

欧元区成员国的财政溢出效应分析*

杨继梅 周茂荣

内容提要:在货币政策统一而财政政策分散的欧元区内,成员国面对非对称冲击时往往会通过增加政府支出等措施来刺激经济。这种扩张性的财政政策是否起到了刺激本国经济的作用?对欧元区内其他成员国有无影响?为回答上述问题,本文使用贸易关联矩阵构建了一个包含 11 个成员国的欧元区 GVAR 模型,并基于这些国家 1990 年一季度至 2012 年四季度的数据对成员国的财政溢出效应进行检验。通过分析各国主要宏观经济变量对单个成员国以及欧元区整体政府支出冲击的脉冲响应结果,发现部分成员国的扩张性财政政策在增加本国产出的同时对其他国家产生了负面影响;若多个成员国同时增加政府支出,将导致各国 GDP 普遍下降。因此,有必要对成员国的财政政策进行有效的协调。

关键词:欧元区 政府支出 溢出效应 GVAR 模型

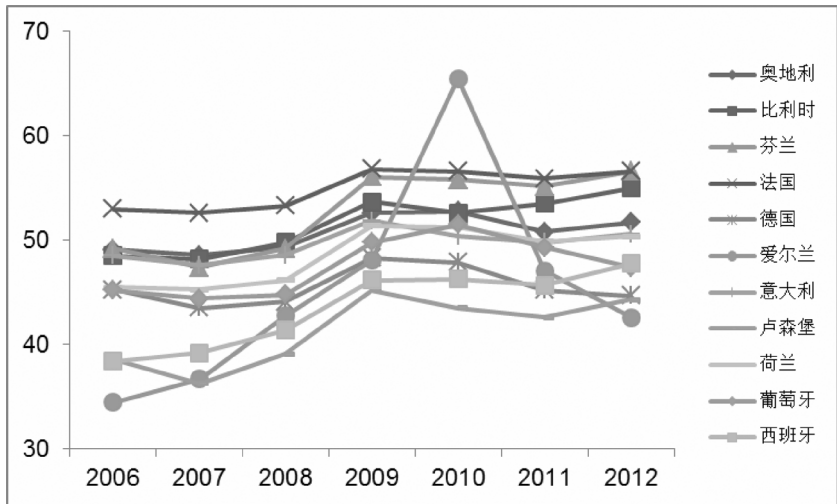
一 引言

欧元区成立以后,成员国的货币政策交由欧洲中央银行统一制定和执行,财政政策便成为成员国调整本国宏观经济运行的主要手段。在面对非对称冲击时,成员国为实现本国经济目标往往会采取各自为政的财政政策。2008 年 9 月“雷曼兄弟”公司破产,美国次贷危机演变为一场“百年一遇”的国际金融大危机,欧元区各国面临空前严重的系统性冲击。各国政府为避免陷入经济衰退,纷纷实行了扩张性的财政政策,导致政府支出占 GDP 比率明显上升(如图 1 所示)。其中,爱尔兰的上升幅度最大,其政

* 本文为中国博士后科学基金项目(项目编号:105-181093)的阶段性研究成果。作者特别感谢武汉大学经济与管理学院齐绍洲教授对本文提出的宝贵建议。

府支出占 GDP 比率一度高达 66.1%。

图 1 2006-2012 年欧元区成员国的政府支出占 GDP 的比率 (%)



数据来源: European Commission, Eurostat Statistics, 2013。

理论上来说,在封闭经济条件下,财政政策的成本与收益可以实现内部化,但在开放经济条件下,财政政策具有外部溢出效应,而且这种效应还会随着各经济体之间相互依赖程度的加深而逐渐增强。因此,在经济一体化高度发达的欧元区内,成员国财政政策的溢出效应应该更加明显。那么,欧元区成员国所采取的扩张性财政政策到底有没有达到刺激本国经济的目的?与此同时,对货币区内其他成员国有没有产生影响?如果有的话,影响的方向和大小又是如何呢?

早在欧洲经济与货币联盟(EMU)成立之前,就有学者对这一问题进行了探讨。马森和泰勒(Masson & Taylor)根据两国蒙代尔-弗莱明模型(Mundell-Flemming Model)推知,在资本完全流动的浮动汇率机制下,一国的政府支出增加将对外国的产出产生正效应,而在固定汇率机制下则产生负效应,并以实行欧洲汇率机制的国家为例进行了考察,发现德国政府支出增加倾向于增加本国产出而降低其他国家的产出。^①艾肯格林(Eichengreen)认为,EMU成员国的扩张性财政政策所带来的收入效应和利率

^① P. Masson and Mark P. Taylor, "Fiscal Policy within Common Currency Areas", *Journal of Common Market Studies*, Vol. 31, No. 1, 1993, pp. 29-44.

效应方向相反、相互抵消,最终产生的跨界溢出效应将十分微小。^①比茨马和博芬贝格(Beetsma & Bovenberg)^②、比茨马和乌利希(Beetsma & Uhlig)^③进一步指出,如果在成员国层面上有足够的空间让市场机制和财政“自动稳定器”发挥作用的话,财政政策的跨区溢出效应可能相当有限,从而导致财政政策协调的多余。

