

# 中国财政金融支农政策减贫效应的空间计量研究\*

高远东 温 涛 王小华

(西南大学经济管理学院 重庆 400715)

**摘 要:** 针对既有农村减贫效应的研究,理论模型中变量空间效应考虑的缺失。本文从财政金融支农投入这一影响农村减贫主要动力源的角度构建了减贫效应的空间计量模型,并运用中国 30 个省份面板数据进行估计,定量测度了财政金融支农政策对农村减贫的直接效应,以及在省份间表现出的空间外溢效应。研究表明,财政支农政策对本省份农村减贫的直接效应不显著,且对邻接省份减贫具有显著的抑制作用;金融支农政策对本省份农村减贫具有显著的促进作用,但是其空间外溢效应不显著;农村贫困程度在省份间存在正的相互依赖性,即贫困地区往往集中连片存在;以及农村劳动力通过促进农村经济发展间接促进农村减贫等一系列重要结论。

**关键词:** 财政金融支农政策 减贫效应 面板空间计量

## 一、引 言

中国作为一个二元经济结构十分突出的发展中国家,既是一个农业大国,同时也是一个贫困人口大国,再加上 90%的贫困人口生活在农村,<sup>①</sup>其国民经济发展的总体水平在很大程度上要取决于农村贫困人口数量的多少。因此,扶贫便成为了我国促进经济持续快速发展、缩小城乡发展差距、构建和谐社会的关键环节。改革开放以来,在中国经济持续快速增长和政府主导型的扶贫开发战略双重强力推动下,农村反贫困取得了举世瞩目的成就,以绝对贫困标准测量,农村贫困人口规模从 1978 年底的 2500 万人下降到 2008 年的 1004 万人,绝对贫困发生率从 1978 年的 30.7%下降到 2008 年的 1%。以低收入标准测算,贫困人口从 2000 年的 9422 万人下降到 2010 年 2688 万人,共减少 6734 万人,平均每年减少 673 万人;贫困发生率从 2000 年的 10.2%下降到 2010 年的 2.8%,减少了 7.4 个百分

\* 基金项目: 本文受到国家社科基金重大招标项目(11&ZD047)、教育部人文社会科学研究青年基金项目(12YJC790041)、国家自然科学基金(70973100)、重庆市社会科学规划重大委托 B 类项目(2011WTB19)、中央高校基本科研重大创新团队建设项目(SWU2120121737)、中央高校基本科研业务费专项资金重点项目(SWU1309107)及西南大学统计学学科经费的资助。

① 世界银行 2009 年的研究表明,中国的情况即使不包括农民工在内,90%的贫困人口仍然在农村。参见世界银行:《从贫困地区到贫困人群:中国扶贫议程的演进》。

点。<sup>①</sup>这说明无论是用绝对贫困标准测量,还是以低收入标准测量,中国近年来的减贫工作都取得了骄人的成绩,但要彻底解决农村贫困问题仍然面临巨大的挑战。分地区来看,2010年全国农村贫困人口2688万,其中,东部地区124万,中部地区813万,西部地区1751万,贫困发生率分别为0.4%、2.5%和6.1%,占全国农村贫困人口的比重分别为4.6%、30.3%和65.1%。2000-2010年,中西部地区尤其是西部地区贫困发生率下降较快。十年期间,中部地区由8.8%下降至2.5%,西部地区由20.6%下降至6.1%。2000-2010年间,东部地区贫困人口占全国贫困人口的比重由10.2%下降至4.6%,西部地区贫困人口占全国贫困人口的比重由60.8%上升至65.1%,目前贫困人口进一步向西部地区集中。这就意味着,当前中国的扶贫攻坚任务依然十分艰巨,特别是西部地区。而扶贫攻坚的关键是要通过外部“输血性支援”来增强贫困型农户自身的“独立造血性发展功能”,从而逐渐摆脱对外部救济性依赖,最终走上独立发展和脱贫致富的良性轨道,这种“输血型支援”则需要同时借助财政机制、金融机制和社会互助机制,并产生协同作用,才能够迅速推进扶贫进程,取得良好的扶贫效果(王定祥等,2011)。

近几年来,政府和金融机构在农村扶贫方面的力度不断加大,特别是财政支农支出总量持续增加,对促进农村经济增长和农民增收起到了积极作用。那么,中央实施的财政金融支农政策对农村贫困的减少是否具有显著的促进作用?如果是,财政金融支农政策在多大程度上能够推动农村减贫?政府是否能够运用合理的经济政策手段,更好地推动农户走出贫困陷阱?省域间的农村贫困程度是相互独立还是在一定区域范围内表现出相互依赖性?各省域的财政金融支农政策的减贫效应是否存在空间外溢效应?这些都已成为现阶段中国推动城乡协调发展过程中急待研究和解决的重大问题,对这些问题的回答即是本文研究目的所在。

