

---

---

# 利率市场化改革是否弱化了货币政策传导的 “伯南克之谜”

战明华 李 帅 刘恩慧 许月丽\*

---

**内容提要** “伯南克之谜”描述的是现实货币政策传导同利率传导渠道理论预期相悖离的三大特征。这些特征来自发达经济体,而新常态下中国经济环境有自己的鲜明特色。利率市场化推进会弱化伯南克之谜的理论预期未必符合中国的经济事实。本文研究发现,利率市场化对伯南克之谜的弱化作用小于预期,机制是预期通货膨胀效应和利率期限结构效应改变了货币政策的传导效果。本研究的政策含义是,数量型和价格型工具对货币政策的实施同样重要;构建完善的货币政策利率调控体系不能仅依赖利率市场化本身,经济市场化体系的完善更为重要。

**关键词** 伯南克之谜 利率市场化改革 货币政策传导机制

---

## 一 引言

传统凯恩斯主义理论认为,在金融市场完全的条件下,货币政策影响实际经济变量的传导机理可通过利率渠道实现。货币当局通过调整货币政策工具来影响货币供

---

\* 战明华(通讯作者):广东外语外贸大学金融学院 广州市人文社科重点研究基地华南财富管理研究中心 浙江理工大学经管学院 广州市小谷围大学城广东外语外贸大学 510006;李帅、刘恩慧:浙江理工大学经管学院;许月丽:广东外语外贸大学经贸学院 电子信箱:zhannheco@163.com(战明华);alishuai2010@126.com(李帅);853154357@qq.com(刘恩慧);xuyueli72@163.com(许月丽)。

作者感谢国家社科基金重点项目(16AZD015)、浙江省软科学重点项目(2017C25020)、浙江省高校重大人文社科攻关计划项目(2016GH001)以及广东外语外贸大学创新团队项目的资助,感谢两位匿名审稿专家的宝贵修改意见。当然,文责自负。

给,并通过货币市场均衡机制影响真实利率水平,从而影响企业的动态投资决策和家庭跨期消费决策,进而影响总需求(Bernanke,1983)。可见,在一个货币需求偏好稳定的标准阿罗-德布鲁(Arrow-Debreu)经济中,货币政策调整和目标利率变动等价,货币政策对实际经济变量的影响完全可以通过目标利率的变动来反映,即货币政策传导中仅存在唯一的利率渠道。但许多关于货币政策冲击和宏观经济波动的经验研究结果却与这一理论预期并不相符,仅从利率渠道解释货币政策冲击对宏观经济波动的影响,就会存在3个被称作“伯南克之谜”(Xavier和Jean,1998)的未解之谜,即放大之谜(the magnitude puzzle)、时滞之谜(the timing puzzle)以及结构之谜(the composition puzzle)。其中,放大之谜指利率变动无法解释货币政策冲击对实际变量的所有效应;时滞之谜指即便在利率对实际经济变量影响的滞后效应消失以后,货币政策仍对实际经济变量有滞后影响;结构之谜则指相对短期利率,货币政策对长期利率的影响更弱,但货币政策对房屋、生产设备、耐用品等受长期利率控制的长期资产投资有明显影响。

在打开货币政策黑箱、识别货币政策传导渠道和理解货币政策冲击影响实际经济机理等方面,破解伯南克之谜就具有重要的理论和实践含义(Bernanke and Gertler,1995)。理论上,随着利率市场化水平的日渐提高,如果金融市场化水平随之显著完善,那么伯南克之谜会渐趋消失。因此,验证这一理论预期为评估利率市场化改革对中国货币政策传导效应的影响提供了新视角。但直观上,中国制度变迁和经济金融结构的特殊性会导致货币政策传导的特殊性(刘伟,2011),从而有可能扭曲或弱化利率市场化改革对伯南克之谜的影响。据此,本文聚焦如下问题的解决:利率市场化改革是否对弱化伯南克之谜有显著作用?利率市场化改革产生弱化效应的机制是什么?

本文余下内容安排为:第二部分是文献回顾;第三部分是利率市场化弱化伯南克之谜的机理和假说;第四部分是模型设定和变量定义;第五部分是经验分析;第六部分是稳健性检验;最后是结论。

## 二 文献回顾

对始于1929年经济大萧条期间金融部门和实体部门关系及由此产生的货币政策含义的反思,引起了研究者对伯南克之谜的关注。Bernanke(1983)发现,Friedman等(1971)从货币供给下降视角尚不足以对总需求波动做全面的解释,由于金融中介具有收集加工信息以解决信息不对称问题的能力,因此信贷下降对总需求减少具有独立的作用。这一研究的政策含义是,如果货币政策能够直接或间接影响金融中介的信贷

供给,那么货币政策传导将存在一个独立的“信用渠道”,传统“货币政策变动-货币供给变动-利率变动-投资和消费变动”的利率渠道,将不能完整反映货币政策的传导链条(Demirel 2009; Fiore 和 Tristani 2013; 徐明东和陈学彬 2011)。虽然借由债券异质化分类和企业抵押能力差异能推导出信用渠道,并得到了忽略微观基础的凯恩斯主义 IS-LM 理论(Bernanke, 1983、1988)和具有微观基础的信息不对称理论支持,但信用渠道的重要性在经验分析上仍存在很大争议(Romer 和 Romer, 1990; Kashyap 等, 1993; Aysun 等 2013; Afrin 2017)。

面对货币政策如何影响实际经济变量理论上的分歧,一些研究转向总结货币政策冲击在解释经济波动方面的作用。Bernanke 和 Gertler(1995)发现,如果仅依据新古典主义的成本-资本(cost-capital)理论而假定总需求的各个部分主要对利率敏感(interest-sensitive),那么将很难和事实吻合。这种货币政策传导效果和新古典利率渠道理论预期存在差异的现象,被称作伯南克之谜(Agénor 和 Montiel 2015)。实际上,诸如产出滞后、销售及现金流等一些非新古典主义的数量而非价格变量,对总需求波动起到显著的加速作用。此外,就现实货币政策传导看,货币政策影响的是类似银行同业拆借的短期利率而非长期利率,因而理论上,货币政策应当对类似房屋和生产设备等长期投资的影响不显著,但事实却与此相反。Bean 等(2003)利用递归识别的向量自回归(VAR)模型研究发现,无论是欧洲、美国还是日本,关于货币政策冲击的基本事实是,短期利率对住宅等耐用消费品具有显著影响且新古典的成本-资本理论无法解释支出波动,即使在短期利率停止波动后较长时间,实际经济变量仍未停止调整。这一结果得到了 Christiano 等(1999)与 Benati(2001)的支持。

虽然改革开放以来利率被长期控制,金融市场存在摩擦,中国货币政策传导的研究大多承认信贷渠道的存在(蒋瑛琨等 2005; 盛松成和吴培新 2008; 姚余栋和李宏瑾 2013; 战明华和蒋婧梅 2013; 张勇等 2014),但对不同传导渠道的相对重要性和货币政策的具体传导机制的研究仍存在较大分歧。刘伟和张辉(2008)指出,由于货币政策工具类型的特殊性,中国货币政策应对供给和需求冲击采取了不同的机制设计。王君斌和郭新强(2011)利用黏性价格模型分析认为,对数量式的扩张性货币政策,投资和消费的滞后期都是影响货币政策调控经济结构效果的因素。谭政勋和王聪(2015)认为,货币政策决策应包含当前和过去的房价信息。饶品贵和姜国华(2013)的研究则发现,货币政策紧缩导致的银行贷款供给减少真实存在,但微观企业会寻求商业信用替代外部融资。张雪兰和何德旭(2012)也发现,银行风险承担是影响货币政策传导的重要因素,货币政策并非中性。

伯南克之谜的存在性和重要性提供了解决上述理论分歧的一个重要视角。伯南克之谜不仅规定了各种货币政策传导机制理论需解释的基本事实,还揭示了不同传导渠道的相对重要性以及和标准理论假设相背离的制度背景。如前所述,中国经济环境的一些特殊性有可能使伯南克之谜呈现不同的特征。2013和2015年贷存款利率市场化改革是中国近年来对金融市场影响意义深远的重大制度变迁,人们预期利率市场化改革的完成将提高资金的配置效率和进行有效的风险定价(林仁文和杨熠,2014;钱雪松等,2015),从而全面完善金融市场。理论上伯南克之谜的存在性和重要性取决于金融市场摩擦的程度(Bernanke和Gertler,1995),因而利率市场化改革应对伯南克之谜具有显著的弱化作用。本文将验证这一预期,并识别可能阻碍弱化作用的因素。

