

# 东西部协作政策效应评估

——基于要素流动的视角

张可云, 冯 晟, 席强敏

**[摘要]** 东西部协作是推动区域协调发展、促进共同富裕的重大战略部署,是独具中国特色的区域发展政策。本文将东西部协作的主要政策工具纳入新经济地理学理论模型,以2008年东西部协作实施考核政策作为准自然实验,采用2000—2016年县级层面数据,使用双重差分模型估计了东西部协作政策对362个受援县产生的地区经济增长效应。研究发现,东西部协作政策显著提升受援县的实际GDP和人均GDP,明显缩小受援县与其省会城市的发展差距。机制分析表明,东西部协作政策促进结对县间要素流动,呈现劳动力要素“逆梯度流动”、人力资本和资本要素“顺梯度流动”的特征;政策冲击显著促进受援县地方化经济发展和制造业结构优化升级,增强结对县间产业结构互补性。考虑政策冲击的外溢影响发现,东西部协作政策对地区经济增长的提升作用更多来自创造效应而非转移效应,且并非以牺牲施援县经济增长为代价。政策冲击对于结对县间发展差距更大、产业互补性更强、地理距离较近、使用“县县结对”模式、施援县经济实力更强、受援县政府生产性公共品支出比例更高的样本具有更好的政策效果。本文为进一步完善中国特色的对口支援和东西部协作机制提供了重要启示。

**[关键词]** 东西部协作; 对口支援; 考核政策; 效应评估; 要素流动

**[中图分类号]** F120 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1006-480X(2023)12-0061-19

## 一、引言

开展对口支援和东西部协作,是中央为推动区域协调发展、促进共同富裕而作出的重大决策。自1979年提出对口支援和1996年提出东西部扶贫协作以来,对口支援和东西部协作制度在实践中不断完善,已形成了多层次、多形式、多领域、全方位的网状协作格局。党的二十大报告强调,深入实施区域协调发展战略、区域重大战略、主体功能区战略、新型城镇化战略,优化重大生产力布局,构建优势互补、高质量发展的区域经济布局和国土空间体系。作为具有鲜明中国特色的区域发展政策工具,东西部协作在中央政府的强力推动下将空间上不相邻的地方政府有机联结,开创了中国式横向资源转

**[收稿日期]** 2023-07-03

**[基金项目]** 国家自然科学基金青年项目“开发区重点产业政策对资源配置效率的影响:微观机制与政策优化”(批准号72003190)。

**[作者简介]** 张可云,中国人民大学应用经济学院教授,博士生导师,经济学博士;冯晟,中国人民大学应用经济学院博士研究生;席强敏,中国人民大学应用经济学院副教授,博士生导师,经济学博士。通讯作者:席强敏,电子邮箱:xqm@ruc.edu.cn。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,文责自负。

移和跨区域协同的治理机制,是“两个大局”战略构想和新发展理念的集中体现,在缩小地区发展差距、推动区域协调发展、以先富带后富并最终实现共同富裕目标等方面发挥了重要作用。

要素流动是东西部协作政策推进区域协调发展的关键路径。长期以来,中国地区间存在限制各种生产要素市场化配置和商品服务流通的制度障碍,市场交易成本和流通成本较高。特别是在东部与西部地区之间,受空间距离、文化差异、发展差距和制度限制等因素的影响,交易成本和流通成本较大,在一定程度上加剧了地区间经济发展失衡,导致了资源要素错配等问题。东西部协作政策主要是在施援县政府与受援县政府间建立结对关系,通过产业合作、人才支援、劳务输出和资金支持等畅通要素流动,创造性地打破地方保护和地区间制度壁垒,实现跨空间的区域协作和区域市场一体化,有助于加快建设全国统一大市场。因此,对东西部协作政策的效应评估具有重要的现实意义。作为地区合作政策的成功典范,东西部协作政策在实践中形成的机制和模式可以为深入推进区域协调发展提供有益借鉴。

长期以来,相关文献关注较多的是地方政府竞争、地方保护主义和市场分割等领域(周黎安,2004;钟笑寒,2005;陆铭和陈钊,2009;姚洋和张牧扬,2013;马草原等,2021)。一方面,改革开放以来,在行政性分权、财政包干和锦标赛体制的制度激励下,地方政府普遍在基础设施建设、招商引资和产业发展等领域展开激烈的府际竞争,导致形成地方保护主义(Young,2000)、“大而全”的地区发展战略(刘秉镰等,2019)和形形色色的“区域大战”(张可云,1992;杨继东和罗路宝,2018);另一方面,地方政府由于面临高昂的交易成本和缺乏相应的激励约束机制而长期陷入合作困难的局面。随着中国区域经济一体化的持续推进,国内学者日益重视对政府间合作行为的研究。地方政府合作本质上是“合作收益—成本权衡”下的理性选择,交易成本、资源互补以及文化信任等因素都会影响地方政府协作行为选择,因此,地方政府间自发的协作机制并非总是有效的(王敬尧和郑鹏,2022)。如何借助中央政府的纵向干预解决区域间利益分配、任务协调和行为监督等问题受到学者们的关注(母睿等,2019;周凌一,2020)。一个普遍共识是,中央政府强制性的纵向介入可以通过政策激励、顶层设计提高地方政府的合作收益,以推动区域协作发展(Moseley and James,2008;邢华和邢普耀,2021)。综上所述,已有研究主要聚焦于总结地方政府合作模式与相关特征、表现,开展基于行政学、政治学的理论分析,而较少从经济学视角提供理论分析以及利用经验性证据来回答地方政府合作如何影响地方间经济发展。在迈向第二个百年奋斗目标的征程中,如何高效推进地方政府合作以促进区域协调发展与共同富裕,是亟待回答的重大现实问题。本文拓展了Forslid and Ottaviano(2003)提出的灵活布局的企业家模型(Footloose Entrepreneur Model),以讨论东西部协作政策对地区经济增长的效应与机制,并以2008年东西部协作实施考核政策作为冲击,使用2000—2016年县级层面数据评估东西部协作政策对362个受援县地区经济增长的促进效应。

本文的边际贡献主要体现在:①将东西部协作政策的主要政策工具纳入新经济地理学理论模型,并将拓展后的理论模型运用于解释中国特色的区域政策工具对要素流动与受援县经济增长的影响,同时通过构造“受援县—施援县”结对数据识别政策帮扶效应和“要素流”效应,并验证理论模型提出的命题。②基于要素流动的视角较全面地探讨了东西部协作政策影响地区经济增长的作用渠道,重点强调劳动力、人力资本和资本要素遵循政策指引在地区间流动的方向与规模,论证东西部协作政策能有效降低地区间交易成本并有助于抵消地方保护主义带来的消极影响,以及通过促进要素流动和产业合作,拉动受援县经济增长和促进区域协调发展。③逐一验证东西部协作主要政策工具(产业合作、人才支援、资金支持和劳务输出)的效应,并探究结对差距、结对原则、结对模式、施援县经济特征、公共品供给结构等异质性对政策效果的影响。

## 二、政策背景

东西部协作制度源自对口支援制度。20世纪50年代,中国在“全国一盘棋”和《论十大关系》的指导下,逐步出现较大范围的省际支援与协作(张天悦,2021),对口支援制度初现雏形。1979年,中共中央批转了乌兰夫在全国边防会议上的报告,要求东部发达省份对口支援欠发达的少数民族地区,并最终确定东部6省对口支援5个自治区和3个少数民族比较集中的省份,标志着对口支援政策首次上升为全国性的国家政策(王禹澔,2022)。

1988年9月,邓小平同志明确提出了“两个大局”战略构想,即“沿海地区要加快对外开放,使这个拥有两亿人口的广大地带较快地先发展起来,从而带动内地更好地发展,这是一个事关大局的问题。内地要顾全这个大局。反过来,发展到一定的时候,又要求沿海拿出更多力量来帮助内地发展,这也是个大局。那时沿海也要服从这个大局。”<sup>①</sup>在“两个大局”战略构想的指引下,对口支援工作不断深化,陆续出台开展扶贫协作、缩小地区差距、促进区域协调发展等一系列政策举措。1996年中央扶贫开发工作会议决定,在全国开展东西部扶贫协作;同年7月,国务院办公厅转发国务院扶贫开发领导小组《关于组织经济较发达地区与经济欠发达地区开展扶贫协作的报告》(简称《协作报告》),指定东南沿海的发达地区协作帮扶西部的经济欠发达地区。至此,东西部协作制度开始建立。

2008年,东西部扶贫协作政策出现一次重大变革。原国务院扶贫开发领导小组办公室(简称国务院扶贫办)发布《2008年东西扶贫协作工作指导意见》,明确提出2008年国务院扶贫办将对东西扶贫协作工作进行绩效考评。考评工作将以省份交叉检查、专家评估、年度统计等方式开展,考评结果上报国务院扶贫开发领导小组,并通报有关省份,以此作为东西扶贫协作工作评比的基本依据。在东西部扶贫协作考核评价实施之前,地方政府间更多地存在竞争关系,施援地区对东西部协作政策的主动性和重视程度相对偏弱。而在东西部协作考核评价建立后,东部地区政府与西部贫困地区形成稳固密切的结对关系(王小林和谢妮芸,2022)。

