华南农业大学学报(社会科学版)
2015 年第 1 期 JOURNAL OF SOUTH CHINA AGRICULTURAL UNIVERSITY
(第 14 卷) (SOCIAL SCIENCE EDITION)

农村劳动力结构变化与粮食生产的技术效率

彭代彦, 文 乐

(华中科技大学经济学院,湖北 武汉 430074)

摘 要: 利用 2000 – 2008 年期间 26 个省区的面板数据,运用超越对数随机前沿分析方法(SFA)研究了中国农村劳动力结构变化对粮食生产技术效率的影响,并测算了技术效率对全要素生产率(TFP)以及 TFP 对粮食增长的贡献。结果表明:在 2000 – 2008 年期间,中国粮食生产存在着技术非效率性,农村劳动力老龄化、女性化和教育水平的提高改善了粮食生产的技术效率,但女性化的贡献在逐渐下降;TFP 年均增长 0.43%,其主要源自于技术效率的提高;TFP 对粮食增长率的贡献约为 3 成,表明中国粮食增长主要是依靠投入拉动的。

关键词: 农村劳动力; 老龄化; 女性化; 技术效率

中图分类号: F061.1; F325 **文献标识码:** A **文章编号:** 1672 – 0202(2015)01 – 0092 – 13

一、问题的提出

中国因特殊的计划生育政策和快速的城市化,农村劳动力结构正发生着巨大变化,主要表现在三个方面:一是老龄化。与城市相比,农村的人口老龄化程度更高[1]。2000 – 2010 年期间中国农村老龄人口负担比,指农村 65 岁及以上老人占 15 岁以上人口所占比重,从 2000 的 0.11 增加到了 0.13,这表明农村劳动力的老龄化程度在稳步提高。十八大提出要“坚持计划生育的基本国策”,在这一政策背景下,随着外出务工老龄农民工返乡的增加,中国农村人口老龄化可能还将进一步加剧。二是女性化。非农劳动力市场的发育对女性具有限制和歧视倾向[2-3],农村女性劳动力的非农就业机会相对较少,已婚农村妇女为了照顾孩子和老人,与男性相比,更倾向于留守农村从事农业,向城镇的转移明显滞后于男性劳动力,催生了农村劳动力“女性化”现象。第二次全国农业普查得到的全国数据显示,截止 2006 年末,农村家庭农业劳动力中女性所占比例和劳动时间份额都高于男性,一般稳定在 60% 左右,且没有明显的地区差异[4-5],并呈波动上升趋势。这也得到了一些典型村庄和地方官方统计数据的印证[6-7]。三是教育水平的提高。社会的发展与义务教育的普及,我国农村劳动力人均受教育年限也在持续增加。本文将利用 2000——2008 年期间省级面板数据分析中国农村劳动力结构变化对粮食生产技术效率的影响,探讨粮食增产的有效途径。

农村劳动力结构变化可能会影响到农村经济和农民生活。学术界已研究了中国农村劳动力老龄化对农业生产[8]、老龄化[9-11]的影响,女性化和教育对农业生产的技术效率的影响[9-14],老龄化对粮食生产[15]、土地利用效率[16]、农村收入差距[17-18]和农民消费[19]等的影响,而 Chen & Brown、Chen、Tan 考察了劳动力年龄和教育水平对粮食生产技术效率的影响[9-11],以及 Tian &

收稿日期: 2014 – 11 – 03 **DOI:** 10.7671/j.issn.1672 – 0202.2015.01.010

基金项目: 华中科技大学自主创新研究基金(人文社科)(2014AA046)

作者简介: 彭代彦(1964—),男,湖北仙桃人,华中科技大学经济学院教授,主要研究方向为发展经济学、福利经济学。E – mail:pengdaiyan0880@126.com

Wan、亢霞和刘秀梅研究了教育水平对粮食生产技术效率的影响[12,14]，然而从笔者检索到的文献来看，尚未同时系统考察中国农村劳动力老龄化、女性化和教育水平的变化对粮食生产技术效率的影响。农村劳动力的老龄化和女性化相伴而生，只有剔除女性化（老龄化）的影响，老龄化（女性化）的结果才不至于被夸大或低估。如果农村劳动力女性化（老龄化）的影响方向和老龄化（女性化）相同，只考察老龄化（女性化）可能夸大其影响；相反，如果影响方向相反，就可能低估其影响。

Farrell 在学术界最早提出技术效率概念，从投入的角度将其定义为在相同的产出水平下最小可能投入与实际投入的比率[20]，Leibenstein 后来又从产出角度将其定义为在相同的投入水平下实际产出与最大可能产出之比[21]，本文在后者的意义上使用“技术效率”一词。对中国粮食生产的已有研究大致采取了三种方法：一是传统的生产函数（如 C－D 生产函数）分析[22－24]。使用这种方法的假定前提之一是粮食生产是在技术前沿面上进行的，不存在效率损失，但这一假定不一定符合现实。二是非参数分析[25－27]。这种方法的优点是不必设定生产函数的具体形式，也不需要假定技术非效率性的存在，克服了第一种方法的不足，但不能直接对技术效率的影响因素进行统计分析。三是随机前沿分析[9－12,14,28－34]。这种方法可以计量分析技术非效率性的影响因素，弥补了前面两种方法的不足。因此本文借鉴和综合已有研究的长处，采用较为灵活的超越对数随机前沿函数模型[10－12,14,34]，考虑效率影响因素的时变性[34]，再检验模型的适用性[31－32,34]，分析全要素生产率的构成，并测算其对粮食增长的贡献。

总的来说，粮食增产一靠投入，二靠全要素生产率（TFP）的提高，而技术效率是全要素生产率的一个重要决定因素，本文采用随机前沿分析法研究农村劳动力结构变化对粮食生产技术效率的影响便能准确地反映农村劳动力结构变化对农业生产效率的影响，既有利于拓展理论研究，也可望提供有价值的政策参考。

二、理论分析

粮食生产有其特殊的生物生长规律，其技术效率受各种投入的数量、质量和使用时间的影响，涉及到整地、播种、灌溉、防虫、除草和收割等各个生产环节，主要取决于农民对粮食生产技术的了解和把握以及是否有能力及时合理地使用各种投入，因此与农村劳动力结构密切相关。中国农村劳动力的老龄化、女性化和教育水平的提高可能会对粮食生产的技术效率产生重要影响。

