

中国财政分权、金融发展、工业化与经济增长的省际差异^{*}

马颖 李静 陈波

[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、金融发展、工业化与经济增长之间长期关系的协整模型(co-integration model), 并采用完全修正的最小二乘法(FMOLS)对模型进行估计。本文把地方政府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对分权化改革过程的分析, 对中国改革开放以来地方政府之间的竞争何以在促成经济总量高速增长的同时又导致各地区在财政分权、金融发展、工业化和经济增长方面呈现出差异的原因进行了分析, 进而得出本文的分析结论并对其政策含义进行了讨论。

[关键词] 财政分权; 金融发展; 工业化; 经济增长; 区域差异

一、问题的提出与文献综述

1978年改革开放以来至今30多年间, 中国经济一直维持着年均9.8%的高速增长, 这样的增长速度无论从增幅来看, 还是从所持续的时间来看, 都超过了20世纪60—70年代经济起飞时期的日本和亚洲“四小龙”, 被世人公认为“中国奇迹”。然而, 由于中国的经济增长是建立在后发国家赶超战略基础上的, 这种战略要求实施赶超的国家将所有经济发展目标在相对较短的高度浓缩的时间段内完成, 致使经济高速增长在取得了世人瞩目的成就同时, 也带来了一系列问题, 其中一个棘手的难题就是与经济高速增长相伴随的区域发展不平衡, 而且地区差距仍在扩大。如何解释中国经济总量快速增长但地区差距同时并存这一现象? 导致经济总量快速增长与地区发展不平衡二者并存背后的原因又是

什么? 这是本文研究的目的。

本文把地方政府官员竞争假设引入对中国分权化改革过程的分析, 用以解释各地区地方政府官员追求政治晋升利益最大化行为对各地区经济绩效所产生的影响。为了验证地方政府官员的竞争行为影响经济绩效的假设, 本文利用1978—2006年中国28个省(区、市)的面板数据, 采用面板协整方法对改革开放30多年来中国省际层面上的财政分权、金融发展、工业化与经济增长之间的长期稳定关系做了一个经验检验, 并在采用完全修正的最小二乘法对模型进行估计的基础上, 对各地区在财政分权、金融发展、工业化与经济增长方面的差异及其造成这些差异的原因作出解释。

在现有研究文献中, 涉及本文研究领域的文献要么主要研究财政分权背景下地方政府行为与经济增长的关系, 要么主要探讨金融发展与区域经济增长的关系, 很少能看到把财政分权、金融发展和经

^{*} 马颖, 武汉大学经济发展研究中心, 邮政编码: 430072, 电子信箱: yingma9494@126.com; 李静, 安徽大学经济学院; 陈波, 中国人民银行武汉分行。本文受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”(13JJD790021)的资助。感谢匿名评审人提出的修改建议, 笔者已做了相应修改, 本文文责自负。

济增长放在同一个框架内展开分析的文献。笔者查找到仅有少数几篇文献在研究思路和切入点的选择上与本文有相似之处。

探讨财政分权背景下地方政府行为与经济增长关系的国际文献最早可以追溯到蒂博特 (Tiebout) 和奥茨 (Oates) 对联邦制 (federalism) 的研究。他们认为财政分权迫使地方政府在公共品的提供上更好地反映其辖区内纳税人的偏好, 由此提高了财政资源配置效率。^{[1][2]} 20世纪90年代后期间世的文献把研究重点转向转型国家和发展中国家。金禾惠等人 (Jin et al) 所做的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之间呈正相关。^[3] 张涛和邹恒甫 (Zhang and Zou) 用他们所构建的财政支出指标衡量财政分权程度, 其回归结果表明中央政府的发展支出对增长的效应显著为正, 但省级政府发展支出对增长的效应为负。^[4] 林毅夫和刘志强 (Li and Liu) 运用回归分析方法证明财政分权主要通过改进资源配置效率而不是通过更多的投资来提高增长率。^[5]

在国内文献中, 一些学者考察了1994年分税制改革以来地方政府行为对区域增长的效应。张晏和龚六堂对中国28个地区1986—1992年和1994—2002年财政分权与经济增长的关系进行回归, 发现分税制改革显著地改善了财政分权对经济增长的影响, 而改革前前者对后者的影响显著为负。^[6] 刘金涛等人用财政分权与GDP增长率等进行回归, 也发现财政分权总体上对增长具有负效应, 但分税制改革以来财政分权促进了经济增长。^[7] 然而, 陈抗等人的回归研究却表明, 1994年之后地方政府“攫取之手”行为指数明显上升, 说明分税制改革后出现的财政重新集权趋势对区域增长具有负效应。^[8] 殷德生用财政分权指标同各地区人均GDP增长率等做回归, 得出了1994年分税制改革加剧了地区发展不平衡的结论。^[9] 高鹤刻画了地方政府行为在不同时期所表现的不同差异, 并研究了地区经济结构和财政分权相互作用影响地方政府行为的机制与渠道。^[10]

另外一些学者探索了各省区经济结构和地方政

府行为的差异对区域增长的影响。沈坤荣和付文林选用多个指标测算财政分权程度, 将它们同省际增长率进行回归。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, 而用预算外财政收支测度的财政分权对区域增长的影响不显著。^[11] 温娇秀在给予各省 (区、市) 不同赋值的基础上将财政分权指标同人均GDP增长率等变量进行回归, 发现财政分权促进了经济总量增长, 而地方财政行为和公共支出构成的差异导致了增长效应的跨地区差异。^[12] 傅勇和张晏设立了以财政支出测算财政分权程度的回归模型, 证明财政分权和地方政府之间的竞争促成地方财政支出具有“重建设投资、轻教育等公共服务”的倾向。这意味着财政分权有力地推动了区域增长, 但与之相伴随的是, 成本迅速上升。^[13] 王文剑和覃成林将财政分权指标同地区增长率等变量做回归, 结果表明各地区产业结构、所有制结构等差异影响地方政府行为, 致使财政分权的效应呈现区域差异。^[14]

