

区域一体化与企业成长

——基于国内大循环的微观视角

邓慧慧 李慧榕*

摘要: 中国经济正面临前所未有的挑战,区域一体化能否成为保障中国经济行稳致远的有效工具亟待研究。本文选取具有代表性的长三角城市群扩容作为准实验,匹配中国工业企业数据和中國县市经济统计数据,采用精确地理断点回归方法考察了区域一体化对企业成长的影响。研究发现,区域一体化与企业成长之间存在稳健的正向因果关系,这一结论在放宽断点识别策略伪随机性的前提假设和多种稳健性检验下仍然成立。机制分析结果显示,区域一体化推动企业成长作用的发挥有赖于市场和政府两方面机制,加大财政支持力度、放宽融资约束、吸引外部投资以及发挥产业集聚效应提供了现实可行的路径选择。本文的研究发现是对党的十九届五中全会“充分发挥市场在资源配置中的决定性作用,更好发挥政府作用,推动有效市场和有为政府更好结合”的学术回应,也为理解统一大市场对构建高水平国内大循环以及带动国内国际双循环的引擎和支撑作用提供了微观证据。

关键词: 区域一体化;企业成长;断点回归;国内大循环

一、引言

改革开放四十多年来,中国主动参与全球经济大循环,通过对外开放和贸易自由化提升了比较优势和规模经济效应,显著促进了企业成长(盛斌、毛其淋,2015)。随着国际环境发生深刻变化,不稳定不确定因素增多,新一轮扩大开放面临的外部环境更加严峻复杂,依赖国际市场和跨国企业的外向型企业成长路径受阻。党的十九届五中全会将“加快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”作为“十四五”时期经济社会发展的指导思想和中国经济迈向高质量发展新阶段的强国方略。在此背景下,区域一体化进程带来的对大国市场空间纵深化的利用与整合对企业成长的支持作用凸显。企业如何依托更加通畅的国内大循环和国内国际双循环提高对产业链的控制力、保障供应链和产业链的安全成为亟待研究的重要问题。

* 邓慧慧(通讯作者),对外经济贸易大学国际经济研究院,邮政编码:100029,电子信箱:denghuihui@126.com;李慧榕,对外经济贸易大学国际经济研究院,邮政编码:100029,电子信箱:lihuirong_iris@163.com。

本文是国家自然科学基金面上项目“高质量发展下区位导向性政策的产业升级效应:实现机制与经验辨析”(项目编号:72073023)、对外经济贸易大学杰出青年学者资助项目“中国制造业国内国际双循环新发展格局构建的现实逻辑与实现路径”(项目编号:20JQ08)的阶段性成果。作者感谢《经济评论》编辑部开放日·审稿快线(第4期)与会编辑老师的有益评论,感谢武汉大学余静文老师和刘熙莹老师的宝贵意见。文责自负。

实体经济是国民经济的“压舱石”,党的十九届五中全会明确提出“坚持把发展经济着力点放在实体经济上”。作为市场的细胞,企业自主创新、提高技术、激发活力对推动产业升级、振兴实体经济来说意义重大,而企业成长能力、盈利水平则是企业一切创新活动的保障与基础。企业既是产品的提供者,也是产品的购买者,确保企业处于良好的成长态势是促进消费扩大与升级、推动实体经济高质量发展、促进国内大循环以及实现国内国际双循环相互促进的重要抓手。在世界经济整体衰退、国际疫情蔓延的外部冲击下,中国经济面临严峻挑战,企业也遭遇到前所未有的困难,如何保障企业的高质量发展、振兴实体经济是政府和学界关注的焦点问题之一。

本文从经验层面评估区域一体化的政策是否有利于企业成长,选择这一命题主要基于以下两方面原因:一方面,以城市群为核心的区域发展新格局与促进经济高质量发展是当前至关重要的两项政策研究课题,关系到“十四五”规划和2035年远景目标的实现。2019年8月,中央财经委员会第五次会议明确了中心城市和城市群正在成为承载发展要素的主要空间形式。围绕高质量发展的区域经济新格局,未来中国的经济和人口将进一步向中心城市以及中心城市周边的都市圈、城市群等空间集中。构建科学严谨的实证框架厘清二者关系,既拓展了区域一体化政策的评估视角,也为通过资源的有效配置来实现经济高质量发展提供有益思路。另一方面,新经济地理范式的核心特征“本地市场效应”原理表明,在一个存在贸易成本和规模报酬递增的世界中,那些国内市场需求相对较大的国家将成为净出口国。这就意味着,我国的国内大市场循环可以支撑国内企业参与国际经济大循环,国内经济循环与国际经济循环可以在功能上实现互补,而国内市场需求较小的小国经济则不具备这种优势。企业是经济的微观主体,也是受中美贸易战和新冠疫情影响最严重的市场主体,双循环新发展格局下,企业如何更好地利用大国超大市场规模优势?区域一体化能否成为稳定宏观经济的有力工具?本文利用城市群扩容这一大国大样本的准实验对区域一体化政策进行检验与评价,将给以上问题带来新的思考,并为双循环新发展格局的构建提供重要的经验证据和政策参考。

本文的主要贡献在于以下三个方面:第一,企业对经济高质量发展的作用举足轻重,企业具有稳定的盈利能力,经济高质量发展才有坚实的根基。不同于以往文献,本文重点关注区域一体化对企业成长的影响,这是从微观视角对区域一体化政策评估的有益补充。第二,本文选取2010年长三角城市群扩容作为准实验,采用精确地理断点回归(Geographic Regression Discontinuity, GRD)的非参数估计方法,兼顾了空间和事件冲击,能够准确衡量区域一体化对企业成长的影响。既有文献多用普通面板回归和双重差分法考虑时间和事件冲击的影响,但区域一体化更多的是对空间上的影响,我们不仅要考虑区域一体化前后对企业的影响,还需要考虑其对城市群内外的影响,而地理断点回归设计在解决这类因果识别问题上具有明显的优势。第三,本文不仅检验了区域一体化对企业成长的影响,而且从政府引导和市场配置资源两种机制对影响企业成长的路径进行了深入分析,为新时代如何践行和推动“有效市场和有为政府更好结合”提供了扎实的微观基础。

本文其余部分安排如下:第二部分为政策背景和文献综述;第三部分介绍研究方法、识别策略、变量与数据;第四部分实证考察区域一体化对企业成长的影响,并通过一系列有效性检验和稳健性检验保证结果的可靠性;第五部分是机制分析和检验;最后是结论与政策启示。

