货币政策：熨平还是加剧了我国的经济和股市波动？

涂巍　刘洪愧　周国富　邹恒甫*

第一版：2014 年 11 月 30 日

目前版本：2015 年 1 月 9 日

* 涂巍，mtuwei@126.com，中央财经大学中国经济与管理研究院，中国北京，100081；刘洪愧，lhyhnly@126.com，中央财经大学中国经济与管理研究院，中国北京，100081；周国富，zhou@wustl.edu，华盛顿大学圣路易斯奥林商学院，美国密苏里州圣路易斯，63130；邹恒甫，Hzoucema@gmail.com，中央财经大学中国经济与管理研究院，中国北京，100081。我们感谢 Tao Zha（查涛）的宝贵意见和建议，感谢王治国对论文初稿的修改意见。本文获中央财经大学博士研究生重点选题支持计划项目“我国宏观经济波动与货币政策、宏观审慎政策选择”（2013）资助。

货币政策：熨平还是加剧了我国的经济和股市波动？

内容提要：结合我国独特的货币政策实践，本文构建了一个包括中央银行、商业银行与实体经济部门的 SVAR 模型，系统地分析了我国货币信用周期与经济周期之间的联系。区别于已有研究，我们首次在同一模型中区分了“法定存款准备金率”和“公开市场业务”两种货币政策工具，并运用贝叶斯估计推断方法识别了这两类“货币政策冲击”。结果表明，“法定存款准备金率”通过改变商业银行对总储备的需求，进而控制银行信贷，最终影响产出和总体价格水平；而 “公开市场业务”仅是对商业银行流动性水平的微调。进一步分析显示：“货币政策冲击”不是我国经济波动的驱动因素；货币政策主要表现为央行对宏观经济变化的内生响应，较好的实现了稳定宏观经济运行的政策目标。此外，我们发现“货币政策冲击”不能显著影响股指回报，说明目前股票市场对我国货币政策的反应有限。

关键词：货币信用周期；经济周期；股票回报；贝叶斯方法

Does Monetary Policy Moderate or Exacerbate Economic Fluctuations and Stock Market Volatility in China?

Abstracts: Based on a SVAR model, which integrates monetary policy behavior with the banking system, demand for money aggregate, and the real economy, the paper reexamines the relationship between the credit cycle and the business cycle in China. Different from the existing research, we distinguish between the ‘required reserve rate’ and the ‘open market operation’, and identify the impacts of the two policy instruments simultaneously. The empirical results show that the PBC’s responsibility for controlling inflation and stabilizing the aggregate demand is mainly represented by the adjustment of the required reserve rate, and the ‘open market operation’ accounts for the monetary authority’s concern on the liquidity management of commercial banks. Furthermore, we find that monetary policy shock is not the main driving force for the business cycles in China, whereas a large fraction of the variation in monetary policy is attributable to the systematic reactions of policy authority to the state of the economy. We also find that the interdependence between China’s monetary policy and stock market is fairly limited at present.

Key words: Credit cycle; Business Cycle; Stock Return; Bayesian Method

JEL: E32; E52; E44

一、引言

改革开放以来的周期性波动已成为我国宏观经济运行的一个显著特征。特别地，自 1992 年后，随着市场化和对外开放程度的不断提高，我国的经济周期进入了一个新的阶段——社会总需求的变动开始成为经济波动的驱动因素。与此同时，随着我国经济货币化特征逐渐增强，货币供给的变化与宏观经济波动之间的联系更加紧密，形成了货币信用周期与经济周期交织叠加、相互影响的特点。举例而言，图 1 描绘了 1996 年 1 季度至 2014 年 1 季度，我国货币存量（M1）增长率、实际 GDP（2005=100）增长率和通胀率（CPI）的波动曲线。从

中可以发现两个明显的规律：一、M1 具有较强的顺周期性，当宏观经济由繁荣转向衰退时（图中阴影部分），M1 亦开始减少；二、M1 领先于通胀率变化，通胀率随着 M1 的增加而上升，减少而下降①。

自然地，我们不禁要问，货币信用周期和经济周期二者是如何联系的？究竟是宏观经济波动引起货币供给变化，还是货币供给变化引起总需求变动，进而导致宏观经济波动？魏杰（1990）和于学军（2011）等的研究结果表明，“没有货币的超量供应，总需求膨胀是不可能形成的。同样，没有货币的过度紧缩，总需求也不会极度萎缩。”不过，也有学者持不同观点，如陈昭（1986）认为，“如果没有国民经济中高势能的需求压力和对货币资金需求的内在冲动，是绝对不会出现货币、信贷的单方面扩张的”。为了更好地解答这一重大问题，有必要对其作进一步的全面研究和分析。

众所周知，货币作为金融的核心，也是实施宏观经济调控的重要政策工具，其变化在很大程度上由央行的货币政策决定。因此，我们认为问题的本质在于厘清货币政策与经济周期的关系。一般地，可以将货币政策分成“货币政策规则”(Monetary Policy Rule)和“货币政策冲击”（Monetary Policy Shock）两部分（Leeper et al.，1996；Christiano et al.，1999；Leeper 和 Zha，2003）。“货币政策规则”指央行根据主要宏观经济变量（如 GDP、通胀率、社会融资总额等）的变化调整货币供给，以稳定宏观经济运行和进行流动性管理，是货币政策对经济中的技术、原油价格等其他冲击的内生响应；而“货币政策冲击”则代表央行自身行为对“货币政策规则”的微小偏离。由此引起的宏观经济波动，通常被称为“货币政策效应”（Monetary Policy Effects），反映了“货币政策微调”（Modest Policy Interventions）对宏观经济的短期影响。由此，可以说“货币政策规则”对应着“宏观经济波动引起货币供给变化”，“货币政策冲击”对应着“货币供给变化造成宏观经济波动”。

因此，货币信用周期与经济周期的关系问题完全可以归结为如何正确测度央行的“货币政策效应”。“货币政策效应”越大，“货币政策冲击”造成的宏观经济波动越明显；相反，如果货币供给的变化主要由“货币政策规则”引起，则反映着央行的宏观调控行为，其目的是为了熨平经济波动，以减少福利损失。所以，本文主要识别“货币政策冲击”。这不仅能帮助我们理解货币信用周期与经济周期之间的关系，还可以检验各种经济周期理论的合理性，如对 DSGE 模型进行比较（Christiano et al.，1999），同时也能为央行制定实施合理的货币政策提供重要的依据。

目前，欧美经济学界一般运用 SVAR 模型识别“货币政策冲击”。基于此，本文构建一个包含多部门的 SVAR 模型识别我国的“货币政策冲击”。考虑到我国独特的货币政策实践，我们在货币政策工具的选择，模型的识别及估计推断方法等方面进行了诸多新的尝试，主要体现在：一、区分了“法定存款准备金率”与“公开市场操作”两种货币政策工具，并对这两类“货币政策冲击”进行了识别；二、不同于常用的 Cholesky 分解，本文的识别条件不仅体现了变量间的经济关系，而且包含模型参数的先验信息；三、运用贝叶斯估计推断方法得到脉冲响应函数的点估计值和置信区间；四，结合预测误差方差分解与历史分解，分析了“货币政策冲击”对我国经济波动的贡献程度；五、通过将股指收益率引入 SVAR 模型中，

① 1992-1995 年间我国在经济体制等方面进行了诸多重要改革，反映在统计数据上，成为宏观经济变量序列在这段时期发生结构突变的重要原因，具体可参见涂巍等（2014）。为剔除上述制度变革因素的影响，我们选择 1996 年 1 季度作为考察起点，此外，这里 M1 的“增加（减少）”指 M1 增长率的变化，而不是绝对数量地变化。

分析了我国货币政策与资产价格之间的关系。

研究结果表明，“货币政策冲击”不是我国产出和总体价格水平波动的主要驱动因素，“货币政策冲击”对“政策变量”解释力的迅速减弱意味着货币政策主要体现为央行对宏观经济的内生反应。此外，两种政策工具中，“法定存款准备金率”通过改变商业银行对总储备的需求以及银行体系的存款货币创造乘数，进而控制银行信贷、货币供给和与其对应的社会总需求，最终影响产出和总体价格水平，而“公开市场业务”仅是对商业银行流动性水平的微调，对宏观经济的影响十分有限。最后，引入股指收益率的 SVAR 模型表明，“货币政策冲击”不能显著影响股指回报，说明目前股票市场对我国货币政策的反应有限。在众多的原因中，我们认为主要是由于散户在股市占主要部分，他们大概不能迅速确定政府政策的效应，因而与机构投资者占主导地位的股市不同。

本文其他部分安排如下：第二部分回顾了国外识别货币政策冲击的相关文献及主要结论；第三部分介绍了本文采用的计量方法；第四部分描述了数据来源及模型参数选择；第五部分在识别出我国“货币政策冲击”的基础上，分析了“货币政策效应”，解释了其背后的形成机理，并讨论了货币信用周期与经济周期之间的联系，以及货币政策对股票市场的影响；第六部分进行了稳健性检验；最后，我们给出了文章的主要结论及进一步研究方向。

二、文献回顾

货币政策究竟如何影响宏观经济运行？在上世纪 60 年代，国外经济学界对此已形成了两种截然不同的观点。以 Friedman 和 Schwartz（1963）为代表，货币学派声称“货币政策对宏观经济有显著的影响，错误的货币政策是造成经济波动的主要原因。因此，如果央行能够避免自身行为不当，尤其是保证货币供给增速稳定，那么宏观经济波动就会大大减弱。”Tobin（1970）对这一观点提出了质疑，在其构建的 Ultra-Keynesian 模型中，尽管货币供给的改变只是对收入水平变化的被动响应，却仍然可以得到 Friedman 用以支持其观点的经验证据。基于此，凯恩斯学派认为，货币政策并不是经济波动的主要驱动因素，央行应根据不同的经济状况制定相应的货币政策，简单的政策规则更可能适得其反。

