

中国影子银行形成机理 与宏观效应*

李建军 乔 博 胡风云

内容提要 本文从影子银行形成机理出发,将拉姆齐模型引入信贷条件,发现影子银行在金融抑制的情况下能够起到增加社会产出的作用。选取2003年1月—2014年12月的月度数据,对中国影子银行规模以及GDP等宏观经济指标进行SVAR分析。实证结果表明,影子银行是传统银行融资的有效补充,但其冲击对于实体经济的影响较短,且促进作用有限。在此基础上,本文发现中国影子银行是金融抑制的产物,随着金融自由化改革的不断推进,影子银行的特征会逐渐从融资性向交易性过渡,因此,应该加强宏观审慎框架与政策协调机制的建设。

关键词 影子银行 拉姆齐模型 SVAR 模型

一、引言

中国影子银行近年来发展速度非常迅速,与国外相比有着不同的形态与特征。在国外,影子银行通常以投资银行、货币市场基金、资产证券化产品、结构性投资实体等形态出现。在中国,影子银行的形态包括委托理财产品、信托贷款、民间信贷等,一般认为金融抑制、政策调控以及金融创新均是其产生的原因。根据中国人

民银行调查统计司与成都分行调查统计处联合课题组(2012)的定义,中国的影子银行是“从事金融中介活动,具有传统银行类似的信用、期限或者流动性转换功能,但是未受到巴塞尔协议Ⅲ或者同等监管程度的实体”^①。虽然国内外的经济金融环境有着较大的差异,但无论是在金融市场高度发达的欧美国家,还是在利率尚未完全市场化的中国,都形成了较大规模的影子银行。影子银行对于经济金融的影响是难以估量的,2007年爆发的美国次贷危机,2009年爆发的主权债务危机就是最好的证明。全球的金融动荡已经从微观金融部门开始向宏观政府部门传播,而影子银行恰恰成为了金融风险的主要传播工具。可以认为,影子银行一定程度上加剧了金融风险的积累与扩散,成为了导致金融系统不稳定的因素之一。

因此,影子银行的形成机理成为学术界十分关注的命题。目前的研究基本集中在微观层面来讨论影子银行的形成,认为影子银行的形成是规避监管、过度金融创新的结果。然而却鲜有从宏观经济层面研究分析影子银行形成机理的成果。本文从宏观经济的角度出发,发现社会信贷供给与需求的缺口是影子银行生成的原因。在社会信贷缺口存在的背景下,社会融资需求没有得到有效满足,同时金融资本有追

*本文为国家自然科学基金项目“货币政策约束下中国影子信贷市场融资搜寻模型”(71173246)的部分成果。

求高收益的冲动,监管对于金融资本的限制,使得其会寻找监管漏洞进行监管套利,影子银行应运而生。因此,本文在拉姆齐模型的基础上引入信贷条件,分析影子银行形成的机理与形成过程。

二、文献综述

当前学术界对于影子银行形成机理以及产出效应方面还没有形成完全的共识,但是基本都认同影子银行是一种信用中介活动(Zoltan等,2010)。在中国影子银行形成方面,范琨(2012)指出,中国影子银行形成不同于西方国家,运营手段与传统银行融资业务类似,其资金流通模式也与银行相近,在投向方面以支持实体经济为主,在一定程度上提高了金融供给效率。中国人民银行调查统计司与成都分行调查统计处联合课题组(2012)认为,由于中国证券市场发展并不完善,因此中国影子银行承担了补充银行融资的功能,是典型的融资性金融活动,它主要通过向个人或企业进行资金募集,本质上属于零售融资业务。李建军和胡风云(2013)指出,由于信息不对称等外部约束条件的存在,中小企业难以通过正规金融途径满足其融资需求,因此需要依赖影子信贷市场进行融资。裘翔和周强龙(2014)认为,信贷大幅紧缩以及规避行政管制是中国影子银行爆发的主因。

另一方面,在中国影子银行的产出效应方面,李扬(2011)指出,影子银行提高了金融市场的流动性,向经济社会创造了大量的信用,在一定程度上替代了传统银行,并削弱了货币政策的调控基础。李蔚和苏振天(2012)对影子银行与货币供应量的相互关系进行了分析,认为影子银行活动会增加金融市场的流动性,增加了货币供应量,干扰了货币政策,弱化了宏观调控的效果。中国人民银行调查统计司与成都分行

