

高技术产业自主创新能力与科技投入产出关系的 协整分析

彭志胜

(安徽建筑工业学院管理学院, 安徽合肥 230601)

摘要: 利用1995-2009年我国高技术产业的科技要素投入及产出数据, 分别从自主创新能力的实物形态和价值形态两个纬度出发, 采用协整分析方法对高技术产业自主创新能力与相关科技投入产出的长期均衡关系进行了分析。通过分析发现, 从实物形态看, 我国高技术产业自主创新能力与研发人员和研发经费投入存在长期均衡关系, 特别受研发人员投入变化的影响较大; 从价值形态看, 自主创新能力与研发经费投入之间存在长期均衡关系; Granger因果检验表明科技投入变化与自主创新能力提升存在互动关系, 而实物形态自主创新能力与价值形态的自主创新能力的变化之间不存在因果关系。针对上述结论, 本文提出提升我国高技术产业自主创新能力的建议措施。

关键词: 高技术产业; 自主创新能力; 协整分析; Granger因果检验

中国分类号: F272.3

文献标志码: A

DOI: 10.3772/j.issn.1674-1544.2012.04.003

Co-integration Analysis on the Relation of the Ability of Independent Innovation and Input-output of Science-technology in China's High-tech Industry

Peng Zhisheng

(Department of Management Engineering of AnHui Institute of Architecture & Industry, HeFei 230601)

Abstract: The use of input-output data of the science-technology in China's high-tech industry in 1995-2009 years, from two angle of physical form and form of the value of the ability of independent innovation, the paper analyzed the relation of the ability of independent innovation and relevant input-output of science-technology in China's high-tech industry based on cointegration analysis. Through the analysis, the paper found China's high-tech industry exists long-run equilibrium relationship in the ability of independent innovation and R&D personnel input, research expenditure from physical form and especially the ability of independent innovation was larger affected by the R & D personnel input changes; the paper found China's high-tech industry exists long-run equilibrium relationship in the ability of independent innovation and research expenditure; Grainger causality test showed that China's high-tech industry exists interactive relationship in input changes of science-technology and the ability improvement of independent innovation, but don't exist causal relationship between changes of physical form and form of the value of the ability of independent innovation. According to the above conclusion, the paper proposed measures to improve the ability of independent innovation in China's high-tech industry.

Keywords: high-tech industry, ability of independent innovation, cointegration analysis, grainger causality test

作者简介: 彭志胜(1976-), 男, 安徽建筑工业学院管理学院副教授, 研究方向: 宏观经济数量分析、建筑节能、科技管理等。

基金项目: 安徽省科技厅软科学研究项目“合肥经济圈科技服务发展竞争力综合评价研究”(10030503055); 教育部社科研究基金青年项目“中国排污权初始分配、交易效率与区域补偿研究”(11YJC790191); 安徽建筑工业学院建筑经济与房地产管理研究中心招标项目“建筑能耗统计绩效评价及其长效运行机制研究”(JF2012-09)。

收稿日期: 2012年5月4日。

1 引言

目前,国内关于自主创新能力的研究较多,但关于高技术产业自主创新能力方面的研究并不多见。如:李森、张目等分别于2007年和2010年对我国高技术产业自主创新能力利用灰色关联投影法进行了动态评价研究,并对高技术产业分行业自主创新能力进行了排序^[1-2];吕品、范家琦利用DEA方法对我国高技术产业17个行业1995-2007年间全要素生产率进行分解研究,得出我国自主创新能力较弱^[3];宋河发、穆荣平用定性定量相结合的方法对我国1995-2004年间高技术产业的自主创新能力进行了测度,得出我国高技术产业自主创新能力上升迅速,但不同所有制企业表现不一^[4]。

总体来说,关于高技术产业的自主创新能力研究方面的文献不多,相关研究均是以定性分析为主,通过建立评价指标体系,结合定量分析,对自主创新能力进行相对评价,不能准确地反映出科技投入产出与自主创新能力之间的长期均衡关系,更不能反映出实物形态自主创新能力提升与价值形态自主创新能力提升之间能否协调发展。

基于上述原因,本文拟从实际形态和价值形态两个角度出发,用协整分析法对我国1995-2009年高技术产业的科技投入产出与自主创新能力之间的长期均衡关系加以研究,并对实际形态自主创新能力提升和价值形态的自主创新能力提升之间的因果关系进行研究,以找出影响我国高技术产业自主创新能力提升的关键因素,并提出提升高技术产业自主创新能力的建议。

