

# 农业补贴、农户增收与收入不平等

杨 丹<sup>1,2</sup>, 王晓丽<sup>1</sup>, 唐 羽<sup>1</sup>

(1.西南大学 经济管理学院,重庆 北碚 400716;  
2.西南大学 农村经济与管理研究中心,重庆 北碚 400716)



**摘 要** 对农业补贴增收效应的有效测度是评估农业政策与实施精准扶贫的重要问题。从理论上分析农业补贴的增收效应以及农业补贴对农户收入异质性影响的机制,并基于中国家庭金融调查(CHFS)2015 年的数据运用工具变量分位数回归进行了实证验证。结果发现:农业补贴对不同收入层次农户收入的影响存在差异,农业补贴会显著促进低收入农户收入的增加,而对高收入农户收入影响不显著;农业补贴对农户收入的影响存在地区异质性,农业补贴会显著促进东部和西部地区农户收入提高,对中部地区影响不显著;农业补贴能够缓解不同收入层次农户收入不平等;农业补贴缓解了中西部农户收入不平等,但是加剧了东中部农户收入不平等。

**关键词** 农业补贴; 农户收入; 异质性; 收入不平等; 工具变量分位数回归

**中图分类号:**F 328 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2020)05-0060-11

**DOI 编码:**10.13300/j.cnki.hnwkxb.2020.05.007

农业补贴政策是中国支农政策的核心组成部分,对保障粮食安全、实现增产增收,促进农业农村快速发展等具有重要的作用。农业补贴政策效果既影响当前农业发展又关系到未来农业政策调整。因此,中国政府非常重视农业补贴政策的制定与实施,据农业农村部有关统计,2017 年已落实农业农村部与财政部共管的专项转移支付资金 2 543 亿元,同比增加 12 亿元。农业补贴力度不断增加的同时,其政策目标和补贴方法也在不断调整和改进,逐渐实现由农业生产资料价格补贴、粮食价格支持的间接补贴向生产领域实施农业直接补贴政策的转变,旨在提高农业补贴的政策效果,确实起到帮扶“三农”的作用。对农业补贴政策效果评估成为重要的研究议题。2018 年中央 1 号文件指出“乡村振兴,生活富裕是根本”<sup>①</sup>。2019 年中央 1 号文件指出要“坚持农业农村优先发展,拓宽农民增收渠道”,同时指出“增加农民收入,到 2020 年比 2010 年翻一番,是全面建成小康社会的硬指标”<sup>②</sup>。因此在当前乡村振兴和全面建成小康社会决胜期的背景下,从增收的角度评估农业补贴政策效果具有十分重要的现实意义。

农业补贴的影响主要包括农业补贴对粮食生产的影响和农业补贴对农户收入的影响两个方面。关于农业补贴对粮食生产的影响,现有研究认为农业补贴显著提高了粮食产量<sup>[1-3]</sup>。其影响机制主要在于一方面农业补贴有效减缓了农户的经营风险<sup>[4]</sup>,使农户增加了农业投资<sup>[5-6]</sup>,进而促进粮食产量增加<sup>[7]</sup>;另一方面,农业补贴有利于调动农户种粮积极性<sup>[8]</sup>,激励农户扩大粮食种植面积<sup>[9-10]</sup>,根据政策理性调整农业种植结构,从而促进粮食产量增加<sup>[11]</sup>。关于农业补贴对农户收入的影响,大多数学者认为农业补贴对提高农户收入起到了积极作用<sup>[12-18]</sup>。但也有一些学者对此提出质疑<sup>[19]</sup>,认为农业

收稿日期:2020-01-09

基金项目:国家社会科学基金青年项目“农村新型合作组织的扶贫效应及相关政策研究”(16CGL036);重庆市教委人文社会科学研究重点项目“重庆市实施乡村振兴战略的路径和策略研究”(18SKSJ003)。

作者简介:杨 丹(1981-),女,教授,博士;研究方向:农业经济学、应用微观计量经济学。

① 《中共中央国务院关于实施乡村振兴战略的意见》,http://www.gov.cn/zhengce/2018-02/04/content\_5263807.htm.

② 《农业农村部:农民人均收入 2020 年比 2010 年翻一番是全面小康硬指标》,https://baijiahao.baidu.com/s? id = 1626040485665636963&wfr=spider&for=pc.

补贴资金少,在粮食价格下降以及生产成本增加的背景下农业补贴的增收效应易被抵消,同时农业补贴最终转化为地租,土地价格的上涨抵消了补贴的作用,因此农业补贴对农户的收入没有影响或者影响甚微<sup>[20-22]</sup>。

梳理文献发现,现有文献关于农业补贴对农户收入的研究很多,但是尚未有较一致的结论,如王姣等<sup>[13]</sup>、张照新等<sup>[23]</sup>、黄季焜等<sup>[24]</sup>利用主产区农户调研数据验证农业补贴有利于农户增收,而李鹏等通过安徽省的微观农户调研数据研究农业补贴对种粮净收益的影响,发现农业补贴的作用要小于粮价以及农资价格的作用,农业补贴对农户的影响更多是一种信号传递作用<sup>[25]</sup>。造成现有关于农业补贴对农户收入研究结论不一致的原因可能在于已有研究尚未考虑农户个体的异质性和地区的异质性,使得运用不同地区数据得出的结论不一致。因此,本文在考虑农户个体异质性和区域异质性的基础上分析农业补贴对农户的增收效果,并在此基础上研究农业补贴对农户收入不平等的影响。

## 一、理论分析框架

农业补贴政策作为支持农业发展的有效工具之一,对我国农业生产和农民收入有着重要的作用。但是不同农户进行农业生产经营的机会成本和边际收益不同,因此,农业补贴的增收效应可能因农户个体和地区的异质性产生差异。

农业补贴政策主要包括收入支持政策(如粮食直补)和生产要素补贴政策(如农资综合补贴、农机具购置补贴和良种补贴)。当农户收到粮食直补时,农户会将这部分转移性收入进行消费或者生产投资。因此,该项农业补贴会通过直接增加收入或者获得生产收益来影响农户收入。当农户收到生产要素政策型的农业补贴时,主要通过促进农业生产提高农户收入。基于对利润最大化的追求和对补贴的预期,农户会改变其要素投入行为,包括对土地、资本和劳动力投入的调整。从产量增加的角度看,农户受农业补贴的激励作用会扩大土地规模<sup>[26]</sup>,增加劳动力投入<sup>[27]</sup>。同时,农户收到农业补贴会促进其资本投入的增加,包括补贴的投入品以及农户基于收入预期增加的农业生产性投入,总资本投入将增加,在家庭劳动投入不变的情况下,农户的产量增加,从而促进农户农业经营性收入增加。从成本减少的角度来看,不论农户收到收入支持补贴或是农业生产要素补贴,都会减少农户农业生产投入成本,从而提高农户农业净收入。