调查统计处联合课题组(2012)及王勇和韩雨晴(2012)认为,中国影子银行在运作上存在信用创造的条件,但是由于中国金融市场由银行进行主导,资本市场发展相对滞后,使得影子银行的资金来源以及运用方式都受到了较大的限制,这也限制了影子银行信用创造的能力。由于资产证券化业务尚未进行大范围推广,因此中国影子银行的流动性转换功能更加突出。李建军和胡风云(2013)指出,由于企业生命周期的存在,影子信贷融资凭借独特的信息与成本优势,能够为成长初期的企业发挥更多的融资作用。王曼怡和张译文(2014)认为影子银行能够帮助中国实现最优配置,提高金融体系活力,完善金融体系结构,有利于满足不同主体的融资需求。王振和曾辉(2014)运用传统的IS-LM模型对影子银行进行分析,认为影子银行会增加货币供给的内生性,影响货币传导机制,对于经济有扩张作用。何国华、叶敏文和李涛(2014)认为,影子银行在替代传统银行的过程中,不仅拉长了信用链条,并且增加了杠杆,造成影子银行蕴含着较大的风险。不仅如此,监管缺失的影子银行体系能够无节制推高资产价格,可能助长价格泡沫的形成。李建军和薛莹(2014)认为,影子银行部门系统性风险主要集中在信托领域,风险的主要承受机构是银行。

已有文献研究显示,中国影子银行的特征是信用链条较短、业务属于融资性金融活动,是对传统银行活动的补充或替代。但文献对中国在影子银行形成机理方面的研究还比较少见。本文重在探讨影子银行形成机理,从宏观经济的视角来探析影子银行的产生过程,并分析其产生的宏观经济效应。

三、影子银行产生机理与福利效应

本文对拉姆齐模型进行拓展,引入了社会

信贷条件,来分析影子银行产生的机理,并推理检验其对于宏观经济的影响。模型引入了如下的假设:(1)基本假设:在不考虑技术进步的前提下,假定劳动力数量保持动态不变、家庭与个人完全同质、有限生命但完全利他代际转移、完全竞争的市场结构。(2)社会仅存在一种商品,社会生产函数对于资本和劳动力是一阶齐次函数,且在资本与劳动力确定的情况下,新增的信贷可以带来额外的产出。社会产出用于家庭消费后,剩余部分通过金融中介来增加社会资本。(3)假定社会福利的目标是消费获得效用减去劳动带来的痛苦,但由于本文已经假设了劳动力数量保持动态恒定,因此社会福利取决于消费获得的效用。(4)根据现实的经验来假定社会信贷规模与产出的关系,社会信贷规模对社会产出的关系是符合 $F'(d) > 0, F''(d) < 0$, 且 $F'(k) > 0, F''(k) < 0$, 且符合稻田条件。

因此,构建社会生产函数 $F(n, k, d)$, 由于社会劳动力处于动态稳定中,函数可简写为 $F(k, d)$ 。考虑中国的实际,假定利率是外生变量,那么,有资本的运动方程为:

$$\Delta k_{t+1} = F(k_t, d_t) - c_t - d_t - id_t + d_{t+1} - \delta k_t \quad (1)$$

其中, k 为人均资本, c 为人均消费, d 为人均信贷规模, δ 为资本折旧, i 为利率水平, t 为当期, $t+1$ 为下期。

当只考虑消费的社会长期效用函数时 $v_t =$

$\sum_{s=0}^{\infty} \beta^s U(c_{t+s})$, 其中, v 代表社会总体长期效用, s 代表人口代数, β 代表主观贴现因子 ($\beta < 1$), U 为即期消费效用函数。

由此,可以得到社会长期效用最大化表达

式 $\max_{c_t, k_t, d_t} v_t = \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s U(c_{t+s})$, 和约束条件 $s.t. F(k_t, d_t) - c_t - d_t - id_t + d_{t+1} - \delta k_t + k_t - k_{t+1} = 0$, 并以此来构造拉格朗日函数:

$$L_t = \sum_{s=0}^{\infty} \{ \beta^s U(c_{t+s}) + \lambda_{t+s} [F(k_{t+s}, d_{t+s}) -$$

$$c_{t+s} - d_{t+s} - id_{t+s} + d_{t+s+1} - \delta k_{t+s} + k_{t+s} - k_{t+s+1}] \} \quad (2)$$