伴随着“Friedman-Tobin”之争，众多的宏观经济学家们分别采用理论和实证分析方法对这一问题进行了大量的研究。Sims（1980）创造性地运用 SVAR 模型分析了利率、产出、价格以及货币四个宏观经济变量序列间的联动特征，并重新考察了美国货币政策与经济波动之间的关系[②]。此后，针对货币政策是否、以及如何引起宏观经济波动的研究几乎进入了一个“SVAR”时代。通过不断完善识别条件（Leeper et al.，1996；Bernanke 和 Mihov，1998；Christiano et al.，1999），改进估计和推断方法（Sims 和 Zha，1998、1999；Waggoner 和 Zha，2003；Rubio-Ramirez et al.，2010），SVAR 模型在这一领域得到了广泛的应用，宏观经济学家们对“货币政策效应”的认识亦逐步深入，并取得了如下两点共识：一，货币政策的确会对宏观经济运行产生影响。具体来说，对美国而言，紧缩性货币政策在推动短期利率上升、货币供给下降（流动性效应）的同时，会导致产出减少，通胀率下降（但存在明显的滞后）；二，“货币政策冲击”最多只能解释产出波动的 30%，这意味着其并不是造成经济波动的主要因素。当然，有关“货币政策效应”的研究成果极为丰富，对此更为细致的讨论，有兴趣

[②] Christopher A. Sims 也因此及之后的相关工作，与 Thomas J. Sargent 共同获得了 2012 年诺贝尔经济学奖。

的读者可以参见 Leeper et al.（1996）、Christiano et al.（1999）以及 Sims（2012）。

不同于西方市场经济体，我国在 1978 年之前实行的是高度集中的计划经济体制，货币在经济中只具有记账符号的意义，其发行往往是被动的配合生产、投资、物资供求等“实际变量”的平衡（樊纲，1990）。1978 年改革开放后，随着货币在我国经济中的作用不断增强，货币信用周期与经济周期的联系日趋紧密，国内学者亦开始关注货币供给与社会总需求波动之间的关系。除前述提及的陈昭（1986）和魏杰（1990），黄达（1993）运用凯恩斯主义 AD-AS 分析方法，以 1979-1991 年我国的宏观经济运行状况为例，从货币供给形成机制的角度，详细论述了央行应如何控制货币供给以调控社会总需求，进而熨平经济波动。1992-1995 年间，我国明显加快了由计划经济向市场经济的转型，1995 年《中国人民银行法》的颁布，标志着现代中央银行制度在我国的建立，我国的货币信用周期也随之进入了一个新的阶段（于学军，2011）。

2000 年后，国内学者逐渐开始采用 SVAR 方法研究我国货币政策与经济周期之间的关系。根据对简约式（Reduced Form）VAR 模型处理方式的不同，这方面的文献大致可分为两类。一类以简约式 VAR 模型的预测误差项与经济结构冲击之间具有线性关系为基础，运用 Cholesky 分解识别“货币政策冲击”，进而分析“货币政策效应”。如，刘斌（2001）、王君斌等（2013）；另一类则是以动态联立方程为基础，通过赋予方程不同的经济含义并转化为简约式 VAR 模型，对“货币政策冲击”进行识别，代表性文献有：王晓芳和王维华（2008）、盛松成和吴培新（2008）。尽管已有研究使我们对货币政策有了突破性的认识，但在构建 SVAR 模型及分析模型结果两方面仍存在着不足之处：

第一，政策工具变量选取单一。已有文献大多仅将货币供给 M2（或 MB、M1）作为货币政策工具变量，或者只是通过在数量型和价格型政策工具变量间进行替换，对识别出的“货币政策冲击”进行比较。事实上，不同于美联储“盯住”联邦基金利率的做法，我国央行往往同时使用多种政策工具（公开市场操作、调节存款准备金率、调整存（贷）款基准利率），这就使得在 SVAR 模型中包含多个货币政策工具显得更为必要；第二，识别条件选择单一。当 SVAR 模型中包含多个货币政策工具变量时，运用 Leeper et al.（1996）、Bernanke 和 Mihov（1998）的方法应该更为合理；第三，估计推断结果分析需进一步完善。由于存在着样本不确定性（Sample Uncertainty）和参数不确定性（Parameter Uncertainty），因此，在进行脉冲响应函数分析时应将置信区间考虑在内。置信区间包含零值时，表明外生冲击的影响并不显著（Sims 和 Zha，1999）；第四，因果关系不清。使用 SVAR 模型识别“货币政策冲击（效应）”的本质，是要将“货币政策对经济的冲击”同“货币政策对经济的响应”区分开来。目前，国内已有文献在分析 SVAR 模型的相关结果时，却尚未将二者分开。

综上，尽管国内经济学界在运用 SVAR 模型分析我国货币政策与经济周期的关系方面已取得了许多成果，但若要真正弄清“货币政策究竟做了什么，以及其如何影响我国宏观经济运行”，我们还需进行大量细致的研究。

三、计量分析方法

这部分将简要介绍本文所用的 SVAR 模型的设定形式、识别条件的选取以及参数的估计与推断方法。对此更为详细的论述，可参见 Sims 和 Zha（1998）、Waggoner 和 Zha（2003）。

（一）模型设定

考虑如下形式的动态联立方程：

$$\boldsymbol{y}_t'\mathbf{A}_0=\sum_{l=1}^{p}\boldsymbol{y}_{t-l}'\mathbf{A}_l+\mathbf{C}+\boldsymbol{\varepsilon}_t' \tag{1}$$

其中，$\mathbf{A}_l$（$l=0,\cdots,p$，$n\times n$维）、$\mathbf{C}$（$1\times n$维）表示系数矩阵，p为滞后阶数，$\boldsymbol{y}_t$为t时刻的内生变量（$n\times 1$维），$\boldsymbol{\varepsilon}_t$为$t$时刻的结构扰动项（$n\times 1$维）、且$\boldsymbol{\varepsilon}_t|\boldsymbol{y}_1,\cdots,\boldsymbol{y}_{t-1}\sim N(\mathbf{0}_{n\times 1},\mathbf{I}_n)$。假设$\mathbf{A}_0$可逆，则方程组（1）的等价形式为：

$$\boldsymbol{y}_t'=\sum_{l=0}^{t-1}\boldsymbol{\varepsilon}_{t-l}'\mathbf{M}_l+E_{\mathbf{0}}\,\boldsymbol{y}_0' \tag{2}$$

其中，$\mathbf{M}_l$为脉冲响应函数矩阵，刻画了内生变量$\boldsymbol{y}_t$对结构扰动项$\boldsymbol{\varepsilon}_t$的动态响应。由此可见，模型中内生变量的变化完全来源于外生的随机扰动项。

相比于将简约式 VAR 模型的向前一步预测误差表示为结构扰动项的线性组合，采用这种设定方式的优点是模型中的方程往往具有更为直接的经济学含义。简单来说，如果（1）中某一方程包含的结构扰动项被“认为”是“货币政策冲击”，则同时意味着此方程的其余部分刻画了“货币政策规则”，而构成（1）的其余方程则表示模型经济（Model Economy）中的非政策部分（Non-policy Part），它们所包含的结构扰动项则是造成模型经济波动的非政策性因素。

（二）识别条件选择

为下文表述方便，我们将方程组（1）简写成如下矩阵形式：

$$\boldsymbol{y}_t'\mathbf{A}_0=\boldsymbol{x}_t'\mathbf{F}+\boldsymbol{\varepsilon}_t' \tag{3}$$

其中，$\boldsymbol{x}_t'=(\boldsymbol{y}_{t-1}',\cdots,\boldsymbol{y}_{t-p}',1)$，$\mathbf{F}'=(\mathbf{A}_1',\cdots,\mathbf{A}_p',\mathbf{C}')$。

显然，我们不能随意“认为”结构扰动项$\boldsymbol{\varepsilon}_t$中的某一个（或几个）元素对应着“货币政策冲击”，这涉及到 SVAR 模型的一个核心问题——选择识别条件。一方面，附加识别条件后的方程需要有合理的经济学解释；另一方面，由于系数矩阵$\mathbf{A}_l$和$\mathbf{C}$（或$\mathbf{M}_l$）直接决定了“货币政策冲击”对内生变量的影响，这意味着系数矩阵的改变可能导致不同的“货币政策效应”，因此在附加识别条件后，方程组（1）应当至少是恰好识别的。[⑤]具体来说，本文采用了以下 3 类约束以确定 SVAR 模型的识别条件：

1、令系数矩阵$\mathbf{A}_0$的某些元素为零。当零元素的个数等于$n(n-1)/2$时，方程组（1）恰好识别，此时若$\mathbf{A}_0$为上（或下）三角矩阵，即为前文提及的递归假设；若零元素的个数大于$n(n-1)/2$，则方程组（1）过度识别，在这种情况下，对应的简约式 VAR 模型的扰动项的协方差矩阵$\boldsymbol{\Omega}=(\mathbf{A}_0\mathbf{A}_0')^{-\mathbf{1}}$同样是受约束的。一般的，记$\boldsymbol{a}_i$为$\mathbf{A}_0$的第$i$列，$\boldsymbol{f}_i$为$\mathbf{F}$的第$i$列，则此类约束条件可表示为：

$$\mathbf{Q}_i\boldsymbol{a}_i=\mathbf{0}，\mathbf{R}_i\boldsymbol{f}_i=\mathbf{0} \tag{4}$$

其中，$\mathbf{Q}_i$（$n\times n$维）的秩为$n-q_i$，表示相互独立的约束条件个数；$\mathbf{R}_i$（$k\times k$维）的秩为$n-r_i$，在本文中$\mathbf{R}_i=\mathbf{0}$。

2、假设系数矩阵$\mathbf{A}_l$（$l=0,\cdots,p$）和$\mathbf{C}$中的元素服从一定的先验分布，使得对应元素取某些值、或者元素之间服从特定关系的概率更大。我们根据 Sims 和 Zha（1998）设定系数向量的先验分布形式为：

$$\boldsymbol{a}_i\sim N(\mathbf{0},\bar{\mathbf{S}}_i)，\boldsymbol{f}_i|\boldsymbol{a}_i\sim N(\bar{\mathbf{P}}_i\boldsymbol{a}_i,\bar{\mathbf{H}}_i) \tag{5}$$

[⑤] 此处我们未考虑运用“符号约束（Sign Restriction）”的 SVAR 模型。在这种情况下，SVAR 模型可以是未识别的（Unidentified）。

