

# FDI对物流业技术溢出效应的实证研究

## ——以河南省为例

谢长伟, 张冬平

(河南农业大学 经济与管理学院, 河南 郑州 450002)

**摘要:** 首先利用 Malmquist 指数方法测算物流业全要素生产率 (TFP), 并将其分解成技术进步指数与技术效率指数; 然后利用脉冲响应函数和格兰杰检验分别动态模拟 FDI 对技术进步的影响程度, 以及 FDI 与技术进步的因果关系. 结果表明: FDI 对物流业生产率的溢出机制主要是通过技术进步的提升表征出来的; 物流业 FDI 对技术进步的影响, 其格兰杰检验不通过, 说明外商直接投资在物流业的技术溢出效应不显著.

**关键词:** 物流业 FDI; 技术溢出; 脉冲响应; VAR

**中图分类号:** U412.366.0159 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-855X(2010)02-0110-07

## Study on Technical Spillover from FDI to Logistics Industry

### ——A Case Study of Henan Province

XIE Chang-wei, ZHANG Dong-ping

(College of Economics and Management, Henan Agricultural University, Zhengzhou 450002, China)

**Abstract** Based on a nonparametric Malmquist index approach, this paper firstly analyzes total factor productivity trend in logistics industry, which is decomposed into technical efficiency and technical progress. The impulse response model and method of Granger Causality test are then used to dynamically simulate the influenced technical progress from FDI and causality between the variables. The results indicate that logistics industry productivity spillover from FDI is mainly due to advance of technical progress. The impact of technological progress from FDI on the logistics industry can not pass the Granger test, which shows that technical spillover from FDI to logistics industry is not significant.

**Key words** logistics industry; FDI; technical spillover; impulse response; VAR

### 0 引言

中国加入 WTO 以来, 利用 FDI 规模不断扩大. 根据商务部《2005 年中国商务发展报告》, 2004 年中国外资实际使用金额为 606.3 亿美元. 不言而喻, 外资对包括物流业的中国经济各个领域产生了深远的影响. 目前, 关于 FDI 投资带来的技术溢出与国内企业产出关系的经验分析, 国内学术界已有较多的研究. 张建功<sup>[1]</sup> 研究结果显示, 1991-1994 年间, 外商直接投资对中国技术进步的直接效应和间接效应都不明显, 1996-2003 年间, 外商直接投资对中国经济增长做出了直接贡献, 但因外商直接投资带来技术进步而产生的技术外溢有限. 王飞<sup>[2]</sup> 研究结果显示, 总体上外商直接投资对中国工业企业技术进步没有明显作用. 潘文卿<sup>[3]</sup> 对外商投资的外溢效应进行系统分析, 结果显示外商直接投资对工业部门的总体外溢效应为正. 江小涓<sup>[4]</sup> 利用最小二乘回归分析了中国工业行业增长速度与外商投资企业增加值的相互关系, 结果显示外资促进了中国工业技术进步及工业经济增长. 陈国宏等<sup>[5]</sup> 运用 Granger 因果关系检验法和 Engle-

收稿日期: 2009-09-22 基金项目: 国家“十一五”科技支撑计划项目 (项目编号: 2006BAJ07B09-06).

第一作者简介: 谢长伟 (1969-), 男, 博士, 主要研究方向: 计量经济学、“三农”问题. E-mail: xcwbg@tom.com

Granger 协整关系检验法对中国工业外商直接投资与技术转移相互关系进行实证研究, 结果表明中国外商直接投资是技术转移的重要原因, 但反向因果关系不成立. 而对物流业外商投资与技术进步的研究, 基本上是停留在定性研究, 少有文献运用动态经济计量模型对两者之间的相互关系进行定量研究.

Malmquist 指数是由瑞典经济学家 Sten Malmquist 在 20 世纪 50 年代提出的, 最初主要用于消费分析. 后来学者们对该指数的应用进行了扩展性研究, 已经演化出基于成本、规模效率和不变规模收益的 Malmquist 指数模型, 在生产率测算中的应用日益广泛. 鉴于此, 本文采用 Malmquist 指数方法, 进行物流业全要素生产率的变动趋势测算, 并把 TFP 的增长构成分解为技术进步和生产效率变化两个部分, 以分别反映 FD 对物流业技术外溢的渠道及其程度大小; 然后基于 VAR 模型对外商直接投资与物流业技术进步之间关系的表现特征、本质联系及其内在规律进行环环相扣、层次递进的实证分析.

