

我国货币政策对东中西部影响的差异分析*

郭小卉¹ 邢美慧²

(1.河北大学经济学院,河北保定 071002; 2.北京师范大学统计学院,北京 100875)

摘要:本文使用SVAR(Structural Vector Autoregression)模型来分析1978~2011年我国东、中、西三大地区对货币政策冲击的反应,结果显示三大地区对货币政策冲击的反应大小不同,且这种差异在一定程度上扩大了我国的区域经济差距。在衡量货币政策时,M2是一个比较好的货币政策指标。在考察货币政策的区域效应时,区域间的溢出效应是非常重要的,忽略溢出效应将会低估货币政策的有效性。

关键词:货币政策;区域经济;溢出效应

中图分类号:F822.0 文献标识码:A 文章编号:1009-3540(2016)09-0013-0007

一、引言

改革开放以来,我国经济一直以每年约9%的速度高速增长,综合国力明显增强,人民生活显著改善。2010年,我国GDP总量超过了日本,排在美国之后,位居世界第二。在我国经济快速增长的过程中,货币政策发挥了重要的作用。然而,央行在制定货币政策时主要依据全国整体的经济状况,并没有考虑到区域经济发展差异的现实。自改革开放以来,我国经济虽然一直在高速增长,但区域间经济发展差距也在不断扩大。如图1所示,东中西部^①三大地区的经济差距自改革开放以来特别是1992年以后越来越明显。

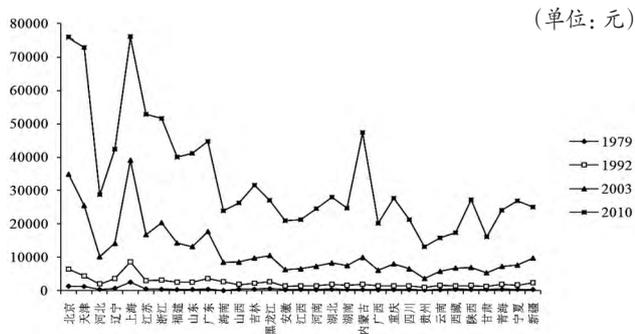


图1 我国各省人均GDP变化

注:前11省属于东部地区,中间8省属于中部,后12省属于西部地区。
数据来源:中国国家统计局数据库。

在现实经济中,如果一个大国存在明显的区域经济发展差异,那么不同地区对于宏观经济政策变化的反应必然也会不一样(Calino和DeFina,1998)。因此,

统一货币政策的执行有可能对不同地区产生不同影响。这就是所谓的货币政策区域效应。而货币政策区域效应在一定程度上可能加剧我国的区域经济差距。

货币政策是通过货币政策传导机制来影响区域实体经济的增长,受货币政策影响的各个区域之间还会通过区域间的各种联系(贸易,投资和技术交流等)而相互作用。这种相互作用称为溢出效应。考虑到溢出效应,货币政策对于区域的影响主要分为两种:一种是通过货币政策传导机制对区域产生的直接影响,另一种是通过区域间溢出效应对区域产生的间接影响。在现有的研究货币政策区域效应的文献中,有些文献(如Corts和Kong,2007)并没有考虑这种由溢出效应产生的间接影响,或者说有些文献虽然在其模型中考虑到了溢出效应的影响,但是没有给予足够的重视。本文在分析货币政策的区域效应时考虑到溢出效应的影响,并具体考察了溢出效应对于货币政策区域效应影响的程度。

二、文献综述

(一)国外文献综述

最早提到货币政策区域效应的是Mundell(1961)提出的最优货币区理论,Mundell(1961)指出最优货币区的边界不一定与国家边界重合,有可能大于一国边界或小于一国边界。对于那些存在明显区域经济差异的大国,是否满足最优货币区的标准将会对货币政策的政策效应产生很大的影响。在此之后,众多学者开始研究一国国内货币政策的区域效应问题。

*基金项目:本文受河北省高等学校社科研究2015年度基金项目“我国货币政策对京津冀经济协同发展的影响及对策研究”(课题编号:SQ15094)的资助,系该项目研究成果。

作者简介:郭小卉(1981-),男,河北大学经济学院讲师,经济学博士,研究方向:货币政策,银行业与区域经济;邢美慧(1993-),女,北京师范大学统计学院硕士生。

Bearé (1976) 采用圣·路易斯简约方程 (St. Louis reduced-form model) 从区域层面来验证货币主义的主张: 在区域层面上, 经济周期的波动主要来源于货币政策的冲击。他指出货币政策的冲击在一定程度上导致了区域经济的波动, 从而在区域经济层面上证明了货币的重要性。

Carlino 和 DeFina (1998; 1999) 最早使用 SVAR (Structural Vector Autoregression) 模型对美国货币政策的区域效应进行研究。研究发现由 SVAR 模型产生的脉冲响应函数表明并不是所有地区对于货币政策的冲击都有同样的反应。他们还进一步解释了导致货币政策区域效应的原因: 区域利率敏感性产业结构, 区域中小企业结构和区域大小银行结构的差异。但是, 他们的结果只证明了区域层面上货币政策利率传播渠道的存在, 并没有发现在区域层面上信贷渠道存在的证据。

