

南京航空航天大学 论文集

(二〇〇八年) 第36册

经济与管理学院

(第3分册)

南京航空航天大学科技部编

二〇〇九年五月

Z427/1033(2008)-(36)



NUAA2009044452

Z427
1033(2008)-(36)

经济与管理学院

博士



2009044452

36

目 录

序号	姓 名	职 称	单位	论 文 题 目	刊物、会议名称	年、卷、期	类 别
1.	辛永容	博士	091	我国制造业劳动生产率因素分解——基于非参数 DEA 的动态研究	系统工程	2008 年 26 卷 5 期	期 刊
2.	辛永容	博士	091	Analysis on How FDI Impact Labor Productivity in Chinese Manufacturing Sector	2008 应用统计国际会议	2008 年	国 际 会 议
3.	王强	博士	091	成本内生化的企业产量与厂址选择模型	运筹与管理	2008.17.2	
4.	王强	博士	091	Cournot competition and location choice with wage bargaining	Economics Bulletin	2008 年 12 卷 22 期	
5.	王强	博士	091	Location-price competition with asymmetric demands and endogenous production costs	Proceedings of 2008 International Conference On Logistics And Supply Chain Management	2008 年	
6.	王强	博士	091	混合寡头市场中企业产量与区位选择模型	第十届中国管理科学学术年会	2008	
7.	张天龙	博士	095	大型国有企业的产业品牌资产管理	国有资产管理	2008.7	
8.	张天龙	博士	095	产业品牌概念起源及其述评研究	商业时代	2008.17	
9.	张天龙	博士	095	关于构建产业品牌资产产品体系	中国统计	2008.10	
10.	张天龙	博士	095	打造强大中国造船产业品牌	中国船舶报社	2008.5	
11.	张天龙	博士	095	An Exploration on Buiding A Powerful Industrial Brand	The 15 International Conference on Industrial Engineering and Engineering management	2008	
12.	黄继	博士	091	高科技创业平台的形成机理及运行模型	科技进步与对策	2008.25.7	
13.	黄继	博士	091	绿色再制造集成技术创新平台研究	科学管理研究	2008.26.1	
14.	黄继	博士	091	武汉市高新技术产业创新发展的对策研究	统计与决策	2008 年 3 期	
15.	孔祥沛	博士	091	基于 SEM 的研究生学位论文质量评价研究	河海大学学报(哲学社会科学版)	2008.10.4	
16.	孔祥沛	博士	091	研究生学位论文学术失范现象透视	黑龙江高教研究	2008 年 1 期	
17.	骆公志	博士	091	灰色 GM(1,1) 模型新的改进方法	统计与决策	2008 年 22 期	
18.	汤少梁	博士	091	基于国际服务贸易的中外办学探讨	考试周刊	2008.18	
19.	汤少梁	博士	091	用创新培育和提升医药企业的核心竞争力	中国药业	2008.17.16	
20.	汤少梁	博士	091	中外合作办学机构竞争力评价指标体系研究	中国行政管理	2008.6	
21.	汤少梁	博士	091	灰色绝对关联度组合预测模型的性质研究	系统工程与电子技术	2008.30.1	
22.	莫鸿	博士	095	中国物流业发展中的体制性障碍因素调查——江苏省实地调查报告	统计研究	2008.8	
23.	莫鸿	博士	095	开征燃油税对促进我国物流业发展的重要性研究	生态经济	2008 年 09 月	
24.	莫鸿	博士	095	Game Analysis on Enterprise Behavior among Road Freight Transport Industry in China	2008 International Conference on Intelligent Computation Technology	2008 年 Vol.2	

					and Automation		
25.	莫鸿	博士	095	Dynamic Game Analysis on Logistic Service in China	2008 The 4th International Conference on Wireless Communications, Networking and Mobile Computing	2008 年	
26.	段一群	博士	095	进出口影响装备制造业产业安全的实证分析	经济经纬	2008 年第 5 期	
27.	段一群	博士	095	Analysis of the Effect of the Financial Support on China's Equipment Manufacturing	2008 信息管理、创新管理与工业工程国际学术会议 (2008 International Conference on Information Management, Innovation Management and Industrial Engineering)	2008 年 12 月	
28.	公彦德	博士	091	3PL 服务提供商参与下的供应链定价及协调策略	商业研究	2008 年第 11 期	
29.	公彦德	博士	091	物流服务三级供应链定价及协调策略探讨	价格月刊	2008 年第 9 期	
30.	公彦德	博士	091	三级闭环供应链系统的定价、回购及协调策略	管理科学	2008 年 21 卷 2 期	
31.	公彦德	博士	091	三级闭环供应链下的定价与回购策略整合研究	工业技术经济	2008 年 27 卷第 2 期	
32.	公彦德	博士	091	三级供应链协调和利润分配机制研究	统计与决策	2008 年第 1 期	
33.	李为相	博士	091	一种多属性的多物品拍卖方法研究	商业研究	2008 年第 10 期	
34.	李为相	博士	091	粗集理论在食品安全综合评价中的应用	食品研究与开发	2008.29.2	
35.	刘涛	博士	091	供应链中的信用交易与中小企业融资解困	商业时代	2008.22	
36.	肖泽磊	博士	091	中国风险企业内生核心竞争力构建及其实证研究	南开管理评论	2008.11.4	
37.	杨丽	博士	091	以旅行社为核心的旅游供应链构建研究	经济问题探索	2008 年第 7 期	
38.	乐菲菲	博士	091	我国上市公司资本结构影响因素分析——基于钢铁行业上市公司的实证研究	广西社会科学	2008 年第 7 期	
39.	王玉燕	博士	091	两个生产商的逆向供应链演化博弈分析	系统工程理论与实践	2008 年第 4 期	
40.	王玉燕	博士	091	基于博弈论的闭环供应链定价模型分析	南京航空航天大学学报	2008 年 40 卷第 2 期	
41.	冯向前	博士	096	区间数互补判断矩阵的一致性及其排序方法	统计与决策	2008.7	
42.	冯向前	博士	096	区间数判断矩阵的一致性研究	控制与决策	2008.23.2	
43.	朱军	博士	096	我国上市公司股东投票机制保障与创新研究	经济纵横	2008.3	
44.	胡钢	博士	096	区间数互补判断矩阵的一致性和排序方法	西北师范大学学报 (自然科学版)	2008.44.1	
45.	胡钢	博士	096	带时频区间精度小波神经网络的信号仿真研究	山东大学	2008.38.1	
46.	陈学云 江可申	博士	095	航空运输服务自然垄断强度的弱化与规制放松	财贸经济	2008, 7 期	
47.	陈学云 江可申	博士	095	我国航空运输业的反行政垄断	价格月刊	2008, 12 期	
48.	陈学云 江可申	博士	095	弱自然垄断与规制放松的可能性	商业时代	2008, 12 期	

