

【国民经济】

西部大开发:增长驱动还是政策陷阱

——基于PSM-DID方法的研究

刘瑞明, 赵仁杰

(西北大学经济管理学院, 陕西 西安 710127)

[摘要] 西部大开发是中国在改革开放后实施时间最长、影响范围最广的一项区域发展战略。客观评价其实施效果,不仅对于其本身的实施和完善具有重要意义,而且能够对其他区域发展战略产生借鉴作用。本文首次采用1994—2012年中国283个地级市面板数据,利用双重差分倾向得分匹配法(PSM-DID)研究了西部大开发对地区经济发展的影响。本文发现,西部大开发并未有效推动西部地区GDP及其人均GDP的快速增长。西部大开发过程中存在着“政策陷阱”,在既有体制激励下,中央政府和地方政府都过度集中于固定资产投资和资源能源开发,却忽视了体制改革和软环境建设,造成人力资本挤出、产业结构调整滞后等不良后果,导致西部大开发的政策效应没有得到有效发挥。因此,未来西部大开发政策完善的重点在于加强软环境建设,重视人力资本积累,主动降低经济增长对资源开发的依赖度,为西部地区经济增长创造新的驱动力。

[关键词] 西部大开发; 经济增长; 政策陷阱; 双重差分; 倾向得分匹配

[中图分类号]F120 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2015)06-0032-12

一、问题提出

出于协调地区平衡发展、应对能源危机的需要,中央政府推出了西部大开发这一重大区域发展战略^[1-3]。在过去的十五年里,西部大开发战略承担了促进东西部区域经济平衡发展的重要任务。然而,难以掩盖的一个事实是,尽管西部大开发战略实施后,西部地区经济社会发展各项指标相比过去均有好转,但东西部地区之间的经济发展不均衡格局并未改观,反而呈现出进一步恶化的趋势,地区差距持续扩大^[4-9]。这一现象使人不得不质疑:在过去的十五年中,西部大开发战略是否驱动了西部地区的快速增长? 又是否滑入了“政策陷阱”之中? 哪些良好经验值得推广,又有哪些问题和不足可供其他地区借鉴? 为此,在西部大开发实施十五年之际,客观地评价西部大开发战略的实施效果,不仅对于西部大开发战略本身的实施和完善具有重要意义,而且能够形成对于其他区域发展战

[收稿日期] 2015-04-02

[基金项目] 国家自然科学基金青年项目“中国地区间贸易壁垒对企业自主创新的影响研究:机制识别与政策选择”(批准号71303185);教育部人文社会科学基金规划项目“中国地区间的贸易壁垒对企业自主创新影响的内在机理研究”(批准号13XJA790003);陕西省社会科学基金项目“陕西省企业自主创新道路构建的政策调整研究”(批准号12D124)。

[作者简介] 刘瑞明(1985—),男,陕西榆林人,西北大学经济管理学院副教授,经济学博士;赵仁杰(1991—),男,陕西商洛人,西北大学经济管理学院硕士研究生。

略的借鉴作用。

大量文献从多个方面评价了西部大开发的经济绩效^[5,10-17]。然而,一方面,已有文献关于西部大开发对地区经济增长的作用效果并未达成一致,西部大开发的绩效究竟如何仍存在诸多争议;另一方面,在评价方法上,已有研究往往通过直接对比西部大开发前后的地区经济绩效来做出判断(单差法)。从科学评价的角度看,这些研究均不能准确识别出西部大开发对于经济增长的净效应。因为即使没有西部大开发战略的实施,西部地区同样会在其他因素的推动下取得经济增长,如果要有效识别西部大开发的净效应,则必须剔除掉影响西部地区增长的其他因素。针对传统评估方法的不足,学术界逐渐开始使用更为科学的双重差分方法(Difference in Difference, DID)对西部大开发的绩效进行评价^[16-18]。应用 DID 识别的一个前提条件是处理组和控制组存在共同趋势,但已有相关研究在 DID 的应用过程中仅仅使用省级数据进行比较,而且其评价也并没有建立在 DID 要求的共同趋势假设上,由于西部地区与其他地区之间存在巨大的地区差异,可能并不满足共同趋势假设。

基于此,本文试图利用最新发展的双重差分倾向得分匹配法(Difference in Differences-Propensity Score Matching, PSM-DID)和中国 1994—2012 年市级面板数据,对西部大开发战略的增长驱动效应展开研究。本文的贡献体现在:①将研究样本拓展到了地级市层面,大样本数据使得本文可以在更细致的范围内讨论西部大开发的政策效果;②运用 PSM-DID 方法对结论进行了稳健性检验,使 DID 方法的政策评价结果更加符合共同趋势假设,评估方法更为科学;③识别了西部大开发影响地区经济增长的机制,并且在机制识别的基础上提出了其后续执行过程中应着力纠正的问题。

二、西部大开发的政策效果:一个理论框架

从政策实施的效果看,西部大开发对于西部地区而言,既带来了增长驱动效应,又带来了政策陷阱效应。图 1 显示了上述两种政策效应的具体作用机理。

对于增长驱动效应,作为国家推动西部地区快速发展、实现区域协调的重大举措,西部大开发一开始就伴随着一系列政策优惠。中央政府直接增加了对西部地区的财政投入力度,并通过加大金融信贷支持、提升税收优惠幅度、放宽资源开发条件等政策措施推动西部地区经济发展。理论上,增加财政投入可以为落后地区的经济发展提供初始的资本保证,金融信贷支持能够帮助解决由于储蓄率低而造成的国内投资不足,税收优惠对于吸引外部投资具有积极作用。西部地区具有丰富的资源禀赋,放宽资源开发条件更为西部地区的快速发展创造了机遇。因此,西部大开发可以通过增加财政投入、提高税收优惠幅度、放宽资源开发条件以及其他政策措施实现增长驱动效应。有研究显示,西部大开发使得西部地区经济增长率和实际人均 GDP 增长率自 2000 年开始逐渐赶上并超过东部地区,地区 TFP 增长率也明显高于东中部地区^[13,18]。特别是国务院于 2010 年发布《关于深入实施西部大开发战略的若干意见》以来,西部地区的综合经济实力明显增强^[19]。

