

经济转型中的法治水平、 政府行为与地区金融发展 ——来自中国的新证据

皮天雷 *

摘要：在以政府主导甚至干预经济发展为特征的转型经济中，政府行为会影响法治与金融发展间的作用机制。本文利用 1995 - 2005年中国省级单位的数据研究了政府行为和法治水平对地区金融发展的影响。结果发现，在不考虑政府行为这一制度因素时，法治水平的提高对地区金融发展具有一定的促进效应，但这个效应有限。转型期政府行为对金融发展明显具有重要影响，地方政府的干预可能会对法治促进金融发展的作用产生部分“挤出效应”，甚至是完全的“替代效应”。本文的结论是，经济转型过程中的中国只有在充分认识到政府行为主导金融发展的情况下，才能准确把握法治与金融发展间的关系。本文的研究也对主流“法与金融”文献提供了新证据。

关键词：经济转型 法治水平 政府行为 金融发展

一、引言

有关金融发展与经济增长关系的研究已为众多经济学家所关注，近年来法与金融的研究为我们提供了一个新的研究视野。法律对投资者的保护程度决定了一个国家的金融发展水平，这一观点主要由 La Porta, Lopez - de - Silanes, Shleifer 和 Vishny(1997, 1998, 2000)在一系列开拓性文章中提出。在解释金融发展的国别差异时，法与金融研究的重点是法律制度的作用，并主要认为，在法律体制强调私人产权、支持私人契约安排并保护投资商合法权利的国家，金融市场就会更为活跃 (LLSV, 1997, 1998, 2000)。完善的投资者保护法律有利于金融发展，金融发展又促进经济增长，法律、金融和经济增长之间存在着因果关系 (Demirguc - Kunt and Maksimovic, 1998; Beck and Levine, 2003)。但这一理论的直接逻辑是：一个国家的经济发展必须有一个运行良好的金融体系存在，而这一金融体系的发展又依赖于该国对投资者保护的法律体系且这些法律能有效地得到执行。这一命题的直接推断是：如果一个国家不存在这样的法律体系的话，金融发展就谈不上，也就没有经济增长，这显然与中国的实际情况不吻合。

一个有意思的现象是，自改革开放以来，中国经济增长率长期维持着较高的水平，但无论从可获得的金融资源还是从法律的保护程度来说，非国有经济均不能与国有经济相比拟。而且从整体而言，中国的法治水平和金融体系的效率虽然近年来获得了较大的提高，但相对来说仍然是低水平和低效率的。低水平的执法效率和低效率的金融体系与高速的经济增长同时并存，被国外的一些学者称为“中国之谜”(Allen, Qian and Qian, 2005)。在经济转型过程中，中国的法律与金融之间关系为何表现出与主流的法与金融理论如此相异的现象？两者之间是否存在一种特殊的作用机制或是还有其他的机制作用于其中呢？这些问题在现有的文献中并没有得到很好的解释。

尽管大量文献将普通法视作推动金融发展和经济增长的重要原因 (LLSV, 1998, 2000)，但这个观点受到

* 皮天雷，重庆大学经济与工商管理学院，邮政编码：400030，电子信箱：pitianlei@cqu.edu.cn。

本文系国家社会科学基金项目“经济转型、法律缺失与非正式制度约束：本土化语境中法与金融理论的拓展研究”（项目批准号：09XJL005）的阶段性研究成果，并受其资助。作者衷心感谢匿名审稿专家建设性的意见。当然，文责自负。

了 Pistor 等 (2000) 的挑战。他们研究发现 , 法治的实际执行效率比法律条文对促进金融发展更为重要 , 尤其是在转型国家。对于包括俄罗斯、中国以及前东欧社会主义国家在内的转轨经济体而言 , 特殊的制度起点与经济背景决定了其金融体制改革从一开始就是政府主导的强制性、自上而下的制度变迁过程 , 政府行为或者说各种政治势力的角力在很大程度上成为推动金融体制改革的重要力量。政府干预金融发展的一个后果是造成金融资源的实际成本和名义成本之间出现偏差 , 由此激励经济体和个人参与一些不合法但却有利于推动社会生产的活动 , 最终表现出来的往往是加强法治或许未必有助于金融发展。

然而 , 在现有的关于法律与金融发展的中国样本研究中基本都没有引入政府行为这个制度因素 , 对金融市场化过程来说 , 政府行为能起到促进或者保护市场的作用。政府行为究竟如何影响金融发展和经济增长之间的关系 ? 国外相关的研究已经将人均收入、教育、政治稳定性、汇率、贸易、货币政策等影响经济增长的因素加入到模型之中 , 设成了一个控制变量组。不过这些研究没有考虑政府行为的特征 , 它的分析思路还是将政府仅仅作为市场的补充 , 不符合我国政府主导经济转型的现实。现有研究对政府角色的处理实际上是一种非制度的观点 , 但如果不把政府当做一种制度安排 , 就很难真正把握政府作用的本质。对经济转型期的中国而言 , 如果忽略政府在其中的影响 , 就不可能有效解释我国金融市场化过程中法治与金融发展的关系 , 也就不能给经济政策的制定提供有效的帮助。处于转轨经济的我国受计划经济体制惯性的影响 , 政府在经济运行中控制的资源最多 , 更容易渗透到经济运行的各个方面 , 对市场具有很强的干预和控制能力。

本文希望在已有研究的基础上推进一步 , 研究在以政府行为主导甚至干预地方金融发展为特征的中国经济转型背景下 , 法治水平的高低是否能有效地促进金融发展 ? 如能 , 又是通过哪些途径影响金融发展的 ? 政府行为、法治水平与金融发展之间到底是一种什么关系 ? 同时 , 对上述问题的回答将有助于我们更清晰地厘清三者的关系 , 从而利于有的放矢地制定相关政策。对于研究政府行为、法治和金融发展之间的关系而言 , 中国省级单位构成一个很好的研究案例。尽管中国的各省、自治区和直辖市共享同样的成文法 , 但是它们的法治和金融发展水平参差不齐 , 且各地方政府行为也表现出各自不同的典型特征 , 以省级单位为研究对象或许更能揭示问题的实质。

为此 , 我们拟针对上述问题 , 就中国经济转型过程中的政府行为、法治水平与金融发展之间的具体逻辑机制进行系统研究。本文的结构安排如下 : 第二部分对转型时期中国的实际约束条件进行一定的揭示 , 这样有助于合理选取实证研究的变量 ; 第三部分给出本文待检验的几个假说 ; 第四部分是研究所采用的变量与数据 ; 第五部分是实证分析及结果评介 ; 最后是本文的结束语。

二、政府主导改革与干预金融发展

中国金融改革带有明显的政府主导特征。在改革的初期阶段 , 政府主要利用银行体系来吸收储蓄并向国有企业贷款 , 启动和通过证券市场为国有企业融资 , 其目的是发展以国有经济为主体的国民经济。为了缓和改革过程中的矛盾 , 政府把金融体系作为各阶层利益矛盾的缓冲器 , 利用它来承担部分改革成本 , 从而使政府可以通过金融部门 “ 透支 ” 改革的收益。另一方面 , 金融部门在为改革付出代价的同时却也使自身的发展滞后 , 并遗留下若干累积性矛盾。

对于地方政府行为与金融发展的研究 , 很多学者从地方政府干预金融机构信贷的角度进行分析 (张杰 , 1996) 。研究表明 , 地方政府出于缓解财政压力、发展本地经济的考虑 , 利用金融机构改革中的制度缺陷 , 为本地区争夺金融资源而干预属地内金融机构的信贷 , 最终影响各地金融资源配置效率、货币政策传导和难以调控的通货膨胀周期波动等。地方政府对经济活动的干预可以从两个方面来理解 : 一方面 , 地方政府有很强的动机保护和支持当地的国有企业 ; 另一方面 , 地方政府有能力通过干预银行的信贷决策 , 为当地的国有企业提供信贷支持。