49.	陈学云 江可申	博士	095	航空运输业规制放松与反行政垄断——基于自然垄断的强度分析	中国工业经济	2008, 6 期	
50.	葛世龙	博士	091	储量不确定对可耗竭资源优化开采的影响研究	中国管理科学	2008 年 16 卷 6 期	
51.	葛世龙	博士	091	税收政策不确定下资源动态优化开采研究	管理学报	2008 年 5 卷 5 期	
52.	孙立成	博士	091	能源利用效率动态变化的中外比较研究	数量经济技术经济研究	2008 年 8 期	
53.	孙立成	博士	091	区域 FEEEP 系统协调发展研究——基于 DEA 方法的实证分析	财经研究	2008 年 34 卷 2 期	
54.	和媛媛	博士	091	基于模糊判断矩阵的群决策方法研究	中国管理科学	2008 年 02 期	
55.	和媛媛	博士	091	三角模糊数互补判断矩阵排序的最小方差法	控制与决策	2008 年 23 卷 10 期	
56.	和媛媛	博士	091	基于模糊判断矩阵的一致性调整方法	系统工程与电子技术	2008 年 11 期	
57.	查冬兰	博士	091	我国工业 CO ₂ 排放影响要素差异性研究	财贸研究	2008 年第 1 期	
58.	陈洪涛	博士	091	基于灰色关联理论的中外石油期货价格时差	系统工程理论与实践	2008 年 28 卷 3 期	
59.	陈洪涛	博士	091	石油金融理论研究综述	经济学动态	2008 年 卷 7 期	
60.	王群伟	博士	091	影响我国能源强度变动的因素探析	统计与决策	2008 年 卷 8 期	
61.	王群伟	博士	091	能源回弹效应测算的改进模型及其实证研究	管理学报	2008 年 5 卷 5 期	
62.	王群伟	博士	091	基于 DEA 方法的全要素电力消费效率分析	工业技术经济	2008 年 27 卷 3 期	
63.	王群伟	博士	091	中国全要素能源效率变动的实证研究	系统工程	2008 年 26 卷 7 期	
64.	李存芳	博士	091	试论可耗竭资源型企业转移区位选择行为的研究价值	改革与战略	2008 年 24 卷 7 期	
65.	鞠可一	博士	091	A Novel Algorithm for Outlier Detection in High Dimension and its Application in Mine Disaster Forewarning	Information System and Management 2008(ISM 2008) 会议	2008 年	
66.	鞠可一	博士	091	高维离群数据检测算法及其在矿难预警中的应用	系统工程	2008 年 26 卷 11 期	
67.	侯健敏	博士	091	分布式能源研究综述	沈阳工程学院学报(自然科学版)	2008 年 4 卷 4 期	
68.	侯雅莉	博士	091	数量折扣契约对三阶层供应链的协调	工业工程	2008 年 11 卷 2 期	
69.	戴毓	博士	091	我国燃料油期货收益、交易量关系的实证研究	系统工程	2008 年 26 卷 7 期	
70.	戴毓	博士	091	建立石油期货市场的对策研究	生态经济	2008 年 5 期	
71.	邢小军	博士	091	中国能源需求预测函数: 主成份辅助的协整分析	数理统计与管理	2008 年 27 卷 6 期	
72.	邢小军	博士	091	中国产业结构对能源需求影响的机理	内蒙古社会科学	2008 年 29 卷 3 期	

73.	张慧明	博士	091	网络环境下政府信息资源共享能力评价研究	情报科学	2008年26卷第4期	
74.	张慧明	博士	091	基于竞争情报分析的企业进入模式选择模型	情报杂志	2008年第5期	
75.	张慧明	博士	091	东中部煤炭企业“西进”模式分析	管理学报	2008年5卷第5期	
76.	张慧明	博士	091	简谈资源枯竭型煤炭企业跨区域转移	光明日报（理论版）	2008年6月5日	
77.	周金阳	博士	091	企业经营者职业目标价值取向及相关性分析_以国有农业企业为例	江海学刊	2008年3期	
78.	周金阳	博士	091	国有农业企业经营者激励机制研究_基于委托代理模型的分析	农业经济问题	2008年卷10期	
79.	周金阳	博士	091	把脉江苏国有农业企业	江苏农村经济	2008年卷1期	
80.	赵梦楠	博士	091	中国煤炭消耗与经济增长的结构变化及因果关系研究	管理学报	2008年5卷5期	
81.	赵梦楠	博士	091	我国煤炭行业与下游相关行业相互关联的动态分析	价格月刊	2008年11期	
82.	赵梦楠	博士	091	对影响中国煤炭生产效率因素的面板协整分析:1993-2004	企业经济	2008年10期	
83.	赵梦楠	博士	091	面板单位根 Hadri 检验的有偏性及其修正	数量经济技术经济研究	2008年6期	
84.	朱礼龙	博士	091	网络组织联合决策方案实施中的风险及其防范	现代管理科学	2008年卷4期	
85.	朱礼龙	博士	091	网络组织的信息共享能力及其评价研究	情报学报	2008年卷5期	
86.	陆晓平 倪勤	博士 教授		A quasi-Newton trust region method with a new conic model for the unconstrained optimization	Applied Mathematics and Computation	2008-204(1)	
87.	陆晓平 倪勤	博士 教授		解线性约束优化问题的新锥模型信赖域法（英文）	运筹学学报	2008-12(4)	
88.	刘浩 倪勤	博士 教授		Incomplete Jacobian Newton method for nonlinear equations	Computers and Mathematics with Applications	2008-56(1)	
89.	刘浩 倪勤	博士 教授		二次插值模型直接搜索算法的参数分析	数值计算与计算机应用	2008-29(4)	
90.	刘浩 倪勤	博士 教授		NEW LIMITED MEMORY SYMMETRIC RANK ONE ALGORITHM FOR LARGE-SCALE UNCONSTRAINED OPTIMIZATION	Transactions of Nanjing University of Aeronautics & Astronautics	2008-25(3)	
91.	王海军 倪勤	博士 教授		A new method of moving asymptotes for large scale unconstrained optimization	Applied Mathematics and Computation	2008-203(1)	
92.	王海军	博士		An Interval Entropy Method for Equality Constrained Multiobjective Optimization Problems	Numerical Analysis and Applications	2008-1(1)	

Analysis on How FDI Impact Productivity in China Manufacturing Sector based on Co-integration Test and ECM

XIN Yongrong^{1, 2}, CHEN Qi¹, XIAO Junzhe²

¹ NanJing University of Aeronautics and Astronautics Jiangsu, Nanjing, P.R. China, 210016

² AnHui University of Finance and Economics Anhui, Bengbu, P.R. China, 230041

Abstract: Based on Chinese manufacturing-related data during 1980-2007, this paper firstly dose co-integration analysis and error correction model on the foreign direct investment (FDI) and labor productivity, then analyzes the effect of the FDI in raising labor productivity. The results show: there is a one-way causal relationship among FDI and labor productivity. The promotions of the FDI to labor productivity are positive whether from a long-term equilibrium or from the short-term fluctuations. Moreover, further accumulation of FDI plays a prominent role to improve labor productivity in the long-term.

Key words: FDI, Labor Productivity, Co-integration Analysis, Error Correction Model

1 Introduction

The role of foreign direct investment (FDI) in labor productivity growth has become a hot academic concern, and mainland researchers have different views on it. The correct analysis of FDI effects has a major theoretical and practical significance to the FDI introduction strategies and the development of China's manufacturing industry. This paper reports research on the impact of FDI on manufacturing labor productivity using explanatory variables, i.e., output, labor input, capital input and the degree of FDI. The research shows: the cumulative FDI is associated with higher labor productivity in Chinese manufacturing industry.

The paper is organized as follows. Section 2 reviews the relative literatures. The model, data and methodology are introduced in section 3, followed by the results form the co-integration analysis and error correction model (ECM) in section 4. The final section of the paper, section 5, presents the conclusions and discusses the implications for policy-makers and company managers.

2 FDI, labor productivity and capital deepening

In recent years, the impact of FDI in the host country has been of interest to many researchers. Most of them start from the effects of FDI to productivity in the host country. There are two main points on this issue: parts of researchers insisted that FDI would have a positive impact on productivity. Foreign researchers such as: Blomstrom and Wolff(1994),Basant and Fikkert(1996) have confirmed that the productivity level of local enterprises and of transnational corporations exist convergence, and the technology external effects or "spillovers" from multinational corporations are the important supplement to the local manufacturers' R&D. Researcher Jie He (2000) holds that foreign-funded enterprises at home owned the reality technology spillover effects to industrial sector, and thus thinks that the entry of multinational companies improve the technological level of China significantly; Wenqing Pan (2003) Comes to the conclusion that overall effect of the introduction of FDI is positive by analyzing data of Chinese industrial sector too. But he points out the difference of technology absorption among areas is a threshold, thus affecting the positive effect upgrading. However, some researchers insist that the role of FDI to the host country's technological progresses is weak, or even negative. Aitken and Harrison's (1999) study shows, Venezuela's total factor productivity and FDI flows are negative correlation. Djankov and Hoekan (2000) also found that if the share of foreign capital composed of Proprietorship, the effect of FDI in the technology spillover was not obvious on the statistics. At the same time, there are some domestic researchers such as Guohong Chen, Shaolin Zheng, TaoGeng Sang (2003) and Haiyang Zhang, Haiyun Liu (2004), believe that FDI into China is just to occupy the domestic market, or simply to take advantage of the comparative advantage of cheap labor, therefore is not conducive to

China's industrial enterprises to introduce advanced technology.

On the study about the effects of FDI introduction to the host country, the literatures about the impact of FDI on manufacturing labor productivity is less. We can only access to Xiaoming Zhu (2003), Jianchu Shang (2005) and Xiaming Liu (2001). Xiaoming Zhu and Jianchu Shang analyzed the impact of FDI on Chinese industrial labor productivity. Xiaming Liu researched the FDI to China's electronic manufacturing labor productivity impact. They mainly used panel data to regression analysis.

