

人民币汇率变动对我国出口 价格动态传递效应的实证研究

文争为*

摘要: 本文采用单方程动态分布滞后和 VAR 两种模型,实证估计了人民币汇率变动对我国出口价格总指数的动态传递效应。研究表明人民币汇率变动对我国出口价格传递不完全,其动态特征为先快速完全传递,然后逐步回调,1年累积传递率约为0.5。长期的人民币汇率出口价格传递率呈上升趋势。人民币汇率变动对我国出口边际成本无显著影响。这意味着汇率不完全传递削弱了人民币汇率调整的支出转换效应,但人民币的持续升值长期来看会提高人民币汇率变动对贸易收支的调节作用。我国出口普遍选择美元计价且对出口市场依赖性强的特点使我国出口定价行为更多反映了供给而非需求方面的因素,我国出口商在国际市场上的定价能力非常弱。

关键词: 人民币汇率变动 汇率传递 出口价格 动态效应

一、引言

汇率传递是指汇率变动对一国进出口价格的传递。本文研究人民币汇率变动对我国出口价格的传递。人民币汇率变动后,如果我国外币出口价格的变动幅度小于汇率变动的幅度或者人民币出口价格随汇率的调整幅度不为零,人民币汇率变动对我国出口价格的传递就是不完全的。汇率不完全传递的原因是出口商的按市场定价行为(PTM),即出口商随汇率变动调整本币价格加成,以维持外币价格 and 市场份额稳定的行为。

汇率不完全传递具有重要的理论和政策含义。汇率是开放经济中内外平衡调节的关键变量,汇率变动通过影响一国的相对出口价格,引发一连串内外部平衡调整。经典开放宏观理论均暗含汇率完全传递的假设,将汇率变动的幅度等同于一国外币出口价格和本币进口价格随汇率变动的幅度,跳过了汇率传递这一环节。2005年7月至今,人民币累积升值幅度已超过30%,但我国贸易顺差仍持续高速增长。^①升值能减少贸易顺差的政策依据是支出转换效应,但汇率不完全传递会削弱支出转换效应。人民币汇率变动对我国相对出口价格的传递效应是理解上述现象的一个重要角度。

本文采用单方程动态分布滞后模型和 VAR 脉冲响应分析两种动态方法,估计人民币汇率变动对我国出口价格总指数的动态传递效应。为使两种方法得到的结果可比,本文提出了将脉冲响应分析结果转换为汇率传递率的方法,从而保证了研究结果具有稳健性。考虑到汇率是高频波动数据,季度数据可能遗漏某些重要的短期变动特征,研究基于月度数据估计。文章使用辅助回归法研究出口商生产的边际成本是否受人民币汇率变动的影响,还按结构突变点将样本分为两个子样本,对比分析长期的人民币汇率传递率的变动趋势及其影响因素。

* 文争为,重庆大学公共管理学院经济系,邮政编码:400044,电子信箱:wzwmx@cqu.edu.cn。

本文得到了以下项目的资助:教育部人文社会科学研究西部和边疆地区项目“人民币汇率出口价格传递效应与我国出口计价货币的经验研究”(11XJC79011);重庆大学中央高校基本科研业务经费“产业内贸易背景下我国贸易的汇率弹性研究”(CDJSK100048)资助。感谢匿名审稿人的建设性修改意见,当然文责自负。

^①2005年,我国的贸易顺差从2004年的319.8亿美元激增至1018.8亿美元,2005-2008年四年间的年平均顺差规模达到了2092.45亿美元。2009年、2010年和2011年的顺差规模分别为1960.9、1831和1551.4亿美元。数据来源为中华人民共和国商务部网站进出口统计 <http://zhs.mofcom.gov.cn/tongji.shtml>。

研究发现人民币汇率变动对我国出口价格总指数的传递不完全,其动态特征为先快速完全传递,然后逐步回调,1年累积PTM系数约为0.5。长期的人民币汇率出口价格传递率呈上升趋势。人民币汇率变动对出口边际成本无明显影响。

本文结构如下:第一部分为引言;第二部分为文献综述;第三部分给出分析厂商PTM的理论模型;第四部分基于理论模型实证估计人民币汇率变动对我国出口价格总指数的动态传递效应;第五部分为研究结论。

