

# 分税制改革、财政分权与中国经济增长

张 晏 龚六堂\*

**摘 要** 本文在 Zhang 和 Zou (1998) 与 Lin 和 Liu (2000) 的框架下实证检验了中国 1986—2002 年财政分权与经济增长的关系, 发现我国的财政分权效应存在显著的跨时差异和地区差异。我们认为, 分税制改革后各级政府之间政策协调能力的加强是促进财政分权积极作用的重要原因之一。同时, 体制变革的因素、转移支付的设计和政府财政支出的构成也影响了财政分权与经济增长之间的关系。

**关键词** 财政分权, 经济增长, 分税制改革

## 一、引 言

新中国成立以来, 我国的财政税收体制发展大致可以划分为三个阶段, 第一阶段从建国后到 1978 年之前, 主要实行统收统支的财政集中体制; 第二阶段从 1978 年到 1993 年, 中央政府逐步放权, 实行分成和财政包干体制; 1994 年分税制改革之后进入第三个阶段。苏联式的集中财政体制在建国初期对于调动全国资源、集中解决经济困难起到了较大作用, 但到了后期其弊病开始显现。首先, 地方政府不仅没有收入权, 更没有自主的支出决策权, 地方对中央高度依赖。正如传统的分权理论所言, 中央政府在信息方面的劣势增大了资源误配的机会, 地方居民的偏好特征被简单忽略, 庞大的财政运转机器导致了高昂的成本。其次, 地方财政收入上缴和实际所得不对称, 地方积极性下降, 地方财政激励和财政平衡问题迫切要求改革过分集中的财政体制。在局部试点的基础上, 1978 年中央开始调整地方和中央的权力利益分配, 财政体制改革成为整个经济体制改革的突破口。但是, 中央的放权并没有从根本上解决地方政府的激励问题, 制度外资金急剧攀升, 中央预算内财政收入占国家财政收入的比重和国家财政收入占 GDP 的比重都持续下滑, 1993 年二者的比重仅为 22% 和 12.6%。在这种背景下, 中央从 1994 年开始在全国

\* 张晏: 复旦大学中国经济研究中心; 龚六堂: 北京大学光华管理学院应用经济学系。通讯作者及地址: 龚六堂, 北京大学光华管理学院应用经济系, 100871; 电话: (010) 62757768; E-mail: ltgong@gsm.pku.edu.cn。作者感谢匿名审稿人的耐心审稿和建议, 同时感谢北京大学光华管理学院应用经济学系讨论班成员和复旦大学中国经济研究中心学术报告会成员的意见和建议。在论文的后期修改阶段, 朱晓东、钱颖一、姚洋等给予了很多技术和方法上的意见, 杨之刚也提出了细致的修正意见, 在此一并表示感谢。当然作者文责自负。本项目研究受国家自然科学基金委(编号: 70271063)和教育部人文社会科学“十五”规划项目(01JA790020)资助。

范围内推广税制改革,在“统一税法、公平税负、简化税制、合理分权”的原则下,划分中央税、地方税和共享税,分设国税、地税两大征收机构,确定中央和地方的事权和支出范围。十多年来中央政府又数次微调,逐步增减了部分税种,调整了部分税种的税率,并进行了一系列税费改革,逐步规范转移支付制度和基金管理制度,调整中央政府和地方政府在收入税等方面的分享比例,并于2003年前后开始筹划增值税转型等,开始了新一轮的税制改革。总的来说,无论是分灶吃饭还是划分税种,从分成到财政包干再到分税制改革,如何合理分权一直是我国财政体制改革的难点,更是各级政府和理论界所关注的焦点。国内研究中央和地方政府关系的文献主要集中在1994年分税制改革之前(李实、奈特,1996等),主要侧重于从规范的角度来分析分税制改革前后政府财政体制存在的问题、探究健全财政体制的诸多措施,对于中央和地方政府的分权程度,特别是1994年以后中国财政分权的实证研究涉及不多。Lin, Tao 和 Liu (2002)认为中国的市场化改革本身就是一个放权(deregulation)的过程,而分权只是放权的一个手段,中国在此之后财政体制安排的演化是内生于中国的放权历程和转型路径的。陈抗等(2002)认为1994年分税制改革对地方税源的集权上收促使地方政府伸出攫取之手(grabbing hand),人民的福利下降。事实上,我国财政收入的上升存在多方面的因素。国税和地税的分设对于保证中央政府收入起到了积极重要的作用<sup>1</sup>,在税源和税种划分的基础上,地方征税努力程度提高,20世纪80年代各地方任意减免税、藏富于民于企的现象有所缓解。再加上其他政策因素(如打击走私等)的影响,我国总财政收入和中央财政收入增加显著。分税制改革具有一定的积极作用,但和任何一项改革一样,它也不可避免地存在一定的问题和不足。我们的文章试图从中央和地方财政利益分割的角度出发,基于宏观数据实证检验分税制改革前后财政分权和经济增长的关系。

现代公共经济学的有关理论认为,地方政府具有信息优势,能更好地代表本地区居民的偏好,由中央向地方转移财政收入和支出权力将更有利于提高经济效率,加快地方经济发展,进而推动全国经济增长(Oates, 1972)<sup>2</sup>。另一方面,同级地方政府之间存在税收竞争和公共品竞争,适当的集权能够发挥中央政府的规模经济优势,避免同级财政竞争的外部性成本,有利于经济增长。尽管有关财政分权的理论文献众说纷纭,财政分权的政策实践已远远超过了理论研究的步伐<sup>3</sup>。20世纪以来,世界各国普遍出现了财政分权的趋

<sup>1</sup> 分设两大征税机构无疑增加了征税成本,尤其是组建初期花费了大量的人力和物力。在当时的背景下,在缺乏有效的机制保证地方政府征税积极性的前提下,分设也是不得已之举。在公共经济学领域,信息不对称的中央政府如何激励地方政府的征税努力也是财政体制设计的理论和政策难点。

<sup>2</sup> Tiebout(1956)的“用脚投票”模型、Buchanan(1965)的俱乐部模型等开创性工作勾勒了地方政府在资源配置方面的优势,后来给出的标尺效应(yardstick effect)、权力制衡(abuse control)等观点也认为分权经济下政府部门之间的竞争能够提高政府运作效率,削减预算赤字,防止滥用权力。

<sup>3</sup> Taillan(1994)指出,许多国家的问题不是“要不要”分权,而是“如何更好地”分权。

势，全世界人口超过五百万的 75 个转型经济中，84% 的发展中国家正致力于向地方政府下放部分权力 (Dillinger, 1994)。近年来，美国、英国、加拿大等发达国家再度兴起了关于财政分权的争论。欧盟成立后，欧洲中央银行的货币政策运作拥有了一定舞台，但各个成员国之间的财政政策协调也为多级政府下财政问题的理论和经验研究提出了更多的思考。财政分权的实践经验迫切需要公共经济学理论的发展和深入。在理论研究难有定论的背景下，有关分权的实证研究也结论不一。Xie, Zou 和 Davoodi (1999) 对美国经济的实证检验发现财政分权对经济增长有负面影响，Akai 和 Sakata (2002) 的研究却支持传统的财政分权有正作用的观点；最近，Zhang 和 Zou (1998) 对中国经济的研究与 Davoodi 和 Zou (1998) 对 46 个国家的研究都表明发展中国家财政分权与经济增长之间的关系为负；与之相反 Lin 和 Liu (2000) 的研究认为财政分权推动了中国经济发展。直到今天，财政分权仍然是公共经济学研究领域和政府政策决策部门的重大课题之一。

Zhang 和 Zou (1998) 检验了 1978 年至 1992 年我国中央政府与地方政府财政资源的分配与省级经济增长之间的关系，发现财政分权更有利于地方经济增长的传统观点是不成立的，特别是在过度分权时期 (1985—1989) 更加明显。他们认为转型国家在经济发展的早期，由中央政府集中有效的财力加大基础设施建设可能更有利于经济增长。与之相反，Lin 和 Liu (2000) 采用中国内地 28 个省份的横截面数据，研究了 1970—1993 年财政分权对人均 GDP 的影响，认为 20 世纪 80 年代中期以来的财政分权提高了经济效率，促进了中国经济的增长。他们推断制度变革和资源配置效率的提高是中国经济快速增长的重要原因。这些实证工作关注的都是改革开放到分税制改革以前的情况，但是自 1992 年以来的十多年间，中国不仅较成功地进行了分税制改革，社会经济的各个方面也发生了深刻的变化，体制变革和政府基建投资不再是经济增长的惟一重要推动力。因此，财政分权程度与经济增长的关系有待进一步考察。另一方面，1980 年代中国 GDP 平均增长率为 9.35%，1990 年代经历了治理通货膨胀和防止通货紧缩，1996—2000 年经济增长速度虽然保持在 8% 左右，与 20 世纪 80 年代中期和 90 年代早期的高速增长相比仍然下降了 4 个百分点左右。因此，这样的样本区间的选取也会出现一定的偏差 (Akai 和 Sakata, 2002)。有关分权体制下的政府财政政策的最优分权理论文献认为，上下级政府和同级政府之间的有效合作和协调能够减少经济中的效率损失 (Gordon, 1983; Wildasin, 1988, 1989; Keen 和 Kotsogiannis, 2002; 张晏和龚六堂, 2004)。我国改革开放以来，政府部门的工作效率逐步提高，以往的计划经济思维模式得以逐步调整，各级政府的行政能力和对经济的调控能力逐步增强，政府之间恶性竞争、无效竞争的现象有所改观。在这样一种背景下，我国财政分权对经济增长的正面效应可能能够得到更好地发挥。从这个角度来说，我们研究分税制改革以后我国财政分权与经济增长的关系

也是非常有意义的。当然,二十多年来我国经济和社会状况发生了巨大变化,影响经济增长的因素很多,例如开放政策、私有经济发展、制度变革、技术进步等,本文在刻画这些因素的基础上,进一步检验财政分权 and 经济增长的相关性,考虑财政分权因素对经济增长的影响。

需要指出的是,财政分权程度的度量对经验检验十分重要<sup>4</sup>。Lin 和 Liu (2000) 与 Zhang 和 Zou (1998) 采用不同分权指标的研究得到了不同的结论,前者用财政收入增量中地方政府占有的份额来度量分权<sup>5</sup>,许多经济条件和财政实力差别显著的省份,例如吉林、四川、江苏、广东和宁夏,都有相同的分权指数,这显然是不符合事实分权现实的。后者采用传统的财政收支指标,但由于数据的限制和指标的间接性,这种通用的方法也存在一定的局限。中国的转移支付体系不健全,预算外收支数额庞大,以各种形式挤占预算内资金的现象屡禁不止,近年来制度外收支规模的膨胀更引起了政府部门和学者的关注。本文中我们构造了四类财政分权指标,通过对转移支付、预算内外资金和财政收支的不同处理,分别从不同的角度刻画了财政分权。回归结果表明用各种分权指标度量的回归结果基本一致,我国财政分权与经济增长之间的关系存在显著的跨时差异和地区差异。我们也进一步分析了造成这种现象的原因。

文章的结构安排如下。我们在第二部分介绍计量模型、指标和数据选取,接下来在第三部分用不同的财政分权指标实证检验分税制改革前后财政分权与经济增长之间的关系。在第四部分中,我们考察了不同经济发展水平、不同地域的地区分税制改革前后财政分权的影响,第五部分进一步分析了我国财政分权与经济增长的关系呈现跨时差异和地区差异的原因,最后在第六部分总结全文。

## 二、计量模型与指标选取

分析中国自 1978 年至 2002 年 25 年间的财政统计数据不难发现以下三个特点:1. 分税制改革扭转了国家财政能力不足和中央财政能力薄弱的状况,1995 年后中央财政收入占 GDP 的比重和占国家财政收入的比重均不断上升;2. 中央财政支出占全国财政支出的比重在分税制改革前后变化不大;3. 在多次调整预算外资金收支范围后,预算外资金收支比例有所下降,但结合目前出现的大量体制外收支现象,我国的预算内外和体制内外财政收支管理还有待进一步增强。下面我们将采用具体指标刻画财政分权,对分税制改革前后

<sup>4</sup> Bird 和 Vaillancourt (1998) 讨论了财政分权的多种度量方法。

<sup>5</sup> 他们认为 Zhang 和 Zou (1998) 的地方财政支出份额分权指标忽略了各省人口和经济规模的影响,事实上后者采取的人均指标已经部分修正了人口的影响。

我国经济增长和财政分权的关系进行研究。在此我们将给出讨论的模型、数据的来源和相应分析。财政分权程度的度量对经验检验十分重要，因此，我们首先讨论财政分权度量指标，然后给出计量模型和数据的来源。

