

农业全要素生产率的地区差距及其 增长分布的动态演进

——基于非参数估计方法的实证研究

尹朝静,李谷成,贺亚亚

(华中农业大学 经济管理学院/湖北农村发展研究中心,湖北 武汉 430070)

摘要 采用 DEA-Malmquist 生产率指数对中国 30 个省(市、区)1998—2011 年间农业全要素生产率进行核算,并基于此以累积农业相对全要素生产率为指标,利用核密度和条件密度估计方法,系统考察了中国农业全要素生产率的地区差距及增长分布的动态演进。结果表明:中国农业全要素生产率非均衡性空间特征比较明显。基于农业全要素生产率变化趋势的差异可将 30 个省(市、区)划分为“高速组”“快速组”“慢速组”与“零速组”四类地区。中国农业全要素生产率地区差距呈扩大趋势,并且增长分布形状以“单峰”分布为主,但“双峰”分布趋势开始显现。其中,东部地区出现“三极”分化现象;中部地区逐渐由“单峰”分布变成“双峰”分布;西部地区则有“两极”分化的可能。中国农业全要素生产率增长分布具有很强的内部流动性,并表现出“两极”分化的趋势。从三大区域来看,中部地区农业 TFP 增长分布表现出流动性的同时呈“多峰”分布,而东部地区和西部地区则并未出现“多极”分化。

关键词 农业全要素生产率;动态演进;核密度;条件密度

中图分类号:F 323 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2016)02-0038-09

DOI 编码:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2016.02.006

随着农业和农村改革不断深入,农业在获得快速发展的同时,地区间经济差距问题日益突出。农业全要素生产率(total factor productivity, TFP)是农业经济增长的重要源泉,其增长差异已成为地区间农业生产及增长差异的主要来源。农业全要素生产率的增长差异意味着地区间农业具有不同的可持续发展能力,从而势必加大未来农业生产的地区差距^[1]。由此,研究农业全要素生产率的动态分布特征及趋势演进规律,把握地区间农业全要素生产率差距的未来发展方向,对于缩小农业发展区域差距具有重要意义。

由于农业全要素生产率在农业经济发展中的重要性,国内外针对农业及 TFP 增长的地区差异的实证研究文献非常丰富。采用的研究方法主要包括传统收敛分析、随机收敛分析以及增长分布动态分析。其中,大多数学者采用 Mankiw 等的 MRW 框架^[2]以及 Barro 等的 Barro 回归方程等经典分析工具^[3],主要有“绝对收敛”“条件收敛”“俱乐部收敛”等方法^[4-6]。除此外, Bernard 等采用随机收敛分析方法对地区间差距的收敛性进行了分析^[7-8]。潘丹基于环境污染视角检验出农业全要素生产率并不存在绝对收敛和随机收敛^[9]。然而,Quah 却并不认同传统的收敛分析和随机收敛分析方法,

收稿日期:2015-11-23

基金项目:国家自然科学基金项目“中国全要素生产率增长:结构调整、比较优势与动态演进”(71273103);国家自然科学基金项目“劳动力成本上升对农业生产的影响机理与实证研究”(71473100);国家“万人计划”青年拔尖人才支持计划;华中农业大学自主创新基金项目“结构调整、比较优势与生产率增长”(2012YQ003);湖北省新世纪高层次人才工程项目“湖北省生产率研究”(2011RC)。

作者简介:尹朝静(1989-),男,博士研究生;研究方向:农业技术经济。

认为这些方法以经济增长分布一阶矩和二阶矩为中心来进行,并不能真正解决收敛问题,忽略了所有经济体的增长绩效比较及分布变化,进而导致条件收敛偏离了研究收敛和经济增长的最初目的。而应该从增长的动态分布演进机制对经济体之间的差异进行考察,可采用随机核密度估计和马尔可夫链方法研究经济收敛问题^[10]。在此基础上,学者们采用分布动态方法研究中国农业全要素生产率增长分布的动态演进^[11-12]。

学者们采用特定的研究方法对中国地区间农业生产率差距及其动态演变趋势进行了探究,这对进一步开展农业 TFP 的相关研究提供了借鉴,对丰富农业 TFP 问题研究体系具有重要意义。不过,现有文献关于农业 TFP 增长的收敛性、地区差异及来源等方面的研究结论并未统一,而且收敛“工具箱”中刻画不同稳态水平的控制变量也并未取得共识。此外,在研究方法上,绝对收敛、条件收敛、俱乐部收敛以及随机收敛方法由于自身缺陷受到广泛质疑,相比而言,“Quah”提出的分布动态方法则受到后续研究者青睐。事实上,Quah 所提出的随机核密度估计以及马尔可夫链方法也存在一些固有的缺陷。由于随机核密度估计并非条件分布,而是联合分布,致使估计结果可读性不佳,所含信息不够详实。并且,大多数文献运用核密度估计时并未考虑初始的经济差距对地区差异增长的分布动态演进造成影响。再者,Markov 转移矩阵方法在对如何划分状态空间缺乏理论依据,具有很大随意性,这容易使其失去马尔科夫性^[13]。此外,转移概率对于状态空间划分十分敏感,致使 Markov 转移概率对农业生产率内部流动性的结果分析缺乏稳健性^[14]。因此,研究地区间经济增长差距及动态演进趋势需要在方法上得到突破。Hyndman 等提出的非参数条件密度估计方法,能更严谨更直观反映地区经济增长的延续性和流动性^[15]。李谷成等较早采用条件密度估计实证分析了人世前后农产品比较优势的动态变化^[16]。然而采用条件密度估计方法研究地区间农业生产率差距及其动态演变趋势的文献仍十分匮乏。基于此,本文将使用 DEA-Malmquist 生产率指数对中国 30 个省(市、区)1998—2011 年间农业全要素生产率进行核算,并以累积农业相对全要素生产率为指标,采用核密度和条件密度估计方法,系统考察中国农业全要素生产率的地区差距及增长分布的动态演进,以期缩小农业发展区域差距政策的制定以及区域经济协调、可持续发展目标的实现提供必要的参考。