从现实看,西部大开发以来,西部地区总体增长率快于全国平均增长率,但却不能就此认为西部大开发取得了显著绩效,原因在于:①根据索洛经济增长理论,由于边际产出递减规律,初期人均产出水平较低的经济体将以更快的速度增长,即不同经济系统间的产出增长率与初始产出水平负相关^[20,21]。在西部大开发以前,西部地区的人均产出一直在全国处于落后水平,西部大开发政策实施以来,西部地区较高的增长率与其初始的落后水平有着直接关系,并不能全部看做是西部大开发政策的推动效应。②虽然西部大开发的税收优惠政策对西部地区的增长具有促进作用,但这种作用随着时间的推移不断下降,政策效果将越来越微弱^[11,22]。③西部大开发实施以来,西部地区与发达地区之间的区域差距仍在继续扩大^[12,14]。

在西部大开发政策取得一定绩效的同时,与之相伴随的政策陷阱效应逐渐显现。①如果要使西部大开发的生长驱动效应充分发挥,需要国家给予长期、稳定的政策保障,然而实际执行过程中却

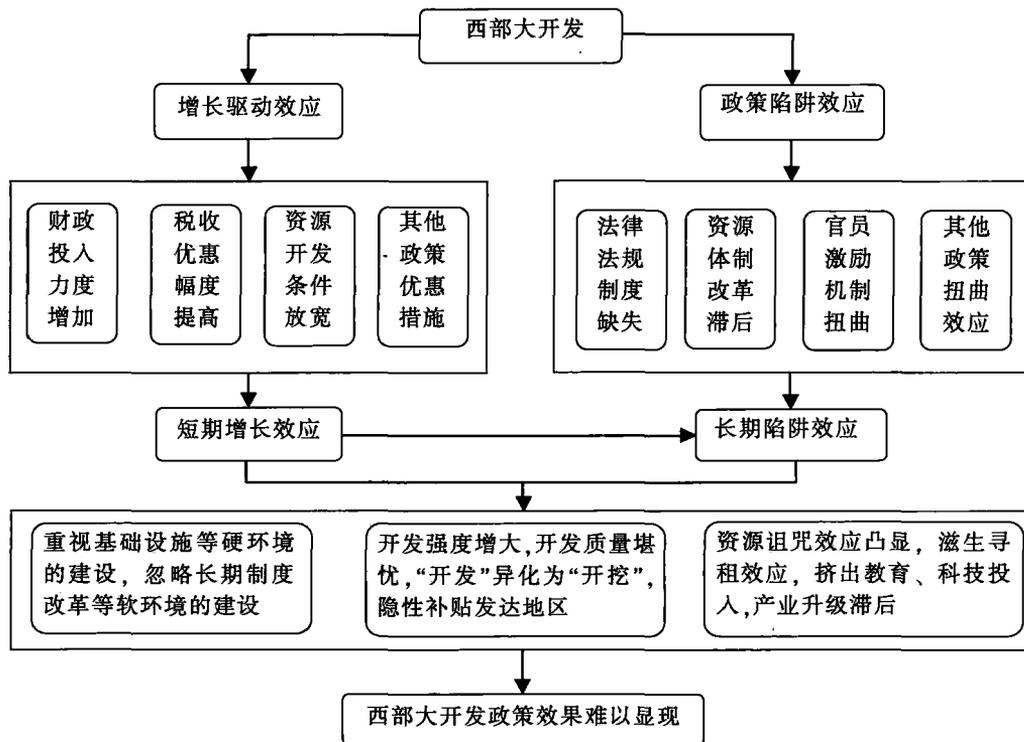


图1 西部大开发的政策效应

资料来源:作者绘制。

一直缺乏强有力的法律基础和制度保障,未能从国家层面以法律形式确定西部大开发的长久战略地位^[23,24]。从政策实施看,西部大开发的政策力度偏小,影响有限,加上西部地区条件落后,使得政策的执行效果减弱,对地区经济发展的影响并不明显^[25]。②在中国式分权的激励体制下,地方政府为了取得政绩,往往更为注重短期GDP的增长,而忽略长期发展^[26,27]。西部地区丰富的能源资源使得地方政府更容易通过固定资产投资和资源能源开采获得短期的快速增长和更多的财政收入,这导致在实施西部大开发以后,西部地区能源开发通过对科技创新和人力资本投入的挤出以及滋生寻租和腐败等间接途径阻碍了经济增长,从而导致出现明显的“资源诅咒效应”^[28]。③中国的资源能源价格受到国家的高度管制,即使是通过资本投入对西部地区进行能源和资源开发,国家最终将采用压低能源和原材料价格的方式对东部地区经济发展提供补贴,西部地区从资源开发中获得的收益将十分有限^[4]。在政治配给的逻辑下,西气东输、西电东送、南水北调等工程均可以看做是西部地区对发达地区的隐性补贴。一系列保障制度的缺失使得西部大开发更多地从“开发”异化为“开挖”,西部地区的经济绩效难以改观。④西部地区经济发展面临的重要问题是软投入约束,教育科技、体制政策以及思想观念等软约束会制约资本等硬投入发挥作用,解决软约束问题是西部大开发取得成功的保障^[29]。但是,在西部大开发过程中,政府更重视实物资本投入和基础设施建设,有利于长期经济增长的教育发展、科技进步以及软环境的发展却相对滞后^[10,18]。

一个更为重要的事实是,西部大开发的短期增长驱动效应有可能在长期构成政策陷阱效应。西部大开发过程中的大量优惠政策构成了西部地区经济增长的驱动力,尤其是西部地区在能源及化学工业、矿产资源开采及加工业上具备产业优势,政府的投资领域主要集中于基础设施、能源、资源等行业,其经济增长对能源、资源开发的依赖度很高^[15,30]。然而,由于中国转型时期的体制弊端和配套政策缺失,地方政策执行过程中过度注重短期目标而忽略长期增长。在这样的体制背景下,如果短期投资和资源、能源开发所带来的增长率越高,越容易使西部地区忽视人才和技术要素,弱化社会制度和软环境构建,从而诱发“荷兰病”和“资源诅咒效应”,挤出制度变革、科技创新和人力资本

