

# 脱贫地区市场潜能与经济增长溢出效应释放研究

## ——以湖南省武陵山片区为例

杨水根<sup>1,2</sup> 王露<sup>31</sup>

(1. 湖南大学 教育科学研究院, 湖南 长沙 410082;

2. 湖南工商大学 经济与贸易学院, 湖南 长沙 410205;

3. 华南理工大学 经济与金融学院, 广东 广州 510006)

**【摘要】:** 利用湖南省武陵山片区 2001–2018 年 37 个县(市、区)的数据, 在剖析市场潜能与经济增长溢出内在机理的基础上, 建立面板和空间计量模型估计其作用效应。研究发现: 片区整体市场潜能强度不断提升, 显著促进了经济增长, 但片区内部作用强度不一; 市场潜能对经济增长具有明显的“关联-集聚-溢出”空间效应过程, 经由价格提升、要素流动等形成集聚促进了本地区经济增长, 但市场分割、邻近竞争的存在明显抑制了周围地区空间溢出; 经济增长空间溢出效应大致呈现倒 U 型变化趋势, 其有效溢出范围为 80km 内, 并在影响范围、方向等方面存在显著的内部差异。

**【关键词】:** 脱贫地区 经济增长 市场潜能 空间溢出效应

**【中图分类号】:** F127 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1003-7217(2021)05-0108-08

### 一、引言

经过多年连续奋斗, 我国如期完成了新时代脱贫攻坚的目标任务, 然而由于返贫的区域性、频繁性等特征, 中西部脱贫地区返贫现象时有发生<sup>[1]</sup>。党的十九届五中全会指出要“巩固拓展脱贫攻坚成果与乡村振兴有效衔接、强大国内市场、充分发挥增长潜力以取得经济发展新成效”, 这意味着连片脱贫地区要不断扩大市场需求、强化区域联系与合作以促进经济增长, 进而满足未来高质量发展的需要。目前, 相关研究大多从均质经济体的视角考察经济总量增长, 忽略了经济稳步增长与活跃的、多元化的区域市场潜在需求的紧密性<sup>[2]</sup>。随着新经济地理学将空间要素纳入一般均衡分析框架中, 市场潜能变量通过加速地区生产要素融合、释放地区比较优势及发达地区涓滴效应以缩小区域间差距, 成为区域经济增长中不可忽视的重要因素<sup>[3]</sup>。因此, 脱贫地区市场潜能与经济增长的关系如何、市场潜能与经济增长溢出内在联系如何、是否存在最佳溢出范围, 诸如此类问题的探讨对于巩固脱贫成效、促进脱贫地区经济高质量增长以及乡村振兴具有重要的现实意义。

**作者简介:** 杨水根(1980-), 男, 湖南浏阳人, 湖南大学教育科学研究院博士后, 湖南工商大学经济与贸易学院副教授, 研究方向: 空间经济与区域产业发展。

**基金项目:** 国家社会科学基金课题(19BGL206); 中国博士后科学基金面上资助项目(2019M652763); 湖南省自然科学基金项目(2021JJ30200); 湖南省教育厅科学研究优秀青年项目(18B332); 湖南省社会科学评审课题(XSP18YBC315); 湖南工商大学青年创新驱动项目(校行发[2018]99号)

国外学者早在 20 世纪 50 年代便开始关注经济增长的空间地理问题，“增长极、中心-外围”等是经济增长空间溢出理论的策源地<sup>[4,5]</sup>，并基于“冰山成本”和经典工资方程发现，市场潜能显著促进人均 GDP 增长<sup>[6,7]</sup>。国内学者关于两者关系的研究起步较晚，且多以实证数据验证市场潜能是促进经济增长不可或缺的因素<sup>[8,9]</sup>，但这种增长效应存在明显的距离衰减效应，如，有研究发现，省域市场潜能够引起经济增长 0.47% 的变化，且空间溢出效应会随着地区间距离增大而减少<sup>[10]</sup>；城市间溢出效应随距离呈倒 U 型变化，且在 180km 范围内溢出效应最显著<sup>[11]</sup>；东部省份对内陆地区没有形成溢出效应，而内陆地区表现出显著的溢出效应<sup>[12]</sup>；经济增长溢出效应呈现“∞”变化，并在 200km 范围内为有效溢出区<sup>[13]</sup>，等等。

“十三五”时期，我国集中连片特困地区的脱贫问题得到广泛讨论<sup>[14]</sup>，其中，以武陵山片区<sup>[15]</sup>的研究最为丰富，研究主要集中在扶贫机制和扶贫策略的一般性分析<sup>[16]</sup>、贫困测度及评价<sup>[17]</sup>、产业与城镇化<sup>[18]</sup>协同减贫等方面，但从区域空间关联视角探讨经济增长及其空间溢出效应的研究较少。武陵山片区是我国确立的集中连片特困区域发展与扶贫攻坚“先行先试”地区，是少数民族聚居多、贫困人口分布广的地区。湖南省武陵山片区约占武陵山片区“半壁江山”，占湖南省以往确定的 51 个贫困县的 3/4，是武陵山片区和湖南省扶贫攻坚的核心区和主战场<sup>[19]</sup>。据统计，湖南省武陵山片区 2019 年农村居民人均可支配收入达 11544 元人民币，2020 年底区域性整体贫困得到较好解决，但片区居民的整体收入、增速等均明显低于周边地区，且区域差异较大。可见，强化该区域市场潜能、推动经济一体化发展，对于武陵山片区整体实现脱贫攻坚与乡村振兴的有效衔接以及其他脱贫山区的加速发展具有重大意义。

