

对外开放对福建农业全要素生产率增长的影响研究 ——基于DEA与VAR的实证分析

孙 骏^{1,2}, 蔡贤恩¹

(1. 福建农林大学 经济管理学院, 福州 350006; 2 福建省对外贸易经济合作厅, 福州 350006)

摘 要: 本文利用 Malmquist 指数方法, 测算了 1990—2007 年福建省的农业技术进步率、技术效率增长率以及全要素生产率增长率; 然后, 利用协整检验和脉冲响应函数动态模拟福建省对外开放(对外开放度)对福建省农业技术进步变化率、技术效率变化率的影响, 以及对外开放和两者的协整关系, 进而说明福建省对外开放对其农业全要素生产率变动的的作用。结果表明: 20 世纪 90 年代以来, 福建省对外开放与其农业技术进步、技术效率变化和全要素生产率增长具有长期稳定均衡关系; 福建省对外经济开放对福建省农业技术效率具有促进作用, 但对农业技术进步具有“挤出效应”。

关键词: 农业全要素生产率; 技术效率; 技术进步; 经济开放度; 福建省

中图分类号: F304.7 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002-980X(2010)10-0057-07

改革开放以来, 福建农业取得了举世瞩目的成绩, 但随着福建农业经济的发展, 长期依赖增加生产要素投入而得到的增长逐渐乏力。福建农业资源匮乏、农村经济整体水平不高和生产要素边际报酬递减规律等限制了福建农业经济的进一步发展。特别是 20 世纪 90 年代以来, 联产承包责任制的农业政策效应耗尽, 那么福建农业增长依靠什么呢? 有学者认为农业科技进步是促进农业生产效率的提高的根本出路。农业的全要素生产率(TFP)是生产效率的绿色估计, 是农业技术进步的反映, 所以本文通过分析福建农业 TFP 与对外经济开放的关系, 说明福建农业增长和技术进步过程中福建对外开放的作用。

技术进步和技术效率的提高, 人们通常认为主要在于科技研发能力(R&D)和人力资本水平的提高。但新国际贸易理论认为国际贸易、国际投资以及国际间人员往来有利于国际先进技术和经验在世界范围内播散, 有利于技术落后地区引进国外先进技术和经验, 从而促进技术落后地区技术进步, 提高技术效率。因此, 本文试从对外开放角度分析影响福建农业全要素生产率变动的的原因。

1 文献综述

国内外有很多研究中国农业全要素生产率(TFP)增长的文献, 但在 2005 年前的文献中, 缺乏对农业 TFP 决定因素的量化研究。Mcmillan

等^[1]、Wen^[2]、Wu^[3]、Kalirajan、Obwona 和 Zhao^[4]、Mao 和 KOO^[5]、Xu^[6]、Wu、Walker、Devadoss 和 Lu^[7]、Fan 和 Zhang^[8]、Carter、Chen 和 Chu^[9] 分别使用参数法、非参数法和 Törnquist 指数分析了中国农业 TFP 的变化, 然而它们均没有量化中国农业 TFP 变化的决定因素, 利用的数据多为中国 1997 年以前的。另外, Lin^[10]、Fan 和 Pardey^[11]、Jin、Huang、Hu 和 Rozelle^[12]、Zhu^[13] 的研究集中在对 TFP 变化和劳动生产率的增长上, 没有区分技术进步和效率的变化。Chen、Yu、Chang 和 Hsu^[14]、曾先锋和李国平^[15] 等对我国农业 TFP 进行了分解和区分, 并进行了收敛性等检验, 但只估算了农业生产率及其分解后的成份变动的趋势和大小, 没有涉及影响我国农业生产率变动的的原因分析。

从现有文献来看, 虽有许多学者考察了对外开放对全要素生产率(TFP)的作用, 但更多集中于从整体上分析这种影响, 缺乏对外开放对农业全要素生产率作用的研究。与已有的研究相比, 本文在以下几个方面做了改进: 其一, 本文采用基于 DEA 的 Malmquist 指数方法, 测算了 1990—2007 年福建农业 TFP 的变动趋势, 并把福建农业 TFP 指数分解为技术进步指数和技术效率变化指数, 以分别反映对外开放对福建农业全要素生产率影响的路径及大小。其二, 已有的研究基本上以全国作为研究对象, 很少有某个省份的专门研究, 忽视个体情况的研究,

收稿日期: 2010-07-20

基金项目: 福建省科技厅软科学重点项目(2009R0003)

作者简介: 孙骏(1972—), 男, 安徽金寨人, 福建农林大学经济管理学院博士研究生, 研究方向: 市场与贸易; 蔡贤恩(1948—), 女, 福建福州人, 福建农林大学经济管理学院教授, 研究方向: 农业经济管理、市场与贸易。