投入等长期经济增长驱动因素,对西部地区长期经济增长产生不利影响^[28],最终使得西部大开发的政策优惠演变为政策陷阱,导致其推动西部地区经济增长、促进区域协调方面的政策效果并不明显。

三、模型与估计方法

西部大开发可被看做是在西部地区进行的一项政策试验,对于这种政策的效果评价,通常使用 DID 方法进行分析^[31,32]。西部大开发的范围包括四川、重庆、云南、贵州、西藏、陕西、甘肃、宁夏、青海、新疆、内蒙古、广西 12 个省份,因此,本文将位于这些省份的地级市作为处理组,其他省份的地级市作为控制组^①。进一步将 1994—2012 年中国 283 个地级市划分为 4 组子样本,即西部大开发之前的处理组、西部大开发之后的处理组、西部大开发之前的控制组和西部大开发之后的控制组。本文通过设置 du 和 dt 两个虚拟变量区别上述 4 组子样本,其中, $du=1$ 代表西部地区的地级市, $du=0$ 代表其他地区的地级市, $dt=0$ 代表西部大开发之前的年份, $dt=1$ 代表西部大开发之后的年份。根据上述的样本界定,可以将 DID 方法的基准回归模型设定为如下形式:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 du_{it} + \beta_2 dt_{it} + \beta_3 dt_{it} du_{it} + \beta_4 Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,下标 i 和 t 分别代表第 i 个地级市和第 t 年, Z 代表一系列控制变量, ε 为随机扰动项,被解释变量 Y 度量了地级市经济增长,具体指标包括人均实际 GDP 和实际 GDP 的对数值。

DID 模型中各个参数的含义见表 1。由回归方程(1)可以发现,对于实施西部大开发的地区($du=1$),西部大开发前后的经济增长情况分别是 $\beta_0 + \beta_1$ 和 $\beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \beta_3$,西部地区在大开发前后经济增长的变化幅度是 $\Delta Y_i = \beta_2 + \beta_3$,其中,包含了西部大开发以及其他相关政策的作用。同样地,对于其他地区($du=0$),西部大开发前后的经济增长水平分别是 β_0 和 $\beta_0 + \beta_2$,可见,没有受到西部大开发政策影响的地区在大开发前后经济增长的变化是 $\Delta Y_0 = \beta_2$,这个差异并没有包含西部大开发政策对地区经济增长的影响,因此,用处理组在大开发政策前后产出水平的差异 ΔY_i 减去控制组在大开发政策前后产出水平的差异 ΔY_0 ,得到西部大开发政策对西部地区经济增长的净影响 $\Delta \Delta Y = \beta_3$,这是本文使用 DID 方法估计的重点,如果西部大开发推动了西部地区的快速增长,那么, β_3 的系数应该显著为正。

表 1 DID 模型中各个参数的含义

	西部大开发前 ($dt=0$)	西部大开发后 ($dt=1$)	Difference
西部地区(处理组, $du=1$)	$\beta_0 + \beta_1$	$\beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \beta_3$	$\Delta Y_i = \beta_2 + \beta_3$
其他地区(控制组, $du=0$)	β_0	$\beta_0 + \beta_2$	$\Delta Y_0 = \beta_2$
DID			$\Delta \Delta Y = \beta_3$

资料来源:作者整理。

利用 DID 方法,最重要的前提是处理组和控制组必须满足共同趋势假设,即如果不存在西部大开发政策,西部地区与其他地区经济增长的变动趋势随时间变化并不存在系统性差异。但无论是从经典的经济收敛理论还是西部地区与其他地区的经济发展现实来看,DID 方法的这一假定很可能无法满足。然而,由 Heckman et al.^[33,34]提出并发展起来的 PSM-DID 方法却可以有效解决这一问题,使 DID 方法满足共同趋势假设。

PSM-DID 的思想源于匹配估计量,基本思路是在未实行西部大开发政策的控制组中找到某个地级市 j ,使得 j 与实行了西部大开发政策的处理组中的地级市 i 的可观测变量尽可能相似(匹配),即 $X_i \approx X_j$,当地级市的个体特征对是否实行西部大开发政策的作用完全取决于可观测的控制变量

① 本文使用的是 1994—2012 年地级市面板数据,因此,在省级单位中不包括直辖市样本。在《中国城市统计年鉴》中,市级数据有“市辖区”和“全市”两个统计口径,本文所有指标均为全市(含所辖县)口径,原因在于,从西部大开发政策的实际影响看,西部大开发对于地级市经济增长的作用不仅体现在市辖区,而是全市的经济增长,因此,选择全市口径的数据更为合理。

时,城市 j 与 i 实行西部大开发政策的概率相近,便能够相互比较。匹配估计量可以帮助解决 DID 中处理组和控制组在受到西部大开发政策影响前不完全具备共同趋势假设所带来的问题,在对处理组和控制组中的个体进行匹配时,需要度量个体间的距离,倾向得分匹配法不仅是一维变量,而且取值介于 $[0, 1]$ 之间,在度量距离时具有良好的特性^[9]。本文采用核匹配的方法来确定权重。①根据处理组变量与控制变量估计倾向得分,运用 Logit 回归来实现;②计算西部大开发省份中每个地级市的结果变量在政策前后的变化,对于西部大开发省份中的每个地级市 i ,计算与其匹配的全部非西部大开发省份的地级市在大开发前后的变化;③将西部大开发省份中的地级市在大开发前后的变化减去匹配后非西部大开发省份中的地级市的变化,得到大开发政策的平均处理效应(ATT),可以有效度量西部大开发对西部省份地级市的实际影响,也是本文利用 PSM-DID 方法进行检验的根据。