### （一）财政分权指标度量

目前的文献中主要有两种度量财政分权的方法。一种是 Oates (1985) 首先采用的财政收支指标，用下级政府的财政收支份额来刻画财政分权程度；另一种是采用自有收入的边际增量 (discretion in the margin to raise own revenues)。Davoodi 和 Zou (1998)、Xie, Zou 和 Davoodi (1999)、Zhang 和 Zou (1998) 等都沿用了 Oates 的指标。Bird (1986) 分析了这种方法的潜在问题，他认为发展中国家财政数据的正确性尚有疑问，数据的覆盖面和可比性存在问题，在国家之间进行比较时可变的因素较多。同时，要保证地方官员自主财政决策、保证提供正确的信号和激励，还需要满足一些条件，比如地方财源的独立性以及地方自有收入的性质等。他建议计量有效财政分权的最低条件，例如自有收入的边际增量或民主选举等。Lin 和 Liu (2000) 采用了第二种方法，在大多数包干类型安排下地方的财政分权指数都为 100%。这样，经济条件和财政实力差别显著的各省，如吉林、四川、江苏、广东和宁夏，都有相同的分权指数，这显然是不符合现实的，这种指标可能并没有反映真实的分权状况。我国分税制改革以后各省的情况采用他们的指标方法也存在一定的困难。需要说明的是，除了文献对财政分权指标难题的诸多质疑之外 (Martinez-Vazquez 和 McNab, 2003)，对中国的研究还有两个问题要注意：一是对转移支付的处理，二是预算外收支<sup>6</sup>。地方政府用来自上级政府或其他政府的转移支付组织的支出是否能用于度量财政分权？财政收支份额是否能真正体现地方的分权程度？

事实上，分权指标选择的困难还是源于对财政分权定义的不同理解和偏重。政治学上的分权定义要求充分的地方自治 (autonomy)，但地方自治程度很难用具体的指标度量。从广泛的意义上讲，财政分权意味着上级政府向下级政府下放财政权力，财政分权的程度可以用下级政府拥有的财政权力的大小来度量。但是，政府间的财政权力配置也和各个国家的文化背景、历史传统、体制变革等因素息息相关，在很多转型经济中，地方政府虽然拥有了一定的收入和支出权力，但并没有自主确定税率和税种的权力，具体的收入和支出决策还要受中央政府调控的影响。即使两个国家有相同的地方支出份额，对支出内容安排的不同限制也会导致二者的财政权力并不对等<sup>7</sup>。因此，财政

<sup>6</sup> 后文将会提到，1994年前后预算外资金管理变化比较频繁，口径多次调整，2000年部门预算改革后很多预算外收支纳入基金预算管理，真正财政部口径意义上的预算外资金只占很小一部分。但是基金预算并没有改变有关资金的归属问题，本文中我们仍然沿用传统预算内外的说法。

<sup>7</sup> 这个问题在进行跨国比较时尤为突出，如果仅考虑一个国家内部的财政分权，这种制度和文化差异的影响相对小很多。

分权是一个多纬度的问题,单一的指标很难度量分权程度。遗憾的是,正如 Martinez-Vazquez 和 McNab (2003) 指出的那样,信息的缺乏导致我们不得不用简单的收支份额度量财政分权。Akai 和 Sakata (2002) 在现有数据的基础上考虑了多角度度量财政分权的问题,认为不同分权指标的选取将极大地影响经验分析的结论。结合 Xie, Zou 和 Davoodi (1999)、Davoodi 和 Zou (1998),他们设计了一组指标从不同角度度量财政分权的程度,区分了收入指标和支出指标的不同情形。他们认为正如 Oates (1972) 所言,对应性转移支付会扭曲地方政府的支出行为,对应性转移支付的授权应该属于转移支付的授予方,而一揽子或非条件性转移支付的权力应该给承担支出的那级政府。这样,当政府间转移支付都是对应性或条件性转移支付时,剔除了来自其他政府的转移支付的收入指标能够很好地刻画与其财政收入相对应的地方政府的权力配置。类似的,支出指标可以度量与财政支出相对应的地方政府的权力,当政府间转移支付都是一揽子转移支付或非条件性转移支付时,支出指标应该包括用来自其他政府的转移支付安排的支出。这两种极端情形下所采取的指标分别相当于我国的本级收支。而在一般情形下,他们用收入指标和支出指标的平均来度量地方政府的财政权力。有意思的是,他们还引入了财政独立性指标,用地方自有收入占地方总收入的比重刻画财政分权。在其他文献对转移支付的处理方面,Xie, Zou 和 Davoodi (1999) 对美国的分析中采用了支出指标,中央支出不包括转移支付,但地方支出包括得到的净转移。Davoodi 和 Zou (1998) 对 46 个国家的分析用子级政府支出与中央政府支出之比度量分权,各级支出都扣除了政府间转移支付。Zhang 和 Zou (1998) 采用了地方和中央预算内外本级支出之比度量分权,没有包括转移支付。一般而言,分权总是和地方自治联系在一起,但地方真正的权力 (authority) 很难用指标度量,更难用单一的指标度量。我们认为,对转移支付和预算外资金的不同处理可能能够反映我国地方政府的事实分权程度。

中国长期以来地方政府收入和支出权限不对等,这种状况在改革开放尤其是分税制改革后有所好转。1994 年后中央对地方的转移支付主要有税收返还、体制补助、结算补助、专项补助、过渡期转移支付 (2003 年后纳入“一般性转移支付”) 等形式,转移支付的总额较大,2001 年中央补助地方支出是中央本级支出的 1.04 倍,其中税收返还占相当大的比重。马拴友、于红霞 (2003) 指出,1998—2001 年我国税收返还占转移支付的比重平均达 62.1%,各种专项拨款补助占 20.1%。由此可以判断,非条件性转移支付在我国转移支付中占有绝对的优势。就转移支付的流向来说,税收返还具有基数性质,并且遵循“存量不动,增量调节”的原则,税收返还额的递增率按各省增值税和消费税平均增长率的 1:0.3 系数确定,两税收入高的地区税收返还数额也高 (一般基数也高)。2000 年人均 GDP 超过 11500 元的 8 个地方的税收返还数额均超过了中央净补助数额,占该年该地区中央补助数额的比重都超过

60%，其中广东省得到的中央税收返还数额占当年得到的中央补助数额的比重高达89.02%。2000年人均GDP低于5000元的省份的税收返还数额占该省当年中央补助的比重一般低于40%，其中宁夏仅为13.54%。对于发达地区而言，包括了这部分转移支付的地方本级财政支出应该能够较真实地度量地方真正的财政权力<sup>8</sup>。对于不发达地区而言，用地方本级财政支出来度量财政分权可能会出现高估的现象，尤其是像青海、宁夏等少数民族地区，中央补助的很大一部分用来弥补地方财政缺口，维持国家机构正常运转，地方本级支出并不足以反映地方的财力。

另一方面，除了财政体制上的安排，中国的财政运行也有其特殊规律。某些对应性转移支付的分配缺乏科学根据，通常以配套资金比例的大小和地方官员“反映”问题的积极程度确定分配数额。分税制改革后转移支付安排的合理性得到了很大提高，但基本上还是过去格局的延续，中央补助只能增不能减，很多弥补地区差距的转移支付政策只能依靠增量解决，中央与地方之间的讨价还价还是决定中央转移支付数额的重要方式。在中国的转移支付体系尚不规范、财政体制尚不完善的背景下，转移支付这种支出权力的让渡也可以看作地方政府可支配财力的增加，显示了地方的讨价还价能力和实际支出水平，是对地方事实分权程度的一种度量。结合前面谈到的税收返还因素，如果在财政支出中扣除转移支付，可能会低估部分地区尤其是发达地区的财政分权程度。在下面的分析中，我们根据是否包括转移支付，构造不同的指标来度量财政分权。

预算外资金收支的问题在中国比较特殊。20世纪80年代中央和地方的预算外资金急剧膨胀，预算外资金挤占预算内资金的现象比较普遍，用包括了预算外资金的总收支度量的地方财政分权程度有所提高。20世纪90年代中央多次调整预算外资金的管理制度，1993—1995年和1996年的预算外资金收支范围分别有所调整，从1997年起，政府性基金纳入预算内管理，多次统计口径调整不仅使得数据不具有可比性，而且提升了地方预算外资金的比重，这给用总收支度量财政分权的可靠性带来了一定困难。除了预算外资金，中国近几年凸现的另一个问题是体制外收支的大幅攀升，地方的事实分权程度可能远高于用财政收支指标度量的财政分权。遗憾的是，体制外收支的数据很难估算，从这个意义上说，我们可能低估了财政分权的程度，我们对财政分权与经济增长之间关系的检验可能存在误差。由于统计数据的不足，下面我们仅在分税制改革前和1997年以后的样本中考虑预算外收支。根据对转移支付和预算外收支的不同处理，我们设计了一组分权指标：

<sup>8</sup> 近年来，随着地方税收返还增量的相对下降，地方要求调整税收返还份额的呼声越来越高，可见地方政府至少将税收返还收入看作了自身权力的一部分。

(1) 预算内本级政府财政收入指标( $DC_{rev}$ )

$DC_{rev}$  = 各省预算内本级财政收入/中央预算内本级财政收入。分税制改革前由于体制等方面的原因,中央财政非常薄弱,地方挤税现象严重,用财政收入度量的分权指标容易高估,我们仅用  $DC_{rev}$  分析分税制改革后的样本。收入指标反映了地方的税权,从这个意义上说,收入指标更好地反映了传统意义上的分权,而支出指标更能表示实际分权。

(2) 预算内本级政府财政支出指标( $DC_{exp}$ )

$DC_{exp}$  = 各省预算内本级财政支出/中央预算内本级财政支出。该指标可以看作对事实分权的一种度量<sup>9</sup>。

(3) 扣除净转移支付的财政支出指标( $DC_{net}$ )

$DC_{net}$  = (各省预算内本级财政支出 - 净转移支付) / 中央预算内本级财政支出。鉴于  $DC_{exp}$  可能高估不发达地区的财政分权程度,  $DC_{net}$  可能低估发达地区的财政分权程度,我们还考虑二者的加权指标  $DC_{exp2} = (DC_{exp} + DC_{net}) / 2$ 。由于各省的转移支付数据较难获得<sup>10</sup>,我们仅用  $DC_{net}$  和  $DC_{exp2}$  考虑 1995—2001 年的样本。

(4) 预算内外总收支指标( $DC_{all}$ )

总收支指标对应于将上述 1、2 类指标中的本级收支变成总收支,分别用  $DC_{all1}$  和  $DC_{all2}$  表示总收入指标和总支出指标。由于 20 世纪 90 年代中后期预算外收支的统计口径多次调整,我们仅用总收支指标考虑分税制改革以前和 1997 年以后的样本。显然,用总收支指标度量的财政分权程度高于预算内指标度量的分权程度。

表 1 各分权指标的相关系数矩阵

	$DC_{rev}$	$DC_{exp}$	$DC_{net}$	$DC_{exp2}$	$DC_{per rev}$	$DC_{per exp}$	$DC_{per net}$	$DC_{per exp2}$
$DC_{rev}$	1.0000							
$DC_{exp}$	0.9546	1.0000						
$DC_{net}$	0.9784	0.9658	1.0000					
$DC_{exp2}$	0.9738	0.9928	0.9899	1.0000				
$DC_{per rev}$	0.4420	0.3183	0.4149	0.3656	1.0000			
$DC_{per exp}$	0.3258	0.2283	0.3164	0.2709	0.9695	1.0000		
$DC_{per net}$	0.4506	0.3445	0.4423	0.3926	0.9917	0.9750	1.0000	
$DC_{per exp2}$	0.3851	0.2831	0.3762	0.3285	0.9858	0.9948	0.9926	1.0000
$DC_{all1}$	0.9621	0.9519	0.9519	0.9595	0.3379	0.2290	0.3611	0.2907
$DC_{all2}$	0.9308	0.9755	0.9491	0.9709	0.2677	0.1784	0.3058	0.2377
$DC_{per all1}$	0.4360	0.3349	0.4098	0.3728	0.9878	0.9610	0.9820	0.9755
$DC_{per all2}$	0.3566	0.2744	0.3479	0.3112	0.9745	0.9899	0.9816	0.9911

<sup>9</sup> 值得注意的是,  $DC_{exp}$  度量的是各省本级支出相对于中央支出的大小,经济越发达的地区财政支出越多,自然分权指标就越高。Zhang 和 Zou(1998)也采用了相对于收入规模的支出指标,结论与其他指标一致。

<sup>10</sup> 作为分税制的重要组成部分,税收返还由于其基数性、确定性,被地方看作自有财力的一部分。如果有税收返还的具体数据,在转移支付中扣除税收返还可能是个不错的指标,遗憾的是我们只有 2000 年各省的税收返还数据。



鉴于政府支出规模与人口数量之间可能存在正向关系，我们进一步人均化，引入相应的人均指标来度量财政分权，分别记作  $DC_{per\ rev}$ 、 $DC_{per\ exp}$ 、 $DC_{per\ net}$ 、 $DC_{per\ exp2}$  和  $DC_{per\ all}$ ，这样一共得到 12 个分权指标。表 1 是这些分权指标的相关矩阵，其中总收支指标与其他指标的相关系数根据 1997—2000 年的数据计算而得，前三类指标之间的相关系数根据 1995—2001 年各省的数据计算而得。显然各总量指标之间、各人均化指标之间的相关性很高，总量指标与人均化指标之间的相关性较低，但相关系数仍然为正。

## (二) 计量模型

按照 Barro (1990)、Akai 和 Sakata (2002) 以及 Zhang 和 Zou (1998) 等，我们将相关分析的回归模型设为<sup>11</sup>：

