

行政区划调整能加快金融集聚吗？

——基于 PSM-DID 模型的分析

张旭 王静¹

【摘要】 行政区划调整是满足城市发展的空间与治理需求，加速推进新型城镇化的战略选择对区域金融发展产生了重要影响。基于 2008—2018 年中国 282 个城市统计数据，建立综合评价指标体系测算金融集聚水平，采用 PSM—DID 模型分析行政区划调整对城市金融集聚的影响效应。研究表明，行政区划调整总体上能够扩大城市金融规模、提升城市金融密度，进而促进金融集聚，但其影响效应存在地区异质性。行政区划调整能够促进东部城市的金融集聚；对中部城市金融集聚的影响效应并不显著；在西部地区，区划调整虽然扩大了城市金融规模，但同时也降低了金融密度。

【关键词】 金融规模 金融密度 行政壁垒 地区异质性

【中图分类号】 F832 **【文献标识码】** A **【文章编号】** 1006-169X (2020) 11-0029-07

一、引言与文献综述

金融集聚是指金融资源与地域条件协调、配置、组合的时空动态变化，它对扩大资本积累，提高资源置效率具有巨大的推动作用。自 2011 年以来，国家实施以撤县（市）设区为主的区划调整，旨在提升中心城市核心竞争力，带动周边临近地区同城化发展。行政建制的撤设影响着区域资源开发、生产要素配置以及经济活动的开展，从而对区域发展产生深远影响。行政区划的调整是否有助于降低行政壁垒，加速区域内的金融集聚，成为金融发展理论研究的重要问题。

关于金融集聚动因的研究，国外存在两种理论。一是规模经济论（Kindleberger, 1973），认为先进的技术装备，良好的基础设施和便利的公共服务等外部规模经济效应是促进金融产业空间集聚的动因之一；二是信息流理论（Corbridge & Martin, 1994），认为金融业是“高增值”的信息服务业，信息流是金融集聚形成的内在动因。国内学者从不同行政区划视角出发，针对金融集聚现象及其成因展开研究。在省域层面，我国金融集聚在各省间存在较强的空间依赖性和正的空间溢出效应，区域创新、经济基础对金融集聚促进作用显著，对外开放对金融集聚的正效应会随着时间推移逐渐减弱，人力资本对金融集聚促进作用的发挥存在一个吸收和消化的过程（任英华等，2010）。在城市层面，基于金融空间结构理论分析发现金融集聚与城市层级正向匹配（王如玉等，2019）。金融集聚与城市规模的相关性极强，金融集聚中心一般为省会城市及副中心城市，全国金融业集聚态势有从全国金融中心向邻近区域扩散的趋势，并向中部和近西部地区的中心城市不断传递（茹乐峰等，2014）。在县域层面，经济基础、政府干预、投资水平以及人力资本等因素均能显著提高该地区的金融集聚水平（冯林等，2016）。

关于行政区划调整的政策效果，国外学者多从行政效率和政治经济方面展开研究。单中心学派认为，大政府有利于提高行政效率，减少多个小政府分别谈判的交易成本，从而提供更有规模效益的公共服务（Rusk, 1993）。而多中心学派则认为，分散化的地方政府是基于服务本地政治经济而产生的，分散且具有竞争性的政府更有利于经济发展（Mueller, 1989）。国内研究则主要从经济发展、城市化和社会发展三方面分析行政区划调整的政策效应。多数研究认为，行政区划调整对经济增长具有促进作用

¹**作者简介：**张旭（1969-），内蒙古阿拉善盟人，青岛大学经济学院，教授，研究方向为金融理论与政策、比较金融制度；王静（1996-），山东青岛人，青岛大学经济学院，硕士研究生，研究方向为金融理论与政策。（山东青岛 266000）