欧元区成立以后,特别是随着成员国政府赤字和债务问题的日益凸显,扩张性财政政策的溢出效应问题引起了更多的关注。早期关于欧元区成员国财政溢出效应的研究主要采用理论推导和统计数据分析,近年来一些学者转用向量自回归模型(VAR)等计量分析方法进行实证检验。马塞利诺(Marcellino)的研究发现,来自德国的财政冲击对其他国家的影响非常小。^④比茨马等人指出,德国、法国、意大利和西班牙的财政政策通过贸易渠道产生的溢出效应大小各不相同。^⑤范·厄尔(Van Aarle)认为,来自单个成员国的财政扩张冲击对联盟内其他国家产生了正的产出和通胀效应。^⑥比茨马和吉乌利奥多利(Beetsma & Giuliodori)认为,德国、法国和意大利的政府支出增加显著扩大了其从欧洲其他国家的进口。^⑦还有一些学者使用DSGE模型研究货币联盟内的财政溢出效应。库珀(Cooper)等人指出,成员国不可能完全摆脱财政溢出效应。^⑧科塞蒂(Corsetti)等人研究发现,一国的财政刺激政策能够产生正的溢出效应。^⑨而奎克和维兰德(Cwik & Wieland)没有发现成员国政府支出增加具有正溢出效应的证据。^⑩

目前的实证研究主要聚焦在德国等几个大国身上,而且是将欧元区国家割裂开来

① B. Eichengreen, “EMU: An Outsider’s Perspective”, *Irish Banking Review*, Vol. 14, No. 4, 1996, pp. 2–13.

② R. Beetsma and A.L. Bovenberg, “Monetary Union without Fiscal Coordination May Discipline Policymakers”, *Journal of International Economics*, Vol. 45, No. 2, 1998, pp. 239–258.

③ R. Beetsma and H. Uhlig, “An Analysis of the Stability and Growth Pact”, *The Economic Journal*, Vol. 109, No. 458, 1999, pp. 546–571.

④ M. Marcellino, “Some Stylized Facts on Non-systematic Fiscal Policy in the Euro Area”, *Journal of Macroeconomics*, Vol. 28, No. 3, 2002, pp. 461–479.

⑤ R. Beetsma, M. Giuliodori and F. Klaassen, “Trade Spillover of Fiscal Policy in the European Union: A Panel Analysis”, *Economic Policy*, Vol. 21, No. 48, 2006, pp. 639–687.

⑥ B. van Aarle, “Budgetary Spillovers and Short-term Interest Rates”, in B. van Aarle and K. Weyerstrass, *Economic Spillovers, Structural Reforms and Policy Coordination in the Euro Area*, Physica-Verlag Heidelberg Press, 2007, pp. 107–128.

⑦ R. Beetsma and M. Giuliodori, “The Effects of Government Purchases Shocks: Review and Estimates for the EU”, *The Economic Journal*, Vol. 121, No. 550, 2011, pp. 4–32.

⑧ R. Cooper, H. Kempf and D. Peled, “Insulation Impossible: Fiscal Spillovers in a Monetary Union”, *NBER Working Paper*, No. 15176, 2009.

⑨ G. Corsetti, A. Meier and G. Müller, “Cross-Border Spillovers from Fiscal Stimulus”, *International Journal of Central Banking*, Vol. 6, No. 1, 2010, pp. 5–37.

⑩ T. Cwik and V. Wieland, “Keynesian Government Spending Multipliers and Spillovers in the Euro Area”, *Economic Policy*, Vol. 26, No. 67, 2011, pp. 493–549.

逐个分析。为了系统、全面地分析欧元区成员国的财政溢出效应,本文将参考佩萨瑞(Pesaran)等人提出的全局向量自回归模型(Global Vector AutoRegressive Model,简称GVAR模型),^①通过贸易矩阵将11个成员国联系在一起,建立一个欧元区GVAR模型,对各国的财政溢出效应进行实证检验。本文其余部分安排如下:第二部分简要介绍计量模型的设定与检验;第三部分通过分析广义脉冲响应结果来考察欧元区财政溢出效应的方向和大小;第四部分是本文的主要结论与启示。

二 计量模型设定与检验

在全球宏观经济计量建模过程中比较常见的一个问题就是“维数灾难”(the curse of dimensionality),^②即相对于可获得样本的时间维度来说,模型中所涵盖的国家数目相对较多,使得非限制性全局向量自回归模型的估计非常困难(即使每个经济体只包含两三个宏观经济变量)。本文所采用的GVAR模型通过两步法很好地解决了这一问题,它首先估计维度较小的一国VAR模型,然后将估计出来的所有国家模型的系数输入到同一个系统中对全局向量自回归模型求解。该模型最早由佩萨瑞(Pesaran)、舒曼(Schuermann)和韦纳(Weiner)提出,简称PSW模型。之后经过蒂斯(Dees)、迪·毛罗(di Mauro)、佩萨瑞(Pesaran)和史密斯(Smith)改进,简称DdPS模型,^③并被广泛应用于研究多个国家以及产业之间的经济互动关系。^④

(一)GVAR模型的设定

本文建立的GVAR模型涵盖了欧元区的11个国家,分别是奥地利、比利时、芬兰、法国、德国、爱尔兰、意大利、卢森堡、荷兰、葡萄牙和西班牙。选择这11个国家的原因是它们作为1999年第一批加入欧元区的国家,经济趋同程度相对较高,更能反映出货币联盟成员国之间财政溢出效应的特征。在每个国家的VAR模型中包括国内变量和

^① M.H.Pesaran, T. Schuermann and S.M. Weiner, "Modeling Regional Interdependencies Using a Global Error-Correcting Macroeconometric Model", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 22, No.4, 2004, pp. 129-162.

^② “维数灾难”最早由贝尔曼(Richard Bellman)提出,详见R.E.Bellman, *Adaptive Control Processes: A Guided Tour*, Princeton: Princeton University Press, 1961, p.145。

^③ S.Dees, F. di Mauro, M.H. Pesaran and L.V. Smith, "Exploring the International Linkages of the Euro Area: A Global VAR Analysis", *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 22, No.1, 2007, pp. 1-38.

