

基于 DSGE 模型的货币供给内生性检验^{*}

——兼对非常规货币政策效果的解释

李 威 朱太辉

内容摘要：国际金融危机已经过去近十年了，但世界主要国家采取的非常规货币政策并没有如预期那样推动经济复苏。解释好这一问题，需要从根源上重新审视货币信贷创造和货币政策传导机制是外生主导还是内生主导。本文将货币增长率引入传统的泰勒规则方程，构建了一个检验货币供给内生性的六部门 DSGE 模型，并通过贝叶斯技术估计货币增长率与利率之间的相关关系，对货币信贷创造和货币政策传导机制的内外生性进行了检验。估计结果表明，货币增长率与利率之间存在明显的正向关系，货币信贷创造和货币政策传导具有较强的内生性。正是由于国际金融危机爆发后，货币信贷创造和货币政策传导的内生性相对于外生性更强，美日欧等主要国家和地区的非常规货币政策从供给方增加货币供给，在短期内有助于稳定金融市场和抑制经济的下滑态势，但难以刺激总需求和推动经济增长，具有明显的“推绳子”效应。

关键词：货币供给内生性 非常规货币政策 DSGE 模型 货币政策传导机制

中图分类号：F820

文献标识码：A

引 言

2008 年国际金融危机之后，部分国家或地区为推动经济复苏，采取了非常规货币政策，如量化宽松货币政策和负利率政策等。但从实践情况来看，危机已经过去近十年了，非常规货币政策并没有产生预期效果，世界主要经济体尚未走上明确的复苏道路。国际清算银行（BIS）基于非常规货币政策的跟踪研究和重新评估指出，非常规货币政策虽然短期内在一定程度上有助于改善金融市场条件，但对产出和物价水平的影响并不明显。从长期来看，非常规货币政策的收益会逐渐消失，成本会逐渐增加。非常规货币政策只能是特殊时期的特殊政策，长期“常规化使用”有极大风险。货币政策是否有效，根源在于货币信贷的创造过程和货币政策的传导机制，非常规货币政策的效力问题需要我们重新审视（Borio & Zabai, 2016）。

总体上看，货币信贷创造和货币政策传导可以划分为两种截然相反的机制：一种是建立在货币供给外生扩张理论基础之上的创造传导机制；另一种是建立在货币供给内生扩张理论基础之上

作者简介：李威，中国人民大学财政金融学院金融学博士研究生；朱太辉，经济学博士，中国社科院金融研究所博士后流动站、中国银监会博士后工作站联合培养博士后。

*** 基金项目：**本文系中国人民大学 2016 年度拔尖创新人才培养资助计划成果。

的创造传导机制（朱太辉，2013，2014，2015）。按照以货币学派为首的货币供给外生理论，货币信贷的创造过程和货币政策的传导机制是：中央银行控制基础货币总量，商业银行在此基础货币上发放信贷扩张存款货币，从而推动实体经济的投资和消费，实现经济的复苏和增长（Friedman & Schwartz, 1963; Bernanke, 1983）。在外生理论看来，中央银行扩大货币供给是经济复苏的充分必要条件，也是2008年国际金融危机之后各国实行量化宽松政策的理论基础。与此相反，按照以凯恩斯学派为首的货币供给内生理论，货币信贷的创造过程和货币政策的传导机制是：经济活动（如投资）决定信贷需求，信贷需求决定商业银行的信贷供给和存款货币创造，存款货币创造再决定中央银行基础货币的投放（Lavoie, 1985; Fontana, 2009）。在内生理论看来，是经济活动决定货币供给，而不是货币供给刺激经济的复苏。这也是2016年BIS质疑量化宽松政策效果的理论基础。

自20世纪60年代以来，货币学派和后凯恩斯学派关于货币信贷创造过程和货币政策传导机制的内外生争论就一直存在，至今双方都尚未得出压倒性的结论。一方面，是因为双方在理论上、逻辑上都相对完整，虽都能自圆其说，但又无法驳倒对方；另一方面，研究大都是基于计量回归模型，支持外生观点和内生观点的检验结果不分伯仲。近年来，已有研究从货币和信用的关系这个基本问题入手，在理论上论证了货币供给具有本质内生性，但存款准备金制度等使得货币供给具有外生性，货币供给的内生性和外生性在不同的经济周期阶段的相对大小存在差异（朱太辉，2013）。在实证方面，双方都没有给出压倒性的证据，争论仍处于胶着状态。

为此，本文将放弃原有基于计量回归模型的实证思路，在动态随机一般均衡模型（DSGE）框架下，验证货币信贷创造过程和货币政策传导机制的内外生性。后文结构安排如下：第一部分总结评述现有研究中关于货币信贷创造过程和货币政策传导机制内外生性的实证争论；第二部分将货币增长率引入传统的泰勒规则方程，构建了一个验证货币信贷创造和传导内生性的六部门DSGE基本模型；第三部分采用贝叶斯技术，估计DSGE模型的关键参数值，得出验证结果；第四部分是结论和对非常规货币政策效果的评论解释。本文的研究有助于补充、完善现有的货币信贷创造理论，更好地理解货币政策传导机制，并对非常规货币政策的有效性提供一个更全面深刻的解释。

