

# 农机服务发展与粮食生产效率研究:2004—2016

——基于变系数随机前沿分析

张 丽<sup>1,2</sup>,李 容<sup>1</sup>

(1.西南大学 经济管理学院,重庆 北碚 400715;  
2.重庆财经职业学院 工商管理学院,重庆 永川 402160)



**摘 要** 采用“两步法”研究了农机服务发展与我国粮食生产效率的关系。基于2004—2016年全国31省份粮食生产投入产出的面板数据,利用变系数随机前沿分析方法测算了我国粮食生产的技术变化、技术效率以及全要素生产率,然后构建农机服务发展影响粮食生产效率的OLS回归模型。结果表明:(1)31省份粮食生产的投入要素产出弹性和技术效率存在明显差异,2008年粮食技术变化最为明显,粮食全要素生产率的增长在2008年高达5%。(2)农机服务在2008年以后对粮食全要素生产率的增长具有显著的促进作用,农机服务对粮食TFP的作用存在一定的滞后效应。(3)农机服务发展与劳动产出弹性具有替代关系,与化肥和机械产出弹性具有互补关系。在三大粮食作物中,小麦机械化程度最高,水稻和玉米的机械化程度还有待提升。

**关键词** 农机服务;粮食全要素生产率;要素产出弹性;变系数模型;随机前沿分析

**中图分类号:**F 323.5 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2020)02-0067-11

**DOI 编码:**10.13300/j.cnki.hnwkxb.2020.02.009

2004—2016年中国粮食生产的“十三连增”现象举世瞩目,但是中国粮食生产成本高,尤其是人工成本高<sup>[1]</sup>,粮食生产比较收益偏低,粮食进出口价格倒挂等问题表现突出,由此引发“谁来种粮,如何种粮”的思考。2019年《全球粮食危机报告》指出,受到气候变化和自然灾害的影响,全球粮食危机正在变得日益严重和复杂。可见,中国的粮食安全依然必须受到高度重视。中国政府已经尝试了以土地流转推动土地集中规模经营的办法,但是受到各种因素的制约,土地流转的效果并不明显。土地流转推进的规模经营路径会带来高地租引起的高成本<sup>[2]</sup>,农地确权并不必然推动土地流转<sup>[3]</sup>。决策层和学术界重点关注由土地规模经营转向农业生产环节外包的服务规模经营<sup>[4-6]</sup>。农机社会化服务广泛兴起并发展,农户通过股份合作、托管、社会化服务等措施可以消除显性化地租成本<sup>[7]</sup>。在劳动力持续转移的情况下,保持农产品稳定供给的关键在于提高农业生产效率<sup>[8]</sup>。那么,农机服务的发展是否影响粮食生产效率成为学术界非常关注的问题。

粮食生产的种类主要包括谷物、豆类和薯类,以稻谷、小麦和玉米为主的谷物生产为粮食生产的核心,占粮食总产量的90%以上。2004年以来,中国粮食生产发生了农业税收政策、农业补贴政策、土地流转政策等诸多方面的变化。同时,农业机械化快速发展,农机服务市场逐渐形成,粮食生产结构不断调整并优化。粮食生产方式由跨区作业到生产环节外包再到全程托管,表现出服务规模经营的发展方向。本文采用“两步法”研究农机服务发展与我国粮食生产效率的关系。在第一步中,采用变系数模型和随机前沿分析方法,借鉴Gong的估计时变生产函数和全要素生产率(TFP)的半参数

收稿日期:2019-12-03

基金项目:重庆市社会科学规划项目“农业生产性服务提升全要素生产率的路径与政策研究”(2018PY18);中央高校基本科研业务费专项资金项目“农业生产环节外包对粮食全要素生产率的影响研究”(SWU1909517)。

作者简介:张 丽(1988-),女,讲师,博士研究生;研究方向:农业经济学,效率与生产力。

通讯作者:李 容(1963-),女,教授,博士;研究方向:农业经济学,农业技术创新。

方法<sup>[9]</sup>,对 2004—2016 年中国粮食生产效率进行估算。在第二步中,将农机服务市场发展划分为初级和中级阶段,分析两阶段粮食生产的产出弹性和生产前沿的变化,估计农机服务发展阶段对粮食生产效率及要素产出弹性的影响。

## 一、文献综述

已有研究指出农机社会化服务可以有效弥补家庭农业劳动力数量短缺,质量下降和技能不足;有利于促进农业分工和专业化,实现规模经济;带动农业经济增长,改造传统农业<sup>[10-14]</sup>。由于生产环节上得到多种社会化服务的支持,中国农村劳动力老龄化对水稻生产效率尚不构成负面影响<sup>[15-16]</sup>。大量文献围绕水稻、小麦、玉米、大豆等单个粮食品种展开了社会化服务与粮食生产效率、技术效率关系的研究。基于微观数据的研究表明水稻生产环节外包对水稻生产率存在显著的正向效应,不同类型的环节外包对生产率的影响存在差异,以技术替代为主的生产环节外包能够带来更大的生产率效应<sup>[17-19]</sup>。新型经营主体生产性服务能够显著提升水稻生产技术效率,农机服务依靠科技引入效应和劳动替代效应提高小麦生产的技术效率<sup>[20-21]</sup>。

在有关生产效率的研究中,传统生产函数法、随机前沿分析和数据包络分析是三种应用最广泛的方法。早期研究更喜欢使用传统的生产函数来估计生产力<sup>[22-24]</sup>。随后的生产效率研究主要采用随机前沿分析(SFA)<sup>[25-28]</sup>,以及数据包络分析(DEA)<sup>[29-31]</sup>,DEA 可将全要素生产率分解为技术变化和效率变化。SFA 和 DEA 方法都估计了一个生产前沿,它代表了给定投入的最高产出。随着时间的推移,前沿面的变化显示技术的变化,而单位产出与前沿之间的垂直距离则代表该单位的技术效率。SFA 假设生产前沿遵循某种生产函数形式,例如 Cobb-Douglas 或 Translog,并允许一个随机项来估计误差。DEA 是一种确定性的模型,通过线性规划的方法得出前沿面,无需构建生产函数,因此是一种非参数方法。中国学者龚斌磊将变系数模型引入面板随机前沿模型分析了中国农业全要素生产率,一定程度上消除了传统测算方法中的估计误差和内生性<sup>[9]</sup>。关于粮食生产效率的研究主要是从单要素生产率和全要素生产率来展开,大多采用的是随机前沿分析和数据包络分析方法<sup>[32-36]</sup>。

