

中国农村扶贫资金投入与贫困减少的经验分析

张全红*

摘要: 本文分别以中国官方贫困线和国际贫困线为标准,利用向量自回归模型就中国政府的农村扶贫资金投入和贫困减少的长、短期关系和 Granger因果关系进行了经验研究。结果表明农村扶贫资金投入对农村贫困减少具有短期的促进作用,但效果不显著。从长期看扶贫资金投入抑制了农村贫困的减少,但这两者之间不存在 Granger因果关系;经济增长与贫困之间的关系比较复杂,经济增长在减少农村贫困人口的同时,加重了贫困深度指数和贫困强度指数。因此,进一步完善农村扶贫资金投入运行机制、提高扶贫项目的瞄准性,对于解决中国农村贫困问题具有重大意义。

关键词: 扶贫资金 贫困线 经济增长

一、引言

在改革开放以来的30年里,中国在减轻农村贫困方面取得了举世瞩目的成就,贫困人口大幅度减少。按照中国官方贫困线标准计算,农村贫困人口由1978年的2.5亿人减少到2007年的1.479万人,减少了94%,平均每年减少贫困人口数为811万人,贫困发生率相应地从30.7%下降到2.0%。一直以来,中国官方在界定贫困人口时都使用了较低的贫困线标准,但是即使按照较高的1天1美元的国际贫困线标准,中国农村贫困人口也显著地减少。根据世界银行经济学家Chen和Ravallion(2008)的最新估计,采用国际贫困线,从收入的角度衡量,中国的贫困人口从1981年的6.23亿人减少到2005年的7000万人;从消费的角度衡量,同期贫困人口则从8.39亿人减少到2.04亿人,其中90%以上都是农村贫困人口。可见,按国际贫困线计算,中国农村贫困人口下降的绝对数量更大。

改革开放以来,中国的农村贫困人口为什么出现大幅度的下降?导致中国农村贫困状况显著改善的因素究竟有哪些?这些问题迄今为止得到了广泛的关注和研究。学者们一般认为,持续的经济高速增长是减少贫困人口的基础。1978-2007年,中国人均GDP年均增长8.1%,是全球20世纪以来人均GDP增长率最高、持续时间最长、惠及人口最多的时期,这相当于每8.6年人均GDP翻一番,相当于全球人均GDP增长率1.5%的5.4倍。其中,占总人口多数的农村人口的人均消费水平年均增长率为7.0%,农民人均纯收入年均增长率为7.1%,这相当于他们的人均收入每9.7年翻一番。这被看作中国农村人口大幅度下降的重要原因。然而,持续的高速经济增长并没有使一些边远山区和革命老区的贫困状况发生明显好转,因此中国从1986年开始建立了专门的扶贫机构,然后通过区域瞄准来实施积极的扶贫政策,扶贫政策主要是贴息贷款、以工代赈和财政发展资金,扶贫资金投入除了在1988年等少数年份外,一直呈缓慢上升趋势,2006年达到280亿元。这些扶贫资金投入对农村贫困人口的大幅度减少真的有作用吗?如果有的话,作用有多大?哪些人口从扶贫资金投入中受益更大,这些扶贫资金投入对贫困人口内部的收入分配又有什么影响?这一系列问题成为近年来各方对中国农村贫困关注的焦点。

通过梳理相关文献可以看出,对农村扶贫资金投入效果的评估,并不太令人满意。项目评估的难点在于,影响项目所追求目标的因素,除了项目本身外,还有很多非项目因素。而对项目有效性的评价,只有在控制了其他

* 张全红,五邑大学管理学院,邮政编码:529020,电子信箱:zhangqh2008135@sina.com。

本文获得教育部人文社会科学基金项目“中国经济发展中的城市贫困变动效应研究”(09YJC790912)和国家统计局第二次全国农业普查重点项目“惠及农村贫困的经济增长和收入分配政策研究”(F005)的资助。

所有非项目因素的基础上,才能考察项目的真实效果。但是,把项目的效果从其他所有非项目因素中区分开来,是非常困难的。现实生活中,影响农村贫困的因素很多,除了政府实施的扶贫项目外,中国经济的高速增长、农村家庭联产承包责任制的实施、农业劳动力向非农产业的大规模转移、农村人口教育水平的提高、快速城市化进程等诸多因素都是减轻农村贫困的潜在原因。因此,只有当把扶贫资金的效果从这些非扶贫项目中区分出来时,才能科学评估扶贫资金的减贫效果。由于数据的限制等种种原因,以往的研究都没有完全成功。另外,以往的文献中,绝大部分都是把贫困人口即贫困广度的变化,或者贫困地区人口收入或消费的变化作为项目评估的依据,而忽略了项目对贫困人口内部收入水平和收入分配即贫困深度和贫困强度的影响。

本研究的目的在于分析改革开放以来政府扶贫开发政策的有效性。更具体地说,本文要回答的问题有:1986年以来政府投入的扶贫资金是否起到了缓解农村贫困的作用?如果有的话,作用有多大?扶贫资金对按不同贫困线界定的贫困人口及其内部收入分配又有什么影响?关于本文分析方法应当说明的是,由于缺乏全国或局部地区的微观的农户家庭调查数据,我们并不准备用倾向匹配得分(propensity score matching)估计,也没有采用收入方程估计、多元回归分析、系统模型等方法来实现分析的目的,而是采用向量自回归模型(vector auto-regression, VAR)。VAR不过多拘泥于经济理论分析框架(有人认为不以经济学理论为依据正是VAR的一个缺陷),而以有限数目的当期变量对变量自身和其他变量的滞后值进行回归,更多的是依据数据自身的内在的特征来探讨经济变量之间的关系,克服了传统的经济计量方法的不足。基于此,本文采用向量自回归模型的分析方法。和其他研究不同的另一方面是,本文的被解释变量,除了贫困发生率外,还包括贫困距(poverty gap)指数和平方贫困距(squared poverty gap)指数,并且采用了多条贫困线,从而使得对扶贫资金效果的评估更加全面。

