

资产价格错位与货币政策调控： 理论分析与政策模拟^{*}

刘金全 刘达禹 张达平

内容提要：本文构建了包含资产价格及市场异质交易者的新凯恩斯宏观经济模型，随后利用校验分析法对这一模型进行了数值模拟，结果发现货币当局根据资产价格错位采取的应急反应是其在无法实时监测证券市场运行状况时的次优选择。此外，相比于对资产价格错位进行事后干预的货币政策规则，考虑了资产价格的利率规则不但不会影响经济系统的稳定性，且还会促使经济系统达到兼具确定性和稳定性的理性预期均衡。因此，货币当局应高度注重货币政策规则的前瞻指引作用，从而为“新常态”时期内的经济增速换挡托底，也为全面深化金融体制改革和注册制的推行留出必要时间。

关键词：资产价格错位 货币政策规则 校验分析

一、引言

资产价格错位(Asset Price Misalignments)是指由资产价格偏离其基础价格而引发的过度上涨或下跌的状态。一般而言，当资产价格围绕其基础价格发生小幅偏离时，投资者与政策制定者并不会改变其理性预期；但当资产价格发生较大错位时，投资者与政策制定者的行为就将随之发生改变，严重时甚至会导致虚拟经济萎靡抑或是泡沫经济。实际上，有关货币政策规则是否应当包含资产价格的探讨一直都是学术界与政策制定者关注的焦点问题。特别是美国次贷危机爆发以来，世界各主要经济体的资产价格都在短期内大幅下跌，导致市场投资氛围以及投资者情绪均受到了严重影响。此外，虚拟经济的走弱同样也对实体经济产生了显著的“溢出效应”，使得部分国家在短期内经历了严重的经济收缩乃至经济衰退(刘金全，2004)。然而2014年9月伊始，世界各国虚拟经济运行状况已开始悄然转变，道琼斯指数重回上升通道。就我国而言，沪深股市虽然经历波动，但整体持续上扬的趋势没有发生变化，种种迹象表明，世界各国虚拟经济运行已逐渐步

入新一轮复苏过程。一个自然的问题是：现阶段世界各国虚拟经济复苏能否有效提振实体经济活力？各国货币当局采取宽松的货币政策(如QE、降息等)为经济增速托底是否会再度诱发金融危机？有鉴于此，本文将从理论分析与政策模拟的视角出发，首先对不同的利率规则模型进行对比，进而采取校验分析法测度不同利率规则下的政策模拟效果，从而为我国经济“新常态”时期内的货币政策选择，金融风险监测以及系统性紧缩风险防范提供相应的理论依据与政策建议。

目前，有关货币政策规则是否应当包含资产价格的研究正在深入进行，其争论点主要聚焦于货币当局是应针对资产价格错位采取事前干预政策(proactive policy，又称之为泡沫政策)，还是应针对资产价格错位采取事后调整措施(reactive policy)。早期的研究多数认为：货币当局不应针对资产价格错位进行事前干预，其原因主要有三：一是事前干预政策将加大货币政策的执行成本，导致货币当局对事前干预政策的使用通常较为审慎(Bernanke & Gertler, 1999)；二是事前干预政策的调控效果具有高度不确定性(indeterminacy)，致使货币当局对事

^{*} 刘金全，吉林大学商学院，邮政编码：130012；刘达禹、张达平，吉林大学数量经济研究中心，邮政编码：130012，电子邮箱：liuyuchris@163.com。本文为国家社会科学基金重大项目“‘十二五’期间我国经济周期波动态势与宏观经济调控模式研究”(10ZD&006)的阶段性成果。感谢匿名评审专家提出的宝贵的修改意见，文责自负。

前干预政策的预期可能与实际经济状况间存在较大程度上的偏离(Bullard & Schaling, 2002);三是事前干预政策要求对资产价格错位进行实时监测,导致这一政策的可行性也相对较低(Beau, 2004)。有鉴于此,Rudebusch(2005)提出了一个可行的决策树方案。作者认为对这一问题的探讨应分三个步骤进行:首先,货币当局应对资产价格错位的可识别性形成基本判断;随后考察由资产价格泡沫引发的经济问题是否能够通过市场机制消除;而只有当市场机制失灵时,货币当局才应通过适当的事后调整政策予以干预,进而在降低货币政策执行成本的同时平抑资产价格泡沫。

然而,突如其来的“次贷危机”彻底颠覆了以往时期学者们对这一问题形成的基本判断,这使得有关事前干预政策无效性的讨论迅速降温,而人们也逐渐开始关注各种前瞻性政策规则对预防资产价格错位的影响。Kontonikas & Montagnoli(2006)在“趋势交易”的假设下进行研究,结果发现考虑了资产价格错位的前瞻性利率规则能够在确保经济系统稳定的同时兼顾金融稳定,并且其执行效果要优于事后调整政策。随后,Bask(2012)将基本面分析与技术分析投资者引入到标准的新凯恩斯宏观经济模型中,同时考察了市场参与者的异质性特征,结果发现对资产价格进行事后调控的货币政策将导致经济收敛于不确定性均衡,因此,货币当局应预先对资产价格错位做出反应。近期,许多研究在 Bask(2012)的基础上引入了理性预期行为,发现事前干预政策效果显著的主要原因在于其可以为公众树立稳定的理性预期(Machado, 2013);而事后调整政策效果较差的原因则在于相机抉择型政策操作缺乏透明性和公信力(Challe & Giannitsarou, 2014; Dow & Han, 2015)。

国内学者对我国货币当局是应采取事前干预政策还是事后调整措施平抑资产价格泡沫的观点也不尽相同。早期的研究多数认为,尽管当证券市场达到一定规模时,资产价格对货币政策的敏感性将会显著提升,但由于我国金融市场正处于转型阶段,寻求合理的资产定价较为困难,所以货币当局不宜将资产价格纳入前瞻性利率规则;相反,对资产价格错位进行事后调整不仅有利于降低政策执行成本并且还能够有效平抑资产价格泡沫(瞿强, 2001; 易纲、王召, 2002; 伍戈, 2007)。然而,近期的研究结果显示,持续宽松的货币政策是

我国 20 世纪 90 年代末期以及 2005—2007 年间资产价格急速上升的主导诱因(贾俊雪等, 2014)。因此,货币当局在制定利率规则时,应对资产价格泡沫进行事前考量(陈继勇等, 2013; 黄昌利、尚友芳, 2013)。此外,将资产价格因素纳入前瞻性货币政策规则也有助于提高社会整体福利(冯涛等, 2015)。

通过回顾资产价格错位与货币政策调控的相关研究可以看出,以往的研究多聚焦于货币当局是应针对资产价格错位进行事前干预还是应针对其进行事后调整,然而却鲜有文献在不同的市场运行状况下对这一问题展开探讨。实际上,由于异质交易者和“信息不对称”的客观存在,不同市场条件下的资产价格错位对货币政策调控的反应机制也将大为不同。因此,本文将在 Bask(2012), Machado(2013), Challe & Giannitsarou(2014)的理论基础上构建含有资产价格因素的新凯恩斯宏观经济模型,并着重探讨该模型在不同假设条件下的经济性质,同时对含有股票价格因素的货币政策规则进行校验分析,进而论证包含资产价格因素的前瞻性利率规则和相机抉择调整在平抑资产价格泡沫过程中的有效性,从而弥补这一领域内的研究空白,也为我国经济“新常态”时期内的经济增速托底和系统性金融风险防范提供相应的政策建议。