二、文献综述

自浮动汇率制在世界范围内取代固定汇率制后,出现了大量基于加总数据估计发达经济体,尤其是美国进出口价格汇率传递的文献。Kreinin(1977)的开创性研究估计得出的美国进口汇率传递率为0.5。近年来,Marazzi等(2005)将样本期(1972-2004年)分为两段研究美国进口汇率传递率的变动趋势,发现汇率传递率是持续降低的,作者认为中国产品在美国市场的份额持续上升是其主要原因。Hellerstein等(2006)用1985-2005年间的加总季度数据估计的美国的进口汇率传递率为0.51。

20世纪90年代以来,针对东亚的研究增多。Webber(1999)研究8个亚太经济体与美元的双边汇率与进口价格之间的关系,发现在1978-1994年间,其中7个经济体的汇率与进口价格之间存在稳健的线性关系,且人均收入水平越低,进口汇率传递率越高。Fukuda和Ono(2004)研究了1998-2002年间韩国19种商品的出口价格对美元、日元和欧元双边汇率变动的弹性,研究结果表明韩国的出口价格与美元汇率高度相关。Ito等(2005)估计了1986-2004年间汇率变动对东亚8个国家(地区)进口价格和消费者价格的传递率,发现中国香港、印度尼西亚、日本和泰国的进口汇率传递率较高。

近年来,我国关于汇率不完全传递的相关研究逐年增加,但集中于人民币汇率变动对我国进口价格和CPI的传递效应^①,针对出口价格传递效应的研究较少。王菁和张朋(2009)研究了人民币汇率变动对我国对美国出口价格的传递效应。陈学彬等(2007)基于行业面板数据模型估计了22个HS两位数分类行业的人民币汇率出口价格传递率。鞠荣华等(2006)、马宇(2007)和胡冬梅等(2010)的研究均基于高度细分的行业数据。总的来看,采用细分行业数据估计出的传递率高于基于加总数据进行的估计。毕玉江和朱钟棣(2007)基于单方程动态分布滞后模型估计了人民币汇率变动对我国加总出口价格和SITC一位数行业出口价格的传递效应,该文的不足之处是关键变量出口价格指数数据来源是美国学者自行计算的且数据年份止于2002年。人民币汇率形成机制在2002年以后多次改革,很有必要基于更新更可靠的数据展开研究。

三、理论模型

汇率变动对出口价格的传递的实质是出口商的按市场定价行为(PTM),即具有定价能力的厂商随汇率变动调整本币出口价格,从而使同一产品在不同国家的市场价格不同的三级价格歧视行为。PTM可以在式(1)所示的非完全竞争市场中厂商定价理论的加成模型的理论框架下进行分析。

$$PX_i^j = MC_i^j \left[\frac{\eta_i^j (PX_i^j E_i^j D_i^j)}{\eta_i^j (PX_i^j E_i^j D_i^j) - 1} \right] \quad (1)$$

PX_i^j 为某国出口产品*i*到*j*国的本币价格; MC_i^j 为出口商的本币边际成本; η_i^j 为市场*j*对产品*i*的需求弹性,它是外币出口价格 $PX_i^j E_i^j$ 的函数; E_i^j 为双边汇率,以单位出口国货币的进口国货币价格来表示; D_i^j 代表进口市场*j*的需求状况。

由式(1)厂商的最优定价取决于出口商生产的本币边际成本和进口市场上需求的价格弹性。因进口价格随汇率变动而变动,进口市场的价格的需求弹性与汇率变动相关。对式(1)全微分并取对数,可得下式(2):

$$\begin{aligned} d\ln PX_i^j &= (\beta^{ij} - 1) d\ln MC_i^j + \beta^{ij} d\ln E_i^j - \frac{\varepsilon_D^j}{\varepsilon_{PE}^j} \beta^{ij} d\ln D_i^j \\ \beta^{ij} &= \frac{\varepsilon_{PXE}^j}{\eta^{ij} - 1 + \varepsilon_{PXE}^j}, \varepsilon_{PXE}^j = \frac{\partial \ln \eta_i^j}{\partial \ln (PX_i^j E_i^j)}, \varepsilon_D^j = \frac{\partial \ln \eta_i^j}{\partial \ln (D_i^j)} \end{aligned} \quad (2)$$

