



No. C2000008

2000-6

中国的财政分权与经济增长¹

林毅夫

刘志强

NO.C2000008

2000年6月1日

摘 要

我们利用了省级数据来估算中国自 1980 年代开始的财政分权在经济增长上所产生的作用。我们发现，在控制了同时期其它各项改革措施的影响后，财政分权提高了省级人均 GDP 的增长率。这与财政分权可以提高经济效率的假说一致。另外，我们还发现农村改革、非国有部门的发展以及资本积累也是推动中国经济在过去二十年里迅速增长的关键因素。

¹ 我们感谢 Hans Binswanfer、Jack Hou、李华刚、Suzanne Piriou-Sall、马峻、Anwar Shah 和邹恒甫对本文初稿所作的有益的评论和建议。我们的研究得到了世界银行和香港科技大学的支持和赞助。1998 年 1 月 13—18 日，在泰国曼谷 Royal orohid Sheraton 召开了“第 3 届环太平洋联合经济组织会议”，我们向该会议提交了论文，本文基本上是对该论文的修订稿。文中所有可能的错误均由作者负责。

1. 引言

自 20 世纪 70 年代末开始经济改革以来，中国经济以年均接近 10% 的破纪录速度增长。在这一过程中，许多因素都起到了重要的作用。例如使家庭成为基本生产单位的农业改革，在企业管理中引入了物质激励的企业改革，各种价格改革、技术引进、面向国际贸易和外国投资的市场开放以及非国有部门的兴起等等。在众多的改革措施中，一个重要的但却没有被充分研究的方面就是始于 80 年代初的财政改革。本文主要在于探讨财政分权是否对中国经济的增长有着积极的作用。

从广义上讲，中国的财政分权与世界其它地方的财政分权没有差别，都指中央政府将财政控制下放给地方政府。在那些财政分权的拥护者眼中，财政权力和责任向各级地方政府的转移有助于提高经济效率，因为和中央政府相比，各级地方政府在资源配置上具有信息优势 (Oates, 1972)。²换言之，地方政府可以更好地提供各种公共物品的服务以满足本地需要。而且，当地方政府的官员承担起提供公共物品服务的责任时，他们也就处于当地居民更严密的监督之下，从而也更有动力去行使他们的财政职能以为公众谋求最大利益(见 Shah 和 Qureshi, 1994)。另外，中国的地方政府控制着大量的地方企业。财政分权可能硬化了地方企业 (local enterprises) 的预算约束 (Qian 和 Roland, 1996)，从而可能提高了地方企业的效率，并导致了高速的、可持续的经济增长。财政分权也可能会给经济增长带来动态效益。有关内生性经济增长的最新文献指出制度安排会影响经济增长，³可以预计财政制度从集权向分权的转变，能提高经济的长期增长率 (Oates 1993; Liu, 1997)。

有些人对财政分权使效率提高的说法提出了质疑。首先，他们认为地方政府可能实际上并没有明显的信息优势。中央政府可以向地方派遣对当地偏好拥有足够信息的官员，因而即使在集中的财政制度下，他们也可以在资源配置过程中发挥作用。其次，中央政府的决策也可以有中央以下级别的官员的参与；第三，在大多数发展中国家，地方政府的官员都不是依靠民主选举产生，因此他们是否会更好地去熟悉各种情况是值得怀疑的；即使他们对情况十分了解，他们也未必有足够的激励去依此行事。⁴而且，由于中国的地方政府一般都直接拥有绝大多数当地的企业，所以他们可能会设置各种贸易壁垒以保护当地企业，从而造成市场的分割和寻租行为，导致效率的损失。

在整个 80 年代，中国的财政制度经历了许多重要的变化，从一种单一的由中央政府完全控制收入集中的预算分配的制度变为一种相对分权化的制度安排。中央政府和地方政府各自拥有自己的财政收入。在这种制度安排下，大部分省一级的政府须将本省的一部分财政收入上缴中央。有一些省份的财政支出超过了其财政收入，中央政府可能会向这些省份提供一些财政补贴，一个省内部的各级政府间也存在着类似的财政安排。

理解财政改革在迄今为止的经济增长过程中所起的作用对于中国未来的改革颇为重要。如果正如拥护者所言，财政制度的变化有益于经济增长，那么今后的改革就应致力于进一步巩固分权化改革的成果并使之制度化。相反，若财政分权对经济增长并没有起到什么作用，中国就应该实行更为集中的财政制度，或者是在其它领域里进行相应的改革，以

² 效率改善的观点为许多学者所接受，例如 Bahl 和 Linn(1992) Bird(1993)。

³ 见 Barro(1990) Kin 和 Rebelo(1990)，以及 Jorgenson 和 Tun(1990)。

⁴ 显然，无法仅从理论上去断定财政分权是否会导致效率的提高，必须经过严格的实证检验才能下结论。有些人从对宏观经济的控制和各级政府的贪污等问题的考虑而对财政分权抱有谨慎态度。Puod'homme(1995) 对此有详尽的论述。

使分权化的财政制度的好处能够完全发挥出来。

本研究的意义不仅仅是对中国的经济改革进行评价。世界银行和其它国际组织正在积极地研究和评估在许多国家——例如中国、巴西和阿根廷——所实施的各种财政改革方案，希望从中可以为其它正准备进行财政改革的国家提供有益的经验教训。从这个角度看，本研究具有非常重要的实用价值。同时，从理论层次来说，本文对财政分权是否有助于提高经济效率的实证检验也是对经济学文献的一个贡献。

对中国经济改革的研究汗牛充栋，但其中罕见评估财政改革对经济增长贡献的文献。Zhang 和 Zou (1996) 以及 Ma (1997) 的研究是两个例外。⁵前者认为财政分权不利于经济增长，而后者则得出了相反的结论。然而，以上学者的研究结论须谨慎对待，因为在他们的分析中，要么是使用的分权指标有可争议之处，要么是没有把同时期其它的改革措施也给考虑进去。

在对经济增长进行经验分析的文献里，利用生产函数进行回归分析是被广泛接受的方法。在本研究中我们也使用这一方法来分析财政分权对经济增长的影响。我们利用了 1970—1993 年间省一级的数据。我们的估计结果表明：财政分权对经济增长过程有正的作用。我们还发现，除了财政改革外，农村改革、非国有部门的发展和资本积累也都对中国经济在过去 20 多年里令人瞩目的增长起到了关键性的推动作用。