^④ 这方面的研究参见耿鹏、赵昕东:“基于GVAR模型的产业内生联系与外生冲击分析”,《数量经济技术经济研究》2009年第12期,第32-45页;潘敏、罗霄和缪海斌:“银行信贷的行业产出与溢出效应”,《投资研究》2011年第8期,第12-22页;P.Hiebert and I. Vansteenkiste, "International Trade, Technological Shocks and Spillovers in the Labour Market: A GVAR Analysis of the US Manufacturing Sector", *Applied Economics*, Vol. 42, No. 24, 2010, pp. 3045-3066; S.Hebous, "The Effects of Discretionary Fiscal Policy on Macroeconomic Aggregates: A Reappraisal", *Journal of Economic Surveys*, Vol. 25, No. 4, 2011, pp. 674-707.

外国变量,由于本文所使用的样本数据长度有限,所以假定国内变量和外国变量的滞后期数均为 1,那么单个国家的 VAR(1,1)模型可表示为:

$$Y_{it} = a_{i0} + a_{i1}t + \Phi_{i1}Y_{i,t-1} + \Lambda_{i0}Y_{it}^* + \Lambda_{i1}Y_{i,t-1}^* + u_{it} \quad (1)$$

其中, $i=0,1,\dots,N$, t 是时间趋势项, $t=1,2,\dots,T$, Y_{it} 是 $k_i \times 1$ 阶国内变量, Y_{it}^* 是 $k_i \times 1$ 阶外国变量(即与 Y_{it} 相对应的除第 i 个国家外其他国家的加权平均变量,满足弱外生性条件), Φ_{i1} 、 Λ_{i0} 和 Λ_{i1} 分别是国内变量与外国变量的 $k_i \times k_i$ 阶系数矩阵, u_{it} 是 $k_i \times 1$ 阶残差向量,符合序列不相关、独立同分布假设,即 $u_{it} \sim IID(0, \Sigma_{ii})$ 。

方程(1)可变形为:

$$A_i z_{it} = a_{i0} + a_{i1}t + B_{i1} z_{i,t-1} + u_{it} \quad (2)$$

其中, $z_{it} = (Y_{it}, Y_{it}^*)'$, $A_i = (I_{k_i}, -\Lambda_{i0})$, $B_{i1} = (\Phi_{i1}, \Lambda_{i1})$ 。

然后,把所有国家的变量集中在一起形成 $k \times 1$ 阶($k = \sum_{i=0}^N k_i$)全局向量 Y_t ,^①, $Y_t = (Y_{0t}', Y_{1t}', Y_{2t}', \dots, Y_{Nt}')'$, 由此进一步推出:

$$z_{it} = W_i Y_t, \quad \forall i = 0, 1, \dots, N \quad (3)$$

其中, W_i 是由各国之间的贸易关联权重计算得来的 $(k_i + k_i^*) \times k$ 阶矩阵。

将方程(3)代入方程(2)可得:

$$A_i W_i Y_t = a_{i0} + a_{i1}t + B_{i1} W_i Y_{t-1} + u_{it} \quad (4)$$

最后,我们通过方程(4)把 11 个国家的 VAR(1, 1) 模型汇总到一起,系统中所有的变量均被视为内生变量,从而推导出全局向量自回归模型的一阶滞后形式,即 GVAR(1) 模型,其表达式为:

$$GY_t = a_0 + a_1 t + H_1 Y_{t-1} + u_t \quad (5)$$

其中,

$$G = \begin{pmatrix} A_0 W_0 \\ A_1 W_1 \\ \vdots \\ A_N W_N \end{pmatrix}, \quad H_1 = \begin{pmatrix} B_{01} W_0 \\ B_{11} W_1 \\ \vdots \\ B_{N1} W_N \end{pmatrix}, \quad a_0 = \begin{pmatrix} a_{00} \\ a_{10} \\ \vdots \\ a_{N0} \end{pmatrix}, \quad a_1 = \begin{pmatrix} a_{01} \\ a_{11} \\ \vdots \\ a_{N1} \end{pmatrix}, \quad u_t = \begin{pmatrix} u_{0t} \\ u_{1t} \\ \vdots \\ u_{Nt} \end{pmatrix}$$

这里的 G 是 $k \times k$ 阶矩阵,若 G 为非奇异矩阵(比如满秩),那么 G^{-1} 一定存在。将方程(5)两边均左乘 G^{-1} , 可得出 GVAR(1) 的简化形式:

$$Y_t = b_0 + b_{1t} + F_1 Y_{t-1} + v_t \quad (6)$$

① 注意此处 Y_t 与 Y_{it} 的区别,前者已经去掉了下标 i ,这表示所有国家的变量均被视为内生变量,叠加到 Y_t 里。

其中, $F_1 = G^{-1}H_1, b_0 = G^{-1}a_0, b_1 = G^{-1}a_1, v_t = G^{-1}u_t$ 。

方程(6)即是我们所要求解的 GVAR 模型的最终形式。^① 基于该模型,通过考察对系统中任一变量误差项施加一个标准差大小的冲击所产生的脉冲响应结果,我们就能够分析国家 i 任一变量发生变动对该国其他变量以及其他国家各变量的动态影响。