二、政策背景与文献综述

(一) 政策背景

“十四五”规划提出,要发挥中心城市和城市群带动作用,建设现代化都市圈。城市群和都市圈正在成为承载发展要素的主要空间形式,有效发挥其作用是新型城镇化战略不断推进并完善的关键所在。本文选择长三角城市群构建区域一体化的准实验,原因主要有以下两点:第一,重要性与代表性。2018年11月,长江三角洲区域一体化发展上升为国家战略;2019年12月,中共中央、国务院发布《长江三角洲区域一体化发展规划纲要》;2020年8月,习近平总书记在扎实推进长三角区域一体化发展座谈会上发表重要讲话,提出新形势下长三角区域一体化应率先形成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,赋予了长三角区域一体化新的使命——为国内国际双循环探路。基于这个区域一体化典型案例的深入评估可为国内其他城市群发挥驱动内循环的引擎作用和国际大循环的支点作用提供经验借鉴和政策参考。第二,连续性与稳定性。从1982年提出“以上海为中心建立长三角经济圈”,到2018年长三角区域一体化上升为国家战略,长三角的概念和城市群空间范围在36年间一直处在持续的调整之中。较长的时间窗口为观察政策实际影响提供了良好的数据基础,也使我们有条件追踪和剖析区域一体化的整个过程,并结合实证分析的结论进行进一步验证。

长三角地区历史悠久、水系发达、土地丰饶,在中国封建社会的中后期就已初步形成了一个可观的城市群。从明代到清代,长江三角洲出现了南京、杭州、苏州、松江、扬州、无锡、常州、湖州等较大的商业和手工业城市。新中国成立后,长三角区域合作大致经历了1982—1991年上海经济区诞生、1992—2007年长三角区域合作成型、2008—2014年泛长三角合作起步、2015年后长三角城市群合作发展四个阶段。

1982年,为推动区域经济横向联动发展,上海经济区应运而生。随后,上海经济区逐步扩展至五省一市,但由于多种原因,上海经济区最终于1988年被撤销。直到1992年为继续推进改革开放与区域一体化发展进程,长三角区域一体化重新走上了快车道。1992年6月,上海、苏州、无锡等14市开始了长三角的“破冰之旅”,成立了长三角十四城市协作办(委)主任联席会议。在此基础上,江苏泰州于1997年加入,共同组建了长江三角洲城市经济协调会。2003年8月,浙江台州正式加入协调会,长三角城市经济协调会“15(+1)”模式至此形成,长三角城市间合作进一步加强。2008年9月,《国务院关于进一步推进长江三角洲地区改革开放和经济社会发展的指导意见》(国发[2008]30号)指出,长三角地区包括上海市、江苏省和浙江省,并提出积极推进泛长三角区域合作,在国家层面明确了长三角区域合作的总基调。2010年,长三角城市经济协调会第十次市长联席会议将合肥、盐城、马鞍山、金华、淮安、衢州6市纳入为成员。2013年,长三角城市经济协调会第十三次市长联席会议新增芜湖、连云港、徐州、滁州、淮南、丽水、宿迁、温州8市为成员。2015年,中央城市工作会议提出,要以城市群为主体形态,科学规划城市空间布局,实现紧凑集约、高效绿色发展,与此同时,长三角也走向了城市群合作发展的时代。自2018年长三角区域一体化上升为国家战略后,长三角一体化取得诸多实质性进展。2019年12月,《长江三角洲区域一体化发展规划纲要》将长三角城市群范围扩展至三省一市全境,紧扣“一体化”和“高质量”两个关键词,长三角区域一体化进程进入加快推进的新阶段。

(二) 文献综述

区域一体化与市场分割、边界效应相对,旨在破除地方保护主义,减少要素流动壁垒,促进区域范围内市场整合和协同发展(李雪松、孙博文,2015;张跃等,2021)。这一领域的研究主要围绕两条线索展开:(1)将区域一体化作为一种现实存在的状态,通过价格法(桂琦寒等,2006;陆铭、陈钊,2009)、生产法(白重恩等,2004)等方法衡量区域市场一体化或者市场分割程度,由此分析区域一体化与其他变量的联系。(2)近年来,更多的研究选取区域一体化的政策冲击进行准实验设计,进行多方面的实证评估。其中大部分研究聚焦区域一体化对经济发展的宏观影响。吴福象和刘志彪(2008)深入探讨了城市群促进经济增长的作用机制,一是城市群要素集聚的正外部性和因此提高的创新效率与研发效率,二是政府通过“蒂伯特选择”机制改善了城市群的交通条件,强化了循环积累效应和投入产出联系。余静文和赵大利(2010)以京津冀、长三角和珠三角为例,运用断点回归设计和分位数回归证明了城市群对区域经济增长的促进作用。张跃等(2021)以长三角城市经济协调会为准自然实验,验证了区域一体化有利于长三角经济高质量发展。还有一部分研究关注区域一体化在产业层面的影响。张学良等(2017)发现加入长三角城市群对区域劳动生产率具有促进作用、对地区市场分割具有抑制作用;而李雪松等(2017)则发现区域一体化显著促进了长江经济带的技术进步,但对全要素生产率以及技术效率没有明显影响。袁嘉琪等(2019)发现,京津冀协同发展带来了区域联系的增强,而以区域联系为基础的京津冀区域价值链对产业升级具有促进作用,有助于实现京津冀在国内国际价值链中的中高端攀升。彭洋等(2019)将撤县设区作为区域一体化的政策典型,发现撤县设区对当地企业僵尸化具有抑制作用。

企业成长是国内外学术界持续关注的话题,不少文献研究了企业规模、年龄、企业家能力等企业特征对企业成长性的影响。Yasuda(2005)以及李洪亚(2016)证实了企业成长与企业规模之间的负相关关系。另一研究热点是考察金融环境、营商环境等外部环境对企业成长的影响。余泳泽等(2020)发现社会失信环境对民营企业成长有显著负面影响。Kim等(2020)研究了跨国公司研发活动区域化程度对其发明绩效的影响,发现企业从事研发活动的区域数量与其发明创造之间存在倒U型关系。

