

资本流动的省际边界效应测度

——来自约2亿家企业工商登记注册信息的证据*

蒋伟杰 单亦轲

内容提要:畅通资本跨地区流动是构建全国统一大市场的内在要求,但国内资本要素市场分割局面尚未得到根本转变。本文基于2000—2022年工商登记注册信息数据库,构建企业跨城市投资关系网络,结合因果识别框架对资本要素市场省际边界效应进行估计。研究发现,第一,省际边界对跨地区投资具有显著的抑制作用,省内各城市间的投资为省际各城市间投资的2.237~2.257倍,该结论在一系列稳健性检验后依然成立。第二,随着时间的推移,资本要素市场分割日益严重。第三,当前我国商品市场分割程度最高,其次是资本要素市场与劳动力要素市场,知识溢出的市场分割程度最低。第四,东部地区表现出更强的资本吸纳能力和更弱的资本流出限制;工业品行业的省际边界效应最小,而农林牧渔、电力热力水燃气、服务行业的省际边界效应较大。第五,长三角一体化战略以及东北振兴战略能够有效缓解区域内省际边界效应。本文拓展了资本跨地区流动领域的相关研究,为构建全国统一资本要素市场提供了理论支持和经验证据。

关键词:边界效应 跨地区投资 工商登记注册信息 资本要素市场一体化

作者简介:蒋伟杰,宁波大学商学院副教授,315211;

单亦轲(通讯作者),西安交通大学金禾经济研究中心博士研究生,710049。

中图分类号:F832.48 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2025)03-0144-16

一、引言

2022年3月,中共中央、国务院颁布的《关于加快建设全国统一大市场的意见》指出,要“打破地方保护和市场分割,打通制约经济循环的关键堵点,促进商品要素资源在更大范围内畅通流动,加快建设高效规范、公平竞争、充分开放的全国统一大市场”,同时将“打造统一的要素和资源市

* 基金项目:国家自然科学基金青年项目“要素市场扭曲与出口绩效:典型事实、理论机制及宏观后果”(72103108);浙江省哲学社会科学规划课题“‘亲清’政商关系与跨区域投资:理论机制及政策启示”(24NDQN028YB)。感谢匿名审稿专家的宝贵意见,文责自负。单亦轲电子邮箱:syk7731456@163.com。

场”作为加快建设全国统一大市场的主要抓手。资本要素作为驱动中国经济发展的重要动力源,资本的跨区流动是要素市场化的重要表征。资本要素跨区域自由流动具有优化资源配置、促进经济增长、缩小收入分配差距、激发创新活力以及分散投资风险等作用。因此,推进资本要素市场一体化,不仅是实现经济高质量发展的内在要求和必然趋势,而且是全面建设社会主义现代化国家的必由之路。

科学估计国内资本流动的行政边界效应,是推进要素市场一体化的基础工作,但要面临以下两大挑战:首先,缺乏微观数据,用于构建地区间投资关系网络;其次,缺乏合理的识别策略,对省际边界与跨地区投资的因果效应进行科学估计。针对第一个问题,现有文献主要从中国省级储蓄与投资之间的相关性(Boyreau-Debray和Wei, 2004)、固定资产相对价格差异(Fan和Wei, 2006)、上市公司异地并购与异地设立子公司行为(范子英、周小昶, 2022; Dong等, 2023)出发识别资本要素的市场分割程度。在微观投资数据不可得的条件下,使用上述方式能够在一定程度上反映省际资本市场的分割程度,但也会带来以下几个方面的问题。第一,储蓄与投资数据之间的简单相关性可以作为金融市场初级一体化的衡量指标,但是对高度一体化水平的反映相对不足。由于单一年份相关性指标的经济学意义不强,因此难以对结果做出合理解释。第二,现有文献大多使用上市公司异地子公司数量衡量跨地区投资规模(范子英、周小昶, 2022; Dong等, 2023),也有研究根据上市公司持股比例与注册资本计算投资金额(Dong等, 2023)。在投资网络数据不可得的情况下,采用微观企业的异地投资信息作为投资网络的衡量指标具有一定的创新性和合理性,但上市公司作为头部企业存在数量少、地理分布相对集中等缺陷(Chen等, 2022),难以全面衡量全国层面的跨地区资本流动。

针对第二个问题,以经典引力模型估计省际边界效应存在内生性带来的估计偏误问题。与西方国家方块形的行政区划不同,中国的省界大多依据山川走势、地形特征进行划分,具有明显的“犬牙交错”特征(周振鹤、李晓杰, 2017)。外生省界的假设在中国情境下很难得到满足,名山大川在成为省界的同时,也会对跨地区投资形成抑制,要对两者进行区分需要找到合适的工具变量。与此同时,控制投资来源地与流入地的经济特征可能造成“坏控制变量”问题(Angrist和Pischke, 2009),因为投资流动的限制会带来经济特征的变化。由于微观数据的可得性问题,采用省级加总数据会混杂省际边界与市际行政边界(Coughlin和Novy, 2021),且省际地理距离的度量存在随意性(Head和Mayer, 2002)。以上问题夹杂在一起会对省际边界效应的估计造成干扰,从而使得科学估计省际边界效应变得困难重重。

基于上述背景,本文利用2000—2022年工商登记注册信息数据库中约2亿家企业的股权信息及其历史变化,构建企业跨地区投资关系网络,进而加总得到各地级市之间的投资流动情况。进一步采用因果推断框架,对我国投资领域的省际边界效应进行估计,以反映资本要素市场一体化程度及其变化趋势。同时,为了对不同领域的省际边界效应进行对比,本文利用资本市场省际边界效应的估计结果分别与贸易领域、知识流动领域以及劳动力流动领域的相关结果进行横向比较,研究不同领域省际边界效应的相对大小差异,为后续全国统一大市场建设提供理论支持和经验证据。最后,本文将跨地区投资数据进一步分解至东部、中西部地区以及七大行业,并进一步将研究视角着眼于长三角与东北地区,探究资本流动的异质性省际边界效应。

本文试图从以下几个方面对现有文献进行补充和扩展。第一,采用工商登记注册信息数据库中的企业跨城市投资数据以尽可能全面、精确地识别投资流动。该数据涵盖了在中国大陆成立的约2亿家企业的工商登记注册信息,研究维度的细化和研究样本的扩充将提供更可信的经验证据。

同时,细化至地级行政区的数据也能有效避免因掺杂市级行政边界效应而带来的干扰,从而使得本文的估计结果能够更加干净地反映省际边界效应。第二,使用因果推断框架,而非在原始的引力模型中直接加入省际边界虚拟变量,估计省际边界对跨地区投资流动的阻碍作用。通过考虑山川地理因素,摒弃城市经济特征等内生经济变量,能够得到更完善的估计结果。第三,系统比较国内资本市场与其他市场边界效应的相对大小,发现市场一体化进程中的堵点和瓶颈,为进一步推进全国统一大市场建设提供理论依据。现有文献普遍认为中国资本要素市场一体化程度不高,资本要素市场分割程度在所有市场中的相对位置尚存在争议(刘志彪、孔令池,2021)。本文通过比较我国资本要素市场与商品市场、知识流动领域以及劳动力市场边界效应的相对大小,有助于正确认识国内资本一体化程度的现状,进而为缓解我国产品与要素市场分割提供理论依据。第四,本文将跨地区投资细分至不同区域、不同行业维度,研究资本要素市场的异质性边界效应,并进一步讨论了长三角一体化与东北振兴战略在推进资本要素市场一体化进程中所取得的成效,为促进区域协调发展提供理论支撑。