(二) 变量选择和数据说明

根据方程(1)设定的单个国家基准模型,并参考比茨马等人 and 范·厄尔的模型设定和变量选择,本文将选用 7 个宏观经济指标作为国内变量,它们分别是实际 GDP (y_{it})、实际政府支出(g_{it})、实际私人消费(c_{it})、实际进口总额(m_{it})、实际出口总额(x_{it})、长期实际利率(r_{it})和实际有效汇率(e_{it}),即:

$$Y_{it} = (y_{it}, g_{it}, c_{it}, m_{it}, x_{it}, r_{it}, e_{it})' \quad (7)$$

各变量的具体计算方法如下:

$$\begin{aligned} y_{it} &= \ln(GDP_{it}/CPI_{it}), & g_{it} &= \ln(G_{it}/CPI_{it}), & c_{it} &= \ln(C_{it}/CPI_{it}), \\ m_{it} &= \ln(M_{it}/CPI_{it}), & x_{it} &= \ln(X_{it}/CPI_{it}), & r_{it} &= R_{it} - \pi_{it}, & e_{it} &= \ln E_{it} \end{aligned} \quad (8)$$

表 1 样本数据的基本信息

| 变量 | 单位 | 来源 | 样本区间 | 观测值个数 |
|--------|--------------|---------------------|---------------|-------|
| 国内生产总值 | 百万美元 | OECD MEI, QNA | 1990Q1-2012Q4 | 92 |
| 政府支出 | 百万美元 | OECD MEI, QNA | 1990Q1-2012Q4 | 92 |
| 私人消费 | 百万美元 | OECD MEI, QNA | 1990Q1-2012Q4 | 92 |
| 进口总额 | 百万美元 | OECD MEI, QNA | 1990Q1-2012Q4 | 92 |
| 出口总额 | 百万美元 | OECD MEI, QNA | 1990Q1-2012Q4 | 92 |
| 长期名义利率 | % | Eurostat Statistics | 1990Q1-2012Q4 | 92 |
| 实际有效汇率 | 指数(2010=100) | OECD MEI, MFS | 1990Q1-2012Q4 | 92 |
| 消费价格指数 | 指数(2010=100) | OECD MEI, MFS | 1990Q1-2012Q4 | 92 |
| 通货膨胀率 | % | OECD MEI, MFS | 1990Q1-2012Q4 | 92 |

数据来源:OECD and Eurostat Database, 2013。

其中, GDP_{it} 表示名义 GDP, G_{it} 表示名义政府支出, C_{it} 表示名义私人消费, M_{it} 表

^① GVAR 模型的详细推导过程参见 M.H.Pesaran, T. Schuermann and S.M.Weiner, "Modeling Regional Interdependencies Using a Global Error-Correcting Macroeconometric Model", pp. 129-162; S.Dees, F. di Mauro, M.H. Pesaran and L.V. Smith, "Exploring the International Linkages of the Euro Area: A Global VAR Analysis", pp. 1-38。

示名义进口总额, X_{it} 表示名义出口总额, R_{it} 表示长期名义利率, E_{it} 表示实际有效汇率, CPI_{it} 表示消费价格指数, π_{it} 表示通货膨胀率。样本数据来自经济合作与发展组织(OECD)和欧盟统计局(Eurostat)数据库,且都进行了季节调整。考虑到德国作为欧元区的核心国家在1990年才实现统一,本文选取的样本区间以1990年第一季度为起点。此时欧盟内部统一大市场也已经取得斐然的成绩,具有了货币联盟的初始特征。样本数据的基本信息见表1。

与国内变量相对应的有七个外国宏观经济指标,但是我们只选其中四个,因为进口、出口和实际有效汇率都是双向指标,为避免重复计算,计入国内变量之后就要从外国变量中剔除这些指标。因此,外国变量只包括实际GDP(y_{it}^*)、实际政府支出(g_{it}^*)、实际私人消费(c_{it}^*)和长期实际利率(r_{it}^*),即:

$$Y_{it}^* = (y_{it}^*, g_{it}^*, c_{it}^*, r_{it}^*)' \quad (9)$$

这些指标是由除国家*i*以外的其他国家相应变量的加权平均数计算得来,其表达式为:

$$y_{it}^* = \sum_{j=1}^{j=11} w_{ij} y_{jt}, \quad g_{it}^* = \sum_{j=1}^{j=11} w_{ij} g_{jt}, \quad c_{it}^* = \sum_{j=1}^{j=11} w_{ij} c_{jt}, \quad r_{it}^* = \sum_{j=1}^{j=11} w_{ij} r_{jt} \quad (10)$$

其中, w_{ij} 是贸易关联权重,表示国家*i*对国家*j*的贸易量(进口加出口)占国家*i*对外贸易总额(即国家*i*对其他10个成员国的贸易总量)的比重,计算方法如下:

$$w_{ij} = T_{ij} / \sum_{j=1}^{j=11} T_{ij} \quad (11)$$

当*i=j*时, $w_{ij} = 0$ 。 T_{ij} 为双边贸易量,在这里本文使用的是1999–2012年的年度双边贸易流量均值,也就是说本文的 w_{ij} 是固定值,不随时间变化。^① 双边贸易的样本数据同样来自于OECD数据库,最终计算出来的欧元区11个成员国之间的贸易关联权重矩阵如表2所示。^②

① 由于GVAR模型的复杂性和程序设置的局限性,到目前为止,计算贸易权重使用的都是年度数据。

② 我们使用的是单向算法,所以表中的贸易关联权重矩阵是一个非对称矩阵,且对角线上的值皆为0,每一行加总为1。此外,由于我们使用的GVAR Toolbox设定矩阵的列加总为1,在录入数据时需将表2所列出的矩阵进行转置。

插入杨继梅表 2

插入杨继梅表 3

(三)模型的检验

首先需要对时间序列的平稳性进行检验,表3显示的是变量水平值和一阶差分后的 ADF 检验结果。经检验,约有十分之一(12/121)的变量水平值在 5%显著水平下接受原假设,即存在单位根。但所有序列在一阶差分后都变平稳了,也就是说这 121 个序列都是 $I(1)$ 的。因此,本文将使用变量的一阶差分形式进行模型的估计。

