

【党的二十届四中全会专题】

市场流通性、资源配置与空间经济协同^{*}

杨孟禹 张筱泽 张凤云

摘要:市场流通性是影响经济空间格局的重要力量,健全宏观经济治理体系是当前重要议题。与以往文献不同,文章以19万“城市对”为研究对象,分析市场流通性的空间经济协同效应。在理论分析基础上,将高铁连接作为提升市场流通性的一项外生冲击,构造整合了地级市、微观企业和流动人口的2004—2023年面板数据集,实证分析市场流通性提高的空间经济协同效应及机制。研究发现,市场流通性提高能够显著提高空间经济协同度,该结论在系列稳健性和异质性检验下依然成立。创新要素、经济要素和数据要素配置趋同在其中起着关键作用。进一步分析中,还考虑了系统性风险和空间网络地位的影响。该研究结论为完善流通体制,构建全国统一大市场,完善宏观调控制度体系提供了新思考。

关键词:市场流通性;资源配置;区域协调;空间效应

中图分类号:F299.24 文献标识码:A 文章编号:2095-5766(2025)06-0013-14 收稿日期:2025-06-16

*基金项目:国家社会科学基金一般项目“‘城—圈—群’网络结构支撑大中小城市协调发展的机制与路径研究”(23BJY132)。

作者简介:杨孟禹,男,云南大学经济学院副教授,硕士生导师(昆明 650500)。

张筱泽,女,云南大学经济学院硕士生(昆明 650500)。

张凤云,女,安徽科技学院财经学院副教授(蚌埠 233030)。

一、引言及文献综述

党的二十届四中全会强调要“坚决破除阻碍全国统一大市场建设卡点堵点”“健全一体衔接的流通规则和标准,高标准联通市场设施,降低全社会物流成本”。可见,提高市场流通性是构建全国统一大市场的基础,在宏观调控制度体系完善过程中也不可或缺。市场流通性的提高有利于各种要素在区域间的自由流动,但这是一把“双刃剑”。一方面,市场流通性提高推动要素在城市间优化配置,实现更高水平的分工合作,促进空间协调发展(卞元超等,2024);另一方面,市场流通性提高会加快比较优势较弱、市场规模不大、创新能力不足的城市要素资源的过度外流,导致空间发

展失衡(罗富政等,2019)。那么,市场流通性提高到底会促进还是削弱空间经济协同呢?资源配置在其中发挥怎样的作用?在当前加快建设全国统一大市场背景下,研究这些问题对进一步揭示市场流通的空间经济规律,完善宏观调控制度体系有重要意义。

关于市场流通性提高的空间效应,现有文献主要从以下角度展开:一是市场流通的经济增长效应。有学者认为市场流通性提高不仅带动本地经济增长(陈斌开等,2023),也促使相邻城市经济增长(陈朴等,2021);但也有学者认为,在经济开发程度高的地区,较低的市场流通性更有利于地区经济增长(陆铭等,2009)。二是市场流通的规模效应。陈韬等(2024)的研究表明,市场流通性的提高会通过降低贸易成本,引发产业空间分工和专业化集

聚,进而形成规模经济。三是市场流通对区域差距的影响。有研究指出市场流通性提高有助于缩小地区差距,且作用逐渐增强(刘华军等,2018);但也有研究表明市场流通性提高可能导致落后地区被锁定于传统产业,从而增大地区差距(李国平等,2007)。四是市场流通对产业空间布局的影响。较高的市场流通性有利于地区更好发挥比较优势和竞争优势,促进地区产业结构合理化和高级化;但同时市场流动性提高也可能会引起产业区位发生改变,促进污染企业的转移(豆建民等,2018)。

关于市场流通性提高的要素流动效应,现有文献主要集中于以下三个方面:第一,市场流通性提高能够促进人口要素在城市间的流动,尤其是高技能人才的流动。高技能人才之间的面对面交流不仅可以通过相互学习促进知识和技术溢出(刘修岩等,2022),而且可以传递不可编码的信息和技术要素,进而促进创新要素的流动。第二,市场流通性提高能够促进资本要素的流动。更高的市场流通性能够促进外地优质资本流入,挤出企业所获非正常资源支持,对当地企业的“僵尸化倾向”产生抑制作用(马新啸等,2022);降低企业之间信息传递和交流沟通成本,减少信息不对称带来的投资风险,促进投资项目的达成(龙玉等,2017)。第三,市场流动性的提高降低了地区间贸易壁垒,减少了产品流动摩擦(陈朴等,2021),可以提高产品在异地企业之间的运输效率,降低企业库存成本,提升企业的生产管理效率,对运输成本和库存成本较高的企业有很大影响(李涵等,2009)。

关于空间经济协同的影响因素的研究则主要集中于:一是区际双边贸易。价值链贸易是促进空间经济协同的重要力量(Duval et al., 2016),但在控制了价值链贸易之后,区际双边贸易对区域经济周期同步性的影响可能为负(邵朝对等,2018)。二是产业结构升级。研究表明产业结构升级可显著促进空间经济协同,且在内陆省份、生产型省份、人力资源优势省份该作用效果更明显(刘强等,2022)。三是金融一体化。金融一体化可以缩小地区间经济差距,进而促进空间经济协同(王军等,2020)。四是区域性政策。城市群、国家级新区、国家高新区等区域性政策均会对空间经济协同产生影响(曹清峰,2020;侯杰等,2020;刘瑞明等,2015)。五是对外开放程度。余丽丽等(2022)的研究表明,对外

开放程度提高通过扩大外需促进国内区域垂直分工,进而促进空间经济协同。六是基础设施建设。数字基建、交通基建等影响因素均可能影响空间经济协同(方锦程等,2023;杨本建等,2025)。

可见,虽然对于市场流通的空间效应和空间经济协同的影响因素方面的研究成果颇多,却鲜有文献基于资源配置趋同角度,考察市场流通性提高的空间经济协同效应。本文边际贡献体现在:第一,以配对后的“城市对”为研究对象,更能反映城市间的经济协同取向。第二,拓展了市场流通的经济效应研究维度,首次关注到了市场流通性提高引起的空间经济协同问题。第三,基于资源配置趋同角度,从创新要素、经济要素、数据要素配置趋同三个渠道,研究市场流通性提高影响空间经济协同的机制路径,丰富了市场流通的经济效应的研究内容。

二、现实表征、理论分析与假说提出

本节首先描述了我国市场流通性提高的现状,接着对市场流通性提高影响空间经济协同的理论机制进行分析,并提出研究假说。

(一)现实表征

中国高铁建设已取得举世瞩目的成就,截至2024年底,高铁营业里程突破4.8万千米,占世界高铁线路总里程的70%以上,通达97%的50万人口以上城市。高铁的开通为市场流通性提升提供了有力支撑,主要体现在三个维度:从人口流动性看,2024年全国铁路客运量达43.12亿人次,周转量达15799亿人千米,其中高铁分别贡献了76%和69%的运输份额;从资本流动性看,高铁建设展现出显著的投资乘数效应,每1亿元投资可以直接带动3亿元左右的关联产业投资;从物流运输看,高铁承接客运释放普铁货运潜能,提升铁路整体运输效率,2010—2024年铁路货运总量由36.43亿吨增加至51.75亿吨,社会物流总费用占GDP的比重由17.8%下降至14.1%。

