

理顺流通是否有助于提高制造业 企业生产效率¹

——基于流通体制改革试点的研究

杨豪² 赵绍阳³ 才国伟⁴

摘要 流通业是中国最早进行市场化改革的领域。伴随着市场化改革,流通业经历了快速发展,内外贸市场一体化逐步走向成熟。本文基于流通体制改革试点构建自然实验,实证分析了流通业在促进制造业企业发展过程中的基础性作用及其影响机制。研究发现,流通体制改革对制造业企业全要素生产率的增长具有显著的促进作用。这一发现在考虑平行趋势假设、安慰剂检验、遗漏变量和生产效率的测算方式等问题后依然稳健。机制分析表明,一方面,流通体制改革减少了企业存货,降低了企业存货成本,进而提高企业生产效率;另一方面,流通体制改革提高了企业新产品产值,促进了企业产品创新,从而提高企业生产效率。异质性结果显示,流通体制改革对地方保护程度高、流通成本高、流通效率低和产能利用率低的行业内的企业生产效率具有显著正向影响。本研究为双循环新发展格局下推进制造业转型升级提供了政策启示。

关键词 流通业;制造业;存货;新产品产值;全要素生产率

0 引言

在中央财经委员会第八次会议上,习近平总书记指出,流通体系在国民经济中发挥着基础性作用,构建新发展格局,必须把建设现代流通体系作为一项重要战略任务来抓^①。流通业是我国最早进行市场化改革的领域,围绕着建设

1 作者感谢教育部人文社会科学研究青年基金项目“信贷融资寻租与资本要素错配:作用机理和宏观经济效应研究”(项目批准号:21YJC790143)的资助,感谢匿名审稿人的宝贵建议。

2 杨豪(通讯作者),四川大学经济学院助理研究员,E-mail:yanghao233@scu.edu.cn。

3 赵绍阳,四川大学经济学院教授,E-mail:zhaoshaoyang@scu.edu.cn。

4 才国伟,中山大学岭南学院教授,E-mail:caiguow@mail.sysu.edu.cn。

① 央视新闻:<https://baijiahao.baidu.com/s?id=167735484823262727&wfr=spider&for=pc>。

大市场、发展大贸易、搞活大流通的战略目标,流通业在引导生产、拉动消费、稳定物价、吸纳就业等方面的作用日益突出,已成为促进经济发展的先导性产业^①。从全球范围来看,与主要发达国家相比,2000年以来中国流通业的增加值增速是最快的,平均增速为12%(如图1所示)。同时,流通业发展质量获得极大改善,根据世行发布的世界发展指标(World Development Index),2007年中国在全球的物流综合绩效排名为第35位,2018年上升为第27位。可以说,在过去的二十年,我国流通业经历了快速发展,流通现代化不断推进和完善,内外贸市场一体化走向成熟。

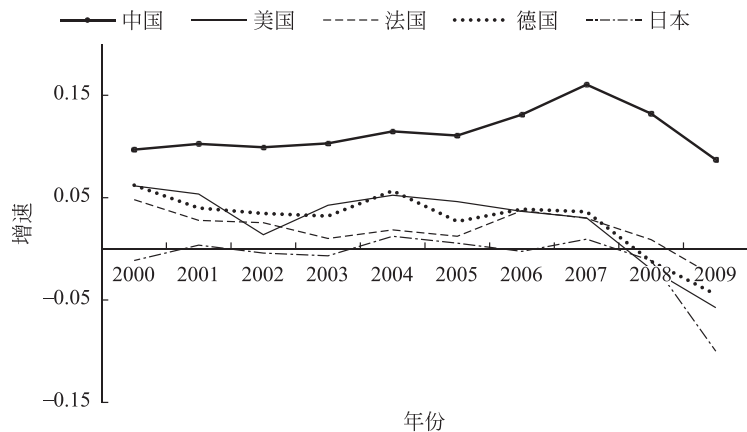


图1 中国与主要发达国家流通业增加值增速^②

不断深化的流通体制改革是推动中国流通业转型升级的重要力量。伴随着流通体制改革,国内市场一体化程度不断提高,流通贸易成本不断下降,为制造业企业的发展提供了良好的流通环境。特别是2000年以来,中国制造业的生产效率实现快速增长,逐步由低端制造向中高端制造迈进,取得了举世瞩目的发展奇迹(Brandt et al., 2012; 刘冲等, 2020)。在此背景下,识别流通业在制造业企业发展过程中的基础性作用及其机制具有重要的理论意义和现实意义。

本文基于2005年开始在我国部分省市试点的流通体制改革,使用自然实验方法分析了流通体制改革对制造业企业生产效率的影响。理论分析部分,本文重点从与流通直接相关的企业存货行为和新产品销售视角论证了流通影响企业生产效率的内在机制。实证研究部分,本文匹配了2001—2007年工业企业数据和城市统计年鉴数据,使用双重差分方法识别了流通体制改革对制造业企业生产效率的全局影响和异质性影响。实证结果发现,流通体制改革对制造

① 流通业包括了批发、零售、交通运输、仓储和邮政业。

② 数据来源于佩恩表(Penn World Table)。

业企业全要素生产率的增长具有显著的促进作用。这一发现在考虑平行趋势假设、安慰剂检验、遗漏变量和生产效率的测量方式等问题后依然稳健。机制分析表明,一方面,流通体制改革减少了企业存货,降低了企业存货成本,进而提高企业生产效率;另一方面,流通体制改革增加了企业新产品产值,促进了企业产品创新,从而提高企业生产效率。异质性结果显示,流通体制改革在地方保护程度高、流通成本高、流通效率低和产能利用率低的行业内对企业生产效率的促进作用更为明显。这些异质性结果为流通体制改革的直接影响提供了间接证据,而正是这些直接影响通过降低企业存货和增加企业新产品产值,最终促进了企业生产效率提高。

本文可能的贡献主要体现在如下方面。(1)识别了流通业在制造业企业发展过程中的作用和影响。关于流通业与制造业企业发展的关系研究中,现有文献主要进行了定性研究(宋则等,2010),本文借助流通体制改革试点政策,识别了流通影响制造业企业生产效率的因果效应。(2)从企业存货行为和新产品产值的角度出发,为理顺流通提高制造业企业生产效率的新机制提供了经验证据。本文发现流通体制改革可以减少企业库存,降低企业存货成本,同时也能提高新产品产值,促进企业产品创新,进而提高生产效率。(3)本文的发现为新发展格局下构建现代流通体系的重要性提供了理论支撑。理顺流通体制有利于建设统一高效的市场体系,实现流通业与制造业的深度融合,促进制造业企业转型升级。

本文接下来的结构安排如下:第1部分介绍流通体制改革的制度背景和理论分析;第2部分介绍研究设计和相关数据情况;第3部分讨论和分析实证结果,并进行稳健性检验;第4部分进行机制检验和异质性分析;第5部分是本文的结论和政策含义。

1 制度背景与理论分析

1.1 流通业与流通体制改革

流通是连接生产和消费的桥梁,是决定经济运行效率和效益的引导性力量。流通业是我国最早进行市场化改革的领域,围绕着建设大市场、发展大贸易、搞活大流通的战略目标,我国流通业在规模和现代化水平方面大幅提升。1978年到2019年,全社会消费品零售总额从1558亿元增长到408017亿元,年均增长率达15%,扣除价格因素后的年均增长率为10%,高于同时期的国内生产总值增速。从增加值来看,流通业的增加值从1978年的424亿元增长到2019年的138117亿元,年均增速为18%,远高于工业增加值增速。从流通成本

来看,流通费用占国内生产总值的比重从2004年的18.8%下降到2016年的14.9%。总体来看,我国流通业获得快速发展,国内市场一体化进程不断加快。

与制造业直接相关的流通市场日渐成熟。2019年,我国有40个亿元以上生产资料综合市场,217个工业消费品综合市场,占全部综合市场数量的1/5。生产资料专业市场的数量为510个,占全部专业市场数量的1/5。从市场成交额来看,2008年到2019年,亿元以上生产资料综合市场成交额增长了4%,工业消费品综合市场成交额增长了7%,生产资料专业市场成交额增长了5%。从微观企业来看,根据世行营商环境调查数据,2019年中国营商环境世界排名为第31位,其中与流通相关的贸易排名为第56位,是全球营商环境改善最为显著的经济体。总体来看,我国制造业物流的整体发展水平不断提高,制造业与流通业的融合不断加深。

