

“两个比照”政策是否促进了中部崛起*

卢 飞 刘明辉 孙元元

内容提要:本文结合理论推演和 PSM-DID 方法对“两个比照”政策的实施效果进行分析和估测。理论分析部分将政策干预纳入 CES 生产函数,推演得出以要素供给和提质增效为基本路径的分析框架,并结合中部崛起的发展规划提出研究假设。实证结果表明,“比照东北振兴”战略实施效应的发挥具有时滞性,但其仍使处理组城市的经济规模较对照组有显著的提升,且“三基地、一枢纽”的战略目标基本达成,然而该政策没有对处理组城市经济转型和提质增效产生明显作用。“比照西部大开发”政策效应的评估结果也支持了该政策各项战略着力点的基本落地,但其未能给县域经济规模或发展水平带来“净效应”。此外,“两个比照”政策导致农业区经济规模以及市域职工工资和县域农民收入的相对下滑,对地区软实力的提升也十分有限,还可能诱发县域的“粘绳纸效应”及政府投资对民间资本的“挤出效应”,需要在打造“一中心、四区”战略新定位的过程中给予关注。

关键词:两个比照 中部崛起 准自然实验 PSM-DID

作者简介:卢 飞,武汉大学中国中部发展研究院博士生,430072;

刘明辉,西南财经大学经济学院博士生,611130;

孙元元,武汉大学中国中部发展研究院副教授、博士,430072。

中图分类号:F812.0 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2019)01-0114-14

一、引 言

中部地区在过去被诟病为我国经济增长的“塌陷区”,不仅经济发展水平远落后于东部地区,经济增长速度也较西部地区迟滞。针对塌陷事实,国家继东部率先发展、西部大开发和东北振兴战略之后,于2006—2009年陆续出台多项政策助力中部崛起。2009年《促进中部地区崛起规划》明确提出中部地区到2015年建成“三基地、一枢纽”。2016年,国家综合考量中部地区两个“五年”发展成就和新形势下中部地区面临的新情况、新问题,审时度势,出台了《促进中部地区崛起

* 基金项目:中央高校基本科研业务费专项资金武汉大学自主科研项目(人文社会科学)青年项目“产业集聚、区域动态博弈与区域差距演变”(2018QN060)。作者感谢匿名审稿专家的宝贵建议。文责自负。

“十三五”规划》，该规划拾级而上提出新时期中部地区“一中心、四区”的发展定位，这一前瞻性的战略部署为中部地区“十三五”乃至新时代跨越式发展提出了新要求，指明了新方向。

中部地区具有连南接北、承东启西的区位优势，是我国新时代谋求地区接续发展、区域协调发展的战略要地，同时中部地区厚实的制造业基础对我国建成现代化经济体系也举足轻重。2006年以来，与中部地区相关的各项政策多为中部地区的发展规划，而真正明确中部地区所能享受优惠政策的是“两个比照”政策，该项政策创新了政策体系外区域的发展模式，给中部地区一些县、市带来了与“专项”优惠区域几近相同的利好条件，可以说是“比照”区域的“专有”政策，是中部地区崛起战略的重要内容和执本之举。然而，“两个比照”政策惠泽区域是否能像政策直接覆盖区一样收获“红利”？遗憾的是，鲜有文献关注“两个比照”政策的实施效果。“两个比照”政策出台于2007年，截至当前已实施十多年，因此，对“两个比照”政策的实施效果开展评估既是把脉中部的基础性工作，也是进一步贯彻《促进中部地区崛起“十三五”规划》的本质要求。

随着我国社会主义制度的不断完善，我国各项社会制度改革不断涌现，学界评估制度的内容更加全面、评估手段也日益多样。如有关西部大开发政策的评估在期初多以定性分析为主，随着政策评估工具的不断丰富，有关西部大开发政策的定量评估文献开始增多，但结论尚不统一。其他方面的研究如程令国、张晔(2012)选取2005年和2008年CLHLS数据为样本，基于固定效应模型和双重差分倾向得分匹配方法(PSM-DID)，得出“新农合”取得了健康绩效而非经济绩效；李光勤等(2018)运用双重差分法，以“局改委”政策为例，证实了制度变迁对旅游产业发展的带动作用；史贝贝等(2017)同样运用双重差分法，以“两控区”政策作为准自然实验证实了环境规制的边际报酬递增效应；张莉等(2017)在梳理中央和省级规划中提及的重点产业的基础上，结合固定效应模型和DID模型考察了重点产业政策导致政府土地资源配置的地域异质性特征。可以看出，我国各项政策的绩效评估以及政策实施后所产生的影响效力已成为学术界研究和关注的焦点。

二、政策解读与理论分析

(一)“两个比照”政策解读

2006年，中部崛起开始明确为国家战略，“两个比照”政策随之成为促进中部崛起的关键举措和主要抓手，该政策不仅是针对“中部塌陷”问题提出的施政方略，也是新时期促进中部崛起的有力支撑和重要强心剂。“两个比照”政策的贯彻执行为中部地区建成和巩固“三基地、一枢纽”的发展定位以及为《促进中部地区崛起“十三五”规划》的成功出台奠定了坚实基础。

“两个比照”政策形成于《中共中央国务院关于促进中部地区崛起的若干意见》(中发〔2006〕10号)、《关于中部六省比照实施振兴东北地区等老工业基地和西部大开发有关政策范围的通知》(国办函〔2007〕2号)和《国务院办公厅印发关于中部六省实施比照振兴东北地区等老工业基地和西部大开发有关政策的通知》(国办函〔2008〕15号)等文件，并随这些文件和政策的发布得到渐次推进和精准落地。依据文件精神，“两个比照”政策包含多项财政激励政策和产业发展对策，并能够依据不同区域在改革发展中的突出问题进行相应的政策设计，可以保障政策实施过程中做到有的放矢。按照政策内容，26个城市比照实施振兴东北地区等老工业基地有关政策(以下简称“比照东北振兴”)，重点推进国企改革和增值税改革，要求通过培育技术创新体系

加速产业结构转型,推动中部地区城市建设和发挥城市辐射带动作用;243个县(市、区)比照实施西部大开发有关政策(以下简称“比照西部大开发”),其分布范围主要是贫困人口集中地区,尤其是革命老区和少数民族地区,“比照西部大开发”战略是以保障民生和提升地方公共服务能力为本,强调通过加大财政转移支付,借力发展特色产业、商贸物流,实施土地复垦和矿产资源勘查等措施加大扶贫开发力度。可以看出,“两个比照”政策主要着力于推动城市转型和改善落后地区的生产生活面貌。

