中国省际对口扶贫的政策效果：基于合成控制法的估计

徐　明

摘　要　利用2010年在新疆地区实施的19省市对口支援政策作为自然实验，采用项目评估中的合成控制法估计中国省际对口扶贫的平均处理效应和结构效应。研究发现，省际对口扶贫可以显著促进受援地区经济增长，使受援地实际生产总值相较于潜在生产总值平均提升约7.92%。进一步研究发现，将政策对东中部支援方和西部其他区域潜在的结构效应纳入分析框架考察，不影响本文基本结论，政策的总体福利效应受潜在的结构效应影响微弱。本文从政策宏观效应背后的微观机制进行了探索，认为援助有效性过渡到发展有效性的关键在于培育受援地内生动力和自我发展能力。本文研究对于评估对口扶贫政策的有效性，以及过渡期后如何完善和优化对口帮扶的工作机制和政策体系具有政策启示价值。

关键词　对口扶贫　政策评估　合成控制法

一、引言

中央“十四五规划和2035年远景目标的建议”强调在西部贫困地区要增强巩固脱贫成果和内生发展能力。① 长期以来，中国面临区域经济发展不平衡的难题。② Fleisher & Chen（1997）认为西部地区不利的地理条件以及中央政府对东部地区优先投资的地区倾斜政策是主要原因。林毅夫和刘培林（2003）指出重工业优先发展赶超战略下形成的生产要素存量配置结构与西部地区要素禀赋结构决定的比较优势相违背，导致大量赶超企业缺乏自生能力，使区域经济发展差距呈扩大趋势。国际上通常的区域协调政策是将公共资源瞄准欠发达地区而不是没有经济优势的个体（Kline & Moretti，2014），这为中国区域发展战略提供了参考坐标。中国西部大开发二十多年来，形成了多层次、多形式的扶贫协作和对口帮扶格局。区别于西部大开发中央纵向转移支付模式，省际横向对口扶贫内生于中国儒家文化、集体主义精神等文化传统和国家治理体系，是国家治

徐明，广东外语外贸大学经济贸易学院教授、博士生导师。国家社会科学基金一般项目“防止返贫背景下结对帮扶提升脱贫地区多维人力资本的机制与路径研究”(24BJL043)。

① 资料来源：2020年11月3日，《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》。

② 十九大报告指出，人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾是当前我国社会主要矛盾，区域发展差距是其表现之一。

理模式在经济发展多元化目标约束下的演化形式和制度变迁。省际对口扶贫是基于不同省区之间“一对一或多对一”帮扶和横向转移支付的扶贫开发新机制和新模式（徐明和刘金山，2018），是推进区域协调发展“中国方案”内容之一，是体现资源横向转移与区域合作的国家治理体系组成部分，目前形成了对边疆地区、对重大工程、对灾害损失严重地区对口扶贫三种主要模式（钟开斌，2011）。

21 世纪以来，出于贯彻两个大局思想、促进区域协调发展的战略需要，中央提出动员全国各地的力量(东中部 19 省市)对口支援新疆发展的战略部署。2010 年全国对口支援新疆工作会议确定了北京、上海、广东等 19 个省市对口支援新疆的工作要求，政策要求经过 5 年（2011—2015）努力在重点任务上取得明显成效，经过 10 年（2011—2020）努力确保新疆实现全面建成小康社会目标。2014 年中央新疆工作座谈会上，习近平总书记指出“对口援疆是国家战略，必须长期坚持”。19 省市对口援疆，是改革开放以来规模最大、涉及领域最广的援助政策，涵盖从顶层设计到具体规则的完整政策系统。自实施以来，这一省际对口援助战略，在新疆经济发展、社会稳定、民族团结等方面发挥了重要作用，新疆经济增速、人均收入、固定资产投资等发展指标均有明显提升。在当前相对贫困治理的新发展阶段，客观和精准评价中国省际对口扶贫的实施效果，有利于进一步完善对口帮扶政策体系，并对脱贫地区乡村振兴和推进共同富裕具有现实意义。

本文采用 Abadie & Gardeazabal (2003) 以及 Abadie et al.（2010）提出的合成控制法（SCM）估计省际对口扶贫对新疆经济增长的政策处理效应。该法充分考虑到处理组（新疆）的特殊性，基于对照组和处理组样本数据自身的性质，利用对照组中不同省区的加权平均拟合一个虚拟的反事实（合成的）参照组，真实新疆经济总量和合成的新疆经济总量之间的差额即为政策净效果。基于 2000—2015 年全国 27 个省区的年度平衡面板数据，在控制了产业结构、城镇化率、固定资产投资水平、外商投资水平、总储蓄率、教育水平等因素之后，发现省际对口扶贫使得新疆实际经济相对于潜在经济平均增长了约 7.92%，并且通过了一系列稳健性检验。更进一步地，本文将东中部支援方省份和西部其他省区的潜在挤出（挤入）效应纳入分析框架，考察了政策的总体福利效应和结构效应，结果发现政策的综合处理效应没有发生明显改变。本文也对政策宏观增长效应背后的微观作用机制进行了阐述和分析。

本文其他部分安排如下：第二部分是文献评述、理论分析与研究假说；第三部分是合成控制法介绍；第四部分汇报估计结果、稳健性检验及经济解释；第五部分进一步考察政策的结构效应；第六部分是总结性评论。

二、文献评述、理论分析与研究假说

国内学者对边疆地区援助项目的历史渊源、社会经济属性和实施效果等方面早有研究。总体来看，对援藏的研究多于援疆的研究。一些学者系统阐述了对口支援边疆地区政策起源、演进和体系（靳薇，2010；赵明刚，2011；钟开斌，2011；谢伟民 等，2014）。①**关于府际关系**。周晓丽和马晓东（2012）认为对口支援须实

现由政治动员向制度激励转变；郑春勇（2014）阐述了对口支援任务型府际关系网络；丁忠毅（2015）阐述了对口支援府际利益冲突与协调问题；李瑞昌（2015）认为对口支援肩负超越政治性馈赠属性定位的责任；杨明洪和张营为（2016）构建对口援藏动态模型分析相关利益主体行为和博弈关系。**②基于横向转移支付视角。**马栓友和于红霞（2003）通过分析转移支付与地区经济收敛的关系，指出现行的转移支付总体上没有达到缩小地区差距的效果；王玮（2010）认为对口支援具有横向财政转移支付特征但其平衡效应并不显著。**③在政策效果方面。**靳薇（2010）通过调查研究援藏的成效；朱玲（2013）指出满足脆弱人群的基本需求是援藏项目的首要目标。**④关于政策体系。**乔宝云 等（2006）认为总量转移支付制度抑制了地方财政的努力程度，导致财政转移支付效果被弱化，提出转移支付制度改革的总体思路；邬晓霞和魏后凯（2009）建议从援助政策评价、援助对象识别、援助政策目标、政策工具和政策实施制度保障等方面构建政策体系；俞晓晶（2010）和郑春勇（2014）建议将其上升到法律层面予以规范；李娅和赵鑫铖（2016）建议基于受援地能力缺口和能力需求进行支援。

