

●中国经济热点问题研究

FDI流入、货物贸易出口、GDP和碳排放

——基于中国数据的实证研究

杨立国¹,刘宇娜²

(1.吉林大学 东北亚研究院,吉林 长春 130117 2.吉林大学 商学院,吉林 长春 130117)

摘要 基于对单位GDP碳排放、FDI流入量、货物贸易出口额和经济增长四个变量间的实证研究结果,发现从长期直接效应来看,货物贸易出口和GDP与单位GDP碳排放存在相关关系。但有些变量的短期效应与长期总效应存在矛盾,有些变量长期直接效应与总效应存在矛盾,有些变量短期内无效应但长期效应显著。

关键词 FDI流入,货物贸易出口,碳排放,协整分析,Granger非因果关系

中图分类号 F064.1 文献标识码 A 文章编号 1007-2101(2013)01-0053-05

一、问题的提出

改革开放三十多年来,我国经济的对外开放程度逐步提高,FDI流入和对外贸易出口都获得了强劲的增长。其中,FDI流入量由1980年的5700万美元增长到2010年的1057亿美元,平均增速为28.51%,成为仅次于美国的FDI流入第二大的国家;货物贸易出口额由1980年的181亿美元增长到2010年的15782.7亿美元,平均增速为16.06%,成为世界上处于第一位的货物贸易出口大国(数据来自UNCTADstat)。借助于FDI和出口的有力推动,我国的经济也获得了长足的发展。截至2010年末,我国的GDP达到39087.85亿美元(数据来自UNCTADstat以2005年价格计算),成为排在美国和日本之后的世界第三大经济体。

在经济贸易高速增长的同时,我国的环境压力也逐渐加大。目前,我国不仅是第二大石油消费国,同时也是二氧化碳排放最大的国家,一次能源消费结构中,效率低、污染大的煤炭长期以来占70%左右。据EIA统计,我国的二氧化碳排放量由1980年的14.48亿公吨上升到2009年的77.07亿公吨,平均增幅为5.93%,增长了4.32倍;二氧化碳排放占世界总排放比重由1980年的7.86%增长到2009年25.42%,增长了3倍多。目前,我国已经是世界上碳排放量最大的国家(见图1)。

通过上述的分析可以看出,30年来我国的FDI流

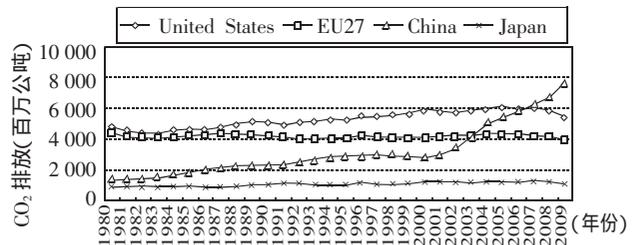


图1 中国、美国、欧盟和日本1980—2009年碳排放量比较
数据来源 EIA 统计数据经计算获得。

入量、货物贸易出口额、GDP和二氧化碳排放量均保持了强劲的增长,彼此之间似乎存在某种关系,本文的目的就是通过实证研究的方法来检验四者之间是否存在长期均衡关系和Granger因果性。

二、文献综述

鉴于FDI(文中提到的FDI均指FDI的流入)、出口和碳排放都是经济发展过程中的热点问题,国内外学者对与三者有关的议题进行了大量的研究,这些研究成果主要集中在以下几个方面:

(一)FDI、对外贸易和碳排放的因果性研究

目前研究FDI和二氧化碳排放量因果性的文献相对较少。Hoffman等(2005)通过用不同类型国家FDI流入和二氧化碳排放量的数据进行研究得出了不同的结论:对于高收入国家,两者没有关系;对于中等收入国家,FDI流入显著增加了二氧化碳排放量;对于低收入

收稿日期 2012-08-10

基金项目 吉林省教育厅教科文合字[2010]第272号

作者简介 杨立国(1977-)男,吉林梨树人,吉林大学东北亚研究院区域经济学在读博士,吉林财经大学国际经济与贸易学院讲师,研究方向为国际服务贸易、世界经济、区域经济;刘宇娜(1978-)女,吉林松原人,吉林大学商学院在读博士,吉林财经大学会计学院讲师,研究方向为国际财务管理、创业管理。