其中，$\bar{\mathbf{S}}_i$、$\bar{\mathbf{H}}_i$为对角正定矩阵，且$\bar{\mathbf{P}}_i$（$i=1,\cdots,n$）的取值满足$\boldsymbol{E}(\mathbf{F}|\mathbf{A}_0)=(\mathbf{A}_0',\mathbf{0}_{n\times n},\cdots,\mathbf{0}_{n\times 1})'$。此外，通过引入两类虚拟观测值（Dummy Observations）——“系数和（Sums of Coefficients）”以及“虚拟初始值（Dummy Initial Observation）”，将宏观时序变量自身存在的单位根，以及各变量间存在的协整关系融入了先验分布中，这也有利于提高 SVAR 模型的预测能力。

3、脉冲响应函数（$\mathbf{M}_l$）的合理性。尽管本文并未直接采用“符号约束”对系数矩阵$\mathbf{M}_l$中反映“货币政策效应”的元素加以限制，但是我们会判断 SVAR 模型报告的脉冲响应函数是否合理。例如，当紧缩性的货币政策导致价格水平上升、产量增加时，则认为模型未能准确识别出“货币政策冲击”，需要对模型进行修正。

（三）参数估计与推断

根据上述模型设定和识别条件的选择，我们采用极大似然原则对 SVAR 模型进行参数估计与推断。首先，需要由（4）、（5）两式得到关于$\boldsymbol{a}_i$、$\boldsymbol{f}_i$的条件先验分布：

$$q(\boldsymbol{a}_i,\boldsymbol{f}_i|\mathbf{Q}_i\boldsymbol{a}_i=\mathbf{0},\mathbf{R}_i\boldsymbol{f}_i=\mathbf{0}) \tag{6}$$

令$\mathbf{U}_i$为$n\times q_i$维矩阵，其列向量构成$\mathbf{Q}_i$的零空间（Null Space）的一组正交基，类似的，$\mathbf{V}_i$为$n\times r_i$维矩阵，其列向量构成$\mathbf{R}_i$的零空间的一组正交基，则存在唯一的向量$\boldsymbol{b}_i$（$q_i\times 1$维）、$\boldsymbol{g}_i$（$r_i\times 1$维），使得

$$\boldsymbol{a}_i=\mathbf{U}_i\boldsymbol{b}_i,\ \ \boldsymbol{f}_i=\mathbf{V}_i\boldsymbol{g}_i \tag{7}$$

且

$$\boldsymbol{b}_i\sim N(\mathbf{0},\tilde{\mathbf{S}}_i),\ \ \boldsymbol{g}_i|\boldsymbol{b}_i\sim N(\tilde{\mathbf{P}}_i\boldsymbol{b}_i,\tilde{\mathbf{H}}_i) \tag{8}$$

其中，$\tilde{\mathbf{H}}_i=(\mathbf{V}_i'\bar{\mathbf{H}}_i^{-1}\mathbf{V}_i)^{-1}$，$\tilde{\mathbf{P}}_i=\tilde{\mathbf{H}}_i\mathbf{V}_i'\bar{\mathbf{H}}_i^{-1}\bar{\mathbf{P}}_i\mathbf{U}_i$，$\tilde{\mathbf{S}}_i=\left(\mathbf{U}_i'\bar{\mathbf{S}}_i^{-1}\mathbf{U}_i+\mathbf{U}_i'\bar{\mathbf{P}}_i'\bar{\mathbf{H}}_i^{-1}\bar{\mathbf{P}}_i\mathbf{U}_i-\tilde{\mathbf{P}}_i'\tilde{\mathbf{H}}_i^{-1}\tilde{\mathbf{P}}_i\right)^{-1}$。可以验证，$\boldsymbol{b}_i$、$\boldsymbol{g}_i$的先验分布（8）与$\boldsymbol{a}_i$、$\boldsymbol{f}_i$的条件先验分布（6）等价。

其次，记$\boldsymbol{b}=(\boldsymbol{b}_1',\cdots,\boldsymbol{b}_n')'$，$\boldsymbol{g}=(\boldsymbol{g}_1',\cdots,\boldsymbol{g}_n')'$，$\mathbf{X}=(\boldsymbol{x}_1,\cdots,\boldsymbol{x}_T)'$，$\mathbf{Y}=(\boldsymbol{y}_1,\cdots,\boldsymbol{y}_T)'$，由（3）式可得$\boldsymbol{b}$、$\boldsymbol{g}$的似然函数正比于：

$$|\mathbf{U}_1\boldsymbol{b}_1,\cdots,\mathbf{U}_n\boldsymbol{b}_n|^T\mathbf{exp}\left\{-\tfrac{1}{2}\textstyle\sum_{i=1}^n(\boldsymbol{b}_i'\mathbf{U}_i'\mathbf{Y}'\mathbf{Y}\mathbf{U}_i\boldsymbol{b}_i-2\boldsymbol{g}_i'\mathbf{V}_i'\mathbf{X}'\mathbf{Y}\mathbf{U}_i\boldsymbol{b}_i+\mathbf{V}_i'\mathbf{X}'\mathbf{X}\mathbf{V}_i\boldsymbol{g}_i)\right\} \tag{9}$$

将其与先验分布（8）结合，得到$\boldsymbol{b}$、$\boldsymbol{g}$的后验分布如下：

$$p(\boldsymbol{b}_1,\cdots,\boldsymbol{b}_n|\mathbf{X},\mathbf{Y})\textstyle\prod_{i=1}^n p(\boldsymbol{g}_i|\boldsymbol{b}_i,\mathbf{X},\mathbf{Y}) \tag{10}$$

其中，

$$p(\boldsymbol{b}_1,\cdots,\boldsymbol{b}_n|\mathbf{X},\mathbf{Y})\propto|\mathbf{U}_1\boldsymbol{b}_1,\cdots,\mathbf{U}_n\boldsymbol{b}_n|^T\mathbf{exp}\left\{-\tfrac{T}{2}\textstyle\sum_{i=1}^n\boldsymbol{b}_i'\mathbf{S}_i^{-1}\boldsymbol{b}_i\right\} \tag{11}$$

$$p(\boldsymbol{g}_i|\boldsymbol{b}_i,\mathbf{X},\mathbf{Y})=\varphi(\mathbf{P}_i\boldsymbol{a}_i,\mathbf{H}_i) \tag{12}$$

其中，$\varphi(\cdot,\cdot)$表示正态分布概率密度，$\mathbf{H}_i=\left(\mathbf{V}_i'\mathbf{X}'\mathbf{X}\mathbf{V}_i+\tilde{\mathbf{H}}_i^{-1}\right)^{-1}$，$\mathbf{P}_i=\mathbf{H}_i\left(\mathbf{V}_i'\mathbf{X}'\mathbf{Y}\mathbf{U}_i+\tilde{\mathbf{H}}_i^{-1}\tilde{\mathbf{P}}_i\right)$，$\mathbf{S}_i=\left(\frac{1}{T}\left(\mathbf{U}_i'\mathbf{Y}'\mathbf{Y}\mathbf{U}_i+\tilde{\mathbf{S}}_i^{-1}+\tilde{\mathbf{P}}_i'\tilde{\mathbf{H}}_i^{-1}\tilde{\mathbf{P}}_i-\mathbf{P}_i'\mathbf{H}_i^{-1}\mathbf{P}_i\right)\right)^{-1}$。

至此，最大化（10）式，能够求得参数$\boldsymbol{b}$、$\boldsymbol{g}$（进而$\boldsymbol{a}_i$、$\boldsymbol{f}_i$）的贝叶斯估计。进一步的，通过模拟联合后验分布，可以推断$\boldsymbol{b}$、$\boldsymbol{g}$，以及它们的函数（例如，脉冲响应、方差分解）的有限样本性质。本文采用了 Waggoner 和 Zha（2003a）的 Gibbs 抽样法来模拟$\boldsymbol{b}$、$\boldsymbol{g}$的后验分布，能有效解决 SVAR 模型过度识别时所带来的困难。

四、数据描述及参数选择

本文选取了 12 个时序变量用于构建 SVAR 模型，数据分别来自国家统计局网站、中经网统计数据库、RESSET 金融研究数据库、OECD Stat 数据库和 FRED 数据库。1998 年后，中国人民银行基本确立和完善了现代中央银行体制（于学军，2011）。因此，我们将样本考察期定为 1998 年 4 月-2014 年 9 月。此外，对于月度、季度数据，为剔除季节性因素的影响，运用美国普查局的 X-13 方法进行了季节性调整；对于产出、价格水平等数量型数据采用对数形式。更多关于各时序变量的具体描述和处理，请参见附录。

在本文第 5 部分，我们运用月度数据构建 SVAR 模型识别“货币政策冲击”，$\boldsymbol{a}_i$、$\boldsymbol{f}_i$的先验分布中的超参数(Hyper-parameters)分别取为：$\mu_1 = 0.6$、$\mu_2 = 0.15$、$\mu_3 = 0.1$、$\mu_4 = 1.2$、$\mu_5 = 10$、$\mu_6 = 10$。在稳健性检验部分，使用季度数据重新进行了分析，相应的，调整超参数取值如下：$\mu_1 = 1$、$\mu_2 = 1$、$\mu_3 = 0.1$、$\mu_4 = 1.2$、$\mu_5 = 1$、$\mu_6 = 1$。表 1 简要介绍了各超参数的作用，对此更为详细的描述，可参见 Sims 和 Zha（1998）。此外，我们采用似然比检验，确定月度（季度）SVAR 模型的滞后阶数为 6（4）。

五、“货币政策冲击”识别与分析

（一）货币与产出

为了更好地理解复杂模型，我们首先通过一个简单的二元 SVAR 对“货币-产出”二者之间的联动关系进行考察，识别方法为文献中最常用的 Cholesky 分解，即假设 GDP 为前定变量（Predetermined Variable），因而“货币政策冲击”不影响当期的产出。图 2 描绘了包含 GDP 和 M1 的二元 SVAR 模型的脉冲响应函数。图中纵轴表示变量对初始状态偏离的百分比，黑色实线表示贝叶斯估计值，灰色虚线表示 68%的置信区间。给定图中某一列，反映了各内生变量对同一外生冲击的动态响应，类似的，任意一行反映了不同外生冲击对同一内生变量产生的影响。特别指出的是，同一行中各子图的纵坐标值是相同的，因此，类似于预测误差方差分解，可判断造成某一变量波动的主要因素。

