

□数量经济理论及应用

国际金融危机对我国进出口贸易的冲击

——基于贸易方式视角的实证研究

陈守东 刘琳琳

【摘 要】从贸易方式的视角为我国一般贸易与加工贸易进口、出口总额建立动态因子模型，分析金融危机对我国进出口贸易的冲击影响。研究结果表明：本次金融危机对我国进出口贸易总体情况存在巨大的负面冲击影响，收入效应和价格效应较为强烈，但一般贸易与加工贸易面对金融危机冲击的反应存在差异，一般贸易对外需的变动较为敏感，加工贸易对汇率的变动较为敏感。

【关键词】进出口贸易；一般贸易；加工贸易；收入效应；价格效应；动态因子模型

【基金项目】吉林大学“985 工程”项目；教育部人文社会科学重点研究基地重大项目（07JJD790131，08JJD790153，2009JJD790015）；国家社会科学基金重大项目（10ZD&010，10ZD&006）

【收稿日期】2011-10-26

【作者简介】陈守东，吉林大学数量经济研究中心暨商学院教授；刘琳琳，吉林大学商学院数量经济专业博士研究生，吉林财经大学讲师。（长春 130012）

一、引 言

从经济学理论角度来看，进出口贸易是实现一国比较优势，促进全球经济均衡发展的重要手段。从现实角度来看，进出口贸易通过货币兑换行为和宏观金融政策紧密相关，进出口贸易的规模、行业结构、贸易政策对一国的经济发展产生交互影响。

有三个方面的因素对进出口贸易产生影响。其一我们称为收入效应，即由于一国的国民收入水平的变化导致购买力的波动，从而影响到进出口贸易；其二我们称为价格效应，即通过货币汇率的波动来改变一国产品的相对价格；其三可以称为政策效应，即政府贸易保护政策的变化对进出口贸易的影响。

在我国经济增长的历程中，净出口的贡献是显著的。2001 年加入世界贸易组织（WTO）之后，我国的进出口贸易规模持续快速增长。2002—2007 年间，我国进出口贸易规模同比增速均保持在 20% 以上，2010 年，我国进出口总额达到了 2.97 万亿美元，占 GDP 的百分比达到 51% 以上。这意味着我国的对外贸易依存度处于高位，对出口的过度依赖将导致较弱的抵御国际金融风险的能力，尤其是在国际金融危机爆发时，由于汇率波动导致的价格效应和由于贸易保护政策波动带来的政策效应将直接影响到进出口贸易的规模 and 行业结构。在次贷危机的背景下，我国的

进出口贸易遭受到了强烈的负面冲击。2008 年我国进出口贸易总额增速持续放缓,2008 年 11 月,我国进出口贸易总额出现了自从 2001 年 6 月以来的首次同比负增长,并于 2009 年 3 月达到最低点,此后进出口贸易总额增速虽然有所回升,但是仍然未能恢复到危机爆发前的水平。

金融危机对进出口贸易的影响体现为三个层面。首先,危机的爆发提高了各国失业率,降低了居民可支配收入水平,形成了恐慌心理,进而改变了消费者行为和预期,随时间的演进,危机将传染到其他国家,可以称为收入效应;其次,危机爆发国家的货币贬值、出口国货币升值导致出口国商品价格提高,从而降低进出口规模,即前文所述的价格效应;最后,随着危机发生国实体经济受到冲击,为减轻金融危机对本国的影响,各国贸易保护主义加剧,贸易保护的范围和影响也不断扩大,这使得出口国进出口贸易的外部国际环境雪上加霜,也即前文所述政策效应。

由此,考虑到进出口贸易遭受的多方面冲击,针对价格效应和收入效应进行定量研究,剖析我国进出口贸易的特征是本文的主要研究内容。文章的结构安排如下:首先是针对进出口贸易和金融危机关联的文献综述;其次介绍本文所用的实证模型方法;再次构建实证模型进行动态因子分析;最后,给出本文的研究结论。

二、文献综述

以往学者对进出口贸易的研究可以分为两个方面,第一是针对进出口和经济金融关联的理论探讨;第二是进出口贸易对经济影响的实证检验和分析测度。

在理论探讨上,Masson 分析了进出口贸易和金融危机传导的关联;^[1]Glick & Rose 认为,进出口和金融危机关联主要体现在出口的下降上;^[2]Berg 认为,紧缩性的货币政策可以控制进出口贸易所受到的冲击,进而可以防范金融危机的扩散;^[3]边立铭的研究表明俄罗斯在 1997 年和 1998 年两度陷入金融危机的重要原因就是俄罗斯在进出口贸易等方面对外依赖性过强;^[4]余岭认为,金融危机会诱发我国经济领域的深层次矛盾;^[5]卢盛荣的观点是,汇率变化通过贸易渠道影响我国的进出口贸易。^[6]

