

中国货币政策调控转型研究^{*}

——基于BVAR模型的分析

谭旭东

摘要:在金融创新和金融脱媒的冲击下,货币数量作为中介目标的局限性越来越明显,但是由于金融市场仍不发达等原因,完全基于价格型的货币政策调控又不可能一蹴而就,那么究竟应如何实行货币政策调控就成为中国人民银行面临的重大现实挑战。本文采取BVAR模型来对这一问题进行探讨,基于新凯恩斯主义理论对模型中参数施加先验约束,利用现实经济数据得到参数的后验分布,结果发现:第一,在货币政策利率规则中应包含名义货币增长率;第二,在总需求方程中,除了包含实际利率外,还应包含实际货币增长率;第三,紧缩性货币政策冲击不只体现为名义利率的上升,更为突出地体现为名义货币增长率持续的下降;第四,当模型中包含货币量时,货币政策冲击对于通胀率和产出变动的的影响更大。这些结果表明了在货币政策的利率传导机制外,还存在货币政策通过货币量进行传导;货币政策立场的变动不只体现在利率的变化上,而更为突出地体现在货币量的变化上。因此,数量与价格相结合的混合型货币政策调控方式适合转型期的中国经济。

关键词:BVAR 货币政策 利率 Divisia 货币总量

一、引言

以货币数量调控为目标还是以货币价格调控为目标,是一国中央银行在实施宏观调控时必须做出的决策,它取决于该国所处的经济金融状况,而不存在绝对意义上的孰优孰劣。20世纪70年代是货币主义达到鼎盛的时期,一些发达国家如德国、加拿大、日本、美国等都以货币供应量作为中介目标。就货币目标制而言,货币需求函数的稳定性是一个必要条件。然而,Goldfeld(1976)提出在20世纪70年代中期出现了“货币缺失之谜”,即利用传统的货币需求函数会系统地高估实际货币余额,这对货币需求函数的稳定性构成了挑战,继而对以货币量作为中介目标提出了质疑。从20世纪70年代到90年代,关于选择货币量还是联邦基金利率作为美联储中介目标的争论就一直持续不断,并最终导致美联储在1993年宣布不再使用任何货币总量来指导货币政策制定,而是采取联邦基金利率作为中介目标。其他发达国家的中央银行也都先后纷纷放弃货币目标制转而采取利率调控。正如加拿大中央银行原行长Gerald Bouey所指出的“我们没有抛弃货币总量,而是货币总量抛弃了我们”(Mishkin, 2013)。也就是说,自20世纪70年代以来,随着金融创新、放松管制和金融深化的推进,货币需求函数变得不稳定,这导致货币量中介目标的作用不断削弱并最终由利率目标所取代。

中国人民银行在1996年正式将货币供应量作为中介目标。在1998年取消了信贷规模管理并重启人民币公开市场业务后,我国货币政策正式实现了由直接调控向以数量为主的间接调控模式转型(张晓慧, 2015)。然而随着利率市场化改革的不断推进以及金融创新和金融脱媒的迅猛发展,货币数量目标的局限性开始显现出来,其可测性、可控性和相关性都越来越不理想。夏斌和廖强

^{*} 谭旭东,厦门大学经济学院,邮政编码:361005,电子邮箱:tanxd416@163.com。基金项目:福建省社会科学基金“双循环新发展格局下的中国货币政策设计研究”(FJ2021B021)。感谢匿名审稿专家的宝贵建议,文责自负。

(2001)较早提出货币供应量不适宜作为我国货币政策的中介目标。Laurens & Maino(2007)研究发现当通胀率较低时,货币量与通胀率之间的关系变得更加不密切,从而得出不能只采取货币量作为中国货币政策的中介目标。易纲(2018)指出随着利率市场化的推进和金融创新发展,仅依靠数量型调控已难以胜任我国货币政策调控的需要。事实上中国人民银行很早就意识到货币量中介目标存在的问题,并于2011年开始引入社会融资规模指标,2015年公布存量社会融资规模数据并在2016年明确将其作为货币政策监测指标。然而由于金融创新和衍生融资方式难以及时准确掌握,中央银行无法有效控制直接融资行为等原因,社会融资规模也不适合替代货币量作为新的货币政策中介目标。为此,我国自2018年不再公布任何具体的货币数量目标。

在仅依靠货币数量调控难以满足中国货币政策调控要求的背景下,一些学者开始对货币价格调控进行研究,并主要探讨利率规则在中国的适用性。谢平和罗雄(2002)较早提出泰勒规则可以很好地衡量中国的货币政策。Zhang(2009)研究得出相比于货币数量规则,货币价格规则能够更有效地管理中国经济。郑挺国和刘金全(2010)将传统的泰勒规则扩展为具有时变通胀目标的区制转移泰勒规则模型,提出中国人民银行在实施以利率为目标的货币政策时,既要考虑通胀缺口和产出缺口,也要考虑货币政策规则所处的区制。马勇(2013)将金融因素植入DSGE模型中分析得出标准的泰勒型货币政策规则依然可以成为稳健货币政策的基石。不过仍然有一些研究(李春吉、孟晓宏,2006; Chen et al,2018)主张利率调控并不适合于中国。对于货币政策利率规则的广泛研究已经影响到在学术研究中常常只采取利率作为货币政策指标而完全忽略货币量。当然在中国人民银行的货币政策操作中,利率调控并没有完全取代货币数量调控。正如中国人民银行研究局原局长徐忠(2018)所指出的,我国目前还不具备立即转向货币价格调控的条件,这是由于完全以货币价格作为中介目标需要有完备的金融市场和对利率敏感的市场主体。虽然近些年来中国的经济金融改革不断加快,并于2015年10月基本放开存贷款利率浮动限制,然而利率双轨制依然存在,利率在资源配置方面的作用还不充分,金融机构的定价机制还不成熟以及货币政策的利率传导机制还不畅通,这些都妨碍了立即转向货币价格调控。

2008年国际金融危机的发生使得西方发达国家所采取的货币政策利率调控方式受到了前所未有的挑战。为了应对国际金融危机,这些发达国家的中央银行都大幅降低政策利率到零利率下界。在利率调控受到限制的情况下,为了进一步应对金融危机的冲击,不得不转而采取量化宽松货币政策以向市场注入大量流动性,这再度引起各国中央银行和学术研究者对于货币数量调控的关注。在这样的大背景下,我国学者也开始从之前对利率调控的关注转向了对于货币数量调控的关注。所进行的学术研究可以分为两类。一类是主张货币数量调控在中国的适用性,这方面的代表性文献有左柏云和付明卫(2009)、王宇伟(2009)、李正辉等(2012)、杜浩然和黄桂田(2016)。这些研究参考了Barnett(1980)提出的Divisia货币总量构建方法,构建了中国的Divisia货币总量数据并分析货币需求函数的稳定性,以论证Divisia货币总量中介目标在中国的适用性。由于中国人民银行迄今还没有对Divisia货币总量进行统计,因此这类研究还仅停留在学术探讨的层面,并没有影响到中国人民银行的货币政策操作。另一类研究关注的是将货币数量和货币价格调控结合起来的混合型调控在中国的适用性。岳超云和牛霖琳(2014)构建DSGE模型分析得出在解释数据方面,包含货币因素的利率规则以压倒性优势强于单一的数量规则或利率规则。伍戈和连飞(2016)采用新凯恩斯主义分析框架研究发现,对于转型中的中国而言,实施混合型的货币政策规则比实施单纯的货币数量型规则或者价格型规则更能有效地保证宏观经济的平稳运行。王曦等(2017)基于DSGE模型证明了混合型货币政策规则能更好地拟合中国的现实经济运行,并且在福利意义上也更有效率。孟宪春等(2019)构建DSGE模型研究得出单一数量规则和利率规则分别在稳定物价和实体经济波动方面具有相对优势,而混合型货币政策调控可促使二者优势互补强化。这类学术研究更符合中国人民银行的货币政策操作实践。正如中国人民银行原行长助理张晓慧(2012)所指出的,目前中国实行的是数量型调控与价格型调控相结合的调控模式,金融宏观调控既重视利率等价格型指标,也高度重视货

币信贷增长状况。

已有的研究对中国如何进行货币政策调控进行了很好的探讨,不过仍存在进一步深入研究的空
间。现有的关于单一的货币数量调控或者货币价格调控的研究忽略了混合型调控,这与中国的货币
政策实践存在明显的背离,也是数量调控还是利率调控更加适合于中国这一争议产生的原因。因
此,有必要分析混合型货币政策调控在中国的适用性,这不仅有助于正确认识中国人民银行的货币
政策实践,也有利于进一步完善货币政策操作。近些年来新凯恩斯主义 DSGE 模型成为分析中国宏
观经济的主流框架,对于中国混合型货币政策调控的研究主要是通过构建 DSGE 模型来实现的,这
些研究丰富了对于我国混合型货币政策调控的探讨。然而,任何研究方法都存在其局限性,DSGE
模型方法也不例外,这是由于在构建 DSGE 模型时,需要对市场结构、函数形式以及驱动变量的外生
性和动态结构做出明确的假定,然而这些假定常常是人为设定的,其目的是产生出更具现实意义的
宏观经济行为。这些假定有时甚至是不合理的,之所以做出假定仅仅是为了使得模型更加容易处
理。正是基于上述考虑,本文采取 BVAR 模型来研究混合型货币政策调控在中国的适用性。