用（王贤彬和聂海峰，2010）。但也有研究表明，撤县设区的作用依赖于要素扩张这一传统粗放型增长模式，对城市增长经济效率的改善作用较为有限（邵朝对等，2018）。此外，撤县设区可以加快人口城市化，提高撤并城市市辖区城镇常住人口的增长率（唐为和王媛，2015），并且能够扩大城市规模，提高城市竞争力（谢涤湘等，2004）。从社会发展来看，行政区划调整政策能够推进区域市场融合，有助于提升重组城市的效率与就业（陈浩和孙斌栋，2016）。

理论上，行政区划调整能够扩大城市规模，促进区域一体化，弱化城市内部的行政壁垒。在我国当前行政分权体制下，地方金融发展无疑会受到市场的行政边界影响（罗伟和吕越，2015）。然而，国内关于行政区划调整对金融集聚影响方面的研究尚不多见。为此，笔者选取 2008—2018 年我国 282 个城市的面板数据，通过构建金融集聚指标体系，借助 PSM—DID 模型展开研究，探寻行政区划调整对金融集聚的影响效应。

首先，选取十项金融发展指标，基于 2008—2018 年我国 282 个城市的经济金融数据，采用因子分析法，计算各城市的金融集聚水平、金融规模和金融密度的得分。然后，采用 DID 方法和 PSM—DID 方法，以金融集聚水平综合得分、金融规模得分和金融密度得分为被解释变量，以分组虚拟变量与政策时间虚拟变量的交叉项（DID）为解释变量，实证检验行政区划调整政策对金融集聚的影响效应。最后，将实验组样本城市划分为东、中、西部地区，采用 PSM—DID 方法研究行政区划调整对不同地区的金融集聚影响的异质性。

二、研究设计

（一）样本选取及模型设定

我国当前的行政区划调整模式主要包括撤县（市）设区和区界重组。其中，撤县（市）设区是指撤销原来隶属于地级市、副省级城市或者直辖市的县（或代管的县级市），同时在原县（市）行政区域设立市辖区。区界重组包括两类：一是对县（市）和市辖区进行合并和重组，它与撤县（市）设区同样具有扩大城市规模功能。二是将原属于县（市）的乡、镇划归市辖区管辖，这类区界重组涉及空间范围较小，对城市影响有限。笔者旨在研究行政区划调整对城市金融集聚的影响效应，故将行政区划调整界定为撤县设区、撤市设区和第一类区界重组。选取 2008—2018 年为研究时间段，收集了 287 个城市的统计数据。其中毕节市、铜仁市、普洱市和三沙市数据缺失严重，巢湖市于 2011 年撤销地级市，故剔除以上 5 个城市，以其余 282 个城市为样本。2011—2016 年是我国撤县（市）设区和区界调整的频繁实施阶段，故选取期间实施行政区划调整的 85 个城市为实验组样本，其他 197 个城市为对照样本组。由于不同城市实施区划调整政策的次数和种类不同，为便于分析，统一选取实施一次行政区划调整，并以第一次政策实施年份为政策实施时间。区划调整信息来自中国行政区划网，具体如表 1 所示。

表 1 2011—2016 年我国实施行政区划调整的城市

时间	撤县（市）设区	区界重组
2011	长沙、昆明、重庆、扬州、宜宾、	上海、重庆、扬州、
2012	苏州、青岛、清远、雅安、唐山、揭阳、泰州	苏州、青岛、贵阳、三沙、马鞍山
2013	南京、桂林、达州、潮州、绍兴、梅州、赣州、济宁	梧州、广安、巴中、南京、玉林、济宁
2014	广州、茂名、威海、哈尔滨、连云港、南平、重庆、十堰、 滨州、云浮、开封、石家庄、德州、眉山、阳江、 长春、杭州、西安、龙岩、安顺	广州、三亚、茂名、连云港、 开封、石家庄
2015	保定、常州、肇庆、天津、盐城、秦皇岛、温州、大连、 上饶、三门峡、南昌、铜陵、海东、南宁、 重庆、拉萨、渭南、成都、玉溪、榆林	铜陵、无锡

2016	张家口、沈阳、菏泽、盘锦、上海、天津、淮安、衡水、 东营、邯郸、宁波、西安、河池、赣州、许昌、抚州、 曲靖、柳州、遵义、绵阳、延安、重庆、成都、昆明、济南	哈密、邯郸、宁波、深圳
------	---	-------------

