

中国财政分权与创新

赵文哲 周业安

内容提要

本文通过从全要素生产率中分解出前沿技术进步和技术效率，并研究了中国财政分权对前沿技术进步和技术效率的影响。结果显示，1994年前后财政分权对前沿技术进步和技术效率的影响截然相反。1994年前，财政分权对前沿技术进步和技术效率的影响都是正的，即财政分权程度的提高有利于区域前沿技术进步和技术效率；1994年以后，财政分权对前沿技术进步和技术效率的影响都是负的，即财政分权程度的提高反而不利于区域前沿技术进步和技术效率。本文认为，1994年前后之所以产生差异是因为在不同的财政分权体制下地方政府的收入和支出行为受到错误信号的激励。由于我国分税制仍然处于一个不断完善和发展的阶段，因此本文认为为了促进技术创新和技术效率的提高，有必要从几个方面来完善和改进分税制：即规范外商投资税收优惠；用税收政策引导和鼓励非国有企业投资于高新技术产业；调整和优化政府财政支出，重点加强教育、医疗卫生和社会保障等溢出效应很强的公共服务和产品的支出；规范地方政府税费收入，增加地方政府新的融资途径，加强对地方政府支出的监督。

一、导论

创新对一国和地区经济的发展至关重要。创新的来源和途径也就自然成为经济学家研究的主题。在熊彼特（1990）认为创新来源于“采用新的产品或产品的新特性、采用新的生产方法、开辟一个新的市场、掠取或控制原材料或半成品的一种新的供应来源、实现任何一种工业的新的组织”。由此可以看出，所谓创新可以表现为既定资源和要素投入下产出的增加，这可以通过两个途径来实现，一个途径是生产函数前沿向外移动，意味着总体或潜在生产能力的增加，另一个途径是生产函数没有发生移动，但是由于新的组织形式的建立和管理效率的提高导致资源利用效率和配置效率提高，从而实际生产能力向生产函数前沿靠近。这两个效应都可以推动一国或地区经济的增长。为了刻画创新在经济增长中的作用，Solow（1957）首先提出用全要素生产率（即 TFP）的概念，它是生产函数中扣除资本、劳动、能源和原材料投入对经济增长贡献后的剩余部分，Solow 称之为“技术进步”，实际上它包括了科学技术和制度创新对于生产的贡献。因此，Aigner 等（1977）以及 Meeusen 等人（1977）通过随机前沿生产函数方法将全要素生产率分解为了前沿技术进步（Frontier Technical Change，即 *FTC*）和技术效率的变化（Technical Efficiency Change，即 ΔTE ）两项内容，正好对应于熊彼特提出来的创新来源地科学技术因素和制度因素。通过 TFP 分解出的前沿技术进步实际上反映了其他投入要素不变的情况下生产函数前沿的移动，它强调的是技术创新对于经济增长的边际贡献率，它主要来源于科学发明、革新、改进、技术的传播和扩散等活动，因此，R&D 投入，人力资本积累、产权保护和专利制度、对外开放制度等都能够影响前沿技术进步。技术效率（Technical Efficiency，*TE*）反映了实际生产与最佳生产实践（Best Practice）之间的距离，这说明实际生产一般位于生产函数前沿内的某个点，这个点离生产函数前沿越近，技术效率越高。技术效率通常来自于管理效率的提高和“干中学”以及生产经验的积累，其影响因素包括人力资本、先进管理方法和理念的引进、生产组织形式的改变以及各种制度变革等等。因此，技术效率不一定与技术创新活动有直接的关系，技术创新导致潜在生产能力增加和生产函数前沿向外移动同时可能会降低技术效率，这是因为缺乏管理效率和有效的资源配置导致实际生产力相对于潜在生产力更低。

近十几年来，中国财政体制的最大变革是财政分权体制的变化，1994年之前财政分权体制是中央政府权利下放背景下的一项政策内容，1994年后实施的分税制改革则以法律

的形式明确了中央和地方的财权和事权关系。纵观中国近 20 年的经济增长，多数研究者认为财政分权促进了中国经济的增长，但是，这些研究用 GDP 增长率或者人均 GDP 的增长率来反映经济增长，实际上，这并没有完全反映经济增长的绩效，因为除了要素投入的增长对于经济增长绩效的贡献，前沿技术进步和技术效率则将要素的利用效率和配置与经济增长联系起来，因此前沿技术进步和技术效率经济增长的作用则更具有可持续性。

国内外许多文献强调了人力资本积累、对外贸易开放、外商直接投资以及 R&D 投入等因素对于前沿技术进步和技术效率的作用。如 Benhabib 和 Spiegel (1994)、Miller 和 Updhyay (2000) 以及 Maudos 等 (1999) 的研究表明，人力资本和贸易开放度对前沿技术进步具有明显的促进作用。而 Cohen 和 Levinthal (1989) 发现，R&D 对于前沿技术进步和技术效率具有两面性。国内文献对前沿技术进步和技术效率的研究也比较强调研发投入、人力资本积累和对外开放的影响（比如，颜鹏飞和王兵，2004；张海洋，2005；许和连，2006；喻世友等，2005；彭国华，2007；何庆元，2007）。众多的研究认为，无论是前沿技术进步还是技术效率都和制度因素有着密切的关系。正如 Rodrik (2002) 所说，为什么有些国家和地区对于现有资源的使用效率高于另一个地区，并导致不同的生产效率？更深层的考虑当然是从制度层面来考虑。比如 Simth(1974)、Nelson (1984) 和 Granderson (1999) 的研究发现了政府管制对 TFP 的影响；Aidt (2005) 的研究发现了官员腐败和政府治理对于创新行为和“边干边学”外部性的影响；Grafton 和 Fox (2000) 的研究发现了产权保护对技术效率和配置效率的影响；Adkins 等人 (2002) 的研究发现了政治和经济自由对于技术效率的影响，等等。国内文献对制度与前沿技术进步和技术效率关系的研究近年来也比较多：一是研究所有制结构和产权制度对企业技术效率变化（刘小玄，2000；姚洋，1998）；二是强调市场化程度对前沿技术进步和生产效率的影响（田晓文，1997）；三是强调金融体制在前沿技术进步和技术效率中的贡献（CCER，2000；何枫，2003）。

但上述研究基本上把影响创新的制度因素归结为政府治理和产权保护等范畴，而这些范畴实际上属于法律和规章层面，并没有触及政府的内部结构，或者说并没有深入讨论政府的体制因素。很显然，忽略政府体制因素来研究中国的制度和创新之间的关系会产生严重的偏误。这是因为中国改革开放以来所出现的创新活动部分受市场引导，部分则来自政府主导。更为重要的是，中国政府通过直接的科技投入和教育投入、政府对创新的激励、政府对创新资源和创新组织的控制、政府通过产业政策对行业发展的控制以及政府通过国有企业对经济领域的控制，等等，都使得中国的创新活动只能在政府这只看得见的手的阴影下展开。所以看得见的手直接决定了创新的方向和强度。在这种背景下，只有讨论政府行为和创新之间的关系，才能真正揭示我国创新的制度根源。

现有的一些研究已经注意到政府对于前沿技术进步和技术效率的影响，如郭庆旺和贾俊雪 (2005) 的研究发现，总的财政支出以及支出结构对 TFP 具有重要影响。王志刚等人 (2006) 运用省际面板数据测算出各省的技术效率，将财政支出占 GDP 的比重作为其中一个解释变量进行回归分析，发现政府支出对技术效率具有负的影响。陈讯等人 (2005) 运用 1997-2003 年间的省际面板数据分析公共支出对技术效率的影响发现，财政支出占 GDP 的比重越高，技术效率越高。然而这些研究都只是通过政府支出总量和结构来刻画政府行为，忽略了政府体制因素的影响。只有郑京海和胡鞍钢 (2005) 将中国各省技术效率低下归结于国有企业效率不高、金融体系和政府工作效率的缺乏，但他们也没有给出政府体制因素的较好刻画。

本文将从财政分权的角度来研究政府的支出和收入政策对于创新的影响，这种方法将政府的体制因素和具体政策措施相结合从而更加具体地刻画了政府在创新中的作用，这对于现阶段我国制定相关自主创新政策提供了重要的参考价值。本文首先运用随机前沿超越多数生产函数方法通过回归从 TFP 中分解出前沿技术进步和技术效率，然后分阶段研究财政分权对于前沿技术进步和技术效率的作用，最后提出相关的政策建议。

二、财政分权与创新关系

(一) 中国财政分权的特征

中国正式的财政分权起始于1994年的分税制改革,但实际上在80年代初期中央政府已开始将部分财政权力交还给地方政府进行管理,这个过程实际上也是中央政府放权让利的政策部分内容,着眼于解决中央政府财政负担。1994年后的分税制改革以法律形式确立了中央和地方政府的财权和事权关系。从1994年到2005年期间,地方政府财政支出的比重比较稳定,但是财政收入的比重相对于1994年以前有大幅下降,即因此分税制的实际效果是使得财权向中央政府集中,而地方政府承担的财权和事权不对称。

衡量财政分权程度有多种方法^①,本文运用两个层次的指标来衡量中国的财政分权程度:一类是总量指标,包括各省本级财政支出占中央政府本级财政支出的比重和各省本级财政收入占中央政府本级财政收入的比重,分别表示为 $fdexp$ 和 $fdrev$;另一类是人均指标,包括人均各省本级财政支出占人均财政总支出的比重,以及人均各省本级收入占人均财政总收入的比重,分别表示为 $pdfexp$ 和 $pdfrev$ 。这里人均财政总支出定义为各省本级财政支出与人均中央本级财政支出之和,人均财政总收入的定义类似。人均指标的好处是剔除了人口规模对本级政府支出和收入的影响,其中人口规模用本地区年底在籍人口数量来表示,地方政府本级财政收入和支出也都不包括转移支付项目。