本文的研究思路如下:首先构建包括产出、通胀率和利率的三变量 VAR 模型来说明只采取利率
调控所得到的结果基本上符合理论预测,尽管仍会得到部分违背经济学理论或常识的结论。接下来
在模型中引入 Divisia 货币总量及其使用成本指标构成五变量 VAR 模型,对于模型中参数进行的先
验设定是以新凯恩斯主义理论模型为基础,即否定货币量在经济中的作用,再利用中国的数据得到
模型中参数的后验分布,据此得出新凯恩斯主义理论模型设定是不充分的,也就是说在构建新凯恩
斯主义模型分析中国经济时,货币政策利率规则中应该包含名义货币增长率,在总需求方程中除了包
括实际利率外还应包括实际货币增长率。这些实证结果有力地证明了混合型货币政策调控在中国
的适用性。相比于现有的研究,本文可能的贡献包括以下两个方面:第一,本文采取 VAR 模型来进
行研究。相比于 DSGE 模型的上述不足,VAR 模型的优势是明显的。它对于变量的动态施加较少
的约束,并且不假定任何变量是外生的,对于经济结构施加较少的假定,主要基于数据来获得关于经
济的特征事实。当然,VAR 模型也有其局限性,无法对得到的经济特征事实给出理论上的解释,这
可通过构建 DSGE 模型来完成,因此 VAR 模型与 DSGE 模型是互为补充的关系,据此本文的研究
是对现有的构建 DSGE 模型研究中国货币政策混合型调控的有益补充。第二,本文采取 Baumeister
& Hamilton(2015, 2018)所提出的识别假定不完全可信情况下的 BVAR(Bayesian vector autore-
gressions)统计推断方法来进行研究。相比于传统的频域 SVAR 统计推断方法,该方法对于过度识
别、恰好识别以及无法识别的模型都是适用的,从而其适用范围更广,并且在恰好识别的情况下该方
法优于频域推断方法。相比于传统的 BVAR 中只能对参数设定非常特殊的先验分布,该方法可以
对参数的先验分布做出一般性的设定,可用于判定观测数据是否会引起对模型中结构参数先验值的
修正,从而能够对校准结构参数先验值时所依据的经济学理论在现实中的适用性做出判断。

二、模型设定与计量方法

(一)模型的设定

本文采取 BVAR 模型来进行分析,这里先构建一个包含通胀率 π_t , 产出缺口 y_t 以及短期名义利
率 i_t 的三变量 VAR 模型作为基准,以说明它基本上能够产生与新凯恩斯主义理论相一致的结果。
该三变量 VAR 模型设定如下:

$$Ax_t = c + \sum_{j=1}^q B_j x_{t-j} + \epsilon_t \quad (1)$$

其中 $x_t = [\pi_t, y_t, i_t]'$, A 是 3×3 同期系数矩阵,其主对角线上元素为 1, c 为 3×1 截距项向量,
 $B_j (j=1, 2, \dots, q)$ 是 3×3 自回归系数矩阵, ϵ_t 是 3×1 结构冲击向量,假定 ϵ_t 服从正态分布,均值为零,
其方差协方差矩阵 D 为 3×3 对角矩阵。根据新凯恩斯主义理论对 A 中的系数施加约束以使得式
(1)中包含的每个方程都具有经济学含义。具体地,对 A 进行如下设定:

$$A = \begin{bmatrix} 1 & -A_{\pi y} & 0 \\ -A_{y\pi} & 1 & A_{y\pi} \\ -A_{i\pi} & -A_{iy} & 1 \end{bmatrix} \quad (2)$$

式(1)中第一个方程可以表示为:

$$\pi_t = A_{\pi y} y_t + c^{(1)} + \sum_{j=1}^q B_j^{(1)} x_{t-j} + \epsilon_t^{AS} \quad (3)$$

其中 $c^{(i)}$, $B_j^{(i)}$ 分别表示来自向量 c 和矩阵 B_j ($j=1, 2, \dots, q$) 第 $i=1, 2, 3$ 行的元素。式(3)类似于新凯恩斯主义理论模型中的菲利普斯曲线,它描述了通胀率与产出缺口之间存在同期关系。其中 ϵ_t^{AS} 代表总供给冲击。

式(1)中第二个方程可以表示为:

$$y_t = -A_{y\pi} (i_t - \pi_t) + c^{(2)} + \sum_{j=1}^q B_j^{(2)} x_{t-j} + \epsilon_t^{AD} \quad (4)$$

式(4)类似于新凯恩斯主义理论模型中的总需求曲线,它表示产出缺口受到货币政策引起的实际利率变动的冲击。其中 ϵ_t^{AD} 代表总需求冲击。

式(1)中第三个方程可以表示为:

$$i_t = A_{i\pi} \pi_t + A_{iy} y_t + c^{(3)} + \sum_{j=1}^q B_j^{(3)} x_{t-j} + \epsilon_t^{MP} \quad (5)$$

式(5)类似于新凯恩斯主义理论模型中所采取的货币政策利率规则,即中央银行调整名义利率以对通胀率和产出缺口的变动做出反应。其中 ϵ_t^{MP} 代表货币政策冲击。

结构模型(1)的缩减形式可以表示为:

$$x_t = c^* + \sum_{j=1}^q B_j^* x_{t-j} + u_t \quad (6)$$

其中 $c^* = A^{-1}c$, $B_j^* = A^{-1}B_j$, $u_t = A^{-1}\epsilon_t$ 。 u_t 是缩减形式冲击,其方差协方差矩阵为 $\Omega = A^{-1}D(A^{-1})'$ 。由于 Ω 是对称矩阵,故 $\Omega = A^{-1}D(A^{-1})'$ 提供了 6 个等式,而 A 、 D 中包含 7 个不同元素,故还需要对 A 中的系数施加一个约束才能够识别出由式(1)、式(2)所构成的结构模型。本文并不对 A 施加额外的约束,而是采取 Baumeister & Hamilton(2015, 2018)中所提出的识别假定不完全可信情况下的统计推断方法。这种新的统计推断方法的优势是,可以利用数据中所包括的信息来对结构参数的先验值进行更新。本文利用新凯恩斯主义理论来对 A 中包含的元素的先验分布进行设定。

由于本文的目的是要说明在新凯恩斯主义利率传导机制外,还存在货币政策通过货币量来进行传导以及货币政策调控要考虑数量和价格混合调控,因此需要在以上的三变量 VAR 模型中包括 Divisia M2 增长率 m_t 以及 Divisia M2 的使用成本 v_t 。采取 Divisia M2 来替代通常所用的简单加总货币量 M2,是基于以下两个方面的考虑。第一,Divisia 货币总量利用经济加总理论来更为准确地衡量经济中所产生的货币服务(Barnett, 1980)。第二,在计算 Divisia 货币总量过程中需要用到货币资产分量的使用成本。该使用成本取决于市场利率与货币资产分量自身的回报率之间的利差,因此它能够影响到货币需求而不是货币供给,也就是说,在货币需求方程中应包括货币的使用成本(Belongia & Ireland, 2016, 2021)。在模型中包括 Divisia 货币总量指标及其使用成本指标有助于把货币政策冲击所引起的货币增长率变动与货币需求冲击所引起的货币增长率变动区分开来。本文将在第三部分详细论述如何计算出我国的 Divisia M2 及其使用成本。在包括 Divisia M2 增长率 m_t 及其使用成本 v_t 后,式(1)中的向量 x_t 扩展为 $x_t = [\pi_t, y_t, i_t, m_t, v_t]'$ 。结构模型与缩减形式模型仍然分别采取式(1)和式(6)中的设定,只是所有向量和矩阵的维度都需扩展以考虑到增加两个新的变量。基于新凯恩斯主义理论并参考 Belongia & Ireland(2016, 2021),对矩阵 A 中所包含的系数施加约束从而使得模型中每个方程都具有经济学含义。

$$A = \begin{bmatrix} 1 & -A_{\pi y} & 0 & 0 & 0 \\ A_{ym} - A_{yi} & 1 & A_{yi} & -A_{ym} & 0 \\ -A_{ir} & -A_{iy} & 1 & -A_{im} & 0 \\ -1 & -A_{my} & 0 & 1 & A_{mv} \\ A_{im} & 0 & -A_{ir} & -A_{im} & 1 \end{bmatrix} \quad (7)$$

在这个 5 变量系统中,第一个方程与前面的方程(3)完全相同,它代表菲利普斯曲线,用来刻画通胀率与产出缺口之间存在同期关系。

第二个方程可以表示为:

$$y_t = -A_{yi}(i_t - \pi_t) + A_{ym}(m_t - \pi_t) + c^{(2)} + \sum_{j=1}^q B_j^{(2)} x_{t-j} + \epsilon_t^{AD} \quad (8)$$

其中 $c^{(i)}$, $B_j^{(i)}$ 分别表示来自向量 c 和矩阵 B_j ($j=1, 2, \dots, q$) 第 $i=1, 2, \dots, 5$ 行的元素。式(8)是对新凯恩斯主义总需求模型的扩展,即对式(4)的扩展,它包括了实际货币增长率,即除了实际利率能够影响总需求外,实际货币增长率也影响到总需求。

第三个方程可以表示为:

$$i_t = A_{ir}\pi_t + A_{iy}y_t + A_{im}m_t + c^{(3)} + \sum_{j=1}^q B_j^{(3)} x_{t-j} + \epsilon_t^{MP} \quad (9)$$

式(9)是对新凯恩斯主义理论中货币政策利率规则的扩展,即名义利率除了对通胀率和产出缺口做出反应外,还对名义货币增长率做出反应。其中 ϵ_t^{MP} 代表货币政策冲击。根据式(9)的设定,紧缩性货币政策冲击意味着更高的名义利率和更低的名义货币增长率。

第四个方程可以表示为:

$$m_t - \pi_t = A_{my}y_t - A_{mv}v_t + c^{(4)} + \sum_{j=1}^q B_j^{(4)} x_{t-j} + \epsilon_t^{MD} \quad (10)$$

