

政府减贫行为的动态效应

——中国农村减贫问题的 SVAR 模型实证分析(1990 - 2008)

叶初升 张凤华

(武汉大学经济发展研究中心/经济与管理学院 湖北 武汉 430072)

摘要 脱贫人口返贫率偏高是中国农村贫困问题的一个显著特征。这种客观现实要求我们,应该仔细考察农村贫困发生率、贫困深度和贫困强度对政府干预行为的跨期响应,从而动态地而不是静态地评价政府减贫行为绩效。本文将普惠式的农村农业发展政策与扶贫政策一起纳入减贫分析框架,构建一个结构向量自回归模型(SVAR)模型,以弥补现有文献用多变量时间序列数据通过单方程模型回归分析的局限,从SVAR模型中获得结构冲击响应函数,动态地评价政府行为的减贫效应。实证分析表明,目前的政府行为,无论是普惠式的农村农业发展政策,还是瞄准贫困人口的政策干预都没有形成持久的影响,冲击响应衰减很快。为了降低脱贫人口返贫率,政府减贫政策的目标应定位于提升贫困人口的自身发展能力,扩展贫困人口参与经济增长的机会,使经济增长成为他们获取稳定收益的源泉。

关键词 政府干预;农村贫困;扶贫开发;政策绩效;减贫

中图分类号 F325 **文献标识码** A **文章编号** 1002-2104(2011)09-0123-09 **doi**: 10.3969/j.issn.1002-2104.2011.09.021

根据《中国农村贫困监测报告》(2009),按照人均年纯收入1196元的低收入贫困线标准,从2001-2008年,中国农村贫困人口从9030万人下降到4007万人,贫困发生率从2001年的9.8%下降到2008年的4.2%,平均每年下降0.8%。相对于世界其他地区同期贫困人口居高不下而言,这无疑是个巨大的成就,但是,我国农村减贫工作还存在许多不容忽视的问题。当我们把贫困人口看作是陷贫与脱贫两种不同类型的贫困人口的动态变化过程,而不是简单地比较静态两个不同时间点整体贫困人口的数量变化,就不难发现,脱贫人口返贫率偏高是我国农村贫困问题的一个显著特征。国家统计局和国务院扶贫办的相关资料表明,在2001年的贫困人口中,有66.4%在2002年脱贫,而2002年的贫困人口中有61.4%是当年的返贫人口;在2005年的贫困人口中,有68.8%在2006年脱贫,而在2006年的贫困人口中有68%是当年的返贫人口;在2007年的贫困人口中,有69.1%在2008年脱贫,而在2008年的贫困人口中有66.6%是当年的返贫人口^[1];在2008年的贫困人口中有66.2%在2009年脱贫,而2009

年3597万贫困人口中,则有62.3%是返贫人口^[2]。这就是说,从2001-2009年,我国贫困人口脱贫率大致在67.6%上下波动,而脱贫人口返贫率也一直徘徊于64.6%,并没有太大的变化。由此,客观现实启示我们,评价政府减贫行为绩效不能仅仅局限或者满足于当期贫困发生率的下降,而必须着眼于长期考察其动态的减贫绩效。也就是说,我们应该仔细考察农村贫困发生率、贫困深度和贫困强度对政府干预行为的跨期响应。

基于这种认识,本文与大多数现有相关文献把研究焦点聚集于当期贫困发生率这种静态的贫困事实不同,我们将普惠式的农村农业发展政策与扶贫政策一起纳入减贫分析框架,构建一个结构向量自回归模型(SVAR)模型,而不是像大多数现有文献那样的多变量时间序列数据单方程模型,试图从SVAR模型中获得结构冲击响应函数,以动态地评价政府行为的减贫效应,并根据结构冲击响应曲线分析政策冲击影响农村减贫的动态机制。

本文余下结构的安排是:第二部分是文献述评;第三部分建立SVAR模型,选取相应的变量指标,并根据实证

收稿日期:2011-03-15

作者简介:叶初升,教授,博导,主要研究方向为发展经济学。

通讯作者:张凤华,博士生,主要研究方向为发展经济学。

基金项目:国家自然科学基金项目(编号:70873088);教育部人文社会科学重点研究基地重大课题(编号:07JJD790141);教育部新世纪优秀人才支持计划项目(编号:NCET-07-0644)。

分析的需要进行数据处理和变量的平稳性检验;第四部分是关于SVAR同期影响关系和脉冲反应函数的实证分析;第五部分是结论及其政策涵义。

1 文献综述

一般而言,影响减贫的因素来自四个方面:①经济增长的自然分润;②收入分配状况的变化;③普惠式的农村农业发展政策;④政府扶贫政策。其中,第二项收入分配状况一方面由增长过程的初次分配决定,另一方面也取决于政府干预的再分配过程,因此,归根到底,推动减贫的最终动力源是经济增长与政府行为。对于减贫而言,经济增长是一种自然的市场力量。由于发展中国家的经济结构和市场不完善等特殊性质,经济增长产生的自然向下的涓滴效应(trickle-down)有限,甚至会产生有利于中产阶级和富人的向上聚敛效应(trickle-up)^[3],因此,在发展中国家,政府应该在扶贫中发挥巨大作用。

根据本文的研究目的,我们特别关注包括发展政策和扶贫政策在内的政府干预在农村的减贫绩效。沿着不同的减贫路径,国外文献关于政府减贫行为的研究主要集中在四个方面:①旨在改善生产生活条件的政策;②旨在促进生产投入的政策;③旨在完善农村市场、促进农业产业化的政策;④旨在抵御风险、降低不确定性的社会保障政策;⑤旨在改善收入分配状况的政策。比如,Khandker、Bakht和Koolwal^[4]根据孟加拉的农户面板数据研究发现,农村道路投资可以带来显著的减贫效应,其平均6%的减贫效应主要是通过以下几个路径实现的:农村公路可以降低交通成本,使农户更容易获取技术,参与市场;提高农业生产力,提高工资收入;增加农村人口的非农就业机会;提高儿童的入学率。Dercon、Gilligan、Hoddinott和Woldehanna^[5]的研究表明,埃塞俄比亚政府在贫困地区道路的投资使贫困发生率降低6.9个百分点,同时令消费增长16.3个百分点。Fan、Gulati和Thorat^[6]在印度的实证研究表明,长期公共资本积累、农业研究和推广、教育和农村基础设施,是促进农业增长和减贫最有效的三种政府支出。Fan和Zhang^[7]认为,政府政策是促进增长、改善收入分配减贫的影响具有协同作用。政府支出通过促进经济增长、提高人力资本水平,来增加个人的经济机会,改善不平等状况^[8]。Kenworthy^[9]的研究表明,政府可以通过调节再分配来实现减贫。Fan和Zhang^[7]的实证研究发现,乌干达政府各项投资的减贫效应大小依次为农业研发、公路、教育和医疗。

