

◆ 马 颖 陈 波 李 静¹
Ying Ma Bo Chen Jing Li

中国分权化改革、金融发展和区域增长差异的经验分析

The Disparities of Financial Development and Regional Economic Growth in the Context of China's Decentralization Reform

摘 要：自中国实行分权化改革以来，传统的“大一统”的财政兼金融计划经济体制逐步趋于解体，一个以市场为导向的金融体系正在形成。本文借助于面板协整分析方法对中国改革开放以来财政分权化、金融体制转型、金融发展、工业化水平与经济增长之间的长期稳定关系进行了检验。结果表明，在中国分权化改革背景下，传统的财政兼金融计划经济体制逐步解体和金融资源大量释放，使得各地区形成了不同的区域金融发展格局，同时也带来了不同的经济增长效应。

关键词：财政分权化，金融体制改革，金融发展，经济增长

中图分类号：F120.2 文献标识码：A

Abstract: Since China carried out the reform of decentralization, the traditionally “integrated” fiscal-cum-financial system of planning economy has gradually tended to break up, and a market-oriented financial system is taking shape. This article uses the panel data co-integration to test the long-run stable relationship among fiscal decentralization, reform of financial institutions, financial development, degree of industrialization and economic growth since China implemented its policies of reform and opening-up. Our findings show that, in an environment of fiscal decentralization, the gradual disintegration of the traditional planning system and releasing of enormous financial resources have not only brought about different patterns of financial development to the different regions, but also different effects of economic growth on these regions.

Keywords: fiscal decentralization, transformation of financial institutions, financial

¹作者简介：马颖，武汉大学经济与管理学院经济学系，邮政编码：430072，电子邮箱：yingma9494@126.com。

一、问题的提出和研究假设

本文采用面板协整分析方法,对中国改革开放 30 多年来财政分权化、金融体制转型、金融发展、工业化水平与经济增长之间的长期稳定关系做一个经验分析。鉴于在现有研究文献中,直接涉及对财政分权、金融发展与区域增长差异这三者关系进行经验研究的文献很少,作者接触到的国内外文文献大都触及两个类型:第一类文献就财政分权和区域经济增长之间相互关系进行了理论与经验分析;第二类文献对不同国家(地区)的金融发展对区域增长具有不同效应以及一国金融发展导致该国不同区域的增长差异进行了经验分析。

就财政分权和区域增长之间关系的国际文献而言,在国际经济学界,Goldsmith(1969)于 20 世纪 60 年代末首开对金融发展造成区域增长差异进行实证分析之先河。他把金融发展定义为由一国现有的金融工具和金融机构所构成的金融结构的演化过程,金融结构对促进经济增长具有重要作用。他还创造性地提出了以金融相关比率(FIR)为核心的衡量一国金融发展水平的指标体系,进而得出了各国在金融结构上的差异将导致各国金融发展的差异。自 90 年代以来,一些学者沿着 Goldsmith 所开创的经验探讨思路从不同角度验证了金融发展对于经济增长的正向作用。King 和 Levine(1993)以及 King 和 Levine(1993)证明了包括正规金融中介部门相对于 GDP 的规模、商业银行相对于中央银行的重要性、发放给私人企业的信贷对 GDP 的比率等在内的多个金融发展水平指标同经济增长显著相关,并且采用流动性负债对 GDP 之比、私人企业发行的贷款对 GDP 之比等指标,证实更好的金融体系通过改进创新的可能性来促进经济增长。另一些学者则验证了在不同国家和地区金融发展之于经济增长的效应是不同的。De Gregorio 和 Guidotti(1995)考察了金融发展和长期增长之间的经验关系,结果表明,在大部分跨国样本中二者之间呈正相关关系,但在拉丁美洲的面板数据中二者呈负相关。作者认为,20 世纪 70-80 年代拉美国家实行不受管制的金融自由化和民众对政府担保金融部门的预期过高是造成金融发展和增长呈负相关关系的主要原因。金融发展促进增长绩效改进的主要传导渠道是投资效率而不是投资水平,但这种效应因不同国家与不同发展阶段而异。Demetriades 和 Hussein(1996)通过对 16 个国家金融发展与 GDP 增长关系进行因果检验,发现在大部分国家二者呈双向关系,但也有部分国家呈反向关系;但这些例证几乎都不支持金融是经济发展过程中主导部门的观点。鉴于各国金融发展与增长之间的因果模式相去甚远,因此,不能将对跨国研究的统计推论建立在将不同经济体视为相同实体的基础上。Arestis 和 Demetriades(1997)对金融发展与经济增长关系所做的跨国回归分析中存在过于简单化的倾向提出了批评,认为这种做法无法把包括金融体制的制度结构、政策操作架构、有效治理程度等因素在内的各国的制度环境精确地反映出来。Ram(1999)对截面数据的经验检验加以归类后指出,其检验结果无法支持金融发展对经济增长具有正效应的推论。Levine, Loayza 和 Beck(2000)对金融中介发展的外生因素(如

债权人法权、合同履行效率和会计体系标准等)是否会影响经济增长以及各国在这些外生因素上的差异是否有助于解释各国在金融发展水平上的差异这两个问题进行了考察。结果显示,各国金融中介发展的外生因素与经济增长有正相关关系;各国在这些因素上的差异有助于解释金融发展的差异。因此,强化这类因素可以促进金融发展和加速增长。Rioja 和 Valev (2004)采用动态面板的一般矩(GMM)技术对 1960-1995 年间 74 个国家的样本进行了验证,结果表明金融发展对增长的效应存在着差异,这类差异可以用金融部门发展中的规模和收益递减效应来解释。他们发现金融发展对于增长并非只具有单一的正效应,只有当金融发展达到某一规模门槛时才对增长有强烈的正效应。因此,金融发展对于增长的正效应与发展阶段有关:在低收入地区,金融发展对增长的效应不确定,但在中等收入地区具有强烈的正效应,而在高收入地区,一旦该地区达到非常高水平时,金融发展的增长效应将递减。

