

支农贷款减贫效应的实证研究

——基于西部地区 4976 户农户微观数据的 PSM 分析

武丽娟^{1,2}, 徐璋勇²

(1. 山西大学 经济与管理学院 山西 太原 030006; 2. 西北大学 中国西部经济发展研究中心 陕西 西安 710127)

摘 要: 本文利用我国西部地区 11 省(市、区) 4976 户农户的微观调研数据,运用 Logit 模型和倾向匹配得分法(PSM)对支农贷款的减贫效应进行实证检验。结果显示,支农贷款对贫困农户的收入增加具有负向作用,对非贫困农户的收入增加影响具有正向作用。另外,农户教育背景、政治关系资本、家庭规模和贷款需求构成了农户能否获得贷款的重要影响因素。据此,本文从实施瞄准性的金融扶贫政策和提升农户获得贷款能力两方面提出金融帮助贫困农户脱贫及脱贫农户致富的政策建议。

关键词: 支农贷款; 减贫; 倾向得分匹配

中图分类号: F832.3 文献标识码: A 文章编号: 1003-5192(2016)05-0023-07 doi: 10.11847/fj.35.5.23

Empirical Research of Poverty Alleviation Effect of Agriculture Loans ——PSM Analysis Based on Survey Data of 4976 Households in Western Regions

WU Li-juan^{1,2}, XU Zhang-yong²

(1. School of Economics and Management, Shanxi University, Taiyuan 030006, China; 2. Center for Studies of China Western Economic Development, Northwest University, Xi'an 710127, China)

Abstract: Using micro-survey data of 4976 households in 11 western provinces (cities, districts), this paper examines the poverty alleviation effect of agriculture loans by Logit model and PSM method. The results show that agriculture loans have a negative effect on the poor while a positive effect on the non-poor. In addition, whether farmers can get loans or not is mainly determined by educational background, political relationships, family scale and loan demand. Accordingly, the policy recommendations are including two aspects which are implementation of financial poverty alleviation policy and to enhance the ability of farmers to obtain loans.

Key words: agriculture loans; poverty alleviation; propensity score matching

1 引言

改革开放以来,我国农村的反贫困斗争取得了巨大的胜利。按照中国国家扶贫标准线度量,我国农村贫困人口由 1978 年的 2.5 亿人(以农村居民家庭人均纯收入 100 元/年为标准)下降到了 2013 年的 8249 万人(以 2300 元/年为标准),30 余年间全国农村有 1.7 亿多人口从食不果腹的绝对贫困状态中摆脱出来,是对人类社会发展的巨大贡献。然而,在这巨大成果的背后,伴随着农村经济增长和贫困减缓的一些非均衡性问题也不容我们忽视。一是农村贫困发生率仍然较高。根据《中国农村 2011 贫困监测报告》,我国农村贫困发生率 2000

年为 10.2% (865 元/年为标准),2010 年下降到 2.8% (1274 元/年为标准),但 2011 年将扶贫标准线上调到与国际贫困线标准更为接近的 2300 元/年后,我国农村贫困人口数量出现大幅“反弹”,根据《2014 年国民经济和社会发展统计公报》,我国 2013 年的贫困发生率为 10.2%,说明真正贫困人口并未减少。二是城乡收入差距在拉大。从城乡人均收入变化情况看,城市居民人均收入和农村居民人均收入的差距呈逐步拉大趋势,已由 1978 年的 209 元增大到 2013 年的 18059 元,与城市相比,农村居民处于相对贫困状态。同时,农村恩格尔系数虽逐步下降,但仍要高于国际上 30% 的分界线。三是贫困人口多集中在西部地区。根据国家统计

收稿日期: 2015-08-25

基金项目: 国家社会科学基金青年资助项目(15CJY079); 教育部人文社会科学研究西部和边疆地区资助项目(14XJC790008)

局贫困检测数据显示,2001~2009年西部地区贫困人口占全国贫困人口的比例从61%增加到66%。从贫困县的分布来看,在我国现有的592个国家级贫困县中,西部12省(市、自治区)就有375个县位居其中,占全国贫困县数量的63.3%。因此,减贫脱贫依然是我国政府农村工作的重心之一,尤其是西部地区政府农村工作的重中之重。

