

不同汇率制度下汇率传递时滞的实证分析

——基于中国、日本、巴西、阿根廷四国数据

刘思跃 叶 苹*

摘要: 本文采用向量误差修正模型及脉冲响应函数,选取中国、日本、巴西和阿根廷作为样本,运用 1996—2009 年的季度数据,分别对四国的汇率传递时滞进行实证分析。研究表明:不同汇率制度下,汇率变动对国内物价水平的影响存在差异,汇率传递均存在时滞。固定汇率制度下,汇率传递效应的时滞更长;在相对浮动的汇率制度下,汇率传递的时滞相对较短。本文样本中,中国的汇率传递时滞最长,为 18 个月。因此,在人民币汇率制度改革过程中,确定汇率波动区间以及考察汇率政策效果时,需要考虑汇率波动对国内物价影响时滞的长短。同时,受我国外汇市场化程度的影响,货币当局应当合理引导汇率预期,以适应货币政策目标的需要。

关键词: 汇率制度 汇率传递 时滞 脉冲响应函数

一、引言及文献综述

20 世纪 80 年代初,日美贸易收支严重不平衡,在美国的压力下,日元从 1985 年开始不断升值,但是出乎意料的是日本的贸易收支顺差却不断增加;同时,日本 CPI(消费者物价指数)直到 90 年代才出现负增长。对于这一现象,Dixit(1989)提出了滞后效应(hysteresis)理论,即在产生作用的原因消失后,其影响仍然持续。同样,由于中国在中美贸易中长期保持贸易顺差,人民币升值的呼声也不断高涨,尽管 2005 年人民币汇率开始大幅度升值,但是,中美贸易顺差的局面并没有因此得到较大的改变。可见,汇率对物价传递效应存在着明显的时滞,因此,人民币汇率升值对贸易状况的改变并不是在短时间就能起作用。在理解和分析汇率传递时滞的基础上,研究汇率传递效应及其影响具有重要的现实意义。

随着不完全汇率传递理论(Dornbusch,1987)的提出,众多学者基于这一理论对汇率传递问题进行研究。研究发现,在市场分割、产品差异、厂商的沉淀成本以及贸易壁垒等因素的影响下,汇率的传递是不完全的。总体上,这些研究可以分为汇率变动对进出口价格的影响(包括行业细分)和汇率变动对国内物价水平(即通货膨胀水平)的影响。在这些文献中,部分学者发现了汇率传递存在着一定的时滞(Leigh and Rossi,2002;毕玉江、朱钟棣,2006;孟春景等,2008;杨宇俊等,2009),并且对于不同的价格指标体系汇率传递的时滞不同。另外,通过对比发现,对于同一指标体系(如 CPI),实证研究显示不同国家汇率传递的时滞长短不同。而对于汇率传递时滞存在的原因,有学者从汇率传递机制以及物价指标的特征来讨论产生时滞长短差异的原因(杨宇俊等,2009),也有学者试图从汇率制度理论角度出发来讨论汇率传递时滞(郑平,2008)。

通过实证观察和分析,汇率传递时滞与 J 曲线效应存在紧密的联系。汇率变动在贸易收支上的效应并不是立竿见影的,而是呈现“J 曲线”。在货币贬值后初期,以本币表示的进口价格会立即提高,以外币表示的出口价格会立即下降。但是,出口量需要经过一段时间调整后才能增加,而进口量也要经过一段时间才能减少。因此在本币贬值后初期,出口值会小于进口值,贸易收支将继续恶化。只有经过一段时间之后,贸易收支才会逐渐改善。这一变化过程可能会维持数月甚至一两年,视各国不同情况而定。因此从贸易渠道来看,汇率变化对国际收支等经济变量的影响存在时滞。Baldwin 和 Kruguman(1989)以及 Dixit(1989)根据

* 刘思跃,武汉大学经济与管理学院,邮政编码:430072,电子信箱:syliu4856@yahoo.com.cn;叶苹,国家开发银行广西分行,邮政编码:530028,电子信箱:appleleaf2006@163.com。

本文为教育部人文社科规划项目“汇率波动与通货膨胀对我国汇率传递效应影响的理论与实证研究”(项目编号:10YJA790119)的阶段性成果。感谢匿名审稿人提出的宝贵修改建议,但文责自负。

