

基于省际面板数据模型的地方财政科技投入与经济增长的关系研究

李惠娟, 赵静敏, 马元三

(1.中国矿业大学 管理学院, 江苏 徐州 221116; 2.徐州工程学院 经济学院, 江苏 徐州 221006)

摘要: 地方财政科技投入与经济增长关系密切。目前, 在两者关系的估算研究中存在数据折算、累积和模型滞后期等问题。所以, 采用 1998—2007 年的 31 个省(区、市)际面板数据, 分别对数据折算、累积和滞后期等问题给出相应的处理方法, 并分析了地方财政科技投入与经济增长的关系。结果表明: 地方财政科技投入对各省经济增长起到促进作用, 而且弹性相同, 但由于各省的软硬件基础条件相异, 所以对经济增长的促进程度不一; 地方财政科技投入对经济增长的滞后效应明显, 在第 3 年达到最大。各省应优化投资结构, 促进科技投入对象多元化, 建立高水平的科技投入配置机制与绩效评价体系, 以提高科技资金的使用效率。

关键词: 地方财政科技投入; 经济增长; 面板数据模型; 省际数据

中图分类号: F204

文献标识码: A

文章编号: 1001-7348(2010)13-0044-05

0 引言

科技创新是经济持续增长的动力源, 科技创新离不开科技投入。近年来, 在建设创新型国家目标的指引下, 科技投入问题已日益受到社会各界普遍关注。地方财政科技支出与地方财政支出和地方经济密切相关, 因此, 更是受到各级政府部门的重视。图 1 对 1998—2007 年全国地方财政科技投入总额的现价与可比价进行了对照, 可以看出, 10 年来, 不论是从现价还是可比价来说, 全国地方财政科技投入的金额都在逐年增加, 而且近几年增加的幅度较大。本文将 1998—2007 年的 31 个省(自治区、直辖市)际面板数据为研究对象, 研究各省(市)地方财政科技投入对经济增长的影响, 并提出相应的建议。

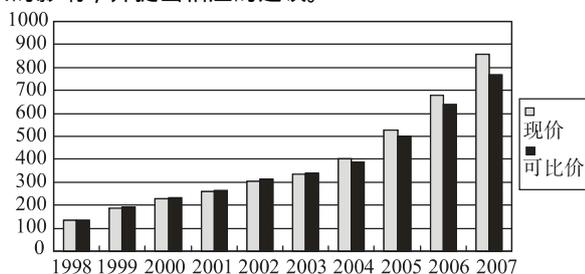


图 1 1998—2007 年全国地方财政科技投入总额

1 文献回顾与评述

关于财政科技投入与经济增长的定量关系, 已有众多的学者运用各种方法进行了研究, 取得了不少的成果。朱平芳^[1]根据时间序列数据, 采用计量分析法, 得出了上海市全社会科技投入对经济增长具有正向的关系。米传民等^[2]根据时间序列数据, 运用灰色相对关联度分析法研究了江苏省科技投入与经济增长的关系, 得出科技投入与经济增长具有正相关关系的结论。朱春奎^[3]运用时间序列数据, 依据协整与误差修正模型, 分析了我国财政科技投入与经济增长的长期稳定的均衡关系。罗佳明等^[4]运用广义差分回归法, 发现科技投入对经济增长也具有一定的促进作用。

胡恩华等^[5]、单红梅^[6]等根据我国 1991—2003 年的时间序列数据, 运用广义 Cobb-Douglas 生产函数模型, 采用线性回归法得出的结论是, 我国科技投入对经济增长存在着 3 年的滞后期。而且, 胡恩华等认为科技投入具有累积效应, 并以 2 年为累积期计算累积科技投入对经济增长的贡献。同时期, 吕忠伟等^[7]根据我国 1953—2004 年的时间序列数据, 运用格兰杰因果关系检验及传递函数模型测算的结果是, 财政科技投入对经济增长存在着明显的滞后效应, 这种滞后效应的延迟期为 3 年。袁蓉等^[8]运用面

收稿日期: 2009-09-11

基金项目: 教育部人文社会科学基金项目(09YJAZH109); 徐州市软科学项目(XM09B122); 徐州市科技发展基金项目(XJ08078); 徐州市科技计划基金项目(XM08C013)