一、货币供给和非常规货币政策效力实证争论评述

货币信贷创造和传导的外生理论是一种自上而下的过程：中央银行发放基础货币，基础货币决定商业银行的存款创造，存款规模决定贷款发放规模。根据这一理论逻辑，增加货币供应量可以有效降低市场利率、刺激信贷，从而拉动经济增长，已有研究据此对量化宽松货币政策的有效性进行了实证检验。Bernanke et al. (2004) 运用无套利VAR模型实证估计了日本的利率期限结构，发现日本实施的量化宽松政策确实对金融资产的长期收益率有向下拉动的作用。Peersman et al. (2011) 运用结构性VAR对欧元区非常规货币政策进行分析，发现其对经济复苏有很大的推动作用。Darvas (2012) 通过对欧洲中央银行的OMT进行实证检验发现其操作使得西班牙两年期国债收益率下降显著。Swanson (2014) 的实证研究结果表明，美国大规模资产购买计划改善了美国金融市场的状况。Krishnamurthy et al. (2011) 也发现美国量化宽松政策有效降低了美国的中长期利率。Shibamoto & Tachibana (2013) 运用VAR模型实证分析了日本量化宽松政策对经济的影响，结果显示，其对股票市场和实体经济的影响非常显著。张静 (2013) 通过分析美联储的资产负债表发现，美国的量化宽松货币政策对刺激经济复苏起到了非常积极的作用。可以看出，这些实证研究大都证明了量化宽松政策的有效性，也支持了货币信贷创造和传导的外生性。

货币信贷创造和传导的内生理论是一种自下而上的传导过程：实体经济的信贷需求引导商业银行的信贷供给和存款增长，存款增长引致中央银行的基础货币扩张。根据这一理论逻辑，是投资和消费的增长导致了商业银行存款和中央银行基础货币供给的被动增长，也有不少研究据此进行了实证检验。Tas & Togay (2010) 对 GCC 国家进行实证分析证明，这些国家的数据符合货币内生理论。Badarudin et al. (2013) 证明七国集团的数据与货币内生性理论比较契合。Mueller & Wojnilower (2013) 认为，货币内生理论能够解释美国 1971—2008 年的数据特征。Nayan et al. (2013) 使用 1970—2011 年总共 177 个国家的面板数据，使用动态面板数据分析技术，得出货币供给具有内生性的结论。国内学者中，万解秋和徐涛 (2001) 对我国货币乘数与货币供给量之间的关系进行了实证研究，得到了我国货币供给具有内生性的结论，文中指出货币乘数会受到微观主体经济行为的影响而发生变化，中央银行对货币供给量的控制能力在逐渐减弱，从而货币供给的内生性特征也在随之逐渐增强。张文 (2008) 从货币供给的角度进行实证分析发现货币供给量与基础货币之间的关系并不显著，基础货币增长越快同时货币乘数也会越大，货币供给量增加；基础货币的投放方式以适应性为主，货币需求决定货币供给，货币供给具有内生性。

货币信贷创造和传导内外生争论的焦点在于贷款和存款的先后关系，相关实证研究大多是在检验贷款创造存款还是存款创造贷款。从数据统计来看，存款和贷款是在同一时点统计，统计结果只能反映存款与贷款之间的相关关系，无法测算出因果关系。也就是说，无论是存款创造贷款还是贷款创造存款，表现在数据上都是相同的统计结果，基于回归方程的计量检验很难对货币信贷创造和传导机制的内生性与外生性作出判断。

鉴于目前两种理论在实证研究上的争论现状，本文另辟蹊径，选择动态随机一般均衡模型，在整体宏观经济联动的模式下，探讨货币内生性的问题。具体来说，为验证货币供给的内生性，我们将货币增长率引入标准的泰勒规则当中，在动态随机一般均衡模型中采用贝叶斯估计技术对“利率对货币增长率缺口的敏感性参数”进行估计，重点考察参数估计的正负。如果估计结果为正，即说明货币供给量的外生增加并没有引导利率下调，利率与货币增长率反而存在一个正相关的关系。一个可能的解释是，货币供给的增加是在被动地适应货币需求的增加，货币供给量的外生增加或减少并没有形成有效的信贷供给的增加或减少，进而无法形成对利率的控制。利率与货币增长率之间的正向关系说明了货币供给量的内生性：货币需求决定货币供给，货币供给并不能形成有效的货币信贷量。

二、DSGE 模型构建

(一) 家庭

代表性家庭的目标是和预算约束下预期一生效用的最大化：

$$\max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta_1^t z_t \left[\frac{\sigma_1}{\sigma_1 - 1} (C_t - C_{2t})^{\frac{\sigma_1 - 1}{\sigma_1}} - \frac{z_t \varphi}{1 + \varphi} N_t^{\frac{1 + \varphi}{\varphi}} \right] \quad (1)$$

$$\text{s.t. } C_t - C_{2t} + D_t = \frac{R_{t-1}^D D_{t-1}}{\pi_t} + w_t N_t + F_t^S + F_t^B \quad (2)$$

其中， C_t 表示总消费， C_{2t} 表示企业家消费， $(C_t - C_{2t})$ 表示代表性家庭消费； D_t 、 R^D 、 N_t 、 w_t 、 F_t^S 、 F_t^B 、 β_1 、 σ_1 、 η 、 φ 表示存款的实际值、存款毛利率、劳动供给、真实工资率、中间厂商利润、金融机构的利润、贴现因子、消费的跨期替代弹性、实际货币余额的跨期替代弹性、劳动供给的跨期替代弹性； E_t 表示在 t 时期的期望算子； π_t 表示第 t 期的通货膨胀率。

代表性家庭在预算约束条件 (2) 下通过对最优的消费 (C_t-C_{2t})、劳动供给 (N_t) 的选择来最大化其终生效用, 从而可以得到家庭的最优一阶条件。其中, z_t 表示总需求冲击, z_t^N 表示劳动供给冲击, 冲击方程服从 AR (1)。

