

多种政策工具下的中国“货币政策效应”

——兼论泰勒规则在“中国版”DSGE模型中的适用性*

刘洪愧 涂 巍 周国富

【摘要】我国央行综合运用多种政策工具所产生的“货币政策效应”，有别于“泰勒规则”下的政策效应。本文基于我国信贷市场和货币政策执行特点，通过识别“存贷款基准利率”、“法定存款准备金率”和“公开市场业务”三类政策工具产生的“政策效应”，重新梳理了近20年来我国货币信用周期和经济周期之间的关系，且量化分析了“货币政策冲击”对我国经济波动的贡献程度。研究表明：(1)调整“存贷款基准利率”对产出和总体价格水平的影响最为显著；“公开市场业务”更多起到调节商业银行自身流动性作用，对宏观经济的影响仍十分有限；而调整“法定存款准备金率”对实体经济和金融系统均无显著的紧缩效应。这说明我国货币政策的传导机制仍主要表现为信贷渠道，基于“泰勒规则”并不能有效地刻画我国货币政策，以此为基础并运用DSGE模型分析我国货币政策传导机制缺乏现实依据。(2)“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，其对“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。但是，相比发达国家而言，我国“货币政策冲击”对“政策变量”波动率的解释力更高，说明我国货币政策仍需完善。本文所构建的SVAR模型有效区分了不同货币政策工具产生的“政策效应”差异，为建立“中国版”的DSGE模型提供了可靠的经验事实和参照标准。

关键词：货币政策 经济周期 贝叶斯方法 SVAR模型 DSGE模型

JEL分类号：E32 E44 E52

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年以来，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，我国经济货币化特征不断增强，货币供给变化与宏观经济波动之间的联系日趋紧密，逐渐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2015年4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：一是M1具有较

* 刘洪愧，中国社会科学院经济研究所，助理研究员，经济学博士；涂巍（通讯作者），中央财经大学中国经济与管理研究院，经济学博士；周国富，华盛顿大学圣路易斯奥林商学院，讲席教授。作者感谢Tao Zha(查涛)的宝贵建议，感谢王治国博士对论文初稿的修改意见。当然，文责自负。

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;二是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。

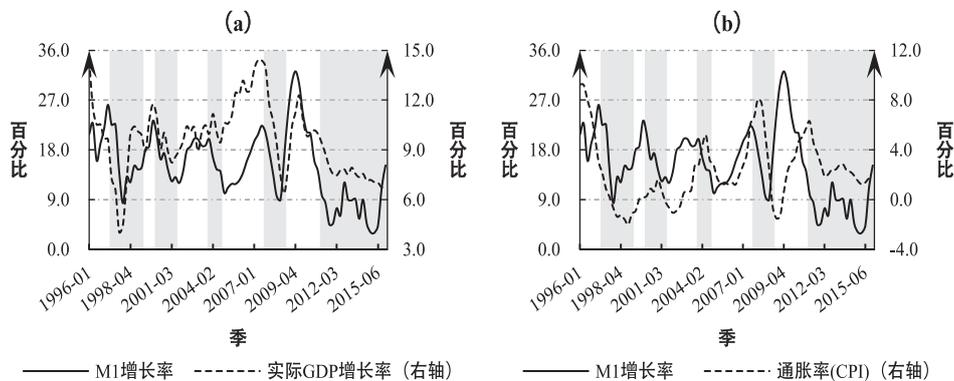


图1 M1增长率、实际GDP增长率、通胀率(CPI)

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。

由于货币供给变化在很大程度上由央行的货币政策决定,因此货币信用周期和经济周期之间的紧密联系主要反映了货币政策与宏观经济之间的相互影响。这一问题一直是货币经济学领域研究的热点问题。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; Leeper and Zha, 2003)。“货币政策规则”指央行根据主要宏观经济变量(如GDP、通胀率等)的变化运用政策工具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。

需要指出的是,不同于欧美等发达经济体的央行大多基于“泰勒规则”运用公开市场操作调节短期市场基准利率以影响宏观经济运行,我国央行综合运用了包括存贷款基准利率、法定存款准备金率和公开市场操作在内的多种政策工具以实现“保持货币币值稳定,并促进经济增长”的政策目标。显然,不同的政策工具对应着不同的货币政策传导机制,产生的“政策效应”也不尽相同。因此,要理清我国货币信用周期与经济周期之间的复杂关系,特别是量化货币政策和宏观经济波动的相互影响,一个必要前提是准确识别各类政策工具效果的异同。

对此,国内许多学者均进行了有益的探索,且近年来越来越注重量化方法的使用。从方法论上看,相关研究成果大致可分为两类:一类是运用SVAR模型识别我国“货币政策冲击”;另一类是运用DSGE模型分析我国货币政策的效果。然而,上述两类研究中大多存在一个明显的缺陷,即忽略了上文提到的我国央行综合运用多种政策工具的事实,在运用SVAR模型时直接套用针对“美国货币政策”的识别条件;在运用DSGE模型时简单套用“泰勒规则”^②。指出这一问题,不是要否定已有的研究成果,而是让我们意识到需要改进完善现有的研究方法,使得研究结论更有说服力。

为此,在充分考虑我国信贷市场和货币政策执行特点的基础上,通过识别“存贷款基准利率”、

^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(2015)。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,而不是绝对数量的变化。

^② 在本文的“文献回顾”部分,将会更加细致地描述这方面可能存在的问题。

“法定存款准备金率”和“公开市场业务”三类货币政策工具产生的“政策效应”，本文重新梳理了近20年来我国货币信用周期和经济周期之间的关系，量化了“货币政策冲击”对我国经济波动的贡献程度。此外，鉴于2015年“股灾”期间，央行曾多次实施“双降”政策^①，但均未改变股指下降趋势，我们将股指收益率引入基准模型，考察了我国货币政策与资产价格之间的关系。

实证结果表明，在三类政策工具中，“存贷款基准利率”对产出和总体价格水平的影响最为显著；“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；“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。由此可知，“泰勒规则”并不能有效地刻画我国的货币政策，以此为基础运用DSGE模型分析我国货币政策传导机制缺乏现实依据。我国货币政策的传导机制仍主要表现为信贷渠道^②。

此外，“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（贡献率小于20%），“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。最后，引入股指收益率的扩展模型表明，“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，我们认为主要是因为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。

本文的研究贡献主要体现在：本文构建的SVAR模型克服了已有模型在政策工具变量选取单一、识别条件选择单一、估计推断结果分析不完善和因果关系不清等不足，不仅较为准确地揭示了我国经济波动和货币政策之间的量化关系，而且有效区分了不同货币政策工具产生的“政策效应”差异。同时，本文的研究也为建立“中国版”的DSGE模型提供了可靠的经验事实和参照标准，对于进一步分析我国货币政策传导机制的信贷渠道，以及如何有效建立利率传导渠道具有一定的指导作用。

本文其他部分安排如下：第二部分回顾了国内外研究货币政策效应的相关文献及主要结论；第三部分描述了本文采用的计量方法、数据来源及模型参数选择；第四部分在识别出我国“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；第五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20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 and 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

^① 2015年6月15-26日，上证综指跌幅达20%，6月27日，央行宣布有针对性地对金融机构实施定向降准，同时下调金融机构人民币贷款和存款基准利率0.25个百分点；2015年8月18-25日，上证综指跌幅达26%，8月26日，央行宣布下调金融机构人民币存款准备金率0.5个百分点，同时下调金融机构人民币贷款和存款基准利率0.25个百分点。

