

金融危机下欧洲央行货币政策的区域非对称效应研究——基于 MCSGVAR 模型

李 佳 陈冬兰

(上海理工大学管理学院, 上海 200093)

摘 要:以金融危机下的货币政策传导渠道为视角,采用 2007~2017 年欧元区 13 个成员国的季度数据,构建混合截面全局向量自回归模型,考查欧洲央行货币政策对欧元区成员国经济复苏带来的区域非对称效应。结果表明:各成员国宏观经济指标对货币政策冲击的响应走势特征相似,但影响程度和响应期限出现明显异质性;从累积响应稳定值来看,对于金融市场发达的国家如德国、芬兰等,其稳定值较低,它们能很好地消化货币政策冲击带来的影响,而对相对落后的希腊、爱尔兰等结果相反;各成员国对长期利率冲击的敏感度大于对货币供应量冲击的敏感度;在欧盟稳定机制(ESM)作用下,货币政策区域非对称效应有所降低。此研究有助于了解欧洲央行非常规货币政策在各成员国之间传导的异质性以及财政联盟对弱化货币政策区域非对称效应的积极作用。

关键词:非常规货币政策;传导渠道;区域效应;MCSGVAR 模型;欧洲稳定机制

中图分类号:F821

文献标识码:A

文章编号:1006-1894(2019)04-0076-12

2007 年 8 月,美国次贷危机席卷世界主要金融市场,欧元区信贷急剧收缩,实体经济大幅下滑,欧洲央行为刺激经济采取以降低主导政策利率为主的扩张性货币政策,在利率降至接近 0 时,金融市场陷入“流动性陷阱”。2009 年爆发的欧洲主权债务危机使欧元区成员国经济持续低迷,之后,欧洲央行进一步加大非常规货币政策的实施力度。2012 年 10 月生效的欧盟稳定机制(ESM)通过欧元区国家的联合出资,向面临严重债务危机的成员国提供金融援助并对其进行财政约束,在增强欧元区金融系统稳定性的同时带领其走出主权债务危机。至 2018 年 3 月,欧洲央行改变资产购买计划激进措辞,并重申政策利率仍维持低位直至量化宽松计划结束。

金融危机下非常规货币政策的传导效果在各成员国之间存在着很强的异质性,即货币政策传导的区域非对称效应。这种传导的非对称性源于欧元区统一货币政策与分散的财政政策之间的固有矛盾。1999 年 1 月 1 日,欧盟部分国家开始使用单一

作者简介:李佳,上海理工大学管理学院副教授,经济学博士,硕士生导师,研究方向:国际金融、世界经济;陈冬兰,上海理工大学管理学院硕士研究生,研究方向:国际金融、世界经济。

基金项目:上海市哲学社会科学规划青年项目“欧洲央行非常规货币政策的非对称溢出效应研究”(项目编号:2017EJL001)、2018 年上海高校青年教师培养资助项目(项目编号:ZZslg18015)。

货币欧元和在使用欧元的国家实施统一货币政策,财政政策由各成员国财政当局依据自身经济状况和经济目标控制施行。由于各成员国经济发展不平衡和财政政策实施差异,欧洲央行统一的货币政策冲击对欧元区各成员国经济形成非对称性效应。

一、文献综述

货币政策的区域非对称效应或称空间非一致性,是指货币当局制定和实施统一货币政策对具有不同经济特征和经济运行周期的区域产生非均质的影响和效果。国外对其研究的历史大致可分为3个阶段:第一阶段(1950~1980年)为早期研究,Scott(1955)发表的《货币政策区域影响》分析了公开市场操作从纽约中心地区向其他地区传导的滞后效应。第二阶段(1990~2000年)的研究与欧洲货币同盟及欧元区诞生有关,Mundell(1961)的最优货币区理论认为统一货币(欧元)使成员国间丧失了汇率波动机制,这对成员国造成了非对称性冲击,货币联盟需要适当的财政政策工具来调整成员国间的不对称性冲击。第三阶段(2000年后)为实证研究阶段,Peersman和Smets(2001)研究显示,对于经济实力强的德国,其货币政策产出效应高于意大利和法国,但差异趋势下滑。Rafiq和Mallick(2008)发现货币政策在德国的传导最为有效。蔡彤娟等(2012)证实了中国货币政策存在区域非对称效应。

但是,随着研究的深入,VAR模型的缺陷凸显出来,对于区域个数较多的研究,如果分别构建独立的VAR模型,会使模型中的内生变量随之增多,造成估计结果偏离实际。张红和李洋(2013)考察了货币政策冲击对30个省份房地产的差异性影响。此外,如何将货币政策纳入统一框架也是一大问题,有些学者将广义货币供应量作为内生变量嵌入到单位VAR模型中并不合理,货币政策的制定是依据整体经济状况而定的,若单独作为某个地区的内生变量可能存在不足,容易忽略货币政策在传导过程中的非对称性。为此,Georgios和Georgiadis(2015)研究了欧元区单一货币政策冲击在不同经济体之间的传导。

