业进入地区 i 政府采购市场并成功达成交易的市场最终区位选择, 该变量既包含地区 i 政府对地区 j 采购倾向的影响, 也囊括了地区 j 企业进入地区 i 政府采购市场的选择 ②。

虽然在微观贸易流数据下代表最终区位选择的广延边际 S_{ij} 可以测算, 但决定广延边际的政府采购地区倾向 T_{ij} 和企业市场决策 W_{ij} 仍难以单独估计, 本文借鉴 Poncet (2003), 构造政府采购地区倾向 T_{ij} 的对应潜变量 TRE_{ij} , TRE_{ij} 表示为:

① 考虑到本文测算的区位选择 S_{ij} 取值在 0 到 1 之间且 $\ln S_{ij} = (S_{ij} - 1) + o[(S_{ij} - 1)^2]$, 本文为反映尽可能多的贸易流现实, 避免因取对数造成缺失, 选择在式(14)中保留 S_{ij} 。

② v_{ij} 简化为 S_{ij} , 故 β_0 现在也包含 V_{ij} 中常数乘数的对数。

$$TRE_{ij} = \exp(-\varphi + \eta b_{ij}) \quad (15)$$

其中, b_{ij} 为表示本地偏好的虚拟变量, 仅在当地区 i 和地区 j 为同一城市、同属一个省份或者相邻时为 1, 否则为 0, $\eta > 0$, φ 表示地区 i 对所有地区产品实现政府采购存在的共同偏好阻力, 其取值范围为 $[0, +\infty)$ 。因此, 地区 i 对地区 j 生产产品 TRE_{ij} 的值一般不大于 1, 而对本地或者相邻地区所生产产品的青睐在一定程度上抵消采购偏好阻力。

由变量 W_{ij} 表示的地区 j 企业进入地区 i 政府采购市场的市场决策由临界值 q_{ij} 决定, 该临界值由零利润条件式(6)隐含定义。借鉴 Helpman et al. (2008), 将相关潜在变量 Z_{ij} 定义为:

$$Z_{ij} = \frac{(1 - \alpha) \left[P_i \frac{\alpha}{(1 + TBT_{ij}) c_j D_{ij}^\delta} \right]^{\varepsilon-1} Y_i q_L^{1-\varepsilon}}{\phi TBT_{ij}} \quad (16)$$

如式(6)和式(12)所示, $W_{ij} = Z_{ij}^{(k-\varepsilon+1)/(\varepsilon-1)} - 1$ 是 Z_{ij} 的单调函数。对 S_{ij} 经政府采购地区倾向 T_{ij} 和企业市场决策 W_{ij} 的潜变量表示并以指数方程的形式表示为:

$$S_{ij}^* = \exp[\gamma_0 + \xi_j + \zeta_i - \delta(\varepsilon - 1)d_{ij} + (\varepsilon - 1)\eta b_{ij} - (\varepsilon + 1)tb_{ij}] \quad (17)$$

其中, $-\delta(\varepsilon - 1) < 0$, $(\varepsilon - 1)\eta > 0$ 和 $-(\varepsilon + 1) < 0$, 且 $\xi_j = -(\varepsilon - 1)\ln c_j$ 是供给企业所在地区 j 的固定效应, 而 $\zeta_i = (\varepsilon - 1)p_i + \gamma_i$ 是政府采购所在地区 i 的固定效应。^①

四、广延边际测算和分析

1. 基于贝叶斯网络的测算方法设计

城市作为政治、经济活动的重要载体, 其政府采购连接了不同地区间的政府需求、企业供给, 形成以商品交易、劳务服务为主要内容的经济商贸联系, 契合网络节点、边的结构特征。基于统计学与图论进行定量研究的网络分析方法在确定网络中节点和边后, 通过测算总体网络的关联特征和分析网络结构的分布, 对单个节点进行网络地位分析。贝叶斯网络作为以条件概率为基础的有向图模型, 不仅可以基于概率论理论进行不确定性推理, 运用图论知识直观清晰呈现变量间因果关系, 还可以将先验知识和数据进行综合的理想表达, 并实现对不完全(或部分数据丢失的)数据集的良好适应。因此, 贝叶斯网络方法广泛应用于营商环境影响机制结构分析、商业银行间风险溢出效应分析、宏观经济风险预测等方面的研究中。

相较于 Heckman 两步法中 Probit 模型被解释变量设定单一、难以捕捉复杂的变量关系、对缺失数据敏感等缺点, 贝叶斯网络能够贴合政府采购供求分析逻辑, 刻画变量间的因果依赖关系, 并以图结构提供可视化的解释, 测算任意变量间的条件概率, 从而表示政府采购市场区位选择情况。因此, 本文运用贝叶斯网络分析方法, 以各地的政府或企业的所属地市等特征为变量, 构建政府采购贝叶斯网络, 经 Python 软件测算政府采购市场区位选择概率。

首先, 本文解析政府采购活动过程, 构建包含区位选择在内的贝叶斯网络。以政府采购过程中产生影响的事件或事物的特征为随机变量 $X_1, X_2, \dots, X_N$, 并设置节点 v_i 与随机变量一一对应, 进一步以节点之间的“有向边”表示随机变量之间的因果关系, 二者构成贝叶斯网络结构:

$$G = (V, A), v_i \in V, a_i \in A \quad (18)$$

其中, V 是随机变量对应的所有节点(v_i)构成的集合, A 是政府采购活动过程中节点(v_i)之间“有

^① 因式(17)中 $\ln[(1 + TBT_{ij})/TBT_{ij}] = \ln[1 + 1/TBT_{ij}]$, 与 $-\ln(1 + TBT_{ij})$ 变化方向相同, 故简化为 $-tb_{ij}$ 表示。

