

高铁开通、金融资源配置 与区域经济发展不平衡^{*}

——基于 PSM-DID 模型的估计

郑联盛 孟雅婧 李俊成

(摘 要) 本文以我国 268 个地级市为样本, 通过 PSM-DID 模型考察高铁开通对金融资源配置的影响, 并对高铁开通带来的金融资源配置与区域经济发展之间的关系进行实证分析。实证结果显示, 高铁开通促进了所在城市金融资源的更快增长并形成集聚效应。分地区来看, 高铁开通对中部城市金融资源配置的促进作用最为明显, 东部次之, 而对西部整体没有呈现显著的正向效应。与此同时, 高铁开通对于金融资源占比较小的城市的资源集聚促进作用较为显著。另外, 高铁开通有利于缩小省内和地区内城市间的发展差距, 但反而扩大了全国范围内的城市发展差距。

关键词: 高速铁路 金融资源 区域发展

JEL 分类号: G14 G28 G38

一、引 言

自 2008 年京津城际高速铁路开通起, 我国高速铁路建设发展迅猛, 并取得举世瞩目的成就。经过十余年的快速发展, “四纵四横” 的高铁网络成功运营, 我国成为世界上唯一高铁成网运行的国家。便捷交通方式带来资源要素流动和配置的变化, 也深刻地改变了中国经济的增长与结构。

包括高铁在内的基础设施对经济要素配置的影响机理, 是国内外学者讨论的一个重要的学术和政策问题。总体来看, 大多数学者认为交通基础设施开通对于所在区域的经济资源集聚有益, 对经济增长有益。Cheng et al. (2015) 考察了欧盟高铁沿线主要城市的经济变化, 认为高铁作为促进经济一体化的工具, 能够提高当地经济凝聚力与金融竞争力。Ahlfeldt and Feddersen (2018) 通过分析科隆与法兰克福间高铁的资源配置影响, 证明了高铁开通区域对邻近区域存在正的集聚效应。早在中国高铁方兴未艾时, Amos et al. (2010) 就分析了我国东部地区高铁开通的经济影响, 认为高铁通过拉近大城市间的接近程度, 促进了规模经济的产生。王雨飞和倪鹏飞 (2016) 认为高铁建设会降低交通成本、增加收入, 对于区域金融发展有明显的推动作用, 同时会拉动就业和投资, 增加经济活力。当然, 有部分学者得出交通设施开通对经济增长和配置效率影响不大甚至存在结构性问题的结论。Ortega et al. (2012) 在肯定加利西亚高铁对国家总体以及大城市金融活力具有促进作用的同时, 也指出高铁更像一条“走廊”, 对中途城市影响不大。董艳梅和朱英明 (2016) 更提出

^{*} 郑联盛, 中国社会科学院金融研究所, 研究员, 经济学博士; 孟雅婧, 南开大学经济学院, 博士研究生; 李俊成, 中国社会科学院金融研究所, 助理研究员, 经济学博士。作者感谢刘贤达博士、范云朋博士、汪勇博士和匿名审稿人的建设性意见与建议, 当然文责自负。

高铁促进部分区域经济发展,是以牺牲另一部分区域经济发展作为代价的,会扩大区域间不均衡。卞元超等(2018)同样验证了高铁开通对不同区域经济发展存在差异性影响。

金融是现代经济的血液,金融部门与高铁发展存在广泛的联系,这种关联直接或间接地影响了各个区域之间金融资源流动和配置以及经济增长和结构。人力资源和金融资源不同的流动方向和结合方式对区域经济发展有重要影响(Bretschger and Steger, 2005)。根据新经济地理学(Krugman, 1991; Robert-Nicoud, 2005),大城市作为核心具有强大的金融资源聚集功能甚至虹吸功能,但由于竞争激烈存在市场拥挤效应;当然,中小城市在要素配置格局改变中提高经济开放度并存在更高的投资回报率,即存在市场接近效应。林晓言等(2010)通过对京津城际高速铁路的研究,提出高铁开通能够改善信息流动以及劳动力流动的效率与速度,一定程度上打破不同区域间的壁垒,使得金融资源流动更加通畅,更好地支持产业,特别是第二、第三产业的发展。张俊(2017)也发现,高铁开通使得所在地第二产业资本形成占比上升。但是,国内缺少高铁开通对金融资源配置影响的研究,如高铁开通带来“壁垒”减少是导致金融资源更多流向具有更强聚集功能的大城市并导致更大的不均衡,还是使得金融资源润泽中小城市进而缩小区域不均衡性。

为了更好地衡量高铁开通对金融要素以及区域经济差距的影响,本文首先在理论上探讨高铁开通对于金融及经济差距的影响路径;然后以各地高铁开通作为准自然实验,以我国268个地级市2006~2016年的数据作为研究对象,探讨高铁开通对于金融资源及其配置的影响;最后,探讨与各地区经济资源均衡状况之间的关系。本文的主要贡献在于:1)对核心-边缘模型进行了拓展,将高铁作为一个重要因素纳入理论模型,这具有一定的理论价值,同时推演提出三个研究假设;2)根据三个假设,利用准自然实验及交乘项,探讨高铁开通与金融资源及经济发展差距之间的关系,改变过往文献大多单独地探讨高铁开通对经济发展或融资等的影响,着力金融与经济的整体关系探讨;3)本文注重关注高铁开通对一省或地区的金融资源配置及经济差距影响,对于指导省内或地区内资源配置更具针对性。

余文结构安排如下:第二部分将高铁开通纳入核心-边缘模型,分析高铁开通对金融资源配置和经济增长的影响机理;第三部分为高铁开通对金融资源配置影响实证的研究设计及双重差分模型(DID)构建;第四部分为实证结果与分析;第五部分为稳健性检验;第六部分是研究结论及建议。

二、高铁开通对金融资源配置及区域经济发展的影响机理

交通设施对资源配置具有直接或间接的影响,特别是金融资源配置具有特殊的集聚效应甚至虹吸效应以及辐射效应,高铁开通对于金融要素配置的规模和结构可能具有显著影响。本文将在新地理经济学框架内探讨高铁开通对金融资源配置的作用机制。Krugman(1991)将要素空间属性引入经济学,着重探讨运输成本、资源流动与集聚的关系,包括金融资源在内的生产要素迁移纳入区域间经济联系的理论分析中,开创性地提出了核心-边缘模型。基于核心-边缘模型的拓展,知识溢出双增长模型强调交通设施对区域开放程度和知识溢出的影响,从而对一地资本投资效率和生产效率产生影响(Grossman and Helpman, 1993)。Robert-Nicoud(2005)对核心-边缘模型做出了补充和完善,着力于探讨内生性要素集聚的机制与形式。不论如何拓展,核心-边缘模型的基本思路 and 结论没有改变:一是区内市场存在放大效应,如高铁开通等外生变量就会打破区域内市场均衡,使得需求以及供需结构变化;二是由于区域间需求关联和成本关联因外部因素而改变,核心区域的集聚效应具有自我强化的功能,甚至能够跨空间进行,即存在集聚引发的极化效应甚至是虹吸效应;三是在各个区域间存在要素双向交互的作用和影响机制,这种影响的方向和大小取决于市场拥挤效应和市场接近效应的合力,即集聚效应或扩散效应的权衡,最终导致区域的不对称性。这种不对称性可

能发生于一个地区之内,甚至国家之间(Krugman and Venables,1995; Forslid and Ottaviano 2003)。

(一) 高铁开通与金融资源的集聚效应

在 Krugman(1991) 与 Robert-Nicoud(2005) 的核心-边缘模型及其拓展的基础上,同时参考知识溢出双增长模型(曹骥赞 2007; 安虎森 2007, 2009), 本文将高铁开通纳入到核心-边缘模型的分析中, 其中重点考虑高铁开通对金融资源 K 和经济开放度 $\varphi(h)$ 的影响来考察金融资源流动与配置的机制。一方面, 在修建高速铁路的过程中, 需要大量金融资源募集和投入, 这本身对当地金融资源 K 就有直接影响; 另一方面, 假设高铁开通对地区经济开放程度有正向促进影响, 即地区经济开放程度 $\varphi(h)$ 是一地高铁开通情况 h 的增函数, 即高铁通过影响一地经济开放程度来影响当地及周边地区金融资源配置的增长和分布情况。

首先假设两个具有相同资源禀赋、经济状况的地区存在: 东部和西部。经济中有三个部门: 传统农业部门 A 、工业部门 M 和金融资源创造部门 I 。金融资源 K 和劳动力 L 作为投入要素, 效用函数形式如式(1)所示。

$$U = C_M^\mu C_A^{1-\mu}, \quad C_M = \left(\int_{i=0}^n c_i^{(\sigma-1)/\sigma} di \right)^{\sigma/(\sigma-1)}, \quad 0 < \mu < 1 < \sigma \quad (1)$$

其中 μ 表示对工业品支出在总支出中所占的比例, σ 是不同工业品之间的替代弹性。为了简化模型, 在此假设所有工业品的替代弹性都相同。

对于金融资源创造部门来说, 假设资源吸纳成本是可利用资源总量的反比例函数。以东部为例, 假设金融资源吸纳成本为

$$a_1 = 1/[K + f(\varphi)K^*] \quad (2)$$

其中 $f(\varphi)$ 为 φ 的增函数, 表示东部对西部金融资源的吸纳成本随着高铁开通及地区经济开放程度的上升而下降, 或吸纳水平随高铁开通和开放度提升而上升。考虑到现实情况, 对于资源吸纳情况 $f(\varphi)$ 这一函数, 有以下三个条件需要满足: 首先, 由于区域间经济开放程度的上升代表地区间金融资源聚焦效应的增大, 函数严格递增; 其次, 当经济开放程度为 0 时, 资源吸纳情况 $f(\varphi)$ 并不等于 0, 因为即使经济上不再有任何交流, 仍然有其他载体带来资源的流动; 最后, 当经济开放程度充分大时, 空间上不存在任何交易成本, 此时一切资源都能够自由流动, 即 $f(\varphi)|_{\varphi=1} = 1$ 。为了简化模型, 本文假设 $f(\varphi) = (1 + \varphi)/2$ 。此时, 东西部金融资源吸纳成本分别如式(3)中所示:

$$a_1 = 1/[K + (1 + \varphi)K^*/2], \quad a_1^* = 1/[K^* + (1 + \varphi)K/2] \quad (3)$$

