

非线性货币政策规则、通胀预期与不确定性^①

郭凯, 孙音, 邢天才
(东北财经大学金融学院, 大连 116025)

摘要: 逆序构建了 LSTR-NLRE 模型, 并利用 2000. I ~ 2016. III 的季度数据对我国 LSTR 货币政策规则的非线性与非对称性、最优阈值、阈值和转移速度对不确定性的影响进行了实证研究. 逆序建模表明, 对于 LSTR-NLRE 系统, 若使最优非线性货币政策规则具有 LSTR 的形式, 则非线性菲利普斯曲线具有指数形式. 实证研究表明: 我国货币政策呈现非线性与非对称特征, 且我国通胀预期的阈值与通胀波动幅度相关, 当通胀波动较大时, 通胀预期的阈值较高, 2000. I ~ 2011. III 的阈值为 3%, 当通胀呈趋势变化且波动较小时, 通胀预期的阈值较低, 2011. IV ~ 2016. III 的阈值为 2.33%. 同时, 合理的通胀目标(区间)对非线性货币政策调整至关重要. 进一步, 我国货币政策不确定性效应受阈值影响较大, 受转移速度影响较小. 在高机制状态下, LSTR 规则更易稳定产出, 但却易导致通胀不确定性; 在低机制状态下, LSTR 规则不仅有较长滞后期, 而且易导致产出不确定性, 但却更易稳定通胀. 中央银行应依据稳定产出和通胀的意愿程度, 来管理通胀预期: 如果中央银行更倾向于稳定产出, 则应使通胀预期位于阈值水平之上, 以使货币政策处于高机制状态; 如果中央银行更倾向于稳定通胀, 则应使通胀预期位于阈值水平之下, 以使货币政策处于低机制状态.

关键词: 非线性货币政策规则; 通胀预期; 不确定性; LSTR-NLRE 模型; 逆序建模

中图分类号: F015; F019; F820; F822 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2018)01-0031-17

0 引言

从 1992 年开始, 我国货币政策开始侧重利率工具对通胀和通缩的调控, 但对通胀和通缩的调节幅度却不尽相同. 1998 ~ 2002 期间, 为抑制通缩, 央行连续降息 5 次, 1 年期存款利率累计下降 3.69%; 2007 ~ 2008 上半年, 为抑制流动性过剩和通胀, 连续加息 6 次, 利率累计上升 1.62%; 2008 年下半年, 为抑制全球金融危机, 连续降息 5 次, 利率累计下降 1.89%; 2010 下半年 ~ 2011 上半年为抑制通胀, 又连续加息 5 次, 利率累计上升 1.25%. 这些事实意味着, 我国货币政策对通胀和通缩的反应呈现出非线性和非对称的特征, 这也

是相关实证文献的一致结论. 同时, 实证研究还表明, 我国货币政策会产生不确定性理性预期均衡, 我国 CPI 通胀率在 1992 ~ 1996 和 2005 ~ 2008 均形成了一个“窄尾正驼峰”式的轨迹, 这一事实在一定程度上也验证了不确定性的结论. 因此, 我国货币政策具有非线性、非对称性、不确定性的特征. 本文研究则基于我国货币政策的这三个特征进一步展开: 首先, 非线性与非对称性意味着以线性理性预期(LRE)模型分析我国货币政策不恰当, 那么如何构建一个非线性理性预期(NLRE)模型就非常必要; 其次, 围绕着通胀和通缩的非对称性反应意味着可以将通胀预期作为非线性理性

① 收稿日期: 2014-10-13; 修订日期: 2017-02-07.

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71003016; 71273042; 71373038); 辽宁省教育厅资助服务地方项目(LN2017FW001); 辽宁省教育厅资助青年项目(LN2017QN019).

作者简介: 郭凯(1977—), 男, 山东潍坊人, 博士, 副教授, Email: gbyc111@163.com

预期模型的阈值,那么最优阈值是多少?而且从2000年开始,我国每年都会公布CPI通胀目标,当通胀目标与最优阈值不一致时,货币当局又该如何调节利率?第三,阈值和转移速度是非线性理性预期模型的关键性参数,那么阈值和转移速度又会对我国货币政策的不确定性产生哪些影响呢?

1 文献综述

Taylor^[1,2]先提出了Taylor规则,认为将名义利率作为同期GDP缺口和通胀率的线性反应函数可以很好地反映20世纪80年代中后期Fed的政策行为,并由此将货币经济学家研究的焦点从货币供给数量转移到利率规则上面。早期文献侧重研究利率规则反应系数与均衡确定性关系,近期文献则广泛在DSGE模型中研究利率规则的确定性与不确定性。相关文献包括Bill Dupor^[3]、Smets等^[4]、An和Schorfheide^[5]等。例如, Bill Dupor^[3]则基于一个内生投资的不完全竞争—粘性价格模型的分析认为,名义利率对通胀的积极反应可能会产生不确定性均衡。对DSGE模型行检验和参数估计过程中,理论界一个基准的做法是将DSGE模型中最优消费决策Eulor方程和垄断竞争厂商均衡定价决策方程进行泰勒展开,取其一阶线性泰勒展开式作为近似方程,将DSGE模型转化成线性理性预期(LRE)模型,例如Lubik和Schorfheide^[6]在LRE框架内通过构建了贝叶斯统计量研究了美国货币政策的不确定性。

分析货币政策规则的LRE模型假定传导机制和政策规则是线性的,线性规则的反应是对称的,然而大量经验事实表明货币当局对通胀和通缩的反应是非对称的。近年来,国内外理论界开始关注货币政策规则的对称性与非对称性,与之相关的实证研究也大量涌现,这些研究大多以STR和Markov区制模型为基础,例如,Rabanal^[7]和Assenmacher-Wesche^[8]就分别以经济增长率和残差方差作为状态转移变量,使用Markov区制模型研究货币政策反应规则的不对称性。Markov区制模型所描述的货币政策规则是依赖不可观测的状态变量以一定概率在不同机制之间发生结构突

变,它不能描述政策规则在不同机制间的平滑转移,而STR模型可以使局部线性方程在两个极端状态连续平滑过渡,因而能够克服传统研究中把经济结构变动和政策转变刻画成由一个线性方程非连续可微转变为另一个线性方程且转折点不可测度的缺陷。

Granger和Teräsvirta^[9]首先将STR模型分为两类:逻辑平滑转移机制模型(LSTR)和指数平滑转移机制模型(ESTR)。现有文献大多采用LSTR模型研究非线性政策规则的非对称性,本文也基于LSTR构建NLRE模型,这基于三方面的考虑:一是LSTR是最为简单的平滑转移机制函数;二是由于非线性计量模型参数估计方法不完备,而LSTR可以近似表达为转移函数的泰勒展开式,从而提高非线性模型估计和拟合精度;三是国内实证文献普遍认为,我国货币政策反应函数具有带逻辑函数的光滑转移机制特征,例如赵进文、黄彦^[10]、赵进文、闵捷^[11,12]、彭方平^[13]、欧阳志刚等^[14]、刘金全^[15]等。

LSTR模型就是在线性规则内引入一个非线性函数 $G(\lambda, c, s_{t-d})$,其中 $G(\lambda, c, s_{t-d})$ 是值为 $[0, 1]$ 的有界连续函数, s_{t-d} 为阈值变量或开关变量, d 为发生机制转移的位置参数,用于确定机制转移发生的位置, λ 为转移速度, c 为阈值或拐点。LSTR模型的关键在于阈值变量和转移速度。阈值变量反映货币政策在高机制与低机制之间的平滑转换行为,中央银行可以依据阈值变量的滞后值($d > 0$)或预期值($d \leq 0$)在阈值 c 两侧非对称地调整货币政策行为:当 $s_{t-d} < c$ 时,中央银行应降低短期名义利率对通胀率和产出缺口的反应系数(即低机制),当 $s_{t-d} > c$ 时,中央银行应提高短期名义利率对通胀率和产出缺口的反应系数(即高机制)。转移速度反映货币政策调控节奏。转移速度越高,当阈值变量从阈值左侧向右侧转变时,货币政策规则反应系数从低机制向高机制的变化会越显著,因而应加快货币政策调控的转变;转移速度越低,当阈值变量从阈值左侧向右侧转变时,货币政策规则反应系数从低机制向高机制的变化会越缓慢,因而应延缓货币政策调控的转变。

LRE模型还可能会产生均衡不确定性问题。现有关于不确定性研究一方面侧重于不确定性参

数区域和不确定性检验,例如 Bill Dupor^[3]、Lubik 和 Schorfheide^[6]等,另一方面则通过估计货币政策规则的反应系数的大小和冲击响应路径来分析不确定性,例如谢平、罗雄^[16]、陆军、钟丹^[17]等,还有通过直接研究通货膨胀的稳定性来分析确定性,例如黄炎龙、陈伟忠^[18]。但这些研究针对的 LRE 模型或线性规则,而对 NLRE 模型而言,非线性规则反应系数是介于高机制与低机制之间的变化值,同时菲利普斯曲线也是非线性的,王霞和洪永森^[19]基于非参数回归的遗漏变量检验验证了非线性菲利普斯曲线在中国的适应性,这意味着规则反应系数、货币政策强度与调控速度均受阈值和转移速度的影响,因而冲击响应路径和不确定性也会受阈值和转移速度的影响。

国内关于非线性货币政策规则代表性文献有赵进文、闵捷^[11, 12]、彭方平^[13]、欧阳志刚等^[14]、郑挺国等^[20]、刘金全等^[21]。例如赵进文、闵捷^[11, 12]研究了我国货币政策规则的开关函数和非对称性;欧阳志刚等^[14]研究了基于逻辑平滑转移(LSTR)的利率规则及其阈值,认为我国通胀预期的预期为 3.1%;郑挺国等^[20]研究了基于区制转移形式的泰勒规则及其转移区制;刘金全等^[21]构建了双曲正切平滑转移回归模型实证研究我国非线性货币政策规则,结果发现我国货币政策规则存在明显的非线性,利率反应函数是关于通胀缺口和产出缺口的凹函数。

本文研究创新性体现在两个方面:

第一,非线性货币政策规则是一种经验规则,缺乏最优性和微观基础,其所对应的货币政策传导机制也必然是非线性的,这显然与 LRE 模型关于货币政策传导机制和反应规则线性化的假设不相符。因此,从最优性和微观基础的角度出发,应当构建一个包含非线性货币政策规则和非线性传导机制的理性预期模型,特别是与经验反应规则相一致的非线性理性预期模型。那么,如何构建这样一个 NLRE 模型呢?这样一个 NLRE 模型又与

LRE 模型在建模方法上有何区别呢?本文给出了一个逆向建模方法,以 LSTR 非线性规则为前提,运用最优化方法,逆向构建了 LSTR-NLRE 模型。这一非线性模型不仅保证了 LSTR 非线性规则的最优性,而且能够给出菲利普斯曲线的非线性形式,因而更能准确刻画货币政策传导机制和货币政策效应的非线性与非对称性。

