

流动性约束视角下的粮食补贴政策效应评估

易福金^{a,b}, 周询^a, 陆五一^a

(南京农业大学 a.经济管理学院; b.中国粮食安全研究中心, 江苏 南京 210095)

摘要: 尽管粮食补贴政策已经实施十多年, 但是针对此项年花费达千亿元的政策效果仍然处于争论之中。从农户流动性约束角度出发, 基于农业部农村固定观察点 19 个省份的面板数据, 实证分析粮食补贴对农户收入及粮食生产的影响, 结果表明: 粮食补贴对农民生产、生活产生了积极的影响。首先, 粮食补贴对农户收入具有显著的乘数效应; 其次粮食补贴还通过缓解农户面临的流动性约束改变了农户生产决策, 提高了受流动性约束农户的粮食播种面积及单位面积要素投入水平, 进而促进了粮食生产。

关键词: 粮食补贴; 流动性约束; 收入乘数; 粮食生产; 农民收入

中图分类号: F320.2; F323.8; F304.8 文献标志码: A 文章编号: 1009-2013(2018)01-0001-09

Effects assessment of China's grain subsidy project under liquidity constraints

YI Fujin^{a,b}, ZHOU Xun^a, LU Wuyi^a

(a.College of Economics and Management; b.China Center for Food Security Studies,
Nanjing Agricultural University, Nanjing 210095, China)

Abstract: Although the grain subsidy policy has been implemented for more than 10 years, the policy effect is still in dispute. From the view of liquidity constraints faced by rural households, based on panel data from 19 provinces, this study examines the effects of the grain subsidy policy on household income and grain production. Results show that the grain subsidy policy has a positive impact on grain production and farmers' life. Firstly, the grain subsidy has a significant income multiplier effect; secondly, the grain subsidy changes the production decisions of farmers and increases the grain area and the level of factor input per unit area by alleviating the liquidity constraints, which also promotes the grain production.

Keywords: grain subsidy; liquidity constraint; income multiplier; grain production; farmer's income

一、问题的提出

2004 年以来, 中央政府先后出台了对种粮农民的直接补贴、良种补贴、农资综合补贴、农机购置补贴等以扶持粮食生产为目的的政策。在“多予、少取、放活”的方针引领下, 国家逐年加大对种粮农民的补贴力度。中央财政连续增加直接补贴、良种补贴、农资综合补贴、农机购置补贴等四项补贴

的财政资金预算, 从 2004 年的 145.2 亿元增加到 2015 年的 1 652 亿元。粮食补贴的核心目标包括两个部分: 提高粮食产量和促进农民增收^[1]。就粮食生产而言, 2015 年全年粮食产量达到 62 143.5 万吨, 实现新中国成立以来首次十二连增。另一方面, 农户收入在补贴政策实施十年以来也将近翻了两番。在这样的大背景下, 粮食补贴政策在保障粮食生产和农民增收过程中所起的作用无疑是政府非常关心的问题, 同时也是该项政策可持续性的重要判断依据。

在粮食补贴与农民收入的相关研究中, 现有文献主要局限在理论上的定性讨论和描述性的定量分析^[2-4], 且定量分析多为使用某个局部地区的调研数据, 存在一定的局限性, 缺乏利用全国层面的

收稿日期: 2017 - 11 - 07

基金项目: 国家自然科学基金项目(71673137、71333008); 江苏省高校优势学科建设工程资助项目(PAPD); 教育部第 48 批留学回国人员科研启动基金; 南京农业大学人文社科探索项目(SKTS2017001)

作者简介: 易福金(1981—), 男, 江苏南京人, 博士, 教授, 主要研究方向为农业政策效果分析、农村发展。

大样本数据的计量经济学方法的实证研究。目前,国内外学者对粮食补贴的政策效应持截然相反的意见。一些学者认为现行粮食补贴的补贴数额太小,且不与粮食生产直接挂钩,因此这一政策对农户的粮食生产没有影响^[5]。另一些学者的研究结论却表明,粮食补贴政策对农户的粮食播种面积、要素投入均产生了显著的促进作用^[6-9]。从政策研究角度来说,两者的分歧亟待进一步研究。笔者认为,相关文献忽视了粮食补贴政策是否会对农民生产决策和收入产生影响的重要前提条件——流动性约束。当农户面临完全的信贷市场时,收入补贴不会对农户生产有任何影响,因为他们的资金需求原本就可以通过信贷市场得到满足。但当农民面临流动性约束时,一定量的收入补贴会让他们优化既有的生产决策,包括种植面积的调整等。前述研究结论出现矛盾的重要原因在于忽略了流动性约束条件。因此,在对粮食补贴效果进行评价时很有必要对农户的流动性约束条件进行检验。

笔者将根据粮食补贴的实施现状,针对提高农民收入与保障国家粮食安全这两个政策目标,从农户面临的流动性约束角度对粮食补贴政策的效果进行全面评估。首先,笔者拟通过测算补贴的收入乘数效应来判断现行的农业补贴政策对农户收入提升的综合效果。在此基础之上,进一步按照流动性约束水平对农户进行分类,探讨粮食补贴对不同流动性约束农户的影响。最后,分析粮食补贴对农户的粮食播种面积、化肥投入和劳动力投入的影响。

