

宏观审慎框架下通道套利监管的有效性研究

——基于动态随机一般均衡模型(DSGE)的分析

瞿凌云

中国人民银行合肥中心支行 调查统计处, 安徽 合肥 230091

许文立

安徽大学 经济学院, 安徽 合肥 230091

钱国军

中国人民银行滁州市中心支行 调查统计科, 安徽 滁州 239000

摘要: 构建含有影子银行部门的动态随机一般均衡模型, 设定满足中国实践的宏观审慎监管规则 and 同业资管产品的违约概率, 研究宏观审慎监管政策的有效性。结果表明: 全面宏观审慎监管既能有效防止信贷和同业资管的通道转换, 缩短融资链条, 又能增强金融机构的稳健性; 仅对商业银行进行的单向监管容易衍生新的通道, 弱化监管的预期稳定作用, 造成杠杆率高企、资金周转复杂; 打破同业资管产品的刚性兑付, 资管产品利率能够更加准确地反映融资主体的信用风险, 提高资金配置的效率。全面监管或者打破刚性兑付在实施过渡期均会加剧宏观经济的下行压力, 长期来看, 这种负向影响会逐渐消退, 宏观经济将平稳增长。建议在宏观审慎监管调控中充分考虑影子银行的替代作用, 同时把握兼容监管和经济发展的平衡关系。

关键词: 影子银行; 宏观审慎监管; 反事实分析

中图分类号: F832.1 **文献标识码:** A **文章编号:** 1674-1625(2019)05-0010-13

一、引言

近年来, 中国经济增速放缓, 银行信贷的不良率上升, 银行对企业出现“惜贷”的局面。

收稿日期: 2019-06-06

作者简介: 瞿凌云(1980—), 女, 中国人民银行合肥中心支行调查统计处高级经济师, 经济学博士, 研究方向为应用统计学; 许文立(1987—), 男, 安徽大学经济学院讲师, 经济学博士, 研究方向为宏观经济学; 钱国军(1986—), 男, 供职于中国人民银行滁州市中心支行调查统计科, 南京大学经济学院博士研究生, 研究方向为数量经济学。

引文格式: 瞿凌云, 许文立, 钱国军. 宏观审慎框架下通道套利监管的有效性研究——基于动态随机一般均衡模型(DSGE)的分析[J]. 金融经济学研究, 2019(5).

Qu Liyun, Xu Wenli, Qian Guojun. 2019. Effectiveness of Macro-prudential Regulation of Channel Arbitrage: A Study Based on a Dynamic Stochastic General Equilibrium Model. Financial Economics Research, Vol. 34, No. 5: 10-22.

然而,银行同业理财或委外投资业务(包括自营资金和理财资金的委外投资)快速增长。截至2017年末,各资管业务市场份额中银行理财产品占比27%,总额高达29.5万亿。理财业务成为不少股份制银行、城商行的“大头”,在总资产中的占比达40%以上,作为主业的贷款业务反而沦为配角。此前由于中国监管的不对称性,在政策套利动机推动下,同业通道化形成了关联关系复杂、杠杆率攀升和期限错配的金融系统,加剧了金融系统脆弱性和系统性金融风险集聚。

2017年中央持续推进稳步去杠杆进程,不断探索“穿透式监管”,建立统一的资管标准。2018年4月27日中国正式发布《关于规范金融机构资产管理业务的指导意见》,将宏观审慎监管向全面化和功能化推进。那么在此背景下,此前依赖同业扩张、委外投资的商业银行通道套利行为如何转变?宏观审慎监管效应如何?还有对宏观经济影响如何呢?

二、文献综述

目前多数学者认为金融监管必须向全面和审慎的方向发展(Adrian and Shin 2009^[1]; Hanson et al. 2011^[2])。Verona et al. (2013)^[3]提出将传统银行和影子银行作为家庭和企业金融媒介的模型方法,研究表明只有影子银行的模型能够预测经济繁荣和泡沫破灭。Goodhart et al. (2013)^[4]的研究表明影子银行从传统银行获取资金,其风险厌恶程度较低,并不受资本要求监管。Moreira and Savov(2013)^[5]建立连续时间模型,其研究表明虽然影子银行刺激经济增长,但也会使金融体系的脆弱性上升。

关于宏观审慎监管的研究文献颇丰。De Walque et al. (2010)^[6]等阐述了巴塞尔协议Ⅱ中随时间变化的资本要求的顺周期性。Angeloni and Faia(2013)^[7]提出了资本监管和货币政策的最优组合,认为最优组合是温和的逆周期资本充足率监管和针对资产价格和银行杠杆率的货币政策。Angelini et al. (2014)^[8]研究了货币政策和宏观审慎政策的交互关系,认为在正常时期(供给冲击)下,宏观政策对稳定经济更为有效;而在紧缩时期(金融冲击)下,逆周期宏观审慎政策更为可取。

但是,当前研究主要是针对影子银行监管不足的风险进行的。本文拟利用DSGE模型,根据信贷增速与GDP增速偏离程度来做出逆周期响应,并加入资管产品的违约概率以刻画打破刚性兑付的情况;同时应用反事实分析方法来分析宏观审慎监管效应以及其对中国宏观经济波动的影响,以研究商业银行的“同业套利”行为及其监管效应。

三、宏观审慎监管的进程

为进一步加强审慎管理、防范金融风险、维护金融稳定,2016年下半年以来,中国央行在公开市场“缩短放长”“加息”后,套利空间被显著压缩。中国人民银行从2016年1月起正式实施宏观审慎评估体系(MPA),涵盖了资本和杠杆情况、资产负债情况、流动性、定价行为、资产质量、跨境融资风险和信贷政策执行等七个方面的问题,通过综合评估加强逆周期调节和系统性金融风险防范。2017年,人民银行进一步将表外理财纳入广义信贷范围,以合理引导金融机构加强对表外业务风险的管理。2017年3月底开始,银监会也连出重拳推动金融去杠杆,同业存单作为加杠杆的“枢纽”首当其冲。在强势监管下,效果十分显著,同业存单“量跌价升”。同年4月初至6月初,同业存单加权发行利率上行超过70bp,最高