相对于青壮年劳动力而言，老年劳动力的体力较差；但农业生产经验更丰富，技能更高；从事非农业活动的机会也较少[3,35]，更专注于农业生产。农村劳动力的老龄化对粮食生产技术效率的影响取决于这三方面作用的相对大小，因而不能断定其必然会使之降低。林本喜和邓衡山对浙江省农村固定观察点样本数据的分析表明，农户主要劳动力的年龄对土地利用效率没有显著影响[16]；胡雪枝与钟甫宁发现农村劳动力老龄化并没有对中国粮食生产产生负面影响[15]；而本人之前的研究中利用了中国省级面板数据分析发现农村劳动力老龄化提高了农业生产的技术效率。

相对于男性而言，女性劳动力的体力较差[4]；在农村普遍的家庭养老背景下，既要照顾子女，还要照顾老人，洗衣做饭，家务负担较重，从事农业生产的时间较少，因此农村劳动力的女性化可能会降低粮食生产的技术效率。李旻和赵连阁利用国家农调队 2003——2006 年期间对辽宁农户固定观察点踪调查数据的分析发现，与男性劳动力为主的农户相比，“男女同耕”农户的产出较高，以女性劳动力为主的农户的农业产出较低[4]；Song & Jiggins 也发现，农村女性的农业生产率远低于男性[6]。但是，农村女性劳动力一般不会从事非农兼业活动，对农业生产更专注，这种效应也可能抵消农村劳动力女性化对粮食生产技术效率的负面影响。

Schultz[36]有关人力资本的理论和 Heckman、侯风云[37－38]等人的些经验研究都表明，人力资本

的增加有利于劳动力掌握和使用新的生产技术进而改进技术效率。随着中国农村劳动力的人均受教育年限的不断提高,即人力资本的持续增加,有望提高粮食生产的技术效率。

已有研究表明,影响粮食生产技术效率的因素还有很多,考虑数据的可获得性,以下因素将作为中国农村劳动力结构的控制变量:第一,灾害。粮食生产性质特殊,干旱、积涝和病虫害等灾害都可能降低粮食生产的技术效率。Yao & Liu 和乔世君发现自然灾害显著降低了中国粮食生产的技术效率[28,32]。第二,基础设施。基础设施建设可减少运输费用,提高农业生产的技术效率[39]。第三,农业机械化。机械的使用可以大大节省体力,提高速度,能更好地满足粮食生产的季节性特征,因此有利于提高技术效率。乔世君、黄金波和周先波发现人均机械使用的增加提高了中国粮食生产的技术效率[32,34]。

三、模型设定

(一)随机前沿生产函数的一般形式及全要素生产率分解

随机前沿生产函数可表示为:

$$y_{it} = f(x_{it},^{t})e^{v_{it}-u_{it}}(i = 1,...,N; \quad t = 1,...,T) \tag{1}$$

其中,y 表示实际产出,$f(\cdot)$ 表示生产前沿,x 表示投入要素向量,i 表示生产单元,t 表示时间,v_{it} 是随机噪音项,假定 $v_{it} \sim N(0,\sigma_v^2)$,$u_{it}$ 是由技术非效率项引起的非负随机变量,假定独立于 v_{it},并且服从于在非负处截断的正态分布,即 $u_{it} \sim N(\mu,\sigma_u^2)$。

首先,对(1)式两边取对数,并对 t 求导,可得:

$$\frac{\ln y_{it}}{dt} = \frac{\ln f(x_{it},t)}{dt} - \frac{du}{dt} \tag{2}$$

其次,(2)式右边第一项可展开为:

$$\frac{d\ln f(x,t)}{dt} = \frac{\partial \ln f(x,t)}{\partial t} + \sum_j \frac{\partial \ln f(x,t)}{\partial x_j}\frac{dy_j}{dt} \tag{3}$$

(3)式右边第一项为技术进步,用 TP 表示;第二项可进一步表示为:

$$\sum_j \frac{\partial \ln f(x,t)}{\partial x_j}\frac{dx_j}{dt} = \sum_j \frac{\partial \ln f(x,t)}{\partial \ln x_j}\frac{\partial \ln x_j}{\partial x_j}\frac{dx_j}{dt} = \sum_j \varepsilon_j \frac{\partial \ln x_j}{\partial x_j}\frac{dx_j}{dt}$$

$$= \sum_j \varepsilon_j \frac{\partial \ln x_j}{\partial t} = \sum_j \varepsilon_j \dot{x_j} \tag{4}$$

其中,$\varepsilon_j = \frac{\partial \ln f(x,t)}{\partial \ln x_j}$ 是要素 j 的产出弹性,$\dot{x_j} = \frac{d\ln x_j}{dt}$,表示 x 的变化率。因此,(3)式是技术进步效应和要素效应之和。

第三,根据公式 $\frac{\partial \ln TE}{\partial t} = \frac{\partial \ln(e^{v-u})}{\partial t} = -\frac{\partial u}{\partial t}$ 可知,(2)式右边第二项反映的是技术效率效应,即一个低效的生产者追赶生产前沿的速度,用 $TE\Delta$ 表示。

综上可得,$\dot{y}$ =技术进步效应+要素增长效应+技术效率效应,即:

$$\dot{y} = TP + \sum_j \varepsilon_j \dot{x_j} + TE\Delta \tag{5}$$

Kumbhakar and Lovell[40]已经证明,当最小化生产成本时,生产要素在成本中的份额 s_j 等于相对产出弹性 $\frac{\varepsilon_j}{\varepsilon}$,其中,$\varepsilon = \sum_j \varepsilon_j$ 为规模弹性。所以,(5)可以进一步简化为:

$$\dot{TFP} = TP + (\varepsilon - 1)\sum_j s_j \dot{x_j} + TE\Delta = TP + Scale + TE\Delta \tag{6}$$

因此，在生产成本最小化的假定下，*TFP* 的变化可分解成技术的变化（*TP*）、经过调整后的规模报酬变化（*Scale*）和技术效率的变化（*TEΔ*）三个部分。当生产规模报酬不变以及不存在技术非效率时，*TFP* 的变化就完全由技术进步所决定。

