

省际边界效应、区域市场分割与地方保护

——基于货物运输数据的估计

张皓辰 郭 研 吴群锋*

摘要: 本文基于 2018—2020 年高度细化的物流货运数据, 运用贸易引力模型估计我国省际边界效应, 考察国内区域市场分割的作用机制。研究发现, 国内城市间贸易存在显著的边界效应, 省级行政区域之间存在明显的市场分割, 且该边界效应强度在样本期内呈上升趋势。机制分析显示, 边界效应的强弱与发展战略、经济发展水平和贸易网络中心度等因素相关。本文的分析有助于理解国内区域市场分割的新形态, 对加快构建新发展格局具有重要的政策含义。

关键词: 边界效应; 市场分割; 国内贸易

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2024.03.04

一、引言

打破国内区域市场分割、培育更为一体化的国内市场, 是充分发挥我国的大国规模优势, 进而实现经济高质量发展的重要路径 (黄群慧和倪红福, 2021)。而现实当中, 我国广袤的国土之内各个区域之间的商品流通, 不仅受到自然地理因素的天然阻隔, 同时也受到体制与人为因素的阻碍 (Zheng et al., 2022)。厘清国内区域市场分割程度的基本形态、探究其背后的形成机制, 对于把握我国国内大循环的基本经济背景, 进而有针对性地制定政策而言具有基础性的作用。

高精度的城市间货运数据为本文的研究提供了扎实的实证基础。本文整理了 2018—2020 年间, 覆盖全国 20% 左右长途货运业务、180 多万辆公路货运卡车的记录数据, 并对此数据的代表性进行了论证。基于此数据, 本文整理得到两两地级市之间的货运量信息, 借鉴 Anderson and Van Wincoop (2003) 的引力模型框架, 严格控制引力模型相关变量, 考察跨越省界是否会导致货物流量的降低, 估计省际边界效应的大小和省域之间的市场分割程度, 并展开细致的机制分析。

研究发现, 2018—2020 年间国内城市间的贸易存在明显的省际边界效应, 跨越省界会显著降低城市间双边运输流量, 表明国内贸易存在显著的省域市场分割。在考虑不同替代弹性等设定下, 本文估算 2018—2019 年间我国省级行政边界上关税等价的省际边

* 张皓辰, 北京大学新结构经济学研究院; 郭研、吴群锋, 北京大学经济学院。通信作者及地址: 吴群锋, 北京市海淀区颐和园路 5 号北京大学经济学院 509, 100871; 电话: (010) 62750721; E-mail: qfwu@pku.edu.cn。本文得到国家社会科学基金重点项目 (19AJY013) 的资助, 文责自负。

界效应的估计值在3.7%到18.9%之间:给定各类引力模型条件,两个城市之间的双边贸易如果跨过一道省界,相当于多被征收了3.7%到18.9%的税收。同时,区域市场分割不仅出现在省域之间,在更大的区域范围之内同样存在,表明我国区域市场分割现象在地区分布上具有一定的普遍性,改善空间非常大。运用季度层面加总数据,本文进一步研究发现,省际边界效应在2018—2020年这三年间总体上存在上升趋势。对这一趋势及其背后的原因展开研究非常必要,以避免这一情形进一步恶化。

本文进一步探究省际边界效应存在的可能机制。首先,本文发现制度因素在地区市场整合中扮演了重要作用:市场化程度更低的省份表现出更强的省际边界效应;地方政府发展战略的扭曲也可能强化地方保护^①的动机,进而提高省际边界效应。其次,从经济发展水平来看,边界效应的强弱与省份的经济发展水平呈现负相关,且收入水平和产业结构的差距更小的省份之间也具有更低的边界效应。特别地,本文利用物流数据刻画的地区间贸易网络结构,从贸易网络的角度考察了边界效应的可能机制,发现在全国贸易网络中处于中心度更高的地位的省份表现出更低的边界效应。

本文的研究对考察我国国内区域市场分割的基本情况的文献形成新的补充。现有文献广泛关注了我国的区域市场分割现象,发现此前时期我国国内市场存在显著的市场分割。赵永亮和徐勇(2007)构建两地区边界效应模型,检验了1997—2005年间国内市场分割的程度;行伟波和李善同(2009)采用地区间增值税流动数据,考察了2003—2005年间的国内省际边界效应。相比而言,本文基于高精度、高频次、具有高度代表性和即时性的物流大数据展开的研究,具备考察这一问题的独特优势,并且能够在不同区域、时间等维度上展开更为丰富的讨论,与这部分文献形成区别和补充。

在最新文献中,与本文最相关的是Zheng et al. (2022)的研究。Zheng et al. (2022)基于与本文数据相似的数据结构——国内某货运平台2018年的两两城市间货运数据——对我国的市場分割现象进行了考察,估计了省级行政边界、地理阻隔、文化因素以及城市群战略对区域间市场分割的影响。相比之下,本文一方面基于2018—2020年的数据,通过分时段估计,从省际边界效应估计的角度刻画了我国市场分割现象的最新趋势,并进一步描绘了我国当前市场分割强弱程度的地理分布,从而有助于得到更有针对性的政策含义;另一方面,与Zheng et al. (2022)关注的地理和文化因素不同,本文从制度和经济发展阶段方面考察市场分割的可能形成机制,从地方政府发展战略、地区经济发展水平和产业结构等角度进行了丰富的异质性分析,这既为边界效应和市场分割的相关文献提供了机制方面的新证据,也对我国从制度改革和发展政策等方面推进全国统一大市场的形成具有重要的参考意义。此外,本文还首次从网络结构的视角对边界效应的可能形成机制进行了考察,这一发现补充了现有文献中关于贸易网络的影响的讨论(De Benedictis and Tajoli, 2011),也为边界效应的理论分析提供了新的视角和经验证据,与现有文献形成对照和补充。

^① 地方保护行为是造成国内地区间市场分割的一个重要因素(陆铭和陈钊, 2009; Zheng et al., 2022)。在商品和要素市场上,地方保护表现为一些地区利用行政权力人为设置区域间商品和要素流通的壁垒,通过特殊的优惠政策扶持本地企业,阻挠和限制外地商品进入本地市场,这会提高地区间的贸易成本,降低市场运行的效率。本文基于具有全国代表性的物流数据,估算省际贸易壁垒的大小,为省域内商品市场上地方保护行为的存在提供了证据,并对地方保护行为可能的形成机制进行了考察。

