

我国区域农业全要素生产率的 演变趋势与影响因素^①

——基于省际面板数据的实证分析

高 帆

(复旦大学经济学院)

【摘要】利用 DEA-Malmquist 指数法分析 1992~2012 年我国 31 个省份农业 TFP 的演变趋势及影响因素。研究显示,我国农业 TFP 的年均增长率为 3.1%,对第一产业 GDP 年均增长率的贡献度为 79.210%;技术进步是引致我国及各省份农业 TFP 变动的主要因素,东部、中部和西部的农业 TFP 依次下降,1993 年以来各省份的农业 TFP 不存在 σ 收敛;人力资本含量、灌溉面积占比、工资性收入占比和农业财政支出占比对农业 TFP 有正面影响,而农业产值占比、粮食播种面积占比具有约束作用,这些因素的趋势性变化引致了区域农业 TFP 的发散格局。

关键词 全要素生产 农业发展 敛散性 DEA-Malmquist

中图分类号 F320.1 **文献标识码** A

引 言

全要素生产率(Total Factor Productivity, TFP)与要素投入共同构成了驱动经济增长的动力源泉。就农业经济而言,TFP 度量了要素投入之外,因技术进步、组织创新等而实现的增长,在一国的农业现代化中扮演着重要角色,农业发展即 TFP 替代要素投入且贡献度持续提高的过程(Coelli 和 Rao, 2005)。1978 年以来,我国农业实现了持续较快的增长,然而考虑到人口增长率的变动、农村劳动力的流转以及土地的城乡再配置,则要素投入的驱动作用将逐步减弱,未来中国的农业发展将日益倚重 TFP 的提高。据此,有些文献探究了我国农业 TFP 的变动轨迹及前景,并强调了 TFP 对农业以及整体经济的重要意义(朱喜等, 2011)。

在整体意义上探究农业 TFP 是有价值的,但中国不同省份的经济水平和农业现代化进程存在显著差异(辛翔飞和刘晓昀, 2007),探究农业 TFP 必须回应不同地区的“异质性”特征。改革开放以来,中国整体以及各省份的农业经济均在增长,但增长的动力源泉是否相同?换言之,不同区域的农业 TFP 贡献是否一致?如果 TFP 的作用并不相同,那么伴随着时间推移,农业 TFP 的区域差异是否渐趋于收敛?更重要的是,导致农业 TFP 差异敛散性的因素是什么?即哪些因素怎样影响了各区域农业 TFP 的变化?已有文献对上述问题做了

^① 本文获得国家社科基金项目“我国城乡要素交换关系完善的理论研究与实证分析”(12CJL039)、教育部新世纪优秀人才支持计划项目“中国城乡二元经济结构转化的政治经济学”(NCET-11-0105)、上海市哲社规划项目“转型发展背景下上海化解新二元结构问题研究”(2012FJL001)的资助。

部分回应,但在样本选择、研究视角和政策含义等方面仍存在改进空间。本文试图解析1992~2012年我国31个省份农业TFP的演变趋势及影响因素,这种思路对理解中国农业发展的空间特征以及完善农业公共政策具有重要价值。

一、文献综述

基于TFP对中国整体以及特定区域农业发展的重要作用,已有文献试图测算和比较不同地区的农业TFP,并据此探究农业TFP的空间特征及其政策含义。表1概括了近年来相关文献的样本选择、变量确定、研究方法和主要结论。

表1 关于中国各省份农业TFP敛散性的已有研究

文 献	时 段	样 本	产出变量	投入变量	方 法	结 论
Fan 和 Zhang (2002)	1978~1997年	25个省份	农林牧渔总产值	劳动、土地、机械等8类投入	增长核算法	各省份农业TFP大不相同,广西等地的TFP具有优势
李静和孟令杰 (2006)	1978~2004年	30个省份	第一产业增加值	劳动、机械、灌溉、化肥、土地、大牲畜	HMB指数法	地区间的农业TFP不平衡,东部增长高于中西部
赵蕾等 (2007)	1980~2003年	28个省份	主要农产品产值	化肥费用、用工量、播种面积、其他物质费用	Malmquist指数法	省际农业生产率存在条件 β 收敛
曾先锋和李国平 (2008)	1980~2005年	28个省份	农业生产总值	劳动力、化肥、机械、灌溉面积	DEA-Malmquist指数法	东中西部农业TFP依次递减,且TFP渐趋收敛
石慧等 (2008)	1985~2008年	28个省份	单位耕地的农业总产值	中间投入、劳动力、生产性固定资产	随机前沿方法(SFA)	各地区的农业技术进步和技术效率差异有所缩小
周端明 (2009)	1978~2005年	29个省份	第一产业增加值	土地、劳动力、机械、化肥、役畜	DEA-Malmquist指数法	农业TFP增长不均衡,东西中部依次递减
全炯振 (2009)	1978~2007年	30个省份	农林牧渔总产值	土地、劳动、机械、化肥	Malmquist指数法	东中西部的农业TFP依次递减,技术进步驱动TFP变化
方福前和张艳丽 (2010)	1991~2008年	29个省份	农业生产总值、粮食产量	土地、劳动、化肥、农村用电量	Malmquist指数法	西部的农业TFP高于东部和中部,中部的TFP差异最大

(续)

文 献	时 段	样 本	产出变量	投入变量	方 法	结 论
李谷成等 (2011)	1978~ 2008年	28个省份	农林牧渔总 产值	劳动、土地、 机械、化肥、 役畜、灌溉	Malmquist- Luenberger 指数法	东西中部农业 TFP 增长依次 递减
王兵等 (2011)	1995~ 2008年	31个省份	农林牧渔总 产值	土地、劳动、 机械、化肥、 灌溉、役畜	SBM 方向性 距离函数	东中西部的农业 TFP 依次递减, 教育对 TFP 有 正向作用
余康等 (2011)	1988~ 2008年	28个省份	农林牧渔总 产值	土地、资本、 劳动、人力 资本	随机前沿方 法 (SFA)	劳均物质资本和 TFP 影响各地的 农业劳动生产率
Xin 和 Qin (2011)	1987~ 2005年	30个省份	农林牧渔总 产值	土地、中间 投入、劳动	Malmquist 指 数法	东部 TFP 对农 业发展的贡献度 高于中西部
Hou 等 (2012)	1995~ 1999年	1924个县	农林牧渔总 产值	土地、劳动、 机械、化肥	随机前沿方 法 (SFA)	西南农业 TFP 增长率为 0.89%, 北部为 -1.68%
匡远凤 (2012)	1988~ 2009年	31个省份	农林牧渔总 产值	土地、机械、 劳动、化肥	随机前沿方 法 (SFA)	东中西部农业 TFP 依次递减, 且收敛性多元
郭萍等 (2013)	1988~ 2007年	29个省份	粮食作物和 经济作物 产出	劳动、土地、 机械、有机 肥、役畜、 化肥、灌溉	Fare-Primont 指数法	农业 TFP 地区 差异呈现“V” 形波动态势
韩海彬和 赵丽芬 (2013)	1993~ 2010年	29个省份	农林牧渔总 产值	土地、劳动 力、机械、 化肥、灌溉	Malmquist- Luenberger 指数法	东西中部农业 TFP 增长依次 递减

第一,就样本选择而言,已有文献确定的研究时段和空间概念很不相同。文献往往探究1978年之后不同区域的农业 TFP,但具体时段却有差别,例如:Fan 和 Zhang (2002)为1978~1997年,韩海彬和赵丽芬 (2013)为1993~2010年。此外,除 Hou 等 (2012)针对县域之外,其余文献将研究空间确定为省域层面,不过有些涉及28个省份(李谷成等,2011)或29个省份(郭萍等,2013),有些涉及30个省份(Xin 和 Qin, 2011)或31个省份(匡远凤,2012)。基于数据的可得性和连续性,在省份意义上分析农业 TFP 是合适的。同时,考虑到中国经济制度和农业增长的阶段性特征,尤其是1992年之后市场化改革步入快速突进阶段,因此,针对1992~2012年中国31个省份的农业 TFP 演变趋势及机制研究仍极具意义。