二、文献综述

传统研究认为资本流入地的市场规模、产业集聚、劳动力成本等市场因素,以及投资优惠政策、监管力度等政策因素影响了投资的区位选择,但上述理论很难解释中国企业在“走出本省”之前先“跨出国门”的现象,即大量的中国企业宁愿投资遥远的海外市场,也不愿投资国内其他省份(Boisot和Meyer, 2008)。事实上,中国各地区间的市场分割导致资本要素价格均等化难以实现,从而使国际资源配置过程缺乏国内资源配置最优化的支持。国内国际双循环难以畅通,致使企业将更多注意力转向对外投资,导致国内资本市场分割程度进一步加深。本文将从地方政府与企业两个角度对资本市场分割的相关文献进行梳理。

从地方政府的角度来说,地方政府拥有引导资本流动的动机和能力。地方政府拥有对地方经济和资源配置的自由裁量权,且长期以来在“财政分权”和“晋升锦标赛”的双重约束下面临巨大的经济发展压力和地方财政压力,存在强烈的经济发展动机与财政激励动机(范子英、周小昶,2022)。投资对地方经济发展、税收与就业稳定具有重大意义,投资竞争是地方政府“晋升锦标赛”的重要组成部分(钱先航、曹廷求,2017)。为此,地方政府采取种种措施限制本地资本流出。例如,一方面,地方政府对国有企业投资流向具有较大的影响能力,能够直接限制国有企业的异地投资,要求优势国有企业只能在当地投资,干预和限制其以跨地区、跨行业的企业兼并形式向外地发展扩张等(刘志彪、孔令池,2021)。另一方面,地方政府对外来投资的态度并不明确。从积极的方面来说,外来投资流入对当地经济发展具有重要意义,因此地方政府会通过税收优惠等政策增强该地区的相对吸引力,鼓励外来投资流入(刘啟仁等,2019)。从消极的方面来说,外来投资流入意味着更加激烈的市场竞争,地方政府可能从保护本地企业市场份额与利润空间的角度出发,限制外来投资流入。例如,对外地企业在本地投资或设立分支机构实行歧视性待遇,或是设置较高的市场准入门槛(宋渊洋、黄礼伟,2014)。此外,有研究表明地方官员调任与投资流向存在显著关联。地方官员通过建立政企联系,从而有能力影响企业投资流向(钱先航、曹廷求,2017; Shi等, 2021)。

从企业的角度来说,企业天然拥有降低交易成本和投资不确定性的动机,极大地限制了跨区域投资行为。首先,跨区域带来的文化差异、信任风险对企业投资起到阻碍作用(陈思翀、王贤明, 2023),信任机制与声誉机制导致企业在异地存在高昂的信息成本、谈判成本以及监督成本。已有

研究表明,相比不熟悉的地区,企业倾向于向社会网络更密集、更为熟悉的地区进行投资(曹春方等,2018)。其次,异地企业普遍面临融资约束问题,严重影响了企业在异地市场的存续时间。一方面,外地企业缺乏当地的信用记录、担保物和关系网络,难以获得当地金融机构的信任和支持;另一方面,由于地方保护主义等原因,本地金融机构也拒绝或限制为外地企业提供开户、结算以及信贷等金融服务(陈勇兵等,2017)。最后,不同地区司法程序的差异与“司法地方保护主义”的存在,使得企业对异地投资望而却步(宋小宁等,2023)。地方司法机关迫于地方行政机关的“肥水不流外人田”“地方财政供养地方法院”等压力,很难做到秉公执法。因此,外地企业在法律纠纷中通常处于劣势地位,被起诉的风险大幅增加(刘作翔,2003)。

综上,无论是从地方政府的角度,还是从企业的角度,行政边界的存在对跨地区投资都具有显著的抑制作用。鉴于此,本文将利用高度细化的企业股权数据构建地区间的投资关系网络,结合全新的识别策略对资本市场的省际边界效应进行估计,并对不同市场的边界效应大小进行横向比较。

三、识别策略与数据来源

(一)边界效应的估计

为科学估计省际行政区划之间投资流动的边界效应,本文使用因果推断方法构建反事实城市对,以探索省际行政边界对跨地级市投资的影响。理论上来说,识别省际行政边界对跨地区投资流动的因果作用,需要能够同时观测到一对城市间有省界和无省界两种状态下城市对之间投资往来的差异。但现实中研究人员只能观测到两种状态中的一种,即两个城市间或者存在省界或者不存在省界,无法同时观测到两种不同的状态。为此,参考现有文献的做法,通过匹配的方式构建跨省界城市对的相似控制组城市对(该城市对位于同一省份内),以此衡量在其他条件保持不变的前提下,地级市之间不存在省际行政边界时的投资是存在省际行政边界时投资的倍数。具体来说,首先定义 B_{ij} 为城市对 (i, j) 之间是否存在省际行政边界的虚拟变量。如果城市 i 与城市 j 属于相同省份,则 $B_{ij} = 0$, 两个城市之间的投资 M_{ijt} 没有受到省际行政边界干预, (i, j) 属于控制组;反之,如果城市 i 与城市 j 属于不同省份,则 $B_{ij} = 1$, (i, j) 属于处理组。根据是否受到省际行政边界干预,城市 i 与城市 j 之间的投资可以分为两种情况:

$$M_{ijt} = \begin{cases} M_{ijt}(1), & B_{ij} = 1 \\ M_{ijt}(0), & B_{ij} = 0 \end{cases} \quad (1)$$

其中, $M_{ijt}(1)$ 与 $M_{ijt}(0)$ 分别表示存在省际行政边界与不存在省际行政边界时,城市 i 对城市 j 的投资。假设在可观测城市间行政边界效应潜在结果的情况下,省际边界效应可以通过式(2)计算得到:

$$\beta = \ln M_{ijt}(0) - \ln M_{ijt}(1) \quad (2)$$

进一步地,省际边界效应可以拓展为所有这样的城市对计算出来的平均效应。如式(3)所示, β 通常为正值,该数值越大,表示省际边界效应越大。

$$\beta = E[\ln M_{ijt}(0) - \ln M_{ijt}(1)] \quad (3)$$

由于现实中城市对 (i, j) 之间行政边界效应的潜在结果是不可观测的,参照 Imbens 和 Rubin

(2015)的因果推断估计方法,本文根据城市对之间的地理条件进行匹配,寻找与城市对 (i,j) 相似的城市对 (i,k) ,将 $M_{ik}(B_{ik} \neq B_{ij})$ 作为 $M_{ij}(B_{ij})$ 的潜在结果。中国行政边界历来具有“犬牙交错”以及“随山川形变”的特征,地理因素对中国行政边界的划分具有重要影响(周振鹤、李晓杰,2017)。本文将这组协变量与行政边界进行 Logistic 回归,计算倾向匹配得分,将得分相近、相似度较高的城市对进行匹配,使得行政边界的分配不依赖于潜在结果。^①