本文的结构安排如下:第二部分进行文献综述,重点放在中国政府扶贫资金的效果评估上;第三部分是对模型的设定、指标的说明和计算以及分析方法的解释;第四部分是实证分析,包括单位根、协整检验、误差修正模型和格兰杰(Granger)因果检验;最后是依据经验结果得出的结论。

二、文献综述

对中国农村扶贫资金有效性问题的研究,众多学者存在着很大的争论。

帕克等(Park, et al, 2002)利用全国分县数据,以收入作为衡量指标,使用增长回归和倾向匹配法两种方法,发现国定贫困县农民人均收入的增长率比非国定贫困县要高,1985-1992年期间每年高出2.28%,而1992-1995年期间每年高出0.91%。Jalan和 Ravallion(1998)利用广东、广西、贵州、云南四省农户面板数据,以消费作为衡量指标,通过消费增长模型发现,国定贫困县相对于非国定贫困县而言,农民人均消费的增长速度较高,扶贫项目成功地防止了项目覆盖地区农民消费水平的下滑,但是没有把国定贫困县农民人均消费的增长速度提高到非国定贫困县的水平之上。张林秀等(2003)使用四川省分县数据发现,相对于非国定贫困县而言,扶贫项目促进了国定贫困县农民人均收入的增长。在收入分配状况大体不变的假设下,经济增长是有利于缓解贫困的,因此他们的结论是扶贫项目有助于减轻贫困。

上述三篇文献的缺陷在于,它们评估的指标是整体人群的收入或消费的平均水平,而不是贫困人口的收入或消费水平。也就是说,它们没有把扶贫资金与反映贫困的指标直接联系起来,扶贫项目对国定贫困县整体收入或消费水平的提高,并不必然意味着扶贫项目有利于贫困人口收入或消费的改善。国定贫困县的富人有可能从扶贫项目中获益更多。

李实等(2007)的研究则克服了上述缺陷。他们把贫困指数与扶贫资金直接联系在一起,试图评价政府扶贫资金的使用效果。该研究利用贫困监测调查住户面板数据,引入县人均贴息贷款、县人均发展资金、县人均以工代赈资金,以及农户得到的贴息贷款等变量,结果发现任何变量都没有得到所期待的系数和显著性水平,因此未能验证扶贫资金对农村贫困有明显的缓解作用。他们对这一结果的解释是,国定贫困县的富裕农户从扶贫资金投入中受益更大。樊胜根等(2003)利用全国分省的数据发现,政府在农村的公共投资中,每增加1万元农业科研、教育、道路、电话和电力投资能够脱贫的人数分别是33、29、11、9和6人,而政府贴息贷款的扶贫效果是上述各种政府投资当中最小的,每增加1万元扶贫贷款投资,只能脱贫1人。

相对来说,Ravallion和Chen(2005)的研究,从方法上看更加科学。他们采用了倾向匹配得分估计,也就是比较项目参与组与非参与组的贫困发生率的倾向数值匹配估计值。该方法是评估项目效果的最佳做法。该研究对世界银行1995-2001年期间在广西、贵州和云南三个西南省份实施的西南扶贫项目(SW PRP)进行了评估,发现项目的扶贫效果受到所采用的福利指标(收入或消费)、贫困线和匹配方法的影响,使用较低贫困线和收入而非消费来衡量福利时,项目的扶贫效果更加明显。由于数据的限制,除了Ravallion和Chen

(2005)外,对中国扶贫项目效果的评估还没有类似的研究。

通过上述文献可以看出,我国农村扶贫资金投入对国定贫困县的整体收入或消费水平的提高起到了积极的作用。但是,这并不一定意味着扶贫资金有利于该地区贫困人口收入或消费水平的提高,因为还有一种可能发生的结果,非贫困人口从扶贫项目中受益更大。李实的研究正好得出了同样的结论,当把扶贫资金与贫困指标直接联系起来时,没有发现扶贫资金对缓解贫困有显著的作用,原因可能是,收入较高的农户较贫困农户更容易取得扶贫资金。

三、模型、数据和方法

(一)理论考察与模型

政府农村扶贫资金对贫困的影响主要通过两个渠道:一是扶贫资金的直接减贫效果。扶贫资金中的扶贫贷款可以向贫困人口提供金融服务,不断满足其融资需求,通过提高其生产能力和预期收入的方式来直接减少贫困;以工代赈项目通过利用劳动力资源修建基础设施来增加贫困人口的就业,也可以直接减少贫困;财政发展资金,通过科技推广、培训、学校和教育等途径提高了贫困人口的人力资本和技术水平,从而直接减少贫困。二是扶贫资金的间接减贫效果。即使在扶贫资金发生瞄准失误的情况下,扶贫资金还可以对农村经济增长起到极大的推动作用,而经济增长的好处可以使财富自发地从富裕人口流向贫困人口,即所谓的“涓流效应”(trickle-down effect),从而贫困人口也可以间接地从扶贫项目中受益。但是,从第二个渠道看,贫困人口是否从经济增长中得到好处以及得到多大的好处还在很大程度上受到收入分配公平性的制约,只有当收入分配没有发生比较严重的的不平等时,经济增长才能使贫困人口获利。而关于经济增长与收入分配的关系非常复杂。因此,本文以扶贫资金影响贫困的两种途径为基础,选取扶贫资金、经济增长和收入分配这三个因素来作为模型的解释变量,其基本模型设定如下:

$$Poverty = f(Fund, Income, Gini) \quad (1)$$

其中, *Poverty* 表示中国农村贫困状况, *Fund*、*Income* 和 *Gini* 分别表示中国农村扶贫资金、农村居民收入水平和收入不平等程度。