第二,就变量选择而言,测度农业 TFP 首先需要界定投入和产出变量。现有文献多数

将农业产出理解为农林牧渔总产值，少数文献将产出视为第一产业增加值（周端明，2009）或单位耕地的农业总产值（石慧等，2008）。对于农业投入而言，有些文献将其理解为土地、中间投入、劳动（Xin 和 Qin，2011），有些理解为劳动、土地、机械、化肥（Hou 等，2012）或其他更为宽泛要素（韩海彬和赵丽芬，2013）。事实上，第一产业增加值剔除了农业的“中间消耗”，更适合标度各省份的真实农业产出。在投入中，灌溉面积与播种面积显著正相关，20世纪90年代后，中国的农业机械化进程导致役畜利用程度显著下降，且用大牲畜标度“役畜”难以剔除部分牲畜的食用功能，据此用劳动、土地、机械、化肥标度农业投入是恰当的。

第三，就研究方法而言，已有文献采用了多种方法探究农业 TFP。Fan 和 Zhang（2002）采用了增长核算法，Hou 等（2012）采用了基于数据包络分析（DEA）的 Malmquist 指数法，而余康等（2011）则采用了随机前沿方法（SFA）。上述方法均存在缺陷：增长核算法需要设定函数形式且隐含着技术进步外生以及规模报酬不变等假设；SFA 方法需要先验设定随机误差项的概率分布形式，且前沿生产函数受个别地区的影响极为突出；DEA 方法中最高样本的随机性变化也会影响测算结果。在 TFP 测度方法中，不存在“完美无缺”或“绝对最佳”的工具，相较而言，DEA-Malmquist 指数法无须预设前沿生产函数，能够处理多产出和多投入情况，且可以将 TFP 增长率分解为技术进步等因素，因此，利用 DEA-Malmquist 指数法研究中国区域农业 TFP 具有相对于其他方法的“比较优势”，并可获得关于中国农业增长方式更为丰富的信息量。

第四，就研究结论而言，已有文献针对中国区域农业 TFP 的结论存在较大分歧。在区域农业 TFP 比较中，有文献认为东中西部依次递减（王兵等，2011），但有文献认为东西中部依次递减（李谷成等，2011），还有文献认为西部（或西部个别省份）的 TFP 领先于中部和东部（方福前和张艳丽，2010）。在区域敛散性的判断中，有文献认为：农业 TFP 存在着条件性 β 收敛或渐趋收敛格局（曾先锋和李国平，2008），但有文献却认为收敛性多样甚至呈现“V”形波动的特征（匡远凤，2012）。在区域 TFP 的变动成因中，有文献认为技术进步具有关键作用（全炯振，2009），但也有文献强调了劳均物质资本的驱动作用（余康等，2011）。可见，现有研究对中国区域农业 TFP 的变动趋势存在认识分歧，对特定变动趋势的成因分析也相对不足，多数文献并未剖析农业 TFP 地区差异及其敛散性的形成因素。

概言之，已有文献针对中国区域农业 TFP 的探究是有价值的，但仍存在着改进空间：一方面，鉴于已有研究的分歧，利用 DEA-Malmquist 指数法，采用恰当的投入—产出数据，针对 1992~2012 年 31 个省份的面板数据进行研究仍极具价值，它是揭示我国区域农业 TFP 演变趋势、进而理解农业增长动力机制的前置条件；另一方面，已有文献侧重于解答中国区域农业 TFP 的相对状态“是什么”，但并未深入解析农业 TFP “为什么”呈现出这样的状态和敛散性，而只有揭示农业 TFP “背后的故事”才能更有效地提出政策含义。基于此，本文采用 DEA-Malmquist 指数法来揭示 1992~2012 年中国 31 个省份的农业 TFP 演变趋势及其敛散性，并利用面板数据的固定效应模型探究敛散性的形成机制，进而引申出相应的政策含义。与已有文献相比较，大样本的考察以及针对各省份农业 TFP 敛散性的解释构成了本文研究的两大特色，而本文的研究工作体现了对理论拓展以及实践推进的积极效应。

二、方法和数据

相对于增长核算法和随机前沿法, DEA-Malmquist 指数法无须设定生产函数形式, 能够使用投入产出不同量纲数据, 且可以对 TFP 增长进行因素分解, 本文采用此方法来探究我国各省份的农业 TFP 问题。DEA-Malmquist 指数法旨在通过观测实际生产点数据来构造生产前沿包络面, 然后将非 DEA 有效的决策单位影射到 DEA 有效的生产前沿包络面上, 进而通过比较非 DEA 有效的决策单位“偏离”DEA 有效生产前沿面的程度来评价各决策单位的相对效率。在规模报酬不变 (Constant Returns to Scale, C) 和要素强可处置 (Strong Disposability of Inputs, S) 的条件下, t 期生产可能性集合 P^t 可被定义为:

$$P^t(x^t | C, S) = \left\{ \begin{array}{l} (y^t, \dots, y_M^t) \\ \sum_{k=1}^K z_k y_{km}^t \geq y_{km}^t, m=1, \dots, M \\ \sum_{k=1}^K z_k x_{kn}^t \leq x_{kn}^t, n=1, \dots, N \\ z_k \geq 0, n=1, \dots, N \end{array} \right\} \quad (1)$$

式 (1) 中 z 表示密度变量, 反映单个决策单位评价技术效率时的权重。依据式 (1), Farrell 技术效率可被定义为实际产出与最大产出的比率:

$$F_0^t(x^t, y^t | C, S) = \max \{ \theta : \theta y^t \in P^t(x^t | C, S) \} \quad (2)$$

产出距离函数 (Distance Function) 则被定义为实际产出相对于生产前沿面能够扩大的最大比例, 它是技术效率的倒数, 即:

$$D_0^t(x^t, y^t | C, S) = 1/F_0^t(x^t, y^t | C, S) = \min \{ \varphi : (y^t/\varphi) \in P^t(x^t | C, S) \} \quad (3)$$

根据 Caves 等 (1982), 基于 t 期 (以及 $t+1$ 期) 参考技术, 特定决策单位的 TFP 变化可分别用如下 Malmquist 指数表示:

$$M_0^t = \frac{D_0^t(x^{t+1}, y^{t+1} | C, S)}{D_0^t(x^t, y^t | C, S)} \quad M_0^{t+1} = \frac{D_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1} | C, S)}{D_0^{t+1}(x^t, y^t | C, S)} \quad (4)$$

基于上述工作, Fare 等 (1992) 用两个 Malmquist 指数的平均值来计算 TFP 变化。在规模报酬不变 (CRS) 的情形下, Malmquist 指数测度了在时期 t 的技术条件下, 从时期 t 到 $t+1$ 的经济效率变化, 该指数可表达为:

$$M_{i,t+1}(x_i^t, y_i^t, x_i^{t+1}, y_i^{t+1}) = \frac{D_i^{t+1}(x_i^{t+1}, y_i^{t+1} | C)}{\underbrace{D_i^t(x_i^t, y_i^t | C)}_{TEC_i^{t+1}}} \cdot \underbrace{\left[\frac{D_i^t(x_i^{t+1}, y_i^{t+1} | C)}{D_i^{t+1}(x_i^{t+1}, y_i^{t+1} | C)} \cdot \frac{D_i^t(x_i^t, y_i^t | C)}{D_i^{t+1}(x_i^t, y_i^t | C)} \right]^{1/2}}_{\Pi_i^{t+1}} \quad (5)$$

式 (5) 中 i 表示第 i 个决策单位, (x_i^t, y_i^t) 和 (x_i^{t+1}, y_i^{t+1}) 分别表示第 t 期和第 $t+1$ 期的投入产出集, $D_i^t(x_i^t, y_i^t)$ 和 $D_i^t(x_i^{t+1}, y_i^{t+1})$ 分别是以第 t 期的技术表示的第 t 期和第 $t+1$ 期的技术效率水平, $D_i^{t+1}(x_i^t, y_i^t)$ 和 $D_i^{t+1}(x_i^{t+1}, y_i^{t+1})$ 分别是以第 $t+1$ 期的技术表示的第 t 期和第 $t+1$ 期的技术效率水平, $M_{i,t+1}(x_i^t, y_i^t, x_i^{t+1}, y_i^{t+1})$ 为 t 期到 $t+1$ 期的

