技术引进与我国工业技术进步关系的实证研究

闻 雯,胡登峰,胡成宝

(安徽财经大学 管理学院,安徽 蚌埠,233030)

摘 要:针对技术引进与技术进步关系结论的不一致,本文运用 Granger 因果关系检验法,选取 1999—2008 年工业统计数据从定量角度检验技术引进与技术进步两者之间的关系,结果表明技术引进不是技术进步的直接原因,技术进步对技术引进有促进作用;运用 Engle-Granger 协整关系检验法实证检验,得出技术引进与我国工业技术进步之间没有长期共同发展趋势的结论。技术进步刺激国家引进技术,就长期发展而言,应该主要依靠自主创新提高技术进步。

关键词:技术引进;技术进步;因子分析法;因果关系;协整关系

中图分类号:F062.4 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-980X(2010)04-0017-05

1 研究背景

科学技术是第一生产力,技术引进被认为是实现工业化进步的最重要因素。定量的评价技术引进与工业技术进步之间的关系可以使我們更深刻地认识其内在联系,其评价结果亦可用于经济分析与经济预测,或者为有关部门制订经济、社会和科技发展规划提供参考依据。

关于技术引进的效果,国内外有大量相关文献,但是国外研究大多是考察跨国公司的 FDI 与技术进步的关系,在国际贸易和技术进步的关系上做的实证研究较多。Coe 和 Helpman 就贸易在技术传播中的重要作用展开研究,得出国内和国外的 R & D 资本存量都对全要素生产率(total factor productivity, TFP)有显著的正面影响,而且当进口国的开放度提高,或贸易伙伴国的 R & D 资本存量增加以及技术领先国家的进口份额提高时,R & D 的溢出作用会同时增加,一国的 TFP 也会得到提高^[1]。Keller 则在产业层面上研究了贸易和技术溢出的关系,通过研究 8 个 OECD 国家 13 个产业,首先验证了某一产业的 TFP 水平和产业内的 R & D 支出正相关;其次,研究表明,在大多数 OECD 国家中,生产率提高的主要因素不是来自国内的 R & D 投入,而是来自国外的技术引进,所以对 R & D 投入较少的发展中国家来说,国外的 R & D 溢出就显得

尤为重要了,但仅仅依靠国际化的 R & D 溢出这种途径,同样也限制了发展中国家技术进步的能力^[2]。

国内学者在这方面也做了一些研究,周斌、李辉娥利用柯布-道格拉斯生产函数对上海市的技术引进进行剖析,发现技术引进大大提高了上海工业的整体技术水平,实现了技术进步^[3]。陈国宏、邵贇实证研究表明,技术引进对技术进步有促进作用,并且验证了两者之间不存在长期共同发展趋势^[4]。李光泗、徐翔使用逐步回归法、Granger 因果分析法研究了 1990—2004 年江苏省技术引进、自主创新与技术进步的关系,结果表明,技术引进与技术进步负相关,与预期相反^[5]。严兵通过昆山地区数据的实证分析表明外资对技术进步发挥的作用逐渐从间接影响转变为直接影响^[6]。许继琴、潘丹、黄亮对宁波市技术引进与技术进步关系进行实证研究,得出技术引进和技术进步的关系并非是线性的,技术引进要吸收世界先进技术,但技术引进未必能促进技术进步。技术引进能起正效应,但搞不好也会起零效应甚至负效应^[7]。

以上相关研究的成果从不同的侧面分析了技术引进与技术进步的关系,由于研究对象不同、涉及的方法以及指标的选取存在差异,因此导致了结论不一,甚至相悖。

由于一国的工业技术水平能更好地反映一国总体技术水平,因此我们借鉴相关研究成果及研究方

收稿日期:2010-01-02

基金项目:中国博士后基金项目“汽车产业创新过程中生产性服务业介入能力及组织绩效研究——基于产业创新网络的视角”(20090451253)

