

基础设施投入、市场一体化与区域经济增长

郭鹏飞 胡歆韵

摘要 在“双循环”的新发展格局下,将基础设施投入、市场一体化和区域经济增长纳入一个统一的框架,运用永续盘存法非传统途径和“价格法”,分别测算1993-2017年省际基础设施资本存量和国内市场分割指数,并采用中介效应分析方法,检验市场一体化在基础设施投入影响区域经济增长中的传导作用,可发现:基础设施投入和国内市场分割指数在样本期间的变化趋势基本相反;市场一体化对基础设施投入促进区域经济增长的中介效应不仅显著,而且具有异质性;其对网络基础设施投入影响区域经济增长的中介作用更为明显,同时在东部地区的中介作用更加突出;就不同市场类型而言,商品市场一体化对于发挥基础设施的经济增长效应具有更为重要的意义。据此,政府应加大5G基站与城际高速铁路等网络基础设施建设,积极引导各功能分区发挥自身比较优势,保障各类市场主体平等进入市场,加快农民市民化步伐。

关键词 基础设施投入;市场一体化;区域经济增长;中介效应

中图分类号 F061.2 **文献标识码** A **文章编号** 1672-7320(2021)06-0141-17

基金项目 国家社会科学基金青年项目(21CJL013);全国统计科学研究重点项目(2021LZ08);农业现代化与产业创新发展研究团队项目(CJSYTD201710)

改革开放以来,我国经济发展取得了举世瞩目的成就,1978-2019年间经济增速平均高达9.4%,保持了连续不断的中高速增长态势。中国经济增长的背后是高投资率的支持,以交通、通信等为代表的基础设施投资在其中发挥着尤为重要的作用,基础设施投资占国内生产总值的比重从1985年的7.0%攀升至2019年的24.3%。大量的研究也表明,基础设施投入对区域经济增长确实存在显著促进作用^[1](P13-26)。然而,由于基础数据的限制,这些研究更多关注的是交通^[2](P60-77)^[3](P50-64)、通信^[4](P100-114)和水利^[5](P30-42)等某一类型基础设施投入的影响,而忽视了整体基础设施的综合影响。在进一步分析基础设施投入影响区域经济增长的潜在传导渠道时,张勋等和曹跃群等分别从企业库存、产业集聚和就业增长等视角进行了探讨^[2](P60-77)^[6](P140-159),鲜有研究关注市场一体化的中介作用。

历史经验表明,分割和孤立的市场难以发挥其积极的作用,整合和统一的市场不仅有利于扩大市场规模、深化专业分工^[7](P44-66),而且能促进市场充分竞争、推动市场规则逐步规范,从而使劳动力和资本等生产要素更易自由流动,并流向最有效率的部门和地区。事实上,随着全球经济深陷“长期性停滞”、国际贸易保护主义抬头和中国经济强势崛起,中共中央提出要“充分发挥我国超大规模市场优势和内需潜力,构建国内国际双循环相互促进的新发展格局”。“双循环”的实现,特别是国内大循环的构建,需要建立起要素充分自由流动的一体化市场,提高资源配置效率和技术扩展速度^[8](P1-2)。因此,不管是从经验研究层面,还是基于现实诉求,均需通过推动要素市场一体化来影响区域经济高质量增长。

同时,随着国内市场逐渐趋于统一,基础设施建设或可成为解释国内市场分割程度下降的原因之一。以往研究主要从地方保护主义、户籍制度和司法独立性等制度性层面^[9](P42-52)^[10](P21-32)^[11]

(P30-42),以及方言多样性、高管校友圈等非正式制度层面^[12](P148-164)^[13](P134-144)提出打破中国市场分割的建议;少数研究试图从基础设施建设层面进行解释^[14](P20-34),认为基础设施建设是打破国内市场分割的物质基础。事实上,加强交通、通信等基础设施建设,不仅有利于降低居民和企业的交易成本,提高交易效率,而且有利于促进生产要素和产品跨区域迁移,从而降低自然性市场分割和技术性市场分割^[14](P20-34)。

综上,在“双循环”的新发展格局下,为确保区域经济运行在合理区间,本文试图将基础设施投入、市场一体化和区域经济增长纳入统一的框架,采用中介效应分析方法,检验市场一体化在基础设施投入影响区域经济增长中的传导作用,并捕捉其在不同类型设施、不同市场和不同区域间的异质性影响。这不仅有利于拓展和丰富现有研究,而且对于优化基础设施投资策略、确保区域经济运行在合理区间具有重要的现实意义。

一、理论分析与研究假设

基础设施投入在促进市场一体化过程中,可通过降低个人和企业的交易成本,提高交易效率,进而推动区域经济增长。一般而言,产品价值在两地贸易过程中犹如冰山一样会融化掉一部分,这部分消耗掉的产品价值就是产品交易成本。事实上,当两地基于各自的比较优势进行生产,并由此产生套利分工的空间时,就需要考虑产品的交易成本。产品交易成本的发生,既受到地理距离阻隔的影响,又受到两地因劳动者素质、技术水平成熟度等不同而形成的技术性市场分割影响^[14](P20-34),同时还受制于制度性壁垒的掣肘^[9](P42-52)。如何打破这些自然性、技术性和制度性市场分割,成为生产要素能否自由流动的关键。除了通过调整当前的官员绩效考核制度和财政制度^[15](P115-124)^[16](P64-73)、提高司法独立性等制度设计优化来削弱地方市场分割外^[11](P30-42),也可通过加强交通、通信和科教文卫等基础设施建设,改善区域间运输条件,畅通区域间信息交流渠道,从而削弱信息不对称发生的可能性,最终使地方市场趋于整合、统一。需要说明的是,由于我国基础设施建设的资金主要来自政府的财政收入和地方融资,因此基础设施建设的速度过快,将使地方政府面临较大的资金缺口危机和债务到期风险,从而采取加大地方保护以化解风险,这显然会加大国内市场分割^[14](P20-34)。鉴于此,基础设施投入对国内市场一体化的作用机理是较为复杂的,总体以正向作用居多。

“以邻为壑”的市场分割政策在短期内对本地经济增长的作用还具有不确定性,但从长期来看,无疑是存在负向作用的。具体而言,一方面当其它地区采用市场分割政策时,本地区放弃市场分割策略,则不利于扶持该地相对弱势企业,从而抑制本地经济增长。另一方面,当两地政府均采用分割市场政策后,将相互限制外地的产品流入本地市场,人为地割裂区域之间的贸易往来,不利于发挥各地的比较优势,从而对本地经济增长产生不利影响^[17](P34-41)。因此,在短期来看,地方市场分割政策对本地经济增长的影响并不确定。但是,从长远来看,随着市场经济体制改革的不断深入,民营经济飞速发展,企业组织形式越发多元化,区域间的经济联系愈发紧密,统一的国内市场更有利于市场充分竞争并产生规模经济,从而对总体经济增长产生显著促进作用。据此,提出假设1:基础设施投入有助于推动国内市场一体化,促进要素自由流动,降低产品交易成本,从而对区域经济增长产生正向作用。

由于基础设施是由若干部分组成,既可以作为整体,又具有可分性,因此应采用总体和分类的观点对其展开研究。在分类方面,具体可根据职能、地域、形式和方向等多种分组标志对基础设施进行划分。就本文而言,我们借鉴Moreno、Lopez-Bazo和曹跃群等的分类^[18](P47-71)^[6](P140-159),根据基础设施的形式以及是否执行要素流动职能,将其划分为点基础设施和网络基础设施。其中,网络基础设施包括能源、交通和通信设施,作为一种运输通道,能实现各种生产要素(劳动、资本、原材料、能源)和信息在区域间流动,故加强该类基础设施建设有利于促进区域间经济一体化,打破国内市场分割,从而加快推动内循环构建。点基础设施则包括市政和科教文卫等设施,作为地方性基础设施,在空间上主要是点状结

构而非线状或网络状结构,虽然对邻近地区的生产要素可能产生集聚作用,但是并不执行要素流动职能,因此其对市场一体化的影响可能并不明显。据此提出假设2:相比点基础设施,网络基础设施主要承担着要素流动职能,市场一体化对其资本投入影响区域经济增长的中介作用可能更为明显。

