

doi: 10.7621/cjarrp.1005-9121.20190917

· 三农问题 ·

粮食政策对主产区贫困户收入影响的实证研究*

——基于冀鲁豫农户调研数据

李雪¹, 付文革¹, 韩一军^{1, 2*}

(1. 中国农业大学经济管理学院, 北京 100083; 2. 中国农业大学国家农业市场研究中心, 北京 100083)

摘要 [目的] 粮食主产区农民收入的稳定增长直接影响种粮积极性, 与粮食稳定供给有着密切关系, 深入分析粮食政策对主产区农户特别是贫困户的影响对于评价和完善粮食政策及促进贫困户增收有着现实意义。[方法] 利用粮食主产区冀鲁豫3省的农户实地调研数据, 采用分位数回归方法基于国家贫困标准和国际贫困标准实证分析粮食政策对贫困户和非贫困户人均收入的影响。[结果] 粮食主产区贫困户具有多维贫困的特征, 提高政策价格水平和增加补贴收入均有助于贫困户收入增长, 但销售渠道对贫困户和非贫困户人均收入的影响均不显著; 从缩小农户收入差距来看, 增加补贴收入比提高政策价格水平对于主产区贫困户脱贫的作用更为显著。[结论] 因此, 粮食主产区农户的扶贫政策需进一步地由收入贫困转向多维贫困, 结合其他多种政策措施制定更有针对性的扶贫政策, 充分发挥非农就业对农民增收的促进作用, 注重贫困农民人力资本的积累和素质的提升, 进一步增强农业信贷的可得性和便利性, 支持发展主要粮食作物政策性保险。

关键词 粮食主产区 粮食政策 贫困户 农民收入 影响 分位数回归

中图分类号: F323.8 **文献标识码**: A **文章编号**: 1005-9121[2019]09151-09

0 引言

农民收入是“三农”问题的核心, 同时也是反映农村经济发展水平的重要指标。自改革开放以来, 我国农村居民家庭收入增长明显, 2015年我国农村居民人均纯收入为1.0772万元, 较1978年增长了近80倍。2017年, 我国农村居民人均可支配收入突破1.3万元, 达到1.3432万元, 扣除价格因素后实际增长7.3%^①。与此同时, 在不考虑公共服务实际存在巨大差距的情况下, 城乡居民收入仍然存在较大的差距^[1]。1978年城乡居民收入差距为2.57:1, 2017年城乡居民人均可支配收入差距为2.71:1。另外, 农村地区仍然存在较多的贫困人口, 2017年年末农村贫困人口3046万, 脱贫工作任重而道远。党的十九大报告明确提出, 确保到2020年我国现行标准下农村贫困人口实现脱贫。由此可见, 农民收入问题依然严峻, 尤其是贫困家庭的增收问题, 深入分析农民收入的影响因素仍然十分重要。特别是在2004年之后, 每年的“中央一号文件”都将农民收入作为重点, 出台了一系列政策措施提高农民收入水平。对于粮食主产区农民来说, 农民收入的稳定增长直接影响种粮积极性, 与粮食的稳定供给以及国民经济的平稳发展有着密切关系。深入分析粮食政策对主产区农户特别是贫困户的影响对于评价和完善粮食政策及促进贫困户收入水平的提高有着现实意义。

关于农民收入问题, 国外学者观察到影响农民收入增长的主要因素为政府政策, 包括农产品价格支

收稿日期: 2019-01-23

作者简介: 李雪(1985—), 女, 黑龙江伊春人, 博士研究生。研究方向: 农业经济理论与政策

*通讯作者: 韩一军(1971—), 男, 陕西大荔人, 博士、教授。研究方向: 农业市场、贸易、投资与产业。Email: hyjcau@126.com

*资助项目: 国家社会科学基金重点项目“我国粮食产业供给侧结构性改革路径研究”(17AJY019); 国家现代农业产业技术体系小麦产业经济(CARS-03-08B)