^② Chen et al. (2016)证明了同样的结论。

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^①。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 and Mihov,1998;Christiano et al.,1999),改进估计和推断方法(Sims and Zha,1998,1999;Waggoner and 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:(1)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);(2)“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,有兴趣的读者可以参见Leeper et al.(1996)、Christiano et al.(1999)以及Sims(2012)。

正是基于上述共识的形成,目前关于欧美发达国家货币政策的研究更多聚焦于探讨政策传导机制。在这方面,具有微观基础的结构化模型(DSGE模型)体现了更大的优势(Christiano et al.,2011)。但是,正如Christiano et al.(1999)所指出的,基于SVAR模型得到的关于“货币政策效应”的共识,不仅可以检验各种经济周期理论的合理性,同时可用于评价各种DSGE模型的合理性(Empirical Plausibility)。

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。1978年改革开放后,随着货币在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。魏杰(1990)、于学军(2011)的研究表明,“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”。此外,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)。相关研究成果也更为丰富:孙稳存(2007)考察了1980-2006年间货币政策在稳定经济方面的效果,发现“货币政策可能是造成经济波动的重要原因。1997年后,我国宏观经济波动明显缓和化,重要原因在于货币政策更加稳健,避免了在短期内出现巨大的变化,从而降低了政策冲击”;王国刚(2012a)对2001-2010年间我国货币政策的最终目标和中间目标的实现机理进行了分析探讨,认为“在推进国民经济持续快速发展过程中,我国货币政策有效防止了由于货币发行过多所引致的严重通货膨胀发生”;进一步地,王国刚(2012b)系统分析了我国货币政策的操作工具及与之密切相关的货币政策传导机制。

2000年后,国内学者在研究我国货币政策对宏观经济的影响时更加注重量化方法的运用。采用SVAR模型识别我国“货币政策冲击”的研究逐渐增多。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

^① 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。

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)、刘金全和刘兆波(2008)。从这两类文献的结论来看,虽然我国货币政策作用的发挥受制于利率非市场化等体制机制的影响,但是仍然在一定程度上起到了熨平经济波动的作用。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明显的不足之处:

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。如前所述,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,这就使得在 SVAR 模型中包含多个货币政策工具十分必要。

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)或 Bernanke and Mihov (1998)的方法更为合理。而已有文献大多直接采用 Cholesky 分解或符号识别(Sign identification)方法。

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 and 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。

近年来,随着 DSGE 模型发展成为宏观经济波动量化分析的主流工具。国内学者更加倾向于借用 DSGE 模型探讨我国货币政策和宏观经济波动方面的问题。例如,马勇(2015)基于 NK-DSGE 模型运用贝叶斯估计推断方法分析了我国货币政策的透明度;伍戈和连飞(2016)通过在 NK-DSGE 模型中同时引入“泰勒规则”和“Mccallum 规则”,尝试创建转型期混合型货币政策规则。然而,马勇(2015)的研究中直接借用了“泰勒规则”;伍戈和连飞(2016)将名义利率和货币供应增长率均假设为服从 AR(1)过程,这一处理方式与 NK-DSGE 模型的内在机制矛盾,因为名义利率和货币供应量是相互决定的。

可见,尽管国内学者在量化分析我国货币政策对宏观经济的影响这一热点问题上进行了诸多有益的探索。但无论是从 SVAR 模型和 DSGE 模型运用的规范性,还是从模型结果的说服力上来说,均亟需更为细致的分析以完善现有研究结论,帮助我们真正弄清楚“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”。通过上文回顾关于发达国家货币政策研究的成功经验,不难认识到,取得针对我国“货币政策效应”的共识,是基础且重要的第一步。从某种程度上说,正确运用 SVAR 模型得到关于我国“货币政策效应”的可靠而稳健的实证结果是发现我国货币政策规则,运用 DSGE 模型研究我国货币政策传导机制的必要条件。这也是本文接下来尝试实现的目标。

三、计量分析方法、数据描述及参数选择

(一) 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。关于模型识别条件的选取以及参数的估计与推断方法,可参见 Sims and Zha (1998)、Waggoner and Zha (2003)。考虑如下形式的动态联立方程:

$$y'_t A_0 = \sum_{l=1}^p y'_{t-l} A_l + C + \varepsilon'_t \quad (1)$$

其中, A_l ($l = 0, \dots, p$, $n \times n$ 维)、 C ($1 \times n$ 维) 表示系数矩阵, p 为滞后阶数, y_t 为 t 时刻的内生变量 ($n \times 1$ 维), ε_t 为 t 时刻的结构扰动项 ($n \times 1$ 维), 且 $\varepsilon_t, y_1, \dots, y_{t-1} \sim N(0_{n \times 1}, I_n)$ 。假设 A_0 可逆, 则方程组(1)的等价形式为:

$$y'_t = \sum_{l=0}^{t-1} \varepsilon'_{t-l} M_l + E_0 y'_t \quad (2)$$

其中, M_l 为脉冲响应函数矩阵, 刻画了内生变量 y_t 对结构扰动项 ε_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) 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 - 2015 年 12 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。

在本文第四部分, 我们运用月度数据构建 SVAR 模型识别“货币政策冲击”, a_i, f_i 的先验分布中的超参数 (Hyper-parameters) ① 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, 相应地, 调整超参数取值如下: $\mu_1 = 1, \mu_2 = 1, \mu_3 = 0.1, \mu_4 = 1.2, \mu_5 = 1, \mu_6 = 1$ 。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)。

四、“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, 类似地, 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。需要特别指出的是, 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

① 关于超参数的作用, 有兴趣的读者可参见 Sims and Zha (1998)。

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,这显然不够合理。

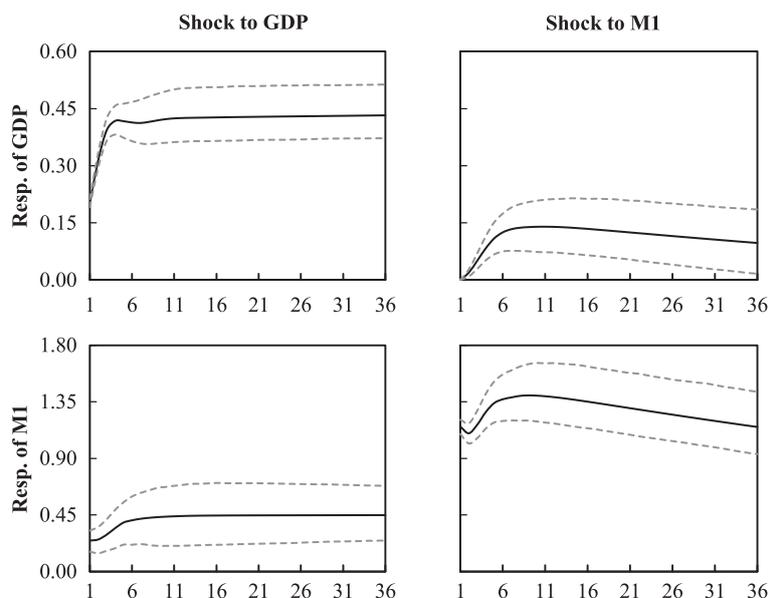


图 2 二元 SVAR 模型的脉冲响应函数

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“月”。

(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 12 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)、贷款基准利率(PLR)、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“调整法定存款准备金率”和“公开市场操作”这两