综上,虽然我们从已有文献中获得很多有益的发现,但在政策评估领域还缺少区域一体化政策影响企业成长的直接证据。当前我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段,推动企业在新时代取得新发展,是我国实现高质量发展的内在要求。新时代企业高质量发展需要两个重要条件:一是外部市场环境,二是内部成长力量。构建高水平国内大循环的重要基础之一是强大的国内市场,而区域一体化正是打破国内市场分割、开启统一大市场的钥匙。显然,企业成长在经济高质量发展中扮演着关键角色,而以城市群为代表的区域一体化对增强外部市场环境的韧性和抗冲击能力发挥着重要影响。鉴于此,本文将研究重点放在考察区域一体化对企业成长的影响上,从而弥补目前双循环新格局研究中缺乏微观分析视角的不足。本文采用精确地理断点回归的非参数估计方法,并根据城市群扩容的空间差异构造准实验,对区域一体化与企业成长的关联进行理论分析并在因果层面予以验证。这将有助于揭示影响企业成长的结构机制,进而深入理解企业在外部市场环境变化时的内在发展逻辑。在现实层面,通过评估区域一体化对企业的实际影响,可以直观反映出企业在应对外部机遇与挑战等方面的关键信息,并以此明确纾困减负工作的实施重点,从而助推企业成长。

三、研究方法、变量说明与数据来源

(一) 研究方法及识别策略

本文采用精确地理断点回归法作为基准方法。断点回归法自 Thistlewaite 和 Campbell (1960) 提出后,被广泛运用于各领域的政策效果分析和因果关系研究,成为主流的准实验方法之一(余静文、王春超,2011a)。在断点回归估计中,想要证明结果变量受某政策处置(treatment)变量的影响,首先要有一个由某连续的驱动变量(又称运行变量)决定的处置变量,而在驱动变量的临界值(cutoff)附近,处置变量和结果变量的分布出现了间断的跳跃,同时其他控制变量未发生跳跃,则可说明政策存在处理效应。特别地,断点回归可将区域和区域政策自然存在的边界作为驱动变量的划分依据,以个体相对地理边界的位置来判断其处在处理组或对照组。Dell(2010)开创性地将地理距离引入断点回归方法,在实证研究中将地理距离作为驱动变量,地理边界处的驱动变量取值作为临界值,研究了16—19世纪西班牙殖民政府在秘鲁实行的米塔(Mita)劳役制度对经济发展的影响。而余静文和赵大利(2010)、余静文和王春超(2011b)、黄新飞等(2014)较早将地理断点回归运用到城市群绩效评估中。

由于2010年长三角城市群扩容范围较大、可观测性强(刘乃全、吴友,2017),本文以2010年长三角城市群扩容作为准实验,通过比较2010年扩容边界附近60个县市的绩效变化来识别区域一体化的经济影响^①。本文采取多种方法排除识别策略可能具有的内生性问题。首先,长三角城市群经历了多次扩容,在本文样本窗口期,长三角城市经济协调会分别于2003年吸纳了台州、2013年吸纳了芜湖、连云港等8市入会,考虑到2003年的扩容仅加入了台州一市,而2013年的扩容发生在样本期的最后一年再加上可能存在的滞后效应,可以认为这两次扩容对结果的影响有限。其次,2010年加入长三角城市经济协调会的城市可能本身在经济发展、区域合作等方面与边界线另一边未加入的城市相比具有更好的基础和条件。由于城市的经济重心在中心城区,城市间的差异也主要集中在中心地区(余静文、赵大利,2010),因此,本文剔除中心城区数据,仅以县市为样本,对边界线两侧的县市数据进行断点回归,以控制不同县市及企业的特征差异,避免样本选择偏误。最后,运用地理断点回归估计方法还应满足伪随机性,即个体无法准确操纵自身相对于政策边界位置的条件(Keele and Titiunik, 2015),也即要求企业不因城市是否加入长三角城市群而改变厂址、办公地址。考虑到长三角城市群地区的生产生活成本、企业和个人搬迁的沉没成本及实际费用,本文合理假定个体不因城市是否加入长三角城市群而改变自身相对于边界的位置。同时本文也发现,在放宽这一假设后,仍可得到相同结论。

^①本文将2010年新加入城市群的21个县市作为处理组,包括东台市、东阳市、义乌市、兰溪市、响水县、大丰市、射阳县、常山县、建湖县、开化县、武义县、永康市、江山市、浦江县、滨海县、磐安县、肥东县、肥西县、长丰县、阜宁县、龙游县;将2010年扩容边界外侧的39个县市作为对照组,包括东海县、丰县、乐清市、云和县、五河县、固镇县、平阳县、庆元县、怀远县、文成县、新沂市、景宁畲族自治县、松阳县、永嘉县、沛县、沭阳县、泗洪县、泗阳县、泰顺县、洞头县、灌云县、灌南县、瑞安市、睢宁县、缙云县、苍南县、赣榆县、遂昌县、邳州市、青田县、龙泉市、南陵县、寿县、繁昌县、舒城县、芜湖县、金寨县、霍山县、霍邱县。

(二) 变量说明及数据来源

参考余静文和赵大利(2010)、徐舒等(2019)的研究,本文的计量模型设定为:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 D_i + \beta_2 f(D_i, Distance_i) + \gamma X_i + \mu_i \quad (1)$$

(1)式中: Y_i 为被解释变量,基准回归中选取的指标为企业利润总额的处理值 $\ln pro_i$,用来衡量企业的成长性。驱动变量 $Distance_i$ 的绝对值为县市中心到2010年长三角城市群扩容边界的距离(千米),在2010年长三角城市群扩容线外部的城市, $Distance_i$ 取距离的相反数。处置变量 D_i 为是否在城市圈内的虚拟变量, $Distance_i > 0$ 时, $D_i = 1$,即县市在城市群内部,受城市群政策影响,为处理组;相反,若 $Distance_i < 0$,则 $D_i = 0$,即县市在城市群外部,为对照组。 $f(D_i, Distance_i)$ 为处置变量 D_i 和驱动变量 $Distance_i$ 的非参数形式。 X_i 为控制变量,参考彭洋等(2019)和张任之(2019),本文的控制变量包括企业年龄、资产负债率、企业出口产值占比、地方财政一般预算收入、地方财政一般预算支出、普通中学在校学生数。其中,企业年龄(age)用当前年份与企业开业年份的差值再加1来衡量,资产负债率(lev)用企业负债与企业资产的比值衡量,企业出口产值占比($export$)为企业出口交货值与工业销售产值之比。 μ_i 是误差项。 Y 在驱动变量临界值处两侧极限的差值就是处理效应 α ,即:

$$\alpha = E[Y_{1i} - Y_{0i} | Distance = 0] = \lim_{Distance=0^+} E[Y | D=1] - \lim_{Distance=0^-} E[Y | D=0] \quad (2)$$

通过对驱动变量带宽的选择,精确地理断点回归将长三角城市群扩容边界附近的县市样本作为观测对象,在控制其他可观测变量的前提下,边界上的经济绩效差异即可认为由是否在长三角城市群内所导致。