### 三 利率市场化弱化伯南克之谜的机理和假说

在利率市场化条件下,原来被梗阻的利率对实际产出的作用被重新激活,从而强化了利率渠道在货币政策传导中的作用。根据Agénor和Montiel(2015)的研究,利率市场化主要通过3个效应弱化伯南克之谜:通货膨胀(以下简称通胀)预期效应、利率期限结构效应以及不动产与证券相对价格变动效应。由于中国证券市场分割较严重且股票市场占主导,而股票市场存在退市制度缺失、信息造假惩罚成本过低等问题,因此总体看,证券价格变动对利率变动并不太敏感,下面仅关注通胀预期效应和利率期限结构效应。

#### (一) 通胀预期效应

根据Walsh(2010)的研究,在强调价格预期冲击的卢卡斯供给曲线和凯恩斯主义IS-LM模型结合的理论框架中,货币政策通过调整政策利率目标影响价格水平预期,进而影响宏观经济均衡的机理可表述如下:

$$y_t = y_t^c + a_1(p_t - E_{t-1}p_t) + u_t \quad (1)$$

$$y_t = b_0 - b_1R_t + u_t \quad (2)$$

$$NR_t = R_t + (E_t p_{t+1} - p_t) \quad (3)$$

其中 $y_t$ 为真实产出, $y_t^c$ 为潜在产出, $R_t$ 为真实利率, $NR_t$ 为名义利率, $p_t$ 为价格水平, $E_t$ 为对价格水平的预期, $a_1$ 为未预期到的价格水平对真实产出的影响, $b_0$ 为常数项, $b_1$ 为真实利率对真实产出的影响, $u_t$ 为扰动项。由(1)-(3)式可知,货币政策影响名义利率,并通过(3)式的费雪关系式影响预期通胀和真实利率,进而通过商品市场均衡的IS模型和取决于价格预期冲击的卢卡斯总供给曲线,对总供给和总需求产生影响。按照Agénor和Montiel(2015)的观点,这一作用的微观机理是,虽然为达到某

一利率目标而执行的货币政策会因货币供给的改变而改变一般价格水平,但由于信息不对称,生产者或家庭部门只能观察到部分商品价格的变化,因而一般价格水平不会作为价格预期调整的依据。与此相比,货币市场利率却是一个公开和可观察到的货币供给宽松度指标,因此人们会根据利率变化调整通胀预期。通胀预期变化会引起资源配置变化,改变微观主体的资产负债表,并通过财富效应和收入效应影响产出。显然,如果利率是非市场化的,那么这一机制就不会存在。于是,如果利率市场化通过通胀预期效应弱化了伯南克之谜,那么应有如下假说成立。

假说 1: 由于在市场化条件下,利率可有效发挥反映一般资金价格供求关系的信号作用,货币政策变动可直接影响货币市场利率,因此利率市场化将使货币市场利率水平和通胀预期的相关性显著提高。

## (二) 利率期限结构效应

市场经济中货币政策直接影响短期名义利率,而企业投资决策和家庭耐用消费品支出取决于长期利率水平。于是,货币政策利率渠道发挥作用的前提是短期利率能有效传导至长期利率。在市场完全的条件下,投资者边际决策决定的长短期利率关系的制约机制是,投资者长期投资的预期收益和连续同一期限短期投资的预期收益相等,即利率的预期期限结构理论成立。由货币市场均衡的 LM 曲线可知,当紧缩性货币政策导致货币供给减少时,如果价格是黏性的,那么产出将增加,短期名义利率只能减小以恢复货币市场均衡,但由于预期未来名义利率升高,因此长期利率将上升。即在利率市场化条件下,尽管最近几期的短期名义利率变动可能和长期名义利率变动方向相反,但长期看,短期名义利率变动的总效应和长期名义利率的变动方向一致。于是,如果利率市场化强化了货币政策传导的期限结构效应,那么应有下述假说成立。

假说 2: 随着利率市场化程度增强,短期名义利率的总效应和长期名义利率效应之间的正相关性显著提高,或在二者是非平稳的条件下,长期名义利率和短期名义利率的长期变动趋势渐趋相互抵消,二者关系越来越具有协整性。

## 四 模型设定与变量定义

### (一) 模型设定

本部分我们递进地设定 3 个模型:一是从总体角度评估利率市场化改革对伯南克之谜 3 个效应影响效果的经验模型;二是检验假说 1 的经验模型;三是检验假说 2 的经验模型。

1. 放大和滞后效应评估模型。从信息的利用效率看,如果利率变动包含货币政策变动的所有信息,那么在给定利率的条件下,增加货币政策变量不会提供更多的信息。即包含货币政策变量的模型嵌套在不包含货币政策的模型中,故可用嵌套模型来检验放大和时滞效应。如果利率市场化改革对放大和滞后效应产生影响,那么控制和不控制这一因素,估计结果会有显著差异。考虑到模型的动态完备性,下面采用自回归分布滞后(ARDL)模型来刻画利率和货币政策对产出的影响:

$$\ln outc_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^{r_1} \beta_{1i} SR_{t-i} + \sum_{i=1}^{o_1} \delta_{1i} \ln outc_{t-i} + \sum_{i=1}^{m_1} \gamma_{1i} MP_{t-i} + \theta_1 Z_{1t} + u_t \quad (4)$$

$$\ln outc_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^{r_2} \beta_{2i} SR_{t-i} + \sum_{i=1}^{o_2} \delta_{2i} \ln outc_{t-i} + \theta_2 Z_{2t} + u_t \quad (5)$$

其中  $\ln outc$  为产出的对数,  $SR$  为短期真实利率水平,  $MP$  为货币政策变量,  $Z$  为控制向量,  $u$  为随机扰动项。如果放大效应存在,那么货币政策变量的引入将减小产出关于利率的长期弹性系数,且显著性水平降低。如果时滞效应存在,那么货币政策变量的加入将减少利率滞后期,即  $r_1 < r_2$ 。如果利率市场化改革(RM)弱化了放大和滞后效应,那么当  $Z$  中包含  $RM$ ,即控制  $RM$  及其相关交叉项时,放大和滞后效应都将显著提高。

2. 结构效应评估模型。伯南克的结构效应之谜指总需求的具体构成对不同期限结构的利率有异于理论预期的敏感性。具体地,理论上由于货币政策主要影响短期利率,固定资产投资、住宅投资以及耐用消费品的购买主要受长期利率影响,因而这些支出应当对货币政策不敏感。我们通过检验如下两个 ARDL 模型是否嵌套来分析这一效应,利率市场化改革影响的识别也将通过在该模型中控制和不控制利率市场化改革来实现。

$$\ln inv_{it} = \alpha_3 + \sum_{j=1}^{m_3} \gamma_{3j} MP_{t-j} + \sum_{j=1}^{i_3} \rho_{3j} \ln inv_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{l_3} \tau_{3j} LR_{t-j} + \theta_3 Z_{3t} + u_{it} \quad (6)$$

$$\ln inv_{it} = \alpha_4 + \sum_{j=1}^{m_4} \gamma_{4j} MP_{t-j} + \sum_{j=1}^{i_4} \rho_{4j} \ln inv_{i,t-j} + \theta_4 Z_{4t} + u_{it} \quad (7)$$

其中  $\ln inv$  为长期投资或耐用消费品支出的对数,  $LR$  为长期真实利率水平。如果结构效应存在,那么(7)式应嵌套在(6)式中,而且(7)式中  $MP$  的长期弹性显著异于0。同时,由于(7)式中可能存在遗漏变量偏误,嵌套后(6)式中  $MP$  长期弹性系数的绝对值会减小,但仍显著。而如果利率市场化改革显著弱化了结构效应,那么在控制了利率市场化后,  $MP$  长期弹性的绝对值将显著增加。

3. 检验假说1的模型。

$$\pi_t = \alpha_5 + \sum_{j=1}^{\tau_5} \varphi_{5j} \pi_{t-j} + \sum_{j=1}^{r_5} \beta_{5j} SR_{t-j} + \sum_{j=1}^{s_5} \omega_{5j} RM_{t-j} \times SR_{t-j} + \theta_5 Z_{5t} + u_t \quad (8)$$

这里 ARDL 模型的设定基于适应性预期假说。 $\pi_t$  为第  $t$  期通胀水平。如果假说 1 成立,那么应当有下面两个条件之一得到满足:一是  $\omega_{s1} = \omega_{s2} = \dots = \omega_{s,5} = 0$  不成立,且系数显著为负;二是在利率市场化通过其他更复杂的函数机制影响通胀预期的条件下,假说  $\beta_{s1} = \beta_{s2} = \dots = \beta_{s,5}$  成立,但在 (8) 式中控制  $RM_{t-j} (j=0 \dots n)$  后,  $SR$  的长期弹性显著性水平降低,且绝对值减小。