类货币政策冲击;PLR 用来识别“调整存贷款基准利率”这类货币政策冲击;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。

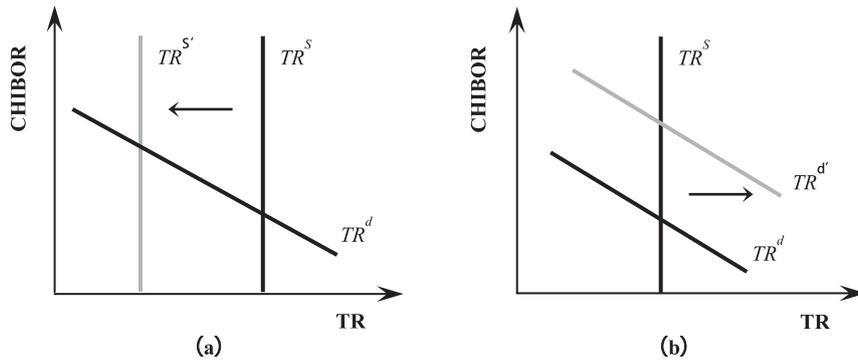


图 3 紧缩性货币政策对银行间同业拆借市场的影响

据此,表 1 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 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 A_0 施加的零约束也可分为三类:

表 1 SVAR 模型的识别条件

No.	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
Part	R					L			F			
	GDP	CR	INV	PPI	CPI	M1	ER	CHI	TR	PLR	BS	BL
GDP							×	×	×	×	×	×
CR	×						×	×	×	×	×	×
INV	×	×					×	×	×	×	×	×
PPI	×	×	×				×	×	×	×	×	×
CPI	×	×	×	×			×	×	×	×	×	×
M1	×	×	×	×	×							
ER	×	×	×	×	×	×		×		×		
CHI	×	×	×	×	×	×	×		×	×		×
TR	×	×	×	×	×	×	×			×		
PLR	×	×	×	×	×	×	×	×	×			
BS	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×		
BL	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	

(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。相应地,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”;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;第11列对应的扰动项用来识别“调整存贷款基准利率”这类货币政策冲击。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,且假设BL受贷款基准利率(PLR),而不是CHIBOR的影响。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,第三列表示“提高存贷款基准利率”类型的政策扰动。总的来看,大部分变量对“提高存贷款基准利率”类型的政策扰动的反应最为显著,其次是“提高法定存款准备金率”的政策效应较为明显,而对于“回购”类型的政策扰动,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。

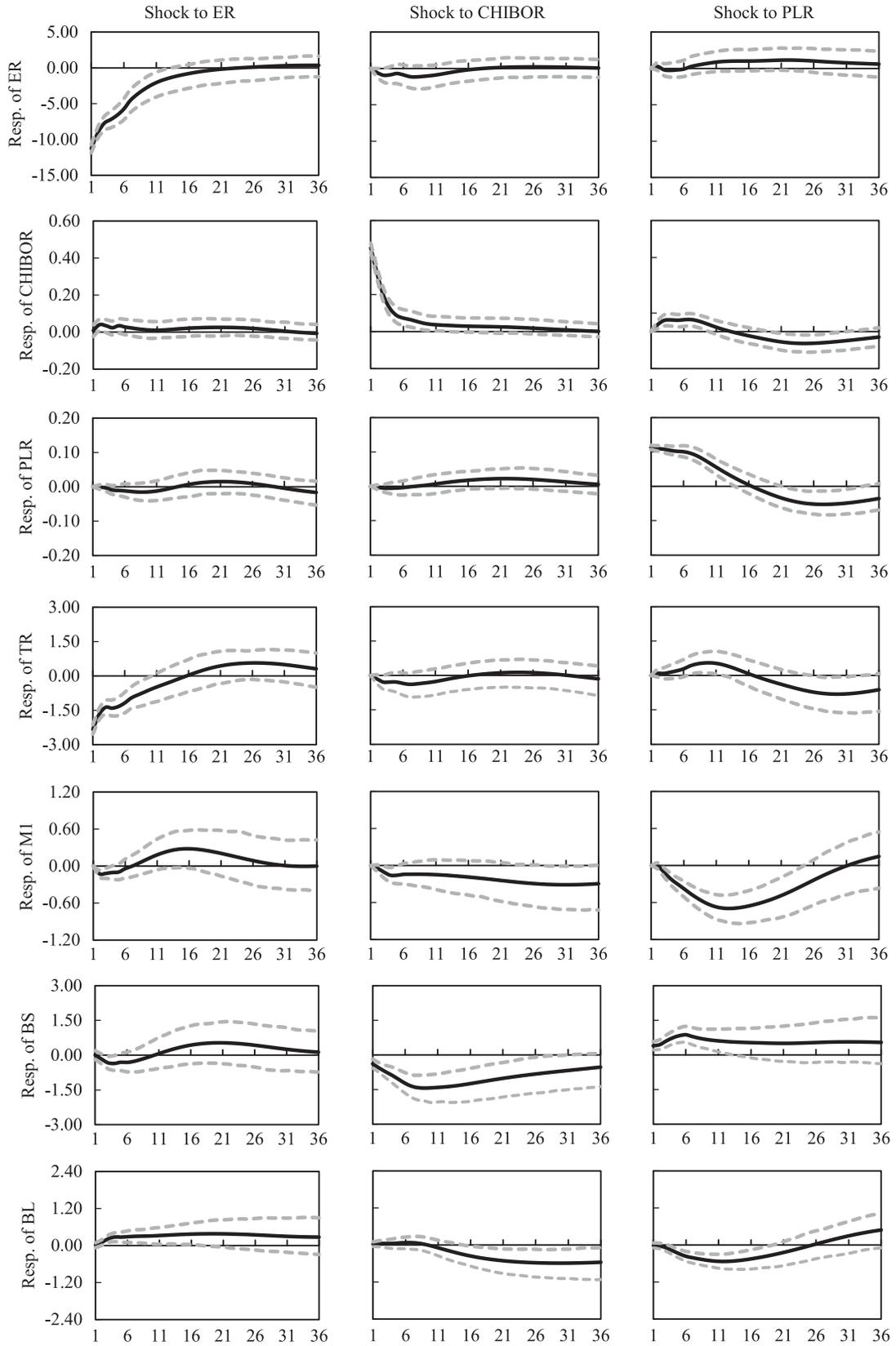
由图4(a)可知,未预期到的“存贷款基准利率的提高”会促使商业银行调整资产组合——增加配置有价证券(BS),减少贷款(BL)发放。受此影响,商业银行的总储备(TR)水平随自身超额储备(ER)的增加而缓慢上升,而货币供应量M1则随着贷款规模的下降而减少。类似地,未预期到的“法定存款准备金率的提高”同样会促使商业银行对资产组合进行调整——短期内,卖出自身持有证券,一段时间后,减少贷款发放。不同的是,货币供应量并未减少(相应脉冲响应函数的置信区间均包含水平轴)——M1仅在短期内(1-2月)边际下降,之后相对于初始水平无变化。值得注意的是,商业银行的超额储备短期内减少,总储备水平几乎不变,这与图3(b)中的情形一致,表明模型较为准确识别出了政策冲击。

