

金融改革背景下的货币政策及其传导路径 探讨——以新型货币工具为例

夏心怡¹, 尉银杰¹, 周润人¹

(国家发展研究院, 北京 100871)

【摘要】：本文在金融改革背景下探讨了中国央行货币政策目标和传导机制。央行实行多目标制，将“支持中小微企业融资”纳入最终目标。金融创新下，中介目标由总量向价格的转变。“预算软约束”的扭曲和利率管制挤压了民间融资。新型货币工具对引导利率和传导机制构建有作用，但未必能够助力实体经济融资，屡现“流动性堰塞湖”。中国的存贷款基准利率波动过窄，不符合“泰勒规则”，央行可能有着不同的参考指标和目标。

1. 中国货币政策目标

1.1 央行货币政策最终目标

整体来说，各国的货币政策目标基本包括稳定物价、充分就业、维持经济增长和国际收支平衡为主要目标。但根据《2018 年第三季度中国货币政策执行报告》¹，中国人民银行与其他国家央行不同的一点是，中国人民银行同时也会出台一系列措施加大金融对实体经济、尤其是小微企业和民营企业的支持力度，为供给侧改革和高质量发展营造适宜的货币金融环境。

一是适度增加中长期流动性供应，保持流动性合理充裕。该项目标通过 2018 年 7 月、10 月两次定向降准、并搭配中期借贷便利、抵押补充贷款等工具投放中长期流动性。二是深化对民营、小微企业等经济重点领域和薄弱环节的金融支持。通过定向降准、增加再贷款和再贴现额度、信贷政策等措施支持金融机构扩大对小微企业、民营企业 and 创新型企业的资金投放；在宏观审慎评估（MPA）中增加对小微企业融资的评估指标；推动实施民营企业债券融资支持工具，为部分债券发行遇到困难的民营企业提供增信支持。三是适时调整和完善宏观审慎政策。保持人民币汇率弹性，发挥好宏观审慎政策的调节作用，将远期售汇业务的外汇风险准备金率从 0 调整为 20%，重启中间价报价“逆周期因子”，在香港发行中央银行票据。

1.2 货币政策中间目标

¹ 中国人民银行. 2018 年第三季度中国货币政策执行报告[R]. 2018

货币政策中间目标指的是中央银行为了实现其货币政策的最终目标而设置的可供观测和调控的目标。

央行历来实行的货币政策目标是盯住 M2 这一数量型目标，这在过去以银行为主导、其他金融市场发展受管制的大环境下既易于统计又易于管理，也能达到央行期望的效果。但是最近的文献指出，由于银行理财、资管产品等金融创新崛起，使得 M2 统计指标失真，同时不再易于管理、也更难用于调控经济。数量型指标（如 M2）与经济增长与物价涨幅的相关性显著弱化，我国在 1990-2006 年间，M2 增速与名义 GDP 增速 的相关性（滞后一年）为 0.43，在 2007-2015 年间该相关系数下降至 0.29；类似地，在 1990-2006 年间，M2 增速与 CPI 增速的相关性（滞后一年）为 0.75，而 2007-2015 年间该相关性降低为 0.06。²这些相关性的下降，使得盯住这些数量型目标无法有效地实现对宏观经济的调控，同时，该文献认为，给定货币供给不变，一旦货币需求发生急剧变化，就会导致利率过度波动（Ma, 2016），政府转向建立市场化的，以利率为主要调节目标的价格型货币政策目标。

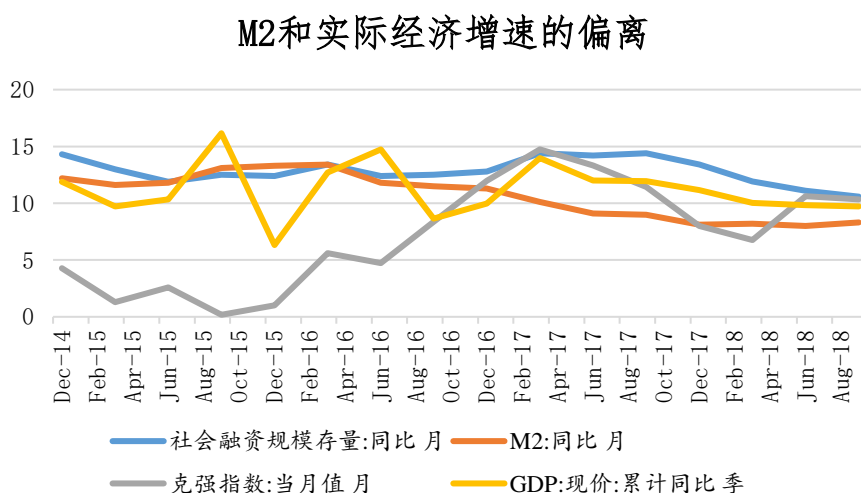


图 1.2.1 M2 和实际经济增速的偏离（数据来源：WIND）³

但实行价格型货币政策，就要求利率能够在金融体系中进行有效传导。但是在中国的金融体系中，价格型工具传导效率较低。其原因是由于各种体制约束造成的，如贷存比、对贷款的数量限制、较高的存款准备金率、利率管制、对债券发行的准入限制、借款主体的软预算约束、影子银行监管套利等都是利率传导的阻滞因素。

² 马骏. 新货币政策框架下的利率传导机制[M]. 中国金融出版社, 2016.

³ 2018 年 2 月央行调整 M2 口径，增加了非存款类金融机构持有货基规模，减掉了非银金融机构在其他存款类金融机构中的存款。此次 M2 口径调整，央行首次纳入银行存款以外的项目，体现了监管层面对表外信用派生机制的重视。

首先，中国由于历史上国际收支双顺差等原因，央行不得不采用提高准备金率等工具来回收流动性，这就导致了中国存在过高的存款准备金率，限制了资产与负债的灵活配置和调整，导致政策利率传导效率的损失。第二，中国存在贷存比限制和对贷款的数量限制，导致了政策利率对市场利率传导之间产生障碍。第三，由于政府的隐性担保，一些地方融资平台和国企存在软预算约束。这些企业能够在信贷市场上以较低的利率价格获得资金，也会导致贷款的数量偏离最优，因此政策利率对贷款利率、存款利率、债券利率和再贷款规模的传导均被弱化。最后，伴随着金融创新与科技发展，影子银行等多种融资平台的兴起增大了表外业务的规模，能够在一定程度上规避管制。尽管这些金融创新形式能够提高社会融资规模，但是也能够通过弱化政策利率通过正规金融途径传导的效率。

价格型货币政策发挥作用的模式比数量型更加复杂：在数量型货币政策下，操作目标一般为基础货币，央行可以直接统计并监控存贷款数量并迅速调节准备金的投放与回收，只要银行货币扩张在央行的监控之下，数量型目标就能产生效果；而在价格型货币政策下，操作目标一般为某一基准利率，要使货币政策能够影响实体经济必须：①该利率能够向存贷款利率、债券收益率、金融产品收益率等直接影响居民和企业融资成本/投资收益的价格传导，从而影响其行为、进一步影响实体经济；②相关利率形成机制完全市场化而不受干预扭曲，否则管制的力量将可能同货币政策传导而来的信号相背离，从而削弱货币政策效果。

⁴ 任泽平.中国利率市场现状：七大利率如何传导？——利率市场化专题（上）[R].恒大研究院，2018

2. 中国货币政策传导机制：利率双轨制

2.1 引言

改革开放前，由于计划经济体制的需要，中国利率完全由中央计划决定，因此中国利率早期一直处于高度管制的状态。尽管改革开放后很长时间金融体系管制有一定的放松，但是政府一直对存贷款这一终端利率进行非常严格的限制。

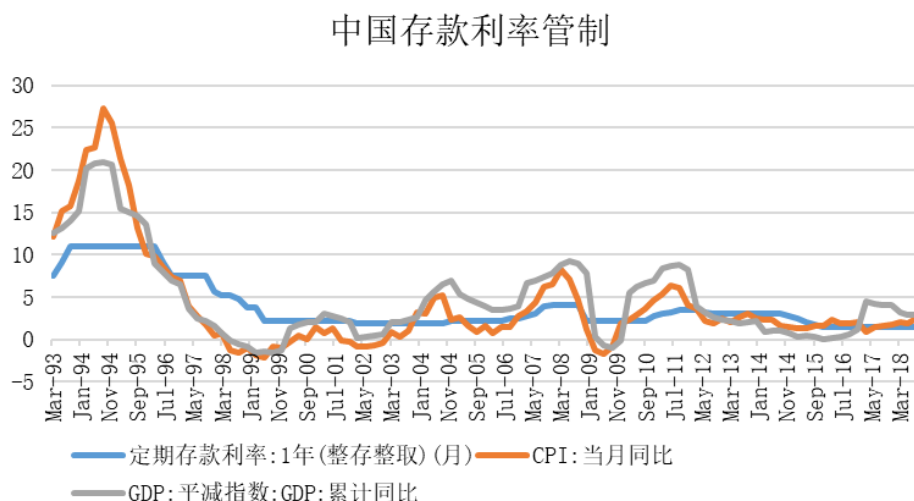


图 2.1.1 中国存款利率管制（数据来源：WIND）

但是，伴随着经济的发展，金融体系日益深化，政府的力量不足以对日益扩大的银行进行兜底，政府在银行中的持股就体现为负面的影响。在一个比较完善的金融体系中，市场配置资源的经济体系能够发挥比政府配置资源更有效率的作用；伴随着不断的金融创新，利率管制下的数量型货币政策的效果无法准确传导到金融体系中，同时原有指标货币量的变化也不足以反映真实经济的增长，政府从以 M2 为主要调节目标基准的数量型的货币政策转向建立市场化的、以利率为主要调节目标的价格型货币政策。

在逐步推进利率市场化的过程中，我国利率市场化改革尚未最终完成，货币政策总体处于市场化与非市场化调节工具共用、价格型与数量型手段兼施的阶段，利率双轨制构成了我国货币政策实施的一个显著特点（He and Wang, 2012）⁵。

2.2 文献综述

⁵ 何东、王红林.利率双轨制与中国货币政策实施[J], 金融研究,2011(12):1-18

斯蒂格利茨的金融约束理论指出,由于在一个经济体发展的早期,一定的管制能够提升银行的“特许权价值”,从而能够获得银行对中央经济政策的支持。而且,尽管银行提下在把储蓄转化为投资的过程中会有一定的效率损失,但是相对来说的是非常高效的,同时,政府在银行中的持股能够促进银行更多地发放贷款,促进实体经济融资,稳定市场信息,维持经济的稳定;但是逐渐发展的金融市场削弱了利率管制的益处(Ren, 2018)。⁶

在利率双轨制的情况下,一方面存贷款利率受到基准利率的管制,存在较大利差;另一方面货币市场利率又已经完全由市场决定。利率浮动限制的设定原本是为了维护金融市场和银行经营的安全,但在经济已经历高速发展、面临转型的转折点时,继续实行双轨制、限制利率波动范围将对市场资金的来源和自由流动构成阻碍、削减货币政策的有效性。

从现有文献来看,学术界普遍认为利率市场化对经济的长期发展和货币政策传导的有效性有正面的影响。有研究显示,利率双轨期间央行减弱对存款利率的抑制可以实现经济增长与物价双赢的目标,这恰与逐步开放存款利率管制、促进我国货币政策市场化调控模式的转型并行不悖(Hu and Fan, 2015)⁷。金融创新可能摧毁利率双轨制,但是被动实现的利率并轨不能解决我国当前的高杠杆率和结构性问题,因此,我国必须在改变国内广泛存在的预算软约束基础上,对当前的货币体系进行进一步的市场化变革,才能从根本上解决这些问题(Zhang and Li, 2015)。⁸

在4月11日的博鳌亚洲论坛上,易纲行长曾提到,中国最终要做的市场改革就是要让存贷款利率和货币市场利率逐渐统一。在利率市场化的过程中,中国已经取得显著进展,其中包括利率走廊机制的建立,Shibor等市场基准利率体系的建设,价格型货币政策工具的转型,以及金融机构利率定价能力的增强等⁹(Qiu and Cai, 2018)。我国的利率市场化的路径大致1996年开始放开银行间同业拆借市场及银行回购利率,到1998年放开贴现利率、转贴现利率及金融债券的利率、再到2000年放开贷款汇率管制,最后到近年来加速推进存款、贷款利率市场化,说明我国在推动利率市场化的过程中已经取得了很大的进展,同时也已经处于利率市场化的最后阶段。

2.3 货币市场利率与银行间市场利率的传导理论模型

(i) 我们首先先考察一个国家利率完全市场化的情况,此时只有一个整体的利率市场,所有的货币需求都通过利率的调节在这个市场上得到满足。此时,在这个市场上货币的实际货币供给等于实际货币需求。

⁶ 任泽平.中国利率市场现状:七大利率如何传导?——利率市场化专题(上)[R].恒大研究院, 2018

⁷ 胡育蓉、范从来.货币政策工具的选择:利率双轨制和利率市场化[J].经济评论, 2015(4)

