

制度环境视阈下财政支农投入的减贫效应研究

陈 鸣^{1,2}, 周发明¹

(1. 湖南农业大学经济学院, 湖南 长沙 410128; 2. 南华大学经济管理学院, 湖南 衡阳 421001)

摘 要: 本文基于中国 1997~2014 年 29 个省域面板数据, 综合运用多种计量方法逐步推演, 检验财政支农减贫增收的效果。实证结果表明: 财政支农投入的减贫效果受到制度环境的制约。区域制度环境较差的省份, 财政支农的减贫效应并不充分; 随着制度环境逐步改善, 财政支农减贫的作用显著提高; 但处于中等制度环境水平的省份, 其减贫效应却反常的低于处于制度环境较差区间的省份, 即财政减贫作用存在类似“中部塌陷”现象。而在制度环境的各个维度中, 政府与市场关系、要素市场培育以及市场中介与法制环境是影响财政减贫效应的关键维度。

关键词: 制度环境; 财政支农; 减贫效应

中图分类号: F323

文献标识码: A

文章编号: 1004-4892(2017)01-0029-10

一、引 言

贫困问题是发展中国家普遍面临的顽疾, 也是当前中国现代化进程中必须应对的重大挑战。中国最新制订的“十三五”规划明确指出, 2020 年要实现现行标准下全部剩余贫困人口脱贫, 彻底解决区域性整体贫困的重大目标, 未来的减贫工作任重道远。在诸多减贫的措施中, 具有弥补市场效率缺失, 改善社会公平和促进经济增长作用的财政支农投入一直是中国政府倚仗的重要政策工具。然而, 从中国减贫实践来看, 尽管财政支农资金的投入历年呈大幅增涨趋势, 但农村贫困人口减少和农民收入增长的速度却越来越缓慢, 财政支农投入与贫困减缓二者之间的变化幅度并不一致。由此引发的一个问题是, 财政支农是否能够如政府所愿有效的抑制和减缓贫困? 或者说, 是什么因素制约着财政支农减贫效应的发挥? 因此, 在现阶段减贫任务紧压力大的现实背景下, 需要进一步深入研究财政支农投入与农村贫困之间的内在关系, 更准确的计量分析和检验财政支农投入的减贫效果, 进而更高效地发挥财政支农降低农村贫困、增加农民收入的作用。这对于适应新时期反贫困工作的需要, 顺利完成减贫工作的任务和目标具有十分重要的意义。

学术界对于财政支农作用的研究成果相当丰富, 而集中于减贫领域的文献, 根据研究结论和观点的不同大致可以分为三类: 一类文献从理论和实证层面均肯定了财政支农对减缓农村贫困的积极作用。例如, Park 等(1998)^[1]基于中国县域样本的研究指出, 财政支出能弥补外部性带来的效率缺失, 通过转移支付制度直接减贫和促进经济总量增长间接减贫; Sergiy(2006)^[2]通过对乌克兰的实证研究, 从减贫因素和减贫途径的角度构建出财政减缓贫困的分析框架; 林伯强(2005)^[3]、秦

收稿日期: 2016-08-15

基金项目: 教育部人文社科青年基金资助项目(16YJC790007); 湖南省教育厅优秀青年项目(16B233)

作者简介: 陈鸣(1977-), 男, 湖南常德人, 湖南农业大学经济学院博士生, 南华大学经济管理学院讲师; 周发明(1965-), 男, 湖南株洲人, 湖南农业大学经济学院教授。

建军和武拉平(2011)^[4]等分别运用联立方程组、误差修正模型检验并证实了财政支农具备提高农民收入的功效;朱迎春(2013)^[5]分析了财政支农的收入分配效应;杨琦(2014)^[6]、兰永生(2015)^[7]通过分析财政支农对农民消费的影响,得出财政支农能打破资金约束、减缓贫困的结论。一类学者则认为,财政支农投入不能有效减贫。例如:Fan(2003)^[8]等认为,中国财政资金配置效率较低,减贫效果较差;张克中等(2010)^[9]从财政分权、公共投资结构进行分析,检验得出财政减贫效果不显著的结论;王志涛和王艳杰(2012)^[10]我国财政支农的结构安排滞后于农业生产,农民纯收入增长与财政支农投入负相关。除了以上两种观点,还有一类文献则认为,财政支农是否有利于贫困减缓不能简单回答,而是需要结合区域、地理、经济等外部条件综合分析。如师荣蓉等(2013)^[11]注意到财政金融投资对减贫影响的非线性关系,认为在不同的外部环境和条件下,财政支农减贫的作用存在明显差异;储德银和赵飞(2013)^[12]基于政府支出规模视角,运用门槛面板模型检验了1995~2010年中国财政预算分权减缓农村贫困的效应;高远东等(2013)^[13]运用空间面板模型检验了中国财政减贫的空间溢出特征;邹文杰等(2015)^[14]还进一步检验了财政支农减贫的区域异质性。此类文献也为解答财政支农能否有效减贫的争论提供了有益的启示。