（二）模型的具体形式

本文参照 Battese & Coelli[41]，采用超越对数函数形式，并借鉴 Li 和 Li & Liu 的做法引入时间虚拟变量[30,42]，将模型设定如下：

$$\ln y_{it} = \alpha_0 + \alpha_{lab}\ln lab_{it} + \alpha_{mac}\ln mac_{it} + \alpha_{fer}\ln fer_{it} + \alpha_{are}\ln are_{it} + \frac{1}{2}\beta_{ll}(\ln lab_{it})^2 + \frac{1}{2}\beta_{mm}(\ln mac_{it})^2$$
$$+ \frac{1}{2}\beta_{ff}(\ln fer_{it})^2 + \frac{1}{2}\beta_{aa}(\ln are_{it})^2 + \beta_{lm}\ln lab_{it}\ln mac_{it} + \beta_{lf}\ln lab_{it}\ln fer_{it} + \beta_{la}\ln lab_{it}\ln are_{it}$$
$$+ \beta_{mf}\ln mac_{it}\ln fer_{it} + \beta_{ma}\ln mac_{it}\ln are_{it} + \beta_{fa}\ln fer_{it}\ln are_{it} + \sum_{t=2001}^{t=2008}\beta_{Tt}DT_t + v_{it} - u_{it} \quad (7)$$

其中，*y* 表示粮食产量，*lab* 表示劳动力，*mac* 为农业机械，*fer* 为化肥使用量，*are* 为播种面积，*DT* 表示时间虚拟变量，*i* 表示省份；*t* 表示年份。参数 β_{Tt} 可以度量每年的技术水平，因而技术进步（*TP*）可以用 $\Delta\beta_{Tt} = \beta_{Tt} - \beta_{Tt-1}$ 表示。

对于技术无效率项 u_{it}，也参考 Battese & Coelli 的做法[41]，允许技术无效性具有时变性，将技术无效率项设定为：

$$u_{it} = \delta_0 + \delta_o old_{it} + \delta_w wom_{it} + \delta_e edu_{it} + \delta_d dis_{it} + \delta_i \inf_{it} + \delta_f ama_{it} + \delta_{to} told_{it}$$
$$+ \delta_{tw} twom_{it} + \delta_{te} tedu_{it} + \delta_{td} tdis_{it} + \delta_{ti} t\inf_{it} + \delta_{ta} tama_{it} + w_{it} \quad (8)$$

其中，*old* 是农村劳动力老龄化率，用农村老龄人口负担比（即农村 65 岁及以上人口与 15 岁－64 人口之比）度量；*wom* 是农村劳动力女性化率，用农村 15 岁及以上人口中女性的占比度量；*edu* 是人力资本，用劳动力平均受教育年限度量，将文盲、小学、初中、高中、大专及以上的受教育年限分别设为 1、6、9、12、15.5 年，再用劳动力人数加权求得；*dis* 是灾害率，用农作物受灾面积/农作物播种面积度量；inf 是基础设施，用乡村道路里程数/耕地面积度量度量；*ama* 是人均机械，用农业机械/农村劳动力数表示。

四、数据来源

本文使用 2000－2008 年期间除 4 个直辖市和西藏外的 26 个省区数据进行实证分析，样本数为 234 个。由于缺乏投入粮食生产的劳动力、机械和化肥方面的统计数据，只有第一产业劳动力、农业机械总动力和农业化肥使用总量数据，参考 Yao & Liu 的做法[28]，本文用粮食播种面积占农作物总播种面积的比重将第一产业劳动力、农业机械总动力和农业化肥使用总量折算为相应的粮食投入。

粮食产量（万吨）、农业机械总动力（万千瓦）、化肥（万吨）、粮食播种面积（千公顷）和农作物播种面积（千公顷）数据出自《新中国六十年统计资料汇编》；第一产业从业人员数（万人）出自历年《中国统计年鉴》；老龄人口负担比、女性化率、各教育水平的劳动力人数出自《中国人口与就业统计年鉴》；农作物受灾面积（千公顷）、乡村道路里程（万公里）①、耕地面积（千公顷）出自历年《中国统计年鉴》。变量特征见表 1。

① 统计年鉴上没有乡村道路里程数据，因此，用等外公路里程作为替代。

表1 各主要变量的描述性统计

变量名称	定义或单位	记号	均值	标准差	最大值	最小值
粮食产量	万吨	y	1793.31	1160.21	5365.48	82.7
第一产业劳动力	万人	lab	763.38	495.85	2453.17	65.21
机械总动力	万千瓦	mac	1605.07	1563.92	6732.11	98.4
化肥	万吨	fer	132.72	96.55	407.29	8.84
粮食播种面积	千公顷	are	3884.25	2368.46	10988	244.7
老龄人口负担比	农村65岁及以上人口/15岁~64人口	old	0.12	0.03	0.19	0.06
女性化率	农村15岁及以上人口中女性/15岁以上人口	wom	0.49	0.01	0.53	0.46
受教育水平	年	edu	6.94	0.62	8.06	4.77
灾害率	农作物受灾面积(千公顷)/农作物播种面积(千公顷)	dis	0.33	0.16	0.93	0.06
基础设施	乡村道路里程(万公里)/耕地面积(千公顷)	inf	5.35	6.48	44.25	0.001
人均机械	农业机械(万千瓦)/农业劳动力(万人)	ama	2.18	1.21	6.40	0.11

五、实证分析

(一)推算结果

利用Frontier4.1软件对模型(7)和(8)进行极大似然估计的结果为表2中的模型1。在估计模型之前,参照Liao的做法,对产出和各投入变量通过均除以相应变量全部样本的几何平均值进行了标准化[43]。

