

◆马颖陈波李静¹

Ying Ma Bo Chen Jing Li

中国财政分权、金融发展和区域增长 差异的经验分析

Fiscal Decentralization, Financial Development and Regional Growth Disparities in China: An Empirical Analysis based on the Provincial Panel Data

摘 要 本文采用 1978-2006 年中国 28 个地区的省际面板数据建立了检验财政分权、金融体制转型、金融发展、工业化与经济增长长期关系的协整模型，然后采用完全修正的最小二乘法 (FMOLS) 对模型进行估计。本文将“理性地方官员”参与政治晋升锦标赛竞争的行为影响经济绩效的假设引入分析框架，对中国改革开放以来的经济转型过程何以在促成经济总量高速增长的同时导致了各地区在财政分权、金融体制转型、金融发展和经济增长方面出现差异的原因做出解释，并对本文分析结论的政策含义进行了讨论。

关键词：财政分权化；金融体制改革；金融发展；区域增长差异

中图分类号：F812.7 文献标识码：A

Abstract: In his paper, we adopt the 1978-2006 provincial panel data of China's 28 regions and develop a co-integration model to test the long-run relationship among fiscal decentralization, transformation of financial system, financial development, industrialization and economic growth. Then, we use the FMOLS method to

①作者简介：马颖，武汉大学经济发展研究中心教授、经济学博士、博士生导师，主要研究发展经济学理论与中国金融发展，联系方式：yingma9494@126.com。陈波，中国人民银行武汉分行，经济学博士，主要研究领域为中国金融发展。李静，武汉大学经济发展研究中心博士生，主要研究领域为数理经济学理论与方法和中国经济发展。

基金项目：本文得到教育部人文社会科学重点研究基地重大课题“中国外向型经济发展方式转变研究”（项目批准号：13JJB790021）的资助。

作者谨对资助单位并对匿名审稿人对本文提出的宝贵意见表示感谢，当然文责自负。

estimate the model. We also embed a hypothesis that the behaviors of “rational local officials” who join in the “political promotion tournament” have made impacts on economic performance into the analytical framework, and try to explain the reasons why the process of economic transition since the reform and opening-up has caused the regional disparities in fiscal decentralization, transformation of financial system, financial development, industrialization and economic growth while it has propped up China’s high rate of economic growth in aggregate amount. In addition, we discuss the policy implication that is contained in our empirical findings.

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

一、问题的提出和文献综述

本文采用面板协整分析方法,对改革开放 30 多年来中国省际层面上的财政分权化、金融发展、工业化与经济增长之间的长期稳定关系做一个经验检验,旨在刻画各省(区、市)在财政分权、金融体制转型、金融发展、工业化和经济增长方面的差异。将中国过去 30 多年来各省区在财政分权、金融体制转型、金融发展和经济增长方面发生变迁的整体趋势及其区域差异同时放在一个框架中从经验上加以分析,无疑具有重要的理论意义和现实意义,不仅有助于我们对各省区在财政分权、金融发展和经济增长方面的差距有一个较为全面的观察和判断,而且可以为有关决策部门进一步推进改革提供政策参考。

就本文所涉及研究领域而言,现有的相关文献大致可以划分为两大类型:第一类文献对财政分权和区域经济增长之间相互关系进行了理论的和经验的探讨。有关财政分权与经济增长关系的理论研究可以追溯到上世纪 50-70 年代第一代财政分权文献。Tiebout (1956) 认为由于地方政府之间的竞争和居民“用脚投票”等因素的作用,财政分权迫使地方政府在决策时更好地反映其辖区内纳税人的偏好,由此提高了财政资源的配置效率。Oates (1972) 则强调由于当地政府熟知本地实情,在公共品的提供上能满足当地居民的偏好,进而带来经济效率的提高,因此本地居民不必“用脚投票”。第一代财政分权理论家并未直接探讨财政分权对地区增长的效应,然而,在他们的理论框架中却隐含了财政分权通过提高消费者效率和生产者效率促成经济增长的推论。上世纪 90 年代后半期涌现的第二代财政分权文献不仅对第一代文献中有关提高消费者和生产者效率来实现经济增长的推论提出了质疑,而且还呈现出三个新的鲜明特征:其一是更多地关注转型国家和发展中国家财政体制由集权转向分权过程中是否促进了市场发展;其二是强调地方政府所面临的激励强度对他们在多大程度上推动地方经济增长具有关键性的影响,其关注点集中在政府与经济代理人以及经济增长之间的关系而不是财政问题本身;其三是对财政分权和区域增长的关系展开了大量的经验分析。Martinez-Vazquez 和 McNab (1997) 指出,财政分权推进区域增长的效应毕竟是间接的,这类间接效应除了消费者效率和生产者效率之外,还包括资源的区域分布和宏观经济稳定等因素,使得判断