式(10)代表货币需求方程,其中 ϵ_t^{MD} 代表货币需求冲击。这里实际货币余额的需求取决于产出缺口以及货币使用成本。在传统的简单加总货币量的需求函数中,是采用名义利率来衡量持有货币的机会成本。然而名义利率并不能够反映货币资产所产生的流动性服务的价格,它反映的是货币的替代品如债券的价格,而货币使用成本能够更为准确地反映货币资产所提供的流动性服务的价格。因此在 Divisia 货币需求方程中应该包括货币使用成本来衡量持有货币的机会成本。本文对使用成本与名义利率做出区分,其目的是把货币需求冲击和货币供给冲击区分开来,因为货币使用成本出现在 Divisia 货币需求方程中而名义利率出现在货币供给规则中,这也是本文中之所以采取 Divisia 货币总量而不是简单加总货币量的重要原因。此外,由式(9)和式(10)可以看出,名义货币量出现在货币供给方程中,实际货币量出现在货币需求方程中,这与货币理论中的设定是相一致的。

第五个方程可以表示为:

$$v_t = A_{iv}i_t + A_{im}(m_t - \pi_t) + c^{(5)} + \sum_{j=1}^q B_j^{(5)} x_{t-j} + \epsilon_t^{MS} \quad (11)$$

式(11)代表货币系统的行为方程,即通过银行存款来创造货币。由于银行需要对存款缴存准备金,当政策利率上升时持有准备金的成本上升,银行对此的反应是降低存款的利率,结果货币的使用成本 v_t 上升。式(11)中包含实际货币余额,对此的解释是如果银行创造存款的技术具有规模报酬递减的性质,则随着实际货币余额的上升,使用成本 v_t 会上升。 ϵ_t^{MS} 是货币系统冲击,它影响到银行创造货币的成本。

(二)模型中参数的先验设定

1. 对 A 中同期系数的先验设定。由于新凯恩斯主义理论中只考虑货币政策的利率传导机制,本文的目的是要说明在货币政策的利率传导机制之外还存在货币数量传导机制,为此利用新凯恩斯主义理论来对 A 中同期系数进行先验设定,在得到同期系数的后验分布后说明数据中包含的信息对基本的新凯恩斯主义理论在中国的适用性提出了质疑。参考 Baumeister & Hamilton(2015, 2018)中

提出的识别假定不完全可信情况下的 BVAR 统计推断方法,对同期系数矩阵 A 中所有参数设定其服从先验 t 分布,自由度为 2,而对于这些分布中的位置参数和尺度参数则需基于先验信息来进行选择。参考张同斌(2014)、何启志和范从来(2014)的设定,取其平均值而将菲利普斯曲线方程(3)中的参数 A_{π} 的先验均值设定为 0.56。参考姚余栋和谭海鸣(2013)、张小宇和刘金全(2013),取其平均值而将总需求方程(4)和(8)中包含的参数 A_{y_t} 的先验均值设定为 1.18。式(8)中包含的参数 A_{y_m} 衡量了实际货币余额变化对于总需求的直接影响,设定其先验均值为 0。参考伍戈和连飞(2016)、马勇等(2021)的设定,取其平均值而将货币政策规则方程(5)和(9)中都包含的参数 A_{π} 和 A_{y_t} 的先验均值分别设定为 0.39 和 0.16。式(9)中包含的参数 A_{π} 衡量了名义货币增长率在货币政策规则中的重要性,设定其先验均值为 0。以上对参数 A_{y_m} 和 A_{π} 都设定先验均值为 0,其目的是与基本的新凯恩斯主义理论观点相一致,即在新凯恩斯主义理论模型中实际货币量和名义货币量的变化都不影响通胀率、产出缺口和名义利率。在先验分布设定的基础上利用数据得到这些参数的后验分布用以说明数据是否支持新凯恩斯主义理论观点。对货币需求方程(10)中参数的设定是基于先估计出长期货币需求的收入弹性和货币需求对 Divisia M2 使用成本的半弹性,分别为 1.35 和 0.03,再分别乘以 0.25 以考虑到式(10)中货币需求的逐步调整,就得到 A_{m_y} 的先验均值为 0.34, A_{m_c} 的先验均值为 0.01。对于式(11)中参数 A_{π} ,是基于数据中 Divisia M2 使用成本的波动大约是利率波动的 1.5 倍而将其先验均值设定为 1.5。由于国内尚没有文献研究 Divisia 货币总量的使用成本,参考 Belongia & Ireland(2016)将参数 A_{m_c} 的先验均值设定为 0.06。对于总供给方程,总需求方程和货币政策规则方程中出现的参数,设定其尺度参数为 0.3;对于方程(10)和(11)中出现的参数,设定其尺度参数等于 10 以考虑到在其先验均值的设定上存在大的不确定性。当尺度参数值设定为 10 时,这意味着先验信息是完全不可靠的,从而先验均值的设定不会影响到参数的后验分布。

2. 对 D 、 B_j 以及 c 中包括的元素的先验设定。参考 Baumeister & Hamilton(2018),并考虑到一年的滞后期足以刻画变量的所有序列相关性,而本文采取的是季度数据,因此将模型中滞后阶数设定为 $q=4$ 。对 D 、 B_j 以及 c 所进行的先验分布设定是 Baumeister & Hamilton(2015,2018)提出的识别假定不完全可信情况下 BVAR 统计推断方法的一部分,对于这些参数的先验设定更加公式化,只需代入相关数据就可以进行计算。以下以五变量 VAR 模型为例来予以说明。

设定结构冲击的方差协方差矩阵 D 中对角元素 d_{ii} ($i=1,2,3,4,5$) 服从逆 Gamma 先验分布,则 d_{ii}^{-1} 服从 Gamma 先验分布并设定其参数为 α_i 和 β_i ,从而 $\alpha_i\beta_i$ 代表先验均值, $\alpha_i\beta_i^2$ 代表先验方差。关于结构冲击方差的先验信息应该部分地来自所采取的数据,为此假定 e_t 是模型中每个变量进行单变量四阶自回归拟合所得到的残差向量,令 $S = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T e_t e_t'$ 表示这些残差的样本方差协方差矩阵。设定 $\alpha_i = 2$,设定 d_{ii}^{-1} 的先验均值 $\alpha_i\beta_i$ 等于矩阵 $\bar{A}S\bar{A}'$ 中相应对角元素的倒数,其中 \bar{A} 是通过把 A 中未知元素的先验均值代入式(7)而得到。

对自回归系数矩阵 B_j ,其中 $j=1,2,3,4$,假定 B_j 中的所有元素都服从先验正态分布。基于对明尼苏达先验分布的修正来对这些元素的先验分布参数进行校准。设定矩阵 B_1 中每个元素的先验均值为参数 φ 乘以矩阵 \bar{A} 中相应的元素。对于矩阵 B_j ,其中 $j=2,3,4$,设定矩阵 B_j 中每个元素的先验均值为 0。由于 $\varphi=1$ 表明缩减形式模型(6)中每个变量都遵从随机游走,而本文所采取模型中包含的每个变量都是平稳的,故设定 $\varphi=0.75$ 以反映这些变量都是平稳的并且其变动具有一定的持久性。变量 x ($x=1,2,3,4,5$) 在方程 i ($i=1,2,3,4,5$) 中滞后期为 j ($j=1,2,3,4$) 时的系数先验方差设定为 $\frac{\lambda_0^2 \lambda_3^2 d_{ii}}{j^{2\lambda_2} S_{xx}}$,其中 S_{xx} 表示残差的样本方差协方差矩阵 S 中相应的对角元素。对截距项向量 c 中元素设定其都服从先验正态分布,均值为 0,方差为 $\lambda_0^2 \lambda_3^2$ 。对于这些超参数,将其分别设定为 $\lambda_0 = 0.2$, $\lambda_1 = \lambda_2 = 1$, $\lambda_3 = 100$ 。

(三)模型中参数后验分布的产生

利用以上这些先验分布以及样本数据信息,采取 Baumeister & Hamilton(2015)概括的 Metropolis-

Gibbs 抽样算法就可以得到后验分布。矩阵 D 中参数可以直接从条件逆 Γ 后验分布中得到随机抽样,截距项 c 和自回归系数矩阵 B_j 可以直接从条件正态后验分布中得到随机抽样。采取随机游走 Metropolis-Hastings 方法来得到从 A 中元素后验分布中提取到的随机抽样,参考 Baumeister & Hamilton(2015)中做法把模拟过程接受率设定为 30%。将前 100 万个随机抽样结果作为“预烧”(burn-in)舍掉,保留接下来获得的 100 万个随机抽样用于生成本文中的实证结果。MCMC 过程的最终接受率达到 31%,且通过收敛性检验,这表明参数和模型都比较稳定。

三、模型中变量的测算与选取

(一) Divisia 货币总量及其使用成本的测算

Divisia 货币总量是在 20 世纪 70 年代经验研究发现货币需求函数不稳定所引发争论这一背景下提出的。货币需求函数的不稳定对货币目标制构成了挑战。为了得到稳定的货币需求函数,一些学者采取的办法是在货币需求函数中增加能够反映金融创新和金融脱媒的其他变量。Barnett(1980)从一个新的视角对于经验研究发现的货币需求函数不稳定给出了解释,他认为货币需求函数的不稳定是源于货币量的加总方法。Barnett(1980)阐明了简单加总所得到的货币量,如 $M1$ 、 $M2$ 并不能够准确地衡量经济中的货币服务,这是由于简单加总时对于不同资产所赋予的权重是相等的,这意味着不同资产之间是完全替代的。在现实中货币量中所包含的不同资产的流动性存在差异,其中一部分资产能够获得利息,而另一些资产不能获得利息,因此个人会在具有不同流动性的资产之间进行替代。在金融创新和放松管制的环境下不同资产之间的替代就更为普遍。不同资产之间的替代不会影响到对于简单加总的货币量的衡量,但是这种替代效应会使得货币流通速度不稳定,因此,需要通过采取新的加总方法来使得这种替代效应的影响内部化,这样就可以使得货币流通速度稳定继而确保货币需求函数的稳定。

