

An Empirical Analysis on Relationship between Export and per Capita GDP of China

Xueping He

School of Statistics and Mathematics, Yunnan University of Finance and Economics, Kunming Yunnan
Email: 337398141@qq.com

Received: Feb. 19th, 2017; accepted: Mar. 6th, 2017; published: Mar. 9th, 2017

Abstract

This paper analyzes the relationship of export and per capita GDP in China based on the data of 1991-2014 in *China Statistical Yearbook*. Through the stationarity test and co-integration test by Engle-Granger method on exports and per capita GDP series, we establish the error correction model. The results show that China's exports have a strong positive effect on per capita GDP growth; there is a long-term stable dynamic equilibrium relationship between them.

Keywords

Export, Per Capita GDP, Co-Integration Test, Error Correction Model

我国出口贸易与人均GDP增长的实证分析

何雪平

云南财经大学统计与数学学院, 云南 昆明
Email: 337398141@qq.com

收稿日期: 2017年2月19日; 录用日期: 2017年3月6日; 发布日期: 2017年3月9日

摘 要

本文以《中国统计年鉴》中1991~2014年的数据为基础, 对我国出口与人均GDP增长的关系进行实证分

析。通过对出口和人均GDP序列的平稳性检验，运用Engle-Granger两步法进行协整检验，最后建立误差修正模型。结果表明：我国出口对人均GDP增长具有极强的拉动作用，二者之间存在着长期稳定的动态均衡关系。

关键词

出口，人均GDP，协整检验，误差修正模型

Copyright © 2017 by author and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

改革开放以来，伴随着经济的高速增长，我国的出口规模在持续的扩大，出口收入对我国 GDP 的影响也越来越大。尽管出口的高速发展促进了国内经济的增长和经济结构的调整，扩大了社会就业，增强了国家实力，提升了国际地位。然而，其存在的问题也不容忽视。

首先，人民币对美元汇率的不稳定，使得出口产品的价格不稳定，这将不利于我国的出口。2015 年 8 月份以来，人民币对美元汇率持续贬值，累计下跌 10%。11 月上旬，人民币兑美元一路暴跌至 6.80 元大关。理论上讲，这会使得我国出口相对受益，而实际上，汇率的不稳定性会给进出口贸易带来风险，影响我国出口。其次，经济贸易摩擦增多经济政治化的特点日益明显。随着国际竞争的加剧，各国间经济摩擦和贸易纠纷显著增多，国内立法、货物倾销等贸易保护手段花样翻新。同时，绝大多数国家都将发展经济作为最大的政治任务，经济合作中越来越多地掺杂政治因素等，这些因素都将可能成为影响我国出口的不利因素。随着美国大选结果的公布，美国候任总统特朗普将在 2017 年 1 月 20 日就职，中国将面临潜在的阻力和政策不确定性。最后，我国外贸出口，仍为粗放型增长，质量和效益不高。这主要体现在企业国际营销能力不强，品牌建设严重滞后，核心竞争力弱，外贸出口秩序需要规范，出口贸易结构不协调，发展后劲不足等。

以上存在的问题严重的制约了我国出口贸易的发展，我国政府近年来也是致力于这方面的改革。但是在制定各种国策之前，我们更需要关注的是作为拉动经济增长的“三驾马车”之一的出口对我国经济增长的影响。这就决定本文的研究具有广泛深远的意义。

2. 文献综述

出口贸易与经济增长的关系问题一直是经济学界十分活跃的研究领域，关于二者关系的研究可以追溯到 15 世纪的重商主义时期。重商学派以财富即金银的财富观为基调，强调出口的增加可以使货币流入，从而使国家富强、人民富裕；相反进口则会使货币流出，使国家越来越贫穷。其后亚当·斯密和大卫·李嘉图分别利用绝对优势理论和比较优势理论，分析认为对外贸易可以深化国际分工，促进劳动生产率的提高，并用本国的剩余产品换回更多国内急需的产品和技术，促进经济增长。

关于出口与经济增长之间的关系，我国学者也做了大量的实证研究工作，但由于研究方法和所选取数据的不同，研究结论存在较大差异。刘晓鹏(2001)利用 1952 年以来我国 GDP 和进出口数据进行协整分析，认为进口增长对我国经济增长具有较大的促进作用，而出口增长对经济增长的影响却很不显著[1]；郭利红、李斌(2004)对中国出口驱动经济增长假说进行实证检验，在 1980 年至 2002 年的最新数据的基础

