

亚洲货币联盟可行性研究

——东亚实际产出波动的冲击分析

李晓洁

(上海财经大学 金融学院, 上海 200433)

摘要:区域货币联盟以及区域货币合作是近年来国际金融领域颇为关注的问题之一,关于它的研究对于防范金融危机、促进区域经济发展具有现实意义。本文以VAR模型分析包括中国在内的9个东亚国家与地区总需求冲击和总供给冲击的对称性,并通过与欧洲经验数据的比较,判断东亚实现区域货币联盟的可行性。

关键词:亚洲货币联盟;冲击;VAR模型

中图分类号:F829.6 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2004)06-0044-13

一、引言

东亚经济复苏以后,为了防范金融危机的再度发生,各国政府开始关注区域货币联盟以及区域汇率合作问题。1998年ASEAN领导人制定河内行动计划,着手研究共同货币以及汇率制度的可行性;2001年第三次亚欧财长会议提议设立神户研究项目,以共同分享区域经济和货币合作、汇率制度和公共债务管理等领域的经验和教训。2003年亚洲各国财长马尼拉会议建议在考虑合适的汇率制度或汇率协调安排时,必须将建立区域货币联盟纳入其中,并计划成立一个研究小组,评估亚洲是否能从欧洲单一货币的先驱——欧洲货币体系中吸取经验。

东亚政府开始谋求区域货币合作的主要原因不外乎货币联盟所带来的利益。根据最优通货区理论,货币联盟利益是通过区域内实现持久、可信的固定汇率制,彻底消除成员国汇率不稳定的风险,并降低外汇市场的交易成本。但是不可否认,货币联盟也会产生潜在的宏观成本。由于各参加国相互之间保持固定汇率或者采用共同货币,无法运用汇率政策调节宏观经济,他们将丧失货币政策的独立性。货币联盟的成本取决于汇率调整的必要性以及其他调整手段是否有效,成本的大小与经济冲击的特征以及调整速度相关。

收稿日期:2004-01-17

作者简介:李晓洁(1970—),女,浙江台州人,上海财经大学金融学院讲师。

对于货币联盟经济冲击的研究,国外学者采用各种不同方法。一些学者以实际汇率的波动作为不对称冲击的标志,通过欧洲实际汇率波动的研究,比较了现有的各个货币联盟内部实际汇率的变动(Eichengreen,1991;Vanhanen 1993);一些学者试图分解一国的特有冲击与各国所遭受的普遍冲击来分析区域货币联盟内各国经济冲击的对称性(Cohen 和 Wyplosz,1989;Weber,1991)。该方法通过计算两个国家产出量之和以及产出量之差,将产出量之和看成是对称冲击的指标,产出量之差看成不对称冲击的指标,借以区别特有冲击和普遍冲击。由于实际汇率以及产出变动既受不对称冲击的影响,也受应对这些冲击的政策影响,因此上述两种研究方法都没能严格区分冲击和应对政策之间的效应。另有一些经济学者利用 VAR 模型进行分析方法的改进(Bayoumi 和 Eichengreen,1994)。借用 Blanchard 和 Quah 于 1989 年发展的用于分解总需求和总供给冲击的 VAR 模型,根据计算出来的区域内总需求冲击以及总供给冲击的相关性,来判断区域集团是否适于成立货币联盟。该方法不仅区别原因和结果,而且所估量的冲击,相对于其借以产生的产出和相对价格的时间序列,更能够筛选出理想的货币联盟的候选国。

国外关于经济冲击作为不同区域集团组成货币联盟的可行性研究有很多文献,大多数集中在对欧洲货币联盟的研究。本文主要借用 VAR 模型分析东亚包括中国大陆、中国香港、日本、韩国、新加坡、印度尼西亚、马来西亚、泰国和菲律宾 9 个国家和地区总需求冲击和总供给冲击是否对称,借此以判断东亚实现区域货币联盟的可行性。作者首先阐述与冲击相关的最优货币区理论,然后根据 VAR 模型分析东亚总供给与总需求冲击的对称性,通过与欧洲经验数据的比较,得出结论以及一些政策主张。

二、货币联盟的利益与成本

一国参加货币联盟,可以获得一定的经济利益,当然也要支付相应的成本。各参加国的利益与成本决定了一国是否愿意加入单一货币区,也是判断货币联盟可否成立的依据之一。具体探讨亚洲货币联盟之前,我们首先从经济角度分析货币联盟的利益与成本。这一分析主要集中在最优货币区理论。