党的十八大以来,东西部扶贫协作工作受到高度重视。2015年,中共中央、国务院作出《关于打赢脱贫攻坚战的决定》,要求进一步健全东西部扶贫协作机制。2016年,中共中央办公厅、国务院办公厅印发《关于进一步加强东西部扶贫协作工作的指导意见》(简称《指导意见》),再次调整了结对关系,并启动携手奔小康行动,在东部地区动员249个县与西部地区354个县结对;明确提出将东西部扶贫协作工作纳入国家脱贫攻坚考核范围。2021年,习近平总书记对深化东西部协作和定点帮扶工作作出重要指示,要完善东西部结对帮扶关系,拓展帮扶领域,健全帮扶机制,优化帮扶方式,加强产业合作、资源互补、劳务对接、人才交流,动员全社会参与,形成区域协调发展、协同发展、共同发展的良好局面。<sup>②</sup>

本文选择2008年作为东西部协作政策实施考核评价制度的起始年份,研究时间设为2000—2016年,主要是基于以下三方面的考虑:①尽管东西部协作的考核制度被正式确立于2019年,但现有考核评价制度的基本框架(省份自评、交叉考核、中央综评)在2008年颁布的《指导意见》中已明确提出。从2008年起,由省际交叉考核、国务院扶贫开发领导小组综合评定的考核办法已经形成,

① 参见邓小平:《邓小平文选》(第三卷),北京:人民出版社,1993年,第277—278页。

② 鉴于2020年中国已全面建成小康社会,后文将统一使用“东西部协作”政策名称。

2019年出台的《东西部扶贫协作成效评价办法》是针对这一制度和具体考核指标的进一步规范。②2017年,东西部协作工作迈入新阶段,但同时期全面打响脱贫攻坚战,无论是东西部协作的支援效果还是考核激励,都受到脱贫攻坚战的强化作用,可能影响实证结果的有效性。③为剔除2016年底大幅调整的东西部结对关系对帮扶效果的影响,本文的研究时间设为2000—2016年。

东部经济发达省份与西部地区省份结成对口支援关系,通常将东西部协作任务逐层分解,并将对口的范围从省级对省级拓展为地市级对地市级和县级对县级。本文利用受援县和施援县间的结对数据开展实证分析。同时,结合东西部协作政策相关文件表述,确定结对关系的三个原则,并在异质性部分分别讨论了三个原则对政策效果的异质性影响:一是优势互补性,《协作报告》与《指导意见》中均将坚持东西部地区优势互补确定为协作政策的基本原则之一;二是施援县的经济实力与受援县的脱贫难度,《指导意见》明确要求“东部省份组织本行政区域内经济较发达县(市、区)与扶贫协作省份和市州扶贫任务重、脱贫难度大的贫困县开展携手奔小康行动”;三是地理距离,协作区域的选择虽有一定的偶然性,但也考虑了协作地区间的地缘关系与文化历史渊源等因素(吴国宝,2017)。

本文的理论模型设定和机制分析均与东西部协作的政策工具保持一致。实践中,东西部地区往往基于自身资源禀赋和产业基础,错位发展互补产业:由西部地区有组织地向东部地区输出劳动力,并积极承接东部地区产业转移;由东部地区向西部地区输出技术和管理人才,并给予西部地区一定规模的资金援助(石绍宾和樊丽明,2020)。因此,本文理论模型部分的设定允许劳动力、人力资本和资本等要素在结对县间自由流动,并在机制分析部分重点讨论了劳动力流动、人力资本流动、资本流动和产业合作的作用机制。

### 三、理论模型

本文对 Forslid and Ottaviano(2003)提出的灵活布局的企业家模型进行拓展,以阐明东西部协作政策对地区要素流动和经济增长的效应与机制。在推导无政策冲击下短期均衡的基础上,本文分别讨论东西部协作的人才支援、资金支持和劳务输出政策对短期均衡的影响,进而论证政策冲击带来的要素流动对地区经济增长的影响。

#### 1. 基本设定

假设经济体由东部地区施援县(地区1)和西部地区受援县(地区2)两个地区组成,由于其距离较远,地区间存在较高的贸易成本。每个地区从事两部门的生产活动,分别是规模收益不变的农业部门(A)和规模收益递增的制造业部门(X)。每个区域有三种生产要素,分别是高技能劳动力(企业家)、低技能劳动力(工人)和从事农业生产的农民,且这三种要素在两地区的总禀赋分别为H、L和F。农民均匀分布且不可流动,因此,两地区的初始农民均为F/2。

(1)需求端。制造业部门生产连续的异质性产品,而农业部门生产的农产品完全同质化。因此,区域*i*的代表性消费者效用可用柯布—道格拉斯式函数表示:

$$U_i = X_i^\mu A_i^{1-\mu} \quad (1)$$

$$X_i = \left( \int d_i(s)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} ds \right)^{\sigma/\sigma-1}, s \in N \quad (2)$$

其中, $X_i$ 表示*i*地区制造品的总消费, $A_i$ 表示*i*地区农产品的总消费, $\mu$ 为(0,1)之间的常数。 $d_i(s)$ 表示*X*中品种*s*制造品的消费。 $N$ 表示制造品*X*的总品种数, $n_i$ 表示地区*i*生产的制造品数量,

因此有  $n_1 + n_2 = N$ 。  $\sigma > 1$  表示常替代弹性。

$i$  地区的代表性消费者预算约束为：

$$\int_{s \in n_i} p_{ii}(s) d_{ii}(s) ds + \int_{s \in n_j} p_{ji}(s) d_{ji}(s) ds + p_i^A A_i = Y_i \quad (3)$$

其中,  $p_{ii}$  为  $i$  地区产品在  $i$  地区的价格,  $p_{ji}$  为  $j$  地区产品在  $i$  地区的价格,  $d_{ii}(s)$  为  $i$  地区产品在  $i$  地区的需求,  $d_{ji}(s)$  为  $j$  地区产品在  $i$  地区的需求,  $p_i^A$  为农产品的价格,  $Y_i$  为  $i$  地区居民的总收入。假设  $A$  部门企业在完全竞争和规模收益不变的情况下生产同质化产品, 因此, 按照边际成本定价, 则有  $p_i^A = w_i^f = 1$ , 即  $A$  为计价单位部门,  $w$  为工资。

(2) 供给端。假设制造业部门处于垄断竞争状态, 在规模收益递增的条件下选择雇佣企业家和工人。每个企业生产不同的单一品种产品, 因此, 企业数量等于产品种类数量。为生产  $x(s)$  单位的产品, 企业需要固定的  $\alpha$  单位企业家投入(固定投入)和  $\beta x$  单位工人投入。因此,  $i$  地区生产  $s$  产品的企业总成本由下式给定：

$$TC_i(s) = w_i^H \alpha + w_i^L \beta x_i(s) \quad (4)$$

其中,  $x_i(s) = d_{ii}(s) + \tau d_{ji}(s)$ , 表示  $i$  地区生产  $s$  产品的企业总产量。在出口市场中, 企业价格需要考虑冰山运输成本  $\tau \geq 1$ 。由于企业可以自由进出, 在均衡状态下所有企业利润为 0, 即企业的实际利润完全等价于支付给企业家的固定成本：

$$\alpha w_i^H = p_{ii}(s) d_{ii}(s) + p_{ji}(s) d_{ji}(s) - w_i^L \beta [d_{ii}(s) + \tau d_{ji}(s)] \quad (5)$$

## 2. 企业家自由流动的短期均衡

为了探究政策冲击对企业家和工人区位选择的影响, 本文将先讨论企业家完全自由流动下的短期均衡, 并进一步放松模型假定, 讨论允许工人完全自由流动情况下的短期均衡。

(1) 无政策冲击下的短期均衡。考虑企业家在空间上可以自由流动, 而工人不能在地区间实现流动, 仅在本地地区内部进行跨部门流动。由于工人可以在制造业部门和农业部门自由跨部门流动, 因此, 在均衡状态下, 制造业部门的工资将与农业部门工资水平相同, 使得  $w_i^L = p_i^A = w_i^f = 1$ 。由于  $n_i, p_i, w_i, x_i$  和  $Y_i$  均由内生决定, 因此, 可得高技能劳动力工资函数的显式解：

$$w_i^H = \frac{\mu/\sigma}{1 - \mu/\sigma} \frac{(L + F)}{2H} \left[ \frac{2\phi h + [1 - \mu/\sigma + (1 + \mu/\sigma)\phi^2](1 - h)}{\phi(h^2 + (1 - h)^2) + [1 - \mu/\sigma + (1 + \mu/\sigma)\phi^2]h(1 - h)} \right] \quad (6)$$

其中,  $h \equiv H_1/H$ , 表示地区 1 高技能劳动力的比例。  $\phi = \tau^{1-\sigma} \in (0, 1]$ , 度量贸易自由程度; 当  $\tau$  上升时,  $\phi$  下降。

