

转型时期中国农业全要素耕地 利用效率及其影响因素分析

刘玉海 武 鹏

(南开大学经济学院, 天津 300071; 中国社科院经济研究所, 北京 100836)

摘 要:实施耕地集约利用战略, 提高耕地综合利用能力, 理应成为保障中国粮食安全、实现耕地资源保护, 同时又满足工业化和城市化对土地基本需求的最有效和最根本的措施选择。本文基于 DEA 模型在全要素生产框架下构建了一个相比耕地生产率更能全面衡量现有耕地真实利用效率的指标——全要素耕地利用效率, 然后运用规模报酬不变且投入导向的 SBM - DEA 模型, 估算了 1985 ~ 2008 年中国各省份及四大区域的全要素耕地利用效率及其收敛性, 并在此基础上应用受限随机效应面板 Tobit 模型检验了自然气候、生产技术、工业化和城市化以及教育程度、农业规模等环境因素对于全要素耕地利用效率的影响。

关键词:全要素耕地利用效率; 影响因素; SBM - DEA 模型; 面板 Tobit 模型

JEL 分类号:Q12; Q15; Q18 **文献标识码:**A **文章编号:**1002 - 7246(2011)07 - 0114 - 14

一、引 言

改革开放三十多年来, 中国经济建设取得了举世瞩目的成就。作为国民经济的基础产业, 农业总产值保持了年均 5.3% 的较快增长速度, 明显高于同期 1.3% 的人口年均增长率。农民收入和农业生产的增加不仅大幅度降低了农村贫困发生率, 而且也使中国成为当前世界所有发展中国家里粮食最为安全的国家之一(邓祥征、黄季焜、Scott Rozelle, 2005)。然而, 20 世纪 80 年代中期以来, 随着中国经济的快速发展、人口的不断增长以及城镇化的快速推进, 大量的耕地在工业化和城镇化过程中被转化为建设用地, 导致人多地少的矛盾日益突出; 与此同时, 农产品需求数量和层次却在不断地提高和丰富, 这便对耕地资源的承载力提出了更高的要求, 进而使得耕地资源短缺与粮食安全需要之间的矛盾

收稿日期: 2010 - 12 - 13

作者简介: 刘玉海, 南开大学与新加坡国立大学联合培养博士研究生, Email: liuyuhai2449@yahoo.com.cn。

武 鹏, 经济学博士, 中国社会科学院经济研究所师资博士后, Email: wuzuopeng831228@163.com。

日益加剧。毋庸置疑,严格保护耕地资源以保障农业可持续发展和国家粮食安全对于中国具有非同寻常的战略意义(封志明、李香莲,2000)。但也有研究认为,中国正处于工业化和城市化快速发展的关键阶段,适度的耕地非农业化将是不可避免的事实,长期过于严格的控制乃至部分禁止耕地向建设用地的转化,将会削弱中国经济的增长优势、影响就业和城乡居民的收入增长(黄季焜,2004)。特别值得关注的是,尽管中央政府实施了一系列旨在促进农业发展的惠农政策,但是近年来我国耕地抛荒、撂荒、低效粗放利用等现象不但没有得到根本性的扭转,反而呈现出愈演愈烈之势(刘学军,2008)。在上述背景下,有些学者逐步意识到,除了积极保护现有耕地之外,更亟需转变耕地利用的传统观念,实施耕地集约利用战略、提高耕地生产率和综合利用能力,理应成为保障中国粮食安全、实现耕地资源保护,同时又满足工业化和城市化对土地基本需求的最有效和最根本的措施选择(蔡运龙等,2002;邓祥征等,2005)。

目前,国内外对耕地利用效率进行研究的文献还相对较少。陈江龙等(2004)基于C-D生产函数在单要素生产框架下测算了我国各省份的农业土地利用效率;龙开胜等(2008)运用C-D生产函数和概率优势模型对比分析了江苏省耕地和工业用地的投入产出效率;梁流涛等(2008)采用BCC-DEA模型测度了1997~2004年我国耕地利用效率。以上文献虽然对耕地利用效率予以关注,但其所测算的耕地利用效率在本质上要么是在单要素框架下的耕地生产率,要么是以耕地为载体的农业生产效率,均非本文所要研究的实质意义上耕地利用的技术效率。^① Yang等(2010)基于Hu and Wang(2006)所提出的全要素投入效率概念,运用CCR-DEA模型对1997~2006年中国耕地利用效率及其影响因素进行了分析,但其所选取的投入指标不够全面,更重要的是其所采用的CCR-DEA模型是基于径向角度的度量方法,没有充分考虑到变量的松弛性问题,因而其度量的效率值是有偏的。Tone Kaoru(2001)所构建的SBM-DEA模型则将松弛变量纳入目标函数之中,不仅解决了变量的松弛性问题,还避免了径向和角度选择差异所造成的偏误。

鉴于此,在借鉴Yang等(2010)研究思路的基础上,本文采用规模报酬不变且投入导向的SBM-DEA模型,在全要素生产框架下估算1985~2008年中国省际农业潜在耕地投入量,将潜在耕地投入和实际耕地投入的比值界定为全要素耕地利用效率,以全面准确地衡量中国各省份现有耕地的真实利用效率;并在此基础上采用受限随机效应面板Tobit模型检验自然气候、生产技术、工业化和城市化以及教育程度、农业规模等环境因素对全要素耕地利用效率的影响。本文结构安排如下:第二部分在陈述本文研究方法的基础上,界定了全要素耕地利用效率的内涵,并解释了指标选取和数据处理的具体过程;第三部分测算了中国各省份农业全要素耕地利用效率,并以此为基础分别对东部、东北、中部和西部等四大区域的全要素耕地利用效率及其收敛性进行了计算;第四部分利用受限Tobit面

^① 耕地生产率只是衡量了农业产出与耕地投入之间的一个比例关系,其本质上是一种单要素农业生产率;而耕地利用效率则是度量在既定的农业产出下所能实现最少耕地投入的程度,其本质上衡量耕地利用的技术效率。因此,耕地生产率和耕地利用效率在本质上是两个内涵不同的概念。

