

城市群政策能否促进企业专业化分工? ——来自中国上市公司的证据

王逸翔¹, 张红凤², 何旭¹, 李睿²

(1. 山东财经大学 经济学院, 山东 济南 250014; 2. 山东财经大学 公共管理学院, 山东 济南 250014)

摘要:打破市场分割、有效深化分工协作,是新发展阶段中国应对百年未有之大变局的关键。文章以国家级城市群的设立作为准自然实验,从微观企业入手,利用2010—2019年沪深两市A股上市公司及其所在地市级层面数据,构建多期双重差分模型考察了城市群政策对企业专业化分工的影响。研究发现,城市群政策能够显著促进城市群内企业的专业化分工,这一结论在经过一系列稳健性检验后依然成立。机制检验表明,城市群政策对企业专业化分工的促进效应主要通过扩大企业可及的市场范围和降低企业的交易成本而实现,这种促进效应受到城市群内核心城市的溢出效应和虹吸效应的共同影响,且会随企业所在城市与城市群内核心城市之间距离的逐渐增大而呈现“U形”变化趋势。异质性分析表明,多核心和交通基础设施完善的城市群内的企业专业化分工受到城市群政策的正向影响更加显著。文章的研究丰富了企业分工影响因素的研究,从微观视角补充了城市群政策效果评估的相关文献,为如何充分发挥城市群政策对企业专业化分工的促进效应提供了经验证据。

关键词: 企业专业化分工; 城市群; 多期双重差分; 市场范围; 交易成本

中图分类号: F425 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2023)06-0019-15

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20230221.302

一、引言

构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局是我国在新发展阶段作出的重大战略决策。在这一过程中,国际循环应更多地发挥激发内需活力的作用,国内大循环则应发挥决定性作用(裴长洪和刘洪愧, 2021),而国内大循环的畅通和发展需要依靠地区间和产业间的分工协作与贸易流通(刘元春, 2020),分工协作是构建新发展格局的关键一招。深化分工协作能够提高产业专业化程度和创新水平,缓解我国核心技术的对外依赖,增强产业链和供应链的稳定性和竞争力,有效打通生产过程中的堵点,同时能够进一步开发国内市场,加速国内经济循环。而我国自改革开放以来,财政分权与地方政府官员晋升机制所催生的地方保护主义在很大程度上造成了市场分割问题(白重恩等, 2004),企业的市场范围受到限制,区域间贸易

收稿日期: 2022-09-03

基金项目: 国家社会科学基金重点项目(19AJY014); 山东省社会科学规划研究项目(22CZTJ23); 山东省人文社会科学课题(2022-YYGL-08)

作者简介: 王逸翔(1998-)(通讯作者),男,山东枣庄人,山东财经大学经济学院博士研究生;
张红凤(1970-),女,山东荣成人,山东财经大学公共管理学院教授,博士生导师;
何旭(1993-),男,山东日照人,山东财经大学经济学院博士研究生;
李睿(1997-),男,山东青岛人,山东财经大学公共管理学院硕士研究生。

壁垒也增加了企业的交易成本,这些都不利于区域间的分工协作(Smith, 1776; Coase, 1937)。打破市场分割、有效深化分工协作,是新发展阶段中国应对百年未有之大变局的关键。因此,探究分工协作的影响因素以及如何深化分工协作具有重要的现实意义。

2022年4月10日,国务院发布了《中共中央 国务院关于加快建设全国统一大市场的意见》(以下简称《意见》)。加快建设全国统一大市场有助于降低市场交易成本,促进商品要素资源在更大范围内畅通流动(张磊和黄世玉, 2022),统一的国内市场是促进企业专业化分工的重要条件。《意见》明确指出,要通过城市群等区域一体化战略为建设全国统一大市场总结经验。显然,城市群政策已经成为建设全国统一大市场的重要抓手。那么,城市群政策能否发挥统一市场的作用进而促进企业专业化分工?相关文献从宏观层面考察了城市群的经济效应(吴福象和刘志彪, 2008; 孙斌栋和丁嵩, 2016; 陈玉和孙斌栋, 2017; 姚常成和宋冬林, 2019; 丁任重等, 2021),虽然未得出一致结论,但为后续研究提供了很多启发。也有文献从微观层面考察了城市群政策的经济效应,探究了城市群政策对企业绩效(邓慧慧和李慧荣, 2021; 刘婕等, 2021)、投资行为(赵娜等, 2017)以及创新(翟士运等, 2019)的影响,但对于城市群政策如何影响企业专业化分工这一问题却少有研究,城市群政策的微观效应有待进一步研究。

本文以国家级城市群的设立为切入点,探讨了城市群政策能否促进企业的专业化分工,以考察城市群政策的微观效应。具体来说,本文以2010—2019年沪深两市A股上市公司为研究对象,将国家级城市群的设立作为准自然实验,构建多期双重差分模型检验了城市群政策对企业专业化分工的影响。基准回归结果表明,企业所在城市被纳入城市群规划后,企业的专业化分工水平明显提高。机制检验表明,城市群政策能够通过扩大企业的市场范围和降低企业的外部交易成本而提高企业的专业化分工水平,这一促进效应受到城市群内核心城市的溢出效应和虹吸效应的共同影响,且随企业所在城市与城市群内核心城市之间距离的逐渐增大而呈现“U形”变化趋势。异质性分析表明,多核心和交通基础设施完善的城市群内的企业专业化分工受到城市群政策的正向影响更加显著。

本文的研究贡献主要体现在:第一,丰富了企业分工影响因素的研究。现有研究认为,除了基于劳动分工理论和交易成本理论提出的市场范围、资产专用性、不确定性和交易频率等因素外,制度因素也是研究企业专业化分工时应重点关注的。本文以城市群政策为切入点,在一定程度上验证了地方保护主义行为对企业专业化分工的影响,从而补充了制度因素方面的研究。此外,本文还基于新经济地理理论,将空间因素引入分析框架中,探究了集聚外部性对企业专业化分工的影响。这进一步丰富了企业分工影响因素的研究,拓展了有关企业边界影响因素的认知。第二,本文从微观视角补充了城市群政策效果评估的相关文献。现有文献大多在宏观层面展开探讨,基于微观层面的研究对企业专业化分工少有涉及。本文以微观企业为研究对象,考察了城市群政策对企业专业化分工的影响。这丰富了城市群政策在企业层面的相关研究,为城市群政策的微观效果补充了经验证据。第三,本文通过构建多期双重差分模型考察了城市群政策的效果,并通过对比不同样本对城市群政策的反应得到了一系列有益的结论。这为充分发挥城市群政策对企业专业化分工的促进效应提供了依据,对我国构建新发展格局也具有重要意义。

二、政策背景与理论分析

(一)政策背景

党的十一届三中全会将对外开放和以经济建设为中心确立为基本国策后,一些地区依靠区位、政策和资源等优势率先发展起来,区域间发展不平衡逐渐凸显。此外,改革开放以来的行政