与国际文献关注焦点不同的是,国内文献大都把注意力放在讨论金融发展和经济增长在地区层面上不同效应。有的文献与本文的研究目标相近似,对中国分权化改革、金融发展与经济增长之间的互动何以造成地区差异的问题进行了探讨。周立、王子明(2002)对改革开放以来各地区金融发展与经济增长相互关系的实证研究表明,中国各地区金融发展与经济增长强相关,各地区经济发展差距如此之大可以从金融发展差距角度做出解释。在金融发展指标中,金融市场化与经济增长的相关性尤为显著。提高金融发展初始条件低下地区的金融发展水平有利于该地区的长期增长。巴曙松、刘孝红、牛播坤(2005)分析了为中国经济转型期所特有的地方政府为争夺金融资源而同中央政府和银行体系展开博弈,并且对全社会金融资源配置、货币政策传导和金融微观主体的经营产生深远影响的过程。张军、金煜(2006)对 1994 年分税制改革前后地区财政支出、银行信贷流向对地区经济效率变化的影响方式进行了经验考察,揭示了财政分权改革总体上约束了地方政府对企业的直接干预因而有利于地区经济增长,但是分税制的实施更有利于发达地区的金融深化而使落后地区政府趋于加大对银行信贷的干预,从而不利于经济增长。陈刚、尹希果、潘杨(2006)利用 1978-2003 年省际面板数据考察了东中西三大区域内金融发展对经济增长的影响。结果表明,金融发展促进经济增长的正向关系在中国同样成立,但金融发展与实体经济之间不存在良性互动关系。金融发展对于经济增长的贡献仅停留在促进资本积累上,对于改进资本配置效率作用不大。李敬、冉光和、万广华(2007)建立了一个基于分工理论的金融发展模型,并采用 1992-2004 年省际面板数据估计了区域金融发展的协整方程。他们认为区域金融发展水平受到学习成本、投资品生产弹性系数、投资品生产的专业化程度、创新的激励水平、商品市场交易效率、金融市场交易效率等因素的影响,而基于夏普里值的金融发展差异的分解结果显示,各地区之间经济地理条件和国家制度倾斜的差异是形成省际间金融发展差异的主要原因。周宁东、汪增群(2007)在传统增长核算框架下使用固定效应模型对中国 29 个省(区、市)的数据进行检验;赵振全、于震、杨东(2007)验证了我国股市的流动性和经济增长之间存在显著的关系。同时,把中国金融发展与经济增长同分权化改

革联系起来加以考察的文献也频频出现。张璟、沈坤荣（2008）通过对我国1991-2005年省际面板数据做回归分析，考察了财政分权化背景下地方政府干预和区域金融发展对区域增长的源泉所产生的影响。作者的结论是：区域金融发展和金融市场化在一定程度上有助于提高省际TFP增长率并降低了资本“粗放式”积累和增长，有助于增长方式向“集约型”方向转变。然而，在财政分权背景下，地方政府出于财政压力、税收和GDP竞争等考虑产生了对金融体系干预的动机和行为，这将固化“粗放型”增长方式；与此同时，金融发展和地方政府干预的区域差异又将促使落后地区以更加“粗放”的方式加速增长，进而加剧落后地区金融风险的积累，增大了实现宏观经济稳定的难度。赵勇和雷达（2010）发现金融发展可以通过降低增长方式转变的门槛值来推动经济增长的集约式转变。

纵观现有文献，大多数学者或者在把资本积累、投资效率、人力资本、技术创新、交易效率等因素纳入分析框架中估计区域金融发展与经济增长的相互关系，或者在并不具体地把财政分权化建构为一个制度变量的前提下，利用结构模型把有关金融方面的信息传递到经济增长路径上来，以探讨金融发展与经济增长的长期关系。本文与以上做法不同的是，直接构建了反映财政分权化、金融体制转型程度的两个制度变量，利用1978-2006年28个省（区、市）的面板数据设立了刻画中国改革开放以来财政分权化、金融体制转型、金融发展、工业化与经济增长相互关系的计量模型，然后采用完全修正的最小二乘估计方法（FMOLS）对模型进行估计，用以考察分权化体制下传统的财政兼金融的计划经济体制逐步解体过程何以对我国各省（区、市）带来了不同的金融发展和经济增长效应。

本文这样做是基于如下这样一个研究假设：在中国经济转型时期市场经济体制不健全，部分市场如金融市场不完善甚至严重缺位的背景下，财政分权化激励地方政府和企业努力推动当地经济发展，与此同时，中央政府对金融体制实行重组，不仅促成了传统计划经济体制逐渐解体，而且形成了一个以市场为导向的、以银行为主体的金融体制，使得稀缺的金融资源在总体上有可能得以释放并被引导到优化配置的方向。但是，当我们把分析触角延伸到省际层次上就会发现，由于在中国经济转型的特殊环境中，改革的启动和经济突然放开而成熟的企业家并非唾手可得的背景之下，地方政府在一定程度上扮演了企业家的角色，使得地方政府有机会利用国有银行在地方的分支机构和地方银行系统来获取资金以扶持当地企业和促进本地经济增长。正如前文文献综述中其他国内学者（巴曙松等，2005；张璟、沈坤荣，2008）所论述的那样，地方政府官员在激烈的竞争和晋升博弈的锦标赛中（周黎安，2007），尤其在1994年分税制改革以后，迫于财政压力、税收、GDP竞争和职位晋升等压力，会由区域间历史沉淀的差异所造成的，另一方面也是中央政府在改革开放初期实行倾斜的经济政策带来的结果。于是，各地区之间在地方政府直接参与下而展开的横向竞争在促成我国经济总量持续高速增长的同时，也造成东部和中、西部之间在金融发展和经济增长上的差距呈现出拉大的趋势。