①数据来源于国家统计局

持、税费减收、政府转移支付、农村金融支持政策等,人力资本、农业发展模式创新及自然和气候条件等^[2-3]。一些研究发现政府补贴有助于提高农场收益^[4],先进的农业生产模式对促进农业和非农业收入增长有重要影响^[5],同时农民参加农业培训对农民收入的提高也具有较大的促进作用^[6]。Robert (2007)对美国 and 巴西的气候与农业生产数据进行对比分析发现,农民收入与气候具有显著关系,气候通过影响农业生产率对农民收入产生影响^[7]。基于我国农村经济社会的特殊情况与历史背景,国内学者主要从土地制度、财政支农、人力资本、农村金融、农业政策等方面探寻影响农民收入增长的关键所在^[8]。冒佩华等^[9]借助农户家庭微观调研数据,采用平均处理效应(ATE)和受处理的平均处理效应(ATT)方法,发现土地经营权流转能显著提高农户的家庭收入。刘俊杰等^[10]利用农户调查数据分析农村土地产权制度对农户收入的影响,研究表明农村土地产权制度改革主要通过交易和分工效应影响农户收入水平和结构,显著提高了农户的工资性和财产性收入。朱湖根等^[11]利用计量模型进行实证分析,认为财政支农项目对农民收入具有显著影响。方桂堂^[12]则利用北京昌平农村地区的实例数据分析农民增收问题,得出农民收入结构不合理的主要原因是财政投入力度、转移就业等方面存在制度扭曲。吕连菊等^[13]基于动态面板数据模型实证分析了农村教育结构对农民收入的影响,得出农民受教育程度对农民收入水平及结构有重要影响。同时,健康人力资本的积累也对我国农民收入水平的提高具有重要贡献^[14]。在农村金融发展与农民收入增长的内在联系方面,余新平等^[15-16]通过构建模型实证分析发现,我国农村金融资金配置的低效率是阻碍农民收入增长的重要原因,农业保险的总效应对农民增收具有显著正效用。此外,国内外学者还高度关注中国的农村贫困及减贫问题,已有研究主要集中于贫困的度量和界定、贫困的决定因素、反贫困战略等3个方面,而收入水平提高对减少贫困的决定性作用已基本得到共识^[17-19],但关于粮食政策对主产区贫困户收入的影响研究还略显不足。关于农业政策对农户收入的影响,国内很多学者进行了实地调查和实证分析,得出的结果也不尽相同。大部分研究认为政策对提高农民收入有正向作用,且主要通过增加粮食产量来实现的^[20-21];从不同规模的角度来看,粮食政策对较大规模农户种植收入的提高作用更加明显^[22]。也有研究认为粮食政策促进了农户收入的提高,但对粮食产量增长并未发挥作用^[23]。同时也有少数学者的结论与上述相反,认为粮食政策对收入增长并没有发挥显著作用^[24-25],尤其是对粮食收购政策而言,收购价格提高带来的收入增加大部分被农资部门获得,农民只得到很少的一部分收益^[26]。以上研究主要基于单一指标对农民收入的影响进行探讨且都各有侧重,缺乏影响因素的横向对比,导致结论不可比;同时,现有研究大多考察对农民收入平均水平的影响,缺少对贫困户影响因素的深入研究和对比;粮食政策增收效应的实证研究还不是很多,尤其是粮食政策对贫困户收入影响差异需要进一步研究。鉴于此,文章在已有研究基础上,结合我国农村实际和现有文献从多个角度选取影响农民收入的代表性指标,利用分位数回归方法并基于国家贫困标准和国际贫困标准实证分析粮食政策对贫困户和非贫困户收入的影响差异。

1 模型构建

该文参考明瑟收入决定函数(Mincer, 1974)借鉴程名望等^[27]建立半对数分位数计量方程为:

$$\ln Y_{ij,q} = \beta_0 + \sum \beta_{p,q} policy_{ij,q} + \sum \beta_{f,q} F_{ij,q} + \sum \beta_{h,q} H_{ij,q} + \sum \beta_{z,q} Z_{ij,q} + \varepsilon_{ij,q} \quad (1)$$

在式(1)模型中,被解释变量 $\ln Y_{ij,q}$ 表示农户人均家庭总收入的对数,其中, i 代表农户, j 代表省份, q 代表分位数。 $\varepsilon_{ij,q}$ 是随机扰动项, β 为待估计系数。该文重点考察粮食政策对主产区农户收入的影响,被调查主产区的粮食政策主要包括最低收购价政策和补贴政策,分别以“销售价与政策价差值”、“销售渠道”和“补贴收入”来衡量。将农户销售价格较政策价格的差距作为政策效果,衡量最低收购价政策对市场的干预程度,最低收购价的“托底”作用导致政策具有明显的托市效果,政策价格的提高在一定程度上影响销售价格。由于最低收购价政策执行过程中,由国有粮食收储企业作为市场收购主体直接参与粮食收购,一些年份最低收购价收购的小麦占当年商品量的一半以上,致使农户的销售渠道相对较为单一,大部分最终流向政策性收购。因此选取销售渠道考察政策实施是否通过促使农户选择相对集中的销

售渠道,如直接卖给粮库或通过粮贩转卖给粮库的渠道进行小麦销售。销售渠道的取值设置从1~5依次为等待收购商收购、自己送到国储粮库、送到附近加工厂、订单生产及其他,取值越高表示农户销售渠道的拓展能力越强。补贴收入用来衡量直接以现金补贴形式发放的转移支付对收入水平的影响,通常来说补贴收入越高对收入水平的促进作用越大,调研地区的补贴收入主要为农业支持保护补贴。

