

金融中介发展平抑了经济波动吗?*

——来自中国的经验证据

姚耀军, 鲍晓辉

(浙江工商大学 金融学院, 浙江 杭州 310018)

摘要:金融中介发展与经济波动的联系属于学术研究前沿课题。文章基于 1994—2010 年中国省级面板数据研究发现, 尽管中国金融中介发展具有显著的货币冲击减震效应, 但总体而言, 中国还未到达金融中介发展对经济波动产生平抑效应的阶段。文章还发现, 中国正从金融中介发展对经济波动具有放大效应的阶段步入临界区间。因此, 文章研究结果所蕴含的一个重要政策涵义是, 中国金融中介发展已处于一个关键时期, 进一步加快发展必定会为宏观经济稳定和经济增长产生积极影响。

关键词:金融中介发展; 经济波动; 货币冲击

中图分类号:F832.1 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2013)01-0061-11

一、引言

促进经济增长又确保经济稳定看似是一个“鱼与熊掌”的问题, 但中国近 20 年的经济发展过程似乎摆脱了这个两难问题的困扰。自 20 世纪 90 年代初以来, 中国年均实际 GDP 增长率维持在 9% 以上, 同时宏观经济运行一改改革开放初期大起大落的局面, 经济波动的幅度与频率皆呈显著下降态势, 出现高位平缓现象(刘树成, 2005)。在经济增长处于高位平缓之时, 以银行商业化改革为核心的中国金融改革也取得了举世瞩目的进展。按照世界经济论坛对各国金融发展水平的评估, 2010 年中国综合排名第 22 位, 其中银行业排名第 8 位(World Economic Forum, 2011)。于是一个令人感兴趣的问题是: 金融发展特别是银行中介发展, 是否在中国宏观经济运行平稳度显著提高的过程中扮演了重要角色呢?

为了回答上述问题, 首先回顾一下西方发达国家的经验是有益的。西方

收稿日期: 2012-09-03

基金项目: 浙江省哲学社会科学规划项目(11ZJQN056YB); 浙江工商大学现代商贸研究中心课题(2011ZSDSM102)

作者简介: 姚耀军(1976-), 男, 湖北利川人, 浙江工商大学金融学院副教授, 博士;

鲍晓辉(1986-), 男, 浙江天台人, 浙江工商大学金融学院硕士研究生。

发达国家的宏观经济运行在近四十年来也经历了一个平稳度不断提高的过程,其中 Stock 和 Watson(2002)把美国 20 世纪 80 年代中期以来经济波动幅度的下降过程冠之为“大缓和”(Great Moderation)。一些著名的经济学家(Bernanke 等,1998)将上述现象主要归因于国家金融发展水平的大幅提高。将西方发达国家的经验简单地套用于中国显然是草率的,但应该承认,从金融发展角度来理解中国宏观经济波动或许是一个新视角,因为大量文献把中国经济增长的高位平缓现象主要归因于宏观调控改善及一系列结构变化,如体制结构、所有制结构与资源供给结构等(刘树成,2009),而对金融发展与宏观经济运行平稳性之间可能存在的联系甚为忽略,这构成了我们的研究动机。

二、文献述评

尽管经济波动与经济增长是经济学研究中的两个永恒主题,但与浩如烟海的金融发展和经济增长的研究文献相比较,以金融发展和经济波动为主题的研究文献十分有限,相关研究尚处于起步阶段(Wahid 和 Jalil,2010)。以下分别从理论与实证两方面进行文献梳理。

在理论上,一些文献立足于“金融功能观”——金融中介发展具有减少信贷市场信息摩擦、提高风险管理水平等重要功能,认为金融中介发展有助于平抑经济波动。Aghion 等(1999)与 Caballero 和 Krishnamurthy(2001)等认为,通过减少信贷市场信息摩擦、降低企业信贷融资对其资产负债表状况的依赖,金融中介发展有利于抑制金融加速器效应,从而对经济波动产生平抑作用。Aghion 等(2010)认为,通过减少信贷市场信息摩擦,金融中介发展增强了长期投资的逆周期性,从而有助于防止经济剧烈波动。Wang 和 Wen(2009)认为,金融中介发展带来了风险管理能力的提升,使企业具有不可逆性质的固定投资对冲击变得更为敏感,从而当不同企业面临异质性冲击时,尽管企业的投资具有较大波动,但经济体系中的总投资波动并不大。另一些文献则认为金融中介发展是否产生经济波动平抑效应取决于冲击的性质。Bacchetta 和 Caminal(2000)与 Beck 等(2006)认为,金融中介发展将减弱对实体部门的冲击,但放大对金融部门的冲击,因此金融中介发展能否平抑经济波动并不能一概而论。还有一些文献认为金融中介发展与经济波动的联系是非线性的,如在 Aghion 等(2004)的模型中,金融中介发展水平只有超过某一门槛值之后才会产生经济波动的平抑效应。