分权化对于区域增长的效应更加不确定。Ma (1997) 在一项有关中国的中央政府与地方政府财政关系及管理模式的实证研究中, 以平均留成比例度量财政分权, 得出了在中国财政分权促进了经济增长的结论。Zhang 和 Zou (1998) 同时以省级人均综合财政支出对中央人均综合财政支出的比率, 省级人均预算内支出对中央人均预算内支出的比率以及省级人均预算外支出对中央人均预算外支出的比率三个指标来衡量财政分权程度。其实证结果是, 尽管中央政府的发展支出同增长之间呈显著正相关, 但省级政府发展支出同增长之间却呈负相关关系。Jin, Qian 和 Weingarst (1999) 利用 1982-1992 年省际数据对地区分权化与财政激励重要性二者的关系作了经验研究, 证明了当地方政府面对推进市场改革的强激励时, 更强的财政激励意味着非国有企业的更快发展和国有企业的更多改革, 因此财政激励强度与经济增长 (即经济绩效) 之间呈正相关。Lin 和 Liu (2000) 以省级政府财政收入增量留成比例来衡量财政分权程度, 证明财政分权显著地促进了经济增长, 而提高增长率主要是通过改进资源配置效率而不是通过更多的投资来实现的。在后来出现的研究文献中, 一些学者把重点放在 1994 年分税制改革对区域增长的效应上。陈抗、Arye L. Hillman 和顾清杨 (2002) 用预算外收入和制度外收入来近似地测度反映地方政府“攫取之手”行为的财政收入, 用预算内收入近似地衡量反映“援助之手”行为的财政收入。研究发现, 1994 年之后“攫取之手”行为指数明显上升而“援助之手”指数大幅下降, 说明分税制改革带来的财政重新集权趋势使地方政府在促进投资方面的作用减小, 进而对区域增长产生了负效应。殷德生 (2004) 用人均省级财政支出对人均省级财政支出加上人均中央财政支出之比表示财政分权程度, 同各地区人均 GDP 增长率等变量做回归分析, 发现 1994 年财政制度改革带来的财政分权水平未能促进经济增长, 反倒加剧了地区发展不平衡。刘金涛、杨君和曲晓飞 (2006) 采用各地区预算外收入加上预算内收支对全国预算内外总支出的方法来表示财政分权, 将其与 GDP 增长率等变量进行实证检验, 得出了分税制改革以来财政分权促进了经济增长的结论。另一些学者则着力于探索各省区经济结构、财政分权形式和地方政府行为的差异对区域增长的影响。温娇秀 (2006) 以各省预算内人均财政支出对人均总财政支出之比估算财政分权水平, 在对东西部各省区给予不同赋值的基础上, 连同人均 GDP 增长率等变量一道进行回归, 结果发现财政分权具有促进经济增长的效应, 但与总体增长效应相伴随的是显著的区域增长差异。王文剑和覃成林 (2008) 用地方预算内外财政支出对地方人均预算内外财政支出加上中央人均预算内外财政支出之比反映地区财政分权程度, 用地方政府预算外收入比预算内收入衡量地方政府对地区增长的影响, 并将二者同地区增长率等变量进行回归。其研究结果表明, 各地区在产业结构和所有制结构等方面的差异导致地方政府行为在各地区表现各异, 进而导致财政分权的增长效应也呈现出区域差异。还有的学者从财政收支结构角度研究财政分权与区域增长的关系。沈坤荣和付文林 (2005) 同时选用了 7 个计算各省财政收入和财政支出占政府财政总收入、总支出的比率的指标来表示财政分权程度, 将它们同省际经济增长做实证检验。回归结果显示, 用预算内财政收入测度的财政分权促进区域增长的效应显著, 然而用预算外财政收支测度的财政分权水平与区域增长的关系在统计上不显著。高鹤 (2006) 以一个包括中央与地方税收边际分成率、税率、转

移支付及地方财政留成比率等要素在内的度量财政分权形式的理论框架为依据,刻画了地方政府行为的多样化特征,进而讨论了包括地区生产资源分布状况和地区产出的期望值及其波动性在内的地区经济结构和财政分权形式相互作用影响地方政府行为的机制及渠道。傅勇和张晏(2007)认为不同类型的财政支出对推动区域增长的效应有所不同,而地方政府为追求高增长而展开的竞争必然反映在财政收支结构上。在他们的实证模型中,各省预算内人均本级财政支出对中央预算内人均本级财政支出之比被用来测算财政分权程度,并与人均实际 GDP、地方政府竞争程度等指标做回归。研究结果表明,财政分权和地方政府间竞争促成地方财政支出具有“重基建投资、轻教育等公共服务”的倾向,这意味着财政分权为区域增长注入了强大推动力,但与之相伴随的成本也在迅速上升。