作者简介: 李惠娟(1974-), 女, 江苏徐州人, 徐州工程学院讲师, 中国矿业大学管理学院博士生, 研究方向为技术经济及管理; 赵静敏(1971-), 女, 江苏徐州人, 徐州工程学院副教授, 博士, 研究方向为科技与金融; 马元三(1958-), 男, 江苏徐州人, 徐州工程学院副教授, 研究方向为统计学、经济数学方法。

板数据, 根据面板单位根和面板协整方法, 研究了江苏省各县市的财政科技投入与经济增长的关系, 得出财政科技投入对经济增长有着显著的正效应, 但这种效应在各县市间存在着显著的差异。

国内的学者由于研究对象、方法和样本的不同, 得出的结论也不尽相同。然而, 在运用时间序列数据或面板数据的研究中, 还存在着一些问题值得深入探讨:

(1)数据预处理的问题。现有的研究中, 对于从《中国统计年鉴》和各地统计年鉴中取得的全国或各地区的 GDP 与财政科技投入数据, 有的经过了预处理以后再进行测算, 有的没有经过预处理便直接拿来测算。而且, 即使是经过预处理的, 也往往是直接通过全国国内生产总值指数来折算的。

本文认为, 由于我国幅员辽阔, 各地经济发展很不均衡, 即使是用全国国内生产总值指数来折算, 折算后的数据也会与实际值之间产生较大误差, 所以, 这些方法都存在着不同程度的不足。本文是以 1998—2007 年的省际面板数据为研究对象, 故拟采用各省的国内生产总值指数对各省的 GDP 和地方财政投入进行折算, 以减少误差。

另外, 从现实情况来看, 对于一个科技项目, 不论是国家财政科技投入还是地方财政科技投入, 通常不是一次拨付, 而是分期拨付的, 所以, 科技投入存在着累积效应, 而众多的文献中没有考虑到这一点。本文拟采用胡恩华提出的以 2 年作为累积期的做法(这与现实中科研项目研究期常为两年的情况基本吻合), 对折算后的地方财政科技投入进行累积, 并以累积值作为模型的解释变量。

(2)模型滞后期的问题。科技投入对经济增长的滞后效应已得到广泛认同, 胡恩华、单红梅、吕忠伟等的实证研究也表明了财政科技投入对经济增长存在着若干年的滞后期。目前, 已有一些根据时间序列数据建立的滞后计量经济学模型的研究, 然而, 采用面板数据进行的研究中, 还较少使用滞后模型。

本文认为, 既然科技投入对经济增长的确存在着滞后效应, 所以, 不论是对时间序列数据还是面板数据, 滞后模型都是适用的。本文拟根据面板数据, 使用滞后模型对地方财政科技投入与经济增长的关系进行研究。

2 模型选择与数据来源

2.1 模型的选择

由于面板数据既具有时间序列性质, 又具有截面性质, 因此, 以面板数据为基础建立的面板数据计量经济学模型在经济分析中更显优越性, 成为近 20 年来计量经济学理论方法的重要发展方向之一^[9-10]。

单方面板数据模型的一般形式为:

$$y_{it} = a_i + x_{it}b_i + m_{it} \quad i = 1, 2, L, n \quad t = 1, 2, L, T$$

其中, n 为截面单元个数, T 为时序期数, x_{it} 为 $1 \times K$ 向量, β_i 为 $K \times 1$ 向量, K 为解释变量的数目, 误差项 μ_{it} 均值为零, 方差为 δ_{it}^2 。此模型常用的形式如下 3 种:

情形 1: $a_i = a_j, b_i = b_j$, 即混合模型

$$y_{it} = a + x_{it}b + m_{it} \quad (1)$$

情形 2: $a_i \neq a_j, b_i = b_j$, 即变截距模型

$$y_{it} = a_i + x_{it}b + m_{it} \quad (2)$$

情形 3: $a_i \neq a_j, b_i \neq b_j$, 即变系数模型

$$y_{it} = a_i + x_{it}b_i + m_{it} \quad (3)$$

在现实的经济分析中, 常采用协变分析检验来确定采用哪一个模型, 即主要检验两个假设。

假设 1:截距和斜率在不同的截面样本点和时间上都相同。

$$H_{01}: y_{it} = a + x_{it}b + m_{it}$$

假设 2:斜率在不同的截面样本点上和时间上都相同, 但截距不相同。

$$H_{02}: y_{it} = a_i + x_{it}b + m_{it}$$

检验假设 1 的 F 统计量为:

$$F_1 = \frac{(S_1 - S_3) / (n-1)(K+1)}{S_3 / (nT - n(K+1))} \sim F(n-1)(K+1), nT - n(K+1)$$