本文所涉及的宏观数据来源均为县市统计数据库,微观数据取自中国工业企业数据库,距离数据由高德地图测算,数据区间为2000—2013年。由于中国工业企业数据库本身存在数据缺失、错误等各种问题,本文首先对中国工业企业数据库的相关数据进行了清洗,过程参考聂辉华等(2012)和陈林(2018),剔除了固定资产合计、工业总产值、工业增加值、中间投入合计、实收资本等关键变量小于零的企业,同时剔除了总资产小于固定资产净值或流动资产的企业,仅保留从业人数大于或等于8人的企业。为了尽可能排除不符合期望的企业成长情况,本文还参考方明月等(2018)的做法,识别并剔除了僵尸企业,保留了至少有三年存续期的企业数据。其次,由于中国2003年和2011年更新了行业分类代码,本文根据Brandt等(2012)的做法,将行业代码跨年份进行匹配和统一。最后,本文逐年匹配了企业所在地的行政代码。一方面,中国工业企业数据库中不少企业所在地的行政代码被错误填报,对此,本文通过数据库中的企业地址、邮政编码等其他信息进行校对和匹配。另一方面,长三角城市群某些地区的行政区划以及地区代码经历了多次调整,本文通过历史检索,根据国家统计局提供的地区行政区划代码,将其归并到1998年标准。在将中国工业企业数据库匹配行业以及区域信息后,本文通过行政区划代码将企业数据和县市经济数据相匹配。

考虑到中国工业企业数据库可能存在的数据异常等问题,本文参考通常做法对实证中的关键变量进行了1%的截尾处理。同时,由于企业盈利数据变化较大且有正有负,因此本文对企业利润总额和营业收入总额数据做了一定处理^①。企业数据与县市数据匹配后,所

^①以利润总额 $profit$ 为例,处理后的企业利润变量为 $\ln pro = profit + \sqrt{profit^2 + 1}$ 。

有变量的描述性统计见表1。

表1 变量描述性统计

变量名	变量含义	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>lnpro</i>	处理后的企业利润变量	96 925	6.577	3.864	-8.421	11.518
<i>Distance</i>	驱动变量	96 925	-808.409	79101.170	-223242.400	153301.300
<i>D</i>	是否在城市群的虚拟变量	96 925	0.071	0.256	0	1
<i>age</i>	企业年龄(年)	96 921	8.961	7.188	1	96
<i>lev</i>	资产负债率	96 921	0.540	0.261	0	12.915
<i>export</i>	企业出口产值占比	94 099	0.168	0.333	0	1
<i>rev</i>	地方财政一般预算收入(万元)	96 925	130409	122566	3516	633101
<i>expend</i>	地方财政一般预算支出(万元)	96 925	188982	159085	11536	904119
<i>edu</i>	普通中学在校学生数(人)	96 925	55176	28542	4000	162122
<i>lnasset</i>	企业资产总值(对数)	96 924	9.608	1.193	4.249	15.436
<i>lnindsale</i>	企业工业销售产值(对数)	96 920	10.163	1.140	1.609	15.342
<i>lnreve</i>	处理后的企业营业收入变量	55 927	11.025	1.156	0	18.625
<i>fix</i>	企业固定资产比例	96 895	0.368	0.212	0	1.722
<i>Fiscal</i>	企业补贴收入占营业收入的比重	52 159	0.206	1.273	-22.532	98.513
<i>Finance</i>	企业利息支出占资产总值的比重/ 行业内利息支出占资产总值比重的 平均水平	76 815	1.257	1.698	-4.884	99.176
<i>EG</i>	EG 指数	96 896	0.056	0.100	-0.525	1.011
<i>Invest</i>	城镇固定资产投资占 GDP 的比重	96 925	0.327	0.240	0.015	1.492

四、实证结果

(一) 基准回归结果

首先,我们通过图形直观地反映结果变量在驱动变量临界值处的不连续性。图1呈现了断点回归的非参数估计结果,横坐标为驱动变量,其绝对值为县市到2010年长三角城市群边界的距离,横坐标值为零处的竖线为地理边界。可以看到,边界处的企业利润水平出现清晰的跳跃,右侧即边界内企业的利润整体高于边界外企业的利润,这初步说明了长三角区域一体化给企业的成长带来了促进作用。

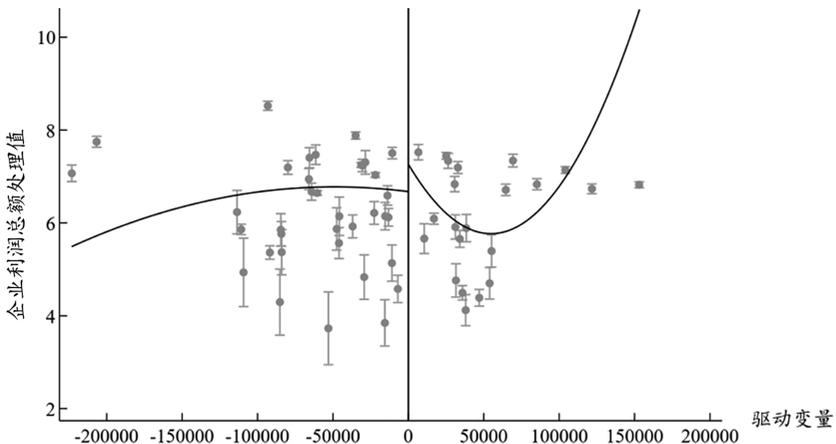


图1 区域一体化对企业成长的影响

进一步,通过局部拟合模型可以得到更精确的断点回归估计结果。表2给出了加入长三角城市群对企业成长性影响的非参数估计结果,其中,第一行是不同模型设定以及不同最优带宽计算方法下得出的估计结果,第二行是带宽调整为最优带宽两倍时的估计结果。可以发现,长三角区域一体化对当地企业的利润影响显著为正,在不同的计算方法和合理的带宽选择下都可得到一致的估计结果。总体上看,拓宽最优带宽后回归的结果有所下降,这可能与驱动变量有关。本文驱动变量的绝对值测量的是县市中心到2010年扩容边界的距离,因此带宽若太小则面临可用于模型估计的样本量不足以得出估计结果的问题,带宽若太大则面临因果识别不准导致的估计偏误问题。

表2 基于局部拟合模型的非参数估计结果

带宽	(1)	(2)	(3)
$h=h^*$	1.363*** (0.135)	2.211*** (0.205)	1.463*** (0.132)
$h=2\times h^*$	0.612*** (0.080)	1.666*** (0.119)	0.510*** (0.078)
控制变量	Y	Y	Y
固定效应	Y	Y	Y
样本量	96 925	96 925	96 925