1985 年日本为改变美日贸易不平衡的状况采取了升值策略,然而这一策略并没有使得日本贸易收支顺差减少的现象,提出了“滞后效应”理论。

在此基础上,学者们也对汇率传递存在的滞后效应进行量化分析。Leigh 和 Rossi (2002) 对土耳其 2001 年 1 月至 2002 年 7 月的月度数据进行向量自回归的实证分析发现,汇率变动对 CPI 和 WPI(批发物价指数)影响存在 4 个月的时滞,在 4 个月后汇率传递相当迅速,并且在第 11 个月时汇率完全传递。Campa 和 Goldberg(2005) 结合 OECD 25 个成员国的数据,分析了汇率传递对进口价格的影响,在模型中采用了汇率变动、汇率滞后期、工资和国内生产总值(GDP)四个变量,计算出了汇率变动对进口价格变动的短期影响和长期影响。实证分析显示汇率传递存在一定时滞,且各国汇率传递的时滞不一样。但是,文章并没有进一步分析产生这种差异的原因。Korhonen 和 Wachtel(2006) 运用独联体国家的数据对它们汇率传递的时滞进行了实证分析,研究显示独联体国家汇率传递时滞较短,汇率变动通常会在一年内基本反映到国内价格水平的变化中。

毕玉江和朱钟棣(2006) 对人民币汇率波动的价格传递效应进行实证研究发现,汇率传递过程中存在明显的时滞。孟春景等(2008) 在分析人民币升值对纺织品贸易影响时发现,汇率传递存在着时滞效应。曾令美和周庆武(2008) 采用脉冲响应函数的方法,研究我国贸易、通货膨胀和汇率的关系发现,人民币升值一定程度上可以抑制通货膨胀,但存在较长时滞。人民币汇率变动对 CPI 的影响在 6 个月后才开始起作用,两年后才释放完全。杨宇俊等(2009) 利用自回归分布滞后(ARDL) 模型研究人民币汇率变动对国内价格的传递效应时,发现人民币汇率波动对我国物价水平的传递存在滞后性,汇率波动对 CPI 的传递效应有 8 个月的滞后期,PPI(生产者物价指数)的则更长些。同样,上述文献并没有进一步对汇率传递的时滞做出解释。

郑平(2008) 根据实际汇率波动与长期购买力平价相悖的现象,并引用多位学者的观点,从理论的角度论证浮动汇率制度下,汇率没有恢复均衡的趋势,汇率传递存在时滞,且在浮动汇率制度下汇率传递的时滞更长。但是,这种从理论角度来探讨汇率传递存在时滞差异的方法,需要实证支撑。

综上所述,运用计量方法以及相关模型,学者们可以对汇率传递时滞进行量化。本文在此基础上,结合中国、日本、巴西和阿根廷四个国家的相关数据,从汇率制度的角度出发,进一步地讨论汇率传递时滞的差异及原因,从而更全面的把握不同汇率制度下汇率政策的政策效应。

二、理论框架

本文的实证分析基于购买力平价理论,并结合实际分析的需要,对购买力平价公式进行调整。另外,引入物价指数和进出口等指标,从而得出本文分析的主要框架。

(一) 购买力平价理论

购买力平价理论是指两国货币的汇率主要由两国货币的购买力之比决定。它包括绝对购买力平价和相对购买力平价理论。而相对购买力平价在表示一段时期内汇率的变动时考虑到了通货膨胀因素。由于通货膨胀会在不同程度上降低各国货币的购买力,汇率应该反映两国物价水平的相对变化。因此,当两种货币都发生通货膨胀时,它们的名义汇率等于其过去的汇率乘以两国通货膨胀率之比。用公式表示为:

$$E_t = E_0 \times \frac{P_d}{P_f} \quad (1)$$

其中 E_t 表示 T 期的汇率水平, E_0 表示即期的汇率水平, P_d 表示国内的物价水平, P_f 表示国外的物价水平。相对购买力平价决定了汇率的长期趋势,不考虑短期内影响汇率波动的各种短期因素。

Campa 和 Goldberg(2005) 提出了汇率传递的一般模型,其汇率和价格的弹性关系为:

$$\Delta p_t^i = \alpha + \sum_{i=0}^{\pm 4} \alpha_i \Delta e_{\pm i} + \sum_{i=0}^{\pm 4} b_i \Delta w_{i \pm i} + c \Delta gdp_t + v \quad (2)$$

其中 Δ 为相关变量的一阶差分; p 以本币表示自然对数形式的进口价格指数; e 为自然对数形式的名义有效汇率指数; w 为出口市场的工资水平,即出口商面临的成本之一; gdp 为自然对数形式的总产出; v 表示误差项; α 、 α_i 、 b_i 、 c 均为回归方程系数。