图1-1和图1-2分别是用总量指标和人均指标衡量的地区平均的财政分权程度的变化趋势。从两个图来看,总量指标和人均指标的差别不大,基本上具有相同的变化趋势。最大的区别在于以财政收入指标衡量的分权程度不同于以财政支出指标衡量的分权程度,这主要发生在1994年以后。众所周知,为了进一步推进市场经济体制改革,在1994年我国实施了分税制改革,将原来中央和地方政府的财权和事权关系以法律形式规定下来。分税制改革的结果是地方政府财政收入相对于中央政府财政收入的比重大大降低。1993年,各地区平均的 $fdrev$ 和 $pdfrev$ 两个值分别为12%和76.8%,而到1994年,这两个值分别下降到2.9%和45.9%。以支出指标衡量的财政分权程度没有发生大的变化,整体趋势是地方政府财政支出的比例在逐步提高。这一现象印证了分税制以来,地方政府财权和事权之间不对称现象加剧,事权的增加并没有伴随着相应财权的提高。这无疑会对地方政府和中央政府的收入和支出行为产生一定的影响。

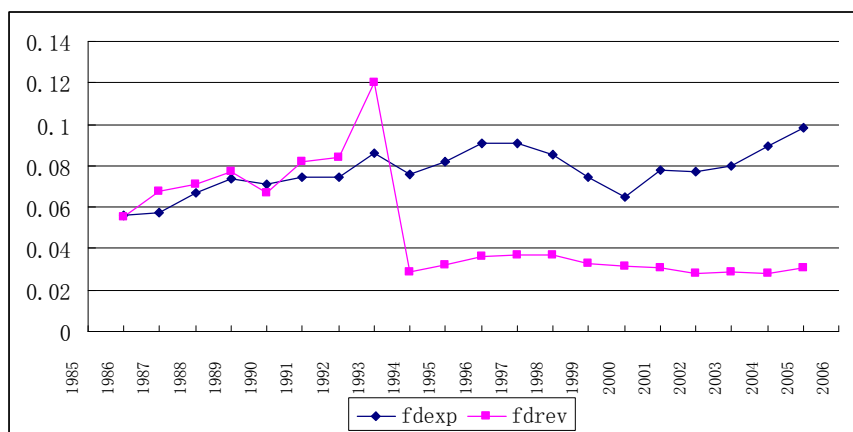


图 1-1 以总量指标衡量的地区平均财政分权变化趋势

^① 参见周业安和章泉(2007)的讨论。

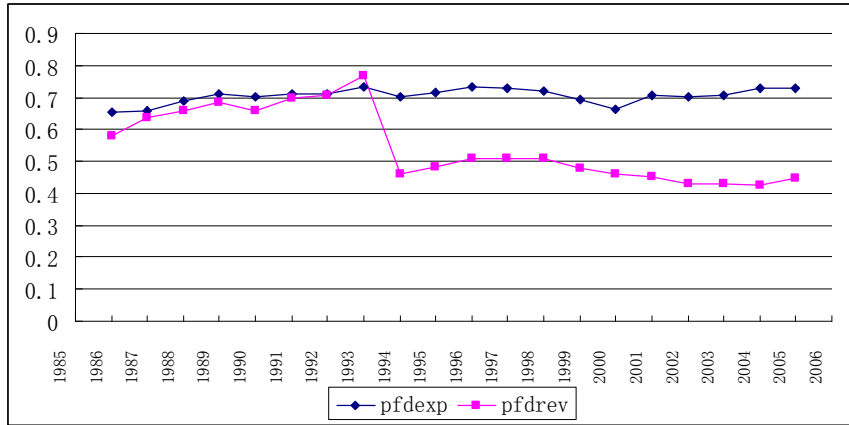


图 1-2 以人均指标衡量的地区平均财政分权变化趋势

财政分权程度反映了一个地区财政自治性程度，为了比较各个财政分权指标的差异，我们用表 1 显示东部、中部和西部用各个指标表示的财政分权程度，几乎所有指标都显示我国各地区的财政分权程度自东向西是逐步降低的，只是用 *pfdexp* 指标衡量的财政分权程度是西部略大于中部。各个指标显示的财政分权程度最高的 5 个地区和最低的 5 个地区的一致性也基本一致，尤其是用人均指标衡量的财政分权程度一致性更高，这也表明剔除人口因素的财政分权指标更加具有一致性。

表 1 财政分权程度的地区差异

| | <i>fdexp</i> | <i>fdrev</i> | <i>pfdexp</i> | <i>pfdrev</i> |
|----------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|
| 东部 | 0.10 | 0.08 | 0.75 | 0.66 |
| 中部 | 0.07 | 0.04 | 0.65 | 0.48 |
| 西部 | 0.06 | 0.03 | 0.70 | 0.47 |
| 最高 5 位排序 | 广东 山东 江苏 四川 辽宁 | 广东 上海 江苏 辽宁 山东 | 上海 北京 天津 青海 辽宁 | 上海 北京 天津 广东 辽宁 |
| 最低 5 位排序 | 天津 甘肃 海南 青海 宁夏 | 甘肃 新疆 海南 宁夏 青海 | 湖南 四川 贵州 安徽 河南 | 广西 四川 河南 安徽 贵州 |

(二) 财政分权对创新的重要性

财政分权既有制度层面的内容又有政策层面的内容，它既可以影响前沿技术进步导致生产前沿面的移动，也可以影响技术效率，导致实际生产与生产函数前沿之间的距离发生变化。但是，从总体来说，财政分权对于前沿技术进步和技术效率的影响是不确定的。首先，财政分权制度作为市场经济体制一项重要的内容，有利于硬化地方政府预算和增进中央政府对地方政府的可信承诺，使得地方政府提供的公共产品更能够满足本地居民的偏好，从这个意义上财政分权有利于区域的前沿技术进步和技术效率的提高。其次，也不排除相反的作用，如财政分权可能会造成各地区的财政竞争，导致资源的无效配置和浪费以及环境的污染等等，从而阻碍前沿技术进步和技术效率的提高。分析财政分权对前沿技术进步和技术效率的影响，可以考虑直接影响和间接影响两个方面。

直接影响主要是指通过政府自身活动直接影响于前沿技术进步和技术效率,这些活动包括政府直接将财政资金投入到研发等科技活动中,从而促进新发明和技术革新,还包括政府的公共支出对于宏观经济稳定性的影响。

第一,由于财政分权使得政府在支出方向上具有更大的自主性,公共支出的某些类型有助于前沿技术进步的提高,如财政科研拨款(包括企业科技三项经费、科学事业费和科研基建财政拨款)对新技术的研发具有促进作用因而直接促进前沿技术进步;对教育和医疗事业的公共支出促进人力资本的积累,为前沿技术进步提供了必要的人力资源,并且高素质的人力资源在整合资源、应付不确定性等方面具有优势,这又有利于技术效率的提高;但是如果财政分权对上述类型的支出规模增长不显著,甚至支出比例有所下降,财政分权可能会降低前沿技术进步和技术效率。

第二,财政分权改变了对地方政府官员的激励方式,无论是出于晋升的需要还是其他的目的,地方政府官员都有极大的动力来推动本地区经济增长,尤其是GDP的增长。伴随GDP增长而来的是地方公共支出规模的扩大,其有利的方面是,公共支出规模的扩大,有利于保持宏观经济的稳定发展和减小不确定性,从而提高资源利用效率,这有利于技术效率的提高;不利的方面是地方政府投资性支出的膨胀可能会导致经济的波动并削弱中央政府宏观经济政策的有效性,如造成大量的重复建设和资源浪费,甚至导致环境的污染等,这反而导致潜在生产能力低于生产函数前沿,降低了技术效率。

间接影响主要是指通过政府活动对企业和个人产生作用,从而影响前沿技术进步和技术效率。这既体现在政府税收和补贴政策上,也体现在政府提供公共产品和服务的效率上。

第一,财政分权由于赋予了地方政府更大的权力来制定本地的税收政策,因此,地方政府就有能力因地制宜地制定有利于本地发展的税收政策。这可以体现在三个方面:(1)通过税收优惠和补贴政策鼓励企业进行更新改造投资和R&D投入能够提高本地的技术水平;(2)如果对外商投资的税收优惠能够吸引足够的FDI,那么这也会有利于技术的扩散和先进管理理念的传播,从而促进本地企业的前沿技术进步和技术效率;(3)提高地方政府出口退税返还的所得份额也会促进本地出口的增长和出口产业的发展,由于出口的“学习效应”,国内企业通过国际交流可以获得新的生产技术和新的产品设计等,还有利于技术的扩散以及资源配置的优化(何庆元 2007),这也会提高国内企业的前沿技术进步和技术效率。但是,财政分权可能会引起地方政府之间不当的财政竞争,例如不计代价和成本地引进一些技术水平不高的外资可能会导致效率的损失;财政分权也可能导致地方官员短视,不愿直接投资或者鼓励投资于具有长期效应的创新活动,从而阻碍创新。

