

多维资本外部性与贫困县经济增长

——来自县域贫困区的空间计量分析

徐春华 龚维进

摘要 立足于中国505个连片贫困县的县域样本数据,从邻居贫困县外部性和目标贫困县外部性视角考察多维资本对我国连片贫困县经济增长的影响。研究发现:土地资本、物质资本、公共服务资本、政府行为以及技术进步都能通过直接效应显著促进目标贫困县自身经济增长;邻居贫困县中的土地资本、物质资本、公共服务资本以及技术进步都存在正邻居贫困县外部性,而人力资本和地方政府支出则对目标贫困县的经济增长具有显著的负邻居贫困县外部性;目标贫困县的耕地资本、物质资本、公共服务资本、技术进步、地方政府支出都能通过正目标贫困县外部性显著促进邻居区域经济增长。同时,在稳健性检验的GNS模型中,土地资本、技术进步以及政府支出的对邻居贫困县的正外部性以及人力资本的负外部性都处于富有弹性区域。

关键词 多维资本;贫困县;经济增长;土地资本;公共服务;政府行为

中图分类号 F061 **文献标识码** A **文章编号** 1672-7320(2021)04-0081-15

基金项目 国家社会科学基金重点项目(17AJL11);广东省软科学研究计划项目(2019A101002056);中央高校基本科研业务费专项资金资助项目(2072021121)

贫穷不是社会主义,中国特色社会主义道路要求“既不断解放和发展社会生产力,又逐步实现全体人民共同富裕、促进人的全面发展”^[1](P9)。截至2020年11月23日,中国贵州、甘肃、广西、四川、宁夏、新疆、云南、安徽、江西、内蒙古、黑龙江、湖南、西藏、陕西、青海等22个省区832个国家级贫困县全部实现脱贫摘帽,困扰中华民族几千年的绝对贫困问题宣告历史性解决^[2]。随着经济发展水平的不断提高和贫困标准的相对变动,推动相对贫困地区的经济增长及该地区人民生活水平的提高已成为人类社会发

展过程中的长期话题。正如习近平在2020年12月14日向人类减贫经验国际论坛致贺信中说的,“中国将继续巩固和拓展脱贫攻坚成果,扎实推进共同富裕,不断提升民生福祉水平”^[3]。在经济学研究主题中,贫困问题历来颇受学者关注^[4](P119-129)^[5](P28-39)^[6](P154-161),并且已有学者从公共产品供给^[7](P91-96)、农村家庭贫困测度^[8](P2-13)、财政支出^[9](P36-50)、医疗条件^[10](P652-671)等层面探讨了中国的(连片)贫困问题。特别是,在空间贫困的形成原因方面,有研究提出了地理资本(geographic capital)的概念,并将其视为某一区域单元因其地理位置或空间区位而导致的在自然资本、物质资本、人力资本、社会资本和政治资本等方面的差异^{[11][12]}。由此出发,Jalan和Ravallion认为,地理资本相对贫乏的区域会陷入贫困陷阱当中^[11]。

严格说来,Bird等人任在其研究中界定的地理资本本质上是囊括了各种不同类型资本的多维资本,且其呈现出来的外部性(externalities)具有重要作用。Jalan和Ravallion在对中国滇桂黔粤交界地区的研究中发现,贫困县中的农户不仅资源禀赋普遍较低,而且邻居区域中的物质资本、政府公共服务等方面的不足会通过外部性对目标区域的贫困程度产生强化作用。由此,他们将这种由邻居区域通过其在物质

资本、人力资本、政府行为、公共服务等方面的变动而对目标区域的经济增长和农户自有资本增长所产生的影响称为地理外部性^[13](P329-346)。随后,已有研究对这一方面进行了不同程度的考察。譬如,Fang和Zou研究发现,以农业劳动力占比高、教育水平低、交通及通信基础设施落后的地区为邻的区域难以逃离贫困陷阱^[14](P83-102)。特别是邹波等人对我国秦巴山区、大兴安岭南麓山区、燕山—太行山区、吕梁山区、六盘山区、乌蒙山区和滇西边境山区等7个连片特困区进行考察后发现,他们恰好分布在“胡焕庸线”上^[15](P29-37)。

尤为一提的是,Jalan和Ravallion所定义的这种地理外部性是一种狭义的地理外部性,因为他们只考察了邻居区域中多维资本投入变动对目标区域的外溢作用,没有包含目标区域中多维资本变化对邻居区域所产生的外部性。事实上,对不同的贫困县,它们具有的多维资本的丰裕程度及其呈现出来的这两种地理外部性是各不相同的。当前,多数学者在研究我国贫困问题时都在不同程度上忽视了各贫困县之间的空间关联和依赖,对多维资本及其地理外部性还缺乏应有的重视。同时,现有不少研究都是以我国的一个或数个连片特困区作为研究对象,或者以调查取样的贫困县家庭为研究对象,而以我国贫困县(贫困区或县级市)作为考察对象并由此建立空间面板数据进行分析的研究并不多见。

为什么中国县域贫困区集中连片地分布在“胡焕庸线”附近?由于“胡焕庸线”不仅是经济发展水平及城镇化水平的经济分界线,而且是土地资源禀赋、人口密度分布、政府税收规模等诸多方面的地理分界线,有理由认为致使中国贫困县形成这一集中连片空间分布状态的影响因素是多维的。因此,可以尝试从Jalan和Ravallion^[11]提出的多维资本这一视角考察位于“胡焕庸线”附近县域贫困县的经济增长问题。特别是随着区域经济一体化的不断深入,我国各贫困县之间的空间依赖程度不断提高,无论是集中连片贫困县的形成还是多维资本各要素的具体影响,都是一个空间关联和交互作用的过程,因此,空间计量经济学分析方法恰是较好的分析工具^[16](P3-25)。鉴于此,本文拟将以我国“胡焕庸线”附近集中连片分布的贫困县作为研究样本,采用空间计量经济学分析方法,从多维资本及其外部性的视角考察其对贫困县经济增长的作用效果,以期获得有实践指导价值的研究结论。

一、方法、模型与数据

考虑到空间计量经济学分析方法在识别空间关联和空间外溢效应中的独特优势,我们将构造空间计量回归模型分析多维资本外部性对贫困县经济增长的影响。由于空间计量回归模型种类多样,因此有必要先对它们之间的内在关系和优劣程度作必要梳理和比较。

(一)空间计量回归模型的主要种类与基本关系

Vega和Elhorst^[17](P339-363)将广义嵌套空间模型(GNS)定义为如下形式:

$$Y = \rho WY + \alpha I_N + X\beta + WX\theta + u, u = \lambda Wu + \varepsilon \quad (1)$$

式(1)中, Y 为 $N \times 1$ 的被解释变量向量, W 为 $N \times N$ 的空间权重矩阵, X 为解释变量矩阵, u 为扰动项列向量, WY 表示被解释变量的内生交互效应, WX 表示解释变量的外生交互效应,外生交互效应反映出了存在空间关联的邻居区域自变量变动对目标区因变量的作用情况,不妨将其记为“邻居贫困县外部性”; Wu 表示扰动项的交互效应, I_N 为1的列向量, α 为常数项,在回归系数 ρ 、 β 、 θ 和 λ 中, ρ 和 λ 被统称为空间相关系数, $\varepsilon \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2 I)$ 。

从GNS出发可以衍生出多种不同形式空间计量模型。当式(1)中的 $\lambda=0$ 时,GNS便退化成空间杜宾模型(SDM),并且,空间自回归模型(SAR)、空间误差自相关模型(SEM)及解释变量空间滞后模型(SLX)都是SDM的特例;当式(1)中的 $\rho=0$ 时,GNS便退化成空间杜宾误差模型(SDEM),而SLX又是SDEM中 $\lambda=0$ 时的特例,SEM则是SDEM中 $\theta=0$ 时的特例^[18](P3-28)。

考虑到空间关联作用后,LeSage和Pace把一个地区中自变量变化对该地区因变量产生的直接影响称为直接效应(direct effect),把目标区的自变量变动对与它具有空间关联地区的因变量产生的影响看