大量文献还强调在行政性分权和财政包干体制下 , 地方官员的财政激励对地方政府保护国有企业的动机。白重恩等 (2004) 的研究发现 , 地方政府倾向于保护高税收的企业和国有成分比例较高的企业。因为地方政府和政府官员有权任免国有企业的主管人员 , 所以与其他类型的企业比较而言 , 他们有更多方法从国有企业捞取好处。所以 , 地方政府有更强烈的动机保护辖区内的国有企业。周黎安 (2004) 进一步认为 , 不同地区的政府官员不仅在经济上为 GDP 和利税进行竞争 , 同时也在 “ 官场 ” 上为晋升而竞争。在周黎安的地方官员政治晋升博弈模型中 , 地方官员依赖于对地方经济尤其是国有企业的影响力来达到政治竞争的目的。

现有研究表明 , 地方政府有很强的动机对地方经济发展提供无效率的支持和保护。对国有企业支持和

保护的一个后果是给企业提供了一种获得政府救助的预期 ,这种预期会导致企业具有很强的动机来过度举债。另一方面 ,地方政府本身也有很强的动机扩大这些企业的投资规模 ,以加快当地的 GDP增长 ,这进一步增强了这些企业的过度举债动机 (Cull and Xu, 2003)。地方政府还可以通过影响和干预国有商业银行地方分行的信贷决策 ,为当地的国有企业提供银行信贷 (巴曙松等 ,2005)。地方政府干预银行的信贷决策的一个重要的不良后果是破坏了银行与企业之间的自由信贷契约 ,导致银行和企业之间的贷款合同的签订更多的是基于政府意志 ,而不是基于经济效率最大化的原则。

然而在转型经济国家中普遍存在司法效率低下的问题 ,一般解决市场原则性的方法可能受限 ,因此一些经济学家 (Pistor, et al , 2000)认为 ,政府适当的管制对于转型国家金融发展可以起到重要的作用。这在于一个强有力的管制机构会更有动力去保护投资者 ,也会拥有更多的资源与专业知识来对相应的法律法规加以解释。因而 ,从投资者保护的角度看 ,政府对金融市场的行政管制可以作为法律体系的有效补充 ,在一些情况下还可能取得更高的效率。

三、几个待检验的假说

由我们前面的分析 ,可以推导出一些关于法治水平、政府行为与金融发展之间关系的假说。作为一种外在制度 ,从经济学意义上说 ,法律存在的重要原因是弱化或防范个人的机会主义行为 ,降低人们沟通和协调的成本 ,提高人类行为预期的确定性。在转型国家 ,法律制度通过完善资本的配置效率来促进金融的发展 ,通过赋予经济主体有效使用稀缺资源的动机从而具有事前配置资源的功能。同时法律制度通过为人们提供一个有效的裁定机关与裁定规则 ,还具有事后配置资源的功能。大多数发展中国家由于在经济转型过程中相关的法律制度很不完善 ,导致资源配置的效率非常低下。因而我们预期 ,在转型时期的中国 ,随着法治水平的逐渐提高 ,资本配置的效率也必然会提高 ,从而就会促进金融中介的增长以及效率的提高。

由于私人部门受到信贷歧视的原因部分源于信息不对称 ,而不断提高的法治水平会使由于信息不对称所带来的风险降低。因此我们推测当法治水平不断提高时 ,私人部门能够从银行获得更多的贷款。同样的情况也会发生在国有部门 ,由此会使一个地区金融机构的信贷额增加 ,从而有助于该地区的金融深化。综上分析得到我们需要检验的第一个假说 :

假说 1:总的来看 ,在不考虑政府行为这一制度因素时 ,法治水平的提高对地区金融发展具有正效应。

具体而言 ,可分解为下面两个分假说来检验 :

假说 1. 1:法治水平的提高会促进金融中介的增长以及效率的提高。

假说 1. 2:法治水平的提高有助于金融深度以及金融市场化程度的提高。

投资者的财产受保护程度直接影响到投资者投资和再投资的积极性。私人产权保护程度高 ,投资者就更愿意为企业融资 ,需求拉动金融市场就繁荣。相反 ,由于投资者财产保护不够 ,金融发展就会受到阻碍。分权后地方政府的行为也在很大程度上影响了私人契约的签订、履行以及事后产生纠纷时第三方的裁决。财政分权后辖区内经济事务都纳入地方政府的管理范围内 ,而扩大税基、加速地区经济增长、彰显政绩等都要涉及到辖区内企业 (张维迎、栗树和 ,1998)。体制渊源决定了地方政府维护国有企业的权益 ,地方政府的意志在很大程度上决定了辖区内国有企业投资经营中契约对象的选择 ,契约的履行程度等。

当契约出现纠纷时 ,人们通常首先选择避免通过法律手段来处理契约纠纷 ,不仅是为了节约交易成本 ,更是由于法治甚至没有政府的管治更有效 (陈冬华等 ,2008)。契约在被政府干预的情况下 ,其所发挥的节约交易成本的作用必然受到限制 ,投资者的市场交易就会受到束缚 ,自然的逻辑是会影响到投资者投资意愿和投资量的扩大 ,受压抑的融资需求就不会带来金融业的扩张。并且金融作为一个契约密集型行业 ,当契约的维护质量不高时 ,契约双方潜在的机会主义行为发生的可能性就大 ,可能导致交易不会发生 ,从而阻碍金融发展。由此我们初步得到下面的假说 :

假说 2:地方政府的干预可能会对该地区金融发展带来负效应 ,即政府干预的力度越大 ,金融发展可能越落后。

需要指出的是 ,在转型经济中 ,地方政府行为的不同特征还会产生不同的效应。周业安等 (2002)将地方政府行为划分为进取型、保护型和掠夺型三种 ,即如果是一个进取型的地方政府 ,那么它就能够促进金融发展的增长效应 ;如果是一种保护型的或者掠夺型的政府 ,那么它就可能反过来损害这种增长效应。但市场化指数毕竟是从行为的结果来度量行为本身的 ,在转型时期复杂多变的环境扰动下 ,行为及其结果之间未必

具有对称性,所以,还需要直接从行为本身来测度其特征,然后对行为的后果进行检验。政府行为反映在其对财政资金的运用上,不同的行为反映了这些资金的配置方式不同,如果能够从财政支出的角度加以度量,则就能够直接测度出行为特征本身。基于此认识,我们可以在假说2的基础上继续深入分解,提出以下两个供证伪的分假说。

一个地方政府如表现出保护特征或者掠夺特征,从其自身规模的膨胀程度就可以看出来,因此,地方政府的行政管理费支出就是一个刻画其规模的重要指标。显然,政府的人均行政支出相对越多,效率相对越低,也就可能阻碍当地的金融发展水平。即有如下的假说:

假说2.1:具有保护特征或者掠夺特征的地方政府干预可能会对该地区金融发展带来负效应。

一个地方政府如表现出进取型的特征,就一定是通过制度和技术创新来创造增长动力的,其在技术创新方面的投入就是创新能力或者水平的反映。这有两个方面的直接测度指标,一是教育投入,二是科技投入。政府对于科教事业投入越多,全社会的受教育水平应该越高,这些良性的社会资本推动金融发展的动力也就越大,且持续能力强。另外,进取型地方政府的另一个表现就是制度创新,可用地方经济的市场化程度(也就是政府干预自由竞争市场的程度)来衡量。地方的市场化程度越高,资本配置的效率也就会提高,从而会促进金融中介的增长以及效率的提高。我们预期:

假说2.2:进取型的地方政府干预可能会对该地区金融发展形成正效应。

对于管理转型经济的金融市场来说,正式的法律治理也许并不是唯一的选择。转型的中国地方政府会直接动员金融资源,挤出民间投资,进而阻碍金融发展及经济增长。比如,政府主导技术创新或者基础建设,就会挤占民间资金可动员的空间,并管制金融机构,导致金融机构及其资源配置低效率;政府主导外资引进,就会产生类似价格战的行为,挤占税收,导致转移支付向外资倾斜,这显然不利于当地经济的发展。基于此,我们预期有如下假说:

假说3:地方政府的干预行为还可能对法治促进金融发展的作用产生部分“挤出效应”,甚至或是完全的“替代效应”。

诺思(North, 1981)指出,法律的重要作用就是界定行为主体的权利边界,明确违法的成本。法制发展愈完善,就愈能被纳入人们理性决策的约束条件中。法制建设首先是有法可依,以约束行政机关和行政人员侵犯公民、法人或者其他组织合法权益的行政法规立法的数量自改革以来就明显快速增加。行政法规立法数量的迅速增长表明规范政府干预行为的涉及面正不断细化,公民有越来越多的法律来维护自己的权益。这表明公民在法律意识日渐增强的情况下,利用越来越完善的法律来维护自身利益、抵抗政府尤其是基层地方政府行政权力和首长意志的侵犯行为,我们相信其趋势是更多地约束地方政府的行为。因而我们提出:

假说4:法治水平的提高除了直接推动地区金融发展以外,还可以通过约束政府的干预行为从而间接地促进地区金融发展。

四、变量与数据

(一)中国金融中介发展水平的度量

Arrestis, Demetriades和Luintel(2001)考虑到不发达国家国内信贷的作用,设计了贷款与GDP之比这一指标。考虑到在我国的资金配置方面,金融机构在金融中介中占据着举足轻重的地位,其中存款货币银行又是我国金融机构的主体,因此对金融中介发展水平的衡量主要以我国存款货币银行为研究对象。我们认为Arrestis等(2001)的指标在总体上基本能反映我国金融深化程度,同时还能充分反映金融中介在国民经济的资金配给方面的活跃程度,因而是比较合理的。考虑到数据可获得性以及横向研究中应具有一定可比性,本文提出对我国金融中介水平的衡量可以通过以下的指标来反映:(1)金融中介增长指标Bank=一个地区全部的金融机构的贷款总额/GDP。笔者认为这一比值不仅可以反映银行经济规模的扩大,还能够反映在资金配给方面银行在国民经济中的活跃程度。(2)金融中介效率指标(Efficiency)。结合King和Levine(1993)、Levine(1999)的指标研究,我们将其定义为:Efficiency=一个地区全部的非国有金融机构的贷款总额/GDP。(3)金融中介发展深度指标Depth=一个地区全部的银行年末的贷款余额/GDP。Depth是从King和Levine(1993)、Levine(1999)那里借用的,在他们的论文中将这个指标定义为金融机构的流动负债/GDP,我们这里则用每个地区银行年末总贷款余额/GDP。这个定义比King和Levine的狭窄一些,因为我们没有考虑非

银行金融机构;而且,在银行业,我们没有将银行的资本以及像国债和在中央银行的存款等生息资产包括在内。我们采用这个相对较为狭窄的定义主要是受到数据可获得性的限制。虽然如此,我们相信所定义的金融深度与 King 和 Levine 的指标具有较好的替代性。

我国金融发展的另外一个重要表现是金融市场化程度的提高。金融市场化程度的提高也意味着国家金融垄断的不断削弱,而国家金融垄断的削弱是以国有产权在渐进式的市场化过程中逐渐退出金融体系为根本途径的。LLSV(2000)的研究表明,当政府在银行部门具有较高的所有权比例时,政府就可以控制资源配置并资助具有政治利益的项目;而钱颖一(2000)指出,约束政府对金融资源的滥用正是法律促进金融发展的途径之一。所以国家产权在金融业的淡出即金融市场化程度的提高应该是法律促进金融发展的结果之一。基于此,我们构造了以下两个衡量金融市场的指标:(1) $Market =$ 其他金融机构(除国家银行外)的贷款额/全部金融机构贷款总额;(2)银行对私人企业的贷款比率指标 $Private =$ 一个地区拨给私人部门的信贷额/该地区信贷总额。 $Private$ 与 King 和 Levine 的定义一样,等于拨给私人部门的信贷额占各省总信贷额的比例。

(二)中国法治水平的度量

法与金融所研究的法律主要是民法,大多数研究是通过问卷调查的方式构建法治指标的(Pistor, et al, 2000)。卢峰和姚洋(2004)收集了各省每年经济案件结案率(Cases)这个客观指标。他们认为,一个案件结案所需的时间取决于法院的审判速度和执行速度,因此,Cases是一个衡量各省法律体系效率的综合指标。

尽管法院构成一个国家司法体系的重要部分,但法院通常是自上而下建立的,是国家机器在地方的延伸,反映的是国家利益与国家战略,与民事诉讼当事人的利益并不直接相关,所以我们在选取衡量各个地方司法水准的指标时,引起我们兴趣的还有律师的工作水准。一个地方的律师及律师事务所的数量可以大体反映出该地的律师工作水准,而律师工作水准直接与人们的民事诉讼意愿和能力相关。

在本文的实证研究中,我们构建了两个指标并结合 Cases 指标,这样可能会对我国的法治发展水平的度量更加准确一些。几个指标具体定义如下:(1)各地区每年经济案件结案率 $Cases =$ 一个地区的结案数/该地区的收案总数;(2)各地区每万人的律师数 $Lawyers =$ 一个地区的律师总数/该地区的总人口;(3)各地区每万人的律师事务所数 $Offices =$ 一个地区的律师事务所总数/该地区的总人口。

(三)政府行为的度量

对于政府干预行为,本文采用如下指标来衡量。一是政府干预私人财产权的程度,用地方政府预算外收入与预算内收入之比($Grap$)来衡量。如前所述,财政收入中预算外收入和制度外收入中更多是政府通过掠夺行为取得的。但制度外收入没有计入官方统计数据,我们仅以预算外收入来代替,虽然少加入制度外收入这一项,但我们认为不影响计量结果的真实性。与陈抗(2002)的观点一致,这一指标越大,表明地方政府干预行为的程度越大。二是政府干预契约程度,对于政府干预契约程度的指标无法直接衡量,必须寻找间接指标。我们用各地区行政管理支出占各地财政总支出的比重(Gov)来体现政府对契约的干预程度。同时,这两个指标也适合用来衡量地方政府的保护特征或者掠夺特征。而根据数据的可得性与完整性,人均教育事业费($Edup$)和私营企业就业人数与总就业人数之比(Pri)两个指标被用来衡量进取型政府的特征。相关指标定义如下:(1)各地方政府干预私人财产权的程度 $Grap =$ 一个地区政府的预算外收入/该地区的预算内收入;(2)政府干预契约程度 $Gov =$ 一个地区政府的行政管理支出费用/该地区的财政总支出;(3)人均教育事业费 $Edup =$ 一个地区政府教育支出费用/该地区人口数;(4)地区经济市场化程度 $Pri =$ 一个地区私营企业就业数/该地区总就业数。

(四)控制变量

在本文中,我们还加入了一些用来描述一个地区总体经济条件和社会发展状况的控制变量,它们分别是:各省财政支出占 GDP 的比重($Expenditure$)、国有工业产值占工业总产值的比重($State$)、外商直接投资占 GDP 的比重(FDI)、开放度($Open$,用一个地区的进出口总额占 GDP 的比重来衡量)、高等教育在校学生人数($Education$)以及每千人拥有的社团数量($Associations$)。

文献表明,政府财政支出对经济增长存在负面影响,外商直接投资、对外贸易与良好的教育水平则会促进经济增长(Bairo, et al, 1995)。因此,我们可以推断,这些变量对金融发展同样有重要的影响。另外有文献也指出,社会资本促进金融经济发展(Knack and Keefer, 1997),变量 $Associations$ 表示的正是一个省的社会资本存量。良好的信用降低交易成本,因此我们相信,变量 $Associations$ 对金融发展将有正向的作用。变量

*State*是用来描述一个省的经济结构的,我们预测较高的国有经济比例会减弱金融机构间的竞争,不利于金融的发展。

为了克服内生性问题,在本文的实证研究中所有的解释变量都以滞后一期的形式进入回归方程(金融发展的指标仍然使用当年值)。同时我们还对所有的解释变量进行了三年期移动平均处理,这样可以有效地消除短期波动的影响。为了减少数据的浪费,1996年的解释变量使用1995年的数据,1997年的解释变量采用1995年和1996年的平均值。最后,考虑到变量的面板数据格式可能存在的非线性关系、非平稳序列等计量问题,与Madariaga和Poncet(2007)的处理一致,我们对所有的解释变量与被解释变量都采取了自然对数的形式。