由于经济体系是一个动态系统, 有两种可能的情况可以使资源分布达到稳态。一是两个区域内的资本增长速度相同形成区域间均衡; 二是资本全部集中到一个区域, 导致核心-边缘均衡。这里首先讨论一种理想情况: 通过各地之间要素配置, 东西部能够达到平衡状态。如以 s_n 表示东部资本量占总资本量的比例, s_n^* 表示西部资本量占总资本量的比例, 那在均衡状态下有

$$s_n = s_n^* = 50\% \quad (4)$$

进一步考虑经济体总支出。经济体总支出等于两个区域支出的总和, 每个区域的支出等于区域要素收入减去在新资本创造中的支出。要素收入包括劳动力的收入和资源的收益, 资源创造要不断弥补资源折旧和维持资源的净增长, 弥补资源折旧的新资源创造支出为 $-\delta K^w a_1$ (其中 δ 表示资源的折旧率, K^w 代表均衡时的资源存量; 与之类似, L^w 为均衡时的劳动力存量)、保持资本存量以 g 的速度增长的资源创造支出为 $-gK^w a_1$, 东部和西部区域的支出如式(5)中所示:

$$\begin{cases} \text{对于东部经济: } E = s_L L^w + s_n \pi K^w - (g + \delta) K a_1 \\ \text{对于西部经济: } E^* = (1 - s_L) L^w + s_n^* \pi^* K^w - (g + \delta) K^* a_1^* \end{cases} \quad (5)$$

其中 π 为资源的收益。由经济体总支出 $E^w = E^* + E$ 和式(5)求解可得式(6):

$$E^w = L^w + bE^w - (g + \delta)(K^* a_1^* + K a_1) \quad (6)$$

其中 $b = \frac{\mu}{\sigma}$ 。再将式(3)代入式(6),可得式(7)。

$$E^w = \frac{L^w - (g + \delta) \left[\frac{s_n}{s_n + \frac{(1-s_n)(1+\varphi)}{2}} + \frac{1-s_n}{\frac{(1+\varphi)s_n}{2} + (1-s_n)} \right]}{1-b} = \frac{L^w - \frac{4(g+\delta)}{\varphi+3}}{1-b} \quad (7)$$

根据托宾 q 理论,此时由于两个区域都以相同速度创造资源,资源成本与资源价值是相等的,即稳态条件如式(8)所示。

$$q = \frac{v}{F} = 1, \quad q^* = \frac{v^*}{F^*} = 1, \quad 0 < s_n < 1 \quad (8)$$

其中 v 表示资源的价值, F 表示资源的成本。以东部为例,本文中东部的资源创造成本为 a_1 。在长期均衡条件下,资源存量增长率 g 和资源的空间分布 s_n 达到稳态水平,那么此时经济系统总收入也达到稳态水平。在此情况下,借鉴 Robert-Nicoud(2005)、安虎森(2009)等研究,有

$$v = \frac{\pi}{\rho + \delta + g} \quad (9)$$

其中 $\pi = \frac{\mu}{n^w \sigma (1+\varphi)}$ 。代入式(9)可得式(10)。

$$q = \frac{bE^w [K + (1+\varphi)K^*/2]}{(\rho + \sigma + g)K^w} = \frac{bE^w [s_n + (1+\varphi)(1-s_n)/2]}{(\rho + \sigma + g)} = \frac{bE^w(3+\varphi)}{4(\rho + \sigma + g)} = 1 \quad (10)$$

求解可得增长速度 g 。

$$g_{sym} = \frac{bL^w(3+\varphi)}{4} - (1-b)\rho - \delta \quad (11)$$

从式(11)可见,随着高铁开通和开放度 φ 提高,资本增长速度 g_{sym} 加快。为此,可得研究假设 1: 地方开通高铁将使得地方资本增长率提高,呈现资本集聚效应;或相对于没有开通高铁的城市,开通高铁的城市会集聚更多的金融资源。

(二) 地区金融资源禀赋与高铁开通的资源配置差异性

进一步地,再探讨高铁开放的金融资源集聚效应是否存在东西部差异分布。现阶段,我国金融资源分布态势呈现出由东向西递减的态势,可以看作处于从对称均衡状态向核心-边缘状态转变的过程中。在这种情况下,如果假设东西部地区处于严格的核心-边缘状态,东部为核心,此时 $s_n = 1$, $s_n^* = 0$ 。与上文类似, q 满足

$$q = \frac{v}{F} = \frac{bE^w}{(\rho + \sigma + g)K^w a_1} = \frac{b(L^w - g - \delta)}{(1-b)(\rho + \sigma + g)} = 1 \quad (12)$$

解得

$$g_{cp} = bL^w - (1-b)\rho - \delta \quad (13)$$

与上文中式(11)相减,可得

$$g_{cp} - g_{sym} = \frac{bL^w(1-\varphi)}{4} \quad (14)$$

由于绝对均衡或核心-边缘状态在现实中难以实现。此时考虑一个转化过程,即随着 s_n (s_n^* 同理)从 0 向 1 变化,此时对 q 求全微分,可以得到

$$dq = \frac{bE^w}{\rho + g + \delta} \left[\frac{(1.5 + 0.5\varphi)(1-\varphi)}{1+\varphi} ds_E - \frac{(\varphi-1)(\varphi+4.24)(\varphi-0.24)}{(1+\varphi)^2} ds_n \right] \quad (15)$$

其中 $s_E = E/E_w$, 即东部支出占总支出的比例。托宾 q 对它的导数的系数表现为集聚效应,即随着核心区域在总体中所占比例的变化托宾 q 值的变化情况。根据定义 $\varphi \in [0, 1]$, 式(15)第一项的

系数始终保持正值,也就是说随着占比份额的上升,托宾 q 值随之上升,表现出显著的集聚效应或极化效应。第二项代表辐射效应,其是否为负取决于开放度 φ 的取值。如果第二项为负值,是一种“阻碍”资源向核心城市集中的力量,甚至核心城市会向外围城市输出资源。但是,当 $\varphi \in (0, 0.24)$,即经济开放程度在一个较小范围内,资源反而会向核心城市集聚。

进一步探讨集聚效应和辐射效应此消彼长的关系,将资源成本与资源价值带入托宾 q 的表达式,可得

$$q = \frac{bE^w s_n \left(\frac{(1-s_n)(\varphi+1)}{2} + s_n \right) \left(\frac{\frac{(1-s_n)\varphi}{s_n \varphi \left(\frac{(1-s_n)(\varphi+1)}{2} + s_n \right) - s_n + 1} + \frac{s_E}{\frac{s_n(\varphi+1)}{2} - s_n + 1} + \frac{s_n \left(\frac{(1-s_n)(\varphi+1)}{2} + s_n \right)}{\frac{s_n(\varphi+1)}{2} - s_n + 1} + (1-s_n)\varphi \right)}{\left(\frac{s_n(\varphi+1)}{2} - s_n + 1 \right) (\rho + g + \delta)} \quad (16)$$

对 φ 求偏微分,可以得出在某一具体时点上区域开放程度对资源集聚的影响。偏微分方程比较复杂,且会受到初始状态 s_n 的影响,本文在此仅就结论进行简单的讨论。对于 s_n 而言,0.317 和 0.580 为临界点,当 $s_n < 0.317$ 时,存在 $\varepsilon \in (0, 1)$,使得当 $\varphi \in (0, \varepsilon)$ 时 q 对 φ 的偏导为负值,当 $\varphi \in (\varepsilon, 1)$ 时 q 对 φ 的偏导为正值。当 $s_n > 0.580$ 时,也存在 $\varepsilon \in (0, 1)$,使得当 $\varphi \in (0, \varepsilon)$ 时 q 对 φ 的偏导为正值,当 $\varphi \in (\varepsilon, 1)$ 时 q 对 φ 的偏导为负值,即 q 对 φ 的偏导出现了由正转负的过程。

综合以上推导过程,可得到以下结论。对于一个地区而言,如果它自身金融资源非常弱势,初始金融资源占比 s_n 很小,那高铁开通直接带来 K 以及通过开放度 φ 提升使得其金融资源形成一定程度的集聚,即存在市场接近效应。但是,如果一个地区金融资源占比 s_n 较高,则可能存在市场拥挤效应,高铁开通就有可能减缓资源集聚的速率,甚至导致资源的扩散。即高铁开通对金融资源配置的影响取决于当地当时相对的资源占有状况或中心-外围金融资源禀赋的相对关系。据此,可以得到研究假设 2。

研究假设 2: 对于金融资源占比较低的外围区域,高铁开通将带来一定的金融资源集聚效应;而对于金融资源占比较高的核心区域,高铁开通带来的集聚效应可能较小。

(三) 高铁开通的资源配置差异与区域发展不平衡

根据假设 1、假设 2,高铁开通将会形成金融资源的集聚效应,但是,金融资源禀赋的差异使得高铁开通的配置影响可能呈现结构性差异,那么,这种结构性差异是否会导致经济增长的差异性,从而使得区域不均衡性出现结构差异? 如果以国内生产总值作为经济发展的衡量指标,那么按照支出法且不考虑政府购买和进出口,国内生产总值是经济体总支出和投资之和。在稳态下,投资是补偿资本折旧的那部分投入和维持资本以 g 的速度增长所需的投入之和。参考曹骥赟(2007)的方法,基于上文推导可以得到

$$GDP = E_w + inv = E_w + (g + \delta) K^w a_1 \quad (17)$$

在稳态下,名义 GDP 不随时间变化,影响实际 GDP 的因素主要是价格指数。那么按照假设,价格分为农产品价格 P_A 和同样以不变替代弹性函数来衡量的工业品价格 P_M ,如式(18)。

$$P = P_A^{1-\mu} P_M^\mu P_M = \left(\int_{i=0}^{n^w} p_i^{1-\sigma} di \right)^{1/(1-\sigma)} \quad (18)$$