Above, there are two limitations in studies: First, perspectives limited. At present, most of researches still mainly focus on the spillover effects of FDI technical inspection, and neglect other effects of FDI itself triggered by the transfer of technology and innovation so as to promote the improvement of labor productivity. Second, methods limited. Due to data limitation, most of studies just used panel data model, the impact of FDI can only be revealed in the near future on China's technological progress, while ignoring its long-term trend. To sum up, this paper attempts to break through the two aspects. We study the FDI impact on China's labor productivity by using co-integration analysis and ECM Method on the basis of many researchers' researches. And analyze the relationship among FDI and labor productivity, and the effect brought by FDI during the long-term and short-term. The next section of the paper details the model, data and methodology used in this study.

3 Model, data and methodology

3.1 Variables declaration, data source and disposal

This paper takes the growth rate of labor productivity (LP) as the explained variable and takes the extent of foreign direct investment (FDI), the deepening rate of capital (capital deepening, LK), as the explaining variables. Data needed are: labor input, capital investment, outputs and the amount of foreign investment. Sample interval is from 1980 to 2007. All the original data are from the corresponding period of the "China Statistical Yearbook" (1981-2007) and "China's Foreign Investment Report 2007". Some data of 2007 are collected from internet. Data introduction and disposal: labor input represented by the annual average number of employment in the manufacturing sector; Output represented by the total added value of manufacturing industry (production method); Capital represented by fixed assets. The manufacturing industry end net fixed assets for conversion, and to all sectors of investment in fixed assets price index converted into 1980 constant prices according to sustainable inventory. China's actual use of foreign investment will be changed into the renminbi-denominated value by the Yuan - the dollar exchange rate 1980-2007, and then be calculated in accordance with net value of fixed assets conversion method, using the foreign-invested enterprises manufacturing fixed assets divided by stock indicators business fixed assets stock indicators available to the target level of FDI, namely: $FDI_t = K_t^{fb} / K_t$.

3.2 Variables' unit root test

Table 1 Sequence stationarity test⁵

Variable	Test types(c, t, q)	ADF value	Critical value	Test results
$\ln LP$	Common t Distribution	0.02	-2.63 [*]	unstable
$\Delta \ln LP$	(c, t, 1)	-3.57	3.71 ^{***}	stable
$\ln FDI$	Common t Distribution	0.49	-2.63 [*]	unstable
$\Delta \ln FDI$	(c, 0, 0)	-4.77	3.72 ^{***}	stable
$\ln LK$	Common t Distribution	0.15	-2.63 [*]	unstable
$\Delta \ln LK$	(0, 0, 0)	-4.02	3.71 ^{***}	stable

Stationarity of a sequence is an important premise before testing the causality among variables because the majority of economic sequence is non-stationary. Direct regression analyses easily lead to the "false regression" emergence. So Unit root test is necessary for testing whether the variable is stable. Natural logarithm transformation does not change the original co-integration, makes its trend linearized, and eliminates the heteroscedasticity of time series, so we change those basic variables into the forms of

Natural logarithm. Methods of Unit Root Test mainly are DF test, ADF test and PP test, this paper adopts ADF test. Test results showed that the original series are non-stationary series, but first difference sequences is stable, as shown in table 1, which can determine there maybe exist the co-integration among those variables.

3.3 Variables' co-integration analysis

Co-integration test is the core of co-integration theory. A linear combination of the unstable variables may be stable. This property is known as "Co-integration". The whole of them with Co-integration relationship means that there may be long-term balanced relationship exist. There are many test methods of co-integration, such as: EG two-step, Johansen test, Gregory & Hansan test, autoregressive distributed lag model, the frequency spectrum of non-return parameters, Bayesian methods and so on. The most widely application methods are Johansen test and EG two-step test, the latter is used in this paper. According to dynamic distributed lag model (1) we estimate the long-term relationship among the variables for making the regression result to be as accurate as possible:

$$\ln lp_t = \alpha_1 \ln lp_{t-1} + \alpha_2 \ln lk_t + \alpha_3 \ln lk_{t-1} + \alpha_4 \ln fdi_t + \alpha_5 \ln fdi_{t-1} + c + ecm_t \quad (1)$$

Here, we overlooked the possible existence of multicollinearity; in fact we are not concerned a separate regression coefficient itself, but long-term relationship they reflected on the whole. Using the OLS estimated method, we can obtain the estimation as follows:

$$\ln lp_t = 0.6844 \ln lp_{t-1} + 0.3237 \ln lk_t - 0.1081 \ln lk_{t-1} + 0.0423 \ln fdi_t + 0.0987 \ln fdi_{t-1} - 0.3115 \quad (3.89) \quad (3.12) \quad (-1.47) \quad (2.05) \quad (2.76) \quad (-0.39)$$

$R^2 = 0.9619$ $\bar{R}^2 = 0.9552$ $F = 311.9$ $LM = 0.0294$ $DW = 2.051$, the model fitting extent is better. We can get the long-term balanced relationship among three variables by Eq. (1):

$$\ln lp_t = \beta_1 \ln lk_t + \beta_2 \ln fdi_t + C \quad (2)$$

Where $\beta_1 = (\alpha_2 + \alpha_3)/(1 - \alpha_1)$, $\beta_2 = (\alpha_4 + \alpha_5)/(1 - \alpha_1)$, $C = c/(1 - \alpha_1)$, substitute the relevant data to the Eq. (2), there is: $\ln lp = 0.6831 \ln lk + 0.4468 \ln fdi - 0.987$ (3)

Based on the Eq. (4) we can calculate the residual sequence:

$$ecm_t = \ln lp_t - (0.6831 \ln lk_t + 0.4468 \ln fdi_t - 0.987) \quad (4)$$

Then test the stationarity of residual sequence, see Eq. (5), ADF value of Sequence is -5.472, less than the critical value -1.964. It shows the residual is stable. And there is long-term balanced ratio among the three variables contained in model, their relationship see Eq. (3).

$$\Delta ecm_t = -1.2239 ecm_{t-1} + 0.4912 \Delta ecm_{t-1} + 0.6128 \Delta ecm_{t-2} \quad (5)$$

(-4.93^{***}) (2.61^{**}) (2.77^{**})

$$R^2 = 0.7230 \quad \bar{R}^2 = 0.6795 \quad F = 6.3419 \quad LM = -6.1371 \quad DW = 1.719$$

3.4 Variables' granger causality test

Table 2 Granger causality test

Null Hypothesis	lag phase is 1				lag phase is 3			
	F-Statistic	P probability	L value	AIC value	F-Statistic	P probability	L value	AIC value
$\ln lp$ does not Granger Cause $\ln lk$	1.563	0.231	0.009	17.94	2.340	0.115	0.011	15.92
$\ln lk$ does not Granger Cause $\ln lp$	2.816	0.082	0.008	16.55	5.481	0.012	0.01	14.07
$\ln lp$ does not Granger Cause $\ln fdi$	2.100	0.156	0.010	16.87	4.017	0.057	0.003	14.01
$\ln fdi$ does not Granger Cause $\ln lp$	4.640	0.040	0.082	16.70	8.430	0.008	0.027	15.26
$\ln fdi$ does not Granger Cause $\ln lk$	4.926	0.062	0.013	17.92	7.969	0.010	0.002	15.72
$\ln lk$ does not Granger Cause $\ln fdi$	1.629	0.227	0.007	16.08	1.714	0.210	0.015	14.53

Co-integration test results show us whether there is long-term balanced relationship among the variables. But whether they constitute causality is need to further test. Granger causality test sometimes

is very sensitive to the length of lag phase; different lag phase may be cause completely different results. Therefore, we will do test with different lag phase which is decided by model stochastic error not exist serial correlation, taking into account the Akaike information criterion. Results are given in Table 2: When lag phase is 1, FDI is the Granger cause to labor productivity, but the causality is not very significant. While lag phase is 3, FDI not only has single-direction Granger causality with labor productivity, but also is the Granger cause to capital deepening. It also indicated that capital deepening has single-direction Granger causality with labor productivity. And the model does not have 1 rank autocorrelation, with a smaller AIC value.