上检验了出口驱动经济增长假说(ELG)在中国的情况,发现出口贸易与经济增长之间存在唯一协整关系,出口贸易对经济增长有直接的滞后影响。同时,经济增长能够通过短期波动失衡的调整间接影响出口贸易[2];牛翠萍(2007)利用我国1993年到2002年出口相关数据进行回归分析,认为我国的出口对GDP的影响是很大的,同时针对我国出口贸易存在的问题也提出一些实用性的政策建议[3]。

深入分析国内的研究文献,不难发现,对我国出口贸易与经济增长之间的关系的研究,学者们立足分析出口量与GDP的实证研究居多,却极少有学者分析出口与人均GDP之间的关系。众所周知,虽然GDP和人均GDP都可以用来衡量一国或一地区的经济增长,但是人均GDP还是衡量人民生活水平最重要的指标之一。因此,本文拟从人均产量意义下的经济增长角度出发,利用我国1991~2014年的统计数据,采用计量经济学中协整模型和误差修正模型,分析出口贸易对我国人均GDP增长的影响。

3. 理论模型

3.1. 协整模型

经济分析通常假定所研究的经济理论中涉及的变量之间存在着长期均衡关系,按照这一假定,在估计这些长期关系时,计量经济分析假定这些变量是平稳的。然而,在大多数情况下,宏观经济的实证研究中所使用的变量通常是非平稳的趋势变量。因此,以这种假定为基础的估计方法所给出的经典 t 检验和 F 检验,会给出产生误导作用的结果。这种现象被Granger和Newbold称为伪回归。以前处理此类趋势变量的恰当方法是使用差分或者其他变换将它们化为平稳变量,再对平稳变量进行分析或者使用Box-Jenkins方法建立模型。

然而,越来越多的研究表明有更合适的方法来研究趋势变量。在实证研究中,我们会发现有些序列自身的变化虽然是平稳的,但是序列与序列之间却有非常密切的长期均衡关系。为了有效地衡量序列之间是否具有长期的均衡关系,Engle和Granger于1987年提出了协整的概念。

3.1.1. 单整与协整

如果一个时间序列经过 d 次差分后能够变成平稳序列,则相应的称原序列是 d 阶单整序列,记为 $I(d)$ 。如果一个序列不管差分多少次也能变为平稳序列,则该序列为非单整序列[4]。

假定自变量序列为 $\{x_1\}, \dots, \{x_k\}$, 响应变量序列为 $\{y_t\}$, 构造回归模型 $y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i x_{it} + \varepsilon_t$, 假定回归残差序列 $\{\varepsilon_t\}$ 平稳, 称响应序列 $\{y_t\}$ 与自变量序列 $\{x_1\}, \dots, \{x_k\}$ 之间具有协整关系。

3.1.2. 协整检验

本文只对两个序列进行实证分析,因此只需要运用检验两变量之间协整关系的方法。两变量协整关系检验的Engle-Granger法由Engle和Granger于1987年提出,简称为EG检验。具体分为三个步骤:第一步,求出两变量的单整阶数,若两变量的单整阶数相同,进入下一步;若不同,则两变量不是协整的。第二步,用OLS法估计长期均衡方程(协整回归) $y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \varepsilon_t$ 。第三步,对残差序列 $\{\varepsilon_t\}$ 进行平稳性检验,若平稳,说明序列 $\{x_t\}$ 和 $\{y_t\}$ 协整[4]。

对于第一步,求变量的单整阶数的方法,一般有两种方法进行平稳性检验,图示法和单位根检验。图示法就是根据序列的时序图来判断序列是否平稳,不平稳就对序列进行差分,观察差分序列的时序图,依次这样下去,直到序列平稳,记最后平稳的序列是原序列的 d 阶差分,则原序列是 d 阶单整序列,记为 $I(d)$ 。单位根检验法即检验序列的特征方程是否存在单位根,如果存在,说明序列非平稳。一般情况下,运用DF检验、ADF检验或者PP检验进行单位根检验。但是这三种检验的缺陷在于它们的零假设是“有单位根”,因此,在数据量不够或者缺乏足够证据时,往往无法拒绝零假设。此时,只能得到“没

