

# 农村金融发展对农民收入影响的双重特征分析

——基于面板门槛模型和空间计量模型的实证研究

杜江,张伟科,范锦玲

(四川大学经济学院,四川成都 610065)



**摘要** 选取 2005—2015 年中国大陆 29 个省(市、自治区)的面板数据,采用面板门槛模型和空间计量模型,实证分析了农村金融发展对农民收入的非线性影响及其空间溢出效应。结果显示:农村金融发展对农民收入的影响存在显著的门槛效应,在不同的农村经济发展水平上,农村金融发展对农民收入的影响不同。此外,农民收入在空间上并非随机分布,而存在正向空间溢出效应;不同权重下的空间计量模型均表明农村金融发展在整体上能够显著地促进农民增收。

**关键词** 农村金融发展;农民收入;空间溢出效应;门槛效应;面板门槛模型;空间杜宾模型

**中图分类号:**F 830   **文献标识码:**A   **文章编号:**1008-3456(2017)06-0035-09  
**DOI 编码:**10.13300/j.cnki.hnwkxb.2017.06.005

自 2004 年以来,中央一号文件连续 14 年聚焦“三农”问题,强调“三农”问题是社会主义现代化建设的重中之重,农村经济工作的核心任务是解决好“三农”问题。党的十八大报告明确指出,要把解决好“三农”问题作为党重中之重的任务,加大强农、惠农和富农政策实施力度,着力增加农民收入,保持农民收入持续较快增长。由此可见,农民收入问题是“三农”问题的核心。

制约和影响农村经济发展的因素有很多,其中,农村金融是极为重要的决定因素,它是农村经济发展的“润滑剂”,农村金融市场是农村市场体系的核心。党和国家出台了一系列促进农业和农村发展的政策文件,特别是党的十八大、十八届三中全会提出加快农村金融改革、完善农村金融服务、推动农村金融制度创新、完善农村金融服务和提升农村金融市场效率,构建适应经济新常态下农村金融体系,促进农村经济增长和农民增收。但是,目前我国农村金融供给和需求不相适应,农村信贷约束,资金外流等问题依然存在,高效的农村资本机制尚未形成<sup>[1]</sup>。在这种情况下,农村金融发展能否促进农民收入增长?农村金融发展对农民收入的影响是否存在门槛效应?还有,在空间上是否具有联动效应?基于这些问题,本文基于非线性和空间溢出视角,探讨农村金融发展对农民收入的影响,对于如何制定增加农民收入的举措和促进农村经济发展等“三农”问题具有重要意义。

## 一、文献综述及理论分析

农村金融发展是影响农村经济和农民收入的重要因素,也是减少农村贫困的重要途径。众多国内外学者从不同角度对农村金融发展和农民收入问题进行了深入研究,主要有三方面不同的结论。第一种结论认为,农村金融发展与农民收入之间存在门槛效应,在不同的门槛值水平上,影响程度不同<sup>[2-6]</sup>;第二种结论认为,农村金融发展能够通过经济增长和分配效应促进农民增收<sup>[7-11]</sup>;第三种结论认为,农村金融发展对农民收入的影响有限,甚至会抑制农民收入增长<sup>[1,12]</sup>。

收稿日期:2017-01-16

基金项目:国家社会科学基金项目“基于企业视角的人民币汇率波动微观效应研究”(14BJY176)。

作者简介:杜江(1958-),男,教授,博士;研究方向:计量经济学。

第一种观点的理论基础是,农村经济发展水平不同,农村金融发展对农民收入的影响也不同。农村经济发展处于低水平时,农村金融市场不发达,农村金融中介缺乏,服务质量低下和金融产品单一,农民无法承担获取金融服务的成本,影响农民收入来源;当农村经济发展处于较高水平时,金融产品种类增多和金融服务门槛降低,金融中介组织和渠道扩张,以往被拒至金融服务门槛之外无法获得金融服务的低收入者就能够分享金融发展水平提高带来的福利,使农民收入增加。Aghion 等和 Townsend 等通过构建计量模型分析了金融发展对农民收入差距的影响。他们认为金融发展与农民收入差距之间存在倒“U”型关系,即不同的金融发展水平,对农民收入的影响不同<sup>[2-3]</sup>。Greenwood 等和 Clarke 等也证实了农村金融发展与农民收入之间存在非线性关系<sup>[4-5]</sup>。张兵等利用 1996—2010 年我国 29 个地区面板数据,考察了农村金融发展对贫困减缓的非线性影响。结果显示,农村金融发展对减缓贫困具有非线性和空间效应,农村金融发展的减贫效应随经济发展水平的提高呈现边际收益递增<sup>[6]</sup>。