二、包含资产价格因素与异质交易行为的新凯恩斯宏观经济模型

本节构建了一个包含资产价格与异质交易者的新凯恩斯宏观经济模型。该模型系统由三个基础子模型构成:首先,本文对 Clarida et al(1999)建立的宏观经济模型(下文简称 CGG 模型)进行拓展,加入股票价格作为资产价格因素;随后构建具有异质交易者的资产定价模型;最后将其纳入货币当局的利率规则。

(一)加入资产价格因素的 CGG 模型

本文中所采用的 CGG 模型包含两个主要方程,即 IS 曲线以及 Philips 曲线:

$$x_t = E_t(x_{t+1}) - \alpha[r_t - E_t(\pi_{t+1})] + \delta[\Delta s_t - E_t(\pi_{t+1})] \quad (1)$$

$$\pi_t = \beta E_t(\pi_{t+1}) + \gamma x_t \quad (2)$$

其中, x_t 为产出缺口, r 为中央银行的名义基准利率, π_t 为通货膨胀率, s 为股票价格指数的对

数形式, $E_t(\cdot)$ 为 t 时刻的理性预期参数。我们假定经济行为人在对产出缺口, 通货膨胀率以及模型中的其他经济变量形成理性预期时, 能够获取所有的历史信息。此外, 在本文的后续讨论中, 我们将把技术分析经济行为人纳入模型框架体系, 同时考虑趋势外推交易的影响, 因此, 我们需将股指变动分解为名义股指变动与通货膨胀预期之差, 即 $\Delta s_t - E_t(\pi_{t+1})$, 进而考察不同投资者行为对模型系统的影响。

(1) 式与经典 CGG 模型的主要区别在于模型中加入了股票价格变量。特别地, 本文根据 Bernanke et al(1997) 的相关假定, 令总需求与股票价格指数变化呈正相关关系, 这主要是因为股票价格指数将通过影响家庭总财富进而影响消费支出, 从而对企业的融资以及投资决策造成影响。此外, 股票价格也将直接影响抵押品价值, 并对金融机构的贷款意愿产生影响。^①

(二) 资产定价模型

本文假设股票价格指数由其基础价格和趋势外推价格共同决定。根据基本面分析方法可知, 实际股票价格指数可由如下的红利定价模型决定 (Adam et al, 2008; Bask, 2012):

$$s_t^f - E_t(p_{t+1}) = \zeta E_t(x_{t+1}) - \eta[r_t - E_t(\pi_{t+1})] \quad (3)$$

其中, s_t^f 是以指数度量的名义股票基础价格, p_t 为物价水平。这意味着对上式取差分后, 我们可以获取以实际变量表达的基础价格变化率:

$$\begin{aligned} \Delta s_t^f - E_t(\pi_{t+1}) &\equiv s_t^f - E_t(p_{t+1}) - (s_{t-1}^f - p_t) \\ &= \zeta[E_t(x_{t+1}) - x_t] - \eta(r_t - r_{t-1}) \\ &\quad + \eta[E_t(\pi_{t+1}) - \pi_t] \end{aligned} \quad (4)$$

式(3)右端代表股票定价模型中的预期红利成分。倘若参数 ζ 取值为正, 那么股票基础价格的预期红利将与预期产出缺口呈正相关关系, 反之二者呈负相关关系。参数 η 代表未来红利成分的贴现因子, 倘若中央银行紧缩银根, 那么未来各期红利的贴现值将会变小。

根据 Adam et al(2008) 的描述, 当投资者采取趋势分析法进行股票交易时, 名义股票价格指数预期将继续保持原有的趋势。因此, 此类交易者对资产价格的预期将沿着之前的变动趋势变化:

$$\Delta s_t^f = \theta \Delta s_{t-1} \quad (5)$$

其中, s_t^f 代表用趋势外推法预测的名义股票价

格指数。最后, 名义股票价格指数的变动由其基础价格变动(为使用基本面分析的投资者所关注)与技术分析外推的线性组合构成:

$$\Delta s_t = \omega \Delta s_t^c + (1 - \omega) \Delta s_t^f \quad (6)$$

这里, ω 代表股价变动中取决于技术分析趋势外推预测的权重。

(三) 货币政策规则

一般而言, 中央银行采取的货币政策规则有两种形式: 价格型规则(利率规则)和货币数量规则。然而, 自 2014 年 9 月以来, 我国中央银行主要是通过降准、降息等手段为经济增速托底同时对资本市场进行调控, 其对货币供应量的控制依旧较为审慎。因此, 本文将着重探讨利率规则对资产价格错位的调控效应。在此我们参照 Kontonikas & Montagnoli(2006) 以及 Bask(2012) 的设定, 采用多目标制的利率规则模型进行分析, 并假定中央银行主要针对产出缺口、通货膨胀水平与资产价格错位进行名义利率调整:

$$r_t = \kappa_r r_{t-1} + \kappa_x x_t + \kappa_\pi \pi_t + \kappa_s (\Delta s_t - \Delta s_t^f) \quad (7)$$

式(7)意味着中央银行主要是针对资产价格错位的变动进行名义利率调整。这说明如果股票价格变动仅体现为资产基础价格的变动, 那么中央银行将不会调整其利率水平; 但倘若股票价格指数变动与其基础价格变动之间存在偏离, 那么中央银行将会对其名义利率进行调整。此外, 在目标利率水平下, 产出缺口为 0, 这意味着当价格水平恒定时, 资产价格波动仅会受到其基础价格变动的影响。而 κ_r 是利率平滑调整参数, 它代表了中央银行的利率平滑意愿, 其取值越大表明中央银行的利率调整越平缓。

三、不同假设条件下的利率规则模型及其经济性质

在利率规则模型的设定过程中, 学者们通常假定货币当局在期初确定其名义利率调整机制, 因此, 倘若利率规则中假定名义利率针对某一变量的当期值进行调整, 那么这种政策机制即是事前干预政策, 而如果利率规则中并未包含某一变量(如: 通胀缺口, 产出缺口, 资产价格等), 并且货币当局仅根据实际观测结果进行相机抉择调整, 那么这种政策机制即是事后调整政策(郑挺国、刘金全, 2010; Bask, 2012; 张小宇、刘金全, 2013)。本文旨在考察货币当局是应通过事前干预政策(也即 $\kappa_s \neq 0$) 还是事后调

