



城乡收入差距和乡村人口老龄化对 粮食生产技术效率的影响

王娟丽¹, 郭梦亚^{2a}, 马永喜^{2b,3}

(1.浙江水利水电学院经济与管理学院, 杭州 310018; 2. 浙江理工大学, a.经济与管理学院;
b.浙江省生态文明研究院, 杭州 310018; 3.之江实验室, 杭州 311121)

摘 要: 为了分析城乡收入差距和乡村人口老龄化对粮食生产技术效率的影响, 利用 2001—2016 年中国 31 个省区市的面板数据, 综合采用随机前沿生产函数和技术非效率函数, 测算我国粮食生产的技术效率, 并考察城乡收入差距和乡村人口老龄化对粮食生产技术效率的影响。研究发现: 城乡收入差距程度对粮食生产技术效率具有显著的负向影响, 而乡村人口老龄化程度越高的地区, 其粮食生产技术效率越高。研究还发现: 我国粮食生产技术效率由东向西依次递减, 粮食生产技术效率还存在很大的提升空间。因而, 需要对农民进行收入扶持, 优化农业劳动力人口结构, 来稳步提升粮食生产技术效率, 保障我国粮食安全。

关键词: 城乡收入差距; 乡村人口老龄化; 粮食生产; 技术效率

中图分类号: F323

文献标志码: A

文章编号: 1673-3851 (2021) 02-0001-08

Impacts of urban-rural income gap and rural population aging on technical efficiency of grain production in China

WANG Juanli¹, GUO Mengya^{2a}, MA Yongxi^{2b,3}

(1.College of Economics and Management, Zhejiang University of Water Resources and Electric Power, Hangzhou 310018, China; 2a. School of Economics and Management; 2b. Zhejiang Academy of Ecological Civilization, Zhejiang Sci-Tech University, Hangzhou 310018, China; 3. Zhijiang Lab, Hangzhou 311121, China)

Abstract: In order to analyze the impacts of urban-rural income gap and rural population aging on technical efficiency of grain production in China, the panel data of 31 provinces, municipalities and autonomous regions during 2001—2016 in China were collected and the stochastic frontier production function and technical inefficiency function were adopted to measure and calculate the technical efficiency of grain production in China. Meanwhile, the impacts of urban-rural income gap and rural population aging on technical efficiency of grain production were investigated. The results show that the urban-rural income gap has a significant negative impact on the technical efficiency of grain production; the area with higher degree of rural population aging has higher technical efficiency of grain production. Moreover, the technical efficiency of grain production decreases progressively in China from the east to the west in China, and there is still large space for improving the technical efficiency of grain production. To improve the technical efficiency of grain production stably and guarantee food security, it is necessary to increase farmers' income, and optimize the demographic structure and quality of the agricultural labour force.

Key words: urban-rural income gap; rural population aging; grain production; technical efficiency

收稿日期: 2020-05-25 网络出版日期: 2020-07-23

基金项目: 国家自然科学基金项目(71873125); 国家自然科学基金项目国际合作项目(41961124004)

作者简介: 王娟丽(1976—), 女, 湖南永州人, 副教授, 博士, 主要从事资源管理方面的研究。

通信作者: 马永喜, E-mail: myx@zstu.edu.cn

作为世界人口最多的国家,我国始终面临着保障粮食安全的压力。许多学者预测,2030年中国的粮食需求将达到6.48亿~7.18亿吨,粮食供应缺口将达到约1亿吨^[1-3]。21世纪以来,我国粮食产量从2001年的45264万吨增长到2017年的61791万吨,但期间2004—2017年粮食产量增速放缓,平均年增长率仅有2.1%,甚至在2016年增速低至0.8%^①。稳定和增加粮食产量仍然是我国需要妥善处理 and 解决的一个重要而紧迫的现实问题。与此同时,我国城乡二元发展结构特征明显,城乡收入差距较大,已成为世界上城乡收入差距最大的国家之一^[4]。2017年,我国城镇居民人均可支配收入为36396元,农村居民人均纯收入为13432元,城乡收入比为2.71:1^②。我国城乡收入差距较大的事实一直没有得到根本的改变。城乡收入差距推动农村劳动力离开农田,向非农部门转移^[5]。从2001年到2017年,中国农村人口占总人口比例从62.34%减少到41.48%^③。而且农村转移劳动力转移具有明显的选择性和结构性特征,劳动力流动一般以青壮年劳动力为主^[6],这使得农村老龄化人口比例不断上升。我国农村地区65岁以上人口比例已从2001年的6.96%上升到2016年的13.22%^④。我国正处于二元经济转型时期,城乡收入差距、劳动力转移和人口老龄化将在一定时期内长期存在^[7]。研究城乡收入差距、劳动力转移及与之相伴的人口老龄化在我国经济转型时期究竟会对粮食生产产生怎样的影响具有重要的现实意义。