Barnett(1980)利用指数理论和加总理论,对于货币总量中的每个分量采用支出份额作为权重来进行加总以得到 Divisia 货币总量,这种对加总权重进行重新设定的货币量衡量方法能够更加准确地衡量货币服务的变化。Barnett et al(1984)进一步通过格兰杰因果检验以及验证货币需求函数稳定性来证明 Divisia 货币总量指标的优越性。Jadidzadeh & Serletis(2019)论证了简单加总的货币量与微观经济理论是不一致的,因此应放弃采用简单加总货币量转而采取 Divisia 货币总量。Divisia 货币总量衡量方法的提出除了影响到学术研究外,也影响到中央银行的实践。目前美联储圣路易斯储备银行,英国、以色列、日本、欧洲中央银行都发布 Divisia 货币总量指标。

1. Divisia 货币总量指数的构建公式。本文对于 Divisia 货币总量指数的构建是参考 Barnett(1980)的研究。Barnett(1980)指出通货和定期存款并不具有相同的“货币性”,从而不能够以相同的权重进行线性相加来得到货币总量。利用加总理论和指数价格理论,Barnett(1980)提出采取 Tornqvist-Theil Divisia 指数来衡量货币量将优于采取简单加总方法所得到的货币量,并将该指数定义为:

$$Q_t = Q_{t-1} \prod_{i=1}^N \left(\frac{m_{i,t}}{m_{i,t-1}} \right)^{\frac{1}{2}(s_{i,t} + s_{i,t-1})} \quad (12)$$

其中 $m_{i,t}$ 是第 i 种货币资产在 t 期的实际货币余额,共有 N 种货币资产。

$$s_{i,t} = \pi_{i,t} m_{i,t} / \sum_{k=1}^N \pi_{k,t} m_{k,t} \quad (13)$$

其中 $\pi_{i,t}$ 是第 i 种货币资产 $m_{i,t}$ 的名义使用成本。

$$\pi_{i,t} = p_t^* (R_t - r_{i,t}) / (1 + R_t) \quad (14)$$

其中 p_t^* 是生活成本指数,用于把名义量转化为实际量,在计算中采取 CPI 指数来衡量。 R_t 是基准资产在 t 期的预期收益率。 $r_{i,t}$ 是第 i 种货币资产在 t 期的预期收益率。考虑到税收因素后,将式(14)修正为:

$$\pi_{i,t} = p_t^* [R_t - r_{i,t}(1 - \tau)] / (1 + R_t) \quad (15)$$

其中 τ 表示第 i 种货币资产的边际所得税率。对式(12)两边取自然对数得到:

$$\ln Q_t - \ln Q_{t-1} = \sum_{i=1}^N \frac{1}{2} (s_{i,t} + s_{i,t-1}) (\ln m_{i,t} - \ln m_{i,t-1}) \quad (16)$$

该式表示 Divisia 货币总量指数的增长率是其分量增长率的加权平均。

2. Divisia 货币总量指数使用成本的计算公式。由于本文的经验研究中用到 Divisia 货币总量指数的使用成本,因此需计算出该指标。式(15)给出的是单个货币资产分量的使用成本,而 Divisia 货币总量指数中包含多个货币分量,因此需要对单个货币资产分量的使用成本进行加总。Barnett et al (2013)分析了如何对分量资产的使用成本进行加总以得到 Divisia 货币总量指数的使用成本。本文参考 Barnett et al(2013)的做法,把 Divisia 货币总量指数的使用成本表示为:

$$v_t = \sum_{k=1}^N \pi_{k,t} m_{k,t} / Q_t \quad (17)$$

3. 各种货币资产收益率 $r_{i,t}$ 的确定。各种货币资产收益率是计算 Divisia 货币总量时所需要的一个重要指标,因为它决定了各种货币资产的使用成本。要确定各种货币资产的收益率,需要先对我国的货币资产进行分类。我国货币供应量口径中主要包括 M1 和 M2。M1 分为流通中现金和活期存款两类。M2 包括 M1 和准货币。准货币又包括定期存款、储蓄存款和其他存款,其中定期存款实际上指的是单位定期存款,而储蓄存款指的是个人存款。根据中国人民银行统计季报的定义,其他存款指委托存款、信托存款、保证金存款等,这些存款与企业存款比较类似。此外,中国人民银行经常在定期存款与其他存款之间进行调整。因此本文中将在定期存款和其他存款合在一起来计算。

明确了我国各种货币资产类型后就需要确定各种货币资产的收益率。M1 中各种资产的收益率确定为:流通中现金收益率为 0,活期存款的收益率为活期存款利率。鉴于目前中国人民银行的基准存款利率分为活期和定期,其中定期又分为三个月、半年、一年、两年、三年,因此取不同期限的定期存款基准利率的几何平均值作为储蓄存款的收益率。由于企业定期存款分为三个月、半年和一年期,故取这三种期限的基准利率的几何平均值作为定期存款及其他存款的收益率。根据财政部、国家税务总局关于储蓄存款利息所得有关个人所得税政策的通知,储蓄存款在 1999 年 11 月 1 日至 2007 年 8 月 14 日孳生的利息所得,按照 20% 的比例税率征收个人所得税;储蓄存款在 2007 年 8 月 15 日至 2008 年 10 月 8 日孳生的利息所得,按照 5% 的比例税率征收个人所得税;储蓄存款在 2008 年 10 月 9 日后(含 10 月 9 日)孳生的利息所得,暂免征收个人所得税。因此需要对于征收利息税的储蓄存款收益率做出相应的调整。对企业来说,虽然从原则上讲企业的存款利息收入应纳入其收入总额缴纳所得税,但考虑到该税收并非直接从利息中扣除,企业实际获得的利息仍按照相应的利率计算,因此与王宇伟(2009)采取的处理方法一样,本文对单位定期存款及其他存款的收益率并没有像居民储蓄存款那样进行税收调整。

4. 基准资产收益率的确定。基准资产收益率是计算 Divisia 货币总量时需要知道的另一个重要指标。要确定基准资产收益率,首先需要界定什么是基准资产。Barnett(1980)指出持有基准资产不是用于在当前期产生流动性服务,而是用于转移财富。Barnett et al(2013)把基准资产进一步明确为纯粹的投资资本,只能够获得投资收益而不提供货币服务。因此在任何时期基准资产收益率都应不低于最广义的货币量中任何货币分量的收益率。据此,Barnett et al(2013)采取低风险的贷款利率作为基准利率。

就我国而言,基准资产的收益率应不低于 M2 中所包括的任何货币分量的收益率。根据 M2 中所包含货币分量的具体类型,收益率最高的是三年定期存款,因此我国基准资产收益率不得低于三年定期存款利率。五年期国债可以作为备选的基准资产,例如,王宇伟(2009)采取五年期国债收益率来表示基准资产收益率。然而权威的五年定期国债收益率数据开始于 2002 年。本文采取一年贷款基准利率作为基准资产收益率。将一年期贷款基准利率与前文计算出的储蓄存款收益率以及定期及其他存款收益率进行比较,结果发现前者均高于后者,满足基准资产收益率高于任何货币分量收益率这一条件。

5. Divisia 货币总量及其使用成本的计算。由于本文要用到 Divisia M2 增长率的季度数据,考虑到中国人民银行在 1996 年正式将货币供应量作为中介目标并将现金发行转为监测指标,因此 Divisia M2 数据选取从 1996 年第一季度开始至 2019 年第四季度。另外,所用到的各种货币分量的数值,存贷款基准利率数值来自 CEIC 和 Wind 数据库。

基于前文中选择的基准资产收益率以及各种货币资产的收益率,利用式(15)可以计算出各种货币资产的使用成本。基于各种货币资产余额的数值,利用式(16)就能够计算出 Divisia M2 季度环比增长率。在利用式(16)进行计算时,参考 Barnett et al(2013)中做法,先对 $m_{i,t}$ 采取常用的 X-12 方法进行季节调整。为了得到 $m_{i,t}$ 数值,需要用价格指数来进行调整。采取 1996 年 1 月份为基期,其价格指数设定为 100,根据 Wind 数据库中给出的月度 CPI 环比数据,计算出 1996 年每个月份的价格指数,对月度价格指数取平均值就得到 1996 年各季度的价格指数,再利用 CPI 同比增长率数据就可以得到其他年份各季度的 CPI 价格指数。为了把 Divisia M2 环比增长率数据转化为各季度数据,采取 1996 年第一季度为基期,在该基期 Divisia 货币总量与简单加总货币量相等,再利用环比增长率就可以计算出各季度实际 Divisia 货币总量,利用 CPI 指数就可以得到名义 Divisia 货币总量。利用式(17)可以计算出 Divisia M2 的名义使用成本。

(二)模型中其他指标的测算和选取

1. 产出缺口的测算。产出缺口是实际 GDP 对于潜在 GDP 的百分比偏离。为了估算产出缺口,需要先得到实际 GDP 和潜在 GDP 的数据。以 1996 年为基年,利用 GDP 季度增长率数据可以计算出各季度实际 GDP 数值。利用 Eviews 软件中 X-12 季节调整方法,从而得到实际 GDP,用 X_t 表示;对 X_t 采取 H-P 滤波方法就可以测算出潜在 GDP,用 X_t^* 来表示;利用公式产出缺口 $Y_t = 100 \times (\ln X_t - \ln X_t^*)$ 就可以得到产出缺口的数据。

2. 通胀率的测算。本文选取 CPI 指数来计算通胀率。根据月度 CPI 同比增长率数据,将季度内各月 CPI 同比增长率的算术平均值作为季度通胀率。

3. 名义利率代理变量的选取。由于中国利率还未完全市场化,因此利率用更具市场化利率特征的 7 天银行间同业拆借利率来表示。国内的一些重要研究如谢平和罗雄(2002)、伍戈和连飞(2016)、王曦等(2017)也都采取 7 天期银行间同业拆借利率作为名义利率的代理变量。