改革开放以来,中国经济虽然取得了举世瞩目的成就,但在区域之间的发展并不平衡。截至2019年底,东部地区^①人均GDP达到4.75万元/人,比中部地区高2.14万元/人,是西部地区的1.97倍。是什么因素导致地区之间存在如此大的差异?樊纲等和韦倩等均认为市场因素在其中扮演着重要角色^[19](P4-16)^[20](P170-183)。相比中西部地区,东部地区由于地处沿海,能更早地承接国际产业转移和外商直接投资,从而快速做大区域内经济体量,培养出一批锐意进取的民营企业,提高了本地市场发育程度。经济体量的持续扩大以及市场化要求的不断提升,促使东部地区各省份内在地要求进一步扩大市场,削弱地区间的市场分割程度。京津冀、珠三角和长三角一体化发展战略在此背景下相继问世。此外,在国际贸易中,东部地区企业出口国内附加值受到市场分割的负向影响,比中西部地区更大^[21](P5-23)。据此提出假设3:相比中西部地区,市场一体化在东部地区的中介作用可能更突出。

将地区间的综合市场按产品类型进一步细分,可分为商品、资本品和劳动力三大市场。由于每一类市场所包含的产品种类不同,并且每一类产品在区域间的相对价格也存在差异,这使中国各省份三类市场的分割程度存在显著差异。按照以往经验,相比商品和资本品市场,劳动力市场的分割程度更高^[22](P41-53)^[23](P79-89),劳动力要素限制也是中国以往最为严重的地方保护形式^[24](P78-84)。三类市场分割程度的不同,导致其对基础设施投入促进区域经济增长的传导作用也将存在差异。此外,各类产品的流通对基础设施的依赖程度不同,商品市场和劳动力市场的流动可能更多地依赖交通基础设施,而资本品市场的流通可能不仅依赖交通基础设施,还与能源、市政等其它基础设施有关。与此同时,不同产品的分割程度对本地经济增长的影响也可能存在差异。相比资本品和劳动力,商品的流通与否直接关乎企业的绩效,因此其市场一体化程度对本地经济增长的影响更为明显。据此提出假设4:相比资本品和劳动力市场,商品市场一体化的中介作用可能更大。

二、基础设施投入和市场分割的测度与分析

在检验本文提出的四个研究假设之前,我们需要获取各省份基础设施投入和市场一体化的基础数据。对此,本部分将运用永续盘存法(简称PIM)的非传统途径,估算出1993-2017年省际整体和不同类型基础设施的资本存量;同时,采用“价格法”测算出国内综合市场和不同类型市场的分割指数。在此基础上,我们进一步刻画并分析基础设施投入、市场一体化和区域经济增长三者的时空演化趋势。

(一) 省际基础设施资本投入的估算及分析

根据对资本折旧的处理方式不同,经济合作与发展组织(简称OECD)将永续盘存法归纳为传统和非传统两种途径^[25](P23-27)。相对传统途径,非传统途径的估算更为系统科学,不仅基于资产价值公式,将资本存量及其服务效率纳入统一框架中,保证存量和流量数据估算的假设一致,而且可同时估算资本存量总额(K)、资本存量净额(KN)和生产性资本存量(KP)。鉴于此,本文将按照非传统途径估计基础设施的K、KN和KP,具体估算框架参见曹跃群等、杨玉玲等和郭鹏飞等的研究成果^[6](P140-159)^[26](P78-93)^[27](P3-17)。相比基础设施K或KN仅考虑资本品由于老化产生的价值损失,基础设施KP综合考虑了该类资本品在使用过程中的退役和随着时间变化导致的生产力损失等情况,更能反映实际服务于生产过程的基础设施资本投入规模。因此,除非有特殊说明,本文均以基础设施KP作为其资本投入

① 根据“七五”计划和西部大开发战略的划分标准,本文的东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南。此外,中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北和湖南;西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆。西藏由于基础数据较为缺乏,故予以剔除。

的度量指标。在具体估算时,首先通过固定资产投资价格指数,将基础设施投资调整为可比价数据;其次,通过假定基础设施资本品的退役函数,测算基础设施资本存量总额;再次,通过设定基础设施的“年龄—效率”函数,将资本存量总额调整为标准效率单位的生产性资本存量;最后,通过基础设施的“年龄—效率”函数和资产价值公式计算“年龄—价格”函数,进而估算基础设施的资本存量净额。需要说明的是,本文不仅进一步完善了基础设施的资产分类与口径调整,而且较为合理地选取了其它相关指标。

具体而言:一是界定基础设施的统计范围。本文参考 World Bank 的研究^[28](P1-12),将基础设施定义成为长期使用的工程建设、设备、设施及其为经济生产和居民生活所提供的服务,并进一步将其拆分为两类,即以市政和科教文卫设施为主的点基础设施,以交通、通信和能源为主的网络基础设施。点基础设施、网络基础设施和非基础设施的统计范围界定与曹跃群等^[6](P140-159)基本一致。二是关键指标构建,主要包括当年投资系列、基期资本存量估算、固定资产投资价格指数和资产使用年限等。其中,当年投资系列、基期资本存量和固定资产投资价格指数的构建,与郭鹏飞和曹跃群^[27](P3-17)一致。在确定资产使用年限时,本文参考金戈的研究^[29](P41-56),分别计算2003-2017年建筑、设备和其他费用^①三种不同类型投资,占整体基础设施、点基础设施、网络基础设施和非基础设施投资的平均比例,进而通过加权平均,推算出整体基础设施、点基础设施、网络基础设施和非基础设施的使用年限分别为33年、35年、30年和32年。三是缺失数据处理。本文的缺失数据包括各地区2003年以前的新增固定资产投资和2003-2017年全社会分行业新增固定资产投资,其处理方式与郭鹏飞和曹跃群的研究^[27](P3-17)一致。

根据上述估算方法和依据,本文估算出省际1993-2017年整体及各类基础设施的K、KN和KP^②。通过加总各省份整体及各类基础设施的KP,再除以就业人员数量,得到全国和不同地区层面的相关数据,并将之绘制为图1。

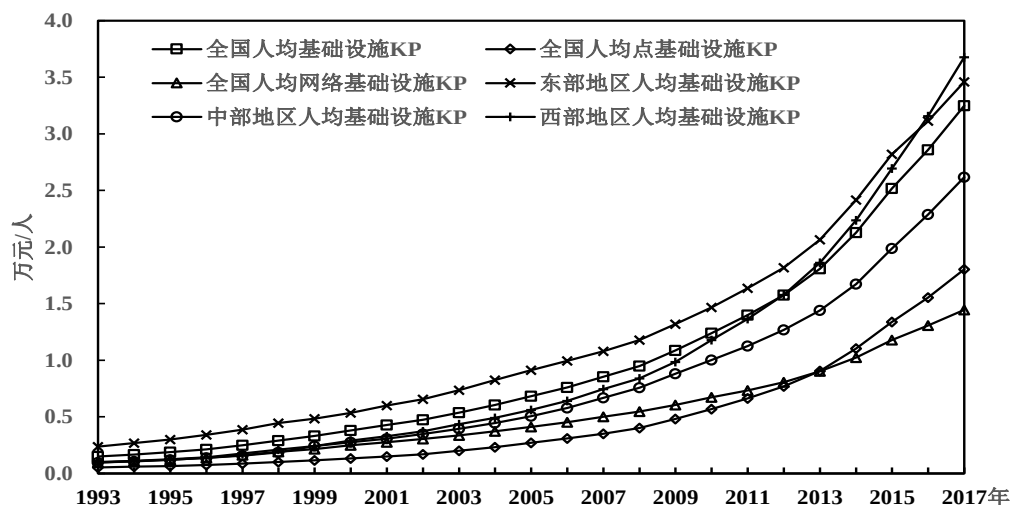


图1 全国及其分类型、分区域基础设施KP的动态趋势图

从中容易发现,我国人均基础设施资本存量具有以下特征:第一,从全国层面看,人均基础设施资本存量增长迅速,从1993年的0.150万元/人,攀升至2017年的3.249万元/人,年均增长13.68%。第二,从不同类型基础设施来看,人均点基础设施资本存量在2013年之后反超人均网络基础设施资本存量,样本期内前者的平均增速为15.8%,比后者高3.8%。第三,就不同区域而言,三大地区人均基础设施资本存量的变动趋势基本一致,但是在绝对值水平和年均增速方面有区别。其中,在绝对值水平方面,1993-2015年间

① 参考曹跃群等的研究^[30](P45-52),本文将建筑、设备和其他费用的使用年限分别假定为40年、16年和20年。

② 限于篇幅,正文中并未给出具体估算结果,感兴趣的读者可向作者发邮件索取。

东部地区最高,西部地区次之,中部地区最低;而在2016年后,西部地区跃居首位,东部地区次之,中部地区依然最低。在年均增速方面,西部地区最高,达到16.1%,比中部地区高1.4%,更比东部地区高4.3%。