《促进中部地区崛起“十三五”规划》的出台也得益于“两个比照”政策的深入贯彻和持续落实。结合规划文本可以看出,《促进中部地区崛起“十三五”规划》的战略目标以及战略任务等均是在“两个比照”政策基础上的进一步升华。扶持特殊困难地区加快发展、加快建设现代产业新体系、打造中部地区城市群和中心城市、构建基础设施新网络等均是对“两个比照”政策着力点的进一步强化。因此,“两个比照”政策的效应评估不仅是对中部地区过去发展的经验总结,也是确保中部地区“十三五”期间战略目标实现的基础性工作,具有重要意义。

(二)理论分析

一个经济体发展如何在很大程度上受制于经济发展战略。林毅夫等(1999)在分析发展战略的选择时着重突出比较优势发展战略,他们认为产业政策是政府履行职能的关键。(1)产业政策对经济活动参与者的创新行为具有较强影响。其作用机制可以概括为两种,一种是产业政策带动产业内涵式增长。具体而言,鼓励性产业政策给企业在获取信贷、减免税收、赢取补贴等方面带来较大利好,推动企业开展技术创新,尤其是民营企业(余明桂等,2016)。另一种与此相对,指的是产业政策使经济活动参与者更急功近利,而不是专注创新,正如黎文靖、郑曼妮(2016)对沪深A股上市公司2001—2010年的专利数据进行考察,结论认为鼓励性产业政策更多的是激发了企业的策略性创新,即为“寻扶持”增加专利数量而忽视专利质量的行为。(2)产业政策的产业增长效力。现有研究将这一观点总结为资源补充机制和资源重置机制(宋凌云、王贤斌,2013;2017),二者逻辑相似,但形式不同。资源补充机制指的是重点产业可以获取更高的补贴,资源重置机制即通过产业政策引导资源配置到生产率更高的产业。然而,产业政策“上行下效”也使得地方经济出现产业同构和过早分散的现象,导致出现效率损失(吴意云、朱希伟,2015)。可以看出,鼓励性产业政策会给地方经济活动参与者带来较大优惠,但是地区经济发展情况还与地区比较优势以及经济活动参与者行为相关。实际上,中部作为欠发达地区,资源型产业在过去一直是该区域的支柱产业,资本偏向的产业结构决定了鼓励性产业政策可以推动当地产业发展,同时依托区位优势推动特色产业和商贸物流发展等的战略导向也体现了中部地区凸显比较优势的产业选择。据此,我们设定代表性厂商的生产函数符合CES生产函数,并参照Acemoglu(2002)的广义技术进步参数为1的假定,方程设定如下:

$$y_{it} = [\delta_i (A_L L_{it})^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1 - \delta_i) (A_M M_{it})^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (1)$$

其中,投入要素包括劳动(L_i)和其他要素(M_i)。 δ_i 和 $1 - \delta_i$ 分别为劳动和其他要素的分配参数, A_L 和 A_M 为要素增强型技术进步, σ 是要素替代弹性。按照前文所述,发展战略显然并不会直接促进当地全要素生产率进步,而是会以“要素挤入”的形式推动区域发展。因此,我们将战略实施具体化为“政策驱动因子”,并将其拆分为劳动要素挤入因子(γ_1)和其他要素挤入因子(γ_2),将其代入(1)式,可以得到:

$$y_{it} = [\delta_i(\gamma_1 \cdot A_L L_{it})^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1 - \delta_i)(\gamma_2 \cdot A_M M_{it})^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (2)$$

接下来,我们假定劳动工资按照市场价格给付,资本、土地等中间品受战略实施的影响发生价格折扣,即中间品价格相比非战略实施区更低,此时假定政府减税因子为 γ_3 ,则可以得到政策优惠区域生产的约束方程为:

$$\text{Max } p_{it} y_{it} - p_{Lt} L_{it} - (1 - \gamma_3) p_{Mt} M_{it} \quad (3)$$

从而我们可以分别求出(2)式和(3)式的最大化一阶条件,劳动和其他中间品需求量、要素增强型技术进步,产品价格和产品产出的表达式分别为:

$$p_{Lt} = p_{it} \delta_i \left(\frac{y_{it}}{L_{it}} \right)^{\frac{1}{\sigma}} (\gamma_1 \cdot A_L)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \quad (4)$$

$$(1 - \gamma_3) p_{Mt} = p_{it} (1 - \delta_i) \left(\frac{y_{it}}{M_{it}} \right)^{\frac{1}{\sigma}} (\gamma_2 \cdot A_M)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \quad (5)$$

$$L_{it} = \frac{y_{it} \cdot p_{it}^{\sigma} \cdot \delta_i^{\sigma} \cdot (\gamma_1 \cdot A_L)^{\sigma-1}}{p_{Lt}^{\sigma}} \quad (6)$$

$$M_{it} = \frac{y_{it} \cdot p_{it}^{\sigma} \cdot (1 - \delta_i)^{\sigma} \cdot (\gamma_2 \cdot A_M)^{\sigma-1}}{[(1 - \gamma_3) p_{Mt}]^{\sigma}} \quad (7)$$

$$A_L = \frac{1}{\gamma_1} \cdot \left(\frac{p_{Lt}}{p_{it} \delta_i} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \cdot \left(\frac{y_{it}}{L_{it}} \right)^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (8)$$

$$A_M = \frac{1}{\gamma_2} \cdot \left[\frac{(1 - \gamma_3) p_{Mt}}{p_{it} (1 - \delta_i)} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \cdot \left(\frac{y_{it}}{M_{it}} \right)^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (9)$$

$$p_{it} = \left\{ \frac{\delta_i^{\sigma} \cdot (\gamma_1 \cdot A_L)^{\sigma-1}}{p_{Lt}^{\sigma-1}} + \frac{(1 - \delta_i)^{\sigma} \cdot (\gamma_2 \cdot A_M)^{\sigma-1}}{[(1 - \gamma_3) p_{Mt}]^{\sigma-1}} \right\}^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (10)$$

$$y_{it} = L_{it} \cdot \frac{p_{Lt}}{p_{it}} + M_{it} \cdot \frac{(1 - \gamma_3) p_{Mt}}{p_{it}} \quad (11)$$

其中,(4)和(5)式为最大化一阶条件,(6)和(7)式为劳动和其他中间品需求函数,(8)和(9)式为劳动和其他中间品增强型技术进步函数,(10)和(11)式为产品价格和产出数量的函数。通过上述推演,我们可以得出的主要结论是:(1)政府政策调控对地区经济变量产生影响。政策实行区域较之其他非政策惠及区拥有更为丰裕的政策资源,政策资源禀赋的差异化演化会导致施政区内要素供给量和要素价格发生改变,进而影响要素增强型技术进步和经济增长。进一步地,政府政策干预对地区劳动价格、其他要素价格、劳动数量、其他要素数量、劳动增强型技术进步、其他要素增强型技术进步的影响系数分别为 $\gamma_1^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}$ 、 $\gamma_2^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} / (1 - \gamma_3)$ 、 $\gamma_1^{\sigma-1}$ 、 $\gamma_2^{\sigma-1} / (1 - \gamma_3)^{\sigma}$ 、 $\frac{1}{\gamma_1}$ 、 $\frac{(1 - \gamma_3)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}}{\gamma_2}$,进一步推导可得政策干预对技术进步偏向和经济增长的影响均与“减税因子”相关。此与现实相符,现实中政府可以通过行政手段和经济手段干预经济,前者如政府放松户籍管制增加劳动力池效应,后