注:括号中为稳健标准误。*、**和***分别表示在10%、5%和1%的显著性水平下显著。 h^* 为不同计算方法得出的最优带宽。下同。模型(1)–(3)中最优带宽的计算方法分别为 msetwo、msesum 和 mserd (Calonico et al., 2014)。

基准回归结果说明,企业所在地加入长三角城市群使得企业利润上升,选择不同的模型设定和最优带宽计算方法所得的结果基本在同一量级。下文进一步验证结果的可靠性和稳健性。

(二) 有效性检验

断点回归设计在理论上与随机实验(Randomized Controlled Trial, RCT)最接近,在满足一定条件的情况下,断点回归所得的结果比其他方法更为可信和理想(余静文、王春超, 2011a)。因此,本文对断点回归的前提条件进行了严格的有效性检验,包括临界值处驱动变量和控制变量的连续性检验。

首先,使用断点回归应满足驱动变量密度函数的连续性,即驱动变量具有外生性,被解释变量在临界值处的跳跃不是由驱动变量在临界值处的变化引起的。本文对驱动变量密度函数的连续性进行了检验,见图2。图2中的横轴为驱动变量,纵轴表示驱动变量在数据中出现的频率,中间线条为驱动变量在断点两侧的概率密度函数,上下两侧线条形成的纵坐标范围为概率密度函数的置信区间。可以发现,断点两侧密度函数估计值的置信区间有很大的重叠部分,因此两侧的密度函数不存在显著差异,即驱动变量在临界值处不存在跳跃,满足断点回归应用的前提。

其次,针对驱动变量的连续性,本文进一步使用 Cattaneo 等(2018)提出的稳健误差修正密度连续性检验,从统计检验的角度考察了驱动变量在临界值处的连续性。通过运行 rddensity 命令,本文得到了检验驱动变量密度函数连续性的 T 统计量为 0.243、 P 值为 0.809,这意味着我们能够接受“驱动变量密度函数在临界值处连续”的原假设。通过不同方法,本文都得到了驱动变量外生的一致结论。

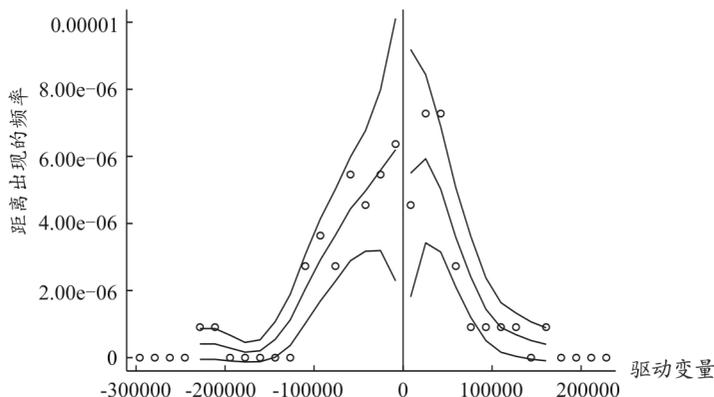


图2 驱动变量的连续性

最后,为了进一步排除被解释变量在驱动变量临界值处的跳跃是由控制变量在临界值处不连续引起的可能,本文检验了其他控制变量在驱动变量临界值处是否存在跳跃。若其他控制变量在临界值处发生了跳跃,则结果变量的跳跃可能是由这些因素而非政策本身所造成。由表3结果可见,企业年龄(*age*)、资产负债率(*lev*)、出口产值占比(*export*)、地方财政一般预算收入(*rev*)、地方财政一般预算支出(*expend*)、普通中学在校学生数(*edu*)等变量在地理边界处均未出现显著间断点,这进一步证明了本文断点回归识别结果的有效性。

表3 控制变量的连续性检验

变量	(1) <i>age</i>	(2) <i>lev</i>	(3) <i>export</i>	(4) <i>rev</i>	(5) <i>expend</i>	(6) <i>edu</i>
$h = h^*$	-0.355 (0.078)	0.025 (0.014)	-0.023 (0.070)	132.000 (2896.400)	-1290.200 (1084.000)	-8775.500 (5029.400)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
样本量	96 921	96 921	94 099	96 925	96 925	96 925

(三) 稳健性检验

本文换用双重差分法、断点区间估计等不同方法作为稳健性检验。此外,本文还对地理断点回归的设定进行了反事实检验,并换用不同指标对企业成长进行测度,不同的方法计算出的处理效应数值略有不同,但都与基准结果近似。

1. 双重差分法估计

双重差分法(DID)是近年来政策评估的常用方法,本文设定双重差分回归模型如下:

$$\ln pro_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat_i \times Post_t + \gamma X_{it} + \delta_i + \lambda_t + \mu_{it} \quad (3)$$

(3)式中: $Treat_i$ 表示个体是否为处理组的虚拟变量, $Treat_i = 1$ 表示个体为处理组, $Treat_i = 0$ 表示个体为对照组。 $Post_t$ 从2010年开始赋值为1,2010年前赋值为0。 X_{it} 为控制变量, δ_i 为个体固定效应, λ_t 为时间固定效应, μ_{it} 为误差项。

表4汇报了双重差分法的估计结果,其中第(1)一(4)列为不同DID设定下的估计结果,第(5)一(8)列为相对应的PSM-DID估计结果。表4中关键解释变量的系数均为正,可见在改变模型设置的情况下,基准结论仍稳健。

表 4 区域一体化影响企业成长的 DID 估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$Treat_i \times Post_t$	1.943 *** (0.048)	2.288 *** (0.051)	2.135 *** (0.056)	1.673 *** (0.059)	1.963 *** (0.048)	2.297 *** (0.051)	2.154 *** (0.057)	1.595 *** (0.060)
控制变量	N	N	Y	Y	N	N	Y	Y
固定效应	N	Y	N	Y	N	Y	N	Y
样本量	96 925	96 925	94 075	94 075	91 946	91 946	89 096	89 096

2. 断点区间估计

本文放松对断点回归伪随机性的假设,参考徐舒等(2019)和 Gerard 等(2020),采用断点区间估计方法进行了进一步的稳健性检验。当个体对驱动变量存在操纵行为,即企业会出于对长三角区域一体化政策的偏好而选择厂址时,根据 Gerard 等(2020),我们仍可得到临界值处政策效果的区间估计。临界值处平均政策效果的上下界如下:

$$\Gamma^{Lower} = E(Y|X=c^+, Y \leq Q_{Y|X=c^+}(1-\tau)) - E(Y|X=c^-) \quad (4)$$

$$\Gamma^{Upper} = E(Y|X=c^+, Y \geq Q_{Y|X=c^+}(\tau)) - E(Y|X=c^-) \quad (5)$$

(4)、(5)式中: c 为临界值, X 为驱动变量, $\tau = 1 - f_X(c^-) / f_X(c^+)$ 为驱动变量 X 的被操纵程度, $Q_{Y|X=c^+}(\cdot)$ 为结果变量 Y 在驱动变量临界值处条件分布的分位数。通过运用 Gerard 等(2020)的局部多项式回归估计,本文计算得到政策效果的区间范围为 $[0.267, 2.329]$,运用传统估计方法的基准回归所得结论均在这一范围内,这也说明了政策效果确实存在且为正向。