在研究金融发展与区域增长关系的国际文献中, 戈德史密斯 (Goldsmith) 首开先河。他将金融相关比率 (FIR) 为核心衡量一国金融发展水平的指标体系用于实证研究, 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。^[15] 20世纪90年代以来, 金恩和莱文 (King and Levine) 推进了戈德史密斯开创的实证研究思路, 采用协整方法证明了金融发展水平同经济增长显著相关。^{[16][17]} 德米特里亚德和侯赛因 (Demetriades and Hussein) 在对16个国家金融发展与GDP增长关系进行协整检验时发现, 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。^[18] 莱文等人 (Levine et al) 采用动态面板回归方法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, 各国在这些因素上的差异能否解释各国金融发展水平的差异进行了研究, 发现各国在这些因素上的差异有助于解释金融发展的差异, 而强化这类因素可以促进金融发展并加速增长。^[19] 里欧加和瓦莱维 (Rioja and Valle) 把金融发展变量同1960—1995年间74个国家的样本进行回归, 证明金融发展对增长的效应存在区域差异。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。^[20]

在国内文献方面,周立和王子明用金融发展指标与各地区人均GDP增长指数做回归,证明中国各地区金融发展与经济增长强相关,各地增长差距可由金融发展差距来解释。^[21]在周好文和钟永红的文章中,反映金融发展的规模指标和效率指标被用来与人均GDP和各地区非国有企业生产总值等做回归。结果显示规模指标和效率指标在各地均呈现增长。^[22]陈刚等人回归分析了金融深化水平与实际人均GDP等变量,发现金融发展对经济增长的贡献仅限于促进资本积累,对改进资本配置效率作用不大。^[23]李敬等人建立了一个基于分工理论的金融发展模型,并估计出区域金融发展的协整方程,证明区域金融发展受学习成本、专业化程度、交易效率等因素影响,各地区经济地理条件和国家制度倾斜的差异是形成金融发展差异的主要原因。^[24]周宁东和汪增群将地区金融发展变量同资本投入、非国有企业工业总产值占规模以上工业总产值的比重等变量进行回归。研究表明,金融发展在质的方面促进区域增长的作用比量的方面更大。^[25]谭本艳和程宁双用地区数据建立了面板协整模型,利用完全修正的最小二乘法对金融发展的总体效应及区域增长效应进行了实证分析。结果显示,在长期内金融发展对全国总体及大部分地区增长有显著正效应。但这种效应在地区之间存在明显的省际差异。^[26]赵勇和雷达用金融发展指标与政府支出、基础设施建设等变量回归,结果表明金融发展对发达地区的增长效应在于提高生产率,而对落后地区的增长效应在于促进资本形成。^[27]

前文提到,大多数学者是在把财政分权与金融发展分割开来的前提下分别探讨财政分权或金融发展与经济增长的关系。这种方法虽然可以避免将财政分权与金融发展放在一起时遇到处理内生性问题等麻烦,有利于得出逻辑清晰的结论。但是,这种做法毕竟与中国改革和发展过程中出现的地方政府官员在竞争中同时利用财政与金融资源的实际情况不相符。在笔者接触到的文献中,有少数学者持有与笔者相似的看法。他们意识到把财政分权与经济增长或金融发展与经济增长分割开来进行研究可能会导致研究结论存在一定的片面性。张军和金煜

(Zhang and Jin)曾经提到,国内学者对财政分权或金融发展与经济增长关系的研究似乎“丢失了一个环节”(a missing link),也就是说,应当在地方政府财政行为、地区金融发展过程之间建构某种关联,即建立一个省际层面上有关地区生产率模式、地方政府财政状况以及金融深化过程紧密联系的理论框架,从而弥补这个“丢失的环节”。^[28]还有几位学者的研究从不同角度部分地触及财政分权、金融发展与经济增长之间的关联。冯涛等人用各地区财政压力指标同财政分权比重、金融发展、国有经济占比等变量回归,得出了虽然分权改革促进了经济总量增长,但各地国有经济占比与地方政府干预贷款强度的差异造成了区域金融发展的差异。^[29]张璟和沈坤荣用财政压力的代理变量同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的影响做回归,发现区域金融发展在一定程度上提高了省际全要素增长率,但地方政府出于财政压力和GDP竞争等考虑干预金融体系又将促使落后地区以更加“粗放”的方式加速增长。^[30]张伟丽和覃成林利用1990—2004年28个省份的面板数据,考察金融发展对地区经济差异的影响以及同金融联系紧密的财政分权对这种影响的追加效应。研究表明,金融发展对经济增长的效应在东部和西部显著大于中部和东北地区,而财政分权对金融发展促进增长的效应在各地区各不相同,给西部和东北地区带来了金融发展促进增长的正效应,相反,给东部和中部地区带来的是负效应。^[31]从总体上看,这几位学者的研究仍然是在强调财政分权与经济增长关系的剖面或金融发展与经济增长关系的剖面而不是从财政分权、金融发展与经济增长之间的系统关联来展开分析的。

本文的后续内容安排是:第二部分阐释中国分权化改革与“地方政府官员为政治晋升而竞争”的假设之间的关联;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。

