

中国农业公共支出的周期性研究*

罗翔 卢新海

【摘要】文章基于 2000~2010 年省级面板数据,运用工具变量法刻画了不同的外部冲击对中国农业公共支出的影响。研究发现:(1)人均 GDP 波动对农业公共支出的影响显著为正,中国农业公共支出具有顺周期;(2)以温度和降雨量增长率加权值为工具变量的人均 GDP 波动对农业公共支出有显著的正向影响,但影响相对短暂;(3)以城市人均 GDP 增长率为工具变量的人均 GDP 波动对农业公共支出的影响显著为正,并且影响持久。文章建议建立正式的农村保险市场,改变农业公共支出的结构和投入方向。

【关键词】农业公共支出 顺周期 农村贫困

【作者】罗翔 华中师范大学武汉城市圈研究院,副教授;卢新海 华中师范大学公共管理学院,教授。

一、引言

经济增长能在多大程度上缓解农村贫困及效率如何,与农业公共支出的规模和结构有关。在发展中国家,农业公共支出政策被认为是减少农村贫困最有效的政策手段之一(Moreno-Dodson 等,2008)。作为全世界农业人口最多的发展中国家,中国的减贫实践对全世界的扶贫事业具有重要意义。改革开放以来,中国的农业公共支出从 1978 年的 150.66 亿元增至 2013 年的 13 349.55 亿元,增加了近 87 倍,年均增长 13.70%。相应的,中国农村贫困人口从 1978 年的 7.7 亿下降至 2013 年的 8 249 万^①。然而,与减贫规模所取得的成就相比,中国在缓解农村贫困的效率问题上仍然值得探讨。从 2000 年开始,中国的经济进入高速增长时期,但是农村贫困发生率的下降速度却开始减慢(苗齐、钟甫宁,2006),不仅如此,农村贫困人口的返贫率开始提高并且带有持久性的倾向(王祖祥等,2006;陈光金,2008)。

大量文献对中国农业公共支出的结构进行了考察(樊胜根等,2002;林伯强,2005;李永友、沈坤荣,2007;王娟、张克中,2012),但鲜有研究对中国农业公共支出的周期性进行实证

* 本文为中央高校基本科研业务费专项资金项目(CCNU16A02033)的阶段成果。

① 《中国农村扶贫开发纲要(2011~2020)》制定的现行农村贫困标准为 2010 年价格水平每人每年 2 300 元,按此价格标准进行折算,1978 和 2013 年,中国农村贫困人口规模分别是 7.7 亿与 8 249 万。

检验,而对这个问题的判断至关重要。尽管在发展中国家,农业公共政策的实施,尤其是财政支出的结构可能会影响扶贫效果,但农业公共支出的规模仍被视为减贫的决定性因素(Fan等,2005;Gomanee等,2002)。特别在中国,财政扶贫资金是扶贫开发资金的主要来源,同时也是最重要的政策扶贫手段,对区域扶贫效果有着决定性的作用(郑瑞强等,2016)。新常态下,随着中国经济增速的放缓,农业公共支出的规模会发生怎样的变化,对贫困缓解有什么影响?这首先取决于对中国农业公共支出周期性的判断。

与此同时,从扶贫政策的效果看,在中国农业公共支出政策中,大部分属于开发式扶贫,其政策效果长期来看比较好,短期却不尽如人意^①。中国社会科学院社会学所2006年所做的“社会和谐稳定问题全国抽样调查”显示,如果以人均1美元的标准计算贫困发生率,收入贫困要高于消费贫困,这表明在中国可能有相当一部分贫困农户属于暂时性贫困。从暂时性贫困和持久性贫困的角度去理解扶贫政策的效果进一步凸显了农业公共支出周期性实证研究的重要性。由于暂时性贫困和持久性贫困的成因不同,经济波动对二者造成的影响可能截然不同。特别是暂时性贫困,主要与农户面临的外部生产性风险有关(章元等,2013),这就意味着农业公共支出规模的变动对暂时性贫困的影响并不显著,同时这也从某种程度上解释了为什么中国过去通过增加财政性补贴的方式来缓解农村暂时性贫困并不是行之有效的政策手段(罗翔等,2014)。与之相对应,在发展中国家,由于农业公共支出中基础投资的规模非常不稳定(Cuesta等,2013),经济波动对持久性贫困的影响可能更大。然而,关于中国农业公共支出是否具有周期性,以及这种周期性对暂时性贫困和持久性贫困有何影响?尚无直接的经验证据。

鉴于此,本文将重点从周期性的角度考察经济波动对农业公共支出规模的影响。本文研究的目的在于回答以下两个问题:(1)中国的农业公共支出是否具有周期性?同时,本文也检验了经济波动的短暂性冲击与持久性冲击对农业公共支出的影响;(2)如果中国农业公共支出具有周期性,在新常态背景下,随着公共支出规模的减少,扶贫政策应该如何调整以应对这种变化?本文研究的核心在于揭示经济的短暂性波动和持久性波动对农业公共支出的不同影响,随着未来中国经济增长速度减缓,农业公共支出的投入应该更多地关注持久性贫困的缓解。