表2 中国粮食生产随机前沿面板模型的估计结果

Variables		模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6	模型7
Constant	α_0	0.286***	0.298***	0.232***	0.251***	0.300***	0.355***	0.391***
		(0.017)	(0.010)	(0.011)	(0.057)	(0.019)	(0.012)	(0.039)
Ln(Lab) 劳动力	α_l	-0.126***	-0.112***	-0.177***	-0.256***	-0.118***	0.040	-0.180***
		(0.012)	(0.026)	(0.031)	(0.044)	(0.036)	(0.025)	(0.053)
Ln(Mac) 机械总动力	α_m	0.166***	0.026**	0.134***	0.063***	0.016	-0.015	0.100*
		(0.015)	(0.011)	(0.028)	(0.024)	(0.031)	(0.026)	(0.056)
Ln(Fer) 化肥使用量	α_f	0.126***	0.062***	0.1112***	0.175***	0.163***	0.330***	0.270***
		(0.024)	(0.017)	(0.0278)	(0.030)	(0.038)	(0.021)	(0.037)
Ln(Are) 粮食播种面积	α_a	0.885***	0.999***	0.950***	1.041***	0.914***	0.681***	0.893***
		(0.017)	(0.037)	(0.038)	(0.049)	(0.050)	(0.027)	(0.067)
Ln(lab^2)/2	β_{ll}	0.456***		0.510***		0.745***	0.260***	0.092
		(0.079)		(0.152)		(0.148)	(0.087)	(0.243)
Ln(mac^2)/2	β_{mm}	0.040		0.117***		0.228***	-0.025	0.067
		(0.027)		(0.036)		(0.057)	(0.033)	(0.057)
Ln(fer^2)/2	β_{ff}	0.294***		0.305***		0.013	-0.401***	0.111
		(0.056)		(0.093)		(0.102)	(0.084)	(0.129)

Ln(are^2) /2	β_{aa}	0.258***	0.522***		0.628***	−0.051	0.414*
		(0.099)	(0.164)		(0.204)	(0.111)	(0.227)
Ln(lab)ln(mac)	β_{lm}	0.226***	0.306***		0.288***	0.117*	0.337***
		(0.054)	(0.086)		(0.087)	(0.066)	(0.119)
Ln(lab)ln(fer)	β_{lf}	−0.247***	−0.258***		−0.222***	0.169***	−0.025
		(0.056)	(0.066)		(0.070)	(0.040)	(0.078)
lnlabln(are)	β_{la}	−0.224***	−0.362***		−0.595	−0.281***	−0.174
		(0.078)	(0.130)		(0.146)	(0.056)	(0.175)
Ln(mac)ln(fer)	β_{mf}	−0.106***	−0.059		0.093**	0.035*	−0.036
		(0.015)	(0.036)		(0.048)	(0.021)	(0.056)
Ln(mac)ln(are)	β_{ma}	−0.351***	−0.541***		−0.613***	−0.206**	−0.518***
		(0.062)	(0.098)		(0.129)	(0.090)	(0.146)
Ln(fer)ln(are)	β_{fa}	0.156***	0.144*		0.267***	0.220**	0.011
		(0.038)	(0.082)		(0.091)	(0.086)	(0.125)
时间变量							
2001	β_{t1}	−0.039***		0.001		−0.022***	−0.070
		(0.010)		(0.054)		(0.003)	(0.043)
2002	β_{t2}	−0.048**		−0.009		−0.061***	−0.091**
		(0.0193)		(0.057)		(0.010)	(0.043)
2003	β_{t3}	−0.046***		0.009		−0.033***	−0.086**
		(0.016)		(0.061)		(0.010)	(0.0424)
2004	β_{t4}	−0.053***		−0.001		−0.055***	−0.102**
		(0.014)		(0.069)		(0.009)	(0.043)
2005	β_{t5}	−0.080***		−0.073		−0.057***	−0.119***
		(0.015)		(0.072)		(0.011)	(0.042)
2006	β_{t6}	−0.089***		−0.121		−0.012	−0.153***
		(0.016)		(0.075)		(0.018)	(0.052)
2007	β_{t7}	−0.090***		−0.134*		−0.032**	−0.148***
		(0.016)		(0.075)		(0.016)	(0.052)
2008	β_{t8}	−0.045***		−0.129*		−0.002	−0.131**
		(0.016)		(0.078)		(0.020)	(0.056)
技术非效率项							
Constant	δ_0	5.476***	7.465***	4.980***	5.418***	2.718***	−0.213***	0.488
		(0.710)	(1.338)	(1.053)	(1.267)	(0.696)	(0.046)	(0.650)
old(老龄)	δ_o	−3.685***	−3.241***	−4.490***	−2.879***	−3.438***		−3.183***
		(0.701)	(0.862)	(0.741)	(0.605)	(0.627)		(0.959)
wom(女性化率)	δ_w	−6.850***	−11.875***	−5.804***	−9.241***	−2.336*		0.148
		(1.336)	(2.580)	(2.050)	(2.452)	(1.266)		(0.926)
edu(教育)	δ_e	−0.240***	−0.185***	−0.226***	−0.091***	−0.158***		−0.034
		(0.035)	(0.033)	(0.035)	(0.031)	(0.028)		(0.083)
dis(灾害)	δ_d	0.577***	0.6245***	0.497***	0.619***	0.324***		0.795***
		(0.096)	(0.104)	(0.093)	(0.092)	(0.078)		(0.132)
inf(基础设施)	δ_i	−0.039***	−0.006	−0.0257***	−0.011**	−0.002		−0.031***
		(0.006)	(0.005)	(0.0051)	(0.004)	(0.002)		(0.008)

ama(人均机械)	δ_f	0.061***	0.054***	0.076***	0.069***	0.080***		0.0315
		(0.019)	(0.020)	(0.020)	(0.021)	(0.016)		(0.0301)
Told	δ_{to}	−0.377	−0.158	−0.258	−0.428**			
		(0.261)	(0.288)	(0.233)	(0.217)			
Twom	δ_{tw}	0.442***	0.422***	0.475***	0.326***			
		(0.142)	(0.154)	(0.138)	(0.143)			
Tedu	δ_{te}	−0.017	−0.018	−0.021**	−0.007			
		(0.011)	(0.011)	(0.011)	(0.010)			
Tdis	δ_{td}	−0.011	−0.035	−0.005	−0.0238			
		(0.038)	(0.037)	(0.031)	(0.0326)			
Tinf	δ_{ti}	0.008***	0.000	0.005***	−0.003**			
		(0.002)	(0.001)	(0.001)	(0.001)			
Tama	δ_{ta}	−0.013**	−0.019***	−0.012*	−0.018***			
		(0.007)	(0.007)	(0.006)	(0.006)			
sigma − squared	σ_2	0.028***	0.037***	0.022***	0.024***	0.021***	0.139***	0.043***
		(0.003)	(0.005)	(0.003)	(0.002)	(0.003)	(0.011)	(0.006)
gamma	γ	0.999***	0.984***	0.977***	0.172**	0.999***	1.000***	0.991***
		(0.000)	(0.008)	(0.014)	(0.072)	(0.001)	(0.000)	(0.038)
Log − likelihood		194.708	132.460	185.581	108.685	159.014	116.702	149.100
单边误差似然比	LR	202.579	171.678	197.814	122.205	144.679	46.568	111.364