二、研究视角及分析方法

1. 研究视角

目前,粮食直接补贴、农资综合补贴和良种补贴这三项补贴主要通过“一卡通”(或“一折通”)直接发放给农户,农户可以对这笔资金自由支配;而农机具购置补贴只有购买农业机械的农户才能享受,且购置补贴并不直接发给农民,而是从农机的售价中给予折扣,因此农户对该补贴无法自由支配。由于不同的发放方式决定着补贴对农户影响的作用机制不尽相同,同时,前三项补贴数额之和占到总补贴金额的90%左右(2014年为86%),以下的“粮食补贴”主要是指粮食直接补贴、农资综合补贴和良种补贴这三项补贴之和。另外,在评价粮食补贴

的政策效果时,明确粮食补贴实际发放标准的依据是重中之重。财政部在2007年规定了以承包地面积或实际播种面积、应税常产这三项指标作为补贴的依据,然而大量的调研表明,承包地面积是最常用的标准^[10-11]。因此,从补贴的发放方式和发放标准来看,可以认为农户通过“一卡通”形式得到的粮食补贴已经异化为收入补贴。笔者主要针对这三项补贴展开理论分析,对其政策效应进行评价。

对于粮食补贴影响农户生产决策的机制,国内仅有的理论分析来自王欧和杨进^[8]的研究,他们的分析基础是假设粮食补贴通过提高粮食市场价格进而影响农户的生产决策,即将粮食补贴视为一种价格补贴。但是,这和当前大量以农户调查为基础的文献对粮食补贴标准制定的基本共识不一致。另一方面,Huang等人的调查结果强调粮食补贴通常在农民播种前发放^[5],这已经排除了粮食补贴变为价格补贴的可能性。即使当地政府采用了与粮食播种面积挂钩的补贴方式,在播种前统计的农民粮食种植面积意愿并不表明实际种植行为一定发生。不同于王欧和杨进^[8]的理论框架,笔者将强调粮食补贴实际为收入补贴,并据此给出理论框架,探讨其对农户农业生产决策的影响。

根据农户决策模型^[12],判断以收入补贴为主要形式的粮食补贴对农户的生产经营决策和农户收入产生影响,需要满足几个基本条件。首先,农村存在不完善的信贷市场。在市场完善的前提下,农户可以较为容易地通过信贷市场来获取生产所需的资金以达到生产资料最优化配置。此时,收入补贴理论上不会对农民的生产决策产生影响。然而,中国的农村信贷市场效率低下,农户信贷配给问题相当突出。李庆海等^[13]研究表明,64.5%的农户受到了不同程度的信贷配给。第二,农户存在着流动性约束。在农户存在流动性约束的情况下,粮食补贴增加的现金收入有可能会优化农户的生产决策,提高生产资料的使用效率,进而促进农户的生产经营并提高农户的收入水平^[14-15]。事实上,大量的研究已经表明中国农户面临着这样的流动性约束问题^[16-17]。因此,在不完善农村信贷市场下实行的粮食补贴从理论上存在可以通过缓解农户流动性约束影响农户生产决策的可能性。

但是,粮食补贴带来的流动性缓解是否会导致

粮食增产和农民增收，仍然有待于进一步实证检验。根据农户决策模型，在市场不完善的前提下，农户的生产决策和消费活动往往是不可分离的^[18]。面临流动性约束的农户在获得部分流动性的情况下，生产和消费都有可能发生变化，而不仅仅是生产决策的变化。其变化程度取决于流动性约束缓解对生产和消费影子价格的相对大小，例如面临生存压力的农民会首先使用转移支付购买基本的生存资料，而不是调整生产。

综上所述，当前粮食补贴对农户生产决策的潜在影响必须以农户面临流动性约束为前提条件。在实证分析中，需要采用某种方法来识别不同农户的流动性状况。如果不加以区分，在受流动性约束农户数量较少甚至样本缺失的情况下，混合在一起的农户数据极有可能掩盖粮食补贴潜在的影响效果。王欧和杨进在这方面做了有益的尝试，即通过农户是否在贫困县来识别农户的流动性状况^[8]。但是，这种划分方法没有深入微观农户决策的基本层面，况且中国的农村经济发展在地区间和地区内部存在极不平衡的现状，农村内部的贫富差距也较大，不能很有效地对真正存在流动性约束的农户进行识别。从理论上来说，如果一个划分标准能够有效识别流动性约束的农户，那么实证结果也应当表现为只有流动性约束的农户会对粮食补贴产生反应。对流动性约束农户而言，粮食补贴并不必然促进粮食生产和提高农民收入，仅仅存在着理论上的可能性，甚至有可能降低农民工作的积极性导致生产经营的萎缩^[14]。因此，笔者将对以上的分析进行检验：首先关注粮食补贴对农民收入的乘数效应，其次探讨其对促进粮食生产的潜在影响。

2. 分析方法

(1) 粮食补贴的收入乘数效应。一般而言，农户的收入水平由家庭特征、要素禀赋、经营结构及外部市场环境决定^[14,19]，那么，农户 i 在第 t 年的收入可表示为：

$$y_{it} = \beta z_{it} + \gamma_t T_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1)式中， y_{it} 代表农户的家庭总收入水平； z_{it} 表示农户的家庭特征、要素禀赋、经营结构及外部市场环境等可观测变量。其中，家庭特征包括户主年龄、家庭劳动力人数、家庭成员平均受教育年限等；