国内关于政府行为对中国农村减贫绩效的研究文献可分为两类:一类是以简单的统计性描述方式分析农村扶贫开发资金的瞄准、分配和利用效率^[10-15];另一类则是利

用单方程计量模型考察扶贫资金的投向对农村居民收入和减贫的影响^[16-21],估计了财政扶贫开发资金的投向对农民人均收入的影响,结果表明,改善基础设施和生产生活条件、种养业和提高农民素质的财政扶贫开发资金的投入产出弹性分别为0.43、0.09和0.35。

这些实证研究在估计政府干预行为的减贫效应、刻画政府扶贫路径等方面的确取得了进展,但也存在一些局限性:①绝大多数文献关注的是已经发生的、静态的贫困事实,而鲜有研究者考察脱贫与返贫这种动态的贫困人口结构变化。这种研究状态直到最近几年才有所改观,一些学者开始用动态的眼光去研究贫困人口的动态结构^[22-24]。②由于许多影响农村贫困的因素与农村贫困本身都要受到某些共同因素的影响,在这种情况下,运用单方程模型估计容易产生偏误。③在研究政府行为的减贫绩效时,只注重开发式扶贫开发资金的减贫效应,忽略了普惠式的农村农业发展政策对包括贫困人口在内的农村整体发展的影响。这也是估计偏误的一个重要原因。

本文试图在以下三个方面克服现有文献之局限:第一,将普惠式的农村农业发展政策纳入到减贫分析框架之中,以增强模型的解释力;第二,利用SVAR模型不仅弥补了现有文献用多变量时间序列数据通过单方程模型回归分析的局限,而且能够基于经济理论施加短期或者长期约束,分析系统中变量之间的同期影响,从而更方便解释实证结果的经济意义;第三,从SVAR模型中获得结构冲击响应函数,根据结构冲击响应曲线,分析政策冲击影响农村减贫的动态机制。

2 数据和模型

如前所述,影响农村减贫的因素来自四个方面:①经济增长的自然分润;②收入分配状况的变化;③普惠式的农村农业发展政策;④政府扶贫政策。本文将普惠式的农村发展政策与扶贫政策一起视作政府对农村贫困的干预行为,选取政府支出(表征政府干预行为,包括财政惠农支出和农村扶贫开发资金两类)、农村居民收入、收入不平等、农村贫困率五个指标,通过构建一个结构向量自回归模型(SVAR)模型,分析中国政府行为在1990-2008年期间的农村减贫绩效。利用SVAR模型,不仅可以弥补现有文献用多变量时间序列数据以单方程模型回归研究农村减贫的缺陷,而且还能基于经济理论施加短期或者长期约束,分析系统中变量之间的同期影响;更重要的是,我们期望从SVAR模型中获得结构冲击响应函数,并根据结构冲击响应曲线分析政策冲击影响农村减贫的动态机制。

2.1 数据处理和变量说明

由于缺少1990年以前扶贫开发资金数据,本文以



1990-2008 年作为考察的时间区间,从《中国统计年鉴》选取相关年份的农村居民纯收入、农村基尼系数和国家财政的农业支出数据,从《中国农村贫困监测报告》选取相关年份的农村扶贫开发投入总额等数据。为了得到计量分析所需要的农村贫困率、农村居民纯收入、农村收入不平等程度、农村扶贫开发资金和财政惠农支出五个数据指标,我们对这些原始数据进行了以下处理:

第一,为了消除价格因素的影响,以 1990 年不变价格调整农村居民人均收入、扶贫开发资金和财政惠农支出。

第二,根据每年的农村贫困人口规模,将扶贫开发资金投入总额进行人均换算;根据每年全国农业人口规模,对国家财政农业支出总额进行人均换算。

第三,从国家财政农业支出数据中剔除它所包含的政府扶贫开发资金,称之为财政惠农支出,以表征普惠式农村发展政策。

第四,采用来自《中国统计年鉴》相关年份的农村居民纯收入分组数据,运用世界银行提供的 PovCalNET^① 工具估计中国农村 FGT 贫困指数(1990 年至 2008 年)。由于 PovCalNET 是根据收入分组数据估计收入分布函数继而度量贫困的,因此,本文 FGT 指数表达式是连续型的:

$$P_{\alpha} = \int_0^z \left(\frac{z-x}{z} \right)^{\alpha} f(x) dx \quad (1)$$

其中 x 是个人收入, $f(x)$ 是收入分布密度函数, z 是贫困线, α 是不平等厌恶指数(parameter of inequality aversion),反映了穷人受剥夺的程度。当 $\alpha = 0$ 时,该指标就变成了贫困发生率(Head-count Ratio),记作 h ; 当 $\alpha = 1$,该指标就是贫困缺口率(Poverty Gap),记作 pg ; 当 $\alpha = 2$ 时,该指标就是贫困强度(Severity of Poverty),记作 fgt_2 。

第五,为了消除贫困线变动带来的影响,本文以中国政府 2008 年公布的人均年收入 1 196 元贫困线为标准,根据价格指数依次消胀得出 1990 年至 2008 年各年的贫困线。

2.2 变量的平稳性检验

结构向量自回归模型(SVAR)要求系统中的变量必须都是平稳的,因此,在利用 SVAR 进行实证分析之前首先要对各个时间序列变量(见表 1)进行单位根检验。ADF (Augmented Dickey-Fuller test for unit root) 检验采取放入变量的多个差分滞后项来控制序列相关问题,会损失很多变量观测值,特别是在小样本下,对变量做单位根检验容易产生过度确认的问题;而 PP 检验法(Phillips-Perron unit-

root test) 则采用 Newey-West(1987) 稳健标准误来控制序列相关问题,更适合于小样本时间序列变量的单位根检验。本文研究的是 19 年时间序列,适宜于采用 PP 单位根检验法,而不是 ADF 检验。