从以上文献可以发现，国内学者多从援助的目标、属性和功能等方面进行研究，另外一些文献基于转移支付和政策体系视角研究了援助政策的总体效果及改进建议。在援助政策发挥作用的影响机制和援助项目效果评估方面，国外一些文献从支援政策的公共投资以及与此相关联的集聚效应等视角展开量化研究。由于公共投资是经济发展的先行资本，长期以来备受关注，大量文献研究了支援政策的公共投资对经济发展的正向促进作用（Li & Wu，2006；Pereira & Andraz，2011；Bai & Qian，2010；Melo et al.，2013）。一些文献指出，由于经济发展过程的阈值效应（或门限效应），在不发达地区进行公共基础设施投资可产生巨大的生产效率提升和社会福利改善（Rosenstein-Rodan，1943）。援助项目的公共投资可产生积聚力量，特别是微观经济主体之间的学习、交流和互动产生的溢出效应，有助于拓展市场交易，该作用机制和影响渠道已引起大量理论和实证文献关注（Ellison & Glaeser，1997；Greenstone et al.，2010）。Kline & Moretti（2014）基于美国历史上对田纳西河谷地区一系列大规模基础设施投资引致的就业、收入和劳动生产效率等经济指标变化的研究，认为支援项目通过基础设施改善和由此引致的经济集聚提高劳动生产率和改进经济绩效。

目前国内关于对口支援的研究文献多集中于定性研究和实地调查等描述性分析，采用科学严谨的量化方法评估政策效果的研究较少，对政策发挥效果的作用机制的深入探讨更是鲜有涉及（徐明，2022）。本文认为援助项目实施效果的评估不宜止步于政策实施期间的短期效果和当期效果，而应延伸至是否对当地经济结构的改造和自我发展能力的培育发挥显著的作用。显然，支援政策的大量投资项目可以在短期内直接驱动经济较快增长，关键是这种增长效果是否可以持续存在，是否可以有效利用援助这个外生力量，改造当地经济结构和经济活力，培育经济自我发展的动力源泉，从而使政策从援助有效性过渡到发展有效性。基于此，对口扶贫的

研究不能停留于政策的宏观效应层面，需要对政策的连带影响和结构效应以及约束条件展开研究，并进一步探索政策宏观效应背后的微观作用机制和经济变量对政策的反应。

2010 年全国对口支援新疆工作会议确定，19 个省市对口援助新疆 12 个地州城市的 82 个县以及新疆生产建设兵团的 12 个师。此次援助是举全国之力支援新疆经济建设。数据显示，2010—2015 年 19 省市对新疆（含生产建设兵团，下同）援助项目超过 6 000 个，援助资金超过 600 亿元。[①] 自 2010 年援助政策启动以来，新疆城镇新增固定资产投资水平迅速上升，经济增长速度从西部平均水平逐年稳步攀升。

2010 年前后新疆宏观经济指标的显著差异已经表征，这种宏观增长效应与省际对口扶贫相关联。对口扶贫宏观效应背后的微观机制如何？政策何以对微观经济主体施加影响？政策发挥效果的影响机制和传输渠道是怎样的？是否可以借助支援的外生力量释放市场潜能，启动新疆长期可持续的发展动力？这些议题亟待对对口扶贫的政策效果进行深入探究和客观分析。本文认为，由于本次援助新疆的力度较大，涵盖面较广，包括大量民生基础设施和产业配套设施的投资项目，以及资金技术、人才培训、教育智力等多方面的支援。这种外生援助为新疆经济迈入快速发展的轨道创造了良好的条件。大量的投资项目会在短期内直接产生驱动效应，长期内通过基础设施的改善降低生产的运营成本和扩展市场范围，从而有利于生产规模的扩大和发挥规模经济效应；同时大量的产业技术转移、人才培养和智力支援，有利于新疆本地企业、工人学习和积累有关生产技术和市场交易知识，并在实践中通过合作、互动和交流进一步利用知识和技术的溢出效应，发挥微观主体的学习效应之潜能。

因此，援助政策背后的作用机制包括两方面：一是政策的直接投资驱动效应，二是连带的间接增长效应，潜在的间接效应机制如图 1。一方面，基础设施等硬性环境的改良和市场范围扩大有利于企业等微观单位生产规模扩张，借助规模效应使长期平均成本递减；另一方面，通过企业和工人等微观主体在生产实践中的学习、合作和互动带来的知识和技术积累，充分发挥学习效应，进而使企业生产的长期平均成本曲线整体下移。在图 1 中，规模效应表现为生产成本沿平均成本曲线从 A 点下降到 B 点，学习效应则使长期平均成本曲线从 A 点整体下移至 C 点，两者的联合

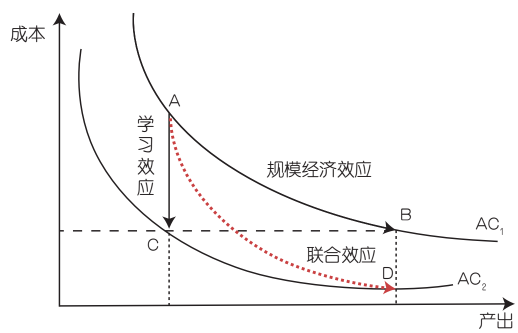

图 1　对口扶贫影响经济增长的微观机制

① 2010年对口扶贫启动当年，援助项目181个、援助资金27.3亿元，2011年对口扶贫全面实施之后，每年援助项目均超过1 000个、每年援助资金均超过100亿元。

效应表现为生产成本从 A 点下移至 D 点，从而极大降低了企业等微观生产单位的平均成本和总成本，此为宏观经济增长和效率提高背后的微观基础。

另外，一些文献强调，某一区域投资带来的收益以其他地区投资减少为代价，对国民总产出影响并不明显，总效应接近“零和游戏”（Glaeser et al.，2008；Story，2012）。在理论上，东中部省区对新疆的支援可能产生连带的结构效应。一方面因挤占了东中部省区的经济资源，从而使政策产生对东中部支援方的潜在挤出效应。考虑到东中部资源相对较丰裕、援助资金相对于东中部整体经济体量相对较小，以及转移到新疆的多为相对过剩的产能，对新疆的大力支援并不必然对东中部造成明显的挤出效应。另一方面，援助可能对西部其他地区产生一定程度的扩散效应或回波效应，由于目前中国户籍制度和土地产权制度，微观单位跨地区流动和迁徙情况受到限制，潜在的扩散效应和回波效应不会十分明显。此外，由于本次对口扶贫为省际支援，不会因此降低西部其他地区原有的来自中央财政和央企的援助。基于上述分析，对口扶贫连带产生的结构效应可能较微小。需要指出的是，在 19 省市对口支援新疆期间，还存在中央政府及央企原有的支援，相对于本次对口扶贫，这些援助力度较小且长期存在，支援力度和范围均较为稳定，可以看作新疆经济发展的一个稳定组成部分，不会对本文的研究造成干扰。基于上述分析，提出以下研究假说。