实证检验的相关成果较多。谭秀英研究了亚洲金融危机对日本的进出口贸易传导过程;^[7]中国科学院金融避险对策研究组从贸易国家和地区、商品结构、贸易方式三个角度分析我国进出口贸易在亚洲金融危机中所遭受的冲击,认为亚洲金融危机爆发后我国出口增长率下降了 5%;^[8]裴平等研究了国际金融危机对我国的“贸易溢出效应”,结果表明次贷危机对我国前十大出口对象国(地区)造成经济下滑、金融市场不稳定、失业率上升、汇率大幅波动等严重的负面冲击,大幅减少它们的进口需求,引起我国出口贸易的持续下降;^[9]安辉和黄万阳建立了中美贸易和中日贸易的标准国际贸易模型,研究认为人民币汇率变动对中美贸易和中日贸易产生了影响,并且中美贸易和中日贸易的收入效应、价格效应和汇率效应具有差异性;^[10]陈学彬和徐明东利用进出口方程的弹性分析法对国外收入和人民币实际有效汇率变动两个因素对我国进出口贸易的影响进行了定量分解,研究结果显示,金融危机期间全球经济衰退对我国进出口贸易产生了严重的负面冲击影响,同时人民币实际有效汇率的大幅升值进一步加剧了我国进出口贸易的下滑;^[11]李子联和黄瑞玲运用 Beveridge-Nelson 数据分解法将我国实际进出口贸易总额数据分解为确定性趋势项、周期项和随机冲击项,认为次贷危机对我国进出口贸易的冲击程度较大。^[12]

综合来看,尽管研究文献相对较多,然而,研究中仍然存在一定的局限性:1) 样本数据存在时间过短、数据量不足以体现金融危机的冲击结果;2) 进出口总额指标无法反映进口和出口单独作用机制,指标融合度较弱。因此本文选择较长时限的数据,分别度量进口和出口指标,试图突破原有研究的局限性,为金融危机的冲击结果给出更为清晰的分析思路。

三、进出口贸易分析的动态因子模型

金融危机对进出口贸易的影响主要体现在收入效应和价格效应上,再加之政策效应的作用。我们从这些方面入手,建立进出口贸易的动态因子模型,利用向量自回归(VAR)模型和脉冲响应函数实证分析金融危机对我国进出口贸易的冲击影响。

Stock & Watson 于 1989 年基于状态空间模型构建动态因子模型(Dynamic Factor Model)搜寻共同因子。^[13-15] Stock & Watson 认为经济变量所代表的真正的经济波动应该是去除趋势变动要素和季节变动要素后的平稳部分的变动,而多个经济变量的这种平稳部分的协同变动背后,存在着一个共同因子(common factor),这个共同因子可以被一个潜在的、单一的、不可观测的变量来刻画,这一不可观测的变量就称为 SW 指数。模型如下:

$$Y_t = D + \gamma C_t + e_t, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (1)$$

这里, Y_t 是 $k \times 1$ 维向量,它表示是 t 时期 k 个经济变量去除趋势变动要素和季节变动要素之后的平稳部分, Y_t 是可观测的。 C_t 是 t 时期的 k 个经济变量协同变动背后潜在的、单一的、不可观测的共同因子,它是一个标量,记作 $C = \{C_1, C_2, \dots, C_T\}$, 由于 $C_1, C_2, \dots, C_T$ 都是不可观测的,必须对其进行推断。 γ 是 $k \times 1$ 维向量,它表示 C_t 以不同的权重 γ_i 进入(1)中的每个方程, $i = 1, 2, \dots, k$ 。 D 是 $k \times 1$ 维向量, e_t 是 $k \times 1$ 维向量。 e_t 表示与 C_t 相互独立的各个经济变量的随机变动。 $D_{it} + e_{it}$ ($i = 1, 2, \dots, k$) 表示各个经济变量的特定因子(specific factor)或者非系统成分(idiosyncratic factor)。

Stock & Watson 将 C_t 和 e_t 看作随机过程, C_t 服从 AR(p) 过程, e_t 的每一个分量服从 AR(r) 过程,即

$$C_t = \delta + \phi_1 C_{t-1} + \phi_2 C_{t-2} + \dots + \phi_p C_{t-p} + \omega_t, \quad \omega_t \sim i.i.d. N(0, \sigma_\omega^2) \quad (2)$$

$$e_{it} = \psi_{i1} e_{i,t-1} + \psi_{i2} e_{i,t-2} + \dots + \psi_{ir} e_{i,t-r} + \varepsilon_{it}, \quad \varepsilon_{it} \sim i.i.d. N(0, \sigma_i^2), i = 1, 2, \dots, k \quad (3)$$

Stock & Watson 建议为了避免动态因子模型在最大似然估计中出现识别问题,将(1)~(3)式中的模型写成均值离差形式,利用标准化后的 Y_t 数据来估计参数 $\gamma, \phi, \theta, \sigma^2, G$ 。此时(1)~(3)式写为

$$Y_t = \gamma C_t + e_t$$

$$\phi(L) C_t = \delta + \omega_t \quad (4)$$

$$\theta(L) e_t = \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0_k, \sigma^2 G)$$

这里

$$\phi(L) = 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p$$

$$\theta(L) = I_k - \sum_{i=1}^r \Theta_i L^i = I_k - \Theta_1 L - \Theta_2 L^2 - \dots - \Theta_r L^r$$

$$G = \text{diag}(g_1, \dots, g_k)$$

其中 $\Theta_i = \text{diag}(\theta_{i1}, \dots, \theta_{ik})$; L 为滞后算子; $(1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p) = 0$ 的根在单位圆外; $(1 - \psi_{i1} L - \psi_{i2} L^2 - \dots - \psi_{ir} L^r) = 0$ 的根在单位圆外; ω_t 与 ε_t 相互独立。

由于上述动态因子模型中 C_t 是不可观测变量,因此需要把模型写成状态空间模型形式,利用 Kalman 滤波方法估计模型的参数。状态空间模型如下:

$$y_t = H\beta_t$$

$$\beta_t = F\beta_{t-1} + \nu_t, \quad \nu_t \sim N(0_{p+kr}, \sigma^2 \Sigma)$$