TFP 变化。令：

$$TEC_i^{t+1} = \frac{D_i^{t+1}(x_i^{t+1}, y_i^{t+1} | C)}{D_i(x_i^t, y_i^t | C)} \quad TP_i^{t+1} = \left[\frac{D_i(x_i^{t+1}, y_i^{t+1} | C)}{D_i^{t+1}(x_i^{t+1}, y_i^{t+1} | C)} \cdot \frac{D_i(x_i^t, y_i^t | C)}{D_i^{t+1}(x_i^t, y_i^t | C)} \right]^{1/2}$$

则有：

$$M_{i,t+1}(x_i^t, y_i^t, x_i^{t+1}, y_i^{t+1}) = TEC_i^{t+1} \times TP_i^{t+1} \quad (6)$$

式(6)中, TEC_i^{t+1} 为技术效率指数, 表示从 t 到 $t+1$ 的技术效率变动, 刻画了决策单位生产靠近当期生产前沿边界的程度; 而 TP_i^{t+1} 为技术进步指数, 表示从 t 到 $t+1$ 生产技术变动的几何平均数, 刻画了两时期内生产前沿边界的移动程度。显然, 利用 Malmquist 指数可将 TFP 增长分解为两个部分: 技术效率指数和技术进步指数。

在规模报酬可变 (VRS) 的条件下, Fare 等 (1994) 将 CRS 条件下的技术效率指数分解为纯技术效率指数 (PEC) 和规模效率指数 (SEC), 即:

$$TEC_i^{t+1} = \frac{D_i^{t+1}(x_i^{t+1}, y_i^{t+1} | C)}{D_i(x_i^t, y_i^t | C)} = \frac{D_i^{t+1}(x_i^{t+1}, y_i^{t+1} | C) / D_i^{t+1}(x_i^{t+1}, y_i^{t+1} | V)}{D_i(x_i^t, y_i^t | C) / D_i(x_i^t, y_i^t | V)} \\ = \frac{D_i^{t+1}(x_i^{t+1}, y_i^{t+1} | V)}{D_i(x_i^t, y_i^t | V)} = \underbrace{\frac{SE_i^{t+1}(x_i^{t+1}, y_i^{t+1})}{SE_i(x_i^t, y_i^t)}}_{SEC_i^{t+1}} \cdot \underbrace{\frac{D_i^{t+1}(x_i^{t+1}, y_i^{t+1} | V)}{D_i(x_i^t, y_i^t | V)}}_{PEC_i^{t+1}}$$

据此, Malmquist 指数 (TFP 增长率) 可表达为:

$$M_{i,t+1}(x_i^t, y_i^t, x_i^{t+1}, y_i^{t+1}) = TEC_i^{t+1} \times TP_i^{t+1} = SEC_i^{t+1} \times PEC_i^{t+1} \times TP_i^{t+1} \quad (7)$$

式(7)为探究中国区域农业 TFP 的演变趋势提供了方法论基础。本文将考察期确定为 1992~2012 年, 是因为此时期中国市场化改革开始步入全面推进阶段, 且各省份的数据也具有可得性和连续性。本文对农业 TFP 的分析基于 31 个省份, 对东中西部的分析也以省份为基点^①。依据 DEA-Malmquist 指数法, 测算农业 TFP 需要厘清产出一投入指标:

(1) 农业产出。本文用第一产业增加值表示农业产出, 相对于农林牧渔总产值, 第一产业增加值因消除了“中间消耗”而能精确反映真实产出。为了剔除价格的影响, 本文利用第一产业增加值指数 (1992 年=100) 对第一产业增加值进行处理, 第一产业增加值指数依据第一产业增加值指数 (1952 年=100, 上年=100) 计算得出。1992~2012 年各省份第一产业增加值来自 CEIC 数据库, 1992~2008 年各省份第一产业增加值指数 (1952 年=100) 来自《新中国六十年统计资料汇编》, 2009~2012 年各省份第一产业增加值指数 (上年=100) 来自 CEIC 数据库。

(2) 农业投入。本文将农业投入定义为土地、劳动、机械和化肥投入, 以规避播种面积与灌溉面积的相关关系、以及用大牲畜代表役畜所出现的统计误差^②。一是土地投入。在现

① 东部是指北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南 11 个省份; 中部是指山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南 8 个省份; 西部是指内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆 12 个省份。

② 实证分析显示, 各省份的农作物播种面积与灌溉面积之间高度相关, 例如: 1992~2012 年北京这两者之间的相关系数为 0.842, 因此, 本文在农业投入中保留了农作物播种面积但剔除了灌溉面积。

有统计资料中,土地投入有两个指标:耕地面积和播种面积,为了反映补种改种、移植作物和复种套种,本文用播种面积表示土地投入。1992~2012年各省份的农作物播种面积来自CEIC数据库,1992~1996年重庆市数据来自《新中国六十年统计资料汇编》。二是劳动投入。在现有统计资料中,劳动有3个测度指标:经济活动人口、就业人员和单位就业人员^①,相对于其他两个指标,就业人数反映了一定时期内劳动力的实际利用情况。本文用第一产业就业人数表示农业劳动投入。1992~2010年各省份第一产业就业人数来自CEIC数据库,2011年和2012年数据来自各省份统计年鉴。三是机械投入。农业机械指用于农林牧渔的动力机械总和,本文用农业机械总动力表示机械投入。1992~2012年各省份农业机械总动力来自CEIC数据库,1992~1996年重庆市数据来自《新中国六十年统计资料汇编》。四是化肥投入。化肥投入指用于农业生产的氮肥、磷肥、钾肥以及复合肥数量,本文用化肥施用量(折纯量)表示化肥投入。1993~2012年各省份的化肥施用量来自CEIC数据库,1992年的各省份数据以及1993~1996年的重庆市数据来自《新中国六十年统计资料汇编》。

三、我国整体和各省份农业全要素生产率的测算

利用1992~2012年31个省份的农业投入—产出数据,并基于DEAP 2.1软件进行Malmquist指数测算,可以得出我国整体的农业TFP增长率及其因素分解。如表2所示^②,可以发现:第一,我国整体的农业TFP呈现出持续增长的态势,1993~2012年农业TFP指数为1.031,即年均增长率为3.1%,累积增长率(1992年=1.000)为1.836,即2012年相对于1992年提高了0.836倍。第二,TFP增长中的农业技术效率指数和技术进步指数分别为0.987和1.045,我国农业出现了技术效率恶化而技术进步增强的格局。在技术效率中,纯技术效率指数和规模效率指数分别为0.991和0.996,纯技术效率的恶化程度超过了规模效率指数。第三,1992年以来,我国农业TFP改善主要是技术进步引致的,技术进步指数提高超越了技术效率指数下降并对TFP增长产生了核心作用,农业TFP增长主要是生产前沿边界的“外移”而不是向生产前沿边界的“追赶”。第四,考察期内,我国第一产业GDP的年均增长率为4.1%,TFP的年均增长率为3.1%,TFP增长率对第一产业GDP增长率的贡献度为79.210%^③。TFP增长率是驱动我国农业增长的最为核心因素,要素供给扮演着相对次要的角色。这个结论能够得到其他相关文献的支持(Cao和Birchenall,2013)。第五,农业TFP增长率及其增长贡献度并非稳定不变,随着时间的推移,它们均呈现明显的波动性。以1998年、2002年和2007年为拐点,农业TFP增长率及其增长贡献度均呈现出“W”形的波动轨迹。

^① 经济活动人口是指16周岁及以上、有劳动能力参加或要求参加社会经济活动的人口;就业人员是指16周岁及以上、从事一定社会劳动并取得劳动报酬或经营收入的人员;单位就业人员是指在各级国家机关、政党机关、社会团体及企业、事业单位中工作,取得工资或其他形式的劳动报酬的全部人员。

^② Malmquist指数测度相邻两个年份农业TFP的变动格局,因此计算结果的起始年份为1993年,以下分析相同。

^③ 按照增长理论,经济增长率是TFP增长率与劳动、资本等要素增长率的综合产物,TFP增长率/GDP增长率在逻辑上可以标度TFP对经济增长的贡献度。已有文献通常也采用TFP增长率/GDP增长率来标度TFP对经济增长的作用(张小蒂和李晓钟,2005;胡鞍钢等,2008;李宾和曾志雄,2009;陈瑾瑜,2012;张自然和陆明涛,2013)。

