

# 金融控制、区域物价波动与金融发展

李雪

(西南财经大学中国金融研究中心, 成都, 610074)

**摘要:** 本文利用 1998-2010 年的面板数据, 依据金融控制的强弱程度将全国样本划分为三个区域, 在此框架下研究了区域物价波动与金融发展之间的关系。结果表明: 在金融控制弱区域, 物价波动对金融发展有显著的负面效应, 且物价波动可通过实物投资渠道加强对金融发展的抑制作用; 金融控制中强区域, 两者之间仍然呈现出负相关, 但物价波动借实体投资来影响金融发展的间接负效应有所降低; 在金融控制强区域, 物价波动对金融发展的影响十分微弱, 二者间更接近于一种“中性”关系。因此, 若要有效地通过平抑物价波动来促进金融发展, 首先要降低金融控制程度。

**关键词:** 金融控制 物价波动 金融发展

## 引言

物价波动与金融发展之间的关系历来受到经济学家的关注, 其研究结论存在着较大差异。早期研究中, Fisher(1932, 1933)在商业周期框架中描述了价格水平变动对金融发展状况的影响, 结果表明上升的价格与收益率将鼓励更多的投资, 以银行贷款形式为主的债务融资会提高银行存款、货币供应量与价格水平。同时价格的上涨也会同通过降低未偿债务的真实价值来鼓励更多的借贷, 从而促进金融发展。Schwartz(1988, 1995, 1997)的研究发现, 货币政策产生通货膨胀率的波动或者总价格水平的冲击也会造成金融的短暂发展。他以 Lucas(1972, 1973)的“货币幻觉 (monetary misperceptions)”模型为基础, 提出更高的预期通胀率反而会造成金融繁荣, 由于预期价格不确定性的存在, 在积极的价格扰动下将造成借贷双方形成对未来投资真实回报的乐观预期, 自然引致借贷的短暂增加, 这种形式的金融繁荣会持续到价格水平变动的真实路径被人们所识别。

但是, 近年来的主流观点认为物价的不稳定显著地不利于金融系统的运行。理论研究大多基于不完备信贷市场的理论模型, 得出通货膨胀率波动 (尤其是通胀率的快速上扬) 不仅会增加信贷市场的摩擦与阻碍信息的流动, 还会通过侵蚀货币资产价值、扭曲金融结构等政策来抑制金融中介的发展。甚至由于通货膨胀不确定性的存在而阻碍国内金融机构与国际金融市场的一体化 (Moore, 1986; Choi, Smith and Boyd, 1996; Huybens and Smith, 1998、1999; Azariadas and Smith, 1996; Bose, 2002; Hung, 2003; Smith, 2003)。此外, Bernanke and Gertler(1989)and Bernanke et al. (1999)进一步提出, 预期价格不确定性与信息不对称共同作用于信贷市场时, 不仅提高了融资的外部成本, 也加剧了投资、消费与产出的波动。

经验分析中, 大量的文献对各种经济体的通货膨胀与金融发展的关系进行了研究, 例如, Haslag and Koo(1999)发现通货膨胀与金融发展之间存在消极的关系, 但是这种关系会因通胀率提高于一个门限值后而消失。但也有学者指出当通胀率超过某一水平, 金融部门的绩效显著下降, 负向影响依然存在、甚至不断加强 (Boyd et al., 2001; Khan et al., 2006)。与之不同, Kim and Lin(2010)认为通货膨胀率对金融发展的影响短期内表现为抑制作用而长期则变为积极的促进作用。对比不同的经济体, 包括发达经济体与发展中经济体, 学者们得出的结论比较一致。例如, Dehesa et al. (2007)采用 1997-2004 年 120 个国家的面板数据得出低通胀率会促进信贷额的增加, 而高通胀的经济环境下金融市场将变得低效, “Mundell - Tobin”效应被推翻 (Schreft and Smith, 1997)。Zoli(2007)、Andrianaivo and Yartey(2010)分别考察了 1995-2006 年间欧盟国家与 1990-2006 年间的非洲国家的样本数据, 研究结果皆表明了通货膨胀会对金融发展产生不利影响。Manoel Bittencourt(2011)实证检验了巴西 1985-2004 年间通货膨胀率与金融发展的关系, 同样得出高通货膨胀率会降

低金融发展水平的结论。

此外，在价格波动冲击与金融稳定的研究中，Michael D. Bordo et al. (2003)通过计量分析发现，英国1820-1931年间的价格冲击与1931-1999年间的通货膨胀率冲击都显著引起金融发展的不稳定，并得出价格冲击是金融不稳定的重要原因，价格水平的稳定与金融发展的稳定在一定条件下存在互补性，支持了Bernanke and Gertler (1999)提出的观点，即中央银行应该将价格稳定与金融稳定视为高度互补与一致的政策目标。