⁸ 张勇、李政军.中国货币体制的效率及其改革[J].《经济学家》, 2015(1):56-63

⁹ 邱滌凡、蔡璐婧.利率市场化或为新突破口——2018年一季度货币政策执行报告点评[R].申万宏源, 2018

我们假设货币供给为：

$$r_1 = \alpha_1 + \beta_1 Q_1$$

货币需求为：

$$r_2 = \alpha_2 + \beta_2 Q_2$$

其中， r_1 和 r_2 代表利率水平， Q_1 和 Q_2 代表货币量， α_1 和 α_2 为截距项， β_1 和 β_2 为斜率。

当货币供给等于需求的时候， $r_1 = r_2$ ， $Q_1 = Q_2$ ，可以解出：

$$Q^* = \frac{\alpha_1 - \alpha_2}{\beta_2 - \beta_1}, \quad r^* = \frac{\alpha_1 \beta_2 - \alpha_2 \beta_1}{\beta_2 - \beta_1}$$

(ii) 假设这个利率完全市场化的国家中，政府颁布了一项政策来控制银行体系中的利率水平，但是政府没有能力管制银行体系外的货币市场的利率。此时在这个国家中产生了体系外和体系内两个货币市场，货币需求通过这两个市场上利率的调节，在这两个市场上得到满足。

如果政府新颁布的政策中规定的利率水平不低于在完全市场化中的利率水平 r^* 时，该项政策不会影响到体系内市场中的状况，因此这两个市场仍然可以看做是同一个市场。

因此，我们只需考虑当新颁布的政策中规定的利率低于 (i) 的均衡利率的情况。

在这里我们引入所有制的变量，假设市场中有国有企业和民营企业两种市场主体。由于国有企业有政府在背后兜底，对银行来说风险更小，因此在国有企业和民营企业除所有制之外因素（生产效率、生产规模等因素）相同的情况下，银行更加倾向于首先满足国有企业的货币需求。

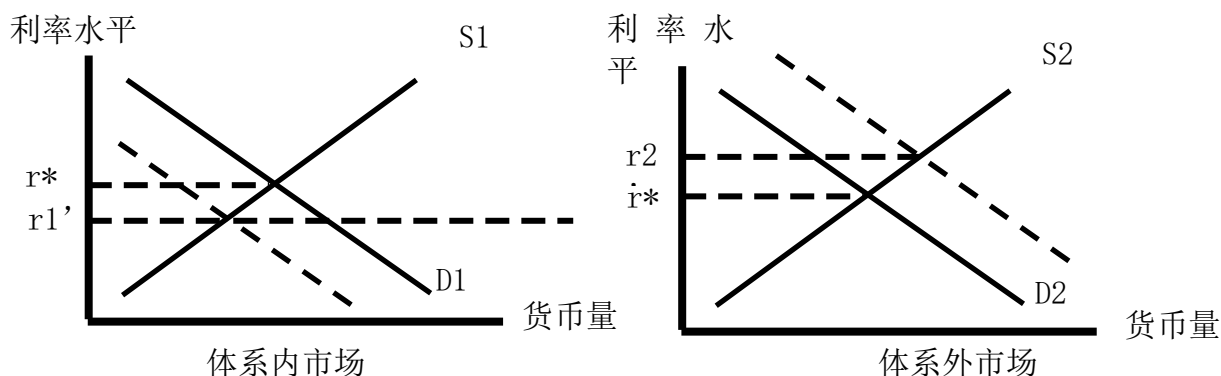


图 2.3.1 体系内市场挤压体系外资金

假设体系内市场的货币供给和需求分别为：

$$r_{11} = \alpha_{11} + \beta_{11}Q_{11}$$

$$r_{12} = \alpha_{12} + \beta_{12}Q_{12}$$

体系外市场的货币供给和需求分别为：

$$r_{21} = \alpha_{21} + \beta_{21}Q_{21}$$

$$r_{22} = \alpha_{22} + \beta_{22}Q_{22}$$

其中， r_{11} 、 r_{12} 、 r_{21} 和 r_2 代表利率水平， Q_{11} 、 Q_{12} 、 Q_{21} 和 Q_{22} 代表货币量， α_{11} 、 α_{12} 、 α_{21} 和 α_{22} 为截距项， β_{11} 、 β_{12} 、 β_{21} 和 β_2 为斜率，而且 $\beta_{11} > 0$ ， $\beta_{21} > 0$ ， $\beta_{12} < 0$ ， $\beta_{22} < 0$

此时体系内和体系外市场的均衡分别为：

$$Q1^* = \frac{\alpha_{11} - \alpha_{12}}{\beta_{12} - \beta_{11}}, \quad r1^* = \frac{\alpha_{11}\beta_{12} - \alpha_{12}\beta_{11}}{\beta_{12} - \beta_{11}}$$

$$Q2^* = \frac{\alpha_{21} - \alpha_{22}}{\beta_{22} - \beta_{21}}, \quad r2^* = \frac{\alpha_{21}\beta_{22} - \alpha_{22}\beta_{21}}{\beta_{22} - \beta_{21}}$$

当体系内市场的利率水平降低到 $r1'$ 时，体系内市场的均衡货币量为

$$Q' = \frac{r1' - \alpha_{11}}{\beta_{11}}$$

从而体系外市场的需求函数变为

$$r_{22} = \alpha_{22} + \beta_{22}(Q_{22} + Q^* - Q')$$

其中， Q^* 为在（i）中得到的市场均衡货币量。

与体系外市场上的供给函数联立得：

$$r_2' - r_2^* = \frac{\beta_{21}\beta_{22}(Q' - Q1^*)}{\beta_{21} - \beta_{22}}$$

其中， r'_2 为体系外市场达到的新的利率水平， r_2^* 为在（i）中得到的均衡利率水平。

因为 $Q' > Q1^*$ ，因此， $r'_2 - r_2^* = C > 0$ ， C 为常数。

当政府想要降低利率的时候（从 r^* 降低到 $r1'$ ），他真正能够产生的影响仅仅是在体系内市场中利率的降低，导致货币供应减少，因此会“挤出”一部分货币需求，这部分货币需求会到体系外的市场中得到满足。推升了体系外市场的需求函数，使得体系外市场的利率水平上升。

由此可见，政府出于降低利率的本意推行限制利率的政策的时候，由于体系外货币市场的存在，实际上的后果尽管在体系内市场上利率降低了，但是推升了体系外市场上的利率。

进一步地讨论，因为政府推行降低利率的政策的时候，更多的银行倾向于把资金贷给国有企业，在体系内市场上被挤出的大部分是民营企业，这部分民营企业达到体系外市场上融资的时候会面临一个更高的利率。也就是说，国家实行降低利率的政策本质是从民营企业手中征了一部分的税，来补贴国有企业。

2.4 模型检验

由于政府对银行体系的金融管制，央行的货币政策利率与银行间市场利率高度市场化，这两部分的传导较为高效，偏差极小，因此本文运用银行间市场利率来代表货币政策利率。由于利率的双轨制，在体系外的民间借贷市场上的利率受政策的影响相对较小，本部分通过分析体系内银行间市场和体系外民间借贷市场这两个市场上的利率关系来验证第三部分的结论。

本文选取了 5 种银行间市场利率，分别为一月期存款类机构质押式回购利率（DR030）、一月期银行间质押式回购利率（R030）、一月期银银间存款类同业拆借利率（DIBO030）、一月期银行间拆借利率（IBO030）和一月期上海银行间同业拆借利率（SHIBOR030）。同时本文选取了 3 种货币市场利率，分别为温州指数：综合利率、温州指数：民间融资综合利率和 P2P 综合利率。

首先，本文先分析中国不同市场上不同利率的变化情况（图 3）。可以看出，从长期来看，中国的银行间市场利率几乎处于同一水平上，但是民间借贷的货币市场上的利率远远高于银行间市场的利率水平。而且当银行间市场利率整体呈上升趋势时，中国货币市场上的利率呈现下降趋势。

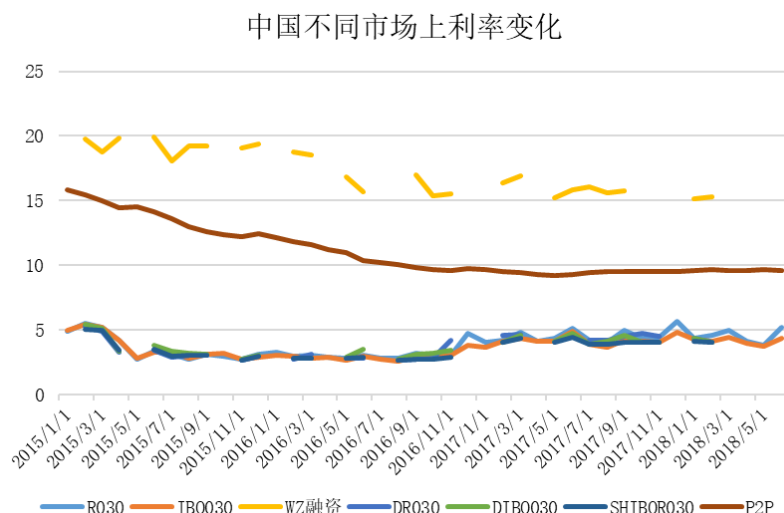


图 2.4.1 中国不同市场上利率变化（数据来源：WIND）

其次，本文分析了不同市场上利率之间的相关系数，可以得出结论中国银行间市场利率之间高度正相关，而银行间市场利率和民间借贷市场上的利率之间呈现非常显著的负相关关系。由此可以得出结论，中国银行间市场利率之间的传导机制是非常有效的，而在中国银行间市场利率向民间借贷市场上的利率传导的过程与银行间市场利率之间的传导机制是不同的。

表 2.4-1 中国不同利率相关系数矩阵

	R030	IBO030	温州综合	温州融资	DR030	DIB0030	SHIBOR030	P2P
R030	1							
IBO030	0.9656*	1						
温州综合	-0.8103*	-0.8328*	1					
温州融资	-0.4201*	-0.4374*	0.642	1				
DR030	0.8537*	0.8685*	-0.645	-0.5248*	1			
DIB0030	0.9379*	0.9380*	-0.724	-0.5322*	0.9353*	1		
SHIBOR030	0.9625*	0.9661*	-0.649	-0.5637*	0.9182*	0.9248*	1	
P2P	-0.6296*	-0.6681*	0.9140*	0.8194*	-0.6294*	-0.6252*	-0.6735*	1

*表示通过显著性水平 $\alpha = 0.05$ 的 t 检验

数据来源：wind

最后，把民间借贷市场的利率作为因变量，分别把 5 个银行间市场利率作为自变量进行回归分析（见附录 1）。

构建回归方程：

$$r'_2 = k_0 + k_1 r'_1$$

其中， r'_2 为体系外市场（民间借贷市场）上的利率水平， r'_1 为体系内市场（银行间市场）上的利率水平。 k_0 为常数项， k_1 为斜率。

结果证明，民间借贷市场的利率和银行间市场利率的确存在负相关的关系。

2.5 结论

在一个经济体发展的早期，政府实行的货币市场管制和“刚兑”的兜底政策能够更好地促进贷款发放，助推金融体系发展，维持经济稳定。尽管银行在把储蓄转化为投资的过程中会有一定的效率损失，但是相对来说的是非常高效的。但是随着金融市场深化逐步推进，金融市场日益发达，这种状况不再成立。

金融体系的发展必然伴随着一系列理财、资管、信托产品的兴起，这些金融创新工具都对银行存款形成了显著的替代效应。非银金融市场的快速发展正在逐步改变中国传统的银行金融体系。大量的表外业务造成货币政策传导受到阻碍，中国正在处于利率市场化的转型期，存在双轨的利率市场。

在利率双轨制下，货币政策利率和银行间市场利率的形成高度市场化，整体高效传导，但是“银”与“非银”之间有一定的阻滞¹⁰；银行内外市场的分隔现象比较显著。双轨制下存贷款利率和货币市场利率之间较大的差距，意味着银行系统下和非银市场的融资成本差异过大。

为降低中小企业融资成本，政府选择压低利率。但是这种做法的后果是更多的中小企业的需求被挤出到体制外的民间借贷市场上，进而推升了民间借贷市场上的利率，反而与初衷相去甚远。

¹⁰ 任泽平.中国利率市场现状：七大利率如何传导？——利率市场化专题（上）[R].恒大研究院，2018

3. 利率市场化改革背景下货币政策的传导机制研究：信贷渠道与新货币工具的使用

3.1 文献综述：中外货币政策传导路径理论研究回顾

货币传导路径是指央行货币政策对其中介目标，最终对于实体经济的影响，广义的来讲还包括实体经济和中介目标的变动对于当局下一步政策选择的左右。货币政策传导路径主要有：利率路径、货币传导渠道、信贷途径、资产负债表途径、汇率传导渠道、中央银行信息沟通渠道。本节着重分析中国货币政策传导机制，及其在新货币工具及利率市场化改革下的新变化，分析不考虑开放经济的影响。