板模型对各种可能影响全要素耕地效率的社会环境因素进行计量回归;第五部分则对本文的主要结论做一简短总结,并指出本文研究中的一些不足之处。

二、研究方法 with 数据处理

(一)SBM - DEA 模型

目前,国内应用 DEA 方法测算相对效率的文献主要集中于 CCR 模型或 BCC 模型,但是这两种模型均是基于投入等比例缩减或者产出等比例扩大角度上(亦即径向角度)的度量方法,没有充分考虑到变量的松弛性问题,因而度量的效率值是有偏的或者不准确的(Tone Kaoru, 2001; 覃道爱、李兴发, 2009)。基于上述原因,且考虑到本文所关注的耕地是作为农业生产的一种基本投入要素,我们采用由 Tone Kaoru (2001) 所构建的基于规模报酬不变且投入导向的 SBM - DEA 模型来测算耕地利用效率,SBM - DEA 模型可表示为公式(1),其中 s^- 表示投入的松弛变量。目标函数 ρ_i^* 是关于 s^- 严格递减的,并且 $0 \leq \rho_i^* \leq 1$ 。当且仅当 $\rho_i^* = 1$, 即 $s^- = 0$ 时,决策单元才是有效率的;当 $\rho_i^* < 1$, 即 $s^- > 0$ 时,决策单元是无效率的,因而存在着投入上改进的必要性。模型(1)是一个非线性规划模型,可以通过 Charnes - Cooper 转换方法将其转换为线性规划模型进行求解。

$$\begin{aligned} \rho_i^* = \min_{\lambda, s^-} & 1 - \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m s_i^- / x_{i0} \\ \text{s.t.} \quad & x_0 = X\lambda + s^-; y_0 \leq Y\lambda \\ & \lambda \geq 0, s^- \geq 0 \end{aligned} \quad (1)$$

(二)全要素耕地利用效率

DEA 方法通常构建的是分段线性生产前沿而非光滑曲线生产前沿,而分段线性生产前沿的某些部分可能会与坐标轴平行而导致存在投入松弛问题(Coelli 等, 1998)。基于此, Hu and Wang (2006) 首次提出了全要素投入效率的概念,本文借鉴他们的研究成果,并结合农业生产的自身特点,基于多投入多产出的 DEA 模型构建全要素耕地利用效率的基本测算框架,以衡量转型时期中国农业全要素耕地利用效率。^① 我们将决策单元的全要素耕地利用效率 (Total Factor Cultivated Land - use Efficiency, TFCLE) 定义为决策单元达到最优技术效率所需的潜在耕地投入 (Target Cultivated Land Input, TCLI) 与实际耕地投入 (Actual Cultivated Land Input, ACLI) 的比值,如式(2)所示。其中, $TFCLE_{i,t}$ 表示第 i 个省(自治区、直辖市)在 t 时间的全要素耕地利用效率; $ACLI_{i,t}$ 表示实际的耕地投入数量; $LCLI_{i,t}$ 表示超额的耕地投入数量; $TCLI_{i,t}$ 表示潜在的耕地投入数量,亦即在当前农业生产技术水平下,为实现一定农业产出所需要的最优或最少的耕地投入数量。相对于传统的耕地生产率指标,全要素耕地利用效率是在综合考虑耕地投入和其他农业投入的全

^① 全要素耕地利用效率与农业全要素生产率是有本质区别的。具体而言,农业全要素耕地利用效率特指在全要素生产框架下农业耕地利用的技术效率,而农业全要素生产率则是衡量单位总投入的生产率指标。

要素生产框架下度量当前耕地投入与最优可实现的耕地投入的一个相对更优的指标。

$$TFCLE_{i,t} = \frac{TCLI_{i,t}}{ACLI_{i,t}} = \frac{ACLI_{i,t} - LCLI_{i,t}}{ACLI_{i,t}} = 1 - \frac{LCLI_{i,t}}{ACLI_{i,t}} \quad (2)$$

(三) 指标选取及数据来源

本文所使用的数据是1985~2008年中国大陆31个省、自治区和直辖市的农业投入和产出数据。^① 海南省和重庆市分别于1988年和1997年才从广东省和四川省区划出来,因而在实际测算过程中我们分别将海南省和重庆市并入到广东省和四川省进行计算,亦即投入产出数据实际上为29个单元。研究中所用的数据均来自《中国统计年鉴》、《中国农业年鉴》、《中国农村统计年鉴》和《新中国农业五十年统计资料汇编》,其中部分年份耕地面积的数据来源于《中国国土资源统计年鉴》和中国科学院人地系统主题数据库。

本文所研究的农业为狭义范畴上的种植业,因而选取各省份的农业总产值而非农林牧渔总产值作为农业产出。考虑到研究时间跨度较长,本文选取1997年作为基期并根据农业总产值缩减指数进行各年可比价格的换算。本文所使用的农业投入变量包括各省份的农业劳动、农业机械、土地面积、有机肥料、化学肥料、役畜数量以及灌溉面积等七项变量。其中,农业机械和役畜数量代理农业资本投入;有机肥料、化学肥料和灌溉面积代理农业中间投入;农业劳动和土地面积分别代理农业劳动投入和土地投入。

三、中国农业全要素耕地利用效率的实证结果分析

(一) 省际农业全要素耕地利用效率的演变特征

本文所测算的中国省际农业全要素耕地利用效率较之 Yang 等(2010)的测算结果总体上要低一些。这一方面是因为我们采用的研究方法是考虑了投入变量的松弛型问题的非径向 SBM-DEA 模型;另一方面是因为我们的研究样本时间跨度相对更长,更重要的是全面考量了农业生产的各种投入。客观而言,考虑了肥料施用量、有效灌溉面积以及役畜使用数目等农业投入所测算的中国省际农业全要素耕地利用效率更为科学,也更符合中国农业发展的实际情况。如表1所示^②,省际农业全要素耕地利用效率的演进过程表现出如下特征:

第一,全要素耕地利用效率最高的省份为新疆,其在1985~2008年期间均处于前沿面上。这很大程度上是因为新疆在农业生产上具有得天独厚的自然气候条件、技术应用基础以及管理组织方式。北京、上海、江苏、浙江、福建和广东等六个省份也有若干年处于前沿面上,这六个省份均位于我国东部经济发达地区。这一方面可能是因为这些经济发达的省份对耕地进行了准确而细致的规划,另一方面可能是因为它们通过在农业资本和