代入资本存量的增长速度,化简后可得

$$P = P_A^{1-\mu} P_M^\mu(0) e^{\mu g t / (1-\sigma)} \quad (19)$$

对 P 求导数可以得到

$$\frac{dP}{dt} = (\mu g / (1 - \sigma)) P_A^{1-\mu} P_M^\mu(0) e^{\mu g t / (1-\sigma)} \quad (20)$$

以导数除以原函数可以发现, 价格指数以 $\mu g / (1 - \sigma)$ 的速度在下降, 而名义 GDP 不变的情况下, 实际 GDP 将以 $\mu g / (1 - \sigma)$ 的速度上升。可见, 经济增长速度将是资本增长速度的正比例函数。由于经济增长速度与金融资源增长率成正比例关系, 金融资源增长及其差异性可能对经济增长及其差异性也是成立的。由此, 可以得到假设 3。

研究假设 3: 高铁开通可能通过金融资源配置影响经济增长, 金融资源占比较低的地区可能获得更高的金融资源集聚速度以及经济增长速度, 从而缩小经济增长差距。

三、模型构建与变量选择

(一) 样本选择与数据来源

大多数文献将 2008 年 8 月 1 日京津城际高速铁路开通运营作为中国正式步入高铁时代的标志(吴康等 2013)。本文选择京津城际铁路正式通车的两年前, 即 2006 年, 作为研究的起点。在空间维度上以京津城际铁路停靠的 7 个站点所在的 2 个地级市作为第一批处理组, 以地级市作为研究粒度。在样本期间, 本文收集了“四纵四横”、城际快速客运系统共 71 条线路的沿线高铁站信息, 分布在 268 个地级市(包含直辖市、地区)。本文城市层面的数据来源为各年度的《中国城市统计年鉴》, 高铁站的设点及高铁开通数据来自于中国铁路网。

(二) 模型构建

根据本文第二部分的理论模型和三个研究假设, 高铁开通对金融资源配置的影响不仅具有要素集聚的一般特征, 同时还受到所在地区经济开放程度和现有金融资源相对保有量的影响, 因此我国大中小城市在金融资源占有、经济开放程度等分别处于什么水平就是实证模型亟需解决的问题, 也是本部分研究的重点。

基于现有文献(董艳梅和朱英明 2016; 张俊 2017; 卞元超等 2018), 本文将重点讨论金融资源配置问题。在只有非实验数据的情况下, 没有一种计量方法能够准确估计处理的影响(LaLonde, 1986), 但仍能通过适当的方法取得比较可靠的估计结果(Blundell and Dias, 2005)。为了使得实证结果能够解决以上问题, 本文引入 PSM-DID 模型来增加实证结果的可靠性。

在成功匹配的基础上, 本文以双重差分法对数据关系进行衡量。本文所构建的双重差分模型如式(21)所示。其中 y_{it} 即本文的各项被解释变量, 代表各种金融资源; X_{it} 为本文的控制变量, 以排除高铁开通以外其他变量对金融资源的影响; 等式右端的 $city_{it} * year_{it}$ 即交互项, 用来衡量高铁开通对金融资源的影响。需要注意的是, 为了便于理解, 本文以乘式的形式表示这一项, 实际上由于其两个乘子均为虚拟变量, 这一交互项也为虚拟变量, 即下文所述的 DID 项。模型已固定时间和个体效应。

$$y_{it} = \gamma_1 city_{it} + \gamma_2 year_{it} + \gamma_3 city_{it} * year_{it} + \Sigma \beta X_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (21)$$

在衡量高铁开通对于金融资源的影响的基础上, 本文将进一步衡量高铁开通影响金融资源进而对各经济增长差距的影响。以高铁开通的虚拟变量和金融资源代表变量的交乘项作为代表变量, 随后进行回归。

(三) 变量说明

1. 解释变量: 高铁开通

本文核心解释变量为代表高铁开通效应(DID)的虚拟变量, 这一变量以高铁在当地设站并停靠作为标志。

2. 被解释变量: 金融资源变量

被解释变量即代表金融资源的一系列变量。通过对数据代表性及可得性的综合考量 本文选择商业银行分支机构数、财政收入、金融从业人员数和金融机构贷款余额来代表金融资源 并对其进行标准化。

新设商业银行分支机构数(*mins*)。该数据主要选择银行业各年度新设分支机构数,并以土地面积作为分母将其标准化。选择这一数据一方面是因为银行业规模大,不易受到偶然因素的影响,另一方面是因为我国商业银行分支机构数目与业务规模增长都比较稳定,没有发生剧烈变动。与此同时,新设商业银行分支机构一定程度上可以代表一个地区金融发展情况,如果一个城市分支机构设立众多,可认为当地得到更多的金融资源分配。

金融从业人员数(*mpep*)。金融从业人员数是一个比较全面的数据,除了传统的银行、保险以外,还包括“7+4”类地方小型金融机构,可以更好地代表一地的金融资源情况。这一数据以年末户籍人口作为分母加以标准化。

金融机构存贷款余额(*mdep* 和 *mloan*)。该数据以本年度 GDP 作为分母加以标准化。金融体系基本功能就在于积聚存款、投放贷款或储蓄投资转换。由于金融机构存款余额与金融机构贷款余额虽然代表金融资源的不同方面,但是却有较大相关性,在作为代表金融资源的被解释变量时,二者只择其一,将标准化后的贷款余额纳入第四部分考量,标准化后的存款余额则作为金融资源另一个代表变量加入第五部分的稳健性检验。

财政收入与财政支出(*mfic* 与 *mfout*)。该数据同样以本年度 GDP 作为分母加以标准化。财政支出具有与地方事权相匹配的功能,是高铁等重大项目的重要资金来源之一。由于具有强大的投融资和项目发展功能,地方财政是国内一个地区最重要的“金融”要素之一。与对金融机构存贷款余额的处理相似,在第四部分中将标准化后的地方财政预算内收入引入模型进行考量,对于标准化后的地方财政支出,将在本文第五部分进行稳健性检验时进行讨论。

3. 被解释变量: 经济差距

本文选取国内生产总值作为经济发展水平指标,分别取全国、全省、全地区的平均值再取离差的绝对值来衡量不同地区经济不均衡程度,分别得到全国的离差绝对值 *absgdp*、分省的离差绝对值 *absfsgdp* 和分地区的离差的绝对值 *absfqygdgdp*。

4. 控制变量

参考熊灵等(2009)、董艳梅和朱英明(2016)、卞元超等(2018)、王雨飞和倪鹏飞(2016)等文献,本文选择消费品零售总额(*retail*)、人均国内生产总值(*gdp*)、房地产开发投资额(*estinv*)、利税总额(*reve*)、进出口总额(*fortra*)、固定资产投资(*fixinv*)和客运总额(*pass*)作为控制变量。

被解释变量、解释变量与控制变量的描述性统计见表1。为了回归结果更加简洁,对部分数据的单位做了处理。

表1 被解释变量、解释变量、控制变量的描述性统计

变量类型	变量名	变量定义	均值	中位数	25%分位数	75%分位数
被解释变量	<i>mins</i>	商业银行新设分支机构数(个)/土地面积(平方公里)	0.004	0.0011	0.0004	0.0039
	<i>mpep</i>	金融从业人员数(万人)/年末户籍人口(万人)	0.0039	0.003	0.002	0.0046
	<i>mloan</i>	金融机构贷款余额(万元)/GDP(万元)	0.8055	0.6557	0.5077	0.9091
	<i>mfic</i>	财政收入(万元)/GDP(万元)	0.071	0.0665	0.0505	0.0862

续表

变量类型	变量名	变量定义	均值	中位数	25%分位数	75%分位数
解释变量	did	代表高铁开通效应的虚拟变量	0.218	0	0	0
	retail	社会消费品零售额(万元)/GDP(万元)	0.3543	0.3469	0.2941	0.4125
	GDP	GDP(亿元)/年末户籍人口(万人)	1.0000	0.5679	0.3713	1.0951
	estinv	房地产开发投资额(万元)/GDP(万元)	0.0994	0.0829	0.0545	0.1236
控制变量	profit	利税总额/GDP(万元)	0.0896	0.0781	0.0467	0.1192
	reve	产品销售收入(万元)/GDP(万元)	0.3381	0.0220	0.0094	0.5263
	fortra	进出口总额(万元)/GDP(万元)	0.2109	0.0863	0.0332	0.2208
	fixinv	固定资产投资(万元)/GDP(万元)	0.6873	0.66	0.5	0.8448
	pass	客运总量(人)/年末户籍人口(万人)	25.6457	16.5263	11.352	25.4417

四、结果分析与讨论

(一) 倾向得分匹配

为了最大可能地解决内生性问题,本文在进行倾向得分匹配过程对协变量进行了选择。参考卞元超等(2018)、龙玉等(2017)、张俊(2017)的研究方法,本文通过一系列协变量进行的logistic回归,分别估算各协变量的系数,再以此为基础为各城市计算进入处理组的概率(即倾向得分),并按照距离最近的原则为处理组一一配对。本文在使用卡尺匹配方法的基础上,指定卡尺为0.05。

匹配结果如表2所示。相对匹配前,匹配后的结果在国民生产总值、工业总产值、人口自然增长率、客运总额、利税总额、房地产开发投资额和社会消费品零售额等协变量上的差异大幅下降,T检验结果无法拒绝处理组和对照组之间无系统性差异的原假设,这说明了在进行得分倾向匹配之后,各区域之间在协变量方面非常接近,样本选择性偏差进一步降低,数据特征趋于一致,符合可比性的要求。

