

地方金融发展促进了资本要素市场整合吗？——基于城商行设立的准自然实验

乔俊峰 尹星怡 吕金博[∞]

[∞] 乔俊峰，河南师范大学商学院教授，博士生导师，邮政编码：453007，电子信箱：qjfeng76@163.com。本文系国家自然科学基金一般项目“人口流动背景下转移支付促进区域经济协调发展的机制、效应与政策研究”（22BJY119）的阶段性成果。
尹星怡河南师范大学商学院硕士研究生，邮政编码：453007，电子信箱：xingyi_yin@163.com；吕金博，河南师范大学商学院研究生，邮政编码：453007，电子信箱：19712553727@163.com。

摘要：资本要素市场整合是建立全国统一大市场的重要内容，是推动国内大循环的重要支撑。本文以城市商业银行的设立为准自然实验，基于1998—2013年中国地级市数据与中国工业企业数据库，运用渐进双重差分方法系统考察了地方金融发展对资本要素市场分割的影响。研究表明，城商行的成立显著促进了资本要素市场整合，上述结论在一系列稳健性检验中依然成立。影响机制分析表明，城商行设立通过促进银行业竞争推动资本要素市场整合，而政府干预会在一定程度上削弱银行业竞争的积极效应。对城商行异地扩张和兼并的进一步分析表明：城商行的异地分行设立会促进地区资本要素市场的整合，但城商行异地分支机构数量的扩张会阻碍资本要素市场的整合，而城商行兼并对于资本要素市场整合并没有起到显著的促进作用。这些结论将为我国如何优化地方金融体系以促进资本要素市场整合，提供理论依据和直观证据。

关键词：城商行 资本要素市场分割 渐进双重差分法

一、引言

改革开放以来，中国经济保持了持续高速增长，其中市场化改革是重要的制度推动力。伴随着市场化改革进程的发展，我国商品市场的一体化程度在逐步提高（刘小勇、李真，2008；吕冰洋、贺颖，2020），但要素市场的整合进程则相对滞后，其中资本要素的市场分割程度并未得到很好的改善（刘志彪和孔令池，2021）。分割的资本市场阻碍了资本要素在区域间的自由流动，不利于地区比较优势和超大规模市场优势发挥，导致全国统一市场无法形成（余泳泽等，2022；申广军、王雅琦，2015；黄贇琳、姚婷婷，2020）。十八大以来，党中央多次明确提出要加快要素市场改革，打破地方保护，促进要素市场整合。2020年3月，中共中央、国务院印发《关于构建更加完善的要素市场化配置体制机制的意见》明确提出“深化要素市场化配置改革，促进要素自主有序流动，提高要素配置效率”。紧接着《关于加快建设全国统一大市场的意见》的发布又进一步提出要“打破地方保护和市场分割，打通制约经济循环的关键堵点，促进商品要素资源在更大范围内畅通流动，加快建设高效规范、公平竞争、充分开放的全国统一大市场”。2022年10月，党的二十大报告中着重强调要“构建全国统一大市场，深化要素市场改革，建设高标准市场体系”。当前，我国经济正处于由高速增长向高质量发展的阶段，促进全国统一大市场的形成，需要打通市场壁垒，实现要素自由流通。因此如何推动要素市场整合，促进要素在不同地区畅通流动，是构建新发展格局的核心要义。

学术界对于市场分割的研究主要集中于产品市场，且大多研究把市场分割产生的制度动因归结为财政分权体制。在财政分权体制下，财政激励和经济增长动机强化了地方政府行为。为了保护本地企业（林毅夫、刘培林，2003）、获取国企的高利税（白重恩等，2004）、追求经济效益最大化和社会稳定（Poncet，2005），各地纷纷采取市场分割和地方保护行为（银温泉、才婉茹，2001；沈立人、戴园晨，1990；Young，2000；范子英、张军，2010；付强，2017）。分税制改革以后，财政收入分成比例的提高强化了地方政府发展经济增加财政收入的动机，加剧地区间税源争夺，导致市场分割（贺颖、吕冰洋，2019）。而所得税分享改革则弱化了地方政府保护本地企业的财政激励，促进资本要素的跨区域配置（范子英、周小昶，2022）。为了能够在官员晋升锦标赛中胜出，地方官员也会利用税收、土地、劳动力成本等等展开竞争，形成市场分割（周黎安，2007；范欣等，2020；刘斐然等，2021）。此外，还

有学者从发展战略、对外开放、国有企业补贴、交通基础设施等因素探讨了市场分割的形成原因（桂琦寒等，2006；刘瑞明，2012；李兰冰、张聪聪，2022）。实际上，我国要素市场特别是资本要素市场的分割更为突出，在不同区域之间的分割程度远大于产品市场，早在20世纪八十年代巴山轮会议期间，马洪就已经提出要提高生产要素流动性和开放金融市场。Boyreau-Debray 和 Wei（2004）的测算也发现，我国资本流动性差，市场整合程度不高。当前构建全国统一大市场的重点在于资本要素市场，资本要素市场整合对于缓解资本要素错配，打通资本要素流动堵点，促进区域间和行业间资本要素的自由流动，充分发挥市场在资源配置和调节方面的作用具有重要意义，但很少有文献考虑资本要素市场分割形成的原因^①。而将城商行纳入分析框架，进一步深入探讨地方金融发展对资本要素市场整合进程影响的文献更是少之又少。

事实上，在影响我国市场分割的各种因素中，财政和金融始终处于举足轻重的地位，伴随着财政分权体制的变动，金融分权体制也在相应发生变化。改革开放以后到1994年分税制改革之前，财政体制上实施的是“分灶吃饭”，中央为了调动地方发展经济的积极性，更多地赋予地方政府掌控财政资源的能力。在金融体制上，大一统的金融体制逐步拆解，地方政府能够干预银行分支行的信贷业务，掌控部分金融资源，资金流动的特点也呈现条块分割的特征。分税制改革以后，由于财权上收，事权下放，地方财政压力陡增。与此同时，中央上收国有银行、股份制银行的信贷审批权，地方政府直接干预银行信贷能力也被极大削弱。为了获取更多的金融资源，地方政府逐渐倾向于组建城市商业银行（洪正、胡勇锋，2017），这使得金融体现出分权特征（苗文龙，2019）。城商行是在20世纪80年代成立的城市信用社基础上重组而成，设立的初衷就是服务地方居民和中小企业发展。在经历了多年的调整和发展后，我国城商行在规模以及实力上实现了质变，已经逐步成为中国银行体系的重要组成部分，代表地方金融的发展。截止2021年，城商行总资产达到45.07万亿，在整个银行业中占据13.3%^②。图1展示了1998-2013年间地级市资本要素市场分割指数的变化趋势，可以看出，设立城商行的城市与未设立城商行的城市相比，前者的资本要素市场整合程度均明显高于后者^③。



^①范子英等（2022）认为研究要素市场整合的财政激励存在内生性和测度方法缺乏等两方面障碍。

^②数据来源：中国银行业协会.城市商业银行发展报告 2022[EB/OL].（2022-11-6）. <https://www.chinacba.net/Index/show/catid/14/id/41447.html>。

^③此处资本要素市场分割指数为后文计算结果。

图 1 1998—2013 年地级市资本要素市场分割指数对比图

基于此，本文在 1998—2013 年中国地级市数据与中国工业企业数据库的基础上，以城市商业银行的设立作为准自然实验，运用渐进双重差分方法系统考察了城商行设立与资本要素市场分割之间的关系，并重点分析了其作用的渠道机制。实证结果表明，城商行的成立显著促进了资本要素市场整合，上述结论在剔除异常值、PSM-DID、安慰剂检验、替换核心解释变量和被解释变量排除政策干扰和上市公司影响等一系列稳健性检验中依然成立。影响机制分析表明，由于城商行的融资灵活度高和“软信息”甄别能力强，可以缓解信息不对称和降低交易成本，城商行设立可以提高中小银行比重促进银行业竞争，促使金融资源从低效率部门向高效率部门流动，推动资本要素市场整合。但在这个过程中，地方政府往往会通过行政手段直接或间接地干预城商行信贷资源配置，这将会限制信贷资金流向，造成信贷资源错配，弱化城商行设立产生的竞争效应，加剧资本要素市场分割。对城商行异地进入和兼并的进一步分析表明：城商行设立异地分行会促进资本要素的跨区域流动，有利于资本要素市场的整合，但城商行异地分支机构数量的扩张则加剧了地区之间资本要素配置失衡，阻碍资本要素市场的整合；城商行兼并对于资本要素市场整合并没有起到显著的促进作用。