① 虽然中国农村的市场化改革自1979年既已起步,但是全面意义上的经济改革则真正始于1984年。为此,本文将所考察样本期间的起始时间确定为1985年。

② 因篇幅所限,本文仅列出部分年份全要素耕地利用效率值。读者若有需要,可向作者索要全部资料。

技术方面加大投入力度而促进了当地农业生产。全要素耕地利用效率最低的区域为山西、甘肃、青海和宁夏等四个省份,其全要素耕地利用效率总体上均未超过 0.400。这主要是因为这些省份的农业生产要么是受到煤炭、金属采掘加工业的严重污染,要么是受到恶劣自然气候的不良影响。

表 1 1985 ~ 2008 年中国 29 个省区市农业全要素耕地利用效率值

省份	1986	1988	1990	1992	1994	1996	1998	2000	2002	2004	2006	2008
北京	0.892	0.912	0.927	0.934	0.925	0.921	0.949	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
天津	0.781	0.789	0.806	0.822	0.813	0.804	0.825	0.724	0.626	0.721	0.734	0.745
河北	0.623	0.619	0.637	0.633	0.585	0.549	0.531	0.468	0.497	0.585	0.644	0.653
山西	0.384	0.354	0.351	0.349	0.342	0.334	0.345	0.337	0.296	0.319	0.326	0.322
内蒙古	0.507	0.494	0.511	0.516	0.484	0.443	0.472	0.464	0.515	0.498	0.522	0.527
辽宁	0.841	0.859	0.933	0.904	0.898	0.911	0.897	0.907	0.869	0.833	0.850	0.854
吉林	0.827	0.818	0.844	0.842	0.845	0.839	0.846	0.841	0.835	0.829	0.832	0.828
黑龙江	0.523	0.537	0.543	0.561	0.574	0.580	0.594	0.615	0.583	0.567	0.571	0.565
上海	0.853	0.861	0.852	0.832	0.835	0.828	0.893	0.947	1.000	1.000	1.000	1.000
江苏	0.906	0.886	0.923	0.914	0.871	0.864	0.842	0.829	0.897	0.953	1.000	0.971
浙江	0.913	0.921	0.957	0.981	0.953	0.924	0.961	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
安徽	0.531	0.543	0.552	0.563	0.547	0.552	0.575	0.464	0.443	0.452	0.471	0.487
福建	0.924	0.965	0.974	0.919	0.908	0.921	0.924	0.923	0.912	0.956	0.971	0.953
江西	0.538	0.514	0.559	0.575	0.561	0.529	0.542	0.430	0.457	0.473	0.497	0.524
山东	0.633	0.648	0.697	0.674	0.649	0.640	0.667	0.651	0.623	0.660	0.703	0.712
河南	0.565	0.546	0.580	0.568	0.575	0.557	0.561	0.542	0.512	0.508	0.541	0.562
湖北	0.630	0.649	0.662	0.647	0.652	0.648	0.653	0.634	0.635	0.641	0.639	0.635
湖南	0.605	0.594	0.626	0.613	0.624	0.617	0.631	0.614	0.607	0.602	0.619	0.618
广东	1.000	0.963	1.000	0.995	0.943	0.951	1.000	0.987	1.000	1.000	1.000	1.000
广西	0.494	0.530	0.572	0.559	0.578	0.569	0.574	0.551	0.546	0.564	0.552	0.559
四川	0.808	0.821	0.874	0.934	0.905	0.850	0.791	0.753	0.732	0.725	0.737	0.731
贵州	0.367	0.401	0.432	0.480	0.468	0.443	0.430	0.435	0.438	0.429	0.434	0.430
云南	0.470	0.509	0.544	0.527	0.550	0.539	0.522	0.497	0.508	0.474	0.481	0.495
西藏	0.512	0.551	0.573	0.605	0.611	0.599	0.586	0.601	0.607	0.595	0.613	0.622
陕西	0.508	0.523	0.519	0.535	0.531	0.545	0.530	0.472	0.461	0.425	0.497	0.514
甘肃	0.351	0.344	0.362	0.371	0.404	0.365	0.377	0.352	0.340	0.367	0.394	0.343
青海	0.258	0.262	0.290	0.311	0.319	0.339	0.341	0.332	0.343	0.294	0.324	0.317
宁夏	0.308	0.329	0.373	0.366	0.350	0.331	0.342	0.335	0.330	0.341	0.364	0.347
新疆	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000

第二,从变化趋势上来看,多数省份的全要素耕地利用效率呈现出“先上升、后下降、再上升”的波动特征,转折点分别大约在 1994 年和 2002 年。这一波动特征的后半段变化趋势与 Yang 等(2010)的研究发现基本一致。有所例外的是,山西省的全要素耕地利用效率在样本期间内一直在下降;而青海省和黑龙江省的全要素耕地利用效率则是先一直上升,至 2001 年左右开始下降。此外,全要素耕地利用效率的改进还体现在处于前沿面

的省份数量在逐渐增加,这一结果明显不同于 Yang 等(2010)的研究结论。具体而言,1985 年和 1997 年处于前沿面上的省份数目分别为 1 个和 3 个,而 2008 年处于前沿面上的省份数目增多为 6 个,相应地占总样本量的比重分别为 3.45%、10.34% 和 20.69%。北京、上海、江苏、浙江和广东等在样本初期接近前沿面的省份随着时间的推移逐渐地成为位于前沿面的省份,持续保持了全要素耕地利用的高效率水平。

第三,本文采用层次聚类法中的 Ward's Method 对 2008 年非前沿面地区按照全要素耕地利用效率和实际耕地投入面积进行聚类分析,以便更加清晰地划分省际农业全要素耕地利用效率模式。如图 1 所示,以 0.50 和 0.70 为标准将全要素耕地利用效率划分为低效率、中效率和高效率三个等级;以 150 和 300 为标准将实际耕地投入面积划分为低投入、中投入和高投入三个等级,进而可得九种组合类型的二维分布图,其中耕地高投入的三类省份最值得关注。①高效率、高投入省份。四川和山东两省是传统的农业大省,其全要素耕地利用效率历年来均处于较高水平,这相对于其农业经济发展水平而言耕地投入水平比较合理。两省只要在农业生产投入模式和生产技术上做出适当调整,即可进入前沿面省份。②中效率、高投入省份。内蒙古、广西、河南三省区的全要素耕地利用效率不高,但其耕地投入面积相对而言数量较大。三省区的全要素耕地利用效率总体上均处于稳步上升的阶段,因而只要农业生产逐步向集约化生产方式转变,它们均具有较大的耕地利用效率提升空间。③低效率、高投入省份。云南省的耕地投入面积较大,但由于利用效率水平较低,对耕地投入的浪费巨大。如果云南省的全要素耕地利用效率提高到前沿面水平,那么其粮食产量和农业总产值将会有很大幅度地提升,这对于国家粮食安全和该地区农民增收都将具有重大的现实意义。