由上可见,尽管学术界关于对财政支农减贫效应的文献和成果十分丰富,但所得结论却存在分歧。对于转型经济中的经济现象与行为的研究,制度环境是一项重要的决定因素(La Porta等,1998)^[15]。制度环境不健全是中国经济市场化进程中的常态,不完善的市场制度可能抑制要素自由流动,扭曲资源有效分配,进而导致财政支农减贫的作用无法正常发挥。因此我国不同地区制度环境存在的较大差异,可能正是造成现有文献结论不一的重要原因。鉴于此,本文尝试将制度环境因素纳入分析框架,研究检验财政支农与农村贫困之间的复杂关系,为我国财政支农减贫的政策规划提供的经验证据。本文首先设计包含财政支农投资与制度环境的交互项模型,检验制度环境对于财政支农减贫效应的影响,由此确定制度环境因素作为门槛变量的合理性;然后,运用门槛模型考证并估计出制度环境的两个门槛值,并分别考察财政支出在不同门槛区间体现出的不同减贫效果;最后,根据构成制度环境的五个维度,细化各个维度对财政减贫效应的影响力,识别出制度环境中的关键维度,并得出具体可行的政策建议。

二、模型设定与变量说明

(一)模型设定与指标选取

为考察不同制度环境下财政支农与农村贫困的关系,首先设计一个包含财政支农投入与制度环境交互项的计量模型,设定如下:

$$Income_{it} = \alpha_0 + \beta_1 GSA_{it} + \beta_2 GSA_{it} \times Institution_{it} + \beta_3 Institution_{it} + \beta_{cv} CV_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1)式中,下标*i*和*t*分别表示省域和年份; μ_i 表示与各省相关的、时间上恒定的未观测因素, ε_{it} 为随机误差项。 $Income_{it}$ 代表农民人均收入,以此作为衡量贫困水平指标, GSA_{it} 代表财政支农投资, $Institution_{it}$ 代表制度因素, CV_{it} 表示其他影响农村贫困的控制变量,参照已有文献常用的对于影响农村贫困的因素分析,具体选取以下四个控制变量添加至模型中:产业结构 IND_{it} ;人力资本 EDU_{it} ;开放程度 $OPEN_{it}$;固定资产投资 IVE_{it} 。各变量的具体解释说明如下:

被解释变量:农民人均收入(INCOME)。本文以各省农民人均纯收入^①作为衡量贫困的代理变量。数据源自历年的《中国农村统计年鉴》并作平减处理。

核心解释变量:财政支农投入(GSA)。财政支农是政府财政支持农业、农村和农民的一种政策手

① 根据农民收入来源的不同,农民收入包括三个部分,即工资性收入、经营性收入、转移性及财产性收入。

段。我国的财政支农形式多样,学术上的范围界定也比较笼统,本文借鉴蒋俊朋等(2011)^[16] 的作法,以小口径统计财政支农数据^①,选取历年财政支农支出的存量作为衡量指标,以表征各省财政支农水平,并采用固定资产投资价格指数以 1997 年为基期对每期的财政支农数据进行平减。数据源自《中国统计年鉴》和《新中国六十年统计资料汇编》。

控制变量:(1) 各省的制度环境变量(Institution),采用目前被广泛使用樊纲和王小鲁等(2011)编制的中国各地区市场化指数^②来表示。市场化指数越大说明地区制度环境发展越完善。由于其编制数据只到 2010 年,本文借鉴李勇等(2013)^[17] 的做法,基于各地区最近五年市场化程度平均增长率计算出 2011 - 2014 年的数据;(3) 工业化水平 IND:用各地区第二产业总产值衡量;(4) 人力资本水平 EDU:以地区大专及以上学历人口表示;(5) 对外开放程度 OPEN:本文用各省进出口总额表示;(2) 固定资产投资 INV:采用年度农村固定资产投资额作为衡量指标。以上数据均来自历年《中国农村统计年鉴》以及《中国统计年鉴》,并以相应年份的不变价进行平减。各变量的描述性统计见表 1。

表 1 主要变量描述性统计

Variable	名称	单位	Mean	Std. Dev.	Min	Max	obs
Income	农民人均收入	元	4193.63	2477.18	202	21192	522
GSA	财政支农水平	亿元	92.12	91.23	3.65	756.24	522
Open	对外开放程	万元	8125.29	8763.12	60.22	73064.33	522
Ind	工业化水平	亿元	3485.55	4137.73	4.38	35876.08	522
Edu	人力资本	万人	4211.56	3545.63	2.00	76523.00	522
Inv	固定资产投资	亿元	268.12	341.37	13.62	6695.45	522
Institution	制度环境	-	7.89	3.37	0.00	12.98	522

