

内生经济理论下 自主创新与区域经济增长研究

——基于面板数据分析

李华香, 孙久文

(中国人民大学 经济学院, 北京 100872)

[摘要]本文在内生理论框架下利用全国30个省市区1997-2009年的面板数据,分析了知识创新、技术创新、制度创新以及以人力资本存量为代表的自主创新能力基础这四个变量对于经济发展的影响。研究发现,在加入自主创新变量之后,资本及劳动投入对经济发展的影响明显下降,且自主创新对经济发展的正向作用显著。但是不同类型的自主创新对经济发展的影响程度不同,其中,以人力资本为代表的自主创新能力的知识基础的贡献最大,而自主知识产权的重要指标—专利申请授权量对经济发展的作用还相对较弱,能源的经济效益的产出弹性略高于专利申请授权量的产出弹性。

[关键词]自主创新; 专利; 人力资本; 经济增长; 面板数据

[中图分类号]F061.5

[文献标识码]A

[文章编号]1003-8353(2012)03-0116-04

一、引言

当今时代,经济全球化迅猛发展,科技变革日新月异,我国区域经济发展面临着新的战略机遇和挑战。一方面,我国要转变区域经济发展方式,就是要提高创新对经济增长的贡献率,突破劳动力、资本、土地等传统生产要素对经济发展的制约,减少发展的能源和环境代价;另一方面,我国要抓住科技革命带来的发展机遇,突破发达国家对核心技术的垄断。提高自主创新能力是突破区域经济发展约束、推进区域经济发展又快又好发展的重要途径。

当前,国内很多学者研究了自主创新与经济增长及经济发展方式转变的关系。比如,很多学者都认为自主创新(包括技术创新)能够促进企业、产业和区域发展的质量,并通过优化生产要素的品质,提高产品技术含量和附加值,提升企业的经济效益,培育新兴产业及促进产业升级等路径来促进经济发展方式转变(杨艳、孙久文,2006)^①。同时,通过自主创新促进经济发展方式转变还存在其他路径,比如拓展对外开放的广度和深度,推动现代农业发展,节约能源和保护环境。就目前自主创新对中国经济增长的作用程度方面,刘和东(2007)和魏昊、陈柳(2008)等人通过计量分析也都认为自主创新与经济增长正相关,且是经济增长的Granger原因^{②③},但他们在自主创新是否成为我国经济增长的重要推动力量方面的见解不同,前者认为通过自主创新促进经济增

长的内在机制还未健全,后者认为自主创新已成为我国重要的推动力量。

本文在研究中控制了劳动力与资本这两种经常性投入要素,并利用了能源的经济效益来衡量技术创新对经济增长的促进程度,考察不同类型的自主创新对经济发展的作用。通过依次引入变量进行比对,从而得出有意义的结论。文章的第二部分是指标的选取依据,计量模型与数据。第三部分是经验分析,包括描述性统计分析和面板数据分析结果。第四部分是简单的结论。

二、计量模型与数据

1. 指标的选取

在经济模型中,大部分文献选择国内生产总值或人均国内生产总值作为一国或地区的经济增长情况,选择从业人数、资本存量衡量劳动和资本的投入。一般而言,在经济模型中技术、制度、服务、知识等的创新产出很难衡量,也因得出的结果颇为迥异而难以总结。许多种类的数据可以获得,比如研发经费、授权专利数、科技人员数、人力资本、设备进口和扩散等。大部分研究者常常是基于数据的可获得性和可靠性,而不是基于确切的理论基础,选择使用研发经费作为创新产出的衡量。虽然研发经费难以代表创新的产出,但从既有的文献中可总结出一点是,自主创新一般会促进经济增长,下文将具体考察不同类型的自主创新对经济发展的

[基金项目]世界银行中国经济改革实施技术援助项目:以自主创新促进区域经济发展方式转变研究(TCC5 A16-09);国家社会科学基金重大项目:调整区域经济结构促进国土开发空间结构优化研究(10zd&023)。

[作者简介]李华香,女,中国人民大学经济学院博士研究生;孙久文,男,中国人民大学经济学院教授,博士生导师。

作用。

知识产权已经成为一种强有力的商业竞争工具,能够支撑从“中国制造”到“中国创造”转变的基本点就是自主知识产权,自主知识产权是自主创新的基础,而专利是自主知识产权的主体和核心内容,很多学者进行实证分析时一般依赖专利数据测量创新,Guerrero 和 Sero(1997)用应用专利数据进行实证分析,因为它可以反映公司或个人对知识产权保护紧迫性和意愿程度^④。学者们可以通过专利信息的分类识别特定地理区域的技术企业或其他机构在一些技术领域的专业化,以研究地区间的知识溢出(Jaffe,1989;Jaffe,Trajtenberg 和 Henderson,1993;Jaffe 和 Trajtenberg,2002)^{⑤⑥⑦}。世界银行、OECD 等国际组织都把每万人的专利申请数作为评价国家科技竞争力的一个重要指标。所以本文选取专利授权数作为衡量知识自主创新的指标。