农业补贴增收效应的异质性主要体现在农业补贴对异质性农户收入的影响存在差异。我国农业补贴政策是以农业生产为基础的,大部分的农业补贴资金流向了以农业生产为主的家庭<sup>[28]</sup>,参与非农就业的相对富有的家庭受益较少,从而减少了农户之间收入的不平等<sup>[29]</sup>。Jayne等认为农业补贴计划在设计和实践过程中,分配给不同资源禀赋的农户的比例不同,相比较而言,当投入补贴针对较贫困的家庭时,挤出的通常要低得多<sup>[30]</sup>。因此,农业补贴分配给不同农户的比例存在差异。

农户之间在资源禀赋方面存在巨大差距,同样的农业政策对不同的农户可能产生不同的收入效应<sup>[14]</sup>。农户对收入支持措施的反应取决于家庭内部用于农业收入或非农业收入的可用资源,以及农户融入市场的程度。因此,结果在不同农户群体之间以及不同村庄和地区之间有很大差异<sup>[29]</sup>。除此之外,农户风险偏好、农场规模和信贷可获得性的联合分布,以及替代生产活动的随机结构都对农业政策的效应具有重要的影响<sup>[31]</sup>。Roe等指出脱钩支付可以通过直接筹集财富和增加土地价值来改善生产者获得信贷的机会,从而通过缓解农户信贷约束影响农户收入<sup>[32-33]</sup>。现实中,往往低收入农户受信贷约束影响较强,那么农业补贴会通过对于异质性农户信贷约束的影响差异产生不同的增收效应。而有研究表明农户信贷约束的缓解,有利于改善农户收入不平等<sup>[34]</sup>。

地区发展水平和资源禀赋对农户行为决策有较大的影响。薛宇峰认为区域之间生产结构的差异、非农产业分布不均匀、自然条件等要素结构和经济发展的区域差异对农民收入分配的影响不可忽视,地区间文化差异也将导致农户的决策反应不同<sup>[35]</sup>。综上,农业补贴对农户收入造成的影响存在一定的区域差异。基于以上农业补贴对异质性农户收入影响的差异分析,本文提出研究假说1:

H<sub>1</sub>:农业补贴的增收效应存在个体和地区异质性。农业补贴在不同农户间分配差异直接导致农业补贴对农户收入的异质性影响,同时在农户自身资源禀赋和外部环境等多方面因素的作用下,不同农户对农业补贴政策的反应不同导致农业补贴的增收效应在不同农户间以及不同地区存在异质性。

农业补贴更多地流向以农业生产为主的家庭,并且相比于高收入家庭,当农业补贴分配给低收入家庭时挤出更少,更有利于促进低收入农户增收。同时,农业补贴以转移性收入的形式增加了农户财富,有利于缓解低收入农户的流动性约束,而高收入农户则不存在约束或者约束较弱,从而形成对低收入农户更大的增收效应。基于此,本文提出研究假说 2:

H<sub>2</sub>:农业补贴会缓解农户收入不平等。即农业补贴通过对低收入农户形成更大的增收效应,从而缓解不同收入层次农户收入的不平等。

综上所述,在理论层面,农业补贴会通过直接的转移性收入分配差异,以及影响农户物质资本、土地、劳动力等要素投入决策间接地对农户收入产生异质性影响,同时可以缓解农户收入不平等,作用机制如图 1 所示。

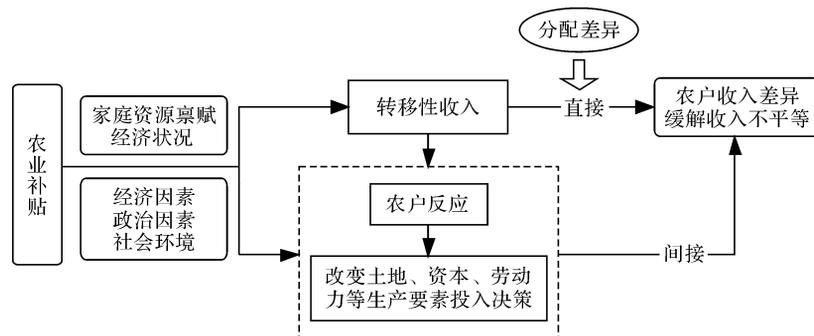


图 1 农业补贴对农户收入异质性作用机制

## 二、研究设计

### 1. 数据来源与样本分布

本文使用的数据来自西南财经大学中国家庭金融调查与研究组织管理的“中国家庭金融调查”项目(China household finance survey, CHFS)2015 年的数据。该调查数据具有明显的优点:(1)该调查采用了分层、三阶段与规模度量成比例的抽样设计和计算机辅助面访系统等现代调查技术和调查管理手段,在全国范围内收集有关中国家庭微观层次的相关信息,样本具有随机性和代表性。(2)CHFS(2015)数据样本覆盖中国 29 个省(自治区、直辖市,除港澳台、西藏、新疆外),涉及中国东、中、西部等地区,样本地区覆盖面广,数量规模庞大,如下表 1 所示。(3)CHFS(2015)数据涉及主题较广,对样本家庭人口信息、家庭经济和家庭农业生产等众多议题开展了调查。特别地,CHFS(2015)问卷详细记录了农业补贴、农户个体特征、农户家庭收入、拥有的土地面积、农业投入等信息,与本文研究主题非常符合。本文根据研究内容,剔除了非农业户口家庭样本以及部分核心变量缺失的样本,最终使用样本为 10 254 户。

从表 1 的数据描述可以看出,在获得农业补贴的比例方面,全国获得农业补贴的家庭占 68.56%。宁夏回族自治区获得农业补贴的比例最高为 88.24%,河南省位居第二为 87.90%。就农业补贴的均值来看,全国获得的农业补贴的平均水平大约为 568.99 元。吉林省人均补贴金额最高为 1 199.19 元,黑龙江省次之为 1 115.88 元。农业补贴水平较高省份主要集中在吉林省、黑龙江省和内蒙古自治区等为代表的粮食主产区,说明农业补贴向主产区倾斜的政策导向。