第二,本文以通胀预期为阈值变量,实证研究了我国 LSRT 非线性货币政策规则的最优阈值和区制转换,在此基础上,在 LSTR-NLRE 框架内实证分析了不同阈值和转移速度对我国货币政策不确定性的影响。本文仍以估计冲击响应路径来分析不确定性,在对 LSTR-NLRE 模型作冲击响应分析时,本文的做法是,先将其转变为 VAR 系统,然后利用 SVAR,基于不同阈值和转移速度,在阈值两侧分别考察不同转移机制下我国非线性货币政策规则的广义冲击响应路径。

本文研究框架如下:第一部分是文献综述;第二部分将逻辑平滑转移机制(LSTR)引入 LRE 模型,并逆序构建了 LSTR-NLRE 模型,进一步推导出与非线性货币政策规则一致的非线性菲利普斯曲线的形式;第三部分是实证研究,一方面基于 LSTR 实证分析了我国货币政策规则的非线性、非对称性和最优通胀预期阈值,另一方面基于 LSTR-NLRE 模型实证分析了我国货币政策的不确定性以及阈值和转移速度对不确定性的影响;第四部分则对论文结论进行总结。

2 理论建模: LSTR-NLRE 模型的逆序构建

2.1 基准 LRE 模型

基准 LRE 模型包括目标函数和约束条件。基准 LRE 模型的目标函数为考虑均衡利率的二次随机累加折旧社会损失函数^②,它具有如下形式

② 传统 LRE 模型的目标函数为不考虑均衡利率的二次随机累加折旧社会损失函数,但据此得出的最优政策规则为目标规则,尽管可以据此对外向公众宣称预期通胀目标,但为实现这一目标,货币当局实际调控的还是短期名义利率。为此,可将目标规则代入包含名义利率的约束方程得到相应的利率规则,但这一利率规则是不稳健的,结果依据利率规则对名义利率的实际调整值与依据目标规则得出的理想调整值存在显著偏差,因而利率规则在实际中具有“不可操作性”^[23]。实际上,名义利率的实际调整值与理想调整值之间的偏差过大会导致名义利率对均衡利率过度偏离,最终会导致产出缺口和通胀率的不稳定,因而应将名义利率也作为货币政策的目标变量。

$$L_t = E_{t_0} \sum_{i=t_0}^{+\infty} \beta^{i-t_0} \left[(\pi_i - \pi^*)^2 + \gamma_y (y_i - y^*)^2 + \gamma_i (i_i - i^*)^2 \right] \quad (1)$$

其中 y_i 为实际产出水平偏离均衡产出水平的百分比(即产出缺口), π_i 为通胀率, i_i 为短期名义利率, y^* ($y^* \geq 0$) 为产出缺口的目标水平, π^* 为通胀率的目标水平且通常简化为 0, i^* 为短期名义利率的均衡值, t_0 为政策决策初始期, 参数 γ_y 为货币当局对实际产出偏离其目标水平的意愿程度, 参数 γ_i 为货币当局对名义利率偏离其均衡水平的意愿程度, $0 < \beta \leq 1$ 为社会贴现因子.

依据(1)得出的最优规则虽然可操作, 但却是条件承诺的, 而非时间一致的. 为使最优规则具有时间一致性, 社会损失福利函数应具有随机稳态的形式^[22]

$$L_t = (\pi_t - \pi^*)^2 + \gamma_y (y_t - y^*)^2 + \gamma_i (i_t - i^*)^2 \quad (2)$$

基准 LRE 模型的约束条件包含了两个基本方程: IS 曲线方程和菲利普斯曲线方程. 这两个约束条件分别具有下面的形式

$$y_t = \varphi_0 (i_t - E_t \pi_{t+1}) + E_t y_{t+1} + \varepsilon_{g,t} \quad (3)$$

$$\pi_t = \lambda y_t + \beta E_t \pi_{t+1} + \varepsilon_{u,t} \quad (4)$$

其中 $\varepsilon_{g,t}$ 和 $\varepsilon_{u,t}$ 均服从白噪声过程. 式(3)为 IS 曲线方程, 体现了产出缺口与实际利率之间的负相关关系; 式(4)为菲利普斯曲线方程, 体现了产出缺口与通胀率之间的正相关关系. 式(4)由标准的消费 Euler 方程对数线性化得来, 它与传统 IS 曲线最大区别在于当期产出不仅取决于利率, 而且取决于预期产出, 由于消费者具有平滑消费的意愿, 因而较高预期产出会增加当期产出; 当期产出与利率之间的负相关系数 φ_0 反映了跨期消费替代的利率弹性; 由于模型没有投资, 因而产出等于消费加上一个外生过程, 这一外生过程可以被解释为政府支出变化或偏好变化, 这些外生过程对 Euler 方程的净影响都被包含在需求冲击 $\varepsilon_{g,t}$ 中. 式(4)是对所有垄断竞争厂商均衡定价决策的对数近似; 产品价格存在 Calvo 粘性, 即只允许一部分厂商调整其产品价格; 产品价格的动态特征体现了通胀与产出的短期权衡关系, 相关系数为 λ ; 生产边际成本的外生移动都被包含在供给冲击 $\varepsilon_{u,t}$ 中.

这样, 式(2)~式(4)就构成了时间一致性标准下基准 LRE 模型的基本框架. 由于约束条件均为线性形式, 由拉格朗日最优化方法, 基准 LRE 模型的最优货币政策规则也具有线性形式.

2.2 LSTR-NLRE 模型的构建: 逆序建模

基准 LRE 模型采用顺序建模方法, 即目标函数→约束条件→最优化拉格朗日一阶方程→最优解. 这一方法在线性化的货币政策规则研究中是可行的, 因为对二次损失函数而言, 无论约束条件形式如何, 但只要是线性的, 最优解就是线性的. 但对非线性模型而言, 顺序建模方法则不可行, 因为对二次损失函数而言, 只要最优解是非线性的, 约束条件就是非线性的, 如果最优解的非线性形式发生改变, 约束条件的非线性形式也必然改变. 以机制转移模型为例, 如果经验化的非线性规则与理论上的非线性规则不一致且机制转移函数不同, 则作为传导机制的约束条件的机制转移函数也必然不同, 从而原有的约束条件和整个非线性模型因误定而对经济不适用.

不失一般性, 假定理论上的非线性货币政策规则具有 LSTR 的形式

$$i_t = i^* + \rho_1 i_{t-1} + \rho_2 i_{t-2} + \sum_{i=-1}^1 \varphi_{i+2} E_t \pi_{t+i} + \sum_{i=-1}^1 \psi_{i+2} E_t y_{t+i} + \left(i^* + \rho_1 i_{t-1} + \rho_2 i_{t-2} + \sum_{i=-1}^1 \varphi_{i+2} E_t \pi_{t+i} + \sum_{i=-1}^1 \psi_{i+2} E_t y_{t+i} \right) G(\lambda, \rho, s_{t-d}) + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

其中 $G(\lambda, \rho, s_{t-d})$ 为 LSTR 函数. 从最优性出发, 假定与式(5)对应的菲利普斯曲线是一个非线性隐函数 $F(S_t, \theta, G(\cdot)) = 0$ 其中 $S_t = S_t(\pi_t, y_t)$, θ 为参数集. 如果经验化的非线性规则遵循 ESTR 的形式, 则无法通过一个简单的原假设删减某些参数使逻辑函数与指数函数达到一致. 这时不得不以 LSTR 规则为基础, 从最优性出发, 逆向推导出菲利普斯曲线的非线性形式, 且 $F(\cdot) = \int_{S_t=S_t(\pi_t, y_t)} \frac{\partial F}{\partial S_t} dS_t$. 也就是说, 如果顺序构建的 NLRE 模型与经验事实不一致, 则模型得出的理论规则并不适用于经验分析, 必须对原有模型做出修正. 恰当的做法是以经验事实为基础, 逆向推导出与经验规则相一致的约束条件, 这就是 NLRE 的逆序建模方法. 即: 目标函数→最优解→最

优化拉格朗日一阶方程→约束条件。

本文构建的 LSTR-NLRE 模型包括: 二次累加折旧损失目标函数、线性化 IS 曲线方程、非线性菲利普斯曲线方程, 以及 LSTR 非线性货币政策规则。逆序建模共分五步进行。

第一步, 设定目标函数。采用具有随机稳态形式的社会损失福利函数(2), 为简化起见, 设 y^* 、 π^* 、 i^* 均为 0。

第二步, 设定 LSTR 函数形式。不失一般性, 设定 LSTR 函数具有如下形式

$$G(\lambda, c, s_{t-d}) = (1 + \exp(-\lambda(s_{t-d} - c)))^{-1} \quad (6)$$

其中, 阈值变量 c 可以单个随机变量, 如产出缺口、经济增长率或通胀等政策目标变量, 也可以是随机变量或线性时间趋势等先决变量的线性组合。例如, Martin 和 Milas^[24] 采用通胀预期作为阈值变量, 欧阳志刚等^[14] 分别以预期经济增长率和通胀预期为阈值变量。考虑到实证文献的普遍做法和我国货币政策的实际操作背景, 本文选择通胀预期作为阈值变量, 即 $s_{t-d} = \pi_{t-d} = E_t \pi_{t+1}$, 这样做还有其它优点, 既可以通过阈值 c 的后验分布给出其 90% 的置信区间作为央行调节通胀率的合理目标区间, 又可以使央行对通胀率高于或低于阈值时目标变量对外生冲击不对称的冲击响应路径有一个准确把握。

第三步, 设定菲利普斯曲线的非线性形式。现有文献关于非线性菲利普斯曲线的形式通常设定为双曲线形式或二次形式^[25]。③由于非线性规则(5)具有 LSTR 形式, 且 LSTR 的阈值变量为 $E_t \pi_{t+1}$, 同时菲利普斯曲线的非线性函数可以在原点处作二阶泰勒展开, 因而对菲利普斯曲线的非线性形式设定如下

$$\pi_t = \lambda_1 y_t + \beta E_t \pi_{t+1} + \lambda_1 y_t f(E_t \pi_{t+1}) + \varepsilon_{u,t} \quad (7)$$

其中, λ_1 为产出缺口与通胀率的权衡系数, $f(E_t \pi_{t+1})$ 为通胀预期的非线性函数且 $f(0) = 0$, 即当通胀预期为 0 时, 式(7)退化为线性形式。对线性菲利普斯曲线式(4), 产出缺口与通胀率的权衡系数为 λ , 而对非线性菲利普斯曲线(7), 产出缺口与通胀率的权衡系数为 $\lambda_1 + \lambda_1 f(\cdot)$ 。当

$f(\cdot) > 0$ 时, 产出缺口对通胀率的影响更显著, 货币政策传导机制更有效, 因而货币政策有效性上升, 不确定性均衡产生的概率下降; 当 $f(\cdot) < 0$ 时, 产出缺口对通胀率的影响不显著, 货币政策传导机制有效性下降, 因而货币政策有效性下降, 不确定性均衡产生的概率上升。