影响农户收入水平的因素是复杂而多元的,需要设置系列控制变量^[28]。为了保证控制变量设置的科学性,主要基于经典的经济理论和相关研究文献进行设置,分别用 F 、 H 和 Z 表示。其中,(1)家庭特征 F ,主要包括年龄、是否村领导、家庭人口、土地资源、非农收入占比和外出从业时间等,基于小农经济特征的家庭依赖于土地和实物资本等生产要素,考察家庭拥有的资源和生产要素对农户收入的影响^[28-29];同时政治身份等社会资本对农户收入也具有重要作用^[30];考虑到外出务工对农民收入的影响日益增强,选取非农收入占比和户主非农务工时间作为控制变量体现外出务工对家庭总收入的影响^[31]。(2)人力资本 H ,主要包括文化程度、农业培训、健康状况、合作社参与、互联网接入情况等,很多研究均认为基础教育、培训等人力资本投入对农户收入水平有显著影响,同时健康状况也对人力资本有重要影响^[32],农户通过加入合作社能够获得更多的专业知识和更丰富的信息,同时可以通过集体采购生产资料和集体销售产品等获得更高的收益^[33]。互联网使用则可能通过提高农产品市场价值、家庭就业水平等增加农民收入^[34]。(3)其他变量 Z ,由于金融因素是影响农民收入增长的重要因素^[15],因此选择是否借贷作为农村金融的代表变量,衡量贷款对农民收入的影响。此外,农民的收入可能与气候有着极大的关联性^[7],故选择是否遭遇自然灾害作为气候条件的代理变量,考察气候条件对农民收入的影响。具体的变量设置及统计性描述见表1。

表1 变量的设置及统计性分析

变量类型	变量说明	全部样本		贫困户		非贫困户	
		均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
核心变量	销售价格的提高(元/kg)	-0.009	0.095	-0.017	0.114	-0.008	0.080
	销售渠道	1.604	1.022	1.454	0.908	1.695	1.075
	补贴收入(元/人)	784.300	2 815.163	85.171	60.646	1 208.015	3 501.481
控制变量	家庭特征:						
	户主年龄(岁)	55.710	10.206	59.319	9.028	53.522	10.258
	户主是否村领导(1=是,0=否)	0.129	0.336	0.138	0.345	0.124	0.329
	家庭规模(个)	4.541	1.883	5.165	1.967	4.163	1.723
	耕地面积(hm ² /人)	0.485	24.001	0.058	0.647	0.744	29.760
	非农业收入占比(%)	0.223	0.281	0.127	0.167	0.282	0.318
	户主外出从业时间(月)	1.937	3.599	0.400	1.757	2.868	4.079
	人力资本:						
	户主受教育年限(年)	9.036	3.470	8.731	3.938	9.221	3.139
	是否受过农业培训(1=是,0=否)	0.463	0.499	0.365	0.482	0.522	0.500
	是否参加合作社(1=是,0=否)	0.273	0.446	0.200	0.400	0.317	0.466
	户主身体健康情况	1.676	0.914	1.865	1.027	1.562	0.817
	互联网接入情况(1=是,0=否)	0.628	0.484	0.585	0.493	0.655	0.476
	其他变量:						
	近3年是否借贷(1=是,0=否)	0.144	0.351	0.077	0.266	0.184	0.388
	自然灾害受灾情况(1=是,0=否)	0.546	0.498	0.635	0.482	0.492	0.501
	样本数	689		260		429	

2 数据来源及统计性分析

2.1 数据来源及处理

该文数据均来自问卷调查,获取第一手农户数据,调查数据来源于对河南、山东和河北3省15县市57个村的689份农户调研样本数据。河南、山东和河北均位于北方粮食主产区,是小麦生产的前三大主产省,2016年小麦产量占全国小麦总产量的55.9%,同时也是玉米的主要产区,玉米产量占全国的25.3%,生长期降水偏少且均不同程度缺水,地理位置彼此相邻,具有很强的代表性。3省实施的粮食政策主要包括针对小麦的最低收购价政策以及补贴政策,其中补贴政策主要为2016年开始在全国范围内实行的农业支持保护补贴政策,补贴标准各省并不统一,由地方根据资金总量及确定的补贴依据统筹确定。对数据的处理包括,根据家庭成员数据生成实证分析所需的农业培训情况等数据,并对缺失值和异常值进行处理。为了降低样本数据中的异方差并使其趋势线性化,分别对年龄、人均收入和补贴收入取自然对数。