对于农村金融发展能够通过经济增长和分配效应促进农民增收的这一观点,其理论基础是,农村金融链接了农村的资金需求与供给,随着农村金融基础设施、服务体系日益完善和金融产品多元化,农村金融发展将农村储蓄转化为投资,促进农村经济发展,提高农民收入。Jeanneney 等认为发展中国家的金融发展通过分配效应有利于减缓收入差距,但是金融不稳定会减弱金融发展带来的减贫效应<sup>[7]</sup>。Luo 等运用 C-D 生产函数模型对 1985—2009 年我国东中西部地区的面板数据进行了分析,发现农村金融发展规模能够促进东部和西部地区农民增收,而农村金融发展效率有利于东部和中部农民收入增加<sup>[8]</sup>。另外,部分学者认为我国农村金融发展能够显著的促进农民增收<sup>[9-11]</sup>。

还有一种观点认为,农村金融不能起到促进农民增收的作用,甚至会抑制农民收入增长,其理论基础是:农村金融的快速发展,会造成农村资金的流失和向外转移,不利于农民收入的增长。孙玉奎等基于 1996—2010 年中国 20 个省份的面板数据,采用 VAR 模型从收入水平和收入差距视角,对农村金融发展与农民收入关系进行了研究。他们认为中国农村金融发展对农民收入的影响非常有限<sup>[1]</sup>。余新平等分别研究了农村贷款、农村存款和农业保险等农村金融指标对农民收入的影响。研究显示,农村存款、农业保险赔付能够促进农民增收,但是乡镇企业贷款、农村贷款和农业保险等在一定程度上抑制农民增收<sup>[12]</sup>。

尽管国内外学者从不同视角研究了农村金融发展和农民收入问题,并且得出了不同的研究结论,但仍然存在不足之处:(1)目前学者们的研究主要集中于农村金融发展对农村经济增长和贫富差距影响层面,而对农民收入影响的研究相对较少。(2)大多数研究采用单一指标评价农村金融发展,用多指标进行评价的相对较少,这与当前我国农村金融发展的现实不太吻合。(3)大多数研究忽略了农村金融发展对农民收入影响的非线型性和空间相关性。事实上,任何事物在空间上都是相互联系的,每个地区某经济现象与相邻地区同一经济现象具有相关性,并且距离越近相关性越强<sup>[13-14]</sup>。对于农村金融发展和农民收入来说,具有很强的空间关联性和空间溢出效应。因此,如果不考虑空间相关性,研究结论可能缺乏足够的说服力。

针对以上不足,本文拟采用理论和实证分析相结合方法,实证检验了农村金融发展对农民收入的非线性影响及其空间溢出效应。利用中国大陆 2005—2015 年除西藏自治区和海南省外的 29 个省(市、自治区)面板数据,运用面板门槛模型和空间杜宾模型,实证分析了农村金融发展是否促进了农民收入增长,是否存在门槛效应和空间溢出效应。

## 二、研究方法 with 变量选取

### 1. 面板门槛模型设定

根据前文的理论分析,农村金融发展对农民收入的影响可能存在门槛效应。本文在借鉴 Hansen 研究思路基础上,对农村金融发展与农民收入的门槛效应模型设定如下<sup>[15]</sup>:

$$\begin{aligned} income_{it} = & u_i + fina\_rural_{it}\beta_1 \cdot I(q_{it} \leq \gamma) + \\ & fina\_rural_{it}\beta_2 \cdot I(q_{it} > \gamma) + \omega_{it}X_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

在式(1)中,  $i = 1, 2, \dots, N$  表示不同的地区,  $t = 1, 2, \dots, T$  表示不同的年份;  $income$  为被解释变量农民收入;  $fina\_rural$  为解释变量农村金融发展; 为了排除农村金融发展外其他因素对农民收入的影响, 模型中引入了控制变量, 用  $\mathbf{X}_{it}$  表示, 这些因素包括: 农村经济发展水平 ( $rgdp$ )、政府干预程度 ( $infer\_gov$ )、对外开放程度 ( $openness$ )、产业结构 ( $stru\_indu$ )、城镇化 ( $city$ )、人力资本 ( $human$ ) 和产业化程度 ( $industry$ );  $\omega_{it}$  为控制变量对应的系数;  $I(\cdot)$  为一个指标函数, 相应的条件成立时取值为 1, 否则取值为 0;  $\beta_1$  和  $\beta_2$  分别为农村金融发展水平处理第一门槛和第二门槛的待估参数,  $q_{it}$  为门槛变量;  $\gamma$  为特定的门槛值;  $u_i$  表示个体效应;  $\epsilon_{it}$  为随机干扰项, 且  $\epsilon_{it} \sim idd(0, \theta^2)$ 。

### 2. 空间计量模型设定

(1) 空间相关性检验。本文采用式(2)所示的吉尔里指数  $C$  (Geary's  $C$ ) 来检验区域内各变量的空间相关性, 其计算公式为:

$$C = \frac{(n-1) \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \omega_{ij} (x_i - x_j)}{2 \left( \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \omega_{ij} \right) \left[ \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \right]} \quad (2)$$