高技能劳动力通过选择工作地点以最大化其福利水平, 因此, 本文用间接效用函数表示其福利。  $W(h, \phi)$  表示当期地区间的间接效用差异, 因此, 企业家选址行为由下式决定：

$$\dot{h} \equiv \frac{dh}{dt} = W(h, \phi) \equiv \eta \left( \frac{w_1^H}{P_1^\mu} - \frac{w_2^H}{P_2^\mu} \right) \quad (7)$$

其中,  $\eta \equiv \mu^\mu (1 - \mu)^{1-\mu}$ 。进一步改写可得：

$$W(h, \phi) = \frac{\Phi}{\phi(h^2 + (1 - h)^2) + \left(1 - \frac{\mu}{\sigma} + \left(1 + \frac{\mu}{\sigma}\right)\phi^2\right)h(1 - h)} V(h, \phi) \quad (8)$$

其中,  $\Phi \equiv [\eta \mu L \alpha^{\frac{\mu}{1-\sigma}} (1 - \sigma)^\mu] / [2(\sigma - \mu) H^{(1+\mu-\sigma)/(1-\sigma)} (\sigma \beta)^\mu]$  是一个恒为正的参数, 且有：

$$V(h, \phi) \equiv \frac{2\phi h + [1 - \frac{\mu}{\sigma} + (1 + \frac{\mu}{\sigma})\phi^2](1-h)}{[h + \phi(1-h)]^{\mu/(1-\sigma)}} - \frac{2\phi(1-h) + [1 - \frac{\mu}{\sigma} + (1 + \frac{\mu}{\sigma})\phi^2]h}{[1-h + \phi h]^{\mu/(1-\sigma)}} \quad (9)$$

高技能劳动力市场的空间均衡意味着  $\dot{h} = 0$ 。因为当  $\dot{h} > 0$  时,部分企业家将从西部地区向东部地区流动;当  $\dot{h} < 0$  时,则其反方向流动。稳态时的经济体可能存在 1 个内点解和 2 个角点解。内点解 ( $0 < h < 1$ ) 存在当且仅当  $W(h, \phi) = 0$ , 且斜率在其邻域内非正。由式(9)可以证明,对于任意参数均存在一个不变的恒定解,即当  $h = h^*$ ,  $W(h^*, \phi) = 0$  恒成立。

(2) 东西部协作政策冲击下的短期均衡:人才支援与资金支持。人才支援:东西部协作与企业家间接效用。东西部协作通过给予各类高技能劳动力荣誉、待遇和晋升机会等隐性福利,以激励其到西部地区就业。本模型将政策简化假设到西部地区就业的高技能劳动力的间接效用函数等比例扩大  $\delta$ ,  $\delta > 1$ 。因此,地区间接效用差异  $W(h, \phi)' = \eta \left( \frac{w_1^H}{P_1^\mu} - \delta \frac{w_2^H}{P_2^\mu} \right)$ , 按照短期均衡分析中相同的步骤,可以推出新的非对称性均衡的全局稳定性由下式决定:

$$V_{new1}(h, \phi) \equiv \frac{2\phi h + [1 - \frac{\mu}{\sigma} + (1 + \frac{\mu}{\sigma})\phi^2](1-h)}{[h + \phi(1-h)]^{\mu/(1-\sigma)}} - \delta \frac{2\phi(1-h) + [1 - \frac{\mu}{\sigma} + (1 + \frac{\mu}{\sigma})\phi^2]h}{[1-h + \phi h]^{\mu/(1-\sigma)}} \quad (10)$$

与基准情形中的式(9)相比,原先  $h^*$  的稳态水平并不稳定时,此时  $V_{new1}(h^*, \phi) < 0$ , 高技能劳动力将从东部地区流向西部地区,直至达到新的稳态水平  $V_{new1}(h_{new1}, \phi) = 0$ 。当地区间存在较大的贸易成本时(此时贸易自由度  $\phi$  较低),  $h^*$  处的偏导数小于 0:<sup>①</sup>

$$\frac{\partial V_{new1}(h^*, \phi)}{\partial h} < 0 \quad (11)$$

因此,在新的稳态水平下有  $0 < h_{new1} < h^*$ , 即随着政策冲击带来的高技能劳动力间接效用函数的变化,东部地区的部分高技能劳动力将向西部地区流动,直至达到新的稳态。由此,本文提出:

命题 1:东西部协作政策将改变经济体稳态时的高技能劳动力分布,通过改善高技能劳动力赴西部地区就业的间接效应函数,促进高技能劳动力由东部地区向西部地区流动。

资金支持:东西部协作与政策优惠。东西部协作通过给予赴西部地区落地投资兴业的企业大量的优惠政策,积极引导向西部地区投资。本模型简化假设东西部协作政策降低了西部地区企业的总成本,即成本函数变为  $TC_2(s) = \varepsilon(w_2^\alpha \alpha + w_2^\beta \beta(s)x_2(s))$ ,  $0 < \varepsilon < 1$ 。故式(9)可以改写为:

$$V_{new2}(h, \phi) = \frac{2\phi h + [1 - \mu[\sigma(1-\varepsilon) + \varepsilon]/\sigma + (1 + \mu[\sigma(1-\varepsilon) + \varepsilon]/\sigma)\phi^2](1-h)}{[h + \phi(1-h)]^{\mu/(1-\sigma)}} - \frac{2\phi(1-h) + [1 - \mu/\sigma + (1 + \mu/\sigma)\phi^2]h}{[1-h + \phi h]^{\mu/(1-\sigma)}} \quad (12)$$

与式(9)相比,原先  $h^*$  的稳态并不稳定,此时  $V_{new2}(h^*, \phi) < 0$ , 企业将从东部地区流向西部地区,直至新的稳态水平  $V_{new2}(h_{new2}, \phi) = 0$ 。同理,地区间存在较大的贸易成本时,可得:

① 理论模型推导过程参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

$$\frac{\partial V_{new2}(h^*, \phi)}{\partial h} < 0 \quad (13)$$

因此,新的稳态水平下有  $0 < h_{new2} < h^*$ ,即随着政策冲击带来的企业成本函数的变化,东部地区的部分企业将向西部地区流动,直至达到新的稳态。由此,本文提出:

命题2:东西部协作政策通过给予赴西部地区投资企业政策优惠,改变西部地区企业成本函数,进而促进企业由东部地区向西部地区流动。

### 3. 加入工人自由流动的短期均衡

(1) 无政策冲击下的短期均衡。本文进一步放松假定,考虑工人和企业家在空间上同时自由流动。假设企业家和工人在制造业部门内可以自由流动,因此,在均衡状态下,企业家工资将与工人工资水平相同,使得  $w_i^H = w_i^L$ 。企业的成本函数变为  $TC_i(s) = w_i^L(\alpha + \beta(s)x_i(s))$ 。与前文类似,可以解得劳动力工资的显式解:

$$w_i^L = 2 \frac{1 - \frac{\mu}{\sigma}}{\mu} \left[ \frac{\phi(l^2 + (1-l)^2) + \left[1 - \frac{\mu}{\sigma} + \left(1 + \frac{\mu}{\sigma}\right)\phi^2\right]l(1-l)}{2\phi l^2 + \left[1 - \frac{\mu}{\sigma} + \left(1 + \frac{\mu}{\sigma}\right)\phi^2\right]l(1-l)} \right] - \frac{F}{lL} \quad (14)$$

其中,  $l \equiv L_1/L$ ,表示地区1劳动力的比例。劳动力通过选择工作地点以最大化其福利水平,用间接效用函数表示其福利。 $Z(l, \phi)$ 表示当期地区间间接效用差异,劳动力选址行为由下式决定:

$$Z(l, \phi) \equiv \eta \left( \frac{w_1^L}{P_1^\mu} - \frac{w_2^L}{P_2^\mu} \right) \quad (15)$$

劳动力市场的空间均衡意味着  $\dot{l} = 0$ 。当  $\dot{l} > 0$ 时,部分工人将从西部地区向东部地区流动;当  $\dot{l} < 0$ 时,则其反方向流动。稳态时的经济体可能存在1个内点解和2个角点解。内点解( $0 < l < 1$ )存在当且仅当  $Z(l, \phi) = 0$ ,且斜率在其邻域内非正。由式(15)可以证明,对于任意参数均存在一个对称性的解,即当  $l = l^*$ ,  $Z(l^*, \phi) = 0$ 恒成立。