第四步, 将 LSTR 函数在原点位置作近似泰勒展开。采用二阶泰勒展开式作为 LSTR 函数 $G(\lambda, c, E_t \pi_{t+1})$ 的近似式。

第五步, 引入拉格朗日乘子, 构造拉格朗日函数, 推导最优化一阶必要条件和 $f(E_t \pi_{t+1})$ 的非线性形式。本文逆序构建的 LSTR-NLRE 模型的关键就是由非线性规则式(5)逆向推导 $f(E_t \pi_{t+1})$ 的具体形式。这里, 系统式(2)、式(3)、式(7)的最优解形式应与规则式(5)的形式相一致, 两相比较, 就可以得到 $f(E_t \pi_{t+1})$, 进而可以得出 $f(E_t \pi_{t+1})$ 的显示解。 $f(E_t \pi_{t+1})$ 的非线性形式由定理 1 给出(证明略, 备索)。

定理 1 对于形如式(2)、式(3)、式(7)的 LSTR-NLRE 系统, 若使最优非线性货币政策规则的形式与形如式(5)的货币政策规则的形式相一致, 则菲利普斯曲线的非线性函数 $f(E_t \pi_{t+1})$ 具有指数函数形式, 且

$$f(E_t \pi_{t+1}) = \left(1 - \frac{\beta}{\lambda_1}\right) \left[\exp\left(\frac{1}{\lambda_1} E_t \pi_{t+1}\right) - 1\right] \quad (8)$$

从式(8)可以看出: 当通胀预期为 0 时, $f(E_t \pi_{t+1}) = 0$, 此时通胀预期对当期通胀率不产生影响, 菲利普斯曲线退化为 $\pi_t = \lambda_1 y_t + \varepsilon_{u,t}$ 。当通胀预期大于 0 时, $f(E_t \pi_{t+1}) > 0$, 产出缺口与通胀的权衡系数 $\lambda_1 + \lambda_1 f(E_t \pi_{t+1}) > \lambda_1$; 当通胀预期小于 0 时, 则 $f(E_t \pi_{t+1}) < 0$, 产出缺口与通胀的权衡系数 $\lambda_1 + \lambda_1 f(E_t \pi_{t+1}) < \lambda_1$ 。权衡系数变化对菲利普斯曲线显著性的影响要视通胀预期的大小而定。在非线性的菲利普斯曲线中, 通胀预期会影响产出缺口与通胀的权衡系数, 但同时通胀预期还会影响菲利普斯曲线的预期增广程度, 对前者而言, 通胀预期的变化与菲利普斯曲线显著性的变

③ 双曲线形式或二次形式的菲利普斯曲线均具有凸性且随产出缺口单调上升的特点。Eric Schaling^[25] 给出了一个二次形式的菲利普斯曲线, 证明在货币当局执行单一通胀目标制下, 最优货币政策规则也是非线性的且是二次函数的函数, 短期名义利率对产出缺口和通胀率的反应具有非线性和非对称性特点。进一步, 当二次函数形式消失, 即菲利普斯曲线退化为线性形式时, 最优货币政策规则也退化为线性形式。

化一致,对后者而言,通胀预期的变化与菲利普斯曲线显著性的变化相反.当通胀预期大于0且处于较低水平时,通胀预期上升对权衡系数的正向影响足以弥补预期增广对菲利普斯曲线显著性的负向影响,因而产出缺口对通胀率的影响更显著,货币政策传导机制更有效,因而货币政策有效性上升,不确定性均衡产生的概率下降;当通胀预期处于较高水平时,通胀预期上升对权衡系数的正向影响不足以弥补预期增广对菲利普斯曲线显著性的负向影响,因而产出缺口对通胀率的影响不显著,货币政策传导机制有效性下降,因而货币政策有效性下降,不确定性均衡产生的概率上升.从这一点可以看出,在实行LSTR非线性货币政策规则时,若通胀预期较低,则应以利率调控为主,若通胀预期较高,则应以预期调控为主.

3 实证研究

3.1 变量与数据

本文实证分析涉及变量包括GDP缺口、通胀率、通胀预期和短期名义利率.本文选择2000.I~2016.III共67个季度数据作为样本量,数据来源于wind数据库和中经网统计数据库.

1) GDP 缺口

对GDP缺口的估计始于Okun^[26],目前理论界常用的方法主要有两类:一类是Cobb-Douglas生产函数法,另一类是对实际产出的时间序列进行分解.国内学者则大多采用线性趋势估计方法,本节主要采用加入虚拟变量的线性趋势方法,以平滑GDP的季节波动.季度GDP为当季发生数,为了消除通胀影响,将名义季度GDP转化为实际值,同时,为避免出现季节影响,采用最新的X-12方法对GDP进行季节调整.

在构建线性趋势模型估计潜在GDP时,主要考虑三点:第一,考虑到实际GDP表现出较强的季度波动性,用线性估计时,需加入三个虚拟变量^[16],

$$D_1 = \begin{cases} 1 & \text{一季度} \\ 0 & \text{其他} \end{cases}, D_2 = \begin{cases} 1 & \text{二季度} \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$$

$$D_3 = \begin{cases} 1 & \text{三季度} \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$$

第二,因变量选择实际GDP的对数值,这样可以直接将残差项作为GDP缺口的一致估计值;第三,实际GDP和潜在GDP可能是非平稳序列,实证检验表明线性趋势模型存在AR(1)序列相关^④,在回归元严格外生的假定下,还需要对原模型进行校正.校正模型的参数估计采用可行广义最小二乘法(FGLS)进行估计,首次数据构造采用Prais-Winsten估计方法.

2) 通胀率

通胀率的衡量通常有两种方法,即消费者价格指数(CPI)和商品零售价格指数(RPI),两者最主要的区别是消费者价格指数将服务价格计算在内.这里选择CPI作为通胀率的衡量指标,由于得到的CPI数据是月度数据,在计算中通过三项移动平均求出季度CPI数据,然后利用公式(季度CPI-1)×100%即可求出季度CPI通胀率.

3) 通胀预期

通胀预期的简单度量有两种方式:第一种是适应性预期,指公众利用历史价格信息对当期通胀的预期,即 $E_{t-1}\pi_t$,通常假定 $E_{t-1}\pi_t = \pi_{t-1}$;第二种是理性预期,指公众利用当期和未来信息对未来通胀的预期,现有文献通常假定 $E_t\pi_{t+1} = \pi_{t+1}$,本文也遵循这种标准设定.

4) 短期名义利率

借鉴国际上通行的以金融机构间同业拆借资金价格作为一国金融市场基准利率或国际金融市场基准利率的做法,采用上海同业拆借利率作为名义利率衡量指标.本文采用2000.I~2016.III的7天同业拆借加权平均利率作为市场化利率.

3.2 基于LSTR的货币政策规则的非线性与非对称性

基于LSTR的货币政策规则的反应系数是介于高机制与低机制之间的一个变化值,在阈值左侧,反应系数趋于低机制(反应系数值较小),在阈值右侧,反应系数趋于高机制(反应系数值较大),因而在阈值左侧或右侧,短期名义利率对通胀率和产出缺口的反应具有非对称性特征.

④ 对GDP的线性趋势模型的残差进行Breusch-Godfrey序列相关检验,结果,F统计量和LM统计量的p值均为零.

对 LSTR 规则式(5) 采用非线性最小二乘回归(NLS) 估计. NLS 估计要求模型参数具有初始值, 参数初始值的设定与真实值越接近越好, 本文采用 OLS 估计值作为规则式(5) 的 NLS 估计的参数初始值. 同时设定最大迭代次数为 500 次, 收敛阈值为 0.000 1. 实证结果表明, 规则式(5) 的 NLS 估计在 1 次迭代之后就趋于收敛.

参数估计分三步来进行. 第一步, 确定阈值区间. 考虑到 2000 年 ~ 2016 年间我国政府各年工作报告公布的 CPI 通胀目标为 0 ~ 5% 的目标区间, 本文在最小目标和最大目标的基础上分别减少 1% 和增加 1%, 即阈值的可能区间为 -1% ~ 6%. 第二步, 确定最优阈值. 在阈值区间内, 首先, 按照从小到大的顺序以 1% 的步长依次取值, 并针对每一个阈值取值对年(5) 进行 NLS 估计, 分别得到拟合优度、调整的拟合优度、残差平方和、对数似然值、AIC 值和 SC 值. 如果前一阈值相对于前一阈值的拟合优度、调整的拟合优度、对数似然值较小, 且残差平方和、AIC 值、SC 值较大, 则可以确定最优阈值的 1% 的区间范围. 其次, 在最优阈值的 1% 的区间范围内, 按照从小到大的顺序以 0.1% 的步长依次取值, 并针对每一个阈值取值重复上述过程来确定最优阈值的 0.1% 的区间范围. 最后, 在最优阈值的 0.1% 的区间范围内, 按照从小到大的顺序以 0.01% 的步长依次取值, 并针对每一个阈值取值重复上述过程来确定最优阈值. 第三步, 将最优阈值代入年(5), 采用 NLS 方法进行估计. 考虑到通胀和通胀预期的变化(图 2), 本文将样本区间区分为 2000. I ~ 2011. III 和 2011. IV ~ 2016. III 分别实证分析.

实证结果表明(省略备索), 当 $c = 3%$ (2000. I ~ 2011. III) 或 $c = 2.33%$ (2011. IV ~ 2016. III) 时, 回归的拟合优度、调整的拟合优度、对数似然值最大, 且残差平方和、AIC 值、SC 值最小.

表 1、表 2 分别给出了阈值为 3% 和 2.33% 的 LSTR 规则式(5) 的 NLS 参数估计值. 图(1) 给出了短期名义利率的真实值和 LSTR 规则值, 显然, LSTR 规则的反应系数是变化的, 反应系数与通胀预期、阈值和平滑转移速度相关, 这不仅表明 LSTR 规则是非线性的, 而且反应系数在阈值两侧会有高低之分, 因而 LSTR 规则在阈值两侧也是非对称的.

在 2000. I ~ 2011. III, 通胀率波动较大, 短期名义利率对当期通胀率的反应系数为正, 且 φ_2 为 $0.038\ 242 + 0.038\ 242G(\cdot)$. 当通胀预期大于 3% 时, 反应系数 φ_2 约为 0.08; 当通胀预期小于 3% 时, 反应系数 φ_2 约为 0.038. 可以看出, 阈值右侧反应系数值大约是阈值左侧的 2 倍, 这表明如果通胀预期超过 3%, 则中央银行应加倍提高短期名义利率对当期通胀率的反应系数. 在 2011. IV ~ 2016. III, 通胀率呈下降趋势, 短期名义利率对滞后通胀率的反应系数为正, 且 φ_1 为 $0.5 + 0.5G(\cdot)$. 如果通胀预期超过 2.33%, 则中央银行应加倍提高短期名义利率对滞后通胀率的反应系数.