国内外不少学者考察了非农收入和非农就业对农业技术效率的影响,研究结果存在较大分歧。一些学者认为,农村转移劳动力在城市取得的收入通过汇款流向农村,减轻了农业生产的资金约束,进而提高农业生产效率^[8-9]。然而,还有一些学者认为农村转移劳动力的汇款收入无法弥补其家庭劳动力损失的负面影响,因而并没有促进农业生产^[10-11]。针对非洲一些国家的研究表明,非农就业和非农收入可能对农业技术效率产生积极影响^[12-13];而另一些针对欧洲和北美的研究表明,非农就业可能对农业技术效率产生负面影响^[14-15]。还有一些研究发现,农场技术效率与非农就业及非农收入之间没有显著的相关性^[16-17]。劳动力转移导致农村劳动力年龄结构性变化,尤其是农村人口的老龄化,因而许多农业经济学者对年龄与农业技术效率的关系进行了考察。一些学者认为老年劳动力拥有更丰富的农业生产经验,因而年龄对农业技术效率具有统计显著

的正向影响^[18-19];而另一些学者则指出老年人在体力、接受新知识的能力上弱于年轻劳动力,因而其相对青年人技术效率较低^[20-21]。刘易斯等发展经济学家认为,发展中国家存在的二元经济结构及相应的城乡收入差距导致了农村劳动力向城市非农部门转移^[5,22],这种城乡收入的差距及农业劳动力转移到城市非农部门都可能会对农业生产力产生影响。虽然已有一些文献在研究农业技术效率时,考察了年龄和教育程度等劳动力指标对技术效率的影响,但鲜有文献专门关注城乡收入差距和乡村人口老龄化对农业生产技术效率的影响。因而,本文运用随机前沿生产函数模型和技术非效率模型,采用我国省级层面面板数据,来测算全国各省区市(直辖市)的粮食生产技术效率,并着重分析城乡收入差距和乡村人口老龄化对我国粮食生产技术效率的影响。

一、理论模型与模型设定

(一)理论模型

技术效率的测量主要有基于随机前沿分析的参数方法和基于数据包络分析的非参数方法。由于随机前沿分析方法能够将生产中的随机扰动和技术非效率部分同时纳入到生产函数表达式中^[23],同时这种方法可以直接计量估计外在因素(环境变量)对技术非效率的影响^[24],因而其在农业生产技术效率估计中获得了广泛的应用。

Battese等^[23]在研究农业技术效率时提出以下用于估计面板数据技术效率的随机前沿生产函数模型:

$$Y_{it} = \exp(X_{it}\beta + v_{it} - u_{it}) \quad (1)$$

其中: $i = 1, 2, \dots, n$,表示农业生产单元(省区市); Y_{it} 表示 i 在时期 t 的产出; X_{it} 表示 i 在时期 t 的所有生产要素投入量; β 是未知待估参数向量; v_{it} 表示样本单元在生产中的不可控因素,为系统随机误差,例如灾害和统计误差等,且 $v_{it} \sim N(0, \sigma_v^2)$; u_{it} 表示影响产出水平的技术非效率部分,即样本实际产出与生产前沿面的距离, u_{it} 服从在零点截尾的正态分布,即 $u_{it} \geq 0, u_{it} \sim N(Z_{it}\delta, \sigma_u^2)$ 。

根据 u_{it} 定义,技术非效率模型如下式所示:

$$u_{it} = Z_{it}\delta + w_{it} \quad (2)$$

其中: Z_{it} 是影响技术非效率(效率)的外生变量, δ 是

① 数据来源于《2018年中国农村统计年鉴》。

② 数据来源于《2018年中国农村统计年鉴》。

③ 数据来源于《2018年中国统计年鉴》。http://www.cnki.net

④ 数据来源于《2018年中国人口和就业统计年鉴》。

未知待估参数, 随机变量 w_{it} 服从均值为零的截尾正态分布。

基于产出导向的农业生产技术效率 (technical efficiency) 可表示为可观测产出与相应随机前沿产出之比, 即:

$$TE_{it} = \frac{E[f(X_{it}, \beta) \exp(v_{it} - u_{it})]}{E[f(X_{it}, \beta) \exp(v_{it} - u_{it}) | u_{it} = 0] \exp(-u_{it})} = \quad (3)$$