二、中国农业公共支出:历史与政策背景

一直以来,保障粮食安全和缩小城乡收入差距是中国农业政策的首要目标。大量的研究表明,始于20世纪80年代初的中国经济高速增长,得益于农村经济制度的改革与农业部门的现代化(Fan等,1997)。1978~1993年,中国农业政策的核心在于促进粮食生产以保

^① Jalan等(1998)认为,中国的扶贫政策主要对抗的是持久性贫困而非短暂性贫困;Rozelle等(2000)认为,在中国经济增长是减贫最重要的因素,而扶贫政策对于缓解农村贫困几乎没有什么作用。

证国内的粮食安全。相应的,在 1993 年之前,中国农业公共支出主要是通过增加生产补贴的方式提高产量。1993 年 11 月,中央发布了《中共中央、国务院关于当前农业和农村经济发展若干政策措施》的文件,该文件将家庭联产承包制中土地承包权从 15 年延长至 30 年,旨在通过稳定土地承包关系,鼓励农民增加投入。然而,1994 年以后,中国的农业增长却十分缓慢,始终维持在 4% 左右。不仅如此,随着农产品收购价格的下降,中国的城乡收入差距开始扩大,2000 年左右,城乡实际人均收入比达到 2.46(陆铭、陈钊,2004)。日益扩大的城乡差距与农业部门的缓慢增长促使中国农业公共支出的结构发生调整,在保证生产性农业支出规模的同时,用于缓解城乡差距的长期农村公共支出(基本建设、教育等)的投入开始增加。图 1 是 1978~2003 年中国农业公共支出中生产性支出与建设性支出的规模及变动趋势^①。从图 1 中可以看出,1994 年之前,相对于生产性支出的增长,建设性支出增速缓慢,而 1994 年之后,建设性支出的增长率开始显著上升。从规模上看,1994~2003 年农村建设性支出的规模增加了 4.9 倍,而生产性支出只增加了 2.8 倍。

2000 年左右,中国城镇化进程加快,农业劳动力数量与耕地规模开始减少^②。受此影响,2003 年中国大部分省份粮食产量有所下降,2000~2003 年粮食总产量下降了 6.81%,为 1991 年以来的最低点。2004 年中央出台系列政策措施支持粮食生产,其中最引人注目的是继 1986 年之后,时隔 17 年再次发布中央一号文件,强调促进粮食生产的重要性^③。2005 年的中央一号文件再次体现了增加粮食产量以保证粮食安全的意图。2004~2010 年,“三农”投入年均增长 21.8%,与粮食生产相关的直接投入从 1 029 亿元增加到 4 575 亿元,此后粮食生产逐渐呈现恢复性增长的势头。生产性支出的增加虽然缓解了粮食生产的压力,但对提高农民收入却收效甚微,中国的城乡收入差距仍在进一步扩大(李实,2003;程开明、李金昌,2007)。因此,2006 和 2007 年连续两年的中央一号文件聚焦新农村建设,体现出中国农业政策希望通过长期手段提高农民收入,缩小城乡差距^④。具体到农业公共支出的政策上,2006 年中央政府全面取消了农业税,同年,卫生部发布了《关于加快推进新型农村合作医疗试点工作的通知》,意味着 2003 年中央开始实施的新型农村合作医疗制度(“新农合”)作为一种长期的福利性制度全面推广^⑤。然而,虽然中央开始关注农业公共支出的长期效果,但

① 基本数据来自《中国财政年鉴(2008)》,其中农业生产性的支出包括支援农村生产支出和农林水利气象等部门的事业费;农业建设性支出指农业基本建设支出。

② 2000~2003 年全国的粮食播种面积连续 3 年减少,下降 8.34%,降至 1949 年以来的最低水平。

③ 中央一号文件可视为理解中国农业政策的一个纲领性的文件。2004 年以后,中共中央每年发布当年的中央一号文件。

④ 2006 和 2007 年的中央一号文件分别为《中共中央国务院关于推进社会主义新农村建设的若干意见》、《中共中央国务院关于积极发展现代农业扎实推进社会主义新农村建设的若干意见》。