注:括号内为近似标准误,***、**和*分别表示在1%、5%和10%统计水平显著。

在表2的模型(1)中,$\sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2$和$\gamma$在1%统计水平显著,说明技术非效率项($u_{it}$)对产出具有显著的影响,并且$\gamma = 0.999$,表明技术非效率是复合误差的主要来源,随机误差所占比例非常小,说明中国粮食生产中存在着明显的技术非效率性。单边误差似然比检验值(LR)为202.58,远大于5%的临界值25.00,表明应拒绝表2中模型1不存在非效率项的假设。也就是说,与常规的生产函数相比,随机前沿生产函数能更好地反映中国粮食生产的现实。

在表2的模型1中,除Ln(mac^2)/2外,其他投入变量和时间虚拟变量的回归系数均在5%以上统计水平显著。在样本均值点,劳动力的产出弹性为负,原因可能在于样本期间存在着农村剩余劳动力。播种面积的产出弹性最大,其次是机械与化肥,表明种植面积对中国粮食生产来说最为重要。

在技术非效率项中,各解释变量均在1%统计水平显著,且*twom*、*t*inf和*tama*在5%以上统计水平显著。需要指出的是,技术非效率项中回归系数的符号与通常的含义正好相反,正号表示该变量值的提高会降低技术效率,反之,负号表示该变量值增加会提高技术效率。在模型1中,*old*的回归系数为负,说明在样本期间老龄化提高了技术效率,但这种影响没随时间的推移发生变化,表明在样本期间农村劳动力老龄化有利于提高技术效率,但没有显著的时间趋势。相对于青壮年而言,农村老年劳动力经验较丰富,技能更高,从事非农业活动的机会也较少,更专注于农业生产,虽然体力较差,但日益普及的机械(代理)作业大大弥补了农村老龄劳动力在体力上的弱势,因此农村劳动力老龄化提高了粮食生产的技术效率。*wom*回归系数为负,*twom*的符号为正,说明女性化提高了技术效率,但这种影响随时间的推移在下降,原因可能在于,女性在粮食生产中比男人更专注,但随着家庭收入的增加,妇女花在料理家务、赡养老人和照顾子女方面的精力越来越多,从而降低了对粮食生产的重视程度。李实利用1996年10个样本村的调查数据分析也发现,农村女

性劳动力在农业经营中的报酬率也高于男性劳动力[44]。*edu* 回归系数的符号为负，说明教育提高了粮食生产的技术效率，这与人力资本理论是一致的，但没有显著的时间变化趋势。*dis* 回归系数的符号为正，表明灾害率降低了粮食生产效率，这与预计相一致。inf 及 *t*inf 回归系数的符号分别为负和正，说明农村基础设施建设有利于提高粮食生产效率，但这种作用随时间推移在下降，可能是因为基础设施投资的边际报酬递减定律在发挥作用。*ama* 和 *tama* 回归系数的符号为正和负，说明农业机械化降低了粮食生产的技术效率，但这种作用在逐渐下降，其原因可能在于机械作业不如人工细致，在插秧、收割等重要环节的损失都比较大[24]，但随着机械技术的改良，这种损失在逐渐下降。

根据模型 1 测算出的 2000 – 2008 年期间中国各省粮食生产的技术效率值表明：2000 – 2008 年期间，中国平均的粮食生产技术效率为 0.787，东、中和西部分别为 0.884、0.776 和 0.690，说明中国粮食生产的技术效率还不高，并且存在地区差异，由东向西逐渐降低。技术效率较高的前 10 个省份中，东部占 5 个（广东、江苏、海南、辽宁、福建），中部占 4 个（湖北、新疆、江西、湖南），西部占 1 个（四川）；后十位的省份中，东部占 1 个（河北）、中部占 4 个（吉林、黑龙江、内蒙古、山西）、西部占 5 个（云南、青海、陕西、甘肃、宁夏）。各地区在变化趋势上也出现了分化，在 2000 – 2008 年期间，全国及东部和中部地区基本上呈上升趋势，而西部整体上是下降的。

（二）模型的合理性检验

为检验模型 1 设定的合理性，笔者还推算了 6 个变形，分别为表 2 中的模型 2 – 7。从对数似然值来看，这些模型的拟合效果均不如模型 1，进一步的检验结果也表明，模型 1 最为合理（见表 3），因此以下的全要素生产率分解分析以模型 1 为基础。

表 3　模型适用性检验

模型	假设	原假设	对数似然值	x^2 统计量	自由度	临界值（0.05）	判定
模型 2	C – D 生产函数	H0：all $\beta=0$	132.460	124.450	18	28.869	拒绝
模型 3	不存在技术进步	H0：all $\beta_{Tt}=0$	185.581	18.253	8	15.507	拒绝
模型 4	存在技术进步的 C – D 生产函数	H0：$\beta_{ll}=\cdots=\beta_{aa}=0$；$\beta_{lm}=\beta_{lf}=\cdots=\beta_{fa}=0$	108.685	172.045	10	18.307	拒绝
模型 5	不存在技术进步效率无时间效应	H0：all $\beta_{Tt}=0$ 且 all$\delta_{t*}=0$	159.014	71.388	14	23.685	拒绝
模型 6	技术效率影响因素不存在	H0：$\delta_w=\cdots=\delta_f=0$ 且 $\delta_{t*}=0$，但 $\delta_0\neq0$	116.702	156.011	12	21.026	拒绝
模型 7	技术效率不存在时间效应	H0：all$\delta_{t*}=0$	149.100	91.215	6	12.591	拒绝