式(2)中,  $\omega_{ij}$  ( $i, j = 1, 2, \dots, n$ ) 为地区  $i$  和  $j$  之间的空间权重,  $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$ ,  $x_i$  和  $x_j$  分别表示地区  $i$  和  $j$  观测值,  $n$  表示地区个数。

Geary 指数的取值范围为  $[0, 2]$ , 大于 1 表示空间负相关, 小于 1 表示空间正相关, 等于 1 表示不存在空间自相关。

在进行空间计量分析之前, 首先需要构建空间权重矩阵。通常采用邻近标准或距离标准定义的空间地理矩阵作为权重。但是, 除了地理因素影响外, 经济因素和人力资本因素也会产生影响。本文为了实证结果的可靠性, 不仅考虑了邻近和距离为标准定义的地理权重矩阵, 还考虑了经济因素和人力资本因素。

对于空间地理权重矩阵的定义, 本文分别采用如式(3)所示的邻近概念和距离之倒数作为空间权重:

$$\mathbf{W}^G = \begin{cases} 1 & \text{当地区 } i \text{ 与 } j \text{ 相邻} \\ 0 & \text{当地区 } i \text{ 与 } j \text{ 不相邻} \end{cases}, \mathbf{W}^G = \begin{cases} 1/d_{ij}, & i \neq j \\ 0, & i = j \end{cases} \quad (3)$$

式(3)中,  $i = 1, 2, \dots, n$ ;  $j = 1, 2, \dots, n$ ,  $d_{ij}$  表示地区  $i$  省会与地区  $j$  省会之间的距离。

空间地理权重矩阵仅反映了地理位置的影响, 忽略了经济和人力资本因素。本文借鉴李婧等的研究思路<sup>[16]</sup>, 构建了空间经济权重和空间人力资本权重。空间经济权重如式(4)所示:

$$\mathbf{W}^E = \mathbf{W}^G \times \text{diag} \left( \frac{\bar{\mathbf{Y}}_1}{\bar{\mathbf{Y}}}, \frac{\bar{\mathbf{Y}}_2}{\bar{\mathbf{Y}}}, \dots, \frac{\bar{\mathbf{Y}}_n}{\bar{\mathbf{Y}}} \right) \quad (4)$$

式(4)中,  $\bar{\mathbf{Y}}_i = \frac{1}{t_1 - t_0 + 1} \sum_{t=t_0}^{t_1} \mathbf{Y}_{it}$ ,  $\bar{\mathbf{Y}} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \bar{\mathbf{Y}}_i$ , 即  $\bar{\mathbf{Y}}_i$  为地区  $i$  经过调整的人均实际 GDP 的年平均

值,  $\bar{\mathbf{Y}}$  为所有地区  $\bar{\mathbf{Y}}_i$  的平均值,  $\mathbf{W}^G$  为空间邻近权重矩阵。

在空间邻近矩阵的基础上, 空间人力资本权重矩阵如式(5)所示:

$$\mathbf{W}^H = \mathbf{W}^G \times \text{diag} \left( \frac{\bar{\mathbf{H}}_1}{\bar{\mathbf{H}}}, \frac{\bar{\mathbf{H}}_2}{\bar{\mathbf{H}}}, \dots, \frac{\bar{\mathbf{H}}_n}{\bar{\mathbf{H}}} \right) \quad (5)$$

式(5)中,  $\bar{\mathbf{H}}_i = \frac{1}{t_1 - t_0 + 1} \sum_{t=t_0}^{t_1} \mathbf{H}_{it}$ ,  $\bar{\mathbf{H}} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \bar{\mathbf{H}}_i$ ,  $\bar{\mathbf{H}}_i$  为地区  $i$  的年平均人力资本存量,  $\bar{\mathbf{H}}$  为所有地

区年平均人力存量。

(2) 空间计量模型设定。通过 Geary's  $C$  指数确定了农民收入的空间相关性后, 需要引入空间因素来建立空间计量模型, 分析各地区农民收入的空间溢出效应。因此, 本文分别建立了空间滞后模型(SAR)、空间误差模型(SEM)和空间杜宾模型(SDM)这三种常用的空间计量模型:

$$\begin{aligned}
 income_{it} = & \rho W income_{it} + \beta_1 fina\_rural_{it} + \beta_2 rgdp_{it} + \\
 & \beta_3 openness_{it} + \beta_4 infer\_gov_{it} + \beta_5 stru\_indu_{it} + \\
 & \beta_6 city_{it} + \beta_7 human_{it} + \beta_8 industry_{it} + \theta W X_{it} + \mu_{it} \\
 u_{it} = & \lambda W u_{it} + \epsilon_{it}, \epsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n)
 \end{aligned} \tag{6}$$