接近 5.1% 5 月各机构大幅减持同业存单。

随着金融创新发展,宏观审慎监管在逐步加强和推进中日渐完善,其核心内容是金融机构适当的信贷增速取决于自身资本水平以及经济增长的合理需要。无论是差别准备金动态调整机制还是 MPA,其核心理念都是要求金融机构的信贷投放要与宏观审慎要求的资本水平相联系,核心指标是宏观审慎资本充足率,同时考虑了各金融机构的系统重要性、稳健状况以及经济景气状况。宏观审慎资本充足率与巴塞尔协议Ⅲ提倡的逆周期资本缓冲思想在本质上是是一致的,但在具体设定方法上略有不同。一是在考察信贷偏离程度时,中国更重视信贷增长要满足实体经济发展的合理需要。国际上主要通过考察整体信贷和 GDP 比值与趋势值的偏离程度来确定逆周期资本缓冲,而中国考察的是信贷增速与名义目标 GDP 增速的偏离;二是国际上逆周期资本缓冲的比例对所有金融机构都是一样的,而中国还要考察每个金融机构对总体信贷偏离的影响,对总体偏离程度影响大的金融机构要求更多的逆周期资本缓冲。

四、模型构建

基于 Angelini et al. (2014) 建立的一般均衡动态随机模型,本文包含了家庭、厂商、传统银行部门、影子银行部门的 DSGE 模型(一般均衡模型),并在模型中设定三种情形进行模拟分析:一是存在和不存在影子银行两种情况下,比较递进加强对传统银行部门的审慎监管的冲击差异来分析非对称监管下影子银行的存在对宏观审慎政策有效性的影响;二是逐步实施将传统银行购买资管产品和影子银行贷款也纳入审慎全面监管,模拟来自资本充足率的一个正向冲击对商业银行通道套利行为和宏观经济的影响;三是引入资管产品违约概率来刻画打破刚性兑付对宏观经济的影响冲击。

(一) 理论模型

1. 家庭部门。家庭将储蓄存入传统银行部门,并向企业提供劳动,以获取存款利息和工资收入。最大化效用函数为 $E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_t, D_t, N_t)$ 。

$$U(C_t, D_t, N_t) = \ln C_t + \chi \ln D_t - \frac{m_t}{1+\varphi} \left(\frac{N_t}{N_{t-1}^\phi} \right)^{1+\varphi}$$

其中 β 为效用贴现因子,通常 $\beta \in (0, 1)$; C_t 为消费; D_t 为存款; N_t 是劳动供给; χ 是跨期替代弹性; ϕ 是闲暇惯性系数; φ 为负效用弹性系数; m_t 是劳动供给给家庭带来的效用损失,满足 $m_t = \bar{m}^{(1-\rho_m)} m_{t-1}^{\rho_m} \exp(\sigma_m \mu_{m,t})$, 其中 $|\rho_m| < 1$, $\sigma_m > 0$, $\mu_{m,t} \sim i.i.d. N(0, 1)$ 。

约束条件为 $C_t + D_t = w_t N_t + (1 + r_{t-1}^d) D_{t-1}$, 其中 w_t 为家庭单位劳动的工资收入; r_t^d 为存款利率。分别求家庭效用最大化,得到一阶条件:

$$\frac{1}{C_t} = \frac{\chi}{D_t} + \beta E_t \frac{1 + r_t^d}{C_{t+1}} \quad (1)$$

$$m_t Z_t = \frac{w_t N_t}{C_t} + \beta \phi E_t m_{t+1} Z_{t+1} \quad (2)$$

$$\text{其中 } Z_t = \left(\frac{N_t}{N_{t-1}^\phi} \right)^{1+\varphi}。$$

2. 厂商部门。厂商部门生产最终产品,从商业银行和影子银行获得融资,雇佣劳动,并支付利息和工资。其生产函数为 Cobb-Douglas 生产函数: $F(K_{t-1}, N_t) = Y_t = \varepsilon_t K_{t-1}^{1-\alpha} N_t^\alpha$ 。

其中 $K_t = S_t^c + S_t^s$, S_t^c, S_t^s 分别为厂商获得的传统商业银行贷款和影子银行的贷款,支付利率分别为 r_t^k, r_t^s ; $\varepsilon_t = \varepsilon_{t-1}^{\rho_\varepsilon} \exp(\sigma_\varepsilon u_{\varepsilon,t})$ 是全要素生产率冲击(技术冲击), $|\rho_\varepsilon| < 1, \sigma_\varepsilon > 0, u_{\varepsilon,t} \sim i.i.d. N(0, 1)$ 。

资本积累方程为 $K_t = I_t + (1 - \delta) K_{t-1}$, 其中 δ 为资本折旧率。

工厂目标是最大化利润,利润函数为:

$$\pi_t^f = Y_t - w_t N_t - (r_t^k + \delta) S_{t-1}^c - (r_t^s + \delta) S_{t-1}^s$$

$$\text{一阶条件: } r_t^k = (1 - \alpha) \varepsilon_t (S_{t-1}^c)^{-\alpha} N_t^\alpha$$

$$r_t^s = (1 - \alpha) \varepsilon_t (S_{t-1}^s)^{-\alpha} N_t^\alpha$$

$$w_t = \alpha \varepsilon_t (S_{t-1}^c + S_{t-1}^s)^{1-\alpha} N_t^{\alpha-1} \quad (3)$$

3. 影子银行。本文假设影子银行并不参与储蓄市场,其资金全部来源于发行的同业资管和理财资管产品,将这些产品在金融市场销售给商业银行,然后将发行资管产品获得的一部分资金用于向企业贷款;而将影子银行的活动以 OLG 结构进行建模的话,它们只存在两期。影子银行在第一期进入市场,通过向银行发行资管产品 ZG_t 融资,单位发行成本为 a ,并向企业发放贷款 $S_t^c = (1 - \alpha) ZG_t$, $0 < a < 1$; 在第二期获取收益离开市场。其目标函数是第二期收益最大化,在第二期 $t+1$ 时刻的利润函数为:

$$\pi_{t+1}^s = (1 + r_{t+1}^s - \delta) S_t^s - (1 + r_t^a) ZG_t$$

$$\text{约束条件为: } S_t^c = (1 - \alpha) ZG_t$$

在期望收益最大化条件下的一阶条件为:

$$(1 - \alpha) E_t(1 + r_{t+1}^s) = 1 + r_t^a \quad (4)$$

4. 传统银行部门。假设商业银行持有两种资产:一种是传统的贷款(S_t^c);另一种是从影子银行购买的资管产品(ZG_t),而存款(d_t)与自有资本(n_t)为上述两种资产提供资金来源。因此商业银行的资产负债表约束为 $S_t^c + ZG_t = n_t + D_t$ 。