(2) 东西部协作政策冲击下的短期均衡:劳务输出。东西部协作通过政府组织对接将西部地区劳动力输送到东部地区,极大降低了劳动力的工作搜寻成本和交易成本。本模型简化假设东部地区和西部地区间具有非对称的交易成本  $\tau$ ,即商品和劳动力从西部地区流向东部地区的交易成本  $\tau$ 更低,而反方向的交易成本  $\tau^*$ 更高,即  $\tau^* = \theta\tau$ ,  $\theta > 1$ ,则有  $\phi^* = \theta^{1-\sigma}\phi$ 。地区1工人工资的函数可改写为:

$$w_1^L = 2 \frac{1 - \frac{\mu}{\sigma}}{\mu} \left[ \frac{\theta^{1-\sigma}\phi(l^2 + (1-l)^2) + \left[1 - \frac{\mu}{\sigma} + \left(1 + \frac{\mu}{\sigma}\right)(\theta^{1-\sigma}\phi)^2\right]l(1-l)}{2\theta^{1-\sigma}\phi l^2 + \left[1 - \frac{\mu}{\sigma} + \left(1 + \frac{\mu}{\sigma}\right)(\theta^{1-\sigma}\phi)^2\right]l(1-l)} \right] - \frac{F}{lL} \quad (16)$$

与基准情形中的式(15)相比,当  $l = l^*$ 时,  $w_1^L$ 相同,但此时  $P_1 = \frac{\beta\sigma}{\sigma-1} \left(\frac{l}{\alpha\sigma}\right)^{1/(1-\sigma)} [l + \theta^{1-\sigma}\phi(1-l)]^{1/(1-\sigma)}$ 更低,因此,地区1的实际收入更高,  $Z_{new3}(l^*, \phi) > 0$ ,劳动力将从西部地区流向东部地区,直至达到新的稳态水平  $Z(l_{new3}, \phi) = 0$ 。同理,  $\frac{\partial Z_{new3}(l^*, \phi)}{\partial l} < 0$ ,故可得  $l^* < l_{new3} < 1$ 。由此,本文提出:

命题3:东西部协作政策降低从西部地区流向东部地区的交易成本,因此,将改变经济体稳态时的劳动力分布,并促进低技能劳动力由西部地区向东部地区流动。

#### 4. 要素流动与受援县经济增长

在东西部协作的政策冲击下,高技能劳动力和企业投资将从东部地区向西部地区转移,即西部地区人力资本存量与固定资本存量趋于增加,将促进受援县劳动生产率提升。同时,东西部协作的政策冲击使得低技能劳动力从西部地区向东部地区转移,有助于西部地区释放过剩劳动力,提升受援县劳动力的边际产出,进而促进经济增长。由此,本文提出:

命题4:东西部协作政策通过促进高技能劳动力和企业投资由东部地区向西部地区流动,并促进低技能劳动力由西部地区向东部地区流动,进而促进西部地区受援县的经济增长。

### 四、模型构建与实证分析

#### 1. 数据来源与处理

本文使用的县级经济数据来自历年《中国区域经济统计年鉴》《中国县域统计年鉴》。同时,通过爬取原国务院扶贫办和各省市政府的公开文件,并利用《中国扶贫开发年鉴(2010—2016)》补充和校对,识别362对参与东西部协作的“对子”图谱(如“北京市东城区”对口帮扶“内蒙古自治区清水河县”)。<sup>①</sup>其中,来自西部地区的受援县和东部地区的施援县分别为362个、209个。本文使用的人口流动数据来自2000年、2005年、2010年和2015年全国1%人口抽样调查数据;企业层面的微观数据来自2000—2015年中国工业企业数据库;上市公司异地投资数据来自中国研究数据服务平台的上市公司参控股公司数据库;政府公共品供给结构数据来自《全国地市县财政统计资料》。

#### 2. 计量模型构建与变量说明

本文将2008年东西部协作实施考核政策作为政策冲击,基于2000—2016年的数据,使用双重差分模型识别东西部协作政策对地区经济增长的影响。将362个受援县作为准自然实验的处理组,并考虑了两种控制组:<sup>①</sup>将西部地区所有非受援县作为控制组;<sup>②</sup>选取受援县所在市的非受援县作为对照组<sup>②</sup>,以控制资源禀赋、区位条件以及其他特殊支持政策的影响。回归模型如下:

$$Y_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 ifAccept_i \times Post_t + \Gamma Control_{it} + \kappa_i + O_{it} + v_{it} \quad (17)$$

其中, $Y_{it}$ 代表*i*县在*t*年的地区经济增长和区域协调发展的特征,具体包括:<sup>①</sup>度量该县经济总量的地区生产总值(GDP)对数值( $\ln GDP_{it}$ );<sup>②</sup>度量该县经济发展水平的人均GDP对数值( $\ln PerGDP_{it}$ );<sup>③</sup>使用该省会的市辖区人均生产总值除以该县人均生产总值度量经济发展差距( $Gap\_capital_{it}$ )。考虑数据的可比性,本文为剔除物价因素对上述名义变量的影响,计算了各县以2000年为基期的实际GDP和实际人均GDP。 $ifAccept_i \times Post_t$ 为核心解释变量。本文在“县—年份”两个维度构建双重差分模型,识别东西部协作政策的处理效应。选取2008年作为政策开始生效的年份,因此,对于2008年以前的年份,虚拟变量 $Post_t = 0$ ,而2008年及以后的年份 $Post_t = 1$ 。本文将参与“东西部协作”政策的362个受援县作为处理组( $ifAccept_i = 1$ ),其余地区为控制组( $ifAccept_i = 0$ )。

本文还考虑了其他控制变量:是否为国家级贫困县( $ifPoverty_{it}$ ),以排除同期实行的扶贫政策的干扰;是否受到重大工程建设或受到应急救灾等重要支援政策影响( $ifmajorevents_{it}$ );<sup>③</sup>市场规模

<sup>①</sup> 具体内容参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

<sup>②</sup> 受援县分布于全国65个地级行政区,共辖573个县级行政区(包括作为处理组的362个受援县、作为控制组的211个非受援县)。

<sup>③</sup> 考虑汶川地震、玉树地震、三峡库区、藏区建设、革命老区等对口支援政策。

( $MarketScale_{it}$ ),以该地区年末总人口的对数值表示;产业结构( $Structure_{it}$ ),以该地区第二产业增加值占地区增加值的份额表示;储蓄率( $SavingRate_{it}$ ),以该地区城乡居民储蓄存款余额与该地区增加值的比例表示;固定资产投资率( $InvestingRate_{it}$ ),以该地区城镇固定资产投资完成额与该地区增加值的比例表示;政府支出比率( $Government_{it}$ ),以地方财政一般预算支出与该地区增加值的比例表示<sup>①</sup>。此外,为了保证估计的无偏性,模型控制了县级固定效应  $\kappa_i$  和因城市而异的时间固定效应  $O_{ct}$ 。 $v_{it}$ 为随机误差项。

为检验政策冲击前控制组与处理组时间变化趋势是否相同,本文使用事件分析法估计东西部协作政策对地区经济增长的逐年处理效应, $\vartheta_m$ 反映了政策干预前后对地区经济增长的连续影响,其余设定与基准模型相同:

$$Y_{it} = \lambda_0 + \sum_{m=-7}^{m=9} \vartheta_m ifAccept_{it} \times Year_{t-m} + FControl_{it} + \kappa_i + O_{ct} + v_{it} \quad (18)$$

### 3. 基准回归

表1报告了结对帮扶政策与受援县经济增长的基准回归结果。结果显示,第(1)一(4)列中  $ifAccept \times Post$  的系数符号均显著为正,意味着2008年政策实施后,受援县的经济总量和人均收入显著增长。第(2)、(4)列的结果表明,与控制组地区相比,2008年之后受援县实际GDP和人均实际GDP分别增长了4.53%和4.81%。第(5)、(6)列的核心解释变量均显著为负,表明东西部协作政策显著缩小了受援县与本省省会的发展差距。第(6)列的结果表明,东西部协作政策实施后,受援县与本省省会市辖区的人均GDP差距明显缩小,体现了东西部协作政策对于缩小地区差距和促进区域协调发展的重要作用。命题4得证。

表1 基准回归:结对帮扶政策与受援县经济增长

变量	lnGDP <sub>it</sub>		lnPerGDP <sub>it</sub>		Gap <sub>capital</sub> <sub>it</sub>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	对照组1	对照组2	对照组1	对照组2	对照组1	对照组2
$ifAccept \times Post$	0.0484*** (0.0094)	0.0453*** (0.0092)	0.0512*** (0.0095)	0.0481*** (0.0093)	-0.9806*** (0.0560)	-0.9881*** (0.0554)
样本量	12154	7225	12154	7225	10761	6377
R <sup>2</sup>	0.9933	0.9919	0.9898	0.9881	0.9583	0.9548

注:对照组1为西部地区非受援县,对照组2为受援县所在市的非受援县。括号内为稳健标准误;\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。所有列均加入了控制变量,并控制了县级固定效应和因城市而异的时间固定效应。以下各表同。

为进一步探究东西部协作政策对地区经济增长影响的变化趋势以及进行平行趋势检验,本文采用事件分析法进行估计。结果显示,2008年之前, $ifAccept_{it} \times Year_{t-m}$ 的系数 $\vartheta_m$ 不显著异于0,<sup>②</sup>表明东西部协作政策实施之前,处理组与控制组经济增长趋势相同;而2008年之后,系数出现明显变化,被解释变量为lnGDP和lnPerGDP的系数显著为正,且随着时间的延长, $\vartheta_m$ 呈现递增的变化趋势,表明东西部协作政策对受援县经济增长和人均收入的促进效应随时间不断增强。被解释变量为Gap<sub>capital</sub>的系数显著为负,且呈现递减的趋势,表明东西部协作政策缩小了地区间发展差距,对区域协调发展具有明显促进作用。