由于方程(1)中的外国变量需要满足弱外生性条件,所以要对进入模型的外国变量进行弱外生性假设检验。^①如表4所示,有42个变量在5%显著水平下接受原假设,另外2个变量在10%显著水平下接受原假设。因此,所有的外国变量均满足弱外生性条件。

表4 外国变量的弱外生性检验

| 国家 | 自由度 | 临界值 | y^* | g^* | c^* | r^* |
|-----|---------|--------|--------|---------|--------|--------|
| 奥地利 | F(6,65) | 2.2417 | 0.6251 | 0.5086 | 0.6598 | 0.7544 |
| 比利时 | F(7,64) | 2.1564 | 0.7478 | 0.5695 | 0.7658 | 0.5379 |
| 芬兰 | F(4,60) | 2.5252 | 0.0791 | 0.4222 | 0.7640 | 0.8602 |
| 法国 | F(7,64) | 2.1564 | 0.5345 | 2.5921* | 0.9460 | 0.2489 |
| 德国 | F(7,64) | 2.1564 | 0.5908 | 0.3497 | 0.3148 | 0.7372 |
| 爱尔兰 | F(7,57) | 2.1751 | 0.8516 | 1.8045 | 0.9136 | 0.6954 |
| 意大利 | F(7,64) | 2.1564 | 1.1341 | 1.4603 | 1.8144 | 0.3338 |
| 卢森堡 | F(7,64) | 2.1564 | 1.3115 | 0.5910 | 0.5028 | 1.2187 |
| 荷兰 | F(7,64) | 2.1564 | 0.8555 | 1.3873 | 1.2635 | 0.3712 |
| 葡萄牙 | F(6,65) | 2.2417 | 0.4051 | 1.2572 | 0.7548 | 0.7310 |
| 西班牙 | F(5,59) | 2.3710 | 1.6172 | 3.2548* | 0.3937 | 1.1460 |

注:带*号的表示在5%显著水平下拒绝原假设。

此外,由于本文选择的样本区间是1990第一季度至2012第四季度,其中1999年为欧元区成立的分界点,为了考察模型的结构在欧元区成立前后是否发生了突变,还

^① 弱外生性假设检验的原理参见 S.Johansen, "Cointegration in Partial Systems and the Efficiency of Single-Equation Analysis", *Journal of Econometrics*, Vol. 52, No. 3, 1992, pp. 389-402; I.Harbo, S. Johansen, B. Nielsen and A. Rahbek, "Asymptotic Inference on Cointegrating Rank in Partial Systems", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 16, No.4, 1998, pp. 388-399; GVAR 模型中的弱外生性检验方法参见 L.V.Smith and A. Galesi, "The GVAR Toolbox", 30 June 2013, <http://www-cfap.jbs.cam.ac.uk/research/gvartoolbox/index.html>, 2014年7月13日访问。

需要对模型在整个区间跨度中的结构稳定性进行检验。本文给出 10 种统计量供参考,它们是 PK_{sup} 、 PK_{msq} 、 R 、 $robust-N$ 、 QLR 、 $robust-QLR$ 、 MW 、 $robust-MW$ 、 APW 和 $robust-APW$ 。将检验结果汇总,表 5 列出了拒绝稳定性假设的系数个数和所占比例。 PK 统计量检验发现至多有四个系数拒绝原假设,约占 5%。 R 、 QLR 、 MW 和 APW 统计量检验依赖于异方差稳健 (Heteroskedasticity-robust) 方法的使用,这些统计量的测试结果与 PK 统计量相差无几,最多有 7% 的系数拒绝原假设。而非稳健统计量的估计结果较差,约有 20% 的系数拒绝原假设。可见一旦误差方差发生变化,系数的稳定性就会发生变化,拒绝原假设多是异方差因素引起的而不代表参数系数不稳定。^① 因此,本文在研究外国变量的影响时将使用稳健标准误差来规避误差方差的变化问题,所使用的脉冲响应函数分析是基于自助方法 (Bootstrap) 和置信区间的估计而不是点估计。

表 5 变量系数的稳定性检验

| 检验方法 | y | g | c | m | x | r | e | Total |
|--------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|--------|----------|
| PK_{sup} | 1(9.1) | 1(9.1) | 0(0.0) | 0(0.0) | 0(0.0) | 1(9.1) | 1(9.1) | 4(5.2) |
| PK_{msq} | 1(9.1) | 1(9.1) | 0(0.0) | 0(0.0) | 0(0.0) | 1(9.1) | 0(0.0) | 3(3.9) |
| R | 3(27.3) | 2(18.2) | 2(18.2) | 2(18.2) | 5(45.5) | 2(18.2) | 1(9.1) | 17(22.1) |
| $robust-N$ | 2(18.2) | 1(9.1) | 2(18.2) | 3(27.3) | 3(27.3) | 3(27.3) | 1(9.1) | 15(19.5) |
| QLR | 3(27.3) | 2(18.2) | 1(9.1) | 5(45.5) | 5(45.5) | 3(27.3) | 0(0.0) | 19(24.7) |
| $robust-QLR$ | 0(0.0) | 2(18.2) | 0(0.0) | 2(18.2) | 1(9.1) | 1(9.1) | 0(0.0) | 6(7.8) |
| MW | 3(27.3) | 2(18.2) | 1(9.1) | 6(54.5) | 5(45.5) | 2(18.2) | 0(0.0) | 19(24.7) |
| $robust-MW$ | 0(0.0) | 2(18.2) | 0(0.0) | 2(18.2) | 2(18.2) | 1(9.1) | 0(0.0) | 7(9.1) |
| APW | 3(27.3) | 2(18.2) | 1(9.1) | 6(54.5) | 5(45.5) | 3(27.3) | 0(0.0) | 20(26.0) |
| $robust-APW$ | 0(0.0) | 2(18.2) | 0(0.0) | 1(9.1) | 2(18.2) | 1(9.1) | 0(0.0) | 6(7.8) |