已有文献大多是基于单个粮食品种分析农机服务对生产效率或者技术效率的影响,采用的数据多为微观调查数据,一方面未能反映生产前沿面的动态变化,另一方面也未能反映粮食生产结构变化对生产效率的影响。大部分学者认同农机社会化服务对劳动力的替代作用,但是却忽视了农机服务对劳动产出弹性的影响。关于农机服务影响生产效率的研究大多关注的是技术效率,没有注意到农机服务对生产前沿面变化的影响,也没有探讨农机服务对其他投入要素(土地、化肥、机械)产出弹性的影响。已有研究在粮食生产效率测算方法上存在一定局限性,比如 SFA 无法区分设定的偏误对非效率性的影响,DEA 没有考虑随机扰动对非效率性的影响。因此,本文拟采用变系数随机前沿模型,更加准确全面地反映粮食生产效率的时间变化以及省际结构差异,并在此基础上探讨农机服务发展阶段与粮食生产效率以及要素产出弹性之间的关系。

## 二、模型设定

首先,采用变系数随机前沿模型估计粮食生产前沿变化并测算粮食全要素生产率。其次,以农机服务发展阶段的虚拟变量作为核心解释变量的替代变量,构建农机服务发展对粮食生产率及生产前沿面影响的 OLS 回归模型,验证农机服务发展对粮食 TFP 增长以及要素产出弹性变化的影响。

### 1. 粮食生产效率估计模型

Aigner 等最早提出了随机前沿生产函数模型(1),模型(1)中  $Y_i$  和  $X_i$  分别是单位  $i$  的投入产出向量<sup>[37-38]</sup>。 $v_i$  为测量误差,通常假定为正态分布。 $u_i$  表示技术非效率项,它遵循多种分布,包括半正态分布<sup>[37]</sup>、截尾正态分布<sup>[39]</sup>和 Gama 分布<sup>[40]</sup>。Schmidt 等提出了面板随机前沿模型(2)<sup>[41]</sup>,固定效

应、随机效应以及其他方法可用于估计不同条件下的  $\alpha_i$  [42-43]。方程(2)中  $\beta=(\beta_1, \dots, \beta_p)$  向量为参数向量,传统的随机前沿模型表示为单边界方法。

$$Y_i = X_i' \beta + \nu_i - u_i, \quad i=1, \dots, N \quad (1)$$

$$Y_{it} = \alpha + X_{it}' \beta + \nu_{it} - u_i = \alpha_i + X_{it}' \beta + \nu_{it}, \quad i=1, \dots, N, t=1, \dots, T \quad (2)$$

土地确权、土地流转,农业社会化服务体系以及新型农业经营体系的建立使得我国粮食生产结构不断调整,这不仅影响粮食生产投入要素的结构,而且还影响粮食产出效率。Hastie 等首次引入了变系数模型(VCM),模型中的系数是一些阈值变量  $\theta$  的非参数函数[44]。变系数模型的形式如式(3):

$$y = x_1 h_1(\theta_1) + \dots + x_p h_p(\theta_p) + \epsilon \quad (3)$$

变系数模型(3)中的  $\theta_1, \dots, \theta_p$  通过不确定函数  $h_1(\cdot), \dots, h_p(\cdot)$  改变  $x_1, \dots, x_p$  的系数。这些系数并不是常数而是非参数函数,因此被命名为“变系数模型”。该方法在生存分析中关于截尾数据的时变系数函数建模中首次使用。Sun 等和 Zhang 等使用变系数生产函数分别研究了挪威的林业和中国的高新技术产业[45-46],然而他们采用的都是常规的生产函数而不是随机前沿模型。Gong 以农林牧渔业的产值份额为权重指标,将变系数模型引入面板随机前沿模型计算中国农业 TFP,既反映出生产函数在不同时段的变化,又反映出各省份之间的异质性农业生产结构[9]。

本文采用 Gong 的方法,将稻谷、小麦、玉米的产量份额作为各省粮食生产的权重指标,反映各省之间粮食生产的结构差异。通过建立变系数随机前沿模型来估计粮食生产函数,其中时间变量和三大主要粮食品种产量份额被视为阈值变量,采用 Cobb-Douglas 生产函数的形式构建变系数面板随机前沿模型如(4)式所示:

$$y_{it} = \alpha_{it} + \sum_{k=1}^p \beta_{it}^k x_{it}^k + \tau Z + \nu_{it} - u_i = h_0(\theta_{it}) + \sum_{k=1}^p h_k(\theta_{it}) x_{it}^k + \tau Z + \nu_{it} - u_i \quad (4)$$

模型(4)中  $y_{it}$  为粮食总产量,  $x_{it}^k$  为第  $k$  个投入要素,  $h_k(\theta_{it})$  是一个非参数函数,用于估计第  $k$  个投入要素随时间变化的参数向量  $\beta_{it}^k$ 。  $\theta_{it} = (t, \omega_{it}^1, \omega_{it}^2, \omega_{it}^3)$  用于衡量  $i$  省份在第  $t$  年中稻谷  $\omega_{it}^1$ 、小麦  $\omega_{it}^2$ 、玉米  $\omega_{it}^3$  的产量份额。截距项  $h_0(\theta_{it})$  被假定为阈值变量的非参数函数。 $Z$  向量是年份的虚拟变量,控制生产前沿随时间的变化; $\tau$  向量是年份虚拟变量的系数。 $\exp(\nu_{it})$  表示影响生产过程的随机冲击因素,假定  $\nu_{it}$  服从均值为 0、标准差为  $\sigma_\nu$  的正态分布。 $TE_i = \exp(-u_i)$  表示技术效率,定义为观测产出与最大可能产出之比。本文采用带有时变系数的“误差要素前沿”方法来估计  $u_i$  和技术效率[47]。首先,残差  $\hat{\epsilon}$  是由半参数回归  $y = f(x) + \epsilon$  导出的。其次,利用随机前沿模型将残差分解为  $\hat{\epsilon} = \mu + v - u$ 。本文基于样条曲线的非参数方法来估计模型(3)中的  $h_k(\theta_{it})$  [48]。