既不利于全面深入地认识对外开放的作用,也不利于因地制宜地制定对外开放政策。为此,本文以福建省域农业经济为研究对象,分析对外开放对农业 TFP 变动影响。其三,为了更好地从动态上反映对外开放对福建农业 TFP 的影响程度,本文采用 18 年时间序列数据,运用协整检验和脉冲响应函数分别动态地刻画对外开放对福建农业技术进步、技术效率和全要素生产率的影响。

2 数据来源与研究方法

2.1 数据选取

1) 农业总产值。本文使用了 1990—2007 年福建省 9 个设区市的农业产出数据,这里的农业总产值包括农林牧渔业总产值,为排除通货膨胀等因素的影响,本文采用 1990 年为基年的价格水平,并用产值指数推算出以 1990 年不变价格表示的农业生产总值。

2) 农业劳动力数。劳动投入应该是劳动时间中有效利用的时间,但由于农业劳动投入若计算用工个数不太容易做到,本文以统计年鉴中农林牧渔业劳动力指标作为劳动投入。

3) 中间投入(中间消耗)。农业生产投入主要包括农业机械动力、蓄力、灌溉、化肥、种子、农药等,由于农业自身包括很多产业,每个产业又有很多作物和畜种,计算单位不一致,仅选取几种投入却代表不了整个投入状态。为此,本文根据生产法计算中间投入,其值等于农业总产出减去农业增加值。年鉴中容易获得福建省及各地市当年价格下的农业总产出和农业增加值数据。根据当年价格下的中间投入在农业总产出中的比重,折算出以 1990 年不变价格表示的农业中间投入。

4) 农作物播种面积。年鉴中主要包括耕地面积和农作物播种面积,考虑到复种指数等因素,本文选用农作物播种面积作为投入。

5) 衡量一个地区的对外经济开放程度涉及很多方面,如贸易国际化、资本国际化、劳动跨国流动、技术引进和输出、人员往来及国际旅游等。本文主要基于指标上具有可比性和连续性、资料易于搜集和量化等原则,定义一个区域的对外经济开放度(OPEN)为贸易开放度与外资依存度之和。其中,贸易依存度为福建省进出口贸易额与福建国内生产总值的比值,外资依存度为福建省实际利用外资与国内生产总值之比。福建省进出口总额和福建省实际利用外资采用当年人民币对美元汇率的年平均价,折算成人民币表示的进出口总额和利用外资额。

以上所有的数据均来自《中国农村统计年鉴》、《福建省对外经贸年鉴》、《福建统计年鉴》(1990—

2007 年)。

2.2 研究方法

协整分析是一种用于动态模型的设定、估计和检验的新技术,涉及的是一组各自不平稳变量的共同漂移关系。

2.2.1 平稳性检验

检查时间序列数据平稳性的标准方法是单位根检验。该方法是通过判断某时间序列是否有单位根来判断其平稳性。比较常用的假设检验方法有 DF 法、ADF 法和 PP 法。本文采用 ADF 检验法对时间序列数据进行平稳性检验。即进行如下回归:

$$\Delta y_t = \alpha + \eta y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (1)$$

假设检验:

$$H_0: \eta = 0;$$

$$H_1: \eta < 0.$$

如果接受假设 H_0 ,而拒绝 H_1 ,则说明序列存在单位根,因而是非稳定的;否则说明序列不存在单位根,即是稳定的。对于非稳定变量,还需检验其一阶差分的稳定性。如果变量的一阶差分是稳定的,则称此变量是 $I(1)$ 的。

2.2.2 两变量 VAR(1) 模型

两变量 VAR(1) 模型通常可表示如下:

$$\begin{cases} x_t = \gamma_{10} + c_{12}z_t + \gamma_{11}x_{t-1} + \gamma_{12}z_{t-1} + u_{xt} \\ z_t = \gamma_{20} + c_{21}x_t + \gamma_{21}x_{t-1} + \gamma_{22}z_{t-1} + u_{zt} \end{cases} \quad (2)$$

x 和 z 是 VAR(1) 中内生变量, u 指随机扰动项, u 的变化会立即改变 x 的当前值,同时也会影响到 x 和 z 所有的未来值,因为 x 的滞后项在两个方程中都是解释变量。

2.2.3 协整检验

如果两个非平稳时间序列的线性组合是平稳的,则这两个时间序列之间具有协整关系,可视为存在长期的均衡关系。目前,协整检验方法主要有 Engle Granger 二阶段协整检验法和 Johansen Juselius 协整检验法。本文采用基于 VAR 两变量自回归模型 JJ 协整检验法对时间序列进行检验。