本研究有两点创新。一是我们在实证分析中，除了集中分析了财政制度的变化对经济增长率的影响外，还同时用不同的变量来代表各项重要的改革措施，另一个也是更为重要的一个创新是，与以前的学者不同，我们使用了边际分成率——即由省一级政府从财政收入增加额中所提留的比例——这一指标来衡量财政分权的程度。

本文其它部分安排如下。在第 2 节，我们以中央和各省级政府间财政关系的变化为侧重点，综述了中国 80 年代以来的财政改革。第 3 节构建了一个计量模型，第 4 节对数据进行了简要的讨论，第 5 节给出了估计结果。最后一节概述了本研究的结论。

II、中国的财政分权。

在改革前，中国的财政制度是高度集中的。⁶中央政府和各地方政府之间的关系被称为“统收统支”。各级地方政府都没有自己单独的预算：中央政府集中了全部的财政收入并制定一个包括全部下级政府的统一预算。这种财政安排也将国有企业包括进来，国有企业须向国家上缴所有的利润或剩余，而国家则通过财政拨款来满足国有企业的各项支出。实际上，国有企业的资金安排也是整个国家财政安排的一部分。

集中的财政制度是与中国在改革前所采取的集中的生产和资源分配模式相一致的，但它与 1979 开始的市场化改革不相容。有 3 个重要因素推动了中国财政制度的变化。第一个因素是非国有企业——乡镇企业、联营企业和私营企业——的快速增长，从而改变了国有企业一统天下的局面。亏损的国有企业越来越多，造成了国家财政的沉重负担。政府不得不被迫去寻找其它的收入来源；第二个因素是经济改革使地方当局的政治权力得到了增强，这自然使得各级地方政府会在财政领域提出相应的决策权要求；第 3 个因素则纯粹缘于经济上的原因。经济利益会极大地影响个人乃至政府的行为，因此为了使地方政府有动

⁵ 有大量非定量的文章对中国财政改革的各方面都进行了讨论，wong(1991,1992)和钱、weingast(1995)等。

⁶ 对改革前财政制度的详细讨论，见 Lardy(1975),Ksenser 和 Tong(1991),wong(1995)以及林(Lin,1997)。最后两位作者还对 80 年代初至 90 年代初的财政改革也进行了详细的论述。

力去努力提高财政收入和推动经济增长，就必须改变集中的财政制度。

与其它改革类似，财政改革一开始也是试验性的。早在 1977 年，就在江苏省试行一种中央与省财政安排的替代方案。按这种安排，江苏省要依合同的规定每年上缴总收入的一部分给中央政府。上缴份额按该省过去的财政收入和支出的情况决定。

中央政府在 1980 年又实行了名为“划分收支，分灶吃饭”的财政收入分享的安排。按这个安排，财政收入按来源被分为中央固定财政收入（包括关税、由中央直接拥有的国有企业上缴的财政收入）、地方固定财政收入（包括盐税、农业税、工商所得税、由地方政府所拥有的国有企业上缴的财政收入、其它税收收入以及地方特产税）和中央地方共享收入（包括由中央和地方政府共同领导的大型企业的利润，工商税或营业税）。

在 1980 年的安排中有几个例外：广东省和福建省每年向中央政府上缴一个固定的收入，余下的收入则全归该两省支配。5 个少数民族自治区（西藏、新疆、内蒙古、宁夏、广西）和 3 个有大量少数民族聚居的贫困偏远省区（青海、云南、广西）可以从中央获得财政补贴，其数额以每年 10% 的速度增加。

然而，虽然中央许诺上述财政收入分享方案一定 5 年不变，但实际上分配规则却被频繁改变，尤其是 1982 和 1983 年更是如此。所以 1980 年分权安排的有效期非常短暂。

到了 1983 年，税收体制发生了重大变化，国有企业实行了利改税。尽管财政收入仍被划分成 3 类——中央固定收入、地方固定收入和共享收入，划分的依据却有了改变。以前主要是根据对国有企业的所有权来划分收入，新的划分标准则与税种相联系。

为了使分税方案能够和各个不同地方的社会、经济条件相适应，又引进了 4 种收入分摊办法。14 个省份，包括 3 个直辖市，与中央签订了协议，每年向中央上缴其一定份额的地方固定收入和共享收入。广东省和黑龙江省则条件最为优惠，只需向中央上缴一个固定数量的收入。有 5 个省份从中央政府获得了一个固定数额的转移收入。剩下的 7 个省份则从中央那里得到以每年 10% 的速度增加的财政补贴。

1985 年的财政安排中，中央固定收入和地方固定收入只占政府总预算中相对较小的比例，共享收入则占了主要地位。这意味着现在中央政府要依靠地方政府来增加收入，提供资源。由于地方政府可以保留一部分共享收入，因此为自身利益计，地方政府也会努力去增加这些收入。

财政安排在 1988 年再度发生变化。这一次则有 5 种收入分享方案，表 1 列出了各个省份所实行的不同的方案。

III、计量模型

在对经济增长进行实证分析的文献中，生产函数是一个被广泛使用的基本估计框架（见 Mankiw 等，1992），我们也采用了这一工具来检验财政分权对经济增长的影响。我们采用了柯布——道格拉斯型的生产函数，故第 t 期的生产可表述为：

$$y(t) = A(t)k(t)^\alpha \psi^{1-\alpha} \quad (1)$$

其中 y 为人均产出， k 为人均资本， A 为技术水平， ψ 为劳动力占总人口的比例（假设为常数），对表达式（1）的左右两边同时取对数并对时间进行一阶微分，就得到人均产出增长率，记为：