近十年来,一些跨国经验文献基于不同样本、指标和估计方法提供了复杂甚至矛盾的经验证据。Denizer 等(2000)、Silva(2002)及 Lopez 和 Spiegel(2002)等为金融中介发展的经济波动平抑效应提供了支持性证据,但 Tiryaki(2003)与 Beck 等(2006)发现金融中介发展与经济波动不具有稳健的联系。Easterly 等(2000)发现,银行中介发展与产出增长的波动呈 U 形关系;但

Kunieda(2008)的研究结果显示二者呈倒 U 形关系。从中国经验文献看,骆振心等(2009)发现,银行中介发展对货币冲击具有抑制效应,对实际冲击无显著放大作用。王翔等(2009)的研究表明,通过优化投资结构而非改变投资总量,金融中介发展降低了经济增长对外生冲击的敏感性,有助于防止宏观经济的大幅波动。Wahid 和 Jalil(2010)发现,银行中介发展降低了人均实际 GDP 的波动;朱彤等(2011)的研究也表明,金融系统市场化进程的不断推进和金融系统本身的逐步完善,在较大程度上抵消了外生冲击对人均实际 GDP 波动性和人均实际固定资产投资波动性的影响,从而有效降低了我国经济对外生冲击的敏感性。由于这方面的研究还较为有限,本文试图通过省级面板数据进一步明确金融中介发展与经济波动之间的联系。

三、数据及描述

(一)经济波动幅度测度

现代经济中产出一般都是增长的,经济波动主要表现为经济增长速度的高低起伏(Lucas,1977)。鉴于此,本文基于人均实际 GDP 增长率数据来测度各省宏观经济波动的幅度。为了识别经济增长中的周期成分,遵循 Baxter 和 King(1999)的建议,我们采用了带通(Band-pass)滤波法。带通滤波可以让处于一定频率范围的周期成分通过滤波器,而截留更低频率的趋势成分与更高频率的随机成分。常用的带通滤波法包括 BK 滤波与 CF 滤波两种,相对而言,BK 滤波法要求波动具有对称性,这限制了其适用范围,而 CF 滤波法中允许非对称滤波。由于刘树成等(2005)发现改革开放以来我国经济波动具有明显的不对称性,本文基于软件 EVIEWS6.0 采用非对称 CF 滤波法来识别经济增长中的周期成分。^①在识别出人均实际 GDP 增长率的周期成分后,我们以周期成分的五年移动平均标准差(VOL)度量经济增长的波动幅度。^②

在将每年相关省份的经济增长波动幅度进行简单算术平均后,我们可以从区域和全国来考察经济增长波动幅度的演变态势(见图 1)。^③由图 1 可见,无论从区域还是全国看,1994—2006 年经济增长波动幅度皆呈现递减趋势,但从 2007 年开始波动幅度小幅上升。另外,尽管沿海地区波动幅度要高于内陆地区,但 1994—2006 年区域收敛态势十分明显,不过自 2007 年起,这种收敛态势出现了逆转。

(二)金融中介发展水平测度

基于张军等(2005)与赵勇等(2010)的研究,本文以非国有企业贷款/GDP 来衡量金融中介发展水平(FD)。由于官方统计资料并未按照贷款企业的产权属性对贷款进行分类,我们采用赵勇等(2010)的方法来估算非国有企业贷款/GDP。该估算方法首先假设国有企业贷款占总贷款比重与国有企业固定资产投资占全社会固定资产投资比重为固定比例,然后采用固定效应模