2.2.4 脉冲反应函数

在实际运用中,由于 VAR 模型是一种非理论性的模型,无需对变量作任何先验性约束,因此,分析 VAR 模型不是分析一个变量对另一个变量的影响,而是分析模型受到某种冲击时对系统的影响。基于 VAR 的脉冲反应函数,反映了来自随机扰动项的一个标准差冲击对内生变量当前值和未来值的影响,它刻画了任意一个变量的扰动如何通过模型影响到其他变量,最终又反馈到自身的动态过程。该方法不仅将所考虑的变量纳入一个系统,反映了

系统的完全信息, 而且能够估计出各变量作用效果的时滞区间及作用效果的相对大小。

3 福建省农业全要素生产率的测度

3.1 农业全要素生产率的测算方法

本文利用 1990—2007 年福建 9 个设区市的农业投入和产出数据, 基于 DEA 的 Malmquist 生产率指数估计福建农业全要素生产率及其主要成份。根据 Fare 等^[16]的方法, 构造一个产出导向的 Malmquist 生产率变化指数:

$$M_0(y_{t+1}, x_{t+1}, y_t, x_t) = \left[\frac{d_0^b(x_{t+1}, y_{t+1})}{d_0^b(x_t, y_t)} \times \frac{d_0^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})}{d_0^{t+1}(x_t, y_t)} \right]^{\frac{1}{2}} \quad (3)$$

$M_0 > 1$ 表示从 t 到 $t+1$ 时期发生了 TFP 的增长。这个指数实际上是两个以产出为导向的 Malmquist 生产率指数的几何平均。一个用 t 时期的生产技术, 一个用 $t+1$ 时期的生产技术。其中 d_0^b, d_0^{t+1} 称为“距离函数”, 它们其实就是 DEA 模型中的“效率分数”的倒数。因此, 要测度一个产出导向的 Malmquist 生产率变化指数, 其实涉及 4 个距离函数在其限制条件下的计算:

$$\begin{aligned} [d_0^b(x_t, y_t)]^{-1} &= \max_{\phi, \lambda, s^+, s^-} \phi, \phi y_t - Y_t \lambda + s^+ = 0 \\ \text{s. t. } X_t \lambda + s^- &= x_t, \lambda, s^+, s^- \geq 0. \end{aligned} \quad (4)$$

$$\begin{aligned} [d_0^t(x_{t+1}, y_{t+1})]^{-1} &= \max_{\phi, \lambda, s^+, s^-} \phi, \phi y_{t+1} - Y_{t+1} \lambda + s^+ = 0 \\ \text{s. t. } X_{t+1} \lambda + s^- &= x_{t+1}, \lambda, s^+, s^- \geq 0. \end{aligned} \quad (5)$$

$$\begin{aligned} [d_0^t(x_{t+1}, y_{t+1})]^{-1} &= \max_{\phi, \lambda, s^+, s^-} \phi, \phi y_{t+1} - Y_t \lambda + s^+ = 0 \\ \text{s. t. } X_{t+1} \lambda + s^- &= x_{t+1}, \lambda, s^+, s^- \geq 0. \end{aligned}$$

表 1 基于 Malmquist 指数的福建省农业全要素生产率变化年平均值(1990—2007 年)

年份	技术效率变化 (TE)	技术进步 (TP)	纯技术效率变化 (STE)	规模效率变化 (SCE)	全要素生产率 变化(TFP)
1990—1991	1.055	1.000	1.047	1.007	1.055
1991—1992	1.000	0.935	1.000	1.000	0.935
1992—1993	0.947	1.130	0.966	0.981	1.071
1993—1994	1.013	1.009	1.005	1.007	1.022
1994—1995	0.993	1.050	0.995	0.997	1.042
1995—1996	0.978	1.067	0.972	1.006	1.043
1996—1997	1.037	0.936	1.031	1.005	0.971
1997—1998	0.993	1.088	0.998	0.995	1.081
1998—1999	1.006	1.003	1.000	1.006	1.009
1999—2000	0.998	1.007	0.995	1.003	1.005
2000—2001	1.002	1.005	1.002	1.000	1.007
2001—2002	0.998	1.009	0.999	0.999	1.007
2002—2003	0.997	1.017	1.001	0.996	1.014
2003—2004	1.011	0.990	1.011	1.000	1.001
2004—2005	0.999	1.010	0.998	1.001	1.009
2005—2006	1.000	1.003	1.001	0.999	1.003
2006—2007	0.994	1.044	1.001	0.993	1.037
平均	1.001	1.017	1.001	1.000	1.018