注:根据各统计年鉴整理计算而得,重庆并入四川计算,西藏因数据不全未计入。

(二) 基础回归分析结果

首先对模型(1)分别进行了面板混合回归、固定效应回归和随机效应回归检验,首先,F 检验的 P 值为 0.0000,拒绝了混合模型假设,然后 Hausman 的检验结果显示 P 值为 0.0000,由此确定采用固定效应模型,检验结果如表 2 所示。

在表 2 所示的检验结果中,我们重点关注的变量——财政支农投入与制度环境的交乘项(GSA * Institution)的系数为 -0.655 且通过了 5% 水平显著性检验。这表明,在所选的样本期间内,财政支农对减贫增收的作用受到区域制度环境的制约。核心解释变量财政支农的系数为 0.815 且通过了显著性检验。另外,几个控制变量也通过了显著性检验,工业化水平(Ind)的系数为 0.6471,是对农民减贫增收影响最大的控制变量;人力资本(Edu)的回归系数为正,说明人力资本的积累有利于减贫增收;对外开放程度(Open)的回归系数为正,证明了地区进出口贸易对减贫发挥着重要作用;固定资产投资(Ive)的回归系数为正且通过检验,这些检验结果证明了指标选取的合理性,为进一步拓展到门槛回归模型,更精确的度量财政支农减贫作用的阶段性特征提供了依据。

① 从统计口径上讲,财政支农支出历来有大口径、中口径和小口径的区别。其中,小口径的财政支农支出包括支援农村生产支出、农业综合开发支出和农林水事务支出,其具体科目于 2007 年前后也有变化。考虑到数据的可获得性和统一性,本文根据小口径范围进行统计。

② 具体数据情况请参见樊纲等编写的《中国市场化指数——各地区市场化相对进程报告》,经济科学出版社。

表 2 带交乘项的财政减贫增收基础模型检验结果

变量	Pool	RE	FE
GSA * Institution	- 0.635 ** (2.14)	- 0.584 * (1.67)	- 0.655 ** (2.06)
GSA	0.814 *** (12.47)	0.716 (- 0.29)	0.815 *** (12.45)
Institution	0.392 * (1.42)	0.374 * (1.98)	0.322 * (1.75)
Ind	0.412 ** (- 4.47)	0.692 *** (- 4.45)	0.671 *** (- 3.34)
Edu	0.243 * (1.43)	0.123 ** (2.10)	0.221 ** (2.21)
Open	0.232 *** (5.45)	0.236 *** (17.46)	0.198 *** (4.35)
Ive	0.665 *** (5.87)	0.584 (0.45)	0.645 *** (5.74)
常数项	- 13.067 ** (2.18)	- 10.954 ** (2.06)	- 14.754 *** (8.87)
Ad - R ²	0.476	0.642	0.484
观测样本	522	522	522

注:括号内为 t 值,***、**和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平下显著。下同。

三、基于门槛模型的检验

(一) 门槛模型的构建与检验

上述带交互项的基础模型证实了制度环境对财政支农减贫的影响,但这种影响力是一开始就表现为抑制作用,还是在不同的阶段呈现不同特征?即是否存在制度环境的门槛效应有待考证。如果进一步的研究能够精确度量出制度环境对于财政减贫的门槛特征,则有利于针对处于不同门槛区间的省份采取差异化政策,从而达到财政支农减贫作用最大化的目的。为此,本文在前文交互项模型的基础上,以制度变量(*Institution*)为门槛检测值,将(1)式扩展为包含多门槛的面板门槛模型,具体如下(2)式所示:

$$Income_{it} = \mu_i + \beta_1 GSA_{it} * I(Institution_{it} \leq \gamma_1) + \beta_2 GSA_{it} * I(\gamma_1 < Institution_{it} \leq \gamma_2) + \dots + \beta_n GSA_{it} * I(\gamma_{n-1} < Institution_{it} \leq \gamma_n) + \beta_{cv} CV_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

在进行门槛模型估计之前需要解决两个问题:一是检验是否存在门槛效应,二是估计门槛值及检验其真实性。本文根据 Hansen(1999)^[18]的思路,以制度环境(*Institution*)为门槛变量,首先对门槛效应进行检验,再利用 Hansen 的三步法确定变量的门槛值,估计结果如表 3 所示。

