

Working Paper No.201403

April 14, 2014

王宇哲

wyz05@mails.tsinghua.edu.cn

张明

zhangming@cass.org.cn

人民币升值究竟对中国出口影响几何*

摘要：为评估汇改七年来（2005年7月至2012年6月）人民币汇率变动对中国出口的影响，我们用分布滞后模型与自回归模型估计了人民币的汇率传递效应，用自回归分布滞后误差修正模型估计了中国出口的价格弹性与收入弹性。研究发现，在考虑汇率传递效应及进口国收入变动的情况下，人民币名义有效汇率升值仍会对中国出口（数量及总额）产生显著负面影响。在人民币盯住美元时期内，名义有效汇率升值对出口的负面影响比人民币对美元升值时期更加明显。

关键词： 中国出口 汇率传递 贸易弹性

JEL 分类号： C32, F14, F31

* 作者感谢匿名审稿人提出的宝贵意见。感谢中国社会科学院创新工程项目“中国的对外投资战略”、中组部首批青年拔尖人才支持计划“中国政府应如何系统地管理短期国际资本流动”、国际社科基金重点项目“二十国集团面临的全球治理重点问题研究”（批准号 11AGJ001）的资助。作者文责自负。

一、引言

2005年7月21日，中国人民银行宣布实行“以市场供求为基础、参考一篮子货币进行调节、有管理的浮动汇率制度”，这标志着人民币汇率形成机制（以下简称汇改）的开端。2005年7月至2012年12月，人民币对美元汇率升值了32%，而人民币名义有效汇率与实际有效汇率分别升值了23%与32%。尽管过去七年半时间以来人民币汇率已经大幅升值，但学术界关于人民币升值究竟对中国出口影响几何的争论并未停止。

其中一个关键原因是，2008年下半年爆发的美国次贷危机与接踵而至的欧洲主权债务危机所带来的外部需求冲击，成为人民币升值之外影响中国出口增长的重要因素。从图1中可以看出，在2005年下半年至2008年上半年期间，尽管人民币对美元汇率出现快速升值，但中国出口同比增速依然保持在20%以上，这被陈学彬等人（2007）称之为汇率与贸易收支同向变动的“贸易收支之谜”。在2008年下半年爆发的全球金融危机造成中国出口同比增速的剧烈下滑。尽管出口同比增速在2009年下半年快速复苏，但从2010年至今，出口同比增速呈现出波动中下行的趋势。造成上述趋势的原因在于：2005年下半年至2008年上半年期间，尽管人民币快速升值，但全球需求比较旺盛，从而在很大程度上抵消了人民币升值对出口增速的不利影响；相反，在2010年上半年至今这段时期，尽管人民币升值速度显著放慢，但由于全球需求受危机影响持续低迷，两者的叠加造成出口增速不断走低。

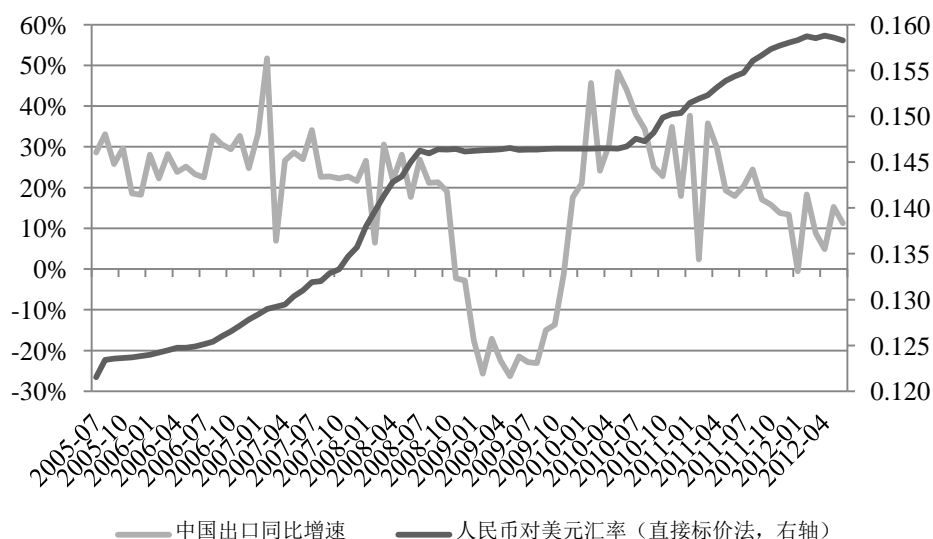


图1 中国出口同比增速与人民币对美元汇率变动

数据来源：CEIC 和作者的计算。

注释：人民币对美元汇率向上运动代表人民币升值。

在外部需求波动剧烈的情况下,要想圆满地回答人民币升值究竟对中国出口影响几何这一问题,就必须全面地考虑汇率变动对出口的影响机制,这主要表现在以下两方面:第一,汇率变动对出口商品价格产生的影响,即所谓的汇率传递(Exchange Rate Pass-Through, EPT)效应;第二,在充分考虑了外部需求变动之后,出口商品价格变动对出口商品数量的影响,即同时估计出口商品的价格弹性与收入弹性。目前无论是在人民币升值的汇率传递效应方面还是在中国出口商品的价格弹性估算方面,国内学者都进行了大量的研究。然而,迄今为止,我们尚未发现有任何研究同时估算汇率传递效应与出口商品价格弹性,从而能够全面分析人民币汇率变动对中国出口增速影响。

本文在借鉴已有研究的基础上,综合考虑汇率传递效应与出口价格弹性,使用人民币升值七年来的月度数据,估算人民币汇率变动对中国出口的影响。文章剩余部分的结构安排如下:第二部分为文献评述,分别对汇率传递与出口弹性相关文献进行梳理与归纳;第三部分为实证分析,估算2005年7月至2012年6月期间人民币汇率传递效应与中国出口的需求价格弹性,并根据估计获得的参数,计算人民币升值对出口的综合影响;第四部分为结论。

二、文献综述

(一) 汇率传递效应文献综述

汇率传递是指特定汇率变动使得出口商相应改变出口市场上商品价格的程度(Dixit, 1989),它主要用来测度汇率变动带来的价格调整成本是如何在出口国和进口国之间分担的。对出口商而言,该价格的改变源自于汇率变动使得成本加成和边际成本发生了变动。前者的例子是, Menon (1996)研究了在商品具有异质性的情况下,厂商既可以选择通过改变成本加成,不将汇率的变动传递到商品价格上;也可以选择不改变成本加成,将汇率的变动传递到商品价格上。后者的例子是, Wilamoski (1994)研究了随汇率变动的边际成本,认为当出口商的原料来源于进口时,估算汇率传递需要考虑成本变动这一间接因素。

与汇率传递密切相关的另一个概念是“以市定价”(Pricing to Market, PTM),它最早由Krugman (1986)提出,用来解释国际市场上由汇率变动引起的出口商品价格与国内价格不一致,即违背“一价定律”(Law of One Price)的现象。市场分割是以市定价产生的原因。从测度上来看,可以通过定义PTM弹性来衡量以市定价的程度。PTM弹性被定义为以本币计价的出口价格变动幅度与汇率变动幅度之比。

通过对PTM弹性的估计,我们可以将汇率传递分为以下三种情形:一是汇率完全传递,即出口商并不改变成本加成和出口商品的本币价格,而是将汇率变动全部转化为以外币计价

的出口商品价格变动，此时PTM弹性为0；二是汇率完全不传递，即出口商把汇率变动全部转化为成本加成的变化，从而使得出口商品本币价格的变动与汇率变动完全一致，而以外币计价的出口商品价格不发生任何变动，此时PTM弹性为1；三是汇率不完全传递。该情形介于上述两种情形之间，汇率变动产生的影响被出口商品本币价格和外币价格各自的变化所分担，出口商的成本加成也会发生变化，但变化幅度小于汇率变化的幅度，即PTM弹性在0到1之间。由上述分析不难看出，汇率传递系数与PTM弹性之和在三种情形下都等于1。