已有研究大多聚焦在省域、地级市、特定经济区等，针对县域尤其是欠发达县域的研究鲜少，对市场潜能影响经济增长溢出的内在作用机制讨论尚不深入；在溢出效应范围的探讨上，仅以空间自回归系数进行分析，忽视了空间外溢作用机理的差别。鉴此，本文以湖南省武陵山片区作为典型案例，从区域市场潜能的视角探究脱贫地区经济增长溢出的影响机制，并基于 C-D 生产函数构建面板模型实证检验市场潜能对经济增长的作用及其空间溢出效应，同时，采用分解后的间接溢出效应探讨经济增长溢出效应的“距离衰减”特性，以期为促进脱贫地区在新时代实现经济高质量增长提供新的思路和参考。

## 二、市场潜能与经济增长理论机制分析

新经济地理学认为，市场潜能是一个地区生产产品和服务的潜在需求规模，既代表经济体本身的空间地理联系，也反映区域经济增长的空间关联程度<sup>[20]</sup>。从需求关联的角度看，市场潜能本身带有空间关联效应，并通过提高生产要素价格及吸引周围地区要素流入的作用机制，引起经济活动在高市场潜能区空间集聚，经由本地市场放大和循环累积因果机制不断强化这种集聚趋势，在降低本地创新成本和交易成本的同时，促进新知识新技术的溢出与扩散，辐射带动周边地区经济增长，同时，这种效应将进一步加强地区间关联，促使要素不断向高市场潜能区流动，形成更高的集聚效应和溢出效应，形成“关联-集聚-溢出”的空间循环过程，推动区域经济增长<sup>[21]</sup>。具体作用机制如图 1 所示。

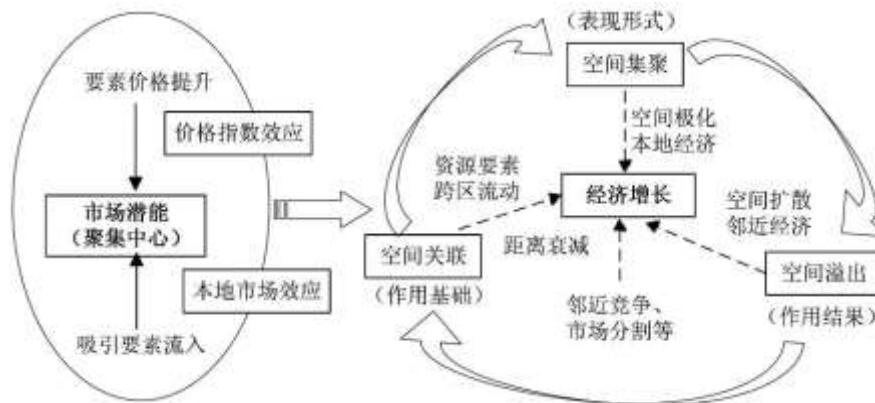


图 1 市场潜能对区域经济增长溢出效应的作用机制

湖南省武陵山片区是具有典型空间集聚形态的区域，其经济规模总量大的脱贫县域更有发展成为集聚中心的可能，借由市场需求产生的空间联系加速各类要素、信息等流动，价格指数效应和本地市场规模效应等更是强化这种集聚效应，更易形成资源要素净输入和产品净输出关系，最终造成要素空间极化，促进本地经济增长、实现资源优化配置。伴随而来的溢出效应则在要素流动加速、知识溢出等作用下辐射带动邻近地区发展，进一步强化县域间关联，使得片区整体经济增长具有“关联-集聚-溢出”的空间效应过程。由于片区内交通通达性还有较大提升空间，且经济结构和产业模式等同质化竞争等影响，各地方政府在“经济锦标赛”的驱使下也可能表现出较强的“逐底竞争”倾向，使得邻近竞争、市场分割等影响经济溢出效应，呈现衰减特性<sup>[22]</sup>。

### 三、模型构建与变量选取

#### (一) 市场潜能测度

市场潜能是区域内潜在的产品和服务需求的总和，同时受到其他地区市场潜能的影响，其溢出效应随着地区间距离的增加而减弱。目前学术界普遍采用 Harri<sup>[23]</sup> 计算方法，具体的测算为：

$$MP_i = \sum_{j \neq i} \frac{GDP_{jt}}{d_{ij}} + \frac{GDP_i}{d_i} \quad (1)$$

其中， $MP_{it}$  为  $i$  地区的市场潜能， $GDP_{jt}$  为第  $t$  年地区  $j$  的国内生产总值， $d_{ij}$  为地区  $i$  到地区  $j$  的几何直线距离； $d_i = 2/3 \sqrt{area/\pi}$ ， $area$  为各县域辖区面积。各县(市、区)经济发展水平以实际 GDP(2001 年为价格基期)进行缩减，以剔除经典工资方程中价格因素的影响。