近年来,为了减贫脱贫,政府除了运用财政政策之外,日益重视通过设立新的农村金融机构、增加三农贷款等金融手段,强化金融在减贫脱贫中作用的发挥。截至2014年底,我国金融机构共计发放农村贷款19.44万亿元,农户贷款5.36万亿元,分别占各项贷款余额比重的23.8%和6.6%,同2007年末数据相比,7年间农村贷款和农户贷款平均增速分别为21.3%和21.9%,共已增长285.8%和300%。快速增长的支农贷款是否有助于农户减贫脱贫?对此问题的回答,不仅有助于科学地评估支农贷款的绩效,而且对于确定更具效率的减贫脱贫金融政策具有重要意义。为此,本文以中国贫困相对较严重的西部农村地区为研究对象,利用微观一手调研数据进行实证分析,试图发现支农贷款是否具有减贫效应以及其内在的作用机理,这对于我国如何通过制定合理的农村金融政策来帮助贫困农户脱贫及脱贫农户致富具有重要的理论与现实指导意义。

2 文献述评

关于支农贷款对农户收入的影响以及减贫问题,国内外学者进行了大量研究。一些早期的研究认为金融发展可以通过促进经济增长来增加总收入水平,进而减缓贫困^[1-2]。但也有一些学者提出质疑,认为农村金融发展或小额信贷不利于农户的贫困减缓^[3-5]。而一些最新的国内外研究综合了上述两种观点,提出金融发展的减贫效应不是绝对的有利或不利,农户自身条件或外部环境因素的不同也会导致不同的结果。持此类观点的国内学者有师荣蓉等和王小华等^[6,7]。Crepon等的研究发现自主创业的农户在获得小额信贷后,其资产投资和经营收益都有了显著增加,但没有正式工作的农户在获得信贷后反而引起了收入水平的下降^[8]。一些学者认为小额信贷虽然引起了自主经营农户的投资增加,但对于总收入和总消费的增加却没有产生显著影响^[9,10]。一个合理的解释是农户获得

小额信贷投资的小微企业有着较低的资本边际生产率^[11]。基于上述假设,有研究发现总体来讲小额信贷对农户自主经营企业的利润和收入并没有产生影响,仅仅对一些自身经营收益很好的企业产生了影响^[12]。另外可以用美国经济学家Leibenstein于1957年提出的“临界最小努力”理论来解释,如果经济处于高水平均衡状态,资本积累有助于增加收入,但当经济处于低水平均衡状态时,即使增加投资也可能难以逾越低水平均衡陷阱^[13]。

在已有研究基础上,本文从以下三方面进行了努力补充和完善:首先,研究支农信贷对农户收入的影响,对微观数据的要求比较高,国内已有研究所采取的空间单元多是省份,对贫困的分析尺度偏向宏观,在微观层面针对农户数据的研究比较少,作者所在课题组选取西部各省有代表性的农村地区,通过入户访谈的方式获得农户一手资料。确保研究所用数据的真实性、有效性和代表性。其次,研究支农信贷对农户收入的影响,若采取传统OLS回归方法,则很难克服模型的内生性问题,本文采用了倾向得分匹配方法(propensity score matching),可以将农户贷款引起的收入变化同其它因素引起的收入变化有效分离,力求研究方法和研究结论的科学、严谨。最后,将样本农户按照国家贫困线标准分为贫困农户和脱贫农户,对比研究支农贷款针对不同农户群体的减贫增收效应,重视这种差别效应更利于合理评估支农贷款对农户收入的影响,并且有利于金融政策作用的有效发挥。

3 研究方法与数据说明

3.1 研究方法

本文采用Rosenbaum和Rubin^[14]提出的倾向得分匹配(propensity score matching, PSM)方法,该方法是一种近似自然实验的方法,可以有效克服样本选择偏误带来的误差和内生性问题。其基本思想在于,观察样本后,将获得贷款的个体划分为处理组(treated),将未获得贷款的个体划分为对照组(control),然后将两组样本按照匹配原则进行逐一匹配,使得两组样本特征尽可能相近,这样对照组可以模拟处理组的反事实状态(未获得贷款),进而比较个体在获得贷款和未获得贷款这两种对立情形下的收入差异。