表2 倾向得分匹配结果

变量名	样本	处理组	对照组	偏差	偏差降幅(%)	t	p> t	V(T)/V(C)
年末城镇失业登记人数	匹配前	3.9504	2.2246	44.9		12.26	0	3.04**
	匹配后	3.6831	3.9307	-6.4	85.7	-0.94	0.346	0.92
本年应交增值税	匹配前	1.6349	0.60998	75.3		21.34	0	3.43**
	匹配后	1.4807	1.5585	-5.7	92.4	-0.86	0.388	0.94
本年度国内生产总值	匹配前	3.7745	1.2438	82.1		24.72	0	3.55**
	匹配后	3.2859	3.3982	-3.6	95.6	-0.62	0.536	0.94
利税总额	匹配前	3.6622	1.3131	67.3		18.32	0	2.01**
	匹配后	3.2526	3.4711	-6.3	90.7	-1.01	0.314	1.04
限额以上工业总产值	匹配前	5.8511	1.9203	85.1		24.07	0	3.97**
	匹配后	5.3029	5.6874	-8.3	90.2	-1.23	0.22	0.95

续表

变量名	样本	处理组	对照组	偏差	偏差降幅(%)	t	p > t	V(T)/V(C)
经度	匹配前	115.62	114.03	25.8		5.25	0	0.51 [*]
	匹配后	115.6	116	-6.5	74.7	-1.25	0.213	0.89
房地产开发投资额	匹配前	5.3845	1.2626	80.5		24.57	0	3.69 ^{**}
	匹配后	4.5739	4.6009	-0.5	99.3	-0.09	0.932	0.75 [*]

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。

进一步对协变量整体平衡情况进行度量,计算 PSM 前后偏差平均值、偏差中位数、Rubin's B 和 Rubin's R 的值,如表 3 所示。

表 3 偏差检验

	平均偏差	中位数偏差	Rubin's B	Rubin's R
匹配前	65.8	75.3	88.8 [*]	9.03 [*]
匹配后	5.3	6.3	12.8	0.54

可见,匹配后各区域之间在协变量方面非常接近,样本选择性偏差进一步降低。采用倾向得分匹配后,各协变量在处理组和对照组之间具有较好的平行性,数据特征趋于一致,符合可比性的要求。

(二) 高铁开通对金融资源配置的影响

1. 整体效应: 假设 1 的验证

本文采用 Stata15 软件基于倾向得分匹配后的样本结果对式(19)所示的模型进行估计,结果如表 4 所示。可以看到,对于衡量金融资源的四个指标来看,高铁开通对四个金融资源指标均有显著且正向的影响。

表 4 高铁开通对金融资源的整体效应(引入控制变量)

变量	机构数	从业人员	贷款	财政收入
高铁开通	0.0100 ^{***} (0.0021)	0.0144 ^{***} (0.0013)	2.9649 ^{***} (0.2333)	0.3082 ^{***} (0.0238)
社会消费品零售额	-0.0125 (0.0150)	-0.0016 (0.0093)	1.2316 (1.6567)	0.0819 (0.1688)
国内生产总值	0.0001 (0.0005)	-0.0007 ^{**} (0.0003)	-0.1828 ^{***} (0.0538)	-0.0181 ^{***} (0.0055)
房地产开发投资额	0.0088 (0.0157)	0.0108 (0.0097)	3.6292 ^{**} (1.7379)	0.3874 ^{**} (0.1770)
利税总额	-0.0041 (0.0120)	0.0003 (0.0074)	0.1972 (1.3277)	0.0629 (0.1352)
产品销售收入	-0.0016 (0.0013)	-0.0023 ^{***} (0.0008)	-0.4589 ^{***} (0.1402)	-0.0510 ^{***} (0.0143)

续表

变量	机构数	从业人员	贷款	财政收入
进出口总额	-0.0041 (0.0060)	-0.0006 (0.0037)	0.6798 (0.6651)	0.1040 (0.0677)
固定资产投资	-0.0068 (0.0045)	-0.0056** (0.0028)	-1.2607** (0.4953)	-0.1495*** (0.0505)
客运总量	-0.0069 (0.7083)	-0.2309 (0.4382)	-50.8670 (78.4253)	-6.4454 (7.9886)
常数项	0.01131* (0.0065)	0.0082** (0.0040)	1.0140 (0.7218)	0.1162 (0.0735)
控制时间效应	是	是	是	是
控制个体效应	是	是	是	是
样本量	2288	2288	2288	2288

注: *、**、***分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著, 括号内为标准误, 下同。

从金融资源的代表变量看, 高铁开通的交互项获得显著的正系数, 说明高铁开通促进了当地金融从业者数量更快的增长, 提高了当地的地方财政预算内收入和年末金融机构贷款余额, 也增加了当地新设商业银行分支机构数。即开通高铁的城市在金融资源的增长上取得了比未开通高铁的城市更好的成绩, 显示出集聚效应。这验证了本文研究假设 1。

2. 地区差异: 假设 2 的验证

为了更进一步确认上述的集聚效应及其结构性, 下文进一步将城市分为东、中、西部三个地区进行讨论, 并借鉴连玉君等(2010)的方法引入组合检验的方式对地区差异的回归结果进行检验, 通过自体抽样 1000 次得到经验 p 值, 用于检验组间调整系数差异的显著性。可以看到中部地区高铁开通对金融资源集聚的正向效应最为显著, 而西部地区与东部地区相比, 高铁开通对于西部地区的影响要弱于东部地区。但总体来看, 高铁开通对西部地区的金融资源集聚也有正向的影响。可见, 高铁开通和运行使得中部地区金融资源增长相对最快, 中部是高铁开通下金融资源吸纳受益最大的地区。

表 5 机构数的组合检验

	中部 vmins	东部 vmins	中部 vmins	西部 vmins	东部 vmins	西部 vmins
高铁开通	0.0206*** (0.00479)	0.00886*** (0.00177)	0.0206*** (0.00479)	0.00103 (0.00109)	0.00886*** (0.00177)	0.00103 (0.00109)
社会消费品零售额	-0.00368 (0.0213)	-0.00335 (0.00794)	-0.00368 (0.0213)	0.00224 (0.00238)	-0.00335 (0.00794)	0.00224 (0.00238)
国内生产总值	0.588 (6.565)	7.455*** (1.482)	0.588 (6.565)	1.595* (0.902)	7.455*** (1.482)	1.595* (0.902)
房地产开发投资额	0.00395 (0.0470)	0.0141 (0.00973)	0.00395 (0.0470)	0.0158*** (0.00316)	0.0141 (0.00973)	0.0158*** (0.00316)

续表						
	中部 vmins	东部 vmins	中部 vmins	西部 vmins	东部 vmins	西部 vmins
利税总额	-0.0123 (0.0220)	-0.000946 (0.00985)	-0.0123 (0.0220)	0.00118 (0.00322)	-0.000946 (0.00985)	0.00118 (0.00322)
产品销售收入	-0.00241 (0.00325)	0.000294 (0.000991)	-0.00241 (0.00325)	-3.82e-05 (0.000281)	0.000294 (0.000991)	-3.82e-05 (0.000281)
固定资产投资	-0.0166* (0.00993)	-0.00827** (0.00376)	-0.0166* (0.00993)	-0.000129 (0.000884)	-0.00827** (0.00376)	-0.000129 (0.000884)
客运总量	-2.215 (2.718)	1.705* (1.013)	-2.215 (2.718)	0.213* (0.126)	1.705* (1.013)	0.213* (0.126)
常数项	0.0160 (0.0117)	0.00292 (0.00464)	0.0160 (0.0117)	-0.00238** (0.00110)	0.00292 (0.00464)	-0.00238** (0.00110)
样本量	629 0.035	1169 0.088	629 0.035	535 0.087	1169 0.088	535 0.087
经验 P 值	0.059*		0.119		0.034**	

表 6 财政收入的组合检验

	中部 vmfic	东部 vmfic	中部 vmfic	西部 vmfic	东部 vmfic	西部 vmfic
高铁开通	0.482*** (0.0593)	0.274*** (0.0233)	0.482*** (0.0593)	0.128*** (0.0246)	0.274*** (0.0233)	0.128*** (0.0246)
社会消费品零售额	-0.0851 (0.263)	-0.0756 (0.104)	-0.0851 (0.263)	-0.0836 (0.0536)	-0.0756 (0.104)	-0.0836 (0.0536)
国内生产总值	-30.30 (81.27)	-66.76*** (19.48)	-30.30 (81.27)	10.15 (20.34)	-66.76*** (19.48)	10.15 (20.34)
房地产开发投资额	0.0276 (0.582)	0.283** (0.128)	0.0276 (0.582)	0.426*** (0.0712)	0.283** (0.128)	0.426*** (0.0712)
利税总额	-0.124 (0.272)	0.0897 (0.129)	-0.124 (0.272)	0.00499 (0.0725)	0.0897 (0.129)	0.00499 (0.0725)
产品销售收入	-0.0438 (0.0403)	-0.0127 (0.0130)	-0.0438 (0.0403)	0.00135 (0.00633)	-0.0127 (0.0130)	0.00135 (0.00633)
固定资产投资	-0.215* (0.123)	-0.120** (0.0494)	-0.215* (0.123)	0.0330* (0.0199)	-0.120** (0.0494)	0.0330* (0.0199)
客运总量	-28.56 (33.65)	22.38* (13.32)	-28.56 (33.65)	4.195 (2.835)	22.38* (13.32)	4.195 (2.835)
常数项	0.239 (0.145)	0.105* (0.0610)	0.239 (0.145)	-0.0335 (0.0248)	0.105* (0.0610)	-0.0335 (0.0248)
样本量	629 0.107	1169 0.138	629 0.107	535 0.164	1169 0.138	535 0.164
经验 P 值	0.029**		0.072*		0.069*	

