

多维贫困的空间集聚与金融减贫的空间溢出* ——来自中国的经验证据

傅鹏¹, 张鹏², 周颖³

(1. 中国人民大学经济学院, 北京 100872; 2. 江西财经大学经济学院, 江西 南昌 330013;
3. 复旦大学经济学院, 上海 200433)

摘要: 文章利用中国30个省份1999—2014年的省际面板数据, 结合空间计量模型探讨了农村贫困的空间集聚效应和金融减贫的空间溢出效应。研究发现, 不管是采用地理距离权重、经济距离权重还是嵌套权重, 农民收入贫困、教育贫困和医疗贫困均呈现出显著的空间正向关联, 意味着贫困分布呈现典型的“穷-穷”集聚特征, 这一分布特征实际上从贫困角度验证了中国区域发展的不平衡。对收入贫困和教育贫困, 农村金融发展不仅具有直接的减贫作用, 还通过空间溢出效应对邻近省份发挥间接减贫作用, 且这种溢出效应带来的减贫效果比直接效应更为显著。对医疗贫困等公共服务上的贫困, 其改善主要依赖于政府财政支出和当地经济水平的发展。文章的研究结论有助于贫困从多维视角重新审视农民面临的贫困问题, 为“十三五”实施全面脱贫拓宽了视野。

关键词: 多维贫困; 集聚效应; 溢出效应; 金融减贫

中图分类号: F832.35 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2018)02-0115-12

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.2018.02.009

一、引言

改革开放30多年, 我国成功解决了7亿农村贫困人口的温饱问题, 成为世界上减贫人口最多的国家。^①但是, 脱贫任务依然严峻。根据国家统计局的统计数据, 截至2015年底, 我国仍有5630万贫困人口, 主要分布在832个贫困县和12.8万个贫困村。西部地区大部分省份的贫困发生率仍然高于10%, 民族8省区贫困发生率更是高达12.1%。^②并且, 现阶段贫困人口贫困程度更深、减贫成本更高、脱贫难度更大, “十三五”时期减贫任务依然艰巨。

鉴于我国突出的贫困问题, 政府和学术界一直致力于探索有效的减贫政策。已有不少文献证明, 金融发展的减贫作用既来自于其对资金再分配的直接作用, 也来自于金融促进经济增长、调节收入分配而产生的间接作用。但是我们发现, 在讨论如何更好发挥金融的减贫作用时, 学术界的研究普遍忽视了对贫困本身特性尤其是其空间分布特征的分析, 进而也忽视了从空间视角探究金融发展的减贫效应。由于我国经济发展呈现出典型的区域失衡特征, 贫困人口往往分布

收稿日期: 2017-10-16

基金项目: 中国人民大学2016年度拔尖创新人才培养资助计划成果

作者简介: 傅鹏(1990—), 男, 江西吉安人, 中国人民大学经济学院博士研究生;

张鹏(1986—), 男, 河南驻马店人, 江西财经大学经济学院讲师;

周颖(1993—), 女, 江西九江人, 复旦大学经济学院博士研究生。

①资料来源:《中国的减贫行动与人权进步》白皮书, 联合国《2015年千年发展目标报告》。

②资料来源:《“十三五”脱贫攻坚规划》, 中华人民共和国政府网。

在经济较为落后的中西部地区,从而体现出一定的集聚特征,而现有文献并未对上述特征提供经验上的证据,也未针对性地探讨解决这一问题的有效措施。

基于上述考虑,本文首先着重分析农村贫困的多维特性及其空间分布特征,并据此探讨金融减贫的空间效应。本文利用1999—2014年的省际面板数据和空间计量模型,在地理距离权重、经济距离权重和嵌套权重三大空间权重矩阵的设定下,对收入贫困、教育贫困和医疗贫困的空间分布特征进行了探索,并以此为基础检验了金融减贫的空间效应。研究发现,不管是采用上述哪一种权重,农民在收入贫困、教育贫困和医疗贫困三个层面均呈现出显著的空间正向关联,这意味着贫困分布呈现典型的“穷-穷”集聚特征,这一特征实际上从多维贫困角度揭示了我国区域发展的不平衡特征。在贫困空间集聚的前提下,我们进一步发现农村金融发展呈现出显著的空间减贫效应:对农民收入贫困、教育贫困,农村金融发展不仅具有直接的减贫作用,还通过空间溢出效应发挥出间接的减贫作用,且这种溢出效应带来的减贫效果甚至比直接效应更为显著。但对医疗贫困等公共服务上的贫困,其改善主要依赖于政府财政支出和当地经济水平的发展。本文的研究结论不仅为贫困的空间分布特征提供了经验证据,也为农村金融发展解决贫困的“穷-穷”集聚效应提供了实证上的支持。

与以往研究相比,本文可能的贡献是:一是本文在多维贫困的视角下探讨了贫困的空间分布特征,并为贫困的“穷-穷”集聚特性提供了实证证据,从贫困分布的视角揭示了中国区域发展的不平衡特点;二是基于贫困的集聚特性,本文利用空间计量模型检验发现金融减贫存在空间外溢效应,从实证层面为发展农村金融解决贫困的集聚特性提供了经验支撑,这一实证结果不仅表明既有文献可能低估了金融的减贫作用,也为深刻理解金融与减贫的关系提供了新思路。