2.2 贫困户的基本特征

近年来,我国的扶贫标准不断提高,2009年的扶贫标准为人均纯收入低于1 274元,2011提高到2 300元,2017年进一步提高到3 300元。根据最新的贫困标准,将样本农户分为贫困户和非贫困户。通过对比可以发现,贫困户具有以下特征:(1)政策的依赖程度更高,作用程度较低。就小麦销售价格与政策价格的比较来看,目前农户平均销售价格整体低于政策价水平,其中贫困户的销售价格较政策价低0.017,非贫困户仅低0.004;若将销售价格较政策价格的差值看做是最低收购价政策对市场价格的作用程度^[35],显然价格政策对贫困户的作用程度更低。就销售渠道而言,目前农户主要的销售渠道仍为国有粮库的政策性收购,贫困户均值为1.454,非贫困户为1.695,说明贫困户对政策收购的依赖程度更高,销售渠道的拓展能力较弱。就补贴收入来看,贫困户的人均补贴收入明显低于非贫困户,对家庭总收入的影响程度更弱。(2)对农业的依赖性强,非农就业时间低。贫困户非农收入所占比例、外出务工时间分别为12.7%和0.4个月,远低于非贫困户的28.2%和2.868个月。(3)家庭成员数较多,拥有的资产较少。从家庭人口数来看,贫困户为5.165,非贫困户为4.163;就拥有资产来看,贫困户人均拥有土地仅为0.058hm²,远低于非贫困户的0.744hm²。同时,从户主特征看,贫困户的户主年龄明显偏大,贫困户中村干部的均值略高于非贫困户。(4)人力资本积累较弱,在教育、培训和健康^①等方面存在一定劣势。贫困户的受教育程度、农业培训参与程度、健康状况分别为8.731年、0.365和1.865,非贫困户分别为9.221年、0.522和1.562。就合作社参与程度和互联网使用来看,贫困户为0.2和0.585,也低于非贫困户的平均水平。(5)金融资本的可获性更低,自然风险的抵御能力较差。从近3年的借贷情况来看,贫困户中借贷的均值仅为0.077,明显低于非贫困户0.184的均值;就受灾情况来看,贫困户中受灾的均值为0.635,高于非贫困户0.492的均值,鉴于自然灾害区域性发生的特性,说明贫困户抵御自然灾害的能力低于非贫困户。以上特征表明,粮食主产区的农户贫困不只是收入贫困,而是一种多维贫困^[36]。

3 实证结果与分析

3.1 估计方法及说明

该文借鉴程名望等^[27]的估计方法,以样本农户的贫困发生率为分位点,采用分位数回归,分别估计各影响因素对贫困户和非贫困户人均收入的边际贡献。同时,鉴于样本数据出现离群值和异方差等情况,使用分位数回归估计的结果更加稳健。按照2017年的国家扶贫标准,样本农户中贫困户共计260户,贫困发生率为37.74%。若某一因素对贫困户人均收入的边际贡献显著大于非贫困户,则这种因素具有缩小收入差距的作用,反之则认为扩大了收入差距^[37]。为了尽量控制其他因素对收入的影响,选取了尽量全面

① 健康评价采取自评方式,取值从1~5代表健康状况逐渐有序下降

的解释变量,在进行模型估计前对各解释变量间的相关性和共线性进行了检验,结果显示变量之间并没有高度的相关性和共线性。同时作为参照,还使用了 OLS 进行估计,由于怀特检验结果显示存在显著的异方差,故该文使用了 WLS 方法进行估计。采用 Stata 14.0 软件,利用分位数回归对 3 个分位点进行回归,基于国家贫困标准的分位数估计结果如表 2 所示。

