

人民币汇率变动的价格传递效应

——基于协整与误差修正模型的实证研究

毕玉江¹, 朱钟棣²

(1. 上海财经大学 国际工商管理学院, 上海 200433;

2. 上海对外贸易学院 国际经贸学院, 上海 201600)

摘要:文章使用协整与误差修正模型研究中国的汇率变动对进口价格的传递效应。研究结果表明人民币汇率变动对国内消费者价格的传递是不完全的,而且传递过程存在时滞。进口价格对人民币汇率变动的弹性远高于消费者价格对汇率变动的弹性。

关键词:汇率传递;进口价格;实证研究

中图分类号:F810 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2006)07-0053-10

一、引言

随着我国改革开放进程的发展,特别是1994年我国有管理的浮动汇率制度建立以来,汇率在我国经济发展中的地位和作用日益重要。汇率的变动会导致进出口商品的价格变动,进而对整个经济的价格水平产生影响。然而,大量的实证研究发现,汇率的变动往往并不是一对一地反映到进出口商品的价格上来,这一现象在国际经济学研究中被称为汇率变动的“不完全传递效应”。

汇率变动是否能显著影响国内价格水平对研究汇率的经济调整效应具有重要意义。如果价格对汇率变动响应很慢或程度很小,而贸易流又对价格变动响应缓慢,则总的国际收支调节过程就会被延缓,从而汇率变动可能对宏观经济只有微小作用。此外,汇率传递对预测实际汇率的波动性、宏观冲击的国际传导以及国际政策合作的福利收益等问题都非常重要。因此汇率变动对价格水平的传递速度及程度值得我们进行深入的剖析。

本文使用协整与误差修正模型研究中国的汇率变动对进口价格的传递效应。我们的文章主要在以下三点对以往研究进行了扩展:第一,我们使用了月度数据,这可以更好地解释现实中的价格水平粘性和汇率波动性;第二,我们按照标准方法构建了我国进口价格指数,使用时间序列分析的协整与误差修正模型进行实证研究,避免了伪回归的可能性;第三,我们对实证研究结论进

收稿日期:2006-03-23

作者简介:毕玉江(1974—),男,新疆奎屯人,上海财经大学国际工商管理学院博士生;

朱钟棣(1941—),男,上海人,上海对外贸易学院国际经贸学院教授,博士生导师。

行了细致的稳健性检验,以保证模型设定和变量选取上的合理性与适用性。文章结构如下:第二部分文献回顾总结了影响汇率传递的因素,并提供了一些相关的实证研究结论,作为研究的指导;第三部分是模型构造及变量说明和数据处理;第四部分是实证研究,包括变量的平稳性检验,协整分析和误差修正分析;最后一部分是研究的总结,点明了研究的主要结论以及今后进一步研究的方向。

二、文献回顾

汇率波动对进出口商品价格的影响主要涉及汇率波动的价格传递问题(EPT, exchange rate pass-through),有关汇率传递的研究文献主要关注于进口国和出口国之间的价格对汇率变动的调整。EPT的基本思想是假定厂商只关心以本币表示的收益,这样,汇率的波动就带来了是由出口国还是由进口国来承担相应价格调整成本的问题。

Dornbush(1987)的研究表明汇率的传递效应依赖于国内产品和进口产品之间的替代程度以及市场结构。Krugman(1987)在“依市场定价”(Pricing to market, PTM)的理论前提下表明出口商在货币升值时会尽力保持市场份额而在货币贬值时提高利润,从而降低了汇率传递程度。Baldwin 和 Krugman(1989)曾经发展了一个滞后效应模型,表明当企业面对明显不可逆的沉淀成本时,汇率的变动会提高价格传递的程度。Taylor(2000)使用一个简单而有效的模型表明汇率的持续冲击以及受冲击影响的厂商比例将决定厂商对汇率变动的反应方式,他由模型分析得出一个可检验假设,即汇率的传递是内生于一国的通货膨胀状况的。Gagnon 和 Ihrig(2002)在研究汇率对消费者价格的传递时寻找到了对 Taylor 模型的支持证据。