针对不同国家的实证研究大都得出汇率不完全传递的结论(Kreinin, 1977; Woo, 1984; Mann, 1986; Goldbert和Knetter, 1997; 卜永祥, 2001; Parsley, 2003)。除了以市定价之外，造成汇率不完全传递的原因还有很多。微观方面，Dornbusch (1987) 通过研究不完全竞争市场，指出汇率传递受市场结构和可替代商品的影响。Branson和Marston (1989) 研究了在某些条件下，非关税壁垒导致汇率波动并不首先传递至出口价格上，从而发生不完全传递，而诸如跨国公司内部交易等其他因素也可能影响汇率传递。宏观方面，影响汇率传递的因素包括通货膨胀环境以及货币政策等。例如Taylor (2000) 认为，在低通货膨胀的环境下，出口企业难以将汇率变动传递到出口商品价格上。反过来，汇率传递也会对一国的宏观经济变量及经济政策产生影响，施建淮和傅雄广 (2010) 对此作了较为完整的综述。

对汇率传递程度的不同意见，使得欧美学者产生了两派不同看法：一派学者（例如Betts和Devereux, 2000; Devereux和Engel, 2002）倾向于认为汇率接近于完全不传递。在这种情况下，出口商的以市定价行为明显，即在不同国家采用消费者当地货币定价（Local Currency Pricing, LCP）。而另一派学者（例如Obstfeld和Rogoff, 1995）倾向于认为汇率接近完全传递，即出口商对不同市场都采用生产国货币定价（Producer Currency Pricing, PCP）。

中国学界对人民币汇率传递效应的实证研究除了考察汇率变动对商品进出口价格的影响外，也检验了人民币汇率变动对一般价格水平（如消费者物价指数CPI或生产者物价指数PPI）（王培辉、袁薇，2010；施建淮等人，2008；陈浪南等人，2008）以及一些分行业价格指数的传递效应（陈学彬等人，2007；封北麟，2006；毕玉江、朱钟棣，2007）。

表1整理了近年来中国学界具有代表性的实证研究成果。从中可以看出，研究汇率传递的实证方法主要包括单一方程OLS（多为分布滞后模型）、向量自回归模型（VAR）或误差修正模型（ECM）等。单一方程OLS的方法在早期的实证研究中被普遍采用，主要侧重于检验汇率对各产业价格的传递效应（该方法被Goldberg (1995) 最早采用），但使用单一方程需要注意应准确度量其他变量随汇率波动引起的内生调整，以避免估计偏差，此外还要注意残差项的自相关问题。VAR模型更多被用于研究汇率对不同种类价格的传递效应（以

McCarthy (1999) 提出的方法为代表), 在该模型中诸文献多使用Cholesky分解法来处理误差项, 用脉冲响应函数来解释汇率传递过程, 但脉冲响应函数会随变量次序的不同而改变。ECM模型是在先确立变量间的长期关系(协整)的基础上再进行估计, 但如果存在多个协整关系则会给解释带来不确定性。除这三种方法之外, 刘亚等人(2008)还采用了自回归分布滞后(ARDL)模型, 该模型适用于变量单整阶数为I(0)和/或I(1)的情形。

表1 国内学界对人民币汇率传递效应的代表性实证研究成果

文献	估计方法	数据区间	汇率	价格指数及汇率传递系数
卜永祥(2001)	ECM 和 P-H 两阶段方法	1990 年 1 季度至	名义有	CPI: 47%
		2000 年 1 季度	效汇率	PPI: 53%
封北麟(2006)	递归 VAR 模型	1999 年 1 月至 2006	名义有	CPI: 1.39%
		年 3 月	效汇率	PPI: 17.37%
毕玉江、朱钟棣(2007)	单一方程 OLS	1985 年 1 季度至	实际有	出口价格: 23% (短期)
		2001 年 4 季度	效汇率	103% (长期)
陈六傅、刘厚俊(2007)	VAR 模型	1990 年 1 月至 2005	名义有	CPI: 0.0076%
		年 6 月	效汇率	进口价格: 0.008%
施建淮等人(2008)	结构 VAR 模型	1994 年 1 季度至	名义有	进口价格: 52%
		2007 年 2 季度	效汇率	PPI: 38%
刘亚等人(2008)	ARDL 模型	1995 年 1 月至 2007	名义有	CPI: 34% (不考虑食品价格冲击), 2.7% (考虑食品价格冲击)
		年 9 月	效汇率	
Cui 等人(2009)	单一方程 OLS	2005 年 1 月至 2009	名义有	出口价格: 50%
		年 3 月	效汇率	
王培辉、袁薇(2010)	单一方程 OLS	1995 年 1 月至	名义有	进口价格: 10% (1994-2000)
		2009 年 12 月	效汇率	10%-40% (2001-2007)
吴志明、郭予锴(2010)	VAR 模型	2002 年 1 月至 2009	名义有	CPI: 5.546% (汇改前)
		年 8 月	效汇率	6.879% (汇改后)
				PPI: 18.79% (汇改前)
				16.74% (汇改后)

（二）中国出口价格弹性与出口收入弹性文献综述

戴祖祥（1997）运用对数线性表达式估计了 1981 年至 1995 年中国的出口方程（并加入了出口需求调整系数），发现中国出口需求的短期价格弹性为-1.03，而出口收入弹性并不显著。张明（2001）运用单方程回归的方法估计了 1986 年至 1998 年中国的出口价格弹性（-0.0056）。朱真丽、宁妮（2002）测算了 1981 年至 2000 年中国的出口方程，得出此期间中国出口的价格弹性为-2.03，出口的收入弹性为 1.72。

何新华等人（2003）运用中国宏观经济季度模型（China_QEM）估计了 1992 年第 1 季度至 2001 年第 2 季度中国的出口方程，发现中国的出口收入弹性仅为 0.1，而出口价格弹性高达-1。李建伟、余明（2003）在构建出口方程时考虑了国际市场需求（主要贸易伙伴进口）、国内生产能力（用工业增加值替代）、出口政策等因素，结果发现，人民币实际汇率贬值 1%，会导致滞后 5 期的出口总额与一般贸易出口分别提高 0.66 与 1.50 个百分点。殷德生（2004）运用协整方法估计了 1980 年至 2001 年中国的贸易收支方程，发现样本期内中国的出口汇率弹性为-0.57，但影响不显著；出口收入弹性为 4.56，且影响显著。

曹永福（2005）区分了中国进出口的汇率弹性与价格弹性，并在估计出口价格弹性时考虑到进口价格对出口价格的影响。他通过中国宏观经济季度模型（China_QEM）对 2005 年第 2 季度至 2008 年第 4 季度的估算结果为，中国出口的汇率弹性为 0.14-0.27，中国出口的价格弹性在-0.27 和-0.56 之间。海闻、沈琪（2006）通过对 1999 年至 2003 年中国进出口数据的面板分析，发现中国出口收入弹性仅为 0.01，且在统计上不显著；中国出口的实际汇率弹性为 0.24，且只在 15%的水平上显著。魏巍贤（2006）通过建立中国的可计算一般均衡模型（CGE）研究了人民币升值对中国经济的影响。结果发现，中国出口汇率弹性总体上大于-1，且随着升值幅度的放大，出口汇率弹性会由-1（人民币汇率升值 2.5%）上升至-1.5（人民币汇率升值 20%）。

许统生、涂远芬（2006）运用向量自回归模型估计了中国 1994-2005 年的贸易弹性，研究结果表明，出口需求对汇率变动缺乏弹性，而出口需求对国外收入弹性的绝对值大于 2。韦军亮（2008）通过建立在 UECM 基础上的边限协整方法，对中国对外贸易的长期趋势进行了弹性分析。研究发现，尽管中国真实出口与世界真实 GDP、真实汇率之间存在协整关系，但真实汇率对中国真实出口并无显著影响，中国出口对世界真实 GDP 的长期弹性在统计上也不显著。姚枝仲等人（2010）利用 Feestra（1994）提出的新价格指数，在估计方程中控制了收入通过新产品变动对价格指数的影响。他们对中国 1992 年至 2006 年的出口需求函数的估计表明，中国出口的短期收入弹性约为 2.34，短期价格弹性约为-0.65。