⑤ “新农合”,是指由政府组织、引导、支持,农民自愿参加,个人、集体和政府多方筹资,以“大病统筹”为主、“小病补偿”为辅的农民医疗互助共济制度。

从规模和支出结构上看,生产性投入仍然是支出的重点,农业研发和农村长期建设的投入始终不足^①。

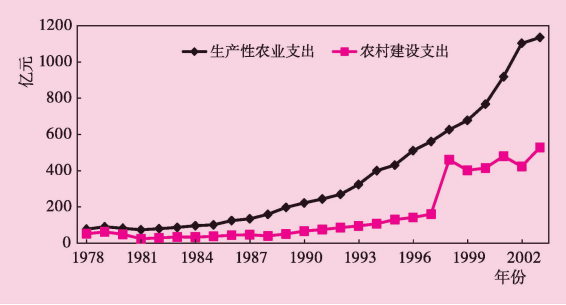


图1 中国农业生产性支出与农村建设性支出的变动趋势

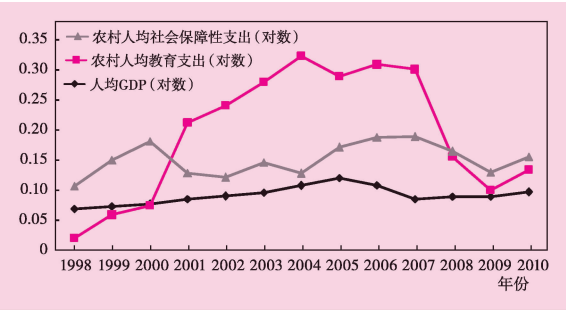


图2 中国农业公共支出的顺周期

注:为了消除变量之间的自相关性,本文用3年的标准差来表示各个变量的波动性。

相关系数为0.628;对数形式的人均GDP与对数形式的农村人均社会保障性支出的相关系数为0.765。显然,从图2中曲线的变动趋势和数据中均可看出,中国农业公共支出具有明显的顺周期。当然,以上只是关于中国农业公共支出相关数据的统计性描述和基于中国农业政策背景的事实说明,在接下来的部分,本文将通过一个跨期模型,证明经济增长与中国农业公共支出之间顺周期的因果关系。

三、理论框架与计量模型的设定

(一) 理论模型

假设存在一个零利率的两期模型,那么主观贴现率 β 保持不变且正规化为1,考虑到农业公共支出对农业生产的影响,农户的跨期最优目标函数可以表示为:

$$\max_{\{c_i, g_i\}} [U(c_i) + U(g_i)], i=1, 2 \quad (1)$$

^① 2013年,生产性支出仍占农业公共支出的60%以上。

式(1)表明,农户的效用来自个人消费和政府公共支出两部分,其中 c 和 g 分别表示消费和农业公共支出。假定政府的税收 T 中以一定比例 $\delta(0<\delta<1)$ 用于农业公共支出,政府的预算约束可以表示为:

$$g_1 + g_2 = \delta T_1 + \delta T_2 = \delta T \quad (2)$$

同样,本文假定农业产出在整个国民收入中保持一个不变的份额 $\theta(0<\theta<1)$,农户的消费约束可以表示为:

$$c_1 + c_2 + \delta T = \theta Y_1 + \theta Y_2 = \theta Y \quad (3)$$

给定效用函数为对数形式,则农户跨期最优的目标函数可以具体表示为:

$$\max_{\{c_1, g_1\}} [\ln c_1 + \ln g_1 + \ln c_2 + \ln g_2] \quad (4)$$

相应的,两个一阶条件分别为:

$$\frac{1}{c_1} - \frac{1}{\theta Y - \delta T - c_1} = 0, \quad \frac{1}{g_1} - \frac{1}{\delta T - g_1} = 0$$

由于对偶性, $c_1 = c_2 = \frac{\theta Y - \delta T}{2}$, $g_1 = g_2 = \frac{\delta T}{2}$ 。将 c 与 g 的表达式带入式(4),即:

$$\max_{\{g_1\}} [2 \ln(\frac{\theta Y - 2g_1}{2}) + 2 \ln g_1] \quad (5)$$

根据一阶条件,政府的最优公共支出为 $g^* = \frac{\theta Y}{4}$ 。显然 $\frac{dg^*}{dY} = \frac{\theta}{4} > 0$, 农业公共支出具有顺周期性。进一步考虑到农业生产的特点,引入外生的随机冲击 $\varepsilon(\varepsilon_2 = \rho \times \varepsilon_1)$, 并放松国民收入外生的假定: $y_1 = y_0 + \varepsilon_1$; $y_2 = \lambda g_1 + \varepsilon_2$ 。其中 $\lambda > 0$, 表明政府的公共支出对国民收入有一个正向的影响。又由于 $g_1 = \frac{\theta(y_0 + \varepsilon_1 + \lambda g_1 + \rho \times \varepsilon_1)}{4}$, 则:

$$g_1 = \frac{\theta y_0 + (1 + \rho) \varepsilon_1}{4 - \lambda} \quad (6)$$

从式(6)中可以看出, $\frac{dg_1}{d\varepsilon_1} = \frac{(1 + \rho) \theta}{4 - \lambda}$, 如果只考虑暂时性的冲击, 令 $\rho = 0$, 则 $\frac{dg_1}{d\varepsilon_1} = \frac{\theta}{4 - \lambda}$ 。

因此,持久性的冲击对农业公共支出的影响更大。

(二) 计量模型的设定与数据来源

通过以上理论分析,本文的主计量模型可以表达为:

$$\Delta \text{LnExpenditure}_{it} = \alpha_i + \alpha_t + \beta_0 + \beta_1 \Delta \text{LnGDPper}_{it} + \beta_1 \text{Controls}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

在其他因素给定的情况下,该计量模型主要考察人均 GDP 的变动对农业公共支出的影响。在式(7)中,下标 i 和 $t(t=2000, \dots, 2010)$ 分别代表第 i 个省份和第 t 年, α_i 表示个体效应, α_t 表示时间趋势, Controls_{it} 表示控制变量, ε_{it} 是随机误差项, β_0 是常数项, β_1 是核心待估系数。以上所有数据均用 2000 年的不变价格指数进行了平减。