利率路径指央行使用政策工具操作调整短期利率，在套利的力量下传导到各期利率，在价格粘性假设下，利率变化影响投资和消费决策进而影响产出。反过来央行又关注货币供应、产出缺口和通胀率等指标来调整货币政策的松紧。美国等金融市场化程度高的国家的利率传导路径较为成熟(Bernanke and Blinder 1992)^[10]，中国的利率长期以来收到管制，实证研究表明利率传导路径在中国不存在(盛松成、吴培新 2008)。^[11]

货币传导渠道也称货币学派传导渠道。弗里德曼(1970)认为实物投资、股票和债券不是完全替代品，不能把所有资产的利率统一为债券利率，IS-LM 模型必然不能刻画货币政策引致的资产组合变化。认为货币需求取决于长期稳定收入而不是短期收入，且取决于各种资产利率与货币的“利率”(从金融服务中获得的收益)的利差¹¹。Melzer(1995)构建了一个资产市场中介的货币传导模型，认为与 IS-LM 模型不同，盯住利率的货币政策不能稳定产出，因为固定利率会使得资产价格随货币增发和收缩而波动，而资产价格上升(下降)导致新产品的相对价格下降(上升)从而刺激(抑制)总需求。^[12]Melzer 模型的一个推论是，当人们预期高通货膨胀时，会更愿意将债权换成实物资产，由此导致的实物资产价格上升和通胀预期本身的自我实现机制都会推高价格。实证上观察到，美国房价总是先于通胀两年达到峰值。而中国同样呈现出房价领先通胀到达峰值的现象(张成思，2011)。^[13]

事实上，货币主义者认为诸如公开市场操作这样的货币政策，都会通过对债券和基础货币两方面的影响来影响基础货币-实物资本和债券(股权)-实物资本两个市场均衡，最终通过影响资产价格来影响需求。这本质上就是托宾 q 理论、财富效应(个人层面)、或者说资产负债表途径(企业层面)。所谓资产负债表途径就是指宽松的货币政策能够提升资产价值而使得企业或者个人的“净值”提升，从而降低了其外部融资风险，因此银行面临的逆向选择和道德风险问题也随之降低。这样银行就更愿意向企业和个人贷款，就意味着资产负债表途径最终还是转

¹¹ 米什金《货币金融学》

化为信贷途径。朱新蓉与李虹含（2013）以全球金融危机以来中国 A 股上市公司 13 个行业 2577 家企业的货币资金和投资现金流净值面板数据为基础，证明资产负债表渠道基本有效。^[14]谢启超（2012）认为房地产和股票资产在短期具有财富效应，但长期财富效应消失，财富效应具有非对称性，房地产的财富效应要远远大于股票资产。^[15]

信贷途径是指，央行采取宽松的货币政策时，银行就会有更多的准备金可以放贷，使得贷款利率下降而提振实体经济。Bernanke 和 Blinder（1988）构建了一个货币市场、商品市场、贷款市场、以及总产出市场均衡的模型，用 CC 曲线代替了 IS 曲线，而 CC 曲线是关于 r 和贷款利率 ρ 的减函数。扩张性货币政策会同时将 CC 和 LM 曲线向右推，产出上升，而利率的变化不确定。^[16]

鉴于预期的重要性，央行银行信息沟通渠道日益受到重视。Zhang 和 Clovis（2010）的研究表明，中国人民银行在信息沟通有效性方面已经取得了显著的政策效应。^[17]预期渠道的建立是利率渠道有效传导的必要条件，如果央行能够保持其透明度和责信度，利用媒体向市场公布其政策意图并且坚决执行就能够影响市场拆借利率的变化，长此以往金融机构就能够看清央行的决心，市场利率无需过多实际货币操作干预，就能自发地将利率调整到央行的利率水平（贾德奎，胡海鸥 2004）。^[18]利率走廊的上下限实际上也是一个信息渠道，同时需要预期调控来更好地发挥其作用。

总的来说，早于 2012 年的文献大多认为：中国不存在利率传导机制，货币渠道和信贷渠道是重要的，分别对金融部门和实体经济产生影响。货币政策能通过影响企业和个人净资产来影响需求。我国于 1998 年放开了政策性金融债券市场化发行利率，2012 年以后，中国金融市场化改革步伐加快，推出了 SLO、SLF、MLF 等一系列新型货币政策工具，同时以“定向宽松”等金融创新支持小微企业发展。在 2013 年 7 月和 2015 年 10 月，分别放开商业银行贷款利率下限和存款利率上限¹²，利率走廊逐渐形成。利率管制的基本放开，为货币政策调控框架转型创造了条件。在金融改革的背景下，货币政策的操作目标、中介目标和传导路径都应当产生一些变化。

近期 IBS 的一篇工作论文表明，中国货币政策工具会对债券收益率和公司债利差产生显著而持续的影响，货币政策的利率传导渠道确实存在。随着金融创新发展，M2 同目标经济指标以及其数量型调控手段（RRR）之间的联系在减弱，相反，RRR、七天逆回购利率和基准利率对于社会融资总量和工业生产有一定相关性，且利率变量（特别是基准利率）的影响变得更重要（Güneş Kamber and M S Mohanty 2018）。^[19]可以预期，一年期 MLF 利率和七天逆回购利率逐渐成为新的政策性利率，成为新的利率中介目标。信贷渠道方面，李南竹、缪斯斯（2017）指出新型货币工具通过定向对金融机构提供低成本流动性，能够间接降低实体经济的融资成本，从而拉动经济增长和增加就业。^[20]

2013 年以后的文献对于货币政策的执行情况和货币工具的特点有诸多梳理，

¹² 中国人民银行官网

但是大多对于货币政策传导机制的变化缺少理论分析。有实证研究以 VAR 模型和 Cholesky 分解识别方法对货币政策冲击开展脉冲响应分析，这些数据大多都比较老旧，且并不以理论和模型分析见长。

本节将分两个部分展开分析。第一部分以 LM-CC 模型为框架对存在金融约束情况下的信贷传导机制进行分析。第二部分结合 Meltzer 的货币主义模型对资产负债表途径的传导路径进行分析，并构建了一个简化式 VAR 模型，分析新型货币工具的使用对宏观经济指标的影响。

3.2 金融市场扭曲条件下的信贷传导渠道：基于 LM-CC 模型的分析

中国的货币政策从一开始就带有很强的行政色彩。为了支持重工业优先发展战略，中国当局主要通过“窗口指导”对贷款增长实施行政控制。银行信贷主要是为了支持重工业，实现增长目标，信贷额度基本不受货币政策和利率影响。改革开放之后，经历了货币政策为财政支出买单的阶段，实行过银行对国有企业的“全额信贷”的模式。最终我国于 1995 年颁布《中国人民银行法》，提升了央行相对于财政的独立性，并于 1998 年取消了信贷配额。近年货币当局大力推动“准利率市场化”，逐步取消了对商业银行的贷款规模管理，当然，还存在一些行政性的操作手法，如窗口指导、指令性信贷计划等，在必要时重新使用数量型货币政策工具对宏观经济进行调控。研究表明经济危机之后，各国央行的独立性均显著下降了，但毋庸置疑的是，行政性的货币控制手段在应对危机方面十分必要。

然而，真正的市场化改革不仅需要控制行政性、数量型的货币管制手段，还需要对金融市场进行结构性的改革，当前主要问题在于金融市场主体间的不公平。银行仍然偏好国有企业或者大型民营企业（Gou, Q., Huang, Y. and Xu, Jianguo, 2018），^[21]小微企业融资难、融资贵问题仍然严峻。城投公司因为能够得到政府的隐性担保，能以超过利润率的利率发行“无风险”债券，因而挤压了小微企业的生存空间¹³；政府主导或者政府隐性担保的投资项目的增加，会导致市场利率的上升，从而更不利于小微企业获得融资。

理论上，在无金融摩擦的情况下，货币政策对政府债券和私人部门债券利率的影响应该是同步的，这也是 IS-LM 模型成立的必要条件；但在存在金融摩擦时，叠加货币政策的“信贷渠道”影响，私人债券与政府债券收益率间利差将发生波动（Gertler 和 Karadi, 2015）。^[22]中国金融市场主体之间的不平等性，显然会强化这一效应。下面我们基于伯南克 1988 年提出的 LM-CC 模型证明，宽松的货币政策会改善中小企业的融资情况，并且产出会对货币政策更为敏感。

假设有两种市场主体：小微企业和国有企业（或者大规模的民营企业），其规模占比分别为 $1 - \mu$ 和 μ 。单位规模对信贷的需求为：

¹³ 徐高《中国宏观经济讲义》

$$L^d(\rho, i, y)$$

它是贷款利率 ρ 的减函数，国债利率（融资成本） i 的增函数（贷款和借债是非完全替代的，借债成本的上升会使得企业更愿意贷款来融资），并且是收入 y 的增函数。按照前文的论述，两部门事实上的融资总需求应该是：

$$(1 - \mu)L^d(\rho, i + \varepsilon, y) + \mu L^d(\rho, i, y)$$

其中 ε 为企业债券和国债或者城投债的利差（严格的来讲，应该是与城投债发行者面临的，低于票面利率的实际资金成本的差）。Gertler 和 Karadi 证明，这一利差在紧缩性财政和货币政策下会上升；相反，当市场流动性充裕的时候，小微企业融资难的问题就可能得到某种缓解。2018 年 9 月 17 日，央行放出 2650 亿 MLF，其目的为在流动性合理充裕的条件下稳定中长期政策利率。而充裕的流动性使得交易员们感到难以寻找意中的资产标的，小微企业获得融资的机会就会增加（当然，如今城投债的规模已经大不如前）。

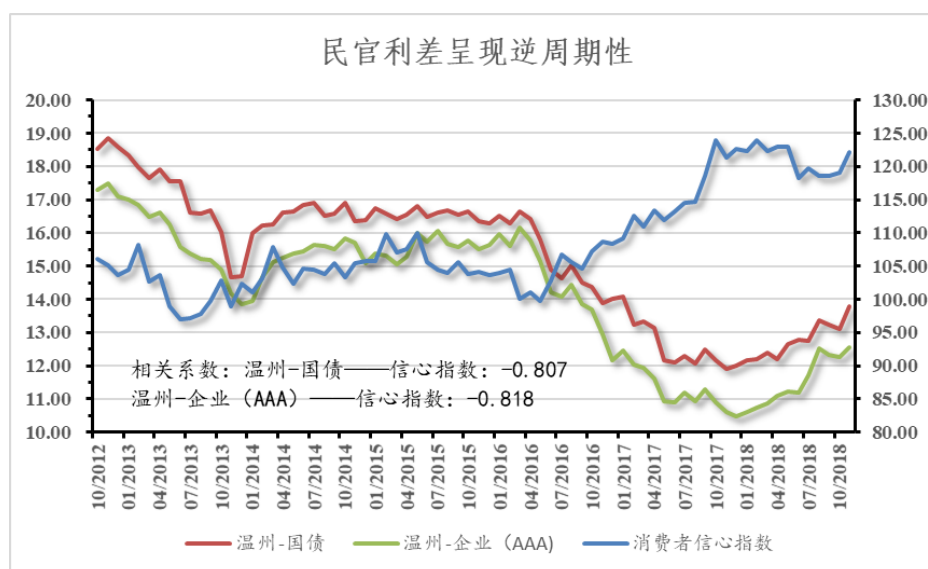


图 3.2.1 民间借贷同国债利呈现逆周期性

供给方面，银行获得的准备金有两个部分，一部分是传统的准备金资产 R_1 ，其对应的贷款可以供给大型企业也可以供给小微民营企业，另一部分是政策性货币工具例如 MLF 投放带来的准备金 R_2 ，这类准备金按要求只能向符合条件的中小金融机构提供短期流动性支持。“主要解决符合宏观审慎要求的中小金融机构流动性需求，完善中央银行对中小金融机构提供正常流动性供给的渠道。”¹⁴假设银行的贷款意愿（供给）为下式：

$$L^s = [\lambda(\rho, i)R_1 + \lambda(\rho - \theta, i)R_2]m(i)$$

¹⁴ 中国人民银行

其中 $m(i)$ 为货币乘数，是国债利率的增函数， θ 为风险溢价，意味着银行实际上更愿意贷款给大型企业。将供需两式子联立解得

$$\rho = \varphi(i, \varepsilon, \theta, y, R_1, R_2)$$

它是 $i, \varepsilon, \theta, y$ 的增函数，是准备金的减函数。货币市场我们还用传统的 LM 模型：

$$D(i, y) = \frac{M}{P}$$

商品市场的产出，也就是整个经济的产出，是利率的减函数，满足：

$$y = Y(i, \rho)$$

将 ρ 的表达式代入其中，得到附加结构性扭曲因素的 CC 曲线：

$$y = Y(i, \varphi(i, \varepsilon, \theta, y, R_1, R_2))$$

它是 $i, \varepsilon, \theta, y$ 的减函数，准备金的增函数。注意到准备金的定向性要求：

$$(1 - \mu)L^d(\rho^*, i^* + \varepsilon, y) \geq [\lambda(\rho^* - \theta, i)R_2]m(i^*)$$