从图中第 2 列可知，正的货币冲击能逐渐引起产出水平持续的增加，这似乎印证了“货币供给变化引起总需求变动”的观点，然而图中第一列表明正的产出冲击同样使得 M1 高于初始水平，这好像又为“高势能的需求压力和对货币资金需求的内在冲动造成了货币扩张”的观点提供了佐证。所以，我们无法从图中得出“货币”与“产出”二者之间的因果关系。此外，图中第 2 行表明，造成 M1 变化的主要因素是货币冲击本身，且其对 M1 的影响具有很强的持续性。如果将此处的货币冲击解释为“货币政策冲击”，那么这意味着央行一旦偏离合理的“规则”，“规则”本身无法起到自我修复以稳定经济运行的作用，但这显然不够合理。

（二） “货币政策冲击”识别

由前述可知，问题的关键仍在于准确识别“货币政策冲击”。为此，我们将货币政策对银行体系、对货币需求、对实体经济的不同影响，以及这些影响间的相互作用整合到一个统一的 SVAR 模型中，以识别我国的“货币政策冲击（效应）”，进而解释其背后的形成机理，并在此基础上，进一步探讨我国货币信用周期与经济周期之间的联系。具体来说，我们考虑一个包含 11 个变量的 SVAR 模型，其由以下三部分组成：

1、GDP、消费（CR）、投资（INV）、PPI、CPI 构成模型的第一部分，用以刻画实体经济部门的运行。其中，GDP、消费、投资主要反映总需求的变动；PPI、CPI 一方面体现了总体价格水平的变化，另一方面可以反映供给冲击对中间产品部门和最终产品部门的影响。

2、M1 构成模型的第二部分，用以联接实体经济与金融部门。M1 自身的特点使得其能较好的扮演这一角色：一方面，M1 作为实现社会总需求的载体，与产出、总体价格水平关系密切（图 1）；另一方面，M1 来源于央行提供的基础货币（MB）以及商业银行的存款货币派生机制，自然受金融部门运行的影响。

3、超额储备（ER）、CHIBOR、总储备（TR）、商业银行持有债券（BS）、商业银行贷款（BL）构成模型的第三部分，用以刻画央行与商业银行的行为。其中，ER、CHIBOR、TR 反映全国银行间同业拆借市场的均衡，用来识别“货币政策冲击”；BS、BL 则主要代表商业银行自身的经营行为，其中 BL 的变化反映了以银行信贷的发放和回收为基础的货币创造机制。为下文分析方便，我们在这里简要说明不同类型的货币政策工具对银行间同业拆借市场均衡的影响。图 3（a）表明当央行实施回购操作时，影响的是 TR 的供给，导致 CHIBOR 增加，TR 减少；然而，如果央行提高法定存款准备金率，如图 3（b）所示，则影响的是商业银行对 TR 的需求，导致 CHIBOR 增加，但 TR 不变。

据此，表 2 给出了 SVAR 模型的识别条件，从第 2 列开始，每一列代表模型中的一个结构方程，“×”表示$\mathbf{A}_0$中相应位置元素为零。类似于 SVAR 模型的三部分，我们对系数矩阵$\mathbf{A}_0$施加的零约束也可分为三类：

1、表中 2-6 列表明，对于实体经济部门（R），采用的是“递归假设”，即该部门变量对其他部门冲击的响应存在滞后性，但与变量的排序无关。

2、M1 用来联接实体经济与金融部门，观察表中第 7 列可知，其所在方程主要表示货币需求，因而假设金融部门（F）变量在当期不会对其产生影响。运用这一假设可以有效地将货币需求冲击分离出来，以减少其对“货币政策冲击”的干扰。

3、如前所述，ER、CHIBOR、TR 反映全国银行间同业拆借市场的均衡。具体地，表中第 8、10 列刻画 TR 的供给：央行公开市场操作直接影响商业银行的 ER，进而导致 TR 的变化。相应的，第 8 列对应的结构方程中的扰动项用来识别图 3（a）中的“货币政策冲击”；另一方面，第 9 列描述商业银行对 TR 的需求，对应的扰动项用来识别图 3（b）中的“货币政策冲击”，即央行调整法定存款准备金率。此外，对于反映商业银行自身经营行为的变量 BS 和 BL，文中进行了正规化处理。最后，我们假设金融部门（F）变量在当期不会对实体经济变量做出响应，但会受当期 M1 的影响。

（三）“货币政策效应”分析

图 4 给出了各变量对紧缩性 “货币政策冲击”（单位标准差）的脉冲响应，第一列表示“回购”类型的政策扰动，第二列表示“提高法定存款准备金率”类型的政策扰动。总的来看，大部分变量对后者的反应是显著的，而对前者，除去价格水平外的其他变量，在考虑了 68%的置信区间后，几乎不受其影响。

由图 4（a）可知，未预期到的“法定存款准备金率的提高”，会导致超额储备（ER）减少、利率（CHIBOR）增加、然而总储备（TR）几乎不变，这与图 3（b）中的情形一致。此外，随着 M1 的下降，商业银行会对其资产组合进行调整——短期内，卖出自身持有的证

券（BS），一段时间后，减少贷款（BL）的发放。以上结果表明模型较为准确地识别出了政策冲击。与“提高法定存款准备金率”不同，“回购”类型的政策扰动尽管能减少超额储备（ER）和总储备（TR），但对利率（CHIBOR）、M1、BS、BL 的影响并不显著，这正体现了“公开市场业务”这一货币政策工具的特点——作用较为温和，主要用于调节市场流动性水平（ER），同时也说明利率不是我国货币政策的主要传导渠道。

图 4（b）表明，未预期到的“法定存款准备金率的提高”会导致产出（GDP）下降，消费（CR）减少，PPI 逐渐下降但存在明显的滞后，然而 CPI 几乎不受影响。与之不同，“回购”类型的政策扰动能改变总体价格水平，但对产出（GDP）、消费（CR）的影响并不显著（相应脉冲响应函数的置信区间均包含水平轴）。

此外，通过考察其他结构扰动项的脉冲响应函数[⑦]，我们发现，对于正的价格类（PPI、CPI）冲击，利率（CHIBOR）显著上升，总储备（TR）几乎不变，而 M1 明显减少，说明央行主要通过“法定存款准备金率”这一政策工具进行宏观调控，保持价格水平稳定；而对于需求类冲击（GDP、CR），在未明显改变总体价格水平（PPI、CPI）的情况下，政策变量（CHIBOR、ER）几乎不对其做出响应。这些特征在一定程度上印证了我国的货币政策目标——“保持货币币值的稳定，并以此促进经济增长”。

综上，货币政策作为央行进行宏观调控的重要手段，其传导机制可概括为：通过调整“法定存款准备金率”，改变商业银行对总储备（TR）的需求，以及银行体系的存款货币创造乘数，进而控制银行信贷（BL）、货币供给（M1）和与其对应的社会总需求，最终影响产出和总体价格水平。而央行的另一政策工具——“公开市场业务”，尽管其被使用的频率远高于“法定存款准备金率”，央行也一直试图将其培育成对“法定存款准备金率”的替代，但从历史数据反映的情况来看，其更多的只起到了调节商业银行自身流动性（ER）的作用，对宏观经济的影响仍十分有限。

由此可见，尽管与发达经济体类似，紧缩性的“货币政策冲击”表现为利率（CHIBOR）上升，但同一现象背后蕴含的经济机理却大相径庭。由于我国尚未完全实现利率市场化，这使得虽然 CHIBOR 的形成机制与 “美国联邦基金利率”类似，但其仍无法作为市场基准利率引导其他利率变化，也就不能改变市场参与者（包括商业银行自身）的投融资行为。正因此，我国货币政策对宏观经济的调控只能依赖于对货币供应量（银行信贷规模）的控制，而同一事物的数量和价格，在一个均衡的系统中本就是“一枚硬币的两面”，因而货币供给的变化自然同时体现在了利率（CHIBOR）的改变上。

（四）“货币政策冲击”与经济波动

前文已详细分析了我国“货币政策冲击”的动态效应，另一个重要的问题是：“货币政策冲击”对主要宏观经济变量波动率的贡献究竟有多大？对这一问题的回答，一方面有助于我们判断“货币政策冲击”是否是引起经济波动的主要因素；另一方面，能检验传统的识别策略（Identification Strategy）——通常假设货币供应量的变化主要由“货币政策冲击”引起——的合理性（Christiano et al.，1999）。

表 3 给出了关于“货币政策冲击”的向前k步（$k=$ 6、12、24、48）预测误差方差分解。从表中可知，“货币政策冲击”对 GDP、CR 以及 INV 三者的预测误差方差的解释力至

[⑦] 由于篇幅所限，此处未报告相应的脉冲响应函数图，有兴趣的读者可直接向作者索取。

多为 10%左右，表明其不是造成产出波动的重要原因。值得注意的是，估计量的置信区间较宽，意味着样本不确定性对估计结果有较大影响。

相比于产出，“货币政策冲击”对总体价格水平（PPI、CPI）、货币供给（M1）和总储备（TR）的影响有所增强，在 1-3 年的时间段内，基本维持在 15%的水平左右，尤其是对 TR 波动率的解释，平均来看接近 20%。尽管如此，客观上来说，“货币政策冲击”仍不是引起总体价格水平波动的主要因素，因而传统的识别策略与我们得到的经验结果间存在着较大的差距。

此外，表中呈现的一个显著特点是：“货币政策冲击”对相应“政策变量”的波动率有很强的解释力（> 80%），但随着时间的推移，其解释力迅速减弱。这一方面说明政策扰动本身是“未预期到”的，因而在当期对“政策变量”产生了明显的影响；另一方面体现了经济系统本身，包括“货币政策规则”，对外生扰动的自我修复机制。

最后，需要指出的是，尽管以上分析表明“货币政策冲击”不是造成我国经济波动的主要因素，但这绝不意味着“货币政策规则”的改变不会引起产出和总体价格水平的显著变化。具体来说，“货币政策冲击”对“政策变量”解释力的迅速减弱，意味着后者的变化主要体现在“货币政策规则”部分，即央行对宏观经济状况改变的内生反应，而这正是合理的货币政策应该具有的特点（Leeper et al.，1996）。因此，对正确的“货币政策规则”的偏离可能加剧经济波动。不过，与国外类似研究结果（Christiano et al.，1999、2005）对比可知，我国“货币政策冲击”对“政策变量”波动率的解释力明显更高，这在某种程度上说明我国的货币政策仍有需要改进的地方。