被解释变量 $\Delta \text{LnExpenditure}$ 表示农业公共支出的增长率。在实际估计中,本研究用农村

人均教育经费支出(ΔLnedu)和农村人均社会保障支出(ΔLnsoc)的增长率作为农业公共支出变动的代理变量。农村教育经费支出为农村普通小学教育经费支出和农村普通初中教育经费支出的加总,其数据来自2001~2011年的《中国教育经费统计年鉴》;农村社会保障支出为农村社会救济支出和自然灾害救济支出的加总,其数据来自2001~2011年《中国农村统计年鉴》;农业人口数量来自2001~2011年各省统计年鉴。选择上述两个变量是由于数据的可得性和适用性。从传统的统计口径来看,农业公共支出主要指国家财政对农村生产支出和农林水利气象等部门的事业费的支援、农村基本建设支出、农业科技费用及农业救济费等4个部分。但《中国财政年鉴》只提供了全国层面的数据,不仅如此,2008年以后的《中国财政年鉴》不再统计农业公共支出中的3项费用,且各省和直辖市的决算表中也只有农林水事务支出1项。如果使用上述农业公共支出的数据作为代理变量,从数据来源上来看是不可得的^①。由于本文关于中国农业公共支出的周期性,省级面板数据可能比微观截面数据更加合适。

核心解释变量 $\Delta \text{LnGDPper}$ 表示人均GDP的增长率,其数据来源于2001~2011年各省统计年鉴。在工具变量的选择中,由于本文用温度增长率($\Delta \text{Lntemperature}$)和降雨量增长率(ΔLnrain)的加权值作为人均GDP短暂性冲击的工具变量。其变量的数据来源分别说明如下:温度的数据来源于2001~2011年各省统计年鉴;降雨量的数据来源于2001~2011年《中国环境统计年鉴》,其中某些省份年度缺失数据来自《中国水资源公报》和《中国气象年鉴》。另一类工具变量使用的是城市人均GDP的增长率作为人均GDP持久性冲击的工具变量,为了剔除农业公共支出的逆向影响,该指标用第二、三产业的人均GDP增长率表示,其数据来源于2001~2011年各省统计年鉴。

Controls_i 是一系列控制变量。由于本文的核心解释变量分解为两类工具变量,因此,在控制变量的选择中,本文只选取了对经济波动有显著影响的经济和社会因素。在经济因素中,受美国“次贷危机”的影响,中国GDP增速在2008年比上一年下降了5%左右,并直接导致了大规模经济刺激计划,我们用时间虚拟变量 D_{2008} 表示该事件对经济波动的影响。此外,人口的变动对人均GDP的变动也有较强的影响,本文用人口自然增长率($\Delta \text{Lnpopulation}$)作为社会因素的控制变量,其具体数据来源于2001~2011年各省统计年鉴。 Popdensity 为人口密度,其具体数据来源于2001~2011年的《中国区域经济统计年鉴》。本文的变量解释和统计性描述如表1、表2所示。

本文选取2000~2011年省级面板数据作为研究对象是基于以下考虑:(1)从经济波动

① 虽然有研究运用了农业公共支出的4个分类数据,其主要是基于2008年之前时间序列数据的实证检验(沈坤荣、张璟,2007)。然而,在考察农业公共支出时,个体效应是无法忽视的,尤其是对于中国这样一个地理因素差异巨大的国家而言,不同的耕地条件、降雨量和温度,均会影响公共支出的投入规模。因而,面板数据更能够反映农业公共支出的效果。

表 1 主要变量定义

变量名	变 量 说 明
$\Delta \text{Lnedu}(\%)$	农村人均教育经费支出的增长率(农村教育经费支出 = 农村普通小学教育经费支出 + 农村普通初中教育经费支出)
$\Delta \text{Lnsoc}(\%)$	农村人均社会保障支出的增长率(社会保障支出 = 农村社会救济支出 + 自然灾害救济支出)
$\Delta \text{LnGDPper}(\%)$	人均 GDP 增长率
$\Delta \text{Lntemperature}(\%)$	年平均气温增长率
$\Delta \text{Lnrain}(\%)$	年平均降雨增长率
$\Delta \text{LnurbanGDPper}(\%)$	以第二、三产业表示的城市人均 GDP 增长率
$\Delta \text{Lnpopulation}(\%)$	人口自然增长率
D_{2008}	2008 年为虚拟变量,是 =1,否 =0
Popdensity(人/平方公里)	人口密度

看,中国的经济增长率 2000 年开始显著提高,从 2000 年的 8.43% 提升到 2007 年的峰值 14.16%,2008 年受“次贷危机”的影响,2008 年和 2009 年 GDP 的平均增速回落至 9.42%,2010 年又增加到 10% 以上。这实际上表明,在 2000~2010 年,中国的经济经历了一个完成的波动周期,与此同时,中国农业

表 2 描述性统计(n=341)

变量名	均值	标准差	最大值	最小值
ΔLnedu	10.148	32.605	-94.852	208.705
ΔLnsoc	39.663	149.076	1944.848	-97.497
$\Delta \text{LnGDPper}$	4.559	22.019	65.754	-85.670
$\Delta \text{Lntemperature}$	0.804	18.305	273.913	-45.517
ΔLnrain	12.983	59.353	271.493	-84.156
$\Delta \text{LnurbanGDPper}$	4.006	21.797	71.991	-84.401
$\Delta \text{Lnpopulation}$	5.642	3.226	13.104	-3.243
D_{2008}	0.090	0.287	1	0
Popdensity	363.740	426.118	3222.019	2.124