(二)指标选取和数据来源

对于被解释变量贫困指标,本文不仅选择了人们最常用的贫困广度指数即贫困发生率,还选择了贫困深度和贫困强度指数即贫困距和平方贫困距,从而可以比较全面地检验扶贫资金对贫困的影响。收入水平用实际人均纯收入表示,农村人口内部的基尼系数表示收入不平等程度。

关于贫困程度的度量,20世纪70年代以前,经济理论中用于贫困评价的指数还很少。Sen(1976)提出了贫困度量中的公理化方法和著名的 Sen 贫困指数,然后许多学者对贫困指数进行了深入研究,提出了一系列有价值的贫困指数,如 C-H-U 贫困指数(Clark, Hemming and Uph, 1981)与 F-G-T 贫困指数(Foster, Greer and Thorbeeke, 1984)。考虑到 F-G-T 贫困指数的计算方法比较成熟且能全面反映贫困状况,本文选择 F-G-T 贫困指数作为贫困度量标准,并基于参数化洛伦兹(Lorenz)曲线对其进行了计算。

F-G-T 指数在收入的离散和连续分布下可以分别表示为

$$p = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^q \left(\frac{z - y_i}{z} \right)^q \quad (2)$$

$$p = \int_0^z \left(\frac{z - y}{z} \right)^q f(y) dy, \quad > 0 \quad (3)$$

其中: N 表示总人口数量, q 是收入低于贫困线的人口数量, z 指贫困线, y_i 表示第*i*个贫困者的收入或消费, $f(y)$ 是收入(消费)分布的密度函数。参数 q 具有重要的经济意义,表示贫困厌恶度(poverty aversion), q 越大,计算的贫困指数越小,给予更穷的贫困人口以更大的权重,因此,决策者可以通过调整 q 的数值来反映自己的偏好。

当 $q=0$ 时, p_0 表示贫困的人头指数,即贫困发生率(H);当 $q=1$ 时, p_1 表示贫困人口相对于贫困线的收入缺口的比例(假定非贫困人口的收入缺口为0),即贫困距(poverty gap,简称为PG),是一个贫困深度指标;当 $q=2$ 时, p_2 表示贫困人口的加权的收入缺口,即平方贫困距(squared poverty gap,简称为SPG),权重就是贫困距本身,是贫困强度指标。贫困发生率和贫困距指数虽然不满足单调性和转移性公理,但是却被广泛采用,因为这两个指数具有非常直观的意义,前者表示收入低于贫困线的人口比重,后者可以反映贫困人口摆脱贫困所需要的资金量。但是,这两个指数可能是一种误导,因为它们不能够反映贫困人口内部的收入分配状况。平方贫困距指数虽然可以反映贫困人口内部的收入分配状况,但是却不具备较强的直观意义。

为了克服这些缺陷,人们往往将这三个指数结合起来,相互补充,分别测度贫困的广度、深度和强度。

如果拥有人口的收入或消费的详细调查数据,F - G - T 贫困指数可以直接根据公式(2)计算。但统计年鉴上只有收入分组数据,就必须首先确定 Lorenz 曲线的函数形式。国外有大量文献研究 Lorenz 曲线的函数形式和参数估计方法,其中运用最多的是广义二次法(general quadratic Lorenz curve)和 Beta Lorenz curve),前者分别由 Villaseñor 和 Arnold(1984, 1989)提出,后者由 Kakwani(1980)提出。计算过程需要根据方程特征和拟合效果来甄别上述两种 Lorenz 曲线方程。GQ 模型要比 Beta 模型的计算更加简单,但是在贫困线较低时计算的准确性不高(王雨林、黄祖辉,2005)。考虑到中国官方贫困线较低,而世界银行公布的国际贫困线较高,因此,为了使贫困指数的测定更加准确,贫困线的设定按中国官方标准时采用 Beta 模型,按国际贫困标准时采用 GQ 模型。确定函数中的参数后就可以按照 Datt(1998)的方法来计算 F - G - T 指数。具体方法见表 1。

表 1 两种 Lorenz 曲线的 F - G - T 指数计算公式

	Beta 形式的 Lorenz 曲线	GQ 形式的 Lorenz 曲线
Lorenz 曲线方程 $L(p)$	$L(p) = p - p(1-p)$	$L(1-L) = a(p^2 - L) + bL(p-1) + c(p-L)$ 或 $L(p) = -\frac{1}{2} [bp + e + (mp^2 + np + e^2)^{1/2}]$
H	$H(1-H) \left[\frac{1}{H} - \left(\frac{1}{1-H} \right) \right] = 1 - \frac{z}{\mu}$	$H = -\frac{1}{2m} \{ n + r(b + 2z\mu) [(b + 2z\mu)^2 - m]^{-1/2} \}$
PG	$PG = H - (\mu/z)L(H)$	$PG = H - (\mu/z)L(H)$
SPG	$SPG = (1 - \mu/z) [2(PG) - (1 - \mu/z)H] +$ $^2 (\mu/z)^2 [^2B(H, 2 - 1, 2 + 1) -$ $2 B(H, 2, 2) + ^2B(H, 2 + 1, 2 - 1)]$	$SPG = 2PG - H - \left(\frac{\mu}{z} \right)^2 \left\{ aH + bL(H) - \left(\frac{r}{16} \right) \ln \left[\frac{1 - \frac{H}{s_1}}{1 - \frac{H}{s_2}} \right] \right\}$

另外,贫困线的确定对贫困指数的准确性起着至关重要的作用。为了反映扶贫资金对贫困线的敏感性,我们采用了两条贫困线,一条是中国官方贫困线(见表 2),另一条是世界银行公布的 1 天 1 美元的国际贫困线。

表 2 中国官方贫困标准(元/年)

年份	1978	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1994
贫困线	100	200	206	213	227	236	259	300	304	317	440
年份	1995	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
贫困线	530	640	635	625	625	630	627	637	668	683	693