作是体现空间溢出效应的间接效应(indirect effect)^[19],在此不妨将其记为“目标贫困县外部性”。事实上,只要对式(1)中GNS的表达式取期望值得 $E(Y)$,然后对第 k 个自变量求其偏微分即得:

$$\left[\frac{\partial E(Y)}{\partial x_{1k}} \dots \frac{\partial E(Y)}{\partial x_{nk}} \right] = (I - \rho W)^{-1} [I\beta_k + W\theta_k] \quad (2)$$

$$(I - \rho W)^{-1} = I + \rho W + \rho^2 W^2 + \dots \quad (3)$$

在式(2)中,主对角线上的元素之和为直接效应,非对角线上的元素之和则代表间接效应^[19]。当然,不同类型的空间计量回归模型具有的直接效应和间接效应是不一样的,有些模型甚至并不能同时包含这两种效应。譬如,当式(2)中 $\theta=0$ 时即为SAR或SAC所捕获的直接效应和间接效应,而在SEM和OLS中则只存在直接效应(均为 β_k)而不存在间接效应。特别是,我们并不能对全局识别出来的估计系数直接进行比较^[17](P339-363),而应该从直接效应、间接效应及总效应的层面进行解释^[18](P3-28)。

在空间权重矩阵 W 的设定方面, $n \times n$ 的二进制邻接矩阵或者反距离权重矩阵为当前多数研究所采用。二进制邻接空间权重矩阵中的元素 w_{ij} 的设置规则为:如果区域 i 和区域 j 之间存在地理分布上的邻近关系则取值为1,否则为0。反距离空间权重矩阵(记为 W_{ij}^{-1})的设定标准为: $W_{ij}^{-1} = \begin{cases} 1/d, i \neq j \\ 0, i = j \end{cases}$,其中 d 表示依据各个贫困县中心点经纬度而计算出来的欧氏距离,是基于“地理学第一定律”思想构造的,即两地区之间的地理空间距离越远,则它们之间的空间关联作用也理应越小,从而权重就越小,反之则反是。

(二) 空间计量回归模型的设定

基于Bird等人认为某个地区的物质资本、自然资本、社会资本、政治资本和人力资本等多维资本都将会影响到贫困区经济增长的观点^[12],同时考虑到CD生产函数在经济研究中的广泛适用性,我们在传统的仅包括技术进步(A)、物质资本(K)和人口数量(L)的CD生产函数形式基础上加入人力资本(H)、土地资本(T)、公共服务资本(R)以及政府资本(G)等因素,故将贫困县的产出函数设为如下形式:

$$Q = AK^\chi L^\phi H^\gamma T^\varphi R^\kappa G^\tau \quad (4)$$

其中, Q 为产出。设贫困县中的技术进步主要依赖于机械动力投入和信息技术改进,则可将式(4)中的 A 扩展成如下形式:

$$A = M^\delta I^\eta \quad (5)$$

其中, M 为机械动力技术, I 为信息技术。把式(5)带入式(4)可得:

$$Q = M^\delta I^\eta K^\chi L^\phi H^\gamma T^\varphi R^\kappa G^\tau \quad (6)$$

其中,设 $\chi + \phi + \gamma + \varphi + \delta + \eta + \kappa + \tau = 1$ ^①。进一步地,将式(6)写成人均形式,并统一用相应的小写字母表示,得:

$$q = m^\delta i^\eta k^\chi h^\gamma t^\varphi r^\kappa g^\tau \quad (7)$$

对式(7)进行对数化即可得本文的回归方程:

$$\ln q = \delta \ln m + \eta \ln i + \chi \ln k + \gamma \ln h + \varphi \ln t + \kappa \ln r + \tau \ln g + \mu_{ii} \quad (8)$$

基于式(8)和前文的分析,将本文的GNS设定为如下形式:

$$\ln \text{pergdp} = \rho (I_T \otimes W_N) \ln \text{pergdp} + \alpha I_{NT} + X\beta + (I_T \otimes W_N) X\theta + v, v = \lambda Wv + \nu \quad (9)$$

其中, $\ln \text{pergdp}$ 为被解释变量向量, X 为解释变量矩阵, \otimes 为克罗内克积,其余变量含义如前所述。

(三) 数据来源、变量构造与空间相关性检验

1. 数据来源。在《中国农村扶贫开发纲要(2011-2020)》精神主旨的指引下,以2007-2009年三年的人均县域国内生产总值、人均县域财政一般预算收入、县域农民人均纯收入等与贫困程度高度相关的指

①当然,这一假定并不一定很合理:一方面,土地进入生产函数具有规模报酬递减的特征;另一方面,由于外部性的存在,会使生产函数呈现规模报酬递增或递减态势。考虑到本文的目的仅在于为设定计量回归模型提供参照基准,故我们将此问题做这一简单化处理。

标为基本依据,考虑到对革命老区、民族地区、边疆地区加大扶持力度的要求,并基于数据的可得性考量,我们从全国划出的14个集中连片特困地区中选择11个集中连片特殊困难地区共19个省区的505个集中分布在“胡焕庸线”附近的县域贫困区作为研究样本。具体包括六盘山区(61个)、秦巴山区(75个)、武陵山区(64个)、乌蒙山区(38个)、滇桂黔石漠化区(80个)、滇西边境山区(56个)、大兴安岭南麓山区(19个)、燕山—太行山区(33个)、吕梁山区(20个)、大别山区(36个)、罗霄山区(23个)。

值得注意的是,上述不同集中连片贫困县之间在地理空间上并不是连成一片的(如大兴安岭南麓山区与燕山—太行山区),这无法满足空间计量经济学分析的要求。因此,出于构建空间面板数据的需要,同时考虑到集中连片贫困县的收入水平受其周围非贫困县影响的事实,我们秉持最小化补充非贫困县数量使不同连片贫困县之间在地理空间上能保证每个贫困县域至少有一个邻居区域以及连片贫困县内部不出现“空洞”为原则,将本文所考察的总样本扩展至573个。本文数据来自《中国区域经济统计年鉴》《中国县域经济统计年鉴》以及11个集中连片贫困县所在的19个省区相应年份的统计年鉴。由于本文数据中的陇南市武都区和临沧市临翔区两大特困县区是在2004年才设立的,故我们选取了2005-2012年间的面板数据。

2. 变量构造。出于数据可得性以及已有研究做法方面的考虑^[20](P633-649),我们使用各贫困县域的人均地区生产总值(pergdp,元/人)来测量贫困县的经济增长,选用土地资本、物质资本、人力资本、公共服务资本、技术资本、政治资本等作为衡量多维资本的主要测量指标。具体而言,第一,贫困县往往因其相对落后的经济发展水平而对农业有较高的依赖程,故采用人均耕地面积(perland,公顷/人)作为贫困县土地资本的衡量指标。第二,由于基础设施的发展有助于减少贫困^[21],故采用人均固定资本存量(percapi)作为贫困县中物质资本的替代指标。借鉴已有研究的做法,固定资本存量的估算采用永续盘存法,2005年县域固定资产投资额除以10%作为初始资本存量^[22](P1220-1261),固定资产投资额折旧率为9.6%^[23](P35-44)。第三,在人力资本的测度方面,多数研究采用教育水平尤其是大学生人数或其占比来衡量^[24](P1-46)^[25](P132-149)。由于贫困县大学及大学以上人口数据无法获得,我们参照已有学者的普遍做法^[26](P37-57)^[27](P111-123),用中学(包括初中和高中)与小学学生人数在总人口中的占比(perhum)作为人力资本的衡量指标。第四,在社会资本这一指标的构造方面,学术界并未对社会资本的测算形成统一共识,有采用多种指标加权合成法来测算社会资本的^[28](P76-89),也有使用互助行为作为社会资本的替代指标^[29](P33-46),其中较受学者青睐的一个指标是无偿献血率^[30](P82-94)。考虑到县域层面的数据可得性从而要准确测量社会资本非常困难,故我们不直接构造社会资本的指标,而是选用公共服务资本这一指标,并采用贫困县的医疗人均床位数(perbed,张/万人)构造出贫困县的公共服务资本。第五,在技术资本方面,贫困县中居民的电话使用规模越大,则越有助于降低生产和交流过程中的交易成本,提升生产效率。事实上,Baker和Grosh也研究发现,通信状况的改善有利于减少贫困^[21]。基于上述认识,我们一方面采用人均机械动力(permechan)作为贫困县生产过程中的技术投入水平,另一方面选用人均电话拥有量(pertele)衡量贫困县的信息技术水平,以期从不同维度捕获不同类型的技术进步对贫困县经济发展的不同作用。第六,采用人均财政支出(perexp)衡量各贫困县域的政治资本。