与“提高法定存款准备金率”不同,“回购”类型的政策扰动尽管减少了商业银行的超额储备和总储备,提高了利率(CHIBOR)水平,但对商业银行信贷规模、货币供应量的影响并不显著。这一方面体现了“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),同时也表明在未完全实现利率市场化的情况下,受央行管制的存贷款基准利率对于利率传导机制产生了扭曲作用。

图4(b)表明,未预期到的“存贷款基准利率的提高”会导致产出(GDP)下降,价格水平(PPI、CPI)逐渐下降但存在明显的滞后。而未预期到的“法定存款准备金率的提高”对实体经济无紧缩效应——产出和价格水平无显著变化。结合前文提及的货币供应量(M1)同样不受影响的事实,我们似乎得到了一个“有悖常理”的结果,但这很可能真实反映了样本考察期内,政策扰动对经济的真实影响——王国刚(2012b)对2001-2010年间央行的资产负债表变化情况进行分析后发现,提高存款准备金率主要是为了对冲外汇占款,因而对金融机构整体来说没有紧缩效应^①。介于前两类政策扰动之间,“回购”类型的政策扰动能改变总体价格水平,但对产出(GDP)的影响并不显著。

进一步地,由于总需求变动往往是造成短期经济波动的重要因素,我们考察货币政策对总需求

^① 王国刚(2012b)中给出了一种可能的操作过程:央行提高法定存款准备金率→金融机构以“金融性公司存款”中的超额准备金按规定向央行缴纳法定存款准备金→央行的“金融性公司存款”不变,但其中的超额准备金数额减少→央行使用这些资金向金融机构购买外汇资产(从而“外汇”增加)→金融机构再将这些资金存入央行。本文识别的“货币政策效应”与此基本一致。



(a)

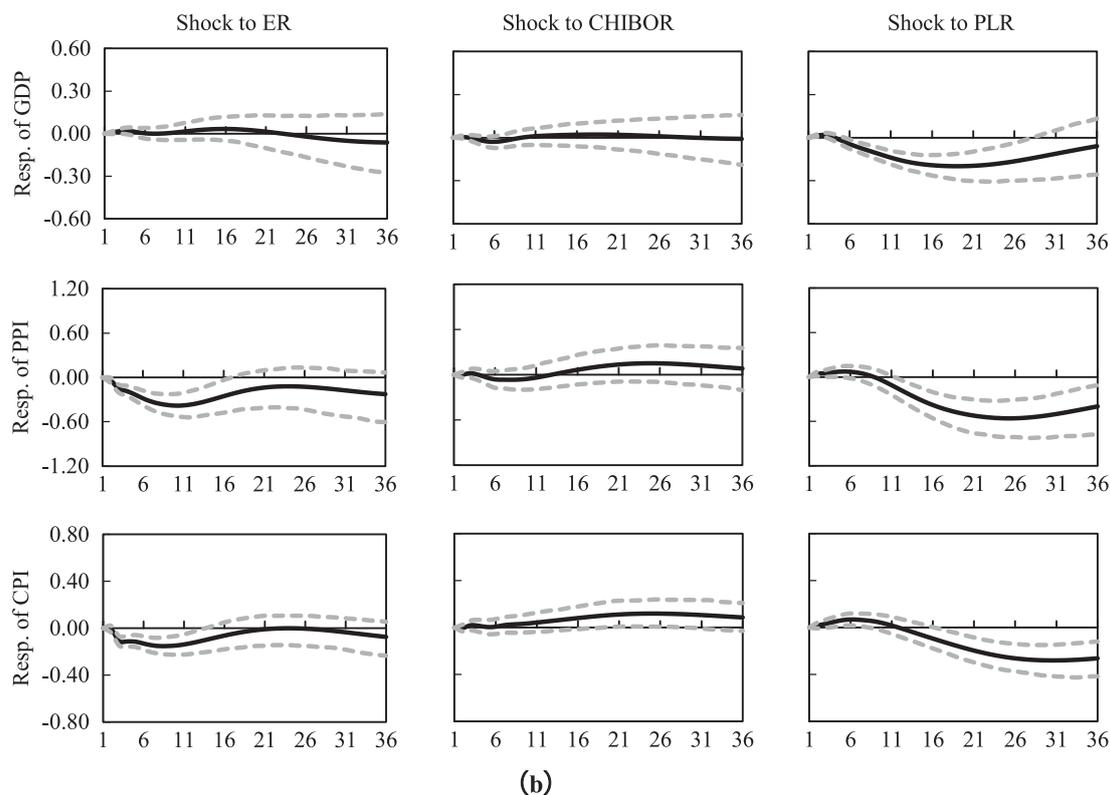


图4 对紧缩性“货币政策冲击”的脉冲响应函数

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“月”。

冲击(GDP)的内生响应。图5表明,在扩张性需求冲击的影响下,价格(CPI)上升、产出(GDP)增加,央行相应采取紧缩性货币政策——提高存贷款基准利率(PLR)。值得注意的是,商业银行贷款规模(BL)并未发生显著变化。这一结果看似与前文识别出的“货币政策效应”相矛盾,但恰恰体现了“货币政策规则”和“货币政策冲击”对经济影响机理的差异^①,同时在一定程度上印证了我国的货币政策目标——“保持货币币值稳定,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,政策传导机制与政策工具选择间存在着密切的联系。具体来说,考察期内,由于我国未实现利率市场化,管制的“存贷款基准利率”对于利率传导机制产生了扭曲作用。因此,虽然调整“存贷款基准利率”对产出和总体价格水平的影响最为显著,但“公开市场业务”更多地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。另一方面,调整“法定存款准备金率”对实体经济和金融系统整体均无显著的紧缩效应。这主要是因为相当长一段时间内,央行提高“法定存款准备金率”的政策意图不是简单地收紧金融机构的“银根”,而是为了对冲快速增长的外汇占款。

① 王国刚(2012b)通过研究2002-2010年间央行调整金融机构存贷款利率的历史,指出:“一、央行提高金融机构的贷款基准利率未必有明显的抑制贷款需求从而紧缩贷款增长的效应;二、提高存款基准利率,以及1年期贷款与活期存款之间利差的扩大具有促使金融机构增加贷款的效应”。不同于提高“法定存款准备金率”、央行提高“存贷款基准利率”的政策意图始终是抑制通胀、防止经济“过热”。因此,王国刚(2012b)中的分析结论是关于“货币政策规则”对经济作用机制的表述。可见,本文的结果与此相互印证。