首先运用Logit模型对收入以外影响农户信贷的变量进行甄选,然后选取影响农户信贷的主要变

量,利用模型计算出获贷的条件概率——倾向得分值(propensity score, PS 值),使匹配标准由多维降为一维。

$$PS_i = P_r(D_i = 1 | X_i) = E(D_i | X_i) \quad (1)$$

其中 $D_i = 1$ 表示农户获得贷款, $D_i = 0$ 表示农户未获得贷款, X_i 表示处理组的可观察的农户特征(匹配变量)。

$$p(X_i) = P_r(D_i = 1 | X_i) = \frac{\exp(\beta X_i)}{1 + \exp(\beta X_i)} \quad (2)$$

其中 $\exp(\cdot) / [1 + \exp(\cdot)]$ 表示逻辑分布的累积分布函数, X_i 是一系列可能影响农户获得贷款的农户特征变量构成的向量, β 为相应的参数向量。获得(2)式的参数估计值后,可以进一步得到每个农户可能获得贷款的概率值 $\hat{p}(X_i)$,这便是每户农户的 PS 值。对于第 i 家农户,倾向得分为 $p(X_i)$,其贷款的平均处理效应 ATT 为

$$\begin{aligned} ATT &= E[Y_{1i} - Y_{0i} | D_i = 1] = \{E[Y_{1i} - Y_{0i} | D_i = 1, p(X_i)]\} \\ &= E\{E[Y_{1i} | D_i = 1, p(X_i)] - E[Y_{0i} | D_i = 0, p(X_i)] | D_i = 1\} \end{aligned} \quad (3)$$

其中 Y_{1i} 和 Y_{0i} 分别表示第 i 个农户在获得贷款和未获得贷款两种情况下的收入水平。

获得平均处理效应 ATT 的匹配方法有最近邻匹配、半径匹配和核匹配三种。

完成匹配后,可以进一步计算平均处理效应 ATT,对于处理组中的第 i 个观察值,即 $i \in T$,假设它有 N_i^C 个匹配对象,若 $j \in C(i)$,则设定权重为 $w_{ij} = 1/N_i^C$,否则设定权重 $w_{ij} = 0$ 。设处理组中共有 N^T 个观测对象,则 ATT 估计式为^[15]

$$\tau^M = \frac{1}{N^T} \sum_{i \in T} Y_i^T - \frac{1}{N^T} \sum_{j \in C} w_j Y_j^C \quad (4)$$

其中 M 表示匹配方法(最近邻匹配或半径匹配法)权重 $w_j = \sum_i w_{ij}$ 。

若采用核匹配,ATT 的估计式为

$$\tau^K = \frac{1}{N^T} \sum_{i \in T} \left\{ Y_i^T - \frac{\sum_{j \in C} Y_j^C G[(p_j - p_i)/h_n]}{\sum_{k \in C} G[(p_k - p_i)/h_n]} \right\} \quad (5)$$

其中 $G(\cdot)$ 为核函数, h_n 为带宽参数,由于无法得出上式中 τ^K 的标准误的具体表达式,文献中通常采用自抽样法(Bootstrap)来获得 τ^K 的标准误,本文亦采用这一方法。

3.2 数据说明与统计描述

本文研究所用数据由西北大学中国西部经济发展研究中心调研而来,调研时间为 2012 年,调查对象为西部地区 11 个省(市、区)的农户,采用调查员入户访谈的形式完成问卷,经整理统计共收回有效调查问卷 4976 份。

在变量的选取上,本文结合经济理论和既有经验研究,尽量选取与农户能否获得信贷存在明显联系的变量。经过综合考虑后,选取如下三类变量:一是农户基本特征变量如性别、年龄、受教育程度和政治关系资本,这是因为农户的基本条件决定着家庭的经营行为和资源获取能力;二是农户家庭情况,具体包括家庭规模、家庭劳动力、家庭子女人数、家庭上学人数、家庭住房条件,家庭基本情况可以反映其还款能力;三是农户资金情况,具体有家庭借款、家庭贷款需求、有无金融机构贷款及人均年收入。为检验所选变量是否显著,本文将运用 Logit 模型进行回归判别,进一步剔除不显著变量。关于特征变量的定义描述见表 1。