注: 数据由 DEAP2.1 软件计算得到。指数大于 1 表示正增长, 小于 1 表示负增长, 增长率等于指数减去 1, 其中 TE= STE× SCE。

$$\begin{aligned} s^+ &= 0 \\ \text{s. t. } X_t \lambda + s^- &= x_{t+1}, \lambda, s^+, s^- \geq 0. \end{aligned} \quad (6)$$

$$\begin{aligned} [d_0^b(x_t, y_t)]^{-1} &= \max_{\phi, \lambda, s^+, s^-} \phi, \phi y_t - Y_{t+1} \lambda + s^+ = 0 \\ \text{s. t. } X_{t+1} \lambda + s^- &= x_t, \lambda, s^+, s^- \geq 0. \end{aligned} \quad (7)$$

如果将福建省所辖每一个市当成一个生产决策单位(decision making unit, DMU) 置于相同的技术结构下, 运用由 Fare 等提出的 DEA 方法来构造每一个时期福建农业的生产前沿面。引入时间动态 t 的概念, 把单个 DMU 的实际生产点与生产前沿面上的映射点比较, 可以对福建农业技术效率变化和技术进步进行测度, 生产率(TFP) 的变化被拆分为两部分: 技术效率变化(TE) 和技术进步率(TP)。其中, 技术效率是指某个 DMU 实际所处的生产曲线同技术前沿之间的距离, 越接近技术前沿, 说明效率越高。若 $TE > 1$, 表明 DMU 的当期生产比上一期更接近生产前沿面, DMU 相对技术效率有所提高; 而当 $TE < 1$ 时, 表明 DMU 比上一期更远离生产前沿面, DMU 相对技术效率有所降低。TP 是技术进步变化指数, 它测度了生产前沿面从 t 到 $(t+1)$ 的外推移动。若 $TP > 1$, 表明本期生产前沿面向外移动, 出现了技术进步; $TP = 1$, 表明技术维持原水平; $TP < 1$, 表明技术退步。

3.2 农业全要素生产率的测算结果与初步处理

本文使用 DEAP2.1 软件计算了每一个市逐年 TFP 变化情况, 根据行文需要, 本文只列出了基于 Malmquist 指数的 1990—2007 年福建省农业全要素生产率变化年平均值(见表 1)。

由前述 Malmquist 指数的构造原理, 为了计算第 i 年相对于 1990 年的增长率, 假定 1990 年福建农业 TFP、技术效率、技术进步为 A_1 、 A_2 、 A_3 , 我们构建以下 3 个公式:

$$R_{TFP} = (A_1 \prod_{t_1}^{t_i} TFP_i - A_1) / A_1 = \prod_{t_1}^{t_i} TFP_i - 1; \quad (8)$$

$$R_{TE} = (A_2 \prod_{t_1}^{t_i} TE_i - A_2) / A_2 = \prod_{t_1}^{t_i} TE_i - 1; \quad (9)$$

$$R_{TP} = (A_3 \prod_{t_1}^{t_i} TP_i - A_3) / A_3 = \prod_{t_1}^{t_i} TP_i - 1. \quad (10)$$

式(6)、式(7)、式(8)分别表示福建农业 TFP、技术效率、技术进步相对 t_0 (1990) 年的增长率, 其中 TFP_i 、 TE_i 、 TP_i 分别表示第 t_i 年的福建农业 TFP、技术效率、技术进步变动指数, R_{TFP} 、 R_{TE} 、 R_{TP} 为福建农业 TFP、技术效率、技术进步第 i 年变动相对于 1990 年的增长率。根据式(8)、式(9)、式(10)计算出福建农业 TFP、技术效率、技术进步相对 t_0 年(1990)的增长率, 结合全要素生产率 Malmquist 指数变化年平均值, 可以看出福建省农业全要素生产率主要得益于技术进步水平提高; 而同期技术效率增长较小, 对福建农业 TFP 的贡献不大。

4 福建省对外经济开放度与农业全要素生产率的脉冲反应函数

4.1 数据平稳性检验

变量的平稳性是进行协整检验和建立脉冲反应函数的前提, 本文采用 AIC 准则选择滞后阶数, 对这些时序变量进行平稳性检验, 检验结果见表 2。

表 2 各变量平稳性检验结果

变量	ADF 检验	检验形式(C, T, K)	是否平稳
$open$	- 2.502369(- 4.728363)	(C, T, 1)	不平稳
$D\ open$	- 3.410847(- 2.717511)	(N, N, 1)	平稳
R_{TE}	- 3.429503(- 4.616209)	(C, T, 3)	不平稳
$D\ R_{TE}$	- 5.498983(- 2.77511)	(N, N, 1)	平稳
R_{TP}	- 2.841608(- 4.667883)	(C, T, 2)	不平稳
$D\ R_{TP}$	- 5.454565(- 2.77511)	(N, N, 1)	平稳
R_{TFP}	- 2.727547(- 4.616209)	(C, T, 1)	不平稳
$D\ R_{TFP}$	- 4.506734(- 2.77511)	(N, N, 1)	平稳