本文可能的贡献在于：一是突破了以往研究影响市场分割的范式，将地方金融发展和资本要素市场分割置于统一框架下，为解释资本要素市场分割提供了新的经验借鉴。已有研究范式主要是围绕财政分权体制下地方政府竞争和地方保护主义等对市场分割的影响，缺乏地方金融发展影响资本要素市场分割的研究。本文以作为地方金融发展代表的城商行设立为切入点，系统考察了地方金融发展如何影响资本要素市场分割，本文的研究发现有助于我们更好理解资本要素市场分割的金融动因。二是丰富了城商行设立的相关文献。现有关于城商行设立的影响效应研究大多集中在经济增长（郭峰、熊瑞祥，2017）、僵尸企业（蔡宏波等，2020；王海等，2021）、企业出口和 FDI（毛其淋、王澍，2019；吕朝凤、毛霞，2020；何欢浪等，2021）、企业投融资（熊家财、杨来峰，2022）、企业创新创业（戴静等，2020；陈勇兵等，2022）、资本配置效率（刘晨晖、陈长石，2018）等方面，较少考虑其对资本要素市场整合的影响。本文将城商行设立的影响拓展到资本要素市场整合效应，并且进一步探讨了城商行异地扩张和兼并对于资本要素市场整合的作用，丰富了城商行所带来的影响效应研究。三是使用微观企业数据和银行业竞争数据，考察城商行设立影响资本要素市场分割的机制，在此基础上提出资本要素市场整合不仅要减少政府对于城商行等金融机构的直接干预，更要促进银行业竞争，这对于促进资本要素市场整合具有重要的现实意义，也为政策制定者提供了重要的参考。

本文的其余部分内容安排如下：第二部分是制度背景与理论分析；第三部分是研究设计与数据说明；第四部分是实证结果分析；第五部分是进一步分析；第六部分是结论与政策建议。

二、制度背景与理论分析

（一）制度背景

城商行是在 20 世纪 80 年代成立的城市信用社基础上重组而成。随着我国经济体制改革的逐步开展，城市信用社数量迅猛增长，截止 1989 年，全国城市信用社数目已超过 3300 家。城市信用社过快的增长带来了服务业绩不匹配、风险过大等弊端。为了缓解城市信用社带来

的金融风险，1995年，中国人民银行下发《关于进一步加强城市信用社管理的通知》中明确禁止新设城市信用社，并首次提出筹备成立城市合作银行。同年，我国第一家城市合作银行在深圳市成立，之后各地区的城市信用社逐步重组整合成为城市合作银行，到1997年我国已有145家城市合作银行。1998年，城市合作银行正式更名为城市商业银行，中国人民银行和国家工商管理总局发布《关于加强城市商业银行监管工作有关问题的通知》进一步规范城商行的法人管理，实现了城信社向城商行的过渡。2004年银监会发布的《城市商业银行监管与发展纲要》成为了城商行初步探索、改革发展的转折点。许多城商行都尝试开展联合重组、扩区与经营、筹备上市等探索。2006年银监会出台的《城市商业银行异地分支机构管理办法》是城商行实施跨区域经营的起点。自此之后，城商行经历了一系列重大突破与提升，如跨区域设立分行、上市、综合化现代经营、兼并重组等，使得2006-2013年这个时期成为城商行发展历程中的重要转折点。2013年至今，城商行稳步发展但也逐渐暴露诸多风险。

经过多年的调整和发展，城商行已经逐步成为构成中国银行体系的重要部分，代表地方金融的发展。相比于其他国有银行或大型商业银行，城商行呈现出独特的本地化优势和发展受地方政府支配两大特征。其一，本地化优势是指城商行作为地方性金融机构，秉持“服务地方经济、服务中小企业、服务城市居民”的发展方向，与地方政府、居民、企业关系往往更密切，更容易获得地方政府的支持。同时作为“本地人的银行”，城商行凭借其独特的地域优势和时效优势，更全面深入掌握当地企业情况，特别是发展潜力、企业信誉和管理能力等“软信息”，这在一定程度上可以缓解信息不对称带来的问题。其二，受地方政府支配主要体现在地方政府会占有当地城商行较高比例的股权（赵昌文等，2009），直接控制当地银行机构的人事任免和银行信贷资金的发放。

从1998-2013年，城商行的设立经历了多个高峰期。图2是本文整理出来的1998-2013年115家城商行的成立信息，可以看出城商行的设立年份分布特征明显，呈现出多个高峰期、逐步推广发展的特点。

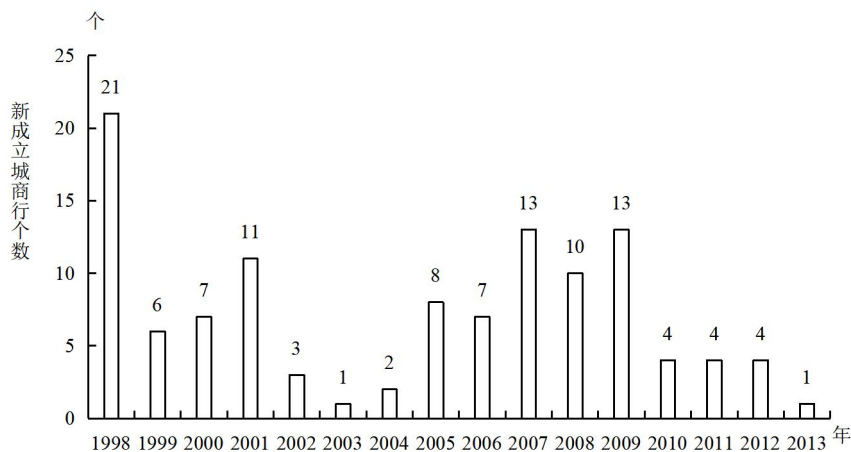


图2 城商行的成立年份分布

（二）理论分析

理论上，城商行的设立具有“鲶鱼”效应，能提高银行业竞争程度，优化信贷资源配置，

促进资本要素的自由流动，推动资本要素市场整合。

第一，从信贷供给来看，城商行的设立会降低银行业垄断程度，增加金融市场活力（Beck& Kunt,2006；Carbo&Gambera,2009），促使银行之间展开信贷供给竞争。与大型商业银行相比，城商行的资金规模较小，经营能力有限，在竞争客户资源中难以获得优势，因此为了争取更多的市场份额，城商行更倾向于放宽贷款条件，提供更为灵活的贷款（吴晗、贾润崧，2016）。这既增加了金融市场的信贷资源供给，也为地区企业提供新的融资渠道，一定程度上缓解了企业“融资难”的问题。除此之外，城商行设立带来的竞争压力在一定程度上还可以缓解贷款市场腐败行为带来的隐性支付问题，降低企业融资成本（Cetorelli &Gambera，2001），优化信贷资源配置。银行业的竞争程度提高具有“鲶鱼效应”，一方面有利于缓解地区企业融资问题，提高融资效率，为企业发展提供必要的资金支持；另一方面可以降低企业成本，使本地企业在市场竞争中获得优势，这会弱化企业的寻租行为和地方政府实施市场分割的动机，从而缓解资本要素市场分割。

第二，从信息成本来看，城商行的设立将缓解信息不对称和降低交易成本。在竞争的市场环境下，盈利的压力会促使银行更重视对于贷款对象的甄选，而城商行的本地化优势更能准确地识别企业潜在实力、信誉等“软信息”，缓解因道德风险和逆向选择引起的信息不对称问题（王海等，2021），降低银行成本，提高银行经营效率。银行业竞争带来的信息成本降低意味着企业获得信贷支持的机会增加，有利于缓解资本要素价格扭曲带来信贷供给错配，使市场资金流向生产效率更高、回报率更高的实体企业，促进资本要素市场整合。

然而城商行的发展深受地方政府影响甚至控制，城商行的设立会强化地方政府对信贷资金配置的干预能力，这在一定程度上会削弱城商行设立带来的银行业竞争效应，从而阻碍资本要素市场的整合。

第一，分税制改革后，地方政府为更好获取辖区内的金融资源，往往通过参股或控股方式成为城商行的大股东，并通过委派地方官员出任掌舵者的方式实现对城商行的实际掌控，因此，地方政府在城商行中拥有较强的谈判和干预能力（纪志宏等，2014）。在财政和政治晋升的双重激励下，地方政府可以通过自身行政控制力直接或间接地干预城商行信贷资金分配，把从城商行获得的信贷资金投入市政基础设施或重点工程建设，这会导致分配给地区企业的信贷资源减少，提高地区企业的融资成本，致使资本要素流动不畅。此外，地方政府对城商行保持着高度垄断的行政管制，为促进本地区经济的增长，地方政府还会设置壁垒限制银行信贷资源的跨区域流动，导致资本要素地区间流动不畅，阻碍资本要素市场整合。