数据来源:国家统计局农村社会经济调查司编:历年《中国农村住户调查年鉴》。其中缺少 1993 年和 1996 年的数据。我国没有公布 1993 年和 1996 年的贫困线标准和贫困人口数量,笔者认为主要原因是其后一年即 1994 年和 1997 年我国根据农户调查数据重新测算了贫困线,使得 1992 年和 1994 年,以及 1995 年和 1997 年的贫困线相差较大,不能用价格指数的变化来解释。

确定了 1 天 1 美元的国际贫困标准后,中国的贫困标准只须按人民币与美元的购买力平价(PPP),把 1 美元换算成人民币即可。但人民币与美元之间的购买力平价并没有一个可信、科学的数值,因为中国在 2005 年以前从没有参加由联合国或世界银行组织的测算 PPP 的国际比较项目(International Comparison Project, ICP)。民间倒有一些学者展开过 PPP 的研究。任若恩是最早研究中国 PPP 的学者,他通过对比中美双边的价格水平后发现,1986 年,人民币与美元的 PPP 是 0.92(余芳东,2004)。世界银行在 2005 年以前正是采用了任若恩的研究结果作为按购买力平价标准换算中国 GDP 和测算中国贫困人口的尺度,至于 1986 年前后年份的 PPP 则按中美的价格指数进行调整。可见世界银行测算中国贫困所采用的 PPP 是将近 30 年前的数据,并且还不是通过正规的 ICP 测算出来的。具体结果见表 3。

表 3 世界银行关于人民币和美元的购买力平价标准

年份	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993
旧标准	0.82	0.76	0.73	0.72	0.72	0.81	0.84	0.88	1.03	1.15	1.20	1.21	1.23	1.53
新标准	1.83	1.83	1.61	1.57	1.58	1.69	1.73	1.77	1.92	2.01	2.05	2.11	2.23	2.53
年份	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
旧标准	1.80	1.94	2.04	2.06	2.05	1.94	1.89	1.88	1.87	1.85	1.89	1.92	1.91	1.90
新标准	2.99	3.33	3.48	3.48	3.41	3.32	3.31	3.30	3.26	3.28	3.41	3.45	3.46	3.50

数据来源:世界银行网站。

2005年中国首次参加了ICP项目,项目区域是以下11个城市:北京、上海、重庆、大连、哈尔滨、宁波、厦门、武汉、青岛、广州、西安。世界银行在2008年通过分析这次ICP项目后,重新测算了中国2005年的PPP,并按价格指数调整后得到了2005年前后年份的PPP数值,以此作为全新的更加科学的中国的PPP,取代了以往沿用了近30年的旧PPP数值体系。新PPP数据见表3。

按照国际惯例,应采用“居民最终消费支出”PPP转换各国贫困线,进而测定贫困率。中国2005年“居民最终消费支出”PPP为4.09,但鉴于11市城区及农村均为中国发达地区,且城市GDP占全国GDP的比重较高,加上贫困主要发生在中国中西部地区等原因,尽管世界银行、亚洲开发银行在推算全国平均价格时考虑了价格差异,但贫困人口的消费结构显然与其他人群存在显著区别,由此该数据仅对中国城市水平以及GDP具有代表性,不适用于中国贫困率测算。因此,需测算中国城乡价格水平差异,在此基础上调整用于农村贫困率测算的“居民最终消费支出”PPP。

以2003年中国国家统计局与世界银行有关合作研究的结果为基础,经调整测算出的2005年城乡价格水平差异约为1.37。世界银行方面已表示正式采用由可比贫困线计算的城乡居民生活成本差异,放弃采用计算贫困PPP的方法。

根据该指数,2005年每天1.25美元的国际贫困标准,折算成人民币,在城市是每年1865元,在农村是1361元。

在三个解释变量中,扶贫资金采用政府扶贫贴息贷款、以工代赈和财政发展资金的总和表示,经济增长用农村家庭人均纯收入表示。这两个变量都用农村CPI调整到1985年的不变价格水平。采用最为广泛的基尼系数作为衡量收入分配不平等的指标。在计算Lorenz曲线的参数后,可按照以下公式计算基尼系数:

$$Gini = 1 - 2 \int_0^1 L(P; y) dp \quad (4)$$

本文使用的是国家统计局公布的农村住户调查数据。由于农村在1985年后可得到连续的数据,因此本文样本的时间跨度为1985-2005年。数据来源于相应各年的《中国农村住户调查年鉴》、《中国统计年鉴》和《中国农村贫困监测报告》。农村家庭的Lorenz曲线的参数来自世界银行公布的中国农村贫困数据。

(三)分析方法

本文采用向量自回归模型来分析农村扶贫资金的减贫效果。首先要对时间序列数据进行平稳性检验。大部分经济和金融数据都是非平稳的时间序列,非平稳时间序列的数字特征是随着时间的变化而变化的,那么就难以通过已知的信息去掌握时间序列整体上的随机性。我们通过扩展的ADF检验法来考察相关序列的随机性,按照AIC和SC尽量小和DW趋近2的原则,选取适当的滞后阶数。如果序列满足协整检验(cointegration test)要求,则对相关序列进行协整检验来确定农村扶贫资金与贫困减少之间的长期关系。具体来说,文章采用Johanson协整检验,这种方法不仅可以避免其他方法可能出现的偏差,而且在考虑了两个以上的变量时,还可以精确地检验出协整变量的数目。另外,我们在协整检验的基础上,建立误差修正模型来反映变量之间的短期动态关系。在此基础上,本文进行了Granger因果关系检验来确定农村扶贫资金与贫困指标在不同层次上是否存在因果关系。