(二) 市场分割的测度及分析

市场分割的测度方法在前期主要有贸易流量法^[31](P1-21)、生产法^[32](P1091-1135)、经济周期法^[33](P116-133)、调查问卷法^[24](P78-84)。这些方法虽然在刻画市场分割上具有一定的理论价值,但也有其内在的缺陷^[34](P20-30),并且测度的结果难以形成面板数据库。对此,桂琦寒等^[34](P20-30)、陆铭和陈钊^[9](P42-52)引入Parsley和Wei^[35](P1211-1236)的价格指数法(也称相对价格法,简称价格法),首次测度了中国商品市场的分割情况。该方法基于“冰川成本”模型,能更充分地利用两地的价格信息,从而使市场分割的测度结果更为可信,已受到广泛运用^[22](P41-53)^[7](P44-66)^[12](P148-164)。鉴于此,本文拟采用“价格法”测度国内综合市场以及商品、资本品和劳动力三大细分市场的分割程度。

1. 数据收集与处理

在采用“价格法”测度市场分割指数之前,需要采集三维($t \times m \times k$)面板数据。其中, t 指年份, m 指地区, k 指某类产品。为了更加深入地分析三类市场分割程度在基础设施投入影响经济增长中的传导差异,在此我们分别采用分省份的商品零售价格指数、固定资产投资价格指数和职工平均实际工资指数,测算商品市场、资本品市场和劳动力市场的相对价格方差 $\text{Var}(P_{it}^k/P_{jt}^k)$ 。至于综合市场的相对价格方差,则采用商品市场、资本品市场和劳动力市场在各时期的均值表示。所有原始数据选取《中国统计年鉴》中1993-2017年30个省份^①的环比价格指数。具体数据处理说明如下:

一是为了保持样本期间数据的连续性和完整性,以及在不同市场中尽可能多地选取各类产品的价格指数,本文在商品市场中选取14类产品,分别是:粮食、鲜菜、水产品、饮料烟酒、服装鞋帽、纺织品、家用电器及音响器材、日用品、化妆品、金银饰品、中西药品及医疗保健用品、书报杂志及电子出版物、燃料、建筑材料及五金电料。在资本品市场中选取三类产品,分别为建筑安装工程、设备工器具购置和其他费用。在劳动市场选取三类工资,即国有单位职工平均实际工资、城镇集体单位职工平均实际工资、其他单位职工平均实际工资。二是关于缺失数据处理。在商品市场中,化妆品、金银饰品、家用电器及音响器材缺失的1993年零售价格指数,采用各省商品零售价格总指数替代。在资本品市场的三类产品中,广东省缺失的1993-2000年数据和海南省缺失的1993-1999年数据,分别采用该省相邻省份的均值替代。在劳动力市场中,云南省缺失的1993-1994年城镇集体单位、其他单位的职工平均实际工资指数,采用该省职工平均实际工资总指数替代。此外,在三类市场的所有产品中,重庆市缺失的1993-1996年数据,采用四川省的相应数据替代。

2. 测度市场分割指数的步骤

首先,将观测地点 i, j 与年份 t 固定,计算两地在给定时期内各类产品相对价格的绝对值 $|\Delta Q_{ijt}^k|$ 。在“冰川”成本模型的研究中,两地相对价格可用三种形式表示:直接取两地的价格比 (P_{it}^k/P_{jt}^k) ,其中, P 表示各类产品 k 的价格;采用价格比的自然对数,记为 $Q_{ijt}^k = \ln(P_{it}^k/P_{jt}^k)$;采用相对价格的一阶差分形式,记为 $\Delta Q_{ijt}^k = \ln(P_{it}^k/P_{jt}^k) - \ln(P_{it-1}^k/P_{jt-1}^k)$ 。考虑到将市场分割的状态视为“冰川”成本极大时的特殊情况, Q_{ijt}^k 和 ΔQ_{ijt}^k 均会收敛,从而使两者在数据特征上是等效的;同时,由于本文原始数据是各类产品的环比价格指数,故主要采用相对价格的一阶差分形式衡量各类产品的相对价格。其中, ΔQ_{ijt}^k 可表示为:

$$\Delta Q_{ijt}^k = \ln(P_{it}^k/P_{jt}^k) - \ln(P_{it-1}^k/P_{jt-1}^k) = \ln(P_{it}^k/P_{it-1}^k) - \ln(P_{jt}^k/P_{jt-1}^k) \quad (1)$$

为了避免由于地区 i 与地区 j 由于放置顺序的不同,而影响 $\text{Var}(\Delta Q_{ijt}^k)$ 的大小,我们进一步对 ΔQ_{ijt}^k 取

① 西藏自治区由于各类产品的年份数据缺失较多,故予以剔除。

绝对值,进而可得 $|\Delta Q_{ijt}^k|$:

$$|\Delta Q_{ijt}^k| = \left| \ln(P_{it}^k/P_{it-1}^k) - \ln(P_{jt}^k/P_{jt-1}^k) \right| \quad (2)$$

与桂琦寒等^[34](P20-30)、赵奇伟和熊性美^[22](P41-53)仅考虑相邻省份的相对价格变化不同,本文参考盛斌和毛其淋^[7](P44-66)的研究,不仅考虑相邻省份的相对价格变化,而且考虑与其它不相邻省份的相对价格变化。基于此,根据样本中1993-2017年(共25年)435对省市区组合,在商品市场中获得152250个(=25×435×14) $|\Delta Q_{ijt}^k|$,在资本品市场和劳动力市场均可获得32625个(=25×435×3) $|\Delta Q_{ijt}^k|$ 。

其次,采用Parsley和Wei的去均值法^[36](P87-105),消除由产品异质性所导致的不可加效应,从而得到 q_{ijt}^k 。考虑到 $|\Delta Q_{ijt}^k|$ 并非全部是由市场环境或者其他随机因素所引起的,还可能源于产品异质性所导致的不可加效应。如果不将后者予以剔除,可能会高估由贸易壁垒所形成的实际市场分割程度。鉴于此,本文采用去均值法消除产品自身特性所引起的价格变动,假设 $|\Delta Q_{ijt}^k| = a^k + \varepsilon_{ijt}^k$ 。其中, a^k 表示由第 k 类产品自身的某些特性所引起的相对价格变动, ε_{ijt}^k 与两地的市场环境或者其他随机因素相关。要消除 a^k 项,就应对435对省市区组合间的 $|\Delta Q_{ijt}^k|$ 求均值 $|\Delta \bar{Q}_{ijt}^k|$,然后再用435个 $|\Delta Q_{ijt}^k|$ 减去该均值,即:

$$q_{ijt}^k = \varepsilon_{ijt}^k - \bar{\varepsilon}_{ijt}^k = |\Delta Q_{ijt}^k| - |\Delta \bar{Q}_{ijt}^k| = (a^k - \bar{a}^k) + (\varepsilon_{ijt}^k - \bar{\varepsilon}_{ijt}^k) \quad (3)$$

其中, q_{ijt}^k 就是最终用以计算方差的产品相对价格变动部分,仅与地区间的市场分割因素和一些随机因素有关^[34](P20-30)。

接着,计算每两个地区各类产品相对价格变动 q_{ijt}^k 的方差 $Var(q_{ijt}^k)$,进而计算样本期间内435对省市区间相对价格方差,并将其按照省份合并^①。据此,可得各省市区的商品市场分割指数 $Var(q_m^c) = \sum_{i \neq j} (Var(q_{ijt}^{ck})) / N$ 、资本品市场分割指数 $Var(q_m^k) = \sum_{i \neq j} (Var(q_{ijt}^{kk})) / N$ 和劳动力市场分割指数 $Var(q_m^l) = \sum_{i \neq j} (Var(q_{ijt}^{lk})) / N$ 。最后,计算各省历年的综合市场价格指数 $Var(q_m) = [Var(q_m^c) + Var(q_m^k) + Var(q_m^l)] / 3$ 。根据上述测算过程,可得各省历年共750(=25×30)个观测值。

基于上述测度方法和相关数据,本文测算出1993-2017年间各省份的综合市场以及商品市场、资本品市场和劳动力市场的分割指数^②。据此,进一步对综合市场及三类细分市场的分割指数分别逐年求其组内均值,从而生成全国及东部地区、中部地区、西部地区的时间序列数据,并将之绘制为图2和图3。从中容易发现,我国市场分割具有以下特征:第一,综合市场分割程度呈不断震荡波动且逐渐减小的趋势,这说明我国市场分割程度并非是越来越严重,而是波动中逐渐减弱。第二,从不同细分市场来看,三类细分市场在样本期间均呈波动下降的趋势,并且具有逐渐收敛的迹象。其中,劳动力市场的震荡波动幅度最大且大部分年份的数据更大,而商品市场和资本品市场的波动幅度更小且历年数据相对较小。值得一提的是,劳动力市场分割程度在进入21世纪后呈大致平稳甚至略有上升的态势。第三,就不同地区而言,综合市场分割呈现波动下降趋势的结论在三大地区依然成立。同时,大部分年份的结果在西部地区最大、中部地区次之、东部地区最小,这说明样本期内东部地区的市场一体化水平相对更高。