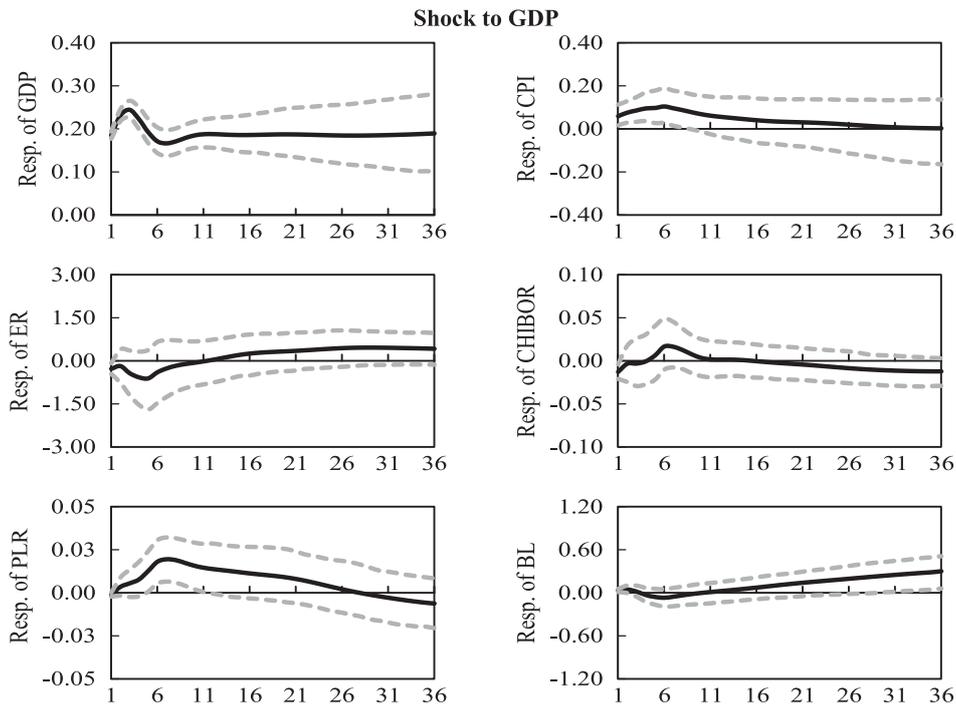


图5 对总需求冲击的脉冲响应函数

由此可见,尽管与发达经济体类似,紧缩性的“货币政策冲击”表现为利率上升,但同一现象背后蕴含的经济机理却大相径庭。可以说,我国货币政策传统渠道仍主要依赖于对货币供应量(银行信贷规模)的控制。当然,目前我国利率市场化进程已基本完成,货币政策框架逐步从数量型向价格型调控转型,经过不断疏通和完善,利率传统机制将会扮演越来越重要的角色。

(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2给出了关于“货币政策冲击”的向前 k 步($k=6,12,36$)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多为15%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)、总储备(TR)和贷款规模(BL)的影响有所增强,在1-3年的时间段内,基本维持在20%的水平左右,尤其是对M1波动率的解释,平均来看接近25%。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。

表2 关于“货币政策冲击”的向前 k 步预测误差方差分解

	$k = 6$	$k = 12$	$k = 24$	$k = 36$
GDP	3 (1,7)	10 (3,22)	16 (5,35)	13 (4,34)
CR	4 (1,12)	10 (3,25)	14 (5,33)	16 (5,38)
INV	1 (0,5)	7 (2,21)	15 (4,40)	16 (5,45)
PPI	6 (3,17)	16 (6,30)	24 (9,49)	27 (10,54)
CPI	7 (2,15)	11 (3,25)	18 (7,40)	27 (11,53)
M1	9 (3,19)	22 (11,41)	29 (14,54)	26 (12,51)
ER	80 (72,90)	64 (52,80)	53 (36,75)	49 (31,72)
CHIBOR	82 (70,96)	67 (53,85)	57 (41,76)	53 (35,76)
TR	30 (22,42)	24 (14,41)	20 (11,36)	21 (10,41)
PLR	82 (75,91)	61 (49,79)	43 (29,65)	40 (26,62)
BS	18 (7,32)	25 (11,44)	25 (10,52)	27 (10,56)
BL	8 (3,19)	17 (7,33)	20 (8,45)	22 (8,47)

注：①表中结果是3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。

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）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，这在一定程度上说明我国的货币政策仍需进一步完善。

（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6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 2008 年 4 季度、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:2008 年 4 季度,央行 4 次下调存贷款基准利率累计达近 160 个基点;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。

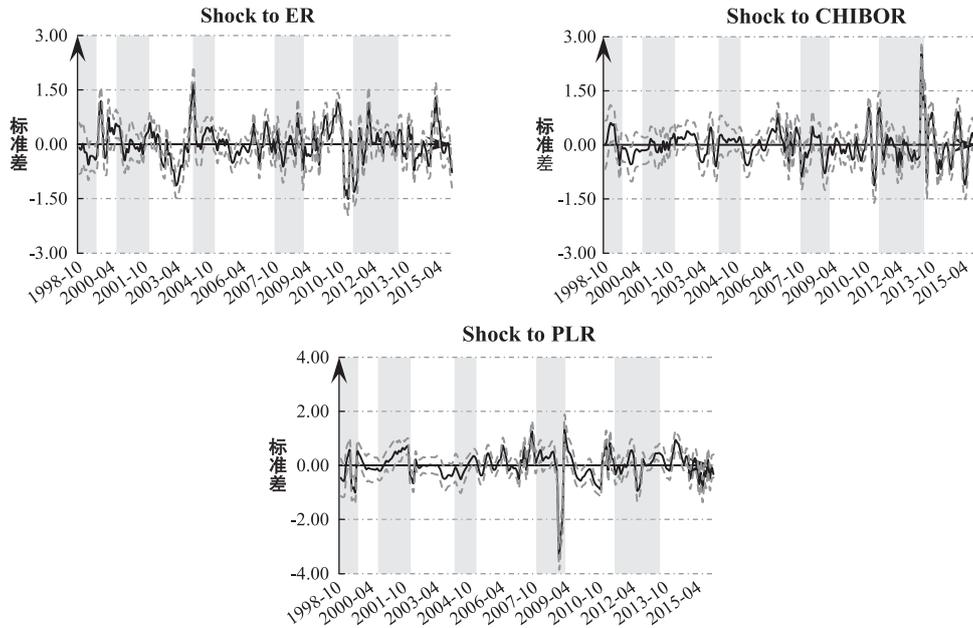


图 6 三个月移动平均“货币政策冲击”序列

进一步地,图 7 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)。总体来说,样本考察期内,“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。但值得注意的是,图中结果表明,2010 年 3 季度以来,由“货币政策冲击”引起的 GDP 和 CPI 的波动较前期显著增大,在 2011 年底达到高点后逐渐回落,这与“4 万亿”经济刺激政策效应的释放期及政策成本的消化期基本一致。

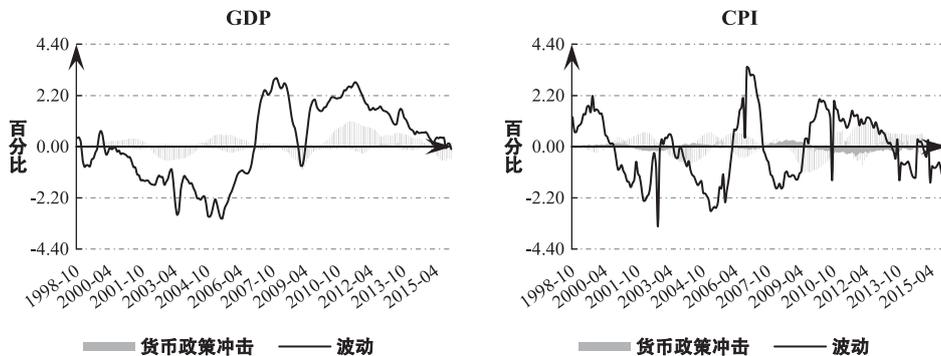


图 7 GDP 和 CPI 对“货币政策冲击”的历史分解

(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:一是“货币政策冲击”能否引起股价波动;二是股票市场是否改变了我国货币政策的传导渠道。

通过分析股指超额收益率的脉冲响应函数^①,我们发现: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,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 and 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(姜宏伟等, 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, 2006),且企业能否获得借贷资金往往取决于企业的性质。

