

分报告 2:

政府间关系改革、地方政府良性竞争和有道德的经济增长

周业安

内容摘要：我国的政府间关系通过 1994 年分税制改革逐步稳定下来，并且制度化。这种有限财政分权虽然促进了经济增长，但也带来了严重的问题，比如教育等投入不足；收入分配不公等等。之所以出现这种矛盾的结果，关键在于有限的财政分权导致了有限的地方政府竞争。很明显，在有限财政分权的背景下，地方政府在经济增长中的作用越来越大，由于地方政府竞争的复杂性，导致竞争的后果也不确定。从地方政府所掌握的资源以及资源运用的方式来看，地方政府竞争实际上主要就是三种：税收、支出和制度。这三种竞争工具是地方政府能够运用的，并且在实际上也是普遍运用的。其他一些竞争形式无非是这三种形式的变种。而其中税收和支出竞争是地方政府间最直接的竞争。一个显而易见的逻辑是，如果我国要在今后若干年实现有道德的经济增长，那么必须规范地方政府竞争；这就进一步需要改革现有的财政分权模式，调整政府间财政关系。或者说，今后政府间财政关系调整的目标是获得促进地方政府良性竞争。当然，要做到这一点，首先我们需要搞清楚：现有的地方政府竞争的性质是什么？其次，我们才能够对症下药，如何改革政府间财政关系来获得地方政府良性竞争？

针对第一个问题，本报告的研究发现：

1、从税收竞争角度看，我国地方政府之间存在一定程度的竞争，但这种竞争程度非常有限。

第一、我们发现，以当年的数据作为策略互动依据，大多数税种（包括增值税、营业税、个人所得税、城市维护建设税、财产税、费类收入、中央补助收入）都没有表现出空间上的可靠且显著的策略互动关系，无论是名义值还是实际值均如此。

第二、部分税种给出了地方政府竞争的有力证据。首先，企业所得税方面地方政府表现出了同期竞争特征；其次，在本级财政收入水平以及各种费类收入上，考虑滞后一期，地方政府也表现出了跨期竞争特征。并且这些竞争都是策略互补的，也就是说，我国的地方政府之间在一定程度上表现出了税收模仿行为。但和国外的标尺竞争不同，我国的这种税收模仿行为很可能来自有限分权下中央政府实施的相对绩效考核制度。

2、从支出竞争角度看，我国地方政府之间存在一定程度的竞争，并且这种竞争程度要

明显大于税收竞争。具体来说，这种支出竞争具有如下特点：

第一、省区本级支出总量以及行政管理费支出呈现出显著的策略替代特征。

第二、其他各项支出均呈现出策略互补特征。

基于上述结论，本报告提出如下政策建议：

第一、就具体的财政收支来说，应该通过调整支出结构来促进经济增长，降低政府竞争的负效应。

我们的研究最重要的一个发现之一就是地方政府之间存在显著的支出竞争，并且这种竞争对经济增长具有重要影响。具体来看：

1)、财政支出影响经济增长不仅在于总量，而且更在于结构。因此，我们建议今后的财政支出政策的改革重点放在结构调整在。

2)、预算外支出阻碍了经济增长。因此，我们建议今后要加强预算外支出的管理，把该项支出纳入到公共财政的范畴。

3)、文教卫支出具有正的增长效应，所以有利于经济发展。因此，我们建议，今后的财政支出政策应该加大该项支出的投入。

4)、基本建设支出对经济增长和行政管理费反而阻碍经济增长。因此，我们建议通过政府体制改革来降低行政管理费支出和基本建设支出。

第二，就政府体制改革来说，应该考虑建立真正意义上的公共财政。

现行的有限分权制度导致了有限的地方政府竞争，这一点在税收竞争上表现得非常明显。这种有限的竞争可能在一定时期内会促进增长，但不可能具有长期的增长效应。我们的其他研究已经表明，有限分权和有限地方政府竞争已经导致了环境恶化、教育和医疗等公共服务的供给弱化等，这些都是为了增长而付出的巨大代价，并且迟早会给我国今后的经济增长造成巨大的障碍。因此，逐步改革现行的有限分权体制，真正实行公共财政制度，就成为今后最重要的课题。

因此，我们认为，今后财政体制的调整首先是赋予地方政府相应的税权；其次，是赋予当地居民对当地政府预算的投票权，这就需要调整预算制度和修改预算法；再次，在赋予当地居民投票权的基础上，形成以当地居民为主体的标尺竞争机制；最后，这种公共财政体系的建设应该逐步实现，而不是一步到位。

第三、建立功能导向的政府组织，协调地方政府的行为。

首先，基层政府应该数量较多，且每个政府提供专业化的功能。如果把基层政府功能化，而非多任务化，同时把原有的基层政府按功能分拆，增加其数量，那么政府间的竞争就会加剧，而居民的权力就会在流动中得到改善。同时，这种功能化还可以遏制政府的官僚化。

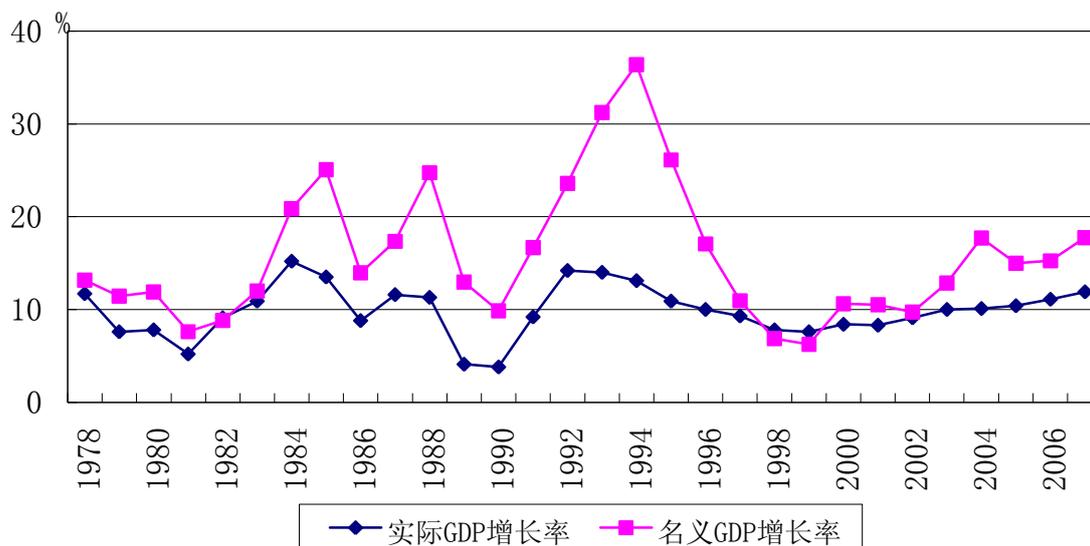
其次，赋予辖区一定的灵活性。辖区内实行直接民主，并且拥有自己的税权。这一点我

们在上一小节已经谈过。而辖区的灵活性问题则很少有人注意。所谓辖区灵活性，就是按照居民公共品需求来设置辖区，从而吸引居民自愿流入选择该辖区政府。比如，针对现在城市农民工子女的教育问题，可以考虑围绕农民工子女问题建构一个功能性政府，与当地教育部门竞争。这样一来不仅可以遏制当地教育部门的垄断，而且还可以赋予农民工实际的权力。

再次，功能化政府还可以帮助我们实现区际间协调组织的创新。现有的区际间协调组织都是基于各地政府部门，抽调人员组成的临时性组织，或者松散型的组织。这种组织在实际的政府间关系协调方面基本上没有用处。最终都需要更高一级政府领导出面来解决该问题。按照功能性政府的思想，区际间组织可以按照区际间公共品需求设定，是某种特定功能的政府组织。比如就一条河流来说，河流的水资源利用就可以纳入该组织。目前实际上也存在类似的机构，比如长江等河道管理部门。那么为什么这些部门仍然很难起作用呢？很简单，按照功能性组织的理念，利用河道的居民应该自愿加入该组织并且纳税，进而行使投票权，只有这样该功能性组织才能够真正起作用。而现行的跨区域部门都缺乏这方面的功能，因而也就无法真正提供功能性产品。

一、 引言

中国的经济增长成就令世人瞩目，按照国家统计局最近公布的数据，2007年全年国内生产总值达到246619亿元，比上年增长11.4%。即使考虑到全球经济不景气所造成的负面冲击，08年1-3季度GDP增长率仍然在9.9%¹，按照此数字，08年全年经济增长率仍可能保持在9%附近，相比较其他经济体而言，这已经是最成功的经济增长。通过政府近期连续出台力度非常大的刺激经济计划，国内外学者普遍预期2009年中国的经济增长可以维持在8%以上，这种结果近乎奇迹！下图1给出了中国改革开放30年的经济增长，从图中可以明显看出，名义GDP增长率波动在1998年之前较大，但之后开始平稳增长；而实际GDP增长率从1994年分税制以后略有下降，其后就一直比较平稳地增长。



资料来源：中经网统计数据库

图1 我国改革开放以来每年的实际GDP增长率和名义GDP增长率

尽管一些学者怀疑中国经济持续高增长的真实性和可持续性（比如罗斯基等人），但大多数学者还是同意，即使考虑到统计方法以及统计口径中存在的某些误差，中国改革开放以来仍然保持着经济持续高增长的事实（具体的争论参见岳希明，张曙光和许宪春（2005）编的论文集）。给定这种高增长的态势，剩下的关键问题就是：究竟是何种原因导致了这种持续稳定的高增长？

现有的研究主要基于新古典理论（基于索洛增长模型）的视角，估计劳动和

¹ 具体数据参见国家统计局《中国经济景气月报》2008年第12期。

资本两大要素对中国经济增长的贡献，同时也有一部分研究估计了技术和制度等外生因素对增长的贡献。现有的研究表明，资本是中国改革开放以来经济持续高速增长的最主要推动者；技术有一定的贡献，但没有资本那么明显；制度变革因素的确在起作用，但同样没有资本的作用大；劳动的贡献很小。比如，代表性的研究如樊纲和王小鲁（2000），他们的研究表明，1979—1999年间中国经济增长率（调整后）为8.3，其中资本的贡献占61.4%，劳动的贡献占9.8%，而农业工业化和城市化的贡献占16%。特别是在改革初期，1979—1990年间，这两部分对经济增长的贡献占19.5%。邹至庄（2006）的研究发现，1978—1998年间中国GDP的指数化增长率为0.093，其中资本的贡献为62%，劳动力的贡献为10%，全要素生产率（TEP）的贡献为28%。邱晓华等（2006）估计了1980—2004年间经济增长率的来源，发现这段时期经济增长率平均为9.8，其中资本贡献为59.2%，劳动贡献为5.1%，技术进步贡献为35.7%，制度创新的贡献为3.1%，人力资本的贡献为8.2%，结构变动的贡献为4.1%。经济合作与发展组织(OECD)（2006）对改革开放以来的时期进行分段，分别进行估计，发现1983—1988年间，中国经济增长率平均12.1，其中资本的贡献占41.3%，劳动力的贡献占12.4%，TEP的贡献占19.8%；1988—1993年间，中国经济增长率平均8.9，其中资本的贡献占50.6%，劳动力的贡献占11.2%，TEP的贡献占19.1%；1993—1998年间，中国经济增长率平均9.8，其中资本的贡献占56.1%，劳动力的贡献占3.1%，TEP的贡献占34.7%；1998—2003年间，中国经济增长率平均8.0，其中资本的贡献占61.3%，劳动力的贡献占3.8%，TEP的贡献占16.3%。

不过，这样一种基于新古典增长模型的经验研究并不能解决变量的内生性问题，且不说内生增长模型对技术内生的考虑，因为技术因素对增长的贡献并不大。就贡献最大的资本来说，也必须考虑到其内生问题，即资本是有哪些因素决定的？很明显，在一个政府控制和主导经济活动的经济体中，资本存量在很大程度上取决于政府行为。即政府影响微观组织的资本决策，进而影响到整个经济体的资本存量，并通过此来影响经济增长。因此，在这样一个经济体中，必须引入政府因素。经济学家达成共识的一点是，在中国，即使是改革开放30年的今天，政府仍然起着主导作用！其中，地方政府的作用尤为关键。政府不仅直接通过财政和其他行政活动来影响和控制经济，而且还通过大量的国有企业来主导经济。所以，

不考虑政府行为，就无法真正理解中国的经济增长。而如下一节将要分析的，改革开放以来，财政分权带来了地方政府作用的日益上升，地方政府承担了主要的支出功能，因而对经济增长的影响要更为深远。问题的关键就在于，在财政分权的基础上，形成了一种地方政府竞争的格局（何梦笔，1999 a, b；冯兴元，2001a, b），这种地方政府的竞争会影响到经济增长（周业安，2003），并且的确也影响到了经济增长（周业安等，2004；沈坤荣和付文林，2006；李涛和周业安，2008）。但这种增长模式是否能够持续，是否具有本杰明·弗里德曼（2008）所定义的道德意义，则需要更深入的讨论。

二、有限的财政分权下有限的地方政府竞争

分税制带来的一个最明显的变化就是地方财政收入下降的同时，地方财政支出却一直保持较高的比例，这是因为事权主要交给地方政府实施，而中央政府主要从事国防等公共产品的供给以及转移支付等功能。数据表明，分税制以来，地方财政支出占总财政支出的比重一直保持在 70%左右；如果从预算外支出看，90%以上的预算外支出都是地方政府实施的。财政支出对应着地方政府的事权，这就意味着从财政的角度看，真正对具体经济事务起作用的只能是地方政府。地方政府在改革开放以来扮演的角色越来越重。进一步看，财政支出不仅反应了事权的大小，同时也定义了政府规模的大小。财政支出越大，政府的规模增长得也越快，对经济活动的影响也就越大。不过，无论如何，事实上的财政分权的确存在，并给经济发展带来了巨大的影响（比如 Zhang 和 Zou，1998，2001；张晏，龚六堂，2004；张晏，2005；周业安和章泉，2008）。

那么我国这种财政分权和地方政府行为是如何影响到经济增长的呢？我国改革开放以来通过财政分权促进了地方政府之间的竞争，并由此激励地方政府通过投资等来促进经济增长。这是理解中国经济增长的关键。不过，分税制改革尽管在一定程度上建立了制度化的政府间分权体系，但是整个分权制度从本质上看是有限的，各级政府之间责权利的设置存在一定程度的不匹配与不合理。具体表现为，首先，我国的税种、税率是由中央统一制定的，地方政府不享有独立的税收权。由于我国各地区差异大，统一的税制使得地方政府无法根据各地的实际情况

课税，从而限制了地方政府资源配置的能力。其次，我国特定的政府管理体制决定我国财政分权是建立在上级政府授权的框架基础上的，居民不能通过“用手投票”对地方官员进行评选，自然也就缺乏表达自己对公共品的需求意愿的渠道，而地方官员在信息不对称的情况下也无法了解到公众的需求意愿，只能根据其个人意愿设定目标，通常情况下由这种方式产生的公共品供给数量无法满足公众的需求，也就是说“用手投票”机制失灵了；同时由于户籍制度的存在以及不同形式的就业限制，使得居民的流动大大受到限制，从而“用脚投票”的机制也不能够正常运转。此外，如前所述，我国政绩考核机制尚不健全，晋升锦标赛的官员治理模式主要以 GDP 等硬性指标作为考核标准，而对教育、环境等的支持力度是软指标，不能够被直接准确的衡量。这就可能导致地方仍然仅仅追求 GDP 的增长，而忽略了社会福利的改进。