金洪飞等人（2011）利用自回归分布滞后模型（ARDL）估计了 1994 年第 1 季度至 2010 年第 2 季度中国出口的收入弹性与汇率弹性，并在因变量中加入了出口退税率。其研究发现，中国出口的汇率弹性为-0.25，中国出口的收入弹性为 0.93。李宏彬等人（2011）运用 2000 年 1 月至 2006 年 12 月中国海关进出口企业数据，从微观层面估计了中国进出口的汇率弹性。结果表明，人民币实际有效汇率升值 1%，企业出口值减少 0.99%，但与此同时企业进口值也降低 0.71%。他们的研究还发现，私营企业、高科技与资本密集型企业、从事进料加工贸易的企业以及东南沿海企业，其进出口值在人民币升值过程中遭遇的冲击最大。

从上述综述中可以看出，在估计中国出口价格弹性与收入弹性方面，采用的方法主要包括单方程 OLS、联立方程估计、协整、向量自回归（VAR）与自回归分布滞后模型等。不同的研究倾向于控制更多的因变量，例如国内生产能力、进口价格、出口退税率等。也有研究试图通过构建新的收入变量或价格变量来进行更准确的估计。表 2 对综述中提到的部分具有代表性的出口价格弹性和收入弹性实证研究成果进行了整理。

表2 国内学界对我国出口价格弹性和收入弹性的代表性实证研究成果

文献	估计方法	数据区间	价格弹性	收入弹性
戴祖祥（1997）	对数线性	1981年至1995年	-1.03	不显著
张明（2001）	单方程回归	1986年至1998年	-0.0056	
朱真丽、宁妮（2002）	多边贸易方程	1981年至2000年	-2.03	1.72
何新华等人（2003）	China_QEM	1992年1季度至2001年2季度	-1	0.1
殷德生（2004）	协整	1980年至2001年	汇率弹性不显著	4.56
曹永福（2005）	China_QEM	2005年2季度至2008年4季度	[-0.27, -0.56]	
魏巍贤（2006）	CGE	基于2000年数据的模拟	汇率弹性>1	
许统生、涂远芬（2006）	向量自回归	1994年至2005年	无弹性	绝对值>2
姚枝仲等人（2010）	自回归分布滞后	1992年至2006年	-0.65	2.34
金洪飞等人（2011）	自回归分布滞后	1994年1季度至2010年2季度	汇率弹性-0.25	0.93

三、实证研究

本文的实证研究分为三个部分。第一部分估算汇改七年来人民币汇率变动的传递效应；第二部分估算汇改七年来中国出口需求的价格弹性与收入弹性；第三部分根据前两部分的估计结果，计算人民币升值对中国出口的综合影响。

（一）人民币汇率变动的出口价格传递

我们将通过计量模型来估计人民币汇率变动对中国出口商品价格的传递效应。我们以 Cui 等人（2009）的计量模型为基础，拓展了研究的样本区间（2005年7月至2012年6月的月度数据，共84个观测值），并通过引入结构断点反映在样本区间内汇改的暂停与重启。

具体的计量方程如下¹：

$$\Delta \ln(PX)_t = \alpha + \beta \Delta \ln(\text{NEER})_t + \sum_{i=1}^2 [\theta_i \text{break}_t^i + \delta_i \text{break}_t^i * \Delta \ln(\text{NEER})_t] + \sum_{j=0}^T \gamma_j \Delta \ln \text{MC}_{t-j}$$

（1）在方程（1）中， PX_t 为以人民币计价的单位出口商品价格指数。从2005年1月起，中国海关开始发布以美元计价的出口商品同比价格指数，我们用国家外汇管理局公布的美元兑人民币月度平均汇率将其转换为以人民币计价的出口价格指数。

NEER_t 为通过贸易加权的人民币名义有效汇率指数，原始数据来源于国际清算银行，我们将其转换为同比指数。该指数上升代表人民币升值。

MC_t 为中国出口商品的边际生产成本，这里用国家统计局公布的月度同比生产者价格指数（PPI）代替。

break_i （ $i=1,2$ ）代表两个结构断点的虚拟变量²，对应时间分别为2008年7月和2010年6月，它们将整个样本区间划分为三段：第一段为2005年7月至2008年6月，人民币汇率形成机制为参照一篮子货币的管理浮动汇率制，该子区间（后简称子区间1）内 break_t^1 和 break_t^2 的值均为0；第二段为2008年7月至2010年5月，在这段时期内，为应对国际金融危机冲击，人民币汇率形成机制改为重新盯住美元，该子区间（后简称子区间2）内 $\text{break}_t^1 = 1$ ，而 $\text{break}_t^2 = 0$ ；第三段为2010年6月至2012年6月，在这段时期内，恢复了参照一篮子货币的管

¹ 值得一提的是，方程（1）中的所有变量都为同比指数，且（1）中的变量差分“ Δ ”实际上是用当期（ t ）数据与滞后12期（ $t-12$ ）数据作差，而非传统的与滞后1期的数据相减，这也使得最终的差分对数变量为同比变化率。

² 对于断点位置的选取，我们采用了未知断点的 chow 检验与事件分析确定断点相结合的方法。前者将整个样本区间中部的70%作为搜索域，并对其中所有点进行 chow 检验，找到其中 F 统计量值最大所对应的时间为2010年5月。基于本部分所研究的汇率传递问题，我们用事件分析的方法，认为自2005年7月汇改以来，人民币汇率形成机制的两个明显结构断点应为2008年7月和2010年6月。我们认为，chow 检验找到的断点可能是对事件分析所确立的两个结构断点的折中，而采取两个结构断点的分析更加符合汇率制度发生转变的实际情况，故而采用了两个结构断点的模型形式。该设定也被下文的计量结果所验证。

理浮动汇率制，人民币汇率弹性显著增强。该子区间（后简称子区间3）内 $break_t^1 = 0$ ，而 $break_t^2 = 1$ 。我们同时考虑这两个断点对回归方程截距及汇率传递系数（用交互项 $break_t^i * \Delta \ln(NEER)_t$ 表示）的影响。

1、描述性分析

2005年7月至2012年6月，汇改七年来人民币对美元汇率升值了23.7%，人民币名义有效汇率升值了23.1%。然而，如图2所示，不同的子区间内，人民币对美元汇率与人民币名义有效汇率的走势有着显著的不同。在子区间1内，人民币对美元汇率持续升值，而人民币名义有效汇率呈现出先水平波动、后快速升值的趋势。在子区间2内，人民币重新盯住美元，但由于美元对其他主要货币汇率在危机期间不断升值、以及在危机缓和后不断贬值，造成人民币名义有效汇率呈现出在该子区间内先升值、后贬值的趋势。在子区间3，人民币对美元汇率再度持续升值，而人民币名义有效汇率则再次呈现出先水平波动、后快速升值的趋势。从图2中也可以看出，生产者价格指数与人民币名义有效汇率之间的相关性，远高于生产者价格指数与人民币兑美元汇率之间的相关性。这是我们之所以在方程（1）中使用人民币名义有效汇率而非人民币对美元汇率的原因。