在式(6)中,  $income$  为被解释变量农民收入,  $fina\_rural$  为解释变量农村金融发展水平;  $rgdp$ 、 $openness$ 、 $infer\_gov$ 、 $stru\_indu$ 、 $city$ 、 $human$  和  $industry$  为控制变量;  $X_{it}$  代表上述解释变量和控制变量;  $W$  为  $n \times n$  阶的空间权重矩阵;  $i$  代表地区;  $t$  代表年份;  $\rho$  和  $\theta$  空间相关系数,  $\lambda$  为空间误差系数;  $\epsilon_{it}$  和  $u_{it}$  为随机误差向量, 且服从正态分布。当  $\rho \neq 0$ 、 $\theta = 0$  且  $\lambda = 0$  时为空间滞后模型(SAR); 当  $\rho = 0$ 、 $\theta = 0$  且  $\lambda \neq 0$  时为空间误差模型(SEM); 当  $\rho \neq 0$ 、 $\theta \neq 0$  且  $\lambda = 0$  时为空间杜宾模型(SDM)。

对于空间计量模型选择, 通常采用空间依赖性检验选择<sup>[17]</sup>, 但是该方法仅适合截面数据。对于面板数据而言, 本文借鉴宋跃刚等的方法, 通过检验表 1 给出的矩阵关系来确定合适的模型<sup>[18]</sup>。

表 1 空间计量模型选择标准

名称	模型	检验条件	卡方统计量	P 值
SDM	$Y = \rho WY + X\beta + \lambda WX + \epsilon$	$\lambda = 0$ & $\lambda = -\rho\beta$		
SAR	$Y = \rho WY + X\beta + \epsilon$	$\lambda = 0$	24.47	0.000 9
SEM	$Y = X\beta + \mu, \mu = \theta W\mu + \epsilon$	$\lambda = -\rho\beta$	108.47	0.000 0

根据表 1 的检验结果, 拒绝 SAR 和 SEM 模型, 应该选择 SDM 模型进行分析。另外, 采用固定效应还是随机效应, 本文进行了 Hausman 检验, 其中卡方值为 21.34,  $P$  值接近 0, 拒绝随机效应的原假设, 故采用固定效应模型。事实上, 对于按照省级区域划分的农民收入而言, 选择固定效应模型更合理。因此, 本文选用空间杜宾固定效应模型。

### (3) 变量选取与数据来源。

1) 农民收入( $income$ )。农民收入为被解释变量, 本文借鉴余新平等的思路, 采用扣除价格因素影响后的农村居民家庭人均纯收入来衡量农民收入<sup>[12]</sup>。

2) 农村金融发展( $fina\_rural$ )。农村金融发展为解释变量。根据国内外相关研究, 对于农村金融的评价指标没有形成统一的标准和体系, 不同的学者采用不同的衡量标准, 本文借鉴 Levine 等、刘洁、王征等度量农村金融发展的基本思想, 分别从农村金融发展的规模和效率两个维度来衡量农村金融发展水平, 包括农村储蓄(农村储蓄余额/农业增加值)、农村贷款(农村储蓄余额/农业增加值)、存贷比(农村贷款余额/农村储蓄余额)、农业保费收入(农业保费收入/农业增加值)、农业保险赔付(农业保险赔付/农业增加值)、农业保险赔付率(农业保险赔付/农业保费收入)等六个方面<sup>[19-21]</sup>。

3) 其他控制变量。事实上, 除了农村金融发展对农民收入产生影响外, 其他因素也可能对农民收入造成影响。本文对一些可能影响到农民收入的因素进行控制, 具体包括以下变量: 农村经济发展水平( $rgdp$ ), 用农村人均 GDP 来度量<sup>①</sup>; 对外开放程度( $openness$ ), 用农业进出口总额占农村 GDP 的比重来度量; 政府干预程度( $infer\_gov$ ), 用农业财政支出与第一产业 GDP 的比值表示; 产业结构( $stru\_indu$ ), 选取第二产业产值占 GDP 比重来度量; 人力资本( $human$ ), 选用平均受教育程度来度量<sup>②</sup>; 农业产业化( $industry$ ), 选用人均农业机械总动力来度量。

4) 数据来源及其处理。本文选取中国 29 个省(市、自治区, 西藏和海南除外)作为样本, 时间跨度为 2005—2015 年。因西藏和海南数据缺失过多, 考虑到数据的准确性和可得性, 本文予以剔除; 本文所选取的指标数据来自各年度《中国统计年鉴》、WIND 资讯和国泰安数据库等。

① 目前, 官方没有公布农村 GDP 的直接数据和指标。本文按照国内学者的通常做法, 采用各省(市、自治区)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。

② 平均受教育程度 = 小学比重  $\times 6$  + 初中比重  $\times 9$  + 高中比重  $\times 12$  + 大专比重  $\times 15$  + 本科以上比重  $\times 16$ 。

