

中国影子银行与货币政策调控 ——基于时变 Copula 动态相关性分析



李丛文*

摘要: 影子银行的发展与货币政策调控有密切关系。本文基于时变 Copula 理论模型详尽地探讨了中国影子银行与货币政策调控的动态相关性,结果显示:影子银行具有经济发展顺周期特征,能够促进经济平稳发展并且不会显著影响物价、房价水平;影子银行的调控逆周期特性削弱了紧盯货币供应量的数量型货币政策调控效果,而与市场利率的联动作用则能够提高价格型货币政策调控有效性;当前应协调运用公开市场操作以及市场利率等数量型和价格型调节工具对中国影子银行进行动态有效监管。

关键词: 影子银行; 货币政策调控; 动态相关

一、引言

完善和加强金融监管是当前中国经济新常态下金融改革的重要一环,21世纪初,中国确立了“货币政策与金融监管分设”以及“银、证、保分业监管”的监管体系和调控格局,这种监管调控体系有力保障了中国金融体系的资源配置功能的有效性,然而这也使得监管当局相互掣肘导致监管真空以及监管重复,致使监管套利现象的出现。近些年,影子银行的出现及其迅速扩张发展已经凸显出货币政策与金融监管悖离问题的严重性,当前中国货币政策需要强化结构性金融统计,灵活有效运用货币政策工具,以更加有效地反映货币政策渠道传递机制,为稳增长和调结构营造中性适度的货币环境,这就需要完善当前中国影子银行监测体系。中国影子银行具有自身发展的特殊性,现阶段更多的表现为“银行的影子”,发挥着类似于商业银行的信用中介职能。一方面在一定程度上满足了中国经济发展多元化背景下的多层次融资需求问题,促进国民经济平稳发展;另一方面在没有改变货币存量的情况下,增加了全社会的货币信用供给,导致社会融资成本提高,无形中会对货币政策工具有效性构成威胁,削弱了货币政策的执行效果,增加了货币政策调控和监管难度。因此,关于影子银行与中国货币政策调控有效性的研究对于辩证看待中国影子银行问题和提升货币政策执行力具有重要的理论与现实意义。

* 李丛文,南开大学金融学院(邮编:300071),E-mail:licongwen1988@163.com。

基于中国货币政策作用机理,本文在分析了中国影子银行整体以及局部动态发展变化的基础上,进一步研究了影子银行对中国货币政策最终目标、中介观测指标以及操作工具的联动影响作用,并提出了最优的调控方案。本文接下来安排如下:第二部分为文献综述,第三部分为变量数据说明和模型设计,第四部分为实证结果分析,第五部分为总结与建议。

二、文献综述

“影子银行”的概念最早是由 Paul McCully (2007) 在 2007 年美联储年度会议上提出的。Geithner (2008) 认为,影子银行是一种平行银行系统,本质上是一种传统银行体系之外的非银行融资活动,主要业务是非银行金融机构用短期融进资金购买高风险、低流动性的长期资产。Pozsar (2010) 认为,影子银行是一种未得到中央银行再贴现窗口保护,具有期限、信用和流动性转换功能的金融中介。Morgan Ricks (2010) 认为,影子银行系统主要由回购交易商、融资融券、结构性投资工具以及对冲基金、货币市场基金等构成。金融稳定委员会 FSB (2011) 认为影子银行主要是通过借短贷长、不良信用转化和杠杆交易而带来系统性风险和监管套利的信用中介体系。

与国外以资产证券化为核心的影子银行不同,中国影子银行是根植于商业银行的,对传统商业银行有着较强的依附关系,更多的表现为“银行的影子”。李建军 (2010) 等认为,以 FSB (2011) 提出的功能标准界定中国影子银行范围较为系统且全面,即影子银行是指发挥信用转换、期限转换与流动性转换的信用中介。宋海 (2014) 认为目前中国影子银行系统主要包括以信托公司、证券公司为主的非银行金融机构和以融资租赁、担保公司、私募股权投资基金、小额贷款公司、典当行等为主的准金融机构。同时部分学者也从不同角度对中国影子银行规模进行了测算,例如毛泽盛和万亚兰 (2012) 基于借款人的角度衡量了 1992—2010 年的中国影子银行规模。沈悦和谢坤锋 (2014) 在区分内外部影子银行的基础上,运用宏观现金流量分析法,对中国影子银行整体规模进行系统测度。封思贤等 (2014) 基于一段时期内的金融与经济关系相对稳定的假设基础上,运用未观测经济规模等经济指标度量了中国影子银行规模。裴平和印文 (2014) 对 2003—2014 年的影子银行规模进行了测算,发现中国影子银行整体规模不断扩张,同时发现 2006 年以前主要是以民间融资类影子银行信用创造为主,之后则是以金融机构类影子银行的信用创造为主。

影子银行具有“类似银行”的特征,发挥着信用中介功能,在一定程度上无疑会对中央央行货币政策调控带来挑战。早在 20 世纪 60 年代, Gurley 和 Shaw (1960) 就发现非银行金融机构具备信用创造职能。Gorton 和 Pennacchi (1990) 的研究发现,通过对风险资产现金流的分层,非银行金融机构能够创造出无风险资产,提供与货币相同的流

动性。2008年金融危机迫使各国中央银行开始审视其向非银行金融机构提供流动性工具,充当最后做市商的职能。Caruana(2011)认为正是央行放松对影子银行的监管才使得非银行金融机构面临较大的流动性风险,而 Mehrling(2011)认为央行应该继续承担影子银行机构的最后贷款人职责,Sheng(2011)则认为问题的核心在于央行应该选择何种方式监管影子银行,对于影子银行不能一味严格打压限制。Den Haan 和 Sterk(2011)以及 Loutschina(2011)从微观机构角度认为,影子银行业务活动的货币政策调控逆周期性极有可能是产生“水床效应”的重要原因,当商业银行面临紧缩性货币政策的贷款约束时,便会转向通过资产证券化等影子银行业务来为企业融资,这样既可以转移受限贷款又可以规避信贷监管要求。Borio(2013)认为对影子银行的适当监管是保持央行货币政策稳定性的重要前提。Jimenez、Ongena、Peydro 和 Saurina(2014)发现,虽然紧缩货币政策可以控制商业银行的信贷规模,却不会降低影子银行业务规模。

从国内学者的研究来看,李波、伍戈(2011)认为影子银行系统通过对金融稳定渠道、货币政策调控目标、货币政策工具效力以及对资产价格影响等方面对货币政策的调控有效性提出挑战。周莉萍(2013)认为影子银行体系的顺周期性强化了其与实体经济发展的动态关系尤其是正向反馈环机制。实证方面,陈剑、张晓龙(2012)采用短期约束 SVAR 模型实证发现影子银行对中国经济发展具有促进作用,会提高货币供给量,对通货膨胀影响不显著。沈悦、谢坤锋(2013)借助 Granger 因果检验方法实证检验发现经济增长能够促进影子银行发展,反之则不成立;经济增长与影子银行发展之间存在长期稳定的均衡关系。王晓枫、申妍(2014)利用向量自回归(VAR)模型和脉冲响应函数研究发现短期内影子银行流动性创造波动较大,对经济增长具有负面效应,但长期看有促进作用,影子银行的发展具有顺周期性。解凤敏、李媛(2014)运用 VAR 以及状态空间模型实证分析发现影子银行既可以补充银行信贷供给不足,也会对银行信贷形成替代;影子银行顺周期变化与货币政策逆周期调控之间的矛盾弱化了货币政策效果。单畅等(2014)运用 VAR 模型、Granger 因果检验、脉冲响应函数和方差分解分析,实证检验了中国影子银行体系与房地产价格之间的短期互动关系和长期动态均衡关系。裘翔、周强龙(2014)运用 DNK-DSGE 框架研究发现影子银行呈现明显的逆周期特征,在有益补充间接融资的同时,也削弱了货币政策的有效性。