二、文献综述

现有文献普遍认为,金融发展之所以能起到减贫作用,主要是得益于金融发展对贫困的两大效应:直接效应与间接效应。

金融的直接减贫效应是指金融发展可以通过其资金配置作用使穷人直接享受金融服务的好处,已有大量文献论证了金融发展的直接减贫效应(如 Burgess 等,2005; Geda 等,2006; 陈银娥与师文明,2010; Jeanneney 等,2011; 姚耀军与李明珠,2014; 吕勇斌与赵培培,2014等),而杨俊等(2008)的发现也表明金融发展的直接作用至少在短期内是有效的。金融的间接减贫效应一方面体现在金融发展可以促进经济增长,而穷人可以通过“涓滴效应”^①从经济增长中享受到好处(Dollar 和 Kraay,2002; 姚耀军,2004等),而且,不少学者发现这种效应的减贫效果甚至超过了直接效应(丁志国等,2011; 崔艳娟与孙刚,2012)。另一方面金融发展有助于调节收入分配,使穷人在分配中享受更大的好处从而发挥减贫作用。但是在讨论金融发展分配效应的文献中,理论界的结论并不一致。第一种为“G-J”假说,由 Greenwood 和 Jovanovic(1990)为代表提出,认为金融发展与收入分配差距之间为倒“U”关系。Clarke 等(2006)为上述假说提供了实证支持。第二种为“G-Z”假说,由 Galor 和 Zeira(1993)为代表提出,认为金融发展可以有效改善贫富收入差距。这一假说也得到了不少实证支撑(如 Banerjee 和 Newman,1993; Beck 等,2007; 苏基溶等,2009; 陈习定等,2011)。第三种观点则认为金融发展会扩大贫富收入差距,加剧相对贫困情况(孙永强,2012; 吴拥政与陆峰,2014)。分歧引发了进一步的讨论,学者们逐渐认识到,金融发挥减贫作用

^①涓滴效应:指在经济发展过程中并不给予贫困阶层、弱势群体或贫困地区特别的优待,而是由优先发展起来的群体或地区通过消费、就业等方面惠及贫困阶层或地区,带动其发展和富裕,或认为政府财政津贴可经大企业再陆续流入小企业和消费者之手,从而更好地使穷人享受经济增长带来的福利。

可能具有一定的边界或者说在不同的发展阶段,金融减贫的作用存在差异。这类文献或者引入农村金融发展的二次项作为新的解释变量(崔艳娟与孙刚,2012;张兵与翁辰,2015);或者利用Hansen(2004)提出的门限回归模型展开研究(师容蓉等,2013;苏静等,2014;杨楠与马焯欣,2014;傅鹏与张鹏,2016),均发现金融发展在不同阶段对贫困的确有不同的影响,但是进一步的结论并没有达成一致。近年来,在地理经济学的影响下,学者开始关注并研究金融减贫的空间效应,但总体上这类文献较为缺乏。如高远东等(2013)同时探讨了金融发展和财政支农对贫困的空间影响,结果发现金融发展对本省的贫困具有显著的抑制作用,但空间溢出效应并不显著;而财政支农则直接效应不显著,空间溢出效应则对邻省的贫困存在抑制作用。张兵和翁辰(2015)的研究则发现,金融发展对贫困存在直接和间接的抑制作用,但从长期看反而会加剧贫困。李鸿渐(2016)也得出了与张兵类似的结论。

以上研究对探讨金融发展和贫困减缓提供了很多有用的方法和结论,但仍然存在如下问题:(1)尽管关于两者的关系聚焦了不少的文献,但从地理学视角或者空间视角进行探索的文献仍然较少,大量文献仍然假定地区之间是独立的。(2)大量文献聚焦于检验贫困减缓政策的效果,或者探讨减贫的措施,而对贫困本身特征的研究并不多,而且,这些文献在度量贫困方面往往采取贫困发生率、FGT指数等指标,这些指标实际上只能从收入层面对贫困进行单一刻画。(3)在少数几篇从空间角度研究的文献里,都一致采用了基于地理相邻关系的简单权重进行的分析(如高远东等,2013;张兵和翁辰,2015;李鸿渐,2016)。对社会经济领域而言,这种简单的邻接关系可能并不能完全反映经济体实际的互动关系,也许正因为如此,高远东(2013)并未发现金融减贫的空间溢出效应。

针对以上问题,本文作了如下改进:首先,本文从贫困的多维特性入手,分别从收入角度和公共服务角度构建了收入贫困、教育贫困和医疗贫困三大贫困指标,从多维视角来分析中国农村的贫困现状。其次,本文着重探讨了贫困在空间上的分布特征,既有研究往往聚焦于分析减贫政策的效果,而忽视了贫困本身的分布特点。由于历史和体制上的原因,我国呈现出特有的城乡和区域双重失衡的局面,这意味着贫困不仅集中在农村地区,同时也集中在经济相对落后的中西部地区。为了从实证上为上述分析提供支持,本文借鉴空间计量模型,通过空间自回归系数来分析贫困是否存在集聚的特点。最后,农村金融发展可能不仅仅对本地区的贫困具有一定的作用,还通过空间上的互动产生一定的外部性,即对“临近”地区的贫困可能也会产生一定的影响。经济体的空间互动关系往往通过空间权重矩阵进行刻画,这种互动既可以是地理上的相邻,亦可以因为是经济上的“相邻”。^①为此,本文构建了基于省会城市铁路距离的地理权重、基于经济距离的经济权重和同时基于简单邻接关系与经济距离的嵌套权重三大权重矩阵,从地理和经济上都相关这两个维度来刻画经济体的空间依赖关系,这样的设定既更符合实际情况又能保证结果的稳定性,因而得到的结论也更有说服力。在上述设定的基础上,本文进一步分析了农村金融发展减贫的空间溢出效应,利用金融减贫的空间溢出效应去缓解贫困的空间集聚效应。

三、模型设定与空间权重矩阵

(一)模型设定。为了检验农村金融发展与贫困减缓之间的关系,本文首先构造了如下面板模型:

$$POV_{it} = \beta_0 FIN_{it} + \sum_{j=1}^n \beta_j X_{jit} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