表 3 门槛效应估计与门槛值检验结果

门槛值	假设	F 统计值	1% 临界值	5% 临界值	10% 临界值	门槛值	置信区间
Institution	单门槛	40.770 ***	22.601	15.502	10.982	6.815	[6.814, 6.862]
	双门槛	15.996 ***	22.716	14.954	8.772	9.542	[9.542, 9.721]
	三门槛	6.887	32.795	24.123	15.672	-	-

注:表中 F 值、相关临界值和 95% 的置信区间均采用“自举法”反复抽样 500 次得到。

表 2 结果表明,门槛变量 *Institution* 存在双门槛值,两个门槛值均处于 95% 的置信区间,且置

信区间的范围较窄,证明了门槛值的真实存在。另外,根据估计门槛值过程的似然比趋势图,可以更加清楚形象的展示出模型的双门槛特征。如图1、图2所示,门槛值 γ_1 (6.815)和 γ_2 (9.542)即为似然比统计量 $LR=0$ 时的取值,置信区间则是由所有 LR 值小于7.35(5%显著水平下的临界值)的数值所构成的区间。

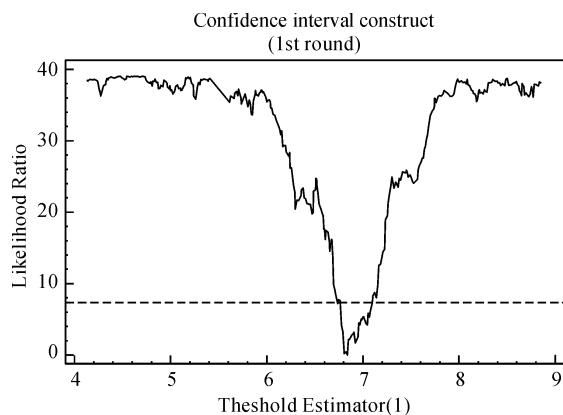


图1 门槛值 γ_1 似然比函数图

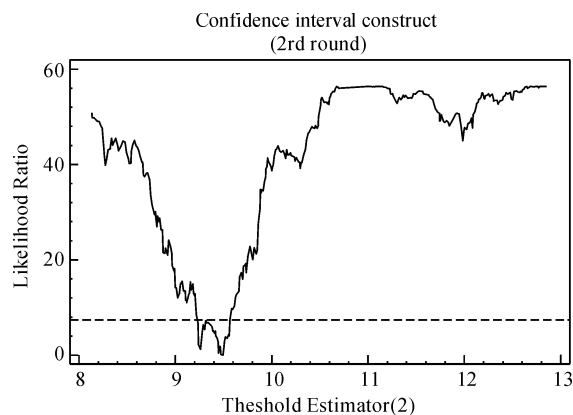


图2 门槛值 γ_2 似然比函数图

在确定了制度环境变量存在双门槛值后,接下来对门槛模型进行回归检验以估计出各解释变量的影响系数。为保证检验结果的稳健性,我们特地对样本进行了分组检验^①,并把分组估计结果放入同一表中(见表4),用以跟门槛模型的检验结果进行对比。分组的依据是根据制度环境水平的25%、50%、75%的分位点进行样本分区,然后再对各区间的非平衡面板数据进行估计。具体结果如表4所示:

我们首先重点关注门槛模型中财政支农投入对贫困的影响系数,在三个不同的门槛区间中,其系数均通过了显著性检验但大小各不相同。在 $Institution < 6.815$ 制度环境较差的门槛区间,财政减贫的弹性系数为0.548,在 $6.815 \leq Institution < 9.542$ 的中等制度环境区间,其估计系数则为0.421,而当制度环境跨越第二个门槛,进入 $Institution \geq 9.542$ 的较高制度环境区间后,财政减贫的系数大幅度提高到1.633。据此结果我们可以发现财政减贫效应的两个明显特征:第一,高制度环境省份的财政减贫效应明显要好于中、低制度环境水平的省份,说明制度环境的改善有助于财政减贫作用的充分发挥,制度环境越好,财政支农投入的减贫效果越显著。第二,中等制度环境区间的减贫系数反而低于低制度环境的省份,说明财政减贫效应存在类似“中部塌陷”的反常现象。而分组的估计结果也表明,在不同的制度环境区间,财政支农投入的减贫增收效应依然呈阶段性特征,其数值分别为分别为0.543、0.462、0.481和1.816。可见,从整体来看,减贫效果随着制度环境提升而改善,而中等制度环境下减贫效果最差的现象依然存在。

另外,人力资本、对外开放程度、工业化水平以及固定资产投资等几个控制变量的回归系数也通过的显著性检验,这些检验结果与已有研究的基本经验和基本事实都是比较吻合的。比较门槛模型、分组检验结果以及上文的FE模型结果,各变量系数的显著性与正负方向没有变化,仅仅是数值的大小略有差别,这也再次证明了模型设置与参数估计的合理性。