表 1 NLS 估计结果($c = 3%$, 阈值变量为通胀预期, 2000. I ~ 2011. III)

Table 1 NLS estimation ($c = 3%$, threshold variable is inflation expectation, 2000. I ~ 2011. III)

系数	估计值	标准差	t 统计量	P 值
i^*	0.007 782	0.001 943	4.004 702	0.000 3
ρ_1	0.680 554	0.102 025	6.670 442	0.000 0
ρ_2	-0.245 511	0.107 165	-2.290 962	0.028 1
ϕ_1	-0.011 935	0.046 991	-0.253 976	0.801 0
ϕ_2	0.038 242	0.066 107	0.578 478	0.566 6
ϕ_3	-0.079 628	0.043 666	-1.823 563	0.076 8
ψ_1	0.019 391	0.029 340	0.660 924	0.513 0
ψ_2	-0.040 711	0.039 534	-1.029 775	0.310 2
ψ_3	-0.057 604	0.036 169	-1.592 651	0.120 2
λ	52.979 96	19.900 52	2.662 239	0.011 6
D - W	1.947 707			

表 2 NLS 估计结果($c = 2.33%$, 阈值变量为通胀预期, 2011. IV ~ 2016. III)

Table 2 NLS estimation ($c = 2.33%$, threshold variable is inflation expectation, 2011. IV ~ 2016. III)

系数	估计值	标准差	t 统计量	P 值
i^*	0.028 874	0.009 496	3.040 617	0.014 0
ρ_1	0.271 304	0.201 793	1.344 465	0.211 7
ρ_2	0.067 030	0.286 598	0.233 882	0.820 3
ϕ_1	0.499 945	0.267 682	1.867 685	0.094 6
ϕ_2	-0.177 003	0.519 660	-0.340 613	0.741 2
ϕ_3	-1.237 413	0.474 399	-2.608 383	0.028 3
ψ_1	-0.187 478	0.309 513	-0.605 717	0.559 7
ψ_2	-0.565 058	0.313 717	-1.801 171	0.105 2
ψ_3	-0.112 938	0.252 550	-0.447 190	0.665 3
λ	584.669 2	317.685 0	1.840 405	0.098 8
D - W	2.090 276			

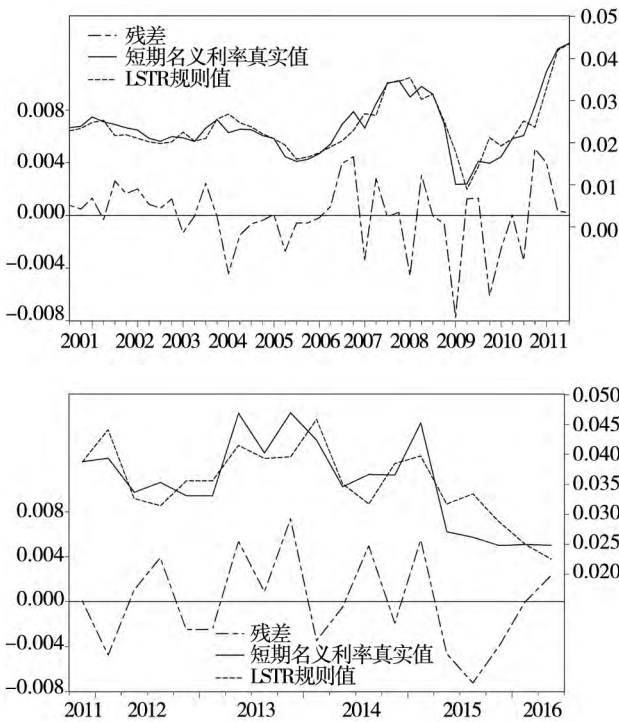


图1 短期名义利率、LSTR 规则值与残差
(上图:2000. I ~ 2011. III; 下图:2011. IV ~ 2016. III)

Fig. 1 Short-term interest ,LSTR interest rule value , and residual
(Up Graph: 2000. I ~ 2011. III; Down Graph: 2011. IV ~ 2016. III)

图2给出了2000. I ~ 2016. III 通胀预期与阈值的时序图,图3给出了LSTR函数的区制转移时序图.图2表明,我国在2003后期至2004上半年、2007全年、2008上半年、2010第二季度至2012第一季度、2013前期的通胀预期均高于阈值,其他时期则低于阈值.相对应地,在图3中,我国在2003后期至2004上半年、2007全年、2008上半年、2010第二季度至2012第一季度、2013前期的货币政策位于高区制,在其他时期位于低区制.因此,货币政策规则在高区制时期的反应系数 φ_2 (2000. I ~ 2011. III) 或 φ_1 (2011. IV ~ 2016. III) 的值较高,在其他时期反应系数的值则较低.其中,2007全年、2008上半年、2010第二季度后的货币政策位于高区制,这与人民银行从2006年开始着重通胀调控是一致的.表(3)列出了我国2000. I ~ 2016. III 的利率累计调整幅度、利率平均调整幅度、政府公布的通胀目标(区间)和通胀预期以及所对应的区制.可以看出,除2004、2006和2015,其余年份的利率调整幅度与对应区制基本一致,从而表明我国货币政策的非对称调整是有效的.

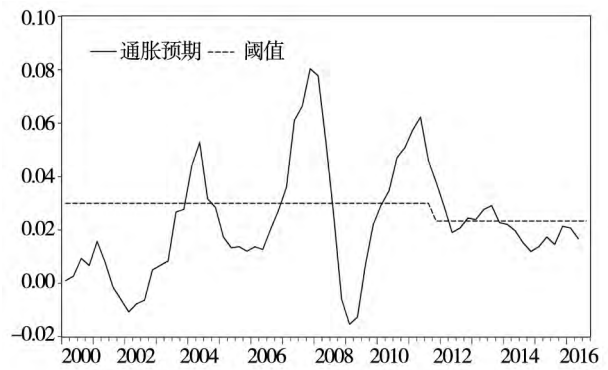


图2 通胀预期与阈值(2000. I ~ 2016. III)

Fig. 2 Inflation expectation and threshold (2000. I ~ 2016. III)

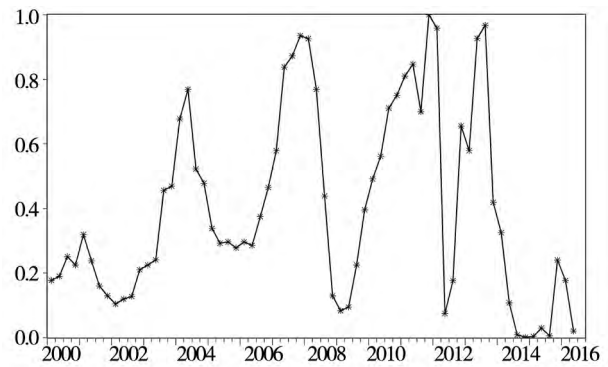


图3 LSTR 值(阈值变量为通胀预期,2000. I ~ 2016. III)

Fig. 3 LSTR value (Threshold variable is inflation expectation , 2000. I ~ 2016. III)

2004和2006的利率实际调整幅度却与区制相反:2004利率平均调整幅度为-0.022%,显然是低机制,但因为通胀预期高于阈值,理应位于高机制,因而货币政策反应不足;2006利率平均调整幅度为0.332%,显然是高机制,但因为通胀预期低于阈值,理应位于低机制,因而货币政策反应过度.原因在于政府公布的通胀目标(区间),合理的通胀目标(区间)对非线性货币政策调整至关重要.如果通胀目标(区间)低于最优阈值,则当通胀预期低于最优阈值但高于目标(区间)时,货币政策应当位于低机制,但实际却可能按高机制调整利率,因而货币政策反应过度;如果通胀目标(区间)高于最优阈值,则当通胀预期高于最优阈值但低于目标(区间)时,货币政策应当位于高机制,但实际却可能按低机制调整利率,因而货币政策反应不足.2015的利率实际调整幅度也与区制相反,2015利率实际平均调整幅度为-0.683%,显然是高机制,但因为通胀预期低于阈值,理应位于低机制,因而货币政策反应过度,

但这可能与政府在 2015 年将稳增长作为主要目标的原因有关。

表 3 通胀目标、通胀预期与区制(阈值变量为通胀预期 2000. I ~ 2011. III: $c = 3\%$; 2011. IV ~ 2016. III: $c = 2.33\%$)

Table 3 Inflation Targets , inflation expectation and regime (threshold variable is inflation expectation , 2000. I ~ 2011. III: $c = 3\%$; 2011. IV ~ 2016. III: $c = 2.33\%$)

时间	利率累计调整幅度(%)	利率平均调整幅度(%)	区制	通胀目标(%)	通胀预期(%)
2000	-0.123 3	-0.041	低	4	0.1 ~ 0.9
2001	-0.256 7	-0.086	低	1 ~ 2	-0.1 ~ 1.57
2002	-0.156 7	-0.052	低	0 ~ 1	-1 ~ 0.5
2003	0.43	0.143	前低后高	1	0.6 ~ 2.8
2004	-0.066 7	-0.022	前高后低	3 ~ 4	2.8 ~ 5.3
2005	-0.496 7	-0.166	低	4	1.2 ~ 1.73
2006	0.996 7	0.332	低	2 ~ 3	1.27 ~ 2.73
2007	1.126 7	0.376	高	3	3.6 ~ 8
2008	-0.646 7	-0.216	前高后低	4.8	-0.6 ~ 7.77
2009	0.5	0.167	低	4	-1.53 ~ 2.2
2010	1.21	0.403	高	3	2.93 ~ 5.07
2011. I ~ 2011. III	0.676 6	0.338	高	4	3.77 ~ 6.22
2011. I ~ 2012. IV	-0.57	-0.1425	前高中低后高	3	1.9 ~ 2.87
2013	1.386 7	0.462	高	3 ~ 3.5	2.27 ~ 2.91
2014	-0.58	-0.193	低	3 ~ 3.5	1.19 ~ 2.2
2015	-2.05	-0.683	低	3	1.38 ~ 2.13
2016. I ~ 2016. III	0.01	-0.005	低	3	1.67 ~ 2.07

3.3 冲击响应分析与不确定性

尽管当通胀预期高于阈值时,反应系数 φ_2 或 φ_1 的值较高,如 2007 第四季度, LSTR 函数值近于 1,此时反应系数 φ_2 的值接近 0.08,但仍然远小于 1,属于消极的货币政策规则,因而可能产生不确定性.本文利用 SVAR 对非线性货币政策规则进行冲击响应分析与不确定性分析,进一步考察阈值和转移速度对不确定性的影响.