者则如投融资便利化等的相关政策,其中经济手段会直接引发要素的价格效应(Price Effect)和市场效应(Market Size Effect)(Acemoglu,2002),进而引起经济增长发生变迁。(2)政府政策的实行会通过要素供给和要素技术进步影响经济增长,但是要素投入的决策及调整并不是一蹴而就的,要素技术进步模式的选取、更迭和创新则需时更久。因此,政策效力的发挥在时间上具有一定的滞后性。此外,要素的逐利性本质也可能导致要素发生滞留或出现潮涌现象,这也进一步拉长了政策发挥效力的“窗口期”,可能会对政府政策产生一定的冲击而使政策的实行不能达到预期效果。

结合上述分析,我们将理论推演及所得结论量化作为本文研究设计的基本架构。政府施政的直接效应表现为地区要素供给的增加和“受惠光环”下的折价专享,二者综合影响导致经济产出发生波动。因此,若政府施政表现出积极效应,则会首先体现在政府政策对经济产出的提拉效力,这种政府政策对要素供给和技术变迁的动态效应会形成地区经济增长的路径依赖和产品空间生产优势,因此,本文将经济规模和提质增效作为分析政策效应作用机制的基本面,并以“两个比照”政策的战略目标和着力点为抓手设计研究框架。诚然,政策的推行会给当地带来较大的“政策红利”,有助于提升当地要素禀赋优势。然而,政府也存在认知偏差,若政策效力发挥不佳,则可能掉入“政策陷阱”,如刘瑞明、赵仁杰(2015)发现西部大开发政策忽视了西部地区的体制机制改革和软环境建设。考虑到“两个比照”政策包含企业创新、公共服务改善等战略要点,我们认为“两个比照”政策对中部地区软、硬环境建设具有“两手抓”的特征。鉴此,本文提出假说1。

假说1:“两个比照”政策推动了中部地区经济增长,但政策效应的发挥存在时间滞后性。

“两个比照”政策出台于2007年,但是缺乏明确的监督监管和考核评价体系,且实施年份较长而未能推陈出新,因此“两个比照”政策未能体现省份之间经济增长的“锦标赛”属性而会导致政策效力发挥受限。同时,长期的“三基地、一枢纽”发展定位也可能使中部地区受产业政策“禁锢”而专注发展传统产业,从而出现重“经济规模”而忽视“提质增效”的扭曲发展。再者,“两个比照”政策对于县域经济发展更多的是追求增加转移支付、发展传统农业等,虽然有发展特色产业的政策,但是在横向补偿不够和纵向补贴不足的政策环境下,农业区并没有生产率优势和经济优势。因此,本文提出假说2。

假说2:“两个比照”政策可能受预设目标、推进深度和政府行为等的影响导致实施效力发挥受限。

三、研究设计

(一)模型选取

本文选取双重差分倾向得分匹配方法(PSM-DID)模拟政策实施效果,其与DID方法的估计思想相同,但较之DID更具可靠性,可以有效降低DID方法的计量偏差,同时,PSM方法计算得到的倾向得分值是处于 $[0,1]$ 之间的一维变量,可以避免匹配数目太多而要在高维度空间进行匹配可能导致数据稀疏的问题。双重差分倾向得分匹配由Heckman等(1997;1998)提出,这一方法需满足“准自然实验假定”和“共同趋势假定”。“两个比照”政策是国家在2007年发布并实施的,可以看作是一项政策实验,满足“准自然实验”的假定。倾向得分匹配则是通过寻找“对照组”中与“处理组”对象相似的样本进行相互比较,可以克服DID方法中“处理组”和“对照组”由于不具备“共同趋势假定”而产生的偏误。

具体地,考虑到“两个比照”政策是国务院在2007年1月1日发布的,且在当年已有惠泽区域密集执行该政策,因此本文以2007年为节点。接着,将选取的样本区分为处理组和对照组,借助

PSM方法,选取产业结构、工业化程度、储蓄水平、固定资产投资等多个配对指标作为协变量以在控制组中选择可供比较或处于共同取值区间的个体作为参照,从而在将处理组与对照组进行比对的同时还可以比较政策实施前后的发展差异,综合考量这两种差异的模型就是双重差分模型。需要说明的是,“比照东北振兴”和“比照西部大开发”两个政策的实施范围以及战略着力点不同,我们需要对“两个比照”政策分别进行评估。

(二)变量说明与数据选取

倾向得分匹配在计算平均处理效应(ATE)时,需要选取恰当的协变量以尽可能满足可忽略性假定,从而降低相关变量偏少或选择不当而引起的偏差。受数据获取渠道的限制以及本文研究对象考察尺度的不统一,本文分别依据“两个比照”政策的考察对象选取差异化的经济变量、统计方法和考察时期。

“比照东北振兴”政策是以地级市为考察对象的,数据相对易得,统计内容也较为翔实。通过数据收集我们将研究时段确定为2005—2015年,数据源自《中国城市统计年鉴》、省级统计年鉴及相关地级市历年统计公报。最终,本文得到了包括26个处理组在内的283个“比照东北振兴”的政策评估样本,具体的城市样本筛选过程参见卢飞、刘明辉(2017)。

“比照西部大开发”政策是以县级行政单位为统计口径的,本文手工统计县级单位数据的主要路径如下。首先,依据《中国县域统计年鉴》和《中国区域经济统计年鉴》确定截面样本和考察时期,甄选经济变量,并对数据进行梳理。其次,参照省级统计年鉴以及县级统计公报对县域年鉴中的漏缺数据进行补缺。遗憾的是,在数据的填补方面仍存在几个问题:第一,江西省在2011年后淡化了对县域发展情况的统计,本文在对县域数据的分析中选取了不同的考察时段,整体上以2005—2014年为考察时期,依据数据的完整性将考察时间调整为2005—2010年;第二,《中国县域统计年鉴》与县级统计公报存有统计不一致的指标,本文以统计公报为准;第三,缺乏县级价格指数的统计资料,因此仍以省级价格指数为准,并以2004年为基期;第四,囿于《中国县域统计年鉴》中存在的一些偏误,本文结合省级年鉴对样本进行了初步筛选,并进一步剔除了“县转区”后统计数据出现大幅波动的样本以及湖北神农架林区,最终得到498个县级样本,包含240个处理组样本。在上述基础上,由于一些县(如湖北麻城等)没有统计职工工资等关键变量,我们对应将考察样本由498个调整为494个作为第3套数据。湖北省恩施土家族苗族自治州以及湖南省湘西土家族苗族自治州属于西部大开发范围,由于其已长期享有西部大开发政策,本文将其下辖的县(市、区)作比照组处理。