假说 1：由于考察期内帮扶政策持续存在，对口扶贫内在的直接投资驱动效应和潜在的间接联合效应，会对受援地经济增长产生促进作用。

假说 2：理论上，对口扶贫会对支援方产生一定程度的挤出效应，并对受援地周边地区产生连带影响，由于对口帮扶的财政支出在各支援方财政总支出中比重不高，潜在的结构效应不会太强，将支援方潜在的挤出效应纳入分析框架进行成本收益考察，仍可得出正的整体福利效应和净增长效应。

三、估计方法

19 省市对口支援新疆政策于 2010 年起开始实施，由于支援的对象为新疆全区，西部其他省区未受到此政策的支援，可以把本次省际对口扶贫看作在新疆地区实施的一项自然实验。根据项目评估一般方法，新疆为处理组，国内其他省区为对照组，比较政策实施前后处理组和对照组之间的差异，可以估计出政策对新疆经济增长的影响。直观的想法是利用双重差分方法（DID）进行处理，然而这种做法存在两个难以克服的困难：一是新疆经济的特殊性，在全国其他省区找到和新疆经济自然增长路径相近的省区并不容易；二是尽管支援政策主要是基于当时国际环境和民族地区稳定而实施的，但也有经济基础较弱方面的考虑，没有充分的理由完全排除内生性，直接采用 DID 进行估计可能导致有偏的结果。

针对以上问题，Abadie et al.（2010）基于 Abadie & Gardeazabal（2003）的想法，提出运用合成控制法构造虚拟的合成对照组，克服处理组和对照组之间的差异。基本思路为：虽然寻找和处理组类似的参照组很困难，但是可以根据没有受支援的其他省区的合理加权组合构造出一个良好的对照组。这种思路和研究方法近年来在

其他政策评价领域得到广泛应用（Abadie et al.，2010；王贤彬和聂海峰，2010；刘甲炎和范子英，2013；张楠 等，2020；徐明，2022）。

合成控制法的基本特征是，对照组中每个经济样本根据各自数据特征的相似性，构成“反事实”事件中所做的贡献，根据事件发生之前的预测变量衡量对照组和处理组的相似性。这种方法提供了一个根据数据性质构造虚拟对照组研究政策处理效应的有效办法，具有以下优点：①作为一种非参数方法，扩展了传统的双重差分法；②根据数据选择线性组合最优权重，避免选择控制组的随意性和主观性。该方法是通过所有对照组的数据特征构造出反事实状态，可以明确地展示处理组和合成地区政策实施之前的相似程度，这一反事实状态是根据对照组各自贡献的一个加权平均，权重的选择为正数并且之和为 1，从而避免了过分外推（Temple，1999）。

基于本文研究目标，假设观测到 J+1 个省区的经济增长情况，其中第 1 个省区（新疆）受到省际对口扶贫的影响，其余 J 个省区为对照组地区。各省区 T 期的经济增长情况可以观测到。用 T_0 表示对口扶贫之前的 2009 年。对于各省区 i=1~J+1 和年份 t=1~T，用 Y^N_{it} 表示省区 i 在年份 t 没有受到政策影响的经济结果，Y^I_{it} 表示省区 i 在年份 t 受到省际对口扶贫影响的经济情况。

设定模型 $Y_{it}=Y^N_{it}+D_{it}\alpha_{it}$。$Y^N_{it}$ 是受支援省区（新疆）受到支援之前的经济情况，D_{it} 为是否受到支援的虚拟变量，若受到支援则为 1，否则为 0。对于没有受到支援的省区，有 $Y_{it}=Y^N_{it}$，由于只有第 1 个省区在年份 T_0 之后受到省际对口扶贫的影响，本文目标是估计出 α_{it}。当 $t>T_0$ 时，$\alpha_{it}=Y^I_{it}-Y^N_{it}=Y_{it}-Y^N_{it}$，$Y_{it}$ 是可以观测的新疆经济情况，需要估计 Y^N_{it}，以得到 α_{it}，即为对口扶贫的政策效果。下面参照项目评估文献中反事实状态研究框架，构造省区潜在的经济决定方程：

$$Y^N_{it}=\gamma_t+\theta_t Z_i+\lambda_t\mu_i+\varepsilon_{it} \qquad (1)$$

其中，Z_i 为一系列预测控制变量，γ_t 为时间趋势，λ_t 为观测不到的 $(1+F)$ 维共同因子，μ_i 为观测不到的 $(F\times1)$ 维省区固定效应，误差项 ε_{it} 为各省区观测不到的暂时冲击，均值为 0。

可以发现，方程 1 拓展了一般情形下的固定效应双重差分模型。为了估计对口扶贫的政策效果，需要估计第 1 个省区（新疆）如果没有对口扶贫的经济结果 Y^N_{it}，可以通过对照组省区的加权近似模拟处理组（新疆）的经济特征。因此，需要求出一个 $(J\times1)$ 维权重向量 $W^*=(w^*_2,\cdots,w^*_{J+1})'$，满足任意的 J，$w_j\geq0$，并且 $w_2+\cdots+w_{J+1}=1$。用 W 作为权重的合成控制的结果变量为：

$$\sum_{j=2}^{J+1}w_jY_{jt}=\gamma_t+\theta_t\sum_{j=2}^{J+1}w_jZ_j+\lambda_t\sum_{j=2}^{J+1}w_j\mu_j+\sum_{j=2}^{J+1}w_j\varepsilon_{jt}$$

假设存在一个向量组 $W^*=(w^*_2,\cdots,w^*_{J+1})'$ 满足：①

$$\sum_{j=2}^{J+1}w^*_jY_{j1}=Y_{11},\cdots,\sum_{j=2}^{J+1}w^*_jY_{jT_0}=Y_{1T_0}\text{ 并且 }\sum_{j=2}^{J+1}w^*_jZ_j=Z_1 \qquad (2)$$

如果 $\sum_{t=1}^{T_0}\lambda'_t\lambda_t$ 非奇异（non-singular），则

① 这里不仅使省际对口扶贫之前每年的处理组新疆GDP对数值与通过加权合成的GDP对数值相同，同时也使影响GDP的因素相同。

有下式：

$$Y_{1t}^{N}-\sum_{j=2}^{J+1}w^{*}{}_{j}Y_{jt}=\sum_{j=2}^{J+1}w^{*}{}_{j}\sum_{s=1}^{T_0}\lambda_t(\sum_{t=1}^{T_0}\lambda'_t\lambda_t)^{-1}\lambda'_s(\varepsilon_{js}-\varepsilon_{1s})-\sum_{j=2}^{J+1}w^{*}{}_{j}(\varepsilon_{jt}-\varepsilon_{1t})$$