向量自回归(VAR)模型忽略了模型中内生变量过多、区域间存在的溢出效应以及未将货币政策纳入统一分析框架;而GVAR模型考虑到了区域之间的内在联系,通过“连接矩阵”可以很好地分析各经济体内生变量对货币政策冲击的反应以及经济体间的溢出效应。但是,GVAR模型的不足又是将货币政策加入到各区域VAR模型中,仍未考虑到欧洲央行货币政策的制定是以整体经济情况为目标的事实。为此,我们借鉴Georgios和Georgiadis(2015)的研究思路,将欧洲央行作为与各经济体并列的单位加入到GVAR模型中,构建成混合截面向量自回归模型。

二、金融危机后欧洲央行货币政策应对及传导渠道

欧元区货币政策由欧洲央行统一调控,正常经济条件下欧洲央行通过常规货币

政策来调节利率和货币总供求以实现设定的政策目标。具体来看,欧洲央行主要以调节主导再融资利率作为货币政策实施信号,国际金融危机后,欧洲央行连续多次下调基准利率,2009年5月欧洲央行下调基准利率至1%,2014年6月下调至0.15%,同时将隔夜贷款利率降低到0.4%,将存款利率下调为-0.1%。至此,欧元区短期名义利率降至冰点,欧洲央行已无法通过调节基准利率的常规货币政策来应对进一步恶化的欧债危机。直到2017年底,短期名义利率一直处于0附近。

中央银行通过传统货币政策工具直接控制的短期基准利率通常不是经济主体进行决策的依据,真正影响投资和消费等支出决策的是金融市场上的长期利率或其他资产价格。金融危机爆发初期,欧洲央行采用降低主导再融资利率和延长再融资操作挽救危机,当名义利率调整接近0下限时,短期政策指导利率的调整无法传导至中长期债券收益率,欧洲央行仅仅依靠超低利率等常规货币政策无法起到刺激经济和抑制通缩的作用。此时,非常规货币政策在克服经济危机和实现经济复苏的过程中扮演重要角色,欧洲央行在金融危机期间采取一系列被称为强化的信贷支持政策、证券市场计划和货币直接交易的“数量型”非常规货币政策。强化的信贷支持政策实施于2008年9月美国雷曼兄弟公司破产后,2010年随着希腊主权债务危机逐渐演变为欧洲主权债务危机,欧洲央行宣布实施证券市场计划,2012年6月,证券市场计划被货币直接交易所取代。非常规货币政策具体实施工具可概括为3种:超长期低利率前瞻性指引、通过各类资产购买计划调整央行资产负债表规模和结构、通胀预期目标。非常规货币政策通过以上3种方式改变市场对资产投资的偏好,进而影响长期债券收益率,修复受损的利率传导渠道。

那么,非常规货币政策如何影响长期债券收益率呢?Arvind 和 Annette (2011)研究表明,任何长期收益率都可以分解成一个预期成分和风险溢价部分,中央银行可以旨在降低任一部分来实现其目标。

$$i_{\tau t} = \frac{1}{\tau} \sum_{k=0}^{\tau-1} E_t i_{1,t+k} + tp_{\tau t} \quad (1)$$

其中, $\frac{1}{\tau} \sum_{k=0}^{\tau-1} E_t i_{1,t+k}$ 表示未来 τ 期间预期未来短期利率的平均值, $E_t i_{1,t+k}$ 为在 t 期确定的从 $t+k$ 到 $t+k+1$ 期的短期利率, $tp_{\tau t}$ 为风险溢价部分。

欧洲央行超长期低利率的“前瞻性指引”可反映持续降低市场短期利率和长期利率中预期成分的效果。已有学者证明通过有条件的低利率前瞻性指引,央行引导公众对未来利率政策和利率走势的预期,有助于稳定市场短期利率和长期利率预期,从而影响资产价格和实体经济活动(Woodford, 2012)。

长期债券收益率的影响因素包含不同于短期利率和商业周期水平的风险溢价,即上式中的 $tp_{\tau t}$ 风险溢价部分。参照 Arvind 和 Annette (2011) 的研究成果,风险溢价取决于单位风险的价格和一定成熟期债券对风险的承载量,具体包括6种:(1)期限溢价,欧洲央行从私人部门购买长期资产,期限风险的市场价格降低;(2)提

前支付风险溢价, 由于私人部门对央行长期稳定低利率的预期, 而对相对较高利率抵押贷款提前还款, 会降低提前支付风险溢价; (3) 违约风险溢价, 非常规货币政策刺激经济复苏, 公司违约风险可能下降, 意味着违约风险溢价会降低; (4) 安全性溢价, 即零违约风险债券的安全溢价, 央行通过购买成员国主权债券, 在提高价格同时降低了安全性溢价; (5) 流动性溢价, 欧洲央行以准备金余额购买长期债券, 增加市场流动性, 降低资产流动性溢价; (6) 通胀风险溢价, 欧洲央行发出维持资产购买计划直到通胀目标达到 2% 的信号, 以实现风险溢价降低。综上所述, 欧洲央行资产购买计划以及通胀预期目标以影响债券市场的供需平衡来降低长期利率中的风险溢价部分。