四、研究结果

(一)单位根检验

首先,对模型中的所有序列均进行对数转换,转换后的时间序列,其一阶差分表示按百分比变化的增长率,从而降低了数据的不稳定性。然后采用ADF单位根检验方法来确定变量的平稳性。 \ln 和 D 分别表示相应序列的自然对数和一阶差分。检验结果如表4所示。在5%的显著性水平下,所有序列都表现为 $I(0)$ 阶非平稳序列,不过经过一阶差分后都表现为 $I(0)$ 阶平稳序列。因此,所有时间序列均达到了进行协整检验的要求,可以运用协整方法来检验序列之间的长期稳定关系。在表4中, H_1 、 PG_1 和 SPG_1 分别表示按中国官方贫困线计算的农村贫困发生率、贫困距(贫困深度)和平方贫困距(贫困强度)指标, H_2 、 PG_2 和 SPG_2 则表示按国际贫困线计算的贫困指标。 $Incme$ 和 $Fund$ 表示按1985年不变价格计算的农村居民年人均纯收入和年扶贫资金投入量, $Gini$ 表示农村内部的基尼系数。

表 4 时间序列变量的 ADF 检验结果

变量	ADF 检验统计量	检验类型	稳定性 5%	结论
$\ln H_1$	- 2 9809	(c, t, 0)	- 3 6591	不平稳
$D(\ln H_1)$	- 6 3309	(c, t, 0)	- 3 6746	平稳
$\ln PG_1$	- 2 1884	(c, t, 0)	- 3 6591	不平稳
$D(\ln PG_1)$	- 4 6668	(c, 0, 0)	- 3 0294	平稳
$\ln SPG_1$	- 2 2644	(c, t, 2)	- 3 6920	不平稳
$D(\ln SPG_1)$	- 3 9578	(c, 0, 0)	- 3 0294	平稳
$\ln H_2$	- 2 1687	(c, t, 1)	- 3 6746	不平稳
$D(\ln H_2)$	- 2 6759	(c, t, 2)	- 3 7119	平稳
$\ln PG_2$	- 2 1687	(c, t, 1)	- 3 6746	不平稳
$D(\ln PG_2)$	- 3 5488	(c, 0, 2)	- 3 0659	平稳
$\ln SPG_2$	- 3 3485	(c, t, 2)	- 3 6920	不平稳
$D(\ln SPG_2)$	- 4 5138	(c, 0, 1)	- 3 0400	平稳
$\ln Fund$	- 3 7114	(c, t, 1)	- 3 7119	不平稳
$D(\ln Fund)$	- 3 1349	(c, 0, 0)	- 3 0294	平稳
$\ln Incom e$	- 3 1989	(c, t, 2)	- 3 7119	不平稳
$D(\ln Incom e)$	- 3 3593	(c, 0, 1)	- 3 0400	平稳
$\ln Gini$	- 2 6568	(c, t, 0)	- 3 6591	不平稳
$D(\ln Gini)$	- 4 0432	(c, 0, 0)	- 3 0294	平稳

注:检验类型 (c, t, l) 中, c, t, l 分别代表常数项、时间趋势和滞后阶数。

(二) 协整检验

本文利用 Johansen 检验来判断变量之间是否存在协整关系以及变量之间的符号关系。由于 Johansen 检验是一种基于向量自回归模型的检验方法, 因此在进行检验之前需确定 VAR 模型的结构。我们分别按两条贫困线为标准来建立贫困指数 (H、PG、SPG) 与相应变量之间的 VAR 模型, 并根据 SC 准则确定不同 VAR 模型的滞后阶数。另外, 利用残差稳定性检验进一步验证模型的稳定性, 从而保证了分析结果的有效性。在此基础上, 对贫困指标和相应的 Fund、Incom e、Gini 做协整检验, 得到的结果如表 5、表 6 和表 7。其中, 贫困指数中的下标 1 和 2 分别表示按国家贫困线和国际贫困线计算的结果 (下同)。

表 5 贫困发生率 (H) 与扶贫资金的协整方程式

VAR 系统	协整方程	迹统计量和临界值
$\ln H$	$\ln H_1 = 7.3913 \ln Fund - 9.3841 \ln Incom e - 4.1706 \ln Gini + 23.7573$	68.4428
$\ln Fund$	(2.2993) (-4.2873) (-3.6796)	54.46**
$\ln Incom e$	$\ln H_2 = 3.9556 \ln Fund - 5.4399 \ln Incom e - 0.0344 \ln Gini + 18.0773$	65.4153
$\ln Gini$	(3.1557) (-3.3796) (-1.5205)	54.46**

注:变量估计系数下的括号里的数据表示相应系数的 t 值, **表示 5% 的显著性水平。

表 6 贫困深度 (PG) 与扶贫资金的协整方程式

VAR 系统	协整方程	迹统计量和临界值
$\ln PG$	$\ln PG_1 = 0.9505 \ln Fund + 4.6323 \ln Incom e - 13.5543 \ln Gini - 51.3774$	61.8302
$\ln Fund$	(2.5483) (0.7885) (-1.2445)	54.46**
$\ln Incom e$	$\ln PG_2 = -1.8690 \ln Fund + 0.1931 \ln Incom e + 1.2076 \ln Gini + 4.7573$	81.5992
$\ln Gini$	(-2.1182) (1.2066) (2.3570)	54.46**

注:变量估计系数下的括号里的数据表示相应系数的 t 值, **表示 5% 的显著性水平。

表 7 贫困强度 (SPG) 与扶贫资金的协整方程式

VAR 系统	协整方程	迹统计量和临界值
$\ln SPG$	$\ln SPG_1 = -10.0218 \ln Fund + 12.1908 \ln Incom e - 11.5834 \ln Gini - 57.5788$	65.4153
$\ln Fund$	(-2.9661) (9.0149) (-2.9449)	54.46**
$\ln Incom e$	$\ln SPG_2 = -2.1571 \ln Fund + 0.0282 \ln Incom e + 1.4812 \ln Gini + 6.1858$	77.1424
$\ln Gini$	(-1.9852) (1.2945) (0.4793)	54.46**