我们现在考察一系列政策变动对宏观经济指标的影响。首先，央行逆回购投放资金使得准备金 R_1 和货币供给上升，如此则 LM 曲线和 CC 曲线都右移，产出增加，但是利率的变化不确定，如果假定货币需求对利率的敏感性更强，则债券利率与贷款利率都下降了。第二，由于宽松的货币政策使得 ε 减小，因此 CC 曲线会进一步右移，这样产出就会进一步增加，因此金融市场存在结构性扭曲的情况下，产出对货币政策更敏感了。这时候虽然利率上升，但是由于 ε 减小，小微企业面临的实际利率可能下降了，其融资环境得到改善。第三，如果央行的长期策略是更多地用 MLF 代替逆回购，那么由于 θ 为正，两种准备金的置换本身会导致在货币增发的过程中，CC 曲线的右移幅度减小，这与支持小微企业的初衷是相反的，根本的原因在于银行的贷款偏好于大型企业和国企。因此政府可以进一步通过直接资产购买计划或者将资产纳入合规担保品的范围，从而降低私人部门资产负债表中的风险资产，改善私人部门的资产负债状况和外部融资条件。第四，如果通过 MLF 投放的流动性过多，超过了小微企业部门能吸纳的上限，银行可能就无法（也不愿意）贷出多于的资金，这些资金可能会在银行体系内空转而没法通过信贷渠道支持实体经济

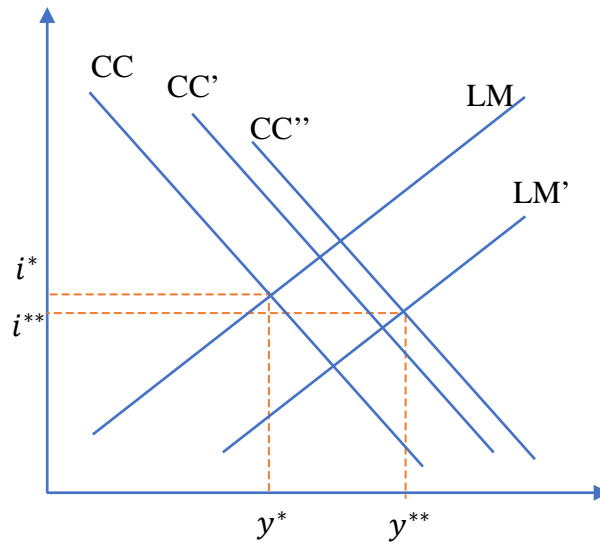


图 3.2.2 LM-CC 模型图解

为了检验这一模型，我们用 2006 年 3 月到 2018 年 11 月的贷款同比增量、银行间 7 天回购定盘利率和银行间一年期国债交易利率以及房价同比变化率做了一个简单的回归，结果如图。虽然一年期国债利率的影响并不显著，但是去掉七天回购利率之后国债利率的影响就非常显著，因此可以相信信贷额度同国债利率和贷款利率均有负相关关系，而与房价有高度正相关关系（主要是为了验证财富渠道），与模型的推导相符。

$$\widehat{dc} = 0.0287^{***} - 0.00142i_{boney} + 0.00961r_{repo7}^{***} + 0.0489p_{house_yoy}^{***}$$

$$(0.00321) \quad (0.00154) \quad (0.00438) \quad (0.0123)$$

事实上，2015 年中，银行间交易量同比走高的情况下，社会融资总量却增长乏力，充足的流动性进入股市推高了股价泡沫（徐高 2014），^[23]对随后的股灾难辞其咎，而近年来，央行进一步开展 MLF 展期和增发操作，结合降准刺激实体经济以应对外部环境变化，结果是银行间交易量再次快速攀升，但未见社会融资总量的增加。业界普遍表示，流动性较为充裕，关键是缺乏可投资的标的，俨然有再次引发类似于 2015 年“流动性堰塞湖”的可能。在这种情况下金融机构纷纷退而求其次投资评级较低的债券，无疑会推高系统性风险。为应对这种情况，可以选择进一步放松信贷投放的管制。政府下已然决心不再走依靠放松对房地产的信贷拉动增长的老路，且一再重申要坚持对小微企业和“三农”领域的重点支持，实现这一目标的关键在于增加小微企业吸纳资金的能力，放松民因企业债券和信贷融资的门槛；通过将资产纳入合规担保品的范围降低小微企业风险，使得金融市场更加公平，消除预算软约束的扭曲。¹⁵

¹⁵ 2018 年 12 月 14 日，发改委颁布了《关于支持优质企业直接融资进一步增强企业债券服务实体经济能力的通知》，支持信用优良、经营稳健、对产业结构置换型升级或区域经济发展具有引力工作的优质企业发行债券。并且强调万科等房地产企业不再列。

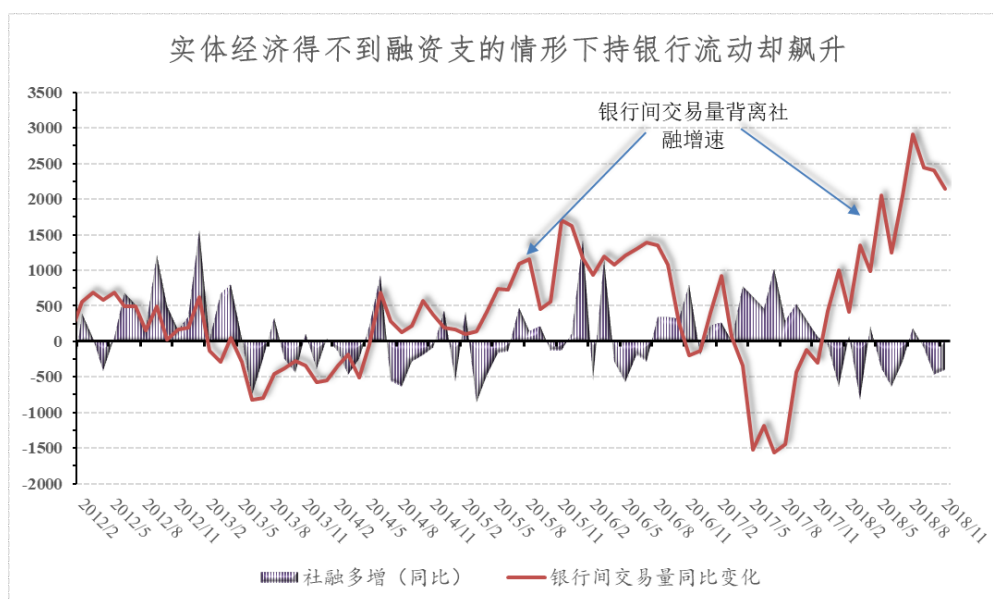


图 3.2.3 2018 年疑似再次出现流动性堰塞湖

3.3 新货币政策工具的传导路径研究

3.3.1 基于货币主义模型的理论探讨

基于上一节的认识，我们认为新型货币政策工具能够起到一定的“定向宽松”的作用，但由于中国金融市场主体不平等，还有许多传导节点没有打通，因此新货币政策工具的效果可能会受到限制，市场流动性泛滥时容易产生泡沫。本节指出，新货币工具的使用并不一定能够如我们所愿地支持实体经济。新货币工具一定程度上能够引导货币市场乃至债券市场中长期利率形成，但是短期效果不明显。

我们将资产市场纳入考虑，简化地认为只有三种资产：货币或基础货币（作为交换媒介）、按照名义利率 i 产生收益的债券或股权，以及实物资本或者实物资本利润的索取权（每单位实物资产价值 P ）。这三种资产对于居民而言并非完全替代品。由瓦尔拉斯定律，我们只需要在同一张图表中画出货币——实物资本（MM）与债券——实物资本（CM）两条均衡曲线就能确定均衡的实物资产价格与债券利率。我们的比较静态分析是在给定实物资本存量、产出、商品价格水平和预期的情形下给出的。



以房地产、土地为实物资产的代表，现存实物资产价格的上升意味着新产品的相对成本的降低；资本的边际产出不变，利率降低也降低了企业的成本，从而推动了产出的增加。由于经济中各方对于价格变化的持久性的意见不一致，那些认为资产价格的变化是持久的人会出售债券来购买资产，因此 **CM** 曲线右移，导致利率提升，资产价格进一步上升，人们会进一步调整预期，而新产品的价格在这个过程中也逐渐调整上升，如此循环直到达到均衡或者被新的外生冲击所打破。因此产品价格的上升会滞后于实物资产价格的上升。

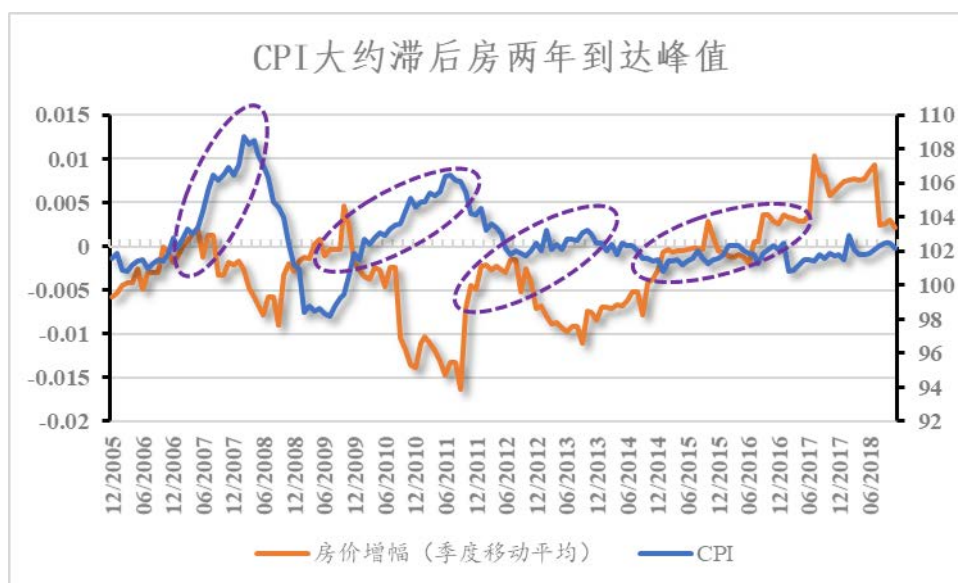


图 3.3.2 CPI 之后于房价达到峰值

根据信贷渠道模型，资产价格上升可以改善企业和个人的资产负债表，通过降低外部融资风险，来增加人们的借贷意愿和银行的放贷意愿。不过这种扩张对利率的变化是未知的，取决于供方和需方的弹性何者更大，上一节的模型假定两方的借贷需求都是给定的，因此无法判断利率的方向。如果我们认为资产负债表改善等价于降低了利差 ε ，那么利率会上升（尽管小微企业面临的资金成本即利率不一定上升），如果我们认为主要是银行的贷款偏好参数 θ 降低，那么利率就会下降。如果利率有上升的趋势，那么 CM 曲线的右移叠加这种趋势就可能抵消宽松货币政策对利率的降低作用。总的来说，宽松的货币政策很可能引致实物资产价格的上涨，并且未必能够达到预想的压低利率的作用。

3.3.2 VAR 模型的构建与结果阐释

下面我们构建一个 VAR 模型来研究信货币工具的传导机制。选取的变量主要有：(1)常备借贷便利(SLF)的月投放量(1 天、7 天和一个月的总和)；(2)中期借贷便利(MLF)的月投放量；(3)抵押贷款便利(PSL)的月净投放量；(4)月平均商品房销售价格(P_HOUSE)；(5)上海银行间市场隔夜拆放利率(SHIBOR)(一天，一年)；(6)一年和十年期国债即期收益率(BY)；(7)上证所股市成交量；(8)央行公开市场操作逆回购量(RR)(7 天，14 天，28 天的总和)。

我们希望研究货币政策对相应的目标期利率的影响，相应的向量逐步扩展： $(CPI, RR, SMPI, PH)$ ， $(CPI, RR, SMPI, PH, BR)$ ， $(CPI, RR, SMPI, PH, BR, MR)$ 。SMPI 包括三种新货币工具的对数一阶差分，Ph 是经过平滑化和四期移动平均的同比房价增长率。MR 和 BR 分别包括货币市场和债券市场个两种利率的环比差。样本区间为 2014 年 1 月到 2018 年 11 月，数据来自 CEIC 数据库。

在构建 VAR 模型时，我们的样本量不够满足 Schwert(1989)建议的最大滞后阶数 $p_{max} = [12(T/100)^{0.25}]$ ，只能取最大滞后阶数为 5。检验结果表明，包含 SLF、MLF、PSL 的模型最佳滞后阶数均为 1。在此基础上，对模型进行单位根检验，证明模型是稳定的。此外，各阶系数总体显著(见附录 1,附录 3)。

首先，MLF 的效果最接近央行设置这些货币工具的期望，在 MLF 模型下能看到从“货币市场到债券市场再到信贷市场，进而向其他市场利率乃至实体经济的传导渠道”¹⁶。如图，MLF 的投放能够压低中长期利率和期国债收益率，此外，PSL 对于降低货币市场中长期利率和长期国债收益率也有一定效果。

¹⁶ 中国人民银行官网《央行有关负责人就降息降准以及放开存款利率上限进一步答记者问》(2015/10/06)