表 2 列举了每个数据指标的对数和对数差分的单位根检验结果。其中,每个序列的随机游走类型检验包括三个选项: c (constant) 表示序列是否存在常数项, $c = 0$ 表示不存在常数项; t (trend) 表示序列是否存在趋势性, $t = 0$ 表

表 1 变量说明
Tab. 1 Variable declaration

变量	涵义	变量的对数形式	变量的对数差分
h	贫困发生率	lh	dlh
pg	贫困深度指数	lpg	dpg
fgt ₂	贫困强度指数	lfgt ₂	dlfgt ₂
y	农村居民人均纯收入	ly	dly
gini	农村基尼系数	lgini	dlgini
fund	人均扶贫开发资金	lfund	dlfund
fina	人均财政惠农支出	lfina	dlfina

表 2 时间序列的单位根检验
Tab. 2 The unit-root test of time series

变量	检验类型 (c t d)	统计量	1% 临界值	5% 临界值	10% 临界值	H ₀ : 有单位根
lh	(c t 2)	-2.187	-4.380	-3.600	-3.240	接受
lpg	(c t 2)	-2.428	-4.380	-3.600	-3.240	接受
lfgt ₂	(c t 2)	-2.524	-4.380	-3.600	-3.240	接受
ly	(c t 2)	-1.830	-4.380	-3.600	-3.240	接受
lgini	(c 0 2)	-0.833	-3.750	-3.000	-2.630	接受
lfund	(c t 1)	-1.947	-4.380	-3.600	-3.240	接受
lfina	(c t 1)	-0.853	-4.380	-3.600	-3.240	接受
dlh	(c 0 1)	-5.424 ***	-3.750	-3.000	-2.630	拒绝
dpg	(c 0 1)	-5.587 ***	-3.750	-3.000	-2.630	拒绝
dlfgt ₂	(c 0 1)	-5.533 ***	-3.750	-3.000	-2.630	拒绝
dly	(c 0 1)	-2.628 *	-3.750	-3.000	-2.630	拒绝
dlgini	(c 0 1)	-7.604 ***	-3.750	-3.000	-2.630	拒绝
dlfund	(c 0 1)	-2.572 *	-3.750	-3.000	-2.630	拒绝
dlfina	(c 0 1)	-3.742 **	-2.998	-1.895	-1.415	拒绝

注: ① 原假设为存在单位根, * 表示在 10% 的显著性水平上拒绝原假设; ** 表示在 5% 的显著性水平上拒绝原假设; *** 表示 1% 的显著性水平上拒绝原假设。② Phillips 和 Perron(1988) 的单位根检验方法给出了两个统计量,表 2 中的统计量是在 Stata 中输出的 Z(t)。

① The on-line tool for poverty measurement developed by the Development Research Group of the World Bank. [http://web.worldbank.org/WBSITE/EXTERNAL/EXTDEC/EXTRESEARCH/EXTPROGRAMS/EXTPOVRES/EXTPOVCALNET/0 ,content=MDK:21869518 ~ menuPK:5315130 ~ pagePK:64168445 ~ piPK:64168309 ~ theSitePK:5280443 _00. html](http://web.worldbank.org/WBSITE/EXTERNAL/EXTDEC/EXTRESEARCH/EXTPROGRAMS/EXTPOVRES/EXTPOVCALNET/0,content=MDK:21869518~menuPK:5315130~pagePK:64168445~piPK:64168309~theSitePK:5280443_00.html).

示不存在趋势性; p 表示滞后阶数。检验结果表明, 各变量取对数后的一阶差分均是平稳的, 分别在不同的显著性水平上拒绝了有一个单位根的原假设。

2.3 模型

SVAR 模型结构设定如下,

$$B \times Y_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 \times Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

其中: $Y_t = [dlp_t, dly_t, dlgin_t, dlfund_t, dlfinat_t]$, $Y_{t-1} = [dlp_{t-1}, dly_{t-1}, dlgin_{t-1}, dlfund_{t-1}, dlfinat_{t-1}]$, dlp 表示贫困变化率, dly 是收入增长率, $dlgini$ 收入不平等程度的变化率, $dlfund$ 扶贫开发资金投入增长率, $dlfina$ 财政惠农支出增长率; 下标 t 和 $t-1$ 分别表示当期和上一期。

令各要素之间的同期影响关系矩阵为

$$B = \begin{pmatrix} 1 & b_{12} & b_{13} & b_{14} & b_{15} \\ b_{21} & 1 & b_{23} & b_{24} & b_{25} \\ b_{31} & b_{32} & 1 & b_{34} & b_{35} \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & 1 & b_{45} \\ b_{51} & b_{52} & b_{53} & b_{54} & 1 \end{pmatrix}, \text{白噪声向量 } \varepsilon_t =$$

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_t^p \\ \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^{gini} \\ \varepsilon_t^{fund} \\ \varepsilon_t^{fina} \end{pmatrix} \text{ 其中 } \varepsilon_t^p, \varepsilon_t^y, \varepsilon_t^{gini}, \varepsilon_t^{fund} \text{ 和 } \varepsilon_t^{fina} \text{ 分别表示来自各变量}$$

的随机干扰对当期系统的影响。

根据 SVAR 模型的识别条件, 如果方程中有 n 个变量, 则必须对短期关系矩阵施加至少 $n(n-1)/2$ 个条件, 才能保证方程可识别。该模型中共有 5 个变量, 因此必须对矩阵 B 施加至少 10 个约束, 才能保证方程能够被识别。该模型设定 11 个约束条件。

根据政府干预农村贫困的行为机制, 本文对 5 个变量的 SVAR 模型做出以下假定: 第一, 农村居民纯收入 y 、农村基尼系数 $gini$ 、财政惠农支出 $fina$ 和扶贫开发资金 $fund$ 四个变量对当期农村贫困状况(贫困发生率、贫困强度与深度)均有影响; 第二, 当期农村贫困状况、农村居民纯收入和农村收入不平等程度都受到扶贫开发资金和财政惠农支出的影响; 第三, 当期收入不平等作为初次分配和再分配的结果, 要受到经济增长和政策因素的双重影响。第四, 由于扶贫开发资金和财政惠农支出的政策目标、作用路径都不一样, 其当期投入互不影响; 第五, 短期来看, 当期扶贫开发资金和财政惠农支出不受当期的农村居民收入、农村收入不平等和农村贫困状况的约束。