继 Carlino 和 DeFina (1998; 1999) 开创性的工作以后, 众多学者在不同国家使用 VAR 方法研究了货币政策的区域效应。如 Weber (2006), Nachane、Ray 和 Ghosh (2001), Cortes 和 Kong (2007), Georgopoulos (2009)。他们都证明了在澳大利亚、印度、中国、加拿大、西班牙等国家货币政策是存在区域效应的。

(二) 国内文献综述

国内学者在近 10 多年前开始研究货币政策的区域效应问题, 大多数研究采用了 VAR 方法。宋旺、钟正生 (2006) 的研究与本文相似, 使用的变量相似, 也考虑了溢出效应的影响, 但他们并没有强调溢出效应, 而且其研究结果和在对结果的解释上跟本文还是有较大区别的。杨晓、杨开忠 (2007) 也采用 SVAR 模型且考虑到了变量间的同期关系, 但其研究得出的结论不是很可靠, 主要原因是他们模型中遗漏了一个重要的控制变量: 价格水平。此外, 这两篇文献都没有考虑到世界经济对中国经济的影响。

Corts 和 Kong (2007) 采用 VEC 模型 (Vector Error Correction Model) 来衡量 1980~2004 年间中国货币政策省际的区域效应。他们采用了一个省际的 VEC 系统: M2 (或者利率)、真实有效汇率、GDP 平减指数、省际 GDP 和外生变量世界 GDP。研究证实沿海省份对于货币政策冲击的反应比内陆省份更大些。孔丹凤、Corts 和秦大忠 (2007) 的研究与 Corts 和 Kong (2007) 类似, 结论也差不多。蒋益民和陈章 (2009) 也采用 SVAR 模型来研究货币政策的区域效应问题。他们采用一个区域层面的 SVAR 系统。变量包括 M2、区域 GDP、金融结构贷款和 GDP 平减指数。研究发现, 生产力水平比较高的地区对于货币政策冲击反应更大些。这些文献研究的一个缺点就是他们只是集中在一个地区或省际来研究货币政策的区域效应, 并没有考

虑溢出效应的影响, 而当货币政策冲击的溢出效应较大时, 其研究结果就会出现偏差。

综上所述, 在研究货币政策区域效应的文献中, 他们忽视了区域间的溢出效应或者忽视了区域间产出水平当期的溢出效应, 而溢出效应是非常重要的。Ying (2000), Brun、Combes 和 Renald (2002), Groenewold、Lee 和 Chen (2007) 研究了中国区域间和省际间产出水平的溢出效应。这些文献证实从沿海省份或地区到内陆省份或地区, 从东部到中西部以及从中部到西部都存在比较强的溢出效应。因此, 本文在考虑到区域间溢出效应的情况下来研究三大地区对货币政策冲击的反应, 并对比分析了在存在和不存在溢出效应下货币政策的区域效应来检验溢出效应的重要性。

三、研究方法

(一) 研究模型

跟 Calino 和 DeFina (1998; 1999) 的方法相似, 本文采用 SVAR 模型来衡量货币政策的区域效应。本文 SVAR 模型的具体形式是:

$$C_1 MP_t = \alpha_0 + \sum_{i=0}^k \alpha_{1i} Price_{t-i} + \sum_{i=0}^k \alpha_{2i} MP_{t-i} + \sum_{i=0}^k \alpha_{3i} EGDP_{t-i} + \sum_{i=0}^k \alpha_{4i} MGDP_{t-i} + \sum_{i=0}^k \alpha_{5i} WGDP_{t-i} + \alpha_6 WDGDP_t + e_{1t} \quad (1)$$

$$C_2 GDP_t = \beta_0 + \sum_{i=0}^k \beta_{1i} Price_{t-i} + \sum_{i=0}^k \beta_{2i} MP_{t-i} + \sum_{i=0}^k \beta_{3i} EGDP_{t-i} + \sum_{i=0}^k \beta_{4i} MGDP_{t-i} + \sum_{i=0}^k \beta_{5i} WGDP_{t-i} + \beta_6 WDGDP_t + e_{2t} \quad (2)$$

$$C_3 MGDP_t = \gamma_0 + \sum_{i=0}^k \gamma_{1i} Price_{t-i} + \sum_{i=0}^k \gamma_{2i} MP_{t-i} + \sum_{i=0}^k \gamma_{3i} EGDP_{t-i} + \sum_{i=0}^k \gamma_{4i} MGDP_{t-i} + \sum_{i=0}^k \gamma_{5i} WGDP_{t-i} + \gamma_6 WDGDP_t + e_{3t} \quad (3)$$

$$C_4 WGDP_t = a_0 + \sum_{i=0}^k a_{1i} Price_{t-i} + \sum_{i=0}^k a_{2i} MP_{t-i} + \sum_{i=0}^k a_{3i} EGDP_{t-i} + \sum_{i=0}^k a_{4i} MGDP_{t-i} + \sum_{i=0}^k a_{5i} WGDP_{t-i} + a_6 WDGDP_t + e_{4t} \quad (4)$$

$$C_5 Price_t = b_0 + \sum_{i=0}^k b_{1i} Price_{t-i} + \sum_{i=0}^k b_{2i} MP_{t-i} + \sum_{i=0}^k b_{3i} EGDP_{t-i} + \sum_{i=0}^k b_{4i} MGDP_{t-i} + \sum_{i=0}^k b_{5i} WGDP_{t-i} + b_6 WDGDP_t + e_{5t} \quad (5)$$