$$g(t) = y(t) = A(t) + \alpha k(t) \quad (2)$$

从式（2）中可以看出，人均产出增长率取决于两个因素：人均资本增长率

和技术进步率。需要注意的是， $A(t)$ 不仅反映了技术的变化，还反映了不同地区资源禀赋和制度的差异和跨时间的变化，以及其它地区特定的但不可观测到

的特征。在这里，我们假定 $A(t)$ 取决于两组变量。

第一组变量直接地衡量在改革期间所实施的两个最重要的改革措施。这包括财政分权（FD）和家庭联产承包责任制（HRS）。财政分权对经济增长的影响是本文研究的核心内容。然而，财政分权只是中国全方位改革措施中的一个组成部分，可能与其它改革措施存在相关关系，因此排除其它改革措施的影响是准确评估财政分权对经济增长的直接效应的关键。而以前的研究恰好忽略了这一点，因此这些研究的结论恐怕并不十分准确。家庭联产承包责任制改革是改革期间农业增长的最主要的原因（林毅夫(Lin), 1992）。这项改革增大了农民的自主权并导致了乡镇企业的崛起，乡镇企业的成长是中国近年来经济快速增长的最大动力。我们还以农产品与非农产品（FPMP）之间的相对价格衡量了价格放开的影响，因为价格放开大大提高了农产品的相对价格。其它诸如企业改革，对外开放政策等政策改革的效应，由于缺乏较合适的指标而无法予以直接衡量。然而，在回归模型中加入年虚拟变量却可以间接体现这些效应。

第二组变量包括那些能够反映各地间资源禀赋差异的变量。财政能力（FISCAP）定义为人均真实 GDP 的 3 年移动平均值，该指标反映了一个地区的财政实力。农村人口比重（POPSHR）与总人口数（TPOP）被分别用来考察城市化以及人口规模对经济增长的影响。非国有企业的相对重要性是通过非国有企业的产出占工业总产出（NSOESH）的比重来衡量的。通过考察非国有企业的相对重要性可以了解非国有企业在经济增长中所起到的作用。

我们还利用了人均固定资产投资额（按可比价格计）增长率这一指标来作为对人均资本增长率的近似替代。

这样，增长回归模型可通过一个双向误差因子模型来描述：⁷

$$GGDP_{it} = \beta_1 FPMP_{it} + \beta_2 HRS_{it} + \beta_3 NSOESH_{it} + \beta_4 GI_{it} + \beta_5 \ln(FISCAP)_{it} + \beta_6 FPMPIT_{it} + \beta_7 POPSHR_{it} + \beta_8 \ln(TPOP)_{it} + \mu_i + \lambda_t + v_{it}, i=1, \dots, N; t=1, \dots, T \quad (3)$$

其中，下标 i 为省份， t 为时间， $GGDP$ 为人均 GDP 的增长率， GI 为人均投资增长率， μ_i 为不可观测的地区效应， λ_t 为不可观测的时间效应， v_{it} 为随机扰动项。需要注意的是 λ_t 是一个不随省份不同而变化的变量，它解释了所有没有被包括在回归模型中而和时间有关的效应。这一点对于我们的分析特别重要，因为中国经济的增长模式在很大程度上是受中央政府的宏观经济政策所主导的：扩张性的宏观经济政策导致了高增长和高通货膨胀率，这又将接着导致治理整顿和较低的经济增长。如果不考虑这些宏观环境的时序特征，考察财政分权对经济增长的效应就可能会出现偏差。

关于上述回归模型的特性中，还存在一个有待讨论问题。如果假设 μ_i 和 λ_t 是固定的待估参数，且残差项的随机扰动服从 $v_{it} \sim IID(0, \sigma_v^2)$ ，则表达式就是一个“双向固定效应误差因子模型”，如果残差项的 3 个因子都是随机的，则表达式（3）就相当于一个“双向

⁷ 在回归方程中所有取百分比的变量都是水平变量而 POPT 和 FISCAP 则取对数形式。这样做只是为了方便对估计结果的解释，对本文的结论并没有什么影响

随机效应误差因子模型”。由于在理论上并没有太强的理由来支持选择那一种模型进行估计更为合适，我们完全依据 Hausman 模型设定检验的结果作决定，放弃了随机模型而选择了固定效应模型（见第 V 部分）。

财政分权的一个重要作用是提供地方行政当局更多的资源，从而能增加它们的投资和支出，因此，财政分权可能会通过增加投资而影响到经济增长，故财政分权对经济增长的部分影响可通过方程（3）中的 GI 来解释。财政分权也可能通过提高地方政府资源配置的效率来对经济增长做贡献。财政分权还可以通过减少对低生产率部门的投资和增加对高生产率部门的投资而影响到经济的长期增长率。财政分权的后两种效应是通过增长方程中 FD 的系数来反映的，而考察这种效应也正是我们进行实证分析的主要目的和内容。

IV、数据

我们收集了中国大陆 30 个省级单位的 28 个（包括北京、上海、天津）自 1970 年 1993 年的截面数据以进行实证分析⁸。表 2 列出了各变量的定义和均值。人均实际 GDP 是根据中国 1952—95 年的国内生产总值（GDP）来计算的，政府收入和支出取自《各省、自治区、直辖市历史统计汇编：1949—1989》以及历年的《中国统计年鉴》。固定资产投资的数据取自各样本省的统计年鉴。所有这些数据都是根据当年价的数据，再以 1970—1993 的价格指数换算成按 1970 年的不变价计算的数据。非国有企业的产出与工业总产出的经重、总人口和农村人口数取自历年的《中国统计年鉴》。农产品对非农产品的相对价格则根据历年《中国物价年鉴》和上述各统计资料上的信息算出。家庭联产责任制指标则衡量了农村地区采纳这一制度的生产队的百分比，这一数据取自林毅夫 1992 年发表的一篇文章（Lin, 1992）。

如何衡量财政分权度是我们所面临的一大关键性的挑战。在进行跨国别的研究中，一般都用州开支和联邦开支的比值作为财政分权的近似替代。然而，在中国，中央在各省的支出的数据无从获得，因此无法计算省开支和中央在各省开支的比值，而必须另辟蹊径。在对中国财政改革进行实证研究的两篇论文中，分别提出了衡量财政分权的不同的方法。其中，Ma（1997）的方法是以省级政府在预算收入中保留的平均份额来代表财政分权度。该方法虽有吸引人之处，但由于两个原因，它却无法体现出自 80 年代以来中央——地方财政关系所经历的巨大变化。首先，在改革前，有一些省份就一直对中央政府的预算有所贡献，或者说，这些省份的财政收入大于它们的支出。因此，按 Ma 的方法，财政分权早已有之，但在统收统支的财政制度下，省一级政府的任何开支都必须获得中央的批准。其次，Ma 的方法使用的是平均分成率而不是边际分成率，但会影响省和省以下各级政府行为的却正是边际分成率。