要素禀赋包括流动性资产价值、社会资本、生猪出栏数量和耕地面积等；经营结构用家庭成员非农就业时间比例表示；外部市场环境包括粮食作物平均价格、化肥价格、土地租金、劳动力雇工价格、每公顷种植成本、每公顷种植收益等变量。 T_{it} 为农户的补贴收入； α_i 为一些影响农户收入且不随时间变化的不可观测因素，通常包括农户的管理水平、风险偏好和土地质量等； ε_{it} 是随机扰动项。 β_t 和 γ_t 是模型的待估计参数，其中， γ_t 是粮食补贴对农户收入 y_{it} 的影响，即本研究所着重关注的“收入乘数”； β_t 则用于衡量家庭特征、资本禀赋和外部市场条件等这些控制变量对农户收入的影响。此外，为了控制地域差异对农户收入的影响，(1)式还控制了省份虚拟变量。

由于农户的补贴收入水平可能与非观测的个体效应相关，因此，如果忽视了农户获得补贴的内生性问题，所估计出来的结果必定是有偏的。为了控制可能存在的估计偏误，笔者对模型(1)进行一阶差分，建立如下一阶差分模型：

$$y_{i,t} - y_{i,t-1} = (\beta_t z_{i,t} - \beta_{t-1} z_{i,t-1}) + (\gamma_t T_{i,t} - \gamma_{t-1} T_{i,t-1}) + (\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1}) \quad (2)$$

(2)式中，不随时间变化的非观测个体效应 α_i 可以通过差分的方式消除。另外，不同于 Huang^[5] 和 Sadoulet^[14] 等人的研究，笔者并没有假设待估参数(β_t 和 β_{t-1} , γ_t 和 γ_{t-1})在不同年份之间是一样的，相反，允许估计的参数在不同年份间是可以不同的，以进一步提高估计的灵活性。在具体操作中，首先对 β_t 和 β_{t-1} 以及 γ_t 和 γ_{t-1} 进行 Wald 检验，如果不存在统计意义上的显著差异，再将不同年份的该变量的系数进行合并。当然从较长时间来看，补贴收入也会对随时间变化的不可观测的个体效应(诸如决策者能力的改善)产生影响。但是，考虑到使用连续两年的平衡面板数据，进一步假定农户的管理能力、生产习惯和风险偏好等因素在短期内不会改变是比较合理的。为了考察收入变动的来源，笔者同样采用上述方法，分析粮食补贴对种植业收入、非农收入和畜牧业收入的影响。

就研究使用的数据而言，不同特征农户之间收入水平可能存在极大的差别导致数据中存在少量的异常值，因此需要在估计中考虑这些异常值造

成的影响。对于农业收入和非农收入而言,笔者则采用稳健回归的方法来控制样本的异方差问题。

(2) 粮食补贴对粮食生产的影响。前述的理论框架部分提到,对农户而言,粮食补贴并不必然促进粮食生产,农户受到流动性约束是粮食补贴能够起到效果的前提条件。为了结果的可比性,笔者借鉴粮食补贴效果评价通常的做法^[8],采用面板数据固定效应方法分析补贴对农户粮食播种面积、化肥投入和劳动力投入的影响。上述粮食种植三种要素投入的估计模型可以表示如下:

$$y_{i,t} = \beta z_{i,t} + \gamma T_{i,t} + \alpha_i + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

(3)式中, $y_{i,t}$ 代表农户的粮食播种面积、每公顷化肥费用、每公顷劳动力用工量这三个要素投入变量, $z_{i,t}$ 、 $T_{i,t}$ 与(1)式相同, γ 则反映了粮食补贴对其要素投入的影响, α_i 为个体效应, $\varepsilon_{i,t}$ 是随机扰动项。该模型的估计结果能够从保障粮食安全的角度进一步完善对粮食补贴这一政策的评估;同时,对于粮食主产区的农户而言,种粮收入是样本农户农业收入的主要来源,对粮食生产投入的分析也能为农户收入乘数的结果提供相应的佐证。

(3) 流动性约束农户的识别。总体样本中流动性约束农户的分布状况将会对结果起到至关重要的影响。在这样的情况下,粮食补贴的政策效应依赖于对总体样本中受到流动性约束农户的识别,以及对农户按照流动性约束条件分类后的实证检验。为了更好地分析粮食补贴对农户收入增加的促进作用和农户生产决策的影响,笔者将进一步区分在不同流动性条件下的粮食补贴效果。对于农户流动性约束的划分标准,学者根据自身的数据情况设置了不同判定条件:Sun等将流动性约束情况用特定时间点前是否需要偿还贷款来表示^[21];Uchida等用家庭流动性资产的价值来衡量农户家庭面临流动性约束的可能性^[22]。参照Uchida等人的方法^[22],用家庭流动性资产的价值来衡量农户的流动性状况,并将农户样本分为流动性约束农户和不受流动性约束农户两类。

在粮食补贴对农户生产决策影响的讨论上,笔者在模型(3)中加入了流动性条件的虚拟变量以识别粮食补贴对不同农户生产决策的作用。根据以上的划分方法,分别生成流动性约束农户(Liq_con)和不受流动性约束农户(Liq_uncon)两个虚拟变量,并

