

中国分权化改革背景下金融发展与经济增长的区域差异¹

——对省级面板协整的经验检验

马颖, 陈波

(武汉大学 经济发展研究中心; 中国人民银行武汉分行)

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趋于解体, 一个以市场为导向的金融体系正在形成。本文利用 1978-2006 年 28 个省(区、市)的面板数据对中国改革开放以来财政分权化、金融体制转型、金融发展、工业化与经济增长之间的长期稳定关系进行检验。结果表明, 在财政分权化背景下, 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对各地区造成了不同的区域金融发展格局, 与此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; 区域差异

中图分类号: F061.5 **文献标识码:** A

一、引言

自改革开放以来, 中国在社会经济发展方面取得的巨大成就为世人所公认, 分权化作为中国经济改革进程中最为重要的制度安排之一, 涉及与中国制度变迁和经济发展相关的大多数领域。因此, 将中国金融发展与经济增长之间的关系置于中国分权化改革的大背景之下来探讨, 既有利于揭示分权化改革对中国经济转型的重要意义, 又有助于阐释富有中国特色的金融发展进程及其对经济增长的促进作用。

本文利用 1978-2006 年 28 个省(区、市)的面板数据, 检验在中国分权化改革背景之下财政分权化、金融体制转型、金融发展、工业化与各地区经济增长之间的长期稳定关系。我们认为, 在中国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, 分权化改革促成金融发展和推动经济增长的机制在于: 财政分权化激励地方政府和企业努力推动当地经济发展并加速工业化进程, 与此同时, 中央政府对金融体制实行重组, 不仅促成了传统的财政兼金融计划经济体制逐渐解体, 而且形成了以市场为导向的、以银行为主体的金融体制, 使得稀缺的金融资源得以释放并被引导到优化配置的方向, 有助于推进金融发展并保持经济持续增长的势头。

如果说从中国经济的宏观层面上对财政分权化、金融体制改革、金融发展促进总体经济增长的效应进行分析能够描述出这几个变量之间相互关系的长期趋势的话², 那么, 当我们把分析触角延伸到省级层次上时, 财政分权化、金融体制转型、金融发展、工业化促进经济增长的效应却在各地区呈现出较大差异。我们的经验检验结果表明, 这些差异不仅同各地区经济发展的初始条件有关(在本文中, 工业化被用作控制变量, 用于区分各省(区、市)在经济发展初始条件等方面的基本差异), 而且同财政分权化、金融体制变迁、金融发展这几个因素在各地区所发挥的不同效

果有关。

二、文献综述

在国际文献方面,自 90 年代初以来,探讨金融发展与经济增长之间相互关系的文献大量涌现,经济学家们主要从两个不同的切入点来论证和检验金融发展与经济增长之间的关联。第一个切入点是对包括金融发展在内的多种因素与经济增长之间的相互关系进行分析。King 和 Levine(1993)证明了各种金融发展水平的指标强烈地同经济增长相关,并与资本积累率以及资本配置效率改进相关^[1]; Gregorio 和 Guidotti(1995)的经验研究结果表明,从金融发展向经济增长的传导渠道是投资效率,而不是投资数量^[2]; Beck, Levine 和 Loayza(2000)均通过面板数据的一般矩(GMM)方法表明,金融中介发展的外生成份会影响经济增长,而且金融中介发展与实际人均 GDP 以及全要素生产率增长在统计上显著相关^[3]。近年来,国际文献中出现了一些研究中国金融发展与经济增长相关性的论文。Jeanneney, Hua 和 Liang(2006)使用数据包络方法对中国全要素生产率变动及其构成因素效率变动和技术进步进行了度量,发现 1993 年至 2001 年间金融发展对促进全要素生产率增长起显著作用,而提升生产率增长的主要机制是技术进步而不是效率改进^[4]; Liang 和 Teng(2006)对 1952-2001 年中国金融发展与经济增长的长期关系作了考察,证明金融发展、资本存量、国际贸易、实际利率均显著地同经济增长相关,而且在经济增长与金融发展之间存在单向因果关系^[5]。第二个切入点与本文的研究更为相关,即专门就与金融发展相关的区域(或国别)经济增长差异问题进行分析。Christopoulos 和 Tsionas(2004)通过面板单位根检验和面板协整分析方法,对 10 个发展中国家金融深化与经济增长的长期关系做了考察,表明二者之间存在着长期而显著的单向因果关系^[6]; Rioja 和 Valev(2004)采用动态面板的一般矩(GMM)技术进行验证,所得出的结论是:金融发展与经济增长相关性与发展阶段有关,在低收入地区,金融发展对经济增长的效应不确定,但在中等收入地区具有强烈的正效应,而在高收入地区,这种正向促进效应显得不太强烈^[7]。