总的来看，分税制只能是部分解决了财政包干制的问题，但没有完全解决，导致这种局面的原因就在于，分税制所带来的财政分权体制是一种有限的分权，而不是一种规范的分权。在这种分权体制下，由于地方政府并没有受到当地居民的监督，同时上级政府的监督也是有限的，这就会导致地方政府的行为不受约束，其后果就是偏离当地居民的福利最大化目标，转而追求地方官员的个人目标，即 GDP 增长加上租金最大化。地方政府为了达到这一组合目标，必须继续保持原先的竞争态势，并通过财政收支政策和其他制度措施来吸引资源流入，同时也出现了竞赛到底的情形。这种竞争下的增长可以看成是一种以牺牲社会福利为代价的经济增长。我们把有限的财政分权下形成的地方政府竞争称之为“有限的地方政府竞争”，这两个定义是我们理解我国财政分权和地方政府竞争的核心所在。

尽管财政分权化地方政府竞争是有限的，但的确给我国带来了持续的经济增长。有限财政分权和地方政府竞争作用于经济增长的途径可以通过下图 4 来表示：

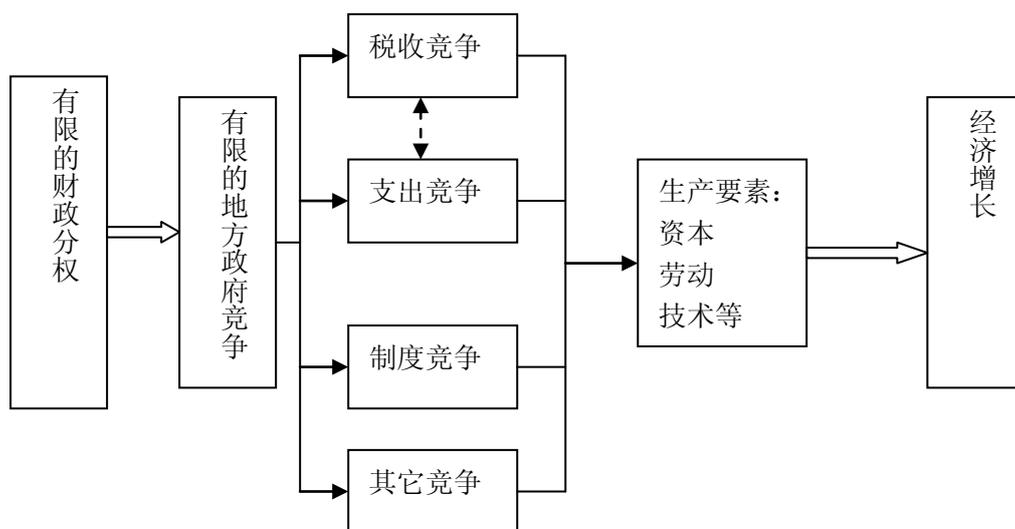


图 1 有限的财政分权和地方政府竞争对经济增长的作用路径

从上图可以看出我们前述分析逻辑。我国有限的财政分权导致了有限的地方政府竞争，这种竞争以税收和支出竞争为主，同时辅之以制度竞争和其它形式的竞争，竞争的目的是为了争夺以资本为主的生产要素，最终目标是作用于当地的经济增长。只不过在这个作用路径图当中，我们并没有给出是有利于经济增长还是不利于经济增长的明确说明。事实上，有限的地方政府竞争对经济增长的作用有利有弊。具体分析如下：

第一， 税收竞争

税收竞争对经济增长的作用是双重的。一方面，各地方政府通过各种税收优惠和降低土地价格来吸引资本，资本的流入促进了当地的经济增长。另一方面，地方政府的税收竞争和土地价格竞争可能导致竞赛到底局面的出现，这类似产业组织当中贝特兰模型所给出的价格战结局。由于地方政府可以牺牲收入的底线来吸引资本，从而给地方带来短期经济绩效的增加，结果会导致未来地方政府无法为相应的公共品供给提供足够的资金，这是地方政府负债的重要根源。地方政府收入的下降会导致未来公共服务数量和质量的下，从而降低本地的吸引力，导致资本在未来的流出，反而会降低未来的经济增长。可见，如果出现竞赛到底式的税收竞争，那么只能对短期地方经济增长有利，而对长期经济增长不利。

第二， 支出竞争

有限的支出竞争的主要特征就是财政支出结构出现偏向，建设性支出受到地方政府的重视，而社会性支出被严重轻视。建设性支出一方面可以通过政府的直接投资促进当地的资本积累，有利于经济增长；另一方面通过当地基础设施建设，吸引外地资本流入，从而促进本地增长。但这种有偏的支出结构同样会给未来的经济增长埋下隐患：首先，社会性支出严重，会导致高素质居民流出，从而降低当地的人力资本积累，不利于长期的经济增长；其次，建设性支出过多以及外来资本的流入，相应地会挤出当地的私人资本，从而不利于当地资本的创业，损害了当地的企业家阶层的培育，也不利于未来的经济增长。再次，尤其重要的是，有偏的支出竞争促使地方政府过度重视资本积累，忽略人力资本的积累和技术创新，不仅无法为未来的经济增长提供最有力的推动力；而且还使得地方产业处于一个低层次的水平，难以实现产业升级，这正是很多落后地区仅仅注重招商引资的后果。最后，政府热衷于建设性支出会导致重复建设问题。如果某个产业赚钱，每个地方政府都想抢先上这个产业的项目，这就必然会陷入到囚徒困境当中，均衡时各个地方上了同样的项目，这不仅导致资源浪费，而且不能对每一个项目形成有效的产能。由于项目是政府主导的，无法通过市场竞争加以优胜劣汰，结果只能通过政府行为来加以维持。项目运行时间越长，给政府未来的负担越重，进而越不利于未来的经济增长。

第三，其他形式的竞争

除了税收和支出竞争，地方政府用得最多的就是制度竞争，这个竞争包含两个方面的内容：一方面，一些地区在改革开放的过程中探索出一些新的制度，从而改进了当地居民和企业的激励，提高了企业的生产率，促进了当地的经济增长；同时，这些制度创新会产生溢出效应，其它地区通过参观学习，并对制度进行移植，就可以改进那些移植区域的增长。另一方面，制度竞争又会退化为管制竞争，这也会表现为两个层次的内容，首先，地方政府为了吸引资本，会放松管制，引进一些对当地环境有害的产业，这样对短期 GDP 的增长有利，但随着环境的恶化，不仅未来的资本会流出，而且外部不经济也产生了，从而导致未来经济的衰退。其次，地方政府为了确保短期 GDP 的增长，会对外来的产品采取严格管制，无论是通过工商税务还是通过公检法机关，地方政府总是对威胁到本地产品的其它地区产品进行限价限量，或者增加其交易成本，目的就是迫使其在本地市场尽

可能少地销售，甚至退出本地市场。这种地方保护策略不仅导致国内市场分割，增大了企业的交易成本，而且也弱化了当地企业的激励，必然阻碍未来的经济增长。

当然，在上述竞争方式当中，一些地方政府的官员甚至会利用其中的某些竞争手段来谋取私利，从而导致对地方资源的掠夺。这种掠夺策略不仅表现为对当地企业和居民进行大量的税费盘剥，而且还表现为贱卖当地土地和其它自然资源，从中寻租。有些甚至直接把国有资源变卖到自己或者自己的亲朋好友手中。比如去年爆发的湖南省郴州市官僚集体腐败案件就是一个典型。表面上看，这些地方政府也打着招商引资的旗号，但实际上是为了自己寻私利。

因此，地方政府竞争对经济增长的作用有利有弊。特别是对有限的地方政府竞争来说，可能在近期是有利于经济增长的，但增长的代价可能非常大，这意味着未来经济增长可能因此受到阻碍。具体来看：

（一）财政分权、地方政府竞争和经济增长的经验证据

Montinola等（1995）；Qian和Weingast（1996, 1997）；Qian和Roland（1998）；Jin等（2005）都承认，中国改革开放以来形成的独特分权模式赋予了地方政府较大的激励，从而能够起到促进市场或者保护市场的作用，并相应地促进了经济增长。周黎安（2004, 2007）则把改革开放以后的中国政府间关系看成是一个类似企业内部的承包制，通过政府逐级实施公共职能外包，并辅之以锦标赛的考核方式，不仅使得地方政府拥有了可观的自由处置权，而且也大大激励了地方政府促进市场的行为。Blanchard和Shleifer（2000）通过比较中国和俄罗斯的地方政府行为，进一步指出，中国的中央政府的相对强势地位能够减少地方俘获的风险，并强化地方政府对经济增长的贡献。

尽管有少数学者认为财政分权和经济增长之间存在显著负相关关系（如Zhang和Zou, 1998；Zhang和Zou, 2001；Jin和Zou, 2005）²，但国内其他学者的研究正好相反。乔宝云（2002）利用1985-1998年数据发现，尽管财政分权显著影响经济增长，但这种影响是非线性的，财政分权的最优水平是71.7%。林毅夫和刘志强（2000）、张晏和龚六堂（2004）、张晏（2005）等人的研究发现，财政分权的确产生了正的增长效应。笔者最近的一系列研究也证实了这一点。比如，

² 实际上他们的数据集在时期上比较短。后续的研究关于分税制之前的结论其实和邹恒甫等人的研究一致。即存在过度分权现象。分税制实际上是通过中央的逐步收权来调整这一分权过度。

笔者最近利用1986-2004年间中国省级面板数据，对财政分权和经济增长、经济波动之间的关系进行了检验。发现从整个时间跨度来说，财政分权确实促进了中国经济的增长，但在不同时间区域内影响有所差异，在1994年前对经济增长并无促进作用，而1994年后对经济增长的促进作用十分显著（周业安和章泉，2008）。

进一步引入地方政府竞争因素，现有文献发现，分权和地方政府竞争的确在影响经济增长。沈坤荣和付文林（2006）发现，地区经济增长和税收竞争之间的相关系数是0.25—0.39。李永友和沈坤荣（2008）分析了财政竞争对FDI增长绩效的影响，发现经济建设支出增加，或者社会性支出减少，无力当期还是滞后两期，都对经济增长有显著的正的影响。但这种影响仅仅存在于东部和中部，并且不如私人部门投资和人力资本投资以及市场化程度。特别是为了增加经济建设支出，地方政府必须采取非税融资，结果反而阻碍了增长。李涛和周业安（2008）发现，各地区人均实际总体财政支出水平的空间滞后项、各地区人均实际文教科学卫生事业财政支出水平的空间滞后项对于该地区的人均实际国内生产总值水平都有着显著的正面影响，因此其它地区的总体财政支出或文教科学卫生事业财政支出的绝对水平的增加能够显著地促进本地区的经济增长，保守估计，其它所有地区的人均实际总体财政支出水平1%的增加会相应地使本地区年均的人均实际国内生产总值的增长率的绝对水平至少增加0.48%；其它所有地区的人均实际文教科学卫生事业财政支出水平1%的增加会相应地使本地区年均的人均实际国内生产总值的增长率的绝对水平至少增加0.55%。

（二）有限财政分权和地方政府竞争的不良后果

但是，财政分权和地方政府竞争虽然促进了经济增长，但这里存在两个问题：首先，这种增长是否会持续？其次，为了获得这种增长，是否付出了更大的代价？就这些后果来说，有些是很早就得到关注的，比如重复建设、诸侯经济、地方保护等等；而有一些在近期得到了较大的关注，比如经济波动和通货膨胀；公共品供给低效率等等。

1、有限财政分权和地方政府竞争会导致粗放型增长模式。其中的道理前面已经阐述。赵文哲（2008）最近的研究表明，财政分权有利于技术效率的提高，这表明财政分权在微观效率的提高方面有积极的作用，也反映了财政分权对于短期经济绩效的提高作用比较显著；但是在整体样本上，财政分权的各个指标对技

术进步的影响不具有一致性。分时期样本的回归结果显示财政分权在1994年之前有利于技术进步，但在1994年后产生相反的影响。

2、有限财政分权和地方政府竞争可能加剧宏观经济波动。笔者最近的经验研究证明，正是财政分权这种体制本身会带来经济波动（周业安和章泉，2008）。究其原因，是由于财政分权的体制下，地方政府在竞争过程中采取外延型的增长模式，产生了投资冲动，而中央为了平抑该冲动，不断采取相机的宏观调控政策，导致经济的波动。政策的时间不一致性、中央和地方的信息不对称、政策制定和执行的交易成本、以及一些总需求变动等，都可能加剧这种波动，但这些因素起作用的制度基础之一则是分权体制本身。

3、有限财政分权和地方政府竞争可能导致公共品供给的扭曲。有限财政分权可能导致地方政府过于关注经济增长，而忽略了公共品的供给，反映到财政支出结构上就表现为公共支出偏向问题。傅勇和张晏（2007）研究结果表明，中国的财政分权以及基于政绩考核下的政府竞争，造成了地方政府公共支出结构“重基本建设、轻人力资本投资和公共服务”的明显扭曲；并且，政府竞争会强化财政分权对政府支出结构的扭曲效应。地方政府公共支出偏向的出现所带来的一个直接后果就是地方公共品供给的不足，典型的如环境污染严重、教育投入不足等。乔宝云等人（2006）的研究发现，财政分权对小学义务教育产生了负面影响。笔者最近研究了财政分权和教育之间的关系，发现改革开放以来，从收入角度看，财政分权能够促进教育水平提高，但从支出角度看，分权对教育抑制作用，这说明，对教育发展而言，收入分权不足，而支出分权过度（周业安和王曦，2008）。还有一些研究发现，财政分权度的提高对环境质量具有显著的负面影响，说明分权式改革可能会导致地方政府降低环境管制的努力（章泉，2008）。

4、有限财政分权和地方政府竞争可能加剧地区的收入不平等。乔宝云（2002）发现，财政分权推动了富裕地区的经济增长，但抑制了贫困地区的经济增长。张晏和龚六堂（2005）的实证研究发现，东部地区更能获得财政分权的积极效应，而在中西部地区，财政分权对经济增长的影响不显著或为负，这种财政分权效应的地区差异也加剧了地区差距。

显然，有限财政分权会导致有限地方政府竞争，从而可能带来没有道德的经济增长。如果我们要获得经济增长的道德意义，就必须首先研究清楚现在地方政

府竞争的性质，然后从财政分权这个源头上进行规范。

三、我国地方政府竞争的性质

（一）研究思路和方法

通常在公共经济学中，用政府公共支出和经济增长直接回归，能够得出政府行为和经济增长的关系，其逻辑在于：政府的公共支出能够影响到资本积累，从而直接作用于经济增长。现在的问题在于，如果存在两个及两个以上的地方政府，某个地方政府的行为不仅仅直接作用于经济增长，而且还通过影响其它地方政府的行为，来间接作用于经济增长。很显然，地方政府的这种相互影响和产业组织理论中不同厂商之间的策略互动类似，因此，我们也可以把地方政府竞争看作是地方政府之间的策略互动。理论研究的关键在于处理清楚政府之间的这种互动关系，以及这种互动关系和经济增长之间的关系。从模型的角度看，博弈论就是处理这种参与人互动的恰当方法。但从经验研究的角度看，一般的计量经济学模型则不适用，因为通常的计量经济学模型都假定参与人的行为是独立的，没有相互影响。为了解决这种难题，公共经济学家开始引入空间计量经济学模型，试图来解决政府互动问题。需要注意的是，目前国内运用空间计量经济学模型来分析公共问题的文献非常少，只有少数一些文献在这方面做了初步研究，比如沈坤荣和付文林（2006）、李永友和沈坤荣（2008）、李涛和周业安（2008）、邵军（2007）等。部份文献集中在区域经济问题，比如吴玉鸣（2007）、陈斐（2008）等人开始把空间计量经济学模型运用到中国的区域经济分析当中。我们将遵循主流的政府竞争研究范式，通过空间计量经济学模型来深入探讨中国式地方政府竞争及其后果。