一、研究方法 with 数据说明

1. 研究方法

(1)核密度估计。明确经济指标的分布情况,对于政府制定相应的政策至关重要。然而,很多经济变量的密度函数很难用参数函数来表示,此时 Kernel 估计便能发挥重要作用。它是一种非参数估计方法,与任何参数函数相比能更准确地描述随机变量的分布情况。一组连续型随机变量在点 x 处的概率密度 $f(x)$ 估计式为:

$$f(x) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x_i - x}{h}\right) \quad (1)$$

式(1)中, n 表示观察值的个数, h 为窗宽, $K(\cdot)$ 为核函数。核估计的核心问题是核函数以及窗宽的选择,窗宽是控制核估计精度的重要参数,最佳的窗宽既不过大也不过小。本文使用的是高斯核函数,并且通过拇指法则计算最优窗宽^[17],从而估计出农业全要素生产率增长分布情况。

(2)条件概率密度估计。有关农业全要素生产率增长分布动态演进的研究基本都采用 Quah 提出的分布动态法,然而该方法存在一些固有缺陷。因此,本文采用 Hyndman 等提出的非参数条件密度估计方法,估计出在给定 t 时刻指数值条件下 $t+T$ 时刻指数的条件密度^[15]。这样弥补了马尔科夫转移矩阵法以及随机核密度估计的不足,能更准确、更直观地考察地区间农业全要素生产率增长分布的内部流动性。若 $CML_{i,t}, CML_{i,t+T}$ 是空间 \mathfrak{R} 的标量随机变量,分别表示为 X, Y , 取样本 $(X_1, Y_1), (X_2, Y_2) \dots, (X_N, Y_N)$ 。在给定 $X=x$ 条件下 Y 的条件密度可表示为:

$$f_{Y|X}(y|x) = \frac{f_{X,Y}(y,x)}{f_X(x)} \quad (2)$$

式(2)中, $f_{X,Y}(y,x)$ 为联合概率密度函数, $f_X(x)$ 为边际密度函数。

$f_{y|x}(y|x)$ 的核估计为:

$$\hat{f}_{y|x}(y|x) = \frac{\hat{f}_{xy}(x,y)}{\hat{f}_x(x)} \quad (3)$$

式(3)中, $\hat{f}_{xy}(x,y) = \frac{1}{nab} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{X_i-x}{a}\right) K\left(\frac{Y_i-y}{b}\right)$ 是 $f_{xy}(x,y)$ 的核估计, $\hat{f}_x(x) = \frac{1}{na} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{X_i-x}{a}\right)$ 是 $f_x(x)$ 的核估计。

条件概率密度包括堆叠条件密度图(stacked conditional density plots, SCD 图)和最大密度区域箱形图(highest regions boxplots, HDR 箱形图), 可以通过 Hyndman 和 Einbeck 用 R 语言编写的 hdrude Package 得到。通过分析 SCD 图与 CML 指数 $Year_{t+\tau}$ 时刻坐标轴平面的 45° 对角线的相对位置便可判断出农业全要素生产率增长分布的稳定性与流动性。如果 SCD 图中的脊线与对角线平行程度越吻合, 则说明农业 TFP 增长分布的稳定性越强, 反之偏离对角线越远, 表示农业 TFP 流动性越强。此外, 在 HDR 箱形图中, 每一个长方格代表着 t 时刻农业 CML 的条件密度, 小黑点(\bullet)代表不同条件模式的条件值, 条件值是同 SCD 图中的峰值相对应的, 其值在条件密度函数中最大。长方格里的阴影区域其颜色由浅到深分别表示 25% 最高密度区域, 50% 最高密度区域和 90% 最高密度区域。此外, 虚线表示 45° 线 $y=x$ 。如果条件值偏离 45° 线越远, 则说明该地区农业生产率增长的流动性越强, 反之则说明流动性较弱; 如果最大密度区域大部分都落在 45° 线以上, 则表明农业 TFP 存在增长, 反之则说明农业 TFP 在减少。