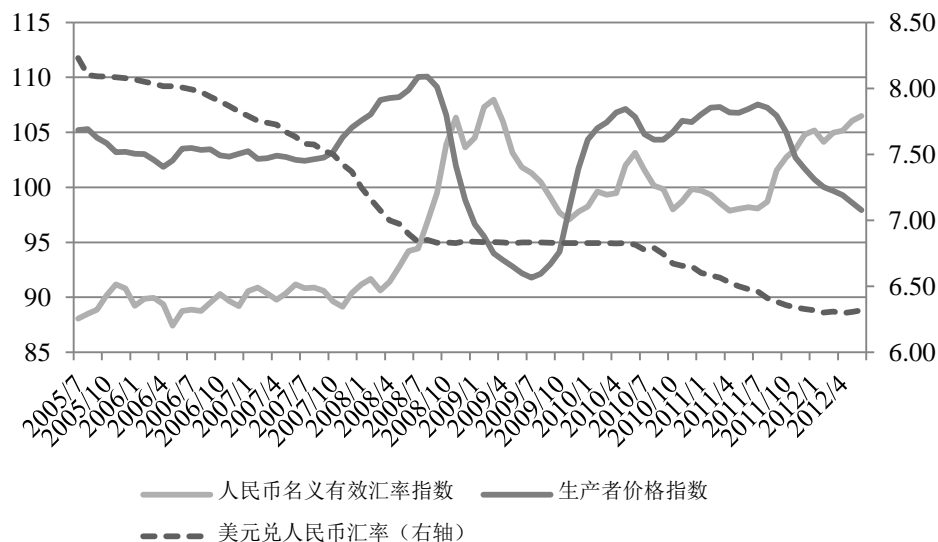


图2 人民币汇率与中国生产者价格指数

数据来源：CEIC和作者的计算。

汇改七年来，中国出口商品价格走势也呈现出阶段性特征（图3）。由于人民币或者盯住

美元或者对美元升值，导致以人民币计价的中国出口商品价格同比增速或者低于、或者等于以美元计价的相应指标。在子区间1内，以美元计价的出口价格同比增速呈现出波动中上行的趋势，而以人民币计价的出口价格同比增速呈现出水平波动的趋势；在子区间2内，无论是以美元计价还是以人民币计价的出口价格同比增速均呈现出先下降、后上升的趋势；在子区间3内，两根曲线均呈现出先上升、后水平波动、再下降的趋势。结合图2与图3，我们不难发现，中国PPI指数的波动特征在很大程度上与中国出口价格同比增速的波动特征相类似，这意味着用PPI指数来模拟出口商品的边际成本，具有一定程度的合理性。

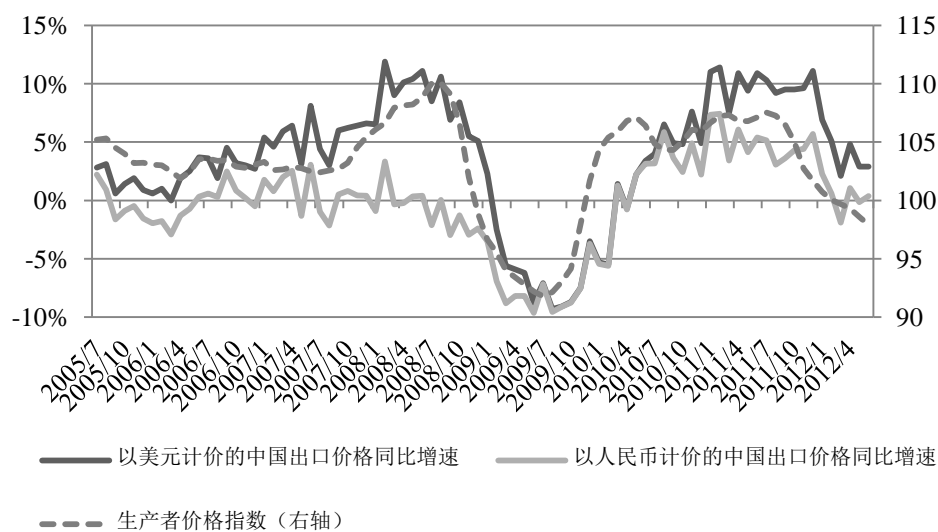


图3 中国出口商品价格同比增速与生产者价格指数

数据来源：CEIC和作者的计算。

2、模型设定

为了更稳健地估计汇率传递系数，我们借鉴了Cui等人（2009）的研究，将方程（1）变换为两类计量模型，并加入其他控制变量来估计长期以市定价弹性：首先，基准模型采用分布滞后结构，即考虑滞后的自变量（NEER与MC），但并不加入滞后的因变量（PX）。在这样的设定下，长期以市定价弹性可以通过当期及滞后自变量的累积动态乘数（Cumulative Dynamic Multiplier）加以估计；其次，除基准模型外，我们还使用了自回归模型，该模型方程右边是滞后的因变量和当期的自变量（估计结果详见第4小节稳健性检验）。对回归方程（1）中相关变量的单位根检验结果如表3所示，我们选用了DFGLS（Dickey-Fuller Test with GLS Detrending）检验，以避免外生变量设置不当对平稳性检验造成的影响。在检验中，滞后阶

数的选取根据AIC和SBC准则确定。我们发现，除了PX外，所有变量都是平稳的。前面提到，汇改的暂停和重启可能对我国出口商品价格产生结构性的影响，所以我们认为PX可能是存在结构断点的平稳序列，我们又采取了Clemente等人(1998)的方法进行了含有两个内生断点的平稳性检验，结果显示PX是平稳序列，且识别出的结构断点为2008年11月和2009年12月，均位于我们前述设定的子区间2内，这也在一定程度上证实了我们对于汇改影响的判断。

表3 对回归方程（1）中相关变量的单位根检验结果

	MC		NEER		PX			MC_resid		OECD	
	AIC	SBC	AIC	SBC	AIC	SBC	断点	AIC	SBC	AIC	SBC
滞后阶数	2	1	2	4	1	1	1	2	3	5	3
是否包含趋势项	否	否	否	否	是	是	否	否	否	否	否
统计量	-2.649	-3.428	-1.869	-3.132	-1.561	-1.561	-5.353	-2.125	-2.897	-2.275	-3.090
	***	***	*	***			*	*	***	**	***

注释：*，**，***分别表示在0.1，0.05，0.01的水平上显著，后表中标记的含义相同。

对于基准模型，我们采取从一般到特殊（General-to-Specific）的方法来确定滞后阶数。初始模型包含6期滞后值，然后逐步删除显著性低于5%的滞后值，直到确立最终的滞后阶数。该方法的结果显示，模型中自变量的滞后阶数均不超过2阶。对于自回归模型，我们通过AIC和SC准则相结合的方法，确立因变量滞后阶数为1阶。为避免异方差和自相关对回归结果的影响，我们在回归中使用了Newey-West估计量。

从表4可以发现，只含有NEER一个自变量的模型（第1列）具有高阶自相关（没有通过LM检验），并且存在模型设定的缺陷（没有通过Ramsey检验）。通过加入两个结构断点（第2列），模型设定得到改善，自相关程度也有所减弱。通过加入自变量MC（第3列），模型顺利通过各项检验，且拟合系数显著提高。

考虑到人民币汇率变动会通过影响进口商品价格的渠道来影响出口商品的生产成本，即MC和NEER之间存在相关性，我们沿用Cui等人（2009）的方法，以NEER为自变量，MC为因变量进行了辅助回归，并用与NEER不相关的该回归残差序列（MC_resid）代替MC进入回归方程，以提高新模型（第4列）所估计以市定价弹性的准确性。此外需要指出的是，我

们在基准模型中发现，使用当期的MC（或MC_resid）值会使得模型设定存在缺陷，而使用该变量的滞后值可以显著改善此问题。鉴于生产成本对出口价格的影响确实可能是滞后的，而且我们将在自回归模型中考虑当期MC的影响，因此我们在基准模型中仅使用MC（及MC_resid）的1、2两阶滞后值作为生产成本的代理变量。

为增强模型的稳健性，我们引入了包括33个OECD成员国和6个非成员国的OECD综合领先指数³（OECD Composite Leading Indicators）作为外部需求的控制变量，考虑了这一控制变量的回归结果如第5列所示。

表4 基准模型对以市定价弹性的估计和相关检验结果

因变量	基准模型				其他变量
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
NEER	0.272** [0.045]	0.331*** [0.000]	0.340*** [0.000]	0.439*** [0.000]	0.451*** [0.002]
MC			0.471*** [0.000]		
MC_resid				0.538*** [0.000]	0.598*** [0.000]
Break1		-5.365*** [0.001]	-3.140*** [0.000]	-3.223*** [0.000]	-3.614*** [0.000]
Break2		8.830*** [0.000]	5.530*** [0.000]	5.676*** [0.000]	5.885*** [0.000]
NEER*break1		-0.284** [0.038]	-0.186** [0.014]	-0.187** [0.046]	-0.398*** [0.001]
NEER*break2		0.338** [0.038]	-0.017 [0.823]	-0.055 [0.550]	0.051 [0.587]
OECD					0.553*** [0.002]
调整后R ²	0.214	0.659	0.850	0.836	0.849