整措施($\kappa_s=0$)对资产价格错位进行调控。^②因此,在对这一问题进行探讨前,首先需要考察不同假设条件下,利率规则模型的基本性质。在此,我们对前一节构建的模型进行整理,将式(4)与(5)代入到式(6)中可得:

$$\begin{aligned}\Delta s_t = & -\zeta(1-\omega)x_t + \zeta(1-\omega)E_t(x_{t+1}) - \\ & \eta(1-\omega)\pi_t + (1+\eta)(1-\omega)E_t(\pi_{t+1}) \\ & + \eta(1-\omega)r_{t-1} - \eta(1-\omega)r_t + \theta\omega\Delta s_{t-1}\end{aligned}\quad (8)$$

式(8)简要地说明了在红利定价模型中加入基本面分析以及技术分析投资策略后,股指的定价过程。随后,将式(4)代入式(7)中可得:

$$\begin{aligned}r_t = & \frac{\zeta\kappa_s + \kappa_x}{1-\eta\kappa_s}x_t - \frac{\zeta\kappa_s}{1-\eta\kappa_s}E_t x_{t+1} + \frac{\eta\kappa_s + \kappa_\pi}{1-\eta\kappa_s}\pi_t \\ & - \frac{(1+\eta)\kappa_s}{1-\eta\kappa_s}E_t(\pi_{t+1}) - \frac{\eta\kappa_s - \kappa_r}{1-\eta\kappa_s}r_{t-1} \\ & + \frac{\kappa_s}{1-\eta\kappa_s}\Delta s_t\end{aligned}\quad (9)$$

式(9)是包含资产定价模型后的利率规则模型。此外,根据 Philips 曲线,本文将通货膨胀与产出缺口间的依存关系描述如下:

$$\pi_t = \gamma x_t + \beta E_t \pi_{t+1}\quad (10)$$

最后,我们根据 IS 曲线给出了产出缺口与总需求之间的依存关系:

$$x_t = E_t(x_{t+1}) + (\alpha - \delta)E_t(\pi_{t+1}) - \alpha r_t + \delta \Delta s_t\quad (11)$$

至此,式(8)~(11)便完成了对资产定价模型的重新描述。随后本文将在式(8)~(11)的基础上进行拓展讨论,并采取由特殊到一般的方法,首先假定模型系统中不存在技术分析交易者情形($\omega=0$)。随后逐步放松基础假定,在股票交易过程中引入技术分析($\omega \neq 0$),并分别考察货币当局针对资产价格错位采取事前干预政策($\kappa_s \neq 0$)和事后调整措施($\kappa_s=0$)的调控效果,进而对“新常态”时期内的货币政策选择提供相应依据。

(一)股票交易中无技术分析交易者的情形

本文假设股票交易中不存在技术分析交易者,并将 $\omega=0$ 代入式(8)~(11),同时将 Δs_t 表示成其他变量的函数,据此可以得到如下矩阵形式的模型系统:

$$\begin{bmatrix} -\kappa_x & -\kappa_\pi & 1 \\ -\gamma & 1 & 0 \\ 1+\delta\zeta & \delta\eta & \alpha+\delta\eta \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_t \\ \pi_t \\ r_t \end{bmatrix} =$$

$$\begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0 & \beta & 0 \\ 1+\delta\zeta & \alpha+\delta\eta & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} E_t(x_{t+1}) \\ E_t(\pi_{t+1}) \\ E_t(r_{t+1}) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 & 0 & \kappa_r \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \delta\eta \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ \pi_{t-1} \\ r_{t-1} \end{bmatrix}\quad (12)$$

下面笔者将推导使得模型系统兼具确定性(terminate)和稳定性(stable)的理性预期均衡条件。根据 Blanchard & Kahn(1980)的处理方法,本文将式(12)改写为一阶形式,然后对前定变量以及模型的特征根进行比较。

模型中所包含的变量为 $y_t^d = [x_t, \pi_t, r_t, Lr_t]'$ $\triangleq [y_t, Lr_t]'$, 其中 L 为滞后算子。因此我们可以把式(12)改写为如下形式:

$$\Gamma y_t = \Theta E_t(y_{t+1}) + \Lambda y_{t-1}\quad (13)$$

其中,改写的一阶系数矩阵分别为

$$\Gamma_d = \begin{bmatrix} \Gamma & \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}\quad (14)$$

$$\Theta_d = \begin{bmatrix} \Theta & 0 \\ 0_{(1 \times 3)} & 1 \end{bmatrix}\quad (15)$$

这里, $\Lambda_{\cdot 3}$ 为矩阵 Λ 的第三列。因此一阶系统的表达式为:

$$\Gamma_d y_t^d = \Theta_d E_t(y_{t+1}^d) + \Lambda y_{t-1}^d\quad (16)$$

由于该模型中只有一个前定变量,因此为得到兼具确定性和稳定性的理性预期均衡,矩阵 $\Gamma_d^{-1}\Theta_d$ 的特征根有且只有一个落于单位圆外。倘若矩阵 $\Gamma_d^{-1}\Theta_d$ 在单位圆外的特征根个数多于一个,那么得到的理性预期均衡就不具有确定性特征。因此,倘若所有特征根均位于单位圆外,那么理性预期模型便不存在稳态均衡解。

(二)事前干预资产价格错位的政策体制与存在技术分析交易者的情形

我们在上述模型的基础上引入股票交易中的技术分析交易者,同时令中央银行对资产价格错位采取事前干预措施。因此,在式(8)~(11)中不设置任何参数约束。

中央银行对资产价格错位采取事前干预措施说明其将直接对资产价格错位的变动做出反应,同时也意味着利率规则式(7)中的参数 $\kappa_s \neq 0$ 。根据前一节中采用的方法,模型系统可以由与式(13)相类似的矩阵 $\Gamma y_t = \Theta E_t(y_{t+1}) + \Lambda y_{t-1}$ 表示,具体矩阵参数可以写为:

$$\begin{aligned}
 & \begin{bmatrix} \zeta(1-\omega) & \eta(1-\omega) & \eta(1-\omega) & 1 \\ \frac{\zeta\kappa_s + \kappa_r}{1-\eta\kappa_s} & \frac{\eta\kappa_s + \kappa_r}{1-\eta\kappa_s} & 1 & -\frac{\kappa_s}{1-\eta\kappa_s} \\ -\gamma & 1 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & \alpha & -\delta \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_t \\ \pi_t \\ r_t \\ \Delta s_t \end{bmatrix} \\
 &= \begin{bmatrix} \zeta(1-\omega) & (1+\eta)(1-\omega) & 0 & 0 \\ -\frac{\zeta\kappa_s}{1-\eta\kappa_s} & -\frac{(1+\eta)\kappa_s}{1-\eta\kappa_s} & 0 & 0 \\ 0 & \beta & 0 & 0 \\ 1 & \alpha-\delta & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} E_t(x_{t+1}) \\ E_t(\pi_{t+1}) \\ E_t(r_{t+1}) \\ E_t(\Delta s_{t+1}) \end{bmatrix} \\
 &+ \begin{bmatrix} 0 & 0 & \eta(1-\omega) & \theta\omega \\ 0 & 0 & -\frac{\eta\kappa_s - \kappa_r}{1-\eta\kappa_s} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ \pi_{t-1} \\ r_{t-1} \\ \Delta s_{t-1} \end{bmatrix} \quad (17)
 \end{aligned}$$