本文的研究也与考察地方保护与国内市场分割的文献高度相关。Young (2000) 最早指出我国地区间的市场分割问题是影响经济增长的重要障碍, 后续的一系列研究从不同角度证明地方保护问题的存在 (桂琦寒等, 2006; 陆铭和陈钊; 2009), 说明地方保护和区域市场分割在我国的经济增长、经济运行和地区产业布局的形成中扮演的重要作用 (白重恩等, 2004; 付强, 2017; 魏楚和郑新业, 2017), 并从文化分割、汉语方言、高管校友圈、基础设施等角度考察地区间分割与市场一体化的影响 (高翔和龙小宁, 2016; 丁从明等, 2018; 彭聪等, 2020; 吴群锋等, 2021)。在国际文献中, 也有不少研究从商业和社会网络、地区发展政策、法律体系、政治立场、种族和语言差异等角度, 对各国内部不同地区间的边界效应的异质性和可能机制进行了探究 (Combes et al., 2003; Gil-Pareja et al., 2005; Daumal and Zignago, 2008; Schulze and Wolf, 2009; Turrini and Van Ypersele, 2010; Aker et al., 2014; Ishise and Matsuo, 2015)。相比于既有文献, 本文基于对省际边界效应的准确估计, 丰富了现有文献中关于边界效应形成机制的讨论, 探究了地方政府发展战略和区域贸易网络结构等因素在塑造边界效应强度方面的作用, 为已有研究中外部市场整合对边界效应的影响机制提供了新的经验证据 (Daumal and Zignago, 2008)。

本文运用新颖独特的数据进行估算, 厘清我国当前国内省际边界效应的基本形态和分布, 为理解我国国内区域市场分割形态提供了新的经验证据。本文确证了当前我国国内区域市场分割的广泛存在, 发现区域市场分割仍旧是阻碍国内地区之间经济交流的重要障碍, 并且地方保护是造成区域市场分割的重要因素。本文的研究为理解新时期下国内区域市场分割状况提供了现象刻画和机制解释, 有助于为未来通过打破国内地方保护等政策方式、缓解国内市场分割、促进形成更为一体化的国内循环体系提供基础政策支撑。

本文其余部分的结构安排如下: 第二部分梳理了本文的基本估计方法; 第三部分介绍本文的数据和典型性事实描述; 第四部分介绍基准实证结果与异质性分析; 第五部分进行了机制检验; 最后部分为政策建议以及对未来研究的展望。

二、估计方法

实践中, 一个直接的估计区域市场分割的方法是在控制相关变量的前提下, 对比是否跨越省界 (或其他特定考察的区域边界) 对城市间货物贸易流量产生的影响, 进而估计省际边界效应。引力模型在贸易实证研究中已经有了数十年的成熟应用 (吴群锋和杨汝岱, 2019), 并在不同市场结构下均具备完整的理论基础, 为双边贸易估计提供了控制变量来源。本文的估计方法主要借鉴 Anderson and Van Wincoop (2003) 首次构建的具有微观理论基础的贸易引力模型^①, 以地级市为基本地区单位, 在严格控制包括双边阻滞项在内的引力模型各基本变量的基础上, 通过考察两个地级市是否跨越省界带来的货物贸易流量差异来考察省际边界效应是否存在及其大小。如果跨越省界会对地级市之

^① 关于引力方程估计方法的微观理论基础可参考附录 I。篇幅所限, 附录未在正文列示, 感兴趣的读者可在《经济学》(季刊) 官网 (<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>) 下载。

间的货物贸易流量产生显著的负向影响,则表明省际边界效应明显存在,区域市场分割现象不容忽视。

具体地,本文将城市间货运量的日度数据加总到年度层面,得到一个面板数据结构,使用上述贸易引力模型框架对省际边界效应进行估计。每一个分析单位是一个由出发地城市和到达地城市组成的带有方向的城市对,由此构建一个城市对间两两贸易的平衡面板。本文设定如下的回归模型:

$$\begin{aligned} \ln(1+flow_{o(O)d(D)t}) = & \beta_0 + \beta_1 \times CrossProv_{OD} + \beta_2 \times \ln(Distance_{o(O)d(D)}) \\ & + \beta_3 \times \ln(GDP_{o(O)t}) + \beta_4 \times \ln(GDP_{d(D)t}) + \beta_5 \times \ln(CPI_{O_t}) \\ & + \beta_6 \times \ln(CPI_{D_t}) + \epsilon_{o(O)d(D)t}, \end{aligned} \quad (1)$$

其中, o 和 d 代表出发地城市和到达地城市,其中 $o \neq d$ 。 O 和 D 代表出发地城市和到达地城市所属的省份, t 代表年份。 $flow_{odt}$ 表示在第 t 年,从 o 城市到 d 城市的累计货运趟次。 $CrossProv_{OD}$ 是关于省际边界效应的虚拟变量,如果 o 城市和 d 城市不属于同一个省份,即 $O \neq D$,则取1,否则取0。 $Distance_{od}$ 是根据各地级市几何中心的经纬度计算的 o 地和 d 地之间的直线距离。 GDP_{ot} 和 GDP_{dt} 是 o 城市和 d 城市在第 t 年的GDP水平, CPI_{O_t} 和 CPI_{D_t} 是 o 城市所在省份 O 和 d 城市所在省份 D 在第 t 年的消费价格指数。 ϵ_{odt} 是残差项。由于本文的核心解释变量 $CrossProv_{OD}$ 发生在“出发地省份-到达地省份”组成的有方向的省份对层面,在回归中使用在有方向的省份对层面(即 OD 层面)聚类稳健的标准误^①。

此外,严格的固定效应可以更好地控制相关遗漏变量(Baldwin and Taglioni, 2006),这里进一步控制出发地 \times 年份的交叉固定效应和到达地 \times 年份的交叉固定效应,得到如下回归方程:

$$\begin{aligned} \ln(1+flow_{o(O)d(D)t}) = & \gamma_0 + \gamma_1 \times CrossProv_{OD} + \gamma_2 \times \ln(Distance_{o(O)d(D)}) \\ & + \lambda_{o(O)t} + \mu_{d(D)t} + \epsilon_{o(O)d(D)t}, \end{aligned} \quad (2)$$

其中, $\lambda_{o(O)t}$ 代表出发地城市 \times 年份的固定效应, $\mu_{d(D)t}$ 代表到达地城市 \times 年份的固定效应。