作者简介:闻雯(1984—),女,安徽蚌埠人,安徽财经大学管理学院硕士研究生,研究方向:技术创新及管理;胡登峰(1971—),男,安徽庐江人,安徽财经大学管理学院副教授,博士,研究方向:创新管理、企业竞争力;胡成宝(1986—),男,安徽六安人,安徽财经大学管理学院硕士研究生,研究方向:组织行为。

法,采用了客观的指标量化方法,范围界定在技术引进与工业技术进步关系上,选取 1999—2008 年数据作为样本,基于当前经济发展水平,重新测度了技术引进与技术进步的关系。

2 相关概念

2.1 技术引进

技术来源有技术引进和自主研发,技术引进是指一个国家或地区的企业或行业通过一定的渠道,从国外获取先进技术、设备和经营管理知识的活动过程。这种国外技术向国内转移,是在国际技术贸易中,按照一定的条件和方式,把技术由卖方转移给买方的一种经济行为,这种行为融技术、经济、科学、文化、政治为一体。当然也包括采用非贸易方式的技术转移。从本质上讲,技术引进就是消除或减少国家之间的技术势差^[8]。

2.2 技术进步

技术进步,就其本意而言,是指技术的进化、革命、改善和提高。其实质是在特定的经济系统内,在寻求技术变化的过程中(从低级技术向高级技术转化),各种因素所发挥的综合作用的平均值,是随着社会、经济的发展而不断发展、革新的动态过程,即技术进步是有目标的不断运动变化的动态过程,而动态过程的效能表明技术水平和技术进步的作用^[9]。

3 分析方法简介

本文首先将采用因子分析法得出衡量我国工业技术进步的指标,其次使用 Ganger 因果关系检验法分析技术引进与我国工业技术进步的因果关系,最后用 Engle-Granger 协整关系检验法分析技术引进与我国工业技术进步的长期趋势的相关性。

因子分析(factor analysis)是一种寻找隐藏在可测变量中,不能或不易直接观测到,但却影响或支配可测变量的潜在因子,并估计潜在因子对可测变量的影响程度及潜在因子之间关联性的多元统计分析方法。

Ganger 因果关系检验法^[10],如果 x 是引起 y 变化的原因,则 x 应该有助于预测 y ,即在 y 关于 y 过去值的回归中,添加 x 的过去值作为独立的解释变量,应该显著增加回归的解释能力,此时,称 x 为 y 的原因(Granger cause)。类似地定义 y 是 x 的格兰杰原因。

经济时间序列通常含有明显的时间变化趋势,是非平稳的数据序列,不能满足多元回归等传统方法对数据的平稳性要求,否则即使变量之间没有关系,也会显示出一个很高的 R^2 (超过 0.9) 和变量间的显著关系,这就是所谓的伪回归问题。为克服伪回归,通常的办法是对随机游走的变量进行差分使其变成平稳序列,但是这样做又可能导致变量之间长期关系的信息丢失,忽略了原时间序列包含的有用信息,而这些信息对分析问题来说可能又是重要的,为解决这个问题我们采用协整分析法,它不需要变量数据水平序列都是平稳的,但是要求变量序列必须为同阶单整,这样就必须进行单位根检验,本文使用 ADF 检验法检验变量的平稳性。协整分析的步骤:如果两时间序列 $y_t \sim I(d), x_t \sim I(d)$,并且这两个时间序列的线性组合 $a_1 y_t + a_2 x_t$ 是 $(d-b)$ 阶单整的,即 $a_1 y_t + a_2 x_t \sim I(d-b)$,则 y_t 和 x_t 被称为是 (d, b) 阶协整的。记为

$$y_t, x_t \sim CI(d, b)。$$

这里 CI 是协整的符号。构成两变量线性组合的系数向量 (a_1, a_2) 称为协整向量。

协整分析表明两个变量均为非平稳的,但是两者之间的关系(某个线性组合)却可能是平稳的,两个变量之间的协整关系往往作为它们之间存在长期的均衡关系的依据。

4 变量定义与数据搜集

4.1 技术引进与数据搜集

本文采用技术引进合同额 TC (technology introduction contract) 表示技术引进变量,具体数据见表 1。

表 1 1999—2008 年技术引进合同额

亿美元

年份	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
TC	171.62	181.76	90.91	173.89	134.51	138.56	190.43	220.23	254.15	271.30