第二，发展地方经济和实现国有资产保值增值是地方政府关注的两项重要内容（刘晨晖等，2018）。在地方政府干预下，城商行会对辖区内的国有和非国有企业实行差别政策，如贷款倾斜、差别利率等，用于支持本地国有企业发展，增加税收和实现国有资产的保值增值。差别化的信贷政策会扭曲资本价格，导致信贷资源错配，资本要素流动不畅，加剧地区间的资本要素市场分割。而从城商行角度来看，风险是发放贷款时最优先考虑的要素。国有企业有地方政府作担保，风险较低，是优质客户资源，但是由于优质的国企客户资金需求已经被在位的大型国有银行或商业银行满足，城商行就可能会选择为劣质的国有企业提供贷款，这也会进一步加剧信贷资源错配，导致资本要素不能自由地流向回报率较高的企业或行业，最终影响地区资本要素市场的整合。

根据以上分析，本文围绕城商行设立影响资本要素市场整合的机制绘制关系图，如图3所示。城商行的设立能够通过银行业竞争效应推动资本要素市场整合，但地方政府干预会阻碍竞争效应的发挥。具体城商行设立究竟对于资本要素市场整合有何种影响仍需通过实证进行检验。

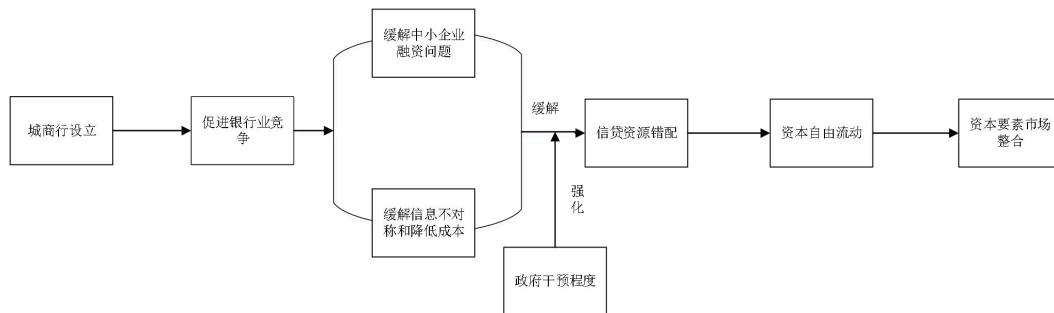


图 3 城商行设立影响资本要素市场分割机制路径

三、研究设计与数据说明

（一）模型设定

为了验证城市商业银行的设立对于资本要素市场整合的影响，可以比较该城市在城商行设立前后资本要素市场分割指数的变化。由于城商行的设立具有分批分次的特征，各个城市成立城商行的年份不尽相同，因此，本文选择使用渐进性双重差分的方法更准确地识别城商行设立对于资本要素市场整合的作用，并在此基础上进一步控制影响地区资本要素市场整合的特征变量，从而得到更可靠的估计。我们参照郭峰等（2017）和吕朝凤等（2020）的做法，设定基准模型如下：

$$Seg_{it} = \alpha + \beta bankfound_{it} + \gamma X_{it} + \varphi_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中，下标*i*表示城市，*t*表示年份。*Seg_{it}*为资本要素市场分割指数；变量*bankfound_{it}*为*i*城市*t*年份是否设立了城商行，设立当年及以后取值为 1，否则为 0。*X_{it}*是城市层面影响资本要素市场分割指数的控制变量。 φ_i 表示城市固定效应， δ_t 为年份固定效应， ε_{it} 为误差项。其中，本文重点关注系数 β 的变化及符号，它的经济含义可以解释资本要素市场分割程度受到城商行设立怎样的影响。

（二）变量选取及说明

1. 资本要素市场分割指数（*Seg*）

当前国内关于市场分割的量化主要集中于产品市场方面（桂琦寒等，2006；付强，2017；吕冰洋等，2020），关于要素市场分割的研究相对较少（赵奇伟、熊性美，2009；余东华、张昆，2020；范子英等，2022），其中关于资本要素市场分割的测算也多集中于省级层面（黄贇琳等，2020；吴华强等，2022），仅有少部分学者着眼于地级市层面（吕冰洋等，2021；马草原等，2023）。因此，在现有研究基础上，本文参考吕冰洋等（2021）的做法，利用中国工业企业数据库^①，借鉴“价格法”的思想计算地区资本要素市场分割指数。为了尽可能地反映地区资本要素市场分割程度，本文重点关注工业整体的资本要素市场分割状况^②。在进一步进行计算之前，我们参考吕冰洋等（2021）的做法首先对工业企业数据库进行了数据清洗处理和调整，然后沿用桂琦寒等（2006）和吕冰洋等（2021）的思路计算资本要素市场分割指数。

^①其中，由于 2010 年数据存在明显错误，因此未将 2010 年数据纳入分析。

^②根据《国民经济行业分类》（GB-T4754-2011）标准，将工业行业代码 06-46 的数据保留下来，共包括 41 个大类行业。

具体而言，以 a 、 b 两地区（以下简称城市对）在 t 时期资本相对价格 P_a 和 P_b 变动的方差 $Var(q_{ab}^t)$ 表示地区资本要素市场分割程度。第一，通过地区 a 和 b 的企业层面资本回报率^① 加权平均得到 P_a 和 P_b 。第二，计算城市对的相对价格 q_{ab}^t 并进行去均值处理， $q_{ab}^t = (P_a^t/P_b^t) - \overline{\ln P_t}$ ，其中， $\overline{\ln P_t}$ 为全国所有城市对间 (P_a^t/P_b^t) 的均值。第三，依照一定的权重^② 将城市 $a(b)$ 所对应的所有城市对的方差 $Var(q_{ab}^t)$ 进行权重加总，最终计算出城市 $a(b)$ 的资本要素市场分割指数 Seg 。

2. 城商行设立 (*bankfound*)

城商行设立相关信息主要通过各城商行官方网站、年报、原银监会网站可供查询的金融许可证数据等途径手工整理获得，并通过天眼查和网络报道等途径辅助验证。而各分行的数据主要来源于原银监会网站和国泰安数据库以及各城商行官方网站公告。本文最终整理出 1998-2013 年成立的 115 家城市商业银行（包含后边被兼并重组的城商行）的设立信息，作为本文的核心解释变量。鉴于城商行的影响可能从设立初期就存在，因此本文统计的是城商行初始设立的数据，若城商行在某年设立，则变量 *bankfound* 在当年及以后取值为 1，反之则取值为 0。

3. 控制变量

本文控制变量所用数据主要来自于《中国城市统计年鉴》，主要包含 223 个地级市（不含直辖市、自治州、盟）在内 1998-2013 年的数据，基准回归选取“全市”为统计口径。机制分析中企业层面的数据来源于中国工业企业数据库^③。

参考已有文献，本文的控制变量主要包括以下两个层次：其一是城市层面的控制变量，包括：（1）地区经济发展水平 (*lnpergdp*)，以人均 GDP 的对数来衡量；（2）国有经济比重 (*soe*)，以地区国有单位职工数占地区职工总数的比重来衡量；（3）财政分权 (*czfq*)，以地方人均财政支出占全国人均财政支出的比重衡量；（4）地区人力资本水平 (*lnedu*)，以城市中等学校在校学生数占城市总人口比重的对数值衡量；（5）高铁开通 (*hightrain*)，开通当年及以后为 1，其余为 0；（6）加入 WTO 作用 (*open × WTO*)，是基期对外开放水平 (*open*) 与 *WTO* 的交互项，其中，*WTO* 是虚拟变量，在加入 *WTO* 当年（2001）及以后取 1，其余取 0。基期对外开放水平是加入当年（2001）各地区外商直接投资（FDI）占该地区 GDP 的比重，该控制变量用以衡量加入 *WTO* 的影响；其二是企业层面的控制变量，包括：（1）企业负债 (*lnfzsj*)，以企业负债总额的对数值来衡量；（2）企业利润 (*lnlrze*)，以企业当年营业利润总额的对数值来衡量；（3）企业规模 (*lnasset*)，以企业资产总计的对数值衡量；（4）企业年龄 (*companylife*)，以企业所在年份与其开业年份的差值的对数值来表示。

（三）描述性统计

表 1 是文中主要使用变量的描述性统计，前 7 个变量是本文基准回归所使用的核心变量和控制变量，后 6 个变量为后文机制检验中所使用的变量。

表 1 描述性统计

变量名	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Seg</i>	3,111	0.361	0.151	0.011	0.865