3.5 Error correction mode' construction

Error Correction Model (ECM) is a kind of specific form of econometric model. We have tested that $\ln lp$, $\ln lk$ and $\ln fdi$ have a long-term balanced relationship as shown in Eq. (3). If there is co-integration relationship among variables, then their short-term balance can be expressed by ECM according to Granger Theory proposed by Engle (1987). So we can establish ECM as:

$$\Delta \ln lp_t = 0.0761 + 0.5771 \Delta \ln lp_{t-1} + 0.2368 \Delta \ln lk_t - 0.0021 \Delta \ln lk_{t-3} + 0.0023 \Delta \ln fdi_t + 0.0515 \Delta \ln fdi_{t-3} - 0.3156 ecm_{t-1} \quad (6)$$

(1.86*) (5.39***) (2.53**) (-2.24**) (2.09**) (6.41***) (-5.33***)

$R^2 = 0.7893$ $\bar{R}^2 = 0.7665$ $F = 6.9437$, the regression coefficients have passed significance test, the model fitted better with error correction of a negative factor, meeting reverse modified mechanism.

4 Empirical results

Granger causality test results show that: When lag phase is 1, the causality relationship among FDI and labor productivity is not significant; while lag phase is 3, FDI is the Granger cause to both labor productivity and capital deepening which is the granger cause to labor productivity too. These indicate: the inflow of foreign capital is an important reason leading to capital deepening and a supplement for insufficient capital. So it plays an important role on enhancing the capital deepening in Chinese manufacturing industry. At the same time, foreign-funded enterprises and its subsidiary's establish can reduce costs of technology transfer and speed up technology transfer process. Thereby, it has contribution to improve labor productivity to a certain extent. However, the impact of FDI on labor productivity is not obvious in the short-term; it only appears gradually after a period of adjustment. Because foreign-invested enterprises mainly through the "contagion effects", "demonstration effect" and "competitive effects" to promote local enterprises to adopt advanced technology and management experience, and it needs a period of time to reflect the effects of knowledge spreading and technology being used on the growth of labor productivity, this feature is also reflected in ECM.

Co-integration test indicates there is long-term balanced relation relationship among labor productivity, capital deepening and FDI in the Chinese manufacturing. The coefficient of 0.6831 implies that 1% of increase in the rate of capital deepening will result in a 0.6831% increase in labor productivity. This shows that capital deepening plays a positive role in enhancing labor productivity. And the coefficient of 0.4468 implies that 1% of increase in the rate of FDI will result in a 0.4468% increase in labor productivity too. The introduction of FDI has accelerated the growth of labor productivity to a certain extent: Enterprises utilizing foreign capital not only introduces new technology and equipment, but also speeds up new technology applying in the manufacturing sector through the exemplary role of foreign-funded enterprises, the technology diffusion and the competition among enterprises. Then prompts domestic enterprises to adopt new technology, thereby enhances labor productivity rising effectively.

Error correction model shows that: In the short term, labor productivity growth in the current period has a positive effect to the next level; the elastic is 0.5771, on the view that the former has a greater influence to the latter. The role of capital deepening on labor productivity in the short-term and long-term direction are consistent, but the former keeps a less elastic 0.2368, indicates that the effect is smaller in short-term. And the elastic of labor productivity to FDI is 0.0023, nearing zero, then we can insist that FDI will not have a clear impact on labor productivity in the short-term. $\Delta \ln fdi_{t-3}$ is statistically significant at the level of 1% implies that the effect of FDI on labor productivity growth will

appear behind three lag phases. The elastic of them is 0.0515, increasing elastic behind three lag phases shows that the positive impact of FDI on labor productivity will be enhanced with time passing. Error correction also implies that if $\ln l_{t-1} > 0.6831 \ln k_{t-1} + 0.4468 \ln fdi_{t-1} - 0.987$, the current economic system will produce a negative role; If the former is smaller than the latter, a positive correction will be produced by current economic system. Correction efforts both of them were 0.3156, these corrections may be derived from state macro-control and the total effects of market reacting to the market principals, which makes the relationship among capital deepening, FDI level and labor productivity achieved balance in manufacturing industry in the long-term.

5 Conclusions

This paper has examined the impact of FDI on labor productivity in Chinese manufacturing industry. We can draw out below conclusions: First, FDI has a positive impact on labor productivity growth in manufacturing industry. Co-integration test has verified the positive correlation relationships among them in the long-term. The long-term elastic of FDI to labor productivity is 0.4468 means that 1% growth in the rate of FDI will result in a 0.4468% increase in labor productivity. We also test out the effect of capital deepening on labor productivity, the coefficient 0.6831 suggests that the rate of capital growth 1% change would result in labor productivity increased by 0.6831%; Second, there are 3 lag phases approximately before the obvious impact of FDI on labor productivity appears; Third, FDI plays an important role on enhancing capital deepening. Granger causality test results showed that FDI is an important way to attract capital in Chinese manufacturing sector.

Findings above affirmed the positive role of FDI on labor productivity growth, this role is mainly through the indirect effects of capital and technology, and it needs a long term to reflect technology effect of FDI, so we can not expect that FDI will play immediate effects on the development of Chinese manufacturing industry. The technology absorption capacity of local enterprises depends the playing of technology effect to a larger extent. So we should keep strengthening exchanges and learning among foreign-invested enterprises and domestic enterprises, striving to upgrade manufacturing's digestion and absorption capacity on advanced technology, reducing the time of technology diffusion and proliferation, and improving domestic enterprises' technological innovation capability on the basis of continuing to uphold the use of foreign capital and opening to the outside world. Only in this way could labor productivity be promoted faster. All of these have a more positive significance to the development of Chinese manufacturing industry, or even the stable operation of national economy.

References

- [1] Blomstrom, M., & Wolff, E. Multinational corporations and productivity convergence in Mexico. In W. Baumol, R. Nelson, & E. Wolff, *Convergence of productivity: Cross-national studies and historical evidence*. Oxford: Oxford University Press, 1994, p116~118
- [2] He jie. The further research on spillovers of FDI to Chinese industry. *World economy*, 2000, p29~36
- [3] Aitken, B. J., & Harrison, A. E. Do domestic firms benefit from direct foreign investment? Evidence from Venezuela. *American Economic Review*, 1999, (6), p605~618
- [4] Djankov, Simeon and BernardH. Foreign Investment and Productivity Growth in Czech Enterprises. *World Bank Economic Review*, 2000(14), p49~64
- [5] Chen Guohong, Zheng Shaolian. Empirical research on foreign direct investment and technology transfer. *Science Research Management*, 2000(3):28
- [6] Zhu Xiaoming, Liu Jinbo. Impact analysis of FDI on labor productivity. *Shanghai Management Science*, 2003(2), p4~5
- [7] Shang Jianchu. Empirical research on the impact of FDI to labor productivity in Chinese industry. *Statistics and Decision*, 2005(2), p76~78

文章编号:1001-4098(2008)05-0001-08

我国制造业劳动生产率因素分解

——基于非参数 DEA 的动态研究*

辛永容^{1,2}, 陈 圻¹, 肖俊哲²

(1. 南京航空航天大学, 江苏 南京 210016;

2. 安徽财经大学, 安徽 蚌埠 233041)

摘 要:本文在 Kumar 等提出的劳动生产率变化分解框架基础上,对其研究方法进行改进并利用非参数 DEA 方法对 1990~2006 年我国制造业总体劳动生产率增长率分解为技术进步率、技术效率和资本深化率。研究结果表明,我国制造业总体劳动生产率得到了显著的提高,技术进步和资本深化对此具有显著促进作用,而严重的技术壁垒加剧了技术效率的恶化,技术进步成为劳动生产率增长的主要源泉。

关键词:劳动生产率;技术进步;技术效率;资本深化

中图分类号:F224

文献标识码:A

1 引言

根据比较优势理论可知我国劳动力比较优势来源于劳动力成本与劳动生产率的相对比率,只要劳动生产率的上升幅度相对大于劳动力成本的上升幅度,我国制造业就能保持这种比较优势。长期以来,制造业的经济增长主要依靠劳动力这一要素投入来支撑,根据要素价格均等理论,我国制造业劳动力成本的上升将是一个无法避免的趋势,要保持制造业经济增长的可持续性,资源的消耗是代价,而资源的有限性决定了我们不能通过无限制的消耗资源来取得持久的增长,必须促使经济增长由主要依靠要素投入的粗放型方式转向更多依靠生产率提高的集约型方式,因此,劳动生产率的提高势在必行,研究其变动趋势及其影响因素对保持我国制造业劳动力比较优势具有重要的现实和理论意义。