本文研究的重点是，借鉴上述学者的研究方法和结论，试图找到中国金融发展与物价波动之间关系的合理解释。其一，二者间是正向促进、负向抑制还是毫无关联？其二，物价波动对金融发展的影响程度有多大？物价波动是通过何种途径传导到金融发展上的？由于在不同经济发展阶段与制度背景下所得出的结论可能存在差异，本文在划分中国资金分割强弱的基础上，探讨物价波动与金融发展之间的关系，即不同金融控制区域中物价波动对金融发展的影响机制。本文第二部分探讨了资金分割的研究框架；第三部分采用面板模型分析区域物价波动与金融发展之间的关系；第四部分是简要结论和启示。

### 一、研究框架的讨论：资金分割的一个划分

目前，中国正处于“新兴加转轨”的重要时期，建立全国统一市场、消除贸易壁垒是一个重要的经济目标。但地方保护与市场分割始终没有根除，其中金融市场尤为突出，依然处于高度分割状态，金融资金的流动存在重重障碍 (World Bank, 2005)，加之中国地域辽阔、地区间金融差异明显都给本文设定了特殊的研究背景。鉴于此，本文首先从区域视角入手，剖析和刻画各地区金融控制的强弱。

最早提出金融市场分割状态划分方法的是Feldstein and Horiok (1980)的FH假说，该假说认为一国范围内，若银行业的资金能够在各个地区自由借贷，那么这一地区的储蓄与投资之间应该具有低相关关系；反之，当该区域内的储蓄与投资长期表现出显著的相关性，那么金融市场就存在资金分割的表征。但这一方法的突出问题是：一个储蓄远大于投资的国家（如中国）在经济周期的作用下，每年中的储蓄和投资不匹配，使用FH假说解释中国现象很可能会带来周期性划分偏差 (王晋斌, 2007)。由于中国区域内的资金流动很大程度上受到人为限制 (信贷政策)，Boyreau-Debray and Shang Jinwei (2004)使用银行存贷款之间的相关性指标来研究中国不同区域银行资本市场之间的分割程度，很好地解决了经济周期引起的同期储蓄与投资不匹配的问题。因此，从区域银行存、贷款量的相关性去判别区域资金分割的强度具有可信性。

值得注意的是，中国经历了二十多年的金融改革，除了中央银行、政策性银行和四大国有独资商业银行等国家金融机构外，大量的非国家金融机构逐渐壮大，如城市商业银行、农村商业银行、以及部分非国有独资的股份制商业银行等。尽管现阶段国有银行贷款仍占国内贷款的一半以上，但非国有金融机构在企业外部融资中所占比重在逐年上升，特别是当今中小企业和私营企业很难从大型国有银行获得贷款的背景下，更加积极地向非国有金融机构寻求资金也是情理之事。可以说，非国有金融机构在金融体系中地位的提升一定程度上弱化了国家对金融资源的垄断，体现了我国金融体系的结构调整。因此，在研究各区域金融分割状态时，必须将非国有金融机构的贷款状况考虑在内。此外，非国有金融机构具有很强的区域性和地方特色：其一，它们多数属于区域性金融机构，资金配置主要集中在所服务的区域，影响区域金融发展的水平，对区域经济发展有着重要的意义。其二，农村商业银行、农村信用社等专业性金融机构对本区域农业发展的支持功不可没，随着我国金融市场的不断完善，作为金融系统中效率较高的非国有金融机构对经济增长的贡献逐渐凸显，此观点也得到了其他研究者的支持 (Lardy, 1998; 刘明志, 1998; 杨庆和, 2001; 彭建刚等, 2006; 沈明高等, 2008)。

为了更准确地刻画不同金融发展水平下我国各地区金融控制的强弱状态,本文采用各地区金融机构(包括国有金融机构与非国有金融机构)各项存款额与贷款额的数据进行计量分析,估计二者之间的相关性,并将相关系数由大到小进行排列,最终衡量出我国各区域资金分割强度的高低。估计公式如下:

$$Loan_{it} = \gamma + \rho Deposit_{i,t-1} + \nu \quad (1)$$

其中,  $Loan_{it}$  表示第  $i$  个省份或地区第  $t$  期的金融机构贷款额,  $Deposit_{i,t-1}$  表示第  $i$  个省份或地区第  $t-1$  期的金融机构存款额。为了反映所选变量的最新变化,此处采用中国入世之后的 2004-2011 年各省份或地区月度数据,主要来自中经网数据库。式(1)估计出的系数  $\rho$  越大表示资金分割(金融控制)程度越强,根据系数  $\rho$  的大小将全国 31 个省份或地区划分为资金分割弱、中强、强三个等级(见表 1)。

表 1 资金分割(金融控制)强度划分结果

	资金分割弱的地区			资金分割中强的地区			资金分割强的地区		
区域	西藏	山西	北京	河南	广东	湖北	江苏	贵州	内蒙古
	黑龙江	新疆	海南	湖南	江西	辽宁	广西	天津	云南
	四川	甘肃	河北	吉林	安徽	青海	重庆	浙江	福建
	陕西	上海		山东			宁夏		
平均 $\rho$	0.4589			0.6471			0.8261		

