刘 红,何蒲明,农村劳动力务农机会成本对粮食安全的影响及对策[J],江苏农业科学,2014.42(9)·427-429,

农村劳动力务农机会成本对粮食安全的影响及对策

刘 红,何蒲明

(长江大学湖北农村发展研究中心,湖北荆州 434023)

摘要:近年来,我国农民的工资性收入逐年上升,农村劳动力务农的机会成本也随之上升,影响了农民种粮的积极性,从而对我国粮食安全产生了现实、潜在的影响。探讨了打工经济对我国粮食安全的影响,结果表明,农村居民人均工资性收入占人均纯收入的比重、第一产业就业人数、政策因素对粮食播种面积的比重影响较为显著,农业机械总动力、农村居民的人均补贴收入对粮食播种面积的比重变化影响不大,并提出了相应的对策。

关键词:务农机会成本;粮食安全;打工经济

中图分类号: F326.11;F323.6 文献标志码: A 文章编号:1002-1302(2014)09-0427-03

近年来,随着城市化、工业化的发展,农村劳动力务农机会成本不断提高,由于农业生产经营效益低下,致使农民的家庭经营收入增长缓慢。2012年,我国农村居民人均纯收入为7916.6元,其中工资性收入为3447.5元,较上年增长16.3%;家庭经营收入为3533.4元,较上年增长9.7%,工资性收入所占比重逐年上升,家庭经营收入所占比重逐年降低。越来越多的青壮年选择了外出务工,对我国的粮食安全产生了现实及潜在的影响。笔者深入分析打工经济对我国粮食安

收稿日期:2013-12-08

- 基金项目:教育部人文社会科学青年基金(编号:13YJC790040);长 江大学优秀青年教师科研支持计划(编号:cyq201311)。
- 作者简介:刘 红(1990—),女,湖北武汉人,硕士研究生,主要从事农业经济理论与政策研究。
- 通信作者:何蒲明,博士,副教授,从事农业经济理论与政策研究。 E-mail:hepuming0806@163.com。
- [3] Førsund F R, Lovell C, Schmidt P. A survey of frontier production functions and of their relationship to efficiency measurement [J]. Journal of Econometrics, 1980, 13(1):5-25.
- [4] Armagan G, Ozden A, Bekcioglu S. Efficiency and total factor productivity of crop production at NUTS1 level in Turkey: Malmquist index approach[J]. Quality & Quantity, 2010, 44(3):573-581.
- [5] Kim K, Chavas J P, Barham B, et al. Specialization, diversification, and productivity; a panel data analysis of rice farms in Korea[J]. Agricultural Economics, 2012, 43(6):687-700.
- [6] Gelan A, Muriithi B W. Measuring and explaining technical efficiency of dairy farms: a case study of smallholder farms in East Africa [J]. Agrekon, 2012, 51 (2):53-74.
- [7] Battese G E, Coelli T J. Frontier production functions, technical efficiency and panel data; with application to paddy farmers in India[J]. Journal of Productivity Analysis, 1992, 3(1/2); 153 – 169.
- [8] Soleimani Damaneh M. Another approach for estimating RTS in dynamic DEA [J]. Journal of Productivity Analysis, 2013, 39 (1): 75-81.
- [9]孟令杰. 中国农业产出技术效率动态研究[J]. 农业技术经济, 2000(5):1-4.
- [10]田 伟,柳思维. 中国农业技术效率的地区差异及收敛性分

全的影响,尤其是农村劳动力务农机会成本对粮食安全的影响,旨在为保障我国粮食安全提供依据。

1 我国粮食安全面临的问题

1.1 农村居民工资性收入增幅较大,家庭经营收入增幅较小由于农业生产具有经济性、自然性的特点,通常被认为是集经济再生产、自然再生产为一体的人类活动,具有较为明显的季节性特征。在农业生产过程中,不仅有资金、技术、人工等投入,还有自然再生产中的人工闲置问题^[1]。劳动力作为一种资源,其稀缺性将伴随着经济的不断发展而日益显现,其机会成本在农民生产决策中的作用也会越来越大。所谓机会成本是指一种资源(如资金或劳动力等)用于本项目而放弃用于其他机会时可能损失的利益。农村劳动力务农机会成本指农民选择进城务工所获得的工资收入^[2]。长期以来,我国农产品收购价格始终较低,化肥、种子、农药等农资价格却节

析——基于随机前沿分析方法[J]. 农业经济问题,2012(12): 11-18,110.