## 1 物流业技术进步的评价

### 1.1 DEA 的 Malmquist 全要素生产率的计量模型

在本文的分析中, 将物流业及其它服务行业分别作为一个决策单元, 运用 Fare et al.<sup>[6]</sup> 提出的基于 DEA (Data Envelopment Analysis) 的 Malmquist 指数方法来评价物流业及其它服务业全要素生产率的状况.

从  $s$  时期到  $t$  时期, 度量全要素生产率增长的 Malmquist 指数可以表示为:

$$M_0(x_s, y_s, x_t, y_t) = \left[ \frac{d_0^s(x_t, y_t)}{d_0^s(x_s, y_s)} \times \frac{d_0^t(x_t, y_t)}{d_0^t(x_s, y_s)} \right]^{1/2} = \frac{d_0^s(x_t, y_t)}{d_0^s(x_s, y_s)} \times \left[ \frac{d_0^t(x_t, y_t)}{d_0^t(x_s, y_s)} \times \frac{d_0^s(x_s, y_s)}{d_0^t(x_s, y_s)} \right]^{1/2} = EFCH \times TECH \quad (1)$$

其中,  $(x_s, y_s)$  和  $(x_t, y_t)$  分别表示  $s$  时期和  $t$  时期的投入和产出向量;  $d_0^s$  和  $d_0^t$  分别表示以  $t$  时期技术  $T^t$  为参照, 时期  $s$  和时期  $t$  的距离函数.  $EFCH$  和  $TECH$  分别表示时期  $s$  到时期  $t$  所发生的效率提高和技术进步. 根据 Malmquist 生产率指数的定义, 计算这一指数的关键是计算各种形式的距离函数. 计算这些距离函数本文采用 DEA 最基本也最有效的模型. 为了对  $DMU$  的有效性进行较简单的判别, Charnes 和 Cooper 引入了非阿基米德无穷小量的概念, 以便用线性规划的单纯形方法求解模型, 对决策单元进行一次性判别.

设有  $n$  个决策单元  $DMU_i (i = 1, 2, \dots, n)$ , 每个决策单元都是以  $m$  种投入生产  $k$  种产品, 分别以  $m$  维向量和  $k$  维向量表示的  $i$  个生产单元的投入量和产出量, 在规模报酬不变的情形下, 加入松弛变量和非阿基米德无穷小量  $\varepsilon$  后的 DEA 模型为:

$$\begin{aligned} & \min [\theta_0 - \varepsilon(e_1^T SA + e_2^T SB)] \\ & \text{s.t.} \sum_{i=1}^n \lambda_i X_i + SA = \theta_0 X_0 \\ & \quad \sum_{i=1}^n \lambda_i Y_i - SB = Y_0 \\ & \quad \lambda_i \geq 0 \quad i = 1, 2, \dots, n, \quad SA \geq 0, \quad SB \geq 0 \end{aligned} \quad (2)$$

其中  $e_1 \in R^m$ ,  $e_2 \in R^k$  分别为  $m$  和  $k$  维单位向量,  $X_0, Y_0$  表示被评价决策单元  $DMU_0$  的投入和产出向量.  $SA = (sa_1, sa_2, \dots, sa_m)^T$ ,  $SB = (sb_1, sb_2, \dots, sb_k)^T$  分别表示对  $DMU_0$  进行结构调整的松弛变量. 用此模型可以一次性地判别出  $DMU_0$  所处的效率状态.

### 1.2 Malmquist 全要素生产率模型评价指标体系的选取与数据来源

本文选择河南省物流、房地产、科技服务、电子商务和建筑业等几个主要行业作为决策单元, 采用 2000~2006 年物流等各行业投入产出数据, 以各行业的 GDP 增加值和营业利润为模型的产出变量, 以各行业的合同利用外资、国内固定资产投资和从业人数作为投入变量, 其中从业人数为实物量指标, 其他均为当年的价值量指标, GDP 增量和营业利润以 2000 年河南省的商业零售价格总指数为基期进行平减, 国内固定资产投资以 2000 年河南省固定资产投资价格指数进行平减, 合同利用外资 (美元) 先用当年美元对人民币的汇率进行折算, 然后用 2000 年河南省固定资产投资价格指数平减, 以去除价格变化的影响.