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta'X_{it} + \gamma'DC_{it} + \delta'M_{it} + \eta'Dum_{it} + \epsilon_{it}. \quad (1)$$

这里我们采用了面板数据 (panel data)。其中， $S_{it}$  表示变量  $S$  第  $i$  个地方第  $t$  年的数据， $\alpha_i$ 、 $\beta$ 、 $\gamma$ 、 $\delta$  和  $\eta$  是系数矩阵， $\epsilon_{it}$  是扰动项。 $Y_{it}$  是实际 (人均) GDP 增长率， $X_{it}$  中的变量包括 GDP 增长率滞后变量、税负水平、投资增长率和刻画体制变革的指标<sup>12</sup>。投资增长率用全社会固定资产投资增长率度量，记做  $I$ ，税负水平用广义宏观税负，我们用预算内财政收入占 GDP 的比重表示， $NT$  是国家税负， $PT$  是各省税负，分别用全国和各省财政收入占全国和该省 GDP 的比重表示， $CT$  是中央税负，用中央财政收入占全国 GDP 的比重表示。1978 年以来我国的社会经济体制也发生了诸多变革，我们也试图刻画体制变革因素的影响。国有经济比重和职工人数的变化体现了我国改革开放以来的诸多政策变革效应，我们引入国有单位 (SOU) 职工比重作为主要解释变量进行回归<sup>13</sup>，直接考虑制度变革、财政分权和经济增长之间的关系。控制变量  $M_{it}$  包括 FDI、 $XM$ 、 $P$  和 Gini 系数等。FDI 和进出口  $XM$  刻画开放程度，分别用 FDI 的对数增长率、人民币度量的进出口占 GDP 的比重来度量。由于进出口口径的调整 (分为外贸进出口和海关进出口)，对于分税制改革后的样本我们无法找到口径一致的数据，故仅用  $XM$  检验 1994 年以前的

<sup>11</sup> (1) 式对应于固定效应回归模型。如果是随机效应或一般的没有组别效应的模型，常数项  $\alpha_i = \alpha$ 。为了简略起见，在此我们只给出了 (1) 式的简单形式，但具体采用哪种模型需要经过检验。式 (2) 和式 (3) 类似。关于财政分权经验检验的计量模型识别问题请参考 Martinez-Vazquez 和 McNall (2003) 等。

<sup>12</sup> 我们也可以类似 Zhang 和 Zou (1998) 用劳动增长率作为主要的解释变量，回归结果类似，但劳动增长率的系数在 1994 年以后的样本中不再显著为正。受计划经济体制的影响，我国一度存在大量的隐性失业。20 世纪 80 年代生产力释放的正效应饱和之后，20 世纪 90 年代以来隐性失业的矛盾更加突出，劳动增长率与经济增长率不再正相关是可以理解的。

<sup>13</sup> 复旦大学经济学院陆铭副教授建议作者考虑 SOU 职工比重指标，并提供了 1987—2001 年的相关数据，作者在此表示感谢。1986—2002 年四川和重庆合并样本的数据是作者整理而得，其中 1989、1991 年的数据根据差分法计算而得。

样本。 $P$  是通货膨胀率,我们用商品零售价格指数通胀率表示。刻画不平等等程度的 Gini 系数我们采用林伯强(2003)计算的数据,1985、1990、1995、2000 年全国的 Gini 系数分别为 0.23、0.29、0.33、0.35。以上数据除 Gini 系数外,均取自《中国统计年鉴》相应各年、各省、自治区、直辖市统计年鉴相应各年(其中河北省为《河北经济统计年鉴》)、《中国财政年鉴》相应各年、《新中国 50 年统计资料汇编》、《新中国 50 年财政统计》、《中国财政统计(1950—1991)》等。 $Dum_{it}$  是虚拟变量<sup>14</sup>,我们在第三部分有更详细的描述。需要说明的是,湖北省 1990 年以后全社会从业人员总数根据人口普查和人口变动调查资料进行了调整,但 1989 年以前的数据未经调整,这导致 1990 年从业人员总数比 1989 年增加 600 万,增幅是其他年份的 10 多倍,在此我们用未经调整的 1990 年数据计算湖北省 1990 年的劳动增长率。

由于行政区划的调整,1997 年重庆从四川分离,成立直辖市,为了保证一致性,我们将重庆和四川合并。1997 年前的数据取自《四川统计年鉴》等,1997 年后的数据由重庆市和四川省的相应数据计算而得<sup>15</sup>。合并后的(人均)GDP 实际增长速度等于两个地方(人均)实际 GDP 加总的增长速度,财政收支、转移支付、外商直接投资总额、进出口总额、GDP 等直接由两个地方的相应数据相加,并按照上面的方法计算分权指标和各控制变量。物价指数的计算较为复杂,我们用两个地方物价指数的平均值来代替。类似 Zhang 和 Zou(1998),我们的面板数据不包括港澳台地区,并删除了西藏和海南,这样一共有 28 个地方的数据。下面我们将进行具体的回归分析。

### 三、实证结论:各省经济增长与财政分权

中国自 1978 年以来的改革基本上都是围绕着中央与地方的关系调整,对 1978—2002 年中央和地方财政收支数据的分析可以看出,尽管分税制改革在一定程度上集中了财力,但地方政府的支出份额仍然超过 60%,再加上地方预算外、体制外收入高居不下,地方分权的程度仍然相对较高。那么,中央—地方分权对各省的经济有没有促进作用呢?下面我们用各省财政收支与中央财政收支的比度量中央—省分权,考虑 28 个大陆省份分税制改革前后的财政分权与经济增长的关系。考虑到分税制改革的影响,我们引入虚拟变量  $Dum_{94}$ ,并将改革前后分成两个子样本加以分析。由于分税制改革确定中央

<sup>14</sup> 钱颖一教授和朱晓东教授在对 Zhang 和 Zou(1998)的分析中认为可以考虑加入时间趋势,这是非常强的变量,尽管它可能减少时间趋势的影响,它自身也包含了太多的信息量,无法具体分析。我们引入产出滞后变量的回归如果考虑各年(少 2 年)的虚拟变量,支出财政分权指标的系数在 1986—1992 年样本中不显著异于 0,1994—2002 年显著正,1986—2002 年样本中系数为正、不显著。

<sup>15</sup> 简单的数据分析不难发现,行政区划调整后重庆的财政收支、全社会固定资产投资、全社会从业人员等指标并没有发生跳越性变化。

和地方的分成比例以 1993 年为基数，方案公布后各省突击征税，1993 年年底各地税收收入大幅度增长，全年地方财政收入比上年增加 35.45%，比 1991、1992 年的增幅多 20 多个百分点。这使得我们计算的中央宏观税负和地方宏观税负失真，在此我们删除 1993 年的财政收支样本。2002 年中央实行新的所得税收入分享改革，地方上交中央税收中新增了上交中央所得税，中央税负和地方税负改变较大，我们加入虚拟变量 Dum02 来刻画此次税制改革的影响。

我们首先采用多种分权指标分析 1995—2001 年样本（总收支指标对应 1997—2000 年样本）。对财政分权与经济增长关系的相应分析结果显示，对于人均回归，无论采用收入指标还是支出指标，无论采用预算内指标还是预算外指标，也无论是否扣除转移支付，经济增长与财政分权之间的系数均在 5% 的水平下显著正<sup>16</sup>；对于总量回归，各种情形下经济增长与财政分权之间的系数均为正，但不包含预算外收支的指标在 10% 的水平下不显著异于 0，包含预算外收支的分权指标在 1% 的水平下显著正。在此我们仅列出人均指标的回归结果。相应的  $F$  检验对不包含预算外收支的指标的回归在 5% 的水平下拒绝没有组别效应（group effects），对包含预算外收支的指标的回归在 10% 的水平下拒绝没有组别效应<sup>17</sup>，White 检验在 10% 的水平下拒绝同方差，相应的 Hausman 检验均在 10% 的显著性水平下不能拒绝随机效应。表 2 给出了采用随机效应回归的结果，下面先以人均指标为例具体分析各变量的系数。

当仅用产出滞后变量<sup>18</sup>、宏观税负、投资增长率、SOU 职工比重和分权指标作为解释变量时（表略），各财政分权指标的系数在 5% 的水平下（包含预算外的人均总收支分权指标在 1% 的水平下）显著正，宏观税负的系数负、不显著异于 0，SOU 的系数在 5% 的水平下显著负。如果再引入 FDI 和通货膨胀率（如表 2 所示），财政分权指标的系数仍然显著正，其中不包含预算外收支的财政分权指标的系数（列（1）—（4））在 5% 的水平下显著正，包含预算外收支的财政分权指标的系数在 1% 的水平下显著正。宏观税负 NT 的系数在（1）—（4）列回归中为负，在（5）、（6）列的回归中为正，但都不显著异于 0，SOU 的系数为负，FDI 和通货膨胀率的系数都不显著。如果采用总量指标进行回归，加权 PLS 方法下对应于表 2 中列（1）—（4）的总量分权

<sup>16</sup> 我们也参照 Akai 和 Sakata(2002)引入财政依存度 AI 刻画地方的财政独立性，AI = 各省预算内本级财政收入 / (各省预算内本级财政收入 + 中央补助)。值得注意的是，与他们一样，用 AI 度量的 1995—2001 年财政分权指标与经济增长之间的关系显著负。这可能说明分权指标选取对经验分析结论的重要性，也可能是因为我国转移支付体系的合理性和科学性尚有待提高。与这里的指标不同，陈抗等(2002)通过估算体制外收入，用各省预算内收入（包括转移支付）占总收入（还包括预算外收入和体制外收入）的比重度量“援助之手”，认为分税制改革以后地方政府有向“攫取之手”转化的趋势，并且限制了投资规模和政府的清廉程度。

<sup>17</sup> 如果用 PLS 方法对包含预算外收支的指标回归（对应表 2 列（5）和列（6））， $DC_{all1}$  和  $DC_{all2}$  的系数均在 1% 的水平下显著正，SOU 的系数在 10% 的水平下显著负。

<sup>18</sup> 感谢匿名审稿人建议我们引入产出滞后变量。需要说明的是，如果参照 Barr(1990)用资本和劳动变量作为主要解释变量，不考虑滞后产出变量，我们在后文中得到的结论仍然成立。

指标系数均为正,且在10%的水平下不显著异于0,对应于列(5)和(6)的总量分权指标系数在1%的水平下显著正。相应的SOU的系数在5%的水平下显著负,宏观税负系数不显著异于0。如果类似表2采用随机效应回归,各总量分权指标的系数均不显著异于0。对于分税制改革前的样本,Zhang和Zou(1998)曾经用预算内支出、预算外支出和总支出指标度量了1986—1992年各省的财政分权程度,发现三种不同指标度量的显著性不改变。总的来说,我们从各个角度出发设计的财政分权指标基本具有一致性,财政分权与经济增长之间关系的符号不会因为对财政分权的不同度量而改变,人均指标和总量指标的回归显著性略有不同。在后面的分析中,我们仅给出预算内指标度量的财政分权与经济增长之间的回归结果。

表2 各省经济增长与财政分权(1995—2001)<sup>9</sup>

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
C	0.0561 (3.19)	0.0544 (3.07)	0.0553 (3.13)	0.0554 (3.13)	0.0297 (1.16)	0.0276 (1.10)
GDP(-1)	0.5177 (10.74)	0.5117 (10.59)	0.5153 (10.69)	0.5133 (10.62)	0.5301 (7.73)	0.5325 (7.88)
NT	-0.0278 (-0.41)	-0.0234 (-0.35)	-0.0257 (-0.38)	-0.0309 (-0.46)	0.1507 (1.17)	0.1427 (1.12)
I	0.0490 (3.95)	0.0498 (4.01)	0.0494 (3.98)	0.0497 (3.99)	0.0203 (1.27)	0.0217 (1.36)
SOU	-0.0003 (-2.35)**	-0.0003 (-2.08)**	-0.0003 (-2.23)**	-0.0003 (-2.08)**	-0.0002 (-1.76)**	-0.0002 (-1.44)
DC <sub>per exp</sub>	0.0008 (2.48)**					
DC <sub>per net</sub>		0.0011 (2.55)**				
DC <sub>per eq2</sub>			0.0009 (2.53)**			
DC <sub>per rev</sub>				0.0016 (2.47)**		
DC <sub>per all2</sub>					0.0009 (2.94)*	
DC <sub>per all1</sub>						0.0016 (3.21)*
FDI	0.0007 (0.24)	0.0008 (0.30)	0.0008 (0.26)	0.0009 (0.30)	0.0001 (0.02)	-0.0001 (-0.02)
P	-0.0021 (-0.09)	-0.0003 (-0.01)	-0.0014 (-0.06)	-0.0010 (-0.04)	0.1386 (1.80)	0.1362 (1.78)
Obs.	196	196	196	196	112	112
Adj. R <sup>2</sup>	0.5413	0.5449	0.5425	0.5453	0.1734	0.1642

注释 括号中是  $t$  统计量,符号 \* 表示在 1% 的水平下显著,\*\* 表示在 5% 的水平下显著,\*\* \* 表示在 10% 的水平下显著。

<sup>19</sup> 本表中列(5)和列(6)是1997—2000年的回归结果。为了简单起见,我们只明确标出了主要变量宏观税负、SOU和分权指标的显著性水平。