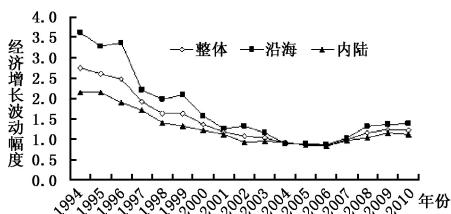


图1 经济增长波动幅度演变
态势:1994—2010年

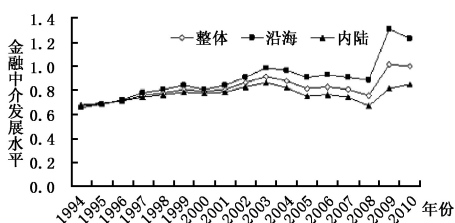


图2 金融中介发展水平演变
态势:1994—2010年

型来估算非国有企业贷款占GDP比重。我们获得的固定效应估计结果是：^④

$$\text{loan}_{it} = 0.9849 + 0.4035\text{soe}_{it} + \hat{\varepsilon}_{it} \quad (1)$$

其中,loan代表总贷款与GDP之比,soe代表国有企业固定资产投资占全社会固定资产投资比重, $\hat{\varepsilon}_{it}$ 是残差项,i与t分别代表省份和时间。基于上述估计结果,loan_{it}-0.4035soe_{it}即为各省各年非国有企业贷款/GDP的估计值。

我们将每年相关省份的金融中介发展水平进行简单算术平均,分别从区域和全国来考察金融中介发展水平的演变态势(见图2)。由图2可知,无论从区域还是全国看,金融中介发展水平在1994—2003年间皆呈缓慢上升趋势,但其后一直到2008年略显下降趋势。在2008年之后,受4万亿经济刺激计划影响,金融中介发展水平大幅上升。另外,沿海地区金融中介发展水平在1996年之后高于内陆地区,而且区域金融中介发展水平的发散态势也越来越明显。

(三)控制变量说明与变量描述性统计

根据相关文献,我们纳入计量模型的其他控制变量包括:(1)货币冲击(SHOC),用通货膨胀率(CPI)5年移动平均标准差衡量(Beck等,2006);(2)人力资本(HUM),用高等学校在校学生数占总人口的比重衡量(Mallick,2009);(3)政府规模(GOV),用地方财政支出与GDP之比衡量;(4)贸易开放度(TRAD),用进出口总额与GDP之比衡量(Easterly,2000);(5)经济增长水平(GDP),用实际人均GDP增长率衡量(Tiryaki,2003)。所有基础数据皆根据各年《中国统计年鉴》、《中国金融年鉴》与《新中国60年统计资料汇编》整理。变量描述性统计结果见表1。^⑤

表1 变量描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	最大值	观测数
VOL	1.365	0.901	0.220	5.864	493
FD	0.805	0.259	0.218	2.343	493
SHOC	4.308	3.173	0.327	12.167	493
HUM	0.009	0.007	0.001	0.036	493
GOV	0.165	0.128	0.049	1.086	493
TRAD	0.039	0.052	0.004	0.256	493
GDP	10.727	2.717	3.100	23.600	493

四、实证结果与分析

为了识别金融中介发展对经济增长波动幅度的影响，我们建立如下回归模型：

$$VOL_{it} = \alpha_i + \alpha_t + \beta_1 FD_{it} + \beta_2 FD_{it}^2 + \beta_3 FD_{it} \times SHOC_{it} + \sum \gamma_j Control_{jit} + \epsilon_{it} \quad (2)$$

这里 α_i 和 α_t 分别用来捕捉地区固定效应与时间固定效应，因此式(2)是一个双向固定效应模型。根据 Easterly 等(2000)，我们用 FD 的平方项来捕捉金融中介发展对经济增长波动幅度的非线性影响。根据 Hahn(2003)，我们引入交互项 $FD \times SHOC$ 来捕捉金融中介发展对货币冲击的放大或者缩小效应。Control 代表 SHOCK、HUM、GOV、TRAD 与 GDP 这五个控制变量。 ϵ 是特异性误差， β 和 γ 皆表示待估计参数， i 和 t 分别表示省份和时间， j 是其他控制变量的序号。

面板数据模型常用的估计方法包括固定效应估计与随机效应估计两种。由于本文样本并非随机抽取，我们采用固定效应估计法对式(2)进行估计。估计结果见表 2 中模型(1)栏。