“百度迁徙”平台记录的流动人口迁徙轨迹为高铁连接后的人口流动提供了直观证据。本文利用“百度迁徙”数据,计算2021—2023年人口迁徙指数衡量城市间人口流动性,具体计算方法如式(1)所示。其中, PM_{ij} 表示城市*i*到城市*j*的人口迁徙指数, PR_{ij} 表示城市*i*迁入城市*j*的人口数量占迁入城

市 j 总人口的比值; PIR_j 表示城市 j 的迁入规模指数; PC_{ij} 表示城市 i 迁出城市 j 的人口数量占迁出城市 j 总人口的比值; PIC_j 表示城市 j 的迁出规模指数。对城市迁入和迁出人口数据进行加总,可以得到总的人口迁徙指数。

$$PM_{ij} = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N PR_{ij} \cdot PIR_j + \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N PC_{ij} \cdot PIC_j \quad (1)$$

图1是不同高铁连接情况下城市对人口流动性的比较结果。由图1(1)可见,2021—2023年,连接高铁城市对和未连接高铁城市对的人口迁徙指数均有所增加,但相比之下,未连接高铁城市对人口迁徙指数的增加并不明显,连接高铁城市对的人口流动性远大于未连接高铁的城市对。由图1(2)可见,2021—2023年两个城市均连接高铁城市对和一个城市连接高铁城市对的人口迁徙指数均发生增长,但两个城市均连接高铁城市对的人口迁徙指数显著高于一个城市连接高铁城市对,说明两个城市均连接高铁的城市对的人口流动性大于一个城市连接高铁的城市对。基于此,本文将高铁连接视为市场流通性提高的重要表现,高铁连接为考察市场流通性提高与空间经济协同之间关系提供了一个外生冲击。

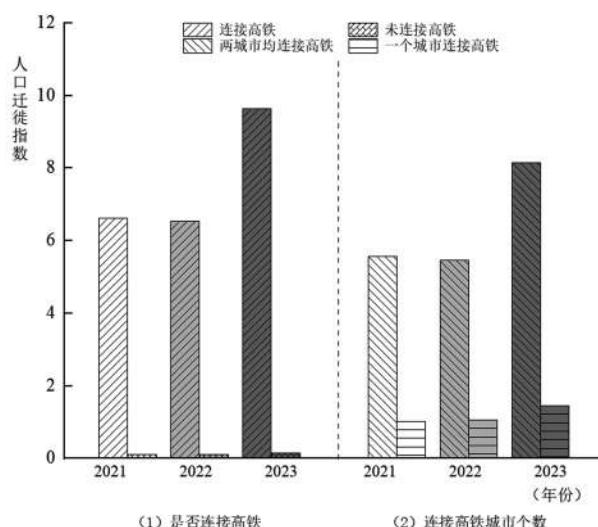


图1 2021—2023年不同高铁连接情况下的人口流动性

资料来源:作者根据测算结果绘制。

(二)理论分析与假说提出

市场流通性提高带来了系列经济效应。第一,市场流通性提高增强了城市间人流、物流、信息流、知识流强度,有利于要素实现有效配置。龙玉等(2017)研究发现,流通性高的城市能吸引更多风险投资;胡增玺等(2023)则发现,市场流通性提高可以显著促进企业创新。第二,市场流通性提高促进

了城市之间的联系,加强了城市合作,亦加剧了城市竞争。市场流通性提高打破了知识溢出在空间范围上的限制,有利于城市间在相互交流中进行协同创新;同时能够加速城市同质产业集聚,促进城市专业化分工和产业结构的优化升级。第三,市场流通性提高加深了城市开放程度,提高城市之间的贸易效率。要素高效配置和企业与个人间的频繁交流碰撞扩大和加深了城市之间联系的范围和频度,扩大了城市市场规模(范欣等,2017),并增强了潜在的创新机会。此外,市场流通性提高还会通过促进城市间要素配置模式趋同,进而强化城市空间经济协同。

市场流通的创新要素配置趋同效应。第一,市场流通性提高通过加快人力资本、技术等要素流动,促进知识溢出。市场流通性提高促进了城市间的劳动力面对面交流传播隐性知识,同时流动人口带来的文化多样性也有利于城市的创新(刘修岩等,2022)。当然,较高的流通性更会促进高级人才流动(Asheim et al., 2011),促进专业知识、技术的传播和扩散。从创新基础看,根据社会过滤理论,区域社会过滤条件决定了其进行创新和成果转化的能力,由于空间溢出的城市间知识技术条件相似趋势较强,故而不同城市具有相似的社会过滤条件,最终导致城市创新要素配置趋同。第二,市场流通性提高有利于扩大市场规模。一方面统一大市场上企业产品多样性竞争更加激烈,能够倒逼城市产品种类创新;另一方面较高的市场流通性扩大了企业的市场可达范围,市场竞争加剧则会给本地企业带来危机感,为巩固市场地位必然会主动寻求产品创新(胡增玺等,2023)。第三,市场流通性提高促进了城市间合作创新。从政府合作角度看,市场流通性提高增强了政府间的交流,促进各政府的创新部门进行研发合作,形成研发合作网络,有利于创新资源的整合与创造,进而推动创新合作(王锐等,2017)。从促进市场合作角度看,市场流通性提高有利于形成专业化分工来释放创新要素的利用潜力和影响范围(孔令丞等,2022),并通过市场合作完成复杂度更高的协同创新(Kang et al., 2023)。为此,提出假说1:

H1: 市场流通性提高通过创新要素配置趋同促进空间经济协同。

市场流通的经济要素配置趋同效应。市场流

通性提高使经济要素空间配置更有效,增强了要素空间分类选择效应。一方面,根据异质性主体的空间配置理论(Behrens et al., 2014),市场流通性提高可以加速异质性主体通过自身发展禀赋与城市规模的互补性做出事前异质性的区位选择进程。对于劳动力要素而言,市场流通性提高可以提升较高技能劳动力与较大规模城市、较低技能劳动力与较小规模城市之间的匹配效率(孙三百等,2023)。对于资本要素而言,较高的市场流通性不仅通过行业内集聚效应影响同行业企业的投资联动,而且通过跨行业同地区集聚效应产生“潮涌现象”影响跨行业企业的投资联动。对于土地要素而言,市场流通性提高可以影响土地要素的配置。从政府角度看,市场流通性提高以后,流通性较低的城市可能由于地方政府增长竞争压力,为促进更快增长而增强城市工业用地供给配置偏向(张莉等,2023);从市场角度看,流通性较高的城市可能面临更开放的市场,为提高在竞争中的比较优势,地方政府往往给出最优惠的土地政策以应对招商引资竞争(张莉等,2018)。另一方面,由于市场流通性提高强化了要素空间分类选择效应,会导致较大规模城市通过激烈市场竞争将学习禀赋、技能能级较低的劳动力,以及技术创新能力较弱、资本回报率较低的企业淘汰至规模较小的城市(张可云等,2020)。因此,在空间分类和空间选择的共同作用下,市场流通性提高最终实现了资源的再配置。为此,提出假说2:

H2: 市场流通性提高通过经济要素配置趋同促进空间经济协同。

市场流通的数据要素配置趋同效应。第一,对于数字产业来说,获得缄默知识及其隐含的新想法、新创意的能力和速度尤为重要,而不可编码的缄默知识的传播依赖于面对面交流。较高的市场流通性降低了城市之间的信息交流成本,加快了企业间信息交流的速度,有利于企业间缄默知识的传播。第二,市场流通性提高促进了高技能人才流动,畅通了知识溢出渠道,在城市间构建起紧密的知识创新网络,使城市内企业能更有效地享受发达地区的数字技术溢出,提高欠发达地区的数字技术使用能力(方锦程等,2023)。第三,市场流通性提高打破了原有城市的信息壁垒,缓解了对数字产业发展较为关键的信息不对称问题,提升了数字产业

的创业和发展空间,推动欠发达地区产业转型升级,加快产业数字化和数字产业化进程。第四,融资约束是制约数字产业发展的重要因素。对风险投资者来说,投资项目中包含大量的软信息,而这种软信息的获得必须通过风险投资者实地调研实现(龙玉等,2017)。市场流通性提高可以改善投资者面临的信息不对称,吸引更多的风险投资,缓解数字产业的融资约束,促进信息企业进入。为此,提出假说3:

H3: 市场流通性提高通过数据要素配置趋同促进空间经济协同。

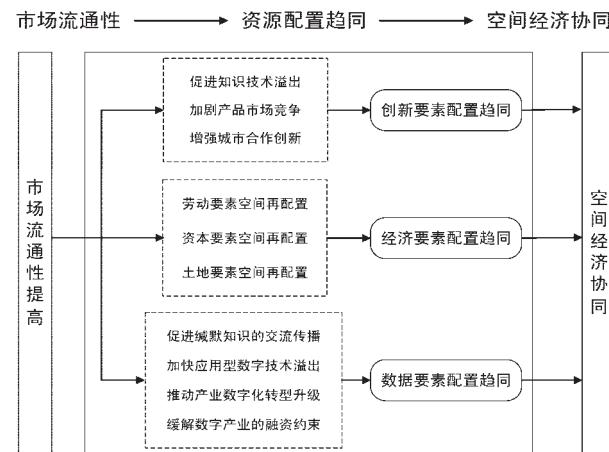


图2 市场流通性提高促进空间经济协同的机制图

资料来源:作者绘制。

三、模型设计和回归分析

本节将市场流通性提高作为准自然实验,运用多期双重差分模型对市场流通性提高的空间经济协同效应进行定量评估,包括计量模型设计、基准回归结果、稳健性与异质性三方面内容。

(一) 模型设计

本部分分别对样本选取、计量模型构建、变量定义和测度及数据来源及描述性统计进行说明。

1. 样本选取

由于本文需考察市场流通性提高的空间经济协同效应,将高铁连接作为提升市场流通性的一项外生冲击,故需要将城市两两配对为一组,以至少其中一个城市连接高铁的城市组设为实验组,均未连接高铁的城市组设为对照组。考虑到样本区间内存在经济联系较弱的城市对,运用修正后的引力模型来计算城市间的最大可能经济联系强度,即以

指标数值的上四分位数为临界值,若高于临界值,则表示两个城市具有较强的经济关联;反之,则两个城市的经济关联较弱,将其剔除。修正后的引力模型如公式(2)所示:

$$F_{ij} = \frac{\sqrt[4]{P_i G_i S_i A_i} \sqrt[4]{P_j G_j S_j A_j}}{D_{ij}^2} \quad (2)$$

其中, F_{ij} 表示城市*i*和城市*j*的最大可能经济联系强度; P_i 和 P_j 分别表示城市*i*和城市*j*的年末总人口数; G_i 和 G_j 分别表示城市*i*和城市*j*的实际地区生产总值; S_i 和 S_j 分别表示城市*i*和城市*j*的行政区域土地面积; A_i 和 A_j 分别表示城市*i*和城市*j*的城市行政等级,为了体现不同城市的行政等级对引力模型的影响,本文对城市行政等级赋值如下:直辖市为4,副省级城市为3,省会城市为2,其他地级市为1; D_{ij} 表示城市*i*和城市*j*之间的地理距离。

2.计量模型构建

本文将市场流通性提高作为准自然实验,运用多期双重差分模型检验市场流通性提高的空间经济协同效应,计量模型如下:

$$y_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 Connect_{ijt} + \beta_2 X_{ijt} + \omega_{ij} + \eta_t + \varepsilon_{ijt} \quad (3)$$

其中,被解释变量 y_{ijt} 为空间经济协同度指标,解释变量 $Connect_{ijt}$ 表示某年某城市对市场流通性提高, X_{ijt} 为一系列控制变量; ω_{ij} 为城市固定效应; η_t 为年份固定效应; ε_{ijt} 为随机误差项。

3.变量定义和测度

被解释变量空间经济协同度用 y_{ijt} 表示。借鉴Cerqueira et al.(2009)的方法,用相关系数计算空间经济协同度,算法如公式(4):

$$\rho_{ijt} = 1 - \frac{1}{2} \left[\frac{(d_{it} - \bar{d}_i)}{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (d_{it} - \bar{d}_i)^2}} - \frac{(d_{jt} - \bar{d}_j)}{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (d_{jt} - \bar{d}_j)^2}} \right]^2 \quad (4)$$

其中, ρ_{ijt} 为空间经济协同测算值,表征城市*i*和*j*之间的经济发展在*t*期的协同水平, d_{it} 和 d_{jt} 分别为城市*i*和*j*在*t*期的经济发展水平, \bar{d}_i 和 \bar{d}_j 分别为样本区间内城市*i*和*j*的经济发展水平均值。可见, ρ_{ijt} 取值范围为 $(-\infty, 1]$,数值越大表明城市间协同度越高。同时,为处理 ρ_{ijt} 的正负值分布不均可能引起的偏差,对 ρ_{ijt} 进行费雪变换,得本文使用的空间经济协同度,如公式(5):

$$y_{ijt} = \frac{1}{2} \ln \left(\frac{1 + \frac{\rho_{ijt}}{2T-3}}{1 - \rho_{ijt}} \right) \quad (5)$$

在数据可获得的前提下,城市经济发展水平主要选取人均实际地区生产总值、实际地区生产总值增长率、人均固定资产投资、人均实际利用外资额、人均消费品零售额以及职工平均工资6个指标,并使用熵值法进行合成。

解释变量城市间市场流通性用 $Connect_{ijt}$ 表示。若城市组中两城市均连接高铁或其中一个城市连接高铁,则将其在*t*年及之后年份的 $Connect$ 赋值为1,否则为0。