对于 c, k, d 分别取一阶条件,得到:

$$\frac{\partial L_t}{\partial c_{t+s}} = \beta^s U'(c_{t+s}) - \lambda_{t+s} \quad (3)$$

$$\frac{\partial L_t}{\partial k_{t+s}} = \lambda_{t+s} [F_k(k_t) - \delta + 1] - \lambda_{t+s-1} \quad (4)$$

$$\frac{\partial L_t}{\partial d_{t+s}} = \lambda_{t+s} [F_d(d_t) - 1 - i] + \lambda_{t+s-1} \quad (5)$$

由于动态优化过程的截面条件为: $\lim_{s \rightarrow \infty} \beta^s U'(c_{t+s}) * k_{t+s} = 0$ 与 $\lim_{s \rightarrow \infty} \beta^s U'(c_{t+s}) * d_{t+s} = 0$ 。

由(3)、(4)、(5)式可推导出欧拉方程为:

$$\frac{\beta U'(c_{t+1})}{U'(c_t)} [F_k(k_t) + 1 - \delta] = 1 \quad (6)$$

$$\frac{\beta U'(c_{t+1})}{U'(c_t)} [F_d(d_t) - 1 - i] = -1 \quad (7)$$

得到社会产出函数的长期均衡条件:

$$F_d(d^*) = i + 1 - 1/\beta = i - \theta \quad (8)$$

$$F_k(k^*) = \delta - 1 + 1/\beta = \delta + \theta \quad (9)$$

设, $\theta = 1/\beta - 1$, 则当达到均衡时, (8)式转化为二维直角坐标图,如图1所示:

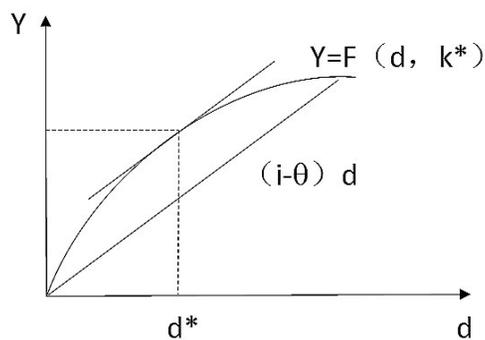


图1 没有干预的社会信贷与产出均衡

根据(8)式可以得出,在没有外界干预的情况下, i 与 β 能够决定最优化社会信贷规模 d 与最大化产出 y 的组合 (d^*, y^*)。即最大产出对应了最优的社会信贷规模 $d(i)$, 这就说明当其他条件不变时,人为地改变利率 i 就有可能使得 $d(i)$ 偏离 d^* , 从而造成社会产出偏离最大化, 社会福利

蒙受了损失。

结合中国的实际来看,中国并没有完全实现利率市场化。表现在存款利率依旧存在官定区间,而且虽然名义上放开了贷款利率,但是金融监管部门在一定程度上依然存在底线监管的行为。从现实的角度来看,中国的利率水平被人为压低,造成了社会信贷规模 d 的偏离。

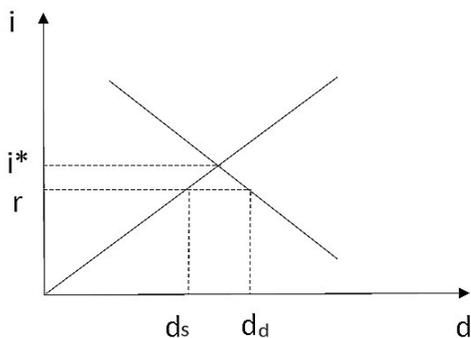


图2 人为压低利率后的社会信贷供给与需求变化

如图2所示,当利率被人为保持在 r 水平,即低于均衡利率水平 i^* 时,社会信贷需求与供给将不再匹配。利率水平 r 条件下的社会信贷需求为 d_d ,但社会信贷供给仅为 d_s 。社会出现了信贷缺口,规模为 $d_d - d_s$ 。将这个信贷缺口代入(8)式可以得到,利率水平 r 条件下新的社会信贷规模与产出的关系,如图3所示。