在此,本文将模型中的变量构造如下向量: $y_t^d = [x_t, \pi_t, r_t, Lr_t, L\Delta s_t]'$ $\triangleq [y_t, Lr_t, L\Delta s_t]'$, 据此我们仍沿用式(16)对模型系统进行描述。其中对应的参数向量分别为:

$$\Gamma_d = \begin{bmatrix} \Gamma & -\Lambda_{.3} & -\Lambda_{.4} \\ 0_{2 \times 2} & 1_{2 \times 2} & 0_{2 \times 1} \end{bmatrix} \quad (18)$$

$$\Theta_d = \begin{bmatrix} \Theta & 0_{4 \times 2} \\ 0_{(2 \times 2)} & 0_{2 \times 2} & 1_{2 \times 2} \end{bmatrix} \quad (19)$$

其中, $\Lambda_{.3}$ 与 $\Lambda_{.4}$ 分别为矩阵 Λ 的第3列和第4列。由于式(17)~(19)刻画的模型中存在两个前定变量,因此如果矩阵 $\Gamma_d^{-1}\Theta_d$ 恰有两个特征根落于单位圆外,我们就可获取兼具确定性和稳定性的理性预期均衡。倘若矩阵 $\Gamma_d^{-1}\Theta_d$ 落于单位圆外的特征根多于两个,那么理性预期均衡就不具有确定性特征。相应的,如果只有1个特征根落于单位圆外,那么理性预期模型便不具有稳态解。

(三)事后干预资产价格错位的政策体制与存在技术分析交易的情形

最后,倘若货币当局采取事后干预资产价格错位的政策调整机制,那么其制定的利率规则便不会对资产价格错位进行直接调整,这意味着利率规则式(7)中的参数 $\kappa_s = 0$ 。此外,由于事后调整模型与事前干预模型的唯一区别仅在于是否对股票价格错

位反应参数 κ_s 施加零约束,因此,理性预期均衡兼具确定性和稳定性的条件与上节相同,故在此不再进行赘述。

四、事前干预与事后调整货币政策规则的理论模拟与效果评价

本节我们将重点讨论当资产价格发生错位时,货币当局如何通过其名义利率调整使经济系统达到兼具确定性和稳定性的均衡状态。一个直接的方法是根据不同的政策操作规则求解上述均衡所需的解析条件。然而,即便是针对不存在趋势交易者的经济系统而言,该解析条件的显性表达也极为复杂,使得我们难以对其经济意义进行解释。为此,本文并不采取差分方程对系统进行求解,而是直接通过系统校验模拟,评价不同货币政策规则下经济系统均衡解的性质。

(一)校验参数选取

在进行校验分析之前,首先应当选取适宜的校验参数。需要指出,本文所考察的政策规则并不是对现实经济的近似模拟,而是对现实经济中并未执行的政策规则进行概括分析,因而在参数选取时既要考虑实际的参数值域,同时也要考察不同政策规则假设下的具体状况,从而对相应的政策模拟效果进行客观评价。

本文参照陈彦斌(2008)、隋建利等(2011)、郑挺国等(2012)和刘喜和等(2014)的研究,设定了IS方程以及货币政策规则模型参数,同时基于程立超(2010)以及胡永刚、郭长林(2012)的估计结果,设定了模型中资产价格因素的校验参数,最后根据Kontonikas & Montagnoli(2006),Bask(2012)等研究,设定了红利定价模型的相关校验参数。本文将在以上校验参数的基础上展开研究,从不存在异质交易者的简化模型入手,并逐步放宽研究假设,从而深入分析在不同类型交易者主导的资本市场当中,货币当局对资产价格错位进行事前干预和事后调整的政策模拟效果,同时对模型系统的稳定性和确定性进行评价。具体参数校验结果如表1所示:

表1 模型系统的校验参数设定

参数	取值
α	1/2.5236 ^① (陈彦斌,2008;郑挺国等,2010;隋建利等,2011;刘喜和等,2014)
β	0.9977(陈彦斌,2008;郑挺国等,2010;隋建利等,2011;刘喜和等,2014)
γ	0.2947(陈彦斌,2008;郑挺国等,2010;隋建利等,2011;刘喜和等,2014)

续表 1

参数	取值
κ_r	0.8840(政策惯性) ^④ (郑挺国、刘金全,2010;张小宇、刘金全,2013);0.0000(无政策惯性) ^⑤
κ_π	1.0000(事前干预政策)(Kontonikas & Montagnoli,2006;Adam,2008;Bask,2012);0.0000(事后调整政策)(Kontonikas & Montagnoli,2006;Adam,2008;Bask,2012)
δ	0.0100(程立超等,2007;胡永刚、郭长林等,2012)
ξ	0.4670(Bask,2012;Machado,2013;Challe & Giannitsarou,2014)
η	0.0600(Bask,2012;Machado,2013;Challe & Giannitsarou,2014)

(二) 市场交易者同质情形下的货币政策模拟

本文假设当市场不存在异质交易者时,股票市场交易者仅采用基本面分析方法对证券进行定价和交易。因此,在这种情况下 $\omega=0$,这意味着资产价格的所有变动都来自于其基础价格变动,此时,无论货币当局是否对资产价格变动做出反应都不会影响最终的名义利率。相应的利率规则可简化为:

$$r_t = \kappa_r r_{t-1} + \kappa_x x_t + \kappa_\pi \pi_t$$

实际上,许多国家中央银行的政策操作行为表明:其名义利率调整具有明显的惯性特征(Rudebusch,2005;Bullard & Mitra,2007;张小宇、刘金全,2013)。因此,本文在政策模拟的过程中同样考虑了中央银行的利率平滑意愿,以便对比货币政策惯性($\kappa_r=0.8840$)和货币政策无惯性($\kappa_r=0$)对系统均衡解的影响。图1(I)与(II)分别给出了参数空间(κ_x, κ_π)中兼具确定性与稳定性的理性预期均衡

解域(白色区域)以及不确定性均衡解域(灰色区域)。

图1(I)是考虑了利率平滑意愿后的模型均衡解域。对比图1(II)中不考虑利率平滑意愿的参数空间可以发现,随着利率平滑意愿不断增强,参数空间(κ_x, κ_π)中所描述的模型系统获得兼具确定性和稳定性的均衡区域也在逐渐扩大。观察图1(I)可以看出,模型均衡解域对产出缺口调整系数的反应相对较弱;但通货膨胀调整系数只要进行微小的变动(反应系数 $\kappa_\pi \approx 0.1$),即可保证系统达到兼具确定性和稳定性的理性预期均衡。而在图1(II)中,系统均衡解域将不再对产出缺口调整系数做出反应;此时,利率规则需要完全钉住通胀水平,并进行1对1的调整(反应系数 $\kappa_\pi \approx 1$),即通货膨胀上升1%,名义利率也需随之提高100个基点。这一发现与Bask(2012)以及Bullard & Mitra(2007)的结论一致。