四、实证结果分析

为了论证在新凯恩斯主义理论模型中应包含货币量,以下从六个方面来展开分析:第一,对数据进行单位根检验以确保包括在 VAR 模型中的变量都是平稳的。第二,分析三变量 VAR 模型中同期系数的后验分布以及脉冲反应,以说明只包含利率而完全忽略货币量的新凯恩斯主义理论模型基本上能够刻画中国的经济运行。第三,分析五变量 VAR 模型同期系数的后验分布,特别是总需求方程中实际货币量的系数以及货币政策利率规则中名义货币量的系数的后验分布,以说明数据支持在总需求方程中包括实际货币量以及在货币政策利率规则中包括名义货币量。第四,给出五变量 VAR 模型中的脉冲反应,与三变量 VAR 模型中的脉冲反应进行比较,用以说明当在模型中包括货币量时,能够修正总供给冲击对于产出缺口的影响以及货币政策冲击对于通胀率的影响,且修正后的脉冲反应更符合理论预测,从而进一步论证在新凯恩斯主义理论模型中应包括货币量。第五,采取历史分解方法得出当模型中包括货币量时,货币政策冲击对于历史上通胀率和产出缺口变动的解释力更大,用以说明当模型中忽略货币量时,对于货币政策冲击影响的估算是存在偏差的。第六,敏感性分析,用以说明前面的实证分析结果是稳健的,并不随着先验信息而发生变化。

(一)单位根检验

在进行实证分析之前,首先需要对数据的平稳性进行检验。本文采取常用的 ADF 单位根检验方法,结果见表 1。检验结果表明,所有序列在 5% 的水平上拒绝单位根原假设,这意味着所有序列都是平稳的。

表 1 单位根检验

变量	ADF 检验	P 值	1%临界值	5%临界值	10%临界值
π_t	-3.1595	0.0258	-3.5039	-2.8936	-2.5839
i_t	-4.3536	0.0007	-3.5007	-2.8922	-2.5832
y_t	-3.3146	0.0169	-3.5007	-2.8922	-2.5832
m_t	-4.2646	0.0010	-3.6047	-2.8939	-2.5841
v_t	-4.0944	0.0091	-4.0632	-3.4605	-3.1564

(二)三变量 VAR 模型中同期系数的后验分布以及脉冲反应

表 2 中给出的是三变量 VAR 模型中同期系数矩阵 A 中所包含元素的先验和后验分布,包括中位数、16%和 84%分位数。参数 $A_{\pi y}$ 的后验分布的中位数为正并且后验分布表明该参数取正值的概率很高,这意味着当产出缺口上升时通胀率上升从而与新凯恩斯主义理论的预测是相一致的。参数 $A_{y\pi}$ 衡量的是总需求的实际利率弹性。尽管其后验分布中位数远小于先验中位数,但其仍然保持正值,并且后验分布表明该参数取正值的概率很高。由于式(4)中参数 $A_{y\pi}$ 前面已经设定了负号,这表明当实际利率上升时总需求下降。货币政策规则中的系数 A_{ir} 的后验分布值下降,而产出缺口前的系数 A_{iy} 的后验分布值上升,并且后者明显地大于前者,这表明货币政策对产出缺口变动的反应程度要大于对通胀率变动的反应程度。

表 2 三变量 VAR 模型中同期系数的分布

系数	先验分位数			后验分位数		
	50%	16%	84%	50%	16%	84%
$A_{\pi y}$	0.56	0.16	0.96	0.43	0.10	0.73
$A_{y\pi}$	1.18	0.78	1.58	0.47	0.29	0.67
A_{ir}	0.39	-0.01	0.79	0.05	-0.02	0.12
A_{iy}	0.16	-0.23	0.56	0.25	0.11	0.39

图 1 中各列分别给出了在一个标准差的总供给冲击、总需求冲击以及货币政策冲击作用下模型中不同变量的脉冲反应。图 1 中的脉冲反应总体来看都具有预期的变动模式。不利的总供给冲击引起通胀率上升,在经过一定的滞后期后产出缺口下降,货币政策的反应是名义利率上升。扩张性总需求冲击引起通胀率上升,产出缺口上升,对此货币政策的反应是名义利率上升。紧缩性货币政策冲击引起名义利率上升,通胀率和产出缺口下降。所有这些变动模式与基本的新凯恩斯主义理论模型的预测是相一致的。不过所得到的脉冲反应也存在一定的问题,这体现为在不利的总供给冲击作用下产出缺口一开始是上升的,另外在紧缩性货币政策冲击作用下通胀率初始时小幅上升,尽管在统计上是不显著的。对此给出的解释是,在不利的总供给冲击作用下产出缺口一开始是上升的,这可能是源于三变量 VAR 模型的设定过于简单而不能将总需求冲击和货币政策冲击同总供给冲击完全隔离开来,这不利于对总供给冲击所产生的影响做出准确的判断。在紧缩性货币政策冲击作用下通胀率初始时小幅上升这一现象最早是由 Sims(1992)所提出并将其称为“价格之谜”,他对此给出的解释是模型中没有包括未来通货膨胀信息,也就是说,识别出的货币政策冲击中包含了预示未来价格水平上升的其他非货币政策冲击。Leeper & Roush(2003)提出货币量中包含了未来价格变动的信息,当在 VAR 模型中包括货币量后就能够消除“价格之谜”。这一解释也适用于本文,后文中当在模型中引入货币量后这一“价格之谜”将会消失。

总体来说,三变量模型基本上能够反映新凯恩斯主义理论观点,估计的参数值以及脉冲反应都具有预期的大小和符号。正因为如此,基本的新凯恩斯主义理论模型被广泛地应用于研究中国经济,中国的货币政策调控也被看作是完全通过利率来进行的。然而,这个三变量 VAR 模型与基本的新凯恩斯主义理论模型一样,完全忽略了货币量在货币政策影响经济过程中所起的作用,因此这个三变量 VAR 模型无法回答货币供给和货币需求之间的相互作用是否会影响到中国经济的运行,而这就需要通过五变量 VAR 模型来进行探讨。

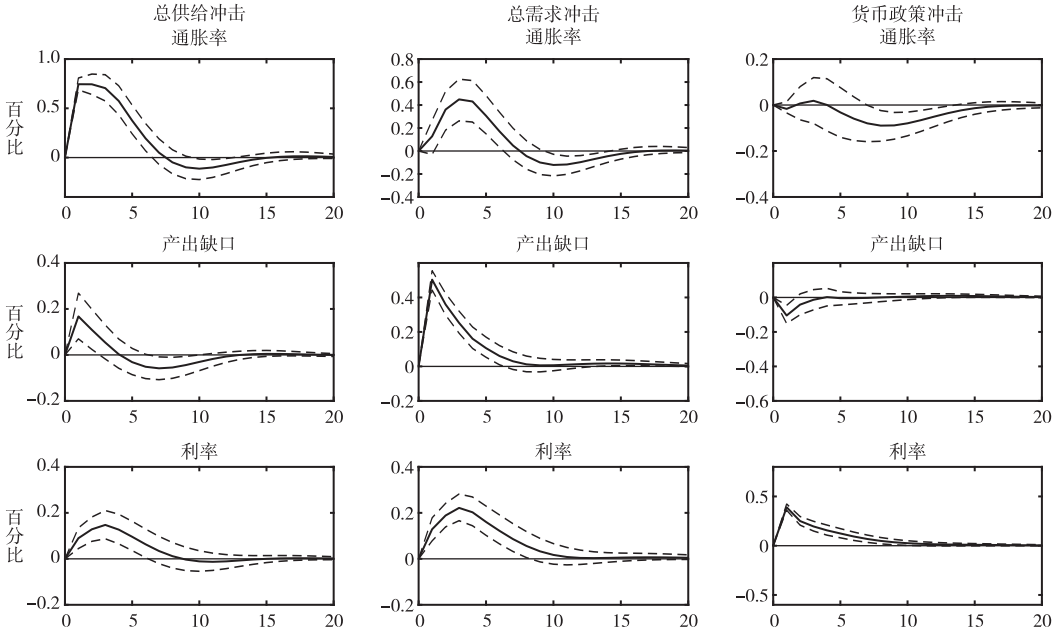


图1 三变量VAR模型中的脉冲反应

注:图中的实线代表中位数,虚线代表16%和84%分位数。

(三)五变量VAR模型中同期系数的后验分布

由于构建五变量VAR模型的目的是要说明货币供应量在货币政策影响经济过程中是否起作用以及总供给冲击、总需求冲击和货币政策冲击对于经济的影响,而这些主要体现在式(3)、式(8)和式(9)中,故表3给出了式(7)中同期系数矩阵A前三行所包括的6个元素的先验和后验分布的中位数以及16%和84%分位数。图2给出了式(7)中同期系数矩阵A前三行所包含的6个元素的先验和后验分布密度。在总供给方程(3)中,产出缺口前系数 $A_{\pi y}$ 的后验分布中位数、16%和84%分位数均为正值,图2中第一行第一个图给出了该系数完整的后验分布,该后验分布总体上处于大于0的区域,这与经济理论的预测是相一致的,即当产出缺口上升时通胀率上升。总需求方程(8)中利率的系数 $A_{y i}$ 的后验分布稍微向左移动。实际货币余额的系数 $A_{y m}$ 的后验分布向右移动,后验中位数为0.68,由图2可以看出其后验分布几乎都处在大于0的区域,这意味着中国经济数据对于系数 $A_{y m}$ 为正值提供了支持,也就是说在总需求方程中除了要包括实际利率外,还应包括实际货币余额。对此给出的解释是,由于在发达经济体中金融体系发育健全、货币政策利率传导机制畅通,利率和货币量之间能够相互替换,因此在基本的新凯恩斯主义总需求模型中只包括利率而完全忽略货币量。对于正处于转型期的中国经济来说,由于金融市场不发达、货币政策利率传导机制不畅通,利率与货币量之间的相互联动作用就不明显。在2013年6月发生的“钱荒”就是一个重要的例证,当时货币市场利率大幅上升,然而当时的M2增速并不慢,且高于年初确定的预期目标。因此,在建模分析中国经济时,需要将实际利率和实际货币增长率同时纳入总需求方程中。