MP 是货币政策变量。本文首先使用 M2 作为货币政策变量, 然后用 M1 和一年期贷款利率 (Bank Lending Rate, BLR) 分别作为货币政策变量, 通过对结果的对比分析来确定合适的货币政策变量。EGDP、MGDP、WGDP 是东中西部地区的真实 GDP (以 1978 年为基期)。这三个变量用于衡量区域经济发展水平。Price 是全国一般价格水平, 用 CPI (Consumer Price Index, 1978=100) 来衡量。把世界真实 GDP 纳入到 SVAR 模型中来主要是为了反映外部冲击对于中国经济的影响。本文把 WDGDP 作为一个外生变量纳入到 SVAR 模型中, 其他五个变量为内生变量。本文研究期间是 1978~2011 年, 采用年度数据, 所有数据来源于

中国国家统计局数据库和中国金融年鉴(1986~2012)。在VAR系统中,每一个解释变量视为该变量和其他变量的滞后变量的函数。本文通过估计SVAR模型来分析整个系统对货币政策冲击的反应。在该模型中,货币政策的冲击是指货币政策变量残差的一个正向的标准偏差的大小的冲击。

用向量形式来表示(1)~(5),令向量 Y_t

$$Y_t = [EGDP_t, MGDP_t, WGDGP_t, Price_t, MP_t]^T,$$

可以得到:

$$CY_t = A(L)Y_{t-1} + H(L)WDGDP_t + u_t \quad (6)$$

C 是一个 5×5 阶的系数矩阵,描述变量之间的当期关系。 $A(L)$ 和 $H(L)$ 是 5×5 阶滞后算子的参数矩阵。 u_t 是 5×1 阶结构式扰动项。本文使用年度数据,样本估计期间是1978~2011年,

$$u_t = [u_{1t}, u_{2t}, u_{3t}, u_{4t}, u_{5t}]^T。$$

本文可以把(6)转换成简化式VAR模型:

$$Y_t = Z(L)Y_{t-1} + G(L)WDGDP_t + e_t \quad (7)$$

$Z(L) = C^{-1}A(L)$ 和 $G(L) = C^{-1}H(L)$ 是无穷阶滞后算子形式, $e_t = C^{-1}u_t$ 和 $u_t = Ce_t$ 描述模型的简化式和结构式扰动项之间的关系。本文将 $u_t = Ce_t$ 转化成A-B SVAR形式来估计SVAR模型: $Ae_t = Bu_t$ 。之后将讨论结构式扰动和简化式扰动之间的识别问题。解决方法主要是在矩阵A和B加一些限制条件,同时对结构式扰动项的方差协方差矩阵做出一些假设。

(二)模型识别问题

一个公认的困扰SVAR模型的问题是SVAR模型的结论特别容易受到模型识别条件的影响(Sims和Zha, 1995)。识别条件的一个微小的变化都会导致整个系统对于货币政策冲击的反应出现很大的变化。这个问题导致很多学者在估计识别条件时都是过度识别。而过度识别会导致结论不太准确。本文假定货币政策在当期(一年)内直接影响产出水平和价格水平。Fan、Yu和Zhang(2011)等研究证明中国货币政策的制定遵循泰勒规则和McCallum规则^②。本文假设货币政策的制定不受当期产出和通胀水平的影响,而是受到滞后期的产出和价格水平影响(考虑到数据统计的滞后性,这个假设是比较合理的)。因此,在SVAR模型中,五个内生变量的顺序安排是MP、EGDP、MGDP、WGDGP、Price。本文首先估计SVAR模型的简化式,然后通过AB-SVAR模型 $Ae_t = Bu_t$ 来进行识别。识别矩阵A和B如下:

$$A = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & 0 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 & 0 \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & 1 \end{bmatrix} \quad (8)$$

$$B = \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & b_{133} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & b_{44} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & b_{55} \end{bmatrix} \quad (9)$$

矩阵A反应的是五个内生变量之间的当期关系。本文假定在当期内货币政策可以影响到东中西部的GDP水平和价格水平。由于东部属发达地区,中西部为不发达地区,所以本文假定在当期内,EGDP能够影响MGDP和WGDGP, MGDP能影响到WGDGP,但是MGDP和WGDGP不能影响到EGDP, WGDGP也不能影响到MGDP(Groenewold、Lee和Chen, 2007)。本文同时假定结构式扰动项具有单位方差,把矩阵B看作是一个对角矩阵,对角元素就是待估的结构式冲击的标准偏差。

四、实证分析结果

(一)单位根检验

如果用计量方法处理这些变量,首先要进行平稳性检验。本文在EViews8.0上用ADF单位根检验对这些变量的水平数据和一阶差分数据进行单位根检验(表1),除了BLR以外,所有的变量以自然对数的形式进入分析。从表1可以看到,在水平数据上,除了WDGDP(常数项+趋势项)之外,其他所有变量的水平数据都存在单位根,也就意味着变量不平稳。在一阶差分形式上,所有的变量都已经平稳。因此,所有变量的一阶差分形式进入模型进行分析。