(二) 计量模型构建

在上述设定下,可以通过如下计量模型估计省际边界效应:

$$\ln M_{ijt} = \alpha + \beta' B_{ij} + \gamma \ln N_{ij} + \delta \ln Z_{ij} + v_t + \varepsilon_{ijt} \quad (4)$$

其中,下标 i 和 j 分别表示城市 i 和城市 j , t 表示年份。 $\ln M_{ijt}$ 为城市 i 对城市 j 的对数投资份额, $\ln N_{ij}$ 为城市 i 和城市 j 行政边界数量之和的对数值, $\ln Z_{ij}$ 表示城市 i 和城市 j 一系列影响跨地区投资的地理控制变量。 v_t 表示年份固定效应, ε_{ijt} 为随机干扰项。本文关注的是行政边界 B_{ij} 的估计系数 β' ,即边界效应 β 的相反数,在经济意义上可以理解为在保持其他条件不变的情况下,省内投资份额是省际投资份额的 $e^{-\beta}$ 倍。

1. 被解释变量:跨地区投资份额

为避免采用投资额存在规模效应问题,本文将标准化后的投资份额作为被解释变量($\ln M_{ijt}$),具体计算方式为:

$$M_{ijt} = \frac{T_{ijt}/S_{jt}}{Y_{it}/T_t} \quad (5)$$

其中, T_{ijt} 表示 t 年城市 i 向城市 j 的投资额, $S_{jt} = \sum_{i=1}^I T_{ijt}$ 表示 t 年城市 j 接收的来自其他城市的投资总额; $Y_{it} = \sum_{j=1}^J T_{ijt}$ 表示 t 年城市 i 对其他城市的投资总额, $T_t = \sum_{i=1}^I Y_{it} = \sum_{j=1}^J S_{jt}$ 表示 t 年全国跨地区投资总额。 M_{ijt} 衡量的是城市 j 对城市 i 的相对重要性。相较于绝对投资量,这种标准化的投资份额能够避免投资流出地和流入地经济规模差异给估计结果带来的影响。

2. 控制变量:地理信息与边界数量

参考 Santamaría 等(2021)的做法,本文选择以下变量作为控制变量。距离($\ln dis$):两地之间最短球面距离的对数值,单位为公里。偏远度($\ln remote$):来源地与目的地之间偏远度均值的对数值,其中某地区的偏远度使用该地区到样本中其他所有地区的距离之和进行计算。海拔差($\ln alti$):来源地与目的地平均海拔之差的绝对值的对数值。两地间海拔差越大,其间有山脉存在的可能性越大。崎岖度差($\ln rdl$):来源地与目的地地形崎岖度指数之差的绝对值的对数值。该指数表示 DEM(数字高程模型)相邻单元之间的高程差。边界数量($\ln N$):来源地与目的地边界数量之和的对数值,其中某地区的边界数量使用该城市的相邻城市数量进行衡量。

一方面,城市间山脉走向、地形地貌等自然地理因素与运输成本息息相关,而运输成本是影响跨地区投资的重要因素。另一方面,边界数量会造成选择性偏差。通常来说,拥有更多边界的地区更容易接触其他地区的市场,对外投资便利性更高,这些地区在省际投资上相对于省内投资更

^① 即满足非混淆条件。本文的估计同样满足正值条件与稳定性条件,即任意城市对 (i,j) 跨越省际行政边界的概率介于0和1之间,处理组中所有城市对受到的干预水平是相同的,不同城市对的潜在结果之间不存在相互影响或影响很小,可以忽略不计。

有优势,因此需要将边界数量纳入控制变量中。

(三)样本选择与数据来源

本文的研究主题与企业的空间分布特征高度相关,因而使用上市公司数据作为研究对象可能会带来较大的选择性偏误。为此,本文选取2000—2022年工商登记注册信息数据库,构建跨城市投资相关指标。该数据库涵盖了在中国大陆成立的约2亿家企业的工商登记注册信息,主要指标包括企业成立时间、所处地理位置、所有制类型、法人代表、股东以及相应的出资额和出资比例、实缴资本、行业代码等。除此之外,还包含上述信息的历史变化记录,利用上述信息计算城市之间的投资情况,在近期的研究中得到了广泛的使用(Shi等,2021;Liu等,2022)。

本文利用企业的地理位置信息识别本地企业与异地企业,然后利用实缴资本以及出资比例计算每家企业中不同来源地股东的投资额,并将这些投资额依据城市对-行业-年份进行加总,得到用于计量分析的非平衡面板数据。在具体计算中,被投资企业的地址信息是确定的,而数据库并未报告具体的投资人地理位置信息,对于以法人为出资人的投资,本文采用法人名称作为匹配变量与地址信息进行匹配,可以得到各法人的有效地址信息。难点在于自然人作为出资人的投资,需要对自然人的地理位置进行识别,本文优先采用手机号码作为地理信息识别的补充信息,对于未能有效识别的样本,进一步使用“同名消歧”的无监督机器学习算法进行处理,最终得到自然人作为出资人的地理位置信息。在此基础上,将外部投资额加总到“流出地-流入地-行业-年份”层面,参考才国伟等(2023)的做法,剔除本地对本地投资的样本,^①形成覆盖282个城市的1023672对城市。其中,174675对城市缺失投资数据,约占样本总量的17.1%,而绝大多数城市之间存在投资流动。

在核心解释变量行政边界的衡量方面,本文采用国家基础地理信息中心2018年中国街道行政区划进行识别。各城市的地理信息来源于中国科学院资源环境科学数据中心,各城市之间的地理距离和偏远度数据根据各城市经纬度信息计算得到。

(四)样本匹配

本文将城市对之间距离、偏远度、海拔差、崎岖度差等地理因素作为影响行政边界的协变量,与行政边界虚拟变量进行Logistic回归。结果表明,随着两地距离和海拔差的增大,两地位于不同省份(拥有行政边界)的概率会上升;而随着两地偏远度与崎岖度差的增大,两地位于不同省份(拥有行政边界)的概率则会下降。因此,这些地理变量确实对行政边界的分配产生了重要影响。

本文根据上述回归结果估算出行政边界的倾向得分值,并据此对处理组和控制组样本采用近邻1:1、卡尺范围0.01的无放回匹配方法对样本城市对进行匹配。在稳健性检验中,尝试放宽匹配标准,采用近邻1:1、卡尺范围0.05的无放回匹配方法进行再次匹配。同时,进一步在匹配中参考Santamaría等(2021)的做法,根据倾向得分对样本进行修剪以去除极端值,之后依据倾向得分对修剪过的样本进行分区块处理,在同一区块内城市对之间的相似度更高,更加符合因果识别的假设条件。