第二类文献对金融发展与经济增长的一般关系以及一国金融发展导致该国不同地区的增长率差异这两个层面的问题进行了经验探讨。在国外文献中,Goldsmith(1969)对金融发展造成区域增长差异的实证分析被公认为开先河之举。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,创造性地提出了以金融相关比率(FIR)为核心来衡量一国金融发展水平的指标体系,并得出了各国金融结构的差异将导致各国金融发展差异的结论。上世纪90年代以来,一些学者沿着Goldsmith所开创的思路验证了金融发展对经济增长的作用。King和Levine(1993a;1993b)证明了正规金融中介相对于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之比等金融发展水平指标同经济增长显著相关,并证明更有效的金融体系通过改进创新促进增长。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)用对私人企业的信贷对GDP之比作为金融发展指标连同投资率、政府支出等做回归,以考察金融发展和长期增长之间的关系。结果展示,在大部分跨国样本中二者之间呈正相关,但在拉丁美洲的面板数据中二者呈负相关。Demetriades和Hussein(1996)设立了银行存款负债对名义GDP之比和银行拥有的私人部门债权对名义GDP之比这两个金融发展变量,对16个国家金融发展与GDP增长关系进行因果检验,结果显示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。由此他们认为,在经验分析中不能把不同经济体视为相同的实体。Arestis和Demetriades(1997)对金融发展与经济增长相互关系的跨国回归分析中过于简单化的倾向提出了批评,认为这种做法无法把金融体制的制度结构、政策操作架构、有效治理程度等刻画各国制度环境的因素反映出来。Levine,Loayza和Beck(2000)构建了金融体系流动性负债对GDP之比、商业银行资产对商业银行和中央银行资产之比、金融部门提供给私人部门的贷款对GDP的比重三个金融发展变量,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进行了考察,发现各国金融中介发展的外生因素与经济增长呈正相关,各国在这些因素上的差异有助于解释金融发展的差异,而强化这类因素可促进金融发展并加速经济增长。Rioja和Vale(2004)把存款货币银行和其他金融机构向私人部门提供的贷款对GDP之比、流动性负债、商业银行资产对商业银行和中央银行资产之比作为金融发展变量,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区域差异，这类差异可以用金融部门发展中的规模效应和收益递减效应来解释，即金融发展对增长并非只有单一的正效应，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。在低收入地区，金融发展对增长的效应不确定，在中等收入地区具有强烈的正效应，而在金融发展和增长都达到非常高水平的地区，金融发展的增长效应将递减。在国内文献中，周立和王子明（2002）用全部金融机构存贷款对 GDP 之比、国有银行存贷款对 GDP 之比、金融市场化比率三个金融发展指标与各地区人均 GDP 增长指数做回归，证明改革开放以来中国各地区金融发展与经济增长强相关，各地经济发展差距可通过金融发展差距得到解释。周好文和钟永红（2004）用金融中介的各项贷款对 GDP 之比作为金融中介的规模指标，并用非国有企业获得金融机构的短期贷款（含乡镇企业贷款、三资企业贷款、私营企业贷款和个体贷款）对 GDP 之比作为效率指标，同人均 GDP 和各地区非国有企业的生产总值等进行回归，结果显示东中西三大地区经济增长与金融发展变量之间呈现长期相关关系，反映金融发展的规模指标和效率指标在各地区均出现增长，尽管中西部地区规模指标增速快于东部，但东中西三大地区之间的绝对差距在缩小。张军和金煜（2005）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、尹希果和潘杨（2006）用国有银行年末总贷款余额对 GDP 之比表示地区金融发展水平，同实际人均 GDP 和国有工业企业总产值占全国工业总产值的比率等指标一道做经验检验，发现金融发展对增长的正向效应在中国同样显著，但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、冉光和和万广华（2007）建立了一个基于分工理论的金融发展模型，并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）将地区金融相关比率和地区金融市场化比率作为地区金融发展变量，同包括资本投入、非国有企业工业产值占规模以上工业总产值的比重等反映区域资源禀赋差异的变量进行回归检验。结果表明，金融发展无论在数量增长和质量提高上均促进了区域增长，但金融发展在质的提高上促进增长的效应更大。张璟、沈坤荣（2008）考察了财政分权背景下地方政府干预和区域金融发展对区域增长产生的影响。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，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；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，这就加大了落后地区的金融风险，增加了实现宏观经济稳定的难度。赵勇和雷达（2010）将三个金融发展指标（即以各地区全部金融机构存贷款比率占 GDP 的比例作为

金融相关比率,以假定各地区分配给国有企业的贷款与各地区国有企业产出成正比推出对私人部门提供的信贷,用各地区贷款对存款之比作为衡量中央政府信贷干预程度的指标)与政府支出、基础设施建设等变量进行经验检验。他们发现,金融发展对发达地区的增长效应主要体现在促进生产率提高上,而对落后地区的增长效应主要体现在资本形成上,因此,提高金融发展水平有助于推动经济增长方式的转变。

二、有关财政分权、金融体制转型、金融发展与区域增长差异的研究假说

本文对上世纪70年代末以来我国各省(区、市)财政分权、金融体制转型、金融发展、工业化与区域增长之间的长期关系进行检验,旨在对各地区在这几个方面存在的差异做一个经验分析。纵观现有文献,大多数学者或者在把财政分权、经济增长、资本积累、投资效率、人力资本、市场化进程、交易效率等因素纳入分析框架中,以便估计财政分权对区域增长等变量的影响,或者在并不具体地把财政分权建构为一个变量的前提下,利用结构模型把有关金融发展的信息传递到经济增长路径上来,用以探讨金融发展与区域增长之间的长期关系。

与以上提到的研究文献在方法上不同的是,本文构建了反映财政分权和金融发展程度的变量并且将这两个变量同时纳入分析框架中,利用1978-2006年我国28个省(区、市)的面板数据建立了测度财政分权、金融体制转型、金融发展、工业化与经济增长长期关系的计量模型,然后采用完全修正的最小二乘法(FMOLS)对模型进行估计,用以考察传统的财政兼金融的计划经济体制逐步解体和市场经济体制逐渐形成的转型过程何以在促成经济总量高速增长的同时,尝试对导致了各省(区、市)在财政分权、金融体制转型、金融发展和经济增长方面出现差异的原因进行解释。