### 2. 变量及其描述性统计

内生性问题会导致对农业补贴影响农户收入的估计产生偏误,需要对农业补贴的内生性问题进行讨论与分析。在研究中很容易遗漏一些难以测量的因素,比如难以测量的土地质量、地形等,这些变量既可能影响补贴标准,又可能同时影响农业生产决策,进而导致模型估计产生偏误。针对遗漏变

表 1 样本分布及各省份农业补贴基本情况

省份	样本量	获得农业补贴的比例/%	农业补贴均值/元	省份	样本量	获得农业补贴的比例/%	农业补贴均值/元
全国	10 254	68.56	568.99	山东省	585	68.72	522.39
北京市	57	49.12	393.32	河南省	496	87.90	573.39
天津市	47	87.23	636.05	湖北省	431	78.65	648.97
河北省	638	81.50	480.77	湖南省	460	68.48	412.70
山西省	554	73.65	588.24	广东省	529	55.01	265.37
内蒙古自治区	160	80.63	775.19	广西壮族自治区	225	48.89	260.20
辽宁省	389	71.21	541.52	海南省	268	45.15	396.83
吉林省	574	85.71	1 199.19	重庆市	413	59.32	306.46
黑龙江省	302	77.15	1 115.88	四川省	615	71.22	410.96
上海市	16	62.50	563.00	贵州省	293	59.04	565.61
江苏省	337	74.78	515.87	云南省	391	66.75	536.40
浙江省	377	28.12	257.57	陕西省	348	65.80	366.68
安徽省	436	82.34	612.81	甘肃省	329	72.04	506.33
福建省	388	37.11	249.33	青海省	167	40.12	720.81
江西省	242	83.47	594.06	宁夏回族自治区	187	88.24	727.27

注:农业补贴比例为该省份获得农业补贴的家庭占总家庭数的比例;农业补贴均值为该省份获得农业补贴的家庭的平均值。

量的问题,本文首先尽可能控制导致内生性的遗漏变量,包括家庭土地面积、家庭农业经营性投入等。除此之外,中国农业补贴的发放并不是随机地分配给农民家庭的,存在挂钩的补贴,即根据农业生产经营情况进行补贴金额的发放,农户出于对未来农业补贴的预期会改变当期农业生产决策,增加当期农业生产投入<sup>[36]</sup>。同时,已有研究表明接受农业补贴的家庭往往比不接受的家庭在土地、非土地资产和收入方面更富裕<sup>[37-38]</sup>,较富裕的家庭接受了更多的玉米和肥料<sup>[39-40]</sup>。之后也有学者证明,富裕家庭获得的收入远远超过贫困家庭<sup>[38,41]</sup>。由此可以看出,遗漏变量和反向因果问题都会产生内生性问题,从而导致对农业补贴影响农户收入的估计产生偏误,因此本文运用工具变量法处理农业补贴的内生性问题。

关于工具变量的选取,本文借鉴齐良书用村级数据作工具变量的做法<sup>[42]</sup>,选取市级的平均补贴金额作为工具变量运用工具变量法(IV)进行估计,市级农业补贴水平与农户家庭收到的农业补贴金额高度相关,但是与农户家庭人均年可支配收入不相关。因此,以市级农业补贴水平作为农户家庭农业补贴的工具变量是可行的,本文后续部分对该工具变量的有效性进行了相关的计量检验。变量定义及其描述如表 2 所示。

表 2 变量定义与描述性统计

N=10 254

变量类型	变量名称	含义及赋值	均值	标准差
被解释变量	人均年可支配收入	2014年农户家庭人均年可支配收入/元,取自然对数	8 877.18	10 062.45
核心解释变量	农业补贴	2014年从事农业生产经营获得的政府补贴金额/元,取自然对数	389.65	458.52
工具变量	市级农业补贴水平	该市2014年农户收到的政府补贴金额平均值/元,取自然对数	524.95	416.07
农业投入	农地面积	家庭拥有的用于农业生产的土地面积/亩,取自然对数	11.28	14.10
	农用机械	家庭拥有的农业机械现值/元,取自然对数	1 378.46	2 617.08
	劳动分工	家庭农业劳动力占总劳动力的比例/%	65.00	25.30
	农业经营投入	2014年家庭进行农业经营总投入/元,取自然对数	4 799.50	5 355.15
家庭特征	家庭负债	家庭2014年年末欠债总额/元,取自然对数	75 385.77	67 002.07
	家庭资产	家庭2014年年末资产总额/元,取自然对数	289 022.30	298 343.40
	党员	户主是否为中共党员,是=1;否=0	0.10	0.30
	干部户	家庭中是否有成员担任村干部一职,是=1;否=0	0.05	0.21
	受教育水平	户主受教育年限	7.17	3.30
	家庭健康人数占比	家庭身体状况评价好及以上人数占总劳动力的比例/%	40.63	36.20
	户主年龄	户主的年龄	54.38	11.64
	主要职业	户主的主要工作是否务农,是=1;否=0	0.64	0.48
	家庭规模	家庭人口数量	3.82	1.06
	区位特征	市经济发展水平	该市2014年农户人均年可支配收入/元,取自然对数	41 948.30

注:对于身体状况评价,调查问卷中依次给出“非常好”“好”“一般”“不好”和“非常不好”。

本文选取农户家庭人均年可支配收入为被解释变量。本文的核心解释变量是家庭收到的农业补贴金额,采用“您家从事农业生产经营获得的政府补贴金额共有多少元”进行测度。由于影响农户收入水平的因素多元而复杂<sup>[43]</sup>,本文的控制变量主要包括:(1)农业投入,土地是农户进行生产经营的载体,除此之外,其他的要素投入也会影响和约束农户家庭经营,因此,本文选取农户的农地面积、农业机械现值、劳动分工和家庭农业经营投入来衡量农户家庭农业投入情况。(2)家庭特征,主要包括家庭负债、家庭资产、党员、干部户、受教育水平、家庭健康人数占比、户主年龄、主要职业和家庭规模。其中,选取家庭负债和家庭资产来衡量家庭金融资产状况,原因是考虑到资产流动性约束对农户收入的影响;社会资本、人力资本等对农户收入的影响是被广泛认可的,本文选取是否党员和是否干部户作为衡量社会资本的指标,选取户主受教育年限和家庭健康人数占比作为衡量人力资本的指标;同时控制了其他影响农户收入的变量。(3)区位特征,为了控制区域经济发展差异对农户收入的影响,选取了市经济发展水平变量,用该市农户人均年可支配收入度量。