3. 地理断点的反事实检验

基准回归将 2010 年加入长三角的城市边界作为驱动变量临界值的划分依据,为排除“以上结果仅由地区发展差异而非区域一体化政策造成”的竞争性解释,本文对边界的选择进行了随机化处理,即分别将边界内推、外推了 20 公里和 30 公里作为“反事实”临界值,以此来证明地理断点回归设定的真实性。若本文的设定有效,则县市的企业利润总额在这些“反事实”临界值处不应存在显著的变化。由表 5 可见,所有的“反事实”临界值处均不存在显著的政策效果,该结果不受是否控制协变量的影响,这进一步说明了前文识别策略的合理性和有效性。

表 5 地理断点的反事实检验回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
边界变换	外推 20 公里	内推 20 公里	外推 30 公里	内推 30 公里
$h = h^*$	2.813 (160.000)	0.175 (0.540)	0.008 (0.079)	-0.307 (0.394)
样本量	96 925	96 925	96 925	96 925

4. 更换企业成长的测度指标

考虑到企业其他层面的成长性特征,本文更换了被解释变量重新进行断点回归作为稳健性检验。由表 6 可见,在与基准回归相同的设定下,所在县市加入长三角城市群对企业资产总值($\ln asset$)、企业工业销售产值($\ln indsale$)、营业收入的处理值($\ln reve$)和企业固定资产比例(fix)等其他表征企业成长的指标的影响均显著且为正向,在将带宽扩大一定范围的情况下,结果依然稳健。

表 6 更换企业成长测度试指标的稳健性检验

带宽	(1) $\ln asset$	(2) $\ln indsale$	(3) $\ln reve$	(4) fix
$h = h_1^*$	0.125 *** (3.190)	0.188 *** (2.800)	0.084 * (4.030)	0.021 *** (4.030)
$h = 2 \times h_1^*$	0.251 *** (10.280)	0.173 *** (9.510)	0.123 *** (11.470)	0.020 *** (11.470)
控制变量	Y	Y	Y	Y
固定效应	Y	Y	Y	Y
样本量	96 924	96 920	55 927	96 895

五、机制检验

(一) 区域一体化促进企业成长的理论机制

经验检验发现,以长三角城市群为代表的区域一体化显著促进了区域内企业利润的提高,推动了企业的成长与发展,那么另一个值得关注的问题是,从政策冲击到企业微观行为是以何种机制相关联的?为进一步回答这个问题,本文首先基于现有文献和政策梳理,分析区域一体化促进企业成长的理论机制,然后基于微观数据进行实证检验。机制分析思路如图 3 所示。

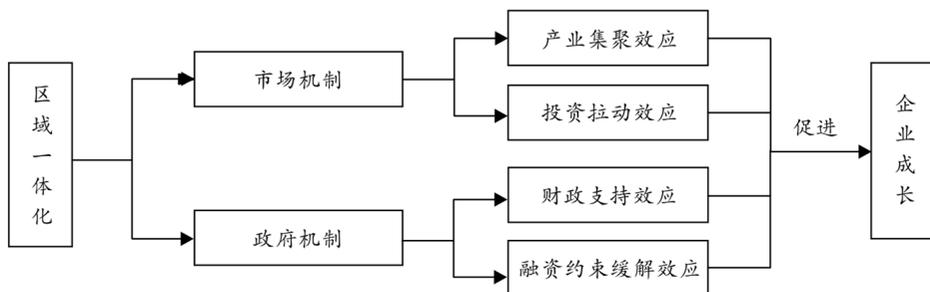


图 3 区域一体化促进企业成长的机制

1. 市场机制

(1) 产业集聚效应。区域一体化首先意味着市场规模的扩大,例如长三角区域一体化过程中对基础设施建设、公共服务均等化等方面的关注,拓宽了商品、服务、劳动力以及其他要素流动的半径,极大促进了区域内人流、物流、资金流、信息流的流动(刘乃全、吴友,2017)。在此基础上,一方面资源要素的集聚倒逼企业改进生产经营模式,提升资源配置效率,另一方面区域一体化有利于边界效应的减弱、要素流动的加快和产业在区域内的集聚,促进区域内企业生产效率的提高(彭洋等,2019),由此对企业成长产生正向作用。

(2) 投资拉动效应。区域一体化对县市来说提升了投资价值:一方面,加入长三角城市群使得区域的知名度、影响力迅速提升,竞争优势更加凸显,增大了投资价值。另一方面,市场对加入长三角城市群的县市经济发展有了更好的预期,由此对当地的投资意愿增强,所以区域一体化对县市来说有利于吸引更多的投资。从市场获得的投资增加为区域内企业提供了成长与盈利的机会,有利于区域内企业的成长。

2. 政府机制

(1) 财政支持效应。为了区域整体的建设发展,2004 年长三角第五次城市经济协调会

讨论并通过了关于协调会章程、专项资金、常设机构等方面的提案。此后,包括长三角重大科技联合攻关项目、泛长三角区域金融中心专项资金、《关于支持长三角生态绿色一体化发展示范区高质量发展的若干政策措施》等在内的项目和支持政策都为长三角城市群整体发展提供了千万乃至上亿元的专项发展资金。这些发展资金被用在了区域性建设和企业外部环境改善上,因此在整体上区域一体化的财政支持效应有利于企业的成长。此外,为了培育市场主体动能,政府在区域一体化的配套政策设计中还提供了风险补偿等不同形式的资金补助,支持企业开展创新活动。

(2) 融资约束缓解效应。区域一体化打破了区域内金融业的各自分离状态,破除了异地分行之间的地区分割壁垒,便利了区域内企业融资,促进了区域内资金的流动,拓宽了企业的融资渠道,有利于资本“一价定律”的形成。区域间银行业的竞争加大,更有利于改善企业的融资环境,减轻企业的利息负担。此外,长三角城市群积极发展现代金融,推动了金融新业态发展,降低了企业获得贷款的难度,同时减少了企业获得贷款的成本。