表 2 实证分析结果

	模型(1)		模型(2)		模型(3)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
FD	1.891**	0.781	1.136	0.772	0.018	0.035
FD ²	-0.486*	0.294	-0.171	0.269	0.001	0.001
FD×SHOC	-0.155**	0.071	-0.100**	0.050	-0.010**	0.004
SHOC	0.200***	0.064	0.183***	0.060	0.150***	0.051
HUM	-30.011*	16.617	-27.214*	16.383	-27.767*	16.845
GOV	-0.272	0.873	-0.418	0.890	-0.155	0.876
TRAD	-1.990	2.004	-1.704	2.008	-2.570	2.245
GDP	0.046***	0.018	0.048***	0.018	0.045***	0.017
常数	-0.268	0.536	-0.083	0.606	0.677*	0.360
固定效应检验						
地区固定效应	F=5.528***		F=5.288***		F=5.475***	
时间固定效应	F=3.536***		F=3.541***		F=4.153***	
联合检验	F=4.991***		F=4.900***		F=5.202***	

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

根据估计结果，我们首先发现在金融中介发展与经济增长波动幅度之间存在显著的倒U形关系，这与 Kunieda(2008)一致。假定其他显著的控制变量都在均值处取值，则此非线性关系的函数形式如图3所示。如果我们把中国各省类比为小国开放经济体，则 Aghion 等(2004)的动态小国开放经济模

型就为图3提供了一个很好的理论解释。按照该解释,在一个具有内生不稳定性的经济中,当经济处于繁荣时期时,投资增加会带来地区特定要素价格上涨,从而投资者的利润空间和融资能力被挤压,于是对特定要素的需求下降,经济开始衰退。但特定要素需求下降必然引起价格下降,这又为投资活动提供了利润空间,于是新一轮繁荣时期开始。在这个经济中,如果金融发展水平很低,则投资水平很低,从而不会对特定要素产生足够的需求以至于推高其价格;反之,如果金融发展水平很高,则投资水平很高,从而会对特定要素产生足够的需求以至于特定要素维持一个正价格。换言之,只有处于中等金融发展水平时,经济才是最不稳定的,从而出现如图3所示的这种倒U形的非线性关系。

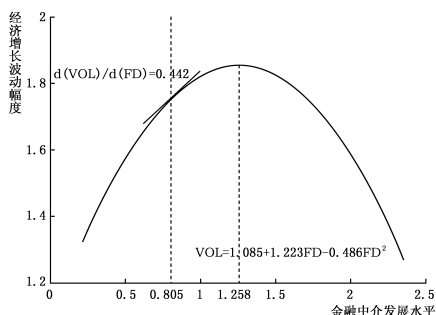


图3 经济波动幅度与金融中介发展水平的非线性关系

交互项 $FD \times SHOC$ 的系数为负且显著,表明金融中介发展具有显著的货币冲击减震效应。这与 Bacchetta 和 Caminal(2000)的理论预期恰恰相反。在 Bacchetta 和 Caminal(2000)的分析框架中,经济中存在大小两种类型的公司。由于规模报酬递减,小公司的边际生产率更高,但小公司在不完善的信贷市场上受到更多的信贷约束,其约束程度与外部融资和内部资金之比正相关。假定出现通胀冲击,则利率上升,小公司因资产净值缩水而信贷约束程度加重,故更多的资金流向大公司,因此不完全信贷市场减弱了货币冲击,进而得出的结论是,金融中介发展通过减弱信贷市场的不完全性而放大了货币冲击。然而,当把 Bacchetta 和 Caminal(2000)的分析框架应用于中国时,我们必须考虑利率非市场化这一重要背景。事实上,在名义利率受到管制的情况下,当出现通胀冲击时,公司实际融资成本是下降的,因而小公司信贷约束程度减弱,以至于更多的资金流向小公司,故在利率非市场化背景下,不完全信贷市场放大了货币冲击,进而金融中介发展通过减弱信贷市场的不完全性而对货币冲击起到了减震作用。

接下来我们考察金融中介发展对经济波动的边际效应。根据式(2),变量 FD 对 VOL 的边际效应为 $\partial VOL / \partial FD = \beta_1 + \beta_3 SHOC + 2\beta_2 FD$ 。边际效应的大小既取决于参数的大小,也依赖于变量 FD 与 $SHOC$ 的取值,这为我们的分析带来了一定的复杂性。但鉴于变量均值浓缩了变量的相关信息,我们可以通过计算变量均值处的边际效应来获得一些有用的结论。从表3可以发现,无论是区域还是全国,均值处的边际效应皆大于零但并不显著。因此一个重要的结论是,中国正从金融中介发展对经济波动具有放大效应的阶段步入临界区间。

