

货币政策透明度影响因素研究

——基于 DAG-SVAR 模型

卜振兴

(中国邮政储蓄银行总行资产管理部, 北京 100033)

摘要: 本文首次运用基于有向无环图的结构向量自回归模型研究影响我国货币政策透明度的因素。研究表明, 货币政策透明度的波动绝大部分可以由自身因素来解释。除去自身惯性因素外, 各变量对货币政策透明度波动影响的大小从高至低依次为开放度、经济增长、历史通胀和金融深化。这说明我国货币政策透明度受外部因素影响较大, 受内部因素影响较小; 受实体经济因素影响较大, 受物价、金融等虚拟经济因素影响较小。

关键词: 货币政策透明度; 影响因素; 有向无环图; 结构向量自回归模型

中图分类号: F820.1 文献标识码: A 文章编号: 1004-4892(2018)10-0045-12

根据世界货币基金组织(IMF)的定义, 货币政策透明度指的是公众能够简单、方便、及时、准确获取货币当局关于政策目标、政策框架、政策决策等方面的信息。这个定义既包含了央行向公众的信息披露, 也包含了公众对已披露信息的理解。随着货币政策透明度逐渐成为各国货币当局政策操作的趋势, 货币政策透明度问题受到了政府和学术界的广泛关注。通过对货币政策透明度的测度可以发现, 不同国家和同一国家的不同时期政策透明度水平都是有明显差异的。那么为什么各国货币政策透明度会存在差异? 货币政策透明度又受哪些因素影响? 回答上述问题, 一方面有助于理解各国货币政策透明度差异的原因, 另一方面也为货币政策透明度的调整提供了理论基础。鉴于影响因素分析是货币政策透明度问题的核心之一, 但目前国内这方面的研究还非常缺乏, 因此本文的研究具有重要的理论意义和实践意义。

一、文献回顾

Barro-Gordon (1983)^[1] 最早开始货币政策透明度的研究, 随着提升货币政策透明度逐渐成为一种趋势, 学术界的研究也不断深入, 研究内容不断扩展。这些研究既包括对货币政策透明度概念的研究(IMF, 1999^①), 也包括对货币政策透明度的度量^{[2][3]}, 既有对货币政策透明度理论和实践基础的分析^{[4][5]}, 也有对货币政策透明度实践操作的探讨^[6]。此外, 还有大量的文献研究货币政策透明度的政策效果^{[7][8]}, 并认为货币政策透明度在引导公众预期, 稳定市场方面发挥着重要作用。

收稿日期: 2017-12-05

基金项目: 山东省自然科学基金项目(ZR2018QG005)

作者简介: 卜振兴(1986-), 男, 江苏徐州人, 中国邮政储蓄银行总行资产管理部经济师, 博士。

① IMF Code of Good Practices on Transparency in Monetary and Financial Policies。

虽然关于货币政策透明度研究的领域非常广泛,但是目前关于货币政策透明度影响因素的分析相对缺乏。从国外的研究来看,比较有代表性的研究如 Dincer 和 Eichengreen(2007)^[9]对 1998 年~2005 年全球 100 个国家和地区央行的透明度因素研究,他们把影响透明度的因素分为经济因素和政治因素,其中经济因素包括人均收入、历史通胀水平、汇率制度、金融深化;政治因素包括法律法规、政治稳定、话语权和问责制、政府效率等,研究结果表明,人均收入是影响透明度水平最重要的因素,汇率制度弹性与透明度正相关,政治性变量中很多也与透明度相关,但是显著性不高,而且政策独立性与透明度的关系并不显著。Crowe 和 Meade(2008)^[10]基于 40 个国家(包括 12 个欧元区国家)2003 年的数据,运用截面回归模型分析了货币政策透明度的影响因素后发现,汇率制度弹性、监管质量、话语权和问责制与货币政策透明度正相关,货币政策独立性仅与货币政策透明度有微弱的相关关系,人均收入、开放度与透明度没有显著相关关系。Geraats(2009)^[11]基于 Dincer 和 Eichengreen(2007)的测算数据研究了货币政策透明度的影响因素,发现通胀水平、人均 GDP 与货币政策透明度正相关。Dincer 和 Eichengreen(2010)^[12]评价了 100 个国家和地区央行 1998 年~2006 年货币政策透明度状况后提出,经济因素方面人均国内生产总值、汇率制度的弹性,政治方面法律法规、政治稳定话语权和问责、政府效率、政治民主化与政策透明度成正比。在弹性汇率制度下,开放度与透明度成正比,在固定汇率制度下,开放度与透明度成正比。Dincer 和 Eichengreen(2014)^[13]评价了全球 120 个国家 1998 年~2010 年的货币政策透明度状况后发现,发达国家透明度水平高于新兴市场国家和发展中国家,远离金融中心和实行专制政治体制的北非和中东地区透明度水平普遍较低。总结国外的研究可以看出,国外学者将影响货币政策透明度的因素分为经济性和政治性两大类。经济性因素中,经济增长、通胀水平、金融深化和开放度等是影响透明度的重要因素。政治性因素中,法律法规、政治稳定、话语权和问责制、政府效率等是影响透明度的因素,但是政治性因素呈现出较高的相关性,并且很多变量对透明度的影响并不显著。另外央行独立性对货币政策透明度的影响也不显著。