## 二、文献回顾

长期以来,贫困问题一直是当代世界各国面临的共同问题之一,各国政府都致力于经济发展,利用财政资金或者外部援助等扶贫手段来减少本国贫困,学术界也因此基本上都沿着微观视角来研究单项(部门)公共支出减贫的思路,他们认为健康和教育支出(Gomanee和Morrissey, 2002; Gachassin et al., 2010)、农村道路投资(Fan et al., 2005)、农业补贴(Davis et al., 2005)、社会性公共支出(Caminada和Kees, 2009)是实现减贫的有效手段。但是Rozelle et al. (2000)运用四川和陕西的数据分析了贫困降低的原因,认为中国的经济增长能够解释绝大部分的农村贫困缓解原因,而中国的扶贫政策对减贫几乎没有作用;另一项针对各种扶贫措施的研究也发现,众多的财政支农投入中,扶贫贷款对减贫的作用

---

<sup>①</sup> 2000-2008年间,中国的农村贫困设定有两条标准,一条被称为绝对贫困标准,另一条被称为低收入标准。绝对贫困,是指在一定的社会生产方式和生活方式下,个人和家庭靠其劳动所得和其他合法收入不能维持其基本的生存需要,这样的人口称为绝对贫困人口。绝对贫困标准是生存标准,而低收入标准则是一种温饱标准,但二者均属于绝对贫困范畴的度量。在不同年份有相应调整,其中,2008年中国绝对贫困线标准为人均纯收入785元以下,低收入贫困线标准为人均纯收入1067元。2009年后,将绝对贫困标准和低收入标准合并,取低收入线为贫困线,2010年,中国低收入贫困线为1274元/人。资料来源:《中国农村贫困监测报告2011》。

最小，政府的反贫困项目对农村减贫效果不佳的原因在于，目标瞄准机制的低效率以及对资金的错误使用（Fan, Nyange 和 Rao, 2005）。由于金融具有“保本逐利”的要求和“嫌贫爱富”的本性，要想金融介入国家扶贫战略之中，至少要能使金融机构“保住本金”，能维持金融机构的简单再生产。显然，以追逐利润最大化为目标的商业性金融机构不可能主动和大规模地承担金融扶贫的重任（王定祥，2011），<sup>①</sup>因此学术界在很长一段时间内并未对金融的减贫效应给予足够的重视。但是自孟加拉国的乡村银行项目——格莱明银行获得巨大成功之后，学术界才开始普遍关注金融对贫困减少的影响。Gulli（1998）系统分析了微型金融对贫困减少的影响机制，并认为微型金融对贫困减少的主要贡献在于帮助穷人克服了金融信贷约束，并对其金钱进行管理。Marcus, Porter 和 Harper（1999）认为，极端贫困者被排除在微型金融之外并不说明极端贫困者不能从微型金融中受益。相反，它说明了微型金融在满足极端贫困家庭需求上项目设计的失败，解决问题的关键在于设计出适合极端贫困家庭需求的金融服务项目。Jalilian 和 Kirkpatrick（2001）以经济增长为中介研究发现，尤其在低收入国家，金融机构的政策和项目都可以作为减少贫困的工具。Beck, Demircuc- Kunt 和 Levine（2004）利用 52 个发展中国家和发达国家 1960-1990 年的平均值，估计了金融中介发展与贫困减缓间的关系，认为金融中介发展越好的国家越有利于降低贫困和收入不平等。Burgess 和 Pande（2004）运用印度 1977-1990 年农村地区的银行部门数据，检验穷人直接参与金融活动对农村贫困产生的影响。Burgess and Pande（2004）、Geda et al.（2006）等实证研究结论均支持金融服务对贫困减少的直接影响机制。正如英国国际发展部（DFID, 2004）指出，金融服务对贫困减少产生直接影响的两种途径：一是金融部门向穷人提供信贷服务，信贷服务可以使穷人有能力投资于新技术，也可以提高穷人的教育和健康水平，这些都将提高穷人的生产力，帮助他们摆脱贫困；二是金融部门向穷人提供储蓄服务，储蓄服务可以帮助穷人积累资金，从而可以帮助穷人平滑其消费，抵御收入不稳定带来的风险。随后，Jeanneney 和 Kpodar（2005）建立了一个更详细的，包含金融发展和金融波动的贫困决定模型，结果同样说明金融发展有利于穷人脱贫。Geda et al.（2006）用单一金融贫困模型检验了埃塞俄比亚金融和贫困之间的关系，其结果表明人们对金融产品的使用能显著地平滑消费，进而降低贫困。Floro（2007）的研究发现微型金融的风险应对机制可以提高参与者控制风险的能力，从而降低其脆弱性，对减少贫困有利。Imai et al（2010）则采用 99 个发展中国家的跨国面板数据的研究表明，微型金融的总体贷款量与度量贫困的 FGT 指数显著负相关，即微型金融不仅显著降低贫困发生率，而且也显著降低贫困深度和贫困强度，同时这也意味着最贫困的群体也能从微型金融中受益。