Abadie et al.（2010）证明在一般条件下，上式的右边将趋近于0。因而，对于$T_0 < t \leq T$，可以用$\sum_{j=2}^{J+1}w^{*}{}_{j}Y_{jt}$作为$Y_{1t}^{N}$的无偏估计近似$Y_{1t}^{N}$，从而$\hat{\alpha}_{1t}=Y_{1t}-\sum_{j=2}^{J+1}w^{*}{}_{j}Y_{jt}$就可以作为$\alpha_{1t}$的估计。

四、对口扶贫的平均处理效应及其经济解释

为避开1999年西部大开发战略以及2016年以来精准扶贫等相关政策的潜在干扰，本文采用2000—2015年全国27个省级（23个省份和4个自治区）年度平衡面板数据进行分析。数据来自中经网统计数据库，以及历年《中国统计年鉴》、各省区历年《统计年鉴》。其中，部分省区缺失的2010年城镇人口数据通过前后两年平均值近似获得；2000年城乡居民储蓄存款余额数据来源于《中国金融年鉴》。所有名义数据剔除物价因素后取实际值。本文目标是通过加权除新疆之外的其他省区来模拟假设没有对口扶贫的新疆潜在经济增长，然后与真实的新疆经济发展对比，从而估计政策对新疆经济增长的处理效应。基于合成控制方法的思想，要求本文选择权重时使得在政策之前，合成新疆各项影响经济增长的因素和新疆尽可能一致。

因此，本文选取了一系列影响经济增长的预测控制变量。其中，人均GDP水平在很大程度上刻画了经济状况，选择人均GDP指标可以有效表征经济潜能；在经济发展过程中，固定资产投资和外商投资构成经济增长重要动力，采用全社会固定资产投资完成额占GDP比重和外商投资企业投资总额占GDP比重，分别度量固定资产投资和外资投资水平，其中外商投资原始数据为美元单位，通过中间汇率进行了换算；地区经济发展伴随着城镇化推进和产业结构变动，各省区城镇化水平和产业结构会对经济发展产生影响，采用城镇人口占总人口比例、第一产业增加值占GDP比重、第二产业增加值占GDP比重，度量城镇化率和产业结构因素对经济的影响；采用普通本专科招生人数占总人口比例，度量教育水平对经济的作用；此外，由于储蓄率会影响投资和消费水平，通过城乡居民储蓄存款余额占GDP比重指标衡量储蓄率对经济增长的影响。

（一）省际对口扶贫的经济效果估计

采用Abadie et al.（2010）开发的合成控制法程序包运行模拟估计，构成合成新疆的权重组合见表1，分别为甘肃、河北、黑龙江和西藏，其中河北权重最大。① 表2展示了政策实施（2010）之前真实新疆与合成新疆的经济变量对比，可以看出真实新疆与合成新疆各预测变量极为接近，政策实施前（2000—2009）新疆实际生产总值指标变异性极小，平均预测标准差

① 此4个省区的权重不是线性关系，对其中任何一个执行模拟试验时，其合成的省区和省区权重都会发生变化，这表明不存在线性内推问题。

（APSD）[①] 仅为 0.0185，结果变量新疆实际 GDP 对数与合成的 GDP 对数均值差异幅度仅为 0.01%，拟合优度很高，说明合成控制法很好地拟合了新疆经济在省际对口扶贫之前的基本特征。

表 1　合成新疆的省区权重

	河北	西藏	黑龙江	甘肃
权重	0.4430	0.3080	0.1900	0.0590

表 2　预测变量的拟合与对比（2000—2009 年均值）

变量	新疆	合成的新疆	全国
实际人均 GDP 对数（元）	7.8702	7.7908	8.0602
城镇化率：城镇人口占总人口比例（%）	36.4571	36.4561	42.3810
全社会固定资产投资完成额占 GDP 比重（%）	51.8400	51.1873	45.2880
第一产业增加值占 GDP 比重（%）	19.0700	16.1368	11.9850
第二产业增加值占 GDP 比重（%）	42.8900	44.0599	46.0600
外商投资企业投资总额占 GDP 比重（%）	6.4435	16.6351	61.9365
城乡居民储蓄存款余额占 GDP 比重（%）	67.3311	65.6578	70.7043
普通本专科招生人数占总人口比例（‰）	25.7488	30.7583	34.3994
实际 GDP 对数（亿元）	6.2520	6.2527	10.6298

图 2 是在表 2 基础上扩展到政策之后的所有年份（2010—2015）。可以看出，政策实施前，合成新疆与真实新疆经济增长路径几乎完全重合，说明合成控制法较好拟合了省际对口扶贫之前新疆经济增长路径，其中 2009 年经济出现异常波动，使得真实新疆 GDP 对数略低于合成新疆数据，可能原因是当年的极端事件对经济造

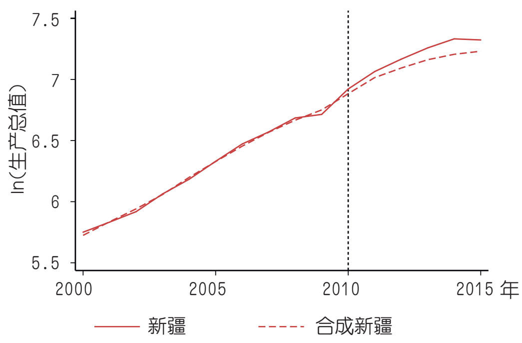

图 2　实际新疆和合成新疆 GDP 对数趋势

成的波动所致。2010 年政策实施后，真实新疆与合成新疆经济差距逐渐扩大，表明政策对新疆经济增长施加了正向影响。在 2014 年之后，差距表现出缩小趋势，其原因可能与国际经济疲软大环境以及国内去产能的宏观政策相关。图 2 背后的数据表明，假设没有对口扶贫，2015 年新疆潜在的 GDP 对数值为 7.23，比实际新疆 GDP 对数低 0.092；其中 2014 年差额（0.126）达到最大。这表明，省际对口扶贫导致新疆实际生产总值在 2014 年和 2015 年，相对于潜在生产总值分别提高了 12.6% 和 9.2%。

为了更直观观测政策对新疆经济增长路径的影响，下面进一步计算政策前后实际新疆与合成新疆的 GDP 差距，效果图见图 3。2000—2009 年，两者差距在正负 0.036 范围内波动（若剔除 2009 年特殊年份影响，波动范围为正负 0.025），表明拟合效果良好，这是精确估计政策效应的前提条件。图 3 背后的数据表明，2010—2015 年，真实新疆 GDP 对数比合成新疆 GDP 对数

① 根据Abadie et al. (2010) 的研究，平均预测标准差（APSD）用来度量合成控制法的合成效果，若APSD较大，则表明合成控制法不能较好拟合新疆在省际对口扶贫之前的经济增长。可以看出，本文的拟合效果较好。