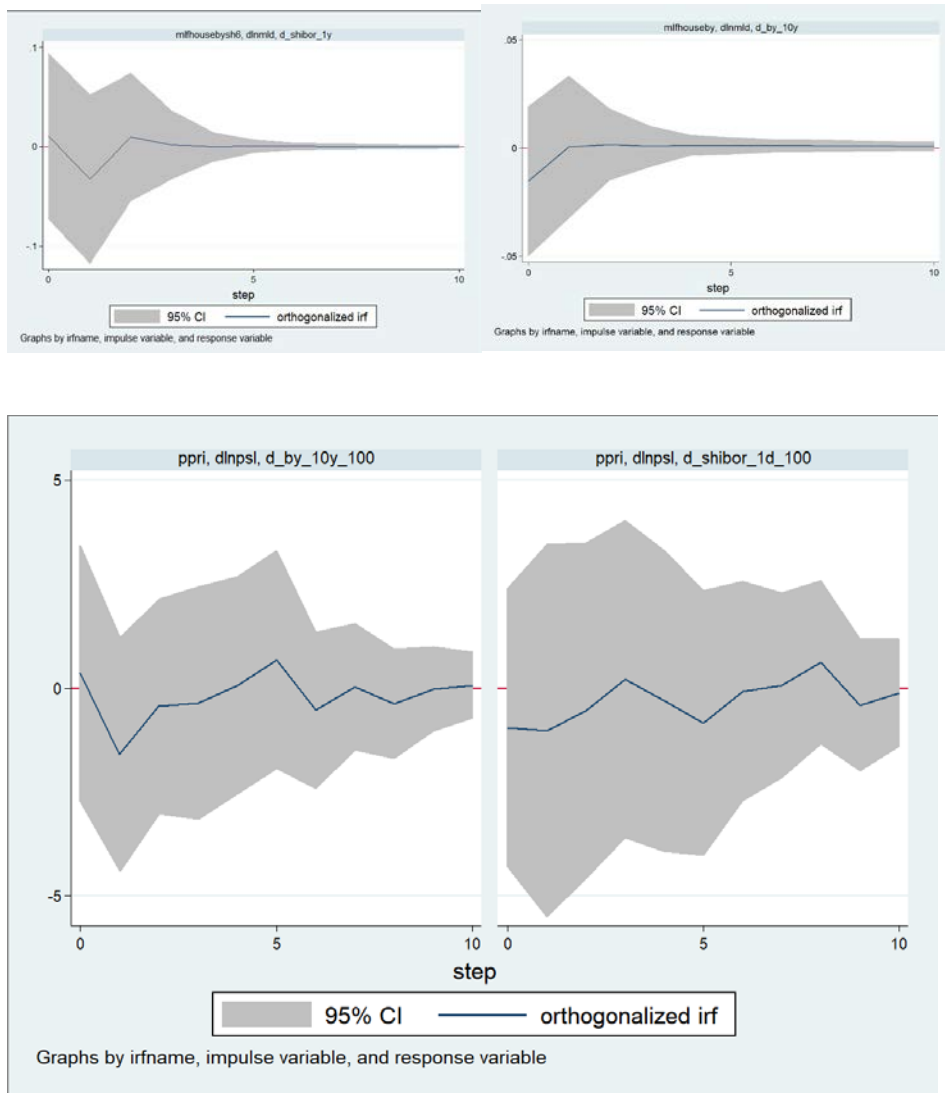


图 3.3.3 左上：MLF 冲击压低中期利率；右上：MLF 冲击压低中期债券收益率；下方两图分别是 PSL 正向冲击对银行间长期国债和短期拆借利率的负向影响。

第二，存在货币市场到债券市场的传导渠道。方差分解表明，MLF 和 SHIBOR_1Y 对 BY_1Y 的冲击比较显著。格兰杰因果检验的结果表明，货币市场利率是债券市场利率的格兰杰原因在 99.9% 的水平上显著。遗憾的是，从 SHIBOR_1Y 变量的方差分解结果看出，不论是 SLF 还是 MLF 对中期利率的影响实际都不显著，甚至没有同期公开市场操作的影响大。SLF 模型中，货币市场到债券市场的传导路径很微弱，远小于同期公开市场操作的直接影响。可能存在房价到债券利率再到货币市场利率的反向传导路径。

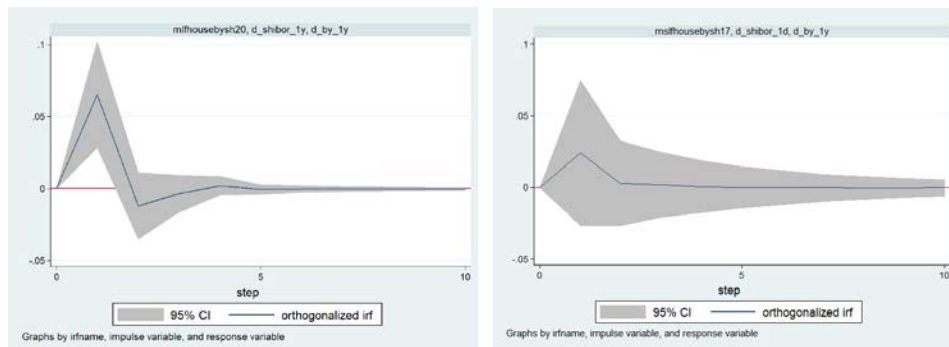


图 3.3.4 左右两图分别是 MLF 和 SLF 模型中货币市场利率对债券市场利率的正向传导

表 3.3-1 MLF 和 SLF 六维 VAR 模型中相应期银行间国债收益率和拆借利率影响因素的方差分解

MLF 六维 VAR 中各变量对 BY_1Y 影响的方差分解						
时期	CPI	INRR	DLNMLD	P_HOUSE	D_BY_1Y	D_SHIBOR_1Y
1	0.019	0.040	0.066	0.018	0.856	0.083
2	0.026	0.038	0.066	0.018	0.768	0.085
3	0.026	0.038	0.074	0.019	0.758	0.085
MLF 六维 VAR 中各变量对 SHIBOR_1Y 影响的方差分解						
时期	CPI	INRR	DLNMLD	P_HOUSE	D_BY_1Y	D_SHIBOR_1Y
1	0.086	0.002	0.001	0.001	0.227	0.682
2	0.083	0.010	0.009	0.001	0.255	0.643
3	0.083	0.010	0.010	0.010	0.254	0.643
SLF 六维 VAR 中各变量对 BY_1Y 影响的方差分解						
时期	CPI	INRR	LNSLD	P_HOUSE	D_BY_1Y	D_SHIBOR_1D
1	0.019	0.040	0.066	0.018	0.856	0.083
2	0.026	0.038	0.066	0.018	0.768	0.085
3	0.026	0.038	0.074	0.019	0.758	0.085
SLF 六维 VAR 中各变量对 SHIBOR_1Y 影响的方差分解						
时期	CPI	INRR	LNSLD	P_HOUSE	D_BY_1Y	D_SHIBOR_1D
1	0.006	0.293	0.010	0.007	0.212	0.472
2	0.009	0.266	0.023	0.008	0.252	0.442
3	0.015	0.259	0.030	0.008	0.248	0.440

现有的文献大多支持新型货币工具能够有效引导市场预期，降低债券和货币市场利率。一些文献着重讨论新政策利率对传导机制的影响。孙国峰(2017)认为，贷款利率和债券市场利率能够对新货币工具的操作利率做出反应。^[24]另一些文献同本文一样主要着眼于新型货币工具的发行量。刘姝和朱森林(2017)运用事件分析法进行研究发现，短期流动性调节工具对短期货币市场利率水平具有显著降低作用，而中期借贷便利对长期国债收益率水平具有显著降低作用。^[25]张克菲、吴晗(2018)认为，SLF 操作对货币市场短期利率的引导作用不显著；

MLF 和 PSL 操作对货币市场中期利率的引导作用在短期较为显著，且可以看到货币市场道债券市场的利率传导机制。^[26]同时，也有一些文献持有不同看法，潘敏和刘姗(2018)运用 EGARCH 模型发现，短期流动性调节工具未能有效引导市场利率，反而加剧了货币市场利率波动；中期借贷便利未能有效引导市场利率下降。^[27]

本文在对 SLF 和 PLF 的研究中也观察到了一些反常的现象。SLF 和 PFL 的效果并不明显，甚至其对相应期限利率的冲击是正的。特别的，我们的模型中加入了房价和 CPI，可以看到各个工具都对房价有显著的正向冲击作用。

最简四维向量(CPI,RR,SMPI,PH)的研究结果表明：各种货币工具的使用对房价有正向刺激作用(各阶系数联合显著性强)，而且方差分解结果表明这种刺激作用显著地强于传统的公开市场操作。

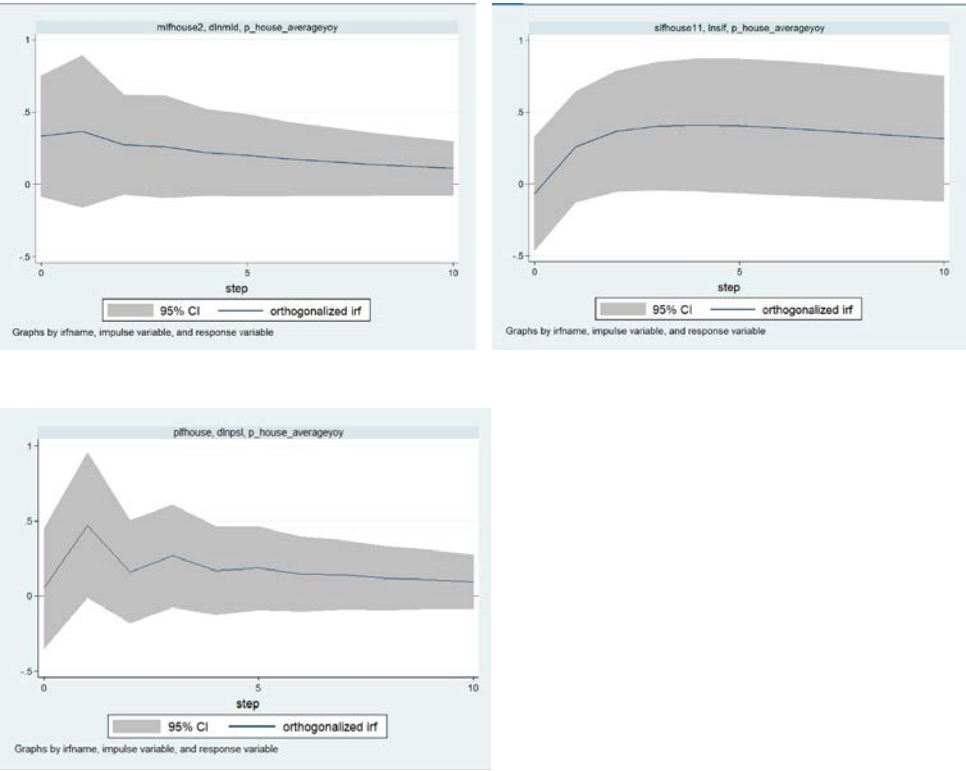


图 3.3.5 信货币工具对房价的冲击作用显著高于传统的公开市场逆回购

表 3.3-2 模型各变量对房价影响的方差分解

时期	SLF 模型		MLF 模型		PSL 模型	
	INRR	SLF	INRR	MLF	INRR	PSL
1	0.000	0.002	0.000	0.043	0.000	0.001
2	0.000	0.019	0.005	0.054	0.007	0.051
3	0.000	0.040	0.010	0.053	0.010	0.043

进一步，可以发现房价的正向冲击带动了债券利率提升

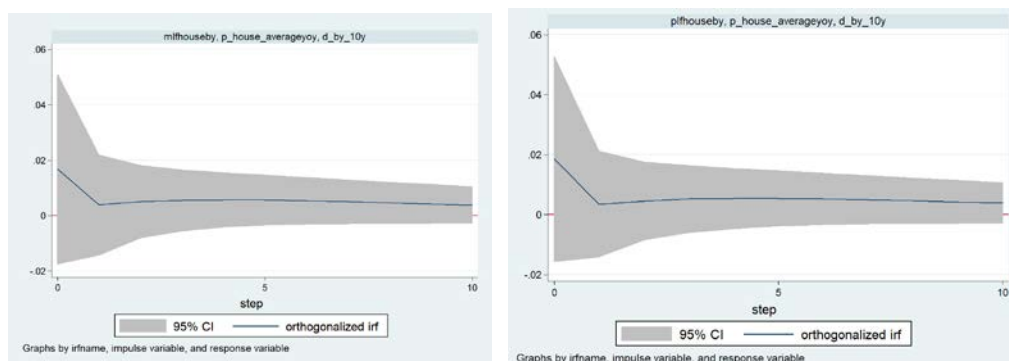


图 3.3.6 房价对债券利率有一定正向带动作用

对 SLF 的六维向量研究表明，常备借贷便利的使用竟然导致了隔夜利率的上浮。同一模型中，传统的公开市场操作依然能有效地降低隔夜利率。格兰杰因果检验表明，对 SHIBOR_1Y 的冲击主要来自债券和货币工具(包括逆回购)的使用。格兰杰因果关系检验表明债券利率是货币市场利率的格兰杰因。结合前文提到的房价对债券价格的传导，我们推测可能存在一条房价到债券市场到货币市场的“反向传导路径”。