表 1 变量描述与衡量

变量名称	描述与衡量	变量名称	描述与衡量
credit	农户是否获得金融机构贷款: 1 表示获得; 0 表示未获得	children	家庭子女数(人)
		stu	家庭在校学生数(人)
sex	农户性别: 1 表示男性; 0 表示女性	house	家庭住房: 0 表示土木房; 1 表示砖瓦房; 2 表示楼房
age	农户年龄		
edu	农户受教育程度: 0 表示小学及以下; 1 表示初高中; 2 表示大专及以上学历	jk	农户通过亲戚朋友渠道获得的借款数额(0 表示无借款)
poli	农户政治关系资本: 2 表示家庭成员中既有党员又有村干部; 1 表示有党员或村干部; 0 表示既无党员也无村干部	dkd	农户金融机构贷款需求(0 表示无需求)
		labor	家庭劳动力人数(人)
scale	家庭总人口(人)	income	家庭人均年收入(元)

4 实证过程及结果分析

的主要因素,并将相应预测值作为农户获得贷款的倾向分数。Logit 多次回归结果见表 2。

4.1 指标筛选

本文使用 Logit 模型估计并选取影响农户获贷

表 2 Logit 模型回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>credit</i>					
<i>sex</i>	0.235 (1.49)	0.092 (0.69)	0.086 (0.64)	0.083 (0.62)	
<i>age</i>	-0.011 (-0.95)	-0.002 (-0.46)	-0.003 (-0.70)	-0.003 (-0.70)	
<i>edu</i>	0.230** (2.29)	0.214*** (2.62)	0.173** (2.38)	0.173** (2.38)	0.172** (2.37)
<i>poli</i>	0.204 (1.60)	0.180* (1.67)	0.195* (1.82)	0.192* (1.78)	0.179* (1.68)
<i>scale</i>	-0.141** (-2.08)	-0.053 (-0.92)	-0.058 (-1.18)	-0.147** (-2.32)	-0.173** (-2.38)
<i>labor</i>	0.035 (0.56)	0.001 (0.01)		0.020 (0.39)	
<i>house</i>	0.020 (0.19)		-0.131 (-1.49)	-0.132 (-1.51)	
<i>children</i>	0.004 (0.03)	(0.046) (0.43)			
<i>stu</i>	-0.034 (-0.35)	-0.081 (-1.01)			
<i>jk</i>	0.019 (1.12)				
<i>dkd</i>	0.109*** (6.06)	0.093*** (6.35)	0.094*** (6.37)	0.093*** (6.37)	0.092*** (6.30)
常数项	-0.932* (-1.84)	-1.372*** (-3.82)	-1.173*** (-3.59)	-1.179*** (-3.61)	-1.364*** (-5.53)
拟合优度 R^2	0.049	0.030	0.031	0.031	0.029

注: t 统计量在括号中显示; * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 代表 t 检验的显著水平。

回归发现,所选变量并非都能对农户能否获得贷款产生显著影响,分析如下:

(1) 影响农户获得支农贷款的显著变量有: 农户教育背景、政治关系资本、家庭规模和贷款需求。农户教育背景具有显著正向影响,说明文化程度高的农户生产经营能力强,容易获得贷款。农户政治关系资本具有显著正向影响,原因可能是党员或者村干部往往有着广泛的人脉关系,更容易获得关系型融资,而且,其身份地位往往也是一种能力信号的传递,党员或村干部一般是当地能力强、思路活、品质好的能人,有着较高的收入,因此也具备金融机构的贷款条件。家庭规模具有显著负向影响。对于大多数农户而言,家庭人口多意味着“上有老下有小”,农户会因较重的家庭负担和较弱的还款能力而很难获得贷款。贷款需求具有显著正向影

响,说明需求增加,支农信贷也会增加。

(2) 农户性别、年龄、家庭子女数、家庭劳动力人数、家庭中上学人数、住房情况和借款等不构成显著变量。可能的解释是农村金融机构发放支农贷款时考虑的主要因素除还款能力外,更多考虑的是是否是熟人等社会关系,而与农户本身的性别、年龄无关,家庭子女数、家庭劳动力人数、家庭中上学人数通过显著变量家庭规模变量来表现,农村住房不构成抵押品因而也不显著,农户借款影响也不显著。

综上,选取了农户教育背景、政治关系资本、家庭规模和贷款需求 4 个显著变量进行匹配。

4.2 样本匹配效果

本文以最近邻匹配法为例进行说明。图 1 中 (a) 呈现了匹配前处理组和对照组的 PS 值核密度

函数对比 (b) 呈现了匹配后的核密度函数对比。可以发现匹配前处理组和对照组的样本特征差异较大,如果直接进行估计则可能会得到有偏的统计推断。相比之下,匹配后两组样本特征更为接近,匹