⁸ 由于数据不全，海南和西藏并没有被包括在内；

另一项对中国财政分权的实证研究是由 Zhang 和 Zou(1996)作出的。他们则通过一省的开支占中央总开支的比率（或者是该比率的变化）来衡量财政分权。这一方法也有问题。在他们的指标中，分母都是相同的——即中央政府的总支出，所以财政分权度就完全取决于一省的支出水平。按他们的方法，若地方上的支出越大，则财政分权度就越大。所以，地方支出数额最高的那个省就享有最高的的财政自由度。但实际情况却并非如此，因为某个省份的支出大小只是反映了该省的人口和经济规模而不是该省在财政上所拥有的自由空间。例如四川省的财政支出是最高的，但这并不表明四川省比较小的广西省拥有更多的财政自主权。同理，尽管上海市的财政支出要高于天津市，但上海市所拥有的财政自由度并不比天津市更多。

在以前的研究中，另一个被忽略的重要问题是中国财政分权实际开始的时间。正如我们在上面所指出的那样，中国的财政改革是在 80 年代初开始的。但是由于中央和省级政府所共享的收入比较小，而且，在 1980—1984 年间，中央和省级政府间的财政关系的变化在很大程度上是试验性和暂时性的，收入分摊的规则并非一定数年，而且是，省和中央间年年重新谈判。有些学者（见 Wong, 1991）已经指出，在这短暂的 4 年里，所规划的财政关系的实际有效期非常短暂。在省级政府看来，中央政府的财政政策充满了太多的不确定性。因此，省级政府的最佳策略就是保持现状。与之形成对比的是，从 1985 年开始的财政改革的方向比较明确。收入分摊规则最初是 3 年不变，然后再延续到一个更长的时期。尽管在协议有效期间，由于某些原因，由中央和省级政府所共同商定的收入分摊仍有变化，但它们基本上还是被遵循的。

在本文中，我们认为财政分权从 1985 年开始，并用省级政府在本省预算收入中的边际分成率这一指标来衡量财政分权。第 II 部分已经指出，在 1985—1987 年间，共有 4 种中央——省财政安排类型，在 1988—1993 年间则有 5 种。我们以省级政府提留了多少财政收入增加额来衡量财政分权。如果，某省可以从其财政收入中保留一个份额，FD 等于所提留的份额。在 1985—1987 年间有 14 个省，在 1988—1993 年间有 5 个省都可以归入这一类。其余几种类型的财政安排则意味着 100%的边际分成率。⁹各样本省的边际分成率在表 1 中记为 FD 的那一列中列出。在 1985 年以前，所有省份的财政分权度都记为 0。

10

⁹ 这类分摊规则如下：（1）在基期上缴当地收入的一个比例，在接下来的几年里，总上缴额则按先前所商定的比率逐年增加；（2）向中央政府上缴一个固定数量；（3）在基期上缴一个固定数量，在接下来的几年里总上缴额则按先前所商定的比率增加；（4）从中央政府获得一个固定数量的补贴；（5）在基年里获得一个补贴，在接下来的几年里总补贴额则按以前所商定的比率增加。

¹⁰ 见第二部分。

V、结果

表 3 给出了人均 GDP 增长率的基本回归结果。表 4 给出了对用其它方法衡量财政分权所得到的结果的显著性检验结果。以下几点需要注意：第一，统计检验的结果列在表 3 的底部。其中有一行记为 HN，该行给出了固定效应模型和随机效应模型进行 Hausman 检验的统计值，由 χ^2 统计值可以看出，Hausman 设定检验拒绝了随机效应模型。标记为 LR 的那一行则给出了假设不存在固定效应的可能性比率检验(Likelihood ratio test)的结果。 χ^2 统计值大于在 1%显著水平上的临界值，检验结果拒绝了没有固定效应的古典回归而接受了双向固定效应模型。因此所有的回归都是按双向固定效应模型作出的。为了简单起见，省和年度虚拟变量的估计结果，没有在表中列出，读者若有兴趣，可向作者索取。由于 Breusch-Pagan 拉格朗日乘数检验拒绝了存在同方差的零假设，我们在括号中给出了和异方差一致的标准差假设下的 t 统计值 (White, 1980)。¹¹

A、基本结果

表 3 中的模型 1 给出了对方程 (3) 进行直接估计的结果。从中可以看出，财政分权对人均 GDP 增长率有正的、显著的影响。估计值为 0.0362 意味着财政分权度——也就是对预算收入的边际分成率——从 0 提高到 100%，人均 GDP 增长率就会相应提高 3.62 个百分点。农村改革对经济增长率也有正的和显著的影响。正如所预料的那样，固定资本的增长率与经济增长率有正的和显著的相关。FISCAP 的系数是负的且在统计上显著，这意味着较富裕的省份其增长率更低。这清楚地说明了在中国各个省份的收入水平之间存在着条件性收敛的趋势。其它反映不同地区间初始条件差异的变量基本上在统计上不显著。

我们估计了模型 2 以检验财政分权的回归结果是否会对包括那些不显著的变量在回归方程里而相当敏感。估计结果并没有多大改变。

由于财政分权度是以各省级政府对财政收入增加额的边际分成率来衡量的，这样，接受财政补贴的省份和只要将其财政收入的一个固定数量上缴给中央的省边际分成率都为 100%。读者可能会怀疑这一方法的有效性。在模型 3 中，我们通过引入虚拟变量对接受的财政补贴的省份和其它省份作区分，以检验模型 1 的估计结果是否依然保持不变。该虚拟变量为财政补贴虚拟变量，对于那些在 1985-1993 年间接受了财政补贴的省份而言，该虚拟变量取值为 1，其它的省份则取值为 0。而在其它时段的样本期内，该虚拟变量同样取值为 0。结果，财政分权度从 0.0362 降至 0.0265，但仍在 1%的水平上显著。新加入的虚拟变量的系数为正且显著，表明在其他条件相同的情况下，接受财政补贴的省份的经济增长速度更快。其它变量的估计结果与模型 1 基本相同。处理上述问题的另一种办法是利用