五、研究框架设计与实证分析

(一)法治水平与金融发展

我们首先从一般的面板数据模型出发,由面板数据计量经济分析的思路得到我们的第一个实证研究模型:

$$\begin{aligned} Bank_{it} &= \alpha_0 + \alpha_1 Cases_{i,t-1} + \alpha_2 Lawyers_{i,t-1} + \alpha_3 Offices_{i,t-1} + \bar{X}_{i,t-1} + a_i + a_t + v_{it} \\ Efficiency_{it} &= \alpha_0 + \alpha_1 Cases_{i,t-1} + \alpha_2 Lawyers_{i,t-1} + \alpha_3 Offices_{i,t-1} + \bar{X}_{i,t-1} + a_i + a_t + v_{it} \\ v_{it} &\sim iid(0, \frac{\sigma^2}{v}) \end{aligned} \quad (1)$$

上述模型可以对假说1.1进行检验。在这个方程里, $Bank_{it}$ 、 $Efficiency_{it}$ 分别用来衡量中国第*i*个省在*t*年金融中介的增长与效率, $Cases_{i,t-1}$ 、 $Lawyers_{i,t-1}$ 和 $Offices_{i,t-1}$ 是*Cases*、*Lawyers*与*Offices*滞后一期的三年平均值, $\bar{X}_{i,t-1}$ 代表前面所定义的控制变量组,也取滞后三年的平均值, α_0 是常数项, α_1 、 α_2 、 α_3 和 \bar{X} 均是待估计的参数, a_i 表示省际效应, a_t 表示年度效应, v_{it} 是服从独立同分布的误差项。中国各省的差异非常大,因此省际效应可能非常强。我们的数据所涵盖的时期经历了国内外宏观形势的剧烈变化。就国内而言,1995-1997年经历了较高的通货膨胀,后半期又遇到了严重的通货紧缩。在国际上,亚洲金融危机对中国的冲击是显而易见的,尤其是1997-2001年这段时期。基于以上这些原因,我们在回归方程(1)中采用双向(Two-Way)面板模型是合理的。在实证中,我们分别应用了固定影响和随机影响的面板数据方法估计该模型,并且把普通最小二乘法(OLS)的回归结果也列出来做比较。这部分金融发展与法治水平指标的相关数据来自历年的《中国统计年鉴》、《新中国55年统计资料汇编》、《中国金融年鉴》、《中国人民银行统计季报》、中国各地区市场化指数体系(樊纲等,2001,2003,2007)及各地历年统计年鉴。我们收集了中国30个省级单位1995-2005年期间的数据用于本文的计量研究,采用该段的数据是由于改革开放以后的数据资料能较好地反映我国各项经济指标的发展情况。模型(1)的回归结果见下面的表1、表2:

表1 假说1.1的实证分析结果(被解释变量:Bank)

变量	OLS Model		Panel Data Model			
			FE Model		RE Model	
	估计值	标准差	估计值	标准差	估计值	标准差
Constant	0.052	0.628	-0.095	0.627	0.328*	0.628
Cases	0.187*	0.169	0.072*	0.043	0.149*	0.093
Lawyers	0.095*	0.106	0.117**	0.133	0.138*	0.063
Offices	-0.009	0.001	0.104*	0.003	0.155**	0.012
Expenditure	-0.052	0.084	0.181*	0.305	-0.206**	0.299
State	0.159**	0.144	-0.043	0.032	0.074	0.048
FDI	-0.028	0.019	0.045	0.033	0.094*	0.157
Open	0.156	0.336	0.012	0.028	0.028	0.049
Education	0.165**	0.396	-0.095	0.101	0.152**	0.402
Associations	0.979*	0.196	0.075	0.177	-0.108	0.232
R ²	0.4681		0.5847		0.5632	
	P-value for Hausman test 0.2653					

注:(1)我们在Panel Data Model分别估计了固定效应模型与随机效应模型,以便与OLS Model比较,但我们主要以Panel Data Model为主进行分析,并利用豪斯曼(Hausman)检验来考察固定效应模型与随机效应模型的优劣;(2)*、**、***分别表示通过了显著性水平为10%、5%、1%的检验,观察值283个。

西藏因数据缺失严重而没有包括在内,重庆1998年前的数据并入四川计算。但还有个别地区的某些年份的个别指标缺失,如宁夏2000年的FDI缺失,我们用该地区前后两年的平均值代替。

表 2

假说 1 的实证分析结果 (被解释变量: Efficiency)

变量	OLS Model		Panel Data Model			
			FE Model		RE Model	
	估计值	标准差	估计值	标准差	估计值	标准差
Constant	0.025	0.213	0.185	0.596	0.458***	0.471
Cases	0.204*	0.108	0.155*	0.099	-0.106	0.093
Lawyers	0.329**	0.155	-0.042	0.157	0.132*	0.103
Offices	-0.056	0.082	0.257**	0.023	0.239**	0.011
Expenditure	0.059	0.091	-0.131*	0.264	-0.192**	0.253
State	-0.207**	0.164	-0.006	0.002	0.055	0.033
FDI	-0.020	0.015	0.052	0.037	0.078*	0.051
Open	0.093	0.187	0.012	0.018	0.055	0.076
Education	0.165**	0.302	0.157**	0.158	0.115**	0.358
Associations	0.109*	0.384	-0.852	0.506	0.088	0.117
R ²	0.4932		0.5928		0.5827	
	P - value for Hausman test 0.2177					

注:同表 1 的注释。

表 1、表 2 是方程 (1) 的估计结果。LM 检验与 LR 检验都表明两个面板数据估计比 OLS 更适用; 同时, 豪斯曼检验显示, 随机影响模型可能比固定影响模型更有效。所以我们的讨论将集中在随机影响模型的结果上。检验假说 1 最为重要的结果是 Cases, Lawyers 与 Offices 的系数, 也就是我们回归方程中的 β_1 , β_2 , β_3 是否为正。从上面的回归结果来看, 这些系数绝大多数都是正值, 而且在 10% 的显著水平上基本都是显著的。对于反映金融中介增长的指标 Bank(金融中介效率的指标 Efficiency)来说, 当一个省的法治效率提高 1 个百分点时, 金融中介增长就会提高 0.15 个百分点; 而对于各省每万人的律师数、律师事务所数增加 1 个百分点时, 金融中介增长(效率)则会分别带来 0.14, 0.16(0.13, 0.24) 个百分点的正向变化, 即法治水平的提高会促进金融中介的增长以及效率的提高。但值得注意的是在表 2 的随机影响模型中, 法治效率指标 Cases 对金融中介的效率出现了不显著的负号 (-0.106)。这提醒我们在以随机影响模型为主进行分析时, 还应把 OLS 模型和固定影响模型结合起来考虑, 这样或许结论更为有效。但大体而言, 我们的假说 1.1 基本成立。

在所有的控制变量中, 有几个较为显著。政府财政支出对金融中介增长(效率)有很强的负效应, Expenditure 提高 1 个百分点, 就会造成金融中介增长(效率)减少 0.21(0.19) 个百分点; 相反, 高等教育在校学生人数每提高 1 个百分点, 会促进金融中介增长(效率)增加 0.15(0.12) 个百分点; 外商直接投资增加 1 个百分点, 金融中介增长(效率)将提高 0.09(0.08) 个百分点, 但影响较小。其他控制变量大多数都不显著, 而且有些还与我们的预期效应正好相反。

假说 1.2 的验证模型与方程 (1) 类似, 只是把被解释变量换为 Finance(这里包括 Depth, Market 和 Private), 即如下的检验方程 (2):

$$Finance_{it} = \beta_0 + \beta_1 Cases_{i,t-1} + \beta_2 Lawyers_{i,t-1} + \beta_3 Offices_{i,t-1} + X_{i,t-1} + a_i + a_t + v_{it} \\ v_{it} \sim iid(0, \sigma^2_v) \quad (2)$$

各个解释变量和系数的定义与方程 (1) 相同。在这两个检验中, 面板模型的结果比 OLS 有效, 因此我们将主要根据随机影响模型的回归结果展开讨论。但这时豪斯曼检验的 P 值 (0.4638, 0.4065, 0.3362) 偏大, 也应该将这个结果和其他两个模型的回归结果进行比较, 其估计的结果如表 3、表 4 和表 5 所示。