2 协整分析模型的建立

由于大多数经济时间序列是非平稳序列,使得回归分析的建模过程很可能会产生虚假回归问题,而协整分析模型是在变量存在平稳性的前提下,分析变量之间的关系,因此可以有效避免虚假回归问题。协整分析模型建立过程如下所述。

2.1 ADF 单位根检验

对于时间序列的平稳性,Dickey和Fuller提出的单位根检验是普遍应用的一种统计检验方法。为了保证DF检验中随机误差项的白噪声特性,Dickey和Fuller对单位根检验(DF检验)进行了扩充,形成了ADF(Augment Dickey-Fuller)检验。ADF检验是从以下3个模型中选择一个模型进行检验:

模型1:

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

模型2:

$$\Delta y_t = \alpha + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

模型3:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta_t + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

实际检验时原假设都是 $H_0: \delta = 0$,即存在单位根。检验从模型(3)开始,然后模型(2)、模型(1),直至拒绝原假设时停止检验。如果检验拒绝了原假设,则序列为平稳序列。

2.2 协整检验

协整检验的方法主要有两种,一种是Engle-Granger两步法,另一种是Johansen检验法。本文采用Engle-Granger两步法,以两个变量X和Y为例,具体检验步骤为:

第一步:利用最小二乘法(OLS)估计模型:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

并计算相应的残差序列:

$$e_t = Y_t - (\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_t) \quad (5)$$

第二步:检验残差序列的平稳性,可以使用前述的ADF单位根检验。如果残差序列是平稳的,则意味着X和Y序列间存在协整关系,上述回归估计模型(4)为协整回归方程。反之,则不存在协整关系。模型(4)为虚假回归方程。

2.3 Granger 因果检验

因果关系检验是判断两个或多个变量之间是否存在相互之间的因果关系,它确定的是一个变量能否有助于预测另一个变量。如果 X_t 、 Y_t 为平稳序列,Granger因果检验模型如下:

$$\begin{cases} X_t = c_1 + \sum_{j=1}^p \alpha_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^q \beta_j Y_{t-j} + \varepsilon_{1t} \\ Y_t = c_2 + \sum_{j=1}^p \gamma_j Y_{t-j} + \sum_{j=1}^q \delta_j X_{t-j} + \varepsilon_{2t} \end{cases} \quad (6)$$

其中, ε_{1t} 、 ε_{2t} 为白噪声。如果 β_j 和 δ_j 均为0($j = 1, 2, \dots, q$),则 X_t 、 Y_t 互相独立;如果 β_j 为0而 δ_j 不为0,则 X_t 为 Y_t 的Granger原因;如果 β_j 不为0而 δ_j 为0,则 Y_t 为 X_t 的Granger原因;如果 β_j 和 δ_j 均不为0,则 X_t 、 Y_t 互为Granger原因。

3 实证分析

3.1 指标选择及数据来源

研究表明,有效发明专利数(ZLS)从实物形态角度对自主创新能力有着较强的代表性^[5]。但如果仅有创新能力,创新成果与市场分离,则创新能力并不能形成竞争力,而新产品销售收入(XCPSR)则正是从盈利能力角度反映研发的效果,从价值形态角度对自主创新能力即自主创新能力的绩效水平进行评价,有着较强的代表性^[6]。故本文选择有效发明专利数和新产品销售收入这两个科技产出指标分别从实物形态和价值形态来代表我国高技术产业的自主创新能力。自主创新能力的提升离不开科技要素的投入,而科技要素投入主要有科技活动的人力投入、资金投入和技术投入,考虑到数据的可比性及易取得性,本文选择研发人员全时当量(RYDL)、R&D经费(RDJF)和技术改造经费(JGJF)三项指标分别代表上述三项投入要素^[7]。总体上看,所选择的指标代表性高,能够较为全面地反映我国高技术产业的科技活动的投入、产出的主要方面。

本文选择我国高技术产业为研究对象,采用1995-2009年我国高技术产业大中型工业企业的科技活动数据,数据取自1996-2010年《中国统计年鉴》,具体数据略。其中,新产品销售收入、R&D经费和技术改造经费为经过零售物价指数(1978年为100)折算后的实际值,并对所有数据进行了自然对数化处理。本文数据处理和建模,均使用计量经济学软件Eview6.0,详细建模及软件处理过程参见

参考文献[8]、参考文献[9]和参考文献[10]。

3.2 ADF单位根检验

采用ADF检验方法,对LNZLS、LNXCPSR、LNRYDL、LNRDJF、LNJGJF及其一阶差分变量 Δ LNZLS、 Δ LNXCPSR、 Δ LNRYDL、 Δ LNRDJF、 Δ LNJGJF进行平稳性检验,结果见表1。

