

中国出口与外部需求冲击：来自协整分析的证据

中国人民大学经济学院

章艳红

内容摘要

本文运用协整检验和误差纠正模型的分析方法，使用 1995 年以来的月度数据，对中国出口额的影响因素进行了分类别（初级产品和工业制成品、一般贸易出口和加工贸易出口）、分出口目的地（美国、欧洲和日本）的实证分析。主要结论包括：1) 中国各类出口几乎都有较高的收入弹性和相对价格弹性。2) 不同类别出口的收入弹性和相对价格弹性有所区别。3) 加入 WTO 和人民币汇率调整等政策性外生冲击对中国各类出口增长都有显著影响。在目前发达国家经济增长缓慢和人民币实际汇率升值的情况下，本文建议为稳定出口增长，中国应在长期致力于技术进步，在短期控制人民币升值幅度。

一、引论

2007年下半年以来,美国次贷危机的影响逐渐扩大,引发其国内信贷紧缩和房地产市场泡沫的破裂,其国内的经济增长放缓。并且,美国次贷危机的影响开始向其它发达国家扩散,表现为流动性不足等现象。尽管美国采取了一系列的积极的金融和财政政策,欧美中央银行也联手解决流动性不足的问题,但发达国家仍然面临很大的经济衰退风险。例如,IMF最近预测的欧洲、美国和日本2008年的GDP增长率仅分别为1.4%、0.5%、和1.4%,对2009年的预测也同样悲观。¹

欧洲、美国和日本是中国最大的三个贸易伙伴,也是中国最大的三个出口市场,占据了我国出口额的50%以上。而中国有着特殊的增长模式,内部需求不足,长期靠投资和出口来拉动经济增长和保持就业市场的稳定。这种特殊的模式使得中国经济容易受到外部冲击的影响,其中出口是最主要的渠道。在这种情形之下,研究中国出口的决定要素,尤其是外部的需求冲击对中国出口的影响,有着重要的现实意义。

根据一般的需求理论分析,消费者的收入水平和商品的相对价格是影响商品需求的两个主要因素。那么,近期发达国家经济增长的减缓加上这些国家价格水平的显著上升会导致其国民实际收入增长缓慢甚至下降,从而会使这些国家对我国出口商品的新增需求减少甚至产生负面的收入效应。同时,进入新世纪以来,我国长期实行的出口导向战略转向更注重贸易平衡和产业结构的战略,体现为人民币对美元名义汇率升值幅度的加大和出口退税政策的调整。并且,国内劳动力成本也在增加。这些因素成为我国出口商品的相对价格上升的推力,从而对我国出口商品的需求产生负面的价格效应。二者相结合,不难推测我国的出口增长面临相当大的挑战。

事实上,进出口需求的收入效应和价格效应是国际经济学中是被广为研究的领域,产生了大量文献。Goldstein和Khan(1985)综述了有关理论以及实证结果,其中主要的非完美替代品模型(the Imperfect Substitutes Model)使用动态优化方法,从理论上说明了出口需求和进口国收入之间的正向关联,以及出口需求与出口商品和进口国国内商品的相对价格之间的负向关联。大量的实证研究尽管在模型设定、样本范围和估算方法上存在差别,但基本上都提供了与理论预期相一致的证据。即正的收入效应和负的价格效应。一些研究发现发达国家出口需求的收入弹性较高,发展中国家出口需求的价格弹性较高(见Senhadji和Montenegro(1999),Reinhart(1994))。针对中国的研究中,殷德生(2004)发现中国总体出口具有很高的收入弹性(4.68),而朱真丽等(2002)则发现有对中国出口的需求有较低的收入弹性(0.21)。

不过,针对中国的研究中,都是总体水平上的研究,没有考虑到我国贸易结构变化的影响。自1990年代以来,我国工业制成品所占比重持续增加,加工贸易方式出口占据一半以上的比重。和农产品、原材料等初级产品相比,工业制成品更具有差异产品的特征。和一般贸易相比,加工贸易更与外国直接投资和跨国公司联系在一起,更具有公司内贸易的特征。由于不同种类的出口具有不同特征,它们的需求的收入效应和价格效应也有可能存在差别,因此有必要进行更细致的研究。

此外,过去针对中国的研究也没有区分不同出口市场。不同地区的消费者在消费偏好、收入水平、国内替代品方面可能会存在差别,相应地,也会影响到我国出口商品在这些市场上的收入效应和价格效应,所以在分析中有必要将它们区别对待。

再次,过去的研究虽然通常考察我国出口的汇率弹性,但很少考察汇率波动性对我国出口可能存在的影响。近年来,人民币对美元名义汇率升值幅度加大,波动性也有所增加,带来相应的汇率不确定性。同时对其他主要货币的名义汇率随着其与美元汇率的变动而变

¹ 见IMF Economic Outlook, 2008, chapter 1..

动，基本上体现了市场上的波动性。如果再把国内价格水平变动考虑进来，那么实际汇率的波动就应当更为明显。很多研究已经证实汇率波动程度对贸易流量有或正或负的影响，汇率波动性已经成为研究贸易量变化时惯常使用的变量，所以在研究中国贸易的影响因素时应将其纳入一并考察。²

针对上述不足之处，本文在总结有关研究的基础上，结合当前中国出口发展的新情况，利用 1995 年到 2007 年的月度数据，对中国出口的决定要素进行仔细的考察。和过去的研究相比，本文的特色有如下几点：1) 按出口类别和出口目的地考察中国出口的决定要素，以求得到更准确、更有意义的估算结果；2) 本文采用了一个 GARCH 模型来得到人民币实际汇率的波动程度，作为一个控制变量纳入估算模型；3) 本文采用协整的方法，估算了误差纠正模型，同时得到了变量之间的长期均衡关系和短期动态调整的信息。通过这些创新之处，本文希望不仅能够对有关经济关系进行检验，同时为决策者提供相关的政策依据。

本文的主要发现主要有四点。首先，中国的出口的国外收入弹性很大，容易受外部经济周期影响。其次，中国的出口的相对价格弹性很大，竞争力体现于价格优势，在出口市场上面临激烈竞争。再次，中国出口需求的收入弹性和价格弹性对不同种类的出口有所区别，在研究中应当区别对待。最后，加入 WTO 和人民币汇率改革对出口的增长有明显的影

响。本文的下一部分简要介绍中国出口增长的特点和其外部环境的变化。在第三部分，我们讨论计量模型的设定和估算问题。本文第四部分就估算结果进行分析和解释。最后一部分作出总结并提出相关政策建议。