国家,二氧化碳排放水平会影响 FDI 流入。牛海霞、胡佳雨(2011)通过对我国 28 个省市面板数据实证研究得出, FDI 与我国二氧化碳排放正相关。而一些学者对于中国对外贸易对二氧化碳排放的影响却得出了相对一致的结论,如 Wang 和 Watson (2007)、Weber 等(2008)、You Li 和 Hewitt(2008)的研究均得出中国的出口促进了中国二氧化碳的排放。另外一些文献多见于将二氧化碳排放作为环境的一个因子来研究 FDI、对外贸易对环境的影响,如 Cole 和 Elliott(2003)、Aliyu 和 Aminu(2005)等。

(二) FDI、对外贸易对环境的影响研究

目前对于 FDI、对外贸易对环境的影响研究主要形成了三种观点:第一, FDI、对外贸易有助于环境改善,如 OECD(1999)、Antweiler、Copeland 和 Taylor(2001)、Frankel (2002)、许士春和何正霞(2007)、陈红蕾和陈秋峰(2007)等的研究。第二, FDI、对外贸易恶化了环境,如李慕菡等(2005)、应瑞瑶、周立(2006)、朱红根等(2008)的研究。第三, FDI、对外贸易和环境污染无关,如 Aldaba 等(2002)、Busse(2004)、彭艳君和张志辉(2005)等的研究。

(三) FDI 和出口的关系研究

到目前为止,关于 FDI 和出口的关系研究没有形成一致的结论,两者之间的关系可能是正的,也可能是负的。如 Gray(1998)通过研究指出, FDI 的目的不同,两者之间的关系就会有所不同,如果 FDI 的流入是为了寻求市场,两者之间的关系为负;如果 FDI 的流入是为了提高效率,两者之间的关系为正。我国的学者对两者之间的关系进行了研究,如陈立敏(2010)的研究指出 FDI 和出口的关系取决于投资阶段、投资产业、投资国别、投资动机、投资时效以及产品种类等多种因素。

通过上述的文献可以看出,对于 FDI、对外贸易对环境的影响的相关文献较多,但单独将碳排放作为环境因素来研究 FDI、对外贸易、GDP 和环境之间的相关文献却并不多见。另外,多数文献都是选择两个变量来研究两者之间的关系,同时将 FDI、出口、GDP 和环境四个变量纳入一个模型来研究四者之间的因果性的研究也不多见。因此,本文在前人研究的基础上选择碳排放作为环境的因素,用 VEC 模型,选取中国 1980—2009 年的数据,检验了四个序列的协整关系和相互之间的 Granger 因果性。

三、模型构建和数据说明

(一)模型构建

构建碳排放的模型如下:

$$C=A_0E^\alpha F^\beta Y^\gamma \quad (1)$$

其中 C 为二氧化碳排放总量;E、F 和 Y 分别为货物贸易出口额、FDI 流入量和 GDP;A₀ 为影响二氧化碳排放总量的其他因素; α 、 β 、 γ 分别为 E、F 和 Y 的参数。

对(1)式两边同时除以 Y,经移项整理后(1)式的函数可以写做:

$$C/Y=A_0(E/Y)^\alpha(F/Y)^\beta Y^{\alpha+\beta+\gamma-1} \quad (2)$$

(2) 式的含义是单位 GDP 二氧化碳排放量 C/Y 由货物贸易出口额占 GDP 的比 E/Y、FDI 流入量占 GDP 的比 F/Y、GDP 和其他因素 A₀ 共同决定。对(2)式两端同时取自然对数并导入时间下标 t,模型可以转化为:

$$\ln(C/Y)_t=\ln A_0+\alpha \ln(E/Y)_t+\beta \ln(F/Y)_t+(\alpha+\beta+\gamma-1) \ln Y_t \quad (3)$$