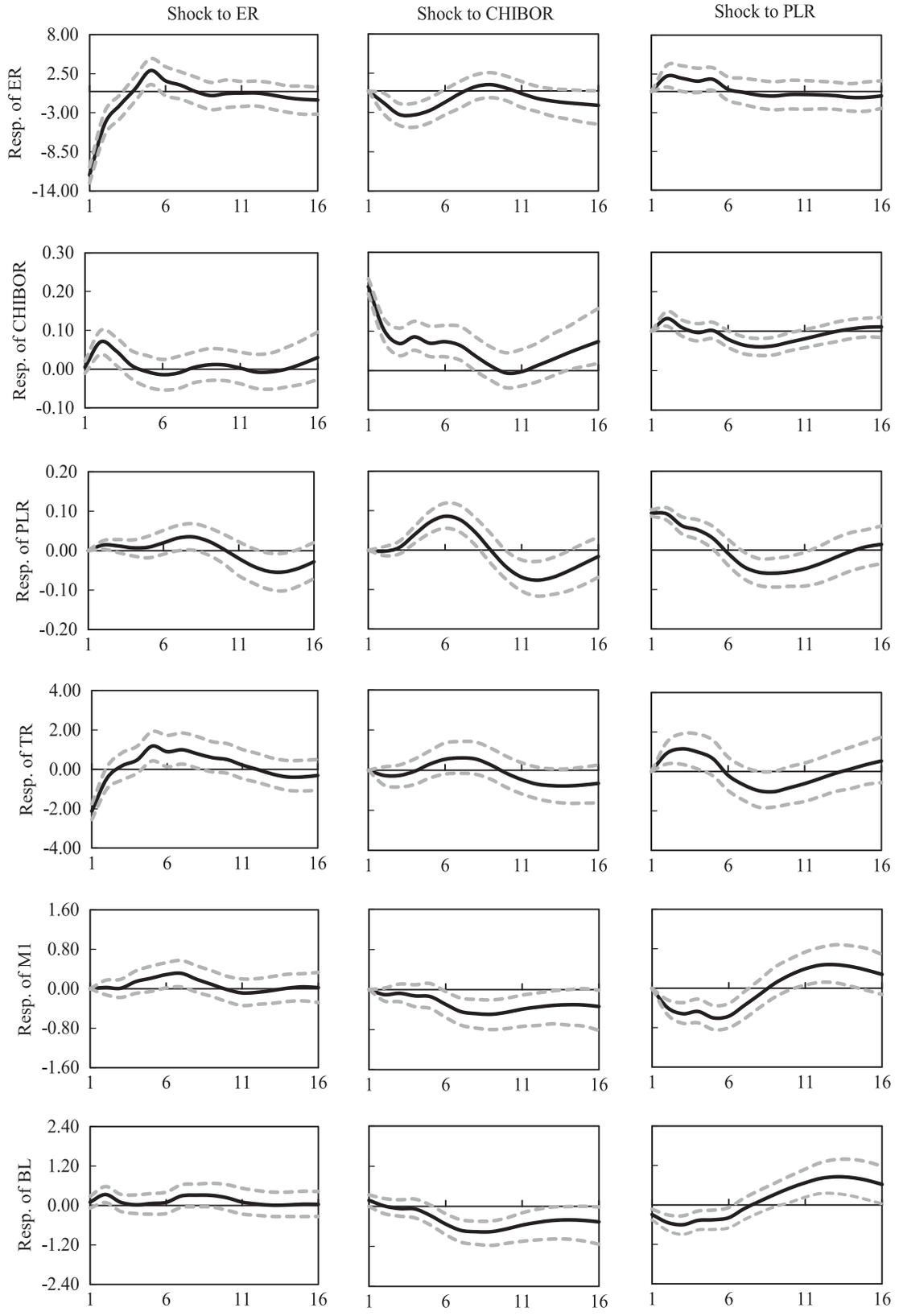
综合以上分析,我们认为图中看似矛盾的结果恰好反映了我国实体经济与金融市场的特征,符合长期以来我国股指行情与宏观经济运行相背离的现实。

五、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保持一致。首先,三类政策扰动对超额储备(ER)、利率(CHIBOR、PLR)、总储备(TR)、货币供给量(M1)和商业银行信贷规模(BL)的影响与图3描述的情形基本相同,再次表明SVAR模型准确地识别出了“货币政策冲击”。其次,由产出(GDP)、价格水平(PPI、CPI)的脉冲响应函数可知,调整“存贷款基准利率”对宏观经济的影响最为显著,其次是“法定存款准备金率”,“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。

进一步地,本文以GDP平减指数(GDPD)替代CPI度量总体价格水平,以M2替代M1描述货币供给,再次对SVAR模型进行估计和推断,主要变量对“货币政策冲击”的脉冲响应函数如图9所示。不难看出,“货币政策效应”与之前的情形基本吻合。因此,可以认为模型对“货币政策冲击”的识别是准确的。

^① 为了节省篇幅,我们没有报告各变量的脉冲响应函数,有兴趣的读者可向作者索取。



(a)