(二) 企业家

企业家筹集资金生产资本 (I_t) 而不直接进行产品的生产, 资金来源为一方面是向金融机构进行贷款 (L_t), 另一方面是在金融市场上发行企业债 (B_t), 然后将生产的资本以边际收益的价格租给厂商。厂商从企业家处租用资本, 并且从劳动市场雇用劳动力进行具体的产品生产。企业家在预算约束条件下通过对每期的消费 (C_{2t})、债券发行量 (B_t)、积累资本量 (K_{t-1}) 以及在金融机构的贷款量 (L_t) 进行选择来最大化其一生的效用:

$$\max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta_2^t z_t \left[\frac{\sigma_2}{\sigma_2-1} C_{2t}^{\frac{\sigma_2-1}{\sigma_2}} \right] \quad (3)$$

$$\text{s.t.} \quad C_{2t} + \frac{R_{t-1}^L L_{t-1}}{\pi_t} + I_t + \frac{R_{t-1}^B B_{t-1}}{\pi_t} = R_t^K K_t + L_t + B_t \quad (4)$$

$$I_t = K_{t-1} - (1-\delta(h_t))K_t \quad (5)$$

其中, h_t 表示资本利用率。

设生产函数为:

$$Y_t = A_t (h_t K_t)^\theta N_t^{1-\theta} \quad (6)$$

参考李威和吕江林 (2016), 把资本利用率引入折旧当中, 将折旧率处理为资本利用率的一个函数 $\delta = \delta(h_t)$ 。根据成本等于收益的最大化原则来引入资本利用率的决定方程:

$$\frac{\partial Y_t}{\partial h_t} = \frac{\partial I_t}{\partial h_t} \quad (7)$$

对数线性化可得:

$$\hat{h}_t = \frac{\hat{Y}_t}{1+\sigma^a} + z_t^h \quad (8)$$

其中, z_t^h 表示资本利用率冲击。

(三) 金融机构

本文参考 Funke et al. (2012), 从存款性金融机构货币创造的视角, 将金融部门纳入本文的 DSGE 模型。金融机构的资产负债表中, 资产部分包括从居民吸收到的存款 D_t (也作为中央银行要求的存款准备金) 和对企业提供的融资 (贷款 L_t , 购买债券 B_t); 负债部分包括货币创造 D_t/α_t 和从同业市场的拆入资金量 IB_t 。根据资产负债表平衡可以得到金融机构面临的一个约束条件:

$$\text{s.t.} \quad IB_t + \frac{D_t}{\alpha_t} = D_t + B_t + L_t \quad (9)$$

金融机构利润最大化:

$$\max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta_b^t \left[(R_t^L L_t - L_{t+1}) + R_t^R D_t - D_{t+1} + (R_t^B B_t - B_{t+1}) - \left(\frac{R_t^D D_t}{\alpha_t} - \frac{D_{t+1}}{\alpha_{t+1}} \right) - (R_t^{IB} IB_t - IB_{t+1}) - \text{Cost} \right] \quad (10)$$

金融机构进行货币创造每期产生的管理成本设定为如下的二次函数形式:

$$\text{Cost}_t = \frac{1}{2Y} \left\{ c_d \left[\left(\frac{D_t}{\alpha_t} \right)^2 - \left(\frac{D}{\alpha} \right)^2 \right] + c_L (L_t^2 - L^2) + c_b (B_t^2 - B^2) \right\} \quad (11)$$

其中, R_t^L 表示银行贷款的毛利率; R_t^B 表示企业债券的毛收益率; R_t^D 表示银行存款的毛利率; R_t^R 表示存款准备金的毛利率; R_t^{IB} 表示银行间同业拆借的毛利率; β_b 表示银行业的贴现因子。

代表性金融机构在成本约束下通过选择贷款量、债券购买量、同业拆借量、储备量来达到利润

最大化。

参考 Gerali et al. (2010) 中的设定，银行间利率应该跟政策利率保持一致，否则金融机构将会在同业资金与央行资金之间进行套利。所以在无套利均衡条件的约束下，可得：

$$R_t^B = R_t \quad (12)$$

(四) 厂商

本文模型中厂商分为最终产品生产厂商和中间产品生产厂商，对厂商的处理完全采用国际上 DSGE 模型标准化的处理方法。参考 Bernanke et al. (1999) 和 Matteo Iacoviello (2005) 的处理方式，假定最终品厂商完全竞争生产的产品完全同质，用 CES 进行加总。中间品厂商的产品具有一定的差异性，中间品生产厂商具有垄断性就可以根据自身的优化来确定最优的产品价格，中间品生产厂商每期生产商品遵循 Calve 规则。最终可得价格水平的演变方式：

$$p_t^{1-\rho} = \rho p_{t-1}^{1-\rho} + (1-\rho) p_t^*(j)^{1-\rho} \quad (13)$$

(五) 中央银行

本文假定央行的货币政策遵循泰勒规则（线性化形式）：

$$\hat{R}_t = \lambda \hat{R}_{t-1} + (1-\lambda) (\phi_\pi \hat{\pi}_t + \phi_y \hat{Y}_t) \quad (14)$$

π_t 表示通货膨胀率， λ 是利率的动态平滑系数，标准的泰勒规则的货币政策意味着中央银行根据现实经济的产出缺口以及通胀缺口来对政策利率进行调整， ϕ_y 表示中央银行对产出缺口反应的调整系数， ϕ_π 表示中央银行对通胀缺口反应的调整系数。