分权和以 GDP 为核心的地方官员晋升机制催生了地方保护主义，阻断了地区间经济交流(周黎安, 2004)。这使发达地区对落后地区难以发挥带动作用，地区差距愈加明显，发达地区也难以实现更高层次的发展。地方保护主义所导致的市场分割使企业倾向纵向一体化发展，产业分工水平较低，难以获得专业化分工所带来的规模效应和创新效益。在此背景下，我国在“十一五”规划中首次提出“城市群”这一发展理念，在“十三五”规划中明确提出十九大城市群的建设目标。2015—2018 年，获批的国家级城市群共 11 个，城市群这一发展模式在全国范围内得到推广，尚未获批的城市群也在持续筹备建设中。新发展阶段，“十四五”规划进一步明确要以中心城市和城市群等经济发展优势区域为重点，增强经济和人口承载能力，带动全国经济效率整体提升。

(二)理论分析

什么决定了企业的分工？目前学界普遍认可的解释来自劳动分工理论和交易成本理论。劳动分工理论认为，需求影响分工，只有当某种需求达到一定水平时，专门提供某种产品的厂商才会出现。市场范围的扩大细化了社会分工，涌现出更多专门化的生产厂商，深化了企业的分工(Smith, 1776)。学者从不同角度检验了这一理论(Grossman 和 Helpman, 2002; Hortaçsu 和 Syverson, 2007; 郑辛迎等, 2014)。交易成本理论认为，内部管控成本与外部交易成本的相对大小是决定企业专业化程度的关键。当外部交易成本过高时，企业更倾向通过内部组织进行资源配置；反之，企业更倾向提升自身的专业化水平，通过价格机制实现资源转移与重新配置，交易成本是影响企业专业化分工的关键因素(Coase, 1937)。此后的研究将交易成本细化为资产专用性、不确定性和交易频率(Williamson, 1979)，学者大多围绕这些方面来检验这一理论(Acemoglu 等, 2010; Mizutani 等, 2015; 李青原和唐建新, 2010; 袁淳等, 2022)。本部分将分别基于劳动分工理论和交易成本理论分析城市群政策对企业专业化分工的影响，并进一步探讨在考虑集聚外部性的情况下这一影响会如何变化。

1. 劳动分工理论

城市群政策的主要作用之一是削弱地方保护，促进市场竞争。在城市群设立之前，出于本地经济发展的考虑，地方政府一方面会通过对外地产品征收额外费用和增加审批难度等方式，阻止外地企业参与本地市场竞争(张婷婷等, 2021)，以保证本地企业在市场中的份额；另一方面，为了防止本地优质资源外流，地方政府会采取行政手段甚至动用司法力量设置各种关卡(臧跃茹, 2000)，以确保本地优势企业为本地经济发展服务。地方保护主义极大地限制了企业的市场范围扩大，不利于企业开展专业化分工。在城市群设立之后，要素市场一体化建设等一系列区域一体化政策使原本分割的市场得到统一，企业可及的市场范围扩大，这有利于提高其专业化分工水平。此外，作为国家主导的区域一体化政策，城市群政策能够在区域内实现高效集聚(李洪涛和王丽丽, 2020)，充分发挥各城市的比较优势，推动产业分工的合理化布局，从而促进区域经济增长。城市群内需求的数量和质量也将得到提升，企业的市场范围会进一步扩大。根据劳动分工理论，这有利于企业专业化分工水平的提高。据此，本文提出以下假设：

假设 1：城市群政策可以通过扩大企业可及的市场范围而提高企业的专业化分工水平。

2. 交易成本理论

在设立城市群之前，为了保证本地发展，地方政府往往会通过行政手段限制外地产品流入(臧跃茹, 2000)，并通过税收减免等方式支持本地企业发展(郝闻汉等, 2021)。这种地方保护主义弱化了地区内企业所面临的市场竞争，企业的交易对象被局限在地区内。出于自利动机，本地交易对象对企业“敲竹杠”的概率会大大提高(Du 等, 2012)，额外增加的交易成本不利于企业

专业化分工水平的提高。在城市群设立之后,阻碍生产要素自由流动的行政壁垒和体制机制障碍在很大程度上被消除,地方保护主义被弱化,企业能够与更多的交易对象达成合作,企业被“敲竹杠”的概率降低,这可以规避更多由交易对手的投机行为所产生的交易成本。此外,由于城市群的设立,交通、信息、能源和水利等基础设施的共建共享能够促进城市群内产业集聚(朱文涛, 2019),形成更大范围内的产业上下游关联,从而进一步降低企业的生产和交易成本(李培鑫和张学良, 2021)。因此,城市群内企业更倾向削弱内部组织对资源的配置作用,朝着专业化的方向发展,嵌入区域供应链中,与交易对手进行深度分工合作。据此,本文提出以下假设:

假设 2: 城市群政策可以通过降低企业的交易成本而提高企业的专业化分工水平。

3. 集聚外部性

基于劳动分工理论和交易成本理论,上文分析分别探讨了城市群政策影响企业专业化分工的市场范围机制和交易成本机制,而考虑集聚外部性可能会增加城市群政策作用效果的不确定性。新经济地理理论的发展为区域经济聚集提供了新的经济学解释,这一理论将空间因素引入经济学理论中,构建了一个在不完全竞争市场中的中心—外围经济格局(Krugman, 1991)。城市在空间上集聚形成城市群时会产生两种效应:一种是集聚的正外部性,即在劳动分工理论和交易成本理论下,城市群政策所引致的市场一体化效应和高效集聚对企业专业化分工的促进作用,主要体现为核心城市通过溢出效应带动周边城市及城市群外城市的发展(孙斌栋和丁嵩, 2016; 丁任重等, 2021);另一种是集聚的负外部性,主要体现为核心城市的虹吸效应,即核心城市周围存在“集聚阴影”,周边城市的资源被吸引到核心城市,对周边地区发展产生不利影响(陈玉和孙斌栋, 2017; 姚常成和宋冬林, 2019)。下面将分别基于劳动分工理论和交易成本理论,探讨城市群集聚的负外部性如何影响企业专业化分工。

从劳动分工理论考虑,核心城市的虹吸效应能够为当地企业带来更多资源,提高核心城市企业的竞争力。同时,地方保护主义的削弱使核心城市企业的市场范围能够轻易地延伸到其他城市,其他城市的企业会因缺乏竞争力而导致市场份额被挤占,市场范围缩小,从而不利于这些企业开展专业化分工。从交易成本理论考虑,随着城市群内交通运输网络和互联网等基础设施条件的不断改善,核心城市产生的虹吸效应会导致生产要素向核心城市加速集聚(李煜伟和倪鹏飞, 2013),加之区域间要素流动的限制被破除,大量优质的生产要素会从周边城市流向核心城市。优质生产要素的稀缺性会导致由交易对手投机行为所产生的交易成本增加,这也会对城市群内企业专业化分工产生不利影响。