① 选取变量的描述性统计参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

② 事件分析法结果参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

#### 4. 稳健性检验

本文从以下方面进行稳健性检验<sup>①</sup>:①考虑政策间存在相互干扰问题:剔除结对关系发生调整的子样本后重新回归。②安慰剂检验:参考已有文献(La Ferrara et al., 2012),本文通过随机筛选东西部协作的受援县以构造随机实验,并将上述过程重复 500 次,得到的估计系数核密度分布服从正态分布,且均值为 0,基准回归的估计系数在核密度函数的高尾位置。③排除扶贫政策和其他对口支援政策的干扰:分别剔除属于国家扶贫开发重点县的样本、受到重大工程建设或受到应急救灾等重要对口支援政策影响的样本、属于民族地区与边疆地区的样本重新回归。④考虑金融危机对政策冲击的干扰效应:在基准回归基础上进一步控制施援县的经济增速、经济外向度与金融危机的交乘项。⑤利用 PSM—DID 方法替换控制组:使用倾向得分匹配分析法(PSM)得到匹配后的控制组,并将其与处理组代入双重差分模型检验。⑥考虑上级转移支付的影响:进一步控制各县财政转移支付金额对数值与时间趋势项的交乘项。上述检验均证明基准回归结果稳健。

### 五、机制分析

接下来,本文讨论要素流动和产业合作的作用机制:①在要素流动方面,分别讨论东西部协作通过劳务输出、人才支援和资金支持对受援县产生的经济效应,并考虑政府与市场在不同要素流动渠道中的作用及政策可持续性问题;②在产业合作方面,重点关注东西部协作对受援县地方化经济和制造业结构升级,以及结对县之间产业结构互补性的影响。

#### 1. 东西部协作与要素流动

根据理论模型推导,东西部协作政策会通过促进禀赋发达地区和禀赋落后地区之间的要素流动,进而推动地区经济增长。本文根据 2010 年人口抽样调查微观数据计算了在受援县与施援县之间流动的劳动力的受教育结构。<sup>②</sup>结果表明,受援县与施援县之间劳动力转移呈现低技能劳动力要素的“逆梯度流动”(即由西部地区转移至东部地区)和人力资本的“顺梯度流动”(即由东部地区转移至西部地区)。具体看,受援县向施援县转移的劳动力受教育程度绝大部分为初中水平(占比为 58.35%),而受教育程度在大学专科及以上的占比仅为 11.64%;与之对应的是,从施援县向受援县转移的劳动力受教育程度为初中水平的占比仅为 27.42%,而受教育程度在大学专科及以上的占比达 41.94%。

本文重点考察对经济增长影响重大的三种生产要素流动,即劳动力流动、人力资本流动和资本流动,分别对应东西部协作政策中的劳务输出、人才支援和资金支持。

(1)劳务输出:劳动力要素自西向东“逆梯度流动”。历次人口抽样调查长表记录了抽样个体的户口登记地和现实居住地,本文基于人口抽样调查长表数据测算了“户口登记地→现实居住地”的流动人口数量,再将此数据与“受援县→施援县所在市”进行匹配,得到 2000 年、2005 年、2010 年和 2015 年从受援地流向施援地的人口规模。同时,本文设定对照组为“非受援县→深圳市”的人口流动数量,以捕捉在不受政策干预的情况下经济社会发展和交通基础设施改善导致的人口由非受援县向发达地区流出的趋势。本文仅计算了因“务工经商”“工作调动”和“分配录用”三类原因而流动的人口规模,作为劳务输出的代理变量。此外,本文分别测算了城市间劳动力流动的三种指标:①受

<sup>①</sup> 稳健性检验回归结果参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

<sup>②</sup> 计算结果参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

援县流向施援县的人口规模的对数值。②定点流出率:受援县流向施援县的人口规模除以受援县常住人口规模。③定点流出倾向:受援县流向施援县的人口规模除以受援县流出人口的总规模。在表2的Panel A中,  $ifAccept \times Post$  的系数均显著为正,表明东西部协作政策显著促进了劳动力要素从西部地区向东部地区转移,即劳动力要素呈现“逆梯度流动”的特征。劳动力要素的大规模转移有效缓解了劳动力市场摩擦,使整体的劳动力供给和需求趋于匹配,进一步优化了资源配置。命题3得证。

表2 机制分析:劳动力“逆梯度流动”与人力资本“顺梯度流动”

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Panel A: 劳动力“逆梯度流动”(处理组为受援县,控制组为受援县所在市的非受援县)					
	受援县→施援县 劳动力数	受援县跨省流出 劳动力总数	定点流出率	跨省流出率	定点流动 倾向
$ifAccept \times Post$	1.3039*** (0.3035)	1.5488*** (0.4113)	1.9253*** (0.4309)	7.9220*** (2.4465)	0.0538*** (0.0115)
样本量	1913	1913	1913	1913	1913
R <sup>2</sup>	0.7282	0.7113	0.7159	0.7574	0.5939
Panel B: 人力资本“顺梯度流动”(处理组为施援县,控制组为施援县所在市的非施援县)					
	施援县→受援县 人力资本数	施援县跨省流出 人力资本数	定点流出率	跨省流出率	定点流动 倾向
$ifGive \times Post$	0.3156 (0.1964)	1.4099*** (0.5135)	0.0252 (0.0222)	1.1470*** (0.4127)	0.0029 (0.0030)
样本量	780	780	780	780	780
R <sup>2</sup>	0.4608	0.5891	0.4405	0.5579	0.4263

(2)人才支援:人力资本要素自东向西“顺梯度流动”。本文根据人口抽样调查中关于受教育程度的微观统计数据,参照王春杨等(2020),将在受援县与施援县间流动且具有大学专科及以上学历(包括大专、本科和研究生)人数作为人力资本流动的代理变量,分别测算出施援县向受援县转移的人力资本数量对数值,施援县跨省流出的人力资本总数对数值、定点流出率、跨省流出率和定点流动倾向,代替基准模型中的被解释变量进行回归。核心解释变量替换为  $ifGive \times Post$ 。其中,当本地区为施援县时,  $ifGive$  取值为1,否则为0;控制组为施援县所在市的非施援县。由于东部地区向西部地区转移的人口相对较少,区县间人力资本转移数量缺失严重,因此,本文仅计算了施援县(东部地区)流向受援县所在地所属省级行政区(西部地区)的人口规模。此外,本文设定使用“施援县所在市的非施援县→甘肃省”的人力资本流动数量以捕捉在不受政策干预的情境下东部地区向西部地区人力资本流动的趋势。在表2的Panel B中,  $ifGive \times Post$  的系数均为正,表明东西部协作政策有效促进了人力资本从东部地区向西部地区流动,即人力资本呈现“顺梯度流动”的特征。作为重要的生产要素,人力资本对地区高质量发展意义重大。总体上,东西部协作为西部地区注入了高水平人力资本,通过人力资本的知识溢出效应可以进一步促进地区经济发展。命题1得证。

(3)资金支持:资本要素自东向西“顺梯度流动”。东西部协作政策主要考核引导企业到贫困地区投资兴业,带动当地居民就业和增收的情况。本文使用上市公司异地投资数据,探究东西部协作政策对地区间资本流动的影响。基于上市公司信息表和参控股公司信息表,整理得到母公司所在

县、子公司所在市的数据,并参考马光荣等(2020),逐一计算出*i*县第*t*年的所有母公司在*j*市设立的所有子公司数量的对数值( $\ln FN_{ijt}^a$ ),使用双重差分模型考察东西部协作政策对企业异地投资的影响。为进一步体现资本流动的动态效应,参考曹春方和贾凡胜(2020),本文将被解释变量更换为新增异地子公司数量的对数值( $\ln FN_{ijt}^n$ )。处理组为施援县与其帮扶的受援县所在市形成的236个区县对<sup>①</sup>,主要考虑选用三种对照组:①施援县与西部地区非受援县所在市结成的对子;②施援县与其结对县所在省的非受援县所在市结成的对子;③施援县与其结对县所在省中除省会城市以外的非受援县所在市结成的对子。模型设定如下:

$$Y_{ijt} = \rho_0 + \rho_1 Treat_{ij} \times Post_t + \psi Control_{it} + \Omega Control_{jt} + \kappa_i + \kappa_j + \zeta_t + v_{ijt} \quad (19)$$

其中,当“母公司所在县*i*→子公司所在市*j*”等于“施援县→受援县所在市”时, $Treat_{ij}$ 取值为1,否则为0。表3回归结果显示, $Treat \times Post$ 的系数均显著为正,表明东西部协作政策有效促进了资本要素从施援地区向受援地区流动,即资本要素呈现“顺梯度流动”的特征。命题2得证。

表3 机制分析:资本要素“顺梯度流动”