由表 2 可知,家庭主事者为中国共产党党员的占 10%,家庭中成员担任村干部的农户比例为 5%,家庭户主受教育年限平均为 7 年,也就是初中水平,年龄平均为 54 岁,表明农民的人力资本和社会网络关系较为薄弱。我国农民在人力资本和社会网络等方面的欠缺,制约着我国农民收入提高和农村发展。从各个变量的标准差来看,发现农用机械、家庭负债、家庭资产和家庭农业经营投入等变量的离散程度相对较大,说明农户的资源禀赋存在较大差异。市经济发展水平标准差为 17 529.31,说明区域经济发展水平存在差异,发展不平衡。农户之间资源要素条件的差异会影响农户对农业补贴政策的刺激反应。

### 3. 模型设定

(1)分位数回归模型。为了更好地分析个体异质性地农业补贴的增收效应,本文运用分位数回归模型有效估计农业补贴对农户家庭人均年可支配收入的影响。在普通最小二乘估计(ordinary least squares estimation, OLS)中考察的是解释变量  $X$  对被解释变量  $Y$  的条件期望  $E(Y|X)$  的影响,但我们真正关心的是  $X$  对整个条件分布  $Y|X$  的影响,而  $E(Y|X)$  只刻画条件分布的集中趋势,很难准确地反映条件分布的全貌,且易受极端值的影响。为了对条件分布有一个更加全面的认识, Koenker 等<sup>[44]</sup>于 1978 年提出了“分位数回归”(quantile regression, QR)。相比于普通最小二乘估计(OLS),该方法不要求很强的分布假设,在随机扰动项非正态分布的情况下,其估计量更有效,并且该方法采用残差绝对值的加权平均( $\sum_{i=1}^n |e_i|$ )作为最小化的目标函数,故不易受极端值影响,较为稳定。因此,本文建立如下的分位数回归模型:

$$Q_{\tau}(Y|X) = \alpha_{\tau} + \beta_{\tau} X_i + \gamma_{\tau} Z_i + \varepsilon_{\tau} \quad (1)$$

式(1)中,  $Q_{\tau}(Y|X)$  为结果变量,是指农户家庭在  $\tau$  分位数上的人均年可支配收入,取对数;  $X_i$  为家庭收到的农业补贴金额,取对数,是本文的核心解释变量;  $Z_i$  为一系列影响家庭收入的控制变量。  $\beta_{\tau}$  是核心自变量农业补贴进行参数估计时第  $\tau$  分位数上的系数,  $\varepsilon_{\tau}$  是随机扰动项。

(2)工具变量分位数回归模型。农业补贴存在内生性,因此,用普通的分位数回归进行估计会导致估计偏差,为了解决由内生性问题导致的估计偏差,本文在分位数回归的基础上加入工具变量,构建工具变量分位数回归(instrumental variable quantile regression, IVQR)模型<sup>[45]</sup>。

$$Y = D' \alpha(U) + X' \beta(U), U|_{X,Z} : \text{Uniform}(0,1) \quad (2)$$

$$D = f(X, Z, V) \quad (3)$$

$$\tau \rightarrow D' \alpha(\tau) + X' \beta(\tau) \quad (4)$$

式(2)~(4)中,  $Y$  为结果变量农户家庭人均年可支配收入;  $U$  为随机变量,聚集了所有未观察到的影响结果变量(农户家庭人均年可支配收入)的因素;  $X$  为控制变量,指影响结果变量的其他外生变量;  $D$  是由式(3)确定的内生变量向量。其中,  $Z$  为工具变量,  $V$  为未观测到的扰动向量,它决定了  $D$ , 并于  $U$  相关。式(4)中  $D' \alpha(\tau) + X' \beta(\tau)$  是  $\tau$  的严格单调增函数。

## 三、结果分析

### 1. 农业补贴对农户家庭人均年可支配收入的影响

(1)分位数回归结果。为了全面考虑农业补贴对不同收入层次农户家庭人均可支配收入的影响,

本文选取了 5 个代表性的分位点,即 0.10、0.25、0.50、0.75、0.90 分位点,分别代表从低到高不同收入层次,即最低收入组、中低收入组、中等收入组、中高收入组和最高收入组,分析农业补贴对不同收入层次农户收入的异质性影响。结果如表 3 所示。

表 3 农业补贴对农户家庭人均年可支配收入的分位数回归结果

N = 10 254

变量	OLS	QR_10	QR_25	QR_50	QR_75	QR_90
农业补贴	0.052*** (0.006)	0.081*** (0.016)	0.092*** (0.011)	0.040*** (0.006)	0.014*** (0.005)	0.006 (0.005)
农地面积	0.031* (0.018)	-0.039 (0.048)	0.002 (0.034)	0.062*** (0.019)	0.053*** (0.016)	0.056*** (0.015)
农用机械	0.019*** (0.004)	0.014 (0.012)	0.033*** (0.009)	0.015*** (0.005)	0.015*** (0.004)	0.011*** (0.004)
劳动分工	-0.003*** (0.001)	-0.002 (0.002)	-0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.001** (0.001)	-0.001** (0.001)
农业经营投入	-0.023* (0.014)	-0.150*** (0.037)	-0.075*** (0.027)	0.032** (0.014)	0.045*** (0.012)	0.024** (0.012)
家庭负债	0.013 (0.015)	-0.037 (0.044)	0.051 (0.031)	0.030* (0.017)	0.024* (0.014)	0.028** (0.014)
家庭资产	0.295*** (0.014)	0.198*** (0.040)	0.379*** (0.029)	0.333*** (0.015)	0.278*** (0.013)	0.240*** (0.012)
党员	0.097* (0.051)	0.282* (0.152)	0.079 (0.109)	0.088 (0.059)	0.044 (0.050)	0.029 (0.048)
干部户	0.026 (0.074)	0.137 (0.216)	0.179 (0.155)	0.001 (0.083)	-0.021 (0.071)	-0.003 (0.067)
受教育水平	0.031*** (0.005)	0.024* (0.015)	0.045*** (0.010)	0.032*** (0.006)	0.021*** (0.005)	0.017*** (0.005)
家庭健康人数占比	0.005*** (0.000)	0.003** (0.001)	0.005*** (0.001)	0.006** (0.000)	0.005*** (0.000)	0.003*** (0.000)
户主年龄	0.062*** (0.009)	0.046* (0.027)	0.077*** (0.019)	0.077*** (0.010)	0.058*** (0.009)	0.038*** (0.008)
户主年龄的平方	-0.001*** (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
主要职业	-0.650*** (0.033)	-1.074*** (0.098)	-1.114*** (0.070)	-0.574*** (0.038)	-0.330*** (0.032)	-0.169*** (0.031)
家庭规模	-0.073*** (0.015)	-0.033 (0.042)	-0.099*** (0.030)	-0.100*** (0.016)	-0.089*** (0.014)	-0.096*** (0.013)
市经济发展水平	0.391*** (0.042)	0.370*** (0.122)	0.538*** (0.088)	0.369*** (0.047)	0.261*** (0.040)	0.165*** (0.038)
常数项	-0.924* (0.486)	0.023 (1.435)	-4.673*** (1.030)	-1.664*** (0.554)	1.289*** (0.472)	4.004*** (0.448)
R <sup>2</sup>	0.174	0.061	0.119	0.130	0.116	0.107

