

同城化战略能否促进产业发展？

纪鸿超 董帅奇 易攀 高保中

内容提要：同城化战略究竟能否促进产业发展，是一个亟待回答的实践问题。本文采用多期双重差分方法，基于制造业微观数据，首次从整体层面量化分析了同城化战略对产业发展的影响。研究发现：相对于对照组，同城化战略使制造业企业总产出和利润率显著增加。本文采取随机模拟、反向双重差分、替换结果变量、调整样本等方式进行稳健性检验，在排除“自然同城化”、自选择偏误以及“都市圈”“城市群”等共同区域政策的干扰后，结果依然显著。通过机制检验，本文证明“降成本”和产业分工深化是同城化战略影响企业发展的重要途径，特别是“降成本”这一作用机制的发现，为持续推进“降成本”、促进实体经济健康发展提供了新思路。在异质性检验环节，本文回应了“虹吸”与“搭便车”的争论，证明了同城化战略符合区域协调发展的要求，能够实现中心和边缘城市的双赢；同时发现同城化战略对中小企业、非国企的正向影响强于大型企业和国企。

关键词：同城化 制造业 双赢 降成本

中图分类号：F061.5 **文献标识码：**A

一、引言

随着我国新型城镇化深入推进，联合多个城市的区域发展战略不断涌现。截至2020年底，国务院已先后批复了长江中游城市群、哈长城市群、成渝城市群等10个国家级城市群。而都市圈作为城市群内部以超大、特大城市或辐射带动功能强的大城市为中心、以1小时通勤圈为基本范围的城镇化空间形态，由于现阶段具有较强的可操作性，已成为各地推进城市群建设的普遍选择，目前全国各地已有超过20个都市圈战略出台。在城市群和都市圈建设过程中，推进中心城市与相邻城市间的同城化作为常用的政策工具，被各级决策者赋予了重要战略地位。1997年，湖南启动长株潭一体化战略，可视为中国内地城市进行同城化战略探索的开端，其后20多年来，先后近20个省份实施了同城化战略。可以说，“同城化”是中国城镇化进程中“最流行”的区域发展政策工具之一。国家发展改革委2019年出台的《关于培育发展现代化都市圈的指导意见》明确指出，都市圈建设要“以促进中心城市与周边城市(镇)同城化发展为方向”。2020年1月，习近平总书记在中央财经委员会第六次会议上指出，要“推进郑州与开封同城化，引领中原城市群一体化发展”。这也是公开报道中，习近平首次提及“同城化”这一关键词。

然而，相对于政策实践领域的如火如荼，作为一个具有中国本土特色的经济政策概念，“同城化”并没有引起学界太多的关注。目前仅有少量学者对这一问题进行研究。相关文献主要集中于对同城化战略概念内涵的界定(徐涛^[1])、同城化进程阶段划分及指标体系的构建(马学广等^[2])、同城化区域空间布局演化规律的分析(段德罡等^[3])、同城化区域发展模式和治理机制的探讨(焦张义等^[4]；李郇等^[5]；谢俊贵等^[6])、同城化战略实施效果评价及检讨等方面(衣保中等^[7])。然而，目前关于同城化对经济增长特别是产业发展影响的量化研究仍很少，且多数是以个案研究形式进行，缺乏关于同城化战略的产业增长绩效的整体性量化分析和实证检验。

正是由于实证研究的不足，同城化战略也引发了种种争议。分歧主要集中在以下3个方面。一是同城化战略是否能够促进产业发展。同城化战略的实施过程中，通常需要省级地方政府在基础设施建设、资金、政策等领域对特定进行倾斜，这种投入是即时的、看得见“真金白银”，其经济回报却是延时性的、难以进行量化的，这就引发关于政策“投入产出”是否合理的争论。二是同城化战略能否实现经济“双赢”。国内目前实施同城化战略的省份，通常采取“中心(省会、副省级城市或特区城市)+边缘(普通地级市)”的模式。这种“一强一弱”的CP组合，从“强”的一方来讲，中心城市担心自己投入资源过多，收益却有限，存在被“搭便车”的风险；从“弱”的一方来讲，边缘城市则担心同城化战略实施后，行政边界对“护城河”作用弱化，

资金、人才、技术等发展要素会被中心城市加速虹吸。三是同城化战略通过何种渠道影响经济和产业发展。同城化作为一项综合性的区位导向型政策，其措施涉及政治、经济、文化以及生态等多方面，各地推进同城化过程中，施政逻辑虽大致相同，但在具体政策工具的使用上却各有千秋，这引发了人们对何种政策最优、不同政策的时机如何把握的争论；具体到产业发展层面，同城化区域内的产业分工如何深化、产业结构如何升级等问题，同样充满了争议。基于以上分析，有必要对同城化战略的效果进行较为全面的量化研究，对其作用机制进行深入分析，为后续开展政策创新提供决策参考。

本文可能的边际贡献在于：一是首次采用工业企业微观数据定量分析全国各地同城化战略对制造业发展的影响，分析政策对不同区位、所有制和规模企业的异质性影响，有助于澄清当前关于同城化的诸多争议；二是分析了同城化战略促进企业发展的作用机理，证明“降成本”和产业分工深化是同城化战略影响企业发展的重要途径，特别是“降成本”作用机制的发现，为持续推进“降成本”、促进实体经济健康发展提供了新思路；三是基于规范研究及分析结论提出政策建议，对于今后更好地推进同城化，引领城市群和都市圈高质量发展具有一定现实意义。

二、背景分析及作用机制探讨

“同城化”作为一项区域协调发展政策，其目的在于通过相邻城市开展紧密协作，推动跨城交易成本显著下降，力求达到经济活动如同发生在“同一个城市内”的理想状态。需要强调的是，随着城市规模不断扩张，以及交通通信技术的发展，相邻城市之间时空距离不断压缩，“同城化”作为一种城市发展自然现象，是普遍存在的，而现阶段学术界对“同城化”的研究，多是以当地是否确立同城化发展战略并有明确的政策文本作为选择研究对象的重要依据。这说明，人们对同城化的研究取向，不是“作为自然现象的同城化”，而是“政策能动性语境下的同城化”。本研究也将采取后一种研究取向，这种取向无疑更有现实意义。各地在实践过程中，有过“一体化”“同城化”等多种命名方式，但通过比较各地出台的政策文本可以发现，现阶段这些政策在实际内容上并无本质差别，都应被视为同城化战略的范畴。