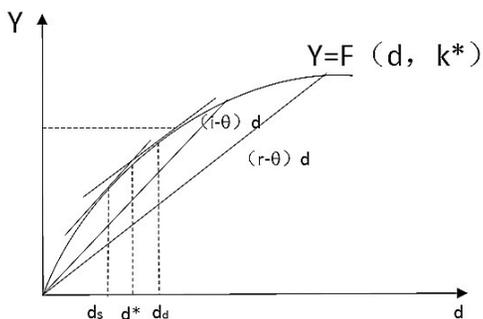


图3 利率水平 r 条件下的社会信贷与产出均衡

与没有干预条件时相比, $r < i^*$ 。由“短边原则”可知,在供给小于需求时,实际交易量将等

于供给量,也就是说,新的社会信贷平衡由较少社会信贷供给 d_s 决定,此时产出 y 明显小于无干预均衡产出 y^* ,而新的社会信贷需求 d_d 却远远没有得到满足。由此可见,压低的利率尽管能够提高社会的长期均衡产出,却导致了社会信贷供给远远小于社会信贷需求,使实际的社会总产出反而下降了。当体系偏离长期均衡的时候,市场就会自动纠偏,这样就造成了影子银行的出现。由于金融资本的逐利性,一些金融资本会利用现行监管制度中的漏洞,越过官定利率 r ,进行监管套利,进而形成了影子银行的各种表现形式。在这个过程中,社会平均利率水平会处于 r 与 i^* 之间,这就说明影子银行在追求高额利润的同时,客观地匹配了部分应有社会信贷资金,帮助提高了社会产出水平。因此可以认为,在金融抑制条件下出现的影子银行,是市场力量对监管的一种自我矫正,使市场利率向均衡利率水平进行回归。金融抑制条件下的影子银行提高了社会平均利率水平,增加了社会信贷供给,使得社会产出水平向均衡产出水平靠拢。

然而,影子银行对宏观经济的影响是双向的。随着国家利率市场化的推进,市场有可能达到均衡利率 i^* 。然而传统金融机构会受到资本充足率、行业集中度等监管条件的限制,同时一些传统的金融机构也限制对高收益高风险金融资产的投资规模,加之信息不对称在信贷市场依旧存在,这些都能够诱使社会产生新的影子银行形态。此时,由于新型影子银行的存在,社会实际利率有超过均衡利率水平的趋势,超过均衡的利率水平会抑制社会信贷需求水平。这样一来,新型影子银行的出现推高了市场利率水平,使得社会产出再次小于均衡产出,抑制了实体经济的发展。结合中国影子银行的实际来看,由于社会正规金融信贷规模不足,这就造成了影子银行出现的可能。而且由于在短期内银行信贷难以解决信息不对称等问题,造成了影子信贷利率居高不下的现象出现。

由此,可以观察出影子银行的两面性:一方面,在金融抑制的条件下,影子银行能够使市场利率水平接近均衡利率水平,在客观上帮助提高了社会产出水平,对实体经济有着正向的推进作用。然而在另一方面,在利率完全市场化的水平下,由于监管限制、信息不对称等原因,可能造成影子银行规模过大。而此时影子银行追求高额利润的行为有可能拉高市场利率水平,造成社会信贷需求的抑制,从而使社会产出水平低于长期均衡水平,对实体经济起到了反向抑制作用。

四、中国影子银行规模对宏观经济影响的实证分析

(一)模型与变量的选取

根据中国人民银行调查统计司与成都分行调查统计处联合课题组(2012)关于影子银行的概念,在这个基础上,本文通过中国人民银行公布的社会融资规模存量与增量数据,计算整理得到2003年1月—2014年12月的社会融资规模月度存量数据。并将社会融资规模存量数据中去除人民币贷款、外币贷款、企业债券、非金融企业境内股票融资等,得到中国影子银行融资数据。

同时选取国内生产总值、货币供应量以及金融机构资金来源组成模型参数。本文选择了

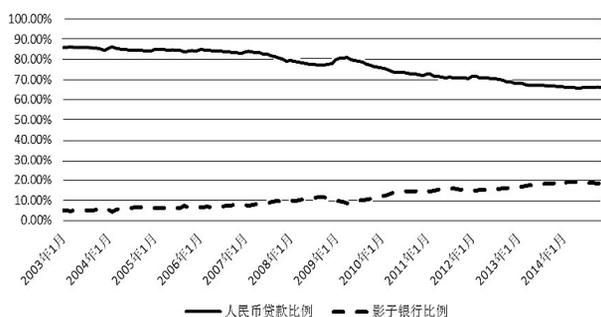


图4 2003年1月—2014年12月人民币贷款与影子银行融资占社会融资规模比例

资料来源:中国人民银行网站和作者整理

影子银行规模(SHADOW)、国民生产总值(GDP)、金融机构信贷规模(CREDIT)和广义货币量(M2)作为实证模型的主要指标。由于以上宏观变量都存在趋势上升的特征,本文对这些变量取月度数据的同比增长率,并采用结构向量自回归方法,来探索这些变量之间的脉冲响应关系。表1是基本的数据描述。