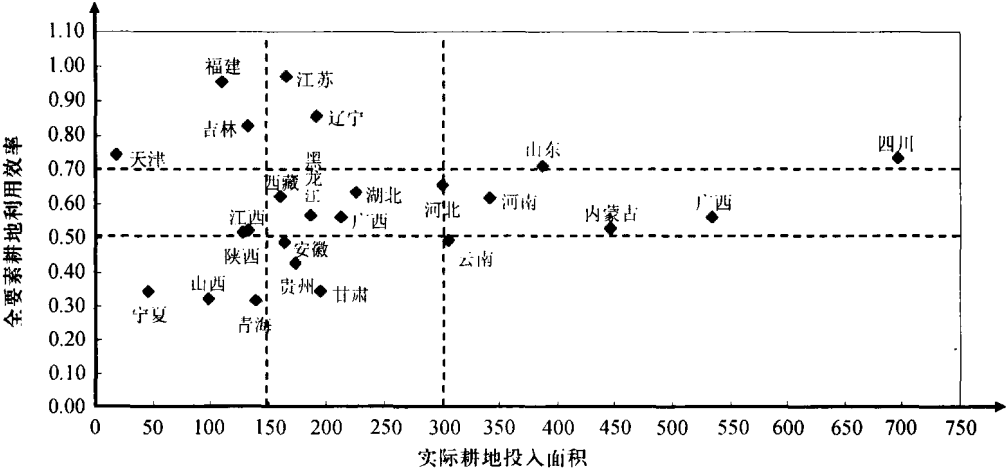


图 1 2008 年非前沿省份全要素耕地利用效率类型

(二) 区域农业全要素耕地利用效率的动态变化

由于各区域经济发展水平存在较大差异,且各区域农业生产条件和地方产业政策均

各具特点,这些都将直接或间接地影响当地全要素耕地利用效率。考虑到国家实施耕地保护和经济发展的实际可操作性,本文根据东部、东北、中部和西部四大地区划分方法,^①分别计算各区域的全要素耕地利用效率以辨别耕地利用效率的区域分布特征。如图 2 所示,1985~2008 年中国农业全要素耕地利用效率的区域格局严格按照东部、东北、中部和西部的顺序递减。全要素耕地利用效率最高的东部沿海地区,首先呈现出较快的增长趋势,1992 年之后则呈现出缓慢下降的趋势,而 2001 年中国加入 WTO 之后则再次呈现出增长的趋势。排在第二位的东北地区,其全要素耕地利用效率在样本期间内首先呈现出较快的增长趋势,随后总体上呈现出缓慢下降的趋势,其中 2005 年之后下降的趋势有所减缓。排在第三位和第四位的中部和西部地区,其全要素耕地利用效率均呈现出“先增长、后下降、再缓慢增长”的变化趋势;两者不同的是,中部地区在样本初期的增长速度要明显快于西部地区。

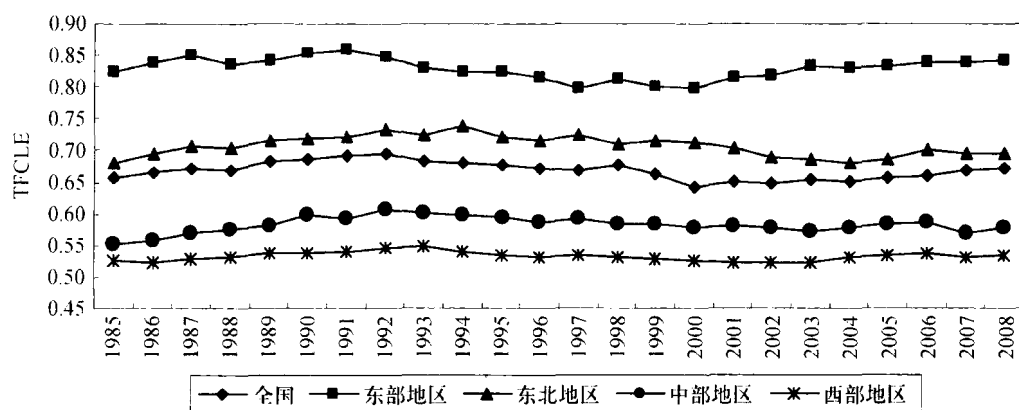


图 2 1985~2008 年全国及各区域农业全要素耕地利用效率动态变化

(三) 中国农业全要素耕地利用效率的收敛检验

各省份以及四大区域的农业全要素耕地利用效率之间存在较大的差别,表现出较强的地域性特征。对此,本文将采用 σ 收敛来分析检验全国及各区域农业全要素耕地利用效率的收敛状况,如图 3 所示。^② 就全国总体而言,在样本期间内以 2002 年为转折点,全要素耕地利用效率的 σ 值呈现出“先下降、再上升”的变化趋势。具体地,1985~2002 年期间中国全要素耕地利用效率呈现出收敛的态势;而 2003~2008 年期间则总体上呈现出

① 按照一般文献的处理方式,在区域划分中剔除了北京、上海和天津三大直辖市。基于此,东部地区包括河北、山东、江苏、浙江、福建和广东等 6 个省份;东北地区包括辽宁、吉林和黑龙江等 3 个省份;中部地区包括山西、河南、安徽、江西、湖北和湖南等 6 个省份;西部地区包括内蒙古、广西、陕西、四川、云南、甘肃、青海、宁夏、贵州、西藏和新疆等 11 个省区。

② 本文将值定义为 $\sigma_t = \left\{ N^{-1} \sum_{m=1}^N \left[TFCLE_m(t) - \left(N^{-1} \sum_{m=1}^N TFCLE_k(t) \right) \right]^2 \right\}^{1/2}$, 其中 $TFCLE_m(t)$ 表示第 m 个地区在 t 时的全要素耕地利用效率。通过该式计算 σ 值,如果存在 $\sigma_{t+\tau} < \sigma_t$, 则 $TFCLE$ 存在收敛。