¹¹ 另外，Durbin-Watson 检验也表明没有证据显示在文中或表里给出的模型的残差分布呈自相关。

整个数据中的一部份来估计模型 1，即不包括那些接受财政补贴的省份的数据。其结果放在模型 4 中，尽管几乎减少一半的样本，但这些估计结果与模型 3 的估计结果基本相同，与模型 1 的结果一致。因此，将那些接受财政补贴的省份的边际分成率设定为 100%并没有什么不妥之处。

另一个有可能会出现偏差的地方在于改革前的参数值可能会与改革期间的参数值不同。换言之，将改革前各年份的数据也包括进来可能会对估计结果有所影响。因此在模型 5 中，我们仅用 1979-1993 年这一段改革期间的数据对经济增长进行了回归。¹²其中 FD 的系数与模型 3 和模型 4 基本相同，且在统计上显著。最引人注目的变化是对总人口数系数的估计。与其它各模型不同，该系数为正且在统计上显著，说明人口规模更大的省份其经济经济增长速度更快。其它变量系数的估计结果变化不大。因此，没有足够的证据表明我们的结果是因为在分析中包括了改革前的样本而得到的。

B、对财政分权变量设定的强度检验

可以想象从改革的措施的启动到其对经济增长产生影响之间会有相当长的一段间隔期。为考察这种可能性，我们设经济增长率为滞后 1 年或 2 年的财政分权变量的函数。这样做就考虑了经济增长率对改革措施的变化所需的反应时间。在表 4 的模型 1 中，对财政分权变量进行了一年滞后，结果所有系数的估计值，特别是财政分权的估计值，与表 3 中模型 1 的系数估计值非常相似。在表 4 模型之中，对财政分权变量进行了两年滞后，结果再度显示财政分权对经济增长率有正的影响。唯一的变化是财政分权变量系数估计值的大小与其它模型相比变得更大了。这引发我们去寻找该变量的最优滞后结构的想法。然而，财由于政分权变量高度自相关，是我们无法对分布滞后结构进行有意义的分析。但当我们把滞后一年和两年的 FD 变量也考虑进来时，这两个变量的估计值全部为正，但因出现多重共线性现象，其估计值的标准差也相应变得很大。¹³

迄今为止，我们通过对边际分成率的线性转换来衡量财政分权度。然而，财政分权度与经济增长率之间的关系却有可能是非线性的。为了检验将 FD 设定为其它形式对回归结果的影响，我们重新对表 3 模型 1 中的该变量进行了对数转换和 logistic 转换并重新进行了回归估计，¹⁴其结果分别在表 4 的模型 3 和模型 4 中给出。FD 的估计系数仍然为正且在统计上显著。该变量对数形式的估计结果为 0.0217，这意味着从中央集中控制的财

¹² 另一种方法就是对在改革前和改革期间的增长方程中的各参数的稳定性进行检验。然而，因为 FD 和 HRS 在改革前的取值为 0，因此邹氏检验在这里并不可行。

¹³ 我们对含 HRS 滞后形式的方程进行回归分析，但这样做对结果的影响不大。

¹⁴ 在一般的 Logistic 函数中， $FD = \{1 + \exp[(-X+a)/k]\}^{-1}$ ，其均值为 a ，标准差为 $k\pi/3^{0.5}$ ，我们设该函数的折点为边际分成率的 50%（或 $a=0.5$ ），并设标准差 0.25，这样边际分成率变量的区间在其均值的 2 个标准差之内。

政制度向完全分权的财政制度的转变会将经济增长率提高 10 个百分点。从对该变量进行 logistic 转换的估计结果中也能得到相似的解释。对其它变量的估计基本不变。¹⁵

接下来我们将对由另一种衡量财政分权方法所得到的结果的强度进行检验,虽然这种方法与我们所使用的方法关系不大。在表 4 的模型 5 中所使用的是平均收入分成率。¹⁶其结果与先前各回归模型的估计结果基本一致。唯一较大的变化是在该模型中,FD 的系数估计值要比那些以对财政收入的边际分成率来作为衡量财政分权指标的模型中的相应系数的估计值要小得多。这表明经济增长率对边际分成率变化的反应,要比对平均提留率变化的反应更为敏感。换言之,若两个省份可以从其财政收入中提留相同的份额,但若它们的边际分成率不同,则这两个省的人均 GDP 的增长率就会出现差异,此时与边际分成率较低的省相比边际分成率更高的省的人均 GDP 的增长率会更高。实际上,我们在表 4 的模型 6 中同时使用了这两种衡量方法(边际分成率和平均分成率),结果表明,使用边际分成率的变量的系数估计值仍为正且在 10%的水平上显著,而使用平均分成率的变量的系数的估计值虽为正但在统计上并不显著。这可能说明边际分成率是衡量财政分权的一个较好的方法。而且,前者的估计值(0.0254)要大于后者的估计值(0.0082),这种结果与在模型中分别使用这两种方法时的情形是一致的。

C、检验财政分权措施的外生性

尽管我们的回归分析结果表明财政分权与人均 GDP 的增长率有着很强的相关,但其中的因果关系也有可能是倒置过来的:较穷的省的经济增长率较低,因此更有可能从中央获取财政补贴;而较富裕的省经济增长率较高,从而其财政自由度有可能更大。在这种情况下,我们先前所有的估计结果都会由于内生性偏差问题而出现估计不一致。然而有许多情况表明财政分权是外生决定的。首先,我们发现 FD 非常稳定。在 1985 年以前,各省该变量的取值都为 0,在其后的样本年间,各省该变量的取值也并不随时间的变化而出现多大变化。在 1985 年,中央和省的财政安排被确定后仅变动过一次,这个变动发生在 1988 年,并被执行到 1993 年。而 1993 年是我们样本期内的最后 1 年。其次,我们还就财政分权变量潜在的内生性作了检验。检验的结果并没有拒绝预算收入的边际分成率外生于模型的假设。¹⁷

D、投资和其它

¹⁵ 从原则上讲, HRS 也存在形式设定问题。我们关注 FD 设定形式变化对估计结果的影响是因为财政分权是本研究的核心内容。不过,当 HRS 同样取对数或形式时,其系数估计值与 FD 的系数估计值均为正且在统计上显著。