我国流通业从传统到现代的转型动力来源于不断深化的流通体制改革。中国共产党第十六次全国人民代表大会以来,为了发挥市场在资源配置中的基础性作用,健全统一、开放、竞争、有序的现代市场体系,发展现代流通方式和流通体制改革的试点工作不断推出。2004年8月,商务部印发了《流通业改革发展纲要》,纲要分析了流通业改革发展面临的现状,提出了流通业改革发展的指导性目标。随后,2004年12月,商务部等部门发布了《深化流通体制改革试点方案》,以明确流通体制改革的主要思路和措施。2005年6月,国务院印发了《国务院关于促进流通业发展的若干意见》,继续推进流通业和流通体制改革。2008年4月,商务部对流通体制改革试点工作进行了总结和经验推广。新形势下,为了促进国内贸易更快发展,2012年9月,国务院印发了《国内贸易发展“十二五”规划》。2013年11月,中国共产党十八届三中全会通过的《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》,明确提出“推进国内贸易流通体制改革、建设法治化营商环境”。在新发展阶段下,2014年10月,商务部等部门再次开展了国内贸易流通体制改革和发展综合试点工作。

囿于数据的可得性,本文主要借助2004年12月开展的“流通体制改革试点”进行研究。实践层面,该方案选择辽宁省、湖北省、厦门市、南京市、成都市、潍坊市和绵阳市进行试点改革工作。试点改革的主要任务是推进市场一体化建设、发展现代流通方式、促进生产和流通协同发展以及优化流通市场环境^①。试点持续三年,从2005年到2007年。随后,试点地区政府分别发布了相关实

① 试点主要包括六方面任务:(1)深化流通体制改革,推进内外贸一体化。深化流通管理体制,构建生产与流通有机结合的新型流通管理体制;(2)发展现代流通业。推进流通方式创新,重点发展物流配送、电子商务、贸工农一体化等现代流通方式和组织形式;(3)加强流通领域立法和执法工作,规范市场秩序;(4)深化国有流通企业改革,推进国有流通企业股份制改造;(5)开拓市场,扩大消费。深入开展工商联手等活动,建立促进产销衔接和供需平衡的长效机制;(6)建设商业信用体系。

施细则。以辽宁省和厦门市为例,辽宁省政府发布了《辽宁省深化流通体制改革实施方案》,厦门市政府发布了《厦门市 2005/2006/2007 年深化流通体制改革试点工作安排》^①。同时为了推进试点工作,2006 年 12 月,商务部和各地方政府商务主管部门举行了“深化流通体制改革试点工作中期总结会”。在试点结束后,商务部等部门对试点工作进行了总结并在全中国推广流通体制改革试点经验。

1.2 理论分析

流通业与制造业的协同发展和不断融合,将有利于提高制造业企业生产效率和效益、提升制造业核心竞争力。其内在的经济机制在于:

(1) 流通体制改革减少了制造业企业存货,降低了企业存货成本,进而提高企业生产效率。现有研究发现,企业通过存货管理,降低存货成本,可以提高经营效率和生产能力(Brynjolfsson and Hitt, 2000; Davis and Kahn, 2008; 李涵和唐丽淼, 2015)。具体来看,根据 Shirley and Winston (2004) 的经济订货量模型(Economic Order Quantity),企业持有存货是为了保持生产过程的平滑(production-smoothing)。如果企业预期到未来需求增加,会相应提高存货水平。然而,伴随着存货的增加,企业存货的持有成本(如仓储成本、资本占用成本和折旧等)也会相应增加。由此,为了平衡生产中断造成的损失和存货增加带来的成本,企业将选择一个保持可持续生产的最低存货水平(reorder point)。

根据流通体制改革的目标和内容,其对企业最低存货选择可能会产生两方面影响:①流通体制改革通过培育大型生产资料市场,促进生产资料流通企业向上游供货商和下游用户延伸服务,缩短了制造业企业与原材料供应商匹配的时间,降低了制造业企业原材料采购成本。更加成熟的生产资料市场意味着企业生产过程中的原材料投入订单将会得到及时满足,制造业企业只需维持较低的原材料库存就可以保持生产平滑。②流通体制改革通过培育专业市场,推动经销商、批发商与生产企业形成互惠互利的共同体,建立信息资源共享的产销一体化组织。这将有利于制造业企业及时掌握客户的需求信息,建立订单信息生产流程,使得生产与销售紧密衔接,降低成品库存。最终,流通体制改革提高了制造业企业原材料和产成品的流通效率,降低了制造业企业存货水平,促进其生产效率提升。

(2) 流通体制改革提高了制造业企业的新产品产值,促进了企业产品创

^① 在总体试点方案的指导下,各地区根据自身发展特点制定的具体实施细则存在差异。辽宁省聚焦于培育生产资料市场和发展大宗原材料和工业品批发市场,厦门市聚焦于专业市场和物流园区的规划建设。

新,从而提高企业生产效率。使用全要素生产率(TFP)测算的企业生产效率,其核心反映的是企业成本节约和过程创新能力。Athey and Schmutzler(1995)分析表明过程创新和产品创新存在互补的关系。Syverson(2011)认为产品创新能够提高产品价格,增加企业收入,进而提高单位投入的产品质量和生产效率。基于不同国家和地区的企业数据,现有研究发现产品创新通常伴随着企业生产率的提高(Balasubramanian and Sivadasan, 2011; Bernard et al., 2010; Chen et al., 2016)。由此可见,产品创新是企业生产率提升的一条重要渠道,本文使用新产品产值来表征企业产品创新能力。

基于流通体制改革的目标和内容,其影响企业新产品产值的可能渠道为:
①为了实现发展大流通和建设大市场的政策目标,流通体制改革的重要任务是打破地区间市场分割。破除地区间市场壁垒,一方面有助于扩大制造业企业新产品需求,提高新产品产值,另一方面也会通过加剧产品市场竞争,促进企业产品创新,提升新产品产值。②流通体制改革通过培育和开拓专业市场,扩大了制造业企业新产品的消费需求。同时,生产与流通的有机结合和信息资源共享机制的建立,有助于制造业企业获取客户需求信息,及时更新产品满足客户个性化需要,从而促进新产品的开发和应用。最终,流通体制改革通过打破市场壁垒、开拓专业市场和推动产销一体化,促使企业进行产品创新,提高企业生产效率。

综上,流通体制改革通过降低企业存货成本和提高企业新产品产值,进而提高企业全要素生产率。

2 研究设计与数据介绍

2.1 研究设计

流通体制改革选择部分省市先行试点的方式满足自然实验的基本特性,本文使用双重差分估计方法分析流通体制改革对制造业企业生产效率的影响。政策实验中,处理组为进行试点改革的地级市,对照组为未进行试点改革的地级市^①。具体来看,本文设计如下双重差分估计模型:

$$\text{tfpop}_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{circu}_{ct} + \varphi Y_{ct} + \gamma X_{ijt} + \delta_c + \mu_j + \lambda_t + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

参考 Akcigit et al. (2018) 的设定,被解释变量 tfpop_{ijt} 为企业全要素生产率

^① 流通体制改革试点工作分别在两省五市开展。对于开展改革的省份,本文将其处理组定义为省内地级市。主要原因在于,结合试点省份发布的流通体制改革试点工作方案可知,与制造业企业相关的生产资料市场和专业市场等流通领域改革主要在地级市开展,而县(市)级政府主要的改革聚焦于农产品流通市场。

增速,使用当期全要素生产率对数值减去上期,其下标 i,j,c 和 t 分别表示企业、行业、城市 and 年份。工业企业数据中全要素生产率的计算方法主要参考现有文献的做法(杨汝岱,2015),使用 Olley and Pakes(1996)的计算方法。同时在稳健性检验中,分别使用 Levinsohn and Petrin(2003)和 Wooldridge(2009)等方法进行稳健性分析。这里使用企业全要素生产率增速的原因在于,不同时期全要素生产率水平值的比较依赖于基期的选择,而增速的比较不受基期选择的影响,具有直观的经济含义。同时,在稳健性检验中,本文也对企业全要素生产率水平值进行了分析。

政策变量 $Circu_{ct}$ 为政策分配变量($Treat_c$)和政策时间变量($Post_t$)的乘积。 $Treat_c$ 为政策分配变量,取值为 1 代表处理组,即试点城市,取值为 0 代表控制组,即非试点城市。 $Post_t$ 为政策时间变量,试点政策开始于 2005 年,当年份大于或等于 2005 年时,变量 $Post$ 取值为 1,否则取值为 0。