在对假说 1.2 检验的表 3、4、5 中, 我们基本上得到了一个“令人失望的实证结果”, 法治水平的系数值基本都不显著, 只有表 3 中随机效应模型的 office(0.143)、表 4 中固定效应模型的 Cases(0.123)、表 5 中随机效应模型的 Lawyers(0.147) 这三个指标与预期符号相同且在 10% 的水平上显著。而在一共 27 个我们考察的反映法治水平指标的系数值中有 14 个(超过 50%) 竟然出现了负值, 尤其是表 3 的 Lawyers (-0.132) 在 OLS 估计及表 5 的 Offices (-0.119) 在固定效应模型中的负值还在 10% 水平上显著。事实上, 这两个变量在其他两个模型的回归中基本也是负值。这意味着随着法治水平的不断提高, 反而会导致金融深度及金融市场化程度的降低, 因此我们暂时还不能接受假说 1.2。就最终的实证结果来看, 我们部分地接受假说 1 成立, 即修正后的假说 1: 不考虑政府行为这一制度因素时, 法治水平的提高, 会促进金融中介的增长以及效率的提高, 但对金融深度以及金融市场化程度的影响不确定, 法治水平的提高对地区金融发展的效应也不太确定。

究其原因,或许有以下几个相关的理由:第一,法治水平对金融深度及金融市场化的影响可能并不局限于当期,而是有多期的影响,甚至是滞后的影响;第二,还有其他因素“取走了”法治水平促进金融发展的作用,已有研究表明,在转型经济国家和很多发展中国家,一些替代性的非正式机制如声誉机制、长期关系、政治关系以及地方政府的业绩评价机制等促进了经济发展(Woodruff, 2002; Allen, et al., 2005; Faccio, 2006; Li, et al., 2006)。当然,我们并不能完全排除其他的解释。

表 3 假说 1.2 的实证分析结果(被解释变量:Depth)

变量	OLS Model		Panel Data Model			
			FE Model		RE Model	
	估计值	标准差	估计值	标准差	估计值	标准差
Constant	0.035	0.247	-0.157	0.695	-0.328	0.458
Cases	-0.055	0.152	0.062	0.184	0.034	0.039
Lawyers	-0.132*	0.168	-0.076	0.129	-0.037	0.082
Offices	0.032	0.178	0.025	0.016	0.143*	0.124
Expenditure	0.249**	0.312	0.114	0.386	0.138	0.289
State	-0.108**	0.142	-0.279**	0.305	0.077	0.038
FDI	0.129	0.025	0.069	0.147	0.176*	0.135
Open	-0.008	0.521	0.135*	0.075	0.142*	0.203
Education	0.005	0.222	-0.036	0.268	-0.115*	0.246
Associations	0.432**	0.214	0.024	0.143	0.169**	0.104
R ²	0.4539		0.5143		0.4856	
	P - value for Hausman test 0.4638					

注:同表 1 的注释。

表 4 假说 1.2 的实证分析结果(被解释变量:Market)

变量	OLS Model		Panel Data Model			
			FE Model		RE Model	
	估计值	标准差	估计值	标准差	估计值	标准差
Constant	-0.009	0.129	-0.157	0.775	0.286	0.634
Cases	-0.018	0.324	0.123*	0.082	0.059	0.036
Lawyers	0.106	0.247	-0.002	0.192	0.046	0.154
Offices	-0.098	0.295	-0.045	0.184	-0.102	0.052
Expenditure	-0.027	0.413	0.189	0.082	-0.183	0.299
State	0.085*	0.236	0.155*	0.153	-0.234**	0.045
FDI	0.361**	0.074	0.059	0.057	0.069	0.162
Open	0.126	0.146	0.196	0.163	0.163*	0.132
Education	0.074	0.299	-0.153*	0.524	0.063	0.295
Associations	0.233	0.352	0.024	0.139	0.264*	0.141
R ²	0.5027		0.6857		0.7015	
	P - value for Hausman test 0.4065					

注:同表 1 的注释。

表 5 假说 1.2 的实证分析结果(被解释变量:Private)

变量	OLS Model		Panel Data Model			
			FE Model		RE Model	
	估计值	标准差	估计值	标准差	估计值	标准差
Constant	0.324	0.108	0.321	0.576	0.547	0.851
Cases	0.101	0.187	0.071	0.324	0.062	0.047
Lawyers	-0.019	0.164	-0.091	0.084	0.147*	0.095
Offices	-0.093	0.141	-0.119*	0.021	-0.019	0.087
Expenditure	0.189**	0.272	0.131	0.348	0.135	0.282
State	-0.173**	0.091	-0.151*	0.234	0.017	0.036
FDI	0.129	0.025	0.058	0.036	0.142*	0.171
Open	-0.035	0.046	0.152*	0.099	0.092	0.174
Education	0.057	0.295	-0.067	0.149	-0.095*	0.105
Associations	0.384**	0.195	0.058	0.147	0.164**	0.075
R ²	0.4368		0.4875		0.4627	
	P - value for Hausman test 0.3362					

注:同表 1 的注释。

在表 3、4、5 的控制变量中, *Expenditure*, *FD I*, *Open* 以及 *Association* 与我们的几个被解释变量之间大多数表现为正相关关系(即使出现了个别负号,但也表现为不显著),而 *State* 和 *Education* 却出现了与被解释变量显著的负相关。其他的结果基本上都是可以预知的,但是 *Education* 的结果却令人困惑。值得一提的是,固定影响模型显示的这个变量的结果与其他两个模型不同。特别是 *Education* 在 OLS 模型中是不显著的。这可能暗示了这个变量与省际或年度固定影响高度相关,也就是说 *Education* 可能与省际固定影响有正相关关系。一些省份很有可能在高等教育在校学生率上有较大的改善,但在提高其他金融机构(除国有银行外)和私人贷款比例方面却裹足不前,目前中国的一些中西部内陆省份较为符合这种推测。它们的高等教育在校学生率较低,与沿海的东部省份比起来,更容易改善。

(二)地方政府干预与金融发展

我们首先利用下面的计量模型(3)对假说 2.1 进行检验:

$$Finance_{it} = \beta_0 + \beta_1 Grap_{i,t-1} + \beta_2 Gov_{i,t-1} + \bar{X}_{i,t-1} + a_i + a_t + v_{it}$$

$$v_{it} \sim iid(0, \sigma^2_v) \quad (3)$$

这里的 *Finance* 指前面定义的 *Efficiency* 和 *Market* 指标。由于 *Gov* 很有可能与 *Expenditure* 存在较强的相关关系,为了提高模型的解释力,我们把 *Expenditure* 从控制变量组中去掉。这里金融发展指标的相关数据来自历年的《中国统计年鉴》、《中国金融年鉴》、《中国人民银行统计季报》、各地历年的统计年鉴,而反映政府行为指标的数据主要来自历年的《中国统计年鉴》、各地历年的统计年鉴。表 6 和表 7 是假说 2.1 的检验结果,各个变量和系数的定义与方程(1)相同。在这两个检验中,面板模型的结果比 OLS 有效,因此我们将主要根据固定影响模型的回归结果展开讨论(*P* 值分别为: 0.5634, 0.5249)。但也会将这个结果与其他两个模型的回归结果进行比较,估计的结果如表 6、表 7 所示:

表 6 假说 2.1 的实证分析结果(被解释变量: *Efficiency*)

变量	OLS Model		Panel Data Model			
	估计值	标准差	FE Model	标准差	RE Model	标准差
<i>Constant</i>	0.329	0.154	-0.128	0.426	-0.431	0.811
<i>Grap</i>	-0.165**	0.163	0.058	0.097	-0.194**	0.135
<i>Gov</i>	0.039	0.418	-0.107*	0.102	0.089	0.082
<i>State</i>	-0.143*	0.109	-0.151*	0.318	0.062	0.034
<i>FD I</i>	-0.021	0.028	0.173**	0.042	-0.152**	0.141
<i>Open</i>	-0.062	0.099	0.052	0.124	0.092	0.154
<i>Education</i>	0.071*	0.145	-0.018	0.142	0.015	0.245
<i>Associations</i>	0.012	0.187	0.026	0.253	0.114*	0.245
<i>R</i> ²	0.4201		0.4385		0.4355	
	<i>P</i> - value for Hausman test 0.5634					