最优货币区理论是在固定汇率与浮动汇率的争论中提出来的。Mundell (1961)、McKinnon(1963)、Kenen(1969)等经济学家最先提出最优货币区理论,在此基础上,后来的经济学家予以不断完善,从不同角度对这一理论的发展做出了重要贡献。

货币联盟的利益主要在于通过制度创新,在区域内实现持久、可信的固定汇率制,彻底消除成员国汇率波动的不确定性,并降低外汇市场的交易成本。根据德洛尔委员会报告(1990)曾作出的估计,欧洲货币联盟所节约的市场交易成本大致相当于其国民收入的 0.5%。交易成本的节约可以促使资源得以

更有效率的分配。但是不可否认,货币联盟也会产生潜在的宏观成本。由于各参加国相互之间保持固定汇率或者采用共同货币,无法运用汇率政策调节宏观经济,他们将丧失货币政策的独立性。货币联盟的成本取决于汇率调整的必要性以及其他调整手段的有效性,成本的大小与经济冲击的特征以及调整速度相关。

经济冲击可以定义为原有的均衡被意外的扰动所破坏,失衡的原因看作是外生的。Mundell(1961)在其开创性的最优货币区论文中,强调冲击的性质以及冲击调整的速度作为成立区域货币联盟的重要标准。

若区域内各国的经济扰动相似,冲击的区域分布对称,货币联盟可以采用共同政策予以抵御,这也就消除了各国政策自主权的必要性。但是若冲击在区域内各国的分布不对称,各国宏观经济政策的独立是必要的,那么放弃汇率政策独立,加入货币联盟就要付出高昂的代价。

冲击是否对称取决于什么要素呢?由两个国家A与B构建的货币联盟,若两个国家所遭受的冲击不相关甚至负相关,如消费者偏好由A国产品转移到B国产品,则A国遭受负面的冲击,而B国遭受正面的冲击,这可以视为冲击不对称,A国和B国的冲击均为其特有的。若两国所遭受的冲击是普遍的,如石油价格上涨,是否意味着冲击是对称的呢?继Mundell之后,Kenen(1969)将经济的结构特征,尤其是产品的部门构成,与冲击的性质联系起来。他认为,具有相同经济结构的国家,冲击不对称的可能性比较小,而经济结构差异大且高度专业化的国家之间,如原材料的生产国和使用国,其所遭受的扰动完全可以预期为负相关,冲击不对称的可能性极大。根据他的理论,这一普遍冲击是否为对称冲击还取决于A国和B国的经济结构。如石油价格上涨对于石油输出国和石油输入国的影响不同。此外冲击对称与否还受两国经济发展程度的制约。

冲击是否对称,当然不是货币联盟成本的惟一决定因素。除此之外,若存在其他可供选择的调整手段,改变调整速度,最终也会影响货币联盟的成本。其他调整手段如果能够迅速将经济变量调整到位,冲击的不对称不会给放弃独立货币政策的国家增加成本。即使规模巨大的冲击导致产出偏离均衡,但是假如能够迅速回调,所产生的成本也是可以承受的。

Mundell(1961)强调要素的流动性对加快调整的重要性。他认为,一个货币联盟内部,只要劳动力和其他生产要素具有完全自由的流动性,就可以要素的流动来抵御需求转移导致的不对称冲击。如上述的A国和B国,在遭受需求转移冲击后,A国产出将减少,同时还面临经常项目赤字以及失业率上升,而B国正相反,产出增加,经常项目盈余以及劳动力短缺。若劳动力可以充分自由流动,则A国的失业工人迁移到B国,则A国和B两国的劳动力市场重新回调到均衡点。Blanchard和Katz(1992)证实这一机制在美国发挥了

重要作用。区域间劳动力流动对美国内部调整的贡献超过相对工资的变动以及劳动力参加率的变动。他们得出结论,在美国,Mundell 提出的关于劳动力流动是调整的主要渠道与事实是相符的。

根据上述最优货币区理论,遭受巨大的不对称冲击的国家不适合参加货币联盟,因为这些国家其政策自主权具有最大的效用,而冲击对称且调整速度快的国家是货币联盟较好的候选国。东亚各国的冲击分布是否支持亚洲建立区域货币联盟呢?对此我们通过 VAR 模型加以分析。