将指数函数(8)代入菲利普斯曲线(7),并在原点位置作二阶近似泰勒展开,其近似展开式为

$$\pi_t = \lambda_1 y_t + (2\beta - \lambda_1) E_t \pi_{t+1} + (\lambda_1 - \beta) \frac{1}{y_t} (E_t \pi_{t+1})^2 + \varepsilon_{u,t} \quad (9)$$

将 IS 曲线式(3)、非线性菲利普斯曲线式(9)、非线性规则式(5)组成的 LSTR - NLRE 系统转化为下面的 SVAR 系统

$$C_0 \xi_t = \Gamma_1 \xi_{t-1} + u_t \quad (10)$$

其中 C_0 和 Γ_1 为系数矩阵.

SVAR 模型的结构参数估计首先需要对组成向量的内生变量作数据平稳性检验.这里采用 ADF 单位根检验方法.单位根检验结果显示(省

略备索), ξ_t 中内生变量在不同显著性水平下均呈现出数据平稳性:变量 y_t 、 π_t 、 $\frac{\pi_{t+1}^2}{y_t}$ 、 $G_t(g)$ 、 $\pi_{t-1}G_t(g)$ 、 $\pi_t G_t(g)$ 、 $y_{t-1}G_t(g)$ 、 $y_t G_t(g)$ 和 $y_{t+1}G_t(g)$ 在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下呈现出数据平稳性;其余变量均在 5% 和 10% 的显著性水平下呈现出数据平稳性.

对系统(10)而言,刻画某种冲击对模型结构的动态影响需要区分冲击类型.冲击类型分为两种:一种冲击源于 LSTR-NLRE 系统本身的货币政策冲击 $\varepsilon_{i,t}$ 、需求冲击 $\varepsilon_{g,t}$ 和供给冲击 $\varepsilon_{u,t}$,称之为结构冲击;另一种冲击源于结构约束式的扰动向量 E_t ,其中的随机扰动可以表示为结构冲击的线性组合,因此,在 SVAR 的简化式中,向量 E_t 中存在对结构系统有重要影响的三类复合冲击,即货币政策扰动 $E_{i,t}$ 、需求扰动 $E_{g,t}$ 、供给扰动 $E_{u,t}$.本文对 SVAR 模型的冲击响应分析主要关注扰动冲击,采用广义冲击响应函数,因为广义冲击响应函数克服了乔利斯基分解所依赖的 VAR 模型变量的次序问题.

1) 基于阈值的冲击响应分析与不确定性

模拟不同阈值下高机制情形和低机制情形的货币政策冲击、需求冲击和供给冲击对产出缺口、通胀率以及短期名义利率的影响路径,就可以分析高机制情形下和低机制情形下 LSTR 货币政策规则的非对称政策效果以及不同阈值对不确定性的影响。

图 7、图 5 和图 8 分别给出了阈值 $c = 2.33\%$ 、 $c = 3\%$ 或 2.33% 、 $c = 3\%$ 的产出缺口、通胀率和短期名义利率对一个标准差的货币政策扰动 $E_{i,t}$ 、需求扰动 $E_{g,t}$ 、供给扰动 $E_{u,t}$ 的广义冲击响应路径,其中转移速度 λ 均依据之前的估计值分别设定为 52.979 96 (2000. I ~ 2011. III) 和 584.669 2 (2011. IV ~ 2016. III)。从图中可以看出:

当正向货币政策扰动发生时,当 $c = 3\%$ 或 2.33% 时(图 5),产出缺口在初始季度会有小幅下降,但下降幅度不显著,第三季度下降幅度为 $-0.001 108$,第四季度下降幅度为 $-0.001 803$,在 1 年半之后又恢复到均衡水平,从 1 年半之后又开始小幅下降,但下降幅度有限;通胀率在前四个季度有小幅上升,第四季度上升幅度为 $0.003 881$,随后开始下降,从第七季度开始向下偏离均衡水平,且在第九季度达到最大偏离值 $-0.001 164$,然后又开始向均衡水平回复;短期名义利率在初始季度上升,上升幅度为 $0.004 409$,之后开始向均衡水平回复且一直处于均衡水平附近。当 $c = 2.33\%$ 时(图 7),此时通胀预期的阈值下降,产出缺口在初始季度会有小幅下降,但下降幅度不显著,第三季度下降幅度为 $-0.001 114$,第四季度下降幅度为 $-0.001 768$,在 1 年半之后又恢复到均衡水平,与图(5)对比表明,相对高机制状态下, LSTR 规则更易稳定产出;通胀率在前四个季度有小幅上升,第四季度上升幅度为 $0.003 905$,随后开始下降,从第七季度开始向下偏离均衡水平且持续偏离,第十季度偏离值为 $-0.001 329$,这表明,相对高机制状态下, LSTR 规则容易导致通胀的不确定性;短期名义利率在初始季度上升,上升幅度为 $0.004 449$,之后开始向均衡水平回复且一直处于均衡水平附近,但偏离幅度相对于图 5 较大。当 $c = 3\%$ 时(图 8),此时通胀预期的阈值上升,产出缺口在初始季度会有小幅下降,但下降幅度不显著,第三季度下降幅度为 $-0.001 162$,在 1 年

半之后又恢复到均衡水平,从 1 年半之后又开始小幅下降,且持续偏离,第十季度为 $-0.000 791$,与图 5 对比表明,相对低机制状态下, LSTR 规则不仅有较长滞后期,且易导致产出的不确定性;通胀率在前五个季度有小幅上升,第五季度上升幅度为 $0.004 466$,随后开始下降,从第八季度开始向下偏离均衡水平,第九季度偏离值为 $-0.000 241$,第十季度偏离值为 $-0.000 558$,这表明,相对低机制状态下, LSTR 规则更易稳定通胀;短期名义利率在初始季度上升,上升幅度为 $0.004 639$,之后开始向均衡水平回复且一直处于均衡水平附近。

当正向需求扰动发生时,当 $c = 3\%$ 或 2.33% 时,产出缺口在初始季度会有所上升,第二季度上升幅度为 $0.008 411$,从第三季度开始下降,然后一直维持在均衡水平附近;通胀率从第四季度开始始终维持一个较低的的正的水平;短期名义利率先下降后上升,从第二季度开始缓慢上升,在第四季度趋于均衡水平,之后虽有小幅上升,但始终在均衡水平附近。当 $c = 2.33\%$ 时,产出缺口在初始季度会有所上升,第二季度上升幅度为 $0.008 392$,从第三季度开始下降,之后虽略有上升,但从第六季度开始逐渐向均衡水平回复;通胀率从第四季度开始始终维持一个较低的的正的水平;短期名义利率先下降后上升,从第二季度开始缓慢上升,在第五季度趋于均衡水平,之后虽有小幅上升,但始终在均衡水平附近。当 $c = 3\%$ 时,产出缺口在初始季度会有所上升,第二季度上升幅度为 $0.008 429$,从第三季度开始下降,然后一直维持在均衡水平附近,与相对高机制比较,需求扰动对产出缺口影响的政策效果无显著差异;短期名义利率先下降后上升,从第二季度开始缓慢上升,在第四季度趋于均衡水平,之后虽有小幅上升,但始终在均衡水平附近。

当正向供给扰动发生时,当 $c = 3\%$ 或 2.33% 时,产出缺口在初始季度会有所下降,但第二季度就开始上升并始终维持在均衡水平;通胀率先上升后下降,在第四季度偏离最大为 $0.009 412$,从第八季度开始出现微小的负值偏离;短期名义利率先上升后下降,在前八个季度始终处于正值水平,从第四个季度开始下降,最终向均衡水平回复。当 $c = 2.33\%$ 时,产出缺口在初始季度会有所

下降,但第二季度就开始上升并始终维持在均衡水平;通胀率先上升后下降,在第四季度偏离最大为 0.009 406,从第八季度开始出现微小的负值偏离;短期名义利率先上升后下降,在前十个季度始终处于正值水平,从第四个季度开始下降,最终向均衡水平回复.这表明,当供给扰动发生时,LSTR 规则在高机制和低机制情形下均能产生确定性.

2) 基于转移速度的冲击响应分析与不确定性

图 4、图 5 和图 6 分别给出了转移速度 $\lambda = 52.979\ 96$ 、 $\lambda = 52.979\ 96$ 或 $584.669\ 2$ 和 $\lambda = 584.669\ 2$ 的产出缺口、通胀率和短期名义利率对一个标准差的货币政策扰动 $E_{i,t}$ 、需求扰动 $E_{g,t}$ 、供给扰动 $E_{u,t}$ 的广义冲击响应路径,其中阈值 c 均依据之前的估计值设定为 3% (2000. I ~ 2011. III) 和 2.33% (2011. IV ~ 2016. III). 从图中可以看出:

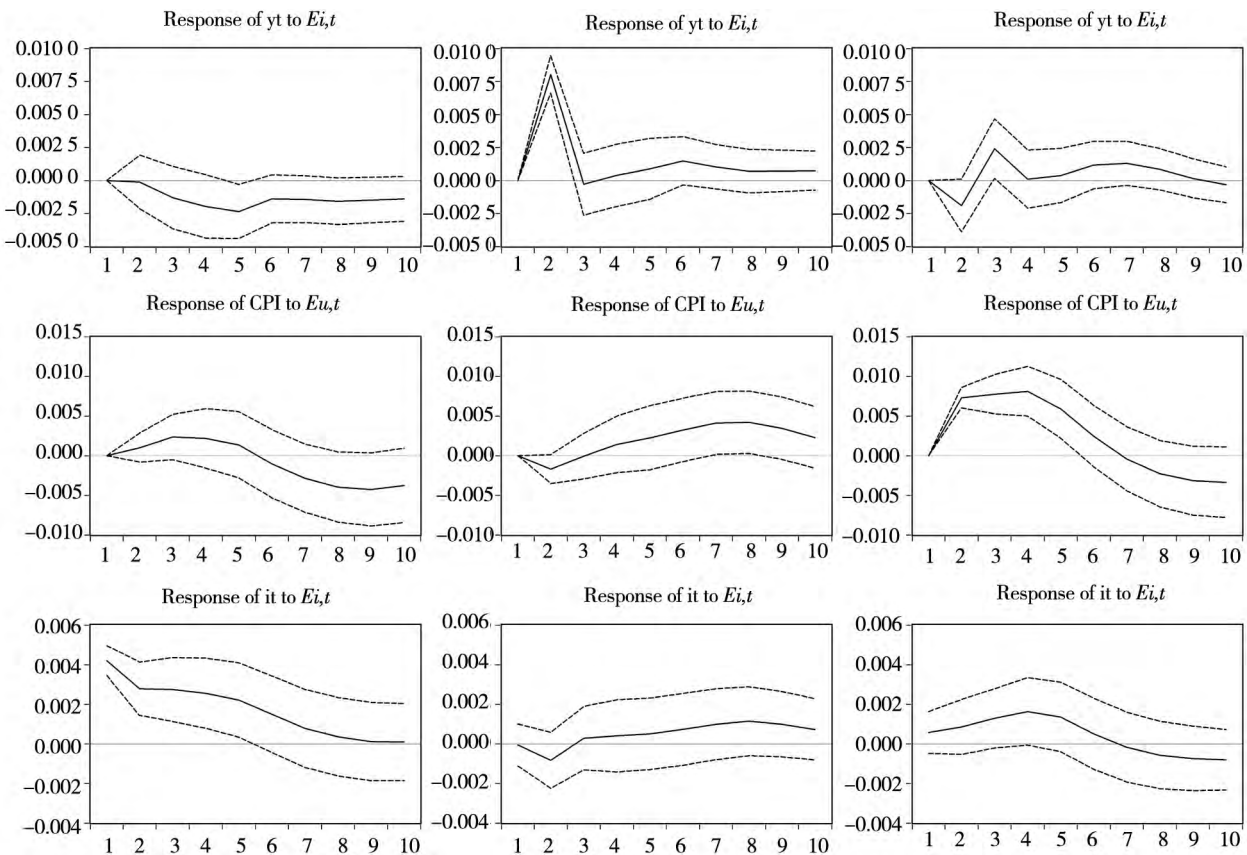


图 4 广义冲击响应路径

(2000. I ~ 2011. III: $c = 3\%$, $\lambda = 52.979\ 96$; 2011. IV ~ 2016. III: $c = 2.33\%$, $\lambda = 52.979\ 96$)