二、中国出口状况分析

1. 中国出口的长期趋势和近期变化

1) 长期保持较为稳定的增长, 短期有明显波动

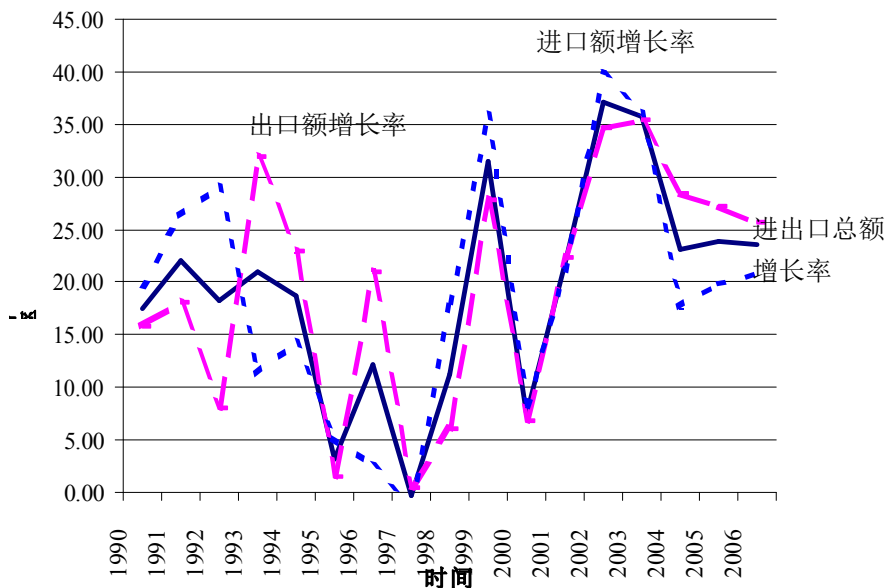
改革开放以来，我国对外贸易额的增速快于 GDP 的增速，使得以进出口总额占 GDP 比例来衡量的外贸依存度不断上升，到 2006 年高达 65%。³其中，出口长期以来保持快速的增长。如图 1 所示，除少数几年外，中国的出口额都维持相当快的增速，并在 2002 年和 2003 年达到了 35%左右的水平，之后仍然维持 25%以上的增速。总的说来，从 1990 年到 2007 年期间，虽然有所波动，但出口额的年均增速达到了 19%，远超过同期名义 GDP 的增速。

图 1 也体现出我国出口增长具有较明显的短期波动性。在 1996 年、1998 年和 2001 年，出口增速都出现大幅下降的情形，2005-2006 年出口额的增速也较 2003-2004 年明显下降。考虑到在 1995 年政府调低了出口退税率，在 1997 年发生了亚洲金融危机，在 2000 年发生了国内通货紧缩导致人民币实际汇率升值，以及 2005 年的人民币汇率改革和 2006 年的出口退税政策的全面调整，我们大致可推测出口增长的短期变化受政策等外生性冲击的影响很大。

² 有关汇率波动性与贸易量的关系, McKenzie (1999)有较为详尽的文献综述。

³ 以可变价格计算。

图 1 中国贸易额 (亿美元) 在增



数据来源：1990-2006 年的数据来自中国统计年鉴（2007 年）；2007 年的数据来自中国商务统计。
增长率计算自年度贸易额。

表 1 列出了自 2003 年以来我国出口额的环比季度增长率，从中可看出自 2005 年以来，我国出口额的季度环比增长率保持比较稳定的水平。2007 年第四季度的出口额增长率为近 5 年来的最低点(3.21%)，2008 年第一季度的出口额增长率也较低，让人怀疑是否受到 2007 年下半年以来美国次贷危机的影响。但这是否会成为持续的趋势，还有待观察。

表 1 近年中国出口额的季度增长率(经季节性调整, 环比, %)

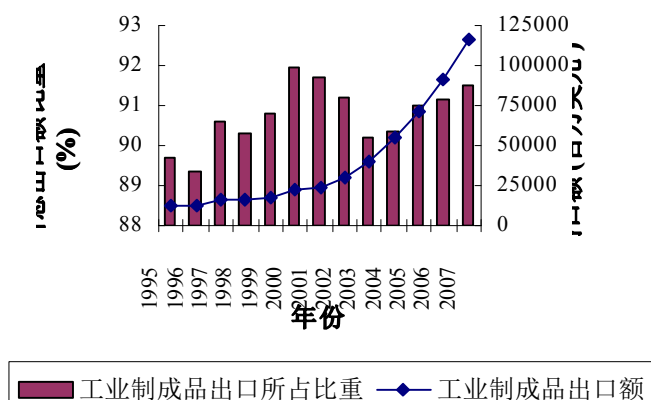
	2003 年	2004 年	2005 年	2006 年	2007 年	2008 年
第一季度	8.80	5.17	4.65	7.45	5.81	4.69
第二季度	6.94	8.57	6.21	5.28	5.62	
第三季度	6.83	5.83	4.14	6.70	5.16	
第四季度	9.47	9.45	4.49	5.66	3.21	

数据来源:根据中经网统计数据库的海关月度数据计算得出

2) 中国出口结构的特点：工业制成品占据绝大多数，加工贸易方式占据相当比重，一般贸易也发展迅速，出口市场高度集中。

在出口保持强劲增长的同时，出口结构也发生明显的变化。按产品类别划分，出口可分为初级产品出口和工业制成品出口。图 2 描绘了 1995 年到 2007 年期间我国工业制成品出口额的增长情况以及其占总出口额的比重。容易看出，我国出口产品中，工业制成品占据了绝对优势，基本上 90%以上的出口产品属于工业制成品，只有不到 10%的出口产品属于初级产品出口。同时，工业制成品出口额从 1995 年的 1272 亿美元增加到 2007 年的 11564 亿美元，增长了 8 倍多。