向边”(a_i)构成的集合。值得注意的是,表示供给企业所在地市随机变量对应的节点为证据节点,采购政府所在地市随机变量对应的节点为目标节点。

其次,通过设定先验分布初始化证据节点,确定政府采购贝叶斯网络非证据节点概率分布。在推理过程中,贝叶斯网络在初始化证据节点(即供给企业所在地市)的概率分布后,计算从父节点到其他非证据节点随机变量的联合概率分布,进一步将该联合概率分布与证据节点随机变量的概率分布相乘,得到非证据节点 v_i 对应的随机变量 X_i 联合概率分布 $P_{X_i}(X_i|\Pi_{X_i})$,其中, Π_{X_i} 是所有非证据节点随机变量 X_i 所对应父节点随机变量的集合。

最后,根据条件概率的性质及贝叶斯定理,得出目标节点随机变量的概率分布。已知非证据节点随机变量 X_i 的联合概率分布的前提下,不难计算出政府采购贝叶斯网络中从证据节点到目标节点随机变量的联合概率分布,即政府采购城市作为随机变量 X 的条件概率为:

$$P_X(X) = \prod_{i=1}^N P_{X_i}(X_i|\Pi_{X_i}) \quad (19)$$

因此,本文以 $P_X(X)$ 作为广延边际的测算结果,其取值范围在0—1之间。 $P_X(X)$ 给出了在确定供给企业所在城市为证据节点的前提下目标节点中不同采购政府所在地市成为区位选择的概率,即给定供给城市,采购城市对应的 $P_X(X)$ 越大,表明该供给城市决定参与该地采购市场并获得政府青睐,从而采购行为的可能性越大。给定供给城市的所有政府采购市场区位选择条件概率之和为1。

2. 测算变量选择与数据来源

(1)变量选择。鉴于政府采购活动数据信息,本文选取了采购方式、供给企业所在的城市和采购政府所在城市为节点。依据新经济地理学中贸易成本、本地偏好的观点,设定采购方式和供给企业所在的城市(供给市)为采购政府所在城市(采购市)的父节点。原因如下:①现有研究普遍认为存在区域商贸的本地偏好和行政边界效应,所以供给企业所在城市会影响所参与的政府采购城市选择,即(供给市→采购市)。②关于政府采购方式,公开招标作为相对透明且高度竞争的选择方式,同依托信息技术、打破时空限制的电子卖场,能够增强匹配效率,实现交易成本的降低,促进地区间的商贸往来,而协议供货、定点采购受限于供货时间长、批次多及售后服务需求等原因,更有利于本地企业,所以不同的采购方式是供给企业在政府采购过程中能否实现区位选择的一个重要影响因素,即(采购方式→采购市)。③由于供给企业所在城市的通讯、物流等基础设施建设、批发和零售行业供货情况会限制或丰富企业参加政府采购方式的选择,因此,供给企业所在城市会对采购方式产生影响,即(供给市→采购方式)。

测算政府采购市场区位选择时,本文选择了无差别客观先验,即设定节点作为随机变量不同取值的概率相等,从而有效地控制过拟合的影响,并通过调整供给城市作为证据节点的取值设定,得出不同城市供给企业参与政府采购时对采购城市区位选择的条件概率分布列。

(2)数据来源及说明。基于地区商贸进行市场一体化实证研究的首要步骤是获得地区间贸易流数据。目前,政府采购网站公布包括项目名称、采购单位名称、采购单位地址、供给单位名称及供给单位地址等信息的政府采购合同数据(未含中国港澳台地区数据),为城市政企市场网络构建和经济联系测度提供了直接的数据来源。本文运用数据挖掘技术获取2020—2023年政府采购合同数据^①,并运用Python代码进行地址匹配和人工检验,经过对信息缺失的合同数据和涉及中国港澳台地区和国

① 受限于中国政府采购全面透明化仍在推进过程中,本文仅选用相对完善的2020—2023年数据。

外企业的数据信息进行清洗后,获得 2664104 条涵盖采购政府所在省级行政区及地级市、供给企业所在省级行政区及地级市、采购方式和合同金额的政企采购事项成交公告数据。相较于小城市,透明程度更高、准确性更强的大中城市政府采购数据不仅有助于揭示公共资源在较大区域的分配情况,还能够提供更加严谨、优质的研究环境和更为全面、丰富的研究材料。因此,本文为保证广延边际测度结果科学可信,仅保留 2022 年市区常住人口规模在 50 万以上的大中城市相关数据^①,以合同签订时间为依据分年度构建贝叶斯网络测算广延边际。^②此外,鉴于大中城市数量较多不便于逐一进行广延边际测算分析,本文以《2022 年城市建设统计年鉴》中的超大城市上海、北京、深圳、重庆、广州、成都、天津、武汉、杭州、东莞为供给城市,解析当地供给企业在政府采购市场的区位选择情况。

3. 测算结果及分析

表 1 报告了基于贝叶斯网络模型对大中城市政府采购广延边际进行测算的结果^③,即基于贝叶斯网络的节点和“有向边”的设定,考虑供给城市、采购方式、采购城市相互作用的情况下,不同年份北京、上海等超大城市供给企业选择并被政府青睐从而参与本地采购活动的可能性,如位于北京市的供给企业在 2020 年选择并成功参与本地政府采购商贸活动的条件概率为 69.92%。从表 1 可得超大城市供给企业政府采购市场区位选择呈现“本地为首,行政中心城市和邻近城市次之”的特征。本文根据超大城市供给的本地区位选择在 2020—2023 年前后变化趋势,将 10 个超大城市归为以下三类。