笔者将行政区划调整看作是一次准自然实验，利用双重差分法（Difference-in-differences，以下简称 DID）评估行政区划调整对城市金融集聚的影响。相较于传统的单差法，DID 方法具有更高的估计准确性，是估计政策效应最为常用的方法。使用 DID 方法分析行政区划调整的金融集聚效应时，需构建两个虚拟变量：一是实验组和对照组虚拟变量，将实验组定义为 1，将对照组定义为 0。二是政策时间虚拟变量，进入实验期之后定义为 1，进入实验期之前定义为 0。选用 2011—2016 年进行行政区划调整的 85 个城市作为实验组，而在研究期间（2008—2018 年）未经历过行政区划调整的城市为对照组。DID 方法假设政策的发生在样本中是随机的，如果满足这一假设，则政策实施前后实验组和对照组金融集聚水平的差异就是行政区划调整对金融集聚的无偏估计量。基于上述思路，采用 DID 方法设定回归模型如下：

$$\text{clusfina}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{did} + \sum_{j=1}^N b_j X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

DID 方法中的随机假设通常无法满足，中国不同城市的发展水平具有较大差异，会造成选择偏误问题，导致估计结果有偏（Besley&Case, 2000）。而倾向得分匹配法（后文简称 PSM）能够使得实验组和对照组城市在各个方面尽可能水平相似，消除样本选择偏差问题。因此，使用 PSM—DID 方法，首先利用 PSM 方法将实验组和与其各方面特征相似的对照组进行匹配，剔除不符合要求的对照组，然后利用 DID 方法对匹配后的实验组和对照组进行回归。具体模型如下：

$$\text{clusfina}_{it}^{\text{PSM}} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{did} + \sum_{j=1}^N b_j X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

模型（1）和模型（2）中，clusfina 为城市金融集聚水平。did 为分组虚拟变量与政策时间虚拟变量的交叉项，其系数能够反应行政区划调整政策的净效应，是所要考察的核心变量。X 为该模型的控制变量，用来控制影响城市金融集聚水平的其他因素，包括经济发展水平、产业结构升级、人力资本水平、投资水平、对外开放程度、政府干预程度等。 ε 为扰动项。

（二）变量选取及数据说明

1. 被解释变量。

金融集聚水平，采用综合指标法，从金融规模和金融密度两个方面构建金融集聚评价指标体系。金融规模指标包括：年末金融机构各项存款余额、年末金融机构各项贷款余额、年末城乡居民储蓄余额、金融机构数、金融业从业人员总数。金融密度指标从人口金融密度、地理金融密度和经济地理密度三个方面来构建，具体指标包括：年末金融机构各项存贷款余额/年末总人口、金融机构数/年末总人口、年末金融机构各项存贷款余额/土地面积、金融机构数/土地面积、年末金融机构各项存款、贷款余额之和/生产总值。通过对以上 10 个衡量金融集聚水平的指标进行因子分析，得出我国城市金融集聚水平综合得分（score），以此作为被解释变量。

2. 核心解释变量。

为分组虚拟变量与政策时间虚拟变量的交叉项，即 DID，其系数的显著性和正负是考察重点。其中，对于分组虚拟变量，将实验组定义为 1，将对照组定义为 0。对于政策时间虚拟变量，则将样本进入实验期之后定义为 1，进入实验期之前定义为 0。

表 2 变量说明

	一级指标		二级指标
被解释变量 (score)	金融规模 (s1)		年末金融机构各项存款余额
			年末金融机构各项贷款余额
			城乡居民储蓄年末余额
			金融机构数
			金融业从业人员总数
	金融密度 (s2)	人口金融密度	年末金融机构各项贷款余额/年末总人口
			金融机构数/年末总人口
		地理金融密度	年末金融机构各项贷款余额/土地面积
			金融机构数/土地面积
		经济金融密度	年末金融机构各项存款贷款余额之和/生产总值
解释变量	Did		分组虚拟变量、政策时间虚拟变量相乘
控制变量	经济发展 (gdp)		GDP 的对数
	产业结构升级 (stru)		第三产业产值/GDP
	人力资本 (stu)		高等学校在校学生数
	投资 (fixinv)		固定资产投资
	对外开放 (FDI)		当年实际利用外资金额
	政府干预 (gov)		财政支出/GDP