基于劳动分工理论和交易成本理论分析城市群政策如何影响企业专业化分工,可以得到比较明确的答案,但将新经济地理理论引入这一分析框架后,城市群政策对企业专业化分工影响的不确定性会因中心—外围经济格局的形成而增加,城市群内企业专业化分工水平在很大程度上会受到核心城市虹吸效应和溢出效应相对大小的影响(见图 1)。据此,本文提出以下假设:

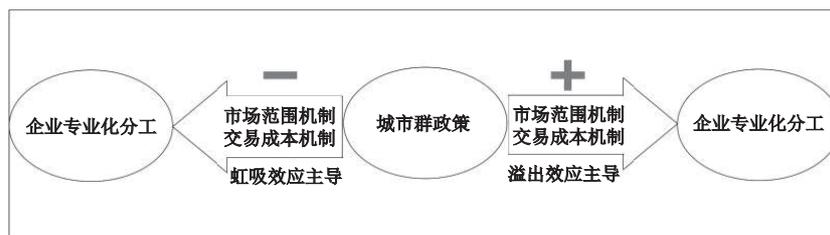


图 1 城市群政策对企业专业化分工的作用机制

假设 3a: 城市群内同时存在核心城市的溢出效应和虹吸效应, 当溢出效应占据主导地位时, 城市群政策有利于城市群内企业专业化分工水平的提高。

假设 3b: 城市群内同时存在核心城市的溢出效应和虹吸效应, 当虹吸效应占据主导地位时, 城市群政策不利于城市群内企业专业化分工水平的提高。

三、研究设计

(一) 模型设定

本文的实证研究要考虑如何准确识别城市群政策对企业专业化分工的影响。目前对城市群政策效应评估的相关研究大多采用 DID 方法(张学良等, 2017; 丁任重等, 2021)。这种方法能够尽可能地缓解内生性问题, 以识别出城市群政策对企业专业化分工的净效应。考虑到我国各个国家级城市群设立的时间略有差别, 本文采用多期 DID 模型进行实证研究。参考吴茵茵等(2021)的研究, 基准回归模型设定如下:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 DID_{it} + \beta_2 control_{it} + \eta_i + \gamma_t + \varphi_r + \varepsilon_{it}$$

其中, 下标 i 、 t 和 r 分别表示企业、年份和行业; Y_{it} 为被解释变量, 表示企业专业化分工水平; DID_{it} 为核心解释变量, 即多期 DID 变量, $DID_{it} = treatment_i \times post_{it}$, 其中 $treatment_i$ 表示是否处理组, $post_{it}$ 表示政策实施时间; $control_{it}$ 表示影响企业专业化分工且随 i 和 t 变动的控制变量; η_i 、 γ_t 和 φ_r 分别表示公司、年份和行业固定效应, ε_{it} 表示误差项。 β_1 为本文重点关注的系数, 根据研究假设, 如果 β_1 显著为正, 则假设 3a 成立, 反之则假设 3b 成立。为了解决潜在的序列相关和异方差问题, 本文模型回归结果中的标准差均在公司层面进行了聚类调整。

(二) 变量定义

参考范子英和彭飞(2017)的做法, 本文以 Buzzel(1983)提出的修正的价值增值法(VAS)衡量的纵向一体化作为被解释变量的逆向指标, 计算公式为:

$$\begin{aligned} \text{修正VAS} &= \frac{\text{增加值} - \text{税后净利润} + \text{正常利润}}{\text{主营业务收入} - \text{税后净利润} + \text{正常利润}} \\ &= \frac{\text{增加值} - \text{税后净利润} + \text{净资产} \times \text{平均净资产收益率}}{\text{主营业务收入} - \text{税后净利润} + \text{净资产} \times \text{平均净资产收益率}} \end{aligned}$$

其中, 净资产为资产总计与负债总计之差; 平均净资产收益率参考张婷婷等(2021)的做法, 用行业净资产收益率来衡量。由于上市公司并未直接披露其增加值, 为了剔除纵向产业链以外其他业务的影响, 本文参考范子英和彭飞(2017)以及刘建民等(2017)的做法, 将主营业务收入与主营业务成本的差值作为增加值。企业专业化分工则可以表示为:

$$VSI = 1 - \text{修正VAS}$$

其中, VSI 越大, 企业专业化分工水平越高。本文核心解释变量为 DID_{it} , 如果企业 i 所在城市在城市群内, 则 $treatment_i$ 取值为 1, 否则为 0; 如果企业 i 所在城市在城市群内, 且样本年份在城市群设立当年及以后, 则 $post_{it}$ 取值为 1, 否则为 0。此外, 为了尽可能解决遗漏变量问题, 根据企业分工的相关理论与研究, 本文选取了 12 个控制变量, 变量定义见表 1。

表 1 控制变量定义

变量符号	变量定义
lev	资产负债率, 公司总负债与总资产之比
top	股权集中度, 公司前十大股东持股比例总和

续表 1 控制变量定义

变量符号	变量定义
<i>quick</i>	速动比率, 公司速动资产与流动负债之比
<i>mta</i>	市值有形资产比, 公司总市值与有形资产价值之比
<i>btm</i>	市值账面比, 公司总市值与所有者权益之比
<i>size</i>	企业规模, 公司资产总额取对数
<i>roa</i>	盈利能力, 公司净利润与资产总额之比
<i>age</i>	企业年龄, 样本年份减去公司注册年份后加1并取对数
<i>far</i>	固定资产比率, 公司固定资产与资产总额之比
<i>ii</i>	存货集中度, 公司存货与资产总额之比
<i>tbq</i>	托宾Q值, 公司总市值与资产总额之比
<i>depart</i>	两权分离率, 公司实际控制人所拥有的控制权与所有权之差

(三) 样本选择与数据来源

本文采用的多期 *DID* 模型要求在政策冲击前后有足够长的时间, 以保证政策效果能够被有效评估。考虑到数据的可得性、样本的交叉重叠以及城市群政策效果评估的有效性, 本文仅考虑设立年份在 2018 年之前的国家级城市群, 其中粤港澳大湾区替换为其前身珠三角城市群, 批复时间由 2018 年调整为 2015 年。因此, 本文的研究范围被限定为 8 个国家级城市群政策, 共涉及 148 个城市。^①基于上述政策选取的考量, 本文以 2010—2019 年沪深两市 A 股上市公司作为研究对象, 上市公司数据来自 *CSAMAR* 数据库。本文对样本做了如下筛选与处理: (1) 剔除时间跨度不符合多期 *DID* 模型要求的样本; (2) 剔除金融业样本; (3) 剔除 *ST* 和资不抵债公司样本; (4) 剔除企业专业化分工变量数据缺失或偏离合理值的样本。此外, 本文还对所有连续变量进行了上下 1% 的缩尾处理。