在指标的计算过程中,为了保证各指标跨年度可比性,对各项指标进行无量纲化处理<sup>①</sup>。对于部分年度缺失的数据,通过线性插值法填补。

### 三、实证检验和分析

#### 1. 面板门槛回归结果

(1) 门槛效应检验。根据 Hansen 的思路,首先需要检验是否存在门槛效应,以便确定门槛个数和模型形式<sup>[15]</sup>。由表 2 可以看出,在 10% 的显著水平上存在单一门槛,在 5% 显著性水平上存在着双重门槛,而三重门槛结果并不显著。因此,可以认为在不同的农村经济发展水平上,农村金融发展与农民收入之间存在双重门槛,呈现显著的非线性关系。表 3 给出了两个门槛的估计值和置信区间,图 1 描绘的似然比函数清晰地解释了门槛估计值和置信区间的形成过程。

表 2 门槛效应检验结果

门槛变量	F 值	P 值	BS 次数	临界值		
				1%	5%	10%
单一门槛	16.477 *	0.070	800	34.344	18.817	13.523
双重门槛	22.306 **	0.016	800	24.591	12.459	8.493
三重门槛	2.785	0.374	800	23.366	14.434	9.766

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示回归系数的显著性水平为1%、5%和10%(后同)。

表 3 门槛值估计结果

门槛变量	门槛估计值	置信区间
门槛值 $\gamma_1$	119.74	[108.38, 121.32]
门槛值 $\gamma_2$	281.87	[281.87, 281.87]

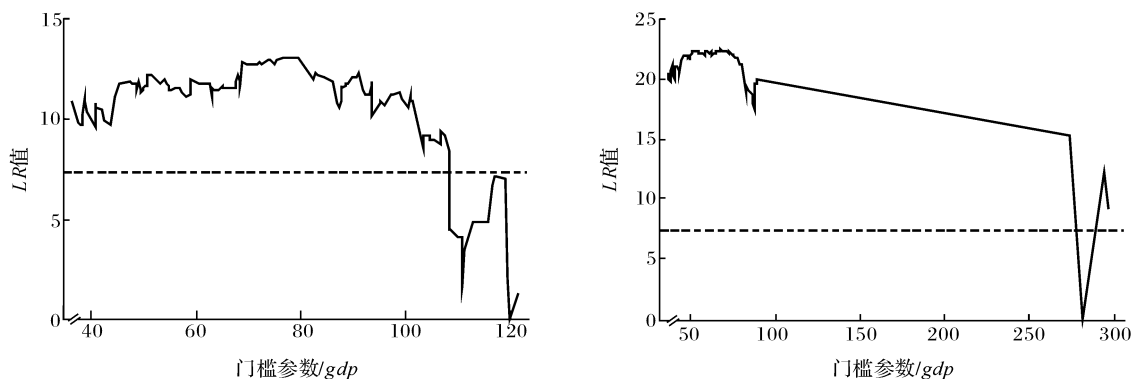


图 1 门槛估计值和置信区间

(2) 面板门槛回归结果分析。表 4 分别列出了同方差和异方差下的参数估计结果。结果显示,当农村经济发展水平( $rgdp$ )低于第一门槛值 119.74 时,即农村经济发展处于低水平时,农村金融发展系数在 5% 的显著性水平上为负,表明农村金融发展不但没有促进农民增收,反而抑制农民收入增长;当农村经济发展水平大于第一门槛 119.740 和第二门槛值 281.87 时,农村金融发展的系数为正,且通过 1% 显著性水平检验,说明农村金融发展能够显著的促进农民收入增长,这一结论与 Townsend 等<sup>[3]</sup>、胡宗义等<sup>[22]</sup>、余玲玲等<sup>[23]</sup>学者的研究结论相似。

① 本文以 2005 年为基期,单个指标在基期年份的最大值和最小值分别为 100 和 0,分别代表该地区在该项指标上发展最好和最差;每项指标得分的计算公式如下:第  $i$  个指标在  $t$  年得分  $\frac{x_{it} - x_{\min}}{x_{\max} - x_{\min}} \times 100$ ,其中,  $x_{it}$  表示第  $i$  个指标在  $t$  年的原始数值,  $x_{\max}$  为 29 个省(市、自治区)在基期 2005 年该指标原始数值最大值,  $x_{\min}$  为最小值。

对于其他控制变量来说,农村经济发展、农业产业化、人力资本系数在 1% 显著水平上显著为正,能够促进农民增收;产业结构的系数为负,且通过 1% 显著性水平检验,而政府财政干预和城镇化对农民收入的影响并不显著。