二、中国分权化改革与“地方政府官员为政治晋升而竞争”的假设

众所周知,起始于20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渐进式改革。这场改革可以大体上划分为两个阶段。从20世纪80年代初到1994年为传统计划体制逐渐解体的第一阶段，自1994年以来为中国经济特色的市场经济体系逐步形成的第二阶段。所谓以财政改革为起点，是指中央政府把20世纪70年代末在农村实施的家庭联产承包责任制改革的成功做法直接推广到中央与地方政府财税关系的改革上来，在不改变现有的政治架构前提下中央对地方在经济上实行分权。财政分权改革内容包括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”改革以及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自改革以来形成的分权化改革的总体趋势，而党的十八大召开之后中央所采取的进一步行政放权的举措可以看做是中国分权化改革的延续。

需要特别指出的是，人们在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，却很少有人提到当中国“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。笔者认为，中国的分权化改革理应包括“财政分权”和“金融分权”两个方面的内容。这是因为传统计划经济体制是财政与金融不分的“大一统”体制，要打破这个体制必须同时从财政与金融两个方面入手。金融分权是指中央和地方政府为了打破传统计划体制而释放金融资源的一系列举措，包括1979年实施的第一次“拨改贷”以及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年初开始实行的第二次“拨改贷”改革和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。这些改革曾一度在客观上给地方政府提供了插手干预国有银行分支机构和地方商业银行贷款行为的机会。

中央政府实行分权化改革的本意在于扩大地方政府财权，以激发地方政府充分利用各种资源来促进当地经济发展，而地方政府则积极响应中央的号

召，尽可能利用各种资源来促成当地经济发展，以便在政治晋升锦标赛中脱颖而出，赢得政治上的升迁机会。中央政府与地方政府正是在通过引入竞争机制来提升资源配置效率和推动经济发展这一点上达成了共识，并且形成了中国特有的政府间多元利益主体展开竞争的机制。一方面，中央政府与地方政府之间形成了面向市场的委托—代理关系，通过地方政府实施资源配置；另一方面，中央政府设立包括增长、就业、出口、税收、产值等指标在内的考核地方政府经济绩效的指标，并通过这些指标来传达中央政府的政策意图。^[32]在面临中央政府的强激励和政治晋升压力的氛围中，在各地区地理因素与经济发展初始条件、中央政府的政策倾斜、分权化改革中存在时间差等差异的前提下，各地区地方官员竞相加入了“围绕GDP增长而进行的‘晋升锦标赛’”^[33]的横向竞争之中。此外，通过与中央政府讨价还价，各地方政府参与获取来自中央的财政补贴、税收返还、优惠政策等利益的纵向竞争。改革开放30多年来，具有市场导向特征并以多元利益主体相互竞争为核心内容的分权化改革对于塑造体现市场与政府关系的中国经济体制模式起到了关键作用。

基于以上分析，笔者提出如下地方政府官员政治晋升锦标赛竞争影响经济绩效的三个假设：

假设一：兼有“政府官员兼企业家”双重角色的地方政府官员构成促进地方经济发展的主体。由于分权化改革是在市场经济体制尚未开始建立，大部分市场可能根本不存在，而已存在的市场在远未达到完善程度的经济体制转型环境中启动的，当经济突然放开而成熟的企业家群体并非唾手可得的情况下，处于中国现有的政治架构和治理结构中的地方政府官员就被赋予了“政府官员兼企业家”的双重角色。作为地方政府官员，他们必须以代理人身份完成中央政府下达的各项经济指标；作为企业家，他们必须在促进当地经济增长方面树立政绩。更为重要的是，地方政府官员的角色定位使得他们在改革发展的实践中“边干边学”，逐渐培育了为政府官员和企业家所拥有的两种类型的人力资本。这种独特优势使得他们在当地经济发展中成为其他社会群体无法替代的主体。

假设二：为了实现政治晋升的最大化利益，地方政府官员相互之间展开了对包括财政资源和金融资源在内的各种资源的激烈争夺。在增加投资仍然是各地区加速增长主要手段的前提下，争夺各种用于提升投资的资源成了各地方政府日常工作的重要内容。谁拥有更多的财政和金融资源，谁就多了一份在竞争中取胜的可能性。在财政资源方面，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、对中央的讨价还价能力等方面存在着差异，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。在金融资源方面，由于我国长期形成的按行政区划设置的行政和人事管理体制，使得国有银行系统在各地的分支机构成了地方政府获取金融资源的工具，尤其在1985年实行第二次“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，在最大限度地让本地储蓄用于本地投资的同时尽力吸引和利用外地资金。^[34] 20世纪90年代后半期，随着“存贷比管理模式”的推行，地方政府干预银行贷款的行为被明令禁止。但仍有研究显示，地方政府在面临晋升压力时，仍然可以通过对当地城市商业银行贷款决策施加影响，使之增加中长期贷款、建筑业和房地产等贷款，减少对批发和零售业贷款，^[35]而前一类贷款多半用于地方政府政绩竞争的工程上。自2000年以来，随着不少地方政府的财政状况恶化，各地掀起了以拍卖国有土地以获取财政收入的“土地财政热”。2008年欧债危机爆发后，各地方政府相继推出“地方融资平台”，并且将其与原有的“土地财政”捆绑在一起，为当地政府开辟了一条筹集资金的新渠道。^①