三、VAR 模型分析

我们借助 Blanchard 和 Quah 于 1989 年建立的 VAR 模型分析东亚区域货币联盟的可行性。选择 VAR 模型是因为对欧洲的实证分析表明该方法比其他方式对现实更具有说服力。Bayoumi 和 Eichengreen 于 1994 将 VAR 模型运用于欧洲货币联盟经济冲击的分析时,比较了两种不同的分析方法:一是分析产出和价格变动的相关性,二是分析产出和价格变动向量自回归结果的相关性。产出和价格变动是冲击的结果,但是也受到应对冲击政策的影响,从理论上说以结果的相关性说明原因的相关性会有失偏颇,而通过 VAR 模型分析的结果说明冲击的相关性就可以避免混淆原因与结果,更精确地解释各国的冲击分布;从实证上说,Bayoumi 和 Eichengreen 对欧盟 15 国的两种方式的实证分析结果表明,VAR 模型的结果更符合欧盟当时的现状,即外部冲击的相关性只是在德国、法国、比利时、荷兰和奥地利之间比较高,英国、爱尔兰和芬兰与其他欧洲国家甚至是负相关,不对称性很高。

在具体建立 VAR 模型之前,我们在分析中首先引入总供给和总需求模型作为我们的假设前提。总需求是根据凯恩斯理论引申出来,总需求曲线通过 IS 和 LM 曲线取得,表示价格水平越高,需求总量越小;而总供给是根据古典经济理论引申出来,长期和短期总供给曲线是不同的,短期总供给曲线表示价格水平越高,供给总量越大,长期的总供给曲线是古典的供给曲线,是垂直的,表示实际产出独立于价格水平。因此从短期看,总需求增加,将增加实际产出,提高价格,但是从长期看,由于总供给曲线是垂直的,总需求的变动仅仅引起价格的变动,而产出将保持不变;总供给的增加,无论从长期还是短期看,均会对产出和价格产生作用,引起产出的增加和价格的下降。利用该理论,我们可以解决 VAR 模型中的识别问题^①。

(一)VAR 模型的建立

假定时间序列 X_t 是平稳的,可以拟合成下列模型:

$$X_t = A_0 \epsilon_t + A_1 \epsilon_{t-1} + A_2 \epsilon_{t-2} + A_3 \epsilon_{t-3} \cdots = \sum_{i=0}^{\infty} L^i A_i \epsilon_t$$

$$\text{或者 } X_t = A(L) \epsilon_t \quad (1)$$

模型可解释为 X_t 是扰动因素 ϵ_t 的结果。设 X_t 为向量,由 y_t 和 p_t 的一阶差分构成, y_t 和 p_t 分别表示实际产出和价格,则 ϵ_t 必然包含两项扰动的向量,为了便于分析,我们将这两项扰动分别定义为总需求冲击 ϵ_{dt} 和总供给冲击 ϵ_{st} ,主要原因是我们希望能够利用上述关于总需求、总供给与产出价格的关系的理论,解决模型中的识别问题。

上述模型分别由 Δy_t 和 Δp_t 表示如下:

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= \sum_{i=0}^{\infty} a_{11i} \epsilon_{dt-i} + \sum_{i=0}^{\infty} a_{12i} \epsilon_{st-i} \\ \Delta p_t &= \sum_{i=0}^{\infty} a_{21i} \epsilon_{dt-i} + \sum_{i=0}^{\infty} a_{22i} \epsilon_{st-i} \end{aligned}$$

或者可以写成:

$$\begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta p_t \end{bmatrix} = \begin{pmatrix} a_{11}(L) & a_{12}(L) \\ a_{21}(L) & a_{22}(L) \end{pmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_{dt} \\ \epsilon_{st} \end{bmatrix} \quad (2)$$

其中 $a_{ij}(L)$ 表示关于滞后算子 L 的多项式。上述表达式表示实际产出和价格的变动是关于总需求冲击和总供给冲击的函数。

为了估量上述模型,拟合标准 VAR 模型为:

$$X_t = B(L)X_{t-1} + e_t = [I - B(L)L]^{-1} e_t \quad (3)$$

分别由 Δy_t 和 Δp_t 表示如下:

$$\begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta p_t \end{bmatrix} = \begin{pmatrix} b_{11}(L) & b_{12}(L) \\ b_{21}(L) & b_{22}(L) \end{pmatrix} \begin{bmatrix} \Delta y_{t-1} \\ \Delta p_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{yt} \\ e_{pt} \end{bmatrix} \quad (4)$$

为了将(3)转化为(1),我们假定 $e_t = C\epsilon_t$,

$$\begin{bmatrix} e_{yt} \\ e_{pt} \end{bmatrix} = \begin{pmatrix} C_{11} & C_{12} \\ C_{21} & C_{22} \end{pmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_{dt} \\ \epsilon_{st} \end{bmatrix}$$

这样我们就可以得出:

$$\begin{aligned} X_t &= B(L)X_{t-1} + e_t \\ &= [I - B(L)L]^{-1} e_t \\ &= [I - B(L)L]^{-1} C\epsilon_t \end{aligned}$$