实证模型(1)中主要包括两类控制变量。一是城市层面经济变量(Y_{ct})。试点的选择可能受到地区经济发展水平、财政收入和服务业发展状况的影响,为了控制其他相关因素对试点选择的影响,提高估计结果的精确性。在城市层面,本文控制了人均生产总值的对数值($lgpgdp$)、第三产业占生产总值的比重(service)、人均社会消费品零售总额的对数值($lgpcon$)、人均财政收入的对数值($lgpinc$)以及批发零售业法人企业数的对数值($lgretail$)。二是企业层面经济变量(X_{ijct})。参考现有文献(刘冲等,2020),本文选取了企业年龄($lgage$)、固定资产总额($lgasset$)、就业人员($lgemploy$)、出口额($lgexport$)和所有制类型作为控制变量^①。变量的具体含义和构造过程如表 1 所示。

表 1 主要变量含义对照表

变量名称	代表符号	变量定义
全要素生产率增速	Tfpop、Tfplp、Tfpw	当期 $\text{Log}(\text{Tfp})$ - 上期 $\text{Log}(\text{Tfp})$
政策变量	Circu	分配变量(Treat_c) $\times$ 时间变量(Post_t)
人均生产总值	Lgpgdp	$\text{Log}(\text{人均 GDP})$
服务业比重	Service	第三产业增加值/GDP
社会消费品零售总额	Lgpcon	$\text{Log}(\text{人均社会消费品零售总额})$
财政收入	Lgpinc	$\text{Log}(\text{人均财政收入})$
批发零售规模	Lgretail	$\text{Log}(\text{批发零售业法人企业数})$
企业年龄	Lgage	$\text{Log}(\text{年份}-\text{企业开业年}+1)$

① 本文基于企业实际资本金构成比例判断其所有制类型。以国有企业为例,当企业中国家资本金占实收资本金的比例超过 50%,判定该企业为国有企业。由此,将企业类型划分为国有企业(SOE)、私营企业(POE)、外资企业(FOE)、集体企业(COE)和其他类型企业(MOE)。

续表

变量名称	代表符号	变量定义
固定资产总额	Lgasset	Log(固定资产总额)
就业人员	Lgemploy	Log(就业人数)
出口额	Lgexport	Log(1+出口交货值)

注：Tfpop 和 Tfpu 为分别使用 Olley and Pakes(1996)和 Wooldridge(2009)方法计算的全要素生产率增速。

2.2 数据来源和说明

本文主要使用规模以上工业企业数据和《中国城市统计年鉴》。本文选择 2001—2007 年规模以上制造业企业数据,参考现有文献的处理方法(Brandt et al., 2012),对数据进行如下处理:(1)剔除关键财务指标数据缺失的企业;(2)剔除违背一般会计准则的企业,包括:资产总计小于流动资产,利润率大于 1;(3)剔除就业人数少于 10 人的企业;(4)剔除非制造业行业的企业^①。同时,在计算企业全要素生产率时,分别使用企业增加值、应付工资总额、固定资产净值和中间投入等变量。其中企业增加值、应付工资总额和中间投入使用各省份生产者价格指数消胀,固定资产净值使用各省份固定资产投资价格指数消胀。参考现有文献,使用消胀后的固定资产净值表征企业投资水平,并采用永续盘存法计算企业资本存量。

本文使用 2001—2007 年《中国城市统计年鉴》提供城市层面的经济变量,删除其中存在的缺失值。工业企业数据与城市统计年鉴的匹配过程如下:(1)由于同一地区行政区划代码和地名在不同时间会发生变化,首先使用民政部提供的行政区划代码将同一地区进行统一编码^②。同时,使用剔除县(市)样本,仅保留城市和区样本,并将同一城市及其所辖区进行统一编码。(2)将得到的城市编码数据与工业企业数据匹配,此时匹配的标准基于城市和区的官方代码。(3)将匹配之后的工业企业数据再按照城市名称与城市统计年鉴匹配。最终得到 791985 个观测值,225734 家企业,284 个城市-企业经济数据。

流通体制改革等相关政策文件来自国家商务部和各省(市)商务局和商务厅官方网站。具体变量统计性描述如表 2 所示。

① 这里只使用 2001—2007 年工业企业数据的原因在于:一方面,《中国城市统计年鉴》提供的部分变量观测值在 2001 年之前缺失;另一方面,2007 年之后的工业企业数据没有提供企业增加值等计算全要素生产率的核心变量。

② 官方的地区编码来自民政部官方网站:<https://www.mca.gov.cn/article/sj/xzqh/1980/>。

表 2 主要变量描述性统计

变量名	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
Tfpop	543537	0.09	0.89	-11.82	11.01
Tfplp	543537	0.09	0.89	-11.82	11.01
Tfpw	543537	0.09	0.89	-11.84	11.01
Circu	543537	0.06	0.25	0	1
Lgpgdp	543311	10.63	0.72	7.67	12.68
Service	542973	0.45	0.09	0.08	0.81
Lgpcon	543170	9.58	0.66	5.95	11.41
Lgpinc	543453	8.10	0.97	3.18	10.34
Lgretail	535095	5.68	1.54	0	8.70
Lgage	543537	2.14	0.66	0	3.40
Lgasset	543537	8.60	1.78	0	18.15
Lgemply	543537	4.91	1.14	2.30	12.15
Lgexport	543537	3.38	4.74	0	19.01
SOE	543537	0.08	0.27	0	1
POE	543537	0.60	0.49	0	1
FOE	543537	0.23	0.42	0	1
COE	543537	0.09	0.29	0	1
MOE	543537	0.00	0.06	0	1

注：这里的观测值为 543537 个，是由于计算全要素生产率增速过程中损失掉了。

3 实证结果分析

3.1 基准结果

基于双重差分估计模型(1),本小节将检验流通体制改革对企业生产效率的影响。表 3 报告了估计结果。参照标准的双重差分估计方法,由于政策发生在城市层面,表 3 前三列报告了控制城市-行业-年份固定效应的实证结果。其中第(1)列结果中只控制了流通体制改革政策变量,其系数为 0.026,在 1%的显著性水平下显著。第(2)、(3)列中分别加入城市和企业层面的经济变量作为控制变量。结果显示,流通体制改革变量前的系数为 0.020,在 5%的显著性水平下显著。与第(1)列的结果相比,核心变量的估计系数大小略微下降,这说明实证结果受到遗漏变量问题的影响较小。同时,政策变量系数的经济含义为,流通体制改革使得试点地区企业的全要素生产率增速比非试点地区高 2%。在均值处,这一结果说明流通体制改革导致企业生产效率增速大约提高了 20%(0.02/0.09)。

表 3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Circu	0.026 *** (0.009)	0.020 ** (0.009)	0.020 ** (0.009)	0.031 ** (0.011)	0.029 ** (0.012)	0.031 ** (0.011)
Lgpgdp		-0.097 *** (0.016)	-0.099 *** (0.016)		-0.125 *** (0.017)	-0.129 *** (0.018)
Service		-0.338 *** (0.060)	-0.299 *** (0.061)		-0.104 (0.087)	-0.121 (0.083)
Lgpcon		-0.019 (0.014)	-0.018 (0.014)		-0.010 (0.018)	-0.008 (0.017)
Lgpinc		0.029 ** (0.013)	0.030 ** (0.013)		0.035 ** (0.015)	0.040 ** (0.016)
Lgretail		-0.031 *** (0.005)	-0.026 *** (0.005)		-0.001 (0.006)	-0.003 (0.006)
Lgage			-0.093 *** (0.003)			-0.064 *** (0.006)
Lgasset			-0.005 *** (0.001)			-0.071 *** (0.005)
Lgempty			0.030 *** (0.003)			0.079 *** (0.006)
Lgexport			0.002 *** (0.000)			0.009 *** (0.001)
POE			0.042 *** (0.008)			0.040 ** (0.018)
FOE			0.046 *** (0.009)			0.027 * (0.016)
COE			0.024 *** (0.009)			0.028 (0.018)
MOE			0.013 (0.020)			0.031 (0.032)
城市固定	是	是	是	否	否	否
行业固定	是	是	是	否	否	否
企业固定	否	否	否	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是	是
常数项	0.105 *** (0.005)	1.455 *** (0.145)	1.459 *** (0.154)	0.008 (0.005)	1.238 *** (0.179)	1.561 *** (0.192)
观测值	543537	534615	534615	505030	495823	495823
R ²	0.009	0.010	0.016	0.160	0.164	0.167