^①资本回报率=(利润总额-应缴所得税)/资产总计。

^②权重设置为各城市对中两地区间距离的倒数占该城市所有参与城市对距离倒数的总和。

^③由于在 1998 年之前，已有部分城市合作银行成立，这部分数据可能会对研究产生干扰，因此本文剔除了 1998 年之前成立了城市合作银行的城市，保留 223 个地级市（不含直辖市、自治州、盟）。

<i>bankfound</i>	3,111	0.288	0.453	0	1
<i>soe</i>	3,096	0.477	0.061	0.060	0.661
<i>lnpergdp</i>	3,059	0.228	0.850	-4.615	3.369
<i>czfq</i>	3,096	1.229	1.052	0.385	24.710
<i>hightrain</i>	3,111	0.092	0.289	0	1
<i>open × WTO</i>	3,111	0.016	0.044	0	0.476
<i>HHI</i>	3,111	0.196	0.075	0.067	0.633
<i>loan</i>	1,650,586	0.691	0.462	0	1
<i>lnfzzj</i>	1,639,182	9.035	1.763	0	20.150
<i>lnlrze</i>	1,408,548	6.969	2.067	0	18.720
<i>lnasset</i>	1,650,586	9.901	1.473	4.605	20.160
<i>companylife</i>	1,592,038	1.868	0.950	0	7.606

四、实证结果分析

(一) 基准回归结果

表 2 汇报了城商行设立对资本要素市场分割影响的回归结果。其中，第 (1) 列结果显示城商行的设立显著降低了资本要素市场分割指数，促进了资本要素市场整合。在控制了各城市的固有特征之后，本文关注的 *bankfound* 系数依然为负值，说明城市商业银行对于资本要素市场整合具有正向的推动作用。具体来说，处理组和控制组相比，城商行的设立使得资本要素市场分割指数下降了约 0.0288，表明城商行的设立降低了资本要素市场的分割程度，促进资本要素市场的整合。其他控制变量方面，人均 GDP 越高的地区资本要素市场分割程度越高，加入 WTO 和高铁开通则有助于降低资本要素市场分割程度，推动资本要素市场整合。

表 2 城商行设立对资本要素市场整合的影响

变量	(1)	(2)
<i>bankfound</i>	-0.0305*** (0.0108)	-0.0288*** (0.0100)
<i>lnpergdp</i>		0.0725*** (0.0246)
<i>soe</i>		-0.0051 (0.0416)
<i>czfq</i>		0.0028 (0.0030)
<i>hightrain</i>		-0.0211* (0.0122)
<i>open × WTO</i>		-0.1184* (0.0636)
常数项	0.3696*** (0.0031)	0.3544*** (0.0203)
观测数	3,109	3,056
R^2	0.764	0.781
控制变量	不含	含
年份固定效应	含	含
地区固定效应	含	含

注：(1) 括号内为回归系数的标准误，(2) *, **, *** 分别表示在 10%，5%，1% 水平下显著。

(二) 机制检验

本文理论分析中详细阐明了城商行的设立对银行业竞争的促进效应和政府干预的削弱作

用。为了更明确城商行设立如何影响资本要素市场整合，本部分利用城市数据、银行分支机构数据和 1998-2013 年工业企业数据进一步实证检验了城商行设立影响资本要素市场整合的渠道机制。

1. 促进银行业竞争

为验证本文理论分析部分提出的城商行设立影响地方资本要素市场整合的机制：城商行的设立会促进地区银行业竞争，进而有利于地区资本要素市场整合，本文参照王海等（2021）的做法，引入地区银行竞争指数（*HHI*）来衡量地区银行业竞争程度，具体计算方法如下：

$$HHI = \sum_{n=1}^n (Branch_n / All_{branches})^2 \quad (2)$$

其中， $Branch_n$ 为第 n 个商业银行在该城市的分支机构数量， $All_{branches}$ 为该城市总的商业银行分支机构数量。 HHI 范围在 0~1 之间， HHI 指数越大，表明地区银行业竞争程度越小。

在此基础上，本文建立以下实证模型对上述机制进行检验：

$$HHI_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 bankfound_{it} + \alpha_2 X_{it} + \varphi_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中， HHI_{it} 衡量第 t 年 i 城市银行业的竞争程度， $bankfound_{it}$ 表示 i 城市第 t 年是否设立了城商行。 X_{it} 是控制变量，与基准回归保持一致。 α_1 衡量了城商行设立对于地区银行业竞争的影响，如果 α_1 显著为负，表明城商行的设立显著降低了 HHI 指数，加剧了地区银行业竞争程度，反之则提高了地区银行业的垄断程度。

表 3 报告了城商行设立与地区银行业竞争指数之间的回归结果。第（1）列是不加入控制变量的结果，估计系数为负，且在 1% 水平上显著，第（2）列在加入地级市层面控制变量的情况下，估计系数依然显著为负，表明城商行的设立显著促进了地区银行业的竞争。以上结果验证了本文的理论分析，表明城商行设立对于本地区银行业竞争程度提高有显著的作用，验证了城商行通过促进地区银行业竞争影响地区资本要素市场整合的机制。

表 3 城商行设立对银行业竞争的影响

变量	(1) <i>HHI</i>	(2) <i>HHI</i>
<i>bankfound</i>	-0.0244*** (0.0072)	-0.0236*** (0.0071)
常数项	0.2028*** (0.0021)	0.1937*** (0.0103)
观测值	3,109	3,056
R^2	0.766	0.752
控制变量	不含	含
年份固定效应	含	含
城市固定效应	含	含

注：（1）括号内为回归系数的标准误，（2）*，**，***分别表示在 10%，5%，1%水平下显著。

但相对于大型国有银行和股份制商业银行，城商行在资金规模和管理体制上处于劣势，在争取地区国有企业和优质大型企业的资源的竞争中难以脱颖而出，因此在本身金融发展程度较高、商业银行数量众多的地区，城商行设立对于银行业竞争产生的促进效应可能并不显著。鉴于此，本文参考陈勇兵等（2022）的做法，通过区分不同地区期初的商业银行分支机构数量高低，检验城商行设立对银行业竞争的促进作用在初始竞争程度不同地区之间的差异。具体来说，本文以 1998 年（基期）的商业银行分支机构数量是否高于全国平均水平将样本

分为两组进行回归。详细估计结果如表 4 所示，可以看出在期初商业银行分支机构数量多的地区，城商行设立对于资本要素市场整合的影响并不显著，而在期初商业银行分支机构数量少的地区，城商行设立对于资本要素市场的整合具有显著的促进作用。原因可能是期初商业银行分支机构数量多的地区大多经济发展水平较好，且金融发展起步早，金融资源更加丰富，市场化程度高，银行之间彼此信贷竞争激烈，这可能会导致城商行设立对银行业竞争的促进作用相对有限。而期初商业银行分支机构数量少的地区，金融发展相对起步较晚，金融资源不足，银行业的地区垄断程度更高，城商行设立对银行业竞争程度的促进作用会更加显著。

表 4 城商行设立对于初始竞争程度不同地区的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	分支机构数量高	分支机构数量高	分支机构数量低	分支机构数量低
<i>bankfound</i>	-0.0201 (0.0200)	-0.0207 (0.0189)	-0.0376*** (0.0128)	-0.0341*** (0.0117)
常数项	0.4359*** (0.0084)	0.3857*** (0.0400)	0.3337*** (0.0028)	0.3266*** (0.0186)
观测值	1,077	1,059	2,032	1,997
R^2	0.709	0.732	0.755	0.772
控制变量	不含	含	不含	含
年份固定效应	含	含	含	含
城市固定效应	含	含	含	含

注：（1）括号内为回归系数的标准误，（2）*，**，***分别表示在 10%，5%，1%水平下显著。

2. 政府干预

结合理论部分的分析，城商行设立产生的银行业竞争效应可能会受到政府干预的削弱。基于此，本文通过区分不同地区之间政府干预程度高低检验城商行设立对银行业竞争（*HHI*）影响的差异。具体来说，参考范子英、张军（2010）的做法，用地方政府支出占 GDP 的比重来衡量政府干预程度，以当地的政府干预程度是否高于全国平均水平将样本分为两组进行分组回归。表 5 估计结果显示，相较于政府干预程度高的地区，政府干预程度低的地区城商行设立对于银行业竞争的影响更大且更为显著，这与前文理论分析一致。