4. 检验假说 2 的模型。由于预期短期和长期利率变动的均具有较强的持久性,因此二者可能是一个  $I(1)$  过程。据此,我们将检验假说 2 的计量模型设定如下:

$$LR_t = \alpha_6 + \beta_{61} SR_t + \vartheta_{62} X_{1t} + u_t \quad (9)$$

$$SR_t = \alpha_7 + \vartheta_{71} X_{1t} + \eta_{72} X_{2t} + u_t \quad (10)$$

其中  $X_1$  和  $X_2$  为确定性趋势变量或确定性向量,其中可以为  $I(1)$  过程。(9) 和 (10) 式检验方法源于如下的经济逻辑:按照假说 2,在利率期限结构理论成立的条件下,短期和长期利率最终将处于长期均衡状态。然而现实中,尽管中国名义上放开了对利率的控制,但无论是金融产品结构还是中介机构利率定价,仍存在较严重的非市场性因素,因此预期结论未必成立。如果假说 2 成立,这意味着当变量  $LR$  和  $SR$  均为  $I(1)$  过程时,协整向量系数应满足如下条件:当控制  $RM$  后,系数约束的修正 Wald 检验将显示  $\beta_{61} = 1$  在统计上的显著性将有明显降低。或当  $LR$  和  $SR$  均为  $I(0)$  过程时,系数约束的标准 Wald 检验显示,控制  $RM$  后  $\beta_{61} = 1$  在统计上的显著性有明显下降。

## (二) 变量定义

1. 产出 ( $\ln outc$ )。表示产出的指标通常是 GDP,但 GDP 仅有季度数据而无月度数据,同时受统计加总偏误等方面的干扰,近年来以用电量为主要指标的克强指数因更能反映真实经济波动,而被国内外学者看重,因此我们使用月度用电量来表示产出。

2. 短期利率 ( $SR$ )。短期利率指融资期限在一年以内的各种金融资产利率。常用的短期利率指标有中央银行票据发行利率、银行间同业拆借利率和银行间国债市场 1 月期利率。从中国的货币政策和利率体系关系看,对货币政策最敏感的利率是银行间同业拆借利率和基准利率。因此本文选用月度银行同业拆借利率 ( $BR$ ) 作为主要的短期利率指标,同时采用 6 个月短期贷款基准利率 ( $LAR$ ) 做比较。

3. 货币政策变量 ( $MP$ )。中国的货币政策工具具有多样性,且任何一种工具都难以充分反映货币政策的整体变动,因而寻找一个综合货币政策指标始终是一个困难 (Sun, 2013)。根据凯恩斯主义的 AS-AD 模型,虽然货币供应量似乎是一个反映货币政策的综合指标,但其变动并不完全反映货币政策的外生供给变化,还受产出等需求因素变动的影 响。因此,选用货币供给量作为货币政策变量的关键,是从观察到的货币供应量数据

中剔除由需求因素引起的变动。根据这一思路,假定货币政策是滞后而非前瞻的,当期产出和利率变动引起货币需求而非供给变化。此外,引起货币需求变化的另一个重要因素是技术冲击导致的人们持币行为变化,中国近几年来最重要的技术冲击来自互联网金融。据此,我们将现实观察到的货币供应量  $M2$  的对数关于月度工业产值对数、利率水平及互联网金融发展(以第三方支付为代理变量)做两种情形下的回归:一是包含汇率变量;二是不包含汇率变量<sup>①</sup>。然后,将回归所得的两个残差作为货币政策的代理变量。

4. 利率市场化( $RM$ )。其测算目前尚未有统一方法。已有研究或采用虚拟变量法(张宗益等 2012)或直接将存贷款基准利率作为利率市场化指标(张孝岩和梁琪 2010)。也有一些研究采用综合更多信息的方法,如彭建刚等(2016)对 12 种利率进行赋值和加权,得到中国利率市场化指数。但从反映金融市场整体资金配置方式的角度看,这些方法仍不失简单或主观。由于利率市场化本质上应当体现资金供需由利率决定的程度,故本文利用辅助回归方程来构建该指标。将金融机构月度各项贷款余额关于产出和利率进行回归,取残差的离差绝对值与贷款余额的离差绝对值之比,作为利率市场化程度的指标。这种测算方法的逻辑是在信贷配给条件下,控制贷款需求因素后,利率市场化水平越高,贷款总波动中由贷款供给引起的波动占比将越高。这里的利率选取 6 个月的短期贷款利率。

5. 固定资产投资或耐用消费品支出( $\ln inv$ )。固定资产投资和耐用消费品支出分别反映企业和家庭的长期投资。这两类支出在统计数据中有不同分类。考虑样本代表性和不同分类的投资主体对利率和货币政策敏感度的差异,我们选择“新增固定资产投资完成额累计值”和“固定资产投资中的设备工具购置”分别反映经济总体投资和机器设备更新改造投资情况。耐用消费品支出选择“城镇居民人均年度消费支出中的耐用消费品支出”和“农村居民人均年度消费支出中的家庭设备及服务支出”,分别反映城镇和农村居民的不同消费行为决策。其中,新增固定资产投资完成额累计值和固定资产投资中的设备工具购置月度样本区间从 2005 年 1 月至 2016 年 12 月。需要说明的是,城镇和农村居民数据是季度数据,样本区间是 2005-2012 年。由于使用 1 个省的数据样本较少,方程估计使用了 10 个具有代表性的省份(河北、吉林、山东、浙江、广东、湖北、河南、陕西、云南及四川)的面板数据。

6. 长期利率( $LR$ )。长期利率是企业和家庭在长期投资或消费支出时,需要考虑的资金机会成本。虽然近年来随着理财产品、互联网金融及民间借贷市场的规范,金融市

<sup>①</sup> 分为两种情形的原因是,在有管理的浮动汇率条件下,汇率变动既可能是企业等微观主体对本币需求的结果,也可能是货币当局通过改变本币实现汇率目标的结果。



场的分割性相当程度上被削弱,但受制于金融监管和借款主体抵押能力差异,不同市场利率的差异性仍普遍存在。但总体看,金融市场一体化程度的加深意味着市场化的利率指标越来越能反映微观主体投资或消费的机会成本。在已有研究中,一些学者选择了国内较早实行市场化的国债市场利率作为长期利率的指标(杨宇俊和黄卉 2011),本文则采用“10年期标准国债预期收益率”,以其持续期间为权重,将日度数据加权平均转化为月度数据。

7. 通胀率( $\pi$ )。通常衡量通胀率的指标有:消费者价格指数、生产者价格指数、GDP平减指数以及商品零售价格指数,其中最常用的是消费者价格指数(张成思, 2008; 欧阳志刚和史焕平 2010),本文也选用这一指标。

8. 确定性趋势变量或确定性向量( $X$ ):虽然在(10)式 $X_2$ 中加入不同的控制变量会影响 $LR$ 和 $SR$ 的趋势抵消程度,从而在 $LR$ 和 $SR$ 都为 $I(1)$ 的情况下,影响参数估计的准确度和统计推断结果,但由于(9)和(10)式关注的是引入利率市场化后的相对效应变化,因而一些遗失变量的影响效应会在比较过程中抵消,故(10)式中 $X_2$ 只选择利率市场化变量( $RM$ )和确定性时间趋势变量( $T$ 或 $T^2$ )。

9. 其他控制变量( $Z$ )。(4)和(5)式的主要关注变量为利率和货币政策,因而需要控制既影响产出,又可能和利率和货币政策相关的因素。考虑中国采取有管理的浮动汇率制度以及货币政策与财政政策的联动性(刘伟 2011),因此控制变量选择人民币实际有效汇率( $EX$ )、政府支出( $\ln fisl$ )及国内贷款总量( $\ln loan$ )。根据Romer(2012)的研究,建立在简单边际投资决策基础上的动态新古典投资模型,会产生利率离散降低引起资本存量增长率离散变化的情况,违背现实中投资有限的事实,因此一个更有解释力的投资模型应加入预期和调整成本因素。据此,(6)和(7)式选择月度“宏观经济景气先行指数( $IND$ )”来控制预期对企业投资的影响,“工业生产者购进价格指数当月同比( $PIRM$ )”衡量企业投资调整成本。(8)式的控制变量需要既影响当期通胀率,又和短期利率水平相关的因素。虽然影响通胀的因素既包括与总供给曲线变动相关的技术冲击和国外资源相对价格变化等变量,又包括和总需求曲线变动相关的政府支出、出口及消费等因素,但考虑总供给冲击通常不连续且被真实经济周期理论认为和名义变量的变动无关,因此这里只控制和名义短期利率变动密切相关的广义货币供给( $\ln M2$ )和产出( $\ln outc$ )。