令 $\ln(C/Y)_t$ 为 c_t , $\ln A_0$ 为 a_0 , $\ln(E/Y)_t$ 为 e_t , $\ln(F/Y)_t$ 为 f_t , $\ln Y_t$ 为 y_t , α 为 a_1 , β 为 a_2 , $(\alpha+\beta+\gamma-1)$ 为 a_3 , 模型可以进一步转化为:

$$c_t=a_0+a_1e_t+a_2f_t+a_3y_t \quad (4)$$

(4)式即为本研究要检验的基本经济模型。

(二)数据来源及说明

中国国际直接投资流入、货物贸易出口和 GDP 的数据均来自 UNCTADstat,数据的序列长度为 1980—2009 年。其中 FDI 流入、货物贸易出口数据以当年价格计算,计价单位为百万美元;GDP 数据是以 2005 年不变价格计算的实际 GDP,计价单位为百万美元。二氧化碳排放总量的数据来自 EIA 的统计,时间序列长度也是从 1980—2009 年,二氧化碳排放来自于对能源的消耗,计量单位为百万公吨。此外,实证检验的所有结果均由 Eviews6.0 得出。

四、单位根检验与协整关系检验

为了避免时间序列数据存在明显时间变化趋势所导致的“伪回归”问题,首先需要对时间序列数据的平稳性进行检验。本研究采用 ADF (Augmented Dickey Fuller Test)法来检验变量数据的平稳性,最优滞后期由 AIC 最小准则确定,检验结果见表 1。从检验结果可以看出, c_t 和 f_t 的水平序列是非平稳序列, e_t 和 y_t 的水平序列是带有趋势的平稳序列,所有序列的一阶差分序列都至少在 5%显著水平下是平稳序列,即满足 I(1),满足对非平稳序列进行协整性检验的条件。

表 1 ADF 单位根检验结果

| 水平序列 | 检验形式 (C, T, K) | ADF | | 差分序列 | 检验形式 (C, T, K) | ADF | | 结论 |
|-------|-------------------|--------|-------|--------------|-------------------|--------|-------|------|
| | | ADF | Prob | | | ADF | Prob | |
| c_t | C, T, 7 | -4.045 | 0.022 | Δc_t | N, N, 0 | -2.167 | 0.031 | I(1) |
| e_t | C, T, 0 | -2.145 | 0.501 | Δe_t | N, N, 0 | -4.746 | 0.000 | I(1) |
| f_t | N, N, 1 | -1.035 | 0.264 | Δf_t | N, N, 0 | -5.221 | 0.000 | I(1) |
| y_t | C, T, 3 | -4.523 | 0.007 | Δy_t | C, N, 4 | -3.310 | 0.026 | I(1) |

注: (1)“检验形式”一栏中的 C、T、K 分别代表截距项、趋势项和滞后阶数,有截距项记为 C,有趋势项记为 T,否则记为 N; (2) Δ 表示一阶差分; (3)Prob 为 ADF 的伴随概率。

本研究采用 Johansen 提出的协整似然比检验方法

来检验变量之间的协整关系。该方法对滞后阶数和检验形式十分敏感,据此,应该确定合理的滞后阶数和检验形式。首先根据本研究的序列长度建立滞后3阶的无约束向量自回归模型,然后根据AIC和SIC准则确定VAR模型的最优滞后阶数k。如表2所示,5种检验标准均选择了2作为VAR模型的最优滞后阶数,因此,最优滞后阶数确定为2。与此相对应,Johansen协整检验的最优滞后阶数区间为1-1。

表2 VAR模型最优滞后阶数选择

| Lag | LogL | LR | FPE | AIC | SC | HQ |
|-----|---------|----------|-----------|---------|---------|---------|
| 0 | -15.203 | NA | 4.87E-05 | 1.422 | 1.614 | 1.479 |
| 1 | 138.119 | 249.858 | 1.90E-09 | -8.749 | -7.789 | -8.464 |
| 2 | 170.473 | 43.1397* | 6.17E-10* | -9.961* | -8.233* | -9.447* |
| 3 | 182.634 | 12.610 | 1.04E-09 | -9.676 | -7.180 | -8.934 |