### (一) 分税制改革前后的财政分权与经济增长

接下来我们分别采用总量和人均财政分权指标对 1986—1992、1994—2002 年两个分时期子样本及 1986—2002 年全样本（删除 1993 年样本，以下同）进行回归，考查分税制改革前后我国各省经济增长和中央—地方财政分权之间的关系。表 3 是用人均指标回归的结果，列（1）—（3）对应分税制改革前的样本， $F$  检验、White 检验和相应的 Hausman 检验接受采用加权 LSDV 方法回归，列（4）—（6）是对分税制改革后的样本采用随机效应回归的结果，列（7）—（9）是用加权 LSDV 方法回归的 1986—2002 年全样本结果，每类样本的后两列分别加入了 FDI 和通货膨胀率指标。

如表 3 所示，对于人均指标回归，分税制改革前财政分权指标的系数在 1% 的水平下显著负，分税制改革后  $DC_{per\ exp}$  的系数为正，列（5）和列（6）中在 5% 的水平下显著，列（4）中在 10% 的水平下显著，综合分税制改革前后的样本中  $DC_{per\ exp}$  的系数为正，在未引入通货膨胀率时在 10% 的水平下显著异于 0，引入  $P$  后不显著。宏观税负水平  $NT$  的系数在 1994—2002 年的样本中不显著异于 0，在其他两个时期样本中显著负。国有经济单位职工比重指标的系数在 1994 年之前为负、不显著，1994 年之后在 1% 的水平下显著负，全样本中不显著异于 0。当我们依次加入 FDI 和  $P$  后，财政分权指标系数的显著性基本没有明显的改变，各列中其他滞后产出变量和投资增长率指标的系数均显著正。为了刻画分税制改革效应，我们还加入了虚拟变量  $Dum94$ ， $Dum94$  和  $Dum02$  的系数显著正。如果我们对应于表 3 各列采用 PLS 方法回归（表略），得到  $DC_{per\ exp}$  的系数在 1986—1992 年为负、不显著，1994—2002 年的样本中在 5% 的水平下显著正，全样本中为正、不显著； $SOU$  的系数在 1994 年前为负、不显著，1994 年之后的样本和全样本中均在 1% 的水平下显著负； $NT$  的显著性与表 3 相同。

如果用总量指标回归，在采用加权 LSDV 方法时 1994 年之前财政分权指标  $DC_{exp}$  的系数在 1% 的水平下显著负，1994 年之后为正、不显著（类似表 3 采用随机效应时为负、不显著），全样本中  $DC_{exp}$  的系数为负，在 10% 的水平下显著异于 0。 $NT$  的显著性与前同， $SOU$  的系数在两个分时期子样本中不显著（1994—2002 样本采用随机效应时显著负），在全样本中为负且在 10% 的水平下显著异于 0。如果采用 PLS 方法， $DC_{exp}$  的系数在 1994 年之前为负，其他样本中为正，但都在 10% 的水平下不显著； $SOU$  的系数在 1994 年前不显著，1994 年之后的样本和全样本中均在 1% 的水平下显著负； $NT$  的显著性与前同。从以上对人均和总量指标回归结果的描述中可以看出，国有经济单位职工比重的系数在 1994 年之后基本显著为负，这与我国体制变革的背景是吻合的。一般而言 1994 年之前总量和人均支出财政分权指标的系数倾向于为负，分税制改革后及全样本中各财政分权指标的系数不再显著为负，下面我们引入 Chow 检验和虚拟变量进一步直接检验财政分权指标的系数在 1994 年前后的差异。

表3 各省经济增长与中央—地方财政分权(1986—2002)

	1986—1992			1994—2002			1986—2002		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
C									
GDP(-1)	0.1500 (4.56)	0.1100 (3.28)	0.0716 (1.34)	0.0516 (3.61)	0.0444 (3.26)	0.0448 (3.24)	0.2044 (6.22)	0.2102 (5.78)	0.2378 (5.48)
NT	-0.4766 (-5.74)	-0.5494 (-6.91)	-0.5014 (-5.18)	-0.0020 (-0.04)	0.0163 (0.30)	0.0110 (0.17)	-0.0970 (-2.17)	-0.1105 (-2.28)	-0.1470 (-2.63)
I	0.1482 (20.07)	0.1390 (17.72)	0.1446 (15.99)	0.0482 (5.39)	0.0455 (5.05)	0.0460 (4.85)	0.1367 (18.07)	0.1288 (15.46)	0.1279 (15.35)
SOU	-0.0002 (-0.16)	-0.0010 (-0.60)	-0.0011 (-0.59)	-0.0003 (-3.62)*	-0.0003 (-3.61)*	-0.0003 (-3.49)*	0.0002 (0.51)	0.0001 (0.32)	0.0001 (0.32)
DC <sub>per exp</sub>	-0.0394 (-5.55)*	-0.0441 (-5.72)*	-0.0415 (-4.93)*	0.0005 (1.77)**	0.0005 (2.08)**	0.0004 (2.06)**	0.0028 (1.94)***	0.0027 (1.94)***	0.0023 (1.58)
Dum94							0.0133 (5.61)	0.0145 (5.70)	0.0115 (3.42)
Dum02				0.0097 (2.56)	0.0094 (2.40)	0.0095 (2.37)	0.0135 (5.09)	0.0129 (4.66)	0.0138 (4.85)
FDI	0.0046 (4.05)	0.0046 (4.05)	0.0046 (3.39)		0.0004 (0.15)	0.0004 (0.16)		0.0037 (2.59)	0.0035 (2.45)
P			0.0500 (2.51)			-0.0028 (-0.17)			-0.0222 (-1.65)
Obs.	196	185	185	252	252	252	448	437	437
Adj. R <sup>2</sup>	0.4406*	0.4407	0.4470	0.6424	0.5499	0.5492	0.4967	0.4934	0.4904

注释: 符号 \* 表示在 1% 的水平下显著, \*\* 表示在 5% 的水平下显著, \*\*\* 表示在 10% 的水平下显著。

## (二) 财政分权的跨时差异

由于我们采用的是面板数据，对财政分权的系数进行 Chow 检验存在一定困难。对应表 3 的回归结果，我们给出了总量和人均指标的 Chow 检验值。表 4 中 (1) — (3) 列对应于人均指标，(4) — (6) 列对应于总量指标，其中列 (1) 和列 (4) 用滞后产出变量、宏观税负、投资增长率、SOU 职工比重和财政分权指标作为解释变量，列 (2) 和列 (5) 引入了 FDI，列 (3) 和列 (6) 进一步引入了通货膨胀率。我们首先在表 4 第一行给出了零假设为“所有变量的系数在 1994 年前后都没有结构差异”时的 Chow 检验值，第二行和第三行进一步进行参数子集检验，考察财政分权指标的系数在分税制改革前后是否存在显著差异，对应的零假设为“财政分权指标的系数在 1994 年前后没有结构差异”。第一行的值根据加权 LSDV 方法下的数据计算而得，当进行参数子集检验时，面板数据的组别效应较难处理，我们在第二行给出根据加权 LSDV 回归的数据计算而得的  $F$  值，第三行是采用 PLS 方法时的结构检验  $F$  值。

表 4 各省经济增长与财政分权——CHOW 检验(1986—2002)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
参数检验	17.8097	17.1539	15.9569	16.5763	14.2991	13.8575
参数子集检验 a	53.3071	58.8445	59.9827	47.4588	50.2308	54.2442
参数子集检验 b	4.5650	4.8578	4.1942	0.3869	—	—

显然，总量指标和人均指标都在 1% 的水平下拒绝“所有变量的系数在 1994 年前后没有结构差异”。对于财政分权指标，除了采用 PLS 方法的总量指标，其他情况下 Chow 检验都在 5% 的水平下（第二行在 1% 的水平下）拒绝零假设“财政分权指标的系数在 1994 年前后没有结构差异”。因此，一般而言，我国财政分权与经济增长的关系在分税制改革前后存在跨时差异。我们也可以将虚拟变量 Dum94 加在财政分权指标前，直接考虑分税制改革前后财政分权指标系数的差异，回归方程形式为：

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta'X_{it} + (\gamma + \eta \times \text{Dum94}) \times \text{DC}_{it} + \delta'M_{it} + \varphi' \text{Dum}_{it} + \varepsilon_{it}. \quad (2)$$

从后面的分析中可以发现，直接考虑分税制改革前后财政分权系数差异的方程回归结果和分时期子样本回归结果及表 3 和表 4 的结论基本一致，我国财政分权与经济增长的关系存在显著的跨时差异。

类似地，我们在表 5 给出了加权 LSDV 方法的回归结果，列 (1) — 列 (3) 总量指标中  $\text{DC}_{\text{exp}}$  的系数在 1% 的水平下显著负， $\text{Dum94} \times \text{DC}_{\text{exp}}$  项的系数在 5% 的水平下显著正；列 (4) — 列 (6) 人均指标中  $\text{DC}_{\text{per exp}}$  的系数在 5% 的水平下显著负， $\text{Dum94} \times \text{DC}_{\text{per exp}}$  项的系数在 1% 的水平下显著正。总量和人均指标中 FDI 的系数都在 5% 的水平下显著正，通货膨胀率的系数在 10%

的水平下显著负,宏观税负 NT 的系数在 1% 的水平下显著负, Dum02 的系数显著正。国有经济单位职工比重的系数在总量指标中为负,引入 FDI 和通货膨胀率时在 10% 的水平下显著异于 0,在人均指标中系数为正但不显著,这与表 3 的结论也是一致的。如果用 PLS 方法回归,人均指标的结论不变,  $DC_{per\ exp}$  的系数在 5% 的水平下显著负(加入  $P$  后不显著),  $Dum94 \times DC_{per\ exp}$  项的系数显著正;总量指标  $DC_{exp}$  的系数为负、不显著,  $Dum94 \times DC_{exp}$  项的系数为正,在未引入  $P$  时在 10% 的水平下显著,引入  $P$  后不显著;总量和人均指标回归中 NT 和 SOU 的系数均在 1% 的水平下显著负, Dum02 的系数显著正, FDI 的系数都在 5% 的水平下显著正,通货膨胀率的系数在 10% 的水平下显著负。

表 5 各省经济增长与财政分权——虚拟变量(1986—2002)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
C						
GDR(-1)	0.2065 (6.15)	0.2228 (5.96)	0.2398 (5.65)	0.2113 (6.51)	0.2195 (6.16)	0.2490 (6.31)
NT	-0.2452 (-5.03)	-0.2581 (-4.90)	-0.2700 (-4.93)	-0.1559 (-3.77)	-0.1617 (-3.40)	-0.1849 (-3.70)
I	0.1245 (15.71)	0.1153 (13.84)	0.1150 (13.83)	0.1326 (17.85)	0.1260 (14.99)	0.1258 (15.20)
SOU	-0.0004 (-1.61)	-0.0005 (-1.91)**	-0.0005 (-1.76)**	0.0002 (0.57)	0.0002 (0.54)	0.0002 (0.64)
$DC_{exp}$	-0.2397 (-2.88)*	-0.2568 (-3.00)*	-0.2482 (-2.89)*			
Dum94 $\times DC_{exp}$	0.0751 (3.10)*	0.0817 (3.21)*	0.0666 (2.26)*			
$DC_{per\ exp}$				-0.0037 (-2.11)**	-0.0050 (-2.60)*	-0.0041 (-2.10)**
Dum94 $\times DC_{per\ exp}$				0.0044 (5.09)*	0.0052 (5.17)*	0.0043 (3.80)*
Dum02	0.0146 (5.21)	0.0139 (4.74)	0.0140 (4.79)	0.0174 (6.95)	0.0167 (6.15)	0.0165 (6.14)
FDI		0.0036 (2.53)	0.0037 (2.53)		0.0035 (2.51)	0.0034 (2.47)
P			-0.0143 (-1.16)			-0.0285 (-2.43)
Obs.	448	437	437	448	437	437
Adj. $R^2$	0.5268	0.5230	0.5211	0.5014	0.4978	0.4945

注释 括号中是  $t$  统计量,符号 \* 表示在 1% 的水平下显著,\*\* 表示在 5% 的水平下显著,\*\* \* 表示在 10% 的水平下显著。

总之,如果直接考虑分税制改革前后财政分权系数的差异,我们不难发现  $Dum94 \times DC_{exp}$  项和  $Dum94 \times DC_{per\ exp}$  项的系数一般都显著正,而  $DC_{exp}$  和  $DC_{per\ exp}$  项的系数一般显著负或不显著。结合前面对分时期子样本的回归分析



和相应的 Chow 检验，我们可以说，我国财政分权与经济增长之间的关系在分税制改革前后存在显著的跨时差异。分税制改革显著地改善了我国各省经济增长与中央—地方财政分权之间的关系，与 20 世纪 80 年代中后期的“过度分权”状况相比，分税制改革规范了中央和地方的征税范围和权力，理顺了中央、地方政府支出权责，一定程度上规范了地方分权状况，财政分权的积极效应得以发挥。