其中,状态变量 β_t 及干扰项 ν_t 为

$$\beta_t = (C_t, C_{t-1}, \dots, C_{t-p+1}, e_t, \dots, e_{t-r+1})^T$$

$$\nu_t = (\omega_t, 0, \dots, 0, \varepsilon_t, 0, \dots, 0)^T$$

β_t 和 ν_t 都是 $(p + kr) \times 1$ 维向量。而

$$H = (\gamma, 0_{k,p-1}, I_k, 0_{k,k(r-1)})$$

Σ 为对角矩阵:

$$\Sigma = \text{diag}(1, 0'_{p-1}, g_1, g_2, \dots, g_{k-1}, g_k, 0'_{(k-1)r})$$

$$F = \begin{pmatrix} \phi_1 & \phi_2 & \cdots & \phi_{p-1} & \phi_p & & & & \\ 1 & 0 & \cdots & 0 & 0 & & & & \\ 0 & 1 & \cdots & 0 & 0 & & & & \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & & & & \\ 0 & 0 & \cdots & 1 & 0 & & & & \\ & & & & & 0_{p,kr} & & & \\ & & & & & & \Theta_1 & \Theta_2 & \cdots & \Theta_{r-1} & \Theta_r \\ & & & & & & I_k & 0_{k,k} & \cdots & 0_{k,k} & 0_{k,k} \\ & & & & & & 0_{k,k} & I_k & \cdots & 0_{k,k} & 0_{k,k} \\ & & & & & & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ & & & & & & 0_{k,k} & 0_{k,k} & \cdots & I_k & 0_{k,k} \end{pmatrix}$$

Stock & Watson 的动态因子模型还可以进一步扩展为更加复杂的形式, 即在 (4) 式中考虑 Y_t 不但受共同因子的现期值 C_t 的影响, 还与 C_t 的前几期值相关, 将 γ 从 $k \times 1$ 维向量扩展为 $k \times q$ 维矩阵 $\Gamma = (\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_q)$, 这样 (4) 式就可以扩展为

$$Y_t = \gamma_1 C_t + \gamma_2 C_{t-1} + \cdots + \gamma_q C_{t-q+1} + e_t$$

$$H = [\Gamma_{k,q}, 0_{k,p-q}, I_k, 0_{k,k(r-1)}]$$

在动态因子模型中关于 C_t 的延迟次数 p 、 e_t 的延迟次数 r 以及 q 的确定, 我们可以通过似然比检验、AIC 准则和 BIC 准则三者相结合来决定。

在确定了矩阵 F 、 β 、 Σ 和延迟次数 p 、 q 、 r 的条件下, 给定 β_t 和 P_t 的初值 β_0 和 P_0 , 利用 Kalman 滤波迭代的步骤计算 $\beta_t (t = 1, \dots, T)$ 。向量 β_t 的第一个元素就是共同因子 $C_t (t = 1, \dots, T)$ 。

四、国际金融危机对我国进出口贸易冲击的实证分析

考虑到一般贸易和加工贸易在我国进出口贸易中的所占的不同比重、在贸易技术结构升级中所起到的不同作用以及面对金融危机冲击的不同反应程度和抗风险能力, 本文将一般贸易和加工贸易加以区分, 选取加工贸易进口总额 Y_1 、加工贸易出口总额 Y_2 、一般贸易进口总额 Y_3 、一般贸易出口总额 Y_4 4 个变量的月度数据建立动态因子模型, 数据来源于《中国统计年鉴》相关各期。

由于我国 2001 年底加入世界贸易组织 (WTO) 之后, 进出口贸易的结构、规模和外部环境都产生了巨大变化, 本文的样本数据区间选取为 2002 年 1 月至 2010 年 12 月。另外, Stock & Watson 强调经济变量所代表的真正的经济波动应该是去掉趋势变动要素之后的平稳部分的变动, 因此本文首先对 4 个序列进行季节调整, 然后针对趋势序列进行 ADF 单位根检验, 检验结果如表 1 所示。

如表 1 所示, 4 个序列水平值的 ADF 单位根检验结果表明 Y_1 、 Y_2 、 Y_3 、 Y_4 都不能拒绝存在单位根的原假设, 它们都包含单位根, 而这 4 个序列的一阶对数差分序列在 10% 的显著性水平下可以拒绝存在单位根的原假设, 4 个序列的一阶对数差分序列是平稳的。因此本文考虑利用 4 个

变量的一阶对数差分数据建立动态因子模型。关于延迟次数 p 、 q 、 r 的确定, 本文首先为 p 、 q 、 r

表1 序列的单位根检验

序列	t - 统计量	P 值	序列	t - 统计量	P 值
Y_1	-1.454437	0.5526	$\Delta(\ln Y_1)$	-2.362772	0.0182
Y_2	-1.624459	0.4664	$\Delta(\ln Y_2)$	-1.720684	0.0808
Y_3	1.523092	0.9993	$\Delta(\ln Y_3)$	-1.983457	0.0457
Y_4	-0.616953	0.8611	$\Delta(\ln Y_4)$	-2.953119	0.0035