注:*表明检验标准选择的最优滞后阶数。

对于检验形式,表3汇总了基于迹统计量和最大特征值的5种形式的结果。检验结果表明,除第一种形式的模型之外,其余4种模型形式都可能通过1%水平的Johansen协整检验,但最优模型形式尚不能确定。为确定最优模型形式,笔者对后4种可能的协整形式均建立误差修正模型,然后根据AIC和SC最小信息准则确定VEC模型和协整检验的最优形式。从表3中AIC和SC统计量的值可以看出,两者均在第5种模型形式下值最小,因此,第5种协整检验形式——序列和协整方程存在二次趋势即为VEC模型和协整检验的最优形式。与此相对应,反映变量之间长期均衡关系的协整方程为:

$$c_t = 3.591421e_t - 0.244622f_t - 40.19977y_t + 3.601943T + 493.6976 \quad (5)$$

以 Δc_t 为因变量的误差修正模型的估计结果为:

$$\Delta c_t = 0.001582ECM_{t-1} + 0.594624\Delta c_{t-1} - 0.071684\Delta e_{t-1} + 0.022764\Delta f_{t-1} - 0.121051\Delta y_{t-1} + 0.001706T - 0.027572 \quad (6)$$

表3 Johansen协整关系检验结果汇总

| 序列空间 | 无附加项 | 无附加项 | 有线性趋势 | 有线性趋势 | 二次趋势 |
|-------|--------|--------|--------|--------|---------|
| | 无截距 | 有截距 | 有截距 | 有截距 | 有截距 |
| 协整方程 | 无线性趋势 | 无线性趋势 | 无线性趋势 | 有线性趋势 | 有线性趋势 |
| 迹统计量 | 0 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| 最大特征根 | 0 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| AIC | -8.782 | -9.366 | -9.531 | -9.977 | -10.148 |
| SC | -7.640 | -8.177 | -8.199 | -8.597 | -8.626 |

注:(1)协整关系数量根据MacKinnon-Haug-Michelis(1999)在1%显著水平下确定;(2)AIC和SC是相应误差修正模型最小信息准则统计量。

五、Granger非因果关系检验

(一)短期效应分析

对于非平稳但有协整关系的序列进行Granger非

因果关系检验应该基于VEC模型。短期效应的检验方法是对特定自变量的各差分滞后项进行联合Wald检验。表4列出了相应的Wald检验结果,如果其 χ^2 统计量在0.05水平上显著,就列出其相应短期效应的正负符号。

表4 基于误差修正模型的短期Granger非因果关系检验

| 检验对象 | Δc_{t-1} | | Δe_{t-1} | | Δf_{t-1} | | Δy_{t-1} | |
|------------------|------------------|----|------------------|----|------------------|----|------------------|----|
| | χ^2 | 效应 | χ^2 | 效应 | χ^2 | 效应 | χ^2 | 效应 |
| Δc_{t-1} | - | | 2.019 | | 2.031 | | 0.482 | |
| | | | (0.155) | | (0.154) | | (0.487) | |
| Δe_{t-1} | 0.761 | | - | | 9.721 | | 0.090 | |
| | (0.383) | | | | (0.002) | | (0.764) | |
| Δf_{t-1} | 0.427 | | 0.232 | | - | | 0.015 | |
| | (0.514) | | (0.630) | | | | (0.904) | |
| Δy_{t-1} | 0.097 | | 0.379 | | 8.921 | + | - | |
| | (0.755) | | (0.538) | | (0.003) | | | |

注:(1)括号内的内容表示 χ^2 统计量的伴随概率;(2)“效应”一栏中的“+”、“-”号分别表示自变量差分滞后项短期系数的正、负。

从检验结果可以看出,货物贸易出口、FDI流入和GDP均不是单位GDP碳排放量的短期Granger原因。只有货物贸易出口和GDP是FDI流入的短期Granger原因。并且,从短期效应来看,我国的货物贸易出口对FDI流入具有替代作用,GDP的增长对FDI的流入具有促进作用。