2. 数据说明与农业全要素生产率的测算

(1) 数据说明。以农业全要素生产率为基础, 并通过构造累积农业相对全要素生产率指标而展开本文的实证研究。农业全要素生产率的测算涉及到两大类数据, 一是农业投入变量, 二是农业产出变量。考虑 2012 年之后《中国农业年鉴》未公布各地区农用役畜的数量, 因此选择 1997—2011 年作为地区层面样本数据的时间区间。此外, 本文具体的分析区域是指中国大陆地区的 30 个省(市、区)^①。从而得到 1997—2011 年中国大陆 30 个省(市、区)的农业投入产出数据, 其均来自《中国统计年鉴》、《中国农村统计年鉴》《新中国六十年农业统计资料》《中国农业年鉴》等官方统计资料。其中, 农业投入变量包括劳动、土地、农业机械动力、化肥、役畜、灌溉 6 个方面的投入^[5]。而农业产出变量采用的是 2005 年的不变价农业生产总值。

(2) 农业全要素生产率的测算。本文使用 Färe 等^[18]提出的 Malmquist 指数方法测算农业全要素生产率, 该方法的研究对象为包含若干个决策单元在内的面板数据, 通过运用距离函数构造出生产最佳前沿面, 接着将每个生产决策单元的实际情况与最佳的前沿面作比较, 从而区分出技术进步与技术效率, 最终将基于产出导向的 Malmquist 指数分解为:

$$\begin{aligned} M_o(x^{t+1}, y^{t+1}; x^t, y^t) &= \left(\frac{D_o^t(x^{t+1}, y^{t+1} | C, S)}{D_o^t(x^t, y^t | C, S)} \times \frac{D_o^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1} | C, S)}{D_o^{t+1}(x^t, y^t | C, S)} \right)^{1/2} \\ &= \frac{D_o^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1} | C, S)}{D_o^t(x^t, y^t | C, S)} \times \left(\frac{D_o^t(x^{t+1}, y^{t+1} | C, S)}{D_o^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1} | C, S)} \times \frac{D_o^t(x^t, y^t | C, S)}{D_o^{t+1}(x^t, y^t | C, S)} \right)^{1/2} \\ &= TEC(x^{t+1}, y^{t+1}; x^t, y^t) \times TP(x^{t+1}, y^{t+1}; x^t, y^t) \end{aligned} \quad (4)$$

M 表示 Malmquist 生产率指数, D 表示方向性距离函数; x^t, y^t 分别代表 t 时的投入和产出向量; C 表示不变规模报酬, S 表示要素投入强可处置性; TEC 代表技术效率变化, TP 代表技术进步。

核算出中国各省份 1998—2011 年间农业全要素生产率后, 接着将构建累积农业相对全要素生产率(CML), 这是运用核密度和条件密度估计方法的基础指标。Hall 等认为当考察不同经济主体长期

① 考虑到数据和资料的可得性等原因, 在分析边界中没有将中国台湾、香港和澳门地区包括在内, 而仅限于中国大陆地区。考虑到西藏特殊的政治经济地位和资源禀赋条件, 以及 DEA 方法对异常数据的高度敏感性, 本文实证框架中没有包括西藏。

的经济表现差异时,除了应该比较不同经济主体平均增长率之外,不同经济主体间生产率水平的相对差异更为考察的重点^[19]。从而,本文度量出中国各省份农业相对全要素生产率。其中,第 h 个($h=1,2,\dots,30$)省份在 T 年的累积农业相对全要素生产率表示为:

$$CML_h = D_h^{97}(x_h^{97}, y_h^{97}) \times \prod_{t=1998}^T ML_h^t \quad (5)$$

式 5 中, t 表示时间, $D_h^{97}(x_h^{97}, y_h^{97})$ 表示第 h 个省份在 1997 年的距离函数, ML_h^t 分别表示第 h 个($h=1,2,\dots,30$)省份在 t 年的 Malmquist 生产率指数。

二、结果与分析

1. 描述性统计分析

基于 DEA-Malmquist 指数方法,分别测算中国 30 个省(市、区)1998—2011 年的农业全要素生产率。中国农业全要素生产率的增长主要是由技术进步带来的,这与杨刚等的研究结论一致^[20]。在此基础上,结合累积农业全要素生产率公式计算出累积农业相对全要素生产率,具体数据见表 1。