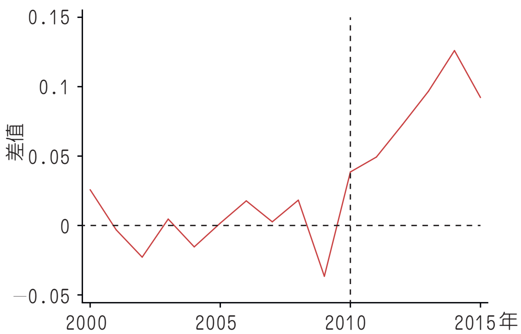

图 3　实际新疆和合成新疆 GDP 对数差距

分别高出 0.0386、0.0493、0.0726、0.0967、0.1260、0.0922，平均高出 0.0792，这表明政策实施 6 年内（2010—2015），实际新疆生产总值相对于潜在生产总值年均提升了 7.92%，即政策的平均处理效应为 7.92%。[①] 上述结果可以得到实践支撑，比如，北京 2010 年在和田兵团农十四师投入 2 000 万元援建红枣加工项目；广东 2012 年开始全面落实《广东省产业援疆工作方案》，大力帮扶喀什地区棉纺产业、农产品加工等重点农业特色产业，带动当地农业快速发展；江苏 2012 年制定《产业援疆、推进产业合作工作方案》，结合本省资源优势积极探索对伊犁和克州特色优势产业的帮扶和合作。显然，这些帮扶活动有利于推动新疆地区经济持续健康发展。

（二）稳健性检验

虽然可以发现新疆实际经济增长路径与合成的潜在增长路径在政策实施之后表现出的显著差异，但这种差异是否有偶然性或因其他因素导致，目前仍不清楚。接下来，拟通过四方面的稳健性检验来排除潜在的干扰和竞争性假说，以验证本文估计结果的稳健性。

1. 固定效应 DID 方法与合成控制法对比

相对于传统双重差分方法（DID），合成控制法基于数据自身特征选取合成的对照组，使得评估更为精准。为与合成控制法估计结果形成对照，设定如下固定效应 DID 模型：

$$Y_{it}=\alpha_0+\beta du_i\times dt_t+\alpha X_{it}+\eta_i+\lambda_t+\varepsilon_{it}$$

其中 Y_{it} 是实际 GDP 对数，i 和 t 分别表示第 i 个省区和第 t 年，X 代表控制变量（城镇化率、固定资产投资比例，第一产业结构、第二产业结构、外商投资比例、居民存款余额比例、普通本专科招生人数比例），η_i 为城市固定效应，λ_i 为年份固定效应，ε_{it} 为随机扰动项。将处理组（新疆）赋值为 1，参照组（其他省区）赋值为 0，2010 年政策实施前后分别赋值 0 和 1，根据模型特征，交互项系数 β 即为政策净效应。为增加参照性，数据范围和样本选择与合成控制法保持一致。

表 3 显示，在控制相关因素的影响后 DID 估计系数为 8.48%，并在 1% 水平下显著，与合成控制法报告结果较为接近[②]，从而验证了合成控制法估计结果的稳健性。

2. 将政策前置的反事实检验

新疆地区经济增长历来与众多政策相

① 与同类研究相比，这一效果略低于刘金山和徐明（2017）基于DID方法的估计结果。值得说明的是，虽然2013年以来的“一带一路”倡议会部分影响本文估计结果，但2011—2012年的正向效果依然可以支持政策有效性结论。

② 由于DID方法处理组样本剔除了没有受到帮扶的乌鲁木齐市和克拉玛依市样本，而合成控制法处理组为新疆全省，理论上，合成控制法估计效果会低于DID方法。

表 3　基于 DID 方法的估计结果

变 量	*lngdp* (1)	*lngdp* (2)
对口扶贫（交互项）	0.0458**	0.0848***
	(0.0177)	(0.0156)
控制变量	否	控制
省份固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
省份时间趋势	控制	控制
常数项	7.1026***	7.5426***
	(0.0002)	(0.2073)
观测值	432	432
调整后的 R^2	0.9983	0.9994

注：(1) 括号中为在省级层面聚类的标准误；(2) *、**、*** 分别表示显著性水平为 10%、5% 和 1%。

伴随，比较重大的如西部大开发战略等，其他较微弱的政策不胜枚举，本文通过选择 2000 年之后的样本进行研究，缓解了于 1999 年实施的西部大开发战略造成的干扰。虽然中央政府和央企的援助政策可能带来潜在干扰，由于这些持续存在的政策力度较小，也比较稳定，早已成为新疆经济发展的固定组成部分和基本特征，不会对上文估计结果造成影响。为验证这种猜想以及排除其他因素干扰，借鉴一些文献（Hung & Wang，2014）的做法，采用反事实检验，即通过假设改变政策执行时间进行虚拟检验。基于这一思路，将政策提前 2 年（假设 2008 年实施省际对口扶贫）的结果报告如图 4，可以发现，2008 年之前拟合情况很好，虚拟的政策时间（2008）之后，真实新疆与合成新疆经济增长路径并没有表现出差异，表明 2010 年省际对口扶贫实施之前，并不存在其他因素干扰前文估计结果，2010 年之后的政策处理效应来源于当年实施的省际对口扶贫。这为合成控制法估计结果的可靠性提供了有力证据。

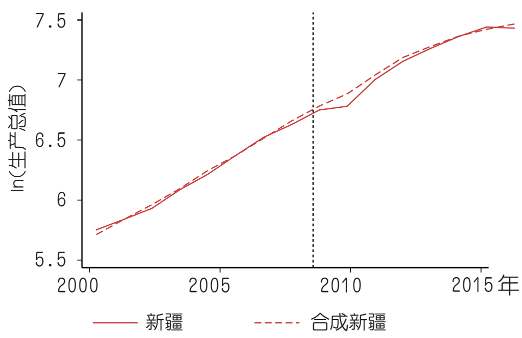

图 4　假设政策提前到 2008 年的模拟结果

3. 安慰剂检验之排序检验

由于前文虽然估计了政策平均处理效应，但不能确定这种效应是否在统计上显著异于 0。借鉴 Abadie & Gardeazabal（2003）、Abadie et al.（2010）的安慰剂检验方法，即通过虚假实验进行检验。Abadie et al.（2010）提出了一种类似统计中秩检验的排序检验方法，通过判断是否还存在其他省区样本值和合成值出现与新疆类似的特征，以及发生的概率，从而检验政策效果在统计上是否显著。基本思路是在对照组中随机选择一个省区，假设 2010 年受到政策影响，使用合成控制法估计虚拟的政策效果，然后与新疆的政策效果进行对比，如果新疆实际效果与随机产生的效果差距足够大，变化程度的分布存在显著不同，则表明政策对新疆经济增长的作用是显著的。

基于上述思路，对除新疆之外的 26 个省区采用合成控制法进行安慰剂检验，可以得到 26 个对应的平均预测标准差（实际 GDP 对数值与预测的 GDP 对数值差距平方的平均值平方根）。由于是采用模拟 2010 年之前的经济特征构造合成变量，若某省区 2010 年之前的平均预测标准差较大，表明模型对该地区经济特征拟合程度较差，因而利用该地区 2010 年之后的变异程度做对比的可靠性较弱。基于这一考