注:括号外的数字表示 5% 显著水平下拒绝稳定性假设的系数个数,括号内是其所占比率,最后一列为本国变量的加总。

^① 关于这一问题的阐述,参见 J.H.Stock and M.W.Watson, “Has the Business Cycle Changed and Why?”, *NBER Working Paper*, No. 9127, 2002; Michael Artis, Massimiliano Marcellino and Tommaso Proietti, “Characterising the Business Cycle for Accession Countries”, *Econometrics*, Vol.30, No.6, 2004, pp. 250-268; S.G.Cecchetti, A.Flores-Lagunes and S.Krause, “Assessing the Sources of Changes in the Volatility of Real Growth: RBA Annual Conference Volume”, in C. Kent and D.Norman, *The Changing Nature of the Business Cycle*, Reserve Bank of Australia, 2005, pp. 115-138。

三 实证结果分析

本文分别对 11 个成员国的政府支出变量以及它们的加权平均变量^①施加一个正向标准差的外生冲击,通过分析各国主要宏观经济变量的脉冲响应结果来考察欧元区的财政溢出效应。在传统的 VAR 模型中一般使用西姆斯(Sims)提出的正交化脉冲响应函数(Orthogonalized Impulse Response Functions, OIRFs)分析变量之间的动态关系,^②但在 GVAR 模型中包含的变量较多且没有公认的或具有理论支撑的变量排序,所以本文选择使用广义脉冲响应函数(Generalized Impulse Response Functions, GIRFs)。^③由于每个国家的政府支出冲击生成 77 个脉冲响应结果,11 个成员国外加欧元区整体政府支出的冲击共生成 924 个脉冲响应结果,无法一一列出。因此,本文将重点从以下几个方面展开分析:一是各国政府支出增加对本国的影响;二是各国政府支出增加对欧元区内其他国家的影响;三是欧元区成员国的政府支出同时增加对各国的影响。

(一)各成员国政府支出增加对本国的影响

给 11 个成员国的政府支出变量施加一个正的标准差冲击,其主要宏观经济变量的反应如表 6 所示。^④第一,从 GDP 的响应结果来看,政府支出增加使各国当期的实际 GDP 均有所增加,其中增加幅度最大的是葡萄牙,接近 0.3%,其次是芬兰和奥地利,增加幅度最小的是意大利。一年以后,德国和爱尔兰的 GDP 下降,其他国家的 GDP 则保持了上升趋势,其中上升幅度最大的是比利时,高达 0.7%;第二,从长期利率的响应结果来看,多数国家当期的长期实际利率小幅上升,意大利、卢森堡、葡萄牙和西班牙四国则出现下降趋势,一年以后更多国家的利率转而下降,葡萄牙的下降幅度超过 0.2 个百分点;第三,从汇率的响应结果来看,政府支出增加使多数国家的当期实际有效汇率下降,一年以后基本维持了下降趋势,其中芬兰的下降幅度高达 0.5%;第四,各国私人消费的反应趋势与 GDP 大体相似,进出口的反应与实际有效汇率基本一致。

^① $\bar{g}_u = \sum_{j=1}^{j=11} w_{ij} g_{uj}$, 其中 w_{ij} 为各国 GDP(按购买力平价计算,2009-2011 年的平均数)所占权重,与前文贸易权重不同。

^② Christopher A. Sims, "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, Vol. 48, No. 1, 1980, pp.1-48.

^③ 关于 GIRFs 方法参见 G.Koop, M.H. Pesaran and S.M. Potter, "Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models", *Journal of Econometrics*, Vol. 74, No.1, 1996, pp. 119-147; M.H.Pesaran and Y.Shin, "Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models", *Economics Letters*, Vol. 58, No1, 1998, pp. 17-29.