注: “D”表示一阶差分, 检验形式(C, T, K)分别表示所设定的检验方程含有截距项、时间趋势项以及所选的滞后项数, N 指不包括截距项或时间趋势项。检验值括号内的数字为 1% 置信水平下的临界值。

可见, 所有变量原始序列在可信度为 99% 条件下都是非平稳的, 而它们的一阶序列在 99% 的可信度下是平稳的。

4.2 两变量 VAR(2) 模型

VAR 模型具体操作时还涉及滞后阶数的选取, 本文使用的原则是 AIC 和 SC 原则, 滞后阶数定为 2。估计方法采用两阶段的方法来估计非限制性模型, 在第一阶段, 每个变量对系统所有变量进行回归, 第二阶段, 运用 Sims^[17] 用的 Cholesky 分解技术对回归残差进行正交化处理, 以及对 VAR 模型背后的原始结构进行识别。本文分别构建福建对外经济开放度与福建农业技术效率变化率、技术进步率、全要素生产率增长率的两变量 VAR(2) 模型如下:

model1:

$$R_{TE} = 0.0742578668258 \times R_{TE}(-1) + 0.236647866351 \times R_{TE}(-2) - 0.103973525511 \times OPEN(-1) + 0.102058970881 \times OPEN(-2) + 0.0139564187843;$$

$$OPEN = 1.75424119876 \times R_{TE}(-1) - 1.09634981075 \times R_{TE}(-2) + 0.99549991351 \times OPEN(-1) - 0.364599343368 \times OPEN(-2) + 0.23263030053.$$

model2:

$$R_{TP} = 0.249125798361 \times R_{TP}(-1) + 0.565296239243 \times R_{TP}(-2) + 0.210553632291 \times OPEN(-1) - 0.112769041575 \times OPEN(-2) + 0.00657890717712;$$

$$OPEN = -0.71887749975 \times R_{TP}(-1) + 0.604190061157 \times R_{TP}(-2) + 0.974166702504 \times OPEN(-1) - 0.27821134488 \times OPEN(-2) + 0.235836297616.$$

model3:

$$R_{TFP} = 0.44780356438 \times R_{TFP}(-1) + 0.439779730616 \times R_{TFP}(-2) + 0.0820365845115 \times OPEN(-1) + 0.0154628714244 \times OPEN(-2) - 0.00789770182916;$$

$$OPEN = -0.909721184854 \times R_{TFP}(-1) + 0.826102227874 \times R_{TFP}(-2) + 0.941449059868 \times OPEN(-1) - 0.232529834397 \times OPEN(-2) + 0.226708288838.$$

在报告脉冲和协整结果之前, 有必要检验一下 VAR(2) 模型是否稳定, 只有平稳的 VAR, 讨论 JJ 协整检验和脉冲响应函数才是有意义的。如果被估计的 VAR 模型所有的根模的倒数小于 1, 即所有的单位根的模都落在单位圆内, 则其是稳定的。其 AR 根模图见图 1。