测算结果表明，湖南省武陵山片区市场潜能强度总体上升，其均值由 2001 年的 4.2790 万元/km 上升到 2018 年的 61.0114 万元/km，增长近 15 倍，但以标准差与均值之比表示的空间变异系数(CV)由 2001 年的 0.2848 扩大到 2018 年的 0.3188，表明片区内部市场潜能的差异在扩大。分板块来看，片区市场潜能的板块式空间集聚特征明显，逐渐由“东南-西北”板块式递减的空间趋势向多“中心-外围”集聚的空间格局转变，冷水江、鹤城、永定等中心城市功能突出，湘西北部和怀化南部市场潜能度相对较弱，这与各板块经济区位优势和产业基础密切相关。

#### (二) 计量模型设定

##### 1. 面板数据模型。

借鉴 Fujita 等<sup>[24]</sup> 的经典工资方程，将市场潜能  $MP_{it}$  代入工资方程，并用地区经济增长水平替代工资收入变量，同时，考虑 C-D 经典经济增长模型中资本、劳动力和人力资本等影响，得到以下面板数据模型<sup>[13]</sup>：

$$\ln y_{it} = \alpha + \beta_1 \ln mp_{it} + \beta_2 \ln k_{it} + \beta_3 \ln l_{it} + \beta_4 \ln hl_{it} + \beta_5 \ln ts_{it} + \beta_6 \ln gov_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中， $i$  为县级市， $y_{it}$  为地区经济增长水平， $mp_{it}$  为  $i$  地区第  $t$  年市场潜能， $l_{it}$  为劳动力投入， $k_{it}$  为资本投入， $hl_{it}$  以人力资本表征技术进步， $ts_{it}$  为产业结构优化， $gov_{it}$  为政府干预情况， $\alpha$  为截距项， $\beta$  为变量参数， $\varepsilon_{it}$  为随机误差项。

## 2. 空间面板数据模型。

市场潜能不仅对本地区具有市场需求效应，对邻近地区也具有吸附作用。构建空间滞后(SAR)、空间误差模型(SEM)和空间杜宾(SDM)模型如下：

$$\ln y_x = \rho \sum_{i=1}^m W_{ij} \ln y_x + \beta_1 \ln mp_x + \beta_2 \ln k_x + \beta_3 \ln l_x + \beta_4 \ln hl_x + \beta_5 \lambda_x + \mu_i + \gamma_t + u_x \quad (3)$$

$$\ln y_x = \lambda \sum_{i=1}^m W_{ij} u_x + \beta_1 \ln mp_x + \beta_2 \ln k_x + \beta_3 \ln l_x + \beta_4 \ln hl_x + \beta_5 \lambda_x + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_x \quad (4)$$

$$\ln y_x = \rho \sum_{j=1}^N W_{ij} \ln y_x + \beta X_x + \delta \sum_{j=1}^N w_{ij} X_x + \mu_i + \gamma_t + u_x \quad (5)$$

其中， $\lambda_{it}$ 为包含  $gov_{it}$ 、 $ts_{it}$ 的控制变量，式(3)是在式(2)的基础上引入空间滞后变量，反映经济增长的“邻居”效应；式(4)是在式(2)的基础上引入空间误差变量，反映相邻区域不可观测因素对经济增长的影响；式(5)是式(3)和式(4)的结合，考察“邻近效应”和随机误差效应的双重影响。 $\lambda$ 为空间误差系数， $\rho$ 为空间自回归系数； $W_{ij}$ 为空间权重矩阵，本文除了基于“rook”原则建立邻接空间权重矩阵( $W_1$ )外，还以区域间欧式距离的倒数  $1/d^2$  构建地理距离权重矩阵( $W_2$ )，以区域间的最快公路里程 100km 为距离阈值构建交通距离空间权重矩阵( $W_3$ )； $\mu_i$ 为个体效应， $\gamma_t$ 为时间效应， $\varepsilon_{it}$ 、 $u_{it}$ 为随机误差项；其他自变量含义与前述相同。式(5)中  $X_{it}$ 为式(3)中解释变量构成的向量。

### (三) 变量选择与数据说明

考虑数据的可得性和可比性，以湖南省武陵山片区涉及的张家界 4 个县(区)、怀化 12 个县(市、区)、娄底市 3 个县(市)(新化、涟源、冷水江)、益阳的安化县、常德的石门县及湘西自治州全境共计 37 个县(市、区)2001-2018 年的数据为典型事实，数据来源于《湖南统计年鉴(2002-2019)》及各县(市、区)统计公报，个别缺失值利用线性插值法进行补充。