公共支出规模在 2000 年以后显著增加。(2)从农业公共支出的政策上看,直到 20 世纪 90 年代末期,中国农业公共支出政策的重点仍以提高农业生产部门的绩效为目的(Yu 等, 2014)。然而,随着 2000 年以后经济的快速增长,中国的城乡收入差距并没有得到有效缓解。从 2004 年开始,中央每年发布中央一号文件,试图用更大力度的公共支出政策来干预中国的农业经济发展。因此本文使用 2000~2010 年面板数据可以刻画经济波动和政策干预下中国农业公共支出的变动趋势。

四、实证结果

(一) 基准回归

表 3 给出了基准回归的结果。模型 1 和模型 2 是控制了时间趋势和异方差以后的估计结果。从回归结果看,关键解释变量人均 GDP 在两个模型中系数差别不大,人均 GDP 的变动对农村人均教育经费变动的影响显著为正。换句话说,农村人均教育经费支出具有顺周

期性。模型 3 是 FE 回归的结果,选择 FE 回归的理由是:(1)本文采用的是中国省级的面板数据,虽然农业公共支出政策在省级层面上是高度一致的,但各省内部具体的经济政策却有所不同,特别是地方财政支出在农业公共支出中的占比较高,地区间的个体效应不能忽视;(2)本文使用的是 11 年的面板数据,在这一时间段内社会发展并没有发生突变且是连续的;(3)中国经济发展的一个基本事实是地区差异显著,地区的个体效应(地理位置、自然条件)可能与经济发展密切相关,更确切地说,个体效应与本文的核心解释变量人均 GDP 的增长率相关。至此,本文判断个体效应不会纳入到随机误差项中。不仅如此,Hausman 检验也拒绝了 FE 估计与 RE 估计无显著差异的原假设。从 FE 的回归结果看,人均 GDP 变动的估计系数为 1.204,标准误为 0.085,这表明,人均 GDP 变动与人均农业教育支出变动之间的关系依旧是显著的。

(二) 工具变量回归

需要强调的是,人均 GDP 变动和农业公共支出变动之间可能存在着较为严重的逆向因果关系。一个显而易见的事实是,人均 GDP 的上升会增加政府的财政性收入从而增加政府在农业公共支出上的投入,而政府农业公共支出投入的增加会提升农业收入,从而在某种程度上又会增加人均 GDP。因此,表 3 基准回归的估计结果可能是有偏的。如果考虑到内生性问题,可以将人均 GDP 的变动用两类工具变量表示。那么,主计量模型式(7)可以进一步细化为:

$$\Delta \text{LnExpenditure}_{it} = \alpha_i + \alpha_i t + \beta_0 + \beta_1 \Delta \text{LnGDPper}^{Trans}_{it} + \beta_2 \Delta \text{LnGDPper}^{Pers}_{it} + \beta_3 \text{Controls}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

在式(8)中, $\Delta \text{LnGDPper}^{Trans}$ 表示短暂性冲击下人均 GDP 的短期波动,本文用温度增长率和降雨量增长率的加权值表示^①。选择增长率的加权值是因为中国的经济发展不仅有南北差异,同时也表现为东西差异,温度的变动可以反映南北差异,而降雨的变动则可以反映东西差异。用增长率的加权的好处在于可以对温度和降雨量进行无量纲的处理。由于我们无法确切地知道中国经济发展的南北差异和东西差异哪一个更明显,因此在技术上,本文用 0.1 为步长对温度增长率和降雨量增长率进行了加权,分别用加权值的变动与人均 GDP 变动进行了 2SLS 的第一阶段回归,从中选取了 t 值最显著的一组加权值^②。 $\Delta \text{LnGDPper}^{Pers}$

① 已有研究注意到降雨量与经济增长之间的关系。Brückner 等(2014)用降雨量作为工具变量,证实了年度降雨量的变化对于撒哈拉以南非洲国家的真实 GDP 有显著的正向影响。在他们的另一篇文章中,当控制了温度后,降雨量的波动对人均 GDP 的波动具有显著的正效应(Brückner 等,2013)。以上研究对于跨国数据可能比较合适,因为从全球看,经济发展的差异主要表现为南北差异。但作为一个发展中大国,中国不仅有经济上的南北差异,还有东西差异。本文使用降雨量和温度的加权值作为人均 GDP 变动的短暂性冲击的工具变量。

② 对降雨量和温度增长各取 0.5 的权重时,加权值对人均 GDP 变动 2SLS 一阶段回归的 t 值最显著,为 14.18。

表示持久性冲击下人均 GDP 的长期波动,在长期,我们考虑到了中国二元经济结构的事实,用城市人均 GDP 的增长率作为持久性冲击的工具变量。

表 4 给出了用降雨量与温度加权作为短暂时冲击的工具变量的估计结果。

从回归结果看,人均 GDP 的增长率对农村人均教育支出的增长率有显著的正向影响。模型 5 至模型 8 是用人口密度进行四分位数处理后的回归结果,估计结果显示,人均 GDP 增长率与农村人均教育支出增长率之间的关系依然显著为正。这表明,农业公共支出具有顺周期性。将人口密度进行四分位数处理,可以更方便地捕捉地区差异对农业公共支出周期性的影响^①。对比模型 5 与模型 8、模型 6 与模型 7 人均 GDP 增长率的两组估计系数,可以发现,在人口密度更低的地区,农业公共支出的顺周期性更加明显。