如同从事经验研究的其他文献的出发点一样，本文的着重点在于考察财政分权化、金融发展、

工业化与经济增长之间的长期稳定关系。我们的经验检验结果表明,各地区之间的差异不仅同区域间在地理与经济等方面的初始条件、中央政府的政策倾斜以及在制度变迁过程中存在时间差等历史沉淀因素有关,而且同财政分权化、金融体制改革、金融发展、工业化、GDP 增长这几个因素在各地所发挥的不同效果有关。本文结构的后续安排是:第二部分为模型与数据说明;第三部分为计量检验与分析;第四部分是本文的结论。

二、模型及变量说明

(一) 模型设定

鉴于无论是使用中国的总体数据还是使用省际数据,人均GDP的对数值和金融发展变量的对数值都是非平稳的(见表2)。当被解释变量和解释变量具有非平稳特征时,用计量结构模型进行分析,其参数估计值将会是有偏误的。本文借助于面板协整分析方法探寻财政分权化、金融体制转型、金融发展和经济增长之间的长期稳定关系。一方面为了克服处理非平稳数据的难题,另一方面旨在以更加宽泛的方式处理变量之间的关系。为此,本文采用Pedroni(1999)提出的面板协整模型,设定计量模型如下:

$$\begin{aligned} perRGDP_{it} &= \alpha_{it} + \beta_{1it} Decenrate_{it} + \beta_{2it} Channelrate_{it} + \beta_{3it} Finanrate_{it} + \beta_{4it} RDVGIO_{it} + \mu_{it} \\ x_{it} &= x_{it-1} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

其中, $x_{it} = (Decenrate_{it}, Channelrate_{it}, Finanrate_{it}, RDVGIO_{it})'$, 下标 i 表示省(区、市), t 表示时间, μ_{it} 表示随机误差项。

(二) 变量说明

1. $perRGDP$ 是指实际人均GDP。由于以1978为基期的各省(区、市)的物价指数同全国物价指数二者之间存在较大差异,相比之下,前者的可信度比后者要弱得多。为保证数据质量,本文统一采用全国以1978年为基期的居民消费物价指数作为物价缩减指数,由此计算出实际人均GDP。

2. $Decenrate$ 是作者建构的一个刻画中国财政分权化改革特征的变量,用以说明包括各级政府在内的财政总支出是如何在地方政府和中央政府之间分配的。它既可以看作是一个反映财政分权化程度的制度变量,也可以看作是一个反映财政支出能力的变量。本文参考了Zhang和Zou(1998)对财政分权化指标的定义,选取各地方政府财政支出与中央政府财政支出的比值。在地方政府和中央政府财政支出中,均选择决算支出口径,同时在中央政府财政支出中剔除了“国防支出”和“政策性补贴支出”,旨在真实地反映在中央政府财政支出中与经济增长相关的支出所占的比重。另外,考虑到若能从地方财政支出中剔除中央政府对地方政府的转移支付以及其中的税收返还数据,则将使 $Decenrate$ 指标更为严谨。但由于此项数据在各省(区、市)层次上的可获性和可靠性相对较差,

无法对此项数据进行调整。然而,就财政资源在中央和地方之间的总体配置而言,Decenrate指标还是能够近似地用来刻画中国的财政分权化程度。

$$Decenrate_{it} = \left[\frac{\text{各地方政府财政支出}}{\text{中央和地方政府财政总支出} - \text{国防支出} - \text{政策性补贴支出}} \right]$$

3.Channelrate是作者建构的一个与中国财政分权化改革相伴随的反映金融发展的变量,用各省(区、市)国有银行的贷款额除以各省(区、市)地方政府以传统资金划拨方式用于经济建设的支出,即“国有银行贷款额”对“经济建设费”之比。采用这个变量是为了近似地表示改革开放以来从财政与金融不加区分的传统计划经济体制中逐渐演化出一个以市场为导向的、以银行为主体的金融体系的渐进过程。其中,“国有银行贷款额”表示各省(区、市)国有银行分支机构提供金融资源的能力,“经济建设费”则被用来近似地表示地方政府以传统的财政拨款方式配置财政资源的能力。通过Channelrate变动趋势的描述,可以看到在分权化体制下各省(区、市)资源配置渠道逐渐由传统的财政拨款转变为银行贷款(即“拨改贷”改革)的长期变动趋势。因此,它既是一个反映经济体制变迁趋势的制度变量,也是一个反映转型期市场导向的金融机构成长趋势的金融发展变量。我们设立这个变量,旨在现有可获得统计数据条件下描述Goldsmith(1969)所说的构成为一国“金融结构”一部分的“金融机构”的长期演进趋势,以便通过金融机构的“相对规模”和“相对增长速度”等方面的差异来揭示我国转型期各地区之间的“金融发展差异”。就统计口径来说,各省(区、市)的“国有银行贷款额”为经过调整的国有银行贷款数据,“经济建设费”为列入各省(区、市)“经济建设费”栏目中财政支出额。