(二)长期效应分析

1. 长期直接效应分析

长期直接效应显著与否可以用协整方程判断,如果协整方程中自变量系数的t统计量在统计上显著,就表明变量之间存在相关关系,其系数的正负则表示相关关系的正负。表5汇总了不同因变量的协整方程的估计结果。结果表明在c方程中货物贸易出口(e)与二氧化碳排放(c)显著正相关,国内生产总值(y)与之显著负相关;在e方程中,只有国内生产总值(y)与货物贸易出口(e)显著正相关;在y方程中所有系数均不显著;在f方程中货物贸易出口(e)与FDI流入显著正相关,国内生产总值(y)与之显著负相关。

表5 基于协整方程的长期直接效应检验

| 因变量 | c_t | e_t | f_t | y_t |
|--------------------|----------------|----------------|-----------------|---------------|
| c_t | - | 0.278[-0.646] | -4.088[0.663] | -0.025[0.439] |
| e_t | 3.591[-2.774] | - | 14.682[-2.370] | 0.089[-1.855] |
| f_t | -0.245[1.111] | 0.068[-0.925] | - | -0.006[0.744] |
| y_t | -40.199[8.682] | 11.193[-8.540] | -164.334[8.771] | - |
| T | 3.602 | -1.003 | 14.725 | 0.089 |
| C | 493.698 | -137.466 | 2018.209 | 12.281 |
| Adj.R ² | 0.215 | -0.042 | 0.818 | 0.552 |

注:(1)T表示趋势项,C表示截距项;(2)方括号中的内容表示相应系数的t统计量。

与短期效应对比可以发现:在f方程中货物贸易出口(e)和国内生产总值(y)的长期直接效应与短期效应的符号发生了正负逆转。这说明虽然在短期内货物贸易出口对FDI流入具有明显的替代作用,但从长期来看,货物贸易出口(e)却对FDI流入具有明显的促进作用,表明随着国际市场竞争的加剧,要求我国不断提高出口商品的技术含量,反而会加大对国外FDI的依赖,以便利用FDI的溢出效应提升我国的技术水平。再者,虽然在短期内GDP的增长可以使国内市场容量变大,对国外FDI的流入具有诱惑力,但随着我国GDP的不断增长,自有资本的不断积累将减少对国外FDI的依赖,FDI的流入会减少。

2. 长期总效应分析

表6同时给出了两种意义的长期总效应的检验结果。第一种意义的长期总效应是指长期均衡的协整关系是否对因变量产生显著影响,可以根据误差修正项 ECM_{t-1} 的系数在统计上是否显著来做判断,若显著则表明误差修正项或长期均衡的协整关系是因变量的长期Granger原因,反之亦然。表6的最后一行列出了4个误

差修正模型的误差修正项 ECM_{t-1} 系数的t统计量及其伴随概率,结果显示:在0.05置信水平下, ECM_{t-1} 系数在 Δf_t 和 Δy_t 误差修正模型中显著为负。这说明长期均衡的协整关系是FDI流入和GDP的长期Granger原因,但这种长期均衡的协整关系对单位GDP碳排放和货物贸易出口却没有显著的长期效应。

第二种意义的长期总效应是指特定自变量如何通过长期均衡的协整关系对因变量产生综合的影响,检验方法是将特定自变量的各期滞后项与 ECM_{t-1} 一起进行Wald联合显著检验。表6也同时列出了将每个特定自变量与 ECM_{t-1} 一起进行Wald联合显著检验的结果。但Wald联合显著检验的结果只能用于判断特定自变量对因变量是否具有长期总效应,却无法辨别效应的正负和大小。因此,需要在误差修正模型的基础上建立广义脉冲响应函数做进一步的检验以考察长期总效应的符号与大小。如果长期总效应在0.01水平上通过Wald联合显著检验,就在“收敛值”一栏列出其长期收敛状况。通过对表6中的检验结果分析得知:

第一,单位GDP碳排放、货物贸易出口和GDP都

表6 基于误差修正模型的长期总效应检验

| 检验对象 | Δc_{t-1} | | Δe_{t-1} | | Δf_{t-1} | | Δy_{t-1} | |
|-----------------------------|------------------|-----|-------------------|-----|-------------------|--------|-------------------|--------|
| | F值 | 收敛值 | F值 | 收敛值 | F值 | 收敛值 | F值 | 收敛值 |
| $ECM_{t-1}, \Delta c_{t-1}$ | - | | 1.229 (0.313) | | 24.288 (0.000) | 0.020 | 8.602 (0.002) | 0.004 |
| $ECM_{t-1}, \Delta e_{t-1}$ | 0.493 (0.618) | | - | | 25.020 (0.000) | -0.043 | 8.942 (0.002) | 0.009 |
| $ECM_{t-1}, \Delta f_{t-1}$ | 0.215 (0.808) | | 0.122 (0.886) | | - | | 10.601 (0.001) | -0.001 |
| $ECM_{t-1}, \Delta y_{t-1}$ | 0.054 (0.947) | | 0.350 (0.709) | | 24.359 (0.000) | -0.188 | - | |
| ECM_{t-1} | 0.213 (0.833) | | -0.301 (0.767) | | -6.965 (0.000) | | -4.136 (0.001) | |

注:(1)括号中的内容表示Wald联合显著检验F统计量的伴随概率;(2)“收敛值”表示对特定自变量施加一个标准差大小的新息冲击后,广义脉冲响应函数的因变量在30期后的取值;(3)所有广义脉冲响应函数均收敛于某一常数。

是FDI流入的长期Granger原因,但单位GDP碳排放的长期总效应为正,货物贸易出口和GDP的长期总效应为负。因此,虽然从短期来看,单位GDP碳排放不是FDI流入的Granger原因,但从长期来看,单位GDP碳排放却是FDI流入的Granger原因,并且显著为正,说明我国吸收的FDI中高污染、高排放的行业较多,符合“污染者避难所”假说。此外,无论从长期还是短期,货物贸易出口都对FDI流入具有显著的替代作用。与此同时,虽然短期和长期GDP均是FDI流入的Granger原因,但效应的符合却发生了逆转。短期内,随着GDP的增长,我国的基础设施不断完善,市场规模不断扩大,对国外的FDI吸引力增大,FDI流入增加。但从长期来看,随着

我国GDP的不断增长,我国的财富积累会不断增加、技术水平会日益提高,反而会减少对国外FDI的依赖。

第二,虽然从短期效应看单位GDP碳排放、货物贸易出口和FDI流入都不是GDP的Granger原因,但从长期效应看三者都是GDP的Granger原因。其中,单位GDP碳排放和货物贸易出口的长期总效应为正,FDI流入的长期总效应为负。因此,货物贸易出口从长期看有利于GDP的增长,符合“外贸是经济增长发动机”学说。此外,从长期看,单位GDP碳排放的增加有利于GDP的增长,说明我国GDP的增长是以能源的高消耗为代价的,这种经济增长模式急需转变。值得注意的是,长期来看,FDI流入的增加反而不利于我国GDP的

增长,这和我国当前积极利用外资促进经济增长的政策背离。这说明虽然短期内国外 FDI 的流入可以弥补国内投资的不足,可以提高技术和管理水平以促进经济增长,但从长期来看,FDI 的流入会对国内产业的投资和发展产生“挤出效应”,反而会不利于我国经济增长。

六、结论

利用 1980—2009 年中国的年度数据,本研究发​​现单位 GDP 碳排放、货物贸易出口、FDI 流入和经济增长之间存在长期协整关系。基于误差修正模型的短期和长期的 Granger 非因果关系检验表明,上述变量存在着复杂的关系。

第一,从短期效应来看,所有变量都不是单位 GDP 碳排放的 Granger 原因,但从长期直接效应来看,货物贸易出口和 GDP 与单位 GDP 碳排放存在相关关系,其中货物贸易出口与之正相关,GDP 与之负相关。长期相关关系说明随着出口的增长,单位 GDP 碳排放会同步增长,表明我国的出口商品仍然是以能源密集型为主,这种出口的结构亟待升级。