表 1	以超大城市为例的政府采购市场本地区位选择				单位:%
	2020	2021	2022	2023	
北京市	69.92	62.66	43.86	29.65	
上海市	58.96	45.18	19.16	24.49	
天津市	76.76	62.65	55.24	55.81	
重庆市	96.54	77.08	29.16	20.27	
深圳市	44.21	12.90	3.70	8.39	
成都市	44.44	53.94	73.31	74.45	
广州市	44.29	75.80	76.56	76.23	
东莞市	28.08	91.79	91.59	90.29	
杭州市	19.91	22.37	19.50	17.36	
武汉市	47.67	40.53	44.22	43.60	

(1)本地区位选择趋于下降。北京、上海、天津、重庆、深圳五市供给企业的本地区位选择在 2020—2023 年间整体呈现出减少的趋势。原因如下:①政府为响应统一大市场建设,积极进行采购制度改革,探索框架协议联合采购(征集)等方式,降低采购过程中受地方政府关系网络和地方保护主义影响的可能性,助力政府采购从以本地为主转向更加开放化、多元化的供给来源选择,为具备较强竞争力的一线城市企业减少本地投入、转攻异地市场创造了有利条件。②北京、上海、深圳等城市企业凭借政府采购合规经验、市场认可度以及资金和人才储备,能够为各地政府采购提供高

① 依据国务院 2014 年印发的《关于调整城市规模划分标准的通知》,本文剔除了供给企业或者采购政府位于市区常住人口规模在 50 万以下小城市的相关数据。
② 数据描述性统计参见《中国工业经济》网站(ciejournal.ajcass.com)附件。
③ 本文基于合同签订时间划分政府采购数据所属年度。

性价比的产品方案,同时上述地区的企业多已在各地设立分支机构或合作网络,解决了政府采购异地履约的痛点并实现跨地区服务,从而倒逼本地区位选择出现了逐渐下降的现象。③重大突发公共卫生事件以后,供给链条脆弱、外出感染风险、物流配送延迟等特殊因素的影响消除,超大城市政府采购逐步恢复甚至加强了通过电子商务等方式实现异地购买的习惯,对性价比较高地区采购供给的偏好逐渐增强。④超大城市供给企业本地区位选择受到了部分政府采购特殊情况的影响。例如,深圳在政府采购领域坚持推行“1234”工程,优化本地营商环境,而且深圳因信息技术产业发达,满足各地数字化政府建设的广泛需求,积极参与粤港澳大湾区多城市政府采购市场,最终极大地助推了本地区位选择下降;重庆市2022年加速推进“政府采购云平台”建设,构建了“货物超市、服务超市和竞采中心”三位一体的交易体系,进一步扩展了小额零星采购项目的线上交易,加之因后期消防设备采购需求较大而本地该细分行业供给有限,压低了本地区位选择;天津市相关企业逐步强化了对北方多个地市政府采购的供给,也降低了本地区位选择。

(2)本地区位选择持续走高。超大城市中的成都、东莞、广州三市供给企业的政府采购本地区位选择在2020—2023年持续升高。原因如下:①为支持中小企业在经济增速放缓时期的发展,拥有众多中小企业的三地政府倾向于从本地中小企业进行采购以协助其在经济形势不确定时期保持运营和发展,维护本地企业的市场份额,为当地劳动力增加就业岗位和提高劳动收入,进而刺激民众消费,形成经济良性循环。②鉴于自给率较高的省份参与国内分工的水平较低(苏红键,2023),超大城市中的广州、东莞是中国重要的轻工业与批发零售业中心,而成都都是劳动密集型产业转移承接地区,中小企业能为当地日常生活和公共服务提供包括消费品、劳务等在内的强有力供给,实现对政府采购常规需求较高程度的满足。③超大城市供给企业本地区位选择受到了城市产业特点和采购方式的影响,如东莞市电子、电器制造业和物业管理服务业相对发达,在2020年通过公开招标参与了多地政府办公设备采购、售后维修和物业运营工作,该部分合同多为重大公共卫生事件前开始甚至完成了公开招标流程,但重大公共卫生事件阻碍了公开招标的后续参与,且不利于设备运输、安装、维修和物业运营,从而压低了后续的异地区位选择。

(3)本地区位选择相对稳定。超大城市中的杭州、武汉两市供给企业的政府采购本地区位选择在2020—2023年变动幅度较小。原因如下:①在政府采购改革的背景下,政府为避免地方保护主义,逐步增加通过电子卖场、公开招标等方式进行采购的比例,有助于外地企业凭借价格优势和资质认证获得政府的青睐,同时杭州整体保持较高开放度,武汉交通便利,便于外地企业进行商贸活动。②杭州的电子商务、云计算等优势产业与以传统基建、医疗设备、专用装备为主的部分政府采购需求匹配度有限,需依赖外地供应商补充。而武汉作为老工业基地,本地电子信息、交通设备、医药卫生等产业与政府采购需求契合度更高,因此,武汉本地区位选择相较杭州更高。杭州、武汉稳定的供给企业政府采购区位选择既反映了两地政府采购市场开放竞争与本地扶持间的相对平衡,也是企业规模叠加产业结构在市场经济竞争中协同作用的结果。

此外,超大城市供给企业政府采购市场区位选择另一特征是倾向于选择行政中心城市和邻近城市^①,例如超大城市供给企业积极参与甘肃省兰州市、辽宁省沈阳市等省会城市或同一城市群政府采购市场。该特征形成受到了城市行政级别、经济竞争力、地理距离阻滞等多方面因素的影响。①城市行政级别。行政级别较高的城市往往财政实力雄厚,采购项目众多,支付履约能力更