这里我们直接引入了刻画体制变革因素的指标，回归结果说明我们的结论具有较强的稳健性。对 SOU 职工比重的简单分析可以发现，1990 年以后各省的 SOU 职工比重横截面均值开始逐年下降，1996 年略有上升，1998 年的下降幅度较大，比上年减少了近 3 个百分点，2002 年进一步以 3% 左右的幅度下降。其中东部地区的变化趋势与全国各省份的平均变化趋势完全一致，而中部和西部地区的 SOU 职工比重均值基本都在 1997 年才开始下降，20 世纪 90 年代前期它们的 SOU 职工比重仍然保持上升的态势。这与我国改革的进程是基本一致的，东部沿海地区作为我国改革开放的前沿阵地，20 世纪 90 年代以来非国有经济发展迅速，经济增长速度较高，而中西部地区发展相对滞缓。SOU 职工比重指标能够较好的刻画我国自 20 世纪 80 年代中期以来的体制变革因素，在分税制改革前样本中它的系数不显著异于 0，分税制后出现了系数显著负的情形。而无论是否直接引入体制变革的因素，我们都得到了与 Zhang 和 Zou (1998) 不同的结论，分税制改革后财政分权对经济增长的作用不再显著为负。后面我们还将采用 SOU 职工比重指标进行分析。

## 四、地区差距、财政分权与经济增长

改革开放二十多年来，中国的地区差距在不断加剧。王小鲁、樊纲 (2004) 认为，尽管东部、中部、西部各经济区内部的经济差距在缩小，各地区之间的经济发展呈分化之势。财政分权对各个区域的影响如何，财政分权是否有利于缩小地区差距？下面我们根据各地区经济发展水平、地理位置等的差异，分样本进行分析。

### (一) 财政分权的地区差异：发达地区与不发达地区

首先，我们根据 1994—2002 年各省人均 GDP 均值的排序，将样本分成两部分，前 14 个省份的人均 GDP 均值高于 ¥6000，我们将它们划为较发达地区子样本，后 14 位划为较落后地区子样本。如果区分不同子样本进行回归，1986—2002 年较富裕的前 14 个地区的财政分权指标  $DC_{per\ exp}$  的系数为负、不显著异于 0，后 14 个较不发达地区的  $DC_{per\ exp}$  系数在 5% 的水平下显著负，宏观税负的系数都在 1% 的水平下显著负。尽管子样本的样本容量与文献的一般情况相比并不太少，观察值的丢失还是非常可惜的，我们可以引入虚拟变

量刻画各省经济发展水平的差异。考虑  $DumU$ 、 $DumD$  分别对发达地区、不发达地区的省份赋值 1, 对其他地区省份赋值 0, 这样发达地区和不发达地区省份各年所对应的经济发展水平差异虚拟变量向量为  $(1, 0)$  和  $(0, 1)$ 。我们考虑回归模型:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta'X_{it} + DumU_{it} \times DC_{it} + DumD_{it} \times DC_{it} + \delta'M_{it} + \varphi'Dum_{it} + \varepsilon_{it}. \quad (3)$$

根据(3)式,我们对不分地区的全样本数据进行回归,相应的  $F$  检验在 10% 的水平下不能拒绝没有组别效应,且拒绝同方差,我们采用加权 PLS 回归,得到表 6 各列。用人均 GDP 增长速度对人均产出滞后变量、宏观税负、投资增长率、体制变革变量和人均财政分权指标的回归表明,较富裕的前 14 个地区的财政分权指标  $DC_{per\ exp}$  的系数在 1994—2002 年样本中显著正,在 1986—2002 年样本中为正、不显著;后 14 个较不发达地区的  $DC_{per\ exp}$  的系数在 1994 年以后的样本和全样本中均仍然在 1% 的水平下显著负;在分税制改革之前二者的系数均为负,其中  $DumU \times DC_{per\ exp}$  项的系数在加入 FDI、通货膨胀率后也变得显著负。显然,这里  $DumU \times DC_{per\ exp}$  项的系数和  $DumD \times DC_{per\ exp}$  项的系数存在显著的差异。SOU 的系数在 1994 年之前的样本中不显著,在 1994 年之后和全样本中均显著负,NT 的系数除在 1994—2002 年样本中不显著之外,在其他样本中均显著负。虚拟变量  $Dum94$  和  $Dum02$  的系数显著正。

经济发展水平不同的地区在财政分权与经济增长的关系中呈现出不同的相关性也可能是受各地区初始经济差别的影响,我们在前面的回归中引入 1980 年各省人均 GDP 的对数作为初始经济水平变量(记做  $GDP80$ ),主要结果与表 6 一致,财政分权的系数在不同经济水平的地区之间存在差异。在两个分时期子样本中发达地区的财政分权指标  $DumU \times DC_{per\ exp}$  项的系数为正、不显著,不发达地区  $DumD \times DC_{per\ exp}$  的系数显著负, $GDP80$  的系数为负、不显著;1986—2002 年样本中发达地区财政分权指标的系数显著正,不发达地区的系数显著负, $GDP80$  的系数显著负,在较长的时期中各省经济存在着收敛的趋势。简单的指标分析发现,新疆、宁夏、青海、云南等不发达少数民族聚居地区由于人口较少、中央的转移支付较多,人均财政分权指标  $DC_{per\ exp}$  可能并没有很好的刻画实际的财政分权状况,在进一步的分析中,我们剔除这些省份,考虑发达与不发达地区(分别剩下 13 个和 11 个)的差异。类似地我们采用加权 PLS 方法对引入虚拟变量的全样本回归,在分税制改革前  $DumU \times DC_{per\ exp}$  的系数为负,分别在 10%、5%、1% 的水平下显著, $DumD \times DC_{per\ exp}$  的系数仍然显著负,其他时期样本中的结论也成立, $DumU \times DC_{per\ exp}$  项和  $DumD \times DC_{per\ exp}$  项的系数均比表 6 相应各项有所下降。如果我们对分地区的子样本进行类似分析,采用随机效应回归的 1994—2002 年样本中

表 6 发达地区与不发达地区经济增长与财政分权——虚拟变量(1986—2002)

	1986—1992			1994—2002			1986—2002		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
C	0.0615 (1.88)	0.0657 (1.91)	0.0607 (1.74)	0.0464 (5.03)	0.0471 (5.11)	0.0474 (5.08)	0.0966 (5.87)	0.0964 (5.51)	0.1016 (5.80)
GDP(-1)	0.2177 (5.77)	0.2273 (5.27)	0.1838 (3.40)	0.5533 (26.19)	0.5499 (25.86)	0.5560 (22.74)	0.2592 (7.98)	0.2693 (7.53)	0.3115 (7.63)
NT	-0.2065 (-3.35)	-0.2354 (-2.99)	-0.2054 (-2.41)	-0.0003 (-0.01)	-0.0022 (-0.08)	-0.0122 (-0.41)	-0.1641 (-3.82)	-0.1675 (-3.54)	-0.2233 (-4.26)
I	0.1689 (22.79)	0.1614 (17.73)	0.1692 (17.35)	0.0507 (8.97)	0.0482 (8.57)	0.0494 (8.07)	0.1332 (16.60)	0.1256 (14.09)	0.1244 (14.30)
SOU	0.0001 (0.13)	0.0001 (0.17)	0.0001 (0.12)	-0.0002 (-2.49)**	-0.0002 (-2.43)**	-0.0002 (-2.33)**	-0.0005 (-3.19)*	-0.0005 (-3.08)*	-0.0004 (-2.70)*
DumU ×	-0.0014 (-1.59)	-0.0019 (-1.85)**	-0.0021 (-2.03)**	0.0004 (2.19)**	0.0004 (2.15)**	0.0004 (2.11)**	0.0003 (0.61)	0.0002 (0.46)	0.0001 (0.36)
DumD ×	-0.0049 (-2.82)*	-0.0064 (-2.55)**	-0.0066 (-2.62)*	-0.0018 (-3.19)*	-0.0018 (-3.29)*	-0.0017 (-3.17)*	-0.0026 (-2.92)*	-0.0028 (-2.71)*	-0.0028 (-2.74)*
Dum94							0.0097 (3.87)	0.0107 (4.02)	0.0057 (1.72)
Dum02				0.0110 (6.59)	0.0104 (5.93)	0.0108 (6.10)	0.0138 (5.17)	0.0128 (4.62)	0.0143 (5.05)
FDI	0.0035 (2.30)		0.0034 (2.08)		0.0033 (1.53)	0.0033 (1.52)		0.0033 (2.21)	0.0031 (2.05)
P			0.0463 (1.96)			-0.0057 (-0.58)			-0.0390 (-2.80)
Obs.	196	185	185	252	252	252	448	437	437
Adj. R <sup>2</sup>	0.4409	0.4390	0.4428	0.7095	0.7048	0.7029	0.5071	0.5028	0.4994

注：括号中是  $t$  统计量，符号 \* 表示在 1% 的水平下显著，\*\* 表示在 5% 的水平下显著，\*\*\* 表示在 10% 的水平下显著。

较富裕的 13 个地区  $DC_{per\ exp}$  的系数仍然在 1% 的水平下显著正, 但系数比未删除部分少数民族聚居地区时略有下降; 删除了部分少数民族聚居地区的较落后的 11 个省份子样本中  $DC_{per\ exp}$  的系数由负变为正, 仍然在 10% 的水平下不显著, 稳健性检验也一致。如果删除宁夏、内蒙古、广西、新疆四个少数民族自治区, 11 个不发达地区的人均财政分权系数仍然为负, 且不显著异于 0, 稳健性检验也支持以上结论。这些结果说明, 当我们用预算内人均财政支出指标度量财政分权程度时, 分税制改革后较发达地区经济增长与财政分权之间存在显著的正关系, 而较落后地区财政分权对经济增长的影响至少不显著为正。这一方面可能是因为, 落后地区的财政能力有限, 政府支出主要倾向于经常性支出, 某些少数民族地区根本就是吃饭财政, 地方政府无力进行公路、交通、电信等基础设施建设, 落后地区的财政效率较低。另一方面, 中国 20 多年的改革更多地照顾了既得利益, 1994 年分税制改革中发达地区获得了更多的利益, 它们的财政分权程度明显高于落后地区, 财政独立性也更高, 后文中我们还将继续分析其中的原因。

## (二) 财政分权的地区差异: 东部、中部与西部

我们也可以进一步将样本区分为东部、中部和西部。参照王小鲁、樊纲(2004), 我们这里的东部地区包括北京、天津、上海、浙江、江苏、福建、广东、辽宁、山东、河北等 10 个省份, 中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南等 8 个省份, 西部地区包括内蒙古、广西、四川(包括重庆)、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆等 10 个省份。观察人均 GDP 均值和  $DC_{per\ exp}$  均值易见, 东部省份的人均 GDP 水平和财政分权水平都较高, 中西部地区省份的人均 GDP 和财政分权程度较低(部分少数民族地区除外)。相应的分地区子样本回归显示(表略), 1994—2002 年, 东部地区财政分权指标  $DC_{per\ exp}$  的系数在 5% 的水平下显著正, 西部地区  $DC_{per\ exp}$  的系数为正、不显著异于 0, 中部地区采用加权 LSDV 回归的  $DC_{per\ exp}$  的系数在 5% 的水平下显著正, 采用随机效应回归时系数不显著<sup>20</sup>。中央税负 CT 不显著异于 0, 地方税负 PT 显著负。如果将中、西部样本合并, 相应 18 个省份组成的子样本的财政分权指标系数在采用随机效应回归时为负、不显著异于 0, 采用加权 LSDV 回归时显著正。引入 FDI 和通货膨胀率的回归也支持上述结论, 且 FDI 不显著, 通货膨胀率东部、中部显著正, 西部不显著。如果结合分税制改革前, 我们考虑 1986—2002 年分东、中、西部的情况(表略), 相应的  $F$  检验拒绝组别效应, 东、中部地区的 White 检验拒绝没有异方

<sup>20</sup> 用劳动增长率作为解释变量的结果类似。有意思的是, 尽管 1994 年以后劳动增长率的系数在全国样本分析中不显著异于 0, 它在东部地区显著正, 在中部地区显著负, 在西部地区不显著。这与龚六堂、谢丹阳(2004)认为 1994 年后我国省份之间劳动边际生产率差异水平扩大的结论一致。

差，西部地区的 White 检验不能拒绝同方差。我们采用 PLS 回归，发现东部地区 1986—2002 年的人均财政分权指标  $DC_{per\ exp}$  的系数为正、不显著异于 0，中部地区  $DC_{per\ exp}$  的系数为负、不显著异于 0，而西部地区  $DC_{per\ exp}$  的系数显著负。引入 FDI 和通货膨胀率后东部和中部地区仍然支持上述结论，西部地区  $DC_{per\ exp}$  的系数不显著异于 0。

需要说明的是，对各省财政分权指标的分析发现直辖市样本与其他发达地区样本之间存在较大的差异。有关地区差距的文献认为，是否包含直辖市的样本存在统计学上的差异。我们类似删除三个直辖市地区样本，结果东部地区的财政分权指标仍然在 5% 的水平下显著正，发达地区的财政分权指标也在 5% 下显著正，稳健性检验支持同样的结论。直辖市因素并没有显著的改变我们的结果。当然，这种分样本的方法也存在观察值丢失的缺陷，我们下面类似直接引入虚拟变量进行分析。用  $DumE$ 、 $DumM$ 、 $DumW$  分别对东部地区、中部地区和西部地区的省份赋值 1，对其他地区省份赋值 0，这样东、中、西部省份各年所对应的地理位置差异虚拟变量向量为  $(1, 0, 0)$ 、 $(0, 1, 0)$  和  $(0, 0, 1)$ 。我们考虑回归模型：