假设三：地方政府官员为追求政治晋升利益最大化而展开的竞争行为对经济绩效产生影响。这个假设强调的是在地方政府官员设法争夺财政资源和

金融资源的行为同财政分权、金融发展、工业化与经济增长这些经济指标之间存在着紧密的关联。在政治晋升锦标赛中，由于中央政府掌握了地方官员的人事任免权，只有那些理解中央经济政策意图并努力加以贯彻的官员才有升迁的机会。因此，为了实现政治晋升的最大化利益，地方政府官员将会理性地在本辖区既定的约束条件下对涉及财政、金融、产业发展、经济增长、区域发展、收入分配等领域的政策目标进行相机抉择，设法找到各种政策目标的最佳组合点。在各地区的地理与经济等方面初始条件存在差异的前提下，尤其是在市场体制不完善以及因中国幅员广大有可能造成规模收益递增效应的背景下，地方政府官员的竞争不仅未能平抑原有的地区间差距，反而有可能拉大了这类差距。从当地来看所实现的最优，从全国来看反倒可能是次优的结果。部分学者的研究也指出，地区发展差距的不平衡与政府行为有关。^{[36][37][38]} 因此，在笔者看来，破解中国经济总量高速增长与区域发展差异并存的答案，就隐藏在分权化改革过程与地方政府政治晋升竞争二者之间的相互关系之中。

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。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讨省际层面上财政分权、金融发展和经济增长之间的长期稳定关系，一方面是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，本文采用佩德罗尼(Pedroni)提出的面板协整模型^[39]，设定计量模型如下：

① 客观地看，地方政府想方设法争夺财政与金融资源，很大程度上是为了在促进当地经济增长方面树立政绩，以争取到政治晋升的机会。但这只是问题的一个方面。另一方面，由于中央和地方之间的事权与财权关系没有处理好，地方政府缺乏稳定财源的问题长期以来没有得到妥善解决，迫使地方政府不得不挖空心思寻找其他资金来源填补财政缺口。这也是地方政府挖空心思寻找和争夺各种财源的另一个重要原因。然而，对这个问题的分析已经超出了本文的研究范围。

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

式中, $x_{it} = (Decenrate_{it}, Channelrate_{it}, Finanrate_{it}, RDVGIO_{it})'$; 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 年为基期的各省(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* 是刻画中国财政分权程度的变量, 用以说明政府的财政总支出是如何在中央政府和地方政府之间划分的。在本文中, 它被看做是一个反映地方政府财政支出能力的变量。本文参考了张涛和邹恒甫对财政分权指标的定义^[4], 选取省际地方政府财政支出与中央政府财政支出的比值。地方政府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。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的话, 则 *Decenrate* 指标将更为严谨。但由于在省际层次上的此类数据的可获性和可靠性相对较差, 无法对此类数据进行调整。但是, 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反映地方政府的财政支出能力。

3. *Channelrate* 是本文建构的一个反映中国转

型期内传统的财政资金划拨方式如何逐渐被市场导向的国有银行贷款所取代的金融发展变量, 用“国有银行贷款额”对“经济建设费”之比表示。其中, “国有银行贷款额”为经过调整的各省(区、市)的国有银行贷款数据, 表示各省(区、市)国有银行分支机构提供金融资金的能力; “经济建设费”为列入各省(区、市)“经济建设费”栏目中的财政支出额, 表示地方政府继续以财政拨款方式配置财政资金的能力。本文中的 *Channelrate* 这一指标类似于金恩和莱文建构的用以衡量央行与商业银行之间贷款分布比率的“*Bank*”指标^[17]。通过对 *Channelrate* 长期变动趋势的描述, 本文揭示了体现在各地区资金配置渠道逐渐由传统的直接财政拨款转变为银行贷款的长期趋势中的金融发展差异。

4. *Finanrate* 是另一个度量金融发展程度的指标, 用各省(区、市)国有银行存款总量和贷款总量之和对相应各省(区、市)GDP 之比表示。采用该指标旨在测度改革开放以来各地区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。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程度。但由于所有金融机构的省际统计数据既不完整也不连贯, 加上又难以获得, 本文只好选择国有银行的相应数据来建构该指标。尽管采用这个变量有其缺陷, 但就本文意在分析各地区金融发展长期趋势和比较地区差异这一目的而言, 各国有银行分支机构的存贷款数据是在各省(区、市)层面上唯一能够获得的数据, 因而其所兼有的反映长期趋势和所具有的可比性这两个优点为其他变量所不及。^①

5. *RDVGIO* (real differentiated value of gross industrial output) 为各省(区、市)的实际工业

① 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银行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, 山西和福建两省的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。

总产值增加值指标,用以代表各省(区、市)的工业化水平。鉴于资源禀赋、早期发展战略、改革开放以来政策倾斜以及地方政府各自的发展思路所造成的发展差异等原因,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。这种差异直接体现为产业布局在区域上的不平衡和各工业部门在生产能力上存在的差距。又鉴于工业布局上的区域差异和生产能力上的差距在1978年改革开放之初就已客观存在,基于这两点理由,本文将RDVGIO设为控制变量。当然,选择工业增加值作为控制变量更为合理,但由于工业增加值数据无法完整地获得,因此,笔者只好采用实际工业总产值的增加值来建构工业化水平的指标,其数据来源于中经统计数据库。

本文选择了28个省(区、市)的面板数据进行分析。由于部分省(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,为了使数据具有可比性,笔者对所收集到的数据做了如下处理:(1)由于西藏的数据太不完整,本文未对西藏作分析。(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,本文借鉴周立和王子明的做法^[21],将变量指标化,选取1978年数据为100,分别得到 $perRGDP$, $DecenrateI$, $ChannelrateI$, $FinanrateI$ 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

| 项目 | $perRGDP$ | $Decenrate$ | $Channelrate$ | $Finanrate$ | $RDVGIO$ |
|-----|-------------|-------------|---------------|-------------|--------------|
| 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。本文采用伊姆等人(Im et al)创立的方法^[40]检验面板数据的平稳性,检验结果见表2。