本文的分析建立在如下推论基础上:起始于上世纪70年代末的中国经济体制改革是一场以财政分权为起点但其内容远远超出了财政分权范畴的自上而下的改革。这场改革是在市场经济体制尚未开始建立、部分市场不完善甚至缺位的经济体制转型的特殊环境中启动的,因此,在经济突然放开而成熟的企业家群体并非唾手可得的背景之下,处于中国现有的政治架构和治理结构中的地方政府就被赋予“政府官员兼企业家”的双重角色。鉴于经济体制改革的目标是通过渐进方式促使“大一统”的财政兼金融的计划经济体制解体,并最终建立起一个中国特色的社会主义市场经济体制,最初的改革步骤选择了以“分权让利”和“分级包干”为主要内容的分权化改革作为突破口。值得指出的是,人们分析中国的分权化改革时大都把关注点放在财政分权改革上,却很少有人指出,当中国“财政分权”改革起步时,还有一个“金融分权”改革过程与之相伴随。我们认为中国的分权化改革应当包括“财政分权”和“金融分权”两个方面的内容。财政分权改革包括1978年实施的“增收分成、收支挂钩”改革,1980年推广到大部分省区的“划分收支、分级包干”改革和1989年实行的多种形式的“财政包干”改革。1994年实行的分税制改革虽然在某些领域强化了中央集权,但从总体上看并没有改变财政体制自改革以来形成的分权化趋势。金融分权则是指中央和地方政府为了打破传统计划体制并释放金融资源的一系列举措,包括1979-1985年间对国有银行实行“统一计划、

分级管理、存贷挂钩、差额包干”的改革，1985-1994年间实施的“统一计划、划分资金、实贷实存、相互融通”的分权化管理模式的改革以及随后启动的国有银行市场化改革等。无论是财政分权还是金融分权，中央政府的本意在于扩大地方政府财权的同时鼓励地方政府充分利用当地各种资源，以激发地方政府推动地方经济发展。在现有中国政治集权和政府治理的特殊环境中，各省区地方官员对中央政府的激励做出了积极反应，他们在面临强大的政治晋升压力的氛围下（周黎安，2007），竞相加入了“为GDP增长而竞争”（张军，2005）的晋升锦标赛之中。在各地在地理因素与经济发展的初始条件、中央政府的政策倾斜以及制度变迁过程中存在时间差等方面的差异既已存在的前提下，各省（区、市）地方政府之间展开的这种横向的近乎零和博弈的激烈竞争。在推动中国经济在总量上维持着持续高速增长势头的时候，也拉大了各省区之间在经济增长等诸多方面的差距。

基于以上推论，本文提出了如下假说：我们假设“理性的地方政府官员”为了实现政治晋升最大化，在既定的约束条件下对各种资源加以配置，以追求政治晋升的最大化利益。对他们来说，既定的约束条件除了所在辖区的地理和经济发展初始条件等因素之外，更为重要的是各个地方政府所能掌控的各种财政资源和金融资源。在政治晋升锦标赛的激烈角逐中，这类资源就成为地方政府在发展地方经济的竞争中可以利用的最为重要的工具。在对财政资源竞争中，由于财政结构等历史沉淀因素的作用，各地区在财政边际收益、财政收入留成比率、对中央的讨价还价的能力等方面存在着差异，为了取得政治晋升的机会，地方官员围绕扩大预算外收入、体制外收入和行政收费等财政资源展开了角逐。在对金融资源的竞争中，由于长期形成的按行政区划设置的管理体制，使得国有银行系统在各地的分支机构必然成为地方政府获取金融资源的工具，尤其在实行“拨改贷”改革之后，银行信贷成为地方政府推动地方经济发展的重要支撑。对金融资源的竞争不仅促使地方政府自行组建了各类地方金融机构，力图最大限度地让本地储蓄用于本地投资，并尽力吸引和利用外地资金（周立和胡鞍钢，2002），而且迫使地方政府为了政治晋升所必需的地方GDP增长获取资金支持而对本辖区内各类金融机构的资金运用进行直接或间接干预，使之符合地方政府的利益（张璟和沈坤荣，2008）；此外，地方政府甚至为争夺金融资源而同中央政府和银行体系展开博弈（巴曙松等，2005）。

本文正是基于地方官员的竞争行为影响经济绩效的假设，在各省区地理与经济发展等初始条件既定的约束下，引入了对地方官员为追求晋升利益最大化而争夺财政资源与金融资源行为的考虑，进而尝试对地方政府之间的激烈竞争何以在推动中国经济在总量上维持着持续高速增长势头的时候，不仅拉大了各省区之间经济增长差距，而且使得各省区在财政分权、金融体制转型、金融发展方面呈现的各种差异展开了分析。本文的后续结构安排是：第三部分为对模型与数据的说明；第四部分为计量检验与分析；第五部分是本文的结论。

三、计量模型的设立及变量说明

（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、金融体制转型、金融发展、工业化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:

$$\begin{aligned} \text{perRGDP}_{it} &= \alpha_{it} + \beta_{1it} \text{Decenrate}_{it} + \beta_{2it} \text{Channelrate}_{it} + \beta_{3it} \text{Finanrate}_{it} + \beta_{4it} \text{RDVGIO}_{it} + \mu_{it} \\ x_{it} &= x_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (1) \end{aligned}$$