表1 ADF单位根检验

变量	水平形式		一阶差分形式	
	常数项	常数项+趋势项	常数项	常数项+趋势项
LnEGDP	0.67	-2.758	3.491**	3.487
LnMGDP	4.849	1.237	-2.411	-5.868***
LnWGDGP	2.035	3.077	-2.913*	-3.695**
LnWDGDP	-0.533	-3.508*	-4.573***	-4.489***
LnCPI	-1.081	-1.065	-3.159**	-3.238*
LnM2	-2.523	-0.923	-3.297**	-1.897
LnM1	-1.294	-1.41	-5.306***	-5.405***
BLR	-2.419	-2.914	-3.881***	-3.972**

注:*、**和***表示在10%、5%和1%的水平上拒绝原假设,临界值设定的依据是Davidson和Mackinnon(1993)。原假设是 $H_0 =$ 单位根(序列不平稳),备择假设是 $H_1 > 0$ (序列平稳)。

如果变量是一阶单整的,首先进行Johansen协整检验,如果协整关系不存在,可以直接用VAR模型来估计一阶差分序列,如果协整关系存在,则意味着这些变量之间有可能存在长期稳定关系,需要有VEC模型来估计变量序列。但是,在本文中,没有直接用VEC模型来估计变量,主要是因为本文的数据不太适合用该模型,小样本(34期)再加上年度数据并不能够有效的挖掘其中的长期关系。Bewley, Orden, Yang和Fisher(1994)指出小样本的偏度及其不符合正态分布的这种性质会混淆其中蕴含的长期关系。此外,本文的研究核心是利用VAR模型产生的脉冲响应函数来

衡量三大地区对货币政策冲击的反应,在短期内,VAR模型比VEC模型更加可靠,所以,本文直接使用SVAR模型来估计一阶差分数据。

(二)脉冲响应函数

1.脉冲响应图像分析(M2)

首先,本文采用M2作为货币政策变量来分析SVAR1模型。本文综合考虑各种滞后阶数选择标准和脉冲响应结果来选择SVAR1模型滞后阶数为1。识别矩阵为A和B。SVAR1模型所有根的倒数都在单位圆之内,显示模型是平稳的。通过矩阵A和B,模型是恰好识别。脉冲响应函数图像如图2和3所示。

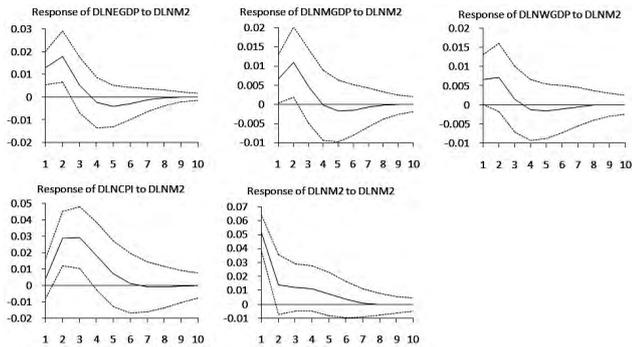


图2 一个单位的正向的标准偏差大小的结构式冲击(M2)的脉冲响应图像

图2展示了对于M2结构式扰动项施加未预期到的一个单位正向的标准偏差(5.1580%)的冲击(意思是M2一次性意外增加5.1580%),所有变量的脉冲响应图像。其中实线是变量的脉冲响应函数估计值,两条虚线表示正负两倍标准偏差的隔离带。如图2所示,EGDP从第一年开始增加,在第二年增加达到最大值1.7955%,三年以后开始减少,长期(10年)逐渐趋向于0。MGDP、WGDP的变化与EGDP类似,MGDP从第一年开始增加,第二年达到最大值1.0990%。WGDP在第二年增加达到最大值0.7182%。价格水平从第一年开始增加,在第三年增加达到最大值2.9162%,然后开始逐步下降并趋向于0。

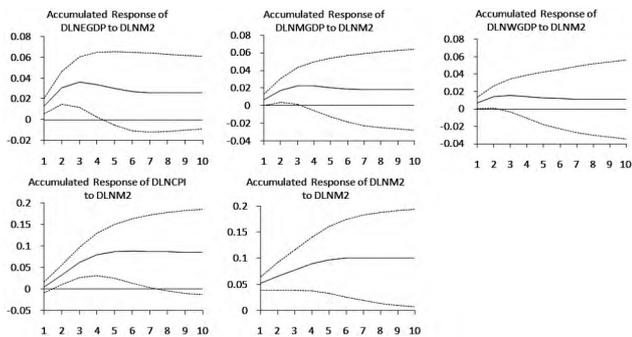


图3 一个单位的正向标准偏差大小的结构式冲击(M2)的累计脉冲响应图像

图3展示了M2一次性意外增加5.1580%,所有变

量的累计脉冲响应增加值图像(累计脉冲响应函数图像)。EGDP的累计最大增加值是3.6293%,出现在第三年。六年以后,脉冲响应逐渐趋于稳定,长期(10年)稳定于2.6072%。MGDP的累计最大增加值2.2309%也是出现在第三年,以后开始逐步减少,长期趋于1.8056%(第10年)。WGDP在第三年达到累计最大增加值1.5365%,六年以后趋于稳定,长期(10年)稳定于1.0991%。M2和CPI的变化都是开始逐步增加,六年以后趋于稳定。

2.脉冲响应图像分析(M1)