由表1可知,LNZLS、LNXCPSR、LNRYDL、LNRDJF、LNJGJF为非平稳序列,但其一阶差分 Δ LNZLS、 Δ LNXCPSR、 Δ LNRYDL、 Δ LNRDJF、 Δ LNJGJF是平稳序列,故LNZLS、LNXCPSR、LNRYDL、LNRDJF、LNJGJF均为一阶单整。

3.3 协整检验

为分别分析有效专利数及新产品销售收入与其他投入产出变量之间是否存在协整关系,本文用OLS方法分别用LNZLS和LNXCPSR对其他所有投入产出变量进行协整回归,估计这些序列的长期线性均衡关系。

3.3.1 有效专利发明数与科技投入产出的协整检验

利用LNZLS对其他所有投入产出变量进行OLS回归,剔除回归系数不显著的变量,经多次回归分析,得出最佳回归方程,计算结果如表2。

由表2可知,回归方程如下:

$$\text{LNZLS} = -16.20980 + 1.304090 \text{LNRYDL} + 0.673274 \text{LNRDJF} \quad (7)$$

$$R^2 = 0.960467, \text{DW} = 1.571733, t = 15$$

由回归方程各参数可知,方程拟合的效果比较好。对上面的模型进行残差平稳性检验,结果见表3。

表1 变量的ADF单位根检验结果

变量	ADF检验	检验类型	临界值	结论
LNZLS	-2.433748	(c, t, 3)	-3.342253*	非平稳
LNXCPSR	-0.463204	(c, t, 1)	-3.388330*	非平稳
LNRYDL	-1.154328	(c, t, 1)	-3.362984*	非平稳
LNRDJF	-1.288900	(c, t, 0)	-3.342253*	非平稳
LNJGJF	-0.662011	(c, t, 0)	-3.342253*	非平稳
Δ LNZLS	-6.746257	(c, t, 3)	-5.295384***	平稳
Δ LNXCPSR	-7.384233	(c, t, 2)	-5.295384***	平稳
Δ LNRYDL	-5.889104	(c, t, 0)	-4.886426***	平稳
Δ LNRDJF	-3.962521	(c, t, 2)	-3.933364**	平稳
Δ LNJGJF	-3.886737	(c, t, 0)	-3.828975**	平稳

注:①LN为序列取对数;②检验类型中,c代表截距,t代表时间趋势,k为滞后阶数;③滞后期k的选取由AIC(Akaike Information Criterion)准则确定;④*、**、***分别表示显著水平为10%、5%、1%的临界值。

由表3可知，检验统计量值-4.302616小于置信水平1%的临界值-2.740613，说明该残差序列为平稳序列，证明有效发明专利数与研发人员全时当量及研发经费之间是协整的，三者之间存在长期的动态均衡关系，这意味着虽然它们都有各自的变动规律，短期内有效专利数与研发人员全时当量及研发经费可能表现出非一致性，但长期来看，三者之间却存在着稳定的均衡关系。由协整方程(7)可知，研发人员全时当量每增加1%，有效发明专利数就会增加1.30%，研发经费每增加1%，有效发明专利数就会增加0.67%，这说明我国高技术产业研发人员投入相对于研发经费投入对实物形态的自

主创新能力提升的驱动作用更大。

3.3.2 新产品销售收入与科技投入产出的协整检验

同上，利用LNXCPSR对其他所有投入产出变量进行OLS回归，得出最佳回归方程，计算结果如表4。

由表4可知，回归方程如下：

$$\text{LNXCPSR} = 3.779707 + 0.939307\text{LNRDJF} \quad (8)$$

$$R^2 = 0.994477, \text{DW} = 1.920838, t = 15$$

由回归方程各参数可知，方程拟合的效果比较好。对上面的模型进行残差平稳性检验，结果见表5。

表2 协整方程计算结果

变量	系数	标准差	t 统计量	伴随概率
C	-16.20980	2.683430	-6.040699	0.0001
RYDL	1.304090	0.380719	3.425331	0.0050
RDJF	0.673274	0.167314	4.024019	0.0017
R ²	0.960467	因变量均值		7.871858
调整后R ²	0.953878	因变量标准差		1.452286
回归标准差	0.311895	AIC统计量		0.684555
残差平方和	1.167340	SC统计量		0.826165
对数似然值	-2.134159	HQ统计量		0.683046
F统计量	145.7701	DW统计量		1.571733
伴随概率(F统计量)	0.000000			