为了尽可能消除异方差,我们对所有变量都进行对数化。图1分别给出了人均固定资本存量对数(lnpercapi)、人均床位数对数(lnperbed)、人均机械动力对数(lnpermechan)、人均电话拥有量对数(lnpertele)分别与人均地区生产总值对数(lnpergdp)之间的散点图。从中不难看出,这些变量都与lnpergdp之间存在明显的正向关系,且绝大部分样本观测值都被包含在拟合曲线90%的置信区间当中。

各变量的描述性统计信息如表1所示。从多重共线性检验结果不难看出,所有解释变量与控制变量的方差膨胀因子(VIF)都远小于10,从而不存在严重的多重共线性问题。

3. 空间相关性的检验。在对模型估计之前,通常需要采用Moran's I统计量对各变量的全局空间相

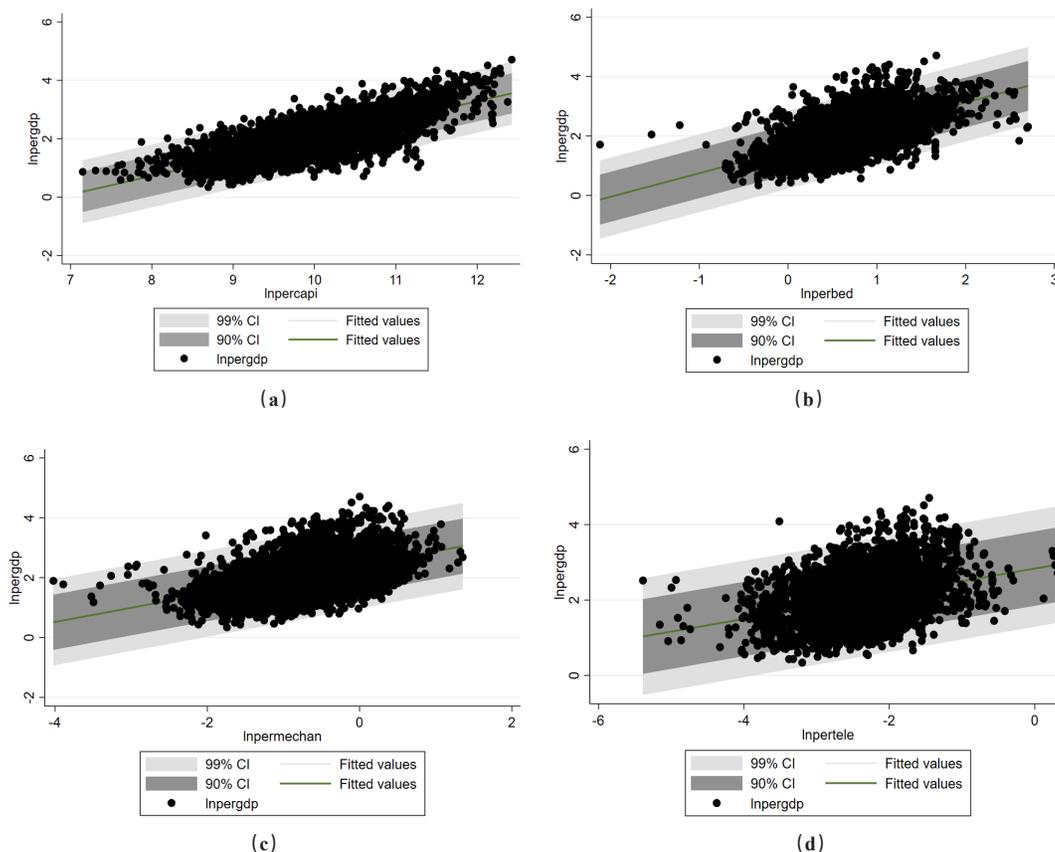
图1 \lnpercapi 、 \lnperbed 、 \lnpermechan 、 \lnpertele 分别与 \lnpergdp 之间的散点图。

表1 变量的描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值	VIF
\lnpergdp	4584	2.0537	0.6279	0.3383	4.7085	
\lnperland	4584	-2.5455	0.6646	-5.4119	1.4274	1.40
\lnpercapi	4584	10.0784	0.7344	7.1501	12.4256	1.50
\lnpermecha	4584	-0.7575	0.6122	-4.0227	1.3556	1.48
\lnpertele	4584	-2.3341	0.5722	-5.3879	0.3162	1.20
\lnperhum	4584	-1.9483	0.2638	-3.1011	0.1349	1.13
\lnperbed	4584	0.6468	0.4674	-2.1186	2.7038	1.46
\lnperexp	4584	7.4561	0.6489	3.9787	9.8516	1.13

关性进行检验,其表达式为:

$$Moran's I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (Y_i - \bar{Y}) (Y_j - \bar{Y})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \quad (10)$$

其中, $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2$, $\bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i$, Y_i 是 i 地区的观测值, n 是地区总数, W 为 $N \times N$ 的空间权重矩阵。 $-1 \leq Moran's I < 0$ 表示空间负相关, $0 < Moran's I \leq 1$ 表示空间正相关, $Moran's I = 0$ 表示空间不相关。对 Moran's I 的显著性一般采用 Z 统计量来判别, 其原假设 H_0 为: 不存在空间相关, 其表达式如下:

$$Z(I) = \frac{I - E(I)}{\sqrt{Var(I)}} \sim N(0, 1) \quad (11)$$

其中 $\text{Var}(I)$ 为方差, $E(I)$ 为均值。如果 Z 值拒绝原假设则表明存在空间相关。表 2 给出了所有变量的 Moran's I 统计量以及单个变量在分别控制所有除本身以外的其他解释变量后的 Moran's I 统计量^①。

表 2 Moran's I 检验结果

年份	所有变量	<i>lnperland</i>	<i>lnpercapi</i>	<i>lnpermecha</i>	<i>lnpertele</i>	<i>lnperhum</i>	<i>lnperbed</i>	<i>lnperexp</i>
2006	0.2788*** (11.8995)	0.3820*** (15.8768)	0.3216*** (13.3299)	0.3030*** (12.5958)	0.3309*** (13.7218)	0.3672*** (15.2386)	0.3962*** (16.4003)	0.4126*** (17.0943)
2007	0.2535*** (10.8352)	0.3863*** (16.0529)	0.3177*** (13.1708)	0.3124*** (12.9812)	0.3268*** (13.5459)	0.3633*** (15.0862)	0.3772*** (15.6421)	0.4138*** (17.1453)
2008	0.2562*** (10.9623)	0.3842*** (15.9663)	0.3027*** (12.5521)	0.3254*** (13.5126)	0.3396*** (14.0667)	0.3656*** (15.1799)	0.3641*** (15.0754)	0.3853*** (15.9764)
2009	0.2713*** (11.5765)	0.4202*** (17.4502)	0.3400*** (14.0908)	0.3619*** (15.0149)	0.3859*** (15.9751)	0.3997*** (16.5806)	0.4030*** (16.6745)	0.4524*** (18.7404)
2010	0.2674*** (11.4119)	0.3978*** (16.5249)	0.3083*** (12.7906)	0.3488*** (17.4745)	0.3694*** (15.2894)	0.3687*** (15.3031)	0.3825*** (15.8171)	0.4279*** (17.7328)
2011	0.2954*** (12.5757)	0.3928*** (16.3204)	0.3330*** (13.8044)	0.3453*** (14.3300)	0.3690*** (15.2762)	0.3705*** (15.3795)	0.3988*** (16.4880)	0.4136*** (17.1396)
2012	0.2718*** (11.5788)	0.3922*** (16.2981)	0.3112*** (12.9121)	0.3581*** (14.8545)	0.3569*** (14.7846)	0.3588*** (14.8899)	0.4126*** (17.1019)	0.4291*** (17.7723)
2013	0.2824*** (12.0051)	0.3864*** (16.0587)	0.3222*** (13.3649)	0.3538*** (14.6729)	0.3405*** (14.1037)	0.3628*** (15.0457)	0.3860*** (15.9633)	0.4235*** (17.5462)