考虑到国家统计局发布的农村贫困数据统计特征——当期的农村贫困发生率是在上一期年末的统计结果, 而同期的农村居民收入水平是本期末的收入, 结合以

上五个变量之间的同期影响关系假设, 我们对同期影响关系矩阵 B 设置如下的短期约束条件:

(1) $b_{21} = b_{23} = 0$, 即当期农村贫困变化率和农村收入不平等变化率对当期农村居民收入增长率没有影响, 农村居民收入增长率只受滞后期农村贫困变化率和农村收入不平等变化率的制约。

(2) $b_{31} = 0$, 即当期农村贫困变化率对当期农村收入不平等变化率没有影响, 农村收入不平等变化率受滞后一期农村贫困变化率的制约。

(3) $b_{41} = b_{42} = b_{43} = b_{45} = 0$, 即扶贫开发资金是当期外生因素, 不受当期农村贫困、农村居民收入、农村收入不平等和财政惠农支出的影响。

(4) $b_{51} = b_{52} = b_{53} = b_{55} = 0$, 即财政惠农支出是当期外生因素, 不受当期其他四个变量的影响。

3 回归分析结果

3.1 政府行为的同期趋势效应

我们首先大致了解这几个变量变化的基本趋势。从 1990—2008 年, 农村贫困指数的变化率基本上都位于纵轴 0 参照线以下(见图 1), 总体上是负值, 说明农村贫困因个别年份有反弹之外, 整体上是下降的。而农村居民人均纯收入、农村基尼系数、扶贫开发资金和财政惠农支出的变化率基本上都位于纵轴 0 参照线之上(见图 2), 说明这些变量在 1990 至 2008 年期间整体上都是上升的。

需要说明的是, 在本文中, 由于估计变量都是原始变量的对数差分, 一方面, 图 1 告诉我们, 取对数后的贫困指数(负)增长率即为缓解贫困或减贫过程; 另一方面, 回归方程中变量关系的经济意义为一个变量增长率(减少率)的变化对另一个变量的增长率(减少率)变化的影响。因此, 本文 SVAR 系统中要素之间的同期影响既不是分析一个变量对另一个变量的边际影响, 也不是一个变量对另一个变量的弹性, 而是一个变量的变化率对另一个变量的变化率的边际影响。也就是说, 本文的实证分析是关于政府

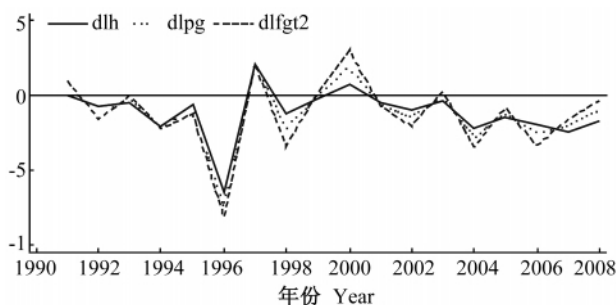


图 1 1990—2008 年中国农村贫困变化趋势
Fig. 1 The trend of poverty reduction in rural China from 1990 to 2008

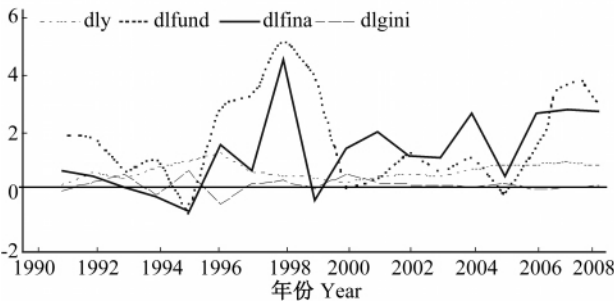


图2 中国农村居民人均纯收入、农村基尼系数、农村扶贫开发资金和财政惠农支出的变化趋势(1990-2008)
Fig. 2 The evolution of income per capita, Gini coefficient, fund for poverty alleviation and fiscal spending for rural development from 1990 to 2008

行为影响农村贫困变化的动态趋势性分析。

由于反映农村贫困变化的变量有三个: 贫困发生率、贫困深度指数、贫困强度指数, 下面我们将这三个反映农村贫困状况的变量分别加入回归模型进行分析。由于使用的时间序列较短, 估计结果采取小样本条件下稳健性回归进行校正。

表3 (SVAR01) 估计了农村贫困发生率的变化率 (dlh)、农村居民人均纯收入的增长率、农村基尼系数的变化率、扶贫开发资金的增长率和财政惠农支出的增长率之间的同期影响。识别约束的 LR 检验表明, P 值等于 0.259, 接受原假设, 说明模型的短期约束是合理的。

表3 告诉我们, 若从贫困发生率变化 (dlh) 的角度看, 第一, 扶贫开发资金 (dlfund) 和财政惠农支出 (dlfina) 对农村减贫的影响在统计上都不显著, 说明政府干预行为对农村贫困的影响在短期内存在较大的不确定性。第二, 短期

表3 SVAR01—dlh、dly、dlgini、dlfund 和 dlfina
Tab. 3 Regression result of SVAR01

变量 Variable	dlh	dly	dlgini	dlfund	dlfina
dlh	1	3.893 *** (4.64)	-2.204 ** (-2.00)	-0.114 (-0.88)	-0.031 (-0.22)
dly	0	1	0	-0.023 (-0.69)	0.068 (1.58)
dlgini	0	0.477 *** (3.30)	1	-0.086 *** (-4.39)	0.057 ** (2.08)
dlfund	0	0	0	1	0
dlfina	0	0	0	0	1

LR test of identifying restrictions: $\chi^2(1) = 1.273$, Prob > $\chi^2 = 0.259$

注: 括号中为 t 统计量, * 表示 10% 的显著性水平, ** 表示 5% 的显著性水平, *** 表示 1% 的显著性水平。

内扶贫开发资金有抑制农村收入差距扩大的作用, 而财政惠农支出有扩大农村收入差距的作用, 这应该与这两种政府行为的政策目标和瞄准对象有很大关系。第三, 农村居民收入增长与收入分配状况的改善 (基尼系数下降), 对农村减贫有积极的促进作用。