为估计市场潜能对经济增长的空间溢出效应，以经济发展水平( $y$ )为因变量，采用各县(市、区)人均 GDP 来衡量，并进行通胀处理(CPI=2001)。资本、技术和劳动力作为衡量地区经济增长的要素禀赋状况，年末从业人员占总人口的比重(1)和每万人普通中学在校学生人员数(h1)分别作为劳动力投入和技术的代理变量，以固定资产投资价格指数进行缩减后的人均全社会固定资产投资额(k)作为资本的替代变量。考虑县级市经济生产受地区产业结构、政府干预等的影响较大，在模型中还加入第二、三产业占 GDP 比重(ts)和财政支出占 GDP 比重(gov)控制变量。为解决模型异方差等问题，对所有指标都进行了取对数处理。

## 四、湖南省武陵山片区市场潜能的经济增长效应分析

### (一) 总体效应分析

利用式(2)进行 OLS、个体固定和双向固定模型估算，结果表明(见表 1)，不论是否兼顾市场潜能因素的影响，双向固定回归模型的  $R^2$ 、BIC 等值更优，应选择时空双向固定模型，即第(3)列和第(6)列探讨湖南省武陵山片区市场潜能对经济增长的作用。

在表 1 中，当不考虑市场潜能变量时，资本投资每增长 1%，湖南省武陵山片区经济增长 0.0421%；人力资本每增长 1%，片区经

济增长 0.1445%;劳动力正向促进经济增长的效应有待进一步提升,这与当前欠发达地区县域劳动力主要以净流出为主的现实相符,产业结构和人力资本知识溢出的经济增长边际弹性相对较大。加入市场潜能变量后,市场潜能每提高 1%,区域经济将增长 1.4853%,劳动力和资本对经济增长的影响系数明显上升,人力资本和产业结构的正向促进作用依然显著,表明市场潜能是影响片区县域经济增长不可忽视的重要因素。

## (二)区域异质性分析

根据地理邻近原则,将湖南省武陵山片区分为邵阳、怀化、张家界和湘西自治州四大板块,运用双向固定效应模型分析市场潜能对经济增长影响的区域异质性(见表 2)。从中发现,人力资本和产业结构仍然是各板块经济增长的核心要素,但市场潜能的增长效应更显著。从作用系数来看,四大板块的作用系数分别是 2.0533、1.1154、0.6433 和 3.9532,即湘西板块边际弹性更大,而怀化板块作用系数最小,一定程度表明市场潜能显著正向促进经济增长,但这种增长效应也受到资源要素配置的影响,在片区中部溢出作用较小。以邵阳板块为例,经济总量较大且近中心城市,区域市场潜能性较强,表现为极大的经济增长效应;反观湘西自治州板块,市场潜能对经济增长的促进作用较大,且劳动力等生产要素的正向经济效应显著,基本实现了强化市场潜能的同时,资源要素也得到了较好配置。从这个角度上说,欠发达脱贫县域经济的发展并不是单纯以强化市场潜能为最终目的,促进资源优化配置、实现提质转型发展更是重点。

表 1 湖南省武陵山片区市场潜能对经济增长效应检验结果

变量	(1) OLS	(2) Fe	(3) Fe_TW	(4) OLS	(5) Fe	(6) Fe_TW
lnl	0.7146*** (0.2175)	0.5958** (0.2497)	0.1312 (0.0872)	0.4913*** (0.1508)	0.1026 (0.0763)	0.1660** (0.0696)
lnk	0.4395*** (0.0315)	0.2550*** (0.0504)	0.0421** (0.0158)	0.2086*** (0.0487)	0.0355*** (0.0126)	0.0437*** (0.0159)
lnhl	-0.2657** (0.1057)	-0.0350 (0.1020)	0.1445** (0.0595)	-0.2118** (0.0903)	0.1246*** (0.0401)	0.1250** (0.0533)
lnmp				0.4682*** (0.0866)	0.9295*** (0.0412)	1.4853*** (0.2777)
lngov	-0.1957*** (0.0633)	0.3571** (0.1377)	-0.3836*** (0.1309)	-0.1847** (0.0709)	-0.2391*** (0.0739)	-0.1825** (0.0851)
lnts	0.3907*** (0.0478)	0.8456*** (0.1191)	0.2720*** (0.0774)	0.3799*** (0.0715)	0.1915*** (0.0543)	0.1421*** (0.0498)
C	4.5582*** (1.2463)	2.9057** (1.1663)	7.0819*** (0.4647)	5.7443*** (0.8124)	5.7632*** (0.3884)	4.5467*** (0.5959)
R <sup>2</sup>	0.8929	0.9314	0.9906	0.9397	0.9924	0.9937
F-Test	316.58***	303.01***	2865.40***	602.58***	2678.35***	3652.93***
年份效应	No	No	Yes	No	No	Yes

地区效应	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
------	----	-----	-----	----	-----	-----