对于宏观审慎监管政策的设定,国际上的宏观审慎政策主要通过考察整体信贷和 GDP 比值与趋势值的偏离程度来确定逆周期资本缓冲,而中国考察的是信贷增速与 GDP 增速的偏离。据此,本文将资本充足率的时变形式设置成如下一阶自回归过程:

$$\eta_t = \bar{\eta}^{1-\rho_\eta} \eta_{t-1}^{\rho_\eta} \left(\frac{i_t / i_{t-1}}{gdp_t / gdp_{t-1}} \right)^{\psi(1-\rho_\eta)} e^{\varepsilon_{\eta,t}} \quad (5)$$

其中 i_t 为信贷规模; gdp_t 为国内生产总值。

根据资本充足率的规定,商业银行的自有资本不得低于其贷款的一定比例,即商业银行的资本充足率约束为 $n_t \geq \bar{\eta} S_t^c$ 。其中 $\bar{\eta}$ 为最低资本充足率要求。本文允许商业银行自有资本小于监管要求的最低资本。但监管当局会惩罚商业银行,惩罚成本是资本缺口的函数。定义资本缺口 $x_t = n_t - \bar{\eta} S_t^c$, 参照 Fève and Pierrard (2017) [9], 本文将惩罚函数设置为 $c(x_t) = -p_1 \ln(1 + p_2 x_t)$, 其中 $p_1, p_2 \geq 0$ 。这意味着 $c'(0) = -p_1 p_2 \leq 0, c''(0) = -c'(0) p_2 \geq 0$ 。

商业银行持有两类资产,即传统贷款和资管产品。这两种资产的期限结构具有差异。

传统贷款通常是一种长期资产,短期的流动性较差;而资管产品虽然流动性也较差,但是本身可以在金融市场上交易,具有较高流动性。因此,商业银行不能完全无成本的调整贷款和资管产品的比例。本文采用 Fevè and Pierrard(2017) 的资产调整成本函数:

$$P\left(\frac{ZG_t}{L_t}\right) = \frac{\gamma}{2} \left(\frac{ZG_t}{S_t^c} - \frac{\overline{ZG}}{\overline{S^c}} \right)^2$$
 其中 $\gamma \geq 0$, $P\left(\frac{\overline{ZG}}{\overline{S^c}}\right) = 0$, $P'\left(\frac{\overline{ZG}}{\overline{S^c}}\right) = 0$, $P''\left(\frac{\overline{ZG}}{\overline{S^c}}\right) > 0$ 。其中 \overline{ZG} 、 $\overline{S^c}$ 表示为变量的稳态值。

假设每一期影子银行都存在一个时变的违约概率 Γ_t , 那么商业银行的每期利润为:

$$\pi_t^c = D_t + (1 + r_t^k - \delta) S_{t-1}^c + (1 - \Gamma_t) (1 + r_{t-1}^a) ZG_{t-1} - (1 + e_t) S_t^c - ZG_t - (1 + r_{t-1}^d) D_{t-1} - C(x_t) - P\left(\frac{ZG_t}{S_t^c}\right)$$

其中 π_t^c 是传统银行部门获得的利润; r_t^k 为银行部门发放贷款获得利息收入; r_{t-1}^a 为购买资管产品获得的利息收入; r_{t-1}^d 为存款利息; e_t 是单位贷款的审查成本,即对借款者进行审查筛选所花费的成本,直接决定贷款利率的高低。这一成本冲击符合一阶自回归过程 $e_t = \rho_e e_{t-1} + \sigma_e \mu_{e,t}$, 其中 $|\rho_e| < 1$, $\sigma_e > 0$, $\mu_{e,t} \sim i. i. dN(0, 1)$ 。影子银行的资管违约冲击遵循一阶自回归过程,即 $\Gamma_t = \rho_\Gamma \Gamma_{t-1} + \varepsilon_{\Gamma,t}$ 。违约冲击包含了所有来自于影子银行的扰动,但与经济结构没有直接联系。

传统商业银行追求跨期利润最大化,其跨期贴现因子为家庭的随机贴现因子 $\Lambda_{t,t+1} = \beta c_t / c_{t+1}$ 。商业银行会选择存款、贷款和购买资管来实现跨期利润最大化。即它们的一阶条件为:

$$\begin{cases} 1 + C_t' = E_t \Lambda_{t,t+1} (1 + r_t^d) \\ (1 - e_t) - (1 - \eta_t) C_t' - P_t' \frac{ZG_t}{(S_t^c)^2} = E_t \Lambda_{t,t+1} (1 + r_{t+1}^k - \delta) \\ 1 + C_t' + P_t' \frac{1}{S_t^c} = E_t \Lambda_{t,t+1} (1 - \Gamma_{t+1}) (1 + r_t^a) \end{cases} \quad (6)$$

式(6)中 $\Lambda_{t,t+1} = \beta c_t / c_{t+1}$ 表示 t 至 $t+1$ 期间家庭部门的随机折现因子,其中各个变量稳态值用 \bar{z} 来表示 $\hat{z} = z_t - \bar{z}$ 。

5. 均衡条件。在本模型中劳动市场通过家庭和厂商部门的设置达到均衡,金融市场均通过家庭、厂商、传统银行部门和影子银行的设置达到均衡,因此需要产品市场达到均衡条件为:

$$Y_t = C_t + I_t + C(x_t) + P(ZG_t/S_t^c) + e_t S_t^c + a ZG_t$$

定义其他有关宏观变量如下。

$$\text{国内生产总值: } GDP_t = C_t + I_t$$

$$\text{影子银行相对份额: } share_t = \frac{S_t^s}{K_t}$$

$$\text{传统银行部门的信贷利差: } spread = r_t^k - r_{t-1}^d$$

$$\text{商业银行杠杆率: } leverage = \frac{S_t^c + ZG_t}{n_t}$$

(二) 参数选取及校准

1. 数据说明。本文使用的宏观经济指标包括名义 GDP、GDP 平减指数、名义净出口、名义消费总额、CPI、就业人数、影子银行贷款总额、全社会融资总额、国债回购利率、劳动收入份额、固定资产投资、商业银行资本充足率等。频率全部为季度数据。