表4 (SVAR02) 给出了贫困深度指数的变化率 (dlpg)、农村居民人均纯收入的增长率、农村基尼系数的变化率、扶贫开发资金的投入增长率和财政惠农支出的增长率之间的同期影响。识别约束的 LR 检验表明, P 值等于 0.128, 接受原假设, 说明模型的短期约束是合理的。比较表4 (SVAR02) 和表3 (SVAR01), 我们注意到, 如果模型中的农村贫困状况采用贫困深度指数 pg 而不是贫困发生率 h 度量, 即 FGT 指数中不平等厌恶指数 α 由 0 增大到 1, 加大不平等影响的权重, 那么, 第一, 扶贫开发资金和财政惠农支出对农村减贫的影响在统计上仍然都不显著。第二, 扶贫开发资金对农村不平等的影响程度下降 (从 -0.086 到 -0.053), 而财政惠农支出对农村不平等的影响程度上升了 (从 0.057 到 0.157)。第三, 农村居民收入增长对农村减贫的影响程度下降了 (从 3.89 降到 2.92), 而收入不平等状况改善或基尼系数下降对农村减贫的影响程度上升 (2.20 上升到 2.86)。

表5 (SVAR03) 估计了贫困强度指数的变化率 (dlfgt₂)、农村居民人均纯收入的增长率、农村基尼系数的变化率、扶贫开发资金的投入增长率和财政惠农支出的增长率之间的同期影响。与 SVAR01 和 SVAR02 不同的是, 扶贫开发资金在 SVAR03 中对农村贫困强度指数的减少率有显著的积极影响。扶贫开发资金增长率每提升一个百分点, 农村贫困强度指数的下降速度就会提高 0.601。但是, 财政惠农支出对农村贫困强度的影响仍然在统计上

表4 SVAR02—dlpg、dly、dlgini、dlfund 和 dlfina
Tab. 4 Regression result of SVAR02

变量 Variable	dlh	dly	dlgini	dlfund	dlfina
dlpg	1	2.923 ** (2.02)	-2.865 * (-1.72)	0.191 (1.38)	-0.486 (-1.43)
dly	0	1	0	-0.035 (-1.25)	0.135 *** (2.67)
dlgini	0	0.693 *** (5.46)	1	-0.053 *** (-3.41)	0.157 *** (4.95)
dlfund	0	0	0	1	0
dlfina	0	0	0	0	1

LR test of identifying restrictions: $\chi^2(1) = 2.316$, Prob > $\chi^2 = 0.128$

注: 括号中为 t 统计量, * 表示 10% 的显著性水平, ** 表示 5% 的显著性水平, *** 表示 1% 的显著性水平。

表 5 SVAR03-dlfgt₂ dly dlgini dlfund 和 dl fina
 Tab.5 Regression result of SVAR03

变量	dlfgt ₂	dly	dlgini	dlfund	dl fina
dlfgt ₂	1	4.76 *** (2.69)	-0.285 *** (-0.16)	0.601 *** (3.23)	-0.118 (-0.30)
dly	0	1	0	-0.051 * (-1.88)	0.142 *** (3.03)
dlgini	0	0.597 *** (3.11)	1	-0.041 * (-1.75)	0.108 ** (2.35)
dlfund	0	0	0	1	0
dl fina	0	0	0	0	1

LR test of identifying restrictions: $\chi^2(1) = 8.118$,
 Prob > $\chi^2 = 0.054$

注: 括号中为 t 统计量, * 表示 10% 的显著性水平, ** 表示 5% 的显著性水平, *** 表示 1% 的显著性水平。

不显著。扶贫开发资金的增长还抑制同期农村收入差距扩大, dlfund 每提高一个百分点, dl gini 就下降 0.041。财政惠农支出的增长有利于提高农村居民的收入水平, dl fina 每提高一个百分点, dly 就上升 0.142%。当然, 财政惠农支出的增长也有拉大同期农村收入差距的趋势, dl fina 每提高一个百分点, dl gini 就上升 0.108。这大概是因为具有生产能力的农村居民更容易从财政惠农支出中获得较高收益的缘故。

总体而言, SVAR01, SVAR02 和 SVAR03 三个模型的估计结果表明, 扶贫开发资金在短期只是对农村贫困强度的下降速度具有积极影响, 并能够抑制农村收入不平等的上升, 但对农村贫困发生率、贫困深度以及农村居民收入的影响都不显著; 财政惠农支出能积极影响农村居民收入

的提高, 但也有加速农村收入不平等上升的负作用, 对农村减贫的抑制性作用在统计上并不显著。

3.2 政府行为的长期动态效应

为了考察政府行为的长期动态效应, 我们根据估计的 SVAR01、SVAR02 和 SVAR03 选取为期 10 年的响应期, 在三个 SVAR 系统中分别考察政府政策——扶贫开发资金和财政惠农支出——对不同系统内的农村贫困发生率、贫困深度和贫困强度的结构性脉冲响应曲线(stata11 中输出), 描述其冲击的长期响应态势, 如图 3、图 4 和图 5 所示。

由图 3 可以看出, 农村贫困发生率的变化(减贫)(dlh) 对扶贫开发资金增长率的变化(dlfund) 非常敏感, 且由于政策因素的滞后性, 其响应在政策冲击发生的后一期达到最大。dlh 对扶贫开发资金增长率变化 dlfund 的一次性冲击当期负响应, 响应值 -0.021 8, 由于政策效应的滞后性, 滞后一期响应达到最大值 0.071, 且在统计上显著^①; 第二期响应值 -0.016 9, 第三期响应值为 0.042 3, 并从第五期开始迅速衰减。农村贫困发生率 dlh 对财政惠农支出增长率变化 dl fina 的冲击响应在统计上不显著, 95% 的置信区间上界和下界分别分布在参照线两侧, 因而在经济学意义上不确定。

在图 4 中, 农村贫困深度变化 dlpg 对扶贫开发资金增长率变化 dlfund 的当期冲击响应、滞后一期响应分别为 -0.063 和 0.097 8, 在统计上都是显著的, 但第二期后迅速衰减, 且冲击响应都不显著。第二, 农村贫困深度变化 dlpg 对财政惠农支出增长率变化 dl fina 的当期冲击响应是显著的, 其响应值为 0.047 7。