此外,根据图1-3不难看出,人均基础设施资本存量与综合市场分割程度的变化趋势整体上基本相反,并且该趋势在不同类型基础设施和不同细分市场之间保持稳健。同时,人均GDP在样本期内的变化趋势是不断递增的,与综合市场分割程度的变化趋势整体上也是基本相反。因此,人均基础设施资本存量、综合市场分割程度和人均GDP三者的时空演化趋势,揭示了增加人均基础设施资本存量有利于抑制综合市场分割程度,从而对人均GDP产生促进作用。然而,此结论仅是由三者演化趋势的初步刻画所

① 比如重庆市的市场分割指数是重庆市与全国其余各省市区组合的相对价格方差的均值。

② 限于篇幅,本文并未给出具体估算结果,感兴趣的读者可联系作者索取。

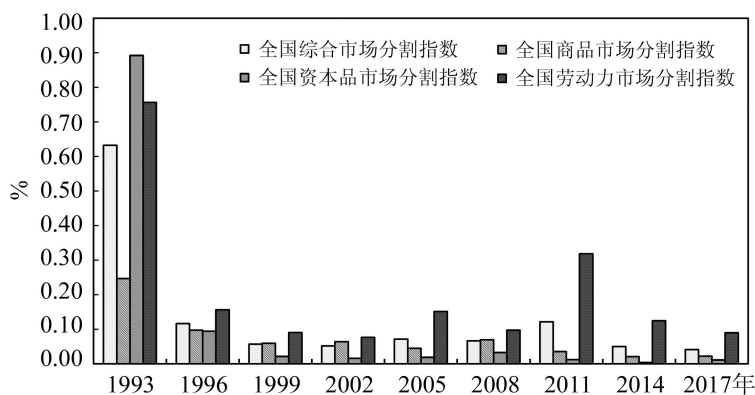


图2 部分年份全国综合市场及不同类型市场分割指数的动态趋势图

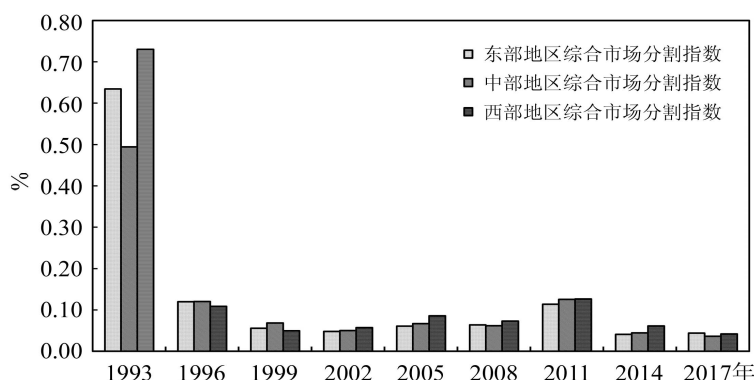


图3 部分年份不同地区综合市场分割指数的动态趋势图

得。为使该结论更为可靠,仍需进一步将三者纳入统一的分析框架,并综合考虑各类因素展开检验。

三、模型设定、指标选取与数据来源

为进一步检验上一部分通过特征事实分析所得的初步结论,并验证本文提出的四个研究假设,本部分将构建适用于基础设施投入、市场一体化与区域经济增长的中介效应实证模型,并对相关变量的指标选取和数据来源进行说明。

(一) 模型设定

本文主要采用中介效应分析方法,检验市场一体化在基础设施投入影响区域经济增长中的传导作用。在构建中介效应模型时,考虑到采用联立方程组进行估计,容易受到某一方程设定形式和估计偏差的影响,故仍然沿用传统的分步回归法^[37](P614-620)。首先,在不考虑市场一体化的传导影响时,本文基于Islam的宏观经济增长模型^[38](P1127-1170),构建包括实际人均GDP、实际人均基础设施资本存量以及其他控制变量在内的基本计量模型。具体如下:

$$\ln y_{it} = \alpha_0 + \beta_F \ln k_{it}^F + \beta_I \ln k_{it}^I + \sum_{j=1}^6 \theta_j C_{ij} + \mu_i + \kappa_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, y_{it} 、 k_{it}^F 、 k_{it}^I 分别表示第*i*省*t*年的人均实际GDP、人均非基础设施资本存量、人均基础设施资本存量。其次,采用中介变量(*mv*)对人均基础设施资本存量进行回归,以检验路径变量的作用方向。中介变量(*mv*)在此具体指综合市场分割指数(*ms*)以及商品市场分割指数(*cms*)、资本市场分割指数(*kms*)、劳动力市场分割指数(*lms*)。

$$mv = \alpha_1 + \chi_F \ln k_{it}^F + \chi_I \ln k_{it}^I + \sum_{j=1}^6 \theta_j C_{ij} + \mu_i + \kappa_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

最后,以区域经济增长水平为被解释变量,以人均基础设施资本存量和中介变量(mv)同为核心解释变量,检验综合市场分割指数是否为完全中介变量,并且可计算其中介效应。

$$\ln y_{it} = \alpha_0 + \beta'_F \ln k_{it}^F + \beta'_I \ln k_{it}^I + \varphi mv + \sum_{j=1}^6 \theta_j C_{ijt} + \mu_i + \kappa_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

如果研究假说1成立,则产生以下预期结果:第一,加入路径变量之后,人均基础设施资本存量的系数将有所下降,即 $\beta'_I < \beta'_F$;第二,系数 λ_I 和 β'_I 同时显著为负,对应的中介效应为 $\lambda_I \times \beta'_I$ 。换言之,加大基础设施投入有利于通过打破国内市场分割,促进各类市场一体化,进而推动区域经济增长。需要说明的是,如果系数 β'_I 不再显著,则表明综合市场分割程度具有完全中介效应。

此外,考虑基础设施投入可能存在异质性,故根据是否具有网络属性,进一步将其拆分为点基础设施投入 k^P 和网络基础设施投入 k^N ,检验两者是否均能通过促进市场一体化推动区域经济增长。

(二) 指标选取

本文涉及的变量包括因变量、核心解释变量、中介变量和控制变量。其中,我们将人均实际GDP(y)作为因变量,用以衡量区域经济增长,具体采用地区国民生产总值与其就业人员之比度量。非基础设施投入(k^F)、基础设施投入(k^I)以及点基础设施投入(k^P)和网络基础设施投入(k^N)作为核心解释变量。中介变量包括综合市场分割指数(ms)以及商品市场分割指数(cms)、资本品市场分割指数(kms)、劳动力市场分割指数(lms)。本文主要选择以下控制变量:(1)人力资本积累(hum)。作为新经济增长理论中的重要变量,其对经济发展的作用为越来越多的学者所重视,采用《2019中国人力资本报告》中的各省份人均劳动力人力资本存量数据来衡量。(2)政府规模(gz)。考虑到政府依然对生产要素具有较强的宏观调控作用,故采用地方政府财政支出占地区生产总值的比重来衡量。(3)国有经济比重(soe)。国有经济是中国现代经济体系中的重要组成部分,以国有经济固定资产投资在全社会固定资产投资中的占比来衡量。(4)产业结构比重(is)。产业结构升级对于提高劳动生产率具有重要作用,在此采用第三产业增加值占地区生产总值比重来衡量。(5)城镇化水平(urb)。其一直被认为和工业化一样,是中国经济发展的重要引擎,在此采用非农业人口占总人口的比重度量,消除部分城镇居民没有城镇户籍所带来的城市化水平低估影响。(6)贸易依存度(tdd),以各地区进出口贸易总额占当年GDP的比重来量化。

(三) 数据来源

由于在测算国内市场分割程度时,西藏缺失数据太多而被剔除,故本文的实证数据为1993-2017年30个省市区构成的面板数据,共750个观测值。凡是以价值量单独出现的经济数据均以1993年为基期进行平减处理,从而消除价格波动的影响。其中,各地区的人均GDP、人均非基础设施投入、人均基础设施投入(包括人均点基础设施投入和人均网络基础设施投入)均取自然对数以统一量级和消除可能存在的异方差影响,贸易依存度中的进出口总额以当年汇率中间价折换成人民币形式。涉及的相关数据主要取自历年《中国统计年鉴》《新中国60年统计资料汇编》《中国贸易外经统计年鉴》及各省市区历年统计年鉴。各变量的统计性描述结果见表1。