且将补贴收入与这两个虚拟变量分别相乘生成两个交互项以分析补贴收入对不同流动性状况下农户粮食生产投入的影响。

三、数据来源及计量结果分析

1. 数据来源与处理

研究所用数据来源于农业部农村固定观察点数据。农村固定观察点于1986年由中央农研室牵头建立,目前样本分布于全国除港澳台以外的31个省市自治区,每年调查农户达2万户以上,具有很好的代表性。就本研究分析的粮食补贴而言,由于绝大多数的粮食补贴预算分配到粮食主产区,因此,笔者选取中国粮食主产区的19个省市的农户作为分析对象。由于统计口径等问题,农村固定观察点提供的2009年以前的粮食补贴数据与其他转移支付收入混在一起无法区分,而不同类别补贴的分类数据信息只有在2009年以后的调查年份才涉及。自2004年粮食补贴政策实施以来,补贴的总预算水平经历了2004—2008年的快速增长期与2009年之后的稳定并小幅增加等两个阶段。因此,笔者选取了2009、2010两年的平衡面板数据进行分析(共得到4573个农户样本),有助于从粮食补贴总量的新发展阶段深入分析其效果。

根据表1,从补贴的平均水平来看,农户的粮食补贴收入分别占到农户总收入和种植业收入的2%和6%。虽然补贴收入的占比很小,但对于中国为数众多的小农户而言,这部分转移收入依然是不可忽视的。另外,尽管这两年的补贴收入平均值看上去较为接近,但数据显示88%的农户补贴收入存在着不同程度的变动;且农户层面的 t 检验在5%的统计水平上也拒绝了两年补贴收入相等的假设。

同时,表1显示畜牧业收入和总收入的标准差较大,这是由于不同特征农户之间收入水平可能存在极大的差别,导致这两个因变量数据存在少量的异常值。考虑到简单地剔除异常值会降低估计的有效性,笔者采用最小绝对值离差估计(LAD, Least Absolute Deviation Estimator)的中位数回归方法对总收入方程和畜牧业收入方程进行估计。该方法较一般最小二乘法(OLS)而言,对存在离群值的数据估计结果更为稳健,而且研究的4573个样本的平衡面

板数据也满足了中位数回归对于大样本的需求。

表 1 样本的描述性统计

变量	2009 年		2010 年		
	平均值	标准差	平均值	标准差	
Total_Inc	总收入(千元)	25.362	27.400	29.091	29.506
Farm_Inc	种植业收入(千元)	7.229	8.635	8.788 0	11.021
Live_Inc	畜牧业收入(千元)	3.441	19.634	3.484 8	20.881
Nonfarm_Inc	非农收入(千元)	13.881	17.858	15.883	18.923
Other_Inc	其他收入(千元)	0.419	1.729	0.524	2.002
Sub_Inc	补贴收入(千元)	0.394	0.492	0.411	0.505
Age	户主年龄	50.898	9.430	51.890	9.439
Edu	家庭成员平均受教育年限	8.125	3.022	8.091	2.949
Labor	家庭劳动力人数	2.914	1.121	2.897	1.127
Pig	生猪出栏数量(头)	1.967	16.383	1.650	12.600
Grain_Area	粮食播种面积(公顷)	0.352	0.442	0.364	0.483
Grain_Price	粮食作物平均价格(元/千克)	2.842	0.722	3.126	0.696
Fertilizer_Price	化肥价格(元/千克)	1.572	1.770	1.547	0.586
Farm_Area	耕地面积(公顷)	0.481	1.018	0.467	0.708
Farm_Rev	每公顷种植收益(千元)	10.650	12.660	13.110	19.665
Grain_Revenue	每公顷粮食收益(千元)	9.480	3.990	10.485	4.035
Farm_Cost	每公顷种植成本(千元)	3.375	3.810	3.810	6.540
Grain_Cost	每公顷粮食成本(千元)	1.950	1.110	2.505	1.800
Land_Rent	土地租金(千元/公顷)	5.040	5.250	4.755	4.560
Labor_Price	劳动力雇工价格(千元/工日)	0.040	0.023	0.053	0.068
Nonfarm_Per	家庭成员非农就业时间比例(%)	60.413	57.953	64.290	60.007
Liquid	流动性资产价值(千元)	25.183	66.171	26.587	58.130
Social_Cap	社会资本	0.075	0.264	0.073	0.259

注：考虑到中国农村老年人参与劳动的普遍性，笔者将年龄大于 16 岁的在籍人员均定义为家庭劳动力；社会资本变量为是否有家庭成员为村镇干部，其中 1 代表有，0 代表没有。

2. 收入乘数效应

表 2 报告了无约束模型的回归结果，即允许控制变量前的待估参数在不同年份有差异。从表 2 可以看出，两年的收入乘数都在 2.3 左右，且在统计意义上并没有显著差异。两年的收入乘数均显著大于 1，表明农户的收入除了受到粮食补贴的直接影 响外，粮食补贴还会对农户的收入产生间接效应。农业补贴的间接影响在于补贴收入放松了农户的流动性约束，农户可以增加对农业生产的投资和要素投入，以实现农户收入的增长；或者可能在于国家的支农政策很有可能改变了农户对农业生产的认识，提高了农业生产的积极性^[19]。除此以外，农户的耕地面积对总收入也存在着显著的正向影响，且 2010 年的系数要显著大于 2009 年的系数。养猪是中国传统农户经济的重要部分，笔者选取年内“生猪出栏头数”作为畜牧业收入来源的一个代理变量。实证结果发现，“生猪出栏头数”这一变量在两年都是显著的，且两年之间的系数亦存在显著差异。另外，考虑到非农就业对农户生计的重要性

表 2 总收入乘数的估计(无约束方程)