从图 5 可以看出, 农村贫困强度变化 dlfgt₂ 对扶贫开发资金增长率变化 dlfund 的当期冲击响应和滞后一期的

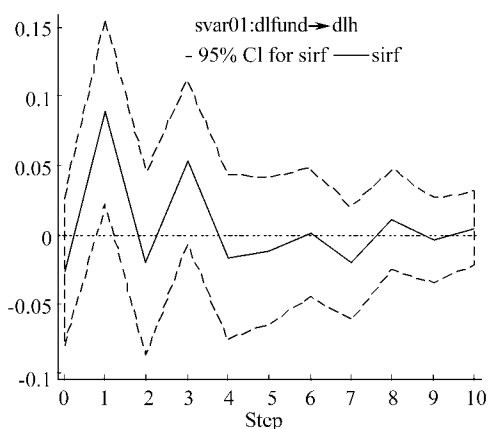
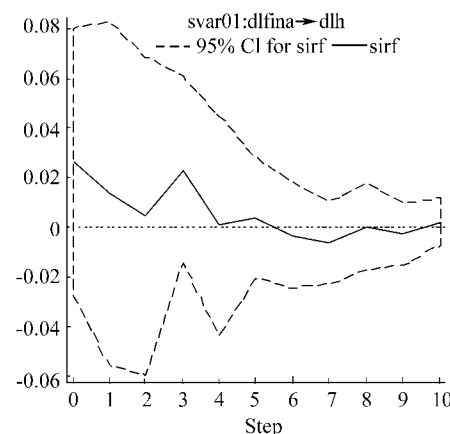


图 3 农村贫困发生率对政府行为的结构冲击响应曲线

Fig.3 The curve of response of rural poverty incidence to the impulse of government actions



① 图中点划线分别代表 95% 置信区间的上下边界, 从 dlh 对 dlfund 的冲击响应来看, 包含第一期响应值的上界和下界都大于零, 所以第一期的冲击响应显著, 其余各期响应值对应的上界和下界都分布在零参照线两侧, 所以不显著。其它关于冲击响应是否显著的分析同理。

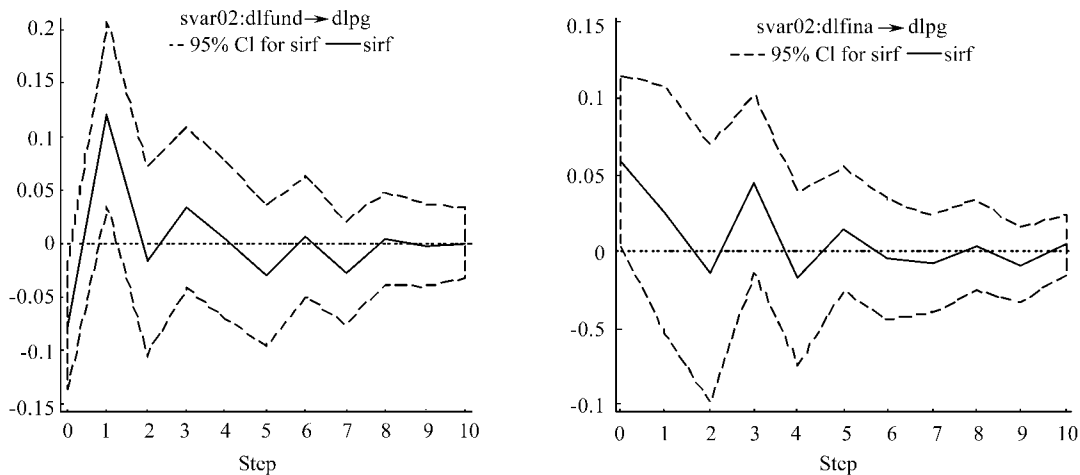


图4 农村贫困深度对政府行为的结构冲击响应曲线

Fig. 4 The curve of the response of rural poverty gap to the impulse of government actions

冲击响应也都显著的,响应值分别为 -0.1095 和 0.1222 。从第二期这种冲击响应迅速衰减,且都不显著。农村贫困强度变化 $dlfgt_2$ 对财政惠农支出增长率变化 $dlfina$ 的当期冲击响应是显著的,响应值为 0.0571 ,其余各期的冲击响应都不显著。

综合比较图3、图4和图5可知,农村贫困发生率、贫困深度和贫困强度的对扶贫开发资金和财政惠农支出的一次性冲击响应曲线的变化趋势是相同的,且一般在第3期后快速衰减。区别在于,从农村贫困发生率,到贫困深度和贫困强度,随着不平等厌恶指数 α 增大,系统内的各要素对政府行为冲击响应曲线的波幅越来越小,即政府对农村贫困的干预效果表层优于深层,同时也间接表明距离贫困线越远的贫困人口对政府干预行为的依赖性越强。

4 结论及其政策涵义

脱贫人口返贫率偏高已经成为我国农村贫困问题的一个显著特征。统计数据表明,进入新世纪以来,我国贫困人口脱贫率大致在 67.6% 上下波动,而脱贫人口返贫率也一直都在 64.6% 上下波动。这种客观现实要求我们,应该仔细考察农村贫困发生率、贫困深度和贫困强度对政府干预行为的跨期响应,从而动态地而不是静态地评价政府减贫行为绩效。据此,与大多数现有相关文献把研究焦点聚集于当期贫困发生率这种静态的贫困事实不同,本文将普惠式的农村农业发展政策与扶贫政策一起纳入减贫分析框架,构建一个结构向量自回归模型(SVAR)模型,以弥补现有文献用多变量时间序列数据通过单方程模型回归分析的局限,从SVAR模型中获得结构冲击响应函