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,笔者发现这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个变量均为存在 $I(1)$ 过程。

(二) 协整检验

笔者在对模型(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。本文采用佩德罗尼(Pedroni)提出的面板协整检验方法^[41]对这5个变量组成的系统进行协整检验,检验结果见表3。

由表3中可见,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,在本文构造的面板协整模型中,无论是单个的面板检验统计量,还是整体的检验统计量,这5个变量之间都存在面板协整关系。

表2 面板单位根检验

| 统计量 | <i>perRGDP</i> | <i>Decenrate</i> | <i>Channelrate</i> | <i>Finanrate</i> | <i>RDVGIO</i> |
|---------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| \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 | $\Delta perPGDP$ | $\Delta Decenrate$ | $\Delta Channelrate$ | $\Delta Finanrate$ | $\Delta RDVGIO$ |
| \bar{Z}_i | -2.2130* [0.01345] | -1.8060* [0.03546] | -3.5431* [0.00020] | -7.2438* [0.00000] | -3.9559* [0.00004] |
| \tilde{Z}_i | -0.3299 [0.37072] | -0.4163 [0.33880] | -1.3143* [0.08481] | -3.3125* [0.00046] | -1.5028* [0.06644] |

说明：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。

表3 面板协整检验

| Panel 统计量 | | | | Group 统计量 | | |
|---------------|-----------------|----------------|-----------------|-----------------|----------------|-----------------|
| <i>v-stat</i> | <i>rho-stat</i> | <i>pp-stat</i> | <i>ADF-stat</i> | <i>rho-stat</i> | <i>pp-stat</i> | <i>ADF-stat</i> |
| 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。

(三) 模型估计和分析

本文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，笔者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年的值定为100，然后作指数化处理。因此，从各省(区、市)的估计结果中只能得出这5个变量之间存在长期协整关系，而对建立在基期基础上的各省(区、市)长期协整关系进行比较只具有相对意义，因而不能由此得出各省(区、市)变量之间的绝对值含义。

从表4中的各省(区、市)FMOLS整体回归结果可以看出(见表4倒数第二行)，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。这表明在宏观层次上，财政分权对各地区总量增长具有正效应。*Channelrate*与人均GDP实际值二者之间的关系也是正向的，*Channelrate*在基期水平上每增长1个指数单位，人均实际GDP增长0.01个单位。尽管*Channelrate*对人均实际GDP的拉动效应不是很大，但仍然表明在中国转型期因国有银行资金配置渠道改变而带来的金融发展对各地区总体经济增长产生了正面影响。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之比不足以带来金融发展对经济增长的正效应。将*Channelrate*和*Finanrate*对比可以看出，国有银行通过改变资金配置渠道来促进经济增长的效应要大于其通过提供贷款等经营活动来促进经济增长的效应。而反映工业化水平的*RDVGIO*在基期水平上每增长1个指数单位，实际人均GDP增

表 4

完全修正的最小二乘估计结果

| 个体的 FMOLS 估计结果 | | | | | | | | | |
|------------------|------------------|--------------------|-------------------|--------------------|----------------|------------------|--------------------|--------------------|-------------------|
| <i>perRGDP</i> | <i>Decenrate</i> | <i>Channelrate</i> | <i>Finanrate</i> | <i>RDGIOV</i> | <i>perRGDP</i> | <i>Decenrate</i> | <i>Channelrate</i> | <i>Finanrate</i> | <i>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 | | | | | | | | | |
| <i>Decenrate</i> | | <i>Channelrate</i> | | <i>Finanrate</i> | | <i>RDGIOV</i> | | | |
| 0.16* (9.65) | | 0.01* (6.03) | | -0.20* (-11.76) | | 0.02* (17.34) | | | |

说明：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。

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、金融发展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促进经济增长为目的的竞争, 并在加速增长方面成效明显, 其中, 福建、江苏、山东、浙江的 *Decenrate* 系数值在 28 个省(区、市)中排列前四位。然而, 在北京、上海、辽宁和新疆, *Decenrate* 对经济增长的效应均为负。造成这一结果的可能原因是, 拉动当地经济增长的主要因素并不是 *Decenrate*, 而是 *Finanrate* (如北京); 或者是因为工业构成为促成当地经济增长的主要因素(如上海); 也可能是因为作为传统的重工业基地, 传统计划经济体制的根基较为牢固, 适应市场化导向改革的能力受到限制, 通过财政分权改革不足以提升当地经济增长(如辽宁); 而在新疆则是因为政治上和地缘上的特殊性而没有启动财政分权改革。

其次, 通过改变资金配置渠道来促进金融发展的指标 *Channelrate* 对经济增长具有正效应。这种情况在多数省(区、市)呈现出总体上的一致性, 尤其在江苏、安徽、河南、湖南、福建、山东、广东和陕西八省最为显著。然而, 内蒙古、山西、新疆和北京这几个省(区、市), 该变量与经济增长之间为负相关。就内蒙古(对山西和新疆的分析将在下文展开)而言, 这种负相关关系可能与该自治区仍然主要以财政支出(*Decenrate* 达到 0.26*)作为刺激经济增长的手段有关, 使得反映资金配置渠道转变的金融发展过程不足以对经济增长产生正向效应。北京的情况要更加复杂一些。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, 北京在这些方面的特殊性使得改变资金配置渠道的金融发展促进经济增长的效应远不及中央财政支持所产生的效应, 反而使得 *Channelrate* 对经济增长的效应为负值。