从国内的研究来看,杨丽华(2008)^[14]在分析了影响发达国家透明度的因素后认为,央行的独立性和宏观经济的稳定性是影响货币政策透明度的主要因素。沈煊和张伟(2010)^[15]以 E-G 指数为基础分析了货币政策透明度的现状和演变趋势,认为中央银行的独立性和宏观经济环境(开放度、汇率制度、央行声誉)是影响透明度的主要因素。赵静(2010)^[16]运用面板数据分析方法,以加拿大、中国、日本、美国等 18 个国家的样本为例,分析了货币政策透明度的影响因素,结果表明经济增长、历史通胀、政治稳定性、政府效率与货币政策透明度正相关,而金融深化、公众话语权与透明度负相关。肖曼君和李颖(2013)^[17]运用 PVAR 模型研究了货币政策透明度与通货膨胀之间的关系,研究表明通货膨胀对透明度的影响并不显著。王少林等(2014)^[18]认为宏观经济表现会促使货币当局调整货币政策透明度,最终影响透明度水平。总结国内的研究可以发现,目前国内的因素分析主要停留在定性说明方面,宏观经济表现、开放度、通货膨胀、政策独立性等都是影响货币政策透明度的因素。

综上所述,目前国内外关于货币政策透明度影响因素的研究还较为缺乏,尤其是定量的研究。但是,影响因素的定量研究恰恰是货币政策透明度理论中非常重要的组成部分,有必要去分析和探讨。本文的创新之处在于:一是从一个崭新的视角研究了我国货币政策透明度问题;二是运用有向无环图方法研究变量之间的当期因果关系;三是在 DAG 模型基础上构建结构向量,并运用 SVAR 模型分析货币政策透明度的影响因素,结构模型的建立更加科学。本文是目前国内首次对货币政策透明度影响因素进行的专门定量研究,也是国内外第一次运用 DAG 和 SVAR 模型相结合的方法进行的货币政策影响因素定量研究,丰富了货币政策透明度问题相关领域的研究,具有一定的理论意义和实践意义。

二、理论模型和数据说明

(一) 理论模型

1. 结构化向量自回归模型(SVAR)。传统的经济计量方法是以简单的经济理论为基础来描述变量之间的关系,实质是人为决定变量是内生还是外生,建立在这种主观判断基础上的估计不够准确。为了克服不足,Sims(1980)^[19]提出了向量自回归模型(简称VAR模型),并开创性地利用VAR模型对经济变量的因果关系进行了实证研究,Granger因果检验正是基于VAR模型来定义的。

VAR模型因其在参数回归方面具有的优势,目前被广泛运用于计量分析中。但是该模型也存在缺陷,如模型的建立不以经济理论为基础,不分析回归参数的经济意义;对参数不施加零约束,模型待估参数过多;模型不包含任何当期变量,不能考察变量当期之间的关系等。基于此,Blanchard和Perotti(1999)^[20]提出了一种结构化的向量自回归模型(structural vector auto regression model,简称SVAR模型)。该模型基于一定的经济理论,在VAR模型中加入具有单向因果关系的内生变量当期值,可以体现出变量之间当期的结构性关系,并且对待估参数进行了结构化约束,很好地解决了标准VAR模型存在的一些问题。

估计SVAR模型需要对模型的结构式施加约束,对扰动项的结构式进行正确的设定。目前研究中对结构化模型进行约束,一般是根据经济理论进行直观的判断,但是这种方法带有很强的主观色彩,缺乏科学依据^[21],因此研究方法亟待改进。有向无环图(DAG)方法的出现很好地解决了这一问题。

2. 有向无环图(DAG)。DAG方法出现以前,研究变量之间因果关系比较常用的方法是格兰杰因果关系检验。但是格兰杰因果关系检验存在以下问题:一是格兰杰因果检验是检验统计上的时间先后顺序,并不表示真正存在因果关系,具体还要依据模型和经济理论进行解释^[22];二是格兰杰因果关系检验无法检验当期因果关系,只是检验滞后期变量之间的相关关系。基于此,Pearl(1995)^[23]和Hoover(2003)^[24]等人提出了有向无环图(directed acyline graph)方法,用于分析变量间的当期因果关系。杨子晖(2008)^[25]认为DAG方法可以考察变量之间的当期因果关系,同时能够避免VAR模型结构设定中的主观因素,因此得到了学术界的重视。赵胜民等(2011)^[26]、范小云等(2013)^[27]认为基于DAG的方差分解更能体现出经济意义显著性。DAG方法是通过分析扰动项无条件相关系数和偏相关系数(条件相关系数)之间的关系来确定变量之间的当期因果关系,检验过程如下:

步骤1:建立相关性关系的原假设,即假设变量之间存在着同期的因果关系。通过无方向的线将变量连接在一起,建立无向完全图。

步骤2:运用PC算法对变量之间的关系进行筛选。首先通过回归残差的相关系数矩阵进行第一次筛选,如果变量之间的相关关系没有通过显著性检验,则删掉变量之间的连线,说明变量之间不存在同期因果关系。其次运用回归残差的偏相关系数进行第二次筛选,如果相关关系没有通过显著性检验则删掉。以此类推,直至进行第N-2阶偏相关系数显著性检验。在整体相关性检验中,经常使用的是Fisher提出的Z统计检验量^[28],该检验表达式如下所示:

$$z[\rho(i,j|k),n] = \frac{1}{2} \sqrt{n-|k|-3} * \{\ln[1+\rho(i,j|k)] - \ln[1-\rho(i,j|k)]\} \quad (1)$$

其中, $\rho(i,j|k)$ 表示以k个变量为条件的变量i和变量j之间的总体相关系数,n表示样本量。

步骤3:识别变量之间因果关系的方向。在无向完全图中,如果经过删边后变量之间仍然保留连接线,则表明它们之间存在相关关系,并且变量之间是相邻的,如X-Y。如果三个变量之间存在如下