合同利用外资数据来源于中国商务部,其它数据均来源于河南省统计年鉴(2001~2007年),由于个别年份资料的短缺,如缺少2004年的各行业的营业利润,所短缺数据的处理,在定性分析指导下均以各行业上下两年的相应指标的算术平均数代替.运用 MyDEA Version 0.99 软件求解所涉及到的 Mahquis 指数模型中的线性规划问题.

### 1.3 物流业全要素生产率的实证结果与分析

表 1~表 3 是根据上述方法测算出来的河南物流业及其它服务业 2000~2006 年的全要素生产率、技术进步指数和技术效率指数.从表 1~表 3 可知,2000~2006 年物流业全要素生产率、技术进步指数和技术效率指数的平均值在河南省几个服务业中均为最高,分别达到 1.6802、1.652 和 1.008.由上面的 Mahquis 指数模型知道,全要素生产率是由技术进步和综合技术效率共同作用的,从表中可知房地产多数年份的综合技术效率均为 1,因而其全要素生产率的变化主要是由技术进步引起的.

表 1 2000~2006 年物流及其它服务业全要素生产率变化比较

Tab 1 Comparison among total factor productivity of logistics and others service industry during 2000~2006

年份	物流	科技服务	教育	建筑业	电子商务	房地产
2000-2001	2.218	1.31	1.235	1.355	1.529	0.929
2001-2002	0.575	0.679	0.485	0.699	0.477	0.649
2002-2003	0.728	1.358	1.378	1.655	1.076	1.268
2003-2004	1.761	1.019	0.663	1.391	1.16	1.267
2004-2005	2.999	1.093	2.451	1.433	2.668	2.359
2005-2006	1.8	0.975	1.64	0.627	0.991	1.181
平均值	1.6802	1.0723	1.3087	1.1933	1.3168	1.2755

表 2 2000~2006 年物流及其它服务业综合技术效率变化比较

Tab 2 Comparison among comprehensive technical efficiency of logistics and others service industry during 2000~2006

年份	物流	科技服务	教育	建筑业	电子商务	房地产
2000-2001	1	1	1	1	1	1
2001-2002	1	1	1	1	1	1
2002-2003	0.804	1	1	1	0.96	1
2003-2004	1.244	1	0.997	1	1.042	1
2004-2005	1	1	0.998	1	1	1
2005-2006	1	1	1.004	1	1	1
平均值	1.008	1	0.9998	1	1.0003	1

表 3 2000~2006 年物流及其它服务业技术进步比较

Tab 3 Comparison among technical progress level of logistics and others service industry during 2000~2006

年份	物流	科技服务	教育	建筑业	电子商务	房地产
2000-2001	2.218	1.31	1.235	1.355	1.529	0.929
2001-2002	0.575	0.679	0.485	0.699	0.477	0.649
2002-2003	0.906	1.358	1.378	1.655	1.121	1.268
2003-2004	1.415	1.019	0.665	1.391	1.113	1.267
2004-2005	2.999	1.093	2.456	1.433	2.668	2.359
2005-2006	1.8	0.975	1.633	0.627	0.991	1.181
平均值	1.652	1.072	1.437	1.193	1.317	1.276

## 2 FDI对物流业技术进步影响的计量分析

如前所述, 物流业外商投资与技术进步的研究总体上实证研究较少, 研究方法也局限于简单的回归分析与统计比较, 缺乏系统分析, 对外商直接投资与新型服务业技术进步及技术效率的测度也缺乏权威性, 少有文献运用动态经济计量模型对两者之间的相互关系进行定量研究. 鉴于此, 本文利用已有的理论和研究成果, 对 FDI与新型服务业技术进步及技术效率之间关系的表现特征、本质联系及其内在规律进行环环相扣、层次递进的实证研究和分析.

### 2.1 研究方法

#### 2.1.1 单位根检验 (Unit Root Test)

为了解决非平稳时间序列分析时产生的“伪回归”问题, 一般可对其进行平稳化, 然后对差分序列进行回归. 但这样就会忽略原时间序列所包含的有用信息, 对此可采用协整理论, 进行协整检验. 进行协整检验的先决条件是时间序列是不稳定、非平稳的, 而且具有单位根. 故首先要对所研究的相关数据进行单位根检验, 然后建立非平稳时间序列的回归模型.