四、数据、变量与描述性统计

本文首次使用 1994—2012 年中国 283 个地级市的面板数据来评估西部大开发的影响。数据来自历年《中国城市统计年鉴》、各省份和各市历年的统计年鉴。之所以将本文的样本区间确定为 1994—2012 年,基于以下两个原因:①受《中国城市统计年鉴》数据的限制,1994 年之前的很多重要指标缺失严重,考虑到数据的可得性,本文选择从 1994 年开始;②1994 年是分税制改革开始的年份,而分税制改革对中国地区经济发展产生的重要影响已被广泛证实。为了更加有效地评估西部大开发对地区经济增长的作用,本文选择 1994—2012 年,这样可以较好地避免因分税制改革而造成的估计误差。此外,本文还控制了其他影响地区经济发展的各类经济因素,所有变量的详细计算方法见表 2。

表 2 主要变量及其计算方法

变量名称	变量含义	计算方法
<i>lngdp</i>	地区 GDP 对数值	对地区实际 GDP 取对数
<i>lnpergdp</i>	地区人均 GDP 对数值	对地区实际人均 GDP 取对数
<i>westdevelop</i>	西部大开发	虚拟变量(0,1)
<i>gov</i>	政府规模	(政府财政预算内支出/地区 GDP)×100
<i>fdi</i>	外商直接投资水平	(地区实际利用外商直接投资/地区 GDP)×100
<i>far</i>	固定资产投资水平	(地区当年固定资产投资额/地区 GDP)×100
<i>thirdindustry</i>	产业结构	地区第三产业产值/地区 GDP×100
<i>industry</i>	工业化	地区第二产业产值/地区 GDP×100
<i>edu</i>	教育水平	普通高等学校在校人数/地区总人口×10000
<i>sav</i>	总储蓄率	地区城乡居民储蓄总额/地区 GDP×100

资料来源:作者整理。

为了度量地区经济发展,按照文献中的普遍做法,本文将地区实际 GDP 的对数值(*lngdp*)和地区实际人均 GDP 对数值(*lnpergdp*)作为被解释变量。由于《中国城市统计年鉴》中报告了按可比价格计算的地级市实际 GDP 增长率,因此,本文以 1994 年为基年,利用地区实际 GDP 增长率测算出各年可比的实际 GDP 数据。地区人均 GDP 的数据用地区实际 GDP 除以当年地区年末户籍总人口计算得到,所有原始数据均来自历年《中国城市统计年鉴》。本文的一个核心指标是西部大开发虚拟变量(*westdevelop*)。在本文的样本范围内,如果 2000 年以后该地级市属于西部地区省份,赋值为 1;否则,赋值为 0。在后文运用 PSM-DID 方法进行稳健性检验的过程中,指定地区变量为个体 ID,使用 Logit 模型估计倾向得分并进行核匹配(Kernel Matching),在此基础上进行一系列检验。

为了控制其他因素的影响,本文还选取了一系列控制变量。在转型时期的经济发展中,政府发挥着重要作用,政府支出与经济增长存在密切关系^[9,36],因而本文以政府支出比重(*gov*)度量政府对地区经济增长的影响。投资是推动中国地区经济增长的重要动力,外商直接投资水平(*fdi*)和固定资产投资水平(*far*)影响着地区经济发展,因而需要予以控制。其中,地区实际利用外资投资数额的原始数据单位为美元,本文通过各年中间汇率进行了相应换算。经济结构差异是造成地区经济增长差异的重要原因,地区工业化(*industry*)和第三产业比重(*thirdindustry*)可以检验结构性因素对地区经济增长的作用。根据内生增长理论,人口素质和人力资本水平是推动技术进步、实现长期经济增长的重要因素,本文用每万人高等教育在校人数(*edu*)度量地区人力资本水平。此外,中国转型经济的一个典型特征是长期持续的高储蓄率^[7],储蓄率会影响社会的投资和消费水平,与经济增长率表现出较强的相关性^[38,39],因此,本文以地区总储蓄率(*sav*)度量地区的储蓄水平对经济增长的作用。各变量的描述性统计结果见表3。

表3 主要变量的描述性统计

变量名称	最大值	最小值	均值	标准差
<i>lngdp</i>	18.3443	10.5614	14.5117	1.3274
<i>lnpergdp</i>	12.1842	5.1180	8.8238	1.1742
<i>westdevelop</i>	1.0000	0.0000	0.2191	0.4135
<i>gov</i>	31.7825	0.1439	6.3122	5.3835
<i>fdi</i>	69.2732	0.0017	2.8538	4.7883
<i>far</i>	99.9681	1.5111	39.4991	21.8547
<i>industry</i>	90.9700	9.0000	46.8351	11.6470
<i>thirdindustry</i>	85.3400	8.4435	34.9128	7.9418
<i>edu</i>	1994.7210	0.4017	97.2253	160.5011
<i>sav</i>	103.4564	0.9391	50.4741	23.9663

资料来源:作者整理。

五、评价结果与稳健性检验

1. 西部大开发对地区经济增长的初步检验

作为中国改革开放以来最大的区域经济发展战略,西部大开发提供了一个准自然实验,因此,本文运用 DID 方法来评估西部大开发对西部地区经济增长的净效应。回归结果见表4。

表4中,列(1)、(2)是没有加入其他控制变量的估计结果,列(3)、(4)是加入其他控制变量的结果。可以发现,在不加入其他控制变量时,西部大开发对地区 GDP 的作用并不明显,甚至会明显降低地区人均 GDP。在加入控制变量后,结果显示西部大开发并未推动西部地区 GDP 和地区人均 GDP 的明显增长。控制变量的回归结果表明,在地区经济发展中,外商直接投资、固定资产投资对地区增长起到了明显推动作用。从市级层面的经验看,政府的经济推动能力在地区经济增长中仍然很重要,工业化进程和第三产业发展可以显著推动地区增长,人力资本水平作为经济增长的长久动力作用明显,而过高的储蓄率则对经济增长有负向作用。