^①地理上的相邻是指两个地区位置靠近而存在互动关系,经济上的相邻是指两个地区经济水平上的相近,比如北京和上海的经济互动较多,因为它们的经济水平在一个层面上。

其中： POV_{it} 为贫困水平， FIN_{it} 为农村金融发展水平， X_{jit} 为影响贫困水平的其他控制变量， j 表示控制变量的个数， μ_i 为不随时间变化的个体固定效应， γ_t 为时间固定效应， ε_{it} 为随机扰动项。然而，这一模型成立的前提是假设各省的变量相互独立，彼此之间不存在影响。但更为符合现实的情况是，各省经济、文化等都有着紧密的联系，而且距离越近的省份联系越密切，这种关系被概括为“地理学第一定律”(Tobler, 1970)。显然，在地区间彼此关联的情况下，上述计量模型不仅无法刻画这种空间上的关联效应，且OLS的估计结果是有偏的(陈强, 2014)。借鉴空间计量的基本模型，本文将模型作了如下拓展：

$$POV_{it} = \rho WPOV_{it} + \sum_{j=1}^n \beta_j X_{jit} + DX_{it}\theta + \mu_i + \gamma_t + V_{it} \quad (2)$$

$$V_{it} = \lambda EV_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中：被解释变量 POV_{it} 为贫困水平； $\rho WPOV_{it}$ 表示贫困水平的空间滞后项， ρ 为空间滞后项的系数， W 为权重矩阵； X_{jit} 既包含解释变量，又包含控制变量； $DX_{it}\theta$ 表示解释变量的空间滞后， D 为对应的权重矩阵， θ 为解释变量空间滞后项的系数； μ_i 为地区固定效应， γ_t 为时间效应； λEV_{it} 为扰动项的空间滞后， E 为扰动项的空间权重矩阵， λ 为对应的系数。^①该模型为空间计量的一般模型，通常有以下具体形式：

(1)若 $\lambda = 0$ ，则以上模型为空间杜宾模型(Spatial Durbin Model, 简称SDM)；(2)若 $\lambda = 0$ 且 $\theta = 0$ ，则以上模型退化为空间自回归模型(Spatial Auto-regression Model, 简称SAR)；(3)若 $\rho = 0$ 且 $\theta = 0$ ，则上述模型退化为空间误差模型(Spatial Error Model, 简称SEM)。

空间自回归模型和空间误差模型都用于度量被解释变量的空间关联效应，但前者是指被解释变量存在直接的空间关联，后者则表示被解释变量的空间关联是由模型之外的因素即误差项的关联产生的。空间杜宾模型则不仅能够度量被解释变量的空间关联效应，还能刻画解释变量的空间效应。在本研究中，我们一方面需要度量贫困在省份之间的关联效应(对应于系数 ρ 或 λ)，另一方面还需要研究农村金融发展对贫困减缓是否存在空间溢出效应(对应于 DX_{it} 的相应系数)。所以我们主要采用空间杜宾模型(SDM)作为主要的回归模型。在稳健性检验中，我们补充报告了空间自回归模型(SAR)和空间向量误差模型(SEM)的回归结果。

(二)空间权重矩阵。区域之间的空间关系通常采用空间权重矩阵来度量。一般而言，空间权重矩阵的形式如下所示。其中： n 表示截面的个数，主对角元素 $w_{11} = w_{22} = \dots = w_{mm} = 0$ (同一区域的距离为0)，非主对角元素 $w_{ij}(i \neq j)$ 则度量了个体 i 与 j 的空间相关关系。

$$\text{空间权重矩阵 } W = \begin{bmatrix} w_{11} & \dots & w_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ w_{n1} & \dots & w_{nn} \end{bmatrix} \quad (4)$$

既有研究在探索金融减贫的空间效应时，普遍采用基于是否相邻构建的邻接权重矩阵，如高远东等(2013)、张兵和翁辰(2015)、李鸿渐(2016)等。邻接权重刻画的空间关系有明显的缺陷，因为即便不相邻的两个省份，在经济社会领域仍然有相关联的可能性，所以学者逐渐采用更符合实际的度量方法。王守坤(2013)专门介绍了在经济分析中可能使用的空间权重矩阵的类型及选择方法。借鉴该研究，本文利用多维度的距离来刻画省与省之间的空间关系，以此构建了基于省会城市铁路距离的地理权重矩阵，基于经济距离的经济权重矩阵以及同时基于邻接关系和经

^①需要注意的是，尽管在描述中我们分别采用了 W 、 D 、 E 来表示权重矩阵，但并不意味着这些权重矩阵一定是不相同的，在本文的研究中， $W=D=E$ ，在后面的分析中我们统一采用 W 来表示。

济距离的嵌套权重矩阵三种矩阵。基于相邻关系、地理距离、经济距离构建的权重矩阵均为对称矩阵,这意味着省份*i*对省份*j*的作用与省份*j*对省份*i*的作用是一样的。这与现实的情况可能不符,因为一个经济发展较好的省份和一个经济发展较差的省份两者之间的空间关系可能并不是对称的。为此,本文构建的嵌套权重矩阵能够在一定程度上削弱这种关系,更好地刻画出省份之间的空间关联效应。各权重矩阵的定义、涵义及计算方法如表1所示。

表1 权重矩阵的定义、涵义及元素计算方法

权重矩阵	符号	涵义	元素计算公式	说明
邻接权重	W_1	省与省之间是否相邻	$w_{ij} = \begin{cases} 0 \\ 1 \end{cases}$	0表示不相邻,1表示相邻
地理距离权重	W_2	各省之间的地理差距	$w_{ij} = \frac{1}{gDistance}$	$gDistance$ 表示省份 <i>i</i> 与省份 <i>j</i> 省会城市的铁路距离
经济距离权重	W_3	各省之间经济水平的差距	$w_{ij} = \frac{1}{ Y_i - Y_j }$	Y_i 与 Y_j 分别表示地区 <i>i</i> 与地区 <i>j</i> 样本期间人均GDP水平
嵌套权重	W_4	基于相邻关系和经济距离	$W_4 = W_3 * W_1$	其中 W_4 的主对角元素全部为0

注:(1) $gDistance$ 的计算采用的是各省省会城市之间的铁路距离,数据来源:作者根据中国铁路总公司官网数据整理得到。(2) W 矩阵上主对角元素全部为0,但是在计算嵌套权重时,主对角元素并不为0,为了满足权重矩阵的定义,直接将其赋值为0。(3)本文数据涵盖除西藏、中国香港、中国澳门和中国台湾之外的其他各省(市、自治区),在邻接关系上,海南省是一个岛屿,并不与其他省份相邻,考虑到可能产生的偏误,邻接权重矩阵、地理距离矩阵和嵌套权重矩阵并没有包含海南省,而经济距离权重则包含了海南省。