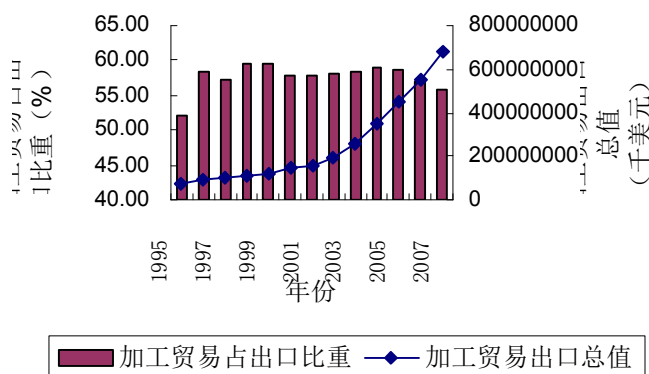
图2 中国的工业制成品出口, 1995-2007年



数据来源：中经网统计数据库

按贸易方式分，出口可分为一般贸易和加工贸易。图3描绘了1995年到2007年期间我国以加工贸易方式出口额的增长情况以及其占总出口额的比重。从中可看出，虽然有所波动，但超过一半以上的出口额来自于加工贸易出口。在1990年代后期和2000年代早期，加工贸易出口都维持在55%以上的比例。但在2004年之后，一般贸易的增速超过加工贸易，使得加工贸易占出口额的比例有所降低。加工贸易方式在1990年代的发展说明了我国融入世界分工体系的加深，以及出口退税政策实施后的促进效应。

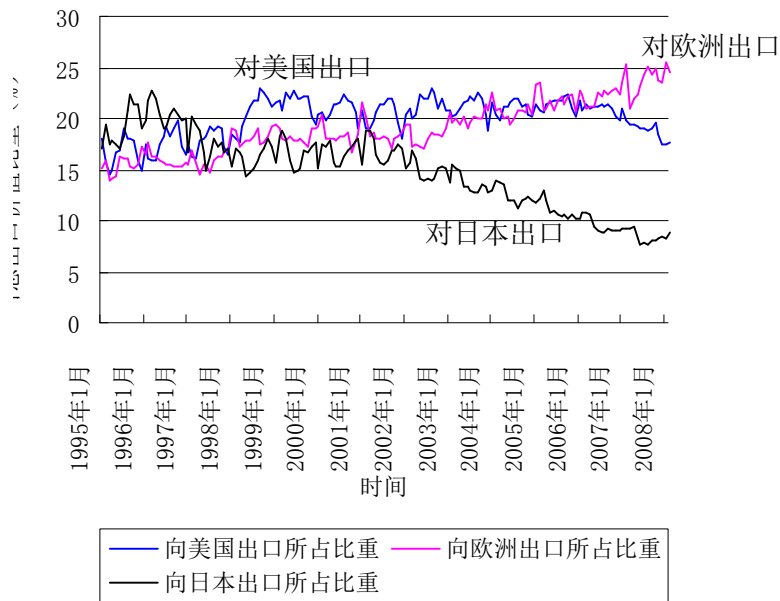
图3 中国加工贸易出口, 1995-2007



数据来源：中经网统计数据库

再来分析出口市场的变动。从图4可看出，对美国、欧洲和日本的出口合计约占总出口额的50%左右。在2002年1月之前，这三个主要出口市场所占比重分别都在15%以上。但进入新世纪后，对欧洲出口增速明显加快，对日本出口增速有所降低，而美国的增速则相当稳定，使得对欧洲出口比例显著上升，成为我国的第一大贸易伙伴。而日本所占比例持续下降到不足10%。对美国出口所占比例在2006年后也有较明显的下降，很可能体现了人民币对美元升值和出口退税政策的影响。

图4 中国向部分地区出口所占比重
1995: 01-2008: 01



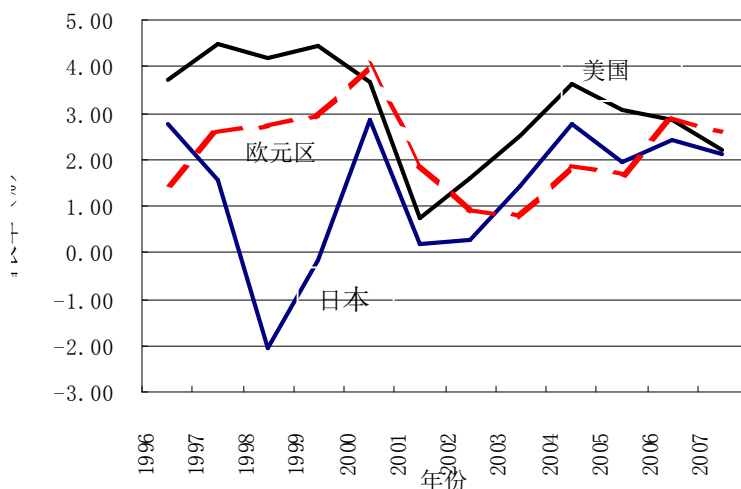
数据来源：中经网统计数据库

2. 外部经济增长与人民币汇率变化

1) 中国主要出口市场的经济增长表现

作为中国的主要出口市场，美国、欧元区和日本的经济表现会直接影响到其居民的实际购买力，从而影响到对中国出口商品的需求。图 5 绘出了 1996 年以来美国、欧元区和日本的实际 GDP 增长率。根据观察，可以得出几个初步结论。首先，自 1990 年代中期以来，这三个中国主要的出口市场经济表现起伏较大。美国和欧元区在经历了 1990 年代下半段的经济繁荣之后，陷入了 2001-2002 年的经济衰退，而后美国在 2004 年之后、欧元区在 2006 年之后实际 GDP 增长又显著回落。日本则是在 1998 年陷入经济负增长，在 2000 年回升到约为 3% 的水平后，在 2001 年和 2002 年又陷入经济零增长，然后才缓慢爬升，但从 2006 年之后增速又放缓。其次，图中也显示除了日本在少数几年之外，这段时期这些经济体的经济都维持了正增长。最后，这些经济体的经济增长具有很大程度的同步性。根据上述这些经济体经济增长的特点，对中国出口的需求有可能继续维持增长，但增长的幅度在近期可能会有所回落。

图5 美国、欧元区和日本的实际GDP增长率
(2000年不变价格)，1996-2007年



数据来源：根据中经网统计数据库 OECD 年度数据计算。

2) 中国汇率水平的变动

另一个影响中国出口需求的因素是中国出口商品的相对价格。理论上，名义汇率被定义成不同货币的相对价格，所以名义汇率的变化会对交易商品的名义相对价格有影响。图6 绘出了2002年以来人民币对美元、日元和欧元名义汇率的变化趋势。2005年8月人民币汇率改革之前，中国实行盯住美元的有管理的浮动汇率制度，对美元维持1美元兑换8.27元人民币的水平，但由于美元对欧元和日元的市场汇率的持续贬值，人民币对欧元和日元的汇率也体现出贬值的趋势。2005年的汇率改革将人民币对美元一次性升值2.1%，并允许人民币对美元、欧元和日元在一定的范围内浮动。其后果表现为2005年8月之后人民币对美元、日元的持续升值。由于同期欧元对美元的升值幅度较大，人民币对欧元的汇率呈现缓慢贬值的态势。那么相应地，给定其他条件，2005年8月以来人民币汇率的变动趋势会推动中国对美国和日本出口的名义相对价格上升，对欧洲出口的名义相对价格下降。