空间计量经济学模型的特点是通过空间滞后变量以及空间影响权重可以正确反映参与人之间的策略互动，其系数的符号可以反映互动的性质；系数的大小可以反映互动的程度。同时空间计量经济学模型还结合了面板数据的诸多优点，可以同时分析时序的影响和截面的影响，也就能够比较全面的反映出空间互动关系。一般来说，类似产业组织中厂商之间的策略互动问题，在政府竞争理论中，政府之间的互动就表现为各自的反应函数上，因而，估计反应函数的斜率就成为刻画政府策略互动的存在性和程度的基准。而这个反应函数可以通过空间计量经

济学模型当中的系数表达出来。在具体估计方法上，通常现有的文献都是采用工具变量方法（IV）和最大似然估计（ML），少数文献也采用其他估计方法。Brueckner (2003)和 Ghosh(2006)/Revelli (2005, 2006)综述了政府空间互动的空间计量研究成果。Madies 等（2004）综述了近期水平和垂直竞争的理论和经验证据。根据 Brueckner (2003)的综述，政府竞争理论中的三个基本空间计量经济学模型如下：

第一，溢出效应模型：

溢出效应模型最早来自 Case 等（1993），其基本原理是，某个辖区的公共支出（即公共服务供给）会产生溢出效应，从而影响到相邻辖区的支出策略。如果相邻辖区做出了相反的策略，就意味着这些辖区试图免费乘车，或者说不同辖区之间的支出存在替代关系；如果相邻辖区做出了同向策略，那么就意味着不同辖区之间的支出存在互补关系；如果相邻辖区没有反应，说明溢出效应不存在。给定这一逻辑，就可以通过不同辖区之间的反应函数的斜率的符号来显示溢出效应的性质。同时，系数的大小决定了反应函数的斜率，它表达的是某个辖区支出对相邻辖区支出的反应程度或者说弹性的大小。

Brueckner (2003)假定辖区 i 的福利不仅依赖居民的私人消费 c_i 和辖区特征向量 X_i ，比如人口、地理等因素，而且也依赖本辖区的公共服务支出 g_i 和相邻辖区的公共支出 \bar{g}_i ：

$$u_i = u(c_i, g_i, \bar{g}_i, X_i)$$

其中私人消费 c_i 面临预算约束，即依赖私人收入 y 、公共支出 g 和转移支付 l ：

$$c_i = c(y_i, g_i, l_i)$$

邻区支出 \bar{g}_i 常常被看作相邻辖区（地理上相邻的）支出的加权平均：

$$\bar{g}_i = \sum_{j=1}^N w_{ij} g_j$$

其中如果辖区 j 是辖区 i 的 n_i 个邻区中的一个，则权重 $w_{ij} = \frac{1}{n_i}$ ；否则权重

等于 0（Anselin,1988）。在具体的研究中，权重的口径经常发生变化，比如地表

距离、辖区是否边界相邻、社会经济特征的空间距离等。比如 Case 等(1993)把“相邻”定义为地理上的相邻；黑人在该区占的比重的差异性；人均收入的差异性等；而 Baicker (2005)用人口加权的地理相邻以及人口的州际流动程度来定义“相邻”。

Brueckner (2003)指出， $\frac{\partial g_i}{\partial g}$ 的正负说明了邻区公共品供给和自身公共服务供给之间的互补和替代关系。经验实证方面，通常采用以下的空间计量模型：

$$g_i = \theta_0 + \theta_1 \bar{g}_i + Z_i' \theta_z + \xi_i$$

其中 θ_0 是常数； $Z_i = [X_i, y_i, 1_i]$ ，即支出决定的外生变量矩阵； θ_z 是要估计的参数； ξ_i 是随机项。 θ_1 反映了相邻辖区之间的互动。

第二、财政竞争模型：

Brueckner (2003)假定辖区 i 的税基 b_i 不仅依赖外生的辖区特征 Y_i ，比如自然资源、商业环境和基础设施等等，而且还依赖自身的税收政策 t_i 和邻区的税收政策 \bar{t}_i ：

$$b_i = b(t_i, \bar{t}_i, Y_i)$$

$$\bar{t}_i = \sum_{j=1}^N w_{ij} t_j$$

辖区 i 的福利：

$$u_i = u(c_i(b_i), g_i(b_i), X_i)$$

结合上述两个方程，解得：

$$t_i = t(\bar{t}_i, X_i, Y_i)$$

所得到的经验估计方程为：

$$t_i = \rho_0 + \rho_1 \bar{t}_i + X_i' \rho_x + Y_i' \rho_y + \varepsilon_i$$

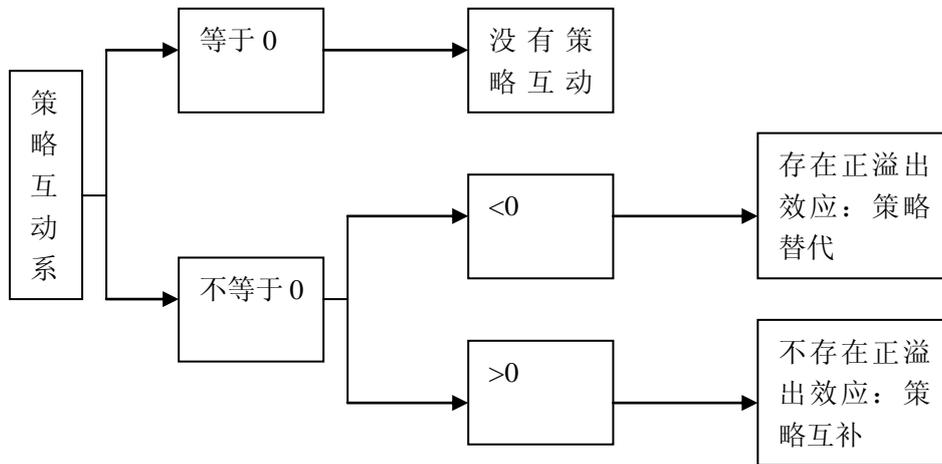
其中 ρ_1 正或负，就代表了税收竞争程度。

由于我国地方政府官员不是通过民选产生，所以国外文献中的标尺竞争的空间计量模型就不适用了。本文重点考察前两种模型。

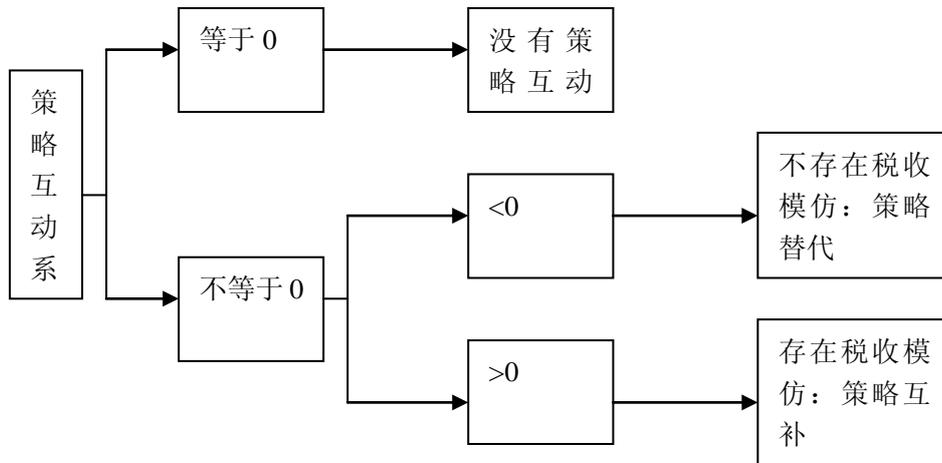
从上面的主流基本模型思路可以看到，在研究地方政府竞争的时候，需要判

断的就是两个系数： θ_1 和 ρ_1 。这两个系数的符号代表了地方政府策略互动的性质的判断；而其大小则代表了地方政府相互之间竞争程度的判断。

对于溢出效应模型：



对于税收竞争模型：



由此可见，我们仅仅需要建立一个恰当的面板数据集，然后通过合理的空间计量经济学模型的设定，就可以推测地方政府竞争的存在性和竞争的程度，同时，也可以通过系数大于 0 还是小于 0 来判定竞争的性质。很显然，这种模型为地方政府竞争研究提供了非常好的方法，只要地方政府之间可能存在策略互动，我们就可以根据该模型加以推测。

(二) 计量模型的构建与分析方法

1、计量模型的构建

我们将使用中国各省级行政区的面板数据来构造解释中国地方财政收入总量和科目的实证计量模型。在各种解释变量中,我们最为关心的是地方财政收入总量和科目的空间滞后变量,通过观察这些空间滞后变量在回归结果中系数是否显著以及符号如何来研究各地区之间在财政收入总量和科目上是否存在空间策略性互动?如果存在空间策略性互动的話,是表现为空间策略性互补还是空间策略性替代?根据前文的讨论,尽管文献中对中国地方财政收入总量和科目的决定因素已经进行了一些讨论,但是却忽视了各地方政府在制订本地财政收入总量和科目决策时可能受到其他地区的当地财政收入总量和科目决策的影响,即忽视了各地方政府在形成财政收入总量和科目决策时的空间策略性互动可能,而这正是地方财政收入空间策略性互动模型的主要研究问题。

与单一时点上的横截面数据模型相比,包括了更多时点横截面数据的面板数据模型能够同时考虑同一时点上各地区间和不同时点间同一地区内的财政收入总量和科目决策差异,具有横截面数据模型所无法比拟的优点,如对回归系数的推断更加精确、对地区财政收支决策的复杂性考虑更加周全等(Hsiao, 2007)。因此,最近的财政收入决策文献更多地使用了面板数据格式(Feld 等人, 2003),我们也遵从这种做法。

地方财政收支空间策略性互动模型的计量设定如下:

$$Y_{it}=a+b*Y_{i,t-1}+c*X_{it}+d*(W*Y)_{it}+h*(W*Y)_{i,t-1}+p_i+t_t+e_{it} \quad (1)$$

其中, Y_{it} 是地区*i*在年度*t*该地区的人均本级财政收支总量和科目。 a 是常数项。 p_i 是地区固定效应, t_t 是年度固定效应, e_{it} 是地区*i*在时间段*t*内的残差项。 $Y_{i,t-1}$ 是地区*i*在上一年度*t-1*该地区的人均本级财政收支总量和科目, b 是 $Y_{i,t-1}$ 的系数。引入 $Y_{i,t-1}$ 这个滞后一年的被解释变量作为解释变量,这考虑了地方财政收支决策存在路径依赖的可能,即一个地区当前的财政收入的总量和科目决策可能受到它过去财政收入的总量和科目决策的影响。

X_{it} 包括一系列在年度*t*可能影响到地区*i*人均本级财政收支总量和科目的因素, c 是 X_{it} 的系数向量,根据平新乔和白洁(2006)、沈坤荣和付文林(2006)、李永友和沈坤荣(2008)、周业安和章泉(2008)、Besley 和 Case(1995)、Brueckner 和 Saavedra(2001)、Revelli(2001, 2002a)、Feld 和 Reulier(2005)、Allers 和 Elhorst(2005)、Redoano(2007)以及现有的其他国内外文献的通行做法,, X 包括各

地区的人均国内生产总值、人口密度、人口结构、就业率、产业结构、开放度、城市化水平、基础设施水平、固定资产投资比例、人力资本水平等变量。

W 是空间权重矩阵，反映了不同地区之间的空间相互关系。作为空间权重矩阵 W 与各地区人均本级财政收支总量和科目向量 Y 的乘积向量， $W*Y$ 也被称为各地区的人均本级财政收支总量和科目 Y 的空间滞后变量。 $(W*Y)_{it}$ 是地区 i 在年度 t 该地区的空间滞后形式的人均本级财政收支总量和科目，即在年度 t 除地区 i 外其他所有地区以空间权重形式加权的平均的人均本级财政收支总量和科目。 d 是 $(W*Y)_{it}$ 的系数。就模型关心的地方财政收支总量和科目的空间策略性互动可能而言：如果 d 显著为正，则说明本年度其他地方政府的财政收支总量和科目决策对本年度本地区的财政收支总量和科目决策在空间上存在着显著的策略性互补效应；如果 d 显著为负，则说明本年度其他地方政府的财政收支总量和科目决策对本年度本地区的财政收支总量和科目决策在空间上存在着显著的策略性替代效应；如果 d 不显著，则说明本年度各地方政府在形成财政收支总量和科目决策时彼此之间并不存在空间策略性互动。 $(W*Y)_{i,t-1}$ 是地区 i 在上年度 $t-1$ 该地区的空间滞后形式的人均本级财政收支总量和科目，即在上年度 $t-1$ 除地区 i 外其他所有地区以空间权重形式加权的平均的人均本级财政收支总量和科目。这个滞后一年的空间滞后变量的引入考虑了路径依赖的地方财政收支决策的空间策略性互动可能，即本地区本年度的地方财政收支决策可能受到上年度其他地方政府的财政收支决策的影响。 h 是 $(W*Y)_{i,t-1}$ 的系数。

其解释与 d 相似，不同之处仅在于 h 反映的各种可能的空间策略性互动效应存在于上一年度其他地方政府的财政收支总量和科目决策与本年度本地区的财政收入总量和科目决策之间，而不是 d 所反映的当年的空间策略性互动效应。

2、计量模型的分析方法

基于面板数据的回归模型（1）中，除了典型的双向效应，即地区固定效应和年度固定效应外，还同时存在着被解释变量动态变化和解释变量内生性可能两种特征：动态变化体现在我们用滞后一年的被解释变量 $Y_{i,t-1}$ 来控制地方财政收支决策存在路径依赖的可能；可能内生的解释变量不仅包括空间滞后变量 $(W*Y)_{it}$ ，而且还包括一系列影响地区本级财政收支总量和科目的因素 X 。此外，先定变量 $(W*Y)_{i,t-1}$ 在模型（1）做数据去均值处理以消除地区固定效应时也会出现内生性

可能。根据Madariaga 和 Poncet (2007), 系统广义矩估计法 (System General Method of Moments, 简称为System GMM) 是目前最好的同时解决模型 (1) 中被解释变量动态变化和解释变量内生性可能 (包括直接的同期内生性可能和间接的先定变量去均值处理时跨期内生性可能) 问题, 并同时控制地区固定效应和年度固定效应的面板数据估计方法。