表 7 贷款的组合检验

	中部 vmloan	东部 vmloan	中部 vmloan	西部 vmloan	东部 vmloan	西部 vmloan
高铁开通	4.498 *** -0.616	2.708 *** -0.213	4.498 *** -0.616	1.350 *** -0.179	2.708 *** -0.213	1.350 *** -0.179
社会消费品零售额	-0.11 -2.736	0.123 -0.954	-0.11 -2.736	0.0205 -0.39	0.123 -0.954	0.0205 -0.39
国内生产总值	-210.3 -844.8	-509.0 *** -178.1	-210.3 -844.8	231.8 -148.1	-509.0 *** -178.1	231.8 -148.1
房地产开发投资额	2.338 -6.051	2.654 ** -1.17	2.338 -6.051	4.390 *** -0.518	2.654 ** -1.17	4.390 *** -0.518
利税总额	-1.911 -2.83	0.535 -1.183	-1.911 -2.83	-0.00197 -0.528	0.535 -1.183	-0.00197 -0.528
产品销售收入	-0.362 -0.419	-0.0837 -0.119	-0.362 -0.419	0.00343 -0.0461	-0.0837 -0.119	0.00343 -0.0461
固定资产投资	-2.077 -1.278	-1.185 *** -0.452	-2.077 -1.278	0.175 -0.145	-1.185 *** -0.452	0.175 -0.145
客运总量	-293.7 -349.8	440.4 *** -121.7	-293.7 -349.8	34.16 * -20.64	440.4 *** -121.7	34.16 * -20.64
常数项	1.978 -1.507	0.547 -0.558	1.978 -1.507	-0.498 *** -0.181	0.547 -0.558	-0.498 *** -0.181
样本量	629 0.091	1169 0.168	629 0.091	535 0.291	1169 0.168	535 0.291
经验 P 值	0.046 **		0.091 *		0.054 *	

表 8 从业人员的组合检验

	中部 vmpep	东部 vmpep	中部 vmpep	西部 vmpep	东部 vmpep	西部 vmpep
高铁开通	0.0279 *** (0.00368)	0.00969 *** (0.000971)	0.0279 *** (0.00368)	0.00539 *** (0.000550)	0.00969 *** (0.000971)	0.00539 *** (0.000550)
社会消费品零售额	-0.00757 (0.0163)	0.00264 (0.00436)	-0.00757 (0.0163)	-0.00134 (0.00120)	0.00264 (0.00436)	-0.00134 (0.00120)
国内生产总值	-1.501 (5.048)	3.458 *** (0.813)	-1.501 (5.048)	0.548 (0.455)	3.458 *** (0.813)	0.548 (0.455)
房地产开发投资额	0.00901 (0.0362)	0.0112 ** (0.00534)	0.00901 (0.0362)	0.0124 *** (0.00159)	0.0112 ** (0.00534)	0.0124 *** (0.00159)
利税总额	-0.00917 (0.0169)	-0.00564 (0.00540)	-0.00917 (0.0169)	1.83e-05 (0.00162)	-0.00564 (0.00540)	1.83e-05 (0.00162)

续表

	中部 vmpep	东部 vmpep	中部 vmpep	西部 vmpep	东部 vmpep	西部 vmpep
产品销售收入	-0.00259 (0.00250)	-0.000359 (0.000543)	-0.00259 (0.00250)	4.51e-06 (0.000142)	-0.000359 (0.000543)	4.51e-06 (0.000142)
固定资产投资	-0.0146* (0.00764)	-0.00604*** (0.00206)	-0.0146* (0.00764)	0.000732 (0.000446)	-0.00604*** (0.00206)	0.000732 (0.000446)
客运总量	-2.134 (2.090)	0.858 (0.556)	-2.134 (2.090)	0.100 (0.0635)	0.858 (0.556)	0.100 (0.0635)
常数项	0.0160* (0.00901)	0.00209 (0.00255)	0.0160* (0.00901)	-0.00108* (0.000555)	0.00209 (0.00255)	-0.00108* (0.000555)
样本量	629 0.096	1169 0.169	629 0.096	535 0.316	1169 0.169	535 0.316
经验 P 值	0.000***		0.050**		0.089*	

考虑到东、中、西部三个地区在位置上的相邻,本文还以两个相邻地区的四项金融资源的绝对值除以两地区对应金融资源量之和,分别计算相邻地区各项金融资源的相对占比,得到结果如表 9 所示。

表 9 地区状态估计

中部/(中部+东部)					中部/(中部+西部)			
	机构数	从业人员	贷款	财政收入	机构数	从业人员	贷款	财政收入
2006	22.18%	25.07%	16.19%	16.40%	66.36%	57.38%	51.57%	55.75%
2007	30.81%	25.21%	16.10%	16.35%	43.86%	57.14%	51.41%	55.28%
2008	31.91%	24.03%	15.93%	17.20%	42.07%	55.90%	50.00%	54.84%
2009	22.31%	23.92%	16.47%	17.45%	57.71%	55.29%	48.89%	55.21%
2010	18.96%	23.60%	19.38%	17.40%	43.01%	55.25%	53.45%	53.59%
2011	22.30%	23.13%	17.84%	18.11%	55.76%	56.09%	49.06%	53.04%
2012	19.73%	22.58%	18.86%	19.29%	62.01%	53.26%	49.30%	53.73%
2013	21.90%	22.56%	18.04%	20.99%	55.58%	52.75%	47.64%	52.27%
2014	27.74%	21.96%	19.22%	20.48%	52.22%	52.83%	48.31%	55.28%
2015	27.17%	21.04%	18.60%	20.70%	51.26%	51.46%	47.21%	55.32%
2016	33.30%	21.14%	18.98%	20.22%	59.82%	52.16%	47.30%	56.03%

可见,对于东部与中部而言,东部在各个年度都基本占据 70% 以上的份额,占据绝对优势。那么此时,东部市场相对于中部地区可能存在拥挤效应,土地、生活、人力成本高企以及激烈的市场竞争使得在中部投资更加有利可图,金融资源相对更青睐中部地区。高铁开通使得区域通达性增加和开放度提高,对中部地区金融资源集聚的促进作用大于对于东部金融资源集聚的促进作用。而中部与西部金融资源占比相似,中部占据的份额在 50% 左右波动,在大多数年份仅占有微弱的优

势。这种情况下,市场接近效应可能占据上风,中部以更优的产业链、市场及基础设施建设在与西部竞争中更有优势,使得区域通达性的提升对中部金融资源的促进作用大于对于西部金融资源的促进作用。当然,以两个地区的相对经济产出及其占比作为市场接近效应或市场拥挤效应的衡量,潜在的假设是经济产出占比与金融资源占比呈现正比例关系,这种分析仍较为单薄,但管中窥豹亦能反映高铁开通下的金融要素集聚存在区域的差异性。

上述实证结果能够说明高铁开通对金融资源配置存在区域差异性,但是,无法说明在高铁开通下金融资源占比越低的地区获得的金融资源增量越多或金融资源集聚效应越大,同时也不能说明金融资源占比越高的地区获得金融资源增量较小或金融资源集聚效应越小。即仅通过东、中、西三个地区的划分无法较好地验证假设 2。

3. 区分城市等级: 假设 2 的再验证

本文进一步将区域细分为不同城市等级,来观察大、中、小城市作为更小区域单位对高铁开通的金融资源配置影响情况。城市分类数据参考第一财经新一线城市研究所发布的《2019 城市商业魅力排行榜》,其中一线城市包含 4 座城市,即北京、上海、广州和深圳;新一线城市 15 座,包括天津、重庆两座直辖市以及成都、南京等部分省会城市和经济发达地区的部分非省会城市;二线城市 30 座,包括其他省会城市和一些比较发达的城市;其他城市根据规模分别被划分为 70 座三线城市、80 座四线城市和 74 座五线城市。

为了展现以城市分级作为金融禀赋代理变量的合理性,本文基于 2012 ~ 2016 年各城市商业银行分支机构数、财政收入、金融从业人员数和金融机构贷款余额,以主成分分析法做因子提取,得到结果如表 10 所示。

表 10 主成分分析结果

因子	特征值	差异	占比	累计占比
Factor1	3.2737	2.6885	0.8184	0.8184
Factor2	0.5852	0.4892	0.1463	0.9647
Factor3	0.0960	0.0509	0.0240	0.9887
Factor4	0.0451	.	0.0113	1.0000

只有第一个主成分拥有大于 1 的特征值,同时这个成分解释了四个变量的组合方差的 81.84%。使用最大方差法进行因子旋转,可以得到模式矩阵如表 6 所示。

表 11 模式矩阵

变量	Factor1	特异性
从业人员	0.9470	0.1032
贷款	0.9694	0.0602
财政收入	0.9632	0.0723
机构数	0.7136	0.4907

对于四个金融资源代理变量,其特异性都低于因子分析通常要求的临界值 0.6,因此提取的因子对原始数据有较好的代表性,可以认为反映了当地金融资源禀赋。对各城市每年的数据计算因子并分类计算均值,可得表 12 的结果。

表 12 各城市分级的金融禀赋均值

2019 年城市分级	金融禀赋均值	2012 年城市分级	金融禀赋均值	2015 年城市分级	金融禀赋均值
一线	5.7604	超一线	5.7604	特级城市	5.7604
新一线	1.8164	一线	1.6897	一线	1.7038
二线	0.5208	二线	0.3872	二线	0.4371
三线	-0.1432	三线	-0.2260	三线	-0.0904
四线	-0.3116	四线	-0.3355	四线	-0.3247
五线	-0.4298			五线	-0.4061

可见,对于 2012 年、2015 年和 2019 年的城市分级来说,金融资源禀赋的均值按一线城市到五线城市的方向递减,说明城市分级的划分在一定程度上能够代表金融资源禀赋的充裕程度。在此基础上,对城市等级和高铁开通进行回归,得到结果如表 13 所示。

表 13 区分城市等级的回归结果

变量	机构数	从业人员	贷款	财政收入
高铁开通	0.0086*** (0.0032)	0.0121*** (0.0017)	2.8511*** (0.3317)	0.3128*** (0.0335)
高铁开通* 一线城市	-0.0532*** (0.0094)	-0.0370*** (0.0055)	-5.4998*** (0.9873)	-0.5709*** (0.0997)
高铁开通* 新一线城市	-0.0159*** (0.0058)	-0.0145*** (0.0034)	-3.3968*** (0.6108)	-0.3597*** (0.0617)
高铁开通* 二线城市	0.0037 (0.0049)	-0.0067** (0.0029)	-1.7720*** (0.5181)	-0.2642*** (0.0523)
高铁开通* 四线城市	-0.0016 (0.0053)	0.0054* (0.0031)	0.2072 (0.5560)	0.0215 (0.0562)
高铁开通* 五线城市	0.0418*** (0.0066)	0.0529*** (0.0039)	9.6392*** (0.6958)	1.0053*** (0.0703)
常数项	0.0117* (0.0064)	0.0090** (0.0038)	1.1964* (0.6715)	0.1354** (0.0678)
控制变量	有	有	有	有
控制时间效应	是	是	是	是
控制个体效应	是	是	是	是
样本量	2288	2288	2288	2288