第二,财政分权有可能会降低政府成本,也有可能提高政府成本。比如,财政分权可能使地方政府放松对经济的管制,增加对产权的保护力度等,从而减少了资源配置的扭曲程度,激发了民间企业和私人个体的创造性和生产积极性,这能够提高前沿技术进步和技术效率;但是,财政分权也有可能使地方政府对中央政府的财政责任有所弱化,而当上级政府对下级政府又缺乏有效的监督时,财政分权就会容易导致政府官员的腐败和寻租行为,造成社会资源的浪费以致技术效率的下降;财政分权有时也会对政府官员产生错误或扭曲的激励方式,例如地方政府官员为了晋升而采取短视的经济发展政策来换取任期内经济的增长,但后果往往是当地环境的恶化、收入分配不平衡的加剧、产业结构的严重扭曲等,这些负面影响降低了实际生产能力。从这个角度来说,财政分权反而不利于技术效率的提高。

三、我国各地区创新的现状

本文对创新的定义比较宽泛,既包括科学技术的进步(technology change),也包括新的组织形式的建立或生产方式的引进。对于科学技术进步在生产中的贡献,我们可以用专利授权数量、技术市场的成交额和高新技术产品出口占该地区当年总出口的比重三个指标来衡

量,前两个指标是技术创新过程的直接后果,表现为专利数量的增加和技术市场成交的活跃。因此,专利数量越多,说明本地区技术创新能力越强;技术市场成交额项越大,说明本地区技术的市场化程度越高,从而本地区技术扩散程度越强。第三个指标反映了技术创新过程在生产过程应用中的后果。高新技术产品出口水平是发明创造活动和技术市场活动的结果,因此高新技术产品出口水平越高既有可能是由于本地区的技术创新能力强,也有可能是因为该地区具有的制度条件促进技术扩散。图2-1、2-2和2-3分别显示了每年平均的专利授权数量(件)、技术市场成交额(亿元,实际值1980=100)和高新技术产品出口占总出口比例,由此我们可以发现,近十几年来我国各地区的技术创新活动的成果是在逐步上升的,2005年各地平均专利授权数量达到5451件,比1990年提高了7倍,人均专利数量从每万人0.24件到1.34件;技术市场成交额从1989年的1.54亿元提高到2005年的10.7亿元,技术市场成交额占当地GDP的比重从0.5提高到了0.7,略有增长。我国各地区平均的高新技术产品的出口占总出口的比例在也稳步提高,1997年各地区平均的比重为4.13%,到2005年这一比例已经攀升到11.34%。

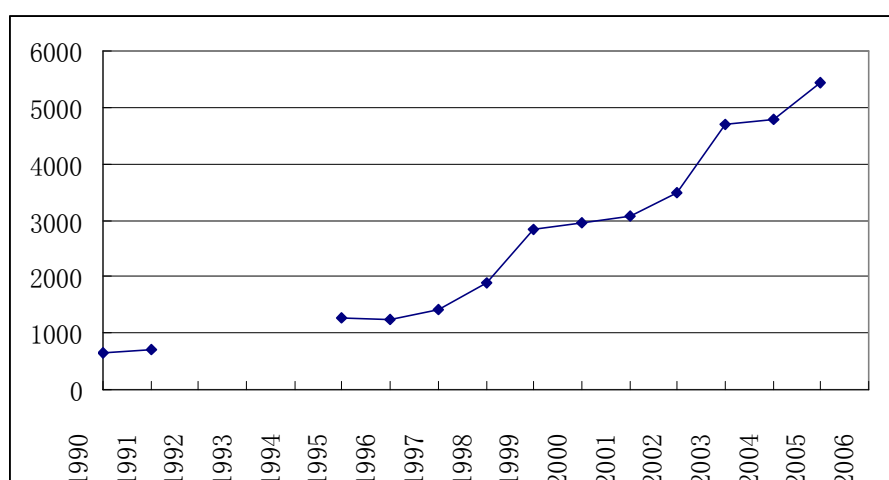


图2-1 年平均的专利授权数的数量: 件

注1. 其中1992-1994三年的数字缺失

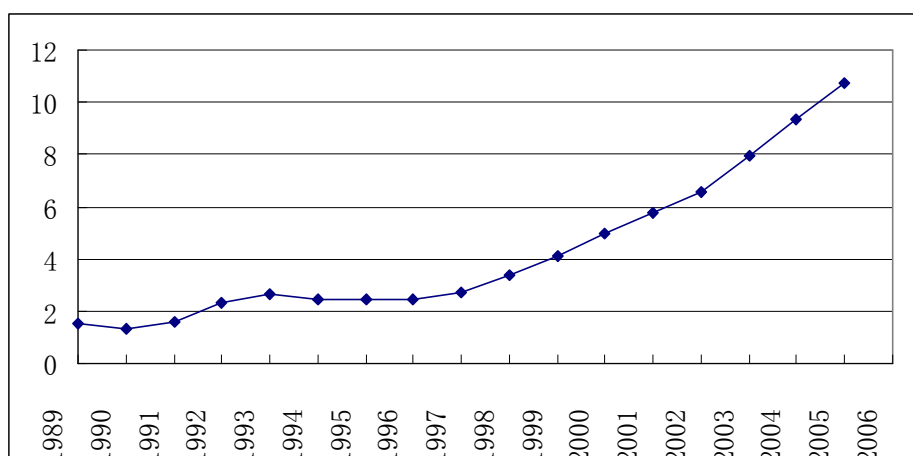


图2-2 年平均的技术市场成交额(实际值1980=100, 亿元)

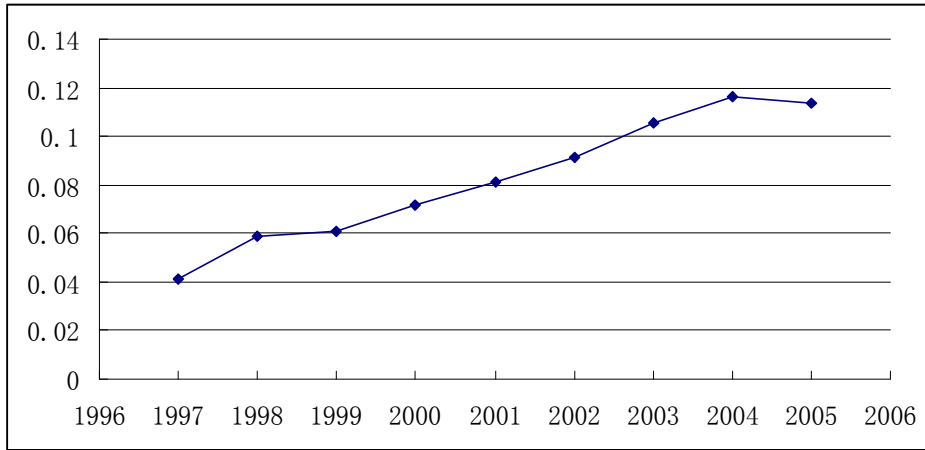


图 2-3 年平均的高科技产品占当年该地区总出口额的比例

资料来源：《中国科技统计年鉴》(1995-2006) 中华人民共和国科技部网站 (图 2-1、2-2 和 2-3)

但是，我国各地区技术创新能力是存在着很大的差别。图3-1、3-2和3-3反映了上述三个技术创新能力衡量指标的地区差异。首先，就专利的授予数量来看，广东省年平均被授予的专利数量最多，从1990年以来每年平均有18000件，而最小的是青海省，只有81件。若剔除人口因素对发明创造的影响，最高的是上海市，平均每万人拥有3.8件专利，而最低的贵州省只有0.13件。技术市场成交额最高的是北京市，平均每年技术市场的成交额超过24.3亿，占当地GDP的比重为5%，而最低的宁夏回族自治区只有1217万元，占当地GDP的比重为0.2%。作为发明创造活动和技术扩散的结果，高新技术出口水平也大致表现出相似的趋势，高新技术产品出口比例最高的省份是北京市，这一比例接近45%，而最低的青海省只有0.13%，比例相差悬殊。

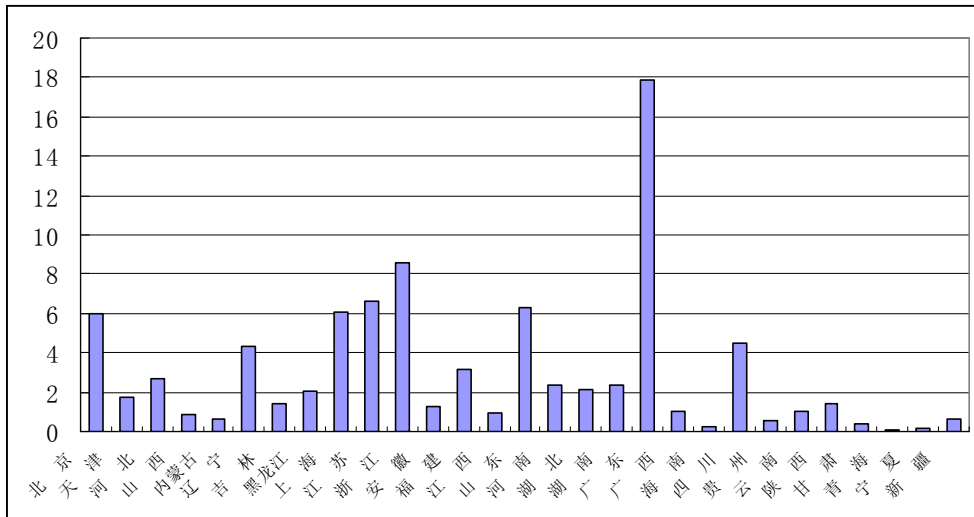


图3-1 1990-2005年地区平均专利授权数量 (千件)