在欧洲央行以扩张性非常规货币政策应对危机的过程中, “前瞻性指引”类可通过降低市场对远期利率的预期成分, “资产购买计划”和“通胀目标”类可通过降低风险溢价部分, 最终实现长期债券收益率的降低, 恢复受阻的利率传导机制, 推动经济复苏。因此, 金融危机之后, 在短期利率受 0 下限约束的基础上, 选用长期利率代表金融危机下的货币政策更具有参考意义。

三、区域非对称效应的实证分析

(一) MCSGVAR 模型的设定

1. 构建各成员国的 VAR 模型

选定欧元区 13 个成员国进行研究, 记作 i ($i=1,2,3\cdots 13$), 各成员国局内变量为 $k_i \times 1$ 的 $x_{i,t}$ 向量, 局外变量为 $k_i \times 1$ 的 $x_{i,t}^*$ 向量, 全局变量为 $n \times 1$ 的 $x_{0,t}$ 向量, 参照 GVAR 的建模步骤, 分别对各成员国建立的 VARX* 模型如下:

$$x_{i,t} = \alpha_{i0} + \phi_{i1}x_{i,t-1} + \Lambda_{i0}x_{i,t}^* + \Lambda_{i1}x_{i,t-1}^* + I_{i0}x_{0,t} + I_{i1}x_{0,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中, $x_{i,t}$ 为二维向量, $x_{i,t} = (y_{i,t}, p_{i,t})'$, $y_{i,t}$ 表示成员国 i 的实际产出水平, $p_{i,t}$ 表示成员国 i 的物价水平; $x_{i,t}^* = (y_{i,t}^*, p_{i,t}^*)'$ 中的两个变量是由剔除成员国 i 后的其他各成员国相关变量的加权平均而得, 如 $y_{i,t}^* = \sum_{j=1}^{13} w_{ij}y_{j,t}$, $p_{i,t}^* = \sum_{j=1}^{13} w_{ij}p_{j,t}$, w_{ij} 表示成员国 j 对成员国 i 的影响程度 (权重), 且 $\sum_{j=1}^{13} w_{ij} = 1$, $w_{ii} = 0$; $x_{0,t} = (m_t, lr_t)'$ 中 m_t 、 lr_t 表示包含央行单位的全局货币政策变量; 误差项 $\varepsilon_{i,t}$ 默认为服从均值 0 且协方差 Σ_{ii} 的独立同分布, 即 $\varepsilon_{i,t} \sim iid(0, \Sigma_{ii})$; $x_{i,t}^*$ 、 $x_{0,t}$ 具有弱外生性, 对不同区域的误差项具有弱相关性。 α_{i0} 为常数矩阵, ϕ_{i1} 为滞后项系数矩阵, Λ_{i0} 、 Λ_{i1} 为成员国变量及滞后项系数矩阵, I_{i0} 、 I_{i1} 为央行单位变量及滞后项系数矩阵。

2. 构建央行单位的 VAR 模型

针对央行单位建立如下的 VAR 模型:

$$z_{0,t} = \alpha_{00} + \phi_{01}z_{0,t-1} + \mu_{0,t} \quad (3)$$

其中, $z_{0,t} = (x'_{0,t}, x'^*_{0,t})'$, $x^*_{0,t} = (y^*_{0,t}, p^*_{0,t})'$, $x^*_{0,t}$ 中的两个变量反映了欧元区整体经济状况。

基于各成员国的 $VARX^*$ 模型, 依据变量的统计检验确定局内变量 $x_{i,t}$ 、全局变量 $x_{0,t}$ 、局内变量 $x_{i,t}$ 与局外变量 $x^*_{i,t}$ 的协整关系, 建立向量误差修正 ($VECMX^*$) 模型, 最终借用连接成员国间影响关系的权重矩阵 (W_i) 共同建立如下 MCSGVAR 系统:

$$GX_t = \alpha_0 + HX_{t-1} + I_0X_{0,t} + I_1X_{0,t-1} + \varepsilon_t$$

$$\alpha_0 = \begin{pmatrix} \alpha_{10} \\ \alpha_{20} \\ \vdots \\ \alpha_{i0} \end{pmatrix}, \varepsilon_t = \begin{pmatrix} \varepsilon_{0t} \\ \varepsilon_{1t} \\ \vdots \\ \varepsilon_{it} \end{pmatrix}, G = \begin{pmatrix} A_0W_0 \\ A_1W_1 \\ \vdots \\ A_iW_i \end{pmatrix}, H = \begin{pmatrix} B_0W_0 \\ B_1W_1 \\ \vdots \\ B_iW_i \end{pmatrix}, I_0 = \begin{pmatrix} I_{10} \\ I_{20} \\ \vdots \\ I_{i0} \end{pmatrix}, I_1 = \begin{pmatrix} I_{11} \\ I_{21} \\ \vdots \\ I_{i1} \end{pmatrix} \quad (4)$$