发散的态势,其中2005年之后发散的态势有所减弱。就四大区域而言,东部地区全要素耕地利用效率的 σ 值呈现出缓慢下降的态势,这表明其内部省份之间TFCLE的差距呈缓慢收敛的趋势。东北地区全要素耕地利用效率的 σ 值呈现出“先缓慢下降、后缓慢上升”的变化趋势,并以2001年为转折点。亦即,2001年之前东北地区各省份之间TFCLE的差距有缓慢收敛的趋势,而在2001年之后则又呈现出缓慢发散的态势。中部地区全要素耕地利用效率的 σ 值呈现出缓慢上升的态势,这表明其内部省份之间TFCLE的差距呈缓慢发散的态势。与其他三个地区相比,西部地区全要素耕地利用效率的 σ 值则呈现出较为剧烈的波动,总体上呈现出“先上升、后下降、再上升、后下降”的波浪形变化态势。

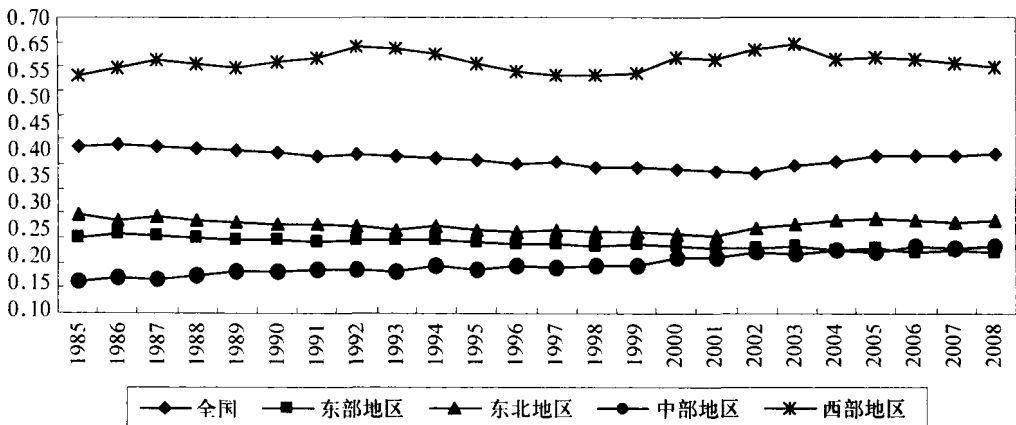


图3 1985~2008年全国及各区域农业全要素耕地利用效率的 σ 值

四、中国农业全要素耕地利用效率的影响因素分析

(一)变量说明与模型构建

本文将检验上节所发现的四大地区全要素耕地效率的差异在统计上是否显著,同时也检验2001年中国加入WTO之后全国和四大地区出现的不同效率的变化趋势是否显著。为此,首先引入地区虚拟变量 $D1, D2, D3, D4$,分别代表东部、东北、中部和西部地区;^①同时,引入代表2001年中国加入WTO的虚拟变量 T ,2001年之后取值为1,此前的年份取值为0,并引入四个地区虚拟变量与时间虚拟变量的交互项。这些地区虚拟变量和时间虚拟变量可以被理解为地理区位特征和政策环境变化等不可观察的解释变量。以往研究发现,不同种类的农作物适宜在不同气候条件下种植,这就意味着气候状况的波动可能是影响农业生产的一个极为重要的因素(Ball等,2004)。为此,引入气温波动($cvtm$)、降雨量波动($cvrain$)和日照时数波动($cvsun$)等三个表示气候的变量。其中

^① 由于要检验四大地区之间效率差异的统计显著性,因而这里以中部地区作为基准地区,在模型中以常数项的截距系数代表中部地区的平均全要素耕地利用效率水平。

气温波动以其标准差与每月气温均值的比值来度量;降雨波动以其标准差与每月降雨量均值的比值来度量;日照波动以其标准差与每月日照时数均值的比值来度量。此外,农业生产还极易受到台风、干旱和虫灾等自然灾害的影响(方鸿,2010)。为此,本文将引入洪灾导致的耕地面积受灾占比(*flood*)和旱灾导致的耕地面积受灾占比(*dry*)两个变量。

以往文献发现,技术进步是改革开放后中国农业全要素生产率提高的主要源泉(陈卫平,2006;Chen 等,2008);外商直接投资不仅对于作为东道主的中国具有一定程度的技术溢出效应(陈涛涛、狄瑞鹏,2008),而且还可以促进中国内资企业自主创新能力的提高(王红领、李稻葵、冯俊新,2006)。为此,本文将引入农业技术创新(*innov*)和外商直接投资(*FDI*)两个变量。其中,农业技术创新以各省份农业研发支出和技术引进之和的对数作为代理变量;外商直接投资则以各省份外商直接投资总额与地区生产总值的比例作为代理变量。此外,中国当前正处于工业化和城镇化快速起飞的阶段,工业化水平的快速递增和城镇化规模的急剧扩张必然将导致人口由农业部门向非农业部门转移以及工业和城镇建设用地规模的增加,从而可能引起耕地资源大量损耗、土地质量的急剧退化以及土地利用效率低下等一系列问题(Huang 等,2005;陈志刚、曲福田,2010)。为此,本文将引入工业化环境污染(*pollut*)和城镇化发展程度(*urban*)两个变量,其中工业化环境污染以根据袁晓玲和杨万平(2008)的改进熵值法计算而得的工业污染排放指数作为代理变量;城镇化发展程度则以各省份的非农从业人数占地区人口总数的比重作为代理变量。