Campa 和 Goldberg(2002)估计了 OECD 国家的进口价格传递弹性,他们发现短期内传递是不完全的,而长期则具有完全传递效应。Burnstein 等(2002)研究了九例货币贬值事件,发现消费者价格对汇率变动没有产生大的反应,但进口价格却存在较大程度的响应。Campa 和 Goldberg(2004)的研究强调了进口品中包含的非贸易性质的分销成本在不完全传递效应中所起的作用。也有一些研究将发展中国家作为研究对象。Choudhri 和 Hakura(2001)将汇率传递研究的对象国扩展到了 71 个,包括进了发展中国家。

国内也有学者对汇率传递效应进行了一些研究。倪克勤(1999)在东南亚发生金融危机的前提下研究了人民币汇率的传递机制和杠杆作用,重点分析了汇率传递机制及其杠杆作用对于爆发金融危机的影响。卜永祥(2001)依照 Corbo 和 McNelis 的模型设定了价格方程,研究了人民币汇率变动对国内物价水平的影响。孙立坚等(2003)根据价格传递效应理论,研究了国际贸易中进出口价格的相互影响,以及汇率在价格传递过程中的作用。

三、模型结构与数据说明

汇率变动可以影响进口品价格、生产者价格和 CPI。它可以通过作用于进口消费品价格直接影响国内价格水平，还可以通过进口的中间投入品价格影响国内企业的生产成本，并进而对国内价格水平产生影响。

(一)模型结构

在不考虑运输成本的情况下，一价定律表明贸易品价格以一种货币表示时，在本国和外国应该相同：

$$IMP = E \cdot P^* \quad (1)$$

IMP 是进口的本币价格， P^* 是进口品的世界价格，E 是每单位外币的本币数量。按照 Kenny 和 McGettigan(1996)的研究，我们假定外国生产商设置出口价格 P^* 时，是以外币生产成本(WP)加成 λ^* 设定的^①，即：

$$P^* = \lambda^* \cdot WP \quad (2)$$

则本币进口价格为：

$$IMP = E \cdot P^* = \lambda^* \cdot WP \cdot E \quad (3)$$

这表明本币进口价格受外国生产成本，外国厂商的加成率以及汇率影响。假定外国厂商的加成依赖于本国国内市场的竞争压力(CP)以及汇率水平^②，则可得：

$$\lambda^* = \left[\frac{CP}{WP \cdot E} \right]^\alpha \quad (4)$$

将(4)式代入(3)式可得：

$$IMP = \left[\frac{CP}{WP \cdot E} \right]^\alpha \cdot WP \cdot E = [CP]^\alpha \cdot [WP \cdot E]^{1-\alpha} \quad (5)$$

取自然对数：

$$\text{Log}IMP = \alpha \text{Log}CP + (1-\alpha)\text{Log}WP + (1-\alpha)\text{Log}E \quad (6)$$

从(6)式中可以看到，汇率变动对进口价格的传递与外国出口商的生产成本、汇率水平以及本国市场上的竞争程度有关。

(二)变量定义和数据来源

1. 进口价格指数 IMP。由于中国缺乏公开的进出口价格指数序列，因此我们使用单位值方法^③，根据海关统计的月度主要商品进口数量和金额构建了进口价格指数。在数据整理过程中，有 139 种商品类进入了进口商品价格指数的计算^④。本研究中我们使用的数据期间是 1995 年 1 月到 2005 年 10 月间的月度数据。

参考 Bu, Yongxiang 和 Rod Tyers(2001)的方法，我们对进口价格的构造方法和过程如下。

进口价格指数 IMP_t 是贸易商品价格 p_{jt} 的加权平均，这里 j 代表商品类别，t 是相应时期。如果获得权重的基期是 $t=0$ ，则计算：

$$p_{xt} = \frac{\sum_i p_{xt}^i x_0^i}{\sum_i p_{x0}^i x_0^i}$$

因为贸易统计数据只提供了金额 v_t^i 和贸易数量 x_t^i , 因此,

上式实际上是计算: $p_{xt} = \sum_i \left[\frac{v_t^i}{x_t^i} \left(\frac{x_0^i}{\sum_i v_0^i} \right) \right]$, 从而得到各期进口价格指数^⑤。