(二) 区域一体化促进企业成长的机制检验

本文选取如下中介变量来衡量以上四条路径:参考彭洋等(2019),本文采用综合地理集中与产业集中特征的 EG 指数^①(Ellison and Glaeser, 1997)来反映某地区、某行业市场的集聚水平,该指数越大代表企业所处行业与地区的集聚度越高。通过固定资产投资占国内生产总值的比重衡量投资增加效应(*Invest*)。财政支持效应(*Fiscal*)用企业补贴收入占营业收入的比重衡量,代表政府对企业的资金支持。融资约束缓解效应(*Finance*)用企业利息支出比重与行业内利息支出比重平均水平的比值衡量^②,数值越大说明企业可获得的外界融资越多,融资约束越小。

本文采用三步法进一步检验区域一体化促进企业成长的机制,表7中,第(1)列和第(6)列为企业成长性对 *Treat*×*Post* 的回归结果,与前文一致,影响显著为正。第(2)列和第(4)列的结果证实区域一体化显著促进了产业集聚,而区域与产业市场密集度的提高对企业成长也起到了促进作用。从第(3)列和第(5)列的结果可以发现,区域一体化的投资拉动效应成立,第(3)列中 *Treat*×*Post* 的系数为正,说明区域一体化提高了当地的投资水平,第(5)列的结果进一步说明投资的拉动对企业成长具有正向影响。

第(7)列和第(8)列反映的是政府扶持中介变量对 *Treat*×*Post* 的影响结果,第(8)列和第(10)列则是企业成长变量对 *Treat*×*Post* 以及政府机制中介变量回归的结果。由第(7)列的结果可见,区域一体化在一定程度上显著增加了企业获得的财政资金支持,而第(9)列的结果则

①EG 指数综合考虑了产业内和区域内竞争程度,行业 r 的 EG 指数计算公式为:

$$\gamma_{EG} = \frac{\sum_{i=1}^M (S_i - x_i)^2 - (1 - \sum_{i=1}^M x_i^2) \sum_{j=1}^N Z_j^2}{(1 - \sum_{i=1}^M x_i^2) (1 - \sum_{j=1}^N Z_j^2)}, \text{其中 } M \text{ 为长三角城市群县市的个数, } S_i \text{ 为县市 } i \text{ 内 } r \text{ 行业}$$

收入占长三角城市群 r 行业总收入的比重; x_i 为县市 i 所有行业收入占长三角城市群所有行业收入的比重。 N 为企业个数, Z_j 为行业 r 中企业 j 收入占长三角城市群行业 r 总收入的比重。

② $Finance = \frac{\text{利息支出} / \text{资产总值}}{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (\text{利息支出} / \text{资产总值})}$,其中 N 表示行业内企业个数。

说明,这种资金支持与企业成长间存在正向相关关系,可见区域一体化增加的企业发展资金显著促进了企业成长。最后,从第(8)列的结果可以发现,区域一体化对企业融资约束具有抑制作用,第(10)列则验证了区域一体化建设通过缓解企业融资约束,对企业成长起到了推动作用。

表7 区域一体化影响企业成长的机制检验

变量	(1) <i>lnpro</i>	(2) <i>EG</i>	(3) <i>Invest</i>	(4) <i>lnpro</i>	(5) <i>lnpro</i>
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	1.363 *** (0.135)	0.045 *** (0.002)	0.191 *** (0.002)	0.135 * (0.065)	0.801 *** (0.058)
<i>EG</i>				1.075 *** (0.182)	
<i>Invest</i>					1.404 *** (0.075)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y
样本量	96 925	94 065	94 099	94 065	94 099
变量	(6) <i>lnpro</i>	(7) <i>Fiscal</i>	(8) <i>Finance</i>	(9) <i>lnpro</i>	(10) <i>lnpro</i>
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	1.363 *** (0.135)	0.065 ** (0.023)	0.250 *** (0.026)	0.332 *** (0.075)	1.778 ** (0.054)
<i>Fiscal</i>				0.044 ** (0.012)	
<i>Finance</i>					0.017 * (0.008)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y
样本量	96 925	52 159	76 815	52 159	76 815

注:括号中为稳健标准误。*、**和***分别表示在10%、5%和1%的显著性水平下显著。

六、主要结论与政策启示

“十四五”时期是在全面建成小康社会基础上开启全面建设社会主义现代化国家新征程、向第二个百年奋斗目标进军的第一个五年,面临的外部环境更加复杂多变。党的十九届五中全会强调,充分发挥国内超大规模市场优势,逐步形成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,为“十四五”时期经济高质量发展指明了方向。促进国内大循环,必须确保消费市场的持续扩大与消费持续升级,确保企业享有足够的成长空间,而围绕新一轮区域一体化形成的都市圈与城市群建设,将会成为下一轮中国经济发展的新增长极。那么区域一体化进程究竟如何影响企业成长?作为我国经济发展最活跃、开放程度最高、创新能力最强的区域之一,长三角区域一体化对推进双循环新发展格局构建和经济高质量发展具有举足轻重的战略作用,体现了顶层设计与地方行动之间的良性互动,也为检验如何通过区域一体化促进企业成长提供了一个良好的准实验。

本文采用精确地理断点回归和双重差分法等因果推断方法,得出长三角区域一体化对企业成长带来正面影响的结论,并验证了一体化通过“有效市场”和“有为政府”两方面机制的结合推动企业成长。经过近40年的发展,长三角区域一体化已从区域布局合作迈入区域一体化协调发展的新阶段,长三角区域一体化的发展也演绎着以强大国内市场支撑国内大循环并带动外循环的一条现实路径。

本文的研究结论对政策实践有以下启示:国内统一大市场,是新时期推动企业成长的新的比较优势和战略资源。伴随着区域一体化进程,企业应充分利用超大规模市场优势,最大程度地利用市场机制提升竞争优势。一是产业层面上根据各自优势进行分工合作,增强企业对市场需求变化的反应和调整能力;二是提高企业资源要素配置效率和竞争力,充分激发出市场蕴藏的活力;三是在资本层面破除业务合作的区域和行业壁垒,实现企业之间在产业链环节上的分工协作。“有效市场”还需匹配“有为政府”,二者并重、缺一不可。区域一体化的真正使命是突破行政区划藩篱,形成区域统一大市场,然后在此基础上通过相互开放,逐步形成国内统一市场,从而支撑企业成长和国内大循环。因此,宏观上,区域一体化进程中地方政府要将供给侧结构性改革的创新突破作用和国内大市场的需求引领作用有机结合起来,打破地方保护和市场分割,实现相互协调和联动来为企业提供充分有效的支持。微观上,地方政府要从管理者向服务者转变,持续推进“放管服”改革,营造优良营商环境,重点加强对金融资源的汇聚和整合,通过金融支持为企业科技创新提供有力的手段和支撑。