有足够证据说明没有单位根(平稳)”的结论,而不能得到“有证据说明不平稳”的结论。而 KPSS 检验是以“序列平稳”为零假设,检验显著就意味着可能不平稳。因此,本文选择运用 KPSS 检验[5]。

3.2. 残差自回归模型

当残差自相关检验显示残差序列高度自相关时,说明对信息的提取不够,我们需要对残差序列进行二次拟合,进一步提取残差序列中蕴含的相关信息[6]。

Durbin-Watson 检验(简称 DW 检验)是由 J. Durbin 和 G.S. Watson 于 1950 年提出的,原假设是 $H_0: \rho = 0$,若 H_0 为真,则 $u_t = \epsilon_t$,所检验的模型残差序列不存在自相关,若拒绝原假设,则结论是存在自相关。

如果 ϵ_t 的期望为 $\mu = 0$,则自回归移动平均过程 ARMA(p,q)定义为

$$\epsilon_t = \varnothing_1 \epsilon_{t-1} + \dots + \varnothing_p \epsilon_{t-p} + w_t + \theta_1 w_{t-1} + \dots + \theta_q w_{t-q}$$

或者 $\varnothing(B)\epsilon_t = \theta(B)w_t$, 这里

$$\varnothing(B) = 1 - \varnothing_1 B - \dots - \varnothing_p B^p,$$

$$\theta(B) = 1 + \theta_1 B + \dots + \theta_q B^q.$$

如果 ϵ_t 的期望 μ 不等于 0,则上面的定义可写为

$$\epsilon_t = \varnothing_0 + \varnothing_1 \epsilon_{t-1} + \dots + \varnothing_p \epsilon_{t-p} + w_t + \theta_1 w_{t-1} + \dots + \theta_q w_{t-q},$$

这里 $\varnothing_0 = (1 - \varnothing_1 - \dots - \varnothing_p)\mu$ 。

3.3. 误差修正模型

误差修正模型(error correction model)简称 ECM 模型,最初由 Hendry 和 Anderson 于 1977 年提出,它常作为协整模型的补充模型出现。协整模型度量序列之间的长期均衡关系,而 ECM 模型则解释序列的短期波动关系[4]。

假设非平稳响应变量序列为 $\{y_t\}$ 与非平稳自变量序列为 $\{x_t\}$ 之间具有协整关系,即 $y_t = \beta x_t + \epsilon_t$,则回归残差序列 $\{\epsilon_t\}$ 为平稳序列: $\epsilon_t = y_t - \beta x_t \sim I(0)$

在协整模型等号两边同时减去 y_{t-1} ,则有

$$y_t - y_{t-1} = \beta x_t - y_{t-1} + \epsilon_t$$

将 $y_{t-1} = \beta x_{t-1} + \epsilon_{t-1}$ 代入上式右边,得

$$y_t - y_{t-1} = \beta x_t - \beta x_{t-1} - \epsilon_{t-1} + \epsilon_t$$

假定 β 的最小二乘估计值为 $\hat{\beta}$,则 $\hat{\epsilon}_{t-1} = y_{t-1} - \hat{\beta} x_{t-1}$ 代表的是上一期的误差,特别记作 ECM_{t-1} ,则误差修正模型可以写成:

$$\nabla y_t = \beta \nabla x_t - ECM_{t-1} + \epsilon_t$$

这说明响应序列的当期波动 ∇y_t 主要受到三方面短期波动的影响:

- 1) 输入序列的当期波动 ∇x_t ;
- 2) 上一期的误差 ECM_{t-1} ;
- 3) 当期纯随机波动 ϵ_t 。

为了定量地测定这三方面影响的大小,可以构建 ECM 模型,模型结构如下:

$$\nabla y_t = \beta_0 \nabla x_t + \beta_1 ECM_{t-1} + \epsilon_t$$

式中, β_1 称为误差修正系数, 表示误差修正项对当期波动的修正力度。由上面推导可知 $\beta_1 < 0$, 即误差修正机制是一个负反馈机制。

4. 数据来源和处理

4.1. 数据来源

本文使用两个时间序列 Y (人均 GDP) 和 X (出口值), 样本区间为 1991~2014 年。所用原始数据取自《2015 年中国统计年鉴》, 单位均为亿元。