指标的选取方面,本文参考王洛林、魏后凯(2003,2006)及“两个比照”政策的战略目标设定。“比照东北振兴”注重城市发展和经济转型,“比照西部大开发”则立足于居民增收和改善民生。在评估中,本文选取人均GDP和GDP作为被解释变量,同时引入对财政收入、居民增收等的效应分析。其中,涉及价值的指标通过价格指数进行平减,产值的价格指数按照 $0.55 \times$ 省域居民消费价格指数 $+ 0.45 \times$ 省域固定资产投资价格指数计算,收入、工资水平及固定资产投资则分别按照居民消费价格指数和固定资产投资价格指数进行平减,并以2004年为基期,具体的变量说明参见表1。各变量的描述性统计因版面限制未列出(备案)。县域产值的数据主要源自《中国区域经济统计年鉴》及省级统计年鉴。

(三)模型设计

此处以“比照东北振兴”战略为例,“比照西部大开发”战略的估计模型与之类似。选取2005—2015年为研究时段,2007—2015年“两个比照”政策覆盖范围内的区域为受到政策影响的

表 1 “两个比照”政策效应评估的主要变量及计算说明

变量	变量名称	变量含义	计算方法
被解释变量	lngdp	生产总值	通过计算价格指数,对 GDP 进行平减得到实际 GDP,并取对数
	lnpgdp	人均生产总值	实际地区 GDP 与人口数比值得到实际人均 GDP,并取对数
核心解释变量	CON	政策变量	虚拟变量(0,1),“比照东北振兴”战略为 CON1,“比照西部大开发”战略为 CON2
	gov	政府规模	公共财政支出/地区 GDP
	sav	储蓄水平	市域年末金融机构存款余额/GDP
	def	财政赤字	(公共财政收入 - 公共财政支出)/市域 GDP;县域公共财政支出(亿元)(def ₁)/公共财政收入(亿元)(def ₂) = def
	inv	固定资产投资	市域固定资产投资/地区 GDP;县域固定资产投资(千万元),并取对数(lninv)
	is	产业结构	市域第三产业增加值/地区 GDP;县域第三产业增加值(亿元),并取对数(lnis)
	ind	工业化程度	市域第二产业增加值/地区 GDP;县域第二产业增加值(亿元),并取对数(lnind)
	agr	农业发展水平	市域第一产业增加值/地区 GDP;县域第一产业增加值(亿元),并取对数(lnagr)
	edu	教育发展水平	市域教育支出/公共财政支出
	lnemp	职工人数	市域在岗职工人数(万人),并取对数
	lntraffic	交通基础设施	市域道路面积(百万平方米),并取对数
	lnmed	医疗水平	市域医疗卫生机构床位数/户籍人口(床/人),并取对数
	loan	贷款规模	县(市、区)年末金融机构实际贷款余额/居民储蓄存款余额
	lnwage	职工工资	市或县在岗职工实际工资(万元),并取对数
lnincome	农民人均纯收入	县域农民实际人均纯收入(千元),并取对数	

处理组。基准 DID 模型设计如下:

$$Y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 treat_{i,t} + \beta_2 treat_{i,t} \times t_{i,t} + \beta_3 t_{i,t} + \beta_4 X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (12)$$

式(12)中,下标 i 和 t 分别表示 i 地区和 t 年。出于简便,采用省去下标的变量对模型进行阐释。 Y 为被解释变量,分别为 GDP 和人均 GDP,用以指代经济规模和经济发展水平。 $treat$ 和 t 均为虚拟变量,衡量是否为处理组以及是否处于处理年份, $treat = 1$ 表示为处理组样本, $treat = 0$ 则为控制组样本,2007 年之后 $t = 1$,2007 年之前 $t = 0$ 。在政策效应的评估中,我们还加入了一系列控制变量(X),包括政府规模(gov)、财政赤字(def)、固定资产投资(inv)、产业结构(is)、工业化程度(ind)、储蓄水平(sav)、教育水平(edu)以及医疗水平($lnmed$)等。 ε 为随机误差项。依据式(12),控制组($treat = 0$)在 2007 年之前($t = 0$)和之后($t = 1$)的经济增长分别为 β_0 和 $\beta_0 + \beta_3$,那么控制组在政策实施前后的经济增长变化幅度为 β_3 。同样处理组在政策实施前后经济增长的变动幅度为 $\beta_2 + \beta_3$,从而政策实施影响处理组城市的净效应为 β_2 。因此, β_2 是我们关心的核心参数,若“两个比照”政策对地区经济发展有显著的推动作用,则 β_2 应为正数。需要说明的是,在对式(12)进行

固定效应分析时会导致 *treat* 项缺失,而 β_1 并非我们关心的核心参数。因此,我们将其作地区固定效应处理,将式(12)改写为:

$$Y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 treat_{i,t} \times t_{i,t} + \beta_2 t_{i,t} + \beta_3 X_{i,t} + \alpha_i + \varepsilon_{i,t} \quad (13)$$

由于政策的实施对经济增长具有滞后性,我们进一步加入 2007—2015 年的时间虚拟变量来检验“两个比照”政策对地区经济增长的动态边际处理效应,参照毛其淋、许家云(2017),将方程具体转化为式(14):

$$Y_{i,t} = \beta_0 + \lambda_q \sum_{q=2007}^{2015} treat_{i,t} \times t_{i,t} \times YERA^q + \beta_1 t_{i,t} + \beta_2 X_{i,t} + \alpha_i + \varepsilon_{i,t} \quad (14)$$

其中, q 代表年份,通过(14)式可以得到政策实施前后处理组和对照组的经济增长变动分别为 $\beta_0 + \beta_1 + \lambda_q$ 和 $\beta_0 + \beta_1$,因此 λ_q 为政策实施对处理组历年的动态边际处理效应。

在得到“两个比照”政策对经济增长的平均处理效应和动态边际处理效应后,我们仍然关注的是“两个比照”政策如何作用于经济增长,本文通过构建中介效应模型考察“两个比照”政策的作用机制,中介效应模型的设定如下:

$$Y_{i,t} = a_0 + a_1 treat_{i,t} \times t_{i,t} + a_2 t_{i,t} + a_3 X_{i,t} + \alpha_i + \varepsilon_{i,t} \quad (15)$$

$$x_{i,j,t} = b_0 + b_1 treat_{i,t} \times t_{i,t} + b_2 t_{i,t} + b_3 X_{i,t} + \alpha_i + \varepsilon_{i,t} \quad (16)$$

$$Y_{i,t} = c_0 + c_1 treat_{i,t} \times t_{i,t} + c_2 t_{i,t} + c_3 X_{i,t} + c_4 \sum_j x_{i,j,t} + \alpha_i + \varepsilon_{i,t} \quad (17)$$