系统广义矩估计法是 Blundell 和 Bond (1998) 在差分广义矩估计法 (Difference GMM, Arellano 和 Bond, 1991) 基础上进行的一个改进。在差分广义矩估计法中, 如果被解释变量接近于一个随机游走过程, 该变量历史的变化向现在传递的信息就会比较少, 因此那么运用差分广义矩估计法就会产生较差的结果, 这时候需要用系统广义矩估计法。在估计过程中, 系统广义矩法同时使用了一阶差分形式方程对应的矩条件和水平形式方程对应的矩条件来计算最优的权重矩阵, 进而提供了无偏且有效的所有解释变量的回归系数估计值。与线性广义矩法相似, 系统广义矩法存在着一阶段或两阶段估计的不同选择。尽管标准差的两阶段估计值更加渐进有效, 但可能会被严重低估 (Arellano 和 Bond, 1991; Blundell 和 Bond, 1998)。根据 Windmeijer (2005) 的建议, 本文使用的系统广义矩估计法对两阶段方差矩阵进行了有限样本调整, 这使得与一阶段方法相比, 两阶段稳健的系统广义矩估计法得到的系数估计值更加有效。

进一步地, 除了控制各种变量的内生性可能外, 针对面板数据模型 (1) 所采用的系统广义矩估计法还可以解决两个空间自回归模型分析中面对的问题, 提高回归系数估计的效率 (Brueckner, 2003)。这两个问题包括可能存在的残差项中的空间依赖性、解释变量和残差项相关的可能性。

首先, 残差项中空间依赖性的出现, 即空间残差, 是由于残差项中包括了一些被回归模型忽略的、但又可能影响地区财政收支总量和明细的变量, 而这些被忽略的变量可能是空间依赖的。假如模型 (1) 是基于横截面数据的, 这时如果残差项中空间依赖性的确存在但没有在回归中考虑的话, 这一模型得出的空间滞后变量的回归系数就是有偏的。考虑空间滞后变量内生性可能的工具变量回归方法可以部分解决这一问题, 得到无偏但并非最有效的空间滞后变量的回归系数估计值 (Kelejjan 和 Prucha, 1998)。使用面板数据替代横截面数据有助于解决这一系数估计有偏问题。残差项中空间依赖的、被回归模型所忽略的、但又可能影响

地区财政收支总量和明细的变量的影响可以通过引入地区固定效应加以控制,从而降低回归方程中残差项的空间依赖性。然而,如果以上被忽略的变量和时间高度相关,地区固定效应的引入并不能控制这些变量的影响。因此,在模型(1)中同时引入地区固定效应和年度固定效应可以解决模型中可能存在的残差项的空间依赖性问题,得到无偏且有效的空间滞后变量进而其它解释变量的回归系数估计值。

其次,解释变量和残差项相关的可能性的产生有多种原因,例如各地区的企业和居民的内生群分机制:在税收竞争的模型(1)中,人均利润水平更高的企业和人均收入更高的居民可能会要求政府通过财政收入提供更多的公共物品和服务。考虑到他们跨地区流动的可能,这些企业和居民可能会迁徙到人均财政支出进而人均财政收入较高的地区,这产生了人均国内生产总值和残差项的负相关性,使得人均国内生产总值的系数估计是有偏的,进而扭曲了其它解释变量的系数估计值。类似的推论也适用于其他一些解释变量。基于面板数据的财政收入模型(1)也同样有利于解决这一系数估计有偏问题。通过引入地区固定效应,所有不随时间变化的、可观察到的或不可观察到的地区特征都可以被控制住;而进一步引入年度固定效应,可以控制这些可观察到的或不可观察到的地区特征随时间变化的可能。因此,在模型(1)中同时引入地区固定效应和年度固定效应可以解决模型中可能存在的解释变量和残差项相关的可能性问题,得到无偏且有效的可能和残差项相关的解释变量进而其他解释变量的回归系数估计值。

(三) 我国地方政府的税收竞争的性质研究

1、数据来源和统计分析

改革开放以来,我国的财政管理体制经过了几次重大变革,核心内容就是合理划分中央和地方的责权利,本质上看,就是探索一个能够支撑经济持续稳定发展的财政分权体制。在分权的财政管理体制渐进改革的过程中,就制度特征而言,1994年分税制的实施可以说是一个分水岭。分税制带来了税收收入体制进而整个财政收入体制的巨大变化,这种巨大变化可能使得1994年开始的地方财政收入决策和以前相比产生了显著不同。考虑到这种分税制改革给地方财政收入决策带来的阶段性差异可能,以及这一变革产生效应的滞后可能,我们采用的数据时间段为1998—2005年。遵从文献中常用的中国省级行政区划分方法:对于1997

年后才成为直辖市的重庆市，我们把它1998—2005年的各种数据合并到四川省中；由于西藏数据缺失非常严重，我们将它剔除在样本之外。此外，考虑到滞后一年的各省级行政区的人均财政收入总量和科目水平不能存在缺失值，最终的面板数据样本包括中国29个省级行政区在1999—2005年共计203个观测值。本文的数据主要来源于《中国统计年鉴》、《新中国50年统计资料汇编》、《中国财政年鉴》、《中国人口年鉴》。

对应各地区的人均地方本级财政收入总量和增值税收入、营业税收入、企业所得税收入、个人所得税收入、城市维护建设税收入、财产税收入（包括房产税、印花税、土地使用税、土地增值税、车船使用税、契税等）、费类收入、中央补助收入等科目 Y ，我们都构造了相应的基于决算数据的指标，这包括：人均名义地区本级财政收入水平，记作 $tfisincp$ ，等于各地区的年度本级财政收入总额除以其总人口；人均名义地区本级增值税收入水平，记作 $vatp$ ，等于各地区的年度本级增值税收入除以其总人口；人均名义地区本级营业税收入水平，记作 $optp$ ，等于各地区的年度本级营业税收入除以其总人口；人均名义地区本级企业所得税收入水平，记作 $eitp$ ，等于各地区的年度本级企业所得税收入除以其总人口；人均名义地区本级个人所得税收入水平，记作 $iitp$ ，等于各地区的年度本级个人所得税收入除以其总人口；人均名义地区本级城市维护建设税收入水平，记作 $cmtp$ ，等于各地区的年度本级城市维护建设税收入除以其总人口；人均名义地区本级城市财产税收入水平，记作 $propertytp$ ，等于各地区的年度本级包括房产税、印花税、土地使用税、土地增值税、车船使用税、契税等税种收入在内的财产税收入除以其总人口；人均名义地区本级费类收入水平，记作 $allfip$ ，等于各地区的年度本级费类收入除以其总人口；人均名义地区本级中央补助收入水平，记作 $censip$ ，等于各地区的年度本级中央补助收入除以其总人口。以上这些名义的人均本级财政收入指标没有考虑到各地区可能不同的通货膨胀水平的影响，因此我们需要构造相应的控制了通货膨胀水平的人均实际本级财政收入指标：将以上各名义指标分别以各地区消费价格指数（CPI）进行调整，我们得到了人均实际地区本级财政收入水平、人均实际地区本级增值税收入水平、人均实际地区本级营业税收入水平、人均实际地区本级企业所得税收入水平、人均实际地区本级个人所得税收入水平、人均实际地区本级城市维护建设税收入水平、人均实际地区本级城市财

产税收收入水平、人均实际地区本级费类收入水平、人均实际地区本级中央补助收入水平，分别记作 $tfisincpr$ 、 $vatpr$ 、 $optpr$ 、 $eitpr$ 、 $iitpr$ 、 $cmtpr$ 、 $propertypr$ 、 $allfipr$ 、 $censipr$ 。以上这些人均名义或实际财政收入指标的单位都是单位是元/人。

滞后一年的各地区的人均地方本级财政收入总量和增值税收入、营业税收入、企业所得税收入、个人所得税收入、城市维护建设税收入、财产税收入（包括房产税、印花税、土地使用税、土地增值税、车船使用税、契税等）、费类收入、中央补助收入等科目 Y_{t-1} 为以上各人均名义或实际财政收入指标 Y_t 的滞后一年形式，在变量名称书写上直接在以上原变量名称后加后缀“_lag1”来表示，单位也是元/人。

针对控制变量组合 X ，我们也分别构造了相应指标：各地区的人均国内生产总值包括名义的和以1998年不变价格计算的实际的人均国内生产总值两种形式，分别记作 $pgdp$ 和 $pgdp_{1998}$ ，单位是元；各地区的人口密度记作 $population_den$ ，等于各地区的总人口除以其总面积，单位是人/平方公里；各地区的人口结构用老年、幼年、壮年人口比例来衡量，分别记作 $pop65$ 、 $pop14$ 、 $pop1564$ ，相应地等于各地区总人口中65岁以上（含65岁）的老年人口比例、14岁以下（不含14岁）的幼年人口比例、14-65岁（含14岁但不含65岁）的壮年人口比例；各地区的就业率记作 $employed_ratio$ ，等于各地区城乡就业人员总数在其总人口中的比例；³各地区的产业结构用第一产业占国内生产总值的比重来衡量，记作 $firstgdpratio$ ，等于各地区的国内生产总值中第一产业的比例；各地区的开放度记作 $openness$ ，等于各地区的进出口总额除以其国内生产总值；各地区的城市化水平记作 $urbanization$ ，等于各地区的非农业人口除以其总人口；各地区的基础设施水平用该地区的铁路和公路密度来衡量，分别记作 $railway_den$ 和 $road_den$ ，相应地等于各地区的铁路营业里程除以其总面积和各地区的公路里程除以其总面积，单位都是公里/平方公里；各地区的固定资产投资比例记作 $investment_gdp$ ，等于各地区的固定资产投资总额除以其国内生产总值；各地区的人力资本水平记作 $UC_student$ ，等于各地区的高等学校在校学生数除以其总人口。

考虑到以上变量的面板数据格式可能存在的非线性关系、非平稳序列等计量

³ 需要强调的是，《中国统计年鉴》提供的城镇居民登记失业率指标强调的是“非农业人口”和“在当地就业机构登记”等限定条件，并不能反映真正的失业率水平进而就业率水平。因此，我们直接使用 $employed_ratio$ ，即各地区城乡就业人员总数在其总人口中的比重来测度该地区的就业率。

问题，与Madariaga 和 Poncet（2007）一致，对于以上所有解释变量和被解释变量都采用了自然对数形式。因此，以上变量命名形式都是在变量的原名称前再加表示自然对数形式的前缀“ln_”。⁴

当年的各种空间滞后的人均财政收入变量 $(W*Y)_i$ 是空间权重矩阵 W 与以上名义或实际的人均地方本级财政收入总量和增值税收入、营业税收入、企业所得税收入、个人所得税收入、城市维护建设税收入、财产税收入（包括房产税、印花税、土地使用税、土地增值税、车船使用税、契税等）、费类收入、中央补助收入等变量 Y_i 的乘积。这些变量的名称用前缀“wln_”与原变量名称复合而成，单位是元/人。

上一年的各种空间滞后的人均财政收入变量 $(W*Y)_{t-1}$ 是当年的各种空间滞后的人均财政收入变量 $(W*Y)_i$ 的滞后一年形式，在书写形式为原变量名称与前缀“wln_”、后缀“_lag1”复合而成，单位是元/人。

需要说明的是，基于面板数据格式的空间权重矩阵 W 是一个 $NT \times NT$ 的矩阵，它是基于横截面数据的空间权重矩阵 w 的一个扩展： N 为横截面的省级行政区数，即29； T 为时间序列的年份数，即7。 W 反映的是研究所关心的在每个年度 T 内 N 个地区的空间关系，具体形式如下：

$$W = \begin{bmatrix} w_{1999} & 0 & 0 \\ 0 & \cdot & 0 \\ 0 & 0 & w_{2005} \end{bmatrix}_{203 \times 203}$$

其中， w_{1999} 、...、 w_{2005} 分别表示在1999-2005年样本内29个省级行政区的空间权重矩阵 w 。鉴于本文采用的基于地表距离的空间关系是不随时间变化的，因此我们有 $w_{1999} = \dots = w_{2005}$ 。对于每一个基于横截面数据的空间权重矩阵 w 而言，该矩阵中的元素 w_{ij} 反映了第 i 地区与第 j 地区在空间中的相互关系。理论上有关于空间权重矩阵 w 的假设： w_{ij} 是已知常数，矩阵 w 所有对角线元素都是0，以及矩阵 w 特征根是已知的。第一个假设排除了空间权重矩阵参数化的可能，第二个假设说明没有一个地区能够被看作是自己的空间邻居。第三个假设使得空间权重矩阵的特征根以及空间回归模型的对数似然方程可以被精确计算出来(Elhorst,

⁴ 自然对数形式的被解释变量和解释变量使得计量模型（1）中的各种回归系数反映的是经济学意义上的弹性。

2003)。本文中， $w_{ij}=1/d_{ij}$ ， d_{ij} 表示的是省级行政区i的省会城市和省级行政区j的省会城市的地表距离。进一步地，我们对空间权重矩阵 w 进行了行标准化，使得每一行之和为1。

2、回归结果

以人均地区本级财政收入水平的回归结果为例。表1给出了以人均名义地区本级财政收入水平 $\ln_tfisincp$ 和人均实际地区本级财政收入水平 $\ln_tfisincpr$ 为地区财政收入总量指标的空间策略性互动模型（1）的回归结果。

表1 1999-2005 分地区跨年度人均地区本级财政收入的广义矩回归方法结果

	被解释变量：人均名义地区本级财政收入的自然对数值 $\ln_tfisincp$				被解释变量：人均实际地区本级财政收入的自然对数值 $\ln_tfisincpr$			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$w\ln_tfisincp$	-0.098*	-0.152*	-0.122**	-0.049				
	(0.053)	(0.085)	(0.052)	(0.099)				
$w\ln_tfisincpr$					-0.098*	-0.179*	-0.100**	-0.180
					(0.055)	(0.093)	(0.047)	(0.133)
$\ln_tfisincp_lag1$	0.865***	0.824***	0.923***	0.718**				
	(0.117)	(0.144)	(0.141)	(0.328)				
$\ln_tfisincpr_lag1$					0.833***	0.750***	0.977***	0.638
					(0.144)	(0.263)	(0.081)	(0.457)
$w\ln_tfisincp_lag1$			-0.007	0.156**				
			(0.041)	(0.064)				
$w\ln_tfisincpr_lag1$							-0.058	-0.085
							(0.070)	(0.122)
\ln_pgdp	0.253	0.638	0.212***	-0.061				
	(0.182)	(0.437)	(0.055)	(0.647)				
$\ln_pgdp1998$					0.452	1.210**	0.302**	0.151
					(0.314)	(0.453)	(0.139)	(1.798)
$\ln_population_den$	-0.016	0.694	-0.016	-0.030	-0.069	2.178*	0.025	-0.252
	(0.035)	(0.813)	(0.049)	(0.905)	(0.126)	(1.072)	(0.063)	(1.674)
\ln_pop65	0.023	0.009	0.016	0.029	0.003	0.052	0.001	0.024
	(0.028)	(0.063)	(0.023)	(0.053)	(0.013)	(0.083)	(0.017)	(0.022)
\ln_pop14	-0.065	-0.511	-0.001	-0.190	-0.220	-1.209*	0.232	-1.626*
	(0.239)	(0.445)	(0.472)	(0.658)	(0.470)	(0.683)	(0.462)	(0.810)
$\ln_pop1564$	-0.642	-1.508	-0.397	0.095	-0.747	-2.735	-0.387	-8.150**
	(0.855)	(1.737)	(0.918)	(2.586)	(1.061)	(2.007)	(0.754)	(3.306)
$\ln_employedp_ratio$	-0.129	-0.040	-0.003	0.066	-0.496	-0.401	-0.290	-1.878*
	(0.261)	(0.501)	(0.195)	(0.869)	(0.620)	(0.713)	(0.211)	(0.996)
$\ln_firstgdpratio$		-0.212		-0.070		0.209		-0.202