赋不同的数值, 对于各种组合 (p 、 q 、 r) 建立动态因子模型进行参数估计, 并求得相应的对数似然函数值、AIC 准则统计量值和 BIC 准则统计量值, 按照对数似然函数值最大化、AIC 准则统计量值和 BIC 准则统计量值最小化原则, 最终确定 $p = 2$ 、 $q = 1$ 、 $r = 2$ 。由于一般出口贸易总额相对于其他 3 个变量, 具有滞后特征, 因此动态因子模型设定形式如下:

$$\begin{cases} \Delta \ln Y_{1t} = D_1 + \gamma_1 \Delta C_t + e_{1t} \\ \Delta \ln Y_{2t} = D_2 + \gamma_2 \Delta C_t + e_{2t} \\ \Delta \ln Y_{3t} = D_3 + \gamma_3 \Delta C_t + e_{3t} \\ \Delta \ln Y_{4t} = D_4 + \gamma_{40} \Delta C_t + \gamma_{41} \Delta C_{t-1} + \gamma_{42} \Delta C_{t-2} + \gamma_{43} \Delta C_{t-3} + e_{4t} \end{cases} \quad (5)$$

$$(\Delta C_t - \delta) = \phi_1 (\Delta C_{t-1} - \delta) + \phi_2 (\Delta C_{t-2} - \delta) + \omega_t, \quad \omega_t \sim i. i. dN(0, \sigma_\omega^2) \quad (6)$$

$$e_{it} = \psi_{i1} e_{i,t-1} + \psi_{i2} e_{i,t-2} + \varepsilon_{it}, \quad \varepsilon_{it} \sim i. i. dN(0, \sigma_i^2), \quad i = 1, 2, \dots, 4 \quad (7)$$

这里 $\Delta \ln Y_{it}$ 表示第 i 个变量的一阶对数差分序列; ΔC_t 表示 4 个序列 $\Delta \ln Y_{it}$ ($i = 1, 2, 3, 4$) 的协同变动因素, 即共同因子; δ 为 ΔC_t ($t = 1, 2, \dots, T$) 的均值; σ_ω^2 为了标准化 ΔC_t 而设定为 1; $(1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2) = 0$ 的根在单位圆外; $(1 - \psi_{i1} L - \psi_{i2} L^2) = 0$ 的根在单位圆外; L 为滞后算子; 所有的冲击被假设为相互独立的。

为了避免模型在最大似然估计中出现识别问题, 将上面的模型写成均值离差形式, 因此本文将 (5) — (7) 式中的模型改写为:

$$\begin{cases} \Delta y_{1t} = \gamma_1 \Delta c_t + e_{1t} \\ \Delta y_{2t} = \gamma_2 \Delta c_t + e_{2t} \\ \Delta y_{3t} = \gamma_3 \Delta c_t + e_{3t} \\ \Delta y_{4t} = \gamma_{40} \Delta c_t + \gamma_{41} \Delta c_{t-1} + \gamma_{42} \Delta c_{t-2} + \gamma_{43} \Delta c_{t-3} + e_{4t} \end{cases} \quad (8)$$

$$\Delta c_t = \phi_1 \Delta c_{t-1} + \phi_2 \Delta c_{t-2} + \omega_t, \quad \omega_t \sim i. i. dN(0, 1) \quad (9)$$

$$e_{it} = \psi_{i1} e_{i,t-1} + \psi_{i2} e_{i,t-2} + \varepsilon_{it}, \quad \varepsilon_{it} \sim i. i. dN(0, \sigma_i^2), \quad i = 1, 2, \dots, 4 \quad (10)$$

其中 $\Delta y_{it} = \Delta \ln Y_{it} - \Delta \ln \bar{Y}_i$, $\Delta c_t = \Delta C_t - \delta$ 。

由于 (8) — (10) 式模型中的 Δc_t 是不可观测的, 不能采用通常的回归方程式来估计参数, 因此本文将 (8) — (10) 式中的模型表示成下面的状态空间模型形式, 并利用递推的 Kalman 滤波进行模型参数的最大似然估计。

测量方程的矩阵形式:

$$\Delta y_t = H \beta_t \quad (11)$$

状态方程的矩阵形式:

$$\beta_t = F \beta_{t-1} + v_t \quad (12)$$

利用 Kalman 滤波对 (11)、(12) 式所表示的状态空间模型的参数估计结果详见表 2。

表 2 动态因子模型参数估计结果

变量	参数	估计值	变量	参数	估计值
Δc_t	ϕ_1	1.7375 (0.0562)	Δy_{3t}	γ_3	0.1463 (0.0151)
	ϕ_2	-0.7548 (0.0488)		ψ_{31}	1.7219 (0.0648)
Δy_{1t}	γ_1	0.1426 (0.0123)	Δy_{4t}	ψ_{32}	-0.7412 (0.0558)
	ψ_{11}	1.6713 (0.0794)		σ_3^2	0.0116 (0.0020)
	ψ_{12}	-0.6983 (0.0663)		γ_{40}	0.0648 (0.0197)
	σ_1^2	0.0044 (0.0013)		γ_{41}	0.0236 (0.0228)
Δy_{2t}	γ_2	0.1285 (0.0121)		γ_{42}	-0.0100 (0.0216)
	ψ_{21}	1.6274 (0.0777)		γ_{43}	0.0267 (0.0189)
	ψ_{22}	-0.6621 (0.0632)		ψ_{41}	1.6731 (0.0663)
	σ_2^2	0.0062 (0.0013)		ψ_{42}	-0.6998 (0.0555)
对数似然函数值			277.8656		