劳动收入份额数据的时期为 1996 年第 1 季度至 2017 年第 4 季度。固定资产投资数据的时期为 1992 年第 1 季度至 2017 年第 4 季度。GDP 平减指数、名义净出口、名义消费总额、CPI、就业人数、影子银行贷款总额、全社会融资总额的时期为 2002 年第 1 季度至 2017 年第 4 季度。名义 GDP 的时期为 1992 年第 1 季度至 2017 年第 4 季度,数据来源于中国统计局数据库。国债回购利率的时期为 2000 年第 1 季度至 2017 年第 4 季度,数据来源于中经数据库。商业银行资本充足率的时期为 2009 年第 1 季度至 2017 年第 4 季度,数据来源于中国银监会网站。

由于本文模型经济并不包含国外部门,因此从 GDP 中扣除净出口得到本文使用的 GDP 观测值。利用影子银行贷款额除以全社会融资总额得到本文使用的影子银行贷款份额观测值。除 GDP 观测值、影子银行贷款份额之外,实际消费、就业人数、国债回购利率用于模型部分参数的贝叶斯估计,其中 GDP、消费、就业人数、影子银行发行资管产品总额全部经过季节调整、对数差分和去均值处理,国债回购利率则经过季节调整和去均值处理。其他宏观经济变量的数据则用于模型参数的校准。

2. 参数校准与估计。本文将参数集分成以下三类。第一类为匹配内生变量的特定稳态值的参数(表 1)。根据中国 1996 年第 1 季度至 2017 年第 4 季度劳动者报酬占国内生产总值份额的平均值(0.46 左右),考虑到中国资本贡献率偏高,因此将生产函数中资本份额参数校准为 $\alpha = 0.6$ 。中国 1992 年第 1 季度至 2017 年第 4 季度的固定资产投资占 GDP 比率的平均值为 0.36,由此可以校准得到资本折旧率 $\delta = 0.08$ 。为了得到劳动投入的稳态值 $2/3$,本文将劳动效用损失参数校准为 $m = 22$ 。而 2001 年第 4 季度至 2017 年第 4 季度,中国影子银行贷款份额的平均值为 0.115,考虑到社会融资规模数据估算偏低,修正影子银行贷款份额稳态值为 0.25,为了得到这个稳态值,本文将跨期替代弹性参数校准为 $\chi = 0.31$ 。2009 年第 1 季度至 2017 年第 4 季度,中国商业银行的资本充足率平均值为 0.125,由此将资本充足率校准为 $\bar{\eta} = 0.125$ 。为使存款利率的稳态值 $r^d = 0$,本文将贴现率校准为 $\beta = 0.78$ 。同时为了使资本缺口的稳态值 $g = 0$,本文将惩罚函数参数校准为 $p_1 = 47.6$ 。由于前面已将存款利率稳态值设为 0,那么利率差的稳态值就为资本利率减折旧率,本文使用 1990 年第 1 季度至 2017 年贷款利率平均值来校准影子银行的资管产品发行成本 $a = 0.03$ (表 1)。第二类为校准参数。这类参数很难估计,因此本文直接引用现有研究成果校准(表 1),假定 $\phi = 0$,由费希利弹性系数 $1/((1 - \phi)(1 + \varphi) - 1) = 0.5$ 时,校准 $\varphi = 2$ 。 ρ_2 则是参考 Feve and Pierrard(2017)的校准值。第三类为估计参数,本文结合中国的宏观经济数据,利用 Bayesian 方法估计的参数(表 2)。

表 1 参数校准值

参数	含义	校准值	目标
第一类参数			
α	资本份额参数	0.6	劳动收入份额

续表 1

δ	资本折旧率	0.08	固定资产投资占比
m	劳动的效用损失	22	劳动投入
χ	跨期替代弹性	0.31	影子银行贷款份额
$\bar{\eta}$	资本充足率	0.125	资本充足率
β	贴现率	0.78	存款利率的稳态值 $r^d = 0$
p_1	惩罚函数参数	47.61	资本缺口的稳态值 $g = 0$
a	资管产品的发行成本	0.03	利率差均值为 0.035
第二类参数			
φ	负效用弹性系数	2	Smets and Wouters(2007)
p_2	惩罚函数参数	0.001	Feve and Pierrard(2017)

外生过程常常不可观测,因此其先验分布最难设定,但可以根据参数定义域来选择分布。如果参数定义域为实数,先验分布可以选择正态分布,例如资本充足率对信贷增长 - gdp 增长偏离的敏感程度 η ; 如果参数定义域为有界区间,先验分布可以选择贝塔分布,例如冲击过程的自回归系数以及商业银行资产结构调整成本参数 γ ; 如果参数定义域为非负,先验分布可以选择逆伽马分布,例如冲击的标准差。表 2 是利用中国 2002 年第 1 季度至 2017 年第 4 季度的 5 个宏观变量数据估计出的贝叶斯后验均值。

表 2 参数估计值

参数	先验均值	后验均值	90% HPD 区间		先验分布	后验方差
ϕ	0.692	0.6905	0.6271	0.7109	正态分布	0.03
η	0.696	0.7028	0.6744	0.7357	正态分布	0.02
γ	0.690	0.5387	0.4659	0.5967	贝塔分布	0.05
ρ_m	0.500	0.7576	0.7217	0.7902	贝塔分布	0.05
ρ_e	0.720	0.9825	0.9717	0.9929	贝塔分布	0.1
ρ_η	0.125	0.2012	0.1550	0.2457	贝塔分布	0.02
ρ_e	0.500	0.7461	0.7074	0.7897	贝塔分布	0.05
ρ_Γ	0.500	0.4959	0.4396	0.5653	贝塔分布	0.05
冲击的标准差						
ε_m	0.010	0.1749	0.1396	0.2075	逆伽马分布	Inf
ε_e	0.030	0.0487	0.0408	0.0573	逆伽马分布	Inf
ε_η	0.008	1.6830	1.4170	1.9183	逆伽马分布	Inf
ε_e	0.020	0.0249	0.0209	0.0299	逆伽马分布	Inf
ε_Γ	0.002	0.0124	0.0101	0.0144	逆伽马分布	Inf