不过，影响中国出口需求的更重要的是中国出口商品相对于其替代品的实际相对价格，而非名义相对价格，所以我们更应关注的是中国实际汇率的变化。图7 绘出了对物价上涨因素调整之后的中国的实际有效汇率。容易看出，人民币实际有效汇率在2002年到2005年间持续地下降，在2005年之后持续地上升。由于实际有效汇率的上升代表着人民币的实际升值，所以从2002年以来，人民币也经历了先实际贬值然后再实际升值的过程。那么相应地，总的说来，中国出口商品的实际相对价格在2005年之后有所上升，有可能造成对中国出口商品的需求减少。

图6 人民币对主要货币近期汇率

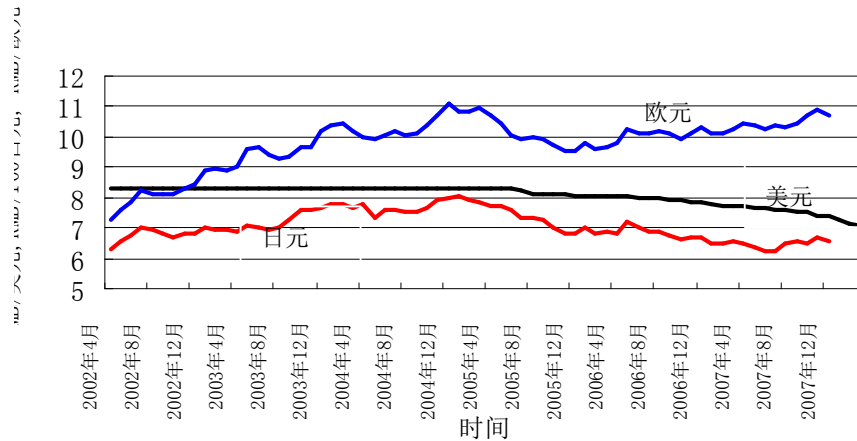
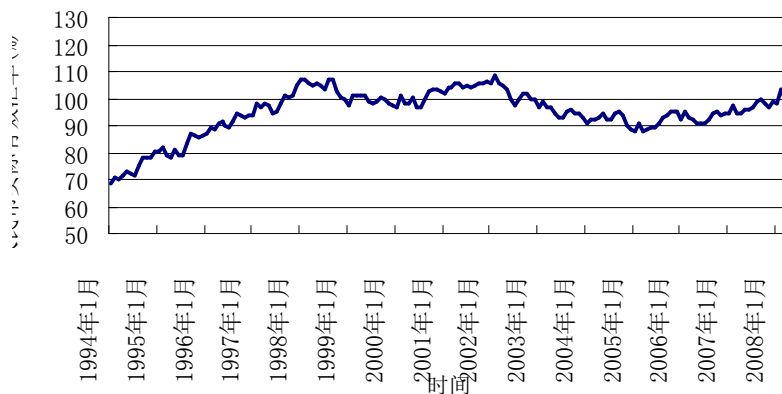


图7 人民币实际有效汇率(2000年=100), 1994年1月-2008年4月



数据来源：国际清算银行网站

三、计量模型的设定和估算

1 影响中国出口的主要因素

1) 进口国的实际收入和中国出口商品的实际相对价格

根据一般的需求理论，影响单个商品需求数量的因素包括消费者的可支配收入、该商品的自身价格、其替代品的价格以及其互补品的价格。一般需求理论的原理可延伸扩展到对一国出口商品需求的分析当中。在运用广泛的非完美替代品模型中（见 Goldstein 和 Khan (1985)），假定消费者具有同质性偏好 (homogeneous preference)，不考虑劣等品和进口国内互补品的情形，那么解决了消费者效用优化问题之后，可将进口需求数量表示为进口国收入水平、进口商品的自身价格以及其进口国内替代品的价格的函数：

$$X_i^d = g(Y^*e, PX_i, P^*e), g_1, g_3 > 0, g_2 < 0 \quad (1)$$

其中, Y^*e 、 PX_i 和 P^*e 分别为以出口国价格表示的进口国收入、出口商品的价格和进口国内替代品的价格, e 为汇率。在需求函数具有同质性的假定下, 在式(1)的右边除以 P^*e , 可将出口需求数量改写为进口国实际收入和出口商品与进口国内替代品相对价格的函数:

$$X_i^d = g(Y^*/P^*, PX_i/P^*e), g_1 > 0, g_2 < 0 \quad (2)$$

根据以上结果, 我们可以归纳出影响对中国出口需求的两个主要因素: 1). 进口国的实际收入, 2). 中国出口商品与其替代品的相对价格。其中, 中国的出口数量将随着进口国实际收入的增加而增加, 即收入效应为正; 出口数量随着相对价格的上升而下降, 即价格效应为负。

2) 实际汇率的波动性

有关汇率波动性和贸易量的关系, 有许多研究(见 McKenzie (1999))。总结起来, 一方面, 汇率波动带来的不确定性可能会导致避险型交易商减少交易量。另一方面, 如果金融衍生工具较为发达, 交易商可较容易规避汇率风险, 那么汇率波动应当不会减少贸易量; 此外, 为避免营业收入因汇率波动而突然下降, 交易商也可能在汇率波动时增加交易量, 所以汇率波动会和贸易量正相关。由于人民币汇改之后, 对美元升值速度加快, 名义汇率波动程度有所增加; 而将国内外价格变动考虑进去之后, 实际汇率的波动也就更为显著。因此, 汇率波动性也可能会影响到中国的出口额。

3) 影响中国出口的政策性变化。

自 1995 年以来, 我国的贸易环境和贸易政策都有较大变化和调整, 作为外生性冲击, 它们是中国出口额变化的部分原因。首先, 中国在 2002 年 1 月成为了 WTO 的成员, 在出口市场上遭受的贸易壁垒有所减少, 会对中国出口的增加有促进作用。其次, 出口退税政策在 2006 年 9 月被大幅调整, 减少了出口退税覆盖的范围和退税率, 对中国产品的出口成本有推高的作用。再次, 从 2005 年 8 月起, 中国的汇率体制进行改革, 人民币对美元的名义汇率一次性升值 2.1%, 并允许其在一定波动范围内变动, 结果人民币对美元持续升值。上述三因素中, 后二者会对中国出口商品的价格优势形成负面冲击, 从而对中国出口额的增长可能存在负面影响。