- [11]马述忠,冯 晗. 中国农业生产的技术效率衰退会终结吗?——基于开放与收敛视角的考察[J]. 中国农业科学,2012,45(15):3189-3196.
- [12] 鲍学东,郑循刚. 基于 SFA 的四川农业生产技术效率分析[J]. 科技管理研究,2008,28(9):80-82,90.
- [13]金怀玉, 菅利荣, 焦立新. 安徽省农业技术效率变动的实证分析 [J]. 中国科技论坛, 2011(7):129-133, 146.
- [14] 薛彩霞,姚顺波,郭亚军,等. 陕西省吴起县农户种植技术效率及影响因素分析——基于随机前沿分析方法[J]. 北京林业大学学报;社会科学版,2011,10(1);65-69.
- [15]王 玺. 农户技术效率差异及影响因素实证分析——基于随机 前沿生产函数与果农微观数据[J]. 经济问题,2011(6):72-77.
- [16] Battese G E, Coelli T J. A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data [J]. Empirical Economics, 1995, 20(2):325 332.
- [17] Battese G E, Corra G S. Estimation of a production frontier model: with application to the pastoral zone of eastern Australia [J]. Australian Journal of Agricultural and Resource Economics, 1977, 21 (3):169-179.

节攀升,即使粮食大丰收,农民依然会陷入增产不增收的怪圈。1989—2012年我国农村居民人均工资性收入呈现逐年递增的趋势,其中工资性收入增幅明显大于家庭经营收入。2012年底,我国农村居民人均工资性收入增幅高达 16.3%,家庭经营收入增幅仅为9.7%。农村劳动力特别是青壮年劳动力,从农村大量转移到城市,不可避免地将会对农业生产发展及粮食安全产生较大影响。

1.2 农村劳动力数量不断下降,产业结构出现较大调整

改革开放以来,第二、第三产业的快速发展为农村劳动力提供了大量非农就业机会,导致农村务农劳动力数量逐年下降^[3]。改革开放以来,随着农村产业结构的不断调整,农村劳动力数量、结构也在悄然发生变化。我国农村第一产业劳动力数量占农村就业人数的比重逐步下降,第二、第三产业从业人员占比呈现不断增加趋势。我国农村劳动力资源正从第一产业悄悄流向第二、第三产业。

1.3 农村人均耕地面积较少,土地抛荒现象时有发生

1989—2012 年我国农村居民家庭经营耕地面积始终在 0.13 hm²/人水平上下波动。由于农业效益低下,越来越多的农民选择进城打工,导致我国部分农村地区一方面耕地资源紧张,一方面却出现土地抛荒的现象,耕地资源被闲置。

2 农村劳动力务农机会成本对粮食安全影响的实证分析

2.1 变量的选择及数据来源

本研究在综合考虑数据的相关性及可获得性的基础上, 选择粮食播种面积占农作物总播种面积的比重(Y)作为因变 量。有些学者在讲行研究时, 选择粮食总产量来代表粮食安 全。由于笔者的研究目的主要是分析农村劳动力务农机会成 本对农民种粮积极性的影响,近年来我国粮食总产量不断增 加,选择该指标并不能很好地反映在务农机会成本上升的情 况下农民行为选择的变化。笔者选择农村居民人均工资性收 入占人均纯收入的比重 (X_1) 、第一产业就业人数 (X_2) 、农业 机械总动力 (X_{\bullet}) 、农村居民的人均补贴收入 (X_{\bullet}) 、政策因素 (即取消农业税)(X₅)作为自变量。从理论上讲,取消农业 税、增加补贴可以在一定程度上降低农村劳动力务农的机会 成本,从而提高农民的种粮积极性。由于农村居民的补贴收 人数据较难获取,而农村居民的转移性收入主要来自政府补 贴,因此本研究选择农村居民的转移性收入来近似代替农村 居民的补贴收入。2006年1月1日起,我国全面取消农业 税,为了考察这一政策的出台对我国粮食生产的影响,本研究 引入政策因素作为虚拟变量,并将2006年作为一个分水岭, 2006年之前的各年份数据记为0,2006年及其之后的年份数 据记为1(表1)。

2.2 估计模型

为深入分析各因素对粮食安全的影响,建立了多元线性 回归模型:

 $Y = \beta_0 + \beta_1 X + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \beta_4 X_4 + \beta_5 X_5 + \mu_0$ (1) 运用 OLS 法估计回归结果得:

 $Y = 97.295\ 2 - 0.283\ 1X_1 - 0.000\ 3X_2 - 0.000\ 2X_3 + 0.009\ 6X_4 + 3.416\ 7X_5$ (18.897 5) (-1.784 1) (-2.117 3) (-2.570 6) (2.634 0) (4.345 0)