四、实证结果分析

基于测算出的基础数据和构建的中介效应模型,本部分将首先从整体层面检验市场一体化在基础设施投入影响区域经济增长中的传导作用;其次,从不同类型基础设施、不同地区和不同市场层面检验市场一体化的异质性传导作用;再次,通过替换主要变量、进一步添加控制变量和改变样本处理方式展开稳健性检验;最后,采用工具变量法进行内生性讨论。

(一) 基准分析

作为分析的起点,本文首先进行hausman等检验,回归结果支持固定效应(FE)。其次,在控制省份固定效应后,进一步添加时间趋势项的平方项(t^2),以消除可能存在的时间效应。最后,将所有回归结果

表1 变量统计性描述

变量名称	符号	单位	平均值	标准差	最小值	最大值
人均经济增长水平	y	元/人	23384.900	20292.650	2374.561	123369.200
人均非基础设施资本存量	k^F	元/人	36446.150	43307.680	1406.757	277689.800
人均基础设施资本存量	k^I	元/人	21422.750	19936.190	949.921	150543.300
人均点基础设施资本存量	k^P	元/人	9605.179	10048.210	382.371	71227.710
人均网络基础设施资本存量	k^N	元/人	11397.300	9970.631	560.180	76716.690
综合市场分割程度	ms	%	0.109	0.145	0.018	1.155
商品市场分割程度	cms	%	0.074	0.082	0.012	0.779
资本品市场分割程度	kms	%	0.070	0.192	0.001	2.254
劳动力市场分割程度	lms	%	0.183	0.233	0.030	2.477
人力资本积累	hum	万元	19.274	15.072	4.450	101.230
政府规模	gz	—	0.195	0.162	0.048	1.379
国有经济比重	soe	—	0.428	0.186	0.101	0.975
产业结构	is	—	0.410	0.083	0.276	0.806
城市化水平	urb	—	0.341	0.168	0.130	0.910
贸易依存度	tdd	—	0.342	0.521	0.017	3.350

列于表2。

表2 基准回归结果

变量	$\ln y$ (1)	ms (2)	$\ln y$ (3)	变量	$\ln y$ (1)	ms (2)	$\ln y$ (3)
$\ln k^I$	0.3355*** (0.0181)	-0.2189*** (0.0311)	0.3152*** (0.0184)	常数项	5.0474*** (0.1399)	-1.2606*** (0.2409)	5.1643*** (0.1409)
ms			-0.0927*** (0.0215)	个体效应	是	是	是
$\ln k^F$	0.1479*** (0.0207)	0.1062*** (0.0356)	0.1577*** (0.0205)	时间效应	是	是	是
hum	0.0075*** (0.0008)	-0.0007 (0.0013)	0.0075*** (0.0007)	调整R ²	0.9815	0.3096	0.9819
gz	0.4698*** (0.1185)	0.1222 (0.2039)	0.4811*** (0.1171)	观测值	750	750	750
soe	-0.6266*** (0.0504)	0.3726*** (0.0867)	-0.5921*** (0.0504)	Sobel test	0.0203*** (0.0055)		
is	-0.3197*** (0.1107)	-0.7950*** (0.1905)	-0.3934*** (0.1107)	Bs test 1 (间接效应)	0.0203** (0.0087)		
urb	0.6077*** (0.0830)	-0.1252 (0.1429)	0.5961*** (0.0820)	中介效应 占比	6.05%		
tdd	-0.0188 (0.0151)	-0.0060 (0.0259)	-0.0183 (0.0149)				

注：括号内为标准误差，*、**、*** 分别表示在 10%、5%和 1%的显著性水平，下同。

根据表2第(1)列的结果可知,人均基础设施资本存量对人均GDP存在显著正向影响,这与理论预期一致。根据表2第(2)列的结果可知,人均基础设施资本存量对综合市场分割程度存在统计上显著的负向影响,人均基础设施资本投入水平翻一番,可使综合市场分割程度降低0.0022个百分点。这说明基础设施建设的不断完善,促进了区域之间商品、资本品和劳动力的快速流动,使市场逐步趋向统一和融合。进一步分析表2第(3)列的结果发现,综合市场分割程度对人均GDP的回归系数在1%的水平下显著为

负,表明地方市场分割确实不利于总体经济增长。综合表2第(2)列和第(3)列的结果可知,基础设施投入可通过促进国内市场一体化,进而推动建设地经济增长,综合市场分割程度的中介效应达到0.0203,这表明如果人均基础设施资本存量翻一番,能通过促进市场融合带来经济增长水平提升2.03%。同时,我们还发现,人均基础设施资本存量的回归系数在表2第(3)列中仍然显著,且比第(1)列中略小,说明综合市场分割程度仅是部分中介变量。此外,Sobel检验和Bootstrap检验均支持综合市场分割程度具有显著的中介效应,并且该中介效应在基础设施投入影响区域经济增长的总效应中占比达到6.05%,因此,研究假设1得以证实。

(二) 异质性检验

以上分析从整体层面验证了市场一体化在基础设施投入影响区域经济增长中具有显著传导作用,接下来的研究拟从不同类型基础设施、不同地区和不同市场层面,进一步检验市场一体化的异质性传导作用,为差异化策略的制定提供实证依据。

1. 不同类型基础设施的异质性检验

根据前文对于不同类型基础设施的界定可知,相比点基础设施,网络基础设施作为运输通道,直接承担着资本、劳动力和各类商品的流动职能,因此其对国内市场一体化的影响可能更为明显。对此,我们将模型(4)至模型(6)中的人均基础设施资本存量拆分为人均点基础设施资本存量(k^p)和人均网络基础设施资本存量(k^N),再次采用双重固定效应进行估计,所有回归结果列于表3第(1)~(3)列。

表3 不同类型基础设施资本投入的回归结果

变量	ln y	ms	ln y
	(1)	(2)	(3)
ln k ^p	0.1644*** (0.0270)	-0.0644 (0.0465)	0.1583*** (0.0267)
ln k ^N	0.1776*** (0.0213)	-0.1445*** (0.0368)	0.1640*** (0.0213)
ms			-0.0941*** (0.0215)
ln k ^F	0.1430*** (0.0227)	0.0916** (0.0391)	0.1516*** (0.0225)
控制变量	是	是	是
常数项	5.2743*** (0.1441)	-1.1691*** (0.2484)	5.3842*** (0.1445)
个体效应	是	是	是
时间效应	是	是	是
调整R ²	0.9815	0.3090	0.9820
观测值	750	750	750
点基础设施投入的中介效应检验			
Sobel test	0.0061 (0.0046)		
Bs test 1 (间接效应)	0.0061 (0.0039)		
中介效应占比	0.00%		
网络基础设施投入的中介效应检验			
Sobel test	0.0136*** (0.0046)		
Bs test 1 (间接效应)	0.0136* (0.0079)		
中介效应占比	7.66%		

根据表3第(2)列的结果可知,点基础设施投入对综合市场分割程度的影响为负向,但在统计上不显著,而网络基础设施投入对综合市场分割程度产生显著负向作用。这意味着网络基础设施的不断完善,对于促进国内市场的统一和整合,推动“双循环”新发展格局的构建,具有更为重要的政策意义。正是由于两类基础设施投入对于国内综合市场分割程度的影响存在差异,导致综合市场分割程度的中介效应仅在网络基础设施投入促进区域经济增长中,通过Sobel检验和Bootstrap检验。此时,综合市场分割程

度的中介效应达到0.0136,在总效应中的占比为7.66%。因此,本文提出的研究假设2得以证实。

2. 不同地区的异质性检验

根据理论分析部分可知,东部地区相比中西部地区具有更高市场发育程度和对市场一体化具有更高的内在要求。由此产生以下疑问:相比中西部地区,市场一体化对基础设施投入影响区域经济增长的中介作用,在东部地区是否更为突出?对此,本文借鉴H.Li和Z.Li的分样本机制检验方法^[39](P43-52),将整体样本分为东部地区、中部地区和西部地区,以检验市场一体化的中介作用在地区之间是否存在差异,所有估计结果报告于表4第(1)至第(9)列。