① 以超大城市为例的政府采购市场异地区位选择测算结果参见《中国工业经济》网站(ciejournal.ajcass.com)附件。

强,该类城市兼具政治稳定性、市场开放度和公共透明度,规避了一般地级市可能存在的政策波动风险,降低规模较大、周期较长的采购项目的风险。②经济竞争力。超大城市供给企业通过参与、落地经济竞争力较强城市的政府采购项目,可快速覆盖周边城市、省份的市场,而且优先选择具备技术消化能力的中心城市,有效利用当地高标准产业链,能够降低超大城市供给企业完成采购项目的额外成本。③地理距离阻滞。地理距离对跨地区商贸活动具有负向的影响,形成了明显的阻滞效应,而超大城市进入邻近城市政府采购市场具备文化、交通等方面的先天优势,如深圳凭借区位优势成为参与佛山、惠州和珠海等地政府采购的重要供给地,成都、重庆供给企业倾向于参加川渝地区政府采购市场竞争。

五、二元边际实证检验与效应分析

1. 模型及变量设定

本文根据理论模型分析部分,为检验广延边际、集约边际相关影响因素的显著性,建立如下二元基准模型:

$$S_{ijt} = \exp \{ \gamma_1 b_{ij} + \gamma_2 tbt_{ij} + \gamma Z_{ijt} + \gamma_0 + \xi_j + \zeta_i + \mu_t \} + e_{1ijt} \quad (20)$$

$$M_{ijt} = \exp \{ \beta_1 S_{ijt} + \beta_2 tbt_{ij} + \beta X_{ijt} + \beta_0 + \lambda_j + \chi_i + \omega_t \} + e_{2ijt} \quad (21)$$

其中,被解释变量分别为供给企业所在城市 j 到政府采购城市 i 的广延边际和集约边际,即上一部分贝叶斯网络测算所得市场区位选择 S_{ijt} 和政府采购合同加总所得交易金额 M_{ijt} ^①。模型中所涉及的解释变量包括本地偏好 b_{ij} 和贸易壁垒 tbt_{ij} ,前者当供给企业参与本地、本省或相邻城市的政府采购时 b_{ij} 为1,否则为0;后者参考唐为(2019)选取了省界效应,即跨省进行政府采购时省界效应为1,否则为0。控制变量包括供给城市与采购城市的相对地理距离、工业相对结构、服务业相对结构和相对公共支出,分别基于供给城市 j 、采购城市 i 的政府经纬度计算所得地理距离与本地距离^②、第二、三产业增加值占GDP比重以及一般公共预算支出对应相除,并取对数进行构建。 ξ_j 和 λ_j 分别为广延边际、集约边际模型中供给企业所在地区 j 的固定效应, ζ_i 和 χ_i 分别为广延边际、集约边际模型中政府采购所在地区 i 的固定效应, μ_t 和 ω_t 为二元边际方程对应的时间固定效应, e_{1ijt} 和 e_{2ijt} 为方程对应的随机扰动项。

此外,如前所述,本文选取2020—2023年中国常住人口规模50万以上的大中城市之间发生的政府采购合同数据进行研究。其中,政府采购相关数据源于中国政府采购网,并经爬取、清洗和整理后,总计2117651条。其他数据为统计公开数据或本文自行测算所得。

2. 基准回归

鉴于政府采购广延边际和集约边际数据中均存在较多零值,本文参考Silva and Tenreiro (2006),选取回归结果具有一致性的泊松伪极大似然估计方法,以避免模型误设和异方差的干扰,结果见表2。同时,鉴于第三部分模型推导所得广延边际、集约边际均受到供给城市、采购城市的双重影响,本文在回归模型中不仅加入时间固定效应,还包含供给城市固定效应和采购城市固定效应,以控制可能存在的不可观测因素对回归结果的影响。

① M_{ijt} 即第 t 年位于地区 j 的企业向地区 i 的政府供给所形成的采购合同总额,单位为万元。

② 本地距离统一假定为1公里。

表 2 基准回归

变量	广延边际	集约边际	广延边际	集约边际	广延边际	集约边际
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
广延边际		3.1085*** (0.3186)		3.1073*** (0.3189)		3.0119*** (0.3301)
本地偏好	0.5820*** (0.1407)		0.5815*** (0.1401)		0.5733*** (0.1405)	
贸易壁垒	-0.7276*** (0.1455)	-1.5753*** (0.1044)	-0.7277*** (0.1448)	-1.5748*** (0.1043)	-0.7388*** (0.1455)	-1.5009*** (0.1063)
相对地理距离	-0.7158*** (0.0087)	-0.2733*** (0.0434)	-0.7162*** (0.0087)	-0.2735*** (0.0434)	-0.7230*** (0.0088)	-0.2853*** (0.0448)
工业相对结构			1.3853** (0.6253)	0.4166 (0.7246)	1.1127* (0.6211)	0.5423 (0.7403)
服务相对结构			2.6004** (0.8245)	1.3435 (0.9793)	2.7200*** (0.8128)	1.6811 (1.0353)
相对公共支出					0.0135*** (0.0015)	-0.0058** (0.0025)
常数项	-0.3356** (0.1440)	11.6012*** (0.2194)	-0.3237** (0.1456)	11.5670*** (0.2186)	-0.2582* (0.1460)	11.6534*** (0.2257)
固定效应	是	是	是	是	是	是
数据量	129064	129064	129064	129064	129064	129064
Pseudo R ²	0.4064	0.8676	0.4066	0.8676	0.4082	0.8696

