

# 财政科技拨款对专利产出的实证研究

——基于甘肃省相关数据的模型检验

■ / 李兴江 王 鹏 党 婕

**摘要:** 在分析甘肃省专利产出的基础上, 通过分析1990—2008年甘肃省财政科技拨款和专利产出的变化趋势, 运用单位根、协整检验, Granger因果关系检验, VAR模型对甘肃省财政科技拨款与专利之间的关系进行实证研究。结论表明: 1990—2008年, 财政科技拨款对专利授权量的长期弹性为0.597410, 两者之间存在单向因果关系。

**关键词:** 财政科技拨款 专利产出 检验

专利产出显示着一个国家或地区的自主创新能力、科技实力与经济发展潜力, 是各国、各地区追求的重要目标。财政科技拨款是专利产出的重大推动力, 然而其在多大程度上影响着专利产出, 是一个值得认真研究和探讨的课题。以甘肃省1990—2008年间财政科技拨款和专利产出相关数据为依据, 运用实证方法, 探讨甘肃省财政科技拨款对专利产出的影响, 得出结论, 提出了相关的政策建议。

## 一、甘肃省专利产出的基本情况

专利(PATENT)在不少国家和地区都被作为衡量技术创新活动的关键指标, 在不同层面上反映着技术创新活动的状况与水平。表1显示了甘肃省1998—2008年的专利数据。可以看出, 1998—2008年, 甘肃专利申请量呈逐年上升趋势, 2005年尤为显著, 专利申请取得了历史性的突破, 总申请量为1759件, 比2004年增加近一倍。专利授权量的变化趋势在2006年之前不是很明显, 2006年之后有大的突破, 总体上也呈上升趋势。

1998—2008年间甘肃申请的12571项专利中, 发明专利共4560项, 占36.27%; 实用新型共6267项, 占49.85%; 外观设计共1744项, 占13.87%。授权的6699项专利中, 发明专利共1151项, 占17.18%; 实用新型共4388项, 占65.50%; 外观设计共1060项, 占15.82%。可见甘肃三种专利申请受理和授权中均以实用新型为主, 发明和外观设计处于劣势。

表1: 甘肃省1998—2008三种专利申请受理和授权情况(项)

年份	申请受理量合计	发明申请受理	实用新型申请受理	外观设计申请受理	授权量合计	发明授权	实用新型授权	外观设计授权
1998	598	144	362	92	349	18	265	66
1999	583	143	373	67	494	48	385	61
2000	798	221	412	165	493	82	326	85
2001	734	256	387	91	512	56	349	107
2002	781	227	441	113	397	71	251	75
2003	987	349	537	101	489	97	307	85
2004	1085	406	551	128	514	127	322	65
2005	1759	712	790	257	547	116	338	93
2006	1460	550	663	247	832	145	514	173
2007	1608	600	781	227	1025	180	656	189
2008	2178	952	970	256	1047	211	675	61
合计	12571	4560	6267	1744	6699	1151	4388	1060

资料来源: 中国科技统计年鉴(1999—2009年)

## 二、数据收集与处理

采用财政科技拨款(ST, 亿元)作为自变量, 专利(PATENT, 发明、实用新型和外观设计)申请授权数作为因变量, 研究财政科技拨款与专利产出的关系。样本数据取

1990—2008年数据。为了避免变量数据的剧烈波动, 消除数据序列的异方差, 对ST和PATENT分别取自然对数, 表示为LNST和LNPATENT(见表2)。

表2:甘肃省财政科技拨款与专利申请授权情况

年份	ST(亿元)	PATENT(项)	INST	INPATENT
1990	0.7556	166	-0.28024	5.111988
1991	0.7585	190	-0.27641	5.247024
1992	0.9524	208	-0.04877	5.337538
1993	0.9481	439	-0.0533	6.084499
1994	1.1166	344	0.110288	5.840642
1995	1.1953	257	0.178397	5.549076
1996	1.552	286	0.439544	5.655992
1997	1.7663	295	0.568887	5.686975
1998	2.049	349	0.717352	5.855072
1999	2.3854	494	0.869367	6.202536
2000	2.6486	493	0.974031	6.200509
2001	2.6535	512	0.97588	6.238325
2002	3.1105	397	1.134783	5.983936
2003	2.9531	489	1.082855	6.192362
2004	3.8201	514	1.340277	6.242223
2005	4.4132	547	1.4846	6.304449
2006	5.9675	832	1.786328	6.723832
2007	7.3129	1025	1.98964	6.932448
2008	9.4743	1047	2.248583	6.953684

