

农业科研投资减贫效应的空间溢出与门槛特征

沈 能¹ 赵增耀²

内容提要：空间异质性使得传统的空间同质性假设难以解释农业公共投资与贫困变化之间的复杂关系。为此，本文研究基于 1998~2009 年的省级面板数据，综合采用空间面板回归和门槛面板回归进行异质性检验，考察农业科研投资与农村减贫的非线性空间联系。本文研究表明，农业科研投资的减贫效应明显，但不同地区差异显著；农业科研投资的减贫效应存在空间外溢特征，空间溢出效应解释了农业科研投资强度与贫困发生率在空间上的非均衡分布。农业科研投资的减贫效应存在门槛特征，即农业科研投资的减贫效应随着经济发展水平和农业科研投资强度的提高而降低。

关键词：农业科研投资 减贫 空间溢出 门槛效应

一、问题的提出

经济转轨国家面临的最大问题是城乡收入差距持续扩大。中国作为一个典型的“转轨—转型”体，在农村减贫上取得了举世瞩目的成绩。伴随着中国农业的发展，中国的贫困人口急剧减少，农村绝对贫困人口由 1978 年的 2.5 亿人下降到 2009 年末的 1378 万人，贫困发生率从 32.9% 下降到 1.4%。其中，一系列政策调整和改革措施以及政府对农村的公共投资都对农民收入增长和减轻贫困发挥了积极的作用。但是，在新时期，中国农业发展面临着新挑战，农村脱贫减贫仍然任重道远，需要全社会和各级政府通力合作。由于中国地域辽阔，各地区经济发展程度、资源禀赋、技术水平各异，地区空间异质性使得传统的空间同质性假设不再适用于解释农业公共投资与农民收入增长及减贫之间的复杂关系。为了真实地反映实际，应摒弃传统空间同质性假设，而应从空间异质性的角度考察农村公共投资与农民收入及减贫之间的非线性空间联系。那么，作为一个关键的经济变量，农村公共投资的空间非均衡分布与贫困人口分布的区域差异存在怎样的联系？二者之间是否存在空间依存性和非线性关系特征？如果存在，那么，农村公共投资的减贫效应又是如何实现的？这些问题的解决将为中国制定“十二五”期间提高农民收入的相关政策，促进区域和城乡协调发展提供微观基础和科学依据。

二、文献综述

农业科研投资对提高农业生产力和生产率起着重要作用已是不争的事实（樊胜根、钱克明，2005）。近年来，关于农业科研作用的研究已经延伸到减贫、保障食品安全、保护环境和创造就业等方面（Mills and Bradford, 1998）。大量研究表明，农业科研投资可以有效地促进农村减贫。Kerr and Kolavalli（1999）提出了一个发展中国家科技、经济及制度等因素在内的直接或间接减少贫困的分析框架，指出了农业科研对于减少贫困的重要性。Mathur and Pachico（2003）通过大量的案例调查研究了农业科研与减少贫困之间的关系，以及农业科研对农村贫困人口的影响程度，并提出了相应

的对策建议。Hazell and Haddad（2001）提出了政府农业科研投资减少贫困的途径：一是为农民提供更多的农业就业机会和更高水平的工资；二是提高农民的农产品产量；三是加快农村劳动力的区域流动；四是通过发展乡镇经济使农民获益；五是农村消费者提供更低价格的食物；六是农民集体行动的能力，改变他们的弱势地位。Sumberg et al.（2004）考察了南部非洲地区农民农业技术选择、收入差异与农业科研投资之间的联系。研究表明，农业科研政策的重点在于考虑如何在成千上万的小规模、贫困和分散的农户中转移技术。樊胜根、钱克明（2005）通过比较中国和印度的农业科研政策，提出了农业科研影响减贫的分析框架：农业科研作用于农村减贫是多渠道的，最主要的渠道是农业科研通过提高农业生产直接增加农民收入，进而降低农村贫困发生率。樊胜根、张林秀（2003）和樊胜根等（2006）还分析了农业科研在缓解城镇贫困方面的作用。他们运用联立方程模型分析了农业科研投资对工资、食物价格和城镇贫困发生率的影响，发现农业科研投资的减贫弹性在农村和城镇是接近的。Adato and Meinzen-Dick（2007）通过对六个国家农业科研政策对贫困影响的分析，提出了农业科研投资对减贫影响的分析框架，认为农业科研投资对减贫影响是多样而且复杂的（见图1）。