表 1 1998—2011 年间中国 30 省(市、区)农业 TFP 及 CML 增长分布情况

地区	1998 年		2002 年		2006 年		2011 年		1998—2011 年		平均数	变动率 1%	变动率 2%
	TFP	CML	TFP	CML	TFP	CML	TFP	CML	TFP	CML			
北京	0.976	0.975	1.138	1.318	0.973	1.430	1.178	3.462	1.093	1.454	20.697	255.068	
天津	1.060	0.885	1.054	1.126	1.100	1.397	1.136	1.880	1.060	1.224	7.170	112.435	
河北	1.038	0.589	1.048	0.703	1.067	0.892	1.050	1.111	1.049	0.782	1.156	88.829	
山西	1.085	0.451	1.117	0.443	1.034	0.471	1.032	0.519	1.016	0.453	-4.885	14.967	
内蒙古	1.057	0.829	1.003	0.834	1.008	0.925	1.058	1.138	1.027	0.907	0.095	37.385	
辽宁	1.104	0.984	1.065	1.155	1.066	1.454	1.045	1.707	1.048	1.270	-5.344	73.534	
吉林	1.101	0.850	1.072	0.929	1.045	1.227	1.030	1.483	1.048	1.076	-6.449	74.515	
黑龙江	1.015	0.662	1.039	0.729	1.079	0.942	1.035	1.182	1.043	0.841	1.970	78.575	
上海	0.971	0.971	1.101	1.433	1.137	2.299	1.015	2.432	1.066	1.697	4.531	150.443	
江苏	1.008	0.840	1.072	1.056	1.106	1.432	1.068	1.992	1.064	1.238	5.952	137.188	
浙江	1.076	1.076	1.084	1.418	1.077	1.760	1.058	2.846	1.078	1.590	-1.673	164.458	
安徽	0.948	0.512	0.994	0.560	1.075	0.652	1.031	0.933	1.040	0.635	8.755	82.352	
福建	1.054	1.054	1.023	1.218	1.054	1.460	1.034	1.979	1.050	1.380	-1.898	87.755	
江西	0.931	0.885	0.999	0.952	1.026	0.938	1.031	1.106	1.011	0.967	10.741	24.874	
山东	1.044	0.661	1.037	0.770	1.092	1.047	1.063	1.561	1.067	0.942	1.820	136.152	
河南	1.032	0.540	1.033	0.579	1.083	0.758	1.067	0.990	1.047	0.676	3.391	83.369	
湖北	0.960	0.811	1.009	0.890	1.070	1.121	1.056	1.710	1.052	1.071	10.000	110.857	
湖南	0.962	0.700	1.007	0.736	1.016	0.752	1.019	0.808	1.007	0.746	5.925	15.353	
广东	1.032	1.032	1.052	1.149	1.039	1.395	1.022	1.669	1.037	1.294	-0.969	61.740	
广西	1.003	0.721	1.021	0.708	1.016	0.740	1.027	0.989	1.023	0.830	2.393	37.098	
海南	1.171	1.171	1.043	1.564	1.091	2.333	1.043	2.854	1.078	1.912	-10.931	143.707	
重庆	0.950	0.950	1.019	0.903	0.937	0.894	1.076	1.116	1.008	0.950	13.263	17.459	
四川	0.987	0.932	1.055	1.016	0.989	1.092	1.020	1.140	1.014	1.034	3.343	22.393	
贵州	0.986	0.780	0.966	0.683	0.980	0.691	0.934	0.658	0.987	0.708	-5.274	-15.605	
云南	1.026	0.688	0.995	0.684	1.001	0.698	0.976	0.662	0.999	0.689	-4.873	-3.849	
陕西	1.012	0.485	1.016	0.461	1.044	0.532	1.070	0.907	1.047	0.529	5.731	87.067	
甘肃	1.007	0.531	1.006	0.530	1.034	0.579	1.021	0.626	1.012	0.558	1.390	18.038	
青海	1.023	0.712	1.087	0.783	1.013	1.758	1.097	1.907	1.075	1.117	7.234	167.776	
宁夏	1.059	0.387	1.051	0.423	1.073	0.472	1.051	0.710	1.049	0.467	-0.755	83.607	
新疆	1.045	0.920	1.032	1.015	1.040	1.210	0.995	1.391	1.033	1.124	-4.785	51.307	

注:表中平均数为分省 1998—2011 年间农业 TFP 的几何平均数;变动率 1%为 2011 年相比 1998 年农业 TFP 的增减比重;变动率 2%为 2011/2010 年相比 1998/1997 年 CML 的增减比重。如需全部年份数据可向作者索取。

(1)中国省域农业全要素生产率增长分布特征。由表 1 可知,在样本考察期内农业全要素生产率增长居于前 5 位的省份依次是北京、浙江、海南、青海和山东,TFP 指数值依次为 1.093、1.078、1.078、1.075 和 1.067,TFP 年平均增长率分别为 9.3%、7.8%、7.8%、7.5% 和 6.7%;江西、重庆、湖南、云南和贵州则依次排在后 5 位,TFP 指数值依次为 1.011、1.008、1.007、0.999 和 0.987,TFP 年平均增长率分别为 1.1%、0.8%、0.7%、-0.1% 和 -1.3%。相比 1998 年,各地区农业全要素生产率指数均有较为明显的变动。其中,北京、天津等 15 个地区 2011 年农业全要素生产率指数相比 1998 年均有一定程度上升,且以北京增幅最大,增长了 20.69%;海南、辽宁等 11 个地区 2011 年农业全要素生产率指数较 1998 年均有一定程度下降,且以海南降幅最大,下降幅度高达 10.93%。进一步,按照生产率增长速度可将 30 个省(市、区)划分为四种类型:①“高速组”地区,即农业 TFP 增长速度要远远高于其他省区和全国平均的增长速度,包括北京、海南、浙江、青海、山东、上海、江苏以及天津 8 个省(市、区);②“快速组”地区,即农业 TFP 增长速度高于全国平均的增长速度,包括湖北、福建、河北、宁夏、吉林、辽宁、陕西、河南和黑龙江;③“慢速组”地区,即农业 TFP 增长速度低于全国平均的增长速度,包括安徽、广东、新疆、内蒙古、广西、山西、四川、甘肃、江西、重庆以及湖南;④“零速组”地区,即农业 TFP 增长率为负数,几近于零增长,以云南、贵州为代表。可见,省份之间农业全要素生产率的增长存在显著的差异。可能的原因是地区间资源禀赋,自然条件、经济条件等方面的不同对农业技术水平的提高及农业技术效率的改善造成了显著差异。