注:括号内数值为参数估计值的标准差。

从表 2 的参数估计结果可以看出, 共同因子 Δc_t 以不同的权重进入 (8) 式中的 4 个方程。相比较而言, 一般贸易出口受 Δc_t 影响较小 ($\gamma_{40} = 0.0648$), 这与加工贸易比一般贸易更易于受到金融危机冲击的观点相吻合。

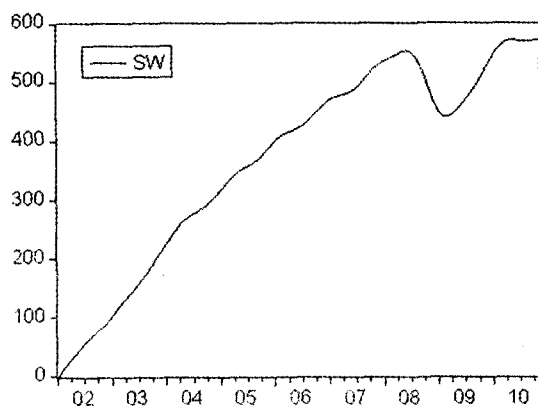


图 1 共同因子

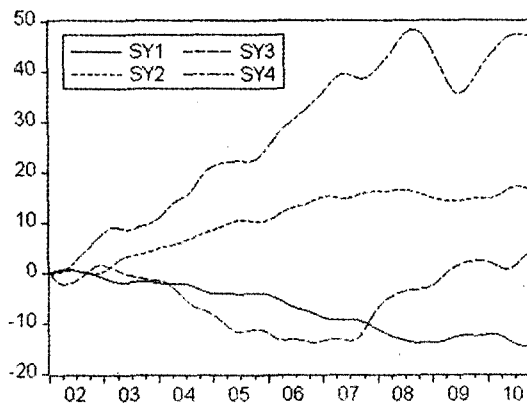


图 2 特定因子

图 1 和图 2 分别给出了共同因子和特定因子的波动。如图 1 所示, Y_1 、 Y_2 、 Y_3 、 Y_4 4 个序列建立的动态因子模型提取的共同因子良好地刻画了 2002 年 1 月至 2010 年 12 月期间我国进出口贸易的活动状态: 2002 年至 2007 年期间, 由于加入世界贸易组织, 我国与世界经济的联系日益密切, 代表进出口贸易总体情况的共同因子呈现出快速大幅增长的态势。2008 年受全球金融危机冲击, 共同因子出现大幅下滑并于 2009 年跌至谷底, 此后共同因子虽有回升, 但是增速始终未能恢复到危机前水平。

本文将 Y_1 、 Y_2 、 Y_3 、 Y_4 提取共同因子后保留的序列记作 SY_1 、 SY_2 、 SY_3 、 SY_4 , 它们可以称为非系统因子或称特定因子。图 2 可以看出 SY_1 、 SY_2 、 SY_3 、 SY_4 的变动状态各不相同: 加工贸易进口总额的特定因子 SY_1 自从 2002 年以来一直缓慢下降, 但在金融危机爆发期间却并未呈现出明显的下降趋势; 加工贸易出口总额的特定因子 SY_2 在 2002 年至 2007 年期间始终呈现出缓慢上升的态势, 在金融危机期间只是略有下降; 一般贸易进口总额的特定因子 SY_3 在 2004 年至 2007 年出现较大波动, 而在金融危机期间 SY_3 并未出现明显的下降, 反而呈现出略微上升的态势; 一般贸易出口总额的特定因子 SY_4 在 2002 年至 2007 年期间快速大幅增长, 与共同因子类似, SY_4 在金融危机爆发期间出现大幅下滑, 跌至谷底之后缓慢回升。

总体来看, 金融危机期间一般贸易进口总额的特定因子和加工贸易进口总额的特定因子都呈现上升的态势, 一般贸易出口总额的特定因子和加工贸易出口总额的特定因子都呈现下降的态势。这可能是因为金融危机期间, 人民币有效汇率大幅上升使得以本币表示的进口产品成本和价格都在下降, 而以外币表示的出口产品的成本和价格都在上升。而加工贸易出口总额的特定因子相对于一般贸易出口总额特定因子在金融危机期间下降幅度不是太大, 可能的原因是加工贸易具有“两头在外, 大进大出”的特点, 加工贸易进口的中间投入品有相当大一部分会用于再出口, 金融危机期间加工贸易出口所受到的冲击影响会被加工贸易进口抵消一部分。

为了有效地分析收入效应与价格效应, 我们选择我国贸易伙伴的前三名进行分析, 分别是美国、日本和欧盟, 指标选择为 GDP (均以美元为单位) 以及美元兑换人民币的实际有效汇率, 数据来源为《中国统计年鉴》相关各期, 另外一个指标是前面给出的共同因子。利用 Granger 因果关系检验考察因果关系, 利用向量自回归 (VAR) 模型考察交互作用。

由于 GDP 只有季度数据, 本文利用插值法将其转换成月度数据并进行季节调整。鉴于 Granger 因果关系检验要求数据是平稳的, 所有数据在进行 Granger 因果关系检验之前都进行了 ADF 单位根检验。检验结果表明, 美国 GDP (USGDP)、日本 GDP (JPGDP)、欧盟 GDP (EUGDP) 以及汇率 (EXCH) 的水平值序列都不能拒绝含有单位根的原假设, 而汇率的一阶差分 ($\Delta EXCH$) 以及 3 个国家 GDP 的一阶对数差分在 5% 的显著性水平下都是平稳的。