从商品进口额上来看, 我们构建的进口价格指数所包含的月度进口额最高时占月度进口总额的比重达到了 83%, 说明我们构建的进口价格指数还是有相当程度代表性的。

2. CP 是本国市场的竞争程度。因为没有直接可用于衡量本国进口竞争状况的变量, 借鉴已有的研究文献, 我们用本国工业增加值指数 (IPI) 代替。由于发展中国家商品与发达国家商品间的可替代程度比较低, 因此, 本国工业生产高涨的时期可以认为是对进口品竞争程度降低的时期, 因为需要更多的本国不可替代的进口品来满足发展的需要。

3. MANP 是本国工业品出厂价格指数。为保持数据来源的一致性, 我们也是通过中经网获取的研究期间的工业品出厂价格指数。并使用与消费者价格指数相同的方法将其换算成以 1995 年 1 月为基期的定基指数。^⑥

4. REER 是实际有效汇率水平。我们采用 IMF (IFS) 的实际有效汇率指数作为研究中使用的实际汇率。

5. WXP 是外国厂商的出口成本, 因为也没有可直接使用的数据序列, 根据相关研究文献的方法^⑦, 我们以世界出口价格指数作为替代变量。数据来源于 IMF (IFS) 的世界出口价格单位值指数。

6. CPI 是消费者价格指数。以 1995 年 1 月为基期 (换算方法由于篇幅关系, 此处略, 有需要者可向作者索取)。

我们将上述数据序列都调整换算为以 1995 年 1 月为基期, 剔除季节性因素造成的影响, 使用 X11 方法进行了季节调整, 然后取对数。变量依次表示为: LnIMP, LnIPI, LnMANP, LnREER, LnWXP, LnCPI。

四、实证研究

(一) 数据检验与协整分析

1. 平稳性检验。我们首先通过单位根检验确定这些变量的单整阶数。为确保结果的正确性, 对每个变量序列我们都使用 ADF 和 PP 两种检验方法, 在滞后期数的选择上, 参照赤池信息准则 AIC (Akaike info criterion) 和施瓦茨准则 SC (Schwarz criterion)。检验结果此处略。

从检验结果可知, 上面这六个数据序列的水平值在 5% 的显著性水平上都不是平稳的, 但其一阶差分序列平稳, 说明它们都是 I(1) 序列。

2. 格兰杰因果检验。由于我们使用的是月度数据, 因此, 在进行变量间

格兰杰因果检验时对滞后期的选择就比较关键。为了能更加全面地说明问题,我们对上面变量的一阶差分进行了滞后期从 1 到 24 的格兰杰因果检验。根据检验结果并结合我们所分析的数据序列特性,我们确定各变量间的因果关系。检验结果此处略。

从检验结果中可以看出,在 1% 的显著性水平下, LnWXP 不是 LnCPI 的格兰杰原因的假设被拒绝,即世界出口价格与我国 CPI 之间存在单向因果关系。同样,在 10% 的显著水平下,国内工业品出厂价格和进口价格之间存在双向格兰杰因果关系,说明进口价格对我国国内生产价格还是起到了一定的影响作用。此外,在 10% 的显著性水平下,可以拒绝 LnIMP 没有对 LnCPI 产生格兰杰影响的假设,这反映出进口价格对我国 CPI 是存在影响的。同时,检验还反映出,我国工业品出厂价格对 CPI 也存在格兰杰因果关系,而汇率的变动也会 CPI 产生影响。而且,实际有效汇率在 10% 的显著性水平上对进口价格存在影响。此外,实际有效汇率和我国工业品出厂价格之间存在双向格兰杰因果关系。外国生产成本对我国工业品出厂价格存在单向的格兰杰因果关系,这对应于我国加工贸易比重较大的事实。