确定 C 矩阵的要素就可以推导出 ϵ_t ,从而将 ϵ_t 分解为总需求冲击 ϵ_{dt} 和总供给冲击 ϵ_{st} 。

为了识别 C 矩阵,Blanchard 和 Quah(1989)提出两个假设条件,总需求冲击 ϵ_{dt} 和总供给冲击 ϵ_{st} 为白噪声, $\epsilon_t \sim \text{IID}(0, \sigma^2)$,且 $\sigma^2 \epsilon_{dt} = \sigma^2 \epsilon_{st} = 1$,这样 C 矩阵就产生三个限制条件:

$$\begin{aligned} \text{Var}(e_{yt}) &= C_{11}^2 + C_{12}^2 \\ \text{Var}(e_{pt}) &= C_{21}^2 + C_{22}^2 \\ \text{Cov}(e_{yt}, e_{pt}) &= C_{11}C_{21} + C_{12}C_{22} \end{aligned}$$

最后的一个限制条件(第四个限制条件),利用了上述的经济学理论,即从

长期看,总需求的变动对产出不发生作用:

$$\sum_{i=0}^{\infty} a_{11i} = 0$$

第四个限制条件具体可表示为:

$$\left[1 - \sum_{i=0}^{\infty} a_{22i}\right]c_{11} + \sum_{i=0}^{\infty} a_{12i}c_{21} = 0$$

根据四个方程我们就可以分解出总需求和总供给冲击。

(二)东亚的数据

我们采集东亚国家和地区的实际产出和价格的数据,即实际 GDP 和 GDP 缩减指数,其中包括中国大陆、中国香港、日本、韩国、新加坡、印度尼西亚、马来西亚、泰国和菲律宾 9 个国家和地区。时间跨度从 1969~2000 年,数据来源是世界银行发展指标。

在具体分析引起实际产出波动的原因——总需求和总供给冲击之前,我们首先直接分析了原始数据,即比较了东亚 9 个国家和地区实际 GDP 增长和通货膨胀的分布(见表 1、表 2)和相关系数(见表 3、表 4)。我们以实际 GDP 对数的变动表示实际 GDP 的增长,以 GDP 缩减指数的对数变动表示通货膨胀。由于增长和通货膨胀均是以对数形式表示的,表 1 和表 2 中 0.01 的数值代表了约为 1% 的变动。从原始数据看,东亚实现较高的平均增长速度,但是,其中日本(0.035)和菲律宾(0.034)增长速度较低;另外除中国大陆外,东亚各国的产出波动与价格波动具有一致性的。

表 1 东亚国家 GDP 增长和通货膨胀的均值与标准偏差

国 名	实际 GDP 增长		通货膨胀	
	均值	标准差	均值	标准差
中国大陆	0.080	0.036	0.043	0.049
中国香港	0.066	0.044	0.069	0.048
日本	0.035	0.025	0.033	0.042
韩国	0.072	0.037	0.106	0.075
新加坡	0.079	0.033	0.033	0.038
马来西亚	0.067	0.038	0.040	0.049
印度尼西亚	0.060	0.043	0.137	0.113
泰国	0.063	0.044	0.052	0.049
菲律宾	0.034	0.036	0.112	0.075
平均值	0.062	0.037	0.069	0.060

表2 东亚国家 GDP 增长率的相关系数矩阵

国名	中国 大陆	中国 香港	日本	韩国	新加坡	马来 西亚	印度尼 西亚	泰国	菲律宾
中国大陆	1								
中国香港	-0.153	1							
日本	-0.041	0.494	1						
韩国	0.032	0.489	0.346	1					
新加坡	-0.012	0.53	0.446	0.271	1				
马来西亚	-0.132	0.56	0.264	0.516	0.732	1			
印度尼西亚	-0.026	0.54	0.412	0.59	0.563	0.757	1		
泰国	0.0743	0.488	0.512	0.702	0.506	0.687	0.803	1	
菲律宾	-0.522	0.382	0.255	0.219	0.497	0.438	0.272	0.29	1

表3 东亚国家通货膨胀率相关系数矩阵

国名	中国 大陆	中国 香港	日本	韩国	新加坡	马来 西亚	印度尼 西亚	泰国	菲律宾
中国大陆	1								
中国香港	0.1896	1							
日本	-0.363	0.439	1						
韩国	-0.233	0.559	0.799	1					
新加坡	-0.044	0.63	0.702	0.616	1				
马来西亚	-0.157	0.37	0.42	0.294	0.534	1			
印度尼西亚	-0.414	0.109	0.372	0.285	0.336	0.618	1		
泰国	-0.066	0.509	0.584	0.503	0.756	0.671	0.59	1	
菲律宾	-0.056	0.317	0.401	0.185	0.314	0.331	0.211	0.254	1