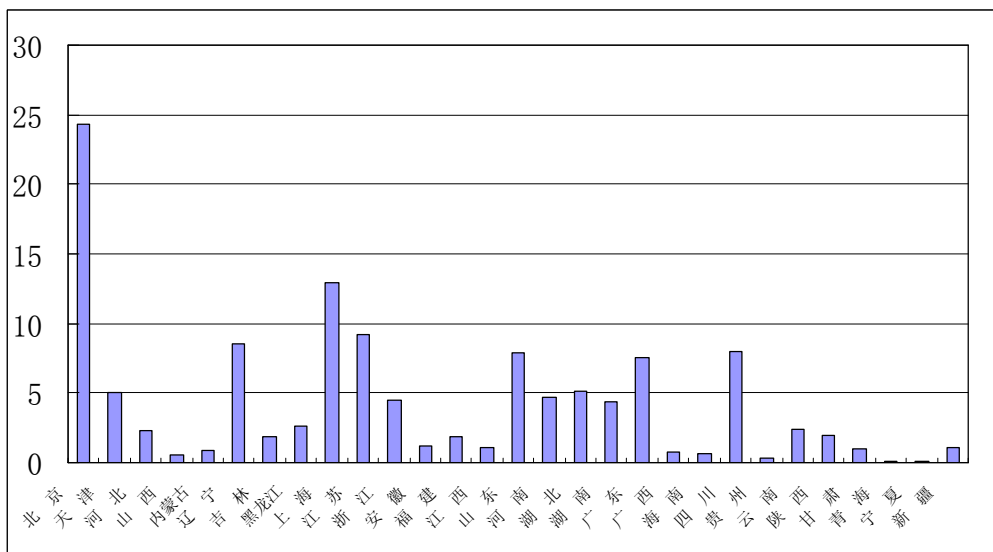


图3-2 1989-2005年地区平均技术市场成交额 (实际值1980=100, 亿元)

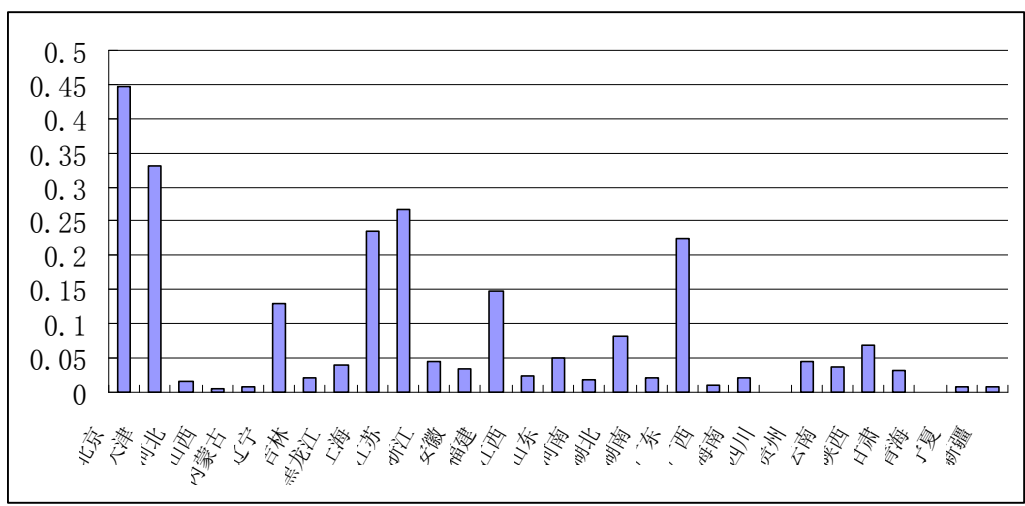


图3-3 1997-2005年地区平均高新技术产品出口占该地区当年GDP的比重

通过专利授权的数量、技术市场交易额以及高新技术产品的出口比例衡量的我国各地区的技术创新能力可以揭示出我国区域前沿技术进步的两个特征，一是技术创新水平整体在提高，二是技术创新各地区分布不平衡，东部和沿海省份明显高于中部和西部^①。

通常，技术创新可以有多种显性的指标来衡量，比如上文的专利数量、技术市场成交额和高新技术出口的比例等指标。但是，组织形式和生产方式等方面的创新往往无法用显性的指标来衡量，因此本文从TFP中分解出用技术效率来衡量组织形式和生产方式上的创新对经济绩效的影响。本文运用了随机前沿超越对数生产函数方法来分解TFP，将技术创新对生产的绩效称为前沿技术进步效应，将组织形式和生产方式上的创新对生产的绩效称为技术效率，具体模型和方法见附录1。生产函数中，实际GDP是将名义GDP通过各地区的定基CPI指数平减（以1980年为基期）后得出的。资本存量中不包括存货，只包括固定资本形成总额，实际资本存量则通过固定资产投资价格指数平减得出，各省固定资产投资按照资本价格平减指数计算得出。1999年之前的资本价格平减指数根据投资隐含平减指数法计算得出（张

^① 东、中、西部的区划按照国家统计年鉴的划分方式进行，东部省份包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南；中部省份包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南；西部省份包括内蒙古、广西、四川、重庆、贵州、云南、陕西、甘肃、宁夏、新疆。

军等, 2004), 1999 年之后的数据来自于《新中国 55 年统计资料汇编 1949-2004》和国家统计局网站。就业人口用三大产业就业人口之和表示。数据的处理和计量分析均是用 stata9.0 计算得出。

图4和图5分别显示了对各地区平均得到的1986-2005各年的前沿技术进步和技术效率。从图4中发现, 各地区平均的前沿技术进步水平的变化比较平稳, 1986年以来前沿技术进步从2%上升到6%。前沿技术进步稳步上升的主要原因在于我国近20年来技术创新能力不断提高, 并且大批科技成果应用于生产实践, 促进前沿技术进步因素在生产中的贡献得到持续提高。使得科技因素对于经济发展的作用日益增强。这从我国各地区平均的专利授予数量、技术市场成交额的变化趋势上可以得到验证。图5显示我国地区平均的技术效率的变化有一定的波动, 尤其是从1986年到1993年平均技术效率呈上升趋势, 1993年以后技术效率呈下降趋势, 但总体上技术效率由最高的0.62下降到0.53。技术效率的变化反映了不确定因素的影响, 也体现出影响技术效率的外生因素的作用机制更为复杂。

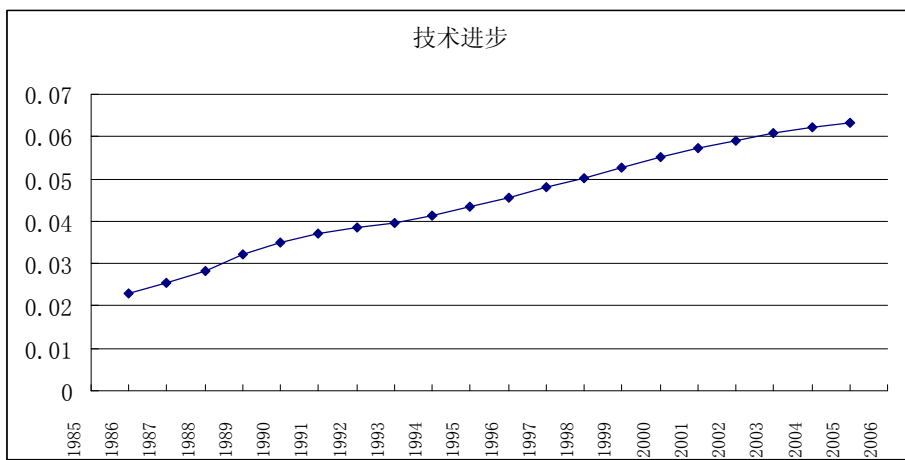


图4 地区平均的前沿技术进步时间序列趋势图

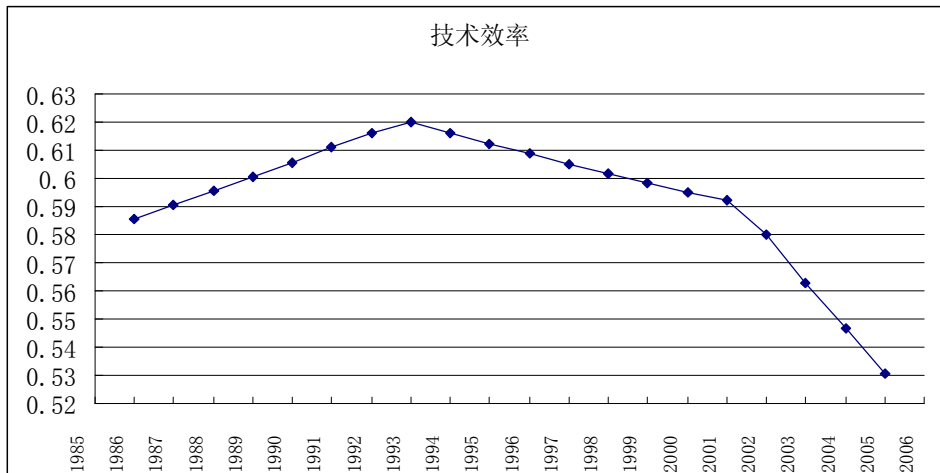


图5 地区平均的技术效率时间序列趋势图

从各地区的前沿技术进步水平和技术效率来看, 我国各地区技术创新对于经济增长的贡献也是不平衡的。图6显示了各地区年平均的技术效率。从中我们可以发现, 技术效率最高的省份包括河北、辽宁、黑龙江、上海、江苏、浙江、福建和广东, 技术效率都在0.8以上。技术效率较低的省份包括海南、贵州、甘肃、青海和宁夏, 技术效率都在30%以下, 其他省份的技术效率介于二者之间。总体上来看, 东部省份的技术效率最高, 其次是中部和西部。图7显示了各地区年平均的前沿技术进步水平, 与技术效率的地域特征正好相反, 西部省份