表 2 湖南省武陵山片区市场潜能对经济增长效应区域异质性检验结果

变量	(1)		(2)		(3)		(4)	
	邵阳板块		张家界板块		怀化板块		湘西自治州板块	
lnmp		2.0533*** (0.1385)		1.1154*** (0.2933)		0.6433*** (0.1607)		3.9532*** (0.2738)
lnl	0.0694 (0.0814)	-0.0059 (0.0537)	0.3462*** (0.1147)	0.3373*** (0.1041)	0.1963*** (0.0541)	0.2218*** (0.0525)	0.2690* (0.1422)	0.1822** (0.0849)
lnk	0.0295 (0.0179)	0.0566*** (0.0119)	0.1142*** (0.0236)	0.0807*** (0.0231)	0.0364*** (0.0098)	0.0301*** (0.0095)	0.0579*** (0.0212)	0.0653*** (0.0126)
lnhl	0.2360*** (0.0538)	0.1003*** (0.0364)	0.2972*** (0.0873)	0.2748*** (0.0795)	0.0831** (0.0348)	0.0698** (0.0337)	-0.1197 (0.0942)	0.0077 (0.0568)
lngov	-0.7357*** (0.0480)	-0.3786*** (0.0397)	-0.3380*** (0.0834)	-0.0733 (0.103)	-0.4408*** (0.0368)	-0.2968*** (0.0505)	-0.0567 (0.0387)	-0.0247 (0.0231)
lnts	0.1046*** (0.0376)	0.0832*** (0.0247)	0.3463*** (0.0659)	0.2803*** (0.0623)	0.1722*** (0.0359)	0.1417*** (0.0354)	0.5501*** (0.0417)	0.1549*** (0.0369)
C	7.5949*** (0.4631)	4.5453*** (0.3669)	4.7599*** (0.5994)	3.2354*** (0.6758)	7.4480*** (0.2675)	6.2267*** (0.3995)	6.9492*** (0.7332)	1.6949*** (0.5683)
R <sup>2</sup>	0.9919	0.9965	0.9964	0.9971	0.9954	0.9957	0.9927	0.9974
F-Test	915.46***	2045.49***	798.23***	927.26***	1958.21***	2015.18***	707.31***	1917.25***
年份效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	198	198	90	90	234	234	144	144

### (三) 稳健性检验

首先，考虑分阶段样本估计市场潜能对经济增长的长短期影响；其次，考虑双向因果及遗漏变量等内生性问题对回归结果的影响，分别采用市场潜能滞后一期与滞后两期作为工具变量对式(2)进行内生性检验；最后，考虑动态面板模型在处理内生性上的优势，且经济增长可能存在时滞效应，加入被解释变量滞后一期变量采用差分 GMM 和动态 GMM 进行变量有效性分析。检验表明，市场潜能对经济增长具有正向溢出作用的结论基本稳健。

## 五、湖南省武陵山片区经济增长空间溢出效应分析

### (一)空间自相关分析

基于邻接权重矩阵计算的经济增长与市场潜能的全局 Moran' sI 指数结果表明, 2001-2018 年市场潜能 (lnmp) 的 Moran' sI 指数数值在 0.35~0.55 之间, 均通过 1% 的显著性检验; 经济增长 (lny) 全局 Moran' sI 指数由 -0.103 上升到 0.206, 逐渐由空间分散向空间集聚特征转变, 说明市场潜能与经济增长均存在空间自相关性。值得注意的是, 2001-2004 年, 市场潜能与经济增长的空间集聚度呈反向变动, 一定程度上表明市场潜能具有时滞性, 地区经济增长空间相关性降低不会引起邻近地区市场需求的即时减少。

### (二)回归结果分析

首先, 根据 Anselin<sup>[25]</sup> 等提出基于 LM 检验和 Robust-LM 检验的判断标准对 SAR 和 SEM 两类模型进行选择, LM 检验结果显示, 三种空间权重矩阵下的 LM 和 R-LM 统计量都在 1% 的水平上显著, 表明两类模型均适用; 其次, LR 检验的 P 值通过 5% 显著性检验, 说明 SDM 模型更优; 最后, 综合考虑模型中各自变量显著程度、可决系数与对数似然值估计结果三个方面<sup>[9]</sup>, 地理距离权重矩阵下的  $R^2$  为 0.9936, 对数似然值为 712.0360, 空间自回归系数为 0.4012, 且各类变量均具有统计学上显著性意义, 因此, 选用地理距离权重 ( $W_2$  矩阵) 下的 SDM 双向固定效应模型考察市场潜能对经济增长的空间溢出效应。

lnmp 的空间自回归系数显著为正, 其空间滞后项系数显著为负, 表明市场潜能强度在欠发达脱贫县域的经济增长正向促进作用更大, 但邻近地区的市场潜能对本地经济增长存在显著负向溢出影响, 这与孙斌栋等<sup>[26]</sup> 基于长三角县级小城市的经验研究相呼应, 表明片区通过强化市场潜能, 促使区域内资源要素高效利用进而促进本地经济高质量发展, 但由于区域“挤压效应”(邻近竞争) 和市场分割的影响, 使得邻近地区资源相对匮乏, 且中心城市的辐射效应难以发挥, 表现出负向空间溢出。此外, 经济增长的空间滞后系数  $\rho$  显著不为 0, 表明片区经济发展存在显著空间溢出效应, 且地理距离越近其空间溢出效应越强, 这是因为处于地理邻接位置的地区, 经济和产业同质化程度较高, 地方政府“戒备”心理导致“逐底式”竞争, 影响经济增长的空间溢出效应, 而地理距离相近的地区经济发展互补性较高, 政府间合作频繁, 有利于形成较高的空间溢出效应。