		(0.192)		(0.191)		(0.344)		(0.161)
ln_openness		0.300**		-0.009		0.284***		0.104
		(0.127)		(0.107)		(0.080)		(0.129)
ln_urbanization		0.075		-0.050		0.006		0.193**
		(0.089)		(0.065)		(0.069)		(0.083)
ln_railway_den		-0.186		-0.357		-0.027		-0.275
		(0.137)		(0.303)		(0.149)		(0.163)
ln_road_den		0.080		0.241		0.088		0.002
		(0.100)		(0.162)		(0.165)		(0.150)
ln_investment_GDP		0.270		0.043		-0.053		-0.370
		(0.462)		(0.452)		(0.240)		(0.495)
ln_UC_student		0.119		0.444		0.587		0.240
		(0.448)		(0.590)		(0.659)		(0.564)
常数项	-0.938	-7.994	-0.516	2.747	-2.664	-18.133*	-1.455**	-2.251
	(0.995)	(6.304)	(0.469)	(3.909)	(2.058)	(9.910)	(0.582)	(20.516)
AR(1)检验: z 值	-3.82***	-3.23***	-3.58***	-2.63***	-3.33***	-2.27**	-3.42***	-1.88*
AR(2)检验: z 值	0.94	1.02	1.27	-0.16	0.87	0.45	1.32	-1.48
Hansen 检验: chi ² 值	13.57	6.84	14.64	6.30	9.94	8.49	11.40	2.91
观测值	203	203	203	203	203	203	203	203

注: ***(**, *)表示回归系数显著性水平为 1% (5%、10%), 括号中是标准差。

回归方程中还包括了 2000-2005 各年度的年度虚拟变量, 篇幅所限, 其回归结果此处省略。
水平方程和差分方程中使用了不同的工具变量组合, 篇幅所限, 其组合具体形式此处省略。

我们发现, 当引入较少的控制变量时, 当年本地区空间滞后的人均地区本级财政收入水平显著地负向影响着该地区当年的人均地区本级财政收入水平, 因此各地方政府当年的人均地区本级财政收入水平决策在空间上存在着显著的策略性替代特征。具体而言: 当被解释变量是人均名义地区本级财政收入水平 $\ln_tfisincp$ 时, 回归结果 (1)、(2) 和 (3) 中当年空间滞后的人均名义地区本级财政收入水平 $w\ln_tfisincp$ 的回归系数都至少在 10% 的水平上显著为负。以回归系数相对较小的回归结果 (2) 为例, 当本年度本地区之外其他地区以空间距离加权平均的人均名义地区本级财政收入水平增加或减少 1% 时, 会至多导致当年本地区人均名义地区本级财政收入水平反向减少或增加 0.152%。当被解释变量是人均实际地区本级财政收入水平 $\ln_tfisincpr$ 时, 回归结果 (5)、(6)、(7) 中当年空间滞后的人均实际地区本级财政收入水平 $w\ln_tfisincpr$ 的回归系数也都至少在 10% 的水平上显著为负。以回归系数相对较小的回归结果 (6) 为例, 当本年度本地区之外其他地区以空间距离加权平均的人均实际地区本级财政收入水平增

加或减少1%时，会至多导致当年本地区人均实际地区本级财政收入水平反向减少或增加0.179%。

但是，以上各地区当年人均地区本级财政收入水平之间在空间上显著的策略性替代关系是来自控制变量较少的回归结果的，因此我们不能确定这种显著发现是否反映了其他被我们忽略的控制变量对人均地区本级财政收入水平的影响，这些变量包括产业结构、开放度、城市化水平、基础设施水平、固定资产投资比例、人力资本水平等。观察引入了以上更多控制变量的回归结果（4）和（8），这种之前各地区当年人均地区本级财政收入水平之间显著的空间策略性替代关系变得不再显著了。因此，以各种解释变量考虑最为全面的回归结果（4）和（8）为标准，我们并未发现各地区当年人均地区本级财政收入水平之间在空间上存在着显著的策略性互动关系。

表4—3除了考察各地区人均地区本级财政收入水平之间在同一年度的空间策略性互动关系之外，还分析了上一年空间滞后的人均地区本级财政收入水平是否可能影响了本年度各地区人均地区本级财政收入水平。结果显示，各地区上一年空间滞后的人均名义地区本级财政收入水平对于该地区当年的人均名义地区本级财政收入水平有着显著的正面影响，而各地区上一年空间滞后的人均实际地区本级财政收入水平对于该地区当年的人均实际地区本级财政收入水平却没有显著影响，因此各地方政府当年的人均名义地区本级财政收入水平决策与其他政府前一年的人均名义地区本级财政收入水平决策之间存在着显著的跨期策略性互补特征。尽管这一显著发现并不稳健，但是它来自控制变量考虑最为全面的回归结果，因此较之不显著的发现而言更为可信。具体而言：当被解释变量是人均名义地区本级财政收入水平 $\ln_tfisincp$ 时，虽然控制变量较少的回归结果（3）中上一年空间滞后的人均名义地区本级财政收入水平 $w\ln_tfisincp_lag1$ 的回归系数并不显著，但是控制变量最多的回归结果（4）中上一年空间滞后的人均名义地区本级财政收入水平 $w\ln_tfisincp_lag1$ 的回归系数在5%的水平上显著为正。以这一回归结果（4）为例，当上一年本地区之外其他地区以空间距离加权平均的人均名义地区本级财政收入水平增加或减少1%时，会导致当年本地区人均实际地区本级财政收入水平同向增加或减少0.156%。当被解释变量是人均实际地区本级财政收入水平 $\ln_tfisincpr$ 时，回归结果（7）和（8）中上一年空间滞后的人均名

义地区本级财政收入水平 $wln_tfisincpr_lag1$ 的回归系数并不显著。

各地区上一年的人均名义地区本级财政收入水平显著且稳健地正向影响着该地区当年的人均名义地区本级财政收入水平。而各地区上一年的人均实际地区本级财政收入水平对该地区当年的人均名义地区本级财政收入水平虽然也有着显著的正向影响,但是这种显著影响在控制变量考虑最为全面的回归结果消失了,因此,以控制变量考虑最为全面的回归结果为标准,更为可信的结论是,各地区上一年的人均实际地区本级财政收入水平对该地区当年的人均实际地区本级财政收入水平虽然没有显著的正向影响。具体而言,当被解释变量是人均名义地区本级财政收入水平 $ln_tfisincp$ 时,回归结果(1)-(4)中上一年的人均名义地区本级财政收入水平 $ln_tfisincp_lag1$ 的回归系数都至少在5%的水平上显著为正。以回归系数最小的回归结果(4)为例,当本地区上一年的人均名义地区本级财政收入水平增加或减少1%时,会至少导致当年本地区人均名义地区本级财政收入水平同向增加或减少0.718%。当被解释变量是人均实际地区本级财政收入水平 $ln_tfisincpr$ 时,回归结果(5)-(7)中上一年的人均实际地区本级财政收入水平 $ln_tfisincpr_lag1$ 的回归系数都在1%的水平上显著为正。以回归系数最小的回归结果(6)为例,当本地区上一年的人均实际地区本级财政收入水平增加或减少1%时,会至少导致当年本地区人均实际地区本级财政收入水平同向增加或减少0.750%。但是,这种显著的回归发现在回归结果(8)中并不存在。

观察可能影响各地区当年的人均地区本级财政收入水平的其他控制变量,我们发现:各地区14岁以下(不含14岁)的幼年人口比例对于人均名义地区本级财政收入水平没有显著影响,却显著降低了人均实际地区本级财政收入水平。尽管后者的显著发现并不稳健,但是显著发现却存在于控制变量考虑最为全面的回归结果中,因此较之不显著的发现而言更为可信。具体而言:当被解释变量是人均名义地区本级财政收入水平 $ln_tfisincp$ 时,回归结果(1)-(4)中各地区14岁以下(不含14岁)的幼年人口比例 ln_pop14 的回归系数都不显著。当被解释变量是人均实际地区本级财政收入水平 $ln_tfisincpr$ 时,回归结果(6)和控制变量考虑最为全面的回归结果(8)中各地区14岁以下(不含14岁)的幼年人口比例 ln_pop14 的回归系数都在10%的水平上显著为负。以回归系数最小的回归结果(8)为例,当本地区14岁以下(不含14岁)的幼年人口比例增加或减少1%时,会至多导致

当年本地区人均实际地区本级财政收入水平反向减少或增加1.626%。

各地区14-65岁（含14岁但不含65岁）的壮年人口比例对于人均名义地区本级财政收入水平没有显著影响，却显著降低了人均实际地区本级财政收入水平。尽管后者的显著发现并不稳健，但是显著发现却存在于控制变量考虑最为全面的回归结果中，因此较之不显著的发现而言更为可信。具体而言：当被解释变量是人均名义地区本级财政收入水平 $\ln_tfisincp$ 时，回归结果（1）-（4）中各地区14-65岁（含14岁但不含65岁）的壮年人口比例 $\ln_pop1564$ 的回归系数都不显著。当被解释变量是人均实际地区本级财政收入水平 $\ln_tfisincp$ 时，控制变量考虑最为全面的回归结果（8）中各地区14-65岁（含14岁但不含65岁）的壮年人口比例 $\ln_pop1564$ 的回归系数都在5%的水平上显著为负。当本地区14-65岁（含14岁但不含65岁）的壮年人口比例增加或减少1%时，会至多导致当年本地区人均实际地区本级财政收入水平反向减少或增加8.150%。

各地区的就业率对于人均名义地区本级财政收入水平没有显著影响，却显著降低了人均实际地区本级财政收入水平。尽管后者的显著发现并不稳健，但是显著发现却存在于控制变量考虑最为全面的回归结果中，因此较之不显著的发现而言更为可信。具体而言：当被解释变量是人均名义地区本级财政收入水平 $\ln_tfisincp$ 时，回归结果（1）-（4）中各地区就业率 $\ln_employedp_ratio$ 的回归系数都不显著。当被解释变量是人均实际地区本级财政收入水平 $\ln_tfisincp$ 时，控制变量考虑最为全面的回归结果（8）中各地区就业率 $\ln_employedp_ratio$ 的回归系数都在10%的水平上显著为负。当本地区就业率（城乡就业人口在总人口中的比例）增加或减少1%时，会至多导致当年本地区人均实际地区本级财政收入水平反向减少或增加1.878%。

各地区的城市化水平对于该地区人均名义地区本级财政收入水平没有显著影响，但对于该地区当年的人均实际地区本级财政收入水平却有着显著的正面影响，尽管这一显著影响并不稳健，但它来自控制变量考虑最为全面的回归结果，因此较之不显著的发现而言更为可信。具体而言：当被解释变量是人均名义地区本级财政收入水平 $\ln_tfisincp$ 时，回归结果（1）-（4）中各地区城市化水平 $\ln_urbanization$ 的回归系数都不显著。当被解释变量是人均实际地区本级财政收入水平 $\ln_tfisincp$ 时，控制变量考虑最为全面的回归结果（8）中各地区城市化水

平ln_urbanization的回归系数都在5%的水平上显著为正。当本地区城市化水平（各地区的非农业人口在其总人口中的比例）增加或减少1%时，会至少导致当年本地区人均实际地区本级财政收入水平同向增加或减少0.193%。

各地区的人均名义国内生产总值显著提高了各地区当年的人均名义地区本级财政收入水平，但这一发现并不稳健，而且在控制变量考虑最为全面的回归结果中并不显著，因此不显著的发现更为可靠一些。同样，各地区的人均实际国内生产总值也显著提高了该地区当年的人均实际地区本级财政收入水平，但这一发现也不稳健，而且在控制变量考虑最为全面的回归结果中并不显著，因此不显著的发现更为可靠一些。具体而言：当被解释变量是人均名义地区本级财政收入水平ln_tfisincp时，回归结果（3）中各地区的人均名义国内生产总值ln_pgdp的回归系数在1%的水平上显著为正。当各地区的人均名义国内生产总值增加或减少1%时，会导致当年本地区人均名义地区本级财政收入水平同向增加或减少0.212%。但这一显著发现在回归结果（1）、（2）和控制变量最为全面的回归结果（4）中消失了，因此以上显著结果并不可靠。当被解释变量是人均实际地区本级财政收入水平ln_tfisincpr时，回归结果（6）、（7）中各地区的人均实际国内生产总值ln_pgdp1998的回归系数在5%的水平上显著为正。以回归系数最小的回归结果（7）为例，当各地区的人均实际国内生产总值增加或减少1%时，会导致当年本地区人均实际地区本级财政收入水平同向增加或减少0.302%。但这些显著发现在回归结果（5）和控制变量最为全面的回归结果（8）中消失了，因此以上显著结果也并不可靠。

各地区的人口密度对于该地区人均名义地区本级财政收入水平没有显著影响，但却显著增加了该地区人均实际地区本级财政收入水平。以上显著发现并不稳健，而且在控制变量考虑最为全面的回归结果中并不存在，因此不显著的发现更为可靠一些。具体而言：当被解释变量是人均名义地区本级财政收入水平ln_tfisincp时，回归结果（1）-（4）中各地区的人口密度ln_population_den的回归系数都不显著。当被解释变量是人均实际地区本级财政收入水平ln_tfisincpr时，回归结果（6）中各地区的人口密度ln_population_den的回归系数在10%的水平上显著为正。当本地区人口密度（本地区的总人口除以其总面积）增加或减少1%时，会导致当年本地区人均实际地区本级财政收入水平同向增加或减少2.178%。

但这些显著发现在回归结果（5）、（7）和控制变量最为全面的回归结果（8）中消失了，因此以上显著结果并不可靠。

各地区的开放度显著提高了各地区当年的人均地区本级财政收入水平，但这一发现对于各地区当年的人均名义或实际地区财政收入水平而言都并不稳健，而且在控制变量考虑最为全面的回归结果中都并不显著，因此不显著的发现更为可靠一些。具体而言：当被解释变量是人均名义地区本级财政收入水平 $\ln_tfisincp$ 时，回归结果（2）中各地区的开放度 $\ln_openness$ 的回归系数在5%的水平上显著为正，当本地区开放度（本地区的进出口总额除以其国内生产总值）增加或减少1%时，会导致当年本地区人均名义地区本级基本建设支出水平同向增加或减少0.300%。但这一显著发现在控制变量最为全面的回归结果（4）中消失了，因此以上显著结果并不可靠。当被解释变量是人均实际地区本级财政收入水平 $\ln_tfisincpr$ 时，回归结果（6）中各地区的开放度 $\ln_openness$ 的回归系数在1%的水平上显著为正，当本地区开放度（本地区的进出口总额除以其国内生产总值）增加或减少1%时，会导致当年本地区人均名义地区本级基本建设支出水平同向增加或减少0.284%。但这一显著发现在控制变量最为全面的回归结果（8）中消失了，因此以上显著结果也并不可靠。

此外，表4—3显示，各地区的人口结构中的老年人口比例、产业结构、基础设施水平、固定资产投资比例、人力资本水平对于各地区当年的人均地区本级财政收入水平都没有显著影响。