在国内文献中,近年来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频频出现。周立(2003)对财政分权化改革何以致使金融部门扮演错位的“第二财政”角色作了论述^[8]; 巴曙松、刘孝红、牛播坤(2005)分析了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对金融资源配置、货币政策效力、银行机构经营所产生的影响^[9]。随着研究的深入,国内一些学者证实,财政分权化、金融发展与经济增长之间的互动起着拉大地区差距的作用。沈坤荣、张成(2004)借助跨地区动态数据论证了改革开放以来的经济增长并没有得到金融发展的强有力支持^[10]; 张军、金煜(2006)探讨了中央与地方财政关系演变过程中,地区政府行为与金融深化何以对各省(区、市)的经济增长带来了具有不同效率的影响^[11]; 陈刚、尹希果、潘杨(2006)在验证了中国金融发展对经济增长具有显著正效应的同时,也证明了中国的金融部门与实体经济部门之间不存在良性互动关系^[12]; 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^[13]；尹希果、陈刚、程世骑（2007）讨论了金融发展与收入差距之间的关系，在将数据进行差分并处理成平稳数据的基础上，再利用向量自回归模型（VAR）进行检验^[14]；李敬、冉光和、万广华（2007）利用面板单位根检验方法对区域金融发展的诱因进行了分析^[15]。这些文献在广泛收集区域数据的基础上，通过差分将非平稳数据处理成平稳数据，然后利用固定效应或随机效应模型进行检验，其长处在于可以避免使用非平稳面板在技术上遇到的难题。

本文尝试采用非平稳的面板协整（non-stationary panel co-integration）技术，对中国的财政分权化、金融体制转型、金融发展与经济增长之间的长期关系进行经验分析，探讨这些变量之间的长期关系以及各省（区、市）在这几个变量上所表现出来的差异，进而探讨在分权化体制下传统的财政兼金融计划经济体制逐步解体和金融资源的释放对各省带来的不同的区域经济增长效应。本文除第一部分之外，第二部分建立了分析财政分权化、金融体制变迁、金融发展与经济增长关系的面板协整检验模型，并对数据来源作了详尽说明；第三部分给出检验结果并做出解释；第四部分是全文的结论。

三、模型设定及变量说明：面板协整模型

目前国内同行对中国金融发展与经济增长之间关系的分析，不论其视角是放在总体经济层面上，还是放在地区经济层面上，大多采用增长核算分析框架，即用人均 GDP 的对数值对资本对数值、劳动力对数值和金融发展变量的对数值做回归，以此推出金融发展与经济增长之间的关系。事实上，无论是使用中国的总体数据还是使用省份数据，人均 GDP 的对数值和金融发展变量的对数值都是非平稳的。当被解释变量和解释变量具有非平稳特征时，用国际通用的国别经济增长核算方法来探讨中国经济的相关问题可能会遇到技术性难题。

本文不打算对中国经济增长做精确核算，而是探寻财政分权化、金融体制转型、金融发展、工业化和经济增长这几个变量之间的长期稳定关系。因此，本文借助于面板协整分析方法，一方面有助于克服处理非平稳数据的难题，另一方面能够以更加宽泛的方式处理变量之间的关系。为此，本文借助于 Pedroni（1999）提出的面板协整模型^[16]，设定计量模型如下：

$$perRGDPI_{it} = \alpha_{it} + \beta_{1it} DecenrateI_{it} + \beta_{2it} ChannelrateI_{it} + \beta_{3it} FinanrateI_{it} + \beta_{4it} RDVGIOI_{it} + \mu_{it}$$

$$x_{it} = x_{it-1} + \varepsilon_{it}, \quad i=1,2,\dots,28, \quad t=1,2,\dots,29 \quad (1)$$