在国内，樊胜根等（2002）和林伯强（2005）较早研究了农村公共支出结构对增长、地区不均等和减贫的效应，并对这些效应进行了估计，林伯强（2005）的研究表明农村基础设施等方面的生产增进型公共投资促进了农村经济增长，减少了地区不平等和贫困。李永友、沈坤荣（2007）发现，偏向低收入群体的财政支出结构安排有利于降低社会的相对贫困水平。吕炜、刘畅（2008）认为，社会性公共支出安排弱化可能是近年来农村减贫效

---

<sup>①</sup> 即使有商业性小额信贷机构参与其中，它们也只是按照“三性”原则的要求，对那些未来预期收入有较高保障的贫困型农户提供信贷支持，这仅满足大量扶贫金融需求中很小的一部分。在国际扶贫金融制度中，商业性小额信贷机构通常是一种重要的制度安排，但它仍无法替代政策性扶贫金融机构从而发挥金融扶贫的主力军作用。

应递减的最主要原因。秦建军、武拉平（2011）的研究则表明，改革开放 30 年间，财政支农投入总体上对农村贫困缓解起到了一定的作用。短期内，财政支农投入增长对农村减贫效果较为明显；而长期内，财政支农投入的农村减贫效果趋于平稳。同时，丁志国等（2011）运用 2000—2008 年我国省级面板数据，检验了农村金融发展对减少农民贫困的作用，研究表明，我国农村金融发展对减少农民贫困的作用，既存在直接效应，也存在间接效应，而间接效应的作用明显高于直接效应。王娟、张克中（2012）构建了一个具有一般性的公共支出与减贫关系的理论框架，并在此基础上利用 1994-2004 年中国省级面板数据实证分析发现，社会救济支出、基本建设支出和农业性公共支出对减贫存在显著效应，按其减贫效应作用大小排序为：农业性公共支出>社会救济支出>基本建设支出。

通过上述国内外文献分析可知，对于财政金融支农减贫效应分析中，多数学者都是从财政或金融单一角度进行分析，充分考虑财政金融支农政策整体效应的研究较少。最为重要的是，既有实证研究方法薄弱，大多数都采用向量自回归模型、Granger 因果关系检验以及误差修正模型对两者之间的关系进行实证检验（张立军和湛泳，2006；秦建军和武拉平，2011），部分学者虽基于省级面板数据进行了检验（张克中等，2010；陆宇嘉等，2011；王娟和张克中，2012），但由于对变量空间效应考虑缺失，这必然造成模型设定偏差和估计结果的不准确。基于此，本文将从财政金融支农这一主要动力源角度构建财政金融支农政策减贫效应空间计量模型，并运用中国 30 个省域面板数据估计，定量测度财政金融支农政策产生的直接效应与空间外溢效应，对中国财政金融支农政策的减贫效应进行全新探索。

### 三、财政金融支农政策减贫效应空间计量模型

#### （一）理论模型提出

关于地区贫困与经济增长的关系，Ravallion 和 Chen（1997）提出如下模型

$$\ln PI_{it} = \alpha_i + \beta \ln Y_{it} + \gamma t + \varepsilon_{it} \quad (i=1,2,\dots,N; t=1,\dots,T) \quad (1)$$