四、实证结果分析

(一) 描述性统计

主要变量的描述性统计结果显示, 被解释变量 *VSI* 的均值为 0.7143, 说明样本企业总体的专业化分工水平并不高, 其标准差为 0.1719, 且数据在不同分位点上具有明显差别。解释变量 *DID* 的均值为 0.3433, 说明城市群政策大约覆盖样本的 34.33%。这为本文的研究提供了数据基础和可行依据。其他控制变量均未出现异常值, 均值、标准差和中位数与以往的相关文献大致类似。^②

(二) 基准回归分析

表 2 展示了城市群政策对企业专业化分工影响的回归结果。其中, 列(1)未加入控制变量, 但控制了公司、年份和行业固定效应, 列(2)则在列(1)的基础上加入了控制变量。结果显示, *DID* 的系数在 5% 的水平上显著为正。列(2)加入控制变量后, *DID* 的系数减小, 模型的 R^2 增大。这表明本文选取的控制变量能够进一步排除其他因素的影响, 得到更加准确的估计结果。从经济意义看, 以列(2)结果为例, 与未被纳入城市群政策范围的企业相比, 在企业所在城市被规划纳入城市群后, 企业专业化分工水平平均而言提高 0.0075, 相对于被解释变量 *VSI* 的均值

^① 本文整理了截至 2020 年获得国务院正式批复的国家级城市群的批复时间等信息作为确定研究范围的依据, 受篇幅限制, 详细信息可参见本文的工作论文版本。

^② 受篇幅限制, 文中未展示主要变量的描述性统计结果, 详见本文的工作论文版本。

0.7143 而言上升约 1.05%，即(0.0075/0.7143) ×100%。上述结果表明，在设立城市群之后，城市群内企业的专业化分工水平得到提升，城市群政策能够促进企业专业化分工。这证实了假设 3a，拒绝了假设 3b。

(三)稳健性检验

1. 平行趋势检验

使用多期 DID 模型的前提是处理组和对照组的被解释变量不存在系统性差别，即处理组和对照组企业的专业化分工水平在政策实施前的差异相对固定。考虑到多期 DID 的异质性处理效应问题，本文参考 Sun 和 Abraham (2021) 的做法，根据他们提出的 IW 估计量 (Interaction-Weighted Estimator)，采用事件研究法来检验平行趋势假设。本文手动生成政策实施前后各年份的交互项，结合 Sun 和 Abraham(2021) 的方法，得到平行趋势图。图 2 展示了 95% 置信区间内各期的回归系数及其显著性。从中可以看出，以政策实施当期作为基期，城市群政策实施前 6 期的回归系数均不显著，说明城市群政策实施前处理组和对照组不存在系统性差异。政策实施后，回归系数呈现上升趋势，说明政策效果逐渐显现，平行趋势得证。

2. 更换因变量度量方式

本文通过更换因变量的衡量方式来进一步检验基准回归结果的稳健性。首先，在基准回归中，因变量中的平均净资产收益率使用的是行业净资产收益率，本文参考刘建民等(2017)的做法，采用样本企业的净资产收益率均值来衡量平均净资产收益率。CSAMAR 数据库提供了两种企业净资产收益率，本文依次进行了替换。其次，在基准回归中，净资产等于资产总额与负债总额之差；稳健性检验中考虑少数股东权益的影响，在基准回归计算方式的基础上再减去少数股东权益。通过上述方式更换因变量后，得到的回归结果与基准回归结果基本一致，这进一步支持了本文基准回归的结论。^①

3. 安慰剂检验

为了进一步增加基准回归结果的可信度，本文参考陆菁等(2021)的研究，采用非参置换检验方法进行安慰剂检验。结合本文使用的多期 DID 模型，非参置换检验方法的具体操作如下：对所有城市和政策时间进行不重复随机抽样，每次抽取 148 个城市及对应的随机政策时间点，将这 148 个城市中的企业作为虚拟处理组，其他企业作为虚拟对照组，将这个过程重复 500 次。为了保证政策冲击前后都至少有一年的数据，2010 年和 2019 年的数据不参与抽样。500 次随机抽样得到的虚拟处理组和虚拟政策时间交互项的估计系数及 P 值的分布情况见图 3。其中，垂

表 2 基准回归分析

	(1) VSI	(2) VSI
DID	0.0081** (0.0041)	0.0075** (0.0038)
控制变量	未控制	控制
公司、年份和行业 固定效应	控制	控制
R ²	0.0714	0.1549
N	16 258	16 258

注：括号内为经过公司层面聚类调整后的稳健标准误，*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。受篇幅限制，表中未展示控制变量和常数项的结果。下表同。

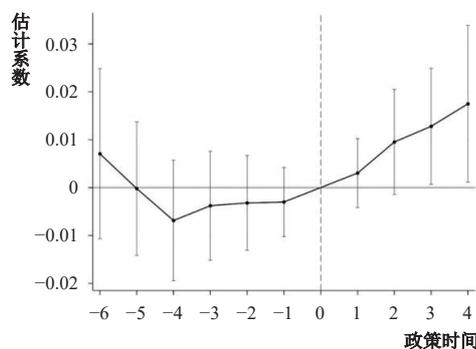


图 2 平行趋势检验

① 限于篇幅，更换因变量度量方式检验结果并未展示，详见本文的工作论文版本。

直虚线代表基准回归中 *DID* 系数的估计结果, 水平虚线代表基准回归中 *DID* 估计系数的 *P* 值。从中可以看出, 安慰剂检验中的估计系数概率密度基本呈现正态分布, 基准回归中 *DID* 的系数位于非参置换检验系数分布的低尾位置, 且安慰剂检验结果中大多数 *P* 值大于基准回归中 *DID* 估计系数的 *P* 值。因此, 本文的基准回归结果通过了安慰剂检验。

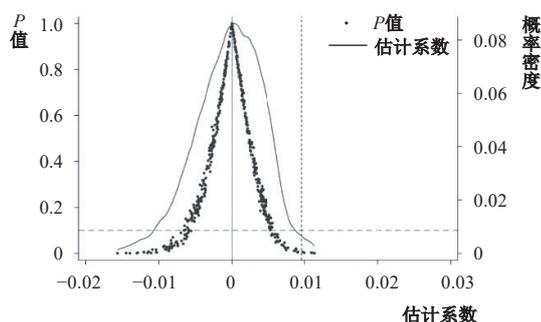


图3 安慰剂检验

4. 倾向得分匹配双重差分估计

本文还使用倾向得分匹配双重差分(*PSM-DID*)方法, 进一步检验基准回归结果的稳健性。倾向得分匹配方法需要根据企业的相关特征在样本中进行匹配, 考虑到城市群政策可能会对企业的特征产生影响而影响匹配效果, 本文仅对政策影响前的样本(即2010—2014年的样本)进行逐年倾向得分匹配。具体操作如下: 首先, 以基准回归中的控制变量作为协变量进行逐年倾向得分匹配, 仅保留在各匹配年份均位于共同取值范围内的样本; 其次, 仅针对这些位于共同取值范围内的样本进行多期 *DID* 估计, 回归模型设定与基准回归相同。基于近邻匹配、半径匹配和核匹配这三种匹配方式的回归结果与基准回归结果均没有显著差异。可以推断, 本文的基准回归结果具有稳健性。^①