西部大开发政策是国家意图实现区域经济社会协调发展的重大举措,其对地区增长的作用受到配套政策和地方政府执行经验的影响^[40]。伴随西部大开发政策的实施,配套政策逐步完善,地方政府对西部大开发的认识 and 实践能力逐渐加强。因此,西部大开发对西部地区经济增长的推动作用可能随着时间推移逐渐显现,表5对西部大开发政策是否存在动态效应进行了检验。

表5的结果表明,考虑了西部大开发政策发挥作用的时滞性后,西部大开发对西部地区 GDP 和地区人均 GDP 增长的推动作用仍不明显,加入控制变量的回归结果显示,西部大开发对西部地

表 4 西部大开发对地区经济增长的作用

解释变量	lngdp	lnpergdp	lngdp	lnpergdp
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>dt</i>	0.9612*** (23.2598)	0.6321*** (18.6049)	0.4734*** (9.8549)	0.1462*** (4.1928)
<i>du</i>	-0.9487*** (-13.7853)	-0.3242*** (-5.6760)	-0.5833*** (-7.0372)	-0.2447*** (-4.2445)
<i>dt×du</i>	-0.0099 (-0.1218)	-0.2572*** (-3.6201)	0.0115 (0.1239)	-0.0994 (-1.4578)
<i>fdi</i>			0.0321*** (5.8550)	0.0304*** (7.8770)
<i>edu</i>			0.0022*** (16.4214)	0.0015*** (16.9708)
<i>far</i>			0.0049*** (5.0905)	0.0021** (2.3808)
<i>gov</i>			0.0087** (2.3413)	0.0312*** (7.6865)
<i>saw</i>			-0.0071*** (-8.1451)	-0.0049*** (-6.3198)
<i>industry</i>			0.0433*** (23.7735)	0.0582*** (32.6066)
<i>thirdindustry</i>			0.0434*** (12.6425)	0.0573*** (20.3251)
<i>_cons</i>	14.0553*** (415.5113)	8.4864*** (346.2136)	10.7440*** (65.7193)	3.8405*** (25.4624)
N	5177	5059	4163	4163
R ²	0.1951	0.0806	0.4193	0.4952

注:括号中为 t 值;*,**,***,分别表示显著性水平为 10%,5%和 1%。

资料来源:作者根据 Stata13.0 软件估计。

区经济增长的动态效应并不显著。这意味着只有通过进一步深化西部大开发,针对存在的问题及时调整现行政策,才可能使西部大开发真正推动西部地区经济增长。

为了克服西部地区与其他地区经济增长的变动趋势存在的系统性差异,降低 DID 估计的偏误,本文进一步采用 PSM-DID 方法进行稳健性检验。运用 PSM-DID 方法时,通过 *westdevelop* 对控制变量进行 Logit 回归,获得倾向得分,回归结果显示^①,*fdi*、*far*、*saw* 和 *edu* 都对被解释变量 *westdevelop* 具有显著的作用。其中,*fdi* 低、*saw* 高是地区经济落后的具体表现,这些经济变量对西部大开发政策的回归符号表明,实施西部大开发的确是出于经济落后地区的现实状况,因而需要根据 PSM 方法进行配对。为了保证 PSM-DID 方法的有效性,本文也进行了一系列相应的检验。Logit 回归结果表明,各协变量对处理变量具有较强的解释力。同时,需要检验在进行匹配后各变量在处理组与控制组的分布是否变得平衡,协变量的均值在处理组和控制组间是否依然存在显著差异。若不存在显著差异,则支持 PSM-DID 方法的应用。协变量检验结果显示,进行倾向得分匹配后,协变量的均值在处理组和控制组之间并不存在显著差异,各变量在处理组和控制组间的分布变得均衡,说明采用 PSM-DID 方法验证是比较合适的。本文运用核匹配(Kernel Matching)进行估计,对西部大开发推动西部地区经济增长的作用进行稳健性检验,估计结果见表 6。

① 由于篇幅所限,此处 Logit 检验和协变量检验结果均未展示,可向作者索取。

表 5 西部大开发对地区经济增长的动态作用检验

解释变量	lngdp	lnpergdp	lngdp	lnpergdp
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>dt</i>	0.9113*** (22.5872)	0.5740*** (16.8434)	0.5118*** (10.7900)	0.1536*** (4.3002)
<i>du</i>	-1.0932*** (-17.0004)	-0.5027*** (-8.5821)	-0.6081*** (-8.0379)	-0.3263*** (-5.4117)
<i>dt1×du</i>	-0.5292*** (-3.5605)	-0.5803*** (-3.8372)	-0.4337** (-2.2840)	-0.3634** (-2.4619)
<i>dt2×du</i>	-0.4566*** (-3.0754)	-0.5517*** (-3.6917)	-0.4435** (-2.5183)	-0.4404*** (-3.0077)
<i>dt3×du</i>	-0.3401** (-2.4196)	-0.5265*** (-3.8232)	-0.3756** (-2.3888)	-0.2745** (-2.1145)
<i>dt4×du</i>	-0.2168 (-1.5925)	-0.4618*** (-3.4165)	-0.1175 (-0.7879)	-0.0281 (-0.2110)
<i>dt5×du</i>	-0.1028 (-0.7644)	-0.3369** (-2.5430)	0.0164 (0.1086)	0.1222 (0.9430)
<i>dt6×du</i>	0.0224 (0.1656)	-0.2147 (-1.6140)	-0.0117 (-0.0745)	0.0787 (0.5751)
<i>dt7×du</i>	0.1508 (1.1142)	-0.0975 (-0.7343)	0.0119 (0.0773)	0.0892 (0.6775)
<i>dt8×du</i>	0.2902** (2.1562)	0.0425 (0.3203)	0.0312 (0.2100)	0.1266 (1.0194)
<i>dt9×du</i>	0.4153*** (3.0804)	0.1578 (1.1836)	0.1421 (0.9731)	0.1943 (1.5665)
<i>dt10×du</i>	0.5444*** (4.0278)	0.2780** (2.0858)	0.1940 (1.3099)	0.1333 (1.0399)
<i>dt11×du</i>	0.6808*** (5.0262)	0.3856*** (2.8904)	0.2981* (1.9284)	-0.0988 (-0.6797)
<i>dt12×du</i>	0.8119*** (5.9765)	0.5293*** (3.9586)	0.6733*** (4.3034)	0.1531 (1.0359)
<i>dt13×du</i>	0.9125*** (6.7813)	0.6536*** (4.9817)	0.6246*** (3.9575)	0.1696 (1.1286)
其他控制变量	否	否	是	是
<i>_cons</i>	14.0919*** (422.2357)	8.5297*** (339.7047)	10.9980*** (62.6057)	3.9236*** (23.7071)
N	5177	5059	4163	4163
R ²	0.2205	0.1036	0.4283	0.4992