其中， $PI_{it}$  表示地区（或国家） $i$  在  $t$  期的贫困指标， $\alpha_i$  反映地区差异的固定影响， $\beta$  是贫困的经济增长弹性， $Y_{it}$  是地区生产总值， $\varepsilon_{it}$  为随机误差项，为白噪声。不失一般性，可将该方程表示为，

$$PI_{it} = e^{\alpha_i} Y_{it}^{\beta} \quad (2)$$

从本文研究目的出发，我们将研究区域锁定在农村地区，建立农村地区  $i$  经济增长的 C—D 函数，

$$Y_{it} = A_{it} K_{it}^{\beta_1} L_{it}^{\beta_2} \quad (3)$$

$K_{it}$  表示农村地区  $i$  在  $t$  期的资本， $L_{it}$  则是农村地区  $i$  在  $t$  期的劳动力。考虑农村地区资金的正规来源主要包括财政政策、金融政策引导的资金流入和农户自有资金，于是，可将农村地区资本表示为：

$$K_{it} = (EFF_1 \cdot CZ)^{\gamma_1} (EFF_2 \cdot XD)^{\gamma_2} (EFF_3 \cdot TZ)^{\gamma_3} \quad (4)$$

$CZ$  表示财政政策实施所投入支农资金， $XD$  表示金融政策实施所投入农村信贷资金， $CZ$  表示农户投资， $EFF_i$  ( $i=1,2,3$ ) 分别表示相应的投资转化效率。将方程（4）代入（3），再代入（2），整理可得：

$$PI_{it} = e^{\alpha_i} A_{it}^{\alpha_i} (EFF_1 \cdot CZ)^{\alpha_i \beta_1 \gamma_1} (EFF_2 \cdot XD)^{\alpha_i \beta_2 \gamma_2} (EFF_3 \cdot TZ)^{\alpha_i \beta_3 \gamma_3} L_{it}^{\alpha_i \beta_2} \quad (5)$$

对上式两边取对数，有：



$$\ln PI_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln A + \alpha_1 \beta_1 \gamma_1 \ln EFF_1 + \alpha_1 \beta_1 \gamma_2 \ln EFF_2 + \alpha_1 \beta_1 \gamma_3 \ln EFF_3 \\ \alpha_1 \beta_1 \gamma_1 \ln CZ + \alpha_1 \beta_1 \gamma_2 \ln XD + \alpha_1 \beta_1 \gamma_3 \ln TZ + \alpha_1 \beta_2 \ln L \quad (6)$$

基于本研究需要,假设各时期投资的转化效率均为常数,可进一步改写成:

$$\ln PI_{it} = C + \chi_1 \ln CZ + \chi_2 \ln XD + \chi_3 \ln TZ + \chi_4 \ln L \quad (7)$$

可构建本文财政金融支农政策减贫效应的计量经济模型如下:

$$\ln PI_{it} = C + \chi_1 \ln CZ_{it} + \chi_2 \ln XD_{it} + \chi_3 \ln TZ_{it} + \chi_4 \ln L_{it} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

## (二) 数据来源与变量选取

由于西藏数据缺失较大,本文实证分析采用的样本包括除了西藏、香港、澳门特别行政区、台湾的中国 30 个省(直辖市、自治区)2000-2008 年间的面板数据。基于财政金融支农政策减贫效应理论模型(8),分别就变量指标的选取及数据来源详述如下。

(1) 农村贫困情况( $PI_{it}$ )。通常是以农村贫困人口或农村贫困发生率来衡量农村贫困情况,考虑到数据处理及取对数的需要,本文选取各省历年的农村贫困人口数量表示。我国农村的贫困人口,主要是指物质生活特别困难,只能维持萎缩性再生产或简单再生产的那部分绝对贫困的群体。2000 年,国家把农村居民人均纯收入 625 元作为贫困线的标准,十多年来贫困线的标准不断调整,2011 年 11 月 29 日中央扶贫开发工作会议决定,把农民人均收入 2300 元作为新的贫困线标准。但是,中国各省(直辖市、自治区)经济发展、生活水平等存在的差距,各省的食物结构、消费水平和物价指数不同,国家农村贫困标准设定的仅仅是平均水平,并不具体适用于各省(直辖市、自治区),为准确度量各省农村贫困人口,本文农村贫困人口是以各省(直辖市、自治区)的贫困标准统计而来,数据直接取自《新中国六十年统计资料汇编》。<sup>①</sup>

(2) 财政支农指标( $CZ_{it}$ )。 $CZ_{it}$ 是以各省各年财政用于纯农业方面的支出加上农业基本建设支出、支援不发达地区支出、农村社会救济支出进行度量,<sup>②</sup>用固定资产投资价格指数调整后,以 5%的折旧率按照永续盘存法计算得出,数据来源于 1999—2009 年《中国统计年鉴》、《中国农村统计年鉴》。

(3) 金融支农指标( $XD_{it}$ )。金融支农政策对农业农村经济发展具有较强的促进作用,尤其对于水利等基础设施建设及新农村建设具有显著推动作用,可通过信贷达到为三农经济“输血”,解决农村经济发展中资金供求的矛盾,推动农村贫困人口脱贫。因此,本文中  $XD_{it}$  是以 2000-2008 年各省农村信贷总额用固定资产投资价格指数调整后,以 5%的折旧率按照永续盘存法计算得出。数据来源于《新中国六十年统计资料汇编》、1999-2009 年各省统计年鉴。