表3 五变量VAR模型中同期系数的分布

系数	先验分位数			后验分位数		
	50%	16%	84%	50%	16%	84%
$A_{\pi y}$	0.56	0.16	0.96	0.65	0.47	0.84
$A_{y i}$	1.18	0.78	1.58	1.02	0.77	1.27
$A_{y m}$	0.00	-0.40	0.40	0.68	0.48	0.93
$A_{i r}$	0.39	-0.01	0.79	0.35	0.12	0.60
$A_{i y}$	0.16	-0.24	0.56	2.19	1.59	3.13
$A_{i m}$	0.00	-0.40	0.40	0.23	0.12	0.37

由表3可以看出,方程(9)中产出缺口前系数 A_{iy} 的后验分布中位数大幅上升,而通胀率前系数 A_{ir} 的后验分布中位数略微下降。图2中给出的这两个系数完整的后验分布进一步说明了产出缺口前系数总体上会更大,这表明货币政策对于产出缺口变动的反应程度要远大于对于通胀率变动的反应,这一结果与处于转型期的中国更加关注经济增长的现实是相一致的。正如中国人民银行原行长周小川(2016)所指出的,中国作为大的转轨经济体,与其他新兴市场经济体一样,都有把“失去的几十年”尽快追回来的强烈愿望,较多关注经济增长也是十分正常的事情。在货币政策规则方程(9)中名义货币增长率前系数 A_{im} 的后验分布向右移动,后验中位数为0.23。图2显示其后验分布几乎都处于大于0的区域,这意味着中国经济数据对于系数 A_{im} 为正值提供了支持。这一实证结果表明在货币政策利率规则中除了要包括通胀率和产出缺口外,还应包括名义货币量,这就是通常所称的混合型货币政策规则(李宏瑾、苏乃芳,2020)。对此给出的解释是,采取混合型货币政策规则是由中国经济发展的特殊阶段所决定的。一方面受到预算“软约束”的存在以及金融市场不发达等因素的影响,货币政策的利率传导渠道不畅通,结果利率调控效果大大减弱。另一方面是货币数量调控主要根据变量间的宏观总量关系进行调控,政策效果直接明显(徐忠,2018)。当然随着我国金融创新和金融脱媒的迅猛发展,不同金融产品之间和不同层次货币之间的界线会变得日益模糊,这使得货币需求越来越不稳定,从而导致货币数量调控变得更为困难。因此,对于转型期的中国经济而言,不能采取单一的货币数量或者价格调控,而是要采取货币数量和价格混合调控。

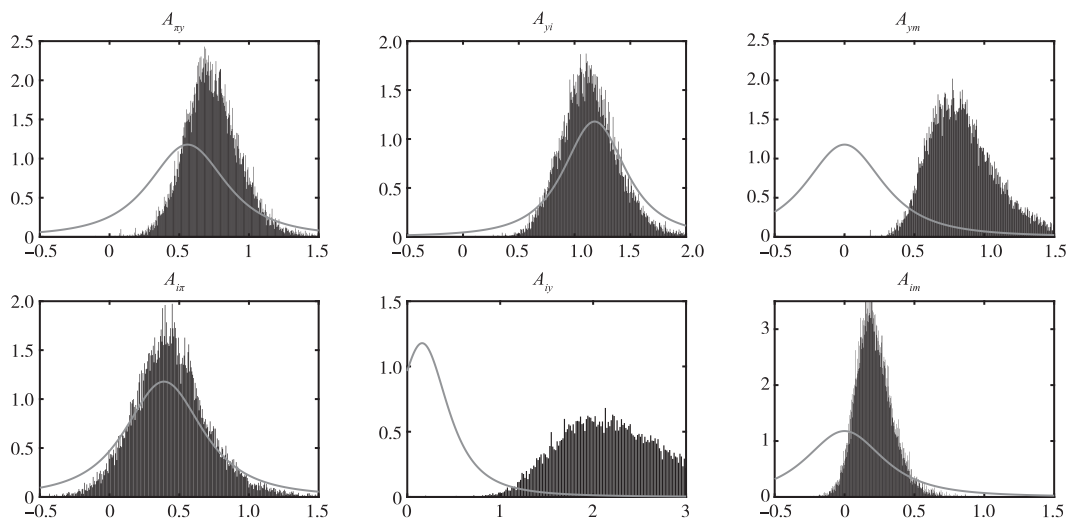


图2 同期系数的先验分布与后验分布

注:线型图代表系数的先验分布,直方图代表系数的后验分布。

(四)五变量VAR模型中的脉冲反应

图3中各列分别给出了在一个标准差的总供给冲击、总需求冲击以及货币政策冲击作用下模型中不同变量的脉冲反应。把图3中的第一列与图1中的第一列进行比较可以看出,在不利的总供给冲击作用下,对于基于新凯恩斯主义理论设定的三变量VAR模型而言,一开始产出缺口上升,后来产出缺口下降,而对于包含货币量的扩展五变量VAR模型来说,产出缺口一开始就出现下降。这一结果表明,当在模型中包含货币量时,能够把总需求冲击以及货币政策冲击同总供给冲击完全分隔开来,这有助于对总供给冲击所产生的影响做出更为准确的推断。图3的第二列给出的是总需求冲击下的脉冲反应。在扩张性总需求冲击作用下的通胀率、产出缺口和名义利率都上升,名义货币增长率下降。图3的第三列给出的是在紧缩性货币政策冲击下通胀率、产出缺口和名义货币增长率都下降,名义利率上升。因此,在扩张性总需求冲击下名义货币增长率下降,而在扩张性货币政策冲击下名义货币增长率上升,这一特征有助于把总需求冲击与货币政策冲击区分开来。

特别值得关注的是,图3的第三列提供了证据来进一步支持货币政策通过货币量进行传导。在

紧缩性货币政策冲击作用下,通胀率和产出缺口都出现了持续的下降。当在模型中包括了货币量后,能够修正三变量 VAR 模型中紧缩性货币政策冲击后,通胀率一开始出现上升这一反常结果(见图 1 第三列)。此外,在五变量 VAR 模型中,货币政策紧缩主要表现为名义货币增长率的持续下降。名义利率一开始是上升的,但很快下降。名义利率的下降可以用费雪效应来予以解释,即紧缩性货币政策冲击下名义货币增长率会下降,这又引起通胀率下降继而引起名义利率下降。货币政策紧缩主要体现为货币增长率的持续下降而不是名义利率的持续上升,这表明在转型期的货币政策调控中货币数量调控是占主导的,结果货币政策的立场在很大程度上是通过货币量来反映的。在中国经济转型期主要采取货币数量调控,既受到我国金融市场发育程度和货币政策利率传导机制不畅等客观因素的影响,也受到计划经济更倾向于数量调控的政策惯性和决策偏好等主观因素的影响(徐忠,2018)。

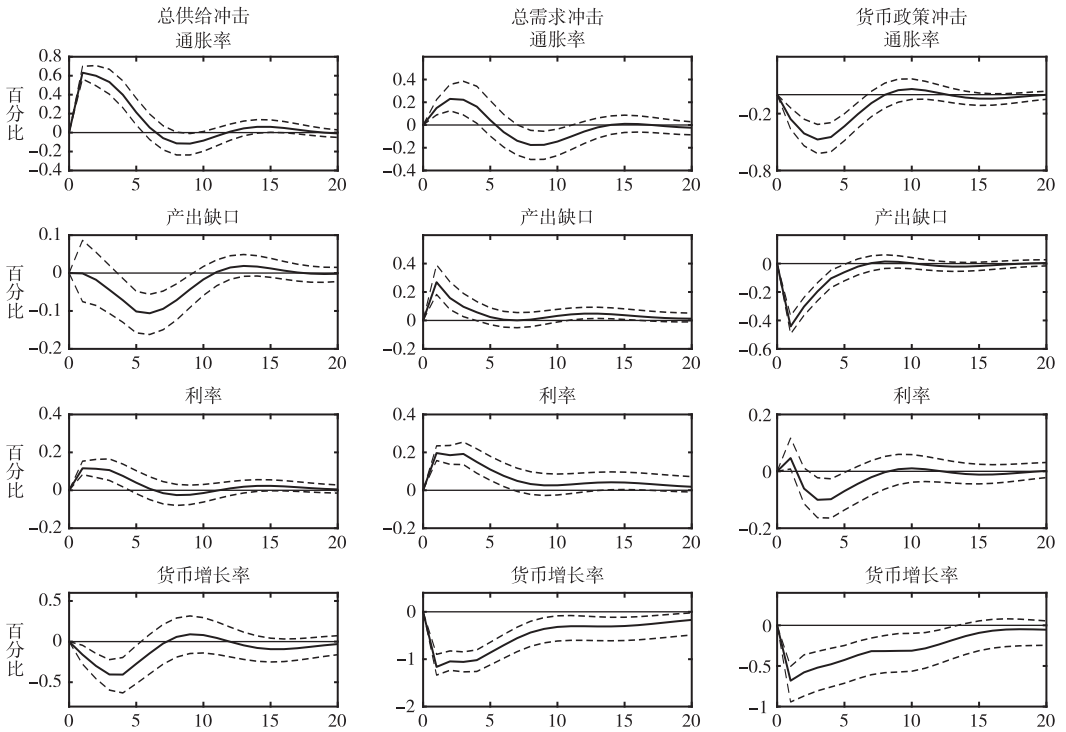


图 3 五变量 VAR 模型中的脉冲反应

注:图中实线代表中位数,虚线代表 16% 和 84% 分位数。

(五) 历史分解

为了进一步说明在货币政策通过利率进行传导之外还通过货币量进行传导,以下采取历史分解方法把样本期通胀率和产出缺口的变动分解为不同结构冲击的贡献。图 4 中给出了五变量 VAR 模型与三变量 VAR 模型这两种不同情形下货币政策冲击对于历史上通胀率和产出缺口变动的解释程度。参照 Baumeister & Hamilton(2018)中概括的方法给出围绕中位数的后验 16% 和 84% 分位数。当采取三变量 VAR 模型时货币政策冲击对于通胀率和产出缺口历史变动的解释程度小,而当采取五变量 VAR 模型时货币政策冲击对于历史上通胀率和产出缺口变动的解释程度明显增大,并且从图形上可以看出货币政策冲击对于 2007 年到 2008 年通胀率与产出的波动贡献要明显大于其他时期。基于五变量 VAR 模型所得到的货币政策冲击能够在更大程度上解释通胀率和产出缺口在历史上的变动,这一结果表明在货币政策利率传导机制之外,还存在通过货币量的其他传导机制,因此,仅仅考虑货币政策利率传导机制是无法充分反映货币政策对于经济的影响。对此给出的解释是,在我国经济转型期货币政策主要是通过货币量而不是通过利率来进行传导的。因此当在模型中增加货币量后,能够明显地提高货币政策对于通胀率和产出波动的贡献。货币政策冲击对于 2007 年到 2008 年通胀率和产出波动的贡献都很大,与这个时期中国人民银行更加频繁地采取数量调控是密