资料来源:甘肃年鉴(1991—2009年)

### 三、实证分析

#### (一)数据平稳性检验

使用Eviews5.0软件对时间序列LN<sub>GDP</sub>和LN<sub>INST</sub>进行ADF检验,即单位根检验,以判断时间序列的平稳性。零假设为: $H_0, p=1$ ;备择假设为; $H_1, p<1$ 。若ADF值大于临界值,则接受

$H_0$ ,意味着变量时间序列含有一个单位根,即变量时间序列是不平稳的;否则,若ADF值小于临界值,则拒绝 $H_0$ ,接受 $H_1$ ,变量时间序列是平稳的。如果各变量是单整的且单整阶数相同,需要对各变量进行协整检验,以确定变量之间是否存在长期稳定的关系。对数据的平稳性检验如表3所示。

表3:单位根ADF检验

变量	ADF 检验值	检验类型(C,T,K)	1%临界值	5%临界值	10%临界值	结论
LN <sub>INST</sub>	0.974351	(C,T,3)	-3.920350	-3.065585	-2.673459	非平稳
LN <sub>PATENT</sub>	-0.995711	(C,T,1)	-3.857386	-3.040391	-2.660551	非平稳
D(LN <sub>INST</sub> )	-5.143089	(C,T,1)	-3.886751	-3.052169	-2.666593	平稳
D(LN <sub>PATENT</sub> )	-3.797338	(C,0,1)	-2.708094	-1.962813	-1.606129	平稳

注:(C,T,K),C表示常数项,T表示趋势项,K表示滞后阶数。D(LN<sub>GDP</sub>)和D(LN<sub>INST</sub>)分别表示LN<sub>GDP</sub>和LN<sub>INST</sub>的一阶差分,DD(LN<sub>GDP</sub>)和DD(LN<sub>INST</sub>)分别表示LN<sub>GDP</sub>和LN<sub>INST</sub>的二阶差分形式。

检验结果表明,原始序列的ADF值大于临界值,因此原始序列都是非平稳序列,而一阶差分以后的ADF值均小于临界值。序列经过差分后达到了平稳,即所有变量均为非平稳的一阶单整过程,可以用来做长期协整分析。

#### (二)协整检验与误差修正模型

虽然两个时间序列LN<sub>PATENT</sub>和LN<sub>INST</sub>是非平稳的,但是它们均为I(1),两者之间可能存在协整关系,可以对其进行协整分析。对于具有相同单位根性质的时序数据,可以利用Johansen协整检验来判断它们是否具有协整关系。Johansen检验是一种基于向量自回归模型的检验方法,在进行协整检验之前,需要对建立的VAR系统确立合理的滞后期,根据AIC信息准则和SC信息准则确定其最优滞后期为3(见表4)。

表4:VAR模型滞后阶数选择标准

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-12.39636	NA	0.020736	1.799545	1.896119	1.804490
1	19.66932	52.10672*	0.000626	-1.708665	-1.418944*	-1.693828
2	23.91381	5.836179	0.000629	-1.739226	-1.256358	-1.714499
3	29.57403	6.367742	0.000555*	-1.946753*	-1.270738	-1.912136*

\* indicates lag order selected by the criterion

Johansen 检验表明,在5%的显著性水平下,变量LNGDP

和LNST之间存在唯一协整方程,即两者之间存在长期的稳定均衡关系(见表5)。

表5:Johansen协整性检验结果

特征值	迹统计量	5%临界值	P 值	特征值	最大特征值	5%临界值	P 值
0.836108	29.91824	20.26184	0.0017	0.836108	27.12824	15.89210	0.0006
0.169726	2.790001	9.164546	0.6207	0.169726	2.790001	9.164546	0.6207