再次, *Finanrate* 作为另一个反映金融发展水平的指标, 其对经济增长的效应仅在北京、上海、天津、黑龙江、海南、青海为正, 除此之外, 该指标对其他省(区、市)经济增长的效应全都为负。就三个直辖市而言, *Finanrate* 对经济增长具有正效应, 显然与这三个大都市改革开放以来与城市化相伴随的工业化(尤其是天津和上海)迅猛发展和 GDP 快速增长有关。就黑龙江与海南(青海的 *Finanrate* 指标对于经济增长的效应将在下文讨论)而言, 不仅 *Decenrate* 和 *Channelrate* 与经济增长呈正向关系, 而且 *Finanrate* 对经济增长的效应也为正, 说明两省自改革开放以来在财政分权、金融发展和经济增长之间形成了良性互动关系。在其他 22 个省(区)中, 江苏、浙江、福建、山东、广东这五个沿海发达省份的 *Decenrate* 和 *Channelrate* 对经济增长的效应全部为正, 而 *Finanrate* 的效应却全部为负。五省的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。例如, 反映五省财政支出增长的 *Decenrate* 的系数值分别为: 江苏 0.54*、浙江 0.39*、福建 1.09*、山东 0.46*、广东 0.16*; 度量金融发展的第一个变量 *Channelrate* 的系数值分别为: 江苏 0.01*、浙江 0.00、福建 0.10*、山东 0.04*、广东 0.02*。与之相反, 另一个衡量金融发展的指标 *Finanrate* 的系数分别为: 江苏 -0.31*、浙江 -0.00、福建 -0.23、山东 -0.74*、广东 -0.07。*Finanrate* 不仅相对于 *Decenrate* 偏低, 而且相对于 *Channelrate* 也偏低。本文对此所做的解释是^①, 这五省也经历了财政分权和金融分权过程, 但国有银行信贷投放并不构成促进当地经济增长的主要源泉。改革开放以来, 这五个沿海省份同内地省(区、市)相比,

① 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、周好文和钟永红、赵勇和雷达的研究。^{[22][27][34]}

外资、港澳台资或其他形式的金融资源（如当地民营企业自筹资金和其他非正规融资等）对推进当地经济增长发挥了重要作用，加上当地政府拥有很强的财政能力等因素的共同作用，致使这几个沿海省份对国有银行的贷款需求逐渐减少。

复次，在其他 18 个相对欠发达的省（区）中，对这三个变量对于经济增长效应的讨论可以区分为两种情况。第一种情况是，在吉林、广西、安徽、湖南、江西、河南、河北、陕西、贵州、甘肃、宁夏和云南 12 个省（区）中，*Decenrate* 和 *Channelrate* 对经济增长的效应为正，而 *Finanrate* 的效应为负。隐藏在这两种不同效应背后的原因可能是，自改革开放以来，财政分权和国有银行改变资金配置渠道带来的金融发展效应对这 12 个中西部省（区）的经济增长具有正向作用。这些省（区）在增长模式上显现出各地方政府加速本地经济增长来追赶发达地区的趋势。但总体上看，它们在筹集财政和金融资金以及加速经济增长方面仍不及五个沿海发达省份，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，如安徽 -0.74^* 、河南 -0.68^* 、贵州 -0.53^* 、云南 -0.53^* 、宁夏 -0.51^* ，其中贵州、云南、宁夏三个省（区）的 *Finanrate* 和 *Channelrate* 的系数值统计检验量表现出高度一致性。

第二种情况包括除了以上分析的 12 个省（区）之外的湖北、山西、内蒙古、青海、辽宁、新疆六个省（区）。其中，在湖北、山西、内蒙古三省（区），*Decenrate* 指标为正，而 *Channelrate* 和 *Finanrate* 均为负，特别是 *Finanrate* 的系数值在山西和内蒙古分别为 -0.47^* 和 -0.53^* 。这意味着财政支出可能一直是这三个省（区）促进经济增长的主要因素。再就青海、辽宁与新疆而言，青海的 *Decenrate* 对经济增长的效应为正但不显著，*Channelrate* 为负，而 *Finanrate* 为正且系数值却高达 0.43。这种情况作何解释？笔者认为，对青海的分析需要参考工业化对经济增长效应的指标

RDGIOV，该指标达到 0.03^* 的显著水平，在全国 28 个省（区、市）中次于福建（ 0.06^* ）、上海（ 0.04^* ）和甘肃（ 0.04^* ），与浙江、江苏、山东三个发达省份平齐。这表明改革开放以来青海的财政支出能力有所提高，但不显著，反映资金配置渠道发生改变的金融发展对经济增长也未发挥正向作用，然而，该省的工业化在促进经济增长方面却成效显著，以至于工业化带来的国民收入的增加成为储蓄快速增长的源泉，致使 *Finanrate* 的系数值较高。^① 在辽宁，*Decenrate* 和 *Finanrate* 为负，但 *Channelrate* 却为正。这或许可以解释为，当地财政支出能力和国有银行提供的信贷支持不足以提升当地经济增长，虽然资金配置渠道的改变对促进经济增长发挥了一定作用，但整体金融发展水平仍然偏低。新疆这三个指标的系数全部为负值，但工业化对经济增长效应的系数却达到 0.02^* 的较高水平。这反映出新疆的财政支出能力和整体金融发展程度低于全国平均水平，但当地工业化却得到了较显著的推进。