注:变量估计系数下的括号里的数据表示相应系数的 t 值, **表示 5% 的显著性水平。

从表 5、表 6 和表 7 可知, 按两条贫困线计算的贫困指数与对应的扶贫资金、经济增长和收入分配之间至少在 5% 的显著性水平下各存在着一个协整关系。

按照中国官方贫困线计算, 农村扶贫资金和贫困发生率、贫困深度指数都存在着显著的正向关系。从国家实施专门的扶贫项目开始, 扶贫信贷资金就是农村扶贫开发最重要的方式。1986 年中国政府开始实施贴息贷款计划, 第一阶段的重点是支持农户发展种养业和农产品加工业。到 1989 年, 这项资金的使用转向为

通过鼓励经济实体的发展来间接地帮助贫困农户。此后,大部分的信贷资金发放给对提高政府财政收入有利的乡镇企业或县办企业,而没有给贫困农户带来多少利益。扶贫资金中的另一个较大的项目是以工代赈计划,就是通过利用农村劳动力资源来修建基础设施,然后政府提供实物,1990年代后开始提供现金。但实际上政府的以工代赈项目在实施的过程中并没有起到代赈的作用,绝大部分地方是把提供的实物卖了后或者直接用政府提供的现金去买炸药、水泥等用来进行基础设施建设,而农民无偿提供劳动力,农民的负担反而加重了。扶贫资金只使贫困强度有所下降,也就是说缩小了贫困人口内部的收入差距程度。因而,总体看来,扶贫资金并未起到减轻农村贫困的作用,甚至成为了抑制农村贫困下降的因素之一。

从上述结果中还可以看出,经济增长是农村贫困人口下降的最大动力,这和大部分研究结果是吻合的(章元、丁绎镛,2008;胡鞍钢等,2006),在其他因素不变的情况下,农民人均纯收入每提高1%,贫困发生率会下降9%。但同时经济增长又提高了贫困深度指数和贫困强度指数。这表明,持续的经济增长在使大量处在贫困线附近的人口脱贫后,又使剩余贫困人口更加贫困,其内部收入分配也更加不平等。

另外,大部分贫困指标与收入分配之间都是显著的负相关,即基尼系数上升,贫困指标下降,这可能说明基尼系数并不是贫困分析中的一个合适的指标,因为基尼系数反映整个社会的收入分配状况即整条 Lorenz 曲线,而贫困指数主要取决于 Lorenz 曲线的下段。

按照第二条贫困线计算,我们发现扶贫资金与贫困发生率呈正向关系,与贫困深度和贫困强度呈负向关系,即当提高贫困标准时,扶贫资金也并没有促进贫困人口的减少,但是提高了贫困人口的收入水平和分配的公平程度。与第一种情况相同,经济增长在减少贫困人口数量时,加剧了剩余贫困人口的贫困深度和强度,也就是说使剩余贫困人口变得更加贫困、收入分配更加不平等。

总体看来,不管采用哪条贫困线,政府扶贫资金投入都没有起到减少贫困人口数量的作用,其唯一的积极作用在于在一定程度上缩小了贫困人口内部的不平等程度。可见,在我国近年来越来越多的扶贫资金投入中,相对富裕的农民受益更大。经济增长是近30年来贫困人口下降的主要动力,经济增长使靠近贫困线的人口获益较大,从而使他们摆脱了贫困,但使剩余贫困人口的脱贫难度越来越大,因为其贫困深度和强度都上升了。

(三) 向量误差修正模型

在确定了扶贫资金、经济增长、基尼系数与贫困指数之间的长期均衡关系后,利用向量误差修正模型来反映变量之间的短期动态关系,具体结果见表8和表9。

表 8 按国家贫困线计算的贫困指数与扶贫资金的误差修正模型估计结果

	贫困发生率 (H)	贫困深度指数 (PG)	贫困强度指数 (SPG)
VECM	- 0.0098 (- 0.3514)	- 0.5665 (- 1.3406)	- 0.0805 (- 1.6552)
$D(\ln H(-1))$	- 0.2936 (- 1.0358)		
$D(\ln PG(-1))$		- 0.2114 (- 0.6185)	
$D(\ln SPG(-1))$			- 0.3859 (- 1.2045)
$D(\ln Fund(-1))$	- 0.1025 (- 0.6456)	- 1.3007 (- 1.8474)	- 0.0039 (- 0.0155)
$D(\ln Income(-1))$	0.4306 (0.5311)	6.7199 (2.1064)	2.0716 (1.6742)
$D(\ln Gini(-1))$	- 0.0129 (- 0.0091)	- 6.1649 (- 1.1595)	- 0.3968 (0.1418)
常数项	- 0.1346 (- 3.2269)	- 0.1007 (- 0.5097)	- 0.1418 (- 0.2425)
R^2	0.1959	0.4388	0.4025
F	0.5848	1.8767	1.6167

注: (-1)表示滞后1期,括号中的数值表示统计量的 t 值, D 表示差分。

表 9 按国际贫困线计算的贫困指数与扶贫资金的误差修正模型估计结果

	贫困发生率 (H)	贫困深度指数 (PG)	贫困强度指数 (SPG)
VECM	- 0.0122 (- 0.1830)	- 0.2635 (- 0.6332)	- 0.6863 (- 2.2604)
$D(\ln H(-1))$	0.2547 (0.8081)		
$D(\ln PG(-1))$		0.0388 (0.1044)	
$D(\ln SPG(-1))$			- 0.0140 (- 0.0504)
$D(\ln Fund(-1))$	- 0.0904 (- 0.5236)	0.0843 (0.1726)	0.8192 (1.4370)
$D(\ln Income(-1))$	- 0.5550 (- 0.6289)	- 2.5464 (- 2.1064)	- 4.3525 (- 2.0527)
$D(\ln Gini(-1))$	- 0.9129 (- 0.5871)	1.4871 (0.3394)	4.4266 (1.0216)
常数项	- 0.0043 (- 0.1023)	0.0244 (0.2047)	0.0024 (0.0183)
R^2	0.2149	0.0879	0.3912
F	0.6568	0.3677	1.5424