4.2. 数据处理

由于数据的自然对数变换不改变变量的长期关系, 而且可以使其趋势线性化, 有利于消除时间序列中存在的异方差现象。因此, 本文对序列 Y 与 X 进行自然对数变换, 分别用 $\ln Y$ 和 $\ln X$, 即人均 GDP 的对数和出口值的对数作为研究对象。

5. 实证分析

5.1. 模型分析

5.1.1. 平稳性检验

为了防止出现伪回归, 需要检验时间序列的平稳性。对序列平稳性的判断可以先对时序图进行观察, 初步判断序列是否平稳, 而后对序列进行单位根检验。

1) 时序图

图 1 为人均 GDP 的对数 ($\ln Y$) 及出口量对数 ($\ln X$) 的时序图, 从图 1 中可以明显看出 $\ln Y$ 序列和 $\ln X$ 序列均有明显的递增趋势, 因此, 它们一定不是平稳序列。接着检验这两个序列一阶差分序列的平稳性, 一阶差分序列的时序图如图 2 所示。图 2 显示了 $\ln Y$ 与 $\ln X$ 的一阶差分趋势图, 二者均在一固定的值附近上下波动, 比较平稳, 因此可初步认为 $\ln Y$ 与 $\ln X$ 为一阶单整的时间序列。为了稳妥起见, 我们需要运用单位根检验来判断序列的平稳性。

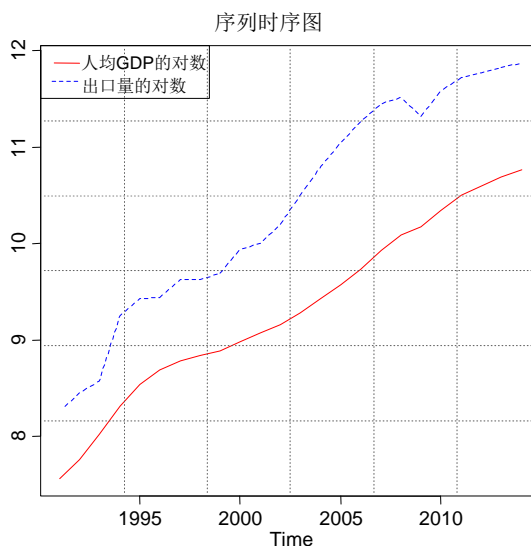


Figure 1. The sequence diagram of the logarithm of per capital GDP and the logarithm of export

图 1. 人均 GDP 对数和出口量对数序列的时序图

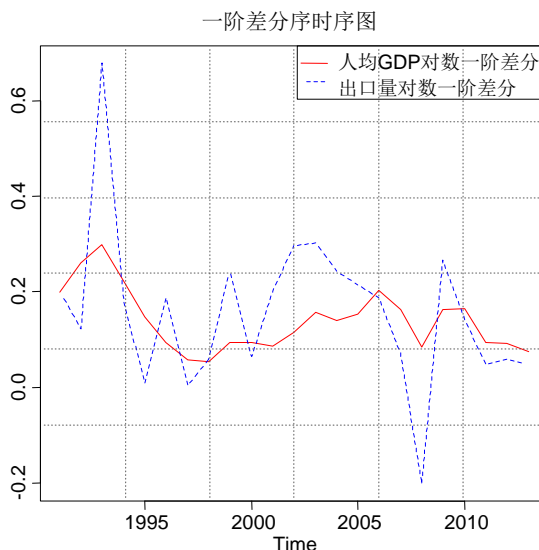


Figure 2. The sequence diagram of the logarithm of per capital GDP and the logarithm of export after the difference

图 2. 人均 GDP 对数和出口量对数一阶差分序列的时序图

2) 单位根检验

分别对 $\ln Y$ 与 $\ln X$ 的原序列及其一阶差分序列进行 KPSS 检验。检验结果如表 1 所示:

$\ln Y$ 原序列第一个检验的 p 值小于 0.01, 说明该序列不是平稳的; 其一阶差分序列检验的第一个 p 值大于 0.1, 不能拒绝人均 GDP 对数一阶差分序列是非平稳的, 说明 $\ln Y$ 至少为一阶单整的时间序列。对于 $\ln X$ 原序列和其一阶差分序列检验的结果与 $\ln Y$ 结果相同, 说明 $\ln X$ 也为一阶单整的时间序列。单位根检验结果与时序图检验结果相同, 即人均 GDP 的对数 ($\ln Y$) 及出口量对数 ($\ln X$) 序列均为一阶单整序列。