三、数据介绍

本文所依据的主要数据是来自国内某物流大数据平台的城市间公路货运数据。该平台覆盖了超过180万辆公路货运卡车,记录所有车辆的实时定位信息,所覆盖的货运量占到全国所有公路长途货运量的约20%。本文所基于的原始数据,是每一辆货车的单个货运趟次的起终点信息,根据卡车的实时定位信息,将其经纬度对应到所在的地级市,再根据日期和起终点城市对货运趟次进行加总,得到以日度为频率的城市间货运网络。具体地,在给定的一天当中,有多少辆货车从A城市出发,到达B城市。这里没有包括

^① 需要指出的是,本文希望估计的是省界的边界效应。这里只考虑那些处于同一省内的城市对,以及处于相邻省份的城市对,即两个城市之间最多只隔一道省界。回归中的控制组是所有在同一省份内部的城市对,而处理组是所有处于两个相邻省份的两个城市组成的城市对。

空驶的货车。本文将用这种方法加总得到的城市层面的货运趟次作为城市间贸易流量的代理变量。由于日度数据可能存在较大的波动，在后面的实证分析中，本文将数据加总到年度或季度层面，而分析的基本单位是一个出发地城市和一个到达地城市构成的一个带有方向的城市对。从2017年下半年开始，平台覆盖的范围基本保持稳定，在各地区间的业务量的增速没有显著差异（Fang et al., 2023）。本文考察的时间段为2018—2020年。^①

本文的附录Ⅱ对货运数据进行了更详细的介绍，并从跨时间变化、跨地区分布和双边贸易流量等角度，将城市间货运数据与GDP数据和区域间投入产出表数据进行对照，为本文运用物流平台货运数据作为地区间贸易流量代理变量的可靠性提供了支持，并对该数据应用中的优势和不足进行了简要评述，以便后续研究参考。同时，附录Ⅱ表Ⅱ1描述了本文回归中用到的变量描述性统计信息。

四、基准估计结果与异质性分析

（一）基准结果

表1展示了运用式（1）进行的省际边界效应估计基准结果，其中被解释变量为城市间两两货运量的对数值 $\log(1+flow_{odt})$ 。前两列的估计时间段为2018—2019年，即未受新冠疫情影响的时间段，第（3）列的估计时间段为2018—2020年。需要说明的是，由于2020年的疫情冲击在我们的样本期内属于一个短期冲击，为了增强本文估计结果的可靠性，以及通过分析结果得出更具一般性的政策含义，本文将主要的关注时段限制在2018—2019年，而将加入了2020年样本的结果作为对主要结果的补充和拓展。

表1的第（1）列展示了对方程（1）的估计；第（2）列进一步加入了出发地城市×年份固定效应和到达地城市×年份固定效应，从而更为严格地控制不随相应固定效应变化而变化的相关因素；第（3）列使用2018—2020年三年的面板数据，控制出发地×年份的固定效应和到达地×年份的固定效应。表中结果显示，在加入各类控制变量和固定效应的情况下，跨省虚拟变量 $CrossProv_{OD}$ 的估计系数均高度显著为负，表明在控制双边距离等引力模型基本变量的前提下，跨省贸易运输量仍旧大幅度低于省内贸易运输量。运用第（2）列控制细致固定效应所得到的保守估计结果表明，省内运输贸易额高出跨省运输贸易额近1倍（ $\exp(0.692)-1$ ）。McCallum（1995）运用美国与加拿大的数据研究表明，美加两国之间的跨境贸易显著低于加拿大国内贸易。本文则以新颖的地级市双边货运贸易数据研究表明，类似效应同样存在与国内省级行政边界之中，说明国内市场存在着较为明显的市场分割，距离高水平市场一体化仍有较大差距。

^① 本文根据如下规则进行样本筛选：首先，在原始数据中的337个地级市两两一组构成的“出发地-到达地”信息中，去掉2018年或2019年GDP信息缺失的地级市，再去掉处于两个不相邻省份的城市对，最终得到带有方向的城市对（每个观测是一个“出发地-到达地”）层面的三年的面板数据，共包含22 556个有方向的城市对。

表1 省际边界效应: 基准估计结果

被解释变量: $\log(1+flow_{odt})$	2018—2019年		2018—2020年
	(1)	(2)	(3)
$CrossProv_{OD}$	-0.944*** (0.173)	-0.692*** (0.123)	-0.716*** (0.121)
$\log(Distance_{od})$	-0.153** (0.075)	-0.420*** (0.091)	-0.450*** (0.089)
$\log(GDP_{ot})$	0.825*** (0.037)		
$\log(GDP_{dt})$	0.815*** (0.037)		
$\log(CPI_{Ot})$	-4.289 (9.717)		
$\log(CPI_{Dt})$	-4.183 (9.763)		
出发地×年份固定效应	不控制	控制	控制
到达地×年份固定效应	不控制	控制	控制
观测数	45 112	45 108	67 662
R^2	0.495	0.694	0.699

注: ①数据来源:《中国城市统计年鉴》;城市间货运数据;国家统计局。②前两列的时间段对应2018—2019年,第(3)列对应2018—2020年。每个观测是一个年份中的一个带有方向的城市对。③后两列中控制了出发地×年份的交叉固定效应和到达地×年份的交叉固定效应。④表格中汇报的是回归系数,括号里是在有方向的省份对的层面聚类的稳健标准误。***、**和*分别代表1%、5%和10%的显著性水平。

表2将数据分成2018年、2019年和2020年三个横截面样本,对每年样本进行横截面估计。所有估计中均控制了出发地城市的固定效应和到达地城市的固定效应,得到对于三个年份中每年的跨省边界效应的估计。表中结果显示,一方面,跨省虚拟变量 $CrossProv_{OD}$ 的估计系数在各年份估计中均显著为负,表明边界效应所体现的省域市场分割现象在各年份中均显著存在;另一方面,从2018年到2020年,跨省虚拟变量 $CrossProv_{OD}$ 的估计系数的绝对值在逐年增大(0.664、0.720、0.764),表明这三年之中,我国省域市场分割现象可能存在不断加剧的趋势。

表2 省际边界效应: 分年度估计结果

因变量: $\log(1+flow_{od})$	2018年	2019年	2020年
	(1)	(2)	(3)
$CrossProv_{OD}$	-0.664*** (0.124)	-0.720*** (0.123)	-0.764*** (0.119)
$\log(Distance_{od})$	-0.383*** (0.092)	-0.458*** (0.093)	-0.510*** (0.092)

(续表)