注：注：β_{Tt} 表示时间虚拟变量系数，δ_{t*} 表示技术效率项中时间趋势项的系数；*LR* 检验的公式是 $LR=-2(LLF_R-LLF_{UR})$，即表中统计量，其中，LLF_R 是有约束的对数似然值，LLF_{UR} 是无约束的对数似然值。$\chi^2_{0.05}(k)$ 是 5% 显著水平下混合 χ^2 分布临界值，其中，k 表示自由度，当 *LR* 值大于 $\chi^2_{0.05}(k)$ 时，拒绝原假设。

（三）TFP 变化的分解及其对产出增长的影响

根据全要素生产率分解公式，计算得到各个年份粮食增长率，如表 4 所示。

表 4 表明，在 2000 – 2008 年期间，TFP 年平均增长约为 0.43%，技术进步和技术效率的年平均增长率分别为 –0.56% 和 0.96%，规模报酬的年平均增长率为 0.03%，几乎为零。由此可见，TFP 的上升几乎全由技术效率的提高所致。但是，在不同的年份也有差异。例如，在 2003 年和 2008

年,技术效率分别较上年有所下降,反而阻碍了 TFP 的提高,TFP 的提高主要是由技术进步拉动的。这也反映了中国粮食生产的另一个特点,即技术进步和技术效率的变动在大多数年份是反向变化的[45]。

表 4 2000 – 2008 年期间中国粮食增长率分解

年份	增长率(%)						占比(%)					
	Scale	TP	TE△	$\dot{TFP}$	$\dot{\Phi}$	$\dot{y}$	*Scale*	TP	TE△	$\dot{TFP}$	$\dot{\Phi}$	$\dot{y}$
	(1)	(2)	(3)	(4)=(1)+(2)+(3)	(5)	(6)=(4)+(5)	(7)	(8)	(9)	(10)=(7)+(8)+(9)	(11)	(12)=(9)+(10)
2001	-0.23	-3.90	5.75	1.61	-2.62	-1.00	23.00	390.00	-575.00	-161.39	262.00	100
2002	-0.03	-0.89	2.54	1.63	-0.36	1.26	-2.38	-70.63	21.59	128.88	-28.57	100
2003	-0.28	0.21	-1.62	-1.69	-3.68	-5.37	5.21	-3.91	30.17	31.48	68.53	100
2004	0.41	-0.70	2.84	2.55	5.86	8.41	4.88	-8.32	33.77	30.27	69.68	100
2005	0.24	-2.70	0.99	-1.46	4.10	2.64	9.09	-102.27	37.50	-55.58	155.30	100
2006	0.07	-0.88	0.66	-0.15	1.84	1.69	4.14	-52.07	39.05	-8.60	108.88	100
2007	0.05	-0.17	-0.60	-0.72	1.68	0.96	5.21	-17.71	-62.50	-75.40	175.00	100
2008	0.03	4.55	-2.90	1.68	2.06	3.74	0.80	121.66	-77.54	44.97	55.08	100
平均	0.03	-0.56	0.96	0.43	1.11	1.54	1.95	-36.36	62.34	27.92	72.08	100

数据来源:根据表 1 计算所得

此外,技术进步的贡献虽然在样本期间平均为负,但呈上升趋势,从 2001 年的 -3.90% 提高到了 2008 年的 4.54%,其波动与本文用虚拟变量测量技术进步有关,也包含了一些重要事件(如政策)的影响。技术效率的贡献呈下降趋势,由 2001 的 5.75% 下降到了 2008 年的 -2.90%,可能与农业支持弱化有关。

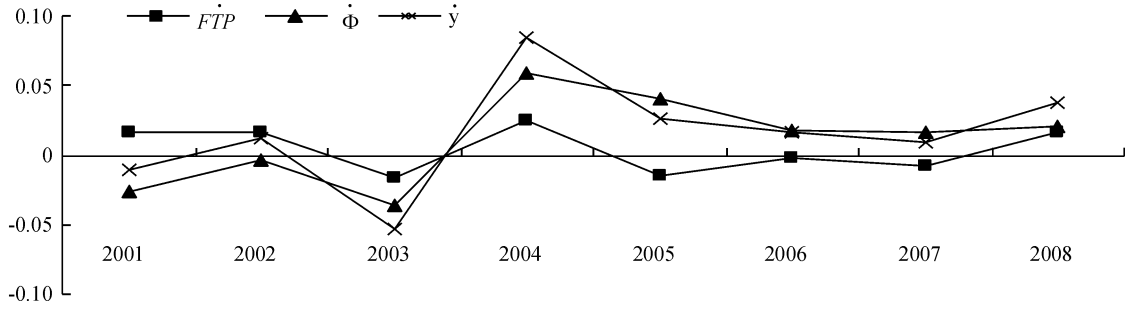


图 1 数据由表 4 所得

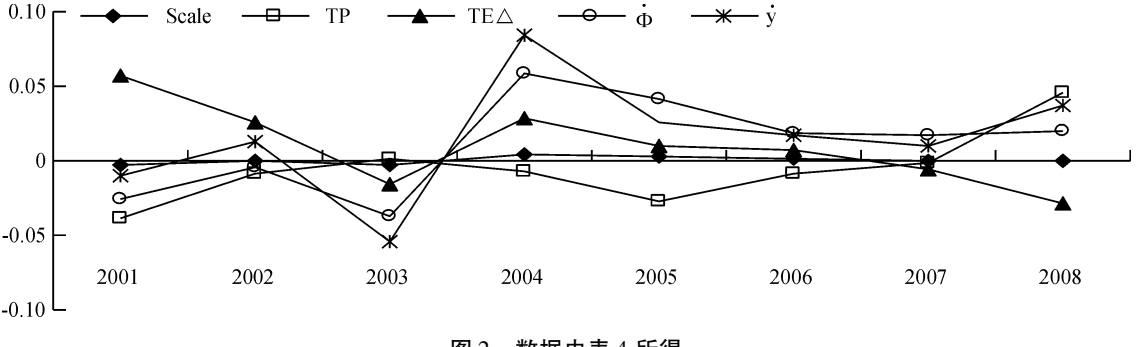


图 2 数据由表 4 所得

图 1 -2 描述了 TFP 及其各构成因素和投入对粮食增长($\dot{y}$)的影响。图 1 -2 表明，在 2000 -2008 年期间，投入对于粮食增长的贡献更大，平均占 72.08%，全要素生产率仅占 29.92%。而促进 TFP 提高的主要是技术效率，平均占粮食增长的 62.34%，规模效应的平均贡献率为 1.95%，技术进步的平均贡献率为 -36.36%，在很大程度上抵消了技术效率的提高对粮食增产的贡献。