式(2)中 β^{ij} 度量了本币出口价格对汇率变动的敏感程度,即为PTM系数。PTM系数等于汇率变动对

^①参阅陈六博和刘厚俊(2007)、王晋斌和李南(2009)、王胜和李睿君(2009)、倪克勤和曹伟(2009)以及吴志明和郭予锴(2010)。

外部出口价格的传递系数减去1。^① 如果 $\beta^{ij} = 0$, 当汇率变动时, 出口商维持本币出口价格不变, 随汇率变动调整外币价格, 汇率完全传递。如果 $\beta^{ij} = -1$, 汇率变动完全被出口商的加成调整吸收, 本币出口价格与汇率同比例变动, 汇率传递为0。如果 $\beta^{ij} < 0$, 本币和外币出口价格分摊汇率的调整, 汇率不完全传递。

四、人民币汇率变动对出口价格总指数的传递效应

(一) 计量模型和数据

基于式(2), 我们按下式(3)估计人民币汇率变动对出口价格总指数的传递效应。

$$d\ln PX_t^{ij} = \alpha + \sum_{k=0}^{12} \beta_{1,k} d\ln NEER_{t-k} + \sum_{k=0}^{12} \delta_{1,k} d\ln PPI_{t-k} + \varphi d\ln CPIW_t + \gamma d\ln IPI_t + \phi AR_k + \mu_t \quad (3)$$

式(3)中, 下标 k 代表滞后阶数, 因采用月度数据, 确定滞后阶数为12。对式(3)中的所有变量进行 ADF、PP 和 KPSS 单位根检验, 发现所有变量均是一阶单整^②, 以变量的差分形式进行回归既符合理论模型, 也满足数据平稳性的要求。 β_1 表示人民币汇率变动与我国出口价格总指数变动之间的短期关系, 而滞后项之和是累积传递效应。AR 为自回归误差项, 用以修正回归过程中的序列自相关问题, k 为1、2或者3, μ_t 为误差项。

PX 为出口价格, 以我国出口价格总指数表示, 数据来源为海关总署综合统计司编制的《中国对外贸易指数》。我国编制的出口价格指数是以美元标价单位价值同比指数。将我国出口价格总指数转换为以人民币标价, 以2005年为基期的定基指数。^③ 出于以下两个原因, PX 变量选择以人民币标价: 一是除了汇率传递外, 还需估计生产成本和进口市场需求变动对出口商定价行为的影响; 二是实证估计模型是基于出口商定价的 PTM 行为理论, PTM 行为是指出口商随汇率变动调整本币标价的出口加成的行为。 PTM 系数等于汇率传递率减1, 估计出了 PTM 系数也就估计出了汇率传递系数。

$NEER$ 为人民币汇率, 以人民币名义有效汇率指数表示, 数据来源为国际货币基金组织 IFS 数据库的名义有效汇率指数。名义有效汇率指数是按单位人民币的外币价格标价的。

PPI 为出口商边际成本, 以我国工业品出厂价格总指数表示, 数据来源为中经网宏观月度数据库。

IPI 为发达经济体工业生产指数, 表示出口市场的需求状况, 数据来源为国际货币基金组织 IFS 数据库。

$CPIW$ 是通过等式 $CPIW = (NEER \times CPI) / REER$ 构造的变量, 用以表示竞争者价格。等式中 $NEER$ 为人民币的名义有效汇率指数, $REER$ 为人民币实际有效汇率指数, CPI 为我国的消费者价格指数。那么, $CPIW$ 就为中国主要贸易伙伴国的加权消费者价格指数, 可反映我国出口产品在国际市场上面临的竞争价格。

以上所有变量均用 X12 的方法消除了季节性并且转换成以2005年为基期的月度定基指数。

人民币对美元的汇率在2005年7月之前稳定, 但由于美元对其他主要货币浮动, 所以人民币的名义有效汇率波动较大。我们进行了滚动的结构突变点 chow 检验。发现无论是以 F 统计量还是以 LR 统计量为标准, 均在1%的显著性水平上无法拒绝2004年7月是结构突变点的假设。据此, 并且尽量均分以保证两个子样本均有足够的观测值, 我们以2004年7月为界将样本分为1998年1月-2004年6月和2004年7月-2010年12月两个子样本分别进行回归, 以研究长期人民币汇率传递率的变动趋势。^④

