

欧盟经济波动对我国影响的计量研究

王金明¹, 高铁梅²

(1. 吉林大学数量经济研究中心, 吉林 长春 130012; 2. 东北财经大学数学与数量经济学院, 辽宁 大连 116025)

摘要: 根据中国和欧盟的季度GDP增长率序列, 文章计算了各种不同时间窗长度下二者的滚动相关系数, 发现我国与欧盟的经济周期波动在21世纪后表现出持续显著的同步性特征。并且, 通过出口函数的测算, 得出欧盟经济增长拉动了我国向欧盟的出口, 从而对我国经济增长具有显著的影响。在当前欧盟经济增速放缓的影响下, 我国经济增速出现同步下滑, 我国应该继续运用积极的经济政策拉动内需, 并积极扩展对外贸易, 以实现我国经济平稳健康地增长。

关键词: 经济周期波动; 同步性; 贡献度

中图分类号: F74 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002-0594 (2013) 04-0027-08

一、引言

在当前全球经济增速放缓、欧洲债务危机愈演愈烈的国际经济背景下, 我国经济会受到怎样的影响是人们普遍关心的问题。随着全球经济一体化进程的推进, 经济冲击通过国际贸易和金融等多种传导渠道对世界上绝大多数国家产生越来越大的影响。中国自2001年11月加入WTO以来, 开放程度逐渐加深, 中国与欧盟之间的进出口贸易规模快速增长, 欧盟已经成为中国最大的贸易伙伴。中国向欧盟出口总额在1995年至2001年平均增速为13.5%, 入世后由2001年409亿美元增加到2011年3560亿美元, 平均增速为24.2%; 从欧盟进口总额在1995年至2001年平均增速为9%, 入世后由2001年357亿美元增加到2011年2112亿美元, 平均增速为19.4%。随着我国与欧盟贸易规模不断扩大, 近几年, 欧盟经济波动对我国向欧盟出口产生了很大的冲击, 我国GDP增速也相应受到影响, 本文将对欧盟与中国经济同步性和通过贸易途径欧盟经济对我国经济的影响进行定量分析。

很多学者认为各国经济运行越来越协同一致, 经济周期在世界范围内的相互联系增强, 如Gregory等(1997)认为, 全世界各个国家的经济时间序列表现出了序列相关的共性特征。但也有学者持不同观点, 如Ambler等(2004)通过对20个工

收稿日期: 2013-02-18

基金项目: 国家社科基金重大招标项目(10zd&010); 教育部人文社会科学研究青年基金项目(10YJC790091)

作者简介: 王金明(1975-), 吉林辽源人, 博士, 吉林大学数量经济研究中心副教授, 研究方向为经济周期波动的监测预警; 高铁梅(1951-), 女, 江苏盱眙人, 东北财经大学数学与数量经济学院博士生导师、数量经济研究所所长, 研究方向为宏观经济计量研究。

业化国家的研究认为, 各国经济总量的相关系数虽然多为正值, 但相关系数并不大; Stock 和 Watson (2005) 认为发达国家经济同步程度出现明显下降。我国学者也逐渐关注中国与世界经济周期的关联研究, 薛敬孝和张兵 (2001) 通过测算东亚国家 (地区) 经济增长率之间的斯皮尔曼相关系数, 认为东亚国家 (地区) 经济周期在不同时期表现出同步或离散的不同特征; 秦宛顺等 (2002) 基于季度 GDP 数据, 得出中、美经济周期弱相关, 中、日经济周期负相关; 宋玉华和方建春 (2007) 认为中国经济与世界经济的相关性经历了由强到弱、再逐步转强的过程等。本文也采用相关系数分析中国与欧盟的经济同步性特征, 既有的研究有些是基于全部样本数据计算出相关系数, 反映在整个样本区间中国家间的经济同步性, 有些则主观地将所研究的样本区间进行划分, 分析经济周期同步性出现的变化, 但由于中国经济结构一直处于不断调整中, 中国与欧盟等发达国家经济之间的同步性特征也会随着时间的推移而不断变化。为此, 本文采用滚动相关系数来刻画这种渐变过程, 本文第二部分中将基于基钦短周期和朱格拉中周期思想, 通过设定不同的滚动时窗反映在不同视角下中欧经济周期波动同步性特征的动态变化。