 $R^2 = 0.958 8$ F = 83.750 3

D. W. = 1.1669 (2)

从方程(2)的有关统计指标可以看出,判定系数R²为

表 1 1989—2012 年我国粮食播种面积占总播种面积的比重及其影响因素

年份	Y	X_1	X_2	X_3	X_4	X_5
	(%)	(%)	(万人)	(kW)	(元/人)	
1989	76.6	22.7	33 225.0	28 067.0	30.5	0
1990	76.5	20.2	38 914.0	28 707.7	29.0	0
1991	75.1	21.4	39 098.0	29 388.6	33.0	0
1992	74.2	23.5	38 699.0	30 308.4	38.0	0
1993	74.8	21.1	37 680.0	31 816.6	41.6	0
1994	73.9	21.5	36 628.0	33 802.5	47.6	0
1995	73.4	22.4	35 530.0	36 118.1	57.3	0
1996	73.9	23.4	34 820.0	38 546.9	70.2	0
1997	73.3	24.6	34 840.0	42 015.6	79.3	0
1998	73.1	26.5	35 177.0	45 207.7	92.0	0
1999	72.4	28.5	35 768.0	48 996.1	100.2	0
2000	69.4	31.2	36 042.5	52 573.6	78.8	0
2001	68.1	32.6	36 398.5	55 172.1	87.9	0
2002	67.2	33.9	36 640.0	57 929.9	98.2	0
2003	65.2	35.0	36 204.4	60 386.5	96.8	0
2004	66.2	34.0	34 829.8	64 027.9	115.5	0
2005	67.1	36.1	33 441.9	68 397.8	147.4	0
2006	69.0	38.3	31 940.6	72 522.1	180.8	1
2007	68.8	38.6	30 731.0	76 589.6	222.3	1
2008	68.3	38.9	29 923.3	82 190.4	323.2	1
2009	68.7	40.0	28 890.5	87 496.1	398.0	1
2010	68.4	41.1	27 930.5	92 780.5	452.9	1
2011	68.1	42.5	26 594.0	97 734.7	563.3	1
2012	68.0	43.5	25 773.0	102 559	686.7	1

注:数据来自中华人民共和国国家统计局网站。

0.9588,拟合程度较高,虽然方程总体拟合较好,但 X_1 的 t 检验未通过,表明可能存在一定的自相关性。经拉格朗日乘数检验得出,存在正的一阶序列相关。 X_1 对应的 P 值为 0.0913,大于 0.05,说明该变量对应的 t 统计量较小,而 R^2 很大,可初步判断可能存在多重共线性。利用相关系数法进行验证后发现,部分解释变量之间的相关系数绝对值很接近 1,故可判定存在多重共线性。为了消除自相关、多重共线性,进一步运用广义差分法、逐步回归法进行修正,最终结果为:

 $Y = 93.851 \ 2 - 0.548 \ 2X_1 - 0.000 \ 2X_2 + 2.897 \ 8X_5 \ AR(1)_{\circ}$ (13.7362) (-6.5398) (-1.4175) (3.1918) (3.1892)

 $R^2 = 0.959 6$ F = 106.843 6 $D. W. = 1.680 4_{\circ}$ (3)

从方程(3)的有关统计指标可以看出,AR(1)的系数通过了显著性检验,D. W. 统计量的值为 1. 680 4,大于 5% 显著水平下的临界值上限 1. 66,说明模型已不存在序列相关性。从 R^2 、F来看,模型拟合程度较好,方程总体线性显著,各变量也均通过显著性检验。

3 结果与分析

3.1 结果描述

由以上回归结果可知,农村居民人均工资性收入占人均 纯收入的比重、第一产业就业人数、政策因素对粮食播种面积 的比重影响较为显著,农业机械总动力、农村居民的人均补贴 收入对粮食播种面积的比重影响不大。

3.2 经济意义分析

由方程(3)可知:因变量 Y 发生变化的 95.96% 可以由自变量 X_1 、 X_2 、 X_5 来进行解释。在其他条件不变的情况下,农村居民人均工资性收入占人均纯收入的比重每增加 1%,将造成粮食播种面积占总播种面积的比重减少 0.548 2%;在其他条件不变的情况下,第一产业就业人数每增加 1 万人,将会造成粮食播种面积占总播种面积的比重减少 0.000 2%;在其他条件不变的情况下,减免农业税(即 X_5 = 1)可以使粮食播种面积占总播种面积的比重 Y 增加 2.897 8%。