PTM 的概念假设出口商边际成本不随汇率变动而变动, 但我国进口中, 中间产品的比例大于70%; 出口中, 加工贸易的比重在50%左右^⑤, 人民币汇率调整引起我国出口商进口中间产品的成本变动进而影响出口边际成本的可能性较大。鉴于此, 本文引入辅助回归。以边际成本为因变量, 名义汇率为自变量进行回归,

①如果以 PM_t^{ij} 表示进口价格, 有: $PM_t^{ij} = PX_t^{ij} \times E_t^j$, 取对数一阶差分, 有: $\frac{d\ln PX_t^{ij}}{d\ln E_t^j} = \frac{d\ln PM_t^{ij}}{d\ln E_t^j} - 1$ 。

②由于篇幅有限, 此处不详细列出检验数据。

③我国的进出口价格指数是同比指数, 因其基期是不断变化的, 各数据之间不具备可比性。本研究将同比数据近似处理为定基指数, 具体方法为令1992年各月的进出口价格指数均为1, 以同比价格指数逐次计算出1993年1月-2010年12月的定基进出口价格指数。用这种方法处理数据, 最初几年有一定的误差, 但误差是不断衰减的, 几年之后就可忽略不计。所以我国自1993年起始有进出口价格同比指数, 本研究采用上述方法做定基处理之后, 数据分析从1998年开始。

④篇幅限制, 此处没有列出详细的检验结果。

⑤篇幅有限, 此处不详细列出数据, 可参见中华人民共和国商务部网站进出口统计 <http://zhs.mofcom.gov.cn/tongji.shtml>。

然后以上述回归式的残差项代替式(3)中的变量 PPI 。原回归式(3)的 β 系数为 PTM 系数,而辅助回归方法得到的汇率系数既包含了 PTM 效应,也包含了汇率变动对生产成本的其他影响。通过对两者的比较,可以对我国出口生产的边际成本是否独立于人民币汇率变动进行评估。

(二) 单方程动态分布滞后模型的估计结果

下表 1 列出了基于式(3)的单方程动态分布滞后模型在三个样本期内原回归和辅助回归的估计结果。

表 1 人民币汇率变动对出口价格总指数的动态传递效应

样本时间段: 1998 年 1 月 - 2010 年 12 月					观测值个数: 156			
原回归					辅助回归			
	β	δ	φ	γ	β	δ	φ	γ
当期	-0.22**	0.17	0.08(0.37)	-0.004(0.88)	-0.23**	0.17	0.08(0.36)	-0.004(0.67)
3 个月	-0.06	0.51			-0.08	0.51		
6 个月	-0.17	0.45			-0.18	0.45		
9 个月	-0.31	0.24			-0.32	0.24		
12 个月	-0.57	0.24			-0.57	0.24		
\bar{R}^2	0.41				\bar{R}^2	0.41		
JB	0.23 [0.89]				JB	0.23 [0.89]		
DW	1.88				DW	1.88		
LM(2)	2.04 [0.36]				LM(2)	2.04 [0.36]		
LM(4)	5.88 [0.21]				LM(4)	5.88 [0.32]		
ARCH(1)	0.73 [0.39]				ARCH(1)	0.73 [0.39]		
ARCH(10)	4.95 [0.89]				ARCH(10)	4.95 [0.89]		
WHITE	62.77 [0.25]				WHITE	63.56 [0.23]		
样本时间段: 1998 年 1 月 - 2004 年 6 月					观测值个数: 78			
原回归					辅助回归			
	β	δ	φ	γ	β	δ	φ	γ
当期	-0.08	0.51	0.05(0.25)	-0.04(0.59)	-0.11	0.51	0.05(0.36)	-0.04(0.56)
3 个月	0.11	0.42			0.11	0.42		
6 个月	-0.07	0.89			-0.13	0.89		
9 个月	-0.25	0.39			-0.23	0.39		
12 个月	-0.61	0.25			-0.62	0.25		
\bar{R}^2	0.57				\bar{R}^2	0.57		
JB	0.42 [0.81]				JB	0.42 [0.81]		
DW	2.21				DW	2.21		
LM(2)	2.56 [0.28]				LM(2)	2.56 [0.28]		
LM(4)	4.47 [0.35]				LM(4)	4.47 [0.35]		
ARCH(1)	0.3 [0.58]				ARCH(1)	0.3 [0.58]		
ARCH(10)	6.31 [0.79]				ARCH(10)	6.31 [0.79]		
WHITE	59.98 [0.33]				WHITE	59.90 [0.34]		
样本时间段: 2004 年 7 月 - 2010 年 12 月					观测值个数: 78			
原回归					辅助回归			
	β	δ	φ	γ	β	δ	φ	γ
当期	-0.07	0.20	0.06(0.20)	0.28**	-0.07	0.21	0.07(0.23)	0.28**
3 个月	0.08	1.06			0.06	1.06		
6 个月	-0.30	0.05			-0.30	0.06		
9 个月	-0.29	0.29			-0.29	0.30		
12 个月	-0.47	0.18			-0.47	0.20		
\bar{R}^2	0.55				\bar{R}^2	0.56		
JB	0.41 [0.81]				JB	0.45 [0.80]		
DW	2.02				DW	2.02		
LM(2)	2.01 [0.37]				LM(2)	1.76 [0.42]		
LM(4)	6.95 [0.14]				LM(4)	6.85 [0.14]		
ARCH(1)	1.55 [0.21]				ARCH(1)	1.60 [0.21]		
ARCH(10)	13.04 [0.22]				ARCH(10)	13.58 [0.19]		
WHITE	56.94 [0.44]				WHITE	56.91 [0.44]		