对于经济周期波动的研究通常可以分为古典周期、增长周期和增长率周期三种类型, 古典周期是研究经济总量绝对水平的波动, 增长周期研究的是经济总量相对于其增长趋势的偏离出现的波动, 增长率周期研究经济总量增长率率的波动。一般来说, 发达国家关注的是古典周期, 而对于中国这样的发展中国家而言, 改革开放后的近几十年经济总量几乎一直在扩张, 因此, 对于中国经济周期波动问题都是基于增长周期或增长率周期进行研究的。增长周期的研究需要对经济总量进行趋势和循环要素的分解, 而选择不同的方法剔除趋势会影响经济周期同步性的检验结果, 本文将基于增长率周期的思想研究欧盟与中国 GDP 增长率序列体现出来的同步性特征变化。

在相关性研究的基础上, 本文将进一步对欧盟经济波动通过贸易对中国经济产生的影响进行定量刻画。大量实证研究认为国际贸易扩大能够导致国际经济周期同步性增强, Frankel 和 Rose (1998) 认为双边贸易联系紧密的国家之间经济总量也密切相关; Kose 等 (2003) 也认为贸易一体化促进了国家间经济周期同步性。我国学者张兵 (2006) 认为, 中国参与经济全球化的程度日益提高是中美两国经济周期同步性的根本原因; 袁富华等 (2009) 通过对中国与美国、日本和欧盟经济周期关联的研究, 认为日益扩大的对外经济联系具有使中国经济波动收敛于世界经济波动的倾向。本文在第三部分中将建立出口函数, 定量分析欧盟经济增长和汇率因素对中国向欧盟出口的影响, 并通过计算中国向欧盟的出口对我国 GDP 增长的贡献度, 分析欧盟经济对我国经济的直接拉动效应, 最后总结全文。

二、中国与欧盟经济周期波动的同步性特征

本文采用中国与欧盟 1996 年 1 季度~2011 年 4 季度的 GDP 增长率数据 (数据

来自中国经济信息网) 对中国与欧盟经济周期波动的同步性进行分析。中国公布的 GDP 同比增速是累计值, 本文将欧盟季度实际 GDP 转化为累计值并计算其增长率, 两个序列均用 X-12 方法剔除了季节因素和不规则要素, 如图 1 所示。

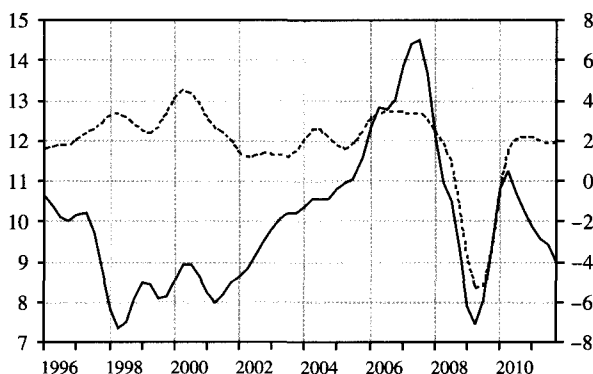


图 1: 中国 GDP 增速 (实线, 左坐标) 和欧盟 GDP 增速 (虚线, 右坐标)

(一) 滚动相关系数

在整个样本区间中, 中国与欧盟 GDP 增长率序列的同期相关系数为 0.26, 虽然可以认为是显著正相关, 但是数值却很小, 从图 1 中也可以看出, 在整个区间中二者并没有呈现出很有规律性的协同变化。不过, 中国和欧盟的经济同步性在不同时期表现不尽相同, 为了反映出随时间推移经济关联的动态变化, 本文考虑计算不同时窗长度下的滚动相关系数。

在样本区间 $\{1, \dots, T\}$ 上给定滚动时窗长度 m , 在 t 时刻 (t 从 m 到 T 变化) 的滚动相关系数定义为从 $t-m+1$ 时刻到 t 时刻 m 个样本的相关系数, 在时窗长度为 m 的设定下, 中国与欧盟 GDP 增速的滚动相关系数序列计算为:

$$r_t = \frac{\sum_{i=t-m+1}^t (yc_i - \overline{yc}_t)(yeu_i - \overline{yeu}_t)}{\sqrt{\sum_{i=t-m+1}^t (yc_i - \overline{yc}_t)^2 \cdot \sum_{i=t-m+1}^t (yeu_i - \overline{yeu}_t)^2}} \quad (1)$$