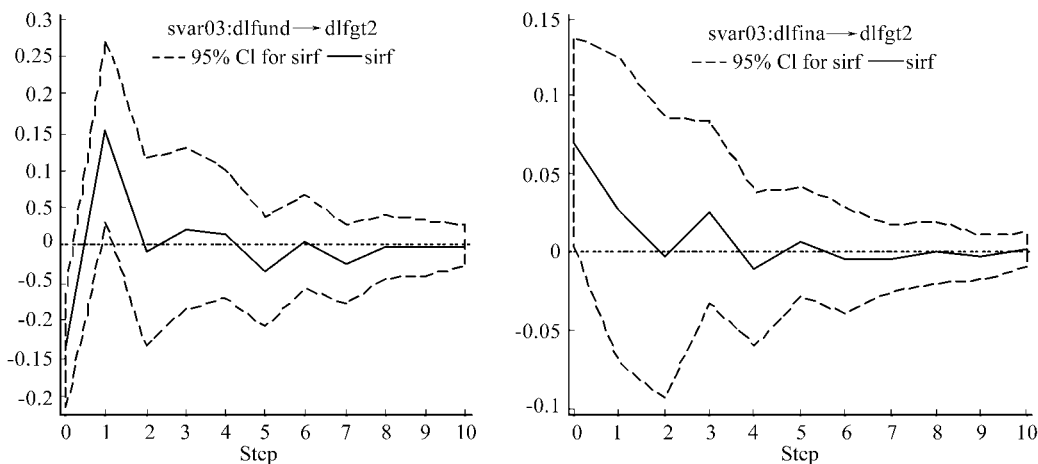


图5 农村贫困强度对政府行为的结构冲击响应曲线

Fig. 5 The curve of the response of rural poverty severity to the impulse of government actions

数,以动态地评价政府行为的减贫效应。

本文的 SVAR 模型实证结果表明:

第一,在短期内,扶贫开发资金只是对农村贫困强度的下降速度具有积极影响,并能够抑制农村收入不平等的上升,但对农村贫困发生率、贫困深度以及农村居民收入的影响都不显著;从跨期动态看,扶贫开发资金增长率的一次性冲击对农村减贫的影响很有限,其显著响应期基本上都止于冲击发生后一期。

第二,在短期内,财政惠农支出能积极影响农村居民收入的提高,但也有加速农村收入不平等上升的负作用,而且,对农村减贫的抑制性作用在统计上并不显著;从跨期动态看,财政惠农支出只是对当期农村贫困深度和贫困强度存在统计上显著的积极影响,而且其余各期的冲击影响都不显著,对各期农村贫困发生率都不存在统计上显著的影响。

第三,随着不平等厌恶指数 α 增大,从农村贫困发生率到贫困深度和贫困强度,对政府行为冲击响应曲线的波幅越来越小,即政府对农村贫困的干预效果表层优于深层;就两类政府行为而言,扶贫开发资金冲击的响应曲线波幅明显大于财政惠农支出冲击响应曲线,说明前者的减贫效果要强于后者。

此外,本文的 SVAR 模型实证分析还表明,经济增长与收入不平等是影响农村减贫方向相反的两个因素。经济增长有利于农村减贫,但是,如果经济增长的过程导致了收入不平等程度恶化,则会对农村减贫产生不利的影响。这与大多数关于经济增长的减贫效应的研究结论相一致。

总体而言,目前的政府行为,无论是普惠式的农村农业发展政策,还是瞄准贫困人口的扶贫政策,对农村贫困的政策干预都没有形成持久的影响,冲击响应衰减很快,这是导致农村脱贫人口返贫率偏高的一个重要原因。或许政府政策行为的导向、作用方式、作用机制存在偏差,或许是贫困人口特别是深度贫困人口的生活已经形成对政府减贫行为的客观或主观上的依赖,无论是什么具体原因(当有另文分析),政府减贫行动在促成贫困人口形成自身发展能力方面存在不足,应该是一个客观的结果。只要形成了冲出贫困陷阱的自身发展能力,即使离开了政府政策支持,那些已经脱贫的农民是不可能重新再次陷入贫困的,除非遇到不可抗拒的较大的外部冲击。

因此,本文实证分析结论的政策涵义是,为了降低脱贫人口返贫率,政府减贫政策的目标应定位于贫困人口自身发展能力的形成:其一,尽可能维持扶贫项目的持续性,并为缺乏劳动能力的贫困人口提供基本生活保障;其二,改善基础设施,提高农村教育和医疗对农村贫困人口的可及性;其三,扩展贫困人口参与经济增长的机会,使经济增

长成为他们获取稳定收益的源泉。

(编辑:于杰)

参考文献(References)

- [1]王萍萍,闫芳.农村贫困的影响面、持续性和返贫情况[J].调研世界,2010,(3):5-6. [Wang Pingping, Yan Fang. The Influence, Persistence and the Return to Poverty of Rural Poverty [J]. Diao Yan Shi Jie, 2010, (3): 5-6.]
- [2]范小建.在减贫与发展高层论坛上的主旨发言[EBOL]. 2010-10-17. http://www.iprcc.org.cn/userfiles/file/1_Keynote%20by%20Fan_LGOP_EN.pdf. [Fan Xiaojian. Keynote Speech at the Poverty Reduction and Development Forum [EBOL]. 2010-10-17. http://www.iprcc.org.cn/userfiles/file/1_Keynote%20by%20Fan_LGOP_EN.pdf.]
- [3]Irma A. Development Economics: A Reassessment of Goals [J]. The American Economic Review, 1975, 65(2): 302-309.
- [4]Khandker R S, Bakht Z, Koolwal G B. The Poverty Impact of Rural Roads: Evidence from Bangladesh [M]. World Bank Policy Research Working Paper, 2006: 3875.
- [5]Dercon S, Gilligan D O, Hoddinott J, et al. The Impact of Agricultural Extension and Roads on Poverty and Consumption Growth in Fifteen Ethiopian Villages [M]. IFPRI: International Food Policy Research Institute Discussion Paper 2008: 00840.
- [6]Fan S, Gulati A, Thorat S K. Investment, Subsidies, and Pro-poor Growth in Rural India [J]. Agricultural Economics, 2008, 39(2): 163-170.
- [7]Fan S, Zhang X. Public Expenditure, Growth and Poverty Reduction in Rural Uganda [J]. African Development Review, 2008, 20(3): 466-496.
- [8]Douglas H, Hasan B R, Jong-W L, et al. Closing Development Gaps: Challenges and Policy Options [M]. ADB: Asian Development Bank Economics Working Paper, 2010: 209.
- [9]Kenworthy L. Do Social-Welfare Policies Reduce Poverty? A Cross-National Assessment [J]. Social Forces, 1999, 77(3): 1119-1139.
- [10]蔡昉,陈凡,张车伟.政府开发式扶贫资金政策与投资效率[J].中国青年政治学院学报, 2001, 20(2): 60-66. [Cai Fang, Chen Fan, Zhang Chewei. The Fund Policy of Government's Developmental Poor-aid and Investing Efficiency [J]. Journal of China Youth College for Political Sciences 2001, 20(2): 60-66.]
- [11]帅传敏,梁尚昆,刘松.国家扶贫开发重点县投入绩效的实证分析[J].经济问题, 2008, (6): 84-86. [Shuai Chuanmin, Liang Shangkun, Liu Song. An Empirical Analysis of the Performances of Poverty Reduction Input in China's National Level Key Counties [J]. On Economic Problems 2008, (6): 84-86.]
- [12]李小云,张雪梅,唐丽霞.我国中央财政扶贫资金的瞄准分析[J].中国农业大学学报:社会科学版, 2005, 60(3): 1-6. [Li Xiaoyun, Zhang Xuemei, Tang Lixia. Poverty Alleviation Funds: Targeting & Deviation [J]. Journal of China Agricultural University: Social Sciences Edition, 2005, 60(3): 1-6.]