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta' X_{it} + DumE_{it} \times DC_{it} + DumM_{it} \times DC_{it} + DumW_{it} \times DC_{it} + \delta' M_{it} + \varphi' Dum_{it} + \varepsilon_{it}. \quad (3')$$

根据 (3') 式，我们对不分地区的全样本数据进行回归，得到表 7 所示结果。显然，这里  $DumE \times DC_{per\ exp}$  项的系数和  $DumM \times DC_{per\ exp}$ 、 $DumW \times DC_{per\ exp}$  项的系数存在显著的差异。和前面分地区子样本的方法一样，1986—2002 年样本的  $F$  检验在 10% 的水平下不能拒绝没有组别效应，且拒绝同方差，我们采用加权 PLS 回归。分税制改革前东、中、西部地区财政分权指标的系数均为负，其中东部地区的系数在加入 FDI 和  $P$  后在 10% 的水平下显著；分税制改革后各地区分权指标的系数差别显著，东部地区的系数在 5% 的水平下显著正，西部地区的系数在 1% 的水平下显著负，中部地区的系数不显著；1986—2002 年样本中  $DumE \times DC_{per\ exp}$  项的系数为正、不显著， $DumM \times DC_{per\ exp}$  和  $DumW \times DC_{per\ exp}$  项的系数显著负。SOU 职工比重的系数与前面一样，在 1994 年以后的样本和全样本中均显著负，在 1986—1992 年样本中不显著，NT 的系数除在 1994—2002 年样本中不显著外其他样本回归中均显著负。如果引入初始经济差别变量 GDP80，在 1986—1992 年样本中  $DumE \times DC_{per\ exp}$  项的系数为正、不显著， $DumM \times DC_{per\ exp}$  和  $DumW \times DC_{per\ exp}$  项的系数为负、不显著；1986—2002 年东部地区的系数显著正，中部地区的系数为负、不显著，西部地区的系数显著负。GDP80 的系数在两个分时期子样本中为负、不显著，在 1986—2002 年全样本中显著负，SOU 的显著性与前同。

表7 东、中、西部经济增长与财政分权——虚拟变量(1986—2002)

	1986—1992			1994—2002			1986—2002		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
C	0.0808 (2.62)	0.0832 (2.59)	0.0791 (2.41)	0.0457 (4.79)	0.0463 (4.84)	0.0467 (4.84)	0.0980 (6.07)	0.0981 (5.67)	0.1033 (5.96)
GDP(-1)	0.2120 (5.38)	0.2202 (4.95)	0.1685 (3.06)	0.5548 (23.51)	0.5501 (23.11)	0.5558 (19.96)	0.2511 (7.56)	0.2618 (7.17)	0.3018 (7.23)
NT	-0.2169 (-3.50)	-0.2390 (-3.03)	-0.2041 (-2.43)	0.0036 (0.11)	0.0011 (0.04)	-0.0086 (-0.28)	-0.1690 (-3.95)	-0.1732 (-3.66)	-0.2253 (-4.32)
I	0.1653 (21.86)	0.1577 (17.39)	0.1659 (17.24)	0.0502 (8.76)	0.0477 (8.36)	0.0488 (7.91)	0.1317 (16.62)	0.1244 (14.11)	0.1234 (14.32)
SOU	-0.0002 (-0.39)	-0.0001 (-0.34)	-0.0002 (-0.44)	-0.0002 (-2.44)**	-0.0002 (-2.32)**	-0.0002 (-2.26)**	-0.0005 (-3.03)**	-0.0005 (-2.92)**	-0.0004 (-2.61)**
DumE ×	-0.0013 (-1.46)	-0.0017 (-1.68)***	-0.0020 (-1.90)***	0.0004 (2.55)**	0.0004 (2.50)**	0.0004 (2.45)**	0.0002 (0.45)	0.0001 (0.31)	0.0001 (0.24)
DC <sub>per exp</sub>	-0.0056 (-2.73)*	-0.0060 (-2.36)**	-0.0067 (-2.63)*	0.0001 (0.12)	-0.0001 (-0.08)	0.0000 (-0.03)	-0.0030 (-2.27)**	-0.0029 (-2.02)**	-0.0028 (-1.91)***
DumW ×	-0.0045 (-2.88)*	-0.0055 (-2.47)**	-0.0058 (-2.58)**	-0.0016 (-2.59)**	-0.0017 (-2.80)*	-0.0016 (-2.62)*	-0.0032 (-3.26)*	-0.0033 (-2.87)*	-0.0033 (-2.79)*
DC <sub>per exp</sub>							0.0098 (3.96)	0.0108 (4.06)	0.0061 (1.83)
Dum94							0.0142 (5.20)	0.0132 (4.66)	0.0146 (5.05)
Dum02				0.0108 (6.20)	0.0103 (5.63)	0.0106 (5.79)		0.0034 (2.21)	0.0031 (2.06)
FDI	0.0037 (2.41)	0.0036 (2.19)	0.0036 (2.19)		0.0034 (1.58)	0.0034 (1.56)		0.0034 (2.21)	0.0031 (2.06)
P									-0.0368 (-2.63)
Obs.	196	185	185	252	252	252	448	437	437
Adj. R <sup>2</sup>	0.4390	0.4363	0.4406	0.7068	0.7018	0.7000	0.5068	0.5025	0.4993

注释:括号中是  $t$  统计量,符号 \* 表示在 1% 的水平下显著, \*\* 表示在 5% 的水平下显著, \*\*\* 表示在 10% 的水平下显著。

综合前面发达与不发达地区两个子样本，东、中、西部三个分地区子样本和引入虚拟变量的全样本的分析，我们发现，无论分样本研究还是引入虚拟变量，经济发展程度较高的地区的财政分权对经济增长的积极作用要大于经济发展程度较低的地区，东部各省的财政分权优势要高于中西部地区。我国中西部省份的经济总量水平较低，西部不发达地区的财政能力尤其薄弱，中央对这些地区的转移支付的收入分配效应也不明显，财政对经济增长的推动作用较低。另一方面，无论发达地区还是不发达地区，无论东部、中部还是西部地区，分税制改革都显著地改善了财政分权对经济增长的影响，比较1986—1992年和1994—2002年各子样本可以发现，东部和中部地区的财政分权系数由负、不显著异于0变为显著正，西部地区 $DC_{per\ exp}$ 的系数由显著负变为不显著，一般而言分税制改革后财政分权的积极效应更加显著，分地区样本的结论和第三部分全国样本的结论一致。

由于我国财政分权对经济增长的作用大小与各地区经济的初始发达程度成正比，分税制改革后我国的地方财政分权形势不利于缩小地区差距。这一方面可能与分税制改革并没有从根本上改变地区利益分配格局有关，另一方面可能源于不规范的财政制度和地方政府落后的理财观念。下面我们将进一步分析。

## 五、财政分权跨时差异和地区差异原因分析

在第三部分和第四部分我们对中国1986—2002年财政分权与经济增长的关系进行了实证研究。我们发现，不仅仅分税制改革后财政分权对经济增长的促进作用增强，而且，财政分权在我国还呈现出显著的地域差异，东部地区的财政分权优势高于中西部地区，发达地区的财政分权优势高于落后地区。这不禁让我们联想到世界范围内财政分权的格局。从财政分权的历史来看，发达国家的财政分权趋势普遍高于发展中国家，财政分权与经济发展程度之间存在着某种联系。相对于不同历史、文化的国家间的财政分权差异，中国在分税制改革前后所体现出来的显著差异就更令人好奇，到底是什么因素促进了财政分权的积极效应，为什么财政分权在一个国家的地区之间以及不同的时期也呈现出明显的差异呢？

财政分权对经济增长的影响不仅和财政分权的程度有关，而且和财政分权所面临的制度环境有关。一个国家或地区的民主程度、法制环境、历史背景、文化特点等都将影响财政分权的作用。更重要的是，地方政府对扩大了的收入和支出权力的合理配置也会影响财政分权的效果，政府支出的构成和财政分权将共同作用影响经济增长。Keen和Marchand(1997)也指出，在联邦体制下可能存在中央和地方财政支出结构不合理的情况，类似的无效率会影响财政分权的效果。Davoodi和Zou(1998)、Davoodi, Xie和Zou(1995)

给出了分析财政分权对经济增长影响的模型,并利用这个模型解释了美国以及国际间样本的经验检验结果,认为美国进一步的分权可能阻碍经济增长、发展中国家的财政分权对经济增长的影响为负。对于这些不同国家和地区样本的不同实证结论,这个模型可以作出很好的解释,但是,当面对同一个国家在不同时期出现的财政分权作用的显著差异时,它的解释力就有限了。当子级政府的支出份额较小时,进一步的财政分权会提高经济增长率,而当子级政府的支出份额已经超过临界水平时,过度财政分权会降低经济增长率。虽然我国在20世纪80年代中后期出现了中央政府财力不足、地方政府过度分权的状况,从支出方面的财政分权指标来看,分税制改革以后财政分权程度与改革前相比并没有明显的下降。我们很难确定1994年以后财政分权指标的系数由分税制改革前的显著负变为显著正是否是因为经济的财政分权比重开始处于临界分权水平的左端。一个可能的解释是,分税制改革前后各级政府支出的产出率水平发生了变化。分税制改革前我国还处在经济起步阶段,中央政府支出的产出率较高,过度分权的临界水平的值相应较小,地方政府过度分权损害了经济增长。而1994年以来,我国开始建立社会主义市场经济体制,经过1978年改革开放以来15年的积累,经济发展水平较高,中央政府公共支出的产出率有所下降,私人资本的产出率水平提高,这样即使总的财政分权水平相对于分税制改革前没有明显的下降, $\beta$ 的下降或 $\alpha$ 的上升使临界分权水平增大,进而使得财政分权对经济增长的正面作用得以显现。

以上从外生变量变化的角度解释了分税制改革前后我国财政分权效应差异的原因。问题在于,我们很难确切地估计这些外生变量在有限的时间内的变化情况,他们的模型在解释财政分权效应跨时变化方面还存在着一定缺陷。我们认为,除了外生变量的影响之外,经济系统内生的因素也会影响财政分权的效应。如果进一步引入政府支出构成,构造一个综合了财政分权和政府支出构成的模型(张晏,2004),我们可以探讨二者的相互作用对经济增长的影响。不难发现,最大化增长的支出份额还与各级政府的支出构成有关。因此,如果实际的政府支出类型份额与最大化增长率的份额不同,重新配置政府的支出类型可以提高经济增长率。从这个角度来讲,分税制改革前后我国财政分权效应的差异和不同地区之间的差异也可能与政府支出类型的配置有关。下面我们将深入分析产生这些差异的原因。

### (一)分权体制下的政策协调

我国的财政分权效应在分税制改革前后和不同地方地区之间存在差异的一个可能原因是,分税制改革改进了政府之间的政策协调能力,东部地区的政策协调能力也可能高于中西部地区。20世纪80年代中后期我国存在过度分权的状况,这种过度分权更多的体现在地方政府以各种不规范的形式挤占中央政府收入,如“藏富于民”、“藏富于企”、预算外资金膨胀、地方政府私设



小金库等等。中央政府的财政能力非常有限，到分税制改革的前期，中央政府财政收入占 GDP 的比重仅有 2.76%，国家财政收入占 GDP 的比重也接近谷底，中央政府没有能力进行区域间的协调等。在上下级政府之间的财政竞争中，中央政府的地位较被动，一方面由于税收征收机关的设置，在中央政府和地方政府的税收竞争中地方政府过度敛财导致中央政府财政收入锐减，地方政府无原则的税收减免等政策造成了中央政府税收的流失，中央政府进而试图采取更严格的税收政策以弥补税收流失，加剧了中央政府和地方政府之间竞争的效率损失。同时，同级地方政府之间在 20 世纪 80 年代中后期的竞争也非常激烈，无序竞争的状况更突出。例如，某些地方政府限制本地资金外流，限制外地商品流入以保护本地企业，强迫居民购买本地商品，进而扩大本地的税源等等。“90 年代初开发区竞争的加剧使得税收优惠出现较大的随意性，从‘参照’、‘变通’发展到完全随意地确定税率，甚至是在与客户的讨价还价中确定税率<sup>21</sup>，政府之间的税收竞争低效率。由于中央政府本身处于自身难保的境地，中央政府的转移支付工具和其他行政、经济工具的作用非常有限，中央政府要面对新兴经济的大量基础设施投入，对分权经济中无效率行为的干预能力较差。1994 年分税制改革提高了中央财政的地位，当年中央财政收入占 GDP 的比重从 1992 年的 3.68% 上升到 6.22%，1997 年回到 5.68% 的水平后逐年上升，2002 年达 9.91%。尽管我们从财政支出比重的角度分析，分税制改革并没有明显改变中央和地方的支出规模配置，但财政收入规模配置的变化还是非常显著的。中央在制止和取缔越权减免税的同时，国务院国发 1993 年 85 号文件要求，从 1994 年起对那些经财政部和国家税务总局重新审查、确认的未到期地方减免税项目和企业实行先征税后退还的办法，规范了地方政府的征税行为<sup>22</sup>。中央政府将扩大的财政收入通过税收返还、过渡期转移支付等政策转移给地方政府，中央政府的调控能力和手段有所加强。尽管我国的转移支付体制还存在不少弊病，相对于分税制改革前而言，中央政府的转移支付能力和效率还是显著提高了。这样，中央政府对分权经济的协调能力加强。同时，地方政府也逐步改变了过去落后的理财观念，对地方政策的外部性有了更为达观的看法，地方的恶性竞争减少。从这些方面来看，分税制改革以后，我国分权体制中的政府政策协调能力加强了。