考察随机过程  $\{Y_t, t = 1, 2, \dots\}$ , 若  $Y_t = \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$  其中  $\delta = 1$ ,  $\varepsilon_t$  为一稳定过程, 且  $E(\varepsilon_t) = 0$ ,  $Cov(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-s}) = \mu_t < \infty$ ,  $s = 0, 1, 2, \dots$ , 则称该过程为单位根过程 (Unit Root Process). 若  $Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t$ , 其中,  $\varepsilon_t$  独立同分布, 且  $E(\varepsilon_t) = 0$ ,  $D(\varepsilon_t) = \sigma^2 < \infty$ , 即  $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$ , 则称  $\{Y_t, t = 1, 2, \dots\}$  为一随机游动过程.

若单位根过程经过一阶差分成为平稳过程, 即  $Y_t - Y_{t-1} = (1 - B)Y_t = \varepsilon_t$ , 则时间序列  $Y_t$  称为一阶单整序列, 记作  $I(1)$ . 一般地, 如果非平稳时间序列  $Y_t$  经过  $d$  次差分达到平稳, 则称其为  $d$  阶单整序列, 记作  $I(d)$ , 其中  $d$  表示单整阶数, 是序列包含的单位根个数. 进行单位根检验有多种不同的方法, 如  $DF$  法、 $ADF$  法、 $PP$  法, 本文主要采用  $ADF$  检验法.

#### 2.1.2 向量自回归模型 (VAR, Vector Auto Regression)

向量自回归是 Sims (1980)<sup>[7]</sup> 提出的使用模型中的所有当期变量对所有变量的若干滞后变量进行回归, 用于相关时间序列系统的预测和随机扰动对变量系统的动态影响. 它不带有任何事先约束条件, 将每个变量均视为内生变量, 避开了结构建模方法中需要对系统中每个内生变量关于所有变量滞后值函数的建模问题. 最一般的 VAR 模型的数学表达式为:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + B_1 x_t + \dots + B_r x_{t-r} + \varepsilon_t \quad (3)$$

其中,  $y_t$  是  $m$  维内生变量向量,  $x_t$  是  $d$  维外生变量向量,  $A_1, A_2, \dots, A_p$  和  $B_1, B_2, \dots, B_r$  是待估计的参数矩阵, 内生变量和外生变量分别有  $p$  阶和  $r$  阶滞后期.  $\varepsilon_t$  是随机扰动项, 其同时刻的元素可以彼此相关, 但不能与自身滞后值和模型右边的变量相关.

在向量自回归的基础上, 可以脉冲响应函数和方差分解来对已建立起来的 VAR 模型做出解释. 脉冲响应函数 (IRF, Impulse Response Function) 用于考察来自随机扰动项的一个标准差冲击对内生变量当前和未来取值的影响. 而方差分解则是将系统的预测均方差分解成系统中各变量冲击所作的贡献.

#### 2.1.3 协整检验 (Cointegration Test)

协整分析是在时间序列的向量自回归分析的基础上发展起来的, 空间结构与时间动态相结合的建模方法与理论分析方法. 与传统的以最小二乘法为基础的线性回归分析相比, 在统计上更严格, 更具逻辑性.

对于服从  $I(1)$  过程的变量的协整检验, 检验用基回归系数的 Johansen (1988)<sup>[8]</sup> 检验. Johansen 和 Juselius (1990)<sup>[9]</sup> 提出了一种在 VAR 系统下用极大似然估计来检验多变量间协整关系的方法, 即 Johansen 协整检验. 这种检验以 VAR 模型为基础, 利用两种概率似然比检验来确认矩阵的秩, 也就是多变量之间存在着协整方程数目. 一般认为这是进行多变量协整检验的最佳方法. 考虑阶数为  $p$  的 VAR 模型:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + B x_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

其中,  $y_t$  是一个含有非平稳的  $I(1)$  变量的  $k$  维向量;  $x_t$  是一个确定的  $d$  维的向量;  $\varepsilon_t$  是扰动向量. 可以把 VAR 重写为以下形式:

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + BX_t + \varepsilon_t \tag{5}$$

其中:  $\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I, \Gamma_i = \sum_{j=i+1}^p A_j.$