注:括号内给出了 Z 统计量,限于篇幅而没有报告出 Moran I 检验的均值及标准差,*、**、***分别代表在 10%、5%、1% 的显著性水平上显著。

从表 2 中不难发现,不仅所有变量在整体上呈现显著的正空间相关性,而且在控制了其余变量之后,每一个自变量自身也具有显著的正空间相关性。总之,空间相关性的客观存在表明了选用空间计量回归模型分析本文相关问题具有明显的合理性和必要性。

二、模型选定

为考察回归结果的稳健性并选出相对合理的实证分析模型,我们先使用未考虑空间关联作用的普通面板计量回归模型进行分析,随后采用空间计量回归模型进行分析,由此比较并选定出最适合的回归模型和分析方法。

(一) 普通面板计量回归模型的估计结果

表 3 给出了对式(9)所设定的模型进行普通面板估计的结果。从中易知,混合 OLS 估计、随机效应模型估计(RE)、GMM 估计以及聚类稳健异方差估计的结果都一致表明,*lnperland*、*lnpercapi*、*lnperbed*、*lnpermecha*、*lnpertele* 的估计系数都显著为正,尽管它们在不同的回归模型中的回归系数及其显著性水平存在一定的差异。在这些不同的估计方法中,动态面板广义矩估计法在同时克服内生性、异方差以及工具变量过度识别等方面具有较好的效果,并且系统 GMM 估计由于利用了更多的样本信息从而可以有效解决内生性问题,故其要比差分 GMM 估计更有效^[31](P115-143)。

鉴于上述分析,我们选用系统 GMM 估计结果进行考察。从第④列的回归结果不难看出,人均耕地面积、人均物资资本存量以及人均床位数的估计弹性分别是 0.0142、0.0151 和 0.0203,并且都通过了 1% 显著性检验,表明它们在影响县域贫困县经济发展过程中都起到了不容忽视的积极作用;技术资本上升也能显著推动贫困县经济增长,说明通信技术的改良有助于缓解贫困县中的信息不对称问题。一个可

① 计算 Moran's I 值以及估计空间面板模型均用 Matlab2017a 编程实现,并参考了 LeSage 的代码(<http://www.spatial-econometrics.com>)。

表3 普通面板模型的估计结果

变量	被解释变量为 $\ln\text{pergdp}$				
	①混合 OLS	②RE	③Diff-GMM	④SYS-GMM	⑤VEC
$\lg_ln\text{pergdp}$	——	——	-0.0064 (0.0709)	0.9668*** (0.0062)	——
$\ln\text{perland}$	0.0781*** (0.0130)	0.0781*** (0.0130)	0.1545** (0.0625)	0.0142*** (0.0034)	0.0781*** (0.0189)
$\ln\text{percapi}$	0.2304*** (0.0108)	0.2304*** (0.0108)	0.5619*** (0.1564)	0.0151*** (0.0041)	0.2304*** (0.0243)
$\ln\text{permecha}$	0.0413*** (0.0094)	0.0413*** (0.0094)	0.0215* (0.0117)	0.0014 (0.0040)	0.0413*** (0.0133)
$\ln\text{pertele}$	0.0329*** (0.0063)	0.0329*** (0.0063)	-0.0031 (0.0089)	0.0125*** (0.0042)	0.0329*** (0.0091)
$\ln\text{perhum}$	0.0035 (0.0176)	0.0035 (0.0176)	0.0331 (0.0657)	0.0140* (0.0078)	0.0035 (0.0311)
$\ln\text{perbed}$	0.0350*** (0.0095)	0.0350*** (0.0095)	0.1969 (0.1590)	0.0203*** (0.0063)	0.0350** (0.0147)
$\ln\text{perexp}$	0.0040 (0.0050)	0.0040 (0.0050)	0.0612 (0.1129)	0.0016 (0.0031)	0.0040 (0.0041)
_cons	-0.4085*** (0.1200)	-0.4085*** (0.1200)	——	0.1130** (0.0480)	-0.4737* (0.2570)
R^2	0.9649	0.9232	——	——	0.9232
AR(1)	——	——	0.032	0.000	——
AR(2)	——	——	0.682	0.889	——
Hansen/Sargan test	——	——	0.107	0.112	——

注：(1)括号内为估计系数的标准误；(2)*、**、***分别代表10%、5%、1%的显著性水平；(3)在混合 OLS 估计中同时加入了地区哑变量(dumt)和年份哑变量(dum)；(4)在固定效应(FE)与随机效应(RE)的选择上，Hausman 检验的伴随概率值为0.00，从而选用了 RE 估计，并且在回归中同时加入了 dumt 和 dum；(5)第①列的 R^2 为 Adj_R^2 ，第②列中的 R^2 为组间 R^2 ，第⑤列聚类稳健方差估计(VEC) R^2 为组间 R^2 ，Hansen Test 或 Sargan Test 给出的是统计量对应的 p 值。

能的解释是：通信技术进步能够让贫困县的居民及时把握市场最新动态，加快产品销售或及时获取就业信息，进而促进贫困县域的经济增长。

然而，如前所述，普通面板回归模型因为忽视了各贫困县域之间的空间关联和空间依赖，从而忽略了我国当前贫困连片的事实，更无法识别出多维资本在推动贫困县经济增长过程中的不同空间外部性。事实上，在空间关联和空间依赖的作用下，某一个贫困县中固定资产投资的增加或者技术进步的加快还能通过空间外部性影响到周边邻近贫困县的经济增长。

(二) 最优空间计量回归模型的选定

尽管空间计量回归模型要优于普通计量回归模型，然而由前文分析已知，空间计量经济模型种类繁多，并且 SAR 和 SEM 都是 SDM 的特例。同时，这些不同的回归方法都包含无固定效应(既不包含时间固定效应，也不包含空间固定效应)的 OLS 估计、空间固定效应的 OLS 估计、时间固定效应的 OLS 估计以及时空双固定效应(同时包含时间固定效应和空间固定效应)的 OLS 估计等方法，因此，对空间计量模型进行回归之前需要进行相应的 OLS 回归，考察其固定效应的具体形式，并通过 LM 值和稳健 LM 值判定 SDM 是否可以简化为 SAR 或 SEM。相关回归结果如表 4 所示。

表 4 中，第①列为不包含固定效应的 OLS 估计结果，第②列是仅包含空间固定效应的 OLS 估计结果，第③列是仅包含时间固定效应的 OLS 估计结果，第④列是时空双固定效应的 OLS 估计结果。由表 4