配效果较好。进一步进行平行假设检验,发现变量在进行匹配后的均值偏差都小于 5%,说明处理组与控制组的差异已经不再显著,基本消除了个体特征差异。

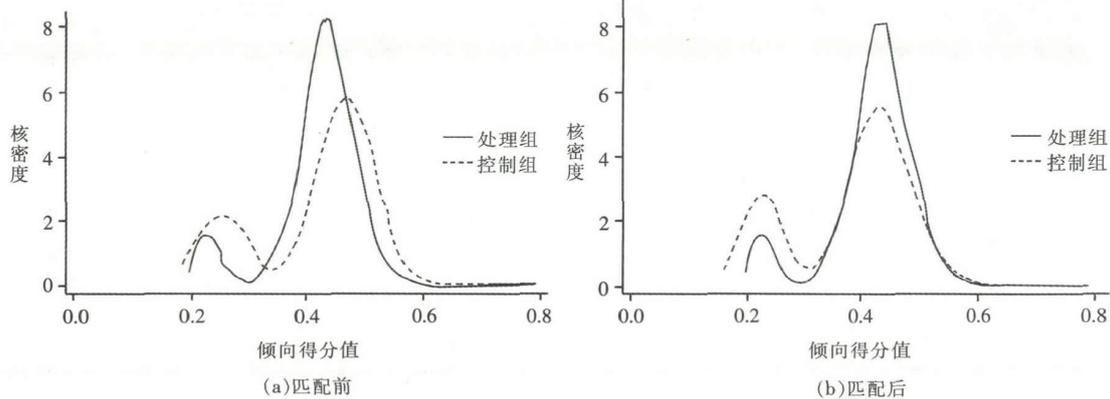


图 1 最近邻匹配前后“处理组”和“控制组”倾向得分值(PS 值)概率分布对比

4.3 支农贷款减贫效应分析

本文运用最近邻匹配、半径匹配和核匹配三种方法计算了支农贷款的平均处理效应 ATT。并以 2011 年的国家扶贫标准人均年收入 2300 元为标

准,将样本农户划分为贫困农户和非贫困农户,分别计算了相应的支农贷款平均处理效应 ATT。计算结果见表 3。

表 3 支农贷款减贫效应

匹配方法	变量名称	样本	处理组	对照组	平均处理效应	T 检验值
最近邻匹配	总体样本收入	匹配前	8212.58	6979.31	1233.27	1.80*
		匹配后	8212.58	6626.79	1585.79	1.65*
	贫困农户收入	匹配前	1249.24	1329.20	-79.96	-1.48
		匹配后	1249.24	1390.76	-141.52	-1.66*
	非贫困农户收入	匹配前	10398.54	8762.57	1635.97	1.86*
		匹配后	10398.54	8489.49	1909.04	2.17**
半径匹配	总体样本收入	匹配前	8212.58	6979.31	1233.27	1.80*
		匹配后	8212.58	6977.00	1235.58	1.43
	贫困农户收入	匹配前	1249.24	1329.20	-79.96	-1.48
		匹配后	1242.89	1363.60	-120.71	-1.85*
	非贫困农户收入	匹配前	10398.54	8762.57	1635.97	1.86*
		匹配后	10398.54	8759.90	1638.64	1.69*
核匹配	总体样本收入	匹配前	8212.58	6979.31	1233.27	1.80*
		匹配后	8215.56	6870.99	1341.59	1.74*
	贫困农户收入	匹配前	1249.24	1329.20	-79.96	-1.48
		匹配后	1249.24	1336.70	-87.46	-1.59
	非贫困农户收入	匹配前	10398.54	8762.57	1635.97	4.56***
		匹配后	10398.54	8489.42	1909.12	1.65*

注: *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。

根据表 3,三种匹配方法均得出了类似的结论,且可以通过 10% 的显著性检验。结果表明支农贷款对所有样本农户的收入增加具有正向影响、对贫困农户的收入增加具有负向影响、对非贫困农户的收入增加具有正向影响。限于篇幅此处仅以最近邻匹配为例对该结果做以分析说明。