在表 5 中,本文用城市人均 GDP 作为第二类工具变量考察了人均 GDP 长期波动对农业公共支出的影响。从回归结果中可以看出,城市人均 GDP 增长率的系数为 0.876,标准误

表 3 基准回归的结果

	模型 1(OLS)	模型 2(OLS)	模型 3(FE)
$\Delta \text{LnGDP}_{\text{per}}$	1.187*** (0.057)	1.187*** (0.087)	1.204*** (0.085)
$\Delta \text{Lnpopulation}$	-0.014 (-0.016)	-0.014*** (-0.009)	-0.016 (-0.011)
D_{2008}	-0.137 (-3.933)	-0.137 (-1.959)	-0.056 (-1.810)
常数项	6.841*** (2.484)	6.840* (3.652)	7.155*** (2.773)
调整的 R^2	0.628	0.633	0.651
Hausman-test			10.112

注:(1)括号内数据为标准误。(2)*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的置信水平下显著不为 0。

表 4 短暂冲击的周期性估计结果

	2SLS				
	模型 4 (全样本)	模型 5 (0.25 人口密度 分位数以下)	模型 6 (人口密度 中位数以下)	模型 7 (人口密度 中位数以上)	模型 8 (0.75 人口密度 分位数以上)
$\Delta \text{LnGDP}_{\text{per}}$	1.066*** (0.069)	1.095*** (0.118)	1.116*** (0.069)	0.995*** (0.145)	0.794*** (0.160)
第一阶段:降雨量与温度加权 增长率对 $\Delta \text{LnGDP}_{\text{per}}$	1.657*** (0.063)	1.412*** (0.113)	1.609*** (0.077)	1.605*** (0.104)	1.726*** (0.129)
Anderson canon. LM 统计量	229.393	56.663	122.581	100.541	58.779
Cragg-Donald Wald F 统计量	690.606	156.450	426.530	236.872	179.338
Uncentered R^2	0.660	0.736	0.793	0.549	0.819
观察值	341	86	170	171	85

注:同表 3。

① 考虑到中国的大国特征,而温度和降雨量只能各自反映南北差异和东西差异,因此用人口密度进行四分位数处理可以反映地区差异。

为 0.197, 本文依旧能够找到农业公共支出顺周期的经验证据。类似的, 通过比较模型 10 和模型 13、模型 11 和模型 12 人均 GDP 增长率的两组估计系数后发现, 对于持久性冲击, 人口密度更低的地区, 农业公共支出顺周期更加明显。这是一个至关重要的发现, 如果承认规模经济对地区经济增长的重要性, 上述估计结果表明, 经济越不发达的地区农业公共支出的顺周期越明显。而实际情况是, 在农业公共支出的结构中, 地方财政往往占有较大的比例, 而地方财政又取决于当地的经济发展水平^①。这意味着, 经济越不发达的地区所承担的农业财政负担越重。因此, 从长期来看, 当前农业公共支出结构不仅不利于熨平经济波动对农业生产造成的影响, 同时也不利于区域经济的协调发展。

表 5 持久冲击的周期性估计结果

	2SLS				
	模型 9 (全样本)	模型 10 (0.25 人口密度 分位数以下)	模型 11 (人口密度 中位数以下)	模型 12 (人口密度 中位数以上)	模型 13 (0.75 人口密度 分位数以上)
$\Delta \ln GDP_{per}$	1.151*** (0.066)	1.153*** (0.112)	1.192*** (0.065)	1.114*** (0.136)	0.979*** (0.149)
第一阶段: $\Delta \ln urban GDP_{pe}$ 对 $\Delta \ln GDP_{per}$	0.876*** (0.028)	0.724*** (0.049)	0.837*** (0.034)	0.887*** (0.049)	0.954*** (0.056)
Anderson canon. LM 统计量	253.271	62.496	134.294	112.741	66.814
Cragg-Donald Wald F 统计量	970.023	215.380	620.589	321.240	293.904
Uncentered R ²	0.632	0.739	0.796	0.558	0.556
观察值	341	86	170	171	85

注: 同表 3。

(三) 经济波动对农业公共支出的滞后效应

考虑到公共支出的特征, 人均 GDP 波动对农业公共支出的影响可能存在某种滞后效应。理论上, 当年的人均 GDP 不仅会影响当年的农业公共支出, 对之后的农业公共支出也会有比较显著的影响。这是由于对于某个特定的国家而言, 经济政策通常是连续的, 因此经济政策的效果会有一个滞后效应。比如当年农业研发的规模往往对次年的农业生产影响较大。表 6 报告的是人均 GDP 波动对农业公共支出的累计滞后效应的估计结果。在模型 14 中, 分别用温度和降雨量加权滞后 1 期和滞后 2 期的值作为 $\Delta \ln GDP_{per,t-1}$ 和 $\Delta \ln GDP_{per,t-2}$ 的工具变量, 从回归结果看, 人均 GDP 短期波动对农村人均教育支出增长率的影响不显著。相反, 模型 15 给出的是持久性冲击的累计滞后效应, 本文用城市人均 GDP 增长率滞后 1 期和滞后 2 期的值作为 $\Delta \ln GDP_{per,t-1}$ 和 $\Delta \ln GDP_{per,t-2}$ 的工具变量, 估计结果显示, 无论是估计