表1中DGDP、DM2、DCRED、DSHA分别是GDP、M2、CREDIT、SHADOW月度同比增长率的一阶差分。对于多个变量之间的相互关系影响的分析,结构向量自回归模型具有较为广泛的适用范围,通过经验来看,该模型对于实际经济活动的解释也较为合理。而且本文试图发现影子银行发展与经济增长、货币供应量、信贷规模之间存在相互影响关系,并试图验证本文前述的影子银行对宏观经济的影响。因此本文选取

表1 2003年1月—2014年12月模型数据统计描述

变量名称	样本数量	平均值	标准差	最小值	最大值
GDP	144	29742.1	14859.77	9417.44	68454.75
M2	144	585437	321422.6	188444.4	1228375
CREDIT	144	411670.4	220597.3	143221.9	867867.9
SHADOW	144	73486.82	69428.89	6850.494	231407.6
DGDP	143	0.096767	10.77557	-20.40958	15.58199
DM2	143	-0.008973	1.366156	-3.079641	2.982754
DCRED	143	-1.443905	17.30402	-206.5319	3.356426
DSHA	143	0.060213	8.330545	-30.19225	57.46040

结构向量自回归的模型来描述上述四个变量之间相互作用的轨迹,从客观的角度来分析影子银行目前在中国经济起到的实际作用。

(二)相关检验

为了建立结构向量自回归模型,对于 DGDP、DM2、DCRED、DSHA 进行平稳性检验,计量结果表明四个变量均通过了平稳性检验,且都满足 1% 的显著性水平。模型中四个变量均符合一阶单整序列,符合进行结构向量自回归的条件。

接着,对 SVAR 模型进行模型的稳定性检验(图 5)。由图 5 可知,SVAR 模型是稳定的,可以使用脉冲响应对其进行分析。

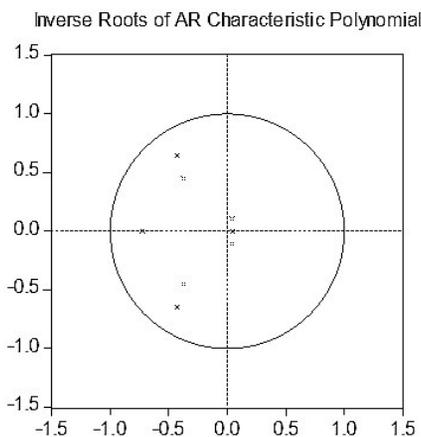


图 5 SVAR 模型稳定性检验单位圆

(三)脉冲响应函数分析

脉冲响应分析的目的是将模型中对于变量整体的混合影响分离,得到每个单独变量对于其他各个变量的影响程度,进一步地解释变量

之间的相互影响关系。

首先,观察 DSHA 对 DCRED、DGDP、DM2 的脉冲响应冲击。从总体上看 DSHA 对其他三项变量的冲击是逐步减弱的,但影响均超过了 12 期。具体来看,中国影子银行对 GDP 的冲击收敛较快,影响期数相对较短。在影子银行影响 GDP 的前两期,其冲击为正的较大,在第三期之后冲击迅速转变为负,此后趋于平稳。这说明中国影子银行在一定程度上能够成为传统银行业的有效补充,能够为实体经济募集到一定的支持资金。但是影子银行的冲击对于实体经济的影响期限为短期,对于实体经济的促进作用有限。影子银行能够在短期内弥补经济运行中利率管制而引起的社会信贷缺口问题,而随后却会由于过度逐利行为而引发对实体经济的负面冲击。再来观察 DSHA 对 DCRED、DM2 的脉冲响应冲击,其影响期限要长于对 DGDP 的影响,但最终都趋于平稳,说明了影子银行对于货币政策的确会造成影响,在货币政策制定中,应该考虑对冲影子银行带来的影响。