关系 $X - Y - Z$, 且以 Y 为条件的 X 与 Z 偏相关系数为 0, 则说明变量 Y 是变量 X 与变量 Z 的隔离集。即 $\rho(X, Z | Y) = 0$ 。给出以上定义以后, 我们有如下推论: 当无向完全图为 $X - Y - Z$, X 与 Y 相邻, Y 与 Z 相邻, 但是 X 与 Z 不相邻, 如果 Y 不是 X 与 Z 隔离集, 那么三个变量之间的相关关系方向为 $X \rightarrow Y \leftarrow Z$; 当无向完全图为 $X - Y - Z$, X 与 Y 相邻, Y 与 Z 相邻, 但是 X 与 Z 不相邻, 如果已知 $X \rightarrow Y$, 那么 Y 与 Z 的同期因果关系为 $Y \rightarrow Z$ ^{[29][30]}。

步骤 4: 结果解释。通过建立原假设, 并运用 PC 算法删边和定向, 最终我们可以得到变量间因果关系的有向无环图。总结起来, 变量之间一共存在以下几种情况:

$$\begin{cases} X \text{ } Y \text{ 表示变量 } X \text{ 与 } Y \text{ 之间不存在当期因果关系;} \\ X - Y \text{ 表示变量 } X \text{ 与 } Y \text{ 存在当期因果关系, 但是方向不明确;} \\ X \rightarrow Y \text{ 表示存在由 } X \text{ 到 } Y \text{ 的单项当期因果关系;} \\ X \leftrightarrow Y \text{ 表示存在由 } X \text{ 到 } Y \text{ 的双向当期因果关系。} \end{cases} \quad (2)$$

步骤 5: 过度识别检验。在进行有向无环图 DAG 的分析后, 我们需要运用 Sims (1986)^[31] 提出的似然比检验方法, 对 DAG 的分析结果进行检验。检验方法如下:

$$LM = T \{ \ln[\det(\text{cov}_1)] - \ln[\det(\text{cov}_2)] \}; LM \sim \chi^2\left(\frac{c_n^2}{2} - m\right) \quad (3)$$

其中, \det 代表对矩阵求行列式, \ln 表示对结果取对数, cov_1 代表约束条件下残差协方差矩阵, cov_2 代表无约束条件下残差协方差矩阵。 LM 服从自由度为 $(\frac{c_n^2}{2} - m)$ 的卡方分布, 其中 n 表示内生变量个数, m 为约束条件个数。

与以往通过经验判断决定 SVAR 模型结构式的约束不同, 有向无环图基于扰动项的相关系数和偏相关系数的检验, 避免了经验分析的主观性, 确保了 SVAR 模型后续研究的科学性和合理性。

(二) 指标选取

根据已有研究, 结合我国实际情况和数据可得性, 本文建立如下的理论假设, 并通过后文的实证分析予以验证。

H_1 : 经济发展水平越高, 货币政策透明度水平越高。

经济增长通过两个渠道对货币政策透明度产生影响。一方面, 对央行而言, 经济水平越高, 央行对通胀目标赋予的权重会越大, 央行会更加主动的与公众交流沟通, 引导公众预期, 提升政策透明度; 另一方面, 对公众而言, 经济水平越高, 公众对政策信息的需求也越高, 这将进一步提升透明度水平。

H_2 : 历史通胀水平越高, 货币政策透明度水平越高。

提升货币政策透明度有助于锚定公众预期, 对降低通胀水平和通胀波动具有重要作用。因此, 历史通胀水平越高, 央行越有激励去提升货币政策透明度水平。

H_3 : 金融深化水平与货币政策透明度密切相关。

金融深化对货币政策透明度的影响是正反两方面的。金融深化水平的提升会引发央行对金融市场的关注, 促使央行主动采取措施发布指引, 引导金融市场预期。同时, 金融深化也会加重央行金融监管的困难, 金融市场对政策会产生过激反应, 促使央行在信息披露时会采取较为谨慎的态度。

H_4 : 开放度越高, 货币政策透明度水平越高。

开放度水平越高, 对外交流的程度和水平也越高。这种对外交流会促进我国的货币政策与世界各国货币政策的相互交流, 并推动我国央行的货币政策融入世界货币政策发展的趋势中。目前世界各国都在采取措施提升政策透明度, 开放度的提升将有利于我国透明度水平的上升。

综上,我们最终选择经济增长、通胀水平、金融深化和开放度作为影响货币政策透明度的主要参考变量^①。其中,经济增长变量选用人均国内生产总值变量(PCG),即GDP/总人口,并取对数;历史通胀水平(PIL)变量选用滞后一期消费者价格指数,即CPI(-1);金融深化(TFD)选用货币供应占GDP的比重,即M2/GDP;开放度又称对外贸易指数(ETI)选用进出口总额占GDP的比重,即进出口总额/GDP。

根据以上的理论分析与假设,本文构建如下模型,以检验货币政策透明度的影响因素:

$$MPT = \beta_0 + \beta_1 PCG + \beta_2 PIL + \beta_3 TFD + \beta_4 ETI + \mu \quad (4)$$

关于货币政策透明度测算,本文采取了与以往研究完全不同的方法。首先运用指标体系方法评价我国货币政策信息披露的透明度,其次运用市场反应方法测度市场反应的透明度,最后将两种方法下测度的透明度状况进行归一化和标准化处理并加权求和,得到总的透明度指数。该方法一方面借鉴了已有的研究,另一方面也更符合IMF等关于货币政策透明度定义的两层含义,计算结果更为合理。图1给出了我国2000年第1季度至2016年第4季度的货币政策透明度状况。

从图1可以看出,我国的信息披露透明度水平在2001年~2002年之间出现较为明显的上升,2002年~2005年缓慢上升,而2006年~2013年我国信息披露的货币政策透明度均没有出现明显变化,2016年后开始出现明显上升。其中2001年~2002年、2014年左右的快速上升与我国加入国际货币基金组织信息公布通用系统和数据披露特殊标准密切相关。市场反应的透明度水平一直保持较高水平,并在2007年~2008年出现剧烈下滑,这与美国次贷危机引发的全球性经济危机密切相关。综合指数充分反映了两种透明度变化的信息。