其中, $x_{it} = (\text{Decenrate}_{it}, \text{Channelrate}_{it}, \text{Finanrate}_{it}, \text{RDVGIO}_{it})'$, 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。为了保证数据质量,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划分的。它既可以看作是一个反映财政分权程度的制度变迁变量,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。地方和中央政府财政支出均选择决算支出口径,并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”两项,旨在真实地反映与经济增长相关的支出所占的比重,即

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

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,故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。

3. “Channelrate”是作者设计的一个与中国财政分权改革相伴随的反映金融部门变迁的变量,用各省(区、市)国有银行的贷款额除以各省(区、市)地方政府以传统的财政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。因此，它既是一个反映金融体制变迁的制度变量，又是一个反映转型期市场导向金融机构成长趋势的金融发展变量。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”被用来近似地表示地方政府继续以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，可以看到在分权体制下各省（区、市）资源配置渠道逐渐由传统的直接财政拨款逐渐转变为银行贷款的长期变动趋势。我们设立这个变量，旨在通过金融机构的“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在金融体制变迁和金融发展上的差异。在统计口径上，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”则为列入各省（区、市）“经济建设费”栏目中的财政支出额。

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）地方国有银行系统汲取当地金融资源进而促进当地经济增长的能力，用以表达各省（区、市）的金融发展水平。当然，采用各地区所有金融机构存贷款之和对GDP之比更能体现各地的金融发展水平，但由于在省际层面上有关所有金融机构的统计数据不完整不连贯也难以获得，因此我们选择国有银行的相应数据来建构该指标。诚然，相比较其他国内学者设立的金融发展变量，我们采用的这个变量有其缺陷，但由于该变量具有较强的可比性，因而为其他变量所不及²。

5. “RDVGIO”³为各省（区、市）的实际工业总产值增加值指标，用以代表各省（区、市）工业化水平。由于历史的、地理的和政策倾斜等方面的原因，各地区工业发展的基础不同，致使各地区工业化水平存在较大差异，这种差异直接体现在生产资源分布状况和产业布局在区域上的不平衡。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。基于这个理由，本文将RDVGIO作为控制变量。就该项变量的建构而言，虽然采用工业增加值作为控制变量会更为合理，但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衡量工业化水平的指标。该指标的数据来源于《中经统计数据库》。

²需要说明的是，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，山西和福建两省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。

³“RDVGIO”为“Real Differentiated Value of Gross Industrial Output”的缩写形式。

本文选择了28个省（区、市）的面板数据进行分析。鉴于部分省（区、市）数据缺乏，加上某些省份近年来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）重庆市1998年成为直辖市，这在四川省1998-1999年相关数据中未得到反映。为避免重复计算，重庆和四川的数据均未列入考虑之列。此外，鉴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。各变量数据由各年度《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。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

四、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和Shin（2003）创立的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}_i	12.0724 [1.00000]	0.8431 [0.80041]	2.5053 [0.99388]	-0.3488 [0.36361]	7.4327 [1.00000]
\tilde{Z}_i	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*	-1.8060*	-3.5431* [0.00020]	-7.2438*	-3.9559*
	[0.01345]	[0.03546]	-1.3143*	[0.00000]	[000004]
\tilde{Z}_t	-0.3299	-0.4163	[0.08481]	-3.3125*	-1.5028*
	[0.37072]	[0.33880]		[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。

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；与此同时，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变量均为存在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）的估计结果才有效。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，无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，这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）的变量以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言的，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

perRGDP	Decenrate	Channelrate	Finanrate	RDGIOV	perRGDP	Decenrate	Channelrate	Finanrate	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。其中，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增长0.16个指数单位,说明在宏观层次上,财政分权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,作为中国转型期金融发展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,实际人均GDP却在1978年基期的水平上下降0.2个指数单位。这反映了作为衡量金融发展的另一个指标的国有银行存贷款总量对GDP之比不足以反映金融发展与经济增长的关系。从总体上看,虽然同时反映金融体制转型和金融发展的变量Channelrate在转型期内通过间接地推动市场导向的金融机构成长和通过促成金融发展来推动经济增长的成效较为显著,但单纯反映金融发展的变量Finanrate对推动经济增长的效应却不佳。这表明自改革开放以来中国金融部门中金融体制制度变迁所带来的经济增长效应不同于金融发展本身带来的效应。反映工业化水平的RDVGIO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个体指标就会发现,在各省(区、市)的财政分权、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促进工业化和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),财政分权作为中国改革开放以来最重要的制度安排有效地激励了地方政府投入以提升当地工业化水平和促进经济增长为目的的竞争。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。笔者对此所做的解释是,改革开放以来,北京、上海和新疆因其政治上的特殊性而没有启动财政分权改革;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增长的效应比其他省(区、市)相对较弱。此外,在河北和海南,Decenrate对提升工业化水平的效应为负,其原因将在下文中解释。