注:除四川、西藏的  $R^2$  分别为 0.7983、0.8374 以外,所有回归的  $0.914 < R^2 < 0.998$ ;所有的  $t$  检验在 95%的水平上是显著的。

如表 1 所示,划分结果显示地区金融机构存款额与贷款额之间存在显著的相关关系,并且在金融控制较强的省份,信贷资金配置受制于存款限制的程度也高。至此,本文提供了一个新的研究框架,以三类区域划分为基础,深入研究物价波动与金融发展之间的关系,并主要验证两个命题。命题 1:对于金融控制相对弱的区域,剧烈的物价波动不利于金融发展,因此可通过稳定物价达到促进区域金融发展的目的;命题 2:金融控制强的区域的物价波动对金融发展的负面作用可能是“中性”的。这里的“中性”,反映在统计上就是变量的回归系数很小抑或不显著,经济意义是变量之间的相互作用很弱。因为一定程度的金融控制和资金分割,会扭曲二者之间的正常关系,或阻断物价波动对金融发展的间接作用。因此,不能仅仅通过稳定物价这一手段达到提高金融发展水平的目的。

## 二、经验模型、变量讨论与数据来源

### (一) 经验模型的设计

参考一些重要的经验性研究(如 Boyd et al., 2001; Michael D. Bordo et al., 2003; Zoli, 2007; Manoel Bittencourt, 2011; Hoffmann and Tillmann, 2012 等),本文以式(2)做为检测物价波动与区域金融发展的基本回归方程。

$$RFIR_{i,t,k} = \xi_1 PRF_{i,t,k} + \lambda INT_{i,t,k} + \theta_1 CV_{i,t,k} + \eta_{i,k} + \varepsilon_{i,t,k} \quad (2)$$

式(2)中,  $k$  值取 1、2、3,表示划分的区域。 $i$  表示该区域内的省份,  $t$  表示时期。 $RFIR$  代表金融发展,  $PRF$  代表物价波动,  $INT$  为物价波动与实物投资的交叉乘积项,  $CV$  为控制变量,  $\eta$  为不可观察的各省的特殊的固定效应变量,表示省级区域之间的差别。

### (二) 变量讨论

#### 1、金融发展

最早量化金融发展指标的是 Goldsmith(1969)提出的“金融相关比率”(Financial Interrelation Ratio, FIR),即通过测算某一时点上一国金融工具的市场总值相对于国民财富的比例,简化的计算公式为:  $FIR = \text{金融资产总值} / \text{GDP}$ 。随后 McKinnon(1973)提出了可以反映一国金融深化程度的数量指标  $M2 / \text{GDP}$ ,突出了金融发展深度以及金融体系的支付中介和动员储蓄职能。可以说,在大量跨国金融发展的比较研究中、金融发展与经济增长关系的研究中都广泛应用了这两种指标。但在研究中国金融发展水平时,它们都存在一定的弊端。同时,我们关心的问题是\*\*中国区域金融的发展状况,  $M2$  这一指标无法在地区范围内得到统计。目前,《中国金融年鉴》中公布的地区性有关货币发行的指标是“当年现金投放(+ )或现金回笼(-)”,与  $M2$  所反映的经济含义并不相同。考虑到我国目前仍然为“银行导向型”的金融结构,资金配置仍然绝对地依赖于间接融资的银行体系和国家财政的专项配给,而资本市场融资在我国金融产业结构中的作用相对较小,因此我们借鉴 Arestis et al. (2001)的做法,将反映地区金融发展的指标设定为:

$$RFIR = \text{全部金融机构各项贷款余额} / \text{各地区生产总值}$$

本文认为这一指标反应了各地区金融中介规模的壮大,以及实际通过金融中介用于经济发展的资金量,很好地刻画了地区金融发展状况,是比较合理的指标。此指标由于是强度相对数,全部数据均为当年价格,不用 CPI 平减。

## 2、区域物价波动及交叉项

相关文献中,常采用自回归条件异方差模型(ARCH 模型)对“波动丛集性”进行描述和检验。由于 ARCH 模型存在非负性约束等局限性,本文借鉴 Nelson(1991)与 M. D. Bordo et. al. (2003)的研究方法,采用广义自回归条件异方差模型(GARCH 模型, Bollerslev, T., 1986)用物价水平的条件标准差来衡量物价整体的波动性。假设  $P_t^o$  表示时刻  $t$  的物价水平, $t-1$  时刻的信息集为  $I_{t-1}$ ,此时对下一阶段物价水平预测的条件均值和条件方差为:

$$\hat{P}_t^o = E(P_t^o | I_{t-1}), \quad h_t = E(P_t^o | I_{t-1})^2$$

在时刻  $t$  实际物价水平和预期物价水平的偏差为  $\mu_t = P_t^o - \hat{P}_t^o$ 。GARCH 模型能够在平稳随机过程中识别条件方差,由于研究内容为我国各省份或区域的物价波动情况,因此最终得到的方差方程形式为:

$$h_{nt} = \omega_n + \sum_{i=1}^p \alpha_{n,i} \mu_{n,t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_{n,j} h_{n,t-j}, \quad \beta_{nj} \geq 0 \text{ 且 } n=1,2,\dots,31 \quad (3)$$

