

中国经济与世界经济协同性研究

杨子晖 田 磊*

内容提要 本文遵循多层嵌套因子模型思想构建了国际经济周期三层静态因子模型,并利用该模型对包括中国在内的 24 个主要经济体进行跨国研究,以考察中国经济与世界经济的协同性。研究发现:(1)整体上中国关键宏观经济变量具有明显的跨国共同变动特征,中国经济周期与世界经济周期密切关联;(2)国际共同因子项对中国 CPI 波动拥有较高的解释份额,国际经济因素对中国物价水平具有明显的外部冲击;(3)在 2008 年全球金融经济危机期间,国际共同因子项对中国货币供应量 M_2 的影响力度明显增加,可能是由同一时期中美两国 M_2 增长率关联程度迅速提高造成;(4)美国经济周期对世界经济周期具有主导作用。

关键词 国际经济周期 三层因子模型 跨国共同变动 方差分解

一 引言

改革开放以来,中国经济高速发展,并在 2010 年成为全球第二大经济体。伴随着中国在世界经济中的地位不断提升以及对外贸易规模的大幅增长,中国经济与世界经济关系日益密切,并且与世界经济呈现出明显的协同性波动。在 2008 年全球金融经济危机期间,中国股票市场明显地呈现出与欧美股票市场同涨同跌现象,而在 2008 ~

* 杨子晖 田磊:中山大学岭南学院 广州新港西路 135 号 510275 电子信箱:z_hyoung@yahoo.com.cn (杨子晖);tl19381@yahoo.com.cn(田磊)。

作者感谢国家自然科学基金资助项目(71273286)、全国优秀博士学位论文作者专项资金资助项目(2011103)、新世纪优秀人才支持计划资助(NCET-11-0546)、国家社科青年项目(11CJY098)、广东省优秀博士学位论文作者资助项目(sybzzxm201003)、中央高校基本科研业务费专项资金以及中山大学经济研究所基地建设经费的资助。感谢匿名审稿人提出的建设性修改意见,当然文责自负。

2009年,中国相机抉择实施的宽松货币政策也与美国同期实行的量化宽松货币政策相呼应。作为新兴市场国家代表和最大的发展中国家,中国国内关键宏观经济指标在多大程度上受国际经济因素影响,^①这种影响在2008年全球金融危机期间发生了何种变化?中国关键宏观经济变量是否存在明显的跨国共同变动趋势,未来的动态关系将如何演变?在当前欧洲债务危机远未结束、全球金融市场持续动荡、美国经济复苏脆弱的背景下,以上这些都是目前亟须研究的重要问题,对这些问题的回答不仅有助于我们更好地应对当前的外部冲击,而且也能为后危机时代宏观政策的选择与安排提供了重要的参考依据。

在经济和金融全球化的时代背景下,各国的一些关键宏观经济变量呈现出明显的跨国共同变动趋势(Boivin和Giannoni,2007),学者们已经观察到全球经济协同变化的现象并展开了相关研究。在早期的经验研究中,Backus等(1993)和Baxter(1991)通过双边相关性研究(pairwise correlation)发现主要工业化国家拥有相似的经济周期;Kose(2002)的研究则表明发展中国家的经济周期与发达国家的经济周期具有较大的相似性;Lumsdaine和Prasad(2003)则提出一种加权加总方法来考察分析17个经济合作与发展组织(Organisation for Economic Co-operation and Development,OECD)国家工业产出的国际关联性。但样本数据和计量方法上的局限性使上述研究仅能关注较小范围的经济体,而不具有全球范围上的广泛意义。为了克服这一局限性,Kose等(2003)提出了多层动态因子模型(以下简称KOW模型),该贝叶斯分析框架凭借其可同时拟合多国样本数据的优势迅速成为该领域的国际主流计量模型,相关文献不断涌现,其中Kose等(2008a、b)、Crucini等(2011)以及Neely和Rapach(2011)相继借助KOW模型考察了产出、消费、投资和通货膨胀的国际协同特征。

国内外相关学者也对中国经济与世界经济的关联性问题的研究。其中,彭斯达和陈继勇(2009)将1990~2006年的13个宏观经济序列进行HP滤波处理,并在此基础上计算了中美两国周期波动成分的相关系数,他们发现样本期内中美经济周期协同性虽较弱但有逐步增强的趋势;袁富华等(2009)借助简化的KOW模型,考察了1996~2008年中国与美、欧、日三个主要经济体的经济周期关联性,研究发现对外贸易使得中国经济周期具有收敛于世界经济周期的趋势,而中国特有的投资、消费模式使其经济波动与世界经济波动脱钩;He和Liao(2012)同样利用KOW模型,研究了在

^① 本文所指的关键宏观经济变量包括产出、消费、投资、进出口、物价水平、股票指数(上证综合指数)、国内信贷总量、货币供应量、银行间同业拆借利率和人民币实际有效汇率。

1981Q1 ~ 2008Q4^① 期间亚洲 9 大经济体(包括祖国大陆与香港和台湾地区)与七国集团(G7)的经济周期关联性,分析表明,在整体上世界共同因子和亚洲共同因子分别解释中国实际产出的小部分波动,但相比 1981Q1 ~ 1994Q4 子样本而言,在 1995Q1 ~ 2008Q4 期间,世界共同因子和亚洲共同因子对中国实际产出波动的解释力度明显下降。

纵观国内外该领域的研究文献,现有主流计量模型还存在以下值得改进的空间:首先,以 KOW 模型为代表的研究通常将经济体的某一个经济序列分解为互不相关的国际共同因子成分、国家特有共同因子成分和序列特异误差项(idiosyncratic errors)三部分,然后利用标准的方差分解公式计算出每种成分对该序列方差的解释份额,从而刻画该序列的国际协同程度。虽然文献的基本思路简单明晰,具有较好的可行性,但是仅估计出一个国际共同因子和一个国家特有共同因子,这就造成每个国家(经济体)的宏观经济变量序列只能表示宏观经济的一个方面,从而违反因子模型对于共同因子的基本设定要求(Bai 和 Ng, 2002)。^② 其次,一国的宏观经济是一个有机整体,实体经济活动、价格和金融市场相互作用、紧密关联。因此,国际经济协同性不仅表现为实体经济活动的共同变动,还表现为通货膨胀、金融市场指数等宏观经济变量的共同波动。所以,在一个模型中同时考察实体经济活动、价格和金融市场指数等宏观经济变量的共同变动趋势显然更能全面地刻画经济变量间的相互作用关系,从而更准确地度量经济周期的关联度。最后,现有的文献常常借助传统二层因子模型,从包含多方面信息的宏观经济序列中提取共同因子进行预测或结构性分析(Stock 和 Watson, 2002; Bernanke 等, 2005)。在这些应用中,宏观经济序列通常包括反映实际产出、收入、就业、消费、房地产、存货、股票价格、汇率、利率、货币、信贷总量以及产品价格等 10 多个方面的宏观经济信息指标,二层因子模型虽然将每个序列分解为共同因子部分和序列特异误差项部分,但在处理国际经济周期关联问题时,存在明显的局限性。因为全球经济由众多经济体组成,而每个经济体的经济序列在受到国际共同因子影响的同时又受到自身特有的共同因子影响,二层因子模型仅将经济序列分解为共同因子项和序列特异误差项,没有进一步将共同因子细分为国际共同因子和自身特有共同因子。

鉴于上述局限性,在研究国际经济周期关联问题时,为了使一国的经济序列既能覆盖多方面的信息,又能进一步将每一个序列分解为国际共同因子项、国家特有共同因子项和序列特异误差项三部分,本文遵循多层嵌套因子模型思想,在借鉴 Moench

① 此处为 1981 年第 1 季度到 2008 年第 4 季度的简写,后文同。

② 例如, Kose 等(2003、2008a、b) 系列研究中的宏观经济变量仅包括产出、消费和投资 3 个变量,而 Neely 和 Rapach(2011) 中的样本数据只包括 64 个国家的通货膨胀数据。

