

粮食补贴政策对农户非农就业时间的影响分析

——基于安徽省天长市的调研数据

刘 颖,董春玉

(华中农业大学 经济管理学院,湖北 武汉 430070)



摘 要 采用对安徽省天长市农户的实地调查数据,运用 Tobit 模型分析粮食补贴政策对农户非农就业时间的影响。结果表明:仅考虑单个粮食补贴政策变量的情况下,粮食补贴金额对农户非农就业时间具有显著的负向影响,提高粮食补贴金额在一定程度上会减少农户非农就业时间供给;在考虑多变量的情况下,粮食补贴金额对农户非农就业时间的负向影响并不显著,主要原因是受教育程度较高、家庭务工子女数较多、家庭劳动力数量较多的农户对粮食补贴资金的刺激性不太敏感以及粮食补贴金额对农户农业收入的贡献有限;不管是否考虑所有变量,农户对补贴方式的满意度评价对农户非农就业时间都具有显著的负向影响,农户对补贴方式的满意度越高,其减少非农就业时间的可能性就越大。提出要充分发挥粮食补贴政策的积极作用,应进一步完善补贴金额、补贴方式,提高农户满意度。

关键词 粮食补贴政策; 非农就业; 农户; Tobit 模型

中图分类号: F 320 **文献标识码:** A **文章编号:** 1008-3456(2014)04-0043-07

随着我国经济体制改革的发展,大量农村剩余劳动力向非农产业转移,非农收入成为农户收入的主要来源。2012 年农村居民人均工资性收入为 3448 元,工资性收入占农村居民纯收入的比重达 43.6%,工资性收入对全年农村居民增收的贡献率达 51.5%^[1]。随着非农收入对农户家庭经济贡献不断提高,农户非农就业时间不断增加,农业生产时间相应减少,农民种粮热情降低。为提高农户从事农业生产的积极性,我国先后出台了包括粮食直接补贴、良种补贴、农资综合补贴、农机具购置补贴和粮食最低收购价在内的补贴政策,这些政策的实施对农户非农就业时间的影响究竟如何,值得关注。

农户的非农就业问题一直是国际学术界关注的重点。Lee 第一次提出用标准的劳动—闲暇模型来研究农场经营者的劳动时间分配问题^[2]。随后,有学者从基于个人层面的非农劳动参与决策以及基于家庭层面的非农劳动时间两方面对农户非农就业决策问题进行了研究^[3-5]。随着农业补贴水平的提高,农户的劳动时间分配决策发生变动,研究者开始关

注补贴政策对农户劳动时间分配决策的影响。Burfisher 等从理论方面研究了补贴政策对农户劳动时间决策影响机理,认为补贴政策可以通过增加劳动边际价值、增加家庭财富和削弱农户收入波动 3 个途径影响其劳动时间分配决策^[6]。也有学者通过实证研究发现,补贴政策对农户非农劳动具有负向影响,对农业劳动具有正向影响^[7-10]。与此相反,Hennessy 等认为脱钩的直接补贴会促使农户增加非农就业时间,减少农业劳动时间^[11]。

国内关于农户非农就业问题的研究,主要集中在影响农户非农就业决策因素方面。都阳研究了农户个人特征变量,尤其是人力资本变量对西部贫困地区农户参与非农就业的影响^[12]。刘秀梅等主要考察了农户家庭经营状况、家庭劳动力特征、家庭与外界联系情况等因素对农户劳动时间配置的影响^[13]。句芳等选取家庭特征变量、社会环境和地域特征等虚拟变量,研究了中原地区农民的非农就业决策,发现农户家庭特征变量是影响农户非农劳动时间配置的主要因素^[14]。汪伟通过农户个人特征变量和家庭特征变量探讨了农民夫妻非农就业的选