从图 1 看, 模型特征根均在单位圆内, 因此认为模型是稳定的。

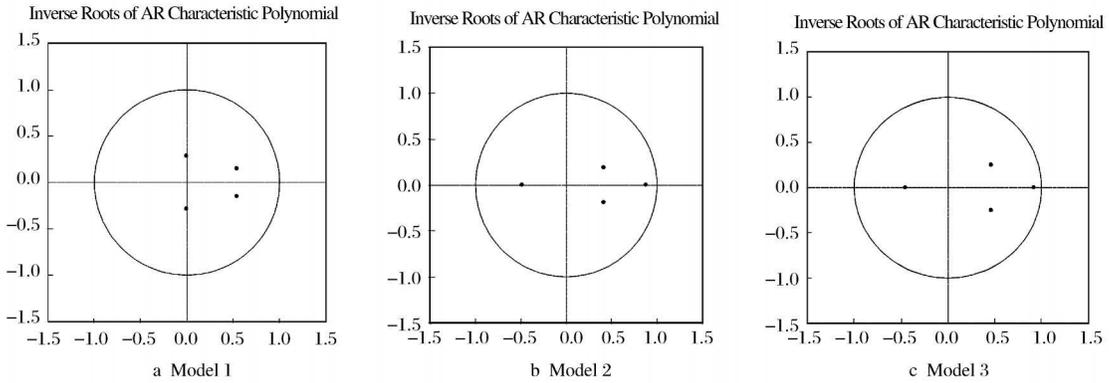


图 1 VAR(2) model1、model2、model3 的 AR 根模图

4.3 协整检验

通过向量自回归估计方法选择最佳滞后阶数, 然后运用 Johansen Juselius 方法对两两序列进行协整检验, 检验结果如表 3 所示。从表 3 可知, 1990—2007 年间福建对外经开放与福建农业全要素生产率、技术效率和技术进步增长和变动之间存在长期

的均衡关系, 福建农业全要素生产率、技术效率和技术进步与对外经济开放之间也存在长期的稳定关系, 且这种关系符合新贸易理论和新经济增长理论关于一国(地区)对外经济贸易可以促进或影响本国(地区)生产率提高的理论。

表 3 福建省对外经济开放度与农业全要素生产率及其主要成份之间两两协整检验结果

变量组	原假设	JJ 协整检验形式 (C, T, K)	特征值	迹统计量 (P 值)	迹统计 0.05 临界值	λ_{max} 统计量 (P 值)	λ_{max} 统计 0.05 临界值
R_{TE} 与 $open$	0 个协整变量	线性确定趋势 (C, N, 2)	0.657066	18.92659 (0.0146)	15.49471	16.05328 (0.0258)	14.26466
	至少 1 个协整变量		0.174325	2.873310 (0.0901)	3.841466	2.873310 (0.0901)	3.841466
R_{TP} 与 $open$	0 个协整变量	线性确定趋势 (C, N, 2)	0.675655	20.35480 (0.0085)	15.49471	16.88921 (0.0188)	14.26460
	至少 1 个协整变量		0.206291	3.465583 (0.0627)	3.841466	3.465583 (0.0627)	3.841466
R_{TFP} 与 $open$	0 个协整变量	线性确定趋势 (C, N, 2)	0.762973	24.62545 (0.0016)	15.49471	21.59369 (0.0029)	14.26460
	至少 1 个协整变量		0.183001	3.031767 (0.0816)	3.841466	3.031767 (0.0816)	3.841466

注: 检验形式(C, T, K)分别表示所设定的检验方程含有截距项、时间趋势项以及所选的滞后项数, N 指不包括截距项或时间趋势项。

4.4 脉冲响应函数

脉冲响应函数描绘的是特定变量对各种冲击的反应轨迹。本文在 Model1、Model2、Model3 三个模型的基础上, 利用 Eviews6.0 刻画出福建农业技术进步增长率、技术效率变动率和全要素生产率增长率对福建对外经济的冲击作出脉冲响应的反应轨迹, 如图 2 所示。图中的横轴表示冲击作用的滞后期数(单位: 年), 纵轴表示因变量对解释变量的响应程度, 实线为脉冲响应函数的计算值, 两侧的虚线为脉冲响应函数值正负两倍标准差的偏离带, 在模型中将冲击作用的滞后期设定为 10 年。

图 2 展示了福建外经贸冲击对福建农业技术效率、技术进步和全要素生产率影响的脉冲反应。

1) 福建外经贸与农业技术效率变动。初期, 福

建外经贸冲击对福建农业技术效率影响较大。第 1 至 2 期, 福建外经贸推动农业技术效率变动率大幅提升, 约一个标准差冲击导致农业技术变动率增长近 0.03 个单位; 第 3 期, 这种冲击作用逐渐减小; 随后, 农业技术效率变动率因受到外经贸冲击作用变动继续减弱。

2) 福建外经贸与农业技术进步。第 1 至 2 期, 福建外经贸的一个标准差冲击就导致福建省农业技术进步率负增长近 0.04 个单位; 第 2 到 3 期, 外经贸冲击加快了农业技术进步, 但技术进步反应值仍为负值。从脉冲反应来看, 在 20 世纪 90 年代初期对外开放对福建农业技术进步产生了“挤出效应”, 抑制了福建农业技术创新的速度, 随后才对福建农业技术进步略有带动, 这种带动持续时间较长, 力度小。