本文选取的控制变量包括:产业结构(ind_{ijt}),用两个城市第三产业产值与第二产业产值比值之差的绝对值取负数表示;固定资产投资($invest_{ijt}$),用两个城市固定资产投资总额与地区生产总值比值之差的绝对值取负数表示;对外开放水平($open_{ijt}$),用两个城市实际使用外资金额的对数差的绝对值取负数表示;财政自主权(fd_{ijt}),用两个城市公共财政收入与公共财政支出比值之差的绝对值取负数表示;教育水平(edu_{ijt}),用两个城市普通高等院校在校学生数的对数差的绝对值取负数表示。

4.数据来源及描述性统计

本文数据主要包括两类:一是城市宏观经济数据,主要来源于2004—2023年《中国城市统计年鉴》;二是高铁数据,来源于12306铁路网和《中国铁路年鉴》等。在数据处理过程中,对部分缺失数据采用线性插值法填充。变量描述性统计结果见表1。

表1 变量描述性统计表

变量名称	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>y</i>	190566	0.939	1.049	-1.187	8.331
<i>Connect</i>	190592	0.701	0.458	0.000	1.000
<i>ind</i>	190592	-0.499	0.654	-13.000	0.000
<i>invest</i>	190592	-1.027	1.727	-17.899	0.000
<i>open</i>	188487	-1.810	3.242	-71.568	0.000
<i>fd</i>	190592	-0.234	0.182	-1.490	0.000
<i>edu</i>	190592	-1.384	1.625	-19.204	0.000

数据来源:作者整理所得。

(二)基准回归结果

基准计量模型的回归结果见表2,其中,(1)列为未纳入控制变量的估计结果,解释变量 $Connect_{ijt}$ 的估计系数在1%的水平显著为正,而(2)列到(6)列则依次纳入了控制变量,解释变量均显著为正,表明市场流通性提高显著提升了城市间空间经济协同度。由此不难推测,市场流通性提高对城市间

表2 计量基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	y	y	y	y	y	y
Connect	0.022*** (2.93)	0.018** (2.47)	0.021*** (2.75)	0.018** (2.37)	0.018** (2.37)	0.015** (2.05)
ind		0.094*** (11.66)	0.090*** (11.35)	0.087*** (10.88)	0.086*** (10.86)	0.213*** (15.03)
invest			-0.036*** (-22.67)	-0.035*** (-21.88)	-0.035*** (-21.88)	-0.034*** (-21.76)
open				-0.004*** (-3.82)	-0.004*** (-3.86)	-0.004*** (-3.48)
fd					0.027 (1.14)	0.071*** (2.95)
edu						-0.416*** (-12.70)
常数项	0.851*** (52.24)	0.889*** (55.00)	0.847*** (52.61)	0.847*** (52.35)	0.853*** (50.94)	0.808*** (47.09)
城市固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	190566	190566	190566	188461	188461	188461
R ²	0.286	0.289	0.292	0.300	0.300	0.302

数据来源:作者计算所得。

注:括号内为t统计量,*、**和***分别表示10%、5%和1%显著性水平。以下诸表同。

空间经济协同效应可能有促进效应。

(三)稳健性与异质性

本部分通过一系列稳健性检验对基准回归结果进行验证,并探讨市场流通性提高影响空间经济协同的异质性。

1.平行趋势检验

处理组和对照组之间具有相似的平行趋势是准自然实验有效的前提假设之一。本文以政策发生前一期为基期,运用事件研究法进行平行趋势检验。由图3可知,政策发生前各期系数均不显著,这表明政策发生前,城市间空间经济协同度不存在显著差异,满足平行趋势假定。而在政策发生后1—5期,回归系数均保持显著为正,说明市场流通性提高对空间经济协同有正向影响。在政策发生2期后,回归系数逐渐减小,说明市场流通性提高的政策效应逐渐减弱。

2.倾向得分匹配

考虑到城市流通性提高并非完全随机,从而导致回归分析的样本在一定程度上存在选择性偏差。本文采用倾向得分匹配方法对样本进行再处理。具体而言,将控制变量作为协变量,使用Logit

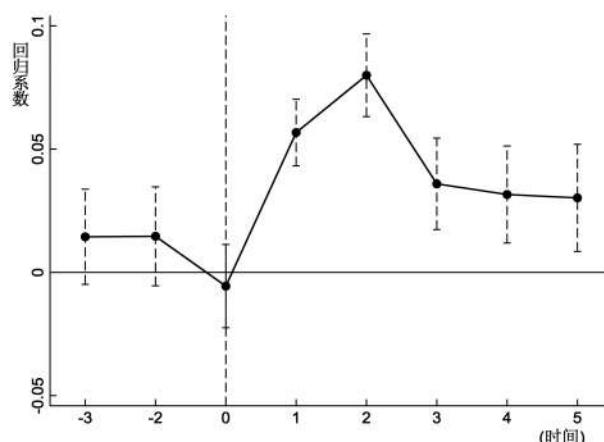


图3 平行趋势检验图

资料来源:作者整理绘制。

模型计算倾向得分,运用逐年匹配的方法进行1:1的卡尺内最近邻匹配,卡尺选择为0.05。估计结果如表3(1)列所示,回归系数在10%的显著性水平上为正,且回归系数相对表2的估计结果有所下降,表明基准回归模型经倾向得分匹配方法处理后,能够矫正其高估市场流通性提高的空间经济协同效应偏误。

3.安慰剂检验

为了排除某些不可观测因素对空间经济协同

效应的影响,本文对基准回归结果进行了安慰剂检验。通过随机抽样500次构建“伪政策虚拟变量”,并进行回归估计产生错误的系数估计值,结果显示,回归系数集中分布在0值附近,近似服从正态分布,大部分p值大于0.1,且实际估计系数明显属于异常值,说明市场流通性提高对不同城市间空间经济协同效应的影响并非由不可观测因素导致,证明基准回归结果具有稳健性。

4. 更换核心指标测度方法

一方面,式(4)的空间经济协同度是基于城市经济综合发展指标计算的,这可能会夸大城市间空间经济协同效应:一是由于人均固定资产投资、职工平均工资等福利性指标随着城市发展其取向具有天然一致性,即越高越好;二是城市间空间经济协同效应在“存量经济”上的协同度可能不如“增量经济”上明显。故而,用城市GDP的增长率计算的指数可能更能反映城市间经济协同。另一方面,基准回归中核心解释变量包含了配对城市中仅有一个城市连接高铁的情形,而这种空间溢出的机制较为复杂,为排除其可能的影响,本文通过重新设置核心解释变量 $Connect_{ij}$ 的方法(在两城市均连接高铁的当年及之后年份, $Connect_{ij}$ 取值为1,两城市均未连接高铁,取值为0)来进行稳健性检验。经上述两种方法更换核心指标之后的基准模型回归结果如表3(2)列和(3)列,显示核心解释变量的估计系数均显著为正,表明市场流通性提高可以促进