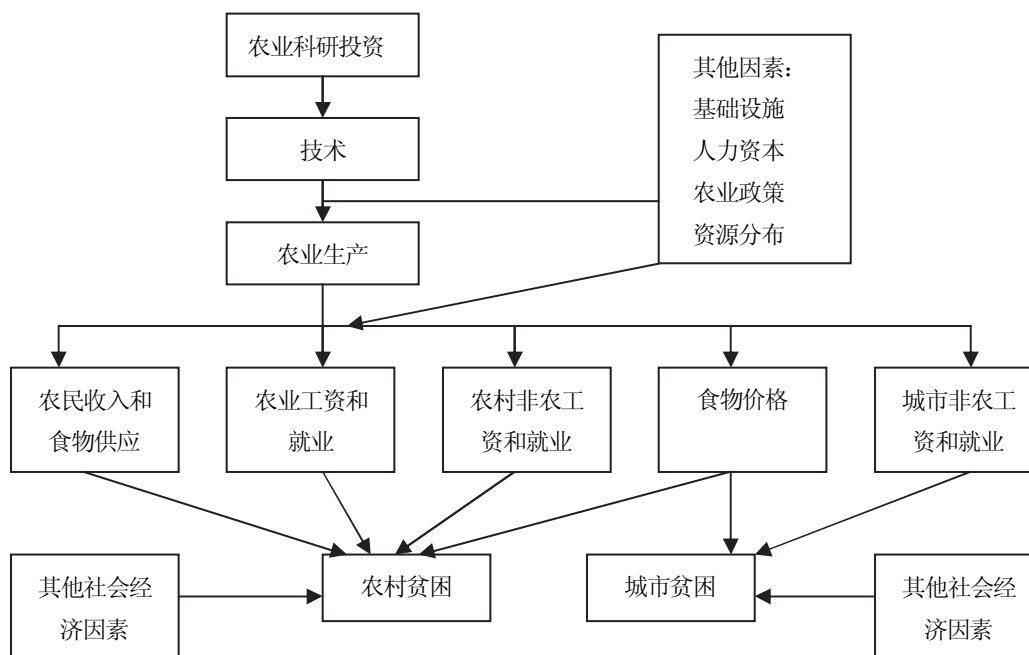


图1 农业科研投资作用于减贫的路径

从研究对象上看，以往文献普遍都是从全国整体的层面考察农业科研投资和减少贫困之间的关系，却忽视了农业科研投资效果在地理空间上的相关性与溢出效果。简单的相关性分析或协整分析仅仅能揭示农业科研投资与减少贫困的时间相关性，却无法洞察两者在地理空间上的关联机制。Anselin（1998）认为，某地区作为经济单元并非孤立存在的，必然与邻近地区类似经济单元发生一定的联系。不同地区的科研投资效果会表现出地理上的空间依赖和溢出特征，这也意味着，相邻地区的科研活动可能相互影响，因此，有必要将地理空间效应引入传统的计量模型中。另外，Sheng and Chien（2005），杨友才、赖敏晖（2009）研究发现，政府公共支出对经济增长的影响存在门槛效应，即经济规模不同，财政支出对经济增长的作用力也不同。而农业科研投资在很大程度上依赖于政府

投入，这意味着公共科研投资的减贫效应除具有空间溢出效果外，还可能存在门槛效应，即随着经济变量超过某一门槛时，农业科研投资对于减贫的作用力并非完全一致。基于以上考虑，本文试图综合利用空间面板回归模型和门槛面板回归模型检验中国农业科研投资的减贫效应是否存在空间溢出效应和门槛效应，并提出相应的政策启示。

三、中国农业区域划分及描述性统计

农业科研投资的来源通常包括政府投资、私人投资和国外资金，在中国，农业科研投资中私人投资和国外投资的比例还非常低，加上私人投资和国外投资都相对分散，且没有正式发表的统计数据，为此，本文研究中农业科研投资主要指政府农业科研投资。在考察农业科研投资减贫效应的空间因素前，必须先对中国进行区域划分。考虑到以往统计数据都按省（区、市）为单位，所以，以不打破现有的行政区划为原则，本文借鉴了樊胜根、张林秀（2003）依据农业生态特征和行政区划把中国划分为八大区域的方法，这八大区域分别是：东北区、华北区、华中区、东南区、华南区、西南区、西北 1 区（西北边疆区）、西北 2 区（西北黄土高原区），这种划分标准突出了行政区划和生态区域相结合的特点，八个区域的划分及其基本情况见表 1 所示。

从表1可以看出，中国贫困人口主要集中在中西部地区，西南区、西北 1 区和西北 2 区贫困人口占全国的比重超过一半，而华南区、东南区和东北区贫困人口相对较少。华南区农业科研经费支出占全国的比重最大，约为 21%，而西北 1 区和西北 2 区分别仅约为5%和 4%。各个区域农业科研投资强度差异则更为明显：东北区和华南区科研投资强度最高，为 0.4%，是华北区的两倍。

根据以往的经验，农业科研投资强度对贫困发生有负向影响，即科研投资强度越大，贫困发生率越低。但是，从数据来看，中国农业科研投资强度与贫困人口比重在空间分布上并非成反比。比如，东南区（上海、江苏、福建）农业科研投资强度并不高，但贫困人口比重很低，其原因可能在于其他地区农业科研投资对其产生了正向溢出效应，提高了该地区农业科研投资的减贫弹性。而华中地区（湖南、湖北、安徽、江西）农业科研投资强度很高，但贫困人口比重却较高，其原因也在于这些省份农业科研投资能产生很强的空间外溢性，其产出中有部分被相邻省份所吸收，从而降低了自身的贫困发生率。总结而言，地区层面农业科研投资和贫困发生率的空间不协调，很可能是因为二者之间存在空间相关性，这也就意味着，在考察农业科研投资的减贫效应时应考虑可能存在的空间相关性。

表 1	农业区域经济、人口、土地和农业科研投资占全国比重（%）							
	东北区	华北区	西北1区	西北2区	华中区	东南区	西南区	华南区
指标	黑龙江	北京	内蒙古	陕西	安徽	上海	四川	福建
	辽宁	天津	新疆	甘肃	江西	江苏	重庆	广东
	吉林	河北	青海	宁夏	湖南	浙江	贵州	广西
		河南	西藏		湖北		云南	海南
		山东						
		山西						
国内生产总值比重	8.60	27.30	3.74	3.10	11.32	20.70	8.02	17.13
农业总产值比重	9.35	24.27	4.98	3.69	18.42	11.90	12.32	15.07
人口比重	8.39	24.48	4.07	5.39	17.51	11.03	14.95	14.18
乡村人口比重	6.65	25.23	4.21	6.19	19.14	8.38	17.77	12.43