从回归结果可以看出,高铁开通对三、四、五线中小城市金融要素配置的正向集聚影响更加显著,其中五线城市受益水平最高,而一线、新一线城市与三线城市相比,受到一定程度的负向影响。即三、四、五线中小城市开通高铁呈现较为显著的金融要素集聚效应,而一线、新一线大城市则开通高铁呈现一定程度的金融要素辐射效应。从新经济地理学的视角看,三、四、五线中小城市可能金融资源占比小,高铁开通带来的投资回报率更高,城市通达性和资源积聚度提高,存在较为显著的市场接近效应;一线城市、新一线城市金融资源占比较大且区域通达性较为饱和,在高铁开通情况下作为核心向

外围区域扩散资源,即存在一定程度的市场拥挤效应。在区分城市层次后,金融资源占比更低的区域在高铁开通下获得了更多的金融资源,金融资源占比较大的区域在高铁开通下基本没有出现显著的金融资源集聚效应,反而出现不同程度的资源流出或辐射效应,即基本验证了假设2。这也说明高铁开通对于城市相对地位的改变比区域金融资源相对地位的改变更加直接且显著。

在验证假设2的同时,论文认为更值得关注的是不同层次城市金融资源配置对高铁开通影响的差异性,以及二线城市呈现的梯度“断裂”效应。对于大城市,一直以来都致力于通过将规模经济发挥到最大化,提供更完备的基础设施与更多样化的服务来形成更大的规模经济与范围经济(陆铭等,2019),但是,部分一线和新一线城市吸纳能力相对饱和,生活成本高企,因此阻碍了包括金融资源在内的要素高水平集聚,如何提升资源吸纳能力并降低成本成为以大城市为核心的要素集聚-辐射双向互动效应形成的关键。对于小城市,开通高铁后金融资源投入加大以及开放度提升使其获得资源配置的新机遇,一定程度上弥补了部分金融资源“短板”。但是,这种机制的存在需要发挥市场接近效应的功能,即要么降低交易成本,要么提高投资收益,否则就能导致“新城之殇”(常晨和陆铭,2017)。最有意思的是,二线城市金融资源集聚对于高铁开通的反应缺乏明显方向性且无显著性,呈现梯度“断裂”效应。这可能反映了部分二线城市要素配置的困境:在集聚效应和辐射效应的双重压力下,此部分城市可能同时存在市场接近效应和市场拥挤效应,如何降低市场“拥挤度”,提高市场“接近度”,成为这部分城市向更高发展水平迈进的关键。

(三) 高铁开通对区域经济差距的影响: 假设3的验证

本部分将以金融资源和高铁开通的交互项作为解释变量,衡量高铁开通通过金融资源配置对区域经济发展差距产生的影响。在被解释变量方面,分别以地区和省份作为分组计算GDP均值,随后以各样本的当年GDP总量求离差,并取绝对值消除数据正负符号的影响,处理后分别记为pgdp(省内GDP离差)和rgdp(区域内GDP离差)。

1. 省内城市经济差距缩小

分省份计算离差的绝对值并进行回归后,结果如表14所示。可见在各省范围内,高铁开通整体上使得各地级市经济增长的差距缩小。从业人员交互项、贷款交互项与财政交互项都获得了显著的负参数。可以看到,高铁开通可以通过影响从业人员迁移、贷款资源转移和财政收入来缩小同一省份内各城市的经济差距。这从省内城市间的视角验证了假设3。

表14 省份内的离差回归结果

变量	省内 GDP 差距	省内 GDP 差距	省内 GDP 差距	省内 GDP 差距
机构数	0.0530 (0.0897)			
机构数* 高铁开通	-0.1334 (0.0960)			
从业人员		0.6064*** (0.2284)		
从业人员* 高铁开通		-0.7350*** (0.2367)		
贷款			0.0037** (0.0015)	
贷款* 高铁开通			-0.0042*** (0.0015)	

续表

变量	省内 GDP 差距	省内 GDP 差距	省内 GDP 差距	省内 GDP 差距
财政收入				0.03637 *** (0.0126)
财政收入* 高铁开通				-0.0412 *** (0.0131)
高铁开通	0.0181 *** (0.0030)	0.0211 *** (0.0031)	0.0207 *** (0.0032)	0.0204 *** (0.0031)
常数项	-0.0043 (0.0089)	-0.0028 (0.0089)	-0.0022 (0.0090)	-0.0024 (0.0089)
控制变量	有	有	有	有
控制时间效应	是	是	是	是
控制个体效应	是	是	是	是
样本量	2288	2288	2288	2288

2. 地区内经济差距缩小

进一步扩大探讨的经济差距的区域范围,将样本分为东、中、西部地区,分别计算离差后,结果如表 15 所示。可以看到在同一地区范围内,高铁开通仍然可以使得经济差距缩小。这说明在较大区域内,核心城市与边缘城市在既有资源保有量、基础设施便利以及市场接近效应等方面的发展差距依然不足以与边缘城市因高铁开通产生的优势相“抗衡”,即欠发达地区因高铁开通带来的金融资源集聚,与发达地区发展水平的差距缩小更为明显。这从更大的区域视角验证了假设 3。

表 15 地区范围内的离差回归结果

变量	地区内 GDP 差距	地区内 GDP 差距	地区内 GDP 差距	地区内 GDP 差距
机构数	0.4812 *** (0.1838)			
机构数* 高铁开通	-0.6689 *** (0.1967)			
从业人员		3.5825 *** (0.4625)		
从业人员* 高铁开通		-3.9869 *** (0.4794)		
贷款			0.0235 *** (0.0030)	
贷款* 高铁开通			-0.0259 *** (0.0031)	
财政收入				0.1624 *** (0.0256)
财政收入* 高铁开通				-0.1865 *** (0.0266)

续表

变量	地区内 GDP 差距	地区内 GDP 差距	地区内 GDP 差距	地区内 GDP 差距
高铁开通	0.0305 *** (0.0060)	0.0453 *** (0.0063)	0.0483 *** (0.0065)	0.0429 *** (0.0064)
常数项	0.0253 (0.0183)	0.0337 * (0.0180)	0.0409 ** (0.0181)	0.0360 ** (0.0181)
控制变量	有	有	有	有
控制时间效应	是	是	是	是
控制个体效应	是	是	是	是
样本量	2288	2288	2288	2288

3. 全国城市间经济差距扩大

计算全国范围内各城市国内生产总值的离差绝对值,与高铁开通和金融资源代表变量的交互项进行回归,得到结果如表 16 所示。在全国范围内,高铁开通反而拉大了 268 个城市间的金融资源配置与经济产出差距。这个奇怪的现象可能有多方面的原因。一是相对其他要素,金融要素更容易出现跨区域的虹吸效应,而非传统的集聚效应与辐射效应。这与理论推导中,当区域开放度较低时欠发达城市反而会向发达城市输送资源的结论是匹配的。二是高铁开通带来的市场接近效应和市场拥挤效应可能具有潜在的距离约束,同时核心城市拥挤效应导致的辐射范围也是一定距离内的周边城市。另外,欠发达地区的高投资回报率是否可持续也将影响其与发达地区的相对关系,如地方政府债务、企业债务等可能形成新的发展约束(常晨和陆铭,2019)。

表 16 全国范围内的离差回归结果

变量	全国 GDP 差距	全国 GDP 差距	全国 GDP 差距	全国 GDP 差距
机构数	-0.8451 *** (0.1288)			
机构数* 高铁开通	0.7243 *** (0.1379)			
从业人员		-3.9300 *** (0.3205)		
从业人员* 高铁开通		3.7962 *** (0.3322)		
贷款			-0.0244 *** (0.0021)	
贷款* 高铁开通			0.0240 *** (0.0021)	
财政收入				-0.1451 *** (0.0180)
财政收入* 高铁开通				0.1392 *** (0.0187)
高铁开通	0.0267 *** (0.0042)	0.0175 *** (0.0044)	0.0155 *** (0.0045)	0.0232 *** (0.0045)

续表

变量	全国 GDP 差距	全国 GDP 差距	全国 GDP 差距	全国 GDP 差距
常数项	0.0130 (0.0128)	0.0061 (0.0125)	-0.0019 (0.0126)	0.0052 (0.0128)
控制变量	有	有	有	有
控制时间效应	是	是	是	是
控制个体效应	是	是	是	是
样本量	2288	2288	2288	2288