五、监管政策冲击实证分析

中国宏观审慎监管的实施是递进式,监管范围也逐步扩大趋于全面。因此下文主要研究在监管逐步加强、范围逐步扩大和打破“资管刚性兑付”的情况下,对宏观经济所造成的冲击影响和宏观审慎监管有效性的影响。

(一) 递进加强审慎监管对宏观经济的冲击影响

本文假定宏观审慎监管中的资本充足率仅约束传统银行,在来自资本充足率的正向冲击下,比较不存在影子银行(设定为基准情况 $S_t^c = K_t$) 和存在影子银行(反事实情况 $S_t^c + S_t^s = K_t$) 的两种情况下,各经济指标所受冲击影响的差异。为了描述资本充足率的时变性,银行部门资本充足率比例 $\bar{\eta}$ 设定为 AR(1) 的随机过程[式(5)]。

图1描述了“没有影子银行”(实线)和“有影子银行”(虚线)两种情况下,宏观审慎监管逐步加强带来的影响。当资本充足率要求提高1个标准差,若传统银行的监管资本保持不变,可支持的贷款规模将下降。为实现利润最大化,传统银行不得不扩大利差(提高贷款利率、压低存款利率)。与没有影子银行时相比,若存在影子银行,传统银行可以通过购买资管产品的方式将资金转移到影子银行部门,通过影子银行给企业提供融资,以规避监管、降低经营成本。这种做法对传统银行的影响主要表现在四个方面。第一,贷款减少较少(有影子银行时,期初受到0.015个标准差的负向冲击;而没有影子银行时,受到0.05个标准差的负向冲击)。第二,存贷款利率变化更加温和(有影子银行时,存款利率期初受到0.3个标准差的负向冲击、贷款利率受到0.018个标准差的正向冲击;而没有影子银行时,存款和贷款利率分别受到-0.7和0.039个标准差的冲击)。第三,资本缺口明显收窄(有影子银行和没有影子银行时,资本缺口分别受到0.01和0.05个标准差的负向冲击)。第四,杠杆率上升(期初受到0.018个标准差的正向冲击,而没有影子银行时,杠杆率在政策调整初期轻微下降)。同时,传统银行规避监管的行为也增加了对资管产品的需求,导致资管产品的发行量和发行利率上升(期初分别受到0.38和0.018个标准差的正向冲击)。影子银行发行资管产品后获得资金,可以更多地为企业部门提供信贷支持,其贷款份额显著上升(期初分别受到0.22和0.03个标准差的正向冲击),贷款利率随着资管产品发行利率上升而提高。

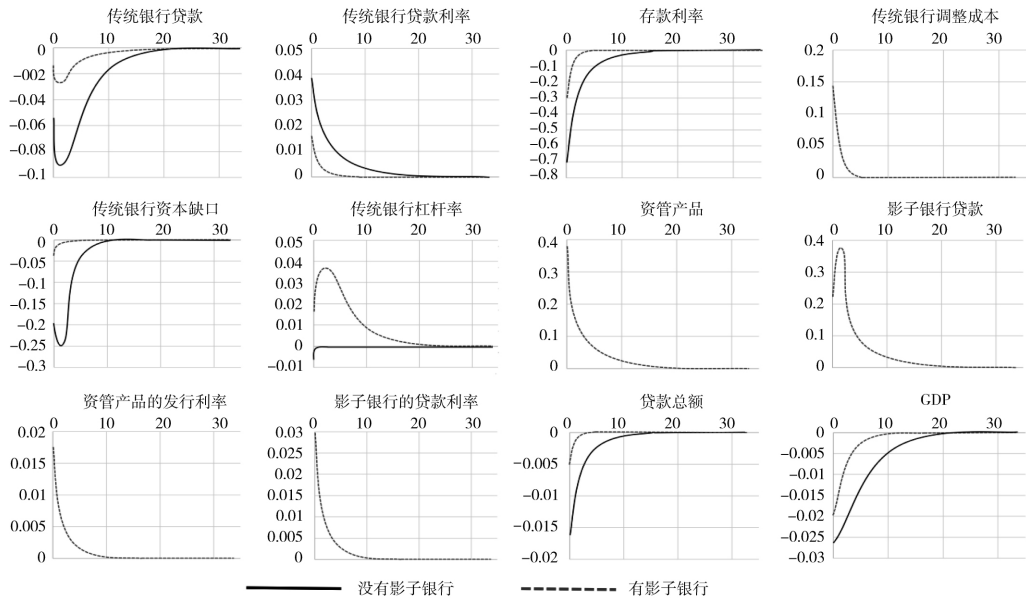


图1 有影子银行和无影子银行时宏观审慎监管加强的冲击

综合来看,在存在影子银行的情况下,信贷总额下降幅度较小,给经济增长带来的下行压力较小,持续时间较短。由此可见,有影子银行时,非对称监管会削弱宏观审慎政策的效果,传统银行的部分资金借道影子银行流入企业,传统银行杠杆率上升、企业融资成本上升。这说明用宏观审慎政策防范化解系统性金融风险时,应该充分考虑影子银行的影响。

(二) 逐步实施全面监管对宏观经济的冲击影响

本部分假定以下三种情况来描述逐步纳入监管的进程:一是仅有传统银行贷款资本充足率(η_t)的情况(基准模型),即仅仅对传统银行部门进行宏观审慎监管;二是包含传统银行贷款及其购买资管产品的资本充足率($\eta_t + \eta_t^a$)的情况,即对传统银行贷款及其购买资管进行宏观审慎监管;三是所有业务的资本充足率($\eta_t + \eta_t^a + \eta_t^s$)的情况,即对传统银行贷款及其购买资管产品,还包括影子银行发放贷款的资本充足率的宏观审慎监管。