对中国而言,资本-劳动比率的提高可以很大程度上促进劳动生产率的提高,对于制造业同样适用,但考虑到资本的供给能力约束,目前劳动力资源充裕,以及就业问题对宏观经济的重要性,因此需另辟蹊径来实现劳动生产率的提高。从长期来看,技术进步是劳动生产率提高的主要源泉,但是这只是在技术充分有效率、或是得到有效扩散的假定下的结论,即技术进步、技术效率的改进对制造

业劳动生产率的影响都是很大的,而技术效率的变动往往与短期因素有关,由于影响技术进步和影响技术效率的因素常常是不同的,因此将两者作为独立的因素来研究,以此得到更多的信息和政策启示。由此可知,制造业劳动生产率的主要影响因素可以分为三部分:与单位劳动力匹配的资本投入、新技术的应用(技术进步)、总量水平上的技术扩散(技术效率)。

DEA 方法是根据线性规划的对偶理论来估计多投入产出的有力工具,其通过分析要素的转换效率,判断特定技术过程的有效程度,能够探寻出导致相应测算结果的原因,以提高资源利用效率、促进制造业生产水平的提高。笔者将 DEA 方法应用于劳动生产率增长分解中,根据产出型距离函数和 Malmquist 指数思想来表达技术前沿结构和行业技术效率的动态变化,通过 deap 2.1 软件将劳动生产率增长分解为资本深化率、技术进步率和技术效率三部分,并分析三者中各自对劳动生产率增长的贡献率。研究结果表明技术进步和资本深化对我国制造业劳动生产率增长具有显著促进作用,且技术进步已渐渐成为劳动生产率增长的主要源泉,而技术效率的恶化则阻碍了劳动生产率的提高,该结论为相关决策部门提高制造业劳动生产率指明了改进方向,给政府宏观调控提供了决策依据。

* 收稿日期:2007-12-07;修订日期:2008-04-10

基金项目:国家自然科学基金资助项目(79860007);江苏省社会科学基金重点资助项目(05EYA001)

作者简介:辛永容(1981-),女,广西玉林人,讲师,博士研究生,研究方向:劳动生产率;陈圻(1949-),男,江苏人,教授,博士生导师,研究方向:企业战略与竞争力;肖俊哲(1981-),男,重庆人,研究方向:财政理论与政策。

2 研究综述

关于劳动生产率的研究,我国学者大多数都是基于劳动生产率发展趋势来进行的,或是对地区差异、行业差异的影响因素来研究,如柏满迎和任若恩(2002)研究了我国1980~1999年劳动生产率的发展变化情况和趋势。许世(2005)、杨文举(2005)、刘黄金(2006)分别讨论了中国区域劳动生产率或产业劳动生产率的收敛性问题。张昕和李廉水认为聚集经济是造成城市间制造业劳动生产率差异的重要因素^[1]。袁鹏(2007)通过实证研究发现劳动生产率地区差距扩大的原因是生产率增长效应,而劳动力转移导致的结构转换效应则能促进差距显著缩小^[2]。在实证方面,则主要基于要素流动对生产率增长影响的研究,李小平、卢现祥(2007)利用 shift-share 方法检验了我国制造业结构变动和劳动生产率增长率之间的关系。吕铁使用经 Massell 扩张的 shift-share 方法来研究发现中国制造业行业间的劳动力流动对劳动生产率增长的影响并不大^[3]。在关于劳动生产率的研究中,对总体劳动生产率增长率变动影响因素进行分解的研究较少,王玲(2003)、高帆(2007)对我国劳动生产率增长进行了分解,并得出劳动生产率增长率主要依靠内部生产率的提高来实现,而劳动力配置结构变化对劳动生产率变化的贡献并不显著的结论^[4-5]。他们采用的方法是指数分析,用非参数方法对这一课题来研究更少;Kumar 和 Russell(2002)用非参数方法构造了世界生产前沿,将各国劳动生产率的增长分解为技术进步、技术效率变化和资本积累三大贡献,并据此讨论经济增长的收敛性^[6]。此外,涂正革等(2006)也曾采用非参数生产前沿方法把中国工业行业劳动生产率增长率分解为资本深化、技术前沿进步和技术效应三部分,并研究了三者对劳动生产率增长率变化的贡献。在以上综述中,没有用时序 DEA 方法对制造业劳动生产率进行因素分解研究的文献。笔者试图在 Kumar 等提出的劳动生产率变化分解框架基础上,对其研究方法进行改进并应用于我国制造业劳动生产率的分析,利用非参数 DEA 方法来对制造业劳动生产率进行因素分解,并研究各种影响因素所带来的效应。

3 理论框架

数据包络分析(data envelopment analysis, DEA)由 A. Charnes 和 W. W. Cooper 等于 1978 年创建并命名为 DEA,它是数学、数理经济学、运筹学和管理科学的一个新的交叉领域,通过使用数学规划模型来评价具有多个输入、特别是多个输出的 DMU 间的相对有效性。使用 DEA 方法和模型可以确定生产前沿面的结构、特征和构造方法,是一种非参数统计估计方法^[7]。

3.1 生产可能集与生产前沿面

① 生产可能集的界定

假设第 $s(s=1, 2, \dots, S)$ 个决策单元(decision making unit, DMU),在生产经济活动第 $t(t=1, 2, \dots, T)$ 期投入 $n(n=1, 2, \dots, N)$ 种要素,有 $m(m=1, 2, \dots, M)$ 种产出。设投入为 X^t ,产出为 Y^t ,且 $X^t=(x_1^t, x_2^t, \dots, x_n^t) \in R_+^n$, $Y^t=(y_1^t, y_2^t, \dots, y_m^t) \in R_+^m$ 。则第 s 个 DMU 在第 t 期的投入产出组合为 (X^t, Y^t) ,由此可得第 t 期的生产技术(production technology),也称生产可能集为:

$$S^t = \{(X^t, Y^t) \in R_+^n \times R_+^m : \sum_{s=1}^S \lambda^{s,t} x_n^{s,t}, n=1, 2, \dots, N, \\ y_m^t \leq \sum_{s=1}^S \lambda^{s,t} y_m^{s,t}, m=1, 2, \dots, M, \lambda^{s,t} \geq 0, \forall s\} \quad (1)$$

变量 $\lambda^{s,t}$ 是强度变量,既反映 DMU 在评价技术效率的权重,也是衡量技术结构的参数。在生产可能集中包含了 t 期所有可能的投入产出组合数据,满足平凡公理、凸性公理、无效性公理、锥性公理和最小性公理,由式(1)定义的生产可能集在实际应用中会产生难以解释的结果,为此,在建立 S^t 时把上期前沿面上的点也包括进来以防止技术退步情况^[8],因为在前期能实现的投入产出技术转换,在后期也能实现,这样的生产可能集在分析期内是一致的,用数据包络分析方法(DEA)把上一期实际投入产出数据在上一期前沿面上的投影作为当期生产可能集的观测点,与当期实际投入产出数据一起建立当期生产可能集^[9],使得: $S^1 \subseteq S^2 \subseteq \dots \subseteq S^t \subseteq S^{t+1}$ 。

② 生产前沿面的确定

生产前沿面是经济学中生产函数向多产出情况的一种推广,我们假设 Y^t 代表了第 s 个 DMU 在第 t 期投入 X^t 要素的条件下的产出,两者的函数关系为: $Y^t(X^t) = F(X^t, s, t)$, F 通常满足以下条件:二阶连续可导,单调递增性,凹凸性和一阶齐次性(即规模报酬不变)。而“最佳生产状态”的 DMU 为 DEA 有效,也即相应于生产可能集而言,以最小的投入得到最大的产出为目标的 Pareto 最优,因此生产前沿面就是以生产可能集作为约束集合的相应的线性多目标规划的 Pareto 面,即数据包络面的有效部分,也即 Pareto 最优点构成的面,定义为:

$$\overline{Y^t}(X^t) = F(X^t, s, t) \quad (2)$$

根据前沿的定义有:

$$\overline{Y^t}(X^t) = F(X^t, s, t) \geq Y^t(X^t)$$

即第 s 个 DMU 在 t 期用最佳技术效率来组织生产时的产出水平,此时 DMU 的投入要素得到了充分的利用,要素使用水平在生产活动中达到最高水平。

3.2 技术效率的界定与计算

Farrell(1957)指出在给定技术结构特征和要素投入的情况下,DMU 的实际产出与同样投入情况下的最大产出之比为该期的技术效率^[10],从而可以定义技术效率为:

$$e = Y^t(X^t) / \bar{Y}^t(X^t) \quad (3)$$

相对于参照技术 S^t , 生产者在 t 期相应的产出距离函数 (Shephard distance function) 反映了 (X^t, Y^t) 与 S^t 生产前沿面的距离^[11], 定义如下:

$$D_0^t(X^t, Y^t) = \inf\{\theta; (X^t, Y^t/\theta) \in S^t\} \\ = (\sup\{k; (X^t, Y^t k) \in S^t\})^{-1} \quad (4)$$