表3 残差平稳性检验

	ADF检验统计量	t 统计量	伴随概率*
		-4.302616	0.0003
测试临界值	1%	-2.740613	
	5%	-1.968430	
	10%	-1.604392	

注：*MacKinnon (1996) one-sided p-values。

表4 协整方程计算结果

变量	系数	标准差	t 统计量	伴随概率
C	3.779707	0.265937	14.21279	0.0000
RDJF	0.939307	0.020207	46.48508	0.0000
R ²	0.994477	因变量均值		16.10550
调整后R ²	0.994017	因变量标准差		0.985293
回归标准差	0.076212	AIC统计量		-2.179044
残差平方和	0.069698	SC统计量		-2.087750
对数似然值	17.25331	HQ统计量		-2.187495
F统计量	2160.863	DW统计量		1.920838
伴随概率(F统计量)	0.000000			

由表5可知, 检验统计量值-5.552661小于置信水平1%的临界值-2.771926, 说明该残差序列为平稳序列, 证明高技术产业新产品销售收入与研发经费之间是协整的, 二者之间存在长期的动态均衡关系, 这意味着虽然它们都有各自的变动规律, 短期内新产品销售收入与研发经费可能表现出非一致性, 但长期来看, 二者之间却存在着稳定的均衡关系。由协整方程(8)可知, 研发经费每增加1%, 新产品销售收入就会增加0.94%, 这说明我国高技术产业自主创新能力的绩效水平的提升主要受研发经费的投入增长的驱动, 且作用较大。

3.4 Granger 因果关系检验

为分析自主创新能力与科技投入之间及实物形态与价值形态的自主创新能力之间是否存在Granger因果关系, 对前述所有投入及产出变量进行因果关系检验, 结果见表6。

由表6可知, 在所有变量的Granger Causality因果关系检验中, 有效发明专利数变化与研发经费投入变化互为因果关系, 说明研发经费投入增长促进了实物形态的自主创新能力的提升, 而实物形态的自主创新能力的提升又诱导高技术产业增加研发经费的投入, 两者之间有着互动关系; 新产品销售收入变化是研发经费变化和技术改造经费变化的Granger Causality原因, 说明自主创新能力的绩效水平提升促使企业有实力更多地投入研发经费和技术改造经费; 有效发明专利数变化是研发人员投入

变化的Granger Causality原因, 说明实物形态的自主创新能力的提升诱导企业增加研发人员投入; 技术改造经费变化是有效发明专利数变化的Granger Causality原因, 说明技术改造经费投入增加有利于实物形态自主创新能力的提升; 其他变量特别是有效发明专利数变化和新产品销售收入变化之间无明显因果关系存在, 说明实物形态自主创新能力提升与价值形态自主创新能力即自主创新能力的绩效水平的提升之间不存在互动关系, 两者之间的发展不协调。

4 结论与建议

(1)我国高技术产业的实物形态的自主创新能力提升(有效发明专利数)与研发人员全时当量、研发经费存在长期稳定的均衡关系。研发人员全时当量每增加1%, 实物形态的自主创新能力提升就会增加1.30%, 研发经费每增加1%, 实物形态的自主创新能力提升就会增加0.67%, 研发人员全时当量投入变化相对于研发经费投入变化对我国高技术产业实物形态的自主创新能力的提升驱动作用更大。

(2)我国高技术产业的研发经费投入与自主创新能力的绩效水平提升(新产品销售收入)之间存在长期稳定的均衡关系。研发经费每增加1%, 自主创新能力的绩效水平就会增加0.94%, 研发经费的投入增长是我国高技术产业自主创新能力绩效水

表5 残差平稳性检验

	ADF检验统计量	t 统计量	伴随概率*
测试临界值	1%	-2.771926	0.0001
	5%	-1.974028	
	10%	-1.602922	

注: *MacKinnon (1996) one-sided p-values。

表6 各变量间的因果关系检验

原假设	观察值	F统计量	伴随概率	结论
ΔZLS 不是 $\Delta RDJF$ 的Granger原因	12	0.36646	0.7057	10%显著水平下拒绝
$\Delta RDJF$ 不是 ΔZLS 的Granger原因	12	8.74424	0.0125	5%显著水平下拒绝
$\Delta XCPSR$ 不是 $\Delta RDJF$ 的Granger原因	11	5.54015	0.0433	5%显著水平下拒绝
ΔZLS 不是 $\Delta RYDL$ 的Granger原因	12	4.70245	0.0507	10%显著水平下拒绝
$\Delta JGJF$ 不是 ΔZLS 的Granger原因	12	3.23413	0.1012	10.2%显著水平下拒绝
$\Delta XCPSR$ 不是 $\Delta JGJF$ 的Granger原因	11	0.1377	0.874	10%显著水平下拒绝