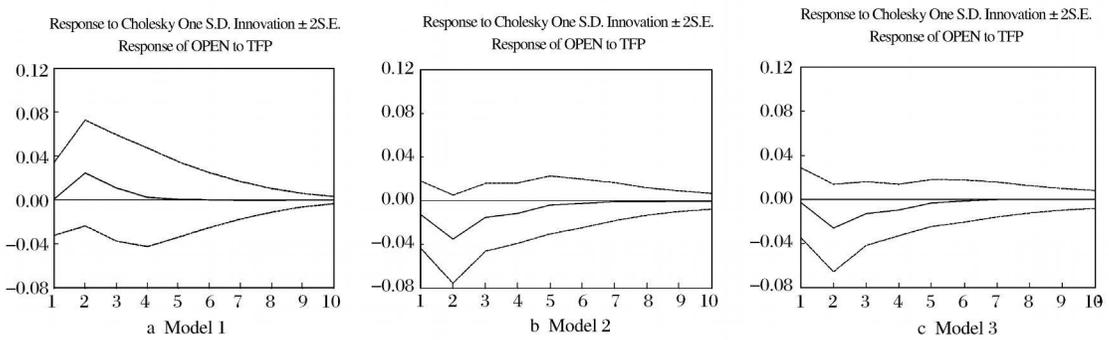


图 2 福建农业技术效率、技术进步和全要素生产率对对外开放的脉冲反应

3) 福建外经贸与农业全要素生产率增长。福建农业全要素增长的主要成分是农业技术进步,而农业技术效率对农业全要素生产率增长贡献较小。从脉冲反应来看,其变化形态与农业技术进步变化相一致。我们认为有以下几方面的原因: ①福建农业生产的规模效率本身变化不大,但在其不大的变化中,福建外经贸发挥了一定的作用,特别是 1990 年代初起推动了农业技术效率的增长。②随着改革开放的深入,福建农业劳动力、土地等大量农业生产要素向非农业和外资企业转移,加剧福建农业本身零碎化生产,农业规模难以形成,致使福建外经贸冲击对福建农业规模效率变动一直以来作用不大。③ 1990 年以来,福建省农业进入国际市场,引进我国台湾地区和国际农业资本,特别是福建在漳浦、漳平、福清、三明、南平等地建设台湾农业创业园、林业合作实验区、农产品输入的区域物流集散基地、我国台湾农业岛外发展的吸纳基地、台湾农民再创业基地和农产品加工出口基地,台商在闽农业投资带来了农业先进技术的转移和扩散。但是由于台资、外资的农业生产产品多出口或行销福建域外,可以说是一种“两头在外”的农业生产结构,难以具备带动上、下游产业的产业链作用,因此技术的溢出效应受限。一方面,农业属低技术密集型生产部门,相对其他部门本身并不具有技术优势,也就无法产生正的外部性。另一方面,低技术含量的劳动密集型农产品出口,占用和消耗了大量的资源,也损害了 R&D 部门的资源投入。④福建农业技术引进只注重对良种、栽培技术等“硬件”的引进,缺乏农业管理、制度等技术“软件”的进口,所以造成了福建农业技术进步难以通过外经贸得到提升。

总体上看,相对于技术进步,对外开放冲击对技术效率的提升比较明显(现有政策范围内,规模效率提高是非常艰难的),且这种积极影响是一个动态的长期过程。这是因为,大量外资的进入和存在引进了竞争机制,加剧了市场竞争,增强福建农业的危机

感和竞争意识,迫使福建更有效地利用现有资源,从而促进了福建农业技术效率变动。

5 结论

本文在收集整理 1990—2007 年福建省实际利用外资、进出口贸易总额和福建省及各市 GDP、农业生产总值、中间投入、农作物播种面积和劳动力投入量的基础上,将福建省农业生产的全要素生产率分解为技术进步指标和技术效率指标,利用 VAR 模型及其脉冲响应函数、协整检验分别考察了对外经济开放对福建农业全要素生产率的影响。研究表明,自 1990 年以来,福建省农业进入国际市场,引进包括台湾在内的国际上先进农业和资本,形成了新的竞争机制,加剧了福建农产品市场的竞争程度,迫使福建更有效地利用现有资源,从而极大地提高了福建农业技术进步和技术效率的改善。然而,长期以来福建采取的是出口导向型加劳动密集型的发展模式以及大量引进台港澳资金,一方面技术溢出促进了福建农业技术效率的改善,另一方面其对福建农业技术进步具有“挤出效应”。

参考文献

- [1] MCMILLAN J, WHALLEY J, ZHU L. The impact of China's economic reforms on agricultural productivity growth[J]. Journal Of Political Economy, 1989, 97: 781-807.
- [2] WEN G J. Total factor productivity change in China's farming sector: 1952-1989[J]. Economic Development And Cultural Change, 1993, 42: 1-41.
- [3] WU Y. Productivity growth, technological progress, and technical efficiency change in China: a three sector analysis[J]. Journal Of Comparative Economics, 1995, 21: 207-229.
- [4] KALIRAJAN K P, OBWONA M B, ZHAO S. A decomposition of total factor productivity growth: the case of Chinese agricultural growth before and after reforms[J]. American Journal of Agricultural Economics, 1996, 78: 331-338.