四、变量、数据及描述性统计

(一)变量。本研究所涉及的变量可以分为被解释变量、核心解释变量和控制变量三个部分,具体为:(1)被解释变量:被解释变量为农村贫困水平 Pov 。目前关于贫困水平的衡量指标主要有 FGT 指数、贫困发生率等。但这些指标本质上是从农民收入水平的角度来刻画贫困的,而贫困实际上是一个多维的指标,单纯的收入贫困无法反映出贫民在医疗、教育上等其他方面的贫困。为了更全面地反映农民的贫困状况,本文延续苏静(2014)年的做法,同时采用收入贫困、教育贫困和医疗贫困三个指标来测度贫困的多维性。具体而言,收入贫困($Pov1$)采用各省(市)农村恩格尔系数^①来表示,即农村恩格尔系数越高表示农村贫困程度越高;教育贫困($Pov2$)采用各省市不识字或者很少识字的农村居民家庭劳动力占农村居民家庭劳动力总量的比重来表示,为正向指标,该比重越高表示贫困程度越深。医疗贫困($Pov3$)指标采用各省(市)每千农业人口村卫生室人员数来表示,为逆向指标,即该数值越高表示贫困程度越低。(2)核心解释变量。本文的核心解释变量为农村金融发展水平,采用农村金融发展规模 $Finsca$ 来衡量,^②农村金融发展规模采用各省(市)农村信用社存贷款余额与农业生产总值^③相比较得到。^④在稳健性检验中,我们利用农信社贷存比数据作为农村金融发展的另一度量变量进行检验。(3)其他控制变量。考虑到金融发展减缓贫困可以通过经济增长渠道,本文引入各省经济发展水平 GDP 作为控制变量,着重考察金融的直接减贫作用。同时引入政府干预程度 Gov 、各省(市)农村固定资产投资水平

①考虑到我国从1978年以来多次调整了贫困标准线,不同标准下的贫困人口数量、贫困发生率都不相同,为了保持数据的连续性,尽可能避免可能出现的错误,本文采用恩格尔系数作为贫困水平的衡量指标。恩格尔系数在国际上具有较高的使用率,一般认为,恩格尔系数越大一个国家或家庭生活越贫困;反之,恩格尔系数越小,生活越富裕。

②实际上,农村金融发展程度并没有统一的衡量方法,本文的做法参考了师蓉蓉等(2013)、张兵等(2013)、苏静等(2014)以及傅鹏和张鹏(2016)。

③我国从20世纪90年代末开始对国有银行进行了专业化改革,促使大量的国有商业银行从农村撤并,从此农村信用社成了支农服务的主要金融机构。本文研究的时间始于1999年,因此采用农信社的贷款余额来代替农村总贷款是可行的。

④需要说明的是,从2005年开始,北京、上海两市的农村信用社转变为农村商业银行或者合作银行,重庆从2008年、天津从2009年都进行了同样的改革,这造成了这些地区近几年的数据缺失,本文采用了均值法对缺失数据进行替代。

Invest 以及城市化水平 (*Urban*) 作为其他控制变量。政府干预程度由各省财政支出与各省 *GDP* 之比表示, 农村固定资产投资水平为各省农村固定资产投资总额与农村 *GDP* 的比值表示,^① 各省经济发展水平用各省人均 *GDP* 表示。各个变量具体计算方法见表 2。

表 2 各变量名称及其计算方式

变量分类	变量名称	变量计算方法
被解释变量	收入水平(<i>Pov1</i>)	农村恩格尔系数=食物支出/总支出
	教育贫困(<i>Pov2</i>)	农村居民家庭文盲劳动力/农村居民家庭劳动力总量
	医疗贫困(<i>Pov3</i>)	每千农业人口村卫生室人员数
核心变量	农村金融发展程度(<i>Finsca</i>)	农村信用社存贷款余额/农业生产总值
控制变量	政府干预程度(<i>Gov</i>)	各省财政支出/各省 <i>GDP</i>
	城市化水平(<i>Urban</i>)	城镇人口数量/总人口数量
	农村固定资产投资水平(<i>Invest</i>)	各省农村固定资产投资总额/农村 <i>GDP</i>
	经济发展水平(<i>Gdp</i>)	各省人均 <i>GDP</i> 的对数值

(二)数据来源及描述性统计。本文研究涵盖中国 30 个省(市、自治区), 由于西藏自治区多项数据缺失, 故将其剔除。本文数据中各省农村食物支出与总支出、各省财政支出、城市化水平、各省 *GDP* 和各省人均 *GDP* 数据来自 2000—2015 年《中国统计年鉴》; 各省农村信用社存款余额与贷款余额来自 2000—2015 年《中国金融年鉴》; 各省农村居民文盲劳动力占比、每千农业人口村卫生室人员数、农业生产总值、农村固定资产投资总额与乡镇企业增加值数据来自 2000—2015 年《中国农村统计年鉴》。各变量的描述性统计见表 3。

表 3 变量的描述性统计

变量名称	中文名称	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Pov1</i>	收入贫困	480	0.435	0.0747	0.278	0.675
<i>Pov2</i>	教育贫困	480	6.746	5.756	0.700	32.85
<i>Pov3</i>	医疗贫困	480	1.255	0.491	0.330	3.850
<i>Finsca</i>	金融发展规模	480	1.503	1.212	0.0853	5.760
<i>Gov</i>	政府干预水平	480	0.184	0.0842	0.0630	0.612
<i>Invest</i>	农村投资水平	480	0.306	0.308	0.0100	1.810
<i>Urban</i>	城市化水平	480	0.461	0.150	0.220	0.896
<i>GDP</i>	经济发展水平	480	9.789	0.819	7.842	11.56

五、实证结果及分析

(一)贫困的空间集聚特征。

1. 全样本回归。为了检验不同维度贫困的空间关联效应和农村金融发展减贫的空间效应, 我们利用空间杜宾模型(*SDM*)结合不同的权重矩阵得到了以下实证结果。

(1)收入贫困。收入贫困的实证结果如表 4 所示。为了便于比较, 我们同时列举了面板固定效应的回归结果。不管是面板固定效应模型还是空间杜宾模型, 我们发现农村金融发展对贫困

^①目前, 并没有农村 *GDP* 的直接数据, 也没有评价农村 *GDP* 的官方指标。按照国内部分学者的做法, 本文使用各省(市)农林牧副渔业增加值与乡镇企业增加值之和代替农村 *GDP* 这一指标, 虽然两者之间存在一定的误差, 但至少两者的变化趋势是一致的, 见傅鹏和张鹏(2016)。