首先,重新定义资本缺口 $x_t = n_t - \eta_t S_t^c - \eta_t^a ZG_t$ 。为了确保稳态不变,假设 $\bar{\eta}^a = 0$,则式(6)的线性化转变为 $-C'(0) \hat{\eta}_t^a + \frac{\bar{p}''}{\bar{S}^c} \left(\frac{Z \hat{G}_t}{S_t^c} \right) + E_t \Gamma_{t+1} = \bar{\Lambda}(\hat{r}_t^a - \hat{r}_t^d)$ 。

$C'(0) < 0$ 表明,如果将购买资管纳入宏观审慎监管,那么影子银行对传统银行发行的资管产品必须提供银行部门更高的收益,传统银行部门才会购买。

其次,修改影子银行部门的预算约束和利润函数如下:

$$\begin{aligned} S_t^c &= (1-a)(B_t + ZG_t) + n_t^s = (1-a)(B_t + ZG_t) + \eta_t^s S_t + x_t^s \\ \pi_t^s &= (1-\alpha)(B_t + ZG_t) - S_t^s + (1+r_t^s)S_{t-1}^s - (1+r_{t-1}^a)(B_{t-1} + ZG_{t-1}) - C^s(x_t^s) \\ &\quad - \frac{\tau}{2}(n_t^s)^2 \end{aligned}$$

预算约束表明影子银行发行的资管产品与其资本金具有完全替代性,即不存在组合调整成本。为了体现影子银行在二者之间的替代成本,模型引入了固定的调整成本 $\tau \geq 0$ 。因此对 ZG_t, S_t^s 的一阶条件分别为:

$$\begin{aligned} (1-\alpha)(1+C_t^{s'} + \tau n_t^s) &= E_t \Lambda_{t+1}(1+r_t^a) \\ 1 + (1-\eta_t^s)C_t^{s'} + \tau n_t^s &= E_t \Lambda_{t+1}(1+r_{t+1}^k - \delta) \end{aligned} \quad (7)$$

通过校准 $\tau = 0.05$,以确保影子银行的利差($\text{spread}_t^s = r_t^s - \delta - r_{t-1}^a$)和传统银行部门利差($\text{spread}_t = r_t^k - \delta - r_{t-1}^d$)保持一致。假设 $\rho_\eta = 0.90$,初始资本充足率上升1个标准差来模拟三种情况下,来自资本充足率的一个正向冲击后的结果见图2和图3。

在资本充足率要求提高1个标准差的情况下,若“将传统银行购买的资管产品也纳入宏观审慎管理的范围”(第二种情况,图2虚线),与“资本充足率仅针对银行贷款”的情况(图2实线)相比,传统银行的资金借助通道业务在贷款和资管产品之间转换以规避监管的难度有所上升,对传统银行的影响表现为四个方面。第一,银行的资本缺口扩大(此时资本缺口受到0.21个标准差的正向冲击;而在第一种情况下为0.025个标准差)。第二,传统银行部门更大幅度提高利差,应对更高的资本充足率要求(传统银行贷款利率受到0.07个标准差的正向冲击,而在第一种情况下为0.018个标准差)。第三,传统银行贷款需求下降(传统银行贷款最大受到0.24个标准差的负向冲击,而在第一种情况下最大受到0.05个标准差的负向冲击)。第四,能有效降低传统银行杠杆率(杠杆率在期初受到2个标准差的负向冲击,而在第一种情况下则受到0.018个标准差的正向冲击);同时,监管范围扩大后,

传统银行规避监管的需求下降,影子银行的业务量随之大幅下滑,资管产品发行量受到0.5个标准差的负向冲击,影子银行提供给企业部门的贷款受到0.4个标准差的负向冲击。如此一来,贷款总额在期初受到0.018个标准差的负向冲击,对经济增长的下行压力也大于“第一种情况”;此外,扩大监管范围后,企业融资成本下降。这主要是因为一来影子银行的贷款比传统银行的贷款下降更多,造成低成本的传统银行贷款的份额上升,拉低了贷款的平均利率;二来传统银行规避监管的动力降低,融资链条缩短,影子银行的资金成本下降。