基于上述分析，综合学者普遍认同的同城化案例，本文将广佛（广州市、佛山市）、西咸（西安市、咸阳市）、太晋（太原市、晋中市）、乌昌（乌鲁木齐市、昌吉回族自治州）、郑汴（郑州市、开封市）、沈抚（沈阳市、抚顺市）、合淮（合肥市、淮南市）、兰白（兰州市、白银市）、昆玉（昆明市、玉溪市）、长吉（长春市、吉林市）、厦漳泉（厦门市、漳州市、泉州市）、福莆宁（福州市、莆田市、宁德市）、汕潮揭（汕头市、潮州市、揭阳市）、宁镇扬（南京市、镇江市、扬州市）、昌抚（南昌市、抚州市）等 15 个区域作为同城化战略的研究对象（马学广等^[2]；焦张义等^[4]）。由于本文所使用的中国工业企业数据库只能覆盖 1998-2014 年，并所采用的双重差分方法需要政策前后都有一定时间区间，而成德同城化（成都市、德阳市）、济莱同城化（济南市、莱芜市）、北部湾区同城化（包括南宁市、北海市等）是在 2013 年后启动，这 3 个区域的企业样本在本研究中作了剔除。由于长株潭一体化（长沙市、株洲市、湘潭市）政策持续时间最长，跨越了本研究所用数据的时间区间，我们用其构建简易的反向双重差分模型，作为稳健性检验的一种方式，以降低由于城市特殊性所造成的选择性偏误问题。

各地同城化战略的具体举措可以大致为以下几个方面。(1) 交通同城化。由于基础设施通常由政府主导，又容易出形象，这成为地方政府推进同城化进程中，优先实施的政策举措。作者通过检索发现，本研究所涉及的同城化城市间，普遍增加了快速路或者高等级公路，有 11 个区域已开通或正在建设城际铁路（地铁）。(2) 电信同城化。同城化城市间普遍实施了降低电信资费标准、简化资费结构、降低信息消费支出等举措，其中西咸、郑汴、长株潭、沈抚等区域已实现了区号的统一。(3) 金融同城化。探索了金融机构通存通兑、两地汇款当日到达、银行卡使用统一收费标准等举措，降低了城市间资金流动的成本。(4) 产业协同发展。各地推进产业发展，既有围绕具体产业链的协作，例如郑汴区域的百万辆汽车产业集群、长株潭区域的“3+N”先进产业集群、广佛区域的先进装备等 4 个万亿级产业集群，同时还共同建设一批具有重要影响的产业园区，例如西咸区域的国家级西咸新区、昌抚区域的昌抚合作示范区、合淮区域的合淮产业走廊、广佛区域的三大同城化示范区等。(5) 政策的协同配合。实施同城化战略的城市通常建立由双方主要领导参加的党政联席会议、市长联席会议等议事机制，设立了推进同城化的专职机构，加强双方在政策领域的协调性。此外，各地因其

区位特点和资源禀赋的不同,还从人文交流、旅游开发、城市管理、教育医疗、生态建设等众多领域开展了形式多样的合作。

(一) 同城化战略与企业“降成本”

近年来,成本问题日益成为制约我国企业发展的关键痛点,引起了各方面高度重视。国家对供给侧结构性改革的战略部署中,将“降成本”确定为一项关键任务。导致企业成本持续居高不下的原因是多方面的,市场分割作为我国经济发展面临的突出结构性问题,是重要的推手。由于中国疆域广阔,地区间资源禀赋、交通条件、文化认同、方言民俗千差万别,并且不同行政区域间存在着行政壁垒,导致市场分割现象普遍存在,阻碍了要素的自由流动,制约着分工深化和产业集聚。市场分割可以划分“自然的市场分割”和“非自然的市场分割”两种形式(卞元超等^[8])。前者通常是指交通运输、自然地理、地域文化甚至方言(蒋为等^[9])等因素所导致的地区之间经济要素流动受阻。后者则主要是由“诸侯经济”格局下(郑毓盛等^[10]),行政力量所导致的区域市场割裂,即地方政府为了保护本地区的税收利益、就业岗位和市场空间,通过行政手段对本地区企业或资源进行保护,形成区域市场分割。尽管有研究表明,市场分割在短期和局部意义上有助于保护本地区企业的市场空间 and 市场份额,降低外部冲击和外部竞争对本地区企业的影响,但这种市场分割仅能在有限区间或条件下促进经济发展或者创新(付强^[11];吕越等^[12])。从长期和整体意义上来说,市场分割会抑制企业的经营效率,造成产能过剩和产品同质化,增加企业生产成本。

各地在同城化领域的政策实践,促进了区域一体化发展,弱化了城市间的市场分割,其对“降成本”的贡献可能包括以下几个方面。首先,交通同城的实施,提升了区域内交通基础设施的便利性,有利于降低产品运输成本,压缩了企业人员开展各类商务活动的通勤成本;城市间政策壁垒和产业壁垒被弱化,加速了区域内共同市场的构建,便于企业更加顺畅地进入周边市场,建立销售网络,就近销售产品,从而减少单位产品的销售费用。其次,金融同城化措施的推进,扩展了金融市场的广度,增加了企业融资渠道,减少了资金汇兑的手续费和延迟,提高了资金周转效率,从而有利于企业节约财务费用。最后,研发、设计、咨询、法律等生产性服务业资源在同城化区域内的共享,可以帮助企业节约管理费用。基于以上分析,本文认为,三大期间费用的降低,可能是同城化战略对制造业发展产生影响的重要途径。

(二) 同城化战略与产业分工深化

市场分割会使企业过度纵向一体化或横向多元化,导致产业分工扭曲(张婷婷等^[13])。而依据亚当·斯密关于专业化分工的重要假设,市场规模决定分工水平。相对原来处于市场分割下的孤立城市,同城化促进了区域市场融合,有效扩大了每一个城市的市场规模,有利于不同城市形成更加精细的分工。

首先,更大的市场规模,通常也能够承载丰富的中间投入品。生产最终产品的企业都想获得最优的中间投入品,如果市场上没有这种中间投入品,它们就会去寻找与其需求“最接近”的产品,并花费额外的成本将其改造成企业所需的投入。对于最终产品企业而言,可供选择的中间投入品种类越多,其获取最佳中间投入品的概率也更大,生产过程中的二次加工成本也越小,企业效率也更高。由于许多中间投入品所具有的不可贸易性(例如会计、金融、运输等生产性服务业)或者贸易成本过于高昂(例如危化品、大型非标设备),其大量依赖本地市场的就近供给,企业能否获取多样化的中间投入品,也就受到本地市场规模的制约。因此,从理论上说,更大的本地市场规模,通常能够孕育种类繁多的中间产品,促进最终产品部门更加密集地使用资本与中间投入品进行生产,推动整个区域产业分工的深化,增加企业的产出和资本回报率,促进工人工资的增长(Rodriguez^[14])。在理想的“同城”状态下,将使中间投入品在城市间有效流动,以分工深化促进产品结构升级。