本文基于相对购买力平价理论,在等式(1) 两边取对数得:

$$p_d = p_f + e \quad (3)$$

其中,小写字母均表示其经济变量的自然对数形式, e 是汇率的对数形式。由于一国在国际上的物价水平主要通过进出口商决定,同时进出口商的决策受到汇率变动的影响,于是 Campa 和 Goldberg(2005) 考虑到出口商将外生的成本转移到定价策略中这一情况,引入了加权后的工资水平和进口国产出水平。他们认为出口商的成本应随着该国的工资水平上升而上升,同样随着进口国产出水平上升而上升,即出口商成本与工资和进口国产出呈正相关关系。因此,本文借鉴这一做法,引入进口和出口总量。价格总量受一国开放度的影

响,即受到贸易总量与国内经济总量比值的影响。模型选用进出口总额的自然对数形式来反映一国贸易变化对物价的影响,从而反映汇率变动通过贸易的变化传递到国内物价水平的效应。即:

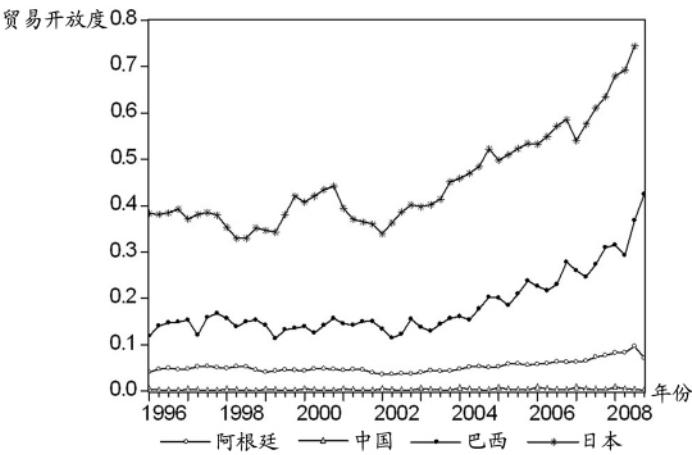
$$P_d = \tilde{w} \left(\frac{EXP + IMP}{GDP} \right) + e \tag{4}$$

$$p_d = \alpha + \beta_1 e + \beta_2 gdp + \beta_3 exp + \beta_4 imp + \varepsilon \tag{5}$$

其中 exp 是指出口总额的自然对数形式; imp 是进口总额的自然对数形式; ε 为随机项; $\tilde{w}$ 、 α 、 β 均为系数。

(二) 中国、阿根廷、日本和巴西的汇率制度

本文选取了中国、阿根廷、日本和巴西四个国家的数据进行分析。理由如下: (1) 四国宏观数据的可得性较高。(2) 从汇率制度上看,除中国以外的三个国家分别是不同汇率制度的代表。其中,阿根廷实行的是货币局型的汇率制度,但其汇率走势与中国有着高度相似性。阿根廷在 2002 年实施汇率制度改革之前,其名义汇率走势呈现一条水平线,同中国 2005 年汇率制度改革前的汇率走势接近;巴西是实行管理浮动汇率制度国家的主要代表,其汇率制度的波动性介于阿根廷和日本之间;日本则是成熟的浮动汇率制度国家的代表,其汇率波动由国际市场对日元的供求所决定。(3) 四国的贸易开放度^①也存在着明显的差异(见图 1),其中日本的开放度最高,中国最低。由此,本文选取了上述四个国家作为实证分析的对象。



数据来源:全球各国宏观指标宝典(<http://www.countrydata.bvdep.com/ip>) 和中国经济信息网(<http://cb.cei.gov.cn>)。

图 1 四国贸易开放度

1. 改革开放之前,中国对外贸易由国家垄断,统一平衡,与之相适应,人民币汇率制度是官方制定的固定汇率。人民币汇率在经历了 1994 年汇率并轨和 2005 年有管理的浮动两次重大的汇率制度改革后,汇率变动弹性大大加强,对经济变量的影响也逐步深化。在稳定货币政策的过程中,中国人民银行干预汇率市场上的措施也更加复杂。在 2005 年汇率制度改革后,人民币汇率累积升值 16% 左右后一直维持在一个相对稳定的汇率水平。

2. 阿根廷自 20 世纪 80 年代末期开始一直受到经济问题的困扰,通货膨胀率一度超过 2000%。1991 年上任的阿根廷前财政部长卡瓦略认为,通货膨胀率居高不下的主要原因是阿政府用印刷钞票的方式来弥补巨额财政赤字。为此,卡瓦略制订了著名的“兑换计划”^②,给阿根廷出口贸易带来了很大的负面影响。2002 年 1 月 9 日,阿根廷国会通过了杜阿尔德政府提交的经济改革法案,取消了实行长达 11 年的货币局型的固定汇率制度,并授权政府根据需要确定新的汇率。