等(2011)嵌套动态因子模型框架基础上,构建一个国际经济周期三层静态因子模型,并借助该模型对由中国及其23个贸易伙伴国的742条时间序列组成的、样本区间为1998Q1~2011Q1的宏观跨国经济数据展开深入研究,以考察中国经济周期与世界经济周期的协同性。在估计国际经济周期三层因子模型的过程中,我们首先对每个国家的数据集进行二层因子模型估计,由此得出共同因子和序列特异误差项,并再次对共同因子应用二层因子模型以得出国际共同因子和国家特有共同因子,最后利用方差分解方法求出国际共同因子项、国家特有共同因子项和序列特异误差项对某国的某一个序列变动的解释份额。与此同时,为进一步考察此次全球金融经济危机期间中国经济与世界经济协同性的变化趋势,我们将采用“滚动窗口”(rolling window)的方法对“窗口长度”为41个季度的子样本展开动态研究,即利用三层因子模型分别对1998Q1~2008Q1、1999Q1~2009Q1、2000Q1~2010Q1和2001Q1~2011Q1进行滚动分析,以进一步考察经济关联度的动态演变。

与上述已有文献相比,本文试图在以下方面有所改进:(1)通过构建新的国际经济周期三层因子模型,充分利用大规模国际宏观经济数据集的结构特征,将一国的某一宏观经济变量的波动进一步分解为国际共同因素、国家特有共同因素和序列特异误差项三部分进行分析;(2)在经验分析过程中,经济变量序列覆盖产出、消费、投资、财政收入和支出、进出口、物价水平、股票价格指数、信贷总量和货币供应量、货币市场利率、实际有效汇率等关键宏观经济变量,从而使我们的研究结果包含了更全面、更丰富的经济周期协同信息,得出更富有启发意义的结论;(3)借助滚动分析我们生动地刻画出经济协同性的动态演变。

本文接下来的结构安排如下:第二部分简要介绍三层因子模型的构建以及相关的估计步骤,并与现有研究模型进行比较分析;第三部分是对样本数据集的构建和处理进行简要说明;第四部分为经验结果分析;最后是本文结论与政策建议。

二 三层因子模型

我们借鉴 Moench 等(2011)多层动态因子模型的基本原理,构建一个处理国际经济周期关联问题的三层静态因子模型。下面对该模型进行简要说明:

假定世界存在 I 个国家,对于国家 i ,有 n^i 个经济序列,而序列 $k(k=1, \dots, n^i)$ 对应的传统二层动态因子模型为:

$$x_{k,t}^i = \lambda_{k,c}^i(L)c_t^i + v_{k,t}^i \quad (1)$$

其中, c_t^i 为 $q^i \times 1$ 动态共同因子, 而 $\lambda_{k,c}^i(L)$ 为元素, 是 $1 \times q^i$ 动态因子载荷向量的多项式, $v_{k,t}^i$ 为 $x_{k,t}^i$ 的特异误差成分 (idiosyncratic component)。为了应用主成分方法估计因子模型, 我们遵循 Stock 和 Watson (2002) 的做法, 将式 (1) 表述成二层静态因子模型形式, ①假设 $\lambda_{k,c}^i(L)$ 具有 $p-1$ 的滞后自由度, 定义 $r^i \times 1$ ($q^i \leq r^i \leq pq^i$) 向量矩阵 $C_t^i = ((c_t^i)', (c_{t-1}^i)', \dots, (c_{t-p+1}^i)')$, 我们可得:

$$x_{k,t}^i = \lambda_{k,c}^i C_t^i + v_{k,t}^i \quad (2)$$

由于 C_t^i 在式 (2) 中没有滞后项, 故被称作静态共同因子。令 $X_t^i = (x_{1,t}^i, x_{2,t}^i, \dots, x_{n^i,t}^i)'$, 式 (2) 可进一步写成:

$$X_t^i = \Lambda_c^i C_t^i + v_t^i \quad (3)$$

其中, 矩阵 $\Lambda_c^i = (\lambda_{1c}^i, \lambda_{2c}^i, \dots, \lambda_{n^i c}^i)'$ 是 $n^i \times r^i$ 因子载荷, $v_t^i = (v_{1t}^i, v_{2t}^i, \dots, v_{n^i t}^i)'$ 是 $n^i \times 1$ 序列特异误差项向量。

我们假定式 (3) 中的共同因子 C_t^i 、因子载荷矩阵 Λ_c^i 、序列特异误差项 v 分别满足 Bai 和 Ng (2002) 给出的 4 个假设条件。其中, 假设条件 3 允许序列特异误差项之间存在有限的截面相关和时序相关 (limited cross-section and time-series dependence), 同时允许有限的截面异方差和时序异方差。在满足这些假设条件的情况下, 应用 Bai 和 Ng (2002) 的 IC_p 统计量能得到一致的静态因子估计个数 \hat{r}^i , 并使得主成分方法得到一致的共同因子估计量 \hat{C}_t^i 以及载荷因子矩阵估计量 $\hat{\Lambda}_c^i$, 且二者遵循渐进正态分布 (Bai, 2003)。

假设全球经济存在国际共同因子 F_t , 对于国家 i , C_t^i 具有传统二层静态因子模型:

$$C_t^i = \Lambda_F^i F_t + w_t^i \quad (4)$$

其中, 向量 F_t 为 $r \times 1$ 国际共同因子, 矩阵 Λ_F^i 为 $r^i \times r$ 载荷因子, w_t^i 为国家 i 的特有共同因子, 类似地, 我们假设式 (4) 中的共同因子 F_t 、因子载荷矩阵 Λ_F^i 、序列特异误差项 w_t^i 分别满足 Bai 和 Ng (2002) 给出的 4 个假设条件。令 $R = \sum_{i=1}^I r^i$, 则对于全球经济, 我们得到以下关系式:

$$C_t = \Lambda F_t + w_t \quad (5)$$

其中, 矩阵 $\Lambda = (\Lambda_F^1, \Lambda_F^2, \dots, \Lambda_F^I)'$ 为 $R \times r$ 的因子载荷, $C_t = ((C_t^1)', (C_t^2)', \dots,$

① 因子模型的动态形式和静态形式的主要区别在于以下两点: (1) 动态因子模型不能使用主成分方法 (principal components) 进行估计, 然而, 当序列个数比较大时, 主成分法是最有效的估计方法, 因此, 现有文献中的因子模型大多是以静态形式呈现; (2) 静态因子模型借助 Bai 和 Ng (2002) 的 IC_p 准则来估计静态因子个数, 动态因子模型需在估计出静态因子后再利用 Bai 和 Ng (2007) 等统计准则来估计动态因子个数或直接假设动态因子个数为 1 (Moench 等, 2011)。

$(C_t^i)'$), 而 $w_t = ((w_t^1)', (w_t^2)', \dots, (w_t^I)')'$ 。

由(3)和(4)式我们可以进一步得到以下的三层静态因子模型:

$$X_t^i = \Lambda^i F_t + \Lambda_c^i w_t^i + v_t^i \quad (6)$$

其中, $\Lambda^i = \Lambda_c^i \Lambda_F^i$ 。

遵循二层因子模型的估计方法和静态因子个数估计方法的基本原理(Bai 和 Ng, 2002), 我们采用序贯主成分方法估计国际共同因子、国家特有共同因子和序列特异误差项。具体估计步骤包括: 首先, 对于国家 i , 我们利用 Bai 和 Ng(2002) 提出的 IC_p 准则来估计静态因子个数 r^i , 然后再用主成分方法估计(3)式, 得到 C_t^i 、 Λ_c^i 和 v_t^i 的估计值; 其次, 为了考察全球经济的共同因子, 我们利用 Bai 和 Ng(2002) 提出的 IC_p 准则来估计静态因子个数 r , 然后再用主成分方法来估计式(5), 得到 F_t 、 Λ 和 w_t 的值。至此, 我们估计出了式(6)中的国际共同因子项 $\Lambda^i F_t$ 、国家特有共同因子项 $\Lambda_c^i w_t^i$ 以及序列特异误差项 v_t^i 。

由于估计出的国际共同因子项、国家特有共同因子项和序列特异误差项之间互不相关, 我们可得到如下的三层因子模型的方差分解式:

$$\text{cov}(x_{k,t}^i) = \text{cov}(\Lambda_k^i F_t) + \text{cov}(\Lambda_{c,k}^i w_t^i) + \text{cov}(v_{k,t}^i), \text{ 其中 } k=1, 2, \dots, n^i; i=1, 2, \dots, I \quad (7)$$