接着,再观察 DCRED、DGDP、DM2 对 DSHA 的脉冲响应分析。可以发现,三者对于影子银行都有正向影响,说明实体经济活跃能够促进影子银行规模上升,这也证实了影子银行在实体经济中的内生性。具体来看,虽然三者对于影子银行影响的方向趋同,但信贷规模对于影子银行的影响幅度最大。此外 DGDP 的影响程度随着时间的推移逐步减小,DCRED 在第三期影响波动达到最大然后逐步趋于平稳,DM2 在前两期小幅波动后,第三至第八阶段的影响幅度要大

表 2 模型变量的 ADF 检验

变量	C,T,N	差分项	p 值	t 值	1%临界值	结果
DGDP	0,0,12	1	0.0000	-5.255	-4.030	平稳
DM2	0,0,12	1	0.0000	-9.29804	-4.02904	平稳
DCRED	0,0,12	1	0.0000	-18.9513	-4.024	平稳
DSHA	0,0,12	1	0.0000	-10.1216	-4.026	平稳

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.

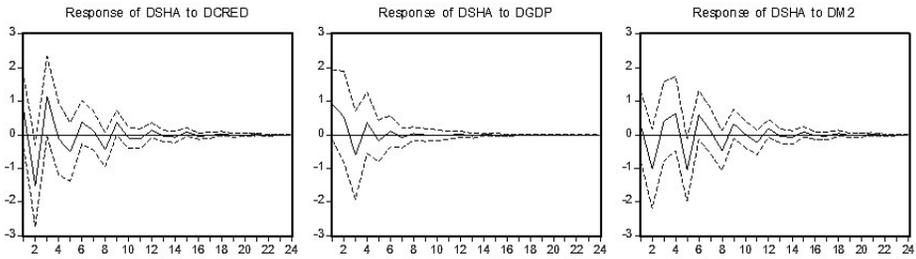


图6 DSHA对DCRED、DGDP、DM2的脉冲响应分析图

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.