3. 控制变量。

选择影响城市金融集聚水平的其他因素作为控制变量。具体包括：经济发展 (gdp)：用 GDP 的对数来衡量 (吕勇斌等, 2015)。产业结构升级 (stru)：用第三产业产值占 GDP 的比重表示。人力资本水平 (stu)：金融业是高端服务业，对人力资本需求较高，用该城市高等学校在校学生数的对数表示。投资水平 (fixinv)：用该城市固定资产投资总额的对数表示。对外开放 (FDI)：考虑到外国直接投资与当地金融活动联系密切，用当年实际利用外资金额的对数反映各个城市的对外开放水平。政府干预 (gov)：在现行财政体制下，各级政府往往通过出台财政扶持政策支持地方金融发展，故采用财政支出占 GDP 的比重反映政府对当地经济金融发展的影响能力。所用数据样本为中国 282 个城市 2008—2018 年的面板数据，其中 85 个城市为实验组，197 个城市为对

照组，所有数据来源于《中国城市统计年鉴》和中国银行保险监督管理委员会网站。

三、实证结果及分析

（一）因子分析及描述性统计

使用因子分析来赋权算出金融集聚水平，因子分析的 Bartlett 球形检验的显著性水平为 0.000，说明 10 个指标的相关系数矩阵与单位矩阵具有显著性差异，适合做因子分析。KMO 值为 0.848，比较接近于 1，说明变量间相关性较强，因子分析的效果较好。对算出的 score、s1 和 s2 三个被解释变量进行描述性统计，统计样本分为实验组、对照组，而实验组样本又分为东、中和西部地区城市¹。结果如表 3 所示。

表 3 描述性统计

样本名称		变量名称	均值	标准差	最大值	最小值
实验组		score	0.260	0.966	7.130	-0.468
		s1	0.393	1.225	10.285	-1.476
		s2	0.087	1.225	11.945	-2.340
对照组		score	-0.112	0.534	8.327	-0.571
		s1	-0.167	0.833	14.508	-1.656
		s2	-0.037	0.851	6.087	-1.107
实验组	东部地区	score	0.441	1.180	7.130	-0.457
		s1	0.553	1.392	10.285	-1.035
		s2	0.309	1.561	11.945	-0.994
	中部地区	score	0.023	0.404	1.388	-0.467
		s1	0.132	0.661	1.788	-1.461
		s2	-0.126	0.639	2.268	-0.903
	西部地区	score	0.057	0.618	2.604	-0.468
		s1	0.243	1.086	5.558	-1.476
		s2	-0.194	0.815	3.709	-2.340

从表 3 可以看出，实验组与对照组城市的金融集聚水平不同。在实验组样本中，score、s1 和 s2 的均值分别为 0.260、0.393 和 0.087；而对照组样本中，score、s1 和 s2 的均值分别为-0.112、-0.167 和-0.037。可见，实验组被解释变量均值远远大于对照组被解释变量均值，即实施工行政区划调整的城市金融集聚水平明显高于未实施城市。就实验组样本来看，东、中、西部地区金融集聚水平存在差异。在东部地区城市样本中，score、s1 和 s2 的均值分别为 0.441、0.553 和 0.309。在中部地区城市样本中，score、s1 和 s2 的均值分别为 0.023、0.132 和-0.126。而在西部地区城市样本中，score、s1 和 s2 的均值分别为 0.057、0.243 和-0.194。可见，东部地区金融集聚水平远远高于中西部地区，西部地区金融集聚综合水平、金融规模明显高于中部地区，但是金融密度水平小于中部地区。