$A_i = (L_{ki}, -\Lambda_{i0})$, $B_i = (\phi_{i1}, \Lambda_{i1})$ 。因样本容量较少, 研究系统模型可能受限制, 为此我们对局外变量及全局变量进行弱外生性处理, 对模型参数做出一致性估计。

(二) 变量选取与数据说明

基于成员国加入欧元区时间的非一致性, 选取金融危机爆发前加入欧元区的比利时、德国、爱尔兰、希腊、西班牙、法国、意大利、卢森堡、荷兰、奥地利、葡萄牙、斯洛文尼亚和芬兰等 13 个成员国的季度数据为样本, 样本区间设定为 2007Q1~2017Q4, 每组序列包含 44 个观测值。

在局内变量的选择上, 用各成员国实际 GDP 作为衡量各区域实际产出水平 $y_{i,t}$ 的标准, 用调和消费者物价指数 (HICP) 来衡量各区域的物价水平 $p_{i,t}$ 。

在全局货币政策变量的选择上, 国内外学者普遍选取短期存款利率、货币供应量作为货币政策代理变量; 而随着金融危机的到来, 常规货币政策在超低利率下 (0~0.25%) 无参考意义, 非常规货币政策对中长期债券产生强势影响。本文选用 AAA 级 10 年期国债收益率 (lr_t)、广义货币供应量 ($M2$) 作为货币政策代理变量。

数据主要来源于欧盟统计局、欧洲央行、世界银行 WDI 数据库和 OECD Statistics。对数据的初步处理首先考虑到季节因素, 采用 Gensus X12 方法对相关序列季调; 其次针对序列可能存在的异方差性, 对季调后的变量取对数来剔除异方差影响。

(三) 成员国间权重的设定

在局外变量构建过程中, $x^*_{i,t}$ 需要一个连接矩阵将各成员国的 $VARX^*$ 模型有效地组合, 以反映成员国经济的相互影响程度。梳理相关文献, 发现对连接 (权重) 矩阵的表示, 有学者选两区域间的距离或选两区域间的贸易流量。借鉴张红和李洋等 (2014) 的研究方法, 选择 2007~2017 年成员国间贸易流量均值, ^① 将其作权重处理, 即 w_{ij} = 成员国 j 对成员国 i 的贸易流量 / 成员国 i 对所有国家的贸易流量。表

① 成员国间贸易流量数据来源: <https://comtrade.un.org/data>。

1 构建了欧元区 13 个国家的贸易权重矩阵。

表 1 成员国间的贸易权重矩阵

国家	比利时	德国	爱尔兰	希腊	西班牙	法国	意大利	卢森堡	荷兰	奥地利	葡萄牙	斯洛文尼亚	芬兰
比利时	—	0.11	0.26	0.07	0.06	0.16	0.08	0.28	0.22	0.03	0.04	0.03	0.08
德国	0.28	—	0.22	0.27	0.25	0.35	0.33	0.36	0.43	0.65	0.19	0.35	0.41
爱尔兰	0.04	0.02	—	0.02	0.02	0.02	0.01	0.01	0.02	0.01	0.01	0.00	0.02
希腊	0.01	0.01	0.01	—	0.01	0.01	0.02	0.00	0.01	0.01	0.00	0.01	0.01
西班牙	0.04	0.08	0.08	0.08	—	0.15	0.12	0.02	0.05	0.03	0.44	0.04	0.06
法国	0.22	0.22	0.20	0.11	0.28	—	0.23	0.19	0.14	0.07	0.14	0.10	0.11
意大利	0.07	0.15	0.07	0.26	0.15	0.16	—	0.04	0.07	0.13	0.07	0.26	0.09
卢森堡	0.02	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.00	—	0.01	0.00	0.01	0.00	0.01
荷兰	0.27	0.20	0.12	0.11	0.08	0.09	0.00	0.06	—	0.04	0.07	0.04	0.17
奥地利	0.01	0.13	0.01	0.03	0.02	0.02	0.09	0.01	0.02	—	0.01	0.15	0.03
葡萄牙	0.01	0.02	0.01	0.01	0.12	0.02	0.05	0.01	0.01	0.01	—	0.01	0.01
斯洛文尼亚	0.01	0.01	0.00	0.01	0.00	0.01	0.02	0.00	0.00	0.03	0.00	—	0.00
芬兰	0.01	0.02	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.00	0.02	0.01	0.01	0.01	—

(四) 模型的估计结果

在对 MCSGVAR 模型进行估计前, 为确定相关变量的形式, 需对模型进行一些必要检验。我们先对各成员国 VARX^{*} 模型中所涉及的变量进行单位根检验, 结果表明实际 GDP、HICP 及货币政策代理变量均一阶差分后为平稳序列, 即 I(1) 序列; 其次, 使用迹检验法进一步对相关变量进行 Johansen 协整检验, 结果表明, 8 个成员国的协整秩为 2, 其他为 3~4 个协整关系。为此根据 GVAR 模型的设定, 对存在协整关系中的局外变量及全局变量进行弱外生性检验 (表 2)。结果显示, 在 5% 的置信度上不显著, 协整模型中局外变量与全局变量几乎都不能拒绝原假设, 即符合弱外生性条件, 表明这些变量对模型中某种变量产生长期效应。