¹⁶ 见前文对平均分成率的批评。

¹⁷ 我们还检验了 HRS 与 FD 同时是外生性的假说。Hausman 检验的结果并没有证明 HRS 和 FD 应被看作是内生变量。

我们在第三部分中曾指出财政分权可通过两条途径来提高经济增长率。第一，财政分权能够导致省一级的资本投资的增加从而带来经济增长。对于省级政府而言，其在一个分权的财政制度下的投资动力要比在一个集中的财政制度下的投资动力更强。因为在分权的财政制度下，省级政府可以从额外进行的投资所带来的回报中获取一个更大的份额。如果财政分权和省级政府的投资量之间确实存在着正的关系，那么表 3 和表 4 中所给出的财政分权系数的估计结果就可能低估了财政分权对经济增长的总效应。我们通过一个单独的回归分析来检查是否存在这种关系，以人均投资的增长率（GI）对 FD 和其它自变量进行回归。结果显示财政分权和投资之间存在正的相关关系。然而，这种关系在统计上并不显著。¹⁸因此，并没有明显的证据说明财政分权通过增加了总资本投资量而推动了经济增长。

第二，财政分权通过提高资源配置效率而推动了经济增长。正如我们在第 I 部分中所指出的，与中央政府相比，省级政府在满足当地需求方面具有信息优势，因而能够更好地提供公共物品和服务，而这些公共物品和服务对当地的经济环境有较大影响。例如，某省份可以通过配置更多的资源来提高总产出，也可以通过将资源从低生产率的领域再配置到高生产率的领域来提高总产出。需指出的是，这种由于财政分权所带来的效率提高的作用，同技术变迁所起的作用类似，都可以对人均 GDP 的增长率带来长久的影响。我们所使用的计量模型使我们能够对这种效应进行单独的考察。而估计结果则明确表明，财政分权对中国各省间的经济增长率有着显著的作用。

然而，由于缺乏相关数据，我们无法更详细地分析财政分权如何带来了中国经济效率的提高。不过，省一级的宏观统计数字仍然表明由于财政分权的缘故，地方政府将其收入的更大比例投向了高生产率领域。例如，我们发现在基础投资占预算支出的比例与财政分权度之间存在着正的且显著相关的关系。¹⁹对该结果的一个可能的解释就是省级政府试图通过更多地向基础设施投资，更少地向低生产率领域——例如农业部门——投资来提高资源配置效率，因为向基础设施投资可以提高其它类型资本的生产率。²⁰或许最具说服力的例子就是地方政府在乡镇企业（TVES）的发展中所扮演的角色。财政分权不仅仅局限于

¹⁸ 回归模型（包括了省和时间虚拟变量但并没有列出）及结果为： $GI = 0.00245 (0.0038) *FD + 0.0247 (0.317) *HRS - 0.0834 (-0.875) *FISCAP - 0.0451 (-0.242) *NSOESH + 0.00369 (0.091) *FPMP - 0.0388 (-0.148) *POPSHR - 0.580 (-1.768) *LPOPT$ ，其中括号中的数字为 t 统计值，所有变量的定义见表 2，调整后的 $R^2 = 0.41$ 。另外，改变模型设定形式后对 GI 和 FD 之间的关系没有什么影响。例如，在 GI 对 FD 进行单独回归中，FD 的估计系数仍然为正且不显著。

¹⁹ 回归模型（省包括了和和时间虚拟变量但并没有列出）及其估计结果为： $BESHINF = 0.0486 (3.033) *FD - 0.0569 (-0.3401) *HRS + 0.0249 (2.694) *FISCAP - 0.138 (-3.794) *NSOESH - 0.00344 (-0.398) *FPMP - 0.132 (-1.981) *POPSHR - 0.419 (-0.510) *TPOP$ ，其中 BESHINF 是基础设施投资占预算支出的比例，括号中的数字为 T 统计值，各解释变量的定义见表 2，对 BESHINF 对 FD 的简单回归中 FD 的系数估计值为 0.0655，其 t 统计值为 3.986。

²⁰ 与农业有关的各种形式占预算支出的比例与财政分权之间的关系虽为正，但在统计上并不显著。

中央——省之间的财政关系，在省级政府与省以下各级政府间也存在着类似的分权式的财政关系。目前，省以下的各政府能够从当地财政收入中保留更大的比例，这已经改变了这些政府的投资行为。结果，它们不仅有更强烈的动力去进行更多的投资，并且会更多地投资于高生产率的农村工业部门：建设更多的乡镇企业。对县一级政府的作用进行充分分析已超出了本文的研究范围。²¹

我们以边际分成率来衡量财政分权是对过去研究中所使用的其他衡量方法的一个改进，但边际分成率也并非是一个完美的指标。财政分权度还取决于在多大程度上中央政府可以通过其它途径来干预地方政府的财政事务。例如，中央政府可能会给予某个省份几项优惠政策，诸如允许创办经济特区，有权力批准投资项目等等。不过这些政策在很大程度上都具有省份特征，通过在回归中设置省虚拟变量已经将它们的效应考虑了进去。

VI、结论

在本文中，我们探讨了中国始自 80 年代中期的财政分权改革对人均 GDP 的增长率的影响。我们发现财政分权对经济增长起到了显著的作用，这与财政分权能够提高经济效率的假设是一致的。同时我们还发现农村改革和非国有部门的发展是在过去 20 多年里推动中国经济增长的关键因素。

这些结果使我们得出了两点结论：第一，制度安排很重要。除财政分权外，其它政策（如在农村部门中推行家庭联产承包责任制改革和在工业部门通过发展非国有企业而实现民营化）都对中国的经济增长起到了有利的作用。第二，根据对数据的分析，财政分权主要通过提高资源的配置效率而不是引致更多的投资来提高中国的经济增长率。

应指出的是，自 80 年代以来，中央和省级政府间的财政关系的变化非常错综复杂。我们在经验研究中以边际分成率作为反映财政分权度的指标，但这还不足以充分体现出资政关系变化的复杂性。更好地理解在中央——省谈判过程中起关键作用的因素和机制非常重要，正是由于这个原因，本文的研究只是一个阶段性的成果，更深入的研究仍有待进行。

²¹ 有一些初步的证据表明乡镇企业的发展与财政分权间存着正的联系，当我们用省人均乡镇企业投资额对财政分权变量和其它控制变量回归时，FD 的系数估计值为正但并不显著。

Reference:

Bahl, Roy W. and Linn, Johannes F., *Urban Public Finance in Developing Countries*, New York: Oxford University Press, 1992.