模型(15)为被解释变量对解释变量的回归,模型(16)为中介变量对解释变量的回归,模型(17)为被解释变量对解释变量和中介变量的回归。式中, $treat \times t$ 为解释变量, x 为中介变量,下标 j 表示第 j 个中介变量,相当于“两个比照”政策对经济增长的第 j 种作用机制,其余变量含义与前式所述相同。参照温忠麟、叶宝娟(2014)的研究,我们对中介效应模型的估计过程如下:(1)依据估计结果中 a_1 的显著性认定中介效应或遮掩效应;(2)估算 b_1 和 c_4 ,若二者均显著,则为中介效应,否则则需进行 Bootstrap 检验二者乘积是否为 0,在 b_1 和 c_4 均显著的情况下若 c_1 不显著则为“完全中介效应”,反之则为直接效应;(3)比较 $b_1 \times c_4$ 与 c_1 的符号,同号为中介效应,异号则为遮掩效应。在中介效应的估计中,我们按照“两个比照”政策的“三基地、一枢纽”的战略目标选取具体的中介变量。

四、模型估计与结果说明

(一)倾向得分匹配(PSM)

首先通过 PSM 方法对评估样本进行配对以克服样本可能存在的选择偏误问题。本文在样本匹配时选取 Logit 模型计算倾向得分并进行核匹配,同时附加“共同支持”(Common Support)条件。样本匹配过程中,我们分别对基年和事前的共同取值范围与数据的平衡性进行了检验(限于篇幅未汇报,备索)。检验结果表明,绝大多数观测值在基期以及事前期间均在共同取值范围内,因此进行倾向得分匹配不会造成样本出现大量损失。随后,我们分别对基期和事前期间的数据平衡性进行了检验。结果显示,“比照东北振兴”政策实验组的产业结构(*is*)和工业化程度(*ind*)以及“比照西部大开发”政策实验组的财政赤字(*def*)在基年和事前期间匹配后的标准化偏差小于 20%,其余变量均小于 10%,且变量在匹配处理后的 t 检验值均小于 1.96,可以接受“处理组与控制组无系

统差异”的原假设,匹配结果较好(Rosenbaum 和 Donald, 1983),符合可比性原则。在下文实证部分我们将进一步采用对全样本进行 PSM 处理后的数据进行 DID 分析。

(二)“比照东北振兴”政策影响效力及作用机制

依据式(13)和(14),本文对“比照东北振兴”战略的平均处理效应和动态边际处理效应进行估测。首先是估计“比照东北振兴”战略实施的平均处理效应。在估算过程中,本文一方面引入时间哑变量,选取固定效应模型直接进行双重差分估计;另一方面则是在 PSM 对数据进行处理的基础上进行 DID 分析,以减轻样本选择偏差以及遗漏变量或非观测因素对结果准确性造成的影响。平均处理效应的结果见表 2。

表 2 中我们分别以 GDP 和人均 GDP 的对数作为被解释变量。结果表明,当被解释变量为 $\ln gdp$ 时,与 DID 方法的估计结果相比,PSM-DID 的估计结果均有限放大了净效应($t \times treat$)的系数,而较大幅度缩小了政策实施前后对政策未惠及区域政策的影响(t 的系数,备索)。估计结果显示,“比照东北振兴”政策的实行使处理组城市的经济规模相对于对照组增长了约 4.0%。然而当被解释变量为 $\ln pgdp$ 时,估计结果则说明“比照东北振兴”政策并没有给处理组城市带来显著的额外增长空间,考虑到人均 GDP 或劳动生产率可以作为经济发展质量的衡量指标(陈诗一、陈登科, 2018),“比照东北振兴”政策对中部地区处理组城市经济转型和提质增效起到的作用仍是有限的。

表 2 “比照东北振兴”政策的实施对经济增长的平均处理效应估计结果

解释变量	(1) $\ln gdp$				(2) $\ln pgdp$			
	PSM-DID	DID	PSM-DID	DID	PSM-DID	DID	PSM-DID	DID
$t \times treat$	0.0399 ** (0.0167)	0.0360 ** (0.0169)	0.0407 *** (0.0157)	0.0307 * (0.0161)	0.0142 (0.0205)	-0.0054 (0.0243)	0.0155 (0.0196)	-0.0119 (0.0237)
N	2294	3113	2294	3113	2294	3113	2294	3113
控制变量	No	No	Yes	Yes	No	No	Yes	Yes

注:表中仅报告了核心参数的估计结果。括号内为标准误。***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平下显著。下表同。

平均处理效应并不能反映政策实施效果的动态变动趋势,接下来我们按照式(14)评估“比照东北振兴”政策实施的动态边际处理效应,结果见表 3。可以看出,模型估算结果也支持“比照东北振兴”政策扩大了处理组城市的经济规模,而对处理组城市经济发展水平的“净效应”则不显著,另一个鲜明的特点则是政策效应发挥的时滞性。具体来看,(1)在 $\ln gdp$ 为被解释变量的动态边际处理效应模型估计中,是否加入控制变量以及是否对样本进行匹配对动态边际处理效应的估计结果影响并不大,说明结论具有稳健性。比较明显的是,“比照东北振兴”政策的动态边际处理效应直到 2011 年才开始显现。“两个比照”政策紧随《中共中央国务院关于促进中部地区崛起的若干意见》于 2007 年出台,各地政府对政策文件的学习、部署和落实往往会耗去较多时间,导致政策真正起作用的时间推迟至 2011 年,但是与 2007 年政策出台伊始之年相比,2008—2010 年政策实施的动态边际效应由负转正,并有上升趋势,这一时期政策影响效力不显著也可能是受金融危机冲击的影响。2011 年之后,“比照东北振兴”战略的动态边际处理效应在各个模型的估计结果中均出现了较大幅度的抬升,除 2013 年政策效应出现短暂的下降外,其余年份均呈上升趋势。需要说明的是,2014—2015 年的动态边际处理效应的抬升可能是得益于《国务院关于大力实施促进中部地区崛起战略的若干意见》(国发[2012]43 号)的发布,受此文件约束,相关县市细化了政策的实施步

骤,加强了政策的落实力度,但考虑到政策实施的滞后性,该文件真正发挥效力是在2014年之后。相比较而言,“比照东北振兴”战略的实施在政策发挥效力后对处理组城市经济规模的增长相对于对照组平均增长6%以上。(2)在 $\ln pgdp$ 为被解释变量的动态边际处理效应模型估计中,我们得到了与平均处理效应相同的结果,即政策的实施并没有明显带动处理组城市经济发展水平的提升,城镇化率偏低以及低附加值的产业结构限制了“比照东北振兴”战略对人均GDP的拉动效应。