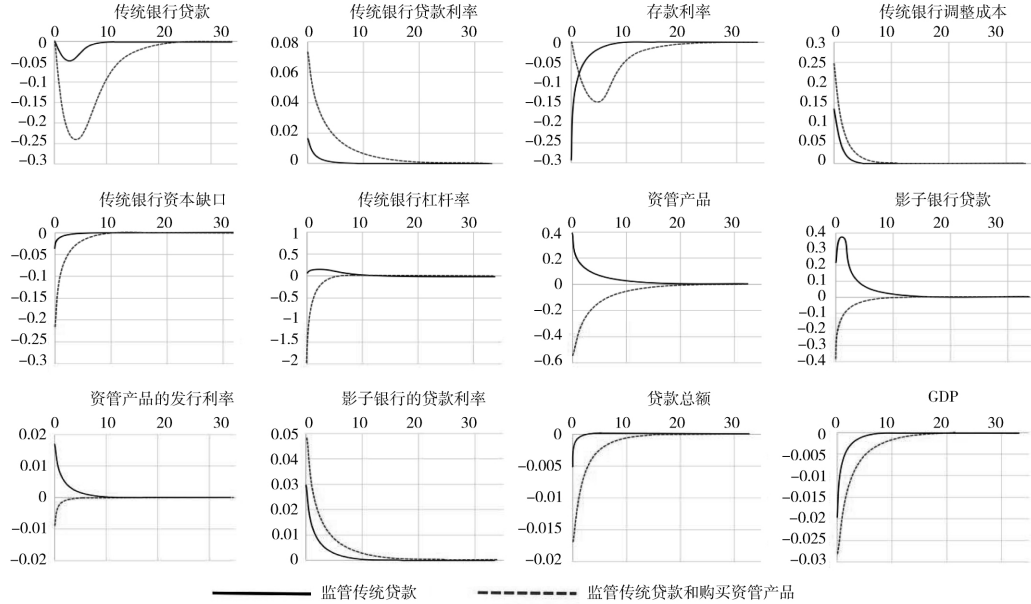


图2 第一种情况和第二种情况监管响应冲击比较图

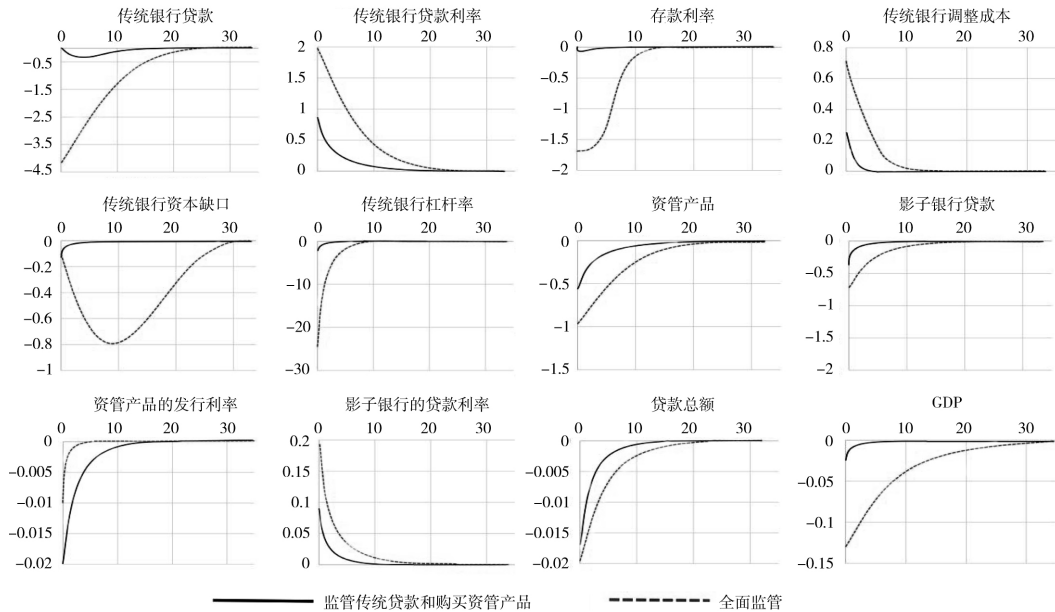


图3 第二种情况和第三种情况的脉冲响应比较图

全面监管(图3虚线)与“将传统银行购买的资管产品和传统银行的贷款同时纳入资本充足率考核范围”的情况相比(第二种情况,图3实线),影子银行向传统银行出售的资管产品受到双重资本监管,传统银行各变量变化情况与第二种情况趋势一致,但受到影响更大,持续时间更长。传统银行购买资管产品份额显著下降(此时在期初受到1个标准差的负向冲击,在第二种情况下受到0.5个标准差的负向冲击),银行杠杆率快速收缩(在期初受到25个标准差的负向冲击,远大于第二种情况下的2个标准差),商业银行稳健性增强。不可否认,在全面监管的情况下,提高资本充足率要求对宏观经济增长带来的下行压力也最显著(GDP在当期受到0.18个标准差的负向冲击,在第二种情况下,仅受到0.024个标准差的负向冲击)。但中长期来看,这些下行压力将逐渐消退。

(三) 打破刚性兑付对宏观经济的冲击影响

本部分模拟全面监管下刚性兑付(基准情况,假定违约概率标准差为0来模拟刚性兑付冲击响应)和打破刚性兑付情况下(根据表2的校准值,假定违约概率上升1个标准差来模拟打破刚性兑付的冲击响应),各变量响应差异。

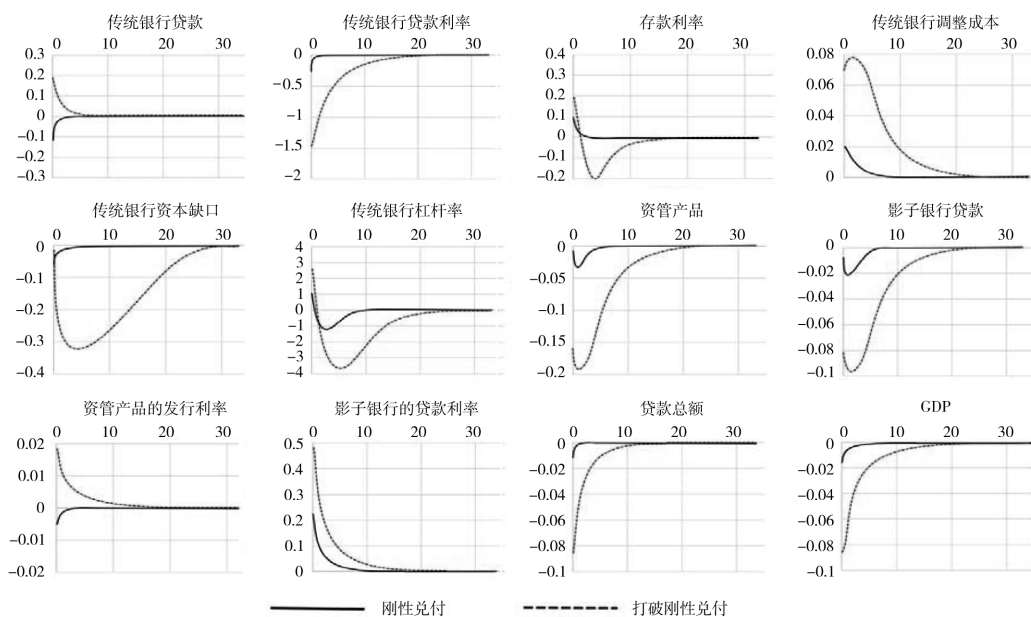


图4 不同监管程度下影子银行违约冲击的影响

与存在刚兑时相比(图4实线显示),打破刚性兑付情况下(图4虚线显示),资管产品的定价将充分体现借款主体的信用风险,企业通过资管产品融资时,资金成本平均受到0.48个标准差的正向冲击。这时,部分信用等级较高的企业会转而使用资金成本较低的传统银行贷款,一方面推高了传统银行贷款的需求(打破刚兑后,对传统银行贷款的需求比存在刚兑时,受到的正向冲击多0.3个标准差),另一方面减少了影子银行的资金需求(打破刚兑后,影子银行的贷款比存在刚兑时,受到的正向冲击少0.07个标准差)。随着优质客户回归,传统银行的贷款平均利率下降(打破刚兑后,传统银行的贷款利率比存在刚兑时,受到的负向冲击多1.25个标准差),存款利率则会经历一个先升后降的过程。最初,随着贷款需求上升,传统银行需要提高利率来吸引更多的存款满足增量贷款的资金需求(打破刚兑