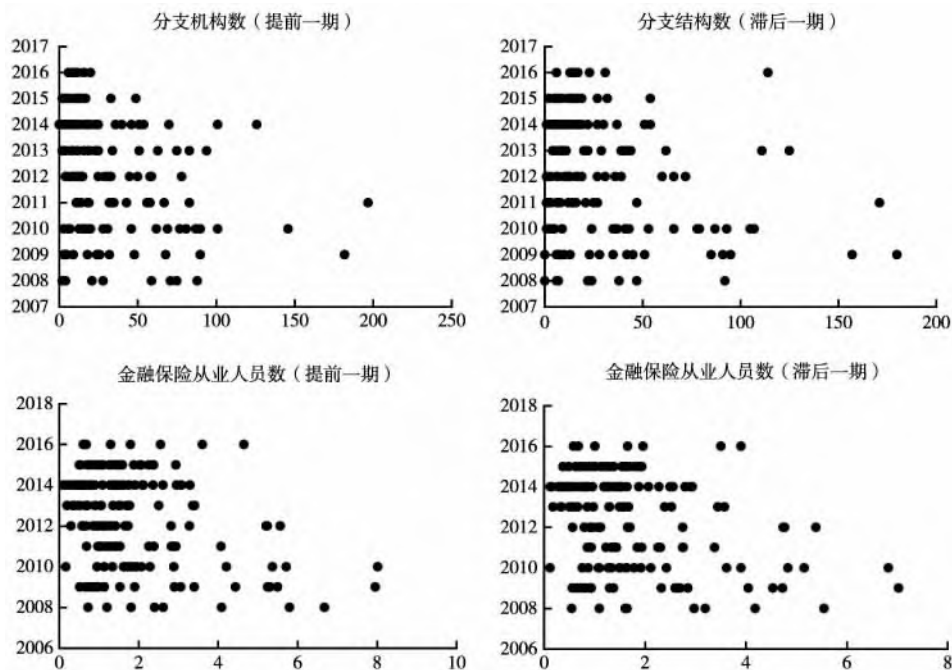
五、稳健性检验

(一) 准自然实验假设的可靠性

参考 Beck et al. (2010) 的做法, 本文分析了高铁开通年份与金融资源在开通高铁的前一年与后一年数值的关系, 以观察区域金融资源多寡是否会影响当地高铁开通。结果如图 1 所示, 没有观察到明显的相关关系, 因此可以认为高铁开通选址与地方金融资源多寡间的关系不足以影响 PSM-DID 方法的可靠性, 准自然实验的假设是可信的。

(二) 删除高铁开通当年值的数据

由于不同的城市可能在同一年的不同月份开通高铁, 而本文并未就高铁开通的月份进行区分, 直接选取下一年度作为高铁产生影响的开始。考虑到高铁开通的城市可能会在开通后立即受到高铁开通的影响, 本文在此剔除高铁开通当年的数据作为稳健性检验, 得到结果如表 17 所示。高铁开通变量仍然在 1% 的水平上显著, 支持了本文结论。



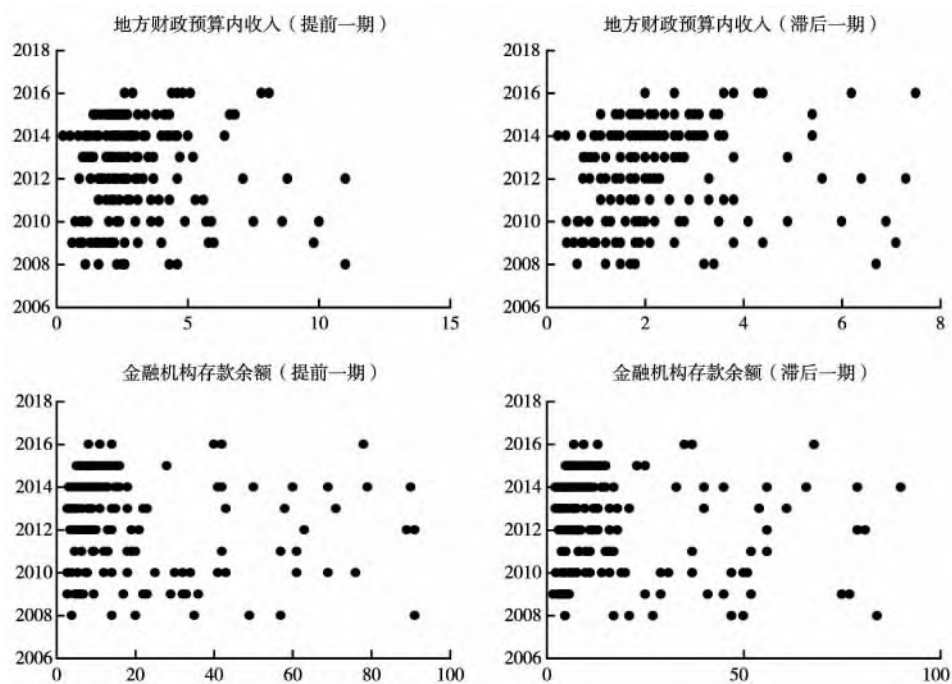


图1 开通高铁前后各地金融资源情况

表17 删除当年值的结果

变量	机构数	从业人员	贷款	财政收入
高铁开通	0.0113 *** (0.0023)	0.0153 *** (0.0014)	3.0698 *** (0.2524)	0.3182 *** (0.0258)
社会消费品零售额	-0.0135 (0.0169)	-0.0003 (0.0103)	1.7259 (1.8463)	0.0998 (0.1888)
国内生产总值	-0.0002 (0.0005)	-0.0009 *** (0.0003)	-0.2183 *** (0.0553)	-0.0211 *** (0.0057)
房地产开发投资额	0.0049 (0.0161)	0.0093 (0.0098)	3.0595* (1.7591)	0.3487* (0.1799)
利税总额	-0.0035 (0.0123)	0.0012 (0.0075)	0.5127 (1.3411)	0.0844 (0.1371)
产品销售收入	-0.0018 (0.0013)	-0.0024 *** (0.0008)	-0.4921 *** (0.1439)	-0.0538 *** (0.0147)
外商投资工业产值	-0.0046 (0.0062)	-0.0010 (0.0038)	0.5888 (0.6731)	0.0977 (0.0688)
固定资产投资	-0.0069 (0.0046)	-0.0057 ** (0.0028)	-1.2700 ** (0.5065)	-0.1484 *** (0.0518)
客运总量	-0.0502 (0.7233)	-0.2509 (0.4416)	-47.6549 (79.0043)	-6.2225 (8.0789)
常数项	0.0130* (0.0071)	0.0086 ** (0.0043)	0.9933 (0.7770)	0.1207 (0.0795)
控制时间效应	是	是	是	是
控制个体效应	是	是	是	是
样本量	2144	2144	2144	2144

(三) 替换被解释变量

为减少偶然性因素存在的风险,本文引入财政收入和金融机构存款余额来作为金融资源另一个方面的测度。结果如表 18 所示,与上文结论并无相悖之处,可认为模型受到被解释变量选择的影响不大。

表 18 替换解释变量的回归结果

变量	存款	存款	财政支出	财政支出
高铁开通	4.7674 *** (0.3811)	5.1644 *** (0.4440)	0.6158 *** (0.0376)	0.6713 *** (0.0436)
社会消费品零售额		0.6942 (3.1531)		0.1945 (0.3098)
国内生产总值		-0.3585 *** (0.1024)		-0.0443 *** (0.0101)
房地产开发投资额		4.9450 (3.3077)		0.6342 * (0.3250)
利税总额		0.8592 (2.5260)		0.1468 (0.2482)
产品销售收入		-0.8998 *** (0.2669)		-0.0909 *** (0.0262)
外商投资工业产值		1.0299 (1.2659)		0.1984 (0.1244)
固定资产投资		-2.1915 ** (0.9427)		-0.2106 ** (0.0926)
客运总量		-98.4978 (149.3652)		-13.0319 (14.6674)
常数项	0.3793 *** (0.1202)	2.5218 * (1.3739)	0.0341 *** (0.0118)	0.1926 (0.1350)
控制时间效应	是	是	是	是
控制个体效应	是	是	是	是
样本量	2288	2288	2288	2288

(四) 更改城市分级依据

本文采用的是 2019 年的城市分级,由于在高铁开通前后城市分级状况曾发生改变,这可能导致结果不稳健。为了解决这一问题,本文分别使用 2012 年和 2015 年的城市分级进行稳健性检验,得到结果如表 19、表 20 所示。2012 年是能够获得的最早的城市分类依据,2015 年取 2012 年和 2019 年数据的中间值,结果与正文均无明显差异。

表 19 2012 年城市分级结果

变量	机构数	从业人员	贷款	财政收入
高铁开通	0.0050 (0.0042)	0.0057 ** (0.0026)	1.0749 ** (0.4635)	0.0442 (0.0470)
高铁开通* 超一线城市	-0.0509 *** (0.0096)	-0.0304 *** (0.0059)	-3.6711 *** (1.0518)	-0.2985 *** (0.1067)
高铁开通* 一线城市	-0.0142 ** (0.0061)	-0.0091 ** (0.0037)	-1.5217 ** (0.6666)	-0.0854 (0.0676)

续表

变量	机构数	从业人员	贷款	财政收入
高铁开通* 三线城市	0.0209*** (0.0053)	0.0214*** (0.0033)	4.0721*** (0.5840)	0.4579*** (0.0593)
高铁开通* 四线城市	0.0060 (0.0051)	0.0125*** (0.0031)	2.7390*** (0.5604)	0.4053*** (0.0569)
常数项	0.0117* (0.0064)	0.0086** (0.0039)	1.1067 (0.7022)	0.1238* (0.0712)
控制变量	有	有	有	有
控制时间效应	是	是	是	是
控制个体效应	是	是	是	是
样本量	2288	2288	2288	2288

表 20 2015 年城市分级结果

变量	机构数	从业人员	贷款	财政收入
高铁开通	0.0072** (0.0034)	0.0110*** (0.0020)	2.5946*** (0.3606)	0.2397*** (0.0365)
高铁开通* 特级城市	-0.0530*** (0.0095)	-0.0379*** (0.0056)	-5.6753*** (1.0091)	-0.5369*** (0.1021)
高铁开通* 一线城市	-0.0152** (0.0059)	-0.0142*** (0.0035)	-3.0640*** (0.6304)	-0.2836*** (0.0638)
高铁开通* 二线城市	0.0038 (0.0050)	-0.0076*** (0.0030)	-2.3021*** (0.5306)	-0.2180*** (0.0537)
高铁开通* 四线城市	0.02441*** (0.0055)	0.0354*** (0.0033)	5.6816*** (0.5896)	0.6424*** (0.0596)
高铁开通* 五线城市	0.0062 (0.0059)	0.0099*** (0.0035)	2.5010*** (0.6291)	0.3322*** (0.0636)
常数项	0.0109* (0.0064)	0.0077** (0.0038)	0.9969 (0.6840)	0.1141* (0.0692)
控制变量	有	有	有	有
控制时间效应	是	是	是	是
控制个体效应	是	是	是	是
样本量	2288	2288	2288	2288