如果系数矩阵  $\Pi$  的秩  $r < k$ , 则存在  $k \times r$  阶矩阵  $\alpha$  和  $\beta$  使矩阵  $\Pi = \alpha\beta'$  以及  $\beta' Y_t$  都服从稳定的  $I(0)$  过程. 然后再作迹检验 (trace test) 和最大特征值检验 (max-eigenvalue test), 其统计量分别为:

$$LR_r(r|k) = -T \sum_{i=r+1}^k \log(1 - \lambda_i), H_0: R(\Pi) \leq r \tag{6}$$

$$LR_{max}(r|r+1) = -T \log(1 - \lambda_{r+1}) = LR_r(r|k) - LR_r(r+1|k), H_0: R(\Pi) = r \tag{7}$$

其中,  $\lambda_i$  是大小排第  $i$  个的特征值,  $T$  是观测期总数,  $k$  是内生变量的个数,  $r = 0, 1, \dots, k-1$

### 2.1.4 格兰杰因果检验 (Granger Cause and Effect Test)

Granger 因果检验可用来判断变量间内外生性. 它是指: 如果利用  $X$  和  $Y$  的过去值对  $Y$  进行预测比单用  $Y$  的过去值来进行预测所产生的预测误差更小的话, 就存在着从  $X$  到  $Y$  的因果关系, 此时称  $X$  以 Granger 方式引致  $Y$ , 一般用  $X \rightarrow Y$  表示, 即:

$$X \rightarrow Y \Leftrightarrow \delta^2(Y_t | Y_{t-k}, k > 0) > \delta^2(Y_t | Y_{t-k}, X_{t-k}, k > 0) \tag{8}$$

在 VAR 模型中, Granger 因果检验有两种形式: 一种是传统的基于 VAR 模型的检验; 另一种则是新近发展起来的基于 VEC 模型的检验, 两者间的区别在于适用范围有所不同. Feldstein and Stock (1994)<sup>[10]</sup> 认为如果非平稳变量间存在着协整关系, 则因果检验应考虑使用后者, 即不能省去模型中的误差修正项 (ECT), 否则得出的结论可能出现偏误, 即必须引入式 (7) 来做 VEC 形式的 Granger 因果检验:

$$\Delta Y_t = \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Y_{t-k+1} + \alpha\beta' Y_{t-1} + U_t \tag{9}$$

## 2.2 变量与数据

### 2.2.1 外商直接投资变量 (FDI)

目前, 就外商直接投资对技术进步影响的实证研究, 在所采用的数据处理上, 有的采用 FDI 总量, 有的采用外资企业的相关数据, 并没有统一的数据标准. 如果直接采用 PDI 的数量指标, 与全要素生产率 (TFP)、技术进步指数 (TECH) 及综合性率指数 (EFCH) 性质稍有不匹配, 为了使数据间相互匹配, FDI 指标使用外商投资增加率. 数据主要根据历年中国商务部外商直接合同投资额计算所得.

### 2.2.2 技术进步指数 (TECH) 和综合技术效率 (EFCH)

这两个变量及其数值采用前面基于 Mahquist 生产率指数及其分解数值 (如表 1~ 表 3 所示). 由于房地产的技术效率指数在研究期内没有变化, 故其全要素生产率的变化主要是由技术进步引起的, 所以在此只对外商直接投资与技术进步的关系进行研究.

## 2.3 物流行业 FDI 对技术进步影响的实证结果

### 2.3.1 单位根检验 (Unit Root Test) —— FDI 和 TECH

由于物流业的技术进步指数和外商直接投资的序列若干阶差分后仍不平稳, 先将其取对数后进行单位根检验. 对物流行业的  $LnFDI$ ,  $LnTECH$  的单位根进行 ADF 检验 (见表 4).

可见, 物流业的  $LnFDI$  存在单位根, 序列是不平稳的, 对其进行一阶差分,  $\Delta LnFDI$  仍然不平稳, 进行二阶差分发现是  $\Delta^2 LnFDI$  是平稳的; 物流业的  $LnTECH$  也不平稳, 对其进行一阶差分, 发现  $\Delta LnTECH$  已经平稳, 由于  $\Delta^2 LnFDI$ ,  $\Delta LnTECH$  二序列不是同阶单整, 因而不能进行协整检验.