空间经济协同的结论是稳健的。

5. 排除其他政策干扰

城市间的空间经济协同度除受到交通效率提高的影响外,还会受到信息交互效率提高和城市群政策强度的影响。在本文研究期内,主要考虑自2013年开始逐步试点实施的、旨在改善提升城市间信息公共基础设施的“宽带中国”战略以及自2015年国务院开始逐步批复的长江中游、哈长、成渝等10个国家级城市群。“宽带中国”战略可以促进城市间经济社会信息的交融交流交往,导致城市间出现较强的空间经济协同。当前我国一共19个在建城市群,除上述10个外,还有9个由国家发展和改革委员会批复的城市群,虽然这19个城市群都是“十三五”“十四五”规划中的重点,战略地位相当,但前者批复时间较早、批复部门级别较高,可能在城市群政策的执行力、政策的系统性方面更有优势,从而导致更强的空间经济协同度。为缓解上述政策可能对回归结果产生的影响,本文在基准模型中依次加入了“宽带中国”试点政策和10个国家级城市群设立的虚拟变量。回归结果见表3(4)列和(5)列,显示在依次控制了两个政策的影响后,解释变量的估计系数依然均显著为正,表明市场流通性提高有效增强城市间空间经济协同度的分析判断并不受到这两项政策的明显干扰。

6. 异质性处理效应分析

DE Chaisemartin et al.(2020)指出,多期双重差分模型的估计系数是各处理个体在各时间点处理效应的加权平均,当存在异质性处理效应时,可能会出现负权重现象,导致模型估计系数产生偏误。本文对此开展了检验,结果显示,在所有131976个权重中,81521个权重为正,50455个权重为负,负权重占比达到38.23%,表明模型估计系数在异质性处理效应下可能并不稳健。因此,本文进一步利用模糊双重差分模型估计状态变动时的局部平均处理效应。估计结果显示,Ward-TC的模糊双重差分法估计值为0.026,在5%的水平上显著为正,说明在考虑异质性处理效应后,对处理状态改变个体的局部平均处理效

表3 稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	倾向得分匹配	更换核心指标	更换核心指标	排除干扰政策	排除干扰政策
Connect	0.013* (1.69)	0.126*** (11.81)	0.070*** (2.79)	0.019** (2.03)	0.021*** (3.21)
“宽带中国”政策				0.065*** (6.67)	
国家级城市群设立					0.139*** (16.87)
常数项	0.821*** (47.34)	0.971*** (51.98)	1.741*** (117.96)	0.875*** (46.51)	0.842*** (54.03)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	184300	187205	113232	188461	190566
R ²	0.288	0.165	0.135	0.234	0.316

数据来源:作者计算所得。

应依然显著,前文估计结果是稳健的。

7. 空间异质性分析

基于地理区位的异质性分析。本文将城市对的样本划分为同属沿海地区、分属不同地区、同属内陆地区三类,考察市场流通性提高对空间经济协同的异质性影响。回归结果如表4(1)列至(3)列得出,显示市场流通性提高显著促进了分属不同地区城市之间的空间经济协同,但对同属沿海地区和同属内陆地区两两城市的影响却不显著。可能的原因是市场流通性提高促进了沿海城市和内陆城市的经济社会交流融合交往,增强了沿海城市和内陆城市的经济联系,提高了沿海城市的溢出带动效应。

基于城市规模的异质性分析。本文按照城市人口规模将城市样本分为两份,根据配对后的城市对所处的类别将城市样本划分为三类:两城市均在前二分之一的定义为同属大城市、均在后二分之一的定义为同属小规模城市、跨类别的定义为分属不同规模城市。利用基准回归模型进行分类回归后的结果如表4(4)列至(6)列所示,可以看出市场流通性提高有利于增强同属大城市以及分属不同规模水平的城市之间的空间经济协同度,但却降低了同属小规模的城市间的空间经济协同度。可能原因是:大城市经济发展水平普遍较高,要素供需结构、创新能力和经济结构相似,市场流通性提高能提升空间要素和产品配置效率;不同规模城市之间,由于规模经济各异,市场流通性提高能助其实现立足于比较优势的经济发展,从而提高大城市对小城市的空间溢出效应;小城市经济体量较小、创新能力较弱,且诸多小城市都是围绕各自的大城

市为核心进行发展,它们之间的空间经济协同度就要弱得多。

四、机制检验与进一步分析

本节探究了市场流通性提高促进空间经济协同的具体作用机制,并进一步考虑系统性风险和空间网络地位的影响。

(一) 机制检验

本部分分别从创新要素配置趋同、经济要素配置趋同、数据要素配置趋同检验了市场流通性提高促进空间经济协同的作用机制。

1. 市场流通的创新要素配置趋同

创新是经济增长的核心要素,正如前文所述,市场流通性提高会通过城市间知识技术溢出,促进城市间政府和市场创新合作,从而增强城市间创新要素配置趋同。为检验这一机制,本文利用城市专利授权总量的对数值表示创新水平,根据公式(4)、公式(5)计算其创新协同度来衡量城市间创新要素配置趋同(*innovation*)。表5(1)列和(4)列为创新要素配置趋同效应的检验结果。(1)列结果显示,市场流通的回归系数在5%的水平上显著为正,表明市场流通性提高有助于增强城市间创新要素配置趋同。(4)列结果显示,创新协同度的系数在1%的水平上显著为正,表明城市间创新要素配置趋同有利于增强空间经济协同。此外,考虑到不同流通性的城市之间的知识溢出和创新合作程度不同,创新要素配置趋同效应可能也有差异,为此将只有一个城市连接高铁的城市对视为市场流通性较弱城市对,将两个城市均连接高铁的城市对视为市场流通性

表4 异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	同属沿海地区	分属不同地区	同属内陆地区	同属大城市	分属不同规模城市	同属小规模城市
Connect	-0.023 (-0.48)	0.078*** (4.63)	-0.014 (-1.23)	0.022* (1.95)	0.024* (1.70)	-0.072* (-1.73)
常数项	1.092*** (17.13)	1.064*** (31.72)	0.775*** (31.55)	0.993*** (42.05)	0.744*** (23.66)	1.258*** (18.66)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	8896	55142	122935	100408	75026	14161
R ²	0.166	0.263	0.222	0.275	0.217	0.202

数据来源:作者计算所得。

表5 市场流通的创新要素配置趋同

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全样本	市场流通性较弱	市场流通性较强	全样本	市场流通性较弱	市场流通性较强
	<i>innovation</i>	<i>innovation</i>	<i>innovation</i>	γ	γ	γ
<i>Connect innovation</i>	0.010** (2.37)	0.011 (0.99)	0.005* (1.71)		0.287*** (41.42)	0.177*** (13.55)
						0.300*** (36.39)
常数项	0.008*** (3.92)	-0.013 (-1.39)	0.011*** (2.83)	0.874*** (46.06)	1.097*** (22.45)	0.894*** (47.40)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	190592	34198	151208	188461	32519	153512
R^2	0.154	0.181	0.200	0.252	0.246	0.274
经验p值	—	—	—	—	0.0102**	