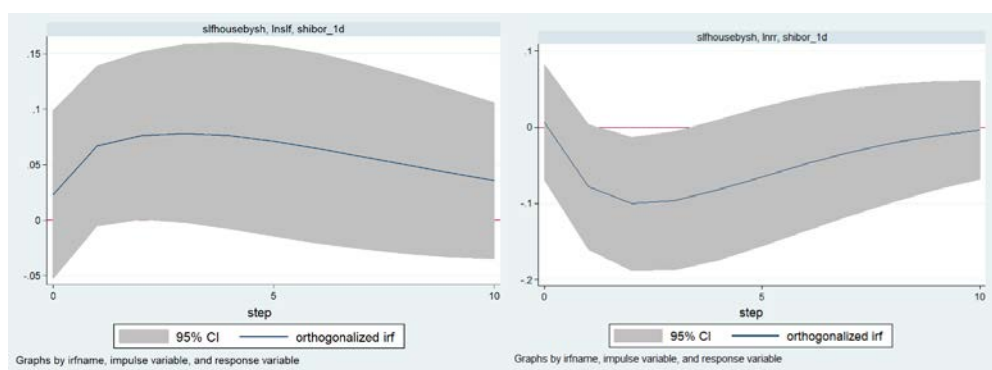


图 3.3.7 左右两图分别是 SLF 和 RR 对短期利率的相反方向的影响

综合以上结果，我们认为新型货币政策对于引导预期，调节中长期利率有一定作用，并且对中长期债券和货币市场利率有一定引导作用，货币市场到债券市场的传导机制存在。但是短期，货币政策对于降低利率和利率传导的作用很模糊，而且会推高房地产等实物资产的价格。

4. 利率市场化背景下的泰勒规则探究

4.1 泰勒规则及其政策含义

美国斯坦福大学经济学教授 John Taylor 通过对美国、英国、加拿大等几个主要工业化国家在 1985 年~1992 年的实际经济数据进行研究,发现真实利率是唯一能与物价和经济增长率保持长期稳定关系的变量,从而于 1993 年提出了针对通货膨胀率和产出增长率来调节利率的货币政策规则,即泰勒规则,其模型表达式为:

$$i_t = r^* + \pi_t + \alpha(\pi_t - \pi^*) + \beta y_t$$

其中 i_t 为短期名义利率; r^* 为长期均衡的实际利率; π_t 为通货膨胀率; π^* 为中央银行的目标通货膨胀率; y_t 为产出缺口; $\alpha, \beta > 0$,表示央行对通货膨胀和经济增长(失业)的关心程度。

泰勒规则是一个简单的利率制定规则,为一国货币当局制定货币政策提供了依据,货币当局可以根据通货膨胀缺口和产出缺口的变化来调整名义利率的走势,以保持实际均衡利率的稳定性。如果产出的增长率超过潜在水平,或失业率低于自然失业率,以及通货膨胀率超过目标通货膨胀率,则实际利率会偏离实际均衡利率,中央银行就应当运用政策工具调节名义利率,使实际利率恢复到实际均衡利率。

泰勒规则虽然在形式上非常简单,但它较好地包括了现实中影响货币政策的基本因素,并很好地反映了货币政策的最终目标,即在短期内将实际产出稳定在潜在产出水平附近,同时在长期内有效地控制通货膨胀率。

Taylor 根据美国的情况,将 α, β 都设为 0.5,即美联储对通货膨胀缺口和产出缺口的关心程度是一样的,同时认为美国均衡真实利率和目标通货膨胀率均为 2%,此时泰勒规则的形式即为:

$$i_t = 2 + \pi_t + 0.5(\pi_t^a - 2) + 0.5y_t$$

用这一规则考察美联储 1987—1992 年的货币政策操作,将联邦基金利率由政策规则计算出的规则值与其历史实际值进行比较后发现,这种规则与联储货币政策的实际操作拟合得很好。只有 1987 年,当联储对股灾做出反应时,规则值与实际值有一个较大的偏差。从这个意义上说,美联储的货币政策操作是按照规则来进行的。

4.2 泰勒规则在中国适用性的检验

4.2.1 数据的选取

本文主要选取了季度数据对我国货币政策是否符合泰勒规则进行了分析，样本区间为 2010 年第 1 季度~2018 年第 3 季度，共 35 个样本，数据来源为中国人民银行、国家统计局官网、wind 数据库和前瞻数据库等。

第一，利率。由于我国目前尚未实现利率市场化，故选择了相对有代表性的银行间 7 天同业拆借利率。因为现有的数据是月交易量和月加权平均利率，故季度利率是根据每个季度 3 个月的交易量和 7 天同业拆借利率进行加权平均后得出的。

第二，目标通货膨胀率。本文把公布在中国政府网上的每年政府工作报告中 CPI 的控制目标作为目标通货膨胀率。

第三，产出缺口。因为产出缺口数据获得的困难性，本文采用 Orphanides 提出的盯住自然率规则，用 GDP 增长率代替 GDP 缺口。

第四，通货膨胀率。本文用 $(\text{季度 CPI} - 1) \times 100\%$ 作为通货膨胀率，每个季度的 CPI 是每个季度 3 个月的 CPI 和社会消费品零售总额的加权平均数。

第五，均衡真实利率。由于泰勒规则目的就是要保证均衡真实利率的稳定性，在泰勒对美国政策研究中也把均衡真实利率设定为 2%，所以本文把均衡真实利率看成是一个常数。

4.2.2 模型构建和回归结果

本文主要不考虑泰勒规则的额各种扩展，采用泰勒规则原式：

$$i_t = r^* + \pi_t + \alpha(\pi_t - \pi^*) + \beta y_t$$

由于认定均衡真实利率 r^* 为常数，故可认为 $r^* = c$ ，可将该式写为：

$$i_t = c + \pi_t + \alpha \bar{\pi}_t + \beta \bar{y}_t$$

其中 $\bar{\pi}_t$ 为通货膨胀缺口， \bar{y}_t 为产出缺口。在 Stata 软件中分别用 interest_rate, cpi, cpi_balance, gdp 表示利率、通胀率、通胀缺口和产出缺口，进行回归分析后结果如下：

```
. reg interest_rate cpi gdp cpi_balance
```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	35
Model	.000922276	3	.000307425	F(3, 31)	=	9.49
Residual	.001004119	31	.000032391	Prob > F	=	0.0001
				R-squared	=	0.4788
				Adj R-squared	=	0.4283
Total	.001926395	34	.000056659	Root MSE	=	.00569

interest_r~e	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
cpi	1.163682	.246858	4.71	0.000	.6602119	1.667152
gdp	-.2872729	.0995314	-2.89	0.007	-.4902685	-.0842773
cpi_balance	-.9896327	.2881924	-3.43	0.002	-1.577405	-.4018604
_cons	.0179846	.0111613	1.61	0.117	-.0047791	.0407482

得出的回归模型为： $i_t = 0.018 + 1.16\pi_t - 0.99\pi_t - 0.29\bar{y}_t$

根据我国与货币政策相关的数据所估计出来的模型可决系数=0.479，证明所建模型整体对样本数据拟合相对较差，即解释变量“通货膨胀率”“通货膨胀缺口”和“产出缺口”（这里用 GDP 增长率代替）对被解释变量“短期名义利率”的变化无法作出较好的解释。

通过模型可以看出该模型估计出的均衡真实利率为 1.8%，与美国的 2% 相差不多，但对 α ， β 的估计则为 -0.99 和 -0.29，不仅和美国的 0.5 相差较大，而且违背了现实中的经济逻辑。这表明由于我国没有实现利率市场化、汇率制度并不是完全的浮动汇率制等原因，目前既不能把泰勒规则作为我国货币政策制定的主要依据，又无法用我国相关货币政策数据解释泰勒规则的适用性。

为了确保分析的可靠性，本文又选用了其他一些数据进行回归分析。

把银行间 1 天同业拆借利率作为短期名义利率的得到的分析结果如下：

```
. reg interest_rate cpi gdp cpi_balance
```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	35
Model	.000589104	3	.000196368	F(3, 31)	=	9.93
Residual	.000613297	31	.000019784	Prob > F	=	0.0001
				R-squared	=	0.4899
				Adj R-squared	=	0.4406
Total	.001202401	34	.000035365	Root MSE	=	.00445

interest_r~e	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
cpi	.8806774	.1929257	4.56	0.000	.4872029	1.274152
gdp	-.2549127	.0777862	-3.28	0.003	-.4135588	-.0962666
cpi_balance	-.6995539	.2252295	-3.11	0.004	-1.158912	-.2401953
_cons	.0169654	.0087229	1.94	0.061	-.0008249	.0347558

得出的回归模型为： $i_t = 0.017 + 0.88\pi_t - 0.70\pi_t - 0.25\bar{y}_t$

比起把银行间 7 天同业拆借利率作为短期名义利率的情况偏离更为严重，同样不能很好地解释泰勒规则的适用性。

把季度贷款加权平均利率作为短期名义利率的得到的分析结果如下：

. reg interest_rate cpi gdp cpi_balance

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	35
Model	.001821079	3	.000607026	F(3, 31)	=	35.75
Residual	.000526388	31	.00001698	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.7758
				Adj R-squared	=	0.7541
Total	.002347467	34	.000069043	Root MSE	=	.00412

interest_r~e	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
cpi	1.714315	.1787343	9.59	0.000	1.349784	2.078846
gdp	-.0596645	.0720644	-0.83	0.414	-.2066407	.0873118
cpi_balance	-1.60621	.2086619	-7.70	0.000	-2.031779	-1.180642
_cons	.0117354	.0080812	1.45	0.156	-.0047464	.0282171

得出的回归模型为 $i_t = 0.012 + 1.71\pi_t - 1.61\pi_t - 0.06\bar{y}_t$ ，同样不适用。而且考虑到我国存在压低存贷款利率的政策偏向，贷款利率并不能作为近似市场利率的指标。

对于月度数据本文也进行了一些分析，但由于政策的滞后性，月度数据或许不能很好地反映真实情况。分别把银行间 7 天同业拆借利率、银行间 1 天同业拆借利率作为短期名义利率得到的回归方程如下：

$$i_t = 0.006 + 0.52\pi_t - 0.46\pi_t + 0.16\bar{y}_t$$

$$i_t = 0.019 + 0.86\pi_t - 0.63\pi_t - 0.25\bar{y}_t$$

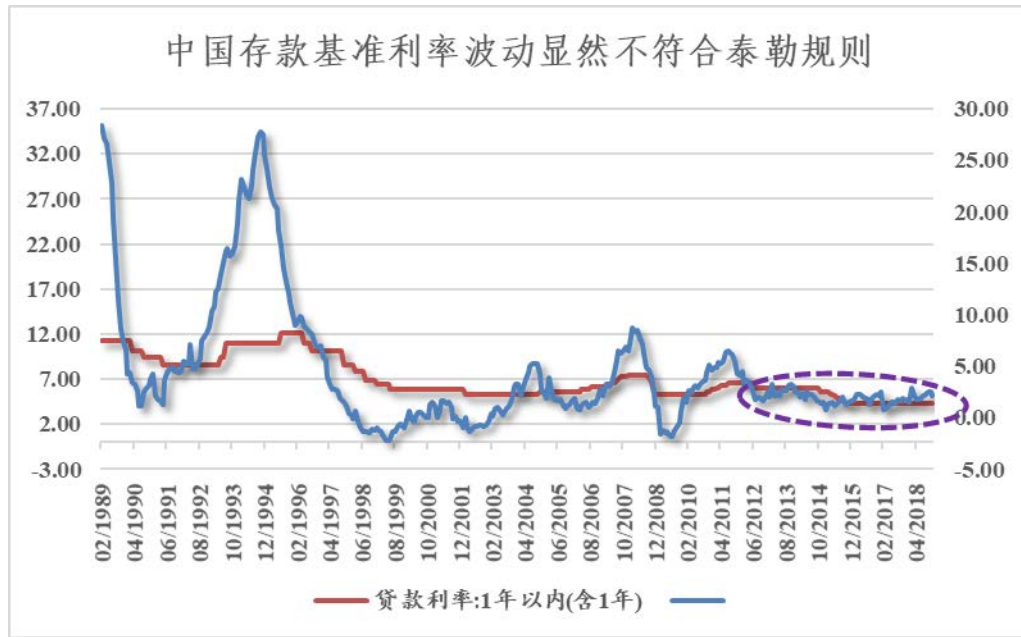
最后考虑到政策对于数据信息的反应滞后，模仿美国的数据计算方法将 π_t 设为前四个季度的通胀率的算术平均值，这样得到的回归方程如下：

$$i_t = -0.024 + 0.66\pi_t - 0.21\pi_t + 0.47\bar{y}_t$$

均衡实际利率为-2.4%，显然背离了实际情况。

我们认为出现这种情况的原因可能有如下几点：首先，中国央行显然更不会宣布其会根据某种规则行事，在调控手段方面更具性政色彩。由于中国利率并非市场化，因此基准利率的变动幅度很小，虽然也是顺周期变化，但其波动幅度之小显然会加大经济的波动，使得真是利率逆周期变化。¹⁷随着利率市场话改革的推进，看上去近年来利率的波动能够弥合通胀的波动，但是由于中国的宏观经济波动总体减小，所以也无法判断央行是否在向泰勒规则靠拢。