表 5 城商行设立对于政府干预程度不同地区银行业竞争程度的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>HHI</i>	<i>HHI</i>	<i>HHI</i>	<i>HHI</i>
	政府干预程度高	政府干预程度高	政府干预程度低	政府干预程度低
<i>bankfound</i>	-0.0018 (0.0095)	-0.0027 (0.0093)	-0.0319*** (0.0095)	-0.0301*** (0.0093)
常数项	0.2042*** (0.0013)	0.1962*** (0.0124)	0.2029*** (0.0037)	0.2021*** (0.0170)
观测值	1,198	1,176	1,890	1,860
R^2	0.827	0.804	0.751	0.753
控制变量	不含	含	不含	含
城市固定效应	含	含	含	含
年份固定效应	含	含	含	含

注：（1）括号内为回归系数的标准误，（2）*，**，***分别表示在 10%，5%，1%水平下显著。

本文理论分析表明城商行的设立会强化地方政府对于信贷资金的干预，影响地区不同属

性企业获得贷款的可能性，从而导致信贷资源错配，加剧资本要素市场分割。为了进一步从微观机制上考察政府干预的影响，本文从企业获得贷款的可能性考察政府干预影响下不同类型企业获得贷款的差异性。由于难以直接获得相关数据，因此，本文借鉴郭峰等（2017）的做法，以企业是否有利息支出作为企业获得贷款可能性的代理变量，有利息支出记为 1，反之为 0。具体建立模型（4）对上述机制进行检验：

$$loan_{cilt} = \alpha_0 + \beta_1 bankfound_{ct} + \gamma_1 bancompany_{ct} + \delta_1 X_{it} + \varphi_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中， $loan_{cilt}$ 表示c城市的l企业在第t年是否从银行获得贷款。 $bankfound_{ct}$ 表示c城市在第t年是否设立了城市商业银行，设立当年及之后取 1，反之取 0。 $bancompany_{ct}$ 是城商行设立与企业是否是国有企业的交互项，用以衡量企业性质的差异。 X_{it} 是其他可能影响企业获得贷款的可能性的控制变量，包括资产规模、企业经营年限、负债状况和营业利润。 φ_i 和 η_t 分别是个体和年份固定效应，用于控制不随时间变化的不可观测因素对于企业获得贷款可能性的影响， ε_{it} 是随机误差项。

表 6 报告了城商行设立对不同属性企业获得贷款可能性的影响。第（1）、（2）列的估计结果显示无论是否加入控制变量，城商行的设立都提高了国有企业获得贷款的概率，平均而言，城商行的设立使国有企业相比于非国有企业获得银行贷款的可能性提高了 1.47%。表 6 的估计结果表明，在政府干预的影响下，城商行的设立导致国有企业与非国有企业获得贷款的机会差异进一步扩大，加剧了地区信贷资源分配的不均，影响资本要素的自由流动，从而阻碍资本要素市场的整合。

表 6 城商行设立对不同属性企业获得贷款可能性的影响

变量	(1) <i>loan</i>	(2) <i>loan</i>
<i>bankfound</i>	-0.0076*** (0.0022)	-0.0073*** (0.0024)
<i>bancompany</i>	0.0197*** (0.0038)	0.0147*** (0.0044)
常数项	0.7001*** (0.0011)	0.5937*** (0.0501)
观测值	1,530,534	1,230,056
R^2	0.572	0.590
控制变量	不含	含
年份固定效应	含	含
个体固定效应	含	含

注：（1）括号内为回归系数的标准误，（2）*，**，***分别表示在 10%，5%，1%水平下显著。

（三）稳健性检验

1. 双重差分法适用性检验

本文使用渐进性双重差分法验证城商行的设立对于地区资本要素市场整合的影响。这一方法适用的前提是需要满足平行趋势假定。为了更直观地验证本文双重差分法的适用性，参考 Kudamatsu（2012）、郭峰（2017）等文献的做法，我们设置如下模型检验：

$$Seg_{it} = \alpha + \beta_0 \sum_{k \geq -6}^7 \theta_k D_{it}^{t-foundyear_i-k} + \gamma X_{it} + \varphi_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中， t 表示年份， $foundyear_i$ 表示*i*城市设立城商行的年份， $D_{it}^{t-foundyear_i-k}$ 代表城商行

成立，是一个虚拟变量。当 $t - foundyear_i = k$ 时， $D_{it}^{t-foundyear_i-k}$ 取值为 1，反之为 0。本文除去了 $k = -1$ 的情况，将城商行成立前一年作为基准年份。

为了更直观地反映城商行设立对于资本要素市场分割的动态影响，图 4 绘制出了 (5) 式的估计结果。其中虚线表示 95% 的置信区间，可以看出，在城商行设立之前，所有的回归结果均不显著异于 0，说明城商行设立前，处理组和控制组之间的变化趋势并不存在显著差异，平行趋势检验通过。在城商行成立后资本要素市场分割指数呈现出显著地下降趋势。不过城商行对于资本要素市场整合的影响并没有在城商行成立的当年就体现出来，而是在设立的几年后才逐步显现。这可能由于城商行从设立到发挥作用需要一定的时间，且城商行设立对于当地银行业竞争的影响在设立初期可能也并不显著。在城商行设立的中后期，随着城商行在当地的积累发展，对于资本要素市场整合的作用也越来越明显。

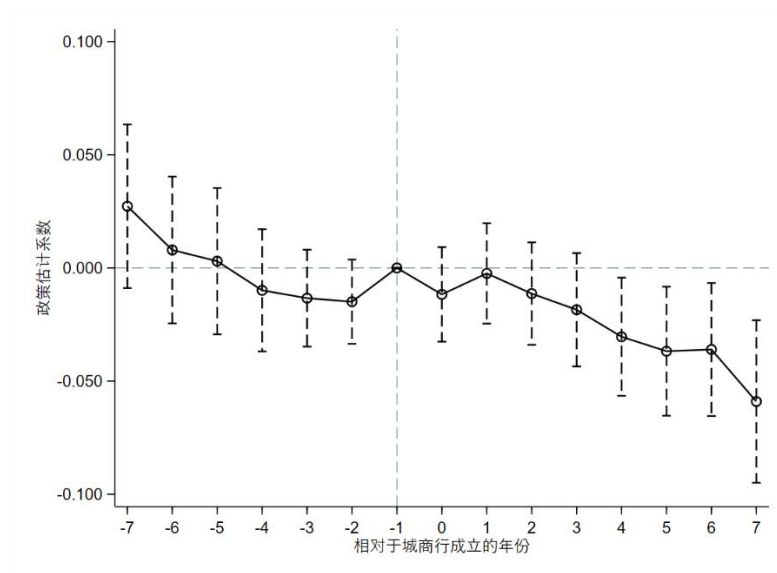


图 4 平行趋势检验

2. Bacon 分解

多期 DID 模型估计会随组别和时间维度的不同而产生异质性处理效应，从而导致估计结果出现偏差。因此，为了检验估计结果的准确性，本文借鉴 Goodman-Bacon(2021)提出的 Bacon 分解方法将面板数据依据处理时间的不同分为四个组：先处理组 (Earlier)、后处理组 (Later)、未处理组 (Never) 和一直处理组 (Always)。

根据表 7 的估计结果可知，69.6% 的城商行设立对资本要素市场分割指数净影响效应来源于未处理组和处理组，大部分城商行设立的效应影响来自未处理组作为对照组的反事实分析结果。这表明本文的回归结果并没有受到异质性处理效应的严重影响，验证了本文结果的稳健性。

表 7 Bacon 分解结果

变量	被解释变量: <i>Seg</i>
<i>bankfound</i>	-0.0311(-0.0305)
	Bacon 分解
	权重

平均bankfound估计量

先处理组vs后处理组	0.007	0.070
后处理组vs先处理组	-0.016	0.113
处理组vs未处理组	-0.047	0.696
处理组vs一直处理组	0.024	0.121

3. 剔除异常值

异常值的存在可能影响甚至扭曲最终的估计结果，为了排除异常值的影响，我们对控制变量两端 1%分位进行缩尾处理，以排除异常值对于回归结果可能存在的影响。如表 8 所示，排除异常值后估计结果与基准基本一致，表明本文的结论是可信的。

表 8 剔除异常值及 PSM-DID 回归结果

变量	(1) 剔除异常值	(2) 剔除异常值	(3) PSM-DID	(4) PSM-DID
<i>bankfound</i>	-0.0305*** (0.0108)	-0.0277*** (0.0099)	-0.0293*** (0.0107)	-0.0281*** (0.0098)
常数项	0.3696*** (0.0031)	0.3475*** (0.0232)	0.3728*** (0.0031)	0.3604*** (0.0247)
观测值	3,109	3,056	2,797	2,797
R^2	0.764	0.783	0.771	0.783
控制变量	不含	含	不含	含
年份固定效应	含	含	含	含
城市固定效应	含	含	含	含