(续表1)

贫困人口比重	6.37	16.71	10.90	15.21	14.24	1.23	30.26	5.08
耕地面积比重	16.55	21.61	10.18	8.79	13.74	5.77	15.76	7.60
农业科研投资比重	14.70	18.05	5.65	4.06	13.28	12.53	10.75	20.98
农业科研投资强度	0.42	0.22	0.34	0.29	0.38	0.24	0.27	0.41
农业总产值增长率	6.25	6.70	6.67	5.57	5.18	4.77	6.81	5.72
农业科研投资增长率	6.02	8.32	8.62	5.48	5.08	11.95	7.80	11.09

注：农业总产值和农业科研投资数据为 1998~2009 年平均值，其余数据为 2009 年。

资料来源：国家统计局农村社会经济调查司：《中国农村贫困监测报告》(历年)，中国统计出版社。

四、农业科研投资减贫效应的计量分析

(一) 模型设定与变量选取

中国农业科研投资促进了农业发展，减少了贫困。但是，由于中国农业发展空间不平衡，贫困人口分布不均，农业科研投资强度也存在较大差异，所以，农业科研投资的减贫效应会存在明显的地域差别。以往相关文献认为，影响农村减贫的因素是多方面的，就公共财政支出而言，除了农业科研支出外，还包括支农支出、农业基本建设支出、农村救济支出等。为了消除异方差的影响，本文对所有变量都进行了对数化处理，并引入了随机误差项。本文建立的财政支出作用于农村减贫的计量模型如下：

$$\ln POVi_t = \beta_0 + \beta_1 \ln R \& D_{it} + \beta_2 \ln PRO_{it} + \beta_3 \ln INF_{it} + \beta_4 \ln REL_{it} + \varepsilon \quad (1)$$

(1) 式中，贫困指标 (POV) 为贫困发生率 (简称“ H 指数”)，以贫困人口占总人口的比例表示，是一种测量贫困程度的指标，数据来源于国家统计局历年的《中国农村贫困监测报告》。农业科研投资指标 ($R \& D$) 用农业科研机构经常费支出与农业总产值之比表示，即农业科研投资强度。虽然农业部和科技部都对该指标数据做了统计，但两者的统计口径不一致，科技部《中国科技统计年鉴》中的统计数据主要按照国民经济行业来划分，并不是按照科研机构服务的行业来划分，因此不能真实反映科研投资对国民经济的作用。本文中农业科研经费的数据主要来自于农业部科技教育司编制的《全国农业科技统计资料汇编》。农业科研机构经常费支出包括科技活动支出、生产经营活动支出和其他支出。财政支农支出指标 (PRO) 用财政支农支出与农业总产值之比表示。财政支农支出包括支援农村生产支出和农林水利气象部门事业费。前者主要通过补助费、专项资金等转移支付的形式，降低农民的生产成本，提高农民收入；后者主要通过给相关农业事业单位提供补助费，间接提高农业生产力，减少农民的生产成本。农业基本建设支出指标 (INF) 用农业基本建设支出与农业总产值之比表示。基本建设支出主要用于农田水利设施、农村公路建设等。加强农村基础设施建设可以通过提高农业生产和创造非农就业机会减少农村贫困。农村救济支出指标 (REL) 用农村救济支出与农业总产值之比表示。农村救济费是政府发放给因遭遇突发灾害事件而生活拮据的农民或部分绝对贫困人口的资金，是财政资金单方面的转移。 $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$ 为各项财政支出的减贫效应系数，如果符号为负，则表示财政支出具有减贫效应。本文研究的样本期为1998~2009年，由于西藏数据缺失，样本数为全国30个省（区、市）（《中国农业年鉴》^①、《中国科技统

^① 《中国农业年鉴》编辑委员会：《中国农业年鉴》(历年)，中国农业出版社。

计年鉴》^①、《中国农村统计年鉴》^②《中国统计年鉴》^③和《中国农村贫困监测报告》^④等)。

(二) 农业科研投资减贫效应的空间溢出分析

1.空间相关性分析。以往关于农业公共投资与农村减贫关系的实证研究大多仅考虑了时间维度,而忽视了地理空间维度的异质性,为此,有必要使用空间计量经济模型将空间相关性纳入农业科研投资与减贫关系的实证研究。是否需要在回归模型中引入空间效应,取决于中国农业科研投资强度空间相关性和贫困发生率空间相关性是否存在。空间相关性分析旨在考察经济变量变动在空间统计性上是否存在相关性。本文研究采用全局 Moran I 来检验中国农业科研投资与贫困发生率的空间分布是否存在相关性特征。其计算公式为:

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

(2) 式中, $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2$; $\bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i$; Y_i 和 Y_j 分别表示地区 i 和地区 j 农业科研投

资强度或贫困发生率的观测值; W_{ij} 为二进制的邻接空间权重矩阵, 矩阵元素的确定采用邻接标准。一般邻接标准的 W_{ij} 为:

$$W_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{当区域 } i \text{ 和区域 } j \text{ 相邻} \\ 0, & \text{当区域 } i \text{ 和区域 } j \text{ 不相邻} \end{cases} \quad (3)$$

(3) 式中, $i = 1, 2, \dots, n$; $j = 1, 2, \dots, m$; $m = n$ 或 $m \neq n$ 。

Moran I 的取值范围为[-1, 1]。该指数等于 0, 表示目标区域空间分布相互独立; 该指数小于 0, 表示目标区域存在空间负相关性; 该指数大于 0, 表示目标区域存在空间正相关性, 指数值越大表示空间集聚分布特征越明显。运用 Geoda 空间计量分析软件对 1998~2009 年中国农业科研投资强度空间相关性和贫困发生率空间相关性进行 Moran I 检验, Moran I 计算结果见表 2 和表 3 所示。