Barro, Robert J., "Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth," *Journal of Political Economy* 98, vol. 5, pt. 2, 1990, S103-25.

Bird, Richard M., "Threading the Fiscal Labyrinth: Some Issues in Fiscal Decentralization," *National Tax Journal* XLVI, vol. 2, 1993, 207-27.

China Ministry of Finance, *Ten Years Reform in Finance and Taxation (Caishui Gaige Shi Nian)*, Department of System Reforms, Beijing: Chinese Finance and Economics Publishing House, 1989.

China Ministry of Finance, *China Fiscal Statistics 1950-91*, Beijing: Chinese Finance and Economics Publishing House, 1992.

China Statistical Bureau, *Compilation of Historical Statistics for Each Province, Autonomous Region, and the Directly Administered Municipalities 1949-1989*, Beijing: Statistical Publishing House, 1990.

China Statistical Bureau, *Price Statistical Yearbook of China (Wujia Nianjian)*, Beijing: Statistical Publishing House, various years.

China Statistical Bureau, *Statistical Yearbook of China*, Beijing: Statistical Publishing House, various years.

China Statistical Bureau, *The Gross Domestic Product of China, 1952-1995*, Liaoning: Dongbei University of Finance and Economic Press, 1997.

Dangdai Zhongguo Caizheng Editing Committee, *Public Finance in Mordern China (Dangdai Zhongguo Caizheng)*, Beijing: China Social Sciences Press, 1988.

Jorgenson, Dale W. and Yu, Kun-Yong, "Tax Reform and U.S. Economic Growth," *Journal of Political Economy* 98, vol. 5, pt. 2, 1990, S151-93.

King, Robert G. and Rebelo, Sergio, "Public Policy and Economic Growth: Developing Neoclassical Implications," *Journal of Political Economy* 98, vol. 5, pt. 2, 1990, S126-50.

Lardy, Nicholas, "Centralization and Decentralization in China's Fiscal Management," *The China Quarterly* 61, March 1975, 26-60.

Lin, Justin Yifu, "Rural Reforms and Agricultural Growth in China," *American Economic Review* 82, 1992, 34-51.

Lin, Justin Yifu; Liu, Zhiqiang; and Zhong, Funning, "Fiscal Decentralization and Rural Development in China," a Report Submitted to the World Bank, June 1997.

Liu, Zhiqiang, "Fiscal Decentralization and Rural Growth," manuscript, December 1997.

Ma, Jun, *China's Economic Reform in the 1990s*, 1997.

Mankiw, Gregory N.; Romer, David; and Weil, David N., "A Contribution to the Empirics of Economic Growth," *The Quarterly Journal of Economics*, May 1992, 407-37.

Oates, Wallace E., *Fiscal Federalism*. New York: Harcourt Brace Jovanovich, 1972.

Oates, Wallace E., "Fiscal Decentralization and Economic Development," *National Tax Journal* XLVI, vol. 2, 1993, 237-43.

Oksenberg, Michel and Tong, James, "The Evolution of Central-Provincial Fiscal Relations in China, 1971-1984: the Formal System," *The China quarterly* 125, March 1991, 1-32.

Perkins, Dwight H., "Reforming China's Economic System," *Journal of Economic Literature* 26, June 1988, 601-45.

Prud'homme, Remy, "The Dangers of Decentralization," *The World Bank Research Observer*, August 1995, 210-26.

Qian, Yingyi and Weingast, Barry R., *China's Transition to Markets: Market-preserving Federalism, Chinese Style*, Stanford, CA: Hoover Institution on War, Revolution and Peace, Stanford University, 1995.

Qian, Yingyi and Roland, Gerard. "The Soft Budget Constraint in China," *Japan and the World Economy*, 8, June 1996, 217-23.

Shah, Anwar and Qureshi, Zia, "Intergovernmental Fiscal Relations in Indonesia," 239 World Bank Discussion papers, 1994.

Zhang, Tao and Zou, Heng-fu, "Fiscal Decentralization, Public Spending, and Economic Growth in China," manuscript, Policy Research Department of the World Bank, 1996.

White, Herbert, "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity," *Econometrica* 48, May 1980, 817-38.

Wong, Christine P.W., "Central-Local Relations in an Era of Fiscal Decline: The Paradox of Fiscal Decentralization in Post-Mao China," *China quarterly* 128, 1991, 691-715.

Wong, Christine P.W., "Fiscal Reform and Local Industrialization," *Modern China* 18, 1992, 197-227.

Wong, Christine P.W.; Heady, Christopher; and Woo Wing T., *Fiscal Management and Economic Reform in the People's Republic of China*, Oxford University Press, 1995.

Xie, Danyang; Zou, Heng-fu; and Davoodi, Hamid, "Fiscal Decentralization and Economic Growth in the United States," *Journal of Urban Economics* 45, 1999, 228-39.

Zhu, Xingmin (ed.), *Reform and Practice of financial System and Management in Jiangsu Province (Jiangsu Sheng Caizheng Guanli Tizhi Gaige Yu Shijian)*, Beijing: China Financial and Economic Publishing House, 1993.