表 2 协整模型局外变量与全局变量的弱外生性检验

国家	F test	Crit_5%	y^*	u^*	d^*	p^*	m	lr
比利时	F(2,28)	3.34	3.06	2.40	2.13	6.04**	0.48	1.05
德国	F(4,19)	2.90	2.06	1.18	1.78	1.17	0.70	0.30
爱尔兰	F(2,22)	3.44	0.21	0.65	1.03	3.04	0.85	0.81
希腊	F(3,27)	2.96	2.80	4.07**	1.06	1.78	1.68	0.65
西班牙	F(2,19)	3.52	0.80	0.61	0.78	1.50	0.63	0.14
法国	F(2,28)	3.34	1.86	7.82**	0.56	0.05	1.12	0.07
意大利	F(2,17)	3.59	2.90	0.15	0.62	2.18	0.78	0.39
卢森堡	F(2,23)	3.42	7.51**	3.39	2.96	3.23	0.24	0.20
荷兰	F(3,24)	3.01	2.98	2.59	2.88	0.18	0.62	0.10
奥地利	F(2,28)	3.34	0.43	1.84	0.35	1.17	0.98	0.21
葡萄牙	F(4,26)	2.74	0.54	2.16	1.17	0.90	2.33	0.70
斯洛文尼亚	F(2,28)	3.34	2.47	0.49	0.46	0.56	0.44	0.23
芬兰	F(3,18)	3.15	2.40	0.65	1.28	2.13	1.80	0.33

注: **表示在 5% 的置信水平上显著, 即变量不满足弱外生性条件。

在完成对模型估计与相关检验基础上, 其局内变量特征值均落在单位圆内, 这

说明 MCSGVAR 模型是稳定的。下面对模型进行动态分析,分两步:考察货币政策冲击对各成员国经济活动的影响,主要包含各成员国实际 GDP 和 HICP 对货币政策冲击响应的差异性;2012 年 10 月欧洲稳定机制(ESM)生效,我们把时间轴划分为两个阶段:2007Q1~2012Q4、2012Q4~2017Q4,观察欧盟财政约束对单一货币政策区域异质性是否有弱化作用。

四、动态关系分析

(一) 长期利率冲击对各成员国经济活动的影响

1. 实际 GDP 增长率对长期利率冲击的响应

图 1(a)列举了欧元区 5 个成员国实际 GDP 增长率对长期利率的脉冲响应。从水平方向来看,在长期利率一个单位结构信息的冲击下,各成员国 GDP 增长率在反应走势上是相似的,从第 3 期开始大体走向为“先升后降,然后趋于 0”。但是,长期利率冲击对各国经济增长存在一定时滞性,欧元区 13 个国家的最大响应时期存在差异:比利时、西班牙、葡萄牙的最大响应在第 1 期;德国、法国的最大响应在第 2 期;其他国家的最大响应都在 1~5 期不等。从纵向上看,响应程度也有明显差异:法国受到的冲击较小,反应不强烈,在前 2 期给出正响应,第 3 期转为负响应;德国、奥地利、芬兰对长期利率冲击的响应偏大,德国在第 1 期给出了负响应后,转为正响应,从第 9 期开始有一个振荡,转为负响应,最终趋于稳定。

根据累积脉冲显示,各成员国的累积脉冲响应系数均位于置信区间^①内,这意味着累积脉冲响应系数估计是有效的。表 3 描述了欧元区 13 个国家的经济变量对非常规货币政策冲击的累积响应,可以看出各成员国之间的最大累积响应时期不一致,如比利时、爱尔兰、法国最大累积响应时期在第 2 期,意大利的最大累积响应时期在第 8 期,远远晚于其他国家。此外,各国的最大累积响应值也存在差异,相对较高的爱尔兰(-10.6)、葡萄牙(-6.0)、斯洛文尼亚(-8.0)与较低的比利时(0.7)、法国(0.7)、德国(1.7)相差明显,最大累积响应值高的国家对应的稳定值也较高。间接反映了德国、法国和比利时等核心国家经济实力强,从长期来看,这些国家自身可以较好地消除利率冲击的影响,而在欧元区经济体中经济实力较弱的国家,国内生产总值的变动对利率冲击比较敏感,累积脉冲恢复稳定的时间较长。

2. 物价水平的变动对来自长期利率冲击的响应

长期利率冲击对各成员国物价水平也产生了一定程度的非对称性。从图 1(b)可看出,法国物价水平受到的最大冲击响应在第 4 期,奥地利、葡萄牙、芬兰和德国在第 1 期达到最大响应,整体走势上大体呈现“先降后升,然后趋于 0”。从响应

^① 置信区间:95%的渐近置信区间,对水平脉冲响应函数收敛于0;对累积脉冲响应函数,相应的区间收敛于一个固定距离。

程度来看，长期利率呈现正向变化，芬兰、奥地利和德国物价变动的最大响应为正值，均在 0.03% 之上；而葡萄牙、法国物价变动的最大响应为负响应，在 0.04% 左右。在第 6 期各成员国开始出现小幅震荡，第 11 期往后趋于稳定。