由于 u_{it} 非负, 因而 $0 \leq TE_{it} \leq 1$ 。若无效率损失, 即 $u_{it} = 0$, TE_{it} 技术效率值为 1。随机前沿生产函数的误差项不满足最小二乘法 (OLS) 的古典假定条件, 因而不能用 OLS 方法来进行参数估计, 可采用最大似然法对模型进行估计。令 $\gamma = \sigma_u^2 / (\sigma_v^2 + \sigma_u^2)$, 则 $0 \leq \gamma \leq 1$ 。对 γ 的估计检验可以反映出技术非效率的显著性, 若 γ 值接近于 1 时, 说明随机前沿生产函数误差主要由技术非效率造成; 反之, 若 γ 值接近于 0 时, 反映前沿生产函数误差主要是由随机误差引起的。

(二) 模型设定

基于以上理论模型, 本文将对随机前沿生产函数模型和技术非效率模型进行具体的设定, 来测算我国粮食生产的技术效率, 并估计相关外在因素对我国粮食生产技术效率的影响。柯布-道格拉斯生产函数 (Cobb-Douglas production function, CPF) 模型由于其简洁性和容易解释的特征, 在我国农业生产实证分析中被广泛采用^[25-26]。本文基于柯布-道格拉斯生产函数, 构建我国粮食生产的随机前沿生产函数如下:

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \sum_{k=1}^4 \beta_k \ln X_{kit} + v_{it} - u_{it} \quad (4)$$

其中: X_{kit} ($k=1, \dots, 4$) 表示省区市 i 在时期 t 的粮食生产投入要素, 分别为劳动力投入、化肥使用、农药使用和农用柴油使用等。系数 β_k ($k=1, \dots, 4$) 分别表示各投入要素的产出弹性。

本文着重探讨城乡收入差距、劳动力转移及其带来的乡村人口老龄化对技术效率的影响, 拟选择城乡收入差距、劳动力转移水平、人口老龄化程度和乡村人均受教育年限作为主要外在环境变量, 设定具体的技术非效率模型如下:

$$u_{it} = \delta_0 + \sum_{m=1}^4 \delta_m Z_{mt} + w_{it} \quad (5)$$

其中: Z_{mt} , $m=1, \dots, 4$, 分别表示乡村人均受教育年限、人口老龄化水平、城乡收入差距及劳动力转移水平等 (非) 效率影响因素; t 反映 2001—2016 年的时间序列。 δ_m , $m=1, \dots, 4$, 是待估参数, 表示上述四个外在环境变量对农业生产技术非效率的影响, 若参数值为正, 表明

该指标对技术非效率有正向作用, 而对技术效率有反向作用; 反之, 若参数值为负, 则表明该指标对技术非效率有反向作用, 对技术效率有正向作用。

很多基于随机生产前沿模型和技术非效率模型的技术效率测算和实证研究往往采用“两步法”进行, 但其会产生有偏的估计结果。本文将利用“一步法”同时估计随机前沿生产函数系数和技术非效率影响系数, 以避免传统两步法估计造成的偏误问题^[27]。本文在模型估计时采用 Stata 14 计量软件包。

二、数据来源与描述性分析

(一) 投入与产出变量

本文中的粮食投入产出数据来源于 2002—2017 年《中国农村统计年鉴》《中国统计年鉴》《中国人口与就业统计年鉴》和 31 个省区市 (不包括港澳台地区) 的年度统计年鉴。其中: 因变量为粮食单位面积产值, 由粮食生产总产值除以粮食播种面积计算得到; 投入要素中劳动力、化肥、农药和农用柴油投入均为其单位面积使用量, 分别由种植业的从业人员数、化肥 (折纯)、农药和农用柴油使用总量除以粮食播种面积计算得到; 种植业的从业人员数和农用柴油使用总量在前述统计年鉴中缺乏直接的数据, 本研究采用农林牧渔业的各投入变量总量分别乘以种植业总产值占农林牧渔总产值比重得到。

2001—2016 年全国及各地区粮食生产的投入产出变量描述性统计分析如表 1 所示。其中区域划分采用国家统计局的划分方法, 根据我国经济技术发展水平和地理位置的差异, 将 31 个省区市划分为东中西三大区域^①。由表 1 可以看出, 在三大区域中, 东部地区粮食单产最高, 是西部地区的 1.27 倍, 而西部粮食单产低于全国平均水平。就投入要素而言, 东部地区各项投入均高于全国平均水平; 其中东部与西部地区的劳动力投入基本持平, 且均高于全国平均水平, 约为中部地区的 1.27 倍。东部地区化肥投入量是西部的 1.63 倍, 是全国平均水平的收入、乡村人口数、乡村 65 岁及以上人口数、各层次教育人口数等数据。基于上述数据指标, 本研究分别计算城乡居民收入差距、农村劳动力转移水平、乡村居民人口老龄化水平和乡村人均受教育水平。