其中, $\overline{yc}_t = \frac{1}{m} \sum_{i=t-m+1}^t yc_i$, $\overline{yeu}_t = \frac{1}{m} \sum_{i=t-m+1}^t yeu_i$, $t = m, m+1, \dots, T$, yc_i 和 yeu_i 分别表示 i 时刻中国与欧盟的 GDP 增长率。

相关系数的计算依赖于区间长度, 经典的经济周期理论认为, 短周期 (基钦周期) 长度约为 40 个月, 中周期 (朱格拉周期) 长度为 8~10 年。为了较为全面地反映中国与欧盟经济周期同步性的变化, 本文对 12~40 个季度的时窗长度分别计算滚动相关系数, 计算结果如图 2 所示:

(二) 中国与欧盟经济同步性的动态变化

通过图 2 可以看出, 除了个别的短周期情形外, 中国和欧盟经济依赖性呈现

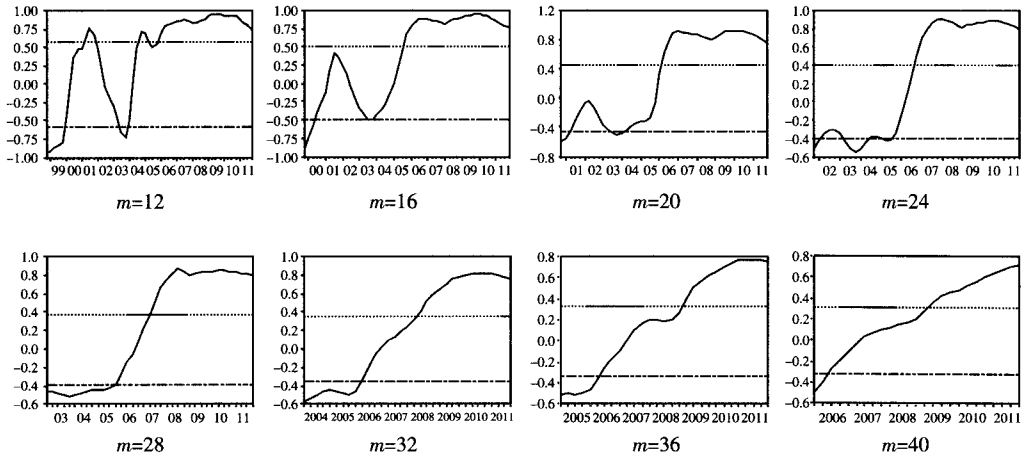


图 2: 各种时窗长度下的滚动相关系数 r_t

上升趋势的, 即各个相关系数序列几乎都由 20 世纪 90 年代后期负相关转为近年来显著正相关, 表现出上升态势, 并且时窗越长, 这种趋势越稳定。

我国经济在 1992 年邓小平“南方谈话”以后得到了迅猛的发展, 投资、消费需求都出现了快速增长, 导致我国在 20 世纪 90 年代初期出现经济过热, 经济增长率在 1992、1993 和 1994 年高达 14.2%、14% 和 13.1%。我国采取了提高利率、对投资课以重税等经济政策抑制投资过热, GDP 增速缓慢回落。1997 年的亚洲金融危机使得已经处在向下调整阶段的中国经济受到巨大冲击, GDP 增长率持续下降, 1999 年 GDP 增速回落到 7.6% 的低水平。然而, 这段时期欧盟国家中的发达国家都在 IT 技术冲击下高速增长。我国处在市场经济体制转轨过程中, 来自自身的特殊冲击导致了我国与欧美等发达国家经济出现反向波动, 袁富华等 (2009) 论证了我国特殊的投资和消费模式具有使中国经济波动脱钩于世界经济波动的倾向。