3. 1971 年 12 月日本结束了保持 22 年的固定汇率制度,实行由市场供求决定的单一浮动汇率制,这极大地促进了日本经济的发展。广场协议拉开了日元迅速升值的序幕。在协议生效后不到 3 个月的时间里,日元升值幅度达 20%。急剧的升值导致日本出现了所谓的国内产业空洞化现象和内需不足,而内需不足又反过来影响企业在日本国内的投资需求,致使日本陷入通货紧缩。1971 年以来日本进入浮动汇率制度阶段,1998 年完全取消资本管制。

4. 巴西货币当局对汇率制度的改变始于 1994 年,当时巴西中央银行实行雷亚尔计划^③,不久,雷亚尔对

①贸易开放度 = 进出口总量 / GDP 总量。

②该计划把比索与美元的汇率固定在 1:1 上,并且规定外汇买卖依然不受限制;货币基础完全以外汇储备作保证等;由于比索绑在了美元上,美元的坚挺使比索的币值远远高于其实际价值。

③雷亚尔计划调整了雷亚尔对美元汇率,基本上实行可调整的固定汇率制度,为了稳定巴西国内的通货膨胀问题,固定雷亚尔对美元兑换比例为 1:1。

美元的汇率逐渐上升到了0.83:1。雷亚尔的升值对经济造成了负面影响,特别是进出口贸易恶化,逆差大幅增加。雷亚尔转而盯住一篮子货币。其后,墨西哥金融危机、亚洲金融危机、俄罗斯金融危机接连发生,巴西对外贸易出现了大量逆差。1999年1月13日,雷亚尔大幅度贬值,巴西中央银行宣布实行浮动汇率制度。这场金融危机之后,货币贬值带动了出口的强劲增长,巴西中央银行不久就开始采用有管理的浮动汇率制度。图2-5反映了四个国家1996年至2009年2季度的汇率走势。

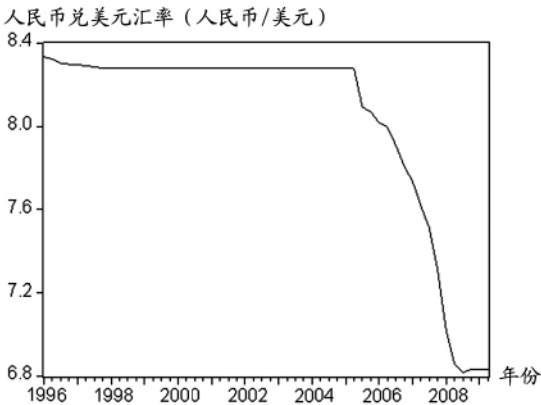


图2 中国的汇率走势

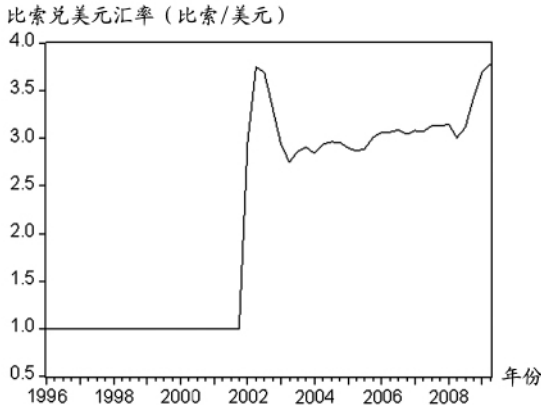


图3 阿根廷的汇率走势

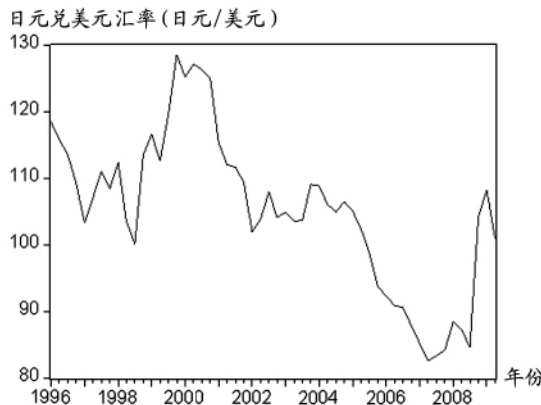


图4 日本的汇率走势

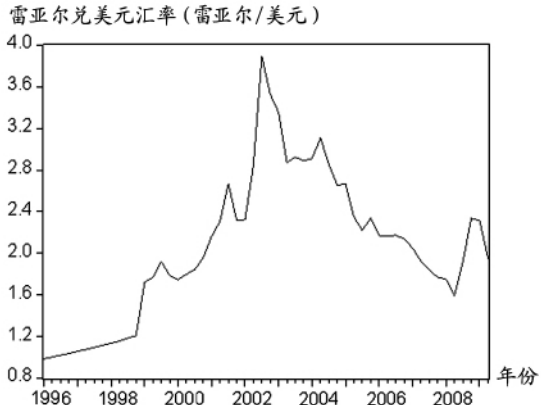


图5 巴西的汇率走势

三、汇率传递的实证分析

(一) 数据的选取

本文选用的样本包括中国、阿根廷、日本和巴西; 样本区间: 1996Q1 到 2009Q2; 样本指标包括物价指数 (CPI)、进口总额 (IMP)、出口总额 (EXP)、名义汇率 (ER) 和国内生产总值 (GDP) ①。