³ 数据来源：http://stats.oecd.org/Index.aspx?DatasetCode=MEI_CLI

LM(4)检验	30.133*** [0.000]	8.562*** [0.000]	0.554 [0.697]	0.210 [0.932]	1.174 [0.330]
Jarque-Bera检验	1.532 [0.465]	2.153 [0.341]	3.395 [0.183]	3.487 [0.175]	1.336 [0.513]
Ramsey检验	5.076** [0.027]	1.969 [0.165]	1.572 [0.214]	1.354 [0.248]	1.174 [0.282]
White检验	6.874*** [0.000]	7.229*** [0.000]	0.889 [0.611]	1.505 [0.105]	1.273 [0.217]

注释：为了便于和同类研究加以比较，我们报告的汇率传递效应系数为 $-\beta$ （对应于NEER）及 $-\delta_i$ （对应于Break1*NEER），即采用的是直接标价的形式，将人民币折算为固定数量的外国货币，此时人民币升值对应名义汇率的降低。表格中[]内给出了P值（P value）。

3、回归结果分析

如表4所示，基准模型对长期以市定价弹性的估计值为0.34（第3列）。在考虑汇率对生产成本有影响的情形下，估计值上升至0.44（第4列）。由于外部需求对出口价格存在显著为正的影响，在加入该控制变量后，以市定价弹性的估计值进一步上升至0.45（第5列），与第4列相比并未发生大的变化。上述结果表明，人民币名义有效汇率变动对中国出口商品价格的传递效应并不是完全的，名义有效汇率升值10%会导致出口商品的人民币价格下降4.5%，也即只有5.5%的价格调整被传递至出口商品的外币价格上（汇率传递效应系数为 $-\beta$ ，详见表4注释）。此外，通过比较表4的第3列和第4、5列，我们发现，在考虑了人民币汇率变动对生产成本的影响后，估计值会变大（第4列的系数0.44和第5列的系数0.45均大于第3列的系数0.34），这表明我们所估计的以市定价弹性不仅反映了厂商成本加成（利润）的下降，也包括了出口商品生产成本的下降。

模型的估计结果也表明，结构断点的引入具有显著的影响。就对方程截距的影响而言， $break_t^1$ 的系数为负且显著，而 $break_t^2$ 的系数为正且显著，这表明在金融危机期间，由于外需急剧萎缩而导致出口价格深度下滑。就对方程斜率的影响而言， $break_t^1 * \Delta \ln(\text{NEER})_t$ 的系数显著，而 $break_t^2 * \Delta \ln(\text{NEER})_t$ 的系数不显著，这说明在人民币重新定组合美元的子区间2内，以市定价弹性发生了显著改变；而在汇改重启的子区间3内，以市定价弹性与子区间1相比并无显著差异，这与我们的预期相符。

在人民币重新盯住美元的子区间2内，以市定价弹性显著下降，大约在0.05（第5列，0.451减去0.398）到0.25（第4列，0.439减去0.187）之间。这意味着汇率传递效应显著增强了。这也与汇率传递理论相符，因为在该子区间内以人民币计价的出口价格变动和以美元计价的出口价格变动是一致的。这意味着中国出口商事实上采用了生产者货币定价（PCP），故而接近于完全的汇率传递。

4、稳健性检验

为了对上述结果进行稳健性检验，我们又采用自回归模型进行了估计。表5显示，长期以市定价弹性的估计值约为0.41（第9列），略低于基准模型（1）的对应估计值0.44（表4第4列）。此外，在考虑了人民币汇率变动对生产成本的影响后，估计值同样会变大（第9列的系数0.413和第10列的系数0.418均大于第8列的系数0.268）。在子区间2内，以市定价降低至0.04（第10列，0.418减去0.380）到0.14（第9列，0.413减去0.274）之间，而基准模型的对应估计值则为0.05（表4第5列）到0.25（表4第4列）之间。综合来看，自回归模型与分布滞后模型的估计结果类似，所以在后文的实证结论处，我们也将只报导基准模型的估计结果。值得一提的是，由于外部需求对中国出口商品价格的影响并不显著（第10列），因此对于自回归模型的估计结果，我们主要使用了第9列的数据。此外，在分布滞后模型和自回归模型中， $break_t^2 * \Delta \ln(NEER)_t$ 的系数值均不显著，而且该变量的引入带来了自回归模型设定的缺陷。所以，我们将其从自回归模型的自变量中删除。

表5 自回归模型对以市定价弹性的估计和相关检验结果

因变量	自回归模型				其他变量
	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
NEER	0.559*** [0.006]	0.317* [0.054]	0.268*** [0.001]	0.413*** [0.000]	0.418*** [0.000]
MC			0.458*** [0.000]		
MC_resid				0.458*** [0.000]	0.483*** [0.000]
Break1		-4.261** [0.017]	-3.683*** [0.000]	-3.682*** [0.000]	-3.872*** [0.000]

Break2		7.370***	6.407***	6.407***	6.436***
		[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
NEER*break1		-0.092	-0.274***	-0.274***	-0.380***
		[0.655]	[0.002]	[0.002]	[0.001]
OECD					0.267
					[0.209]
调整后R ²	0.748	0.766	0.826	0.826	0.827
LM(4)检验	8.085***	4.134***	1.271	1.271	2.423*
	[0.000]	[0.005]	[0.289]	[0.289]	[0.056]
Jarque-Bera检验	2.152	4.287	3.013	3.013	2.269
	[0.341]	[0.117]	[0.222]	[0.222]	[0.322]
Ramsey检验	3.799*	6.708**	1.091	1.091	0.307
	[0.055]	[0.012]	[0.279]	[0.279]	[0.582]
White检验	0.703	1.303	1.328	1.328	1.314
	[0.623]	[0.232]	[0.196]	[0.196]	[0.191]

注释：根据自回归模型的设定，由于因变量的滞后阶数设定为1，为反映长期影响，所有自变量估计系数被调整为 $\beta/(1-\rho)$ ，其中 β 为自变量估计系数， ρ 为滞后1期的因变量估计系数。

（二）中国出口的价格弹性与收入弹性

我们将通过模型估计汇改七年来中国出口商品的价格弹性和收入弹性。在商品不完全替代的假设下，用来估计贸易弹性的出口需求模型如下：

$$\ln X_t = \alpha + \sum_{j=0}^{T_1-1} \omega_j \ln(P_{t-j}) + \sum_{j=0}^{T_2-1} \varphi_j \ln(Y_{t-j}) \quad (2)$$

其中， X_t 为出口需求， P_t 为出口商品的相对价格（通常表达为出口商品价格与进口国物价之比）， Y_t 为进口国实际收入水平， ω 和 φ 分别为出口需求的价格弹性和收入弹性。为了与测度汇率传递的方程（1）保持同样的形式，以便我们综合考虑汇率传递与出口商品的价格弹性和收入弹性，我们采用将当期数据与滞后12期数据相减的方式（详见第6页脚注①）对（2）进行了差分，得到与公式（1）形式类似的公式（3）。这样的处理也是基于以下两点考虑：第一，我们所能获取的测度出口数量和价格以及进口国收入的数据均为同比指数；第二，同比数据可以部分剔除季节性因素的影响。

$$\Delta \ln X_t = \alpha + \sum_{j=0}^{T_1^1} \omega_j \Delta \ln(P_{t-j}) + \sum_{j=0}^{T_2^2} \varphi_j \Delta \ln(Y_{t-j}) \quad (3)$$