表2 我国农业科研投资强度的Moran I					
年份	Moran I	临界值 z (I)	年份	Moran I	临界值 z (I)
1998	0.0257	2.5874	2004	0.0574	1.9741
1999	0.0357	1.9874	2005	0.0741	2.6581
2000	0.0387	2.2741	2006	0.0787	2.4145
2001	0.0321	1.8741	2007	0.0874	2.3541
2002	0.0475	2.3578	2008	0.0987	2.6874
2003	0.0587	1.6874	2009	0.1021	2.2540

^①国家统计局、科技部:《中国科技统计年鉴》(历年), 中国统计出版社。

^②国家统计局:《中国农村统计年鉴》(历年), 中国统计出版社。

^③国家统计局:《中国统计年鉴》(历年), 中国统计出版社。

^④国家统计局农村社会经济调查司:《中国农村贫困监测报告》(历年), 中国统计出版社。

表3 中国贫困发生率的Moran I

年份	Moran I	临界值 z (I)	年份	Moran I	临界值 z (I)
1998	0.0685	1.5741	2004	0.1025	1.8572
1999	0.0874	1.9547	2005	0.1147	2.3568
2000	0.0747	2.0141	2006	0.1101	1.8741
2001	0.0874	1.5844	2007	0.1252	2.6542
2002	0.0987	2.3541	2008	0.1354	2.2542
2003	0.0874	1.9852	2009	0.1254	2.2010

检验结果表明，Moran I 的正态统计量 z 值在大多数年份大于 0.01 水平上的临界值 (1.96)，表明中国农业科研投资强度和贫困发生率并非完全随机分布，各自具有明显的空间相关性，其空间联系的特征是：具有较高科研投资强度（贫困发生率）的省（区、市）相对地趋于与具有较高科研投资强度（贫困发生率）的省（区、市）相靠近，科研投资强度（贫困发生率）较低的省（区、市）相对地趋于与科研投资强度（贫困发生率）较低的省（区、市）相邻。因此，有必要从空间维度对农业科研投资的减贫效应进行空间计量分析。

2.空间面板模型。由于传统的线性回归模型忽视了空间相关性，如果经济变量存在空间相关性，就会存在系统参数的估计偏差。Anselin（1988）提出了两种空间自相关模型：一是在原模型中引入加权内生变量，即空间滞后模型（SLM）；二是空间误差模型（SEM）。

空间滞后模型（SLM）：

$$y_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + \rho W y_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

空间误差模型（SEM）：

$$y_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + \varepsilon_{it}, \quad \varepsilon_{it} = \lambda W \varepsilon_{it} + \mu_{it} \quad (5)$$

$$\varepsilon_{it}、\mu_{it} \sim N(0, \delta^2 I)$$

（4）式、（5）式中， y 为可能存在空间相关性的因变量， X 为自变量向量， ρ 为空间滞后项系数， λ 为空间误差项系数， W 为空间权重矩阵，其形式如下：

$$W = \begin{pmatrix} w_{11} & \cdots & w_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ w_{n1} & \cdots & w_{nn} \end{pmatrix} \quad (6)$$

（6）式中， w_{ij} 表示地区 i 与 j 的邻近关系，可以根据距离标准或邻接标准来度量。如果仍采用最小二乘法（OLS）来估计，参数估计值会有偏，因此，需要通过极大似然法（ML）、工具变量法（IV）等其他方法来估计。Anselin（1988）建议采用极大似然法估计参数。对于空间滞后模型（SLM）和空间误差模型（SEM）哪个模型更合适，Anselin and Florax（1995）提出了如下判别准则：如果在空间依赖性检验中发现，稳健的拉格朗日乘数—滞后检验（R-LMLAG）显著而稳健的拉格朗日乘数—误差检验（R-LMERR）不显著，拉格朗日乘数—滞后检验（LMLAG）较之拉格朗日乘数—误差检验（LMERR）在统计上更加显著，那么，空间滞后模型（SLM）更合适；相反，如果稳健的拉格朗日乘数—误差检验（R-LMERR）显著而稳健的拉格朗日乘数—滞后检验（R-LMLAG）不