5.1.2. 协整检验

虽然人均 GDP 对数的序列和出口量对数的序列都是非平稳的, 但通过观察时序图(图 1), 可以发现它们之间具有非常稳定的线性相关关系。当出口增加时, 人均 GDP 也增加, 且变化速度一致。由单位根检验结果可知, 序列 $\ln Y$ 与 $\ln X$ 均为一阶单整序列, 那么需要考虑它们之间是否具有协整关系, 因此要进行协整检验, 本文采用 EG 检验。

建立以 $\ln Y$ 为因变量, $\ln X$ 为在自变量的回归模型, 模型的可决系数为 0.9712, 表明模型拟合度高。模型结果显示变量都很显著, 说明变量之间有显著的相关关系。接着检验模型的残差是否显著平稳, 即是否为零阶单整序列。对于回归残差序列, 经 ADF 检验, 回归残差序列 $\{\varepsilon_t\}$ 平稳, ADF 检验 p 值为 0.01722。具体检验结果如表 2 所示, 回归残差序列为无常数均值 3 阶自相关平稳序列。

因此, 尽管人均 GDP 对数序列和出口额对数序列都是非平稳序列, 但它们之间具有协整关系。

5.2. 模型建立

5.2.1. 协整模型

由于人均 GDP 对数序列和出口额对数序列之间具有协整关系, 所以可以建立如下的回归模型来拟合它们之间的长期均衡关系: $\ln y_t = 1.0334 + 0.79816 \ln x_t + \varepsilon_t$ 。

Table 1. Result of KPSS test
表 1. KPSS 检验结果

序列	零假设	<i>p</i> .value	平稳性	结果
ln <i>Y</i>	平稳	< 0.01	不平稳	ln <i>Y</i> 序列至少是 <i>I</i> (1)
	趋势平稳	> 0.1		
diff(ln <i>Y</i>)	平稳	> 0.1	不能拒绝非平稳假设	
	趋势平稳	0.0495		
ln <i>X</i>	平稳	< 0.01	不平稳	ln <i>X</i> 序列至少是 <i>I</i> (1)
	趋势平稳	0.04897		
diff(ln <i>Y</i>)	平稳	> 0.1	不能拒绝非平稳假设	
	趋势平稳	> 0.1		

Table 2. ADF test of residual series
表 2. 残差序列的 ADF 检验

序列	滞后阶数	<i>DF</i> 统计量	<i>p</i> .value
回归残差序列	1	-1.2565	0.2091
	2	-1.2775	0.2024
	3	-2.6209	0.0115

运用 DW 统计量对残差序列 ε_t 进行自相关检验, 输出结果显示 DW 统计量小于 2, 且 *p* 值极小, 因此, 残差序列高度正相关。说明残差序列当中信息没有被充分提取, 所以考虑残差的自相关图、偏相关图的性质, 为残差序列构造合适 ARMA(*p*, *q*) 模型。

从残差序列的自相关图和偏相关图(图 3)可以判断出序列自相关系数拖尾, 偏自相关系数 4 阶截尾, 所以对残差序列拟合的模型是 ARMA(4,0), 即 AR(4) 模型。拟合的结果为:

$$\varepsilon_t = 0.7391\varepsilon_{t-1} - 0.0062\varepsilon_{t-2} + 0.4177\varepsilon_{t-3} - 0.5893\varepsilon_{t-4} + e_t, \quad e_t \sim N(0, 0.0065)$$

残差自相关模型的显著性检验运用 *Q* 统计量, *p* 值均大于 0.05, 表示拟合模型显著成立。

综合得到, 模型的拟合口径为:

$$\begin{cases} \ln y_t = 1.0334 + 0.79816 \ln x_t + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t = 0.7391\varepsilon_{t-1} - 0.0062\varepsilon_{t-2} + 0.4177\varepsilon_{t-3} - 0.5893\varepsilon_{t-4} + e_t, \quad e_t \sim N(0, 0.0065) \end{cases}$$