（二）行政区划调整对金融集聚的影响

采用 DID 方法评估行政区划调整对城市金融集聚的影响，由此验证行政壁垒对金融集聚的影响效应是否存在，结果如表 4 所示。列（1）—列（3）为不加入控制变量，而列（4）—列（6）加入控制变量进行回归。其中，第（1）列和第（4）列为行政区划调整对金融集聚水平的影响，第（2）列和第（5）列为行政区划调整对金融规模的影响，第（3）列和第（6）列为行政区划调整对金融密度的影响。

所有估计结果表明，无论是否加入控制变量，did 系数显著为正，即行政区划调整显著提高了城市的金融集聚水平，提升了金融规模和金融密度。其中第（6）列的 did 系数比第（4）列的更大，说明行政区划调整更加有力地提升了该地区的金融密度，有利于区域金融发展。第（2）、（4）和（6）列中，观察控制变量，经济发展水平的系数全部显著为正，表明城市经济发展水平越高，金融集聚水平越高。产业结构升级系数全部显著为正，第三产业产值占比越高，当地金融集聚水平越高，表明第三产业发展引致金融需求快速增长。此外，政府干预的金融集聚综合得分系数为正，表明政府在金融集聚中发挥重要作用，政府财政支付能力的提高有助于推动区域金融发展。

表 4 行政区划调整对金融集聚的影响

	(1) score	(2) score	(3) s1	(4) s1	(5) s2	(6) s2
did	0.3407*** (20.53)	0.0545*** (3.49)	0.2977*** (14.39)	0.0608*** (2.67)	0.3970*** (16.74)	0.0574** (2.56)
gdp		0.7075*** (18.37)		0.6376*** (18.28)		0.7681*** (15.58)
stru		45830.19*** (18.37)		52920.9*** (14.11)		33701.33*** (9.12)
stu		0.0188 (1.36)		-0.0019 (-0.09)		0.0380* (1.79)
fixinv		-1.1349*** (-11.16)		-0.1106*** (-6.27)		-0.1534*** (-8.8)
FDI		0.0039 (0.83)		0.0299*** (4.40)		-0.0354*** (-5.28)
gov		0.3754*** (5.42)		-0.1422 (-1.23)		1.0707*** (9.25)
常数	-0.0747 (-1.91)	-9.9319*** (-38.25)	-0.0547 (-0.96)	-9.1370*** (-23.17)	-0.0827 (-1.46)	-10.5394*** (-26.66)

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

（三）稳健性检验

为克服实施行政区划调整的城市与其他城市的变动趋势存在差异，降低双重差分法估计偏差，利用 PSM—DID 方法进行稳健性检验。使用 PSM—DID 方法时，通过行政区划调整虚拟变量对控制变量进行 Logit 回归，得到倾向得分值。倾向得分值最接近的城市即为实验组的匹配城市。采用这种方法可以最大程度减少不同城市在金融发展水平上的差异，降低 DID 方法估计偏差。在进行 PSM—DID 估计前，还需进行平衡性检验，即匹配后各变量实验组和对照组是否变得平衡，协变量的均值在匹配后是否具有显著差异。如果不存在显著差异，则支持使用 PSM—DID 方法，平衡性检验结果如表 5 所示。

表 5 PSM-DID 平衡性检验结果

变量	是否匹配	均值		标准化偏差	T 检验	
	U: 匹配前 M: 匹配后	实验组	对照组	%bias	t 值	p 值
gdP	U	16.861	16.235	70.21.3	18.15	0.000
	M	16.855	16.843		0.26	0.792
stru	U	0.000	0.000	-42.80.6	-10.46	0.000
	M	0.000	0.000		0.16	0.875
stu	U	11.091	10.296	62.5-5.4	16.00	0.000
	M	11.086	11.156		-1.05	0.293
fixinv	U	16.459	15.888	61.1-2.4	15.39	0.000
	M	16.455	16.478		-0.50	0.617
FDI	U	10.585	9.7462	47.20.6	12.01	0.000
	M	10.576	10.566		0.12	0.904
gov	U	0.16416	0.18334	-20.00.6	-5.30	0.000
	M	0.16398	0.16336		0.14	0.888

