

美国金融危机对中国进出口贸易的影响

陈守东,刘琳琳

(吉林大学 商学院,长春 130012)

摘要:美国金融危机对我国进出口贸易影响的价格效应和收入效应都很显著,二者相比,价格效应对我国进出口贸易影响比收入效应大,这表明汇率是影响我国进出口贸易的重要因素。后危机时代,我国应建立更加灵活完善的人民币汇率机制,调整进出口贸易结构,促进加工贸易转型升级。积极扩大内需,转变我国出口拉动型经济增长模式,提高我国经济抵御金融风险的能力。

关键词:美国金融危机;进出口贸易;动态因子模型;收入效应;价格效应

中图分类号:F752.6 **文献标识码:**A **文章编号:**1005-2674(2013)06-050-05

一、引言

20世纪以来,频频爆发的金融危机使得进出口贸易传导效应,成为国内外学者们研究的热点。长期以来,我国一直实施出口导向型经济政策,进出口贸易对拉动我国GDP增长、促进经济发展发挥着重要作用。然而,对国际市场的过度依赖也使得我国的对外贸易易于受到国际市场变动的冲击。2008年席卷全球的美国金融危机使我国的对外贸易遭受了重创。因此,在经济全球化背景下,对国际金融危机对我国进出口贸易的冲击影响进行定量分析,探索我国进出口贸易中存在的深层次问题并提出对策建议,对于我国抵御金融风险、实现经济持续稳定增长具有重要意义。

国际金融危机对进出口贸易的传导效应主要表现在三个方面:一是金融危机爆发国的失业率上升,居民可支配收入下降,从而形成恐慌心理,消费者的预期和行为发生改变,消费需求减少,进口需求必然减少,从而对其贸易伙伴国的出口产生负面影响,这种效应称为收入效应;二是金融危机发生国货币贬值,进而影响该国进出口商品在国际市场上的相对价格,进口商品价格提高,进口需求减少,从而其贸易伙伴国的出口减少,这种效应称为价格效应;三是随着金融危机的深化与扩散,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更加恶化,这种效应称为政策效应。

由于政策效应难以计量,本文针对美国金融危机中我国进出口贸易的价格效应和收入效应进行定量研究,剖析我国进出口贸易特征,探究我国进出口贸易的脆弱性之所在,并提出相应的政策建议。

二、文献综述

学者们针对金融危机的进出口贸易传导效应的研究可以总结为两个方面,第一是针对进出口贸易和经济金融关联的理论探讨,第二是金融危机对进出口贸易以及实体经济影响的实证检验。

收稿日期:2013-04-20

基金项目:教育部人文社会科学重点研究基地重大项目(2009JJD790015);国家社会科学重大项目((1021)8(010));国家社会科学基金一般项目(12BJY158)

作者简介:陈守东(1955-),男,吉林长春人,吉林大学商学院教授,博士生导师,主要从事数量经济学研究;刘琳琳(1982-),女,吉林长春人,吉林大学商学院博士研究生,主要从事数量经济学研究。

在理论探讨方面, Masson 指明了进出口贸易和金融危机传导存在相互关联关系;^[1] Glick 与 Rose 认为进出口贸易和金融危机的关联主要体现在出口的下降上;^[2] 边立铭指出俄罗斯进出口贸易等方面过强的对外依赖性导致其在 1997 年和 1998 年两度陷入金融危机;^[3] 余岭认为金融危机使我国经济领域的深层次矛盾逐渐凸现;^[4] 卢盛荣认为汇率变化对我国的进出口贸易产生了影响。^[5] 在实证研究方面, 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;^[6] 中国科学院金融避险对策研究组认为亚洲金融危机对我国出口造成了负面冲击。^[7] 裴平等研究了美国次贷危机对我国的“贸易溢出效应”, 他们指出次贷危机对我国前十大出口对象国(地区)造成了严重的负面冲击, 大幅减少了它们的进口需求, 引起了我国出口贸易的持续下降;^[8] 陈学彬和徐明东的研究结果表明, 美国次贷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, 同时人民币汇率的大幅升值进一步加剧了我国进出口贸易的下滑;^[9] 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, 他们研究后认为, 次贷危机对我国进出口贸易的冲击程度较大。^[10]

综合来看, 尽管相关研究文献较多, 但是研究中仍然存在一定的局限性: 一是样本数据存在时间过短, 数据量不足以体现金融危机冲击的结果; 二是这些实证研究成果都只着眼于收入效应与价格效应的度量, 缺乏二者的比较分析。因此, 本文选择较长时限的样本数据, 定量研究由美国次贷危机引发的金融危机中我国进出口贸易的价格效应和收入效应, 并将二者进行比较分析, 试图突破既有研究的局限性, 为金融危机对我国进出口贸易的冲击影响研究提供新的分析思路。