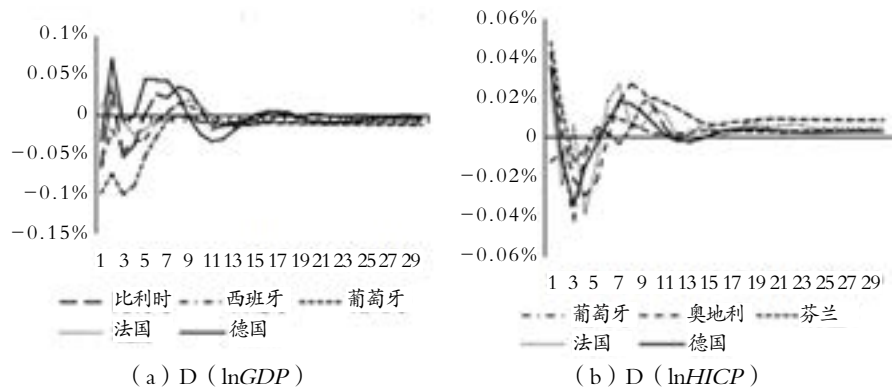


图 1 成员国经济变量对长期利率冲击的响应

累积响应方面（表 3），各成员国最大累积响应时期不一致，基本集中在前 5 期，爱尔兰的累积最大响应在第 8 期，各国物价变化对利率冲击的反应程度不一致，比利时、爱尔兰、卢森堡、荷兰和芬兰累积峰值为正响应，而西班牙、希腊、意大利和葡萄牙的峰值为负响应。累积稳定值上，西班牙、希腊的稳定值为负值，尤其希腊在欧债危机中受到很大冲击，经济出现明显衰退，导致长期利率的传导效果出现偏差，且消除冲击影响的时间偏长，而大部分成员国到了累积稳定时期均转为正响应，说明非常规货币政策在长期内对物价水平具有正面作用。

表 3 欧元区 13 国经济变量对非常规货币政策冲击的累积响应（%。）

	经济增长（GDP）			物价水平（HICP）		
	最大响应期	响应峰值	响应稳定值	最大响应期	响应峰值	响应稳定值
比利时	2	0.7	0.1	3	0.51	0.2
德国	5	1.7	-0.2	3	-0.61	0.2
爱尔兰	2	-10.6	-7	8	1.03	0.9
希腊	3	-3.4	-2.6	3	-2.16	-0.6
西班牙	4	-2.6	-1.8	3	-2	-0.4
法国	2	0.7	-0.4	4	1.1	0.8
意大利	8	-1.8	-1.2	5	-1.3	0.7
卢森堡	4	4.2	2.4	3	1	0.6
荷兰	3	-2	-1.2	2	0.6	0.3
奥地利	3	-2.36	-1.7	3	-0.9	0.5
葡萄牙	3	-6	-4.6	3	-0.6	0.2
斯洛文尼亚	4	-8	-6.4	4	-1.3	0.3
芬兰	3	-2.16	-1.81	2	2.6	2

（二）货币供应量冲击对各成员国经济活动的影响

从脉冲响应峰值来看，欧元区 13 个成员国经济增长对货币供应量冲击的敏感度

远远低于长期利率，其峰值在 0~2 之间。各成员国经济增长对 M2 冲击的反应存在差异性。图 2（a）显示，德国、比利时、法国在初期出现负响应，第 2 期达到最大响应，说明此时货币供应量的增加致使国内实际收入降低，随后负响应有所减缓；芬兰、奥地利在初期出现正响应，第 1 期达到峰值，第 2 期开始转为较小的负响应。各个国家从第 4 期开始均转为较为稳定的正响应。整体而言，核心国家经济增长对 M2 冲击的脉冲响应表现出的正向影响较微弱且是短时段的，之后很快收敛于 0。

各成员国物价水平对 M2 冲击的反应同样存在异质性。例如，在货币供应量一个单位结构信息的冲击下，荷兰、葡萄牙物价水平增长率的最大正向响应超过 0.3‰，而德国、芬兰、法国物价水平增长率的最大正向响应约 0.1‰，仅为前者的 1/3。