注：括号内为系数的标准误。所有回归系数的标准误在行业层面聚类。***、**和*分别表示在1%、5%和10%的置信水平上显著。

接着,本文进一步考察核心解释变量结果的稳健性,表3后三列报告了控制企业-年份固定效应的估计结果。与前三列相对应,第(4)列中仅控制了流通体制改革政策变量,第(5)、(6)列中分别加入了城市和企业经济变量。与前三列基准结果相比,核心解释变量前系数的大小和显著性水平没有发生明显变化,这说明本文的实证结果受到企业层面遗漏变量的影响较小。同时,表3中所有估计结果的标准误均在行业层面进行聚类,这进一步提高了估计结果推断的稳健性。

表3报告的其他控制变量的估计结果符合预期,现以第(3)列为基准进行说明。地区层面经济变量的估计结果。企业所在城市的人均生产总值回归系数显著为负,表明各地区间企业的生产效率水平趋向于收敛,经济发展较好的地区,其企业的生产效率增速较低。服务业增加值占比的回归系数显著为负,表明服务业比重越高的地区,其企业生产效率增速越慢,这与服务业属于劳动力密集型行业有关。人均社会消费品零售总额的回归系数不显著。人均财政收入的回归系数显著为正,表明财政收入越高的地区,企业的生产效率增速越快。批发零售业法人企业数的回归系数显著为负,这与服务业比重的回归系数相互印证。

企业层面经济变量的估计结果。企业年龄和固定资产总额的回归系数显著为负,说明年龄和固定资产规模越大的企业,具有较低的生产效率增速。企业从业人数的回归系数显著为正,表明雇佣劳动力越多的企业,具有越高的生产效率增速。企业出口交货值的回归系数显著为正,表明出口越多的企业,其生产效率增速也越快,这与新新贸易理论的预测相一致。最后,与国有企业相比,私营企业、集体企业和外资企业的生产效率增速更快。

综上,基准回归结果表明流通体制改革可以提高企业全要素生产率,同时其他控制变量的估计结果也符合理论预期。

3.2 稳健性分析

3.2.1 平行趋势检验

在基准回归估计中,本文使用双重差分估计方法评估流通体制改革对企业全要素生产率的影响。使用双重差分方法能够准确评估政策效应所依赖的重要假设是处理组与对照组在政策发生之前具有相同的变化趋势,以此推断政策发生后对照组可以成为处理组满意的反事实参照。为了检验这一假设是否成立,本文使用如下实证模型:

$$\text{tfpop}_{ijt} = \alpha_0 + \sum_{k=2002}^{2007} \alpha_k \text{treat}_c \times \text{time}_t^k + \alpha_1 \text{treat}_c + \sum_{k=2002}^{2007} \beta_k \text{time}_t^k + \varphi Y_{ct} + \gamma X_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

其中 time_t^k 为虚拟变量,当 $t=k$ 时,其取值为1,否则取值为0。其他变量的含义与实证模型(1)保持一致。平行趋势检验需要关注回归系数 α_k 的大小和显著

性水平。如果在政策发生之前回归系数 α_k 不显著,说明对照组与处理组在政策发生之前具有相同的时间变化趋势,满足平行趋势假设。图 2 报告了回归系数 α_k 的估计结果及其 95% 的置信区间。可以发现,在 2005 年之前,回归系数 α_k 的 95% 置信区间包含零值,这说明政策发生之前处理组与对照组企业的生产效率增速不存在统计意义上的显著差异,满足平行趋势假设。因此,对照组企业可以作为处理组企业合理的反事实参照。同时,可以发现流通体制改革对企业生产效率增速的影响存在滞后效应,在政策发生当期没有显著的促进作用,随着试点政策的逐步推进,其对企业生产效率的影响保持显著的正向作用。

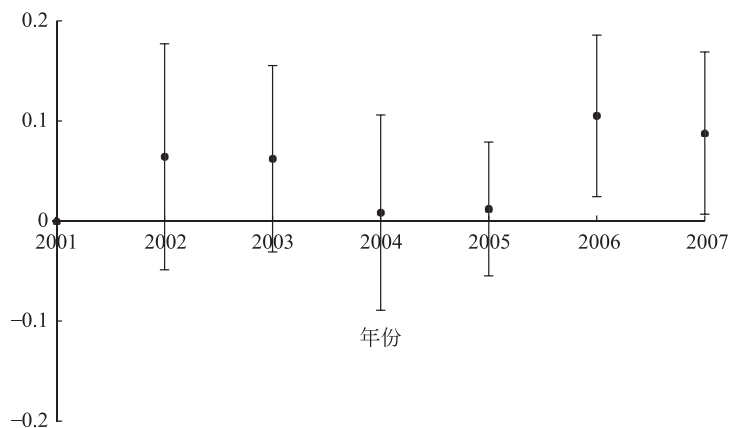


图 2 政策效应的动态趋势

3.2.2 安慰剂检验

在基准回归估计中,本文虽然控制了相关的地区和企业经济变量及其固定效应,但回归结果仍可能受到遗漏变量问题的影响。参考 Li et al. (2016) 的处理方法,本文对基准结果进行安慰剂检验。其基本思想是,根据实证方程(1),政策变量 $Circu_{it}$ 的估计系数可以被表述为:

$$\hat{\alpha}_1 = \alpha_1 + \theta \times \frac{\text{cov}(\text{circu}_{it}, \varepsilon_{ijt} | Z)}{\text{var}(\text{circu}_{it} | Z)} \quad (3)$$

上式说明了估计值 $\hat{\alpha}_1$ 与真实值 α_1 的关系,其中参数 θ 刻画了不可观测变量对企业全要素生产率的影响,变量 Z 包括了式(1)中所有的控制变量和固定效应。如果参数 θ 等于零,则说明政策变量的估计系数不受遗漏变量问题的影响,此时估计值等于真实值。实际操作中,为了检验参数 θ 是否等于零,将政策变量 $Circu_{it}$ 的取值随机打乱顺序,然后再重新赋值给每一个城市。此时,由于政策变量取值为 1 的城市并没有受到真正的政策处理,理论上系数 α_1 的值应该为零。通过估计实证方程(1),可以得到系数 α_1 的估计值 $\hat{\alpha}_1$ 。如果回归结

果 $\hat{\alpha}_1$ 与零值在统计意义上不存在显著差异,则可以合理推断参数 θ 的取值也为零。为了提高安慰剂检验统计推断的功效,本文将上述过程重复10000次。

图3报告了经过10000次回归后估计系数 $\hat{\alpha}_1$ 的经验分布,以及基准回归结果中估计系数的大小(图3中虚线所示)。如图3所示,估计系数 $\hat{\alpha}_1$ 的经验分布以零为中心,标准差为0.005,表明随机分配的政策处理变量并没有对企业生产效率产生显著影响。同时,基准估计结果的系数位于整个分布的两倍标准差以外,显著不等于零。综上,流通体制改革对企业生产效率存在显著的正向影响不是由不可观测的遗漏变量所致。