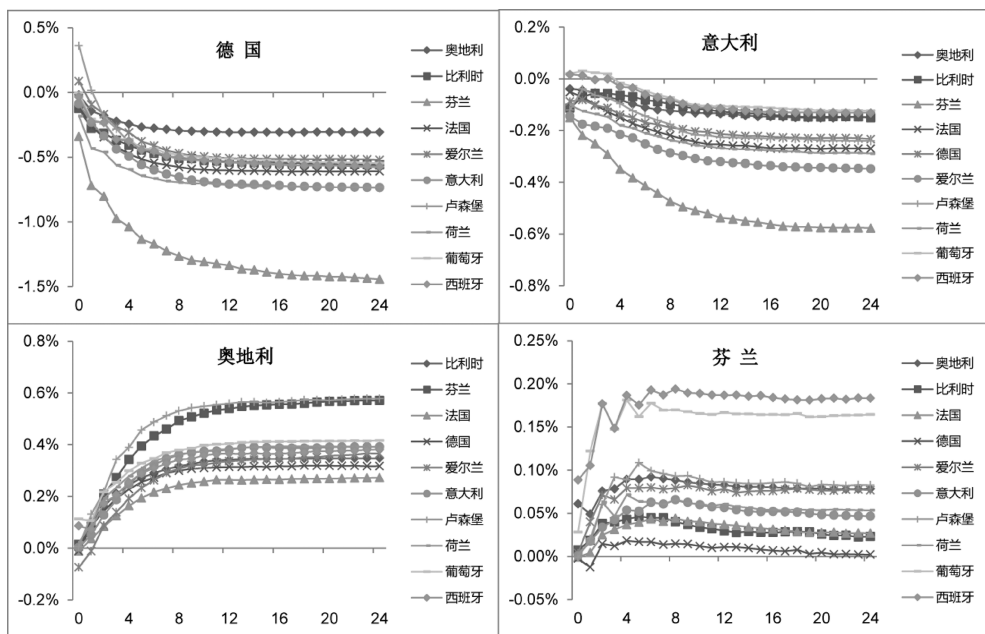
^④ 由于篇幅有限,我们在这里只报告变量当期和一年后的响应结果。

插入表 6

(二) 各国政府支出增加对欧元区其他国家的影响

首先,通过考察成员国政府支出增加对其他国家 GDP 的影响发现,德国、法国、意大利和西班牙等国的政府支出增加使货币区内其他成员国的 GDP 减少。给德国政府支出变量施加一个正向标准差冲击,其他 10 国的实际 GDP 均出现不同程度的下降,其中下降幅度最大的是芬兰,一年以后约下降 1%,其次是荷兰和意大利。各国 GDP 受意大利政府支出冲击的影响相对德国较小,下降幅度最大的也是芬兰,但一年以后的下降幅度仅为 0.3%(如图 2 所示)。比利时、奥地利、芬兰和爱尔兰等国的政府支出增加则使货币区内其他成员国的 GDP 增加。给奥地利的政府支出变量施加一个正向标准差冲击,其他 10 国的实际 GDP 均出现小幅上升,其中上升幅度最大的是卢森堡,一年后约上升 0.4%。各国 GDP 受芬兰政府支出冲击的影响相对奥地利较小,下降幅度最大的是西班牙,一年以后约下降 0.2%(如图 2 所示)。似乎小国的财政政策创造就业的效果主要发生在货币区其他国家而不是本国,但大国的财政政策产生的效果却相反,这与蒙代尔通过构造一个世界经济的宏观经济政策效应模型所得出的结论大体一致。^①

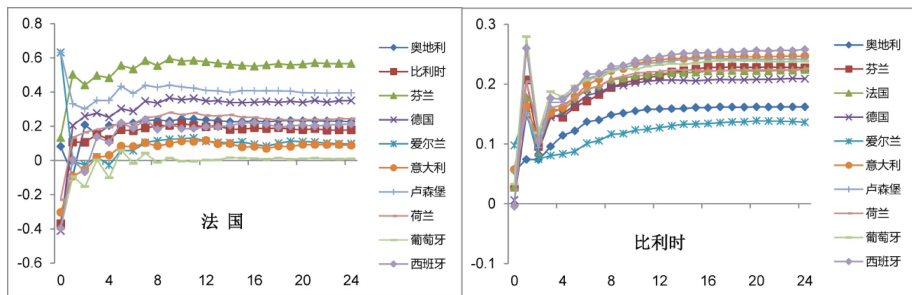
图 2 欧元区各国 GDP 对德、意、奥、芬政府支出冲击的脉冲响应结果



^① See Robert A. Mundell, "A Reply: Capital Mobility and Size", *Canadian Journal of Economics and Political Science*, Vol. 30, No.1, 1964, pp. 421-431.

其次,通过分析成员国政府支出增加对其他国家长期利率的影响发现,法国、意大利、西班牙和比利时等国的政府支出增加使货币区内其他成员国的长期利率上升(如图3所示)。给法国政府支出变量施加一个正向标准差冲击,其他10国的长期实际利率均出现不同程度的上升,其中上升幅度最大的是芬兰,一年以后约上升0.5个百分点,其次是卢森堡和德国。各国的长期实际利率受比利时政府支出冲击的影响相对法国较小,其中上升幅度最大的是西班牙,一年以后约上升0.2个百分点。

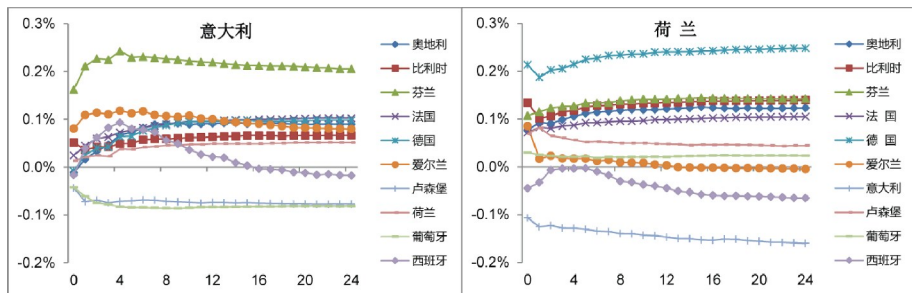
图3 各国长期利率对法国和比利时政府支出冲击的脉冲响应结果



注:图由作者自制。

最后,通过观察各国政府支出增加对其他国家实际有效汇率的影响发现,德国、意大利、荷兰和比利时等国的政府支出增加使多数成员国的实际有效汇率上升(如图4所示)。给意大利的政府支出变量施加一个正向标准差冲击,除葡萄牙和卢森堡外,其他国家的实际有效汇率均出现小幅上升,其中上升幅度最大的是芬兰,一年以后约上升0.2%。给荷兰的政府支出变量施加一个正向标准差冲击,除意大利和西班牙外,其他国家的实际有效汇率也出现不同程度的上升,其中上升幅度最大的德国,一年以后约上升0.2%。