式(3)中,  $n$  表示不同的地区,条件方差  $h_t$  可解释为长期平均值(依赖于  $\omega$ )、前一期得到的波动性的信息( $\mu_{t-1}^2$ )和前一期的预测方差( $h_{t-1}$ )的加权函数,它能够更好地描述金融时间序列的条件波动性。进一步,笔者对 1998 年 1 月-2012 年 5 月的 173 个月度分地区截面数据进行了估计,根据金融控制强弱划分的三个区域,将估计出的物价条件波动率进行整理,得到图 1。可见,三个区域的物价波动存在明显的差异。总体上,金融控制强区域的波动最大,1998 年 2 月出现了最大值 1.113,2008 年 9 月与 2009 年 3 月也分别达到了 1.105、1.078 的高水平;金融控制中强区域的波动最小,最低水平出现在 2010 年 5-7 月,波动值分别为 0.696、0.694、0.699;金融控制弱区域的波动情况介于前两者之间,波动相对平稳,未出现明显突兀的极大值与极小值。此外,从极差角度比较各区域的波动水平,从高到低的顺序为:强区域、中强区域、弱区域,这表明了强区域的波动剧烈、弱区域的波动平稳。

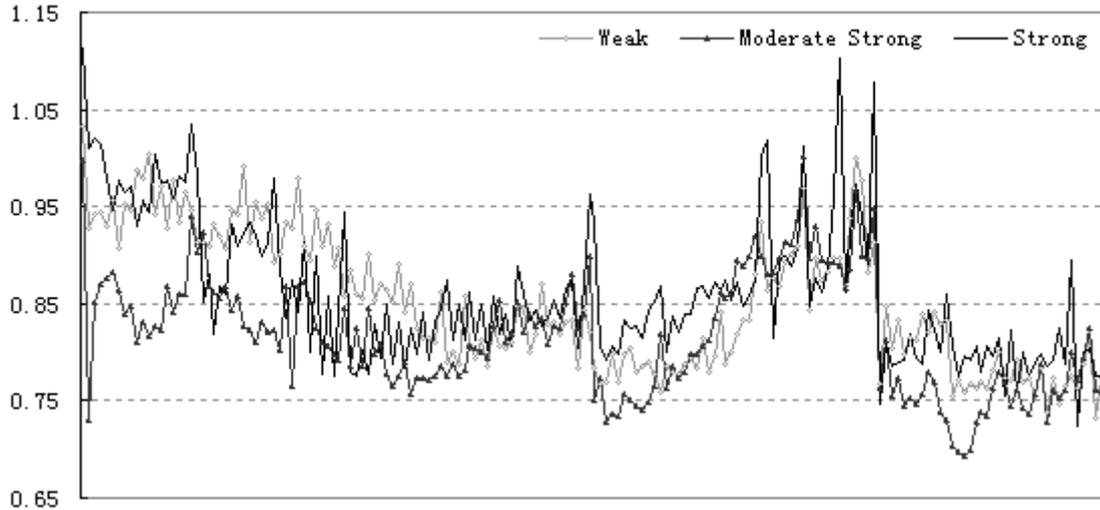


图 1. 中国金融控制弱、中强、强区域的物价波动差异性

设定物价波动与实物投资的交叉乘积项  $INT (PRF \times IDP)$  为另一解释变量，主要目的是观察物价波动是如何通过投资间接作用于金融发展的，因为很多研究表明投资是物价波动与金融发展之间的中间渠道，本文对此进一步检测。

### 3、控制变量

考虑到金融发展涉及众多因素，为了精确验证不同金融控制程度下的物价波动与金融发展的关系，需要引入一些重要的宏观控制变量。M. D. Bordo et al. (2003) 使用了实际产出增长率与货币基础两个控制变量，也有文献使用区域金融总产值、地区财政支出/地区 GDP 两个变量作为控制变量，用以反映地区金融部门以及政府部门的经济活动 (Manoel Bittencourt, 2011)。同时，LLSV (1997, 1998) 的研究表明，法律、信用因素也是解释金融发展水平存在差异的重要原因。由于缺乏衡量中国各个省份或区域法律、信用因素的长期时间序列数据，国内学者采用了对外贸易/GDP 这一指标作为表示各个地区经济发展环境的替代变量 (王晋斌, 2007)。除此之外，固定资产投资、汇率变动指数、经济增长率、人力资本差异、地区规模等也有涉及。表 2 给出了本文所选取的控制变量。