表2 1993~2012年我国整体农业TFP增长率及其因素分解

年份	技术效率指数 (TEC)	技术进步指数 (TP)	纯技术效率指数 (PEC)	规模效率指数 (SEC)	TFP增长率	第一产业GDP增长率	TFP增长率/第一产业GDP增长率 (%)	TFP累积增长率
1993	0.999	1.038	1.013	0.986	1.037	1.047	78.690	1.037
1994	0.969	1.064	0.993	0.975	1.030	1.040	75.000	1.068
1995	0.975	1.050	0.991	0.984	1.024	1.050	47.990	1.094
1996	1.023	1.008	0.984	1.039	1.031	1.051	60.770	1.128
1997	0.987	1.027	1.008	0.980	1.014	1.035	40.000	1.143
1998	0.978	1.030	0.960	1.019	1.007	1.035	20.010	1.151
1999	0.901	1.125	0.949	0.949	1.014	1.028	50.000	1.168
2000	0.990	1.035	1.004	0.986	1.024	1.024	100.000	1.196
2001	0.958	1.080	0.988	0.969	1.034	1.028	121.430	1.236
2002	0.982	1.063	0.984	0.998	1.044	1.029	151.720	1.291
2003	1.039	1.000	0.997	1.042	1.039	1.025	156.000	1.341
2004	1.048	0.986	1.014	1.033	1.033	1.063	52.380	1.385
2005	0.966	1.060	0.989	0.976	1.023	1.052	43.970	1.417
2006	1.000	1.038	0.992	1.008	1.038	1.050	76.000	1.471
2007	1.014	1.008	0.995	1.019	1.021	1.037	56.090	1.502
2008	1.019	1.025	1.008	1.011	1.045	1.054	83.670	1.569
2009	0.989	1.044	0.990	0.999	1.032	1.042	76.480	1.620
2010	0.977	1.065	0.978	0.999	1.041	1.043	95.990	1.686
2011	0.977	1.067	0.987	0.990	1.043	1.043	101.180	1.759
2012	0.959	1.089	0.990	0.969	1.044	1.045	96.730	1.836
平均值	0.987	1.045	0.991	0.996	1.031	1.041	79.210	—

考虑到不同省份发展水平和资源禀赋条件的差异,本文给出31个省份农业TFP的因素分解及其增长贡献度,如表3所示。可以发现:第一,31个省份中除了4个省份(重庆、贵州、云南和西藏),其余27个省份的农业TFP增长率均大于1,东中西部三大板块的TFP增长率均为正值,这与全国整体的农业TFP改善是耦合的。第二,30个省份的技术进步指数在提高,东中西部三大区域的技术进步指数均在提高,而多数省份和三大区域的技术效率指数在恶化。可见,技术进步是引致各地区农业TFP变动的核心因素,技术效率指数(及其两个分解因素)的作用极小。第三,各省份的农业TFP具有显著落差,东部、中部和西部的农业TFP依次下降,三大区域的年均增长率分别为4.9%、3.4%和1.3%,TFP恶化的4个省份均为西部地区。第四,农业TFP的差异伴随着TFP对增长贡献度的地区差异。东部、中部和西部的农业TFP增长贡献度分别为149.210%、65.490%和23.810%。1993年以来,不同地区的农业增长动力机制存在着分化特征,而空间差异性也就构成了我国农业TFP变化的特征事实。

表 3 1993~2012 年我国 31 个省份农业 TFP 的因素分解及其增长贡献度

省 份	技术效率 指数 (TEC)	技术进步指数 (TP)	纯技术效 率指数 (PEC)	规模效率指数 (SEC)	TFP 增长率	TFP 增长率/ GDP 增长 率 (%)
北京	0.988	1.041	1.000	0.988	1.029	199.810
天津	0.993	1.041	0.997	0.996	1.034	71.880
河北	0.996	1.051	1.003	0.992	1.047	85.520
辽宁	0.991	1.053	1.002	0.989	1.044	71.040
上海	0.995	1.064	1.000	0.995	1.058	531.520
江苏	1.010	1.065	1.015	0.995	1.076	170.400
浙江	1.014	1.043	1.004	1.009	1.058	153.980
福建	0.991	1.066	1.004	0.987	1.056	105.910
山东	0.993	1.058	1.000	0.993	1.051	103.920
广东	0.982	1.053	1.000	0.982	1.034	88.400
海南	1.000	1.050	1.000	1.000	1.050	58.900
东部平均值	0.996	1.053	1.002	0.993	1.049	149.210
山西	0.976	1.040	0.974	1.002	1.015	40.110
吉林	0.989	1.067	0.991	0.997	1.055	94.020
黑龙江	0.978	1.053	0.975	1.003	1.030	51.520
安徽	0.982	1.058	0.991	0.991	1.039	74.770
江西	0.981	1.036	0.978	1.003	1.016	33.650
河南	0.986	1.064	1.012	0.974	1.049	80.000
湖北	0.990	1.071	0.995	0.995	1.060	129.930
湖南	0.985	1.025	0.995	0.990	1.009	19.890
中部平均值	0.983	1.052	0.989	0.994	1.034	65.490
内蒙古	0.978	1.049	0.969	1.008	1.025	44.290
广西	0.979	1.033	0.989	0.989	1.011	18.570
重庆	0.961	1.032	0.960	1.001	0.992	-20.730
四川	0.990	1.035	1.002	0.988	1.025	52.870
贵州	0.959	1.026	0.960	0.999	0.984	-40.960
云南	0.973	1.021	0.973	0.999	0.993	-14.010
西藏	1.000	0.992	1.000	1.000	0.992	-19.980
陕西	0.976	1.049	0.973	1.003	1.024	50.130
甘肃	0.991	1.027	0.980	1.012	1.018	35.130
青海	1.001	1.012	1.011	0.990	1.013	39.570
宁夏	0.988	1.050	0.974	1.015	1.037	66.820
新疆	0.983	1.061	0.985	0.998	1.043	74.060
西部平均值	0.982	1.032	0.981	1.000	1.013	23.810
全国平均值	0.987	1.045	0.991	0.996	1.031	79.060

Malmquist 指数测算的 TFP 是本年相对于上年的变化率, 为了反映长时期的演变趋势, 可以将 Malmquist 指数换算成以 1992 年为基期的累积增长率。如图 1 所示, 1993~2012 年

我国农业 TFP 累积增长率存在着显著的地区差异性，最高的是江苏（4.326），最低的是贵州（0.722），最高和最低省份的落差为 5.993 倍。东部、中部和西部的农业 TFP 累积增长率呈现依次下降的态势，考察期内这三大地区的 TFP 累积增长率（各区域内省份的平均数）分别为 2.668、2.078 和 1.379。由于技术进步指数（TP）是引致农业 TFP 变动的核心因素，因此图 1 还给出各省份的农业 TP 累积增长率，农业 TP 累积增长率与 TFP 累积增长率存在着显著的相关性，两者的相关系数达到 0.8437。农业 TP 累积增长率具有地区差异性，最高的是湖北（3.941），最低的是西藏（0.847），前者是后者的 4.654 倍，东部、中部和西部的 TP 累积增长率分别为 2.864、2.851 和 1.995，这种格局与 TFP 累积增长率和年均增长率的地区差距是吻合的。