(1) 支农贷款对所有样本农户的收入增加具有正向影响。匹配前,样本农户平均收入水平分别为

8212.58 和 6979.31,差异为 1233.27。匹配后农户收入水平差异为 1585.79,比匹配前增大 352.52,说明样本农户在获得支农贷款后比贷款前的收入增加了 28.58% (352.52/1233.27)。

(2) 支农贷款对贫困农户的收入增加具有负向影响。匹配前,处理组平均收入较控制组低 79.96,而匹配后处理组平均收入要比控制组低 141.52,说明对于贫困农户而言,支农贷款并没有

使其收入增加,反而引起其收入下降了76.99%。

(3) 支农贷款对非贫困农户的收入增加具有正向影响。对于非贫困农户来说,匹配前,处理组平均收入比控制组高1635.97,匹配后处理组平均收入比控制组高1909.04,因此支农贷款使非贫困农户的收入增加了16.69%。

对以上实证结果的解释:第一,对贫困农户的支农贷款不利于其提高收入水平,反而会使其收入水平进一步下降。其原因在于贫困农户用于生活性消费支出较大,而这些支出对于其具有刚性特征,如食物支出、子女教育支出、医疗支出、婚丧嫁娶支出等。对其发放的贷款更多地被用于弥补刚性生活性支出缺口,而没有用于扩大再生产,加之贷款要支付利息,这也冲抵了现有的收入水平。即使对其增加贷款,也仅使其刚性的消费支出水平提高,而依然难以逾越贫困陷阱的临界点。这就使得对贫困农户的支农贷款不仅不会增加其收入,反而会降低其收入水平。第二,对于非贫困农户,支农贷款对于其提高收入具有积极的正向作用。原因在于非贫困农户已经跨越了贫困的临界点,其支农贷款不再主要用于生活消费性支出,而是用于扩大再生产,支农贷款对其增加收入会起到锦上添花的作用。第三,对全体样本农户来说,支农贷款会有利于提高其收入。该结果出现的原因与我们样本的选择有关,因为我们调查的样本中贫困农户占比为18.21%,非贫困农户占比为81.79%。由于非贫困农户占比远大于贫困农户占比,因此其综合表现出来的就是支农贷款对其收入提高具有正向作用。

5 研究结论及政策启示

本文利用我国西部地区11省(市、区)4976户农户的微观调研数据,运用Logit模型和倾向匹配得分法(PSM),实证分析了农户获得支农贷款的主要影响因素以及支农贷款的减贫效应。结果显示,支农贷款对贫困农户收入增加产生了不利作用,对非贫困农户的收入增加具有提高作用。另外,农户教育背景、政治关系资本、家庭规模和贷款需求构成了农户能否获得贷款的重要影响因素。

本研究结论的政策启示在于:

(1) 金融体制改革不应淡化政策性金融的作用,相反,在某些地区(主要是贫困地区)还应该予以强化。近年来,政策性金融的改革方向出现了商业化运作的趋势,如国开行进行了股份制改造,农发行也在不断扩大经营商业性业务,并有部分学者

提出商业化运营将是政策性金融发展的必然方向和趋势,主张政策性金融的市场化或政策性银行商业化转型。我们认为这种认识存在着严重偏差,如果将其付诸于改革实践,将逐渐引致农村政策性金融功能的不断异化和缺位,对于贫困地区的减贫脱贫非常不利。2015年中央一号文件中提出要“大力推进农村扶贫开发”,减贫脱贫依然是我国经济落后地区的核心任务。在此契机下,政策性金融的改革方向不是要走向股份化与商业化,而是要重新定位农村政策性金融的功能,拓展其业务范围,尤其要注重其对贫困地区及贫困农户的减贫脱贫作用。通过增加现有政策性金融机构在农村地区的业务范围、建立普惠金融组织体以及政府主导的扶贫信贷机构等,形成由政策性金融机构向贫困农户发放低息、免息贷款以及财政补贴的长效机制,不断扩大政策性信贷对贫困地区及贫困农户支持的覆盖面和提高贫困农户金融需求满足率。通过政策性金融功能的发挥,加速培育农业产业,并促进资本形成,打破贫困恶性循环。