表 2 模型涉及的控制变量及指标解释

控制变量 CV	全社会固定资产投资/GDP 比例 (IDP)	反映实物投资状况的替代变量
	地区年末总人口数额 (POP)	反映地区规模情况
	进出口贸易总额/GDP 比例 (OPEN)	反映区域经济环境改善情况或开放程度
	财政支出/GDP 比例 (GOV)	反映地区公共服务支出水平

上述控制变量中，OPEN 可以假定是外生变量，上文已经说明对外开放程度的提高可改善宏观经济环境，也有文献研究表明更高水平的对外贸易可降低通货膨胀率，在一定程度上可以起到稳定物价的作用 (Kravis and Lipsey, 1987)。POP、GOV 也通常被认为是外生的。但对 IDP 假定存在一定的争议，国外许多经验研究表明实物投资是物价水平变动与金融发展之间重要的传导途径，是推动金融发展的重要原因，但金融发展本身也可能促进投资的增长。鉴于中国长期以来实施的是“高投资→高增长”的经济政策，忽略实物投资将造成解释上的偏差，因此本文采用了这一变量。

### (三) 基础数据来源解析

各省份或地区的 GDP、全社会固定资产投资总额、年末人口总数的数据来源于中经网数

数据库,对于缺省数据由各地方统计年鉴补齐。进出口总额数据来源于各年地方统计年鉴,如《北京市统计年鉴 2011》、《上海统计年鉴 2011》等等。金融机构各项贷款年度数据是根据各年《中国金融年鉴》整理所得,划分金融控制程度时所使用的各地区金融机构的存贷款数据来源于中经网数据库。物价指数采用各个省份的 CPI 月度同比指数来加以衡量,数据来源于中经网数据库,由于最终估计出的条件标准差为月度数据,为了保持与其他变量的一致性,我们在最大程度保留原本信息的基础上将月度波动数据转换成年度波动数据,并使用 H-P 滤波方法将短期非正常因素和周期性变化剔除,得到波动的中长期变化趋势。最后,考虑到面板分析对数据的最低要求和数据的可得性,本文研究的最终样本为 1998 年到 2010 年的年度数据。表 3 是主要变量的描述性统计结果。

表 3 主要变量的描述性统计

变量	最小值	中位数	最大值	均值	标准差	观测数
RFIR	0.5372	1.0125	2.5847	1.0565	0.3278	403
PRF	5.3549	9.9951	20.819	10.114	1.8617	402
IDP	0.2329	0.4374	0.9339	0.4697	0.1564	403
INT	1.5937	4.4087	10.77	4.7144	1.6863	402
POP	252	3730	10441	4144.3	2646	403
GOV	0.0568	0.1529	1.1065	0.1814	0.1313	403
OPEN	0.0039	0.0156	0.2444	0.0397	0.0516	403

### 三、实证检验与估计结果

#### (一) 各区域的面板单位根检验

对于面板数据而言,同样存在伪回归的问题(Entorf, 1997; Phillips and Moon, 1999)。为了避免伪回归,首先对 RFIR、PRF、IDP、INT、POP、GOV、OPEN 等主要变量进行单位根检验。本文采用 ADF-Fisher Chi-square 检验(1999)对面板数据进行单位根检验。检验结果表明(如表 4),三个区域中各变量水平值经检验均存在单位根,皆为非平稳序列,而各变量经过一阶差分后,其结果均显示在 1%的显著水平上无单位根,说明各变量都是一阶单整 I(1)。

#### (二) 协整检验

基于以上单位根检验结果,三组变量皆为一阶单整序列,因此变量间可能存在协整关系。下面采用 E-G 两步法进行协整检验。其基本思想是:首先依据上文的理论模型进行回归分析,然后对回归后产生的残差进行平稳性检验,若残差无单位根过程,则认为变量之间存在长期稳定的关系,即协整关系。此处以金融控制为分析框架,分别对每个区域逐一进行 Hausman 检验,检验表明应选择固定效应模型。此外,前述分析已阐明,各区域的物价波动指标在整体上存在显著的差异性,为了考察这种基于区域划分的地区差异性,本身就类似于固定效应的情况。回归结果表 5。

表 4 金融控制弱、中强、强区域的单位根检验结果

变量	弱		中强		强	
	ADF 检验值	P 值	ADF 检验值	P 值	ADF 检验值	P 值
RFIR	25.601	0.269	17.519	0.619	15.838	0.727
DRFIR	61.934***	0.000	56.549***	0.000	70.196***	0.000
PRF	25.845	0.258	23.527	0.264	14.784	0.602
DPRF	139.989***	0.000	115.717***	0.000	131.515***	0.000