数据来源:作者计算所得。

较强城市对。对这两种情况分别回归分析,(2)(3)(5)(6)列结果和经验p值表明,市场流通性较强城市对的创新要素配置趋同效应更强。

2. 市场流通的经济要素配置趋同

由于市场流通性提高会增强要素的空间分类选择效应,由此流通性较强的城市很可能虹吸诸多高技能人才和高利润企业集聚,从而呈现城市间经济要素配置趋同。本文主要从劳动力价格、房价和技能劳动三个维度来衡量要素配置趋同。首先,市场流通性提高可以提升劳动力与城市之间的匹配效率,使城市之间的劳动收入差距减小。本文利用平均工资的对数表示劳动力价格水平,计算其协同

度衡量劳动力价格趋同(*wage*)。其次,市场流通性提高还会促进资本的跨城市配置,进而影响住房需求和住房供给,导致城市间房价趋同。本文利用城市平均房价的对数计算协同度,衡量房价趋同(*house*)。最后,市场流通性提高促进高技能人才在城市间的流动,可能导致城市间技能劳动结构趋同。本文采用信息传输、计算机服务和软件业从业人数占城市总从业人数的比重表示技能劳动结构,通过计算其协同度衡量技能劳动趋同(*labor*)。

在表6中,(1)列和(4)列回归结果显示,市场流通回归系数和*wage*的系数均显著为正,表明市场流通性提高有利于城市间的劳动力价格趋同,城市间

表6 市场流通的劳动力价格配置趋同

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全样本	市场流通性较弱	市场流通性较强	全样本	市场流通性较弱	市场流通性较强
	<i>wage</i>	<i>wage</i>	<i>wage</i>	γ	γ	γ
<i>Connect wage</i>	0.054*** (5.85)	-0.008 (-0.38)	0.078*** (7.78)		0.014*** (2.93)	0.014 (1.47)
						0.012** (2.16)
常数项	0.568*** (57.75)	0.798*** (36.17)	0.555*** (45.17)	1.197*** (78.84)	0.640*** (12.42)	1.068*** (62.19)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	188357	34142	150671	176162	32636	142081
R^2	0.038	0.047	0.039	0.281	0.185	0.312

数据来源:作者计算所得。

劳动力价格趋同可以增强空间经济协同;(2)列和(5)列的回归系数不显著,(3)列和(6)列的回归系数显著为正,表明市场流通性较强城市对的劳动力价格配置趋同效应更强。在表7中,(1)列和(4)列回归结果显示,市场流通回归系数和 $house$ 的系数均显著为正,这说明市场流通性提高有利于城市之间房价趋同,且房价趋同可以显著增强空间经济协同;(2)(3)(5)(6)列的估计结果和经验p值表明,市场流通性较强城市对的房价趋同效应更强。

在表8中,(1)列和(4)列结果显示,市场流通回归系数和 $labor$ 系数均显著为正,表明市场流通性提

高能够显著增强城市间技能劳动趋同,技能劳动趋同可以促进空间经济协同;(2)列和(5)列的回归系数不显著,(3)列和(6)列的回归系数显著为正,这表明流通性较强城市对的市场流通具有较强技能劳动趋同效应。

3. 市场流通的数据要素配置趋同

本文主要从配置能力、数据产业两个角度分析城市对数据要素的配置效应。其中配置能力主要考虑传统数字经济指标,主要选取互联网宽带接入用户数、移动电话年末用户数、信息传输计算机服务和软件业人数、电信业务收入四个指标,基于熵值法加

表7 市场流通的房价配置趋同

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全样本	市场流通性较弱	市场流通性较强	全样本	市场流通性较弱	市场流通性较强
	$house$	$house$	$house$	γ	γ	γ
Connect	0.046*** (4.33)	0.036** (2.13)	0.079*** (6.19)			
$house$				0.007** (2.24)	0.009 (1.19)	0.011*** (3.36)
常数项	0.707*** (58.41)	0.714*** (28.68)	0.663*** (45.65)	1.273*** (86.24)	0.663*** (12.72)	1.341*** (79.89)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	189268	32289	138914	171336	31406	141063
R^2	0.065	0.145	0.067	0.288	0.144	0.329
经验p值	—	0.0803*		—	—	

数据来源:作者计算所得。

表8 市场流通的技能劳动配置趋同

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全样本	市场流通性较弱	市场流通性较强	全样本	市场流通性较弱	市场流通性较强
	$labor$	$labor$	$labor$	γ	γ	γ
Connect	0.024* (1.78)	0.046 (1.59)	0.020** (2.17)			
$labor$				0.016*** (7.23)	0.007 (1.38)	0.011*** (4.71)
常数项	0.795*** (49.37)	0.599*** (15.66)	0.664*** (46.58)	0.870*** (44.83)	1.611*** (46.29)	0.978*** (49.15)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	175157	32477	128531	189281	31405	150617
R^2	0.046	0.045	0.037	0.221	0.182	0.248

数据来源:作者计算所得。

权后采用协同度算法来构建反映城市数据要素配置水平(*data*)。在表9中,(1)列和(4)列结果显示,市场流通回归系数和*data*系数均显著为正,这说明市场流通性提高显著促进城市间数据要素配置水平趋同,提高了经济协同。(2)列和(5)列回归系数均不显著,(3)列和(6)列回归系数均显著为正,这表明对于市场流通性较强的城市对,市场流通性引致的城市数据要素配置趋同效应也更强,而市场流通性较弱的城市对之间这种效应并不明显。

虚拟集聚是以数据要素为核心的产业空间组织的新形态。本文参考赵春明等(2022)的做法,首先利用OECD投入产出数据计算出各行业数字要素的直接消耗系数,然后将其与中国第一次经济普

查行业数据相匹配,以样本窗口期初始年份行业产出比例为权重,将行业层面数字要素直接消耗系数加权平均到城市层面,根据式(6)计算出城市数字服务行业渗透度来表示城市虚拟集聚水平,并计算其协同度作为虚拟集聚(*digital*)趋同的衡量指标。其中, $xnjj_u$ 表示城市*i*在年份*t*的数字服务行业渗透度, $factor_{st}$ 表示各行业数字要素直接消耗系数, $output_{s,i,t=2004}$ 是城市*i*的行业*s*在2004年的产出, $output_{i,t=2004}$ 表示城市*i*在2004年的总产出,两者比值表示2004年城市*i*的经济结构。

$$xnjj_u = \sum_{s \in S} \frac{output_{s,i,t=2004}}{output_{i,t=2004}} \cdot factor_{st} \quad (6)$$

表10(1)列和第(4)列为虚拟集聚趋同效应的

表9 市场流通的数据要素配置能力趋同

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全样本	市场流通性较弱	市场流通性较强	全样本	市场流通性较弱	市场流通性较强
	<i>data</i>	<i>data</i>	<i>data</i>	<i>y</i>	<i>y</i>	<i>y</i>
Connect	0.047*** (3.71)	0.033 (1.32)	0.064*** (4.32)			
<i>data</i>				0.004** (2.10)	-0.004 (-0.72)	0.006*** (2.86)
常数项	0.935*** (58.69)	0.959*** (34.31)	0.546*** (29.38)	1.026*** (65.02)	1.083*** (19.93)	0.889*** (50.76)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	190558	31503	140027	172479	32512	142124
<i>R</i> ²	0.187	0.238	0.198	0.254	0.236	0.275