参考瞿强 (2001)、吕江林 (2005) 的研究，中央银行的货币政策应该对资产价格做出反应，所以我们考虑将资产价格“ Q_t ”引入标准的泰勒规则中。通过资产定价的方法，得到了资产价格与利率的关系方程：

$$Q_t = \frac{1}{R_t} \quad (15)$$

拓展的泰勒规则为：

$$\hat{R}_t = \lambda \hat{R}_{t-1} + (1-\lambda) (\phi_\pi \hat{\pi}_t + \phi_y \hat{Y}_t + \phi_q \hat{Q}_t) \quad (16)$$

引入货币增长率 u_t ：

$$u_t = \frac{M_t}{M_{t-1}} - b_t \quad (17)$$

其中， b_t 表示货币供给增长率冲击。

本文重点考察的是利率与货币增长率之间的关系，此时，拓展的泰勒规则变为：

$$\hat{R}_t = \lambda \hat{R}_{t-1} + (1-\lambda) (\phi_\pi \hat{\pi}_t + \phi_y \hat{Y}_t + \phi_q \hat{Q}_t + \phi_u \hat{u}_t) \quad (18)$$

然后引入货币政策冲击（利率冲击） v_t ：

$$\hat{R}_t = \lambda \hat{R}_{t-1} + (1-\lambda) (\phi_\pi \hat{\pi}_t + \phi_y \hat{Y}_t + \phi_u \hat{u}_t + \phi_q \hat{Q}_t) + v_t \quad (19)$$

上式也是最终的货币政策规则（拓展的泰勒规则）。

内生性存款准备金率，存款准备金率的设定方程为：

$$\alpha_t = (1 - \phi_\alpha^\alpha) \phi_\alpha^\pi \pi_t + \phi_\alpha^\alpha \alpha_{t-1} \quad (20)$$

简单起见，将存款准备金率 R_t^R 设定为跟政策利率 R_t 保持一致。即

$$R_t^R = R_t \quad (21)$$

(六) 市场出清条件

总体市场出清可以得到：

$$Y \hat{Y}_t = C \hat{C}_t + \hat{\Pi}_t \quad (22)$$

定义通货膨胀：

$$\hat{\pi}_t = \hat{p}_t - \hat{p}_{t-1} \quad (23)$$

货币市场出清：

$$\hat{D}_t - \hat{a}_t = \hat{m}_t \quad (24)$$

其中， \hat{m}_t 是 M_t 的对数线性化形式。

以上就是本文所建立的 DSGE 方程系统。

三、贝叶斯估计

本文选取 2001 年第一季度至 2016 年第四季度的数据，样本相对较小，因此采用贝叶斯估计技术进行参数值估计。

(一) 数据处理

本文模型系统共包括以下几个冲击：技术冲击、货币供给增长率冲击、劳动供给冲击、货币增长率冲击、资本利用率冲击。为了保证避免出现随机奇异性问题，本模型选取六个观测变量：实际产出、通货膨胀、投资、消费、利率、货币供给量。对应的实际数据为：实际 GDP、CPI、固定资产投资完成额、社会消费品零售总额、银行间市场 7 天同业拆借加权平均利率、 M_2 。考虑到数据的可得性和数据的适用性，本文选取 2001 年第一季度至 2016 年第四季度的数据，数据来源于 Wind 数据库。

(二) 参数先验值设定

在贝叶斯估计的文献中，对于参数先验分布的设定有一定的规则。通常对于取值必然处于 0 到 1 之间的参数设定为 Beta 分布；必然大于 0 但是不一定小于 1 的参数设定为 Gamma 分布；取值范围在负无穷到正无穷的参数设定为 Normal 分布；外生冲击标准差的先验分布设定为 Inverse Gamma 分布。参照以上原则，本文对参数的先验分布设定如表 1 所示。

需要单独强调的是，本文重点关注利率对货币增长率缺口的敏感性参数 ϕ_u 的估计结果。因为要考察的是系数 ϕ_u 的正负，所以，将先验均值设为 0，先验方差设为 1，把分布设定为取值范围是负无穷到正无穷的正态分布，即 Norm (0, 1)。

在其他参数先验均值的设定方面，本文采用相关文献的校准值。相应地， β_1 取 0.992，对应于 3.25% 的一年期定期存款利率； β_2 取 0.985，对应于我国 6% 的一年期短期贷款利率。

其他参数的校准值取自文献 Gali (1996)，King (2000)，夏春 (2002)，陈昆亭和龚六堂 (2006)，刘斌 (2008)，杨宝臣和苏云鹏 (2010)，Fan et al. (2011)，Mehrotra (2011)，Chen et al. (2012)，Funke et al. (2012)，郭立甫等 (2013)；具体的对应关系可以参考李威和吕江林 (2016)，此处不再详细列示，仅跟估计结果一起列示在表 1 中。

(三) 贝叶斯估计结果

贝叶斯估计结果列示如表 1 所示。从列表中可以看出，除 ϕ_u 外，其他待估参数的先验均值和后验均值的差距很小，本文的估计结果很好，具有可信性。

表 1 中的消费跨期替代弹性表示的是未来消费对现在消费的替代程度，跨期替代弹性越大，说明未来消费对现在消费的替代性越强，消费者就越倾向于未来消费。在先验均值的设定上，为简单起见，假定工薪家庭和企业的跨期消费替代弹性相同。但从后验估计的结果可以看出，企业的消费跨期替代弹性 σ_2 明显大于家庭的跨期替代弹性 σ_1 。这是因为，企业家是资金需求者，当期更倾向于借入资金进行投资而非消费，相对于家庭来说企业家更加看重未来的消费。因此，企业家的消费跨期替代弹性较大，本文得到的贝叶斯估计结果与现实比较契合。