能源的经济效益体现着先进技术的应用情况。能源的经济效益越高意味着单位国内生产总值的能耗越低,在中国经济转型期,必须要“走出一条科技含量高、经济效益好、资源消耗低、环境污染少、人力资源优势得到充分发挥的新型工业化路子”。Garbaccio(1999)运用投入—产出分析法研究了1978—1995年中国能源强度下降的原因,指出技术变革与创新相对于结构调整来说是能源效率提高的主要原因。陈军和成金华(2010)利用1998—2007年面板数据研究了内生创新对能源效率的影响,分析发现在控制了人文发展因素后,创新对能源的效率产生积极的影响^⑧。所以本文选取能源的经济效益作为衡量技术创新的指标。

人力资本作为自主创新能力的基石不可或缺,在知识经济时代,人力资本取代物力资本成为社会发展的主导性因素,人力资本是推动企业发展、国家进步的核心要素。Becker认为,教育和经验是人力资本概念的关键特征,教育增加个体的信息、知识、技能的存量,经验包括工作经验,也包括在实践的性学习及培训等非正式教育。创新是知识存量的累积、知识的运用以及知识的扩散产出行,而这与个体人力资本存量紧密相关。Simonton(1999)认为当个体拥有更多领域相关的专业知识,并通过增加的个人能力产生解决问题的方案,从而提高创新绩效^⑨。科技创业者的人力资本,包括相关的工作经验和正规教育水平都是基础创新的重要因素(Marvel 和 Lumpkin,2007)^⑩。

随着新制度经济学的发展和制度对经济增长解释能力的增强,在深化技术进步和人力资本等要素对经济增长作用的同时,将制度纳入内生经济增长框架,认为制度能够通过刺激内生要素发展实现要素有效配置,影响经济增长。对我国而言,市场化程度体现了经济体制改革深化的程度。

2. 计量模型与数据

根据前人的研究,我们通过加入自主创新对柯布—道格拉斯生产函数进行扩展,考虑到变量之间可能存在的非线性关系,在估计模型上我们选择了对数模型,对变量均采取其自然对数形式。这种对数形式除了可以解决变量之间的非线性关系外,还可以估计出变量之间影响的弹性关系。具体

的计量模型如下:

$$\ln Y_{it} = c_0 + c_1 \ln Patent_{it} + c_2 \ln Energy_{it} + c_3 \ln H_{it} + c_4 \ln Market_{it} + c_5 \ln K_{it} + c_6 \ln L_{it} + \varepsilon_{it}$$

Y_{it} :地区*i*在第*t*年国内生产总值(单位:亿元),考虑到物价波动的影响,以1997年为不变价,对国内生产总值进行了缩减。

$Patent_{it}$:地区*i*在第*t*年的国内专利申请授权量,这是衡量自主创新的重要指标,包括国内发明专利申请授权量、实用新型专利申请授权量和外观设计专利授权量。

$Energy_{it}$:地区*i*在第*t*年的能源经济效益(单位:万元/吨标准煤),用能源消费总量与国内生产总值的比值衡量。

H_{it} :地区*i*在第*t*年的人力资本存量,以从业人员的平均受教育年限来代表。教育年限法是现存的估算人力资本存量较为流行的方法之一,受教育年限不同的人具有不同的人力资本,受教育年限的多少反映了人力资本水平的高低。

$Market_{it}$:地区*i*在第*t*年的市场化程度,用非国有企业的工业产值与全部规模以上工业企业总产值的比值来衡量。

K_{it} :地区*i*在第*t*年的固定资本存量(单位:亿元)。固定资本存量的估计采用永续盘存法。首先根据固定资产投资价格指数作平减将数据调整为1997年的不变价,以1997年的固定资本存量作为初始值,折旧率取10%进行估计。估算公式为 $K_{it} = I_{it} + (1 - \delta) K_{i,t-1}$, I_{it} 表示第*t*年的固定资本形成额, δ 表示第*t*年的折旧率。