其中, S_1 和 S_3 分别为模型(1)和模型(3)的残差平方和。若接受假设 1, 则采用模型(1), 即混合模型; 若拒绝假设 1, 则需要检验假设 2, 检验假设 2 的 F 统计量为:

$$F_2 = \frac{(S_2 - S_3) / (n-1)K}{S_3 / (nT - n(K+1))} \sim F(n-1)K, nT - n(K+1)$$

其中, S_2 为模型(2)的残差平方和。若接受假设 2, 则采用模型(2), 即变截距模型; 若拒绝假设 2, 则采用模型(3), 即变系数模型。

模型(2)和(3)又可以分为固定影响和随机影响两种情况, 因此, 不论采用模型(2), 还是模型(3), 都要进一步确定影响方式, 这一过程常通过 Hausman 检验来完成。

假设 3:个体影响与回归变量无关

$$H_{03}: \text{应该建立随机影响回归模型}$$

检验假设 3 的统计量为

$$c = \frac{(\hat{\beta}_w - \hat{\beta}_{RE})^2}{S_{\hat{\beta}_w}^2 - S_{\hat{\beta}_{RE}}^2} \sim c^2(K)$$

其中, $\hat{\beta}_w$ 表示个体固定效应回归模型参数的估计量, 是离差 OLS 估计量; $\hat{\beta}_{RE}$ 表示个体随机效应回归模型参数的估计量, 是可行的 GLS 估计量。若 c 值小于临界值, 则接受假设 3, 说明 $\hat{\beta}_w$ 与 $\hat{\beta}_{RE}$ 是一致估计量, 两者的差异较小, 应该建立个体随机效应回归模型; 若 c 值大于临界值, 则拒绝假设 3, 说明 $\hat{\beta}_w$ 是一致估计量而 $\hat{\beta}_{RE}$ 是非一致估计量, 两者差异较大, 应该建立个体固定效应回归模型。

我们以 GDP_{it} 、 $DCKT_{it}$ 表示第 i 省 t 年的真实 GDP 与真实地方财政科技投入的累积值, 建立双对数模型。

$$\ln GDP_{it} = a_i + b_i \ln DCKT_{i(t-j)} + u_{it} \quad j = 0, 1, 2, \dots \quad (4)$$

当 $j=0$ 时, 表示财政科技投入的累积值对 GDP 的当期影响模型; 当 $j=1, 2, \dots$ 时, 表示财政科技投入的累积值对 GDP 的滞后影响模型。

2.2 数据的来源与处理

本文选用 1998—2007 年 31 个省(市)的面板数据。其中,

GDP数据和地区生产总值指数(上年为100)来自《中国统计年鉴》，地方财政科技投入数据来自《中国科技统计年鉴》。地区生产总值指数(上年为100)如表1所示。

我们首先根据地区生产总值指数(上年为100)来计算1998—2007年各年各地的地区生产总值指数(1997=100)；为了减少各年各省(市)价格波动对GDP和地方财政科技投

入的影响，将各省(市)的名义GDP与名义地方财政科技投入按各年各省(市)的地区生产总值指数(1997=100)换算为实际GDP与实际地方财政科技投入；然后把实际的地方财政科技投入按2年进行累积；再对各省的实际GDP和累积的实际地方财政科技投入(DCKT)的关系进行分析检验。表2列出了折算后的lnGDP与lnDCKT的描述性统计值。

表1 1998—2007年31个省(市)的地区生产总值指数(上年为100)