^① 利用门槛模型划分制度环境区间,可以避免人为分组检验的主观性和随意性,因此我们以门槛模型划分的区间为分析依据,分组检验的结果仅作为参考比照。

表 4 门槛模型参数的估计结果

解释变量	门槛模型	分组估计			
		25%	50%	75%	100%
GSA		0.534 *** (-5.48)	0.462 *** (-7.04)	0.481 ** (-2.48)	1.816 *** (-10.11)
IND	0.716 *** (2.45)	0.708 *** (6.68)	0.533 *** (7.18)	0.423 *** (12.45)	0.798 *** (32.04)
EDU	0.270 *** (2.75)	0.398 *** (3.87)	0.372 *** (6.25)	0.232 ** (12.87)	0.233 *** (7.78)
Open	0.334 ** (12.28)	0.033 *** (7.02)	0.451 *** (3.31)	0.398 *** (3.04)	0.372 *** (6.25)
IVE	0.674 *** (4.75)	0.372 *** (4.25)	0.742 *** (3.60)	0.533 *** (3.02)	0.651 *** (3.37)
GSA(1) Institution < 6.815	0.548 *** (5.43)				
GSA(2) 6.815 ≤ Institution < 9.542	0.421 *** (3.47)				
GSA(3) Institution ≥ 9.542	1.633 *** (6.44)				
常数项	-8.095 * (1.95)	-12.875 * (1.64)	-10.048 *** (12.48)	-11.417 ** (2.02)	-9.044 ** (2.15)
观测样本	522	108	142	153	119
Adj-R ²	0.465	0.576	0.497	0.472	0.541
F 值	6.786	2.475	6.142	4.875	3.247

(二) 实证结果分析

1. 制度环境的改善能有效提高财政支农减贫效果

为什么制度环境的提高能有效改善财政减贫效果？我们可以从以下几个方面分析：首先，制度环境较差的地区，通常意味着其经济发展水平也相应落后，政府财力有限，财政支农投入的基数和总量不足，巧妇难为无米之炊，财政支农的减贫效应缺乏基本的投入保障；其次，在市场化程度较低的落后地区，缺乏现代农业的生产方式和农业经营体制，农业耕种与生产普遍处于零碎化的小农耕种状态，沿袭传统的家庭联产承包责任制经营方式，抗风险能力弱，贫困农户普遍思想保守，对如何运用资金进行规模化生产踌躇不前，财政支农资金即使落到贫困农户手中，也难以发挥应有功效；最后，制度环境较差的地区，农业基础设施建设薄弱，农产品市场和要素市场建设不完善，而经济增长红利流向贫困人群的平等机制等软性制度环境更是远未形成，因此，在这样的制度环境下，即便是增加财政支农资金，也难以实现其减贫增收的政策目标。

随着制度环境的逐步提高，市场机制对资源配置的作用越来越大，财政支农的减贫效应便越来越明显，主要的原因在于：第一，市场化程度越高通常意味着该区域经济越发达，其政府越有实力进行财政支农投入，因此财政支农的总量要高于落后地区；第二，在制度环境较好的地区，现代农业经营体系越发达，农业基础设施、农产品市场和要素市场等农业生产的外部条件以及配套的法律法规相对比较完善，财政资金更易于被市场机制高效配置，迅速派上用场，顺利转化为现实生产力，促进地区经济增长和农民增收；第三，现代新型农业经营主体如专业大户、家庭农场、农民合作社、农业产业化龙头企业等，在制度环境较好的地区逐步培育和涌现，较落后地区的传统农户而言，这些新型农业经营主体显然能够更高效的利用财政支农资金，进而更易于实现财政支农减贫的政策目标。因此，综合以上的分析，制度环境的改善的确有利于财政支农减贫效应的发挥。

2. 关于第二区间效果最差的分析

我们进一步对比第二区间和第一区间时发现,中等制度环境样本的财政支农减贫效果,反而不如第一区间低制度环境的省份。其减贫效应的弹性系数分别为 0.548 和 0.0421,这似乎与我们已得出的结论“制度环境的改善能有效提高财政减贫效果”自相矛盾,本文把其形象的比喻成“中部塌陷”现象。对于这一现象,如果我们从财政支农减贫的作用途径分析,便可以找到合理的解释。财政支农的减贫路径有两种:一种路径是直接减贫,即直接面向贫困人群。通过转移支付制度对贫困人群进行减贫,提高贫困人群收入实现减贫;第二种路径是间接减贫,即财政支出借助中间媒介减贫,通常是指促进经济增长,使得增长红利流向贫困农户来提高收入达到减贫目的。从影响农民的收入构成来看,财政支农支出的直接减贫效应体现在农民的财产性收入和转移性收入的提高,而间接减贫效应则体现为农民家庭经营性收入及工资性收入的提高。