平衡性检验结果表明,匹配前处理组与控制组各协变量均存在显著的均值差异,匹配后处理组与控制组之间各协变量标准化差异的绝对值大幅下降,样本满足条件独立分布假设。^②

(五)特征事实

通过对数据进行初步分析,本文直观发现以下特征事实:城市间资本流动日趋活跃;省内城市

① 如果包含城市内部投资数据,可能会导致边界效应被高估,因此本文剔除本地对本地投资的样本。在异质性分析中,由于涉及4个直辖市(北京、天津、上海、重庆)的边界效应测度,因此补充完整4个直辖市内部区县层面的投资数据,以避免4个直辖市样本中控制组数据缺失的问题。

② 受篇幅所限,平衡性检验结果未列示,见线上附录。

间投资份额始终高于跨省城市间,投资领域的省际边界效应确实存在;资本流动的省际边界效应随时间的推移呈现逐步扩大的趋势。^①

四、实证结果分析

(一)基准回归结果

表1列示了基准回归结果。第(1)列展示了样本未进行匹配且控制变量中不添加边界数量的情况下,全国平均边界效应的估计结果。边界效应(B_{ij})的估计系数为-0.618,且在1%的统计水平下显著,表明中国省际边界显著阻碍了跨省投资流动。平均来看,中国各城市省内投资约为省际投资的1.855倍^②。第(2)列展示了考虑边界数量后的回归结果,中国省际边界效应仍然存在,且相较于未控制边界数量时有所下降,各城市省内投资约为省际投资的1.853倍。第(3)列和第(4)列分别展示了将城市对进行倾向得分匹配(PSM)后的回归结果,边界效应(B_{ij})的估计系数分别为-0.814和-0.805。在采用识别策略挑选尽可能接近的控制组城市对后,省内各城市间的投资为省际各城市间投资的2.237~2.257倍。与全样本回归结果相比,根据地理信息将城市对进行匹配后,边界效应对投资造成的阻碍作用显著增大。

表1 基准回归结果:全国平均边界效应

变量	全样本回归		PSM后回归	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	$\ln M_{ij}$	$\ln M_{ij}$	$\ln M_{ij}$	$\ln M_{ij}$
B_{ij}	-0.618*** (0.03)	-0.617*** (0.03)	-0.814*** (0.08)	-0.805*** (0.08)
$\ln N$		-0.063 (0.04)		-0.322 (0.29)
$\ln dis$	-0.202*** (0.01)	-0.201*** (0.01)	-0.581*** (0.07)	-0.594*** (0.07)
$\ln remote$	0.401*** (0.07)	0.368*** (0.07)	1.676*** (0.30)	1.554*** (0.31)
$\ln alti$	0.330*** (0.03)	0.328*** (0.03)	3.449*** (0.42)	3.426*** (0.41)
$\ln rdls$	0.073*** (0.02)	0.070*** (0.02)	2.175*** (0.33)	2.155*** (0.33)
常数项	-2.103*** (0.80)	-1.543* (0.89)	-14.246*** (3.75)	-11.906*** (4.00)
样本量	845614	845614	61758	61758
R^2	0.177	0.177	0.295	0.296
年份固定效应	YES	YES	YES	YES

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著,括号内为聚类到城市对层面的稳健标准误。下同。

为进一步明确省际边界效应的变化趋势,根据基准回归第(4)列的设定,在进行样本匹配、控制边界数量后采用2000—2022年数据进行逐年回归,并将边界效应的回归系数绘制于图上,估计

① 受篇幅所限,详细特征事实未列示,见线上附录。

② 计算公式为: $e^{0.618} \approx 1.855$ 倍。计算方法下同。

结果如图1所示。可以直观地看到,回归系数从2000年的-0.38下降至2022年的-0.90。可见,虽然少数年份省际边界效应有所减弱,但总体上中国资本要素市场一体化程度呈现显著的下降趋势。分不同的时间段来看,2006—2009年,边界效应估计系数呈现快速下降的趋势。可能是因为受全球金融危机的影响,经济不确定性增加使得投资者寻求更加稳健的本地投资以规避风险,加上地方政府采取保护主义措施,从而使得资本市场分割加剧。2009年之后,虽然边界效应估计系数震荡波动,但始终未能恢复到经济危机之前的水平。对于中国资本要素市场一体化程度呈现显著的下降趋势,一种可能的解释是随着国内投资回报率的快速下降,再加上各省份营商环境建设尚处于起步阶段,跨地区投资面临较多的障碍,导致企业选址时可能会更加偏向于投资机会较多且收益率更高的海外市场,而不愿意选择投向国内其他省份(宋渊洋、黄礼伟,2014),这也能从侧面解释近年来我国对外直接投资(OFDI)快速增长的原因。^①

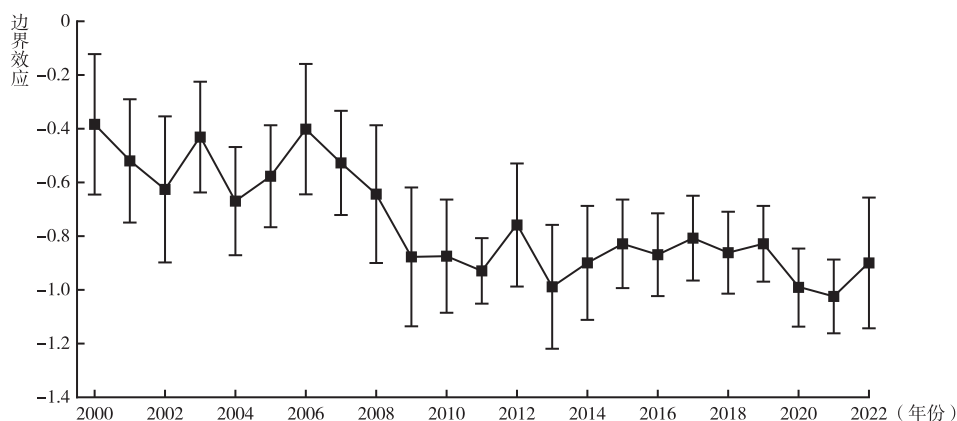


图1 2000—2022年省际边界效应的时间变化趋势

(二)稳健性检验^②

1. 考虑其他影响因素

将城市对方言距离、城市对历年户籍人口数差值的绝对值、政府一般预算支出差值的绝对值、公路密度差值的绝对值引入基准回归模型,以缓解遗漏变量带来的内生性问题。总体来看,促进各城市文化交流、拓展市场、提升公共物品提供能力以及加强交通互联互通均有助于区域投资的自由流动,但投资边界效应的降幅并不大,这说明省际边界效应可能来源于其他因素。更为具体地,本文分别使用省长晋升概率反映的省长能力差异、姓氏距离、社会信任差距和巡回法庭的覆盖率进行实证检验,发现官员晋升能力、文化联系、社会信任差距以及司法地方保护是省际行政边界效应的重要来源。

2. 调整样本范围、控制省份特征

本部分分别进行以下稳健性检验。第一,放宽匹配条件。采用近邻1:1、卡尺范围0.05的无放回匹配方法进行回归。第二,控制更为严格的固定效应。进一步控制被投资城市-年份联合固定效应和投资城市-年份联合固定效应进行回归。第三,采用相邻城市对样本回归。直接筛选全样本中相邻城市对进行边界效应估计。第四,改变边界数量衡量方式。进一步区分行政边界为省际行政