三、实证研究

由于金融危机对进出口贸易的冲击影响主要体现为收入效应和价格效应, 因此本文从这两个方面入手, 建立进出口贸易的动态因子模型, 利用格兰杰二元因果关系检验和多元因果关系检验对美国次贷危机对我国进出口贸易的冲击影响进行实证研究。

Stock 和 Watson 于 1989 年基于状态空间模型构建了动态因子模型 (Dynamic Factor Model) 搜寻共同因子, 他们认为, 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的背后, 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。^[11] 其模型如下:

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

在(1)式中, Y_t 是 $k \times 1$ 维向量, 它表示 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 和 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

$$C_t = \delta + \varphi_1 C_{t-1} + \varphi_2 C_{t-2} + \dots + \varphi_p C_{t-p} + \omega_t, \omega_t \sim i. i. dN(0, \sigma_\omega^2) \quad (2)$$

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

Stock 和 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 数据来进行模型的参数估计。^[12]

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, 利用递推的 Kalman 滤波方法估计模型的参数。关于 C_t 的延迟次数 p 和 e_{it} 的延迟次数 r 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。

考虑到一般贸易和加工贸易在我国进出口贸易中所占比重不同,对金融危机冲击的抵抗能力和反映程度也不同,本文将一般贸易和加工贸易加以区分,选取2002年1月至2010年12月加工贸易进口总额 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 四个变量的月度数据建立动态因子模型(数据来源: BVD 数据库)。图1给出了 Y_1, Y_2, Y_3, Y_4 这4个序列在2002年~2010年的波动情况。

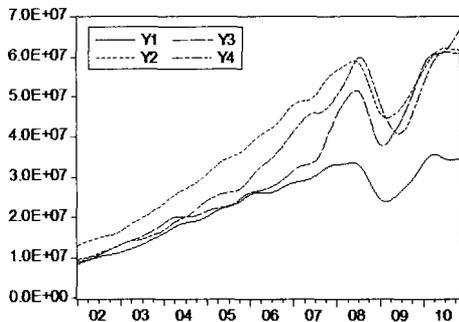


图1 2002年~2010年样本数据变化趋势

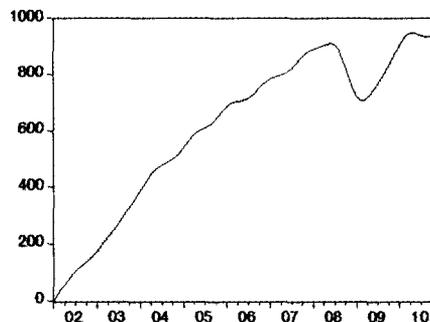


图2 2002年~2010年共同因子波动图

由于 Stock 和 Watson 指出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^[11],因此本文首先对 Y_1, Y_2, Y_3, Y_4 四个序列进行了季节调整,然后进行 ADF 单位根检验。单位根检验结果表明 Y_1, Y_2, Y_3, Y_4 的水平值都不能拒绝存在单位根的原假设,而这四个序列的一阶对数差分在10%的显著性水平下均是平稳的。因此,本文利用这四个指标的一阶对数差分数据建立动态因子模型。关于延迟次数 p 和 r 的确定,本文首先为 p 和 r 赋不同的数值,对于各种 (p, r) 的组合建立动态因子模型并求得相应的对数似然函数值、AIC 准则和 BIC 准则统计量值。按照对数似然函数值最大化、AIC 准则和 BIC 准则统计量值最小化原则,最终确定 (p, r) 取值(2,2)时的模型为最适合的模型。

从图1可以看出,2002年~2010年一般出口贸易总额相对于其它三个变量具有滞后特征,因此动态因子模型设定形式如下:

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

$$(\Delta C_t - \delta) = \varphi_1 (\Delta C_{t-1} - \delta) + \varphi_2 (\Delta C_{t-2} - \delta) + \omega_t, \omega_t \sim i. i. dN(0, \sigma_\omega^2) \quad (5)$$

$$e_{it} = \psi_{i1} e_{i,t-1} + \psi_{i2} e_{i,t-2} + \varepsilon_{it}, \varepsilon_{it} \sim i. i. dN(0, \sigma_\varepsilon^2), i = 1, 2, \dots, 4 \quad (6)$$

在上面各式中, $\Delta \ln Y_{it}$ 表示第 i 个变量的一阶对数差分序列; ΔC_t 表示四个序列 $\Delta Y_{it} (i = 1, 2, 3, 4)$ 的协同变动因素,即共同因子; δ 为 $\Delta C_t (t = 1, 2, \dots, T)$ 的均值; σ_ω^2 为了标准化 ΔC_t 而设定为1; $(1 - \varphi_1 L - \varphi_2 L^2) = 0$ 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,本文将上面的模型写成均值离差形式,并利用递推的 Kalman 滤波进行参数的最大似然估计。模型参数的估计结果如下(括号内数字为标准差):

$$\Delta y_{1t} = 0.1426 \Delta c_t + e_{1t}; \Delta y_{2t} = 0.1285 \Delta c_t + e_{2t}; \Delta y_{3t} = 0.1463 \Delta c_t + e_{3t};$$