5. 多期 *DID* 估计结果稳健性检验

De Chaisemartin 和 D'Haultfoeuille(2020a)以及 Goodman-Bacon(2021)研究指出, 多期 *DID* 可能会产生有偏估计, 主要原因在于: 多期 *DID* 估计的本质是多个不同处理效应的加权平均, 尽管权重总和为1, 但可能会存在负权重; 如果负权重的比例过高, 则会导致估计结果产生严重偏误。为排除负权重对基准结果的影响, 借鉴 De Chaisemartin 和 D'Haultfoeuille(2020a)的方法, 计算得出负权重的占比为4.30%, 可以认为上文的基准回归结果是稳健的。此外, 本文还参考 De Chaisemartin 和 D'Haultfoeuille(2020b)以及 Gardner(2022)的估计方法, 得到考虑多期 *DID* 异质性处理效应的估计结果, 估计系数分别为0.0071和0.0078, 且均至少在5%的水平上显著。这说明多期 *DID* 存在的异质性处理效应并未对本文基准回归结果产生显著影响, 研究结论是稳健的。

6. 其他稳健性检验

除了上述稳健性检验, 本文还采用以下方法来检验基准回归结果的稳健性: 首先, Wang 和 Yang(2021)指出, 中国政策试验的选择存在非代表性, 因此这种“先试点后推广”政策的有效性检验需要考虑异质性。基于此, 本文在基准回归的基础上加入了城市群固定效应。此外, 为了进一步控制政策的异质性以及区域层面可能存在的遗漏变量问题, 本文还在基准回归模型的基础上加入了城市固定效应和省份固定效应。其次, 虽然本文主要考察国家级城市群建设对企业专业化分工的影响, 但是在国家级城市群规划明确提出之前, 一些地区已经开始探索区域一体化发展, 这可能会对研究结果产生影响。为了检验基准回归结果的可信性, 本文剔除了长三角城市群的样本。在被设立为国家级城市群之前, 长三角城市群已经历了多次扩容, 且目前学界大量研究证实了这一区域一体化进程的经济效果(刘乃全和吴友, 2017; 强永昌和杨航英, 2020)。

^① 受篇幅限制, 文中未展示 *PSM-DID* 检验结果, 详见本文的工作论文版本。

因此，本文剔除长三角城市群的样本，进一步检验基准回归结果的稳健性。上述两种稳健性检验的结果与基准回归结果不存在明显差异，这进一步验证了研究结论的稳健性。^①

（四）机制检验

上文检验结果表明，城市群政策能够促进企业专业化分工。为了进一步识别因果关系，本部分将对影响机制进行检验。根据理论分析的内容，市场范围机制与交易成本机制是城市群政策影响企业专业化分工的重要路径，城市群政策如何影响企业专业化分工取决于城市群集聚外部性的具体表现。因此，机制检验将通过三个部分来探讨城市群政策如何影响企业专业化分工，以进一步加强本文结论因果关系的可靠性。

1. 市场范围机制检验

根据理论分析的内容，城市群政策可以通过扩大企业可及的市场范围而促进企业专业化分工，本部分旨在验证这一结论。如果城市群政策可以通过扩大企业可及的市场范围而促进企业专业化分工，那么城市群政策引起企业可及的市场范围变化越大，其对企业专业化分工水平的影响就越显著。因此，本文预期城市群政策对市场范围不同的企业会产生不同的影响，且对可及市场范围小的企业的促进作用更加明显。为了验证这一推测，本文以企业所在城市的人均GDP来衡量市场范围。为了避免城市群政策对城市人均GDP的影响，本文选择2015年之前的人均GDP作为衡量标准，根据2010—2014年城市人均GDP的均值对城市进行排序。本文依照从高到低的顺序，将排在前面50.76%的样本设定为市场范围大的样本，其余49.24%的样本设定为市场范围小的样本。检验结果如表3所示，其中列(1)展示的是市场范围大的企业样本的回归结果，*DID*的系数为正但不显著；列(2)展示的是市场范围小的企业样本的回归结果，*DID*的系数为正且在1%的水平上显著。由此可以看出，城市群政策对市场范围小的企业的专业化分工具有更加明显的正向影响，符合上文预期。这在一定程度上验证了市场范围机制，假设1得证，同时强化了基准回归结论的可靠性。

2. 交易成本机制检验

上文理论分析指出，城市群政策可以通过降低企业的交易成本而促进企业专业化分工，本部分将实证验证这一结论。如果城市群政策可以通过降低企业的交易成本而促进企业专业化分工，那么城市群政策降低企业交易成本的幅度越大，企业专业化分工受到城市群政策的影响就越大。因此，本文预期城市群政策对外部交易成本不同的企业会产生不同的影响，且对交易成本高的企业的促进作用更加明显。为了验证这一推测，本文将考察城市群政策对企业专业化分工的影响在国有企业与非国有企业之间是否存在差别。在城市群设立之前，地方政府需要稳定可靠的企业来协助自己完成经济社会发展目标，因而往往会采取一些不公平的保护措施。与非国有企业相比，地方政府实施地方保护的对象更倾向选择国有企业(白重恩等, 2004)。国有企业是中央和地方政府直接参与市场经济活动的重要手段，同时承担了较多的非市场职能。即使国有企业的绩效表现不尽如人意，地方政府依然会通过各种方式扶持国有企业，这种依赖逐渐演变为国有企业保护(李艳和杨汝岱, 2018)，使得国有企业在银行贷款(Firth等, 2008)、财政补贴(Faccio等, 2006)以及进入管制性、垄断性行业(余明桂和潘红波, 2008)等方面存在明显的优势。因此，非国有企业的交易成本在城市群设立之前要高于国有企业。本文将非国有企业样本作为高交易成本样本，将国有企业样本作为低交易成本样本，这种分类方式能够较好地契合上述推测的实证检验。检验结果如表3所示，其中列(3)展示的是国有企业样本的回归结果，*DID*的系数为负且不显著；列(4)展示的是非国有企业样本的回归结果，*DID*的系数在5%的水

^① 受篇幅限制，文中未展示相关检验结果，详见本文的工作论文版本。

平上显著为正。由此可以看出,城市群政策对高交易成本企业的专业化分具有更加明显的正向影响,符合上文预期。这在一定程度上验证了交易成本机制,假设 2 得证,同时强化了基准回归结论的可靠性。