## 2. 农机服务发展影响粮食生产效率的模型

《中华人民共和国农业机械化促进法》于 2004 年 6 月通过,并于当年 11 月正式实施,由此我国农业机械化全速推进。财政部、农业部于 2004 年共同启动实施了农机购置补贴政策,当年在 66 个县实施并补贴资金 0.7 亿元。此后,中央财政不断加大投入力度,补贴资金规模连年大幅度增长,实施范围扩大到全国所有农牧县和农场。随着大量农村劳动力的转移,机械化作业需求使得农机服务应运而生。以机械化耕地、收割为代表的生产环节服务外包发展最为明显,跨区作业在很大程度上缓解了农业劳动力短缺。2007 年耕种收综合机械化水平达到 42.5%,标志着我国农业机械化发展由初级阶段跨入中级阶段<sup>①</sup>。本文通过构建计量回归模型的方法来估计 2004—2016 年农机服务发展对粮食生产效率的影响:

$$\Delta TFP_{it} / TFP_{it} = \alpha + \sum_{j=2}^4 \delta_j PD_j + \sum_{j=2}^4 \lambda_j \omega_{it}^j + \eta_1 irr_{it} + \eta_2 dis_{it} + \eta_3 ele_{it} + \sum_{j=2}^{31} \rho_j D_j + \epsilon \quad (5)$$

$$\beta_{it}^k = \alpha^k + \sum_{j=2}^4 \delta_j^k PD_j + \sum_{j=2}^4 \lambda_j^k \omega_{it}^j + \eta_1^k irr_{it} + \eta_2^k dis_{it} + \eta_3^k ele_{it} + \sum_{j=2}^{31} \rho_j^k D_j + \epsilon^k, \quad \forall k=1, \dots, p \quad (6)$$

<sup>①</sup> 资料来源:中国机械工业年鉴编辑委员会、中国农业机械工业协会(编),《中国农业机械工业年鉴 2008》,北京:机械工业出版社。

模型(5)中的被解释变量  $\Delta TFP_{it}/TFP_{it}$  表示  $i$  省份在  $t$  年粮食全要素生产率的增长率,模型(6)中被解释变量  $\beta_{it}^k$  表示第  $k$  个投入要素的时间和省级层面的变系数,两个被解释变量均由模型(4)计算得出。其中,粮食全要素生产率( $TFP$ )由模型(4)中的  $TFP_{it} = h_0(\theta_{it}) + \tau Z + v_{it} - u_i$  计算得出。 $PD_j$  是第  $j$  个农机服务发展阶段的虚拟变量,根据耕种收机械化水平的阶段跨越,设定  $t=2004-2007$  年为农机服务发展的初级阶段  $PD_1$ ,设定  $t=2008-2016$  年为农机服务发展的中级阶段  $PD_2$ 。 $w_{it}^j$  为粮食品种的产出份额,用第  $j$  个粮食品种占粮食总产量的比重表示, $w_{it}^1$  为水稻产出份额, $w_{it}^2$  为小麦产出份额, $w_{it}^3$  为玉米产出份额。根据 Chen 的研究,灌溉条件影响生产效率,是生产效率的决定因素<sup>[29]</sup>,故本文采用  $irr_{it}$  表示粮食生产的灌溉面积,以对数表示。已有文献表明自然灾害不利于粮食安全,故本文采用  $dis_{it}$  表示受到自然灾害(洪水、干旱、雪灾)影响的粮食播种面积,以对数表示。依据朱晶等的研究,基础设施通过降低私人成本促进生产率增长<sup>[36]</sup>,故本文采用  $ele_{it}$  代表粮食生产的电力基础设施,以用电量的对数来表示。 $D_j$  是  $j$  省份的省级虚拟变量。

### 三、数据来源与变量选取

2004 年以来粮食产量“十三连增”成效显著,农机服务市场自 2004 年逐渐兴起并发展。本文采用 2004—2016 年中国 31 省份粮食生产的面板数据测算中国粮食生产效率,沿用已有粮食生产函数相关研究的投入产出数据选择方法。为了剔除价格因素的影响,产出变量选择 2004—2016 年 31 省份粮食总产量作为代理变量。投入变量包括粮食生产的四大要素:劳动、土地、化肥和机械。劳动投入要素借鉴王跃梅等的测算方法,从事粮食生产的劳动力数量(万人)=第一产业从业人员 $\times$ (农业总产值/农林牧渔业总产值) $\times$ (粮食播种面积/农作物播种面积)<sup>[49]</sup>。土地投入要素使用 2004—2016 年 31 省份的粮食播种面积(千公顷)。化肥投入要素以实际用于粮食生产的农用化肥施用量(折纯量,万吨)计算。机械投入要素以粮食生产的机械动力作为指标,以农用机械总动力(万千瓦)根据粮食播种面积与农作物播种面积的比例调整后计算得出。

本文以稻谷、小麦、玉米的产量比重作为粮食品种产出份额的替代指标。由于稻谷、小麦、玉米为粮食生产最主要的品种,三种粮食产量约占粮食总产量的 90% 以上,且这三种主要粮食品种的机械化程度最高,农机服务发展较好,具有典型性。粮食品种产出份额由 2004—2016 年 31 省份粮食分品种产量占粮食总产量的比重计算得出。农机服务发展是本文重点关注的解释变量,2004—2016 年农机服务发展的初级和中级阶段可能对粮食生产效率产生不同影响,以农机服务发展阶段的虚拟变量作为替代指标。本文使用受灾面积作为自然灾害的代理变量,使用灌溉面积和用电量作为农业基础设施的代理变量,用来作为控制变量考察不确定因素对粮食生产效率的影响。本文研究数据来源于 2005—2017 年《中国农村统计年鉴》和《中国农业机械工业年鉴》。

2004—2016 年中国 31 省份粮食生产的投入产出增长率统计汇总如表 1 所示。投入要素包括劳动力投入数量、粮食播种面积、化肥施用量以及机械动力。2004 年中国粮食总产量为 4.69 亿吨,2016 年增长至 6.16 亿吨,增长 31.31%。粮食生产的四种投入要素中,2004 至 2016 年化肥和机械动力的增长幅度非常明显,化肥投入增长 33.33%,机械动力投入增长 58.44%;播种面积上涨 17.35%,而劳动力则减少 8.65%。将粮食生产的投入产出在农机服务发展的初级和中级阶段的年均增长率进行汇总计算。粮食总产量在农机服务发展的初级阶段(2004—2007 年)增长 6.84%;在中级阶段(2008—2016 年)增长 16.56%。粮食生产的劳动力投入明显减少,物质投入明显增加。2004—2007 年,劳动力减少 3.24%,机械动力增长 25.18%。2008—2016 年劳动力减少速度放缓,土地、化肥和机械动力增长速度在 11%~18%。31 省份粮食生产投入产出的年均增长率反映出各省份粮食生产变化的差异性。北京、上海、浙江、福建、广东和海南的粮食总产量在下降,其余省份均为增长趋势;绝大部分地区种粮劳动力在减少,土地、化肥和机械动力呈增长态势。