注: ** 表示系数在 5% 的水平显著; [] 内数值表示统计量的 LR 值满足相应零假设的概率; () 内数值表示 WALD 检验的结果,即系数为 0 的概率。

由表 1 可知,模型通过了所有相关检验,不存在一阶和高阶序列自相关、异方差和条件异方差问题,并具有良好正态性,模型的估计效果良好。估计结果表明:

1998 年 1 月 - 2010 年 12 月期间,人民币汇率变动当月的 PTM 系数为 -0.22,1 年的累积 PTM 系数为 -0.57。累积 PTM 系数在 3 个月后会变小,为 -0.06,随后又逐步增大,6 个月时为 -0.17,9 个月时为 -0.31。回归结果意味着人民币汇率变动对外币出口价格的传递速度快且传递率非常高,人民币汇率变动 3 个月后的累积传递率已接近完全,为 0.94。但此后,传递率逐步回调,体现出显著的 PTM 行为。原因可能在于我国出口商在报价时普遍按人民币进行成本利润核算然后依汇率折算为外币报价,造成汇率变动的短期传递率相当高。随后,根据进口市场的反应,为了稳定市场份额,会在前 3 个月汇率已近完全传递给进口价格的基础上进行适度调整,由此体现为此后的 PTM 系数逐渐增大及传递率有所调低的情况。这也说明了价格竞争还是我国出口商的主要竞争手段,人民币升值带来的成本上升大约一半左右以降低成本加成的方法来吸收。

三个样本期,原回归和辅助回归的估计结果完全一致,这说明人民币汇率变动对出口商的生产成本并无显著影响,边际成本不随汇率变动调整的理论假设成立。回归结果似乎与我国出口中大量进口中间产品的现象矛盾,原因可能在于进口中间品单独以美元核算,未将其纳入以人民币标价的成本核算中,由此造成了汇率变动对 PPI 几乎没有传递。

WALD 检验表明, CPIW 的回归系数在三个样本期均无法拒绝为 0 的零假设,表明竞争者价格对我国出口价格没有显著影响。国际市场需求 IPI 的回归系数在全部样本期和 1998 年 1 月 - 2004 年 6 月期间不显著且无法拒绝为 0 的假设,但是 2004 年 7 月以后,需求上升 1%,以人民币标价的出口价格上升 0.28%。