虑，剔除26个对照组中平均预测标准差为新疆2倍①以上的17个省区（其中10倍以上的为6个），余下的10个省区（含新疆）预测误差分布情况见图5②（粗线条为新疆）。可以发现，在2010年之前，新疆平均预测误差小于大部分省区，而在政策实施的2010年之后，位于各省区预测变动曲线的最上部，表明政策对新疆经济增长产生了显著正向影响，显著性水平为10%（由1/10=10%获得）。

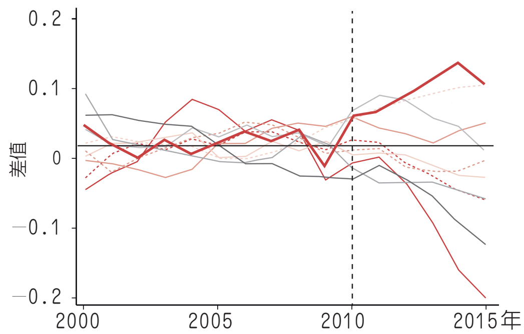

图5　新疆和其他省区预测变动程度分布

4. 安慰剂检验之变换处置组

上述排序检验将平均预测标准差控制在2倍新疆预测标准差范围之内，以增加对比性，但不能说明对比的省区与新疆经济特征相似。基于此，进一步借鉴安慰剂检验的思路，对合成新疆权重最大的两个省区（河北和西藏）进行同样的合成控制法估计（权重大表明与新疆经济特征近似度较高），如果发现该省区实际GDP对数均值与合成的GDP对数均值存在类似于新疆的较大差距，则表明前文的合成控制法没有提供充足的证据支撑政策对新疆经济产生了明显的促进效果。

对河北和西藏进行的安慰剂检验结果如图6。可以看到河北的拟合情况总体上良好，河北实际经济路径与合成路径偏离趋势的扩大化起始于2011年而不是2010年，其次，真实河北表现出弱于（而不是优于）潜在经济增长趋势，此两方面的特性并不能为本文估计结果的稳健性提供反证。西藏的拟合情况较好，并且在政策实施的2010年前后没有发生突变，这一结果再一次从侧面验证了是省际对口扶贫推进了新疆经济显著增长，而不是其他共同的

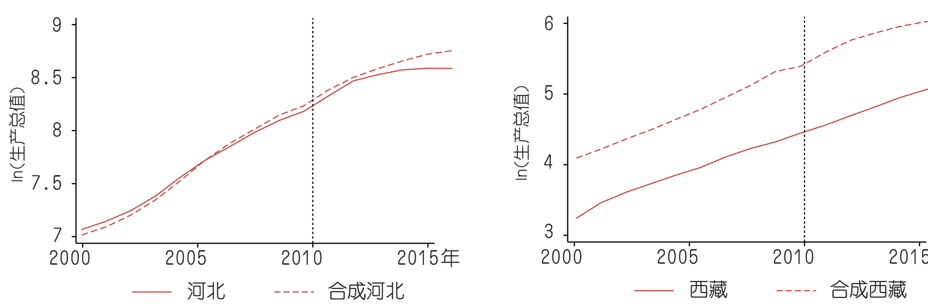

图6　河北和西藏及其各自合成的经济路径趋势

① 文献中关于剔除平均预测标准差较大的样本的方式，没有统一的标准。Abadie et al. (2010) 剔除11个，保留28个；王贤彬和聂海峰 (2010) 剔除22个，保留7个；刘甲炎和范子英 (2013) 剔除18个，保留22个；本文参照王贤彬和聂海峰 (2010) 的标准，剔除平均预测标准差为新疆平均预测标准差2倍以上的对照组样本。

② 剔除平均预测标准差大于新疆2倍以上的样本。

偶然因素所致。

（三）进一步讨论：将预测结果拓展到2023年

基于减缓精准扶贫等政策干扰的考虑，本文基准估计呈现的是2011—2015年的省际扶贫政策效果。为了考察更长时段的政策效果，我们尝试将样本期限延伸至2023年，以进一步考察帮扶政策在整个脱贫攻坚阶段乃至过渡期内的政策成效。参考徐明（2023）的做法，此处采用省级层面的灯光总亮度进行反事实预测以及对前文基于地区生产总值预测结果的间接验证，结果展示为图7。可以发现：第一，灯光数据进一步验证了前文基于地区生产总值的估计结果（2011—2015）；第二，2016—2020年以及2021—2023年的预测结果初步表明，对口帮扶政策的效果具有持续性和连贯性。需要说明的是，由于2016年以来全国各省份都受到精准扶贫等政策影响，即处理组和对照组同时受到干扰，因而此处2016年之后的估计结果不宜过度外推，仅做政策有效性大方向上的参考。

（四）估计结果的经济解释

上文的实证研究可以发现，对口援疆政策推动了新疆经济较快增长，政策的年均处理效应为7.92%，并通过了一系列稳健性检验。基于本文第二部分的理论分析，省际对口扶贫效应背后的作用机制可以得到如下解释。

第一，政策的公共投资驱动效应。本次对口援助包含大量的交通基础设施和产业配套基础设施以及医疗、教育等民生项目投资，2010—2015年，各类援助项目超过6 000个，这些公共项目投资会对经济增长产生直接驱动效应。**第二，**政策引

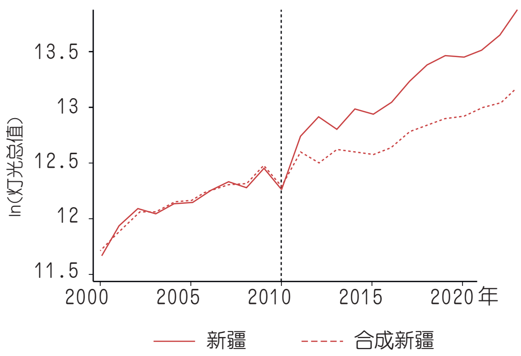

图7　基于灯光数据的合成结果（2011—2023）

致的规模经济效应。公共投资作为经济发展的先行资本，会对经济增长产生一连串的长期影响。随着受援地基础设施条件的改善，运营成本和交易成本对企业等生产单位的制约得以缓解，从而有利于拓展市场范围、活跃交易、深化分工以及规模化生产，发挥规模经济效应的长期影响。**第三，**政策引致的学习效应。除公共基础设施等硬性投资项目之外，本次援助还涵盖大量的技术、人才、教育、智力等有利于经济发展的软性要素支援。东中部支援方有关生产技术和市场合约的外源知识，有利于改造受援地区经济主体的内源性技能知识和市场观念等软性要素。借助工人等微观经济主体在生产实践活动中的学习和合作、互动和交流产生的知识技术外溢效应，发挥学习效应的巨大潜能，为经济的长期可持续增长提供微观基础和动力源泉。**第四，**经济要素的集聚效应。公共投资带来的基础设施水平和市场环境改良，有利于劳动力等生产要素的充分流动和优化配置，引致经济要素集聚，并借助微观经济单位在生产中互动产生的知识和技术溢出效应，发挥集聚效应的巨大能量，此外，技术人才和智力教育等方面的支援也有利于集聚效应的发挥。**第五，**利用经济