非标准化的协整参数矩阵,  $\beta = \begin{bmatrix} -12.99886 & -0.301418 \\ 7.765645 & 1.426310 \end{bmatrix}$

和调整参数矩阵  $\alpha = \begin{bmatrix} 0.133799 & -0.002116 \\ -0.008656 & 0.029269 \end{bmatrix}$ 。

标准化的协整参数向量,  $\beta = (1 \quad -0.597410 \quad -5.496750)$ 。参数调整向量  $\alpha = (-1.739240 \quad 0.122518)$ 。因此财政科技投入与经济增长之间的长期均衡方程为:  $LNPATENT = 5.496750 + 0.597410LNST$

分析结果表明:在1990—2008年间,财政科技拨款与专利授权量之间存在长期动态均衡关系。从反映甘肃专利授权量与财政科技拨款长期均衡关系的模型可以看出,财政科技拨款对专利授权量的弹性为0.597410,即科技拨款每增长1%,专利授权量将增长0.60%。这表明从长期来看,科技投入

对GDP的拉动作用是比较显著的。

如果一组变量之间有协整关系,则协整回归能被转换为误差修正模型。描述经济增长随财政科技拨款改变的短期波动向长期均衡调整的误差修正模型:

$$DLNPATENT = -1.725880EC_{-1} + 0.904930DLNPATENT_{-1} + 0.485660DLNPATENT_{-2} + 0.510985DLNPATENT_{-3} + 0.376165DLNST_{-1} + 0.042083DLNST_{-2} - 0.427039DLNST_{-3} - 0.133372$$

### (三)格兰杰因果检验

协整检验结果告诉我们,甘肃的财政科技拨款与专利授权量之间存在长期的均衡关系,但是这种均衡关系是否构成因果关系。前面的回归并不能够回答这个问题,所以还需要进一步的验证,需要进行格兰杰因果关系检验。

表6:1990—2008年财政科技拨款与专利授权量的因果关系检验

原假设	滞后期	F 统计量	概率
LNST 不是 LNPATENT 的格兰杰原因	1 年	9.40311	0.00784
LNPATENT 不是 LNST 的格兰杰原因		0.50722	0.48728
LNST 不是 LNPATENT 的格兰杰原因	2 年	8.30975	0.00543
LNPATENT 不是 LNST 的格兰杰原因		0.45976	0.64211
LNST 不是 LNPATENT 的格兰杰原因	3 年	5.52072	0.01989
LNPATENT 不是 LNST 的格兰杰原因		0.91207	0.47293
LNST 不是 LNPATENT 的格兰杰原因	4 年	10.8772	0.00647
LNPATENT 不是 LNST 的格兰杰原因		0.38479	0.81278
LNST 不是 LNPATENT 的格兰杰原因	5 年	4.05099	0.13948
LNPATENT 不是 LNST 的格兰杰原因		2.69223	0.22228

格兰杰因果关系检验结果显示:

1. 滞后期为1年时, 财政科技拨款是专利授权增加的原因, 因为从F统计量数值的概率水平可以看出是拒绝原假设的(LNST不是LNPATENT的格兰杰原因的可能性是0.784%, 表明LNST能促进LNPATENT的可能性在99.206%)。滞后期大于1年时, 可以看出也是拒绝原假设的。这说明财政科技拨款构成专利授权量的格兰杰原因, 财政科技拨款能促进专利授权量的增加。

2. 滞后期为1年时, 专利授权量是财政科技拨款的原因不显著, 因为从F统计量数值的概率水平可以看出是拒绝原假设的(LNPATENT不是LNST的格兰杰原因的可能性是48.7%, 表明LNGDP能促进LNST的可能性是51.3%); 滞后期大于1年时, 是接受原假设的。这说明专利授权量增加构成财政科技拨款的格兰杰原因并不显著。