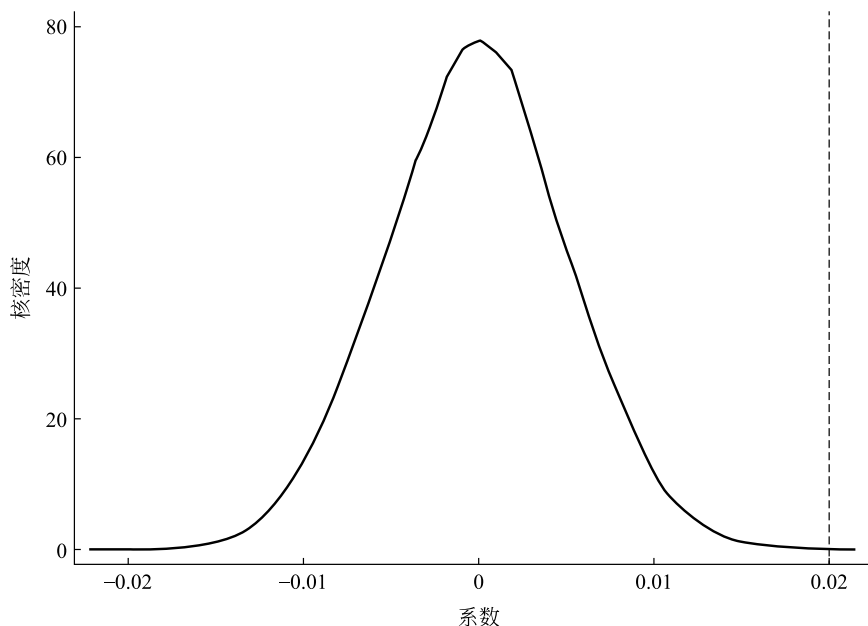


图3 安慰剂检验

3.2.3 处理组自选择问题

在基准回归中,一方面,处理组与对照组城市样本数量不平衡,选择进行试点的城市数量较少,可能会低估政策效应;另一方面,虽然控制了可能影响试点选择的地区经济变量,但可能仍面临试点选择的内生性问题。为了克服上述问题,本文拟采用倾向得分双重差分方法对基准结果进行检验。具体步骤如下:(1)在城市样本内根据城市主要经济特征变量,采用倾向得分匹配(PSM)方法将试点城市与非试点城市进行一对一匹配,保留匹配成功的城市样本。(2)将匹配好的试点城市与非试点城市样本重新与企业数据合并作为新的分析样本。(3)按照式(1)双重差分估计模型计算政策效应。其中进行匹配的样本数据选择位于政策发生之前,因为在政策发生之后地区的经济变量可能会受到改革影

响。由于试点政策发生在 2005 年之后, 本文分别选择 2004 年的城市数据和 2001—2004 年的城市平均数据进行倾向得分匹配。匹配变量主要选取基准结果中所使用的城市经济变量。倾向得分的计算方法为 Logit 估计方法。匹配原则为无放回一对一和一对二近邻匹配。

表 4 报告了使用倾向得分双重差分估计方法得到的实证结果。其中第(1)(2)列分别报告了使用 2004 年的城市经济数据进行倾向得分匹配后的估计结果。第(1)列的匹配原则为无放回一对一近邻匹配, 第(2)列的匹配原则为无放回一对二近邻匹配。与基准结果相比, 政策变量估计系数的符号和显著性水平并未发生明显改变, 估计系数的大小提高了, 符合预期。主要城市经济变量的回归系数不显著, 主要是由于匹配之后的城市样本中试点城市与非试点城市的差异较小。与第(1)、(2)列类似, 第(3)、(4)两列使用 2001—2004 年的城市平均经济数据进行倾向得分匹配。可以发现, 与基准结果相比, 政策变量的系数大小、符号和显著性水平基本保持一致。

表 4 稳健性检验: 倾向得分双重差分

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
Circu	0.064 *** (0.016)	0.058 *** (0.013)	0.029 *** (0.010)	0.019 * (0.010)
Lpgdp	0.006 (0.040)	0.009 (0.042)	0.026 (0.043)	0.022 (0.039)
Service	-0.048 (0.169)	-0.153 (0.153)	0.083 (0.117)	0.099 (0.115)
Lgpcon	-0.001 (0.036)	-0.002 (0.036)	-0.081 * (0.040)	-0.087 ** (0.035)
Lgpinc	0.049 ** (0.018)	0.086 *** (0.019)	-0.021 (0.017)	-0.008 (0.013)
Lgretail	-0.051 *** (0.012)	-0.031 ** (0.014)	-0.021 (0.014)	-0.003 (0.011)
Lgage	-0.093 *** (0.005)	-0.099 *** (0.005)	-0.082 *** (0.005)	-0.087 *** (0.004)
Lgasset	-0.001 (0.002)	-0.003 (0.002)	-0.005 ** (0.002)	-0.005 *** (0.002)
Lgempty	0.025 *** (0.004)	0.027 *** (0.004)	0.027 *** (0.005)	0.030 *** (0.003)
Lgexport	0.001 *** (0.001)	0.002 *** (0.001)	0.003 *** (0.001)	0.002 *** (0.001)
POE	0.055 *** (0.013)	0.050 *** (0.012)	0.048 *** (0.011)	0.040 *** (0.010)

续表				
变量	(1)	(2)	(3)	(4)
FOE	0.040 ^{***} (0.012)	0.038 ^{***} (0.011)	0.045 ^{***} (0.012)	0.046 ^{***} (0.011)
COE	0.048 ^{***} (0.014)	0.043 ^{***} (0.012)	0.029 ^{**} (0.013)	0.023 [*] (0.012)
MOE	0.079 [*] (0.040)	0.065 [*] (0.037)	0.057 (0.044)	0.043 (0.040)
城市固定	是	是	是	是
行业固定	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是
常数项	-0.002 (0.392)	-0.401 (0.423)	0.949 ^{***} (0.268)	0.833 ^{***} (0.272)
观测值	135679	161905	117533	155876
R ²	0.018	0.019	0.013	0.014
匹配方式	一对一	一对二	一对一	一对二
匹配样本	2004 年		2001—2004 年均值	

注:括号内为系数的标准误。所有回归系数的标准误在行业层面聚类。***、**和* 分别表示在 1%、5%和 10%的置信水平上显著。

同时,尽管倾向得分双重差分估计可以调整处理组自选择问题对基准结果的影响,但其只考虑了配对样本。参考 Imbens(2000)提出的矫正样本自选择问题的逆概率加权方法(inverse probability weighting, IPW),本文进一步使用所有的观测值重新估计处理效应。逆概率加权方法对每一个观测值分配一个特定的概率权重 p ,具体来看,对于处理组观测值赋予权重 $1/p$,而对照组观测值赋予权重 $1/(1-p)$ 。概率权重 p 是指观测值得到处理的概率。与前文的倾向得分估计保持一致,使用 2004 年的城市样本基于 Logit 估计方法得到观测值的概率权重 p ,然后再分别对处理组和控制组结果变量进行加权,最后使用加权后的结果变量重新估计处理效应。表 5 报告了估计结果。其中前两列控制了城市、行业和年份固定效应,主要系数的方向、大小和显著性水平与表 3 报告的结果保持一致。同时,在后两列中控制了企业和年份固定效应,核心变量的估计系数依然正显著。因此,使用逆概率加权方法矫正可能存在的自选择问题后,本文的基准结果依然稳健。

表 5 稳健性检验:处理组自选择问题

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
Circu	0.023 [*] (0.012)	0.025 ^{**} (0.013)	0.032 ^{**} (0.015)	0.040 ^{***} (0.015)

续表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
Lpgdp	0.004 (0.005)	-0.003 (0.005)	-0.015 ** (0.006)	-0.009 (0.006)
Service	-0.026 (0.019)	-0.047 ** (0.019)	0.003 (0.024)	-0.010 (0.024)
Lgpcon	-0.009 (0.006)	-0.008 (0.006)	0.000 (0.006)	0.002 (0.006)
Lgpinc	0.008 *** (0.003)	0.010 *** (0.003)	0.008 ** (0.003)	0.010 *** (0.003)
Lgretail	-0.004 ** (0.002)	-0.005 ** (0.002)	0.002 (0.002)	0.003 (0.002)
Lgage		-0.020 *** (0.001)		-0.011 *** (0.002)
Lgasset		-0.001 *** (0.000)		-0.019 *** (0.001)
Lgempty		0.006 *** (0.001)		0.019 *** (0.002)
Lgexport		0.001 *** (0.000)		0.002 *** (0.000)
POE		0.010 *** (0.002)		0.010 ** (0.004)
FOE		0.009 *** (0.002)		0.001 (0.006)
COE		0.006 *** (0.002)		0.006 (0.005)
MOE		0.014 * (0.008)		0.019 (0.014)
城市固定	是	是	否	否
行业固定	是	是	否	否
企业固定	否	否	是	是
年份固定	是	是	是	是
常数项	0.135 ** (0.068)	0.263 *** (0.070)	0.145 * (0.079)	0.119 (0.079)
观测值	473803	473803	440090	440090
R ²	0.010	0.012	0.160	0.161

注: 括号内为系数的标准误。所有回归系数的标准误在行业层面聚类。***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的置信水平上显著。