收稿日期:2013-07-12

基金项目:新世纪人才项目“新世纪优秀人才支持计划”(NCET-12-0868);中央高校基本科研业务费专项(2013PY017)。

作者简介:刘颖(1971-),女,教授,博士;研究方向:农业经济。E-mail:liuyhzau@gmail.com

择模式^[15]。陆文聪等考察了农户非农就业决策的性别差异^[16]。邓蒙芝等将农村基础设施纳入农户非农就业决策分析体系中^[17]。

综上所述,学者们从多个方面探讨了农户非农就业决策的影响因素,但很少考虑粮食补贴政策对农户非农就业决策的影响。随着粮食补贴力度不断加大,农户种粮积极性提高,农户劳动时间分配是否也相应调整? 本文利用对安徽省天长市农户的调查数据,运用 Tobit 模型实证检验当前我国粮食补贴政策对农户非农就业时间的影响,以期为进一步完善粮食补贴政策提供参考。

一、研究区域概况

为深入研究粮食补贴政策对农户非农就业时间的影响,本文选取我国粮食主产区和粮食直接补贴政策曾经的试点地区天长市为研究区域。天长市位于安徽省东部,地处长三角经济圈,是东部沿海地区与内陆中部地区的跳板。作为全国优质商品粮基地和优质油料基地,天长市具有优越的农业生产自然条件,光照充足、雨量适中、气候温和、四季分明,盛产水稻、小麦、油菜和棉花等农作物。2002 年,天长市成为粮食直接补贴政策的首批试点地区之一。近年来,天长市不断加大粮食补 贴的规模和力度,2012 年总计发放粮食补贴资金 25 343 万元,仅中央财政农机购置补贴专项资金就达 1 430 万元,粮食补贴政策取得了一定成果。天长市共辖 24 个乡镇,本文选取万寿乡、汊涧镇、仁和集镇作为天长市的典型调查区域。这 3 个乡镇既有丘陵平原地区(万寿乡、仁和集镇),又有山区(汊涧镇);既有经济相对发达、非农就业机会较多的近郊区(万寿乡、仁和集镇),又有经济相对落后、非农就业机会偏少的贫困地区(汊涧镇),选择这 3 个乡镇作为典型调查区域具有一定的代表性。

二、数据来源及样本特征

本文数据来源于 2013 年 1—3 月对安徽省天长市万寿乡、仁和集镇、汊涧镇 3 个乡镇农户的实地调研。根据随机抽样的原则,在 3 个乡镇各随机抽取 1 个行政村,进行入户调查,调查内容包括家庭基本情况、劳动力就业情况、农业生产情况、家庭收入情况、粮食补贴情况等。共发放问卷 300 份,回收 300

表 1 调查农户基本特征

特征变量	变量描述	样本数	占比/%
年 龄	20~29	0	0.0
	30~39	10	3.9
	40~49	81	31.4
	50~59	88	34.1
	60 及以上	79	30.6
受教育程度/年	0	27	10.5
	1~5	121	46.9
	6~8	97	37.6
	9~11	13	5.0
	11 以上	0	0.0
健康状况	优	222	86.0
	良	23	8.9
	一般	8	3.1
	差	5	1.9
兼业情况	纯农	83	32.2
	农兼非	106	41.1
	非兼农	35	13.5
	非农	34	13.2
非农就业供给方式	未参与	89	34.5
	本地务工	113	43.8
	外地务工	49	19.0
	经商	2	0.8
	事业单位	5	1.9
手艺技能	具有	67	26.0
	不具有	191	74.0

注:兼业情况以时间为判断标准。

份,剔除不合理样本 42 份,共获得有效样本 258 份。调查农户户主基本特征见表 1。

从表 1 可以看出,户主年龄主要集中于 40 岁以上,其中 50 岁以上占了近 65.0%,可见目前中老年人承担着从事农业生产的主要责任;户主受教育程度在初中以上的仅有 42.6%,可见从事农业生产的农户文化水平普遍偏低;86.0%接受调查的农户身体十分健康,具有从事农业生产的身体条件;户主的非农劳动供给方式主要是在本地务工及外出务工,其中外出务工多是是兼业性质,农户经商和在事业单位就业的比例仅为 2.7%;26.0%被调查农户具有某种手艺技能,这部分农户往往具有参与非农就业的优势。