国内外大量文献均表明影子银行对货币政策调控有效性有重要影响作用,然而目前大部分文献只是研究了其对于货币政策的某一个方面的影响,如经济发展、货币供应量、市场利率等。货币政策的调控涉及货币政策操作工具、中介观测指标以及最终目标三个方面,所以对影子银行与货币政策调控有效性的研究也应该从以上三个方面来全面考察。另外,从分析方法上来看,多数学者均采用 VAR 模型理论、脉冲响应函数以及 Granger 因果检验分析方法,上述检验分析方法从本质上来说都是一种线性相关预测性检验分析,并且只是一种必要性检验,影子银行既是货币政策调控的原因,也是货币政策调控的结果,影响关系复杂,所以简单地线性刻画并不能够充分地反映二者

之前内在的动态相互作用,需要借助于非线性描述工具。

中国影子银行一方面解决了多层次融资需求问题,促进了国民经济发展;另一方面影子银行从本质上来说具有信用创造功能,具有典型的经济顺周期性以及货币政策逆调控性等特征(周莉萍,2013)。一般情况下,货币政策传导机制涉及货币政策工具、中介指标以及最终目标三大内容,目前中国货币政策正处于间接调控混合期,使用的货币政策工具主要包括存款准备金率、再贴现率以及公开市场操作;货币政策中介指标为货币供应量以及市场利率;货币政策最终目标是稳定货币并且以此促进经济发展。影子银行体系内生性的货币信用创造功能引发的货币供应量增加以及货币自主性需求的减少,无疑会削弱中央银行通过存款准备金率等工具进行流动性、利率控制的有效性,从而影响货币政策最终调控目标的实现。

三、变量、数据说明与模型设计

(一) 变量、数据说明

本文主要研究影子银行与中国货币政策体系的动态调控有效性,当前我国货币政策传导机制涉及货币政策工具、中介指标以及最终目标三大内容,央行运用货币政策工具对中介指标形成影响并经由各种货币政策传导机制达到最终调控目的。所以探讨中国影子银行对于货币政策调控的有效性也应当从以上三个方面全面考察。本文具体变量选取如下:

影子银行规模指标:纵观国内现有关于影子银行的研究文献发现,大部分学者均采用银行信托贷款、委托贷款与未贴现银行承兑汇票的余额总额作为影子银行规模的代表(陈剑等,2012;王晓枫等,2014;解凤敏等,2014),然而部分学者(沈悦,2014;裴平,2014)的研究表明,银行信托贷款、委托贷款与未贴现银行承兑汇票的余额总额这些指标只是反映了基于金融机构内部的影子银行规模,中国影子银行还包括部分以民间借贷业务等形式但尚未纳入统计的其他信用创造,所以基于数据全面性以及可靠性的考虑,本文的影子银行规模由两部分构成:首先是内部影子银行,本文选取信托贷款与委托贷款之和来表示;其次是外部影子银行,根据中国央行统计的全社会融资规模构成情况,可以发现全社会融资规模总量与其各个组成部分之和存在着一定的差异,而这些差异形成的原因,正是由诸如民间借贷等因素导致的货币信用增加,所以本文用每年全社会融资规模总量与其各个组成部分之和的差值来衡量外部影子银行规模,整体影子银行规模为内、外部影子银行规模之和^①,取其同比增长率作为研究对象,记为RSB。

^① 根据阎庆民和李建华的《中国影子银行监管研究》(2014),本文采用社会融资规模构成数据从广义角度上来衡量中国影子银行规模,当然其他业界及各类监管机构也对影子银行的业务构成及其规模进行了探讨分析。

货币政策工具变量：存款准备金率，本文采用大型存款类金融机构的人民币存款准备金率，用 RES 来表示；再贴现率指的是各个金融机构向央行票据贴现时的贴现率，反映了货币市场的资金供求关系，是央行的基准利率之一，但是鉴于央行公布的贴现率指标是定期固定的，不能有效反映市场资金变动情况，市场上的银行同业拆借利率与之最接近，可近似作为再贴现率的制定依据，故本文选取银行间同业隔夜拆借利率作为央行再贴现率指标，以反映货币政策松紧程度，用 DIS 表示；近些年，公开市场操作愈发成为央行调整基础货币、干预市场利率以进行货币调控的重要工具。事实上，当前中国实行严格的银行结售汇制度，伴随着中国外汇储备的不断增加，外汇占款是基础货币的主要投放渠道，当央行进行公开市场操作时，就会冲销部分外汇占款，所以本文使用外汇冲销率来表示公开市场操作工具变量。公开市场操作包括正回购、逆回购、买入卖出债券以及票据发行和到期等行为，而央行也会定期公布资金投放量与回笼量两个指标来反映公开市场操作程度，资金投放 = 票据到期 + 正回购到期 + 逆回购 + 买入债券，资金回笼 = 票据发行 + 正回购 + 逆回购 + 逆回购到期 + 卖出债券，资金净投放量 = 资金回笼 - 资金投放，而外汇冲销率(WAI)可以由式(1)得到：

$$WAI = \text{资金净投放量} / (\text{月度新增外汇} \times \text{当月美元汇率}) \quad (1)$$

货币政策中介变量：货币政策中介指标可以是基础货币，也可以是短期市场利率，当前中国货币政策中介指标基本上还是紧盯基础货币数量，即全社会货币供应量，这主要是由于当前中国利率还未完全实现市场化所致，然而影子银行的存在会导致全社会货币信用供给增加，加之中国货币流通速度较慢，M2/GNP 远高于国外，使得以货币供应量作为中介指标观测货币政策执行效果备受诟病，所以推进市场利率化改革，完善以短期利率为主的价格型观测指标是未来中国货币政策改革的重要方面。鉴于此，本文选取货币供应量与短期市场利率作为货币政策中介变量。其中，货币供应量以 M2 的同比增长率衡量，短期市场利率采用银行间 7 天同业拆借加权平均利率作为代理变量。

货币政策最终目标：中国货币政策的最终定位是在稳定货币的基础上促进经济发展，可见物价稳定和经济增长这两个目标是当前中国央行货币政策宏观调控最为关注的目标，所以本文也选取以上两个指标反应货币政策最终目标。经济增长选用月度 GDP 环比增长率来度量，由于中国现行统计制度并未直接给出月度 GDP 数值，所以本文采用式(2)进行转换，转换过程如下：

$$\text{季度 GDP/季度工业增加值} = \text{对应月度 GDP/对应月度工业增加值} \quad (2)$$

运用上式计算出月度 GDP 值，然后取其同比增速。物价方面，本文认为居民消费信心指数不仅可以描述当下消费物价情况，而且能有效反映居民预期消费因素导致的市场价格变动，所以选用居民消费信心指数的同比增长率来衡量物价稳定研究变量，记为 RCPI。另外，中国影子银行规模的扩张得益于政府基建地产投资为主题的经济刺激政策，大部分影子银行资金流向均为周期较长的周期性建设工程，所以中国影子银

行与房地产价格之间也具有天然的经济联系。同时房地产市场的不断扩张所带来的风险问题也是当前中国宏观调控的重点，所以本文也将房地产价格作为货币政策的调控目标，以全国房地产开发企业住宅销售额除以全国房地产开发企业住宅销售面积得到房地产平均价格，记为 HP。