（五）“货币政策冲击”的历史分解

为了更为直观地呈现样本期内“货币政策冲击”的特征，图 5 描绘了由 SVAR 模型估计得到的相应结构残差序列，虚线表示点估计值的 90%置信区间。从图中可知，尽管已经进行了移动平均处理，“货币政策冲击”仍表现为“噪声”，其与宏观经济波动的关系并不明显。不过大致从 2006 年 6 月开始，“货币政策冲击”幅度有所增大，尤其是在 2011 年下半年和 2013 年中分别出现了两个明显的峰值。这可能与央行更积极主动的货币政策操作有关。2011 年央行为严格控制银行信贷增长，从二季度开始就将法定存款准备金率调高至 20%，7 月份后更是连续 5 个月维持在 21.5%的历史最高水平；而 2013 年 6 月，央行突然转变“央妈”的角色，不仅未向银行间市场注入流动性，反而进行“回购”操作，直接促成了“钱荒”的发生。

进一步的，图 6 给出了产出（GDP）和总体价格水平（CPI）对“货币政策冲击”的历史分解（Historical Decomposition）。不难看出，在本文考察的样本期内，“货币政策冲击”不是我国产出和总体价格水平波动的主要驱动因素，这与前述预测误差方差分解的结果是一致的。

（六）“货币政策冲击”与股指收益率

货币政策与资产价格之间的关系一直是学术界与实务部门关注的焦点。因此，在这一小节，我们将股指收益率引入前述 SVAR 模型中，分析了以下两个问题：一、“货币政策冲击”会否引起股价波动；二、股票市场是否改变了我国货币政策的传导渠道。

图 7 给出了股指超额收益率的脉冲响应函数，从中可以发现：不论以哪种指数衡量，尽管“货币政策冲击”短期内（6 个月）能够造成股指超额收益振荡变化，但相应的 68%的置信区间包含原点显示这一影响并不显著。所以，我们无法得出“货币政策冲击”能够造成股价波动的结论。此外，模型中其他变量的脉冲响应函数与图 4 中的结果几乎完全一致[10]，表明股票市场在我国货币政策传导机制中的作用十分有限。这些结果与传统的经济金融理论存在明显差异，也与针对美国股票市场的经验结果相悖（Bjornland 和 Leitemo，2009）。

传统金融理论认为，股价为未来股利的期望贴现值，因而，货币政策，尤其是未预期到的“货币政策冲击”通过两个方面影响股价：1、利率渠道，即改变实际贴现率；2、增加未来股利收入的不确定性，进而改变股票的风险溢价。这一解释成立的关键在于二级市场的投资者大部分为信息交易者（Informed Trader），其行为具有充分的前瞻性（Forward Looking）。然而迄今为止，我国股票二级市场的参与主体仍主要由散户构成（Uninformed Trader），他们的投资决定不能对“货币政策冲击”做出迅速的反应，从实证上看，这表现为我国股市较美国股市具有更大的可预测性及更大的短期趋势（姜富伟等，2011；韩豫峰等，2014）。此外，如前所述，我国尚未实现利率市场化，并不存在传统的利率传导机制，因而货币政策也难以通过“利率渠道”影响股价。

关于股票价格变化对实体经济的影响，经济理论一般从以下几个方面进行解释：1、通过财富效应影响个人消费支出；2、通过托宾 Q 效应影响企业投资行为；3、改变个人和企业的借贷能力，进而影响其决策行为。以上几点较好地描述了美国经济的特征，却与我国的现实状况相去甚远。首先，我国拥有全球最高的居民储蓄率，且股票在家庭资产组合的比重极低；其次，托宾 Q 理论无法解释我国企业的投资行为（丁守海，2009），且企业能否获得借贷资金往往取决于企业的性质。

综合以上分析，我们认为图中看似矛盾的结果恰好反映了我国实体经济与金融市场的特征，符合长期以来我国股指行情与宏观经济运行相背离的现实。

六、稳健性检验

为检验上文经验结果的可靠性，我们基于季度数据对 SVAR 模型重新进行了估计和推断，图 8 给出了模型主要变量对“货币政策冲击”的脉冲响应。从中不难看出，“货币政策效应”与采用月度数据时的情形是基本一致的。首先，两类政策扰动对超额储备（ER）、利率（CHIBOR）、总储备（TR）的影响与图 3 描述的情形一致，再次表明 SVAR 模型准确的识别出了“货币政策冲击”。其次，由产出（GDP）、总体价格水平（GDP 平减指数）、M1 的脉冲响应函数可知，调整“法定存款准备金率”对宏观经济的影响更为显著，“公开市场操作”的作用主要体现在管理商业银行的流动性水平。

七、结论

根据我国央行进行宏观调控的主要方式，本文运用 SVAR 模型识别和分析了“货币政策冲击（效应）”，探讨了我国货币信用周期与经济周期之间的联系，以及货币政策对股票市场的影响。研究结果表明，“法定存款准备金率”通过改变商业银行对总储备的需求，进而控

[10] 为了节省篇幅，我们没有重复报告其他变量的脉冲响应函数。

制银行信贷，最终影响产出和总体价格水平；而 “公开市场业务”仅是对商业银行流动性水平的微调。进一步分析显示，“货币政策冲击”不是我国产出和总体价格水平波动的主要驱动因素。据此，我们认为，“央行的超额货币供给引起社会总需求膨胀，进而导致我国宏观经济波动”的观点不具有足够的说服力。此外，我们发现“货币政策冲击”不能显著影响股指回报，说明目前股票市场对我国货币政策的反应有限。

总的来说，本文较为准确地识别了考察期内的“货币政策冲击”，但针对这一问题本身，仍有许多值得深入研究的地方。从理论上来说，由于我国正处于转型期，经济结构并不稳定，“货币政策规则”也可能出现结构性变化，因此将“马尔科夫状态转换（Markov Regime Switching）”机制引入 SVAR 模型中，或许能更好地刻画央行的行为方程，进而识别和分析“货币政策冲击（效应）”。此外，从政策评价的角度，基于 SVAR 模型进行条件预测，可以分析不同类型的“货币政策微调”（Modest Policy Interventions）对宏观经济短期影响的差异，从而为央行制定合理的货币政策提供指导[11]。

最后，既然“货币政策冲击”不是引起我国经济波动的主要因素，那么自然要问：究竟是什么因素造成了我国的经济波动？对于这一更具挑战性的问题，我们显然还有很长的路要走[12]，或许一个值得借鉴的研究思路是：以“货币政策冲击（效应）”为基础，构建 DSGE 模型更为全面细致地描述现实经济，进而分析其他结构扰动项对总体经济的作用大小及其传导机制。

附录

在此，我们将给出文中提及的各变量的数据来源，以及相关计算和处理方法。对于每一个变量，均按照“数据库→数据库中相关变量名→数据处理方式”的顺序进行介绍。为了后文表述方便，引入如下记号：【2005（或 2011）=100】：对于月度数据，根据 CPI（2005 年 6 月=100）或 PPI（2011 年 6 月=100），对于季度数据，根据 GDP 平减指数（2005=100），计算实际值；【LOG】：对数变化；【SAAR】：季节性调整且年化；【CHOW-LIN】：对季度数据运用 Chow-Lin 法得到相应的月度数据。

一、月度数据

1、波动标识：【FRED】;【CHNRECM】；基于 OECD 发布的 CLI 指数的中国经济衰退指标（波峰到波谷）

2、GDP：【OECD Stat】;【Composite Leading Indicator(Amplitude)】;【CHOW-LIN】，以 CLI 作为参考序列；【SAAR】;【LOG】

3、消费：【中经网】;【社会消费品零售总额：当月】;【2005=100】;【LOG】;【SAAR】

4、投资：【中经网】;【固定资产投资完成额、实际到位资金小计、实际到位资金国家预算内资金】；根据“国家预算内资金”与“资金小计”之比，由“固定资产投资完成额”估算“政府固定资产投资完成额”，然后从“固定资产投资完成额”中减去“政府固定资产投资完成额”;【SAAR】;【2011=100】;【LOG】

5、CPI：【中经网】;【居民消费价格指数（上年=100）：当月、居民消费价格指数（上月=100）：当月】；令 2005 年 6 月=100，先计算 2005 年其他各月价格指数，然后计算其余年份对应月份的价格指数；【SA】；【LOG】

[11] 这方面的理论文献可参见 Waggoner 和 Zha（1999）、Leeper 和 Zha（2003）

[12] Sims（2012）指出，即便是针对美国经济的研究来说，这一领域也是既鼓舞人心，又不断出现新的难题。

6、PPI:【中经网】;【工业出厂品价格指数（上年=100）：当月、工业出厂品价格指数（上月=100）：当月】;令 2011 年 6 月=100,先计算 2011 年其他各月价格指数,然后计算其余年份对应月份的价格指数;【SA】;【LOG】

7、M1:【中经网】;【货币(M1)：期末】;【SA】;【LOG】

8、TR:【中经网】;【货币当局负债（其他存款性公司存款）：期末】;【SA】;【LOG】

9、ER:【中经网、中国人民银行网站】;【金融机构企业存款（人民币）：期末、金融机构企业活期存款（人民币）：期末、金融机构企业定期存款（人民币）：期末、金融机构企业保证金存款（人民币）：期末、金融机构储蓄存款（人民币）：期末、金融机构个人保证金存款（人民币）：期末、金融机构财政存款（人民币）：期末、金融机构委托及信托类存款（人民币）：期末、法定存款准备金率】；2011 年 1 月前，用于估算法定存款准备金的一般存款的细项指标为：企业存款 + 个人储蓄存款 + 财政存款 + 委托及信托类存款。2011 年 1 月后，细项指标为：企业活（定）期、保证金存款 + 个人储蓄、保证金存款 + 财政存款 + 委托及信托类存款。估算方法为：上期一般存款余额*当期法定存款准备金率。从 TR 中减去法定准备金的估算值得到 ER 的估算值；【SA】;【LOG】