① 东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南; 中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北和湖南; 西部地区包括四川、重庆、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、西藏、广西和内蒙古。

表1 全国及东中西部各区域粮食生产的投入产出变量描述性统计

范围	统计指标	单位面积产量/ (千克·公顷 ⁻¹)	劳动力投入/ (人·公顷 ⁻¹)	化肥(折纯)/ (千克·公顷 ⁻¹)	农药/ (千克·公顷 ⁻¹)	农用柴油/ (千克·公顷 ⁻¹)
全国	均值	4920.188	2.040	334.845	11.034	123.148
	标准差	1014.113	0.727	115.108	8.424	127.515
	最小值	2406.000	0.555	123.300	1.445	7.700
	最大值	7414.000	3.921	640.700	56.441	782.600
东部	均值	5457.239	2.148	430.414	17.759	225.707
	标准差	779.892	0.617	85.082	9.500	159.340
	最小值	3610.000	0.925	276.900	4.843	65.900
	最大值	7169.000	3.581	640.700	56.441	782.600
中部	均值	5096.469	1.685	310.651	10.701	48.615
	标准差	1028.900	0.546	89.853	4.318	13.474
	最小值	2406.000	0.555	123.300	3.101	21.700
	最大值	7414.000	2.854	496.400	19.519	82.500
西部	均值	4310.370	2.177	263.370	5.091	78.825
	标准差	862.367	0.843	91.620	3.404	58.024
	最小值	2776.000	0.745	128.800	1.445	7.700
	最大值	6352.000	3.921	566.200	18.711	266.300

城乡居民收入差距由城镇居民人均可支配收入与农村居民人均纯收入比例确定,即:

$$I_{\text{gap}} = \frac{I_u}{I_c} \quad (6)$$

其中: I_{gap} 为城乡收入差距; I_u 代表城镇居民人均可支配收入, I_c 代表农村居民人均纯收入。

乡村人口老龄化水平由乡村 65 岁及以上人口数占乡村人口总数比例确定,即:

$$AGI = \frac{A_o}{A} \quad (7)$$

其中: A_o 表示乡村 65 岁及以上人口数, A 表示乡村人口总数。

劳动力转移水平由农村实际从业劳动力总量变化占农村实际从业劳动力总量的比例来确定,即:

$$L_T = \frac{L_c - L_p}{L_c} \quad (8)$$

其中: L_T 表示农业劳动力转移水平, L_c 为农村实际从业劳动力总量, L_p 为农业实际从业劳动力总量。农业劳动力转移数量由农村实际从业劳动力总量减去农业实际从业劳动力总量表示^[28]。

乡村人均受教育水平由乡村接受各类教育程度的人口数占总人口的比例、各类教育教育年数及其教育收益率共同确定,即:

$$EDU = \sum_{k=1}^4 \frac{P_k}{P} n_k \alpha_k \quad (9)$$

其中: EDU 表示乡村人均受教育水平; P 表示乡村 6 岁及以上人口数; $P_k, k=1, \dots, 4$, 表示学历分别

为小学、初中、高中和大专及以上学历的乡村人口数; n_k 为受教育年数; α_k 为教育收益率^[29]。

全国和各区域城乡收入差距和劳动力转移程度等指标的描述性分析如表 2 所示。

表2 全国及各区域城乡收入差距和劳动力转移程度等指标描述性统计

范围	统计指标	城乡收入差距	乡村人口老龄化	劳动力转移水平	乡村人均受教育水平
全国	均值	2.979	0.095	0.358	0.621
	标准差	0.708	0.028	0.198	0.051
	最小值	1.701	0.043	-0.063	0.440
	最大值	6.608	0.215	0.872	1.049
东部	均值	2.482	0.109	0.529	0.600
	标准差	0.309	0.024	0.184	0.043
	最小值	1.701	0.070	0.112	0.500
	最大值	3.153	0.215	0.872	0.728
中部	均值	2.730	0.092	0.334	0.624
	标准差	0.310	0.020	0.116	0.038
	最小值	2.064	0.052	0.085	0.564
	最大值	3.304	0.135	0.544	0.757
西部	均值	3.601	0.084	0.217	0.640
	标准差	0.699	0.030	0.121	0.057
	最小值	2.529	0.043	-0.063	0.440
	最大值	6.608	0.192	0.573	1.049

由表 2 可以看出,城乡收入差距呈现出由东向西依次递增趋势,东部和中部地区城乡收入差距均低于全国平均水平,而西部地区高出了全国平均水平的 21.00%,是东部的 1.45 倍,是中部地区的 1.32 倍。而东中西部平均劳动力转移程度和乡村