(2)中国省域累积相对农业全要素生产率增长分布特征。由表 1 可知,2011 年累积相对农业全要素生产率最高的 5 个地区依次为北京、海南、浙江、上海和江苏,CML 值分别为 3.462、2.854、2.846、2.432 和 1.992,而宁夏、云南、贵州、甘肃和山西则依次排在最后 5 位。与 1998 年比,各地区累积相对农业全要素生产率增加显著。其中,以北京增幅最大,达 2.5 倍之多。青海、浙江、上海、海南和江苏紧接其后,增幅分别为 167.78%、164.46%、150.44%、143.71% 和 137.19%。其余大部分省份累积相对农业全要素生产率都存在一定程度的增长,然而云南和贵州两省累积相对全要素生产率则存在负增长,分别为 -3.85% 和 -15.61%。总体而言,在 30 个省(市、区)中,除云南、贵州两地有小幅递减外,绝大部分省区累积相对农业全要素生产率增长趋势明显。

2. 中国农业全要素生产率的非参数核密度估计

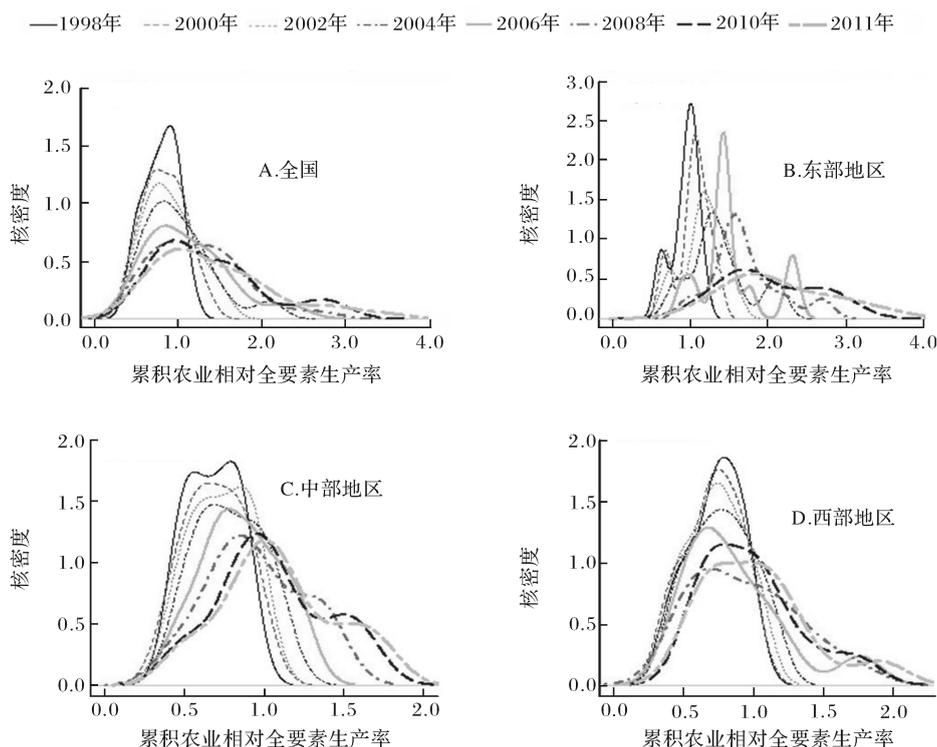
(1)全国 30 个省(市、区)农业全要素生产率的核密度估计。图 1A 描述出全国 30 个省^①(市、区)农业全要素生产率在 1998—2011 年间的动态演变过程。从整体来看,密度函数中心向右移动,波峰高度持续下降且更为平缓,变化区间逐渐增大,这表明在考察期内中国大多数省份农业 TFP 存在增长,但增长的省份数量在逐渐减少;波峰方面,以“单峰”分布为主,但“双峰”分布趋势开始显现。具体来看,1998—2002 年间,农业全要素生产率呈显著“单峰”分布。然而与 2002 年相比,农业全要素生产率在 2004 年表现出“双峰”分布特征,这表明中国省区间农业全要素生产率增长分布发生显著变化,呈现出逐渐增大的趋势。到 2011 年,这种“双峰”分布特征更明显,这说明相对全要素生产率较低的省份对相对全要素生产率较高省份的“赶超效应”不足,农业全要素生产率的地区增长差异仍在继续加大。原因在于,各地区对农业和农村的投资力度差异显著,地区间农业物质资本、农村人力资本、基础设施建设等表现出明显的差异。

(2)东部地区农业全要素生产率的核密度估计。图 1B 描述出东部地区 30 个省(市、区)农业全要素生产率在 1998—2011 年间的动态演变过程。整体上看,密度函数中心明显向右移动,峰值变小,变化区间增大,这说明在样本考察期内东部地区多数省份农业 TFP 在增长,但地区间差距变大。就演变进程来看,1998—2002 年间一直表现出“双峰”分布,呈“一大一小”格局;与 2002 年相比,2004 年

① 按社会经济发展水平的高低,将 30 个省(市、区)划分为东部、中部、西部三大经济带。其中东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南;中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南;西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆。