表4 最优空间计量回归模型的选定

变量	①Pooled OLS	②Spatial fixed effects	③Time-Period fixed effects	④Spatial and Time-Period fixed effects
<i>lnperland</i>	-0.1293*** (-14.8823)	0.0783*** (5.0695)	-0.0614*** (-7.3287)	0.0794*** (6.5824)
<i>lnpercapi</i>	0.3954*** (45.1277)	0.4194*** (37.5742)	0.3926*** (48.1697)	0.2253*** (22.2879)
<i>lnpermecha</i>	0.2020*** (19.7200)	0.1541*** (14.0722)	0.1556*** (16.2100)	0.0370*** (4.2120)
<i>lnpertele</i>	0.0684*** (6.7695)	-0.0081 (-1.1473)	0.1459*** (14.5632)	0.0322*** (5.5196)
<i>lnperhum</i>	-0.2359*** (-11.4903)	-0.2219*** (-10.9649)	-0.1438*** (-7.4587)	0.0027 (0.1644)
<i>lnperbed</i>	0.01969*** (13.6461)	0.1641*** (15.0969)	0.1903*** (14.2310)	0.0332*** (3.7581)
<i>lnperexp</i>	0.2113*** (20.3438)	0.3061*** (43.1837)	-0.0506*** (-3.7481)	0.0470*** (6.2082)
_cons	-4.1098*** (-39.6088)	—	—	—
σ^2	0.1181	0.0199	0.1004	0.0120
R^2	0.7008	0.8738	0.6007	0.1495
Log Likelihood	-1605.2	2481.7	-1233.1	3639.6
LM Spatial Lag	1333.93 [0.000]	2082.09 [0.000]	781.23 [0.000]	820.69 [0.000]
LM Spatial Error	1267.76 [0.000]	1205.03 [0.000]	871.20 [0.000]	750.84 [0.000]
Robust LM Spatial Lag	273.81 [0.000]	878.23 [0.000]	93.72 [0.000]	70.82 [0.000]
Robust LM Spatial Error	207.65 [0.000]	1.1711 [0.2792]	183.69 [0.000]	9.9879 [0.0013]

注:圆括号内给出了参数估计的Z统计值,方括号内给出了参数估计的P值,***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平上显著。

可知,在这四类回归模型中,尽管第④列中的 $R^2(=0.1495)$ 是最小的,但是时空双固定效应的参数估计方法中的 σ^2 即残差平方和为0.0120是最小的,对数似然函数值为3639.6是最大的,因此,时空双固定效应的估计方法是相对最优的。对此,Elhorst也研究发现,时空双固定效应模型比无固定效应、时间单固定效应、空间单固定效应以及随机效应等种类的模型更为合理和优越^[32](P389-405)^[33](P59-70),故我们主要选用时空双固定效应模型进行分析。同时,第④列中SAR模型和SEM模型的LM检验值分别为820.69和750.84,稳健的LM检验值分别为70.82和9.9879,均在1%的显著性水平上拒绝了最优估计模型应该选择SAR或者SEM的原假设,因而不宜将SDM退化为SAR或SEM进行分析。

三、不同空间计量模型的估计结果

表5给出了前述各种空间计量模型二进制邻接空间权重矩阵下的回归结果。从中容易看出,在时空双固定效应下,各种空间计量模型的回归结果虽然存在一定差异,但具有较强的稳健性。首先,不同空间计量回归模型估计出来的空间相关系数(ρ 和 λ)都通过了1%的显著性水平,再次表明应该使用空间计量回归模型进行分析,且绝大部分空间回归模型(除SLX外)的 R^2 都在0.95以上。其次,就各模型的回

归系数而言, \lnperland 、 \lnpercapi 、 \lnpermecha 、 \lnpertele 、 \lnperbed 以及 \lnperexp 的回归系数在绝大多数模型中都显著为正。如前所述, 我们应该从直接效应和间接效应的角度对其进行分析。

表5 时空双固定效应下各种空间计量模型的回归结果

变量	SAR	SEM	SLX	SDM	SDEM	SAC	GNS
\lnperland	0.0504*** (4.3129)	0.0399*** (3.0758)	0.0451*** (3.3661)	0.0314** (2.3977)	0.0454*** (3.5205)	0.0366*** (4.1101)	0.0218* (1.6567)
\lnpercapi	0.1884*** (19.0829)	0.1965*** (18.8380)	0.2023*** (18.9191)	0.1901*** (18.2239)	0.1983*** (18.8649)	0.1357*** (16.1955)	0.1847*** (17.6140)
\lnpermecha	0.0287*** (3.3746)	0.0283*** (3.2306)	0.0283*** (3.1716)	0.0262*** (3.0036)	0.0279*** (3.1178)	0.0205*** (2.9403)	0.0193** (2.2573)
\lnpertele	0.0211*** (3.7410)	0.0183*** (3.1597)	0.0234*** (3.9562)	0.0177*** (3.0620)	0.0229*** (3.8625)	0.0172*** (3.6745)	0.0144** (2.5539)
\lnperhum	0.0267* (1.6864)	0.0262 (1.5191)	0.0201 (1.1286)	0.0298* (1.7134)	0.0230 (1.3279)	0.0229* (1.8683)	0.0331* (1.9008)
\lnperbed	0.0233*** (2.7196)	0.0166** (1.9013)	0.0287*** (3.2098)	0.0205** (2.3514)	0.0284*** (3.1283)	0.0256*** (3.6219)	0.0195** (2.2511)
\lnperexp	0.0387*** (5.2589)	0.0581*** (6.1794)	0.0599*** (5.5320)	0.0617*** (5.8432)	0.0588*** (5.9775)	0.0206*** (4.0732)	0.0671*** (6.1671)
$W \times \lnperland$	——	——	0.1021*** (5.2814)	0.0638*** (3.3682)	0.0983*** (4.3660)	——	0.0222 (1.3431)
$W \times \lnpercapi$	——	——	0.0689*** (4.0457)	0.0334** (1.9606)	0.0549*** (2.7458)	——	0.1207*** (8.3369)
$W \times \lnpermecha$	——	——	0.0427*** (2.7534)	0.0118 (0.7808)	0.0176 (0.9707)	——	-0.0047 (-0.3810)
$W \times \lnpertele$	——	——	0.0522*** (4.8673)	0.0317*** (3.0172)	0.0460*** (3.6478)	——	0.0090 (1.0550)
$W \times \lnperhum$	——	——	-0.0670** (-2.5335)	-0.0576** (-2.2322)	-0.0544* (-1.7642)	——	-0.0512** (-2.2898)
$W \times \lnperbed$	——	——	0.0629*** (4.2216)	0.0428*** (2.9381)	0.0663*** (3.8786)	——	0.0135 (1.0869)
$W \times \lnperexp$	——	——	-0.0309** (-2.3414)	-0.0428*** (-3.3220)	-0.0207 (-1.4598)	——	-0.0605*** (-4.9404)
ρ	0.4192*** (27.1065)	——	——	0.4172*** (25.7478)	——	0.7149*** (46.9930)	0.7698*** (57.7788)
λ	——	0.4305*** (26.8055)	——	——	0.4168*** (25.6150)	-0.5046*** (-16.8820)	-0.5929*** (-21.5922)
R^2	0.9751	0.9694	0.1730	0.9754	0.9704	0.9756	0.9759
$\text{Log}L$	3986.91	3967.04	3703.82	4012.43	4008.60	4048.20	4102.39

注: 括号内给出了参数估计的Z统计值, ***, **和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平上显著。

从表5的外生交互效应或者邻居贫困县外部性回归结果可知, $W \times \lnperland$ 、 $W \times \lnpertele$ 及 $W \times \lnperbed$ 的回归系数在SLX、SDM、SDEM中都显著为正, $W \times \lnpercapi$ 的回归系数在SLX、SDM、SDEM及GNS中都显著为正。以被学者普遍采用的SDM的回归结果为例:

一方面, 其中的 $W \times \lnperland$ 、 $W \times \lnpercapi$ 、 $W \times \lnpertele$ 及 $W \times \lnperbed$ 的回归系数分别为0.0638、0.0334、0.0317和0.0428, 表明存在着在与空间相关的其他贫困县中, 人均耕地面积扩张、人均固定资本存量增加、人均电话拥有量以及人均床位数的上升都与目标贫困县的经济增长具有正向关联的作用。

从作用机理来看, 邻居地区人均耕地增加意味着邻居地区能够生产出更多的农业产品, 能够为与之相邻的目标贫困县的经济生产提供更多的生产资料和消费资料补给, 从而存在促进目标贫困县经济增长的作用机制。邻居贫困县人均固定资本存量增加则意味着资本边际报酬会相对下降, 促使该地区的资本流入资本相对稀缺的目标贫困县, 有助于为目标贫困县经济增长提供资本支撑。由于通信技术进步是与网络连接点的指数增长密切相关的, 因此, 邻居贫困县中的通信技术进步客观上会促使目标贫困县提高其通信技术水平, 从而会影响到目标贫困县经济增长。邻居贫困县人均床位数增加不仅有助于提升该地区的医疗服务水平, 也能够为目标贫困县居民和劳动力的健康水平, 进而提升劳动力质量带来正外部性, 影响到目标贫困县经济增长。