(三)初步分析

具体建立 VAR 模型前,首先对各国的实际 GDP 增长和以 GDP 缩减指数表示的通货膨胀分别进行单位根检验,以确定每个序列的平稳性。我们利用最常用的增广迪基—富勒(Augmented Dicky—Fuller, ADF)检验模型。该模型为:

$$\Delta x_t = a + \theta t + \delta x_{t-1} + \sum_{i=1}^n \Delta x_{t-i} + \epsilon_t$$

由上式回归结果,运用 ADF 统计量对 $\delta < 0$ 显著性水平进行检验。如果其显著小于 0,则可认为 x_t 序列是平稳的。

检验结果(略)表明,实际 GDP 增长和通货膨胀序列检验结果拒绝有单位根的零假设,这表明两序列服从 $I(0)$ 过程^②,即平稳序列。

其次,我们需要确定滞后的阶数。由于估量 VAR 模型的向量参数必须在设定滞后阶数的条件下完成,而事先又无法确定阶数,因此先拟设定 VAR 模型的阶数,后根据最小二乘法估计 VAR 模型的向量参数,得到各阶模型,取 C(K)值最小的阶数为最佳模型阶数并同时确定模型。AIC 准则的计算公

式定义为:

$$C(k) = n \ln \sigma_a^2 + 2k$$

其中:

$$\sigma_a^2 = \frac{S}{n-k}$$

$$S = \sum_{i=k+1}^n (X_i - \varphi_1 X_{i-1} - \varphi_2 X_{i-2} - \dots - \varphi_k X_{i-k})^2$$

其中, C 为 AIC(k) 准则, k 为模型阶次, n 为数据个数, σ_a^2 为残差方差, S 为残差平方和。

我们在计算中设定最高阶数为 4 阶, 由低到高估计模型, 采用 AIC 准则判断最优阶数。从 VAR(1) 到 VAR(4) 估计中得到 AIC 准则(略)。该准则建议使用 VAR(1)(除日本^⑥)。考虑到一致性以及样本参数的有限, 我们选择使用 VAR(1)。

最后我们建立 VAR 模型, 并利用该模型分析上述 9 个国家和地区的总需求与总供给冲击的相关性。通过计算我们得出东亚各国总需求与总供给冲击相关性结果(见表 4、表 5)。与各国实际 GDP 增长和通货膨胀原始数据比较, 我们可以发现:

(1) 原始数据和 VAR 估计值的结果都说明中国大陆经历特有的经济冲击, 实际 GDP 和价格波动与东亚其他国家和地区并不一致, 总供给冲击呈现负相关关系。

(2) 虽然从原始数据看中国香港与泰国、新加坡和韩国的相关性较强, 但是 VAR 模型所得出结论有所不同: 总需求冲击与其他国家和地区相关性弱, 而总供给冲击则呈现较强的正相关性。有一个值得关注的现象是, 虽然香港和大陆的贸易依存度很高, 但是无论是原始数据还是 VAR 估计值, 得出的结论都是一致的, 即中国的大陆和香港经济波动联动很弱, 呈现负相关。外部冲击如此迥异, 分析其中的原因可能是两地之间经济结构的差异巨大。因为香港经济结构以第三产业为主, 具体而言第一、第二和第三产业占 GDP 的比重(1990~1999 年)平均分别为 0.17%、17.97% 和 81.86%, 而大陆经济结构以第二产业为主, 对应值分别为 21%、47% 和 32%。

(3) 东盟国家两种方法分析所得出的结论基本相同, 显示东盟国家内部呈现强的正相关性, 但是菲律宾却是一个例外, 与东盟其他国家的相关性不强。

(4) 日本的原始数据与 VAR 模型的结果有显著不同, 虽然原始数据表明与东亚一些国家具有高度的相关性, 但是冲击分布相关性, 尤其总供给冲击表明相关性较弱; 韩国则在总供给冲击方面与东盟国家的印度尼西亚、泰国、马来西亚呈高度正相关。

据此, 我们可以得出初步分析的结论: 东亚国家和地区作为一个整体, 总

需求与总供给冲击相关性不强,但是存在一个冲击高度相关的子集团,即包括新加坡、印度尼西亚、马来西亚和泰国 4 个东盟国家。为了进一步验证该结论,我们排除了 1997 年和 1998 年东亚金融危机时期的数据,对东亚 9 国再进行冲击相关性的比较。数据表明,虽然韩国、日本与东盟四国之间的总供给冲击的强正相关的格局发生了根本性的变动,但是东盟四国高度相关的格局依然存在。