^① 本文使用资本回报率实证检验发现,投资回报率差距($Absroc_{ijt}$)与中国资本要素市场一体化程度下降之间的确存在关联。受篇幅所限,检验结果未列示,留存备案。

^② 受篇幅所限,稳健性检验结果未列示,见线上附录。

边界之和的对数值($\ln N_{crosspro}$)与省内行政边界之和的对数值($\ln N_{inpro}$)。第五,改变被解释变量为对数绝对投资额($\ln invest$)。在进行以上检验后发现,投资边界效应的估计系数仍显著为负。

3. Heckman 两步法检验

大量本年度跨城市投资金额为0的城市对被舍弃,原因是统计误差等可能导致企业的异地投资行为未被记录。跨省投资相对于省内投资更容易出现零投资的情况,因而会导致省际行政边界效应被低估。因此,本文使用 Heckman 两步法对样本选择问题进行修正,使用“两个城市是否都有西夏移民迁入”($tangut$)作为排他性变量。在纠正选择性偏误后,本文基准回归结论依然成立。

4. 数据质量检验

2014年之后,由于验资行为的缺失,这一阶段的数据质量受到企业编造实缴资本额度的影响可能相对较差。一方面,本文分别对2014年前后两阶段的样本城市对进行回归检验,核心解释变量投资边界效应始终显著为负,这在一定程度上排除了数据质量问题。另一方面,即使企业存在夸大实缴资本的动机,企业投资金额数据正交于省际行政边界,企业是否跨省界投资与实缴资本的多报或少报无关,因此本文估计得到的省际投资边界效应受该问题的影响较小。

5. 分区块回归

为了进一步缩小匹配后处理组与控制组之间的差异,参照 Santamaría 等(2021)的做法,通过构建具有相似倾向得分的区域,最小化处理组与控制组城市对之间的差异,然后参考 Becker 和 Ichino (2002)的做法,根据倾向得分大小将修剪样本平均分割,并对子样本区块分别估计。估计结果与基准回归结果较为接近,证明了本文估计方法具有较高的稳健性。

(三)与其他市场边界效应的对比

目前,关于中国各商品以及要素市场行政边界效应的测度积累了丰富的成果(才国伟等, 2023;行伟波、李善同, 2009;李自若等, 2022;刘修岩、王峤, 2022;易巍、龙小宁, 2023;吴小康、铁瑛, 2023;巫强等, 2016;赵永亮, 2009)。然而,由于以下几个方面的原因,这些文献的估计结果很难进行直接比较。第一,不同研究的样本时间范围与样本精度存在较大的差异。不少研究受到数据可得性等问题的限制,只能采用省级数据或微观层面的截面数据进行估计,导致难以直接对研究结果进行横向比较。第二,不同研究采用的估计模型和识别策略存在较大差异。多数研究通过构建引力模型估计边界效应,也有少数研究开始关注边界虚拟变量可能存在的内生性问题,继而采用因果识别策略进行估计。在针对不同市场的研究中,控制的因素也存在较大差异,导致边界效应无法进行直接比较。本文估计结果具有时间跨度长、样本覆盖地域广以及样本深入微观企业层面等特征,可以尽量做到与现有研究采用相同的样本时间范围、数据精度以及识别策略,能够将资本要素市场与其他市场的省际边界效应进行比较分析,加深对不同商品以及要素市场省际边界效应相对大小的认识,为推进全国统一大市场建设提供理论依据。

表2分别采用商品跨地区流动、知识跨地区流动以及劳动力跨地区流动时面临的省际边界效应与本文估计得到的资本要素跨地区流动的边界效应进行横向比较。第(1)列至第(3)列展示了现有文献的研究结果,包括来源文献、样本时期以及边界效应的估计结果;第(4)列展示了采用本文样本,并使用与先前文献相同的样本时期对现有研究进行复刻所得的结果。对比第(3)列和第(4)列的估计结果可以发现,企业跨省贸易面临的边界效应最大,而知识传播面临的边界效应最小,企业跨省投资面临的阻力与劳动力跨省流动面临的阻力介于二者之间,且数值大致相当,即商品市场分割程度最高,其次是资本要素市场与劳动力要素市场,知识溢出的市场分割程度最低。

表 2
 与其他市场边界效应测算结果对比

来源文献	样本时期	估计结果(倍)	本文同期结果
(1)	(2)	(3)	(4)
Panel A: 与商品流动对比			
才国伟等(2023)	2017年	3.47~5.07	2.90~4.78
行伟波、李善同(2009)	2004年	4.03	2.05
行伟波、李善同(2009)	2005年	4.71	2.26
李自若等(2022)	2007年	7.61	1.37
李自若等(2022)	2012年	7.68	1.35
Panel B: 与知识流动对比			
刘修岩、王峭(2022)	1998—2019年	1.02	2.25
易巍、龙小宁(2023)	2002—2015年	1.04	2.21
吴小康、铁瑛(2023)	2010—2019年	2.41	2.41
Panel C: 与劳动力流动对比			
巫强等(2016)	2002—2013年	3.53	3.86
赵永亮(2009)	1998年、2000年、 2002年、2006年	5.53	3.56

与“我国市场分割已逐步由商品市场转向要素市场”的普遍认知不同,本文的结论表明以省际边界效应反映的当前我国商品市场分割程度仍然高于要素市场,商品在区域市场间的流动阻力仍不容小觑。在要素市场中,知识流动领域的市场分割程度最低,表明随着通信技术的进步,信息的跨省传递越发便利,以专利引用、专利交易为代表的知识流动能够跨越地理距离与行政边界的阻碍,实现全国范围内更加快速、便捷、自由地流动。相比之下,劳动力流动与资本流动受到的技术限制和物理约束相对更大,需要推进市场设施高标准联通,强化市场基础制度规则统一,构建全国统一大市场。

(四)异质性分析

1. 区域异质性分析

中国的东部、中部、西部地区经济发展水平各异,资本要素空间配置存在较大差异。推进资本要素跨地区配置是实现区域协调发展的重要抓手。为检验中国东部、中部、西部地区在吸纳省外投资、对待省内投资流出方面存在的差异,本文区分投资流动方向,根据投资流入城市与流出城市所在地区划分为东部和中西部两个子样本,分别进行回归检验。估计结果如表3所示,在对待省际投资流入方面,东部地区各城市吸纳省内投资约为省际投资的1.511倍,该结果远小于中西部地区(2.939倍);在对待省内投资流出方面,国内各城市吸纳省内投资约为吸纳来自东部地区省际投资的1.868倍,同样远小于中西部地区(2.921倍)。该结果表明,相较于中西部地区,东部地区具有更强的资本流动性,即东部地区各省份表现出更强的资本吸纳能力和更弱的资本流出限制。