总之,农村金融发展对农民收入的影响存在显著的门槛效应,并不是简单的线性关系。换句话说,在不同的农村经济发展水平上,农村金融发展对农民收入的影响不同。

表 4 面板门槛模型回归结果

变量	系数估计值	$t(A)$	$t(B)$
变量	系数估计值	$t(A)$	$t(B)$
$fina\_rural(rgdp \leq 119.74)$	-0.037	-3.37***	-2.77**
$fina\_rural(119.74 < rgdp \leq 281.87)$	0.011	4.55***	3.97***
$fina\_rural(281.87 < rgdp)$	0.121	4.42***	3.62***
$rgdp$	0.567	20.98***	7.75***
$openess$	0.104	1.79*	0.94
$infer\_gov$	-0.040	-1.40	-0.95
$stru\_indu$	-1.144	-8.56***	-5.35***
$city$	-0.341	-1.23	-0.42
$human$	0.181	2.76***	1.63
$industry$	0.356	7.54***	3.65***
$\_cons$	28.90	1.80*	0.68

注: $t(A)$ 和 $t(B)$ 分别表示常规标准误和稳健性估计下的 $t$ 值。

## 2. 空间计量分析

(1)空间相关性检验。本文选取 Geary's C 检验我国各地区农民收入的空间相关性,检验结果见表 5。根据 Geary's C 检验值,在邻近权重、经济权重和人力资本权重下,我国各地区农民收入的 Geary's C 值在 1% 的显著性水平上总是小于期望值 1,说明我国各地区的农民收入并非随机分布状态,而存在正向空间相关性,也就是说,任一地区的农民收入与具有相似空间特征地区的农民收入息息相关。总之,我国各地区间农民收入存在着显著的空间相关性。

表 5 我国各省(市、自治区)农民收入的 Geary's C 值

年份	$W^G$ (邻近权重)			$W^E$ (经济权重)			$W^H$ (人力资本权重)		
	$C$	$E(C)$	$P$	$C$	$E(C)$	$P$	$C$	$E(C)$	$P$
2005	0.350	1.000	0.000	0.441	1.000	0.003	0.362	1.000	0.000
2006	0.346	1.000	0.000	0.444	1.000	0.003	0.360	1.000	0.000
2007	0.354	1.000	0.000	0.461	1.000	0.004	0.370	1.000	0.000
2008	0.358	1.000	0.000	0.469	1.000	0.004	0.375	1.000	0.000
2009	0.359	1.000	0.000	0.471	1.000	0.004	0.376	1.000	0.000
2010	0.358	1.000	0.000	0.470	1.000	0.004	0.376	1.000	0.000
2011	0.341	1.000	0.000	0.425	1.000	0.002	0.353	1.000	0.000
2012	0.337	1.000	0.000	0.414	1.000	0.001	0.348	1.000	0.000
2013	0.333	1.000	0.000	0.406	1.000	0.001	0.343	1.000	0.000
2014	0.333	1.000	0.000	0.399	1.000	0.001	0.342	1.000	0.000
2015	0.337	1.000	0.000	0.393	1.000	0.001	0.344	1.000	0.000

(2)回归结果分析。本文分别对普通面板模型和采用空间邻近权重、空间距离权重、空间经济权重和空间人力资本权重作为矩阵的空间计量模型进行了估计,结果如表 6 所示。

根据回归结果,与普通面板模型(1)相比,空间计量模型的拟合优度  $R^2$  有所提高, $\sigma_2_e$  相对变小,说明空间计量模型拟合效果更好,能够提高估计的有效性。从空间计量模型的相关系数( $\rho$ )来看,所有空间权重矩阵下的空间相关系数全部为正,并且通过 1% 显著性水平检验,说明各地区农民

表6 农村金融发展对农民收入影响的回归结果

变量	OLS(1)	空间计量模型			
		空间邻近权重(2)	空间距离权重(3)	空间经济权重(4)	空间人力资本权重(5)
<i>fina_rural</i>	0.009 9*** (11.16)	0.006 9* (1.86)	0.003 3*** (4.35)	0.005 2** (2.42)	0.005 6*** (5.67)
<i>rgdp</i>	0.633 1*** (28.14)	0.305 3*** (8.81)	0.343 9*** (7.40)	0.385 8*** (7.54)	0.284 2*** (7.55)
<i>infer_gov</i>	-0.096 5*** (-4.58)	-0.096 8*** (-4.12)	-0.165 5*** (-5.47)	-0.053 2 (-1.64)	-0.093 6*** (-3.85)
<i>openness</i>	0.003 9 (0.10)	0.078 6** (2.48)	0.121 8* (1.82)	0.048 2* (1.95)	0.054 0** (2.61)
<i>stru_indu</i>	-1.003 7*** (-8.14)	-0.367 8*** (-4.02)	-0.612 0*** (-2.75)	-0.511 6*** (-3.18)	-0.366 6*** (-3.84)
<i>city</i>	-0.041 0 (-0.27)	-2.003 8*** (-7.54)	-2.239 9*** (-4.18)	-1.582 2*** (-3.48)	-1.931 0*** (-6.81)
<i>human</i>	0.115 6** (2.18)	0.053 4 (1.25)	-0.033 6 (-0.62)	0.028 7 (0.38)	0.073 5 (1.56)
<i>industry</i>	0.263 0*** (5.97)	0.064 5*** (3.48)	0.089 1** (2.54)	0.106 6* (1.89)	0.071 8* (1.72)
<i>Wfina_rural</i>		0.005 6* (0.94)	0.010 7 (0.99)	0.009 3 (0.71)	0.010 5
<i>Wrgdp</i>		-0.054 2* (-1.86)	-0.490 3*** (-3.56)	-0.238 0*** (-1.84)	-0.110 6*
<i>Winfer_gov</i>		0.103 1** (2.03)	-0.000 6 (0.15)	0.013 9 (1.62)	0.088 7
<i>Wopenness</i>		0.202 5** (2.01)	-0.150 6 (0.76)	0.109 3 (1.65)	0.168 0*
<i>Wstru_indu</i>		0.114 8 (0.57)	-1.036 7 (-0.33)	-0.103 4 (0.73)	0.158 7
<i>Wcity</i>		0.943 5* (1.92)	1.493 3** (4.84)	4.289 1*** (2.75)	1.565 3***
<i>Whuman</i>		-0.204 7*** (-2.78)	-0.238 4* (-2.21)	-0.218 7** (-3.07)	-0.235 6***
$\rho$		0.636 8***	0.124 9***	0.574 6***	0.289 0***
<i>sigma2_e</i>	52.304 6***	11.039 7***	20.362 9***	21.282 8***	11.477 6***
$R^2$	0.420 3	0.424 1	0.545 2	0.514 4	0.607 5
<i>Log-likelihood</i>		854.95	933.46	944.41	858.23
<i>N</i>	319	319	319	319	319