显著，拉格朗日乘数—误差检验（LMERR）比拉格朗日乘数—滞后检验（LMLAG）在统计上更加显著，则空间误差模型（SEM）更合适。

3.检验结果。为了比较，本文同时给出了最小二乘估计结果（见表4）。结果显示，最小二乘回归的拟合效果显著。各变量均通过了 5%水平的显著性检验，表明农业科研投资在一定程度上降低了贫困发生率。但是，最小二乘线性回归估计可能存在模型设定不恰当的问题，比如没有考虑到省际（截面单元）的空间自相关性。本文进一步利用 Moran I、两个拉格朗日乘数来判断空间滞后计量模型和空间误差计量模型的选取。表4中，Moran I 在 5%的水平上通过了显著性检验，表明经典回归误差的空间依赖性（相关性）非常明显。另外，拉格朗日乘数—滞后检验和稳健的拉格朗日乘数—误差检验分别通过了 5%和 10%水平的显著性检验，而拉格朗日乘数—误差检验和稳健的拉格朗日乘数—滞后检验均未能通过检验，因此，根据前面介绍的判别准则，空间滞后模型是正确的模型形式。根据以上判断，本文采用空间滞后模型，利用极大似然估计法对空间计量模型的参数进行估计。由表4中的估计结果可见，相对于最小二乘估计的经典回归模型，空间滞后模型的拟合优度检验值 R^2 和对数似然函数值都有所提高，赤池信息和施瓦茨信息的值相对变小。这证明，在考虑了空间效应以后，用极大似然法估计的模型有效地减小了地区空间自相关和空间误差。根据空间滞后模型的检验结果，除了农村救济支出外，所有变量都对降低贫困发生率有显著的促进作用。同时，进一步考察空间滞后模型的空间自相关系数 ρ ， ρ 值为 0.2587，并通过了显著性检验，表明本省份农业科研投资对相邻省份也有一定的促进作用，拥有相邻省份越多的省份从本省份和相邻省份农业科研投资中获得的正外部性越强。这也意味着，农业科研投资的减贫效应具有空间溢出特征，这也有力地反驳了提出的“地理经济终结论”的观点。

表4 模型估计结果

	最小二乘法 (OLS) 估计	空间滞后模型 (SLM)	空间误差模型 (SEM)
常数项	0.1424 (0.0341)	0.2070 (0.0414)	0.2874 (0.0487)
$Ln(R \& D)$	-0.2854** (0.0875)	-0.3102*** (0.0984)	-0.3021** (0.0857)
$Ln(PRO)$	-0.4254** (0.1024)	-0.4582*** (0.0987)	-0.4254*** (0.0957)
$Ln(INF)$	-0.1265** (0.0527)	-0.1451*** (0.0652)	-0.1389* (0.0704)
$Ln(REL)$	-0.0875** (0.0214)	-0.0987 (0.0324)	-0.0978 (0.0320)
空间滞后项系数 (ρ) 或空间误差项系数 (λ)	—	0.2587** (0.0347)	0.2358 (0.0301)
调整后 R^2	0.6541	0.6874	—
F统计量	19.3541*	19.6507*	—
杜宾—沃森值 (D-W)	1.9424	—	—
Moran I (误差)	0.1117**	—	—
拉格朗日乘数—滞后检验 (LMLAG)	4.3520**	—	—

(续表 4)

稳健的拉格朗日乘数—滞后检验 (R-LMLAG)	6.2544*	—	—
拉格朗日乘数—误差检验 (LMERR)	0.0654	—	—
稳健的拉格朗日乘数—误差检验 (R-LMERR)	1.7985	—	—
似然估计值	-38.5854	-29.6541	-29.2445
似然比检验	—	4.2754	3.8411
赤池信息准则 (AIC)	117.0685	95.6520	98.5411
施瓦茨信息准则 (SC)	114.6552	108.6465	109.0254

注：括号内为标准误，*表示在 10%水平上显著，**表示在 5%水平上显著，***表示在 1%水平上显著。

接下来考察各项农村公共财政支出对于减贫的作用程度。第一，在所有农村公共财政支出项目中，支农支出的减贫效果最好（系数为-0.45），支农支出与农业总产值之比每增加 1%，贫困发生率减少 0.45%。当前，中国财政支农支出采取两种形式：一是支援农村生产的补助费支出，例如特大抗旱的补助费、农村开荒补助费、农田水利建设和打井费、喷灌费等；二是农林水利气象等部门的事业费，例如农业技术推广费以及农机部门管理事业费等。财政支农支出在推动农业增长、提高农民收入以及减贫方面发挥了重要作用。但是，考虑到支农支出占到财政农业总支出的近 70%，支农支出的减贫效果还有待提升。第二，农业基本建设支出有效地降低了农村贫困发生率（系数为-0.14），农业基本建设支出与农业总产值之比每增加 1%，贫困发生率降低 0.14%。因此，可以在难以开发或生存环境恶劣的地区，通过加大对农村水利、农村公路设施的投资，并提高资金使用效率，拉动农村经济发展，为农民创造更多就业渠道，从而实现减贫的目的。第三，农业科研投资的减贫效应明显（系数为-0.31），农业科研支出与农业总产值之比每增加 1%，贫困发生率就降低 0.31%。虽然农业科研投资的减贫效应明显，但是，中国农业科研投入经费相对较低，科研投入不足已严重制约农业技术创新能力乃至农民收入的提高。第四，农村救济支出的减贫效应不显著。虽然近年来中国农村救济支出逐年增加，但是，农村救济支出并没有取得应有的减贫效果。原因可能在于：第一，贫困人口多分布于资源匮乏、环境恶劣的落后地区，扶贫难度增加；第二，农村救济费属于无偿转移支付，容易让得到救济费的农民产生依赖感，不利于农民自主创业；第三，出于获取救济费等动机，部分地方的政府减贫动力不足，“坐等要”的思想还存在（赵鸣骥，2008）。

为了考察不同区域农业科研投资减贫效应的差异，本文又按八大区域单独进行了检验（采用 SLM），结果如表 5 所示。

表 5 分区域估计结果

变量	东北区	华北区	西北 1 区	西北 2 区	华中区	东南区	西南区	华南区
$Ln(R \& D)$	-0.28***	-0.29***	-0.36***	0.38***	-0.36***	-0.26***	-0.33***	-0.27***
$Ln(PRO)$	-0.44***	-0.40***	-0.45***	-0.45**	-0.48***	-0.40*	-0.47**	-0.39**
$Ln(INF)$	-0.13***	-0.18***	-0.15***	-0.13***	-0.12***	-0.14***	-0.18***	-0.14**
$Ln(REL)$	-0.07*	-0.08	-0.10	-0.12*	-0.09*	-0.08	-0.09	-0.10
调整后 R^2	0.60	0.580	0.60	0.62	0.60	0.60	0.60	0.89