数据来源:作者计算所得。

表10 市场流通的虚拟集聚趋同

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全样本	市场流通性较弱	市场流通性较强	全样本	市场流通性较弱	市场流通性较强
	<i>digital</i>	<i>digital</i>	<i>digital</i>	<i>y</i>	<i>y</i>	<i>y</i>
Connect	0.049*** (3.67)	0.044 (1.57)	0.067*** (4.38)			
<i>digital</i>				0.007*** (2.93)	0.003 (0.46)	0.003* (1.82)
常数项	0.747*** (45.03)	0.747*** (20.73)	0.759*** (42.47)	1.209*** (94.67)	0.590*** (10.95)	1.257*** (137.20)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	183213	33477	148951	158440	31821	125374
<i>R</i> ²	0.041	0.045	0.039	0.268	0.182	0.430

数据来源:作者计算所得。

检验结果。(1)列结果显示,市场流通估计系数在1%的水平上显著为正,表明市场流通性提高能够促进城市间虚拟集聚趋同。(4)列结果显示,digital的回归系数显著为正,这说明城市间虚拟集聚趋同有利于增强空间经济协同。(2)列和(4)列回归系数均不显著,(3)列和(6)列回归系数均显著为正,表明城市间虚拟集聚趋同在市场流通性较强情况下的效应更强。

(二)进一步分析

本部分进一步考虑系统性风险和空间网络地位对研究结果的影响。

1.排除系统性风险影响

在样本期内,市场流通性高的空间经济协同效应可能被2008年金融危机和2020年新冠疫情等

宏观经济冲击所掩盖,从而会使回归结果产生偏误。为了处理这种系统性风险造成的影响,本文截取2004—2008年和2011—2018年的样本,对样本进行分时段回归。回归结果如表11(1)(4)列所示,市场流通的回归系数显著为正,说明分时段排除系统性影响因素后,市场流通性提高依然可以促进空间经济协同,与基准回归结果一致。(2)(3)(5)(6)列表明,对于流通性较弱的城市对,市场流通性提高的空间经济协同效应较弱,但对于流通性较强的城市对,市场流通性提高依然可以显著增强空间经济协同。这意味着流通性较弱城市对的空间经济协同效应可能受系统性影响较大。因此,进一步提高市场流动性对于规避系统性风险的影响是很必要的。

表11 系统性风险和空间网络地位分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	全样本	市场流通性 较弱	市场流通性 较强	全样本	市场流通性 较弱	市场流通性 较强	空间网络 强度小	空间网络 强度大
Connect	0.063*** (3.00)	0.043 (0.80)	0.051** (2.21)	0.085*** (5.08)	0.068 (1.61)	0.094*** (4.17)	0.017 (1.19)	0.029** (2.30)
常数项	2.252*** (71.76)	1.937*** (33.51)	2.325*** (56.93)	1.915*** (69.44)	1.189*** (26.71)	1.887*** (57.80)	1.447*** (52.21)	0.759*** (31.65)
控制变量	YES							
城市固定效应	YES							
年份固定效应	YES							
观测值	37679	5948	31315	89268	12388	63568	65285	125281
R ²	0.049	0.025	0.055	0.025	0.058	0.022	0.319	0.200

数据来源:作者计算所得。

2.考虑空间网络的影响

前文只分析了市场流通性对城市间空间经济协同的“有无”影响,并未考虑节点城市在空间网络中的地位异质性。不同节点城市在空间网络中的地位不同,空间网络地位越高的城市通常连接城市更多、辐射范围更广,在空间网络中享受到的效应可能越强。本文运用社会网络分析法,通过计算节点城市的度数中心度(dc_i)来反映节点城市在空间网络中的地位,计算方式如式(7)所示。其中, K_i 表示城市*i*与其直接相连的节点城市个数; N 表示节点城市数量。城市*i*的度数中心度越大,表明与城市*i*直接相连的城市越多,其在空间网络中的地位越高。为便于分组比较分析,若城市对的城市度数中心度均小于当年所

有城市度数中心度的平均值,则认为该城市对空间网络地位较低;反之,则认为城市对空间网络地位较高。

$$dc_i = \frac{\sum_{i=1}^N K_i}{N-1} \quad (7)$$

回归的结果如表11所示,(7)列的回归系数不显著,(8)列则显著为正,表明市场流通性提高显著促进空间网络地位高的城市对之间的空间经济协同,但对空间网络地位较低的城市对的影响却不显著。这可能是由于空间网络地位较高的城市之间的创新要素、经济要素、数据要素配置趋同效应更强。因此,打造高密度、多节点的空间网络,提高节点城市在空间网络中的地位,对促进空间经济协同具有重要意义。

五、主要结论和政策启示

党的二十大报告明确指出,构建全国统一大市场,深化要素市场化改革,建设高标准市场体系。市场流通正通过促进商品、服务和要素城市间的配置,重塑城市发展格局。为此,本文对市场流通性提高是否影响以及如何影响空间经济协同进行了系统的实证分析,在理论分析基础上,将高铁连接作为提高市场流通性的外生冲击,以城市两两配对作为研究对象,运用面板多期双重差分模型,通过构造整合地级市、微观企业和流动人口的2004—2023年面板数据集,基于资源配置趋同角度,计量分析市场流通性提高的空间经济协同效应,并进行了一系列稳健性检验和异质性检验。主要结论为:第一,市场流通性提高能够显著增强空间经济协同,该结论通过了倾向得分匹配、安慰剂检验、更换核心指标、排除其他政策干扰、异质性处理效应分析等系列稳健性检验。第二,市场流通性提高主要通过创新要素、经济要素、数据要素配置趋同增强空间经济协同。第三,在分别考虑系统性风险和空间网络地位的影响后,市场流通性提高仍能够促进空间经济协同效应,验证了本文结论和分析机制的稳健性。

根据研究结论得到的政策启示如下:第一,由于我国城市空间发展总体上仍不平衡不充分,而市场流通深刻改变了传统经济下的城市空间关系。所以研究市场流通性提高如何影响城市间的关系是很必要的。当前文献主要集中于市场流通的单个城市经济的空间溢出问题,鲜有文献关注城市之间的经济关系变化。本文将研究对象拓展为“城市对”,能够较好地捕捉市场流通性提高对两个城市之间关系的影响,以探索市场流通性提高使两个城市发展到底是趋于同步还是异步。这对于促进城市协调的政策制定具有重要现实意义。第二,排除系统性共振因素后,市场流通性提高主要通过促进城市间创新要素配置趋同、经济要素配置趋同和数据要素配置趋同,使城市间空间经济协同,进而有利于促进城市协调。这三种机制提高了要素空间配置效率,有助于提高相对落后城市的经济发展速度,为促进城市协调发展拓宽了新的渠道。当然,本文也注意到空间经济协同具有两重性。一方面,

增强空间经济协同可以促进城市协调发展,发挥经济发展水平较高的城市对经济发展水平较低的城市的带动作用和经济溢出效应,促进社会总体效用的提高;另一方面,空间经济协同度的提高,也意味着更能快速传播城市经济发展的系统性风险,由此催生了城市经济高度韧性发展的要求。福祸相依,如何更好地利用空间经济协同促进城市协调发展,同时增强城市经济韧性以防范风险,这也是在加快建设全国统一大市场的背景下,深入推进区域协调发展战略必然面临的考验。