注:同表 1 的注释。

表 7 假说 2.1 的实证分析结果(被解释变量: *Market*)

变量	OLS Model		Panel Data Model			
	估计值	标准差	FE Model	标准差	RE Model	标准差
<i>Constant</i>	-0.624	0.128	0.393	0.254	0.963	0.721
<i>Grap</i>	-0.201**	0.117	-0.056	0.054	-0.095*	0.041
<i>Gov</i>	0.184	0.132	0.087	0.074	-0.233**	0.202
<i>State</i>	-0.093	0.184	0.041	0.348	0.017	0.057
<i>FD I</i>	0.119**	0.037	-0.072	0.064	0.139**	0.121
<i>Open</i>	0.059	0.322	0.082	0.057	-0.042	0.184
<i>Education</i>	0.107*	0.132	0.198*	0.242	0.025	0.205
<i>Associations</i>	0.083	0.314	0.163	0.203	0.096*	0.188
<i>R</i> ²	0.4852		0.5034		0.5009	
	<i>P</i> - value for Hausman test 0.5249					

注:同表 1 的注释。

实证结果表明: 固定影响模型的估计结果比较令人失望, 不仅 *Grap* 和 *Gov* 的系数不太显著, 甚至有些时候还出现了与预期相反的符号, 但这时随机影响模型与 OLS 模型估计的结果都比较令人满意。固定影响模

型的估计结果与其他两个模型存在较大的差异。虽然在其他两个模型中政府掠夺行为对反映金融发展的指标有显著的影响,但是在固定影响模型里这种影响却变得很小(仅有一个系数-0.107在10%水平上显著,而OLS模型与随机影响模型均有系数在5%水平上显著),尤其是与随机影响模型的回归结果相比较。这说明省际和年度固定影响取走了政府行为很大一部分的解释力。不管怎么样,经过固定影响处理后,政府行为对地区金融发展的影响仍然在统计上是弱显著的,尽管这个效应很微弱。综合三个模型的最终结果来看,假说2.1我们姑且接受它,但“具有保护特征或者掠夺特征的地方政府干预可能会对该地区金融发展带来负效应”这一结论仍值得商榷(在三个模型中均有与预期相反的符号出现,尽管不显著)。

在控制变量当中,FDI的表现引起了我们的注意,其在表6、表7中都表现得较为显著,有的甚至超过了5%,但符号却差异巨大,结果颇令人不解。其他的只有Education在OLS模型以及Associations在随机影响模型中是显著的,且均为正效应,但是其系数却小得几乎可以忽略。借鉴同样的思路,当我们把上述模型(3)中的解释变量换成反映政府进取特征的Edup和Pri,同时控制变量中去掉Education(因为这与解释变量Edup有一定相关关系,会降低Edup的部分解释力)就可以用来检验我们的假说2.2。下面的表8和表9是假说2.2的检验结果。

表8 假说2.2的实证分析结果(被解释变量:Efficiency)

变量	OLS Model		Panel Data Model			
			FE Model		RE Model	
	估计值	标准差	估计值	标准差	估计值	标准差
Constant	0.854	0.296	0.396	0.137	1.856	0.685
Edup	0.141**	0.195	0.056	0.091	0.135**	0.029
Pri	-0.064	0.152	-0.081	0.043	0.099	0.081
Expenditure	0.109	0.172	0.123	0.228	0.115	0.231
State	-0.105*	0.109	-0.091	0.138	0.011	0.067
FDI	0.058	0.078	0.172*	0.031	0.133*	0.182
Open	-0.014	0.217	0.112*	0.058	0.245**	0.128
Associations	0.132*	0.134	0.053	0.147	0.134*	0.138
R ²	0.4582		0.5099		0.5328	
	P - value for Hausman test 0.1527					

注:同表1的注释。

表9 假说2.2的实证分析结果(被解释变量:Market)

变量	OLS Model		Panel Data Model			
			FE Model		RE Model	
	估计值	标准差	估计值	标准差	估计值	标准差
Constant	-0.354	0.291	0.828	0.344	-2.161	0.899
Edup	0.113*	0.104	-0.087	0.076	0.137*	0.044
Pri	0.015	0.134	0.095	0.188	-0.084	0.042
Expenditure	0.249**	0.312	0.136	0.320	0.135	0.282
State	-0.123**	0.121	-0.241**	0.298	0.012	0.033
FDI	0.129	0.025	0.052	0.034	0.133**	0.151
Open	-0.047	0.085	0.112*	0.097	0.142**	0.224
Associations	0.432**	0.214	0.024	0.143	0.454**	0.155
R ²	0.4873		0.5284		0.5529	
	P - value for Hausman test 0.1981					

注:同表1的注释。

我们以随机影响模型(P值标准)为分析基础。反映政府进取行为特征的人均教育费Edup在5%的水平上基本是显著的,但另一个指标Pri的解释力较差,甚至还出现了负值,尽管不显著。结合其他两个模型来看,以人均教育费支出作为政府进取行为特征促进了地方金融发展水平,假说2.2基本成立。但Pri指标多次出现不显著的负号,至少说明政府的进取行为对该地区金融发展效应不太确定或是我们对政府进取行为特征的刻画指标还不太准确。因此,假说2.2的说服力有一定的局限,再结合前面对假说2.1的结果,我们只能谨慎地接受假说2.2:地方政府的干预可能会对该地区金融发展带来一定的负效应。事实上,有大量的研究表明转型时期,我国地方政府的干预行为的确促进了该地区的金融发展(Pistor, et al., 2005;陈冬华等,

2008;余明桂等,2008;李涛等,2009)。

(三)法治水平、地方政府行为与金融发展

为了检验假说3,我们提出如下的分析思路:在前面的检验模型(1)中的解释变量再加入法治水平指标,即建立模型(4):金融发展指标 $=f(\text{法治水平指标}, \text{地方政府行为指标})$ 。并重点考察在两个待检验模型中法治水平指标前面系数的大小、正负。基于这样的思路,我们构造如下的模型(4),这里的Finance同前面定义的Efficiency和Market指标,基于前面的原因,在控制变量组中同时去掉Expenditure和Education(这部分的数据来源同前)。

$$\begin{aligned} Finance_{it} = & \underline{0} + \underline{1} Cases_{i,t-1} + \underline{2} Lawyers_{i,t-1} + \underline{3} Offices_{i,t-1} + \underline{4} Grap_{i,t-1} + \\ & \underline{5} Gov_{i,t-1} + \underline{6} Edup_{i,t-1} + \underline{7} Pr_{i,t-1} + \bar{X}_{i,t-1} + a_i + a_t + v_{it} \\ v_{it} \sim & iid(0, \frac{\sigma^2}{v}) \end{aligned} \quad (4)$$

下面是假说3的检验结果。各个变量和系数的定义与方程(1)相同。在这两个检验中,面板模型的结果均比OLS估计有效,因此我们将主要根据面板模型的回归结果展开讨论。其估计的结果如表10、表11所示:

表10 假说3的实证分析结果(被解释变量:Efficiency)

变量	OLS Model		Panel Data Model			
			FE Model		RE Model	
	估计值	标准差	估计值	标准差	估计值	标准差
Constant	-0.816	0.439	0.632	0.107	0.149	0.556
Cases	0.011	0.085	-0.015	0.047	0.005	0.057
Lawyers	0.003	0.097	0.013	0.034	-0.098*	0.039
Offices	-0.061	0.045	-0.006	0.029	-0.009	0.081
Grap	-0.103	0.104	0.119*	0.058	0.175**	0.022
Gov	0.152*	0.187	0.093	0.065	0.067	0.239
Edup	0.133*	0.131	-0.076	0.046	0.101*	0.049
Pri	-0.009	0.274	0.105	0.163	-0.108*	0.058
State	-0.123*	0.178	-0.081	0.248	0.119*	0.046
FDI	0.103*	0.495	0.072	0.031	0.067	0.106
Open	-0.115*	0.059	0.072	0.047	0.102*	0.094
Associations	0.002	0.534	0.021	0.131	-0.007	0.134
R ²	0.3629		0.4863		0.4625	
	<i>P</i> -value for Hausman test 0.6857					