模型的最终口径就是 ln *Y* 与 ln *X* 协整关系所对应的长期关系方程, 它表示我国出口每增长 1%, 人均 GDP 将增长约 0.798%, 说明人均 GDP 和出口之间存在长期稳定的关系; 同时, 它还受到诸多随机因素的影响, 导致随机波动序列具有短期自相关性。

5.2.2. 误差修正模型

根据以上分析, 序列 ln *Y* 与 ln *X* 之间存在着长期的均衡关系。为了进一步解释出口与人均 GDP 之间的短期动态关系, 可以建立误差修正模型。模型结果如表 3 所示:

得到的误差修正模型为:

$$\nabla \ln y_t = 0.55581 \nabla \ln x_t - 0.19604 \text{ECM}_{t-1}$$

以上表明, 变量的符号与长期均衡关系的符号一致, 出口的短期变动对人均 GDP 存在正向影响, 本

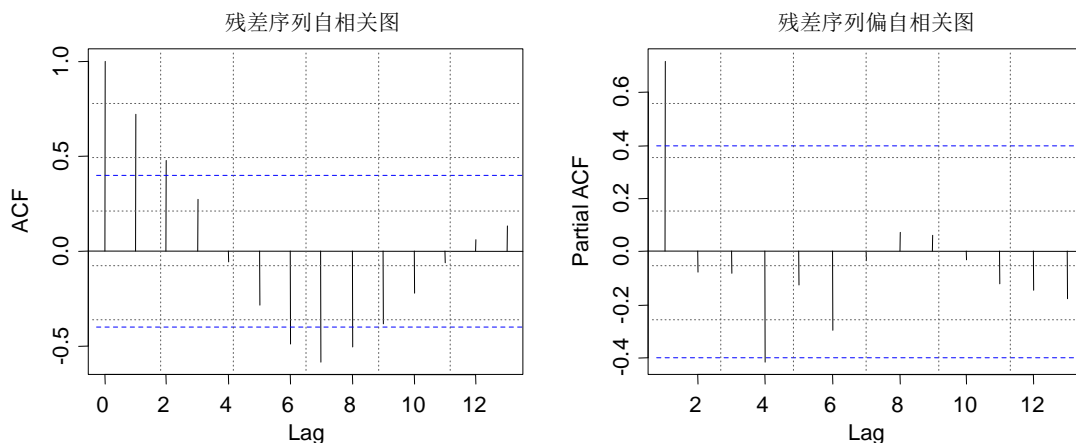


Figure 3. The diagram of autocorrelation and partial autocorrelation of residual sequence
图 3. 残差序列的自相关图和偏自相关图

Table 3. Results of error correction model
表 3. 误差修正模型结果

变量	回归系数	标准误差	t 值	p .value
diff(ln X)	0.5558	0.0814	6.8250	9.52E-07
ECM _{$t-1$}	-0.19604	0.1246	-1.5730	0.1310

期实际出口每增加 1%，本期实际人均 GDP 将增加 0.55581%。上期误差 (ECM _{$t-1$}) 对人均 GDP 当期波动的调整幅度不大，单位调整比例为 -0.19604，而且系数显著性检验表示该系数并不显著非零。

6. 结论及解决策略

6.1. 结论

本文对我国人均 GDP 和出口总额进行单位根检验，并在此基础上建立了协整模型和误差修正模型，得出以下几点结论：

- 1) 变量 $\ln Y$ 与 $\ln X$ 之间的趋势图和一阶差分图都表明，出口与人均 GDP 增长变化方向一致，二者之间存在着极强的相关性。单位根检验表明二者均为一阶单整序列。
- 2) 我国人均 GDP 和出口总额之间存在协整关系。长期而言，出口每增加 1%，人均 GDP 将增长约 0.798%，出口对我国的人均经济增长具有极强的拉动作用。二者之间存在长期稳定的均衡关系。
- 3) 从误差修正模型来看，出口的短期变动对人均 GDP 存在正向影响。本期出口每增加 1%，本期人均 GDP 增加 0.55581%。该模型也反映了人均 GDP 受出口影响的短期波动规律：在短期，出口贸易对人均 GDP 增长具有一定的促进作用，而且具有自动稳定机制。

6.2. 解决策略

由以上协整模型和误差修正模型可知，出口贸易对我国的人均 GDP 具有很大的拉动作用。而在当今全球经济危机的形势下，我们应该积极应对其对我国出口贸易带来的消极影响，并且应该采取一些措施来消除或减轻这种消极影响。