在制度环境较高的省份,财政支农的减贫作用主要通过间接途径实现。财政支农支出投资于农村的基础设施、公共环境改善和经营体系建设等方面,通过促进农业产业化和规模化经营,带动经济增长,为农民提供更多的就业岗位和增收渠道,进而提高农民的家庭经营性收入及工资性收入。相反,处在中低制度环境的样本省份,由于市场环境的制约,其财政支农支出的间接减贫效应无法充分发挥,严重降低了其减贫成效。因此,制度环境最好的第三区间,其财政支农的减贫作用无疑是最高的。而对于处于制度环境较差第一、二区间的省份而言,首先,由于二者均缺乏现代农业发展急需的配套市场条件和制度环境,因此二者的财政间接减贫效应没有多少区别,对于提高农民的经营性收入和工资性收入的作用有限。其次,二者财政减贫的直接效应却存在较大差别。第一区间省份大都如青海、贵州、新疆等传统的“老、边、穷”落后地区,尽管地区财政有限,但中央财政对于这些省份有特殊扶持政策和大量扶贫性质的财政拨款,其财政支农支出中用于农村转移性支出和救济费比第二区间省份更多。这部分财政支农支出是构成当地贫困农民收入的直接来源,显著提高了农民的转移性收入,而这些转移性收入在贫困农户的收入中占有较大比例。因此,第一区间省份的财政支农直接减贫效应肯定要比第二区间省份的大,而二者的间接减贫效应又差不多。综合比较,便造成了处于中等制度环境省份的财政减贫效果最差的结果。

四、制度环境影响财政支农减贫效应的进一步分解

上文的研究已经证明制度环境对于财政支农减贫增收产生重要影响并呈非线性特征。事实上,樊纲和王小鲁所编制的市场化指数是由政府与市场的关系(RGI)、要素市场的发育程度(FMA)、产品市场的发育程度(PMA)、非国有经济的发展(EPR)、市场中介组织发育和法律制度环境(ELP)五个维度^①组成。上文市场制度总指数可能掩盖了制度环境各个子维度对财政减贫的影响差异,接下来如果能够证明这五个维度中哪些维度相对更为重要,就能够进一步识别出制约和影响财政减贫的关键指标,也能够为提高减贫效果提供更为具体可行的政策路径。因此,本文借鉴 Swaleheen (2008)^[19]提供的方法,通过考察财政支农投入系数的变化幅度,辅以分析制度环境各子维度估计系数的大小,识别出影响财政支农减贫效应的关键制度指标。将制度变量的各子维度同时纳入模型可能导致共线性和内生性问题。本文采用逐一添加变量法应对多重共线性问题,运用 IV-2SLS 模型,选取财政支农投入和各项市场化子指标的滞后一期值作为工具变量,以处理内生性问题。检验结果见表 5。

① 数据根据樊纲等编写的《中国市场化指数——各地区市场化相对进程报告》整理计算而得。

表 5 市场化不同维度的检验结果 (IV-2SLS 估计)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
GSA	1.116 *** (5.33)	0.945 *** (2.04)	0.966 *** (2.31)	1.078 *** (2.13)	1.022 *** (2.42)	1.006 *** (2.16)	0.952 *** (2.19)
RGI		0.514 *** (3.26)					0.267 ** (2.03)
FMA			0.436 *** (3.62)				0.121 * (1.94)
PMA				0.106 *** (4.26)			0.091 *** (3.35)
EPR					0.390 (0.33)		0.098 ** (2.08)
ELP						0.234 *** (3.66)	0.271 *** (2.53)
常数项	78.741 ** (1.956)	96.535 ** (2.077)	79.194 ** (2.073)	73.144 *** (3.169)	96.632 *** (2.553)	82.242 *** (3.136)	91.346 *** (3.423)
观测样本	522	522	522	522	522	522	522
Adj-R ²	0.512	0.546	0.523	0.414	0.453	0.511	0.447
Sargan P	0.187	0.221	0.767	0.173	0.614	0.215	0.113
F	584.952	326.877	547.052	499.666	406.435	411.244	312.955