- [13] 李小云, 唐丽霞, 张雪梅. 我国财政扶贫资金投入机制分析[J]. 农业经济问题, 2007, 28(10): 77-82, 112. [Li Xiaoyun, Tang Lixia, Zhang Xuemei. Mechanism Analysis on the Financial Input of Aid-the-poor Fund in China [J]. Issues in Agricultural Economy, 2007, 28(10): 77-82, 112.]
- [14] 陈杰. 我国政府农村扶贫资金投向评价与建议[J]. 宏观经济管理, 2007, (5): 25-27. [Chen Jie. The Evaluation and Advice on the Input Structure of Aid-the-poor Fund in China [J]. Macroeconomic Management, 2007, (5): 25-27.]
- [15] 姜爱华. 我国政府开发式扶贫资金使用绩效的评估与思考[J]. 宏观经济研究, 2007, (6): 21-25. [Jiang Aihua. The Assessment and Reflection of the Performance of the Oriented-development Poverty Reduction Fund in China [J]. Macroeconomics, 2007, (6): 21-25.]
- [16] 蔡昉, 都阳, 陈凡. 论中国西部开发战略的投资导向: 国家扶贫资金使用效果的启示[J]. 世界经济, 2000, (11): 14-19. [Cai Fang, Du Yang, Chen Fan. Argument of the Investment Direction of the West Development in China: Lessons from the Performance of Aid-the-poor Fund [J]. The Journal of World Economy, 2000, (11): 14-19.]
- [17] 刘冬梅. 中国政府开发式扶贫开发资金投放效果的实证研究[J]. 管理世界, 2001, (6): 123-131. [Liu Dongmei. An Empirical Study of the Oriented-development Poverty Alleviation Fund in China [J]. Management World, 2001, (6): 123-131.]
- [18] 朱乾宇. 政府扶贫开发资金方式与扶贫绩效的多元回归分析[J]. 中央财经大学学报, 2004, (7): 11-15. [Zhu Qianyu. Multi-regression Analysis on the Way of Using the China's Government Anti-poverty Funds and Its Performance [J]. Journal of Central University of Finance & Economics, 2004, (7): 11-15.]
- [19] 王碧玉, 李树吉, 李成红. 财政扶贫开发资金效益评价模型的构造及其应用研究[J]. 东北农业大学学报: 社会科学版, 2007, 5(4): 75-77. [Wang Biyu, Li Shuji, Li Chenghong. The Study on the Construction of the Model to Appraise the Efficiency of Financial Poverty Alleviation Capital and Its Application [J]. Journal of Northeast Agricultural University: Social Sciences Edition, 2007, 5(4): 75-77.]
- [20] 刘穷志. 增长、不平等与贫困: 政府支出均衡激励路径[J]. 财经经济, 2008, (12): 58-62. [Liu Qiongzhi. Growth, Inequality and Poverty: The Balanced Incentive Path of Government Spending [J]. Finance & Trade Economics, 2008, (12): 58-62.]
- [21] 乔召旗. 扶贫政策、经济增长对中国扶贫工作的影响[J]. 云南社会科学, 2009, (2): 106-108. [Qiao Zhaoqi. The Impact on Poverty Reduction of Poverty-alleviated Policy and Economic Growth [J]. Social Sciences in Yunnan, 2009, (2): 106-108.]
- [22] Carter M, Barrett C. The Economics of Poverty Traps and Persistent Poverty: An Asset-based Approach [J]. Journal of Development Studies, 2006, 42(2): 178-199.
- [23] Krishna A. For Reducing Poverty Faster: Target Reasons before People [J]. World Development, 2007, 35(11): 1947-1960.
- [24] Krishna A, Lumonya D, Markiewicz M, et al. Escaping Poverty and Becoming Poor in 36 Villages of Central and Western Uganda [J]. Journal of Development Studies, 2006, 42(2): 346-370.

The Dynamic Effects of Government Policies of Poverty Reduction

YE Chu-sheng ZHANG Feng-hua

(Center of Economic Development Research/School of Economics and Management,
Wuhan University, Wuhan Hubei 430072, China)

Abstract It is a prominent feature of poverty reduction that the poverty-returning rate of the population out of poverty is high in rural China. This objective reality requires us to investigate the cross-phase response of poverty incidence, poverty depth and poverty intensity to government intervention, which is intended to evaluate the performance of government intervention in poverty reduction dynamically rather than statically. This paper builds a structural vector autoregression model consisting of broad-based rural development policy and oriented-development aid policy, to complement the limitations of the existing literatures using single-equation model which was constructed by multivariate time series. Through structural impulse response function, this paper dynamically assesses the effect of government action on poverty reduction in rural China. The results show that neither broad-based rural developing policy nor poverty-oriented poverty reduction policy has formed persisting impact. In order to reduce the poverty-returning rate of the population out of poverty, government policies of poverty reduction should aim to enhance the self-development ability of the poor and expand the opportunities of the poor participating in economic growth, and finally to achieve stable income from economic growth.

Key words government intervention; rural poverty; development-oriented poverty alleviation; policy performance; poverty reduction