表 4 收入贫困的回归结果

收入贫困Pov1		面板fe	空间杜宾模型(SDM)		
			地理权重	经济权重	嵌套权重
各变量系数	<i>Finsca</i>	-0.0075*(0.0037)	-0.0055*** (0.0021)	-0.0074*** (0.0023)	-0.0063*** (0.0023)
	<i>Gov</i>	-0.2389*** (0.0517)	-0.2168*** (0.0320)	-0.2407*** (0.0328)	-0.2296*** (0.0339)
	<i>Invest</i>	0.0040(0.0093)	0.0008(0.0053)	0.0066(0.0055)	0.0045(0.0056)
	<i>Urban</i>	0.0568(0.0406)	0.0801*** (0.0285)	0.0462(0.0284)	0.0897*** (0.0315)
	<i>GDP</i>	-0.0574*** (0.0064)	-0.1460*** (0.0128)	-0.0493*** (0.0039)	-0.1476*** (0.0115)
	<i>_cons</i>	1.0254*** (0.0455)			
空间系数 Wx	ρ		30.1021*** (2.1487)	1.3278*** (0.4650)	1.5860*** (0.2277)
	<i>Wfinsca</i>		-0.2061(0.2483)	-0.3710*** (0.0806)	-0.2265*** (0.0652)
样本数 N		480	464	480	464
R^2		0.7604	0.7527	0.7864	0.7480

注: 括号内为标准误。***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。下表同。

具有显著的减贫效应。在空间模型下,空间自回归系数 ρ 显著大于0,意味着农村居民收入贫困存在着显著的空间正向关联效应。在采用地理权重的情况下,这种效应更加显著,意味着收入贫困的空间正向关联在地理上的分布特别明显,即呈现出区域性的贫困集聚效应。与此同时,我们关注金融发展减贫的空间溢出效应,发现只有在采用经济距离权重和嵌套权重的方式下,金融发展减贫的溢出效应才显著。这意味着,金融发展不仅有助于减少本省的贫困水平,还对与该省经济上相互依赖省份的贫困也具有抑制作用。对控制变量而言,我们发现政府的财政支持和当地的经济水平能够显著地抑制农民收入贫困,即改善农民收入水平,但固定资产投资水平的影响并不显著,其可能的原因是在以GDP为考核的晋升激励下地方政府投资具有“城市化”倾向,而对改善民生类等对GDP贡献率低的项目投资较少。

(2)教育贫困。教育贫困的实证结果见表5。我们同样报告了面板固定效应的回归结果作为比较。研究结果显示,在不同的回归模型下,农村金融发展对教育贫困具有显著的抑制作用。在空间模型下,空间自回归系数 ρ 显著大于0,意味着农村教育贫困也存在着显著的空间正向关联效应,这一点与收入贫困在空间上有类似分布特征。但是,对应于金融发展的空间溢出效应,尽管*WFinsca*的系数为负,但并不显著,这意味着金融发展在抑制教育贫困方面并没有带来正的外部效应。对控制变量而言,我们发现,政府财政支出水平和当地经济发展水平对教育贫困具有显

表 5 教育贫困的回归结果

教育贫困Pov2		面板fe	空间杜宾模型(SDM)		
			地理权重	经济权重	嵌套权重
各变量系数	<i>Finsca</i>	-0.4485*(0.2546)	-0.2860** (0.1286)	-0.4442*** (0.1277)	-0.4462*** (0.1324)
	<i>Gov</i>	-18.1378*** (3.0593)	-18.6554*** (1.9681)	-18.0167*** (1.8726)	-17.8747*** (1.9437)
	<i>Invest</i>	-0.4530(0.3555)	-0.1016(0.3225)	-0.4054(0.3094)	-0.2980(0.3213)
	<i>Urban</i>	4.7267(3.0476)	5.3175*** (1.7275)	4.3200*** (1.6143)	5.1354*** (1.8069)
	<i>GDP</i>	-1.2696*** (0.4233)	-5.5699*** (0.7869)	-1.1888*** (0.2220)	-3.6423*** (0.6540)
	<i>_cons</i>	21.1474*** (3.3098)			
空间系数 Wx	ρ		21.8520*** (4.2718)	0.5563** (0.2450)	0.3793* (0.1936)
	<i>WFinsca</i>		-16.6665 (14.9323)	-5.3872(4.8042)	-3.5279(2.3307)
样本数 N		480	464	480	464
R^2		0.5260	0.5367	0.5441	0.5315

著的抑制作用,且其在绝对量上的贡献要超过农村金融发展,直觉上我们认为,教育相比较而言具有更多的公共品特性,所以其改善更多是来自经济发展和政府财政的支持。此外,固定资产投资尽管有改善教育贫困的作用,但这种效果并不显著,这同样有可能是晋升激励下投资向更利于GDP绩效的项目倾斜,从而一定程度上忽视了对公共服务尤其是农村公共品上的投资。

(3)医疗贫困。由表6可见。与收入贫困、教育贫困一致的是,医疗贫困也呈现出显著的空间关联性,体现在空间系数 ρ 显著大于0。但是,农村金融发展并没有对改善医疗服务作出积极的贡献,不管是解释变量(*Finsca*)的水平系数还是空间滞后项(*WFinsca*)系数都不显著。尽管在样本期间,农村医疗水平有了明显的上升,但在这一过程中起主要作用的是政府财政支出和当地经济水平的发展(*Gov*和*GDP*的系数显著大于0)。直觉上这仍然比较好理解,因为医疗具有较强的公共品特性,因而起主要作用的通常为当地的经济水平以及当地政府的财政支出。