表 5 显示，经过匹配后，所有协变量的标准化偏差都小于 10%，且所有 T 检验的 P 值为 0，实验组和对照组所有协变量不存在显著性差异。对比匹配前后，所有协变量的标准化偏差均大幅缩小（参见图 1）。

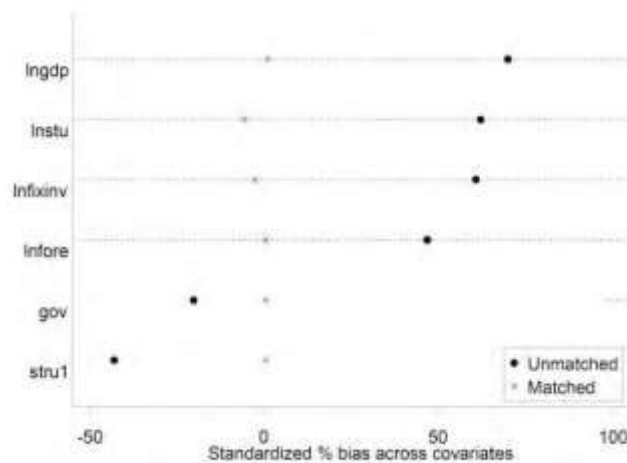


图 1 标准化偏差变化图

基于 PSM-DID 方法的研究结果如表 6 所示。模型（2）的回归结果表明，在列（1）—（6）中，did 系数显著为正，说明行政区划调整依然显著提升了城市金融集聚水平，具体表现为扩大金融规模，提升金融密度。PSM-DID 方法估计的结果与前文 DID 方法估计的结果并无显著差异，从而进一步证明，行政区划调整能够显著促进城市金融集聚。

这一结论可从两个方面进行解释：一是行政层级越高，金融集聚水平越强。行政层级提升过程中通常伴随着更充足的财政

费用与周转资金，公共基础更加完善，公共服务水平得到提高，有利于提升金融资源配置效率。伴随着透明度更高的信息资源，根据金融业对信息的追逐，金融资源不可避免地开始向城区聚集。中心城区范围扩大后，城区行政壁垒得到破除，行政成本降低，金融服务和金融资源也朝着区域一体化方向发展。行政区划调整还会进一步激发政府官员对政绩的追求，地方政府会出台政策引导金融机构、金融人员和金融资本的聚集，刺激经济的新一轮增长。二是行政区划调整有助于产业集聚，间接促进金融集聚，金融集聚很大程度上依赖于产业集聚。区域一体化通过构建更为流畅的流通渠道，能够促进生产要素流动，形成合适的人力资本结构，提高要素配置效率，促进产业集聚（张治栋和吴迪，2018），进而促进金融集聚。

表 6 行政区划调整与金融集聚：PSM-DID 稳健性检验

	(1) score	(2) score	(3) s1	(4) s1	(5) s2	(6) s2
did	0.3348*** (20.48)	0.0495*** (3.24)	0.2895*** (14.27)	0.0530** (2.38)	0.3938*** (16.61)	0.0564** (2.50)
gdp		0.7049*** (30.38)		0.6342*** (18.38)		0.7668*** (21.81)
stru		47297.42*** (18.57)		54852.26*** (14.26)		34603.11*** (8.88)
stu		0.0264* (1.92)		0.0077 (0.37)		0.0430** (1.98)
fixinv		-0.1332*** (-11.16)		-0.1084*** (-6.21)		-0.1527*** (-8.63)
FDI		0.0033 (0.73)		0.0299*** (4.49)		-0.0365*** (-5.40)
gov		0.40455*** (5.87)		-0.0818 (-0.7)		1.0640*** (8.92)
常数	-0.0736 (-1.91)	-10.0040*** (-38.82)	-0.0556 (-0.99)	-9.2387*** (-23.58)	-0.0790 (-1.39)	-10.57*** (-26.23)