比较以 2004 年 6 月为结构突变点的两个子样本,第二个子样本期的 1 年汇率传递系数值明显升高(第一个样本期为 0.39,第二个样本期为 0.53)。原因可能在于,有研究表明^①,如果出口商认为汇率调整是暂时的,会倾向于选择较低的汇率传递水平以维持外币出口价格的稳定,反之,如果认为汇率调整是永久的,他们会选择较高的汇率传递率。2003 年以来,人民币汇率长期升值已成共识,这可能是第二个样本期的长期汇率传递率升高的原因。

(三) 向量自回归模型 (VAR) 的估计结果

接下来采用向量自回归模型 (VAR) 对三个样本期内的人民币汇率变动对我国出口价格总指数的传递效应展开研究,主要目的是通过对比不同研究方法得到的结论来评估估计结果的稳健性。

向量自回归模型 (VAR) 是另一种估计动态冲击效应的常用方法,它不根据经济理论建模,通过对单位冲击的累积脉冲响应分析来度量汇率传递率。已有的研究大都采用正交脉冲响应分析^②,考虑到正交脉冲响应分析对变量排序高度敏感,本文使用广义脉冲响应分析。

单方程方法估计得到的 PTM 系数是出口价格的累积汇率弹性,而 VAR 模型以脉冲响应分析刻画内生变量对误差变化大小的反应。因两者的定义不同,单方程方法得到的估计结果与 VAR 模型的脉冲响应分析结果是不能直接进行比较的,必须进行一定转换后才可比。

根据以上定义,单方程方法估计得到的 PTM 系数可表示为 $\partial(\ln PX_{it}) / \partial(\ln NEER_{it-l})$, l 为滞后期数。VAR 脉冲响应分析在 l 期的脉冲响应可表达为 $\partial(\ln PX_{it}) / \partial \varepsilon_{it-l}^{NEER}$ 。要使上面两个表达式表示的汇率传递效应可比,需要将 VAR 脉冲响应分析值作式 (4) 所示的转换,使之与单方程方法估计值可比:

$$\frac{\frac{\partial(\ln PX_{it})}{\partial \varepsilon_{it-l}^{NEER}}}{\frac{\partial(\ln NEER_{it-l})}{\partial \varepsilon_{it-l}^{NEER}}} \quad (4)$$

对变量进行 Johansen 检验,通过迹统计量和最大特征值统计量来确定变量之间是否存在协整关系。由于采用的是月度数据,确定滞后阶数为 12。采用带截距项和趋势项的检验模型对向量 y_{it} ^③ 进行协整检验的结果如表 2 所示。

① 参阅 Baldwin(1988)、Baldwin 和 Krugman(1989)、Dixit(1989)、Froot 和 Klemperer(1989) 以及 Meurers(2003)。

② 参见 McCarthy(2000)。

③ $y_{it} = [\ln PX_t, \ln NEER_t, \ln PPI_t, \ln CPIW_t, \ln IPI_t]$ 。

表 2

向量 y_{t1} 的协整关系检验结果

原假设协整方程数目	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	
		5%	p 值		5%	p 值
没有	29.36	29.80	0.0561	20.45	21.13	0.0621
至多 1 个	8.91	15.49	0.3736	8.88	14.26	0.2960
至多 2 个	0.03	3.84	0.8658	0.03	3.84	0.8658

由表 2 可知,迹检验和最大特征值检验表明,在 5% 的显著水平上,向量 y_{t1} 不存在协整关系,不能建立向量误差修正模型(VECM)。因此,基于以下的 VAR 模型(5)进行一般脉冲响应分析。

$$y_{t2} = c + A(L)y_{t2-1} + B(L)x_t + u_t \quad (5)$$

$y_{t2} = [\Delta \log PX_t, \Delta \log NEER_t, \Delta \log PPI_t]$ 为内生向量, $x_t = [\Delta \log CPIW_t, \Delta \log IPI_t]$ 为外生向量。A(L) 和 B(L) 分别为滞后项多项式矩阵, L 表示滞后阶数,其值为 12。 u_t 为残差矩阵。

表 3 列出了三个样本期,经转换后的一般脉冲响应分析人民币汇率变动对于我国出口价格总指数的传递效应的结果。

表 3

汇率变动对出口价格传递效应的 VAR 广义脉冲响应分析结果

	1998 年 1 月-2010 年 12 月 PTM	1998 年 1 月-2004 年 6 月 PTM	2004 年 7 月-2010 年 12 月 PTM
1 个月	-0.29	-0.30	-0.31
2 个月	-0.12	0.02	0.04
3 个月	-0.03	-0.02	-0.03
6 个月	-0.14	-0.11	-0.24
9 个月	-0.27	-0.39	-0.47
12 个月	-0.56	-0.59	-0.41