表4 不同地区的异质性检验结果

变量	东部地区			中部地区			西部地区		
	ln y	ms	ln y	ln y	ms	ln y	ln y	ms	ln y
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
ln k^I	0.3504*** (0.0368)	-0.2183*** (0.0408)	0.2692*** (0.0354)	0.4063*** (0.0356)	-0.4433*** (0.0762)	0.3803*** (0.0385)	0.3499*** (0.0322)	-0.2225*** (0.0777)	0.3403*** (0.0326)
ms			-0.3722*** (0.0515)			-0.0588* (0.0343)			-0.0435* (0.0259)
ln k^F	0.1010** (0.0397)	0.1009** (0.0441)	0.1386*** (0.0366)	0.1337*** (0.0466)	0.0149 (0.0997)	0.1346*** (0.0463)	0.2660*** (0.0346)	0.1630* (0.0835)	0.2731*** (0.0347)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
常数项	5.3205*** (0.2441)	1.3222*** (0.2710)	5.8126*** (0.2329)	5.0187*** (0.3665)	4.1741*** (0.7850)	5.2640*** (0.3917)	4.0094*** (0.1964)	0.5474 (0.4738)	4.0332*** (0.1962)
个体效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
调整R ²	0.9786	0.4690	0.9823	0.9875	0.3742	0.9877	0.9884	0.2938	0.9886
观测值	275	275	275	200	200	200	275	275	275
Sobel test	0.0813*** (0.0189)			0.0261* (0.0158)			0.0100 (0.0096)		
Bs test 1 (间接效应)	0.0813*** (0.0224)			0.0261 (0.0223)			0.0100 (0.0141)		
中介效应占比	23.20%			6.42%			0.00%		

根据表4第(2)(3)(5)(6)(8)和(9)列的结果可知,基础设施投入对综合市场分割程度和综合市场分割程度对区域经济增长的影响,在三大地区内显著为负,这初步说明综合市场分割程度的中介作用在三大地区依然存在。但是,进一步的Sobel检验和Bootstrap检验结果显示,综合市场分割程度的中介作用在西部地区并不显著,在中部地区也仅通过了10%的显著性检验。可能的解释是,中西部地区各省份经济体量相对更小,采取适度的市场分割政策是保护本地战略性企业的占优策略。同时,该地区在以往政治晋升锦标赛的考核压力下,有人为地设置贸易壁垒将经济租金留在本辖区的动机^[40](P119-131)。基于此,我们计算出东部地区综合市场分割程度的中介效应为0.0813,在总效应中的占比高达23.20%;而中部地区综合市场分割程度的中介效应仅为0.0261,在总效应中的占比达到6.42%。据此,本文提出的研究假设3得以证实,即相比中西部地区,市场一体化在东部地区的中介作用更突出。

3. 不同市场的异质性检验

根据商品、资本品和劳动力市场分割程度的测度结果可知,三者数值大小和波动幅度上并不一致。同时,从现有理论与实证研究来看,三类细分市场在一体化过程中对基础设施投入的依赖程度和对区域经济增长的潜在影响可能存在差异。由此带来的疑问是,三者对基础设施投入促进区域经济增长的传导作用是否存在差异?鉴于此,我们将模型(5)中的中介变量分别代入商品、资本品和劳动力的市

场分割指数,再次采用双重固定效应方法,依次估计模型(4)至模型(6),所有回归结果报告于表5第(1)至第(6)列。由于模型(4)的估计结果与表2第(1)列的结果一致,故在此处未列出。

表5 不同市场的异质性检验结果

变量	商品市场		资本品市场		劳动力市场	
	<i>cms</i>	$\ln y$	<i>kms</i>	$\ln y$	<i>lms</i>	$\ln y$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\ln k^I$	-0.0479*** (0.0089)	0.3140*** (0.0180)	-0.2583*** (0.0590)	0.3261*** (0.0182)	-0.3504*** (0.0600)	0.3253*** (0.0184)
<i>cms(kms, lms)</i>		-0.4496*** (0.0738)		-0.0365*** (0.0114)		-0.0292*** (0.0112)
$\ln k^F$	0.0217** (0.0102)	0.1576*** (0.0202)	0.1525** (0.0676)	0.1534*** (0.0206)	0.1444** (0.0687)	0.1521*** (0.0206)
控制变量	是	是	是	是	是	是
常数项	0.3697*** (0.0693)	5.2137*** (0.1392)	1.1898*** (0.4577)	5.0909*** (0.1397)	2.2224*** (0.4651)	5.1124*** (0.1416)
个体效应	是	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是	是
调整 R^2	0.4973	0.9824	0.1664	0.9817	0.1857	0.9816
观测值	750	750	750	750	750	750
Sobel test	0.0215*** (0.0054)		0.0094*** (0.0036)		0.0102** (0.0043)	
Bs test 1(间接效应)	0.0215** (0.0101)		0.0094 (0.0118)		0.0102 (0.0085)	
中介效应占比	6.41%		2.80%		3.04%	

根据表5第(1)(3)和(5)列的结果可知,基础设施投入对商品、资本品和劳动力的市场分割程度均产生显著负向作用,但是三者回归系数存在显著差异。其中,在对资本品和劳动力的市场分割程度进行回归时,基础设施投入的估计系数绝对值相对更大,这表明三类细分市场的产品流动虽然均对基础设施建设具有依赖性,但是资本品和劳动力市场的依赖程度显然更高。与之形成鲜明对比的是,资本品和劳动力市场分割程度对区域经济增长水平的影响,却比商品市场分割程度低很多。根据表5第(2)(4)(6)列的结果可知,商品、资本品和劳动力市场分割程度对区域经济增长均存在显著负向影响,估计系数依次为-0.4496、-0.0365和-0.0292。这表明相比资本品和劳动力,商品是否能在更大范围内流通和销售,直接关系到企业经济绩效,其对区域经济增长的影响乃至“双循环”新发展格局的构建将更为关键。

进一步根据表5中的结果计算三类细分市场中介效应,发现商品市场分割程度的中介效应最大,为0.0215;资本品和劳动力市场分割程度的中介效应较小,分别为0.0094和0.0102,据此证实了本文的研究假设4。Sobel检验和Bootstrap检验也基本支持三类细分市场分割程度具有显著的中介效应。商品、资本品和劳动力市场分割程度的中介效应在各自总效应中的占比,分别为6.41%、2.80%和3.04%。

(三) 稳健性分析

为检验本文结论的可靠性,我们采用主要变量替换、进一步添加控制变量和改变样本处理方式,进行稳健性检验。首先,在主要变量替换方面,一方面运用基础设施和非基础设施的资本存量净额替代其生产性资本存量进行机制检验,另一方面采用相应变量除以常住人口数量以衡量其人均形式,进行稳健性检验。其次,考虑遗漏变量偏误问题,排除可能影响区域经济增长或国内市场分割程度的其他控制变量。在此,我们进一步控制财政分权度(*fd*)和到大港口距离(*pd*)的影响。其中,*fd*采用地方政府预算内人均财政支出占全国预算内人均财政总支出的比重来衡量^[41](P67-83)。由于不恰当的财政分权可能会促使地方政府间采取动态的策略,开展区域间的分工政策,并使其有动机采用地方保护主义的政策来扶持本地经济,故预期*fd*对综合市场分割程度的影响为正。参考陆铭等的研究^[42](P11-23),选择各省级单

位驻地到天津、上海和香港三个港口的最短距离,作为到大港口距离(pd)的代理指标,并添加至中介效应模型作为控制变量,预期其对综合市场分割程度和区域经济增长均产生负向影响。最后,为消除核心解释变量异常值对回归结果的影响,我们分别对人均基础设施资本存量进行双边1%和5%缩尾处理,构造新的计量样本,进行稳健性检验。表6汇报了采用以上处理方式进行稳健性检验的回归结果。容易发现,在每一种方式的稳健性检验中,人均基础设施资本存量对综合市场分割程度和综合市场分割程度对人均GDP的回归系数,均依然在统计上显著负向,即综合市场分割程度对基础设施投入影响区域经济增长具有显著中介效应,是稳健的。同时,我们还发现,在加入综合市场分割程度后,人均基础设施资本存量的回归系数均有一定程度的下降且仍保持显著,故综合市场分割程度作为部分中介变量的结论也是稳健的。此外,新加入控制变量的回归结果,也与其他研究的结论基本一致,符合理论预期。