注：系数下方括号内数值为稳健标准误，*、**、***分别代表10%、5%、1%的显著性水平。模型固定效应包括时间固定效应、采购城市固定效应和供给城市固定效应。以下各表同。

表 2 第(1)、(3)、(5)列分别报告了控制了年份、采购城市、供给城市固定效应后，逐步加入控制变量后本地偏好、贸易壁垒对广延边际的回归结果。第(5)列结果显示，本地偏好、贸易壁垒的系数分别约为 0.57 和 -0.74，且通过了 1% 的显著性检验。结合基于贝叶斯网络测算广延边际的经济含义，在其余变量保持不变的情况下，与其他城市相比，供给企业成功参与本地、本省或相邻城市政府采购市场的概率更高，供给企业在跨省份参与政府采购活动时受到省界效应带来的阻力。企业、政府优先在当地满足自身盈利、采购需求导致较高的本地区位选择之外，邻近城市、同省城市的企业对当地政府采购市场需求和标准相对熟悉，能够轻易提供符合当地政府实际需要的产品和服务，又因为语言、文化、法律法规等方面差异较小，有利于合同执行和售后服务，从而更易获得周围或同省城市采购政府的青睐，实现政府采购广延边际的提升。而且，因地区间存在一定的制度差异和信息壁垒，缺乏成熟合作渠道，来自外省的供给企业难以有效承接当地政府采购带来的需求溢出，这阻碍了跨省广延边际的增加。

表 2 第(2)、(4)、(6)列分别报告了广延边际、贸易壁垒对供给城市参加政府采购集约边际的回归结果，结果显示广延边际对集约边际产生正向影响的同时，贸易壁垒在 1% 的显著性水平下对集约边际具有负向影响。供给企业通过参与异地政府采购市场，实现了双方需求和供给的对接，进而代表采购规模的集约边际实现了零的突破，并通过与采购城市达成采购合同次数的增加，为交易金额规模的增长提供了更广阔的市场空间。省界效应所代表的贸易壁垒因省级行政区划内外的制度差异，加重了地区间的资源错配，削弱了跨地区社会信任和互助，提高了企业异地投资的信息成本，

深化了市场分割,不利于省份间商贸集约边际的增加。此外,表2中的控制变量基本符合二元边际理论模型推导以及以往文献的研究结论。相对地理距离对政府采购市场的广延边际、集约边际具有显著的负向影响,这进一步佐证了以运输成本为代表的交易成本在商贸活动中扮演着重要角色,Combes et al.(2005)发现放松管制和技术进步降低了运输成本,但是给定年份的运输成本与距离之间仍存在较高的相关性。

供给城市、采购城市之间工业、服务业相对结构对大中城市供给企业参与政府采购市场的广延边际具有明显正向影响,但未对集约边际产生显著影响。若供给城市以包括制造业、建筑业的第二产业比重较高,不仅更容易满足政府采购中如基建材料、设备、办公用品等涉及实体产品的需求,而且意味着该地区具备成熟的生产设施、专业化分工和上下游配套企业,能够降低企业的生产成本和协作成本,以价格优势获得采购政府的青睐。若供给城市同时具备物流、金融等发达的第三产业,可进一步提升企业商贸效率,形成“制造+服务”协同效应,在更大范围增强区位优势。但是,政府采购规模受到经济规模、财政预算和政策目标的影响,并非完全由市场供需关系驱动,而且第二产业高度发达的供给城市不仅参与政府采购市场,还会全方位参与其他实体为消费者的工业品、建筑业市场。此外,第三产业中如咨询、培训的部分服务属于非贸易品,多由本地化提供,难以跨区域大规模采购。因此,工业、服务业相对结构对采购规模的影响在统计上不显著。

供给城市、采购城市之间相对公共支出对大中城市供给企业参与政府采购市场的广延边际具有显著正向影响,明显符合理论预期,而相对公共支出对集约边际却产生了显著的负向影响。相对公共支出变量由供给城市、采购城市一般公共预算支出的相除所得。相对公共支出取值越高说明与采购市相比,供给市公共预算更为充足,经济规模更大,因此,处于经济实力较强地区的供给企业凭借产能、技术或品牌优势,能够轻易进入欠发达城市政府采购市场并赢得订单,从而有助于供给市对采购市的广延边际增加。相对公共支出取值越高还表明,与供给市相比,采购城市往往因经济增长相对滞后,存在公共预算更为紧张,财政扶持能力弱、政策风险大等潜在问题,难以拥有充足的财政收入用于落实当地城市基础设施建设、公共服务支出等项目,因此,受限于欠发达城市的政府采购预算,供给城市与采购城市相对公共支出与集约边际形成了反向关系。本文还做了一系列稳健性检验。^①

3. 拓展性分析

为深入揭示广延边际、集约边际的作用机理,本文在政府采购市场二元边际模型中,通过供给城市数字基础设施建设水平、采购城市财政透明度与本地偏好、广延边际、贸易壁垒^②的交互项检验,考察了设施数字化、财政透明化政策所发挥的调节作用。^③本文参考袁淳等(2021),以各供给城市政府工作报告中新型数字基础设施相关词频的比重为供给城市数字基础设施建设水平的衡量指标。该指标构建经过了各市政府工作报告收集整理、新型数字基础设施相关词汇的确定、基于Python软件的政府工作报告分词处理以及相关词汇的统计与占比计算等过程。此外,采购城市财政透明度主要衡量采购城市政府结构与职能、财政收入与支出情况、财政政策意图、公共部门账户和财政预测情况的社会公开程度,数据主要来源于清华大学、四川大学等公共管理专业学者联合撰