SVAR2模型采用M1作为货币政策变量,滞后阶数为1,识别矩阵为A和B。SVAR2模型产生的脉冲响应图像是图4和图5。

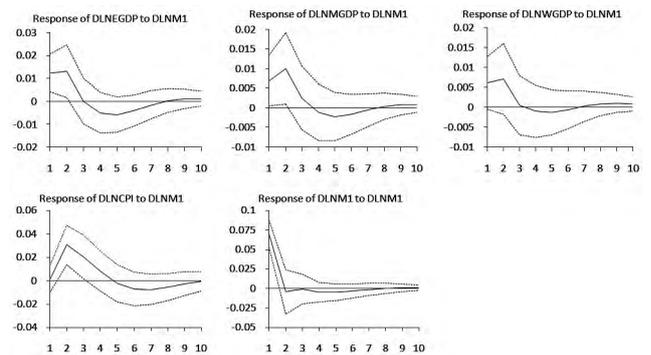


图4 一个单位的正向的标准偏差大小的结构式冲击(M1)的脉冲响应图像

图4展示了对M1结构式扰动项施加未预期到的一个单位正向的标准偏差(7.0196%)的冲击,所有变量的脉冲响应图像。东部GDP的增加在第二年达到最大1.3085%,三年以后开始逐步减少,长期趋向于0。中西部地区跟东部地区变化相似。中部和西部GDP都是在第二年增加分别达到最大值1.0049%和0.7098%。价格水平逐步增加在第二年达到最大值3.0541%,之后逐渐减少并接近于0。

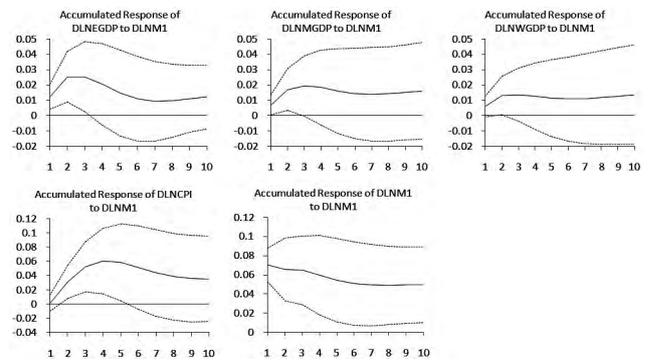


图5 一个单位的正向标准偏差大小的结构式冲击(M1)的累计脉冲响应图像

图5显示的是对于M1一次性意外增加7.0196%,所有变量变化的累计响应。在整个估计期间内,三大

地区的累计响应都是正值。EGDP在第二年达到最大值 2.5443%，六年以后累计响应逐渐趋于稳定 (1.2143%，10年期水平)。MGDP的最大累计响应 1.9520%出现在第三年，之后就逐步减少，长期稳定于 1.6114%(10年)。WGDP 累计响应在第二年达到最大值 1.3737%，长期稳定于 1.3624%(10年)。价格水平逐步增加并在六年后逐渐趋于平稳。

3. 脉冲响应图像分析(一年期贷款利率)

SVAR3 模型采用一年期贷款利率(BLR)作为货币政策变量。滞后阶数为一阶。脉冲响应图像如图 6 和 7。

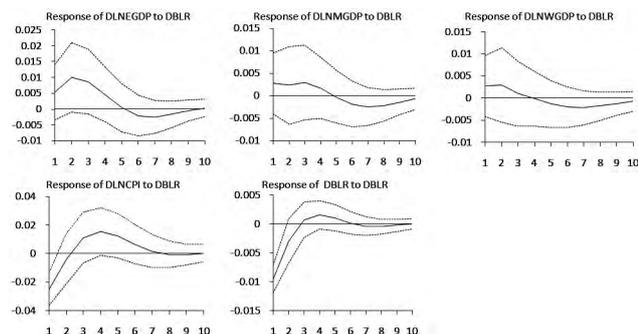


图 6 一个单位的正向的标准偏差大小的结构式冲击(利率)的脉冲响应图像

图 6 显示给利率施加一个负向的未预期到的标准偏差大小(-0.9533%，大概 95 个基点)的结构式冲击后，所有变量的脉冲响应图像。即一年期贷款利率意外的调低 95 个基点以后，所有变量的反应图像。EGDP 从第一年开始增加，在第二年增加达到最大值 1.0015%，五年以后开始减少，长期逐步接近于 0。中西部地区 GDP 的变化趋势跟东部相似。MGDP 的增加在第三年达到最大值 0.2991%，而 WGDP 在第二年达到最大值 0.2897%。价格水平在第一年降低(价格谜，可能是由于价格对利率的反应存在时滞)，第二年开始增加并于第四年达到最大值 1.5577%，然后逐步下降，长期变化接近于 0。