存款准备金率以及公开市场操作数据来自 WIND 数据库，其他数据均来自中经网统计数据库，本文数据样本周期为 2002—2014 年，数据频率单位为月度^①，各数据序列均经过了 Box-Cox 平方根变换以消除季节因素影响。

(二) 模型设计

已有部分学者采用 VAR 模型理论、脉冲响应函数、Granger 因果检验分析以及随机均衡分析法(陈剑和张晓龙, 2012; 解凤敏和李媛, 2014; 裘翔和周强龙, 2014)对中国影子银行与货币政策的关系进行了简单探讨，然而上述研究方法从本质上来说都是一种线性相关预测性检验分析，不能有效刻画两个变量的非线性特征相关系数。影子银行具有典型的经济周期顺周期性以及货币政策调控逆周期性特征(周莉萍, 2013)，二者表现出非单一线性关系，同时中国影子银行规模经历了从金融危机前的初步形成到危机后的急剧扩张的发展过程，其本身发展具有动态变化特征，所以研究过程中需要考虑其动态相关性。相比较而言，Copula 函数作为一种研究变量相关结构的重要工具，不仅可以反映变量之间的线性相关性，而且可以反映非线性结构变动情况(Embrechts, 1999)，克服了传统线性相关性分析工具的缺点，所以本文利用 Copula 理论来研究中国影子银行与货币政策调控的动态相关问题。Copula 理论最突出的一个特点是能够连接两个不同时间序列的边缘分布进而形成一个共同分布函数，以测度多维分布的关联结构，进而得到两个变量序列的动态相关特征。利用 Copula 函数估计动态相关系数时，需要解决单变量的边缘拟合分布和选取合适的 Copula 函数来刻画边缘分布的联合分布这两个问题。为此，笔者首先利用 ARMA(0, 0)-GARCH(1, 1)-偏 t 模型对单变量边缘分布进行估计，根据估计得到的边缘分布对原样本序列进行概率积分变换，得到服从[0,1]均匀分布的序列，然后选择合适的 Copula 函数估计其联合分布。

1. 序列边缘分布拟合

Bolerslev、Chou 和 Kroner(1992)的研究表明 GARCH(1, 1)模型可以有效地刻画多数金融时间序列波动性的动态过程。因此，本文对各时间序列 $r_{i,t}$ 建立 ARMA(0, 0)-GARCH(1, 1)-偏 t 模型进行边缘分布拟合，模型表达形式如下：

$$r_{i,t} = \mu_i + \varepsilon_i; \varepsilon_{i,t} = \sigma_{i,t} e_{i,t}; \sigma_{i,t}^2 = w_i + \alpha_i \varepsilon_{i,t}^2 + \beta \sigma_{i,t-1}^2; e_{i,t} \sim \text{Skewed-}t(e_i | \eta_i, \lambda_i) \quad (3)$$

其中， $w_i > 0, \alpha_i \geq 0, \beta_i \geq 0$ ，且 $\alpha_i + \beta_i < 1$ ，同时标准化残差 $e_{i,t}$ 独立同分布于峰度参

^① 由于 WIND 数据库所提供的公开市场操作数据开始期限为 2004 年 1 月，并且为日数据，所以本文所用月度资金投放与回笼数据值为当月累计投放与回笼值，并且影子银行与公开市场操作相关性分析时间周期也从 2004 年 1 月开始。

数为 η_i ，非对称参数为 λ_i 的偏 t 分布，偏 t 分布的密度函数如下：

$$Skewed-t(e_{i,t}|\eta_i, \lambda_i) = \begin{cases} bc[1 + \frac{1}{\eta_i - 2} (\frac{be_{i,t} + a}{1 - \lambda_i})^2]^{-\eta_i + 1/2}, z < -a/b \\ bc[1 + \frac{1}{\eta_i - 2} (\frac{be_{i,t} + a}{1 - \lambda_i})^2]^{-\eta_i + 1/2}, z \geq -a/b \end{cases} \quad (4)$$

其中， $a = 4\lambda_i c \frac{\eta_i - 2}{\eta_i - 1}$, $b = 1 + 3\lambda_i^2 - a^2$, $c = \frac{\Gamma(\eta_i + 1/2)}{\sqrt{\pi(\eta_i - 2)}\Gamma(\eta_i/2)}$ ，且 $3 < \eta_i < \infty, -1 < \lambda_i < 1$ 。

2. 运用 Copula 函数研究动态相关性

当前多数文献运用的传统 Copula 函数都是一种静态函数，所测得的两个变量相关系数是一个常数，但事实上多数金融时间序列的相关性随着市场的波动在动态变化，因此需要借助于动态时变 Copula 函数来衡量动态相关性。基于上述边缘分布残差项服从偏 t 分布，本文选择时变 T-DCC-Copula 函数来研究影子银行与货币政策调控的动态相关问题。

Sklar 定理指出：当 F 是边缘分布为 F_1 和 F_2 的二维联合分布函数时，一定存在一个 Copula 函数 $C: [0, 1]^2 \rightarrow [0, 1]$ ，使得： $F(x_1, x_2) = C(F_1(x_1), F_2(x_2))$ ，进一步可推导出 F 所对应的密度函数如下：

$$f(x_1, x_2) = c(F_1(x_1), F_2(x_2))f_1(x_1)f_2(x_2) \quad (5)$$

其中， $c(u, v) = \frac{\partial^2 C(u, v)}{\partial u \partial v}$ 为 Copula 函数的密度函数， $f_1(x)$ 和 $f_2(x)$ 分别为随机变量 X_1 和 X_2 的密度函数，则随机变量 X_1 关于 X_2 的条件密度为：

$$f(x_1|x_2) = \frac{f(x_1, x_2)}{f_2(x_2)} = \frac{c(F_1(x_1), F_2(x_2))f_1(x_1)f_2(x_2)}{f_2(x_2)} = c(F_1(x_1), F_2(x_2))f_1(x_1) \quad (6)$$

根据 Copula 函数的性质可知在单调增变化下 Copula 函数保持不变，由于 $r_{i,t}$ 和 $r_{j,t}$ 分别是 $e_{i,t}$ 和 $e_{j,t}$ 的单调增函数，因此对收益率序列之间相关结构的研究可以转换为对残差序列之间相关结构的研究，从而收益率 $r_{i,t}$ 关于 $r_{j,t}$ 的时变条件密度函数为：

$$f_i(e_{i,t}|e_{j,t}) = c_i(F_{Skewt(\eta_i, \lambda_i)}(e_{i,t}), F_{Skewt(\eta_j, \lambda_j)}(e_{j,t})|R_t, \eta) f_{Skewt(\eta_i, \lambda_i)}(e_{i,t}) \quad (7)$$

其中 $c_i(\cdot, \cdot | R_t, \eta)$ 表示时变相关结构参数为 R_t 和自由度参数为 η 的 T-DCC-Copula 的密度函数，因此 $r_{i,t}$ 关于 $r_{j,t}$ 的 T-DCC-Copula 分布函数为：

$$F_i(e_{i,t}|e_{j,t}) = \int_{-\infty}^{e_{i,t}} c_i(F_{Skewt(\eta_i, \lambda_i)}(e_{i,t}), F_{Skewt(\eta_j, \lambda_j)}(e_{j,t})|R_t, \eta) f_{Skewt(\eta_i, \lambda_i)}(e_{i,t}) de_{i,t} \quad (8)$$