注: (-1)表示滞后1期,括号中的数值表示统计量的 t 值, D 表示差分。

在 VECM 模型中, VECM 是误差修正项, 反映变量之间的长期均衡关系, 其前面的系数表示变量之间的均衡关系偏离长期均衡状态时, 将其调整到均衡状态的速度。所有作为解释变量的差分项的系数反映该变量的短期波动对作为解释变量的短期变化的影响。从表 8 和表 9 可以发现, 当上期贫困指数发生上升变动时, 误差修正机制促使本期贫困指数相应的下降。例如, 对于贫困发生率指数, 采用两条贫困线计算的系数分别是 -0.0098 和 -0.0122, 这表明贫困发生率存在一种回归均衡水平的趋势。贫困深度和贫困强度指数也具有同样的效应。

按中国官方贫困线计算, 短期内, 农村扶贫资金投入对农村贫困发生率、贫困深度和贫困强度都具有负向作用, 但各变量的系数均不显著。这说明政府对农村的扶贫资金投入对贫困发生率、贫困深度和贫困强度能起到短期减低的作用, 不过效果均不明显, 这可能与农村扶贫资金的构成和运作机制有关。在扶贫资金中, 贴息贷款一直占据一半左右, 但从 1999 年后贴息贷款就转向了鼓励经济实体的发展, 参与民间小额信贷项目的农户数不断下降 (《中国发展报告》课题组, 2007)。以工代赈和财政发展资金等其他类型的扶贫资金在资金运转中, 上至省级部门, 下至乡级部门, 都存在大量的挪用情况。剩余的没有“漏出”的扶贫资金的发放还存在明显的偏离 (章元、丁绎镛, 2008)。

按 1 天 1 美元的国际贫困线计算, 扶贫资金与贫困发生率短期负相关, 与贫困深度和贫困强度短期正相关, 但系数的 t 值并不显著。这表明, 当把贫困范围扩大时, 靠近更高贫困线的贫困人口能从扶贫资金中获利而摆脱贫困, 底层贫困人口却根本没有得到任何好处, 从而使得贫困深度和贫困强度进一步提高了。

从 VECM 模型结果中可以发现, 短期内, 扶贫资金对按国家贫困线计算的贫困人口能起到一些积极作用, 但效果不显著。可见, 相对较富的农村人口从扶贫资金中受益更大。

(四) Granger 因果检验

确定了扶贫资金与贫困指标之间的长短期关系并不能说明这两者之间的因果关系, 我们采用 Granger 因果检验法来进行因果检验。Granger 因果检验一般有两种形式: 对于非协整序列间的因果检验适用于用 VAR 模型来检验; 对于协整序列间的因果检验适用于用 VEC 模型来检验。本文的扶贫资金与贫困指标之间存在着协整关系, 因此采用第二种方法进行检验。具体结果见表 10。

表 10 扶贫资金与贫困指标 (H、PG、SPG) 的因果关系检验

原假设	统计量 (国家贫困线)	统计量 (国际贫困线)
$\ln H$ 不是 $\ln Fund$ 的原因	9.0518 (0.0030)	3.3188 (0.9471)
$\ln Fund$ 不是 $\ln H$ 的原因	0.2237 (0.8024)	0.0861 (0.3441)
$\ln PG$ 不是 $\ln Fund$ 的原因	3.8234 (0.0473)	3.2805 (0.0678)
$\ln Fund$ 不是 $\ln PG$ 的原因	0.3382 (0.7187)	0.3982 (0.6789)
$\ln SPG$ 不是 $\ln Fund$ 的原因	11.5686 (0.0011)	6.9649 (0.0079)
$\ln Fund$ 不是 $\ln SPG$ 的原因	0.7388 (0.4967)	2.0239 (0.1691)

从表 10 可知, 不管采用哪条贫困线, 农村扶贫资金投入都不是贫困发生率、贫困深度和贫困强度发生变动的 Granger 原因。可见, 长期以来中国实施的扶贫项目由于其自身存在的资金投入结构、管理体制和瞄准性等问题, 并未成为农村减少贫困的主要途径。农村贫困问题依然没有得到很好的解决, 剩余贫困人口的脱贫难度越来越大。可以作为验证的事实是, 如果按我国官方贫困线计算, 从 1986 年成立专门的扶贫机构到 1993 年, 每亿元扶贫资金减少贫困人口的数量为 17.1 万人, 1993 - 2000 年的“八七扶贫攻坚计划”期间, 每亿元扶贫资金的脱贫人口数量降低到 10.9 万人。2001 年, 中国政府启动了新的《中国农村扶贫开发纲要 (2001 - 2010)》, 在 10 年间消除剩下的 3 000 多万农村绝对贫困人口, 进一步加大了扶贫资金投入, 但在 2001 - 2004 年间, 每亿元扶贫资金投入减少的贫困人口却急剧下降到 2 万人 (历年《中国农村贫困监测报告》)。

五、结论与政策建议

本文通过 VAR 分析方法研究了中国政府在农村的扶贫资金投入与贫困减少的关系, 结果显示: 1985 - 2005 年间中国农村扶贫资金和农村贫困指标 (H、PG、SPG) 之间总体上不存在相互的 Granger 因果关系。采用中国官方贫困线时, 短期内扶贫资金与贫困指标之间表现为不显著的负向关系, 长期内存在着显著的正向关系。也就是说, 中国农村扶贫资金没有成为促进农村贫困减少的重要因素。把中国官方贫困线大幅度提高到 1 天 1 美元的国际贫困线时, 扶贫资金也不是贫困发生率指标变动的 Granger 原因, 但长期内却提高了贫困人口的收入水平和收入分配公平程度。可见, 非贫困人口从扶贫项目中的受益可能更多, 在取得扶贫资金上, 收入较高的农户可能更有利。因此, 要发挥扶贫资金减轻贫困的积极作用, 必须进一步改善扶贫资金