表 1 2004—2016 年中国 31 省份粮食生产投入产出增长率

%

		粮食总产量	劳动力	播种面积	化肥	机械动力
增长率	初级阶段(2004—2007)	6.84	-3.24	3.97	14.33	25.18
	中级阶段(2008—2016)	16.56	0.11	11.65	14.60	18.58
省级 年均 增长 率	北京	-2.21	1.63	-4.81	-2.01	-5.67
	天津	3.99	3.09	2.68	2.44	0.82
	河北	2.81	0.64	1.03	1.56	-0.36
	山西	1.82	1.59	0.82	2.82	-0.98
	内蒙古	5.25	1.68	4.14	7.28	5.69
	辽宁	1.68	0.71	1.60	2.07	2.61
	吉林	3.33	-0.87	2.11	3.31	7.45
	黑龙江	6.03	1.62	4.41	5.74	10.20
	上海	-0.57	0.21	0.20	-2.26	3.10
	江苏	1.71	-1.42	1.31	0.44	5.15
	浙江	-0.87	-3.58	-3.48	-0.39	0.88
	安徽	1.85	-1.98	1.29	2.10	5.84
	福建	-1.02	-1.97	-4.69	-1.10	0.90
	江西	2.12	-1.64	1.07	1.39	3.68
	山东	2.45	-0.42	2.71	1.48	2.34
	河南	2.82	-0.45	1.88	3.92	3.05
	湖北	1.64	-2.41	2.19	2.00	8.25
	湖南	0.94	-1.17	0.44	0.94	5.60
	广东	-0.18	-0.63	-2.04	1.25	1.45
	广西	0.70	-0.96	-1.59	1.52	4.70
	海南	-0.55	0.97	-3.92	-0.45	4.14
	重庆	0.16	-4.76	-1.74	0.53	3.69
	四川	0.85	-0.97	-0.24	0.91	6.14
	贵州	0.31	-2.22	0.23	1.53	6.79
	云南	1.95	-1.55	0.09	3.55	5.46
	西藏	0.50	-2.59	0.39	2.54	9.65
	陕西	1.40	-1.54	0.03	3.61	3.78
	甘肃	2.94	0.98	0.48	1.78	2.72
	青海	1.31	-0.14	1.27	2.20	2.62
	宁夏	2.05	0.80	-0.81	2.32	-0.16
	新疆	5.49	4.94	4.53	8.35	8.05

注:根据 2005—2017 年《中国农村统计年鉴》和《中国农业机械工业年鉴》整理计算。

## 四、估计结果与讨论

本文采用 2004—2016 年中国 31 省份粮食生产的面板数据估计上述模型。利用变系数 C-D 生产函数随机前沿分析方法对模型(4)进行估算,得出生产前沿、技术变化、省级技术效率和全要素生产率。在此基础上,运用 OLS 回归估计模型(5)和(6),验证不同农机服务发展阶段对粮食生产率增长和生产前沿面变化的差异影响。

### 1. 要素产出弹性

首先计算 31 省份要素产出弹性,31 省份四种投入要素在 2004—2016 年的平均产出弹性如图 1 所示。上面部分的十个省份为中国西部地区,中间部分的九个省份为中部地区,下面部分的十二省份为东部地区。图 1 反映出 31 省粮食生产的四种要素产出弹性存在差异,说明有必要采用变系数模型来进行随机前沿估计。区域之间的对比说明:西部地区中青海、西藏、四川、重庆与其他省份的四种要素产出弹性明显不同;中部地区前 5 个省份具有相似的产出弹性,而黑龙江、吉林、内蒙古、山西 4 省份的产出弹性略有不同;东部地区前 5 个省份产出弹性差异较小,而辽宁、山东、天津、江苏、广西、河北、北京差异明显。在四种要素产出弹性值的地区对比中,劳动产出弹性差异较小,土地、化肥和机械产出弹性的差异较大。

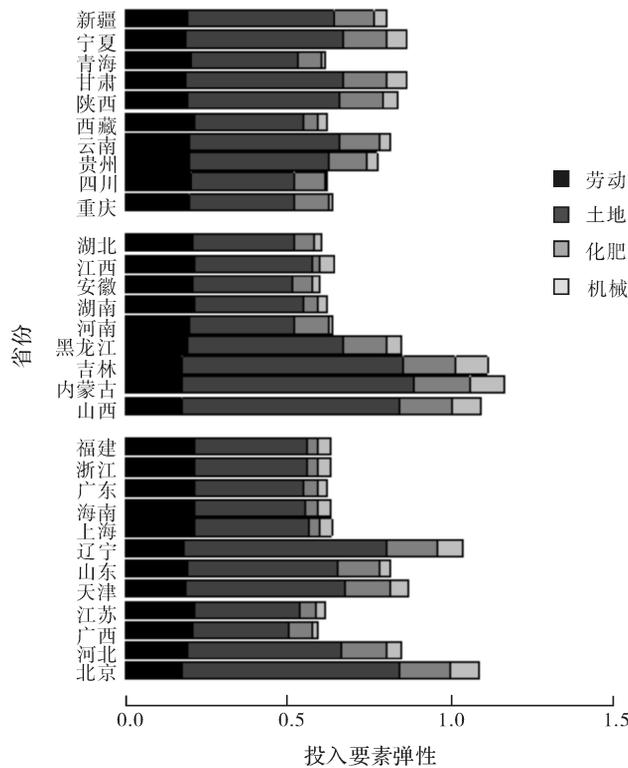


图 1 31 省份粮食生产投入要素弹性

## 2. 粮食生产技术变化

受到技术、市场、制度的影响,生产前沿也会随着时间发生改变。生产函数中更大的截距项表明当保持不变的投入要素时能够达到更大的生产能力,截距的变化衡量技术变化。2004—2016 年粮食生产的技术变化如图 2 所示,与 2004 年的最高产出相比较,技术变化衡量每年可以达到的最高产出。可以看出,2004—2016 年能够达到的粮食最高产出增长近 14%,表明技术变化总体呈快速增长态势。然而,技术变化速度在各年度表现出明显差异。2008 年以前粮食生产的技术变化趋势较为平缓,2004—2007 年技术变化速度在 2% 以内,2008 年粮食生产技术大幅增长 5%。本文认为主要是受到政策影响的结果,2004 年我国启动取消农业税政策,至 2006 年我国全面取消农业税;2004 年起我国开始加大对农业的投入力度,启动粮食补贴和农机购置补贴政策。2008—2016 年粮食生产技术变化总体呈上升趋势,但在 2009—2011 年有一个低谷期,2013 年存在下降的小幅波动。