由上述定义可知 $D_0^t(X^t, Y^t) \leq 1$ 当且仅当 $(X^t, Y^t) \in S^t$, 且当 (X^t, Y^t) 落在 S^t 的生产前沿面上时, $D_0^t(X^t, Y^t) = 1$; 而 $(X^t, Y^t/D_0^t(X^t, Y^t))$ 一定落在 S^t 的生产前沿面上, 并称为 (X^t, Y^t) 在 S^t 生产前沿面上的投影。只需把式(4)中的 t 改成 $t+1$ 即为 $t+1$ 期产出距离函数, 其反映了 (X^{t+1}, Y^{t+1}) 与 S^{t+1} 前沿面的距离, 而跨期产出距离函数则反映了 (X^{t+1}, Y^{t+1}) 与 S^t , 或 (X^t, Y^t) 与 S^{t+1} 生产前沿面的距离:

$$D_0^t(X^{t+1}, Y^{t+1}) = \inf\{\theta; (X^{t+1}, Y^{t+1}/\theta) \in S^t\} \\ = (\sup\{k; (X^{t+1}, Y^{t+1}k) \in S^t\})^{-1} \quad (5)$$

$$D_0^{t+1}(X^t, Y^t) = \inf\{\theta; (X^t, Y^t/\theta) \in S^{t+1}\} \\ = (\sup\{k; (X^t, Y^t k) \in S^{t+1}\})^{-1} \quad (6)$$

式(4)、式(5)、式(6)相应的解分别为满足以下线性约束模型的解:

$$(D_0^t(X^{t,t}, Y^{t,t}))^{-1} = \max_{k^\theta, \lambda^{s,t}} k^\theta \\ x_n^{t,t} \geq \sum_{s=1}^S \lambda^{s,t} x_n^{s,t}, n = 1, 2, \dots, N \quad (7)$$

$$\text{s. t.} \quad k^\theta y_m^{t,t} \leq \sum_{s=1}^S \lambda^{s,t} y_m^{s,t}, m = 1, 2, \dots, M$$

$$(D_0^t(X^{s,t+1}, Y^{s,t+1}))^{-1} = \max_{k^\theta, \lambda^{s,t+1}} k^\theta \\ x_n^{s,t+1} \geq \sum_{s=1}^S \lambda^{s,t+1} x_n^{s,t+1}, n = 1, 2, \dots, N \quad (8)$$

$$\text{s. t.} \quad k^\theta y_m^{s,t+1} \leq \sum_{s=1}^S \lambda^{s,t+1} y_m^{s,t+1}, m = 1, 2, \dots, M$$

$$(D_0^{t+1}(X^{s,t}, Y^{s,t}))^{-1} = \max_{k^\theta, \lambda^{s,t+1}} k^\theta \\ x_n^{s,t} \geq \sum_{s=1}^S \lambda^{s,t+1} x_n^{s,t}, n = 1, 2, \dots, N \quad (9)$$

$$\text{s. t.} \quad k^\theta y_m^{s,t} \leq \sum_{s=1}^S \lambda^{s,t+1} y_m^{s,t}, m = 1, 2, \dots, M$$

3.3 劳动生产率增长率的分解

Fare 等通过把 Malmquist 指数与 DEA 方法相结合来对一国的全要素生产率的变化进行测度和分解^[12], Kumar 等 (2002) 曾经依据 Fare 等的研究思路建立了基于 DEA 方法的劳动生产率变化的分解框架, 为了考察我国制造业劳动生产率增长率的变动, 在此仅考虑两种要素投入: 劳动 L 和资本 K , 产出的总价值量为 Y , 则令 $y = Y/L$, 代表了劳动生产率, $x = K/L$, 代表了资本深化程度, K, L 分别代表了资本和劳动的投入量。则生产的参照技术可以简化

成二维空间来描述: (y, x) 。以资本深化程度 x_t 代表投入, 以劳动生产率 y_t 代表产出。

如图 1 所示, 构造 t 期和 $t+1$ 期的生产可能集 S^t (区域 OABE) 和 S^{t+1} (区域 OCDE), 其生产前沿分别为 OAB 和 OCD, 点 $F(x_t, y_t)$ 和点 $G(x_{t+1}, y_{t+1})$ 分别为相应生产可能集上的实际投入产出组合, $\bar{y}_t(x_t)$ 、 $\bar{y}_{t+1}(x_{t+1})$ 、 $\bar{y}_{t+1}(x_t)$ 、 $\bar{y}_t(x_{t+1})$ 分别代表在 $t, t+1, t, t+1$ 期生产活动中投入要素 $x^t, x_{t+1}, x^t, x_{t+1}$ 于生产前沿面 $S^t, S^{t+1}, S^{t+1}, S^t$ 为参考集的技术前提下的潜在最大产出。根据式(3)、式(4)有 $e = y_t(x_t) / \bar{y}_t(x_t) = D_0^t(x_t, y_t)$, 从而得出: $y_t(x_t) = \bar{y}_t(x_t) \cdot D_0^t(x_t, y_t)$, 则 t 期至 $t+1$ 期劳动生产率发展速度为:

$$\frac{y_{t+1}(x_{t+1})}{y_t(x_t)} = \frac{D_0^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})}{D_0^t(x_t, y_t)} \frac{\bar{y}_{t+1}(x_{t+1})}{\bar{y}_t(x_t)} \quad (10)$$

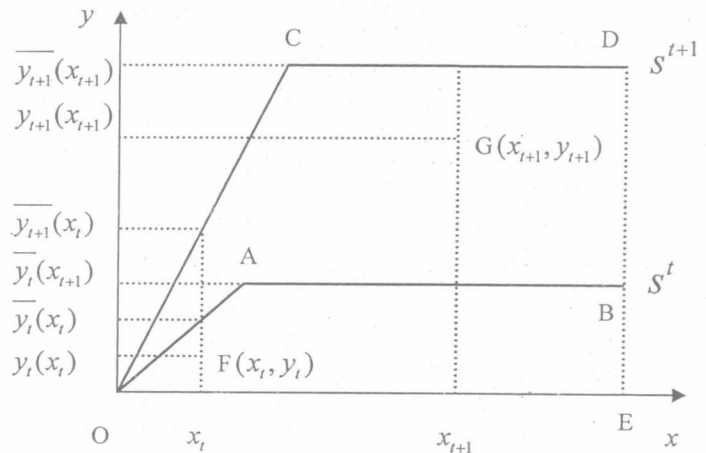


图 1 劳动生产率变化分析图

$D_0^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})$ 代表以 $t+1$ 期生产前沿面为参考集的当期技术效率水平, $D_0^t(x_t, y_t)$ 代表以 t 期生产前沿面为参考集的当期技术效率水平, 从而 $\frac{D_0^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})}{D_0^t(x_t, y_t)} = \text{TE-ch}$ 为技术效率比率, $\text{TE-ch} > 1$ 表示技术效率上升, 反之表示技术效率衰退。 $\bar{y}_{t+1}(x_{t+1})$ 和 $\bar{y}_t(x_t)$ 代表以当期生产前沿面为参考集在当期要素投入条件下的最大产出, 反映了当期技术水平的高低, 从而劳动生产率发展速度可以分解为技术效率和技术进步变动的乘积, $\frac{y_{t+1}(x_{t+1})}{y_t(x_t)} > 1$ 表示劳动生产率呈增长趋势, 反之则为下降趋势。对式(10)分别引进跨期潜在最大产出水平 $\bar{y}_{t+1}(x_t)$ 和 $\bar{y}_t(x_{t+1})$, 则有:

$$\frac{y_{t+1}(x_{t+1})}{y_t(x_t)} = \frac{D_0^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})}{D_0^t(x_t, y_t)} \frac{\bar{y}_{t+1}(x_{t+1})}{\bar{y}_{t+1}(x_t)} \frac{\bar{y}_t(x_t)}{\bar{y}_t(x_{t+1})} \quad (11)$$

$$\frac{y_{t+1}(x_{t+1})}{y_t(x_t)} = \frac{D_0^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})}{D_0^t(x_t, y_t)} \frac{\bar{y}_t(x_{t+1})}{\bar{y}_t(x_t)} \frac{\bar{y}_{t+1}(x_{t+1})}{\bar{y}_{t+1}(x_t)} \quad (12)$$