从估计结果可以看出，货币政策方程中的通胀缺口敏感性系数 φ_π 和产出缺口敏感性系数 φ_y

表 1 参数的先验分布和后验分布

参数	参数名字	参数含义	先验分布	先验均值	先验方差	后验均值	90%后验区间
δ	delta	折旧率	Beta	0.0300	0.0020	0.0327	[0.0324, 0.0330]
θ	theta	产出的资本弹性	Beta	0.4100	0.0200	0.3249	[0.3077, 0.3424]
η	eta	实际货币余额弹性	Beta	0.3330	0.0150	0.3432	[0.3350, 0.3512]
ρ	rho	价格粘性	Beta	0.5000	0.0200	0.4997	[0.4890, 0.5095]
ρ_a	rho_a	技术冲击的持久性参数	Beta	0.8101	0.0200	0.6663	[0.6646, 0.6679]
ρ_b	rho_b	货币供给增长率冲击的持久性参数	Beta	0.8553	0.0200	0.9166	[0.9034, 0.9322]
ρ_v	rho_v	利率冲击的持久性参数	Beta	0.8290	0.0200	0.6847	[0.6804, 0.6907]
ρ_z	rho_z	总需求冲击的持久性参数	Beta	0.1700	0.0200	0.1853	[0.1635, 0.2065]
ρ_{zN}	rho_zN	劳动力供给冲击的持久性参数	Beta	0.8900	0.0020	0.8907	[0.8896, 0.8918]
ρ_{zh}	rho_zh	资本利用率冲击的持久性参数	Beta	0.5000	0.0200	0.6114	[0.6004, 0.6241]
φ_π	phi_pi	利率对通胀缺口的敏感性参数	Beta	1.3100	0.0200	1.3242	[1.3204, 1.3281]
φ_y	phi_y	利率对产出缺口的敏感性参数	Beta	0.1250	0.0200	0.1584	[0.1507, 0.1663]
φ_u	phi_u	利率对货币增长率缺口的敏感性参数	Norm	0	1	1.4903	[1.4429, 1.5412]
φ_q	phi_q	利率对资产价格缺口的敏感性参数	Beta	1.1400	0.0200	1.0606	[1.0200, 1.0945]
λ	lambda	货币政策规则利率调整惯性	Beta	0.5000	0.0200	0.4535	[0.4441, 0.4637]
φ_α^α	phi_alpha_alpha	存款准备金率平滑系数	Beta	0.6000	0.0200	0.6064	[0.5929, 0.6171]
φ_α^π	phi_alpha_pi	存款准备金率对通胀的反应系数	Beta	0.1900	0.0200	0.1910	[0.1789, 0.2027]
σ_1	sigma1	家庭消费跨期替代弹性	Gamma	0.4760	0.0250	0.4111	[0.3865, 0.4323]
σ_2	sigma2	企业家消费跨期替代弹性	Gamma	0.4760	0.0250	0.4667	[0.4525, 0.4794]
φ	phi	劳动力供给弹性	Gamma	0.1620	0.0100	0.1670	[0.1622, 0.1730]
$\sigma_{\varepsilon A}$	stderr epsilon_a	技术冲击的标准差	Inv_gamma	0.5964	inf	1.0451	[0.9280, 1.1545]
$\sigma_{\varepsilon b}$	stderr epsilon_a	货币供给增长率冲击标准差	Inv_gamma	0.3381	inf	6.7021	[5.5168, 7.6700]
$\sigma_{\varepsilon v}$	stderr epsilon_v	利率冲击标准差	Inv_gamma	0.1726	inf	0.3008	[0.2642, 0.3421]
$\sigma_{\varepsilon z}$	stderepsilon_z	总需求冲击标准差	Inv_gamma	0.9950	inf	0.2716	[0.2262, 0.3184]
$\sigma_{\varepsilon zN}$	stderr epsilon_zN	劳动力供给冲击标准差	Inv_gamma	0.5916	inf	4.5963	[3.7942, 5.2090]
$\sigma_{\varepsilon zh}$	stderr epsilon_zh	资本利用率冲击标准差	Inv_gamma	0.2236	inf	1.9225	[1.6587, 2.1928]

资料来源：文献整理和估计结果

的估计值较先验值有所增加，但都保留了通胀缺口敏感性系数大于 1、产出缺口敏感性系数小于 1 的基本特点。从幅度上来看， φ_y 增加了 26.72%， φ_π 增加了 1.08%。因此，就模型估计结果来说，与已有的相关研究相比，本文模型的估计结果更加符合现实情况，中央银行的货币政策规则应该大幅增加对产出缺口的反应。另外，需要说明的是，利率对资产价格缺口的反应系数后验估计值出现了明显的下降，下降幅度为 6.96%，但保留着大于 1 的基本特征。因此，贝叶斯估计结果和前文的分析均表明，相对于对通胀缺口的反应，央行货币政策规则应该大幅增加政策利率对产出缺口的反应。

单独考察 φ_u 的估计值，从表 1 中可以看到， φ_u 的后验均值为 1.4903，这个估计结果相对于其先验均值“0”来说，是明显较大的正数。此处我们将 φ_u 的先验均值设为 0，与后验估计值明显有很大的差距。这里之所以这样设定，是为了估计出 φ_u 的大概值，然后，将 φ_u 的先验值设定为