① 《中国财政年鉴》公布的数据显示, 2007 年, 在农林水务费中, 中央和地方的支出分别为 313.7 亿元和 3 091 亿元; 2013 年, 中央和地方的支出分别为 526.91 亿元和 12 822.64 亿元。

系数还是统计意义，都能够找到人均 GDP 长期波动下中国农业公共支出顺周期的经验证据。值得一提的是，温度和降雨量加权值的 AR(1)非常小，仅为 0.053，所以温度和降雨量加权是一个非常好的人均 GDP 波动的短暂性工具变量；另一方面，城市人均 GDP 增长率的 AR(1)为 0.733，所以作为人均 GDP 持久性的工具变量是稳定的。

五、稳健性检验

为了检验人均 GDP 波动对农业公共支出影响的稳定性，表 7 给出了将被解释变量农村人均教育支出增长率($\Delta Lnedu$)替换为农村人均社会保障支出的增长率($\Delta Lnsoc$)基准回归估计

结果。本文进一步用两类工具变量考察短暂性冲击和持久性冲击下人均 GDP 的波动对农村人均社会保障支出的影响。从模型 16 和模型 17 可以发现，短期人均 GDP 波动对农业公共支出增长率的弹性为 1.184(标准误为 0.504)；长期人均 GDP 波动对农业公共支出增长率的弹性为 1.281(标准误为 0.480)。不仅如此，弱工具变量 Cragg-Donald Wald F 统计值和过度识别 Anderson canon. LM 统计值均远大于临界值。这表明当用农村人均社会保障支出增长率 $\Delta Lnsoc$ 作为解释变量时，农业公共支出依旧表现出顺周期性。因此，本文的估计结果是稳健可靠的。

六、结论与政策建议

本文用 2000~2010 年的中国省级面板数据考察了人均 GDP 波动对农业公共支出的影响。结果发现，基于两类工具变量，人均 GDP 的短期波动对农业公共支出的弹性为 1.066(标准误为 0.069)；人均 GDP 的长期波动对农业公共支出的弹性为 1.151(标准误为 0.066)。这说明中国的农业公共支出具有显著的顺周期性。此外，一旦考虑到人均 GDP 波动的滞后效应，短暂性冲击下农业公共支出的周期性不明显，而持久性冲击下农业公共支出具有较强的顺周期。因此，中国农业公共支出的周期性本质是基于持久性的长期经济波动，也就是

表 6 累计滞后效应的估计结果(N=297)

	2SLS(第二阶段)	
	模型 14 (短暂性冲击)	模型 15 (持久性冲击)
$\Delta \text{LnGDPper}$	0.205(0.314)	0.312*** (0.099)
$\Delta \text{LnGDPper}_{t-1}$	1.716(1.614)	0.169*** (0.079)
$\Delta \text{LnGDPper}_{t-2}$	-0.165(1.134)	0.089** (0.045)
Anderson canon. LM 统计量	7.125	15.802
Cragg-Donald Wald F 统计量	3.654	8.165
Uncentered R ²	0.453	0.501
工具变量 AR(1)	0.053	0.733

注：同表 3。

表 7 工具变量回归结果(稳健性检验)

	2SLS(第二阶段)	
	模型 16 短暂性冲击	模型 17 持久性冲击
$\Delta \text{LnGDPper}$	1.184*** (0.504)	1.281*** (0.480)
Anderson canon. LM 统计量	229.393	253.271
Cragg-Donald Wald F 统计量	690.606	970.023
Uncentered R ²	0.138	0.137

注：同表 3。

经济波动持续的时间越长,农业公共支出的顺周期性越明显。

长期以来,随着中国经济的高速增长,农业公共支出的规模持续增加,但其结构和投入方向始终是有偏差的。相应的扶贫政策效果会大打折扣。首先,由于农业生产“靠天吃饭”的特征,会面临较多的风险和外部冲击,其本身会增加农户的暂时性贫困。更为重要的是,GDP的短期波动对农业公共支出不具有累积滞后效应。这就意味着在经济高涨时,通过增加农业生产性补贴和贷款不是缓解农村贫困的好办法。因为即使当年的暂时性贫困可以通过提高补贴的办法降低,但从长期看,如果农业生产性风险不能够有效消除,公共性支出对减少农村返贫困率的效果始终有限。其次,在当前的农业公共支出结构中,地方财政承担了绝大部分,不利于农村贫困特别是持久性贫困的缓解,因为经济越不发达的地区农村贫困越严重,地方政府要负担更多的农业公共性支出。

本研究发现,中国农业公共支出具有顺周期性。这一方面意味着在经济增速放缓,农业公共支出增速相应降低的情况下,中国将面临减贫与增长的双重压力;另一方面,如果农业公共支出的投入方向和结构能够合理调整,政府在对抗农村贫困上同样可以有所作为。鉴于此,本文提出以下政策建议。