其次,区域性分工协议的出现,有利于规避“低效分工陷阱”。由于城市间的距离越接近,自然禀赋和区位优势越相似,其发展出“雷同”产业结构的概率也更大。在两个城市不存在生产要素比率差异的情况下,按照比较优势理论,区域分工便难以通过价格机制实现。而根据小岛清的协议性分工论,在比较优势不存在的条件下,主要依靠规模经济推动分工,然而由于这种分工不能通过市场机制自动实现,就需要当事双方以某种协议加以推动(小岛清^[15])。在同城化区域普遍出现的各类产业规划和产业合作协议,则可以视为此类“协议性的区域分工”。

对于制造业而言,分工深化既有可能是在一个特定空间内某个行业企业的大量集中(分工专业化),也有

可能是行业间具有差异化的企业的集聚(分工多样化)。在同城化战略背景下,究竟哪种分工模式更有利于制造业发展,则需要进行实证检验。

三、 研究设计

(一) 样本选择与数据来源

本文将同城化战略的实施视为一项准自然实验,将中国工业企业数据库中的制造业作为研究主体,把实施同城化区域内的制造业企业视为处理组,将没有实施同城化战略的城市内的制造业企业视为控制组,利用多期双重差分方法来检验同城化战略对企业产出和盈利能力的带动效应。

本文数据来自 EPS 中国微观经济数据查询系统《中国工业企业数据库》和《创新企业数据库》,包括了 1998—2014 年的全部国有和规模以上非国有制造业企业财务数据以及专利授权数据,由于 2010 年企业财务数据指标缺失较为严重,本研究舍弃了该年份所有数据。参考前人在数据处理中的通常做法(Brandt^[16];聂辉华等^[17]),我们删除了总资产、工业总产值、工业销售产值、主营业务收入、工业增加值、固定资产等缺失或非正的企业,从业人数缺失或小于 8 人的企业以及利润总额缺失的企业,同时还删去了固定资产大于总资产等不符合会计准则的个体。

本文所选用的变量具体内涵如下:(1)总产出(output),由工业销售产值取对数得到;(2)利润率(revenue),用企业利润总额除以固定资产得到;(3)职工人数(labor),用从业人员取对数得到;(4)人均固定资产(asset),用企业固定资产除以职工人数后,取自然对数。(5)负债率(debt),用企业负债总额除以总资产得到。(6)出口强度(export),用各个企业每年出口交货值与工业销售产值的比值表示。(7)企业年龄(age),用每年年份减去企业开业时间得到。(8)专利(patent),为各个企业三种专利授权数的总和。该变量作为企业创新能力的代理指标。(9)主营业务占比(main),用主营业务收入与工业销售产值的比值表示。

需要特别说明的是,由于各个年份数据中不同程度存在中间投入、工业增加值、折旧率、职工工资总额等关键数据大量缺失,无法进行劳动生产率估算,本文选取数据连续性较好且对企业生存发展具有重要意义的总产出、利润率作为两个同等重要的被解释变量。之所以选择这两个被解释变量,首先是因为这两个指标能够从产出规模和经营效益两个维度衡量了企业的生存状况;其次,合成这两个指标的工业销售产值、利润总额数据,多年来一直是官方对外公布的核心工业指标,具有广泛的社会认知;最后,用于合成这些指标的数据具有良好的连续性,数据质量较高,客观上避免了缺失值填补带来的误差。

(二) 模型设定

1. 多期双重差分模型。由于各地启动同城化战略时间并不一致,本文采用了多期双重差分方法,具体设定如下计量回归模型:

$$output_{it} = \beta_0 + \beta_1 did_{it} + \beta_2 Z_{it} + v_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$revenue_{it} = \beta_0 + \beta_1 did_{it} + \beta_2 Z_{it} + v_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

模型(1)(2)分别为总产出和利润率的估计模型,其中 $i(=1, 2, \dots)$ 为企业, $t(=-5, -4, -3, \dots, 9, 10)$ 为时期。被解释变量 $output_{it}$ 为企业 i 在 t 期的总产出,被解释变量 $revenue_{it}$ 为企业 i 在 t 期的利润率。 did_{it} 为权重差分估计量,如果企业 i 在 t 期受到了同城化战略影响,那么企业 i 在 t 期及之后的年份中 $did_{it}=1$, 否则为 0,如果 did_{it} 系数 β_1 显著大于 0,那么同城化战略对企业发展的促进作用就得到了验证。 Z_{it} 为其他影响企业发展的重要因素组成的控制变量,包括企业年龄、职工人数、人均资产、负债率、专利、主营业务占比、出口强度。 v_i 为个体固定效应, μ_t 为时间固定效应。

在界定同城化战略设立的具体年份时,本文按照各地官方报道公布的时间具体到年,如前面背景分析所述,鉴于同城化战略自下而上的决策的特点,且政策从决策到实际落地需要一定的时间周期,本文预计政策的影响强度会出现一个由弱到强的渐变过程。

2. 事件研究法。在同城化各项具体实施过程中,基础设施互联互通的举措通常最先也最容易得到落实,

而在产业协同发展、社保待遇同城、就学就业同城等方面，由于涉及制度层面的变革以及大量利益调整，通常被做为后续的政策选项，且推进速度通常较慢，这也导致同城化战略实施过程中，政策强度是不断变化的，其效果呈现较强的时间异质性。

本文参考 Beck 等^[19]、曹清峰^[20]以及余华义等^[21]的做法，采用事件研究法，对政策效果的动态效应进行分析，在对政策时间进行中心化处理后（各期时间减去各自启动时间）后，我们可以建立如下的回归模型：

$$output_{it} = \alpha_0 + \sum_{\gamma=-5}^{-1} \theta_{\gamma} before_{i\gamma} + \theta_0 now + \sum_{\gamma=1}^{10} \theta_{\gamma} after_{i\gamma} + \beta_1 Z_{it} + v_i + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$revenue_{it} = \alpha_0 + \sum_{\gamma=-5}^{-1} \theta_{\gamma} before_{i\gamma} + \theta_0 now + \sum_{\gamma=1}^{10} \theta_{\gamma} after_{i\gamma} + \beta_1 Z_{it} + v_i + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中， $before_{i\gamma}$ 、 now 、 $after_{i\gamma}$ 是虚拟变量，分别代表政策发生前、政策发生当期和政策启动后，如果企业 i 在 γ 期实行了限购政策，则取值为 1， now 代表同城化战略实施当期。例如，当 $\gamma=2$ 时，虚拟变量 $after_{i,2}=1$ ，表示企业 i 在政策启动后 $\gamma=2$ 时期受到政策影响，系数 θ_2 衡量的就是政策实施后第二年的效应。同样的，当 $\tau=-2$ 时， $before_{i,2}=1$ ，表示企业 i 在政策启动前第 2 期受到的政策影响，系数 θ_2 衡量的就是政策前 2 年的效应。在回归估计过程中，删除 $before_{i,1}$ ，以避免共线性问题。