(4) 农户自有投资指标( $TZ_{it}$ )。农户自有资金的投入反映了农村私人投入,可以解决农村经济发展中资金不足的问题,加速农业内部资金积累,促进农村经济发展,推进农户脱贫,同时,也反映出了农户脱贫致富的能动性。本研究中  $TZ_{it}$  采用扣除住宅投资后的农户固定资产投资替代。数据来源于 1999-2009 年《中国统计年鉴》。

(5) 农村劳动力指标( $L$ )。本文选取各省各年农村就业人员数来反映。数据来源于

<sup>①</sup> 其中,极小部分数据缺失,采用模拟方法生成。

<sup>②</sup> 本文的财政用于纯农业的支出,由于样本期指标体系的变化,2000—2002 年的财政纯农业支出为支援农村生产支出、农业综合开发支出和农林水利气象等部门的事业费支出三者之和;2003—2006 年为农业支出、林业支出和农林水利气象等部门的事业费支出三者之和,2007、2008 年为农林水利事务支出。

1999-2009 年《中国农村统计年鉴》。

最后，按照模型（8）需要，对所有指标均取对数。

（三）空间计量模型构建

依据 Elhorst（2010）关于空间面板数据模型的确定方法，分以下步骤就模型（8）的空间计量模型形式确定。第一步，模型固定效应类型的选择。采用 1999-2009 年中国 30 个省域面板数据，对非空间财政金融支农的减贫效应模型（8）进行估计，结果见表 1。Likelihood Ratio(LR)检验结果显示，模型空间固定效应显著，而时期固定效应不显著，模型应该采用空间固定效应。

表 1 Likelihood ratio(LR) 检验

	LR 值	P 值
原 假 设 ( $H_0$ ): 空间固定效应不显著 备选假设 ( $H_1$ ): 空间固定效应显著	179.2807	0.0000
原 假 设 ( $H_0$ ): 时期固定效应不显著 备选假设 ( $H_1$ ): 时期固定效应显著	13.1225	0.1571

第二步，依据估计结果进行 Lagrange multiplier (LM) 检验，以确定应该采用空间滞后模型 (SLM)、空间误差模型 (SEM) 或空间杜宾模型 (SDM) 更为合适。如表 2 所示，对于空间固定效应模型，模型为非空间财政金融模型的原假设在 5%显著性水平下均被拒绝，即模型应该采用空间杜宾模型。

表 2 Lagrange multiplier (LM) 检验

		LM 值	P 值
面板 OLS (Pooled OLS)	LM Spatial lag	51.1671	0.000
	LM Spatial error	8.4558	0.004
	Robust LM Spatial lag	42.7995	0.000
	Robust LM Spatial error	0.0882	0.767
空间固定效应 (Spatial fixed effects)	LM Spatial lag	14.1495	0.000
	LM Spatial error	12.2029	0.000
	Robust LM Spatial lag	9.3649	0.002
	Robust LM Spatial error	7.4184	0.006
时期固定效应 (Time-period fixed effects)	LM Spatial lag	48.1514	0.000
	LM Spatial error	8.4137	0.004
	Robust LM Spatial lag	39.7628	0.000
	Robust LM Spatial error	0.0251	0.874
空间与时期固定效应 (Spatial and Time-period fixed effects)	LM Spatial lag	11.4543	0.001
	LM Spatial error	2.7161	0.099
	Robust LM Spatial lag	9.5311	0.002
	Robust LM Spatial error	0.7929	0.373

第三步，首先通过 Hausman 检验确定该杜宾模型的空间固定效应是否看做空间随机效应更为合适。其次，对相应模型进行 Wald 检验，以检测空间杜宾模型是否可以简化为空间滞后模型或空间误差模型，最终确定合适的空间计量模型。

表3 Hausman 检验与 Wald 检验

检验类型		P 值
Hausman 检验		
原假设 (H <sub>0</sub> ): 模型应采用随机效应估计 备选假设 (H <sub>1</sub> ): 模型应采用固定效应估计	58.0126	0.0000
Wald 检验		
原假设 (H <sub>0</sub> ): 模型应可简化为空间滞后模型 备选假设 (H <sub>1</sub> ): 模型不能简化为空间滞后模型	20.2333	0.0004
原假设 (H <sub>0</sub> ): 模型应可简化为空间误差模型 备选假设 (H <sub>1</sub> ): 模型不能简化为空间误差模型	21.5241	0.0002