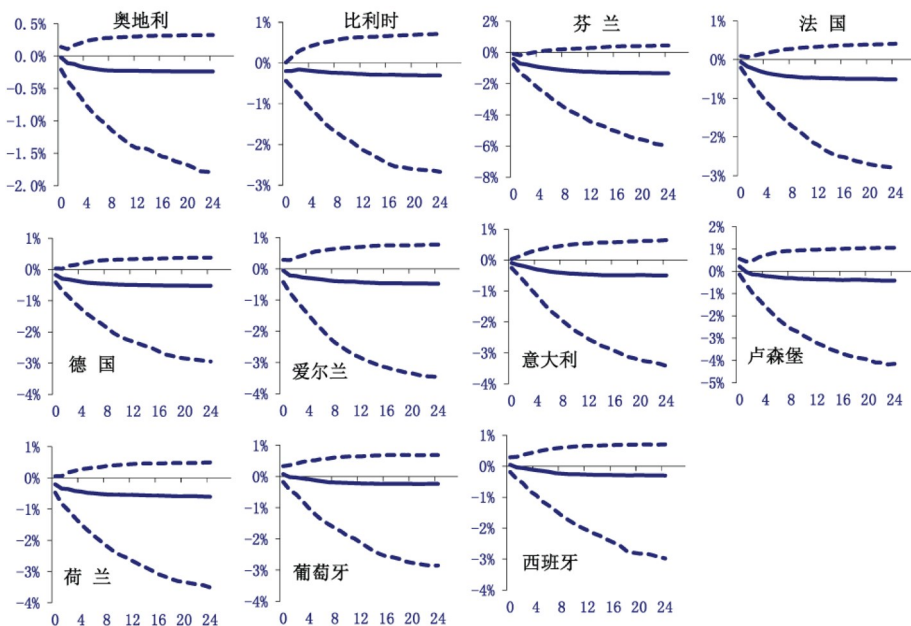
图4 各国实际有效汇率对意大利和荷兰政府支出冲击的脉冲响应结果



注:图由作者自制。

(三) 欧元区成员国的政府支出同时增加对各国的影响

图5 各国 GDP 对欧元区整体政府支出冲击的脉冲响应结果



注:图由作者自制。

给欧元区 11 个成员国政府支出变量的加权平均数施加一个正向标准差冲击,发现各国 GDP 均出现不同程度的下降,其中下降幅度最大的是芬兰,一年以后约下降 1%,其次是荷兰、德国和法国(如图 5 所示)。脉冲响应结果表明,若欧元区成员国同时增加政府支出,将对各国的 GDP 产生负面影响,这与德国、法国和意大利等大国政府支出冲击的影响非常相似,可见大国在货币区内起着举足轻重的作用。

四 主要结论与启示

本文构建了一个包含欧元区 11 个初始成员国的 GVAR 模型,将这些国家的 GDP、政府支出、私人消费、进出口、长期利率和实际有效汇率纳入 VAR 系统中,并使用 1990 第一季度至 2012 第四季度的季度数据对欧元区成员国的财政溢出效应进行了检验。通过分析各成员国主要宏观经济变量对单个成员国以及欧元区整体政府支出冲击的脉冲响应结果,本文主要得出以下结论:

第一,各成员国政府支出的增加使本国当期产出均有所增加,并且除德国和爱尔兰以外,大多数国家的政府支出增加能够对本国经济起到较长期(滞后四期)的刺激作用。

第二,成员国扩张性的财政政策在增加本国产出的同时,可能对其他国家产生负面的溢出效应,比如德国和意大利的政府支出增加使其他成员国的 GDP 下降,法国和比利时的政府支出增加倾向于提高其他成员国的长期实际利率,意大利和荷兰的政府支出增加则使部分成员国的实际有效汇率上升。

第三,从冲击的影响力来看,德国、法国、意大利和西班牙等大国的扩张性财政政策对其他国家的影响较大,从受影响的程度来看,芬兰、荷兰和爱尔兰等小国更容易受到其他国家财政扩张的冲击。

第四,若多个成员国同时增加政府支出,即采取各自为政的财政政策,那么将会起到适得其反的作用,最终导致各国 GDP 普遍下降。

基于以上结论,笔者认为欧元区成员国的财政政策存在明显的溢出效应,任何一个国家都不能摆脱其他成员国财政扩张的影响。因此,在货币政策统一而财政政策分散的欧元区内,需要对成员国的财政政策进行有效的协调。《稳定与增长公约》中指出,成员国在制定本国的宏观经济政策时应考虑到其他国家的社会福利,将本国的经济政策视为共同关心的问题。然而,这种笼统的规定似乎没有足够的约束力,2009 年从希腊开始的欧洲主权债务危机与成员国各自为政的扩张性财政政策不无关系。^①在经历欧元问世以来最为严峻的生死考验的情况下,欧盟努力寻求行之有效的经济治理结构改革,“欧洲学期”(European Semester)等改革举措的实施意在强化对成员国财政政策的协调。成员国之间可就自身经济发展状况、财政政策的目标、实现方式和实施时间等信息进行沟通交流,也可以就共同关心的政策设定目标,必要时还可以进行联合决策,以增强国家之间的契合,将财政政策的溢出效应内部化,避免单边行为影响他国的利益。总而言之,欧元区成员国财政政策的有效协调甚至是最终的统一,对于整个货币联盟的长期稳定性来说具有理论的必要性。

(作者简介:杨继梅,武汉大学经济与管理学院博士后;周茂荣,武汉大学经济与管理学院教授。责任编辑:宋晓敏)

^① 周茂荣、杨继梅:“欧猪五国主权债务危机及欧元发展前景”,《世界经济研究》2010 年第 11 期,第 20-25 页。