IDP	13.775	0.909	9.497	0.976	4.048	0.999
DIDP	56.446***	0.000	42.343***	0.003	32.787**	0.036
INT	14.370	0.889	2.291	1.000	6.193	0.999
DINT	62.946***	0.000	36.787**	0.012	32.999**	0.034
POP	28.092	0.173	24.768	0.211	11.744	0.925
DPOP	74.609***	0.000	64.645***	0.000	80.825***	0.000
GOV	4.049	1.000	9.419	0.976	11.647	0.923
DGOV	58.067***	0.000	87.562***	0.000	54.110***	0.000
OPEN	14.902	0.866	19.667	0.479	15.505	0.620
DOPEN	97.361***	0.000	76.631***	0.000	60.088***	0.000

注：在原始变量前加 D 表示一阶差分变量；ADF 检验的零假设都是具有单位根；用 AIC 标准确定最优时滞，检验中选用有截距项的固定效应模型。表中的\*\*\*、\*\*分别表示在 1%、5% 的水平上显著，下表同。

表 5 金融控制弱区域的估计结果

解释变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
PRF	-0.0298*** (-37.352)		-0.0271*** (-12.281)		-0.0059*** (-2.7)
INT		-0.0476*** (-40.849)		-0.0470*** (-18.626)	-0.0437*** (-20.366)
IDP			-0.3887*** (-13.099)		
POP			0.0002*** -13.48	0.0003*** -17.965	0.0003*** -14.876
GOV			-0.076*** (-3.2945)	-0.0602*** (-2.7387)	-0.0718*** (-3.6372)
OPEN			-1.5834*** (-8.7234)	-1.5941*** (-8.4544)	-1.6969*** (-9.5807)
Adj. R <sup>2</sup>	0.9882	0.9806	0.977	0.9765	0.9768
D-W stat	2.1641	2.1573	2.0978	2.108	2.1086
残差的单位根检验					
ADF 检验	71.639	82.724	86.064	87.561	87.615
P 值	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
LLC 检验	-6.6078	-7.6365	-7.8961	-8.0237	-7.9905
P 值	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

注：残差序列无截距与时间趋势，因此在残差的面板单位根检验时选用无截距与时间趋势的模型（下表同）。

估计结果显示：五个模型调整后的 R<sup>2</sup> 统计量都在 0.97 以上，说明方程拟合程度很好，有很强解释力度。D-W 统计量的数值都在 2 左右，表明方程无自相关。残差的面板单位根检验结果一致表明五个方程的残差无单位根（1% 的显著性水平），由此可知协整关系成立，且五个回归方程就为协整方程。具体而言，衡量物价波动的指标 PRF 的回归系数均为负值（1% 的显著水平）。这表明在金融控制弱区域，物价波动在长期内对金融发展产生了负面影响。这个结果在一定程度上验证了命题一的成立。

模型 2、4、5 的设定中，物价波动冲击对金融发展的边际影响也体现在实物投资与物价

冲击这一交叉项上,所以实物投资水平可通过改变交叉项的大小来影响金融发展对物价波动冲击的反应,或者说,物价波动可通过实物投资这一渠道来影响金融发展。模型 2、4、5 的估计结果显示,交叉项通过了显著性检验,物价波动冲击通过实物投资增强了对金融发展的负作用,体现在交叉项的影响系数为负,且交叉项系数绝对值大于物价波动单独影响的系数绝对值,即物价波动对金融发展产生了间接负向效应。这个结果可能的原因是:在现实经济中,价格波动导致了市场经济的不稳定,加之预期价格的不确定性,致使借贷双方产生对未来投资真实回报的悲观预期,自然引起实物投资状况的恶化、信贷市场的萧条,最终抑制金融发展。

同时,我们也发现控制变量中的 IDP、OPEN、GOV 皆在 1% 的显著性水平下没有促进金融发展。其原因可能是,行政干预导致了我国金融体系与市场经济没有同步发展。GOV 的系数为负的原因可以解释为:“分税制”财政管理体制改革之后,我国地方财政收入与支出的匹配程度较差,政府支出责任过大而收入权限有限,地方政府会通过增强对金融机构的干预力度来获取额外资金使用的权力,从而对金融发展造成不利影响(周立 2003)。反映地区规模情况的 POP 变量在 1% 的显著性水平下对金融发展有促进作用。此外,核心解释变量的系数符号符合预期,每个解释变量在不同固定效应设定的模型中表现出了较好的稳健性。

表 6 金融控制中强区域的估计结果

解释变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
PRF	-0.0175*** (-12.218)		-0.0293*** (-13.064)		-0.0111*** (-5.625)
INT		-0.0415*** (-30.197)		-0.0309*** (-19.994)	-0.0312*** (-20.751)
IDP			-0.3354*** (-25.572)		
POP			0.00001* (-1.742)	0.000008 (-1.202)	0.00001 (-1.466)
GOV			-0.061 (-0.639)	-0.0748 (-0.72)	-0.0385 (-0.328)
OPEN			-2.8859*** (-10.573)	-3.0774*** (-10.662)	-3.1537*** (-10.1897)
Adj. R <sup>2</sup>	0.9798	0.9893	0.9921	0.9873	0.9886
D-W stat	1.9874	1.9845	1.9982	1.9861	1.9927
残差的面板单位根检验					
ADF 检验	50.065	55.564	56.404	54.465	56.921
P 值	0.0002	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
LLC 检验	-4.5169	-4.6438	-4.7662	-4.6692	-4.7553
P 值	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