表 2 基于国家贫困标准的人均收入分位数回归结果

变量类型	变量说明	WLS	样本农户贫困发生率		
			中位数 Q (0.5)	贫困户 Q (0.377 4)	非贫困户 Q (0.622 6)
核心变量	销售价格的提高	1.259*** (0.274)	1.151*** (0.172)	1.238*** (0.120)	1.184*** (0.225)
	销售渠道	-0.012 (0.018)	-0.013 (0.015)	-0.009 (0.014)	-0.020 (0.015)
	补贴收入	0.460*** (0.029)	0.934*** (0.025)	0.964*** (0.023)	0.902*** (0.021)
控制变量	家庭特征:				
	户主年龄	-0.207** (0.090)	0.108 (0.081)	0.077 (0.076)	0.035 (0.092)
	户主是否村领导	-0.103* (0.062)	-0.023 (0.044)	-0.025 (0.047)	-0.036 (0.036)
	家庭规模	-0.066*** (0.003)	-0.005 (0.008)	-0.003 (0.009)	-0.013* (0.007)
	耕地面积	0.029*** (0.003)	0.002 (0.001)	0.001 (0.002)	0.003*** (0.001)
	非农业收入占比	2.127*** (0.097)	1.695*** (0.101)	1.723*** (0.117)	1.755*** (0.124)
	户主外出从业时间	0.009* (0.005)	0.018** (0.007)	0.011 (0.009)	0.014* (0.008)
	人力资本:				
	户主文化程度	0.021*** (0.008)	0.003 (0.005)	0.001 (0.005)	0.011* (0.006)
	是否受过农业培训	0.063 (0.043)	0.070** (0.028)	0.034 (0.034)	0.041 (0.027)
是否参加合作社	0.159*** (0.051)	-0.068* (0.039)	-0.059 (0.037)	-0.054* (0.032)	
户主身体健康情况	-0.037 (0.027)	-0.024 (0.019)	-0.007 (0.020)	-0.031* (0.018)	
互联网接入情况	0.090** (0.046)	0.018 (0.033)	0.024 (0.034)	0.018 (0.030)	
其他变量:					
近 3 年是否借贷	0.299** (0.063)	0.087** (0.039)	0.084* (0.051)	0.089** (0.041)	
自然灾害受灾情况	-0.359*** (0.054)	-0.125*** (0.035)	-0.105*** (0.038)	-0.137*** (0.030)	
常数项	4.990*** (0.487)	1.619*** (0.402)	1.387*** (0.384)	2.131*** (0.493)	
Pseudo R ²		0.698	0.737	0.731	0.741

注:“Q”表示以贫困发生率计算的分位数,“()”内报告的是标准误,“*,”**,”***”分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平

3.2 实证结果分析

从系数显著性来看,无论是贫困户还是非贫困户,该文关注的核心解释变量“销售价格提高”和“补贴收入”均在 1%的显著性水平上显著,鉴于最低收购价政策的“托市”功能^[38],政策价格的提高意

意味着销售价格也将相应提高。因此,从收入增长的角度来看,提高政策价格水平和增加补贴收入均有助于贫困户家庭收入的增长,从而有利于粮食主产区贫困户脱贫。而销售渠道对贫困户和非贫困户人均收入的影响均不显著。根据销售渠道的选项设置,选择的数值越大,意味着对最低收购价收购的依赖程度越小,销售渠道越倾向于多元化,如加工企业、订单生产等。鉴于当前选择出售给加工企业或是订单生产的农户较少,大部分小麦的最终流向仍为国有粮库,可能由此导致销售渠道对人均收入的影响并不明显。从系数大小来看,销售价格的提高对贫困户的影响大于非贫困户,表明销售价格的提高对增加贫困户收入的边际贡献更大,有利于缩小贫困户和非贫困户间的收入差距。同样地,补贴收入对贫困户的影响也大于非贫困户,即补贴收入的提高也有助于缩小收入差距。为了检验这种边际贡献差异在统计是否显著,可以通过检验销售价格提高和补贴收入的系数是否相等,检验结果如表3所示。检验结果显示,销售价格提高对贫困户和非贫困户影响的差异在统计上并不显著,而补贴收入对贫困户和非贫困户的系数差异在1%水平上显著。若从农户收入差距角度来看,补贴收入比销售价格提高更有助于帮助贫困户脱贫。其原因可能是,对于贫困户来说其农业收入占比明显高于非贫困户,农业收入对提高其家庭收入水平具有更重要的作用,而粮食补贴政策对低收入农户的效用更大,能够缓解低收入农户的生产约束^[39],即随着补贴收入的增加贫困户更倾向于将其投入到粮食生产,从而带来贫困户农业产出和收入水平的提高。

表3 系数检验结果

变量	原假设	F 值	P 值	检验结果
销售价格的提高	H ₀ : 贫困户与非贫困户的系数相等	0.070	0.787	接受原假设
补贴收入	H ₀ : 贫困户与非贫困户的系数相等	11.260	0.000 8	1%的显著性水平下拒绝原假设

其他控制变量不是该文关注的重点,但系数方向与既有研究结论基本一致。家庭特征变量中,户主年龄和是否村领导对人均收入的影响并不显著;家庭规模、耕地面积和外出从业时间对非贫困户的人均收入具有显著影响。非农收入占比对贫困户和非贫困户人均收入均具有显著的正影响,且对非贫困户的作用程度更大,即非农收入是促使贫困户和非贫困户间收入差距扩大的原因之一。人力资本变量中,户主文化程度和户主健康情况仅对非贫困户有显著正影响,是否参加合作社的影响为负。可能是当前我国农业合作社的发展水平参差不齐,是否对收入水平具有促进作用还有待商榷。农业培训和互联网接入对贫困户和非贫困户的影响均不显著,这可能与培训的质量和互联网的有效使用直接相关。借贷对贫困户和非贫困户收入水平的提高均有显著正影响,提高农户金融可获性有助于增加农民收入;而自然灾害对贫困户和非贫困户的收入均有显著负影响,两者都对非贫困户的边际贡献更大。