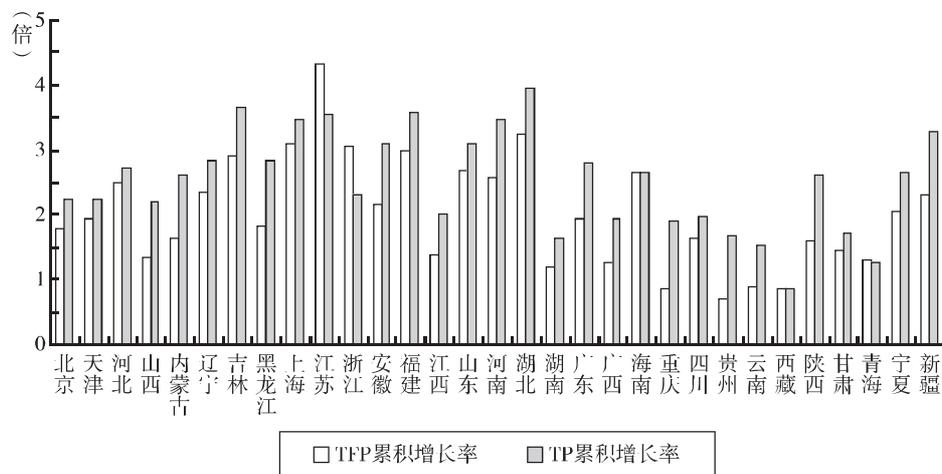


图 1 1993~2012 年各省份农业 TFP 累积增长率和 TP 累积增长率

四、收敛还是发散：区域农业全要素生产率的变动趋向

1992 年以来，我国不同地区的农业 TFP 存在差异性，问题在于：伴随着时间的推移，农业 TFP 的空间差异在持续扩大抑或渐趋缩减？考察农业 TFP 的敛散性首先应对“收敛”进行界定，根据 Bernard 和 Jones（1996），收敛可被界定为：不同经济体实现向均衡增长路径的转变，且当收敛被认为是缩小某一时点以来的初始收入水平差距，即为 β 收敛，它用以描述收入增长率与初始收入水平之间的负相关；当收敛被认为是不同地区产出水平的方差在不断缩小，即为 σ 收敛，它用以描述特定区域内某一变量值的差异程度。本文重点考察 1992~2012 年中国 31 个省份以及三大区域农业 TFP 的差异程度，因此采用的收敛定义为 σ 收敛。借鉴曾先锋和李国平（2008）的研究，本文将测度收敛性的 σ 值定义为：

$$\sigma_t = \left\{ N^{-1} \sum_{m=1}^N [TFP_m(t) - (N^{-1} \sum_{k=1}^N TFP_k(t))]^2 \right\}^{1/2} \quad (8)$$

式（8）中， $TFP_m(t)$ 为第 m 个地区在时期 t 的农业 TFP，依据该式可得 σ 值（绝对收敛值），如果 $\sigma_{t+T} < \sigma_t$ ，则这些区域存在农业 TFP 的收敛，相反则存在农业 TFP 的发散。为了与 σ 值相互验证，本文还采用了另外两个指标：变异系数和相对 TFP 比值，前者测度了 31 个省份（以及东、中、西部）农业 TFP 标准差与平均值之间的比，该比值降低意味着地区差异在收敛；后者测度了 31 个省份（以及东、中、西部）最高组的农业 TFP 均值与最

低组的农业 TFP 均值的比^①，该比值降低意味着地区差异在收敛。就东中西部而言，绝对收敛值 (σ 值)、变异系数和相对 TFP 比值测度了各区域内部不同省份的差异收敛性，为了考察三大区域之间的收敛性，本文计算了东部、中部、西部农业 TFP 增长率平均值与全国农业 TFP 增长率平均值的比值^②，以此表达东中西部三大区域向全国农业 TFP 的“聚散”状况。

按照上述指标，可以考察我国整体及三大区域农业 TFP 增长率的收敛性。如图 2 (a) ~ 图 2 (c) 所示，从 TFP 年均增长率的角度看，绝对收敛值 (σ 值)、变异系数和相对 TFP 比值的测度结果极为类似：就全国而言，1993~1999 年 σ 值从 0.0489 增至 0.1022，此后降至 2002 年的 0.0344，在此之后保持了相对平稳状态。与绝对收敛值相一致，变异系数和相对 TFP 比值也表现出相似的变动轨迹，例如：变异系数在 1993~1999 年从 0.0480 攀至 0.1020，随后降至 2002 年的 0.0334，之后保持了相对平稳状态；相对 TFP 比值在 1993~1999 年从 1.1469 倍增至 1.3040 倍，随后降至 2002 年的 1.1060 倍，之后保持了相对平稳状态。显然，1993 年以来，除了 1999~2002 年收敛之外，其余时期 31 个省份的农业 TFP 年均增长率均在发散或相对平稳，其地区差异并未呈现出持续收敛的格局。

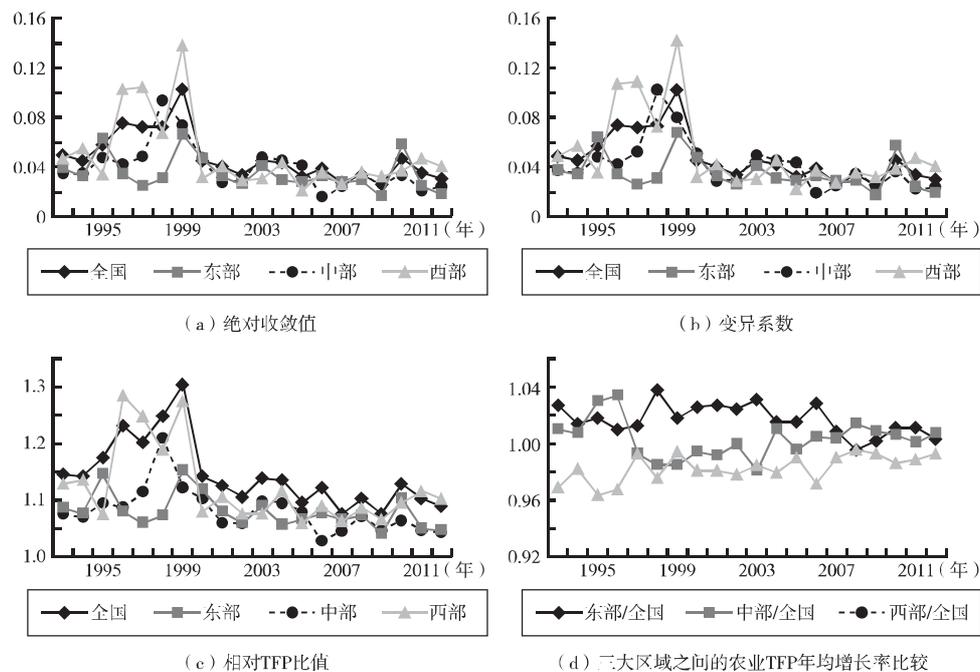


图 2 1993~2012 年我国整体及三大区域农业 TFP 年均增长率的收敛性

从三大区域的角度看，东部（除 1996~1998 年之外）、中部、西部农业 TFP 年均增长率与全国的变动态势极为一致：1993~1999 年发散，1999~2002 年收敛，2002~2012 年相对平稳。例如：1993~1999 年西部的 σ 值从 0.0472 升至 0.1376，此后降至 2002 年的

① 对全国 31 个省份而言，最高组和最低组分别有 5 个省份。对东部 11 个省份、中部 8 个省份、西部 12 个省份而言，最高组和最低组分别有 3 个省份。

② 例如，在年均增长率中，东部/全国即东部 11 个省份的农业 TFP 年均增长率平均值/全国 31 个省份的农业 TFP 年均增长率平均值；在累积增长率中，东部/全国即东部 11 个省份的农业 TFP 累积增长率平均值/全国 31 个省份的农业 TFP 累积增长率平均值。

0.0284, 2002年之后则相对平稳,东部和中部则与西部的变动轨迹相类似。除了用 σ 值等来度量三大区域内部的敛散性之外,图2(d)还用东部/全国、中部/全国、西部/全国测度了三大区域之间的敛散性,三大区域之间呈现出某种程度的收敛态势,即东部/全国、中部/全国、西部/全国均出现向1的靠拢。1993~2012年东部/全国从1.0267倍变为1.0031倍,中部/全国从1.0094倍变为1.0068倍,西部/全国从0.9693倍变为0.9926倍。这意味着:东中西部之间的变动格局与东中西部内部各省份之间的变动态势是不相同的。全国的敛散性是三大区域内部和之间两种因素共同作用的结果,而三大区域之间呈现出的是单调收敛格局,据此,全国农业TFP增长率的敛散性主要来源于三大省份内部的变动,而不是三大区域之间的变动。