因变量： $\log(1+flow_{od})$	2018年	2019年	2020年
	(1)	(2)	(3)
出发地固定效应	控制	控制	控制
到达地固定效应	控制	控制	控制
观测数	22 554	22 554	22 554
R^2	0.689	0.699	0.710

注：①数据来源：城市间货运数据。②表格中的回归都是在一个年份的样本上的截面回归。③所有回归中都控制了出发地城市固定效应和到达地城市固定效应。④表格中汇报的是回归系数，括号里是在有方向的省份对的层面聚类的稳健标准误。***、**和*分别代表1%、5%和10%的显著性水平。

根据对方程(1)的估计得到的系数 β_1 的估计值,给定替代弹性 σ 的取值,则可以推算得到与关税等价的省界贸易壁垒的大小。^①表3中展示了这部分结果。表3的第一行是在不同的回归中关于 $CrossProv_{OD}$ 这一虚拟变量的估计系数,不同列代表不同的时段,分别对应表2的各列,以及表1的第(2)列。参考Anderson and Van Wincoop(2003)的做法,本文选取替代弹性的三种可能取值,5、10和20,结合跨省虚拟变量的回归系数,得到各年份我国与关税等价的省际贸易壁垒的大小。以2018年为例,当 σ 的取值为5、10和20时,跨过一道省界分别相当于征收18.1%、7.7%和3.6%的关税;到2020年,这种贸易壁垒有所上升。根据前文讨论,本文将基于2018—2019年的样本,在控制细致固定效应的情况下得到的边界效应大小作为本文的基准结果(表1第(2)列)。在2018—2019年间,与 σ 的取值5、10和20相对应的关税等价的贸易壁垒大小为18.9%、8.0%和3.7%。相比于现有文献,本文基于城市间货物流量的数据,对我国省际的关税等价的贸易壁垒进行了估算。从总体上看,我国地区间尚存在一定的贸易壁垒,国内产品市场的整合程度仍然具有较大的上升空间和潜力。

表3 省际边界效应的关税等价值估算

年份	2018年	2019年	2020年	2018—2019年
$CrossProv_{OD}$ 的估计系数	-0.664	-0.720	-0.764	-0.692
$\sigma=5$ 时的边界效应关税等价值	0.181	0.197	0.210	0.189
$\sigma=10$ 时的边界效应关税等价值	0.077	0.083	0.089	0.080
$\sigma=20$ 时的边界效应关税等价值	0.036	0.039	0.041	0.037

注：①表中的“ $CrossProv_{OD}$ 的估计系数”一行对应表1和表2中在相应年份的回归中对 $CrossProv_{OD}$ 的回归系数,具体对应表2的各列和表1的第(2)列。②表格的后三行分别展示了当替代弹性 σ 取不同值时,在不同年份,对省际边界效应大小的估计值。

(二) 省际边界效应的跨时期变化趋势

表3显示2018—2020年间省际边界效应的年度估计存在上升趋势。为了对我国近期的区域市场分割的跨时期变化有更清楚的认识,本文进一步对这一时期进行分季度的估计。本文将各城市对层面日度的货运量数据加总到季度层面(共12个季度),形成一个季度层面的平衡面板,进而采用如下回归进行估计:

① 详见附录I的介绍。

$$\ln(1 + flow_{o(O)d(D)q}) = \gamma_0 + \sum_{\tau=1}^{12} \delta_{\tau} \times 1(q=\tau) \times CrossProv_{OD} + \gamma_2 \times \ln(Distance_{o(O)d(D)}) + \lambda_{o(O)q} + \mu_{d(D)q} + \epsilon_{o(O)d(D)q}, \quad (3)$$

其中, q 代表季度, $flow_{odq}$ 表示在季度 q 中从 o 城市到 d 城市的累计货运趟次, λ_{oq} 和 μ_{dq} 分别代表出发地城市 \times 季度的固定效应和到达地城市 \times 季度的固定效应。在此回归中, 可以估计得到 12 个系数, δ_1 到 δ_{12} , 对应 12 个季度中各个季度的边界效应回归系数, 其中 δ_1 对应 2018 年第一季度 (记为 2018Q1), δ_{12} 对应 2020 年第四季度 (记为 2020Q4), 其余以此类推。进一步地, 这里按照前文所述的方法, 进行如表 3 所示的计算, 将 δ_1 到 δ_{12} 的回归系数转化成各季度的关税等价的省界贸易壁垒 ($\sigma=5$ 时的情形), 得到如图 1 所示的时间趋势图。

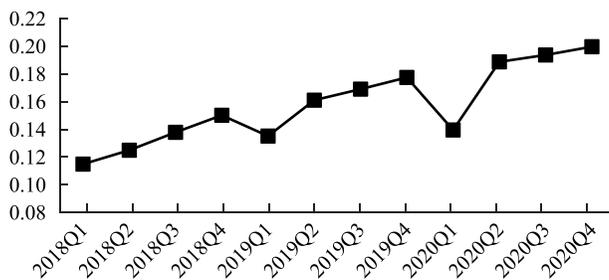


图 1 季度加总下省界边际效应估计值的变化趋势 ($\sigma=5$ 的情形)

注: ①数据来源: 城市间货运数据。②图中的横轴代表 2018—2020 年的每个季度, 纵轴代表每个季度对应的省界边际效应的估计值, 详见本文第四部分第 (二) 节所介绍的回归方法。

图 1 表明, 从 2018 年到 2020 年各季度的省际贸易壁垒总体上呈现明显的上升趋势。由此推断, 2018—2020 年间, 平均而言我国地区间的市场分割可能在加剧, 由于数据所限, 这里无法看到之前更长时间段内的变化趋势。此外, 值得指出的是, 在 2020 年第一季度, 也就是国内的新冠疫情最为严重的时期, 省际贸易壁垒有一个明显的下降。这种下降的背后, 可能有几个方面的因素在起作用: 首先, 疫情期间全国一盘棋, 各地区的抗疫物资的运输很大程度上由中央统筹; 其次, 疫情期间多数地区的经济活动和货运量表现出明显的下降, 这时货运的产品种类当中生活必需品的占比上升, 而此类商品可能较少受到地区贸易壁垒的影响。