金融控制中强区域的计量结果见表 6,调整后 R<sup>2</sup> 值平均在 0.98 以上,方程解释力度很强,D-W 统计量也表明估计方程无自相关。模型 1-5 的残差均不存在单位根(1% 的显著性水平)。

与金融控制弱地区相同,核心解释变量 PRF 在各协整方程中的系数均显著为负,即物价波动与金融发展之间呈负相关关系。这个结果进一步检验出命题 1 是成立的,即物价波动无助于金融发展水平的提高。另一解释变量投资与物价变动的乘积项系数值为负,而且在 1% 的显著性水平下显著,但是系数的绝对值要小于金融控制弱区域的交叉项,可见,在中强区

域，物价波动通过实体投资来影响金融发展的间接效应有所降低，而主要是通过物价波动本身对金融发展直接产生抑制作用。控制变量中 POP 估计系数为正，但只有在模型 3 通过 10% 的显著性水平外，其它模型均未通过；GOV 变量系数符号依然为负，也均未能够通过 10% 的显著水平。这表明在资金分割中强区域，地方政府财政支出对金融发展的影响不明显。这一结果与资金分割弱区域的实证研究结果不一致。其他两个控制变量 IDP、OPEN 的回归系数全为负数，且 t 统计量非常显著。

表 7 给出了金融控制强区域的物价波动与金融发展的分析结果。首先残差面板单位根检验结果表明 5 个方程的残差项均为平稳序列，满足协整条件。模型调整后的  $R^2$  数值都在 0.96 以上，各方程拟合情况很好。D-W 统计量值均在 2 附近，模型不存在自相关。

表 7 金融控制强区域的估计结果

解释变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
PRF	-0.0081*** (-17.626)		-0.0002 (-0.0967)		-0.0079*** (-4.904)
INT		-0.0417*** (-31.256)		-0.0093*** (-4.8865)	-0.0106*** (-5.2796)
IDP			-0.2578*** (-10.495)		
POP			0.00061*** (-38.64)	0.00058*** (-51.175)	0.00059*** (-50.933)
GOV			1.8227*** (-21.338)	1.4790*** (-19.867)	1.5008*** (-19.904)
OPEN			-0.0923 (-0.8935)	-0.0023 (-0.0274)	-0.0424 (-0.4665)
Adj. $R^2$	0.96	0.9786	0.9853	0.9907	0.9907
D-W stat	1.9675	1.9847	1.9267	1.9434	1.9409
残差的面板单位根检验					
ADF 检验	47.322	53.5	74.899	74.296	75.886
P 值	0.0005	0.0001	0.0000	0.0000	0.0000
LLC 检验	-3.8698	-4.2927	-6.4780	-6.0814	-5.9882
P 值	0.0001	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

表 7 的各模型估计系数中，第一，变量 PRF 系数的绝对值较小，表明物价波动对金融发展的影响程度明显低于前两个区域。可见，随着金融控制程度的加深，物价波动对金融发展的作用大小在发生变化，在金融控制弱地区的负向效应较大，在金融控制强地区的负面影响逐渐减小，甚至出现近似“中性”的特征，即变量的回归系数变小或不显著。第二，物价波动借助投资渠道间接抑制金融发展的作用也较小，在模型 4、5 中，交叉项的系数分别为 -0.0093 和 -0.0106，相比于前两个区域的影响程度降低了 4-5 倍。在一定程度上，这两点发现证实了本文的命题假定，也丰富了该问题的研究结论。第三，控制变量中 GOV 的估计系数为正，且均在 1% 的显著性水平下通过 t 检验，对金融发展产生很强的促进作用。GOV 系数在强、弱区域出现正负不同，可能的原因是：金融控制弱区域的 GOV 平均值 (0.225) 明显高于金融控制强区域的平均值 (0.169)。由于地方政府对金融机构的干预意愿与财政支出权限直接相关，地方政府财政支出越大，承担的支出责任越大，可用的资金也相对紧张，这会相对提高对金融机构进行干预来获取资金使用的激励。因此，由于金融控制弱区域的财政支出额大于金融控制强区域，那么前者的地方政府更有激励去干预金融机构的决策，更多的