2 所估算的计量模型

1) 模型的一般形式

式(2)包含了进口国的实际收入(Y^*/P^*)和出口商品与进口国内商品的相对价格

(PX_i/P^*e)。回想实际汇率的定义 $q = \frac{eP^*}{P}$, 度量的是外国商品与本国商品的相对实

际价格, 那么排除非贸易品的存在后, 可以用本国货币的实际汇率 $1/q$ 来代替 PX_i/P^*e 。

因此，我们可以将式（2）改写为

$$X_i^d = g(Y^*/P^*, 1/q), \quad \frac{\partial X_i^d}{\partial(Y^*/P^*)} > 0, \quad \frac{\partial X_i^d}{\partial q} > 0 \quad (2')$$

将汇率波动性和外生变量考虑进去之后，可以将出口需求函数改写为

$$X_i^d = g(Y^*/P^*, 1/q, V, D) \quad (3)$$

其中， V 是汇率波动性的度量， D 是衡量政策等外生冲击的变量的集合。

2) 变量的定义

出口：中国各类出口额用 X_i^d 来表示，其中 i = 一般贸易、加工贸易，初级产品，制成品，

美国市场、欧元区市场，日本市场。⁴

进口国的实际收入：理想情况下，可用实际可支配收入或实际 GDP 来度量进口国的实际收入，但由于这些变量没有月度数据的观测值，我们根据文献中惯常的做法，采用外国的工业生产指数（ IP_i ）来近似代表进口国的实际收入。对于一般贸易出口、加工贸易

出口、初级产品出口和制成品出口，用 OECD 国家的 IP 来度量收入；对于对美国、欧元区和日本的出口，分别用美国的 IP 、欧元区国家的 IP 和日本的 IP 来度量收入。

政策等外生性冲击：用矩阵 D 来度量可能会影响到出口额的外生性冲击，包括三个虚拟变量 $D1$ 、 $D2$ 、和 $D3$ ，分别用来考察加入 WTO、汇率改革和出口退税政策调整的影响，具体定义如下

$$D1 = \begin{cases} 1 & \text{如果时间在2002年1月之后} \\ 0 & \text{其他情况} \end{cases}$$

$$D2 = \begin{cases} 1 & \text{如果时间在2005年8月之后} \\ 0 & \text{其他情况} \end{cases}$$

$$D2 = \begin{cases} 1 & \text{如果时间在2006年9月之后} \\ 0 & \text{其他情况} \end{cases}$$

人民币的实际汇率：用人民币实际有效汇率 $REER$ 来度量。 $REER$ 的上升表示人民币的实际升值， $REER$ 的下降表示人民币的实际贬值。

汇率的波动性：由于汇率的变动经常具有持久性的特征，我们采用文献中的惯常做法，从实际有效汇率的波动程度 V 来度量人民币汇率的波动性，并且实际有效汇率的波动程度用 GARCH 模型产生的方差来度量。具体说来，对 $REER$ 序列的差分估算下列模型

$$\Delta REER_t = c + \varepsilon_t \quad (4)$$

⁴ 有些研究采用出口量作为因变量。由于中国的出口价格指数数据不完全，这里我们采用出口额作为因变量。

其干扰项 ε_t 具有 GARCH 型方差

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i} \quad (5)$$

估算结果表明 GARCH (1, 0) 模型具有最好的拟和度, 所以该模型产生的 GARCH 方差就作为汇率波动性的度量使用:

$$d(reer_t) = 12.681 + \hat{u}_t \quad (0.346)$$

$$\hat{u}_t^2 = 0.787 + 0.805 \hat{u}_{t-1}^2 \quad (0.33) \quad (0.218)$$

数据来源: 我们的数据样本包括 1995 年 1 月到 2007 年 12 月的月度数据, 一共有 156 个观测点。有关贸易额和工业生产指数的数据收集自中经统计数据网, 人民币实际有效汇率的数据收集自国际清算银行 (BIS)。

3) 所估算的计量模型

依据文献中惯常做法, 我们对式 (3) 采用对数线性模型来估算, 以获得收入弹性和价格弹性的度量。由于采用的是时间序列数据, 为避免最小二乘法估算中常出现的谬误回归问题, 我们进行了协整检验, 并在此基础上估算误差纠正模型, 以考察变量之间存在的长期均衡关系和短期动态。在存在协整关系的前提下, 估算下列模型

$$\begin{aligned} \Delta \ln X_t = & \lambda (\ln X_{t-1} - Z_{t-1} \beta) \\ & + \sum_{s=1}^p \alpha_s \Delta \ln X_{t-s} + \sum_{s=1}^p \gamma_s \Delta Z_{t-s} + D_t \theta + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (6)$$

其中, 在长期均衡, $\ln X_t = Z_t \beta = \beta_0 + \beta_1 \ln IP_t + \beta_2 \ln REER_t + \beta_3 \ln V_t$, 所以协整向量为 $[1, -\beta_0, -\beta_1, -\beta_2, -\beta_3]$, 代表变量之间的长期均衡关系。短期自长期均衡的偏离用 $\ln X_{t-1} - Z_{t-1} \beta$ 表示, λ 代表回归均衡的调整速度。外生政策冲击变量矩阵用 D 表示, θ 为相应的参数向量。

四、模型的估算结果

作为时间序列数据处理的必要步骤, 我们首先对所使用变量的平稳性进行检验。除非所有变量都是零阶积整, 否则常规的最小二乘法估算结果就有谬误回归的危险。而在非零阶积整的情况下, 如果变量之间具有协整关系, 我们可以进一步估算式 (6) 中设定的误差纠正模型, 以考察其长期均衡关系和短期动态调整。经检验, 所使用的变量都具有单位根,

是 I (1) 过程。⁵然后我们适用 Johansen 协整检验，发现变量之间具有协整关系。⁶我们进而将长期均衡与短期动态结合起来，分地区、分出口类别地估算误差纠正模型，得到相应的估算结果，并在此对其相应的解释。

1 分出口产品类别估算结果

按照贸易方式，出口产品分为一般贸易出口和加工贸易出口。按照产品种类，出口产品分为初级产品出口和制成品出口。本文对于这些不同类别的出口根据式 (6) 分别进行估算，以图考察它们的影响因素是否存在差别，所得结果汇报于表 2。