注：（1）括号内为回归系数的标准误，（2）*，**，***分别表示在 10%，5%，1%水平下显著。

4. PSM-DID

本文双重差分法的使用可能存在两个潜在的问题，一是共同趋势假设，即在无城商行设立的情况下，处理组和控制组城市资本要素市场分割程度随时间的变化不存在系统性差异；二是选择性偏差，即城商行的设立可能受到城市本身市场发展程度的影响。

为了克服可能存在的这两种差异，本文进一步利用 PSM-DID 方法对本文的结论进行检验。基本的思路是：由于我们并没有办法获得已经设立了城商行的城市在没有设立城商行情况下的数据，那么，我们根据影响城商行设立的因素找到一个对照的城市，使其与已经设立了城商行的城市各种特征接近但却并未设立城商行，并尽可能地使匹配后的两个城市仅有是否设立城商行这一差别，从而使对照城市最大程度地接近目标城市未设立城商行的状况。我们可以通过比较两个城市资本要素市场分割程度的差异，推断城商行设立是否真的对资本要素市场分割程度产生了影响。具体的估计结果如表 8 中的第（3）、（4）列所示，我们可以看到得到的结论与基准保持一致，城商行设立显著促进了资本要素市场的整合，本文得到的结论是可靠的。

5. 安慰剂检验

为了进一步检验城商行设立对于资本要素市场整合的影响，本文采取随机抽样的方法进行安慰剂检验。为了随机化城商行设立带来的影响，本文从 1998-2013 年中随机抽取了城商行设立的年份，构建了一个虚拟的城商行的设立年份，并随机选取了与本文控制组数量相同的城市作为新的控制组。本文使用虚拟随机生成的年份和虚拟选取的控制组重新对基准模型进行了 500 次模拟回归。图 5 是模拟估计系数的分布情况，图 5 中左侧的实线代表的基准回归的估计系数（城商行设立对资本要素市场分割指数影响系数为-0.0288）位于模拟估计系数

范围的两端，有较小概率发生。因此，安慰剂检验的结果表明本文基准模型的估计结果是可靠的。

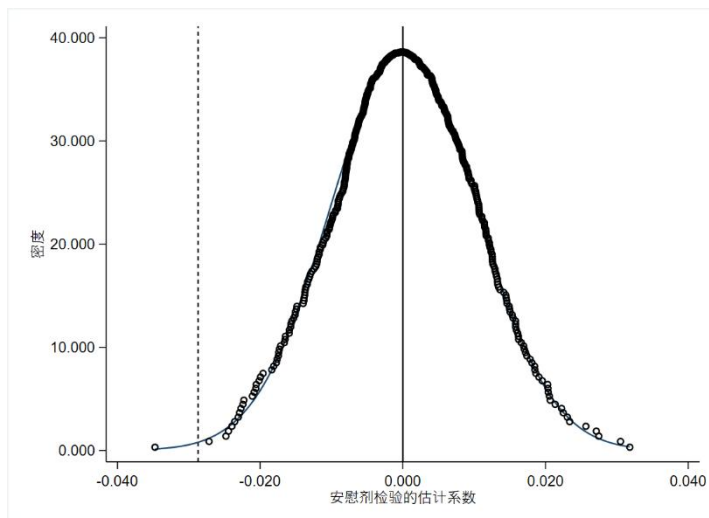


图 5 安慰剂检验

6. 替换核心解释变量

考虑到城商行从批准成立筹备开业到具体开展信贷业务需要一定的时间，因此本文参考郭峰等（2017），利用搜集到的城市商业银行成立的具体信息，将成立时间在 6 月及之后的定义为下一年。表 9 是根据重新定义的城商行设立年份估计的结果。根据估计结果，可以看到城商行设立的系数依然显著为负值，说明城商行的设立依然显著降低了资本要素市场的分割程度，验证了本文结论的可靠性。

表 9 替换核心解释变量

变量	(1)	(2)
<i>bankfound</i>	-0.0207** (0.0102)	-0.0188** (0.0093)
<i>lnpergdp</i>		0.0800*** (0.0255)
<i>soe</i>		-0.0087 (0.0408)
<i>czfq</i>		0.0012 (0.0030)
<i>hightrain</i>		-0.0284** (0.0113)
<i>open × WTO</i>		-0.1541** (0.0678)
常数项	0.3799*** (0.0036)	0.3638*** (0.0203)
观测数	3,510	3,457
R^2	0.764	0.781
控制变量	不含	含
年份固定效应	含	含
地区固定效应	含	含

注：（1）括号内为回归系数的标准误，（2）*，**，***分别表示在 10%，5%，1%水平下显著。

7. 替换被解释变量

为了进一步增加本文结果的可靠性，本文使用樊纲等编制的“中国各省区市场化指数”中的分项指数——要素市场发育程度替换本文被解释变量以衡量地区资本要素市场发展程度。该指数由多个分项指标^①复合而成，数值越大代表市场化程度越高。表 10 估计结果显示，在替换被解释变量后，城商行的设立对于资本要素市场发展的正面影响依然存在，验证了本文基准回归结果。

表 10 替换被解释变量

变量	(1)	(2)
<i>bankfound</i>	0.6021*** (0.1372)	0.6002*** (0.1359)
常数项	3.8474*** (0.0396)	3.6203*** (0.1608)
观测值	3,107	3,056
R^2	0.743	0.755
控制变量	不含	含
年份固定效应	含	含
城市固定效应	含	含

注：（1）括号内为回归系数的标准误，（2）*，**，***分别表示在 10%，5%，1%水平下显著。

8. 排除政策干扰

排除其他政策对于资本要素市场分割的影响是检验本文结果稳健性的另一个重要角度。城商行的设立具有分批分次的特征，在一定程度上可以排除同时期一些其他政策的影响，但是为了检验研究结论的稳健性，本文着重从不同类型的银行发展情况来排除相关因素的影响。

（1）农村商业银行

农村商业银行（简称农商行）虽然服务范围主要在农村与小村镇，但同样可以为地区企业提供金融服务，影响到整个地区金融资源的配置，从而影响到资本要素市场整合。由于本文的统计口径是“全市”，考虑到可能存在农商行的影响，有必要进一步检验农商行对于资本要素市场分割指数的影响以增加本文结论的可靠性。我们在基准模型的基础上进一步控制了各地区农商行的发展状况，在（1）式中加入各地区农商行数量的对数值（*Ruralbank*），估计结果如表 11 第（1）列所示，在控制了农商行对于地区资本要素市场整合的影响后，城商行的设立依然显著降低了资本要素市场分割指数，促进了资本要素市场的整合。

（2）大型商业银行

企业不仅仅可以从地区性金融机构获取信贷，还可以通过全国性金融机构进行融资。虽然全国性金融机构对于企业提供融资要求的条件较高，但是不可否认全国性金融机构具备更大的信贷资源优势，且更容易调动不同地区的资金，这在一定程度上可能有利于资本要素的自由流动。为了排除全国性金融机构对于资本要素市场整合的影响，本文在基准模型的基础上加入了各年份不同地区 6 家大型国有银行和 12 家全国性股份制商业银行分支机构数量的对数值（*Branches*）。从表 11 第（2）列可以看出在控制了大型商业银行分支机构对于资本要素市场分割影响后，本文所得到的基础结论依然可信，即城商行的设立促进了资本要素市

^①要素市场发育程度主要包括以下几个分项指标：技术成果市场化、金融市场化程度、劳动力流动性和引进外资程度。

场整合。

此外，本文还综合考虑了以上所有因素共同的影响，即同时将各年份农商行数量（*Ruralbank*）和大型商业银行分支机构数目（*Branches*）加入到基准回归中，具体估计结果如表 11 第（3）列所示。在排除了以上政策对于地区资本要素市场分割程度的影响后，城商行的设立依然显著降低了资本要素市场分割程度，促进了资本要素市场整合。

表 11 排除政策干扰

变量	(1) <i>Seg</i>	(2) <i>Seg</i>	(3) <i>Seg</i>
<i>bankfound</i>	-0.0288** (0.0136)	-0.0281*** (0.0101)	-0.0288** (0.0136)
<i>Ruralbank</i>	-0.0075* (0.0039)		-0.0076* (0.0039)
<i>Branches</i>		-0.0243 (0.0171)	0.0004 (0.0193)
常数项	0.3482*** (0.0301)	0.4983*** (0.1025)	0.3457*** (0.1174)
观测值	2,003	3,056	2,003
R^2	0.765	0.781	0.765
控制变量	含	含	含
年份固定效应	含	含	含
城市固定效应	含	含	含