资料来源:见《中国科技统计年度数据》、《中国科技统计年鉴》。

1998 年东南亚金融危机对我国技术引进的非正常影响,可能会影响结论的准确性;1998 年以后技术引进和技术进步关系方面的实证研究并不多见。

限于篇幅,本文只是简要介绍各种统计分析方法。

4.2 技术进步指标测量与数据搜集

4.2.1 技术进步测量

技术水平及技术进步的度量是个比较复杂的问题。所谓技术水平是指某一系统某一时刻所拥有的硬技术与软技术的状况,是一种静态的指标。技术进步则是指技术水平的提高,是一种动态的指标。国内外的许多学者对度量技术进步的方法从理论与实证上做了大量的研究,概括起来有4大类方法:一是直接法,即例举技术进步因素,将这些因素对经济增长的作用加总后即得出技术进步份额,这种方法因素多,难于准确度量。二是对比法,即通过经济效益在不同的时点的差异来测算技术进步。这种方法非常直观、操作简单,对技术进步过程做了高度的抽象,可以说是最广义的技术进步,但是它把一切都归结为技术进步,往往会产生高估现象,因此不够精确,也缺少理论依据。三是指标体系法,即构造从科技人员、劳动力素质、设备工艺、产品、管理各方面来反映经济系统技术进步的指标体系,最后建立加权平均模型来评价总体技术进步,如评分法、层次分析法、聚类分析法、模糊综合评价等。这一类方法的缺点是综合评价的加权平均模型的构建问题,往往带有很大的主观性,在测算技术进步贡献份额时显得无能为力。四是生产函数法,这是目前国内外理论界所广泛采用的一类方法,在技术进步度量问题的研究中,该方法一直占主流地位。

关于技术水平的度量以往人们通常以单一指标来衡量,常用的评价指标有出自产出增长型生产函数的全要素生产率, $TFP = Y/F(K, L)^{[11]}$ 。但是全要素生产率的应用往往遇到如下困难而受局限:

- 1) TFP 的经济含义不明确,以致无法对其变化做出合理解释。
- 2) 生产函数形式 $F(K, L)$ 难以正确选择,而用不同的函数式测算的结果差异很大。
- 3) $F(K, L)$ 中的有关参数在实践中难以正确估计。

实践中人们也曾分别用人均技术装备率、人均产出率、资金产出率和单位能耗产值等指标来衡量技术水平。实际上它们都只是从不同角度对不同投入和产出之间进行比较,以期获得技术水平的判断,在应用上不具有综合性。

应该说技术水平是个综合的概念,对一个宏观系统尤其如此,因此它难以用一两个指标进行衡量。为能比较客观地评价一个系统的综合技术水平,本文借鉴了相关研究成果的合理性,对技术进步采用了较为全面的度量指标,主要从人均固定资产装备率、人均产出率、资金产出率、单位能耗产值以及全

要素生产率方面,采用因子分析法客观地测算出工业技术进步的指标。其中人均固定资产装备率是从固定资产投入角度考察系统技术水平,它通常反映生产过程机械化或自动化程度,是硬技术的重要体现。人均产出率、资金产出率、单位能耗产值3个指标都是从投入产出比角度反映技术水平提高的效果。全要素生产率尽管存在缺陷,但是一个常用指标,在此仍予以保留。5项指标定义如下:

$$\text{人均固定资产装备率} = \frac{\text{全社会固定资产投资}}{\text{职工年平均数}}$$

$$\text{人均产出率} = \frac{\text{总产值}}{\text{职工年平均数}}$$

$$\text{资金产出率} = \frac{\text{总产值}}{\text{资金总额}}$$

$$\text{单位能耗产值} = \frac{\text{总产值}}{\text{万吨标煤消耗总量}}$$

$$TFP = \frac{Y_t}{K_t L_t}$$

其中: Y_t 为第 t 年工业生产总产值; L_t 表示为第 t 年的职工年末平均数; K_t 表示第 t 年全社会固定资产投资总额; α 、 β 分别为运用 C-D 生产函数 $Y_t = A_0 e^{\gamma t} K_t^\alpha L_t^{1-\alpha}$ 进行回归的参数估计。辛永荣等通过非参数局部回归间接测算出来并经过正则化处理得到的劳动产出弹性在 0.53 ~ 0.64 之间、资本产出弹性在 0.36 ~ 0.47 之间^[12],与众多学者所采用的劳动产出弹性在 0.5 ~ 0.7、资本产出弹性在 0.3 ~ 0.5 的范围基本一致^[13]。由于中国制造业行业所具有的特点,其资本和劳动产出弹性更趋近于通常研究所采用的数据的中位数^[14],为简化测验,本文采用经验值法,取 $\alpha = 0.6$ 、 $\beta = 0.4$ 。

全社会固定资产投资、总产值、职工年平均数、资金总额、万吨标煤消耗总量等原始数据取自 1999—2008 年《中国统计年鉴》。个别指标经过统计方法整理。5项指标计算结果见表 2。

4.2.2 数据处理

5项指标具有不同的量纲,不易进行分析与比较,从而可能会影响评价的客观性,本文采用统计学中的百分制功效系数法将各个指标换算成无量纲变量,换算公式如下:

$$x_{ij} = \frac{X_{ij} - X_j}{X_{j\max} - X_{j\min}} 40 + 60$$

其中: x_{ij} 为第 j 项指标 ($j = 1, 2, \dots, 5$) 第 i 个样本值 ($i = 1, 2, \dots, n$) 的原始值; X_{ij} 为第 j 项指标第 i 个样本的换算值; $\bar{X}_j$ 为第 j 项指标所有样本的平均值; $X_{j\max}$ 和 $X_{j\min}$ 分别为第 j 项指标的最大值和最小值。5项指标换算结果见表 3。

表 2 5 项指标计算结果

年份	人均固定资产装备率 (元/人)	人均产出率 (元/人)	资金产出率 (元/元)	单位能耗产值 (元/吨)	全要素生产率 (无量纲)
1999	106778.30	16419.84	0.77	5432.75	2.10
2000	126261.17	20885.83	0.83	6183.46	2.18
2001	144443.54	24869.46	0.85	6665.48	2.25
2002	214999.79	29706.75	0.79	7297.67	2.24
2003	114930.11	24748.98	1.03	8130.25	2.17
2004	79374.17	23894.82	1.38	10939.29	2.21
2005	129728.84	36487.96	1.29	11198.92	2.20
2006	143787.82	43023.98	1.37	12855.36	2.23
2007	156756.08	51449.76	1.47	15256.14	2.29
2008	277622.85	57419.04	1.17	17805.20	2.40

表 3 5 项指标换算值

年份	人均固定资产装备率	人均产出率	资金产出率	单位能耗率	全要素劳动生产率
1999	51.3866	43.9306	41.4286	44.6637	43.1389
2000	55.3176	48.2878	44.8571	47.0907	53.5700
2001	58.9862	52.1743	46.0000	48.6491	63.0980
2002	73.2221	56.8937	42.5714	50.6929	61.6883
2003	53.0313	52.0568	56.2857	53.3847	52.8471
2004	45.8573	51.2234	76.2857	62.4662	57.7023
2005	56.0172	63.5096	71.1429	63.3056	56.0497
2006	58.8539	69.8864	75.7143	68.6609	60.2239
2007	61.4704	78.1068	81.4286	76.4226	68.5429
2008	85.8573	83.9306	64.2857	84.6637	83.1389