4.Finanrate是指各省(区、市)国有银行存款总量和贷款总量之和对相应省(区、市)GDP之比。采用该变量旨在测度改革开放以来各省(区、市)国有银行对当地金融资源的汲取能力。事实上,这个变量不只是被用来描绘各省(区、市)的金融发展水平,而是在更深层次上反映出地方国有银行系统为当地提供金融资源进而促进经济增长的能力。因此,本文把Finanrate看作是一个近似地测度改革开放以来各省(区、市)与财政分权化相伴随的反映金融发展程度的变量。由于在省际层面上金融机构统计数据不完整不连贯也难以获得,本文采用国有银行的数据。这是我们在各省(区、市)有关金融数据中可以获得的唯一具有可比性的数据,诚然,相比较其他国内学者设立的金融发展变量,我们的这个变量有其缺陷,但是由于该变量具有较强的可比性,因而是其他变量所不及的。我们的理由是:鉴于在中国国有银行存贷款额在全国所有金融机构存贷款总额中占有很大比重,虽然仅仅使用国有银行的数据比起使用所有金融机构的数据来并不理想,但由于该指标可以获取并且是地区间具有可比性的唯一指标;此外,对于描述一个总体趋势来说,采用国有银行数据与采用所有金融机构数据二者所达到的效果在总体上应当是趋于一致的,因此本文旨在把Finanrate看作一个近似地测度改革开放以来各省(区、市)金融发展程度的变量。各省(区、市)Finanrate中的国有银行贷款量为经过调整的国有银行贷款数据,其中,1978-1998年信贷数据取自《新中国五十年统

计资料汇编》中的国有银行各项存款和贷款余额数据,1999年之后的数据来源于《中国金融年鉴》和各省(区、市)的经济统计年鉴。由于自1999年以后,所有省(区、市)的信贷数据统计口径从国有银行扩展到包括外资在内的所有金融机构存贷款数据,因此需要对1999年之后的数据做相应的调整。为了保持1978-2006年数据的相对连贯性,本文用1992-1998年各省(区、市)的国有银行口径的存贷款量对《中国金融年鉴》中1992-1998年所有金融机构口径的存贷款量做回归,然后外推得到1999-2006年的国有银行存贷款量数据。其中,山西和福建存贷款这两个口径的存贷款数据差异极小,未作调整。其他省(区、市)均按上述方法得到统一口径的银行存贷款数据。

5. RDVGIO (Real Differentiated Value of Gross Industrial Output) 用以代表各省(区、市)工业化水平的实际工业总产值增加值指标。由于历史原因,各地区的工业基础不同,经济发展的初始水平存在较大差异,而且这种初始差异主要表现在产业布局在区域上的非均衡。由于本文的讨论涉及1978-2006年间的中国区域经济,而工业布局的区域差异在1978年改革开放之初就已经显著地存在,为此,本文将RDVGIO作为控制变量。虽然采用工业增加值作为控制变量会更为合理,但是由于工业增加值数据无法完整地获得,因此,我们只能采用实际工业生产总值的增加值作为控制变量。该变量的数据来源于《中经统计数据库》。

本文采用面板数据分析,鉴于部分省(区、市)数据缺乏,加上某些省份在行政建制上发生了改变。为了使数据做到有可比性,我们对所收集的数据做了如下处理:(1)由于西藏自治区数据太不完整,在本文中未作分析;(2)重庆于1998年成为直辖市,这在四川省1998-1999年相关数据中并未得到反映。为避免重复计算,重庆和四川的数据均未列入考虑之中。(3)各变量数据均由各年度《中国统计年鉴》、《中国金融年鉴》、《中国财政年鉴》和《新中国五十年统计资料》整理而成。由于以上变量都是指标变量,数值较小。为了避免在面板协整运算的矩阵求逆过程中出现无法求解的情形,本文借鉴周立、王子明(2002)的做法,将变量指标化,选取1978年数据为100,分别得到perRGDPI、DecenrateI、ChannelrateI、FinanrateI和RDVGIOI。文中计量结果均采用Rats7.0计量软件获得。各个变量的统计描述见表1。

表1变量的统计描述

	perRGDP	Decenrate	Channelrate	Finanrate	RDVGIO
均值	324.040072	244.155259	1000.278944	182.073454	1601.720355
最大值	1760.883862	1386.718617	7785.132078	823.907755	24754.037568
最小值	93.275843	72.474883	51.200563	78.604705	90.272660
标准差	266.735894	152.629900	1075.004909	99.649080	2581.202753

样本	812	812	812	812	812
----	-----	-----	-----	-----	-----

三、计量检验与分析

（一）面板单位根检验

在进行面板协整检验之前，首先需要对模型中各个变量进行面板单位根检验，只有当所有变量均为一阶单整I（1）过程时，才能进行面板协整分析。本文采用Im、Pesaran&Shin（2003）方法检验面板数据的平稳性，检验结果见表2。

表2 面板单位根检验

统计量	perRGDP	Decenrate	Channelrate	Finanrate	RDVGIO
$\bar{Z}_t$	12.0724 [1.00000]	0.8431 [0.80041]	2.5053 [0.99388]	-0.3488 [0.36361]	7.4327 [1.00000]
$\tilde{Z}_t$	12.0707 [1.00000]	1.5940 [0.94454]	3.0624 [0.93324]	0.9380 [0.82588]	7.6705 [1.00000]
统计量	Δ perPGDP	Δ Decenrate	Δ Channelrate	Δ Finanrate	Δ RDVGIO
$\bar{Z}_t$	-2.2130* [0.01345]	-1.8060* [0.03546]	-3.5431* [0.00020] -1.3143* [0.08481]	-7.2438* [0.00000]	-3.9559* [0.00004]
$\tilde{Z}_t$	-0.3299 [0.37072]	-0.4163 [0.33880]		-3.3125* [0.00046]	-1.5028* [0.06644]

注：检验形式设定为含截距项不含趋势项，方括号中数值为相关检验量的P值。* 表示在10%及更高水平上拒绝原假设。

通过对这5个面板变量及其一阶差分项进行面板单位根检验，我们发现，这5个变量都是在极高的P值下不能拒绝存在面板单位根的原假设，但是，这5个变量的一阶差分项都在5%及更低水平下拒绝存在面板单位根的原假设。因此，这5变量均为有I(1)过程。