的前沿技术进步率最高，其次是中部和东部，其中前沿技术进步率达到5%以上的省份有海南、贵州、青海、宁夏和新疆。之所以产生这样的差异，主要是因为引起前沿技术进步和技术效率的根源是不同的，而各地区的资源禀赋决定了其生产的模式。想对于中西部地区，东部发达地区由于对外开放较早，市场体制较为规范，使得这些地区拥有较为丰富和先进的生产、管理经验，使得它们能够更有效地利用资源，从而技术效率也较高。想对于东部和中部，西部地区拥有较为丰富的资源禀赋，但是僵化的体制和人力资本的匮乏阻碍了其经济增长，因此研发投入产生的新技术和新发明以及这些新技术的应用对于经济增长的贡献在这些地区更加明显，这是西部地区整体上具有更高前沿技术进步水平的原因，但这只是说明技术创新对于西部地区经济增长的边际贡献要比中部和东部更大。

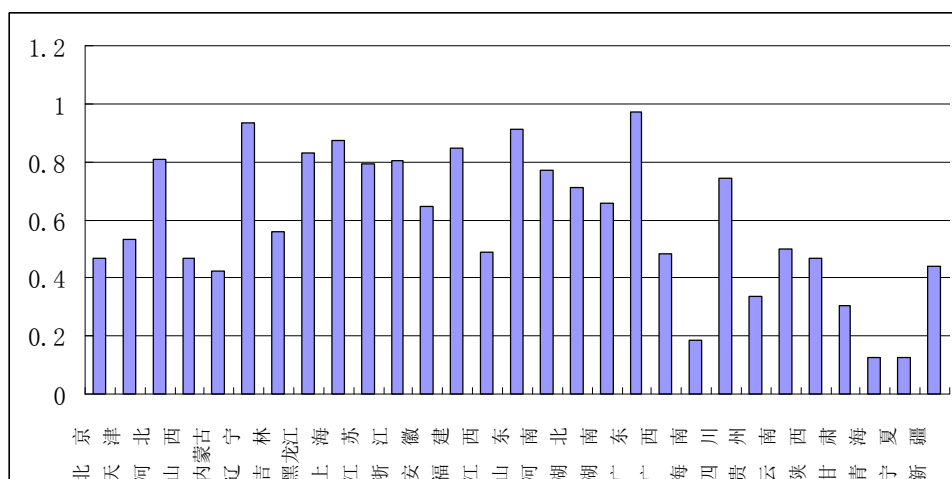


图6 年平均的技术效率

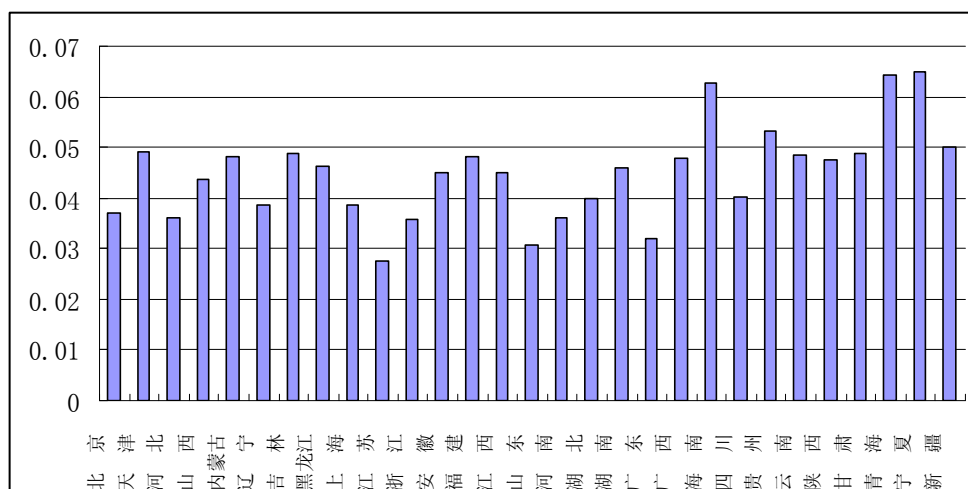


图7 年平均的前沿技术进步

四、财政分权与创新关系的实证分析

财政分权与创新之间关系的实证分析是基于财政分权对于前沿技术进步效应和技术效率的影响来进行的，前者反映了财政分权对于科学技术创新活动方面的影响，即财政分权是否能够促进中国各地区技术创新对于经济增长的贡献率，后者反映了财政分权对于管理效率和资源配置效率方面的影响，即财政分权是否有利于中国各地区组织形式和生产方式的革新对于经济增长的贡献率。

本文选择 29 个省(直辖市)作为样本，其中由于西藏数据缺失过多而剔除，重庆市在 1997 年后脱离四川省成为直辖市，为了保持一致性，本文将 1997 年后四川省与重庆市的数据合

计，仍然以四川省的名义计算。由于数据缺失的原因，本文选择的时间样本是从1986年到2005年，总的观察值是580个。除非特殊注明，所用数据都来自于《新中国55年统计资料汇编1949-2004》和《新中国50年统计资料汇编》，2005年以及缺失的数据用2006年统计年鉴和各省统计年鉴和统计公报中的相应数据补齐。由名义值转化为实际值均以1980年价格为基期进行折算，比值均用名义值直接计算得出。汇率数据来自于IFS数据库，出口额和FDI水平按当年平均汇率折算为人民币再进行相应的计算。

由于中国财政分权制度在1994年发生了重大的改变，我们将整体时期样本分解为两个时期，第一时期是从1986年到1993年，第二时期是从1995年到2005年。被解释变量分别是前沿技术进步水平（*FTC*）和技术效率的自然对数值，财政分权的解释变量仍然用 *fdrev*、*fdexp*、*pfdrev* 和 *pfdexp* 来表示，建立四个模型1-4，财政分权变量分别用上述四个模型来衡量，包括的其它控制变量都相同，有人力资本积累水平（*h*）、国有资产投资占该地区全社会固定资产投资的比重（*inv*）、FDI水平（*fdi*）和出口水平（*export*）。人力资本积累用中等以及中等以上在校生人数占该地区当年户籍人口数量之比来衡量；FDI水平用FDI总额占该地区当年GDP的比重来衡量，FDI总额通过当年美元兑人民币汇率换算后用人民币衡量；出口水平用当年出口总额占该地区当年GDP的比重来衡量，出口额通过当年美元兑人民币汇率换算后用人民币衡量；*inv*反映该地区政府干预经济的程度。

（一）财政分权与前沿技术进步效应的回归分析

首先考虑财政分权对前沿技术进步效应的影响（方程1），两个样本时期的估计结果用附录2中表A4来表示，考虑到地区的异质性，所有模型均用固定效应回归。

$$FTC = \gamma_0 + \gamma_{fd} fd_i + \gamma_1 h + \gamma_2 inv + \gamma_3 fdi + \gamma_4 export + \eta \quad (1)$$

在第一时期的回归中，财政分权对前沿技术进步的影响都是正的，并且都在10%的水平显著。这意味着，在1994年以前，财政分权程度的增强有利于前沿技术水平的提高。例如，地方政府本级人均财政收入的比重提高1%，技术创新对经济增长的边际贡献就提高0.049%；地方政府本级人均财政支出的比重提高1%，技术创新对经济增长的边际贡献就提高0.087%。而对第二时期的回归显示，1994年后财政分权的作用正好相反，它对前沿技术进步的影响都是负的，这意味着随着分税制的实施，财政分权程度的增强反而会导致前沿技术进步水平下降。例如，地方政府本级人均财政收入的比重提高1%，技术创新对经济增长的边际贡献就降低0.028%；地方政府本级人均财政支出的比重提高1%，技术创新对经济增长的边际贡献就降低0.017%。通过表4对1994年前后估计得到的各个系数作用进行比较，我们发现除了出口对前沿技术进步的影响保持一致性之外，其他变量系数的估计值符号均发生了相反的变化：人力资本的作用由负变为正，国有资产投资的比重和FDI的作用由正变为负，这说明财政分权从各个方面影响着政府、企业和个人的行为。

1994年之前的财政包干制导致地方政府收入和支出份额的增加，激励了地方政府发展生产的积极性，伴随而来的是在民间创造精神的推动下新技术和新发明的不断出现，从而导致前沿技术水平的提高。而1994年以后，分税制的实施使得地方政府的财政收入比重有很大的下降，而地方政府的支出责任比没有得到相应的降低，反而承担了基础教育、医疗卫生和社会保障等具有明显外溢效应的公共品提供的职责，给地方政府造成了沉重的财政压力。财权和事权的不对称扭曲了地方政府的支出和收入政策。在地方发行公债还缺乏相应的法律规范的情况下，地方政府财政支出缺口的增加和融资手段的缺乏使得地方政府财政在面临困难时寄希望于中央与上级政府的转移支付。如果转移支付不能满足地方政府的财政需求，那么地方政府要么干脆不提供法规和政策规定的公共服务；要么将支出负担转嫁给辖区内的居民。这意味着很多公共服务不能得到有效的提高，例如教育、医疗卫生和社会保障等等。这无疑会削弱技术创新的人力资本和知识的积累的基础。图8显示了各年地区平均的科教文卫支出