3. 协整检验。由上面分析可知,我们研究的这六个变量都是一阶单整的。Engel 和 Granger(1987)指出,两个或多个非平稳序列的线性组合可以是平稳的,即存在协整关系。协整检验主要有两种方法:一种是 Engel 和 Granger 提出的基于协整回归方程残差项的两步法平稳性检验,另一种是 Johansen 以及 Johansen 和 Juselius 提出的基于 VAR 的协整系统的检验。值得指出的是,前一种方法在检验两个变量之间关系时较为常用。后一种方法不仅可以判断变量间存在几个协整向量,而且可以同时给出这些向量。

这一部分我们在前文关于变量的稳定性检验基础上,使用 Johansen 方法对变量进行协整检验。通过建立迹统计量和最大特征值似然比统计量来确定各变量之间的协整关系。

采取带截距项的检验模型对上文中的(6)式进行协整检验。协整关系检验的结果见表 1。

表 1 进口价格、工业增加值、实际有效汇率和世界出口价格的协整关系检验结果

原假设	迹统计量	迹统计临界值		最大特征值	最大特征值统计临界值	
协整方程数目	(Trace Statistic)	5%	1%	(MaxEigen)	5%	1%
没有	84.22251	47.21	54.46	40.05103	27.07	32.24
至多 1 个	44.17147	29.68	35.65	30.70442	20.97	25.52
至多 2 个	13.46705	15.41	20.04	12.85458	14.07	18.63
至多 3 个	0.612475	3.76	6.65	0.612475	3.76	6.65

可以看到,迹检验和最大特征值检验表明,在 5% 的显著性水平上,进口价格、生产者价格、实际有效汇率和世界出口价格之间存在 2 个协整方程。

正规化后的长期协整关系可表示为^⑧:

$$\ln \text{IMP} = 15.4242 - 1.9189 * \ln \text{REER} - 1.0770 * \ln \text{WXP} + 0.6689 * \ln \text{IPI} \quad (7)$$

(0.4795) (0.2402) (0.0556)

按照我们前面说明的价格传递过程,我们还检验了 CPI、实际有效汇率,工业品出厂价格和进口价格之间的协整关系。

表 2 CPI、实际有效汇率、工业品出厂价格和进口价格的协整关系检验结果

原假设	迹统计量 (Trace Statistic)	迹统计临界值		最大特征值 (MaxEigen)	最大特征值统计临界值	
		5%	1%		5%	1%
协整方程 数目						
没有	74.34022	47.21	54.46	41.57577	27.07	32.24
至多 1 个	32.76445	29.68	35.65	22.62966	20.97	25.52
至多 2 个	10.13479	15.41	20.04	6.51825	14.07	18.63
至多 3 个	3.616542	3.76	6.65	3.61654	3.76	6.65

迹统计量和最大特征值统计量检验都表明在 1% 的显著性水平下, CPI, 实际有效汇率、工业品出厂价格和进口价格之间存在 1 个协整方程, 而在 5% 显著性水平下存在 2 个协整方程。

正规化后的长期协整关系可表示为:

$$\ln \text{CPI} = 2.8451 + 0.0596 * \ln \text{IMP} - 0.2663 * \ln \text{REER} + 0.6208 * \ln \text{MANP} \quad (8)$$

(0.0285) (0.1398) (0.1854)

由上面协整分析结果表明,从长期来看,进口价格与实际有效汇率、世界出口价格负相关,而与本国工业产出正相关。消费者价格与实际有效汇率负相关,与工业品出厂价格以及进口价格成正相关。进口价格对汇率的弹性为-1.92,说明我国进口价格对汇率还是相当敏感的。长期趋势的结果表明,国外生产成本与我国进口价格成负相关关系,这表明我国进口商或外国出口商或两者共同存在利润加成的调整,按照依市场定价理论的解释,国外出口商通过这种调整来保持其在目标市场的份额^⑥。此外,由于我国进出口贸易中有超过一半是加工贸易,国外的出口商也往往是进口商。虽然生产成本可能上升,但如果提高出口价格则最终自己的进口价格也会上升,因此他们向中国出口的原材料或中间投入品的价格对最终中国进口价格的影响往往是不明显的。他们仍然可以通过调整从中国进口的最终商品价格获得利润。再有,我国相当多的进出口是由合资企业完成的,这些企业在进出口过程中可能存在高报进口价格、低报出口价格转移利润的行为,也会在一定程度上反转我国进口价格与外国厂商生产成本之间的联系。Stéphane(2001)认为,由于中国进出口贸易中外资企业作用显著,加工贸易份额比较高,因此中国的贸易行为存在“异质性”。