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
北京	109.8	110.2	111.0	111.2	110.4	111	114.1	111.8	112.8	113.3
天津	109.3	110.0	110.8	112	112.5	114.8	115.8	114.7	114.5	115.2
河北	110.7	109.1	109.5	108.7	109.6	111.6	112.9	113.4	113.4	112.8
山西	109	105.1	107.8	108.4	111.7	114.9	115.2	112.6	111.8	114.4
内蒙古	109.6	107.8	109.7	109.6	112.1	117.6	120.9	123.8	119	119.1
辽宁	108.3	108.2	108.9	109	110.2	111.5	112.8	112.3	113.8	114.5
吉林	109	108.1	109.2	109.3	109.5	110.2	112.2	112.1	115	116.1
黑龙江	108.3	107.5	108.2	109.3	110.3	110.2	111.7	111.6	112.1	112
上海	110.1	110.2	110.8	110.2	110.9	112.3	114.2	111.1	112	114.3
江苏	111	110.1	110.6	110.2	111.6	113.6	114.8	114.5	114.9	114.9
浙江	110.1	110.0	111.0	110.5	112.5	114.7	114.5	112.8	113.9	114.7
安徽	108.5	108.1	108.3	108.6	108.9	109.4	113.3	111.6	112.8	113.9
福建	111.4	110.0	109.5	109	110.5	111.5	111.8	111.6	114.8	115.2
江西	108.2	107.8	108.0	108.8	110.5	113	113.2	112.8	112.3	113
山东	110.8	110.1	110.5	110.1	111.6	113.4	115.4	115.2	114.8	114.3
河南	108.7	108.0	109.4	109.1	109.5	110.7	113.7	114.2	114.4	114.6
湖北	110.3	108.3	109.3	109.1	109.1	109.7	111.2	112.1	113.2	114.5
湖南	109.1	108.3	109.0	109	109	109.6	112.1	111.6	112.2	114.5
广东	110.2	109.5	110.8	109.6	111.7	114.8	114.8	113.8	114.6	114.7
广西	109.1	107.7	107.3	108.2	110.5	110.2	111.8	113.2	113.6	115.1
海南	108.3	108.6	108.8	108.9	109.3	110.6	110.7	110.2	112.5	114.8
重庆	108.4	107.6	108.5	109	110.3	111.5	112.2	111.5	112.2	115.6
四川	109.1	105.6	109.0	109.2	110.6	111.3	112.7	112.6	113.3	114.2
贵州	108.5	108.3	108.7	108.8	109.1	110.1	111.4	111.6	111.6	113.7
云南	108	107.2	107.1	106.5	108.2	108.8	111.3	109	111.9	112.5
西藏	110.2	109.6	109.4	112.8	112.9	112	112.1	112.1	113.3	114
陕西	109.1	108.4	109.0	109.1	109.7	111.8	112.9	112.6	112.8	114.6
甘肃	109.2	108.3	108.7	109.4	109.4	110.7	111.5	111.8	111.5	112.3
青海	109	108.2	109.0	112	112.4	111.9	112.3	112.2	112.2	112.5
宁夏	108.5	108.7	109.8	110.1	110.2	112.7	111.2	110.9	112.7	112.7
新疆	107.3	107.1	108.2	108.1	108.1	111.2	111.4	110.9	111	112.2

数据来源：由《中国统计年鉴》数据计算而得

表2 1998—2007年31个省(市)变量指标的描述性统计值

	GDP	lnGDP	DCKT	lnDCKT
均值	643.22	6.00	1 193.98	6.59
中值	474.65	6.16	768.06	6.64
最大值	3 700.68	8.22	7 397.52	8.91
最小值	18.51	2.92	18.51	2.92
标准差	696.65	1.03	1 325.71	1.06

3 实证检验

运用 Eview6.0 软件，根据 $j=0$ 时的模型(4)，得出其当前的混合模型、变截距模型和变系数模型的残差平方和 S_1 、 S_2 、 S_3 ，计算出 F_1 和 F_2 统计量的值并与临界值进行比较，各个变量的具体值如表3所示。

表3 31个省(市)地方财政科技投入对经济增长的协变分析检验结果

S1	S2	S3	$F_1(60, 217)$		$F_2(30, 217)$		结论
			统计量	5%时的临界值	统计量	5%时的临界值	
64.7	2.34	1.98	1 14.67	1.32	1.32	1.46	建立模型(2)

由表3可以看出，在5%的显著性水平下， F_1 的统计值大于临界值，所以拒绝假设1，继续进行假设2的检验。 F_2 的统计值小于临界值，所以接受假设2，应该建立变截距模型。而且 Hausman 统计量的值是 3.14，对应的概率是 0.046，说明检验结果拒绝了随机效应的原假设，应建立固定效应模型。综合以上2个方面，应建立固定效应变截距模型，