变量	$\ln FN_{ijt}^n$			$\ln FN_{ijt}^a$		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	对照组1	对照组2	对照组3	对照组1	对照组2	对照组3
$Treat \times Post$	0.0172** (0.0082)	0.0209** (0.0089)	0.0215** (0.0091)	0.0302** (0.0133)	0.0398*** (0.0128)	0.0409*** (0.0126)
样本量	49047	2959	2611	49047	2959	2611
R <sup>2</sup>	0.0589	0.1082	0.1220	0.2193	0.4002	0.4526

注:处理组为236对“施援县→受援县所在市”;对照组1为“施援县→西部地区非受援县所在市”,对照组2为“施援县→结对省的非受援县所在市”,对照组3为“施援县→结对省的除省会外非受援县所在市”。所有列均控制了施援县控制变量、受援县所在市控制变量、施援县固定效应、受援县所在市固定效应和时间固定效应。

## 2. 东西部协作与产业合作

东西部协作有利于在两地区之间达成生产分工,通过充分发挥集聚经济效应,进而促进地区经济增长。集聚经济可能通过两种类型作用于经济增长。Hoover(1937)最早将集聚经济划分为地方化经济和城市化经济,其中,前者强调产业内部生产相似产品的厂商在空间上彼此相邻将对生产效率产生正向外部效应,后者强调不同产业部门的企业在空间上集聚将降低企业生产成本。一个地区究竟由地方化经济还是由城市化经济占主导,很大程度上取决于地区的发展阶段(Henderson et al., 1995; Duranton and Puga, 2001)。本文利用2000—2015年中国工业企业数据库的企业微观数据,在县级三位数行业层面计算地区专业化指数( $Special$ )和地区多样化指数( $Diversity$ ),并代替式(17)中的被解释变量重新回归,计算公式如下:

$$Special_{it} = \frac{Output_{it}^{k-max}}{Output_{it}^{total}} \bigg/ \frac{Output_{it}^{k-max}}{Output_{it}^{total}}, \quad Diversity_{it} = 1 - \sum_{k=1}^n \left( \frac{Output_{it}^k}{\sum_{k=1}^n Output_{it}^k} \right)^2 \quad (20)$$

其中, $Output_{it}^k$ 为*t*时期*i*地区*k*行业的总产值, $Output_{it}^{total}$ 为*t*时期*i*地区的总产值, $Output_{it}^{total}$ 为*t*时期全国的工业总产值, $Output_{it}^{k-max}$ 为*t*时期*i*地区总产值最大的行业的总产值。 $Special_{it}$ 取值越大,表

<sup>①</sup> 本文共209个施援县、362个受援县(分布在65个地级行政区中),存在单个施援县帮扶多个受援县,且多个受援县可能位于不同的地级行政区,因此,“施援县—受援县所在地级市”共236对。

明地区*i*的支柱产业专业化程度越高;*Diversity<sub>it</sub>*取值范围为0—1,且值越大表明地区*i*多样化程度越高。此外,本文使用各行业年末就业人数代替总产值,分别计算以劳动力数量为权重的上述指标。

表4第(1)、(2)列因变量分别是使用总产值(*Revenue*)和就业人数(*Labor*)计算得到的专业化指数,*ifAccept×Post*的系数均为正,表明东西部协作政策有效促进了地区专业化水平。第(3)、(4)列因变量分别为使用总产值和就业人数计算得到的多样化指数,*ifAccept×Post*的系数均显著为负,表明东西部协作政策对地区多样化水平具有一定抑制效应,有效帮助受援县政府通过“做减法”的形式调整产业结构。

表4 机制分析:产业合作

变量	处理组为362个受援县,对照组为受援县所在市的非受援县				处理组为施援县→受援县,对照组为施援县→受援县所在市的非受援县	
	专业化指数		多样化指数		产业互补性指数	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Revenue</i>	<i>Labor</i>	<i>Revenue</i>	<i>Labor</i>	<i>Revenue</i>	<i>Labor</i>
<i>ifAccept×Post</i>	12.6651* (7.0137)	1.4771 (2.9978)	-0.0205** (0.0091)	-0.0226** (0.0091)	0.0265** (0.0134)	0.0234* (0.0136)
受援县控制变量	是	是	是	是	是	是
施援县控制变量	否	否	否	否	是	是
受援县固定效应	是	是	是	是	是	是
施援县固定效应	否	否	否	否	是	是
城市×时间固定效应	是	是	是	是	否	否
时间固定效应	否	否	否	否	是	是
样本量	6337	6330	8324	8324	420753	420753
R <sup>2</sup>	0.2690	0.3198	0.8372	0.8600	0.8292	0.8407

本文基于产业合作的双向互动视角,考察东西部协作政策是否增强了结对县间的产业结构互补性。东西部协作政策明确强调,要立足帮扶双方的实际情况,因地制宜,实现帮扶双方优势互补,有助于避免地区间的恶性竞争,并为受援县开拓下游市场,最终实现错位发展。本文选用Krugman产业分工指数(*KI*)度量结对县间的产业互补性,并利用2000—2015年中国工业企业数据库的企业微观数据,在县级三位数行业层面计算该指数。*KI*取值范围为0—2,且取值越大表明地区*i*和地区*j*的产业结构差异越大,即地区间产业互补性越强,反之则越弱(Krugman,1991),计算公式如下:

$$KI_{ijt} = \sum_{k=1}^n \left| \frac{Output_{it}^k}{Output_{it}^{total}} - \frac{Output_{jt}^k}{Output_{jt}^{total}} \right| \quad (21)$$

将产业分工指数代入式(19)进行估计,处理组和控制组分别为“施援县→受援县”与“施援县→受援县所在市的非受援县”,在控制变量中同时考虑了施援县与受援县双方的经济指标,回归结果如表4第(5)、(6)列所示。基于3位数行业中类计算的Krugman产业分工指数分别根据工业企业的总产值和就业人数计算得到。核心解释变量的系数均为正,表明东西部协作政策促进地区间产业结构互补,进而为受援县经济增长和地区间深化产业合作提供支撑。

本文还基于制造业结构变迁的视角对上述机制进行补充论证。根据前文分析,由于东西部协作政策促进受援地劳动力向施援县流动,并引导高技能的人力资本与产业资本向受援县倾斜,有助于

改善受援县的资源禀赋,为受援县实现产业结构转型提供支撑。因此,本文尝试通过分析受援县制造业结构调整过程对产业合作机制进行深入分析。参考沈能等(2014),本文将制造业按照要素密集度划分为劳动密集型行业、资本密集型行业、技术密集型行业和资源密集型行业4个类别,并使用行业总产值测算制造业结构指标。<sup>①</sup>将上述变量替代式(17)中被解释变量重新回归,结果如表5所示。结果显示, $ifAccept \times Post$ 的系数在以劳动密集型行业和资源密集型行业占比为被解释变量的回归模型中均为负,而以资本密集型行业和技术密集型行业占比为被解释变量的回归模型中均为正。这表明,东西部协作政策在一定程度上推动了受援县制造业由劳动密集型和资源密集型向资本密集型和技术密集型转型,制造业结构高级化水平得到提升,将为地区经济长期增长提供坚实支撑。

表5 机制分析:制造业结构升级

变量	处理组为362个受援县,对照组为受援县所在市的非受援县			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	劳动密集型行业	资本密集型行业	技术密集型行业	资源密集型行业
$ifAccept \times Post$	-0.0184 (0.0112)	0.0097 (0.0080)	0.0148 (0.0100)	-0.0359*** (0.0091)
样本量	6337	6330	6337	6337
R <sup>2</sup>	0.7553	0.6766	0.6151	0.5944

### 3. 政策工具的长期可持续性<sup>②</sup>

尽管劳务输出、人才支援、资金支持、产业合作四个政策工具均是东西部协作政策的主要抓手,但从劳动力和企业行为的微观机制层面看,仍存在明显不同,其中,劳务输出和人才支援主要由政府主导,而资金支持与产业合作主要由市场主导。本文使用事件分析法对机制分析中三大要素流动的可持续性进行验证。结果显示:①处理组和控制组向施援县转移的劳动力数量在政策冲击前的变化趋势基本一致,在东西部协作政策实施冲击后出现明显的上升趋势,但随后政策效应并未呈现扩大趋势;②施援县向处理组和控制组转移的人力资本数量在政策冲击前也符合平行趋势,在政策冲击后出现明显上升,但随后政策效应趋于收敛;③施援县向处理组和控制组转移的资本数量在政策冲击后出现明显上升,且政策效果随着持续时间延长而不断扩大。这表明,劳务输出与人才支援效果的可持续性较弱,而资金流动则存在自我强化效应,政策效果将持续性扩大。因此,在东西部协作新发展阶段中,应当进一步发挥市场机制在其中的决定性作用。

## 六、进一步分析

### 1. 创造效应与转移效应<sup>③</sup>

前文结果表明,东西部协作政策显著促进施援县的人力资本和资金流入受援县,进而拉动了受援县经济增长并缩小其与本省省会的发展差距。那么,由此引发的一个潜在担忧是,施援县原本投

① 本文还使用行业就业人数测算制造业结构指标,回归得到的结果与表5一致。

② 政策可持续性分析结果参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

③ 回归结果参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

入到西部非受援地区的资金、人力资本等要素是否因东西部协作政策转而投向了受援县,即本文观测到的经济结果更多是由创造效应还是转移效应所导致?