另一方面, $W \times \ln perhum$ 和 $W \times \ln perexp$ 的回归系数则显著为负(后者在 SDEM 中不显著的回归系数除外), 例如, 它们在 SDM 中的回归系数依次为 -0.0576 和 -0.0428, 表明邻居贫困县的人均人力资本增长和人均地方政府支出扩张对目标贫困县的经济增长具有显著的负的邻居外部性。这不仅表明, 邻居贫困县人均人力资本的增长有可能通过虹吸效应吸引周边地区的人力资本流入, 减少了相邻目标贫困县经济增长所需要的人力资本; 也表明, 邻居贫困县地方人均政府财政扶贫支出增加有助于让人形成看好此地发展前景预期, 吸引更多周边贫困县的资源流入, 进而反向地减少了相邻目标贫困县经济增长所需要的各种资本投入量。

在直接效应方面(如表 6 所示), SAR、SDM、SAC 以及 GNS 的回归结果几乎都显著为正, 表明人均耕地面积扩张、人均物质资本增长、人均公共服务资本增长、人均政府支出扩大以及以人均机械总动力和人均电话拥有量这两者为表征的技术进步都与目标贫困县的经济增长存在显著正向作用, 并且均通过了在 1% 的显著性检验。然而, 目标贫困县中人均人力资本增长对贫困县经济增长的积极作用仅在 SAR 与 SAC 的回归结果中且在 10% 的显著性水平上显著, 说明人力资本与贫困县经济增长的正向关联作用未能有效发挥出来。

在间接效应或者说目标贫困县外部性方面, SAR、SDM、SAC 以及 GNS 的估计结果表明, 本地区人均耕地扩大、人均物质资本存量提高、人均机械总动力扩张(仅在 SAR 和 SAC 中)、人均电话拥有量上升以及人均床位数增加都能对其邻居区域的经济增长具有显著的正向外部性。同样以 SDM 的间接效应估计结果为例, 首先, 土地资本的回归系数为 0.1221, 远高于其他变量的回归系数, 从而影响力度最大; 其次是公共服务资本、人力资本和物质资本, 回归系数依次为 0.0811、-0.0733 与 0.0723, 表明目标贫困县对邻居贫困县经济增长的影响主要取决于土地资本、公共服务资本和物质资本的正外部性和人力资本的负外部性, 这与表 5 中 SDM 的邻居贫困县外部性的估计结果类似, 说明连片贫困县域中各种多维资本彼此之间的两方面的外部性存在较为对称的空间关联影响。

综上可知, 人均耕地面积扩张、物质资本增长、公共服务资本增加、人均政府支出扩大以及技术改进对贫困县经济增长存在显著正向作用。同时, 邻居贫困县和目标贫困县中的土地资本、公共服务资本、物质资本还具有相互促进的显著外部性, 有助于连片贫困县经济实现共同发展。但人力资本对影响本地区自身经济增长不仅不显著(无论是 SDM 还是 GNS 中的直接效应均不显著), 而且在邻居贫困县和目标贫困县中均有显著负外部性, 地方政府财政扶贫支出只有显著直接效应而未能形成显著的正外部性。

四、稳健性检验

在前文分析的基础上, 为了进一步考察前文回归结果的稳健性, 并且考虑到在前述各种空间计量回归模型中只有 SDM 和 GNS 同时包含了邻居外部性和目标区外部性, 故表 7 给出了这两类模型在反距离空间权重矩阵下时空双固定效应的回归结果。总体上, 这两组模型的回归系数是稳健的, 以下主要从邻居外部性和目标区外部性的层面进行分析。从表 7 中的邻居贫困县外部性可知, 邻居区域中土地资本扩张和技术水平提高都能通过正外部性影响到目标贫困县经济增长。这表明, 加快邻居贫困县基本耕

表6 二进制邻接空间权重矩阵下的直接效应、间接效应与总效应

SAR的回归结果							
变量	<i>lnperland</i>	<i>lnpercapi</i>	<i>lnpermecha</i>	<i>lnpertele</i>	<i>lnperhum</i>	<i>lnperbed</i>	<i>lnperexp</i>
直接效应	0.0530*** (4.3270)	0.1984*** (19.6558)	0.0306*** (3.3425)	0.0223*** (3.7774)	0.0277* (1.6442)	0.0250*** (2.8614)	0.0407*** (5.2573)
间接效应	0.0338*** (4.2370)	0.1267*** (13.5332)	0.0196*** (3.2143)	0.0143*** (3.6822)	-0.0733* (-1.9400)	0.0159*** (2.8249)	0.0260*** (5.1543)
总效应	0.0868*** (4.3265)	0.3251*** (18.5792)	0.0502*** (3.3075)	0.0366*** (3.7624)	0.0455* (1.6379)	0.0409*** (2.8578)	0.0667*** (5.2768)
SDM的回归结果							
变量	<i>lnperland</i>	<i>lnpercapi</i>	<i>lnpermecha</i>	<i>lnpertele</i>	<i>lnperhum</i>	<i>lnperbed</i>	<i>lnperexp</i>
直接效应	0.0412*** (3.3270)	0.1959*** (17.7747)	0.0288*** (3.2598)	0.0224*** (3.8132)	0.0233 (1.3484)	0.0275*** (2.8713)	0.0599*** (5.6891)
间接效应	0.1221*** (4.6329)	0.0723*** (2.8756)	0.0356 (1.5067)	0.0626*** (3.8085)	-0.0733* (-1.9400)	0.0811*** (3.4148)	-0.0267 (-1.6650)
总效应	0.1633*** (5.5922)	0.2682*** (9.1635)	0.0644** (2.3977)	0.0850*** (4.5384)	-0.0500 (-1.1562)	0.1086*** (3.8567)	0.0332** (2.1486)
SAC的回归结果							
变量	<i>lnperland</i>	<i>lnpercapi</i>	<i>lnpermecha</i>	<i>lnpertele</i>	<i>lnperhum</i>	<i>lnperbed</i>	<i>lnperexp</i>
直接效应	0.0446*** (4.1238)	0.1660*** (16.8899)	0.0250*** (2.7812)	0.0209*** (3.6944)	0.0280* (1.8991)	0.0312*** (3.5944)	0.0250*** (3.9903)
间接效应	0.0838*** (4.0139)	0.3119*** (13.1093)	0.0470*** (2.7315)	0.0393*** (3.6567)	0.0527* (1.8828)	0.0568*** (3.4810)	0.0469*** (3.9896)
总效应	0.1284*** (4.0826)	0.4779*** (15.5596)	0.0720*** (2.7586)	0.0601*** (3.6936)	0.0807* (1.8922)	0.0898*** (3.5402)	0.0718*** (4.0202)
GNS的回归结果							
变量	<i>lnperland</i>	<i>lnpercapi</i>	<i>lnpermecha</i>	<i>lnpertele</i>	<i>lnperhum</i>	<i>lnperbed</i>	<i>lnperexp</i>
直接效应	0.0365*** (2.8019)	0.1923*** (17.9682)	0.0233*** (2.7579)	0.0218*** (3.7112)	0.0236 (1.3340)	0.0300*** (3.4042)	0.0636*** (6.5853)
间接效应	0.1557*** (3.6937)	0.0867** (2.2098)	0.0396 (1.0103)	0.0800*** (2.9683)	-0.1020* (1.6401)	0.1133*** (2.8565)	-0.0356 (-1.5070)
总效应	0.1922*** (4.2601)	0.2790*** (6.6711)	0.0629 (1.5000)	0.1017*** (3.5047)	-0.0784 (-1.1737)	0.1433*** (3.3466)	0.0280 (1.2065)