3.3 稳健性分析

为了检验结果的稳健性,采用国际贫困线进行重新估计,分析各因素对贫困户和非贫困户人均收入的影响与前文回归结果是否存在差异。国际贫困线标准为每人每天1.9美元,按照2017年平均美元汇率进行折算,人均收入低于4 686元即为贫困人口。参考该贫困标准,样本农户中贫困户共计317户,贫困发生率为46%。检验结果如表4所示,销售价格的提高和补贴收入的系数在显著性和影响方向上均未发生改变,且对贫困户的边际贡献大于非贫困户,仅影响大小稍有改变。由此可见,若贫困线小幅提高,该文计量结果的主要发现和结论仍具有稳健性。

4 主要结论与讨论

通过利用冀鲁豫3省农户调研数据进行分位数回归分析,可获得以下结论:(1)粮食主产区的贫困户表现出对政策的依赖度更高、作用程度较低,对农业的依赖性更强、拥有的资产较少,人力资本积累较弱,金融资本可获性更低等特点,呈现出多维贫困的特征。(2)从收入增长的角度来看,提高政策价格水平和增加补贴收入均有助于贫困户收入增长,从而有利于主产区贫困户脱贫;而销售渠道对贫困户和非贫困户人均收入的影响均不显著。(3)从农户收入差距角度来看,补贴收入比提高政策价格水平对于粮

表4 基于国际贫困标准的人均收入分位数回归结果

变量类型	变量说明	样本农户贫困发生率		
		中位数 Q (0.5)	贫困户 Q (0.46)	非贫困户 Q (0.54)
核心变量	销售价格的提高	1.151 *** (0.172)	1.180 *** (0.167)	1.145 *** (0.187)
	销售渠道	-0.013 (0.015)	-0.009 (0.015)	-0.010 (0.016)
	补贴收入	0.934 *** (0.025)	0.948 *** (0.023)	0.924 *** (0.023)
控制变量	家庭特征:			
	户主年龄	0.108 (0.081)	0.054 (0.075)	0.063 (0.088)
	户主是否村领导	-0.023 (0.044)	0.014 (0.042)	-0.036 (0.039)
	家庭规模	-0.005 (0.008)	-0.007 (0.009)	-0.006 (0.009)
	耕地面积	0.002 (0.001)	0.002 (0.001)	0.002 ** (0.001)
	非农业收入占比	1.695 *** (0.101)	1.698 *** (0.090)	1.663 *** (0.100)
	户主外出从业时间	0.018 ** (0.007)	0.014 ** (0.006)	0.017 ** (0.006)
	人力资本:			
	户主文化程度	0.003 (0.005)	0.001 (0.006)	0.002 (0.006)
	是否受过农业培训	0.070 ** (0.028)	0.049 (0.033)	0.064 ** (0.033)
	是否参加合作社	-0.068 * (0.039)	-0.069 ** (0.034)	-0.061 * (0.034)
	户主身体健康情况	-0.024 (0.019)	-0.020 (0.019)	-0.033 * (0.019)
	互联网接入情况	0.018 (0.033)	0.005 (0.034)	0.013 (0.037)
	其他变量:			
	近3年是否借贷	0.087 ** (0.039)	0.079 * (0.046)	0.076 ** (0.039)
自然灾害受灾情况	-0.125 *** (0.035)	-0.122 *** (0.034)	-0.114 *** (0.035)	
常数项	1.619 *** (0.402)	1.738 *** (0.382)	1.912 *** (0.473)	
<i>Pseudo R</i> ²	0.737	0.737	0.738	

注：“Q”表示以贫困发生率计算的分位数，“()”内报告的是标准误，“*、**、***”分别表示10%、5%和1%的显著性水平

食主产区贫困户脱贫的作用更为显著。(4) 非农收入占比对贫困户和非贫困户人均收入均具有显著的正影响,且对非贫困户的作用程度更大;借贷对贫困户和非贫困户收入水平的提高均有显著正影响,自然灾害则具有显著负影响,两者都对非贫困户的边际贡献更大。

该文结果为研究粮食政策对主产区贫困户和非贫困户收入水平的影响提供了有益探索和实证支撑。现有的价格支持政策和补贴政策对主产区贫困户的收入增长及收入差距缩小具有一定的促进作用。就当前农户的家庭收入结构来看,非农就业对农户收入提高具有重要影响,单纯地依靠粮食政策增加农户收入的效果并不理想,鉴于当前贫困户多维贫困的现实,粮食主产区农户的扶贫政策需进一步地由收入贫困转向多维贫困,结合其他多种政策措施制定更为针对性的扶贫政策:(1)充分发挥非农就业对农民增收的促进作用,特别是对贫困户脱贫的重要作用,通过鼓励和引导农民外出务工或农村非农就业提高农民收入水平;(2)注重贫困农民人力资本的积累和素质的提升,加强农民职业教育和专业技能培训,加大对农村地区医疗卫生服务的投入力度;(3)不断完善农村融资增信机制,创新农村金融支农模式,进一步增强农业信贷的可得性和便利性,充分发挥农村金融对农民收入的促进作用;(4)支持发展主要粮食作物的政策性保险,为农户特别是贫困户农业生产提供风险保障。