Fig. 4 Generalized impulse response(2000. I ~ 2011. III: $c = 3\%$, $\lambda = 52.979\ 96$; 2011. IV ~ 2016. III: $c = 2.33\%$, $\lambda = 52.979\ 96$)

当正向货币政策扰动发生时.当 $\lambda = 52.979\ 96$ 时(图 4) 产出缺口在初始季度会有小幅下降,但下降幅度不显著.第三季度下降幅度为 $-0.001\ 301$,第四季度下降幅度为 $-0.001\ 976$,在 1 年半之后向均衡水平回复;通胀率在前五个季度有小幅上升,第四季度上升幅度为 $0.002\ 161$,随后开始下降,从第六季度开始向下偏离均衡水平,且在第九季度达到最大偏离值 $-0.000\ 428\ 6$,然后又开始向均衡水平回复;短期名义利率在初始季度上升,上升幅度为 $0.004\ 205$,之后开始向均衡水平回复且一直处于均衡水平附

近.当 $\lambda = 52.979\ 96$ 或 $584.669\ 2$ 时(图 5),产出缺口在初始季度会有小幅下降,但下降幅度不显著.第三季度下降幅度为 $-0.001\ 108$,第四季度下降幅度为 $-0.001\ 803$,在 1 年半之后又回复到均衡水平,从 1 年半之后又开始小幅下降,但下降幅度有限;通胀率在前四个季度有小幅上升,第四季度上升幅度为 $0.003\ 881$,随后开始下降,从第七季度开始向下偏离均衡水平,且在第九季度达到最大偏离值 $-0.001\ 164$,然后又开始向均衡水平回复;短期名义利率在初始季度上升,上升幅度为

0.004 409 ,之后开始向均衡水平回复且一直处于均衡水平附近. 当 $\lambda=584.669 2$ 时(图6), 产出缺口在初始季度会有小幅下降, 但下降幅度不显著, 第三季度下降幅度为 $-0.000 898$, 第四季度下降幅度为 $-0.001 238$, 在1年半之后向均衡水平回复; 通胀率在前四个季度有小幅上升, 第四季度上升幅度为 $0.004 483$, 随后开始下降, 向均衡水平回复; 短期名义利率在初始季度上升, 上升幅度为 $0.004 500$, 之后开始向均衡水平回复.

当正向需求扰动发生时. 当 $\lambda=52.979 96$ 时, 产出缺口在初始季度会有所上升, 第二季度上升幅度为 $0.008 032$, 从第三季度开始下降, 然后一直维持在均衡水平附近; 通胀率从第四季度开始始终维持一个较低的的正的水平; 短期名义利率先下降后上升, 从第二季度开始缓慢上升, 在第三季

度趋于均衡水平, 之后虽有小幅上升, 但始终在均衡水平附近. 当 $\lambda=52.979 96$ 或 $584.669 2$ 时, 产出缺口在初始季度会有所上升, 第二季度上升幅度为 $0.008 411$, 从第三季度开始下降, 然后一直维持在均衡水平附近; 通胀率从第四季度开始始终维持一个较低的的正的水平; 短期名义利率先下降后上升, 从第二季度开始缓慢上升, 在第四季度趋于均衡水平, 之后虽有小幅上升, 但始终在均衡水平附近. 当 $\lambda=584.669 2$ 时, 产出缺口在初始季度会有所上升, 第二季度上升幅度为 $0.008 296$, 从第三季度开始下降, 然后一直维持在均衡水平附近; 通胀率从第三季度开始始终维持一个较低的的正的水平; 短期名义利率先下降后上升, 从第二季度开始缓慢上升, 在第三季度趋于均衡水平, 之后虽有小幅上升, 但始终在均衡水平附近.

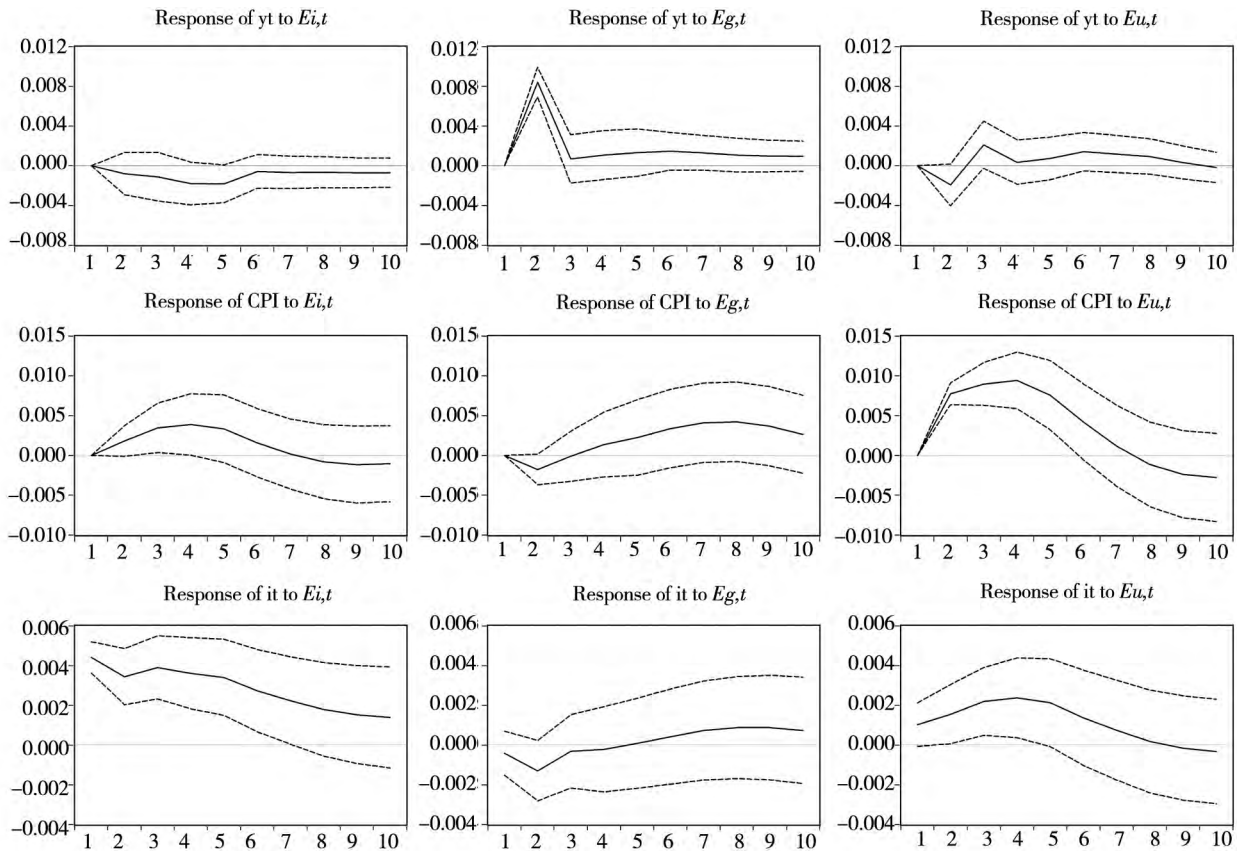


图5 广义冲击响应路径

(2000. I ~ 2011. III: $c=3\%$, $\lambda=52.979 96$; 2011. IV ~ 2016. III: $c=2.33\%$, $\lambda=584.669 2$)

Fig. 5 Generalized impulse response (2000. I ~ 2011. III: $c=3\%$, $\lambda=52.979 96$; 2011. IV ~ 2016. III: $c=2.33\%$, $\lambda=584.669 2$)

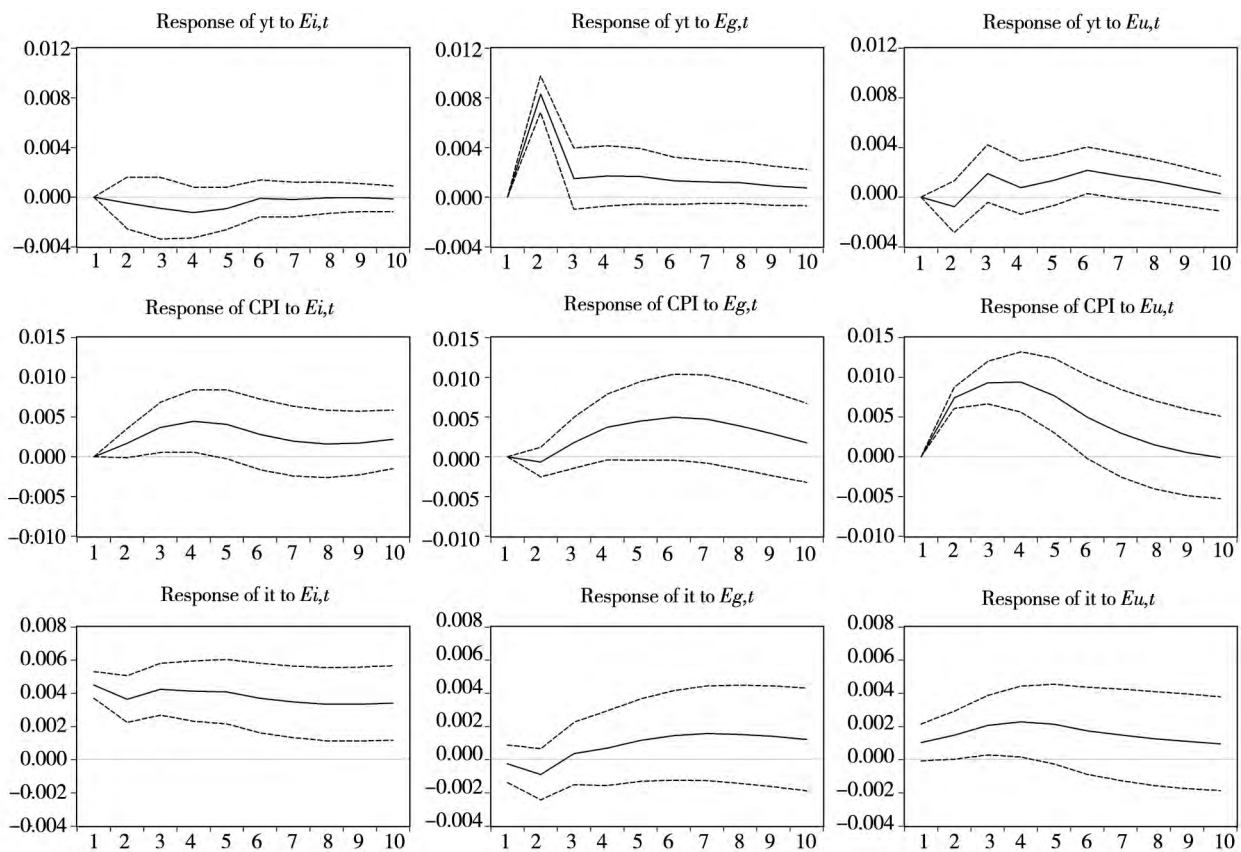


图 6 广义冲击响应路径

(2000. I ~ 2011. III: $c = 3\%$, $\lambda = 584.6692$; 2011. IV ~ 2016. III: $c = 2.33\%$, $\lambda = 584.6692$)