由第二个协整方程可以看出,汇率变动对 CPI 的影响程度要比其对进口价格的影响程度低很多,汇率升值 1% 引起的 CPI 变动为 0.27%,说明汇率对 CPI 的传递水平远低于对进口价格的传递。同时可以看到,进口价格变动与

CPI 变动之间是正相关关系,但影响程度非常小。工业品出厂价格对 CPI 的影响程度是这三个变量中最高的,说明我国 CPI 受上游产品价格的影响程度较大。此外,按照 Taylor(2000)的观点,低的汇率传递水平与低的通货膨胀环境是相关的。在我们研究的数据期间,我国通货膨胀率保持在较低的水平,因此,这可能也是我国汇率传递程度较低的一个重要原因。

(二)误差修正模型分析

在各变量间协整关系的基础上我们确定差分形式的误差修正方程如下:

$$\Delta \text{LnIMP} = \sum_{i=1}^{k-1} a_{1i} \Delta \text{LnIMP}_{t-i} + \sum_{i=1}^{k-1} a_{2i} \Delta \text{LnREER}_{t-i} + \sum_{i=1}^{k-1} a_{3i} \Delta \text{LnWXP}_{t-i} + \sum_{i=1}^{k-1} a_{4i} \Delta \text{LnIPI}_{t-i} + \delta(\text{ECM}_1)_{t-1} + \epsilon_t \quad (9)$$

$$\Delta \text{LnCPI} = \sum_{i=1}^{k-1} \phi_{1i} \Delta \text{LnCPI}_{t-i} + \sum_{i=1}^{k-1} \phi_{2i} \Delta \text{IMP}_{t-i} + \sum_{i=1}^{k-1} \phi_{3i} \Delta \text{LnREER}_{t-i} + \sum_{i=1}^{k-1} \phi_{4i} \Delta \text{LnMANP}_{t-i} + \varphi(\text{ECM}_2)_{t-1} + u_t \quad (10)$$

其中,ECM₁,ECM₂ 分别为误差修正项。它们用来反映进口价格和 CPI 对长期稳定关系的偏离。我们参考调整后的可决系数(\bar{R}^2)、AIC 和 SC 等标准确定误差修正模型的滞后阶数。并按照从一般到特殊的建模原则,逐步剔除不显著变量,只包含统计显著的变量。

表 3 误差修正方程(9)的估计结果

变量	系数	t 统计量	p-值
dLnIMP(-5)	0.166267	2.098809	0.0383
dLnIMP(-7)	0.165996	2.165324	0.0327
dLnIMP(-12)	0.199381	2.532336	0.0129
dLnIPI(-5)	0.128626	2.910794	0.0044
dLnIPI(-9)	0.116796	2.507328	0.0137
dLnIPI(-11)	-0.124855	-2.608900	0.0104
dLnREER(-1)	0.457906	2.195978	0.0304
dLnREER(-6)	0.549191	2.704336	0.0080
dLnREER(-7)	-0.608493	-2.100748	0.0381
dLnREER(-9)	-0.509472	-1.826418	0.0707
dLnREER(-11)	0.618612	3.013530	0.0033
dLnREER(-12)	-0.470911	-2.239857	0.0273
dLnWXP(-7)	-0.584855	-2.110167	0.0373
dLnWXP(-9)	-0.651473	-2.259350	0.0260
ECM(-1)	-0.134238	-3.876819	0.0002
R ²	0.4487	AIC	-4.54067
\bar{R}^2	0.3731	SC	-4.1866
D. W	1.8919	对数似然值比	280.63