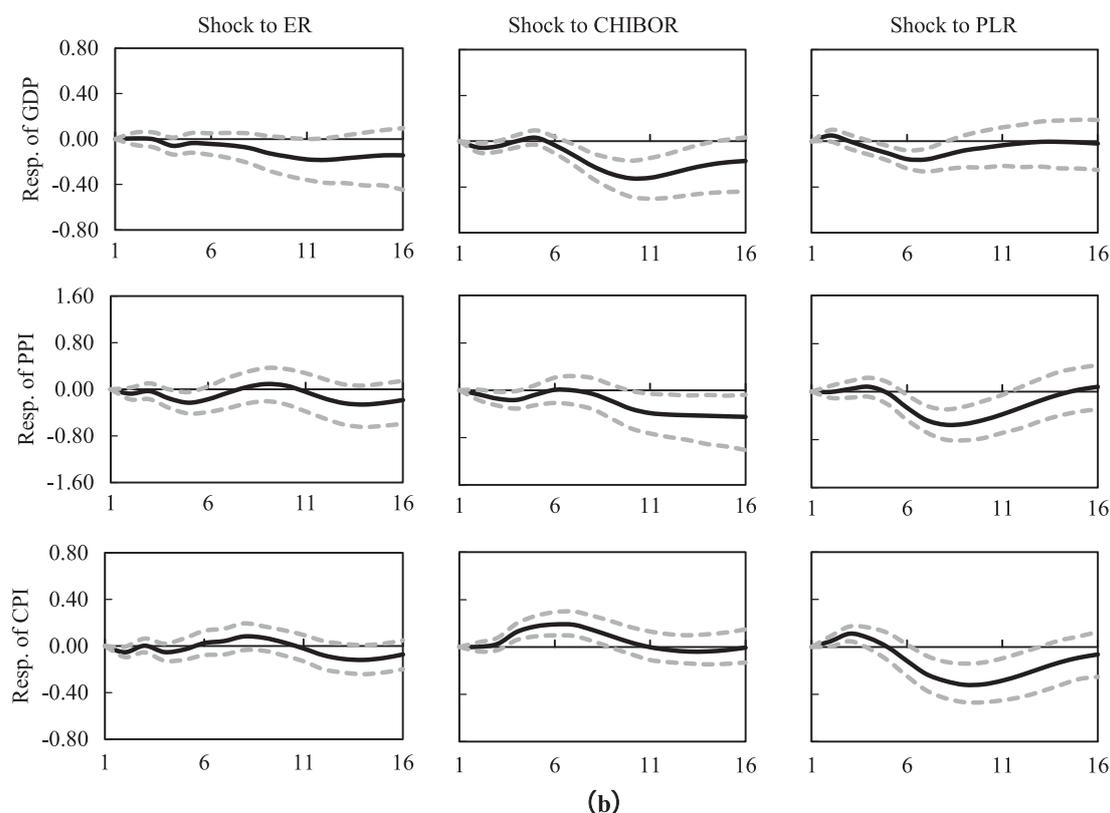


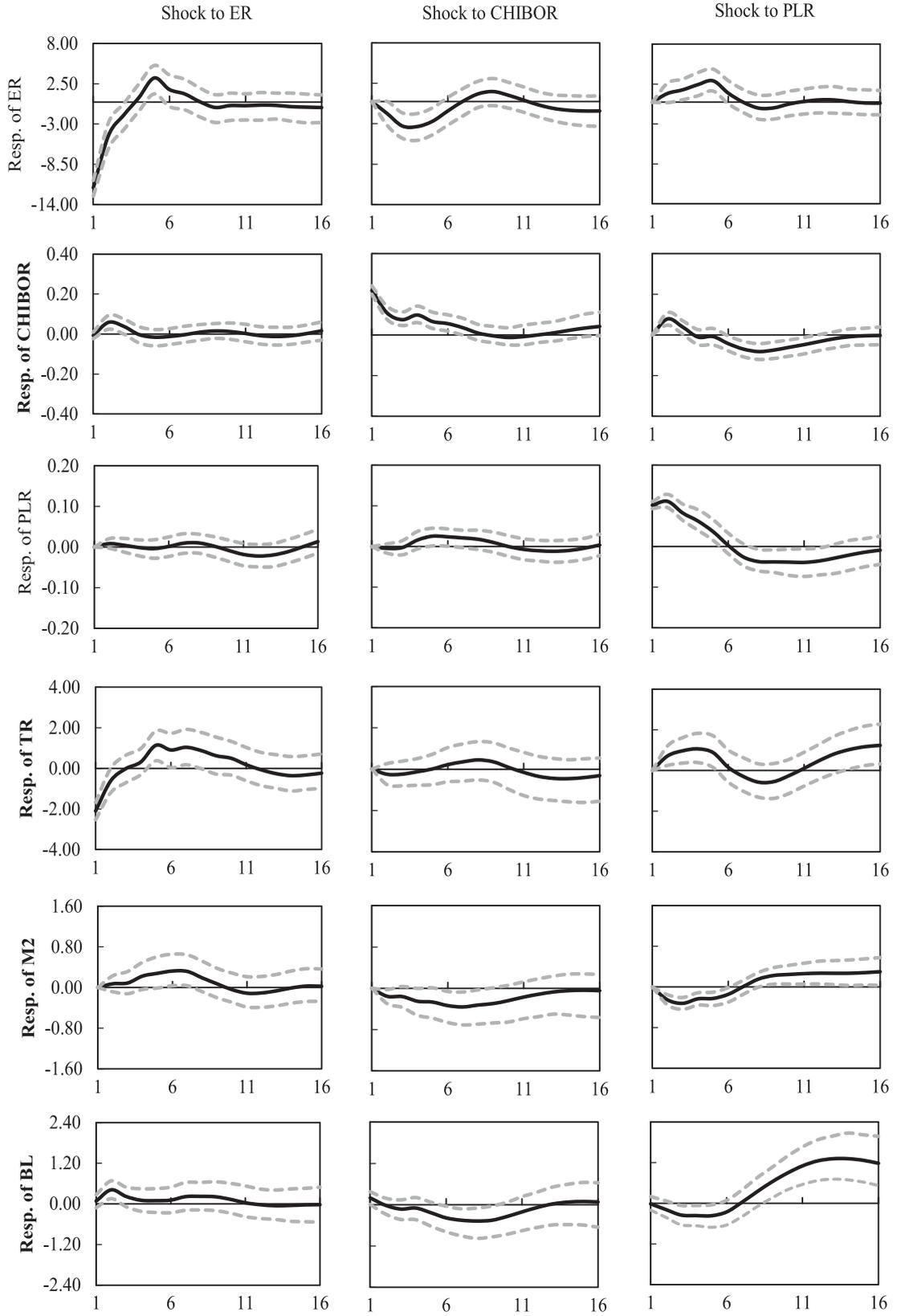
图 8 对紧缩性“货币政策冲击”的脉冲响应函数(季度数据)

注：纵轴表示变量对初始状态偏离的百分比，横轴的单位为“季”。

六、结论

结合我国信贷市场和货币政策执行特点,通过识别“存贷款基准利率”、“法定存款准备金率”和“公开市场业务”三类货币政策工具产生的“政策效应”,本文重新梳理了近 20 年来我国货币信用周期和经济周期之间的关系。研究表明,“泰勒规则”并不能有效地刻画我国的货币政策,以此为基础运用 DSGE 模型分析我国货币政策传导机制缺乏现实依据。具体来说,由于样本考察期内我国未实现利率市场化,管制的“存贷款基准利率”对于利率传导机制产生了扭曲作用。因此,调整“存贷款基准利率”对产出和总体价格水平的影响最为显著,而“公开市场业务”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。另一方面,调整“法定存款准备金率”对实体经济和金融系统整体均无显著的紧缩效应。这主要是因为相当长一段时间内,央行提高“法定存款准备金率”的政策意图不是简单地收紧金融机构的“银根”,而是为了对冲快速增长的外汇占款。

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(贡献率小于 20%),央行较好地实现了货币政策目标。但相比于针对欧美发达国家的研究成果,我国“货币政策冲击”对“政策变量”波动率的解释力明显更高。此外,对产出和价格水平波动的历史分解结果也显示,伴随着“4 万亿”经济刺激政策的实施,“货币政策冲击”引起的经济波动程度有所增强。这两方面特征在一定程度上表明央行的货币政策实施仍存在较大的完善空间。



(a)