表 3 金融中介发展对经济波动的均值处边际效应

	FD 均值	SHOC 均值	边际效应	标准误	t 值	p 值
全国	0.805	4.308	0.442	0.309	1.43	0.153
沿海	0.864	4.205	0.401	0.290	1.38	0.167
内陆	0.768	4.371	0.468	0.322	1.45	0.147

在步入临界区间的过程中,各省份处于怎样的相对位置呢?通过考察边际效应的表达式不难发现,在变量 FD 与 SHOC 的二维空间中,函数 $FD = -(\beta_1 + \beta_3 SHOC) / 2\beta_2$ 定义了一条临界线。在该临界线上方区域,金融中介发展对经济波动的边际效应为负,反之则相反。我们估计的临界线是 $FD = (1.891 - 0.155SHOC) / 0.972$ 。把变量 FD 与 SHOC 在样本期间的均值用散点图表示(见图 4),可以发现,在所有省份中,只有北京已越过了估计的临界线;在估计的临界线下方区域,上海离临界线最近,西藏离临界线最远。

最后我们考察其他控制变量。货币冲击变量(SHOC)的系数为正且显著,这完全符合直觉。人力资本变量(HUM)的系数在 10%的水平上为负且显著,暗示人力资本提高有助于经济平稳增长。我们也发现经济增长水平变量(GDP)对经济稳定性具有显著的不利影响,表明在经济高速增长的同时维持经济增长的平稳性

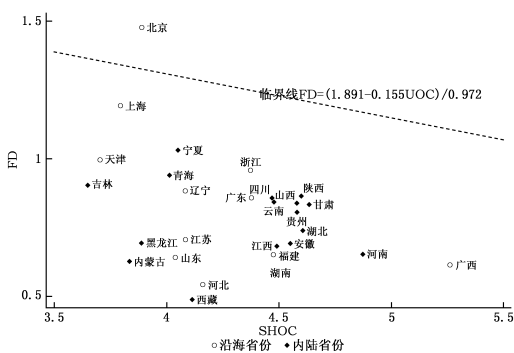


图 4 各省份相对位置散点图

确实是一个两难问题。我们没有发现政府规模(GOV)和国际贸易(TRAD)与经济增长平稳性具有显著联系的证据。

应该注意到,众多文献并未就金融中介发展水平度量问题达成共识,因此我们还有必要进行稳健性分析,以考察金融中介发展水平的不同测度对实证结论的影响。就中国经验研究而言,一些文献遵循 King 和 Levine(1993)的方法,利用金融机构贷款与 GDP 的比值来衡量金融中介发展的深度。基于该指标我们重新对式(2)进行了估计,结果见表 2 中模型(2)栏。可以发现,金融中介发展与经济增长波动幅度呈不显著的倒 U 形关系(FD 符号为正但不显著,FD 平方项符号为负但不显著),金融中介发展对货币冲击的缩小作用仍显著存在,而其他控制变量的系数符号与显著性则未发生变化。基于 Cull 和 Xu(2000)等的研究,一些文献利用固定资产投资中银行贷款与财政拨款之比来衡量中国金融中介发展水平,其根据在于:尽管中国银行体系信贷配置效率低下,但相对于财政拨款,银行贷款的硬约束程度更强,其配置效率也更高,从而固定资产投资中银行贷款与财政拨款之比的提升能够反映中国金融中介发

展情况。基于该指标重新对式(2)进行了估计,结果见表2中模型(3)栏,可以发现,金融中介发展与经济增长波动幅度呈不显著的U形关系(FD和FD平方项符号均为正但不显著),金融中介发展仍具有显著的货币冲击减震效应,而其他控制变量的系数符号与显著性则未发生变化。

稳健性分析的基本结论是:第一,金融中介发展对货币冲击的减震效应显著,这一结论对于金融中介发展水平测度指标的选择具有稳健性;第二,金融中介发展与经济增长波动幅度之间倒U形关系是否显著取决于金融中介发展水平测度指标的选择。这里我们要强调的是,尽管只有在利用非国有企业贷款与GDP之比来衡量中国金融中介发展水平时,金融中介发展与经济增长波动幅度呈倒U形关系的结论才会获得经验证据支持,但我们认为该结论具有较强的可靠性,因为在三个中国金融中介发展测度指标中,非国有企业贷款与GDP之比更具科学性。这是因为:如果以金融机构贷款与GDP的比值来衡量中国金融中介发展,则银行贷款主要流入国有企业这个重要事实被掩盖。张军(2006)指出,考虑到银行贷款主要流入了国有企业而不断出现无效率的投资,以金融机构贷款与GDP的比值来衡量中国金融中介发展可能与金融中介发展的理论内涵背道而驰。而固定资产投资中银行贷款与财政拨款之比或许是一个很弱的中国金融中介发展水平度量指标,这主要是因为:随着政府干预经济程度的下降,这个指标趋于上升,但这与其说是金融中介发展水平提高的反应倒不如说是经济市场化程度加深的结果。