(0.0123) (0.0121) (0.1463)

$$\Delta y_{4t} = 0.0648 \Delta c_t + 0.0236 \Delta c_{t-1} - 0.0100 \Delta c_{t-2} + 0.0267 \Delta c_{t-3} + e_{4t};$$

(0.0197) (0.0228) (0.0216) (0.0189)

$$\Delta c_t = 1.7375 \Delta c_{t-1} - 0.7548 \Delta c_{t-2} + \omega_t,$$

(0.0562) (0.0488)

$$e_{1t} = 1.6713 e_{1,t-1} - 0.6983 e_{1,t-2} + \varepsilon_{1t}; \quad e_{2t} = 1.62743 e_{2,t-1} - 0.6621 e_{2,t-2} + \varepsilon_{2t};$$

$$\begin{array}{cc}
 (0.0794) & (0.0663) & (0.0777) & (0.0632) \\
 e_{3t} = 1.7219e_{3,t-1} - 0.7412e_{3,t-2} + \varepsilon_{3t} & & e_{4t} = 1.6731e_{4,t-1} - 0.6998e_{4,t-2} + \varepsilon_{4t}; \\
 (0.0648) & (0.0558) & (0.0663) & (0.0555)
 \end{array}$$

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

从上面的参数估计结果可以看出,共同因子 Δc_i 以不同的权重进入 Δy_{it} ($i=1,2,3,4$) 这四个方程中。相比较而言,一般贸易出口受 Δc_i 影响最小 ($\gamma_{40} = 0.0648$),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2给出了2002年1月~2010年12月进出口贸易共同因子的波动。如图2所示,动态因子模型提取的共同因子良好地刻画了我国进出口贸易的活动状态。2002年至2007年期间,我国国际贸易和对外交往日益频繁,代表进出口贸易总体情况的共同因子呈现出快速大幅上涨的态势。2008年受美国次贷危机影响,共同因子出现大幅下滑并于2009年跌至谷底后缓慢回升。

为了有效地分析美国金融危机中我国进出口贸易的收入效应和价格效应,本文选择我国前十大贸易伙伴进行分析,指标选取实际GDP(均以美元为单位,数据来源: BVD数据库),以我国与每个贸易伙伴的月度进出口总额在我国当月进出口总额的比重为权重计算加权实际GDP。本文选取的前十一个贸易伙伴为:美国、欧盟、日本、香港、东盟、韩国、台湾、俄罗斯、澳大利亚、印度、加拿大。这十一个贸易伙伴的月度进出口总额大约占我国当月进出口贸易总额的80%左右。我们还选取了美元/人民币汇率(数据来源:国际清算银行 <http://www.bis.org>),以及前面给出的共同因子,利用双变量Granger因果关系检验和多变量因果关系检验来考察我国进出口贸易的收入效应和价格效应。

表1 双变量Granger因果关系检验结果

检验的原假设	滞后阶数	P值
共同因子不是美元/人民币汇率的格兰杰原因	2	0.94
美元/人民币汇率不是共同因子的格兰杰原因	2	0.02
共同因子不是加权实际GDP的格兰杰原因	3	0.55
加权实际GDP不是共同因子的格兰杰原因	3	0.09

从表1的双变量Granger因果关系检验结果可以看出,在10%的显著性水平下,汇率是共同因子的Granger原因,而共同因子不是汇率的Granger原因,加权实际GDP是共同因子的Granger原因,而共同因子不是加权实际GDP的Granger原因。双变量Granger因果关系检验只能检验共同因子和美元/人民币汇率、共同因子和加权实际GDP这样成对的两个变量之间的因果关系,而当汇率与加权GDP同时对共同因子产生影响时,双变量Granger因果关系不能比较两个原因的重要程度。为了更好地检验共同因子 Δc_i 与美元/人民币汇率(EXCH)、加权实际GDP(WGDP)之间的因果关系,我们进行了多元因果关系检验。由于最小化最终预测误差的方法能够平衡选择低滞后阶数带来的偏离性风险和选择高滞后阶数带来的方差增大的风险,我们在构建多元因果关系检验方程时,利用使最终预测误差最小化的方法来确定共同因子、美元/人民币汇率和加权GDP的最优滞后阶数。本文的多元因果关系检验的方程如下(括号内数据为标准差):

$$\Delta c_t = 0.74\Delta c_{t-1} - 0.45\Delta c_{t-2} + 41.65EXCH_{t-1} - 40.73EXCH_{t-3} + 0.14WGDP_{t-1}$$