表1 中央——省财政制度安排和边际分成率

省份	1985—1987		1988—1993	
	分配方案*	FD	分配方案**	FD
北京	a	49.55	b	100.00
天津	a	39.45	a	46.55
上海	a	23.54	c	100.00
河北	a	69.00	b	100.00
山西	a	97.50	a	87.55
辽宁	a	51.08	b	100.00
黑龙江	c	100.00	c	100.00
江苏	a	40.00	b	100.00
浙江	a	55.00	b	100.00
安徽	a	80.10	a	77.50
山东	a	59.00	c	100.00
河南	a	80.00	b	100.00
湖南	a	88.00	d	100.00
湖北	a	100.00	a	100.00
四川	a	100.00	a	100.00
陕西	e	100.00	e	100.00
吉林	e	100.00	e	100.00
江西	e	100.00	e	100.00
甘肃	e	100.00	e	100.00
内蒙古	f	100.00	e	100.00
新疆	f	100.00	e	100.00
广西	f	100.00	e	100.00
宁夏	f	100.00	e	100.00
云南	f	100.00	e	100.00
贵州	f	100.00	e	100.00
青海	f	100.00	e	100.00
广东	e	100.00	e	100.00
福建	e	100.00	e	100.00

资料来源：^{*}当代中国财政编委会，1988，PP376—77；Zhu(1993), PP294-96。

分摊方案：

- a. 上缴当地收入的一个份额；
- b. 在基年上缴当地收入的一个份额，在接下来的几年里上缴总额按已商定的一个比率上升；
- c. 向中央政府上缴一个固定数量的收入；
- d. 在基年上缴一个固定数量的收入，在随后几年里上缴总额按已商定的一个比率上升；
- e. 从中央政府处接受一个固定数量的补贴；
- f. 在基年接受一个固定数量的补贴，在随后几年里总补贴额按已商定的一个比率上升；

表 2：变量的定义与均值

变量	定义	单位	平均值
GGDP	人均实际 GDP 增长率	百分比	0.071
FD	财政分权：本地所收财政收入 的边际分成率	百分比	0.424
HRS	家庭联产承包责任制：农村中采取该制度的 生产队数量占生产队总数的比重	百分比	0.607
FISCAP	财政能力：对人均实际 GDP 的 3 年移动平均	元/人	644
POPSHR	农村人口比重	百分比	0.760
TPOP	总人口数	千人	36,568
FPMP	农产品对非农产品的相对价格：国家对农产品的 实际收购价格指数与农村地区制造品的零售价 格指数之比	比率值	1.550
NSOESH	非国有企业产出占工业总产出的比重	百分比	0.290
GI	人均固定资产投资增长率（按可比价格计）	百分比	0.062
FDZVG	另一种衡量财政分权的方法：对本地所收财政收入 的平均分成率	百分比	0.592

表 3: 人均 GDP 增长率回归估计

变量	(1)	(2)	(3)	(4) ¹	(5) ²
FD	0.0362 (2.703)	0.0349 (2.595)	0.0265 (2.049)	0.0259 (1.659)	0.0271 (2.039)
HRS	0.0372 (1.768)	0.0408 (1.951)	0.0448 (2.163)	0.0565 (2.304)	0.0336 (1.685)
GI	0.0478 (3.819)	0.0493 (3.897)	0.0459 (3.692)	0.0538 (2.879)	0.0237 (1.919)
FISCAP	-0.144 (-5.308)	-0.126 (-4.509)	-0.157 (-5.664)	-0.138 (-3.810)	-0.125 (-3.804)
NSOESH	0.142 (3.163)	0.145 (3.288)	0.203 (4.116)	0.259 (3.811)	0.173 (4.052)
FPMP	0.0107 (1.158)	--	0.00522 (0.575)	-0.0172 (-1.149)	0.00575 (0.576)
POPSHR	0.0446 (0.630)	--	0.0353 (0.509)	-0.0746 (-0.422)	-0.0545 (-0.782)
TPOP	-0.209 (-1.612)		-0.310 (-2.366)	-0.405 (-2.634)	0.137 (3.960)
Subsidy Dummy	--	--	0.0275 (3.648)	--	--
Hna:	36.31[8]	34.13[5]	35.20[9]	20.24[9]	37.98[9]
LRa:	289.29[47]	285.14[47]	286.40[47]	181.34[35]	215.71[42]
经调整后的 R2	0.52	0.52	0.53	0.56	0.51
样本规模	534	534	534	294	406

注: 所有的模型中均包括省和年虚拟变量, 估计值按照 White(1980)方法对异方差进行了调整; 括号中为 t 统计值;
a 括号中的数值为 χ^2 统计值的自由度;

1 在把从中央政府处接受财政补贴的省份删除后所余数据的基础上的估计结果;

2 对 1979—1993 年期间数据进行估计的结果。

表 4: 人均 GDP 增长率回归估计

变量	(1) ¹	(2) ²	(3) ³	(4) ⁴	(5)	(6)
FD	0.0372 (2.750)	0.0503 (3.633)	0.0217 (2.422)	0.0315 (2.422)	-- (0.0119)	0.0254 (1.607)
FDAVG ^a	--	--	--	--	2.358	0.0082
HRS	0.0387 (1.831)	0.0411 (1.938)	0.0374 (1.774)	0.0379 (1.788)	0.0397 (1.863)	1.392 (0.0389)
GI	0.0489 (3.865)	0.0484 (3.858)	0.0478 (3.822)	0.0479 (3.829)	0.0483 (3.854)	1.839 (0.0481)
FISCAP	-0.144 (-5.298)	-0.147 (-5.398)	-0.143 (-5.266)	-0.143 (-5.267)	-0.142 (-5.206)	3.848 (-0.145)
NSOESH	0.145 (3.216)	0.159 (3.433)	0.138 (3.097)	0.138 (3.087)	0.155 (3.313)	-5.338 (0.157)
FPMP	0.00974 (1.049)	0.00948 (1.019)	0.0105 (1.136)	0.0106 (1.147)	0.0103 (1.149)	3.386 (1.117)
POPSHR	0.0417 (0.593)	0.0376 (0.541)	0.0426 (0.601)	0.0416 (0.587)	0.0390 (0.551)	0.0438 (0.618)
TPOP	-0.206 (-1.593)	-0.208 (-1.611)	-0.207 (-1.599)	-0.206 (-1.859)	-0.253 (-1.915)	-0.243 (-1.819)
经调整后的 R2	0.52	0.52	0.52	0.52	0.52	0.52
样本规模	534	534	534	534	534	534

注: 所有的模型中均包括省和年虚拟变量, 估计值按照 White(1980)方法对异方差进行了

调整; 括号中为 t 统计值;

1、FD 为 1 年滞后变量;

2、FD 为 2 年滞后变量;

3、FD 取对数形式;

4、FD 取 logistic 形式;

5、FDAVG 为省级政府的平均分成率;