以往文献还发现,农村人力资本与中国农业生产效率以及全要素生产率提高之间存在密切的关系(Chen 等,2008;李谷成,2009),而户均耕地面积与农业生产效率之间存在显著的负相关关系(方鸿,2010)。为此,本文将进入农村人力资本和户均耕地面积(*scale*)这两个变量,其中农村人力资本以根据张宁和陆文聪(2006)的方法计算而得的劳动力素质指数(*educa*)作为代理变量。此外,农业种植结构的差异可能是影响各省份全要素耕地利用效率的重要因素之一。为此,本文将引入农产品多样性(*divers*)作为农业种植结构的代理变量,而农产品多样性将根据九种主要农作物的种植面积比例以赫芬达尔指数进行计算。研究还发现,地区农产品进口将会对当地农业生产造成一定程度的冲击,加剧当地农产品市场的竞争程度,从而在一定范围内有利于耕地的充分利用(黄季焜,2001)。地区农业从业人员外出务工收入越高,那么其从事农业生产的积极性将会越低,将越不利于耕地的充分利用,甚至可能会出现耕地大面积撂荒的现象。为此,本文将引入农产品进口额(*import*)和外出务工收入(*income*)这两个解释变量。

由于全要素耕地利用效率是一个介于 0 和 1 之间的受限变量,因而本文采用处理受限因变量的面板 Tobit 模型来检验全要素耕地利用效率的影响因素。对于面板数据而言,固定效应 Tobit 模型通常不能得到一致的估计值,因此本文采用随机效应 Tobit 模型进行计量分析。回归方程如公式(3)所示,其中 δ_{it} 表示 i 省份在时间 t 的全要素耕地利用效率值; x_{it} 表示不可控解释变量; z_{it} 表示可控解释变量; α^T 和 β^T 分别表示不可控解释变量和可控解释变量的参数向量。

$$\begin{aligned}
 \delta_{it} &= c + \alpha^T x_{it} + \beta^T z_{it} + u_i + e_{it} \\
 &= c + \alpha_1 cvtem_{it} + \alpha_2 cvrain_{it} + \alpha_3 cvsun_{it} + \alpha_4 flood_{it} + \alpha_5 dry_{it} + \alpha_6 innov_{it} + \alpha_7 FDI_{it} + \\
 &\quad \alpha_8 pollut_{it} + \alpha_9 urban_{it} + \beta_1 educa_{it} + \beta_2 scale_{it} + \beta_3 divers_{it} + \beta_4 import_{it} + \beta_5 income_{it} \\
 &\quad + \sum \gamma_j D_j + u_i + e_{it}
 \end{aligned} \quad (3)$$

(二) Tobit 面板估计结果分析

根据解释变量的不同,本文具体估计了四个随机效应面板 Tobit 模型,如表 2 所示。四个模型的个体效应标准差和随机干扰项标准差均较小;RHO 值均在 0.61 以上,这说明个体效应的变化主要解释了各省份全要素耕地利用效率的变化;似然比检验表明应拒绝不存在个体效应的虚无假设,亦即拒绝混合 Tobit 模型;对数似然值显示四个模型的拟合优度均较好,且模型 II 的拟合优度要高于模型 I 的拟合优度。模型 I 至 IV 的结果显示,中部地区全要素耕地利用效率(TFCLE)平均得分在 0.537-0.561 之间;东部地区和东北地区的平均 TFCLE 均显著高于中部地区,而西部地区的平均 TFCLE 则略低于中部地区。结果还显示,中国加入 WTO 之后,就全国而言,全要素耕地利用效率平均值显著地提高了 0.016 左右;就四大地区而言,东部地区相比此前显著提高了 0.037,东北地区显著下降了 0.024,中部地区和西部地区 TFCLE 平均值则分别下降了 0.007 和 0.003,但在统计上均不显著。由此可见,加入 WTO 后中西部地区 TFCLE 平均值几乎没有变化。

模型 I 至 III 的结果均显示,各省份每月平均气温与平均日照时数的适度波动有利于 TFCLE 的真实表现,这可能是因为气温和日照时数的适度波动有利于农产品尤其是水果和蔬菜等农产品质量的提高。模型 I 和模型 III 均显示降雨量波动与各省份 TFCLE 之间存在着正相关关系,而模型 II 则显示与之相反的结论,但在统计上均不够显著。相对而言,模型 II 的可靠性更高,因其显著水平接近 5%。这一方面可能是因为降雨量与气温和日照时数之间存在一定程度此消彼长的规律,另一方面可能是因为降雨量的过度波动不利于农产品尤其是喜水农作物的健康成长。此外,模型 I 至 III 的结果均显示,洪灾和旱灾所导致的耕地面积受灾占比均与全要素耕地利用效率之间存在着十分显著的负相关关系。这意味着洪涝、旱灾等自然灾害均会明显地降低中国农业全要素耕地利用效率。研究还发现,即使在那些农业劳动力质量和资本优势均十分明显的省份,一旦在某些年份遭遇洪旱等自然灾害,其全要素耕地利用效率也将大打折扣。这一结论与 Yang 等(2010)的研究发现基本一致。

模型 I、II、IV 的结果均显示,农业技术创新对数与各省份 TFCLE 之间存在十分显著的正相关关系。这表明各省份可以通过对农业生产技术的自主研发或者外部引进来改善其农业技术能力,进而提高其全要素耕地利用效率。这一结论与陈卫平(2006)、Chen 等(2008)等的研究发现高度一致。上述三个模型还显示,外商直接投资比重也与各省份 TFCLE 之间存在十分显著的正相关关系。这一方面是因为外商直接投资可能带来某些高端技术,另一方面是因为外商直接投资可以通过示范或竞争效应促进国内农业生产管理水平的提高,从而有利于各省份改进农地耕作质量、提高农业种植技术以及改进农业种植结构。模型 I、II、IV 的结果均显示,工业污染排放指数与各省份 TFCLE 之间存在十分

显著的负相关关系。这是因为工业生产所排放的污染物将给农业生产造成很大程度的破坏,进而降低地区全要素耕地利用效率。这一结论与 Monchuk and Chen(2010)的研究发现是一致的。模型 I 和 IV 的结果均显示,城镇化发展水平与各省 TFCLE 之间存在着正相关关系,而模型 II 的结果则显示出与之相反的结论,但三个模型的结果在统计上均不显著。相对而言,模型 II 的可靠性更高,因为其显著水平为 5.7%,这表明城镇化的快速发展在一定程度上降低了全要素耕地利用效率。这一结论明显不同于朱莉芬和黄季焜(2007)的研究发现。