表 4 东亚国家总需求冲击相关系数矩阵

国名	中国 大陆	中国 香港	日本	韩国	新加坡	马来 西亚	印度尼 西亚	泰国	菲律宾
中国大陆	1.000								
中国香港	0.167	1.000							
日本	0.281	0.143	1.000						
韩国	0.240	-0.002	0.453	1.000					
新加坡	0.251	0.255	0.427	0.471	1.000				
马来西亚	0.169	0.261	0.534	0.214	0.442	1.000			
印度尼西亚	0.096	0.184	0.531	0.458	0.591	0.768	1.000		
泰国	0.127	0.153	0.623	0.479	0.640	0.646	0.764	1.000	
菲律宾	0.175	0.505	0.357	0.251	0.434	0.238	0.205	0.218	1.000

表 5 东亚国家总供给扰动相关系数矩阵

国名	中国 大陆	中国 香港	日本	韩国	新加坡	马来 西亚	印度尼 西亚	泰国	菲律宾
中国大陆	1.000								
中国香港	-0.065	1.000							
日本	0.098	0.223	1.000						
韩国	0.058	0.402	0.341	1.000					
新加坡	0.015	0.401	0.310	0.393	1.000				
马来西亚	-0.065	0.345	0.288	0.587	0.727	1.000			
印度尼西亚	0.036	0.488	0.330	0.682	0.574	0.816	1.000		
泰国	0.173	0.447	0.499	0.732	0.493	0.671	0.700	1.000	
菲律宾	-0.373	0.327	0.260	0.153	0.171	0.152	0.189	0.257	1.000

四、欧洲的经验

标志着欧洲进入货币联盟实质性准备阶段的《马斯特里赫特条约》(简称《马约》)规定了分三个阶段向欧洲货币联盟过渡的程序,并于 1990 年正式启动。在第一阶段,各个成员国成功地取消一切资本管制,增强货币协调,加强经济的趋同性,期间虽然爆发欧洲汇率体系的危机,但是欧洲各国还是在 1994 年以后坚定不移地步入第二阶段,建立欧洲货币局,进一步加强货币协作,为建立欧洲中央银行完成必要的准备。达到《马约》趋同标准的国家,包括

德国、法国、意大利等 11 个国家于 1999 年率先进入第三阶段,建立本国货币与欧元的永久固定汇率,成立欧洲中央银行并移交了本国货币政策的自主权。研究欧洲货币联盟启动前的关于经济冲击的分布对于亚洲准备建立货币联盟具有重要的借鉴意义。

Bayoumi 和 Eichengreen(1994)提供了关于欧洲 20 世纪 80 年代的总需求和总供给冲击的数据(见表 6)。数据表明除了德国、法国、荷兰、比利时、丹麦和奥地利相互之间的需求和供给冲击显著相关,显示区域外部冲击的一致性,其他国家相关程度不高,尤其英国、芬兰、爱尔兰以及西班牙和葡萄牙等国家的不对称性很高,当然西班牙和葡萄牙相互之间还是呈现了较高的相关性。这一研究结果与英国游离于欧元区之外的事实是相一致的。

表 6 欧盟总需求与总供给扰动的相关系数矩阵(1960~1990 年)

	德国	法国	荷兰	比利时	丹麦	奥地利	意大利	英国	西班牙	葡萄牙	爱尔兰	瑞典	芬兰
总需求冲击相关系数													
德国	1.00												
法国	0.30	1.00											
荷兰	0.21	0.34	1.00										
比利时	0.36	0.53	0.52	1.00									
丹麦	0.34	0.32	0.20	0.30	1.00								
奥地利	0.32	0.50	0.29	0.56	0.30	1.00							
意大利	0.22	0.62	0.34	0.49	0.06	0.44	1.00						
英国	0.09	0.20	-0.05	-0.03	0.00	-0.15	0.05	1.00					
西班牙	-0.10	0.53	0.11	0.26	0.25	0.30	0.43	0.23	1.00				
葡萄牙	0.24	0.47	0.05	0.45	0.30	0.60	0.63	0.24	0.32	1.00			
爱尔兰	0.06	0.09	0.39	0.00	0.34	-0.12	-0.08	0.25	0.02	-0.01	1.00		
瑞典	0.10	0.18	0.29	0.36	0.18	0.02	0.25	0.18	-0.01	0.08	0.30	1.00	
芬兰	0.10	0.47	0.32	0.60	0.36	0.53	0.65	0.16	0.40	0.54	0.17	0.33	1.00
总供给冲击相关系数													
德国	1.00												
法国	0.52	1.00											
荷兰	0.54	0.36	1.00										
比利时	0.62	0.40	0.56	1.00									
丹麦	0.68	0.54	0.56	0.37	1.00								
奥地利	0.41	0.28	0.38	0.47	0.49	1.00							
意大利	0.21	0.28	0.39	0.00	0.15	0.06	1.00						
英国	0.12	0.12	0.13	0.12	-0.05	-0.25	0.28	1.00					
西班牙	0.33	0.21	0.17	0.23	0.22	0.25	0.20	0.01	1.00				
葡萄牙	0.21	0.33	0.11	0.40	-0.04	-0.03	0.22	0.27	0.51	1.00			
爱尔兰	0.00	-0.21	0.11	-0.02	-0.32	0.08	0.14	0.05	-0.15	0.01	1.00		
瑞典	0.31	0.30	0.43	0.06	0.35	0.01	0.46	0.41	0.20	0.39	0.10	1.00	
芬兰	0.22	0.12	-0.25	0.06	0.30	0.11	-0.32	-0.04	0.07	-0.13	-0.23	-0.10	1.00