其中， $x_{it} = (DecenrateI_{it}, ChannelrateI_{it}, FinanrateI_{it}, RDVGIOI_{it})'$ ，下标 i 表示省份，t 表示时间， μ_{it} 表示随机误差项。

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6月成为直辖市，这在四川省1998-1999年相关数据中并未得到反映，为避免重复计算和不必要的歧义，重庆和四川的数据均未列入考虑之中。

具体变量的含义和对数据来源的说明列举如下：

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*是表示财政分权化程度的近似变量，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^[17]。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，考虑到如果能够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，有助于使*Decenrate*指标更加严谨。但由于此项数据在各省（区、市）中可得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。

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

*perRGDP*和*Decenrate*两个变量的数据均来自于各个年份的《中国统计年鉴》以及各个省份、直辖市和自治区的地区统计年鉴。

3. *Channelrate*是指各省（区、市）国有银行的贷款额除以省（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。使用这个变量是为了近似地刻画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资源配置渠道逐渐由传统的财政拨款转变为银行贷款的长期变动过程，因此，它既是反映体制变迁趋势的制度变量，也是一个反映金融机构成长过程的变量。就统计口径而言，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。1978-1998年各省（区、市）“经济建设费”数据取自《新中国五十年统计资料汇编》；1999-2006年各省（区、市）“经济建设费”数据来源于2000-2007年的《中国财政年鉴》。两组数据来源的口径基本一致，未作调整。

4. *Finanrate*是指各省（区、市）国有银行存款总量和贷款总量之和与相应省（区、市）GDP

之比。采用该变量旨在测度各省（区、市）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产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。

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^[18]，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。

表1 统计描述: 1978-2006

	<i>perRGDPI</i>	<i>DecenrateI</i>	<i>ChannelrateI</i>	<i>FinanrateI</i>	<i>RDVGIOI</i>
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

四、经验检结果及解释

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 I(1) 过程，才能进行面板协整检验。

(一) 面板单位根检验

当前流行的对面板单位根进行检验的方法很多，但通常都是采用由Levin, Lin 和Chu (2000)、Nyblom和Harvey (2000)、Im, Pesaran和 Shin (2003) 分别提出的用面板单位根来检验统计量的方法。Levin, Lin和Chu (2000) 提出的检验统计量的方法在扩展的ADF统计量中考虑双向固定效应以及与个体相关的时间效应^[19]; Nyblom 和Harvey(2000)则加入了共同的随机趋势(common stochastic trend)^[20]; Im, Pesaran 和 Shin (2003) 在通常人们使用的扩展的ADF统计量中同时加入了待估参数的异质性、误差的序列相关性以及异方差性^[21]。尽管针对面板单位根进行检验的方法很多，但由于Im, Pesaran 和Shin (2003) 的方法应用得最为广泛，因此，本文选取的是Im-Pesaran-Shin面板单位根统计检验方法。

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \delta_i t + \theta_i + \rho_i y_{i,t-1} + \xi_{i,t}, \quad i = 1, 2, \dots, 28; t = 1, 2, \dots, 29 \quad (2)$$

y_{it} 分别为 *perRGDPI*、*DecerateI*、*ChannelrateI*、*FinanrateI* 和 *RDVGIOI* 5 个变量。Im, Pesaran 和 Shin (2003) 提出的 Im-Pesaran-Shin 面板单位根统计量是在原假设 $H_0: \rho_i = 0$ 的条件下构造出来的³。通过对这 5 个面板变量及其一阶差分项进行 Im-Pesaran-Shin 面板单位根统计量检验发现 (见表 2)，这 5 个面板变量都是在极高的 P 值下不能拒绝存在面板单位根的原假设，同时这 5 个变量的一阶差分项的 \bar{z}_t 都在 5% 及更低水平下拒绝存在面板单位根的原假设。尽管 \tilde{z}_t 在 *perRGDPI* 和 *DecerateI* 两个变量上未能拒绝原假设，但考虑到 Im-Pesaran-Shin 面板单位根的 \tilde{z}_t 统计检验量要求相对苛刻，因而将 5 个面板变量视为由 I(1) 过程所生成仍然可以接受。