从误差修正模型的结果可以看出,误差修正项的显著性水平超过了 1%。系数为负说明进口价格的变动存在反向修正机制。而且,结果表明自变量波

动对进口价格波动的影响都存在时滞。其中,实际有效汇率波动的影响在短期和长期是有变化的。汇率波动在前半年内对进口价格波动存在正的效应,随后转为负效应,但在持续 12 个月之后仍然存在显著的负效应。进口价格的波动对自身的影响大概在半年左右才显现出来。我国工业生产和世界出口价格的波动对进口价格波动的影响也存在显著的滞后。

表 4 误差修正方程(10)的估计结果

变量	系数	t 统计量	p-值
DLNCPI(-1)	-0.150616	-1.672322	0.0977
DLNCPI(-9)	0.191013	2.286828	0.0244
DLNCPI(-10)	0.337068	3.819382	0.0002
DLNIMP(-13)	0.025548	1.703771	0.0916
DLNIMP(-16)	0.030933	2.035025	0.0445
DLNIMP(-18)	0.031315	2.053972	0.0426
DLNREER(-4)	0.084333	2.011532	0.0470
DLNREER(-12)	-0.094448	-2.303468	0.0234
DLNREER(-17)	-0.122298	-3.081729	0.0027
DLNMANP(-7)	0.17169	1.744798	0.0842
DLNMANP(-8)	-0.187303	-1.870026	0.0645
DLNMANP(-11)	-0.271197	-2.801590	0.0061
ECMEMAIM(-1)	-0.033582	-1.693511	0.0935
R ²	0.461167	AIC	-7.829299
\bar{R}^2	0.382943	SC	-7.511967
D. W	2.124636	对数似然值比	447.5261

第二个误差修正方程的估计结果表明汇率波动对 CPI 的影响分别在一个季度、一年和一年半左右的滞后时比较明显。但从影响程度上来看,CPI 自身和工业品出厂价格波动对 CPI 的影响较大。而误差修正项系数为负,表明存在误差修正机制,但数值比较小,说明 CPI 由对均衡水平的短期偏离向长期均衡回归的速度比较慢。这可能与我们这里采用的是月度数据进行分析有关。此外,我们对误差修正模型的残差进行了 Jarque-Bera 正态性检验,表明残差满足正态分布要求。序列相关 LM 检验和 ARCH LM 检验表明模型残差不存在自相关和 ARCH 效应。

五、主要结论

本文我们使用月度数据研究了汇率变动对进口价格和 CPI 以及工业品出厂价格的传递程度。研究发现:

(一)从长期来看,我国汇率变动与进口价格存在负相关关系,这验证了我们前面理论推导的结论。而且,进口价格对汇率的弹性(绝对值)达到了 1.92,说明进口价格对汇率变动还是比较敏感的。此外,我们的研究还表明消费者价格与汇率变动呈负相关,与工业品出厂价格以及进口价格呈正相关。

(二)汇率变动对我国价格水平的传递存在滞后现象。汇率波动在持续

12个月之后对进口价格仍然存在显著的负效应,而汇率波动对CPI的影响则在超过一年半左右的滞后时仍比较明显。

(三)进口价格对汇率变动的弹性大于CPI对汇率变动的弹性(绝对值)。这表明汇率变动对CPI的传递是不完全的。而且,进口价格对CPI的变动影响程度不高,这一方面表明进口商品直接进入最终消费的比例较小,另一方面也表明通过进口投入品对最终商品价格的影响程度也比较小。说明我国进口中间投入品的厂商存在加成调整行为。

由于数据和篇幅的限制,我们这里并没有进一步分析加成调整发生的阶段和程度,以及上文提到的其他因素对汇率传递程度的影响,这些都可以作为今后深入研究汇率传递问题的研究方向。

注释:

- ①在汇率传递研究文献中,对出口厂商定价的价格率加成通常有两种表示方法,一种是本文使用的直接表示方法,另一种将加成表示为 $\left(\frac{\epsilon}{\epsilon-1}\right)$,其中 ϵ 是需求的价格弹性。前一种方法多用于实证研究文献,后一种方法常见于理论分析过程。为方便表示,本文采用了前一种方法。可参见Menon(1995),Engel(2002),Pollard等(2003,2004)的研究。
- ②参见Athukorala和Menon(1994),Goldberg和Knetter(1996)的研究。
- ③虽然单位值方法构建价格指数与其他指数的构建一样都存在缺陷,但这种方法是目前最好的选择。这种方法也为其他研究者所采用,如Parsons,C.和Sato,K.(2004)。
- ④数据来源于中经网数据库,样本商品选取的标准是其在整个研究期间都有数据记录。虽然1999年后又添加了一些新分类商品的进口数据,但为保持数据的连贯性,我们没有对其进行调整。而且,经我们计算检验,即使加入了这些新出现的进口商品类别,价格指数变动的幅度也不明显。由于篇幅关系,此处未列举出进入计算过程的商品名称,如有需要可来信向作者索取。
- ⑤在实际计算过程中我们根据价格指数计算时通行的做法,基期权重使用的是1995年数据,并在2000年进行了调整。
- ⑥从中经网上可以获得1996年10月到2005年10月间的中国工业品出厂价格指数,为扩大数据样本期间,使用它对燃料零售价格指数以及农业生产资料价格指数的回归进行了估计与测算,为节省篇幅,具体过程此处未给出。在按照CPI数据处理方法转换成基期比时,是使用生产资料价格总环比指数来进行转换计算的。
- ⑦参见Pollard等(2003,2004)。
- ⑧括号中是相应变量估计系数的标准误,下同。
- ⑨参见Kenneth和D.Klemperer(1989)的研究。

参考文献:

- [1]Bu Yongxiang,Rod Tyers. China's equilibrium real exchange rate: A counterfactual analysis[R]. Working Papers in Economics and Econometrics No. 390, Australian National University, February 2001.
- [2]Choudhri, Ehsan U, Hamid Faruquee, Dalia S Hakura. Explaining the exchange pass-

- through in different prices[R]. IMF Working Paper 02/224 ,December,2002.
- [3]Dixit, Avinash. Hysteresis, import penetration, and exchange rate pass-through [J]. Quarterly Journal of Economics, 1989, 104(2): 205~228.
- [4]Dornbusch, Rudiger. Exchange rate and price[J]. American Economic Review, 1987, 77(3): 83~106.
- [5]Goldberg, Pinelopi, Michael Knetter. Goods prices and exchange rates: What have we learned? [J]. Journal of Economic Literature, 1997, 35: 1243~1292.
- [6]José Manuel Campa, Linda S Goldberg, José M González-Mínguez. Exchange-rate pass-through to import prices in the EURO area[R]. NBER Working Paper, No. 11632, September, 2005.
- [7]Kenneth A Froot, Paul D Klemperer. Exchange rate pass-through when market share matters[J]. The American Economic Review, 1989, 79, (4): 637~654.
- [8]Knetter, Michael. International comparisons of price-to-market behavior[J]. American Economic Review, 1993, 83(3): 473~486.
- [9]Krugman, Paul. Pricing to market when the exchange rate changes[R]. NBER Working Paper No. 1926, May, 1986.
- [10]Menon J. Exchange rate pass-through[J]. Journal of Economic Surveys , 1995, 9 (2): 197~231.
- [11]Obstfeld, Maurice. The six major puzzles in international macroeconomics: Is there a cause? [R]. NBER Working Paper, No. 7777, 2000.

The Transfer Effect of Changes in RMB Exchange Rates: An Empirical Research Based on the Co-integration and Error Correction Models

BI Yu-jiang¹, ZHU Zhong-di²

(1. School of International Business Administration, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China; 2. School of International Economy and Trade, Shanghai Institute of Foreign Trade, Shanghai 201600, China)

Abstract: The Exchange rate is one of the key instrumental variables in an open economy. This paper explores the transfer effect of changes in RMB exchange rate on the prices of the import through the co-integration and error correction models. Findings indicate that the transfer effect of changes in RMB exchange rates on domestic CPI is incomplete and time-lagged. Furthermore, the elasticity of import prices to exchange rates is quite higher than that of CPI.

Key words: exchange rate transfer; import prices; empirical research

(责任编辑 周一叶)