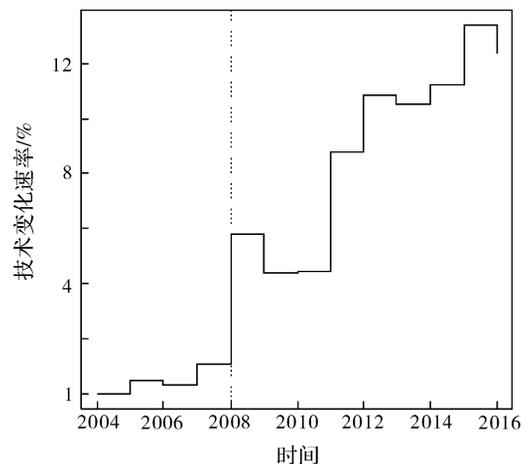


图 2 2004—2016 年中国粮食生产技术变化

## 3. 粮食生产技术效率

生产前沿代表着能够达到的最高产量,但这是大多数省份无法实现的,技术效率衡量每个省份与生产前沿的距离。2004—2016 年 31 省份粮食生产的平均技术效率如图 3 所示,根据技术效率从高往低进行排序。江苏省的粮食生产技术效率最高,河南、黑龙江、安徽的粮食生产技术效率也均超过 90%,湖南、江西、湖北、四川的粮食生产技术效率均在 80%~90% 之间。大部分技术效率排在前列的为粮食主产区,但是新疆、重庆、北京三个粮食非主产区的技术效率排在了吉林、辽宁两个粮食主产区之上。贵州、山西、上海、海南、西藏及青海都属于粮食非主产区,技术效率排在最后。粮食生产技术

效率较高的省份主要位于东部和中部地区,西部地区技术效率总体偏低。技术效率较高的主要省份在农机服务发展方面较好。

#### 4. 粮食全要素生产率及其增长率

本文将粮食全要素生产率定义为粮食总产量与全部要素投入量之比,粮食总产出量增长率扣减加权要素投入增长率的部分为粮食全要素生产率的增长率。粮食全要素生产率是衡量生产效率的综合性指标,粮食 TFP 增长率也是经济增长的重要源泉。2004—2016 年 31 省份粮食全要素生产率及其增长率测算结果如图 4、图 5 所示。2004—2016 年粮食全要素生产率总体上呈现出增长趋势,但是波动较为明显。2004—2007 年粮食 TFP 在 2.8 以下徘徊,2008 年粮食 TFP 大幅度增长;2008—2016 年总体呈增长态势,但粮食 TFP 增长率波动明显,其中粮食 TFP 在 2010、2013 和 2016 年较上年有明显下滑。2004—2016 年粮食 TFP 增长率的明显波动与多方面因素有关,可能与制度、政策、粮食生产经营结构、生产方式、自然条件等都有关系。粮食 TFP 在 2008 年出现急剧增长恰好与我国农机服务发展由初级阶段向中级阶段转型相吻合。本文认为,以农机作业服务为代表的粮食生产方式变化可能是影响粮食生产效率的一个重要原因。

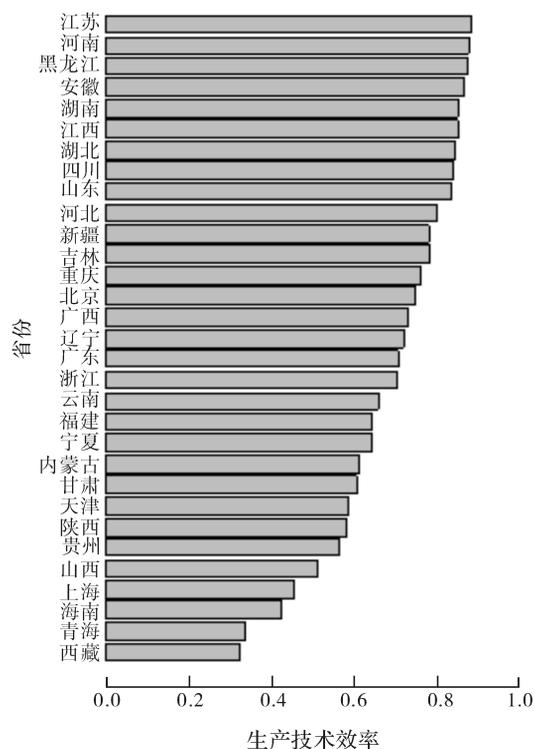


图 3 2004—2016 年 31 省份粮食生产技术效率

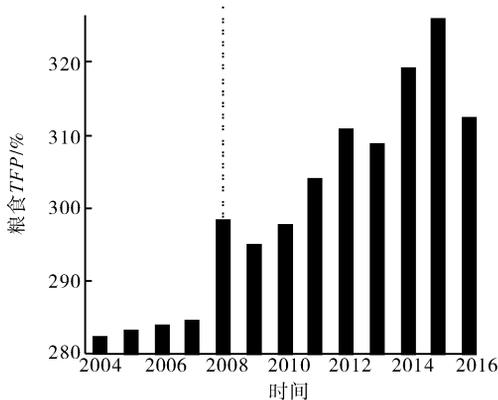


图 4 2004—2016 年 31 省份粮食 TFP

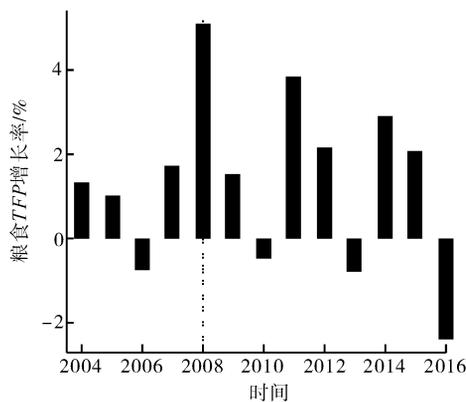


图 5 2004—2016 年 31 省份粮食 TFP 增长率

#### 5. 农机服务发展对粮食 TFP 及要素产出弹性的影响

本文试图回答的重要问题是农机服务发展对粮食生产的前沿变化和生产率增长的影响。表 2 报告了模型(5)、(6)的 OLS 回归估计结果,表 2 中的第一列给出了模型(5)的估计结果,后面四列分别给出了模型(6)的估计结果。以农机服务发展初级阶段为参照组,表 2 第(1)栏显示农机服务发展中级阶段对粮食 TFP 增长率具有显著的促进作用。尽管 2004 年起国家已出台相关政策刺激农机服务市场的形成,但是农机服务发展在 2008 年以后才发挥出促进生产效率提升的作用,说明农机服务对 TFP 的作用存在一定的滞后效应。农机服务市场的形成和稳定需要一定磨合期才能发挥出对生产率的正面作用,这与服务经济学文献关于服务外包的研究结论一致<sup>[50]</sup>。