的管理机制,提高扶贫资金对贫困户的瞄准性。

这个实证结果并不能作为政府减少甚至取消农村扶贫资金的依据。相反,政府在提高扶贫资金利用效率的同时,还要加大扶贫资金的投入。从总量上看,近几年的扶贫资金总量维持在250亿元左右,而且,这一数字中还包括了超过半数的信贷资金,如果将有偿使用的本金扣除的话,这一数字还将缩小。按2006年的标准计算,即使将扶贫资金毫无漏损地全部用在近6000万贫困人口和低收入人口脱贫,人均资金占有量也不过400元,用这样规模的资金来解决如此庞大的农村贫困人口的脱贫问题显然是不足的。随着近期中国官方提高了农村贫困线,贫困人口还将大幅度增加,这也要求政府应该相应地提高扶贫资金投入。

另外值得一提的是经济增长的作用。不管采用哪条贫困线,衡量经济增长的人均纯收入与贫困发生率都是显著负相关。可见,中国农村贫困的减少更多的来源于持续快速的经济增长。但同时经济增长也加重了剩余贫困人口的贫困程度和收入分配不公平程度。大部分学者认为市场化、贸易自由化和经济全球化仍将推动中国今后长期的高速经济增长,成为减少贫困的持续动力,但是在重视经济增长的同时更要重视经济增长的模式和质量,重视贫困线附近人口的收入分配公平性问题。

参考文献:

1. 胡鞍钢、胡琳琳、常志霄, 2003:《中国经济增长与减少贫困》,《清华大学学报》(哲学社会科学版)第5期。
2. 王雨林、黄祖辉, 2005:《影响转型期中国农村贫困率指标的因素的分解研究》,《中国人口科学》第1期。
3. 余芳东, 2004:《对世界银行按美元计价的中国经济数据进行分析》,《管理世界》第1期。
4. 章元、丁泽镭, 2008:《一个农业大国的反贫困之战——中国农村扶贫政策分析》,《南方经济》第3期。
5. 《中国发展报告》课题组, 2007:《在发展中消除贫困》,中国发展出版社。
6. Chen, Shaohua, and Martin Ravallion 2008. "China is Poorer than We Thought, But no Successful in the Fight against Poverty" Policy Research Working Paper 4621.
7. Clark, S., R. Hemming, and D. Uph 1981. "On Indices for the Measurement of Poverty" *Economic Journal*, 91: 515 - 526
8. Datt, G 1998 "Computational Tools for Poverty Measurement and Analysis" FCND Discussion Paper 50
9. Engle, R., and Granger, C. 1987. "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing" *Econometrica*, 55: 251 - 276
10. Fan, Shengen, Linxiu Zhang, and Xiaobo Zhang 2000. "Growth and Poverty in Rural China: the Role of Public Investments" EPTD Discussion Paper 66
11. Foster, J. E., J. Greer, and E. Thorbecke 1984. "A Class of Decomposable Poverty Measures" *Econometrica*, 52: 761 - 766
12. Jalan, J., and M. Ravallion 1998. "Are There Dynamic Gains from a Poor-area Development Program." *Journal of Public Economics*, 67: 338 - 357.
13. Kakwani, N. 1980. "On a Class of Poverty Measures" *Econometrica*, 48: 437 - 446
14. Li, S., P. Wang, and X. Yue 2007. "The Causes of Chronic and Transient Poverty and Their Implication to Poverty Reduction Policy in Rural China" IMMA Working Paper 12
15. Park, A., S. Wang, and G. Wu 2002. "Regional Poverty Targeting in China" *Journal of Public Economics*, 86: 123 - 153.
16. Ravallion, M., and S. Chen 2005. "Hidden Impact? Household Saving in Response to a Poor-area Development Project" *Journal of Public Economics*, 89: 2183 - 2204.
17. Sen, A. 1976. "Poverty: An Ordinal Approach to Measurement" *Econometrica*, 44: 219 - 231.
18. Villasenor, J., and B. C. Arnold 1984. "The General Quadratic Lorenz Curve" Technical Report, Colegio de Postgraduados, Mexico City, Photocopy.
19. Villasenor, J., and B. C. Arnold 1989. "Elliptical Lorenz Curves" *Journal of Econometrics*, 40(2): 327 - 338.
20. Zhang, L., J. Huang, and S. Rozelle 2003. "China's War on Poverty: Assessing Targeting and the Growth Impacts of Poverty Program." *Journal of Chinese Economic and Business Studies*, 1(3): 301 - 317.

The Effect of Rural Poverty Alleviation Funds on Poverty: An Empirical Study of China

Zhang Quanhong

(School of Management, Wuyi University)

Abstract: By the standards of China's official poverty line and international poverty line, this paper adopts VAR econometric methodology to estimate the effects of poverty alleviation funds on poverty both in the long run and short run, and makes Granger test. The results show that, in the short run, poverty alleviation funds have positive but weak impacts on poverty reduction, and in the long run they seem to have negative effects on poverty reduction but there exists no Granger causality. The effects of economic growth on poverty are intricate. Economic growth results in the decline of poverty headcount, while it worsens poverty gap and squared poverty gap. So, a key point in alleviating rural poverty is to adjust the mechanism of funds and improve the targeting towards poor people.

Key Words: Poverty Alleviation Funds; Poverty Line; Economic Growth

JEL Classification: B2, B8, O15

(责任编辑:陈永清)