我们可以通过方程(3)来估计 ω 和 Φ 的大小。我们同样采用2005年7月至2012年6月的月度数据来进行估计。在数据选择方面,我们用中国海关发布的中国出口商品同比数量指数来测度 X_t ,用贸易伙伴国的加权工业生产同比指数(Industrial Production Index)⁴来测度 Y_t 。对于 P_t ,我们首先将中国出口商品的同比价格指数通过国际清算银行公布的人民币名义有效汇率指数转化为以贸易伙伴国货币计价的同比价格指数,然后除以贸易伙伴国的加权消费者价格同比指数(consumer price index),以此作为相对价格的代理变量。不难看出,贸易伙伴国的篮子选取和权重设定对计算上述变量而言非常重要。

我们仔细考察了2004年7月至2012年6月这8年时间里中国主要的出口贸易伙伴国,初选了美国、欧盟、中国香港、日本、韩国、俄罗斯、印度、中国台湾、加拿大、澳大利亚、巴西,以及东盟的五个主要国家新加坡、泰国、印度尼西亚、马来西亚与菲律宾作为中国出口贸易伙伴国的代表篮子。在数据搜集过程中,我们没有找到中国香港、澳大利亚、泰国与印度尼西亚工业生产指数的月度数据,因此将这四个经济体剔除出篮子⁵。由剩余12个经济体构成篮子的进口额在样本区间的每个月内都超过中国出口额的70%,因此仍具有较强的代表性。⁶ 在各国权重的确定方面,考虑到国际清算银行用以计算有效汇率指数的贸易权重具有一定的滞后性,且中国主要出口贸易伙伴国的贸易占比在过去7年内发生了显著变化,因此我们采取了动态的权重计算方式,即每月根据篮子中各国当月从中国进口额占中国出口额的比重来确定权重。⁷

1、描述性分析

如图4所示,自2005年7月汇改启动以来,在人民币对美元升值期间(即子区间1和3),中国出口价值指数(以美元计价)的同比增速始终高于中国出口数量指数的同比增速,这表明在人民币对美元升值期间,中国出口商品的整体价格也在上升。这一点从图5中相应时期内以进口国货币计价的出口价格同比增速大于零的现象中也能得到印证。相比之下,在人民币钉住美元的子区间2内,出现了中国出口价值指数同比增速低于中国出口数量指数同比增速的现象(图4),这说明同期内中国出口商品的整体价格在下降。同期内,以进口国货

⁴ 广义的工业生产指数包括代表产量变化和产值变化的两类数据,我们选用前者作为贸易伙伴国月度实际收入的代理变量。

⁵ 尽管在我国出口额中所占比重较大,但中国香港作为中国转口贸易的集散地,是否应该纳入篮子本身就存在争议。

⁶ 对纳入篮子的12个经济体,为了统一数据标准,一律采用经过季节调整的工业生产指数,但考虑到最终所有数据均为同比值,该调整对结果的影响不大。

⁷ 考虑到国际清算银行公布的名义有效汇率具有广泛的适用性,并且覆盖的国家更为全面,我们并没有根据我们自行计算的权重来确定名义有效汇率指数。

币计价的中国出口商品价格同比增速也由正转负（图5）。此外，如图5所示，在子区间2内，中国出口商品价格同比增速和剔除了进口国通货膨胀的相对价格之间出现了趋近甚至重合的现象，这显示了全球经济衰退造成的中国出口价格下跌。在危机期间与危机后，进口国加权工业生产指数似乎成为相对价格指数的先行指标（图5）。

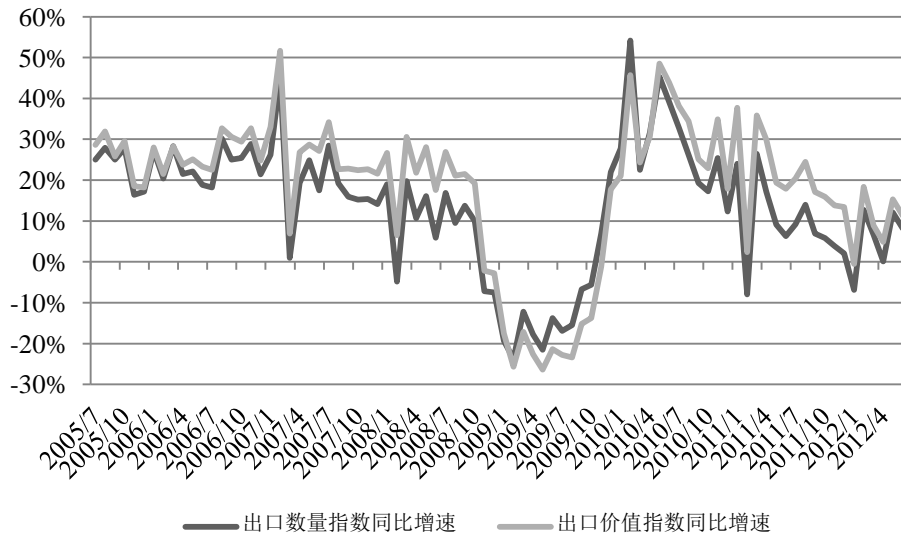


图4 中国出口商品的价值指数和数量指数（同比增速）

数据来源：CEIC。

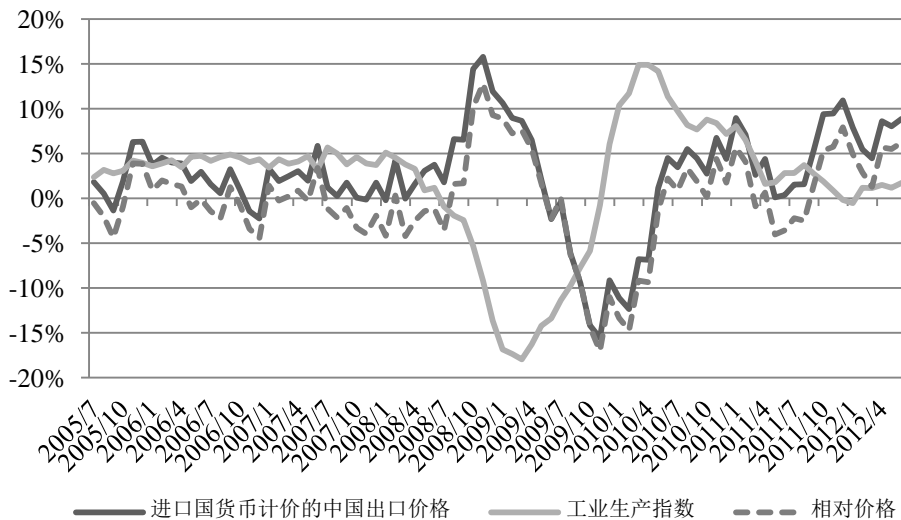


图5 中国出口商品相对价格和进口国加权工业生产指数（同比增速）

数据来源：CEIC和作者的计算。

2、模型设定

为简化符号，我们令 $\widetilde{A}_t = \Delta \ln A_t$ 。在设定模型之前，我们需要对 \widetilde{Y}_t ， \widetilde{P}_t 和 \widetilde{X}_t 三组时间序列数据进行单位根检验。如表6所示，通过利用不同准则设置滞后阶数的检验发现， \widetilde{Y}_t 和 \widetilde{P}_t 都是平稳序列I(0)，而 \widetilde{X}_t 则是一阶单整序列I(1)。考虑到金融危机对我国出口的冲击， \widetilde{X}_t 可能是存在结构断点的平稳序列，我们同样采取了Clemente等人(1998)的方法分别进行了含有一个和两个内生断点的平稳性检验，结果仍然显示 \widetilde{X}_t 是非平稳序列。

表6 对 Y_t ， P_t 和 X_t 的单位根检验结果

	\widetilde{Y}_t		\widetilde{P}_t		\widetilde{X}_t				$\Delta \widetilde{X}_t$	
	AIC	SBC	AIC	SBC	AIC	SBC	单断	双断	AIC	SBC
滞后阶数	1	2	1	3	2	1	11	6	5	1
是否包含趋势项	否	否	否	否	是	是	否	否	否	否
统计量	-2.262	-2.776	-3.229	-2.096	-1.775	-2.115	-2.693	-2.919	-2.366	-8.203
	**	***	***	*					**	***