注：括号内给出了参数估计的Z统计值，***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平上显著。

地建设不仅有助于提高自身粮食及其他农产品自给,还能加大目标贫困县中作为生产资料或消费资料的农产品供给进而对其经济增长产生影响。同时,邻居贫困地区中人均通信技术加快发展以及人均机械总动力投入增加都能对目标贫困县产生正的技术外溢。此外,与前文类似,邻居贫困县的人均人力资本增长和人均地方政府支出扩张对目标贫困县的经济增长仍然具有显著的负外部性。

在直接效应方面,表8中两类模型一致表明,除了人力资本以外,其他类型的多维资本增长均能显著影响到目标贫困县的经济增长。人力资本在贫困县域中往往十分稀缺,以至于使人力资本对目标区经济增长的影响未能显著体现出来。这与前文的研究结果类似。表8中反距离空间权重矩阵下间接效应或目标贫困县外部性表明,SDM和GNS的回归结果存在较大差异,SDM中的间接效应的回归系数都不显著而GNS则不然。由于GNS涵盖了多种不同空间计量回归模型的特殊形式,故就GNS中的目标区外部性进行分析。在GNS的间接效应中,绝大部分参数回归结果的绝对值都大于1。这从表面上看有悖于经济学常识,事实上这是和贫困县的实际情况相吻合的。就本文考察的我国连片贫困县而言,绝大部

表7 反距离空间权重矩阵下时空双固定效应的回归结果

变量	SDM	GNS
<i>lnperland</i>	0.0337*** (2.4879)	0.0316** (2.3717)
<i>lnpercapi</i>	0.2006*** (18.0459)	0.1978*** (18.1030)
<i>lnpermecha</i>	0.0205** (2.2148)	0.0208** (2.2973)
<i>lnpertele</i>	0.0215*** (3.5276)	0.0205*** (3.4219)
<i>lnperhum</i>	0.0160 (0.8776)	0.0166 (0.9228)
<i>lnperbed</i>	0.0307** (3.3139)	0.0295*** (3.2416)
<i>lnperexp</i>	0.0590*** (5.9523)	0.0599*** (6.0008)
<i>W×lnperland</i>	0.4422*** (3.7947)	0.5422*** (3.7834)
<i>W×lnpercapi</i>	-0.1049 (-0.9262)	-0.0162 (-0.1153)
<i>W×lnpermecha</i>	0.4906*** (4.8058)	0.4633*** (3.5762)
<i>W×lnpertele</i>	0.2405*** (3.2444)	0.3064*** (3.3095)
<i>W×lnperhum</i>	-0.4639*** (-2.8640)	-0.5557*** (-2.7436)
<i>W×lnperbed</i>	0.0505 (0.4456)	0.2031 (1.4418)
<i>W×lnperexp</i>	-0.2275*** (-3.1811)	-0.2523*** (-2.9148)
ρ	0.9643*** (113.8636)	0.8421*** (36.1375)
λ	—	0.9754*** (84.3736)
R^2	0.9724	0.9722
<i>LogL</i>	3831.47	3896.57

注:括号内给出了参数估计的Z统计值,***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平上显著。

分地区都是耕地稀缺、技术水平低下、人力资本匮乏的县域,根据稻田条件,在这些生产要素趋于稀缺的情况下,它们在目标区中的外部性对邻居县域呈现出来的产出弹性应是处于富有弹性(即绝对值大于1)区域内的。由此易知,目标贫困县中人均耕地扩张、技术进步以及人均政府支出力度增强都能对邻居贫困县的经济增长产生富有弹性的正外部性,而目标贫困县中人均人力资本的增加则会对邻居贫困县的经济增长产生富有弹性的负外部性,也说明人均人力资本在各个贫困县中的流动和分布是一个此多彼少的过程。尽管它对目标贫困县自身的经济增长并未产生显著作用,但目标贫困县人均人力资本增加却能对邻居贫困县的经济增长产生显著负外部性。

表8 反距离空间权重矩阵下的直接效应、间接效应与总效应

SDM的回归结果							
变量	<i>lnperland</i>	<i>lnpercapi</i>	<i>lnpermecha</i>	<i>lnpertele</i>	<i>lnperhum</i>	<i>lnperbed</i>	<i>lnperexp</i>
直接效应	0.0601** (2.1322)	0.2061*** (17.8271)	0.0488** (2.1763)	0.0357*** (2.6815)	-0.0088 (-0.2699)	0.0354*** (3.1455)	0.0498*** (4.6672)
间接效应	14.5194 (0.9775)	2.7284 (0.7092)	15.6074 (1.3298)	7.9622 (1.1699)	-13.8899 (-0.8845)	2.4441 (0.5982)	-5.1873 (-1.2718)
总效应	14.5975 (0.9799)	2.9344 (0.7617)	15.6562 (1.3316)	7.9979 (1.1731)	-13.8986 (-0.8836)	2.4795 (0.6059)	-5.1375 (-1.2582)
GNS的回归结果							
变量	<i>lnperland</i>	<i>lnpercapi</i>	<i>lnpermecha</i>	<i>lnpertele</i>	<i>lnperhum</i>	<i>lnperbed</i>	<i>lnperexp</i>
直接效应	0.0391*** (3.0174)	0.2001*** (18.5958)	0.0263*** (2.9324)	0.0245*** (3.8793)	0.0099 (0.5647)	0.0321*** (3.4380)	0.0569*** (5.9100)
间接效应	3.6566*** (3.3858)	0.9640 (1.1018)	3.0520*** (3.2202)	2.1052*** (2.9517)	-3.5099** (2.3243)	1.4629 (1.4821)	1.2805** (2.1994)
总效应	3.6957*** (3.4213)	1.1642 (1.3294)	3.0783** (3.2419)	2.1297*** (2.9809)	-3.5000** (-2.3155)	1.4949 (1.5111)	1.3374 (2.1153)

注：括号内给出了参数估计的Z统计值，***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平上显著。

五、结论与政策启示

通过以我国2005-2012年间的连片贫困县域作为研究样本,从邻居贫困县外部性和目标贫困县外部性的视角考察多维资本对我国贫困县经济增长的影响。研究发现:第一,考虑空间相关性和空间依赖作用后,人均耕地面积扩张、人均物质资本增长、人均床位拥有量增长、人均地方政府支出增加以及技术进步对其自身经济增长都有显著的直接效应。第二,邻居贫困县中人均耕地面积扩张、人均固定资本存量增加、通信技术进步以及人均床位数上升都能显著正向影响到目标贫困县的经济增长,即存在正向的邻居外部性,而邻居贫困县的人均人力资本增长和人均地方政府支出扩张对目标贫困县的经济增长具有显著的负邻居贫困县外部性。第三,目标贫困县人均耕地扩大、人均物质资本存量提高、人均机械总动力扩张、人均电话拥有量上升以及人均床位数量增加都能通过正向的目标贫困县外部性显著影响其邻居区域经济增长。特别是,GNS模型还显示,目标贫困县中人均耕地扩张、技术进步以及人均政府支出力度增强都能对邻居贫困县的经济增长产生富有弹性的正外部性,而人力资本的增加则会对邻居贫困县的经济增长产生富有弹性的负外部性。本文的研究结论具有明显的政策启示。

第一,反贫政策要立足自身要素禀赋优势,鼓励空间邻近特困区之间突破行政边界优势互补。中国的反贫工作应是一个具有空间联动特征的攻坚过程,处于“胡焕庸线”上的连片特困区要想逃离空间贫困陷阱,更不能忽视多维资本所具有的不同外部性。在贫困县层面,各地区应该利用其禀赋优势和邻居区域(包括邻居贫困县和非贫困县)组建产业链条,发展产业基地、产业园区或开发区。譬如,在具有典型喀斯特地貌的滇桂黔石漠化片区,铝资源丰富的县域可以和周边电资源丰富的地区合作共建电解铝产业基地。此外,盛产粮食作物、油料作物、中药材或特色农产品的县域则可以和加工制造业相对发达的县域合作,推动农产品深加工或地方特色产业园区发展。