本文使用的数据为月度时间序列,样本时段从2005年1月至2016年12月。为消除周期因素的影响,所有月度数据均采用Eviews 9.0中的Census X12或X11方法进行季节调整,部分缺失数据采用考虑预测误差动态调整的指数平滑方法进行补充。所有数据来自国家统计局和万德(Wind)数据库。

## 五 经验分析

表1-3分别给出了利率市场化对伯南克之谜3个效应的总体影响、利率市场化通过通胀预期机制和利率期限结构机制弱化伯南克之谜的估计结果。表1结果表明:第一,从利率的滞后效应看,利率市场化对伯南克之谜的滞后效应只起较小的弱化效果。首先,交叉项 $RM \times BR(LAR)$ 显著为负,说明利率市场化确实强化了利率在货币政策传导中的作用。其次,由前4列中银行同业拆借利率( $BR$ )和6个月短期贷款基准利率( $LAR$ )的当期及滞后期的相关系数可知,在控制了利率市场化后, $BR$ 滞后1期项的系数估计值由 $-0.0078$ 变为 $-0.0032$ ,且不再显著; $LAR$ 滞后1期项的系数估计值虽从 $-0.0624$ 变为 $-0.0574$ ,但仍显著; $MP$ 估计结果变化情况和 $LAR$ 类似,其绝对值系数大小虽有所降低但仍显著。这说明利率市场化对利率时滞效应具有一定程度的影响,但并没有显著减少利率和货币政策变量之间的时滞差异。利率市场化的推进并没有显著改变货币政策对利率滞后效应的影响,意味着利率市场化本身并未从根本上解决各种经济摩擦引起的价格黏性问题。第二,货币政策放大效应有一定程度的减弱,但仍显著。经验结果显示,在控制利率市场化变量后,货币政策的放大效应约提高了 $18\% \sim 30\%$ <sup>①</sup>。这说明利率市场化对弱化货币政策的放大效应有一定效果,但并不是决定性的。这一结果背后的经济含义是,利率市场化虽然通过套利机制使金融市场呈比较明显的一体化趋势,但利率市场化并没有从根本上改变利率和实体经济之间的传导链条,即对微观企业和家庭,利率市场化并没有带来足够明显的资金成本信息提示作用。这进一步表明,仅放开金融市场的价格还是不够的,简单的利率市场化不是降低金融市场摩擦的决定性因素,降低金融摩擦需要全面深化市场化改革,这正是中国共产党第十八次全国代表大会提出的战略目标。第三,从结构效应看,无论对固定资产投资还是耐用消费品支出,控制利率市场化前后, $MP$ 系数估计值都有所增加,但增幅不大。若使用不包含汇率的回归残差作货币政策指标变量, $MP$ 系数估计值仅从 $0.0032$ 增大到 $0.0034$ ,且不显著。交叉项 $RM \times LR$ 虽为负但不全部显著,说明利率市场化对结构效应有一定的弱化效果但并不明显。这进一步证明了简单的利率市场化不是消除金融摩擦的决定性因素。

<sup>①</sup> 限于篇幅,表1未列出引入货币政策变量前后,产出关于利率长期弹性系数的缩减值,即放大效应的具体测算过程,仅直接给出了控制利率市场化前后放大效应变化的具体结果,放大效应的相关测算过程备索。

表 1 考虑利率市场化后的放大、时滞和结构效应

变量	放大和时滞效应				变量	结构效应			
	控制 <i>RM</i>		不控制 <i>RM</i>			控制 <i>RM</i>		不控制 <i>RM</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	
$\ln out_{t-1}$	0.3066*** (0.0828)	0.2761*** (0.0822)	0.3256*** (0.0808)	0.2816*** (0.0799)	$\ln inv_{t-1}$	0.6100*** (0.0823)	1.1622*** (0.0849)	0.6118*** (0.0807)	1.1666*** (0.0853)
$\ln out_{t-2}$	0.0690 (0.0709)	0.0676 (0.0708)	0.0348 (0.0692)		$\ln inv_{t-2}$	0.2883*** (0.0858)	-0.1745** (0.0836)	0.3023*** (0.0805)	-0.1781** (0.0840)
$\ln out_{t-3}$	0.1745** (0.0699)	0.151** (0.0696)	0.1340** (0.0675)		<i>MP</i>	0.0073 (0.0092)	0.0034 (0.0030)	0.0319* (0.0168)	0.0032 (0.0025)
<i>LAR</i>		-0.0248 (0.0232)		0.0186 (0.0652)	$MP_{t-1}$	0.0135* (0.0070)			
$LAR_{t-1}$		-0.0574* (0.0335)		-0.0624* (0.0065)	$MP_{t-2}$	0.0213*** (0.0085)			
<i>BR</i>	-0.0022* (0.0012)		0.0027 (0.0451)		<i>LR</i>	0.0001 (0.0135)	-0.0039 (0.0038)	0.0018 (0.0132)	-0.0013* (0.0007)
$BR_{t-1}$	-0.0032 (0.0052)		-0.0078* (0.0041)						
<i>MP</i>	0.0341*** (0.0043)	0.0293*** (0.0047)	0.0426*** (0.0044)	0.0422*** (0.0039)					
$MP_{t-1}$	0.0124* (0.0063)	0.0150* (0.0072)	0.0246*** (0.0053)	0.0197*** (0.0048)					
<i>RM</i>	0.0023* (0.0013)	0.0006* (0.0003)			<i>RM</i>	0.0050 (0.0145)	0.0067 (0.0052)		
$RM \times B$	-0.0010* (0.0005)	-0.0241* (0.0124)			$RM \times LR$	-0.0003 (0.0061)	-0.0011* (0.0006)		
<i>ADR</i>	0.9900	0.9905	0.9892	0.9899	<i>ADR</i>	0.9961	0.9994	0.9961	0.9994
<i>AIC</i>	-4.2076	-4.2553	-4.1749	-4.2068	<i>AIC</i>	-2.8528	-5.2797	-2.8752	-5.2754
长期弹性 <i>SR</i>	-0.0144** (0.0071)	-0.0292** (0.0131)	-0.0036* (0.0014)	-0.0258** (0.0097)	长期弹性 <i>LR</i>	-0.0015 (0.1890)	-0.3141 (0.2849)	-0.0493 (0.3797)	-0.2660 (0.3055)
长期弹性 <i>MP</i>	0.0601** (0.0289)	0.0517** (0.0236)	0.0749*** (0.0103)	0.0753*** (0.0165)	长期弹性 <i>MP</i>	0.4213*** (0.1291)	0.2998*** (0.1082)	0.2728** (0.1233)	0.2575** (0.1074)

说明: 第(1)和(3)列为使用银行同业拆借利率(*BR*)作为短期利率(*SR*)的估计结果; 第(2)和(4)列为使用短期贷款利率(*LAR*)作为短期利率(*SR*)的估计结果。第(5)和(7)列为使用包含汇率的回归残差做货币政策指标的估计结果; 第(6)和(8)列为使用不包含汇率的回归残差做货币政策指标的估计结果。限于篇幅, 此处仅给出了主要解释变量系数的估计结果, 其余控制变量和耐用消费品支出的回归结果未报告, 备索。括号内的值为标准误, \*, \*\*和\*\*\*分别表示双边 *t* 检验在 10%、5% 和 1% 的水平上显著, 下表同。