① 稳健性检验部分参见《中国工业经济》网站(ciejournal.ajcass.com)附件。

② 由于本地偏好、贸易壁垒中零值较多具有实际意义,本文未在二者调节效应检验中进行去中心化。

③ 供给城市数字基础设施建设水平和采购城市财政透明度仅作为外部政策因素纳入实证分析,其作用在于检验核心机制在不同政策环境下的异质性表现,而非理论模型的内在构成要素,因此,未在理论模型分析部分阐释。

写的相关年份《中国市级政府财政透明度研究报告》。^①

(1)供给城市数字基础设施建设水平的调节效应。表3报告了先后以本地偏好、广延边际和贸易壁垒作为主效应变量、供给城市数字基础设施建设水平作为调节变量的估计结果,二者一次交互项估计系数显著,说明供给城市数字基础设施建设水平会弱化本地偏好、区位选择对政府采购二元边际的促进作用,削减贸易壁垒对跨地区政府采购活动的抑制作用。供给城市能借助数字基础设施克服与采购城市异地这一客观条件的局限,弱化了地理阻隔、行政区划和文化差异的阻滞作用,从而更为有力地承接各城市的采购溢出需求。与以往新经济地理学强调运输成本和规模经济是区位选择的核心(Krugman, 1991)不同,供给城市数字基础设施水平的提高在一定程度上突破了省界效应所代表的制度、区划成本的束缚,通过支持远程办公、电子商务和数字化供应链管理等,减少了近距离沟通、供应的需求,降低信息传递和远程协作的成本,进而减弱本地偏好、贸易壁垒对供给城市参与政府采购区位选择影响。数字基础设施水平的提高可以减少因通讯不发达、交通不便利对区位的依赖,降低因环境陌生增加的成本,增强之前被沟通、协调成本束缚的区位选择灵活性,从而弱化区位选择、贸易壁垒对交易金额的影响强度。

表 3 关于供给城市数字基础设施水平的调节效应分析

变量	广延边际	集约边际	广延边际	集约边际
	(1)	(2)	(3)	(4)
广延边际		3.6818*** (0.3633)		2.9530*** (0.3318)
本地偏好	0.9257*** (0.1534)		0.5560*** (0.1412)	
贸易壁垒	-0.7773*** (0.1461)	-1.5115*** (0.1055)	-1.1551*** (0.1595)	-1.8832*** (0.1491)
供给城市数字基础设施建设水平	105.4248*** (26.6807)	101.2653** (51.7142)	-71.1067*** (24.3569)	-57.9623 (50.6967)
广延边际×供给城市数字基础设施建设水平		-275.6944*** (75.5641)		
本地偏好×供给城市数字基础设施建设水平	-172.5754*** (29.4098)			
贸易壁垒×供给城市数字基础设施建设水平			175.5558*** (29.5337)	149.2007*** (51.2160)
控制变量/固定效应	是	是	是	是
Pseudo R ²	0.4068	0.8700	0.4068	0.8697

(2)采购城市财政透明度的调节效应。表4第(1)―(4)列报告了先后以本地偏好、广延边际和贸易壁垒作为主效应变量、采购城市财政透明度作为调节变量的估计结果,二者一次交互项估计系数显著,说明采购城市财政透明度在弱化本地偏好对广延边际、集约边际促进作用的同时,减弱了贸易壁垒对政府采购交易二元边际的阻滞作用。随着政府采购过程中招标信息、合同条款、中标结果等信息透明程度提高,企业无需通过主场优势、地理邻近性获取信息或建立信任,可以更清晰、公

① 相关报告由清华大学 21 世纪发展研究院,清华大学公共管理学院公共经济、金融与治理研究中心和四川大学公共管理学院联合组成的课题组撰写并发布。

平地得知采购需求、竞标规则和支付保障等信息,甚至可以远程参与竞标,因此,采购城市财政透明度降低了信息不对称,削弱了位置邻近的信息优势,从而弱化了本地偏好、贸易壁垒对区位选择的影响。采购政府财政透明度的提高,降低了信息、物流成本,有助于更大范围的企业参与公平有序竞争,弱化区位选择、贸易壁垒对交易金额的影响。这一实证结果与信息经济学和电子政务领域的理论研究一致,体现了数字化进程对传统地理经济逻辑的变革作用。

表 4 关于采购城市相对财政透明度的调节效应分析

变量	广延边际	集约边际	广延边际	集约边际
	(1)	(2)	(3)	(4)
广延边际		14.8629*** (1.8662)		3.0209*** (0.3242)
本地偏好	5.1622*** (0.5706)		0.5939*** (0.1396)	
贸易壁垒	-0.6135*** (0.1394)	-1.5672*** (0.1070)	-5.3537*** (0.5723)	-13.9362*** (1.3801)
采购城市财政透明度	0.7016*** (0.1442)	1.6117*** (0.3606)	-0.4048*** (0.1063)	-0.4192 (0.3845)
广延边际×采购城市财政透明度		-2.8099*** (0.4351)		
本地偏好×采购城市财政透明度	-1.0858*** (0.1364)			
贸易壁垒×采购城市财政透明度			1.1289*** (0.1343)	3.0181*** (0.3303)
控制变量/固定效应	是	是	是	是
Pseudo R ²	0.4081	0.8722	0.4082	0.8746