五、结论性评价

以非对称CF滤波所识别的经济增长周期成分的五年移动平均标准差作为经济增长波动幅度的度量,以非国有企业贷款与GDP之比作为中国金融中介发展水平的度量,本文利用双向固定效应计量模型发现,金融中介发展与经济波动幅度呈显著的倒U形关系,金融中介发展对货币冲击具有显著的减震效应;整体而言,中国还未到达金融中介发展对经济波动产生平抑效应的阶段,但正步入临界区间。稳健性分析表明,当利用其他指标来衡量中国金融中介发展水平时,金融中介发展与经济波动幅度的倒U形关系要么消失要么不显著,而金融中介发展对货币冲击具有减震效应这一结论并不依赖于金融中介发展水平测度指标的选择。由于基于非国有企业贷款与GDP之比来测度中国金融中介发展水平更具合理性,我们的判断是,金融中介发展与经济波动幅度呈倒U形关系这一经验结论具有较强的可靠性。

回到本文引言部分所提出的问题,金融发展特别是银行中介发展,是否在中国宏观经济运行平稳度显著提高过程中扮演了重要角色呢?基于本文的经验研究,我们的回答是,金融中介发展不是中国宏观经济运行平稳度显著提高的一个主要原因,因为尽管中国金融中介发展具有显著的货币冲击减震效应,

但总体而言，中国还未到达金融中介发展对经济波动产生平抑效应的阶段。这个答案似乎显得比较悲观，但本文还有一个重要发现，即中国正从金融中介发展对经济波动具有放大效应的阶段步入临界区间，而且该结论不具有区域差异性。由此我们获得本文研究的一个重要政策涵义，即中国金融中介发展已处于一个关键时期，如果进一步加快发展步伐，则中国金融中介发展必定能够迅速跨出临界区间而进入对经济波动产生平抑效应的阶段。只要进入该阶段，我们将收获金融中介发展所带来的双重红利——平抑经济波动与促进经济增长。目前来看，中国金融中介发展的问题是金融中介发展未能紧跟民营经济的发展步伐。即使民营经济对 GDP 总量的贡献达到 65% 左右，对 GDP 增长率的贡献在 70%—80% 之间，银行贷款中也只有不到 20% 进入了民营经济 (Du 等, 2008)。因此，要进一步推动中国金融中介发展，政策着力点仍在于减少乃至消除指令性贷款，进一步巩固银行商业化改革的成果。

* 本文还得到浙江省高校人文社科重点研究基地(金融学)与浙江省之江青年社学者行动计划项目的资助。

注释：

- ①根据 Stock 和 Watson(1999)，我们把周期波动的频率设定为 2—8 年。另外，我们也维持人均实际 GDP 增长率序列平稳性的合理假设。
- ②在处理经济增长波动幅度与金融中介发展水平数据时，本文把重庆市并入了四川省。限于篇幅，我们略去了数据处理结果。
- ③沿海地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南和广西，内陆地区包括山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南、四川、重庆、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆。
- ④参照张军和金煜(2005)，我们基于一个 AR(1)过程调整了误差项的序列相关问题。
- ⑤在对经济增长波动幅度与金融中介发展水平数据整理后，我们利用散点图初步考察了两者的关系，发现数据含有异常值，其中海南省 1994 年、1995 年、1996 年和 2009 年的数据存在明显的离群现象。为避免异常值影响估计结果的可靠性，我们将海南省数据从回归分析样本中剔除。事实上我们在文章第四部分的实证分析中也利用含海南省的样本数据进行了回归分析。基于 Cook 距离加权的标准化残差图，我们发现这些异常值确实会对回归结果产生重大影响。限于篇幅，本文未报告这些实证分析结果。