最后，表4—3汇报了有关的AR(1)、AR(2)、Hansen检验。AR(1)检验针对的是一阶差分方程中的残差项是否存在着显著为负的一阶序列相关，而AR(2)检验针对的是一阶差分方程中的残差项是否不存在显著的二阶序列相关。在原始方程的残差项不存在序列相关的原假设下，AR(1)检验结果应该是显著的，而AR(2)检验结果应该是不显著的。此外，Hansen检验的原假设是系统广义矩法估计过程中所使用的工具变量是有效的。因此，我们的AR(1)、AR(2)、Hansen检验结果都说明系统广义矩估计法的使用是恰当的。

总结表4—3汇报的基于计量模型（1）的各地区人均名义或实际的地区本级财政收入水平的系统广义矩估计结果，我们发现：

首先，尽管各地方政府当年的人均名义或实际地区本级财政收入水平决策在

空间上存在着显著的策略性替代特征，但是这一发现并不稳健。特别是在考虑了更为全面的控制变量组合后，这种显著的空间策略性替代关系变得不再显著了。因此，以各种解释变量最为全面的回归结果为标准，各地方政府当年的人均名义或实际地区本级财政收入水平决策在空间上并不存在可靠且显著的策略性互动关系。

其次，尽管各地方政府上一年度的空间滞后的人均实际地区本级财政收入水平对于该地区当年的人均名义地区本级财政收入水平没有显著影响，但是各地区上一年空间滞后的人均名义地区本级财政收入水平与该地区当年的人均名义地区本级财政收入水平却存在着显著的跨期策略性互补特征。虽然后者发现并不稳健，但是它存在于控制变量组合最为全面的回归结果中。因此，以各种解释变量最为全面的回归结果为标准，上一年除本地区之外其他地区人均名义地区本级财政收入水平决策与本年度本地区人均名义地区本级财政收入水平决策之间存在着显著的跨期策略性互补关系，而对于实际财政收入决策则不存在可靠且显著的跨期空间策略性互动关系。

第三，各地区上一年的人均地区本级财政收入水平显著地正向影响着该地区当年的人均名义地区本级财政收入水平。但是这种显著影响对于人均实际地区本级财政收入水平而言并不稳健，特别是不存在于控制变量组合最为全面的回归结果中；而这种显著影响对于人均名义地区本级财政收入水平而言是稳健的。因此，以各种解释变量最为全面的回归结果为标准，各地区的人均名义地区本级财政收入水平决策在时间上存在着显著且稳健的路径依赖，而且这种路径依赖关系并不显著且可靠地存在于人均实际地区本级财政收入水平决策中。

第四，各地区14岁以下（不含14岁）的幼年人口比例和14-65岁（含14岁但不含65岁）的壮年人口比例对于各地区的人均名义地区本级财政收入水平没有显著影响，但是显著降低了各地区人均实际地区本级财政收入水平。尽管这些显著发现并不稳健，但却存在于控制变量更为全面的回归结果中。因此，以各种解释变量最为全面的回归结果为标准，各地区壮年人口比例和幼年人口比例显著降低了各地区人均实际地区本级财政收入水平，而对于各地区的人均名义地区本级财政收入水平没有显著影响。

第五，各地区的就业率对于人均名义地区本级财政收入水平没有显著影响，

却显著降低了人均实际地区本级财政收入水平。尽管后者的显著发现并不稳健，但是显著发现却存在于控制变量考虑最为全面的回归结果中。因此，以各种解释变量最为全面的回归结果为标准，各地区的就业率对于人均名义地区本级财政收入水平没有显著影响，但却显著降低了人均实际地区本级财政收入水平。

第六，各地区的城市化水平对于人均名义地区本级财政收入水平没有显著影响，却显著提高了人均实际地区本级财政收入水平。尽管后者的显著发现并不稳健，但是显著发现却存在于控制变量考虑最为全面的回归结果中。因此，以各种解释变量最为全面的回归结果为标准，各地区的城市化水平对于人均名义地区本级财政收入水平没有显著影响，但却显著提高了人均实际地区本级财政收入水平。

第七，虽然各地区的人均国内生产总值显著提高了该地区当年的人均地区本级财政收入水平，但不论是对于人均名义地区本级财政收入水平还是人均实际地区本级财政收入水平而言，这些显著发现都不稳健，而且在控制变量考虑最为全面的回归结果中并不显著。因此，以各种解释变量最为全面的回归结果为标准，各地区的人均国内生产总值显著对于该地区当年的人均地区本级财政收入水平并不存在显著且可靠的发现。

第八，各地区的人口密度对于该地区人均名义地区本级财政收入水平没有显著影响，但却显著增加了该地区人均实际地区本级财政收入水平。以上显著发现并不稳健，而且在控制变量考虑最为全面的回归结果中并不存在。因此，以各种解释变量最为全面的回归结果为标准，各地区的人口密度对于该地区人均名义或实际地区本级财政收入水平没有显著且可靠的发现。

第九，虽然各地区的开放度显著提高了各地区当年的人均地区本级财政收入水平，但这一发现对于各地区当年的人均名义或实际地区财政收入水平而言都并不稳健，而且在控制变量考虑最为全面的回归结果中都并不显著。因此，以各种解释变量最为全面的回归结果为标准，各地区的开放度对于该地区人均名义或实际地区本级财政收入水平没有显著且可靠的发现。

最后，文献中提到的其他可能影响各地区人均地区本级财政收入水平的因素并没有显著的回归发现，这些因素包括各地区的人口结构中的老年人口比例、产业结构、基础设施水平、固定资产投资比例、人力资本水平等。

其他具体科目的回归结果从略。

我们在此处汇报总的结果：

第一，我们发现，以当年的数据作为策略互动依据，大多数税种（包括增值税、营业税、个人所得税、城市维护建设税、房产税、费类收入、中央补助收入）都没有表现出空间商的可靠且显著的策略互动关系，无论是名义值还是实际值均如此。检验滞后一起的情况，结果发现，其中许多税种也仍然没有表现出空间上的策略互动。我们的结果表明，各地区上一年空间滞后的人均名义或实际地区本级增值税、营业税、企业所得税、个人所得税及房产税收入水平决策与该地区当年的人均名义或实际地区本级增值税收入水平决策之间并不存在显著的跨期策略性互动特征。

第二、部分税种给出了地方政府竞争的有力证据。

尽管很多税种没有给出支持地方政府竞争的明确证据，但我们还是发现了一些有力的证据支持地方政府竞争理论。首先，我们发现，基于当年的数据，企业所得税表现出了显著而可靠的空间策略互动性。当本年度本地区之外其他地区以空间距离加权平均的人均地区本级企业所得税收入水平增加或减少 1% 时，会至少导致当年本地区人均地区本级企业所得税收入水平同向增加或减少 0.495%。从前述分析我们可以看出，由于企业的所得是可以调节的，地方政府对企业的各种优惠也主要体现在所得税上，这就不难理解为什么恰恰是企业所得税表现出了显著的竞争特征。从另一角度看，地方政府之间的竞争主要基于吸引资本展开，对居民的竞争是无所谓的，这一点和国外的情况非常不同。如果以争夺资本为竞争的主要形式，那么企业所得税就成为吸引资本流入的重要工具。从结果上看，企业所得税的税收反应程度还比较大，说明地方政府在争夺资本方面是非常激烈的。

在本级财政收入总量方面，各地方政府当年的人均名义地区本级财政收入水平决策与其他政府前一年的人均名义地区本级财政收入水平决策之间存在着显著的跨期策略性互补特征。当上一年本地区之外其他地区以空间距离加权平均的人均名义地区本级财政收入水平增加或减少 1% 时，会导致当年本地区人均实际地区本级财政收入水平同向增加或减少 0.156%。

四、我国地方政府支出竞争的性质研究

（一）数据来源和统计分析

考虑到分税制改革给地方财政支出决策带来的阶段性差异可能，以及这一变革产生效应的滞后可能，我们采用的数据时间段为 1998—2005 年。遵从文献中常用的中国省级行政区划分方法：对于 1997 年后才成为直辖市的重庆市，我们把它 1998—2005 年的各种数据合并到四川省中；由于西藏数据缺失非常严重，我们将它剔除在样本之外。此外，考虑到滞后一年的各省级行政区的人均财政支出总量和科目不能存在缺失值，最终的面板数据样本包括中国 29 个省级行政区在 1999—2005 年共计 203 个观测值。本文的数据主要来源于《中国统计年鉴》、《新中国 50 年统计资料汇编》、《中国财政年鉴》和《中国人口年鉴》。

对应各省区的人均地方本级财政支出总量和科目 Y ，基于决算数据我们构造了如下指标：人均省区本级财政支出总量 $fiscalexpp$ ，等于各省区的年度本级财政支出总额除以其总人口；人均省区基本建设支出 $infraexpp$ ，等于各省区的年度基本建设支出除以其总人口；人均省区教育支出 $educationexpp$ ，等于各省区的年度教育支出除以其总人口；人均省区科学支出 $scienceexpp$ ，等于各省区的年度科学支出除以其总人口；人均省区医疗卫生支出 $healthexpp$ ，等于各省区的年度医疗卫生支出除以其总人口；人均省区行政管理费用 $adminexpp$ ，等于各省区的年度行政管理费用除以其总人口；人均省区预算外支出 $outbudexpp$ ，等于各省区的年度预算外支出除以其总人口。由于以上这些名义指标没有考虑到各省区可能不同的通货膨胀水平的影响，我们在使用以上变量时需要以各省区消费价格指数（CPI）对它们进行调整，得到相应的实际指标，其变量名为以上名义指标变量名后加字母“r”。滞后一年的各省区实际财政支出总量和科目 Y_{t-1} 为上述人均实际财政支出指标的滞后一年形式，其变量名为以上实际指标变量名加后缀“_lag1”。以上这些人均实际财政支出指标的单位都是元/人。

针对控制变量组合 X ，我们也分别构造了相应指标：各省区以 1998 年不变价格计算的人均实际国内生产总值，记作 $pgdp_{1998}$ ，单位是元；各省区的人口密度 $population_den$ ，等于各省区的总人口除以其总面积，单位是人/平方公里；各省区的人口结构用老年、幼年、壮年人口比例来衡量，分别记作 $pop65$ 、 $pop14$ 、 $pop1564$ ，分别等于各省区总人口中 65 岁以上（含 65 岁）的人口比例、14 岁以

下（不含 14 岁）的人口比例、14-65 岁（含 14 岁但不含 65 岁）的人口比例；5 各省区的就业率 $employed_ratio$ ，等于各省区城乡就业人员在其总人口中的比例；6 各省区的产业结构 $firstgdpratio$ ，等于各省区的国内生产总值中第一产业的比例；7 各省区的开放度 $openness$ ，等于各省区的进出口总额除以其国内生产总值；各省区的城市化水平 $urbanization$ ，等于各省区的非农业人口除以其总人口；各省区的基础设施水平用该省区的铁路密度 $railway_den$ 和公路密度 $road_den$ 来衡量，分别等于各省区的铁路营业里程和公路里程除以其总面积，单位都是公里/平方公里；各省区的固定资产投资比例 $investment_gdp$ ，等于各省区的固定资产投资总额除以其国内生产总值；各省区的人力资本水平 $UC_student$ ，等于各省区的高等学校在校学生数除以其总人口。

考虑到变量的面板数据格式可能存在的非线性关系、非平稳序列等计量问题，与 Madariaga and Poncet（2007）一致，我们对以上所有解释变量和被解释变量都采用了自然对数形式，相应的变量名加上了前缀“ln_”。⁸

当年空间滞后的人均财政支出变量 $(W*Y)_t$ 是空间权重矩阵 W 与实际的人均本级财政支出总量和基本建设、教育、科学、医疗卫生、行政管理费用以及预算外等科目支出变量 Y_t 的乘积。这些变量的名称用前缀“wln_”与原变量名称复合而成，单位是元/人。类似地，我们也得到了滞后一年的空间滞后变量 $(W*Y)_{t-1}$ 其名称为原变量名称与前缀“wln_”、后缀“_lag1”复合而成，单位是元/人。

基于面板数据的空间权重矩阵 W 是一个 $NT \times NT$ 的矩阵，它是基于横截面数据的空间权重矩阵 w 的一个扩展： N 为省级行政区数，即 29； T 为年份数，即 7。 W 反映的是每个年度 T 内 N 个省区的空间关系，具体形式如下：

⁵ 虽然这三组年龄结构变量之和为 1，因此在回归分析中直接使用这三组变量会导致多重共线性问题。但是正如下文中所指出的，我们在回归分析中使用的是这三组变量的自然对数形式，因此三者之和并不为 1，不会导致多重共线性问题。自然对数形式的变量设定使得我们只有同时考虑三组年龄结构变量才能完整反映整个居民的年龄构成。感谢匿名审稿人就此对我们的提醒。

⁶ 需要强调的是，《中国统计年鉴》提供的城镇居民登记失业率指标强调的是“非农业人口”和“在当地就业机构登记”等限定条件，并不能反映真正的失业率水平进而就业率水平。因此，我们直接使用 $employed_ratio$ ，即各地区城乡就业人员在其总人口中的比重来测度该地区的就业率。

⁷ 考虑到我国的工业化现状，采用第一产业 GDP 占总 GDP 的比重来反映一个地区的产业结构现状，是文献中比较常用的做法，如周业安、冯兴元、赵坚毅（2004）和王守坤、任保平（2008）。这一指标可以大致显示各地区的工业化现状和对自然资源的依赖程度。从我们所研究的主题看，第一产业的相对比重对地方政府的支出偏向会产生较大影响，而相对来说第二和第三产业属于竞争性行业，和地方政府的财政支出之间的关系不是很紧密。所以本文采取第一产业比重作为变量之一。根据发展经济学和公共经济学的一般性结论，一般情况下，这一产业结构指标是与地区经济发展水平以及非农财政支出成反比的。感谢匿名审稿人就此对我们的提醒。

⁸ 自然对数形式的被解释变量和解释变量使得计量模型（1）中的各种回归系数反映的是经济学意义上的弹性。

$$W = \begin{bmatrix} w_{1999} & 0 & 0 \\ 0 & \cdot & 0 \\ 0 & 0 & w_{2005} \end{bmatrix}_{203 \times 203}$$

其中， w_{1999} 、...、 w_{2005} 分别表示 1999-2005 年 29 个省级行政区的空间权重矩阵 w 。鉴于本文采用的基于地表距离的空间关系是不随时间变化的，因此我们有 $w_{1999} = \dots = w_{2005}$ 。对于每一个 w 而言，该矩阵中的元素 w_{ij} 反映了第 i 省区与第 j 省区在空间中的相互关系。理论上三个关于空间权重矩阵 w 的假设： w_{ij} 是已知常数，这排除了空间权重矩阵参数化的可能；矩阵 w 所有对角线元素都是 0，这说明没有一个省区能够被看作是自己的空间邻居；矩阵 w 特征根是已知的，这使得空间权重矩阵的特征根以及空间回归模型的对数似然方程可以被精确计算出来(Elhorst, 2003)。本文中， $w_{ij} = 1/d_{ij}$ ，与 Madariaga and Poncet (2007) 一致， d_{ij} 表示的是省级行政区 i 的省会城市和省级行政区 j 的省会城市间的地表距离，具体的距离数据来自空间地理科学网站 <http://www.geobytes.com>。这一网站中的“City Distance Tool”栏目提供了根据各个城市的经度和纬度位置所计算城市间的地表距离。进一步地，我们对空间权重矩阵 w 进行了行标准化，使得每一行之和为 1。⁹