由表 5 可知,政府与市场关系、产品市场、要素市场培育以及市场化中介与法律制度均对农民收入有显著促进作用,而非国有经济对减贫增收不显著。首先,从财政支农投入(GSA)系数的变化幅度来看,在模型中添加了政府与市场关系变量后,财政支农投资的系数由 1.116 下降到 0.945,是五个子维度中下降幅度最大的,要素市场指数由 1.116 下降到 0.966。这是因为,伴随着政府与市场关系指数的提高,政府干预经济越少,市场配置资源的程度越高,财政支农通过促进经济增长,进而让贫困群体享受经济红利的机制和渠道会更完善,农民收入增长所遭受的人为约束就减少。同样,要素市场包括了资本、土地以及劳动力市场等方面,生产要素自由流动的成本越低,贫困群体减贫脱贫渠道就越顺畅。因此,要素市场机制是发挥财政支农减贫效应的重要基础。值得注意的是,控制产品市场变量后,GSA 系数的下降幅度不大,仅由 1.116 降至 1.078,说明产品市场对于减贫效应的影响力不如要素市场显著,这可能的原因是,产品市场发展不仅仅带来了产品多元化以及产品自由流动,也加剧了城乡产品的竞争,导致城乡收入差距进一步拉大,因此部分抵消了减贫效应。这一结论也与钟宁桦(2011)^[20]、王永春(2013)^[21]等的研究结论基本一致。

其次,从制度环境各子维度的估计系数来看,政府与市场化关系作用最大,要素市场排在第二位;而从调整后的 R² 来看,政府与市场关系、要素市场依然排在前两位,分别达到 0.546 和 0.523,说明其联合解释力也相对较高。将五个子维度纳入同一模型(7)后的检验结果显示,几个子维度的估计系数和显著性均产生了明显的变化,而其联合解释力仅为 0.447,没有显著提高,说明可能由于共线性的存在,把这些变量纳入同一模型是不合适的。进一步的相关性检验也证实了共线性的存在^①,其中市场中介与法制环境变量与其他各子维度两两之间的 Pearson 相关系数均在 70% 以上,这说明市场中介与法制环境变量的解释力部分包含在其他维度中,也一定程度反映出市场中介与法制环境是其他制度环境子维度发生影响力的前提条件和基础。因此,综合 GSA 系数的变化、各个维度的相关性检验、各子维度估计系数的大小以及联合解释力的分析,我们可以识别出,政府与市场关系、要素市场发育程度以及市场中介与法制环境是影响财政支农减贫效应的关键维度。

① 运用 stata13 对五个子维度变量进行 pearson 检验的结果没有给出,可来函索取。

五、结论与启示

本文根据 1997 年至 2014 年中国省级面板数据,在考虑制度环境这个外部条件下,来研究财政支农投入对减贫增收的作用。研究结论表明,首先,财政支农具有显著的减贫作用,我国的财政支农政策在一定程度上能够达到促进农民增收、减缓农村贫困的政策目标;其次,提高制度环境水平能有效改善财政支农的减贫效应,随着制度环境越来越好,财政支农减贫的作用也越来越大;其三,财政支农减贫的作用存在类似“中部塌陷”现象,即处于中等制度环境区间的省份,其财政减贫效果反而不如制度环境最差的省份。最后,在制度环境的各个子维度中,政府与市场关系、要素市场培育以及市场中介与法律环境是影响财政支农减贫效应的关键维度。

根据结论本文提出以下政策建议。首先,研究结论指出财政支农投入对减缓贫困的作用受到制度环境的制约。因此,要提高财政减贫效果,不能仅仅一味地大量增加财政支出,而是采取强力措施大力改善制度环境,特别是促进落后地区的市场化改革进程。根据门槛值划分的结果看^①,尽管当前我国处于低制度环境的省份只剩下极少数几个,如青海、新疆等 6 省,但处于中等制度环境的省份数量较多,还有包括湖北、四川、河南等在内的 14 省,而研究结果显示正是这些处于中等制度环境区间的省份财政支农减贫效果最差,因此,促进这些省份尽快跨越门槛进入高制度环境阶段,解决好上文所证实的“中部塌陷”问题是当务之急。其次,大力培育和发展多元化新型农业经营主体,构建新型农业经营体系,由此带动财政支农减贫效应的充分发挥。培育包括专业大户、家庭农场、农民合作社和龙头企业等在内的新型农业经营主体,只用财政投资配置和流向到这些现代农业经营主体,财政资金的效率才能充分利用吸收,贫困农户才有机会提高其经营性收入与工资性收入,由此形成稳定增收能力避免再度返贫。再次,应注重改善财政支出配置和结构,扩大基础设施的支出,为农业创造良好的生产和经营条件,减少贫困户对转移支付、救济等直接减贫办法的依赖;注重增加教育、医疗、社保等公共支出,使财政减贫更多发挥授人以渔而非授人以鱼的功能;最后,通过推进市场化制度改革发挥财政支农减贫作用的政策重点在于:在建立公正、公平和公开的法律制度的基础上,进一步理顺政府与市场的关系,减少政府对经济的行政干预,侧重要素市场改革,继续健全土地流转市场、户籍制度改革和劳动力自由流动政策,协调好财政支农投入与制度环境的关系,形成良性互动机制,共同促进农业经济增长、农民增收和降低农村贫困。