表2 面板单位根检验

		perRGDPI	DecerateI	ChannelrateI	FinanrateI	RDVGIOI
异质性面板 (Heterogeneous Panels)的	\bar{z}_t	12.0724	0.8431	2.5053	-0.3488	7.4327
		[1.00000]	[0.80041]	[0.99388]	[0.36361]	[1.00000]
Im-Pesaran-Shin 单位根统计量	\tilde{z}_t	12.0707	1.5940	3.0624	0.9380	7.6705
		[1.00000]	[0.94454]	[0.93324]	[0.82588]	[1.00000]
		Δ perPGDPI	Δ DecerateI	Δ ChannelrateI	Δ FinanrateI	Δ RDVGIOI
异质性面板 (Heterogeneous Panels)的	\bar{z}_t	-2.2130*	-1.8060*	-3.5431*	-7.2438*	-3.9559*
		[0.01345]	[0.03546]	[0.00020]	[0.00000]	[0.00004]
Im-Pesaran-Shin 单位根统计量	\tilde{z}_t	-0.3299	-0.4163	-1.3143*	-3.3125*	-1.5028*
		[0.37072]	[0.33880]	[0.08481]	[0.00046]	[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。

(二) 面板协整检验及完全修正的最小二乘估计(Fully Modified OLS, FMOLS)

当回归变量中部分变量为非平稳情形时，经回归得到的OLS估计结果有偏向性，并且是非收敛的。对此，本文采用Pedroni (2004)提出的一组面板协整检验统计量完全修正的最小二乘估计法^[22]，分别得到相应的面板协整检验结果（见表3）以及个体和整体FMOLS估计值（见表4）⁴。

表3 面板协整检验

Panel 统计量			Group 统计量			
Panel v-stat	Panel rho-stat	Panel pp-stat	Panel ADF-stat	Group rho-stat	Group pp-stat	Group 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。

我们以Pedroni (1999)提出的一组面板协整检验统计量和一组整体协整检验统计量为依据^[23]，通过对检验统计量估计得出了表3中的结果。表3显示，两组共7个检验统计量服从标准正态分布。其中，Panel v-stat 服从右侧正态分布，剩下的6个检验量服从左侧正态分布。也就是说，Panel v-stat 统计值为正，而且越大越倾向于拒绝不存在面板协整的原假设，而余下的统计量为负值，越小越倾向于拒绝不存在面板协整的原假设。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。由于rho-stat是将每个个体检验统计量分子分母分别加总，因此得到的组间（within dimension）统计量，尤其是Group rho-stat，会对样本的个体数目N和时间跨度T具有敏感性⁵。此外，Pedroni (2004)对各个统计量在不同样本个体数量和时间跨度下的统计检验量的功效所做的蒙特卡罗模拟表明，当N固定而T逐渐增大时，Group rho-stat的功效是偏低的，倾向于无法拒绝不存在面板协整的原假设（参见：Pedroni (2004), Figure 1），因而Group rho-stat未能拒绝原假设是能够接受的。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。

我们在对28个省（区、市）1978-2006年间这5个变量进行FMOLS回归后，得到面板协整向量的个体与整体估计结果。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以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(Fully Modified OLS, FMOLS)估计结果

个体的FMOLS估计结果 (Individual FMOLS Results)1978-2006									
perRGDPI	DecenrateI	ChannelrateI	FinanrateI	RDGIOV I	perRGDPI	DecenrateI	ChannelrateI	FinanrateI	RDGIOV I
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(Group FMOLS Results)						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素(common factor)⁶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。

（三）对经验结果的解释

从各省（区、市）FMOLS 总体回归结果来看（表 4 最后一行），各个系数的检验 t 值都非常显著。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。*DecenrateI* 对经济增长的促进作用是正向的。以 1978 年为基期，*DecenrateI* 每增长 1 个指数单位，实际人均 GDP 增长 0.16 个指数单位。这说明在省级层次上，财政分权化改革对地区经济增长起了促进作用。*ChannelrateI* 与人均 GDP 实际值二者关系也是正向的，*ChannelrateI* 在基期水平上每增长 1 个指数单位，人均实际 GDP 增长 0.01 个单位。尽管 *ChannelrateI* 的拉动效应显得相对较小，但足以反映以分权化改革为中国特色的制度变迁何以改变资源配置渠道进而促进经济增长的效应。然而，*FinanrateI* 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。反映金融发展水平的变量 *FinanrateI* 与经济增长之间呈负向关系，一方面表明从总体上看金融发展促进经济增长的作用未能得到发挥，另一方面也说明中国的金融发展尚处在较低层次上。*RDVGIOI* 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，说明两者之间存在着正向关系。