10、CHIBOR:【中经网】;【银行间同业拆借加权平均利率：当月】

11、BS:【中经网】;【金融机构人民币信贷收支运用（有价证券）：期末】;【SA】;【LOG】

12、BL:【中经网】;【金融机构人民币信贷收支运用（中长期贷款）：期末】;【SA】;【LOG】

13、SR:【RESSET】;【指数月收益率（上证指数、工业指数、申万金融服务指数）、月无风险收益率】;指数超额月收益率 = 指数月收益率 – 月无风险收益率；【AR】

二、季度数据

1、GDP:【国统局】;【国内生产总值（现价）：累计、国内生产总值指数（上年=100）：累计】；计算得到实际国内生产总值（2005=100），和 GDP 平减指数（2005=100）；【SAAR】;【LOG】

2、消费：对月度数据加总得到季度数据；【2005=100】;【LOG】;【SAAR】

3、投资：对月度数据加总得到季度数据；【2005=100】;【LOG】;【SAAR】

4、CPI：对月度数据加总取平均值得到季度数据；【SA】;【LOG】

5、PPI：对月度数据加总取平均值得到季度数据；【SA】;【LOG】

6、M1：分别取 3、6、9、12 月末的数值为相应的季度数据；【SA】;【LOG】

7、TR：分别取 3、6、9、12 月末的数值为相应的季度数据；【SA】;【LOG】

8、ER：分别取 3、6、9、12 月末的数值为相应的季度数据；【SA】;【LOG】

9、CHIBOR：对月度数据加总取平均值得到季度数据

10、BS：分别取 3、6、9、12 月末的数值为相应的季度数据；【SA】;【LOG】

11、BL：分别取 3、6、9、12 月末的数值为相应的季度数据；【SA】;【LOG】

参考文献

[1] 陈昭. 论宏观失衡之原因[J]. 金融研究，1986，1：008.

[2] 丁守海. 托宾 q 值影响投资了吗?——对我国投资理性的另一种检验[J]. 数量经济技术经济研究，2007，23(12)：146-155.

[3] 樊纲. 我国货币供给体制的特征与总需求膨胀[J]. 财贸经济，1990，8：003.

[4] 黄达. 宏观调控与货币供给[J]. 中国社会科学，1993，5：3-16.

[5] 韩豫峰 等. 中国股票市场是否存在趋势[J]. 金融研究，2014，(3):152-163.

[6] 姜富伟 等. 中国股票市场可预测性的实证研究[J]. 金融研究，2011，(9):107-121.

[7] 刘斌. 货币政策冲击的识别及我国货币政策有效性的实证分析[J]. 金融研究，2001 (7)：1-9.

[8] 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.

[9] 涂巍，王治国，邹恒甫. 转型期的中国经济波动-我们不知道什么？[J]. 统计研究，已录用.

[10] 王晓芳，王维华. 政策性冲击，货币政策操作目标：基于准备金市场模型的实证研究[J]. 金融研究，2008 (7)：26-34.

[11] 王君斌，郭新强，王宇. 中国货币政策的工具选取，宏观效应与规则设计[J]. 金融研究，2013 (8)：1-15.

[12] 魏杰. 货币政策与总需求膨胀的抑制[J]. 当代经济科学，1990，1：004.

[13] 于学军. 从渐进到突变：中国改革开放以来货币和信用周期考察[M]. 中国社会科学出版社，2011.

[14] Bernanke B S，Mihov I. Measuring Monetary Policy[J]. The Quarterly Journal of Economics，1998，113(3)：869-902.

[15] Bjørnland H C，Leitemo K. Identifying the interdependence between US monetary policy and the stock market[J]. Journal of Monetary Economics，2009，56(2)：275-282.

[16] Christiano L J，Eichenbaum M，Evans C L. Monetary Policy Shocks：What Have We Learned and to What End?[J]. Handbook of Macroeconomics，1999，1：65-148.

[17] Christiano L J，Eichenbaum M，Evans C L. Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy[J]. Journal of political Economy，2005，113(1)：1-45.

[18] Friedman M，Schwartz A J. A monetary history of the United States，1867-1960[M]. Princeton University Press，1963.

[19] Leeper E M，Zha T. Modest Policy Interventions[J]. Journal of Monetary Economics，2003，50(8)：1673-1700.

[20] Leeper E M，Sims C A，Zha T. What Does Monetary Policy Do?[J]. Brookings Papers on Economic Activity，1996，27(2)：1-78.

[21] Rubio-Ramirez J F，Waggoner D F，Zha T. Structural Vector Autoregressions：Theory of Identification and Algorithms for Inference[J]. The Review of Economic Studies，2010，77(2)：665-696.

[22] Sims C A. Macroeconomics and Reality[J]. Econometrica，1980：1-48.

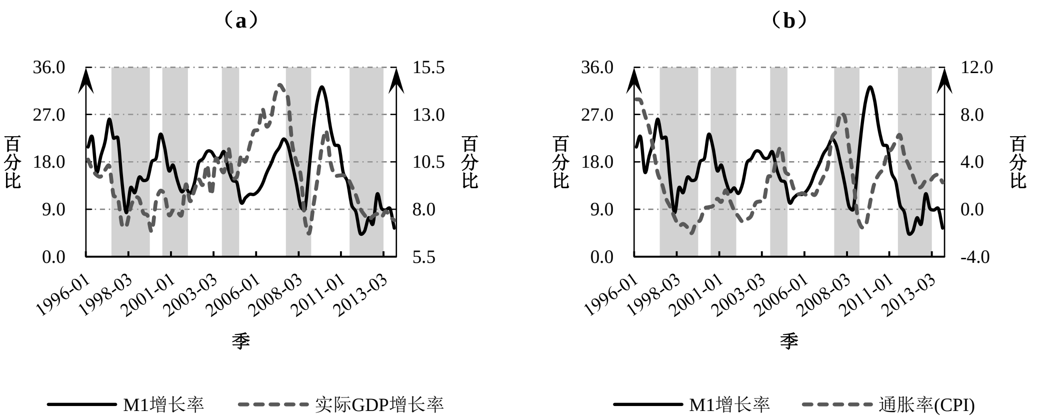
[23] Sims C A. Statistical Modeling of Monetary Policy and Its Effects[J]. American Economic Review，2012，102(4)：1187-1205.

[24] Sims C A，Zha T. Bayesian Methods for Dynamic Multivariate Models[J]. International Economic Review，1998：949-968.

[25] Sims C A，Zha T. Error Bands for Impulse Responses[J]. Econometrica，1999，67(5)：1113-1155.

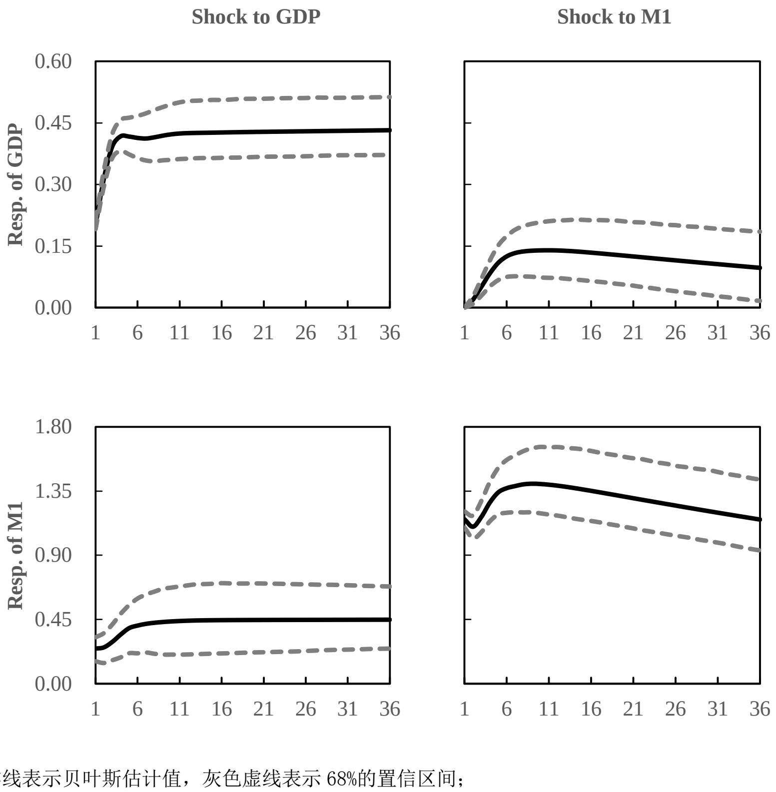
[26] Tobin J. Money and Income：Post Hoc Ergo Propter Hoc?[J]. The Quarterly Journal of Economics，1970：301-317.

[27] Waggoner D F，Zha T. A Gibbs Sampler for Structural Vector Autoregressions[J]. Journal of Economic Dynamics and Control，2003，28(2)：349-366.