表3 “比照东北振兴”政策对经济增长的动态边际处理效应估计结果

解释变量	(3) $\ln gdp$				(4) $\ln pgdp$			
	PSM-DID	DID	PSM-DID	DID	PSM-DID	DID	PSM-DID	DID
$YEAR^{2007} \times t \times treat$	-0.0149 (0.0261)	-0.0040 (0.0265)	-0.0115 (0.0244)	-0.0035 (0.0253)	-0.0039 (0.0321)	0.0037 (0.0381)	-0.0012 (0.0307)	0.0036 (0.0371)
$YEAR^{2008} \times t \times treat$	0.0068 (0.0260)	0.0131 (0.0265)	0.0068 (0.0244)	0.0091 (0.0253)	0.0155 (0.0321)	0.0152 (0.0381)	0.0165 (0.0306)	0.0102 (0.0371)
$YEAR^{2009} \times t \times treat$	0.0154 (0.0259)	0.0161 (0.0265)	0.0182 (0.0243)	0.0138 (0.0253)	0.0300 (0.0320)	0.0362 (0.0381)	0.0326 (0.0306)	0.0330 (0.0371)
$YEAR^{2010} \times t \times treat$	0.0287 (0.0259)	0.0251 (0.0265)	0.0330 (0.0244)	0.0230 (0.0253)	0.0357 (0.0320)	0.0132 (0.0381)	0.0403 (0.0306)	0.0090 (0.0371)
$YEAR^{2011} \times t \times treat$	0.0591** (0.0259)	0.0554** (0.0265)	0.0616** (0.0243)	0.0490* (0.0253)	0.0176 (0.0319)	-0.0163 (0.0381)	0.0199 (0.0305)	-0.0237 (0.0371)
$YEAR^{2012} \times t \times treat$	0.0587** (0.0260)	0.0506* (0.0265)	0.0623** (0.0244)	0.0446* (0.0253)	0.0188 (0.0320)	-0.0213 (0.0381)	0.0233 (0.0306)	-0.0286 (0.0371)
$YEAR^{2013} \times t \times treat$	0.0587** (0.0259)	0.0461* (0.0265)	0.0596** (0.0244)	0.0409 (0.0253)	-0.0304 (0.0319)	-0.0337 (0.0381)	-0.0285 (0.0306)	-0.0405 (0.0371)
$YEAR^{2014} \times t \times treat$	0.0649** (0.0259)	0.0531** (0.0265)	0.0646*** (0.0243)	0.0454* (0.0253)	0.0206 (0.0319)	-0.0215 (0.0381)	0.0209 (0.0305)	-0.0309 (0.0371)
$YEAR^{2015} \times t \times treat$	0.0817*** (0.0259)	0.0682** (0.0265)	0.0735*** (0.0244)	0.0549** (0.0253)	0.0234 (0.0320)	-0.0245 (0.0381)	0.0153 (0.0306)	-0.0402 (0.0371)
N	2294	3113	2294	3113	2294	3113	2294	3113
控制变量	No	No	Yes	Yes	No	No	Yes	Yes

注:表中仅报告了核心参数的估计结果。括号内为标准误。

接下来,我们通过中介效应模型分解“比照东北振兴”战略对中部崛起的作用机制。“两个比照”政策服务于中部崛起“三基地、一枢纽”的战略目标,26个实行“比照东北振兴”战略的处理组城市更是肩负经济转型重任,但是,囿于数据获取,本文未能采集到各城市现代装备制造及高技术产业的详细数据。考虑到平均处理效应的估计结果中,“两个比照”政策对经济提质增效的影响相对有限,因此本文选取农业发展水平(agr)、工业化程度(ind)、交通基础设施($\ln traffic$)、职工人数($\ln emp$)、职工工资($\ln wage$)作为中介变量,后两者用以指代政府“挤入效应”及要素禀赋。估计结果见表4。

表4是“比照东北振兴”战略5种作用机制的估计结果,估算中均加入了控制变量、时间固定效应和地区固定效应。可以看出,(1)“比照东北振兴”战略的实施较好地推动了中部地区打造“三基地、一枢纽”的战略定位。我们选取在模型中依次加入农业发展水平、工业化程度、交通基础设施、职工人数、职工工资的方法对机制进行考察,估计结果均显示核心变量显著,“比照东北振兴”战略的实施分别使处理组城市的各经济变量相对于对照组变动了1.13%、0.90%、4.10%、

表 4 “比照东北振兴”政策影响经济规模的作用机制分解

解释变量	机制(一)			机制(二)		机制(三)		机制(四)		机制(五)	
	ln <i>gdp</i>	<i>ind</i>	ln <i>gdp</i>	<i>agr</i>	ln <i>gdp</i>	ln <i>nemp</i>	ln <i>gdp</i>	ln <i>traffic</i>	ln <i>gdp</i>	ln <i>wage</i>	ln <i>gdp</i>
<i>treat</i> × <i>t</i>	0.031 ** (0.010)	0.009 *** (0.003)	0.019 ** (0.007)	0.011 *** (0.003)	0.056 *** (0.016)	0.114 *** (0.022)	0.027 ** (0.010)	0.041 *** (0.012)	0.028 ** (0.010)	-0.033 *** (0.009)	0.038 *** (0.012)
中介变量			1.269 *** (0.122)		-2.299 *** (0.141)		0.032 ** (0.014)		0.056 ** (0.021)		0.235 *** (0.057)
间接效应	0.101 *** (0.015)			0.380 *** (0.026)		0.370 *** (0.048)		0.475 *** (0.039)		0.167 *** (0.030)	

注:中介变量分别为 *ind*、*agr*、*lnemp*、*lntraffic*、*lnwage*。括号内为标准误。间接效应为 Bootstrap1000 次的估计值。

11.37% 和 -3.26%，职工人数的提升和职工工资的下降说明处理组城市吸纳就业能力的提升或拥有廉价劳动力的优势，但也可能是劳动密集型等低附加值产业比重抬高的结果。(2) 机制(一)、(三)、(四)的系数估计结果表明存在中介效应，在加入中介变量对模型进行重新估计后，解释变量的系数明显变小，这也进一步证明了中介效应的存在，中介效应占总效应的比例为 37.44%、12.08% 和 7.51%；机制(二)和(五)的估计结果表明模型存在遮掩效应，其中机制(二)指出农业份额的提升会相对降低地区经济规模，机制(五)则强调了“比照东北振兴”战略的实施使处理组的职工工资相对于对照组有较为明显的下降，因此在加入中介效应后，解释变量的系数会变大，两种机制的间接效应与直接效应的比值(绝对值)分别为 46.07% 和 20.09%。(3) 在上述系数估计结果均显著的情况下可以认定存在中介效应而不需进行 sobel 检验，为了稳健起见，我们还对模型中介变量的存在性进行了 bootstrap 检验，原假设为中介效应为 0，估算结果均显示间接效应系数显著不为 0，同时中介效应的 95% 置信区间也不含 0，进一步证实了中介效应的存在。(4) 除此之外，我们还将教育(*edu*)、医疗水平(*lnmed*)、技术进步偏向(*bias*) (限于篇幅未列出，备索)作为中介变量进行估计，结果表明以上经济变量并没有发挥中介效应，技术进步偏向机制没有通过检验可能是由于该指标的计算是基于省级面板数据或政策实行导致的要素价格变迁，没有引起不同要素之间要素增强型技术进步的显著更迭。