注:()内数值为变量估计系数的  $t$  统计量。

收入存在显著的空间溢出效应。另外,与空间距离权重(3)和空间人力资本权重(5)作为矩阵的估计结果相比,空间邻近权重(2)和空间经济权重(4)的空间相关系数( $\rho$ )有所提升,分别为 0.636 8 和 0.574 6,表明各地区农民收入更受空间邻近权重和空间经济权重的影响,换句话说,地理位置邻近或者经济特征相似,特别是经济发展水平高的地区,在吸引人才和技术创新方面比较突出,可以影响科学技术的传播,促使地区之间资源共享和优化配置,强化农民增收的空间效应。

从农村金融发展的相关系数来看,无论是普通面板模型,还是空间计量模型,农村金融发展( $fina\_rural$ )的系数在 5% 的显著性水平上全部为正。这说明,从长远来看农村金融发展能够显著的促进农民收入增长,但是在短期存在如前文分析的门槛效应,可能的原因是通过调整金融服务门槛,扩大金融服务的覆盖面,让更多低收入者享受金融发展所带来的福利,从而促进农民收入的增加。空间邻近权重(2)作为矩阵的回归结果显示,农村金融发展( $Wfina\_rural$ )的系数在 10% 显著性水平上为正,但是其他几个权重的结果并不显著,说明邻近地区农村金融发展能够带动本地区农民收入的增长,邻近地区越多,带来的正外部性越强。

从其他控制变量的相关系数来看,农村经济发展( $rgdp$ )的系数在 1% 显著性水平上全部为正,说明农村经济发展能够促进农民收入增长,可能的原因是农民能够从经济增长中获益,受惠于经济增长的“涓滴效应”。但是相邻地区农村经济增长( $Wrgdp$ )的系数全部为负,并且通过 10% 的显著性水平检验,相邻地区农村经济发展会抑制本地区农民收入的增长,这可能与人口资源禀赋、农村金融发展程度低等因素的制约有关。对外开放程度( $openness$ )和农业产业化( $industry$ )的系数显著为正,说明二者能够促进农民收入的增长,但是产业结构( $stru\_indu$ )、政府干预( $infer\_gov$ )和城镇化( $city$ )的系数显著为负,对农民收入增长有抑制作用,这与前文的研究结论一致。

#### 四、结论及启示

本文选取 2005—2015 年中国 29 个省(市、自治区,西藏和海南除外)的面板数据作为样本,采用面板门槛模型和空间杜宾模型,分析了农村金融发展对农民收入的门槛效应影响和空间溢出效应,得到如下结论:(1)中国各地区农村金融发展对农民收入的影响存在门槛效应,并不是简单的线性关系。换句话说,在不同的农村经济发展水平上,农村金融发展对农民收入的影响不同。可能的原因是,当农村经济发展处于较低水平时,农村金融发展相对落后,产品单一和金融服务网点少,金融机构为了控制风险,提高了金融服务门槛,农民无法享受金融服务,进而影响收入,制约了农民收入增长;当农村经济发展水平较高时,金融产品多样化,金融服务门槛降低,低收入者能够分享金融发展水平提高带来的福利,使农民收入增加。(2)中国各地区农民收入并不是随机分布的,而是与各个相似特征的地区息息相关,存在着明显空间溢出效应。换句话说,农民收入不仅受本地区各种因素的影响,而且受其他地区相关因素的影响,本地区农民收入能够从其他地区农村金融发展等影响因素中获取正向外部性。(3)邻近特征、地理区位特征、经济特征和人力资本特征均会对农民收入及其空间相关性产生影响,但是邻近特征和经济特征对农民收入的影响更加明显,即邻近位置和经济发展水平更有利促进农民收入增长。