L_{it} :地区*i*在第*t*年的劳动投入量(单位:万人)。以年末从业人员数量来衡量。

所有数据来自《中国统计年鉴》(1998—2010年)、《中国能源统计年鉴》(1998—2010年)与《中国劳动与就业统计年鉴》(1998—2010年),少量缺失的数据用线性内插和外延方法来估计。鉴于数据的可得性及稳定性,我们的样本是中国大陆的30个省市区,而没有分析西藏、香港、澳门和台湾。

三、实证检验

1. 描述性分析

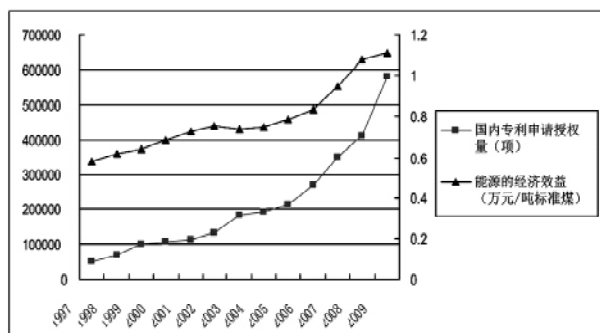


图1 全国专利及能源经济效益增长情况

图1是全国的总量统计,反映了全国的知识创新能力与技术创新的总体状况。可以看出,全国的专利申请授权量和能源经济效益在1997—2009年呈现逐步增强的走势。专利申请授权量从1997年的50992项,增长至2009年的581992项;能源经济效益从1997年的0.58万元/吨标准煤,增长指

2009年的1.11万元/吨标准煤,增长了0.91倍。为了适应经济体制与经济增长方式的转变,要求通过制度创新对企业尤其是国有企业不断进行改革,随着改革的深化,非国有工业总产值占工业总产值的比重也在急速上升,从1997年的18.54%上升到2009年的88.51%,这体现了企业的活力不断增强,市场化改革30年改革时期生产率提高的重要原因之一(王小鲁、樊纲、刘鹏 2009)^①。受教育年限作为衡量人力资本存量的重要指标之一也取得了稳步上升,全国从业人员的平均受教育年限从1997年的7.54年上升到2009年的8.69年。

表1 1997-2009年全国30个省市区四个变量的基本统计描述

变量名	平均值	标准差	最大值	最小值	样本数
专利申请授权量(项)	5629.1	10749.1	87286	56	390
能源的经济效益(万元/吨标准煤)	0.73	0.32	1.83	0.17	390
受教育年限(年)	8.27	1.08	11.7	5.18	390
市场化程度(%)	46.84	20.50	89.16	10.12	390

表1展示的是1997-2009年30个省市区表征自主创新的四个变量的基本统计描述。其中专利申请授权量最低的为1997年的青海,仅为56项,最高的是2009年的江苏省,标准差比较大为10749.1。能源经济效益、从业人员受教育年限和市场化程度的标准差分别为0.32、1.08和20.50。技术进步是引起中国经济持续增长的关键因素,那么,作为技术进步主要来源的自主创新中具体是那些因素促进了经济的发展与转变,全国的平均情况是知识创新、技术创新、制度创新等都有很大的提升,但至于全国各个地区也是这样的呢?

表2 自主创新与区域经济增长的计量结果

	回归1	回归2	回归3	回归4	回归5	回归6	回归7
C	-2.405 (-5.03***)	0.516 (-2.52***)	-3.031 (-6.58***)	-1.186 (-2.41**)	-2.399 (-5.13***)	-1.126 (-2.57***)	-1.117 (-2.59***)
lnK	0.544 (61.53***)	0.456 (39.49***)	0.504 (49.46***)	0.496 (44.21***)	0.573 (52.08***)	0.410 (26.12***)	0.409 (34.03***)
lnL	0.889 (12.71***)	0.406 (13.19***)	0.789 (11.69***)	0.784 (11.48***)	0.914 (13.32***)	0.557 (8.86***)	0.555 (9.10***)
lnPatent		0.169 (13.28***)				0.111 (8.01***)	0.112 (8.90***)
lnH			0.785 (6.78***)			0.652 (6.49***)	0.651 (6.52***)
lnEnergy				0.226 (6.40***)		0.145 (4.61***)	0.145 (4.65***)
lnMarket					-0.106 (-4.2***)	-0.003 (-0.13)	
Hausman 检验(p值)	33.89 0	60.36 0	133.32 0	27.93 0	33.82 0	21.01 0.0018	11.94 0.0356
类型	FE	RE	FE	FE	FE	FE	FE
R2	0.962	0.970	0.966	0.966	0.964	0.976	0.976
样本数	390	390	390	390	390	390	390