（二）协整检验

我们在对模型（1）进行估计之前，先对这5个变量组成的系统进行协整检验。当这5个变量组成的系统存在长期稳定关系时，模型（1）估计结果才有效。本文采用Pedroni（2004）提出的面板协整检验方法对这5个变量组成的系统进行协整检验，检验结果见表3。

表 3 面板协整检验

Panel 统计量				Group 统计量		
v-stat	rho-stat	pp-stat	ADF-stat	rho-stat	pp-stat	ADF-stat
7.51681*	0.25510	-3.47887*	-5.09701*	2.89094	-2.92652*	-3.54927*

注：*表示在1%显著水平上拒绝不存在面板协整的原假设

以上表3显示，在上述7个检验统计量中，有5个是在1%的水平下拒绝不存在面板协整的原假设。剩余的Panel rho-stat统计量和Group rho-stat统计量不能拒绝原假设。就总体而言，不论是单个的面板检验统计量，还是整体的检验统计量，在本文构造的面板协整模型中，5个变量之间存在着面板协整关系。

（三）模型估计和分析

接下来，我们在上述检验结论的基础上对模型（1）进行估计。为了得到各个区域部门长期稳定关系的个体效应，这里采用完全修正的最小二乘估计方法（FMOLS）对模型进行估计，估计结果见表4。需要说明的是，由于本文在数据处理上将各省（区、市）变量以1978年的值为100，然后做指数化处理。因此，从各省（区、市）的估计结果只能得出这5个变量之间的长期协整关系，加上对各省（区、市）长期协整关系进行比较是就建立在基期基础上的相对量而论的，不能由此得出各省（区、市）之间在变量绝对值上的比较含义。

表 4 完全修正的最小二乘估计结果

个体的FMOLS估计结果									
perRG DP	Decenra te	Channelr ate	Finanra te	RDGIO V	perRG DP	Decenra te	Channelr ate	Finanra te	RDGIOV
北京	-0.05 (-0.43)	-0.01 (-1.16)	0.11 (0.45)	0.01 (1.48)	山东	0.46* (2.57)	0.04* (4.06)	-0.74* (-2.87)	0.03* (6.67)
天津	0.07* (2.83)	0.00 (0.57)	0.25* (4.15)	0.02* (7.77)	河南	0.14 (1.37)	0.02* (2.49)	-0.68* (-10.07)	0.01* (6.70)
河北	0.21* (3.15)	0.00 (0.68)	-0.61* (-8.58)	-0.01* (-2.10)	湖北	0.04 (0.71)	-0.00 (-1.12)	-0.09 (-0.66)	0.02* (7.96)
山西	0.07 (0.80)	-0.00 (-0.43)	-0.47* (-2.47)	0.01* (2.76)	湖南	0.24* (2.67)	0.00* (2.79)	-0.03* (-1.97)	0.03* (7.56)
内蒙古	0.26* (2.24)	-0.02 (-0.77)	-0.53* (-2.05)	0.02 (0.88)	广东	0.16* (4.61)	0.02* (2.91)	-0.07 (0.41)	0.01* (7.75)
辽宁	-0.08 (-1.55)	0.00 (0.97)	-0.09 (-1.12)	0.00 (1.14)	广西	0.02 (0.27)	0.01 (0.54)	-0.23 (-1.20)	0.01 (1.55)
吉林	0.04* (2.36)	0.00 (-1.58)	-0.11* (-4.85)	0.01* (4.96)	海南	0.03 (1.43)	0.01 (1.27)	0.04 (0.71)	-0.00* (-3.66)
黑龙江	0.23* (1.96)	0.03 (1.53)	0.50 (1.29)	0.01 (1.76)	贵州	0.08* (2.51)	0.00 (0.65)	-0.53* (-11.79)	0.00 (1.22)
上海	-0.07 (-0.92)	0.00 (-0.45)	0.19 (1.12)	0.04* (5.70)	云南	0.06* (3.29)	0.00 (1.16)	-0.23* (-6.76)	0.00* (3.41)
江苏	0.54* (9.15)	0.01* (2.42)	-0.31* (-3.22)	0.02* (6.09)	陕西	0.05 (0.70)	0.03* (2.31)	-0.31 (-1.05)	0.01 (1.68)

浙江	0.39* (3.99)	0.00 (0.13)	-0.00 (-0.02)	0.03* (3.13)	甘肃	0.21* (2.15)	0.02 (1.07)	-0.19 (-0.89)	0.04* (5.43)
安徽	0.14 (-1.40)	0.02* (2.50)	-0.74* (-3.59)	0.00 (1.52)	青海	0.03 (0.26)	-0.00 (-0.22)	0.43 (1.09)	0.03* (3.71)
福建	1.09* (3.12)	0.10* (4.60)	-0.23 (-0.47)	0.06* (3.16)	宁夏	0.02 (0.40)	0.00 (0.69)	-0.51* (-4.78)	0.00 (0.77)
江西	0.04 (0.47)	0.00 (1.55)	-0.26 (-1.49)	0.01 (1.33)	新疆	-0.07 (-0.53)	-0.01 (-1.31)	-0.23 (-0.78)	0.02* (1.91)

整体 FMOLS 估计结果

Decenrate	Channelrate	Finanrate	RDGIOV
0.16* (9.65)	0.01* (6.03)	-0.20* (-11.76)	0.02* (17.34)

注：检验形式设定为对28个单位个体的共同因子(common factor)加以剥离；圆括号中数值为相关检验量的t值；*表示在10%及更高水平上t值显著；系数为0.00表示系数绝对值小于0.01。