注:\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的水平上显著,括号内为标准误。下同。

如表 3 所示,在全样本下,农业补贴会显著促进农户家庭人均年可支配收入提高。农业补贴增加 1%,农户家庭人均年可支配收入增加 0.052%,且在 1%显著性水平上显著。农户土地面积、农用机械、家庭资产、党员身份以及户主受教育水平都会显著促进农户家庭人均年可支配收入提高。户主的年龄与农户家庭人均年可支配收入呈“倒 U 型”关系。以务农为主的农户家庭人均年可支配收入较低,这也是目前国家重视拓宽农户收入渠道的重要原因。

普通分位数回归结果表明农业补贴对农户家庭人均年可支配收入的影响存在差异。对各分位点上的系数进行检验发现, $F(4, 10\ 237) = 9.27, Prob > F = 0.0000$ ,可以在 1%的显著性水平上认为以上分位数回归的系数不完全相等,说明农业补贴对农户家庭人均年可支配收入的影响存在差异,验证了假说  $H_1$ 。对于最低收入组、中低收入组、中等收入组和中高收入组来说,农业补贴对家庭人均年可支配收入具有显著正向影响;对于最高收入组,农业补贴对家庭人均年可支配收入具有正向影响,但是在统计学意义上不显著。观察各分位点上农业补贴对农户家庭人均年可支配收入的影响系数,

发现从 0.10 分位点到 0.90 分位点,农业补贴的影响系数呈现先增加后减小的趋势。农业补贴对最低收入农户家庭人均年可支配收入的促进作用小于中低收入农户家庭,可能的原因是最低收入家庭资源禀赋差,其生产经营活动受到约束,因此,在一定程度上限制了农业补贴对农户家庭人均年可支配收入的促进作用。在 0.25 分位点上农业补贴对农户家庭人均年可支配收入的激励作用达到最大,之后随分位点的增加促进作用变小,但是 0.10 分位点上的系数大于 0.50、0.75、0.90 分位点上的系数。因此,总的来说农业补贴对低收入农户家庭人均年可支配收入的促进作用要大于高收入农户家庭,说明农业补贴有助于缓解农户收入不平等,验证了假说  $H_2$ 。

(2)工具变量法分位数回归结果。由于农业补贴存在内生性,为了解决由内生性导致的估计偏误,并且使结果更加准确,本文进一步以市级层面的农业补贴水平为工具变量采用工具变量分位数回归(IVQR)方法分析农业补贴对不同收入组农户家庭人均年可支配收入的异质性影响。结果如表 4 所示。

表 4 农业补贴对家庭人均年可支配收入的工具变量分位数回归(IVQR)结果<sup>①</sup>  $N=10\ 254$

变量	2SLS	IVQR_10	IVQR_25	IVQR_50	IVQR_75	IVQR_90
农业补贴	0.080*** (0.018)	0.110*** (0.031)	0.102*** (0.024)	0.067*** (0.022)	0.028 (0.024)	-0.002 (0.030)
农地面积	0.027 (0.018)	-0.058* (0.030)	-0.001 (0.023)	0.061*** (0.021)	0.059** (0.023)	0.055* (0.029)
农用机械	0.017*** (0.004)	0.015** (0.008)	0.032*** (0.006)	0.012** (0.005)	0.013** (0.006)	0.012* (0.007)
劳动分工	-0.003*** (0.001)	-0.002 (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.002* (0.001)	-0.001 (0.001)
农业经营投入	-0.035** (0.016)	-0.181*** (0.023)	-0.081*** (0.018)	0.015 (0.016)	0.041** (0.018)	0.027 (0.023)
家庭特征	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
区位特征	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	-1.012** (0.489)	-0.406 (0.877)	-4.461*** (0.691)	-1.774*** (0.624)	1.393** (0.682)	4.005*** (0.868)
$R^2$	0.172					

由表 4 可知,在全样本下,农业补贴会显著促进农户家庭人均年可支配收入的提高。全样本下工具变量法的回归结果显示,农业补贴增加 1%,农户家庭人均年可支配收入增加 0.08%,在 1% 的显著性水平上显著,说明农业补贴能促进家庭人均年可支配收入提高这一实证结果稳健。与普通最小二乘估计结果相比,系数变大,说明普通最小二乘估计会低估农业补贴对农户家庭人均年可支配收入的促进作用。

工具变量分位数结果表明,农业补贴对不同收入层次的农户家庭人均年可支配收入的影响存在差异。在 0.10、0.25、0.50 分位点上的系数显著为正,说明农业补贴对最低收入组、中低收入组和中等收入组农户家庭人均年可支配收入增加具有显著的促进作用。对于中高收入组农户,农业补贴对农户家庭人均年可支配收入具有正向影响,但是在统计意义上不显著。对于最高收入组农户,农业补贴对农户家庭人均年可支配收入具有负向影响,也不显著。总的来说,农业补贴对高收入组农户家庭人均年可支配收入的作用不显著。普通分位数回归和工具变量分位数回归相比,其在各分位点上系数符号基本相同,说明了本文实证结果的可靠性,即农业补贴会显著促进低收入组和中等收入组农户家庭人均年可支配收入提高,而对高收入组农户家庭人均年可支配收入的作用不显著,进一步验证了假说  $H_1$ 。

相比于高收入农户,低收入农户以农业生产为主,但是表 4 控制变量的回归结果却显示,农地面

<sup>①</sup> 本文基于两阶段最小二乘法对市级农业补贴水平这一工具变量进行相关检验,第一阶段估计结果显示  $F(16, 10\ 237) = 154.59$ ,  $Prob > F = 0.0000$ ,说明在 1% 的显著性水平下农业补贴确实具有内生性,且  $F$  统计量为 154.59,远大于 10,基于经验法则,无须担心因市级变量个数较少造成弱工具变量的问题。可见,市级农业补贴水平这一工具变量具有一定的解释力。