(三) 拓展分析

为了得出具有更为具体政策含义的估计结果, 本文还从区域异质性的角度做了若干异质性的分析: 第一, 将我国内地划分成七个大区, 将每个大区看成一个整体, 考察各个大区之间的边界效应大小; 第二, 关注各个大区内部的各省份之间的边界效应大小; 第三, 细化考察我国 19 个国家级城市群在促进区域市场整合方面的作用, 估计各城市群内部的省际边界效应的大小并进行对比; 第四, 估计每个省份与其相邻省份之间的边界效应, 考察这一效应在各省之间的分布特征。分析发现, 区域市场分割不仅出现在省域之间, 在更大的区域范围之内同样存在; 同时, 各大区或城市群内部的市场整合程度在地区间有很大差别, 区域内的市场整合在很多地区仍有较大改善空间; 此外, 在

省份层面，边界效应的大小仍有很大的异质性，中西部省份整体上有更高的边界效应估计值。^①

五、机制分析

本部分进一步考察对省际边界效应的可能的机制解释，具体地，从以下几个方面入手：第一是制度方面的因素，主要考虑地区市场化程度以及地区的发展战略扭曲的影响；第二是经济发展阶段相关的因素，包括地区收入水平，以及地区间收入水平和产业结构的差异；第三是贸易网络结构方面的因素，这里主要关注省份的贸易网络中心度。接下来，本文首先介绍分析框架和回归模型，再讨论针对上述三类机制的分析结果。

（一）分析框架和回归模型

在机制分析中，本文主要考虑两种类型的变量。一种是反映省份特征的变量（记作 X_O 或 X_D ），另一种是反映两个省份之间的关联性或差异性的变量（记作 X_{OD} ）。对于第一种变量，本文在回归中加入起点省份特征与跨省虚拟变量的交互项，得到如下的回归方程^②：

$$\ln(1 + flow_{o(O)d(D)t}) = \alpha_0 + \alpha_1 \times X_O \times CrossProv_{OD} + \alpha_2 \times CrossProv_{OD} + \alpha_3 \times \ln(Distance_{o(O)d(D)}) + \lambda_{o(O)t} + \mu_{d(D)t} + \epsilon_{o(O)d(D)t}, \quad (4)$$

其中， X_O 为反映起点省份特征的变量，具体包括：省份的市场化程度、技术选择指数、要素禀赋结构匹配度、人均 GDP 和贸易网络中心度，其中前三个变量都属于制度层面的因素。这些变量的具体定义和经济含义将在后文的结果讨论部分详细展开。此外，为便于解读回归结果，五个变量都做了标准化处理，在各省之间均值为 0，标准差为 1。上述回归方程中的其他变量和角标的定义均与前文的方程（2）相同，回归使用 2018—2019 年的样本。这里主要关注系数 α_1 的符号和大小，它反映了省份特征与省际边界效应的大小之间的相关性。

对于第二种变量，为了分析这种省份间关联性或差异性的变量能够在多大程度上解释回归中估计的省际贸易壁垒的大小，本文在前面方程（2）的基础上，加入更多反映两省之间特征的控制变量 X_{OD} ，看这些变量的加入如何改变关于省际贸易壁垒的核心解释变量 $CrossProv_{OD}$ 前面的估计系数的大小，因此有如下的计量模型：

$$\ln(1 + flow_{o(O)d(D)t}) = \delta_0 + \delta_1 \times CrossProv_{OD} + \delta_2 \times \ln(Distance_{o(O)d(D)}) + \delta_3 \times X_{OD} + \lambda_{o(O)t} + \mu_{d(D)t} + \epsilon_{o(O)d(D)t}, \quad (5)$$

其中 X_{OD} 为反映起点省份与终点省份之间关系的变量，具体包括两省份之间人均 GDP 的差距以及产业结构的差异。这些变量的定义将在后文详细给出。回归中其他变量和角

^① 受篇幅所限，这部分的分析方法和结果展示在本文的附录 III，以便感兴趣的读者参考。

^② 同时加入 $X_O \times CrossProv_{OD}$ 和 $X_D \times CrossProv_{OD}$ 会导致完全多重共线性的问题。因此这里只加入了起点省份的特征 X_O 与 $CrossProv_{OD}$ 的交互项。作为稳健性检验，附录 IV 在方程（4）的基础上调整控制变量和固定效应的设定，依次加入 X_O 和 X_D 与 $CrossProv_{OD}$ 的交互项，发现两个交乘项的系数在大小和显著性上都高度接近。因此，下文重点关注方程（4）所示的回归设定。

标的含义都与方程(2)相同,回归使用2018—2019年的样本。这里一方面关注 δ_3 的系数大小,即变量 X_{OD} 本身如何影响地区间的货运量;另一方面关注加入 X_{OD} 之后,跨省虚拟变量 $CrossProv_{OD}$ 前面的系数 δ_1 会发生怎样的变化。该系数的绝对值下降,则说明控制变量 X_{OD} 在统计上对于省际边界效应具有一定的解释力。需要说明的是,这里的机制分析考察的更多只是相关性,而非严格的因果关系。这是因为一些省份层面或两省之间的不可观测的因素可能同时影响这些省份特征(X_O 或 X_D)或省份间的特征(X_{OD}),以及省际边界效应的大小。

(二) 结果与讨论

1. 制度因素

本节首先从制度因素入手,分析省份间市场分割可能的形成机制。表4展示了对方程(4)的估计结果,其中前四列考察了制度因素的作用。第(1)列中的 $Market_O$ 代表各省份在2017年的市场化指数(王小鲁等,2019),在回归中对此变量进行了标准化处理。可以发现,市场化指数提高1个标准差,则省际边界效应的估计值会下降0.514,这一系数具有高度的经济意义上的显著性。这样的发现也与已有文献的结论相印证(陈敏等,2008;赵永亮和刘德学,2008),并提供了新的证据。

表4 省际边界效应的机制分析:省份特征的变量

因变量: $\log(1+flow_{odt})$	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$CrossProv_{OD}$	-0.726*** (0.118)	-0.716*** (0.121)	-0.714*** (0.110)	-0.735*** (0.121)	-0.729*** (0.119)
$CrossProv_{OD} \times Market_O$	0.514*** (0.080)				
$CrossProv_{OD} \times TCI_O$		-0.288** (0.116)			
$CrossProv_{OD} \times Congruence_O$			0.551*** (0.100)		
$CrossProv_{OD} \times GDPpc_O$				0.409*** (0.094)	
$CrossProv_{OD} \times Centrality_O$					0.410*** (0.089)
城市间距离的对数	控制	控制	控制	控制	控制
出发地×年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
到达地×年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测数	45 108	45 108	44 240	45 108	45 108
R^2	0.702	0.696	0.699	0.699	0.699