基于式(7), 我们可分别计算出国际共同因子项、国家特有共同因子项和序列特异误差项对 $x_{k,t}^i$ 方差的解释份额。

本文的三层静态因子模型与 Moench 等(2011)的多层嵌套动态因子模型相比, 主要有以下改进: 一是三层静态因子模型关于序列特异误差项的假设更符合经济现实。Moench 等(2011)是假定序列特异误差项在时序和截面两个维度上互不相关, 而本文三层静态因子模型允许序列特异误差项之间具有有限的截面相关性和时序相关性, 这一假定比严格因子模型的设定更具普遍意义(Bai 和 Ng, 2002; Bai, 2003)。因为在现实经济中, 国与国之间的经济协同性主要是由全球共同经济因素以及两国间特有的关联因素引起的, 比如, 中美两国的经济关联度既受石油价格、全球性经济危机影响, 又受两国宏观经济政策的影响。对应于国际经济周期关联三层因子模型, (3)和(4)式表示 t 期 i 国经济序列 X_t^i 和 j 国经济序列 X_t^j 的相关关系主要由国际共同因子 F_t 体现, 但同时也反映在 w_t^i 与 w_t^j 之间的相关系数, 因此假设 w_t^i 与 w_t^j 之间存在有限相关更符合国家间经济关联现实。二是模型参数估计方法和因子个数的估计方法有所改进。Moench 等(2011)模型以动态因子的形式呈现, 其比较可行的估计方法是马尔科夫蒙特卡罗算法(Markov Chain Monte Carlo, MCMC), 然而他们没能在贝叶斯框架下给出动态因子个数的有效估计, 仅假设存在一个全局共同因子, 每个组别中只有一个共同

因子。正是这一原因, Moench 等(2011)模型一次只能处理一种经济序列, 如仅考察每个国家的 GDP 增长率序列, 这样估计出的共同因子就只是各国 GDP 增长率的共同因子, 而不能反映物价、资产价格等多个变量的共同变动趋势。相比较而言, 本模型以静态因子的形式呈现, 可以采用 Bai 和 Ng (2002) 的 IC_p 准则来估计一致的静态因子个数, 进而利用主成分方法估计出一致的国际共同因子项、国家特有共同因子项和序列特异误差项, 最后通过计算国际共同因子项、国家特有共同因子项和序列特异误差项对某一序列方差的解释份额来测算经济周期的关联程度 (business cycle synchronization)。所以本文的三层因子模型可同时处理包含多方面经济信息的样本数据, 这样就能更全面地刻画冲击传递路径, 进而更准确地研究宏观经济多方面的共同变动趋势。

三 数据说明

本文的数据集有两个重要的特点: 一是样本中的经济体既是中国的主要贸易伙伴又是世界的重要经济体; 二是每个国家的经济序列包含多方面的宏观经济信息。

本研究涵括 24 个经济体, 包括澳大利亚、加拿大、美国、巴西、墨西哥、日本、韩国、新加坡、中国台湾、马来西亚、泰国、菲律宾、印度尼西亚、英国、德国、法国、意大利、奥地利、比利时、荷兰、芬兰、瑞典、挪威和中国。其中, 加拿大、美国、英国、德国、法国、意大利、日本是 G7 成员国, 为世界最发达工业化国家的代表; 巴西、墨西哥为发达新兴市场国家的代表 (国际货币基金组织 (IMF) 的分类); 韩国、新加坡、中国台湾是亚洲新兴发达经济体代表; 马来西亚、泰国、菲律宾、印度尼西亚是亚洲新兴市场国家的代表; 另外, 奥地利、比利时、荷兰、芬兰则是欧盟重要成员国; 澳大利亚是大宗商品的主要出口国; 瑞典、挪威是北欧重要经济体。上述 23 个经济体都是中国重要的贸易伙伴, 中国与这些经济体的进出口贸易占其贸易总额的 86.7%。^①

澳大利亚、加拿大、美国、日本、英国、德国、法国和意大利 8 国的经济指标总数都大于等于 40, 因此, 我们把每个国家作为一个独立的经济体。基于数据的可获得性, 我们将巴西、墨西哥两国的经济序列放在一起作为一个经济体; 把奥地利、比利时、荷兰和芬兰作为一个经济体; 把马来西亚、泰国、菲律宾、印度尼西亚作为一个经济体; 把韩国、新加坡、中国台湾作为一个经济体; 把瑞典、挪威作为一个经济体, 从而获得了 13 个经济体, 每个经济体均包括 40 个以上的宏观经济指标。

^① 来源于国际清算银行 (Bank for International Settlements, BIS) 最新的贸易权重统计数据。

每个经济体的数据序列覆盖 12 类关键宏观经济指标,分别是国民收入和生产账户指标(National Income and Products Accounts,NIPA)、产出类指标、财政收入和支出类指标、就业水平指标、世界银行的大宗商品指数、物价水平、分行业单位劳动力成本、信贷总量指标、货币供应量指标、长短期利率指标、股票价格指数和实际有效汇率。数据来自 EIU 全球宏观数据库、美国联邦储备银行圣路易斯分行的 FRED 数据库、世界银行 WDI 和 IMF 的 IFS 数据库。

中国的数据集包含 10 大类 55 个经济指标,^①其中,10 大类指标分别是国家收入和生产账户指标、工业产出类指标、财政收入和支出类指标、世界银行的大宗商品指数、物价水平指标、信贷总量指标、货币供应量指标、长短期利率指标、股票价格指数和实际有效汇率。数据来源于 EIU 全球宏观数据库、IMF 的 IFS 数据库和中经网统计数据库。

本文所采用的数据均为季度数据,而且,遵循该领域的研究惯例(Boivin 和 Giannoni,2007),我们使用 $X-12$ 方法对原始数据进行季节性调整,应用增广迪基-福勒(Augmented Dickey-Fuller,ADF)检验和菲尔普斯-佩龙(Philips-Peron,PP)检验方法考察经季节调整后的数据的平稳性,并对非平稳的变量进行一阶差分使其转化为平稳变量;最后利用数据的标准差对其进行标准化处理。

正如第二部分所介绍,对于 14 个经济体,我们首先运用主成分方法估计二层因子模型,得到序列 $\{C_t\}$ 的估计值,并再次运用主成分方法估计式(5),得到国际共同因子序列 $\{F_t\}$ 和国家特有共同因子序列 $\{w_t\}$ 对应的估计值。

四 经验研究结果

(一)中国经济与世界经济关联——整体样本分析

1. 国际共同因子及其经济含义。我们利用三层静态因子模型考察 1998Q1-2011Q1 的总体样本数据,基于 Bai 和 Ng(2002) IC_p 准则分析表明存在 7 个国际共同因子。^② 在此基础上,我们借鉴 Eickmeier(2007)的方法考察与 7 个国际共同因子密切

① 由于中国缺少“就业水平”和“分行业单位劳动力成本”两类指标的季度数据,因此,在实际分析中我们只能使用 10 大类指标作为中国的样本数据。类似的情况同样出现在 Boivin 和 Giannoni(2007)与 Mumtaz 和 Surico(2009)的研究中,他们也因数据的可获得性而使得某些经济体的指标种类有所缺失。

② 此处所指的是 7 个静态共同因子,Eickmeier(2007)指出,静态共同因子是通过施加正规化约束(normalization)估计得到的,并且一个静态因子通常是几个动态因子和动态因子滞后项的线性组合,所以不能简单地认为一个静态因子与某一类经济指标(比如 GDP 增长率)相关系数大,该静态因子就包含此类经济指标(产出)的变动信息,从严谨的角度我们只能说该静态因子序列与此类经济指标的变动密切相关。