注：（1）括号内为回归系数的标准误，（2）*，**，***分别表示在 10%，5%，1%水平下显著。

9.剔除上市公司影响

上市公司规模更大、结构更复杂，并不能代表我国企业经营的一般情况，且上市公司可以通过股票市场进行直接融资，这会显著降低其对于商业银行的依赖。除此之外，上市公司拥有很多子公司，影响范围并不局限于一个城市内，资金可能来自于多个地区，这在一定程度上会导致本文的结果估计出现偏差。因此，本部分考虑上市公司可能带来的影响，在利用工业企业数据库计算资本要素市场分割指数时剔除了上市公司的样本，进一步对本文的结论进行补充检验。估计结果如表 12 所示，可以看出在剔除了上市公司的影响后，本文的结论依然成立。

表 12 剔除上市公司影响

变量	(1)	(2)
<i>bankfound</i>	-0.0306*** (0.0109)	-0.0291*** (0.0101)
<i>lnpergdp</i>		0.0726*** (0.0248)
<i>soe</i>		-0.0053 (0.0422)
<i>czfq</i>		0.0026 (0.0029)
<i>hightrain</i>		-0.0207* (0.0125)
<i>open × WTO</i>		-0.1284** (0.0637)
常数项	0.3720*** (0.0031)	0.3573*** (0.0205)
观测数	3,109	3,056

R^2	0.764	0.781
控制变量	不含	含
年份固定效应	含	含
地区固定效应	含	含

注：（1）括号内为回归系数的标准误，（2）*，**，***分别表示在 10%，5%，1%水平下显著。

五、进一步分析

自 1998 年以城市商业银行名称正式开展存贷款业务起，城商行逐渐深入影响地区金融发展，在资本要素市场中扮演着越发重要的角色。城商行在发展的过程中经历了许多阶段，其中异地分行设立和城商行的兼并重组对城商行发展影响尤为重要。因此，本部分将从异地分行设立和城商行的兼并两个方面进一步分析其对于资本要素市场整合的影响。

（一）异地分行的设立

2006 年起，政府允许城商行在异地设立分支机构，城商行跨区域经营自此开始。从城商行分行的地理分布来看，大多数城商行选择在省会城市或东南沿海等发展水平较高的城市设立分行。从理论上来看，城商行异地设立分行本质上是经营服务范围的扩大，这一方面有利于资本要素的跨区域流动，在一定程度上可以促进资本要素市场的整合。但是另一方面，城商行在异地设立分行可能会将本地的金融资源转移到其他发展程度更高的地方，削弱城商行对本地企业的金融支持，而金融资源聚集在发展水平较高的城市也会进一步加剧地区间的资本配置失衡，这会强化地方政府干预资本流动的动机，不利于资本要素市场的整合。因此，城商行异地扩张行为对于资本要素市场的影响可能存在两面性。

由于城商行异地分行的设立自 2006 年开始，因此我们保留 2006 年及以后的数据，进一步实证验证城商行异地分行设立对于资本要素市场整合的影响。模型设定如下：

$$Seg_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 bankfound_{it} + \alpha_3 interfound_{it} + \alpha_4 interbank_{it} + \gamma X_{it} + \varphi_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中， $interfound_{it}$ 是城商行成立与是否有异地分行设立的交互项，表示*i*城市在第*t*年是否有异地分支机构，有则取 1，反之取 0； $interbank_{it}$ 是异地分行设立与否和当地异地分支机构数量的交互项，用以衡量*i*城市在第*t*年异地分支机构数量。表 13 中第（1）列和第（2）列汇报了估计结果。结果显示：城商行的设立和城商行异地分行的设立均显著降低了资本要素市场分割指数，说明城商行异地分行的设立促进了资本要素的跨区域流动，有利于资本要素市场的整合。但城商行异地分行数量的增加却显著增加了资本要素市场分割指数，原因可能是异地分支机构数量的增长加剧了地区之间资本配置的失衡，强化了地方政府干预的动机，不利于资本要素市场的整合。

表 13 城商行异地分行设立与兼并

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Seg	Seg	Seg	Seg
<i>bankfound</i>	-0.0414*** (0.0136)	-0.0419*** (0.0133)	-0.0304*** (0.0108)	-0.0288*** (0.0100)
<i>interfound</i>	-0.0248** (0.0117)	-0.0210* (0.0115)		
<i>interbank</i>	0.0072***	0.0064**		

	(0.0025)	(0.0025)		
<i>mergefound</i>			-0.0023	-0.0010
			(0.0170)	(0.0161)
常数项	0.3326***	0.3435***	0.3696***	0.3552***
	(0.0053)	(0.0271)	(0.0032)	(0.0203)
观测值	1,518	1,517	3,109	3,056
R^2	0.788	0.791	0.764	0.780
控制变量	不含	含	不含	含
年份固定效应	含	含	含	含
城市固定效应	含	含	含	含

注：（1）括号内为回归系数的标准误，（2）*，**，***分别表示在10%，5%，1%水平下显著。

（二）城商行的兼并

在城商行的发展历程中，部分城商行资产规模小、抵御风险能力较低，不少省份选择合并重组的方式提高本地城市商业银行资本能力和竞争力，如徽商银行和江苏银行。城商行的兼并客观上能扩大资金规模，使银行贷款能力提高，具有资金规模扩张效应。但是，城商行的兼并大多是在省级政府主导下进行的，兼并后的城商行股权中地方政府占比更高、影响力更大。政府行政干预下的城商行兼并活动，会削弱本地金融市场的竞争性、增强少数银行的垄断性，造成资本要素配置效率的扭曲，加剧本地区配置失衡，阻碍资本要素市场的整合。因此城商行的兼并对于资本要素市场整合的影响取决于两方面效应的共同作用。

我们将城商行是否发生兼并与城商行成立的交互项加入回归，得到以下模型：

$$Seg_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 bankfound_{it} + \alpha_3 mergefound_{it} + \gamma X_{it} + \varphi_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中， $mergefound_{it}$ 是城商行成立与是否发生了城商行兼并的交互项，表示*i*城市在第*t*年是否发生过兼并。交互项的系数 α_3 反应了城商行兼并对于资本要素市场分割程度的影响。

表13中的（3）（4）列展示了估计结果，我们可以看出在加入了城商行兼并和城商行成立的交互项之后，城商行的设立依然显著降低了资本要素市场分割指数，但是城商行兼并对于资本要素市场分割指数的影响并不显著，可能是城商行兼并带来的资金规模扩张效应与效率扭曲效应相抵消，导致城商行兼并并没有显著地促进资本要素市场整合。

六、结论与建议

近年来，中央出台了一系列文件强调推进要素市场化改革，建设全国统一大市场。在这个进程中，地方金融与财政体制对于资本要素市场发展的作用不可忽视。已有文献缺乏对地方金融发展如何影响地区资本要素市场整合的关注。对此，本文利用渐进双重差分法实证考察了作为地方金融发展典型代表——城商行的设立对区域资本要素市场整合的影响。研究结果表明：城商行的设立能够显著降低资本要素市场分割程度，有利于资本要素市场整合。上述结论在剔除异常值、PSM-DID、安慰剂检验、替换核心解释变量和被解释变量、排除政策干扰和上市公司影响等一系列检验中保持稳健。在机制分析方面，本文验证了城商行的设立通过促进地方银行业竞争来推动资本要素市场整合，而政府干预会影响竞争作用的发挥阻碍资本市场整合。此外，本文还从城商行异地分行设立与兼并两个方面，分析城商行设立对于

资本要素市场整合的影响。研究表明，城商行的兼并对于资本要素市场整合作用不明显；异地分行设立对资本要素市场的整合有明显的促进作用，但异地分行数量的增加却会阻碍资本要素市场的整合。

本文的结论对于当前推进建设全国统一大市场，深化要素市场改革具有重要的政策启示。第一，应当继续支持和鼓励城商行等地方性中小金融机构的发展，提升中小金融机构比重，丰富和完善地区金融体系，激发金融市场竞争活力，同时充分利用城商行的区域优势和信息获取优势，减少信息不对称，降低交易成本，为中小企业提供金融支持，满足区域企业融资需求，从而促进资本要素的优化配置，推动资本要素市场整合；第二，优化地方金融机构的股权结构，减少政府干预，坚持市场在信贷配置中的决定性作用，发挥城商行等地区金融机构在优化市场环境和促进企业发展方面的积极作用，促进资本要素在行业之间和地区之间的自由流动；第三，审慎推进地区金融机构的扩张，严格审批城商行设立分行或兼并行为，充分发挥城商行等地方金融机构对当地企业的支持和积极效应，严防盲目扩张带来的金融风险问题。