积和农业经营性投入对农户家庭人均年可支配收入具有负向作用,即随着低收入农户农地面积和农业经营性投入的增加,其可支配收入在下降,说明低收入农户的农业生产技术效率低下<sup>[46]</sup>,是限制低收入农户农业发展的最大短板。当低收入农户收到农业补贴时,会缓解低收入农户的生产约束,选择最优的生产方式,促进低收入农户农业发展,从而提高了低收入农户的家庭人均年可支配收入。对于高收入农户来说,一方面,农业补贴占总收入的比重很低,很难通过直接的转移性收入的增加对农户增收形成显著影响。另一方面,基于农业补贴的激励作用,激发了农户的农业生产积极性,吸引家庭劳动力回流,从非农领域回归到农业中来<sup>[27,33,47-48]</sup>,这样势必会导致家庭牺牲部分非农收入。而高收入农户收入中工资性收入占主导地位,其农业基础薄弱,高收入农户劳动力从非农领域回流形成的机会成本很大,导致从事农业经营获得的收入可能无法弥补牺牲的非农收入,甚至造成家庭收入受损。

此外,在工具变量分位数回归各分位点上农业补贴的系数从左至右分别为0.110、0.102、0.067、0.028和-0.002,呈逐渐减少的趋势,说明相比于高收入农户家庭,农业补贴对低收入农户家庭人均年可支配收入的促进作用更加明显。

(3)分位差异检验。在前文的分析中,农业补贴对不同收入组农户收入的边际贡献存在差异,但是无法准确判断这种差异在统计上是否显著。因此本文进行分位差异检验,若系数差显著为负说明农业补贴对低收入农户家庭人均年可支配收入的边际贡献大于高收入农户,可以缓解农户收入不平等。若系数差显著为正,说明农业补贴加剧了农户收入不平等。若系数差不显著说明农业补贴对不同收入组农户收入的边际贡献不存在明显差异。限于篇幅原因,本文只展示了Q90-Q10、Q75-Q10、Q90-Q25、Q75-Q25和Q90-Q50五组具有代表性的分位差检验结果,如表5所示。

表5 农业补贴对家庭人均年可支配收入影响的分位差异结果

N=10 254

变量	Q90-Q10	Q75-Q10	Q90-Q25	Q75-Q25	Q90-Q50
农业补贴	-0.074*** (0.012)	-0.067*** (0.013)	-0.085*** (0.013)	-0.078*** (0.013)	-0.033*** (0.006)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	3.981*** (1.263)	1.265 (1.258)	8.677*** (0.912)	5.962*** (0.763)	5.668*** (0.592)

由表5的检验结果发现,在Q90-Q10、Q75-Q10、Q90-Q25、Q75-Q25和Q90-Q50五组结果中,农业补贴的系数均在1%的显著性水平上显著为负,说明农业补贴可以显著缓解不同收入层次农户收入不平等,  $H_2$  得到验证,与钟甫宁等<sup>[14]</sup>基于洛伦兹曲线得到的研究结果一致。

## 2.不同地区农户异质性分析

不同地区经济发展水平不同,农户的资源禀赋也存在差异,这些因素必然会影响农业补贴的政策效果。因此,本文将样本分为东部、中部和西部三个地区<sup>①</sup>进行分组回归。表6报告了不同地区农业补贴对农户家庭人均年可支配收入的影响结果。

由表6可知,农业补贴对农户家庭人均年可支配收入的影响存在地区差异。东部地区,农业补贴增加1%,农户家庭人均年可支配收入增加0.086%,且在1%的显著性水平上显著。西部地区,农业补贴增加1%,农户家庭人均年可支配收入增加0.085%,且在5%的显著性水平上显著。东部与西部地区相比,农业补贴对农户家庭人均年可支配收入的边际贡献基本相同。对于中部地区,农业补贴对农户家庭人均年可支配收入具有负向作用,但是在统计学意义上不显著,说明农业补贴对中部地区人均年可支配收入的作用不显著。可能的原因是:中部地区作为中国粮食主产区的集聚地,受农业补贴的生产激励作用更大<sup>[16,49]</sup>,可能产生超过农业补贴范围的更多的农业经营性投入。但是中部地区在

① 参照国家统计局的最新划分,本文将各省份划分为东、中、西部三大经济区域。东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南11个省域;中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖南、湖北8个省域;西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏10个省域。

早些年农业集约化水平已经相对较高<sup>[17]</sup>,其农业基础较为完善,农业补贴激励作用形成的边际成本大于边际收益。因此导致中部地区投入大、收益小,无法对农户增收形成显著影响,甚至会减少农户可支配收入。

为了进一步验证地区间农业补贴对农户家庭人均年可支配收入边际贡献的差异,本文对不同地区进行了系数差检验,其检验原理和分位差检验基本相同,结果如表 7 所示。东部对西部地区系数差为 0.156,且在 1% 显著性水平上显著,说明农业补贴对东西部农户人均年可支配收入的边际贡献存在明显差异,并且农业补贴加剧了东中部农户收入不平等。而东部对西部地区系数差为正,但在统计学意义上不显著,说明农业补贴对东西部农户人均年可支配收入的边际贡献差异不明显。中部对西部地区系数差为-0.155,且在 5% 的显著性水平上显著,说明中西部地区农业补贴对农户家庭人均年可支配收入的边际贡献存在明显差异,且农业补贴有助于缓解中西部地区农民收入不平等。

表 7 农业补贴对农户家庭人均年可支配收入影响的区域差异检验

变量	东部-中部		东部-西部		中部-西部	
	系数差	P 值	系数差	P 值	系数差	P 值
农业补贴	0.156***	0.000	0.001	0.480	-0.155**	0.010
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	1.895*	0.070	1.972*	0.090	0.076	0.470

## 四、结论和建议

本文运用中国家庭金融调查(CHFS)2015年的调查数据分析了农业补贴对农户增收的个体异质性和区域异质性影响,并在此基础上分析了农业补贴对不同收入层次农户收入不平等和地区收入不平等的影响。通过本文的研究主要得出以下结论和建议:

第一,对于中国整体来说,农业补贴能够显著促进农户增收,因此国家应该持续关注和加强强农惠农政策的制定和实施,确保农业补贴政策准确落地。实证结果表明,全样本下农业补贴对农户家庭人均年可支配收入具有显著的正向促进作用,说明农业补贴确实能够实现农民增收。因此,中国政府应该继续加大农业补贴力度,同时优化补贴结构,完善农业补贴发放方式和渠道,避免农业补贴政策产生错位,确保农业补贴政策的有效实施,切实实现促进农民增产增收、推进农业农村快速发展的政策目标。