进入 21 世纪后, 尤其是加入 WTO 后, 中国与欧盟之间进出口贸易迅猛增长。我国经济扩张会通过进口的扩大拉动欧盟经济, 同样, 欧盟经济繁荣也会促使我国出口增加, 拉动我国的经济增长。双边贸易的不断增加使得中国与欧盟互相依赖程度逐渐加深, 中国与欧盟经济出现同方向波动。

尽管设定了不同的时窗长度, 但进入 21 世纪, 尤其是加入 WTO 以后, 中国和欧盟经济开始出现显著的正相关性。并且, 当时窗长度为 3~7 年时, 滚动相关系数的均值都在 0.8 以上。因此, 中国经济受到欧盟经济增速放缓也出现协同变动, 不可避免地受到负面冲击而出现增速下滑, 欧盟经济走势的不确定性将使得我国经济增长受到影响。不过, 仅仅根据相关性来判断欧盟经济对我国经济的影响是不够的, 本文接下来具体分析欧盟经济对中国经济产生的定量影响。

三、欧盟经济波动对中国经济的拉动效应

上述分析表明, 欧盟与中国经济存在显著的同步性波动特征, 大量实证研究认为国际贸易扩大能够导致国际经济周期同步性增强, 因此, 下面分析欧盟经济通过贸易渠道对中国经济产生的直接拉动效应。

(一) 欧盟经济波动对中国向欧盟出口的影响

经济学理论表明, 影响出口最重要的因素是国外的经济增长和实际汇率水平, 国外经济扩张的收入效应会增加对本国商品的需求; 本国货币贬值 (升值) 意味着本国商品在国际市场上更加便宜 (昂贵), 从而有利于 (抑制) 本国商品的出口。因此, 建立反映欧盟经济增长率 (yeu) 和人民币对欧元的实际汇率 (rer) 影响中国向欧盟出口增速 (eer) 的线性出口函数:

$$eeu = \alpha + \beta \times yeu + \gamma \times rer \quad (2)$$

其中, 实际汇率 rer 计算为:

$$rer = ner \times p_{EU} / p_C \quad (3)$$

其中, ner 代表名义汇率 (图 3 虚线), 用人民币对欧元加权平均汇率 (人民币/欧元) 表示; p_{EU} 表示欧盟价格指数, p_C 表示中国价格指数。资料所限, p_{EU} 用欧盟地区的 GDP 平减指数 (同比) 代替, p_C 采用中国出口商品价格指数 (同比), 按照式 (3) 计算出实际汇率 (图 3 实线)。名义汇率 ner 、 p_{EU} 下降或 p_C 上升, 实际汇率 rer 都将下降, 意味着在国际市场上欧盟商品比中国商品更加便宜, 中国对欧盟出口将受到抑制。金融危机以来, 欧元兑人民币整体上呈现下降态势, 2010 年后, 受到中国通货膨胀持续上升的影响, 通过图 3 可以看出, 实际汇率基本上呈现持续的下降趋势, 这可能对我国向欧盟的出口产生了抑制作用。

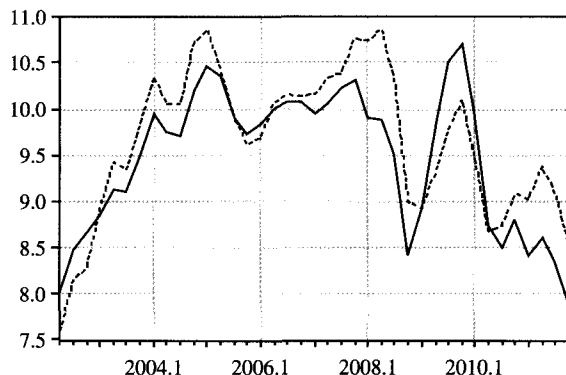


图 3: 人民币对欧元名义汇率 (虚线) 和实际汇率 (实线) 波动

按照式 (2) 的理论设定估计回归模型结果如下 (数据区间: 2002 年 2 季度~2011 年 4 季度, 系数下方括号内为对应的 t 值):

$$eeu_t = 7.19 \times yeu_t + 1.57 \times rer_t + \hat{\varepsilon}_t \quad (4)$$