峰值略微减小,变化区间小幅拉大,这说明该阶段中国东部农业全要素生产率地区差距并未缩小;与2004年相比,2006年峰值大幅增大并出现“三峰”分布,取代“双峰”分布,这说明该阶段东部农业全要素生产率地区差距在缩小的同时出现了三极分化现象。与2006年相比,2008年“三峰”分布逐渐消失,向“一大一小”的双峰分布转化。与2008年相比,2011年密度中心小幅右移,峰值减小,变化区间缩小并出现单峰分布,这表明东部地区农业全要素生产率差距存在明显缩小趋势。随着社会经济快速发展,东部地区逐渐加大并完善对农业和农村的投资,农村物质资本深化、人力资本提高,基础设施建设逐渐完善,东部地区农业产业发展水平与农业现代化水平逐步趋于一致性,多方面的积极因素促使区域间农业全要素生产率增长差距不断缩小。

(3)中国中部地区农业全要素生产率的核密度估计。图1C描述出中部地区30个省(市、区)农业全要素生产率在1998—2011年间的动态演变过程。具体来说,密度函数中心向右移动,峰值逐渐变低,波峰变化区间缓慢增大,这说明在样本考察期内中部地区多数省份农业TFP在增长,地区间差距有微微增大的趋势,总体上处于相对稳定状态;波峰方面,1998—2006年间农业全要素生产率一直呈“单峰”分布,分布形状十分稳定。与2006年相比,2008年密度函数中心向右移动,峰值逐渐变低,变化区间小幅增大同时出现“双峰”分布迹象,这说明该阶段中部地区农业全要素生产率差距逐渐变大。2010年与2008年相比,密度中心小幅右移,峰值轻微增大,变化区间增大同时出现“双峰”分布,这说明农业全要素生产率差距继续变大。2011年与2010年相比,密度中心右移,峰值轻微减小,变化区间增大且“双峰”分布明显,中部地区农业全要素生产率差距呈变大的趋势。中部地区一直为传统的农业大省,然而随着社会发展,部分省份逐渐偏向发展工业,构成对农业生产的“威胁”,挤占农业资源,造成地区间农业全要素生产率增长差距逐渐增大。



(4)中国西部地区农业全要素生产率的核密度估计。图1D描述出西部地区30个省(市、区)农业全要素生产率在1998—2011年间的动态演变过程。具体来说,密度函数中心无显著的方向性移动趋势,峰值变小,变化区间增大,这说明在样本考察期内西部地区农业TFP差距正逐步变大。波峰方面,由“单峰”分布逐渐变为“双峰”分布,具体来看,与2004年相比,2006年密度中心小幅左移,峰

值略微减小,变化区间增大同时出现“双峰”分布,这表明西部地区农业全要素生产率差异在明显增大,有“两极”分化的趋势。2008年与2006年相比,密度函数中心小幅左移,峰值轻微减小,变化区间增大,这表明西部地区农业全要素生产率差异在继续增大。2011与2008年相比,密度中心小幅右移,峰值轻微减小,变化区间增大同时表现出“双峰”分布,这说明西部地区农业全要素生产率差距呈逐渐增大的趋势。这应该是由于西部各省份间地理环境和经济发展水平差异较大,致使其农业发展的非均衡程度更高。

3. 中国农业全要素生产率的非参数条件密度估计

(1)全国30个省(市、区)农业全要素生产率的条件密度估计。图2A为1998—2011年间,中国30个省(市、区)累积相对农业全要素生产率的堆栈条件密度图和最高密度区域箱图。图2A显示,左边SCD图的脊偏离 45° 对角线较远,表明样本考察期间中国农业TFP增长分布具有很强的内部流动性。从右边HDR箱图可获得更多的信息,不同模式下的条件值(即小黑点)偏离 45° 线较远,且最高密度区域大部分都位于 45° 线之上。这也说明,中国农业TFP增长分布具有很强的内部流动性。此外,大多地区农业全要素生产率存在增长。原来农业生产率较低的地区,其生产率得到提高;原来农业生产率较高的地区,其生产率水平得到进一步提高。其中, $Year_{t+13}$ 时刻CML指数值为(2.5,3.0)的省区,其条件众数偏离 45° 线最远,即生产率水平高的省区表现出最强的流动性。并且在CML指数值为(2.5,3.0)范围内的省区,25%和50%最高密度区域出现了轻微断裂,表明这部分地区农业全要素生产率表现出“两极”分化的趋势。一部分生产率水平高的省区生产率水平不断得到提高的同时,与其他省区之间的差距逐渐拉大,地区间农业经济增长差距有进一步扩大的趋势。

(2)中国东部地区农业全要素生产率的条件密度估计。图2B为1998—2011年间,东部地区累积相对农业全要素生产率的堆栈条件密度图和最高密度区域箱图。SCD图的脊偏离 45° 对角线很远,表明样本考察期间东部地区TFP增长分布具有非常强的流动性。除此外,SCD图中最高的波峰集中在(1.5,2.0)之间,说明大多省区农业TFP增长显著。再分析HDR箱图,条件众数偏离 45° 线较远,25%和50%最高密度区域均位于 45° 线上方,这也意味着东部地区各省区农业全要素生产率得到快速提高。