以往的研究发现,教育对于农业生产效率和生产率均具有正向效应。例如,教育能够提高农户获取和理解市场信息的能力(Schultz,1975);改变农户对待生产的态度和习惯,受过更多教育的农户往往更愿意承担进行技术创新和采用新技术的风险,更加信任具有效率的生产实践等(Appleton and Balihuha,1996)。然而,模型 I 至 IV 均显示劳动力素质指数与各省全要素耕地利用效率之间虽然存在正相关关系,但均十分不显著。这可能是因为教育虽然能够提升农业劳动力素质,并在一定程度上提高耕地利用效率,但是农业劳动力从务农实践中获取的经验相对于教育所获取的知识更有利于农业生产。除了模型 I 显示户均耕地规模与各省全要素生产率之间存在不显著的负相关关系之外,其余三个模型均显示两者之间存在正相关关系,而且模型 II 和模型 IV 的结果在统计上均非常显著。这表明,户均耕地面积不仅反映了中国耕地具有典型的规模报酬效应,而且反映了对农业生产的要素选择具有一定程度的约束,这种约束可能会阻碍那些具有规模经济性质的农业技术的推广,特别是一些只适合大规模生产的农业技术的推广。这一结论与夏永祥(2002)和蔡银寅(2006)等的研究发现一致,而与方鸿(2010)的研究相反。

表 2 中国及各区域农业全要素耕地利用效率影响因素的随机效应面板 Tobit 估计结果

解释变量	模型 I		模型 II		模型 III		模型 IV	
	系数	p 值	系数	p 值	系数	p 值	系数	p 值
常数项(C)	0.537	0.000	0.552	0.000	0.561	0.000	0.543	0.000
东部哑变量(D1)	0.312	0.003	0.264	0.000	0.235	0.014	0.297	0.007
东北哑变量(D2)	0.184	0.008	0.203	0.004	0.167	0.000	0.231	0.003
西部哑变量(D4)	-0.107	0.089	-0.062	0.517	0.081	0.305	-0.074	0.284
WTO 时期哑变量(T)	0.016	0.045						
D1 x T			0.037	0.003				
D2 x T			-0.024	0.026				
D3 x T			-0.007	0.172				
D4 x T			-0.003	0.243				
气温波动	0.114	0.037	0.107	0.042	0.113	0.028		
降雨量波动	0.102	0.096	-0.109	0.059	0.126	0.073		
日照时数波动	0.352	0.029	0.371	0.000	0.382	0.004		
水灾面积比例	-0.494	0.004	-0.568	0.024	-0.531	0.000		

续表

解释变量	模型 I		模型 II		模型 III		模型 IV	
	系数	p 值	系数	p 值	系数	p 值	系数	p 值
旱灾面积比例	-0.433	0.017	-0.416	0.005	-0.474	0.000		
农业技术创新对数	0.064	0.000	0.070	0.009			0.093	0.000
外商直接投资比重	0.291	0.002	0.405	0.000			0.457	0.036
工业污染排放指数	-0.054	0.018	-0.061	0.003			-0.074	0.000
城镇化发展水平	0.023	0.146	-0.021	0.057			-0.049	0.112
劳动力素质指数	0.136	0.427	0.124	0.149	0.153	0.232	0.041	0.315
户均耕地规模	-0.004	0.158	0.013	0.034	0.005	0.093	0.019	0.002
农作物多样性	-0.461	0.016	-0.449	0.003	-0.742	0.000	-0.703	0.005
农产品进口额	0.285	0.043	0.292	0.000	0.327	0.039	0.371	0.000
外出务工收入	-0.204	0.001	-0.253	0.000	-0.298	0.074	-0.225	0.008
个体效应标准差	0.0548613		0.0675482		0.0615921		0.0608964	
随机干扰项标准差	0.0318402		0.0395727		0.0320843		0.0310540	
RHO	0.64		0.73		0.61		0.66	
似然比检验(卡方)	328.05		360.71		294.32		323.66	
对数似然值	296.30		317.14		242.83		271.09	

注:p 值为参数估计量对应的真实概率水平。 $p = 0.050$ 是统计学意义上的边界线;当 $0.010 < p \leq 0.050$ 时,参数估计量被认为具有统计学意义;当 $0.000 \leq p \leq 0.010$ 时,参数估计量被认为具有高度统计学意义。

模型 I 至 IV 均显示农作物多样性与各省份全要素耕地利用效率之间存在着十分显著的负相关关系,这表明农业种植结构的转换和农产品生产的多样性有利于各省份耕地的充分利用。这一结论的一个可能解释是农产品生产的多样性有利于充分获取种植经济作物的经济收益,而且有利于充分利用不同农作物种植之间的有限时间。I 至 IV 四个模型均显示农产品进口额与各省份全要素耕地利用效率之间存在非常显著的正相关关系。这是因为农产品进口的增加将会加剧地区农产品市场的竞争,从而促使当地农民采用优良品种播种、改善农产品质量,并提高耕地利用效率。模型 I 至 IV 均显示农民外出务工收入与各省份全要素耕地利用效率之间存在负相关关系,且除了模型 III 的结果在统计上不显著之外,其他三个模型的结果均十分显著。这表明,农民外出务工收入相对于农业经营收益越高,则其从事农业生产的机会成本越大,从而导致其从事农业生产的积极性越低,进而降低全要素耕地利用效率,甚至导致耕地大面积抛荒和撂荒(陈瑜琦、李秀彬,2010)。

五、主要结论

本文在全要素生产框架下构建了一个相比耕地生产率更能全面衡量现有耕地真实利用效率的指标——全要素耕地利用效率,然后运用规模报酬不变且投入导向的 SBM - DEA 模型,估算了 1985 ~ 2008 年中国各省份及四大区域的全要素耕地利用效率及其收

敛性,并在此基础上采用受限随机效应面板 Tobit 模型检验了社会环境因素对全要素耕地利用效率的影响。效率测算结果显示,中国农业全要素耕地利用效率在样本期间内呈现出“先上升、后下降、再缓慢上升”的变化趋势,转折点分别出现在 1992 年和 2001 年。从四大区域来看,中国农业全要素耕地利用效率的区域格局严格按照东部、东北、中部和西部的顺序递减。在全要素耕地利用效率 σ 收敛性检验上,全国各省份在 2002 年之前呈现出收敛态势,其后则总体上呈现出发散态势,其中 2005 年之后发散的趋势有所减弱。估计结果显示,除了降雨之外,气温、日照和洪旱等自然气候均对全要素耕地利用效率具有显著影响。农业科技创新和外商直接投资均存在显著的正相关影响;工业污染物排放存在显著的负相关影响;而城镇化的快速发展则在一定程度上降低了全要素耕地利用效率。此外,户均耕地面积对农业生产的要素选择具有一定程度的约束;农业种植结构的转换、农产品生产的多样性以及农产品进口的增加均有利于各省份耕地的充分利用;而农民外出务工收入相对于农业经营收益越高,其对全要素耕地利用效率的负向影响将越大。