3. 关于模型设定合理性的讨论。各省同城化战略的决策过程具有明显的自下而上的特点。多数政策案例都遵循了“专家学者或社会舆论倡议→城市携手响应→省级政府支持并确立为全省发展战略→纳入国家区域发展战略规划”的政策演化路径。这种政策能级不断跃升，逐级强化的演进过程，意味着在以城市或区域为单位进行政策评估的过程中，可能面临着较为严重的内生性问题。同时，政策冲击相对于微观经济主体而言往往是外生的，而本文的研究对象，正是制造业企业这一微观经济主体。

另外，通过对各地政策文件的文本分析可以看到，地方政府在作出同城化的政策决策时，其出发点通常基于做大都市区规模、增强中心城市辐射力、带动区域发展等现实考量，尽管各地同城化战略中，产业发展也是一项重要内容，但目前没有证据表明，同城化战略的实施，是由某个具体产业或者企业直接促成或引发。

综上所述，本文所采取的研究设计，可以较好避免由自由选择、反向因果等导致的内生性问题，得到较为可靠的估计结果。在稳健性检验环节，本研究也将采用反向双重差分方法和匹配法，进一步排除由于同城化区域内城市和企业特殊性所导致的潜在自由选择偏误。

四、 实证结果及分析

（一）基准模型回归结果

表 1 报告了总产出和利润率在基准模型 (1) (2) 中的回归估计结果，其中列 (1) (3) 仅控制了 did 以及企业和年份双向固定效应。而列 (2) (4) 则加入了控制变量。我国工业的发展与经济波动具有较高的相关性（孙广生^[18]），呈现周期性的特点，因此本研究采用城市-年份层面的聚类标准误。列 (2) (4) 结果显示， did 系数在 1% 的统计水平上显著为正，这表明同城化战略对所在企业的总产出具有显著正向促进效应。根据列 (2)，相对于控制组，同城化战略导致企业总产出年均提高约 8.2 个百分点，这对企业而言是一个相当显著的增幅。根据列 (4)，相对于控制组，同城化战略会导致区域内企业利润率年均提高约 12.2 个百分点，表明同城化战略对区域内企业盈利能力具有显著正向影响。

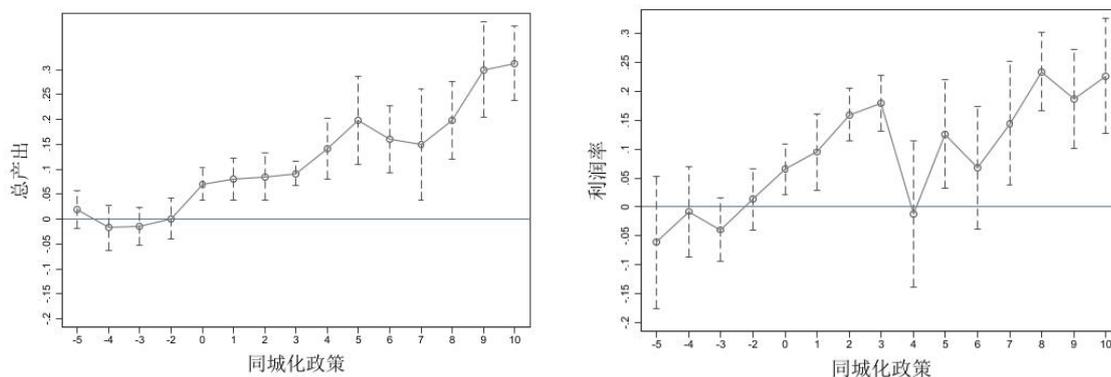
表 1 基准回归结果

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)
	output	output	revenue	revenue
did	0.079** (2.36)	0.082*** (3.35)	0.134*** (4.69)	0.122*** (3.80)
age		-0.001*** (-4.64)		-0.001*** (-3.67)

main		-0.006** (-2.30)		0.000 (1.20)
export		0.028*** (5.22)		-0.050*** (-6.39)
debt		-0.001 (-1.55)		-0.003 (-1.10)
asset		0.227*** (83.82)		-0.517*** (-56.47)
labor		0.568*** (143.96)		-0.281*** (-39.57)
patent		0.006*** (9.16)		0.002* (1.74)
Constant	10.452*** (2,259.29)	6.787*** (286.03)	0.520*** (134.78)	3.867*** (56.77)
固定效应	个体和年份	个体和年份	个体和年份	个体和年份
Observations	3,326,145	3,326,145	3,326,145	3,326,145
R-squared	0.861	0.888	0.511	0.554

注：***、**和*分别表示相应统计量在 1%、5%和 10%的水平上显著，括号内为基于城市-年份层面的聚类标准误。下表统一如此。

图 1 同城化战略对企业影响的时间异质性



a 同城化战略对总产出影响的时间异质性

b 同城化战略对利润率影响的时间异质性

(二) 事件研究法回归结果

对模型(3)(4)进行回归，对每期 before、now 和 after 的系数进行估计。图 1. a 和图 1. b 分别报告了同城化战略对企业总产出和利润率影响的估计系数(置信区间为 95%)。可以看到，同城化战略对企业总产出和利润率在大多数年份都存在显著的正向影响，但是政策的效果在总体呈现由弱变强的趋势下，在一些年份发生较为明显的向下波动。

(三) 稳健性检验

1. 共同趋势假设检验。使用双重差分方法的基本前提条件是，处理组企业与控制组企业在政策实施之前的发展情况差异不具有显著性或者具有共同趋势，本文利用式模型(3)(4)分别对共同趋势假设进行了检验。根据图 1 的结果可以发现，同城化战略实施之前 before 的系数在统计上都是不显著的，这表明样本中处理组与控制组企业在事前的总产出和利润率不存在显著差异，满足了共同趋势假设。

2. 安慰剂检验。本文从以下两方面进行了安慰剂检验：①随机化处理组。从总体中随机抽取与原处理组数目相等数量的企业，保持同城化战略启动的时点不变，作为虚拟的处理组，在此基础上利用新的样本重新

估计模型(1)(2)，将上述过程重复1000次，由此可以估计得到1000个did的估计系数。②随机提前政策启动时间。假定受到同城化战略影响的企业不变，如果在现实中企业*i*在*t*年受到了同城化战略影响，那么从[1998, *t*-1]的时间范围内随机抽取任意1年作为企*i*实施同城化战略的时间，使用新构造的样本来重新估计基准模型(1)(2)，并将上述过程1000次，由此可以估计得到1000个did的估计系数。