占总财政支出的比重，从中可以发现，1986年至1994年，地方政府对科教文卫的支出比重从24%上升到29%，但之后对科教文卫的支出比重持续下降，到2005年这个比重甚至低于1986年的水平，只有22%。表9显示了地方政府对于科学研究事业的支持力度，它包括三部分内容，即科学事业费、科技三项费和科研基建费，主要用于基础科学研究。1999年至2005年，地方政府的科研财政拨款占总财政支出中的比重明显下降，说明地方政府用于R&D方面的支出在减少。由于教育、医疗卫生和社会保障以及基础科学研究项目具有相当大的外溢效应，地方财政在这些项目支出上比例的减少损害了社会创新的基础，因而导致前沿技术进步率降低。

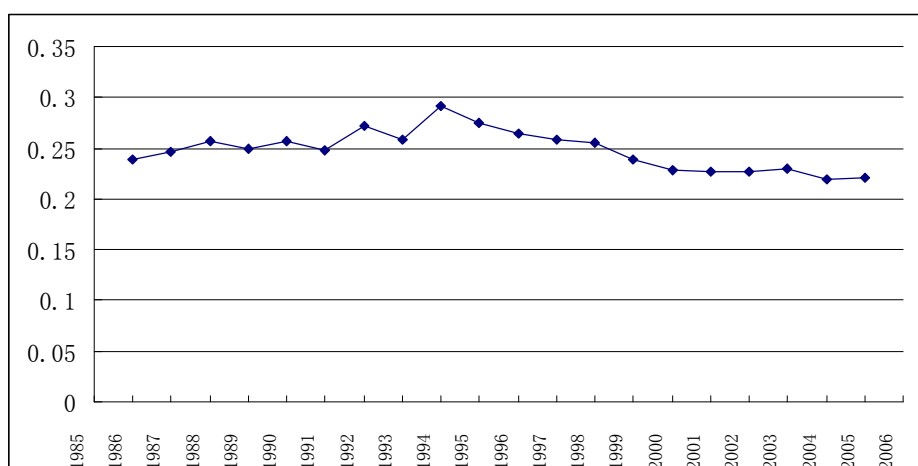


图8: 各年地区平均的科教文卫支出占总财政支出的比重

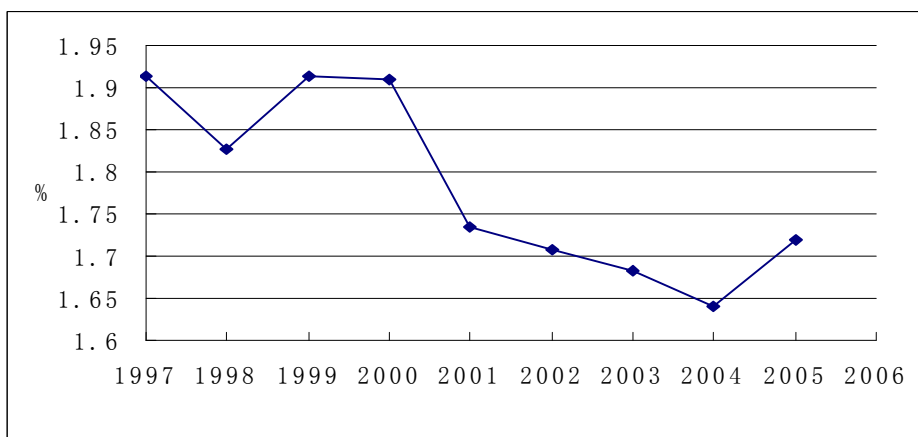


图9: 地区平均地方政府本级财政科技拨款占财政总支出的比重 %

(四) 财政分权与技术效率的回归分析

考虑财政分权的变化，仍然分成两个时期样本进行研究，被解释变量是技术效率的自然对数 $\ln(TE)$ ，解释变量和控制变量与对前沿技术进步的回归分析相同（方程4）。结果如附录3中表5所示，所有模型均用固定效应回归。

$$\ln(TE) = \lambda_0 + \lambda_{fd} fd_i + \lambda_1 h + \lambda_2 inv + \lambda_3 fdi + \lambda_4 \exp ort + v \quad (2)$$

在第一时期的回归中，财政分权对技术效率的影响都是正的，并且都在5%的水平显著。这意味着，在1994年以前，财政分权程度的增强有利于技术效率的提高。例如，地方政府本级人均财政收入的比重提高1%，技术效率就提高0.116%；地方政府本级人均财政支出的比重提高1%，技术效率就提高0.189%。而对第二时期的回归显示，1994年后财政分权的

作用正好相反，它对技术效率的影响都是负的，这意味着随着分税制的实施，财政分权程度的增强反而会导致技术效率下降。例如，地方政府本级人均财政收入的比重提高 1%，技术效率就会降低 0.123%；地方政府本级人均财政支出的比重提高 1%，技术效率就降低 0.054%。通过对 1994 年前后估计得到的各个系数作用进行比较，我们发现除了人力资本的作用保持一致，而其他变量的作用都发生了逆转：国有资产投资的作用由负变为正，FDI 和出口的作用由正变为负。这也说明了财政分权从各个方面影响着政府、企业和个人的行为。

根据上文的分析，从财政分权影响技术效率的途径来看，可以分为直接影响和间接影响。1994 年之前的财政包干制导致地方政府收入和支出份额的增加，激励了地方政府发展生产的积极性，这主要体现为新的生产组织形式、新的生产方法和管理方式的不断涌现，从而导致技术效率提高。而 1994 年以后，中国改革开放到了一个新的阶段，随着体制改革的深化和对外开放向中国腹地延伸，制度变迁对经济增长的边际贡献趋于收敛，经济增长的更大空间来自于挖掘经济体的内部潜能，例如设计新的组织形式、发现新的生产方式来提高管理效率和资源配置效率。但是，由于财政分权导致地方政府的水平竞争，地方政府仍旧沿用旧的经济、社会管理方式来施政，在税收管理和支出管理上缺乏效率，从而导致技术效率不升反降。这可以从以下几个方面来进行阐述：

1. 为了吸引外资不及成本地出台各种税收优惠政策，导致内外资企业税率差异较大，内资企业反而享受不到“国民待遇”，税制的不公增加内外资企业行为的扭曲和资源配置的扭曲，从而减低技术效率。

2. 在分税制下，地方政府并没有制定税率和开征税费的权力，也缺少在预算上与上级政府讨价还价的能力，尤其对于较低层级的政府来说更是如此。由于通过正式的途径地方政府难以弥补财政支出的缺口，那么地方政府就可以利用自身的行政权力通过一些非正式的途径筹集资金，从而导致社会税费混杂，名目繁多，这无疑会扰乱企业的正常经营，导致企业生产和经营中的机会主义，例如逃避法定税，将更多的资源用于非生产领域满足政府官员的寻租等。这些行为都会导致企业管理效率的下降和资源配置的错位，从而技术效率随财政分权程度的提高而下降。

3. 中国的财政分权体制与行政的垂直集权有一定的冲突，因为地方政府官员虽然掌握着本地区财政支出的收入的部分权力，但地方政府官员的业绩评价和升迁机会完全由中央政府决定，因此这导致了地方政府官员的机会主义行为。这种机会主义行为主要表现为地方政府官员对“政绩”的追求高于地区居民的福利水平的提高。为了提高政绩，地方政府更大的动力将更多的公共资源投入到基本建设项目来促进经济增长，而同时忽视本地区福利水平的提高。这一方面导致地方重复建设和资源浪费，造成产业结构雷同，另一方面，单纯追求经济增长也使得环境资源遭到了巨大的破坏，例如水资源的枯竭、森林砍伐、空气污染、土地流失问题等。同时，对基本建设项目过大的投资也容易导致宏观经济的波动，例如，政府在本建设上的大规模投资容易导致生产资料和资本价格上升，经济的波动增强，在一个不稳定的宏观经济环境中，企业生产的技术效率被大打折扣。

四、政策建议

本文主要是运用随机前沿生产函数分解出前沿技术进步和技术效率，并将财政分权作为前沿技术进步的解釋变量，分析 1986 年以来我国财政分权程度对前沿技术进步和技术效率的影响。本文认为 1986 年以来，中国前沿技术进步不断提高，但是技术效率却在不断下降，后一个结论与王志刚等人（2006）的结论正好相反，这可能与本文所用的分解方法有关。由于前沿技术进步和技术效率的来源不同，财政分权分别对二者的作用机制也有所不同。以分税制的实施作为时间节点考察财政分权对于前沿技术进步和技术效率的影响，本文发现，1994 年以前财政分权有利于前沿技术进步和技术效率，但在 1994 年以后财政分权的作用都