Fig. 6 Generalized impulse response (2000. I ~ 2011. III: $c = 3\%$, $\lambda = 584.6692$; 2011. IV ~ 2016. III: $c = 2.33\%$, $\lambda = 584.6692$)

当正向供给扰动发生时, 当 $\lambda = 52.97996$ 时, 产出缺口在初始季度会有所下降, 但第二季度就开始上升并始终维持在均衡水平附近; 通胀率先上升后下降, 在第四季度偏离最大为 0.008121, 从第七季度开始出现微小的负值偏离; 短期名义利率先上升后下降, 在前七个季度始终处于正值水平, 从第四个季度开始下降, 最终向均衡水平回复。当 $\lambda = 52.97996$ 或 584.6692 时, 产出缺口在初始季度会有所下降, 但第二季度就开始上升并始终维持在均衡水平附近; 通胀率先上升后下降, 在第四季度偏离最大为 0.009412, 从第八季度开始出现微小的负值偏离; 短期名义利率先上升后下降, 在前八个季度始终处于正值水平, 从第四个季度开始下降, 最终向均衡水平回复。当 $\lambda = 584.6692$ 时, 产出缺口在初始季度会有所下降, 但第二季度就开始上升并始终维持在均衡水平附近; 通胀率先上升后下降, 在第四季度偏离最大为 0.009394, 从

第九季度开始出现微小的负值偏离; 短期名义利率先上升后下降, 从第四个季度开始下降, 最终向均衡水平回复。

4 结束语

本文逆序构建了 LSTR-NLRE 模型, 并在此框架下, 利用中国季度经济数据对 LSTR 货币政策规则的非线性与非对称性、最优阈值、阈值和转移速度对不确定性的影响进行了实证研究。本文结论如下:

(1) LRE 模型采用顺序的建模方法, 这一方法在线性货币政策规则研究中是可行的。但对非线性模型而言, 顺序建模方法则不可行, 如果最优解的非线性形式发生改变, 约束条件的非线性形式也必然改变, 恰当的做法是以经验规则为基础, 逆向推导出与经验规则相一致的约束条件。逆序

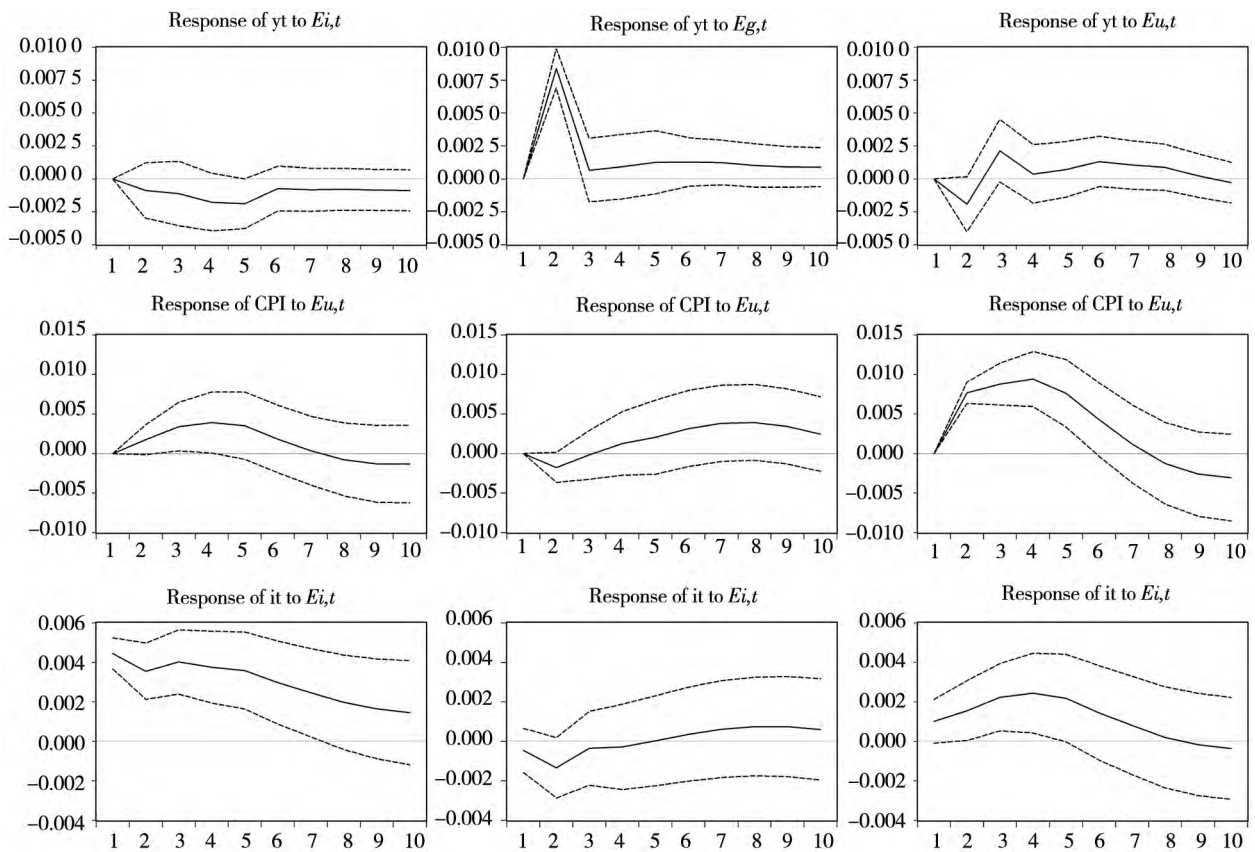


图7 广义冲击响应路径

(2000. I ~ 2011. III: $c = 2.33\%$, $\lambda = 52.97996$; 2011. IV ~ 2016. III: $c = 2.33\%$, $\lambda = 584.6692$)

Fig. 7 Generalized impulse response (2000. I ~ 2011. III: $c = 2.33\%$, $\lambda = 52.97996$; 2011. IV ~ 2016. III: $c = 2.33\%$, $\lambda = 584.6692$)

构建 NLRE 模型的关键就是以非线性货币政策规则为前提 运用最优化方法 逆向推导出非线性菲利普斯曲线的具体形式. 本文给出了逆序构建 NLRE 模型的相应定理, 这一定理表明, 对于 LSTR-NLRE 模型, 若使最优非线性货币政策规则的形式与 LSTR 规则形式一致, 则非线性菲利普斯曲线的非线性函数具有指数函数形式.

(2) 对 LSTR 货币政策规则的非线性与非对称性实证分析结果表明: 我国货币政策规则的反应系数是变化的, 反应系数值与通胀预期、阈值和转移速度相关, 这不仅表明我国货币政策规则的非线性特征, 而且反应系数在阈值两侧会有高低之分, 货币政策在阈值两侧也呈现非对称特征. 阈值右侧反应系数值大约是阈值左侧的 2 倍, 这说明当通胀预期超过阈值时, 应加倍提高短期名义利率对当期通胀率或滞后通胀率的反应系数.

(3) 我国通胀预期的阈值与通货膨胀的波动幅度相关. 当通货膨胀波动较大时, 通胀预期的阈值较高, 2000. I ~ 2011. III 的阈值为 3%; 当通货膨胀呈趋势变化且波动较小时, 通胀预期的阈值较低, 2011. IV ~ 2016. III 的阈值为 2.33%.

(4) 合理的通胀目标(区间)对非线性货币政策调整至关重要. 如果通胀目标(区间)低于最优阈值, 则当通胀预期低于最优阈值但高于目标(区间)时, 货币政策应以低机制调整利率; 如果通胀目标(区间)高于最优阈值, 则当通胀预期高于最优阈值但低于目标(区间)时, 货币政策应以高机制调整利率.

(5) 我国货币政策不确定性效应受阈值影响较大, 受转移速度影响较小. 在高机制状态下, LSTR 规则更易稳定产出, 但却易导致通胀不确定性; 在低机制状态下, LSTR 规则不仅有较长滞后期, 而且易导致产出不确定性, 但却更易稳定通胀.