参考文献

- [1] 柳建平,刘咪咪,王璇旖.农村劳动力非农就业的微观效应分析——基于甘肃14个贫困村的调查资料.干旱区资源与环境,2018,32(6):50-56.
- [2] Lu Qian. Farmer income differential in regions. Chinese Geographical Science, 2006, 16(3): 199-202.
- [3] Iddo Kan, Ayal Kimhi, Zvi Lerman. Farm out-put, non-farm income and commercialization in rural. Agricultural and Development Economic, 2006(3): 276-286.
- [4] Brain C B, Allan W G, Morehart M J, et al. A new U. S. farm household typology: Implications for agricultural policy. Review of

- Agricultural Economics, 2007, 29 (4): 765-782.
- [5] Zheng L J, Liu H Q. Increased farmer income evidenced by a new multifunctional actor network in China. *Agronomy for Sustainable Development*, 2014, 34 (2): 515-523.
- [6] Todo Y, Takahashi R. Impact of farmer field schools on agricultural income and skills: Evidence from an aid-funded project in rural Ethiopia. *Journal of International Development*, 2013, 25 (3): 362-381.
- [7] Robert Mendelshn. Climate and rural income. *Climatic Change*, 2007, 81 (1): 101-118.
- [8] 陈乙酉, 付园元. 农民收入影响因素与对策: 一个文献综述. *改革*, 2014 (9): 67-72.
- [9] 冒佩华, 徐骥. 农地制度、土地经营权流转与农民收入增长. *管理世界*, 2015 (5): 63-74, 88.
- [10] 刘俊杰, 张龙耀, 王梦珺, 等. 农村土地产权制度改革对农民收入的影响——来自山东枣庄的初步证据. *农业经济问题*, 2015, 36 (6): 51-58, 111.
- [11] 朱湖根, 万伦来, 金炎. 中国财政支持农业产业化经营项目对农民收入增长影响的实证分析. *中国农村经济*, 2007 (12): 28-34.
- [12] 方桂堂. 农民增收的多维路径及当下选择: 北京个案. *改革*, 2014 (3): 96-104.
- [13] 吕连菊, 阚大学. 农村教育结构对中部地区农民收入结构的影响及对策研究. *中国农业资源与区划*, 2018, 39 (11): 264-270.
- [14] 王引, 尹志超. 健康人力资本积累与农民收入增长. *中国农村经济*, 2009 (12): 24-31, 66.
- [15] 余新平, 熊焱白, 熊德平. 中国农村金融发展与农民收入增长. *中国农村经济*, 2010 (6): 77-86, 96.
- [16] 周稳海, 赵桂玲, 尹成远. 农业保险发展对农民收入影响的动态研究——基于面板系统 GMM 模型的实证检验. *保险研究*, 2014 (5): 21-30.
- [17] 林伯强. 中国的经济增长、贫困减少与政策选择. *经济研究*, 2003 (12): 15-25, 90.
- [18] Yao S J, Zhang Z Y, Hanmer L. Growing inequality and poverty in China. *China Economic Review*, 2003, 15 (2): 145-163.
- [19] 夏庆杰, 宋丽娜, Simon A. 经济增长与农村反贫困. *经济学 (季刊)*, 2010, 9 (3): 851-870.
- [20] 吴连翠, 蔡红辉. 粮食补贴政策对农户种植行为影响的实证分析. *技术经济*, 2010, 29 (6): 68-73.
- [21] 周应恒, 赵文, 张晓敏. 近期中国主要农业国内支持政策评估. *农业经济问题*, 2009, 30 (5): 4-11.
- [22] 杨万江, 孙奕航. 粮食补贴政策对稻农种植积极性影响的实证分析——基于浙江、安徽、江西稻农调查数据分析. *中国农学通报*, 2013 (20): 114-118.
- [23] 黄季焜, 王晓兵, 智华勇, 等. 粮食直补和农资综合补贴对农业生产的影响. *农业技术经济*, 2011 (1): 4-12.
- [24] 蒋和平, 吴植培. 湖南省汨罗市实施粮食补贴政策的效果评价——基于农户调查资料分析. *农业经济问题*, 2009 (11): 28-32.
- [25] 贾娟琪, 李先德, 孙致陆. 中国主粮价格支持政策促进了农户增收吗? ——基于农业农村部全国农村固定观察点调查数据的实证研究. *华中农业大学学报 (社会科学版)*, 2018 (6): 39-47, 152-153.
- [26] 胡华. 粮食收购价格与农民收入关系研究. *统计与决策*, 2009 (22): 116-118.
- [27] 程名望, Jin YH, 盖庆恩, 等. 农村减贫: 应该更关注教育还是健康? ——基于收入增长和差距缩小双重视角的实证. *经济研究*, 2014, 49 (11): 130-144.
- [28] 程名望, 史清华, Jin YH. 农户收入水平、结构及其影响因素——基于全国农村固定观察点微观数据的实证分析. *数量经济技术经济研究*, 2014, 31 (5): 3-19.
- [29] 张守莉, 杨宁, 边爽. 土地经营规模对农户种粮收入的影响分析——以吉林省公主岭市为例. *中国农业资源与区划*, 2017, 38 (9): 162-166.
- [30] 张爽, 陆铭, 章元. 社会资本的作用随市场化进程减弱还是加强? ——来自中国农村贫困的实证研究. *经济学 (季刊)*, 2007 (2): 539-560.
- [31] 刘俊文. 农民专业合作社对贫困农户收入及其稳定性的影响——以山东、贵州两省为例. *中国农村经济*, 2017 (2): 44-55.
- [32] 王弟海. 健康人力资本、经济增长和贫困陷阱. *经济研究*, 2012, 47 (6): 143-155.
- [33] 张庆亮, 刘品, 胡联, 等. 农民专业合作社对农户收入增加的影响——以怀远石榴专业合作社为例. *经济与管理*, 2017, 31 (4): 39-42, 67.
- [34] 刘晓倩, 韩青. 农村居民互联网使用对收入的影响及其机理——基于中国家庭追踪调查 (CFPS) 数据. *农业技术经济*, 2018 (9): 123-134.
- [35] Shayequa Z, Sidhu R S, Kamal V. Effectiveness of minimum support price policy for paddy in India with a case study of Punjab. *Agricultural Economics Research Review*, 2012, 25 (2): 231-242.
- [36] 贺坤, 周云波. 精准扶贫视角下中国农民工收入贫困与多维贫困比较研究. *经济与管理研究*, 2018, 39 (2): 42-54.
- [37] 高梦滔, 姚洋. 农户收入差距的微观基础: 物质资本还是人力资本?. *经济研究*, 2006 (12): 71-80.
- [38] 王士海, 李先德. 粮食最低收购价政策托市效应研究. *农业技术经济*, 2012 (4): 105-111.
- [39] 高鸣. 粮食直接补贴政策对小麦生产率的影响——以河南省为例. *中国农业大学*, 2017.