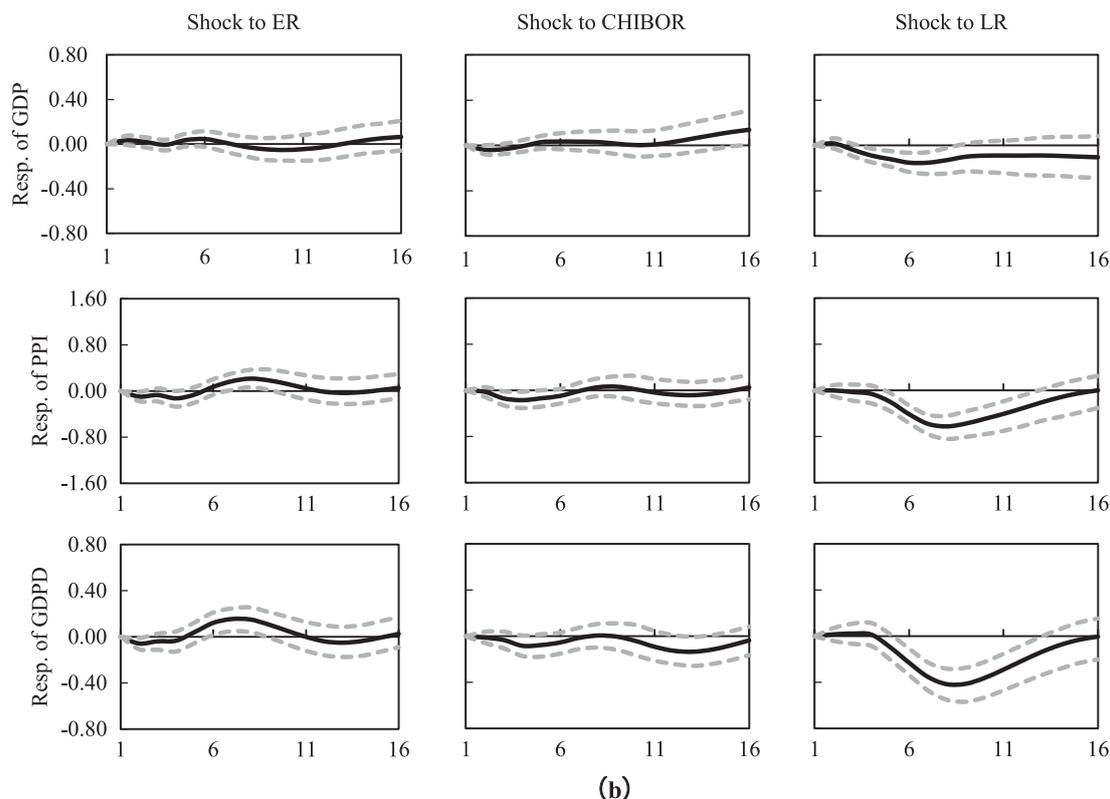


图9 对紧缩性“货币政策冲击”的脉冲响应函数(GDPD、M2)

总的来说,本文构建的SVAR模型不仅较为准确地揭示了我国经济波动和货币政策之间的量化关系,而且有效区分了不同货币政策工具产生的“政策效应”差异。这弥补了国内相关研究的诸多不足,为建立“中国版”的DSGE模型提供了可靠的经验事实和参照标准,对于进一步分析我国货币政策传导机制的信贷渠道,以及如何有效建立利率传导渠道具有一定的指导作用。

当然,针对这一问题本身,仍有许多值得深入研究的地方。由于我国正处于转型期,经济结构并不稳定,“货币政策规则”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模型中或许能更好识别和分析“货币政策冲击(效应)”。此外,基于SVAR模型的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^①。

最后,如在文献回顾部分所指出的,我们需要真正弄清楚“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”。对于这一更具挑战性的问题,我们显然还有很长的路要走^②,一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模型以分析货币政策传导机制。

参考文献

- 陈昭(1986):《论宏观失衡之原因》,《金融研究》,第1期。
 丁守海(2006):《托宾Q值影响投资了吗?——对我国投资理性的另一种检验》,《数量经济技术经济研究》,第12期。

^① 这方面的理论文献可参见 Waggoner and Zha(1999)、Leeper and Zha(2003)。

^② 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。

- 韩豫峰等(2014):《中国股票市场是否存在趋势》,《金融研究》,第3期。
- 黄达(1993):《宏观调控与货币供给》,《中国社会科学》,第5期。
- 姜富伟等(2011):《中国股票市场可预测性的实证研究》,《金融研究》,第9期。
- 刘斌(2001):《货币政策冲击的识别及我国货币政策有效性的实证分析》,《金融研究》,第7期。
- 刘金全、刘兆波(2008):《我国货币政策的中介目标与宏观经济波动的关联性》,《金融研究》,第10期。
- 马勇(2015):《中国货币政策透明度的经验研究》,《世界经济》,第9期。
- 盛松成、吴培新(2008):《中国货币政策的二元传导机制——“两中介目标,两调控对象”模式研究》,《经济研究》,第10期。
- 孙稳存(2007):《货币政策与中国经济波动缓和化》,《金融研究》,第7期。
- 涂巍、王治国、邹恒甫(2015):《转型期的中国经济波动特征》,《统计研究》,第4期。
- 王国刚(2012a):《中国货币政策目标的实现机理分析:2001-2010》,《经济研究》,第12期。
- 王国刚(2012b):《中国货币政策调控工具的操作机理:2001-2010》,《中国社会科学》,第4期。
- 王君斌、郭新强、王宇(2013):《中国货币政策的工具选取,宏观效应与规则设计》,《金融研究》,第8期。
- 王晓芳、王维华(2008):《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》,《金融研究》,第7期。
- 伍戈、连飞(2016):《中国货币政策转型研究:基于数量与价格混合规则的探索》,《世界经济》,第3期。
- 魏杰(1990):《货币政策与总需求膨胀的抑制》,《当代经济科学》,第1期。
- 于学军(2011):《从渐进到突变:中国改革开放以来货币和信用周期考察》(第4版),中国社会科学出版社。
- Bernanke, B. and I. Mihov (1998): “Measuring Monetary Policy”, *Quarterly Journal of Economics*, 113, 869-902.
- Bjørnland, H. and K. Leitemo (2009): “Identifying the Interdependence between US Monetary Policy and the Stock Market”, *Journal of Monetary Economics*, 56, 275-282.
- Chen, K., P. Higgins, D. Waggoner and T. Zha (2016): China Pro-Growth Monetary Policy and Its Asymmetric Transmission, NBER Working Paper, No. 22650.
- Christiano, L., M. Eichenbaum and C. Evans (1999): Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End? In *Handbook of Macroeconomics*, Edited by Taylor, J. and M. Woodford. Elsevier, Volume 1, Part A: 65-148.
- Christiano, L., M. Trabandt and K. Walentin (2011): “DSGE Models for Monetary Policy Analysis”, in *Handbook of Monetary Economics*, Edited by Friedman, B. and M. Woodford. Elsevier, Volume 3A, Part III: 285-368.
- Friedman, M. and A. Schwartz (1963): *A Monetary History of the United States: 1867-1960*, Princeton University Press.
- Leeper, E. and T. Zha (2003): “Modest Policy Interventions”, *Journal of Monetary Economics*, 50, 1673-1700.
- Leeper, E., C. Sims and T. Zha (1996): “What Does Monetary Policy Do?”, *Brookings Papers on Economic Activity*, 27, 1-78.
- Rubio-Ramirez, J., D. Waggoner and T. Zha (2010): “Structural Vector Autoregressions: Theory of Identification and Algorithms for Inference”, *Review of Economic Studies*, 77, 665-696.
- Sims, C. (1980): “Macroeconomics and Reality”, *Econometrica*, 48, 1-48.
- Sims, C. (2012): “Statistical Modeling of Monetary Policy and Its Effects”, *American Economic Review*, 102, 1187-1205.
- Sims, C. and T. Zha (1998): “Bayesian Methods for Dynamic Multivariate Models”, *International Economic Review*, 39, 949-968.
- Sims, C. and T. Zha (1999): “Error Bands for Impulse Responses”, *Econometrica*, 67, 1113-1155.
- Tobin, J. (1970): “Money and Income: Post Hoc Ergo Propter Hoc?”, *Quarterly Journal of Economics*, 84, 301-317.
- Waggoner, D. and T. Zha (2003): “A Gibbs Sampler for Structural Vector Autoregressions”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 28, 349-366.

(责任编辑:周莉萍)