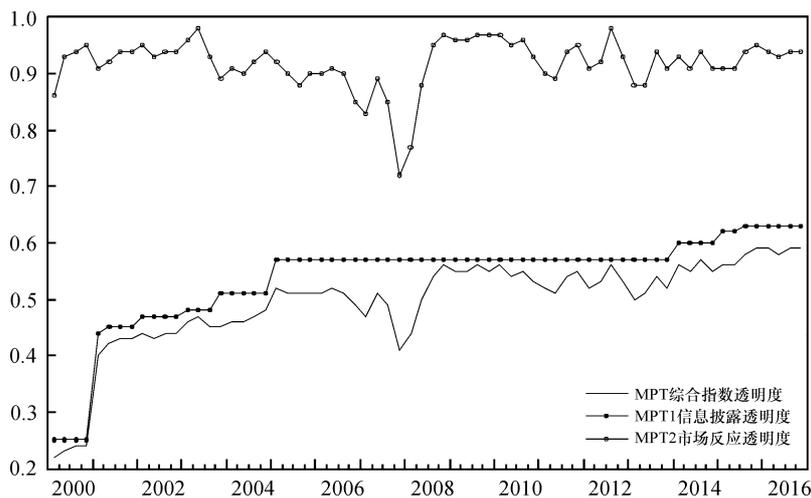


图1 货币政策透明度指数

(三) 数据说明

本文采用2000年第1季度至2016年第4季度的季度数据,其中货币政策透明度指标数据来自中国人民银行网站、CCER经济金融数据库并经作者计算整理而得。经济增长、总人口、物价指数、货币供应(M2)数据来自Wind数据库。另外,国家统计局公布的人民币计价的月度进出口贸易总额数据是从2012年开始的,国家外汇管理局人民币对美元的月度汇率数据是从2002年1月开

^① 本文之所以没有选择政治性因素,一方面在于政治性因素的影响并不显著,另一方面在于政治数据的公布主要是来源于美国、英国等统计机构,数据统计存在问题。如民主化指数来自于美国中央情报局政治不稳定工作小组的调查数据,数据显示我国民主化指数从1977~2014年一直为-7,没有任何变化,这显然是严重不符合我国民主化进程实际的。经济学家智库也曾经给出了民主化的数据,但只公布了2006~2012年的数据,并且是以2年为一个周期。法律法规、政治稳定、话语权和问责制、政府效率等指标均来源于全球治理数据库,目前公布数据跨度为1996~2014年,是以2年为一个周期。

始,因此,本文的进出口总额数据选取了国家统计局公布的以美元计价的进出口总额数据,并通过汇率折算得出了我国 2000 年~2016 年以人民币计价的进出口总额数据,其中美元计价的进出口总额数据来自 Wind 数据库,人民币对美元数据来自美联储经济研究局网站。

表 1 指标变量一览表

变量	指标	符号	计算方法
货币政策透明度	透明度指数	MPT	信息披露和市场反应透明度加权求和
经济增长	人均 GDP	PCG	$\text{Log}(\text{GDP}/\text{总人口})$
历史通货膨胀	居民消费价格指数	PIL	$\text{CPI}(-1)$
金融深化	货币供应占比	TFD	$\text{M2}/\text{GDP}$
开放度	贸易依存度	ETI	$(\text{IM} + \text{EX})/\text{GDP}$

表 2 变量统计描述

	MPT	PCG	PIL	TFD	ETI
均值	0.484	8.484	2.270	18.567	0.503
中位数	0.510	8.524	2.115	18.248	0.485
最大值	0.570	9.477	8.122	24.485	0.712
最小值	0.220	7.423	-1.540	14.232	0.330
标准差	0.081	0.609	2.251	2.235	0.096
变异系数	0.168	0.072	0.991	0.120	0.191
偏度 Skewness	-1.890	-0.042	0.575	0.472	0.406
峰度 Kurtosis	6.557	1.667	2.919	2.760	2.147
正态分布 J-B 检验	67.347 (0.000)	4.462 (0.107)	3.327 (0.189)	2.374 (0.305)	3.463 (0.177)

注:括号内为 p 值;变异系数 = 标准差/均值;J-B 统计量在 5% 和 1% 显著水平下的临界值分别为 5.99 和 9.21。

三、实证检验和结果分析

(一) 平稳性检验

在进行分析之前,首先必须对变量进行平稳性检验,以确定数据的平稳性。本文采用常用的 ADF 单位根检验方法,同时考虑截距项、截距项和趋势项、无截距项和趋势项三种情况。通过对 ADF 检验结果的分析发现,在 5% 的显著性水平下,三个变量均为非平稳变量,对变量进行一阶差分后,数据变为平稳变量。据此可知各变量均为一阶单整 I(1) 过程。

(二) 协整检验和误差修正模型

1. 模型稳定性检验和最优滞后期。建立 VAR 模型首先要满足平稳性的假定,平稳性要求特征方程的特征根均要位于单位圆以内。由稳定性检验可知原变量的单位根有一个位于单位圆之外,VAR 模型不满足稳定性的要求。差分后的特征根均位于单位圆内,表明差分后的模型满足稳定性要求,可以进行脉冲响应、方差分解等后续的计算和分析。其次应确定滞后期 k 值。如果滞后期太少,误差项的自相关会很严重,会导致参数的非一致性估计。但 k 值又不宜过大,k 值过大会导致自由度减小,直接影响模型参数估计结果的有效性。本文采用了 LR、FPE、AIC、SC、HQ 等多种方法对最优滞后期进行了检验。综合不同的信息准则检验结论,最终确定模型的最优滞后期为 2 期。