六、结论与启示

本文按照“广延边际—集约边际”的逻辑框架,运用贝叶斯网络测算区位选择,调整二元边际模型检验本地偏好和贸易壁垒的显著性,并分析政府采购改革过程中设施数字化、财政透明化在统一大市场建设的现实成效,得出如下结论:①政府采购市场中,超大城市供给企业的广延边际整体呈现“本地为首,行政中心城市和邻近城市次之”的特征,其中,异地区位选择受到了城市行政级别、经济竞争力、地理距离阻滞等多方面因素的影响。②政府采购供给仍然偏好于参与本省或邻近市场,并受到行政区划、制度差异的综合阻碍,这加大了参与跨省域政府采购的难度,减小了采购金额的规模。③供给企业所在城市相比于采购政府驻地的产业结构、公共支出优势有助于其实现政府采购区位选择,但采购城市的公共支出相对紧张,不利于二者之间采购金额规模的增加。④拓展性分析发现,供给城市数字基础设施建设水平和采购城市财政透明度分别在抑制本地偏好对采购市场区位选择正向作用的同时,也弱化了贸易壁垒对政府采购广延边际、集约边际的阻滞作用。基于上述研究结论,本文提出以下政策启示:

(1)提升供需双方的跨地区信任程度,增加区域间商贸区位选择参与。各地政府应当立足城市

的全国性定位,突破省界、城市群、经济区域等地域思维、文化差异局限,力争平等看待不同地区供给的商品、劳务,提高不同省份、不同经济发展水平地区之间的熟悉程度,通过常态化开办行业展销会等方法,增进对异地企业信任的舆论引导,缩小区域间可信度的差异,强化跨地区商贸合作意愿。此外,中央及地方政府要深化制度改革,理顺城市、省级行政区与经济区域等一系列关系,探索经济区域和行政边界适度分离,针对跨省城市群协调难度大等问题,健全省际协商协作机制,发挥区域规划一体化作用的同时,深化地区间的经济信任,增强供需双方合作成功率,进一步拓宽国内地区间商贸循环广延边际范围。

(2)消除政府采购市场的贸易壁垒,助力区域间商贸合作逐步强化。一方面,建立跨区域采购服务平台,推广电子发票、电子合同等一站式服务,并打造区域大数据共享平台,支持政府决策和企业发展,实现跨境采购环境优化和区域信息共享水平提升,逐步克服区际信息壁垒等实际困难,从而实现跨地区政府采购从“无”到“有”、从“少”到“多”的转变。另一方面,完善以政府采购、质量监督为代表的市场相关配套实施细则,细化市场监管的操作程序和规定,健全政府、市场的内部、外部监督机制,杜绝政府相关机构对异地企业经营进行设租、寻租等违法行为,着力强化反垄断,依法查处不正当竞争行为,营造以市场主导、政府引导的地区间有序竞争、相互合作的市场氛围,助力国内地区间商贸循环集约边际的合理发展。

(3)强化数字基础设施建设,疏通远程市场参与、商贸增强的渠道。中央及地方政府要关注大数据、云计算、物联网等新型数字技术的市场应用,注重新型数字基础设施建设的合理性和协调性,以5G基站、大数据中心、工业互联网等新型基础设施为基础,逐步推进跨省域交通、能源、信息网络等基础设施共建项目,实现区域内充电桩、物流中心等配套设施的标准化和互联互通。进一步通过增强行政人员数字履职能力,提升政府数字治理水平,鼓励行业协会开展针对企业的数字化培训,提升中小企业数字设施使用和数据运营分析能力,打通企业、政府数字商贸环节,推动区位选择多样化、商贸成本削减化,从而以数字经济协同发展构建连通经济区域乃至全国的经济网络,实现联动全国统一大市场建设的目标。

(4)推动财政透明化、公平化,统筹规划统一大市场建设。加快建设全国统一大市场作为构建新发展格局的基础支撑和内在要求,需要从政府采购到全方位市场的综合设计。建立健全财政信息公开制度,定期发布包括预算执行情况、资金使用效率等在内的财政报告,利用数字技术建立和完善财政数据管理系统,明确政府财政透明化的法律要求和责任,从而助力构建统一的市场准入制度和公平竞争制度,优化跨行政区的公共资源分配。此外,通过严格预算执行、强化绩效管理等方式,加强财政预算管理和绩效评价,建立健全政府采购监督机制,保障招标、投标等采购环节公平竞争,提高政府采购资金使用效益,确保政府采购资金用在“刀刃”上。最后,统筹规划全国各地政府的财政资源与优势,充分发挥政府这只“看得见的手”的宏观调控作用,有效整合市场资源、激发经济活力,为助力统一大市场建设创造良好的市场环境。

〔参考文献〕

- 〔1〕才国伟,陈思含,李兵.全国大市场中贸易流量的省际行政边界效应——来自地级市增值税发票的证据[J].经济研究,2023,(3):59-77.
- 〔2〕才国伟,陈思含,李兵.本地偏好与国内统一大市场建设——来自中国交通事故裁判文书的证据[J].经济学(季刊),2024,(6):1729-1745.
- 〔3〕刘青,陶攀,洪俊杰.中国海外并购的动因研究——基于广延边际与集约边际的视角[J].经济研究,2017,(1):