注:系数下的括号内为t检验值;*、**、***分别表示在10%、5%和1%水平上显著;模型中FE表示固定效应模型较优,RE表示随机效应模型较优;R2为组内拟合方差,尽管RE的组内拟合方差不具有重要的意义,但我们仍选择将其展示在这里。该表的估计结果是在Stata11.0计量软件上分析得到的。

在过去的十多年中,哪种类型创新对经济增长的弹性更高呢?我们选择使用面板数据考量这些问题。

2. 面板数据分析

由于面板数据包括横截面和时间序列数据,模型设定的正误决定了参数估计的有效性。因此,首先要对模型的设定进行检验以得到有效的参数估计,主要检验模型参数在所有横截面样本点和时间上是否是相同的常数。我们采用协方差分析检验来检验如下的两个假设:第一,截距和斜率在不同的横截面样本点和时间上都相同,即混合估计模型;第二,斜率在不同的横截面样本点和时间上都相同,但截距不相同,即变截距模型。如果拒绝第一个假设接受第二个假设,则需要进一步分析面板数据应采用固定效应(FE: fixed effect)模型还是随机效应(RE: random effect)模型,本文运用Hausman检验的方法来判断。

通过F统计量检验,我们使用面板数据的变截距模型。本文具体的计量分析结果如表2所示。

首先,回归1是仅将资本与劳动投入引入到模型中,尽管劳动产出弹性异常的高,但整个模型的估计是显著的,这可能是由于在没有控制技术进步的情况下,使得我们高估了劳动的产出弹性。其次,回归2-5是分别在资本和劳动投入的基础上加入专利申请授权数、人力资本存量、能源的经济效益和市场化程度。结果发现,前三者与经济增长均具有正相关关系,且加入这几个变量后,资本与劳动力的产出弹性下降;市场化程度的产出弹性是负值。回归6是将资本、劳动投入以及表征自主创新的四个变量全部引入模型,模型整体显著性水平比较高,拟合度为0.976,所以我们选择将市场化程度这个变量剔除,再进行分析,结果为回归7。对表2的进一步分析结果如下:

进行分析,结果为回归7。对表2的进一步分析结果如下:

(1)以专利申请授权量为代表的自主知识产权对经济增长具有显著的正面作用。在本文的双对数模型下,估计系数表征了弹性系数,从回归2中可以看出,专利申请授权量每增加1%,经济增长约0.169%;在回归7中控制了其他类型的自主创新变量后,这个弹性系数变为0.112,尽管这个系数看起来比较小,但对于经济发展、产业结构变迁、企业竞争力的获取具有重要意义。这是因为专利制度有效地保证了发明创造者的垄断性利益回报,并且会带来一系列发明创造,从而提高了企业在市场的竞争力,也启动了产业

的技术升级。

(2) 以人力资本存量为代表的自主创新能力基础对经济增长的作用尤为显著。不论是在没有控制其他自主创新形式的回归 2 中还是在控制了其他自主创新形式的回归 7 中, 人力资本存量的弹性系数都是最高的, 分别为 0.785 和 0.651。人力资本存量的增加常常表明了不断提高的劳动力素质。此处是以从业人员的受正规教育年限作为衡量指标, 并不只是意愿证明正规教育的重要性, 一系列的职业教育、社会培训等同样也不可或缺。

(3) 以能源经济效益为代表的技术创新明显影响着经济的发展与转变。相同的产出所消耗的能源越少意味着可以节约更多的能源, 节约能源关系到人类的生存和可持续发展。将企业技术创新导入节能领域, 节约能源的保障, 是经济向资源节约型、环境友好型发展方式转变的重要保障。在回归 7 中, 能源的经济效益弹性系数为 0.145, 虽然显著但是对于我们的经济发展而言这个系数并不高。能源研发投入少、新型能源开发力度不足是我国各个省市面临的一个突出问题。西方发达国家不仅投入大量资金技术于传统能源利用, 以提高能量转换效率, 而且更加注重新型能源和洁净能源如核能、太阳能、风能等的开发利用。我国在这些方面的研发投入则远远低于西方发达国家。另外, 能源经济效益的提高是由于技术创新提高能源的效率而节约了能源, 但同时技术进步促进经济的快速增长又对能源产生新的需求, 部分地抵消了所节约的能源。