$\frac{\overline{y_{t+1}}(x_{t+1})}{y_t(x_{t+1})}$ (或 $\frac{\overline{y_{t+1}}(x_t)}{y_t(x_t)}$) 表示使用 $t+1$ (或 t) 期投入产出数据 (x_{t+1}, y_{t+1}) (或 (x_t, y_t)) 测得的 t 期到 $t+1$ 期前沿面技术的变化, 反映了前沿面技术移动对劳动生产率变动的影响。若 $\frac{\overline{y_{t+1}}(x_{t+1})}{y_t(x_{t+1})}$ (或 $\frac{\overline{y_{t+1}}(x_t)}{y_t(x_t)}$) > 1 表示技术进步, 即生产前沿面边界的上升, 反之则为技术衰退。一般情况下, $\frac{\overline{y_{t+1}}(x_{t+1})}{y_{t+1}(x_{t+1})} \neq \frac{y_t(x_{t+1})}{y_t(x_t)}$, $\frac{\overline{y_{t+1}}(x_t)}{y_t(x_t)} \neq \frac{y_{t+1}(x_{t+1})}{y_t(x_{t+1})}$, 在多 DMU 同时评价时, 会由于使用不同决策单元 t 或 $t+1$ 期的投入产出数据而得到不同的结果, 因此参照 Fisher、Caves 和 Fare (1994) 的思想^[12-14], 对两者的几何平均数为代表值, 从而有效避免了因路径选择不同而带来的差异。

$$\frac{y_{t+1}(x_{t+1})}{y_t(x_t)} = \frac{D_0^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})}{D_0^t(x_t, y_t)} \cdot \left[\frac{\overline{y_{t+1}}(x_{t+1})}{y_{t+1}(x_{t+1})} \cdot \frac{\overline{y_t}(x_{t+1})}{y_t(x_{t+1})} \right]^{\frac{1}{2}} \cdot \left[\frac{\overline{y_{t+1}}(x_t)}{y_t(x_t)} \cdot \frac{\overline{y_{t+1}}(x_{t+1})}{y_t(x_{t+1})} \right]^{\frac{1}{2}} \quad (13)$$

对式 (13) 两边取自然对数和根据跨期产出距离函数: $\overline{y_t}(x_{t+1}) = \frac{y_{t+1}(x_{t+1})}{D_0^t(x_{t+1}, y_{t+1})}$ 和 $\overline{y_{t+1}}(x_t) = \frac{y_t(x_t)}{D_0^{t+1}(x_t, y_t)}$, 式 (13) 可变换为:

$$\begin{aligned} & \ln \frac{y_{t+1}(x_{t+1})}{y_t(x_t)} \\ &= \ln \frac{D_0^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})}{D_0^t(x_t, y_t)} \\ &+ \frac{1}{2} \left[\ln \frac{D_0^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})}{D_0^t(x_{t+1}, y_{t+1})} + \ln \frac{D_0^{t+1}(x_t, y_t)}{D_0^t(x_t, y_t)} \right] \\ &+ \frac{1}{2} \left[\ln \frac{D_0^t(x_{t+1}, y_{t+1})}{D_0^t(x_t, y_t)} + \ln \frac{D_0^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})}{D_0^{t+1}(x_t, y_t)} + 2 \ln \frac{y_{t+1}(x_{t+1})}{y_t(x_t)} \right] \\ &= \text{TECH-ch} + \text{TE-ch} + \text{Kaccum} \quad (14) \end{aligned}$$

$\ln \frac{y_{t+1}(x_{t+1})}{y_t(x_t)} = \ln y_{t+1}(x_{t+1}) - \ln y_t(x_t)$ 为劳动生产率增长率的近似值^[15], 式 (14) 右边的第一项称为技术效率 (TECH-ch), 第二项称为技术进步率 (TE-ch), 第三项称为资本深化率 (Kaccum), 从而将劳动生产率的增长率分解为技术效率、技术进步率及资本深化率之和。

4 变量说明及数据来源、处理

本文的分析所涉及的变量主要有: 劳动力投入 L 、资本投入 K 和产出 Y , 指标主要有劳动生产率 y , 劳均资本

x , 样本区间为 1990~2006 年, 共 17 个样本。本文使用的是制造业行业 (不包括其他制造业) 增加值和劳动投入的相关统计数据, 所有原始数据均来自相应年限的《中国统计年鉴》(1991~2007)。为了增强可比性, 对数据进行以下说明:

第一, 因为就业人员反映了制造业实际参加生产或工作的全部劳动力, 因此劳动力投入用制造业年均就业劳动人员数表示。第二, 产出用分行业制造业增加值表示 (以生产法计算), 由于制造业分行业的增加值数据在 1992 年以后才开始公布 (1993 年之前只有净产值数据), 这里将 1992 年及以前分行业净产值数据与相应行业当年提取的折旧基金相加近似代表分行业增加值^[3]。同时为了扣除价格变动的影响, 以各行业制造业品出厂价格指数按阶段分别折算成 1990 和 1998 年不变价。第三, 资本用固定资产表示, 根据永续盘存法, 对分行业制造业年末固定资产净值进行折算: $k_t = k_{t_0} + \sum_{i=1}^t \frac{\Delta k_i}{p_i(t)}$, 其中 k_{t_0} 为 1990 (或 1998) 年的固定资产净值年均余额, Δk_t 为 t 年固定资产净值增加额, 以相邻两年固定资产净值的差表示, 并且以各行业固定资产投资价格指数 $p_i(t)$ 折算成 1990 和 1998 年不变价格。第四, 因为统计口径在 1998 年发生了变化, 1998 年之前为独立核算工业企业, 之后为全部国有及规模以上非国有工业企业, 这一变化使 1998 年前后分行业的增加值和劳动投入的统计数据缺乏可比性。因此, 本文把样本区间分为 1990~1997 和 1998~2006。

5 实证结果及分析

5.1 制造业劳动生产率变动分析

从图 2 和表 2 可以看到我国制造业劳动生产率自 1990 年至今出现了很大的变化。首先, 1990~1997 年, 劳动生产率增长率有 4 个年份是负值, 也就是说劳动生产率较上一年相比是下降的, 降幅最大的是 1995 年, 下降了 2.97%; 而 1991 年、1993 年、1997 年劳动生产率变动分别为 2.31%、3.59% 和 3.31%, 与上一年相比是上升的, 增幅最大的是 1993 年。1990~1997 年劳动生产率总的增长速度为 1.06%, 即 1990~1997 年我国制造业劳动生产率总的来说是呈上升趋势的, 年均增加速度为 0.15%。

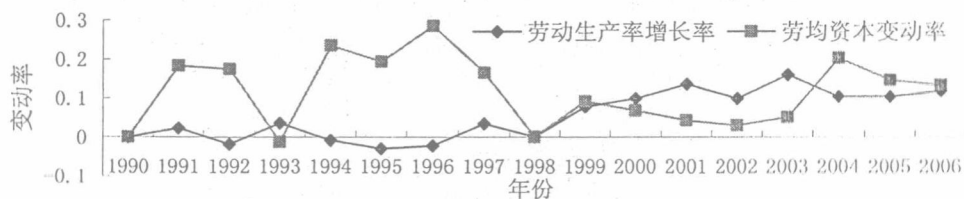


图 2 1990~2006 年我国制造业劳动生产率和劳均资本变动率变化趋势图

1998~2006年我国制造业劳动生产率变动率均为正值,劳动生产率一直呈现上升的趋势,其中2000年以后其一直保持两位数的增长率,且在2004年之前曾出现了两次较大的增幅:2001年为13.59%,2003年为15.97%。1998~2006年劳动生产率总的增长速度为132.65%,即是2006年与1998年相比劳动生产率翻了一番多,在这个期间劳动生产率总的来说是呈上升趋势的,年均增加速度为11.13%,与1990~1997年相比上升了10.96%。