变成了负的,本文认为这主要是因为地方政府之间畸形的水平竞争以及中央政府和地方政府之间财权和事权不对称性造成的,因此对地方政府的支出和收入政策产生了错误的激励。

分税制是我国社会主义市场经济的一个重要组成部分,从1994年至今,分税制也处于不断完善之中,因此,我们并不能说财政分权本身导致了近十几年来创新在经济增长中作用的下降,而且1994年之前中国财政分权对前沿技术进步效应和技术效率变化明显的正向促进作用也证明财政分权在某些环境下有利于发挥创新因素在经济中的作用。由于我国分税制并不完善,在今后一段时间内,我国财政体制改革的目标应该重点放在理顺中央和地方政府关系上,并借此来调整和优化财政税收和支出结构,提高地方政府的公共服务功能,这也是我国建立和谐社会的内在要求。为促进财政分权对前沿技术进步和技术效率的提高,从而更大幅度地发挥创新对经济增长的贡献,我国财政体制的完善应注意以下几个问题:

1. 规范对外资企业的税收优惠政策,给予所有内外资企业“国民待遇”,通过税收手段引导技术和管理手段先进的企业进入中国市场,尤其是中西部地区,提高这些地区的技术效率水平和技术创新水平。

2. 通过税收政策引导国内企业,尤其是非国有企业投资生产具有自主知识产权的产品,鼓励民间技术创新和发明;同时对于高污染、高能耗和高物耗的产业征收高税率,限制这些产业的粗放型生产方式,鼓励其革新技术,从而提高技术效率。

3. 调整和优化地方政府的支出结构,增加地方政府在教育、医疗卫生、社会保障等方面的支出,从而增强技术创新和技术效率提高所需要的人力资本;另外,还需加强地方政府在技术研究上的财政拨款力度,提高本地的知识积累存量,为民间技术创新提供更好的条件。同时,减少地方支出在基本建设上的投入比重,避免对于生产资料价格水平的过度影响和宏观经济的大幅波动。这需要改变对地方政府官员升迁的激励方式,增强地区公共服务和产品供求之间的平衡和匹配,加强纳税人对地方政府支出的监督。

4. 规范地方政府税费收入,理顺中央和地方政府之间的转移支付关系,改变现有的地方政府融资方式。由于地方政府税费混乱的主要原因在于正式融资渠道的缺乏,而中央对地方单纯的转移支付并不能有效地监督和控制地方政府的支出,反而造成发达地区和欠发达地区财政资源更大的不平衡,因此需要改变现行的地方政府的融资手段和方式,比如有限度地发行地方公债,以促进对地方政府财政支出和收入的监督。

五、附录

附录 1: 前沿技术进步和技术效率的计算过程

本文运用随机前沿生产函数方法来计算前沿技术进步和技术效率。为了体现技术的非中性特征,本文用随机前沿的超越对数生产函数(Translog Production Function)来表示生产技术的前沿。在生产函数的估计中,共有四个变量: y_{it} 表示地区*i*在时期*t*内的实际GDP(单位:亿元)、 k_{it} 表示地区*i*在时期*t*内的实际资本形成额(单位:亿元)、 l_{it} 表示地区*i*在时期*t*内的就业人口数(单位:亿人)以及时间因素(变量名称为*T*)。除时间因素外所有变量都以自然对数形式表示。因此,包含这些变量的随机前沿超越对数生产函数可以表示为:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_T T + \beta_k k_{it} + \beta_l l_{it} + \frac{1}{2} \beta_{TT} T^2 + \frac{1}{2} \beta_{kk} k_{it}^2 + \frac{1}{2} \beta_{ll} l_{it}^2 + \beta_{kT} T \cdot k_{it} + \beta_{lT} T \cdot l_{it} + \beta_{kl} k_{it} \cdot l_{it} + \varepsilon_{it} \quad (A1)$$

其中 $\varepsilon_{it} = v_{it} + u_{it}$ 。Kumbhakar 等人 (2002) 运用一般指数方法 (General Index Approach) 来设定前沿生产函的前沿技术进步, 并将技术效率项视为时间趋势的二次函数形式, 然后用 FGLS 估计方法就可以将前沿技术进步和技术效率分离出来。还有一种方法使得技术效率项即可以与时间有关, 也可以与个体的特质性有关, 因此, 可以将技术效率项看作是与个体固定效应相关的一个函数 (Ahmad et al, 1995)。本文根据 Kumbhakar (2000) 分解前沿技术进步和技术效率的方法, 然后根据固定效应来估计随机前沿生产函数中前沿技术进步和技术效率。

运用这个方法需要分两个阶段才能分离出时变的技术效率 (Cornwell et al, 1990)。第一阶段利用最小二乘的虚拟变量 (Least Squared Dummy Variable, 简称了 LSDV) 方法对生产函数 (A1) 进行回归, 得到固定效应和残差项 $\hat{\varepsilon}_{it}$; 第二步将 $\hat{\varepsilon}_{it}$ 作为因变量对代表个体的虚拟变量和时间与个体虚拟变量的交叉项进行 OLS 回归, 从而根据因变量的拟合值可以得到技术效率指数。LSDV 形式的生产函数估计方程可以写为:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_t T + \beta_k k_{it} + \beta_l l_{it} + \frac{1}{2} \beta_u T^2 + \frac{1}{2} \beta_{kk} k_{it}^2 + \frac{1}{2} \beta_{ll} l_{it}^2 + \beta_{kt} T \cdot k_{it} + \beta_{lt} T \cdot l_{it} + \beta_{kl} k_{it} \cdot l_{it} + \sum_i \gamma_i D_i + v_{it} \quad (A2)$$

其中, D_i 为代表个体的虚拟变量, 并且 $u_i = \sum_i \gamma_i D_i$ 表示个体的固定效应, 它不随时间发生变化, 只与个体的特质有关。第一阶段根据模型 (A2) 计算出固定效应和残差项之和, 并表示为 $\hat{\varepsilon}_{it}$ 。第二阶段, 要计算出时变的技术效率, 首先要求个体的特质性也具有时变的特征: $u_{it} = \theta_i + \rho_i T$, 其中, ρ_i 是与时间有关的个体特质的参数。根据第一阶段得到的残差 $\hat{\varepsilon}_{it}$ 建立模型 (A3), 并利用 OLS 方法进行回归。

$$\hat{\varepsilon}_{it} = \sum_i \theta_i D_i + \sum_i \rho_i D_i \cdot T + \eta_{it} \quad (A3)$$

由此得到的因变量拟合值 $\hat{\varepsilon}_{it}$ 即是 $\exp(u_{it})$ 。技术效率“最佳实践”的含义意味着在一定投入下的最大化潜在产出, 那么技术效率可以表示为 $TE = \exp(u_{it}) / \max_i(\exp(u_{it}))$ 。技术效率的变化根据公式 (A4) 计算得出。即先对式 (A1) 两边求时间 T 的导数, 可得:

$$TE_t = \frac{du_{it}}{dt} = \frac{d \ln(TE)}{dt} = \ln(TE_t) - \ln(TE_{t-1}) \quad (A4)$$

前沿技术进步的估计方法比较简单。首先在方程 (A1) 两边对时间 T 导数, 其中, $(\beta_t + \beta_u T + \beta_{kt} k_{it} + \beta_{lt} l_{it})$ 即为前沿技术进步, 用 TC 来表示。将通过方程 (A2) 估计出来的系数 $\hat{\beta}_t$ 、 $\hat{\beta}_u$ 、 $\hat{\beta}_{kt}$ 和 $\hat{\beta}_{lt}$ 代入 TC 即可计算出前沿技术进步。计算出前沿技术进步和技术效率变化后, 就可以用其他外生因素对这两个变量进行回归分析。

附录 2: 财政分权和技术创新的关系计量结果

估计方程(A1)

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_T T + \beta_k k_{it} + \beta_l l_{it} + \frac{1}{2} \beta_{TT} T^2 + \frac{1}{2} \beta_{kk} k_{it}^2 + \frac{1}{2} \beta_{ll} l_{it}^2 + \beta_{kT} T \cdot k_{it} + \beta_{lT} T \cdot l_{it} + \beta_{kl} k_{it} \cdot l_{it} + \varepsilon_{it}$$

表 A1：超越对数生产函数的回归结果(固定效应回归)

| 解释变量 | 估计系数 | 标准误差 | t-统计量 | Prob. |
|--------------------|--------------|-----------|-------|-------|
| 常数项 | 5.535928*** | 0.5124808 | 10.80 | 0.000 |
| t | 0.0383639* | 0.0210324 | 1.82 | 0.069 |
| k | -0.0313707 | 0.1701824 | -0.18 | 0.854 |
| l | 0.4944882** | 0.2317743 | 2.13 | 0.033 |
| $(1/2) \times t^2$ | 0.0034329*** | 0.0006176 | 5.56 | 0.000 |
| $(1/2) \times k^2$ | 0.0784406** | 0.033171 | 2.36 | 0.018 |
| $(1/2) \times l^2$ | 0.1539952** | 0.0747694 | 2.06 | 0.040 |
| $k \times l$ | 0.0196734 | 0.02993 | 0.66 | 0.511 |
| $t \times k$ | -0.0061412 | 0.0042091 | -1.46 | 0.145 |
| $t \times l$ | -0.0014128 | 0.0038369 | -0.37 | 0.713 |

注：*/**/**分别表示10%、5%和1%的显著性水平（下同）

估计方程(1)

$$TC = \gamma_0 + \gamma_{fd} fd_i + \gamma_1 h + \gamma_2 inv + \gamma_3 fdi + \gamma_4 \exp ort + \eta$$