在  $\rho$  显著不为零的情况下, 直接使用空间自回归系数分析变量的空间外溢效应容易出现偏误。因此, 需利用空间自回归偏微分方法将市场潜能的空间效应进行分解(见表 3)。表 3 中, 市场潜能每提高 1%, 将促进本地区经济增长 1.6819%, 带动区域整体经济总增长 0.9726%, 但会引起邻近地区经济下降 0.7093%, 可以认为市场潜能对区域总体经济增长起到了重要的支撑作用。现实中, 人口、资本等要素优先在市场潜能量高的县域集聚, 形成集聚和规模经济, 为区域经济发展提供丰富劳动力、高质量的人力资本以及技术资源, 刺激欠发达地区经济自发性增长。周围地区由于资源要素中心化集聚, 导致地区经济发展动力不足, 但随着区域市场潜能的增强, 为进一步促进和扩大市场潜能, 地方政府不断推动产业结构升级, 释放资本和知识技术外溢效应, 实现片区经济“群体式增长”。此外, 人力资本和资本对经济增长的三种效应都为正, 劳动力的负向溢出强于正向溢出, 政府支持在促进邻近地区经济增长中起到积极作用, 但在区域整体经济增长中的正向引导作用还有待加强。因此, 如何强化脱贫县域间市场潜能是实现经济高质量转型发展的关键所在, 而实现“劳动力回流”、促进资本、技术溢出和产业集聚效应释放、提升政府合作与行政效率、优化片区资源配置是值得思考的重点任务。

表 3 湖南省武陵山片区 SDM 双向固定效应模型空间溢出分解

变量		lnl	lnk	lnhl	lnmp	lngov	lnts
邻接矩阵 ( $W_1$ )	直接效应	0.1240*** (0.0370)	0.0404*** (0.0062)	0.1380*** (0.0216)	1.6618*** (0.1118)	-0.1567*** (0.0202)	0.1744*** (0.0176)

	间接效应	-0.2419*** (0.0921)	-0.0089 (0.0122)	-0.0229 (0.0482)	-0.6991*** (0.1135)	-0.0383 (0.0390)	-0.0454 (0.0304)
	总效应	-0.1179 (0.1003)	0.0316** (0.0124)	0.1151** (0.0492)	0.9628*** (0.0268)	-0.1948*** (0.0400)	0.1290*** (0.0335)
地理矩阵 ( $W_2$ )	直接效应	0.1158*** (0.0364)	0.0415*** (0.0060)	0.1309*** (0.0211)	1.6819*** (0.1041)	-0.1541*** (0.0200)	0.1750*** (0.0174)
	间接效应	-0.5476*** (0.1345)	0.0076 (0.0182)	0.0836 (0.0741)	-0.7093*** (0.1137)	0.0744 (0.0589)	-0.1384*** (0.0479)
	总效应	-0.4317*** (0.1431)	0.0491*** (0.0179)	0.2145*** (0.0727)	0.9726*** (0.0374)	-0.0797 (0.0601)	0.0366 (0.0492)
交通矩阵 ( $W_3$ )	直接效应	0.1049*** (0.0372)	0.0396*** (0.0061)	0.1349*** (0.0216)	1.5310*** (0.0993)	-0.1579*** (0.0198)	0.1978*** (0.0180)
	间接效应	-0.1580** (0.0790)	-0.0031 (0.0103)	-0.0094 (0.0438)	-0.5760*** (0.1022)	-0.0423 (0.0348)	-0.0711** (0.0293)
	总效应	-0.0531 (0.0900)	0.0364*** (0.0108)	0.1255*** (0.0454)	0.9552*** (0.0246)	-0.2003*** (0.0355)	0.1268*** (0.0306)

### (三) 溢出范围分析

基于不同地理距离阈值权重矩阵，每隔 10km 进行双向固定 SAR 模型回归，将得到市场潜能对经济增长的空间外溢系数，绘制得到图 2。

由图 2 可知，市场潜能对经济增长的空间溢出效应大致呈倒 U 型趋势。具体表现为：在 80km 范围内，其空间溢出系数在 10% 水平上显著且在 80km 处最低，说明经济增长的密集溢出区为 80km 以内；80~140km 范围内间接溢出系数随距离增加而逐渐减少，而 140km 以外间接溢出系数为负，但不具有统计学意义。说明市场潜能对经济增长的正向空间溢出效应仅在一定的邻近范围内有效，而后随地理距离的增加而减少，服从“距离衰减”规律，主要原因在于：一方面，在市场潜能较强的中心地区吸引了大量生产要素和企业形成空间集聚，从而辐射带动周边地区发展，且离集聚中心较远的边缘地区因竞争下降及周边地区新需求形成更大的市场潜能，因而市场潜能对经济增长的空间溢出效应随地理距离增加而增强；另一方面，距集聚中心较近的厂商由于劳动力、资本等要素被中心地区挤压，竞争优势难以获取，发展受到抑制，因此市场潜能带来的经济增长效应将随着地理距离的增加而下降，而远离集聚中心的脱贫县域在投资消费结构、产业结构、技术水平等方面的同质性和替代性较强，随着地理距离越来越大，经济外溢成本和运输成本愈来愈高，对邻近地区经济增长的负向溢出逐渐显现。