(三)“比照西部大开发”政策的影响效应检验及作用机制分析

“比照西部大开发”与“比照东北振兴”战略助推城市转型的战略意图不同，本文认为其更突出民生导向，注重增加财政转移、发展农业和解决贫困。参照刘瑞明、赵仁杰(2015)，我们首先验证“比照西部大开发政策”对经济增长的影响(见表 5)。

表 5 中均控制了时间固定效应和地区固定效应。模型(1)~(8)的考察期为 2005—2014 年，模型(9)~(10)为本文使用的第 2 套数据，考察时期为 2005—2010 年。估计方法的选取方面，模型(1)~(4)直接选用固定效应模型进行 DID 分析，模型(5)~(10)使用 PSM-DID 方法。遗憾的是，无论是否加入控制变量，模型的估计结果均显示核心解释变量的估计系数为负或不发生作用，表明“比照西部大开发”政策的实行不仅没有给县域经济水平的提高带来“净效应”，经济规模也未能随政策的施行而较对照组有所提升，相反甚至发生负向阻碍作用，这可能是因为在“比照西部大开发”政策的因势利导下，243 个县级行政单位选择了符合战略需要而不具生产率优势的产业。因此，接下来我们关心的是“比照西部大开发”战略究竟给中部地区 243 个县带来了什么，以及“比照西部大开发”政策的战略要点是否达成？我们进一步采用 PSM-DID 的方法测度政策的实行对其他经济变量的影响(见表 6)。

表5 “比照西部大开发”政策的实施对经济增长的平均处理效应估计结果

解释变量	DID				PSM-DID					
	(1) lngdp	(2) lngdp	(3) lnpgdp	(4) lnpgdp	(5) lngdp	(6) lngdp	(7) lnpgdp	(8) lnpgdp	(9) lngdp	(10) lnpgdp
$treat \times t$	-0.0029 (0.0105)	-0.0158* (0.0089)	0.0000 (0.0110)	-0.0136 (0.0093)	-0.0034 (0.0096)	-0.0140 (0.0093)	-0.0007 (0.0102)	-0.0140 (0.0093)	-0.0119 (0.0084)	-0.0168** (0.0084)
N	4980	4980	4980	4980	4973	4957	4973	4957	2974	2974
控制变量	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes	Yes	Yes

表6 “比照西部大开发”政策的影响机制分解

解释变量	产业发展机制			政府调控机制		融资信贷机制		居民增收机制	
	(1) lnagr	(2) lnind	(3) lnis	(4) ln def_1	(5) ln def_2	(6) loan	(7) lninv	(8) lnincome	(9) lnwage
$treat \times t$	0.0618*** (0.0094)	-0.0001 (0.0160)	0.0208* (0.0114)	0.0427** (0.0173)	0.0387*** (0.0098)	-0.0689*** (0.0140)	0.0657*** (0.0228)	-0.0198*** (0.0065)	0.0680*** (0.0102)
N	4973	4973	4968	4973	4973	4973	4973	2983	2956

表6依据“比照西部大开发”政策的战略要点设计了4种作用机制：以县域农业发展水平(lnagr)、工业化程度(lnind)和产业结构(lnis)作为被解释变量考察产业发展机制；选取县域公共财政支出(def_1)和公共财政收入(def_2)并取对数作为被解释变量设计了政府调控机制；通过贷款规模(loan)和固定资产投资(lninv)作为被解释变量刻画融资信贷机制；居民增收机制则是以农民人均纯收入(lnincome)和职工工资(lnwage)作为被解释变量。本文在估计中均控制了时间固定效应和地区固定效应。其中，模型(9)为本文的第3套数据，与第2套数据相比缺少湖北的襄州区以及麻城、天门和潜江三个县级市。估计结果显示，(1)“比照西部大开发”政策使处理组县(市、区)的第一产业增加值和第三产业增加值相对于比照组分别显著提高了6.18%和2.08%，这也说明该项政策的实行确实引导了中部地区农业以及商贸物流等产业的发展，其中农业的发展尤为显著。工业经济主要集中于城市，因此政策的实施并没有给处理组县(市、区)培育出相对于比照组明显的生产优势。(2)政府调控机制和融资信贷机制的估计结果证实政策的实行给处理组县(市、区)的政府支出、政府收入以及固定资产投资较对照组显著提高了4.27%、3.87%和6.57%，表明政策的实行可能产生了“粘蝇纸效应”。然而，该项政策对贷款规模的影响相比对照组降低了6.89个百分点，究其原因，可能是政府投资对民间资本的“挤出效应”，也可能是市场经营风险影响投资者决策使然。(3)民生问题始终是各项政策关注的焦点，也是各项政策贯彻落实的本质要求。模型(8)~(9)的估计结果表明，“比照西部大开发”政策的实行对城镇职工收入产生了较强的“净效应”，使处理组样本相对于比照组提高了6.80%，然而却使农民收入相对降低了1.98%。

(四)稳健性检验

本文的稳健性检验已经在上述论证过程中得以体现，在此简要概括。一是本文分别选取DID和PSM-DID两种方法对模型进行估计，模型估计均采用不加入控制变量和加入控制变量两种方法进行处理，结果较为稳健；二是本文采用缩减样本或缩短考察时间构建不同的数据集进行分析，结果也表现出较强的稳定性。

五、结论与启示

“两个比照”政策是中部地区建成和巩固“三基地、一枢纽”发展定位的有力举措，“十三五”期间，中部地区打造“一中心、四区”的战略新定位也是在“两个比照”政策基础上的再次升华。因此，定量评估和科学评测“两个比照”政策仍是把脉中部的基础性研究，目前仍乏人问津。本文结合理论分析和前沿的 PSM-DID 方法对“两个比照”政策的实施效果进行评估，尝试为中部崛起及中部地区未来的发展提供洞见。