相关的宏观经济变量,并对国际共同因子的经济含义做进一步的阐述与说明。需要进一步指出的是,一方面,Kose等(2008b)与Crucini等(2011)的国际经济周期关联的文献表明,G7(美国、日本、德国、法国、英国、意大利以及加拿大)和中国的经济周期主导了世界经济周期,因此,本文对这些经济体所选择的关键宏观经济变量可以准确刻画与国际共同因子密切关联的宏观经济变动趋势;另一方面,由于各经济体在产品市场、劳动力市场、资本市场等宏观经济层面还存在明显的差异,它们的宏观经济变量的变动趋势不可能完全(或高度)趋同,因此,若要求某一国际共同因子与所有经济体的同一类宏观经济变量均密切相关,则不易准确找出满足密切相关条件的共同因子和宏观经济变量。基于上述考虑,我们选择美国、中国、日本、德国、法国、英国、意大利以及加拿大的宏观经济变量来识别与7个国际共同因子密切相关的宏观经济变量,并对国际共同因子的经济含义展开进一步的阐述与说明。

我们的识别步骤简要说明如下:第一步,分别计算出第1个国际共同因子与美国、中国、日本、德国、法国、英国、意大利、加拿大宏观经济变量的相关系数并取绝对值;第二步,将各个国家宏观经济变量对应的相关系数绝对值从大至小降序排列,挑出排名前10位的变量;第三步,挑选出在8个经济体均排名前10的变量,计算出每个变量与第1个国际共同因子相关系数绝对值的平均值并按降序排列;第四步,将第三步中相关系数绝对值的平均值排名前三的变量认做与第1个国际共同因子密切相关,若满足第三步条件的变量少于3个,则仅列出满足条件的变量;第五步,重复以上判别步骤,依次找出与第2~7个国际共同因子密切关联的宏观经济变量;最后,我们分别把与7个国际共同因子密切相关的宏观经济变量及其相关系数列于表1。

由表1的分析结果我们可以看出,7个国际共同因子分别与实际产出、生产者价格指数、进出口总值、股票价格指数、实际有效汇率、失业率、劳动力成本、国内信贷总量、长期债券收益率、消费价格指数以及存货对实际产出增长贡献率11个关键宏观经济指标密切相关,而这11个指标覆盖了产出、价格、长期债券利率、失业率、劳动力成本、实际有效汇率、国内信贷总量和总需求状况(存货对实际产出增长贡献率和进出口总值)等宏观经济信息面。因此,国际共同因子涵盖了各经济体关键宏观经济的共同变动信息。由表1我们可以知道:(1)第1国际共同因子分别与实际产出、生产者价格指数和进出口总值密切相关。已有的国际经济周期文献表明,国际贸易是最重要的国际经济周期传递渠道,因此各主要经济体进出口总额的共同变动趋势与国际经济周期的变动高度相关。由跨国公司主导的全球化生产以及大宗商品价格的冲击是导致各国生产价格指数的国际共同变动趋势日益明显的主要原因。实际产出的国际共

表 1 与第 1~7 国际共同因子密切相关的宏观经济变量及其相关系数

国际共同因子	第 1 国际共同因子	第 2 国际共同因子	第 3 国际共同因子	第 4 国际共同因子	第 5 国际共同因子	第 6 国际共同因子	第 7 国际共同因子
密切相关的宏观经济变量 ^①	实际产出 (0.52); 生产者价格指数 (0.68); 进出口总值 (0.72)	股票价格指数 (0.45); 实际有效汇率 (0.29)	失业率 (0.47); 劳动力成本 (0.32)	国内信贷总量 (0.26);	长期债券收益率 (0.463)	消费价格指数 (0.19)	存货对实际产出增长贡献率 (0.24)
中国变量对应的相关系数绝对值 ^②	实际产出 (0.45); 生产者价格指数 (0.71); 进出口总值 (0.76)	上证综指 (0.3); 人民币实际有效汇率 (0.58)	ϕ	国内信贷总量 (0.05);	10 年期国债收益率 (0.33)	CPI 指数 (0.22)	ϕ

说明: ^① 括号中数值表示国际共同因子与变量相关系数绝对值的平均值; ^② 括号中数值表示国际共同因子与中国相应变量的相关系数绝对值; ϕ 表示中国缺少相应的统计数据。

同变动趋势则是国际经济周期的最重要体现(Kose 等,2003)。由此可见,第 1 国际共同因子与具有国际共同变动趋势的三个最重要的经济指标密切相关,因此,第 1 国际共同因子蕴含了国际经济周期的最重要信息,这一结果与 Kose 等(2008a、b)和 Eickmeier(2007)的研究结论相一致。(2)第 2 国际共同因子与股票价格指数以及实际有效汇率密切相关。金融全球化的一个重要体现是各经济体的股票市场呈现出明显的同涨同跌的现象,第 2 国际共同因子由此有效地捕捉到了这一共同变动趋势。而且,在样本期内,美元是最主要的国际货币,其汇率变动对其他货币汇率的波动具有重要影响(体现为伴随着美元升值,其他货币升值以及美元升值其他货币相对贬值两种情形),从而导致各国汇率具有共同变动趋势。此外,样本期内人民币在大部分时间以事实上钉住或爬行钉住美元的方式变动(Sun,2010),这很可能是导致第 2 国际共同因子与人民币实际有效汇率具有较高相关系数的主要原因。(3)第 3~7 国际共同因子分别与失业率、劳动力成本、国内信贷总量、长期债券利率、消费价格指数等重要宏观经济指标的国际共同变动趋势密切相关,从而使得劳动力市场、信贷市场、资本市场等宏观经济面呈现出的共同变动趋势,并与产出、价格的共同变动趋势相呼应。(4)国际共同因子与货币市场基准利率关联程度并不显著。其中,第 1 国际共同因子与 8 个经济体货币市场基准利率相关系数的平均值最大(相关系数均为正值),但美国联

邦基金利率与第 1 国际共同因子的相关系数在 8 个经济体中最小,其绝对值位于所有美国经济指标对应绝对值的第 30 位。Boivin 和 Giannoni(2007)的研究与该结果相一致,他们分析发现,在 1998Q1 ~ 2005Q2 样本期内,尽管长期债券利率与国际共同因子具有一定的相关性,但美国联邦基金利率与国际共同因子并未表现出密切关联,美联储对基准利率仍具有很强控制力,美国货币政策的独立性与有效性并未受到国际经济因素的显著影响。此外,该分析结果同时也佐证了在当前的世界货币金融体系下,美国货币政策对其他国家货币政策具有较强的外溢影响力,但其自身受其他国家货币政策的影响较小,从而具有较强的独立性(Kim,2001; Ehrmann 和 Fratzscher,2009)。

为了进一步形象地刻画国际共同因子与宏观经济变量的密切关系,同时考虑到实际产出共同变动趋势和资产价格共同变动趋势是该研究领域主要研究对象,我们分别画出第 1 国际共同因子与中美两国实际产出增长率的关系图(图 1)和第 2 国际共同因子与中美两国股票价格指数增长率的关系图(图 2)。

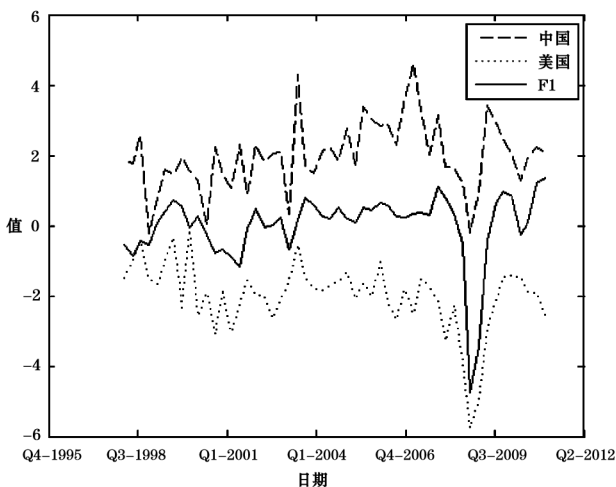


图 1 1998Q1 ~ 2011Q1 样本区间上第 1 个国际共同因子

说明:实线表示第 1 个国际共同因子(F1),长虚线表示中国实际 GDP 增长率,圆点虚线表示美国实际 GDP 增长率。中美两国的实际 GDP 增长率均为经季节调整、平稳化以及标准化处理后的序列,为了方便对比,我们将中国实际 GDP 增长率序列向上移动两个单位,而将美国实际 GDP 增长率序列向下移动两个单位。