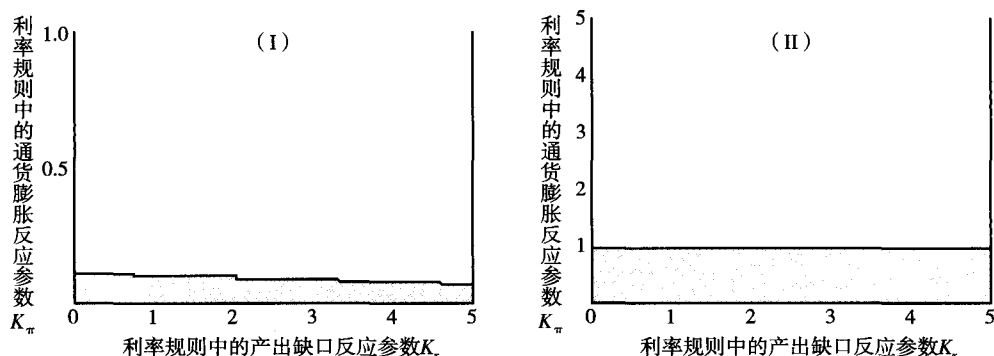


图1 模型均衡解的确定性与稳定性均衡区域及不确定性均衡区域

为进一步分析股票价格指数对总需求的影响,本文对参数 δ 进行了敏感性分析^⑥。结果表明, δ 取值的改变对于参数空间中兼具确定性和稳定性的均衡解域并不产生影响。这主要是因为IS曲线中资产价格的实际收益率对总需求的财富效应具有可加

性,而利率规则中也包含了具有可加性的资产价格收益率,导致两者相互抵消,进而不会对系统均衡解域产生影响(Bask,2012)。

(三) 事前管理资产价格错位的政策模拟

图1在简化模型的基础上分析了利率规则的不

同参数组合得到的理性预期均衡解的性质。在本节中我们将放宽假定,通过引入趋势交易者考察证券市场中的异质交易者对模型均衡解域的影响。这里,我们先来考察中央银行实行事前干预资产价格错位的政策规则($\kappa_r \neq 0$)对系统均衡的影响,进而分析在这种政策规则下模型均衡所具有的经济性质。^⑦表2刻画了市场在存在异质交易者条件下的校验参数设定。^⑧

表2 市场具有异质交易者情形下的校验参数设定

参数	技术分析交易者主导市场($\theta\omega > 1$)	基本面交易者主导市场($\theta\omega < 1$)
θ, ω	$\theta = 2, \omega = \frac{2}{3}$	$\theta = 1, \omega = \frac{1}{3}$ $\theta = 1, \omega = \frac{2}{3}$ $\theta = 2, \omega = \frac{1}{3}$

本部分将使用表1与表2中的参数设定进行校验分析。由于引入了趋势交易者,所以股票价格指数会与其基础价值间产生一定程度上的偏离,有鉴于此,我们另外设定了参数 ν 用以刻画趋势交易者的股价预期对趋势交易行为的调整系数。此外,由于趋势交易者具有典型的跟风操作行为(bandwagoning),因此证券市场的不稳定性也将随之显著上升(Salm & Schuppli, 2010),而货币当局则会根据其预期设定前瞻性利率规则,从而防止泡沫经济的发生。实际上,历次金融动荡的经验证据表明,投资者在此过程中均具有典型的跟风操作行为,并导致

资产价格在短期内剧烈波动。故此,本文在校验分析中分别考虑了市场上以基本面分析交易者为主导($\theta\omega < 1$)和以技术分析交易者为主导($\theta\omega > 1$)这两种情形。

其中,对于基本面分析交易者占主导的情形,我们还将针对技术分析交易者在股指进行趋势外推预测时的谨慎程度进行进一步区分,并由低($\theta = 1$)到高($\theta = 2$)进行考察。其次,本部分还将针对趋势外推预测在股指定价过程中所占的权重进行进一步讨论,并着重探讨趋势外推定价占主导($\omega = 2/3$)和基本面分析定价占主导($\omega = 1/3$)这两种市场情形。

1. 基本面分析交易者主导市场的情形。在基本面分析交易者主导的市场中,我们首先考察技术分析交易者对于趋势交易持谨慎态度时的市场状况,即 $\theta = 1$ 。这里我们先考虑货币当局具有利率平滑意愿的情形,即 $\kappa_r = 0.8840$ 。参数模拟结果表明,无论对于 $\omega = 1/3$ 抑或是 $\omega = 2/3$,模型系统的理性预期均衡解域均不会发生改变,即为图1(I)所示。这一结果表明:当技术分析交易者对趋势外推持谨慎态度时,模型系统的均衡解域不会受到两类交易者权重变化的影响,这意味着只要基本面分析交易者在市场定价过程中处于主导地位,同时技术分析交易者对于趋势交易持谨慎态度,那么资产价格错位便不会扭曲实体经济均衡和货币政策的调控效应。

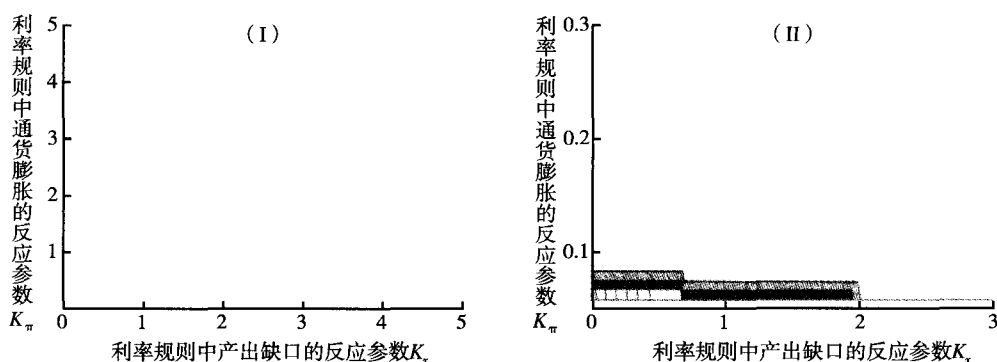


图2 模型均衡解的确定性与稳定性均衡区域及不确定性均衡区域

然而,当技术分析交易者对于趋势交易持激进态度时($\theta = 2$),参数模拟结果将变为图2(I)描述的情形。在图2(I)中,参数空间(κ_x, κ_π)中使系统兼具确定性和稳定性的均衡解域明显增加。^⑨利率规则针对产出缺口和通货膨胀进行调整的任意参数组合

都能使经济系统达到兼具确定性和稳定性的理性预期均衡。这说明当技术分析交易者对趋势交易持激进态度时,货币当局对资产价格错位的纠正能够完全实现其预期效果,从而平抑资产价格错位对实体经济的“溢出效应”。