其次,反映金融体制转型的变量Channelrate具有同时促进工业化和经济增长的正效应。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省为显著。但在河北、海南两省,Channelrate与工业化水平呈负相关;在山西、内蒙古、新疆和北京这几个省(区、市),该变量与工业化和经济增长的关系也是为负。就山西、内蒙古和新疆而言,金融体制转型未能促进工业化和经济增长,这可能在很大程度上与这3个省(区)改革开放以来经济增长水平偏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,加上一直以来中央在财政上对北京地方政府支持力度大,故反映金融体制转型和金融资源配置渠道发生改变的变量Channelrate对促进当地工业化和增长的作用不大。

再次,Finanrate作为反映金融发展水平的变量,其对工业化及经济增长的促进效应仅在北京、

上海、天津、黑龙江、青海为正，而在海南，Finanrate促进经济增长的效应为正，但对工业化的效应却为负。除了这6个省（市）之外，Finanrate对其他省（区）的工业化和经济增长的效应均为负。就3个直辖市而言，Finanrate对工业化和经济增长具有正效应，显然与这3个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（青海的Finanrate效应将在下文中另作讨论），Decenrate、Channelrate与Finanrate促进工业化及经济增长的效应均为正，说明该省在财政分权、金融体制转型和存贷款总量对于促进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个沿海发达省份，其Decenrate和Channelrate促进工业化和经济增长的效应均为正，而Finanrate的效应却均为负。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省的工业化和经济迅猛增长起了重要作用，然而，在这5个省份，作为另一个衡量金融发展的变量Finanrate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⁴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促进当地经济增长和工业化的主要源泉。一方面从总体上看，改革开放以来，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（如自筹资金或私人借贷）可能对促进经济增长和工业化发挥了更大的作用；另一方面，这几个沿海省份对国有银行贷款的依赖逐渐减少，除了当地政府拥有较强的财政能力这个因素之外，还与当地非国有企业成长以及地方政府配置资源的较强能力有关。就其他17个相对欠发达的省（区）而言，有关这三个指标效应的讨论可以区分为三种情况。第一种情况是，在吉林、广西、安徽、湖南、江西、河南、陕西、贵州、甘肃、宁夏和云南11个省（区）中，也显现出Decenrate和Channelrate促进工业化和经济增长的效应为正而Finanrate的效应却为负的势头。这种势头可以解释为这11个省（区）自改革开放以来，财政分权和金融体制转型均促进了本地工业化和经济增长，因而在增长模式上显现出地方政府力图通过竞争来追赶发达地区的趋向。但总体上看，它们在财政支出能力和金融体制转型方面仍不及5个沿海发达省份，其中在部分省（区），体现金融发展的指标Finanrate为负数的系数值太高，如安徽、河南、贵州、内蒙古、宁夏、云南分别为-0.74、-0.68、-0.53、-0.53、-0.51和-0.53。这种情况与11个省（区）的Channelrate系数值的统计检验量不显著相吻合。第二种情况仅河北一个省，其Decenrate和Channelrate促进经济增长的效应为正，而对工业化的效应却为负；此外，在河北Finanrate对工业化和增长的效应都为负，系数值为-0.61。第三种情况是，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；新疆的这3个指标全部为负；而辽宁的Decenrate和Finanrate为负，但

⁴值得指出的是，对东部沿海省份金融发展状况的分析，本文选择了不同于国内其他学者的研究角度，并采用了不同的研究方法，却得出了与国内部分学者相似的结论，参见：周立和胡鞍钢（2002）；周好文和钟永红（2004）；赵勇和雷达（2010）。

Channelrate却为正。就湖北、山西、内蒙古而言，财政支出可能仍然是促进当地工业化和经济增长的主要因素（尤其是内蒙古，Decenrate高达0.26），但反映金融体制转型和金融发展程度的指标均为负值，特别是Finanrate的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为正且较显著，Channelrate为负而Finanrate为正且居高。这种情况可能恰好表明在青海财政分权具有推动增长的正效应，但金融体制转型不足，致使改革带来的储蓄增长没有有效发挥促进工业化和经济增长的作用⁵；在辽宁Decenrate和Finanrate为负，但Channelrate却为正。这或许可以解释为当地财政分权改革和国有银行提供的信贷支持不足以带来提升工业化水平和促进增长的效应，虽然金融体制转型对促进工业化和经济增长发挥了一定作用，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，反映出在当地财政支出力度、金融体制转型和本地国有银行信贷能力三方面都欠缺。

最后，需要讨论的是省际层面上RDG1OV与经济增长的关系。上文中有几处分别提到，在海南与河北两省，Decenrate、Channelrate和Finanrate与工业化水平与经济增长之间呈负相关关系。就全国而言，海南、河北两省的情况属于特例，在其他各省（区、市）这两者间均为正向关系，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，近年来地方政府在推进新兴产业发展上付出了努力，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。20世纪90年代以来，工业总产值整体上大幅度提升，但在高新技术产业发展方面仍不及其他发展更快的省份，致使其工业化整体水平未能与经济增长势头保持一致。