(3)中国中部地区农业全要素生产率的条件密度估计。图2C为1998—2011年间,中部地区累积相对农业全要素生产率的堆栈条件密度图和最高密度区域箱图。SCD图的脊偏离 45° 对角线较远,表明样本考察期间中部地区TFP增长分布具有较强的流动性。通过HDR箱图可获得更多信息。整体上看,条件众数偏离 45° 线较远,90%和50%最高密度区域均位于 45° 线上方,由此可知,中部省区农业全要素生产率存在增长。其中, $Year_{t+13}$ 时刻CML指数在(1.5,1.7)之间的省区,其条件众数偏离 45° 线最远,这部分省区相对其他省区来说表现出更强的流动性。CML指数值在(0.8,1.2)以及(1.5,1.7)范围内的省区,50%最高密度区域出现明显的断裂,这说明中部省区农业全要素生产率增长分布表现为“多峰”分布。

(4)中国西部地区农业全要素生产率的条件密度估计。图2D为1998—2011年间,西部地区累积相对农业全要素生产率的堆栈条件密度图和最高密度区域箱图。与其他地区相比,西部地区SCD图的脊偏离 45° 对角线不是很远,表明样本考察期间西部地区TFP增长分布与其他地区相比流动性没有那么强。从HDR箱图可知,整体上看,条件众数靠近 45° 线周围,90%和50%最高密度区域大多位于 45° 线上方,由此可知,西部地区大多省区农业全要素生产率存在增长。

图2A、图2B、图2C以及图2D分别描述了全国、东、中以及西部地区农业CML指数SCD图和HDR箱图。从全国以及三大区域看,中国农业TFP增长分布都表现出很强的内部流动性,并且农业全要素生产率都存在增长,但又有所不同。东、中和西地区在自然条件,如地形、水资源、热量、光照等,地理环境和经济发展水平差异较大,加之地区间对农业和农村的投资力度差异明显等多重因素,致使地区农业全要素生产率增长存在显著差异。