为确保计量结果的稳健性，进一步做了其他稳健性检验：一是更换城市数据口径。将金融集聚水平变量和控制变量以城市市辖区为统计范围，重新计算回归结果²。回归结果显示，核心解释变量系数方向不变且显著，这验证了前述模型结论。二是剔除直辖市样本。由于北京、上海、天津和重庆是直辖市，行政级别具有特殊性，所以剔除这 4 个样本，重新回归，回归结果依然支持前述结论，说明行政区划调整促进金融集聚的政策效果具备一般性。三是缩尾处理。由于极值样本可能对计量结果造成影响，故而对被解释变量进行上下 1% 的缩尾处理，将样本中大于第 99 百分位数的值全部替换为第 99 百分位数的值，将小于第 1 百分位数的值全部替换为第 1 百分位数的值，剔除样本中的极端值对计量结果的干扰，重新回归，回归结果依然支持前述结论。

四、异质性分析

前述实证结果表明，我国城市行政区划调整有助于提升金融集聚水平。然而，一个地区的金融集聚水平与其所处的经济发展水平密切相关，对于不同经济发展水平的城市，行政区划调整对金融集聚的影响是否存在差异值得进一步研究。将城市划分为东、中、西部三个地区，检验结果如表 7 所示。东部城市的所有系数皆显著为正，表明行政区划调整能够显著促进东部地区金融集聚。中部城市的所有系数皆不显著，表明行政区划调整对中部地区的政策效应并不明显。西部城市的 score 系数不显著，s1 系数显著为正，s2 系数显著为负，表明行政区划调整能够显著扩大西部地区的金融规模，但同时显著降低了西部地区的金融密度。

我国不同地区综合发展实力差距较大是造成异质性的主要原因。东部地区经济基础雄厚，各金融中心不断发展壮大，行政区划调整带来的市场融合会进一步助力金融集聚。至于中部地区，虽然行政区划调整能够促进市场流动性，但是由于其经济发展水平较低，通信、交通以及科、教、文、卫等基础设施不够完善，而且信用评级、法律服务、金融咨询等金融中介机构缺乏吸引力，使得中部地区难以依托行政区划调整政策加快金融集聚。对西部地区而言，其综合实力尤其薄弱，经济增长相对滞后，难以承受行政区划调整具有的强制性和非市场性带来的阵痛，故行政区划调整虽然会扩大金融集聚规模，但是却显著降低了金融集聚密度，不利于西部地区金融业的健康稳定发展。

表 7 地区异质性检验结果

变量	score	s1	s2
东部地区			
did	0.1261469***	0.114078**	0.159296***
控制变量	控制	控制	控制
中部地区			
did	-0.0213278	0.014798	-0.0624941
控制变量	控制	控制	控制
西部地区			
did	0.0034022	0.1002048***	-0.1214966***
控制变量	控制	控制	控制

五、结论和建议

基于 2008—2018 年中国 282 个城市的面板数据，构建反映我国城市金融集聚水平的指标体系，利用 DID 方法和 PSM—DID 模型分析行政区划调整对城市金融集聚的影响效应。研究表明，行政区划调整有助于降低城市金融集聚的行政壁垒，扩大金融规模，提升金融密度，促进城市金融集聚。较高的经济发展水平、第三产业占比、政府干预程度和人力资本水平能够提升我国城市金融集聚水平。通过城市所在地区的异质性检验发现，相较于中西部地区，我国东部地区行政区划调整对金融集聚的促进效应明显。

据此提出以下建议：第一，总体上，行政区划调整有助于金融集聚发展，这间接表明金融集聚会受到行政因素的影响。各地需要在搭建平台、建立机制、强化服务和优化政策等方面发挥作用，应着力开展体制机制创新，降低资本跨区域配置的行政约束，提高金融运行效率，加快金融集聚，推动区域经济高质量发展。第二，行政区划调整效应复杂，该政策并不具有普遍应用性，在现行的行政管理与金融监管体制下，应着力运用市场逻辑、资本力量，促使资本、人才、技术、信息等关键要素的充分流动，实现资本市场资源共享，各城市优势变成区域共同优势。第三，基于行政区划调整对东、中、西部地区的金融集聚影响的异质性，行政区划调整应当从各地区实际出发，差别定位。鼓励符合政策要求的东部城市进行行政区划调整，在原有发展规模基础上，深化改革，释放活力，提升效率，积极探索金融集聚发展的新动力；中西部地区要不断优化金融发展环境，培育良好金融生态，进一步强化和优化金融的基础性能，形成金融集聚发展的内生动力。

参考文献：

[1]陈浩，孙斌栋.城市区界重组的政策效应评估——基于双重差分法的实证分析[J].经济体制改革，2016，(5):35~41.