(二) 回归分析

在回归分析中，我们重点考察了人均实际各省区的财政支出总量与基本建设、教育、科学、医疗卫生、行政管理费用以及预算外等六项具体支出是否存在竞争？如果存在竞争的话，是表现为策略互补还是策略替代？表 2 汇报了采用系统广义矩估计法对空间计量模型 (1) 进行分析的七组实证结果 (1) - (7)，分别对应以上七种不同的财政支出指标。回归模型中的控制变量包括各省区的人均实际国内生产总值、人口密度、人口结构、就业率、产业结构、开放度、城市化水平、基础设施水平、固定资产投资比例、人力资本水平等变量。¹⁰

⁹ 考虑到不同的空间权重矩阵对实证分析结果的可能影响，我们也使用了文献中常见但空间形式考虑较为简单的一阶和二阶相邻矩阵。主要的回归结果没有发生改变。

¹⁰ 在进行回归分析之前，我们还对七种省区政府财政支出总量和科目指标进行了空间相关性检验。尽管 Moran's I 和 Geary's C 的检验结果都揭示了这些省区政府财政支出种类之间都存在着显著的策略互补（即模仿效应），但是这些空间相关性检验结果仅仅针对的是各省区当年同期的各种财政支出的空间策略性互动关系，而且并没有考虑其他可能影响这些变量的因素，因此得到的空间相关性结论可能是不可靠的。精确的省区政府财政支出总量和科目的当年和滞后一年的空间相关性结果需要对模型(1)进行实证分析来获得。篇幅所限，我们省略了这些空间相关性检验结果的汇报。

表 2 1999-2005 年人均实际省区本级财政支出总量和科目支出的广义矩回归结果

财政支出种类	总量	基本建设	教育	科学	医疗卫生	行政管理 费	预算外
回归结果	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
wY ^a	-0.110 (0.184)	0.617 (0.429)	0.165 (0.152)	-0.268 (0.344)	0.427 (0.275)	-0.038 (0.108)	0.790** (0.302)
Y_lag1 ^b	0.982** (0.389)	0.628** (0.229)	0.487 (0.478)	0.313 (0.624)	0.282 (0.256)	0.004** (0.002)	0.238 (0.677)
wY_lag1 ^c	-0.359* (0.195)	0.886** (0.364)	0.242** (0.116)	0.194* (0.105)	0.468** (0.204)	-0.258* (0.140)	0.569 (0.450)
ln_pgdp1998	-1.166 (0.718)	-0.988 (2.779)	0.626* (0.338)	0.346 (0.947)	-0.387** (2.046)	1.372 ^d	3.209 (3.160)
ln_population_de n	0.145 (0.439)	-2.550 (2.211)	-0.525 (0.519)	-0.587 (2.346)	0.871 (3.107)	-0.477** (0.225)	4.310 (3.106)
ln_pop65	-0.004 (0.027)	0.104 (0.083)	0.064 ^d	-0.001 ^d	0.021 (0.072)	0.048** (0.021)	0.111 (0.173)
ln_pop14	-0.567 (0.568)	-4.206** (1.895)	0.515 (0.856)	-0.764 (1.826)	-0.357 (0.945)	-0.389*** (0.132)	2.587 (1.825)
ln_pop1564	-2.992* (1.711)	-19.134** (8.263)	1.859 (2.514)	-0.834 (5.794)	-3.877 (3.665)	1.826 ^d	7.269 (5.804)
ln_employedp_ra tio	0.085 (0.655)	-4.499 (2.944)	0.501 (0.959)	0.515 (0.793)	-0.573 (1.116)	0.723** (0.343)	1.717 (1.943)
ln_firstgdpratio	-0.314 (0.211)	-1.504** (0.720)	-0.016 (0.172)	-0.422 (0.540)	0.053 (0.479)	0.080 (0.264)	-0.174 (0.489)
ln_openness	-0.086 (0.182)	-0.088 (1.242)	0.069 (0.145)	-0.335 (0.975)	0.356 (0.266)	-0.186 (0.126)	0.248 (0.451)
ln_urbanization	-0.137* (0.070)	-0.395 (0.286)	-0.252* (0.124)	0.049 (0.336)	-0.038 (0.200)	-0.131 (0.103)	-0.396 (0.340)
ln_railway_den	0.038 (0.262)	-0.007 (0.634)	-0.081 (0.105)	0.138 (0.207)	0.207 (0.259)	0.034 (0.222)	-0.684 (0.617)
ln_road_den	0.118 (0.254)	0.319 (0.459)	0.557 ^d	-0.091 (0.642)	-0.192 (0.260)	0.254 (0.419)	0.026 (0.254)
ln_investment_G DP	0.022 (0.459)	-0.242 (2.426)	-0.660 (0.447)	0.923 (0.682)	0.191 (0.616)	0.134 (0.211)	-1.386 (1.332)
ln_UC_student	0.573 (0.426)	1.593 (1.915)	0.651 (0.392)	-0.378 (0.527)	0.184 (0.679)	-0.155 (0.429)	2.794** (1.343)
常数项	13.896* * (6.208)	8.302 (13.793)	2.731 (2.572)	-1.851 (18.304)	-1.541 (31.528)	-4.005 (3.984)	-36.312 (41.230)

AR(1)检验: z 值	-4.48** *	-1.74*	-1.65*	-3.30***	-2.19**	-2.35**	-2.21**
AR(2)检验: z 值	-1.27	0.43	-0.66	0.41	-1.35	0.24	-0.60
Hansen 检验: chi2 值	1.74	4.45	3.97	4.40	5.01	6.56	4.64
观测值	203	203	203	203	203	203	203

注: 回归结果 (1)-(7)的被解释变量分别是 ln_fiscalexppr、ln_infraexppr、ln_educationexppr、ln_sciencexppr、ln_healthexppr、ln_adminexppr、ln_outbudexppr。***(**、*)表示回归系数显著性水平为 1% (5%、10%), 括号中是标准差。回归方程中还包括了 2000-2005 各年度的年度虚拟变量,

篇幅所限, 其回归结果此处省略。水平方程和差分方程中使用了不同的工具变量组合, 篇幅所限, 其组合

具体形式此处省略。^a、^b、^c为了方便制表, 此处我们使用 Y 来表示相应的财政支出总量和科目指标变量名。

^d此处标准差估计值在 Stata 软件进行 System GMM 估计时自动省略了。

观察表2中显著的回归结果, 我们有如下发现。

首先, 中国各省区人均实际本级财政支出总量和行政管理费支出都呈现出了显著的策略替代特征。回归结果 (1) 显示, 各省区当年的人均实际本级财政支出总量与该省区上一年空间滞后的人均实际本级财政支出总量之间存在着显著的跨期策略替代特征。当上一年本省区之外其他省区以空间距离加权平均的人均实际本级财政支出总量增加或减少 1% 时, 会导致当年本省区人均实际本级财政支出总量反向减少或增加 0.359%。这一结论和邵军 (2007) 关于支出总量策略互补的发现不同, 而导致这种结论的差异来自不同的计量模型设置、回归方法选择以及指标构造上。与邵军 (2007) 相比, 我们使用的空间计量模型考虑的控制变量更加全面, 同时考虑了符合我国预算制度特点的时间滞后变量; 我们使用的系统广义矩估计法也比极大似然估计法更加科学; 我们构造的变量不仅考虑了通货膨胀的影响, 而且逐年调整方法考虑了宏观经济变动带来的冲击, 也保证了回归模型 (1) 两边变量口径的一致。因此, 我们关于省区财政支出总量策略替代的发现更为可靠一些。类似地, 回归结果 (6) 显示, 各省区当年的人均实际行政管理费用支出与该省区上一年空间滞后的人均实际行政管理费用支出之间也存在着显著的跨期策略替代特征。当上一年本省区之外其他省区以空间距离加权平均的人均实际省区行政管理费用支出增加或减少 1% 时, 会导致当年本省区人均实际行政管理费用水平反向减少或增加 0.258%。

其次，中国各省区人均实际基本建设支出、教育支出、科学支出、医疗卫生支出、预算外支出都表现出了显著的策略互补特征。回归结果（2）显示，各省区当年的人均实际基本建设支出与该省区上一年空间滞后的人均实际基本建设支出之间存在着显著的跨期策略互补特征。当上一年本省区之外其他省区以空间距离加权平均的人均实际省区基本建设支出增加或减少 1% 时，会导致当年本省区人均实际基本建设支出同向增加或减少 0.886%。这一发现与李永友和沈坤荣（2008）、邵军（2007）的发现相似。回归结果（3）显示，各省区当年的人均实际教育支出与该省区上一年空间滞后的人均实际教育支出之间存在着显著的跨期策略互补特征。当上一年本省区之外其他省区以空间距离加权平均的人均实际省区教育支出增加或减少 1% 时，会导致当年本省区人均实际教育支出同向增加或减少 0.242%。回归结果（4）显示，各省区当年的人均实际科学支出与该省区上一年空间滞后的人均实际科学支出之间存在着显著的跨期策略互补特征。当上一年本省区之外其他省区以空间距离加权平均的人均实际省区科学支出增加或减少 1% 时，会导致当年本省区人均实际科学支出同向增加或减少 0.194%。回归结果（5）显示，各省区当年的人均实际医疗卫生支出与该省区上一年空间滞后的人均实际医疗卫生支出之间存在着显著的跨期策略互补特征。当上一年本省区之外其他省区以空间距离加权平均的人均实际省区医疗卫生支出增加或减少 1% 时，会导致当年本省区人均实际医疗卫生支出同向增加或减少 0.468%。这些发现与李永友和沈坤荣（2008）和邵军（2007）都不同。与他们相比，我们在计量模型设置、回归方法选择以及指标构造上都考虑得更加全面，而且我们对教育、医疗卫生和科学支出的细分考虑了这些支出的差异性，因此我们的结论更为可靠一些。回归结果（7）显示，各省区当年的人均实际预算外支出与该省区当年空间滞后的人均实际预算外支出之间存在着显著的跨期策略互补特征。当本年度本省区之外其他省区以空间距离加权平均的人均实际省区预算外支出增加或减少 1% 时，会导致当年本省区人均实际预算外支出同向增加或减少 0.790%。

第三，中国各省区人均实际本级财政支出总量、基本建设支出和行政管理费支出都存在着显著的时间上的路径依赖特征。回归结果（1）显示，各省区当年的人均实际本级财政支出总量与该省区上一年的人均实际本级财政支出总量之间存在着显著的路径依赖特征。当上一年本省区的人均实际本级财政支出总量增

加或减少 1%时，会导致当年本省区同一指标同向增加或减少 0.982%。回归结果（2）显示，各省区当年的人均实际基本建设支出与该省区上一年的人均实际基本建设支出之间也存在着显著的路径依赖特征。当上一年本省区的人均实际基本建设支出增加或减少 1%时，会导致当年本省区同一指标同向增加或减少 0.628%。类似地，回归结果（6）显示，各省区当年的人均实际行政管理费支出与该省区上一年的人均实际行政管理费支出之间也存在着显著的路径依赖特征。当上一年本省区的人均实际行政管理费支出增加或减少 1%时，会导致当年本省区同一指标同向增加或减少 0.004%。

此外，我们还得到了以下关于各种控制变量对各种省区财政支出指标的显著回归发现。

回归结果（1）显示，各省区 14-65 岁的壮年人口比例和城市化水平都显著降低了该省区当年的人均实际本级财政支出总量。当各省区 14-65 岁的壮年人口比例增加或减少 1%时，会导致本省区人均实际本级财政支出总量反向减少或增加 2.992%；当各省区以本地区非农业人口在其总人口中的比例衡量的城市化水平增加或减少 1%时，会导致本省区人均实际本级财政支出总量反向减少或增加 0.137%。

回归结果（2）显示，各省区 14 岁以下的幼年人口比例、14-65 岁的壮年人口比例和产业结构都显著降低了该省区的人均实际基本建设支出。当各省区 14 岁以下的幼年人口比例增加或减少 1%时，会导致本省区人均实际基本建设支出反向减少或增加 4.206%；当各省区 14-65 岁的壮年人口比例增加或减少 1%时，会导致本省区人均实际基本建设支出反向减少或增加 19.134%；当各省区以本地区第一产业占国内生产总值的比重衡量的产业结构增加或减少 1%时，会导致本省区人均实际基本建设支出反向减少或增加 1.504%。

回归结果（3）显示，各省区的人均实际国内生产总值显著提高了该省区的人均实际教育支出，而城市化水平的作用却截然相反。当各省区人均实际国内生产总值增加或减少 1%时，会导致本省区人均实际教育支出同向增加或减少 0.626%；而当各省区以本地区非农业人口在其总人口中的比例衡量的城市化水平增加或减少 1%时，会导致本省区人均实际教育支出反向减少或增加 0.252%。

回归结果（5）显示，各省区的人均实际国内生产总值显著降低了该省区的

人均实际医疗卫生支出。当各省区人均实际国内生产总值增加或减少 1% 时，会导致本省区人均实际医疗卫生支出反向减少或增加 0.387%。

回归结果 (6) 显示，各省区的人口密度和 14 岁以下的幼年人口比例显著降低了该省区的人均实际行政管理费支出，而 65 岁以上的老年人口比例和就业率的作用却截然相反。当各省区的人口密度增加或减少 1% 时，会导致本省区人均实际行政管理费支出反向减少或增加 0.477%；当各省区 14 岁以下的幼年人口比例增加或减少 1% 时，会导致本省区人均实际行政管理费支出反向减少或增加 0.389%。完全不同的是，当各省区 65 岁以上的老年人口比例增加或减少 1% 时，会导致本省区人均实际行政管理费支出同向增加或减少 0.048%；当各省区以城乡就业人口在总人口中的比重衡量的就业率增加或减少 1% 时，会导致本省区人均实际行政管理费支出同向增加或减少 0.723%。

回归结果 (6) 显示，各省区的人力资本水平显著提高了该省区的人均实际预算外支出。当各省区以该地区高等学校在校学生数在总人口中的比例衡量的人力资本水平增加或减少 1% 时，会导致本省区人均实际预算外支出同向增加或减少 2.794%。

最后，表 2 汇报了有关的 AR(1)、AR(2)、Hansen 检验。AR(1) 检验针对的是一阶差分方程中的残差项是否存在显著为负的一阶序列相关，而 AR(2) 检验针对的是一阶差分方程中的残差项是否不存在显著的二阶序列相关。在原始方程的残差项不存在序列相关的原假设下，AR(1) 检验结果应该是显著的，而 AR(2) 检验结果应该是不显著的。此外，Hansen 检验的原假设是系统广义矩法估计过程中所使用的工具变量是有效的。因此，我们的 AR(1)、AR(2)、Hansen 检验结果都说明系统广义矩估计法的使用是恰当的。

(三) 结论

第一、省区本级支出总量以及行政管理费支出呈现出显著的策略替代特征。首先，从各省区本级支出总量看，各地区上一年空间滞后的人均实际地区本级财政支出水平与该地区当年的人均实际地区本级财政支出水平却存在着显著的跨期策略性替代特征。当上一年本地区之外其他地区以空间距离加权平均的人均实际地区本级财政支出水平增加或减少 1% 时，会至少导致当年本地区人均实际地区本级财政支出水平反向减少或增加 0.359%。。