表 2 安慰剂检验结果

变量名称	output	revenue
真实 did 系数	0.082	0.122
随机处理组 did 系数 (1000 次模拟)	0.001 (0.005)	0.002 (0.009)
随机启动时间 did 系数 (1000 次模拟)	-0.002 (0.028)	0.051 (0.044)
控制变量	控制	控制
固定效应	控制	控制

注：括号内数值为随机模拟所估计的 did 系数的标准误。

表 2 的估计结果显示，在随机选择处理组的情况下，同城化战略对总产出和利润率影响的估计系数均值分别为 0.001 和 0.002，在随机选择政策启动时间的情况下，同城化战略对总产出和利润率影响的估计系数均值分别为-0.002 和 0.051，均明显小于真实的 did 估计系数(分别为 0.082 和 0.122)。

上述检验证明，随机化处理组或者随机提前政策启动时间，均会导致同城化对所在城市企业增长的带动效应出现显著下降，这也从反事实角度证实了相关区域企业的增长源于同城化战略的实施，而非其他政策性或时间趋势性因素带来的虚假效应。

3. 替换变量和测度标准

(1) 替换结果变量。将总产出的代理变量由工业销售产值的对数值替换为工业总产值的对数值，将利润率的代理变量替换为总资产利润率(由利润总额除以总资产得到)，分别代入基准模型(1)(2)进行回归，结果见表 3 列(1)(2)，估计的 did 系数分别 0.08 和 0.015，均在 1%水平上具有显著性。

(2) 调整测度标准。用工业销售产值除以从业人员取对数，得到人均销售产值指标，用利润总额除以从业人员，得到人均利润指标。将这两个指标，分别作为新的被解释变量，代入基准回归模型进行估计，得到的结果如表 3 列(3)(4)所示，同城化战略导致企业人均销售产值增长 8.2%，人均利润每年平均增长 5849 元(原始数据计价单位为千元)。

上述检验结果表明，无论是调整结果变量，还是改变测度标准，都能得到与基准模型一致的结论，这进一步证明同城化战略对企业发展的正向影响。

表 3 调整变量、样本和测度标准检验结果

变量名称	调整结果变量		调整测度标准	
	工业总产值	总资产利润率	人均产值	人均利润
did	0.080*** (3.25)	0.015*** (2.75)	0.082*** (3.35)	5.849*** (3.01)
Observations	3,326,145	3,326,145	3,326,145	3,326,145

R-squared	0.889	0.556	0.834	0.405
-----------	-------	-------	-------	-------

4. 混杂因素检验：排除自然趋势和共同区位政策干扰

同城化战略通常在一个省城镇化程度最高、推进速度最快的区域内实施。在这些区域，“作为自然现象的同城化”普遍存在，那么对这些地区同城化战略冲击进行评估过程中，就有将政策因素与自然发展趋势混淆的风险，所以须对这一问题进行讨论。

鉴于中心城市与边缘城市在经济体量上差异巨大，本文对混杂因素的检验将聚焦于边缘城市。本文使用同城化区域内的边缘城市构建新的处理组，用与中心城市相邻、未接受政策处理的边缘城市构建新的控制组，使用基准模型(1)(2)进行回归，表4的结果显示，相对于未受同城化干预的边缘城市，接受同城化战略处理的边缘城市在总产出和利润率方面均有显著提升(分别为10.7%和22.2%)，这证明同城化区域内制造业企业的增长，并非由于边缘城市与中心城市的自然临近，而是由政策所导致的。

表4

变量名称	混杂因素检验	
	output	revenue
did	0.107*** (3.31)	0.222*** (4.64)
Observations	595,768	595,768
R-squared	0.883	0.524

需要特别指出的是，与中心城市毗邻的边缘城市，通常处于各省城市群或都市圈战略规划范围内，而这些战略规划的确立，又与同城化战略在时间上有着高度重合性，因此，该检验不仅排除了自然趋势因素的干扰，同时也证明基准回归模型的估计结果不存在因此类区位政策污染所导致的显著估计偏差。

5. 自选择偏误检验

(1) 反向双重差分方法：消除城市特殊性的影响

相对于其他邻接城市，实施同城化战略的城市间可能具有市中心距离接近、无山川河流阻隔、风土人情接近等“先天性”优势，其有更大可能被选中作为同城化战略试点城市。直接采用双重差分估计策略，可能会产生较为严重的自选择偏误等内生性问题。本文采用了反向双重差分方法，将处理组与控制组均调整为同城化战略影响的城市，以潜在的估计偏误。

在常规双重差分模型中，有一个一直未被处理的控制组和一个在部分时间节点被处理的处理组。然而，在有些准自然试验中，部分控制组是在研究样本所覆盖的区间内，一直都是被处理的，可以借用这一特点构建反向did模型。在本研究中，由于长株潭区域的同城化启动于1997年，覆盖了工业企业数据库的全部时间区间，并且该区域同城化战略保持了较好连续性，形成了一个比较理想的控制组。借鉴Kimin等^[22]关于反向双重差分的讨论，本研究将样本的时间线倒置，则2014年为整个研究的时间起点，在这一年，控制组和对照组都受到同城化战略的影响，所有did虚拟变量均为零，到了2012年，厦漳泉和汕潮揭区域同城化战略影响消失，其did虚拟变量开始变为1，以此类推，直至2003年最早启动同城化的西咸区域did虚拟变量开始变为1。在反向双重差分估计模型中，对于所有已经受到同城化战略影响的个体而言，其所受虚拟冲击变成了“撤销”同城化战略这一反向操作。在本研究中，如果估计的反向did系数显著为负，则可认为其与正向did估计结果具有一致性。

表5

变量名称	output	revenue
反向 did	-0.069*** (-4.67)	-0.061** (-2.46)

控制变量	控制	控制
固定效应	控制	控制
Observations	576,855	576,855
R-squared	0.887	0.528

表 5 所汇报的结果显示，总产出和利润率反向 did 的估计系数分别为-0.069 和-0.061，并且分别在 1% 和 5%水平上显著，与正向 did 的估计结果基本一致，说明控制了可能由于同城化区域内城市特殊性所带来的自选择偏误后，同城化战略对企业发展的正向促进作用仍是显著的。

(2) 匹配法：消除企业特殊性的影响

为了避免由于同城化区域由于企业特殊性所造成的自选择偏误，本文利用样本期内实施过同城化战略区域内的企业作为处理组，利用 PSM 方法，按照 1:1 近邻匹配，对处理组进行逐年匹配。经过重新匹配后，不同变量处理组与控制组样本均值差异在 5%水平上不显著，处理组与对照组样本具有平衡性；同时，基于 PSM 方法匹配后新样本的回归结果显示(结果见表 3 列 (3) (4))，did 的系数分别为 0.15 和 0.135，在 1%的水平上显著。上述结果表明，控制了可能由于同城化区域内企业特殊性所带来的自选择偏误后，同城化战略对企业发展的正向促进作用仍是显著的。