第二,强化贫困县的人才引进和培育力度,从制度层面完善基层扶贫干部考核晋升机制,建立贫困县乡村振兴人才队伍。人力资本在连片特困县相对稀缺的现状不仅使其未能发挥出显著的直接效应,而且显现出显著的负外部性。鉴于此,一方面要加大教育扶贫力度,全面推进和完善贫困地区乡镇寄宿制学校建设,强化贫困县乡村教师队伍建设,提升乡村教师工资福利待遇,推进中小学生学习学籍信息管理系统建设,完善国家人口基础信息库比对核查机制,提升贫困学生的精准帮扶程度。另一方面要加大新

进公务员、后备干部的基层扶贫第一书记经历考核机制,尝试“公选+预任”的方式鼓励和选拔大学毕业生、农村致富能手、创业成功的返乡人才积极投身贫困县乡村振兴事业,打造符合自身特色的人才队伍及人才留存与发展机制。

第三,提升连片特困区的政府服务职能,扩大基础设施建设,增强贫困县政府及干部带领贫困群众脱贫致富的能力。地方政府在加大宽带通信网、4G/5G等通信网络、医疗卫生、水利交通等基础设施建设的过程中要充分考虑它们的连通性和外部性,不宜采用以邻为壑的发展模式,而应统筹安排耕地保护、基础设施建设以及产业发展。同时,还应加强对贫困县党政领导干部、乡村干部在扶贫开发方面的培训,提升和强化连片特困区领导干部的全局意识和大局观,提升各贫困县政府之间的合作互动程度,共同商议连片特困区区域发展与脱贫攻坚规划,以求合力走出“胡焕庸线”上的空间贫困陷阱。

参考文献

- [1] 习近平. 习近平谈治国理政:第1卷.北京:外文出版社,2018.
- [2] 彻底告别绝对贫困 中国创造世界减贫历史奇迹.中国新闻网,2020-11-23.[2021-05015]<https://www.chinanews.com/gn/2020/11-23/9345631.shtml>.
- [3] 习近平:消除贫困是人类共同理想.新华每日电讯,2020-12-15.[2021-05-15]http://www.xinhuanet.com/mrdx/2020-12/15/c_139590002.htm.
- [4] 章元,万广华,史清华.暂时性贫困与慢性贫困的度量、分解和决定因素分析.经济研究,2013,(4).
- [5] E. S. Nándori. The Role of Economic Growth and Spatial Effects in Poverty in Northern Hungary. *Regional Statistics*, 2014,(4).
- [6] 刘祖云. 贫困梯度蜕变、梯度呈现与创新贫困治理——基于社会现代化视角的理论探讨与现实解读. 武汉大学学报(哲学社会科学版),2020,(4).
- [7] 李乐为,岑乾明. 区域公共产品协同供给:西部连片特困区反贫困新思路——对湘鄂龙山来凤双城一体的观察与思考. 农业经济问题,2011,(12).
- [8] 王金营,李竞博. 连片贫困地区农村家庭贫困测度及其致贫原因分析——以燕山—太行山和黑龙港地区为例. 中国人口科学,2013,(4).
- [9] 解垚,宋颜群. 中国财政资金扶贫绩效及其影响因素分析. 财政研究,2020,(5).
- [10] C.H.Xu, Gong W.J. Medical Condition, Population Density, and Residents' Savings in China's Contiguous Destitute Areas. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 2020, 33(1).
- [11] J.Jalan, M.Ravallion. *Spatial Poverty Traps? Policy Research Working Paper Series, No: 1862*. The World Bank, Washington, DC, 1997.
- [12] K.Bird, K.Higgins, D.Harris. *Spatial Poverty Traps: An Overview*. ODI Working Paper 321, CPRC Working Paper 161, 2010.
- [13] J.Jalan, M.Ravallion. Geographic Poverty Traps? A Micro Model of Consumption Growth in Rural China. *Journal of Applied Econometrics*, 2002,(17).
- [14] Y.F.Fang, W.Zou. Neighborhood Effects and Regional Poverty Traps in Rural China. *China & World Economy*, 2014, 22(1).
- [15] 邹波,张彬,柴盈. 我国连片特困区的绿色贫困问题研究. 上海经济研究,2016,(2).
- [16] L.Anselin. Thirty Years of Spatial Econometrics. *Papers in Regional Science*, 2010,(89).
- [17] S.H.Vega, J.P.Elhorst. The SLX Model. *Journal of Regional Science*, 2015,(55).
- [18] 徐春华. 危机后一般利润率下降规律的表现、国别差异和影响因素. 世界经济,2016,(5).
- [19] J.P.LeSage, R.K.Pace. *Introduction to Spatial Econometrics*. Boca Raton, FL: Taylor and Francis, 2009.
- [20] S.Guriev, V.vakulenko. Breaking Out of Poverty Traps: Internal Migration and Interregional Convergence in Russia. *Journal of Comparative Economics*, 2015,(43).
- [21] J.Baker, M.Grosh. Measuring the Effects of Geographical Targeting on Poverty Reduction. *LSMS Working Paper*, 1994,(99).
- [22] A.Young. Gold into Base Metals: Productivity Growth in the People's Republic of China during the Reform Period. *Jour-*

nal of Political Economy, 2003, (111).

- [23] 张军, 吴桂英, 张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算: 1952-2000. *经济研究*, 2004, (10).
- [24] R.J.Barro, J.W.Lee. Sources of Economic Growth. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1994, 40(1).
- [25] 夏怡然, 陆铭. 跨越世纪的城市人力资本足迹——历史遗产、政策冲击和劳动力流动. *经济研究*, 2019, (1).
- [26] 吴玉鸣. 县域经济增长集聚与差异: 空间计量经济实证分析. *世界经济文汇*, 2007, (2).
- [27] 龚维进, 覃成林, 徐海东. 交通扶贫破解空间贫困陷阱的效果及机制分析——以滇桂黔石漠化区为例. *中国人口科学*, 2019, (6).
- [28] 万建香, 汪寿阳. 社会资本与技术创新能否打破“资源诅咒”?——基于面板门槛效应的研究. *经济研究*, 2016, (12).
- [29] 周瑾, 景光正, 随洪光. 社会资本如何提升了中国经济增长的质量? *经济科学*, 2018, (4).
- [30] 潘越, 戴亦一, 吴超鹏, 刘建亮. 社会资本、政治关系与公司投资决策. *经济研究*, 2009, (11).
- [31] R.Blundell, S. Bond. Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models. *Journal of Econometrics*, 1998, (87).
- [32] J.P.Elhorst. Matlab Software for Spatial Panels. *International Regional Science Review*, 2014, (37).
- [33] 龚维进, 倪鹏飞. 联动发展与亚洲城市可持续竞争力水平整体提升: 基于空间外部性视角. *北京工业大学学报(社会科学版)*, 2020, (2).

Multidimensional Capital Externality and Economic Growth In Poverty Areas

A Spatial Econometric Analysis Based on China's Poverty-stricken Counties

Xu Chunhua (Xiamen University)

Gong Weijin (Capital University of Economics and Business)

Abstract This paper analyzes the impact of multidimensional capital on spatial poverty from the perspective of neighbor externalities (NE) and target area externalities (TAE) by using a variety of econometric regression models to analyze the spatial panel data of 505 poverty regions at the county level in China. It has been found that land capital, physical capital, public service capital, local government behavior and technical progress can all significantly promote the economic growth of poor areas by means of direct effect. Moreover, land capital, physical capital, public service capital and technical progress in neighboring areas have positive NE, while neighboring areas' human capital and local government spending both have significantly negative NE. In addition, land capital, physical capital, public service capital, technical progress and government spending in local areas will all promote neighboring areas' economic growth significantly through positive TAE, and the values of positive TAE from land capital, technical progress and government spending as well as the value of the negative TAE from human capital are all in a flexible interval in the GNS model.

Key words multidimensional capital; externality; poverty area; economic growth

■ 收稿日期 2020-04-18

■ 作者简介 徐春华, 经济学博士, 厦门大学经济学院、王亚南经济研究院助理教授; 福建 厦门 361005;
龚维进(通讯作者), 经济学博士, 首都经济贸易大学城市经济与公共管理学院讲师, 北京 100070。

■ 责任编辑 涂文迁