表 3
 区域异质性分析

变量	投资流入地		投资流出地	
	东部地区	中西部地区	东部地区	中西部地区
	(1)	(2)	(3)	(4)
	$\ln M_{ij}$	$\ln M_{ij}$	$\ln M_{ij}$	$\ln M_{ij}$
B_{ij}	-0.413*** (0.11)	-1.078*** (0.10)	-0.625*** (0.12)	-1.072*** (0.09)
常数项	-26.862*** (4.68)	-29.203*** (5.58)	-31.556*** (4.56)	-26.641*** (5.82)

续表 3

变量	投资流入地		投资流出地	
	东部地区	中西部地区	东部地区	中西部地区
	(1)	(2)	(3)	(4)
	$\ln M_{ij}$	$\ln M_{ij}$	$\ln M_{ij}$	$\ln M_{ij}$
样本量	30256	31502	28818	32940
R ²	0.298	0.332	0.334	0.352
控制变量	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES

本文的发现与国际资本流动的“卢卡斯之谜”存在相似之处,即富国向穷国投资的比例远未达到新古典理论预测的水平,更多的资本流向并不缺乏资本的富裕地区。一种可能的解释是,地区产业结构会对资本流动方向产生重要影响。Jin(2012)认为结构效应与趋同效应共同影响资本流向,前者导致资本流向资本密集型行业更加专业化的地区,后者引导资本流向有效资本-劳动力比率较低的地区。中国东部、中部、西部地区之间的要素禀赋差异较大,专业化分工格局明显。资本密集型产业在东部地区相对更为集聚,意味着其生产过程更加依赖于资本投入,如机器设备等。相比之下,中西部地区更倾向于劳动密集型产业,这意味着其生产过程更加依赖于劳动力投入,如制造业、采矿业等。这种区域性的要素配置差异和专业化分工趋势在一定程度上影响了资本流动的方向,结构效应起主导作用,市场选择引导资本流入东部地区的资本密集型行业。而中西部地区对资本流出设置了更严格的限制,导致国内资本流动主要表现为东部地区的“自循环”,即更多的资本由东部地区某一省份流出,流入东部地区另一个省份。畅通资本在三大区域间的大循环,将是进一步推进全国统一大市场建设的重点任务。

2. 行业异质性分析

不同行业的生产、销售环节存在较大差异,导致行业间省际边界效应可能也存在异质性。本文通过细化每一笔投资所涉及的行业,将样本城市对之间的投资流区分为七大行业,估计各行业的省际边界效应。估计结果如表4所示,总体而言,农林牧渔、电力热力水燃气、服务行业的省际边界效应相对较大,分别为2.268倍、2.452倍、2.232倍。农林牧渔行业通常涉及较多的土地使用权交易障碍,且受当地地理位置、气候、土壤等自然条件的限制,信息不对称问题导致外地投资者对此望而却步。电力热力水燃气行业较大的边界效应则与地方保护主义和投资准入限制有关。而服务行业较大的边界效应可能与个性化服务的兴起有关,本地投资者通常拥有更广泛的信息优势,能够帮助企业提供及时、有针对性的服务。相对而言,工业品行业存在的省际边界效应最小,仅为1.980倍。

表 4 行业异质性分析

变量	农林牧渔	工业品	不动产	电力热力水燃气	矿产品	无形资产	服务
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	$\ln M_{ij}$	$\ln M_{ij}$	$\ln M_{ij}$	$\ln M_{ij}$	$\ln M_{ij}$	$\ln M_{ij}$	$\ln M_{ij}$
B_{ij}	-0.819*** (0.11)	-0.683*** (0.09)	-0.734*** (0.10)	-0.897*** (0.15)	-0.697*** (0.14)	-0.768*** (0.10)	-0.803*** (0.08)
常数项	-11.672*** (4.10)	-10.035** (4.15)	-10.984** (4.38)	-19.390*** (4.85)	-12.759*** (4.60)	-12.370** (4.87)	-11.328*** (4.13)
样本量	28839	34595	36156	6092	14750	27896	53468
R ²	0.254	0.315	0.317	0.336	0.323	0.311	0.314
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES

五、进一步分析

(一)长三角一体化战略与资本要素市场一体化

长三角地区(上海、江苏、浙江、安徽)是中国经济最发达、最具有创新活力的地区之一。2010年国务院正式批准实施《长江三角洲地区区域规划》,通过加强长三角地区的政府协作、基础设施联通、产业协同发展与人才沟通交流,打破长三角地区的省际边界。因此,本文预测投资边界效应在长三角地区会有所减弱。为估计长三角地区各省份间的省际边界效应,首先,补充4个直辖市(北京、天津、上海、重庆)内部区县层面的投资流数据与地理信息数据,以避免4个直辖市样本中控制组数据缺失的问题。其次,筛选全样本中位于长三角地区的城市对子样本进行回归检验。^①估计结果如表5第(1)列所示,平均而言,长三角地区各城市的省内投资约为省际投资的1.495倍,该边界效应估计结果远小于全国平均水平,表明长三角地区各省份间的资本市场一体化程度高于全国平均水平。进一步地,本文将长三角地区各省份子样本进行两两匹配,分别估计各省份之间的投资边界效应。估计结果如表5第(2)列至第(7)列所示,除了上海与浙江之间的边界效应估计系数不显著外,其余各省份之间均存在显著的边界效应,并且各省份之间边界效应的绝对值均低于全国平均水平。具体来看,上海与安徽之间的投资边界效应最大,为2.349倍,其余省份各城市之间的省内投资为省际投资的1.401~1.551倍。上述结果表明,长三角地区的资本要素自由有序流动程度相对更高,省际边界带来的投资阻碍相对更小。

表5 长三角地区边界效应分析

变量	长三角地区	上海-江苏	上海-浙江	上海-安徽	江苏-浙江	江苏-安徽	浙江-安徽
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	$\ln M_{ij}$	$\ln M_{ij}$	$\ln M_{ij}$	$\ln M_{ij}$	$\ln M_{ij}$	$\ln M_{ij}$	$\ln M_{ij}$
B_{ij}	-0.402*** (0.03)	-0.439*** (0.10)	-0.050 (0.15)	-0.854*** (0.13)	-0.337*** (0.03)	-0.400*** (0.03)	-0.421*** (0.05)
常数项	1.353 (1.05)	-7.318*** (3.29)	16.825** (6.95)	-8.788** (3.32)	-0.761 (3.14)	10.702*** (2.68)	3.170 (2.39)
样本量	34856	4739	3485	5623	12255	16021	13327
R ²	0.308	0.451	0.433	0.207	0.417	0.267	0.278
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES

长三角地区自古以来历史文化背景相似、人员往来交流密切,这些特点同样有助于该区域内部的投资自由流动。一个自然的问题就是,长三角地区较弱的投资边界效应是否仅仅得益于历史因素逐步形成?政府的长三角一体化战略能否起到重要的助推作用?本文将上述两两匹配的样本进行逐年回归(上海与浙江之间的边界效应估计系数不显著,故予以剔除),并将边界效应的估计系数绘制于图上,可以观测到长三角一体化战略对长三角地区的资本要素自由有序流动做出了