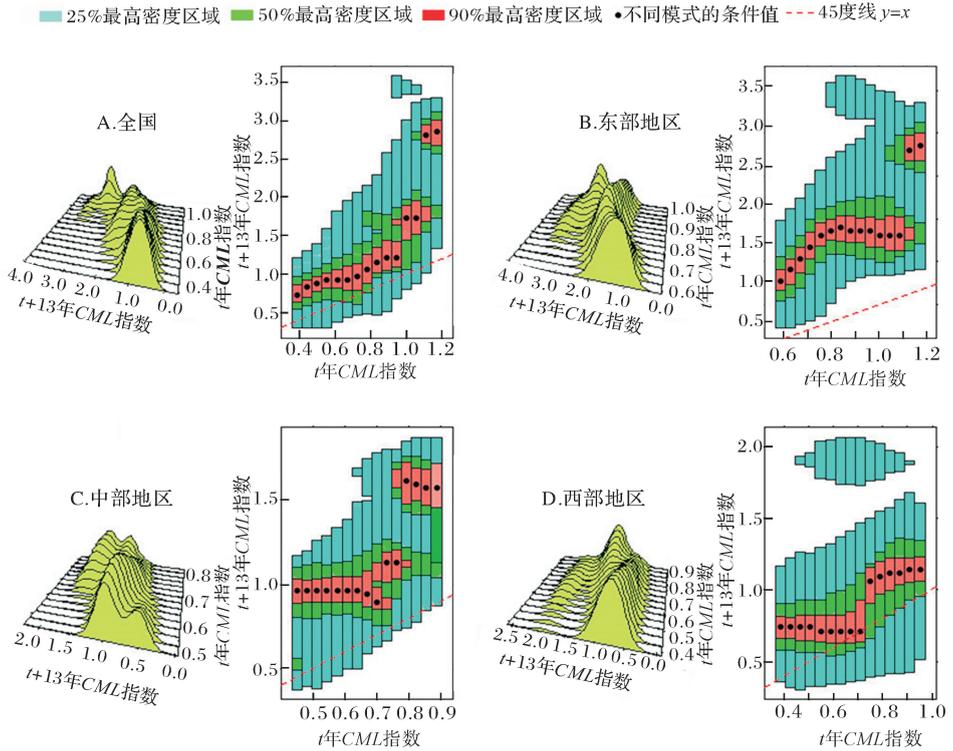


图 2 全国及东中西部地区农业 CML 指数 SCD 图和 HDR 箱图

三、结论及政策含义

本文在对中国 30 个省(市、区)1998—2011 年的农业全要素生产率、累积相对农业全要素生产率进行分析的基础上,采用非参数核密度估计和条件密度估计方法,系统考察了中国农业全要素生产率的地区差距及分布动态演进。结果表明:第一,中国农业全要素生产率非均衡性空间特征比较明显。30 个地区在考察期内农业全要素生产率有增有减,按照变化趋势不同可划分为“高速组”“快速组”“慢速组”与“零速组”四类地区。相比 1998 年,30 个地区 2011 年的累积相对农业全要素生产率明显增长,其中,以北京增幅最大,增长达 2.5 倍之多;前五位中余下的地区分别为青海、浙江、上海和海南,增幅依次为 167.78%、164.46%、150.44%和 143.71%;仅云南和贵州两省累积相对全要素生产率存在负增长,分别为-3.85%和-15.61%。第二,Kernel 密度估计表明考察期内中国农业全要素生产率地区差距呈现扩大趋势,增长分布形状虽以“单峰”分布为主,但“双峰”分布趋势开始显现。虽然样本考察期内农业全要素生产率地区差距均呈增大态势,但又有不同特征。其中,东部地区在前期差距增大更出现三极分化现象,但后期地区差距却逐渐缩小;中部地区“单峰”分布一直较稳定,但“双峰”分布逐渐显现;西部地区有“两极”分化的可能,农业发展的非均衡程度变高。第三,条件密度估计表明样本考察期间中国农业 TFP 增长分布具有很强的内部流动性,并表现出“两极”分化的趋势。而样本考察期内三大区域各自的农业全要素生产率增长分布都表现出较强的流动性,但又有所区别。其中,中部地区农业全要素生产率增长分布表现出流动性的同时出现“多峰”分布,而东部地区和西部地区并未出现“多极”分化现象。

本文的研究发现对于缩小农业发展区域差距、促进区域经济协调具有重要的启示:第一,农业经济发展过程中表现出“两极”分化的趋势,农业全要素生产率地区差距均呈增大态势。中西部地区可以通过模仿学习东部地区先进技术和优化农业生产要素投入来提高农业全要素生产率,发挥农业发展的后发优势。此外,政府要加大对中西部地区农业和农村的投资力度,加强物质资本深化,提高农村人力资本,逐步缩小中西部地区和东部地区在农业全要素生产率上的差距,实现农业发展的区域协

调持续发展。第二,农业经济发展过程中表现出很强的流动性,要提高地区农业全要素生产率,实现农业持续稳定发展,必须依靠科技进步。因此,在发展农业经济的过程中,必须不断提高农业科技投入比重,大力开发适合中国国情的农业关键技术和先进适用技术。同时,要致力于农业科技推广,积极开展农民技术培训。总之,农业经济发展过程中必须将农业科技研发与推广紧密结合起来,依靠现代科技实现农业跨越式发展。

参 考 文 献

- [1] 石慧. 中国省际间农业生产率差异及技术溢出效应研究[D]. 南京:南京农业大学经济管理学院,2009.
- [2] MANKIW N G,ROMER D,WEIL D N. A contribution to the empirics of economic growth[J]. The Quarterly Journal of Economics,1992,107(2):407-437.
- [3] BARRO R J,MARTIN X. Economic growth[M]. New York:McGraw,1995.
- [4] 曾国平,黄利,曹跃群. 中国农业全要素生产率:动态演变、地区差距及收敛性[J]. 云南财经大学学报,2011(5):31-38.
- [5] 李谷成. 基于转型视角的中国农业生产率研究[D]. 武汉:华中农业大学经济管理学院,2008.
- [6] 石慧. 中国省区间农业生产率的空间依赖性及其分布动态[J]. 资源科学,2010,32(7):1323-1332.
- [7] BERNARD A B,DURLAUF S N. Convergence in international output[J]. Journal of Applied Econometrics,1995,10(2):97-108.
- [8] KUTAN A M,YIGIT T M. Real and nominal stochastic convergence:are the new EU members ready to join the Euro zone? [J]. Journal of Comparative Economics,2005,33(2):387-400.
- [9] 潘丹,孔凡斌. 中国农业全要素生产率差异与收敛分析——基于环境污染视角[J]. 江西社会科学,2013(9):43-47.
- [10] QUAH D. Empirical cross-section dynamics in economic growth[J]. European Economic Review,1993,37(2):426-434.
- [11] 尹朝静,李谷成,卢毓. 中国农业全要素生产率增长分布的动态演进机制[J]. 统计与信息论坛,2014(3):53-57.
- [12] 潘丹,应瑞瑶. 环境污染约束下农业生产率增长地区差异及其动态分布演进[J]. 中国科技论坛,2013(5):60-67.
- [13] MAZA A,HIERRO M,VILLAVARDE J. Measuring intra-distribution income dynamics:an application to the European regions [J]. The Annals of Regional Science,2010,45(2):313-329.
- [14] PHAM C S. Three essays on the mobility and determinants of trade patterns[D]. Syracuse :Syracuse School of Syracuse University,2005.
- [15] HYNDMAN R J,Bashtannyk D M,Grunwald G K. Estimating and visualizing conditional densities[J]. Journal of Computational and Graphical Statistics,1996,5(4):315-336.
- [16] 李谷成,卢毓,尹朝静. 中国农产品比较优势动态变化的实证分析[J]. 华中农业大学学报(社会科学版),2014(2):61-67.
- [17] SILVERMAN B W. Density estimation for statistics and data analysis[M]. London:Chapman and Hall,1986.
- [18] FÄRE R,GROSSKOPF S,NORRIS M,et al. Productivity growth,technical progress and efficiency change in industrialized countries[J]. The American Economic Review,1994(11):66-83.
- [19] HALL R,JONES C. Levels of economic activity across countries[J]. American Economic Review,1997,87(2):173-177.
- [20] 杨刚,杨孟禹. 中国农业全要素生产率的空间关联效应——基于静态与动态空间面板模型的实证研究[J]. 经济地理,2013(11):122-129.

(责任编辑:金会平)