当我们从反映加总效应的总量指标转向省级指标（表 4 中前 14 行）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，*DecenrateI* 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。然而，在北京、上海、新疆和辽宁，*DecenrateI* 对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）作为体制变迁制度安排的分权化改革促进经济增长的效应比其他省（区、市）相对微弱。

其次，反映金融机构成长的变量 *ChannelrateI* 具有促进经济增长的正效应。这种情况在多数省份均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，金融机构的成长未能促进经济增长，这在很大程度上与这 3 个省（区）长期经济增长水平较低以及金融发展程度不足有关。就北京而言，情况要复杂一些。北京是中国金融的决策中心，具有金融业总部经济的特征，加上中央在财政上对北京的支持力度很大，因此，反映金融机构成长的变量 *ChannelrateI* 对经济增长的促进作用不显著。

再次，*FinanrateI* 作为反映金融发展水平的变量，其对经济增长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，*FinanrateI* 对经济增长具有正效应，显然与这 3 大都市改革开放以来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再作讨论），*DecenrateI*、*ChannelrateI* 与 *FinanrateI* 促进经济增长的效应均为正，说明两省在财政分权化、金融体系转型和提升金融发展水平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 省为发达省份，其

DecenrateI 和 *ChannelrateI* 促进经济增长的效应均为正, 而 *FinanrateI* 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) 和金融体系迅速转型拉动这 5 省的经济迅猛增长, 但金融发展变量的系数方向为负数。相对于 *DecenrateI* 和 *ChannelrateI*, *FinanrateI* 偏低意味着国有银行以存款总量和贷款总量之和对 GDP 的比值偏低, 这说明大规模财政支出对推动这 5 省经济高速增长起了关键作用, 而国有银行信贷投放未能成为促进当地经济增长的主要源泉。这说明在沿海省份, 外资、港澳台资或其他形式的金融资源对促进增长发挥了重要作用。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 个省份中, 也呈现出 *DecenrateI* 和 *ChannelrateI* 促进经济增长的效应为正而 *FinanrateI* 的效应为负的现象。这种现象可以解释为, 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, 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、金融发展水平方面不及 5 个发达省份, 其中部分省 (区) 金融发展水平指标 *FinanrateI* 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) *ChannelrateI* 的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 *DecenrateI* 为正而 *ChannelrateI* 和 *FinanrateI* 均为负的一致性倾向; 新疆的 3 个指标全部为负; 而辽宁的 *DecenrateI* 和 *FinanrateI* 为负, 但 *ChannelrateI* 为正。就湖北、山西、内蒙古而言, 财政支出成为促进当地经济增长的主要因素 (尤其是内蒙古, *DecenrateI* 高达 0.26), 但反映金融机构成长的指标均为负值, 因而金融发展相对落后 (*FinanrateI* 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 *DecenrateI* 为正且显著, *FinanrateI* 居高而 *ChannelrateI* 为负, 这恰好说明金融体系转型不足使改革开放带来的增长的储蓄没有得到有效配置; 辽宁的 *DecenrateI* 和 *FinanrateI* 为负但 *ChannelrateI* 却为正的现象可以解释为, 当地财政支出和金融发展都未能带来促进增长的效应, 虽然金融体制转型对促进增长发挥了一定作用, 但金融发展水平仍然偏低; 新疆在三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金融资源利用方面都欠缺。总体上说, 6 省 (区) 的 *FinanrateI* 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, 说明当地金融部门在促进经济增长方面参与程度不高。

最后, 除了河北、海南 2 个省之外, 其他各省 (区、市) *RDVGIOI* 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。

总之, 从省级层面上来看, 各个变量之间的系数关系显得不够显著。两个及两个以上系数在 10% 及更高水平上呈显著系数关系的有 16 个省 (区、市), 即天津、河北、山西、内蒙古、吉林、江苏、浙江、安徽、福建、山东、河南、湖南、广东、贵州、云南和甘肃, 其中江苏、山东、湖