注:①数据来源:城市间货运数据;国家统计局。②回归的因变量都是 $\log(1+flow_{odt})$,与表1相同。③表格中汇报的是回归系数,***、**和*分别代表1%、5%和10%的显著性水平,括号里是在有方向的省份对层面聚类的稳健标准误。④所有回归中控制了城市间距离的对数,出发地城市×年份的固定效应和到达地城市×年份的固定效应。⑤ $Market_O$, TCI_O , $Congruence_O$, $GDPpc_O$ 和 $Centrality_O$ 在各省份间做了标准化处理。

同时，地方政府实施的发展战略也是造成制度扭曲和资源错配的重要因素。在违背比较优势，优先发展资本密集型产业的发展战略下，所发展的资本密集型产业部门与我国总体上劳动相对丰裕、资本相对稀缺的要素禀赋特征不相匹配，很多企业在开放竞争的市场下不具备竞争力，需要政府的保护补贴才能生存，这会使得地方政府加强对本地产业的保护，而规避地区间的竞争（林毅夫和刘培林，2004）。借鉴林毅夫（2002）、陈斌开和林毅夫（2013）的做法，本文使用省级的技术选择指数（technology choice index，简称TCI）来度量一个地区发展战略的扭曲程度，具体按如下公式计算各地区在本文使用的样本初始年份2018年的TCI。^①TCI越高，代表当地的工业结构越是超越本地区当前的发展阶段，其发展战略更加违背本地的比较优势。

$$\text{技术选择指数} = \frac{\text{地区工业人均增加值}}{\text{地区人均GDP}}$$

表4第(2)列的结果显示，起点省份的技术选择指数(TCI_0)每提高1个标准差，则其与其他省份之间的跨省虚拟变量的估计系数的绝对值上升0.288，这说明实施了更加超越本地区发展阶段的发展战略的省份具有更高的省际边界效应。

与前述逻辑一致地，借鉴Ju et al. (2015)的指标构建方法，本文基于2013年中国规模以上工业企业数据库，在地级市和3位数行业的层面计算要素禀赋结构的匹配度(congruence)如下：

$$\text{Congruence}_{ci} = - \left| \frac{\frac{K_{ci} - K_c}{L_{ci} - L_c}}{\frac{K_c}{L_c}} \right|$$

其中， c 代表城市， i 代表行业， K 和 L 分别代表资本和劳动。这一指标数值越大，则代表行业越符合所在城市的禀赋比较优势。进一步将城市和行业层面的匹配度用就业人数占比作为权重平均得到省级层面的匹配度指标 Congruence_0 ，再进行标准化处理。在表4的第(3)列，本文发现 Congruence_0 与跨省虚拟变量之间的交互项的估计系数显著为正；省级的要素禀赋结构匹配度每提高1个标准差，则该省对应的跨省虚拟变量的估计系数的绝对值下降0.55。这表明，一个地区发展的产业越偏离当地的要素禀赋结构，则该地区往往具有更高的市场分割程度，这样的结果能够帮助我们从政府发展战略的角度更好地理解国内市场整合中扭曲的内生性，以及发挥各地区禀赋条件决定的比较优势对于构建各地产业优势互补的国内大循环的经济格局的重要意义。

2. 经济发展阶段因素

本节主要考察不同省份之间的经济发展水平的差异能够在多大程度上解释省份之间边界效应强弱的异质性。对经济发展水平最直接的度量是人均GDP水平。与此同时，不同的经济发展阶段也对应不同的产业结构。以下分别进行考察：

首先，在表4的第(4)列，作者加入标准化之后的起点省份2018年人均GDP水平($GDPpc_0$)与跨省虚拟变量的交互项。结果显示，交互项的系数显著为正，一个省份的人均GDP水平每提高1个标准差，则该省对应的跨省虚拟变量的估计系数的绝对值下

^① 数据来源：国家统计局；《中国统计年鉴（2019）》。附录IV对TCI和匹配度指标构建的基本思想和指标细节进行了介绍。

降 0.409, 且这一相关性在统计上高度显著。在既有文献中, 一些文章指出更高的市场分割可能和地区的经济运行效率偏低有关(刘培林, 2005; 毛其淋和盛斌, 2012; 魏楚和郑新业, 2017), 另一些文章则在一些情境下讨论了市场分割与经济增长之间可能存在的正相关性(陆铭和陈钊, 2009; 付强, 2017)。本文这里的分析发现经济发展程度较低的省份, 倾向于具有较大的省际边界效应, 即较高的市场分割程度。

进一步地, 本文使用方程(5)的回归模型, 考察省份之间的经济发展水平差异和产业结构差异能够在多大程度上解释省界边界效应的大小。在表5的第(2)列中, 本文加入两个省份在2018年的人均GDP的对数之差的绝对值, $DiffGDPpc_{OD} \equiv |\log(GDPpc_O) - \log(GDPpc_D)|$, 其中 $GDPpc$ 是省份的人均GDP。结果发现, 在给定其他条件不变的情况下, 收入差距越大的两个省份之间确实有显著更低的货物流量, 加入这一变量后, 跨省虚拟变量 $CrossProv_{OD}$ 的估计系数下降了 0.173, 说明地区间收入差距的机制能够解释跨省边界效应的 25% 左右, 这在一定程度上为皮建才(2008)关于收入差距与市场分割的理论分析提供了经验证据的支持。

此外, 地区间产业结构的差异也是地区间经济发展阶段的差异的一个重要反映。付强(2017)指出, 在一定条件下, 产业同构会使得市场分割有利于经济增长。这里主要关注制造业内部的产业结构, 在制造业细分行业(共30个2位数行业)上考察两个省份之间产业结构的差异性, 所依据的数据是2015年1%人口抽样调查的微观数据计算各省的产业就业结构。借鉴 Krugman(1992)的构造方式, 定义 O 省份和 D 省份之间的产业结构差异性指标如下:

$$IndDiff_{OD} = \sum_j |share_{Oj} - share_{Dj}|,$$

其中, j 代表行业, $share_{Oj}$ 代表货物流出地 O 省份在 j 行业中的就业占比, 满足 $\sum_j share_{Oj} = 1$; $share_{Dj}$ 的定义以此类推。如果两个省份的就业结构完全相同, 则 $IndDiff_{OD} = 0$ 。这里将这个反映省份之间产业结构差异的指标做去中心化和标准化的处理(使其均值为0, 标准差为1), 然后放入回归中, 结果展示在表5的第(3)列。结果显示, 地区间产业结构的差异性对于跨省的边界效应具有很强的解释力, 加入这个变量之后, $CrossProv_{OD}$ 的系数的绝对值下降到 0.376, 说明省份间产业结构的差异性能够解释大约 46% 的省际边界效应的大小。