表 3 市场范围机制与交易成本机制检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>VSI</i>	<i>VSI</i>	<i>VSI</i>	<i>VSI</i>
<i>DID</i>	0.0017 (0.0042)	0.0175*** (0.0060)	-0.0017 (0.0055)	0.0113** (0.0049)
控制变量	控制	控制	控制	控制
公司、年份和行业固定效应	控制	控制	控制	控制
R^2	0.2120	0.1283	0.1880	0.1652
<i>N</i>	8 252	8 006	6 035	10 233

3. 溢出效应与虹吸效应检验

本文提出的竞争性假设已经在基准回归部分得到验证,为了进一步增强结论的稳健性,本文将从空间角度对城市群政策影响企业专业化分工的机制进行检验。具体地,本文依据企业所在城市距离城市群核心城市的地理距离 D (以铁路地理距离来衡量,单位为 km) 对企业样本进行分组,考察在不同距离段内,城市群政策对企业专业化分工的影响。表 4 展示了在不同距离段内,城市群政策对企业专业化分工影响的回归结果。列(1)回归结果显示,当企业所在城市与核心城市之间的距离小于或等于 $100km$ 时, DID 的系数在 1% 的水平上显著为正,且比基准回归的系数值增大 60%。这说明城市群内靠近核心城市的企业受到核心城市的溢出效应大于虹吸效应,能够更大程度地共享核心城市的经济发展、制度建设和基础设施建设等成果,更有利于企业专业化分工水平的提高。列(2)回归结果显示, DID 的系数为正但不显著。这说明在 $100km$ 到 $200km$ 这个区间内,核心城市对这一区域范围的溢出效应和虹吸效应的相对大小开始发生变化。列(3)回归结果显示, DID 的系数为负且在 5% 的水平上显著。这说明在 $200km$ 到 $300km$ 这个区间内,核心城市对这一区域范围的虹吸效应大于溢出效应,核心城市企业挤占了其他地区的市场份额,优质的生产要素被核心城市所吸引,从而不利于企业专业化分工。列(4)回归结果显示, DID 的系数为正且在 10% 的水平上显著。这说明当企业所在城市与核心城市之间的距离大于 $300km$ 时,城市群政策能够促进企业专业化分工。根据 Tobler 提出的地理学第一定律,城市间的相互影响随距离的增大而衰减。因此,溢出效应和虹吸效应因受到空间距离的影响而进一步减弱,而且企业又享受着城市群政策削弱地方保护主义所产生的市场一体化效应,更有利于提高专业化分工水平。总体来看,城市群政策对企业专业化分工的影响会随企业所在城市距离核心城市的距离变化而变化,由近及远依次表现为促进、抑制和促进作用,呈现“U 形”变化趋势。核心城市溢出效应的影响范围比虹吸效应更广,且随距离衰减的速度比虹吸效应慢,因此溢出效应占据主导。这支持了理论分析与基准回归结果,同时进一步验证了假设 3a。

表 4 溢出效应与虹吸效应检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	$D \leq 100$	$100 < D \leq 200$	$200 < D \leq 300$	$D > 300$
	<i>VSI</i>	<i>VSI</i>	<i>VSI</i>	<i>VSI</i>
<i>DID</i>	0.0120*** (0.0043)	0.0020 (0.0074)	-0.0209** (0.0091)	0.0078* (0.0044)

续表 4 溢出效应与虹吸效应检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	$D \leq 100$	$100 < D \leq 200$	$200 < D \leq 300$	$D > 300$
	<i>VSI</i>	<i>VSI</i>	<i>VSI</i>	<i>VSI</i>
控制变量	控制	控制	控制	控制
公司、年份和行业固定效应	控制	控制	控制	控制
R^2	0.1645	0.2011	0.2022	0.1746
N	12 614	5 486	5 144	6 085

五、异质性分析

(一) 城市群核心城市数量的异质性分析

根据核心城市的数量，城市群可以分为单核心城市群和多核心城市群。依据上述机制，城市群政策对企业专业化分工的影响形式大致可表示为以核心城市为圆心的同心圆。小圆部分表现为促进作用，环形部分表现为抑制作用，大圆以外部分又表现为促进作用，但促进程度小于最靠近核心城市的部分。因此，与单核心城市群相比，多核心城市群内核心城市的影响范围会产生交叠，不能发挥最有效率的带动作用，但总体来看，发挥促进作用的区域是增多的。城市群内拥有多个核心城市能够避免单一核心城市虹吸效应过强所导致城市群内的资源过度集中。城市群内形成多个集聚中心更有利于生产要素的流动，城市群内的流通机制不断完善，这有利于企业朝着专业化分工的方向发展。本文预期，与单核心城市群相比，多核心城市群内的企业专业化分工受到城市群政策的促进效果更加明显。为了验证上述推测，本文根据样本所在城市群的核心城市数量，先将处理组样本分为两类，第一类为单核心城市群样本，包括位于长江中游城市群和北部湾城市群的企业样本，第二类为多核心城市群样本，即位于其他城市群的样本，然后分别将这两类样本与对照组样本合并。表 5 展示了两类样本的回归结果，回归模型设定与基准回归相同，其中列(1)为单核心城市群样本，列(2)为多核心城市群样本。列(1)中 *DID* 的系数为正但不显著，列(2)中 *DID* 的系数在 5% 的水平上显著为正。显然，多核心城市群内的样本企业专业化分工受到城市群政策的正向影响更加显著，上述推测得证。

(二) 城市群交通基础设施发达程度的异质性分析

发达的交通基础设施能够在一定程度上充分发挥核心城市的辐射带动作用，降低非核心城市间企业的合作成本，这可能有利于缓解虹吸效应所产生的负面影响。本文预期，交通基础设施完善的城市群内的企业专业化分工受到城市群政策的促进效果更加明显。为了验证上述推测，本文将城市群内城市的道路面积和人口总数分别进行加总，以城市群的道路面积除以人口总数，得到每个城市群的人均道路面积，据此将样本涉及的城市群进行分类。本文将从高到低排在前 50% 的城市群作为交通基础设施发展水平较高的城市群，其他作为交通基础设施发展水平较低的城市群，然后分别将这两类样本与对照组样本合并。表 5 展示了两类样本的回归结果，其中列(3)为交通基础设施发展水平较高的城市群企业样本，列(4)为交通基础设施发展水平较低的城市群企业样本。列(3)中 *DID* 的系数在 5% 的水平上显著为正且大于基准回归结果，列(4)中 *DID* 的系数为正但不显著。显然，交通基础设施完善的城市群内的企业专业化分工受到城市群政策的正向影响更加显著，上述推测得证。