表 4 物流行业 FDI TECH 的单位根检验

Tab 4 Text of unit root of FDI and TECH of logistics industry

变量	ADF 检验值	各显著性水平下的临界值 %			检验结果
		1	5	10	
$LnFDI$	-1.383	-5.605	-3.695	-2.983	不平稳
$LnTECH$	-1.718	-5.605	-3.695	-2.983	不平稳
$\Delta LnFDI$	-3.005	-6.424	-3.985	-3.121	不平稳
$\Delta LnTECH$	-4.034	-6.424	-3.985	-3.121	平稳
$\Delta^2 LnFDI$	-18.404	-8.033	-4.541	-3.381	平稳
$\Delta^2 LnTECH$	-3.708	-8.033	-4.541	-3.381	平稳

2.3.2 格兰杰因果检验 (Granger Cause and Effect Test)

由于物流业的外商直接投资、技术进步序列均是非平稳的, 因此可以基于 VEC 模型进行格兰杰因果检验 (见表 5)。

在最佳滞后期为 1 的情况下, 物流业的格兰杰因果关系检验均没通过, 表明外商直接投资不是技术进步的格兰杰原因, 技术进步也不是外商直接投资的格兰杰原因。出现这样的原因可能是因为一个方程有同样变量的多个滞后值产生了多重共线性。

2.3.3 脉冲响应函数 (IRF, Impulse Response Function)

如图 1 是物流业外商直接投资与技术进步标准差的一个新息对其自身及对方的影响。

物流业技术进步指数对外商直接投资一个标准差的正向新息, 在第一期就有一个较大的负向冲击, 达到 -0.5 左右的最低点, 随后开始

上升, 在大约 0.6 期时达到 0, 大概在第二期达到最高, 大约 0.4 然后又开始下降, 逐渐稳定在 0 这个过程是收敛的。因而在物流业 FDI 对技术进步水平的推动作用主要在滞后 2~3 期。

从图 1 中可以看出, 物流业外商直接投资对技术进步指数一个标准差的正向新息, 在第一年的影响为 0, 到第二年就有一个较大的负向响应, 使技术进步减少到最低点, 大概是 -0.6 然后开始增加, 到第三年达到 0 随后继续增加, 到第四年是达到最高点 0.2 左右, 然后又开始下降直至稳定在 0 从趋势上看, 随着时间的推移其正向新息一直在减小。

总之, 河南物流业 FDI 对技术进步有一定的影响, 但影响程度很有限。如前分析其格兰杰检验不通过, 说明外商直接投资在物流业的技术溢出效应不显著。

2.3.4 方差分解 (Variance decomposition)

基于 VAR 模型和渐近解析法 (Analytic) 方差分解, 物流业外商直接投资对技术进步的分差分解如表 6 所示。

表 6 物流业外商直接投资和技术进步的分差分解

Tab 6 Variance decomposition between FDI and TECH of logistics industry

Period	技术进步方差分解 (Variance Decomposition of TECH)			外商直接投资方差分解 (Variance Decomposition of FDI)		
	S.E.	FDI	TECH	S.E.	FDI	TECH
1	0.911633	52.66003	47.33997	1.291458	100.0000	0.000000
2	1.050702	51.85502	48.14498	1.479270	76.42638	23.57362
3	1.084648	51.35226	48.64774	1.527030	77.83062	22.16938
4	1.095468	51.472054	48.52746	1.541869	76.39824	23.60176
5	1.098354	51.38596	48.61404	1.545876	76.50452	23.49548
6	1.099281	51.40955	48.59045	1.547163	76.38806	23.61194
7	1.099532	51.39827	48.60173	1.547508	76.39552	23.60448
8	1.099612	51.40140	48.59860	1.547620	76.38603	23.61397
9	1.099634	51.40012	48.59988	1.547650	76.38648	23.61352
10	1.099641	51.40047	48.59953	1.547660	76.38572	23.61428