理论分析部分，本文将政策干预纳入 CES 生产函数，通过推演，本文提出了“两个比照”政策会推动中部地区经济增长但具有政策时滞性以及政策效力发挥受限两个假说。接着，本文实证考察了“两个比照”政策对中部地区的影响效力与作用机制，结果支持了本文提出的两个假说。(1)“比照东北振兴”战略的实行使处理组城市的经济规模较对照组有显著的提高，然而却没有对经济转型和提质增效产生明显的作用。受金融危机以及政策落实时间成本等的影响，“比照东北振兴”政策在 2011 年才对经济增长产生显著的提拉效力，2012 年对“两个比照”政策的重申也直到 2014 年才产生作用。机制分析部分支持了“三基地、一枢纽”战略目标的基本达成，但是农业区经济规模下降、城镇职工工资不高以及软环境亟待建设等问题值得关注。(2)“比照西部大开发”政策的实行未能给县域经济水平的提高带来“净效应”，甚至经济规模也没能随政策的施行而较对照组出现明显提升，相反甚至发生负向阻碍作用。本文设计了产业发展、政府调控、融资信贷、居民增收 4 种影响机制，结果也支持了政策在农业发展、促进商贸物流、加大转移支付、强化信贷支撑、紧抓建设资金投入等方面的成就。值得注意的是，“比照西部大开发”政策的实施使处理组县(市、区)城镇职工工资较对照组提高了 6.80%，然而却使农民人均纯收入相比对照组下降了 1.98%。此外，政策实行可能诱发的“粘蝇纸效应”及政府投资对民间资本的“挤出效应”也值得关注。

本研究对中部崛起及中部地区未来的发展实践具有重要意义。(1)进入新时代，中部地区的发展应聚焦提质增效和高质量发展。秉承“发展是第一要务，人才是第一资源，创新是第一动力”的发展理念，系统创造发展优势，优化整合地区资源，多举措力推产业转型和能力再造。(2)关注民生，打造新型城乡关系。全面落实乡村振兴战略，建立和完善新型农业经营体系。加速推进中部地区城镇化，清除农户落户城镇障碍，探索路径拓宽农民增收渠道，保障农民基本权益，让中部地区成为推动农民市民化的示范区和先头区域。不断完善中部地区生态保护机制，增强居民绿色幸福感。(3)专注区域政策的精准化设计。加紧研制针对不同发展区域的政策制定规范，依据政策实施绩效及时修正和完善相关政策。强化政策监管，科学评估政策实施效果，审慎出台政策调整方案。健全财政、货币、产业、区域等经济政策协调机制，提升各项政策的实施效率，着力解决发展的不平衡不充分问题。

参考文献：

1. 陈诗一、陈登科：《雾霾污染、政府治理与经济高质量发展》，《经济研究》2018 年第 2 期。
2. 程令国、张晔：《“新农合”：经济绩效还是健康绩效？》，《经济研究》2012 年第 1 期。
3. 李光勤、胡志高、曹建华：《制度变迁与旅游经济增长——基于双重差分方法的“局改委”政策评估》，《旅游学刊》2018 年第 1 期。
4. 黎文靖、郑曼妮：《实质性创新还是策略性创新？——宏观产业政策对微观企业创新的影响》，《经济研究》2016 年第 4 期。
5. 林毅夫、蔡昉、李周：《比较优势与发展战略——对“东亚奇迹”的再解释》，《中国社会科学》1999 年第 5 期。
6. 刘瑞明、赵仁杰：《西部大开发：增长驱动还是政策陷阱——基于 PSM-DID 方法的研究》，《中国工业经济》2015 年第 6 期。
7. 卢飞、刘明辉：《贷款规模、房地产投资与城市经济增长——基于 283 个地级以上城市的经验分析》，《统计与信息论坛》

2017年第10期。

7. 毛其淋、许家云:《中间品贸易自由化提高了企业加成率吗?——来自中国的证据》,《经济学(季刊)》2017年第2期。
8. 史贝贝、冯晨、张妍、杨菲:《环境规制红利的边际递增效应》,《中国工业经济》2017年第12期。
9. 宋凌云、王贤彬:《重点产业政策、资源重置与产业生产率》,《管理世界》2013年第12期。
10. 宋凌云、王贤彬:《产业政策如何推动产业增长——财政手段效应及信息和竞争的调节作用》,《财贸研究》2017年第3期。
11. 王洛林、魏后凯:《我国西部大开发的进展及效果评价》,《财贸经济》2003年第10期。
12. 王洛林、魏后凯:《振兴东北地区经济的未来政策选择》,《财贸经济》2006年第2期。
13. 温忠麟、叶宝娟:《有调节的中介模型检验方法:竞争还是替补?》,《心理学报》2014年第5期。
14. 吴意云、朱希伟:《中国为何过早进入再分散:产业政策与经济地理》,《世界经济》2015年第2期。
15. 余明桂、范蕊、钟慧洁:《中国产业政策与企业技术创新》,《中国工业经济》2016年第12期。
16. 张莉、朱光顺、李夏洋、王贤彬:《重点产业政策与地方政府的资源配置》,《中国工业经济》2017年第8期。
17. Acemoglu, D., Directed Technical Change. *Review of Economic Studies*, Vol. 69, No. 4, 2002, pp. 781 – 809.
18. Heckman, J. J., Smith, J., & Clements, N., Making the Most out of Programme Evaluations and Social Experiments: Accounting for Heterogeneity in Programme Impacts. *Review of Economic Studies*, Vol. 64, No. 4, 1997, pp. 487 – 535.
19. Heckman, J. J., Ichimura, H. & Todd, P., Matching as an Econometric Evaluation Estimator. *Review of Economic Studies*, Vol. 65, No. 2, 1998, pp. 261 – 294.
20. Rosenbaum, P. R., & Rubin, D. B., The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects. *Biometrika*, Vol. 70, No. 1, 1983, pp. 41 – 55.

The Effect of the Two Comparative Implementation Policies on the Rise of Central China

LU Fei, SUN Yuanyuan (Wuhan University, 430072)

LIU Minghui (Southwestern University of Finance and Economics, 611130)

Abstract: Based on theoretical analysis and PSM-DID method, this paper evaluates the effect of the two comparative implementation policies. The part of theoretical analysis introduces policy intervention into the CES production function and obtains the analysis framework with the basic path relying on factors supply and quality and efficiency improvement, then puts forward the hypothesis in light of the development plan of Central China. Empirical analysis finds that the Comparative Implementation of the Northeastern Rejuvenation Policy has a time lag, but still has significant effect on increasing the economic scale of the treated group compared with the control group, and has basically achieved the strategic goal of building “three bases and one hub”. However, the policy has no obvious effect on economic transformation or quality and performance improvement of the treated group. The evaluation of the Comparative Implementation of the Western Development Policy shows that all the strategic priorities are basically implemented, but there is no “net effect” on the county-level economic scale or development level. Moreover, the two comparative implementation policies have led to the decline in the economic scale of agricultural production areas and in workers’ wages citywide and farmers’ income countywide, with limited effects on boosting regional soft power. They might trigger the flypaper effect at the county level and cause private capital to be squeezed out by government investment, which deserves proper attention in the process of building “one center and four zones”.

Keywords: Two Comparative Implementation Policies, Rise of Central China, Quasi-Natural Experiment, PSM-DID

JEL: E61, O18, O21

责任编辑:原宏