1993年以来,各省份的农业TFP年均增长率整体上未呈现出收敛趋势。除了考察年均增长率之外,对农业TFP敛散性的考察还可以基于累积增长率,图3给出1993~2012年我国整体以及三大区域农业TFP累积增长率的敛散性,绝对收敛值(σ 值)、变异系数和相对TFP比值均表明:伴随着时间的推移,农业TFP累积增长率不存在收敛特征,而是呈现显著的发散特征。例如,1993~2012年的 σ 值全国从0.0489增至0.8359,东部从0.0379增至0.6835,中部从0.0359增至0.7191,西部从0.0472增至0.4850,全国整体与三大区域的农业TFP累积增长率均呈现出发散态势。就三大区域之间的累积增长率而言,如图3(d)所示,考察期内中部/全国始终在1左右徘徊,但东部/全国从1.0267倍攀升至1.3227倍,西部/全国则从0.9693倍降至0.6840倍,均呈现出对1的逐步偏离。概言之,1993年以来,东中西部内部各省份的农业TFP累积增长率差距在逐步扩大,且三大区域之间(尤其是东部与西部之间)的落差也渐趋加剧,上述两者共同导致全国各省份农业TFP累积增长率差距呈现发散态势。

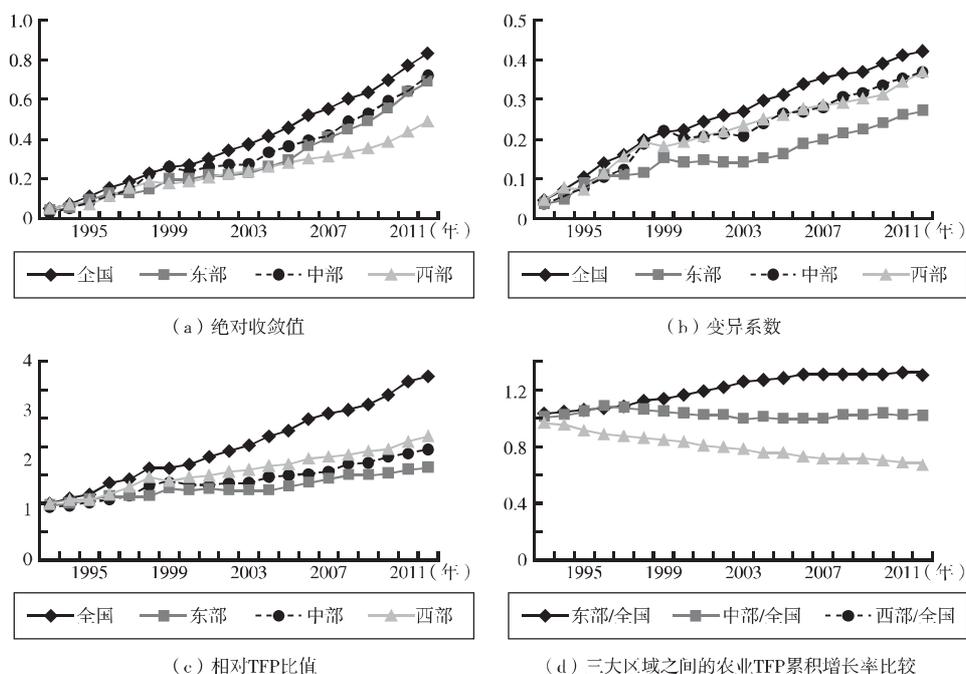


图3 1993~2012年我国整体及三大区域农业TFP累积增长率的收敛性

五、我国区域农业全要素生产率变动的影响因素分析

除 1999~2002 年,各省份的农业 TFP 年均增长率表现出发散或平稳态势,而 1993~2012 年农业 TFP 累积增长率始终呈现发散趋势,考察期内我国区域农业 TFP 不存在 σ 收敛。对此需要给出经济学解释,这种解释即要回答:农业 TFP 变动受到哪些因素的影响?从逻辑上说,TFP 的影响因素与要素质量、经济结构和政府政策紧密相关,据此,农业 TFP 变动的影响因素可归为三类:第一,生产要素的质量,在农业生产中,土地和劳动力的质量会对 TFP 产生直接的影响,而灌溉状况和农村人力资本是标度土地和劳动力质量的适宜指标,尤其是农村人力资本可以通过影响要素组合效率、农业技术的应用方式和扩散程度等而影响 TFP;第二,农业的经济结构,农业生产要素依据市场信号进行充分流动和结构调整,会通过优化农业资源配置效率而提高 TFP,而农村劳动力的配置结构、农林牧渔业之间的生产结构以及种植业内部不同作物的生产结构是农业经济结构的重要表征,尤其是农村劳动力在不同部门之间的流动性可以通过改变农业禀赋条件、诱发农业组织方式创新等而影响 TFP;第三,政府的农业政策,在其他条件给定时,政府政策可以通过公共产品供给而对农业 TFP 产生影响。基于此,本文采用如下模型来分析相关因素对农业 TFP 变动的影响:

$$\ln TFP_{i,t} = \alpha + \beta_1 \ln IA_{i,t} + \beta_2 \ln HC_{i,t} + \beta_3 \ln WI_{i,t} + \beta_4 \ln AO_{i,t} + \beta_5 \ln CA_{i,t} + \beta_6 \ln AE_{i,t} + \mu_{i,t} \quad (9)$$

式(9)中, i 和 t 分别表示第 i 个省份和第 t 时期,TFP为被解释变量,其值为农业 TFP 累积增长率。解释变量及其数据来源为:灌溉面积占比(IA),其值为灌溉面积占播种面积的比重,它是各省份土地质量的替代变量。人力资本含量(HC),其值为农村劳动力的平均受教育年限,它是劳动力质量的替代变量。平均受教育年限可定义为:农村平均每百个劳动力中不识字或识字较少 $\times 0$ 年+小学程度 $\times 6$ 年+初中程度 $\times 9$ 年+高中程度 $\times 12$ 年+中专 $\times 12$ 年+大专及大专以上 $\times 16$ 年。工资性收入占比(WI),其值为农民人均纯收入中工资性收入所占的比重,它标度了农村劳动力在非农领域的配置情况。农业总产值占比(AO),其值为农业总产值在农林牧渔总产值中的占比,它标度了广义农业中不同农业类型的结构变化。粮食播种面积占比(CA),其值为粮食播种面积占农作物播种面积的比重,它标度了种植业中粮食与其他作物的相互关系。农业财政支出占比(AE),其值为地方财政支出中农业财政支出的占比,农业财政支出占比是农业政策的代理变量。解释变量涉及的灌溉面积、农村劳动力文化程度、工资性收入、农民人均纯收入、农业总产值、农林牧渔总产值、粮食播种面积、农业财政支出、财政支出等数据来自于 CEIC 数据库、历年《中国农村统计年鉴》以及各省份统计年鉴。

在针对 1993~2012 年 31 个省份的面板数据分析中,被解释变量 TFP 和解释变量 IA、HC、WI、AO、CA、AE 均有 $20 \times 31 = 620$ 个样本。按照计量分析流程,本文首先对相关变量进行单位根检验。变量的演变均存在截距项和趋势项,单位根检验应采用含有截距项和趋势项的类型。单位根检验包括 Levin, Lin & Chu t、Breitung T-stat、Im, Pesaran & Shin W-stat、ADF-Fisher Chi-square、PP-Fisher Chi-square 等方法。利用 Eviews 6.0 得出的结果显示,7 个序列的水平检验不能拒绝有单位根的原假设,但一阶差分均能在 1% 的显著水平上拒绝有单位根的原假设。如表 4 所示,除了 TFP 在 Breitung t-stat 下的一阶差分 P 值为 0.0152,其余情形的一阶差分 P 值均为 0.0000,均可以拒绝原假设。这说明 TFP、IA、HC、WI、AO、CA、AE 共 7 个序列都是一阶单整的。

表4 模型中被解释变量和解释变量的单位根检验

检验方法	TFP	IA	HC	WI	AO	CA	AE
Levin, Lin & Chu t	-7.3485 (0.0000)	-11.9171 (0.0000)	-20.7653 (0.0000)	-14.6541 (0.0000)	-17.4778 (0.0000)	-11.3261 (0.0000)	-18.1472 (0.0000)
Breitung T-stat	-1.0269 (0.0152)	-8.3449 (0.0000)	-5.6666 (0.0000)	-8.8517 (0.0000)	-11.9558 (0.0000)	-11.5699 (0.0000)	-11.9700 (0.0000)
Im, Pesaran & Shin W-stat	-5.2049 (0.0000)	-13.8524 (0.0000)	-17.8778 (0.0000)	-12.7888 (0.0000)	-13.9743 (0.0000)	-8.7456 (0.0000)	-16.3520 (0.0000)
ADF-Fisher Chi-square	134.243 (0.0000)	276.347 (0.0000)	340.942 (0.0000)	252.304 (0.0000)	275.082 (0.0000)	181.130 (0.0000)	319.519 (0.0000)
PP-Fisher Chi-square	147.323 (0.0000)	338.778 (0.0000)	419.119 (0.0000)	363.279 (0.0000)	365.055 (0.0000)	209.237 (0.0000)	353.486 (0.0000)