注:同表1的注释。

表11 假说3的实证分析结果(被解释变量:Market)

变量	OLS Model		Panel Data Model			
			FE Model		RE Model	
	估计值	标准差	估计值	标准差	估计值	标准差
Constant	-0.741	0.357	1.325	0.082	0.354	0.579
Cases	-0.008	0.096	-0.026	0.068	-0.007	0.063
Lawyers	-0.007	0.064	0.004	0.071	-0.092	0.032
Offices	0.000	0.069	-0.001	0.043	-0.003	0.044
Grap	0.099	0.162	-0.079	0.051	0.141*	0.041
Gov	0.149*	0.149	0.096	0.043	0.089	0.146
Edup	-0.083	0.199	0.126*	0.089	0.071	0.053
Pri	0.109*	0.074	0.101	0.105	0.116*	0.084
State	0.095*	0.147	-0.018	0.140	0.015	0.247
FDI	0.032	0.139	0.053	0.127*	0.013	0.131
Open	0.059	0.097	-0.161*	0.268	-0.072	0.253
Associations	-0.103*	0.177	-0.081	0.241	0.115*	0.044
R ²	0.3574		0.4652		0.4293	
	<i>P</i> -value for Hausman test 0.4856					

注:同表1的注释。

表10、表11最显著的一个现象是所有的法治水平指标对金融发展几乎没有显著的影响,唯一的一个在

10%的水平上有显著性的还出现了与预期相反的符号(表10中的Lawyers回归系数为-0.098),这种现象在面板模型与OLS估计中都是如此。Offices的估计系数在所有的模型中都出现了负号。同时,我们把表10与前面表2及表11与表4的结果对比研究,一个显而易见的事实是,当我们在解释变量中加入政府行为指标时,几乎所有的法治水平指标的系数值全面变小,甚至还出现更多的负值,这表明这时法治水平对金融发展的影响变得很微弱,甚至是负效应;而反映政府行为的指标显著性较强,且对金融发展具有较大的影响(系数值都比较大)。

孙铮等(2005)认为,政府干预是对司法体系的一种替代机制,政府干预可以降低债务契约的履约成本,从而导致国有企业在缺乏债权人保护的法律环境下仍能获得银行长期的贷款支持。因而我们认为地方政府的干预行为会对法治促进金融发展的作用产生部分“挤出效应”,甚至或是完全的“替代效应”,假说3应该是基本成立的。

(四)法治水平与地方政府行为

为了检验假说4,我们提出如下的分析思路:地方政府行为指标 $=f(\text{法治水平指标})$ 。据此建立如下的模型(5):

$$D_{it} = \alpha + \beta_1 \overline{\text{Cases}}_{i,t-1} + \beta_2 \overline{\text{Lawyers}}_{i,t-1} + \beta_3 \overline{\text{Offices}}_{i,t-1} + \bar{X}_{i,t-1} + a_i + a_t + v_{it}$$

$$v_{it} \sim iid(0, \sigma^2_v) \quad (5)$$

其中 D_{it} 是反映地方政府行为的指标集,在这里主要包括Grap和Pri指标(数据主要来源同前)。我们的实证结果如表12、表13:

表 12

假说 4 的实证分析结果(被解释变量:Grap)

变量	OLS Model		Panel Data Model			
	估计值	标准差	估计值	标准差	估计值	标准差
Constant	0.078	0.294	0.134	0.907	0.318	0.495
Cases	-0.174**	0.139	-0.056	0.147	-0.152*	0.069
Lawyers	0.071	0.176	-0.136*	0.162	-0.101	0.087
Offices	0.011	0.049	0.015	0.075	0.059	0.057
Expenditure	0.074	0.255	-0.089	0.227	0.063	0.208
State	-0.107	0.164	0.106	0.147	-0.052	0.037
FDI	-0.020	0.015	0.059	0.033	0.028	0.051
Open	0.167*	0.311	0.018	0.142	0.034	0.057
Associations	0.022	0.215	0.852	0.506	0.124	0.113
R ²	0.4107		0.4731		0.5088	
	<i>P</i> -value for Hausman test 0.1182					

注:同表1的注释。

表 13

假说 4 的实证分析结果(被解释变量: Pri)

变量	OLS Model		Panel Data Model			
	估计值	标准差	估计值	标准差	估计值	标准差
Constant	0.092	0.243	0.185	0.596	0.458	0.471
Cases	-0.091	0.133	0.045	0.091	-0.137*	0.065
Lawyers	-0.121	0.028	-0.173**	0.049	-0.172**	0.147
Offices	0.062	0.099	-0.015	0.104	0.042	0.104
Expenditure	0.074	0.255	-0.089	0.227	0.063	0.208
State	-0.024	0.047	0.152*	0.099	0.091	0.177
FDI	0.165**	0.302	0.057	0.118	0.105	0.301
Open	-0.041	0.223	0.102	0.418	0.072	0.074
Associations	0.095*	0.231	0.055	0.118	-0.034	0.195
R ²	0.3187		0.3851		0.4256	
	<i>P</i> -value for Hausman test 0.1365					

注:同表1的注释。

从表12、表13中我们可以明显看出:无论被解释变量是Grap还是Pri,几个法治指标解释变量的回归系

但我们也要看到,限于作者目前的能力,我们这个模型的局限,导致未能完全控制其他相关因素,因而还并不能完全说明政府行为是法治的替代。如何更加有效地分析转型期政府行为对法治的替代将是作者未来进一步研究的一个突破点。

数大多数为负值,尤其是 Cases与 Lawyers分别在表 12、表 13 中还表现得比较显著。但 Offices的回归结果却令人失望,在两次回归共计六个模型中,其系数都显示为正值,尽管都不显著,但还是比较影响我们检验的“效力”(Power)。综合来看,假说 4 我们还是可以谨慎地接受。事实上,由于法治对市场中存在的机会主义、道德风险、垄断等行为施加了约束,维护了竞争,促进了交易双方的信任,因此可以改善资源配置效率,促进经济发展。钱颖一(2000)就指出,约束政府对金融资源的滥用正是法治促进金融发展的途径之一。

六、结论与未来研究的方向

法治水平是个制度环境,在不同的制度环境下,行为主体(包括地方政府)的行为不同。不受约束的政府权力会产生对私人财产的掠夺和契约的破坏,对分散的私人投资和企业资本扩张产生强烈抑制,阻碍金融的发展。本文基于中国十多年的省级数据,考虑到转型经济中政府干预的约束条件,利用面板数据的实证方法研究发现:总的来看,在不考虑政府行为这一制度因素时,法治水平的提高对地区金融发展具有一定的正效应。法治水平的提高会促进金融中介的增长以及效率的提高,有助于金融深度以及金融市场化程度的提高。转型时期,政府行为对金融发展有重要影响,地方政府的干预可能会对该地区金融发展带来负效应,还可能对法治促进金融发展的作用产生部分“挤出效应”,甚至是完全的“替代效应”。不断提高法治水平在当前具有重要意义,除了直接推动地区金融发展以外,还可以通过约束政府的干预行为从而间接地促进地区金融发展。

本文的部分研究结果与“法与金融”文献的理论预期及经验证据存在明显差异。我们认为,这种差异源自中国政府主导甚或干预经济发展的转型过程。尽管文中的有些结论与法与金融文献在经验结果上相反,但在逻辑上却是一致的,并为正在蓬勃兴起的法与金融文献提供了有趣且意义重大的新证据。这一异常关系的出现说明,转型时期没有实现最有效的增长路径。在今后深化改革的过程中,首要的目标是实现增长模式的转型,一方面要继续进行技术创新和制度创新,另一方面则要通过放松管制、激活金融系统,充分发挥市场的资源配置功能。

我们的研究结果给出的政策含义非常明显,尽管政府在经济转型初期对推动金融发展方面起到了很大的促进作用,但这不等于说是最好的资源配置方式,由于政府对金融市场的严重干预,法治在政府行为的干预下反而有可能阻碍了金融发展。已有研究表明,主要依赖于政府行为来推动经济发展对全社会的资源配置来说也并非是没有成本的(Johnson and Mitton, 2003; Claessens, Feijen and Laeven, 2007)。