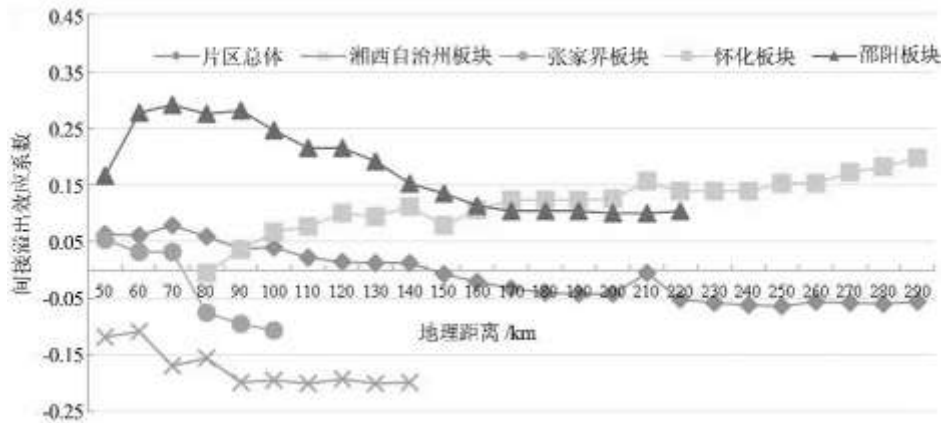


图 2 分区域市场潜能对经济增长空间外溢效应系数

就片区内部来看，除怀化板块外，其他板块与片区整体的空间溢出范围大体一致。邵阳板块得益于长株潭城市群增长核心极和湘南经济区产业转移优势，拥有更为优越的交通区位和工业体系及基础设施网络，在 70km 阈值区的空间溢出系数最大，到 140km 以内为缪尔达尔的扩散效应有效辐射区；湘西自治州板块在 50~140km 内都为负向溢出的有效密集区，呈现显著的“距离衰减”规律，与现实中丘陵高原过渡地带交通不便、经济基础薄弱等密切相关；张家界板块则在 70km 处空间溢出效应由正转负，这可能是由于超出 70km 以外的区域受到邻近地区竞争机制的影响成为集聚阴影区，抑制了经济增长；怀化板块则在 90km 范围内显现正向空间溢出效应，鉴于怀化板块辖区数量较多，地理空间分布较为狭长，因此，距离聚集中心的距离相对较远，邻近地区竞争下降而周边新需求增加产生更大市场潜能，空间溢出系数随距离的增加缓慢增大。综上所述，市场潜在欠发达县域更容易受到邻近竞争机制和行政藩篱影响，为促进脱贫地区经济发展，既要加强正向空间溢出，也要减少负向空间溢出。

## 六、结论与建议

研究表明：(1)湖南省武陵山片区市场潜能强度总体提升，并发展成为片区经济增长中不可忽视的影响因素；区域异质性显著，其中片区西部的湘西板块边际弹性最大，中部怀化板块最小。(2)市场潜能对经济增长的空间关联效应明显，经由要素价格提升及要素流动产生集聚效应，显著促进本地区经济增长。由于县域间经济行政藩篱的制约，导致邻近竞争严重，抑制了周围地区经济增长的空间溢出，呈现“关联-集聚-溢出”的空间效应互动过程。(3)片区市场潜能对经济增长的空间溢出效应大致呈现倒 U 型变化。其中，片区整体经济增长的密集溢出范围为 80km 以内；邵阳板块则在 70km 以内空间溢出效应最大，湘西板块和张家界板块存在负向溢出范围，并服从“距离衰减”规律，而怀化板块则在 90~290km 内其经济增长的空间溢出效应随地理距离的增加缓慢增大。

为此，提出如下建议：(1)进一步挖掘市场潜能潜力。以提升居民收入、扩大和培育内需为导向，强化扩大就业、降低消费税率等政策，提升消费意愿，结合片区非均衡发展特征，在片区东部培育和开发中高端消费市场，中西部地区则在承接东部地区产业转移同时兼顾自身资源禀赋优势，发展特色产业以扩大自身市场潜力。(2)加速推动市场一体化发展。紧扣乡村振兴战略，借助吉首、鹤城区、武陵源区作为引领区及冷水江作为重点区的高市场潜能区优势，加快交通基础设施建设，倚靠邵冷链城镇圈和张家界城市圈等分类打造特色“县域经济 1 小时圈”，强化脱贫县域间经济联系，加快市场一体化进程。(3)进一步释放空间经济正效应。主动参与铜吉怀城镇圈、黔恩龙、大湘西等更大区域内产业分工与协作，完善产业基础配套设施建设，提高中部怀化板块市场潜能空间关联性，同时，强化对中西部地区的空间溢出效应，探索建立制度化的区域合作机制和资源共享平台，进一步扩大空间正溢出效应范围。