上述的检验结果表明， \widetilde{Y}_t ， \widetilde{P}_t ， \widetilde{X}_t 并不是同阶单整序列，所以无法采用协整分析来检验它们之间是否存在长期稳定的均衡关系。为了解决这一问题，我们采用Pesaran等人（1996）所拓展的ARDL（自回归分布滞后）模型进行贸易弹性的估计。这主要基于以下几点考虑：1）该模型适用于I(0)和I(1)序列并存的情况，而并不要求变量序列为同阶单整。考虑到上面单位根检验的结果， \widetilde{X}_t 为I(1)，而 \widetilde{P}_t 在SBC准则下仅在10%显著性水平下拒绝单位根零假设，这也带来了单整阶数的不确定性，所以该模型适合我们用以考察公式（3）中变量之间的长期关系；2）该模型可以用于小样本数据，而克服了传统协整检验在小样本条件下结论不可靠的缺点。

3、回归结果分析

为了建立ARDL模型，我们首先需要建立与该模型对应的误差修正模型（Error Correction Model），如（4）式所示。

$$\Delta \widetilde{X}_t = \alpha + \sum_{j=0}^{T_0} \pi_j \Delta \widetilde{X}_{t-j} + \sum_{j=0}^{T_1} \omega_j \Delta \widetilde{P}_{t-j} + \sum_{j=0}^{T_2} \varphi_j \Delta \widetilde{Y}_{t-j} + \delta_1 \widetilde{X}_{t-1} + \delta_2 \widetilde{P}_{t-1} + \delta_3 \widetilde{Y}_{t-1} \quad (4)$$

为了确定上述模型的滞后阶数，结合数据的频度，我们考察了最大滞后分别为5-8阶的

所有可能模型。在综合考虑了AIC和SBC准则后，我们得到了两个备选模型，其依变量顺序（即T0, T1和T2的顺序）所对应的自回归分布滞后模型分别为ARDL(3,0,0)和ARDL(4,6,3)。我们发现通过AIC准则选取的ARDL(4,6,3)具有最小的回归标准误，且通过了模型设定检验，所以我们选择该模型作为最终的计量模型。表7给出了对该模型的估计结果，可以看出，该模型通过了除异方差在内的各项诊断检验。为了避免异方差对回归结果的影响，我们在回归中使用了Newey-West估计量。边限检验的结果显示，Wald统计量的值为9.657，在1%的显著性水平上高于临界边限的上限值，故有理由认为我国出口总需求与出口商品相对价格和进口国实际收入之间存在长期稳定的关系。

表7 ARDL-ECM的估计结果和相关检验⁸

检验	LM(6)检验	Ramsey检验	Jarque-Bera检验	white检验	边限检验	调整R ²
统计量	2.949	0.792	2.295	7.233***	9.657***	0.582
长期系数	收入弹性		价格弹性			
估计值	1.388[0.000]***		-1.701[0.034]**			

模型显示，中国出口商品的价格弹性为-1.70，而收入弹性为1.39，两者在5%的水平上均显著。估计结果表明，汇改七年来，中国出口受出口商品价格的影响较大，如果出口商品价格提高1%，出口量将会下降1.7%，进一步的计算表明出口额会下降0.72%（1-101%*98.3%）。

（三）人民币升值对中国出口的综合影响

根据本节第（一）部分的估计结果，在人民币对美元显著升值的时期（子区间1与子区间3）内，人民币汇率传递系数约为0.55（长期以市定价弹性为0.45）。此结果与Cui等人（2009）的估计值（0.5）较为接近。⁹根据第（二）部分的估计结果，中国出口商品价格弹性约为-1.70，收入弹性约为1.39。我们同样将其与表2中所总结的国内学界对贸易弹性的实证结果相比，发现同时估算了价格弹性和收入弹性且结果显著的实证文献（朱真丽、宁妮，2002；何新华等人，2003；姚枝仲等人，2010）所估计的价格弹性均值为-1.23，收入弹性均值为1.39。考虑到这些实证结果的数据区间大部分位于2000年之前，我们认为，本文估计得出口商品价格弹性（绝对值）较大的主要原因在于：近十年中，来自其他发展中经济体的竞争和中国劳动

⁸ 介于滞后变量过多，而我们仅关注变量间的长期关系，所以表7中没有报道模型中各变量的系数，而仅报道了长期系数。

⁹ 从表1所总结的国内学界对人民币汇率传递效应的代表性实证研究成果中，我们可以看到，仅有Cui等人（2009）选取了名义有效汇率和出口价格作为测度汇率传递的相关变量，所以其实证结果对本文结论的印证意义最大。

力成本的攀升削弱了中国出口商品的价格优势。

综合考虑第（一）部分和第（二）部分的估计结果，人民币名义有效汇率升值1%，首先会导致中国出口商品的以进口国货币计价价格提高0.55%，进而会导致中国出口量下降0.94%，以及出口额下降0.40%。

在人民币重新盯住美元的时期（子区间2）内，人民币汇率传递系数约为0.75或0.95（长期以市定价弹性约为0.05或0.25）。在这一时期内，如果人民币名义有效汇率升值1%，首先会导致中国出口商品的以进口国货币计价价格提高0.75%或0.95%，进而导致中国出口量下降1.28%或1.62%，以及出口额下降0.54%或0.68%。不难看出，与人民币对美元显著升值时期相比，人民币名义有效汇率变动对出口量与出口额的影响明显变大。

四、结论

为综合评估人民币汇改七年来（2005年7月至2012年6月）人民币汇率对中国出口的影响，我们在本文中同时估计了人民币汇率传递系数与中国出口的价格弹性与收入弹性。

分布滞后模型与自回归模型的回归结果显示，在人民币对美元显著升值的时期（2005年7月至2008年6月，以及2010年6月至2012年6月）内，人民币汇率传递系数约为0.55（长期以市定价弹性为0.45）；而在人民币重新盯住美元的时期（2008年7月至2010年5月）内，人民币汇率传递系数约为0.75或0.95（长期以市定价弹性约为0.05或0.25）。

自回归分布滞后误差修正模型的回归结果显示，中国出口商品的价格弹性为-1.70，而收入弹性为1.39。

综合以上两方面分析，我们可以得出不同时期内人民币汇率变动对中国出口的综合影响：首先，在人民币对美元升值期间，如果人民币名义有效汇率升值1%，则中国出口量下降0.94%，出口额下降0.40%；其次，在人民币盯住美元期间，如果人民币名义有效汇率升值1%，则中国出口量下降1.28%或1.62%，出口额下降0.54%或0.68%。

这一结果说明，在考虑了汇率传递效应与控制了进口国收入变动之后，人民币名义有效汇率升值仍会对中国出口（无论是数量还是出口额）产生显著负面影响。与人民币对美元升值期间相比，当人民币盯住美元时，人民币名义有效汇率升值对中国出口的负面影响将变得更为显著。

本文的实证结果表明，为降低人民币汇率变动对中国出口的负面影响，人民币汇率制度应该盯住或参考一篮子货币制订，而不应盯住美元等单一货币，这在全球经济增长低迷时期尤为重要。