图 1 显示,在 1998Q1 ~ 2011Q1 整体样本区间上,第 1 国际共同因子在整体上能很好地刻画出全球产出变动趋势的关键特征,比如本世纪初的全球经济低落、2003 年至 2008 年金融危机爆发前的温和增长期以及 2008 国际金融危机引致的全球经济衰退等。然而,在此次国际金融危机爆发前,尽管在几个节点上变动趋势一致,但在大多数时间内第 1 国际共同因子与中国实际 GDP 增长率序列的变动趋势是相背离的,但在金融危机爆发之后,国际共同因子则能明显捕捉到中国实际 GDP 增长率的变动特征。与此同时,我们发现在绝大部分样本期内,美国实际

GDP 增长率与第 1 国际共同因子的变动一致^①且呈现引领的关系。为了进一步考察它们之间的相关引导关系,我们对第 1 个国际共同因子、美国实际 GDP 增长率以及中国实际 GDP 增长率进行 Granger 因果检验。^② 分析表明,在传统的显著水平下,美国实际 GDP 增长率序列是第 1 国际共同因子和中国实际 GDP 增长率序列的 Granger 因果关系,并且存在着由第 1 国际共同因子到中国实际 GDP 增长率序列的 Granger 因果关系。上述的分析结果表明在全球经济发展变化中,美国依然发挥着主导性的作用。

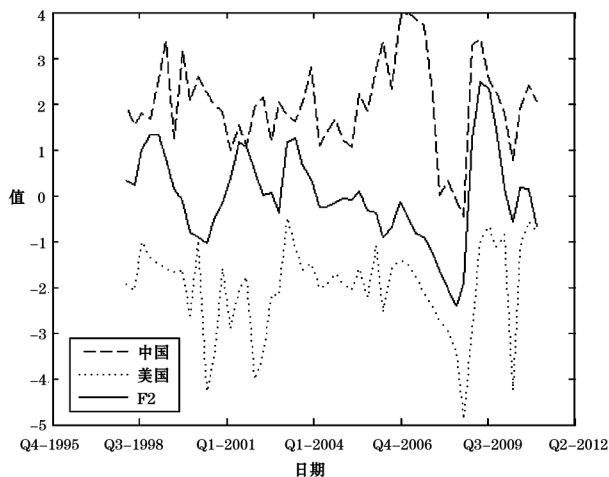


图 2 1998Q1 ~ 2011Q1 样本区间上第 2 个国际共同因子

说明:实线表示第 2 个国际共同因子(F2),长虚线表示中国上证综指增长率,圆点虚线表示表示美国标准普尔 500 指数增长率。中美两国股指增长率序列均为经季节调整、平稳化以及标准化处理后的序列,并且为了对比,我们将中国序列向上移动两个单位,将美国序列向下移动两个单位。

由图 2 我们可以清楚地看出,第 2 国际共同因子与美国股指增长率序列具有明显的共同变动趋势。与此同时,我们发现,在国际金融危机爆发前,上证综指变动趋势常常背离于第 2 国际共同因子,而金融危机爆发后则呈现出明显的共同变动趋势。^③ 同样的,我们采用 Granger 因果检验方法进行分析,结果表明,在传统的显著性水平下,存在着由美国股指增长到第 2 国际共同因子的 Granger 因果关系。但美国股指增长率序列、第 2 国际共同因子与上证综指不存在 Granger 因果关系。上述分析结果印证了美国资本市场变动主导全球资本市场变动的经济现象,同时也表明中国资本市场的变动具有较强的外生性与独立性。

2. 关键宏观经济变量的方差分解结果。表 2 给出了实际产出、消费、投资、进口、出口、财政收入、财政支出 CPI、国内信贷总量、货币供应量 M_2 、人民币实际有效汇率指数、上证综指和银行间同业拆借 7 天平均利率共 13 个中国关键宏观经济变量对应

① 中、美两国实际 GDP 增长率序列与第 1 国际共同因子的相关系数分别为 0.45 和 0.6。
 ② 为了节省空间,在这里没有报告 Granger 因果检验的结果,有兴趣的读者可向作者索取。
 ③ 中、美两国股指变动率与第 2 国际共同因子的相关系数分别为 0.3 和 0.51。

的方差分解结果。

表 2 1998Q1 ~ 2011Q1 中国关键宏观经济变量的方差分解结果

	实际 GDP	消费	投资	出口	进口	财政收入	财政支出
国际共同因子项	0.322	0.221	0.120	0.561	0.615	0.245	0.155
国家特有共同因子项	0.253	0.276	0.167	0.134	0.145	0.259	0.348
序列特异误差项	0.425	0.503	0.712	0.306	0.239	0.496	0.498
	CPI	国内信贷总量	M ₂	人民币实际有效汇率指数	上证综指	银行间 7 天同业拆借平均利率	平均值
国际共同因子项	0.475	0.308	0.381	0.486	0.205	0.435	0.348
国家特有共同因子项	0.212	0.243	0.252	0.239	0.105	0.149	0.214
序列特异误差项	0.313	0.449	0.367	0.275	0.690	0.416	0.438

基于表 2 的分析结果,我们发现,在 1998Q1 ~ 2011Q1 期间,国际共同因子项^①对中国关键宏观经济变量的波动有着重要影响,其中方差分解的平均值高达 34.8%。这表明在过去的 10 多年中,中国宏观经济周期与世界经济周期密切关联,中国经济已经比较明显地融入到全球经济一体化的进程中。

与此同时,方差分解的结果表明国际共同因子项对出口波动、进口波动的解释份额分别高达 56.1% 和 61.5%。因此,传统的贸易渠道是中国经济与世界经济发生关联的主要渠道,这与 Baxter 和 Kouparitsas(2005)关于贸易是稳健的经济周期国际传递渠道的结论相一致。相比较而言,国际共同因子项对消费、投资和财政支出三变量波动的解释份额仅为 22.1%、12% 和 15.5%,因此,消费、投资和政府财政支出的波动与国际共同因子项的波动脱钩。该发现同袁富华等(2009)与 He 和 Liao(2012)的结论相一致,他们的研究相继表明中国政府主导的投资往往是逆世界经济周期的,其中在亚洲金融危机和 2008 年金融经济危机时期,固定资产投资占 GDP 比重明显增加,如

① 文中涉及的“国际共同因子项”指的是来自文章第二部分“三层因子模型”中的公式(6),而“国际共同因子”指的是国际共同因子矩阵中的某一列,即第 1 列为第 1 个国际共同因子,第 2 列则为第 2 个国际共同因子……,以此类推。

2009年投资率达到47.7%，比2008年提高了近4个百分点。究其原因，我们认为由于消费既受居民可支配收入影响，又与文化、物价等因素密切关联，从而使得中国等许多国家的消费都呈现出自身独有的动态趋势。另外，对于投资而言，Kose等(2003)的跨国研究表明，投资波动比产出波动剧烈且具有明显的自身驱动特征。与此同时，中国总投资中又受到许多非市场因素的影响，如中国各级政府对相当一部分固定资产投资具有较强的控制力，而且政府投资决策的利益诉求点与企业以利润最大化为最主要目标的着眼点有着很大的差异，从而在很大程度上造成了中国投资波动与国际共同投资波动的脱钩。

方差分解的结果还表明，国际共同因子项对CPI波动的解释份额高达47.5%，这充分表明中国物价水平的变动在很大程度上受国际经济因素影响，而单边钉住的汇率制度、石油价格以及大宗商品价格的共同冲击是导致通货膨胀具有明显国际共同变动趋势的主要原因。具体而言，在1998Q1~2011Q1期间，人民币在大部分时间是以事实上钉住或爬行钉住美元的方式变动(Sun, 2010)。经济的快速发展导致中国对原油、铁矿石和农产品等大宗初级商品的需求量急剧增加，使得对外依存度显著地攀升。例如，根据《2010中国国土资源公报》的数据显示，2010年中国对原油、铁矿石和大豆的对外依存度均超过50%，因此，在国际大宗商品价格波动的冲击下，国内的生产价格指数和消费价格指数在近年来也呈现出频繁波动的特征。^①