六、结 论

本文基于核心-边缘模型,以我国 268 个城市为样本,采用倾向得分匹配(PSM)和双重差分法(DID)来分析高铁开通对金融资源配置的影响。结果显示,开通高铁确实促进了所在城市金融资源的更快增长并形成集聚效应。就地区而言,高铁开通运行对于中部城市金融资源集聚的促进作用要大于对于东部城市的促进作用,对于西部城市的促进作用则不显著。对于不同规模和发展水平的城市,高铁开通使得金融资源占比较小的中小城市的金融资源增长速度更快,呈现较为显著的集聚效应,而金融资源占比较大的城市则出现一定程度的金融资源输出现象。从高铁开通对金融资源配置以及经济政策的结构性分析看,高铁开通减小了省份内部城市间以及东、中、西地区内部城市间的经济发展差异,但是拉大了全国范围内城市间的经济发展差距。

虽然高铁开通运行对于改善民生、促进经济发展以及金融资源流动的效果毋庸置疑,但是从政策

视角出发,仍有三点值得注意。第一,高铁开通对金融资源配置的影响是通过市场接近效应和市场拥挤效应的合力来实现的,要使高铁开通成为区域经济发展的助力,关键之举在于提升高铁开通的市场接近效应。第二,高铁开通有利于缩小省内、区域内金融要素集聚程度和经济发展水平的差距,但可能在全国范围内形成金融资源的虹吸效应。在尊重市场选择的前提下,需要考虑如何在更好发挥发达地区金融资源辐射效应的同时,弥补欠发达地区由于虹吸效应导致的金融资源流失。第三,高铁开通的金融资源配置效应中的结构匹配效应需要加以重点关注。欠发达地区应加强基础设施建设,做好公共服务,提升营商环境,承接发达地区的知识溢出和资源辐射;发达地区应更合理地引导金融资源流动,注重对周边地区的资源辐射功能和核心-外围资源配置体系的优化,促进金融资源合理布局。

参考文献

- 安虎森 (2007):《增长极的形成机制及与外围区的关系——四论区域协调发展》,《南开大学学报》,第 4 期。
- 安虎森 (2009):《新经济地理学原理》,经济科学出版社。
- 卞元超、吴利华、白俊红 (2018):《高铁开通、要素流动与区域经济差距》,《财贸经济》,第 6 期。
- 曹骥赞 (2007):《知识溢出双增长模型和中国经验数据的检验》,南开大学博士论文。
- 常晨、陆铭 (2017):《新城之殇:密度、距离与债务》,《经济学(季刊)》,第 4 期。
- 董艳梅、朱英明 (2016):《高铁建设能否重塑中国的经济空间布局——基于就业、工资和经济增长的区域异质性视角》,《中国工业经济》,第 10 期。
- 连玉君、彭方平、苏治 (2010):《融资约束与流动性管理行为》,《金融研究》,第 10 期。
- 林晓言、陈小君、白云峰、韩信美 (2010):《京津城际高速铁路对区域经济影响定量分析》,《铁道经济研究》第 5 期。
- 龙玉、赵海龙、张新德、李曜 (2017):《时空压缩下的风险投资——高铁通车与风险投资区域变化》,《经济研究》第 4 期。
- 陆铭、李鹏飞、钟辉勇 (2019):《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》第 10 期。
- 王雨飞、倪鹏飞 (2016):《高速铁路影响下的经济增长溢出与区域空间优化》,《中国工业经济》第 2 期。
- 吴康、方创琳、赵渺希、陈晨 (2013):《京津城际高速铁路影响下的跨城流动空间特征》,《地理学报》第 2 期。
- 张俊 (2017):《高铁建设与县域经济发展——基于卫星灯光数据的研究》,《经济学(季刊)》第 4 期。
- Ahlfeldt, G. and A. Feddersen (2018): “From Periphery to Core: Measuring Agglomeration Effects Using High Speed Rail”, *Journal of Economic Geography*, 18, 355–390.
- Amos, P., D. Bullock and J. Sondi (2010): “High-speed Rail: The Fast Track to Economic Development?”, World Bank Working Paper.
- Beck, T., R. Levine and A. Levkov (2010): “Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States”, *Journal of Finance*, 65, 1637–1667.
- Blundell, R. and M. Dias (2005): “Evaluation Methods for Non-Experimental Data”, *Fiscal Studies*, 21, 427–468.
- Bretschger, L. and T. Steger (2004): “The Dynamics of Economic Integration: Theory and Policy”, *International Economics and Economic Policy*, 1, 119–134.
- Cheng, Y., B. Loo and R. Vickerman (2015): “High-Speed Rail Networks, Economic Integration and Regional Specialisation in China and Europe”, *Journal of Environmental Sciences*, 2, 171–176.
- Forslid, R. and G. Ottaviano (2003): “An Analytically Solvable Core-periphery Model”, *Journal of Economic Geography*, 3, 229–240.
- Grossman, G. and E. Helpman (1993): *Innovation and Growth in the Global Economy*, Cambridge MA: MIT Press.
- Krugman, P. (1991): “Increasing Returns and Economic Geography”, *Journal of Political Economy*, 99, 483–499.
- Krugman, P. and A. Venables (1995): “Globalization and the Inequality of Nations”, *Quarterly Journal of Economics*, 60, 857–880.
- Lalonde, R. (1980): “Evaluating the Econometric Evaluations of Training Programs with Experiment Data”. *American Economic Review*, 76, 604–620.
- Ortega, E., E. López and A. Monzón (2012): “Territorial Cohesion Impacts of High-Speed Rail at Different Planning Levels”, *Journal of Transport Geography*, 24, 130–141.
- Robert-Nicoud, F. (2005): “The Structure of Simple ‘New Economic Geography’ Models”, *Journal of Economic Geography*, 5, 201–234.

(责任编辑: 范可鑫)

Cross-market Contagion of Systemic Risk under the COVID – 19 Pandemic: Evidence from G20

LI Shaofang LI Fangyuan LIU Xiaoxing

(Faculty of Economics and Management , Southeast University , Nanjing 210096 , China)

Abstract: Based on the financial data of G20 countries between 2017 and 2020 , this paper measures the systemic risk of different financial markets by employing the CAViaR model , and investigates the systemic risks' cross-market contagion channels based on the Granger causality network analysis and rolling window estimation. Our findings indicate that COVID – 19 Pandemic strengthens the systemic risk contagion between different financial markets and the spillover effect of systemic risk increased significantly after the COVID – 19 Pandemic. For developed countries , systemic risk transmitted through stock market , but through bond market for developing countries. The results of dynamic analysis confirm that the systemic risk of stock market and exchange rate market in developed countries is the main driver of the Chinese stock market volatility , and the bond markets' systemic risk of developing countries has significant impact on Chinese stock market and exchange rate market. The systemic risk in Chinese exchange rate market has significantly influence on other countries' stock markets. Considering the varying of systemic risk and the spillover effect of different financial markets under different coronavirus variants , the results show the systemic risk and spillover effect are significantly higher at the beginning of COVID – 19 Pandemic than during the Delta and Omicron periods , and the spillover effects of G20 financial markets to Chinese financial markets only significantly change at the beginning of COVID – 19 Pandemic and at the identification of new coronavirus variants.

Keywords: CAViaR Model; Granger Causality Network; Dynamic Estimation; Cross-market Contagion

JEL Codes: G01; G15; G17

High-speed Rail , Financial Resource Allocation , and Inequality in Regional Economic Development

——An Estimation Based on PSM-DID Model

ZHENG Liansheng^[a] MENG Yajing^[b] LI Juncheng^[c]

(Institute of Finance and Banking , Chinese Academy of Social Sciences ,

Beijing 100710 , China^[a, c] ; School of Economics , Nankai University , Tianjin 300071 , China^[b])

Abstract: Using a sample of 268 cities over the period of 2006 – 2016 , this paper applies a difference-in-differences approach to investigate the impact of high-speed railway (HSR) on the geographic allocation of financial resources and its relationship with regional development in China. The empirical results show that the HSR connection promote the regional

accumulation of financial resource. This positive effect is most significant in the cities of Central China and much weaker in cities of East China. In cities of West China, the HSR connection has no significant impact on financial development. The HSR connection's positive effect on financial resource accumulation is also more significant in the small cities who are often in a disadvantaged position in financial resource allocation. Furthermore, the paper finds that HSR narrows the development gaps between the cities in the same provinces and areas (East, Central, and West China) but increases the average development gaps between the cities at the country scale.

Keywords: High-speed Railway; Financial Resource; Regional Economy

JEL Codes: G14; G28; G38

Interbank Market Structure and Small and Medium Sized Banks' Liquidity

——A Study from the Perspective of Information Asymmetry

XIA Cong ZHU Bo

(School of Finance, Central University of Finance and Economics, Beijing 100081, China)

Abstract: Fund flow from large banks to small and medium-sized banks (SMBs) in China's interbank market. This one-way fund flow pattern has important effects on SMBs' liquidity condition in an asymmetric information environment. This article builds a theoretic model with information asymmetry in inter-bank market to show that the dropping of market power of fund suppliers has both aggregate and structural effects on SMBs' financing in the market and the regulation focusing on interbank leverage ratio doesn't work in this case. Taking the accessing to the interbank certificate of deposit market as quasi-natural experiments, this article uses a difference-in-differences specification to verify the relationship between changes in interbank market structure and SMBs' liquidity. The result indicates that decreasing in market power of fund supplier has negative effect on SMBs' liquidity.

Keywords: Market Structure; Small & Medium Sized Banks; Liquidity; Difference in Difference

JEL Codes: C31; D43; G21

Residual Control Rights, Analyst Following and Corporate Bond Covenants

SUN Chunxing DENG Lu

(School of Business, Renmin University of China, Beijing 100872, China;

School of Economics and Management, Beihang University, Beijing 100191, China)

Abstract: Corporate bond covenants can help restrain the residual control rights embedded in debt contracts, which protect the rights of creditors. In this paper, we use the data of corporate bond issues by China's A-share listed companies