集聚效应，培育优势产业发展，提升自我发展能力。东中部对口援助可以提升受援地区经济条件和改善市场环境，引致经济要素在本区域内的集聚，发展本区域具有比较优势和竞争优势的特色产业，提升自我发展能力，并进入全国产业分工和产品价值链体系中，利用本地区区位优势和经济比较优势，助力经济长期可持续增长。

五、对口扶贫的结构效应检验

第四部分的研究结果是在受援地新疆区域内考察政策的平均处理效应，并没有将政策对北京、上海、广东等支援方可能存在的挤出效应纳入分析框架进行综合考察。是否存在如 Glaeser et al.（2008）和 Story（2012）指出的，对某一区域投资带来的收益以其他地区投资减少为代价，总效应接近“零和游戏”，以及对新疆的大力支援是否会对西部其他地区的经济状况产生间接影响？鉴于此，下面就政策对中东部支援方和西部其他省区可能存在的连带结构效应进行探索性考察。

理论上看，由于中国户籍制度和土地产权制度以及西部地理条件等因素存在，针对新疆地级城市的帮扶政策并不必然对西部其他地级城市样本产生影响，而是更可能对新疆未受到帮扶的乌鲁木齐市和克拉玛依市产生溢出影响。此外，新疆每年获得的帮扶项目和资金分散于东中部 19 省市，平均每个省份每年承担的援建项目和帮扶资金分别约为 60 个和 6 亿元，并不必然对东中部地区造成实质影响。在新疆地区以每年不足 120 亿元的帮扶投入，获得了 2010—2015 年平均高出 7.92% 的增长拉动，效果明显，具有杠杆效应。

鉴于合成控制法的优势，继续利用这一方法检验政策对东中部省份和西部其他省区的政策结构效应。[①] 东中部 19 省市中，深圳位于广东省，北京、上海和天津为直辖市，与其他省区存在较大差异，可能带来拟合偏差[②]，予以剔除；西部 12 省市中，剔除新疆和重庆。据此，得到东中部 15 省和西部 10 省[③] 两个新样本。[④] 合成控制拟合效果图[⑤] 见图 8，其中预测变量和样本时期及范围与前文保持一致。由于对照组中各省区经济体量均小于东中部 15 省和西部 10 省，合成的经济增长曲线均位于实际曲线下方。在拟合趋势良好的条件下，合成的潜在增长路径与实际增长路径的缺口不对此处的分析产生干扰和影响。为更清晰观测合成曲线与真实曲线的变化趋势，图 8 展示了将合成东中部 15 省曲线和西部 10

① 相对于直接比较经济增长趋势和经济增长率等简单对比的方法，合成控制法基于拟合情况的对比分析，在观测微小的波动效应方面更有优势。

② 已有文献（王贤彬和聂海峰，2010；刘甲炎和范子英，2013）表明，直辖市由于经济指标（预测变量）的特殊性，导致无法有效加权，从而影响合成效果。

③ 东中部15省为：广东、安徽、山东、河北、浙江、江西、江苏、山西、福建、辽宁、吉林、黑龙江、河南、湖北、湖南；西部10省为：青海、宁夏、甘肃、陕西、贵州、云南、西藏、四川、内蒙古、广西。

④ 东中部15省和西部10省两个新样本各变量的计算并非由简单的算术平均获得，而是与各省区变量指标的计算方式严格保持一致。如东中部15省人均GDP为加总的GDP除以加总的总人口，城镇化率为各省加总的城镇人口除以加总的总人口，等等。另外，由于预测变量均为比例值和人均值，并不会因新样本的规模而发生显著改变，故可以通过各对照组省区的加权得到适合的拟合值，从而模拟潜在的经济增长路径。

⑤ 东中部15省、西部10省合成控制执行程序分开进行，控制组均为27个省区。

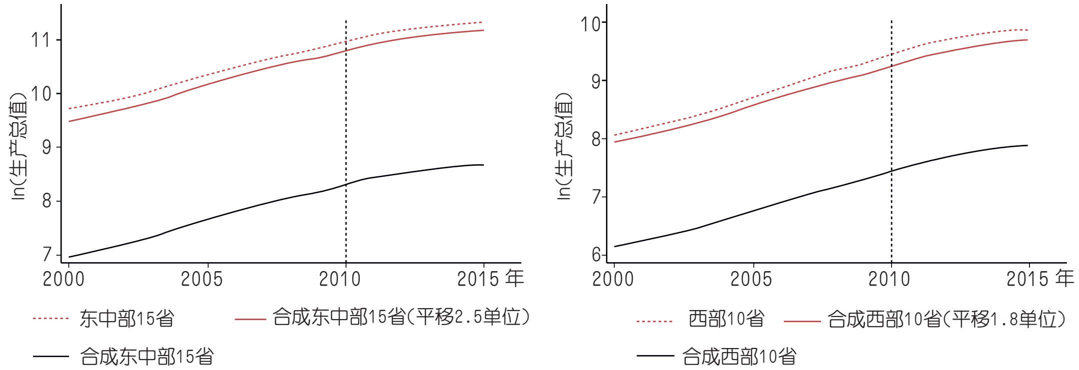

图 8　东中部 15 省和西部 10 省与各自合成的经济路径趋势图

省曲线分别向上平移 2.5 单位和 1.8 单位的效果。可以发现，对口扶贫政策实施之前（2000—2009），东中部 15 省和西部 10 省拟合的增长路径与真实经济路径很接近。从趋势上看，东中部 15 省实际增长路径与潜在的拟合路径相比表现出微弱的缩小趋势，而西部 10 省表现出扩大趋势。然而，这两种长期波动趋势和帮扶政策发生年份没有必然联系。

合成控制法拟合情况的细小偏差会导致一定程度的预测误差，对于如此微弱的波动效应与对口扶贫政策的关联性，需要进一步深入细致分析。比较东中部 15 省、西部 10 省、全国和新疆 4 个样本的拟合经济增长路径与实际路径变化趋势，通过平移法使拟合曲线与实际曲线在政策实施之前的 10 年间（2000—2009）保持均匀波动（波动均值为零），以便于实现充分拟合情形下的观测和比较。[①] 4 个样本的预测变动程度分布效果图如图 9。可以看出，对口扶贫政策实施之后，新疆真实经济路径与潜在路径相比，发生显著提升趋势，然而其余三个样本的经济路径并没有在政策实施年份前后发生明显变化，而是基本延续了政策之前本来的趋势，东中部 15 省和西部 10 省样本基本同全国样本缓慢下降的经济路径保持同步。此外，西部 10 省呈现出先升后降的变化趋势，拐点不在政策年份，2011 年之后表现出与新疆经济增长路径相反的变化趋势。