¹⁷ 在泰勒公式中如 $\phi_\pi < 1$ ，则通胀高于最优通胀时真实利率反而下降了，会进一步推高通胀。



其次，所谓央行的目标通货膨胀率 π^* 的含义需要更清楚的界定。宏观理论界认为存在一个“最优通胀率”，但是由于中国央行关心的目标与美联储不同，其宣布的目标通胀率可能更多是为了稳定公众的预期，而不是为了平抑真实经济的波动。此外，由于GDP数据很可能存在不准确性，央行做决策时可能会以别的工具变量作为产出的指标。综上，泰勒规则在中国并不适用，但也并不排除近年来央行越来越倾向于一个接近于泰勒规则的原则行事。事实上这是内生于以利率市场化改革为代表的金融改革之中的。

5. 回顾与总结

本文对中国货币政策的目标，利率市场化改革和金融市场扭曲条件下的货币政策传导机制进行了总结和进一步研究。央行实行多目标制，将“金融稳定”与“支持中小微企业融资”纳入最终目标，客观上降低了独立性。金融创新下，M2 失去中介性，中介目标由总量向价格的转变。现阶段，隐性担保和“预算软约束”的扭曲仍然你在，利率管制挤压了民间融资。对新型货币工具的研究表明虽然对引导利率和传导机制构建有一定作用但是未必能如我们所愿地助力实体经济融资，屡现“流动性堰塞湖”。中国的存贷款基准利率波动过窄，不符合“泰勒规则”，央行可能有着不同的参考指标和目标，其公布的通胀目标也未必是其政策制定时的“最优通胀”参考。

由于计量能力和金融知识的限制，本文只能做简单的理论模型和图表，论证力度有时不够。为了验证货币工具效果或者传导路径的变化，以及检验近阶段央行的目标利率是否更符合泰勒规则，需进一步进行断点检验。缺乏小微企业的数据，无法进行结构性问题的研究。用消费数据估计真实利率得到的利率奇高，固只能将泰勒规则中的利率视为常数。

最后，感谢赵老师对本文的指导，希望今后能重新对本文提出的和未研究透彻的问题进行更进一步的研究！

参考文献

- [1] 中国人民银行.2018 年第三季度中国货币政策执行报告[R].2018
- [2] 马骏.新货币政策框架下的利率传导机制[M].中国金融出版社, 2016.
- [3] 任泽平.中国利率市场现状:七大利率如何传导?——利率市场化专题(上)[R].恒大研究院, 2018
- [4] 何东、王红林.利率双轨制与中国货币政策实施[J], 金融研究,2011(12):1-18
- [5] 任泽平.中国利率市场现状:七大利率如何传导?——利率市场化专题(上)[R].恒大研究院, 2018
- [6] 胡育蓉、范从来.货币政策工具的选择:利率双轨制和利率市场化[J].经济评论, 2015(4)
- [7] 张勇、李政军.中国货币体制的效率及其改革[J].《经济学家》, 2015(1):56-63
- [8] 邱涤凡、蔡璐婧.利率市场化或为新突破口——2018 年一季度货币政策执行报告点评[R].申万宏源, 2018
- [9] 任泽平.中国利率市场现状:七大利率如何传导?——利率市场化专题(上)[R].恒大研究院, 2018
- [10] Bernanke, B. and A. Blinder (1992): “The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission”, American Economic Review, 82, 901—921.
- [11] 盛松成, 吴培新. 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[J]. 经济研究, 2008(10):37-51.
- [12] Meltzer, A. (1995): “Monetary, Credit and (Other) Transmission Processes: A Monetarist Perspective”, Journal of Economic Perspectives, 9, 49—72.
- [13] 张成思. 货币政策传导机制:理论发展与现实选择[J]. 金融评论, 2011(01):20-43.
- [14] 朱新蓉, 李虹含. 货币政策传导的企业资产负债表渠道有效吗——基于 2007~2013 中国数据的实证检验[J]. 金融研究, 2013(10):15-27.
- [15] 谢启超. 我国货币政策资产价格传导渠道的非对称性研究[D]. 南京师范大学, 2012.
- [16] Bernanke, B. and A. Blinder(1988):“Credit, Money, and Aggregate Demand”, American Economic Review, Papers and Proceedings of the 100th Annual Meeting of the American Economic Association, 78, 435—439.
- [17] Zhang, Chengsi, and Joel Clovis(201),“China Inflation Dynamics: Persistence and Policy Regimes”, Journal of Policy Modelling, 32, 373—388.
- [18] 贾德奎, 胡海鸥. 利率走廊:我国利率调控模式的未来选择[J]. 财经研究, 2004(09):56-65.
- [19] Güneş Kamber and Madhusudan Mohanty. Do interest rates play a major role in monetary policy transmission in China?[R] BIS Working Papers, 2018, April.
- [20] 李南竹, 缪斯斯. 我国央行新型货币政策工具研究[R].上海证券交易所, 2017.

-
- [21]Gou, Q., Huang, Y. and Xu, Jianguo, 2018, “Does ownership matter in access to bank credit”, *European Journal of Finance*, 24(16): 1409-1427.
- [22]Gertler, Mark, and Peter Karadi. “Monetary Policy Surprises, Credit Costs, and Economic Activity.” *American Economic Journal: Macroeconomics*, vol. 7, no. 1, 2015, pp. 44–76., www.jstor.org/stable/43189950.
- [23]徐高. 牛市与流动性堰塞湖[EB/OL]. 牛市与流动性堰塞湖.
- [24]孙国峰. 货币政策工具的创新[J]. 中国金融, 2017, (4): 16~18.
- [25]刘姝, 朱森林. 借贷便利货币政策工具能有效引导市场利率走势吗[J]. 广东财经大学学报, 2017, (6): 21~32+57.
- [26]张克非, 吴晗. 结构性货币政策工具如何影响利率传导机制? [J]. 金融与经济, 2018, (11): 15~21.
- [27]潘敏, 刘姝. 中央银行借贷便利货币政策工具操作与货币市场利率[J]. 经济学动态, 2018, (3): 48~62.
- [28]张小宇, 刘金全: 央行偏好识别与货币政策调控模式检验——基于不同产出缺口的实证研究[J], 国际金融研究, 2018 (6): 12-21
- [29]荆中博, 方意: 中国宏观审慎政策工具的有效性和靶向性研究[J], 财贸经济, 2018 (10): 75-90
- [30]高华川, 白仲林: 中国月度 GDP 同比增长率估算与经济周期分析[J], 统计研究, 2016, 33 (11): 23-31
- [31]张克非, 吴晗: 结构性货币政策工具如何影响利率传导机制? ——基于 SLF、MLF 和 PSL 的实证研究[J], 金融与经济, 2018 (11): 15-21
- [32]谢平, 罗雄: 泰勒规则及其在中国货币政策中的检验[J], 经济研究, 2002 (3): 3-12
- [33]王伯英: 利差调整泰勒规则与中国货币政策反应函数的实证研究[J], 上海金融, 2018 (4): 24-31
- [34]谭小芬: 泰勒规则及其在中国货币政策中的适应性[J], 中央财经大学学报, 2006 (7): 20-25
- [35]李小文: 泰勒规则及其在我国货币政策的适应性分析[J], 金融视线, 2018 (3): 53-55
- [36]张龙: 货币政策的动态有效性研究[D], 吉林: 吉林大学商学院, 2018

附录 1：2016 年 1 月 1 日到 2018 年 12 月 11 日货币市场利率与
银行间市场利率的回归结果

	(1) 温州地 区民间 融资综 合利率	(2) 温州地 区民间 融资综 合利率	(3) 温州地 区民间 融资综 合利率	(4) 温州地 区民间 融资综 合利率	(5) 温州地 区民间 融资综 合利率	(6) P2P综合 利率	(7) P2P综合 利率	(8) P2P综合 利率	(9) P2P综合 利率	(10) P2P综合 利率
R030	-0.779*** (-15.55)					-0.601** (-3.34)				
030		-0.528* (-2.12)					-0.590*** (-4.29)			
BO030			-0.834*** (-16.06)					-0.647** (-3.30)		
O030				-0.654* (-2.23)					-0.781*** (-4.75)	
IBOR0					-0.935*** (-17.94)					-0.765*** (-3.87)
ons	19.11*** (106.64)	18.16*** (19.21)	19.36*** (100.94)	18.50*** (17.59)	19.58*** (106.30)	12.17*** (17.69)	12.30*** (21.99)	12.27*** (16.14)	12.84*** (20.84)	12.62*** (17.59)
	638	23	655	23	693	19	30	19	30	20

t statistics in parentheses

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

数据来源：wind

附录 2：各个 VAR 模型的最优阶数估计及单位根检验结果

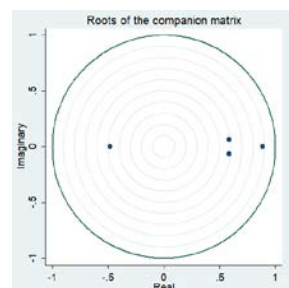
varsoc cpi lnrr dlnmld p_house_averagoy ,maxlag(5)

Selection-order criteria
Sample: 7 - 59

Number of obs = 53

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-489.43				1434.41	18.62	18.6772	18.7687
1	-409.251	160.36	16	0.000	127.598*	16.1981*	16.4841*	16.9416*
2	-400.344	17.813	16	0.335	168.611	16.4658	16.9805	17.8041
3	-392.572	15.544	16	0.485	236.424	16.7763	17.5197	18.7094
4	-383.656	17.832	16	0.334	325.701	17.0436	18.0157	19.5715
5	-368.701	29.91*	16	0.018	370.576	17.0831	18.2839	20.2058

Endogenous: cpi lnrr dlnmld p_house_averagoy
Exogenous: _cons



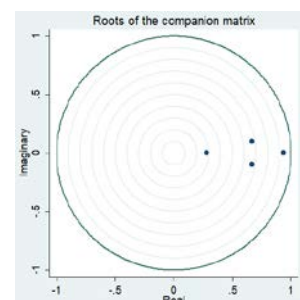
varsoc cpi lnrr lnsif p_house_averagoy ,maxlag(5)

Selection-order criteria
Sample: 6 - 59

Number of obs = 54

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-471.533				523.657	17.6123	17.6691	17.7597
1	-364.003	215.06	16	0.000	17.6893*	14.2223*	14.5064*	14.959*
2	-359.478	9.0506	16	0.911	27.3407	14.6473	15.1587	15.9733
3	-350.252	18.453	16	0.298	36.0625	14.8982	15.6369	16.8135
4	-343.97	12.562	16	0.704	54.3359	15.2582	16.2241	17.7628
5	-329.518	28.906*	16	0.025	62.6001	15.3155	16.5087	18.4094

Endogenous: cpi lnrr lnsif p_house_averagoy
Exogenous: _cons



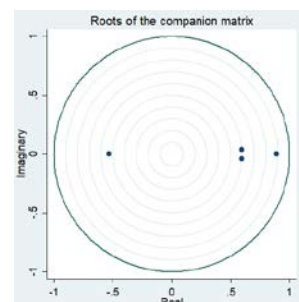
varsoc cpi lnrr dlnpsl p_house_averagoy ,maxlag(5)

Selection-order criteria
Sample: 7 - 59

Number of obs = 53

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-451.613				344.275	17.1929	17.2501	17.3416
1	-367.826	167.57*	16	0.000	26.7278*	14.635*	14.9209*	15.3785*
2	-363.034	9.5843	16	0.887	41.2512	15.0579	15.5725	16.3962
3	-352.411	21.246	16	0.169	51.9426	15.2608	16.0042	17.1939
4	-344.439	15.945	16	0.457	74.1502	15.5637	16.5359	18.0917
5	-334.661	19.556	16	0.241	102.569	15.7985	16.9994	18.9213

Endogenous: cpi lnrr dlnpsl p_house_averagoy
Exogenous: _cons



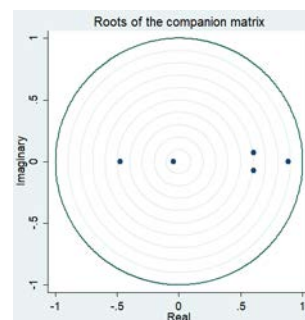
varsoc cpi lnrr dlnmld p_house_averagoy d_by_10y ,maxlag(5)

Selection-order criteria
Sample: 7 - 59

Number of obs = 53

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-457.404				26.046	17.4492	17.5207	17.6351
1	-372.344	170.12	25	0.000	2.71366*	15.1828*	15.6117*	16.2981*
2	-353.917	36.855	25	0.060	3.56815	15.4308	16.2171	17.4755
3	-337.52	32.795	25	0.136	5.27595	15.7555	16.8991	18.7295
4	-315.677	43.686	25	0.012	6.78418	15.8746	17.3757	19.778
5	-288.137	55.08*	25	0.000	7.78151	15.7787	17.6372	20.6115