(2) 在农村扶贫开发过程中,应区分政策性和商业性金融的作用范围,实施瞄准性的金融扶持政策。我国的东中西部地区存在着较大的区域经济差异,即使同一区域内的农户贫困程度也有所不同,建议针对不同区域以及同一区域内的不同群体实施不同的金融扶持政策。科学有效地运用金融工具,既有助于贫困农户减贫脱贫,也有助于脱贫农户致富。具体来说:一是对于处于贫困线以下的农户,核心是要实现其减贫脱贫,此时应尽量规避商业性金融支持,而要充分发挥政策性金融的作用;通过政策性金融功能的发挥,使其跳出贫困陷阱,为其走向富裕奠定基础。二是对于已经脱贫的农户,核心在于助其致富,此时要发挥商业性金融的“加速器”效应,通过创新金融服务,提高金融支持率,帮助这部分农户实现由低水平温饱向高水平温饱,并进一步向小康的转变。

(3) 农村金融改革不应片面地强调只增加农村金融供给(主要体现为增加农村金融机构数量),而应实现增加农村金融供给与扩大农村金融需求并重。其中扩大农村金融需求的核心在于提升农户获得贷款的能力,这是实现农村金融可持续发展的关键。为此,除了要采取多种途径提高农民收入,探索扩大可抵押物范围之外,还要:第一,通过再教育提高农户文化素养。一方面再教育可以拓宽农户视野,培养农户发现市场、开拓市场的能力,逐渐改变农户不敢贷款的保守观念,另一方面

也可以拓宽农户的社交圈,使农户乐于接受新鲜事物,不断培育农户敢于借款的意识。第二,通过社区文化建设为农户增加社会资本及政治关系资本创造条件。积极在农村开展社区文化建设以及农村基层组织建设,在丰富农村精神文化生活、增进农户之间感情交流、构建和谐农村社区的同时,还可以增加农户的社会资本及政治关系资本,为获得贷款创造条件和积累经验。第三,积极开展金融知识下乡活动。不断为农户普及存贷款利率、贷款业务流程等金融知识,宣传国家扶持三农贷款的优惠政策等,以提升农户在生产生活中运用金融工具的能力。

参 考 文 献:

- [1] Clarke G, Zou H F. Finance and income inequality: what do the data tell us [J]. *Cema Working Papers*, 2006, 72(3): 578-596.
- [2] 张立军,湛泳. 金融发展与降低贫困——基于中国 1994~2004 年小额信贷的分析 [J]. *当代经济科学*, 2006, (6): 36-42.
- [3] Galor O, Zeira J. Income distribution and macroeconomics [J]. *Review of Economic Studies*, 1989, 60(1): 35-52.
- [4] Arestis P, Cancer A. Financial liberalization and poverty: channels of influence [R]. Cambridge University, Working Paper, 2004.
- [5] 李庆海,李锐,汪三贵. 农户信贷配给及其福利损失——基于面板数据的分析 [J]. *数量经济技术经济研究* 2012, (8): 35-48.
- [6] 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.
- [7] 王小华,温涛,王定祥. 县域农村金融抑制与农民收入内部不平等 [J]. *经济科学* 2014, (2): 44-54.
- [8] Crepon B, Devoto F, Duflo E, et al.. Estimating the impact of microcredit on those who take it up: evidence from a randomized experiment in Morocco [J]. *American Economic Journal Applied Economics*, 2014, 7(1): 123-150.
- [9] Dupas P, Robinson J. Saving constraints and microenterprise development: evidence from a field experiment in Kenya [J]. *American Economic Journal Applied Economics*, 2009, 5(1): 163-192.
- [10] Angelucci M, Karlan D S, Zinman J. Win some lose some? Evidence from a randomized microcredit program placement experiment by Compartamos Banco [J]. *Ssrn Electronic Journal*, 2013, 7(5): 37-45.
- [11] Angelucci M, Dean K, Jonathan Z. Microcredit impacts: evidence from a randomized microcredit program placement experiment by Compartmos Banco [J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2015, 7(1): 51-82.
- [12] Banerjee A, Esther D, Rachel G, et al.. The miracle of microfinance? Evidence from a randomized evaluation [J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2015, 7(1): 22-53.
- [13] Leibenstein H. Economic backwardness and economic growth [J]. *Studies in the Theory of Economic Development*, 1957, 4(4): 375-401.
- [14] Rosenbaum P, Rubin D. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects [J]. *Biometrika*, 1983, 70(1): 41-55.
- [15] Becker S, Ichino A. Estimation of average treatment effects based on propensity scores [J]. *Stata Journal*, 2002, 2(4): 358-377.