从表4中的各省（区、市）FMOLS整体回归结果可以看出（表4最后一行），各个系数的检验t值均非常显著。值得提到的是，FMOLS的整体估计结果反映了面板数据中所有个体的加总效应。Decenrate对经济增长的促进作用是正向的。以1978年为基期，Decenrate每增长1个指数单位，实际人均GDP便增长0.16个指数单位。这说明在省际层次上，财政分权化改革对地区经济增长起了促进作用。Channelrate与人均GDP实际值二者关系也是正向的，Channelrate在基期水平上每增长1个指数单位，人均实际GDP便增长0.01个单位。尽管Channelrate的拉动效应显得相对较小，但足以表明在分权化改革背景下，作为金融发展一个组成部分的国有银行在改变资源配置渠道进而促进经济增长方面所发挥的效应。然而，Finanrate每增长1个指数单位，实际的人均GDP却在1978年基期的水平上下降0.2个指数单位。金融发展水平的变量Finanrate与经济增长之间呈负向关系。这一方面表明从总体上看，用Finanrate来反映金融发展水平不足以解释规模如此之大的中国经济总量增长如此之高的原因；另一方面也表明国有银行仍然处在较低的金融发展层次上。RDVGIOV在基期水平上每增长1个指数单位，实际人均GDP增长0.02个指数单位，这说明在工业化水平与经济增长之间存在正向关系。

当我们从反映加总效应的总量指标转向省际指标就会发现，在各省（区、市）的财政分权化、金融体制转型、金融发展、工业化水平与经济增长之间的长期关系中呈现出明显的区域差异。

首先，Decenrate促进经济增长的效应在大多数省（区、市）为正向，说明在绝大多数省（区、市），财政分权化作为中国改革开放以来最重要的制度安排促进了地方经济增长并提升了工业化水平。然而，在北京、上海、新疆和辽宁，Decenrate对工业化和经济增长的效应为负，这说明改革开放以来，在这4个省（区、市）中，鉴于北京、上海和新疆因其政治上的特殊而事实上没有启动分权化改革，辽宁则可能是因为作为传统的重工业基地，中央从社会稳定等多方面考虑，启动财政分权化改革的时间较其他省（区）要滞后一些，因而Decenrate提升工业化水平和推进经济增长的效应与其他省（区、市）相比相对微弱。

其次,反映金融机构成长的变量Channelrate具有同时促进经济增长和工业化的正效应。这种情况在多数省(区、市)呈现出总体上的一致性,尤其以江苏、安徽、河南、湖南、福建、山东、广东和陕西8省为明显,但有的省(区、市)却呈现负相关关系,如山西、内蒙古、新疆和北京。就山西、内蒙古和新疆而言,市场导向型金融机构的成长未能促进了经济增长与工业化,这可能在很大程度上与这3个省(区)长期以来经济增长与工业化(尤其是制造业部门)水平较低以及市场导向型金融机构成长不足有关。就北京而言,情况要复杂一些。北京是中国的金融决策中心,具有金融业总部经济的特征,加上一直以来中央政府在财政上对北京的支持力度很大,因此,反映金融资源配置渠道改变和市场化金融机构成长的变量Channelrate对经济增长和工业化的促进作用不显著。

再次,Finanrate作为反映金融发展水平的变量,其对经济增长及工业化的促进效应仅在北京、上海、天津、黑龙江、海南、青海6个省(市)为正,其他省(区、市)均为负。就3个直辖市而言,Finanrate对经济增长具有正效应,显然与这3大都市改革开放以来由收入水平提高带来的储蓄总量迅猛增长有关。而在黑龙江和海南(青海的情况在下文中另作讨论),Decenrate、Channelrate与Finanrate促进经济增长与工业化的效应均为正,说明两省在财政分权化、国有银行市场化程度和储蓄总量增长之间存在着良性互动关系。在其他22个省(区)中,江苏、浙江、福建、山东、广东5省为沿海发达省份,其Decenrate和Channelrate促进经济增长和工业化的效应均为正,而Finanrate的效应却为负。5省变量系数不仅呈高度一致性,而且在系数值的统计检验量上均非常显著。显然,因分权化改革带来的财政支出增长(系数值分别为:江苏0.54、浙江0.39、福建1.09、山东0.46、广东0.16)和国有银行转型对于拉动这5省的经济迅猛增长起了重要作用,然而,在这5个省,Finanrate作为另一个衡量金融发展的变量的系数却为负数。Finanrate不仅相对于Decenrate偏低,而且相对于Channelrate也偏低。我们对此所做的解释是,这5省虽然也推行了分权化改革和金融改革,但国有银行信贷投放并不构成成为促进当地经济增长和工业化的主要源泉。这说明改革开放以来,从总体上看,在沿海省份,同其他内地省(区)相比,外资、港澳台资或其他形式的金融资源可能对促进经济增长和工业化发挥了更大的作用。至于其他17个相对欠发达的省(区),可以区分为两种情况。第一种情况是,在吉林、河北、广西、安徽、湖南、江西、河南、陕西、贵州、甘肃、宁夏和云南12个省(区)中,也呈现出Decenrate和Channelrate促进经济增长和工业化的效应为正而Finanrate的效应为负的势头。这种势头可以解释为这12个省(区)自改革开放以来,财政分权化和金融机构成长均促进了本地经济增长和工业化,因而在增长模式上显现出追赶发达地区的特征,但在财政支出能力和金融机构成长方面仍不及5个沿海发达省份,其中在部分省(区),体现国有银行贷款能力的金融发展指标Finanrate为负数的系数值太高,如河北、安徽、河南、贵州、内蒙古、宁夏、云南分别为-0.61、-0.74、-0.68、-0.53、-0.53、-0.51和-0.53。这种情况与12个省(区)Channelrate系数值的统计检验量不显著相吻合。第二种情况是,在湖北、山西、内蒙古、青海、辽宁、新疆6个欠发达省(区)中,湖北、山西、内蒙古3省(区)呈现Decenrate为正而Channelrate和Finanrate均为负的倾向;新疆的3个指标全部为负;而辽