表5 省际边界效应的机制分析: 省份间关系的变量

因变量: $\log(1+flow_{odi})$	(1)	(2)	(3)
$CrossProv_{OD}$	-0.692*** (0.123)	-0.519*** (0.131)	-0.376** (0.160)
$DiffGDPpc_{OD}$		-0.506*** (0.184)	
$IndDiff_{OD}$			-0.163** (0.069)
城市间距离的对数	控制	控制	控制
出发地×年份固定效应	控制	控制	控制
到达地×年份固定效应	控制	控制	控制

(续表)

因变量： $\log(1+flow_{odt})$	(1)	(2)	(3)
观测数	45 108	45 108	45 108
R^2	0.694	0.696	0.695

注：①数据来源：城市间货运数据；国家统计局；2015年1%人口抽样调查。②回归的因变量都是 $\log(1+flow_{odt})$ ，与表1相同。③表格中汇报的是回归系数，***、**和*分别代表1%、5%和10%的显著性水平，括号里是在有方向的省份对层面聚类的稳健标准误。④所有回归中控制了城市间距离的对数，出发地城市×年份的固定效应和到达地城市×年份的固定效应。

3. 网络结构因素

本文所使用的地区间货运数据的一个重要特征是能够实现对地区间贸易网络的刻画。利用这一独特的数据优势，本文还从全国各地区间贸易网络的角度来考察各地区的省际边界效应的强弱。在全国贸易网络当中处于中心地位的省份，和其他省份形成的贸易关联性和互相依赖的程度较强，这些地区如果进行地方保护，则可能对其经济造成不利影响；而对于那些贸易网络中心度偏低的地区，其与国内大市场的整合程度较低，对其他省份的经济依赖程度较小，可能具有更高的省际边界效应。当然，两者之间可能具有双向因果的关系，这里只讨论相关性。具体地，参考Richmond (2019)，本文按照如下的方法构建贸易网络的Katz中心度：令 X_{ij} 表示从 i 省到 j 省的货物流出量， $Y_i = \sum_j X_{ij}$ 为 i 地的总流出量，据此计算两地间的贸易权重 $\omega_{ij} = \omega_{ji} = \frac{X_{ij} + X_{ji}}{Y_i + Y_j}$ ，数据中有31个省，这些 ω_{ij} 的值构成一个 31×31 的矩阵，记为 \mathbf{W} ，则各地的贸易网络中心度由如下的向量 \mathbf{v} 给出（ \mathbf{I} 是 31×31 的单位矩阵， $\mathbf{1}$ 是每个分量都为1的列向量）：

$$\mathbf{v} = (\mathbf{I} - \mathbf{W}')^{-1} \mathbf{1}.$$

在表4的第(5)列中， $Centrality_o$ 是省份层面标准化之后的贸易网络中心度。作者在回归中将其与跨省虚拟变量 $CrossProv_{OD}$ 做交互。结果显示，起点省份的贸易网络中心度每提高1个标准差，则跨省虚拟变量的估计系数下降0.41，也就是说，贸易中心度越高的地区往往具有更低的省际贸易壁垒，此结果在经济意义和统计意义上都高度显著。

相比于现有的讨论国内地方保护和市场分割的文献，本文首次利用地区间货运数据的网络特征，从贸易网络中心度的角度考察各地区市场分割程度的强弱，发现中心度越高的地区的省际贸易壁垒越小，为理解地区间的市场整合提供了新的视角，也为关于贸易网络的研究文献在理论上提供了有益补充。

六、政策含义、研究局限和未来拓展

党的二十大报告指出：“依托我国超大规模市场优势，以国内大循环吸引全球资源要素，增强国内国际两个市场两种资源联动效应，提升贸易投资合作质量和水平。”而超大规模市场优势的发挥，有赖于一个完整的一体化的国内大市场的形成。本文研究表明，当前我国破除区域市场分割以畅通国内大市场的空间仍旧很大。未来，在进一步弱化地方保护，畅通国内大循环，加快构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促

进的新发展格局方面,本文的发现提供了如下几个方面的政策启示。第一,要不断优化制度设计,深化市场化改革,鼓励建立全国统一的市场准入标准和规范;同时,加强对地方保护行为的法律监管,完善地区间市场争端的解决机制,从而促进全国范围内自由的市场竞争。第二,建立有效的地方政府的绩效评估机制,弱化地方政府采取地方保护行为的动机,同时鼓励地区间信息共享与合作,提高地方政府治理水平。第三,在产业发展和产业政策方面,要从根本上鼓励各地区因地制宜制定符合本地禀赋条件的发展战略,培育各地区产业的竞争优势,避免全国性自上而下的产业政策指引,以实现地区间优势互补,促进产业链和供应链的跨地区协同发展,从而降低各地区保护本地市场的需求,降低市场分割。

需要指出的是,本文还存在若干方面的局限性,有待未来研究作进一步拓展。首先,受数据所限,本文的分析没有对市场分割程度在不同行业之间的异质性进行分析,这种分析有助于进一步厘清市场分割的形成机制,且能够得出更为具体的政策建议;其次,本文的机制分析部分考察的更多为相关关系而非因果关系,在未来研究中,可以借助经济中的外生冲击进行因果识别,或者利用空间均衡模型进行结构式分析。