不可分的。针对银行体系流动性偏多、货币信贷扩张压力较大、价格涨幅上升的形势,货币政策从“稳健”逐步转变为“从紧”,在2007年十次上调存款准备金率共计5.5个百分点。在2008年上半年又五次上调存款准备金率共计3个百分点。随着美国次贷危机蔓延加深,中国人民银行及时调整了货币政策的方向、重点和力度,四次下调存款准备金率。如此频繁地进行货币数量调控在中国货币政策史上是空前的,它对通胀率和产出波动必然会产生大的影响,而三变量VAR模型中忽略了货币量,故而在图形中所显示的货币政策对于通胀率和产出的波动贡献很小。

此外,在2007年以后,除了采取存款准备金率政策外,中国人民银行也调整存贷款基准利率。在2007年六次上调金融机构人民币存贷款基准利率。2008年下半年在国际金融危机对我国经济的冲击明显加大的情况下,中国人民银行实行了适度宽松的货币政策,五次下调存贷款基准利率。如此频繁地调整存贷款基准利率在中国货币政策史上也是少有的。如此频繁地进行货币价格调控必然会对通胀率和产出波动产生大的影响,然而从三变量VAR模型所得到的历史分解来看,货币政策对于通胀与产出波动的贡献很小。对此给出的解释是,本文构建的三变量VAR模型中政策利率是采用7天银行间同业拆借利率来表示,在2007年到2008年这个时期里7天银行间同业拆借利率波动较小,反映在图4中第一行就是货币政策对于产出和通胀率波动的贡献很小,这表明了在我国存贷款基准利率向银行间同业拆借市场的传导是不畅的,反映了我国利率双轨制的存在阻碍了货币政策的利率传导。

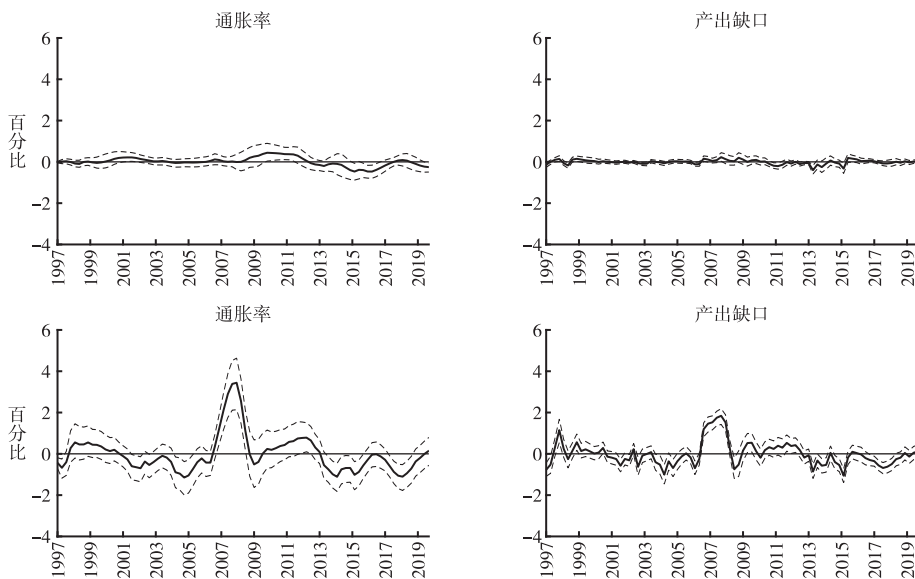


图4 货币政策冲击对于通胀率和产出缺口历史变动的贡献

注:第一行是基于三变量VAR模型所得到的货币政策冲击对于通胀率和产出缺口变动的贡献,第二行是基于五变量VAR模型所得到的货币政策冲击对于通胀率和产出缺口变动的贡献。实线代表中位数,虚线代表16%和84%分位数。

(六)敏感性分析

由于利用贝叶斯方法进行估计时用到先验信息,这就提出了先验信息是否正确的问题,对此可以通过改变衡量先验信息可靠性的参数来进行探讨。本文中对于同期系数矩阵A中元素都设定了先验分布,而这一先验分布信息的可靠性取决于先验尺度参数 σ 的大小。当我们认为先验信息更加不可靠时,则需选择更大的尺度参数值。Baumeister & Hamilton(2018)得出当尺度参数 $\sigma=10$ 时,先验信息可以看作是完全不可靠的,从而参数的先验分布设定对于推导出的参数后验分布没有任何影响。当 $\sigma \rightarrow 0$ 时,先验信息被看作是完全可靠的。需要指出的是,对于先验信息可能不正确的担心并不是对贝叶斯方法的批评而是对更传统的识别假定 $\sigma=0$ 的批评。实际上正是由于先验信息不是完全可靠的才导致研究者转而采取贝叶斯方法。

在本文中用到了多个参数的先验信息,为此通过完全排除某一个参数的先验信息来考察本文的

主要推论(参数 A_{ym} 和 A_{im} 的后验分布几乎都落在大于 0 的区域中)是否会发生变化。图 5 中第一行的前两个图给出的是同期系数矩阵 A 中系数 A_{xy} 的尺度参数 $\sigma_{A_{xy}}=10$ 而所有其他系数的先验分布保持不变时所得到的 A_{ym} 和 A_{im} 的后验分布图。由于系数矩阵 A 中后四个未知系数的先验分布的尺度参数已经设定为 10,故每次只需将矩阵 A 中前 6 个未知系数中的任何一个的先验分布尺度参数设定为 10,这样就得到了图 5。图 5 显示 A_{ym} 和 A_{im} 的后验分布都几乎落在大于 0 的区域中,这表明改变任何一个参数的先验分布不会影响到本文所得出的应在新凯恩斯主义理论模型中包括货币量这一结论。

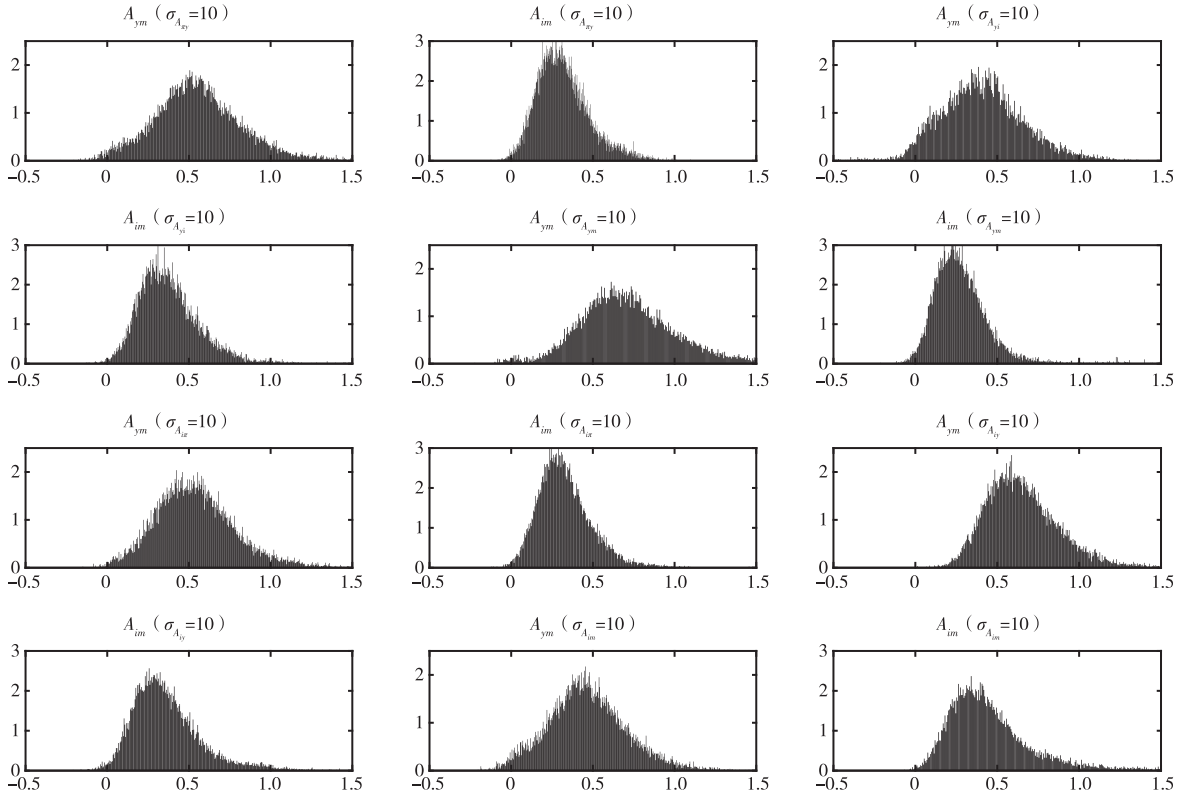


图 5 利用更少先验信息得到的参数 A_{ym} 和 A_{im} 后验分布图

五、结论与政策启示

2008 年国际金融危机爆发之后,各国政府在采取大规模财政刺激政策的同时配合宽松的货币政策来抵御危机冲击,然而零利率下限的存在使得传统的货币政策利率调控受阻,被迫转而采取量化宽松货币政策,这引起了对现行的货币政策利率调控局限性以及货币数量调控可行性的反思。中国作为新兴和转型经济体,同样也面临着如何进行货币政策调控的问题。随着金融创新和金融深化进程的推进,我国所采取的传统货币数量调控方式的有效性逐渐下降,然而由于金融市场发展深度相对不足,利率双轨制依然存在,货币政策的利率传导机制并不通畅,因此,完全采取利率调控也很难奏效。为了避免单纯采取传统货币数量调控方式的局限性,又避免只采取利率调控存在的不足,混合型货币政策调控就成了不二选择。