参考文献:

- [1] Park A., Wong C. A. Ren C. Distributional consequences of reforming local public finance in China [J]. China Quarterly, 1998, 147 (3): 1001-1032.
- [2] Sergiy Zorya. Improving agricultural fiscal policy in Ukraine [Z]. Working Paper, 2006: 1-36.
- [3] 林伯强. 中国的政府公共支出与减贫政策 [J]. 经济研究, 2005, (1): 27-37.
- [4] 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, (3): 19-27.
- [5] 朱迎春. 我国财政支农资金的收入分配效应研究 [J]. 当代财经, 2013, (9): 39-48.
- [6] 杨琦. 财政支农对农村居民消费的效应分析 [J]. 财经科学, 2014, (11): 120-129.
- [7] 兰永生. 财政支农支出对农村居民消费的影响分析——基于经济周期的视角 [J]. 财政研究, 2015, (3): 11-15.
- [8] Fan S. G. Public Investment and Poverty Reduction: What have We Learnt from India and China [R]. Paper Prepared for the ADBI Con-

^① 根据制度环境门槛值的划分标准,以 2014 年为例,处于第一区间($Institution < 6.815$)的包括青海、新疆、甘肃、宁夏、贵州、内蒙古等 6 省,处于第二区间($6.815 \leq Institution < 9.542$)的包括湖北、四川、河南、江西、广西、河北、辽宁、黑龙江、云南、湖南、吉林、海南、陕西、山西等 14 个省,处于第三区间($Institution \geq 9.542$)的包括江苏、上海、浙江、广东、安徽、福建、天津、山东、北京等 9 省市。

- ference, 2003.
- [9] 张克中, 冯俊诚, 鲁元平. 财政分权有利于贫困减少吗? ——来自分税制改革后的省际证据 [J]. 数量经济技术经济研究, 2010, (12): 3-15.
- [10] 王志涛, 王艳杰. 政府公共支出与农村减贫关系的实证研究 [J]. 财贸研究, 2012, (6): 60-64.
- [11] 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.
- [12] 储德银, 赵飞. 财政分权、政府转移支付与农村贫困——基于预算内外和收支双重维度的门槛效应分析 [J]. 财经研究, 2013, (9): 19-31.
- [13] 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.
- [14] 邹文杰, 冯琳洁. 空间异质性、收入门槛与财政支农减贫效应 [J]. 财经论丛, 2015, (9): 18-26.
- [15] La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A., Vishny, R. Law and Finance [J]. Journal of Political Economy, 1998, 106(2): 23-55.
- [16] 蒋俊朋, 田国强, 郭沛. 中国区域财政支农投入: 地区差距的度量及分解 [J]. 中国农村经济, 2011, (8): 33-40.
- [17] 李勇, 魏婕, 王满仓. 市场化水平、所有制结构和企业微观动态效率——来自于面板门槛模型的经验证据 [J]. 产业经济研究, 2013, (5): 54-64.
- [18] Hansen, B. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing and inference [J]. Journal of Econometrics, 1999, 22(2): 345-368.
- [19] Swaleheen M. U. Corruption and saving in a panel of countries [J]. Journal of Macroeconomics, 2008, 30(3): 1285-1301.
- [20] 钟宁桦. 农村工业化还能走多远? [J]. 经济研究, 2011, (1): 18-27.
- [21] 王永綦. 二元金融结构、市场化进程与城乡收入差距 [D]. 重庆: 西南大学博士学位论文, 2013.

Research on Poverty Reduction Effect of Financial Support for Agriculture from the Perspective of Institutional Environment

CHEN Ming^{1,2}, ZHOU Faming¹

(1. College of Economics, Hunan Agriculture University, Changsha 410128, China;

2. College of Economics and management, University of South China, Hengyang 421001, China)

Abstract: Based on the panel data of 29 Chinese provinces from 1997 to 2014, this paper comprehensively uses a variety of measurement methods to test the effect of financial support for agriculture on the increase of peasants' income. The empirical results show that the effect of financial support for agriculture is restricted by the institutional environment. In provinces with poor institutional environment, the poverty reduction effect of financial support is not sufficient, with the gradual improvement of the institutional environment, financial support for agriculture reduces poverty significantly; but in provinces whose institutional environment is at a medium level, the poverty reduction effect is abnormally lower than in provinces with poor institutional environment, that is, there exists a phenomenon similar to "central collapse" in the poverty reduction effect of financial support. Among all the dimensions of the system environment, the relationship between the government and the market, the cultivation of the factor market, the market intermediary and the legal environment are the key dimensions affecting the poverty reduction effect of the financial support.

Key words: institutional environment; financial support for agriculture; poverty reduction effect

(责任编辑: 风 云)