最后，我们还发现，国际共同因子项对国内信贷总量与货币发行量 M_2 同样具有重要的影响。其中，国际共同因子项对国内信贷总量波动的解释份额为30.8%，而对货币发行量 M_2 的解释份额则达到了38.1%。由于国内信贷总量和货币发行量 M_2 是中国货币政策目标的重要工具，中国货币政策在“逆经济风”操作中依据宏观经济形势的发展变化，被动地做出适应性调整，“反周期”货币政策的实施使得国际经济因素对中国的货币政策具有重要影响。

3. 与其他经济体的对比分析。为了更全面地了解主要经济体的共同变动趋势，并与中国进行比较分析，我们把世界上主要国家(地区)的关键宏观经济变量的方差分解结果列于表3。

表3中主要报告了美国、欧盟、日本、韩国、中国台湾、新加坡以及东盟4国经济体的方差分解结果。一方面是因为美国、欧盟、日本的经济总量位居全球前4位，并且是发达国家(经济体)的典型代表，它们的国际经济协同性充分地反映了当今发达经济

^① 该结论与中国经济增长与宏观稳定课题组(2008)和纪敏(2009)的研究结论相一致，他们的研究相继发现石油价格、大宗商品价格、国际食品价格冲击对中国通货膨胀水平造成了显著的外部冲击。

体的国际经济联动特征。韩国、中国台湾、新加坡是亚洲新兴发达国家的代表,东盟4国则是亚洲新兴发展中国家,它们均与中国有着密切的贸易往来,并与中国的经济周期联系紧密,能充分地反映国际经济周期特点。另一方面,Kose等(2008a)与Neely和Rapach(2011)在考察国际共同因子的方差解释份额时,均将国家分为不同的组别报告结果(如发达国家组和发展中国家组),而很少对每个国家(或经济体)的结果进行逐一报告。因此,为了节省空间,并与已有权威文献保持一致,本文主要报告美国、欧盟、日本、韩国、中国台湾、新加坡以及东盟4国经济体的方差分解结果。

表3 1998Q1~2011Q1 其他一些经济体的关键宏观经济变量方差分解结果

		实际产出	CPI	货币市场利率	股指
美国	国际共同因子项	0.770	0.475	0.663	0.480
	国家特有共同因子项	0.111	0.166	0.198	0.154
	序列特异误差项	0.119	0.359	0.139	0.366
欧盟4国	国际共同因子项	0.744	0.400	0.713	0.412
	国家特有共同因子项	0.125	0.190	0.106	0.108
	序列特异误差项	0.131	0.410	0.180	0.479
日本	国际共同因子项	0.601	0.307	0.287	0.287
	国家特有共同因子项	0.138	0.314	0.177	0.164
	序列特异误差项	0.261	0.380	0.536	0.549
韩国、新加坡 以及中 国台湾	国际共同因子项	0.532	0.488	0.549	0.417
	国家特有共同因子项	0.125	0.157	0.129	0.308
	序列特异误差项	0.343	0.354	0.323	0.276
东盟4国	国际共同因子项	0.493	0.381	0.309	0.267
	国家特有共同因子项	0.120	0.299	0.366	0.344
	序列特异误差项	0.387	0.320	0.325	0.388

说明:“欧盟4国”指的是德国、法国、英国和意大利4国的均值,“东盟4国”指的是印度尼西亚、马来西亚、菲律宾和泰国4国的均值。

我们可以从表3中清楚地看出,总体上,国际共同因子项对发达经济体和发展中经济体的实际产出、物价、货币市场利率均具有较好的解释力度。因此,关键宏观经济变量的跨国变动趋势明显,国际共同因素对发达经济体和发展中经济体的经济周期均具有较强的影响。

方差分解的结果显示,美国、欧盟4国、日本等传统发达国家,其实际产出波动均有超过60%的份额可由国际共同因子项解释;韩国、新加坡、中国台湾等新兴国家和

地区则有超过 50% 的实际产出波动份额由国际共同因子项解释;而东盟 4 国实际产出的波动,也有近 50% 的份额可归因于国际共同因子项。相比较而言,国际共同因子项对中国的实际产出解释力度较低(仅为 32.2%)。Kose 等(2003)发现,国际共同因子项对实际产出波动的解释份额与 GDP 增长率的波动、政府规模呈负向关系,与单位 GDP 资本量呈正向关系。我们认为这些因素是解释发达国家和新兴国家(地区)对应的份额高于中国的原因。尽管东盟 4 国与中国同属于发展中国家,但相对于中国而言,东盟 4 国的市场规模狭小,因此,外部需求变动对东盟 4 国产出的影响要远大于中国,从而导致了东盟 4 国的实际产出波动更易受到国际经济因素影响。此外,国际共同因子项对中国的进出口影响明显,但对投资、消费和财政收支影响并不十分显著,相对于全球主要国家和地区,中国的国家特有共同因子项对实际产出波动有着更强的作用力度。根据 Stock 和 Watson(2005)与 Forni 等(2009)关于结构因子经济含义的解释,国家特有共同因子代表了对自身宏观经济产生影响的国内宏观经济政策。因此,相对于世界其他主要经济体而言,中国自身的宏观经济政策对实际产出的波动有更大影响,而这种影响在很大程度上是通过政府对投资的超强控制来实现的,这也是国际共同经济因素对中国实际产出波动影响相对较小的一个重要原因。

关于国际共同因子项对 CPI 物价水平波动的解释份额方面,我们发现美国、韩国、中国台湾、新加坡与中国的份额相近,欧盟 4 国、日本和东盟 4 国的解释份额相对较低。对此,Neely 和 Rapach(2011)认为,国际共同因子对物价水平波动的解释份额受经济开放度、汇率制度、金融体系发展水平、对外依存度以及财政货币政策的差异等因素影响。因此,在样本期内中国实行钉住美元的汇率制度、不断攀升的对外依存度以及应对金融危机而实施的积极财政货币政策,都将导致国际共同因子项对中国物价水平波动的解释份额高于欧盟 4 国、日本以及东盟 4 国。但需要指出的是,本文的这一研究结果与 Neely 和 Rapach(2011)得出的发达经济体物价波动更易受国际共同因子影响的结论不尽相同。这可能与样本数据包含的信息量不同有关,本研究所采用的样本数据反映一国宏观经济的多方面信息,而 Neely 和 Rapach(2011)的样本数据仅包含通货膨胀信息。而且根据式(7)中的方差分解表达式,国际共同因子项对某一序列方差解释份额由所有国际共同因子以及对应的载荷系数决定,本文估计出 7 个国际共同因子,而 Neely 和 Rapach(2011)仅估计出 1 个国际共同因子,同时,由表 1 我们发现,除了第 1 国际共同因子之外,第 6 国际共同因子也与消费价格指数密切相关。另外,根据经济理论和式(7)的方差分解表达式,其他 5 个国际共同因子对物价水平的波动也有一定影响。相比较而言,Neely 和 Rapach(2011)基于 KOW 模型估计出的唯一国

际共同因子很可能只蕴含了本文第 1 个国际共同因子反映的信息量。这个结论也表明实际产出的国际协同有别于通货膨胀的国际协同,不能简单地用实际产出的共同变动特征来代表整个国际经济的联动趋势。

此外,关于国际共同因子项对货币市场利率波动的影响,表 3 的分析结果表明国际共同因子项对发达国家^①的解释份额要明显大于对东盟 4 国和中国的解释份额,而对股指的分析结果也呈现出类似情形。究其原因,政府对资本市场的管制、金融市场的滞后发展以及货币政策的国际合作程度较低等因素很可能是造成发展中国家的金融市场与全球主要金融市场运行脱钩的原因(Imbs, 2004)。其中,在 1998Q1 ~ 2011Q1 的样本期内,中国对短期资本流动实行管制,债券市场整体发展也相对滞后,银行间市场基准利率的变动仍受政府管制的影响(Porter 和 Xu, 2009),这些因素都将极大地削弱中国货币市场利率的国际联动性。中国股票市场受准入门槛以及交易对象的限制、监管制度等因素的影响,其协同性也远不及国际主要资本市场。