T-DCC-Copula 函数之所以可以度量两个变量的动态相关系数，主要是其函数假

设条件相关矩阵 $R_t = \begin{bmatrix} 1 & \rho_t \\ \rho_t & 1 \end{bmatrix}$ 服从动态 DCC(1, 1) 过程：

$$Q_t = (1 - \alpha - \beta)\bar{Q} + \alpha e_{t-1} e_{t-1}' + \beta Q_{t-1} Q_{t-1}', \quad e_{t-1} = (t_v^{-1}(u_{t-1}), t_v^{-1}(v_{t-1})) \quad (9)$$

其中， u_t 和 v_t 分别为在对 $r_{i,t}$ 和 $r_{j,t}$ 进行边缘分布拟合后，对其残差 $e_{i,t}$ 和 $e_{j,t}$ 进行概率积分变换得到的服从 $U(0, 1)$ 的子序列， t_v^{-1} 表示自由度常数 v 的标准 t 分布的逆分布。 \bar{Q} 是 e_t 的样本协方差矩阵， \bar{Q}_t 是主对角元素为 Q_t 平方根，非对角线元素为 0 的 2×2 阶矩阵，模型参数约束满足 $\alpha + \beta < 1; \alpha, \beta \in (0, 1)$ 。

将上述模型估计得到的线性相关系数转换为非线性相关系数，以消除由变量内部因素可能导致的非一致相关性影响，本文通过 Kendall 相关系数来进行转换，然后基于转换后的 Kendall 系数进行最终结果分析，时变 T-DCC-Copula 函数的时变 Kendall 相关系数 τ_t 与时变线性相关系数 ρ_t 之间的关系都具有如下的关系： $\tau_t = (2/\pi) \arcsin(\rho_t)$ 。

四、实证结果分析

(一) 中国影子银行规模及其构成的动态发展变化

基于陈剑(2012)、沈悦(2014)以及裴平(2014)等学者的研究，本文将中国影子银行分为内部影子银行(金融机构类影子银行)和外部影子银行(民间融资类影子银行)两部分，然后分别对两部分影子银行规模进行了测算，内部影子银行主要包括委托贷款和信托贷款两者之和，外部影子银行为全社会融资规模与其各个构成成分之和的差值，然后将这两个部分再计算二者总和作为中国整体影子银行规模的衡量结果。具体测算结果如表 1 所示：

表 1 2002—2014 年中国影子银行规模及其构成 (单位：亿元)

年份	外部影子银行	内部影子银行	总体影子银行	外部占比	内部占比
2002	431.00	175.00	606.00	71.12%	28.88%
2003	507.00	601.00	1 108.00	45.76%	54.24%
2004	607.00	3 118.00	3 725.00	16.30%	83.70%
2005	715.00	1 961.00	2 676.00	26.72%	73.28%
2006	848.00	3 520.00	4 368.00	19.41%	80.59%
2007	1 085.00	5 073.00	6 158.00	17.62%	82.38%
2008	1 497.00	7 406.00	8 903.00	16.81%	83.19%
2009	2 430.00	11 144.00	13 574.00	17.90%	82.10%
2010	3 077.00	12 613.00	15 690.00	19.61%	80.39%
2011	4 557.00	14 996.00	19 553.00	23.31%	76.69%
2012	5 188.81	25 683.00	30 871.81	16.81%	83.19%
2013	6 449.00	43 870.00	50 319.00	12.82%	87.18%
2014	5 639.00	30 244.00	35 883.00	15.71%	84.29%

注：限于篇幅，表中各数值为当年年末数值。

由表 1 并结合图 1 可以看出，在 2009 年以前，无论是中国外部影子银行、内部影子银行还是整体影子银行系统，三者的总体规模变动幅度都较小，从社会融资规模总

量活动来看,2004年各自规模分别为431亿元、175亿元以及606亿元,到2008年底分别为1497亿元、7406亿元以及8903亿元,7年时间内三者规模的扩张程度分别仅为1066亿元、7231亿元以及8297亿元,而到了2009年以后,由图1可以看出,中国影子银行规模走势不断升高并且在2013年达到最高点,此时的外部、内部以及整体影子银行规模分别为6449亿元、43870亿元以及50319亿元,短短的4年时间内规模分别扩大了5383亿元、36464亿元以及42022亿元,其扩张幅度甚大。并且可以发现,在2009年以后,虽然整体影子银行规模不断上升,但是内部与外部影子银行规模增长幅度存在着巨大的差距,内部影子银行的扩张速度明显高于外部影子银行。

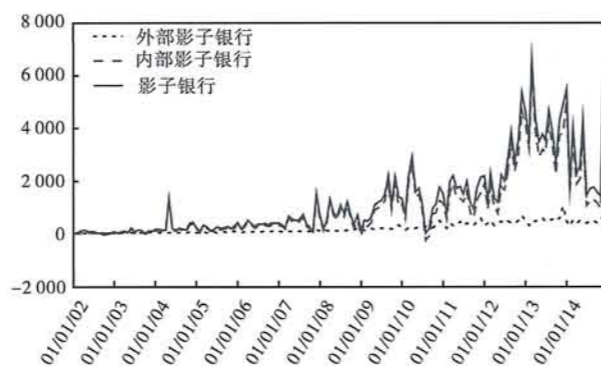


图1 2002—2014年中国影子银行规模月度动态变化情况

究其原因,一方面主要是2009年中国为应对国际金融危机的冲击,政府出台了以扩大基建投资为主题的经济刺激政策。该经济政策的实施有效遏制了金融危机在中国的蔓延,提升了国民信心,保持了危机时期中国经济的平稳发展过渡,但是其负面效应也是明显的,该政策旨在扩大基建投资建设,这就为地方政府融资平台以及房地产投资规模的扩张提供了政策便利,而后的不断扩张发展会对银行信贷以及其他融资方式形成资金依赖,同时基建投资多属于长期投资,其后续融资需求较高,极易形成刚性资金需求,在中国商业银行的信贷规模受限后,就通过理财、银信合作以及同业委托贷款等各类通道业务来满足基建刚性投资资金需求,从而成为了中国影子银行规模迅速扩张发展的重要驱动力。另一方面,逃避更加严格的金融管制与监管也是中国影子银行规模迅速扩张的重要原因。首先,中国市场利率特别是存款利率仍然受到严格管制,严重阻碍了居民对于储蓄高收益的需求,而影子银行正是中国商业银行利率管制以及储蓄者追求较高储蓄收益的动态博弈结果。其次,当前中国不论是经济结构调整改革,还是地方债务控制以及银行信贷总量的管制上面,相关方面往往采取简单地一刀切式的做法,这种行政命令措施催生了以各类通道业务为主的金融创新,以达到规避管制获取监管套利目的。最后,国际金融危机之后商业银行执行了更为严格的监管标准以进一步增强商业银行吸收损失与抵抗系统性风险的能力,对资本准备金以及流动性覆

盖金比率监管要求变高,但同时也在一定程度上也使得以商业银行为代表的传统金融机构在传统可用信贷资金不断缩小的情况下,想方设法通过通道业务来进行放贷以逃避资本金与流动性监管要求,获取自身利益。

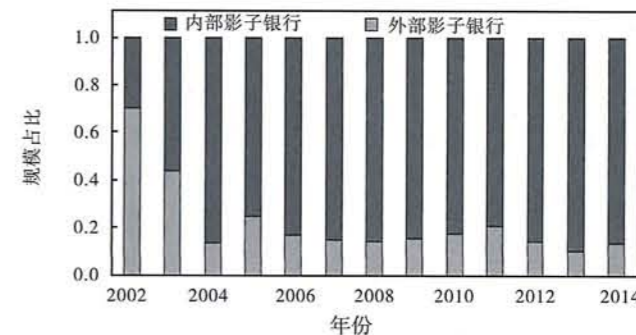


图2 2002—2014年中国影子银行规模年度构成变动情况

同时,由图2可以看出,中国影子银行的构成也有较大变化,在2004年以前,中国影子银行构成格局为外部影子银行为主,其规模份额大致在50%~70%,而内部影子银行为辅,其规模还不足30%,然而到了2004年以后,中国影子银行构成成分发生重大变化,内部影子银行规模急剧扩张,其份额逐渐占据全部影子银行规模的65%以上,并且这种格局状态延续至今。