表 2 的 A 部分汇报了针对两种分类，四类出口的协整向量，也就是各类出口与其影响因素之间的长期均衡关系。我们首先关注的是以工业生产指数来反应的收入效应。在四个模型中，一般贸易出口、加工贸易出口和制成品出口的收入效应均为正且具有统计上的显著性，并且三个系数都远大于 1，说明这三类出口对于以工业生产指数衡量的国外收入情况变动具有较高的敏感性。表 2 中的结果也表明，我国的初级产品出口的收入效应在统计上不显著，这说明在其他条件不变的情况下，国外收入情况的变动对初级产品出口没有什么明确影响。此外，我们还可观察到，加工贸易比一般贸易出口有着更高的收入弹性，分别为 5.68 和 3.98。一个可能的解释是我国的加工贸易出口中有大量中档电子产品，而一般贸易中有大量的纺织品等低端产品，相比而言，前者更偏向于奢侈品，所以收入弹性更高。这样的结果证实了我国的出口额增长受国外经济周期的影响较大。联系近一年来主要出口市场出现的经济增长放缓情形，那么如果其他情况没有发生明显变化，我们有理由预期中国的出口增长会有所回落。

价格效应是我们关注的另一个焦点。表 2 中的结果表明对于以实际汇率表示的相对价格对各类出口都有相当大的影响。给定其他条件，实际有效汇率每上升 1%，各类出口额至少下降 4.7% (加工贸易出口)，最多下降达 17% (初级产品))。由于所估算的模型中因变量为出口额的对数，其变化同时反映了出口数量的变化和出口价格的变化。那么我们在将人民币升值带来的出口价格上升影响扣除之后，不难看出出口数量对于人民币实际汇率变化具有更大的弹性。因此，我们的实证结果证实了我国出口产品的竞争力很大程度上体现为价格优势，所以当人民币实际升值时，出口产品相对价格的上升会大幅度减少出口额。此外，结果也表明受价格冲击最大的初级产品出口，很可能是因为初级产品和制成品相比，属于标准化产品，具有近似完美的替代品，所以具有更高的价格弹性。另外，一般贸易出口的价格弹性也比加工贸易的高，这一方面是由于一般贸易出口产品的替代品更为近似，另一方面是由于加工贸易有相当一部分是公司内贸易，受价格变动影响相对更小一些。

我们的估算结果也表明汇率的波动性对各类出口也有在统计上显著的影响，不过对一般贸易和制成品出口影响为正，对加工贸易和初级产品出口则有负面影响。这个结果和理论并不矛盾，因为不同理论对汇率波动性影响有不同预期，所以我们的实证结果与理论并不冲突，并且也和前人的实证结果相一致，比如 Chueng (2003) 的结果表明，汇率波动性对不同贸易部门的贸易量的影响不尽一致；Zhang et. al. (2006) 也表明汇率波动性影响可能具有非线性，因为不同类别出口的交易商可能会对汇率波动反应的敏感程度不一。

表 2 影响中国出口的因素：分出口类别估算结果

	一般贸易 出口	加工贸易 出口	初级产品 出口	制成品 出口
--	------------	------------	------------	-----------

⁵ 检验结果见附表。

⁶ 检验结果见附表。

A 部分:协整关系(长期均衡关系)

OECD 工业生产指数	3.976	5.678	-6.671	4.719
	(1.973)	(2.526)	(9.990)	(2.226)
实际有效汇率	-5.698	-4.704	-18.411	-5.352
	(1.592)	(2.160)	(7.967)	(1.745)
汇率波动性	4.109	-3.932	-16.824	4.585
	(0.598)	(0.727)	(3.383)	(0.715)
常数项	22.603	14.001	136.234	18.082
	(9.273)	(11.325)	(44.836)	(10.003)

B 部分:误差纠正模型(短期动态)

误差纠正项	-0.028	-0.033	-0.006	-0.029
	(0.013)	(0.006)	(0.003)	(0.010)
出口差分(滞后一期)	-0.690	-0.870	-0.817	-0.729
	(0.091)	(0.089)	(0.096)	(0.100)
出口差分(滞后二期)	-0.417	-0.893	-0.696	-0.633
	(0.109)	(0.108)	(0.122)	(0.119)
工业生产指数差分(滞后两期)				3.925
				(1.971)
实际汇率差分(滞后一期)		0.884		
		(0.345)		
实际汇率差分(滞后二期)	-1.301	-0.829		-1.176
	(0.553)	(0.354)		(0.446)
汇率波动性差分(滞后一期)	0.100	0.124		0.126
	(0.047)	(0.023)		(0.040)
汇率波动性差分(滞后二期)		0.098		0.097
		(0.022)		(0.037)
加入 WTO(2002 年 1 月)	0.036	0.080	0.030	0.062
	(0.014)	(0.012)	(0.015)	(0.014)
汇率改革(2005 年 8 月)	-0.030	-0.054	-0.051	-0.057
	(0.027)	(0.015)	(0.027)	(0.022)
出口退税调整(2006 年 9 月)	-0.017	0.007	0.044	-0.006
	(0.027)	(0.016)	(0.030)	(0.021)
	0.481	0.612	0.518	0.529
R 平方	0.481	0.612	0.518	0.529
F 统计量	4.120	7.008	3.381	4.159
N	148	148	147	148

注: 1. 括号中是标准误差。2. 加黑体的估算值在 0.05 的显著性水平上显著。

3. 误差纠正模型中只汇报滞后两期中在统计上显著的差分变量。

尽管汇率波动影响有着不同的符号, 我们仍然可以得到一个重要的结论, 即汇率波动性确实对出口额有着显著影响, 所以对于放宽人民币波动范围的尝试应当在有更多实证证据的前提下谨慎进行。

表 2 的 B 部分汇报的是误差纠正模型的估算结果。在四个模型中, 误差纠正项均为负,

并在统计上显著，说明短期的偏离均衡会逐渐向长期均衡靠拢。其中，除了初级产品之外，其他三类出口的调整速度都是每个月 3%左右，即一年将近 40%。其次，在具有统计显著性的短期系数中，除极个别之外，绝大多数的符号都符合理论预期，即收入效应为正，价格效应为负。最后，初级产品出口短期对外国收入变化和相对价格变化反应较为缓慢。

误差纠正模型中包含了三个虚拟变量，以考察加入 WTO、人民币汇率改革和出口退税政策调整等外部冲击对中国出口的影响。首先，表 2 的结果表明加入 WTO 对各类出口有在统计上显著的正面作用，其中对加工贸易出口和制成品出口的影响大于对一般贸易和初级产品出口的影响，总体来说，加入 WTO 使得中国各类出口额的增幅上升了约为 3%–8%。其次，2005 年 8 月人民币汇率改革开始，人民币对美元一次性升值 2.1%，并允许人民币在一定范围内波动，是人民币持续对美元升值的开始。我们的估算结果表明人民币汇改对加工贸易、初级产品出口和制成品出口产生了在统计上显著的负面作用。具体说来，给定其他条件，人民币汇改导致这三类出口额的增速下降了约为 5%。出口退税政策调整影响在统计上不显著，可能是实施的时间较短，作用还没有体现出来。这些结果说明，政策调整对我国出口增长的影响很大，原因很可能是我国出口主要依据的是成本优势，而这些政策调整会显著影响到我国出口的成本。