### 参考文献：

- 
- [1]段小力. 返贫的特征、成因及阻断[J]. 人民论坛, 2020(3):90-91.
- [2]安树伟, 熊雪如. 区域增长接力可以推动中国经济稳增长吗?——基于全国 285 个地级及以上城市面板数据的分析[J]. 中国软科学, 2020(2):82-93.
- [3]何雄浪, 叶连广. 长江经济带城市群经济关联、空间溢出与经济增长[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2020, 40(1):16-28.
- [4]Fujita M, Hu D D. Regional disparity in China 1985-1994: The effects and globalization and economic liberalization[J]. The Annals of Regional Science, 2001(35):3-37.
- [5]Ye X Y, Wei Y D. Eurasian geospatial analysis of regional development in China: The case of Zhejiang Province and the Wenzhou Model[J]. Geography and Economics, 2005, 46(6):445-464.
- [6]Bruna F, Lopez-Rodriguez J, Faina A. Market potential, spatial dependence and spillovers in European regions[J]. Regional Studies, 2016, 50(9):1551-1563.
- [7]Martinez-Galarraga J, Tirado D A, Gonzalez-Val R. Market potential and regional economic growth in Spain, 1860-1930[J]. European Review of Economic History, 2014, 19(4):335-358.
- [8]赵伟光, 敬莉. 区域经济关联与经济增长的空间溢出效应——以新疆为例[J]. 财经科学, 2015(3):131-140.
- [9]杨水根, 王露. 长三角城市群经济关联、空间溢出与经济增长——基于空间面板计量模型的实证研究[J]. 系统工程, 2017, 35(11):99-109.
- [10]潘文卿. 中国的区域关联与经济增长的空间溢出效应[J]. 经济研究, 2012, 47(1):54-65.
- [11]张浩然, 衣保中. 地理距离与城市间溢出效应——基于空间面板模型的经验研究[J]. 当代经济科学, 2011, 33(3):117-123, 128.
- [12]颜银根, 安虎森. 中国分割的经济空间: 基于区域间经济增长溢出的实证研究[J]. 当代经济科学, 2014, 36(4):47-57, 125-126.
- [13]王雪辉, 谷国锋. 基于市场潜能的城市经济增长空间格局及溢出效应[J]. 地理科学, 2017, 37(11):1617-1623.
- [14]王胜, 屈阳, 王琳, 等. 集中连片贫困山区电商扶贫的探索及启示——以重庆秦巴山区、武陵山区国家级贫困区县为例[J]. 管理世界, 2021, 37(2):95-106, 8.
- [15]王兆峰, 石献. 武陵山片区旅游业与交通协同发展研究[J]. 经济地理, 2016, 36(2):202-208.
- [16]贾林瑞, 刘彦随, 刘继来, 等. 中国集中连片特困地区贫困户致贫原因诊断及帮扶需求分析[J]. 人文地理, 2018, 33(1):85-93, 151.

- 
- [17]赵志君, 罗红云, 王文豪. 相对贫困测度与民族地区贫困发生率研究[J]. 民族研究, 2020(3):15-27, 139.
- [18]杨水根, 王露. 湖南省武陵山片区人口城镇化与流通产业发展协同演化及其减贫效应研究[J]. 地理科学, 2020, 40(11):1909-1920.
- [19]丁建军, 宁燕. 湖南武陵山片区农民收入多样性特征及其对贫困的影响[J]. 地理科学, 2016, 36(7):1027-1035.
- [20]Head K, Mayer T. Market potential and the location of Japanese investment in the European Union[J]. The Review of Economics and Statistics, 2004, 86(4):959-972.
- [21]王雪辉. 市场潜能对区域经济增长的空间效应研究[D]. 沈阳: 东北师范大学, 2018.
- [22]黄建欢, 方霞, 黄必红. 中国城市生态效率空间溢出的驱动机制: 见贤思齐 VS 见劣自缓[J]. 中国软科学, 2018(3):97-109.
- [23]Harris C D. The market as a factor in the localization of industry in the United States[J]. Annals of the Association of American Geographers, 1954, 44(4):315-348.
- [24]Fujita M, Krugman P, Venables A J. The spatial economy: Cities, regions and international trade[M]. Cambridge MA: MIT Press, 1999.
- [25]Anselin L. Local indicators of spatial association-LISA[J]. Geographical Analysis, 1995(2):93-115.
- [26]孙斌栋, 丁嵩. 大城市有利于小城市的经济增长吗?——来自长三角城市群的证据[J]. 地理研究, 2016, 35(9):1615-1625.