(7.69) (2.78)

$$\hat{\varepsilon}_t = 0.77 \times \hat{\varepsilon}_{t-1} + \hat{v}_t \quad (7.43)$$

$$R^2=0.85 \quad D.W.=1.43$$

经检验, 残差序列 $\hat{v}_t$ 平稳, 无序列相关和异方差性。并且, Quandt-Andrew 检验的最大 F 统计量表明模型结构是稳定的, 即在样本区间中模型系数不存在显著的结构变化。系数估计结果表明, 实际汇率对中国向欧盟出口增速的影响在统计上是显著的, 但数值很小, 实际汇率增加 1 单位, 将拉动出口增速上升 1.57 个百分点, 在两国物价水平不变的情况下, 如果欧元兑换人民币的名义汇率由 9 上升为 10, 中国向欧盟的出口增速仅能提高 1.57%, 显然, 汇率变化并不是影响中国向欧盟出口的主要因素。

欧盟经济增长率对我国向欧盟的出口增长率影响十分显著并且数值非常大, yeu 增加 1 单位将导致 eeu 增加 7.19 个单位, 即如果 2011 年欧盟 GDP 同比增长由 1.54% 增加为 2.54%, 则中国对欧盟出口增长率将由 9.1% 增加到 16.29%。中国向欧盟的出口增加意味着净出口的增加, 即我国 GDP 增长率的提高。为了计算欧盟经济对我国 GDP 增长率的直接拉动效应, 下面计算中国向欧盟的出口增加对我国 GDP 的贡献度。

(二) 中国向欧盟出口的贡献度测算

若用 Y_t 代表第 t 期的国内生产总值 (支出法), y_u 代表居民消费, y_2 代表投资, y_3 代表政府支出, y_4 代表出口, 则有:

$$Y_t = y_u + y_2 + y_3 + y_4 = \sum_{i=1}^4 y_{it} \quad (5)$$

求 Y_t 的增长率可得下式:

$$\frac{Y_t}{Y_{t-1}} = \sum_{i=1}^4 \frac{y_{it}}{y_{i,t-1}} \frac{y_{i,t-1}}{Y_{t-1}} \quad (6)$$

并将 Y_t 和 y_u 的增长率分别表示为 G_t 、 g_u , 用 $w_u (= y_u/Y)$ 表示 t 期各项支出占总支出的比重, 将 G_t 、 g_u 、 w_u 代入式 (6) 并整理得:

$$G_t = \sum_{i=1}^4 g_u w_{i,t-1} \quad (7)$$

通过式 (7) 可以看出, 第 t 期的 GDP 增长率是其构成部分的增长率分别乘以在上一时点各自占 GDP 的比重之和, $g_u w_{i,t-1}$ 称为贡献度。计算我国向欧盟出口的贡献度, 结果发现, 在加入 WTO 后, 我国向欧盟的出口对我国经济增长的贡献度增加。但受金融危机影响, 2008 年以后, 中国对欧盟的出口增速下降甚至出现绝对水平的下降, 在我国 GDP 中占比也随之降低, 近几年稳定在 5% 左右, 即如果我国向欧盟出口增速上升 1 个百分点, 直接拉动我国 GDP 上升 0.05 个百分点。结合式

(4) 知, 如果当前欧盟 GDP 增长率增加(减少) 1 个百分点, 将导致我国向欧盟出口增长率增加(减少) 7.19 个百分点, 这将直接拉动我国 GDP 增长率上升(下降) 0.36 (即 7.19×0.05) 个百分点。如果再考虑到间接影响, 即出口带来的乘数效应, 以及中国 GDP 增长带来的从欧盟进口增加所诱发的欧盟经济扩张, 进而又拉动中国 GDP 增长, 这一影响将被放大。考虑到这种交互作用, 通过建立欧盟和中国 GDP 增长率的 VAR 模型(篇幅所限, 略去过程), 计算欧盟 GDP 增长率 1 单位冲击带来的中国 GDP 增速的冲击反应函数, 冲击反应值为 1.08%, 其加减二倍标准差的置信区间为 (0.77%, 1.39%)。可见, 欧盟经济波动会通过贸易对中国经济产生较大的影响, 应该密切关注欧盟经济波动态势, 及时调整宏观经济政策保持我国经济稳定增长。