表6 医疗贫困的回归结果

医疗贫困Pov3		面板fe	空间杜宾模型(SDM)		
			地理权重	经济权重	嵌套权重
各变量系数	<i>Finsca</i>	0.0243(0.0472)	0.0559 ^{**} (0.0241)	0.0232(0.0255)	0.0157(0.0240)
	<i>Gov</i>	1.7508 [*] (0.8697)	1.4288 ^{***} (0.3606)	1.7046 ^{***} (0.3708)	1.8806 ^{***} (0.3557)
	<i>Invest</i>	-0.5195 ^{***} (0.1024)	-0.2250 ^{***} (0.0604)	-0.5041 ^{***} (0.0621)	-0.4062 ^{***} (0.0583)
	<i>Urban</i>	0.4601(0.5949)	0.2809(0.3193)	0.5021(0.3217)	0.5685 [*] (0.3292)
	<i>GDP</i>	0.1134(0.0801)	0.0583(0.1439)	0.0983 ^{**} (0.0443)	0.3381 ^{***} (0.1181)
	<i>_cons</i>	-0.2681(0.4610)			
空间系数Wx	ρ		17.4102 ^{***} (3.3005)	1.3508 ^{***} (0.4486)	1.2982 ^{***} (0.2694)
	<i>WFinsca</i>		-16.6792 ^{***} (3.0713)	0.7544(0.8569)	-0.9511 ^{**} (0.4400)
样本数N		480	464	480	464
R^2		0.3931	0.4988	0.4001	0.4699

2. 贫困空间集聚特征的分区域检验。前文的分析已经表明,我国的贫困分布在空间上呈现出“穷-穷”集聚的特点,这说明越贫困的地区,空间正向关联越大。我们将全国划分为东部、中部和西部区域,东部地区发展较快,而中部和西部地区经济相对落后,根据贫困空间分布的特点,集聚效应在中部和西部应更加显著,而在东部较小甚至并不显著。我们分区域重复上述回归,得到的结果表7所示。在东部地区,收入贫困、教育贫困和医疗贫困均未呈现空间关联效应,对中部地区和西部地区,尽管教育贫困的空间关联不显著,但收入贫困和医疗贫困的空间作用却呈现出显著的正向关联,这进一步佐证了贫困的“穷-穷”集聚效应。

表7 分区域贫困集聚效应的检验

贫困指标	空间系数	权重矩阵	东部地区	中部地区	西部地区
收入贫困Pov1	ρ	地理权重	11.4587(8.7132)	64.7030 ^{***} (10.4575)	42.7369 ^{***} (10.6167)
		经济权重	4.6023(3.2216)	2.4907 [*] (1.2777)	9.6234 [*] (5.3066)
		嵌套权重	2.9060(2.9435)	5.4372 [*] (2.9435)	5.7630 ^{**} (2.9567)
教育贫困Pov2	ρ	地理权重	-7.7903(11.8938)	13.3093(16.8983)	20.5251(15.9128)
		经济权重	-0.0079(3.7505)	0.0892(1.9829)	-1.8770(6.6221)
		嵌套权重	1.4443(2.5301)	-0.1132(1.3532)	4.0090 ^{***} (1.8789)
医疗贫困Pov3	ρ	地理权重	12.2505(8.3025)	57.2957 ^{***} (10.5289)	44.4005 ^{***} (10.2726)
		经济权重	1.0460(2.8342)	2.0077 ^{**} (0.9521)	1.7561 ^{***} (0.6911)
		嵌套权重	1.0507(0.6916)	2.1514 ^{***} (0.8677)	2.3665 ^{***} (0.7658)

(二)金融减贫的效应分解:直接效应与空间溢出效应。利用空间杜宾模型,我们可以进一步得到解释变量和控制变量的直接效应和间接效应。直接效应是指省份*i*的金融发展能够对该省的贫困产生直接的作用,而空间溢出效应是指其他省份*j*($i \neq j$)的金融发展能够通过空间上的关联作用于省份*i*的贫困。在空间杜宾模型和多维权重矩阵的设定下,我们既可以发现金融发展是通过直接效应还是空间溢出效应抑或是双重效应发挥出减贫效果,又能够识别出金融发展发挥溢出效应所依赖的到底是地理距离上的相邻还是经济活动上的互动。金融发展对贫困的直接效应、溢出效应和总效应分解结果见表8。

表8 农村金融发展减贫的直接效应、溢出效应与总效应分解结果

解释变量	贫困指标	权重矩阵	直接效应	溢出效应	总效应
金融发展水平 <i>Finsca</i>	收入贫困 <i>Pov1</i>	地理权重	-0.0066*** (0.0023)	-0.0285 (0.0203)	-0.0350 (0.0215)
		经济权重	-0.0092*** (0.0023)	-0.0237*** (0.0047)	-0.0329*** (0.0056)
		嵌套权重	-0.0080*** (0.0023)	-0.0316*** (0.0116)	-0.0396*** (0.0125)
	教育贫困 <i>Pov2</i>	地理权重	-0.3193** (0.1313)	-1.0831 (0.8294)	-1.4024 (0.8775)
		经济权重	-0.4355*** (0.1265)	-0.2895* (0.1615)	-0.7250*** (0.2807)
		嵌套权重	-0.4859*** (0.1281)	-1.3967*** (0.4667)	-1.8825*** (0.5002)
	医疗贫困 <i>Pov3</i>	地理权重	0.0241 (0.0255)	-0.5776*** (0.1115)	-0.5352*** (0.1190)
		经济权重	0.0263 (0.0257)	0.0482 (0.0534)	0.0745 (0.0644)
		嵌套权重	0.0008 (0.0238)	-0.4253*** (0.1201)	-0.4245*** (0.1299)

注:由于主要关注金融发展的直接与溢出效应,表8并没有汇报其他变量的直接效应、溢出效应和总效应。

由表8分解结果可见,对收入贫困和教育贫困,不管权重矩阵形式如何,农村金融发展均呈现出显著的直接抑制效应。在间接效应上,以地理权重计算的抑制作用并不显著,但方向仍然一致。而以经济权重和嵌套权重计算得到的溢出效应不仅显著为负,且其作用比直接效应更大。这说明,单纯以地理距离构建的权重矩阵可能并不能完全反映出省份之间的空间关联效应,这种关联效应可能更多依赖于省份之间的经济互动,而嵌套权重的间接效应大于经济权重的间接效应则进一步说明,对地理上和经济上同时“相邻”的省份,这种空间作用更为显著。