表 6

匹配法检验结果

变量名称	调整样本	
	output	revenue
did	0.150*** (6.64)	0.135*** (4.50)
Observations	2,795,934	2,795,934
R-squared	0.771	0.335

五、机制检验

(一) “降成本”的途径

为了检验在同城化战略实施过程“降成本”所发挥的作用，基于数据可得性，本研究构建了平均管理成本 (mancost, 由管理费用除以工业销售产值得到)、平均财务成本 (fincost, 由财务费用除以工业销售产值得到)、平均销售成本 (salecost, 由营业费用除以工业销售产值得到) 3 个变量。将上述 3 个变量分别引入基准模型 (1) (2)，与 did 系数进行交互，得到表 7 回归结果。其中，mancost、fincost、salecost 的系数均显著为负，表明了平均管理成本、平均财务成本、平均销售成本与企业总产出和利润率的负向关系，这符合基本的经济逻辑。而 mancost、fincost、salecost 与 did 的交互项系数均显著为负，说明在同城化战略实施过程中，“降成本”是促进企业发展重要途径。

过去相当长一个时期，各地政府部门推动实体经济降成本，主要依靠“减税降费”等直接性的政策手段，其优点在于操作性强、收效快，但也存在目标单一、治标不治本等弊端。因此尽管“降成本”取得了较大的成效，但与企业和社会期待仍有一定差距。而本研究则发现，同城化作为一项区域导向型政策，其通过推动区域内基础设施的互联、中介服务资源的共享以及行政壁垒打破所带来的市场规模扩张，有效改善了制造业企业特别是中小企业和民营企业的生存环境，推动了企业成本的降低，最终带来了产出和利润的增长。这为进一步深化“降成本”工作、促进实体经济发展提供了新的思路。

表 7 机制分析：“降成本”的途径

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	output	revenue	output	revenue	output	revenue
did	0.062*** (2.83)	0.105*** (3.54)	0.062*** (2.72)	0.107*** (3.46)	0.078*** (3.28)	0.119*** (3.78)
mancost	-	-				
	3.988*** (-129.75)	1.553*** (-30.19)				
did×mancost	-	-				
	1.009*** (-8.45)	1.548*** (-6.87)				
fincost			-	-		
			6.574*** (-100.66)	1.539*** (-26.50)		
did×fincost			-	-		
			1.803*** (-7.35)	2.624*** (-5.85)		
salecost					-	-
					3.206*** (-75.70)	1.513*** (-22.26)
did×salecost					-	-
					1.115*** (-9.13)	1.316*** (-5.64)
Observations	3, 326, 145	3, 326, 145	3, 326, 145	3, 326, 145	3, 326, 145	3, 326, 145
R-squared	0. 908	0. 558	0. 895	0. 555	0. 892	0. 555

(二) 产业分工深化途径：专业化还是多样化？

在同城化战略实施区域，城市间市场壁垒的打破有利于推动分工的深化。对于单个城市而言，这种分工既可以是专业化取向的，即特定优势产业在城市内的加速集聚；也可以是多样化取向的，即众多门类的产业在城市内相依共荣。关于我国产业发展研究的既有文献表明，相较于专业化分工，多样化分工总体更有利于产业发展，但具体到不同区域、不同产业甚至不同的企业规模，上述结论又呈现出较强的异质性(干春晖等^[25]；吴三忙等^[26])。那么在同城化的政策背景下，究竟哪种专业化取向更有利于促进制造业发展呢？为了研究这一问题，利用制造业行业两位数分类代码，分别构建产业专业化指数与多样化集聚指数。

产业专业化采用克鲁格曼专业化指数度量(陈景新等^[27])，具体计算公式如下：

$$K_i = \sum_{j=1}^n |S_{ij} - \bar{S}_j|$$

其中，其中 n 代表制造业的行业大类， S_{ij} 代表城市 i 制造业门类 j 就业人数占城市 i 制造业全部就业人数的比例， \bar{S}_j 代表城市 i 以外所有其他城市制造业门类 j 就业人数占城市 i 以外制造业全部就业人数的比例。K 的取值范围为 0 到 2，其取值越大，则表明一个城市制造业分工专业化程度越高。

产业多样化采用赫芬达尔指数(Rhoades^[28])的倒数进行测度，其具体计算公式如下：

$$div_i = 1/HHI_i = 1/\sum_{j=1}^n (S_j)^2$$

其中， S_j 代表城市 i 制造业门类 j 就业人数占本地制造业全部就业人数的比例。

将上述两个变量分别引入基准模型(1)(2)，对其与 did 系数的交互效应进行估计。表 8 汇报的结果显示，分工多样化对全国制造业总产出和利润率的影响显著为正，分工专业化对全国制造业总产出和利润率的影响在统计上不具有显著性，这一结论与前人研究结论基本一致。K 与 did 的交互项显著为正，说明分工专业化

的增强，有利于同城化战略发挥作用。而 div 与 did 的交互项显著为负，说明在同城化战略实施过程中，多样化分工削弱了政策效果。

上述结果具有较强的现实基础。因为目前各地在同城化战略框架制定的产业发展配套政策，普遍强调主导产业的培育，政策目标凸显了较强的产业分工专业化取向。紧密联系的城市间，市场规模和功能借用效应的普遍存在(Meijers^[29]；刘修岩等^[30])，同城化区域的个体城市可以更多地从“伙伴城市”享受分工多样化的红利，推动产业分工专业化将成为个体城市更加有利的选择。

表 8 机制分析：分工深化的途径

变量名称	分工专业化		分工多样化	
	output	revenue	output	revenue
did	0.084*** (3.61)	0.124*** (4.11)	0.118*** (5.39)	0.171*** (5.61)
K	-0.139** (-2.07)	-0.232*** (-2.78)		
div			0.023*** (6.00)	0.037*** (7.80)
did × K	0.332*** (4.23)	0.487*** (3.89)		
did × div			-0.026*** (-5.04)	-0.036*** (-4.49)
控制变量	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制
Observations	3,326,145	3,326,145	3,326,145	3,326,145
R-squared	0.888	0.555	0.888	0.555