参考文献：

- 白重恩、杜颖娟、陶志刚和全月婷，2004：《地方保护主义及产业地区集中度的决定因素和变动趋势》，《经济研究》第4期。
- 蔡宏波、宋研霏和马红旗，2020：《城市商业银行设立与僵尸企业的形成》，《中国工业经济》第9期。
- 陈勇兵、陈永安和王贝贝，2022：《金融如何支持创业：基于城市商业银行设立的自然实验》，《世界经济》第12期。
- 戴静、刘芳、刘贯春和石丹花，2020：《城市商业银行扩张与企业创新》，《世界经济文汇》第6期。
- 范欣、宋冬林和赵新宇，2017：《基础设施建设打破了国内市场分割吗？》，《经济研究》第2期。
- 范子英和张军，2010：《财政分权、转移支付与国内市场整合》，《经济研究》第3期。
- 范子英和周小昶，2022：《财政激励、市场一体化与企业跨地区投资——基于所得税分享改革的研究》，《中国工业经济》第2期。
- 付强，2017：《市场分割促进区域经济增长的实现机制与经验辨识》，《经济研究》第3期。
- 桂琦寒、陈敏、陆铭和陈钊，2006：《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》第2期。
- 郭峰和熊瑞祥，2018：《地方金融机构与地区经济增长——来自城商行设立的准自然实验》，《经济学（季刊）》第1期。
- 何欢浪、章韬和吴兰兰，2021：《城市商业银行异地设立与中国制造业企业出口》，《国际贸易问题》第7期。
- 贺颖和吕冰洋，2019：《行政性分权与地区市场分割——基于地级市的研究》，《经济学报》第4期。
- 洪正和胡勇锋，2017：《中国式金融分权》，《经济学（季刊）》第2期。
- 黄贇琳和姚婷婷，2020：《市场分割与地区生产率：作用机制与经验证据》，《财经研究》第1期。
- 纪志宏、周黎安、王鹏和赵鹰妍，2014：《地方官员晋升激励与银行信贷——来自中国城市商业银行的经验证据》，《金融研究》第1期。
- 李兰冰和张聪聪，2022：《高速公路连通性对区域市场一体化的影响及异质性分析》，《世界经济》第6期。
- 林毅夫和刘培林，2003：《中国的经济发展战略与地区收入差距》，《经济研究》第3期。
- 刘瑞明，2012：《国有企业、隐性补贴与市场分割：理论与经验证据》，《管理世界》第4期。
- 刘晨晖和陈长石，2018：《城市商业银行能改善资本配置效率吗？》，《财经问题研究》第10期。
- 刘斐然、胡立君和石军伟，2021：《区域经济差距、短期目标导向与市场分割》，《当代经济科学》第4期。
- 刘志彪和孔令池，2021：《从分割走向整合：推进国内统一大市场建设的阻力与对策》，《中国工业经济》第8期。
- 刘小勇和李真，2008：《财政分权与地区市场分割实证研究》，《财经研究》第2期。
- 陆铭、陈钊和严冀，2004：《收益递增、发展战略与区域经济的分割》，《经济研究》第1期。
- 吕冰洋和贺颖，2020：《迈向统一市场：基于城市数据对中国商品市场分割的测算与分析》，《经济理论与经济管理》第4期。

吕朝凤和毛霞, 2020:《地方金融发展能够影响 FDI 的区位选择吗?——一个基于城市商业银行设立的准自然实验》,《金融研究》第 3 期。

吕冰洋、王雨坤和贺颖, 2021:《我国地区间资本要素市场分割状况:测算与分析》,《统计研究》第 11 期。

马草原、孙思洋和张昭, 2023:《中国地区间要素市场分割的识别与影响因素分析》,《金融研究》第 2 期。

毛其淋和王澍, 2019:《地方金融自由化如何影响中国企业出口?:以城市商业银行发展为例》,《世界经济研究》第 8 期。

苗文龙, 2019:《国家救助、地方金融分权与金融波动》,《当代财经》第 5 期。

沈立人和戴园晨, 1990:《我国“诸侯经济”的形成及其弊端和根源》,《经济研究》第 3 期。

申广军和王雅琦, 2015:《市场分割与制造业企业全要素生产率》,《南方经济》第 4 期。

王海、吴梦萱和尹俊雅, 2021:《地区金融机构与僵尸企业——基于城商行设立的准自然实验》,《统计研究》第 3 期。

吴华强、才国伟和何婧, 2022:《新发展格局下的全国统一大市场建设》,《南方经济》第 7 期。

吴晗和贾润崧, 2016:《银行业如何支持实体经济的供给侧改革?——基于企业进入退出的视角》,《财经研究》第 12 期。

熊家财和杨来峰, 2022:《地方金融发展能缓解企业投融资期限错配吗?——来自城商行设立的准自然实验》,《当代经济科学》第 4 期。

银温泉和才婉茹, 2001:《我国地方市场分割的成因和治理》,《经济研究》第 6 期。

余泳泽、胡山和杨飞, 2022:《国内大循环的障碍:区域市场分割的效率损失》,《中国工业经济》第 12 期。

余东华和张昆, 2020:《要素市场分割、产业结构趋同与制造业高级化》,《经济与管理研究》第 1 期。

赵昌文、杨记军和夏秋, 2009:《中国转型期商业银行的公司治理与绩效研究》,《管理世界》第 7 期。

赵奇伟和熊性美, 2009:《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》第 6 期。

周黎安, 2007:《中国地方官员的晋升锦标赛模式研究》,《经济研究》第 7 期。

Beck, T. & Kunt, A. D., 2006, “Small and Medium-size Enterprises: Access to Finance as a Growth Constraint”, *Journal of Banking & Finance*, Vol.30, No.11, PP 2931—2943.

Boyreau-Debray G. & Wei S J,2004, “Can China Grow Faster? A Diagnosis of the Fragmentation of Its Domestic Capital Market”, IMF Working Papers, No.2004/076.

Carbó-Valverde, S., Rodríguez-Fernández F. & Udell G.F., 2009, “Bank Market Power and SME Financing Constraints”, *Review of Finance*, Vol.13, No.2, PP309—340.

Cetorelli, N. & Gambera, M., 2001, “Banking Market Structure, Financial Dependence and Growth: International Evidence from Industry Data”, *The Journal of Finance*, Vol.56, No.2, PP617—648.

Goodman-Bacon Andrew,2021, “Difference-in-differences with Variation in Treatment Timing”. *Journal of Econometrics*, Vol.225, No.2, PP254—277.

Kudamatsu, M.,2012, “Has Democratization Reduced Infant Mortality in Sub-Saharan Africa? Evidence from Micro Data”, *Journal of the European Economic Association*, Vol.10, No.6, PP1294—1317.

Poncet, S.,2003, “Measuring Chinese Domestic and International Integration”, *China Economic Review*, Vol.14, No.1, PP1—21.

Young, A., 2000, “The Razor’s Edge: Distortions and Incremental Reform in the People’s Republic of China”, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.115, No.4, PP1091—1135.

Has Local Financial Development Promoted the Integration of Capital Factor Markets? ——Based on the Quasi-natural Experiment of City Commercial Bank

Capital factor market integration is an important element of establishing a large national unified market and an important support for promoting a large domestic cycle. Using the establishment of city commercial banks as a natural experiment, this paper systematically examines the impact of the development of local finance on capital factor market integration using the stagger Difference-in-Differences method based on the data of Chinese prefecture-level cities and the database of Chinese industrial enterprises from 1998-2013. The study shows that the establishment of city commercial banks significantly promotes capital factor market integration, and the above findings remain robust in a series of robustness tests. Analysis of the impact mechanism suggests that the establishment of city commercial banks promotes market consolidation in capital factors by fostering competition in the banking sector, while government intervention can reduce the positive effects of competition in the banking sector to a certain extent. Further analysis of the off-site expansion and mergers of city commercial banks shows that the off-site entry of city commercial banks will promote the integration of capital factor markets, but the expansion of the number of off-site branches of city commercial banks will hinder the integration of capital factor markets, while mergers of city commercial banks does not play a significant role in promoting the integration of capital factor markets. These findings will provide theoretical basis and intuitive evidence for how to optimize the local financial system in China to promote capital factor market integration.

Keywords: City Commercial Banks, Capital Factor Market Segmentation, Stagger Difference-in-Differences

JEL codes: G21, P23, R51