第一,建立统一、广泛、多层次的农村保险市场。一方面,农业保险对资金直接投入的需求较低,有利于缓解经济下行时减贫的压力;另一方面,统一、正式的保险市场的建立,会鼓励农户采用更为先进的生产方式,促进农业生产技术的提高,从本质上缓解暂时性贫困。基于这种认识,鼓励农村信用合作社开发多品种的农业生产保险可谓是当务之急,而从长期看,如何进一步完善农业灾害保险和适度提供农业消费保险才是应该重点考虑的问题。

第二,改变农业公共支出的结构和投入方向。在结构层面,要进一步提高中央在农业公共性支出中的投入比例。特别是应该通过转移支付的方式对经济落后地区给予更多的财政支持。在投入方向层面,农村基础设施的改善虽然可以降低信息不对称的成本,但如何提高农户的人力资本,并使其真正融入市场机制中才是中国减贫的关键。因此,从长远看,政府一方面应该增加对偏远地区教育特别是职业教育投入的力度;另一方面,为了支持贫困农户信贷市场的参与度,要减少政府对市场的干预程度,更好地发挥金融机构的主体作用。

参考文献:

1. 陈光金(2008):《中国农村贫困的程度、特征与影响因素分析》,《中国农村经济》,第9期。
2. 程开明、李金昌(2007):《城市偏向、城市化与城乡收入差距的作用机制及动态分析》,《数量经济技术经济研究》,第7期。
3. 樊胜根等(2002):《经济增长、地区差距与贫困——中国农村公共投资研究》,中国农业出版社。
4. 李实(2003):《中国个人收入分配研究回顾与展望》,《经济学(季刊)》,第2期。
5. 李永友、沈坤荣(2007):《财政支出结构、相对贫困与经济增长》,《管理世界》,第11期。
6. 林伯强(2005):《中国的政府公共支出与减贫政策》,《经济研究》,第1期。

7. 陆铭、陈钊(2004):《城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差距》,《经济研究》,第6期。
8. 罗翔等(2014):《消费风险、科技抑制与中国农村贫困化》,《中国人口科学》,第3期。
9. 苗齐、钟甫宁(2006):《中国农村贫困的变化与扶贫政策取向》,《中国农村经济》,第12期。
10. 沈坤荣、张璟(2007):《中国农村公共支出及其绩效分析——基于农民收入增长和城乡收入差距的经验研究》,《管理世界》,第1期。
11. 王娟、张克中(2012):《公共支出结构与农村减贫——基于省级面板数据的证据》,《中国农村经济》,第1期。
12. 王祖祥等(2006):《中国农村贫困评估研究》,《管理世界》,第3期。
13. 章元等(2013):《暂时性贫困与慢性贫困的度量、分解和决定因素分析》,《经济研究》,第4期。
14. 郑瑞强等(2016):《连片特困区财政扶贫资金配置效率测评与机制优化——以江西省罗霄山片区18个县(市、区)为分析样本》,《华中农业大学学报(社会科学版)》,第5期。
15. Brückner M. and Gradstein M.(2013), Exogenous Volatility and the Size of Government in Developing Countries. *Journal of Development Economics*. 105(5):pp.254-266.
16. Brückner M. and Gradstein M.(2014), Government Spending Cyclicalities: Evidence from Transitory and Persistent Shocks in Developing Countries. *Journal of Development Economics*. 111(C):pp.107-116.
17. Cuesta J., Edmeades S. and Madrigal L.(2013), Food Security and Public Agricultural Spending in Bolivia: Putting Money Where Your Mouth is?. *Food Policy*. 40(6):pp.1-13.
18. Fan S., Connie C., Qian K. and Krishnaiah K.(2005), National and International Agricultural Research and Rural Poverty: The Case of Rice in India and China. *Agricultural Economics*. 33(s3):pp.369-379.
19. Fan S. and Pardey P.G.(1997), Research, Productivity, and Output Growth in Chinese Agriculture. *Journal of Development Economics*. 53(1):pp.115-137.
20. Gomanee K. and Morrissey O.(2002), Evaluating Aid Effectiveness against a Poverty Reduction Criterion. DESG Conference, Nottingham.
21. Jalan, J. and Ravallion, M.(1998), Transient Poverty in Postreform Rural China. *Journal of Comparative Economics*. 26(2):pp.338-357.
22. Moreno-Dodson B. and Wodon Q.(2008), Public Finance for Poverty Reduction: An Overview, in Moreno-Dodson B. and Wodon Q. (ed.), *Public Finance for Poverty Reduction: Concepts and Case Studies from Africa and Latin America*, Washington D. C.: The World Bank.
23. Rozelle S., Zhang L.X. and Huang J.K.(2000), China's War on Poverty. Center for Economic Research on Economic Development and Policy Reform, Stanford Institute for Economic Policy Research, Stanford University. Working Paper No.60.
24. Yu, B.X., Chen, K.Z. and Zhang, H.(2014), Aligning Public Expenditure for Agricultural Development Priorities under Rapid Transformation: The Case of China. IFPRI Discussion Paper No.01397.

(责任编辑:朱 犁)