支出总量上表现出策略替代表面上看不可理解,因为不符合溢出效应的特征。但如果从前述支出竞争的理论逻辑上就可以看出,支出总量作为多级政府中考核制度的重要环节,尽管支出体现为公共品供给,但并不以当地居民的公共品需求为评价标准,而是以上级政府的考核意图为评价标准。支出相当于资源的损耗,降低支出就相当于节约。那么在总量上如果某个地方政府采取相对少的支出策略,就可以在相对绩效考核体系中显示出某种理财能力,这可以作为政绩的一部分。因此,如果地方政府采取这种逻辑,反映到支出总量上来,表现出一定程度的策略替代就顺利成章了。类似的逻辑也体现在行政管理费上。行政管理费是政府效率的反应,该项支出越多,说明政府的效率越低,机构越臃肿。特别是行政管理费经常被人们认为是对纳税人税收的浪费,是一种“坏”的支出。因此,在这种观念的指导下,上级政府的考核意图必然是要对行政管理费尽可能压缩的。反映到地方政府的策略上来,也就会体现出节约的策略。如果地方政府体会到上级政府对行政管理费的意图,那么就会出现策略替代情形。我们的研究表明,行政管理费的确存在空间上的策略替代。具体来看,从各省区行政管理费支出看,各地方政府当年的人均实际地区本级行政管理费用水平决策与其他地方政府前一年的人均实际地区本级行政管理费用水平决策之间存在着显著的跨期策略性替代特征。当上一年本地区之外其他地区以空间距离加权平均的人均实际地区本级行政管理费用水平增加或减少 1%时,会至少导致当年本地区人均实际地区本级行政管理费用水平反向减少或增加 0.2587%。

第二、其他各项支出均呈现出策略互补特征。首先,各地方政府当年的人均实际地区本级基本建设支出水平决策与其他地方政府前一年的人均实际地区本级基本建设支出水平决策之间存在着显著的跨期策略性互补特征。当上一年本地区之外其他地区以空间距离加权平均的人均实际地区本级基本建设支出水平增加或减少 1%时,会至少导致当年本地区人均实际地区本级基本建设支出水平同向增加或减少 0.487%。这个结论和张军等(2007)、傅勇和张晏(2007)、傅勇(2007)的看法一致,后者发现,分权可能激励地方政府过度投资基础设施,并导致地方政府支出结构的扭曲。对于建设支出表现出策略互补,在此就无需多做解释了。在多级政府中,GDP 为中心的考核制度以及地方官员的任期限制激励地方政府把更多的资源直接用于短期内能够提升当地 GDP 水平的项目上,这就

使得地方政府在财政预算中更偏向经济建设类项目，而不是那些具有长期效应的社会性项目。考核制度是针对所有地方政府的，因此所有地方政府都会出现这种偏向，从而在结果上体现为建设性支出的策略互补。

其次，社会性支出表现出显著的策略互补特征。教育方面，各地方政府当年的人均地区本级教育支出水平决策与其他政府前一年的人均地区本级教育支出水平决策之间存在着显著的跨期策略性互补特征。当上一年本地区之外其他地区以空间距离加权平均的人均名义地区本级教育支出增加或减少 1% 时，会导致当年本地区人均名义地区本级教育支出同向增加或减少 0.09%。当上一年本地区之外其他地区以空间距离加权平均的人均实际地区本级教育支出水平增加或减少 1% 时，会至少导致当年本地区人均实际地区本级教育支出水平同向增加或减少 0.24%。医疗方面，各地区上一年空间滞后的人均实际地区本级医疗卫生支出水平与该地区当年的人均实际地区本级医疗卫生支出水平却存在着显著的跨期策略性互补特征。尽管后者发现并不稳健。当上一年本地区之外其他地区以空间距离加权平均的人均实际地区本级医疗卫生支出水平增加或减少 1% 时，会至少导致当年本地区人均实际地区本级医疗卫生支出水平反向减少或增加 0.468%。科学支出方面，各地区上一年空间滞后的人均实际地区本级科学支出水平与该地区当年的人均实际地区本级科学支出水平却存在着显著且稳健的跨期策略性互补特征。当上一年本地区之外其他地区以空间距离加权平均的人均实际地区本级科学支出水平增加或减少 1% 时，会至少导致当年本地区人均实际地区本级科学支出同向增加或减少 0.194%。

在三项支出中，医疗支出的弹性最大，教育次之，科学支出最小。这正好符合人们通常的看法。如前所述，虽然在我国特定的政府体制下，地方政府可以不直接通过支出反应当地居民的公共品需求，但从中央来说，则可以假定是追求公共利益的，能够体现一个国家居民的公共品需求，在这种情况下，中央政府会在对下级政府的考核指标中体现这种意图，并通过考核来激励地方重视增进当地居民的福利。因此，地方政府虽然存在公共支出的偏向，但在社会性支出方面，还是采取了策略互补型行为，只有这样才能满足中央的考核要求。就科学支出来说，明显和中央政府一再强调的科技兴国战略有关。在这一战略的指导下，地方政府也同样会采取相对地增加科学支出的措施。所以，通过上级政府考核制度的引导

和激励，地方政府在社会性支出和科学支出上表现出了策略互补型竞争。当然，这里需要强调的是，社会性支出和科学支出的策略互补特征和预算中这些项目供给相对不足并不矛盾。也就是说，就单独一个地方政府来说，在其预算当中更重视建设性支出，轻视社会性支出和科学支出；但相对于其他辖区来说，某个地方政府会采取相对增加社会性支出和科学支出的策略，而其他辖区政府则会模仿和跟进，从而导致了策略互补。

最后，各地方政府当年的人均实际地区本级预算外支出水平决策在空间上存在着显著的策略性互补特征。当本地区之外其他地区以空间距离加权平均的人均实际地区本级预算外支出水平增加或减少 1%，本地区人均实际地区本级预算外支出至少会增加 0.765%。很明显，和建设性支出以及社会性支出等相比，预算外支出的弹性最大。如果说前述各项支出都受到中央政府考核体系的严格制约，更多的是在中央政府的考核体系的激励下，地方政府展开支出竞争，那么预算外支出可以视为地方政府支出方面的真正意义上的自主竞争。尽管近年来预算外收支已经纳入预算管理，但对于地方政府来说，预算外支出是极富弹性的，地方政府对该项支出的主动性较大。各地方政府无论是出于公共利益的目的，还是一些官员出于各自私利的目的，都可能通过预算外支出来实现。因此，在这种背景下，预算外支出就成为地方政府竞争的重要手段。各个地方政府通过在预算外支出方面的攀比和模仿，来增加自身在要素市场上的竞争力，从而导致该项支出的策略互补特征。

总的来看，我国地方政府支出竞争所表现出来的上述特征和政府现行制度有关，这一点和国外的研究结果看似相同，但本质不同。国外的研究也大多表明，支出总量和社会性支出分项都表现出策略互补特征，学者们称之为溢出效应以及标尺竞争。但在我国地方政府支出并不完全是由地方政府决定，具体支出也不受到当地居民的控制，这就使得通常意义上的溢出效应和标尺竞争出现的可能性大大下降了。按照我国的预算法和实际运行的预算制度，地方政府支出是在中央的有关制度约束下，由地方政府决定。由于地方政府具有一定的自主权，在中央政府相对绩效考核的制度激励下，地方政府必然会展开支出竞争，只不过这种竞争具有某种迎合中央政府考核标准的含义。因此，我们的研究为中国式的标尺竞争提供了更为丰富准确的证据。同时，地方出于自身利益的考虑，也会利用自由裁

量权以及信息优势来决定支出结构和数量，这就导致了各具体支出科目上所表现出来的竞争力度不同，通常建设性支出的竞争程度最高，并且建设性支出还表现出高度的时间路径依赖特征，这再次证明地方政府支出结构的偏向。

五、总结

改革是一个渐进的探索有效激励的过程，在这个过程中，财政分权扮演着核心的作用。财政分权是重新构造政府间契约关系的核心，无论是财权还是事权，都在财政分权的不同模式中得到相对合理的界定，而这一界定实际上就是赋予了不同层级政府的责权利的对称性，满足激励兼容条件。通过分税制，不同层级的政府之间各自有了相对独立的权力，从而也就有了对应的责任和利益，基于这种制度安排，地方政府的激励不仅得到有效改进，而且也部分克服了原先政府间关系市场化的短视和波动倾向。但是我们也看到，由于现行的分税制是一种不彻底的、也就是有限的制度化分权，它导致了有限的地方政府竞争，这种竞争会给长期经济增长带来严重的问题，比如教育等社会福利项目的供给不足、社会不平等的加剧、环境恶化、投资膨胀和宏观经济波动等等。

很显然，按照弗里德曼（2008）的说法，我国现有的经济增长是缺乏道德的，因而也是难以持续的。如果要试图获得一个持续的经济增长，并赋予该增长模式以道德意义，就必须重新调整现行的财政分权制度，规范地方政府竞争行为。对比来看，如果我们仅仅在现有的制度框架下讨论可持续发展和和谐发展问题，是舍本求末的思考方式和政策主张。地基不坚实，房屋不可能牢固。如何才能获得一个坚实的地基呢？核心就是建立起真正的公共财政体制，让居民拥有真正的投票权，这就是纳税人权利的本意。财政的本质是宪政，和财政有关的收入和支出权利本质上是一种宪政权利（布伦南和布坎南，2004），而作为宪政权利，必须有居民完整的参与才真正能够实现。所谓公共财政，本意如此。我国从1998年就提出了建设公共财政体系的目标，但一直没有致力于其本质的讨论，也就使得这种公共财政是流于形式的。如果居民没有真正的投票权，就无法要求政府实现其偏好，也就不可能改变现行的缺乏道德的增长模式。这其实是一个简单的道理。

参考文献:

- OECD, 2006, 《中国公共支出面临的挑战: 通往更有效的公平之路》, 清华大学出版社。
- 本杰明·弗里德曼, 2008, 《经济增长的道德意义》, 中国人民大学出版社。
- 布伦南, 布坎南, 2004, 《宪政经济学》, 中国社会科学出版社。
- 樊纲, 王小鲁(主编), 2000, 《中国经济增长的可持续性——跨世纪的回顾与展望》, 经济科学出版社。
- 冯兴元, 2001a, “中国辖区政府间竞争理论分析框架”, 天则内部文稿系列, 2001年第2期。
- 冯兴元, 2001b, “论辖区政府间的制度竞争”, 《国家行政学院学报》, 第6期。
- 傅勇, 张晏, 2007, “中国式分权与财政支出结构偏向: 为增长而竞争的代价”, 《管理世界》, 第3期。
- 何梦笔(主笔), 1999b, “中国辖区竞争、地方公共品的融资与政府的作用项目分析框架”, 陈凌译, 1999年。
- 何梦笔, 1999a, “政府竞争: 大国体制转型理论分析范式”, 维滕大学讨论文稿第42期中译文, 陈凌译, 1999年9月。
- 胡书东, 2001, 《经济发展中的中央与地方关系——中国财政制度变迁研究》, 上海三联书店, 上海人民出版社。
- 李萍(主编), 2006, 《中国政府间财政关系图解》, 中国财政经济出版社。
- 李涛, 周业安, 2008, “财政分权视角下的支出竞争和中国经济增长——基于中国省级面板数据的实证研究”, 《世界经济》, 第11期。
- 李永友, 沈坤荣, 2008, “辖区间竞争、策略性财政政策与FDI增长绩效的区域特征”, 《经济研究》, 第5期。
- 林毅夫, 刘志强, 2000年, “中国的财政分权与经济增长”, 《北京大学学报(哲学社会科学版)》, 第4期。
- 平新乔, 白洁, 2006, “中国财政分权和地方公共物品的供给”, 《财贸经济》, 第2期。
- 乔宝云, 2002, 《增长与均等的取舍》, 人民出版社。
- 乔宝云, 范坚勇, 冯兴元, 2005, “中国的财政分权与小学义务教育”, 《中国社会科学》, 第6期。
- 邱晓华, 郑京平, 万东华, 冯春平, 巴威, 严于龙, 2006, “中国经济增长动力及前景分析”, 《经济研究》, 第5期。
- 沈坤荣, 付文林, 2006, “税收竞争、地区博弈及其增长绩效”, 《经济研究》, 第6期。
- 岳希明, 张曙光, 许宪春, 2005, 《中国经济增长速度: 研究与争论》, 中信出版社。

- 张军, 2007, “分权与增长: 中国的故事”, 《经济学(季刊)》, 第7卷第1期。
- 张晏, 2005, 《分权体制下的财政政策和经济增长》, 上海人民出版社。
- 张晏, 龚六堂, 2005, “分税制改革、财政分权与中国经济增长”, 《经济学(季刊)》第5卷第1期。
- 章泉, 2008, 《财政分权、公众偏好和环境污染: ——来自中国省级面板数据的证据》, 中国人民大学经济学院工作论文。
- 周黎安, 2004, “晋升博弈中政府官员的激励与合作: 兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因”, 《经济研究》, 第6期。
- 周黎安, 2007, “中国地方官员的晋升锦标赛模式研究”, 《经济研究》, 第7期。
- 周业安, 2003, “地方政府竞争与经济增长”, 《中国人民大学学报》, 第1期。
- 周业安, 冯兴元, 赵坚毅, 2004, “地方政府竞争和市场秩序的重构”, 《中国社会科学》, 第1期。
- 周业安, 王曦, 2008, “中国的财政分权与教育发展”, 《财政研究》, 第11期。
- 周业安, 章泉, 2008, “财政分权、经济增长和波动”, 《管理世界》, 第3期。
- 邹至庄, 2006, 《中国经济转型》, 中国人民大学出版社。
- Blanchard, Olivier and Andrei Shleifer, 2000, “Federalism with and without Political Centralization: China versus Russia,” *NBER Working Paper*, no.7616.
- Jin, Jing and Heng-fu Zou, 2005, “Fiscal Decentralization and Economic Growth in China”, Working Paper, Development Research Group, The World Bank.
- Jin, Hehui, Yingyi Qian, and Barry R. Weingast, 2005, “Regional Decentralization and Fiscal Incentives: Federalism, Chinese Style”, *Journal of Public Economics*, 89(9-10), pp. 1719-1742.
- Montinola, Gabriella, Yingyi Qian, and Barry R. Weingast, 1995, “Federalism, Chinese Style: The Political Basis for Economic Success in China”, *World Politics* (October) 48: 50-81.
- Qian, Yingyi and Barry R. Weingast., 1996, “China's Transition to Markets: Market-Preserving Federalism, Chinese Style”, *Journal of Policy Reform*, 1(2), pp. 149-185.
- Qian, Yingyi and Barry R. Weingast., 1997, “Federalism as a Commitment to Preserving Market Incentives”, *Journal of Economic Perspectives*, 11(4), pp. 83-92.
- Zhang, Tao and Heng-fu Zou, 1998, “Fiscal decentralization, public spending, and economic growth in China”, *Journal of Public Economics* 67: 221-40.
- Zhang, Tao and Heng-fu Zou, 2001, “The growth impact of intersectional and intergovernmental allocation of public expenditure: With applications to China and India”, *China Economic Review* 12(1): 58-81.