Endogenous: cpi lnrr dlnmld p_house_averagoy d_by_10y
Exogenous: _cons



varsoc cpi lnrr dlnpsl p_house_averagoyoy d_by_10y ,maxlag(5)

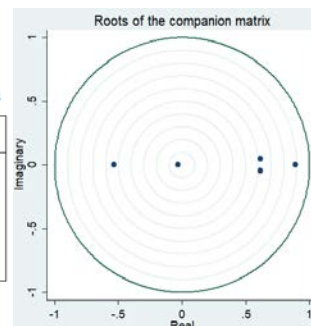
Selection-order criteria

Sample: 7 - 59 Number of obs = 53

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-419.704				6.27885	16.0265	16.098	16.2124
1	-331.072	177.26	25	0.000	.571699*	13.6254*	14.0542*	14.7406*
2	-320.007	22.131	25	0.628	.992433	14.1512	14.9375	16.1958
3	-303.082	33.849	25	0.111	1.43852	14.4559	15.5996	17.43
4	-283.088	39.987	25	0.029	1.98345	14.6448	16.1459	18.5483
5	-257.147	51.883*	25	0.001	2.41653	14.6093	16.4678	19.4421

Endogenous: cpi lnrr dlnpsl p_house_averagoyoy d_by_10y

Exogenous: _cons



varsoc cpi lnrr lnslf p_house_averagoyoy d_by_10y shibor_ld ,maxlag(5)

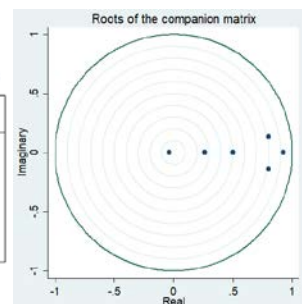
Selection-order criteria

Sample: 7 - 59 Number of obs = 53

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-461.644				1.85841	17.647	17.7327	17.87
1	-327.835	267.62	36	0.000	.046798	13.956	14.5565*	15.5174*
2	-293.154	69.361	36	0.001	.051809	14.0058	15.1209	16.9055
3	-254.741	76.827	36	0.000	.054336	13.9148	15.5445	18.1527
4	-217.456	74.571	36	0.000	.068951	13.8663	16.0106	19.4425
5	-153.038	128.83*	36	0.000	.040212*	12.7939*	15.4529	19.7085

Endogenous: cpi lnrr lnslf p_house_averagoyoy d_by_10y shibor_ld

Exogenous: _cons



varsoc cpi lnrr dlnmld p_house_averagoyoy d_by_ly shibor_ly ,maxlag(5)

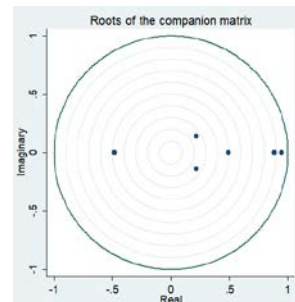
Selection-order criteria

Sample: 7 - 59 Number of obs = 53

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-526.173				21.2166	20.082	20.1678	20.3051
1	-361.651	329.04	36	0.000	.167658	15.2321	15.8325*	16.7935*
2	-322.112	79.079	36	0.000	.154516*	15.0985	16.2136	17.9982
3	-291.461	61.302	36	0.005	.217206	15.3004	16.9301	19.5384
4	-262.667	57.588	36	0.013	.379735	15.5723	17.7167	21.1486
5	-194.495	136.34*	36	0.000	.192207	14.3583*	17.0173	21.2729

Endogenous: cpi lnrr dlnmld p_house_averagoyoy d_by_ly shibor_ly

Exogenous: _cons



varsoc cpi lnrr lnpnl p_house_averagoyoy d_by_ly shibor_ly ,maxlag(5)

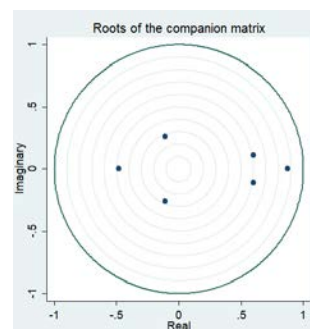
Selection-order criteria

Sample: 7 - 59 Number of obs = 53

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-468.626				2.41859	17.9104	17.9962	18.1335
1	-311.063	315.13	36	0.000	.024852*	13.3231	13.9236*	14.8845*
2	-275.97	70.187	36	0.001	.027088	13.3573	14.4724	16.257
3	-253.034	45.871	36	0.125	.050947	13.8504	15.4801	18.0883
4	-233.746	38.576	36	0.354	.127502	14.481	16.6254	20.0573
5	-159.595	148.3*	36	0.000	.0515	13.0413*	15.7003	19.9559

Endogenous: cpi lnrr lnpnl p_house_averagoyoy d_by_ly shibor_ly

Exogenous: _cons



附录 3：文中提到的若干格兰杰检验结果

SLF 六阶 VAR 模型格兰杰检验：

Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
cpi	lnrr	.00096	1	0.975
cpi	lnslf	3.5689	1	0.059
cpi	p_house_average-y	1.9976	1	0.158
cpi	d_by_10y	1.3002	1	0.254
cpi	shibor_id	1.2649	1	0.261
cpi	ALL	7.0466	5	0.217
lnrr	cpi	3.6461	1	0.056
lnrr	lnslf	.00113	1	0.973
lnrr	p_house_average-y	2.3536	1	0.125
lnrr	d_by_10y	8.7816	1	0.003
lnrr	shibor_id	1.1796	1	0.277
lnrr	ALL	17.626	5	0.003

lnslf	cpi	.56196	1	0.453
lnslf	lnrr	1.8469	1	0.174
lnslf	p_house_average-y	1.1229	1	0.289
lnslf	d_by_10y	.27764	1	0.598
lnslf	shibor_id	.00324	1	0.955
lnslf	ALL	4.9816	5	0.418
p_house_average-y	cpi	5.4785	1	0.019
p_house_average-y	lnrr	2.2e+05	1	0.996
p_house_average-y	lnslf	4.6787	1	0.031
p_house_average-y	d_by_10y	.70841	1	0.400
p_house_average-y	shibor_id	.07655	1	0.782
p_house_average-y	ALL	9.1272	5	0.104
d_by_10y	cpi	.37397	1	0.541
d_by_10y	lnrr	.07075	1	0.790
d_by_10y	lnslf	2.2476	1	0.134
d_by_10y	p_house_average-y	.13052	1	0.718
d_by_10y	shibor_id	.01644	1	0.898
d_by_10y	ALL	5.9751	5	0.309

p_house_average-y	cpi	.37397	1	0.541
p_house_average-y	lnrr	.07075	1	0.790
p_house_average-y	lnslf	2.2476	1	0.134
p_house_average-y	d_by_10y	.13052	1	0.718
p_house_average-y	shibor_id	.01644	1	0.898
p_house_average-y	ALL	5.9751	5	0.309
shibor_id	cpi	.07771	1	0.780
shibor_id	lnrr	7.8478	1	0.005
shibor_id	lnslf	4.7332	1	0.030
shibor_id	p_house_average-y	.45685	1	0.499
shibor_id	d_by_10y	4.7927	1	0.029
shibor_id	ALL	13.366	5	0.020

MLF 六阶 VAR 模型格兰杰检验：

Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
cpi	lnrr	1.2884	1	0.256
cpi	dlnmld	.00849	1	0.927
cpi	p_house_average-y	.73785	1	0.390
cpi	d_by_ly	.44806	1	0.503
cpi	d_shibor_ly	4.1221	1	0.042
cpi	ALL	5.8641	5	0.320
lnrr	cpi	4.1072	1	0.043
lnrr	dlnmld	.30194	1	0.583
lnrr	p_house_average-y	2.4105	1	0.121
lnrr	d_by_ly	.99592	1	0.318
lnrr	d_shibor_ly	9.5236	1	0.002
lnrr	ALL	17.951	5	0.003

dlnmld	cpi	.71284	1	0.399
dlnmld	lnrr	1.6609	1	0.197
dlnmld	p_house_average-y	.02252	1	0.881
dlnmld	d_by_ly	.0098	1	0.921
dlnmld	d_shibor_ly	.40522	1	0.524
dlnmld	ALL	3.5578	5	0.615
p_house_average-y	cpi	1.6063	1	0.206
p_house_average-y	lnrr	.74108	1	0.389
p_house_average-y	dlnmld	.09681	1	0.756
p_house_average-y	d_by_ly	.16825	1	0.682
p_house_average-y	d_shibor_ly	.01147	1	0.915
p_house_average-y	ALL	2.7945	5	0.732
d_by_ly	cpi	.00114	1	0.973
d_by_ly	lnrr	.22883	1	0.632
d_by_ly	dlnmld	.77896	1	0.377
d_by_ly	p_house_average-y	.393	1	0.531
d_by_ly	d_shibor_ly	13.711	1	0.000
d_by_ly	ALL	14.443	5	0.013

d_shibor_ly	cpi	.0299	1	0.863
d_shibor_ly	lnrr	.29497	1	0.587
d_shibor_ly	dlnmld	.19482	1	0.659
d_shibor_ly	p_house_average-y	.14722	1	0.701
d_shibor_ly	d_by_ly	1.4867	1	0.223
d_shibor_ly	ALL	2.7845	5	0.733

PSL 六阶 VAR 模型格兰杰检验：

Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
cpi	lnrr	1.7259	1	0.189
cpi	dlnpsl	.05245	1	0.819
cpi	p_house_average-y	.5766	1	0.448
cpi	d_by_10y	.62382	1	0.430
cpi	d_shibor_ly	3.2317	1	0.072
cpi	ALL	6.0726	5	0.299
lnrr	cpi	7.0867	1	0.008
lnrr	dlnpsl	.27205	1	0.602
lnrr	p_house_average-y	1.5057	1	0.220
lnrr	d_by_10y	7.1822	1	0.007
lnrr	d_shibor_ly	7.3647	1	0.007
lnrr	ALL	25.916	5	0.000

dlnpsl	cpi	1.1612	1	0.283
dlnpsl	lnrr	.28253	1	0.595
dlnpsl	p_house_average-y	.06596	1	0.797
dlnpsl	d_by_10y	.03473	1	0.852
dlnpsl	d_shibor_ly	.00594	1	0.939
dlnpsl	ALL	1.6108	5	0.900
p_house_average-y	cpi	1.9504	1	0.163
p_house_average-y	lnrr	.7675	1	0.381
p_house_average-y	dlnpsl	5.7794	1	0.016
p_house_average-y	d_by_10y	.80587	1	0.352
p_house_average-y	d_shibor_ly	.03817	1	0.845
p_house_average-y	ALL	9.8642	5	0.079
d_by_10y	cpi	.00673	1	0.935
d_by_10y	lnrr	1.2829	1	0.257
d_by_10y	dlnpsl	.65169	1	0.420
d_by_10y	p_house_average-y	.21111	1	0.646
d_by_10y	d_shibor_ly	1.0182	1	0.313
d_by_10y	ALL	5.3225	5	0.378

d_shibor_ly	cpi	.35307	1	0.552
d_shibor_ly	lnrr	.52569	1	0.468
d_shibor_ly	dlnpsl	.24684	1	0.619
d_shibor_ly	p_house_average-y	.65814	1	0.417
d_shibor_ly	d_by_10y	3.7347	1	0.053
d_shibor_ly	ALL	4.5031	5	0.479

附录 4：文中提到的一些模型的各阶系数联合显著性检验

MLF 四阶 VAR 模型的各阶系数联合显著性：¹⁸

	cpi	lnrr	dlnmld	p_house_yoy	All
chi2	25.948	157.832	18.134	309.759	547.244
Df	4	4	4	4	16
Prob>chi2	0.000	0.000	0.001	0.000	0.000

SLF 六阶 VAR 模型各阶系数联合显著性：

	cpi	lnrr	lnslf	p_house_yoy	d_by_1y	d_shibor_1d
chi2	33.636	192.762	382.355	350.368	6.233	97.922
Df	6	6	6	6	6	6
Prob>chi2	0.000	0.000	0.000	0.000	0.398	0.000

MLF 六阶 VAR 模型各阶系数联合显著性：

	cpi	lnrr	dlnmlf	p_house_yoy	d_by_1y	d_shibor_1y	All
chi2	25.964	208.243	20.310	315.568	3.361	831.419	2390.966
Df	6	6	6	6	6	6	36
Prob>chi2	0.000	0.000	0.002	0.000	0.762	0.000	0.000

PSL 六阶 VAR 模型各阶系数联合显著性：

	cpi	lnrr	dlnpsl	p_house_yoy	d_by_10y	d_shibor_1y	All
chi2	32.258	220.508	24.004	354.908	5.578	9.384	688.690
Df	6	6	6	6	6	6	36
Prob>chi2	0.000	0.000	0.001	0.000	0.472	0.153	0.000

¹⁸ 由于各个模型都只滞后一期，因此表格中略去滞后期。