综上所述, 在考虑对照组和处理组样本平衡性和试点选择的内生性问题后, 流通体制改革依然存在对企业生产效率显著的正向影响。

3.2.4 更换被解释变量

不同的全要素生产率估计方法在处理要素投入内生性问题时所依赖的假设不同,由此可能造成估计结果存在差异。表 6 前四列报告了基于不同全要素生产率估计方法得到的实证结果。第(1)、(2)列报告了使用 Levinsohn and Petrin(2003)计算的全要素生产率作为被解释变量的估计结果。第(3)、(4)列报告了使用 Wooldridge(2009)计算的全要素生产率作为被解释变量的估计结果。结果显示,政策变量回归系数的大小、符号和显著性水平与基准结果保持一致。此外,基准回归结果中使用全要素生产率增速虽然便于估计结果的比较和解释,但计算全要素生产率增速的过程会造成样本损失,可能降低估计效率。为此,表 6 最后两列报告了使用企业全要素生产率的水平值作为被解释变量的实证结果。与基准结果相比,政策变量回归系数的符号保持不变,大小和显著性水平提高。综上,使用不同的全要素生产率指标作为被解释变量均可以稳健地发现流通体制改革对企业生产效率的正向影响。

表 6 更换被解释变量

变量	TFP (LP)		TFP (WDRG)		TFP (level)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
circu	0.026 *** (0.009)	0.020 ** (0.009)	0.026 *** (0.009)	0.020 ** (0.010)	0.024 * (0.013)	0.051 *** (0.012)
lgpgdp		-0.099 *** (0.016)		-0.095 *** (0.015)		0.035 * (0.019)
service		-0.299 *** (0.061)		-0.304 *** (0.061)		-1.025 *** (0.084)
lgpcon		-0.018 (0.014)		-0.019 (0.014)		-0.069 *** (0.018)
lgpinc		0.030 ** (0.013)		0.030 ** (0.013)		0.054 *** (0.015)
lgretail		-0.026 *** (0.005)		-0.026 *** (0.005)		-0.007 (0.008)
lgage		-0.093 *** (0.003)		-0.095 *** (0.004)		-0.073 *** (0.008)
lgasset		-0.005 *** (0.001)		-0.007 *** (0.001)		0.093 *** (0.007)
lgemploy		0.030 *** (0.003)		0.032 *** (0.003)		0.394 *** (0.011)
lgexport		0.002 *** (0.000)		0.002 *** (0.000)		0.016 *** (0.002)

续表						
变量	TFP (LP)		TFP (WDRG)		TFP (level)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
POE		0.042 *** (0.008)		0.041 *** (0.008)		0.506 *** (0.023)
FOE		0.046 *** (0.009)		0.048 *** (0.010)		0.535 *** (0.036)
COE		0.024 *** (0.009)		0.023 ** (0.009)		0.443 *** (0.027)
MOE		0.013 (0.020)		0.013 (0.021)		0.580 *** (0.043)
城市固定	是	是	是	是	是	是
行业固定	是	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是	是
常数项	0.105 *** (0.005)	1.459 *** (0.154)	0.108 *** (0.005)	1.430 *** (0.151)	6.021 *** (0.011)	3.335 *** (0.152)
观测值	543537	534615	543537	534615	676854	658767
R ²	0.009	0.016	0.010	0.016	0.136	0.353

注：括号内为系数的标准误。所有回归系数的标准误在行业层面聚类。***、**和*分别表示在1%、5%和10%的置信水平上显著。

4 机制检验与异质性分析

基于前文实证结果分析,可以稳健地发现流通体制改革促进企业生产效率提升的经验证据。接下来,本文将进一步分析流通体制改革提高企业生产效率的作用机制,以及这种影响是否存在异质性。

4.1 影响机制检验

在制度背景与理论分析部分,本文提出了流通体制改革影响企业生产效率的两条渠道。(1)流通体制改革通过培育生产资料市场和专业市场,缩短了制造业企业与原材料供应商和客户订单获取的时间,同时也降低了订单获取的不确定性。这些改变可以减少制造业企业存货,降低其存货成本,提高企业生产效率(Shirley and Winston,2004;Datta,2012)。(2)流通体制改革打破了地区间市场分割,开拓了新的专业市场,促进了生产与流通的有机融合,从而有利于产品市场竞争和专业化产品的订制与生产。这些改变推动了企业产品创新,提高其新产品销售价值,最终提高企业生产效率(Syverson,2011;Chen et al.,2016)。因此,流通体制改革通过降低企业存货和提高企业新产品产值进而促进其生产

效率提升。

本文继续使用实证方程式(1)检验流通体制改革影响企业生产效率的作用机制,将其被解释变量替换为企业存货和新产品产值。表 7 前三列报告了流通体制改革对企业存货的影响。其中第(1)列只控制了流通体制改革政策变量,其系数为-0.070,在 1%的显著性水平下显著。第(2)、(3)列中分别加入城市经济变量和企业经济变量,与第(1)列结果相比,政策变量回归系数的大小、符号和显著性水平均未发生明显变化。结果显示,试点城市企业的存货比非试点城市低 6%,该结果在 1%的显著性水平下显著,这说明流通体制改革显著地减少了企业存货。表 7 后三列报告了流通体制改革对企业新产品产值的影响。与前 3 列的处理方式类似,第(4)列的结果显示,政策变量的回归系数为 0.065,在 1%的显著性水平下显著。第(5)、(6)列中控制了城市和企业经济变量,政策变量回归系数的符号和显著性水平并未改变,系数大小略微提高。结果发现,流通体制改革使得企业新产品产值提升了 8%,该结果在 1%的显著性水平下显著。

表 7 机制分析

变量	存货			新产品产值		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
circu	-0.070 *** (0.016)	-0.064 *** (0.017)	-0.064 *** (0.017)	0.065 *** (0.019)	0.077 *** (0.019)	0.080 *** (0.020)
lgpgdp		-0.136 *** (0.030)	-0.136 *** (0.030)		0.206 *** (0.049)	0.216 *** (0.048)
service		0.152 (0.099)	0.213 ** (0.101)		-0.857 *** (0.184)	-0.867 *** (0.187)
lgpcon		0.020 (0.019)	0.022 (0.019)		0.142 *** (0.037)	0.144 *** (0.037)
lgpinc		0.055 *** (0.016)	0.055 *** (0.016)		-0.139 *** (0.026)	-0.140 *** (0.025)
lgretail		0.058 *** (0.010)	0.065 *** (0.010)		0.060 *** (0.015)	0.065 *** (0.015)
lgage			-0.113 *** (0.006)			-0.022 *** (0.008)
lgasset			0.020 *** (0.002)			0.013 *** (0.004)
lgempty			0.034 *** (0.003)			0.018 *** (0.005)
lgexport			0.000 (0.001)			0.017 *** (0.002)

续表

变量	存 货			新 产 品 产 值		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
POE			0.072 *** (0.009)			0.052 *** (0.018)
FOE			0.043 *** (0.010)			-0.031 (0.020)
COE			0.042 *** (0.012)			0.063 *** (0.021)
MOE			0.069 ** (0.026)			0.016 (0.069)
城市固定	是	是	是	是	是	是
行业固定	是	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是	是
常数项	0.061 *** (0.008)	0.470 * (0.232)	0.222 (0.233)	-0.010 (0.011)	-2.466 *** (0.373)	-2.842 *** (0.384)
观测值	544496	535564	535564	376426	375784	375784
R ²	0.004	0.004	0.007	0.014	0.014	0.016

注：括号内为系数的标准误。所有回归系数的标准误在行业层面聚类。***、**和*分别表示在1%、5%和10%的置信水平上显著。工业企业数据中2004年新产品产值数据缺失。

综上,这些实证结果表明流通体制改革显著地降低了企业存货,并提高了企业新产品产值。这些变化最终促进了企业全要素生产率的提高。

4.2 异质性分析

作为上述经济机制的佐证和补充,本文进一步研究了流通体制改革对企业生产效率的异质性影响。囿于数据限制,本文主要采用分组回归的方式,关注行业层面的异质性。划分行业的参照标准来源于世界银行2005年在中国开展的营商环境调查。该数据采用分层抽样方法,对就业人数大于等于5人的注册企业进行调查,调查对象主要为企业所有者和高层管理人员,调查问题主要包括2004年企业基本情况、营商环境和财务状况。调查数据收集了北京、上海、深圳、沈阳、武汉等地区30个两位码制造业行业12400家企业数据,具有较好的代表性(夏后学等,2019)。因此,该调查数据可以用来刻画我国制造业各行业营商环境的异质性特征。同时,该调查数据记录了流通体制改革发生之前企业的营商环境信息,基于其构造的分组指标具有较好的外生性。具体来看,本文主要进行了如下异质性分析。