变量	中位数回归		两年系数差异的 <i>t</i> 检验
	2009 年	2010 年	
Sub_Inc	2.258*** (0.403)	2.472*** (0.402)	0.557
Farm_Rev	0.142*** (0.011)	0.167*** (0.009)	0.018
Farm_Cost	-0.148*** (0.011)	-0.140*** (0.026)	0.841
Nonfarm_Per	7.977*** (0.221)	8.782*** (0.213)	0.000
Labor	2.549*** (0.154)	2.796*** (0.153)	0.006
Edu	0.005 (0.056)	-0.015 (0.058)	0.572
Liquid	0.006** (0.002)	0.006*** (0.002)	0.750
Farm_Area	0.480*** (0.12)	1.395*** (0.225)	0.000
Social_Cap	0.243 (0.675)	0.147 (0.687)	0.794
Pig	0.070*** (0.007)	0.038*** (0.009)	0.000
South	0.264 (0.429)		
Central	-0.436 (0.288)		
North	-0.638 (0.359)		
Northwest	0.451 (0.317)		
Southwest	-0.204 (0.300)		
Northeast	-0.093 (0.352)		
Age	-0.008 (0.010)		
Constant	0.026 (0.739)		
Observations	45730.116		

注：*、**和***分别表示在 5%、1%和 0.1%的水平上显著；括号内为标准误。地区虚拟变量以华东地区为参照组。下同。

以及非农工资水平数据的不完整性,笔者采用家庭非农就业时间占总劳动时间的比例来衡量非农活动对总收入的影响。结果显示 2010 年的非农就业时间对总收入的影响要显著大于 2009 年非农就业时间的影响,这从侧面反映了当今非农活动对中国农户的重要性在逐渐加强。

表 2 的结果显示部分变量的系数在两年之间没有显著差异,那么继续施加一定的约束以简化模型估计:假定这些变量的系数在不同年份是一样的,则(2)式可以进一步写成:

$$y_{i,t} - y_{i,t-1} = \beta(z_{i,t} - z_{i,t-1}) + \gamma(T_{i,t} - T_{i,t-1}) + (\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1}) \quad (4)$$

对于那些两年间系数存在显著差异的变量,保留其原有形式。表 3 报告了施加上述约束条件后的回归结果。从表 3 第一列可以看出(表示前后两年变量的差分,但系数的解释相同),粮食补贴对农户收入产生了显著的正向影响,增加 1 元的补贴收入使得总收入增加了 2.3 元,其中 1.3 元的收入增长来自于补贴的间接效应,即由粮食补贴所带来农户收入的增加要大于单纯粮食补贴的数额。总体上而言,粮食补贴使得农户家庭收入提高了 4.1%。与产量不挂钩的粮食补贴同样可以被看做是一种转移支付,同笔者的研究结论相类似,很多学者均发现转移支付除了直接提高了农户群体的收入外,还通过间接效应提升了农户的收入。例如, Xu 等人分析了中国税费减免政策对农户收入的影响,研究结果表明税费减免除了直接增加农户的收入以外,还使得农户增加了劳动投入并扩大了种植面积,农户的平均收入也相应增加了 10%左右^[19]。

为进一步考察粮食补贴所带来的总收入增长来源,笔者以农业收入、非农收入和畜牧收入为被解释变量分别进行计量分析(表 3)。实证结果显示,粮食补贴对农户的农业收入存在显著的正向影响;而粮食补贴对农户的非农收入和畜牧业收入并没有显著影响。因为在收入分类研究中,补贴收入并没有体现在农业、非农和畜牧业等收入计算中,所以农业收入模型中粮食补贴的系数小于 2.3。从总体上来看,粮食补贴对农户收入的间接效应来源于促进了农业生产,进而导致了农户农业收入和总收入的增加。换句话说,农户会将补贴收入优先配置于农业生产中。Xu 等人也发现税费减免的转移支付政策对农户的非农就业没有影响,收入的增长主

要来源于农业收入的增加^[19]。可见,在农户普遍存在流动性约束的情况下,转移支付的支农政策能够拉动农户的生产,提高农户的农业收入,产生一定的间接效应。

表 3 粮食补贴对不同收入的影响(约束方程)

变量	总收入	农业收入	非农收入	畜牧收入
	Median regression	Robust regression	Robust regression	Median regression
Δ Sub_Inc	2.318*** (0.446)	1.668** (0.576)	0.452 (0.561)	0.126 (0.111)
Farm_Rev ₂₀₀₉	0.143*** (0.011)	-	-	-
Farm_Rev ₂₀₁₀	0.168*** (0.008)	-	-	-
Δ Farm_Rev	-	0.158*** (0.025)	-	-
Δ Farm_Cost	-0.140*** (0.022)	-0.248*** (0.069)	-	-
Nonfarm_Per ₂₀₀₉	8.004*** (0.218)	0.291 (0.156)	10.020*** (0.702)	-0.191* (0.076)
Nonfarm_Per ₂₀₁₀	8.806*** (0.210)	-0.302* (0.143)	11.470*** (0.678)	0.096 (0.069)
Labor ₂₀₀₉	2.521*** (0.151)	0.066 (0.100)	-	-
Labor ₂₀₁₀	2.786*** (0.151)	0.264** (0.098)	-	-
Δ Labor	-	-	3.603*** (0.319)	0.025 (0.044)
Δ Edu	-0.004 (0.053)	0.025 (0.047)	0.041 (0.083)	-0.011 (0.017)
Liquid ₂₀₀₉	-	-	-0.014 (0.012)	-
Liquid ₂₀₁₀	-	-	0.027* (0.013)	-
Δ Liquid	0.006** (0.002)	0.004** (0.002)	-	0.001 (0.001)
Δ Farm_Area	-	0.795 (0.51)	-	-
Farm_Area ₂₀₀₉	0.51** (0.150)	-	-	-
Farm_Area ₂₀₁₀	1.545*** (0.225)	-	-	-
Pig ₂₀₀₉	0.073*** (0.005)	-	-	0.074 (0.039)
Pig ₂₀₁₀	0.042*** (0.006)	-	-	0.081* (0.036)
Δ Pig_price	-	-	-	0.300 (0.897)
Social_Cap ₂₀₀₉	-	-	-	0.452* (0.214)
Social_Cap ₂₀₁₀	-	-	-	0.210 (0.215)
Δ Social_Cap	0.191 (0.648)	0.564 (0.434)	-0.403 (1.082)	-
Regional dummy	控制	控制	控制	控制
Age	-0.003 (0.010)	-0.025** (0.008)	-0.020 (0.014)	-0.003 (0.003)
Constant	-0.397 (0.577)	1.892** (0.447)	0.578 (1.005)	0.197 (0.1788)
Observations	4 573	4 573	4 573	1 778
R ²	0.016	0.168	0.242	0.023