表3检验结果显示,该杜宾模型采用固定效应估计更合适。并且,Wald检验结果显示,该模型不可简化为空间误差模型或空间滞后模型,因此最终确定模型应为空间固定效应杜宾模型(Spatial Dubin Model with spatial specific effects):

$$\ln PI_{it} = C + \chi_1 \ln CZ_{it} + \chi_2 \ln XD_{it} + \chi_3 \ln TZ_{it} + \chi_4 \ln L_{it} + \chi_5 W \ln CZ_{it} + \chi_6 W \ln XD_{it} + \chi_7 W \ln TZ_{it} + \chi_8 W \ln L_{it} + \rho W \ln PI_{it} + s_i + \mu_{it} \quad (9)$$

$s_i$ 表示空间固定效应, $\mu_{it}$ 表示随机误差项, $W$ 为空间权值矩阵。模型(9)即为本文财政金融支农政策减贫效应的空间计量模型。

空间权值矩阵  $W$  的构建,是为了定义空间对象间的相互邻接关系,主要包括依据地理关系构建和社会经济关系构建两种,由于按照社会经济变量构建的空间权值矩阵  $W$  很可能产生多重共线性,因此,本文选择依据地理关系构建  $W$ 。按照 Anselin(1988)提出的方法,主要包括依据 contiguity(空间单元间邻接关系)、distance(空间单元间距离)和 k-nearest(给予每个空间单元最近的  $k$  个邻居)三种构建准则。本文是基于中国省份面板数据进行的空間计量研究,由于中国东部省域面积相对较小、经济发达、人口密度高,而西部省域则幅员辽阔、经济欠发达、人口密度小,中国省份这一独特的地理结构使得用 distance 和 k-nearest 准则构建的空间权值矩阵是不可靠的。而且, k-nearest 准则的使用,强制的为每个空间单元给定  $k$  个最近的邻居,也破坏了空间单元固有的地理结构,不能准确量化空间单元间的关系。因此,我们选用一阶 contiguity 标准来构建空间权值矩阵  $W$ ,对  $W$  中每一元素  $w_{ij}$  按如下原则构造,并对  $W$  进行行标准化。

$$w_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{省域}i\text{与省域}j\text{相邻} \\ 0 & \text{省域}i\text{与省域}j\text{不相邻} \end{cases}$$

#### 四、中国财政金融支农政策减贫效应空间计量分析

对财政金融支农政策减贫效应空间计量模型(9)进行估计,考虑到模型(9)包括空间固定效应及样本时期的长度,本文采纳 Lee and Yu(2010)和 J.Paul Elhorst(2010)的建议,基于 2000-2008 年全国 30 个省(直辖市、自治区)的面板数据,采用偏差修正的 ML 方法估计,结果如表 4 所示。

在普通非空间计量模型中,自变量的系数估计值表示自变量对因变量的直接效应。然而,在空间计量模型估计结果中,自变量系数估计值除了包含自变量对因变量的直接效应

外,还包含有“反馈效应”(Feedback Effects)的作用。其中,“反馈效应”指的是,某地区自变量的外溢作用对邻接地区产生影响,邻接地区通过因变量的外溢效应又将这种作用反馈回该地区。因此,“反馈效应”的大小受到两个因素的影响:一是因变量空间滞后项的系数估计值;二是该自变量本身空间滞后项的系数估计值。在空间计量模型估计结果显示,因变量空间滞后项 $W \ln PI$ 估计值在5%显著性水平下显著为正。财政支农空间滞后项 $W \ln CZ$ 、农村劳动力空间滞后项 $W \ln L$ 在统计上均显著。因此,只有将该空间计量模型自变量的系数估计值中剔除掉“反馈效应”才是自变量直接效应估计值,并通过相应方法进一步分解得自变量的间接效应,分解结果如表4所示。