估计结果如表4所示。

由表4可以看出，全国31个省(市)的地方财政科技投入对经济增长都具有正向的推动作用，在5%的显著性水平下，弹性系数通过了检验，地方财政科技投入每增加1%，GDP约增加0.14%。截距反映了地方财政科技投入的累积值与经济发展水平相对应的基础水平，从检验结果看，各

表 4 31 个省(市)地方财政科技投入对经济增长的固定效应变截距模型估计结果

变量	系数	标准差	t 统计量	概率值	
C	6.571 267	0.354 955	18.512 94	0	
ln(DCKT?)	0.137 877	0.053 748	2.565 263	0.0108	
固定影响(截面)					
北 京	0.151 456	浙 江	0.864 519	海 南	-1.174 534
天 津	-0.30 403	安 徽	0.378 217	重 庆	-0.209 325
河 北	0.795 859	福 建	0.427 747	四 川	0.575 089
山 西	-0.071 946	江 西	0.054 117	贵 州	-0.667 63
内 蒙 古	-0.291 347	山 东	1.192 461	云 南	-0.083 52
辽 宁	0.567 426	河 南	0.834 654	西 藏	-2.554 872
吉 林	-0.117 224	湖 北	0.538 461	陕 西	-0.135 486
黑 龙 江	0.297 424	湖 南	0.457 096	甘 肃	-0.627 875
上 海	0.545 33	广 东	1.253 645	青 海	-1.807 469
江 苏	1.195 555	广 西	0.022 186	宁 夏	-1.770 152
新 疆	-0.335 831				
R ²	0.993	ADJ-R ²	0.992	F	1 204.25

省的截距有所不同,这主要是由于各省(市)的经济基础、社会环境等的不同,使得 GDP 的实际增加值有较大差异。其中,广东、江苏、山东、浙江居前 4 位,说明这 4 个省份的各项基础及配套政策、设施等较好,财政科技资金投入后能发挥较高的效率,对经济的推动作用更强;而海南、宁夏、青海、西藏居后 4 位,这些都与实际情况相吻合。

当引入滞后效应后,即 $j=1,2,\dots$,分别计算其 S_1 、 S_2 、 S_3 、 F_1 、 F_2 和 Hausman 统计量的值,也得出应该建立固定效应变截距模型结论,估计结果如表 5 所示。

由表 5 可以看出,滞后 1~5 年的所有模型均可以通过检

表 5 滞后 1~5 年 31 个省(市)地方财政科技投入对经济增长的估计结果

	滞后1年	滞后2年	滞后3年	滞后4年	滞后5年
C	6.539(17.046)	6.577(16.238)	6.54(17.518)	6.648(20.6)	6.726(29.059)
lnDCKT	0.145(2.476)	0.142(2.283)	0.15(2.614)	0.137(2.748)	0.129(3.579)
R ²	0.992 7	0.993 4	0.995 1	0.997 2	0.998 5
ADJ-R ²	0.991 8	0.992 5	0.994 3	0.996 6	0.998 2
F	1 089.635	1 053.507	1 211.536	1 766.881	2 697.63

验。当滞后 1 年或 2 年时,产出弹性是 0.14,滞后 3 年时,弹性达到 0.15,当滞后期是 4 年或 5 年时,弹性依次变小。说明地方财政科技投入的累积值对经济增长的滞后影响会在 3 年内逐步增加,至第 3 年达到最大,随后会逐渐减弱。从各省的截距来看,滞后期在 1~5 年时,各省的排序有所变化,但排在前面的几个省份依然是广东、江苏、山东、浙江,排在后面的几个省份依然是海南、宁夏、青海、西藏,说明各省的财政科技投入对经济增长的影响具有一定的延续性,排名靠后一些的省份想改变现状并非一朝一夕之功。(在各滞后模型结果中,各省的截距值由于篇幅所限,未能列于文中。)

4 结语

本文通过省际面板数据模型对地方财政科技投入与经济增长关系进行了实证分析,得到以下结论:

(1)地方财政科技投入与地区经济增长正相关。从 1998—2007 年的 10 年间,我国 31 个省(市)的地方财政科技投入对经济发展起到了极大的促进作用,地方财政科技投入平均每增加 1%,GDP 增长 0.14% 左右。所以,加大地方财政科技投入的力度,建立长效、稳定的财政科技投入机制,将会进一步推动各地经济的发展与社会进步,也能使各地有更多的资金投入科技项目中,实现科技与经济的良互动与循环。

(2)地方财政科技投入对地区经济增长的促进作用存在累积与滞后效应。分析表明,地方财政科技投入对经济的促进作用不是立竿见影的,而是存在着累积与滞后效应。科技项目的研发与成果的产生有其自身固有的特性^[11],地方财政科技资金投入科研项目以后,效果就开始逐渐累积,并在第 3 年达到最大。所以,要遵循科技项目的规律,既要关注资金的时效性,也要避免资金投入后的急于求成对项目完成所造成的负面影响,协调好科技投入的短期与

长期效应。

(3)地方财政科技投入效果的发挥依赖于地方的软硬件条件。实证显示,地方财政科技投入对各省经济增长有促进作用,但程度不同,存在着显著差异,表明了各省发展的不平衡。虽然西部大开发已经提出多年,出台了許多优惠政策,但仍然没有改变东部省份较发达、西部省份较落后的局面。西部一些省份的软硬件还与东部有着较大差距,这种事实使得地方财政投入科技发展的资金在效果上打了折扣。所以,各地不仅要加大财政科技资金投入力度,更要在优化投资结构、严格区分重点资助项目与一般资助项目、促进科技投入对象多元化、建立高水平的科技投入配置机制与绩效评价体系、提高地方整体的软硬件条件与水平上下功夫,从而发挥出地方财政科技投入资金的最大使用效率。

参考文献:

[1] 朱平芳,姜国麟.上海市全社会科技经费投入实时分析及其与经济增长关联研究[J].财经研究,1999(2):44-47.
 [2] 米传民,刘思峰.江苏省科技投入与经济增长的灰色关联研究[J].科学学与科学技术管理,2004(1):34-36.

- [3] 朱春奎.财政科技投入与经济增长的动态均衡关系研究 [J] . 科学学与科学技术管理 2004(3) 29-33.
- [4] 罗佳明,王卫红.中国科技投入对经济增长的贡献研究 : 1953-2001 [J] .自然辩证法研究 2004(2) 81-86.
- [5] 胡恩华,刘洪,张龙.我国科技投入经济效果的实证研究 [J] . 科研管理 2006(7) :71-75, 60.
- [6] 单红梅,李芸.1991—2003年间中国科技投入经济效果的实证分析 [J] .系统工程 2006(9) 88-92.
- [7] 吕忠伟,袁卫.财政科技投入和经济增长关系的实证研究 [J] . 科学管理研究 2006(10) :105-108.
- [8] 袁蓉,梅姝娥.江苏省县(市)财政科技投入与经济增长关系研究 [J] .价值工程 2009(1) :16-18.
- [9] 高铁梅.计量经济分析方法与建模: EViews 应用及实例 [M] . 北京:清华大学出版社 2006.
- [10] 张晓峒.EViews 使用指南与案例 [M] .北京:机械工业出版社 2008.
- [11] 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(3) 59-61, 70.

(责任编辑:陈晓峰)

Research on the Relationship between Regional Financial S&T Input and Economic Growth Based on the Provincial Panel Data Model

Li Huijuan, Zhao Jingmin, Ma Yuansan

(School of Economy, Xuzhou Institute of Technology, Xuzhou 221006, China)

Abstract: The relationship between regional financial S&T input and economic growth is closely. At present, there are some problems such as data conversion, data accumulation and lag model in the estimation of the relationships. This paper puts forward solutions to these problems and analyzes the relationship using panel data of 31 provinces from 1998 to 2007. The result shows that regional financial S&T input can promote economic growth of every province and the elasticities are the same. However, because of different software and hardware infrastructure, the promote level are different. Regional financial S&T input can promote economic growth, but there are lag effect and maximum value in the third year. At last, some suggestion are proposed to improve the efficiency of S&T financial input such as optimizing investment structure, promoting diversity of S&T input object, setting up S&T input allocation mechanism and performance appraisal system of high level.

Key Words: Regional Financial S&T Input; Economic Growth; Panel Data Model; Provincial Data