表 5 城市群异质性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>VSI</i>	<i>VSI</i>	<i>VSI</i>	<i>VSI</i>
<i>DID</i>	0.0096 (0.0084)	0.0078** (0.0039)	0.0096** (0.0039)	0.0066 (0.0081)
控制变量	控制	控制	控制	控制
公司、年份和行业固定效应	控制	控制	控制	控制
R^2	0.1950	0.1563	0.1565	0.1990
<i>N</i>	5 531	15 084	14 582	6 033

六、研究结论与政策启示

本文以 2010—2019 年沪深 A 股上市公司为研究对象,运用多期 *DID* 模型考察了城市群政策对企业专业化分工的影响。研究发现,城市群政策能够显著促进城市群内企业的专业化分工,这一结论在多种稳健性检验下依然成立。为了增强主要结论的可信性,本文还对城市群政策影响企业专业化分工的机制进行了实证分析。检验结果表明,城市群政策能够通过扩大企业可及的市场范围和降低企业的交易成本而影响企业的专业化分工。城市群内核心城市的溢出效应与虹吸效应的机制检验结果表明,溢出效应与虹吸效应的影响均随着距离的增加而减弱,满足地理学第一定律,其中溢出效应的影响范围更广。总体来看,城市群政策对企业专业化分工的促进效应受到城市群内核心城市溢出效应和虹吸效应的共同作用,且随着企业所在城市与城市群内核心城市距离的逐渐增大而呈现“U 形”变化趋势。依据这一影响机制,本文进一步探讨了当核心城市数量与交通基础设施水平不同时,城市群内的企业对城市群政策的反应。结果显示,多核心与交通基础设施完善的城市群内企业的专业化分工受到城市群政策的正向影响更加显著。

本文的研究结论对目前的政策实践具有以下启示:第一,政府要依据发展规划不断推进和完善各级城市群建设,将城市群建设成果与地方政府官员的考核指标相挂钩,主动把地方发展进程嵌入全局发展战略中,依托城市群政策破除区域间的利益藩篱和政策壁垒,充分发挥各方比较优势,不断深化社会分工,为构建新发展格局提供良好的制度环境。第二,要持续优化城市群内营商环境,提高市场化水平,建立和完善跨城市的发展成果共享机制,及时出台鼓励企业跨城市合作的相关政策,促进城市群内城际间基本公共服务共建共享,充分发挥城市群的分工效应。此外,要加强城市群间的交流合作,畅通跨城市群贸易渠道,设立专门的政府机构管理跨城市群企业间的分工合作与贸易交流,避免在城市群间形成贸易壁垒,为全国统一大市场建设积累经验。第三,政府要合理规划城市群内部空间,支持一些具有较强经济实力和竞争力的城市成为新一批的核心城市,在城市群内形成多极化发展格局,尽量减少“集聚阴影”;此外,要持续推进城市群内交通基础设施建设,充分发挥核心城市的辐射带动作用,实现区域协调发展的战略目标。

参考文献:

- [1]白重恩,杜颖娟,陶志刚,等.地方保护主义及产业地区集中度的决定因素和变动趋势[J].经济研究,2004,(4):29-40.
- [2]陈玉,孙斌栋.京津冀存在“集聚阴影”吗——大城市的区域经济影响[J].地理研究,2017,(10):1936-1946.
- [3]邓慧慧,李慧榕.区域一体化与企业成长——基于国内大循环的微观视角[J].经济评论,2021,(3):3-17.

- [4]丁任重, 许渤胤, 张航. 城市群能带动区域经济增长吗?——基于7个国家级城市群的实证分析[J]. 经济地理, 2021, (5): 37-45.
- [5]范子英, 彭飞. “营改增”的减税效应和分工效应: 基于产业互联的视角[J]. 经济研究, 2017, (2): 82-95.
- [6]郝闻汉, 袁淳, 耿春晓. 区域一体化政策能促进企业垂直分工吗?——来自撤县设区的证据[J]. 经济管理, 2021, (6): 22-37.
- [7]李洪涛, 王丽丽. 城市群发展规划对要素流动与高效集聚的影响研究[J]. 经济学家, 2020, (12): 52-61.
- [8]李培鑫, 张学良. 城市群集聚空间外部性与劳动力工资溢价[J]. 管理世界, 2021, (11): 121-136.
- [9]李青原, 唐建新. 企业纵向一体化的决定因素与生产效率——来自我国制造业企业的经验证据[J]. 南开管理评论, 2010, (3): 60-69.
- [10]李艳, 杨汝岱. 地方国企依赖、资源配置效率改善与供给侧改革[J]. 经济研究, 2018, (2): 80-94.
- [11]李煜伟, 倪鹏飞. 外部性、运输网络与城市群经济增长[J]. 中国社会科学, 2013, (3): 22-42.
- [12]刘建民, 唐红李, 吴金光. 营改增全面实施对企业盈利能力、投资与专业化分工的影响效应——基于湖南省上市公司PSM-DID模型的分析[J]. 财政研究, 2017, (12): 75-88.
- [13]刘婕, 姚博, 魏玮. 城市群崛起与企业竞争力提升——基于交易成本的分析[J]. 商业经济与管理, 2021, (7): 67-86.
- [14]刘乃全, 吴友. 长三角扩容能促进区域经济共同增长吗[J]. 中国工业经济, 2017, (6): 79-97.
- [15]刘元春. 深入理解新发展格局的科学内涵[N]. 人民日报, 2020-10-16.
- [16]陆菁, 鄢云, 王韬璇. 绿色信贷政策的微观效应研究——基于技术创新与资源再配置的视角[J]. 中国工业经济, 2021, (1): 174-192.
- [17]裴长洪, 刘洪愧. 构建新发展格局科学内涵研究[J]. 中国工业经济, 2021, (6): 5-22.
- [18]强永昌, 杨航英. 长三角区域一体化扩容对企业出口影响的准自然实验研究[J]. 世界经济研究, 2020, (6): 44-56.
- [19]孙斌栋, 丁嵩. 大城市有利于小城市的经济增长吗?——来自长三角城市群的证据[J]. 地理研究, 2016, (9): 1615-1625.
- [20]吴福象, 刘志彪. 城市化群落驱动经济增长的机制研究——来自长三角16个城市的经验证据[J]. 经济研究, 2008, (11): 126-136.
- [21]吴茵茵, 齐杰, 鲜琴, 等. 中国碳市场的碳减排效应研究——基于市场机制与行政干预的协同作用视角[J]. 中国工业经济, 2021, (8): 114-132.
- [22]姚常成, 宋冬林. 借用规模、网络外部性与城市群集聚经济[J]. 产业经济研究, 2019, (2): 76-87.
- [23]余明桂, 潘红波. 政府干预、法治、金融发展与国有企业银行贷款[J]. 金融研究, 2008, (9): 1-22.
- [24]袁淳, 耿春晓, 孙健, 等. 不确定性冲击下纵向一体化与企业价值——来自新冠疫情的自然实验证据[J]. 经济学(季刊), 2022, (2): 633-652.
- [25]臧跃茹. 关于打破地方市场分割问题的研究[J]. 改革, 2000, (6): 5-15.
- [26]翟士运, 古朴, 安毅. 城市群与企业创新行为: 联动效应及路径分析[J]. 科学学与科学技术管理, 2019, (7): 31-42.
- [27]张磊, 黄世玉. 构建基于全国统一大市场的新发展格局: 逻辑方向、堵点及路径[J]. 深圳大学学报(人文社会科学版), 2022, (3): 74-84.
- [28]张婷婷, 宋冰洁, 荣幸, 等. 市场分割与企业纵向一体化[J]. 财贸经济, 2021, (6): 150-164.
- [29]张学良, 李培鑫, 李丽霞. 政府合作、市场整合与城市群经济绩效——基于长三角城市经济协调会的实证检验[J]. 经济学(季刊), 2017, (4): 1563-1582.
- [30]赵娜, 王博, 刘燕. 城市群、集聚效应与“投资潮涌”——基于中国20个城市群的实证研究[J]. 中国工业经济, 2017, (11): 81-99.