六、进一步的异质性检验

(一) 区域协调发展的视角：同城化能否实现双赢？

随着区域协调发展理念日渐深入人心，中心城市与周边城市产业互动中，究竟谁吃亏谁占便宜、是“虹吸”还是“搭便车”的问题，愈发受到关注。而在同城化实践中，这一问题更是不可回避。由于处理组中所有中心城市都是拥有较高行政级别(副省级、省会或者特区城市)的高等级城市，简单进行分组回归，可能会带来较为严重的估计偏差。为了增强样本间的可比性，本文把处理组划分为“中心城市”和“边缘城市”两组，将原始控制组中的高等级城市提取出来，作为“中心城市”的对照组。相应的，从原始控制组中剔除高等级城市样本，构建“边缘城市”对照组。将新构建的两组数据分别代入基准模型(1)(2)，得到的估计结果如表 9 所示。相对于控制组，同城化战略导致中心和边缘城市企业的总产出分别平均增长 18.9%、5.2%，利润率分别平均增长 18.1%、15.7%。

经检验，上述 4 个回归模型总体符合平行趋势假定，证明了上述分组方式的合理性。综合分析，同城化战略的效果是总体“双赢”的，而非许多人所担忧的“双输”或者“一边倒”局面。现有分析虽然无法完全排除“虹吸”或者“搭便车”现象存在，但无论是中心城市还是边缘城市，都能从同城化战略中受益，同城化战略与区域协调理念是契合的。

表 9 同城化战略对不同能级城市的影响

变量名称	output		revenue	
	中心城市	边缘城市	中心城市	边缘城市
did	0.189***	0.052**	0.181***	0.157***

	(5.25)	(1.97)	(4.81)	(3.71)
控制变量	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制
Observations	1,142,615	2,181,541	1,142,615	2,181,541
R-squared	0.897	0.886	0.579	0.544

(二) 企业生存发展的视角：谁是同城化的受益者？

目前国内有不少研究表明，市场分割对不同所有制类型、不同企业规模呈现出不同的影响。例如，卞元超等^[8]基于 2002—2013 年中国工业企业微观数据的研究表明，周边区域市场分割对非国有企业、中小型企业生存风险的影响效应要大于国有企业、大型企业(卞元超等^[8])；曹春方等^[23]基于上市公司数据的研究发现，市场分割提升了地方国企特别是本地化地方国企的产品市场竞争地位；文争为等^[24]采用世界银行 2005 年中国企业调查数据的研究发现，市场分割抑制了企业向省外市场扩张，受到抑制最强的是民企，最弱的是国企；市场分割加剧了企业在省内过度扩张，受到促进最强的是国企，最弱的是民企。实施同城化战略、打破市场分割，将为区域内所有企业提供了更加公平的市场竞争机会，那么我们有理由推测，原本受到抑制的非国有企业、中小型企业，在打破市场分割的束缚后，能够获得更快的发展。下面我们将对这一猜想进行验证。

1. 同城化战略对不同所有制企业的影响。本文将总体样本按照国有企业、一般内资企业、外资企业(含港澳台资)分成 3 组，使用基准模型(1)(2)进行分组回归，分别估计 did 系数。表 10 汇报的结果显示，同城化战略对国有企业、一般内资企业、外资企业(含港澳台资)的影响呈现出由弱变强的趋势，同城化战略导致一般内资企业和外资企业的总产出分别增长了 9.8%、11.1%，导致一般内资企业和外资企业的利润率分别增长 12.9%、20.9%，对国有企业总产出和利润率的影响不具有统计显著性。总体而言，同城化战略对不同所有制企业的影响具有较强异质性，无论是从总产出还是利润率角度衡量，同城化战略对国有企业的影响都要弱于一般内资和外资企业。

表 10 同城化战略对不同所有制企业的影响

变量名称	output			revenue		
	国有	一般内资	外资	国有	一般内资	外资
did	0.029 (1.12)	0.098*** (3.92)	0.111*** (4.79)	0.016 (0.77)	0.129*** (3.85)	0.209*** (5.26)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Observations	199,916	2,409,331	701,897	199,916	2,409,331	701,897
R-squared	0.941	0.875	0.892	0.580	0.564	0.552

2. 同城化战略对不同规模企业的影响。工信部、国家统计局等部门 2011 年出台的《中小企业划型标准规定》中，将从业人员 1000 人以下或营业收入 4 亿元以下企业定义为中小微型企业，并从从业人员和营业收入两个量化维度，对中型企业、小型企业、微型企业的划分提出了具体标准。本研究对企业规模的界定参考了上述分类方法，由于工业企业数据库中部分年份存在营业收入指标缺失的问题，我们采用工业销售产值作为替代变量。具体划分标准如下：大型企业为工业销售产值大等于 40000 万元或从业人员大于等于 1000 人；中型企业为工业销售产值 2000 万元及以上，且从业人员 300 人及以上；小型企业为除去大型企业和中型企业的企业。由于工业企业数据库中的企业为规模以上工业企业，故分类中不存在微型企业。

表 11 同城化战略对不同规模企业的影响

变量名称	output			revenue		
	小型企业	中型企业	大型企业	小型企业	中型企业	大型企业

did	0.100*** (3.16)	0.048*** (3.06)	0.003 (0.25)	0.105*** (3.04)	0.115*** (3.97)	0.018 (0.64)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Observations	2,521,530	646,446	62,843	2,521,530	646,446	62,843
R-squared	0.855	0.889	0.874	0.578	0.624	0.674

本研究采用基准模型(1)(2),按照企业规模进行分组回归,结果如表11所示。可以发现,同城化战略导致小型企业和中型企业的总产出分别增长了10%、4.8%,对大型企业的影响不具有显著性;同城化战略导致小型企业和中型企业的利润率分别增长10.5%、11.5%,对大型企业的影响不具有显著性。总体而言,同城化战略对中小型企业发展的促进作用强于大型企业。

七、结论与建议

本文以1998年至2014年工业企业数据库为主要数据,就同城化战略对制造业企业发展的影响进行实证检验,得到如下基本结论:(1)同城化战略对区域内的制造业发展具有显著促进作用,与控制组相比,同城化区域内企业的总产出平均增加8.2%,利润平均增加12.2%。(2)同城化战略对制造业企业的影响,存在较强的区位异质性、所有制异质性和规模异质性。同城化战略总体能够实现中心城市边缘城市制造业发展的双赢,但无论是总产出还是利润率,同城化战略对边缘城市企业的促进作用都强于中心城市。同城化战略对中小型企业的作用强于大型企业,对非国有企业的促进作用强于国有企业。在非自然因素的市场分割形成过程中,地方政府设置了形形色色的保护措施和市场壁垒,国有企业、大型企业通常是主要受益者,当同城化战略试图打破市场壁垒时,不同类型企业对政策冲击的反应也因此出现了分化。(3)通过机制分析发现,“降成本”和产业分工深化是同城化战略推动企业发展的重要途径,相对于产业分工的多样化,专业化更有利于同城化战略效应的发挥。