我们的结果也为“中国之谜”(低水平的法治和高速增长并存)提供了部分的解释,但这并不意味着我们否认“良好的法治促进金融发展”这个命题。我们更倾向于认为,法治仅仅是整个制度体系中的一个环节,为了使法治体系有效地运作起来,其他配套制度的完善是绝对必要的。Berkowitz 等(2003)发现接受国的社会经济条件对保证外来的法律体系在本国的有效运作至关重要,本文的发现是对 Berkowitz 等人的研究成果的一个回应。但是,我们比他们更进了一步,通过构建一个结构框架研究了法治在政府干预的情况下如何对金融发展产生推动或阻碍作用。

参考文献:

1. 巴曙松、刘孝红、牛播坤, 2005:《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》,《金融研究》第 5 期。
2. 白重恩、杜颖娟、陶志刚、仝月婷, 2004:《地方保护主义及产业地区集中度的决定因素和变动趋势》,《经济研究》第 4 期。
3. 陈冬华、章铁生、李翔, 2008:《法律环境、政府管制与隐性契约》,《经济研究》第 3 期。
4. 陈抗、Arye L. Hilman、顾清扬, 2002:《财政集权与地方政府行为变化——从援助之手到攫取之手》,《经济学》(季刊)第 1 期。
5. 道格拉斯·C·诺思, 1994:《制度、制度变迁与经济绩效》,中译本,上海三联书店。
6. 樊纲、王小鲁, 2001:《我国市场化指数——各地区市场化相对进程报告》,经济科学出版社。
7. 樊纲、王小鲁, 2004:《我国市场化指数——各地区市场化相对进程报告》,经济科学出版社。
8. 樊纲、王小鲁, 2007:《我国市场化指数——各地区市场化相对进程报告》,经济科学出版社。
9. 李涛、周业安, 2009:《中国地方政府间支出竞争研究——基于中国省级面板数据的经验证据》,《管理世界》第 2 期。
10. 卢峰、姚洋, 2004:《金融压抑下的法治、金融发展和经济增长》,《中国社会科学》第 1 期。
11. 钱颖一, 2000:《市场与法治》,《经济社会体制比较》第 3 期。
12. 孙铮、刘凤委、李增泉, 2005:《市场化程度、政府干预与企业债务期限结构——来自中国上市公司的经验证据》,《经济研究》第 5 期。
13. 汪德华、张再金、白重恩, 2007:《政府规模、法治水平与服务业发展》,《经济研究》第 6 期。
14. 余明桂、潘红波, 2008:《政治关系、制度环境与民营企业银行贷款》,《管理世界》第 8 期。
15. 张杰, 1996:《地方政府的介入与金融体制变异》,《经济研究》第 3 期。

- 16 张杰 ,2000:《中国金融制度选择的经济学》,中国人民大学出版社。
- 17 张维迎、栗树和 ,1998:《地区间竞争与中国国有企业的民营化》,《经济研究》第 12期。
- 18 周黎安 ,2004:《晋升博弈中政府官员的激励与合作——兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因》,《经济研究》第 6期。
- 19 周业安、赵晓男 ,2002:《地方政府竞争模式研究——构建地方政府间良性竞争秩序的理论和政策分析》,《管理世界》第 12期。
- 20 Alford, William. 2000 "The More Law, the More...? Measuring Legal Reform in the People 's Republic of China" Center for International Development, Stanford University, Working Paper 59.
- 21 Allen, F. , J. Qian, and M. J. Qian 2005. "Law, Finance, and Economic Growth in China" *Journal of Financial Economics*, 77: 57 - 116
- 22 Arellano, P. Demetriades, and K. Luintel 2001. "Financial Development and Economic Growth: the Role of Stock Markets" *Money Credit Banking*, 33 (February) : 16 - 41.
- 23 Barro, Robert, and Xavier Sala-i-Martin 1995. *Economic Growth* New York: McGraw - Hill
- 24 Beck, Thorsten, and Ross Levine 2003. "Legal Institutions and Financial Development" Policy Research Working Paper Series 3136, The World Bank
- 25 Beck, T. , A. Demirguc-Kunt, and R. Levine 2002 "Law and Finance: Why Does Legal Origin Matter?" World Bank Policy Research Working Paper 2904.
- 26 Berkowitz, Daniel, Katharina Pistor, and Jean-Francois Richard 2003. "Economic Development, Legality, and the Transplant Effect" *European Economic Review*, 47(1) : 165 - 195
- 27 Claessens, S. , X. Feijen, and L. Laeven 2007. "Political Connections and Preferential Access to Finance: The Role of Campaign Contributions" *Journal of Finance*, 58: pp 2401 - 2436
- 28 Cull, R. , and L. C. Xu 2003. "Who Gets Credit? The Behavior of Bureaucrats and State Banks in Allocating Credit to Chinese State - owned Enterprises" *Journal of Development Economics*, 71(2) : 533 - 559
- 29 Demirguc-Kunt, A. , and V. Maksimovic 1998 "Law, Finance, and Firm Growth" *Journal of Finance*, 53(6) : 2107 - 2137.
- 30 Faccio, M. 2006. "Politically Connected Firms" *American Economic Review*, 96 (1) : 369 - 386
- 31 Johnson, S. , and T. Mitton 2003. "Cronyism and Capital Controls: Evidence from Malaysia" *Journal of Financial Economics*, 67 (2) : 351 - 382
- 32 King, R. G. , and R. Levine 1993. "Finance, Entrepreneurship, and Growth: Theory and Evidence" *Journal of Monetary Economics*, 32 (3) : 513 - 542
- 33 Knack, S. , and P. Keefer 1996. "Does Social Capital Have an Economic Payoff? A Cross - country Investigation" *Quarterly Journal of Economics*, 112(4) : 1251 - 1288
- 34 La Porta, R. , F. Lopez-de-Silanes, A. Shleifer, and R. W. Vishny 1998 "Law and Finance" *Journal of Political Economy*, 106: 1113 - 1155
- 35 La Porta, R. , F. Lopez-de-Silanes, A. Shleifer, and R. W. Vishny 2002 "Investor Protection and Corporate Valuation" *Journal of Finance*, 57: 1147 - 1170
- 36 Levine, R. 1999. "Law, Finance, and Economic Growth" *Journal of Financial Intermediation*, 8: 36 - 67.
- 37 Madariaga, N. , and S. Poncet 2007. "FDI in Chinese Cities Spillovers and Impact on Growth" *World Economy*, 30: 837 - 862
- 38 Pei, Minxin 2001. "Does Legal Reform Protect Economic Transactions? Commercial Disputes in China" In *Assessing the Value of Law in Transition Countries*, ed Peter Murrell, 180 - 210. Ann Arbor: University of Michigan Press
- 39 Pistor, Katharina, Martin Raiser, and Stanislaw Gelfer 2000 "Law and Finance in Transition Economies", *Economics of Transition*, 8(2) : 325 - 368
- 40 Qian, Yingyi, and Barry Weingast 1996 "China 's Transition to Markets: Market - Preserving Federalism, Chinese Style" *Journal of Policy Reform*, 1(2) : 149 - 185
- 41 Woodruff, C. 2002 "Establishing Confidence in Business Partners: Courts, Networks, and Relationships as Pillars of Support" Working Paper

The Legality , Government Behavior , and Regional Financial Development in Economic Transition : Some New Evidences from China

Pi Tianlei

(Chongqing University)

Abstract: In the transitional economies which are oriented or intervened by government, government will exert great influences on the interaction mechanism between law and financial development. The influence of government behaviors and the rule of law on the financial development were inspected, using China 's provincial level data from 1995 to 2005. The results showed that, without regard to the systematic factor of government actions, the improvement of rule of law has a positive, but very limited effect on financial development. During the period of transformation, government behaviors have an important impact on the financial development, but local government intervention could bring negative effects on the financial development, some of which could "crowding - out", or even "substitute", the positive effect of law on the financial development. We conclude that in the transitional period, only in full realization of the government - oriented financial development in China, can the mechanism between rule of law and financial development be accurately understood. This paper also provides new evidences to "Law and Finance".

Key Words: Economic Transition; Legality; Government Behavior; Financial Development

JEL Classification: G28, K40, P37

(责任编辑:陈永清)