注：括号中为 t 值；*，**，***，分别表示显著性水平为 10%，5% 和 1%。其他控制变量同上表第 3、4 列。

资料来源：作者根据 Stata13.0 软件估计。

表 6 的回归结果发现，在运用 PSM-DID 方法检验后，西部大开发政策对地区 GDP、人均 GDP 增长依然没有显著推动作用，甚至对地区 GDP 有显著的负向作用，这进一步支撑了前文分析结果。

2. 西部大开发诱发“政策陷阱”的机制检验

从前述各类检验的结果可以发现，西部大开发并未推动西部地区快速增长。那么，到底是什么

表 6

西部大开发推动地区经济增长:PSM-DID 稳健性检验

	西部大开发 前控制组	西部大开发 前处理组	西部大开发前 控制组与处理 组的差分	西部大开发 后控制组	西部大开发 后处理组	西部大开发后 控制组与处理 组的差分	双重差分 检验结果
<i>lngdp</i>	13.9830	13.4600	-0.5230	14.9730	14.2860	-0.7050	-0.1820
标准误	0.0580	0.0530	0.0780	0.0360	0.0310	0.0470	0.0920
t 值	240.6700	255.2400	-6.6700	417.9600	461.2800	-14.9000	-1.9900
P> t	0.0000	0.0000	0.0000***	0.0000	0.0000	0.0000***	0.0047**
<i>lnpergdp</i>	8.4400	8.1430	-0.2970	8.8920	8.4850	-0.4080	-0.1110
标准误	0.0540	0.0510	0.0740	0.0320	0.0290	0.0430	0.086
t 值	156.1900	159.9000	-4.0000	275.1000	292.3000	-9.3800	-1.2900
P> t	0.0000	0.0000	0.0000***	0.0000	0.0000	0.0000***	0.1980

注:括号中为 t 值;*,**,***,分别表示显著性水平为 10%,5%和 1%。*lngdp*、*lnpergdp* 两个指标下,参与匹配的样本数分别为 3511、3550,其中处理组的样本数分别为 754、730,控制组样本分别为 2757、2820,R² 分别为 0.1531、0.0494。

资料来源:作者根据 Stata13.0 软件估计。

因素导致了西部大开发的政策效应没有得到应有发挥?为此,本文通过考察西部大开发对各类经济增长驱动因素的作用来识别其背后的原因。表 7 显示了西部大开发诱发“政策陷阱”的机制检验结果。

表 7

西部大开发诱发“政策陷阱”的机制检验

解释变量	<i>gov</i>	<i>industry</i>	<i>thirdindustry</i>	<i>edu</i>	<i>far</i>	<i>fdi</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>dt</i>	3.5113*** (26.8103)	3.3040*** (8.3518)	3.0654*** (10.8843)	85.9898*** (23.1481)	23.0497*** (44.3396)	-2.0863*** (-7.2354)
<i>du</i>	1.7293*** (8.0285)	-2.0806** (-2.4107)	1.0515* (1.9110)	24.2532** (2.5538)	4.4363*** (4.6971)	-2.4555*** (-6.1546)
<i>dt×du</i>	-0.6601** (-2.1086)	-0.3700 (-0.3787)	-1.9270*** (-3.0547)	-42.8843*** (-3.7604)	3.5185*** (2.8676)	0.5714 (1.4013)
<i>_cons</i>	3.3212*** (41.2361)	45.0025*** (132.1266)	32.7261*** (133.4691)	32.6631*** (22.1466)	20.1587*** (59.5775)	4.9379*** (17.6341)
N	4960	5124	5124	4648	4918	4770
R ²	0.0824	0.0218	0.0219	0.0410	0.2462	0.0654

注:括号中为 t 值;*,**,***,分别表示显著性水平为 10%,5%和 1%。

资料来源:作者根据 Stata13.0 软件估计。

在表 7 中,交互项为本文重点观察对象,其代表了西部大开发对于各大经济增长驱动要素的净影响。根据前文回归结果,*gov*、*industry*、*thirdindustry*、*edu*、*far*、*fdi* 等都对经济增长具有积极作用。观察表 7 中各回归结果,西部大开发对于 *far* 显著为正,但对于 *gov*、*thirdindustry*、*edu* 等的作用显著为负,而对于 *industry* 和 *fdi* 的作用不显著,即除了能够扩大地区固定资产投资水平以外,西部大开发对于其他各类经济增长驱动要素的作用要么不明显,要么产生了挤出效应。

以上机制分析表明,西部大开发虽然促进了西部地区的固定资产投资,但由于缺乏有效的制度来保障“政策红利”的充分发挥,甚至在转型时期的特定背景下对各类经济增长的驱动因素产生了显著的挤出效应,从而导致西部大开发落入“政策陷阱”中。

六、结论与政策启示

作为一项重大的区域开发政策,西部大开发是否真正推动了西部地区经济增长和实现了区域协调发展呢?西部大开发战略实施十五年以来,西部地区的经济社会发展取得了一定的成果,但同时也存在很多不足,准确评价西部大开发对西部地区经济增长的作用是各界关注的重点问题。本文首次利用中国 283 个地级市 1994—2012 年的面板数据,采用 PSM-DID 方法对西部大开发是否推动西部经济快速增长这一问题进行了检验。结果发现,西部大开发对地区 GDP 和人均 GDP 并没有明显提升作用,进一步的机制识别结果显示,西部大开发降低了西部地区的人力资本水平,阻碍了产业结构调整,同时并未有效吸引外商投资和民间投资,这些因素共同导致西部地区滑入“政策陷阱”,最终使得西部大开发对地区经济增长的推动作用难以显现。