对医疗贫困,农村金融发展并没有体现出直接的减贫作用,在三种权重矩阵下,直接效应的系数虽然为正却并不显著,这与前文的基本回归结果也保持了一致。但是,在溢出效应上,以地理权重和嵌套权重分解的间接效应却显著为负,即加剧了医疗贫困。在基本回归中,我们发现对医疗贫困具有显著抑制作用的主要是财政支出水平和当地经济发展水平,且财政支出占主要地位。因此,溢出效应体现出加剧医疗贫困可能是因为当地地方政府与邻省地方政府存在着争夺金融资源的竞争关系。这一发现与高远东等(2013)、张兵等(2015)的结论一致。

(三)稳健性检验。本文的稳健性检验分为两个部分,第一部分为贫困空间集聚效应的检验,检验方法见稳健性检验(1)和(2);第二部分为金融减贫空间溢出效应的再检验,检验方法见稳健性检验(3)和(4)。限于篇幅,我们并没有将稳健性检验结果列于正文,若有需要可向作者索取。

(1)采用稳健性标准误。在同方差的假定下,系数的估计量满足BLUE性质。但当存在异方差时,尽管OLS估计依然是无偏的,但估计量的方差不再是最小的。鉴于可能存在的异方差性,我们采用了稳健性标准误重复上述基本回归,发现主要结论并未发生改变。

(2)采用空间自回归模型(SAR)和空间向量误差模型(SEM)重复上述回归,发现收入贫困、教育贫困和医疗贫困仍然呈现出显著的空间正向关联,这说明贫困的“穷-穷”集聚特征非常稳健。

(3)去掉北京、天津、上海和重庆四个直辖市的数据。本文采用的农村金融发展的数据主要

来自于农信社的存贷款数据,从2005年开始,北京、上海两市的农村信用社转变为农村商业银行或者合作银行,重庆从2008年、天津从2009年也进行了同样的改革,改革后的四个地区并没有农信社的数据,尽管我们利用均值替代的方法进行了处理,但仍有可能影响结果,故在稳健性检验部分,剔除了上述四地区的数据再重复前面的回归,发现主要结论依然不变。

(4)采用农村信用社贷款/农业生产总值数据作为本文金融发展指标的替代。在部分文献中,贷款余额/生产总值被用作金融发展效率的指标,因此,在稳健性检验中,我们采用这一指标重复前面的回归,发现金融减贫的空间溢出效应依然显著。

六、结论与启示

本文利用1999—2014年中国30个省份的面板数据,同时构建了基于省会城市铁路距离的地理权重矩阵、基于经济距离的经济权重矩阵以及基于邻接关系和经济距离的嵌套权重矩阵,结合空间杜宾模型(SDM),分别考察了农民收入贫困、教育贫困和医疗贫困的空间分布特征以及农村金融发展对三大贫困的直接效应和空间溢出效应。不同于以往研究,本文在空间权重矩阵的构建上,既考虑了地理因素,又考虑了经济因素;同时,本文还刻画了农村贫困的多维特性,从多维贫困的角度考察了贫困在空间上的分布特征。总体而言,本文主要得到以下结论:

(1)贫困分布呈现显著的集聚特征。具体而言,收入贫困、教育贫困和医疗贫困均呈现正向关联,即一个省份的贫困水平降低对相邻省份贫困的下降具有促进作用;反之,一个省份的贫困加剧也会导致相邻省份的贫困加剧。从空间上看,我国的贫困分布呈现出“穷-穷”集聚的区域特征,这种集聚效应实际上反映了中国区域发展的不平衡特征。(2)农村金融发展能够显著抑制收入贫困和教育贫困,但对医疗贫困却并没有改善作用。农村金融发展对收入贫困和教育贫困的抑制作用不仅具有直接效应,还具有空间溢出效应,且空间溢出效应发挥的作用比直接效应更为显著。(3)教育贫困、医疗贫困一定程度上体现的是农民在公共服务享受上的贫困,政府财政支持和当地经济发展水平均对上述两种贫困具有显著的抑制作用。也正是因为教育、医疗等服务的公共品特性,地方政府在以GDP为考核的晋升激励机制下,政府投资可能存在着“城市化”和“生产化”倾向,而对“农村化”和“服务化”的教育、医疗等公共服务上的投资可能激励不足。(4)经济距离权重和嵌套权重在度量空间关联效应上的效果要优于地理距离权重,我国区域经济学的相关性主要体现在经济上的互动,而不仅仅是地理上的相邻。单纯以地理距离构建的权重无法度量出金融发展对收入贫困和教育贫困的空间溢出效应,而经济距离权重和嵌套权重均能测算出金融发展的减贫作用,这意味着以经济上的相关性来刻画省际的空间关联可能更符合现实的情况。

本文的研究为当前我国的减贫政策提供了有益的启示:

首先,在对贫困的认识上,政府应当跳出单一维度的视角,既要关注农民收入方面的贫困,同时还要关注农民在教育、医疗等公共服务上的贫困。尽管我国30多年的减贫工作取得了举世瞩目的成就,但是这更多地体现在收入水平层面,而教育、医疗等公共服务层面,城乡差距依然巨大,绝对和相对贫困问题依然严重。解决这方面的贫困,提高农村基本公共服务的水平,政府依然任重而道远,也是未来需要着重关注的方面。其次,政府应当充分发挥农村金融在减贫方面的作用,本文的实证结果发现,对收入贫困和教育贫困,农村金融发展发挥出了显著的效果,并且存在正的外部效应。各级政府应当着力鼓励和引导各类金融机构加大对扶贫开发的金融支持,引导金融机构扩大贫困地区涉农贷款投放,鼓励银行业金融机构创新金融产品和服务方式,积极开展专项用于扶贫开发的各类贷款。但是要发挥农村金融机构的上述作用,还应大力推动金融

机构网点向贫困特别是西部地区的贫困乡镇和社区延伸。最后,对教育、医疗等公共服务方面的贫困,应积极发挥政府财政支持的作用。继续扩大中央和地方财政支出规模,增加农村地区基础设施和基本公共服务设施建设投入,着力提高医疗、教育等公共品的供给水平。固定资产投资也应适当向农村教育、医疗等公共服务设施建设方向倾斜,同时调整地方政府考核机制,绩效考核既要考虑GDP,也要兼顾民生建设。构建财政支持、金融支持、投资支持等多维政策支持体系,从而实现从收入层面到公共服务层面的多维减贫目的。