表 2 的第(2)至(5)栏显示的是农机服务发展、粮食品种份额、灌溉条件、自然灾害、用电量对粮食生产要素产出弹性的影响。本文还关注农机服务发展对要素产出弹性的作用。表 2 中农机服务发展阶段的虚拟变量 PD<sub>2</sub>对劳动产出弹性具有显著的正向影响,说明增加农机服务可以替代劳动力,与已

有研究结论一致<sup>[9]</sup>。农机服务发展阶段的虚拟变量  $PD_2$  对化肥和机械的产出弹性具有显著负向影响,说明农机服务与化肥产出弹性、机械产出弹性具有互补关系。其原因是,农机服务一般由专业农机手、职业农民等新型农业经营主体提供,他们一般熟悉农业新技术,在化肥施用、机械化操作等方面应用更加娴熟,专业化程度更高,因而增加农机服务投入反而会降低化肥和机械要素的产出弹性。农机服务发展阶段的虚拟变量  $PD_2$  对土地产出弹性的影响在统计上显著,但是系数很小,不足以说明农机服务与土地产出弹性的具体关系。

表 2 农机服务发展对粮食生产率及生产前沿面影响的 OLS 回归结果

	粮食生产率的变化	粮食生产前沿面的变化			
	$\Delta TFP/TFP(1)$	劳动产出弹性(2)	土地产出弹性(3)	化肥产出弹性(4)	机械产出弹性(5)
以农机服务发展初级阶段为参照组					
$PD_2$	0.032 3*** (0.009 2)	0.001 1*** (0.000 1)	-0.008 9*** (0.003 1)	-0.002 8*** (0.000 3)	-0.004 0*** (0.000 4)
以稻谷产量份额为参照组					
$wit_2$	-0.452 6*** (0.164 9)	0.001 4 (0.001 9)	0.183 7*** (0.055 3)	-0.004 8 (0.005 1)	-0.006 4 (0.007 2)
$wit_3$	-0.645 6*** (0.157 8)	-0.035 7*** (0.001 8)	0.227 6*** (0.052 9)	0.093 8*** (0.004 9)	0.133 0*** (0.006 9)
$irr$	0.033 7 (0.027 7)	-0.000 3 (0.000 3)	-0.000 4 (0.009 3)	0.000 8 (0.000 9)	0.001 1 (0.001 2)
$dis$	0.012 1** (0.005 3)	-0.000 3*** (0.000 1)	-0.003 1* (0.001 8)	0.000 8*** (0.000 2)	0.001 1*** (0.000 2)
$ele$	-0.018 8 (0.014 2)	0.003 2*** (0.000 2)	0.005 6 (0.004 8)	-0.008 4*** (0.000 4)	-0.011 9*** (0.000 6)
$a$	0.453 1*** (0.170 3)	0.196 8*** (0.002 0)	0.442 9*** (0.057 1)	0.113 7*** (0.005 2)	0.022 2*** (0.007 4)
$D_j$	yes	yes	yes	yes	yes
观测值	394	394	394	394	394
$R^2$	0.109 4	0.997 6	0.979 8	0.997 6	0.997 6

注:作者利用 R 3.5.3 软件计算得出。\*\*\*、\*\*、\* 分别代表 1%、5%和 10%的显著性水平,括号内是标准差。下同。

以粮食三大品种产量份额为权重表示的各省份粮食生产结构对四种要素产出弹性也有影响。表 2 第(1)栏显示以稻谷产量份额为参照组,调整小麦或者玉米的占比都会显著影响粮食全要素生产率的变化。表 2 第(2)至(5)栏反映粮食生产结构的变化对粮食生产前沿面的变化产生影响。与稻谷相比,小麦产量份额对劳动产出弹性不产生影响,而玉米产量份额却对劳动产出弹性产生显著的负向影响。这与当前我国小麦生产基本实现了全程机械化有关,玉米的人工投入相对较多,因此增加玉米产量份额则会降低劳动力的边际收益。与稻谷相比,小麦产量份额与化肥、机械的产出弹性均没有影响,但玉米产量份额与化肥和机械产出弹性产生显著的正向影响,说明依靠化肥提高玉米产量和玉米机械化水平还有待提高。小麦和玉米的产量份额均与土地产出弹性之间产生显著正向影响,说明土地投入对三种粮食作物而言都比较重要,因此,粮食生产要确保土地要素的投入。

## 五、稳健性检验

首先对变系数面板随机前沿分析的估计进行稳健性检验。通过分阶段比较传统随机前沿估计结果说明加入变系数模型的必要性。表 3 显示在控制年份和省份效应以后,农机服务发展在初级阶段和中级阶段的随机前沿估计系数有明显不同,这说明粮食生产的前沿面在不同阶段发生改变,四种要素估计系数的变化说明有必要采用变系数模型对传统随机前沿估计方法加以改进。将全国 31 个省份划分为东部、中部、西部地区,以中部地区为参照组,通过不同地区的对比说明加入粮食品种份额作为阈值变量的必要性。表 4 的回归结果表明不同地区生产前沿面存在明显差异,说明有必要通过各省份粮食生产结构差异反映对生产前沿面的影响。然后,本文通过更换解释变量的代理变量对 OLS 回归模型(5)(6)进行稳健性检验。由于无法获取各省份每年的耕种收机械化率,本文以历年全国农

作物耕种收机械化率作为农机服务发展的替代指标,表 5 回归结果显示耕种收机械化率对粮食 *TFP* 的增长有显著正向影响,耕种收机械化率对劳动产出弹性具有显著正向影响,对化肥和机械产出弹性具有显著负向影响,说明本文实证结果具有一定稳健性。