表 3 共同因子 Granger 因果关系检验结果

Granger 因果检验的原假设	F 统计量	P 值
共同因子不是汇率的 Granger 原因	0.035845	0.9822
汇率不是共同因子的 Granger 原因	6.106426	0.0472
共同因子不是美 GDP 的 Granger 原因	15.28575	0.0005
美 GDP 不是共同因子的 Granger 原因	6.209313	0.0448
共同因子不是日 GDP 的 Granger 原因	90.42408	0.0000
日 GDP 不是共同因子的 Granger 原因	15.07203	0.0005
共同因子不是欧 GDP 的 Granger 原因	37.43086	0.0000
欧 GDP 不是共同因子的 Granger 原因	22.71523	0.0000

从表 3 的 Granger 因果关系检验结果可以看出,在 5% 的显著性水平下,美元/人民币实际有效汇率与共同因子之间存在着单向 Granger 因果关系,即汇率是共同因子的 Granger 原因,而共同因子不是汇率的 Granger 原因。共同因子与美国 GDP、日本 GDP 以及欧盟 GDP 之间分别存在着双向 Granger 因果关系。表 3 的结果表明本次金融对我国进出口贸易冲击影响的收入效应与价格效应是存在的,我国进出口贸易的共同因子在受美国 GDP、日本 GDP 以及欧盟 GDP 三者冲击影响的同时也对它们三者产生影响。

由于 Stock & Watson 强调经济变量所代表的真正的经济波动应该是去掉趋势变动要素之后的平稳部分的变动,为了深入研究本次金融危机对我国进出口贸易的冲击影响,本文选取我国进出口贸易变动的共同因子、美国 GDP、日本 GDP、欧盟 GDP 以及美元/人民币实际汇率差分之后的平稳数据建立向量自回归 (VAR) 模型。在 VAR 模型的建立过程中,本文综合考虑 AIC 与 SC 准则以及模型的复杂程度将 VAR 模型的滞后阶数定为 2。VAR 模型的参数估计结果可以写成如下矩阵形式:

$$Y_t = \begin{bmatrix} 0.7417221 \\ 0.000223 \\ -0.000135 \\ -0.000866 \\ -0.006736 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1.898069 & 50.64539 & -165.4287 & -2.685758 & 2.661665 \\ 0.000110 & 1.471952 & -0.025370 & 0.002683 & 0.003498 \\ 7.98E-05 & 0.069311 & 1.540517 & -0.022966 & -0.002306 \\ 0.000168 & -0.083462 & 0.391613 & 1.213512 & -0.003125 \\ 0.000459 & -1.69018 & -0.39562 & 0.18182 & 3.59735 \end{bmatrix} \times Y_{t-1} + \begin{bmatrix} -1.050049 & 6.368133 & 331.6486 & 36.23885 & 8.767021 \\ -7.99E-05 & -0.761523 & 0.099295 & 0.002683 & 0.003813 \\ -6.30E-05 & 0.065979 & -0.695623 & -0.009221 & 0.001267 \\ -4.88E-06 & 0.192341 & 0.046890 & -0.0875125 & 0.007103 \\ 7.65E-05 & 6.314222 & -1.473662 & -0.062044 & 0.295657 \end{bmatrix} \times Y_{t-2}$$

其中 $Y_t = [\Delta C_t, \Delta \ln USGDP, \Delta \ln EUGDP, \Delta \ln JPGDP, \Delta \ln EXCH]'$ 。

由上式可知,虽然我国进出口贸易的共同因子与美国 GDP 和美元/人民币汇率的一期滞后数值正相关,与日本 GDP、欧盟 GDP 的一期滞后值负相关,但是我国进出口贸易的共同因子与美国 GDP、日本 GDP、欧盟 GDP 以及美元/人民币汇率的滞后两期数值全部正相关。这也验证了我国进出口贸易受金融危机冲击影响的收入效应和价格效应的存在。

为了更加深入地研究我国进出口贸易的共同因子受金融危机影响的收入效应和价格效应,本文在 5 个变量的 VAR (2) 模型基础上进行了脉冲响应分析,结果如图 3 至图 6 所示。其中实线部分为我国进出口贸易共同因子对美国 GDP、日本 GDP、欧盟 GDP 以及美元/人民币汇率的脉冲响应的波动曲线。