资料来源:Bayoumi 和 Eichengreen(1994)。

从纯经济理论角度看,欧洲货币联盟并不是最优通货区,因为从冲击对称标准看,成员国整体的冲击对称性不高。但是欧洲的实践经验表明,即使货币联盟整体的冲击差异相当大,但是只要核心集团冲击分布,如德国、法国和比利时等六国集团,是相当对称的,也是可以实现货币联盟的。

我们将东亚的结果与欧洲相比较,可以发现:东亚的冲击分布与当时的欧洲相比具有相同的一面,东亚作为整体虽然相关性不强,尤其是中国大陆,其所面对的冲击与其他国家或地区不相关或者负相关,但是的确存在着具有高度的正相关性的子集团——印度尼西亚、泰国、马来西亚和新加坡,而且子集团内部冲击的相关系数甚至比德国等六国集团更大。

可见,从冲击相关性看,东亚与欧洲具有相似的冲击分布。但是与此同时我们是否就可直接得出这样的结论:欧洲以六国为核心集团逐渐向外围扩张,实现欧洲货币联盟的事实暗示现在的东亚将以东盟为核心集团可以立即步入东亚货币同盟的准备阶段呢?答案并不简单,应当注意到东亚和欧洲之间存在着的不同的一面。在欧洲,包括德国的核心集团占欧洲13个国家GDP比重的60%;其中经济实力最为雄厚的德国占30%,且数据表明德国与其他国家有着较高相关度,这为欧洲货币联盟的实现打下了坚实的基础,而东盟四国占东亚9个国家和地区GDP的总和不足10%,尚不具备领导能力,而与其他东亚国家的相关性不强的东北亚,即中国、日本和韩国却占据90%之强,因此不能把欧洲的经验简单地照搬到东亚货币联盟。

五、结论以及政策建议

(一) 结论

1. 从东亚各国整体看,外部冲击并不对称。东盟成员国的冲击高度相关,日本与韩国比较相关,东盟成员国与日本和韩国之间的相关性有趋强的迹象,而其他国家,尤其是中国大陆与其他国家和地区,包括中国香港呈不相关甚至负相关。从纯经济理论看,东亚不是最优货币区。

2. 欧洲货币联盟的实践给予我们一定启示:即使一个区域从整体看相当不对称,但是只要存在一个冲击相关性很高的核心集团,还是可以实现区域货币联盟的。

3. 东亚虽然存在冲击高度相关的东盟集团,但是由于经济规模有限,不具备对东亚诸国的辐射力和领导能力,不足以构成一个核心集团。东亚货币联盟的建立不能脱离经济实力强大的东北亚国家,日本与韩国表现出相当的相关性,但是与东盟国家的相关性不够,中国与任何东亚国家的相关性太弱。因此,就建立东亚货币联盟而言,还需要更长时间的磨合。

(二) 政策建议

东亚要实现货币联盟需要一个核心。1990年以后,日本经济泡沫破灭,日元国际化的进程受阻,日本的国际金融地位正趋下降。当日本在为国内经济一蹶不振疲于奔命之时,中国经济却表现出强劲的增长势头以及持续的增长潜力,人民币地位不断上升,逐渐成为亚洲的硬通货,人民币的国际化也在市场力量的推动下迈出坚实的一步。这一切预示了正在崛起的中国将与其他