对比表 1 和表 3 的估计结果,采用 VAR 模型估计,并对脉冲相应分析的结果进行转换后得到的人民币汇率累计传递率与单方程分布滞后模型研究得到的结果是基本一致的。不同研究方法得出了一致结论,这证明研究结果具有稳健性。

五、结论

本文实证估计了人民币汇率变动对我国出口价格总指数的动态传递效应。研究表明人民币汇率变动对我国出口价格的确是不完全传递的。研究发现:

首先,人民币汇率变动对我国美元出口价格指数 1 年的累积传递率在 50% 左右,即人民币汇率变动一半体现为出口商的加成调整,一半体现为外币出口价格的提高,我国出口中存在明显的 PTM 行为。这意味着人民币升值的支出转换效应大约被削弱了一半。

第二,尽管加工贸易占我国出口贸易的一半左右,但是人民币汇率变动对我国出口商的边际成本并无明显影响。原因可能在于进口中间产品的成本并未纳入厂商的人民币成本核算。

第三,2004 年 7 月-2010 年 12 月的人民币汇率对我国以美元标价的出口价格的传递率明显高于 1998 年 1 月-2004 年 6 月,可能的原因是 2004 年以来,我国出口商形成了人民币长期持续升值的预期。

第四,人民币汇率出口价格传递的动态特征是开始快速完全传递,3 个月开始回调,体现出越来越明显的 PTM 行为,1 年后人民币汇率对出口价格的累积传递率为 50%。

研究结果的政策含义十分清楚。人民币汇率变动对我国出口价格的传递是不完全的或者说我国出口定价中普遍存在 PTM 行为,这意味着通过人民币升值来调节我国贸易顺差规模的政策效力会被大大削弱。人民币汇率出口价格传递先快速完全传递,然后逐步回调的动态特征,一方面体现了我国的出口普遍选择美元作为计价货币,另一方面反映出了我国出口市场集中度高,对出口市场的依赖性强,价格竞争仍是我国出口产品的主要竞争手段。如果人民币继续维持稳定的升值预期,长期的人民币汇率出口价格传递率会随之呈上升趋势。如人民币持续升值,长期而言,的确会提高支出转换效应的作用。进口需求和竞争者价格对我国出口价格都没有显著影响,这说明影响我国出口定价主要反映的是供给因素而非需求因素,我国出口商在国际市场上的定价能力很弱。

参考文献:

1. 毕玉江、朱钟棣 2007 《人民币汇率变动对中国商品出口价格的传递效应》，《世界经济》第 5 期。
2. 陈六博、刘厚俊 2007 《人民币汇率的价格传递效应》，《金融研究》第 4 期。
3. 陈学彬、李世刚、芦东 2007 《中国出口汇率传递率和盯市能力的实证研究》，《经济研究》第 12 期。
4. 胡冬梅、郑尊信、潘世明 2010 《汇率传递与出口商品价格决定：基于深圳港 2000 ~ 2008 年高度分解面板数据的经验分析》，《世界经济》第 6 期。
5. 鞠荣华、李小云 2006 《中国农产品出口价格汇率传递率研究》，《中国农村观察》第 2 期。
6. 马宇 2007 《人民币汇率对出口价格传递率的实证分析：以家电行业出口为例》，《经济科学》第 1 期。
7. 倪克勤、曹伟 2009 《人民币汇率变动的不完全传递研究：理论及实证》，《金融研究》第 6 期。
8. 王晋斌、李南 2009 《中国汇率传递效应的实证分析》，《经济研究》第 4 期。
9. 王菁、张朋 2009 《人民币汇率变动对中美出口价格的传递效应》，《经济评论》第 6 期。
10. 王胜、李睿君 2009 《国际价格竞争与人民币汇率传递的实证研究》，《金融研究》第 5 期。
11. 吴志明、郭予锴 2010 《汇率制度改革前后人民币汇率传递效应研究——以 2005 年 7 月汇率制度改革为界》，《经济评论》第 2 期。
12. Baldwin R. 1988. "Hysteresis in Import Prices: The Beachhead Effect." *American Economic Review* 78(4) : 773 - 785.
13. Baldwin R. and P. Krugman. 1989. "Persistent Trade Effects of Large Exchange Rate Shocks." *Quarterly Journal of Economics* , 104(4) : 635 - 654.
14. Campa J. M. and L. S. Goldberg. 2004. "Exchange Rate Pass - through into Import Prices." CEPR Discussion Paper No. 4391.
15. Dixit A. K. 1989. "Hysteresis , Import Penetration and Exchange Rate Pass - through." *Quarterly Journal of Economics* , 104(2) : 205 - 228.
16. Froot K. and P. Klemperer. 1989. "Exchange Rate Pass - through when Market Share Matters." *American Economic Review* , 79(4) : 637 - 654.
17. Fukuda S. and M. Ono. 2004. "The Choice of Invoice Currency under Uncertainty: Theory and Evidence from Korea." CIRJE Working Paper No. F271.
18. Goldberg P. K. and M. Knetter. "Goods Prices and Exchange Rates: What Have We Learned?" NBER Working Paper 5862.
19. Hellerstein R. , D. Daly and C. Marsh. 2006. "Have U. S. Import Prices Become Less Responsive to Changes in the Dollar?" Federal Reserve Bank of New York Current Issues 12(6) .
20. Ito T. , Y. Sasaki and K. Sato. 2005. "Pass - through of Exchange Rate Changes and Macroeconomic Shocks to Domestic Inflation in East Asian Countries." Research Institute of Economy , Trade and Industry(RIETI) of Japan Discussion Paper Series No. 05 - E - 020.
21. Kreinin M. 1977. "The Effect of Exchange Rate Changes on the Prices and Volume of Foreign Trade." *International Monetary Fund Staff Papers* 24(2) : 297 - 329.
22. Krugman P. 1987. "Pricing to Market when the Exchange Rate Changes." In *Real Financial Linkages among Open Economies* , ed. S. W. Arndt and D. Richardson 49 - 70. Cambridge: MIT Press.
23. Marazzi M. , N. Sheets , R. Vigfusson and J. Rogers. 2005. "Exchange Rate Pass - through to US Import Prices: Some New Evidence." International Finance Discussion Papers No. 833.
24. McCarthy J. 2000. "Pass - Through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialized Economies." Federal Reserve Bank of New York Working Paper No. 111.
25. Meurers M. 2003. "Incomplete Pass - through in Import Markets and Permanent versus Transitory Exchange Rate Shocks." Paper Presented at 2nd Workshop on Macroeconomic Policy Research Magyar Nemzeti Bank(October 2 - 3 2003) .
26. Otani A. , S. Shiratuka and S. Shirato. 2003. "The Decline in the Exchange Rate Pass - through: Evidence from Japanese Import Prices." *Monetary and Economic Studies* 21(3) : 53 - 81.
27. Webber A. 1999. "Dynamic and Long Run Responses of Import Prices to the Exchange Rate in the Asia - Pacific." *Asian Economic Journal* , 13(3) : 303 - 20.

An Empirical Study on Dynamic Exchange Rate Pass - Through in China's Exports

Wen Zhengwei

(School of Public Administration , Chongqing University)

Abstract: Based on DML and VAR models , this paper estimates the dynamic ERPT of RMB into China's exports. It shows ERPT of RMB into China's exports is incomplete and the dynamics is rapid and nearly complete at the first 3 months , and then decreasing gradually to 0.5 after 1 year with obvious incomplete Exchange Rate Pass through. The long - run ERPT will be increasing and the fluctuation of RMB has no obvious influence on the exporters' marginal costs. The above estimation results imply that the weakened expenditure switching effect but continuous appreciation of RMB will improve the effect. China's export pricing reflects the supply side rather than the demand side factors which indicate very weak bargaining power of Chinese exporters.

Key Words: RMB Foreign Exchange Rate; Exchange Rate Pass - through; Aggregate Export Prices Index; Dynamic Effect

JEL Classification: F41

(责任编辑: 陈永清)