3. 流动性约束与收入乘数

从上述分析中可以发现,粮食补贴确实对农户收入产生了正向影响,但是,笔者更为关注的是粮食补贴是否会通过缓解农户流动性约束提高农户的收入水平。本研究的流动性资产主要包含生产性

资产、现金、储蓄和应收账款，并没有包括家庭耐用消费品的信息，主要原因是农村固定观察点的数据只提供了耐用消费品的数量，并不包含相关价格信息。笔者以家庭流动性资产是否大于 1 万作为衡量农户是否受到流动性约束的标准：家庭流动性资产小于等于 1 万元的农户定义为流动性约束农户，反之则为不受流动性约束的农户。在此标准下，流动性约束农户的生活开支和农业生产投入费用加总接近其家庭总收入水平，而对于不受流动性约束的农户，两项之和仅为总收入的 71%。因此，有理由相信这样的分类标准能够有效地识别农户的流动性水平。为了进一步验证结论的可靠性，在估计粮食补贴对农户收入的影响之前，笔者比较了两类农户在化肥、劳动力投入和其他可变投入上的差异，检验结果表明受到流动性约束的农户其化肥投入和其他可变投入水平要显著低于不受流动性约束的农户，而劳动力投入的差异却不显著，这样的结果表明上述的分类方法在一定程度上是可行的。表 4 的回归结果显示，对于受到流动性约束的农户而言，收入乘数为 3.37，且在统计水平上显著大于 1；而对于不受流动性约束的农户而言，收入乘数为 1.36，且在统计意义上与 1 并没有显著差异。换句话说，粮食补贴对于受到流动性约束的农户而言，其收入除了受到粮食补贴的直接影响外(即补贴收入额)，粮食补贴对农户收入产生了很强的间接效应；而粮食补贴对不受流动性约束的农户没有乘数效应。另一方面，由于家庭流动性资产的中位数水平正好落在流动性资产 1 万元以及 1.5 万元两个标准之间，笔者同时给出以家庭流动性资产价值是否大于 1.5 万元作为判定标准的结果，用做结论的稳健性检验。在新的分类标准下，流动性约束农户的数量超过了没有流动性约束的农户数量，得到的结果与上述分析基本类似，这也解释了表 3 中总收入乘数效应的显著性。

4. 流动性约束与粮食生产

粮食补贴总体上促进了粮食生产，对流动性约束的农户效果尤其明显。从农户决策理论出发，粮食补贴会以收入补贴的形式缓解农户的流动性约束，进而改变农户的生产决策，对农户的农业收入产生影响。但是，这样的理论推演需要进一步的实证检验。当不区分流动性约束时，表 5 中模型(1)的回归结果显示，粮食补贴促进了粮食播种面积增

加，即当户均增加 1 000 元补贴时，粮食播种面积增加 0.09 公顷。

表 4 粮食补贴对不同流动性约束农户收入的影响

变量	以 1 万元的标准划分		以 1.5 万元的标准划分	
	≤1	>1	≤1.5	>1.5
ΔSub_Inc	3.372*** (0.906)	1.362* (0.535)	2.730*** (0.615)	1.338* (0.650)
ΔFarm_Rev	-	0.196*** (0.011)	-	0.197** (0.012)
Farm_Rev ₂₀₀₉	0.104*** (0.018)	-	0.109*** (0.016)	-
Farm_Rev ₂₀₁₀	0.1602*** (0.015)	-	0.175*** (0.013)	-
ΔFarm_Cost	-0.065 (0.034)	-0.199*** (0.034)	-0.169*** (0.031)	-0.120*** (0.040)
ΔNonfarm_Per	8.602*** (0.311)	-	8.512*** (0.274)	-
Nonfarm_Per ₂₀₀₉	-	7.985*** (0.294)	-	7.836*** (0.325)
Nonfarm_Per ₂₀₁₀	-	9.184*** (0.284)	-	9.180*** (0.319)
ΔLabor	-	3.4504*** (0.196)	-	3.283*** (0.223)
Labor ₂₀₀₉	1.713*** (0.239)	-	2.160*** (0.209)	-
Labor ₂₀₁₀	2.238*** (0.238)	-	2.646*** (0.207)	-
ΔEdu	-0.070 (0.079)	-0.043 (0.078)	-0.059 (0.069)	-0.026 (0.091)
ΔLiquid	0.018** (0.007)	0.006** (0.002)	0.016** (0.006)	0.006** (0.002)
ΔFarm_Area	-0.060 (0.645)	-	0.105 (0.555)	-
Farm_Area ₂₀₀₉	-	0.81*** (0.165)	-	0.750*** (0.165)
Farm_Area ₂₀₁₀	-	2.250*** (0.270)	-	2.130*** (0.285)
ΔPig	0.329*** (0.015)	-	-	0.244*** (0.019)
Pig ₂₀₀₉	-	0.052*** (0.007)	0.006 (0.008)	-
Pig ₂₀₁₀	-	0.007 (0.011)	0.022 (0.011)	-
ΔSocial_Cap	1.445 (1.114)	-0.201 (0.838)	-0.223 (0.934)	-0.128 (0.947)
Regional dummy	控制	控制	控制	控制
Age	-0.020 (0.015)	0.000 (0.013)	0.011 (0.013)	-0.000 (0.015)
Constant	0.122 (0.917)	-0.024 (0.743)	-0.389 (0.799)	-0.035 (0.845)
Observations	2 058	2 515	2 543	2 030
R ²	0.131	0.114	0.1224	0.1198