## 利率市场化改革是否弱化了货币政策传导的“伯南克之谜”

表 2 变量	假说 1 的估计		
	(1)	(2)	(3)
$\pi_{t-1}$	0.9408 <sup>***</sup> (0.0891)	0.8516 <sup>***</sup> (0.0330)	0.9823 <sup>***</sup> (0.0825)
$\pi_{t-2}$	0.2489 <sup>**</sup> (0.1155)		-0.2108 <sup>***</sup> (0.0784)
$\pi_{t-3}$	-0.0264 (0.1106)		
$\pi_{t-4}$	-0.2677 <sup>***</sup> (0.0766)		
$SR$	0.0897 (0.0742)	1.0774 <sup>***</sup> (0.3609)	0.1316 (0.0995)
$SR_{t-1}$		-0.3228 <sup>***</sup> (0.0542)	-0.1260 (0.0886)
$SR_{t-2}$		-0.9766 <sup>***</sup> (0.3528)	
$\ln M2$	0.0439 (0.6582)	4.6892 <sup>***</sup> (0.9546)	3.1686 <sup>***</sup> (0.7109)
$\ln outc$	-0.2469 (1.2802)		-0.5865 (1.1967)
$\ln outc_{t-1}$			0.8945 <sup>***</sup> (0.2002)
$RM \times SR$		0.0478 (0.0325)	0.0603 <sup>*</sup> (0.0341)
$RM_{t-1} \times SR_{t-1}$		-0.1507 <sup>***</sup> (0.0429)	-0.1468 <sup>***</sup> (0.0455)
$RM_{t-2} \times SR_{t-2}$		0.0978 <sup>***</sup> (0.0330)	0.1430 <sup>***</sup> (0.0459)
$RM_{t-3} \times SR_{t-3}$			-0.0709 <sup>**</sup> (0.0342)
$SR$ 长期 弹性系数	-0.8593 <sup>**</sup> (0.4373)	-0.7963 <sup>*</sup> (0.4351)	-0.4370 <sup>*</sup> (0.2293)
$RM \times SR$ 长期弹性		-0.1344 (0.1805)	-0.1121 (0.2345)
ADR	0.9346	0.9512	0.9458
AIC	1.6611	1.3936	1.4924
SC	1.8292	1.6655	1.7434
$\omega_{s1} = \dots = \omega_{s5} = 0$		9.6643 <sup>***</sup>	1.1517
Wald 检验 F 值			
$\beta_{s1} = \dots = \beta_{s5}$		2.5134 <sup>*</sup>	1.3151
Wald 检验 F 值			

表 2 对 (8) 式的估计给出了在利率和通胀关系中,包含和不包含利率市场化与利率交叉项 ( $RM \times SR$ ),以及包含和不包含产出 ( $\ln outc$ ) 的估计结果,目的是观察利率市场化的作用以及控制和不控制重要解释变量对估计结果的影响。总体看有以下结论:第一,虽然总体上,利率市场化确实在一定程度上强化了利率对通胀的影响,但影响程度不太显著,假说 1 只在一定程度上得到支持。交叉项  $RM \times SR$  各滞后期的系数依次为 0.0478、-0.1507、0.0978,系数符号正负交替且绝对值趋于减小,即在整体上表现出波动式收敛的特征,且不同滞后期的系数显著性水平有较大差异。这说明滞后效应是决定利率市场化对利率与通胀关系影响的主要因素,总量效应对分析利率市场化的影响更具参考意义。从  $RM \times SR$  的长期弹性系数<sup>①</sup>看,利率市场化 ( $RM$ ) 每提高 1 个单位,大约会导致利率 ( $SR$ ) 对通胀 ( $\pi$ ) 的边际效应增加 0.11-0.13 个单位,但这一结果并不显著,因此假说 1 仅得到部分支持。其背后的原因很可能是利率和通胀的关系更依赖于经济整体市场化程度,而不仅是简单地放开对利率的控制。第二,虽然在控制各种因素的条件下,短期利率对通胀的影响有时甚至显著为正,但总的效应表明通胀

① 长期弹性系数的计算方式为:各交叉项  $RM \times SR$  滞后项的系数之和 / (1 - 各通胀滞后项的系数之和)。后文相关长期弹性系数计算方式与之类似。

对利率长期弹性为负的概率较大。表 2 第(2)列  $SR$  当期系数为正且绝对值较大,这说明提高利率在短期内降低通胀的效果并不明显,甚至提高利率会引起短期价格的显著上升。这一结果与 Sargent(1982)的紧缩性货币政策“价格之谜”的特征一致<sup>①</sup>,也与中国的一些经验结果一致,即直接控制数量型的货币或信贷供给相对于提高利率,对降低通胀的短期效果更有效(李成等 2011),这一点从表 2 中  $\ln M2$  的系数估计结果也可得到印证。此外  $SR$  总的弹性估计结果表明,利率提高对抑制通胀的作用长期看虽然不是很显著,但还是有一定程度的抑制作用。第三,在控制  $\ln M2$  的 1 阶滞后项后,是否控制  $\ln outc$  对估计结果影响不大<sup>②</sup>,这可能是由于货币供应量和实际经济波动相关度较高。

表 3 关于(9)和(10)式 3 种情况的估计结果表明,首先,无论何种条件下, $SR$  系数估计结果均显著为正,说明从长期看,中国短期利率和长期利率之间具有很强的协动关系,短期利率的变化会通过跨期的无套利机制,对长期利率产生显著影响。但各种情况下  $SR$  系数均小于 1(等于 1 的原假设被 Wald 检验拒绝),表明与无摩擦的利率期限结构理论预期相比,短期利率对长期利率的影响小于理论预期,经济中很可能存在各种摩擦因素阻碍了短期利率变动向长期利率的完全传导。其次,对比控制利率市

变量	FMOLS		CCR		DOLS	
常数项	0.7552 (0.5405)		0.7543 (0.5398)		0.6975 (0.5632)	
$SR$	0.6324*** (0.0183)	0.5211*** (0.0993)	0.6313*** (0.0188)	0.5213*** (0.0990)	0.6368*** (0.0177)	0.5301** (0.2454)
$RM$		0.2888* (0.1687)		0.3062* (0.1684)		0.2381 (0.1957)
Wald 检验:	t 值	-20.0789***	t 值	-19.5811***	t 值	20.4957***
$\beta_{61} = 1$	F 值	403.161***	F 值	383.4185***	F 值	420.075***
	$\chi^2$ 值	403.161***	$\chi^2$ 值	383.4185***	$\chi^2$ 值	-420.075***

说明:(9)式可能产生的推断问题是变量平稳性引起的统计量分布的非标准化。Eveiws 9.0 采用全修正最小二乘法(Fully Modified OLS, FMOLS)、标准协整回归(Canonical Cointegrating Regression, CCR)以及动态最小二乘法(Dynamic OLS, DOLS)3 种不同的方法来解决这一问题。其中 FMOLS 和 DOLS 都是采取对变量样本剔除长期影响因素的变换方法,不同的是前者用非参法变换,后者用最小二乘法。CCR 则是在(10)式中直接加入解释向量  $X$  的滞后和前期项,通过控制解释变量和被解释变量间的反向因果效应来剔除长期相关性和模型可能的内生性。

① 指名义利率上升在短期内首先引起货币需求减少,在货币供给不能发生跳跃性变化的条件下,导致价格升高。

② 篇幅所限且相关估计结果差距较小,因而表 2 未报告控制  $\ln M2$  滞后 1 期项后,控制  $\ln outc$  前后的回归结果,备索。

场化( $RM$ ) 和不控制  $RM$  的估计结果可以看出,在控制  $RM$  后,短期利率系数均有所减小,均由 0.63 左右降至 0.52 左右,这在一定程度上证明了假说 2。此外,表 3 中  $SR$  系数的估计结果表明,如果不控制  $RM$ ,即考虑利率市场化水平的作用,那么短期利率对长期利率的总体影响大约增强了 20%。这说明利率市场化的推进,确实强化了短期利率向长期利率的传导机制从而弱化了金融市场摩擦。但即使在不控制利率市场化水平的情况下,短期利率的系数也小于 0.64,与利率期限结构理论预期仍有较大差距。这说明单纯的利率市场化仍不足以构建不同期限利率变动传导的高效机制,短期利率向长期利率的传导,还需要在全面深化市场化改革过程中消除其他市场摩擦因素,因而假说 2 只能得到一定程度的支持。

### 六 稳健性检验

利用宏观时序数据检验货币政策效应的另一种常用方法是 VAR 技术。虽然这一方法因把具体传导机制看作黑箱而不宜用于结构分析,但它具有对理论约束不敏感、更充分考虑变量间因果关系的内生性问题及可动态分析系统对变量新息冲击反应的优势。Bernanke 和 Gertler(1995) 与 Bean 等(2003) 在揭示金融摩擦条件下货币政策冲击的基本事实时,均用 VAR 技术分析伯南克之谜。为观察上文结构线性单方程方法的稳健性,本文也采用 VAR 方法进行对比。

基于样本信息直接估计的 VAR 是一种简约式模型,如果由简约式模型无法识别具有经济意义的结构式模型,那么 VAR 对冲击反应的观察结果会因缺乏经济意义而具有很强的误导性。因此,选择 VAR 方法首先需要解决模型的识别问题。识别包括短期和长期两种方法,但本文只对参数识别做短期约束而未涉及长期约束,原因在于:一是短期约束的数量足以保证结构模型的可识别;二是长期约束主要基于名义冲击对实际经济变量长期无效的假设(Blanchard,1987),但其成立的前提是在黏性价格条件下名义冲击仅具有短期总量效应而不具有长期增长效应。对存在严重异质性和摩擦的中国经济,名义需求冲击不仅影响经济总量而且可能影响经济结构,因此名义冲击很可能具有长期效应(林毅夫,2011)。