(二)共同变动趋势的动态变化——“滚动窗口”分析

以上是从总体样本的角度考察主要经济体的国际协同性,下面我们将重点研究 2008 年全球金融经济危机期间关键宏观经济变量的跨国变动趋势的动态演变,特别是在此期间中国经济与全球经济的国际关联性动态演变。由于 Bai 和 Ng(2002)的 IC_p 准则和主成分估计方法均要求样本时间序列的长度大于或等于 40,而引发全球金融经济危机的美国次贷危机爆发于 2007 年,因而我们不能将整体样本划分为 1998Q1 ~ 2006Q4 和 2007Q1 ~ 2011Q1 两个子样本进行研究。但我们参照 Kose 等(2008b)的做法,利用“滚动窗口”的方法对“窗口长度”为 41、子样本分别为 1998Q1 ~ 2008Q1、1999Q1 ~ 2009Q1、2000Q1 ~ 2010Q1 以及 2001Q1 ~ 2011Q1 的 4 个区间进行经验分析,以考察共同趋势的动态演变,我们将“滚动窗口”的分析结果列于表 4。

首先,从表 4 中可以发现,实际产出、股票指数对应的方差解释份额具有“随着子样本覆盖金融危机年数的增加,国际共同因子项对方差的解释份额相应增加”的规律,而 M_2 方差分解份额的动态变化则各有特点。对其他各种指标的动态演变特征展开深入分析需要详细了解各个指标的主要影响因素以及所在国的相应宏观经济背景,这需要庞大的知识储备,并可能造成整体篇幅的过于冗长与庞杂,因此,我们仅集中分析实际产出、 M_2 以及股票指数方差解释份额出现的规律,这样更有利于刻画此次全球金融经济危机期间国际经济周期的动态演变特征。

^① 为了应对样本期内的通货紧缩,日本央行采取了零利率和量化宽松的非传统货币政策(Ueda, 2012),这很可能是导致日本的相关份额不高的原因。

表 4 “滚动窗口”的方差分解结果

		1998Q1 ~ 2008Q1	1999Q1 ~ 2009Q1	2000Q1 ~ 2010Q1	2001Q1 ~ 2011Q1
中国	实际产出	0.246	0.292	0.345	0.353
	M_2	0.197	0.504	0.435	0.541
	股指	0.112	0.184	0.327	0.412
美国	实际产出	0.494	0.796	0.784	0.827
	M_2	0.503	0.659	0.729	0.667
	股指	0.27	0.501	0.554	0.508
欧盟 4 国	实际产出	0.473	0.821	0.778	0.811
	M_2	0.374	0.367	0.309	0.308
	股指	0.374	0.48	0.501	0.512
日本	实际产出	0.342	0.781	0.763	0.736
	M_2	0.402	0.398	0.42	0.421
	股指	0.103	0.251	0.327	0.374
韩国、 中国台湾、 新加坡	实际产出	0.408	0.602	0.634	0.583
	M_2	0.445	0.303	0.301	0.344
	股指	0.449	0.569	0.55	0.587
东盟 4 国	实际产出	0.435	0.462	0.49	0.523
	M_2	0.195	0.141	0.229	0.252
	股指	0.356	0.453	0.521	0.44

需要特别指出的是,相对于 1998Q1 ~ 2008Q1 区间,美国、欧盟 4 国以及日本对应的解释份额在 1999Q1 ~ 2009Q1 区间均大幅增加。事实上,国际共同因子项解释份额的增长路径与此次全球金融危机扩散的路径是一致的:即全球金融危机始发于美国的次贷危机,而美国金融市场在全球金融市场中处于主导地位,这使得美国金融市场的动荡迅速传播到欧洲、日本及全球其他金融市场。随着次贷危机的加剧,美国和欧盟的实体经济也随之衰退,而由于美、欧是中国、东盟、日本以及韩国的主要进口国,美、欧的经济波动通过贸易渠道对其他国家的经济增长产生了负面影响。最终,金融市场的波动通过贸易、金融和信心渠道传递到世界主要经济体并导致全球主要经济体之间的协同性增强。

其次,我们还发现尽管国际共同因子项对中国实际产出、股指解释份额的变动路径与其他经济体的路径一致,但在相同时期,中国对应的份额是最小的。如前文分析,中国自身的宏观经济政策对经济运行有着很强的影响力,当面临外部冲击时,中国政府能够通过反周期的财政、货币政策来应对外部影响,从而实现经济的平稳增长。这

些政策的实施能有效地防止宏观经济的过度下滑,由此平抑中国经济周期与全球经济周期经济下行的协同性。

最后,“滚动窗口”分析表明,不同于实际产出和股指,国际共同因子项对 M_2 波动的解释份额随着时间逐渐增加的路径并没在所有国家出现。但相比于 1998Q1 ~ 2008Q1 区间,中国和美国对应的份额在 1999Q1 ~ 2009Q1 区间均大幅增加,特别是中国,从 19.7% 猛增到 50.4%,并在此后的 2 个区间保持高位。这是因为,一方面,2008 年中国推出了应对金融危机的“四万亿支出计划”,并与之相配套的从 2008 年第 2 季度开始增加货币供给量。在此期间,美联储为了应对金融危机也从 2008 年 9 月采取了非传统的“量化宽松政策”,大量投放基础货币(Cúrdia 和 Woodford,2010)。另一方面,我们进一步考察了中美两国 M_2 增长率的相关系数,在 1998Q1 ~ 2008Q1 区间,中美两国 M_2 增长率的相关系数为 0.0361,而 1999Q1 ~ 2009Q1 区间的相关系数则为 0.3223,后两个区间对应的相关系数则分别是 0.1913 和 0.2821。与此同时,我们还计算出中美两国 M_2 增长率与 7 个国际共同因子序列的相关系数绝对值,结果列于表 5。基于表 5 相关系数的分析结果我们发现,在 4 个子样本中,美国 M_2 增长率都是与第 1 国际共同因子拥有绝对值最大的相关系数。同时,中国 M_2 增长率与第 1 国际共同因子的相关系数在 4 个子样本上的变化路径与表 4 中方差解释份额的变化路径基本一致。因此,我们可以推断出,国际共同因子项对中国 M_2 增长率方差的解释份额突然变大在很大程度上是由于同一时期中美两国 M_2 增长率关联程度的提高造成的。

表 5 中美两国 M_2 增长率与国际共同因子序列相关关系

	样本段	F1	F2	F3	F4	F5	F6	F7
中国	1998Q1 ~ 2008Q1	0.0371	0.2021	0.1673	0.1726	0.3517	0.2228	0.0537
	1999Q1 ~ 2009Q1	0.4549	0.0864	0.3454	0.0032	0.2886	0.3198	0.1806
	2000Q1 ~ 2010Q1	0.3996	0.2975	0.2635	0.3015	0.0554	0.1794	0.0299
	2001Q1 ~ 2011Q1	0.4339	0.2628	0.13	0.2787	0.2051	0.1419	0.1968
美国	1998Q1 ~ 2008Q1	0.561	0.2645	0.2131	0.2148	0.2493	0.1916	0.1251
	1999Q1 ~ 2009Q1	0.734	0.0068	0.0302	0.1374	0.0409	0.3582	0.0246
	2000Q1 ~ 2010Q1	0.7192	0.1547	0.0167	0.3121	0.3370	0.0222	0.1050
	2001Q1 ~ 2011Q1	0.6736	0.0088	0.2364	0.0146	0.4030	0.0440	0.2181