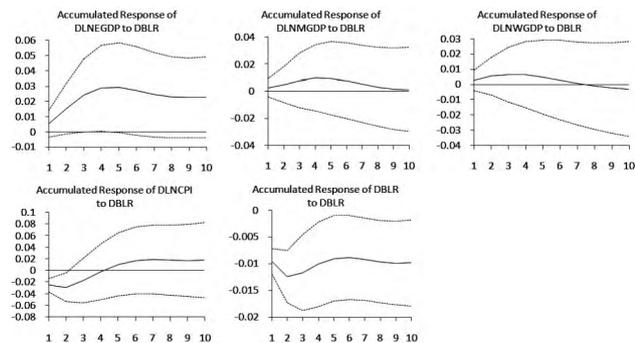


图 7 一个单位的正向标准偏差大小的结构式冲击(利率)的累计脉冲响应图像

图 7 反映了所有变量对于利率的冲击(-0.9533%，大概 93 个基点)的累计脉冲响应图像。所有变量的变

化与图 3 比较相似。但是相比而言时滞更长一些，表明实际产出、价格水平等实际变量对于货币供应量的反应要比对利率的反应更快一些。EGDP 的累计最大增加值(2.9019%)出现在第五年，长期趋于平稳(2.2692%，10年)。MGDP 的累计最大响应值 0.9882%出现在第四年，然后逐步减少，长期(10年)收敛于 0.1250%。WGDP 的累计最大响应值 0.6557%出现在第三年，然后逐渐减少，长期变成负值并稳定于 -0.3027%(10年)。价格水平在前四年内是负值(价格谜)，然后逐渐上升，六年后趋于稳定(正值)。

4. 小结

上文用三个 SVAR 模型(货币政策变量 M2, M1 和 BLR)来衡量三大地区对货币政策冲击的反应大小和反应时间。表 2 将其总结一下以方便比较。

表 2 三大地区 GDP 对于货币政策冲击的脉冲响应值和响应时间

货币政 策指标	货币政 策冲击	响应 种类	EGDP		MGDP		WGDP	
			响应值	时间	响应值	时间	响应值	时间
M2	5.16%	单次	1.80%	2	1.10%	2	0.72%	1
		累计	3.63%	3	2.23%	3	1.54%	3
		长期	2.61%	10	1.81%	10	1.10%	10
M1	7.02%	单次	1.31%	1	1.00%	2	0.71%	2
		累计	2.54%	3	1.95%	3	1.37%	3
		长期	1.21%	10	1.61%	10	1.36%	10
RATE	-0.95%	单次	1.00%	2	0.30%	3	0.29%	2
		累计	2.91%	5	0.99%	4	0.66%	3
		长期	2.27%	10	0.12%	10	-0.30%	10

据表 2 所示，就单次脉冲响应、累计响应和长期响应这三个指标而言，三大地区 GDP 对于 M2 的脉冲响应和累计响应幅度都是最大的(对比时统一调整货币政策冲击口径为 5%，利率冲击为 -1%)。因此，M2 应该比较好的货币政策指标。本文在分析三大地区对货币政策的反应时，是以 M2 为货币政策变量的 SVAR1 模型的结果来进行分析，把 SVAR2(M1)和 SVAR3(BLR)的结果作为补充。

从表 2 可以看出，当 M2 意外的一次性增加大约 5.16% 之后，EGDP 单次脉冲响应的增加量最大(1.80%)，大约是 MGDP 增加量(1.10%)的 1.6 倍，是 WGDP 增加量(0.72%)的 2.5 倍。就三大地区 GDP 的累计响应来说，基本上也是如此(3.63%、2.23%和 1.54%)。就长期累计响应水平而言，EGDP 的累计增加是 2.61%，MGDP 在长期内增加为 1.81%，而 WGDP 在长期内的增加是 1.10%。也就是说，扩张性的货币政策意外增加一次货币供应量，对东部地区经济的促进作用是中部地区的两倍，是西部地区的三倍。很明显，货币政策对东部地区经济的支持作用要远远大于对中西部地区的支持。三大地区对货币政策冲击的反应差异非常明显。货币政策的实施在一定程度上加剧了三大地区之间的经济差距。

(三)溢出效应

本文在采用SVAR模型对货币政策区域效应进行分析时十分重视区域之间溢出效应对货币政策效应的影响。为此,本文构建了东中西三大区域单独的SVAR模型(无溢出效应,即不考虑货币政策的间接影响),期望通过对比来强调溢出效应的重要性。

区域SVAR模型使用区域内变量。东部地区SVAR模型包括M2,EGDP和ECPI(东部地区的CPI水平)。中部地区SVAR模型包括M2,MGDP和MCPI(中部地区的CPI水平)。西部地区SVAR模型包括M2,WGDP和WCPI(西部地区的CPI水平)。在三个地区SVAR模型中,也包含了外生变量WDGDP。由于地区M2数据的缺失,本文采用该地区全部金融机构人民币存款替代M2,对三大地区SVAR模型估计的方法和程序与前文一致。所有模型的滞后阶数是1且模型是稳定的。三大地区的脉冲响应和累计脉冲响应图如图8。

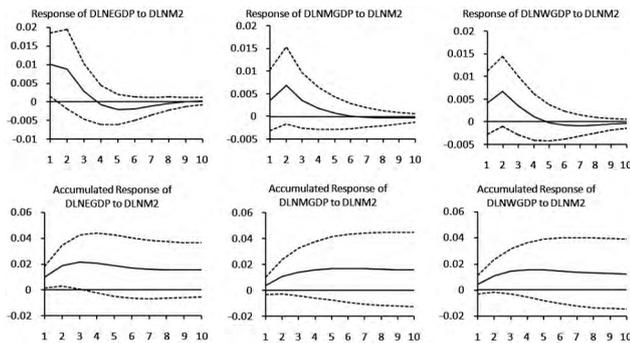


图8 一个单位的正向的标准偏差大小的结构式冲击(M2)的脉冲响应和累计脉冲响应图像

为了突出溢出效应的重要性,本文用表3将三大地区SVAR模型(无溢出效应)和基准SVAR模型(含溢出效应)的结果对比。结果显示,EGDP的单次响应和累计响应增加70%左右,MGDP的增加超过了60%,