4.2.3 因子分析

关于技术进步指标的衡量,陈国宏等采用层次分析法 AHP(analytic hierarchy process)对于我国工业技术进步进行测度。但是由于该方法主观性很强,在权重设置上随意性较大,所以本文采用探索性因子分析方法。在此之前,首先对变量进行 KMO 测度和 Bartlett 球体检验。如表 4 所示,按照 Kaiser 所提出的 KMO 值的决策标准本例的 KMO 值为 0.678 达到了“普通的”(mediocre)的标准,同时 Bartlett 球形检验值也拒绝了偏相关矩阵不是单位矩阵的假设,因此适合进行因子分析。

表 4 KMO 值和巴特利特球度检验

KMO 值		0.678
巴特利特球度检验	统计量的观测值	52.818
	特征值	10
	概率	0.000

然后对变量进行探索性因子分析,根据特征值大于 1 的原则和最大方差法正交旋转进行因素抽

取,因子分析法公共因子的提取原则是累计贡献率大于 85%,而本研究公共因子有两个总的贡献率已经达到了 96.671%,所以只要选择前 2 个公共因子,其所代表的信息量已能比较充分地解释并提供原始数据所能表达的信息。我们将所得到的两个主成分按照方差贡献率为权重合成一个指标,即工业技术进步(technology progress, TP),结果如表 5。该表中有部分数值为负值,但是并不代表绝对值而是相对值,并不代表工业技术进步的真实含义,而是说明工业技术进步的相对程度。

5 实证分析

5.1 技术引进与我国工业技术进步的因果关系检验

技术引进与我国工业技术进步的因果关系探讨首先需要检验两者的相关性,运用表 1 和表 5 的数据做相关分析,结果表明两者的相关系数为 0.76,说明两者之间具有较强的相关关系,可以进一步探讨两者的因果关系。

表 5 1999—2008 年我国工业技术水平综合评价值

年份	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
TP	-1.06	-0.76	-0.54	-0.50	-0.40	0.17	0.27	0.59	1.05	1.17

利用 Granger cause 因果检验法,得出结果如表 6。

表 6 格兰杰因果检验结果

零假设	F 统计值	概率值	结论
TC不是 TP的格兰杰原因	0.13175	0.88136	接受
TP不是 TC的格兰杰原因	22.0998	0.01602	拒绝

结果显示在 1% 的显著水平下拒绝技术进步不是技术引进的原因的假设,技术引进不能构成技术进步的原因,而技术进步对技术引进有促进作用。

5.2 技术引进与我国工业技术进步的协整关系检验

由于变量是时间序列数据可能存在非平稳性,

表 7 技术引进与技术进步的单位根检验

变量	DW 值	ADF 值	显著水平	判断结果
TP	2.52784	0.68995	1%	非平稳
TC	1.728371	-0.738775	1%	非平稳
D(TP)	1.656932	-2.521814	5%	平稳
D(TC)	2.198903	-1.16538	1%	非平稳

根据表 7 结果显示 TP 与 TC 均为非平稳性序列,故需要进一步判断其一阶差分 D(TP) 和 D(TC) 的稳定性,计算结果见表 7。结果显示 TP 的一阶差分 D(TP) 为稳定序列,但是 TC 的一阶差分 D(TC) 仍是非平稳序列。由于在进行变量间长期稳定性关系的协整检验中,要求变量必须是同阶单整的,所以我们认为技术引进与技术进步之间不存在协整关系,即两者之间不具有长期稳定的关系。