#### (四) VAR模型的稳定性检验

由表7和图1可知, VAR模型有一个根落在单位圆外, 这时VAR模型是不稳定的, 根据其得出的脉冲响应函数的结果是不可靠的, 故不宜进行脉冲和方差分析。

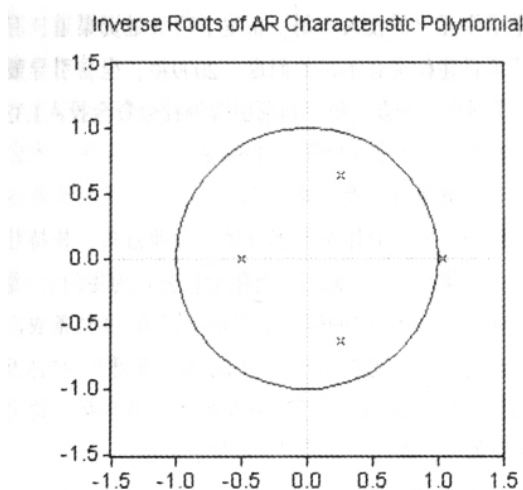


图1 VAR模型的稳定性检测

#### 四、结论及政策建议

通过上述实证研究, 得到以下几个结论:

一是虽然专利授权量增加和财政科技拨款两个时间序列是非平稳的, 但是一阶差分是平稳的。且二者之间存在某种长期稳定的均衡关系, 刻画这种长期稳定关系的主要特征是财政科技拨款对专利授权量的长期弹性为0.597410, 这表明在1990—2008年间, 财政科技拨款对甘肃的专利授权量增加具有极大的促进作用。

二是滞后期为大于等于一年时, 甘肃财政科技拨款与专利授权量之间存在单向因果关系, 财政科技拨款构成专利授权量的格兰杰原因, 专利授权量增加构成财政科技拨款的格

兰杰原因并不显著。

三是 $EC_{t-1}$ 是误差修正项, 系数的大小反映了对偏离长期均衡的调整力度。 $EC_{t-1}$ 的系数为-1.725880, 符合负反馈修正机制, 且对偏离长期均衡的调整幅度较大, 说明当长期均衡关系出现偏离时, 从非均衡状态向长期均衡状态调整的速度较快。

基于上述结论, 提出如下政策建议:

1. 加大财政科技拨款力度。根据结论, 财政科技拨款对甘肃的专利授权量增加具有极大的促进作用, 且财政科技拨款构成专利授权量的格兰杰原因。因此, 加大财政科技拨款力度, 是增加专利产出的有力保证, 会带来更多的创新成果, 有力地推动整个地区经济和社会的发展。

2. 加速专利产业化。促进专利技术向生产力的转化, 是增加专利产出的根本目的, 也是增强甘肃省经济实力和实现产业优化升级的要求。政府应加快专利转让市场的建设, 为专利生产者与专利使用者之间搭建交易平台。此外, 政府要引导专利研发的方向, 努力使专利研发符合市场需求与产业结构发展方向。在政策上, 利用优惠的税收政策和设立研发基金来促使专利研发符合国家发展战略的需要。

#### 参考文献:

- [1] 吴和成. 基于截面数据的专利与科技投入关系实证研究[J]. 科研管理, 2008(05): 98-103.
- [2] 葛仁良, 魏雪君. 广东专利投入产出效率的实证分析[J]. 经济纵横, 2005(3): 108-109.
- [3] 张晓峒. EViews使用指南与案例[M]. 北京: 机械工业出版社, 2007: 240-250.
- [4] 朱春奎. 财政科技投入与经济增长的动态均衡关系研究[J]. 科学与科学技术管理, 2004(3): 29-33.
- [5] 李惠娟, 朱福兴. 地方财政科技投入与科技创新的动态分析[J]. 科技管理研究, 2008(03): 59-61.
- [6] 金洪, 蔡飞. 基于VAR模型的中国1990年~2005年专利研发情况实证分析[J]. 生产力研究, 2008(9): 62-64.

◇作者信息: 西北师范大学经济管理学院教授、硕士生导师, 经济学博士, 从事区域经济学研究  
西北师范大学经济管理学院区域经济学专业在读硕士研究生  
西北师范大学经济管理学院硕士研究生, 从事区域经济学研究

◇责任编辑: 杨 嵘

◇责任校对: 杨 嵘