表3 三大地区SVAR和基准SVAR(M2)的脉冲响应比较

模型	EGDP		MGDP		WGDP	
	脉冲值	时间	脉冲值	时间	脉冲值	时间
货币政策冲击	1	5.52%	1	6.00%	1	5.46%
	2	5.16%	2	5.16%	2	5.16%
脉冲响应最大值	1	1.01%	1	0.69%	2	0.67%
	2	1.80%	2	1.10%	2	0.72%
增加(溢出效应)	90.65%		85.37%		13.71%	
累计脉冲最大值	1	2.16%	3	1.60%	4	1.56%
	2	3.63%	3	2.23%	3	1.54%
增加(溢出效应)	79.78%		62.06%		4.46%	
长期响应累计值	1	1.57%	10	1.59%	10	1.22%
	2	2.61%	10	1.81%	10	1.10%
增加(溢出效应)	77.84%		32.37%		负值	

注:模型1为三大地区SVAR,模型2为基准SVAR模型(M2)。在计算溢出效应时,本文将货币政策冲击统一调整至5%,然后对脉冲响应值进行比较。增加(溢出效应)的计算方法为(模型2的脉冲值-模型1的脉冲值)/模型1的脉冲值*100%。

WGDP的增加在4%~15%之间。这就意味着至少在短期内,溢出效应是非常重要的。考虑到溢出效应后,在短期内,东部地区受益最大,中部次之,西部最小。在长期内,将溢出效应纳入模型之后,EGDP的增加超过了50%,MGDP的增加是32%左右,而WGDP则相比之下减少。这意味着从长期来看,货币政策对东部和中部地区有着正向溢出效应,而对西部地区的溢出效应则是负向的。

本文的结论意味着那些研究货币政策区域效应的文献,如果没有考虑到溢出效应(一个地区采用一个单独的VAR模型,没有考虑到地区之间的联系),那么研究结果短期内有可能低估了各地区的反应,长期则可能高估了西部地区的反应,低估了东部和中部地区的反应。

有些学者可能质疑在地区SVAR模型中,本文采用三大地区金融机构全部人民币存款来代替M2,这种替代本身也是否会导致对溢出效应的衡量出现偏差。为了验证结果的可靠性,本文在三大地区SVAR模型中,使用一年期贷款利率作为货币政策变量,对其结果进行了考察。据表4和图9所示,溢出效应依然是很重要的,本文结论比较可靠。

表4 三大地区SVAR和基准SVAR(BLR)的脉冲响应比较

模型	EGDP		MGDP		WGDP	
	脉冲值	时间	脉冲值	时间	脉冲值	时间
货币政策冲击	1	-0.93%	1	-0.97%	1	-0.96%
	2	-0.93%	2	-0.93%	2	-0.93%
脉冲响应最大值	1	0.76%	2	0.28%	3	0.32%
	2	0.98%	2	0.34%	3	0.34%
增加(溢出效应)	28.95%		26.65%		9.68%	
累计脉冲最大值	1	1.98%	5	---	---	---
	2	3.01%	5	1.07%	4	0.77%
增加(溢出效应)	52.02%		---		---	
长期响应累计值	1	1.61%	10	1.31%	10	1.56%
	2	2.45%	10	0%	10	-0.43%
增加(溢出效应)	52.17%		负值		负值	

注:模型1为三大地区SVAR,模型2为基准SVAR模型(M2)。在计算溢出效应时,本文将货币政策冲击统一调整至-1%,然后对脉冲响应值进行比较。

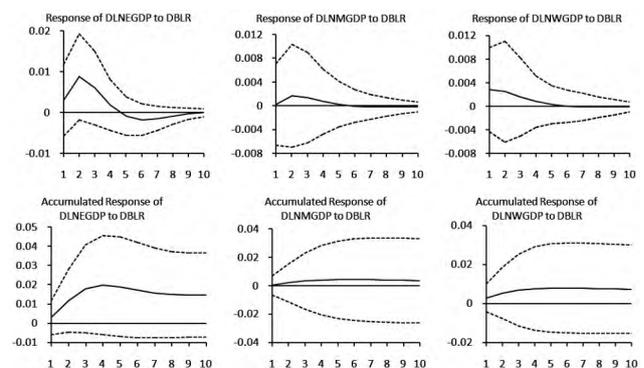


图9 一个单位的正向标准偏差大小的结构式冲击(BLR)的脉冲响应和累计脉冲响应图像

五、结论

本文采用SVAR模型分析了1978~2011年间我国三大地区对货币政策冲击的反应之间的差异性,结果显示我国三大地区对于货币政策的冲击的反应存在差别,东部地区反应最大,中部次之,西部最小。货币政策的这种区域效应是导致地区差距扩大的原因之一。央行在制定和执行货币政策时应当考虑到货币政策的区域效应。