南这3个省均在4个变量上呈现出非常显著的系数关系。其他省份尽管系数关系不太显著，但由于经过协整检验已经证实了协整关系的存在，因而各个变量对经济增长作用的正（负）向效应仍然在一定程度上能说明问题。

如果我们对各省（区、市）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5种模式（参见：表5）。

表5 财政分权化、金融体系转型和金融发展对区域经济增长的作用模式

增长模式		Decenrate	Channelrate	Finanrate
直辖市特殊增长模式	北京	—	—	+
	上海	—	+	+
	天津	+	+	+
沿海地区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	广东	+	+	—
	江苏	+	+	—
	浙江	+	+	—
	福建	+	+	—
	山东	+	+	—
内陆地区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	吉林	+	+	—
	河北	+	+	—
	广西	+	+	—
	安徽	+	+	—
	湖南	+	+	—
	江西	+	+	—
	河南	+	+	—
	陕西	+	+	—
	贵州	+	+	—
	甘肃	+	+	—
	宁夏	+	+	—
云南	+	+	—	
内陆地区金融体系转型、财政支出、金融 发展三方面支持的增长模式	黑龙江	+	+	+
	海南	+	+	+
内陆地区金融体系转型不足（或有力）、财政支 出有力（或不足）、金融发展不足的增长模式	湖北	+	—	—
	山西	+	—	—
	内蒙古	+	—	—
	青海	+	—	+
	辽宁	—	+	—
	新疆	—	—	—

五、结 论

本文把 *Decenrate* 和 *Channelrate* 设定为两个反映制度变迁的变量，并且把 *Finanrate* 和 *RDVGIOI* 分别设定为反映金融发展和工业化水平的变量，用以探讨中国改革开放以来财政分权化、金融体制变迁和工业化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较大差异⁷。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在积攒储蓄数量的阶段，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导向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* 三者之间关系来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。虽然改革开放 30 年来中国的金融发展成效显著，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，更多地依赖传统的财政拨款的总体格局没有根本改变。

最后，从中国经济发展的长远角度看，需要进一步完善金融市场，并继续推进金融体制的改革。完善金融市场主要是指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 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。在进一步推进金融体制改革方面，可以选择部分金融发展居于中位水平的省（区），如在表 5 中归于金融体系转型和财政支出有力但金融发展不足的那些省（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。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] 周立. 改革期间中国金融业的“第二财政”与金融分割 [J]. 世界经济, 2003, (6): 72-79.
- [2] 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): 25-37.
- [3] 沈坤荣、张成. 金融发展与中国经济增长: 基于跨地区动态数据的实证研究 [J]. 管理世界, 2004, (7): 15-21.
- [4] 张军、金煜. 中国的金融深化与生产率关系的再检验: 1987-2001 [J], 经济研究, 2005, (11): 34-44.
- [5] 陈刚、尹希果、陈华智. 我国金融发展与经济增长关系的区域差异分析: 兼论分税制改革对金融发展与经济增长关系的影响 [J]. 金融论坛, 2006, (7): 17-22.
- [6] 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): 86-92.
- [7] 尹希果、陈刚、程世骑. 中国金融发展与城乡收入差距关系的再检验: 基于面板单位根和 VAR 模型的估计 [J]. 当代经济科学, 2007, (1): 15-24.
- [8] 李敬、冉光和、万广华. 中国区域金融发展差异的解释 [J]. 经济研究, 2007, (5): 42-54.
- [9] 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): 1-13.
- [10] King, R. G., Levine, R. Finance and Growth: Schumpeter Might Be Right [J], Quarterly Journal of Economics, 1993, CVIII (3): 717-737.
- [11] De Gregorio, J., Guidotti, P. E., Financial Development and Economic Growth [J], World Development, 1995, 23(3): 433-448.
- [12] Beck, T., Levine, R. and Loayza, N., Finance and the Source of Growth [J], Journal of Financial Economics, 2000, 58: 261-300.
- [13] Jeanneney, S. G., Hua, P., and Llang, Zhi-cheng, Financial Development, Economic Efficiency, and Productivity Growth: Evidence from China [J], The Developing Economies, 2006, XLIV(1): 27-52.
- [14] Llang, Q., Teng Jian-zhou, Financial Development and Economic Growth: Evidence from China [J], China Economic Review, 2006, 17: 395-411.
- [15] Christopoulos, D. K., Tsionas, E., Financial Development and Economic Growth: Evidence from Panel Unit Root and Cointegration Tests [J], Journal of Development Economics, 2004, 73: 55-74.
- [16] Rioja, F., Valey, N., Does One Size Fit All: A Reexamination of the Finance and Growth Relationship [J], Journal of Development Economics, 2004, 74 : 429-447.
- [17] Pedroni, P., Critical Value for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors [J], Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 1999, (special issue): 653-670.
- [18] Zhang, T., Zou, H., Fiscal Decentralization, Public Spending, and Economic Growth in China