就东、中、西部地区来看，东部发达地区的经济总量较大，政府的财政实力雄厚，东部省份之间的区域合作行为较中西部广泛和深入，同级政府之间的财政竞争效率损失相对较小。事实上，政府间的很多财政竞争主要发生在地理位置临近的地区之间，诸如公园、图书馆等公共服务和商品税等税收，毗邻地区（如上海和浙江）之间存在竞争的几率要远远大于相隔较远的地区

<sup>21</sup> 上海财经大学公共政策研究中心 2001《2001 中国财政发展报告——转轨经济中的税收变革》p. 259。

<sup>22</sup> 参见《中国经济体制改革年鉴 1995》p. 292。

(如上海和西藏)之间财政竞争的几率。从这个意义上说,当我们用地理位置差异来划分子样本时,也相对涵盖了政府间财政竞争、尤其是同级政府竞争的范畴。中西部地区之间虽然也存在一些区域合作,但其广度和深度相比东部地区而言小得多,前面提到的限制外地商品流入等现象也更多发生在一些经济较为落后的地区,加上中西部地区尤其是西部地区的政府财政实力有限,它们的政策协调能力可能劣于东部地区。我们在前面论述中已经说明,分权体制下的政府政策协调可以改进经济的效率。因此我们认为,政府政策协调能力的变化和差异可能是导致我国财政分权效应呈现出跨时差异和地区差异的重要原因之一。

## (二)体制因素

1994年分税制改革遵循了“统一税法、公平税负、简化税制、合理分权”的十六字指导思想。按照中央政府和地方政府的事权划分,分税制改革确定了各级财政的支出范围。并根据事权与财权相结合的原则,将税种统一划分为中央税、地方税和中央与地方共享税,并建立中央税收和地方税收体系,分设中央与地方两套税务机构分别征管。这种对收入和支出责任的明确划分规范了中央和地方分权的形式,改善了20世纪80年代后期的无序状态,有利于财政分权积极效应的发挥。分税制改革本身的体制规范和革新因素可能是造成1994年前后我国财政分权与经济增长之间的关系发生转变的原因之一。

不仅仅是财政体制的改革,1994年前后我国经济体制改革也迈上了新台阶,社会主义市场经济体系逐步建立和完善。与此同时,政府体制改革也提上了议事日程,政府部门的服务意识和效率提高,民主和法制建设也比20世纪80年代规范。在这样的宏观经济背景下,我们认为财政分权所需要的制度环境发生了较大改观,财政分权效应的发挥具有一定的背景。

## (三)财政独立性

如果从转移支付的角度分析,尽管我国分税制改革后的转移支付更多的流向了发达地区,但中西部地区的财政独立性仍然显著低于东部地区,西部地区的财政依赖性更强。我们用地方政府得到的净转移支付与地方预算内本级财政收入之比度量该地方的财政依存度,图1是东、中、西部地区1995—2001年的平均财政依存度。显然,西部地区更多的依赖中央政府的转移支付,自有收入比重不足50%,对中央政府的依赖性逐年递增,2001年的平均财政依存度高达2.11。中部地区对中央转移支付的依赖也有逐年增强之势,但较西部地区平缓。东部地区的净转移支付占总收入的比重不超过1/3,从这里的相对指标来看,分税制改革后的转移支付政策尽管没有明显地扭转我国的资金分配格局,但东部地区转移支付相对于自有收入的份额有所下降,1998年之前的各年下降幅度较大,1999年反弹后缓慢下降,2001年比1995年减少

近 12 个百分点。

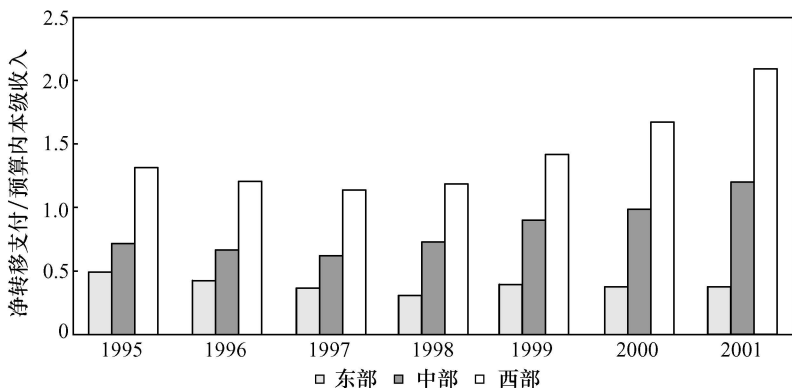


图 1 地方政府财政依存度 (1995—2001)

同时，从转移支付的形式来看，我们在第二部分中也分析到，发达地区获得的税收返还数额较多，在发达地区获得的净转移支付中一揽子转移支付占有较大的比例。而中西部地区的税收返还数额较少，其他定额补助、专项补助等占有一定比例。转移支付的形式也会影响经济的效率。如果是一揽子转移支付，地方政府如果根据地方效用最大化使用资金，能够更好地满足地方偏好；如果是对应性转移支付，上级政府也可能是出于纠正外部性、保证某些支出需求等方面的考虑。但是，对应性转移支付资金的使用需要满足一定条件，一方面转移支付资金可能不能落实到具体的支出内容，违背了上级政府促进效率和公平的初衷；另一方面地方政府无法根据本地居民偏好的特殊性加以调整，上下级政府之间的信息不对称可能导致资金使用效率低下。以宁夏为例<sup>23</sup>，众所周知，和其他少数民族地区一样，宁夏的财政收支缺口主要依靠中央各种类型的转移支付来填补，转移支付发挥了平衡地方财政预算的作用，但在资源配置、再分配等方面的其他经济功能还有待进一步提高。由于宁夏本身的经济基础较差，税收潜力不大，中央转移支付的一部分用于弥补正常开支，维持地方政府正常运转。对于一些专项拨款等，宁夏自己的配套资金和后续资金不足，单纯依靠中央政府的力量仅仅是杯水车薪，很难解决根本问题。如宁夏的污水处理厂，中央投入数亿元建成后一直未能发挥正常的生产能力，原因主要在于地方财政无法维持高额的运转费用。这样不仅违背了国家投资的初衷，更是对资源的极大浪费，中央转移支付的使用效率很难提高。按照现代公共财政理论的基本观点，对应性转移支付具有增加地方公共品供给、提高资源使用效率的作用。但在宁夏政府本身财力有限的背景下，对应性转移支付的功效大打折扣。

<sup>23</sup> “宁夏可持续发展研究”课题组 (2002)《宁夏可持续发展战略研究报告》。

因此,一方面是财力不足导致中西部地区对中央政府转移支付的依赖性较强,另一方面是部分地区由于自身财力有限无法保证某些转移支付的配套资金和后续资金,财政分权正面效应发挥所需要的财政体制设计和政府间政策干预效果均难以满足,我国东西部地区之间呈现出明显的财政分权效应差异也就可想而知了。

#### (四) 政府支出构成

财政分权对经济增长的影响还与政府支出的构成有关。扩展 Devarajan, Swaroop 和 Zou (1996) 的模型(同时划分中央、地方支出和生产性、非生产性支出)可以发现,财政分权对经济增长产生正面作用的临界条件还取决于各级政府的支出构成情况。同时,政府支出份额本身对经济增长的作用也是不确定的,在给定的外生变量下存在最优的政府支出配置。因此,除了上述因素之外,政府支出构成的变化和差异是造成我国分税制改革前后和不同地区之间呈现财政分权效应差异的重要原因。

从东、中、西部的平均政府支出构成比重(图略)可以看出,东部地区政府支出构成中的行政管理支出比重最低,西部地区的行政管理支出比重高于东中部地区,这种状况仅在2000年以后才略有改观。同时,西部地区的基本建设支出比重在20世纪八九十年代一直低于东部,在西部大开发战略实施后西部的基本建设支出和发展支出比重快速上升,并在2000年超过东部地区,中部地区的基本建设支出比重和发展支出比重最低。由此不难得出,就省级预算内财政支出而言,中西部地区的经常性财政支出比重较高,西部地区用于科教文卫、城市维护的支出比重很少,行政管理费比重高,是较为典型的“吃饭财政”。再加上西部地区的财政总量很低,用于生产性的政府支出数量就更有限了。西部大开发战略尽管给西部地区更多的倾斜和优惠,但实质性的财政效应并不明显。

另外,由于我国农业大省主要分布在中西部,东部地区、尤其是各直辖市的农业比重较低,政府支援农业支出比重由西向东递减。同时,20世纪90年代以来尽管政府多次强调农业的重要性,并在1995年新增农业综合开发支出,但政府支出中支援农业的比重一路下滑,2001年东、中、西部地区的平均比重分别为4.93%、6.46%和8.15%,比1990年下降了3个百分点左右。在分税制改革以前三大地区的科教文卫支出比重相差不大,但1996年以后开始分化,中西部地区的科教文卫支出较低,2000年后西部地区的比重再次低于中部地区。我国提出科教兴国战略以来,中央和地方的科教投入都大幅增加,但总体的趋势还是东部地区多于中西部地区,这与我们前一段时期更重视高等教育建设、基础教育投入不足的现象不无关系。另一方面,政府的城市维护支出比重也表现出明显的地区差异。东部地区的城市维护支出比重较高,西部地区的比重最低,中西部地区在1990年以后的趋势是升中有降,东

部地区基本持平。

有意思的是，和前面我们关于财政分权指标的分析一致，是否包含直辖市仍然是一个显著的因素。我们发现，东部地区的直辖市与非直辖市在城市维护方面没有明显的差异，但直辖市的发展支出和基本建设支出比重高于非直辖市，行政管理支出、支援农业支出和科教文卫支出的比重低于非直辖市。这和我们前面对东、中、西部比较的结论基本一致，较发达地区的生产性支出比重一般较高，而较不发达地区的经常性支出比重一般较高。由此我们可以初步判断，地方政府在政府支出构成方面的差异可能影响财政分权对经济增长积极效应的发挥。

张晏（2004）对我国分税制改革后跨省样本的财政支出效率的实证分析表明，中央发展支出比重 RCDEV 的系数显著负，地方发展支出比重 RPDEV 的系数显著正，与 Zhang 和 Zou（1998）对 1987—1993 年各省经济增长与财政分权、支出构成的分析结果恰好相反。这可能是因为，在改革开放的初期阶段，我国经济总量水平低，地方政府往往无力承担大型建设项目，私人资本规模较小，由中央政府集中全国财力进行的基础设施等建设有利于推动经济增长，这与发展中国家的经验基本一致。到了 20 世纪 90 年代中后期，经过近 20 年的高速发展，九五时期（1995—2000）我国人均 GDP 比六五时期（1981—1985）增加了 2.45 倍，1994 年全国人均 GDP 是 1987 年全国人均 GDP 的 1.74 倍，地方政府实力增强，私人资本更加活跃。在这种背景下，中央政府应该更多的从经济建设领域转移到公共服务领域，桥梁、高速公路等基础设施建设和企业技改、发展战略等可以由地方政府和私人资本承担。该文的分析提示，分税制改革后中央和地方发展支出可能存在无效配置，中央政府的发展支出比重过大。这一结论对发展中国家的增长不无借鉴，发展中国家在经济发展的初期需要加大中央政府对基础设施等建设的投入，但当经济增长达到一定程度后，中央政府应该逐步调整参与经济建设的份额，充分发挥地方政府和私人资本的力量。

## 六、总 结

根据对转移支付、预算外资金和财政收支的不同安排，本文构造了四类财政分权指标，从不同的角度分析了中国分税制改革前后的财政分权与经济增长之间的关系。我们用各种财政分权指标度量的财政分权与经济增长之间的关系彼此一致，对 28 个地区 1986—1992 年和 1994—2002 年的对比研究发现，分税制改革显著地改善了财政分权对经济增长的影响。改革前我国财政分权与经济增长之间存在显著的负关系，而 1994 年后财政分权与经济增长的系数显著正。在包括了分税制改革前后时期的全样本中，总量和人均财政分权指标的系数都不再显著为负。如果直接引入虚拟变量，相应的回归支持我