具体地,尽管普通 VAR 模型存在样本信息数量过少而待估参数过多的问题,但为保持模型中变量的原始关系和样本信息,我们没有使用因子向量自回归(FVAR)和贝叶斯向量自回归(BVAR)方法对 VAR 进行降维或进行先验的参数分布假设,而是借鉴 Bernanke 和 Blinder(1992) 与 Afrin(2017) 的方法,对结构模型进行递归识别的

SVAR( Recursive SVAR) 估计。即首先根据研究问题和估计结果的有效性选择系统的变量集,然后基于经济逻辑事前判断系统变量的同期因果时序方向,从而决定系统变量的排序和联系结构模型新生冲击与简约模型预测误差之间的相关系数矩阵。

### (一) 递归 SVAR 方法

假定不包含外生变量的非限制 VAR 模型的表达式为:

$$V_t = A_1 V_{t-1} + A_2 V_{t-2} + \cdots + A_q V_{t-q} + e_t \quad (11)$$

其中  $V$  为系统中内生变量组成的  $n \times 1$  维向量  $q$  为滞后阶数,  $A_1, \dots, A_q$  为  $n \times n$  维待估计的系数矩阵,  $e$  为各内生变量新生信息组成的  $n \times 1$  维扰动向量,均值为 0 且互不相关。其所对应的滞后算子表达形式为:

$$V_t = A(L)^{-1} e_t \Leftrightarrow V_t = B(L) e_t \quad (12)$$

其中,  $A(L) = I - A_1 L - \cdots - A_q L^q$ ,  $L$  为滞后算子  $I$  为单位矩阵,  $B(L) = A(L)^{-1}$ 。

而  $n$  维  $q$  阶的结构向量自回归模型 SVAR( $q$ ) 的一般表达式:

$$C_0 V_t = C_1 V_{t-1} + C_2 V_{t-2} + \cdots + C_q V_{t-q} + e'_t \quad (13)$$

其中,  $C_0$  为各内生变量之间的当期作用系数矩阵,  $C_1, \dots, C_q$  为结构式待估计的系数矩阵,  $e'_t$  为结构式扰动项。其所对应的滞后算子表达形式为:

$$V_t = C(L)^{-1} e'_t \Leftrightarrow V_t = D(L) e'_t \quad (14)$$

其中,  $C(L) = C_0 - C_1 L - \cdots - C_q L^q$ ,  $D(L) = C(L)^{-1}$ 。

将(12)和(14)式结合便可由简化式中的扰动项( $e_t$ )得到结构冲击( $e'_t$ ),二者的具体关系为:

$$B(L) e_t = D(L) e'_t \quad (15)$$

由于(15)式对任何  $t$  均成立,且有  $B_0 = I$ ,因此  $B_0 e_t = e_t = D_0 e'_t$ ,至此我们可以通过对  $D_0$  施加约束来识别 SVAR 模型。

### (二) 递归模块设计与模型识别

在一些开放小国经济分析中,国外主要贸易伙伴的一般价格水平和原油等主要进口原材料价格,作为外生变量分别被看作是外部总需求和总供给的外生扰动因素引入模型(Ahmed 和 Islam 2004)。但是,中国是一个开放的大国且中国原油价格和国际原油价格波动基本不同步(王湘 2014),因此本文未将国外变量作为外生变量引入整体 VAR 系统。根据前面的分析,我们选择下列变量进入 VAR 系统:  $v_1$ -利率市场化,  $v_2$ -货币政策,  $v_3$ -汇率,  $v_4$ -利率,  $v_5$ -信贷,  $v_6$ -影子银行,  $v_7$ -新增固定资产投资完成额累计值,  $v_8$ -机器设备更新改造投资累计值,  $v_9$ -GDP,  $v_{10}$ -投资结构,  $v_{11}$ -一般价格水平。

矩阵  $D_0$  中元素是否为 0 表示系统中变量时序影响次序,我们按如下原则确定系

统中方程递归识别的次序:第一,作为一种制度变迁,利率市场化的变化速度要远小于其他变量,因此假定利率市场化会影响其他变量,但其他变量在短期内不影响利率市场化,故将利率市场化变量排在第一位。第二,借鉴 Bhattacharya 等(2011)与 Afrin(2017)的研究,将所有变量分为金融变量和实际经济变量两个模块,并假定金融变量在当期影响实际变量,但反之则不成立。原因是从企业微观决策角度看,无论是汇率、利率还是信贷条件的变化,都会立即影响企业的融资成本或信贷配给,从而影响宏观经济波动。但无论是货币当局还是金融中介机构的决策变化,通常都建立在对实际经济变量滞后期的观察基础之上。第三,金融模块中变量的排序依次为:货币政策、汇率、利率、信贷、影子银行。货币政策置前的原因是汇率、利率、信贷及影子银行在当期受货币政策的影响,但货币当局须在观察汇率、利率、信贷及影子银行几期变动后才会做出决策,不受这些变量当期变动的影响。汇率放在金融模块第二位的原因,是考虑中国的汇率仍是有管理条件下的浮动汇率,变动范围受限且相对缺乏弹性。按照 Afrin(2017)的解释,信贷排在利率后面的原因是,利率变动往往预示经济环境的好坏变动趋势,无论银行还是企业都会根据利率决定当期信贷的供给和需求,但反过来,当期信贷变动对利率的当期变动影响小很多。此外,我们认为这一次序安排也符合信贷变

表 4 基于变量时序影响次序的递归识别条件设定

变量	$v_1$	$v_2$	$v_3$	$v_4$	$v_5$	$v_6$	$v_7$	$v_8$	$v_9$	$v_{10}$	$v_{11}$
$v_1$	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
$v_2$	·	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0
$v_3$	·	·	1	0	0	0	0	0	0	0	0
$v_4$	·	·	·	1	0	0	0	0	0	0	0
$v_5$	·	·	·	·	1	0	0	0	0	0	0
$v_6$	·	·	·	·	·	1	0	0	0	0	0
$v_7$	·	·	·	·	·	·	1	0	0	0	0
$v_8$	·	·	·	·	·	·	·	1	0	0	0
$v_9$	·	·	·	·	·	·	·	·	1	0	0
$v_{10}$	·	·	·	·	·	·	·	·	·	1	0
$v_{11}$	·	·	·	·	·	·	·	·	·	·	1

说明:·表示  $D_0$  矩阵中待识别参数。在矩阵  $D_0$  对角线元素均为 1 的条件下,由简约式完全识别结构分布需要识别结构方程中  $D_0$  中余下的  $n^2 - n$  个元素和  $n$  个  $e_t$  内部元素的方差,共有  $n^2$  个未知系数需要从简约式模型的估计结果中求解。但由(15)式两边求协方差矩阵可知,对称的简约式误差矩阵只有  $(n^2 + n) / 2$  个自由解,因此还须给出  $n^2 - [(n^2 + n) / 2] = (n^2 - n) / 2$  个约束条件,这恰好是表 4 三角阵中取值为 0 的元素个数。



动是利率变动引致需求的观点(Romer 和 Romer, 1989; Kashyap 等, 1993)。由于影子银行是一种体制外规避监管的行为, 因此它受前面其他所有因素的影响, 但不会在当期影响前面的变量, 故排在最后。第四, 实际变量模块的变量排序为: 新增固定资产投资额、机器设备更新改造投资累计值、GDP 及投资结构。原因是全社会新增固定资产投资额变化可能预示设备变化情况, 故会影响设备投资当期支出。而无论新增固定资产投资还是设备投资变化, 都会影响当期 GDP, 故 GDP 置于这两个变量之后。相对而言, 投资结构变化可能受前面所有变量当期变化的影响, 但是投资结构变化一般会在当期引起其他变量的变化。第五, 同 Kim 和 Roubini(2000) 与 Bhuiyan(2012) 的研究一致, 我们假定一般价格水平在当期受所有变量的影响, 但不会在当期影响其他变量。根据以上排序方式可以构成一个恰好识别的递归  $D_0$  矩阵(见表 4)。