(4) 不论是单独引入市场化程度还是和其他创新内容一同引入方程, 市场化程度对经济增长的作用是负值。不过, 在同其他创新变量一同引入方程式, 市场化程度的系数并不显著, 这可能是由于市场化程度与专利申请授权量、能源经济效益的较高相关性而造成的共线性问题(相关系数分别为 0.67 和 0.63), 从而使得参数的估计有偏。而凡勃伦则认为制度会促进技术创新, 改善生产组织方式, 从而促进经济的良性发展。也许同阿里斯的“技术决定论”观点一致, 他认为由于制度(此处以市场化程度来衡量) 在本质上静态的, 在社会变革过程中, 它抵抗变革。但是在我国的经济转型中, 市场化程度的提高, 意味着生产效率提高、交易成本降低, 经济活力的增强, 理应对经济的发展发挥重要的作用。不可否认的是, 技术创新过程中存在着市场失灵问题, 创新的过程具有不确定性, 单纯的市场不太可能自动诱发企业的技术创新活动, 仅靠市场机制难以使社会安排实现帕累托最优(Cimoli, M. et al. 2006)^⑫。目前我国国有企业的比重仍较高, 其中对某些行业的垄断使得民营企业获得的利润较低, 从而使得非国有经济存在着乏力、竞争力较低问题。创新与增长一方面需要依靠市场机制来配置创新资源, 另一方面也要依靠政府的政策来纠正市场的失灵, 使创新的外部效应最大化(李华香 2012)^⑬。

四、结 论

本文利用全国 30 个省市区的 1997 - 2009 年的面板数

据分析了知识创新、技术创新、制度创新以及以人力资本存量为代表的自主创新能力基础这四个变量对于经济发展的影响。研究发现, 在加入自主创新变量之后, 资本及劳动投入对经济发展的影响下降, 且自主创新对经济发展的正向作用显著。一般来讲, 中国区域经济增长多样性以及经济快速增长的地区与创新能力的有很大的关系。但是不同类型的自主创新对经济发展的影响程度不同, 其中, 以人力资本为代表的自主创新能力的知识基础的贡献最大, 这说明实施近二十年的“科教兴国”、“科教兴市”战略效果明显。而自主知识产权的重要指标——专利申请授权量对经济发展的作用还相对较弱, 能源的经济效益的产出弹性略高于专利申请授权量的产出弹性。基于自主创新对经济发展方式转变的核心地位, 需要通过进一步的政策措施为自主创新能力的提高创造环境、为自主创新的实现搭建桥梁, 真正地把经济发展道路转变到内涵式、集约型的方向上来。

[注释]

①孙久文, 杨艳《基于自主创新的区域经济增长》, 《学习与实践》2007 年第 12 期。

②刘和东《自主创新与经济增长的实证关系研究》, 《科技管理研究》2007 年第 12 期。

③魏昊, 陈柳: 我国自主创新能力与经济增长关系的实证研究》, 《生产力研究》2008 年第 1 期。

④Guerrero D. C and M. A. Sero, 1997. “Spatial Distribution of Patents in Spain: Determining Factors and Consequences on Regional Development,” *regional studies* 31(4): 381 - 390.

⑤Jaffe, A. 1989. “The Real Effects of Academic Research,” *American Economic Review* 79: 957 - 970.

⑥Jaffe, A., M. Trajtenberg, and R. Henderson, 1993. “Geographic Localization of Knowledge Spillover as Evidenced by Patent Citations,” *Quarterly Journal of Economics*, 108(3): 577 - 598.

⑦Jaffe, A. and M. Trajtenberg. 2002. *Patents, Citations, and Innovations: A Window on the Knowledge Economy*, Cambridge, MA: MIT Press.

⑧陈军, 成金华《内生创新、人文发展与中国的能源效率》, 《中国人口·资源与环境》2010 年第 4 期。

⑨Simonton D. K. 1999. *Origins of genius*, New York: Oxford University Press.

⑩Marvel, M. R., and Lumpkin, G. T. 2007. “Technology Entrepreneurs’ Human Capital and Its Effects on Innovation Radicalness”. *Entrepreneurship Theory and Practice* (11): 807 - 828.

⑪王小鲁, 樊纲, 刘鹏《中国经济增长方式转换和增长可持续性》, 《经济研究》2009 年第 1 期。

⑫Cimoli, M. et al. 2006. “Institutions and policies shaping industrial development,” Pisa: Sant’Anna School.

⑬李华香《世界城市建设的比较与反思》, 《山东师范大学学报(人文社会科学版)》2012 年第 1 期。