人口老龄化程度呈现出由东至西依次递减的趋势,且东部地区劳动力转移程度高出全国平均水平的 47.77%,是分别是中部和西部地区的 1.58 倍和 2.44 倍。全国的乡村人均受教育程度也呈现出由东向西依次递增趋势,各区域人口受教育程度差别不大。

全国及各区域的城乡收入差距、乡村人口老龄化水平和劳动力转移水平年度变化趋势如图 1—图 3 所示。从图 1 可以看出,全国城乡收入差距在 2.590 和 3.138 之间波动,除在 2001 年、2002 年和 2011 年缓慢上升外,总体上呈缓慢下降趋势。从各区域比较来看,历年城乡收入差距都是西部最高、中部次之,而东部最低。从图 2 可以看出,全国的乡村人口老龄化程度逐年上升,从 0.076 上升到 2016 年的 0.120。从区域比较来看,东部的乡村人口老龄化 1.29 倍。化肥(折纯)使用量从东向西一次递减,东部是西部的 1.63 倍。东部与中部地区农药使用量远大于西部,东部和中部的农药使用量分别是西部的 3.49 倍和 2.10 倍。而农用柴油使用量东部地区远高于中西部;中部地区柴油使用量最小,仅为东部地区的 1/5,为西部地区的 3/5。

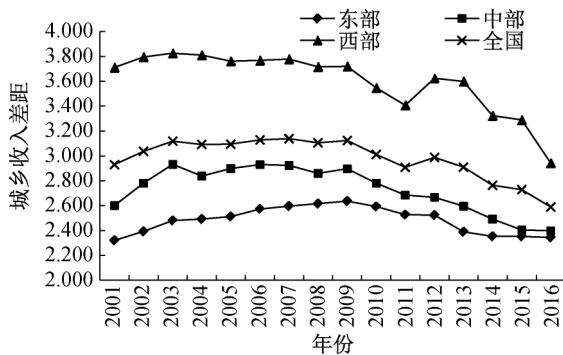


图 1 2001—2016 年全国及各区域城乡收入差距

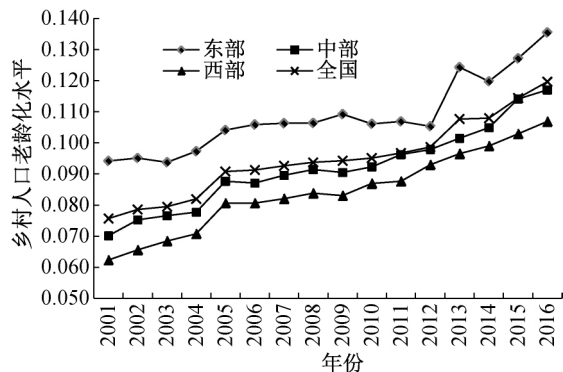


图 2 2001—2016 年全国及各区域乡村人口老龄化水平

(二) 技术效率影响因素

为考察粮食种植生产技术效率的影响因素,从 2002—2017 年《中国人口与就业统计年鉴》《中国农

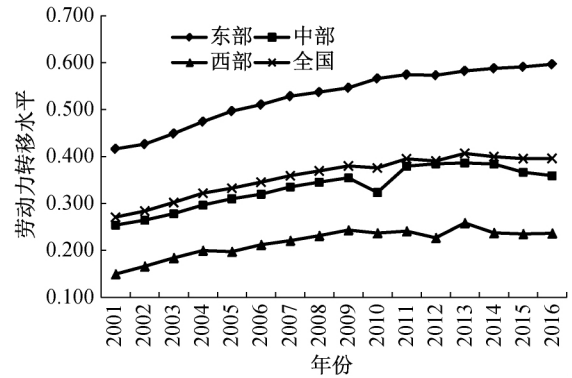


图 3 2001—2016 年全国及各区域劳动力转移水平

村统计年鉴》和各省区市统计年鉴收集了历年各省区市的城镇居民人均可支配收入、农村居民人均纯化程度每年都是最高,中部次之,而西部最低。从图 3 可以看出,全国劳动力转移程度缓慢上升,从 2001 年的 0.271 上升到 2016 年的 0.396。从区域比较来看,各年劳动力转移程度都呈现从东向西依次降低的趋势。

三、实证结果与讨论

(一) 随机前沿函数模型估计

随机前沿生产函数估计结果如表 3 上部分所示。由表 3 可见,我国粮食单位面积产值随着化肥、农药和柴油的投入的增加而提高,其产出弹性分别为 0.019、0.086 和 0.005。然而,劳动力投入变量系数为负值且在 1% 的水平上具有显著性,这表明我国粮食生产中存在着剩余劳动力。年份回归系数为正且具有显著性,说明近年来我国粮食生产存在着显著的技术进步。