四、结论

在当前世界经济增速放缓和欧债危机持续的冲击下, 中国经济受到了很大的影响, 本文试图对中国与欧盟经济周期同步性进行定量研究, 并分析欧盟经济对中国经济增长的定量影响。根据中国和欧盟 1996 年 1 季度~2011 年 4 季度 GDP 增长率序列, 本文计算了各种不同时间窗长度下二者的滚动相关系数, 发现中国与欧盟之间的同步性是逐渐增强的, 加入 WTO 后表现出显著的正向同步波动。表明欧盟经济与我国经济越来越密切关联, 欧盟经济的波动将会对我国经济产生重要影响。

为了进一步说明欧盟经济增速变化对我国经济增长的影响, 本文接着计算了欧盟经济增速变化和人民币对欧元汇率波动对中国向欧盟出口增速的影响, 发现欧盟经济增长率上升将显著增加对中国商品的进口, 欧盟 GDP 增速增加 1 个百分点会拉动中国对欧盟出口增速上升 7.19 个百分点。由于近几年中国对欧盟出口占中国 GDP 比重约为 5%, 据此推断将直接拉动我国 GDP 增长 0.36 个百分点, 加上乘数效应等连锁反应, 由 VAR 模型计算的总的拉动效应约为 0.77%~1.39%。当前, 欧盟和全球经济持续低迷, 我国出口受到很大的冲击, 经济增长率也相应出现下滑。在欧盟经济仍然复苏乏力的国际背景下, 我国应该积极扩展对外贸易, 以减小欧盟和世界经济对中国经济的冲击; 同时, 通过减税和信贷倾斜等积极的经济政策扶持高科技产业和节能环保产业等的快速发展, 并继续调整收入分配结构刺激内需。中国国内市场巨大, 尤其是农村居民消费的增长空间更大, 合理的财政和货币政策配合既能够在短期中避免出现增速的进一步下滑, 又将有损于我国产业结构和消费结构转型, 并实现经济长期健康增长。

(王金明电子邮箱: wangjm@jlu.edu.cn)

参考文献:

- 秦宛顺, 靳云汇, 卜永祥. 2002. 中国经济周期与国际经济周期相关性分析[J]. 大视野(2).
宋玉华, 方建春. 2007. 中国与世界经济波动的相关性研究[J]. 财贸经济(1).
薛敬孝, 张兵. 2001. 论东亚地区经济周期的同期性与非同期性[J]. 南开经济研究(4).

- 袁富华,汪红驹,张晓晶.2009.中国经济周期的国际关联[J].世界经济(12).
- 张兵. 2006.中美经济周期的同步性及其传导机制分析[J].世界经济研究(10).
- Ambler, S., Cardia, E. and Zimmermann C. 2004. International Business Cycles: What are the Facts? [J]. Journal of Monetary Economics(51): 257-276.
- Frankel, J. and Rose, A. 1998. The endogeneity of the optimum currency area criteria. [J]. The Economic Journal, 108 (449): 1009-1025.
- Gregory, A. W., Head, A. C. and Raynauld, J. 1997. Measuring World Business Cycle[J]. International Economic Review (3): 677-701.
- Kose, M. A., Prasad, E. S. and Terrones, M. E. 2003. How does globalization affect the synchronization of business cycle? [J]. American Economic Review, 93(2): 57-62.
- Stock, J. H. and Watson, M. W. 2005. Understanding Changes in International Business Cycle Dynamics[J]. Journal of the European Economic Association (5): 966-1006.

Econometric Research on the Effect of EU Business Cycle on Chinese Economy

WANG Jin-ming¹, GAO Tie-mei²

(1. Jiling University, Changchun 130012; 2. Dongbei University of Finance and Economics, Dalian 116025, China)

Abstract: This paper calculates the rolling correlation coefficients of the Chinese and EU seasonal GDP growth rates under different window lengths. It finds that the business cycle synchronization between EU and China has been positive ever since 2000. The calculation of the export function indicates that the economic growth of EU will affect the export from China to EU, which leads to the significant pulling effect for China. As a result of the negative shock of the EU economic growth rate slowdown, the GDP growth rate of China also goes down. So, China is suggested to continue its expansionary economic policies and pull its domestic demand and foreign trade so as to keep its economy stable and healthy.

Key words: business cycle; synchronization; contribution degree

(责任编辑 罗远航)