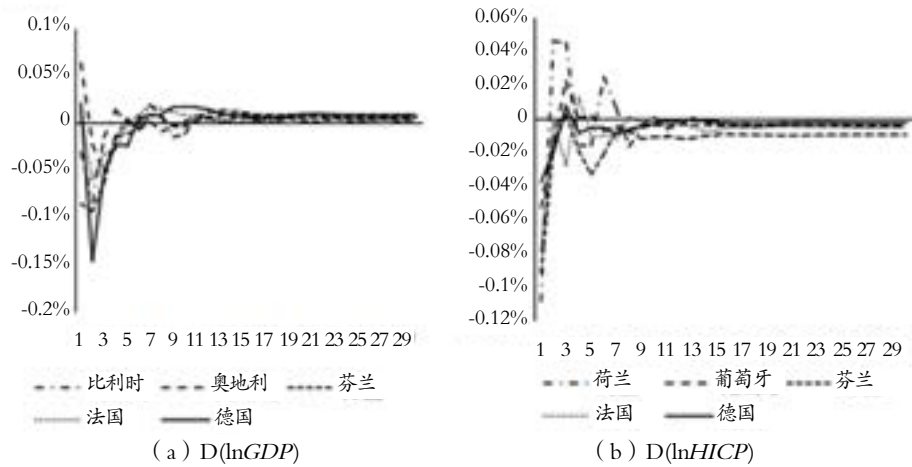


图 2 成员国经济变量对货币供应量冲击的响应

（三）ESM 下区域非对称效应检验

ESM 在协助成员国走出主权债务危机的同时，无疑也会对欧元区货币政策传导效果产生影响。为此，我们选用各成员国实际 GDP 对非常规货币政策冲击的最大响应值，以 2012 年 10 月欧盟稳定机制（ESM）实施为时间界点，比较 2007Q1~2012Q3、2012Q4~2017Q4 前后两个时间段的 $RMAX$ 方差值和变异系数。首先，计算两个时间段各国 GDP 对长期利率（ $\ln lr$ ）和货币供应量（ $M2$ ）的最大响应值（ $RMAX$ ），根据各成员国的最大响应方差和变异系数，比较货币政策的区域非对称效应在 ESM 作用下是否减弱。其次，采取 α 检验法对欧元区货币政策区域效应进行趋同性分析，选用 GDP 对长期利率的响应值代表各成员国对货币政策的反应，判断随着时间推移欧元区货币政策区域非对称性是否逐步减小。具体公式如下：

$$D = \alpha_1 + \alpha_2 t + \mu \tag{5}$$

其中， D 为各成员国之间脉冲响应值的变异系数， α_1 、 α_2 为待估参数， μ 为随机干扰项。若 α_2 为负值且显著，则表明成员国之间的货币政策区域差异性随时间推移有缩小趋势，即 α 趋同。

2012Q1~2017Q3 各成员国 GDP 对单一货币政策冲击的最大响应值 ($RMAX$) 的方差小于 2007~2012 年的方差值 (表 4)。在长期利率的冲击下, 第一阶段的方差是 3.308, 大于第二阶段的 1.106, 变异系数从 0.769 降至 0.678; 在货币供应量的冲击下, 方差从 0.244 降至 0.082, 变异系数从 0.433 缩小至 0.424, 该系数变化不显著; 但总体比较而言, 第二阶段的非对称效应较第一阶段有所下降, 欧盟财政约束对单一货币政策区域异质性具有弱化作用。根据趋同性检验结果 (表 5), 在 ESM 实施前, 时间跨度系数为正值, 说明在 2012 年以前货币政策的区域差异效应没有随着时间的变动而降低, 之后对应的时间跨度系数为负值, 表明各成员国对长期利率冲击反应的非对称性有减弱趋势。此外, 根据方差比较也可看出各成员国对长期利率冲击的敏感度大于对货币供应量冲击的敏感度, 非常规货币政策的利率机制作用较强, 即各成员国的经济增长与物价变化受长期利率的影响更明显。

表 4 2007~2012 年、2013~2017 年各成员国季度 GDP 对货币政策的最大响应值

	$RMAX$ (%)			
	2007Q1~2012Q4		2013Q1~2017Q4	
	$\ln(lr)$	$\ln(M2)$	$\ln(lr)$	$\ln(M2)$
比利时	1.512	0.476	0.677	0.594
德国	1.024	1.228	1.084	1.029
爱尔兰	4.747	0.784	2.799	0.814
希腊	1.562	0.542	1.793	0.471
西班牙	7.367	1.728	4.628	0.336
法国	1.272	0.674	0.664	0.468
意大利	1.450	1.582	0.822	0.512
卢森堡	1.675	1.659	1.397	1.112
荷兰	1.996	0.740	1.379	0.117
奥地利	0.683	0.807	0.556	0.842
葡萄牙	2.046	1.906	1.486	0.856
斯洛文尼亚	2.849	1.463	1.976	0.742
芬兰	2.53	1.238	1.914	0.868
$var1$	3.308	0.244	1.106	0.082
变异系数	0.769	0.433	0.678	0.424

表 5 趋同性检验结果

因变量	2007Q1~2012Q4		2013Q1~2017Q4	
	系数	标准误	系数	标准误
α_1	0.018***	0.024	0.023**	0.021
α_2	0.002	0.004	-0.005	0.023
R^2	0.128		0.306	