综上所述，中国的粮食生产主要靠投入拉动，属于典型的粗放型增长模式，全要素生产率(TFP)的贡献大约仅占 3 成，表明通过提高全要素生产率促进粮食增长具有巨大的潜力，而技术效率是决定全要素生产率的主要因素，提高技术效率是促进粮食增产的重要途径。

六、结论与政策建议

本文运用超越对数随机前沿分析法(SFA)考察了 2000 -2008 年期间中国农村劳动力结构变化对粮食生产技术效率的影响，发现中国的粮食增长主要依靠投入拉动，占 72.08%，属于典型的粗放型增长模式，全要素生产率(TFP)的贡献仅占 29.92%，表明通过提高全要素生产率促进粮食增产具有巨大的潜力。随着耕地和农村劳动力的持续减少，依靠投入增加粮食产量将变得越来越困难，必须重视全要素生产率的提高。

本文的研究表明，2000 -2008 年期间中国粮食生产的全要素生产率年均增长了 0.43%，略低于全炯振计算得到的中国 1978 -2007 年期间农业全要素生产率 0.7% 的年均增长率[45]，在规模报酬、技术进步和技术效率三个决定全要素生产率的因素中，技术效率最为关键，是主要的贡献者，其影响的一部分在大多数年份被技术进步的反向作用所抵消，规模报酬的作用几乎为零。

本文的研究还发现，农村劳动力结构变化对技术效率具有显著的影响，农村劳动力老龄化、女性化和教育水平的提高都有利于改进粮食生产的技术效率，但女性化的作用呈下降趋势。有人担心随着农村劳动力的老龄化，农业生产和农村发展后继乏人，主张采取优惠措施吸引青壮年劳动力留在农村，鼓励资本进入农业实行规模经营。本文的研究表明，至少从粮食生产的角度来看，这种担心是没有必要的，也说明李克强总理在十八届三中全会上强调稳定农村家庭经营、不能用规模经营进行替代是正确的。

当然，随着农村劳动力结构的变化，社会支撑系统的建设和完善十分必要。农业机械使用的逐渐普及弥补了老龄劳动力体力上的不足，这是老龄化不仅没有降低反而提高了粮食生产技术效率的重要保证。但是，农业机械的使用需要一定的道路条件和维修服务保障，而前者属于公共物品，后者缺乏规模效益，难以吸引私人资本进入，需要依靠财政支持。同样，也有必要通过发展农村教育和完善养老服务对于减轻农村妇女的家务负担来提高其粮食生产的技术效率。

参考文献：

[1]李　旻，赵连阁. 农村劳动力流动对农业劳动力老龄化形成的影响——基于辽宁省的实证分析[J]. 中国农村经济，2010，(9)：68 -75.

[2]MALLEE H. Agricultural Labor and Rural Population Mobility: Some Observations[C]// L AWEST, Y ZHAO. Rural Labor Flows in China, Berkeley: University of California Press, 2000: 34 -66.

[3]刘晓昀，TERRY SICULAR，辛 贤. 中国农村劳动力非农就业的性别差异[J]. 经济学季刊，2003，(2)：711 -720.

[4]李　旻，赵连阁. 农业劳动力“女性化”现象及其对农业生产的影响——基于辽宁省的实证分析[J]. 中国农村

经济,2009,(5):61-69.

[5]毛学峰,刘 靖.农地'女性化'还是'老龄化'?——来自微观数据的证据[J].人口研究,2009,(12):69-80.

[6]SONG Y, JIGGINS J. Feminization of Agriculture and Related Issues: Two Cases Study in Marginal Rural Area in China[C]//Leiden, Holland:European Conference on Agricultural and Rural Development in China, 2000.

[7]JACKA T. Women's Work in Rural China: Change and Continuity in an Era of Reform[M]. Cambridge: Cambridge University Press, 1997.

[8]陈锡文,陈昱阳,张建军.中国农村人口老龄化对农业产出影响的量化研究[J].中国人口科学,2011,(2):39-46.

[9]CHEN K, BROWN C. Addressing Shortcomings in the Household Responsibility System: Empirical Analysis of the Two-farmland System in Shandong Province[J]. China Economic Review, 2001, 12(4): 280-292.

[10]CHEN A Z, HUFFMAN W E, ROZELLE S. Technical Efficiency of Chinese Grain Production: A Stochastic Production Frontier Approach[C]//Montreal, Canada: American Agricultural Economics Association Annual Meeting, 2003.

[11]TAN S, HEERINK N, KUYVENHOVEN A, et al. Impact of Land Fragmentation on Rice Producers' Technical Efficiency in South-East China[J]. NJAS-Wageningen Journal of Life Sciences, 2010, 57(2): 117-123.

[12]TIAN W, WAN G H. Technical Efficiency and its Determinants in China's Grain Production[J]. Journal of Productivity Analysis, 2000, 13(2): 159-174.

[13]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(4): 580-593.

[14]亢 霞,刘秀梅.我国粮食生产的技术效率分析—基于随机前沿分析方法[J].中国农村观察,2005,(4):25-32.

[15]胡雪枝,钟甫宁.农村人口老龄化对粮食生产的影响——基于农村固定观察点数据的分析[J].中国农村经济,2012,(7):29-39.

[16]林本喜,邓衡山.农业劳动力老龄化对土地利用效率影响的实证分析——基于浙江省农村固定观察点数据[J].中国农村经济,2012,(4):15-25.

[17]ZHONG H. The Impact of Population Aging on Income Inequality in Developing Countries: Evidence from Rural China[J]. China Economic Review, 2011, 22(1): 98-107.

[18]曲兆鹏,赵 忠.老龄化对我国农村消费和收入不平等的影响[J].经济研究,2008,(12):85-99.

[19]谭江蓉,杨云彦.人口流动、老龄化对农村居民消费的影响[J].人口学刊,2012,(6):9-15.