- [5] MAO W, KOO W W. Productivity growth, technological progress, and efficiency change in Chinese agriculture after rural economic reforms: a DEA approach[J]. *China Economic Review*, 1997(8): 157-174.
- [6] XU Y. Agricultural productivity in China[J]. *China Economic Review*, 1999(10): 108-121.
- [7] WU S, WALKER D, DEVADOSS S, et al. Productivity growth and its components in Chinese agriculture after reforms[J]. *Review of Development Economics*, 2001, 5(3): 375-391.
- [8] FAN S, ZHANG X. Production and productivity growth in Chinese agriculture: new national and regional measures[J]. *Economic Development And Cultural Change*, 2002, 50: 819-838.
- [9] CARTER C A, CHEN J, CHU B. Agricultural productivity growth in China: farm level versus aggregate measurement[J]. *China Economic Review*, 2003, 14: 53-71.
- [10] LIN J Y. Rural reforms and agricultural growth in China[J]. *American Economic Review*, 1992, 82: 34-51.
- [11] FAN S, PARDEY P G. Research, productivity, and output growth in Chinese agriculture[J]. *Journal of Development Economics*, 1997, 53: 115-137.
- [12] JIN S, HUANG J, HU R, ROZELLE S. The creation and spread of technology and total factor productivity in China's agriculture[J]. *American Journal of Agricultural Economics*, 2002, 84: 916-930.
- [13] ZHU J. Public investment and China's long-term food security under WTO[J]. *Food Policy*, 2004, 29: 99-111.
- [14] CHEN P C, YU M M, CHANG C C, et al. Total factor productivity growth in China's agricultural sector[J]. *China Economic Review*, 2008, 19: 580-593.
- [15] 曾先峰, 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(5): 81-92.
- [16] TIMOTHY J. COELLI, D. S. PRASADA RAO, CHRISTOPHER J. O DONNELL, GEORGE E. BATTES. 效率和生产率分析导论[M]. 刘大成, 译. 清华大学出版社, 2009.
- [17] SIMS C A. Macroeconomics and reality [J]. *Econometrica*, 1980, 48: 1-48.

Research on Effect of Economic Openness on Agricultural Total Factor Productivity Growth in Fujian: An Empirical Analysis Based on DEA and VAR

Sun Jun^{1,2}, Cai Xianen¹

(1. School of Economics and Management, Fujian Agriculture and Forestry University, Fuzhou 350006, China;
2. Fujian Provincial Department of Foreign Trade and Economic Cooperation, Fuzhou 350006, China)

Abstract: Using the method of Malmquist index, this paper first measures the growth rate of Fujian agricultural technical progress (TP), technical efficiency (TE) and total factor productivity (TFP) from 1990 to 2007. And then, it uses cointegration and impulse response function to simulate dynamically the impact of openness (namely the degree of openness) in Fujian on its agricultural TE and TP, and the cointegration relationships between openness and them. Furthermore, it explains the effects of openness in Fujian on agricultural TFP growth. The result shows that there is long and steady equilibrium relationships between foreign trade & economy and agricultural TE/TP/TFP in Fujian, and the openness accelerates the growth of agricultural TE, but have the crowding-out effect on agricultural TP.

Key words: agricultural total factor productivity; technical efficiency; technical progress; economic openness degree; Fujian

(上接第 23 页)

- [10] ZARRAGA C, BONACHE J. Assessing the team environment for knowledge sharing: an empirical analysis [J]. *The International Journal of Human Resource Management*, 2003, 14(7): 1227-1245.
- [11] LIN W B. The effect of knowledge sharing model[J]. *Expert Systems with Applications*, 2008, 34(2): 1508-1521.

Empirical Study on Relationship between Knowledge Sharing and Project Performance

Yu Jianzheng, Wang Keyi

(School of Management, Dalian University of Technology, Dalian Liaoning 116024, China)

Abstract: Based on the research review on knowledge sharing and project management, this paper analyzes the moderate effects of project life cycle stage on the relationship between knowledge sharing and project performance. And then it establishes a theoretical model, and verifies the proposed model through empirical research based on the questionnaire for 750 team members from 25 construction enterprises. The result indicates that knowledge sharing have positive effects on project performance under the moderate role of project life cycle stage. Furthermore, knowledge sharing in planning stage has more positive effects on project performance than that in constructing stage.

Key words: knowledge sharing; project management; project performance; project life cycle