表A2 前沿技术进步的外生因素回归分析

| 被解释变量TC | 时期：1986-1993 | | | | 时期：1995-2005 | | | |
|----------|--------------|-----------|-----------|-----------|--------------|-----------|-----------|-----------|
| | 模型A3 | 模型B3 | 模型C3 | 模型D3 | 模型A4 | 模型B4 | 模型C4 | 模型D4 |
| Constant | 0.037*** | 0.030*** | 0.008 | -0.014 | 0.051*** | 0.049*** | 0.057*** | 0.059*** |
| $fdrev$ | 0.092* | | | | -0.052* | | | |
| $fdexp$ | | 0.184*** | | | | -0.048*** | | |
| $pfdrev$ | | | 0.049** | | | | -0.028*** | |
| $pfdexp$ | | | | 0.087*** | | | | -0.017*** |
| h | -0.638*** | -0.589*** | -0.403*** | -0.474*** | 0.297*** | 0.298*** | 0.272*** | 0.297*** |
| inv | 0.027*** | 0.028*** | 0.014* | 0.013* | -0.023*** | -0.025*** | -0.019*** | -0.025*** |
| fdi | 0.029 | 0.037* | 0.002 | 0.013 | -0.069*** | -0.065*** | -0.058*** | -0.065*** |
| $export$ | 0.015* | 0.004 | 0.016** | 0.007 | 0.009*** | 0.012*** | 0.014*** | 0.009*** |

估计方程(2)

$$\ln(TE) = \lambda_0 + \lambda_{fd} fd_i + \lambda_1 h + \lambda_2 inv + \lambda_3 fdi + \lambda_4 \exp ort + v$$

表A3 技术效率的外生因素回归分析

| 被解释变量Ln(TE) | 时期：1986-1993 | | | | 时期：1995-2005 | | | |
|-------------|--------------|--|--|--|--------------|--|--|--|
|-------------|--------------|--|--|--|--------------|--|--|--|

| 解释变量 | 模型A5 | 模型B5 | 模型C5 | 模型D5 | 模型A6 | 模型B6 | 模型C6 | 模型D6 |
|-----------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| <i>Constant</i> | -0.585*** | -0.595*** | -0.655*** | -0.697*** | -0.559*** | -0.547*** | -0.549*** | -0.559*** |
| <i>fdrev</i> | 0.194** | | | | -1.543*** | | | |
| <i>fdexp</i> | | 0.334** | | | | -0.653*** | | |
| <i>pfdrev</i> | | | 0.116*** | | | | -0.123* | |
| <i>pfdexp</i> | | | | 0.189*** | | | | -0.054 |
| <i>h</i> | -1.300*** | -1.219*** | -0.747 | -0.944** | -2.497*** | -2.379*** | -2.453*** | -2.335*** |
| <i>inv</i> | -0.008 | -0.0092 | -0.038 | -0.038 | 0.286*** | 0.247*** | 0.282*** | 0.256*** |
| <i>fdi</i> | 0.603*** | 0.633*** | 0.529*** | 0.565*** | -0.375*** | -0.370*** | -0.411*** | -0.450*** |
| <i>export</i> | 0.175*** | 0.157*** | 0.175*** | 0.157*** | -0.007 | 0.007 | -0.023 | -0.045 |

参考文献

- [1] 北京大学中国经济研究中心发展战略研究所, 2000, 中国金融体制改革的回顾和展望, 北京大学经济研究中心, 讨论稿系列 No.C2000005。
- [2] 陈讯, 余杰, 2005, 公共支出对我国技术效率的影响分析, 《财经研究》, .12, 第 31 卷第 12 期, 5-17
- [3] 樊纲, 王小鲁、张立文、朱恒鹏, 2003, 中国各地区市场化相对进程报告, 《经济研究》第 3 期, 9-18, 89
- [4] 樊纲, 王小鲁、朱恒鹏, 《中国市场化指数——各地区市场化相对进程 2006 年报告》, 经济科学出版社, 2007.2
- [5] 郭庆旺, 贾俊雪, 2005, 积极财政政策的全要素生产率增长效应, 《中国人民大学学报》, 第 4 期, 54-62
- [6] 何枫, 2003, 金融中介发展对中国技术效率影响的实证分析, 《财贸研究》, 第 6 期, 48-52
- [7] 何庆元, 2007, 对外开放与 TFP 增长: 基于中国省际面板数据的经验研究, 《经济学》(季刊), Vol, 6, No. 4, 第 7 期, 1128-1142
- [8] 刘小玄, 2000, 中国工业企业的所有制结构对效率的影响——1995 年全国工业企业普查数据的实证分析, 《经济研究》第 2 期, 17-25
- [9] 彭国华, 2007, 我国地区全要素生产率与人力资本构成[J], 《中国工业经济》第 4 期, 52-59
- [10] 沈能, 2006, 中国制造业全要素生产率地区空间差异的实证研究, 《中国软科学》, 第 6 期, 101-110
- [11] 孙兆斌, 2006: 股权集中、股权制衡与上市公司的技术效率, 《管理世界》, 第 7 期, 115-124
- [12] 田晓文, 1997, 双向纯增量模型, 《经济研究》第 11 期, 51-63
- [13] 涂正革, 肖耿, 2005, 中国的工业生产力革命——用随机前沿生产模型对中国大中型工业企业全要素生产率增长的分解及分析, 《经济研究》, 第 3 期, 4-15
- [14] 王志刚, 龚六堂, 陈玉宇, 2006, 地区生产效率与全要素生产率增长率分解 (1978-2003), 《中国社会科学》, 第 2 期, 55-66
- [15] 许和连, 亓朋, 祝树金, 2006, 贸易开放度、人力资本与全要素生产率——基于中国省际面板数据的经验分析[J], 第 12 期, 3-10
- [16] 颜鹏飞, 王兵, 2004, 技术效率、前沿技术进步与生产率增长: 基于 DEA 的实证分析[J], 《经济研究》, 第 12 期, 55-65

- [17] 姚洋, 1998, 非国有经济成分对我国工业企业技术效率的影响, 《经济研究》第 12 期, 29-35
- [18] 喻世友, 史卫, 林敏, 2005, 外商直接投资对内资企业技术效率的溢出渠道研究, 《世界经济》, 第 6 期, 44-53
- [19] 约瑟夫·熊彼特 《经济发展理论》 商务印书馆 1990
- [20] 张海洋, 2005, R&D 两面性、外资活动与中国工业生产率增长, 《经济研究》, 第 5 期, 107-117
- [21] 张军、吴桂英、张吉鹏, 2004, 《中国省际物质资本存量估算: 1952 —2000》, 《经济研究》, 第 10 期, 35-44
- [22] 张志海, 2007, 财政分权、政治集权与经济增长, 《世界经济情况》, 第 8 期, 6-11
- [23] 郑京海、胡鞍钢, 2005, 中国改革时期省级生产率增长变化的实证分析, 《经济学季刊》, 第 1 期, 263-296
- [24] 周业安, 章泉, 财政分权、经济增长和波动, 工作论文, 2007.11
- [25] 朱恒鹏, 2004, 地区间竞争、财政自给率和公有制企业民营化, 《经济研究》, 第 10 期, 24-34
- [26] Aigner D J, Lovell C A K and Schmidt P J., 1977, Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models, *Journal of Econometrics*, Vol. 6, No.1: 21-37.
- [27] Benhabib, J. and M. Spiegel, 1994, The role of Human Capital in Economic Development, *Journal of Monetary Economics* 34: 143-174.
- [28] Cohen. W. and Levinthal D., 1989, Innovation and Learning: The Two faces of R&D. *Economic Journal*, 99 : 569 —596
- [29] Cornwell, C., P. Schmidt, and R.C. Sickles, 1990, Production Frontiers with Cross-Sectional and Time-Series Variation in Efficiency Levels, *Journal of Econometrics*, 46 (October/November): 185-200.
- [30] Gerald Granderson, 1999, The Impact of Regulation on Technical Change, *Southern Economic Journal*, Vol. 65, No. 4: 807-822.
- [31] Kumbhakar, S. C., 2000, Estimation and Decomposition of Productivity Change When Production is not Efficient: a Panel Data Approach, *Econometric Review*, 19: 425-460.
- [32] Kumbhakar, S. C., 2002, Decomposition of Technical Change into Input-specific Components: a Factor Augmenting Approach, *Japan and the World Economy*, Vol. 14, No.3: 243-264
- [33] Farrell M. J., 1957, The Measurement of Productive Efficiency, *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (General)*, Vol. 120, No.3: 253-290
- [34] Miller, Stephen M. and Upadhyay, Mukti, 2000, The Effects of Openness, Trade Orientation, and Human Capital on Total Factor Productivity, *Journal of Development Economics*, 63: 399-423.
- [35] Munir Ahmad, Boris E. Bravo-Ureta, 1995, An Econometric Decomposition of Dairy Output Growth, *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 77, No.4: 914-921
- [36] Peter Schmidt, Robin C. Sickles, 1984, Production Frontiers and Panel Data, *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 2, No. 4: 367-374
- [37] Quentin Grafton R.; Dale Squires; Kevin J. Fox, 2000, Private Property and Economic Efficiency: A Study of a Common-Pool Resource, *Journal of Law and Economics*, Vol. 43, No. 2.: 679-713.
- [38] Robert M. Solow, 1957, Technical Change and the Aggregate Production Function, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 39, No. 3: 312-320.
- [39] Rodrik, D., A Subramanian and Trebbi F., 2002, Institutions Rule: The Primacy of Institutions over Geography and Integration in Economic Development, National Bureau of Economic Research, Working Paper 9305.