表6 稳健性检验的回归结果

变量	解释变量变化(采用资本存量净额)			人均形式变化(采用常住人口衡量)		
	$\ln y$	ms	$\ln y$	$\ln y$	ms	$\ln y$
$\ln k^I$	0.3277*** (0.0181)	-0.2176*** (0.0318)	0.3099*** (0.0185)	0.3124*** (0.0182)	-0.2264*** (0.0312)	0.2884*** (0.0185)
ms			-0.0815*** (0.0212)			-0.1057*** (0.0215)
$\ln k^F$	0.1572*** (0.0210)	0.0979*** (0.0368)	0.1652*** (0.0209)	0.1666*** (0.0204)	0.1034*** (0.0350)	0.1775*** (0.0202)
变量	控制变量变化(排除财政分权度影响)			控制变量变化(排除港口距离影响)		
	$\ln y$	ms	$\ln y$	$\ln y$	ms	$\ln y$
$\ln k^I$	0.3355*** (0.0181)	-0.2192*** (0.0309)	0.3151*** (0.0185)	0.3434*** (0.0183)	-0.1724*** (0.0236)	0.3245*** (0.0188)
ms			-0.0933*** (0.0216)			-0.0909*** (0.0224)
$\ln k^F$	0.1488*** (0.0216)	0.0774** (0.0370)	0.1561*** (0.0214)	0.1375*** (0.0216)	0.0784*** (0.0262)	0.1434*** (0.0215)
fd	-0.0041 (0.0265)	0.1221*** (0.0454)	0.0073 (0.0263)	0.0141 (0.0236)	0.1220*** (0.0273)	0.0282 (0.0235)
pd				-0.1549*** (0.0311)	0.0042 (0.0134)	-0.1529*** (0.0297)
变量	样本处理方式变化($\ln k^I$ 双边1%缩尾)			样本处理方式变化($\ln k^I$ 双边5%缩尾)		
	$\ln y$	ms	$\ln y$	$\ln y$	ms	$\ln y$
$\ln k^I$	0.3424*** (0.0186)	-0.2143*** (0.0318)	0.3213*** (0.0189)	0.3528*** (0.0202)	-0.1417*** (0.0348)	0.3337*** (0.0199)
ms			-0.0984*** (0.0216)			-0.1344*** (0.0213)
$\ln k^F$	0.1455*** (0.0218)	0.0714* (0.0374)	0.1525*** (0.0216)	0.1613*** (0.0220)	-0.0016 (0.0378)	0.1611*** (0.0215)

注:所有回归均包括控制变量、个体效应和时间效应。

(四) 内生性讨论

为消除人均基础设施资本存量与区域经济增长水平(或综合市场分割程度)可能由于互为因果关系而产生的内生性问题,本文在此采用工具变量法予以解决。参考张勋等的研究^[3](P50-64),我们使用各省份明代驿站数量与年度虚拟变量的交互项($year \times c.mp$),作为人均基础设施资本存量的工具变量(IV)。一方面,明代驿站主要是修建在战略要冲和人口稠密之地,并且驿站之间具有良好的通达性,这在一定

程度上符合当前国家综合交通运输体系的建设要求,从而在逻辑上使各地明代驿站数量与当前基础设施资本存量水平满足相关性假定。另一方面,驿站的修建主要是基于军事目的,受到经济发展水平的影响较为有限,而且距今已超过400多年,对于现代经济发展水平的影响将更为有限,从而很好地满足工具变量的外生性假定。但是,考虑到明代驿站数量是随时间不变的,对此参考 Angrist 和 Krueger 在处理出生季度这一工具变量时的做法^[43](P1127-1170),将原变量和年度虚拟变量的交互项作为新的工具变量引入模型,从而克服截面工具变量的数据维度限制,充分体现不同年份工具变量对于内生变量的影响^[44](P 136-151)。需要说明的是,本文的明代驿站数据来自2006年出版的《明代驿站考》^[45](P8-111)。具体处理过程:首先将驿站注释与现存地址进行匹配,其次统计出各省份明代驿站数量,最后将黑龙江、西藏等驿站数量为0的样本观测值删除。

表7第(1)至第(6)列汇报了工具变量的估计结果(采用2SLS估计)。

表7 2SLS的回归结果

变量	模型(4)		模型(5)		模型(6)	
	$\ln k^I$	$\ln y$	$\ln k^I$	ms	$\ln k^I$	ms
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\ln k^I$		0.5242*** (0.0348)		-0.4367*** (0.0536)		0.4835*** (0.0384)
ms						-0.0661** (0.0295)
IV	是		是		是	
$\ln k^F$		0.0694** (0.0313)		0.1845*** (0.0482)		0.0903*** (0.0318)
弱识别检验	541.87 [11.40]		541.87 [11.40]		550.84 [11.40]	
控制变量	是	是	是	是	是	是
常数项	2.1300*** (0.3315)	4.3951*** (0.2067)	2.1300*** (0.3315)	2.5768*** (0.3180)	2.4083*** (0.3321)	4.5798*** (0.2182)
个体效应	是	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是	是
调整R ²	0.9807	0.9875	0.9807	0.3542	0.9814	0.9881
观测值	575	575	575	575	575	575

首先,根据第(1)(3)和(5)列的结果可知, $year\#c.mp$ 的回归系数在大部分年份均显著,说明选择的工具变量与人均基础设施资本存量显著相关。同时,弱识别检验的结果也通过了10%的显著性检验,再次说明了工具变量的相关性。其次,在将区域经济增长对该工具变量进行回归时,发现估计系数在大部分年份都不显著,这说明其在一定程度上符合外生性条件。最后,根据第(2)(4)和(6)列的结果发现,人均基础设施资本存量对综合市场分割程度的回归系数和综合市场分割程度对人均GDP的回归系数,均依然在统计上显著负向。这说明在考虑模型内生性后,综合市场分割程度具有显著的中介效应这一结论依然稳健,并且此时数值达到0.0289,在总效应中占比达到5.51%。

五、结论与政策建议

在“双循环”的发展背景下,本文从市场一体化的视角出发,探讨了基础设施投入如何推动区域经济增长这一关键问题。典型事实分析表明,基础设施投入与综合市场分割指数的时间变化趋势基本相反,

同时综合市场分割与区域经济增长水平的时间变化趋势在经验上也是相反的。鉴于此,本文进一步将基础设施投入、市场一体化和区域经济增长纳入一个统一的研究框架,通过中介效应分析方法,检验了基础设施投入如何通过促进市场一体化,推动区域经济增长的研究假设。研究表明:第一,基础设施投入可通过促进国内市场一体化,进而推动区域经济增长,市场一体化的中介效应为0.0203,在总效应中的占比达到6.05%。相比点基础设施投入,综合市场分割程度在网络基础设施投入促进区域经济增长中的传导作用更为明显;第二,相比中西部地区,市场一体化在东部地区的传导影响更为突出,其中介效应为0.0813,在总效应中的占比高达23.20%;第三,在三类细分市场中,进一步打破商品市场分割、促进商品市场融合,对于发挥基础设施的经济增长效应具有更为重要的意义。此外,在通过替换主要变量、进一步添加控制变量和改变样本处理方式进行稳健性检验,以及采用工具变量估计展开内生性讨论后,市场一体化在基础设施资本投入促进区域经济增长中具有显著传导作用的结论依然稳健。

本研究为理解基础设施投入如何影响区域经济增长提供了新的证据,并提出以下政策建议:

首先,鉴于基础设施资本投入对区域经济增长仍然具有显著正向促进作用,政府应继续保持基础设施有效投资力度,将其作为积极财政政策的重要手段。虽然投资驱动型经济增长模式在近年来颇受质疑,但不可否认的是大规模基础设施投资在中国过去40多年的中高速增长中发挥着重要作用。尤其是在经济进入“新常态”并叠加新冠肺炎疫情冲击的现实背景下,更应重视基础设施投资,尤其是新型基础设施投资的积极作用,坚持既不过度依赖投资,也不能不要投资的原则,聚焦关键领域和薄弱环节,进一步完善基础设施和公共服务。本文的研究表明,相比点基础设施,网络基础设施不仅具有相对略大的产出弹性,而且更有利于促进各类市场一体化,因此政府应重点加大5G基站、城际高速铁路、大数据中心等新型网络基础设施建设力度,确保区域经济运行在合理区间。

其次,鉴于市场一体化对基础设施投入促进区域经济增长具有显著传导作用,应进一步推动市场化改革,不断提升国内市场融合程度。具体而言,应基于“全国一盘棋”的顶层设计,在全国范围内合理划分功能分区,并据此制定差异化的绩效考核标准,引导各功能分区发挥自身比较优势,避免地方政府陷入分割竞争的“囚徒困境”,从而推动区域协调发展,加快构建“双循环”的新发展格局。同时,进一步放宽市场准入条件,鼓励各地区构建跨区域的统一市场准入服务系统,实行统一的市场准入负面清单制度,保障各类市场主体平等进入市场。此外,依靠互联网、人工智能和大数据等新型网络基础设施完善市场监管体系,实现重要监管业务在线办理、信息及时上传、问题及时处置,营造良好的市场环境。