*本文入选“财经笔会2017”会议论文,感谢与会专家的有益建议。

主要参考文献:

- [1]陈强. 高级计量经济及 Stata 应用[M]. 北京: 高等教育出版社, 2014.
- [2]傅鹏, 张鹏. 农村金融发展减贫的门槛效应与区域差异——来自中国的证据[J]. 当代财经, 2016, (6): 55-64.
- [3]高远东, 温涛, 王小华. 中国财政金融支农政策减贫效应的空间计量研究[J]. 经济科学, 2013, (1): 36-46.
- [4]李鸿渐. 财政金融支农减贫效应的空间计量分析[J]. 统计与决策, 2016, (7): 162-165.
- [5]吕勇斌, 赵培培. 我国农村金融发展与反贫困绩效: 基于2003-2010年的经验证据[J]. 农业经济问题, 2014, (1): 54-60.
- [6]师荣蓉, 徐璋勇, 赵彦嘉. 金融减贫的门槛效应及其实证检验——基于中国西部省际面板数据的研究[J]. 中国软科学, 2013, (3): 32-41.
- [7]苏静, 胡宗义, 肖攀. 中国农村金融发展的多维减贫效应非线性研究——基于面板平滑转换模型的分析[J]. 金融经济研究, 2014, (7): 86-96.
- [8]吴拥政, 陆峰. 区域金融发展与城乡收入差异变化关系再检验[J]. 统计与决策, 2014, (12): 116-119.
- [9]杨楠, 马沛欣. 基于面板门槛模型的我国金融发展对城乡收入差距影响机制研究[J]. 数理统计与管理, 2014, (3): 478-489.
- [10]姚耀军, 李明珠. 中国金融发展的反贫困效应: 非经济增长视角下的实证检验[J]. 上海财经大学学报, 2014, (1): 69-76.
- [11]张兵, 翁辰. 农村金融发展的减贫效应——空间溢出与门槛特征[J]. 农业技术经济, 2015, (9): 37-47.
- [12]Beck T, Asli D K, Levien R. Finance, inequality and the poor[J]. Journal of Economic Growth, 2007, 12(1): 27-49.
- [13]Bruce E H. Sample splitting and threshold estimation[J]. Econometrica, 2000, 68(3): 575-603.
- [14]Burgess R, Pande R. Do rural banks matter? Evidence from the Indian social banking experiment[J]. The American Economic Review, 2005, 95(3): 780-795.
- [15]Clarke G R G, Xu L C, Zou H-F. Finance and income inequality: What do the data tell us?[J]. Southern Economic Journal, 2006, 72(3): 578-596.
- [16]Dollar D, Kraay A. Growth is good for the poor[J]. Journal of Economic Growth, 2002, 7(3): 195-225.
- [17]Geda A, Shimeles A, Zerfu D. Finance and poverty in Ethiopia[R]. Research Paper No. 51, United Nations University, 2006.
- [18]Greenwood J, Jovanovic B. Financial development, growth, and the distribution of income[J]. Journal of Political Economy, 1990, 98(5): 1076-1107.
- [19]Jeanneney S G, Kpodar K. Financial development and poverty reduction: Can there be a benefit without a cost[J]. The Journal of Development Studies, 2011, 47(1): 143-163.
- [20]Tobler W R. A computer movie simulating urban growth in the detroit region[J]. Economic Geography, 1970, 46(1): 234-240.

Spatial Agglomeration Effect of Multidimensional Poverty and Spatial Spillover Effect of Financial Development on Poverty Reduction: Empirical Evidence from China

Fu Peng¹, Zhang Peng², Zhou Ying³

(1. School of Economics, Renmin University of China, Beijing 100872, China;

2. School of Economics, Jiangxi University of Finance and Economics, Nanchang 330013, China;

3. School of Economics, Fudan University, Shanghai 200433, China)

Summary: Since the reform and opening-up, China has formulated a series of poverty reduction policies, has successfully solved the problem of food and clothing for hundreds of millions of rural poor people, and has become the country with the most poverty reduction population in the world. Among many poverty reduction policies, financial development has been playing an important role. Much literature has proved that the poverty reduction effect of financial development comes not only from its direct role in the redistribution of capital but also from the indirect role resulting from the promotion of economic growth and the adjustment to income distribution. However, we find that when discussing how to better play the role of financial development in poverty reduction, the existing researches generally ignore the analysis of the characteristics of poverty itself, especially its spatial distribution characteristics. Due to the typical regional imbalance characteristics of China's economic development, the exploration of spatial characteristics of poverty helps to not only deepen the understanding of poverty, but also better play the role of financial development in poverty reduction. Based on the above consideration, this paper focuses on analyzing multidimensional characteristics of rural poverty and its spatial distribution characteristics, and explores the spatial effect of financial poverty reduction. Using provincial panel data from 1999 to 2014 and spatial econometric model, and with the setting of three weight matrices of geographic distance weight, economic distance weight and nested weight, this paper analyzes the spatial distribution characteristics of income poverty, education poverty and medical poverty, and then examines the spatial effect of financial poverty reduction. It shows that no matter which weight matrix is adopted, income poverty, education poverty and medical poverty show significant spatial positive correlation, meaning that poverty distribution has a typical 'poor-poor' agglomeration characteristic. This feature actually reveals the imbalance of China's regional development from a perspective of multidimensional poverty. Further studies find that financial poverty reduction shows a significant spatial spillover effect. But as for the poverty of public services like medical poverty, its improvement mainly depends on governmental fiscal expenditure and local economic development level.

Compared with the previous research, the possible contributions of this paper are as follows: firstly, this paper explores the spatial distribution characteristics of poverty from a perspective of multidimensional poverty and provides empirical evidence for the pooled characteristics of poverty. Secondly, based on the distribution characteristics of poverty, we use the spatial econometric model to find that financial development can effectively alleviate the spatial agglomeration effect of poverty. This empirical result shows that the existing literature may underestimate the financial role in poverty reduction.

Key words: multidimensional poverty; agglomeration effect; spillover effect; financial poverty reduction

(责任编辑 许 柏)