由上分析可知,20世纪90年代以后,我国制造业劳动生产率总的来说是呈上升趋势的,特别是1996年以后,

劳动生产率一直保持着强劲的上升势头。

5.2 劳均资本与劳动生产率的回归关系

由图2我们也可以看到我国制造业劳均资本的变动状况,在这两个阶段中除了1993年外,劳均资本均保持上升趋势,在第一阶段中增幅较大,而第二阶段中除了2004年变化较大外,其他年份也保持了较稳定的增幅,从劳均资本和劳动生产率数据所绘制的散点图可以看出两者之间有着较强的相关关系,对两者分阶段回归得到以下回归方程(表1)。

表1 分阶段我国制造业劳均资本与劳动生产率的回归关系

阶段	1990~1997	1998~2006	1990~2006
回归方程	$y = 0.7898 + 1.7554x$ (5.1201)(11.1025) $R^2 = 0.9727 \quad \bar{R}^2 = 0.9463$	$y = 0.4505 + 0.5181x$ (3.6842)(5.7795) $R^2 = 0.9207 \quad \bar{R}^2 = 0.8477$	$y = 0.4908 + 1.0783x$ (2.4822)(10.2155) $R^2 = 0.9351 \quad \bar{R}^2 = 0.8743$

由上述单回归结果可知:解释变量系数均为正值,证实了资本深化对劳动生产率有着促进作用。从整个阶段来看,劳均资本对劳动生产率的单位促进作用为1.0783单位。在1998年以前每增加一单位劳均资本投入,劳动生产率将增加1.7554单位;1997年以后每增加一单位劳均资本投入,劳动生产率的提高降为0.5181单位,劳均资本对劳动生产率的促进作用出现了下降的趋势;虽然人均资本的增加将引起边际人均产出的下降,但是劳动生产率增幅出现大幅度下降,我们相信除此原因外还有其他因素间接或直接的影响到了劳动生产率的变动,为了进一步了解我国制造业劳动生产率变动的真正原因,下面对1991~

2006年劳动生产率增长率进行分解。

5.3 制造业劳动生产率增长率的因素分解

从表2可以看出资本深化、技术进步和技术效率均对我国制造业劳动生产率增长做出了贡献,在分界点前后,各个因素的贡献发生了较大变化:在此之前,技术进步不大,劳动生产率的提高主要来源于资本深化效应以及技术效率的改善,特别是资本深化对劳动生产率的提高作用很大;此后前沿技术进步开始明显,而技术效率却出现恶化状况,此阶段主要是技术进步扛起了劳动生产率提升的重任。下面具体分析这些影响因素所带来的效应。

表2 1990~2006年我国制造业劳动生产率、劳均资本变动及其影响因素分解(单位:%)

年份	劳动生产率增长率	劳均资本增长率	技术进步率 TE-ch		技术效率 TECH-ch		资本深化效应 Kaccum	
			贡献值	贡献率	贡献值	贡献率	贡献值	贡献率
1990	—	—	—	—	—	—	—	—
1991	2.31	18.30	-8.37	-362.34	4.03	174.40	6.65	287.94
1992	-1.87	17.40	-7.75	414.44	0.84	-44.70	5.04	-269.74
1993	3.59	-1.28	-7.73	-215.32	2.32	64.49	9.00	250.83
1994	-0.82	23.36	-5.64	687.80	2.63	-320.89	2.19	-266.91
1995	-2.97	19.26	-9.54	321.21	-1.07	36.18	7.64	-257.39
1996	-2.26	28.28	-6.93	306.64	-0.76	33.58	5.43	-240.22
1997	3.31	16.43	-2.19	-66.16	-1.14	-34.51	6.64	200.67
1990~1997	1.06	201.23	-2.46	-231.84	0.54	50.91	2.98	280.93

均值	0.15	17.06	-6.88	155.18	0.98	-13.06	6.09	-42.12
1998	—	—	—	—	—	—	—	—
1999	7.72	9.22	3.92	50.78	-2.69	-34.83	6.49	84.05
2000	9.87	6.74	4.87	49.34	-1.86	-18.85	6.86	69.51
2001	13.59	4.23	7.25	53.35	-1.23	-9.08	7.57	55.73
2002	9.82	3.02	5.99	61.00	-2.44	-24.89	6.27	63.89
2003	15.97	5.05	10.88	68.13	-2.45	-15.34	7.54	47.21
2004	10.26	20.16	12.54	122.22	-7.38	-71.97	5.10	49.75
2005	10.31	14.57	15.57	151.02	-8.91	-86.44	3.65	35.42
2006	11.72	13.28	20.42	174.23	-11.49	-98.02	2.79	23.79
1998~2006	132.65	105.06	102.29	77.11	-9.67	-7.29	4.03	30.18
均值	11.13	9.39	10.18	91.26	-4.81	-44.93	5.79	53.67

① 资本深化率对劳动生产率增长的影响

一般而言,较高的劳均资本存量是经济发展过程中不断积累的结果,反映了资本的深化(capitalization)程度,资本深化效应度量了劳均资本对劳动生产率变动的影响。通过表2发现,资本深化效应均为正值,说明资本深化对生产率的提升一直呈现出促进作用,尤其是在2003年前其贡献率一直保持在50%以上,这一点与杰利米·阿塔克、费雷德·贝特曼、罗伯特·A·马戈(2004)的研究结论是一致的。他们根据美国1850~1880年制造业数据发现在美国工业化初期,资本深化对经济增长起了非常重要的作用。但是我们也要看到,在转型中的中国制造业发展中,资本深化并非越快越好。2003年入世后外国直接投资增加了国内制造业的资本存量,进一步提高了劳均资本,进而也在一定程度上为提高劳动生产率做出了贡献,但是也应该注意到资本深化对劳动生产率的促进作用开始出现了减退的趋势。当资本增长率不断增加时,加上技术效率作用的效应弱化,使得资本本身的报酬递减,失去了经济增长支撑本身的能力,由此出现了劳均资本效率低下的增长现象,从而减弱了对劳动生产率的促进作用。但是我们也要用发展的眼光来看待这个问题,虽然说图3显示出来的现象是:在技术进步效应不断加强的同时资本深化效应呈现出了不断减弱的趋势,但是在制造业新技术快速进步和应用的同时,劳均资本的配套也要相应的跟上,这样才能从总体上提高整体效率,劳均资本的稳定提升仍然是劳动生产率增长中不可忽视的重要一环。

② 技术效率对劳动生产率增长的影响

前沿面的选择一般用效率最高的企业去描绘,在本研究中由于数据限制没有以单个企业为单位来构造生产前

沿,而是以制造业2位数行业为基本单位来构造制生产前沿。表2给出了根据本文所述方法分解的技术效率对劳动生产率贡献的变动情况。技术效率贡献值为正表示其对生产率的提高有着正向的促进作用,反之则为衰退影响。在1995年之前,技术效率对生产率的贡献值分别为4.03%、0.84%、2.32%和2.63%,在那个时期,制造业更侧重于固定资产的投资,学习和采用新技术的风气尚未涌起,前沿面的推进较慢,行业的“技术追赶”速度还能跟得上生产前沿面的上升,与前沿面的差距较小,从而行业之间的技术差距也较小,此时整个制造业的技术效率水平基本上都处于改善状态。在八五(1990~1995)之后由于制造业间国际往来开始加密,新技术的学习思潮开始涌起,这期间技术效率对生产率的促进作用开始出现衰退趋势,但在2002年之前还不是很明显。随着部分行业国际交流、利用外资、参与技术交流等活动的进行,制造业生产前沿面不断向前推进,生产边界快速上升,而大部分行业此时由于各种原因未能及时的跟上前沿面的推进,从而导致了行业间技术效率差距的拉大,整个制造业的技术效率处于恶化的状态,从而对生产率的提高出现了较大的负面作用,年均贡献率达到了-44.93%。同时从图3可直观看出,在八五(1990~1995)期间,技术效率的变动与劳动生产率增长率变动基本上保持一致,即是说技术效率对生产率的提高有着正向的促进作用,而在1995年之后,技术效率与生产率的变动发生了“剪刀差”的趋势,技术效率对生产率的提高出现了衰退状况,而这种状况从2003年开始进一步加剧。结合劳动生产率的变动,我们可以推断制造业劳动生产率的增长主要来源于技术进步的作用。