2. 协整检验。在进行时间序列分析时,传统上要求所用的时间序列必须是平稳的,即没有随机趋势或确定趋势,否则会产生“伪回归”问题。但是现实中,宏观经济数据一般是不平稳的。面对这个问题,有两种解决方法:一种是对非平稳变量进行差分,使差分后的数据满足平稳性的要求,但是差分会让我们失去总量的长期信息,而这些长期信息对分析问题来说又是必要的。另外一

种方法就是运用协整的方法,这种方法可以不在损失数据信息的情况下,考察非平稳变量之间的长期均衡关系,因此更有优势。在协整分析之前首先要确定两组非平稳变量之间是否存在协整关系,也即是否存在非平稳变量之间的长期均衡关系。协整检验的方法有很多,最典型的就是 Engle-Granger 检验和 Johansen 检验,其中 Engle-Granger 检验只能用于检验两个变量之间的协整关系, Johansen 检验不仅在检验变量上没有这种限制,而且可以同时求出变量之间的协整关系。因此,本文在进行协整检验时采用 Johansen 检验方法,检验公式如下:

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Y_{t-2} + \cdots + \Gamma_{k-1} \Delta Y_{t-(k-1)} + \Phi D_t + \mu_t \quad (5)$$

其中, Y 表示非平稳变量, Π 、 Γ 、 Φ 表示系数, D 表示截距项, u 表示随机扰动项。如果检验存在 r 个协整向量,即 $(N-r)$ 个非协整向量或者 $(N-r)$ 个单位根,可以表达为相应的 $(N-r)$ 个特征值。协整个数的检验主要有迹检验和最大特征值两种方法,为了保证检验结果的稳健性和一致性,本文采取了这两种检验方法。迹统计量和最大特征值检验均表明,政策透明度、经济增长、历史通胀水平、金融深化和经济开放度之间存在两个协整关系。

3. 向量误差修正模型(VECM)。根据格兰杰定理,如果若干个非平稳变量之间存在协整关系,则必然存在误差修正模型。误差修正模型可以在不损失变量信息的情况下对变量长期均衡关系进行量化分析。向量误差修正模型(VECM)是在解释变量中含有协整约束的 VAR 模型,它适用于分析已知有协整关系的非平稳序列之间的关系。当有一个大范围的短期动态波动时,VECM 表达式会限制内生变量的长期行为收敛于它们的协整关系。因为一系列的部分短期调整可以修正长期均衡的偏离,所以协整项被称为是误差修正项。根据协整向量个数检验结果表明 MPT、PCG、PIL、TFD 和 ETI 之间存在两个协整关系,因此进入 VECM 模型的误差修正项分别是:

$$\Pi Y_{t-1} + \alpha \mu = \alpha \beta^T Y_{t-1} + \alpha \mu =$$

$$\begin{bmatrix} 0.052 & 0.007 \\ -0.011 \\ -23.704 \\ 3.872 \\ -0.039 & -0.041 \\ -0.008 \\ 0.358 \\ -0.067 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1.000 & 0.000 & 0.009 & -0.028 & 0.112 \\ 0.000 & 1.000 & 0.028 & -0.224 & 1.390 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} MPT_{t-1} \\ PCG_{t-1} \\ PIL_{t-1} \\ TFD_{t-1} \\ ETI_{t-1} \end{bmatrix} +$$

$$\begin{bmatrix} 0.052 & 0.007 \\ -0.011 \\ -23.704 \\ 3.872 \\ -0.039 & -0.041 \\ -0.008 \\ 0.358 \\ -0.067 \end{bmatrix} [0.178 \quad -4.598] \quad (6)$$

4. 求扰动相关系数矩阵。通过对一阶差分变量的误差修正模型(VECM)估计,可以得到扰动项的无条件相关系数矩阵^①。

① 限于篇幅,扰动项的偏相关系数这里不再报告。

$$corr = \begin{bmatrix} MPT & PCG & PIL & TFD & ETI \\ 1.000 & -0.316 & -0.129 & 0.283 & 0.237 \\ -0.316 & 1.000 & 0.123 & -0.979 & -0.851 \\ -0.129 & 0.123 & 1.000 & -0.141 & 0.056 \\ 0.283 & -0.979 & -0.141 & 1.000 & 0.802 \\ 0.237 & -0.851 & 0.056 & 0.802 & 1.000 \end{bmatrix} \quad (7)$$

(三) 有向无环图

下面将以扰动项相关系数矩阵为基础，运用有向无环图(DAG)进行变量当期因果关系的分析。首先，我们建立无向完全图(图2)，作为当期因果关系检验的原假设。然后运用 TETRAD 软件进行当期因果关系的检验。由于本文使用的样本数据是 2000 年第 1 季度至 2016 年第 4 季度的数据，数据跨度为 68 个周期，属于小样本估计(样本观察值小于 200)，小样本估计结果存在一定程度的低估，为了避免这一情况，通常的做法是提高小样本估计下的显著性水平，来改善 DAG 估计结果的有效性和合理性^[32]。本文参考郭娜和李政(2013)^[33]的研究，将显著性水平设为 0.2。同时，为了使估计结果更具有合理性，本文运用了 Sims 提出的似然比统计量检验方法，检查结果显示，在 20% (甚至是 5%) 的显著性水平下无法拒绝“过度约束为真”的原假设，DAG 模型的估计结果是合理的。最终检验结果见图 3。

图 3 表明：在 20% 的显著性水平下存在着开放度(ETI)对历史通胀水平(PIL)的当期单项因果关系，金融深化(TFD)存在着对经济增长(PCG)的当期单项因果关系，金融深化(TFD)和经济增长(PCG)存在着对政策透明度(MPT)的当期因果关系，而历史通胀水平(PIL)和开放度(ETI)与政策透明度(MPT)之间的当期因果关系并不显著。