注：图中阴影部分表示宏观经济由繁荣到衰退的一段时期，数据为基于 OECD 发布的 CLI 指数的中国经济衰退指标。

图 1　　M1 增长率、实际 GDP 增长率、通胀率（CPI）



注：1、图中黑色实线表示贝叶斯估计值，灰色虚线表示 68%的置信区间；

2、纵轴表示变量对初始状态偏离的百分比，横轴的单位为“月”。

图 2　　二元 SVAR 模型的脉冲响应函数

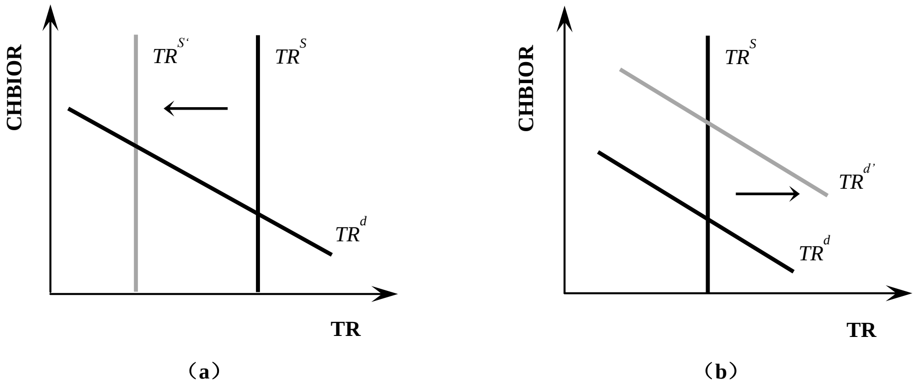
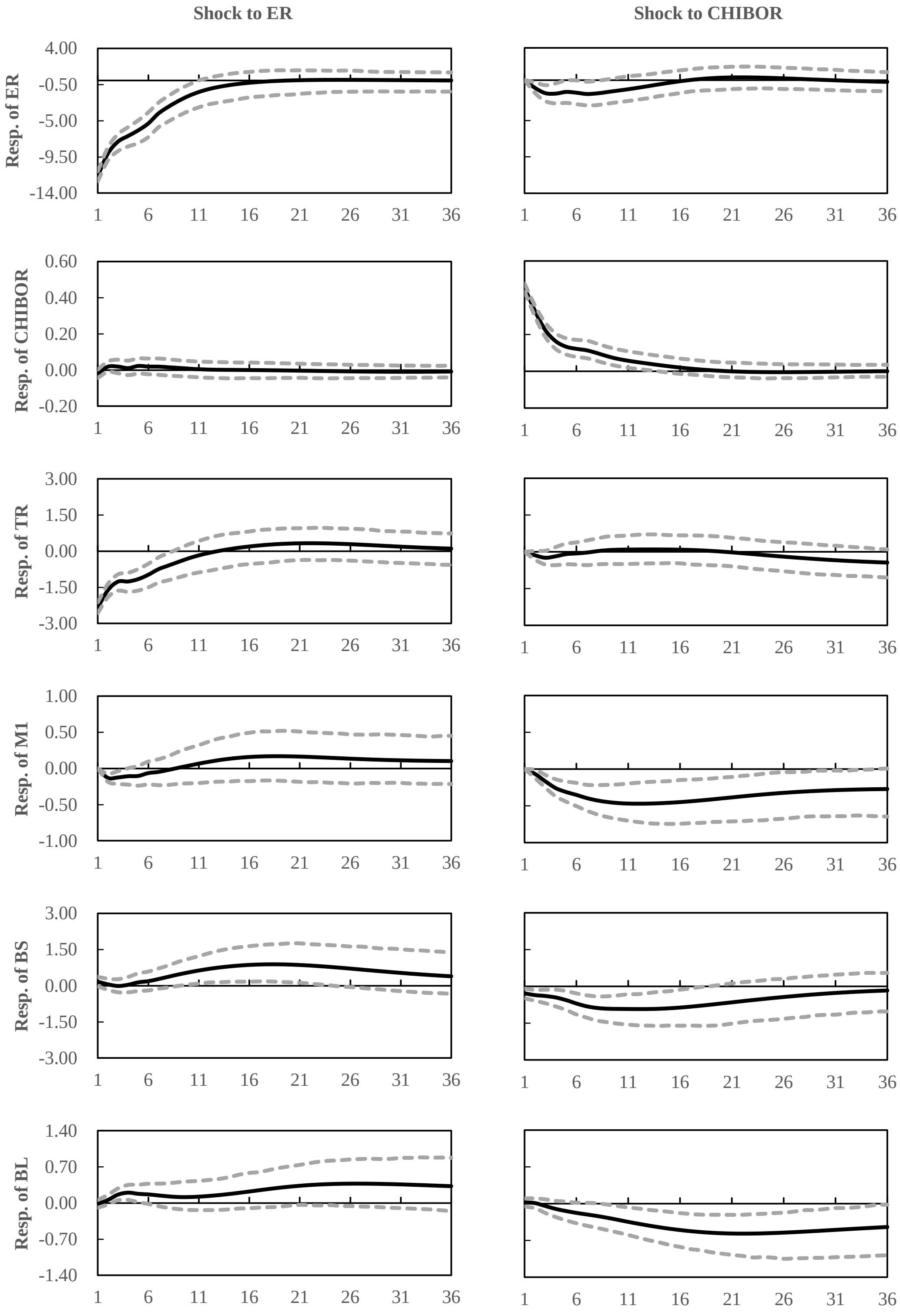
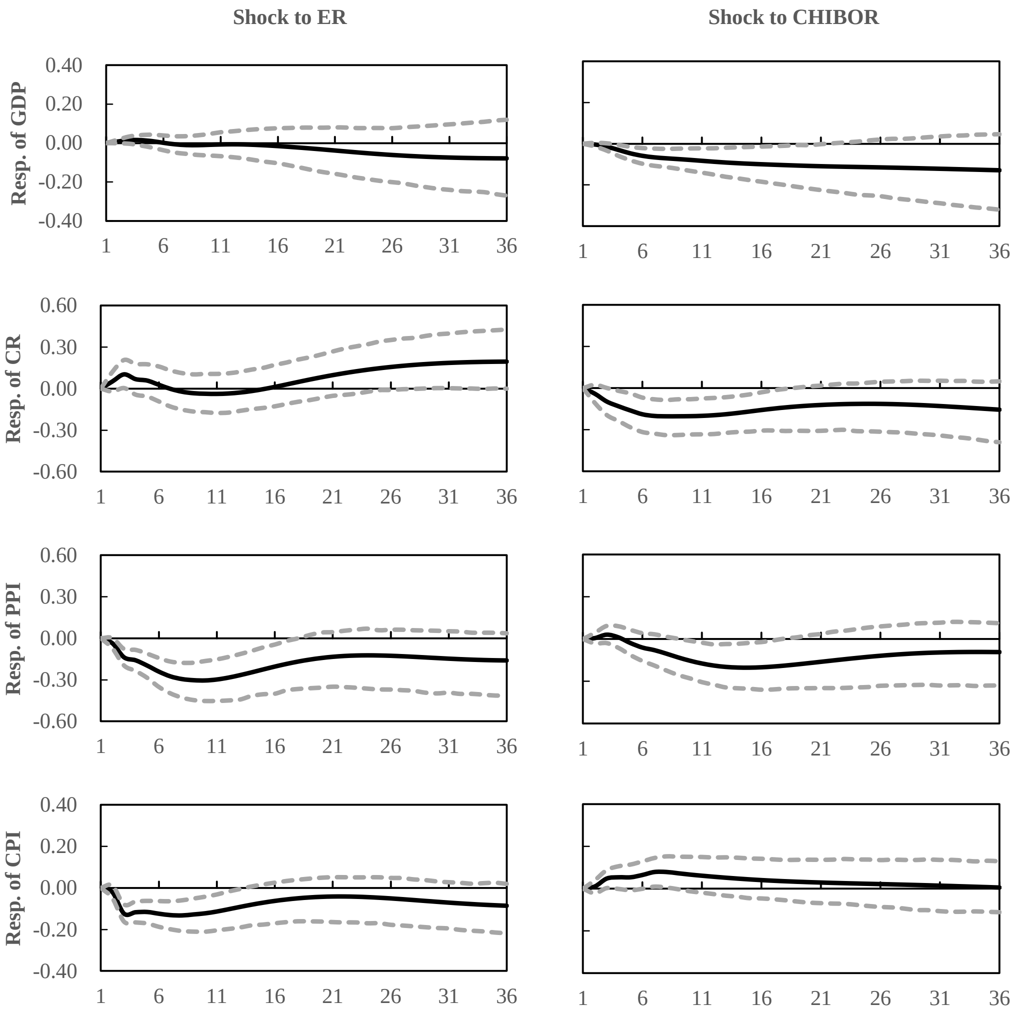


图 3　　紧缩性货币政策对银行间同业拆借市场的影响


Shock to ER
Shock to CHIBOR
Resp. of ER
Resp. of CHIBOR
Resp. of TR
Resp. of M1
Resp. of BS
Resp. of BL
4.00
-0.50
-5.00
-9.50
-14.00
0.60
0.40
0.20
0.00
-0.20
3.00
1.50
0.00
-1.50
-3.00
1.00
0.50
0.00
-0.50
-1.00
1.40
0.70
0.00
-0.70
-1.40
1 6 11 16 21 26 31 36

(a)