参考文献

- [1] ASHEIM B T, SMITH H L, OUGHTON C. Regional innovation systems: theory, empirics and policy [J]. *Regional studies*, 2011(7):875—891.
- [2] BEHRENS K, DURANTON G, ROBERT-NICoud F. Productive cities: sorting, selection, and agglomeration [J]. *Journal of political economy*, 2014(3):507—553.
- [3] CERQUEIRA P A, MARTINS R. Measuring the determinants of business cycle synchronization using a panel approach[J]. *Economics letters*, 2009(2):106—108.
- [4] DE CHAISEMARTIN C, D HAULTFŒUILLE X. Two-way fixed effects estimators with heterogeneous treatment effects [J]. *American economic review*, 2020(9):2964—2996.
- [5] DUVAL R, LI N, SARAF R, et al. Value-added trade and business cycle synchronization [J]. *Journal of international economics*, 2016(99):251—262.
- [6] KANG M, LI Y, ZHAO Z, et al. Travel costs and inter-city collaborative innovation: evidence of high-speed railway in china [J]. *Structural change and economic dynamics*, 2023(65):286—302.
- [7] 孔令丞,王悦,谢家平.长三角区域一体化扩容、协调集聚与区域创新[J].*财经研究*,2022(12).
- [8] 李涵,黎志刚.交通基础设施投资对企业库存的影响:基于我国制造业企业面板数据的实证研究[J].*管理世界*,2009(8).
- [9] 龙玉,赵海龙,张新德,等.时空压缩下的风险投资:高铁通车与风险投资区域变化[J].*经济研究*,2017(4).
- [10] 邵朝对,李坤望,苏丹妮.国内价值链与区域经济周期协同:来自中国的经验证据[J].*经济研究*,2018(3).
- [11] 王锐,刘秉镰.创新要素的流动为何如此重要?——基于全要素生产率的视角[J].*中国软科学*,2017(8).
- [12] 张可云,何大柏.空间类分与空间选择:集聚理论的新前沿[J].*经济学家*,2020(4).
- [13] 张莉,刘昭聪,程可为,等.产业用地审批改革与资源配置效率:基于微观企业土地存量数据的研究[J].*中国工*

- 业经济,2023(9).
- [14]张莉,皮嘉勇,宋光祥.地方政府竞争与生产性支出偏向:撤县设区的政治经济学分析[J].财贸经济,2018(3).
- [15]赵春明,班元浩,李宏兵,等.虚拟集聚能否促进城市出口产品质量升级[J].经济管理,2022(7).
- [16]豆建民,崔书会.国内市场一体化促进了污染产业转移吗?[J].产业经济研究,2018(4).
- [17]范欣,宋冬林,赵新宇.基础设施建设打破了国内市场分割吗?[J].经济研究,2017(2).
- [18]余丽丽,彭水军.全面对外开放与区域协调发展:基于价值链互动视角[J].世界经济,2022(1).
- [19]马新啸,汤泰勤,仲崇阳.要素市场整合与中国企业去僵化[J].经济管理,2022(10).
- [20]王军,付莎.金融一体化与城市群经济协调发展[J].财经科学,2020(10).
- [21]卞元超,白俊红.全国统一大市场、地区技术多样化与企业技术复杂度[J].数量经济技术经济研究,2024(6).
- [22]曹清峰.国家级新区对区域经济增长的带动效应:基于70大中城市的经验证据[J].中国工业经济,2020(7).
- [23]陈斌开,赵扶扬.外需冲击、经济再平衡与全国统一大市场构建:基于动态量化空间均衡的研究[J].经济研究,2023(6).
- [24]陈朴,林垚,刘凯.全国统一大市场建设、资源配置效率与中国经济增长[J].经济研究,2021(6).
- [25]陈韬,闫中晓.国内市场一体化的规模经济强化效应:降低制度性贸易摩擦视角[J].数量经济技术经济研究,2024(4).
- [26]方锦程,刘颖,高昊宇,等.公共数据开放能否促进区域协调发展:来自政府数据平台上线的准自然实验[J].管理世界,2023(9).
- [27]侯杰,张梅青.城市群功能分工对区域协调发展的影响研究:以京津冀城市群为例[J].经济学家,2020(6).
- [28]胡增玺,马述忠.市场一体化对企业数字创新的影响:兼论数字创新衡量方法[J].经济研究,2023(6).
- [29]李国平,何雄浪.专业化产业集聚、空间成本与区域工业化[J].经济学(季刊),2007(4).
- [30]刘华军,彭莹,贾文星,等.价格信息溢出、空间市场一体化与地区经济差距[J].经济科学,2018(3).
- [31]刘强,李泽锦.产业结构升级与区域经济协调发展:来自省域与城市群的经验证据[J].经济学家,2022(8).
- [32]刘瑞明,赵仁杰.国家高新区推动了地区经济发展吗?——基于双重差分方法的验证[J].管理世界,2015(8).
- [33]刘修岩,王峭.知识溢出的边界效应:来自专利引用数据的证据[J].经济研究,2022(11).
- [34]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?[J].经济研究,2009(3).
- [35]罗富政,罗能生.政府竞争、市场集聚与区域经济协调发展[J].中国软科学,2019(9).
- [36]孙三百,申文毓.劳动力空间类分和选择效应存在吗:异质性集聚理论的实证检验与机制分析[J].财贸经济,2023(6).
- [37]杨本建,李文平,唐金汶.全国统一大市场与区域经济周期同步性:来自交通基础设施连通的证据[J].数量经济技术经济研究,2025(4).

Market Liquidity, Resource Allocation, and Spatial Economic Synergy

Yang Mengyu Zhang Xiaoze Zhang Fengyun

Abstract: Market liquidity is an important force shaping the spatial economic pattern, and improving the macroeconomic governance system is a critical contemporary issue. Different from previous literature, this study examines the spatial economic synergy effect of market liquidity by analyzing 190,000 “city pairs” as the research object. On the basis of theoretical analysis, we take high-speed railway connection as an exogenous shock to enhance market liquidity and empirically analyze the spatial economic synergy effect and mechanism of improved market liquidity by constructing a panel data set integrating prefecture-level cities, micro-enterprises and floating population from 2004 to 2023. The study finds that the improvement of market liquidity can significantly enhance the spatial economic synergy degree, and this conclusion is still valid under the series of robustness and heterogeneity tests. The study also finds that the convergence of innovation factors, economic factors and data factors plays a key role in this process. In further analysis, factors such as systemic risk and spatial network position are also considered. This paper explores the spatial economic synergy effect of improved market liquidity from the perspective of resource allocation convergence, providing new thinking for understanding “the improvement of the circulation system and the construction of a unified national market” and “the improvement of the macroeconomic governance system”.

Key Words: Market Liquidity; Resource Allocation; Regional Coordination; Spacial Effect

(责任编辑:文 锐)