[20]FARRELL M J. The Measurement of Productive Efficiency[J]. Journal of the Royal Statistical Society, 1957: 253-290.

[21]LEIBENSTEIN H. Allocative Efficiency vs. "X-efficiency"[J]. The American Economic Review, 1966: 392-415.

[22]DENG X, LUO Y, DONG S, et al. Impact of Resources and Technology on Farm Production in Northwestern China [J]. Agricultural Systems, 2005, 84(2): 155-169.

[23]ZHOU L, TURVEY C G. Climate Change, Adaptation and China's Grain Production[J]. China Economic Review, 2014, 28: 72-89.

[24]廖洪乐.中国南方稻作区农户水稻生产函数估计[J].中国农村经济,2005,(6):11-18.

[25]张越杰,霍灵光.中国东北地区水稻生产效率的实证分析——以吉林省水稻生产为例[J].中国农村经济,2007,28(5):24-32.

[26]庞　英，李树超. 中国粮食生产资源配置效率及其区域差异 —— 基于动态 Malmquist 指数的经验[J]. 经济地理，2008，33(1)：113 - 117.

[27]闵　锐，李谷成. “两型”视角下我国粮食生产技术效率的空间分异[J]. 经济地理，2013，(3)：144 - 149.

[28]YAO S，LIU Z. Determinants of Grain Production and Technical Efficiency in China[J]. Journal of agricultural economics，1998，49(2)：171 - 184.

[29]YAO S，LIU Z，ZHANG Z. Spatial Differences of Grain Production Efficiency in China，1987 - 1992[J]. Economics of Planning，2001，34(1 - 2)：139 - 157.

[30]LI X，LUO Y，GAO Q，et al. Farm Production Growth in the Upper and Middle Parts of the Yellow River Basin，China，During 1980 - 1999[J]. Agricultural Sciences in China，2008，7(3)：344 - 355.

[31]CHEN Y，WU Z，ZHU T，et al. Agricultural Policy，Climate Factors and Grain Output：Evidence from Household Survey Data in Rural China[J]. Journal of Integrative Agriculture，2013，12(1)：169 - 183.

[32]乔世君. 中国粮食生产技术效率的实证研究——随机前沿面生产函数的应用[J]. 数理统计与管理，2004，23(3)：11 - 16.

[33]李谷成，冯中朝，范丽霞. 农户家庭经营技术效率与全要素生产率增长分解(1999 ~ 2003 年)—基于随机前沿生产函数与来自湖北省农户的微观证据[J]. 数量经济技术经济研究，2007，(8)：25 - 34.

[34]黄金波，周先波. 中国粮食生产的技术效率与全要素生产率增长：1978 - 2008[J]. 南方经济，2010，28(9)：40 - 52.

[35]ZHANG L，DE BRAUW A，ROZELLE S. China’s Rural Labor Market Development and its Gender Implications[J]. China Economic Review，2004，15(2)：230 - 247.

[36]SCHULTZ T W. Investment in Human Capital[J]. The American Economic Review，1961：1 - 17.

[37]HECKMAN J J. China’s Human Capital Investment[J]. China Economic Review，2005，16(1)：50 - 70.

[38]侯风云. 中国农村人力资本收益率研究[J]. 经济研究，2004，(12)：75 - 84.

[39]TERUEL R G，Kuroda Y. Public Infrastructure and Productivity Growth in Philippine Agriculture，1974 - 2000[J]. Journal of Asian Economics，2005，16(3)：555 - 576.

[40]KUMBHAKAR S C，LOVELL C A K. Stochastic Frontier Analysis[M]. Cambridge：Cambridge University Press，2003.

[41]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.

[42]LI K W，LIU T. Economic and Productivity Growth Decomposition：An Application to Post-reform China[J]. Economic Modelling，2011，28(1)：366 - 373.

[43]LIAO H，RATH B N，MADHESWARAN S. Productivity Growth of Indian Manufacturing Sector：Panel Estimation of Stochastic Production Frontier and Technical Inefficiency[J]. The Journal of Developing Areas，2007，40(2)：35 - 36.

[44]李　实. 农村妇女的就业与收入——基于山西若干样本村的实证分析[J]. 中国社会科学，2001，(3)：56 - 69.

[45]全炯振. 中国农业全要素生产率增长的实证分析：1978 - 2007 年——基于随机前沿分析(SFA)方法[J]. 中国农村经济，2009，(9)：36 - 47.

The Structure Change of Rural Labor Force and Technical Efficiency of Grain Production

PENG Dai-yan, Wen Le

(*School of Economics, Huazhong University of Science and Techndogy, Wuhan* 430074, *China*)

Abstract: This article analyzes the effects of structure change of rural labor force on technical efficiency of grain production by employing the translog stochastic frontier analysis (SFA) model with panel data of 26 provinces during 2000-2008 in China. The contribution of technical efficiency to the total factor productivity (TFP) and that of TFP to grain production growth are calculated. The results show that there is inefficiency in the China's grain production, the aging, feminization and education of rural labor force are beneficial to improve the technical efficiencyof grain production. The average growth rate of TFP is only 0.43%, which is mainly driven by technical efficiency. Input growth is the primary contributor to grain output growth, the TFP contribution is about 30% in the sample period.

Key Words: rural labor force; aging; feminization; technical efficiency

本刊开通微博、微信公众平台与二维码扫码阅读功能

为进一步拓宽本刊的宣传渠道,及时给读者发布本刊的新动态,华南农业大学学报(社科版)微信公众平台"华南农业大学学报(社科版)"(微信号:skxbscau)、腾讯微博"华南农业大学学报社科版"(域名:http://t.qq.com/hnna2002? preview)、新浪微博"华南农业大学学报_社会科学版"(域名:http://weibo.com/hnna2002)已正式认证并投入使用。以上三个平台将定期发布本刊最新动态、学界热点、论文写作等实用信息,欢迎广大读者、作者在平台上进行评论交流。另外,为进一步拓宽读者的阅读渠道,本刊已于2014年第3期开始开通二维码扫码阅读功能,读者扫描每篇文章首页右上方的二维码,即可下载文章pdf文件进行阅读。

扫描以下二维码可以立刻浏览本刊微信公众平台和新浪微博:





本刊编辑部