农户劳动时间利用情况见表 2。从表 2 可以看出,被调查户主 2012 年平均劳动时间为 182.7 天,非农劳动时间所占比例为 69.0%,远远高于农业劳动时间所占比例。从非农劳动时间供给结构来看,包括本地务工及外地务工的务工时间所占比例远远高于事业单位等工资性劳动时间和家庭自主经营劳动时间所占比例,可见,务工成为农户非农就业的主要参与方式。

表 2 农户劳动时间利用情况

项目	家庭农业生产	本地务工	外出务工	事业单位等工资性劳动	家庭自主经营劳动	总计
劳动时间/天	56.7	70.9	47.1	5.2	2.8	182.7
占比/%	31.0	38.8	25.8	2.8	1.6	100.0

三、变量与模型

1. 变量选取

根据国内外学者已有研究,结合笔者对安徽省天长市农户的实地调研,本文将影响农户非农就业时间的因素分为农户特征变量、家庭特征变量、种植面积、非农收入、农业收入、与中心城镇距离和粮食补贴政策变量。各变量的具体解释见表 3。

表 3 变量解释及特征值

变量代码	变量说明	先验判断	最小值	最大值	平均值
因变量					
Y	非农劳动时间/(天/年)		0.00	350.00	125.00
自变量					
年龄 x_1	年龄/岁	负	31.00	80.00	53.38
受教育程度 x_2	受教育程度/年	正	0.00	11.00	5.42
健康状况 x_3	健康状况(优=1;良=2;一般=3;差=4)	负	1.00	4.00	1.21
手艺技能 x_4	手艺技能(具有=1;不具有=0)	正	0.00	1.00	0.27
劳动力数量 x_5	劳动力数量	不确定	1.00	6.00	2.78
不参与农业劳动的老人人数 x_6	不参与农业劳动的老人数	负	0.00	2.00	0.12
不参与农业劳动的小孩人数 x_7	不参与农业劳动的小孩数	负	0.00	3.00	0.97
务工子女数 x_8	务工子女数	负	0.00	4.00	0.99
家庭党员干部数量 x_9	家庭党员干部数量	正	0.00	2.00	0.16
种植面积 x_{10}	实际种植面积/667 m ²	不确定	1.00	22.00	7.57
非农收入 x_{11}	非农收入/(元/人·年)	正	0.00	42 500.00	14 658.00
农业收入 x_{12}	农业收入/(元/年)	负	0.00	206 000.00	18 258.00
与中心城镇距离 x_{13}	距离中心城镇的距离/km	负	15.00	20.00	17.11
粮食补贴金额 x_{14}	粮食补贴金额/元	负	15.00	20.00	17.11
农户对粮食补贴方式满意度评价 x_{15}	农户对补贴方式满意度评价(非常满意=1;比较满意=2;一般满意=3;不满意=4;非常不满意=5)	负	0.00	3 150.00	1 498.00

农户特征变量包括年龄、受教育程度、健康状况和手艺技能。由于农业报酬率往往小于非农工资率,初步认为,年龄越小、受教育程度越高、健康状况越好、拥有手艺技能的农户越容易获得非农就业机会,越倾向于选择非农就业,非农就业时间越长。

家庭特征变量包括家庭劳动力数量、不参与农业劳动的老人、不参与农业劳动的小孩、务工子女数和家中党员干部数量。家庭劳动力数量对户主非农影响方向不确定,一方面劳动力数量越多,可参与农业劳动人数越多,户主的农业负担越轻,非农就业时间越长;但另一方面,家中已有劳动力数量越多,户主参与非农劳动的压力越小,选择在家参与农业劳动或休息的可能性越大;不参与农业劳动的老人和小孩数量越多,户主照顾家庭的时间越多,非农就业时间相应减少;务工子女数同样对户主的非农就业

时间具有负向作用;一般认为党员干部数量越多,农户获得的非农就业机会越多,户主非农就业时间越长。

种植面积变量表示农户实际种植面积。部分学者研究发现耕地面积与非农参与率呈倒 U 形的关系,土地资源短缺的家庭一般有剩余劳动力,参与非农劳动的愿望较强烈,而土地资源丰富的家庭往往有较强的经济实力,参与非农劳动的能力较强,具体两者之间的关系有待检验;非农收入与农户非农就业时间有一定关系。非农收入与农户非农劳动时间呈正向关系,非农收入越高,对农户参与非农就业的刺激作用越强;农业收入是影响农户非农就业时间的重要变量。农业收入与非农收入正好相反,对农户非农劳动时间具有负向影响;与中心城镇距离也是影响农户非农就业时间的重要变量。