主要参考文献：

- [1]刘树成. 新中国经济增长 60 年曲线的回顾与展望——兼论新一轮经济周期[J]. 经济学动态, 2009, (10): 5—12.
- [2]张军, 金煜. 中国的金融深化和生产率关系的再检测: 1987—2001[J]. 经济研究, 2005, (11): 34—45.
- [3]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): 37—50.
- [4]朱彤, 漆鑫, 李磊. 金融发展、外生冲击与经济波动——基于我国省级面板数据的研究

- [J]. 商业经济与管理, 2011, (1): 52—59.
- [5] Aghion P, Angeletos G M, Banerjee A, Manova K. Volatility and growth: Credit constraints and the composition of investment[J]. Journal of Monetary Economics, 2010, 57(3): 246—265.
- [6] Aghion P, Bacchetta P, Banerjee A. Financial development and the instability of open economies[J]. Journal of Monetary Economics, 2004, 51(6): 1077—1106.
- [7] Bacchetta P, Caminal R. Do capital market imperfections exacerbate output fluctuations? [J]. European Economic Review, 2000, 44(3): 449—468.
- [8] Bernanke B S, Gertler M, Gilchrist S. The financial accelerator in a quantitative business cycle framework[R]. NBER Working Paper No. w6455, 1998.
- [9] Caballero R J, Krishnamurthy A. International and domestic collateral constraints in a model of emerging market crises[J]. Journal of Monetary Economics, 2001, 48(3): 513—548.
- [10] Easterly W, Islam R, Stiglitz J E. Shaken and stirred: Explaining growth volatility[R]. Annual World Bank Conference, 2000.
- [11] Lucas R E. Understanding business cycles[R]. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 1977, 5(1): 7—29.
- [12] Stock J H, Watson M W. Has the business cycle changed and why? [R]. NBER Working Paper No. 9127, 2002.
- [13] Wahid A N M, Jalil A. Financial development and GDP volatility in China[J]. Economic Notes, 2010, 39(1): 27—41.
- [14] Wang P, Wen Y. Financial development and economic volatility: A unified explanation [R]. Working Papers No. 2009—022c, Federal Reserve Bank of St. Louis, 2009.
- [15] World Economic Forum. The financial development report 2010[R]. The World Economic Forum USA Inc, 2011: 12—13.

Does the Development of Financial Intermediation Smooth Economic Fluctuations? Evidence from China

YAO Yao-jun, BAO Xiao-hui

(School of Finance, Zhejiang Gongshang University, Hangzhou 310018, China)

Abstract: The relationship between the development of financial intermediation and economic fluctuations is an academic frontier. Based on the provincial panel data in China from 1994 to 2010, this paper finds that, the development of financial intermediation in China has significantly dampened monetary shock, but by and large, China has not yet reached to the stage where the development of financial intermediation can (下转第 81 页)

China Finance Review International, 2012, 2(2): 121—142.

[18] Sun Q, Tong W H S. China share issue privatization: The extent of its success[J]. Journal of Financial Economics, 2003, 70(2): 183—222.

Policy Burdens, Marketization Reform and SOEs' Underperformance after Their Share Issue Privatization

LIU Chun, SUN Liang

(International Business School, Sun Yat-sen University, Zhuhai 519082, China)

Abstract: By investigating the changes in policy burdens after Chinese SOEs' share issue privatization (SIP), this paper builds a bridge between government intervention and SOEs' underperformance after their SIP, and provides corresponding governance tools. The results show that, there exists a significant increase in policy burdens after SOEs' SIP, and greater demand for employment expansion in the areas in which SOEs are located leads to more significant increase in policy burdens of SOEs. The increase in policy burdens has a significantly negative effect on the operating performance of SOEs after their SIP and could strengthen their underperformance. Further analysis shows that, both of the shift of Chinese IPO issuance system from quota to approval system, and the process of marketization, can help to significantly reduce the increase degree of policy burdens after SOEs' SIP, so they can be the effective governance tools to improve the performance of SOEs' SIP in China.

Key words: policy burden; share issue privatization; underperformance; marketization reform (责任编辑 喜 雯)

(上接第 70 页)

smooth economic fluctuations. It also shows that China is experiencing a shift from the stage where the development of financial intermediation has the amplification effect on economic fluctuations to the critical interval. Therefore, it offers the important policy implication that, the development of financial intermediation in China has been in a critical period and the further quick development of financial intermediation will certainly bring about the positive effects on macroeconomic stability and economic growth.

Key words: development of financial intermediation; economic fluctuation; monetary shock (责任编辑 喜 雯)