**AN EMPIRICAL STUDY ON THE IMPACT OF GRAIN POLICIES ON POOR
HOUSEHOLDS' INCOME IN MAIN GRAIN PRODUCING AREAS ***
——**BASED ON THE HOUSEHOLD SURVEY DATA IN HEBEI, SHANDONG AND HENAN**
Li Xue¹, Fu Wenge¹, Han Yijun^{1,2*}

(1. College of Economics and Management, China Agricultural University, Beijing 100083, China;

2. Center for Agricultural Market Studies, China Agricultural University, Beijing 100083, China)

Abstract The steady increase of households' income has a direct impact on grain planting enthusiasm in main grain producing areas, which is also related to the stable grain supply closely. In-depth analysis of the grain policy impact on households especially poor households in major production areas have practical significance for evaluating and improving grain policy, also it could promote poor households' income increase. Based on the survey data from households in Hebei, Shandong and Henan, according to the national poverty standards and the international poverty standards, this paper used the quantile regression model to conduct an empirical research and comparison on the food policy impact on per capita income of poor and non-poor households. The results showed that the poverty-stricken households in the main grain-producing areas had the characteristics of multi-dimensional poverty. The policy price level enhancing and subsidy income increasing were conducive to the poor households' income growth, however, the influence of sales channel on the per capita income of poor households and non-poor households was not significant. Increasing the subsidy income had a more significant effect on poverty alleviation of poor households than enhancing the policy price level in the main production areas from the perspective of narrowing the households' income gap. Therefore, poverty alleviation policies in major grain-producing areas need to be shift to multi-dimensional poverty from income poverty, and combination with other policies and measures to formulate more targeted policies. The government should give full play to the role of non-agricultural employment in increasing households' income, also pay attention to the poor households' human capital accumulation and quality improvement. Besides, the availability and convenience of agricultural credit should be further enhanced, as well as support the development of policy insurance for major grain crops.

Keywords main grain producing areas; food policies; poor households; farmers' income; policy effects; quantile regression model