最后，需要讨论的是省际层面上 *RDGIOV* 与经济增长的关系。对于全国来说，绝大多数省（区、市）的工业化水平与经济增长之间均为正向关系，并且在趋势上表现出高度一致性，但海南与河北两省的工业化水平与经济增长之间呈负相关关系。海南建省很晚，工业化在建省之前远远落后于全国平均水平，近年来地方政府在推进新兴产业发展方面付出了努力，但工业化水平仍然偏低。河北一直是一个农业大省，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，工业总产值整体上有较大提升，但在高新技术产业发展方面仍然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较高增长的势头保持一致。

五、结论与政策含义

本文利用 1978—2006 年中国 28 个地区的数据

① 就 *Finanrate* 这个指标而言，青海的国有银行存款对 GDP 之比偏高，但其贷款对 GDP 之比却偏低。这意味着当地高储蓄未能得到有效利用，这也说明当地金融发展在促进经济增长方面的作用还远未发挥出来。

建立了面板协整模型,检验了各地区财政分权、金融发展、工业化与经济增长之间的长期关系,并且用完全修正的最小二乘法对模型进行了估计,得出了中国经济总量增长和区域差异的实证结果。本文还把地方政府官员政治晋升假设引入分权化改革过程,从地方政府官员的竞争行为影响经济绩效的角度解释中国经济总量高速增长与地区差距拉大同时并存的原因。本文得出如下结论:

第一,改革开放以来逐渐形成的以多元利益主体相互竞争为核心并体现中国特色的市场与政府关系的分权化经济体制模式是促成中国经济持续高速增长的关键因素。这一点在 *Decenrate* 促进总量增长的显著正效应上得到了体现。中国在从传统计划经济转向市场经济的转型期内,分权化改革作为中国制度变迁的主要方式,通过竞争有可能在部分地区带来经济效率的改进,但不能保证整体效率同时得到改进,也不能保证除效率改进地区之外的其他地区也能提高效率。这是因为在政治晋升锦标赛中,地方政府官员的理性行为激励他做出给当地带来最佳增长效应的选择,因而有可能使得当地的稀缺资源得以释放并被引导到优化配置的方向,但从全国整体上看,地方官员的这一选择却有可能因拉大了各地区之间的差距而导致整体效率下降。就政策含义而言,从长期看,以分权化改革为主要内容的制度变迁将继续给中国带来巨大的“红利”,但在短期内地方政府政治晋升锦标赛竞争模式不会被取代的前提下,中央政府在出台激励政策时应当在考评指标设计时增加对缩小地区差距的考量指标,把地方官员之间的竞争引导到缩小地区差距的方向上来,以便尽可能降低由这种竞争带来负效应。

第二,在反映金融发展水平的两个指标中,*Channelrate* 对经济总量增长的正效应较为显著,而 *Finanrate* 对总量增长的效应显著为负。从二者对区域增长的效应来看,*Channelrate* 同 *Decenrate* 一样,在大多数省(区、市)显现出对增长的正效应,而 *Finanrate* 在绝大多数省(区)显现出对增长的负效应。本文研究发现,包括沿海五个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,财政资源在促进当地经济增长上仍然具有明显的“比较优势”。相对于金融资源而言,集聚和

调动财政资源对于地方政府来说更容易操作。20世纪90年代后期中央银行实施大区管理体制,中央政府也明令禁止地方政府干预金融机构正常运营,迫使地方政府把注意力转到了财政资源上,由此强化了财政和金融“一手硬、一手软”的趋向。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匹配的程度。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、吸引其他金融资源等方面的差异,然而,随着地方官员竞争因素的加入使得分析地区差异多了一层复杂性,即各地区之间的种种差异会因为地方官员在争夺各种资源能力上的差异而被进一步放大。由此引发的政策含义是,要想推进中国的金融发展,不仅应当推进利率市场化改革,鼓励社会资本流入金融行业,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建设,提高金融业服务效率,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推进发达地区或落后地区的金融发展更能取得成效。

第三,反映工业化水平的实际工业总产值增加值指标 *RDVGIO* 对与实际人均GDP增长的效应,除了海南、河北两省为负之外,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。这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、区域政策、城镇化发展政策、就业与再就业政策、人口与社保政策等)都有可能在这个广阔的空间中找到其用武之地。

同已经发表的现有文献相比,本文所做的理论推进或者说本文的特色主要体现在两个方面:第一,本文提出了有关地方政府竞争影响经济绩效的一整套假设。这包括地方政府官员是促进当地经济增长主体的假设,地方政府官员激烈争夺经济资源的假设,地方政府官员竞争行为同财政分权、金融发展、工业化与经济增长指标之间存在紧密关联的假设,并尝试在中国特有的分权化改革与地方政府

竞争相互关系的经济体制模式中寻找导致中国经济总量增长和地区差异并存的原因。第二,本文同时将财政分权与金融发展变量同工业化、经济增长放在同一个面板协整模型中进行检验,并采用完全修正的最小二乘法对模型进行估计。将协整方法与完全修正的最小二乘法一道使用具有先前研究文献中采用的结构计量模型所没有的诸多优势。既可以用于处理彼此之间存在内生性的变量,又可以用来刻画横截面差异或个体差异。相反,鉴于结构计量模型方法存在诸多局限性,使用该模型时只好将原本存在系统关联的变量分为若干个剖面来进行分析。这样做虽然有利于使思路清晰,但所得出的结果也可能距现实过程相去甚远。本文将协整方法与完全修正的最小二乘法一道使用,得出了既能反映财政

分权、金融发展、工业化与经济增长总量变动长期趋势,又能在28个地区的相应指标上呈现出各自差异的经验研究结果。本文基于协整方法与完全修正的最小二乘法一道使用所得出的实证结果与我国的实际情况相吻合。