农户距离中心城镇的距离越近,非农就业越方便,非农就业时间越长。

粮食补贴政策变量包括粮食补贴金额和农户对粮食补贴方式的满意度评价。粮食补贴金额的增加在一定程度上提高了农户的种粮积极性,有助于农户增加农业劳动时间投入,减少非农劳动时间投入;农户对粮食补贴政策满意度的评价反映了农户的意愿,农户对粮食补贴方式满意度越高,参与非农就业的热情越低,非农就业时间越短。

2. 模型选择

农户参与非农就业的时间与其年龄、受教育程度、健康状况、手艺技能等农户特征,家庭劳动力数量、务工子女数等家庭特征以及粮食补贴政策等因素相关。同时,在实地调研过程中发现,部分农户并没有参与非农就业,这就导致作为因变量的非农就业时间有可能为零,从而产生样本有偏选择问题。对此,本文选择 Tobit 截断回归模型对农户的非农就业时间进行估计。模型为:

$$Y^* = x_i\beta + \sigma\epsilon \tag{1}$$

$$Y = \begin{cases} 0, & \text{若 } Y^* \leq 0 \\ Y^*, & \text{若 } Y^* > 0 \end{cases} \tag{2}$$

表 4 解释变量多重共线性诊断结果

解释变量	x_1	x_2	x_3	x_4	x_5	x_6	x_7	x_8
方差膨胀因子(VIF)	2.54	2.27	1.41	1.19	2.58	1.40	2.01	2.92
解释变量	x_9	x_{10}	x_{11}	x_{12}	x_{13}	x_{14}	x_{15}	
方差膨胀因子(VIF)	1.12	3.19	2.05	1.44	1.41	4.19	1.23	

由表 4 可知,本文所选择的各解释变量的膨胀系数均小于 10,各解释变量之间不存在严重的多重共线性,可以保留在模型之中。

2. 单个粮食补贴政策变量与农户非农就业时间回归结果及分析

为深入了解粮食补贴政策变量与农户非农就业时间之间的关系,分别做 2 个单变量回归模型,检验单个粮食补贴政策变量与农户非农就业时间之间的关系,检验结果见表 5。

表 5 单个粮食补贴政策变量与农户非农就业时间回归检验结果

变量	系数	P 值	R^2
粮食补贴金额 x_{14}	-0.047 4	0.008 3	0.030 4
农户对补贴方式满意度评价 x_{15}	-40.907 8	0.001 3	0.041 4

由表 5 可知,粮食补贴金额与农户非农就业时间具有显著影响,系数为负数表明粮食补贴金额对农户非农就业时间具有负向作用;农户对补贴方式

式(1)、(2)中, Y^* 表示不可观测的户主非农就业时间的潜在变量; Y 为实际观测到的因变量,表示户主的非农就业时间; x_i 表示影响农户非农就业时间的自变量; β 表示模型的待估系数; σ 表示比例参数,用于表示出非农就业供给的似然函数, σ 和 β 将一起被估计得到; ϵ 是随机误差项, $\epsilon \sim N(0, \sigma^2)$ 。

由于数据是左截断的,而非农就业模型也是左截断回归模型,采用最小二乘法估计会导致结果有偏,所以本文模型参数估计采用最大似然估计法。

四、结果分析

1. 解释变量多重共线性检验

本文选择了 15 个自变量对因变量进行解释,较多的自变量可以使分析更加全面、有说服力,但同时也较容易导致多重共线性问题的产生。因此,在模型估计之前,运用方差膨胀因子法对解释变量可能存在的多重共线性问题进行检验。当方差膨胀因子 $VIF \geq 10$ 时,通常认为存在较为严重的多重共线性。表 4 为解释变量多重共线性诊断结果。