1.4903, 先验分布即为 Norm (1.4903, 1), 然后再进行一次贝叶斯估计, 从得到的结果图中可以验证本次估计的有效性。

对于大部分参数来说, 先验均值与后验众数有稍微差别但是相差不大, 后验分布的密度比先验分布更为集中, 后验分布基本呈现规则的正态分布状, 从图形上说明本文贝叶斯估计结果的有效性。同时, 马尔科夫链蒙特卡洛模拟 (MCMC Univariate Convergence Diagnostic) 的结果也验证了贝叶斯估计后验分布的有效性^①。

(四) 模型有效性检验

为了验证本文模型的有效性, 使用本文模型来对利率进行模拟, 通过比较模拟得到的利率波动值与真实的利率波动值来检查模型的有效性。

脉冲响应显示的是一个标准差的技术冲击在第一期发生作用时, 对内生变量的影响, 通过贝叶斯估计也可以得到模拟的冲击实现值, 从而可以结合脉冲响应结果与冲击实现值得到模拟的利率值。利率的模拟结果与真实波动的对比情况见图 1。

从图 1 可以看到, 本文模型对利率的波动值模拟效果很好。在大部分时间模拟值和真实值的曲线都是重合的。模拟值的波动比真实值的波动要小一些, 因为本研究模型并没有完全覆盖影响利率的所有冲击。表 2 列示了模拟结果与真实值统计结果的对比, 从中可以看出, 两者的均值基本相等, 只是方差稍有差异。

综上所述, 本文所建模型具有较好的拟合度。

(五) 货币供给内生与冲击传导机制

下文根据脉冲响应函数 (以技术冲击为例), 分析货币供给内生性背景下, 技术冲击对内生变量的影响机制如图 2 所示。

图 2 中, y 、 h 、 k 、 n 、 w 、 c 、 i 、 $c2$ 、 rk 、 B 、 rB 、 L 、 rL 、 m 、 r 、 u 、 q 、 a 对应于文中相关变量对数线性化之后的值。

一个正向的技术冲击发生后, 产出出现跳跃性的上升, 家庭的收入增加, 导致家庭的货币需求和消费支出增加。企业家也有提高消费的倾向, 但企业家消费的跨期替代弹性较大, 更倾向于在当期减少消费而增加投资, 以期在未来获得更多的消费, 因此, 企业家当期的消费会减小。厂商一方面有动力雇用更多的劳动力, 推动劳动需求增加和家庭工资收入增加; 另一方面也会租用更多的资本, 从而需要增加借款和发行债券, 推动贷款利率和债券发行利率上升, 进而带动投资和贷款规模出现跳跃性增加, 资本积累也相应增加。这描绘了货币供给内生的传导机制: 投资消费需求上升带动贷款规模和贷款利率共同上升, 贷款的量与价同向变化, 最终货币供应跟随信贷需求的增加而增加。如果货币供给是外生主导的, 量与价应该是反向关系, 贷款量的增加会引导贷款利率下行。

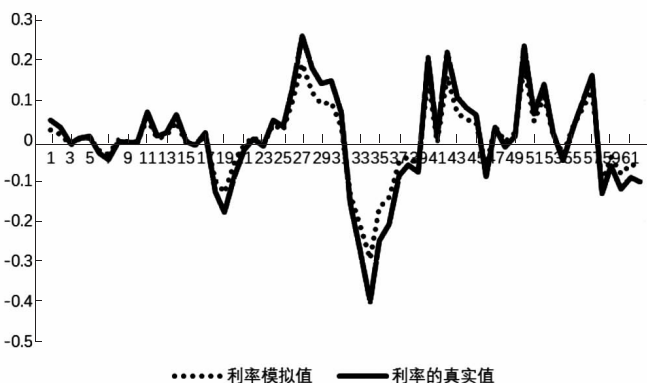


图 1 利率的真实值与模拟值的对比

表 2 利率模拟值与真实值的统计结果

Variable	Mean	Std. Dev.	Min	Max
利率模拟值	0	0.0895	-0.2947	0.1888
利率真实值	0	0.1227	-0.4013	0.2594

资料来源: Wind 数据库和回归结果

^①因篇幅所限, 结果图省略, 如有需要可向作者索取。

四、结论

2008年国际金融危机发生至今已将近十年，世界主要经济体在非常规货币政策的刺激下并没有如预期般复苏。这一问题很大程度上取决于货币信贷的创造过程以及相应的货币政策传导机制，需要重新审视货币信贷创造和货币政策传导机制是外生主导的还是内生主导。本文将货币增长率引入传统的泰勒规则方程，构建了一个检验货币供给内生性的六部门新凯恩斯 DSGE 模型，并通过贝叶斯技术估计了货币增长率与利率之间的相关关系，对货币信贷创造和货币政策传导机制的内、外生性进行了检验。

检验结果表明，利率与货币增长率之间外在表现为正向的关系，货币供给具有较强的内生性，而不是传统观点认为的货币供给由中央银行外生主导。换言之，货币供给量的形成机制并不是如我们所熟悉的主流经济理论传授的那样：中央银行决定基础货币的供给，基础货币在银行系统通过货币乘数效应扩张为信贷货币，然后进入实体经济。现实的形成机制是：

企业家和家庭的贷款需求决定信贷需求，银行系统为满足信贷需求而扩张货币供给，然后以中央银行为交易对手方而获得基础货币，即货币需求决定货币供给。

在货币信贷创造和货币政策传导机制由内生主导的情况下，外生的非常规货币政策难以发挥预期效果。货币信贷创造和货币政策传导的内生性表明，刺激经济重要的是信贷需求和货币使用，而不是货币供给，危机后的宽松货币政策就像是在“推绳子”。

正如罗伯特·斯基德尔斯基所言：“货币量的增加是经济复苏以后所带来的结果，而不是起因”。

(责任编辑 田 园)