宁的Decenrate和Finanrate为负，但Channelrate为正。就湖北、山西、内蒙古而言，财政支出可能仍然是促进当地经济增长和工业化的主要因素（尤其是内蒙古，Decenrate高达0.26），但两个反映金融发展程度的指标均为负值，因而金融发展相对滞后（Finanrate系数值在山西和内蒙古分别为-0.47和-0.53）。再就青海、辽宁和新疆而言，青海的Decenrate为正且显著，Finanrate居高而Channelrate为负，这恰好说明在青海财政分权效应显著，但市场导向的金融机构成长不足，致使改革开放带来的储蓄增长没有得到更有效的配置；辽宁的Decenrate和Finanrate为负但Channelrate却为正的现象可以解释为：当地财政分权改革和国有银行的信贷支持不足以带来促进经济增长和提升工业化水平的效应，虽然金融体制转型对促进经济增长和工业化发挥了一定作用，但整体金融发展水平仍然偏低；新疆在3个系数上全部为负值，反映出在财政支出力度、金融机构成长以及对本地国有银行信贷能力方面都欠缺。总体上说，6省（区）的Finanrate偏低，意味着作为国有银行主要资产的存款和贷款对GDP的比值偏低，说明当地金融部门参与促进经济增长和工业化程度不高。

最后，除了海南、河北两个省之外，其他各省（区、市）工业化水平（RDVGIO）与经济增长之间均存在正向关系，并且在趋势上表现出高度一致性。海南建省很晚，工业化水平在建省之前处于全国低水平上，近年来一些产业发展迅猛，但工业化总体水平仍偏低；河北一直以来是一个农业大省，其工业传统优势主要集中于农副产品加工、能源、建材、钢铁等行业，近年来虽然工业总产值整体上有大幅度提升，但在高新技术产业方面产值不及近年来发展更快的其他省份，致使其工业化未能在整体上与经济增长在趋势上保持一致。

（四）区域增长模式比较

为了具体分析并比较各省（区、市）财政分权化、金融体系转型和金融发展对区域经济增长作用的差异，我们按照Decenrate、Channelrate和Finanrate对经济增长的促进效应来进行分类，则28个省（区、市）大致上可以划分为如下4种模式，见表5。

表 5 财政分权化和金融发展对区域经济增长的作用模式

增长模式	区域	Decenrate	Channelrate	Finanrate	特点
模式 1	北京	—	—	+	特殊增长模式
	上海	—	+	+	
	天津	+	+	+	

模式 2	广东	+	+	—	金融体系转型有力和财政支出“双支持”但金融发展不足的增长模式
	江苏	+	+	—	
	浙江	+	+	—	
	福建	+	+	—	
	山东	+	+	—	
	吉林	+	+	—	
	河北	+	+	—	
	广西	+	+	—	
	安徽	+	+	—	
	湖南	+	+	—	
	江西	+	+	—	
	河南	+	+	—	
	陕西	+	+	—	
	贵州	+	+	—	
	甘肃	+	+	—	
	宁夏	+	+	—	
	云南	+	+	—	
模式 3	黑龙江	+	+	+	金融体系转型、财政支出、金融发展 3 方面支持的增长模式
	海南	+	+	+	
模式 4	湖北	+	—	—	金融体系转型不足（或有力）、财政支出有力（或不足）、但金融发展不足的增长模式
	山西	+	—	—	
	内蒙古	+	—	—	
	青海	+	—	+	
	辽宁	—	+	—	
	新疆	—	—	—	

从表5可以看出，对于模式1，其经济增长模式体现在北京、上海和天津3个直辖市上，对于北京来说，财政分权和金融体制变迁均未能促进经济增长，但金融发展对经济增长具有显著正向作用。而在上海，财政分权化与经济增长不相关，金融体制变迁和金融发展都对经济增长作用显著。事实上，北京与上海因其特殊地位并未进行分权化改革。与北京和上海不同，天津的财政分权化和金融发展对经济增长均有显著作用；对于模式2，江苏、浙江、广东、福建、山东5省的金融体系转型和财政支出给予经济增长以强有力的“双支持”，但金融发展不足以起到促进经济增长的关键作用。对于模式3，黑龙江和海南的经济增长来源于金融体系转型、财政支出、金融发展3个方面支持。而模式4则包括湖北、山西、内蒙古、青海、辽宁和新疆6个省（区），其中湖北、山西和内蒙古的财政分权化显著地有利于经济增长，但金融体系转型和金融发展则不足以促进经济增长；而在青海，其经济增长得到财政分权化和金融发展的“双支持”，但在金融体系转型上却显得力道不足；辽宁的经济增长仅仅得到金融体系转型支持，却在财政分权化和金融发展方面没有获得有力的支持。最后是新疆，财政分权化、金融体系转型和金融发展这3个因素都未能对经济增长发生作用。

四、结论和政策含义

本文把Decenrate和Channelrate作为两个反映制度变迁的主要变量，把Finanrate设定为反映金融发展的变量，同时把反映工业化水平的变量RDVGIO作为控制变量，用以探讨中国改革开放以来财政分权化、金融体制变迁对各地区金融发展和经济增长所产生的不同效应。本文得出了以下三点结论：

首先，就金融发展的效应而言，除了北京、上海、天津、黑龙江和海南之外，中国绝大多数省（区）都没有显现出金融发展与当地经济增长之间具有正向的长期关系。各地金融发展水平差异反映出各省（区、市）在储蓄和贷款总量、对现有金融资源有效利用、吸纳其他金融资源方面存在着较大差异。就中国目前金融发展所达到的程度而言，各地区金融发展在总体上还只是处于在数量上积攒储蓄的阶段，尤其在经济发展相对滞后地区，当地金融资源对经济增长的参与程度远远不够，这将使未来这些地区经济持续增长的动力趋于减弱。