根据本文的实证分析,在西部大开发的过程中,应当以配套体制改革为抓手,突破政策陷阱,充分发挥“政策红利”,促进西部地区经济发展和区域协调平衡。

(1)构建西部大开发的宏观政策利好环境和微观政策支撑制度,通过地区优质软环境的构建,充分发挥政策驱动效应。受限于既有体制的约束,西部大开发一方面缺乏来自国家的立法性的保护和认可,政策力度偏小,另一方面许多配套性的政策支撑制度未能有效构建以配合西部大开发战略的实施,各类政策优惠演变为无效补贴并滋生寻租空间。因此,一方面,国家需要在宏观政策层面给予西部大开发以明确的立法,加大政策实施力度,给予西部地区更多的政策红利;另一方面,需要国家和西部地区共同努力,将各类配套政策构建起来。例如,进一步出台和明确对于科技创新企业进驻西部地区的政策优惠,通过营造良好投资环境来吸引更多的外商投资和民间投资,鼓励西部地区引进先进的资源开发设备、改变资源粗放式开发的局面,加大人力资本投入和科技创新力度,改变现有简单的政策优惠措施,通过政策优惠诱导企业向高效率、高收益发展模式转型。

(2)改革能源资源分配和价格体制,减弱地区隐性补贴。在西部大开发的过程中,能源资源的开发占据了重要位置。但由于中国的转型经济特征,能源资源在各个地区如何调配往往需要服从于政治配给的逻辑,一方面在能源资源的数量配给方面,需要服从中央的统筹安排,另一方面在价格和税收分成上,面对的是尚未改革的价格管制和较低比例的税收分成体制。最终导致的后果是,西部地区在收益分配方面的谈判力十分微弱,本地资源能源难以有效变现为驱动地区经济增长的资本。尽管中央对于西部地区进行了各类转移支付和补贴,但其额度有限,与正常的资源价格收益有着巨大落差。在资源服从政治配给和价格管制的逻辑下,例如西气东输、西电东送等工程均可以看做是西部地区对发达地区的隐性补贴,形成了地区间的“剪刀差”。因而必须改革现有能源资源分配和价格体制,逐步改革能源资源的政治配给体制,加强能源资源价格的市场化机制,加大资源能源补贴额度,形成中央统筹规划下相对公平的地区收益分配体制,使得西部落后地区能够依靠自身优势积累资源资本,有效促进经济发展。

(3)改革官员绩效考核体系,建立地区经济社会可持续发展的综合考评机制和长期绩效追索机制。在中国的特殊政绩考核体系下,政绩考核往往以短期增长为主,这决定了在西部大开发的过程中,政府的投资领域主要集中于基础设施、能源、资源等“投资大、见效快”的行业产业,尽管其能够促进短期增长,但在前述逻辑下往往导致西部地区对能源、资源开发的依赖度过高,陷入粗放式的“开挖”而难以形成有效的集约式“开发”,挤出了科技创新和人力资本投入等长期经济增长驱动因素,甚至滋生了大量的寻租和腐败,破坏了西部地区本来就较为脆弱的经济社会可持续发展生态,滑入“政策陷阱”。因而需要充分注重科学、系统的官员绩效考核体系的构建,在这方面,可以把构建自然资源资产负债表、经济社会可持续发展评价体系作为重要突破口。

(4)以软环境构建为突破口,寻求高质量增长模式。西部地区在大开发的过程中过度重视硬件建设以着力改变地区基础设施条件,忽视了自然生态和社会文明、法制等软环境建设,这最终导致

其在产业结构升级、科技教育发展、城市化进程推进、外资吸引等方面表现不力,难以有效促进增长。因而西部各个地区需要结合当地情况,总结经验教训,着眼于改善地区生态环境,完善社会法律制度建设,提高社会文明程度,多方面优化地区投资环境,提升地区经济发展软实力。在进一步实施西部大开发的过程中,需要主动降低经济增长对资源开发的依赖,加快调整产业结构,特别是大力发展第三产业,加大教育科技投入,提升西部地区的人才水平和科技创新能力,使西部大开发真正能够推动西部地区快速增长,缩小地区发展差距。

[参考文献]