估计结果显示,金融支农政策对农村减贫直接效应具有正的弹性,为0.5067,在5%的水平上显著,反映出了金融支农投入的增加在长期对农村贫困人口的减少具有较强的直接推动作用。金融支农政策的实施,大量的信贷资金进入农村,推动了农业现代化、专业化及农村经济的发展,创造了就业机会,对农村贫困人口减少起到了显著作用。财政支农政策对农村减贫直接效应同样具有正的弹性,估计值为-0.2284,对农村贫困减少显示出正向促进作用,然而在统计上未显著。该结果并不是否定了财政支农政策对农村减贫的效果,而是反映了财政支农政策实施可能在以下几个方面存在问题:(1)财政支农力度、结构存在的不足、财政支农资金效率低下等原因,致使财政支农政策减贫的直接效应未能显现。(2)本文财政支农指标涵盖了农业基本建设支出,正如秦建军、武拉平(2011)及王娟、张克中(2012)研究显示,农业基本建设支出对农村减贫没有积极影响或影响较小,部分地影响了本文财政支农指标统计上的显著性。(3)虽然财政支农政策带来的农村经济增长可通过“滴流效应”(Trickle-down Effect)<sup>①</sup>使得农村贫困群体从中受益,然而,当收入分配不平等时,一旦有限的财政支农资金得不到合理配置,部分真正急需生产和生活资金的穷人可能处于财政支农政策的“锚定”之外,财政支农政策作为一种外生力量对农村的脱贫重任显然会表现得“力不从心”。目前,中国农村收入分配不平等程度的加大,是导致财政支农政策减贫直接效应不显著的重要原因之一。与此相同,农户自有投资对农村减贫的直接效应同样不显著。农户自有投资是度量农户在农业、农村的自有资金投入,然而农户自有投资的微弱,以及农业投资的低回报使得农户自有投资对于农村贫困人口的减少难以产生显著的直接作用。此外,农村劳动力增加对农村贫困人口的减少具有促进作用。正如本文理论模型推导过程,农村劳动力的增加可促进农业增长、农村经济的发展,创造更多的就业机会及增加农村救济支出,通过这样一种传导机制进而促进农村贫困人口的减少。

变量的间接效应,即变量的空间外溢效应。财政支农和农村劳动力对农村减贫的空间外溢效应在统计上均显著,其中,财政支农减贫的空间外溢效应为1.3504,即一个省份财政支农政策力度的加大对邻接省份农村减贫起到阻碍作用,反映出邻接省份间在争取财政支农资金投入上存在的竞争关系。但是,一个省份农村劳动力增加对邻接省份农村减贫却会起到促进作用,其空间外溢效应系数估计值为-3.1622。究其原因,主要由于两个渠道产生:一是省域间劳动力报酬不平等等因素导致的农村劳动力在省份间流动,推动了邻接省份农村经济发展,使得邻接省份贫困人群从经济增长中获益;二是农村劳动力在推动本省

---

<sup>①</sup> Philippe Aghion and Patrick Bolton. A Theory of Trickle-Down Growth and Development. *The Review of Economic Studies*, 1997, Vol. 64, No. 2, pp. 151-172.

份农村经济发展的同时，通过农村经济发展在省份间具有的正向空间依赖性，将该作用传递到邻接省份，进一步对邻接省份发挥了减贫效应。然而，金融支农与农户自有投资对农村减贫的空间外溢效应则不显著。考虑到近年来农村小额担保公司、村镇银行等小型金融机构的快速发展，虽然具有较强的外溢性（其空间外溢效应系数估计值为-0.2005），但由于其资金投放的地缘化，导致农村信贷跨省实施难度的加大，一定程度抑制了金融支农政策空间外溢作用的发挥。与此类似，农户自有投资与生俱来的地缘属性，使得其空间外溢作用同样难以发挥。

此外，如估计结果显示，因变量农村贫困人口在省份间有显著的正向空间依赖性（ $W \ln PI = 0.23$ ），即某省份农村贫困人口的减少对邻接省份农村贫困人口减少往往有促进作用，反之亦然，这也反映出农村贫困人口往往分块聚集的特征，即贫困地区往往呈现集中连片的形式。

表 4 中国财政金融减贫效应空间计量估计结果

因变量: $\ln PI$	Coefficient	Asymptot t-stat	z-probability
$\ln CZ$ : 财政	-0.3004	-1.3104	0.1900
$\ln XD$ : 金融	-0.4956	-2.5274	0.0115
$\ln TZ$ : 农户自有资金	0.1739	0.8105	0.4177
$\ln L$ : 农村劳动力	-2.1703	-4.3391	0.0000
$W \ln CZ$	1.1582	3.4099	0.0007
$W \ln XD$	-0.0461	-0.1160	0.9077
$W \ln TZ$	-0.4156	-1.0947	0.2737
$W \ln L$	-2.0040	-2.0077	0.0447
$W \ln PI$	0.2300	3.0443	0.0023
$R^2$	0.8885	Log-likelihood	-146.8184