(1) 流通体制改革的重要任务是优化市场环境、打破地区保护和建设大市场。如果流通体制改革实现了优化市场环境的政策目标,可以观察到流通体制

改革对企业生产效率的影响在那些面临较强地方保护的行业内会更加明显。营商环境调查数据记录了企业面临的地方保护强度^①。基于该指标,参考王小鲁等(2017)计算中国市场化指数的方法,本文构造了行业地方保护强度指标。具体过程如下,首先计算各行业内企业面临的地方保护强度平均值(mindex_j),然后对其进行正向化处理并标准化到 0-1 区间,得到行业地方保护强度分组指标(Index_j)^②。为了缓解指标测量误差的影响,本文基于该指标的中位数将行业划分为高地方保护组和低地方保护组,再分别使用实证模型(1)进行回归分析。结果如表 8 所示。可以发现,流通体制改革对地方保护强度较高的行业内的企业生产效率存在显著的正向影响,而对地方保护强度较低的行业内的企业生产效率存在正向影响,但不显著。这间接说明流通体制改革有利于破除地区封锁和优化市场环境。

(2) 流通体制改革通过培育生产资料市场和专业市场,整合流通资源,促进生产和流通有机结合,可以节约企业流通费用和降低流通成本。为了考察流通体制改革对流通费用的影响,本文使用世行调查数据中报告的企业商旅费用构造行业流通成本指数^③。商旅费用主要产生于企业维护和寻找客户与供应商的过程中(申宇和赵静梅,2016),因此其能反映流通成本和费用。具体过程如下:首先计算企业商旅费用占其核心业务收入的比重,再以企业核心业务收入占行业整体核心业务收入的比重作为权重,得到行业层面商旅费用的加权平均值。然后,对其进行标准化处理,得到行业流通费用指数。最后,基于行业流通费用指数的中位数将行业划分为高低流通费用组进行分析。结果如表 8 所示。结果显示,流通体制改革只对流通费用较高行业内的企业生产效率存在正显著影响。这说明流通体制改革可以通过降低企业流通费用和成本,进而提高企业生产效率。

(3) 流通体制改革的主要任务是推动批发、零售和生产资料供应商与制造业企业形成目标一致的利益共同体,建立货源共享和网络共享的一体化组织。这将会产生两方面的直接影响:一方面,改革有利于制造业企业与上游供货商和下游客户形成良好的商业关系,减少商业纠纷,提高流通效率;另一方面,改革有利于制造业企业获得及时、有效的供求信息,形成“以销定产”和精益化生产的商业模式,减少过剩产能(宋则等,2010)。为了检验流通体制改革对制造

① 具体问题为: Please indicate to what extent local protectionism affect your company's operation and growth. (0) None; (1) Low; (2) Moderate; (3) High; (4) Very high。

② 这里使用的标准化方法为: $\text{Index}_j = \frac{\max(\text{mindex}_j) - \text{mindex}_j}{\max(\text{mindex}_j) - \min(\text{mindex}_j)}$ 。其中下标 j 代表两位数制造业行业。下文使用的标准化方法也以此为准。

③ 具体的问题为: Business travel expenses in 2004。

业企业流通效率和产能利用的影响,本文分别构造了行业流通效率和产能利用指数^①。同样基于指标的中位数将行业分别划分为高低流通效率组和产能利用组^②。结果如表 8 所示。可以发现,流通体制改革仅对低流通效率行业 and 低产能利用率行业内的企业生产效率存在显著正向影响,而对高流通效率行业和高产能利用率行业内的企业生产效率不存在显著影响。这说明流通体制改革通过推动生产企业与上游供应商和下游客户形成一体化组织,有助于提高流通效率和产能利用率,从而促进企业生产效率提升。

表 8 异质性分析

变量	地方保护		流通费用		流通效率		产能利用	
	高	低	高	低	高	低	高	低
Circu	0.030 *	0.009	0.031 *	0.012	0.006	0.038 **	-0.001	0.040 ***
	(0.014)	(0.011)	(0.015)	(0.011)	(0.010)	(0.015)	(0.012)	(0.013)
Lpgdp	-0.123 ***	-0.077 ***	-0.110 ***	-0.094 ***	-0.093 ***	-0.109 ***	-0.098 ***	-0.098 ***
	(0.018)	(0.022)	(0.022)	(0.021)	(0.021)	(0.024)	(0.023)	(0.021)
Service	-0.191 *	-0.425 ***	-0.287 ***	-0.313 ***	-0.381 ***	-0.191 **	-0.275 ***	-0.314 ***
	(0.105)	(0.049)	(0.067)	(0.095)	(0.085)	(0.071)	(0.086)	(0.089)
Lgpcon	-0.029	-0.007	-0.017	-0.018	-0.009	-0.031	-0.040 *	0.003
	(0.017)	(0.021)	(0.015)	(0.022)	(0.020)	(0.019)	(0.019)	(0.018)
Lgpinc	0.042 **	0.020	0.049 ***	0.018	0.015	0.052 **	0.042 *	0.022
	(0.017)	(0.018)	(0.017)	(0.017)	(0.015)	(0.019)	(0.021)	(0.016)
Lgretail	-0.035 ***	-0.019 **	-0.021 **	-0.030 ***	-0.018 **	-0.034 ***	-0.027 ***	-0.024 **
	(0.008)	(0.007)	(0.009)	(0.006)	(0.007)	(0.008)	(0.005)	(0.009)
Lgage	-0.092 ***	-0.094 ***	-0.091 ***	-0.095 ***	-0.094 ***	-0.093 ***	-0.091 ***	-0.096 ***
	(0.004)	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.005)
Lgasset	-0.008 ***	-0.003	-0.006 **	-0.004 *	-0.003	-0.008 ***	-0.004	-0.007 ***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
Lgempty	0.032 ***	0.028 ***	0.033 ***	0.028 ***	0.026 ***	0.035 ***	0.027 ***	0.033 ***
	(0.003)	(0.005)	(0.002)	(0.005)	(0.004)	(0.002)	(0.005)	(0.003)
Lgexport	0.003 ***	0.002 ***	0.002 ***	0.003 ***	0.003 ***	0.002 ***	0.002 ***	0.002 ***
	(0.001)	(0.000)	(0.000)	(0.001)	(0.001)	(0.000)	(0.001)	(0.000)
POE	0.030 **	0.057 ***	0.040 ***	0.043 ***	0.049 ***	0.032 ***	0.049 ***	0.035 ***
	(0.010)	(0.010)	(0.010)	(0.011)	(0.011)	(0.009)	(0.011)	(0.010)
FOE	0.042 ***	0.055 ***	0.040 ***	0.051 ***	0.051 ***	0.039 ***	0.052 ***	0.043 ***
	(0.014)	(0.011)	(0.011)	(0.013)	(0.013)	(0.010)	(0.014)	(0.011)

① 其构造过程与行业地方保护和流通成本指数相一致。使用的具体问题分别为:(1) How many commercial disputes have occurred between your company and the wholesale dealers/clients(the suppliers) in the past 3 years? (2) Utilized Production Capacity:2004 ____%。

② 高流通效率行业是指生产企业与客户和供应商发生商业纠纷低于中位数的行业。

续表

变量	地方保护		流通费用		流通效率		产能利用	
	高	低	高	低	高	低	高	低
COE	0.018 (0.012)	0.035*** (0.012)	0.022* (0.012)	0.026* (0.012)	0.029** (0.013)	0.017 (0.011)	0.035*** (0.010)	0.014 (0.014)
MOE	0.040 (0.030)	-0.016 (0.022)	-0.031 (0.029)	0.054* (0.024)	0.029 (0.029)	-0.004 (0.027)	0.026 (0.022)	0.003 (0.034)
城市固定	是	是	是	是	是	是	是	是
行业固定	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是	是	是	是
常数项	1.757*** (0.185)	1.187*** (0.218)	1.351*** (0.235)	1.555*** (0.205)	1.423*** (0.213)	1.517*** (0.223)	1.540*** (0.215)	1.341*** (0.223)
观测值	253374	281241	243395	291220	293705	240910	301140	233474
R ²	0.015	0.017	0.016	0.016	0.016	0.016	0.016	0.016

注:括号内为系数的标准误。所有回归系数的标准误在行业层面聚类。***、**和* 分别表示在 1%、5%和 10%的置信水平上显著。

综上,异质性分析结果显示,流通体制改革在地方保护程度高、流通费用高、流通效率低和产能利用率低的行业对企业生产效率的影响更为显著。这些发现为流通体制改革的直接影响提供了间接证据,而这些直接影响导致了企业生产效率的提高。