本文在两个方面仍然有待改进。其一,本文用文字描述了中国特色的中央与地方政府之间委托代理关系以及地方政府相互竞争的市场与政府关系的分权化经济体制模式,但并没有深入刻画这些关系之间的内在机理;其二,本文虽然通过经验分析给出了有关中国经济总量高速增长与地区差距拉大同并存的研究结果,但是并没有说明造成总量增长与区域差距二者并存的机制。对这两个问题继续展开研究是笔者今后努力的方向。

参考文献

- [1] C. Tiebout. A Pure Theory of Local Expenditures [J]. *Journal of Political Economy*, 1956, (64).
- [2] W. E. Oates. *Fiscal Federalism* [M]. New York: Harcourt Brace Jovanovic, 1972.
- [3] H. H. Jin, Y. Y. Qian, B. R. Weingast. Regional Decentralization and Fiscal Incentives: Federalism, Chinese Style [Z]. Stanford University Working Paper, 2000. SWP-99-013.
- [4] T. Zhang, H. P. Zou. Fiscal Decentralization, Public Spending and Economic Growth in China [J]. *Journal of Public Economics*, 1998, (67).
- [5] J. Y. Lin, Z. Q. Liu. Fiscal Decentralization and Economic Growth in China [J]. *Economic Development and Cultural Change*, 2000, (49).
- [6] 张晏, 龚六堂. 分税制改革、财政分权与中国经济增长 [J]. *经济学(季刊)*, 2005, (1).
- [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] 陈抗, Arye L. Hillman, 顾清杨. 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).
- [9] 殷德生. 最优财政分权与经济增长 [J]. *世界经济*, 2004, (11).
- [10] 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).
- [11] 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).
- [12] 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).
- [13] 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).
- [14] 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).
- [15] R. W. Goldsmith. *Financial Structure and Development* [M]. Yale University Press, 1969.
- [16] R. G. King, R. Levine. Finance and Growth: Schumpeter Might Be Right [J]. *Quarterly Journal of Economics* 1993, (Aug).
- [17] R. G. King, R. Levine. Finance, Entrepreneurship, and Growth: Theory and Evidence [J]. *Journal of Monetary*

- Economics, 1993, (32).
- [18] P. O. Demetriades, K. A. Hussein. Does Financial Development Cause Economic Growth? Time Series Evidence from 16 Countries [J]. Journal of Development Economics, 1996, (51).
- [19] R. Levine, N. Loayza, T. Beck. Financial Intermediation and Growth: Causality and Causes [J]. Journal of Monetary Economics, 2000, (46).
- [20] F. Rioja, N. Valey. Does One Size Fit All: A Reexamination of the Finance and Growth Relationship [J]. Journal of Development Economics, 2004, (9).
- [21] 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).
- [22] 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).
- [23] 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).
- [24] 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).
- [25] 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).
- [26] 谭本艳, 程宁双. 金融发展对我国经济增长的效应与省际差异 [J]. 统计与决策, 2008, (20).
- [27] 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).
- [28] J. Zhang, Y. Jin. Intergovernmental Fiscal Reform, Financial Deepening, and Regional Disparities in China: A Missing Link [J]. Social Sciences in China, 2006, (Spring).
- [29] 冯涛, 宋艳伟, 路燕. 财政分权、地方政府行为与区域金融发展 [J]. 西安交通大学学报 (社会科学版), 2007, (5).
- [30] 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).
- [31] 张伟丽, 覃成林. 金融发展、财政分权与地区经济差异 [J]. 经济地理, 2009, (1).
- [32] 周业安. 地方政府竞争与经济增长 [J]. 中国人民大学学报, 2003, (1).
- [33] 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).
- [34] 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).
- [35] 钱先航, 曹廷球, 李维安. 晋升压力、官员任期与城市商业银行的贷款行为 [J]. 经济研究, 2011, (12).
- [36] 林毅夫, 刘培林. 中国的经济发展战略与地区收入差距 [J]. 经济研究, 2003, (3).
- [37] 刘夏明, 魏英琪, 李国平. 收敛还是发散?——中国区域经济发展争论的文献综述 [J]. 经济研究, 2004, (7).
- [38] 周业安, 章泉. 参数异质性、经济趋同与中国经济发展 [J]. 经济研究, 2008, (1).
- [39] P. Pedroni. Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels [Z]. Indiana University Working Paper, 1999, 10 (2).
- [40] K. S. Im, M. H. Pesaran, Y. Shin. Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels [J]. Journal of Econometrics, 2003, (1).
- [41] P. Pedroni. Panel Cointegration, Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis [Z]. Indiana University Working Papers in Economics No 95-013, 1995.

(责任编辑: 付 敏)

AN EMPIRICAL ANALYSIS ON REGIONAL DISPARITIES OF FISCAL DECENTRALIZATION, FINANCIAL DEVELOPMENT, INDUSTRIALIZATION AND ECONOMIC GROWTH IN CHINA

MA Ying¹ LI Jing² CHEN Bo³

(1. Center for Economic Development Research, Wuhan University; 2. School of Economics, Anhui University; 3. Wuhan Branch, the People's Bank of China)

Abstract: In this paper, we adopt the provincial panel data of China's 28 regions since 1978 and develop a co-integration model to test the long-run relationship among fiscal decentralization, financial development, industrialization and economic growth. Then, we use the FMOLS method to estimate the model. We also embed a hypothesis that the behaviors of local government officials who join in the "political promotion tournament" have made impacts on economic performance into the analysis of process of decentralization reform, and try to explain the reasons why, since the reform and opening-up, the competition among the local government officials has caused the regional disparities in fiscal decentralization, 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; financial development; industrialization; economic growth; regional disparities