参考文献

- 毕玉江和朱钟棣, 2006,《人民币汇率变动的价格传递效应—基于协整和误差修正模型的实证分析》,《财经研究》第7期 53-62页。
- 卜永祥, 2001,《人民币汇率变动对国内物价水平的影响》,《金融研究》第3期 78-88页。
- 曹永福, 2005,《我国贸易弹性的模型实证研究》,《国际贸易问题》第10期 10-13页。
- 陈浪南、何秀红和陈云, 2008,《人民币汇率波动的价格传导效应研究》,《国际金融研究》第6期55-62页。
- 陈六傅和刘厚俊,《人民币汇率的价格传递效应—基于 VAR 模型的实证分析》,《金融研究》第4期 1-13页。
- 陈学彬、徐明东、刘明学、李世刚、余辰俊、孙婧芳、芦东、董益盈, 2007,《人民币汇率变动对中国国际收支影响的实证分析》,上海市社会科学界联合会主编,《上海市社会科学界第五届学术年会文集(2007年度)(经济管理学科卷)》,上海人民出版社,第113-124页。
- 陈学彬、李世刚和芦东, 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 106-117页。
- 戴祖祥, 1997,《我国贸易收支的弹性分析: 1981~1995》,《经济研究》第7期 55-62页。
- 封北麟, 2006,《汇率传递效应与宏观经济冲击对通货膨胀的影响分析》,《世界经济研究》第12期45-51页。
- 海闻和沈琪, 2006,《中国进出口弹性实证分析: 1999~2003年》,《经济与管理研究》第1期 34-36页。
- 何新华、吴海英和刘仕国, 2003,《人民币汇率调整对中国宏观经济的影响》,《世界经济》第11期 13-20页。
- 金洪飞、万兰兰和张翹, 2011,《国际金融危机对中国出口贸易的影响》,《国际金融研究》第9期 58-68页。
- 李宏彬、马弘、熊艳艳和徐嫻, 2011,《人民币汇率对企业进出口贸易的影响——来自中国企业的实证研究》,《金融研究》第2期 1-16页。
- 李建伟和余明, 2003,《人民币有效汇率的波动及其对中国经济增长的影响》,《世界经济》第11期 21-34页。
- 刘亚、李伟平和杨宇俊, 2008,《人民币汇率变动对我国通货膨胀的影响——汇率传递视角

- 的影响》，《金融研究》第3期28-41页。
- 施建淮和傅雄广，2010，《汇率传递理论文献综述》，《世界经济》第5期3-26页。
- 施建淮、傅雄广和许伟，2008，《人民币汇率变动对我国价格水平的传递》，《经济研究》第7期52-64页。
- 王培辉和袁薇，2010，《人民币汇率的价格传递效应：基于时变参数模型的分析》，《经济科学》第4期86-95页。
- 韦军亮，2008，《中国对外贸易的弹性分析：基于UECM模型的边限协整研究》，《世界经济文汇》第3期20-33页。
- 魏巍贤，2006，《人民币升值的宏观经济影响评价》，《经济研究》第4期47-57页。
- 吴志明和郭予锴，2010，《汇率制度改革前后人民币汇率传递效应研究》，《经济评论》第2期120-127页。
- 许统生和涂远芬，2006，《中国贸易弹性的估计及其政策启示》，《数量经济技术经济研究》第12期4-22页。
- 姚枝仲、田丰和苏庆义，2010，《中国出口的收入弹性与价格弹性》，《世界经济》第4期3-27页。
- 殷德生，2004，《中国贸易收支的汇率弹性与收入弹性》，《世界经济研究》第11期47-53页。
- 张明，2001，《人民币贬值与我国贸易收支的关系研究》，《金融教学与研究》第1期2-6页。
- 朱真丽和宁妮，2002，《中国贸易收支弹性分析》，《世界经济》第11期26-31页。
- Betts, C. and M. Devereux, 2000, "Exchange Rate Dynamics in a Model of Pricing to Market", *Journal of International Economics*, Vol.50, pp. 215-244.
- Branson, W. H. and R. C. Marston, 1989, "Price and Output Adjustment in Japanese Manufacturing", NBEA Working Paper, No. 2878.
- Clemente J., A. Montanes and M. Reyes, 1998, "Testing for a unit root in variables with a double change in the mean", *Economics Letters*, Vol.59, pp. 175-182.
- Cui L., C. Shu and J. Chang, 2009, "Exchange rate pass-through and currency invoicing in China's exports", *China Economic Issues*, Hong Kong Monetary Authority, No. 2.
- Devereux M. and C. Engel, 2002, "Exchange Rate Pass-Through, Exchange Rate Volatility, and Exchange Rate Disconnect", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 49, No. 5, pp. 913-940.
- Dixit A., 1989, "Hysteresis, Import Penetration, and Exchange Rate Pass-through", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 104, pp. 205-228.

- Dornbusch R., 1987, "Exchange Rates and Prices", *American Economic Review*, Vol.77, pp. 93-106.
- Goldberg P. K., 1995, "Product differentiation and oligopoly in international markets: The case of the US automobile industry", *Econometrica*, Vol. 65, pp. 891-952.
- Goldberg P. K. and M. M. Knetter, 1997, "Goods prices and exchange rates: what have we learned?", *Journal of Economic Literature*, Vol. 35, No. 3, pp. 1243-1272.
- Kreinin M. E., 1977, "The Effect of Exchange Rate Changes on the Prices and Volume of Foreign Trade", *IMF Staff Papers*, Vol. 24, pp. 297-329.
- Krugman Paul., 1986, "Pricing to Market When the Exchange Rate Changes", NBER Working Paper, No. 1926.
- Mann C. L., 1986, "Prices, Profit Margins and Exchange Rates", *Federal Reserve Bulletin*, Vol. 72, pp. 366-379.
- McCarthy J., 1999, "Pass-through of exchange rates and import prices to domestic inflation in some industrialized economies", *BIS Working Paper*, No. 79.
- Menon J., 1996, "The degree and determinants of exchange rate pass-through: market structure, non-tariff barriers and multinational corporations", *Economic Journal*, Vol. 106, pp. 434-444.
- Obstfeld M. and K. Rogoff, 1995, "Exchange Rate Dynamic Redux", *Journal of Political Economy*, Vol. 103, No. 2, pp. 624-660.
- Parsley D., 2003, "Exchange Rate Pass-Through in a Small Open Economy: Panel Evidence from Hong Kong", *International Journal of Finance & Economics*, Vol. 8, No. 2, pp. 99-108.
- Pesaran H., Y. Shin and R. J. Smith, 1996, "Testing for the existence of a long-run relationship", *University of Cambridge Working Paper*, No. 9622.
- Taylor J., 2000, "Low Inflation, Pass-Through and the Pricing Power of Firms", *European Economic Review*, Vol. 44, No. 7, pp. 1389-1408.
- Wilamoski P., 1994, "Exchange rate pass-through: testing for structure change and its causes", *International Trade Journal*, Vol. 8, pp. 321-346.
- Woo W. T., 1984, "Exchange Rates and the Prices of Nonfood, Nonfuel Products", *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 2, pp. 511-530.

The impact of RMB exchange rate appreciation on China's exports

Wang Yuzhe, School of Public Policy & Management, Tsinghua University

Zhang Ming, Institute of World Economics and Politics, Chinese Academy of Social Science

Abstract: To evaluate the impact of RMB exchange rate appreciation on China's exports since the RMB exchange rate reform (from July 2005 to June 2012), we applied distributed lag model and autoregressive model to estimate the exchange rate pass-through effect, and error-correction model based on autoregressive-distributed lag regression to estimate the price elasticity and income elasticity of China's exports. We found that RMB nominal effective exchange rate appreciation still significantly reduced China's exports (both quantities and amounts), considering the pass-through effect and shock on importers' income. When pegging to U.S dollar, nominal effective exchange rate appreciation impaired China's export even more severely.

Key words: China's exports, Exchange rate pass-through, Trade elasticities

IIS 简介: 国际投资研究系列 (International Investment Studies) 是中国社会科学院世界经济与政治研究所国际投资研究室的研究成果。该室的主要研究领域包括跨境直接投资、跨境间接投资、外汇储备投资、国家风险、国际收支平衡表与国际投资头寸表等。国际投资室的成员为张明、王永中、张金杰、李国学、潘圆圆、韩冰与王碧珺, 定期参加国际投资室学术讨论和报告写作的成员还包括姚枝仲、肖立晟、王宇哲、高蓓、陈博、刘洁与徐以升。我们的主要产品包括: 中国跨境资本流动季度报告、中国对外投资季度报告、国家风险报告、工作论文与财经评论等。

责任条款: 本报告非成熟稿件, 仅供内部讨论。报告版权为中国社会科学院世界经济与政治研究所国际投资研究室所有。未经许可, 不得以任何形式翻版、复制、上网和刊登。本报告仅代表研究人员的个人看法, 并不代表作者所在单位的观点。