之所以会出现这种状况,主要是由于在2004年以前,中国所谓的影子银行还主要是以地下金融、民间高利贷、小额贷款以及抵押质押担保业务为主,整体而言,这些业务构成基本属于正规金融机构业务范围以外,并且完全脱离监管,这是这个时候中国影子银行的主要特征。2004年以后,金融理财业务被逐渐引入国内,由于中国开展金融理财业务的机构主要为商业银行、证券公司、基金公司、保险公司以及信托公司等正规金融机构,拥有庞大的运作资金池,并且这些机构相互合作逐渐形成了以银信、银证、银基、银保等为主的理财业务网,中国的理财市场快速发展,随后中国又开展了多种诸如资产证券化、融资融券、债券买卖返售等新型杠杆化金融业务,使得中国内部影子银行规模急速扩张,并且逐渐成为了目前中国影子银行的主体。从影子银行业务规模构成来看,截止2013年底,商业银行与信托、证券等资产管理公司单独或合作理财业务以及融资租赁业务规模合计达到60%以上,同时在紧缩性信贷与货币政策约束下以小额贷款、融资担保、典当行为主的民间借贷业务通过投资公司、资产管理公司、第三方理财机构、P2P网络借贷平台等途径发展迅速,其业务规模也达到了18%左右,这二者几乎占据了所有影子银行的80%左右^①。与此同时,影子银行业务大部分是银行信贷受限或者为了规避资本要求等形成的监管套利业务,这些业务的发展无形中扩大

① 测算依据来源于王淳力和李建军(2013),其他业界学者及各类监管机构也对影子银行的业务构成及其规模进行了详尽的探讨分析。

了全社会货币信用供给,导致了社会融资成本上升,使得央行货币政策工具有效性降低,削弱了货币政策的执行效果,增加了货币政策对经济发展和物价稳定的调控和监管难度,所以完善影子银行监管是提高中国货币政策调控有效性的重要前提。

(二) 影子银行与货币政策的动态关系分析

接下来,本文分别对影子银行与货币政策调控机制过程中的操作工具、中介观测指标以及最终目标运用第三部分设定的 Copula 理论模型进行了动态相关性检验与分析,详细探讨中国影子银行对货币政策的影响,并在此基础上提出最优的调控手段。

具体计算过程如下^①:首先,进行各个变量序列的统计性描述,发现各时间序列的偏度系数均小于 0,峰度系数都大于 3,呈现出“非对称性后尾”特性;JB 检验统计量表明各时间序列均不服从正态分布;Q 检验表明,在滞后 10 阶、10% 的显著水平下,各序列不具有自相关性;ARCH 效应检验表明,在滞后 10 阶下,各序列均具有明显的条件异方差性;ADF 单位根检验和 KPSS 平稳性检验均表明,在显著水平下,所有变量序列均是平稳的。接下来,本文运用 ARMA(0,0)-GARCH(1,1)对各个变量进行边缘拟合分布,并将拟合后的残差标准化 $\varepsilon_{i,t} = \sigma_{i,t} e_{i,t}$,并采用偏 t(Skewed-t)模型对残差进行模拟,以此对原序列做概率积分变换,经变化后的 K-S 检验表明,偏 t(Skewed-t)模型能较好的拟合残差的分布特征,并且变换后的序列服从 U(0,1)均匀分布;对变换后的各序列做滞后 10 阶的 Q(10)、ARCH 检验,发现变换后的各序列均不存在自相关、异方差等问题。因此,ARMA(0,0)-GARCH(1,1)-偏 t 模型较好地拟合了各序列的边缘分布。最后运用 T-DCC-Copula 模型对标准化残差的影子银行与货币政策相关变量序列所对应的概率积分变换序列进行了时变 Copula 模型估计,综合根据 AIC 准则、BIC 准则以及对数似然值判断,发现时变 T-DCC-Copula 模型刻画各边缘分布的联合分布是合理的,并且估计参数显著, α 与 β 的估计参数也满足模型约束 $\alpha + \beta < 1$,所以,本文采用 T-DCC-Copula 模型来研究影子银行与货币政策相关变量的动态相关性。

1. 影子银行与经济发展和物价、房价的关系

图 3 和图 4 分别给出了 2002—2014 年中国影子银行与 GDP 以及 CPI 的月度动态 Kendall 系数变化情况。整体而言,可以发现影子银行与 GDP 之间的 Kendall 系数值波动频繁且变动幅度较大,在[-0.2,0.3]区间上波动,而影子银行与 CPI 的系数变动幅度较小,基本维持在 -0.04^②左右。这说明了影子银行与 GDP 之间的联动作用要更强于与 CPI 的联动作用。就影响程度而言,中国影子银行对于经济发展有着较强的作用力,而对物价水平基本不会产生影响,印证了陈剑(2012)等学者的研究。同时,可以发现影子银行与 GDP 的动态 Kendall 系数值在正负之间来回波动,并且正值月份居

^① 限于篇幅,本文省去了中间计算结果,感兴趣的读者可扫描本文二维码,到官网附录中查看。

^② 由于实际测算结果只在 -0.04 左右,并且整体来看,相关系数在整个样本之内波动幅度微小,使得在特定的精度内(小数点后 4 位)图 4 纵坐标数值仍然基本维持不变,但不妨碍结果分析,类似的情况还出现在图 5、图 8 和图 10 中。

多,而与 CPI 的系数值却都显著为负,说明就影响方向而言,影子银行在一定程度上能够提高社会资金资源配置,促进经济发展,并且不仅没有提高影响物价水平反而会发挥抑制通货膨胀趋势的作用。图 5 给出了 2002—2014 年中国影子银行与房价的月度动态 Kendall 系数变化情况,其数值波动幅度较小,基本维持在 -0.03 水平左右,这