- [1]张杰. 国家的意愿、能力与区域发展政策选择——兼论西部大开发的背景及其中的政治经济学[J]. 经济研究, 2001,(3):69-74.
- [2]黄德海. 集权、分权与经济的均衡发展——以改革开放 20 年的政策演变及西部大开发为例[J]. 财贸经济, 2002,(12):53-59.
- [3]胡健, 焦兵. 油气资源开发对中国西部区域经济的拉动效应分析——以陕西省为例[J]. 资源科学, 2007,(1):2-8.
- [4]林毅夫,刘培林. 中国的经济发展战略与地区收入差距[J]. 经济研究, 2003,(3):19-25.
- [5]魏后凯,孙承平. 我国西部大开发战略实施效果评价[J]. 开发研究, 2004,(3):21-25.
- [6]洪兴建. 中国地区差距、极化与流动性[J]. 经济研究, 2010,(12):82-96.
- [7]Fleisher, B. M., Haizheng Li, and M. Q. Zhao. Human Capital, Economic Growth, and Regional Inequality in China[J]. Journal of Development Economics, 2010,92(2):215-231.
- [8]Song, Yang. Rising Chinese Regional Income Inequality: The Role of Fiscal Decentralization[J]. China Economic Review, 2013,27(1):294-309.
- [9]Cheong, Tsun Se, and Yanrui Wu. The Impacts of Structural Transformation and Industrial Upgrading on Regional Inequality in China[J]. China Economic Review, 2014,31(1):339-350.
- [10]王洛林,魏后凯. 我国西部大开发的进展及效果评价[J]. 财贸经济, 2003,(10):5-12.
- [11]刘军,邱长溶. 西部大开发税收优惠政策实施效果评估[J]. 当代经济科学, 2006,(4):64-71.
- [12]林建华,任保平. 西部大开发战略 10 年绩效评价:1999-2008[J]. 开发研究, 2009,(1):48-52.
- [13]朱承亮,岳宏志,李婷. 基于 TFP 视角的西部大开发战略实施绩效评价[J]. 科学学研究, 2009,(11):1662-1667.
- [14]谄未宇,徐细雄,易娟. 我国西部大开发战略实施效果的阶段性评价与改进对策[J]. 经济地理, 2011,(1): 40-46.
- [15]李国平,彭思奇,曾先峰,杨洋. 中国西部大开发战略经济效应评价——基于经济增长质量的视角[J]. 当代经济科学, 2011,(4):1-10.
- [16]毛其淋. 西部大开发有助于缩小西部地区的收入不平等吗——基于双倍差分法的经验研究[J]. 财经科学, 2011,(9):94-103.
- [17]邵传林. 西部大开发战略对城乡收入差距的影响评估——基于双重差分模型的实证研究[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2014,(8):26-33.
- [18]刘生龙,王亚华,胡鞍钢. 西部大开发成效与中国区域经济收敛[J]. 经济研究, 2009,(9):94-104.
- [19]魏后凯,赵勇. 深入实施西部大开发战略评估及政策建议[J]. 开发研究, 2014,(1):1-7.
- [20]Sala-i-Martin, Xavier. Cross-sectional Regressions and the Empirics of Economic Growth [J]. European Economic Review, 1994,38(3-4):739-747.
- [21]沈坤荣,马俊. 中国经济增长的“俱乐部收敛”特征及其成因研究[J]. 经济研究, 2002,(1):33-39.
- [22]肖育才. 西部大开发税收优惠政策评价及未来取向[J]. 财经科学, 2012,(3):85-92.
- [23]白永秀. 关于西部大开发中政策支持的几个问题[J]. 经济体制改革, 2000,(1):10-16.
- [24]白永秀. 西部大开发五年来的历史回顾与前瞻[J]. 西北大学学报(哲学社会科学版), 2005,(1):5-13.
- [25]靳春平,廖涛. 西部大开发对地区经济发展的影响——以四川为例[J]. 财经科学, 2006,(6):102-110.
- [26]周黎安. 晋升博弈中政府官员的激励与合作——兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因[J]. 经济研究, 2004,(6):33-40.
- [27]刘瑞明,白永秀. 晋升激励与经济发展[J]. 南方经济, 2010,(1):59-70.
- [28]邵帅,齐中英. 西部地区的能源开发与经济增长——基于“资源诅咒”假说的实证分析[J]. 经济研究, 2008,

(4):147-160.

- [29]李国璋,于素慧.西部大开发中的软投入制约[J].数量经济技术经济研究,2002,(1):36-39.
- [30]周端明,朱芸羲,王春婷.西部大开发、区域趋同与经济政策选择[J].当代经济研究,2014,(5):30-36.
- [31]Ashenfelter, Orley, and Card David. Using the Longitudinal Structure of Earnings to Estimate the Effect of Training Programs[J]. Review of Economics and Statistics, 1985,67(4):648-660.
- [32]Gruber, J., and J. Poterba. Tax Incentives and the Decision to Purchase Health Insurance: Evidence from the Self-employed[J]. Quarterly Journal of Economics, 1994,109(3):701-733.
- [33]Heckman, J. J., H. Ichimura, and P. E. Todd. Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Program[J]. Review of Economic Studies, 1997,64(4):605-654.
- [34]Heckman, J. J., H. Ichimura, and P. E. Todd. Matching as an Economic Evaluation Estimator [J]. Review of Economic Studies, 1998,65(2):261-294.
- [35]Rosenbaum, P. R., and D. B. Rubin. The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects[J]. Biometrika, 1983,70(1):41-55.
- [36]杨子晖.政府规模、政府支出增长与经济增长关系的非线性研究[J].数量经济技术经济研究,2011,(6):77-91.
- [37]李扬,殷剑峰.劳动力转移过程中的高储蓄、高投资和中国经济增长[J].经济研究,2005,(2):4-15.
- [38]Attanasio, O. P., L. Picci, and A. E. Scrocu. Saving, Growth, and Investment: A Macroeconomic Analysis Using a Panel of Countries[J]. The Review of Economics and Statistics, 2000,82(2):182-211.
- [39]汪伟.储蓄、投资与经济增长之间的动态相关性研究——基于中国1952—2006年的数据分析[J].南开经济研究,2008,(2):105-125.
- [40]Chen, S., and C. Lee. Government Size and Economic Growth in Taiwan: A Threshold Regression Approach [J]. Journal of Policy Modeling, 2005,27(9):1051-1066.

Western Development: Growth Drive or Policy Trap ——An Analysis Based on PSM-DID Method

LIU Rui-ming, ZHAO Ren-jie

(School of Economics & Management of Northwest University, Xi'an 710127, China)

Abstract: Western development (WD) is a regional development strategy of the longest duration and the widest impact in China since the reform and opening. Evaluating its effectiveness is not only of great significance for the implementation and improvement of its own, but also of great reference value to other regional development strategies. Based on the panel data of 283 cities for the period of 1994—2012 in China and the difference in differences-propensity score matching (PSM-DID) approach, this paper overcomes the drawbacks of existing researches, our research discovered that WD has not effectively promoted the growth of the western region's GDP and per capita GDP. Instead, WD suffers from the "policy trap"—both the central and local governments excessively focused on fixed assets investment and resources exploration under the existing incentives, but ignored the positive reform and construction of soft environment, resulting in negative effects such as loss of human resources, hysteresis of industrial structure adjustment and so on. Therefore, WD should strengthen its efforts on the soft environment, human resource while reducing its dependence on resources in the future, in order to create new driving forces for the economic growth in the western region.

Key Words: western development (WD); economic growth; policy trap; difference in difference (DID); propensity score matching (PSM)

JEL Classification: O11 P27 R58

[责任编辑:覃毅]