6 结论及研究不足

以上 Ganger 因果关系检验表明,从我国目前实际情况看,结果显示技术引进不能构成技术进步的直接原因,说明随着工业技术的进步,我们国家对于外资技术的依赖性降低,摆脱了完全依靠技术进口的局面。在 1% 的显著水平下拒绝技术进步是技术引进的原因的假设,这一点与之前的相关研究成果偏离,我们认为目前我们国家的技术引进具有导向性,随着工业技术的进步以及我国自主创新的发展,国内的技术逐渐在技术总量占据了较大的比例,并呈递增趋势。国家引进技术的政策在制定已经具有选择性的特征,并且技术进步更多的依赖于我们本国自主研发。技术进步会反过来刺激技术引进,一个国家技术水平提高了,应该在深层次、高水平层面上引进国外更为先进的技术。

我们研究的对象界定在工业范围,目的是通过数据分析来验证技术引进与工业技术进步关系,但是所取得的数据是静态指标,所跨越的时间较短。衡量技术进步指标体系的代表指标选择主要从实证角度出发,便于数据收集,没有对衡量技术进步的所

因此需要对于变量进行平稳性检验。只有在满足同阶单整的变量条件下才能进行两变量间的协整分析,以确定变量间的长期稳定关系。本文采用 ADF (Augmented Dickey-Fuller Test) 检验,构建模型如下:

$$TP_t = \mu + t + TP_{t-1} + \sum_{j=1}^p TP_{t-j} + \mu; \quad (1)$$

$$TC_t = \mu + t + TC_{t-1} + \sum_{j=1}^p TC_{t-j} + \mu. \quad (2)$$

利用 Eviews 5.0 软件输入数据采用单位跟检验结果如表 7。

有相关因素进行深入全面的研究,因此,这些指标可能并不全面反映技术进步因素。

另外,本文研究分析仅停留在简单统计计量方法层面,需要借助更多数据收集与系统分析方法,如对影响技术进步的消化吸收能力、研究开发投入、国际技术溢出,人力资本等因素及其内在作用机理更加深入全面地研究分析,这是今后要努力的方向。

参考文献

- [1] COE D E, HELPMAN E. International R&D spillovers [J]. European Economic Review, 1995, 39: 859-887.
- [2] KELLER W. International technology diffusion [R]. NBER Working Paper 8573, National Bureau of Economic Research, 2001.
- [3] 周斌,李辉娥.上海市技术引进与技术进步[J].上海经济研究,2000(9):43-49.
- [4] 陈国宏,邵翼.技术引进与我国工业技术进步关系研究[J].科研管理,2001(3):35-42.
- [5] 李光泗,徐翔.技术引进、自主创新对江苏省技术进步影响的实证研究[J].南京农业大学学报(社会科学版),2006(3):36.
- [6] 严兵.外商直接投资与技术进步——基于昆山地区数据的实证分析[J].世界经济研究,2006(9):75.
- [7] 许继琴,潘丹,黄亮.宁波市技术引进与技术进步关系的实证研究[J].宁波大学学报(人文科学版),2008(5):67-68.
- [8] 傅强,杨林.技术引进的理论与实务[M].重庆大学出版社,1997:15-37.
- [9] 潘峰.技术进步与经济发展的互动作用研究[D].吉林大学,2009.
- [10] 赵卫亚.计量经济学教程[M].上海:上海财经大学出版社,2003:160-161.

(下转第 62 页)