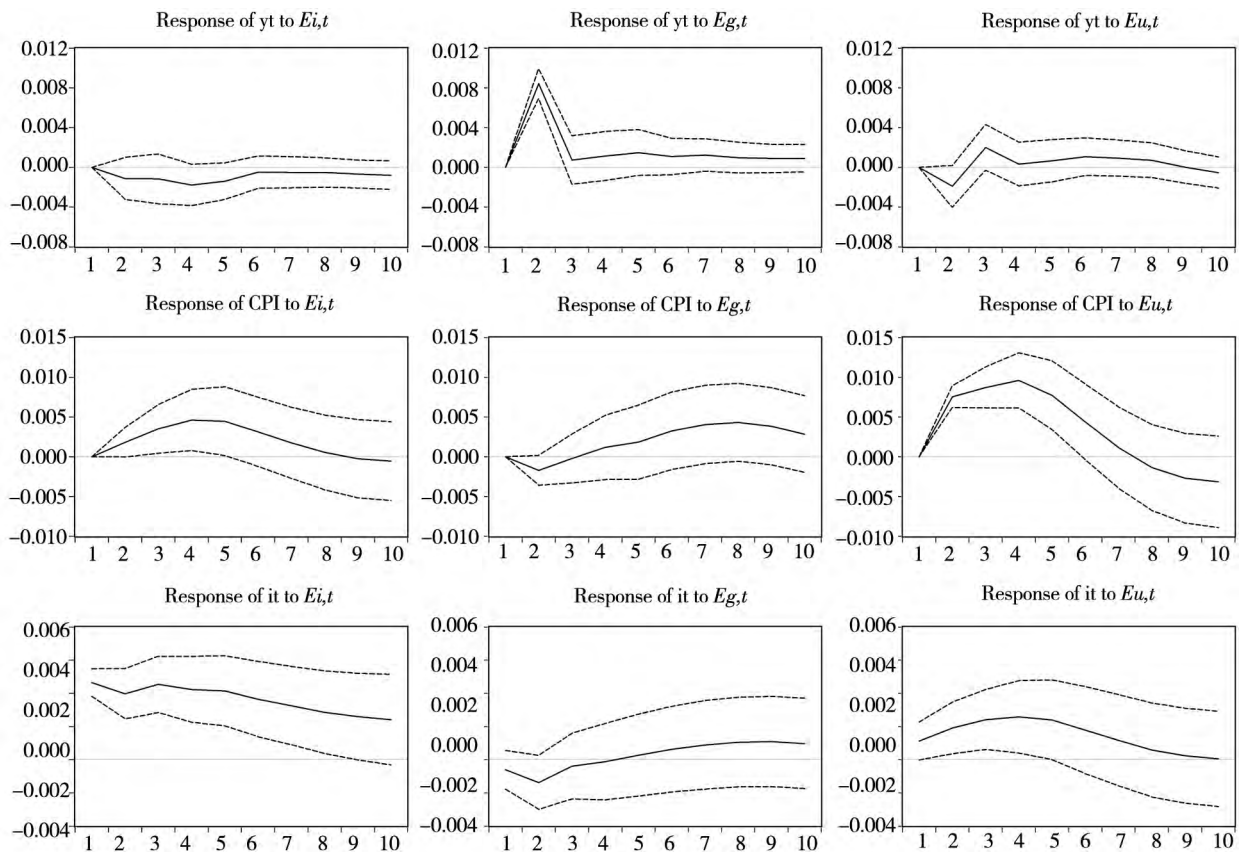


图 8 广义冲击响应路径

(2000. I ~ 2011. III: $c = 3\%$, $\lambda = 52.979\ 96$; 2011. IV ~ 2016. III: $c = 3\%$, $\lambda = 584.669\ 2$)

Fig. 8 Generalized impulse response (2000. I ~ 2011. III: $c = 3\%$, $\lambda = 52.979\ 96$; 2011. IV ~ 2016. III: $c = 3\%$, $\lambda = 584.669\ 2$)

因此, 中央银行应依据稳定产出和通胀的意愿程度, 来管理通胀预期: 如果中央银行更倾向于稳定产出, 则应使通胀预期位于阈值水平之上, 以使货

币政策处于高机制状态; 如果中央银行更倾向于稳定通胀, 则应使通胀预期位于阈值水平之下, 以使货币政策处于低机制状态.

参 考 文 献:

[1] Taylor J B. Macroeconomic policy in a world economy [J]. From Econometric Design to Practical Application, 1993a.
 [2] Taylor J B. Discretion versus policy rules in practice [J]. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 1993b, 39: 195 - 214.
 [3] Bill Dupor. Investment and interest rate policy [J]. Journal of Economic Theory, 2001, 98: 85 - 113.
 [4] Smets Frank, Rafael Wouters. Shocks and frictions in US business cycles: A Bayesian DSGE approach [J]. American Economic Review, 2007, 97 (3): 586 - 606.
 [5] An S, Schorfheide F. Bayesian analysis of DSGE models [J]. Econometric Reviews, 2007, 26(2-4): 113 - 172.
 [6] Lubik T A, Schorfheide F. Testing for indeterminacy: An application to U. S. Monetary Policy [J]. American Economic Review, 2004, 94(1): 190 - 217.
 [7] Rabanal P. Monetary Policy Rules and the U. S. Business Cycle: Evidence and Implications [R]. IMF Working Paper No. 164, 2004, Washington, D. C.
 [8] Assenmacher-Wesche K. Estimating central banks' preferences from a time-varying empirical reaction function [J]. European

- Economic Review ,2006 ,Vol. 50: 1951 – 1974.
- [9]Granger C W J ,Teräsvirta T. Modeling Nonlinear Economic Relationships [M]. Oxford: Oxford University Press ,1993.
- [10]赵进文,黄彦. 中国货币政策与通货膨胀关系的模型实证研究[J]. 中国社会科学,2006,2: 45 – 54.
Zhao Jinwen ,Huang Yan. Empirical modeling research on the relation between monetary policy and inflation in China [J].
Social Science in China ,2006 ,2: 45 – 54. (in Chinese)
- [11]赵进文,闵捷. 央行货币政策操作效果非对称性实证研究[J]. 经济研究,2005,2: 26 – 34.
Zhao Jinwen ,Min Jie. Empirical study on the asymmetry of the effect of monetary policy operation of China's Center Bank
[J]. Economic Research Journal ,2005 ,2: 26 – 34. (in Chinese)
- [12]赵进文,闵捷. 央行货币政策操作政策拐点与开关函数的测定[J]. 经济研究,2005,12: 90 – 101.
Zhao Jinwen ,Min Jie. Measurement for the breakpoints and transition function for monetary policy operation of China's
Center Bank [J]. Economic Research Journal ,2005 ,12: 90 – 101. (in Chinese)
- [13]彭方平. 我国货币政策的微观效应—基于非线性光滑转换面板模型的实证研究[J]. 金融研究,2007,9: 31 – 41.
Peng Fangping. The micro effect of monetary policy in China: Empirical research based on nonlinear smooth switch panel
model [J]. Journal of Financial Research ,2007 ,9: 31 – 41. (in Chinese)
- [14]欧阳志刚,王世杰. 我国货币政策对通货膨胀与产出的非对称反应[J]. 经济研究,2009,9: 27 – 38.
Ouyang Zhigang ,Wang Shijie. The Asymmetric reaction of monetary policy to inflation and real GDP in China [J]. Eco-
nomic Research Journal ,2009 ,9: 27 – 38. (in Chinese)
- [15]刘金全,隋建利,李楠. 基于非线性 VAR 模型对我国货币政策非对称作用效应的实证检验[J]. 中国管理科学,2009,17(3): 47 – 55.
Liu Jinqun ,Sui Jianli ,Li Nan. Asymmetric effects of China's monetary policy: Evidence from a nonlinear VAR model
[J]. Chinese Journal of Management Science ,2009 ,17(3): 47 – 55. (in Chinese)
- [16]谢平,罗雄. 泰勒规则与其在中国货币政策中的检验[J]. 经济研究,2002,3: 3 – 12.
Xie Ping ,Luo Xiong. Taylor rule and its empirical test in China's monetary policy [J]. Economic Research Journal ,2002 ,
3: 3 – 12. (in Chinese)
- [17]陆军,钟丹. 泰勒规则在中国的协整检验[J]. 经济研究,2003,8: 76 – 85.
Lu Jun ,Zhong Dan. Cointegration test of taylor rule in China [J]. Economic Research Journal ,2003 ,8: 76 – 85. (in
Chinese)
- [18]黄炎龙,陈伟忠. 通货膨胀的稳定性与最优通货膨胀[J]. 管理科学学报,2013,16(5): 13 – 28.
Huang Yanlong ,Chen Weizhong. Inflationary stability and the optimal inflation [J]. Journal of Management Sciences in
China ,2013 ,16(5): 13 – 28. (in Chinese)
- [19]王霞,洪永淼. 基于非参数回归的遗漏变量检验[J]. 管理科学学报,2016,19(3): 77 – 91.
Wang Xia ,Hong Yongmiao. Nonparametric-regression based testing for omitted variables [J]. Journal of Management Sci-
ences in China ,2016 ,19(3): 77 – 91. (in Chinese)
- [20]郑挺国,刘金全. 区制转移形式的“泰勒规则”及其在中国货币政策中的应用[J]. 经济研究,2010,3: 40 – 52.
Zheng Tingguo ,Liu Jinqun. Taylor rule with regime switching and its application to China's monetary policy [J]. Eco-
nomic Research Journal ,2010 ,3: 40 – 52. (in Chinese)
- [21]刘金全,张小宇. 中央银行规避经济收缩和通胀偏好的模式与途径研究[J]. 经济研究,2015,12: 29 – 40.
Liu Jinqun ,Zhang Xiaoyu. Patterns and Ways of recession avoidance preferences and inflation avoidance preference in
central bank [J]. Economic Research Journal ,2015 ,12: 29 – 40. (in Chinese)
- [22]Giannoni M P ,Woodford M. Optimal Interest Rate Rules: General Theory [R]. Massachusetts: NBER Working Paper No.
9419 ,2003a ,January.
- [23]McCallum B T. The Present and Future of Monetary Policy Rules [R]. Massachusetts: NBER Working Paper No. 7916 ,
September ,2000.

- [24] Martin C , Milas C. Modeling monetary policy: Inflation targeting in practice [J]. *Economica* , 2004 , 71: 209 – 221.
- [25] Eric Schaling. The non-linear Phillips curve and inflation forecast targeting [J]. *Journal of Money , Credit , and Banking* , 2004 , 36(3) : 361 – 386.
- [26] Okun A M. Potential GNP: Its Measurement and Significance [R]. Reprinted as Cowles Foundation Paper 190 , 1962.

LSTR , non-linear monetary policy and indeterminacy

GUO Kai , SUN Yin , XING Tian-cai

School of Finance , Dongbei University of Finance & Economics , Dalian 116025 , China

Abstract: ALSTR-NLRE model is backwardly constructed. In the framework of LSTR-NLRE model , using Chinese economic data during the first quarter of 2000 and the third quarter of 2011 , this paper positively analyzes the nonlinearity and asymmetry of Chinese monetary policy rule with LSTR , and positively analyzes and simulates the effects on indeterminacy based on threshold value and transfer speed. The backward Modeling process shows that , in order to make optimal monetary policy rule in the NLRE system consistent with nonlinear rule with LSTR , nonlinear Philips curve should be an exponential function. The positive analyses shows that: Chinese monetary policy has the characteristics of nonlinearity and asymmetry , and the threshold value is positively related with inflation variation. During the first quarter of 2000 and the third quarter of 2011 , the threshold of inflation expectation is 3% , while from the fourth quarter of 2011 to the third quarter of 2016 , the threshold of inflation expectation is 2.33% . A reasonable target of inflation expectation is very important to the central bank. Furthermore , threshold value has a greater influence on indeterminacy than transfer speed. In the high regime , nonlinear monetary policy rule with LSTR is more likely to stabilize output gap than inflation. In the low regime , nonlinear monetary policy rule with LSTR is more likely to stabilize inflation and is more likely to lead to output indeterminacy with long policy lag. If output gap is highly weighted , the central bank should increase inflation expectation above threshold value to put monetary policy into the high regime. If inflation is highly weighted , the central bank should decrease inflation expectation below the threshold value to put monetary policy into the low regime.

Key Words: nonlinear monetary policy rules; inflation expectation; indeterminacy; LSTR-NLRE model; backward modeling