检验结果表明：农业科研投资对减贫的影响存在较大的地区差异。西北、华中地区农业科研投资的减贫效应较高，而华南、东南地区农业科研投资的减贫效应相对较低。华中、西南地区财政支农支出的减贫效应相对较高，农业基本建设支出的减贫效应在西南和华北地区相对较高。农村救济支出的减贫效应同样在各区域都不显著。

(三) 农业科研投资减贫效应的门槛特征

以往相关文献不考虑农业科研投资对于减贫的门槛效应。实际上, 农业科研投资减贫效应的发挥是一个复杂的过程, 现实中会存在一个或几个关键点, 农业科研投资要想实现其减贫效应, 就需要跨越一定的门槛。

1. 门槛面板回归模型。关于门槛效应的检验, 常用两种方法: 一种方法是分组检验 (Girma et al., 2001; Chen, 2003), 即先验地选择分割点将样本分为若干组。但是, 该方法对样本分组难以提供客观的标准, 同时也无法对回归结果的差异性进行显著性检验。另一种方法是交叉项模型 (Kinoshita, 2001, Griffith et al., 2002¹), 即建立包含交叉项的线性模型, 考察变量之间的相互作用。该方法虽然能估计出具体的门槛值, 但难以确定合适的交叉项形式, 同样也无法对门槛效应进行显著性验证。为此, 本文采用 Hansen (1999) 提出的门槛面板回归模型。它的优点在于既能估计出门槛值, 也能对内生的门槛效应进行显著性检验。其思想是将某门槛值作为一个未知变量纳入回归模型中, 构建分段函数, 并对该门槛效应及相应的门槛值进行估计和检验。

本文选取人均国内生产总值 (y) 和农业科研投资强度 ($R \& D$) 作为门槛测定的对象。考虑到门槛变量可能会存在多个门槛值, 本文在 (1) 式的基础上, 分别建立如下以 y 和 $R \& D$ 作为门槛变量的门槛面板模型:

$$\begin{aligned} LnPOV_{it} = & \beta_0 + \beta_{11}LnR \& D_{it} \cdot I(y_{it} \leq \delta_1) + \beta_{12}LnR \& D_{it} \cdot I(\delta_1 < y_{it} \leq \delta_2) \\ & + \cdots + \beta_{1n}LnR \& D_{it} \cdot I(\delta_{n-1} < y_{it} \leq \delta_n) + \beta_{1(n+1)}LnR \& D_{it} \cdot I(y_{it} > \delta_n) + \beta_2LnPRO_{it} \\ & + \beta_3LnINF_{it} + \beta_4LnREL_{it} + \varepsilon \end{aligned} \quad (7)$$

$$\begin{aligned} LnPOV_{it} = & \beta_0 + \beta_{11}LnR \& D_{it} \cdot I(R \& D_{it} \leq \varphi_1) + \beta_{12}LnR \& D_{it} \cdot I(\varphi_1 < R \& D_{it} \leq \varphi_2) \\ & + \cdots + \beta_{1n}LnR \& D_{it} \cdot I(\varphi_{n-1} < R \& D_{it} \leq \varphi_n) + \beta_{1(n+1)}LnR \& D_{it} \cdot I(R \& D_{it} > \varphi_n) \\ & + \beta_2LnPRO_{it} + \beta_3LnINF_{it} + \beta_4LnREL_{it} + \varepsilon \end{aligned} \quad (8)$$

(7) 式、(8) 式中, $\delta_1, \delta_2 \cdots \delta_n$ 为待估计的 y 门槛值, $\varphi_1, \varphi_2 \cdots \varphi_n$ 为待估计的 $R \& D$ 门槛值; $I(g)$ 为指标函数。进行门槛效应检验需要解决两个方面的问题: 一是估计门槛值及其系数; 二是对门槛效应进行显著性检验。具体检验方法参见 Bai and Hansen (1997)。

表 6 门槛效应估计与检验结果

门槛变量	假设检验	Bootstrap LM 值	不同显著性水平临界值		
			90%	95%	99%
y	H_0 : 没有门槛值; H_1 : 有 1 个门槛值	4.78**	2.98	3.85	7.35
	H_0 : 有 1 个门槛值; H_1 : 有 2 个门槛值	1.04	2.75	3.95	7.42
	H_0 : 没有门槛值; H_1 : 有 1 个门槛值	7.57***	2.80	3.82	7.41
$R \& D$	H_0 : 有 1 个门槛值; H_1 : 有 2 个门槛值	4.37**	2.81	3.86	6.66
	H_0 : 有 2 个门槛值; H_1 : 有 3 个门槛值	1.12	2.54	3.74	7.28

注: ①表中为采用 bootstrap 法 (自举法) 反复抽样 500 次得到的结果; ②***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上统计显著。

2. 检验结果。本文利用 Stata 10.0 统计软件的稳健方法进行估计。对于门槛面板回归模型, 首先应先确定门槛的个数。本文分别按照不存在门槛值 (原假设) 或存在一个门槛值 (备选假设), 只存

在一个门槛值（原假设）或存在两个门槛值（备选假设）和只存在两个门槛值（原假设）或存在三个门槛值（备选假设）三种条件进行检验，采用 Hansen（1996，1999）建议使用的 bootstrap 方法估计出 p 值，检验结果如表 6 所示。表 6 中 LM 统计量的显著性水平表明，门槛变量 y 存在单一门槛值， $R \& D$ 则存在 2 个门槛值。