表 3 分阶段随机前沿估计的稳健性检验

农机服务发展	投入要素	随机前沿估计系数	标准差
初级阶段(2004—2007)	劳动	0.016 6	0.044 4
	土地	0.755 6***	0.088 0
	化肥	0.277 1**	0.093 7
	机械	-0.063 7	0.046 9
中级阶段(2008—2016)	劳动	0.157 0***	0.042 4
	土地	0.489 7***	0.052 6
	化肥	0.345 0***	0.051 5
	机械	0.027 4	0.030 5
	年份效应	控制	
	省份效应	控制	

表 4 不同地区的稳健性检验

粮食生产率的变化 $\Delta TFP/TFP(1)$	粮食生产前沿面的变化				
	劳动产出弹性(2)	土地产出弹性(3)	化肥产出弹性(4)	机械产出弹性(5)	
以中部地区为参照组					
东部地区	0.009 0 (0.009 7)	-0.000 4** (0.000 2)	-0.020 8*** (0.007 7)	0.001 1** (0.000 5)	0.001 5** (0.000 7)
西部地区	-0.000 4 (0.008 4)	0.000 2 (0.000 1)	-0.065 8*** (0.006 7)	-0.000 1 (0.000 4)	-0.000 3 (0.000 6)
<i>PD</i> <sub>2</sub>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>wit2-wit3</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>irr</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>dis</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>ele</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>a</i>	-0.011 7 (0.026 7)	0.211 9*** (0.000 5)	0.447 7*** (0.021 1)	0.072 4*** (0.001 3)	-0.035 9*** (0.001 8)
观测值	394	394	394	394	394
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.029 1	0.993 9	0.878 0	0.993 8	0.993 8

表 5 耕种收机械化率对粮食生产率和要素产出弹性的影响

粮食生产率的变化 $\Delta TFP/TFP(1)$	粮食生产前沿面的变化				
	劳动产出弹性(2)	土地产出弹性(3)	化肥产出弹性(4)	机械产出弹性(5)	
耕种收机械化率	0.092 0*** (0.032 0)	0.007 2*** (0.000 2)	-0.031 9*** (0.010 7)	-0.019 1*** (0.000 5)	-0.027 0*** (0.000 6)
<i>wit2</i>	-0.475 2*** (0.165 8)	0.000 3 (0.000 9)	0.190 5*** (0.055 3)	-0.001 7 (0.002 3)	-0.002 1 (0.003 3)
<i>wit3</i>	-0.718 2*** (0.163 7)	-0.043 7*** (0.000 9)	0.256 4*** (0.054 6)	0.114 9*** (0.002 3)	0.162 8*** (0.003 3)
<i>irr</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>dis</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>ele</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>a</i>	0.181 7 (0.162 5)	0.184 8*** (0.000 9)	0.522 1*** (0.054 1)	0.145 2*** (0.002 3)	0.066 9*** (0.003 2)
<i>D<sub>j</sub></i>	yes	yes	yes	yes	yes
观测值	394	394	394	394	394
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.099 5	0.999 5	0.979 9	0.999 5	0.999 5

## 六、结论与启示

粮食生产的“十三连增”与农机服务的发展密不可分。本文通过变系数随机前沿生产函数模型,

更好地反映出中国粮食生产在 2004—2016 年之间的省际生产结构变化以及时间变化。通过前沿面的动态估计,本文发现:31 省份粮食生产的要素产出弹性存在明显差异;粮食生产技术在不断改进,但在 2008 年技术变化最为明显;31 省份之间粮食生产技术效率存在明显差异,技术效率较高的省份为江苏、河南、黑龙江和安徽;2004—2016 年粮食全要素生产率总体上呈现出增长趋势,但是波动较为明显,2008 年粮食全要素生产率的增长率最高,达到 5%。将农机服务发展阶段的虚拟变量以及粮食三大主要品种的阈值变量引入模型,分析农机服务和粮食生产结构对粮食 *TFP* 以及生产前沿的影响,得到的主要结论是:(1)农机服务发展在 2008 年以后显示出对粮食全要素生产率的增长具有显著的促进作用,说明农机服务对粮食 *TFP* 的作用存在一定的滞后效应;(2)农机服务与劳动产出弹性具有替代关系,与化肥和机械产出弹性具有互补关系;(3)三大粮食作物中,小麦机械化程度最高,水稻和玉米的机械化程度还有待提升。当前我国农机服务在替代劳动力方面发展较快,尤其是小麦的生产已经基本实现全程机械化作业。受到作物种植特性和生产窗口期的影响,稻谷和玉米的机械服务发展相对滞后。当前的农机服务发展更加侧重于劳动节约型,技术密集型环节的农机服务发展相对落后,因此今后还需要大力提升技术密集型农机服务的能力,突破技术瓶颈。本文的政策启示在于:在农村劳动力大量转移不可逆转的情况下,持续发展农机服务对稳定粮食生产、保障粮食安全、提升粮食生产效率具有重要意义。在政策引导方面,要注意政策作用的时效性,提前进行顶层设计。要促进区域农机服务市场的平衡发展,优化区域间粮食生产经营结构,促进粮食生产进一步向专业化、集约化、现代化方向转型。