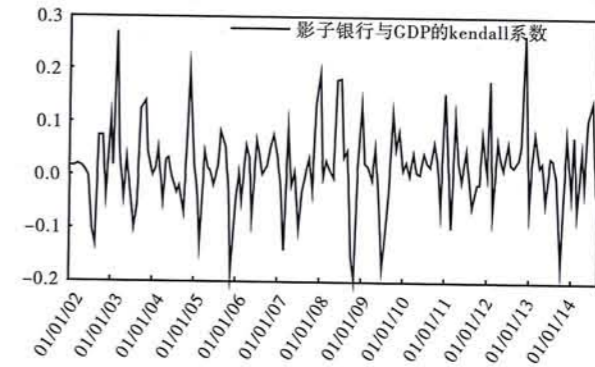


图3 RSB与RGDP的动态Kendall系数

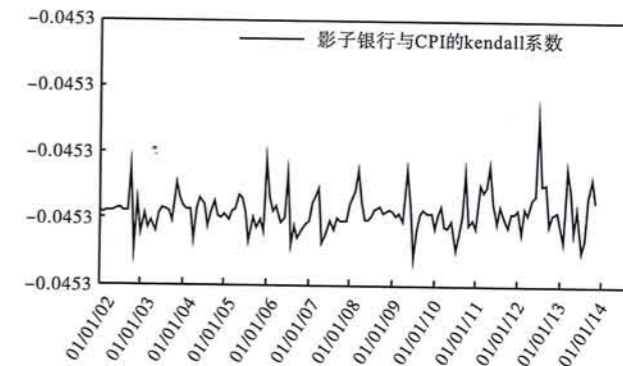


图4 RSB与RCPI的动态Kendall系数

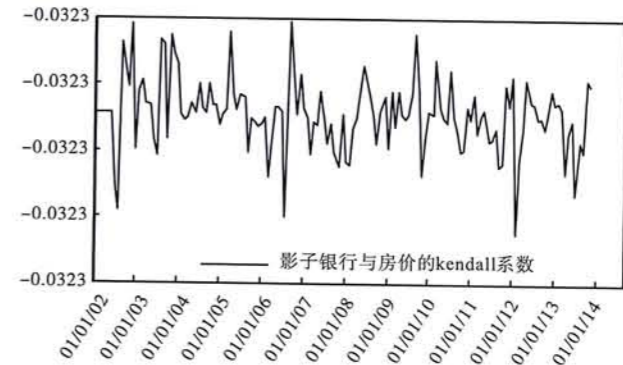


图5 RSB与房价的动态Kendall系数

说明影子银行并没有提高中国房价,反而会降低之,影子银行与房地产价格波动之间并不具有顺周期性。这可能是因为影子银行的资金对象主要是房地产开发商,而对于购置房屋的按揭贷款提供较少,房地产开发商的开发资金的增多会在长期增加有效供给,平抑房地产价格上涨趋势。

周莉萍(2013)等学者指出影子银行的发展具有典型的经济顺周期性特征,这一点可以从图6中得到佐证。2003年以后随着固定资产投资带动房地产业飞速发展,中国经济增长水平较高,但这也使得银行信贷快速扩张,通货膨胀压力较大,所以央行在2004年初实行了紧缩货币政策以限制信贷投放,这一时期影子银行规模扩张,RSB与GDP的Kendall系数也较高。2006年以后,流动性水平一直处于高位使得通货膨胀压力再度升高,资产价格泡沫开始泛滥,这时候央行不断通过提高准备金率以及再贴现率等紧缩信用供给,影子银行规模再度扩张,RSB与GDP的Kendall系数也较高。2008年末府出台了以扩大基建投资为主题的经济刺激政策,基建投资与房地产开发投资大规模扩张,然而受限于银行信贷,以信托贷款等的影子银行成为资金主要来源。2009年下半年,中国经济开始逐渐回暖,为了遏制前期房地产市场扩张,2010年年初央行重启存款准备金政策,并且在同年8月份叫停了银信合作理财业务,然而前期基建工程的周期性较长,其融资缺口在资金受限情况下,变相通过委托贷款、私募基金、各类理财产品与民间融资活动等影子银行业务获取融资,影子银行规模又不断扩张,这一时期,RSB与GDP的Kendall系数也较高。到了2011年,中国宏观经济受欧债危机冲击,外部需求疲软,经济增速下降,此后央行两次下调法定存款准备率和存贷款基准利率,释放大量流动性,此时影子银行规模较小,因而RSB与GDP的Kendall系数也较低。2012年商品房销售价格大幅反弹,房地产市场带动经济增速短期内升温,影子银行开始新一轮扩张,并于2013年2月达到巅峰,这一时期RSB与GDP的Kendall系数也陡增。2013年以后中国经济一直低位运行,央行实施稳健性货币政策,主要通过灵活性的短期公开市场操作维持经济金融的总体平稳。但在实体经济与证券

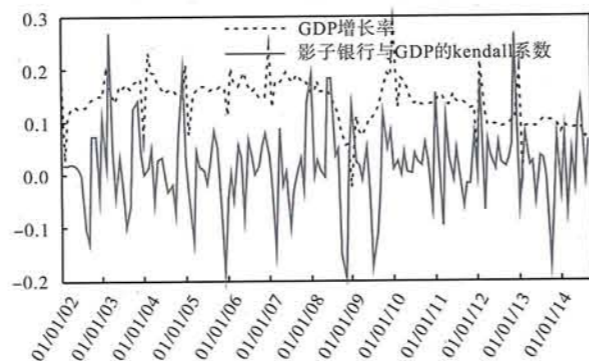


图6 影子银行的经济顺周期性走势图

市场相对低迷形势下,金融体系流动性总体不足,期限结构错配现象凸显,随着互联网金融等新型影子银行业务活动快速发展,影子银行对商业银行存款的分流日趋明显,这一时期RSB与GDP的Kendall系数也呈现出先降低而后上升的趋势。

所以综合来看,中国影子银行一方面具有货币政策调控逆周期性特征,另一方面也具有经济发展顺周期趋势,有助于促进中国经济发展以及遏制通货膨胀。所以对于中国影子银行要适当引导发挥其积极作用,而不是一味打压遏制,否则反而会在一定程度上降低中国货币政策的最终执行效果。

2. 影子银行与货币供应量以及市场利率的关系

图7、图8分别给出了2002—2014年中国影子银行与货币供应量M2以及实际利率之间的月度动态Kendall系数变化情况。可以发现影子银行与M2的Kendall系数在0.05~0.3内波动较为频繁,而与实际利率之间的Kendall系数值较小,基本维持在-0.05。说明相对于实际利率来说,影子银行与M2的相关性程度更高。同时可以发现,影子银行与货币供应量M2的系数值都为正,而与实际利率的系数值都为负,这说明就影响方向而言,中国影子银行一方面确实提高了全社会的货币供应量,但是并没有提高实际利率,这可能是由于中国利率市场化还未完全实现,市场利率并不能有效反应出影子银行的信用创造增加,而这也正是完善利率市场化改革而使影子银行运作“阳光化”的重要原因。就影响程度而言,相比较于实际利率,当前中国影子银行对于货币供应量的影子作用程度更高,其平均相关系数达到了0.2以上,说明影子银行信用创造能力较高,可以有效弥补社会融资缺口,但无形中也扩大了货币供应量。当前中国货币政策仍然以货币供应量为中介观测指标,然而上述结果表明,影子银行对于中国当前货币政策的数量中介传导机制存在着放大作用,一定程度上会削弱以货币供应量M2为观测指标的货币政策调控力度。影子银行虽然与实际利率的相关性系数较低,但是其负相关性可以有效调节影子银行规模,所以综合来看,推进市场利率化改革,完善以价格型中介指标的货币政策传导机制调控,辅之数量型传导机制调控,才是能真正达到积极引导中国影子银行健康良性发展的途径。

3. 影子银行与货币政策操作工具的关系

图9、图10、图11分别给出了货币政策三大操作工具,即准备金率、再贴现率以及公开市场操作与影子银行的月度动态Kendall系数的变化情况。影子银行与准备金率的动态Kendall系数变动幅度较大,最低处大约在-0.2左右,最高处大概在0.2处,但是变动不频繁;影子银行与再贴现率的动态Kendall系数变动幅度较小,整体变动也不频繁;影子银行与公开市场操作的动态Kendall系数变动幅度较大,在-0.1~0.3之间波动,并且波动较为频繁。这说明影子银行与公开市场操作的相关性最强,而与再贴现率的相关性最弱。就影响方向来看,影子银行与准备金率的系数在2008年以前基本都为正值,而到了2008年以后相关系数基本都为负值,这是中国存款准备金率与影子银行发展的动态博弈结构的反映。具体来说在2008年以前,中国影子银行整体规模还较