空间固定效应杜宾模型自变量效应分解：

	直接效应	t-stat	间接效应	t-stat
$\ln CZ$	-0.2284	-1.0065	1.3504	3.3047
$\ln XD$	-0.5067	-2.5086	-0.2005	-0.4043
$\ln TZ$	0.1574	0.7778	-0.4743	-1.0900
$\ln L$	-2.3200	-4.5092	-3.1622	-2.5764

五、结论与政策建议

本文从财政金融支农政策视角提出了减贫效应的理论模型，并考虑了变量可能存在的空间效应，构建了财政金融支农政策减贫效应的空间计量模型，运用中国 30 个省域面板数据进行估计，定量研究了中国财政支农政策、金融支农政策及农户自有投资对农村减贫发挥的效应。

区别于既有研究，本文同时考虑财政金融支农政策对农村减贫产生的效应。同时，考虑了客观存在的变量的空间效应，提出了财政金融支农政策减贫的空间计量模型，在准确测度财政金融支农减贫直接效应的同时，定量检测了财政金融支农政策在省域间表现出的



空间外溢效应。简而言之,主要得到以下几点主要结论:(1)农村贫困人口在省份间有显著的正向空间依赖性,即一个省份贫困程度的降低对邻接省份农村减贫有促进作用,而一个省份贫困的加剧会对邻接省份脱贫产生抑制作用。因此,中国省域往往会呈现出贫困程度相似省份的分块聚集,贫困地区往往集中连片。(2)财政支农政策对农村减贫的直接效应较大,然而统计上不显著。而且,财政支农政策在省份间表现出显著地负向空间外溢效应,即一个省份财政支农力度的加大对邻接省份农村减贫起到阻碍作用。(3)金融支农政策对农村贫困人口的减少具有巨大的直接效应,金融支农力度的加大可显著地促进本省份脱贫。但是,金融支农政策在省份间的空间外溢效应不显著。(4)农户自有投资对农村减贫的直接效应和空间外溢效应均不显著。(5)农村劳动力通过促进农业增长、农村经济发展,间接地对农村减贫发挥显著地直接效应与空间外溢效应。农村劳动力通过促进农村经济发展,进而创造更多的就业机会及增加农村救济支出,通过传导机制促进本省份农村贫困人口的减少。同时,通过省份间经济发展存在的正向空间依赖性,进一步对邻接省份减贫产生促进作用。

基于上述结论,以推进财政金融支农政策对农村减贫整体作用的最大化为目的,提出如下建议:

(1)整体考虑连片贫困地区减贫措施的实施。一方面,在连片贫困地区选取重点省份实施减贫工作,可有效利用农村贫困在省份间存在的正向空间依赖性,带动邻接其他省份贫困程度的降低,促进地区(包含多个省份)整体脱贫。另一方面,在连片贫困地区整体实施减贫,可避免个别省份贫困加剧通过外溢作用导致邻接省份贫困程度加大。

(2)调整财政支农结构,优化农村社会经济环境,完善农村制度体系建设,促进财政支农政策减贫效应直接作用的显著发挥;同时,在全国加大财政支农投入总量。

(3)继续发挥金融支农政策对农村减贫较大的直接效应,制定合理化金融政策,引导信贷资金向农村流入。其次,合理引导商业银行,尤其是地方商业银行,加大实施跨省农村信贷资金的投入,促进金融支农政策在省份间对农村减贫空间外溢效应的显著发挥,最大化金融支农作用。

(4)引导农户加大自有资金投入,提高资金使用效率,挖掘农民自我脱贫的能动性以及对当地农村减贫作用的发挥。

## 参考文献:

1. 丁志国、谭伶俐、赵晶:《农村金融对减少贫困的作用研究》[J],《农业经济问题》2011年第11期。
2. 李永友、沈坤荣:《财政支出结构、相对贫困与经济增长》[J],《管理世界》2007年第11期。
3. 林伯强:《中国的政府公共支出与减贫政策》[J],《经济研究》2005年第1期。
4. 吕炜、刘畅:《中国农村公共投资、社会性支出与贫困问题研究》[J],《财贸经济》2008年第5期。
5. 陆宇嘉、杨俊、王燕:《中国农村减贫机制的区域差异——基于2000-2007省际面板数据的实证研究》[J],《江西财经大学学报》2011年第1期。
6. 秦建军、武拉平:《财政支农投入的农村减贫效应研究——基于中国改革开放30年的考察》[J],《财贸研究》2011年第3期。
7. 王定祥、田庆刚、李伶俐、王小华:《贫困型农户信贷需求与信贷行为实证研究》[J],《金融研究》2011年第5期。
8. 王娟、张克中:《公共支出结构与农村减贫——基于省级面板数据的证据》[J],《中国农村经济》2012