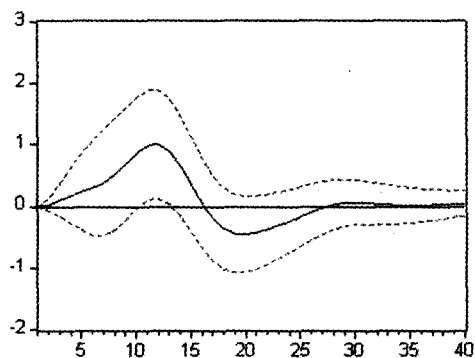


图 3 共同因子对美国 GDP 的脉冲响应

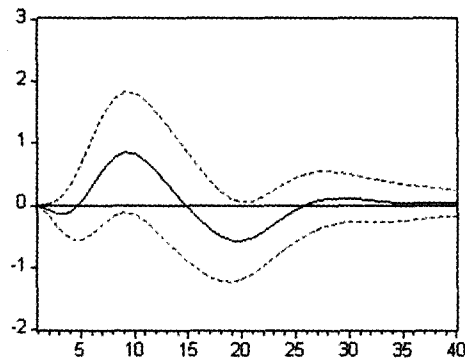


图 4 共同因子对欧盟 GDP 的脉冲响应

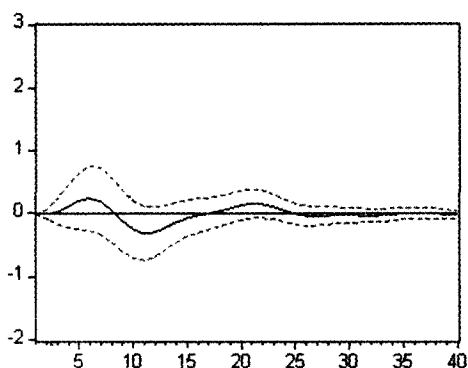


图5 共同因子对日本 GDP 的脉冲响应

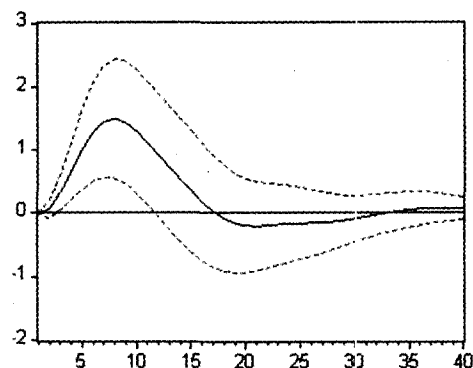


图6 共同因子对汇率的脉冲响应

从图3、图4和图5可以看出,美国GDP、日本GDP和欧盟GDP对于我国的进出口贸易具有正向促进作用。当世界经济持续稳定发展时,各国GDP稳定增加,居民收入增长,消费者对未来充满信心,进口需求较大,我国进出口贸易也随之快速发展。其中,美国GDP与欧盟GDP对我国进出口贸易的冲击影响较为强烈,相比之下日本GDP对我国进出口贸易的冲击并不强烈。

从图6可以看出,美元/人民币汇率对我国进出口贸易同样具有强烈的正向冲击影响。当美元/人民币汇率下降,也就是人民币相对于美元升值时,会造成我国出口产品价格上涨,出口产品因此在国际市场竞争中失去了一定的价格优势,进而对我国进出口贸易产生不利的冲击影响。

表4 一般贸易出口总额特定因子的 Granger 因果关系检验结果

检验的原假设	滞后阶数	统计量	P 值
一般贸易出口不是汇率的 Granger 原因	1	0.20981	0.6469
汇率不是一般贸易出口的 Granger 原因	1	0.15531	0.6935
一般贸易出口不是美 GDP 的 Granger 原因	2	2.48216	0.2891
美 GDP 不是一般贸易出口的 Granger 原因	2	16.6365	0.0002
一般贸易出口不是日 GDP 的 Granger 原因	1	1.12847	0.2881
日 GDP 不是一般贸易出口的 Granger 原因	1	27.9550	0.0000
一般贸易出口不是欧 GDP 的 Granger 原因	2	2.51574	0.2843
欧 GDP 不是一般贸易出口的 Granger 原因	2	28.8775	0.0000

表5 加工贸易出口总额特定因子的 Granger 因果关系检验结果

检验的原假设	滞后阶数	统计量	P 值
加工贸易出口不是汇率的 Granger 原因	1	0.03589	0.8497
汇率不是加工贸易出口的 Granger 原因	1	2.83300	0.0923
加工贸易出口不是美 GDP 的 Granger 原因	1	0.19610	0.6579
美 GDP 不是加工贸易出口的 Granger 原因	1	0.86453	0.3525
加工贸易出口不是日 GDP 的 Granger 原因	1	6.39270	0.0115
日 GDP 不是加工贸易出口的 Granger 原因	1	0.73000	0.3929
加工贸易出口不是欧 GDP 的 Granger 原因	1	1.61490	0.2038
欧 GDP 不是加工贸易出口的 Granger 原因	1	0.02210	0.8816

此外,本文还检验了加工贸易进口总额特定因子、加工贸易出口总额特定因子、一般贸易进

口总额特定因子和一般贸易出口总额特定因子与美国 GDP、日本 GDP 和欧盟 GDP 以及美元/人民币汇率之间的 Granger 因果关系,并在此基础上分别建立了 VAR 模型及脉冲响应分析。4 个变量的特定因子对美国 GDP、日本 GDP 和欧盟 GDP 以及美元/人民币汇率的脉冲响应均不强烈。值得关注的是,如表 4 所示,一般贸易出口总额特定因子与美国 GDP、日本 GDP 和欧盟 GDP 之间也存在着双向 Granger 因果关系,但是与美元/人民币汇率之间不存在 Granger 因果关系。这说明一般贸易出口总额的特定因子与美国 GDP、日本 GDP 和欧盟 GDP 均存在收入效应,但是不存在价格效应。

从表 5 可以看出,汇率对加工贸易出口总额的个体因子存在着单向 Granger 因果关系,加工贸易出口总额的个体因子存在价格效应,但是不存在收入效应。

五、结 论

金融危机对我国进出口贸易的影响渠道是多方面的,但是短期内最直接最重要的就是由全球经济衰退。外国居民收入减少外需下降所引起的收入效应和由货币危机带来的汇率波动所引起的价格效应。本文建立动态因子模型,提取出共同因子和特定因子,并分别分析了金融危机对我国的进出口贸易冲击影响的收入效应和价格效应。实证研究结果表明:

(1) 美国 GDP 和欧盟 GDP 对我国进出口贸易的共同因子存在着强烈的收入效应。上世纪末本世纪初世界经济在新经济的带动下出现了十多年的持续增长,世界经济进入繁荣阶段,我国进出口贸易规模在此期间也出现持续高速增长。与美国 GDP 和欧盟 GDP 相比较而言,日本 GDP 对共同因子的收入效应较弱,这与安辉和黄万阳的结论^[10]相吻合,这可能是由于日本经济陷入“失去的十年”造成的。共同因子与一般贸易出口的个体因子分别与美国 GDP、日本 GDP 和欧盟 GDP 之间存在着双向 Granger 因果关系说明我国与世界经济联系紧密,我国进出口贸易对外国经济增长速度的变化十分敏感。金融危机爆发前,我国进出口贸易以及经济稳定的增长得益于世界经济稳定繁荣的增长,与此同时,我国的贸易伙伴国也分享了我国进出口贸易持续快速增长的利益。本次全球性金融危机对我国这种加工贸易占有重要地位的贸易依存度较高的出口依赖型经济造成了极大的负面冲击影响。

(2) 我国进出口贸易的共同因子存在着强烈的价格效应。金融危机期间,人民币有效汇率的大幅升值使得我国进出口贸易形势雪上加霜。2005 年人民币汇率制度改革以来,人民币持续升值,但是在本次金融危机爆发前,我国进出口贸易始终持续快速增长,人民币升值对我国进出口贸易的负面影响并未显现。这主要是因为金融危机爆发前,世界经济繁荣增长,我国贸易伙伴国收入增加、外需的持续快速增长抵消了人民币升值对我国进出口贸易产生的负面影响。而金融危机爆发后,全球经济衰退,国外收入减少,外需下降,收入效应使得我国进出口贸易规模大幅下降,与此同时,由金融危机引发的货币危机使得人民币有效汇率大幅升值,削弱了我国出口产品在国际市场上的价格竞争力,我国进出口贸易受到收入效应与价格效应的双重挤压而大幅下降。人民币持续的单边升值反映了我国的人民币汇率机制尚不完善,缺乏对国内经济形势必要的反应能力。为了提高我国抵御金融风险的能力,需要更加灵活更加富有弹性的人民币汇率形成机制。

(3) 金融危机使得我国经济中的深层次矛盾凸现。我国一般贸易出口总额的个体因子存在着收入效应而没有价格效应,我国加工贸易出口总额的个体因子存在着价格效应,而没有收入效应,即我国的一般贸易对外需的变动比较敏感,而加工贸易对汇率的变动比较敏感,一般贸易与加工贸易对金融危机的冲击影响具有不同的反应程度和抗风险能力。金融危机中,人民币有效汇率大幅升值使得我国加工贸易受到巨大的负面冲击,进出口贸易的外部环境发生了深刻的变化。

我们应借此国际金融危机的时机调整贸易结构, 加快加工贸易转型升级, 增强我国进出口贸易抵抗金融风险的能力, 并采取政策策略扩大内需, 转变我国过度依赖外部需求的经济增长模式。

[参考文献]

- [1] Masson P. Contagion: monsoonal effects, spillovers, and jumps between multiple equilibrium, IMF Working Paper, 1998.
- [2] Glick R, Rose A K. Contagion and trade: why are currency crisis region? *Journal of International Money and Finance*, 1999, 18: 603 - 617.
- [3] Berg A. The Asia crisis causes policy responses and outcomes, IMF Working Paper, 1999, No. 142.
- [4] 边立铭:《浅析俄罗斯经济的对外依赖性》,《世界经济》,1999年12期。
- [5] 余岭:《国际金融危机的传导机制及对中国经济影响和对策分析》,《财贸经济》,2009年6期。
- [6] 卢盛荣:《国际金融危机对中国经济的影响及传导机制》,《东南学术》,2009年1期。
- [7] 谭秀英:《东亚金融危机中的日本对外贸易》,《世界经济》,1998年10期。
- [8] 中国科学院金融避险对策研究组:《亚洲金融危机对我国进出口贸易的影响》,《统计研究》,1998年6期。
- [9] 裴平、张倩、胡志锋:《国际金融危机对我国出口贸易的影响》,《金融研究》,2009年8期。
- [10] 安辉、黄万阳:《人民币汇率水平和波动对国际贸易的影响》,《金融研究》,2009年10期。
- [11] 陈学彬、徐明东:《本次全球金融危机对我国对外贸易影响的定量分析》,《复旦学报》,2010年1期。
- [12] 李子联、黄瑞玲:《中国进出口贸易的金融危机冲击效应》,《上海立信会计学院学报》,2010年3期。
- [13] Stock J H, Watson M W. New indexes of coincident and leading economic indicators, in Blanchard O, Fischer S (eds). *NBER macroeconomics annual*, Cambridge: MIT Press, 1989: 351 - 394.
- [14] Stock J H, Watson M W. A probability model of the coincident economic indicators, in Lahiri K, Moore G H (eds). *Leading economic indicators: new approaches and forecasting records*, Cambridge: Cambridge University Press, 1991: 63 - 69.
- [15] Stock J H, Watson M W. A procedure for predicting recessions with leading indicators: econometric issues and recent experience, in Stock J H, Watson M W (eds). *Business cycles, indicators and forecasting*, Chicago: University of Chicago Press, 1993: 255 - 284.

[责任编辑: 赵东奎]