参考文献：

- [1] 陈昆亭, 龚六堂. 粘滞价格模型以及对中国经济的数值模拟——对基本 RBC 模型的改进[J]. 数量经济技术经济研究, 2006 (8): 106-117
- [2] 陈静. 量化宽松货币政策的传导机制与政策效果研究——基于央行资产负债表的跨国分析[J]. 国际金融研究, 2013 (2): 16-25

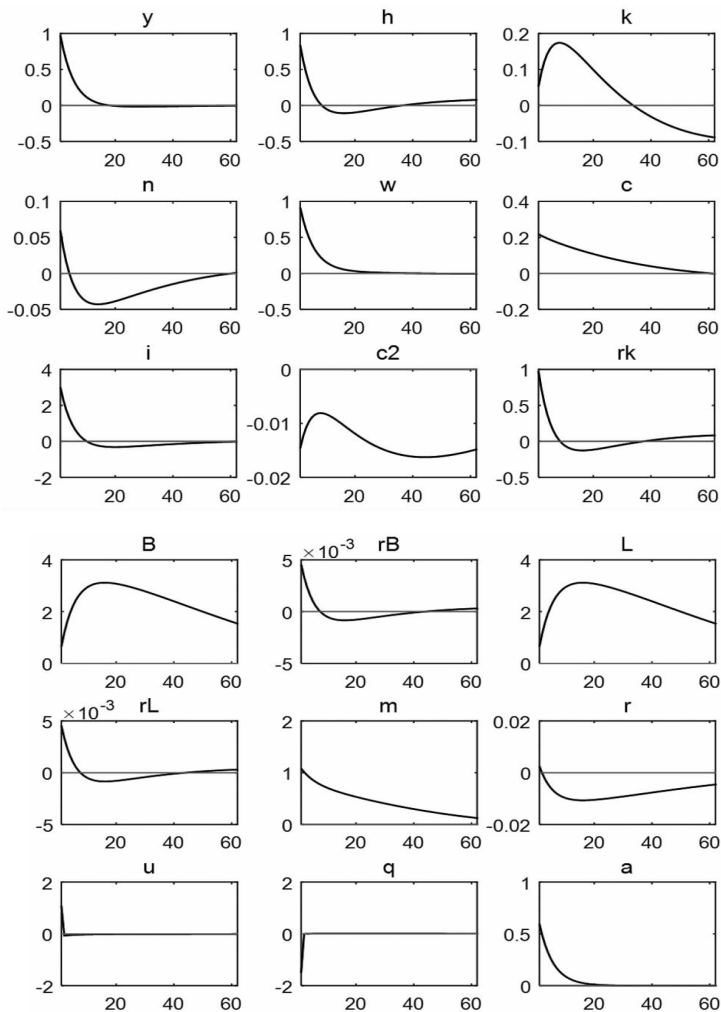


图2 技术冲击下的脉冲响应

- [3] 郭立甫, 姚坚, 高铁梅. 基于新凯恩斯 DSGE 模型的中国经济波动分析[J]. 上海经济研究, 2013 (1): 3-12
- [4] 李松华. 基于 DSGE 模型的利率传导机制研究[J]. 湖南大学学报 (社会科学版), 2013 (3): 42-48
- [5] 李威, 吕江林. 利率市场化对中国宏观经济的冲击效应——基于 DSGE 模型的分析[J]. 金融论坛, 2016 (3): 48-63
- [6] 刘斌. 我国 DSGE 模型的开发及在货币政策分析中的应用[J]. 金融研究, 2008 (10): 1-21
- [7] 刘方. 中国利率市场化改革效应的 DSGE 模拟分析[J]. 南方金融, 2014 (2): 12-18
- [8] 吕江林. 我国的货币政策是否应对股价变动做出反应[J]. 经济研究, 2001 (3): 80-90
- [9] 瞿强. 资产价格与货币政策[J]. 经济研究, 2001 (7): 60-67+96
- [10] 罗伯特·斯基德爾斯基. 重新发现凯恩斯[M]. 北京: 机械工业出版社, 2011
- [11] 万解秋, 徐涛. 货币供给的内生性与货币政策的效率——兼评我国当前货币政策的有效性[J]. 经济研究, 2001 (3): 40-45+50-94
- [12] 夏春. 实际经济时间序列的计算、季节调整及相关经济含义[J]. 经济研究, 2002 (3): 36-43+94
- [13] 杨宝臣, 苏云鹏. 资产价格、通货膨胀及货币政策互动机制的实证研究[J]. 西北农林科技大学学报 (社会科学版), 2010 (3): 51-55
- [14] 张文. 经济货币化进程与内生性货币供给——关于中国高 M_2 /GDP 比率的货币分析[J]. 金融研究, 2008 (2): 13-32
- [15] 朱太辉. 货币供给的内外生争论迷局[J]. 金融评论, 2013 (5): 12-25+122
- [16] 朱太辉. 货币供给的内/外生争论: 起源、演进和迷局[J]. 金融监管研究, 2014 (2): 57-75
- [17] 朱太辉. 货币信贷内生扩张及其经济效应研究[M]. 中国金融出版社, 2015
- [18] Badarudin, Z. E., Ariff, M., and Khalid, A. M. Post-keynesian Money Endogeneity Evidence in G-7 Economics [J]. *Journal of International Money & Finance*, 2013, 33 (2): 146-162
- [19] Bernanke, B. S., Non-Monetary Effects of the Financial Crisis in the Propagation of the Great Depression[J]. *The American Economic Review*, 1983, 73 (3): 257-276
- [20] Bernanke, B. S., Gertler, M., and Gilchrist, S. The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework[J]. In *Handbook of Macroeconomics*, Volume 1, Part C, 1999: 1341-1393
- [21] Bernanke, B. S., Reinhart, V. R., and Sack, B. P. Monetary Policy Alternatives at the Zero Bound: An Empirical Assessment[J]. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2004 (2): 1-78
- [22] Borio, C., and Zabai, A. Unconventional Monetary Policies: A Re-appraisal[J]. BIS Working Paper No 570, July 2016
- [23] Chen, Q. Market And Non-market Monetary Policy Tools in a Calibrated DSGE Model for Mainland China[J]. BOFIT Discussion Paper No. 16, 2012
- [24] Darvas, Z. The ECB's Magic Wand[J]. *Intereconomics*, 2012, 47 (5): 266-267
- [25] Fan, L., Yu, Y., and Zhang, C. An Empirical Evaluation of China's Monetary Policies[J]. *Journal of Macroeconomics*, 2011, 33 (2): 358-371
- [26] Friedman, M., and Schwartz. A. J. A Monetary History of The United States: 1867-1960[M]. 1963, Princeton: Princeton University Press
- [27] Fontana, G., Money, Uncertainty and Time[M]. 2009, London and New York: Routledge
- [28] Funke, M., and Paetz, M. Financial System Reforms and China's Monetary Policy Framework: A DSGE-Based Assessment of Initiatives and Proposals[J]. BOFIT Discussion Paper No. 30, 2012
- [29] Gali, J., Technology, Employment, and The Business Cycle: Do Technology Shocks Explain Aggregate Fluctuations? [J]. *American Economic Review*, 1997, 89 (1): 249-265
- [30] Gerali, A., Neri, S., Sessa, L., and Signoretti, F. M. Credit and Banking in A DSGE Model of the Euro Area [J]. *Journal of Money, Credit and Banking*, 2010, 42 (Supplement): 107-141
- [31] Iacoviello, M. House Prices, Borrowing Constraints, and Monetary Policy in the Business Cycle[J]. *American Economic Review*, 2005, 95 (3): 739-764
- [32] King, R., and Rebelo, S. Resuscitating Real Business Cycles[J]. NBER Working Paper No. 7534, 2000