1. 物价水平 (CPI)。随着全球经济一体化趋势的加强,国际物价水平的波动对一国物价水平的影响日益加深。从2007年到2008年国际大宗商品价格飙升的影响来看,国际上一些大的经济体内部物价也出现了较大幅度的上扬。因而,CPI这一指标衡量了国内物价的总体水平,同时也反映国际价格水平波动的大致趋势。

2. 进出口总额 (IMP、EXP)。一方面,进出口额可以反映一国的国际收支情况;另一方面,作为汇率传递的一个重要途径,进出口额的变动影响了国内需求供给的均衡变动,从而对一国物价水平或国际物价水平的变动产生间接影响。

3. 名义汇率 (ER)。名义汇率采用的是以美元直接标价法的官方汇率。汇率变动通过资本市场影响资产的相对价格与收益,其产生的收入效应和财富效应对一国的总需求和物价水平产生了影响。

4. 国内生产总值 (GDP)。它不仅反映了一国的整体收入情况以及经济增长的状况,而且代表了一国的需求水平,因此,其变动同样影响着国内和国际物价水平的变动。

因此本文对国内物价指数、进出口贸易额、国内生产总值和名义汇率变量进行实证分析,并比较在不同汇率制度下,汇率传递影响程度的差异。由于不同变量之间存在着交叉影响,很难从一个角度出发来讨论其因果关系,对同一现象的解释也会出现相互矛盾的情况。因此本文采用误差修正模型,用一种非结构性的方

①数据来源: 全球各国宏观指标宝典 (<http://www.countrydata.bvdep.com/ip>) 和中国经济信息网 (<http://cb.cei.gov.cn>)。

法来建立各个变量之间的关系,从而避免对经济变量的因果关系判断。仅从一个变量对另一个变量的冲击角度出发,并且从横向的角度进行比较,也避免了长期和短期的交互影响。

VECM 模型通过一阶差分的使用消除了变量可能存在的趋势因素,避免了虚假回归问题。在此基础上得到的脉冲函数能较好反映变量间的关系。本文将使用 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,在此基础上采用误差修正模型,分析模型的脉冲响应函数,考虑误差项的扰动是如何传播到变量上的。

(二) 实证结果

1. 单位根检验。由于 *CPI*、*GDP*、*EXP* 和 *IMP* 具有季节变动因素,所以先对这四个变量采用 CensusX12 季节调整方法进行调整。同时,为了保证回归结果的无偏性、有效性和一致性,利用 ADF 方法先后对相关变量的季节调整后的时间序列及其一阶差分后的序列进行单位根检验。其中 *LCCPI* 表示中国的消费物价指数季节调整后的对数形式,而 *DLCCPI* 则表示一阶差分形式。根据模型选定的变量,其单位根检验结果见表 1。

表 1 ADF 单位根检验结果①				
变量	检验类型(<i>C T K</i>)	ADF 统计量	5% 临界值	结论
<i>LCCPI</i>	(<i>C 0 0</i>)	4. 086283	- 2. 926622	不平稳
<i>DLCCPI</i>	(<i>C T 0</i>)	- 4. 008735	- 3. 510740	平稳
<i>LCER</i>	(<i>C 0 0</i>)	2. 047072	- 2. 923780	不平稳
<i>DLCE</i>	(<i>C 0 0</i>)	- 4. 565999	- 3. 506374	平稳
<i>LCGDP</i>	(<i>C 0 0</i>)	- 1. 496373	- 2. 922449	不平稳
<i>DLCGDP</i>	(<i>C T 0</i>)	- 5. 056386	- 2. 918778	平稳
<i>LCEXP</i>	(<i>C T 0</i>)	3. 362073	- 1. 947381	不平稳
<i>DLCEXP</i>	(<i>C T 0</i>)	- 6. 592641	- 3. 500495	平稳
<i>LCIMP</i>	(<i>C T 0</i>)	0. 669202	- 2. 922449	不平稳
<i>DLCIMP</i>	(<i>C T 0</i>)	- 3. 241663	- 2. 922449	平稳