对于耕地利用效率及其影响因素的问题,本文的研究仅是初探性的,因而在研究过程中尚存在一些不足之处:第一,没有考虑耕地复种指数的问题。复种指数是影响耕地利用效率的一个重要指标,但其受到自然气候、农业技术和劳动技能等多方面因素的影响。为了避免变量之间严重的内生性问题,本文在研究过程中舍弃了复种指数这一重要影响变量。第二,没有考虑耕地质量等级的问题。不同质量等级的耕地,其利用效率必然存在较大差异。由于数据收集的可得性问题,本文没有考虑耕地质量等级这一重要影响因素。第三,耕地利用过程中还受到农产品价格制度、农村税费制度以及国家宏观经济调控等多种制度因素的影响,但由于收集这些数据的困难以及所采用研究方法的局限,本文均未考虑这些制度因素。

参 考 文 献

- [1] 陈涛涛、狄瑞鹏,2008:《我国 FDI 行业内溢出效应阶段性特征分析》,《金融研究》第 6 期。
- [2] 陈卫平,2006:《中国农业生产率增长、技术进步与效率:1990~2003 年》,《中国农村观察》第 1 期。
- [3] 陈江龙、曲福田、陈雯,2004:《农地非农化效率的空间差异及其对土地利用政策调整的启示》,《管理世界》第 8 期。
- [4] 陈瑜琦、李秀彬,2010:《劳动力务农机会成本对农户耕地利用决策的影响——以河南省睢县为例》,《地理科学进展》第 9 期。
- [5] 陈志刚、曲福田,2010:《工业化、城镇化进程中的农村土地问题》,《经济体制改革》第 5 期。
- [6] 邓祥征、黄季焜、Scott Rozelle,2005:《中国耕地变化及其对生物生产力的影响——兼谈中国的粮食安全》,《中国软科学》第 5 期。
- [7] 方鸿,2010:《中国农业生产技术效率研究:基于省级层面的发现与解释》,《农业技术经济》第 1 期。
- [8] 封志明、李香莲,2000:《耕地与粮食安全战略》,《地理学与国土研究》第 3 期。
- [9] 黄季焜,2004:《中国食物安全问题》,《中国农村经济》第 10 期。
- [10] 黄季焜,2001:《贸易自由化、加入世贸组织与中国农业发展》,《中国农业科学》第 1 期。
- [11] 李谷成,2009:《人力资本与中国区域农业全要素生产率增长》,《财经研究》第 8 期。
- [12] 刘学军,2008:《效率与风险:耕地撂荒与耕地保护的政治经济学》,《学术论坛》第 8 期。

- [13] 龙开胜、陈利根、占小林, 2008, 《不同利用类型土地投入产出效率的比较分析——以江苏省耕地和工业用地为例》, 《中国人口、资源与环境》第 5 期。
- [14] 覃道爱、李兴发, 2009, 《基于 SBM - Undesirable 模型的我国农村信用社改革绩效评价》, 《金融研究》第 10 期。
- [15] 王红领、李稻葵、冯俊新, 2006, 《FDI 与自主研发: 基于行业数据的研究》, 《经济研究》第 2 期。
- [16] 夏永祥, 2002, 《农业效率与土地经营规模》, 《农业经济问题》第 7 期。
- [17] 朱莉芬、黄季焜, 2007, 《城镇化对耕地影响的研究》, 《经济研究》第 2 期。
- [18] Ball V. E., C. A. K. Lovell, and H. Luu, 2004, "Incorporating Environmental Impacts in the Measurement of Agricultural Productivity Growth", *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 29: 436 ~ 460.
- [19] Chen P. C., M. M. Yu, C. C. Chang, and S. H. Hsu, 2008, "Total Factor Productivity Growth in China's Agricultural Sector", *China Economic Review*, 19: 580 ~ 593.
- [20] Coelli T. J., D. S. P. Rao, and G. E. Battese, 1998, "An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis", Boston: Kluwer Academic Publishers.
- [21] Hu J. L. and S. C. Wang, 2006, "Total - factor Energy Efficiency of Regions in China", *Energy Policy*, 34: 3206 ~ 3217.
- [22] Huang, J., L. Zhu, X. Deng, and S. Rozelle, 2005, "Cultivated Land Changes in China: The Impacts of Urbanization and Industrialization", *Society of Photo Optical Instrumentation Engineers*, 584: 135 ~ 149.
- [23] Monchuk D. and Z. Chen, 2010, "Explaining Production Inefficiency in China's Agriculture Using Data Envelopment Analysis and Semi - Parametric Bootstrapping", *China Economic Review*, 21: 346 ~ 354.
- [24] Tone Kaoru, 2001, "A Slacks - based Measure of Efficiency in Data Envelopment Analysis", *European Journal of Operational Research*, 130: 498 ~ 509.
- [25] Yang C. H., L. Wu, and H. L. Lin, 2010, "Analysis of Cultivated Land Efficiency in China's Agriculture", *Agricultural Economics - Czech*, 5: 231 ~ 242.

Abstract: Implementing the strategy of intensively cultivated land-use and improving the ability of synthetically cultivated land-use is supposed to be the most effective and fundamental measure of protecting the grain security of China, achieving the cultivated land resources protection and meeting the basic land needs of industrialization and urbanization. Based on the DEA model and under the framework of total factor production, the authors construct a new indicator named Total-factor Cultivated Land-use Efficiency which is better and more comprehensive, and then use the SBM-DEA model which is CRS and input-oriented to measure the TFCLE and the convergence of various provinces and four regions in China from 1985 to 2008. Lastly, the paper adopts the censored random effect panel Tobit model to estimate the influences of different environmental factors on TFCLE, such as the natural climate, production technology, industrialization, education level and agricultural production scale and so on.

Key Words: total-factor cultivated land-use efficiency, influencing factors, SBM-DEA model, panel Tobit model

(责任编辑:王 鹏)(校对:WH)