本文同时也考察了三个货币政策变量:M2、M1和一年期贷款利率,结果显示M2是一个比较好的货币政策指标。本文论证了溢出效应的重要性。在短期内,溢出效应是非常重要的。在长期内,货币政策的正向溢出效应对东中部地区的影响比较大,而对西部地区则是一个负向的溢出,意味着西部地区并没有从溢出效应中受益。由此可见,货币政策对东中西部地区的影响是不同的,存在区域差异,同时这种区域差异在一定程度上扩大了三大地区之间的经济差距。基于本文的结论,那些研究货币政策区域效应的文献如果没有考虑溢出效应,则有可能倾向于低估各地区对货币政策变化的反应,从而低估了货币政策的有效性。

本文也存在一些局限性:第一,样本区间是1978~2011年,样本比较小,在过去的三十年里,中国在经济金融领域发生了很多深刻的变化,由于采用的是年度数据,本文并没有检验数据的结构性突变。第二,在过去的三十多年里,中国人民银行使用的货币政策工具在不断的变化。人行使用多样化的货币政策工具来调控宏观经济以达到货币政策目标。因此,基于单个变量的分析有可能不能够充分的对货币政策进行一个完整的评估。但由于本文的研究期间比较长,数据的缺乏使得很难计算出一个所谓的货币政策状态指数来代表货币政策。这些缺点有可能在以后待相关的数据和信息问题解决以后被克服。▲

注 释

①本文关于三大地区的划分是根据2000年西部大开发战略制定的三大地区来划分的,东部地区包括11省:北京、天津、河北省、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南。中部8省:山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北和湖南。西部地区包括12省:内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆。

②Taylor(1993)提出了泰勒规则,认为央行在制定货币政策时(利率变化),主要是依据预期的通胀缺口和产出缺口。McCallum(1988)规则是指货币供应量的变化也是主要依据预期的通胀缺口和产出缺口的。这两个规则主要用来描述当预期通胀高于通胀目标和真实产出高于自然产出水平时,央行如何提高利率或者增加货币供应量的。

【参考文献】

[1]蒋益民,陈章.VAR模型框架下货币政策区域效应的实证研究:1978-2006[J].金融研究,2009,(4).

- [2]孔丹凤,Corts,秦大忠.中国货币政策省际效果的实证分析:1980-2004[J].金融研究,2007,(12).
- [3]宋旺,钟正生.我国货币政策区域效应的存在性及原因[J].经济研究,2006,(3).
- [4]杨晓,杨开忠.中国货币政策影响的区域性差异研究[J].财经研究,2007,(2).
- [5]Beare J. Monetarist Model of Regional Business Cycles[J]. Journal of Regional Science, 1976, 16(1):57-63.
- [6]Bernanke B, Blinder A.The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission[J]. American Economic Review, 1992, 82(4):901-921.
- [7]Brun J., Combes J, Renard, M. Are there Spillover Effects between Coastal and Non-coastal Regions in China?[J]. China Economic Review, 2002, 13(2-3):161-169.
- [8]Carlino G, DeFina R. The Differential Regional Effects of Monetary Policy[J]. Review of Economics & Statistics, 1998, 80(4):572-587.
- [9]Carlino G, Defina R. The Differential Regional Effects of Monetary Policy: Evidence from the U.S. States[J]. Federal Reserve Bank of Philadelphia Business Review Working Paper, 1999, (No. 97-12/R):1-30.
- [10]Di Giacinto V. Differential Regional Effects of Monetary Policy: A Geographical SVAR Approach[J]. International Regional Science Review, 2003, 26(3):313-341.
- [11]Dickinson D, Liu J. The real Effects of Monetary Policy in China: An Empirical Analysis[J]. China Economic Review, 2007, 18(1):87-111.
- [12]Fan L, YuY, Zhang C. An Empirical Evaluation of China's Monetary Policies[J]. Journal of Macroeconomics, 2011, 33(2):358-371.
- [13]Georgopoulos G.Measuring Regional Effects of Monetary Policy in Canada[J]. Applied Economics, 2009, 41(16):2093-2113.
- [14]Groenewold N, Lee G, Chen A. Regional Output Spillovers in China: Estimates from a VAR model[J]. Papers in Regional Science, 2007.86(1):101-122.
- [15]Lau CK M. New Evidence about Regional Income Divergence in China[J]. China Economic Review, 2010, 21(2):293-309.
- [16]Mundell RA. A Theory of Optimum Currency Areas[J]. The American Economic Review, 1961, 51(4):657-665.
- [17]Pedroni P, Yao JY. Regional Income Divergence in China[J]. Journal of Asian Economics, 2006, 17(2):294-315.
- [18]Sims CA, Zha T A. Does Monetary Policy Generate Recessions [J]. Yale University, Working Paper, 1995.
- [19]Sun, R. Does Monetary Policy Matter in China? A Narrative Approach[J]. China Economic Review, 2013, 26(0), 56-74.
- [20]Weber EJ. Monetary Policy in a Heterogeneous Monetary Union: the Australian Experience[J]. Applied Economics, 2006, 38(21):2487-2495.
- [21]Ying LG. Measuring the Spillover Effects: Some Chinese Evidence[J]. Papers in Regional Science, 2000, 79(1):75-89.

责任编辑:SDL

(校对:FGL)