（b）

注：1、图中黑色实线表示贝叶斯估计值，灰色虚线表示 68%的置信区间；

2、纵轴表示变量对初始状态偏离的百分比，横轴的单位为“月”。

图 4　对紧缩性“货币政策冲击”的脉冲响应函数

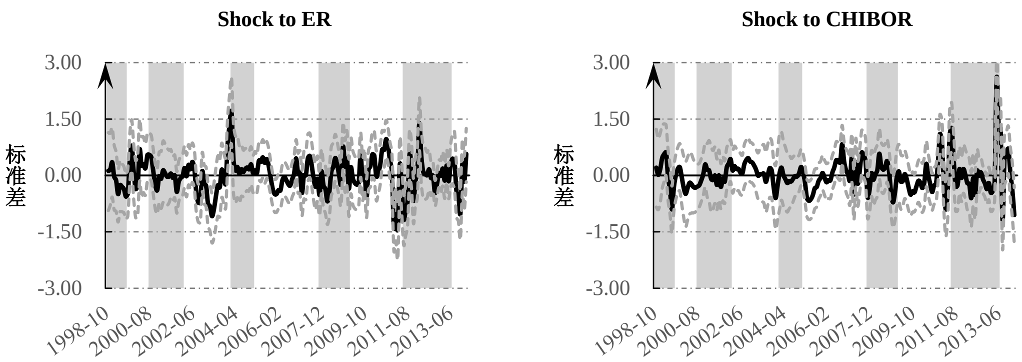


图 5　　三个月移动平均“货币政策冲击”序列

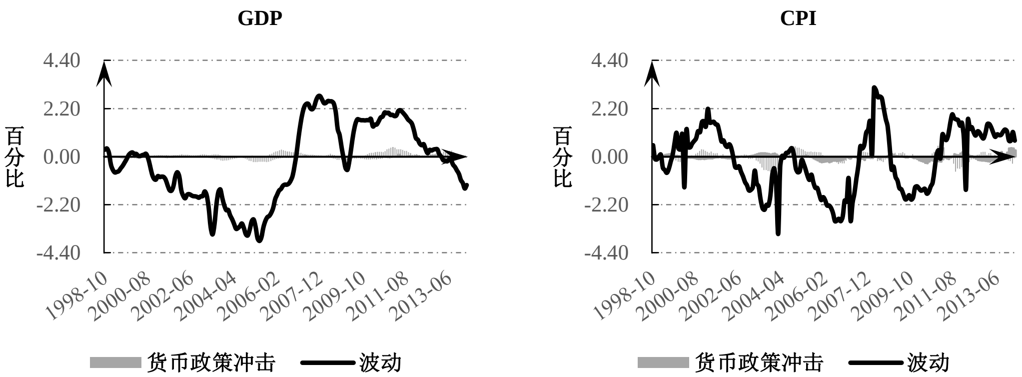
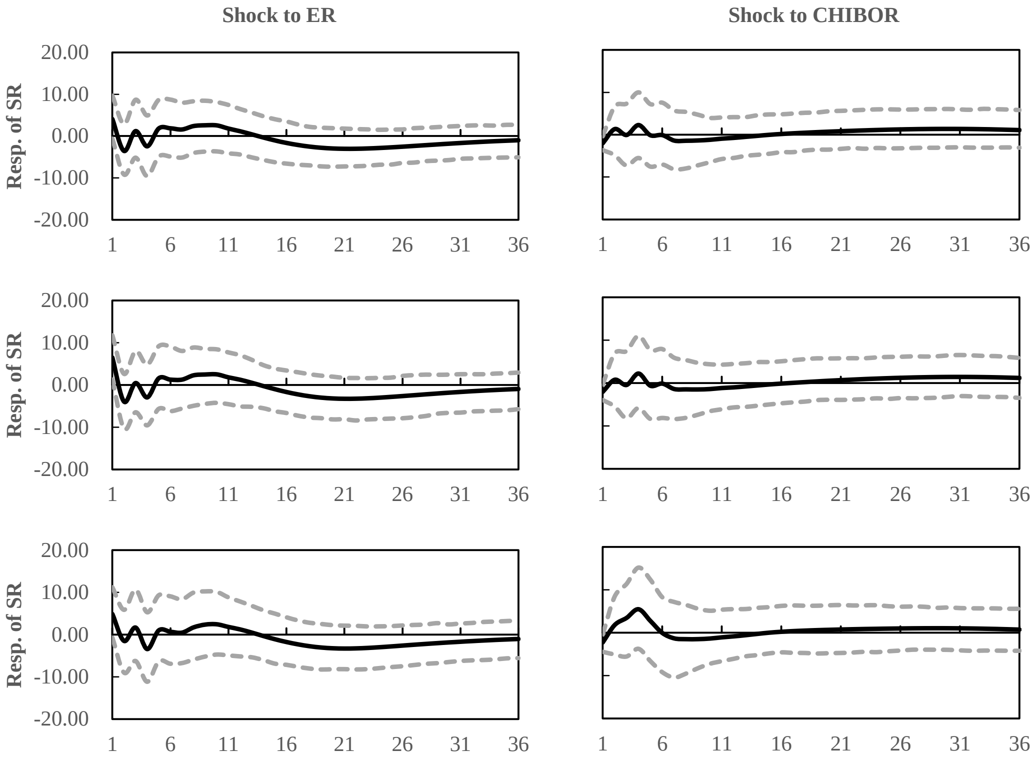


图 6　　GDP 和 CPI 对“货币政策冲击”的历史分解



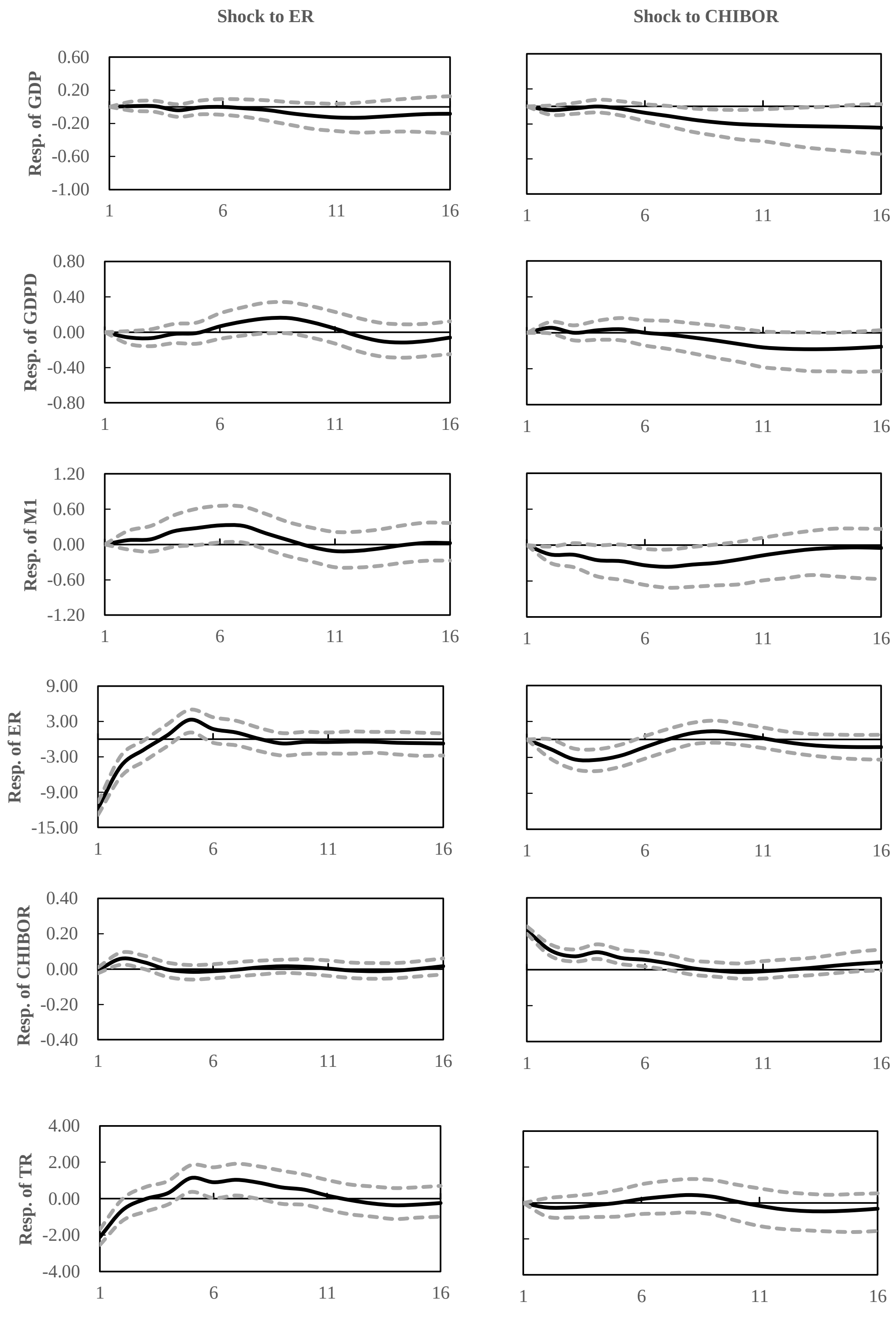
注：1、图中第 1 行表示上证综指收益率；第 2 行表示工业指数收益率；第 3 行表示申万金融服务指数收益率。

2、限于数据可得性，样本区间为 2000 年 1 月-2014 年 9 月。

3、图中黑色实线表示贝叶斯估计值，灰色虚线表示 68%的置信区间；

4、纵轴表示变量对初始状态偏离的百分比，横轴的单位为“月”。

图 7　　股指收益率对紧缩性“货币政策冲击”的脉冲响应函数



注：1、图中黑色实线表示贝叶斯估计值，灰色虚线表示 68%的置信区间；

2、纵轴表示变量对初始状态偏离的百分比，横轴的单位为“季”。

图 8　　对紧缩性“货币政策冲击”的脉冲响应函数（季度数据）

表 1　　超参数的作用

参数名	作用
μ_1	控制“随机游走”先验的总体严密性（Tightness），值越小表示 1 阶滞后项系数越接近 1，其余项系数越接近 0。
μ_2	控制“随机游走”先验的相对严密性，针对滞后项系数。
μ_3	控制“随机游走”先验的相对严密性，针对常数项，值越小表示常数项越接近 0。
μ_4	控制“减弱滞后项系数的不稳定抽样效应”先验的严密性，值越大，2 阶以上滞后项的系数收敛到 0 的速度越快。
μ_5	控制“系数和”(不包括常数项)的权重，表示对“单位根”的先验。
μ_6	控制“虚拟初始值”（包括常数项)的权重，表示对“协整关系”和“平稳性”的先验。

表 2　　SVAR 模型的识别条件

No.	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Part			**R**			**L**			**F**		
	GDP	**CR**	**INV**	**PPI**	**CPI**	**M1**	**ER**	**CHI**	**TR**	**BS**	**BL**
GDP							×	×	×	×	×
CR	×						×	×	×	×	×
INV	×	×					×	×	×	×	×
PPI	×	×	×				×	×	×	×	×
CPI	×	×	×	×			×	×	×	×	×
M1	×	×	×	×	×						
ER	×	×	×	×	×	×		×			
CHI	×	×	×	×	×	×	×		×		
TR	×	×	×	×	×	×	×				
BS	×	×	×	×	×	×	×	×	×		
BL	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	

表 3　　关于“货币政策冲击”的向前k步预测误差方差分解

	$k = 6$	$k = 12$	$k = 24$	$k = 48$
GDP	3 (1, 8)	6 (1, 17)	7 (2, 23)	8 (2, 29)
CR	3 (1, 10)	8 (2, 19)	10 (3, 24)	11 (3, 31)
INV	1 (0, 4)	5 (1, 14)	8 (2, 22)	10 (3, 30)
PPI	6 (2, 14)	15 (5, 31)	15 (5, 33)	13 (5, 32)
CPI	8 (3, 16)	12 (4, 28)	11 (4, 26)	11 (4, 28)
M1	7 (2, 14)	12 (4, 26)	15 (5, 36)	15 (6, 36)
ER	81 (71, 91)	66 (51, 83)	50 (36, 71)	41 (24, 62)
CHIBOR	82 (75, 89)	71 (61, 83)	57 (43, 73)	47 (31, 67)
TR	26 (19, 36)	19 (12, 30)	16 (9, 30)	16 (8, 31)
BS	5 (1, 12)	10 (3, 26)	13 (3, 37)	13 (4, 36)
BL	3 (1, 10)	7 (2, 18)	14 (4, 33)	14 (4, 35)

注：1、表中结果是两类“货币政策冲击”效应的加总；

2、点估计值为 50%的分位数，括号中的数字表示 68%的置信区间。