① 如果仅在匹配样本中筛选位于长三角地区的城市对,则会由于观测值过少而影响参数估计结果,且后续分析主要涉及各省份间的两两检验,相邻省份间的地理条件较为相似,边界造成的选择偏差问题相对较小。因此,本文在长三角地区以及后续东北地区的相关实证分析中采用全样本进行检验,不再控制边界数量这一控制变量。

突出贡献,具体表现为打破了安徽与上海、江苏、浙江之间的投资壁垒。^①

(二)东北振兴战略与资本要素市场一体化

东北地区(辽宁、吉林、黑龙江)由于产业结构转型困难等原因,对外来投资者缺乏足够的吸引力(宋小宁等,2023)。本文通过区分投资流入地为东北三省的样本对上述问题进行深入分析。估计结果如表6所示,分省份回归发现,除了流入吉林的投资边界效应不显著外,辽宁各城市吸纳省内投资约为省际投资的3.384倍,而黑龙江各城市吸纳省内投资约为省际投资的6.514倍。与前文投资流入地为东部地区的结果对比可知,辽宁的投资边界效应约为东部地区平均水平的2.240倍,而黑龙江的投资边界效应约为东部地区平均水平的4.311倍;与前文投资流入地为中西部地区的结果对比可知,辽宁、黑龙江的投资边界效应甚至大于中西部地区。总体来看,在省际投资流入方面,东北地区存在显著的投资壁垒,辽宁、黑龙江各城市吸纳的省内投资远多于省际投资,这恰恰说明投资者缺乏向东北地区投资的意愿。

表6 投资流入东北地区边界效应分析

变量	流入辽宁	流入吉林	流入黑龙江
	(1)	(2)	(3)
	$\ln M_{ij}$	$\ln M_{ij}$	$\ln M_{ij}$
B_{ij}	-1.219*** (0.09)	-0.044 (0.05)	-1.874*** (0.14)
常数项	-4.616*** (1.59)	-1.453* (0.87)	-6.897*** (1.90)
样本量	58425	45491	33745
R ²	0.201	0.325	0.206
控制变量	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES

本文同样将上述城市对样本根据年份差异进行逐年回归(投资流入吉林的城市对边界效应估计系数不显著,故予以剔除),并将边界效应的估计系数绘制于图上。结果表明,东北振兴战略通过改善东北地区营商环境,有助于打破“投资不过山海关”的壁垒。^②

此外,本文尝试使用DID(双重差分法)检验长三角一体化战略与东北振兴战略能否有效推动区域资本市场一体化。^③以2010年国务院发布的《长江三角洲地区区域规划》作为外生政策冲击,选择被投资城市与投资城市都位于长三角地区的城市对作为实验组,选择一方位于长三角地区、另一方位于其他地区或长三角周边省份的城市对作为对照组进行检验。可以发现,长三角一体化战略有效提升了跨地区投资份额。

类似地,以2003年作为东北振兴战略提出的时间节点,采取同样的策略分别检验全样本情形下和一方位于东北周边省份(内蒙古、河北、北京、天津)情形下,东北振兴战略对东北地区资本市场一体化的影响。可以发现,仅在全样本情形下东北振兴战略有效提升了东北跨地区投资份额,而在一方位于东北周边省份情形下回归系数并不显著。

① 受篇幅所限,长三角地区边界效应的时间变化趋势未列示,见线上附录。

② 受篇幅所限,东北地区边界效应的时间变化趋势未列示,见线上附录。

③ 受篇幅所限,DID估计结果未列示,见线上附录。

六、结论与启示

资本要素市场分割是阻碍全国统一大市场建设的重要堵点。科学评估各地区资本流动的行政边界障碍是推进资本要素市场一体化的基础工作,遗憾的是这方面的经验研究相对匮乏。本文基于2000—2022年工商登记注册信息数据库,利用其中约2亿家企业的股权结构信息,构建跨城市投资关系网络。结合因果识别框架,基于地理信息匹配相似城市对,对省际边界造成的跨地区投资障碍进行因果识别,并将估计结果与商品市场以及其他要素市场的边界效应进行横向对比,进而从区域、产业层面深入分析长三角一体化战略以及东北振兴战略对省际边界效应的影响。研究表明,第一,省际边界对跨地区投资的抑制作用显著存在。平均来看,省内各城市间的投资为省际各城市间投资的2.237~2.257倍,该结论在进一步控制各城市相关经济变量、调整样本范围、控制省份特征以及分区块回归后依然成立。第二,从纵向比较的结果来看,随着时间的推移,我国资本市场分割日趋严重,破除资本自由流动的障碍势在必行。第三,从各商品及要素市场边界效应的横向比较来看,当前我国商品市场分割程度最高,其次是资本要素市场与劳动力要素市场,知识溢出的市场分割程度最低。第四,区域异质性分析结果表明,相较于中西部地区,东部地区表现出更强的资本吸纳能力和更弱的资本流出限制;行业异质性分析结果表明,工业品行业的省际边界效应最小,而农林牧渔、电力热力水燃气、服务行业的省际边界效应最大。第五,进一步分析发现,长三角地区的投资行政边界效应显著低于全国平均水平,长三角一体化战略的推动作用表现为促使安徽与上海、江苏、浙江的行政边界效应快速下降;东北地区存在显著的投资壁垒,东北振兴战略对消除东北地区的资本流动障碍起到了重要的作用。

由上述结论可以得到以下几点启示。首先,建立跨省投资便利化机制。政府可推动建立跨省投资便利化机制,简化跨省投资审批手续,降低投资门槛,包括统一投资政策、简化跨省投资审批程序、建立跨省投资服务平台等举措,以促进资本在不同省份之间的流动,并加强省际经济联系。

其次,加强跨地区基础设施建设。政府应加大对跨地区基础设施建设的投入,特别是物流、交通、通信等领域。通过提升跨地区的交通运输效率和通信网络覆盖率,降低跨省投资和贸易的成本,促进资本和商品的自由流动,从而减少行政边界对经济活动的限制。

再次,打破资本流动的东部“自循环”。东部地区应将中西部地区纳入其资本流动的循环中,带动投资在区域间的合理配置和自由流动。当前,中西部地区同时存在资本流入与流出的高门槛,因此需要进一步发挥中西部地区资本要素成本低和收益率高的优势,增强其承接资本密集型产业转移的能力,发挥全国“一盘棋”的带动作用。

最后,充分发挥区域一体化战略的协调作用。本文研究表明,长三角一体化战略与东北振兴战略在减轻投资行政边界效应方面发挥了良好的示范作用。因此,各级政府应加强协调合作,共同制定并实施区域发展规划,加强对跨地区产业合作和投资项目的指导与支持,促进全国范围内投资流动循环,实现全国经济增长的协同效应。

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》,《经济研究》2023年第3期。
2. 曹春方、刘秀梅、贾凡胜:《向家乡投资:信息、熟悉还是代理问题?》,《管理世界》2018年第5期。
3. 陈思翀、王贤明:《跨区域新建投资如何跨越文化差异壁垒?——基于企业和企业家比较的视角》,《财经研究》2023年