参考文献

- [1] Aker, J. C., M. W. Klein, S. A. O'Connell., and M. Yang, "Borders, Ethnicity and Trade", *Journal of Development Economics*, 2014, 107, 1-16.
- [2] Anderson, J. E., and E. van Wincoop, "Gravity with Gravitas: A Solution to the Border Puzzle", *American Economic Review*, 2003, 93 (1), 170-192.
- [3] 白重恩、杜颖娟、陶志刚、全月婷,“地方保护主义及产业地区集中度的决定因素和变动趋势”,《经济研究》,2004年第4期,第29—40页。
- [4] Baldwin, R., and D. Taglioni, "Gravity for Dummies and Dummies for Gravity Equations", NBER Working Paper, 2006.
- [5] 陈斌开、林毅夫,“发展战略、城市化与中国城乡收入差距”,《中国社会科学》,2013年第4期,第81—102页。
- [6] 陈敏、桂琦寒、陆铭、陈钊,“中国经济增长如何持续发挥规模效应?——经济开放与国内商品市场分割的实证研究”,《经济学》(季刊),2008年第1期,第125—150页。
- [7] Combes, P. P., M. Lafourcade, and T. Mayer, "Can Business and Social Networks Explain the Border Effect Puzzle?", 2003, Available at SSRN 385908.
- [8] Daumal, M., and S. Zignago, "Border Effects of Brazilian States", CEPII Working Paper, 2008, No 2008-11.
- [9] De Benedictis, L., and L. Tajoli, "The World Trade Network", *World Economy*, 2011, 34 (8), 1417-1454.
- [10] 丁从明、吉振霖、雷雨、梁甄桥,“方言多样性与市场一体化:基于城市圈的视角”,《经济研究》,2018年第11期,第148—164页。
- [11] Fang, D., Y. Guo, and H. Zhang, "Diversification, Vertical Integration and Economic Resilience: Evidence from Intercity Truck Flows during COVID-19 in China", *Journal of Economic Geography*, 2023, 23 (6), 1345-1370.
- [12] 付强,“市场分割促进区域经济增长的实现机制与经验辨析”,《经济研究》,2017年第3期,第47—60页。
- [13] 高翔、龙小宁,“省级行政区划造成的文化分割会影响区域经济吗?”,《经济学》(季刊),2016年第2期,第647—674页。
- [14] Gil-Pareja, S., R. Llorca-Vivero, J. A. Martínez-Serrano, and J. Oliver-Alonso, "The Border Effect in Spain", *World Economy*, 2005, 28 (11), 1617-1631.
- [15] 桂琦寒、陈敏、陆铭、陈钊,“中国国内商品市场趋于分割还是整合:基于相对价格法的分析”,《世界经济》,

- 2006年第2期,第20—30页。
- [16] 黄群慧、倪红福,“中国经济国内国际双循环的测度分析——兼论新发展格局的本质特征”,《管理世界》,2021年第12期,第40—58页。
- [17] Ishise, H., and M. Matsuo, “Trade in Polarized America: The Border Effect Between Red States and Blue States”, *Economic Inquiry*, 2015, 53 (3), 1647-1670.
- [18] Ju, J., J. Y. Lin, and Y. Wang, “Endowment Structures, Industrial Dynamics, and Economic Growth”, *Journal of Monetary Economics*, 2015, 76, 244-263.
- [19] Krugman, P., *Geography and Trade*. Cambridge: MIT Press, 1992.
- [20] 林毅夫,“发展战略、自生能力和经济收敛”,《经济学》(季刊),2002年第1期,第269—300页。
- [21] 林毅夫、刘培林,“地方保护和市场分割:从发展战略的角度考察”,北京大学中国经济研究中心讨论稿系列,2004年, No. C2004015.
- [22] 刘培林,“地方保护和市场分割的损失”,《中国工业经济》,2005年第4期,第69—76页。
- [23] 陆铭、陈钊,“分割市场的经济增长——为什么经济开放可能加剧地方保护?”,《经济研究》,2009年第3期,第42—52页。
- [24] 毛其淋、盛斌,“对外经济开放、区域市场整合与全要素生产率”,《经济学》(季刊),2012年第11期,第181—210页。
- [25] McCallum, J., “National Borders Matter: Canada-US Regional Trade Patterns”, *American Economic Review*, 1995, 85 (3), 615-623.
- [26] 彭聪、申宇、张宗益,“高管校友圈降低了市场分割程度吗?——基于异地并购的视角”,《管理世界》,2020年第5期,第134—144页。
- [27] 皮建才,“中国地方政府间竞争下的区域市场整合”,《经济研究》,2008年第3期,第115—124页。
- [28] Richmond, R. J., “Trade Network Centrality and Currency Risk Premia”, *Journal of Finance*, 2019, 74 (3), 1315-1361.
- [29] Schulze, M. S., and N. Wolf, “On the Origins of Border Effects: Insights from the Habsburg Empire”, *Journal of Economic Geography*, 2009, 9 (1), 117-136.
- [30] Turrini, A., and T. van Ypersele, “Traders, Courts, and the Border Effect Puzzle”, *Regional Science and Urban Economics*, 2010, 40 (2-3), 81-91.
- [31] 王小鲁、樊纲、胡李鹏,《中国分省份市场化指数报告(2018)》。北京:社会科学文献出版社,2019年。
- [32] 魏楚、郑新业,“能源效率提升的新视角——基于市场分割的检验”,《中国社会科学》,2017年第10期,第90—111页。
- [33] 吴群锋、杨汝岱,“网络与贸易:一个扩展引力模型研究框架”,《经济研究》,2019年第2期,第84—101页。
- [34] 吴群锋、刘冲、祁涵,“交通基础设施建设、市场可达性与企业出口产品质量”,《经济科学》,2021年第2期,第33—46页。
- [35] 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”,《经济学》(季刊),2009年第4期,第1455—1474页。
- [36] Young, A., “The Razor’s Edge: Distortions and Incremental Reform in the People’s Republic of China”, *Quarterly Journal of Economics*, 2000, 115 (4), 1091-1135.
- [37] 赵永亮、刘德学,“市场歧视、区际边界效应与经济增长”,《中国工业经济》,2008年第121期,第27—37页。
- [38] 赵永亮、徐勇,“国内贸易与区际边界效应:保护与偏好”,《管理世界》,2007年第9期,第37—47页。
- [39] Zheng, Y., M. Lu, and J. Li, “Internal Circulation in China: Analyzing Market Segmentation and Integration Using Big Data for Truck Traffic Flow”, *Economic Modelling*, 2022, 105975.

Inter-province Border Effects, Regional Market Segmentation, and Local Protection —Evidence from Freight Flows in China

ZHANG Haochen GUO Yan WU Qunfeng*
(Peking University)

Abstract: Using a trade gravity model based on an intercity freight flow dataset during 2018-2020, we attempt to estimate the inter provincial border effects and examine potential mechanisms of domestic regional market segmentations in China. We find a significant inter-province border effect in intercity trade conditional on the basic variables of a gravity model, and the magnitude of this effect is rising in the sample period. Mechanism analysis reveals that the border effect correlates with government development strategy, the level of economic development, and the centrality in the countrywide interregional trade network.

Keywords: border effect; market segmentation; domestic trade

JEL Classification: F15, R12, R41

* Corresponding Author: WU Qunfeng, School of Economics Room 509, Peking University, No.5 Yiheyuan Road, Haidian District, Beijing 100871, China; Tel: 86-10-62750721; E-mail: qfwu@pku.edu.cn.