3.3 现实意义分析

农村居民人均工资性收入占人均纯收入的比重与粮食播 种面积占总播种面积的比重呈负相关。这主要是由于农民外 出务工收入的增加即农村劳动力条农机会成本的提高,会在 一定程度上挫伤农民的种粮积极性。农民作为一个理性的经 济人,在面对务工收入增长较快而务农收入增长缓慢的情况 下,会做出最有利的选择以实现自身利益最大化。农民会慢 慢减少农业生产所需的各种投入(资金、劳动力等),久而久 之,农业生产会大受影响,最直接的表现是粮食播种面积比重 不断下降。本研究表明,第一产业就业人数的增加会在一定 程度上导致粮食播种面积占总播种面积比重下降。这可能是 由于目前我国农村仍然存在着一定数量的剩余劳动力。根据 边际效用递减原理,在耕地资源极为有限的条件下,当投入的 劳动力数量到达一定限度时,每多投入一单位的劳动力会使 其边际效用递减。从另一角度来讲,第一产业就业人数的增 加,分摊到每个家庭中,会增加家庭负担。耕地数量有限,种 田已无法让农民承担起养家糊口的重担,在偏远山区以及人 地矛盾较为尖锐的地区会出现举家甚至是全村进城打工的现 象,因此,粮食播种面积自然会不断减少。取消农业税可以在 一定程度上带来粮食播种面积占总播种面积比重增加。农业 税的取消,从某种意义上来讲意味着农民务农收入增加,可在 一定程度上激发农民的种粮热情,由此带来的最直接的结果 就是粮食播种面积比重增加。农业机械总动力对粮食播种面 积占总播种面积比重的影响作用不大,原因可能包括两个方 面:一是使用农业机械只能缩短农民种粮及收粮时间,提高生 产效率,但对种植面积的扩大并无多大影响;二是由于当前土 地流转市场发展不成熟,土地流转规模不大,即使拥有农业机 械的种粮大户或农业公司有心扩大生产规模,土地面积太小 是他们面临的最大问题,导致他们心有余而力不足。农民人 均补贴收入对粮食播种面积占总播种面积比重的影响作用不 大,说明当前政府对农民种粮的补贴投入力度不够,无法激发 农民的种粮积极性。

4 对策

4.1 发展现代农业,增加农民家庭经营收入

当农民的工资性收入与家庭经营收入存在较大差距时, 农村劳动力机会成本无形之中会被拉高,要解决这一问题,政 府应做的不是压低农民的务工收入,而是要想方设法提高农民的家庭经营收入。一方面,政府要通过税收政策、财政政策来提高粮食生产者的收入;另一方面,政府要积极引导农民发展高产、高效、安全的现代农业^[4]。

4.2 加快农村剩余劳动力转移,提高资源配置效率

本研究表明,依据边际效用递减原理,在耕地资源有限的情况下,大量剩余劳动力对于增加粮食播种面积及粮食产量的作用并不显著,当剩余劳动力数量超过一定限度后,继续增加劳动力反而会出现边际效用递减的现象。因此,必须加快农村剩余劳动力转移,创造更高价值。

4.3 依法推进农村土地流转,实现土地规模化经营

伴随着越来越多的农民进城务工,部分农村地区开始出现土地抛荒或低效利用现象。有关部门应该加紧出台规范土地流转的政策及法律法规,建立健全土地流转服务体系,以推动农村土地的合理、规范、高效流转。这不仅可以使进城务工的农民能一心一意在城里务工,还可以使他们获得土地流转收入,更重要的是可以将闲置或荒废的土地重新利用起来。

4.4 切实推行惠农补贴政策,激发农民的种粮积极性

农业作为一种弱质产业,时常面临自然风险、市场风险的双重考验。自然灾害是影响农作物产量、农业投资的主要因素之一,具有突发性、不可控性、杀伤力强等特点^[5]。另外,由于市场信息的不对称,导致农业生产者承受较大的市场风险。加上人工成本、化肥等生产成本的增加,即使粮食产量有较大提高,但农民经营收入也未必会有较大增长,势必会在一定程度上挫伤农民的种粮积极性^[6]。为了充分调动农民的种粮积极性并确保粮食安全,政府部门应始终坚持"多予、少取、放活"的方针政策,加大对农民的种粮补贴力度,制定科学有效的监督管理制度,使得党的惠民政策能真正落到实处,提高农民的种粮热情。

参考文献:

- [1]潘军昌,孔有利. 劳动力机会成本与农户稻作方式选择[J]. 江 苏农业科学,2010(6):632-634.
- [2] 黄忠伟,黄梦哲. 基于 SPSS 的我国粮食价格影响因素分析——从农业劳动力机会成本和数量变化的角度[J]. 经济与管理评论,2012(3):66-70.
- [3] 陈瑜琦,李秀彬,朱会义,等. 劳动力务农机会成本对农户耕地利用决策的影响——以河南省睢县为例[J]. 地理科学进展,2010,29(9):1067-1074.
- [4]邓大才. 中国粮食生产的机会成本研究[J]. 经济评论,2005 (6):46-52,63.
- [5] 田玉军,李秀彬,辛良杰,等. 农业劳动力机会成本上升对农地利用的影响——以宁夏回族自治区为例[J]. 自然资源学报,2009,24(3):369-377.
- [6]黄 臻,李 平. 我国谷物生产成本波动的起因及贡献率测算 [J]. 价格理论与实践,2011(11):39-40.