后,传统银行存款利率受到的正向冲击,比存在刚兑时多 0.1 个标准差)此后,随着优质企业的贷款派生出存款,存款成本回落。从整体上来看,影子银行贷款减少的规模超过传统银行贷款增加的规模,导致信贷总额下降,GDP 增速放缓。综上所述,经历政策调整的“阵痛”后,从中长期来看,打破刚性兑付能够使金融产品的价格更加真实、准确地反映信用风险,提高了资金的使用效率,促进经济发展。

六、结论及政策建议

(一) 结论

第一,在影子银行存在的情况下,如果仅对传统银行部门实施宏观审慎监管,那么监管政策效果将受到制约,效果会下降。特别是在宏观审慎调控加强的情况下,传统银行部门会通过同业通道转移资金和信贷资产,以规避资本要求限制,由此造成杠杆率高、资金周转复杂、借贷链条拉长,催生资管业务的快速发展,最后导致金融主体稳健性下降。第二,将影子银行纳入宏观审慎全面监管,能有效提高监管的效力。如果仅对银行购买的资管产品开展监管,不仅不能有效遏制资管通道的发展,反而衍生出新的通道,调控的目标难以达到。第三,实施全面监管,传统银行杠杆率显著收缩,尽管短期内资本充足率冲击对经济的抑制作用最为显著,但是长期来看,抑制作用逐渐减弱,同时有助于提高金融服务于实体经济的能力,并有效降低金融风险。第四,打破资管产品的刚性兑付,尽管短期内会对产出产生一定的负向影响,但是从中长期来看,能够有效改善金融机构的产品定价能力,提升金融机构稳健性,同时有效防范金融风险。

(二) 政策建议

第一,在监管调控中应充分考虑影子银行的替代作用,防止政策调控不断加码,以致于不但没有达到调控目标,反而刺激了通道业务的产生,恶化了金融体系的抗风险能力。第二,对影子银行实行全面的功能性监管。当前中国的资管业务品种丰富,各类金融机构纷纷开展相关业务,分业监管如果固守“谁家孩子谁抱走”的监管思路,将导致局部监管无效,甚至助推整个行业畸形发展。第三,把握兼顾监管和经济发展的关系。中国的通道业务规模巨大,如果监管推动力度过快,必然对宏观经济造成较大冲击;如何实现防风险和稳增长有机统一,将是宏观审慎监管面临的重要难题。

参考文献:

- [1] Adrian T. and Shin H. S. 2009. The Shadow Banking System: Implications for Financial Regulation. SSRN Electronic Journal, No. 13: 1-10.
- [2] Hanson S., Kashyap A. and Stein J. 2011. A Macroprudential Approach to Financial Regulation. Journal of Economic Perspectives, Vol. 25, No. 1: 3-28.
- [3] Verona F., Martins M. and Drumond I. 2013. (Un) Anticipated Monetary Policy in a DSGE Model with a Shadow Banking System. International Journal of Central Banking, Vol. 9, No. 3: 73-117.
- [4] Goodhart C., Kashyap A., Tsomocos D. and Vardoulakis A. 2013. An Integrated Framework for Analyzing Multiple Financial Regulations. International Journal of Central Banking, Vol. 9, No. S1: 109-143.
- [5] Moreira A. and Savov A. 2013. The Macroeconomics of Shadow Banking. SSRN Electronic Journal.
- [6] De Walque G., Pierrard O. and Rouabah A. 2010. Financial (in) Stability, Supervision and Liquidity In-

- jections: A Dynamic General Equilibrium Approach. *Economic Journal* ,Vol. 120 ,No. 549: 1234–1261.
- [7] Angeloni I. ,and Faia E. 2013. Capital Regulation and Monetary Policy with Fragile Banks. *Journal of Monetary Economics* ,Vol. 60 ,No. 3: 311–324.
- [8] Angelini P. ,Neri S. ,and Panetta F. 2014. The Interaction between Capital Requirements and Monetary Policy. *Journal of Money Credit and Banking* ,Vol. 46 ,No. 6: 1073–1112.
- [9] Fève P. ,and Pierrard O. 2017. Financial Regulation and Shadow Banking: A Small –Scale DSGE Perspective. Tse Working Papers.

(责任编辑 温 隼)

Effectiveness of Macro – prudential Regulation of Channel Arbitrage: A Study Based on a Dynamic Stochastic General Equilibrium Model

Qu Liyun¹ ,Xu Wenli² ,Qian Guojun³

- (1. Investigation and Statistics Section , Hefei Central Subbranch , People’ s Bank of China ,
Hefei , Anhui 230091 , China;
2. Economics School , Anhui University , Hefei , Anhui 230091 , China;
3. Investigation and Statistics Section , Chuzhou Central Subbranch , People’ s Bank of China ,
Chuzhou , Anhui 239000 , China)

Abstract: By building a dynamic stochastic general equilibrium model with a shadow banking sector and setting macro – prudential regulation rules suited to the needs of Chinese practices , this study examined the effectiveness of macro – prudential regulation policy as well as the probability of default for inter – bank asset management products. The results revealed the following: 1) comprehensive macro – prudential regulation could not only prevent channel conversion between credit and inter – bank asset management and shorten the financing chain , but also enhance the robustness of financial institutions; 2) unidirectional regulation of commercial banks alone was prone to deriving new channels and weakening the role of regulation in stabilizing investors’ expectations , thus causing a high leverage ratio and complex fund turnover; 3) breaking the rigid redemption of inter – bank asset management products , their interest rates could reflect the credit risks of financing bodies more accurately and improve the efficiency of fund allocation. In the transitional period , comprehensive regulation or breaking of rigid redemption could increase the pressure of macroeconomic downturn. In the long term , the negative effect will fade away , and the macro economy will grow steadily. Thus , macro – prudential regulation should fully consider the substitution effect of shadow banking and maintain a balance between regulation and economic growth.

Keywords: shadow banking , macro – prudential regulation , counterfactual analysis