国财政分权与经济增长的关系存在显著的跨时差异,一般情况下 Chow 检验也拒绝分税制改革前后没有结构变动的零假设。

分地区的研究同样支持上述结论。我们根据经济发展水平和地理位置的差异,分样本分析了经济发达地区和不发达地区,东部、中部和西部地区的财政分权与经济增长之间的关系。比较 1986—1992 年和 1994—2002 年各子样本可以发现,东部和中部地区的财政分权系数由负、不显著异于 0 变为显著正;西部地区的系数由显著负变为不显著,分税制改革显著地改善了财政分权对经济增长的影响。同时,1994—2002 年,14 个人均 GDP 均值高于 6000 元的较发达地区的财政分权对经济增长的影响显著正;经济较落后的 14 个地区的财政分权的系数不显著异于 0。东部地区财政分权指标的系数在 5% 的水平下显著正,西部地区的系数为正、不显著异于 0,中部地区财政分权的系数在采用加权 LSDV 回归时在 5% 的水平下显著正,采用随机效应回归时系数不显著。如果直接加入地区虚拟变量,我们也可以得到类似的结论。就不同经济发展水平的地区而言,1994—2002 年较发达地区的财政分权系数显著正,不发达地区的系数显著负;1986—2002 年财政分权系数在发达地区为正、不显著,在不发达地区显著负。就不同地理位置的地区而言,1994—2002 年东部地区的财政分权指标系数显著正,中部地区的财政分权系数不显著异于 0,西部地区的财政分权系数显著负;1986—2002 年财政分权系数在东部地区为正、不显著,在中西部地区显著负。这些都表明,我国财政分权与经济增长之间的关系还存在显著的地区差异。从某种意义上说,我国经济发展程度较高的地区的财政分权的积极作用可能要大于经济发展程度较低的地区,东部各省的财政分权优势要高于中西部地区,目前的财政分权形势不利于缩小地区差距。

我们在文中引入国有经济单位职工比重刻画制度变革因素的影响,对 1986—1992、1994—2002 和 1986—2002 年样本的分析显示,SOU 职工比重指标的系数在分税制改革前样本中不显著异于 0,1994 年后出现了系数显著负的情形。在分地区虚拟变量研究中 1986—1992 年样本的 SOU 职工比重的系数同样不显著异于 0,1994—2002 和 1986—2002 年样本中 SOU 职工比重的系数显著负。以上这些分析说明,我国财政分权对经济增长的影响不仅在分税制改革前后存在显著的差异,而且在不同地区之间存在差异。相比较而言,我国经济发展程度较高的地区的财政分权的积极作用要大于经济发展程度较低的地区,东部各省的财政分权优势要高于中西部地区,目前的财政分权形势不利于缩小地区差距。

我们认为,分税制改革之后我国各级政府政策协调能力的增强和不同地区区域合作能力的差异可能是导致我国财政分权效应呈现出跨时差异和地区差异的重要原因之一。同时,中央政府和地方政府收支责任的明确划分规范了财政分权的形式,民主和法制建设的进步也改善了财政分权所需要的制度

环境，1994年以后我国财政分权的积极效应得以发挥。另一方面，从转移支付的规模和形式来看，财政独立性的差异和转移支付资金使用效率的不同也是导致我国财政分权效应出现差异的原因。对于我国中西部地区而言，完善省以下分税制改革、增强政府政策协调和区域经济合作能力、提高转移支付资金使用效率等是有效的选择。在分权体制下，各级政府的财政支出存在最优的配置。除了私人资本和公共支出的外生产率变化之外，政府之间的政策协调能力的增强、体制环境的变化、财政独立性程度的不同和政府财政支出结构的差异是解释我国财政分权效应的重要因素。

需要说明的是，财政分权与经济增长之间可能存在交互作用，Oates (1993) 指出财政分权与经济增长之间是否存在因果关系是非常模糊的，其他第三方“中介”的影响也会影响对财政分权与经济增长关系的检验。遗憾的是，我们缺乏合适的工具变量来控制这种可能的内生性 (Xie, Zou 和 Davoodi, 1999; Martinez-Vazquez 和 McNab, 2003 等)。在现有文献和工具的基础上，我们在本文得到的结论不能排除这些缺陷的影响。同时，中国的体制外财政收支规模难以度量，我们的财政分权指标可能并没有反映真正的现实分权状况。另外，由于省以下分税制改革的不完善和数据资料的缺乏，我们在这里只考虑了两极分权的影响，在数据资料允许的情况下，还可以进一步考虑三级和四级财政分权的影响。同时，文章虽然对我国财政分权效应出现跨时差异和地区差异的原因提出了一些思考，并从理论和实证的角度进行了论证，但其深度和广度还有待加强。发展中国家的财政分权面临着特殊的制度环境，它们背后的运行机制分析是一个庞大的工程。我们的工作是一个初步的尝试，文章提出的一些观察和借鉴能够部分解释发展中国家的财政分权问题，具体的机制分析还需要进一步拓展。

## 参 考 文 献

- [1] Akai, N. and M. Sakata, "Fiscal Decentralization Contributes to Economic Growth: Evidence from State-Level Cross-Section Data for the United States", *Journal of Urban Economics*, 2002, 52, 93—108.
- [2] Bahl, R. and L. Linn, *Urban Public Finance in a Developing Countries*. Oxford University Press, 1992.
- [3] Bahl, R. and S. Nath, "Public Expenditure Decentralization in Developing Economies", *Government and Policy*, 1986, 4, 405—418.
- [4] Barro, R., "Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth", *Journal of Political Economy*, 1990, 98, S103—S125.
- [5] Bird, R., "On Measuring Fiscal Centralization and Fiscal Balance in Federal States", *Government and Policy*, 2002, 4, 384—404.
- [6] Bird, R., "Threading the Fiscal Labyrinth: Some Issues in Fiscal Decentralization", *National Tax Journal*, 1993, 46, 207—227.

- [ 7 ] Bird, R. M., R. D. Ebel, and C. I. Wallich, “中国财税进一步改革”课题组译,《社会主义国家的分权化 转轨经济的政府间转移支付》,中央编译出版社,2001年。
- [ 8 ] Blank, R., “Policy Watch: The 1996 Welfare Reform”, *Journal of Economic Perspective*, 1997, 11, 169—178.
- [ 9 ] Buchanan, J. M., “An Economic Theory of Clubs”, *Economica*, 1965, 31, 1—14.
- [ 10 ] 财政部预算司编《全国地市县财政统计资料(2000年)》。北京:中国财政经济出版社,2001年。
- [ 11 ] 财政部综合计划司编《中国财政统计(1950—1991)》。北京:科学出版社,1992年。
- [ 12 ] 陈抗, A. L. Hillman 和顾清扬《财政集权与地方政府行为变化——从援助之手到攫取之手》《经济学季刊》2002年第2卷第1期,第111—130页。
- [ 13 ] Davoodi, H. and H. Zou, “Fiscal Decentralization and Economic Growth: A Cross-Country Study”, *Journal of Urban Economics*, 1997, 43, 244—257.
- [ 14 ] Devarajan, S., V. Swaroop, and H. Zou, “The Composition of Public Expenditures and Economic Growth”, *Journal of Monetary Economic*, 1996, 37, 313—344.
- [ 15 ] Dixit, A. and A. Lambertini, “Monetary-Fiscal Policy Interactions and Commitment versus Discretion in a Monetary Union”, *European Economic Review*, 2001, 45, 977—987.
- [ 16 ] Dixit, A., “Games of Monetary and Fiscal Interactions in the EMU”, *European Economic Review*, 2001, 45, 589—613.
- [ 17 ] Gong, L. and H. Zou, “Optimal Design of Government Transfer”, *Working paper, Peking University*, 2001.
- [ 18 ] Gong, L. and H. Zou, “Optimal Taxation and Intergovernmental Transfer in a Dynamic Model with Multiple Levels of Government”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2002, 26, 1975—2003.
- [ 19 ] Greene, W. H., *Econometric Analysis*. Prentice-Hall Inc. 1997.
- [ 20 ] 各省、市、自治区统计局编,各省、市、自治区统计年鉴。北京:中国统计出版社,各年。
- [ 21 ] 国家统计局编《中国统计年鉴》。北京:中国统计出版社,1983—2003,各年。
- [ 22 ] 国家统计局国民经济综合统计司编《新中国50年统计资料汇编》。北京:中国统计出版社,1999年。
- [ 23 ] 国家统计局综合司编《全国各省、自治区、直辖市历史统计资料汇编(1949—1989)》。北京:中国统计出版社,1990年。
- [ 24 ] 河北省统计局、河北省社会科学院经济研究所编《河北经济统计年鉴》。北京:中国统计出版社,1986—1995,各年。
- [ 25 ] 林伯强,“中国的经济增长、贫困减少和政策选择”《经济研究》2003年第12期,第15—25页。
- [ 26 ] Lin, J. Y. and Z. Liu, “Fiscal Decentralization and Economic Growth in China”, *Economic Development and Cultural Change*, 2000, 49(1), 1—21.
- [ 27 ] Lin, J. Y., R. Tao, and M. Liu, “Decentralization, Deregulation, and Economic Transition in China”, *Working paper, CCER, Peking University*, 2002.
- [ 28 ] “宁夏可持续发展研究”课题组《宁夏可持续发展战略研究报告》北京大学,2002年。
- [ 29 ] 楼继伟主编《新中国50年财政统计》。北京:经济科学出版社,2000年。
- [ 30 ] 马拴友、于红霞,“转移支付与地区经济收敛”《经济研究》2003年第3期,第26—33页。
- [ 31 ] Martinez-Vazquez, Jorge and James Alm(eds.), *Public Finance in Developing and Transitional Countries*. Edward Elgar Publishing Ltd., 2003.
- [ 32 ] Martinez-Vazquez, Jorge and R. M. McNab, “Fiscal Decentralization and Economic Growth”, *World Development*, 2003, 31, 1597—1616.
- [ 33 ] Oates, W. E., *Fiscal Federalism*. Harcourt Brace Jovanovich, 1972.



- [ 34 ] Oates, W. E. , " On Local Finance and the Tiebout Model " , *American Economic Review* , 1981 , 71 , 93—98.
- [ 35 ] Oates, W. E. , " Searching for Leviathan : An Empirical Analysis " , *American Economic Review* , 1985 , 75 , 748—757.
- [ 36 ] Oates, W. E. , " Fiscal Decentralization and Economic Development " , *National Tax Journal* 1993 , XLVI , 237—243.
- [ 37 ] Oates, W. E. , " An Essay on Fiscal Federalism " , *Journal of Economic Literature* , 1999 , 37 , 1120—1149.
- [ 38 ] Oates, W. E. , " Fiscal Competition and European Union : Contrasting Perspectives " , *Regional Science and Urban Economics* , 2001 , 31 , 133—145.
- [ 39 ] Oates, W. E. , " Fiscal Competition or Harmonization ? Some Reflections " , *National Tax Journal* , 2001 , 54 , 507—512.
- [ 40 ] 平新乔 《财政原理与比较财政制度》。上海：上海三联书店、上海人民出版社，1994 年。
- [ 41 ] Pommerehne, W. , " Quantitative Aspects of Federalism : A Study of Six Countries " , In Oates, W. ( eds. ) , *The Political Economy of Fiscal Federalism* . D. C. Heath , 1977.
- [ 42 ] 上海财经大学公共政策研究中心 《2001 中国财政发展报告——转轨经济中的税收变革》。上海：上海财经大学出版社，2001 年。
- [ 43 ] Tiebout, C. , " A Pure Theory of Local Expenditures " , *Journal of Political Economics* , 1956 , 64 , 416—424.
- [ 44 ] 王小鲁、樊纲 “中国地区差距的变动趋势和影响因素” 《经济研究》2004 年第 1 期，第 33—44 页。
- [ 45 ] Xie, D. , Zou, H. , and Davoodi, D. , " Fiscal Decentralization and Economic Growth in the United States " , *Journal of Urban Economics* , 1999 , 45 , 228—239.
- [ 46 ] 严冀、陆铭 “分权与区域经济发展：面向一个最优分权程度的理论” 《世界经济文汇》2003 年第 3 期，第 55—66 页。
- [ 47 ] Zhang, T. and H. Zou , " Fiscal Decentralization , Public Spending , and Economic Growth in China " , *Journal of Public Economics* , 1998 , 67 , 221—240.
- [ 48 ] 张晏 “我国政府支出效率实证分析” 工作论文 2004 年。
- [ 49 ] 张晏、龚六堂 “地区差距、要素流动与财政分权” 《经济研究》2004 年第 7 期，第 59—70 页。
- [ 50 ] 中国财政年鉴编辑委员会编 《中国财政年鉴》，中国财政杂志社，1992—2002 各年。

## The *Fenshuizhi* Reform , Fiscal Decentralization , and Economic Growth in China

YAN ZHANG  
( *Fudan University* )  
LIUTANG GONG  
( *Peking University* )

**Abstract** This paper investigates the effects of fiscal decentralization on provincial economic growth in China with a panel data set. Based on Zhang and Zou ( 1998 ) and Lin and Liu ( 2000 ) , we find the *fenshuizhi* reform largely changes the relationship between fiscal decentralization and

economic growth, which is significantly negative before 1994 while significantly positive over the nine years since then. The coefficient of fiscal decentralization is no longer significantly negative in the sample from 1986 to 2002. The sub-sample analysis finds a positive relationship between fiscal decentralization and economic growth in the localities with higher per capita GDP, but none in the localities with lower per capita GDP from 1994 to 2002. We attribute the intertemporal change and interregional differences of the fiscal decentralization effects in China to the improved coordination and intervention power of the governments after the 1994 tax reform.

**JEL Classification** O40, H2, E62