从新疆、全国、西部 10 省和东中部 15 省这 4 个样本的实际经济路径与潜在经济路径差额波动分布效果图可以发现，对口扶贫对新疆的处理效应十分明显，然而从直观上看，东中部 15 省和西部 10 省经济路径似乎与对口扶贫政策关联度不大。针对如此微小的波动效应，合成控制法并不足以为其与对口扶贫政策的关联性提供充分有力的证据。从趋势上看，这种微弱的波动效应可能来自宏观经济波动因素或自身原有的发展趋势，或与其他干扰因素相关联。即便这种可能存在的挤出（挤入）

① 东中部15省、西部10省和全国，这三个样本由于经济总量远大于对照组中各样本经济体量，合成曲线和实际曲线必然存在缺口，需要经过平移（东中部15省向上平移2.674单位、西部10省向上平移1.943单位、全国样本向上平移3.612单位）达到充分拟合，以便比较。新疆样本不需要平移，测试表明，新疆样本自动生成的拟合情况与经过平移之后的拟合误差相比，只存在0.07%的偏误，这说明此处通过平移实现拟合的做法是可行的和稳健的。

效应是对口扶贫政策所导致的结果，由于十分微小，并不会在实质上对本文的估计结果造成干扰。[①] 值得强调的是，2015 年全国经济进入新常态，图 9 中全国经济波动线在 2015 年明显下落体现了宏观经济特征，这也是全国其他地区经济波动曲线回落的关键因素，这表明宏观因素弱化了帮扶政策的经济效应。

综上所述，19 省市对口扶贫政策对全国其他地区的影响（溢出效应或挤出效应）十分有限。即便上述微弱的波动效应与政策相关联，也不足以抵消省际扶贫政策对受援地区产生的显著增长效果，将潜在的挤出效应纳入分析框架进行综合考量，并不会削弱本文研究得出的政策处理效应基本结论。

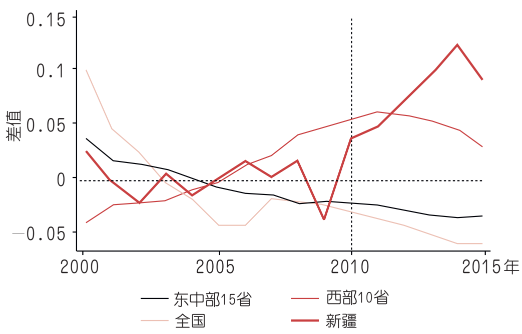

图 9　四种情形的预测变动程度分布效果图

六、总结

本文利用 19 省市对口支援新疆这一自然实验，采用项目评价中的合成控制法，通过挖掘数据信息赋予对照组合适的权重，得到拟合的虚拟对照组，再将构造出的“反事实”样本与新疆真实的经济增长路径进行对比，从而估计政策的处理效应。本文还研究了政策可能连带存在的结构效应，在政策实施后，发现存在对东部和中部 15 省微弱的负向增长效应，以及西部 10 省微弱的正向增长效应。遗憾的是，本文的研究无法对这种微弱的结构效应与省际对口扶贫的关联性提供有力的证据。但基本可以确定的是，即便这种结构效应与省际对口扶贫有关联，并不会对本文的基本结论造成实质影响。本文的研究结果验证了基于理论分析的研究假说。需要指出的是，本文主要讨论的政策短期增长效应具有一定的必然性，而政策评估的关键在于考察政策是否对当地经济结构改造、经济活力激发以及自我发展能力的培育产生根本性作用，从这个意义上讲，本文得出的对口扶贫政策有效性结论，仍有待于将来经验数据的进一步检验，本文仅基于理论分析探讨了政策长期效应的潜能和作用机制。

关于对口援助政策经济效果的作用机制，本文从公共投资的直接驱动效应、政策引致的间接规模经济效应、学习效应，以及经济集聚效应等维度进行了阐释。并提出了利用集聚效应发展本地区优势产业，将外生援助转化为培育自我发展能力的内生机制，实现从援助有效性迈向发展有效性的建议。省际对口扶贫有利于推进产业跨地区转移，建立区域间的经济联系

① 在东中部15省中，河南为农业大省，资本相对稀缺，对口帮扶潜在的挤出效应应该更为明显，单独对河南省进行考察，可以放大整体样本中难以观测的微弱波动效应，但由于合成控制法对河南的拟合情况不尽理想，使得真实河南与合成河南的比较不再有说服力，颇为遗憾。

和促进产业联动发展，优化全国产业体系空间布局和分工格局，从而有利于在长期内促进区域经济协调发展。本文研究为省际对口扶贫促进区域协调发展的潜能和机制提供了理论和实证支撑，丰富了区域发展政策制定的理论体系。

2020年，中国解决了区域性整体贫困问题，取得了脱贫攻坚战的绝对性胜利。2021年以来，为了巩固拓展脱贫攻坚成果和防范返贫风险，中央政府推出“扶上马，送一程”战略，保持5年过渡期内帮扶政策不变。本文研究表明，省际对口扶贫在脱贫攻坚战中做出了重要贡献，有效助力了欠发达地区如期摆脱绝对贫困，彰显了大国优势和中国结对治理的特色。事实表明，过渡期内的帮扶政策也有效防范了发生规模性返贫的风险，有效巩固和拓展了脱贫成果。因此，在过渡期结束后，应进一步完善和优化中国特色对口帮扶的体制机制及政策体系，以服务于中国下一阶段乡村全面振兴和实现全体人民共同富裕等中长期战略目标。① N

学术编辑：卢超群

Policy Effects of Interprovincial Poverty Alleviation in China

XU Ming
(School of Economics and Trade, Guangdong University of Foreign Studies)

Abstract This study uses data from interprovincial poverty alleviation efforts from 19 provinces and municipalities and their links to the Xinjiang region dating back to 2010. The average treatment and structural effects of China's interprovincial counterpart poverty alleviation, as compiled in the study, were estimated using the synthetic control method in program evaluation. The results showed that interprovincial counterpart poverty alleviation can significantly promote economic growth in the recipient regions, raising their actual GDP by about 7.92% on average. Further research finds that the inclusion of the potential structural effects of the policy on the supporting parties in the eastern and central regions as well as the west does not affect the basic conclusion of this paper. This paper also explores the micro-mechanisms behind the macro-effects of the policy and argues that the key to the transition from aid effectiveness to development effectiveness lies in fostering endogenous motivation and self-development capacity in the recipient areas. The research in this paper can be a valuable tool for assessing the effectiveness of counterpart poverty alleviation policy and optimizing the system of counterpart assistance.

Keywords Counterpart Poverty Alleviation, Policy Evaluation, Synthetic Control Method

JEL Classification R58 H77 C21

① 参考文献[1]~[39]，见增强出版，中国知网—《金融市场研究》。