第6期。

- 4.陈勇兵、蒋灵多、邢露:《政治关联、融资约束与企业生存》,《产业经济评论》2017年第2期。
- 5.范子英、周小昶:《财政激励、市场一体化与企业跨地区投资——基于所得税分享改革的研究》,《中国工业经济》2022年第2期。
- 6.李自若、杨汝岱、黄桂田:《中国省际贸易流量与贸易壁垒研究》,《经济研究》2022年第7期。
- 7.刘啟仁、赵灿、黄建忠:《税收优惠、供给侧改革与企业投资》,《管理世界》2019年第1期。
- 8.刘修岩、王峤:《知识溢出的边界效应——来自专利引用数据的证据》,《经济研究》2022年第11期。
- 9.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》,《中国工业经济》2021年第8期。
- 10.刘作翔:《中国司法地方保护主义之批判——兼论“司法权国家化”的司法改革思路》,《法学研究》2003年第1期。
- 11.钱先航、曹廷求:《钱随官走:地方官员与地区间的资金流动》,《经济研究》2017年第2期。
- 12.宋小宁、曹慧娟、马光荣:《国家巡回法庭与资本跨区流动:央地司法关系视角》,《经济学(季刊)》2023年第5期。
- 13.宋渊洋、黄礼伟:《为什么中国企业难以国内跨地区经营?》,《管理世界》2014年第12期。
- 14.巫强、朱姝、安修伯:《中国劳动力流动存在省际边界壁垒吗?——基于居住证数据的实证研究》,《中国经济问题》2016年第6期。
- 15.吴小康、铁瑛:《知识产品交易、边界障碍与效率损失评估》,《世界经济》2023年第10期。
- 16.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。
- 17.易巍、龙小宁:《行政边界与专利知识传播》,《数量经济技术经济研究》2023年第10期。
- 18.赵永亮:《中国劳动力迁徙的边界效应:自然壁垒与制度障碍》,《当代经济科学》2009年第1期。
- 19.周振鹤、李晓杰:《中国行政区划通史(总论·先秦卷)》,复旦大学出版社2017年版。
20. Angrist, J. D., & Pischke, J. S., *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. Princeton: Princeton University Press, 2009.
21. Becker, S. O., & Ichino, A., Estimation of Average Treatment Effects Based on Propensity Scores. *The Stata Journal*, Vol.2, No.4, 2002, pp.358–377.
22. Boisot, M., & Meyer, M. W., Which Way through the Open Door? Reflections on the Internationalization of Chinese Firms. *Management and Organization Review*, Vol.4, No.3, 2008, pp.349–365.
23. Boyreau-Debray, G., & Wei, S. J., Can China Grow Faster? A Diagnosis of the Fragmentation of Its Domestic Capital Market. IMF Working Paper 04/76, 2004.
24. Chen, T., Tan, Y., Wang, J., & Zeng, C., The Unintended Consequence of Land Finance: Evidence from Corporate Tax Avoidance. *Management Science*, Vol.68, No.11, 2022, pp.8319–8342.
25. Coughlin, C. C., & Novy, D., Estimating Border Effects: The Impact of Spatial Aggregation. *International Economic Review*, Vol.62, No.4, 2021, pp.1453–1487.
26. Dong, X., Miao, B., & Chi, R., Capital Flows under Integration: Evidence from China's Metropolitan Area Development Planning. *China Economic Review*, Vol.82, 2023, 102066.
27. Fan, C. S., & Wei, X., The Law of One Price: Evidence from the Transitional Economy of China. *Review of Economics and Statistics*, Vol.88, No.4, 2006, pp.682–697.
28. Head, K., & Mayer, T., Illusory Border Effects: Distance Mismeasurement Inflates Estimates of Home Bias in Trade. Paris: CEPII, 2002.
29. Imbens, G. W., & Rubin, D. B., *Causal Inference in Statistics, Social, and Biomedical Sciences*. Cambridge: Cambridge University Press, 2015.
30. Jin, K., Industrial Structure and Capital Flows. *American Economic Review*, Vol.102, No.5, 2012, pp.2111–2146.
31. Liu, E., Lu, Y., Peng, W., & Wang, S., Judicial Independence, Local Protectionism, and Economic Integration: Evidence from China. NBER Working Paper, 2022.
32. Santamaría, M. A., Ventura, J., & Yeşilbayraktar, U., Borders within Europe. NBER Working Paper, 2021.
33. Shi, X., Xi, T., Zhang, X., & Zhang, Y., “Moving Umbrella”: Bureaucratic Transfers and the Comovement of Interregional Investments in China. *Journal of Development Economics*, Vol.153, 2021, 102717.

Border Effects on Capital Flows: Evidence from Business Registration Information of 200 Million Enterprises

JIANG Weijie (Ningbo University, 315211)

SHAN Yike (Xi'an Jiaotong University, 710049)

Summary: The study investigates the impact of provincial administrative borders on interregional capital flows in China, which represents a significant barrier to the construction of a unified national market. Regional capital mobility is a fundamental driver of economic development, enabling resource optimization, reducing regional income disparities, and stimulating innovation. However, persistent market segmentation and the obstructive role of provincial boundaries continue to hinder capital market integration. Drawing on data from approximately 200 million enterprises registered between 2000 and 2022, this paper constructs a network of inter-city investments to analyze the effects of provincial borders on capital flows. By integrating geographic information with causal identification techniques, the research provides a thorough assessment of the fragmentation in China's capital markets and underscores the urgency of targeted policy interventions.

We employ a rigorous methodological framework, leveraging business registration data to quantify inter-city investments while addressing issues related to data granularity and bias. Using a propensity score matching approach, the analysis constructs counterfactual comparisons between intra-provincial and inter-provincial city pairs, isolating the causal impact of provincial borders on investment activity. The findings reveal that provincial borders substantially inhibit interregional investments, with intra-provincial investment volumes being 2.237 to 2.257 times the inter-provincial flows. Over time, the trend of capital market segmentation has worsened, further exacerbating regional disparities. Comparative analyses across markets show the highest levels of segmentation in the commodity market followed by the capital and labor markets while knowledge markets exhibit the least fragmentation. Regional and sectoral analyses highlight the eastern region's stronger capital absorption capacity and fewer outflow restrictions compared to other areas. Industries such as agriculture, energy, and services face the most pronounced border effects. The Yangtze River Delta integration and the Northeast Revitalization Strategy emerge as effective policy interventions in mitigating these barriers, promoting smoother interregional capital flows.

Based on these findings, several policy proposals are made to enhance capital market integration. Simplifying cross-provincial investment processes and establishing unified regulatory frameworks are essential to facilitating freer capital flows. Strengthening interregional infrastructure—particularly in transportation, logistics, and digital connectivity—can reduce transaction costs and foster economic interlinkages. Integrating the central and western regions into the national capital flow network is critical for addressing regional disparities and promoting balanced economic growth. Finally, expanding successful regional strategies, such as the Yangtze River Delta integration, to other areas offers a proven blueprint for reducing border effects and fostering a truly unified national market. Implementing these measures will unlock the full potential of China's economy and lay a foundation for sustainable and inclusive development.

Keywords: Border Effects, Cross-regional Investment, Business Registration Information, Capital Factor Market Integration

JEL: F15, R11, O18

责任编辑:非 同