注: 此表仅列出拒绝项(即一定显著水平下因果关系成立的项)。

平提升的主要驱动力。

(3) 实物形态的自主创新能力提升与研发经费投入变化互为因果,即实物形态的自主创新能力提升诱使研发经费投入的增加,同时,研发经费投入的增加加速了实物形态的自主创新能力提升。另外,技术改造经费的投入增加,新技术的引进,也推动了高技术企业实物形态自主创新能力的提升,而实物形态的自主创新能力的提升又促使企业加大了研发人员的投入。

(4) 自主创新能力的绩效水平提升给高技术企业带来的好处又促使了高技术企业有激励且有实力进一步加大了研发经费和技术改造经费的投入。

(5) 自主创新能力的绩效水平提升与实物形态的自主创新能力提升之间不存在 Granger 因果关系,即由于成果转化率低,实物形态的自主创新能力提升对自主创新能力的绩效水平提升无影响,同时,由于创新成果的市场化导向不足,加之部分企业安于现状,缺乏自主创新动力,导致自主创新能力的绩效水平提升对实物形态的自主创新能力提升没有影响,自主创新能力的实物形态和价值形态之间存在脱节,两者之间的发展存在不协调。

由此可见,提高我国高技术产业的研发人员、研发经费和技术改造经费的投入,提高成果的转化率和市场化导向可以提高自主创新能力,而自主创新能力提升,又可以刺激研发人员和经费的投入增长,形成良性循环。因而,要提高我国高技术产业的自主创新能力,须从如下几个方面努力。

(1) 高技术产业要积极采取措施,通过引进高端人才、与高端人才合作、员工在职进修等柔性引进、使用人才方式,增加优秀研发人员储备,加大研发人员的投入力度,提高自主创新能力。同时,政府要出台配套的优惠措施,帮助企业引进并留住人才。

(2) 要增加创新基金投入、引导金融行业增加科技金融服务,协助优势企业或优势项目引入风险投资基金,拓宽高技术产业企业资金来源,增加研发经费和技术改造经费的投入,特别是研发经费的投入,提高企业自主创新能力及其绩效水平。

(3) 要加大发明专利申报的宣传引导力度,鼓励并帮助高技术产业企业积极申请发明专利。同时,要提高知识产权相关政策、法规的执行力度,加大知识产权保护,使得企业能真正从发明专利中获得较高回报,刺激企业加大研发投入力度。

(4) 建立健全科技服务体系,提高科技成果转化水平,进一步提升高技术产业自主创新能力的绩效水平。在绩效水平提高的情况下,利用市场机制引导更多的高技术产业企业增加研发投入,促进自主创新成果与市场接轨的力度,最终形成良性循环。

(5) 要增加对高技术产业企业家队伍的创新、创业培训,提高企业家的忧患意识,拓宽企业家的视野,提高企业家的管理水平,提升企业自主创新能力。

参考文献

- [1] 李森,刘霄.基于灰色关联理论的我国高技术产业自主创新能力和评价[J].现代管理科学,2007(3):38-40.
- [2] 张目,周宗放.我国高技术产业自主创新能力和行业动态评价研究[J].软科学,2010(6):1-4.
- [3] 吕品,范家琦.我国高技术产业自主创新能力和评价——基于DEA的Malmquist生产率指数分析[J].技术经济,2010(7):1-5.
- [4] 宋河发,穆荣平.自主创新能力及其测度方法与实证研究——以我国高技术产业为例[J].科学学与科学技术管理,2009(3):73-80.
- [5] 张充,汤石雨.R&D公共投资与自主创新能力的协整分析[J].科技进步与对策,2009(8):46-48.
- [6] 李辉,马悦.R&D资金投入结构对创新绩效的影响[J].东北师大学报:哲学社会科学版,2009(5):241-244.
- [7] 彭志胜.我国高技术产业投入产出效率研究[J].中国科技资源导刊,2011(2):11-15.
- [8] 赵卫亚,彭寿康,朱晋.计量经济学[M].北京:机械工业出版社,2008:128-148.
- [9] 易丹辉.数据分析与EViews应用[M].北京:中国统计出版社,2002.
- [10] 何晓群.回归分析与经济数据建模[M].北京:中国人民大学出版社,1997.