从表 1 的结果看出,在 *P* 值为 5% 的显著性水平下 *LCCPI* *LCER* *LCGDP* *LCEXP* 和 *LCIMP* 时间序列均是一阶单整的 *I*(1)。因此,可以考虑对所有变量进行协整检验。

2. 滞后期选择和协整检验。由于 *LCCPI*、*LCER* 和 *LCGDP* 为一阶差分后平稳的序列,所以采用 JJ 协整检验方法判断变量的长期关系。Johansen 协整检验是基于向量自回归模型的检验方法,因此,在进行协整检验前,需确定模型的滞后结构。根据 AR Roots 检验,并考虑模型的自由度,判断向量自回归模型的最佳滞后期为 2 期。变量的协整检验结果如表 2:

表 2 Johansen 协整检验结果②				
原假设(协整方程个数)	特征值	迹统计量	临界值(5%)	伴随概率
没有	0. 750926	132. 6721	69. 81889	0
至多 1 个	0. 479113	60. 39179	47. 85613	0. 0022
至多 2 个	0. 281334	26. 47624	29. 79707	0. 1151
至多 3 个	0. 131922	9. 297572	15. 49471	0. 3386
至多 4 个	0. 036638	1. 940943	3. 841466	0. 1636

通过迹值检验可以看到,在 5% 的概率下,上述五个变量至多存在 1 个协整方差。协整检验统计量拒绝了协整方程为 4 个的假设。因此,以物价水平为被解释变量的协整方程为(以中国为例):

$$LCCPI = - 0. 306992LCEXP + 0. 027576LCER + 0. 001112LCGDP + 0. 434724LCIMP$$

(0. 07631) (0. 17952) (0. 00061) (0. 13236)

(6)

由(6)式可知,从长期来看,汇率和物价指数存在一种均衡关系,且是同向变动的关系,即物价指数和汇率同时上升或者同时下降。在此基础上进行误差修正模型分析,得出脉冲响应函数。

3. 脉冲响应函数。首先采用 VECM 模型对变量进行回归,在回归的结果上,根据四个国家数据的特征,采用广义的脉冲响应函数进行分析。所谓广义脉冲函数是指不考虑自变量对因变量的冲击顺序。脉冲图的横轴代表冲击作用的滞后阶数,纵轴代表物价水平波动对汇率波动的响应程度。四个国家的广义脉冲响应函数图形结果见图 6 - 9。

首先,从图 6 - 9 可以看出,汇率变动对物价的冲击一开始很小,随后由小变大,在某个时间点达到最高值,然后趋于平稳。图 6 中,中国的汇率波动对物价的冲击在第 6 期达到高点;图 7 中日本的汇率波动对物价冲击在第 3 期达到最低点;图 9 中阿根廷在第 3 期达到高点。而在图 8 中巴西的汇率波动对物价冲击的

①表 1 中是中国数据检验结果的汇总,其他三个国家的变量的单位根检验结果均与中国的一致,即是一阶差分后平稳。
②表 2 中是中国数据的检验结果,其余三个国的检验结果均与中国结果一致,存在至多一个协整方程。

第一个波峰在第 4 期。这说明四国的汇率传递时滞存在差异。

其次,四个国家的汇率波动对物价指数的冲击,巴西和阿根廷为正向冲击,本币对外贬值的时,对内也贬值。中国由负向冲击达到最高的正向冲击后变为负向冲击,本币贬值对国内物价水平的影响是多方面的。在日本,其冲击为负,即是本币对外贬值,对内则是升值。从纵轴可以看到,前 6 期,汇率变动对物价指数的冲击程度最大的是巴西,其次是阿根廷,再次是日本,中国的冲击程度最小。说明汇率变动对中国的消费者物价指数的影响较小。巴西 1999 年正式实行自由浮动汇率机制,浮动汇率制度以及资本项目管制的放松,使得巴西实际有效汇率的变动对其贸易和国内物价变动的冲击效果明显。

再次,从图形对比可以看到,日本、巴西和阿根廷的汇率冲击从一开始就对物价产生影响,而中国的汇率冲击则是在第 3 期以后才逐步对物价指数产生了影响。相比其他三个国家,中国的汇率传递存在着明显的时滞。同时,中国的脉冲函数图在第 6 期达到最高值,其汇率传递时滞为 18 个月左右的时间。而日本的汇率传递时滞为 3 期,即 9 个月左右,日本实行浮动汇率至今有三十多年,随着其浮动汇率制度的成熟,其汇率传递效应速度快于中国,尤其是在汇率波动初期,中国的物价指数对汇率波动冲击的反应接近于零。图 8 中巴西的汇率传递时滞并不明显,但其物价水平对汇率波动的冲击反应较为迅速。图 9 中阿根廷的汇率传递时滞则为 9 个月,巴西和阿根廷作为南美的贸易大国,其汇率波动对物价水平的影响速度较快。随着比索危机的结束,阿根廷的汇率制度逐渐向浮动汇率制度的方向发展,外汇管制进一步放开。