五、结论与政策含义

本文利用省际面板数据，通过建构由perRGDP、Decenrate、Channelrate、Finanrate和RDVGIO这5个变量组成的计量模型，并对这些变量之间的长期关系进行检验，旨在对自改革开放以来我国各地区在财政分权和金融体制变迁、金融发展、工业化水平和经济增长方面的不同差异进行探讨并尝试对造成这些差异的原因做出解释。鉴于在中国，在中央政府握有行政和人事任免集权的前提下，由中央政府设计并组织的激励地方官员为GDP增长而展开“晋升锦标赛”式的横向竞争事实上构成成为各地区竞相推动本地经济增长的关键机制，而地方政府事实上又成为这一竞争中的经济主体，扮演者“地方官员兼企业家”的角色。基于这一点，本文从“理性地方官员”的竞争行为影响经济绩效的假设出发，把各地方政府为达到更高的增长率而竭尽所能地汲取和利用包括财政与金融资源在内的各种资源的行为理解为追求政治晋升最大化的理性行为，进而把各地区在经济增长等方面的差

⁵青海的国有银行的存款对GDP之比偏高，但由于其贷款对GDP之比偏低，这意味着当地高储蓄未得到有效利用，进而说明当地金融部门参与促进工业化和经济增长的程度不高。

异看成是这种竞争的必然结果。我们的经验检验结果也揭示出，在各地区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因素既已存在的前提下，尤其是在市场体制不完善的环境下，地方政府旨在为政治晋升而努力提升所在辖区的增长率而纷纷加入竞争，不仅未能平抑原有的地区发展差距，反而起到了催化剂的作用，拉大了各地区原有的在财政分权、金融体制变迁、金融发展、工业化、GDP增长方面的差距。

本文分析结论所蕴含的政策含义在于：第一，改革开放以来，以经济改革为中心内容的制度变迁构成推动中国经济长期高速增长的重要因素，这一点不仅在制度变迁的两个主要变量 *Decenrate* 和 *Channelrate* 促进增长的正效应上得到了充分体现，而且与财政分权理论文献中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一致。然而，由于中国的分权化改革是在市场经济体制不完善和企业家群体缺位的环境下启动的，加上改革初期财政分权与金融分权齐头并进，使得制度变迁激励行为主体（地方政府）的过程产生了强烈的放大效应。当地方官员在面临激烈的市场竞争时，他们将在财政资源与金融资源之间做出选择，力图使选择任何一种资源所带来的收益大于另一种资源带来的收益。地方政府的理性行为从当地看会带来最佳的经济增长效应，有可能使得稀缺资源在总体上得以释放并被引导到优化配置的方向，但从全国整体上看却有可能因拉大了各地区之间差距而导致整体效率下降。就政策含义而言，从长期看，以体制改革为主要内容的制度变迁将继续给中国经济发展带来巨大的“红利”，但在短期内晋升锦标赛竞争模式不会被取代的前提下，为避免地区差距的进一步拉大，中央政府在出台激励政策时应当在考评的指标设计和制度激励上增加对缩小地区差距的考量指标，以便把地方官员的竞争引导到缩小地区差距的方向上来，致使由这种竞争带来效率损失降低到最小。第二，就 *Finanrate* 的效应而言，除黑龙江、海南、北京、上海、天津 5 个省（市）之外，其他绝大多数省（区）都没有显现出金融发展对当地工业化和增长的正效应。一方面，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的阶段。金融发展上的地区差距拉大，势必使欠发达地区未来持续增长的动力趋于减弱；另一方面，我们的研究显示，包括沿海发达省份在内的大部分省（区）对财政支出的依赖性依旧很大。这种财政和金融“一手硬，一手软”的格局表明，财政资源在促进当地工业化和经济增长上仍然具有明显的“比较优势”。我们认为，金融发展不足实质上是市场发展不足和市场配置资源的基础作用未能发挥的集中体现。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。从根本上说，各地金融发展水平差异本应反映各省（区、市）在储蓄和贷款总量、对现有金融资源有效利用、吸纳其他金融资源等方面存在的差异，但是在中国式的政治晋升锦标赛中，地方官员的竞相加入使得地区间竞争多了一层复杂性，即各地区之间在经济增长等方面的差异在很大程度上是因地方官员在吸取各种资源能力上的差异所致。相对于吸纳金融资源而言，集聚和调动财政资源对于地方政府来说更易操作，尤其是在上世纪 90 年代末期中央银行实施大区管理体制，加上中央政府

颁布的一系列规定在很大程度上阻止了地方政府对国有银行地方分支机构正常运营的干预,迫使地方政府把更多注意力转到了财政资源上,由此强化了财政“一手硬”的趋向。对中国经济长期发展来说,如果说在前30多年推进经济增长尚可以主要依靠地方政府财政支持的话,那么在未来30年内,随着市场经济体系逐渐成形并趋于成熟,中国经济发展恐怕将更多地依靠包括金融市场在内的整个市场体系发挥资源配置的基础性作用,以改进经济增长的质量和保持其可持续性。从金融发展的政策含义上来说,要想推进中国的金融发展,不仅应当推进利率市场化改革,并鼓励包括私人资本在内的各类社会资本流入那些可以发挥其作用的相关行业,还可以选择部分金融发展居于中位水平的省(区),加大对这些地区金融基础设施的投资,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推进发达地区或落后地区的金融发展更能取得成效。第三,就RDVGIO与实际人均GDP增长之间的关系而言,除海南、河北两省为负相关之外,在所有其他各省(区、市)均呈现出正向关系,并且在趋势上表现出高度一致性。工业化水平与经济增长之间在趋势上的高度一致性特征具有重要的政策含义,不仅意味着在通过提升工业化水平来促进经济的可持续发展方面仍然有很大的可供开拓的空间,而且意味着同推进工业化相关的政策(如产业政策、城镇化发展政策、就业与再就业政策、人口与社保政策、区域政策等)都可以在这个广阔的空间中找到其用武之地。