注: **、*** 分别代表 5%、10% 的显著性水平。

五、结语

本文探讨欧洲央行统一的货币政策对 13 个成员国经济活动的异质效应以及在欧盟财政约束下, 各区域非对称效应是否降低。研究结果包括: (1) 各成员国实际

GDP 增长率对货币政策冲击的响应趋势大体一致,但响应强度上区别较大,希腊、西班牙、爱尔兰等国受到的冲击响应峰值较大,而德国、比利时、法国等经济实力的核心国家受冲击影响程度相对偏低;从长期来看,各国的累积脉冲响应都向稳定趋势发展,但稳定时期及稳定值存在明显差异。(2)长期利率冲击对各国经济活动影响不一致,存在执行效果的时滞性。德国、芬兰、法国的经济增长和物价变化对长期利率冲击的响应速度最快,响应方向大致表现为:在极短时间内有一个波动,之后趋于稳定,累积稳定值较低,说明这些国家消化冲击影响的能力较强;而爱尔兰和葡萄牙累积稳定值较高,受长期利率冲击更敏感,产生负向影响的持续期较长,消化利率冲击影响的能力较差。(3)各成员国对长期利率冲击的敏感度大于对货币供应量冲击的敏感度,货币供应量冲击对各成员国价格和产出效应不显著。(4)在欧盟稳定机制的启动下,根据 $RMAX$ 值的方差比较以及 α 趋同性检验发现,欧洲央行货币政策区域非对称效应减弱,后危机时代在统一的货币政策下推进财政联盟具有理论意义。

欧洲央行货币政策在欧元区各成员国中产生的非对称效应间接反映了成员国间劳动力要素、金融市场结构、产业结构等发展不平衡的问题。欧元区面临着各成员国经济发展差距大及财政政策不协调的现实,而欧洲央行制定和实施货币政策是以整个欧元区价格稳定为最终目标,无法依据成员国制定差异化货币政策,成员国之间势必会因自身经济状况和财政政策差异而产生非对称效应。本文认为,后危机时代在各成员国自身优化产业结构的基础上,欧盟推出财政联盟并加强财政约束的执行力度对缓解欧元区单一货币政策区域非对称性有积极作用,有助于推动欧洲央行货币政策有效传导,实现货币政策目标。

参考文献:

- [1] Ageliki, A., Stephanos, P. Regional Asymmetries in Monetary Policy Transmission: The Case of the Greek Regions[J]. Environment and Planning C: Government and Policy, 2015.
- [2] Arvind, K., Annette V-J. The Effects of Quantitative Easing on Interest Rates: Channels and Implications for Policy, Brookings Papers on Economic Activity, Fall 2011.
- [3] Georgiadis, Georgios. Examining Asymmetries in the Transmission of Monetary Policy in the Euro Area: Evidence from a Mixed Cross—Section Global VAR Model[J]. European Economic Review, 2015, (75).
- [4] Mundell, R. A. A Theory of Optimum Currency Areas[J]. The American Economic Review, 1961.
- [5] Peersman, G., Smets, F. The Monetary Transmission Mechanism in the Euro Area: More Evidence from VAR Analysis[Z]. Mimeo, 2001.
- [6] Rafiq, M., Mallick, S. The Effect of Monetary Policy on Output in EMU3: A Sign Restriction Approach[J]. Macroecon. 2008, 30(4).
- [7] Scott, I. The Regional Impact of Monetary Policy [J]. Quarterly Journal of Economics, 1955, (69).
- [8] Woodford, M. Financial Intermediation and Macroeconomic Analysis[J]. The Journal of Economic Perspectives, 2010.
- [9] 陈安平. 我国财政货币政策的区域差异效应研究 [J]. 数量经济技术经济研究, 2007, (6).
- [10] 张红, 李洋. 房地产市场对货币政策传导效应的区域差异研究——基于 GVAR 模型的实证分析 [J]. 金融

研究, 2013,(2).

- [11] 张红, 李洋, 张洋. 中国经济增长对国际能源消费和碳排放的动态影响——基于 33 个国家的 GVAR 模型的实证研究 [J]. 清华大学学报, 2014,(1).

Research on Regional Asymmetric Effect of European Central Bank's Monetary Policy under Financial Crisis: Based on the MCSGVAR Model

LI Jia CHEN Donglan

Abstract: Based on the monetary policy transmission channel under the financial crisis, this paper constructs a mixed cross-section global vector autoregressive model by using the quarterly data of 13 member countries of the Eurozone from 2007 to 2017, and examines the regional asymmetric effects of the monetary policy implemented by the European Central Bank on the economic recovery of member states of the euro zone. The results show that: the response trend characteristics of macroeconomic indicators of member countries to monetary policy shocks are similar, but there is obvious heterogeneity in the degree of impact and response period; from the perspective of cumulative response stability value, for financial countries with developed markets such as Germany and Finland have low stability values. They can digest the impact of monetary policy shocks. For relatively backward Greece, Ireland, etc., the result is the opposite; the sensitivity of member states to long-term interest rate shocks is greater than the impact on money supply; under the influence of the European Stability Mechanism (ESM), the asymmetric effect of monetary policy regions has decreased. This study helps to understand the heterogeneity of ECB's unconventional monetary policy transmission among member states and the positive role of fiscal unions in weakening the asymmetric effects of monetary policy.

Keywords: unconventional monetary policy; transmission channel; regional effect; MCSGVAR model; European Stability Mechanism

(责任编辑: 张建华)