最后,对于不同地区和不同细分市场,应采取差异化的策略。鉴于中西部地区的市场分割程度不仅更高,而且传导作用更弱,该地区应紧抓“一带一路”建设、长江经济带和成渝地区双城经济圈建设、中新互联互通南向通道建设等带来的新一轮发展机遇,进一步发挥资源和劳动力比较优势,积极承接产业转移,加速融入国际国内市场,提升区域市场整合程度。鉴于劳动力市场分割程度不仅更大,而且传导作用相对更弱,因此应进一步改革户籍制度,放松大中城市的落户限制,建立和完善全国统一的社会保险公共服务平台和医疗保障信息系统,加快农民市民化步伐。

参考文献

- [1] J. Holmgren, A. Merkel. Much Ado about Nothing? — A Meta-analysis of the Relationship between Infrastructure and Economic Growth. *Research in Transportation Economics*, 2017, 63(8).
- [2] 张学良. 中国交通基础设施促进了区域经济增长吗——兼论交通基础设施的空间溢出效应. *中国社会科学*, 2012, (3).
- [3] 张勋,王旭,万广华等. 交通基础设施促进经济增长的一个综合框架. *经济研究*, 2018, (1).
- [4] 蔡跃洲,张钧南. 信息通信技术对中国经济增长的替代效应与渗透效应. *经济研究*, 2015, (12).
- [5] 张勋,张睿. 水利基础设施的经济增长效应及其作用机制. *财政研究*, 2017, (10).
- [6] 曹跃群,郭鹏飞,罗玥琦. 基础设施投入对区域经济增长的多维影响——基于效率性、异质性和空间性的三维视角. *数量经济技术经济研究*, 2019, (11).

- [7] 盛斌,毛其淋. 贸易开放、国内市场一体化与中国省际经济增长:1985-2008年. 世界经济,2011,(11).
- [8] 张明. 准确理解“双循环”,推动新一轮区域一体化发展. 四川日报,2020-08-26.
- [9] 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,(3).
- [10] 刘瑞明. 国有企业、隐性补贴与市场分割:理论与经验证据. 管理世界,2012,(4).
- [11] 陈刚,李树. 司法独立与市场分割——以法官异地交流为实验的研究. 经济研究,2013,(9).
- [12] 丁从明,吉振霖,雷雨等. 方言多样性与市场一体化:基于城市圈的视角. 经济研究,2018,(11).
- [13] 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,(5).
- [14] 范欣,宋冬林,赵新宇. 基础设施建设打破了国内市场分割吗. 经济研究,2017,(2).
- [15] 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,(3).
- [16] 范子英. 地区经济战略与区域经济融合. 经济社会体制比较,2010,(6).
- [17] 刘小勇. 市场分割对经济增长影响效应检验和分解——基于空间面板模型的实证研究. 经济评论,2013,(1).
- [18] R. Moreno, E. Lopez-Bazo. Returns to Local and Transport Infrastructure under Regional Spillovers. *International Regional Science Review*, 2007, 30(1).
- [19] 樊纲,王小鲁,马光荣. 中国市场化进程对经济增长的贡献. 经济研究,2011,(9).
- [20] 韦倩,王安,王杰. 中国沿海地区的崛起:市场的力量. 经济研究,2014,(8).
- [21] 吕越,盛斌,吕云龙. 中国的市场分割会导致企业出口国内附加值率下降吗. 中国工业经济,2018,(5).
- [22] 赵奇伟,熊性美. 中国三大市场分割程度的比较分析:时间走势与区域差异. 世界经济,2009,(6).
- [23] 刘华军,彭莹,贾文星等. 中国三大市场空间一体化及其网络结构研究——基于价格信息溢出视角的实证考察. 当代经济科学,2018,(5).
- [24] 李善同,侯永志,刘云中等. 中国国内地方保护问题的调查与分析. 经济研究,2004,(11).
- [25] OECD. Measuring Capital-OECD Manual. Paris: OECD Publishing, 2009.
- [26] 杨玉玲,郭鹏飞. 省际第三产业资本存量:框架、检验及动态轨迹. 数量经济技术经济研究,2017,(10).
- [27] 郭鹏飞,曹跃群. 中国经济基础设施资本回报率:测算、分解及影响因素. 当代财经,2020,(10).
- [28] World Bank. *World Development Report: Infrastructure for Development*. Oxford: Oxford University Press, 1994.
- [29] 金戈. 中国基础设施与非基础设施资本存量及其产出弹性估算. 经济研究,2016,(5).
- [30] 曹跃群,秦增强,齐倩. 中国资本服务估算. 统计研究,2012,(12).
- [31] S. Poncet. Measuring Chinese Domestic and International Integration. *China Economic Review*, 2003, 14(1).
- [32] A. Young. The Razor's Edge: Distortions and Incremental Reform in the People's Republic of China. *Quarterly Journal of Economics*, 2000, 115(4).
- [33] X.P. Xu. Have the Chinese Provinces Become Integrated under Reform. *China Economic Review*, 2002, 13(2).
- [34] 桂琦寒,陈敏,陆铭等. 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,(2).
- [35] D.C. Parsley, S.J. Wei. Convergence to the Law of One Price without Trade Barriers or Currency Fluctuations. *Quarterly Journal of Economics*, 1996, 111(4).
- [36] D.C. Parsley, S.J. Wei. Explaining the Border Effect: The Role of Exchange Rate Variability, Shipping Cost, and Geography. *Journal of International Economics*, 2001, 55(1).
- [37] 温忠麟,张雷,侯杰泰等. 中介效应检验程序及其应用. 心理学报,2004,(5).
- [38] N. Islam. Growth Empirics: A Panel Data Approach. *The Quarterly Journal of Economics*, 1995, 10(4).
- [39] H. Li, Z.G. Li. Road Investments and Inventory Reduction: Firm Level Evidence from China. *Journal of Urban Economics*, 2013, 76.
- [40] 踪家峰,岳耀民. 官员交流改变了什么?——经济增长、地区差距还是基础设施水平. 北京师范大学学报(社会科学版),2013,(6).
- [41] 高琳. 分权的生产率增长效应:人力资本的作用. 管理世界,2021,(3).
- [42] 陆铭,李鹏飞,钟辉勇. 发展与平衡的新时代——新中国70年的空间政治经济学. 管理世界,2019,(10).
- [43] J.D. Angrist, A.B. Krueger. Does Compulsary School Attendance Affect Schooling and Earnings. *Quarterly Journal of Economics*, 1991, 106(4).
- [44] 孙传旺,罗源,姚昕. 交通基础设施与城市空气污染——来自中国的经验证据. 经济研究,2019,(8).

[45] 杨正泰. 明代驿站考. 上海: 上海古籍出版社, 2006.

Infrastructure Investment, Market Integration and Regional Economic Growth

Guo Pengfei, Hu Xinyun (Chongqing Technology and Business University)

Abstract Under the new developmental pattern of "Dual Circulation", this paper integrates infrastructure investment, market integration and regional economic growth into a unified framework, calculates the provincial infrastructure capital stock and domestic market segmentation index from 1993 to 2017 by using the non-traditional way of perpetual inventory method and price method, and further empirically tests the mediating role of market integration in the relationship between infrastructure investment and regional economic growth by using the mediating effect model. The study found that the time variation trends of infrastructure capital investment and domestic market segmentation index were basically opposite during the sample period. The positive impact of infrastructure capital investment on regional economic growth was significantly mediated by the market integration, and such mediating effect was heterogeneous. Specifically, the mediating role of market integration in the relationship between network infrastructure investment and regional economic growth was more obvious, and such effect in the relationship between infrastructure investment and regional economic growth was more prominent in the eastern region. In terms of different market types, the integration of commodity market was more significance for exerting the economic growth effect of infrastructure. Accordingly, relevant countermeasures and suggestions are put forward from four aspects as follows: increasing the construction of network infrastructure such as 5G base station and intercity high-speed railway, actively guiding each functional region to give full play to its own comparative advantages, guaranteeing all kinds of market subjects to enter the market equally, and speeding up the progress of peasants' citizenization.

Key words infrastructure investment; market integration; regional economic growth; mediating effect

■ 收稿日期 2021-04-08

■ 作者简介 郭鹏飞, 经济学博士, 重庆工商大学长江上游经济研究中心讲师; 重庆 400067;
胡歆韵, 重庆工商大学长江上游经济研究中心博士研究生。

■ 责任编辑 桂 莉