- 28-43.
- [4]齐鹰飞,李苑菲.政府消费的生产性——基于生产网络模型的刻画、分解和检验[J].管理世界,2021,(11):56-70.
- [5]钱学锋,熊平.中国出口增长的二元边际及其因素决定[J].经济研究,2010,(1):65-79.
- [6]苏红键.全国统一大市场建设背景下省际贸易成本量化分析:基于地区间投入产出表[J].中国软科学,2023,(12):102-112.
- [7]孙伟增,张柳钦,万广华,王傲.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,(7):46-68.
- [8]唐为.分权、外部性与边界效应[J].经济研究,2019,(3):103-118.
- [9]行伟波,李善同.本地偏好、边界效应与市场一体化——基于中国地区间增值税流动数据的实证研究[J].经济学(季刊),2009,(4):1455-1474.
- [10]袁淳,肖土盛,耿春晓.数字化转型与企业分工:专业化还是纵向一体化[J].中国工业经济,2021,(9):137-155.
- [11]袁劲,余丽丽,冯桂媚.统一大市场建设与企业采购的区位选择[J].金融研究,2024,(1):187-206.
- [12]赵永亮,才国伟,朱英杰.市场潜力、边界效应与贸易扩张[J].中国工业经济,2011,(9):5-15.
- [13]张少军,丁晓强.中国省际调出与出口增长的边际分解——基于贸易总额和市场份额的双重维度[J].数量经济技术经济研究,2023,(9):5-26.
- [14]张伟静,刘瑞.高管家乡偏好与企业投资区位选择[J].经济管理,2022,(11):89-105.
- [15]Ahearne, A. G., W. L. Grier, and F. E. Warnock. Information Costs and Home Bias: an Analysis of US Holdings of Foreign Equities[J]. Journal of International Economics, 2004, 62(2): 313-336.
- [16]Baik, B., J. K. Kang, and J. M. Kim. Local Institutional Investors, Information Asymmetries, and Equity Returns[J]. Journal of Financial Economics, 2010, 97(1): 81-106.
- [17]Bernard, A. B., J. B. Jensen, S. J. Redding, and P. K. Schott. Firms in International Trade[J]. Journal of Economic Perspectives, 2007, 21(3): 105-130.
- [18]Combes, P. P., M. Lafourcade, and T. Mayer. The Trade-Creating Effects of Business and Social Networks: Evidence from France[J]. Journal of International Economics, 2005, 66(1): 1-29.
- [19]Eaton, J., S. Kortum, and F. Kramarz. An Anatomy of International Trade: Evidence from French Firms[J]. Econometrica, 2011, 79(5): 1453-1498.
- [20]Helpman, E., M. Melitz, and Y. Rubinstein. Estimating Trade Flows: Trading Partners and Trading Volumes[J]. Quarterly Journal of Economics, 2008, 123(2): 441-487.
- [21]Krugman, P. Increasing Returns and Economic Geography[J]. Journal of Political Economy, 1991, 99(3): 483-499.
- [22]Melitz, M. J. The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity[J]. Econometrica, 2003, 71(6): 1695-1725.
- [23]Poncet, S. Measuring Chinese Domestic and International Integration[J]. China Economic Review, 2003, 14(1): 1-21.
- [24]Regis, P. J. The Extensive and Intensive Margins of Exports of Firms in Developing and Emerging Countries[J]. International Review of Economics and Finance, 2018, 56: 39-49.
- [25]Seasholes, M. S., and N. Zhu. Individual Investors and Local Bias[J]. Journal of Finance, 2010, 65(5): 1987-2010.
- [26]Silva, J. M. C. S., and S. Tenreyro. The Log of Gravity[J]. Review of Economics and Statistics, 2006, 88(4): 641-658.
- [27]Yang, X., and X. Lin. Overcoming Informal Barriers to Trade: Immigrant Educational Attainment vs. Network Competence[J]. International Business Review, <https://doi.org/10.1016/j.ibusrev.2021.101918>, 2022.

The Government Procurement in Big-middle Cities and the Construction of a Unified National Market: A Dual Margin Perspective

TANG Xiao-bin¹, HE Gui-ye¹, HONG Jun-jie²

(1. School of Statistics, University of International Business and Economics;

2. Shandong University of Finance and Economics)

Abstract: Government procurement activities, by directly establishing commercial channels between government consumption and market supply, guide market trends and industrial development, gradually addressing bottlenecks and obstacles in market segmentation. This mechanism leverages the “visible hand” to regulate and control the deepening of market system reforms and the construction of a unified national market.

This study incorporates regional procurement government preferences into the dual margin framework, based on government procurement trade flow data. It expands the traditional extensive margin, which represents supply location selection, into an outcome jointly determined by market demand tendencies and supply decisions. On this basis, a Bayesian network for government procurement is constructed, taking into account influencing factors such as procurement cities and methods in procurement data. This network measures the extensive margin representing the locational choices in government procurement markets. Furthermore, the Poisson Pseudo-Maximum-Likelihood estimation method is employed to test and analyze the impact of objectively existing home bias and trade barriers on the dual margins of government procurement. Additionally, the moderating effects of the digital infrastructure in supplier cities and fiscal transparency in procurement cities on home bias and trade barriers are examined.

The findings reveal that the extensive margin of government procurement markets sourced from megacities generally exhibits a pattern of “local first, followed by administrative center cities and neighboring cities”. Meanwhile, home bias and trade barriers among large and medium-sized cities nationwide still significantly affect the extensive and intensive margins of government procurement markets. Tests for moderating effects indicate that the level of digital infrastructure in supplier cities and fiscal transparency in procurement cities not only suppress the promoting effect of home bias on the extensive margin of procurement markets but also mitigate the obstructive effect of trade barriers on the dual margins of government procurement.

This study exploits location selection information in commercial activities and clearly depicts the trajectory of goods flow and market segmentation under supply-demand relationships. It provides a reference model for future research on market integration based on micro-level trade flow data in the big data era, offering empirical insights into further deepening government procurement reforms and advancing the construction of a unified national market in an all-round manner.

Keywords: government procurement; unified national market; extensive margin; intensive margin; Poisson Pseudo-Maximum-Likelihood estimation

JEL Classification: C11 C12 F15

[责任编辑:李鹏]