检验过门槛效应后，接下来本文利用 Hansen 的三步法确定各自变量的门槛值，同时确定各门槛的估计系数。结果见表 7 所示。

表 7 门槛值及系数估计					
变量	系数估计值	t 值	变量	系数估计值	t 值
$y < 33810$	0.33**	2.89	$R \& D < 0.28$	0.35**	2.59
$y \geq 33810$	0.30**	2.75	$0.28 \leq R \& D < 0.37$	0.32**	2.78
			$R \& D \geq 0.37$	0.29*	2.45

对经济发展水平门槛而言，农业科研投资与减贫是线性关系吗？目前，多数文献认为，两者之间的关系是线性的。从表 7 中的结果不难看出，当经济发展水平（ y ）低于门槛 33810 元时，系数估计值为（0.331）；当经济发展水平（ y ）跨越门槛值时，系数估计值减少（0.298）。这也就意味着，农业科研投资对于减贫的影响并非是单调递增（减）的，而是存在一个拐点或门槛。根据各省份经济发展水平与其门槛值大小的关系，本文将各省份划分为低区制（即 y 低于门槛值）和高区制（即 y 高于门槛值）两组。从表 8 可以发现，中国大部分省份都处于低区制，这些省份农业科研投资的减贫弹性相对较高。2009 年，全国仅有 9 个省份位于高区制，这些省份中农业科研投资的减贫弹性相对较低。究其原因在于，相对于中西部地区，东部沿海地区科研资本存量处于较高阶段，导致农业科研投资的减贫效应处于递减阶段。

表 8 人均国内生产总值与农业科研投资强度门槛值及省份分布（2009 年）	
门槛值及区间	省份
$y < 33810$	陕西、宁夏、湖南、新疆、海南、青海、四川、安徽、广西、江西、云南、甘肃、贵州、吉林、河北、黑龙江、河南、山西、湖北、海南
$y \geq 33810$	上海、北京、江苏、浙江、广东、山东、内蒙古、辽宁、福建
$R \& D < 0.28$	新疆、贵州、青海、宁夏、甘肃、山西、广西、海南
$0.28 \leq R \& D < 0.37$	上海、江苏、浙江、福建、云南、内蒙古、黑龙江、四川、湖北、辽宁、山东、河北、陕西、河南
$R \& D \geq 0.37$	北京、广东、安徽、湖南、吉林、江西

另外，农业科研投资的减贫效应还受到诸多因素的影响，面临其他方面的门槛。一个重要的门槛是本地自身的科研投资强度。本文分析在不同农业科研投资强度区间下，科研投资减贫效应的差异性。与经济发展水平门槛有所不同的是，农业科研投资强度的影响不仅表现出单一门槛特征，而是呈现出相对复杂的双重门槛特征。具体而言，当一个地区农业科研投资强度低于第一门槛值（0.28）时，农业科研投资的减贫弹性系数为 0.35；当一个地区农业科研投资强度介于 0.28~0.37 之间时，农业科研投资的减贫弹性系数开始下降，为 0.32；而当一个地区农业科研投资强度跨越 0.37 这一门槛时，农业科研投资的减贫弹性系数为 0.292。同样，按照农业科研投资强度与其门槛值大小的关系，将中国各省份划分为三组。综上表明，农业科研投资的减贫弹性随着经济发展水平和农业科研投资强度的提高而降低。

五、结论与启示

农业科研投资在提高农业发展水平、减少贫困方面起到了积极作用，但是，中国贫困人口分布不均，地区之间农业科研投资强度也存在较大差异。农业科研投资强度与贫困发生率在空间分布上并非一致，而这种不一致很可能是因为空间相关性的存在。因此，在考察农业科研投资的减贫效应时，应考虑可能存在的空间相关性。结合农业科研投资与农村减贫之间可能存在门槛效应，本文综合采用空间面板回归模型、门槛面板回归模型进行异质性检验，以考察两者的非线性空间联系。

研究结果表明，农业科研投资对于减贫的作用具有空间外溢性。某地区农业科研活动并非孤立存在的，必然与邻近地区发生一定的联系，表现出地理上的相关性和溢出特征。这解释了个别地区经济发展水平较高但农业科研投资强度较低，而个别地区经济发展水平落后但农业科研投资强度较高的原因所在。这一结论的启示是，优化科研投资的区域分配结构是提高农业科研投资效率的有效方式，可以加快农业增长和减少更多贫困人口。由于农业科研投资效果空间外溢性的存在，中央政府有必要对农业科研辐射力强的省份进行更多的投入，以弥补这些省份由于“外溢”而造成的损失，并保证其正外部性的效果得以进一步发挥。

门槛面板回归模型的结果表明，各地区农业科研投资对于减贫的作用并不相同，存在门槛效应。农业科研投资的减贫弹性随着经济发展水平和农业科研投资强度的提高而降低。这说明，在经济发展水平落后且农业科研投资强度相对较低的中西部地区，进一步提高农业科研投入将能带来该地区农业的快速增长，并实现减贫目的。而对于那些经济发展水平和农业科研投资强度均较高的发达地区，如果继续提高农业科研投入以争取更快的农业增长速度，会因为效率的损失而难以取得满意的效果。因此，公平和效率之间有一定的冲突，需要综合权衡农业增长和减少贫困等目标，优化农业科研投资的区域空间布局。