最后,从整体上看,汇率的波动对物价水平的冲击存在一定滞后效应,相比较而言,中国的滞后期数是最长的,通过对比分析四国的汇率形成机制,可以推测这与我国相对固定的汇率制度有关。日本和阿根廷的汇率传递滞后期数较短,与之处所的相对浮动的汇率制度有关。尽管中国经历了两次汇率制度改革,但是汇率形成机制并不完善,外汇市场的市场化程度不深,因此汇率波动传递时滞较长。

另外,从不同汇率制度传导的途径来看,在固定汇率制度下,一方面,由于汇率趋于固定,市场参与主体对汇率波动的短期预期不够强烈,随着时间的推移,这种预期才开始使其调整价格等因素;另一方面,商品市场的调整速度要慢于资本市场的调整速度。弗里德曼认为,在浮动汇率制度下,汇率变动通过资本市场的调节即可将其影响很快的传递开来。在浮动汇率制度下,资本市场对汇率波动做出迅速的反应,是通过各种交易将汇率波动对价格产生的影响调整过来,例如期权、期货等外汇衍生品交易的繁荣使得汇率的波动很快在资本市场传递开来并由市场进行消化。同时,在商品市场,参与者同样可以借助这些衍生品对商品价格等进行实时调节,以确保其收益。

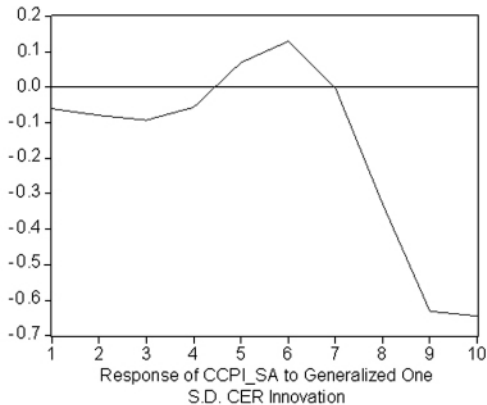


图 6 中国

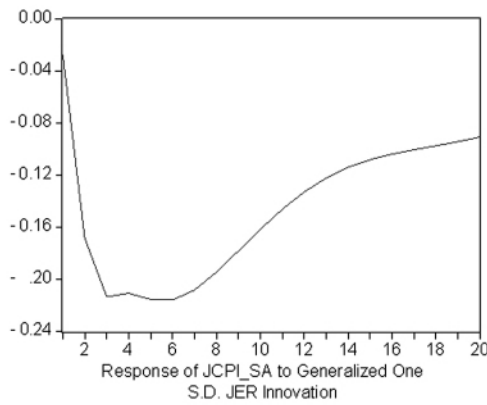


图 7 日本

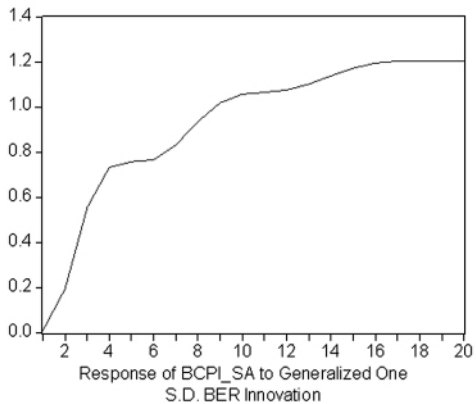


图 8 巴西

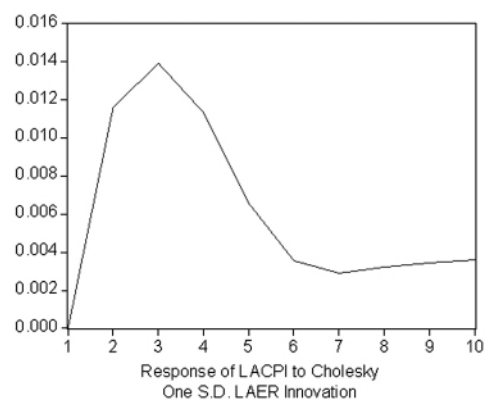


图 9 阿根廷

四、结论

本文分析表明,物价指数和汇率变动存在长期的协整关系,不同汇率制度的国家所对应的脉冲图存在差异。在浮动汇率制度下,汇率传递时滞更短,日本和阿根廷的传递时滞为9个月。在汇率相对固定的环境里,物价水平对汇率波动冲击的反应较慢,如中国的汇率传递效应在9个月后才开始对物价产生影响,其汇率传递时滞是18个月。由此,我们认为物价水平在调整的过程中,受外部环境变量的制约。从汇率制度这一角度出发,可以有效地区分汇率传递的快慢。结合不同汇率制度下汇率传递时滞的实证结果,给中国的启示是:

1. 利用汇率这一变量对经济进行调节时,需要考虑汇率制度以及相应的影响时滞。这是因为物价水平和汇率波动之间存在长期稳定的均衡关系。汇率越趋向稳定,对物价水平的冲击作用滞后期越长。对于人民币汇率制度改革,坚持改革的主动性、可控性和渐进性原则是必要的。随着汇率的弹性不断提高,汇率的波动也在加剧。这种冲击对经济变量的即期影响以及滞后影响需要同时考虑进去,从而保证经济运行向着可控方向发展。中央银行的汇率干预以及外汇策略制度也需要把汇率传递这一动态因素考虑在内。

2. 货币当局应当合理引导汇率预期。由于我国外汇市场的不完善,汇率形成机制非市场化。因此,汇率波动通过贸易和资本渠道将国际资本市场存在的流动性风险传递到国内,对国内经济正常运行形成了一定的负面冲击。人民币升值预期会使得国际游资大量流入,对经济发展带来负面影响。因此,适当合理的引导汇率预期,一方面可以积极利用国际资本,另一方面可以维持物价的稳定。

参考文献:

1. 毕玉江、朱钟棣 2006 《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》,《财经研究》第7期。
2. 孟春景、姚海军、郭昕 2008 《人民币升值对我国纺织品贸易影响的理论分析》,《北方经济》第11期。
3. 杨宇俊、门明、李伟平 2009 《人民币汇率变动对国内价格的传递效应》,《山西财经大学学报》第2期。
4. 曾令美、周庆武 2008 《人民币汇率变动影响我国CPI的计量分析》,《上海金融》第10期。
5. 郑平 2008 《开放经济中的汇率传递——中国案例》,西南财经大学出版社。
6. Baldwin, Richard, and Paul Krugman. 1989. "Persistent Trade Effects of Large Exchange Rate Shocks." *The Quarterly Journal of Economics* ,104(4) : 635 - 654.
7. Campa Jose Manuel, and Linda S. Goldberg. 2005. "Exchange Rate Pass Through into Import Prices." *Review of Economics and Statistics* 87(4) : 679 - 690.
8. Dixit, Avinash K. 1989. "Hysteresis, Import Penetration, and Exchange Rate Pass - Through." *The Quarterly Journal of Economics* , 104(2) : 205 - 228.
9. Dornbusch, Rudiger. 1987. "Exchange Rates and Prices." *The American Economic Review* ,77(1) : 93 - 106.
10. Korhonen, Jikka, and Paul Wachtel. 2006. "A Note on Exchange Rate Pass - through in CIS Countries." *International Business and Finance* 20(2) : 215 - 226.
11. Leigh, Daniel, and Marco Rossi. 2002. "Exchange Rate Pass - through in Turkey." IMF Working Papers 204.

Empirical Analysis of Exchange Rate Pass - through Lag under Different Exchange Rate Regimes: Based on the Data of China, Japan, Brazil and Argentina

Liu Siyue¹ and Ye Ping²

(1: Economics and Management School, Wuhan University; 2: Guangxi Branch of China Development Bank)

Abstract: By using the vector error correction model and impulse responses function, this paper empirically analyses exchange rate pass - through lag with the seasonal data of China, Japan, Brazil and Argentina in 1996 - 2009. The empirical result indicates that (1) under different exchange rate regimes, the impact of exchange rate changes on domestic price levels can be positive or negative, and the exchange rate pass through lag exists. (2) Difference of exchange rate pass through lag exists in the four countries. And the lag of China is 18 months, which is the longest in the four countries. Combined with actual situation, the more floating the exchange rate regime is, the smaller the lag of exchange rate pass through is. Therefore, this article proposes that the length of exchange rate pass - through lag on domestic price should be considered, which helps determining the exchange rate fluctuation zone and evaluating the currency policy effect during the process of RMB exchange rate reform. At the same time, by the degree of the impact of foreign exchange market, monetary authorities should reasonably guide the exchange rate to meet the needs of monetary policy objectives.

Key Words: Exchange Rate Regime; Exchange Rate Pass - Through; Time - Lag; Impulse Response Function

JEL Classification: F31

(责任编辑: 彭爽)