- 1) 优化出口市场结构，积极开拓多元化的海外市场。我国出口市场主要集中于美国等贸易大国，一旦这些国家发生经济危机，我国的出口都会受到负面影响。因此，我们必须调整出口市场，尽快优化出

口市场结构,积极开拓多元化的海外市场,这是目前最主要的办法。而且,调整的步伐要在稳健中尽量加快。在巩固原有市场的同时,也要大力开拓新的市场。

近年来,拉丁美洲、南亚、南非、土耳其等国家和地区的经济的发展较快,这些市场拥有巨大商机,进口需求也越来越大,值得我国外贸出口企业更加关注。把这些市场作为自己较好的出口市场加以考虑,适时调整自己的出口市场。因此,要缓解美国金融危机对我国出口造成的压力,就应该摆脱单一的贸易依赖,考虑更加广阔的出口渠道。只有通过优化出口市场结构、积极开拓多元化的出口市场来拓宽我国产品的国际市场空间,增加贸易渠道,才能分散我国出口过度集中少数发达国家的风险。

2) 降低出口产品的成本,提高出口产品的国际竞争力。在美国金融危机导致的人民币升值、原材料涨价、美国需求萎缩等因素共同作用的背景下,外贸出口企业可以把低附加值的订单进行跨地区转移,从沿海发达地区转移到成本更低的中西部地区,以进一步降低成本;还可以把订单向一些关税政策优惠的国家转移,享受与所在国企业同等市场待遇,以获得资源、劳动力的比较优势,达到降低成本的目的。

3) 提高出口产品的质量和档次。我国的出口产品必须围绕世界市场不断变化的需求,加速升级换代,紧跟当今世界一些新兴产业发展的潮流,力争在外贸增长途径上实现新跨越和新突破,彻底摆脱资源、技术的束缚,使产品结构往中高档方向调整,坚持不懈地推动企业加大创新和研发的投入与力度,由产业链中利润最低的加工环节向高端发展,向设计、研发、品牌、服务、营销等环节延伸,提高整个行业的技术水平、赢利空间和整体竞争力。

4) 继续加大实施“走出去”战略的力度。我国应继续加大实施“走出去”战略的力度,鼓励和支持国内企业以多种手段开拓国际市场,不要局限于单纯以贸易方式来扩大出口。毕竟单纯以贸易方式扩大出口的作用比较有限,并极易引起反倾销、反补贴等限制措施,增加贸易纠纷。目前,以投资带动贸易已成为国际贸易发展的趋势。因此,我们要鼓励相关企业加快“走出去”的步伐,以到国外投资等多种方式来扩大我国的出口。

综上所述,面对全球经济对我国经济的冲击,我们既要清醒认识到它对我国出口贸易影响的严重性,又要进行理性的分析,积极采取对策。把全球经济变化对我国出口贸易的影响降到最低,促进我国出口贸易稳定、健康、快速的发展。

参考文献 (References)

- [1] 刘晓鹏. 协整分析与误差修正模型-我国对外贸易与经济增长的实证研究[J]. 南开经济研究, 2001(5): 53-56.
- [2] 郭利红, 李斌. 中国出口驱动经济增长假说的实证检验[J]. 国际经贸探索, 2004, 20(1): 14-15.
- [3] 牛翠萍. 对我国出口与 GDP 的关系的实证分析[J]. 时代经贸, 2007, 5(70): 23-24.
- [4] 潘省初. 计量经济学中级教程[M]. 第 2 版. 北京: 清华大学出版社, 2009.
- [5] 吴喜之, 刘苗. 应用时间序列分析 R 软件陪同[M]. 北京: 机械工业出版社, 2014.
- [6] 王燕. 应用时间序列分析——基于 R [M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2015.

期刊投稿者将享受如下服务：

1. 投稿前咨询服务 (QQ、微信、邮箱皆可)
2. 为您匹配最合适的期刊
3. 24 小时以内解答您的所有疑问
4. 友好的在线投稿界面
5. 专业的同行评审
6. 知网检索
7. 全网络覆盖式推广您的研究

投稿请点击：<http://www.hanspub.org/Submission.aspx>

期刊邮箱：sa@hanspub.org