2. 分地区估算结果的解释

在对出口的影响因素按出口分类考察之后，我们转而按主要出口目的地—欧洲、美国和日本—来考察中国出口的影响因素，估算结果汇报于表 3。

表 3 中的结果同样给予出口的收入效应较强的支持。在主要三个出口市场上，中国出口额的收入弹性都大于 1。并且，对美国 and 欧洲出口的收入弹性都远大于 1，分别达到 7.18% 和 13%。收入弹性差别如此之大的原因可能与中国对这些地区的出口结构有关系，还有待于进一步分析。但是这些结果与分出口类别的估算结果相当一致，共同说明了我国出口容易受到国外经济周期的影响。并且，由于欧洲在我国总出口中所占比重在近期有显著上升，成为我国第一大出口市场，本文的实证结果意味着欧洲的经济表现会对中国的出口增长具有特别的重要性。

其次，给定其他条件，以实际有效汇率表示的出口的相对价格将显著地降低中国对美国和欧洲的出口额，因为价格弹性（实际汇率弹性）分别高达 11 和 6。这些结果也与分出口类别模型的估算结果相一致，说明中国向这些主要出口市场输送的产品的竞争力主要体现在价格优势，面临大量非常相似的替代品的竞争，也就很容易因为外部冲击导致价格上升而贸易量增速减缓甚至萎缩。

再次，汇率波动性对出口额的影响在三个模型中都是显著的，但却有着不同的符号，这也和分产品类别的分析结果相一致。在对日本出口中，收入效应和价格效应都不具有统计上的显著性，汇率波动性的系数却在统计上是显著的。一个可能的解释是相当一部分中日贸易属于跨国公司内部半成品和部件在不同国家组装造成的公司内贸易，所以对收入变化和价格变化都不是很敏感。但由于交易商的避险性格，汇率波动带来的风险却使得交易商减少交易量。

表 3 影响中国出口的因素：分地区估算结果

	向美国	向欧洲	向日本
	出口	出口	出口

A 部分：协整关系（长期均衡关系）

工业生产指数	7.181	13.872	1.790
	(3.188)	(3.639)	(3.631)
实际有效汇率	-10.823	-6.091	-2.585
	(3.402)	(2.408)	(1.924)
汇率波动性	6.891	4.732	-3.864
	(1.138)	(0.819)	(0.537)
常数项	29.792	22.103	19.966
	(15.466)	(13.895)	(20.669)
B 部分: 误差纠正模型 (短期动态)			
误差纠正项	-0.016	-0.025	-0.009
	(0.005)	(0.009)	(0.005)
出口 (滞后一期)	-0.716	-0.888	-0.622
	(0.092)	(0.095)	(0.074)
出口 (滞后二期)	-0.678	-0.678	-0.397
	(0.107)	(0.122)	(0.073)
工业生产指数差分 (滞后二期)			0.943
			(0.371)
实际有效汇率差分 (滞后二期)	-1.269	-1.213	-1.147
	(0.402)	(0.506)	(0.374)
汇率波动性差分 (滞后一期)	0.114	0.112	0.036
	(0.030)	(0.038)	(0.017)
汇率波动性差分 (滞后二期)	0.073	0.089	
	(0.027)	(0.034)	
加入 WTO (2002 年 1 月)	0.068	0.089	0.030
	(0.012)	(0.017)	(0.009)
汇率改革 (2005 年 8 月)	-0.052	-0.067	-0.020
	(0.018)	(0.024)	(0.017)
出口退税调整 (2006 年 9 月)	-0.019	0.013	0.009
	(0.019)	(0.024)	(0.020)
R 平方	0.55	0.53	0.43
F 统计量	5.48	5.07	9.85
N	145	145	148

注: 1. 括号中是标准误差。2. 加黑体的估算值在 0.05 的显著性水平上显著。
3. 误差纠正模型中只汇报滞后两期中在统计上显著的差分变量。

此外, 表 3 的结果显示, 在三个模型中, 误差纠正项都为负值并在统计上是显著的, 证实了短期偏离向长期均衡的回归。此外, 具有统计显著性的短期系数的符号都符合预期, 即收入效应为正和价格效应为负。最后, 在三个外部冲击变量中, 其他条件不变时, 加入 WTO 显著地使得中国向美、欧和日本的出口额的增幅上升了约为 7%、9% 和 3%; 人民币汇率的改革显著使得对美国和欧洲的出口额的增幅减少了约为 5% 和 7%。而出口退税政策调整对出口的影响均不显著, 很可能是因为观测点过少的原因。

总结起来, 分地区估算结果与分产品类别估算结果都证实收入效应的价格效应的显著

性,说明我国出口既容易受到外部经济周期的影响,又面临较为严峻的相似替代品的竞争。同时,结果也说明不同类别产品和不同出口市场的收入弹性和价格弹性存在差别,这说明我国出口的组成部分各有其特点,所以一方面就要求对它们的影响因素分开来考察,另一方面要求制定政策时应有针对性。此外,分地区估算结果与分产品类别估算结果都证实加入 WTO 和人民币汇率改革对我国出口增长的显著影响,说明我国出口主要依靠的是成本优势,政策调整因而会对我国出口的成本有相当大影响。

五、 结论和政策建议

鉴于中国经济增长的特殊模式,出口长期以来对中国经济的增长和保持就业的稳定都有非常大的贡献。而出口作为外向型的经济活动,很容易受到外部经济环境变化的影响,比如需求冲击等。研究我国出口的影响因素,特别是影响出口需求的因素,不仅能够检验有关经济理论,并且产生的结果具有重要的政策含义。本文使用 1995 年到 2007 年的月度数据,使用协整和误差纠正模型的估算方法,按出口种类和出口目的地对中国出口的决定要素进行了认真分析,通过估算收入弹性和价格弹性来考察外部经济环境变化对中国出口的影响。本文的主要发现归纳如下。