第二,有些变量的短期效应与长期总效应存在矛盾。虽然从短期效应来看,GDP 的增长有利于 FDI 流入,但从长期效应来看,GDP 的增长反而不利于 FDI 的流入。这说明我国通过利用国外 FDI 促进经济增长的政策效果在短期和长期是存在矛盾的。长短期效应的不一致,会使政府在政策的长期目标与短期目标的选择和取舍中处于两难的境地。

第三,有些变量长期直接效应与总效应存在矛盾。以货物贸易出口为例,从长期直接效应来看,货物贸易出口对 FDI 流入具有促进作用,但从长期总效应来看,货物贸易出口对 FDI 具有明显的替代作用,与其短期效应相一致。上述矛盾使得我国同时利用出口和国外 FDI 来带动经济增长的政策在内部很难协调。

第四,有些变量在短期内无效应,但从长期来看效应显著。以二氧化碳排放为例,短期内二氧化碳排放不是任何变量的 Granger 原因,但从长期效应来看,单位 GDP

碳排放的增加有利于经济的增长,说明我国的经济增长是以能源的高消耗为代价的,这种能源消耗型的增长模式急需转变。

参考文献:

- [1]邓柏盛,宋德勇.我国对外贸易、FDI 与环境污染之间关系的研究:1995—2005[J].国际贸易问题,2008(4).
- [2]何正霞,许士春.我国经济开放对环境影响的实证研究:1990—2007 年[J].国际贸易问题,2009(10).
- [3]牛海霞,胡佳雨.FDI 与我国二氧化碳排放相关性实证研究[J].国际贸易问题,2011(5).
- [4]庞德良,洪宇.石油价格冲击、内生技术进步与日本经济增长[J].现代日本经济,2009(1).
- [5]庞德良,洪宇.制度目标冲突与发展政策两难选择——来自中国经济转型的经验性证据[J].吉林大学社会科学学报,2010(4).
- [6]黄青媛.外商直接投资对东道国溢出效应的研究综述[J].河北经贸大学,2011(2).
- [7]梁永强.FDI 流入对中国内资企业就业和工资水平影响的计量分析[J].现代财经,2010(5).
- [8]罗良文,李珊珊.FDI 技术外溢的垂直效应与中国工业碳排放[J].山西财经大学学报,2012(11).
- [9]Sims C A, Stock J H, Watson M W. Inference in linear time series models with some unit roots[J]. *Econometrica*, 1990(1):113-144.
- [10]Johansen S. Estimation and hypothesis testing of cointegrated vectors in Gaussian VAR models [J]. *Econometrica*, 1991(6):1551-1580.
- [11]Aliyu, Mohammed Aminu. Foreign Direct Investment and the Environment: Pollution Haven Hypothesis Revisited[Z]. Paper Prepared for the Eight Annual Conference on Global Economic Analysis 2005.
- [12]Frank S.T.Hsiao, Mei-Chu W. Hsiao. FDI, export and GDP in East and Southeast Asia [J]. *Journal of Asian Economics*, 2006(17):1082-1106.

责任编辑、校对:武玲玲

FDI Inflows, Goods Trade Export, GDP and CO₂ Emission

Yang Ligu¹, Liu Yuna²

(1.Northeast Asia Research Center, Jilin University, Changchun 130117, China;

2.School of Finance and Economics, Jilin University, Changchun 130117, China)

Abstract: Based on the study on relationship among CO₂ emissions of unit GDP, FDI inflows, goods trade export, and the economy increase, the results showed: there exists the relevance relationship between goods trade export and the CO₂ emissions of unit GDP. In addition, there exists a contradiction between short term direct effect and long term overall effect. Some exists a contradiction between long term direct effect and long term overall effect. Some variables have no effect in the short term but long-term effect is significant.

Key words: FDI inflows; goods trade export; CO₂ emission; co integration analysis; Granger non-causality relation