满意度评价对农户非农就业时间也具有显著的负向作用。可见,单个粮食补贴政策变量与农户非农就业时间存在显著的负向影响关系。但是两个模型的 R^2 分别为 0.030 4 和 0.041 4,表明粮食补贴政策变量对农户非农就业时间的解释较小,还存在其他重要因素影响农户非农就业时间。

3. 考虑多个变量情况下,粮食补贴政策变量与农户非农就业时间回归结果

由于单个粮食补贴政策变量对农户非农就业时间的解释较小,还存在其他重要变量影响农户非农就业时间。因此,考虑将多个变量加入模型,使用 Eviews5.0 软件,采用极大似然估计法对包括多个变量的模型进行估计,估计结果见表 6。

从模型的估计结果来看, R^2 为 0.580 4,调整后的 R^2 为 0.552 5,对于截面数据而言是可以接受的拟合效果,满足方程的合理性。似然值为 -1 072.657 0,显示了较高的显著性水平,方程总

体拟合较好。

粮食补贴金额(x_{14})对户主非农就业时间影响不显著,负的系数验证了粮食补贴在一定程度上对农户非农就业的抑制效应,也就是说,随着补贴金额的增

由表 6 的估计结果来看,在考虑多个变量的情况下,粮食补贴政策变量对户主非农就业影响如下:

表 6 多个变量农户非农就业 Tobit 模型估计结果

变量	参数估计值	标准差	Z 统计值	概率
C	414.920 2	107.771 3	3.850 0	0.000 1
x_1	-5.851 4***	1.196 9	-4.888 8	0.000 0
x_2	9.247 4***	3.567 4	2.592 2	0.009 5
x_3	-9.744 3	15.627 8	-0.623 5	0.532 9
x_4	12.458 7	16.130 5	0.772 4	0.439 9
x_5	23.451 4**	11.771 2	1.992 3	0.046 3
x_6	21.487 7	22.474 1	0.956 1	0.339 0
x_7	-0.427 2	13.736 7	-0.031 1	0.975 2
x_8	-37.970 8***	14.230 2	-2.668 3	0.007 6
x_9	-19.789 6	19.211 3	-1.030 1	0.303 0
x_{10}	6.159 7	4.908 3	1.255 0	0.209 5
x_{11}	0.003 2***	0.001 2	2.640 7	0.008 3
x_{12}	-0.004 4***	0.000 8	-5.456 5	0.000 0
x_{13}	0.300 7	3.842 4	0.078 3	0.937 6
x_{14}	-0.030 9	0.026 1	-1.183 1	0.236 8
x_{15}	-20.050 1**	8.972 5	-2.234 6	0.025 4
R^2	0.580 4			
Adjusted R^2	0.552 5			
Log likelihood	-1 072.657 0			

注: *、**、*** 分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。

加,农户的非农就业时间会相对减少。农户对补贴方式满意度评价(x_{15})通过了 5%统计水平下的显著性检验,并且系数为负,表明农户对粮食补贴方式的满意度对非农就业具有显著的负向作用,农户对粮食补贴方式的满意度越高,其减少非农就业时间的可能性就越大。在被调查的 258 位农户中,24%农户对现行的粮食补贴方式并不满意,将近 97%的农户认为当前不管是否种粮,只要有土地,都发补贴的做法不合理,只有真正种粮的人才应获得补贴。

4. 影响粮食补贴政策变量显著性变化的原因探讨

比较表 5 和表 6 可以发现,粮食补贴金额(x_{14})这一变量对农户非农就业时间的影响由表 5 的显著变为表 6 的不显著。为探明其原因,本文采用逐步回归法,通过粮食补贴金额变量 P 值的变化,对影响粮食补贴金额显著性的因素进行检验,按照逐步回归原则,剔除了不具有显著影响的控制变量,逐步回归结果见表 7。