(1)经济增长的创造效应与转移效应。本文从两方面对东西部协作政策的经济增长效应进行验证:①将视角聚焦于受援县所在市的非受援县(简称所在市非受援县)经济增长。选取所在市非受援县为处理组,所在省其余市所辖县为对照组。若所在市非受援县经济增长放缓,则验证转移效应的存在。结果表明,东西部协作政策并未抑制所在市非受援县经济增长,反而政策具有一定的正向外溢效应。②将视角聚焦于受援县与东部发达地区的收入差距。如果受援县与东部发达地区的收入差距趋于缩小,则在一定程度上表明东西部协作政策对地区经济增长发挥了创造效应。本文使用受援县与东部地区中较发达的上海市浦东新区的人均GDP的比值作为收入差距的代理变量,并将其替代式(17)中被解释变量重新回归。结果表明,东西部协作政策显著缩小了受援县与东部发达地区的发展差距。可见,东西部协作政策对地区经济的促进作用是由政策的创造效应所导致的。

(2)要素流动的创造效应与转移效应。①同市非受援县的劳动力输出机会是否因政策冲击而减少。本文重点排除转移效应的存在,进而得证地区间要素流动的提升效果来自创造效应。本文将受援县所在市的非受援县设为处理组,受援县所在省的非受援县设为对照组,考虑东西部协作政策对上述地区劳动力流出的影响。结果表明,政策冲击并未抑制所在市非受援县的劳动力要素向东部地区流动,即不存在转移效应。②受援县所在省其余地区的资本要素流入是否因政策冲击而减少。本文考察了东西部协作政策对施援县资本流向受援县所在省的整体效应,若政策冲击对受援县所在省不存在明显的净增效应,则表明政策冲击使得同省其他地区资本要素流入减少,即存在转移效应。结果表明,东西部协作政策有效促进了资本要素从施援县向受援县所在省流动,进而可以推论东西部协作政策对资本要素流动仍是由创造效应主导的。③从全国范围内东西部协作的资金投入、干部交流人数和劳务输出人数等指标的变化观察政策的“输血”和“造血”效应。根据《中国扶贫开发年鉴(2011—2016年)》,2011—2016年,东部地区援助资金累计达86.18亿元,吸引企业投资累计12925.61亿元,为受援县经济发展提供强劲动能;党政干部累积交流890人次,专业技术人才累积交流9793人次;受援县劳务输出到协作省份达241.95万人。纵向看,资金支持、人才支援、劳务协作三方面合作不断深化,政策红利持续驱动受益面不断扩大,极大改善了西部地区发展面临的瓶颈难题。

(3)评估政策对施援县经济增长的影响。东西部协作政策下施援县对受援县的援助是否以牺牲东部施援县的发展为代价?这一问题的答案将影响对政策的可持续性和净效益的判断。为此,本文构建模型评估东西部协作政策对施援县经济增长的影响。结果表明,东西部协作政策对东部施援县经济增长不存在明显影响,即援助政策并非以牺牲施援县经济发展为代价。

## 2. 异质性分析<sup>①</sup>

“优化结对关系,深化结对帮扶”是东西部协作政策的发展方向,而如何确定更优的结对关系以及更好地发挥施援县对受援县的帮扶效应是异质性分析的重点。本文从六方面探究政策效应的异质性:

(1)结对县间发展差距的异质性。本文首先将受援县的实际人均GDP与施援县的实际人均GDP进行匹配,通过差值得到地区差距绝对值,并取对数( $\ln Gap$ );然后,将地区差距作为政策处理强度的代理变量,地区差距与政策时点交乘得到新的核心解释变量。将该变量替代式(17)中核心

<sup>①</sup> 异质性分析回归结果参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

解释变量重新回归。进一步地,本文依据  $\ln Gap$  的均值,将样本分为发展悬殊样本组和发展邻近样本组并分别回归。此外,为了检验地区发展差距对结对帮扶政策效应的倒“U”型特征,本文构造二次项回归模型对非线性关系进行检验。结果表明,东西部协作政策有效促进了地区实际人均 GDP 增长,且发展差距越大,正向促进效应越强。但发展邻近样本组的估计系数大于发展悬殊样本组,表明随着发展差距的不断扩大,其提升的边际效应逐次递减。东西部协作政策对受援县地区经济增长的促进效应与结对县之间发展差距存在一定的倒“U”型关系。

(2)结对县间产业互补性的异质性。优势产业互补性是确定结对关系的基本原则与主要依据。通过一定的制度设计,立足资源禀赋与产业基础,充分实现结对县间优势互补,有助于地区间深化产业合作,激发企业到贫困地区投资的积极性,进而实现互利共赢。本文根据施援县与受援县间 Krugman 产业分工指数是否高于均值(1.45),将处理组样本划分为产业互补性较强组与较弱组。回归结果与基准结果保持一致。对比产业互补性较强组与较弱组的系数可以发现,互补性较强组的估计系数明显大于互补性较弱组,表明结对县间产业互补性增强,有助于提高东西部协作政策的帮扶效应,即结对县间产业互补性对东西部协作政策具有正向调节效应。

(3)结对县间地理距离的异质性。地理距离主要通过降低地区间交易成本与贸易成本,减缓对口支援过程中的信息不对称性与道德风险问题,有助于帮助受援县培训与引进人才,引导受援县剩余劳动力转移,进而实现更大范围的脱贫致富。本文根据受援县与施援县的经纬度计算了结对县间的地理距离,并根据其是否高于均值(2095公里),将处理样本划分为距离较近组与距离较远组。结果显示,距离较近组的估计系数明显大于距离较远组,表明结对县间的地理邻近,有助于增强东西部协作政策效果。

(4)结对县行政层级差距的异质性。理论通常认为市县结对模式能产生更显著的帮扶效果,但仍然有可能产生负面影响,即地级市帮扶将产生更大的虹吸效应以及更高层级的施援政府可能受到更低的政策激励。本文区分了“县县结对”和“市县结对”<sup>①</sup>的两种结对类型,并通过两种方式考察行政层级差距的异质性:①根据结对类型将处理组分为“市县结对”和“县县结对”两组,并分别以受援县所在市的非受援县为对照组进行回归;②构建三重差分模型,将是否“市县结对”变量与核心解释变量交乘,得到三重差分项,并将其代入式(17)重新估计。结果显示,“县县结对”的核心解释变量估计系数明显大于“市县结对”,三重差分项的估计系数显著为负,表明“县县结对”具有更大的政策促进效应。

(5)施援县的异质性。施援县的经济实力将在很大程度上决定其所调配的资源和社会援助力量,进而影响东西部协作的政策效果。本文考察了三类反映施援方援助实力的指标,分别为施援县经济发展水平(即人均 GDP 对数值)、财政实力(即财政收入规模对数值)、行政级别(即所在城市是否为计划单列市),并将上述三个指标与核心解释变量进行交乘,将三重差分项纳入式(17)重新回归。结果显示,三重差分项的估计系数均为正,表明施援县经济实力对政策效果具有正向调节效应,即施援县经济发展水平越高、财政实力越雄厚、行政级别越高,政策的经济增长效应则相对越强。

(6)受援县政府公共品供给结构的异质性。参照尹恒和朱虹(2011),本文测算了各县财政支出中用于基本建设和农业生产的比例,将上述支出定义为生产性公共品支出占比;计算了教育支出、

<sup>①</sup> 需强调的是,“市县结对”不同于“市市结对”,后者通常在结对基础上通过再分包的形式指定施援市的 A 县与受援市的 B 县结成协作对,而前者则不存在再分包的情况。

社会保障支出和医疗卫生支出的比例,将其定义为福利性公共品支出占比。将上述变量与核心解释变量交乘,得到三重差分项,并将其代入式(17)重新估计。结果表明,东西部协作政策对GDP总量和人均收入的正向促进效应受到政府财政支出比例的调节,且政府用于生产性公共品的支出比例更高,则正向促进效应更大,而受援县政府增加福利性公共品支出比例对巩固东西部协作的经济增长效应并不显著。

## 七、结论与政策启示

本文聚焦东西部协作这一具有中国特色的重大区域发展政策,研究在中央政府推动下的地方政府间合作行为,并拓展了灵活布局的企业家模型以阐释东西部协作政策对地区经济增长的影响。本文以2008年东西部协作实施考核政策作为准自然实验,使用双重差分模型评估了政策的经济效应。研究发现:①东西部协作政策实施后,受援县实际GDP和人均GDP均明显增加,与本省省会的发展差距大幅缩小。②政策冲击显著促进劳动力要素、人力资本和资本要素在受援县与施援县间流动,呈现劳动力要素“逆梯度流动”、人力资本和资本要素“顺梯度流动”的特征;劳务输出与人才支援主要由政府主导,而资金支持主要由市场主导,后者存在循环累积的自我强化效应,因而政策可持续性更强。③政策冲击显著推动受援县地方化经济发展和制造业结构优化升级,受援县的专业化指数显著上升,劳动力密集型和资源密集型产业占比显著下降。④东西部协作政策对地区经济增长的提升作用更多来自创造效应而非转移效应,且援助政策并非以牺牲施援县发展为代价。⑤政策冲击对结对县发展差距越大、产业互补性更强、地理距离较近的样本将产生更大的处理效应,同时结对模式、施援县经济实力、受援县政府公共品供给结构会对政策冲击的效果产生调节效应。