根据上述结论,本文得出如下启示:(1)应该关注农村金融发展与农民收入的门槛效应,根据不同经济发展水平,合理配置农村金融资源,促使农民收入增长。(2)为了增加农民收入,必须提高本地区的经济发展水平,强化相邻区域的经济联系和互动,加强邻近地区间的信息流通、人才和技术的共享、开展交流合作。(3)大力发展农村金融,加大金融支持力度,促进金融发展水平,推动农村经济快速增长。(4)完善财政支持农业政策,加大精准扶贫力度,关注收入分配,引导金融机构开展涉农信贷,增加涉农信贷投放额度,并且对部分重点涉农业务进行财政补贴和扶持。(5)优化产业结构,提高农村居民的受教育水平,引导农产品出口。

#### 参 考 文 献

- [1] 孙玉奎,周诺亚,李丕东.农村金融发展对农村居民收入的影响研究[J].统计研究,2014(11):90-95.
- [2] AGHION P,BOLTON P.A theory of trickle-down growth and development[J].The review of economic studies,1997,64(2):151-172.
- [3] TOWNSEND R M,UEDA K.Financial deepening,inequality, and growth;a model-based quantitative evaluation[J].The review



of economic studies, 2006, 73(1): 251-293.

- [4] GREENWOOD J, JOVANOVIĆ B. Financial development and economic development[J]. Economic development and cultural change, 1990(15): 257-268.
- [5] CLARKE G, XU L C, ZOU H. Finance and income inequality: test of alternative theories[J]. Annals of economics and finance, 2013, 14(2): 493-510.
- [6] 张兵, 翁辰. 农村金融发展的减贫效应——空间溢出和门槛特征[J]. 农业技术经济, 2015(9): 37-47.
- [7] 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.
- [8] LUO H, LI J J. Influence of rural financial development on the rural income increase: based on the research of Jiangsu, Henan and Guangxi[C]//Service Systems and Service Management (ICSSSM). 2016 13th International Conference on IEEE, 2016: 1-6.
- [9] 贾立, 王红明. 西部地区农村金融发展与农民收入增长关系的实证分析[J]. 农业技术经济, 2010(10): 40-49.
- [10] 田杰, 陶建平. 农村金融密度对农村经济增长的影响——来自我国 1 883 个县(市)面板数据的实证研究[J]. 经济经纬, 2012(1): 108-111.
- [11] 刘玉春, 修长柏. 农村金融发展, 农业科技进步与农民收入增长[J]. 农业技术经济, 2013(9): 92-100.
- [12] 余新平, 熊晶白, 熊德平. 中国农村金融发展与农民收入增长[J]. 中国农村经济, 2010(6): 77-86, 96.
- [13] TOBLER W R. A computer movie simulating urban growth in the Detroit region[J]. Economic geography, 1970(46): 234-240.
- [14] ANSELIN L. Spatial econometrics: methods and models[M]. Dordrecht: Kluwer Academic Press, 1988.
- [15] HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing, and inference[J]. Journal of econometrics, 1999, 93(2): 345-368.
- [16] 李婧, 谭清美, 白俊红. 中国区域创新生产的空间计量分析——基于静态与动态空间面板模型的实证研究[J]. 管理世界, 2010(7): 43-55, 65.
- [17] ANSELIN L, ARRIBAS-BEL D. Spatial fixed effects and spatial dependence in a single cross-section[J]. Papers in regional science, 2013, 92(1): 3-17.
- [18] 宋跃刚, 吴耀国. 制度环境、OFDI 与企业全要素生产率进步的空间视角分析[J]. 世界经济研究, 2016(11): 70-85, 136.
- [19] LEVINE R, ZERVOS S. Stock markets, banks, and economic growth[J]. American economic review, 1998: 537-558.
- [20] 刘洁. 金融发展、农村金融发展与农村经济增长——基于 1980—2007 年的实证分析[J]. 农业经济问题, 2008(S1): 85-91.
- [21] 王征, 鲁钊阳. 农村金融发展与城乡收入差距——基于我国省级动态面板数据模型的实证研究[J]. 财贸经济, 2011(7): 55-62.
- [22] 胡宗义, 刘亦文. 金融非均衡发展及城乡收入差距的库兹涅茨效应研究——基于中国县域截面数据的实证分析[J]. 统计研究, 2010(5): 25-31.
- [23] 余玲铮, 魏下海. 金融发展加剧了中国收入不平等吗? ——基于门槛回归模型的证据[J]. 财经研究, 2012(3): 105-114.

(责任编辑:陈万红)