基于研究结论,本文就如何高质量推动同城化,发挥政策的引导作用提出如下建议。(1)同城化战略发挥需要一定的时间周期,在政策实施过程中需要保持足够的耐心和战略定力,保持政策的连续性,并加强市场预期的引导,为政策实施和同城化效应发挥营造良好的舆论氛围,切忌半途而废。(2)由于同城化战略对不同企业的影响具有明显的异质性,在政策制定过程中,要充分评估不同企业对政策的敏感性,强化因地制宜、因企施策意识,最大限度发挥政策的调控作用;要将同城化与国企市场化、简政放权、促进中小微企业发展、“三去一降一补”等重点改革任务紧密结合起来,增强政策的联动性。个体城市应充分利用同城化带来的市场资源整合和市场规模扩大,发挥自身比较优势,聚焦主导产业提升专业化分工水平,在产业方向选择上,应充分利用整个区域内的产业配套资源,避免在局部过分求多求全,重复性建设。(3)应高度重视“同城化”等区域导向型政策对实体经济发展的作用,在继续实施“减税降费”等直接型“降成本”举措的同时,统筹推进区域间公共服务设施互联、中间产品市场共享、劳动力自由流动,打破市场分割和行政壁垒,实现实体经济整体生存环境的改善和成本结构的优化。

参考文献

[1]徐涛,魏淑艳,王颖.同城化概念及其界定问题探讨.社会科学家,2014,(11):56-60.

- [2] 马学广, 窦鹏. 中国城市群同城化发展进程及其比较研究. 区域经济评论, 2018, (05): 105-15.
- [3] 段德罡, 刘亮. 同城化空间发展模式研究. 规划师, 2012, 28(05): 91-4.
- [4] 焦张义, 孙久文. 我国城市同城化发展的模式研究与制度设计. 现代城市研究, 2011, 26(06): 7-10.
- [5] 李郁, 吴翊肱, 吴蕊彤. 同城化治理研究——以广佛地区为例. 人文地理, 2016, 31(05): 1-6.
- [6] 谢俊贵, 刘丽敏. 同城化的社会功能分析及社会规划视点. 广州大学学报(社会科学版), 2009, 8(08): 24-8+85.
- [7] 衣保中, 黄鑫昊. 我国同城化发展的现状及其效应分析. 理论探讨, 2012, (06): 85-9.
- [8] 卞元超, 白俊红. 市场分割与中国企业的生存困境. 财贸经济, 2021, 42(01): 120-35.
- [9] 蒋为, 周荃, 干铠骏. 国内市场规模扩张的方言壁垒及其出口效应——基于本地市场效应的视角. 财经研究, 2019, 45(05): 125-38.
- [10] 郑毓盛, 李崇高. 中国地方分割的效率损失. 中国社会科学, 2003, (01): 64-72+205.
- [11] 付强. 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, 2017, 52(03): 47-60.
- [12] 吕越, 田琳, 吕云龙. 市场分割会抑制企业高质量创新吗?. 宏观质量研究, 2021, 9(01): 29-44.
- [13] 张婷婷, 宋冰洁, 荣幸. 市场分割与企业纵向一体化. 财贸经济, 1-15.
- [14] Rodriguez-Clare A. *The division of labor and economic development*. Journal of Development Economics, 2004, 49(1): 3-32.
- [15] 小岛清. 对外贸易论. 对外贸易论, 1987.
- [16] Brandt L, Biesebröck J V, Zhang Y. *Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing*. Journal of Development Economics, 2012, 97(2): 339-51.
- [17] 聂辉华, 江艇, 杨汝岱. 中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题. 世界经济, 2012, 35(05): 142-58.
- [18] 孙广生. 经济波动与产业波动(1986—2003)——相关性、特征及推动因素的初步研究. 中国社会科学, 2006, (03): 62-73+205.
- [19] Beck T, Levine R, Levkov A. *Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States*. Banking & Financial Institutions eJournal, 2009,
- [20] 曹清峰. 国家级新区对区域经济增长的带动效应——基于 70 大中城市的经验证据. 中国工业经济, 2020, (07): 43-60.
- [21] 余华义, 侯玉娟, 洪永淼. 城市辖区合并的区域一体化效应——来自房地产微观数据和城市辖区经济数据的证据. 中国工业经济, 2021, (04): 119-37.
- [22] Kim K, Lee M-J. *Difference in differences in reverse*. Empirical Economics, 2018, 1-21.
- [23] 曹春方, 张婷婷, 刘秀梅. 市场分割提升了国企产品市场竞争地位?. 金融研究, 2018, (03): 121-36.
- [24] 文争为, 王琪红. 市场分割和国内跨区域市场扩张. 产业经济研究, 2020, (02): 32-44+72.
- [25] 干春晖, 郑若谷, 余典范. 中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响. 经济研究, 2011, 46(05): 4-16+31.
- [26] 吴三忙, 李善同. 专业化、多样化与产业增长关系——基于中国省级制造业面板数据的实证研究. 数量经济技术经济研究, 2011, 28(08): 21-34.
- [27] 陈景新, 王云峰. 我国市场一体化与地区专业化的时空演变: 1980~2011——基于制造业的实证研究. 工业技术经济, 2013, 32(10): 144-54.
- [28] Rhoades S. *The Herfindahl-Hirschman index*. Federal Reserve Bulletin, 1993, 188-9.
- [29] Meijers E, Burger M, Hoogerbrugge M. *Borrowing size in networks of cities: City size, network connectivity and metropolitan functions in Europe*, F, 2016.
- [30] 刘修岩, 陈子扬. 城市体系中的规模借用与功能借用——基于网络外部性视角的实证检验. 城市问题, 2017, (12): 12-9.

Can Urban Integration Policy Promote the Development of Industry?

Hongchao Ji Shuaiqi Dong Pan Yi Baozhong Gao*

Abstract: Whether the integration policy can promote the industrial development is an urgent practical question. Based on the micro-data of manufacturing industry and Difference-in-Differences method, this paper quantitatively analyzes the impact of the urban integration policy on industrial development for the first time. The study found that the urban integration policy continued to promote the development of manufacturing industry relative to the control group, resulting in an average annual growth of 8.2% in total output and 12.2% in profit margin. In this paper, the robustness test is carried out by means of random simulation, reverse Difference-in-Differences method, replacement of result variables and adjustment of samples, and the results are still significant after the interference of natural urban integration and other regional policies such as metropolitan regions, urban clusters strategy and self-selection bias are excluded. In addition, this paper responds to the debate between siphoning and free-riding, and proves that the policy can achieve a win-win situation for the central and marginal cities. Further heterogeneity inspection and mechanism analysis found that the positive impact of urban policies on small and medium-sized enterprises and non-state-owned enterprises was significantly stronger than large enterprises and state-owned enterprises. Cost reduction and professional division of labor are important ways for policies to promote the development of enterprises.

Keywords: Urban integration; Industry; Win-win; Cost reduction