## 参 考 文 献

- [1] 钟甫宁.正确认识粮食安全和农业劳动力成本问题[J].农业经济问题,2016(1):4-9,110.
- [2] 何秀荣.关于我国农业经营规模的思考[J].农业经济问题,2016,37(9):4-15.
- [3] 罗必良.农地确权、交易含义与农业经营方式转型——科斯定理拓展与案例研究[J].中国农村经济,2016(11):2-16.
- [4] 廖西元,申红芳,王志刚.中国特色农业规模经营“三步走”战略——从“生产环节流转”到“经营权流转”再到“承包权流转”[J].农业经济问题,2011,35(12):15-22.
- [5] 王志刚,申红芳,廖西元.农业规模经营:从生产环节外包开始——以水稻为例[J].中国农村经济,2011,321(9):4-12.
- [6] 罗必良.农地流转的市场逻辑——“产权强度-禀赋效应-交易装置”的分析线索及案例研究[J].南方经济,2014(5):1-24.
- [7] 叶兴庆.我国农业支持政策转型:从增产导向到竞争力导向[J].改革,2017(3):19-34.
- [8] 蔡昉.刘易斯转折点后的农业发展政策选择[J].中国农村经济,2008(8):4-15,33.
- [9] GONG B L. Agricultural reforms and production in China: changes in provincial production function and productivity in 1978-2015 [J]. Journal of development economics, 2018(132):18-31.
- [10] 姜长云.着力发展面向农业的生产性服务业[J].宏观经济管理,2010(9):38-39.
- [11] 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.
- [12] 王欧,唐轲,郑华懋.农业机械对劳动力替代强度和粮食产出的影响[J].中国农村经济,2016(12):46-59.
- [13] ZHANG X B, YANG J, REARDON T. Mechanization outsourcing clusters and division of labor in Chinese agriculture[J]. China economic review, 2017(43):184-195.
- [14] 罗必良.论服务规模经营——从纵向分工到横向分工及连片专业化[J].中国农村经济,2017(11):4-18.
- [15] 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, 127.
- [16] 彭柳林,吴昌南,张云,等.粮食生产效率:农业生产性服务对农业劳动力老龄化具有调节效应吗?——基于江西省粮食主产区 500 农户的调查[J].中国农业资源与区划,2018(4):7-13.
- [17] 陈超,李寅秋,廖西元.水稻生产环节外包的生产率效应分析——基于江苏省三县的面板数据[J].中国农村经济,2012(2):88-98.
- [18] 张忠军,易中懿.农业生产性服务外包对水稻生产率的影响研究——基于 358 个农户的实证分析[J].农业经济问题,2015,36(10):69-76.
- [19] 孙顶强,卢宇桐,田旭.生产性服务对中国水稻生产技术效率的影响——基于吉、浙、湘、川 4 省微观调查数据的实证分析[J].中国农村经济,2016(8):70-81.
- [20] 杨万江,李琪.新型经营主体生产性服务对水稻生产技术效率的影响研究——基于 12 省 1926 户农户调研数据[J].华中农业大学学报(社会科学版),2017(5):12-19.

- [21] 胡祎,张正河.农机服务对小麦生产技术效率有影响吗? [J].中国农村经济,2018(5):68-83.
- [22] FAN S G, PARDEY P G. Research, productivity, and output growth in Chinese agriculture[J]. *Journal of development economics*, 1997(53):115-137.
- [23] LIN J Y. Rural reforms and agricultural growth in China[J]. *The American economic review*, 1992(82):34-51.
- [24] MCMILLAN J, WHALLEY J, ZHU L. The impact of China's economic reforms on agricultural productivity growth[J]. *Journal of political economy*, 1989(97):781-807.
- [25] BRUMMER B, GLAUBEN T, LU W. Policy reform and productivity change in Chinese agriculture: a distance function approach [J]. *Journal of development economics*, 2006(81): 61-79.
- [26] CARTER C A, ESTRIN A J. Market reforms versus structural reforms in rural China[J]. *Journal of comparative economics*, 2001(29):527-541.
- [27] FAN S. Effects of technological change and institutional reform on production growth in Chinese agriculture[J]. *American journal of agricultural economics*, 1991(73): 266-275.
- [28] WU Y. Productivity growth, technological progress, and technical efficiency change in China: a three-sector analysis[J]. *Journal of comparative economics*, 1995(21):207-229.
- [29] CHEN P C, YU M M, CHANG C C, et al. Total factor productivity growth in China's agricultural sector[J]. *China economic review*, 2008(19):580-593.
- [30] LIU S W, ZHANG P Y, HE X L, et al. Efficiency change in North-East China agricultural sector: a DEA approach[J]. *Agricultural economics*, 2015(61):522-532.
- [31] MAO W, KOO W W. Productivity growth, technological progress, and efficiency change in Chinese agriculture after rural economic reforms: a DEA approach[J]. *China economic review*, 1997(8):157-174.
- [32] 闵锐.粮食全要素生产率:基于序列 DEA 与湖北主产区县域面板数据的实证分析[J].*农业技术经济*, 2012(1):47-55.
- [33] 焦晋鹏,宋晓洪.粮食全要素生产率影响因素的实证分析[J].*统计与决策*, 2015(11):126-129.
- [34] 江松颖,刘颖,王嫚嫚.我国谷物全要素生产率的动态演进及区域差异研究[J].*农业技术经济*, 2016(6):13-20.
- [35] 尹朝静,李谷成,葛静芳.粮食安全:气候变化与粮食生产率增长——基于 HP 滤波和序列 DEA 方法的实证分析[J].*资源科学*, 2016,38(4):665-675.
- [36] 朱晶,晋乐.农业基础设施、粮食生产成本与国际竞争力——基于全要素生产率的实证检验[J].*农业技术经济*, 2017(10):14-24.
- [37] AIGNER D, LOVELL C A, SCHMIDT P. Formulation and estimation of stochastic frontier production function models[J]. *Journal of Econometrics*, 1977(6):21-37.
- [38] MEEUSEN W, VAN DEN BROECK J. Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error[J]. *International economic review*, 1977(18):435-444.
- [39] STEVENSON R E. Likelihood functions for generalized stochastic frontier estimation[J]. *Journal of econometrics*, 1980(13):57-66.
- [40] GREENE W H. A gamma-distributed stochastic frontier model[J]. *Journal of econometrics*, 1990(46):141-163.
- [41] SCHMIDT P, SICKLES R C. Production frontiers and panel data[J]. *Journal of business & economic statistics*, 1984(2):367-374.
- [42] KUMBHAKAR S C. Production frontiers, panel data, and time-varying technical inefficiency[J]. *Journal of econometrics*, 1990(46):201-211.
- [43] SICKLES R C. Panel estimators and the identification of firm-specific efficiency levels in parametric, semiparametric and nonparametric settings[J]. *Journal of econometrics*, 2005(126):305-334.
- [44] HASTIE T, TIBSHIRANI R. Varying-coefficient models[J]. *Journal of the royal statistical society. series b (methodological)*, 1993,55(4):757-796.
- [45] SUN K, KUMBHAKAR S C. Semiparametric smooth-coefficient stochastic frontier model[J]. *Economics letters*, 2013(120):305-309.
- [46] ZHANG R, SUN K, DELGADO M S, et al. Productivity in China's high technology industry: regional heterogeneity and R&D[J]. *Technological forecasting and social change*, 2012(79):127-141.
- [47] BATTSES 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):153-169.
- [48] AHMAD I, LEELAHANON S, LI Q. Efficient estimation of a semiparametric partially linear varying coefficient model[J]. *The annals statistics*, 2005,33(1):258-283.
- [49] 王跃梅,姚先国,周明海.农村劳动力外流、区域差异与粮食生产[J].*管理世界*, 2013(11):67-76.
- [50] 卢锋.当代服务外包的经济学观察:产品内分工的分析视角[J].*世界经济*, 2007(8):22-35.