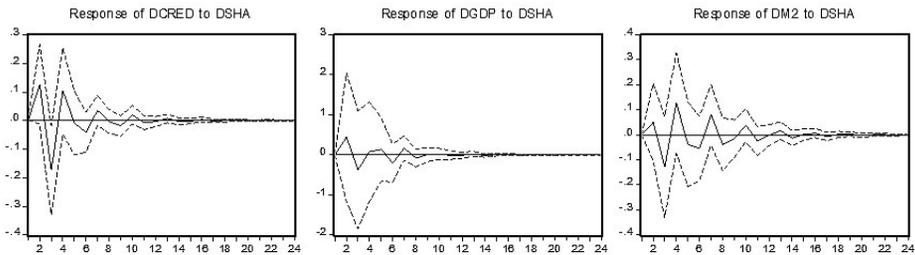


图7 DCRED、DGDP、DM2对DSHA的脉冲响应分析图

Variance Decomposition

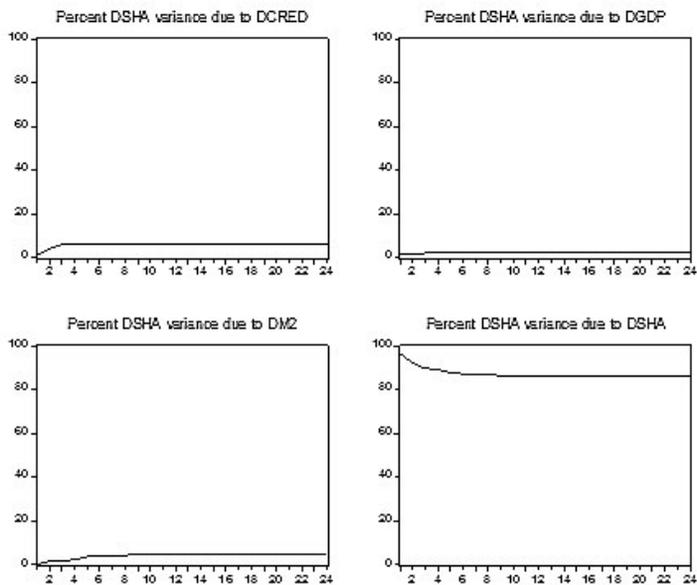


图8 影子银行方差分解图

于前两期。这也说明了货币政策对影子银行规模的影响是复杂的。

(四) 方差分解分析

在分析了影子银行与其他变量的相互影响之后,运用方差解析来分析变量冲击程度的作用占比。首先来观察影子银行的方差分解,可以

Variance Decomposition

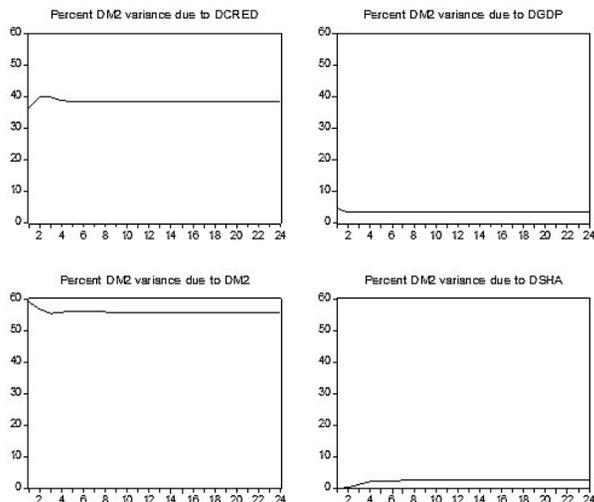


图9 货币供应量方差分解图

Variance Decomposition

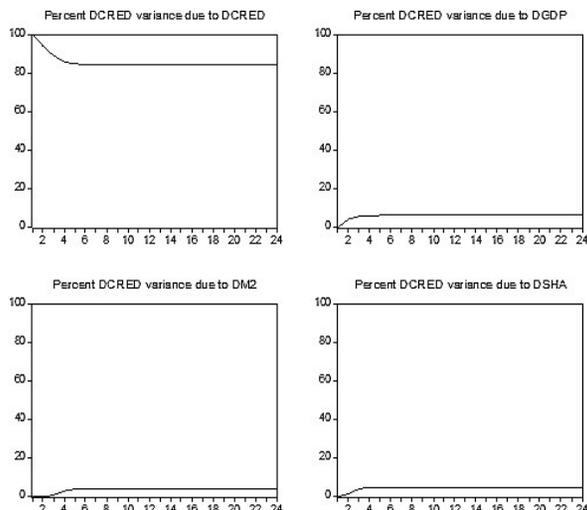


图10 信贷规模方差分解图

从图8明显地观察到,影子银行对于自身的影响占据绝对优势,在第一期的影响为96.52%,而同期的GDP、信贷规模、货币供应量的影响分别为2.08%、1.19%和0.21%。此后,影子银行对自身的影响逐步下降,其他三个变量对于影子银行的影响程度逐步上升,到第九期趋于稳定。其中,GDP的影响有所反复,其影响程度一直在1.73%—2.23%之间;信贷规模对于影子银行影响呈现上升的状态,在第九期趋于稳定达到6.56%;货币供应量也呈现出了相同趋势,但影响程度较小,在第九期达到4.66%。方差分析说明信贷规模以及货币供应量对于影子银行的影响是趋于明显的。

再来观察对于货币供应量以及对于信贷规模的方差分解(图9、图10)。在货币供应量方面,影子银行在期初的影响为零,随后逐步上升并在第十三期趋于稳定,到达2.63%的水平;信贷规模对于货币供应量的影响先升后降,一直保持在36.45%—39.87%的区间浮动。在信贷规模方面,影子银行的期初影响也为零,随后上升,第十期稳定在5.11%的水平,这也在一定程度上证明了影子银行是正规信贷的一种补充。对

GDP与货币供应量也基本稳定在6.40%与4.11%的水平。

五、结论与建议

本文将信贷条件引入拉姆齐模型,在金融抑制(利率管制)的背景下,人为地压低市场利率,使得社会投资旺盛,造成社会信贷出现缺口,使得影子银行作为社会信贷的补充机制而出现。但是由于影子银行缺乏监管,其过度套利行为也提高了市场利率,反而可能会抑制实际产出的增加。

本文通过对中国2003—2014年月度数据建立SVAR模型的方法,对影子银行与经济指标的影响进行了实证分析,得到结论:影子银行规模与GDP的互动关系趋于收敛平稳。影子银行在月度数据上对于GDP的正向影响占据主导作用,这说明在短期内影子银行规模对于经济产出的影响具有明显的正向影响。引入信贷条件的拉姆齐模型能够说明影子银行在中国出现有着一定的必然性。从实证分析的角度来看,短期内中国影子银行对于GDP的影(下转第105页)