5 结论与政策含义

流通是连接生产和消费的桥梁,在国民经济体系中发挥着基础性作用。在过去的二十年,我国流通业经历了快速发展,流通现代化不断推进和完善,内外贸市场一体化走向成熟。然而,鲜有文献分析流通业的经济作用和影响。本文基于 2005 年开始在我国部分省市试点的流通体制改革,结合工业企业数据和城市经济统计年鉴,使用双重差分估计方法分析了流通领域改革与制造业企业生产效率提升的因果效应。研究发现,流通体制改革显著提高了制造业企业全要素生产率增速。这一结果在考虑平行趋势假设、安慰剂检验、遗漏变量偏误和全要素生产率测算方法后依然稳健。在基准结果稳健的基础上,机制分析表明,一方面,流通体制改革缩短了制造业企业与原材料供应商和客户的订单获取时间,同时也降低了订单获取的不确定性。这些改变减少了制造业企业存货,降低了企业存货成本,进而提高企业生产效率;另一方面,流通体制改革打破了地区间市场分割,开拓了新的专业市场,促进了生产与流通的有机融合,从而有利于产品市场竞争和专业化产品的订制与生产。这些改变推动了企业产品创新,提高了新产品销售价值,最终提高企业生产效率。同时,为了进一步佐

证和补充经济机制,异质性分析结果显示,流通体制改革在地方保护程度高、流通费用高、流通效率低和产能利用率低的行业内对企业全要素生产率的提升作用更为明显。基于本文的实证研究,可以得到的结论是,理顺流通有助于提高制造业企业生产效率,促进流通业与制造业相互融合,实现制造业高质量发展。

本文的发现可能存在如下政策启示:(1)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,理顺流通和建设国内统一大市场是必然选择。流通在经济发展过程中发挥着基础性作用,本文发现其基础性作用体现在有助于改善制造业企业生产效率,就此而言,深化流通体制改革和建设现代流通体制是政策制定者的合理选择。(2)从低端制造迈向高端制造和实现制造业的转型升级需要系统性的政策措施。本文的结果表明,流通在促进制造业企业全要素生产率提升方面具有显著的正向作用。因此,如何推动制造与流通的有机融合,促进制造业和流通业相互协调发展,是建设现代流通体系首要考虑的关键问题。

参考文献

- 李涵,唐丽森. 2015. 交通基础设施投资、空间溢出效应与企业库存[J]. 管理世界, (4): 126-136.
- Li H, Tang L M. 2015. The investment in the communication infrastructure, the spatial spillover effects and firm's inventory [J]. *Journal of Management World*, (4): 126-136. (in Chinese)
- 刘冲,吴群锋,刘青. 2020. 交通基础设施、市场可达性与企业生产率——基于竞争和资源配置的视角[J]. 经济研究, 55(7): 140-158.
- Liu C, Wu Q F, Liu Q. 2020. Transportation infrastructure, market access and firm productivity: A competition and resource reallocation perspective [J]. *Economic Research Journal*, 55(7): 140-158. (in Chinese)
- 申宇,赵静梅. 2016. 吃喝费用的“得”与“失”——基于上市公司投融资效率的研究[J]. 金融研究, (3): 140-156.
- Shen Y, Zhao J M. 2016. The “gains” and “losses” of eating and drinking corruption: Evidence from investment and financing efficiency of Chinese listed companies [J]. *Journal of Financial Research*, (3): 140-156. (in Chinese)
- 宋则,常东亮,丁宁. 2010. 流通业影响力与制造业结构调整[J]. 中国工业经济, (8): 5-14.
- Song Z, Chang D L, Ding N. 2010. The impact of distribution sector and manufacturing structural adjustment [J]. *China Industrial Economics*, (8): 5-14. (in Chinese)
- 王小鲁,樊纲,余静文. 2017. 中国分省份市场化指数报告(2016) [M]. 北京: 社会科学文献出版社.

- 夏后学, 谭清美, 白俊红. 2019. 营商环境、企业寻租与市场创新——来自中国企业营商环境调查的经验证据[J]. *经济研究*, 54(4): 84-98.
- Xia H X, Tan Q M, Bai J H. 2019. Business environment, enterprise rent-seeking and market innovation: Evidence from the China enterprise survey[J]. *Economic Research Journal*, 54(4): 84-98. (in Chinese)
- 杨汝岱. 2015. 中国制造业企业全要素生产率研究[J]. *经济研究*, 50(2): 61-74.
- Yang R D. 2015. Study on the total factor productivity of chinese manufacturing enterprises[J]. *Economic Research Journal*, 50(2): 61-74. (in Chinese)
- Akcigit U, Baslandze S, Lotti F. 2018. Connecting to power: Political connections, innovation, and firm dynamics[R]. National Bureau of Economic Research.
- Athey S, Schmutzler A. 1995. Product and process flexibility in an innovative environment[J]. *The RAND Journal of Economics*, 26(4): 557-574.
- Balasubramanian N, Sivadasan J. 2011. What happens when firms patent? New evidence from U. S. economic census data[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 93(1): 126-146.
- Bernard A B, Redding S J, Schott P K. 2010. Multiple-product firms and product switching[J]. *American Economic Review*, 100(1): 70-97.
- Brandt L, Van Biesebroeck J, Zhang Y F. 2012. Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing[J]. *Journal of Development Economics*, 97(2): 339-351.
- Brynjolfsson E, Hitt L M. 2000. Beyond computation: Information technology, organizational transformation and business performance[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 14(4): 23-48.
- Chen Y Y, Igami M, Sawada M, et al. 2016. Privatization and innovation: Productivity, new products, and patents in China[R]. SSRN Working Paper.
- Datta S. 2012. The impact of improved highways on Indian firms[J]. *Journal of Development Economics*, 99(1): 46-57.
- Davis S J, Kahn J A. 2008. Interpreting the great moderation: Changes in the volatility of economic activity at the macro and micro levels[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 22(4): 155-180.
- Imbens G W. 2000. The role of the propensity score in estimating dose-response functions[J]. *Biometrika*, 87(3): 706-710.
- Levinsohn J, Petrin A. 2003. Estimating production functions using inputs to control for unobservables[J]. *The Review of Economic Studies*, 70(2): 317-341.
- Li P, Lu Y, Wang J. 2016. Does flattening government improve economic performance? Evidence from China[J]. *Journal of Development Economics*, 123: 18-37.
- Olley G S, Pakes A. 1996. The dynamics of productivity in the telecommunications

- equipment industry[J]. *Econometrica*, 64(6): 1263-1297.
- Shirley C, Winston C. 2004. Firm inventory behavior and the returns from highway infrastructure investments[J]. *Journal of Urban Economics*, 55(2): 398-415.
- Syverson C. 2011. What determines productivity? [J]. *Journal of Economic Literature*, 49(2): 326-365.
- Wooldridge J M. 2009. On estimating firm-level production functions using proxy variables to control for unobservables[J]. *Economics Letters*, 104(3): 112-114.

Can Straightening out Circulation Improve the Efficiency of Manufacturing Firms

—Evidence from the Reform of the Circulation System

Hao Yang¹ Shaoyang Zhao¹ Guowei Cai²

(1. School of Economics, Sichuan University; 2. Lingnan College, Sun Yat-sen University)

Abstract The circulation industry is the first field to carry out market-oriented reforms in China. With market-oriented reforms, the circulation industry has experienced rapid development, and the integration of domestic and foreign markets has gradually matured. This paper empirically analyzes the basic role and mechanism of the circulation industry in the process of promoting the development of manufacturing firms through the pilot reform of the circulation system. The study finds that the reform of the circulation system has a significant role in promoting the growth of total factor productivity of manufacturing firms. This finding remains robust after considering issues such as the hypothesis of parallel trends, placebo tests, missing variables, and efficiency measurement method. Mechanism analysis shows that, on the one hand, the reform of the circulation system has reduced firm's inventories and lowered the cost of firm's inventories, thereby increasing firm's efficiency; on the other hand, the reform of the circulation system has increased the value of new products of the firm, promoted product innovation, and thus improved the firm's efficiency. The heterogeneity results show that the reform of the circulation system has a more obvious promotion effect on the efficiency of firms in industries with high local protection, high circulation costs, low circulation efficiency and low capacity utilization. This paper provides policy implication for promoting the transformation and upgrading of the manufacturing industry under the new dual-cycle development pattern.

JEL Classification D24, O14, P21