参考文献:

- 1.白重恩、杜娟娟、陶志刚、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。
- 2.陈林,2018:《中国工业企业数据库的使用问题再探》,《经济评论》第6期。
- 3.方明月、张雨潇、聂辉华,2018:《中小民营企业成为僵尸企业之谜》,《学术月刊》第3期。
- 4.桂琦寒、陈敏、陆铭、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。
- 5.黄新飞、陈珊珊、李腾,2014:《价格差异、市场分割与边界效应——基于长三角15个城市的实证研究》,《经济研究》第12期。
- 6.李洪亚,2016:《生产率、规模对企业成长与规模分布会有什么样的影响?——基于1998—2007年中国非制造业工业企业数据的实证研究》,《南开经济研究》第2期。
- 7.李雪松、孙博文,2015:《密度、距离、分割与区域市场一体化——来自长江经济带的实证》,《宏观经济研究》第6期。
- 8.李雪松、张雨迪、孙博文,2017:《区域一体化促进了经济增长效率吗?——基于长江经济带的实证分析》,《中国人口·资源与环境》第1期。
- 9.刘乃全、吴友,2017:《长三角扩容能促进区域经济共同增长吗》,《中国工业经济》第6期。
- 10.陆铭、陈钊,2009:《分割市场的经济增长——为什么经济开放可能加剧地方保护?》,《经济研究》第3期。
- 11.聂辉华、江艇、杨汝岱,2012:《中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题》,《世界经济》第5期。
- 12.彭洋、许明、卢娟,2019:《区域一体化对僵尸企业的影响——以撤县设区为例》,《经济科学》第6期。
- 13.盛斌、毛其淋,2015:《贸易自由化、企业成长和规模分布》,《世界经济》第2期。
- 14.吴福象、刘志彪,2008:《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》,《经济研究》第11期。
- 15.徐舒、杜鹏程、吴明琴,2019:《最低工资与劳动资源配置效率——来自断点回归设计的证据》,《经济学(季刊)》第19卷第1期。
- 16.余静文、王春超,2011a:《新“拟随机实验”方法的兴起——断点回归及其在经济学中的应用》,《经济学动态》第2期。
- 17.余静文、王春超,2011b:《城市圈驱动区域经济增长的内在机制分析——以京津冀、长三角和珠三角城市圈为例》,《经济评论》第1期。
- 18.余静文、赵大利,2010:《城市群落的崛起、经济绩效与区域收入差距——基于京津冀、长三角和珠三角城市圈的分析》,《中南财经政法大学学报》第4期。
- 19.余泳泽、郭梦华、胡山,2020:《社会失信环境与民营企业成长——来自城市失信人的经验证据》,《中国工业经济》第9期。
- 20.袁嘉琪、卜伟、杨玉霞,2019:《如何突破京津冀“双重低端锁定”?——基于区域价值链的产业升级和经济

增长效应研究》,《产业经济研究》第5期。

- 21.张任之,2019:《竞争中性视角下重点产业政策实施效果研究》,《经济管理》第12期。
- 22.张学良、李培鑫、李丽霞,2017:《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》,《经济学(季刊)》第16卷第4期。
- 23.张跃、刘莉、黄帅金,2021:《区域一体化促进了城市群经济高质量发展吗?——基于长三角城市经济协调会的准自然实验》,《科学学研究》第1期。
- 24.Brandt, L., J. Van Biesebroeck, and Y. F. Zhang. 2012. “Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing.” *Journal of Development Economics* 97(2): 339–351.
- 25.Calónico, S., M. D. Cattaneo, and R. Titiunik. 2014. “Robust Nonparametric Confidence Intervals for Regression-Discontinuity Designs.” *Econometrica* 82(6): 2295–2326.
- 26.Cattaneo, M. D., M. Jansson, and X. W. Ma. 2018. “Rddensity: Manipulation Testing Based on Density Discontinuity.” *The Stata Journal* 18(1): 234–261.
- 27.Dell, M. 2010. “The Persistent Effects of Peru’s Mining Mita.” *Econometrica* 78(6): 1863–1903.
- 28.Ellison, G., and E. L. Glaeser. 1997. “Geographic Concentration in U.S. Manufacturing Industries: A Dartboard Approach.” *Journal of Political Economy* 105(5): 889–927.
- 29.Gerard, F., M. Rokkanen, and C. Rothe. 2020. “Bounds on Treatment Effects in Regression Discontinuity Designs with a Manipulated Running Variable.” *Quantitative Economics* 11(3): 839–870.
- 30.Keele, L. J., and R. Titiunik. 2015. “Geographic Boundaries as Regression Discontinuities.” *Political Analysis* 23(1): 127–155.
- 31.Kim, M., C. M. Lampert, and R. Roy. 2020. “Regionalization of R&D Activities: (Dis) economies of Interdependence and Inventive Performance.” *Journal of International Business Studies* 51(7): 1054–1075.
- 32.Thistlewaite, D., and D. Campbell. 1960. “Regression-Discontinuity Analysis: An Alternative to the Ex-Post Facto Experiment.” *Journal of Educational Psychology* 51(6): 309–317.
- 33.Yasuda, T. 2005. “Firm Growth, Size, Age and Behavior in Japanese Manufacturing.” *Small Business Economics* 24(1): 1–15.

Regional Integration and Enterprise Growth: A Micro Perspective of Domestic Circulation

Deng Huihui and Li Huirong

(Institute of International Economy, University of International Business and Economics)

Abstract: China’s economy is facing unprecedented challenges. Whether regional integration could maintain sustainable economic growth needs to be studied. This paper regards the expansion of the city group of Yangtze River Delta as a natural experiment. It uses Chinese industrial enterprise database and county statistical yearbooks, takes sharp geographic Regression Discontinuity (RD) to investigate the influence of regional integration on enterprise growth. It finds that a positive causal relationship exists between regional integration and enterprise growth. This conclusion remains robust after relaxing the pseudo-randomness assumption of RD and other robust tests. The mechanism analysis shows that both government and market play intermediary effects. That is, the influence can be played through upgrading fiscal support, relaxing financial constraints, attracting external investment and promoting industrial agglomeration. This paper provides an academic response to the statement about the relationship. It also gives a piece of micro evidence to understand the key role of the unified market on the domestic and international circulations.

Keywords: Regional Integration, Enterprise Growth, Regression Discontinuity, Domestic Circulation

JEL Classification: R10, L78, L25

(责任编辑:彭爽)