### (三) 估计方法

为识别不同因素对脉冲响应结果的影响, 本文采用 Ramey(1993) 与 Disyatat 和 Vongsinsirikul(2003) 提出的 VAR 比较分离技术。基本思想是 VAR 脉冲响应过程相当于将系统中内生变量写成系统中所有内生变量随机扰动项的移动平均过程(VMA), 即系统中每一个变量可以表述为系统中所有方程随机扰动项加权移动平均形式。求偏导可知, 某变量关于另一变量冲击的脉冲响应, 相当于剔除(控制)了 VAR 系统中其他变量在任何时点的随机冲击扰动影响后, 这一变量在任一时点的波动值。可见, 除引起初始扰动的关注变量外, 如果某一变量作为内生变量被引入 VAR 系统, 则意味着这一变量冲击的影响被控制, 此时关注变量的脉冲响应值剔除了这一变量的影响; 反之, 如果某一变量没有以内生变量的形式被引入 VAR 系统, 则意味着这一变量的影响没有被控制, 即关注变量的脉冲响应值包含这一变量冲击的影响。据此, 通过在 VAR 系统中引入和排除某个变量, 求出的关注变量脉冲响应之差, 即可近似表示这一变量对关注变量脉冲响应的影响。

### (四) 脉冲响应结果

图 1-4 给出了在控制和不控制利率市场化的情况下, 产出、投资等变量的对数关于货币政策和利率的脉冲响应结果。总体看, 控制利率市场化后的脉冲响应结果和前面表 1 中的结果基本一致, 说明 ARDL 模型的结果相对稳健。首先, 图 1 和 2 显示, 利率本身不能充分反映货币政策对产出的冲击, 即使在递归 VAR 模型中控制了利率后, 图 1 仍然显示货币政策对产出有较大的冲击且滞后期长于利率, 说明无论是伯南克之谜的滞后或放大效应, 在中国均显著存在。图 2 不控制利率市场化的脉冲响应结果也表明, 虽然货币政策对设备投资的冲击较小, 但对固定资产投资有显著影响, 表明伯南

## 利率市场化改革是否弱化了货币政策传导的“伯南克之谜”

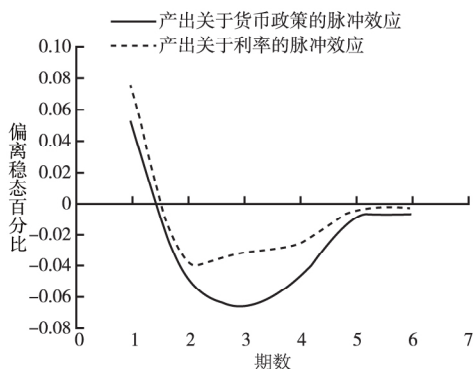


图1 不控制利率市场化的滞后和放大效应

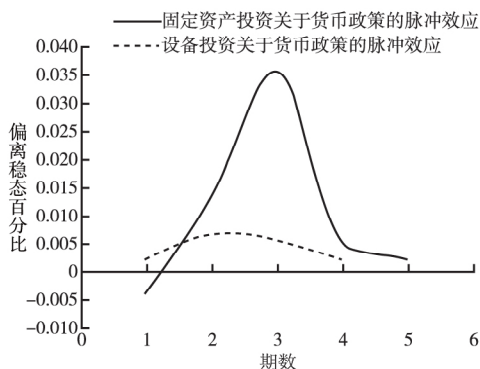


图2 不控制利率市场化的结构效应

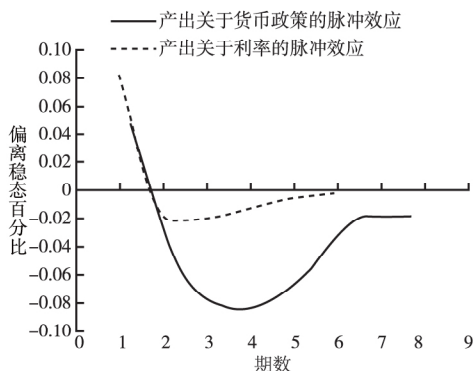


图3 控制利率市场化的滞后和放大效应

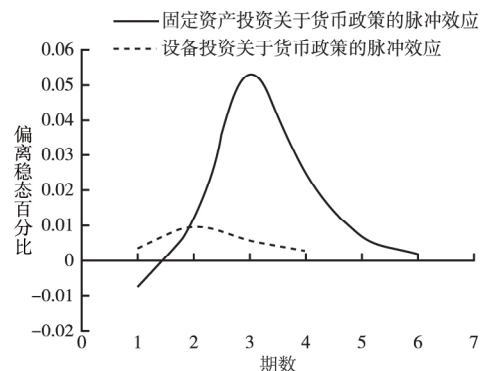


图4 控制利率市场化的结构效应

克之谜的结构效应也显著存在。其次,对比图3和1,控制了利率市场化的影响后,货币政策滞后效应同样存在,且货币政策对产出的冲击增大,利率对产出的冲击明显减小,表明利率市场化显著弱化了伯南克之谜的放大效应。类似地,对比图4和2可知,在控制利率市场化水平后,固定资产投资关于货币政策的脉冲响应值大约提高了40%,说明利率市场化也显著弱化了伯南克之谜的结构效应。

## 七 结论与政策含义

伯南克之谜描述了现实货币政策传导对标准货币或利率传导渠道理论预期偏离的3大特征,已有研究主要以发达经济体为对象,伯南克之谜在中国是否存在?持续

推进并最终于 2015 年完成的利率市场化改革是否和理论预期的那样弱化了伯南克之谜,强化了标准理论利率传导渠道的地位?如果没有,哪些具有中国特色的因素阻碍了现实与理论的趋同?本文基于结构性 ARDL 和递归结构 SVAR 模型的经验研究,回答了上述问题,得到以下结论和政策含义。

无论从货币政策利率渠道传导机制还是从政策传导整体结果看,利率市场化的推进对弱化伯南克之谜确实有一定作用,但效果小于理论预期。从传导机制的角度看,利率渠道在货币政策传导过程中发挥作用的两个关键环节是短期利率影响通胀,以及短期利率和长期利率有较强的协同关系。经验分析结果表明,利率市场化的推进主要提高了短期利率和长期利率的协同关系,但对短期利率和通胀之间相关性的提高不显著。这说明从传导机制看,提高利率市场化水平对货币政策利率传导环节的疏通仅具有一定作用。同时,对比控制和不控制利率市场化条件下的 ARDL 模型回归结果可知,利率市场化的推进在一定程度上减小了结构和放大效应,但对滞后效应影响不大。这说明从整体效果看,利率市场化对弱化伯南克之谜的效果小于预期,要充分发挥利率传导渠道在货币政策传导中的作用,仅靠利率市场化本身效果有限。此外,利用递归 SVAR 技术的对比分析表明,无论对伯南克之谜的存在性,还是利率市场化改革弱化伯南克之谜的作用,ARDL 基准模型的结果都具有较强的稳健性,证明了本文分析结果的可靠性。

本研究具有重要的政策含义。构建具有中国特色的,以利率传导渠道占主导的灵活高效的货币政策传导机制,是新时期全面深化市场化改革背景下完善货币政策调控体系的重要目标。但本文的研究表明,这一目标的实现仅依赖利率市场化改革是不够的。金融市场化改革必须防止金融过度自由化,过度金融自由化会导致类似影子银行偏重空转套利金融形式的畸形繁荣。这种所谓的金融创新非但对影响实体经济长期增长至关重要的长期资本形成没有实际意义,而且极大干扰了货币政策的传导效果和效果的可预测性。高效率货币政策传导机制的构建,有赖于全面市场化和构建完善的金融风控体系。当前中央实施的进一步全面开放改革战略,正是实现这一目标的有效途径。从货币政策操作的工具选择看,由于当前较强的市场摩擦阻碍了利率渠道的传导,因此价格型和数量型工具对货币政策实施具有同等重要的意义,价格型工具占比的提高应随经济全面市场化体系的完善而渐进推进。