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] 陈抗、Arye L. Hillman、顾清扬. 财政分权与地方政府行为变化——从援助之手到攫取之手[J]. 经济学(季刊), 2002, (1).
- [3] 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).
- [4] 傅勇、张晏. 中国式分权与财政支出结构偏向: 为增长而竞争的代价[J]. 管理世界, 2007, (1).
- [5] 高鹤. 财政分权、经济结构与地方政府行为: 一个中国经济转型的理论框架[J]. 世界经济, 2006, (10).
- [6] 李敬、冉光和、万广. 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).
- [7] 刘金涛、杨君、曲晓飞. 财政分权对经济增长的作用机制: 理论探讨与实证分析[J]. 大连理工大学学报, 2006, (1).
- [8] 沈坤荣、付文林. 中国的财政分权制度与地区经济增长[J]. 管理世界, 2005, (1).
- [9] 王文剑、覃成林. 地方政府行为与财政分权增长效应的地区性差异——基于经验分析的判断、假说与检验[J]. 管理世界, 2008, (1).
- [10] 温娇秀. 中国的财政分权与经济增长——基于省级面板数据的实证[J]. 当代经济科学, 2006, (5).
- [11] 殷德生. 最优财政分权与经济增长[J]. 世界经济, 2004, (11).

- [12] 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).
- [13] 张军. 中国经济发展: 为增长而竞争[J]. 世界经济文汇, 2005, (3).
- [14] 张军、金煜. 中国金融深化和生产率关系的再检测: 1987-2001[J]. 经济研究, 2005,(11).
- [15] 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).
- [16] 周好文、钟永红. 中国金融中介发展与地区经济增长: 多变量 VAR 系统分析[J]. 金融研究, 2004,(6).
- [17] 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).
- [18] 周立, 胡鞍钢. 中国金融发展的地区差距状况分析 (1978-1999) [J]. 清华大学学报 (哲学社会科学版) 2002, (2).
- [19] 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).
- [20] 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).
- [21] Arestis, P. & P. Demetriades. Financial Development and Economic Growth: Assessing the Evidence[J]. Economic Journal, 1997, vol. 107, pp. 783-799.
- [22] Beck, T., R. Levine, & N. Loayza . Finance and the Source of Growth[J]. Journal of Financial Economics, 2000, vol. 45, pp. 261-300.
- [23] De Gregorio, J, & P. E. Guidotti. Financial Development and Economic Growth[J]. World Development, 1995, vol. 24, pp. 433-448.
- [24] Demetriades, P.O. & K.A. Hussein . Does Financial Development Cause Economic Growth? Time Series Evidence from 16 Countries[J]. Journal of Development Economics, 1996, vol. 51, pp. 387- 411.
- [25] Goldsmith, Raymond W. Financial Structure and Development[M]. Yale University Press, 1969.
- [26] Im, K.S., M. Hashem Pesaran & Y. Shin. Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels[J]. Journal of Econometrics , 2003, vol. 115, pp. 53-74.
- [27] Jin, Hehui, Yingyi Qian & Barry R. Weingast. Regional Decentralization and Fiscal Incentives: Federalism, Chinese Style. Stanford University Working Paper, SWP-99-013.
- [28] King, R.G., & R. Levine . Finance and Growth: Schumpeter Might Be Right[J]. Quarterly Journal of Economics, 1993, Vol. 108, pp.717-737.
- [27] King, R.G., & R. Levine . Finance, Entrepreneurship, and Growth: Theory and Evidence[J]. Journal of Monetary Economics, 1993, vol. 32, pp. 513-542.
- [28] Levine, R., N. Loayza, & T. Beck . Financial Intermediation and Growth: Causality and Causes[J]. Journal of Monetary Economics, 2000, vol. 46, pp. 31-77.
- [29] Lin, Justin Yifu & Zhiqiang. Liu Fiscal Decentralization and Economic Growth in China[J]. Economic Development and Cultural Change, 2000, vol. 49, pp.1-21.
- [30] Ma, Jun . Intergovernmental Relations and Economic Management in China[M]. New York: St. Martin' s Press, INC , 1997.
- [31] Martinez-Vazquez, J. & R. McNab . Fiscal Decentralization and Economic Growth[J]. World Development , 1997, vol. 31, pp.1597-1616.
- [32] Oates, W. E. Fiscal Federalism[M]. New York: Harcourt Brace Jovanovic, 1972,
- [28] Pedroni, P. Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels. Indiana University Working Paper, 1999,

December 10 (2) , pp. 37-81.

- [29] 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.
- [30] Rioja, F, &N.Valey. Does One Size Fit All: A Reexamination of the Finance and Growth Relationship[J].*Journal of Development Economics*, 2004, vol. 9, pp. 429-447.
- [31] Tiebout, C. A Pure Theory of Local Expenditures[J].*Journal of Political Economy*, 1956, vol. 64, pp. 416-424.
- [32] Zhang, Tao, Heng-fuZou . Fiscal Decentralization, Public Spending and Economic Growth in China[J]. *Journal of Public Economics*, 1998, vol. 67, pp.221-240.