- [J], *Journal of Public Economics*, 1998, 67: 221-240.
- [19] Levin, A., Lin, C. F., Chu, C. S., Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties[J], *Journal of Econometrics*, 2002, 108: 1-24.
- [20] Nyblom, J., Harvey, A., Tests of Common Stochastic Trends[J], *Econometric Theory*, 2000, 16: 176-199.
- [21] Im, R. S., Pesaran, M. H., and Shin, Y., Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels[J], *Journal of Econometrics*, 2003, 115: 53-74.
- [22] 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, 20: 597-625.
- [23] Pedroni, P. Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels[J], Indiana University Working Paper, December, 1999.

Financial Development and Regional Difference on Economic Growth under the Reform of Decentralization ——Based on Co-integration Test of Panel Data on Province Level

Ying Ma, Bo Chen

Abstract: Since China has carried out the reform of decentralization, the traditionally “integrated” fiscal-cum-financial system of planning economy has tended to break up, a market-oriented financial system is taking shape. This article uses the panel data of twenty eight provinces (autonomous regions and municipals directly under the central government) from 1978 to 2006 to test the long-run stable relationship among fiscal decentralization, transformation of financial institutions, financial development, industrialization and economic growth since China perfumes its policies of opening and reform. 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 to these regions.

Key Words: fiscal decentralization; transformation of financial institutions; financial development; economic growth; regional disparities

收稿日期: 2010-05-22;

作者简介: 马颖, 武汉大学经济发展研究中心; 陈波, 中国人民银行武汉分行。

¹ 本文作者感谢教育部人文社会科学重点研究基地重大课题(项目批准号: 05JJD790019)和“211工程”三期重点学科建设项目课题“经济全球化的新发展与中国经济发展新模式”

的研究资助。

² 马颖, 陈波: 改革开放以来中国经济体制改革、金融发展与经济增长[J], 经济评论, 2009, (1): 12-18。

³ 有关Im-Pesaran-Shin面板单位根统计量的构造, 参见: Im, Pesaran和Shin (1997), 有关诸种面板单位根的检验统计量构造及其相互优势的比较分析, 参见: Banerjee, A. Panel Data Unit Root Tests and Cointegration: An overview[J], Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 1999, (Special Issue): 607-629; 并参见: Breitung, J., Pesaran, M. H. Unit Roots and Cointegration in Panels[C], in Laszlo Maty, Patrick Sevestre eds. The Econometrics of Panel Data, Springer Press, 2008, : 279-322.

⁴ 本文计量程序中使用了Pedroni为RATS软件编写的面板协整检验和FMOLS估计程序, 同时参考了Kao用Guass编写的FMOLS和DOLS程序, 本文计量结果主要通过采用Rats而得到。

⁵ 有关rho统计量的详细说明, 参见: 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, 20: 604, para. 2.

⁶ 有关面板协整检验中的共同因素的详尽讨论, 参见: Rico, V.B., Lluís, J., Silvestre, C. I. Testing for Multicointegration in Panel Data with Common Factors[J], Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 2006, (Supplement): 721-739.

⁷ 鉴于其他来源的金融数据无法获得, 我们采用的 *Finanrate* 指标仅仅涵盖了国家银行体系中的储蓄和信贷总量。由于我们收集的有关数据来源相同, 加上本文探讨的是自改革开放以来中国金融发展的长期趋势, 因此, 本文得出的经验结论与现实情况基本上是吻合的。