说明:F1 ~ F7 分别表示第 1 ~ 7 个国际共同因子。表中数值的是中、美两国 M_2 增长率与国际共同因子序列的相关系数绝对值。

五 结论与启示

在当前欧洲债务危机远未结束、全球金融市场持续动荡、美国经济复苏脆弱的背景下,本文构建国际经济周期三层静态因子模型,考察了由全球主要经济体宏观经济信息组成的跨国数据,以研究国际经济因素对中国宏观经济波动的影响。研究发现:(1)在过去 10 余年中,中国宏观经济周期与全球经济周期密切关联,国际经济因素对中国关键宏观经济指标变动有重要影响。(2)国际共同因子项对中国 CPI 波动有相当高的解释份额,外部因素对中国物价水平的变动产生了显著的冲击,与此同时,国际经济因素对中国进出口、人民币实际有效汇率和银行间 7 天同业拆借平均利率也有着显著的影响。其中,国际经济因素对进出口具有较强影响力度表明传统的贸易渠道是中国经济与世界经济发生关联的主要渠道,而国际经济因素对人民币实际有效汇率具有显著影响则是人民币钉住(或爬行钉住)美元的直接结果。此外,国际经济因素对中国消费、投资、财政收支、股票指数的影响相对较小。(3)我们对世界主要经济体的比较分析显示,美国经济周期对世界经济周期具有主导作用,而相对于世界其他主要经济体,中国国内的宏观经济政策对自身经济变量具有更强的作用力度。(4)“滚动窗口”分析表明,在全球金融经济危机期间,国际经济因素对世界主要经济体的产出、股指波动的影响相应增加。同时,我们也发现在危机期间,国际经济因素对中国货币供应量、股票价格指数的影响迅速增强,而对货币供应量影响增大的原因很可能是因为同一时期中美两国 M_2 增长率关联程度迅速提高所致。

基于以上结论,本文得出以下启示:传统的贸易渠道是中国经济与世界经济发生关联的主要渠道,外部需求冲击是引发中国宏观经济波动的重要因素。因此,为了应对全球金融经济危机的冲击,避免经济增长出现明显下滑,中国政府应一方面利用其对宏观经济的强影响力,在优化投资结构的前提下适当加大政府投资,积极引导民间投资、刺激消费、扩大内需,抵御外部需求快速下降对经济增长造成的巨大冲击,并通过相机抉择的宏观经济政策(财政政策和货币政策)来平抑中国经济周期与全球经济周期经济下行的协同性;另一方面抓紧落实转变经济增长方式、实施扩大内需(尤其是消费需求)的长期战略性政策,并引导企业加快产业结构升级,提高企业应对外部需求冲击的能力。

此外,国际共同因子项对发达国家和发展中国家的实际产出、物价、货币市场利率均具有较大作用力度,特别是在此次金融经济危机期间国际共同因子项对实际产出的

变动与股指变动的解释力度逐渐增加,这就充分地表明,在当今经济全球化和金融全球化的时代,国际经济政策合作正变得日益重要。无论是源于石油价格上涨,还是源于某国宏观经济变动,外部经济冲击都可能通过金融市场渠道、贸易渠道迅速扩散并影响世界经济(比如2007年发生于美国的“雷曼”事件和当前的希腊债务危机都具有这样的特点)。在此情形下,中国有必要与世界各主要经济体进一步加强协调乃至共同干预,为中国经济健康发展创造有利的外部环境。

参考文献:

- 彭斯达、陈继勇(2009):《中美经济周期的协动性研究:基于多宏观经济指标的综合考察》,《世界经济》第2期。
- 袁富华、汪红驹、张晓晶(2009):《中国经济周期的国际关联》,《世界经济》第12期。
- 纪敏(2009):《本轮国内价格波动的外部冲击因素考察》,《金融研究》第6期。
- 中国经济增长与宏观稳定课题组(2008):《外部冲击与中国的通货膨胀》,《经济研究》第5期。
- Backus, D.; Kehoe, P. and Kydland, F. “International Business Cycles: Theory vs. Evidence.” *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 1993, 17, pp.14-29.
- Bai, J. “Inferential Theory for Factor Models of Large Dimensions.” *Econometrica* 71, 2003, pp.135-171.
- Bai, J. and Ng, S. “Determining the Number of Factors in Approximate Factor Models.” *Econometrica*, 2002, 70, pp.191-221.
- Bai, J. and Ng, S. “Determining the Number of Primitive Shocks in Factor Models.” *Journal of Business and Economic Statistics*, 2007, 25, pp.52-60.
- Baxter, M. “Business Cycles, Stylized Facts, and the Exchange Rate Regime: Evidence from the United States.” *Journal of International Money and Finance*, 1991, 10, pp.71-88.
- Baxter, M. and Kouparitsas, M. A. “Determinants of Business Cycle Comovement: A Robust Analysis.” *Journal of Monetary Economics*, 2005, 52, pp.113-157.
- Bernanke, B. S.; Boivin, J. and Eliasziw, P. “Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach.” *The Quarterly Journal of Economics*, 2005, 120, pp.387-422.
- Boivin, J. and Giannoni, M. P. *Global Forces and Monetary Policy Effectiveness*. University of Chicago Press, 2007.
- Crucini, M. J.; Kose, M. A. and Otrok, C. “What are the Driving Forces of International Business Cycles?” *Review of Economic Dynamics*, 2011, 14, pp.156-175.
- Cúrdia, V. and Woodford, M. “Conventional and Unconventional Monetary Policy.” *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 2010, 92, pp.229-264.
- Ehrmann, M. and Fratzscher, M. “Global Financial Transmission of Monetary Policy Shocks.” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 2009, 71, pp.739-759.
- Eickmeier, S. “Business Cycle Transmission from the US to Germany – A Structural Factor Approach.” *European Economic Review*, 2007, 51, pp.521-551.

- Forni, M. ; Giannone, D. ; Lippi, M. and Reichlin, L. "Opening the Black Box: Structural Factor Models with Large Cross-Sections." *Econometric Theory*, 2009, 25, pp.1319-1347.
- He, D. and Liao, W. "Asian Business Cycle Synchronization." *Pacific Economic Review*, 2012, 17, pp.106-135.
- Imbs, J. "Trade, Finance, Specialization, and Synchronization." *Review of Economics and Statistics*, 2004, 86, pp.723-734.
- Kim, S. "International Transmission of US Monetary Policy Shocks: Evidence from VAR's." *Journal of Monetary Economics*, 2001, 48, pp.339-372.
- Kose, M. A. "Explaining Business Cycles in Small Open Economies: How Much Do World Prices Matter?" *Journal of International Economic*, 2002, 56, pp.299-327.
- Kose, M. A. ; Otrok, C. and Whiteman, C. H. "International Business Cycles: World, Region, and Country - Specific Factors." *American Economic Review*, 2003, 93, pp.1216-1239.
- Kose, M. A. ; Otrok, C. and Prasad, E. S. "Global Business Cycles: Convergence or Decoupling?" National Bureau of Economic Research, 2008a.
- Kose, M. A. ; Otrok, C. and Whiteman, C. "Understanding the Evolution of World Business Cycles." *Journal of International Economics*, 2008b, 75, pp.110-130.
- Lumsdaine, R. L. and Prasad, E. S. "Identifying the Common Component of International Economic Fluctuations: A New Approach." *The Economic Journal*, 2003, 113, pp.101-127.
- Moench, E. ; Ng, S. and Potter, S. "Dynamic Hierarchical Factor Models." Manuscript, Federal Reserve Bank of New York, 2011.
- Mumtaz, H. and Surico, P. "The Transmission of International Shocks: A Factor-Augmented VAR Approach" *Journal of Money, Credit and Banking*, 2009, 41, pp.71-100.
- Neely, C. J. and Rapach, D. E. "International Comovements in Inflation Rates and Country Characteristics." *Journal of International Money and Finance*, 2011, 30, pp.1471-1490.
- Porter, N. J. and Xu, T. T. "What Drives China's Interbank Market?", IMF Working Papers, 2009.
- Stock, J. H. and Watson, M. W. "Implications of Dynamic Factor Models for VAR Analysis." National Bureau of Economic Research, 2005.
- Stock, J. H. and Watson, M. W. "Macroeconomic Forecasting Using Diffusion Indexes." *Journal of Business & Economic Statistics*, 2002, 20, pp.147-162.
- Sun, J. "Retrospect of the Chinese Exchange Rate Regime after Reform: Stylized Facts during the Period from 2005 to 2010." *China & World Economy*, 2010, 18, pp.19-35.
- Ueda, K. "Japan's Deflation and the Bank of Japan's Experience with Nontraditional Monetary Policy." *Journal of Money, Credit and Banking*, 2012, 44, pp.175-190.

(截稿:2012年10月 责任编辑:王徽)