(二) 技术非效率模型估计

表 3 下半部分显示的是全国技术非效率模型的估计结果。模型单边误差似然比检验值为 59.330,拒绝了技术非效率不存在的零假设,这表明本研究构建的随机前沿生产函数与常规的柯布-道格拉斯生产函数相比,随机前沿生产函数能更好地反映了中国粮食生产的现实,中国粮食生产确实存在着技术非效率。复合扰动项中 γ 的估计值为 0.907,其接近 1 且高度显著,在控制投入要素后,模型估计的误差有 90.560% 来源于技术利用的非有效性,这表明技术非效率是复合误差的主要来源,技术非效率项对粮食产出具有显著的影响。

实证分析结果显示,城乡收入差距程度对我国粮食生产的技术非效率具有正向影响,且该影响在 5% 水平上具有显著性。即城乡收入差距越大的地方,其粮食生产的技术效率越低。其原因可能在于

表3 随机前沿生产函数和技术非效率函数估计结果

变量	估计值	标准差
随机前沿生产函数		
常数项	-5.526	3.685
劳动力	-0.100***	0.018
化肥	0.019	0.022
农药	0.086***	0.163
柴油	0.005	0.011
年份	0.007***	0.002
技术非效率函数		
常数项	0.307	0.293
城乡收入差距	0.073**	0.030
劳动力转移水平	-0.235	0.162
乡村人口老龄化程度	-4.085***	1.321
乡村人均受教育水平	-0.078	0.416
σ_u	0.250***	0.002
σ_v	0.087***	0.012
γ	0.906***	0.026
似然函数对数	69.964	
对数似然比	59.330	

注: **、*** 分别表示在 5%、1% 水平上显著。

城乡收入差距越大的地方,农民更愿意流动到非农业部门,以获得更高的非农收入,从而在农业尤其是粮食生产上的资源配置就缺乏积极性,导致其技术效率较低。中国的二元经济结构及其带来的城乡收入差距,将会在一定时期内持续存在,因而城乡收入差距程度对我国粮食生产的技术效率的负向影响也将长期存在。

乡村人口老龄化程度和劳动力转移程度的回归系数均为负值,这表明两者对粮食生产技术效率均有正向影响。其中乡村人口老龄化对粮食生产效率的正向影响在 1% 水平上具有显著性。乡村人口老龄化程度越高的地区,其粮食生产技术效率越高。这可能是由于年老农业劳动力具有更丰富的农业生产方面经验,更加注重资源的配置和利用效率,从而提高了粮食生产技术效率。同时这也从侧面说明,我国的粮食生产仍然是主要依靠生产者经验的积累而非知识的传播和吸收。

劳动力转移程度越高,粮食生产技术效率也越高,但劳动力转移程度影响系数不显著。这可能是由于劳动力转移对技术效率虽然有促进作用,但劳动力转移所带来的乡村人口老龄化对于技术效率的直接影响和没有充分转移的剩余劳动力的存在都削弱了其对技术效率的直接影响。

实证分析结果还显示,较高的乡村人均教育程度越高与较高的粮食生产技术效率有关。具有较高

教育水平的农民在粮食生产中能够更好地利用生产资源,取得了较高的技术效率。但是乡村人均教育程度系数不显著,这可能是由于在我国农村很多受教育程度高的劳动力大部分不愿意从事农业生产,同时农业部门中又存在剩余劳动力,这些因素综合导致教育程度对粮食生产技术效率没有显著的影响。

(三) 技术效率测算

基于随机前沿生产函数估计的 2001—2016 年全国及东中西部各区域粮食生产技术效率值及其变化趋势如图 4 所示。从全国总体情况来看,我国粮食生产平均技术效率在 0.791 到 0.846 之间,平均存在着 17.700% 的技术非效率,这表明我国粮食生产技术效率还有很大的提升空间。