(0.12) (0.11) (8.45) (8.28) (0.08) (7)

从方程(7)可以看出,当汇率与加权GDP两个原因同时对共同因子产生影响时,汇率的重要程度高于加权GDP。在多元因果关系检验方程(7)的构建过程中,虽然根据最小化最终预测误差原则确定的汇率的最优滞后阶数为3阶,但是滞后2阶的汇率系数在方程中不显著,因此方程中不含有EXCM_{t-2}项。由于截距项也不显著,方程中也不包含截距项。

四、结论及建议

本文利用2002年~2010年我国进出口贸易的样本数据建立了动态因子模型,提取出代表我国进出口

贸易波动趋势的共同因子,并针对我国进出口贸易遭受美国次贷危机冲击影响的收入效应和价格效应进行了实证研究,得到如下结论:

1. 我国进出口贸易受美国金融危机冲击的价格效应和收入效应都很显著。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促使我国进出口贸易稳定地增长。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大幅下降。

2. 收入效应与价格效应相比,价格效应更为强烈,这表明人民币汇率是影响我国进出口贸易的最重要的因素。这可能是因为在我国的进出口贸易结构中,加工贸易所占比重较大,出口产品以低端的劳动密集型产品居多,科技含量低,产品附加值低,在国际市场上以低价格为竞争优势,因此对汇率变动更为敏感。

美国金融危机之后,世界经济格局发生了深刻的变化,我国进出口贸易的国际环境也随之发生了变化,过度依赖外部需求的经济增长模式不可持续。我国应以此为契机进行经济结构和经济政策的调整,增强我国经济抵抗金融风险的能力,确保经济持续稳定增长。具体应从以下几方面做起:

1. 建立更加灵活、富有弹性的人民币汇率机制。金融危机中汇率的波动是影响我国进出口贸易的重要原因。美国次贷危机期间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映能力。为了提高抵御金融风险的能力,我国应确立有利于经济稳定增长的人民币汇率政策。

2. 扩大内需,转变我国出口拉动型经济增长模式。美国次贷危机之后,美国、日本、欧盟等发达国家的购买力大幅下降,我国的对外出口受到了较大影响,为了保持经济持续增长,我国应降低对外需的依赖、积极扩大内需。扩大内需的关键在于扩大国内市场和提高国内消费者的消费能力。我国应将生产方向逐步转换为生产国内需求的消费品,并同时积极调节国内收入分配结构,在提高居民收入、劳动报酬的同时缩小收入分配差距。

3. 调整进出口贸易结构,促进加工贸易转型升级。美国次贷危机爆发之前,我国进出口贸易顺差主要来源于加工贸易。然而美国次贷危机之后,外需下降,国际原材料价格上涨,人民币升值加快,国内劳动力成本上升,国内外经济形势的变化使得我国加工贸易以传统的劳动密集型产品为主、低附加值、低价格的竞争优势难以维持。我国应发挥自身优势、培育加工贸易企业自主研发能力、提高加工贸易产业增值能力、增加技术和资本密集型产品出口、加强出口贸易的政策监管,促进加工贸易多角度、多层次转型升级。

参考文献

- [1] Masson P. Contagion: Monsoonal Effects, Spillovers, and Jumps Between Multiple Equilibrium[Z]. IMF Working Paper, 1998.
- [2] Glick R, Rose A K. Contagion and Trade: Why Are Currency Crisis Region? [J]. Journal of International Money and Finance, 1999, (18).
- [3] 边立铭. 浅析俄罗斯经济的对外依赖性[J]. 世界经济, 1999, (12).
- [4] 余岭. 国际金融危机传导机制及对中国经济影响和对策分析[J]. 财贸经济, 2009, (6).
- [5] 卢盛荣. 国际金融危机对中国经济的影响及传导机制[J]. 东南学术, 2009, (1).
- [6] 谭秀英. 东亚金融危机中的日本对外贸易[J]. 世界经济, 1998, (10).
- [7] 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[J]. 统计研究, 1998, (6).
- [8] 裴平, 张倩, 胡志锋. 国际金融危机对我国出口贸易的影响[J]. 金融研究, 2009, (8).
- [9] 陈学彬, 徐明东. 本次金融危机对我国对外贸易影响的定量分析[J]. 复旦学报, 2010, (1).
- [10] 李子联, 黄瑞玲. 中国进出口贸易的金融危机冲击效应[J]. 上海立信会计学院学报, 2010, (3).
- [11] Stock J H, Watson M W. New Indexes of Coincident and Leading Economic Indicators, in Blanchard O, Fischer S (eds) [J]. NBER Macroeconomics Annual, Cambridge: MIT Press, 1989.

责任编辑:蔡强