本文的结论为中国进一步坚持和完善中国特色对口支援和东西部协作政策,推动实现更高水平区域协调发展提供了重要政策启示:①建立健全政府间责任制和激励约束机制。要充分发挥东西部协作的制度特色和政策优势,建立以结果为导向的东西部协作考核评估制度,巩固中央政府统筹协调、地方政府积极作为的区域合作关系,持续优化东西部协作考核指标和办法,定期从严对各地政府进行监督、考核与评估,促进东西部协作实效的稳步提升。②推动建立地区间统一市场和促进要素流动。要高度重视要素流动在东西部协作中发挥的核心作用,充分发挥市场机制在协作政策中的关键作用,积极破除妨碍各种生产要素市场化配置和商品流通的体制机制障碍,提高政策效果的可持续性。各地政府要搭建地区间产业合作和转移的中介平台,引导优质企业和龙头企业深度参与东西部协作,助力东部地区企业向西转移。③完善东西部协作结对机制和构建梯次有序的结对清单。充分考虑地区间发展差距、资源禀赋、产业互补性和地理距离等因素的影响,按照精准匹配的理念,完善省际结对关系,优化县际结对清单,确保“相对最落后的地区由相对最发达的地区支援”,提高协作帮扶的精准性、互补性和有效性。

受数据限制,本文未考察政策冲击对生产率水平不同企业的异质性影响。未来可以进一步关注在区域合作政策中不同企业和个人的行为,充分考虑微观主体的选择效应与类分效应,并进行相应的福利分析,为优化生产力布局、推动构建优势互补的区域合作格局提供更具针对性的决策参考。

### 〔参考文献〕

- [1]曹春方,贾凡胜.异地商会与企业跨地区发展[J].经济研究,2020,(4):150-166.  
[2]刘秉镰,边杨,周密,朱俊丰.中国区域经济发展70年回顾及未来展望[J].中国工业经济,2019,(9):24-41.

- [3]陆铭,陈钊.分割市场的经济增长——为什么经济开放可能加剧地方保护[J].经济研究,2009,(3):42-52.
- [4]马草原,朱玉飞,李廷瑞.地方政府竞争下的区域产业布局[J].经济研究,2021,(2):141-156.
- [5]马光荣,程小萌,杨恩艳.交通基础设施如何促进资本流动——基于高铁开通和上市公司异地投资的研究[J].中国工业经济,2020,(6):5-23.
- [6]母睿,贾俊婷,李鹏.城市群环境合作效果的影响因素研究——基于13个案例的模糊集定性比较分析[J].中国人口·资源与环境,2019,(8):12-19.
- [7]沈能,赵增耀,周晶晶.生产要素拥挤与最优集聚度识别——行业异质性的视角[J].中国工业经济,2014,(5):83-95.
- [8]石绍宾,樊丽明.对口支援:一种中国式横向转移支付[J].财政研究,2020,(1):3-12.
- [9]王春杨,兰宗敏,张超,侯新烁.高铁建设、人力资本迁移与区域创新[J].中国工业经济,2020,(12):102-120.
- [10]王敬尧,郑鹏.中央政府介入地方合作的类型、行为及其治理逻辑[J].南京大学学报(哲学·人文科学·社会科学),2022,(4):77-91.
- [11]王小林,谢妮芸.东西部协作和对口支援:从贫困治理走向共同富裕[J].探索与争鸣,2022,(3):148-159.
- [12]王禹瀚.中国特色对口支援机制:成就、经验与价值[J].管理世界,2022,(6):71-85.
- [13]吴国宝.东西部扶贫协作困境及其破解[J].改革,2017,(8):57-61.
- [14]邢华,邢普耀.强扭的瓜不一定不甜:纵向干预在横向政府间合作过程中的作用[J].经济社会体制比较,2021,(4):84-94.
- [15]杨继东,罗路宝.产业政策、地区竞争与资源空间配置扭曲[J].中国工业经济,2018,(12):5-22.
- [16]姚洋,张牧扬.官员绩效与晋升锦标赛——来自城市数据的证据[J].经济研究,2013,(1):137-150.
- [17]尹恒,朱虹.县级财政生产性支出偏向研究[J].中国社会科学,2011,(1):88-101.
- [18]张可云.中国区域经济运行问题研究[J].经济研究,1992,(6):52-58.
- [19]张天悦.从支援到合作:中国式跨区域协同发展的演进[J].经济学家,2021,(11):82-90.
- [20]钟笑寒.地区竞争与地方保护主义的产业组织经济学[J].中国工业经济,2005,(7):50-56.
- [21]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.
- [22]周凌一.纵向干预何以推动地方协作治理?——以长三角区域环境协作治理为例[J].公共行政评论,2020,(4):90-107.
- [23]Duranton, G., and D. Puga. Nursery Cities: Urban Diversity, Process Innovation, and the Life Cycle of Products[J]. American Economic Review, 2001, 91(5): 1454-1477.
- [24]Forslid, R., and G. Ottaviano. An Analytically Solvable Core-periphery Model[J]. Journal of Economic Geography, 2003, 3(3): 229-240.
- [25]Henderson, V., A. Kuncoro, and M. Turner. Industrial Development in Cities[J]. Journal of Political Economy, 1995, 103(5): 1067-1090.
- [26]Hoover, E. Location Theory and the Shoe and Leather Industries[M]. Cambridge: Harvard University Press, 1937.
- [27]Krugman, P. Geography and Trade[M].Massachusetts: MIT Press, 1991.
- [28]La Ferrara, E., A. Chong, and S. Duryea. Soap Operas and Fertility: Evidence from Brazil[J]. American Economic Journal: Applied Economics, 2012, 4(4): 1-31.
- [29]Moseley, A., and O. James. Central State Steering of Local Collaboration: Assessing the Impact of Tools of Meta-governance in Homelessness Services in England[J]. Public Organization Review, 2008, 8(2): 117-136.
- [30]Young, A. The Razor's Edge: Distortions and Incremental Reform in the People's Republic of China[J]. Quarterly Journal of Economics, 2000, 115(4): 1091-1135.

**Policy Effects Evaluation of the East-West Cooperation: The Role of Factor Mobility**

ZHANG Ke-yun, FENG Sheng, XI Qiang-min

(School of Applied Economics, Renmin University of China)

**Abstract:** China's East-West Cooperation policy is a prominent counterpart support policy that aims to enhance the economic performance of less-developed regions and alleviate spatial disparities. This paper employs the East-West Cooperation policy to investigate the economic consequences of local government cooperation between eastern China and western China. This study enriches the theoretical model of new economic geography and uses paired county data for verification.

This paper first incorporates spatial cooperation into a new geographic model. Our theoretical analysis disentangles the economic mechanism of the East-West Cooperation policy and shows that the policy will boost the economic development of the western region by enhancing human capital accumulation, firm investment, and exports of low-skilled labor. This paper then empirically examines the economic consequences of the policy using China's county-level socio-economic data from 2000 to 2016. Specifically, this paper takes the assessment policy of China's East-West Cooperation in 2008 as a quasi-natural experiment and examines the economic effect in a difference-in-difference framework.

Our empirical analysis shows that the East-West Cooperation policy has significantly increased the real GDP and per capita GDP of the counties in the western region, and significantly reduced the spatial inequality among the western provinces. Mechanism tests indicate that factor mobility is a crucial channel shaping the policy effect. Specifically, the policy promotes the outflows of local labor, and inflows of skilled labor and capital to the western counties. In addition to the economic promoting effect, the policy also promotes industrial linkages between the paired counties and upgrades western counties' industrial structure. This paper further finds that such an effect is governed by the economic creation effect instead of the diversion effect, indicating that the policy effect is not at the cost of the growth of the eastern counties. Heterogeneity analysis shows that the policy effect is more pronounced for paired counties with larger economic gaps, stronger industry complementarity, closer geographical distance, more developed eastern counties and larger public infrastructure shares of western counties.

By studying the economic effects of local government cooperation between eastern China and western China, this paper provides valuable policy implications for designing spatial policies to alleviate spatial inequality and deepen economic integration across regions in China. Firstly, the central government should strengthen the incentive system to promote local government cooperation. Secondly, the key role of factor mobility should be emphasized in the process of local government cooperation. Thirdly, the pairing relationship between local governments requires scientific planning.

**Keywords:** East-West Cooperation; counterpart support; assessment policy; effect evaluation; factor mobility

**JEL Classification:** R11 R58 O24

[责任编辑:崔志新]