注：括号内数据为一阶差分检验相应统计量的 P 值。

模型涉及的 7 个序列均为一阶单整，由此可以进行协整检验。协整检验有两类方法：一类以残差回归为基础，代表方法是 Pedroni、Kao 和 Engle-Granger 两步法；另一类以最大似然比为基础，代表方法是 Johansen-Fisher 检验。其中，Pedroni 提出了 7 个统计量：Panel V-statistic、Panel Rho-statistic、Panel PP-statistic、Panel ADF-statistic、Group Rho-statistic、Group PP-statistic、Group ADF-statistic。本文综合采用上述方法，结果发现：Pedroni 检验中除 Panel rho 的 P 值为 0.0653，其余统计量的 P 值均小于 0.05，Kao 检验的 P 值为 0.0120，说明可在 5% 的显著性水平下拒绝不存在协整关系的原假设。可见，31 个省份的 TFP、IA、HC、WI、AO、CA、AE 之间存在长期稳定关系。

农业 TFP 及其解释变量通过了单位根检验和协整检验，因此可以利用设定的模型进行回归分析^①。为了确定回归模型的形式，本文利用 Hausman 统计量进行了检验，结果发现：Hausman 统计量的值是 53.7688，相应的 P 值是 0.0000，该结果拒绝了随机效应模型的假设，应对解释变量和被解释变量建立固定效应模型。表 5 给出 1993~2012 年全国及三大区域的回归结果。表 5 显示，就全国而言，解释变量的 P 值均小于 0.05，方程的判定系数 R^2 和调整后的判定系数 R^2 分别为 0.7166 和 0.6991，拟合程度较好，解释变量对农业 TFP 具有较好的说服力。灌溉面积占比 (IA)、人力资本含量 (HC)、工资性收入占比 (WI)、农业财政支出占比 (AE) 的系数分别为 0.2541、0.6934、0.2004 和 0.1143，说明 IA (以及 HC、WI、AE) 每提高 1 个百分点，会导致农业 TFP 提高 0.2541 个百分点、0.6943 个百分点、0.2004 个百分点和 0.1143 个百分点，上述 4 个因素对农业 TFP 增长具有正向作用。农业总产值占比 (AO)、粮食播种面积占比 (CA) 的系数分别为 -0.4005 和 -0.5963，说明 AO (以及 CA) 每提高 1 个百分点，会导致农业 TFP 增长率下降 0.4005 个百分点和 0.5986 个百分点，上述两种因素对农业 TFP 增长起到了抑制或约束作用。

^① 在计量分析时应考察变量的内生性问题，本文采用 Durbin-Wu-Hausman 检验方法、工具变量法与 OLS 比较一致方法以及 GMM 方法进行了分析，结果显示变量不存在内生性问题，可以利用给出的计量模型展开回归分析。

表 5 模型的回归结果 (固定效应模型)

变 量	全国		东部		中部		西部	
	系数	P 值						
常数项	-0.6234	0.0075	-7.1762	0.0000	-2.4171	0.0116	-0.0017	0.9964
IA	0.2541	0.0005	-0.0226	0.8043	0.4042	0.0001	-0.1478	0.1561
HC	0.6934	0.0000	3.7151	0.0000	1.7598	0.0000	-0.0037	0.9803
WI	0.2004	0.0000	0.0586	0.1041	0.2295	0.0071	0.2301	0.0000
AO	-0.4005	0.0000	-0.2409	0.0098	-0.4576	0.0031	-0.0300	0.8238
CA	-0.5963	0.0000	-0.3646	0.0003	-0.8568	0.0002	-0.7951	0.0001
AE	0.1143	0.0004	0.1794	0.0000	0.1893	0.0000	-0.0853	0.0379
R ²	0.7166		0.8887		0.8841		0.7342	
调整后的 R ²	0.6991		0.8800		0.8737		0.7138	
样本数	620		220		160		240	

回归结果表明：1993~2012年，对各省份农业 TFP 推动作用最显著的是人力资本含量，其余依次为灌溉面积占比、工资性收入占比和农业财政支出占比，粮食播种面积占比和农业总产值占比则具有约束作用。此格局与我国正处在体制转轨以及结构转化的特定背景紧密相关，在市场化 and 工业化深入推进的情形下，人力资本含量既影响农业的技术创新和技术引入，也影响农业生产要素在不同领域的再配置，因此它成为影响农业 TFP 最关键的的因素，灌溉面积占比提高意味着土地质量改进推动了 TFP 增长率，工资性收入占比提高意味着劳动力非农化流转优化了农业资源配置，农业财政支出占比提高意味着公共产品供给刺激了农业产出效率。此外，农业总产值占比和粮食播种面积占比对农业 TFP 具有约束作用，这是因为：伴随着居民食品消费结构和农产品价格形成机制的转变，产业结构转变（大农业中林牧渔业相对较快发展、种植业中非粮作物相对较快发展）意味着农业的产业链延伸、附加值增大和农业功能拓展，这也会对农业要素配置效率和 TFP 增长产生影响。就三大区域而言，影响东部农业 TFP 最关键的是人力资本含量，其系数为 3.7151，灌溉面积占比和工资性收入占比的影响不显著，农业产值占比和粮食播种面积占比的约束也比全国小；影响中部农业 TFP 最关键的是人力资本含量，其系数为 1.7598，其余变量的影响超过了全国水平；影响西部农业 TFP 最主要的是工资性收入占比，其系数为 0.2301，超过全国、东部和中部的水平，灌溉面积占比、人力资本含量、农业产值占比不具有统计显著性。由此可见：农业要素质量（尤其是人力资本含量）、产业结构调整以及政府农业支出共同影响了农业 TFP，各省份和三大区域的敛散性源于这些因素的趋势性变化。例如：东部的人力资本含量始终高于中西部，且这种领先优势渐趋强化，1993 年东部人力资本含量是中部的 1.0550 倍、西部的 1.1692 倍，2012 年分别增至 1.0745 倍和 1.2079 倍，东部农业产业结构调整也具有相对于中西部的优势，上述格局导致我国区域农业 TFP 并未呈现 σ 收敛。

六、结论和政策含义

提高全要素生产率 (TFP) 是我国实现农业持续发展的根本出路。本文利用 DEA-Malmquist 指数法分析了 1992~2012 年我国 31 个省份农业 TFP 的演变趋势及影响因素。

结果显示：考察期内我国农业 TFP 的年均增长率为 3.1%，累积增长率为 83.6%，农业 TFP 增长率对第一产业 GDP 增长率的贡献度为 79.210%；技术进步是引致我国及各省份农业 TFP 变动的主要因素，纯技术效率指数和规模效率指数的作用极其有限；我国不同省份以及三大区域的农业 TFP 存在显著落差，东部、中部和西部的农业 TFP 依次下降；各省份的农业 TFP 不存在 σ 收敛，TFP 累积增长率甚至呈现显著的发散态势。人力资本含量对农业 TFP 具有突出的提升作用，灌溉面积占比、工资性收入占比和农业财政支出占比也具有正面影响，农业产值占比、粮食播种面积占比对农业 TFP 却具有约束作用，上述因素的趋势性变化引致区域农业 TFP 的发散格局。