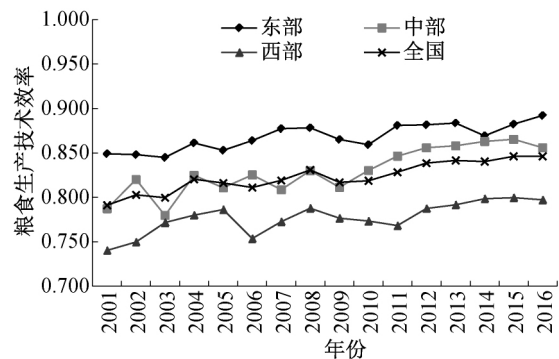


图4 2001—2016年全国及东中西部技术效率变化

21 世纪以来,全国及东中西三大区域的粮食生产技术效率呈现震荡上升的趋势。而与此同时,我国城乡收入差距总体呈逐步下降趋势、乡村人口老龄化比例逐年增加。而城乡收入差距下降会导致粮食生产技术效率提高,劳动力转移所导致的乡村人口老龄化比例同样推动粮食生产技术效率提高。因而,我国粮食技术效率缓慢上升趋势很大可能是由于我国城乡收入差距及其带来的劳动力转移,以及劳动力转移带来的乡村人口老龄化综合作用的结果。

从区域比较来看,我国粮食生产技术效率在 2001—2016 年都是由东向西依次递减。而在此期间,我国城乡收入差距呈现出由东向西依次增加,乡村人口老龄化程度与劳动力转移程度呈现出由东至西依次减少的趋势。我国粮食技术效率区域变化态势与我国城乡收入差距、乡村人口老龄化程度与劳动力转移程度对粮食生产技术效率的影响态势完全吻合。我国粮食生产技术效率的区域比较结果进一步证实了技术非效率模型所估计的城乡收入差距和乡村人口老龄化程度对粮食生产技术效率的影响。

四、结论和政策启示

本文基于2001—2016年我国31个省区市粮食生产、城乡收入差距和劳动力结构变化面板数据,综合运用随机前沿生产函数模型和技术非效率模型,考察了城乡收入差距和乡村人口老龄化对我国粮食生产技术效率的影响,得出如下结论和政策启示:

第一,近年来我国粮食生产单位面积产值随着化肥、农药和柴油等生产要素投入的增加而增加。但劳动投入对粮食单位面积产值的影响为负,粮食生产中可能存在着剩余劳动力资源。同时,研究结果显示,近年来我国粮食生产存在着显著的技术进步。因此,粮食生产不仅要重视先进生产技术的采用和改进,也要稳步推动劳动力要素转移利用,推动粮食生产要素(投入资源)的科学合理配置。

第二,城乡收入差距对我国粮食生产的技术效率具有显著的负向影响。城乡收入差距推动农民流动到非农业部门,导致其对于粮食生产相对缺乏积极性,一定程度上忽视农业生产,不注重资源的有效配置和利用,造成粮食生产技术效率的损失。由于我国城乡收入差距将会在一定时期内持续存在,其对粮食生产技术效率的负向影响也将长期存在。因此,政府部门要多渠道增加农民收入,保障粮食种植收益,缩小城乡收入差距,提高农民粮食种植的相对积极性,稳定并逐步提高粮食生产效率。

第三,乡村人口老龄化程度越高,其粮食生产技术效率越高。乡村人口老龄化程度对粮食生产技术效率有正向的影响,其可能原因在于一方面年长农民相对于年轻农民更加关注并积极投身粮食生产,另一方面可能是年长农民相对更有粮食种植经验,因而在农业资源配置和利用上效率更高。我国粮食生产不但要依靠经验的积累,也需要知识的传播和吸收,需要进一步培育知识型新型农民,采取优惠措施吸引青壮年劳动,优化种粮人口结构,提升农民教育水平和接受新知识、应用新技术的能力,提升年轻农民的农业生产资源配置能力和配置效率,保障粮食生产可持续发展。

第四,我国粮食生产平均存在17.70%的技术非效率,粮食生产技术效率还存在很大的提升空间。从区域分布来看,我国粮食生产技术效率由东向西依次递减,这种变化趋势与我国城乡收入差距、乡村人口老龄化程度与劳动力转移程度对粮食生产技术效率的影响趋势一致。我国城乡收入差距在一定时

期内持续存在、劳动力转移流动依然频繁,由此乡村人口老龄化程度不断加深,需要政府管理部门综合采用农业和农民收入支持、优化农业劳动力人口结构和质量、对劳动力转移进行科学合理的引导等措施,减少劳动力转移对粮食生产的冲击,稳步提升粮食生产的技术效率,保障我国粮食安全。

参考文献:

- [1] 黄季焜,杨军,仇焕广.新时期国家粮食安全战略和政策的思考[J].农业经济问题,2012,33(3):4-8.
- [2] 钟甫宁,向晶.城镇化对粮食需求的影响:基于热量消费视角的分析[J].农业技术经济,2012(1):4-10.
- [3] 程郁,周琳,程广燕.中国粮食总量需求2030年将达峰值[N].中国经济时报,2016-12-01(005).
- [4] 陈斌开,林毅夫.发展战略、城市化与中国城乡收入差距[J].中国社会科学,2013(4):81-102.
- [5] Lewis W A. Economic development with unlimited of labour [J]. The Manchester School, 1954, 22(2): 139-191.
- [6] 蔡昉.改革时期农业劳动力转移与重新配置[J].中国农村经济,2017(10):2-12.
- [7] 张广胜,田洲宇.改革开放四十年中国农村劳动力流动:变迁、贡献与展望[J].农业经济问题,2018(7):23-35.
- [8] 彭代彦,吴翔.中国农业技术效率与全要素生产率研究:基于农村劳动力结构变化的视角[J].经济学家,2013(9):68-76.
- [9] Yin N, Wang Y. Impacts of rural labor resource change on the technical efficiency of crop production in China [J]. Agriculture, 2017, 7(3):26.
- [10] Damon A L. Agricultural land use and asset accumulation in migrant households: The case of El Salvador[J]. Journal of Development Studies, 2010, 46(1): 162-189.
- [11] Sauer J, Gorton M, Davidova S, et al. Migration and farm technical efficiency: Evidence from Kosovo[J]. Agricultural Economics, 2015, 46(5): 629-641.
- [12] Haji J. Production efficiency of smallholders' vegetable-dominated mixed farming system in eastern Ethiopia: A non-parametric approach [J]. Journal of African Economies, 2007, 16(1): 1-27.
- [13] Essilfie FL, Asiamah M T, Nimoh F. Estimation of farm level technical efficiency in small scale maize production in the Mfantseman municipality in the central region of Ghana: A stochastic frontier analysis [J]. Journal of Development and Agricultural Economics, 2011, 3(14):645-654.
- [14] O'Neill S, Matthews A. Technical change and efficiency in Irish agriculture[J]. Economic and Social Review,

- 2001, 32(3): 263-284.
- [15] Goodwin B K, Mishra A K. Farming efficiency and the determinants of multiple job holding by farm operators [J]. *American Journal of Agricultural Economics*, 2004, 86(3): 722-729.
- [16] Bozoglu M, Ceyhan V. Measuring the technical efficiency and exploring the inefficiency determinants of vegetable farms in Samsun Province, Turkey [J]. *Agricultural Systems*, 2007, 94(3): 649-656.
- [17] Chang H, Wen F. Off-farm work, technical efficiency, and rice production risk in Taiwan [J]. *Agricultural Economics*, 2011, 42(2): 269-278.
- [18] 周宏,王全忠,张倩.农村劳动力老龄化与水稻生产效率缺失:基于社会化服务的视角[J].*中国人口科学*, 2014(3):53-65.
- [19] 李俊鹏,冯中朝,吴清华.劳动力老龄化阻碍了农业生产吗?:基于空间计量模型的实证分析[J].*南京审计大学学报*, 2018, 15(4):103-111.
- [20] Tauer L W, Lordkipanidze N. Farmer efficiency and technology use with age[J]. *Agricultural and Resource Economics Review*, 2000, 29(1): 24-31.
- [21] Li M, Sicular T. Aging of the labor force and technical efficiency in crop production: Evidence from Liaoning Province, China [J]. *China Agricultural Economic Review*, 2013, 5(3): 342-359.
- [22] Todaro M P. A model for labor migration and urban unemployment in less developed countries [J]. *The American Economic Review*, 1969, 59(1): 138-148.
- [23] Battese G E, Coelli T. A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data [J]. *Empirical Economics*, 1995, 20(2): 325-332.
- [24] Tian W, Wan G. Technical efficiency and its determinants in China's grain production[J]. *Journal of Productivity Analysis*, 2000, 13(2): 159-174.
- [25] 乔榛,焦方义,李楠.中国农村经济制度变迁与农业增长:对 1978—2004 年中国农业增长的实证分析[J].*经济研究*, 2006(7):73-82.
- [26] 李谷成,冯中朝.中国农业全要素生产率增长:技术推进抑或效率驱动:一项基于随机前沿生产函数的行业比较研究[J].*农业技术经济*, 2010(5):4-14.
- [27] Wang H, Schmidt P. One-step and two-step estimation of the effects of exogenous variables on technical efficiency levels[J]. *Journal of Productivity Analysis*, 2002, 18(2): 129-144.
- [28] 何建新,舒宏应,田云.我国农村劳动力转移数量测算及影响因素分解研究[J].*中国人口·资源与环境*, 2011, 21(S2):148-152.
- [29] Psacharopoulos G, Patrinos H A. Returns to investment in education: A further update [J/OL]. *Policy Research Working Paper Series*, 2002[2020-06-22]. <https://ideas.repec.org/p/wbk/wbrwps/2881.html>.

(责任编辑:陈丽琼)