- [31]郑辛迎,方明月,聂辉华. 市场范围、制度质量和企业一体化:来自中国制造业的证据[J]. 南开经济研究, 2014, (1): 118-133.
- [32]周黎安. 晋升博弈中政府官员的激励与合作——兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因[J]. 经济研究, 2004, (6): 33-40.
- [33]朱文涛. 高铁服务供给对省域制造业空间集聚的影响研究[J]. 产业经济研究, 2019, (3): 27-39.
- [34]Acemoglu D, Griffith R, Aghion P, et al. Vertical integration and technology: Theory and evidence[J]. *Journal of the European Economic Association*, 2010, 8(5): 989-1033.
- [35]Buzzell R D. Is vertical integration profitable[J]. *Harvard Business Review*, 1983, 61(1): 92-102.
- [36]Coase R H. The nature of the firm[J]. *Economica*, 1937, 4(16): 386-405.
- [37]De Chaisemartin C, D'Haultfoeuille X. Two-way fixed effects estimators with heterogeneous treatment effects[J]. *American Economic Review*, 2020a, 110(9): 2964-2996.
- [38]De Chaisemartin C, D'Haultfoeuille X. Two-way fixed effects regressions with several treatments[R]. ArXiv Series Papers No.2012.10077, 2020b.
- [39]Du J L, Lu Y, Tao Z G. Contracting institutions and vertical integration: Evidence from China's manufacturing firms[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2012, 40(1): 89-107.
- [40]Faccio M, Masulis R W, McConnell J J. Political connections and corporate bailouts[J]. *Journal of Finance*, 2006, 61(6): 2597-2635.
- [41]Firth M, Lin C, Wong S M L. Leverage and investment under a state-owned bank lending environment: Evidence from China[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2008, 14(5): 642-653.
- [42]Gardner J. Two-stage differences in differences[R]. ArXiv Series Papers No.2207.05943, 2022.
- [43]Goodman-Bacon A. Difference-in-differences with variation in treatment timing[J]. *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2): 254-277.
- [44]Grossman G M, Helpman E. Integration versus outsourcing in industry equilibrium[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2002, 117(1): 85-120.
- [45]Hortaçsu A, Syverson C. Cementing relationships: Vertical integration, foreclosure, productivity, and prices[J]. *Journal of Political Economy*, 2007, 115(2): 250-301.
- [46]Mizutani F, Smith A, Nash C, et al. Comparing the costs of vertical separation, integration, and intermediate organisational structures in European and east Asian railways[J]. *Journal of Transport Economics and Policy*, 2015, 49(3): 496-515.
- [47]Krugman P. Increasing returns and economic geography[J]. *Journal of Political Economy*, 1991, 99(3): 483-499.
- [48]Smith A. *The wealth of nations (reprinted)*[M]. Chicago: University of Chicago Press, 1776.
- [49]Sun L Y, Abraham S. Estimating dynamic treatment effects in event studies with heterogeneous treatment effects[J]. *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2): 175-199.
- [50]Wang S D, Yang D Y. Policy experimentation in China: The political economy of policy learning[R]. NBER Working Paper No.29402, 2021.
- [51]Williamson O E. Transaction-cost economics: The governance of contractual relations[J]. *The Journal of Law and Economics*, 1979, 22(2): 233-261.

Can Urban Agglomeration Policy Promote Enterprise Specialization? Evidence from Chinese Listed Companies

Wang Yixiang¹, Zhang Hongfeng², He Xu¹, Li Rui²

(1. School of Economics, Shandong University of Finance and Economics, Jinan 250014, China; 2. School of Public Administration and Policy, Shandong University of Finance and Economics, Jinan 250014, China)

Summary: How to break the market segmentation and effectively deepen the division of labor and collaboration is the key for China to cope with the unprecedented changes in the past century in the new development stage. Taking the establishment of national urban agglomerations as a quasi-natural experiment, this paper studies the impact of urban agglomeration policy on enterprise specialization from the perspective of micro enterprises by using a multi-period DID model with the financial data of all A-share listed companies in Shanghai and Shenzhen from 2010 to 2019 as well as municipal-level data. It is found that urban agglomeration policy can significantly promote the enterprise specialization in urban agglomeration, and this conclusion is still valid after a series of robustness tests. The mechanism test shows that the promotion effect of urban agglomeration policy on enterprise specialization can be realized by expanding the market scope of enterprises and reducing the transaction costs faced by enterprises, and this effect is affected by the spillover effect and siphon effect of the core city of urban agglomerations. This effect has a “U”-shaped trend as the distance between the city where the enterprise is located and the core city of urban agglomerations gradually increases. The heterogeneity analysis shows that the specialization of sample enterprises in urban agglomerations with multi-cores and urban agglomerations with high-level transportation infrastructure is more significantly promoted by the policy effect of urban agglomerations.

This paper has the following contributions: First, it takes urban agglomeration policy as the entry point and constructs a multi-period DID model to examine the impact of urban agglomeration policy on enterprise specialization, which supplements the research on the influencing factors of enterprise specialization. Second, it examines how urban agglomeration policy affects enterprise specialization by taking enterprises as the research object, which supplements the empirical evidence on the micro effect of urban agglomeration policy. Besides, this paper has some implications for policymaking: Local governments should continuously improve the construction of urban agglomerations at all levels according to development plans and set up corresponding assessment mechanisms. While promoting inter-city cooperation within urban agglomerations, they should also strengthen exchanges and cooperation between urban agglomerations. In addition, local governments should minimize the “agglomeration shadow” by promoting the multi-polarization development and transportation infrastructure construction in urban agglomerations.

Key words: enterprise specialization; urban agglomerations; multi-period DID; market scale; transaction costs

(责任编辑 石头)