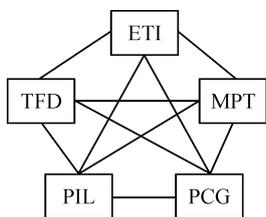


图 2 无向完全图

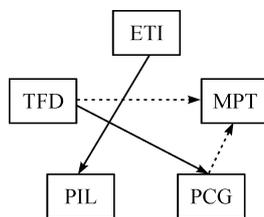


图 3 有向无环图

(四) 脉冲响应分析和预测方差分解

基于 DAG 分析，我们得出了各变量之间的当期因果关系，以此构建结构化向量自回归模型(SVAR)的约束矩阵，并在此基础上，进行脉冲响应和方差分解进行分析。

1. 脉冲响应。由于 VAR 模型的估计结果只具有一致性，但是对单个参数估计值的经济解释比较困难。要想对一个 VAR 模型做出分析，通常是观察系统的脉冲响应函数和方差分解。脉冲响应函数解释了变量是如何对各种冲击做出反应以及反应的程度。

如图 4 所示，在一个单位的冲击下，透明度对自身冲击响应的初始值较高，从第 1 期上升到较高水平后快速衰减，到第 8 期冲击响应基本消失；透明度对经济增长的脉冲响应在第 2 期开始，之后缓慢衰减，至 14 期后基本维持在 0.001 的较低水平。而透明度对通胀水平在第三期才开始出现并在第 7 期后衰减，10 期后的脉冲响应基本消失。透明度对金融深化的脉冲响应一直不显著，并在 14 期后衰减至 0.001 的水平。透明度对开放度一个单位脉冲的响应第 2 期才会出现，之后缓慢衰减，并最终维持在 0.001 的水平上。

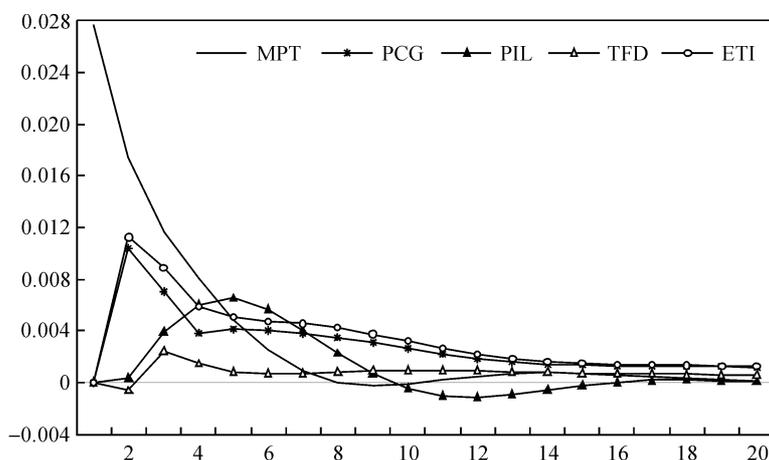


图4 对各变量一个单位标准差的脉冲响应(基于 DAG)

2. 方差分解。方差分解反映未来预测误差由不同信息冲击影响的比例或百分比。为了更直观地观察预测方差分解情况，我们给出了基于有向无环图的货币政策透明度预测方法分解图。

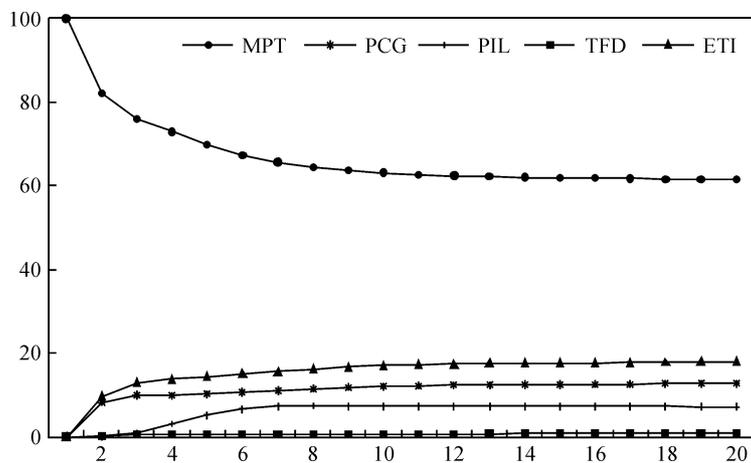


图5 基于有向无环图的 MPT 预测方差分解图

观察图5可以发现，货币政策透明度的波动绝大部分可以由自身因素来解释，1~4期快速下降后，基本稳定在60%~70%左右的水平，这说明货币政策透明度存在很大惯性。货币政策透明度作为一种制度性安排，其变动是一个缓慢的过程。除自身因素外，其他变量对政策透明度的影响都从第一期后出现不同程度的上升，但是上升幅度有所差别。以第10期为例，经济增长可以解释预测方差变动的12.05%，历史通胀可以解释7.22%，金融深化可以解释0.59%，而开放度可以解释16.98%。因此，除去自身惯性因素外，各变量对货币政策波动影响程度为：开放度>经济增长>历史通胀>金融深化。这说明我国货币政策透明度受外部影响较大，受内部影响较小；受实体经济影响较大，受物价、金融等虚拟经济影响因素较小。

除了对外开放因素，经济增长在政策透明度风格转换中也发挥了巨大作用。经济增长和发展一方面激发了人们对政策信息的需求，另一方面也促进了信息沟通和交流。回顾和分析各国透明度建设的历程，很多国家提升政策透明度的初衷就是为了稳定公众预期，降低通货膨胀。货币政策重要目标是维持物价稳定，因此，维持通胀水平保持在合理的区间，也就成为了政策透明度提升的内在动力。最后，金融深化同样在透明度提升中扮演着重要角色，正如已有研究所证实的那样，透明

度水平较低的国家主要集中于远离金融中心的北非和阿拉伯国家。只有金融不断的深化和发展，才能对宏观监管和微观监管提出更多要求，才能促进政策体制和政策风格的不断变革和转换。