参考文献

1. Girma, S.; Greenaway, D. and Wakelin, K.: Who Benefits from Foreign Direct Investment in the UK? *Scottish Journal of Political Economy*, 12(2): 119-133, 2001.
2. Chen, T.: FDI, Technology Spillovers and Technology Gap, *Financial Research*, 5(8): 59-69, 2003.
3. Hansen, B.: Threshold Effects in Non-dynamic Panels: Estimation, Testing and Inference, *Journal of Econometrics*, 22(2): 345-368, 1999.
4. Bai, J.: Estimation of a Change Point in Multiple Regression Models, *Review of Economics and Statistics*, 2(9): 551-563, 1997.
5. Adato, Michelle and Meinzen-Dick, Ruth: Agriculture Research, Livelihoods and Poverty, *The Johns Hopkins University Press*, 2007.
6. Sheng, T. C. and Chien, C. L.: Government Size and Economic Growth in Taiwan: A Threshold Regression Approach, *Journal of Policy Modeling*, 7(27): 121-132, 2005.
7. Kinoshita Y.: R&D and technology spillovers via FDI: innovation and absorptive capacity, *London: CEPR*, Discussion Paper No. 2775, 2001.
8. Griffith R.; Redding S.; Simpson H.: Productivity convergence and foreign ownership at the establishment level, *IFS Working Paper*, WP02/22, 2002.
9. 樊胜根、钱克明：《农业科研与贫困》，中国农业出版社，2005年。

(下转第96页)

定的前提,需要在加大粮食生产支持力度的基础上实施“宽进严出”的外贸政策。二是软硬件配套的市场体系建设政策。硬件方面,加大重点产区和集散地农产品批发市场、集贸市场等流通基础设施的建设力度;软件方面,注重市场主体培育,并且强化市场的服务和监管功能。三是相机抉择的粮食价格干预政策。应该完善最低收购价格政策,建立运转高效、保障有力的储备粮调节机制。上述三个内容必须有机结合、协同作用。

针对非传统因素对粮价的影响,有两个策略可以实施:一是处理粮食能源化问题需要全球协调行动,尤其是要团结缺粮国家,从道义上反对美国将粮食能源化的做法。二是处理粮食金融化或者投机炒作问题,需要尽快在国内国际建立相应的投资与市场规则。

在粮食价格调控上要注意分类调控。对玉米、大豆价格的调控和对小麦、稻谷价格的调控应该是不同的。这是因为稻谷和小麦主要作口粮,玉米主要作饲料,大豆部分作油料、部分作饲料,所以,应对稻谷和小麦价格的调控放在主要位置,此外,不应该过多地干预粮食市场价格。

(三) 推进组织制度创新和适度规模经营

提升农民农业生产经营的组织化程度,对解决小生产与大市场的矛盾具有重要意义。今后在政策上可以多向合作社这样的经营主体倾斜,帮助其提升组织化程度,以保障主要农产品供给,这有利于缓解农产品市场价格的波动。

推进粮食生产适度规模经营是提高农民收入的重要途径。目前,东北地区粮食生产的规模经营效应发挥得很好。比如,黑龙江和吉林两省农民以种粮食为主,外出务工程度比四川低很多,但是,两省农民人均收入却明显高于四川,其原因就是两省人均土地多,能够实行规模经营。提高粮食价格是粮农增收的重要措施,但是,若没有规模经营,提高价格的效果会降低很多。

(四) 拓展新形势下粮食安全的思维

第一,当前,中国经济、资源和市场环境发生了显著变化,在新形势下国家需要重新审视粮食安全问题,在战略上实现从“粮食安全”向“食物安全”的观念转变、从“粮食安全”向“口粮安全”的需求转变、从“进口畜产品”向“进口饲料粮”的贸易转变。

第二,发挥服务业的带动作用粮食产业发展方式转变、确保粮食安全的重要措施。近些年来,中国农业发展方式正在发生积极的转变:一是农户层面专业化、规模化、区域化的推进,二是产业层面生产服务业的发展,这些都需要农机服务、种业服务和培训服务的支持。

第三,在粮食公共危机管理方面,各级粮食部门必须逐步健全粮食公共危机的监测预警系统,完善对粮食安全高危群体行为的调控措施,落实粮食公共危机管理的政府责任,规范粮食经营者行为,稳定粮食市场秩序,建立粮食公共危机应急主体的利益保障制度,完善粮食公共危机管理的法律制度。

(作者单位:西南财经大学中国西部经济研究中心)(责任编辑:陈劲松)

(上接第 79 页)

- 10.樊胜根、张林秀:《WTO 和中国农村公共投资》,中国农业出版社,2003 年。
- 11.樊胜根、邢鹂、方成:《农业科研与城镇贫困》,《农业技术经济》2006 年第 5 期。
- 12.杨友才、赖敏晖:《中国最优政府财政支出规模》,《经济科学》2009 年第 2 期。
- 13.林伯强:《中国的政府公共支出与减贫政策》,《经济研究》2005 年第 1 期。
- 14.阎坤、于树一:《公共财政减贫的理论分析与政策思路》,《财贸经济》2008 年第 4 期。
- 15.苏明、刘军民、贾晓俊:《中国基本公共服务均等化与减贫的理论和政策研究》,《财政研究》2011 年第 8 期。
- 16.郭劲光、高敬美:《我国基础设施建设投资的减贫效果研究:1987-2006》,《农业经济问题》2009 年第 9 期。
- 17.赵鸣骥:《在改革和发展中不断完善的农业财政政策》,《中国财政》2008 年第 17 期。

(作者单位:¹苏州大学商学院;²苏州大学企业创新和发展研究中心)(责任编辑:杨晓智)