小,同时央行存款准备金率要求较低,影子银行在一定程度上促进了金融资源的配置,所以其作用还是积极的,然而到了 2008 年以后,随着央行货币政策的从紧,存款准备金率的要求提高,这在一定程度上刺激了中国影子银行规模的迅速扩张,以商业银行为主的金融机构通过渠道交易将贷款资产转移出表,以此规避存款准备金要求,这在一定程度上降低了存款准备金率的调节作用,所以此时影子银行与存款准备金率的相关系数为负。影子银行体系使金融机构可以通过多种借款途径满足对资金的流动性需求,减少了银行体系向中央银行再贴现借款需求,使得中央银行货币政策效果减弱,而央行再贴现率水平由于利率市场化改革还未完成,所以变动幅度不大,同时央行使用再贴现率的情况也较少,所以整体而言,影子银行对再贴现政策的影响也较小。央行使用公开市场操作工具对市场流动性形成调节,而影子银行由于具有多种证券债券业务,无疑一定程度上能够为央行进行流动性调节提供充分的正逆回购工具,所以影子银行系统可以加强央行公开市场操作的有效性。当前中国仍以存款准备金率作为主要的货币政策调节工具,而上述结果表明,影子银行在一定程度上会削弱准备金率的调

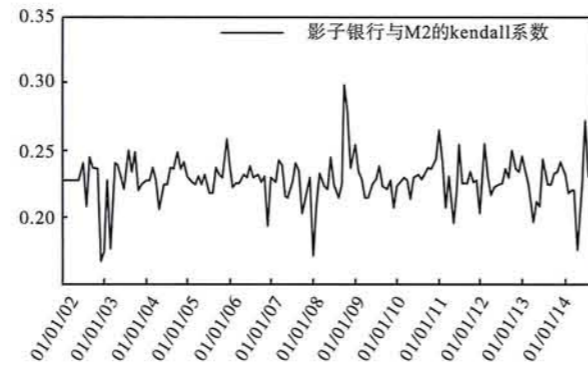


图 7 RSB 与 M2 的动态 Kendall 系数

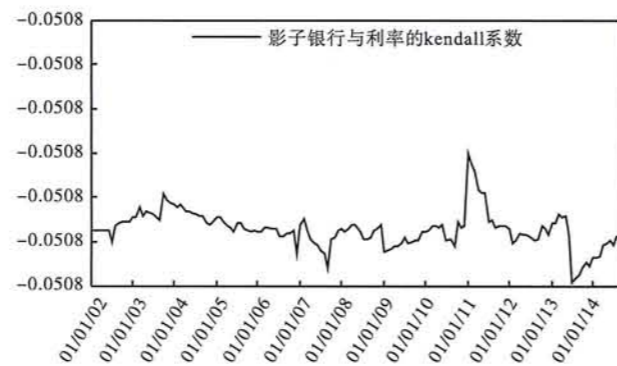


图 8 RSB 与利率的动态 Kendall 系数



图 9 RSB 与准备金率的动态 Kendall 系数

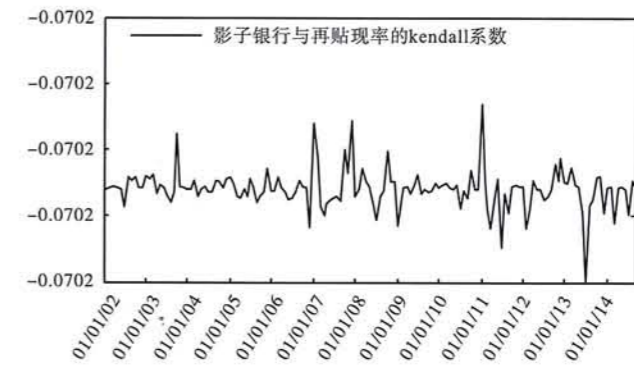


图 10 RSB 与再贴现率的动态 Kendall 系数

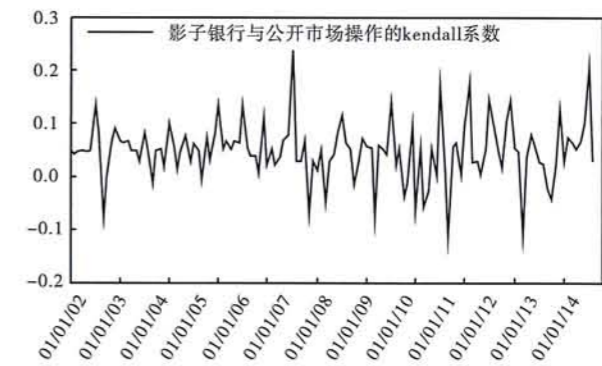


图 11 RSB 与公开市场操作的动态 Kendall 系数

节效果,所以继续完善市场利率改革,加强货币政策市场利率传导机制,综合运用公开市场操作以及市场利率等调节工具,才能对中国影子银行形成动态有效监控。

五、总结与建议

中国影子银行体系的发展既是货币政策调控的结果,也是货币政策调控的重要原因,影子银行与货币政策调控密切相关。本文克服了传统线性相关分析预测模型的缺点,基于动态时变 Copula 函数模型全面详细地探讨了中国影子银行与货币政策调控的动态有效性关系,结果显示:就与货币政策最终目标的关系来看,中国影子银行具有典型的“经济顺周期”特性以及货币政策“调控逆周期”特征,影子银行一方面能够促进中国经济平稳发展并且不会显著影响物价、房价水平,另一方面却又扩大了社会信用供给,削弱了货币政策有效性。就与货币政策中介指标关系来看,影子银行与货币供应量的相关性最强,但是这种联动作用削弱了数量型货币政策传导机制效果,增加了调控难度;尽管影子银行与当前市场利率相关性较低,但是这种联动作用能够提高影子银行调控有效性。就与货币政策操作工具来看,影子银行对存款准备金率等调控工具具有较强的抑制作用,利率市场化程度不高导致再贴现率的调控作用较弱,而影子银行与公开市场操作的相关性较高,并且其互动作用能够有效提高公开市场操作的调控有效性。

基于上述结论,本文认为,当前应以公开市场操作配合市场利率调节工具作为主要的调控手段,完善以市场利率为中介指标的货币政策传导机制建设,辅之以货币供应量为次要观测指标,积极引导中国影子银行良性发展,以此促进中国经济平稳发展与价格稳定,达到最终调控目标。

就政策建议来看,首先,中央银行应该执行更为审慎的货币政策。针对影子银行调控,要适当调节原有货币政策函数,考虑影子银行的特性,综合运用数量型与价格型工具协同调节影子银行信用扩张,同时要完善影子银行的货币监测体系设计,使得调节作用更具前瞻与有效性。其次,应该稳步推进利率市场化改革,完善货币政策的利率传导机制。货币政策由数量型调控向价格型调控是金融改革的重要内容,要加强市场基准利率体系建设,以此形成市场化的利率传导与调控机制,改变紧盯货币供应量的指标,进而对影子银行形成有效调控,抑制其无效信用扩张。最后,要加强影子银行的宏观审慎监管体系建设。尽快制定影子银行相关法律法规,明确监管主体与监管理念,加强影子银行的顶层监管制度建设,明确中国影子银行的内容与边界,并将其作为统计对象纳入金融统计监管系统,加强影子银行系统性风险的动态监测,避免局部风险溢出引发全面金融风险。

参考文献

- [1] 陈剑, 张晓龙. 影子银行对中国经济发展的影响——基于 2000—2011 年季度数据的实证分析[J]. 财经问题研究, 2012(8): 66-72.