基于本文的研究可以引申出相应的政策含义：第一，1993 年以来，我国农业整体上已步入集约发展阶段，但各地的集约程度差别极大，且城镇化将导致农村劳动力和土地的持续流出，据此，我国应明确农业发展的出路是进一步激活技术—组织创新，为 TFP 的持续提高创造更优越的制度环境，促使 TFP 替代传统要素成为农业发展的动力机制。第二，人力资本含量对农业 TFP 的提升作用最为突出，对于我国尤其是中西部而言，实现农业发展的支撑点是更好地推动农村基础教育、职业教育和劳动者的在岗培训，以提高农业经营者的人力资本含量，在改善市场环境的前提下促使更多具有较高人力资本的劳动力进入或留在农业领域。第三，对于我国尤其是中西部而言，应将产业结构调整作为提高农业 TFP 的重要渠道，为此，应发挥市场在农村资源配置中的决定性作用，鼓励农户依据成本—收益比较进行劳动力配置，通过土地承包经营权流转实现经营方式创新，依据市场信号延长农业产业链、拓展农业功能、调整产业结构并增强市场谈判能力。第四，公共产品供给是影响农业 TFP 的重要变量，我国应增强对农业的生产性和生活性公共产品供给，促使农村水利、通信、电力、道路等基础设施得到持续改善，财政支出应向承担农业安全的中西部倾斜，应逐步形成市场扭曲程度较小的农业支持体系。上述举措将使我国整体、尤其是中西部的农业 TFP 得到持续增长，进而为农业的持续发展和区域之间的协调发展奠定坚实基础。

参 考 文 献

- [1] 陈瑾瑜：《全要素生产率与技术进步间的差别及测算》[J]，《数量经济技术经济研究》2012 年第 6 期。
- [2] 方福前、张艳丽：《中国农业全要素生产率的变化及其影响因素分析》[J]，《经济理论与经济管理》2010 年第 9 期。
- [3] 郭萍、余康、黄玉：《中国农业全要素生产率地区差异的变动与分解》[J]，《经济地理》2013 年第 2 期。
- [4] 韩海彬、赵丽芬：《环境约束下中国农业全要素生产率增长及收敛分析》[J]，《中国人口·资源与环境》2013 年第 3 期。
- [5] 胡鞍钢、郑京海、高宇宁、张宁、许海萍：《考虑环境因素的省级技术效率排名（1999~2005）》[J]，《经济学（季刊）》2008 年第 3 期。
- [6] 匡远凤：《技术效率、技术进步、要素积累与中国农业经济增长》[J]，《数量经济技术经济研究》2012 年第 1 期。
- [7] 李宾、曾志雄：《中国全要素生产率变动的再测算：1978~2007 年》[J]，《数量经济技术经济研究》2009 年第 3 期。
- [8] 李谷成、陈宁陆、闵锐：《环境规制条件下中国农业全要素生产率增长与分解》[J]，《中国人口·

资源与环境》2011年第11期。

[9] 李静、孟令杰：《中国农业生产率的变动与分解分析：1978~2004年》[J]，《数量经济技术经济研究》2006年第5期。

[10] 全炯振：《中国农业全要素生产率增长的实证分析：1978~2007年》[J]，《中国农村经济》2009年第9期。

[11] 石慧、孟令杰、王怀明：《中国农业生产率的地区差距及波动性研究：基于随机前沿生产函数的分析》[J]，《经济科学》2008年第3期。

[12] 王兵、杨华、朱宁：《中国各省份农业效率和全要素生产率增长》[J]，《南方经济》2011年第10期。

[13] 辛翔飞、刘晓昀：《要素禀赋及农业劳动生产率的地区差异》[J]，《世界经济文汇》2007年第5期。

[14] 余康、郭萍、章立：《我国农业劳动生产率地区差异动态演进的决定因素》[J]，《经济科学》2011年第2期。

[15] 曾先鋒、李国平：《我国各地区的农业生产率与收敛：1980~2005》[J]，《数量经济技术经济研究》2008年第5期。

[16] 赵蕾、杨向阳、王怀明：《改革开放以来中国省际农业生产率的收敛性分析》[J]，《南开经济研究》2007年第1期。

[17] 张小蒂、李晓钟：《对我国长三角地区全要素生产率的估算及分析》[J]，《管理世界》2005年第11期。

[18] 张自然、陆明涛：《全要素生产率对中国地区经济增长与波动的影响》[J]，《金融评论》2013年第1期。

[19] 周端明：《技术进步、技术效率与中国农业生产率增长》[J]，《数量经济技术经济研究》2009年第12期。

[20] 朱喜、史清华、盖庆恩：《要素配置扭曲与农业全要素生产率》[J]，《经济研究》2011年第5期。

[21] Bernard A., Jones C. I., 1996, *Productivity Across Industries and Countries: Time Series Theory and Evidence* [J], *Review of Economics and Statistics*, 78 (1), 135~146.

[22] Caves D. W., Christensen I. R., Diewert W. E., 1982, *The Economic Theory of Index Numbers and the Measurement of Input, Output and Productivity* [J], *Econometrica*, 50, 1393~1414.

[23] Coelli T. J., Rao D. S. P., 2005, *Total Factor Productivity Growth in Agriculture: A Malmquist Index Analysis of 93 Countries, 1980~2000* [J], *Agriculture Economics*, 31 (1), 115~134.

[24] Fare R., Shawna G., Lindgren B., Pontus R., 1992, *Productivity Changes in Swedish Pharmacies 1980~1989: A Nonparametric Malmquist Approach* [J], *Journal of Productivity Analysis*, 3 (3), 85~101.

[25] Fare R., Shawna G., Mary Norris, Zhang Zhongyang, 1994, *Productivity Growth, Technical Progress, and Efficiency Change in Industrialized Countries* [J], *American Economic Review*, 1, 66~82.

[26] Farrell M. J., 1957, *The Measurement of Production Efficiency* [J], *Journal of Royal Statistical Society, Series A, General*, 120, 253~281.

[27] Fan Shenggen, Zhang Xiaobo, 2002, *Production and Productivity Growth in Chinese Agriculture: New National and Regional Measures* [J], *Economic Development and Cultural Change*, University of Chicago Press, 50 (4), 819~838.

[28] Hou Linke, Zhang Yanjie, Zhan Jinyan, Thomas Glauben, 2012, *Marginal Revenue of Land and Total Factor Productivity in Chinese Agriculture: Evidence from Spatial Analysis* [J], *Journal of Geographical Sciences*, 22 (1), 167~178.

[29] Xin Xiangfei, Qin Fu, 2011, *Decomposition of Agricultural Labor Productivity Growth and its Regional Disparity in China* [J], *China Agricultural Economic Review*, 3 (1), 92~100.

(下转第 53 页)

Imported Producer Services Affects Manufacturing Servitization

Yang Ling

(Shanghai University Economic School;
Shanghai University Chinese Service Trade Research Center)

Abstract: Under Open Economics, manufacturing servitization is affected not only domestic producer services' inputs, but also producer services demands too. Here, we apply non-competitive input and output model to analyze and find the OECD countries pay more attention to traditional advanced industries, such as France develops textiles, leather, shoes based on imported producer services,; Japan fastens food, drinks industries by imported producer services. We should encourage capital intensive manufacturing enterprises extend industrial chain to develop products and services together and advocate labor intensive and resource intensive manufacturers outsource producer services, which are very important for Chinese manufacturing upgrading.

Key Words: Manufacturing; Producer Service; Import

JEL Classification: L89; O33

(责任编辑: 陈星星)

(上接第 19 页)

Evolution Trend and Internal Mechanism of Regional Total Factor Productivity in Chinese Agriculture

Gao Fan

(School of Economics, Fudan University)

Abstract: This paper uses DEA-Malmquist Index Approach to analyze agricultural TFP of China's 31 provinces from 1992 to 2012. The results show that: annual growth rate of Chinese agricultural TFP is 3.1%, which contributes to the annual growth rate of primary industry's GDP is 79.210%. Technological progress is the main factor causing agricultural TFP of the country and all provinces. Agricultural TFP decrease followed the sequence of eastern region, central region and western region, agricultural TFP of provinces does not exist σ -convergence since 1993; Human capital, the proportion of irrigated area, the proportion of wages income and the proportion of agricultural finance expenditure have positive effects on agricultural TFP, while the proportion of agricultural production and the proportion of grain sown area have restriction effect, the variation of these influencing factors lead to a divergence pattern of regional agricultural TFP.

Key Words: Total Factor Productivity; Agricultural Development; Convergence and Divergence; DEA-Malmquist

JEL Classification: Q16

(责任编辑: 陈星星)