(五) 稳健性检验

为了验证基于有向无环图(DAG)方法的结构向量自回归模型(SVAR)估计结果的稳健性，我们采用递归预测方差分解方法进行检验。具体做法是，以 2000 年第 1 季度至 2009 年第 1 季度为基期进行第一次方差分解，然后将研究样本扩展至 2000 年第 1 季度至 2009 年第 2 季度，并做该样本期内基于 DAG 模型的方差分解。以此类推，一直持续至 2016 年第 4 季度。共进行 32 次递归分析，并将不同样本期方差分解第 20 期的分解结果进行综合，得到递归方差分解图(图 6)。

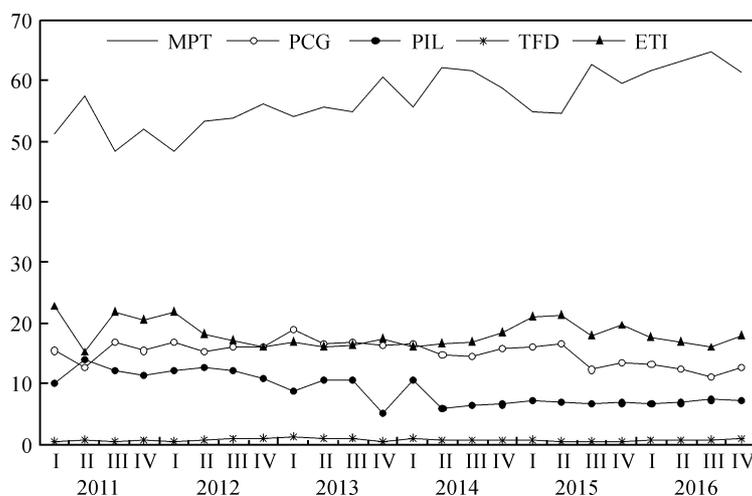


图 6 政策透明度 MPT 的递归预测方差分解

从图 6 可以发现，在不同的样本期内，政策透明度波动的 60% 左右可以由自身惯性解释，说明自身惯性因素是导致政策透明度波动的主要因素。金融深化的影响因素一直处于较低水平，大约 1% 左右，说明金融深化对透明度波动的影响一直不明显。除此之外，开放度、经济增长和历史通胀因素对透明度波动的影响基本维持在 18%、15% 和 10% 左右的水平。

稳健性检验结果表明，各变量波动影响因素的占比基本保持稳定，没有出现明显的波动，说明在不同样本期下，估计具有较好的一致性，估计结果稳健。

四、结 语

本文运用有向无环图(DAG)和结构向量自回归模型(SVAR)研究了影响我国货币政策透明度的因素，得出以下结论：第一，金融深化和经济增长存在着对政策透明度的当期单项因果关系，也即金融深化和经济增长导致了货币政策透明度的提升，而历史通胀水平和开放度与政策透明度间的当期因果关系并不显著。第二，货币政策透明度对各变量冲击的响应程度有所不同，其中受自身冲击产生的反映程度最大，其次为经济增长和开放度，历史通胀水平的冲击影响也较为显著但是时滞相对较长，并且持续时间有限，透明度对金融深化冲击的响应并不显著，一直维持在较低水平，表明透明度对金融深化的扰动并不敏感。第三，通过基于 DAG 模型的预测方差分解，我们发现货币政策透明度波动的绝大部分可以由自身因素来解释，存在很大的惯性。除去自身惯性因素外，各变量对货币政策波动的影响程度从高至低依次为开放度、经济增长、历史通胀、金融深化，并且金融深

化的影响一直非常小。这说明,我国货币政策透明度受外部影响较大,受内部影响较小;受实体经济影响较大,受物价、金融等虚拟经济因素影响较小。最后,递归预测方差分解也表明估计结果非常稳健,结论是非常可信的。

根据研究结论,本文提出如下建议:一是继续坚持对外开放的策略。在对外开放中不断学习和借鉴,同时结合中国的实际,创新政策监管方式、增强政策监管能力,提升政策引导能力,进一步提高政策操作水平。二是继续坚持发展经济。经济增长在透明度中的积极作用,一方面让我们认识到货币政策透明度的提升是有其客观经济基础的,我国货币政策透明度所处的阶段与经济发展水平密切相关;另一方面,中国在经济发展中遭遇的问题和困难,最终靠发展来解决,只有经济增长才能带来透明度水平的持续提升和优化。三是关注货币政策核心目标。维持物价稳定是货币政策的核心目标,这也是历来主要国家央行的共识,即使近年来经济危机的爆发引发了各国央行对经济增长、金融稳定等目标的关注,但是物价稳定作为货币政策核心目标的地位并未受到削弱,货币当局应坚守稳定物价的核心目标不动摇。四是有计划推进金融深化,使其保持在合理水平。金融深化对货币政策透明度的影响作用相比其他变量小,因此通过金融深化影响透明度的效果不明显。政府应逐步放松对金融的干预,引导资金更多地投入到实体经济。

参考文献:

- [1] Barro R. J., Gordon D. B. A Positive Theory of Monetary Policy in a Natural Rate Model [J]. *The Journal of Political Economy*, 1983, 91(4): 589-610.
- [2] Eijffinger S., Geraats P. How Transparent are Central Banks? [J]. *European Journal of Political Economy*, 2006, 22(1): 1-21.
- [3] 马勇. 中国货币政策透明度的经验研究 [J]. *世界经济*, 2015, (9): 3-28.
- [4] Schaling E., Nolan C. Monetary Policy Uncertainty and Central Bank Accountability [J]. *De Economist*, 1998, 146(4): 5-42.
- [5] 卜振兴. 货币政策透明度的实践基础 [J]. *学术探索*, 2016, (7): 93-96.
- [6] 曾刚, 万志宏. 中央银行沟通与货币政策: 最新实践与启示 [J]. *国际金融研究*, 2014, (2): 11-18.
- [7] Chadha J. S., Nolan C. Inflation Targeting, Transparency and Interest Rate Volatility: Ditching “monetary mystique” in the U. K. [J]. *Journal of Macroeconomics*, 2001, 23(3): 349-366.
- [8] 张强, 胡荣尚. 中央银行沟通对利率期限结构的影响研究 [J]. *国际金融研究*, 2014, (6): 10-20.
- [9] Dincer N. N., Eichengreen B. Central Bank Transparency: Where, Why, and with What Effects? [Z]. *National Bureau of Economic Research, Inc.*, 2007.
- [10] Crowe C., Meade E. E. Central Bank Independence and Transparency: Evolution and Effectiveness [J]. *European Journal of Political Economy*, 2008, 24(4): 763-777.
- [11] Geraats P. M. Trends in Monetary Policy Transparency [J]. *International Finance*, 2009, 12(2): 235-268.
- [12] Dincer N., Eichengreen B. Central Bank Transparency: Causes, Consequences and Updates [J]. *Theoretical Inquiries in Law*, 2010, 11(1): 75-123.
- [13] Dincer N. N., Eichengreen B. Central Bank Transparency and Independence: Updates and New Measures [J]. *International Journal of Central Banking*, 2014, 10(1): 189-259.
- [14] 杨丽华. 货币政策透明度的国际比较 [J]. *上海金融*, 2008, (11): 45-49.
- [15] 沈焯, 张伟. 我国货币政策透明度演变趋势及测度分析 [J]. *求索*, 2010, (6): 1-4.
- [16] 赵静. 提高政策可信度目标下的货币政策透明度研究 [D]. 杭州: 浙江财经学院硕士学位论文, 2011.
- [17] 肖曼君, 李颖. 货币政策透明度与通货膨胀的关系研究——基于 PVAR 模型的实证检验 [J]. *财经理论与实践*, 2013, (3): 19-23.
- [18] 王少林, 林建浩, 李仲达. 中国货币政策透明化的宏观经济效应——基于 PTVP-SV-FAVAR 模型的实证研究 [J]. *财贸经济*, 2014, (12): 64-74.
- [19] Sims C. A. Comparison of Interwar and Postwar Business Cycles; Monetarism Reconsidered [Z]. *National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA*, 1980.
- [20] Blanchard O., Perotti R. An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output [Z]. *NBER Working Paper Series*, 1999: 7269.

- [21] Norman R. Swanson, Clive W. J. Granger. Impulse Response Functions Based on Causal Approach to Residual Orthogonalization in Vector Auto regressions [J]. Journal of the American Statistical Association, 1994, 92(9-94-1): 357-367.
- [22] 庞皓, 陈述云. 格兰杰因果检验的有效性及其应用 [J]. 统计研究, 1999, (11): 42-46.
- [23] Pearl J. Causal Diagrams for Empirical Research [J]. Biometrika, 1995, 82(4): 669-688.
- [24] Hoover K. D. Causality: Models, Reasoning, and Inference [J]. Economic Journal, 2003, 113(488): 411-413.
- [25] 杨子晖. 财政政策与货币政策对私人投资的影响研究——基于有向无环图的应用分析 [J]. 经济研究, 2008, (5): 81-93.
- [26] 赵胜民, 方意, 王道平. 金融信贷是否中国房地产、股票价格泡沫和波动的原因——基于有向无环图的分析 [J]. 金融研究, 2011, (12): 62-76.
- [27] 范小云, 方意, 王道平. 我国银行系统性风险的动态特征及系统重要性银行甄别——基于 CCA 与 DAG 相结合的分析 [J]. 金融研究, 2013, (11): 82-95.
- [28] Awokuse T. O., Bessler D. A. Vector Autoregressions, Policy Analysis, and Directed Acyclic Graphs: An Application to the US Economy [J]. Journal of Applied Economics, 2003, 6(1): 1-24.
- [29] Johansen S. Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors In Gaussian Vector Autoregressive Models [J]. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 1991: 1551-1580.
- [30] Yang J., Guo H., Wang Z. International Transmission of Inflation among G-7 Countries: A Data-determined VAR Analysis [J]. Journal of Banking & Finance, 2006, 30(10): 2681-2700.
- [31] Sims C. A. Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis? [J]. Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review, 1986, 10(1): 2-16.
- [32] Spirtes P., Glymour C., Scheines R. Causation, Prediction, and Search [M]. Cambridge: MIT Press, 2000.
- [33] 郭娜, 李政. 我国货币政策工具对房地产市场调控的有效性研究——基于有向无环图的分析 [J]. 财贸经济, 2013, (9): 130-136.

Factor Influencing China's Monetary Policy Transparency
——An Empirical Analysis Based on Directed Acyclic Graph and
Structural Vector Auto Regression Model

BU Zhenxing

(Asset Management Division, Postal Savings Bank of China, Beijing 100033, China)

Abstract: Factor analysis is an important part of monetary policy transparency problem, however, up till now there has been a lack of study in this field both at home and abroad, especially in the empirical way. This paper uses the directed acyclic graph (DAG) and the structure of vector autoregressive (SVAR) model for the first time to study the influencing factors of China's monetary policy transparency. Research shows that most of the fluctuation in monetary policy transparency can be explained by its own factors. Excluding the inertia factors of itself, the main factors correlating with monetary policy transparency fluctuation are in the sequence of openness, economic growth, historic inflation and financial deepening. This shows that China's monetary policy transparency is influenced more by the external factors than by the internal factors, and more by the real economy factors than by the virtual economy factors such as prices, finance, etc.

Key words: Monetary Policy Transparency; The Influencing Factor; Directed Acyclic Graph; Structural Vector Auto Regression Model

(责任编辑: 原 蕴)