为全面探究货币当局选取不同政策规则对模型系统均衡解的影响。我们继续考察当货币政策不具有惯性时(也即 $\kappa_r=0$),模型解的性质。与考虑利率平滑意愿时相似,我们也分为两种情况进行讨论。对于 $\theta=1$ 的情况,数值模拟结果表明:无论对于 $\omega=1/3$ 抑或是 $\omega=2/3$,模型系统的理性预期均衡解域均不会发生改变,且结果与图1(II)相同^⑩。对于 $\theta=2$ 的情况,校验结果由图2(II)给出。观察图2(II)可以看出,除极少数情况外,产出缺口调整系数与通货膨胀调整系数的绝大多数组合均能使经济系统达到兼具确定性与稳定性的理性预期均衡,并且解的区域要大于图1(II)中的解域。^⑪以上数值校验结果能够给我们两点重要启示:首先,随着货币当局利率平滑意愿的提高,参数空间

中兼具确定性和稳定性的均衡解域也将随之变大,说明货币当局的惯性政策操作更有助于促使经济系统同时实现具有确定性和稳定性的理性预期均衡;其次,相比于技术分析交易者对趋势交易持谨慎态度的情形($\theta=1$),货币当局在技术分析交易者对趋势交易持激进态度($\theta=2$)时的政策调控将会更加灵活。

2. 技术分析交易者主导市场的情形。在对技术分析交易者占主导的市场进行讨论前,同样需要对相关参数进行设定,首先我们假定技术分析交易者对趋势交易持激进态度($\theta=2$),同时假定股价变动大部分由趋势交易成分所决定($\omega=2/3$)。为进行政策比较,这里仍考虑政策存在惯性($\kappa_r=0.8840$)与政策无惯性($\kappa_r=0$)两种情形。

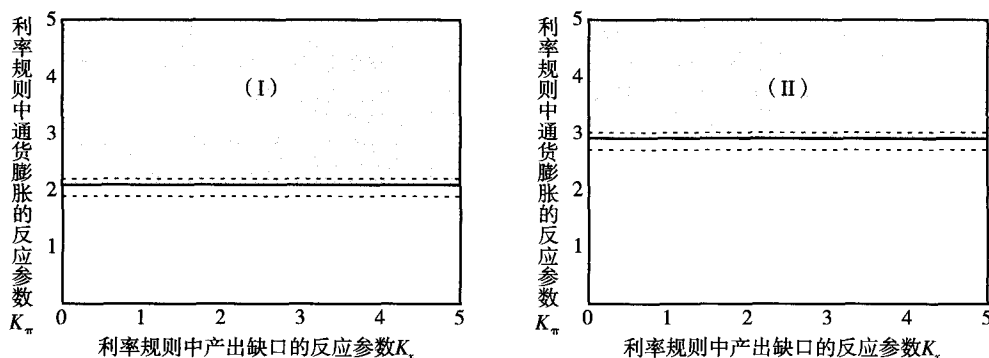


图3 模型均衡解的确定性、稳定性均衡区域及不稳定均衡区域

货币政策存在惯性时的模型校验结果由图3(I)给出。参数空间(κ_x, κ_π)中白色区域的经济意义与图1和图2中相同,深灰色区域表示无法使经济系统达到稳定均衡的参数组合。观察图3(I)可以看出,当货币当局的政策规则对物价水平的调整系数较高时(图中表示为货币当局以至少2倍于通货膨胀变动的调整幅度提高名义利率),模型系统不但无法实现确定性均衡,并且也不具有稳定性。这一校验结果表明:倘若货币当局根据资产价格错位预期采取事前干预的政策规则,那么其在制定政策规则时就要适度降低通货膨胀调整系数,从而确保经济系统处于相对稳定的状态之中。

同上文一致,本部分我们考察当中央银行不具有利率平滑意愿时,货币政策规则与经济系统均衡解之间的关联机制。按照前文中不存在技术分析交易者以及基本面分析交易者主导市场的情形,我们预期政策惯性有助于扩大理性预期均衡解域。然

而,在技术分析交易者主导市场的情况下,校验分析结果发生了重大变化。 $\kappa_r=0$ 的模型校验分析结果由图3(II)给出。通过对比图3(II)与图3(I)可以发现,图3(II)中导致系统不稳定的参数组合(κ_x, κ_π)区域明显缩小。^⑫这意味着如果货币当局在技术分析交易者占主导的市场情形下使用前瞻性利率规则,那么其更应针对产出缺口与通货膨胀水平预期进行直接调整,并适度放宽利率平滑意愿。实际上,利率平滑的主要作用在于防止名义利率在短期内进行大幅波动,并通过资产价格渠道对实体经济产生“溢出效应”。因此,利率平滑意愿的大小代表着货币当局在宏观调控过程中的谨慎程度(cautious)。然而,倘若市场中趋势交易者占主导地位,那么经济系统就更容易进入不稳定状态(Bullard & Mitra, 2007),此时如果货币当局仍高度重视利率平滑意愿,并对货币政策持谨慎态度,那么其政策操作便会与现实状况发生偏离,相反,采取无惯性的政策操作

规则反而有利于确保经济系统的稳定性。

(四) 事后干预资产价格错位的政策模拟

前文的分析结果表明,当市场中存在异质交易者时,事前干预资产价格的政策规则在多数情形下是有效的。一个自然的问题是,相比于事前干预资产价格的货币政策规则,事后调整资产价格的政策机制($\kappa_s=0$)效果如何?有鉴于此,本部分将对事后调整资产价格的货币政策规则进行数值模拟,从而对比两种政策规则的有效性。

对于基本面分析交易者占主导的市场情形($\theta\omega < 1$),我们同样考察了表2中第3列的三种情况。校验分析结果表明,在上述三种情况下所得到的参数组合结果均为图1(I)^⑨。这说明当市场中不存在资产价格错位或者市场由基本面分析交易者主导时,货币当局针对资产价格错位进行事前干预与事后调整的政策规则均不会对模型系统的稳态解产生影响。此时,货币当局只需选择恰当的参数组合(κ_x, κ_π),并按照这一规则进行名义利率调整,就可以使经济系统达到兼具确定性和稳定性的理性预期均衡。

对技术分析交易者占主导的市场($\theta\omega > 1$)进行的校验分析,政策模拟结果由图4(I)给出。图4(I)同样表明当货币当局的政策规则对物价水平的调整系数较高时,系统更易于进入不稳定状态。^⑩然而对比图4(I)与图3(I)可知,相比于事前干预资产价格错位的政策规则,事后调整政策规则的解域将明显变小。这意味着当货币当局对资产价格错位进行事后调整时,可选择的调整系数将十分有限。从利率规则对通货膨胀的反应系数 κ_π 来看,货币当局无法对通货膨胀变动做出足够反应,这意味着资产价格错位可能会进一步影响到货币当局对物价水平的控制力。