第二,农业补贴对农户收入的影响存在个体异质性,政府应该实施差别化的农业补贴政策。实证结果表明,农业补贴能够显著促进最低收入农户、中低收入农户和中等收入农户家庭人均年可支配收入的提高,但是对中高收入农户和最高收入农户家庭人均年可支配收入没有显著的影响。因此,针对农业补贴增收效应的个体异质性,政府应该在加大补贴力度的同时充分考虑农户个体差异,实行差别化的农业补贴政策。农业补贴向低收入农户倾斜,发挥不同层次农户的比较优势,同时可以在一定程度上减少劳动力回流导致的土地集中度减小。并对规模经营者超出承包面积的实际耕作面积给予二次补贴,以提高政策实施精准度,促进农户规模化经营。

第三,农业补贴对农户收入的影响存在地区异质性,政府应该因地制宜,结合当地资源禀赋制定合适的农业补贴政策,增加农业补贴的区域指向性。实证结果表明,农业补贴能够显著促进东部和西部地区农户家庭人均年可支配收入的提高,而对中部地区农户家庭人均年可支配收入没有显著的影响。因此,政府应该实施差别性、区域指向性的农业补贴政策。农业补贴政策的设计应该突出地域特色,立足当地经济发展现状和资源禀赋条件,选择适合当地农业产业结构的农业补贴政策体系。同

表 6 不同地区的异质性分析结果

变量	东部地区	中部地区	西部地区
农业补贴	0.086*** (0.028)	-0.070 (0.051)	0.085** (0.040)
农地面积	0.019 (0.032)	0.079** (0.034)	-0.015 (0.029)
农用机械	0.010 (0.008)	0.020** (0.008)	0.020** (0.008)
劳动分工	-0.006*** (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)
家庭经营投入	-0.036 (0.024)	0.002 (0.035)	-0.028 (0.029)
家庭特征	Yes	Yes	Yes
区位特征	Yes	Yes	Yes
常数项	-0.088 (0.895)	-1.983** (0.899)	-2.059** (1.036)
R <sup>2</sup>	0.218	0.123	0.176
样本量	3 631	3 495	3 128

时,针对农业补贴对中部地区农户收入作用不显著的现象,政府应该考虑促进中部地区产业升级。

第四,农业补贴能够缓解农户收入不平等,政府应该加大对低收入农户的农业补贴力度。实证结果表明,农业补贴对低收入农户家庭人均年可支配收入的促进相对较大,对高收入农户家庭人均年可支配收入的边际贡献相对较小,能够显著缓解不同收入层次农户收入不平等。因此,政府应该加大力度优先补贴低收入农户,着重发挥农业补贴缓解农户收入不平等的作用,助力中国扶贫攻坚任务的推进。就地区差异来说,实证结果表明农业补贴会显著缩小中西部地区农户收入不平等,加剧东中部农户收入不平等,而对东西部地区农户收入影响基本相同。

需要指出的是,本文在研究农业补贴对农户收入异质性影响的基础上探讨了农业补贴对农户收入不平等的影响,未研究农业补贴对农户收入异质性影响的机制。并且由于数据的限制,本文所指的农业补贴包括粮食直补、农机购置补贴和良种补贴等在内的所有从事农业生产经营所获得的政府补贴,并未对农业补贴进行区分,而不同类型的农业补贴对农户收入的影响可能存在差异,这也是未来研究的方向。

### 参 考 文 献

- [1] SCKOKAI P, MORO D. Modeling the reforms of the common agricultural policy for arable crops under uncertainty[J]. *American journal of agricultural economics*, 2006, 88(1): 43-56.
- [2] 韩喜平, 商荔. 我国粮食直补政策的经济学分析[J]. *农业技术经济*, 2007(3): 80-84.
- [3] YU W, JENSEN H G. China's agricultural policy transition: impacts of recent reforms and future scenarios[J]. *Journal of agricultural economics*, 2010, 61(2): 343-368.
- [4] MULLEN K, CHAU N, DE GORTER H, et al. The risk reduction effects of direct payments on US wheat production[C]// *International Agricultural Trade Research Consortium Symposium*, Washington DC, 2001.
- [5] ANTÓN J, LE MOUËL C. Do counter-cyclical payments in the 2002 US farm act create incentives to produce? [J]. *Agricultural economics*, 2004, 31(2-3): 277-284.
- [6] VERCAMMEN J. Farm bankruptcy risk as a link between direct payments and agricultural investment[J]. *European review of agricultural economics*, 2007, 34(4): 479-500.
- [7] YI F, SUN D, ZHOU Y. Grain subsidy, liquidity constraints and food security—Impact of the grain subsidy program on the grain-sown areas in China[J]. *Food policy*, 2015(50): 114-124.
- [8] 刘克春. 粮食生产补贴政策对农户粮食种植决策行为的影响与作用机理分析——以江西省为例[J]. *中国农村经济*, 2010(2): 12-21.
- [9] YOUNG C E, WESTCOTT P C. How decoupled is US agricultural support for major crops? [J]. *American journal of agricultural economics*, 2000, 82(3): 762-767.
- [10] GOODWIN B K, MISHRA A K. Another look at decoupling: additional evidence on the production effects of direct payments[J]. *American journal of agricultural economics*, 2005, 87(5): 1200-1210.
- [11] 王欧, 杨进. 农业补贴对中国农户粮食生产的影响[J]. *中国农村经济*, 2014(5): 20-28.
- [12] HENNESSY D A. The production effects of agricultural income support policies under uncertainty[J]. *American journal of agricultural economics*, 1998, 80(1): 46-57.
- [13] 王姣, 肖海峰. 中国粮食直接补贴政策效果评价[J]. *中国农村经济*, 2006(12): 4-12.
- [14] 钟甫宁, 顾和军, 纪月清. 农民角色分化与农业补贴政策的收入分配效应——江苏省农业税减免、粮食直补收入分配效应的实证研究[J]. *管理世界*, 2008(5): 65-70, 76.
- [15] 陈飞, 范庆泉, 高铁梅. 农业政策、粮食产量与粮食生产调整能力[J]. *经济研究*, 2010(11): 101-140.
- [16] 陈慧萍, 武拉平, 王玉斌. 补贴政策对我国粮食生产的影响——基于2004—2007年分省数据的实证分析[J]. *农业技术经济*, 2010(4): 100-106.
- [17] 朱满德, 李辛一, 程国强. 综合性收入补贴对中国玉米全要素生产率的影响分析——基于省级面板数据的 DEA-Tobit 两阶段法[J]. *中国农村经济*, 2015(11): 4-14, 53.
- [18] 周振, 张琛, 彭超, 孔祥智. 农业机械化与农民收入: 来自农机具购置补贴政策的证据[J]. *中国农村经济*, 2016(2): 68-82.
- [19] DEWBRE J, SHORT C. Alternative policy instruments for agriculture support: consequences for trade, farm income and competitiveness[J]. *Canadian journal of agricultural economics*, 2002, 50(4): 443-464.
- [20] HAPPE K, BALMANN A. Structural, efficiency and income effects of direct payments—an agent-based analysis of alternative pay-