#### 参考文献:

蒋瑛琨、刘艳武、赵振全(2005):《货币渠道与信贷渠道传导机制有效性的实证分析—兼论货币政策中介目

## 利率市场化改革是否弱化了货币政策传导的“伯南克之谜”

标的选择》，《金融研究》第5期。

李成、马文涛、王彬(2011)：《通货膨胀预期、货币政策工具选择与宏观经济稳定》，《经济学(季刊)》第1期。

林仁文、杨熠(2014)：《中国市场化改革与货币政策有效性演变》，《管理世界》第6期。

林毅夫(2011)：《新结构经济学—重构发展经济学的框架》，《经济学(季刊)》第1期。

刘伟(2011)：《经济发展的特殊性与货币政策的有效性》，《经济研究》第10期。

刘伟、张辉(2008)：《中国经济增长中的产业结构变迁和技术进步》，《经济研究》第11期。

欧阳志刚、史焕平(2010)：《中国经济增长与通胀的随机冲击效应》，《经济研究》第7期。

彭建刚、王舒军、关天宇(2010)：《利率市场化导致商业银行利差缩窄吗？—来自中国银行业的经验证据》，《金融研究》第7期。

钱雪松、杜立、马文涛(2015)：《中国货币政策利率传导有效性研究》，《管理世界》第11期。

饶贵、姜国华(2013)：《货币政策对银行信贷与商业信用互动关系影响研究》，《经济研究》第1期。

盛松成、吴培新(2008)：《中国货币政策的二元传导机制—“两中介目标，两调控对象”模式研究》，《经济研究》第10期。

谭政勋、王聪(2015)：《房价波动、货币政策立场识别及其反应研究》，《经济研究》第1期。

王君斌、郭新强(2011)：《产业投资结构、流动性效应和中国货币政策》，《经济研究》第2期。

王湘(2014)：《国际原油价格与国内成品油价格互动关联的统计检验》，《统计与决策》第4期。

徐明东、陈学彬(2011)：《中国微观银行特征与银行贷款渠道检验》，《管理世界》第5期。

杨宇俊、黄卉(2011)：《银行间国债市场利率期限结构研究》，《统计与决策》第8期。

姚宗栋、李宏瑾(2013)：《中国货币政策传导信贷渠道的经验研究：总量融资结构的新证据》，《世界经济》第3期。

战明华、蒋婧梅(2013)：《金融市场化改革是否弱化了银行信贷渠道的效应》，《金融研究》第10期。

张成思(2008)：《通货膨胀动态路径的结构性转变及其启示》，《金融研究》第3期。

张孝岩、梁琪(2010)：《中国利率市场化的效果研究——基于我国农村经济数据的实证分析》，《数量经济技术经济研究》第6期。

张雪兰、何德旭(2012)：《货币政策立场与银行风险承担》，《经济研究》第5期。

张勇、李政军、龚六堂(2014)：《利率双轨制、金融改革与最优货币政策》，《经济研究》第10期。

张宗益、吴恒宇、吴俊(2012)：《商业银行价格竞争与风险行为关系—基于贷款利率市场化的经验研究》，《金融研究》第7期。

Afrin S. “Monetary Policy Transmission in Bangladesh: Exploring the Lending Channel.” *Journal of Asian Economics*, 2017, #9(4) pp. 60–80.

Agénor P. R. and Montiel P. J. *Development Macroeconomics*. New Jersey: Princeton University Press 2015.

Ahmed S. and Islam M. E. “The Monetary Transmission Mechanism in Bangladesh Bank Lending and Exchange Rate Channels.” *Bangladesh Development Studies*, 2004, 30(3) pp. 31–87.

Aysun U.; Brady R. and Honig A. “Financial Frictions and the Strength of Monetary Transmission.” *Journal of International Money and Finance*, 2013, 32(1) pp. 1097–1119.

Bean C.; Larsen J. and Nikolov K. “Financial Frictions and the Monetary Transmission Mechanism: Theory, Evi-

dence and Policy Implications. ” European Central Bank working paper series ,No. 113 2003.

Benati L. “Band-Pass Filtering Cointegration and Business Cycle Analysis. ” *Social Science Electronic Publishing* , 2001 ,142( 9) pp. 49-53.

Bernanke B. S. “The Determinants of Investment: Another Look. ” *The American Economic Review* ,1983 73( 2) , pp. 71-75.

Bernanke B. S. and Blinder A. S. “Credit ,Money ,and Aggregate Demand. ” *The American Economic Review* , 1988 78( 2) pp. 435-439.

Bernanke B. S. and Blinder A. S. “The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission. ” *The American Economic Review* ,1992 82( 4) pp. 901-921.

Bernanke B. S. and Gertler M. “Inside the Black Box ,the Credit Channel of Monetary Policy Transmission. ” *Journal of Economic Perspectives* ,1995 9( 4) pp. 27-48.

Bhattacharya R. ; Patnaik J. and Shah A. “Monetary Policy Transmission in an Emerging Market Setting. ” *IMF working papers* , No. 11 2011.

Bhuiyan R. “Monetary Transmission Mechanisms in a Small Open Economy: A Bayesian Structural VAR Approach. ” *Canadian Journal of Economics* ,2012 45( 3) pp. 1037-1061.

Blanchard O. J. “Vector Autoregressive and Reality-Comment. ” *Journal of Business and Economic Statistics* ,1987 , 5( 4) pp. 449-451.

Christiano L. J. ; Eichenbaum M. and Evans C. L. “Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End?” *Handbook of Macroeconomics* ,1999 78( 1) pp. 65-148.

Demirel U. D. “Optimal Monetary Policy in a Financially Fragile Economy. ” *The B. E. Journal of Macroeconomics: Contributions to Macroeconomics* ,2009 9( 1) pp. 1-35.

Disyatat P. and Vongsinsirikul P. “Monetary Policy and the Transmission Mechanism in Thailand. ” *Journal of Asian Economics* ,2003 14( 3) pp. 389-418.

Fiore F. D. and Tristani O. “Optimal Monetary Policy in a Model of the Credit Channel. ” *Economic Journal* , 2013 123( 4) pp. 906-931.

Friedman M. ; Fisher D. and Schwartz A. J. “Monetary Statistics of the United States ,New York. ” *Economic Journal* ,1971 81( 6) pp. 405.

Kashyap A. K. ; Stein J. C. and Wilcox D. W. “Monetary Policy and Credit Conditions: Evidence from the Composition of External Finance. ” *The American Economic Review* ,1993 83( 1) pp. 78-98.

Kim S. and Roubini N. “Exchange Rate Anomalies in the Industrial Countries: A Solution with a Structural VAR Approach. ” *Journal of Monetary Economics* ,2000 45( 3) pp. 561-586.

Ramey V. “How Important Is the Credit Channel in the Transmission of Monetary Policy. ” *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* ,1993 39( 12) pp. 1-45.

Romer C. D. and Romer D. H. “Does Monetary Policy Matter? A New Test in the Spirit of Friedman and Schwart. ” *NBER Macroeconomics Annual* ,1989 34( 1) pp. 121-170.

Romer C. D. and Romer D. H. “New Evidence on the Monetary Transmission Mechanism. ” *Brookings Papers on*

*Economic Activity* ,1990 ,1990( 1) pp. 149–198.

Romer ,D. *Advanced Macroeconomic*. Berkeley: McGraw-Hill Series in Economics 2012.

Sargent ,T. J. *The End of Four Big Inflations*. Chicago: University of Chicago Press ,1982.

Sun ,R. “Does Monetary Policy Matter in China? A Narrative Approach.” *China Economic Reviews* ,2013 26( 3) , pp. 56–74.

Walsh ,C. E. *Monetary Theory and Policy*. Cambridge Massachusetts: The MIT Press 2010.

Xavier ,F. and Jean ,C. R. “Fair Pricing of Deposit Insurance. Is It Possible? Yes. Is It Desirable?” *Research in Economics* ,1998 52( 3) pp. 217–232.

### Does Market-Oriented Interest Rate Reform Weaken “The Bernanke’s Puzzle” in Relation to Monetary Policy Transmission in China?

Zhan Minghua; Li Shuai; Liu Enhui; Xu Yueli

**Abstract:** “The Bernanke’s Puzzle” generally describes three characteristics that are contrary to the theoretical expectations of the transmission of real monetary policy and channels of interest rates; however , these characteristics are drawn from developed economies ,and China’s economic environment under the New Normality presents its own distinctive features. Thus ,while advances in interest rate marketization should weaken the theoretical expectation of the Bernanke’s puzzle ,the conclusions may not be in line with the economic facts in China. The empirical study shows that ,through the effects of expected inflation and the term structure of interest rates ,the Chinese market-oriented interest rate reform effectively undermines the Bernanke’s puzzle ,but to a lesser extent than the theoretical expectation. The policy implication of the study is that quantitative and price-based monetary tools are equally important for the implementation of monetary policies in China. The construction of a perfect interest rate regulation system of monetary policies cannot only rely on the interest rate market reform itself; instead ,the market-oriented reform of the whole economy may become a more important factor.

**Key words:** the Bernanke’s puzzle ,market-oriented interest rate reform ,monetary policy transmission mechanism

**JEL codes:** E43 ,E44 ,E52

( 截稿:2018 年 11 月 责任编辑:吴海英)