国家共同成为东亚货币联盟的核心,中国应当在东亚货币联盟中有所作为。

如何改变中国与其他东亚国家冲击的不对称? 欧盟委员会一项研究证明,进一步的经济与货币一体化会导致有关国家差异的缩小(Emerson, 1992),另外还有学者认为,有关国家贸易往来越密切,它们之间商业周期的同步性则越强(Frankel 和 Rose, 1996),在欧洲,参加欧洲汇率体系的国家在商业周期上表现了极强的同步性,与未参加的国家形成鲜明的对照(Artis 和 Zhang, 1997)。目前,中国与东亚国家贸易和金融关系日趋紧密。2001年,中国与亚洲贸易伙伴(不包括日本)的进出口额占进出口总额的40%,所引入的外资中亚洲占67%。但是贸易与货币一体化的程度还是发展滞后。中国应以积极的姿态着手大中华经济圈的一体化(包括大陆、香港、澳门和台湾),加快中国—东盟自由贸易区建设进程,建立人民币离岸中心,稳步推进人民币的国际化,在东亚货币联盟中发挥重要的作用。

注释:

①具体可参见 Bayoumi 和 Eichengreen(1994)。

②对于实际 GDP 的增长,东亚各国(除菲律宾 5%、泰国 5%外)在 1%的显著水平上拒绝原假设,对于通货膨胀,多数国家在 5%水平上拒绝原假设,而中国、中国香港、日本是在 10%的显著水平上拒绝原假设,整体上我们把东亚 9 国的实际 GDP 增长和通货膨胀看作是服从 I(0)过程。

③根据 C(K)值,日本的最佳模型阶数是 2。

参考文献:

- [1] Artis M, Zhang W. International business cycles and the ERM: Is there a european business cycle? [J]. International Journal of Finance and Economics, 1997, 2: 1~16.
- [2] Bayoumi T, Eichengreen B. One money or many? Analyzing the prospects for monetary unification in various parts of the world[J]. Princeton Studies in International Finance, 1994.
- [3] Bayoumi T, Mauro P. The suitability of ASEAN for a regional currency arrangement [R]. IMF Working Paper, 1999:99~162.
- [4] Blanchard O J, Quah D. The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances[J]. American Economic Review, 1989, Vol79.
- [5] Blanchard O J, Lawrence K. Regional revolution[J]. Brookings Papers on Economic Activity, 1992, No2.
- [6] Cohen D, Wyplosz C. The Europe monetary union: An agnostic evaluation[A]. Bryant F C. Macroeconomic policies in an interdependent world[C]. Washington, DC, Brookings Institution, 1989.
- [7] De Grauwe P, Vanhaverbeke W. Is europe an optimal currency area? Evidence from regional data[A]. Masson P, Taylor M. Policy issues in the operation of currency unions [C]. Cambridge, Cambridge University Press, 1993.

- [8]Eichengreen B. Is Europe an optimal currency area? [R]. NBER Working Paper, 1991: 3579.
- [9]Eichengreen B, Bayoumi T. Is Asia an optimum currency area? Can it become one? Regional, global and historical perspectives on Asian monetary relations? [R] CIDER Working Paper, 1996: C96~081.
- [10]Emerson M. One market, One money [Z]. Oxford: Oxford University Press, 1992.
- [11]Frankel J A, Rose A R. The endogeneity of the optimum currency criteria[R]. NBER Working Paper, 1996:5700.
- [12]Kenen P. The theory of optimum currency areas: An eclectic view[A]. Mundell R, Swoboda A. Monetary problems of the international economy[C]. Chicago: University of Chicago press, 1969.
- [13]Mckinnon R. Optimum currency areas[J]. American Economic Review, 1963, Vol53.
- [14]Mundell R. A theory of optimal currency areas[J]. American Economic Review, 1961, Vol51.
- [15]Weber, A A. EMU and asymmetries and adjustment problems in the EMS: Some empirical evidence[J]. European Economy, spec, edn. 1991,1: 187~207.
- [16]Yuen H. Is Asia an optimum currency area“shocking”spect of output fluctuations in East Asia[R]. National University of Singapore, Working Paper, 2000, August.

A Study on the Feasibility of Asian Monetary Union

——An Analysis on the Shocks of Real Output
Fluctuation in East Asia

LI Xiao-jie

(School of Finance, Shanghai University of Finance and Economics,
Shanghai 200433, China)

Abstract: Regional monetary union and regional monetary cooperation have been one of the most concerned issues in the field of international finance, and the study on which is full of realistic significance to guard against financial crises and to promote the development of regional economy. The paper analyses the symmetry in aggregate demand shocks and aggregate supply shocks in nine Asian countries and regions including China with VAR approach, and assesses the feasibility for east Asia to realize regional monetary union on the basis of comparison with European experience.

Key words: Asian monetary union; shocks; VAR approach