表 7 农户非农就业时间 Tobit 模型逐步回归结果

参与回归的变量	R^2	x_{14} 的 P 值变化	x_{14} 的 P 值变化方向	x_{14} 显著性变化
x_{14}	0.030 4	0.008 3	——	——
$x_{14} + x_1$	0.344 2	0.002 5	↓	↑
$x_{14} + x_1 + x_2$	0.385 3	0.008 4	↑	↓
$x_{14} + x_1 + x_2 + x_{12}$	0.538 8	0.672 5	↑	↓
$x_{14} + x_1 + x_2 + x_{12} + x_{11}$	0.550 3	0.650 0	↓	↑
$x_{14} + x_1 + x_2 + x_{12} + x_{11} + x_8$	0.560 3	0.836 6	↑	↓
$x_{14} + x_1 + x_2 + x_{12} + x_{11} + x_8 + x_5$	0.562 0	0.887 8	↑	↓

注: ↑表示 P 值上升,显著性下降; ↓表示 P 值下降,显著性上升。

由表 7 可以看出,导致粮食补贴金额对农户非农就业时间影响显著性下降的主要因素有农户受教育程度(x_2)、农户的农业收入(x_{12})、家庭务工子女数(x_8)和家庭劳动力数量(x_5)。农户受教育程度(x_2)使得粮食补贴金额显著性降低,表明高学历农户对补贴资金刺激不太敏感;农户的农业收入(x_{12})导致粮食补贴金额显著性降低,表明粮食补贴金额对农户农业收入的贡献程度有限;家庭务工子女数(x_8)使得粮食补贴金额呈显著下降趋势,表明务工子女数较多的农户对于非农收入的依赖性较高,对粮食补贴资金的反应不够敏感;家庭劳动力数量(x_5)也导致粮食补贴金额显著性的降低,表明家庭劳动力数量较多的农户对粮食补贴金额的依赖性也较低,补贴资金的刺激程度有限。

五、结论与讨论

本文利用对安徽省天长市农户的调研数据,选取粮食补贴金额、农户对粮食补贴方式满意度评价两个指标为粮食补贴政策变量,对农户非农就业时间的影响进行探讨,得出如下研究结论。

(1)仅考虑单个粮食补贴政策变量的情况下,粮食补贴金额对农户非农就业时间具有显著的负向影响,提高粮食补贴金额在一定程度上会减少农户非农就业时间供给。

(2)在考虑多个变量的情况下,粮食补贴金额对农户非农就业时间具有负向影响,但这种影响并不显著。农户的非农就业时间更多地受到自身年龄、受教育程度、家庭劳动力数量、家庭务工子女数、非农收入以及农业收入的显著影响。

(3)粮食补贴金额对农户非农就业时间影响由显著变为不显著的原因是,教育程度较高、家庭务工子女数较多、家庭劳动力数量较多的农户对粮食补贴资金的刺激不太敏感以及粮食补贴金额对农户农业收入的贡献程度有限。

(4)农户对补贴方式的满意度评价对农户非农就业时间都具有显著的负向影响,农户对补贴方式的满意度越高,其减少非农就业时间可能性就越大。

如果我国粮食补贴政策的首要目标是促进农户农业生产时间的增加,推动农业生产发展,保障粮食安全,那么国家应在粮食补贴金额、方式方面进一步完善,才能更好地提高农户对补贴政策的满意度、激发农户的种粮热情;如果粮食补贴政策的首要目标是提高农民收入,那么在非农报酬率高于农业收益