表 5 物流业外商直接投资与技术进步的格兰杰因果检验

Tab 5 Granger causality test between FDI and TECH of logistics industry

因变量	自变量	滞后期	Chi-sq	Prob.
TECH	FDI	1	0.6118	0.4341
FDI	TECH	1	0.7850	0.3756

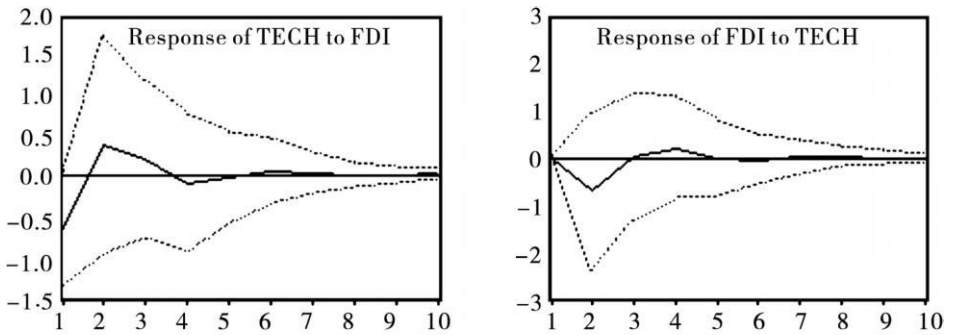


图 1 物流业脉冲响应函数曲线  
Fig.1 Impulse response function curve of the logistics industry

从表 6 中可见,物流业技术进步的方差分解中,初始影响的 47.34% 来源于自身,而 FDI 对其贡献率为 52.66%,随后自身的贡献率略有上升,并稳定在 48.60% 左右,FDI 的贡献率开始下降至 51.4%。说明 FDI 对物流技术进步的影响长期来看占一半较强。外商直接投资方差分解中,在第一期有 100% 的影响来自于外商直接投资自身,技术进步对其贡献率为 0,然后来自外商投资本身的影响开始下降,并稳定在 76.39% 左右,技术进步对其影响上升到 23.6%。可见,物流行业中其技术进步的变化更多的受外商直接投资的影响,而外商直接投资受技术进步的影响较小。

### 3 结 论

本文在充分借鉴国际上关于 FDI 对东道国行业内溢出效应的作用机制研究成果,利用河南物流业相关数据,基于数据包络分析(Data Envelopment Analysis)的 Malmquist 生产率指数,将物流业全要素生产率分解为技术进步指标与技术效率指标,以此考察了 FDI 技术溢出的渠道效应,得出物流业 FDI 对技术进步的影响。

从脉冲响应曲线知道,其影响程度有限。其格兰杰检验不通过,说明外商直接投资在物流业的技术溢出效应不显著。究其原因可能有如下原因:一是河南物流产业中内外资企业的竞争实力或者说技术差距太大,还未达到产生显著溢出效应的“门槛”,并不能通过在于外资物流企业的竞争与示范-模仿以及人力资本流动过程中产生显著的溢出效应。二是由于河南省物流人才普遍素质不高,在物流科研方面的投入力度不够,内资物流企业的运行大都还具有粗放式的劳动力密集型特征,而人力资源的数量和质量、科研水平和科研基础设施决定着技术吸收能力,技术吸收能力又是决定外资技术溢出的关键。三是河南现代物流业起步较晚,内资物流企业还远未成熟壮大,以及外资刚刚经过 WTO 中限定的外资在物流产业投资的过渡期,外资物流企业在河南的投资力度还不够大,物流产业的对外开放程度也一定程度上对外资在河南省物流业溢出效应不显著造成了影响。

### 参考文献:

- [1] 张建刚. 外商直接投资与中国技术进步的实证分析[J]. 经济与管理研究, 2006, 27(2): 21-23
- [2] 王飞. 外商直接投资促进了国内工业企业技术进步吗[J]. 世界经济研究, 2003, 22(4): 55-58
- [3] 潘文卿. 外商投资对中国工业部门的外溢效应: 基于面板数据的分析[J]. 世界经济, 2003, 21(6): 3-7
- [4] 江小涓. 中国的外资经济——对增长、结构升级和竞争力的贡献[M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2002
- [5] 陈国宏, 郑绍濂, 等. 外商直接投资与技术转移关系的实证研究[J]. 科研管理, 2000, 21(5): 13-17
- [6] FARE R, GROSSKOPF S, NORRIS M, et al. Productivity growth, technical progress and efficiency changes in industrialized countries[J]. American Economic Review, 1994, 84(3): 27-36
- [7] SIMS C A. Macroeconomics and reality[J]. Econometrica, 1980, 48(2), 1-24
- [8] JOHANSEN SOREN. Statistical Analysis of Cointegration Vectors[J]. Journal of Economics Dynamics and Control, 1988, 67(12): 67-81
- [9] JOHANSEN S, JUSELIUS K. Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money[J]. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 1990, 52(2): 162-210
- [10] MARTIN FELDSPEN, JAMES H STOCK. The Use of a Monetary Aggregate to Target Nominal GDP[M]. Chicago University of Chicago Press, 1994