资金用于行政性贷款, 肯能会导致不良贷款的大幅度增加, 最终导致资源配置效率降低, 从而阻碍金融发展。而在金融控制强的区域, 政府对金融机构的直接干预不那么强烈, 间接促进了资源的有效配置, 促进了金融的发展。其他控制变量中, 反映地区规模的 POP 均通过显著性检验, 反映实物投资状况的 IDP 估计系数是负值, 这与金融控制弱区域的结论一致。同时区别于前两个区域, 控制变量中进出口总额/GDP 均未通过显著性检验, 这与 M. D. Bordo et al. (2003) 的结果相同。

#### 四、主要结论

本文将中国的资金分割市场划分为金融控制弱、中强、强三个区域, 在此基础上研究了区域物价波动与金融发展之间的内在联系。结果表明: 在金融控制弱区域, 物价波动对金融发展有显著的负面效应, 且物价波动可通过实体投资加强对金融发展的抑制作用; 在金融控制中强区域, 物价波动与金融发展的关系仍然是负相关, 但物价波动通过实体投资来影响金融发展的间接效应有所降低; 在金融控制强区域, 物价波动对金融发展的直接负效应进一步降低, 二者更接近于一种“中性”关系。同时, 间接负效应也随着金融控制的加强而逐渐减小, 可见, 资金分割程度的提高改变了物价冲击与金融发展之间的经济关系。在现实经济中, 原本可通过降低物价波动促进区域金融发展, 却因金融控制的存在而变得难以操作。因此, 若要有效地通过平抑物价波动来促进金融发展, 首先要降低金融控制程度。此外, 这个结论的意义还在于避免了一个特殊问题的出现, 即仅从整体上得出中国的物价波动对金融发展是负面作用的结论, 而忽视了不同地区金融财政政策所导致的物价波动与金融发展之间关系的差异性。

#### 参考文献

- [1] 刘明志. 中国非银行金融机构与货币市场发展[J], 金融研究, 1998(12): 30-36.
- [2] 彭建刚, 李关政. 我国金融发展与二元经济结构内在关系实证分析[J]. 金融研究, 2006(4): 90-100.
- [3] 沈明高, 沈艳, 何茵. 转型过程中金融发展和开放的作用: 来自中国的经验[J], 金融研究, 2008(11)
- [4] 王晋斌. 金融控制政策下的金融发展与经济增长[J]. 经济研究, 2007(10): 95-104.
- [5] 杨庆和. 周期性与长期一致性抉择: 信贷集中及其政策含义[J], 金融研究, 2001(9): 113-122.
- [6] 周立. 中国各地区金融发展与经济增长 (1978-2000) [M], 北京: 清华大学出版社, 2003.
- [7] Andrianaivo, M. and C. A. Yartey .Understanding the Growth of African Financial Markets[J].African Development Review,2010(22):394-418.
- [8] Azariadas, C., Smith, B. Private Information, money and growth: indeterminacies, fluctuations, and the Mundell-Tobin effect[J]. Journal of Economic Growth, 1996(1):309-322.
- [9] Arestis P, Demetriades P, Luintel B. Financial development and economic growth: the role of stock market[J].Journal of Money,Credit and Banking,2001(33):16-41.
- [10] Bernanke, B.S., Gertler, M. Agency costs, net worth, and business fluctuations[J].American Economic Review ,1989(79): 14-31.
- [11] Bernanke, B.S., Gertler, M., Gilchrist, S. The financial accelerator in a quantitative business cycle framework[C].Handbook of Macroeconomics,1999(1): 1341-1393.
- [12] Bernanke, B.S., Gertler, M. Monetary policy and asset price volatility[J].Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review,1999(84): 17-51.
- [13] Boyd, J.H., Levine, R., Smith, B.D. The impact of inflation on financial sector performance[J].Journal of

Monetary Economics,2001(47):221-248.

[14] Bose, N. Inflation, the credit market, and economic growth[J]. Oxford Economic Papers , 2002(54): 412-434.

[15] Bollerslev, T. Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity[J]. Journal of Econometrics, 1986(31):307-327.

**Regional price volatility and financial development:  
Based on financial control perspective**

Li Xue

(Chinese Financial Research Centre of Southwestern University of Finance and  
Economics, Chengdu, 610074) \

**Abstract:** Using panel data from 1998-2010, this paper investigates the changing relationship between the financial intermediation development and price fluctuations based on three samples of different Chinese capital split extent and different periods as a research framework. Our econometric results show that price fluctuations have a significant negative effect on financial development and can enhance the inhibitory effect to financial development through real investment channels in weak financial controlled area. In a little strong financial control region, still presents a negative correlation, but the indirect negative effects decrease gradually. While in strong financial controlled area, there may be a “neutral” relationship between price volatility on financial development. These results mean that, if we want to have stabilized prices fluctuations to promote financial development, we should reduce the financial control level first.

**Key words:** Financial Control; Financial Development; Price Fluctuations

收稿日期: 2012-11-16

作者简介: 李雪, 西南财经大学中国金融研究中心金融学博士生, 研究方向: 金融理论与实践