率的情况下,补贴政策对农户非农就业时间的负向效应在一定程度上抑制了政策效果,粮食补贴政策需要做出彻底调整才能实现其政策目标。

参 考 文 献

- [1] 农村绿皮书. 中国农村居民恩格尔系数首次降至 40% 以下 [EB/OL]. (2013-04-10) [2013-06-10]. http://news.china.com.cn/txt/2013-04/10/content_28503490.htm.
- [2] LEE J E. Allocating farm resources between farm and nonfarm uses[J]. Journal of Farm Economics, 1965(47): 83-92.
- [3] HUFFMAN W E. Farm and off-farm work decisions: the role of human capital[J]. Review of Economics and Statistics, 1980 (62): 14-23.
- [4] LOPEZ R. E. Estimating labor supply and production decision of self-employment farm producers[J]. European Economics Review, 1984(24): 61-82.
- [5] SUMMER D. The off-farm labor supply of farmers[J]. American Journal of Agricultural Economics, 1982(62): 499-509.
- [6] BURFISHER M E, HPPKINS J. Decoupled payments: household income transfers in contemporary U. S. Agriculture[R]. Agricultural Economics Report No. 822, Economic Research Service, USDA, Washington DC, 2003.
- [7] EL-OSTA H S, AHEARN M C, MISHRA A K. Implications of 'decoupled' payments for farm and off-farm labor allocation [A], the International Conference, Agricultural Policy Reform and the WTO: Where are We Heading? 2003(6): 23-26.
- [8] EL-OSTA H S, MISHRA A K, AHEARN M C. Labor supply by farm operators under 'decoupled' farm program payments [J]. Review of Economics of the Household, 2004(2): 367-385.
- [9] MISHRA A K, GOODWIN B K. Farm income variability and supply of off-farm labor[J]. American Journal of Agricultural Economics, 1997, 79(3): 880-887.
- [10] AHEARN M C, ELOSTA H S, DEWBRE J. The impact of coupled and decoupled government subsidies on off-farm labor participation of U. S. farm operators[J]. American Journal of Agricultural Economics, 2006, 88(2): 393-408.
- [11] HENESSY T C, REHMAN T. Assessing the impact of the 'decoupling' reform of the common agricultural policy on irish farmers' off farm labor market participation decisions[J]. Journal of Agricultural Economics, 2008, 59(1), 41-56.
- [12] 都阳. 风险分散与非农劳动供给: 来自贫困地区农村的经验证据[J]. 数量经济技术经济研究, 2001(1): 46-50.
- [13] 刘秀梅, 亢霞. 农户家庭劳动时间配置行为分析[J]. 中国农村观察, 2004(2): 46-52.
- [14] 句芳, 高明华, 张正河, 等. 中原地区农户非农劳动时间影响因素分析——基于河南省 198 个农户的调查[J]. 中国农村经济, 2008(3): 57-64.
- [15] 汪伟. 农民夫妻非农就业决策的微观基础分析——以山东省肥

城市为例[J]. 中国农村经济, 2010(3):45-54.

[17] 邓蒙芝, 罗仁福, 张林秀, 等. 道路基础设施建设与农村劳动力
非农就业——基于 5 省 2000 个农户的调[J]. 农业技术经济,
中国农村经济, 2011(6):54-62.

2011(2):4-11.

Analysis of Grain Subsidy Policy Effects on Off-farm Employment Time

——Based on the Survey Data of Anhui Province in Tianchang

LIU Ying, DONG Chun-yu

(College of Economics and Management, Huazhong Agricultural University, Wuhan, Hubei, 430070)

Abstract Based on the survey data attained from farmers in Tianchang, Anhui Province, this paper uses Tobit model to empirically analyze the influence of the grain subsidy policy on off-farm employment time. The results showed that: considering only a single grain subsidy policy variables in the case, the grain subsidy has negative impacts on off-farm employment time. Improving grain subsidies would reduce off-farm employment supply time and increase agricultural time. In the case of all the variables considered, the negative impact of the amount of food subsidies for off-farm employment time is not significant, which can be ascribed to the fact that families with well-educated children, or children serving as migrant workers, or more labor forces are less sensitive to food subsidies and the incentive of such kind contributes less to farmers' agricultural income. Considering all the variables or not, farmers' satisfaction to the ways of subsidies has significant negative effects on their non-agricultural employment time. More satisfied with the ways of subsidies, less time consumed on non-agricultural employment. Therefore, to give full play to the positive role of grain subsidy policy, we should further improve the amount of subsidies and the subsidy way to improve farmers' satisfaction.

Key words grain subsidy policy; non-agricultural employment; farmer; Tobit model

(责任编辑:金会平)

公 告

为适应期刊数字化发展的潮流,实现传统的纸质媒体与现代数字媒体无缝对接,更好地为广大作者和读者服务,本刊拟从 2014 年第 1 期开始,在学报有关版面内容及刊发论文的中文题目右侧标识二维码。读者通过手机二维码软件扫描,即可下载与本刊及论文相关的更多信息。

作者在稿件录用后,可向编辑部提供论文相关的文字、图片、音频、视频等信息文件,供编辑部选用,作者一旦上传,表明作者同意公开。