然而，粮食补贴主要是对流动性约束农户的生产资料投入产生了显著影响，对未受到流动性约束的农户则没有显著影响。表 5 中的模型(2) - (4)分别报告了区分是否面临流动性约束农户的相关结果。对于流动性约束的农户而言，粮食补贴每增加 1 000 元，播种面积相应增加 0.24 公顷，每公顷化肥投入费用相应增加 180 元。对于每公顷劳动力投入而言，粮食补贴与表征流动性约束的两个虚变量的交互项在统计上均不显著。中国农业生产的劳动力投入主要依靠自家劳动力或者“换工”的形式提供，通过劳动力市场雇佣劳动力依然并不是一个普遍现

象,所以这种流动性约束的缓解对粮食生产的劳动力投入并没有作用。综上所述,针对流动性约束的农户而言,粮食补贴主要通过影响播种面积和化肥使用量两种途径对农业生产产生影响,这与刘克春^[7]和吴连翠^[23]等研究一致;而不受流动性约束的农户在粮食生产上不会做出调整。

此外,研究对粮食补贴促进粮食生产的估计在准确性上有所提高。与之相对应的王欧和杨进^[8]结果表明,每公顷粮食补贴增加1%时,粮食播种面

积增加0.019公顷。按照该研究的描述性统计结果,对一个播种面积为0.57公顷的代表性农户而言,粮食补贴促进播种面积增加的弹性为3.3。而对于贫困县来说,这一弹性更是高达14。显然该研究的结果存在明显的高估倾向。而根据笔者的估计,这一弹性仅为0.07,即使是面临流动性约束的农户,这一弹性也仅在0.2左右,这与农户层面种植结构较稳定的现象是一致的。

表5 粮食补贴对要素投入的影响(固定效应模型)

变量	(1) 粮食播种面积	(2) 粮食播种面积	(3) 每公顷化肥投入费用	(4) 每公顷劳动力投入
Sub_Inc	0.0889 [*] (0.0440)	-	-	-
Sub_Inc*Liq_con	-	0.2349 ^{**} (0.0723)	180.030 [*] (82.350)	15.075 (16.845)
Sub_Inc*Liq_uncon	-	0.0379 (0.0447)	90.555 (52.335)	9.795 (12.105)
Grain_Price	0.0051 ^{**} (0.0019)	0.0048 [*] (0.0019)	22.808 (9.315)	3.263 (3.210)
Grain_Rev	-0.0009 (0.0011)	-0.0008 (0.0011)	-	-
Grain_Cost	-0.0022 (0.0013)	-0.0022 (0.0013)	-	-
Nonfarm_Per	0.0047 (0.0075)	0.0051 (0.0074)	-72.150 [*] (29.880)	-9.630 (6.015)
Farm_Area	0.0290 (0.0250)	0.0290 (0.0250)	12.600 (9.920)	-14.850 (5.175)
Labor	0.0145 ^{**} (0.0056)	0.0147 ^{**} (0.056)	-8.655 (18.660)	7.545 [*] (3.21)
Edu	0.0011 (0.0029)	0.0010 (0.0029)	-8.580 (5.640)	-2.460 [*] (1.201)
Land_Rent	-0.0001 (0.0004)	-0.0005 (0.0004)	-	-
Fertilizer_Price	-	-	5.985 (3.840)	-
Labor_price	-	-	-	-36.390 ^{***} (9.060)
Constant	0.2608 (0.0355)	0.2535 ^{***} (0.0351)	1047.375 ^{***} (81.210)	124.340 ^{***} (17.760)
Observations	9146	9146	9146	9146
R ²	0.293	0.150	0.014	0.04

四、结论与政策建议

上述研究从农户可能面临的流动性约束角度出发,利用农业部农村固定观察点的面板数据分析了粮食补贴对农民收入和粮食生产的影响。研究表明:粮食补贴对农户收入具有显著的乘数效应,农户不仅得到了补贴收入,补贴还通过优化农业生产间接拉动总收入水平的提高。另外,粮食补贴能够显著增加受到流动性约束农户的粮食播种面积和每公顷要素投入,这表明粮食补贴政策还能在一定程度上有助于粮食安全这一政策目标的实现。因此,尽管粮食补贴在实施过程中存在与粮食种植脱钩的问题,但是对大量受到流动性约束的农户而言,粮食补贴收入产生了既能够促进粮食生产,又