首先中国的出口,不管是分类别还是分出口目的地,除了少数例外,总的来说都对国外的收入变化有很大的弹性。这就意味着中国的出口增长很大程度上是为国外的需求所拉动,容易受外部经济周期的影响。所以当世界经济增长放缓时,对中国出口的需求会降低增幅,甚至会下降,其后果是如果其他条件没有大的变动,中国出口量的增速会大幅回落,甚至下降,进而会对中国的经济发展有较大的影响。

其次,中国的出口几乎毫无例外地对以实际有效汇率来表示的相对价格有很高的弹性,远大于 1。这也证实了中国出口商品的竞争力主要由价格优势体现的特征。由于相似的替代品众多,只要出口商品的相对价格小幅上升,就会导致对中国出口的需求数量大量减少,因而出口显著减少,进而显著影响到中国的经济发展。

再次,不同类别的出口和面向不同目的地的出口在收入效应和价格效应存在明显差别。例如,加工贸易出口和制成品出口具有较高的收入弹性,而初级产品出口的收入弹性则不具有统计显著性。另外,针对美国和欧洲的出口具有很高的收入弹性,而向日本出口的收入弹性却不显著。所得证据也表明初级产品比制成品出口具有更高的价格弹性。这些结果一方面表明分析外来的需求冲击对我国出口影响应当具体到部门和行业,得出的结果才有意义,另一方面也要求我国的贸易政策有很高的针对性。

最后,本文估算结果表明在给定其他条件的情况下,加入 WTO 使得中国各类出口额的增幅上升了至少 3%,2005 年的汇率改革则使得中国各类出口的增幅至少下降了 5%,说明政策调整确实对中国出口的发展有显著的影响。

根据以上结论,在发达国家经济陷入缓慢增长的情形下,对于如何保持我国出口的稳定增长,我们可以提出一些相关的政策建议:

首先,在长期,应进一步致力于提高出口产品的技术含量。在人力成本上升、人民币名义汇率和实际汇率上升以及出口退税政策调整的情况下,只有技术方面的进步才能一方面提高劳动效率,降低单位产品的劳动力成本,另一方面才能提高产品的质量和增加产品种类,从而改变出口结构,减少与竞争产品的相似程度,在出口市场上降低相对价格变动带来的负面影响。

其次,在短期,应避免人民币的过快升值。由于我国出口需求的收入效应和价格效应都很显著,所以在国外需求增长放缓的情况下,人民币升值的幅度应当有所减缓,以避免出口增长大幅减少甚至出口减少情况的发生,从而避免对我国宏观经济的不良冲击。

最后，在未来调整贸易政策时应当具有很强的针对性。由于各类出口具有不同特点，其收入弹性和价格弹性也有所区别，所以有关政策调整应对此加以充分考虑。虽然制定政策时区分产品类别、出口地区存在难度，但还是有可能在出口税率的调整方面有所倾斜，或在商定双边贸易协定时寻求对价格弹性较大类别产品出口的保护。

文献索引：

- 朱真丽、宁妮，“中国贸易收支弹性分析”，《世界经济》，2002年第11期。
- 殷德生，“中国贸易收支的汇率弹性和收入弹性”，《世界经济研究》，2004年第11期。
- Cheung, Y. W., 2003, “An Analysis of Hong Kong Export Performance,” UC Santa Cruz Economics Working Paper, No. 547, June, <http://ssrn.com/abstract=424243>.
- Goldstein, M., and Khan, M. S., 1985. “Income and Price Effects in Foreign Trade,” *Handbook of International Economics*, Vol. II, Chp. 20, pp. 1041-1105.
- McKenzie, M. D., 1999, “The Impact of Exchange Rate Volatility on International Trade Flows,” *Journal of Economic Survey*, 13, 71-106.
- Reinhart, Carmen M., 1994, “Devaluation, Relative Prices, and International Trade: Evidence from Developing Countries,” *IMF Working Papers*, WP94/140
- Senhadji, A. S., and Montenegro, C. E., 1999, “Time Series Analysis of Export Demand Equations: A Cross-Country Analysis,” *IMF Staff Papers*, 46, 3.
- IMF, World Economic Outlook, 2008, Chapter 1.
- Zhang, Yanhong, Chang, Hui S., and Gauger, Jean, 2006, “The Threshold Effect of Exchange Rate Volatility on Trade Volume: Evidence from G-7 Countries,” *International Economic Journal*, 20(4), 461-476.

附表1 Unit root test (ADF test)

	lex_ussa	lex_euro	lex_jpns	lex_manu	lex_process	lex_generall	lip_ussa	lip_euro	lip_jpns	lip_oecd	salreer_sal	garch03
<u>level</u>												
none	5.475	5.269	3.910	5.279	6.448	3.559	5.119	2.055	0.754	2.530	0.818	<i>-1.686</i>
intercept	0.850	1.452	0.561	1.807	1.267	1.889	-1.645	-1.057	-1.041	-1.082	<i>-2.596</i>	<i>-3.431</i>
intercept and trend	-2.442	-1.579	-1.872	-1.909	-1.137	-2.843	-1.367	-2.551	-1.847	-2.257	<i>-2.527</i>	<i>-3.660</i>
<u>first difference</u>												
none	-3.167	-19.721	-14.457	-3.042	<i>-1.991</i>	-20.024	-4.016	-3.196	-4.398	-3.438	-9.751	-12.510
intercept	-14.456	-13.537	-15.613	-13.843	-14.833	-13.417	-6.883	-3.876	-4.467	-4.334	-9.812	-12.495
intercept and trend	-14.535	-13.765	-15.651	-14.226	-14.979	-14.015	-6.969	-3.859	-7.853	-4.346	-9.948	-12.457

注：斜体数字表明统计量在10%的显著水平上显著，黑体数字表明统计量在5%的显著性水平上显著。

附表2 Johansen 协整关系检验

协整向量数目	trace 统	最大特征值	trace 统	最大特征值	trace 统	最大特征值
	计量	统计量	计量	统计量	计量	统计量
	模型 1(美国)		模型 2(欧洲)		模型 3(日本)	
0 个	91.88	45.74	74.98	37.28	83.98	43.64
1 个以下	46.14	26.83	34.70	27.29	41.33	24.70
2 个以下						
协整向量数目	(工业制成品出口)		模型 3(加工贸易出口)		模型 3(一般贸易出口)	
0 个	89.94	45.30	89.29	47.5	99.83	43.34
1 个以下	43.64	26.76	41.78	24.54	55.48	34.18
2 个以下	22.480		21.372	17.43	21.30	
协整向量数目	初级产品出口					
0 个	102.79	46.39				
1 个以下	56.4	30.49				
2 个以下	25.92	17.43				

注:仅汇报在5%水平上显著的统计量.