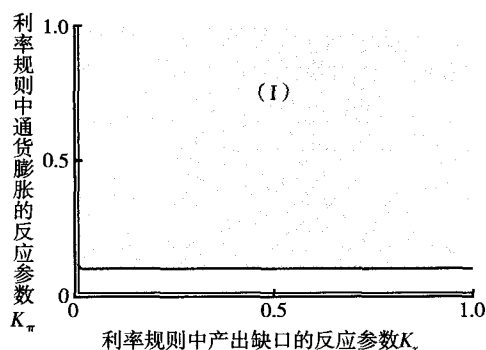


图4 模型均衡解的确定性与稳定性均衡区域
及不稳定均衡区域

综合以上校验分析结果可以看出,倘若资本市场中不存在资产价格错位,或者市场处于基本面分析交易者占主导的情形($\theta\omega < 1$),那么中央银行就无需针对资产价格错位调整其利率规则。而当市场处于技术分析交易者占主导的情况下,货币当局则需要根据资产价格错位调整其利率规则;其中,采取事前干预资产价格错位的政策规则可以使经济系统的不稳定性显著降低,同时还可以实现利率反应系数的灵活调整。此时,即便放松理性预期假设,货币当局依然可以通过选取适当的参数组合促使经济系统达到稳态均衡。

然而需要指出,在市场交易者具有异质性特征的情况下,货币当局通常难以对市场主导地位形成准确判断。而如果货币当局无法及时地对市场主导地位进行判断,那么就会造成政策制定成本和执行成本的上升。根据次优选择理论(Lipsey & Lancaster, 1956)可知:无论选择事前干预资产价格错位还是对资产价格错位进行事后调整,货币政策规则变动均会对宏观经济的确定性带来影响;但事前干预资产价格错位更易使宏观经济达到兼具确定性与稳定性的理性预期均衡。因此,对资产价格错位进行前瞻指引,发挥货币政策的前瞻性与导向性作用,不失为宏观经济“新常态”时期下,货币政策规则选择的又一重要考量。

五、结论与政策建议

尽管学者们对于货币政策规则是否应当包含资产价格的争论一直存在,但美国次贷危机和欧债危机的经验证据表明,资产价格错位的确应当成为货币当局制定货币政策规则时的重要参考,值得我们予以充分重视。有鉴于此,本文采取理论分析与数值模拟相结合的方法对货币政策纠正资产价格错位的必要性展开讨论。本文构建了包含资产价格及市场异质交易者的新凯恩斯宏观经济模型,随后利用校验分析法对这一模型进行了数值模拟,并对不同假设下的政策模拟效果进行了分析与评价,主要得出以下几点结论:

首先,校验分析的模拟结果表明:货币当局在制定利率规则的过程中针对资产价格错位做出的反应,是其无法实时监测证券市场运行状况下的次优选择。然而,许多国家货币当局仍在执行事后调整资产价格错位的货币政策,这是因为其无法对市场主导地位进行准确的判断,从而在一定程度上体现出货币政策操作的“审慎性”原则。

其次,本文的模拟分析指出:由于资产价格错位

具有易变性,因此,倘若货币当局不断地切换其政策调控模式(事前干预、事后调整),那么其必然会面临较大的政策制定成本和执行成本。相比于对资产价格错位进行事后调整的政策规则,考虑了资产价格后的利率规则不但不会影响政策执行后经济系统的稳定性,并且还能在趋势交易者占主导的市场环境下提高货币政策的灵活性。

此外,就货币当局的利率平滑意愿而言,当市场处于趋势交易者占主导的情形下时,利率平滑意愿不利于促进经济系统达到稳态;而在其他市场环境下,利率平滑意愿更易于促使宏观经济达到兼具确定性和稳定性的理性预期均衡。这主要是因为当市场处于趋势交易者占主导的情形下时,经济系统更易于进入不稳定状态,此时如果货币当局仍高度重视利率平滑意愿,并对货币政策持谨慎态度,那么其政策操作便无法实现充分调整,相反,采取无惯性的货币政策规则,并直接针对通货膨胀和产出缺口进行名义利率调整反而有利于确保经济系统的稳定性。因此,当市场处于趋势交易者占主导的情形下时,货币当局应更加注重对资产价格预期的管理,同时提高对市场主导地位判断的准确性,加强货币政策的预调和微调功能,进而为提高货币政策在管理资产价格错位方面的有效性提供重要保证。

目前,为保障宏观经济运行不滑出合理区间并盘活国内资本市场,中国货币政策新动态已逐步明晰。2014年9月,中央银行联合银监会接连出台稳定房价的新政策;2014年10月,央行再度发行200亿14天正回购,并将发行利率下调至3.4%,形成近三年以来的新低;随后,其又通过非对称的方式下调金融机构人民币贷款和存款基准利率,完成首次降息;并于2015年3月再度将人民币一年期贷款基准利率下调0.25个基点,种种迹象表明,中国货币政策已经进入新一轮降息周期。然而需要指出,本次降息周期与以往时期大为不同,其中,拉长降息周期期限结构,出台再贷款、PSL和定向降准等新型结构性货币政策已然成为新时期内货币政策操作的新亮点,其在防范系统性紧缩风险和盘活资本市场存量的过程中作用日益凸显。现阶段,中国资本市场运行已经进入新一轮复苏期,蓝筹股在货币政策的良性指引下已基本完成价值修复;成长股也已开始步入价值发现过程。然而,货币当局仍不应忽视资本市场投机操作与趋势交易者跟风行为对泡沫经济的催生作用,因此,其应加强投资者预期管理,同时注

重货币政策的前瞻指引作用,引导资金流向,优化资源配置,为新兴产业提供充足的资金支持,发掘新的经济增长点,从而为“新常态”时期内的经济增速换挡托底,也为全面深化金融体制改革留出必要时间。

注:

- ①为了简化讨论,本文只考虑股票价格指数变动与总需求之间的线性关系,这一点与Bernanke et al(1997)一致。
- ②由于 $\kappa_s=0$ 代表式(7)~(9)中不存在资产价格因素,因此,此时货币当局仅能够对资产价格进行事后调整,而如果 $\kappa_s \neq 0$,则代表利率规则式(7)~(9)中包含资产价格的当期值,即这种政策机制是事前干预政策。这种有关事前干预和事后调整的假定与郑挺国和刘金全(2010)、Bask(2012)以及张小宇、刘金全(2013)一致。
- ③Bullard & Mitra(2007)指出,IS曲线中的 α 取值并不影响模型系统获得兼具确定性和稳定性的均衡解。
- ④郑挺国和刘金全(2010)、张小宇和刘金全(2013)均对利率平滑意愿进行了估计,其参数取值均在0.85~0.93之间,与本文的校验参数极为接近,然而由于本文的数据已经延伸至2015年,因此,笔者重新对这一参数进行了估计(0.884),并利用这一结果进行校验分析。
- ⑤政策无惯性意味着中央银行不具有利率平滑意愿,此时,中央银行直接针对产出缺口、通胀缺口和资产价格调整名义利率,因此在这种情况下 $\kappa_r=0$ 。
- ⑥ δ 取0~0.1,步长为0.01。
- ⑦需要指出的是,程立超(2010)以及胡永刚、郭长林(2012)的研究均认为现阶段我国资产价格对产出缺口的解释力度有限,因此,本文后续的研究将参数 δ 的取值设定为0.01,这意味着资产价格变动仅会在有限范围内对实体经济产生“溢出效应”,此外,为考察更为一般的情形,我们也考虑了 δ 取0~0.1(步长为0.01)对模型体系的影响,结果表明其并不会影响模型的理性预期均衡解。
- ⑧尽管在表2中,我们令 ω 取1/3和2/3分别代表基本面分析占主导和趋势外推分析占主导,但是我们同样对参数 ω 的取值进行了敏感性分析,结果表明只要基本面分析交易者占主导, ω 取(0~1/2)中的任何值,模型解域均不会发生显著变化,而只要趋势外推分析占主导, ω 取(1/2~1)中的任何值,模型解域也都不会发生显著变化,因此,本文的代表性数值选取能够反映权重参数的一般性特征。
- ⑨在这种情况下, ω 取(0~1/2)中的任何值,模型解域均不会变化,任意参数组合都是有效的,如图2(I)。
- ⑩在这种情况下, ω 取(0~1)中的任何值,模型解域均不会发生变化,有效参数组合均为图1(II)。
- ⑪此时,模型解域会受到 ω 取值变化的影响,其规律表现为随着 ω 取值不断扩大,其解域空间将会微弱收窄,但是影响极为微弱,图2(I)中,浅色和深色阴影分别给出了 ω 取1/3和2/3时的非均衡区域,稀疏斜线和密集斜线规划的区域则代表参数敏感性分析中体现出的非均衡区域的变