增加农民收入的积极效果。

上述结论同时也解释了粮食补贴效应的已有研究结论不一致的现状。农户是否面临流动性约束会导致粮食补贴对其生产决策的影响存在差异,而这种差别往往来自于研究样本选择的代表性和可靠性。在计量分析中,如果受流动性约束的农户所占的比例较大,总体的研究容易得出粮食补贴具有正向效应的结论;反之,亦相反。这很好地回答了已有研究对粮食补贴效应存在截然相反两种观点的问题。同时,在某种程度上也提醒农业政策研究者需要通过仔细的市场完善性甄别来判断中国农业部门经济转型中相应的农业政策的整体有效性,不能搞“一刀切”。

研究结论对于粮食补贴政策的实行具有以下

启示:首先,虽然补贴收入占农户收入的比重较低,但应当承认补贴对促进农民增收、粮食安全保障存在着一定的效果。因此,可以提高现行粮食补贴的额度,充分发挥补贴的收入乘数效应并且促进粮食生产。其次,粮食补贴在一定程度上放松了中国农户的流动性约束,并对受到流动性约束农户的增收产生了乘数效应。因此,对不同类别农户、不同地区采用不同的补贴标准实行目标瞄准的补贴方式(如加大对贫困农户、西部地区农户的补贴力度)可以有效地提升农民增收的效果。第三,粮食补贴发生作用的机制也提醒市场管理者,进一步完善农村信贷市场(例如小额贷款)以缓解农户的流动性约束亦是相关部门所亟需解决的问题之一。

注释:

- ① 数据来源:中华人民共和国农业部网站(www.moa.gov.cn)。
- ② 一卡通即农户的银行账户。
- ③ 徐翠萍等在利用农村固定观察点资料时,同样发现该数据库中存在一定的异常值问题^[20]。
- ④ 这 19 个省份分别是河北、山西、内蒙古、辽宁、黑龙江、江苏、浙江、安徽、福建、山东、河南、湖南、湖北、广西、四川、贵州、云南、陕西和甘肃。
- ⑤ 在实证结果中,某一变量的两年差值用 Δ Variable 表示,例如 Δ Sub-Inc 就代表 2010 年的粮食补贴与 2009 年的粮食补贴的差值。

参考文献:

- [1] 程国强,朱满德.中国工业化中期阶段的农业补贴制度与政策选择[J].管理世界,2012(1):9-20.
- [2] 韩喜平,蔺荔.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] 赵昕.粮食直补政策与农民增收问题研究[J].财政研究,2013(5):51-54.
- [4] 张慧琴,韩晓燕,吕杰.粮食补贴政策的影响机理与投入产出效应[J].华南农业大学学报(社会科学版),2016,15(5):20-27.
- [5] Huang J,Wang X,Zhi H,et al.Subsidies and distortions in China's agriculture:Evidence from producer-level data[J].Australian Journal of Agricultural and Resource Economics,2011,55(1):53-71.
- [6] Yu W S,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.
- [7] 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.
- [8] 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.
- [9] 钱加荣,赵芝俊.现行模式下我国农业补贴政策的作用机制及其对粮食生产的影响[J].农业技术经济,2015(10):41-47.
- [10] 田建民,孟俊杰.我国现行粮食安全政策绩效分析[J].农业经济问题,2010(3):11-15.
- [11] 甄霖,王超,成升魁.1953—2016 年中国粮食补贴政策分析[J].自然资源学报,2017(06)
- [12] Taylor J E,Adelman I.Agricultural household models:genesis, evolution, and extensions[J].Review of Economics of the Household,2003,1(1):33-58.
- [13] 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.
- [14] Sadoulet E,Janvry A D,Davis B.Cash transfer programs with income multipliers:PROCAMPO in Mexico[J].World Development,2001,29(6):1043-1056.
- [15] Gertler P J,Martinez S W,Rubio-Codina M.Investing cash transfers to raise long-term living standards[J].Policy Research Working Paper,2012,4(1):164-192.
- [16] Dong F,Lu J,Featherstone A M.Effects of credit constraints on household productivity in rural China[J].Agricultural Finance Review,2012,72(3):402-415.
- [17] Zhao J M,Zhang J,Barry P J.Do formal credit constraints affect the rural household consumption in China?[J].Social Science Electronic Publishing,2014,33(1):79-94.
- [18] Singh I,Squire L,Strauss J.Agricultural Household Models:Extensions,Applications,and Policy[M].The World Bank:Johns Hopkins University Press,1986.
- [19] Xu C,HollyWang H,Shi Q.Farmers' income and production responses to rural taxation reform in three regions in China[J].Journal of Agricultural Economics,2012,63(2):291-309.
- [20] 徐翠萍,史清华,Holly,等.税费改革对农户收入增长的影响:实证与解释——以长三角 15 村跟踪观察农户为例[J].中国农村经济,2009(2):22-33.
- [21] Sun D,Qiu H,Bai J,et al.Liquidity constraints and postharvest delling behavior:Evidence from China's maize farmers[J].Developing Economies,2013,51(3):260-277.
- [22] Uchida E,Rozelle S,Xu J.AJAE appendix:Conservation payments,liquidity constraints and off-farm labor:Impact of the grain for green program on rural households in China[J].American Journal of Agricultural Economics,2009,91(1):70-86.
- [23] 吴连翠,谭俊美.粮食补贴政策的作用路径及产量效应实证分析[J].中国人口·资源与环境,2013,23(9):100-106.

责任编辑:李东辉