- [33] Krishnamurthy, A., Vissing-Jorgensen, A., Gilchrist, S., and Philippon, T. The Effects of Quantitative Easing on Interest Rates: Channels and Implications for Policy[J]. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2011, 2 (3): 215–287
- [34] Lavoie, M., *Credit and Money: The Dynamic Circuit, Overdraft Economics, and Post Keynesian Economics*[J]. in “Money and Macro Policy” edit by Jarsulic, M., 1985, Boston: Kluwer-Nijhoff Publishing
- [35] Mehrotra, A., et al., *Changing Economic Structures and Impacts of Shocks—Evidence from a DSGE Model for China* [J]. BOFIT Discussion Paper No. 5, 2011
- [36] Mueller P D, Wojnilower J R. Empirical Evidence for the Endogeneity of the Money Supply in the United States from 1971–2008[J]. *Ssm Electronic Journal*, 2013
- [37] Nayan, S., Kadir, N., Abdullah, M. S., and Ahmad, M. Post Keynesian Endogeneity of Money Supply: Panel Evidence[J]. *Procedia Economics and Finance*, 2013, 7 (39): 48–54
- [38] Peersman, G., Carrillo, J., Schryder, S. D., Hofmann, B., Lenza, M., and Smets, F., et al. *Macroeconomic Consequences of Different Types of Credit Market Disturbances and Non-conventional Monetary Policy in the Euro Area*[C]. Meeting Papers Society for Economic Dynamics, 2011
- [39] Shibamoto, M., and Tachibana, M. The Effect of Unconventional Monetary Policy on the Macro Economy: Evidence from Japan’s Quantitative Easing Policy Period[J]. Discussion Paper, 2013
- [40] Swanson, E. T. Measuring the Effect of the Zero Lower Bound on Medium- and Longer-term Interest Rates[J]. *American Economic Review*, 2014, 104 (10): 3154–3185
- [41] Tas, B. K. O., and Togay, S. A Direct Test of the Endogeneity of Money: Implications for Gulf Cooperation Council (gcc) Countries[J]. *Economic Modelling*, 2010, 29 (3): 577–585

Abstract: The international financial crisis has passed for 10 years, however, the unconventional monetary policy has not promoted economic recovery as expected in the major countries. On this issue, we need to re-examine whether credit creation and monetary policy transmission mechanism are exogenously or endogenously dominated. In this paper, monetary growth rate is introduced into the traditional Taylor Rule equation, and a six-sector DSGE model is designed to test the endogeneity of money supply. The Bayesian technique is used to estimate the correlation between money growth rate and interest rate, thus testing the endogeneity and exogeneity on credit creation and monetary policy transmission mechanism. The results show that there is clear positive relationship between money growth rate and interest rate, while credit creation and monetary policy transmission demonstrate strong endogeneity. Since the outbreak of the international financial crisis, due to the stronger endogeneity rather than exogeneity on monetary credit creation and monetary policy transmission, unconventional monetary policy has been used in major countries including the U.S, Japan and Europe, which increases the money supply from the supply side. This policy helps stabilize financial market and restrain economic sliding in the short run, but it is difficult to stimulate the aggregate demand and promote economic development, showing an effect of “pushing on a string” .

Keywords: Endogeneity of Money Supply; Unconventional Monetary Policy; DSGE; Monetary Policy Transmission Mechanism