- ment schemes for the german region of hohlenlohe[C]//2003 Annual Meeting, August 16-22, 2003, Durban, South Africa. International Association of Agricultural Economists, 2003.
- [21] SERRA T, ZILBERMAN D, GOODWIN B K, et al. Replacement of agricultural price supports by area payments in the European Union and the effects on pesticide use[J]. *American journal of agricultural economics*, 2005, 87(4): 870-884.
- [22] 马彦丽, 杨云. 粮食直补政策对农户种粮意愿、农民收入和生产投入的影响——一个基于河北案例的实证研究[J]. *农业技术经济*, 2005(2): 7-13.
- [23] 张照新, 陈金强. 我国粮食补贴政策的框架、问题及政策建议[J]. *农业经济问题*, 2007(7): 11-16, 110.
- [24] 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[J]. *农业技术经济*, 2011(1): 4-12.
- [25] 李鹏, 谭向勇. 粮食直接补贴政策对农民种粮净收益的影响分析——以安徽省为例[J]. *农业技术经济*, 2006(1): 44-48.
- [26] MCINTOSH C R, SHOGREN J F, DOHLMAN E. Supply response to countercyclical payments and base acre updating under uncertainty: An experimental study[J]. *American journal of agricultural economics*, 2007, 89(4): 1046-1057.
- [27] MENG L. Can grain subsidies impede rural-urban migration in hinterland China? evidence from field surveys[J]. *China economic review*, 2012, 23(3): 729-741.
- [28] AHEARN M, JOHNSON J, STRICKLAND R. The distribution of income and wealth of farm operator households[J]. *American journal of agricultural economics*, 1985, 67(5): 1087-1094.
- [29] HEERINK N, KUIPER M, SHI X. China's new rural income support policy: impacts on grain production and rural income inequality[J]. *China & world economy*, 2006, 14(6): 58-69.
- [30] JAYNE T S, MATHER D, MASON N, et al. How do fertilizer subsidy programs affect total fertilizer use in sub-Saharan Africa? crowding out, diversion, and benefit/cost assessments[J]. *Agricultural economics*, 2013, 44(6): 687-703.
- [31] JUST R E, ZILBERMAN D. The effects of agricultural development policies on income distribution and technological change in agriculture[J]. *Journal of development economics*, 1988, 28(2): 193-216.
- [32] ROE T, SOMWARU A, DIAO X. Do direct payments have intertemporal effects on US agriculture? [J]. *Government policy and farmland markets: the maintenance of farmer wealth*, 2003(5): 115-140.
- [33] RICKER-GILBERT J. Wage and employment effects of Malawi's fertilizer subsidy program[J]. *Agricultural economics*, 2014, 45(3): 337-353.
- [34] 王书华, 杨有振. 信贷约束与我国农户收入差距的面板门槛回归——基于微观面板数据的实证分析[J]. *山西财经大学学报*, 2012, 34(9): 36-44.
- [35] 薛宇峰. 中国农村收入分配的不平等及其地区差异[J]. *中国农村经济*, 2005(5): 26-34.
- [36] ADAMS G, WESTHOFF P, WILLOTT B, et al. Do "decoupled" payments affect US crop area? preliminary evidence from 1997-2000[J]. *American journal of agricultural economics*, 2001, 83(5): 1190-1195.
- [37] JAYNE T S, MASON N M, BURKE W J, et al. Mountains of maize, persistent poverty[R]. Michigan State University, Department of Agricultural, Food, and Resource Economics, 2011.
- [38] MASON N M, JAYNE T S, MOFYA M R. Zambia's input subsidy programs[J]. *Agricultural economics*, 2013, 44(6): 613-628.
- [39] HOLDEN S, LUNDUKA R. Do fertilizer subsidies crowd out organic manures? the case of Malawi[J]. *Agricultural economics*, 2012, 43(3): 303-314.
- [40] RICKER-GILBERT J, JAYNE T S, CHIRWA E. Subsidies and crowding out: A double-hurdle model of fertilizer demand in Malawi[J]. *American journal of agricultural economics*, 2011, 93(1): 26-42.
- [41] LUNDUKA R, RICKER - GILBERT J, FISHER M. What are the farm - level impacts of Malawi's farm input subsidy program? A critical review[J]. *Agricultural economics*, 2013, 44(6): 563-579.
- [42] 齐良书. 新型农村合作医疗的减贫、增收和再分配效果研究[J]. *数量经济技术经济研究*, 2011, 28(8): 35-52.
- [43] 程名望, JIN Y H, 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[J]. *经济研究*, 2014, 49(11): 130-144.
- [44] KOENKER R, BASSETT J G. Regression quantiles[J]. *Econometrica: journal of the econometric society*, 1978(7): 33-50.
- [45] CHERNOZHUKOV V, HANSEN C. Instrumental quantile regression inference for structural and treatment effect models[J]. *Journal of Econometrics*, 2006, 132(2): 491-525.
- [46] 高鸣, 宋洪远. 脱钩收入补贴对粮食生产率的影响——基于农户收入差异的视角[J]. *农业技术经济*, 2018(5): 15-27.
- [47] GARRONE M, EMMERS D, OLPER A, et al. Jobs and agricultural policy: impact of the common agricultural policy on EU agricultural employment[R]. LICOS-Centre for Institutions and Economic Performance, KU Leuven, 2018.
- [48] KEY N, ROBERTS M J. Nonpecuniary benefits to farming: Implications for supply response to decoupled payments[J]. *American journal of agricultural economics*, 2009, 91(1): 1-18.
- [49] 李江一. 农业补贴政策效应评估: 激励效应与财富效应[J]. *中国农村经济*, 2016(12): 17-32.