-
- [2]冯林,罗怀敬,李文正,等.县域金融集聚影响因素研究——基于空间杜宾模型和山东省县域数据的实证[J].农业技术经济,2016,(6):113~122.
- [3]罗伟,吕越.金融市场分割、信贷失衡与中国制造业出口——基于效率和融资能力双重异质性视角的研究[J].经济研究,2015,(10):49~63.
- [4]吕勇斌,邓薇,颜洁.金融包容视角下我国区域金融排斥测度与影响因素的空间分析[J].宏观经济研究,2015,(12):51~62.
- [5]任英华,徐玲,游万海.金融集聚影响因素空间计量模型及其应用[J].数量经济技术经济研究,2010,(5):104~115.
- [6]茹乐峰,苗长虹,王海江.我国中心城市金融集聚水平与空间格局研究[J].经济地理,2014,(2):58~66.
- [7]邵朝对,苏丹妮,包群.中国式分权下撤县设区的增长绩效评估[J].世界经济,2018,(10):101~125.
- [8]唐为,王媛.行政区划调整与人口城市化:来自撤县设区的经验证据[J].经济研究,2015,(9):72~85.
- [9]王如玉,王志高,梁琦,等.金融集聚与城市层级[J].经济研究,2019,(11):165~179.
- [10]王贤彬,聂海峰.行政区划调整与经济增长[J].管理世界,2010,(4):42~53.
- [11]谢涤湘,文吉,魏清泉.“撤县(市)设区”行政区划调整与城市发展[J].城市规划学刊,2004,(4):20~22+95.
- [12]张治栋,吴迪.区域融合、对外开放与产业集聚发展——以长江经济带为例[J].科技进步与对策,2018,(15):40~46.
- [13]Corbridge S,Martin R,Thrift N. Money,Power and Space[M].Oxford:Blackwell,1994.
- [14]Fimothy Besley,Anne Case.Unnatural Experiments?Estimating the Incidence of Endogenous Policies[J].The Economic Journal,2000,110(467) .
- [15]Kindleberger C P.The Formation of Financial Centers:A Study in Comparative Economic History[M].Dept.of Economics,Massachusetts Institute of Technology,1973.
- [16]Mueller D C.Public choice II[M].New York:Cambridge University Press.1989.
- [17]Rusk,D.Cities without suburbs[M].Washington,DC:Woodrow Wilson Center Press.1993.

注释:

1 东部城市(46个):保定、滨州、常州、潮州、大连、德州、东营、广州、邯郸、杭州、菏泽、衡水、淮安、济南、济宁、揭阳、连云港、龙岩、茂名、梅州、南京、南平、宁波、盘锦、秦皇岛、青岛、清远、三亚、上海、绍兴、深圳、沈阳、石家庄、苏州、泰州、唐山、天津、威海、温州、无锡、盐城、扬州、阳江、云浮、张家口、肇庆。中部城市(13个):抚州、赣州、哈尔滨、开封、马鞍山、南昌、三门峡、上饶、十堰、铜陵、许昌、长春、长沙。西部城市(26个):安顺、巴中、成都、达州、

广安、贵阳、桂林、河池、昆明、拉萨、柳州、眉山、绵阳、南宁、曲靖、渭南、梧州、西安、雅安、延安、宜宾、榆林、玉林、玉溪、重庆、遵义。

2 各城市市辖区的金融机构数据难以获取，此处金融集聚指标是除金融机构数之外的其他指标。