- [3] 肖双喜. 农产品品牌保护制度分析[J]. 技术经济, 2005, 8(1): 67-69.
- [4] AKERLOF G A. The market for "Lemons": quality uncertainty and the market mechanism[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1970, 84(3): 488-500.
- [5] 张司飞. 中国农产品品牌营销的现状与对策[J]. 武汉理工大学学报, 2008, 21(3): 341-343.
- [6] 青平. 消费者绿色蔬菜消费行为的实证研究[J]. 农业经济问题, 2006, 6(1): 73-78.
- [7] 国家认监委. 国家认监委将开展 2009 年食品农产品认证监管工作[EB/OL]. [2009-04-02]. http://www.gov.cn/gzdt/2009-04/02/content_1275780.htm.
- [8] 王晓霞. 我国农产品认证制度的主要问题及对策[J]. 农业质量标准, 2006, 3(1): 31-34.
- [9] ELENA D B, MUNUERA-ALEMA AN J L. Development and validation of a brand trust scale[J]. International Journal of Market Research, 2003, 45(1): 35-53.
- [10] LAZELERE R E, HUSTON T L. The dyadic trust scale: toward understanding interpersonal trust in close relationships[J]. Journal of Marketing & Family, 1980, 42(3): 596.
- [11] TULIN E, JOFFRE S. Brand equity as a signaling phenomenon[J]. Journal of Consumer Psychology, 1998, 7(2): 131-157.
- [12] ARJUN C, MORRIS B H. The chain of effects from brand trust and brand affect to brand performance: the role of brand loyalty[J]. Journal of Marketing, 2001, 65(1): 81-93.
- [13] 袁登华, 罗嗣明, 李游. 品牌信任结构及其测量研究[J]. 心理学探新, 2007, 3(1): 81-86.
- [14] HIDER ALI, BIRLEY S. The role of trust in the marketing activities of entrepreneurs establishing new ventures[J]. Journal of Marketing Management, 1998 (14): 749-763.
- [15] DONEY P M, CANNON J P. An Examination of the nature of Trust in buyer-seller relationships[J]. Journal of Marketing, 1997, 61(1): 35-51.
- [16] STRUB P J, PRIEST T B. Two patterns of establishing trust: the marijuana user[J]. Sociological Focus, 1976, 9(4): 399-411.
- [17] 金玉芳. 消费者品牌信任研究[D]. 大连: 大连理工大学图书馆, 2005.

Influence Route Analysis of Certification Logo on Brand Trust of Agricultural Product

Zhang Lisheng¹, Lu Juan¹, Wu Fang¹, Meng Yue²

(1. College of Economics & Management, China Agriculture University, Beijing 100083, China;

2. Track Laying and Bridge Erection Construction Company, The Predecessor of the Third Engineering Group Co., Ltd. of China Railway, Sanhe Hebei 065201, China)

Abstract: Since marketing agricultural products through brand expanding is not long and less experienced in brand building in China, the agricultural brand trust is very unstable. The quality incidents for the well-known brand of agricultural products often occur too. So brand distrust of consumers increases in agricultural marketing. How to renew the brand trust in a relatively short period in agricultural marketing? This paper uses the structural model to validate the influence of certification logo on brand trust based on the theory of asymmetric information. The results show that certification logo can effectively enhance the capacity trust and goodwill trust of agricultural products and the goodwill trust in the brand has a positive effect on capacity trust.

Key words: certification logo; brand trust; route analysis

(上接第 21 页)

- [11] 桑贻陶, 绍濂. 科技经济学[M]. 上海: 复旦大学出版社, 1995: 12.
- [12] 辛永荣, 陈圻, 肖俊哲. 要素产出弹性与技术进步贡献率的测算[J]. 管理科学, 2009(1): 117.
- [13] GROSBY M. Patents, innovation and growth[J]. Economic Record, 2007(6): 255-262.
- [14] GROAD R. Endogenous technical advance and the stochastic trend in output: a neoclassical approach[J]. Research Policy, 2005, 34(10): 1476-1490.

Study on Relation between Technology Introduction and Industrial Technology Progress in China

Wen Wen, Hu Dengfeng, Hu Chengbao

(School of Management, Anhui University of Finance & Economic, Bengbu 233030, China)

Abstract: For the inconsistent conclusion between technology introduction and technology progress, this paper selects the data of industry statistics from 1999 to 2008, and proves that technology introduction is not a direct cause of technological progress by using Granger causal relationship test in our country, and technological progress is the reason for technology introduction. There is no mutual growth trend in the long run between technology introduction and technology progress by using Engle-Granger cointegration test. Therefore, technology progress stimulus technology introduction, in the long-term point of development, independent innovation is important to the improvement of technological progress.

Key words: technology introduction; technology progress; factor analysis; Granger; Engle-Granger