化(敏感性分析数值波动范围是:0.1~0.9)。

- ⑫此时,模型解域变化会受到 ω 取值变化的影响,其规律表现为随着 ω 取值不断扩大,其解域空间将会微弱收窄,但是影响极为微弱,图3(I)(II)阴影中给出了 ω 取2/3时的非均衡区域,虚线规划部分则代表参数敏感性分析中体现出的非均衡区域的变化(敏感性分析数值波动范围是:0.6~0.9)。
- ⑬对此我们同样对参数 ω 进行了敏感性分析,结果表明其并不会影响图1(I)中的解域。
- ⑭此时 ω 取(1/2~1)会对解域产生极为微弱的影响,并且基本与图4(I)中的实线重合,故在此予以略去。

参考文献:

- 陈继勇 袁威 肖卫国,2013:《流动性、资产价格波动的隐含信息和货币政策选择——基于中国股票市场与房地产市场的实证分析》,《经济研究》第11期。
- 陈彦斌,2008:《中国新凯恩斯菲利普斯曲线研究》,《经济研究》第12期。
- 程立超,2010:《股票价格、货币政策和宏观经济波动》,《中央财经大学学报》第4期。
- 冯涛 罗小伟 徐浩,2015:《开放型大国货币政策对资产价格波动反应研究——基于新凯恩斯风险外溢视角》,《西安交通大学学报》(社会科学版)第1期。
- 胡永刚 郭长林,2012:《股票财富、信号传递与中国城镇居民消费》,《经济研究》第3期。
- 黄昌利 尚友芳,2013:《资产价格波动对中国货币政策的影响——基于前瞻性泰勒规则的实证研究》,《宏观经济研究》第1期。
- 贾俊雪 秦聪 张静,2014:《财政政策、货币政策与资产价格稳定》,《世界经济》第12期。
- 刘金全,2004:《虚拟经济与实体经济之间关联性的计量》,《中国社会科学》第4期。
- 刘喜和 李良健 高明宽,2014:《不确定条件下我国货币政策工具规则稳健性比较研究》,《国际金融研究》第7期。
- 瞿强,2001:《资产价格与货币政策》,《经济研究》第7期。
- 隋建利 刘金全 庞春阳,2011:《基于太阳黑子冲击视角的中国货币政策有效性测度》,《管理世界》第9期。
- 伍戈,2007:《货币政策与资产价格:经典理论、美联储实践及现实思考》,《南开经济研究》第4期。
- 易纲 王召,2002:《货币政策与金融资产价格》,《经济研究》第3期。
- 张小宇 刘金全,2013:《规则型货币政策与经济周期的非线性关联机制研究》,《世界经济》第11期。
- 郑挺国 刘金全,2010:《区制转移形式的“泰勒规则”及其在中国货币政策的应用》,《经济研究》第3期。
- 郑挺国 王霞 苏娜,2012:《通货膨胀实时预测及菲利普斯曲线的适用性》,《经济研究》第3期。
- Adam, K., A. Marcet & J. P. Nicolini(2008), “Stock market volatility and learning”, European Central Bank Work-

ing Paper Series, No. 862.

- Bask, M. (2012), “Asset price misalignments and monetary policy”, *International Journal of Finance & Economics* 17(3):221-241.
- Bean, C. R. (2004), “Asset prices, financial instability, and monetary policy”, *American Economic Review* 94(2):14-18.
- Bernanke, B. S., M. Gertler & S. Gilchrist(1997), “The financial accelerator and the flight to quality”, *Review of Economics and Statistics* 78(1):1-15.
- Bernanke, B. S. & M. Gertler(1999), “Monetary policy and asset price volatility”, *Economic Review* 84(4):17-51.
- Blanchard, O. J. & C. M. Kahn(1980), “The solution of linear difference models under rational expectations”, *Econometrica* 48(5):1305-1311.
- Bullard, J. B. & E. Schaling(2002), “Why the Fed should ignore the stock market”, *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* 84(2):35-42.
- Bullard, J. B. & K. Mitra(2007), “Determinacy, learnability, and monetary policy inertia”, *Journal of Money, Credit and Banking* 39(5):1177-1212.
- Challe, E. & C. Giannitsarou(2014), “Stock prices and monetary policy shocks: A general equilibrium approach”, *Journal of Economic Dynamics and Control* 40(1):46-66.
- Clarida, R., J. Galí & M. Gertler(1999), “The science of monetary policy: A New Keynesian perspective”, *Journal of Economic Literature* 37(2):1661-1707.
- Dow, J. & J. Han(2015), “Contractual incompleteness, limited liability and asset price bubbles”, *Journal of Financial Economics* 116(2):383-409.
- Kontonikas, A. & A. Montagnoli(2006), “Optimal monetary policy and asset price misalignments”, *Scottish Journal of Political Economy* 53(5): 636-654.
- Kontonikas, A. & C. Ioannidis(2005), “Should monetary policy respond to asset price misalignments?”, *Economic Modelling* 22(6):1105-1121.
- Lipsey, R. G. & K. Lancaster(1956), “The general theory of second best”, *Review of Economic Studies* 24(1):11-32.
- Machado, G. V. (2013), “Monetary policy rules, asset prices and adaptive learning”, *Journal of Financial Stability* 9(3):251-258.
- Rudebusch, G. D. (2005), “Monetary policy and asset price bubbles”, *FRBSF Economic Letter*, No. 18.
- Salm, C. A. & M. Schuppli(2010), “Positive feedback trading in stock index futures: International evidence”, *International Review of Financial Analysis* 19(5):313-322.

(责任编辑:白丽健)