- [2] 封思贤, 居维维, 李嘉斯. 中国影子银行对金融稳定性的影响[J]. 金融经济研究, 2014(7): 3-12.
- [3] 李波, 伍戈. 影子银行的信用创造功能及其对货币政策的挑战[J]. 金融研究, 2011(12): 77-84.
- [4] 毛泽盛, 万亚兰. 中国影子银行与银行体系稳定性阈值效应研究[J]. 国际金融研究, 2012(11): 65-73.
- [5] 裴平, 印文. 中国影子银行的信用创造及其规模测算[J]. 经济管理, 2014(3): 98-107.
- [6] 裘翔, 周强龙. 影子银行与货币政策传导[J]. 经济研究, 2014(5): 91-105.
- [7] 单畅, 韩复龄, 李浩然. 影子银行体系对房地产价格的作用机理探究[J]. 技术经济与管理研究, 2014(4): 94-98.
- [8] 沈解凤, 敏李媛. 中国影子银行的货币供给补充与替代效应——来自货币乘数的证据[J]. 金融论坛, 2014(8): 20-28.
- [9] 沈悦, 谢坤锋. 影子银行发展与中国的经济增长[J]. 金融论坛, 2013(3): 9-15.
- [10] 宋海. 关于中国影子银行发展的若干思考[J]. 南方经济, 2014(1): 114-116.
- [11] 颜永嘉. 影子银行体系的微观机理和宏观效应——一个文献综述[J]. 国际金融研究, 2014(7): 46-53.
- [12] 张亦春, 彭江. 影子银行对商业银行稳健性和经济增长的影响——基于面板 VAR 模型的动态分析[J]. 投资研究, 2014(5): 22-33.
- [13] 周莉萍. 影子银行体系的顺周期性: 事实、原理及应对策略[J]. 财贸经济, 2013(3): 71-78.
- [14] Borio, Claudio. Market Distress and Vanishing Liquidity: Anatomy and Policy Options [R]. BIS Working Papers, 2014, No. 158.
- [15] Caruana, Jaime. Why Central Bank Balance Sheets Matter [R]. Keynote Address at the Bank of Thailand-BIS Conference on "Central Bank Balance Sheets in Asia and the Pacific: the Policy Challenges Ahead", Chiang Mai, Thailand, 2011.
- [16] Den Haan, W. J., V. Sterk. The Myth of Financial Innovation and the Great Moderation [J]. The Economic Journal, 2011(553): 707-39.
- [17] Embrechts P, McNeil A, Straumann D. Correlation: Pitfalls and Alternatives[J]. RISK, 1999, 12(5): 11-21.
- [18] FSB. Shadow Banking: Scoping the Issues [Z]. Background Note of the Financial Stability Board, 2011.
- [19] Geithner, Timothy F. Reducing Systemic Risk in a Dynamic Financial System [R]. Federal Reserve Bank of New York, 2008.
- [20] Gorton, G., G. Pennacchi. Financial Intermediaries and Liquidity Creation [J]. The Journal of Finance, 1990, 45: 49-71.
- [21] Gurley, J., E. Shaw. Money in a Theory of Finance [R]. The Brookings Institution Paper, Washington, D. C., 1960.

- [22] Jimenez, G., S. Ongena, J.-L. Peydro, J. Saurina. Hazardous Times for Monetary Policy: What Do Twenty-Two Million Bank Loans Say About the Effects of Monetary Policy on Credit Risk-Taking?[J]. *Econometrica*, 2014: 463-505.
- [23] Loutskina, E. The Role of Securitization in Bank Liquidity and Funding Management [J]. *Journal of Financial Economics*, 2011(3): 663-84.
- [24] McCulley, Paul. Teton Reflections [N]. PIMCO Global Central Bank Focus, 2007. 9.
- [25] Mehrling, Perry. The New Lombard Street: How the Fed Became the Dealer of Last Resort. Princeton, NJ: Princeton University Press, 2011.
- [26] Sheng, Andrew. Central Banking in an Era of Quantitative Easing [R]. Working Paper No. 684. Annandale-on-Hudson, NY: The Levy Economics Institute of Bard College, 2011.
- [27] Zoltan Pozsar, Tobias Adrian, Adam Ashcraft, Hayley Boesky. Shadow Banking [R]. Federal Reserve Bank of New York Staff Report, 2010, No. 458.

China's Shadow Banking and Monetary Policy Regulation: Based on Dynamic Copula Correlation Analysis

Li Congwen

(School of Finance, Nankai University, Tianjin 300071, China)

Abstract: Shadow banking has close relationship with monetary policy regulation. Based on the theoretical model of T-DCC-Copula, this paper discusses the dynamic relationship between China's shadow banking and monetary policy regulation in detail. The results show that the shadow banking has pro economic cyclical characteristics, it can promote the steady development of economy and has no significant impact on price level; The Countering cyclical characteristics of regulation weakens the effect of monetary policy regulation on the shadow banking, and the linkage with the market interest rate can improve the effectiveness of monetary policy; For dynamic effective regulation of the shadow banking in our country, open market operation tools and market interest rates regulation tools should be used coordinately.

Keywords: Shadow Banking; Monetary Policy Regulation; Dynamic Correlation

JEL Classification: E47 E58 G23

流动性过剩是否造成了“钱荒” 现象——基于异质性 DSGE 框架的分析

杨光 孙浦阳*



摘要: 本文主要解释了为何在流动性过剩的国家更加倾向于发生“钱荒”现象的原因,分析流动性在短期内由充裕、过剩变为不足的传导机制。我们使用带有突变点的异质性动态随机一般均衡模型(Heterogeneous DSGE)来实现这一目标,并且实施了校验加以验证。和以往研究不同,我们的研究发现融资性流动性风险,即“钱荒”现象,存在内生性特点,而不能简单的理解为外生冲击所引起的。具体而言,金融市场中充裕的货币流动性为“钱荒”现象的发生创造了基础条件,流动性充裕使得货币市场上资金价格极低,因此,过分的流动性充裕在金融市场中会造成流动性过剩,从而压低了银行间拆借市场的利率,银行才会先将资金投入盈利项目,例如“空转套利”等,再通过银行间市场融资来满足准备金考核,这会造成考核时银行间市场上资金需求突然增大,并由此引发了“钱荒”现象。因此,避免金融市场的流动性过剩是避免“钱荒”现象发生的根本途径。

关键词: 流动性风险; DSGE 模型; 金融风险

一、引言与文献综述

融资性流动性风险主要是指金融市场上的融资难度(Brunnermeier, 2009),其宏观表现形式为流动性在短期内由过剩变为不足,融资性流动性风险与市场性流动性风险构成了流动性风险的主要形式(Brunnermeier 和 Pedersen, 2009)。以 2013 年 6 月 20 日我国银行间市场突然出现了融资难的现象为例,短期拆借利率在当天飙升至匪夷所

* 杨光,南开大学经济学院(邮编:300071),E-mail: yangg@nankai.edu.cn; 孙浦阳,南开大学经济学院(邮编:300071),E-mail: puyangsun@nankai.edu.cn。本文是 2015 年国家重大社会科学基金项目“新常态下中国经济增长的新动力和新增长点研究”的阶段性成果,并受 2014 年国家重大社科项目基金项目“转型发展新阶段中国经济增长动力研究”、中央专项科研项目基金(南开大学)“中国宏观经济数据的估算和预测”(项目编号: NKZXB1431)以及教育部人文社会科学青年项目“跨越收入分配与中等收入陷阱——中国经济的双重挑战”(立项批准号: 12YJC790226)等支持。感谢黄玖立教授、张靖佳博士、蒋为博士等所提出的建设性意见,以及 University of Glasgow 的 Dr.Sai Ding 在本文写作过程中给予的数据支持和帮助,当然文责自负。