其次，就经济增长效应而言，本文尤为关注财政分权化与金融体制转型对区域经济增长的效应。从表4可以看出，除了个别省（区、市）之外，大部分省（区、市）在Decenrate和Channelrate指标上均表现出促进经济增长的正向效应，这一点与制度经济学有关在计划经济体制向市场经济体制转变过程中有助于提高经济效率进而推动经济增长的假说相吻合。另一方面，各地在财政分权化和金融体制转型促进区域经济增长方面显现出较大差异。若是从Decenrate、Channelrate和Finanrate三者之间关系全面讨论区域金融发展效应就会发现，各地对财政支出的依赖性很大，尤其在不发达省（区）更为显著。虽然自改革开放30多年来，中国金融发展促进经济增长从总体上看成效显著，近10多年来又在推进财政体制沿着公共财政方向取得了显著进步，但在地方政府层面上，要改变不少省（区、市）尤其是相对发达的省（市）在很大程度上依赖财政支持来促进经济增长的格局仍然有待时日。这正好表明，在中国要实现经济发展方式的转型依旧是一项长期而艰巨的任务。

最后，从中国经济发展的长远角度看，需要在完善金融市场和进一步推进金融体制改革上下功夫。就完善金融市场而言，应当让金融市场在配置资源方面进一步发挥基础性作用，客观地说，这是一项长期而艰巨的任务。改革开放30多年来，相对于中国的持续高速增长来说，金融发展远未达到与经济增长相适应的程度。前面提到，在地方政府层面上对财政支出的依赖性很大，其中一个重要原因在于金融市场体系不完善，其配置资源的基础作用未能得到发挥，因而使财政工具在促进当地增长上体现出明显的“比较优势”。这种财政和金融“一手硬，一手软”的局面应当改变，否则将会对中国经济的长期增长起遏制作用。就进一步推进金融体制改革而言，可以选择部分金融发展居于中位水平的省（区），如在表5中那些归于金融体系转型和财政支出有力但金融发展不足的省（区），加大对这些地区金融基础设施投资，提高金融业服务效率，推动当地逐步建立起较为完善的金融市场体系，使得当地金融机构沿着改进金融资源配置效率的方向推进。我们认为，促进处在中位水平地区的金融发展可能比促进发达地区或落后地区的金融发展更能取得成效。

参考文献

- [1] 巴曙松、刘孝红、牛播坤. 转型时期中国金融体系中的地方治理与银行改革的互动研究[J]. 金融研究, 2005,(5).
- [2] 陈刚、尹希果、潘杨. 中国的金融发展、分税制改革与经济增长[J]. 金融研究,2006,(2).
- [3] 李敬、冉光和、万广华.中国区域金融发展差异的解释——基于劳动分工理论与Shapley值分解方法[J]. 经济研究,2007, (5).
- [4] 张璟、沈坤荣. 地方政府干预、区域金融发展与中国经济增长方式转型——基于财政分权背景的实证分析[J], 南开经济研究, 2008, (6).
- [5] 赵勇、雷达. 金融发展与经济增长: 生产率促进抑或资本形成[J]. 世界经济, 2010,(2).
- [6] 赵振全、于震、杨东. 金融发展与经济增长的非线性关联研究—基于门限模型的实证检验[J],数量经济技术经济研究, 2007, (7).
- [7] 周立、王子明. 中国各地区金融发展与经济增长实证分析: 1978-2000[J]. 金融研究, 2002, (10).
- [8] 周黎安. 中国地方官员的晋升锦标赛模式研究[J], 经济研究, 2007, (7).
- [9] 周宁东、汪增群. 金融发展对经济增长贡献: 一项基于面板数据的研究[J]. 财贸经济, 2007, (5).
- [10] Arestis, P. &Demetriades, P. Financial Development and Economic Growth: Assessing the Evidence[J]. Economic Journal, 1997,vol. 107, pp.783-799.
- [11] Demetriades, P.O. & Hussein, K.A...Does Financial Development Cause Economic Growth? Time Series Evidence from 16 Countries[J]. Journal of Development Economics, 1996, vol. 51, pp. 387- 411.
- [12] De Gregorio, J. &Guidotti, P. E. Financial Development and Economic Growth[J]. World Development, 1995, vol. 24, pp. 433-448.
- [13] Goldsmith, Raymond W. Financial Structure and Development[M].1969,Yale University Press.
- [14] Im, K.S., M. HashemPesaran& Y. Shin. Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels[J]. Journal of Econometrics, 2003, vol. 115, pp. 53-74.
- [15] King, R.G., & Levine, R. Finance, Entrepreneurship, and Growth: Theory and Evidence[J]. Journal of Monetary Economics, 1993, vol.32, pp. 513-542.
- [16] King, R.G., & Levine, R.Finance and Growth: Schumpeter Might Be Right[J]. Quarterly Journal of Economics, Aug. 1993, pp.717-737.

- [17] Levine, R. Loayza, N. and Beck, T. Financial Intermediation and Growth: Causality and Causes[J].Journal of Monetary Economics, 2000, vol.46, pp. 31-77.
- [18] Pedroni, P. Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels[R].Indiana University Working Paper, December10 (2) , 1999,pp. 37-81.
- [19] Pedroni, P. Panel Cointegration; Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis[J]. Econometric Theory, 2004, vol. 20, pp. 597-625.
- [20] Ram, R. Financial Development and Economic Growth: Additional Evidence[J]. The Journal of Development Studies, vol. 35, 1999,pp.164- 174.
- [21] Rioja, F, &ValeyN.Does One Size Fit All: A Reexamination of the Finance and Growth Relationship[J]. Journal of Development Economics, 2004,vol. 9, pp. 429-447.