本文采取 BVAR 模型,以新凯恩斯主义理论模型为基础进行参数的先验设定,并根据参数的后验分布来论证混合型货币政策调控在中国的适用性。本文研究得出以下结论:第一,在货币政策利率规则中应包含名义货币量;第二,在总需求模型中,除了要包含实际利率外,还应包括实际货币量;第三,紧缩性货币政策冲击不只体现为名义利率的上升,更为突出地体现为名义货币增长率持续的下降。也就是说,不能够仅仅用利率来反映货币政策立场,在衡量货币政策立场时既要考虑利率,还要考虑货币供应量;第四,当模型中包含货币量时,货币政策冲击对于通胀率和产出变动的的影响更大。也就是说,如果只考虑货币政策的利率调控而完全忽略货币数量调控,则会大大低估货币政策对于经济的影响。

鉴于货币政策调控由数量型向价格型转变已经被提到议事日程,利率调控的重要性在目前被人多地夸大,而货币数量调控的重要性被相对削弱,本文得出以下两点政策启示:第一,在中国目前所处的经济转型期,货币政策调控中除了采取价格型货币政策工具外,还应注重发挥数量型货币政策工具的作用,以充分实现货币政策调控的效果。新冠肺炎疫情的发生对我国宏观经济造成了严重的冲击和影响。为了推动经济复苏,中国人民银行多次通过降准、再贷款、再贴现等政策工具来投放流动性,这也在一定程度上反映了数量型货币政策工具在我国货币政策调控中依然起到非常重要的作用。第二,需要继续深化利率市场化改革。目前的重点是推动贷款利率“两轨合一轨”,这有利于促使金融机构更准确地进行风险定价,进一步疏通货币市场利率向贷款利率的传导。稳妥推进贷款利率“两轨合一轨”需要进一步培育市场化贷款定价机制。自2019年8月中国人民银行发布了改革完善贷款市场报价利率(LPR)形成机制的公告以来,新发生贷款利率已基本参考LPR定价。今后需要继续发挥LPR改革效能和指导作用。此外,深化利率市场化改革,还需要优化中国人民银行政策利率体系,加强存款利率监管,发挥存款利率市场化调整机制重要作用。

参考文献:

- 杜浩然 黄桂田,2016:《金融创新、资本市场与中国的货币需求——基于1993—2013年季度数据与Divisia货币总量的经验分析》,《经济学动态》第2期。
- 何启志 范从来,2014:《学习型预期与中国扩展的新菲利普斯曲线研究》,《金融研究》第9期。
- 李春吉 孟晓宏,2006:《中国经济波动——基于新凯恩斯主义垄断竞争模型的分析》,《经济研究》第10期。
- 李宏瑾 苏乃芳,2020:《数量规则还是利率规则?——我国转型时期量价混合型货币规则的理论基础》,《金融研究》第10期。
- 李正辉 蒋赞 李超,2012:《Divisia加权货币供应量作为货币政策中介目标有效性研究——基于LSTAR模型的实证分析》,《数量经济技术经济研究》第3期。
- 马勇,2013:《植入金融因素的DSGE模型与宏观审慎货币政策规则》,《世界经济》第7期。
- 马勇 付莉 姜伊晴,2021:《金融冲击与中央银行的流动性支持政策研究》,《统计研究》第4期。
- 孟宪春 张屹山 李天宇,2019:《中国经济“脱实向虚”背景下最优货币政策规则研究》,《世界经济》第5期。
- 王曦 汪玲 彭玉磊 李晓飞,2017:《中国货币政策规则的比较分析——基于DSGE模型的三规则视角》,《经济研究》第9期。
- 王宇伟,2009:《货币的加总方法对货币需求稳定性的影响——来自中国的经验证据》,《金融研究》第3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。
- 夏斌 廖强,2001:《货币供应量已不宜作为当前我国货币政策的中介目标》,《经济研究》第8期。
- 谢平 罗雄,2002:《泰勒规则及其在中国货币政策中的检验》,《经济研究》第3期。
- 徐忠,2018:《经济高质量发展阶段的中国货币调控方式转型》,《金融研究》第4期。
- 姚余栋 谭海鸣,2013:《通胀预期管理和货币政策——基于“新共识”宏观经济模型的分析》,《经济研究》第6期。
- 易纲,2018:《货币政策回顾与展望》,《中国金融》第3期。
- 岳超云 牛霖琳,2014:《中国货币政策规则的估计与比较》,《数量经济技术经济研究》第3期。
- 张同斌,2014:《中国通货膨胀的形成机制与时变转换特征研究》,《经济学动态》第6期。
- 张晓慧,2012:《中国货币政策》,中国金融出版社。
- 张晓慧,2015:《货币政策的发展、挑战与前瞻》,《中国金融》第19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中的应用》,《经济研究》第3期。
- 周小川,2016:《把握好多目标货币政策:转型的中国经济的视角》,6月24日在华盛顿参加国际货币基金组织中央银行政策研讨会上的发言,<http://www.pbc.gov.cn/goutongjiaoliu/113456/113469/3090366/index.html>。
- 左柏云 付明卫,2009:《中国货币服务指数的构建和经验检验》,《金融研究》第11期。
- Barnett, W. A. (1980), “Economic monetary aggregates: An application of index number and aggregation theory”, *Journal of Econometrics* 14(1):11—48.
- Barnett, W. A. et al(1984), “The new Divisia monetary aggregates”, *Journal of Political Economy* 92(6):1049—1085.
- Barnett, W. A. et al(2013), “The new CFS Divisia monetary aggregates: Design, construction, and data sources”, *Open Economies Review* 24:101—124.
- Baumeister, C. & J. D. Hamilton(2015), “Sign restrictions, structural vector autoregressions, and useful prior information”, *Econometrica* 83(5):1963—1999.

- Baumeister, C. & J. D. Hamilton(2018), “Inference in structural vector autoregressions when the identifying assumptions are not fully believed: Revaluating the role of monetary policy in economic fluctuation”, *Journal of Monetary Economics* 100:48—65.
- Belongia, M. T. (1996), “Measurement matters: Recent results from monetary economics reexamined”, *Journal of Political Economy* 104(5):1065—1083.
- Belongia, M. T. & P. N. Ireland(2016), “Money and output: Friedman and Schwartz revisited”, *Journal of Money, Credit and Banking* 48(6):1223—1266.
- Belongia, M. T. & P. N. Ireland(2021), “A classical view of the business cycle”, *Journal of Money, Credit and Banking* 53(2—3):333—366.
- Chen, K. J. et al(2018), “The nexus of monetary policy and shadow banking in China”, *American Economic Review* 108(12):3891—3936.
- Goldfeld. S. M. (1976), “The case of the missing money”, *Brooking Papers on Economic Activity* 3:683—730.
- Jadidzadeh, A. & A. Serletis(2019), “The demand for assets and optimal monetary aggregation”, *Journal of Money, Credit and Banking* 51(4):929—952.
- Laurens, B. J. & R. Maino(2007), “China: Strengthening monetary policy implementation”, IMF Working Paper, No. 2007/014.
- Leeper, E. M. & J. E. Roush(2003), “Putting ‘M’ back in monetary policy”, *Journal of Money, Credit, and Banking* 35(6):1217—1256.
- Mishkin, F. S. (2013), *The Economics of Money, Banking and Financial Market*, Pearson Education Limited.
- Sims, C. A. (1992), “Interpreting the macroeconomic time series facts: The effects of monetary policy”, *European Economic Review* 36(5):975—1000.
- Taylor, J. B. (1993), “Discretion versus policy rules in practice”, *Carnegie—Rochester Conference Series on Public Policy* 39:195—214.
- Zhang, W. L. (2009), “China’s monetary policy: Quantity versus price rules”, *Journal of Macroeconomics* 31(3):473—484.

Research on the Transformation of Monetary Policy in China

—Evidence from BVARs

TAN Xudong

(Xiamen University, Xiamen, China)

Abstract: With the development of financial innovation and financial disintermediation, the limitations of money quantity used as the intermediate target of monetary policy are becoming increasingly apparent. However, since the financial market is still underdeveloped, monetary policy control based entirely on price cannot be achieved overnight. Thus how to implement monetary policy control has become a major practical challenge faced by the People’s Bank of China and is also the purpose of this study. We develop a VAR model to describe China’s economy. Based on New Keynesian theory, we calibrate prior distributions for the structural parameters and then use the data to obtain posterior distributions for the structural parameters. The empirical study shows that real money growth should be included in the aggregate demand equation, nominal money growth should be included in the monetary policy interest rate rule, and contractionary monetary policy shocks are revealed not simply as nominal interest rates rise but more prominently as persistent decreases in nominal money growth. These results imply that China’s monetary policy transmits through both the interest rate and the money aggregate. In addition, monetary policy stance is revealed not simply by interest rates but more predominantly by money aggregates. On the basis of empirical evidence, we come to the conclusion that the mixed monetary policy control strategy is applicable to the Chinese economy.

Keywords: BVAR; Monetary Policy; Interest Rate; Divisia Money Aggregate

(责任编辑:刘新波)

(校对:孙志超)