

人民币汇率与中国出口商品结构：短期、长期和未来变动

郑甘澍¹ 蔡宏波² 翁 鑫³

(1, 3. 厦门大学经济学院, 福建 厦门 361005; 2. 北京师范大学经济与工商管理学院, 北京 100875)

摘 要: 本文从价格弹性、生产投入、要素价格 3 个方面探讨了汇率变动影响出口商品结构的理论机制, 进而从价格弹性、长短期关系以及未来变动的视角对其进行了实证检验。主要结论表明, 人民币升值轻微抑制了中国整体出口, 不同商品受到影响的程度不同。升值将减少初级产品和劳动密集型产品的出口, 增加部分资本、技术密集型产品的出口, 由于汇率的长期弹性要大于短期, 这种结构优化将是一个长期过程。另外, 不同的升值方式和升值幅度所导致的出口商品结构变动是不同的, 为了实现出口贸易的稳定发展, 渐进升值是较好的选择。

关键词: 人民币汇率; 出口商品结构

中图分类号: F276.7

文献标识码: A

文章编号: 1006-1894 (2019) 01-0005-13

改革开放以来, 随着出口总额不断提升, 中国出口商品结构从开放初期以初级产品为主演变成以工业制成品占绝对主导地位。2013 年, 出口商品中工业制成品占出口总额的比例高达 95.14%。虽然在工业制成品中劳动密集型产品的出口仍然占有一定的比重, 但是资本技术密集型产品占总出口的比重已从 1980 年的 10.83% 上升到 2012 年的 52.62%, 其中 2013 年劳动密集型产品出口占比降至 20.9%, 而机电产品出口占比已达 57.3%。结合汇率的变动趋势可以明显看出, 1994 年以前的人民币贬值使得中国能够充分利用劳动要素禀赋充裕的优势, 中国劳动密集型产品取代资源密集型初级产品成为出口的主力产品, 推动了出口商品结构的转型。1994 年以后人民币总体呈现不断升值的态势, 与中国出口商品结构形成高度一致的变动趋势。

实际汇率可以作为一个概括性的指标来度量两国商品和劳务的相对价格。从 1994 年起, 中国建立了以市场供求为基础的单一有管理的浮动汇率制度, 推进了人民币汇率改革的新进程。从 2005 年 7 月 21 日开始, 人民币汇率不再盯住单一美元, 形成以市场供求为基础、参考一揽子货币进行调节、有管理的更有弹性的浮动汇率

作者简介: 郑甘澍, 厦门大学经济学院国际经济与贸易系教授, 研究方向: 国际贸易理论与政策; 蔡宏波 (通讯作者), 北京师范大学经济与工商管理学院教授, 研究方向: 贸易与劳动力市场、服务贸易; 翁鑫, 厦门大学经济学院国际经济与贸易系硕士研究生, 研究方向: 国际贸易理论与政策。

基金项目: 教育部哲学社会科学重大课题攻关项目 (项目编号: 2013JZD010)、国家自然科学基金项目 (项目编号: 71773007、71403024)、北京市社会科学基金项目 (项目编号: 17YJB020)、北京师范大学学科交叉建设项目。

制度。汇改之后，银行可以自行决策基准汇率，一定程度上扩大了人民币的浮动区间。2005年以来，在人民币对美元汇率总体呈现“小步上扬”的过程中也存在着明显的“有升有降”的双向波动特征。

贸易竞争力的变化是贸易结构改革和调整的根本推动力量。汇率的变动导致一国商品在国际市场上的相对价格发生变动，增强或者减弱其价格竞争力，从而影响贸易结构。人民币的实际有效汇率与进口产品结构之间存在显著的正相关关系，而与出口产品结构之间是显著的负相关关系。一般来说，汇率变动引致的贸易结构调整通常与长期可维持的趋势性汇率变动相关。

一、文献综述

现有文献在讨论汇率变动对国际贸易的影响时，大多是从进出口总量出发，但正如 Obstfeld（2002）所说，“相关研究表明，对于货币贬值在产品相对价格上的影响，在工业产品分类之间存在相当大的差异。有关 SITC 产品分类之间的差异需要更多的理论及实证研究”。这意味着，不同类型的贸易品由于具有不同的价格弹性，汇率变动造成的价格变化幅度也不尽相同，进而导致贸易结构发生变化。因此，分析汇率变动对贸易的影响时有必要对不同的行业和产品进行区分。

汇率变动影响出口商品结构的途径主要有 3 个：一是出口商品的生产成本差异，即不同类型的出口商品由于对进口中间品的依赖程度不同，会对不同商品的贸易条件产生非对称的影响，导致出口商品结构的变化（Klein, 1990）。二是出口商品的定价方式差异。在不完全竞争市场中，大部分贸易品是差异性产品，当货币贬值时，出口厂商并不立刻调整其出口产品的价格，而是根据市场上产品的需求价格弹性来制定不同的价格（Dornbusch, 1987）。Krugman（1987）也指出，由于定价方式的差异，出口商品的价格往往不能完全反映汇率的变动，即当汇率发生变动时，出口厂商会自行调整出口产品的加成份额，抑制汇率变动对出口产品价格造成的过度影响。三是出口商品的要素密集度差异。资本与劳动力的国际流动加剧了要素禀赋的差异，进而引发国家间贸易结构的变迁与失衡，而实际汇率与均衡汇率的差异进一步加快了资本要素与商品的流动。因此，汇率变动可以通过改变一国出口商品以及资本的国际相对价格，改变一国的要素禀赋结构与比较优势，进而对该国的出口商品结构产生影响（Rogoff, 2003）。

国外针对汇率变动影响贸易商品结构的实证研究可以大体归为以下 3 个方面：（1）汇率变动的传递效应。Marazzi 等（2005）分析了汇率对美国进口价格的直接作用和间接作用。Bodart 等（2015）认为发展中国家存在汇率对出口商品价格的传递效应。（2）汇率变动与贸易商品结构的总体变迁。Obstfeld 和 Rogoff（1996）发现货币升值促进贸易商品结构优化。Eichengreen（1998）认为汇率变动影响资源配置和贸易商品结构。（3）人民币汇率与中国贸易商品结构。Chou（2000）指出

汇率变动对贸易有负作用。Cerra等(2003)认为加工贸易和一般贸易弹性存在区别。

国内学者结合中国的数据做了大量的实证工作。有学者发现汇率变动与中国商品结构没有因果关系(欧元明等,2005)。也有学者认为人民币升值会恶化出口商品结构(刘舜佳,2004;马丹等,2005)。还有学者认为人民币升值有利于出口商品结构的优化(曾铮等,2007)。与此同时,也有一些学者认为汇率变动会对出口商品结构产生影响,但影响程度和方向视商品性质而定(林玲,2011)。

综上,目前国内关于汇率传递问题的理论和实证研究比较丰富,但是仍然存在以下问题:(1)不预先处理1994年人民币汇率的结构断点和双轨制问题会影响时间序列计量方法的应用。(2)虽然以往研究的结论不尽相同,但大多采用出口总量或大类商品数据,采用细分商品数据或针对特定产品的研究还不多见。笔者认为,基于加总数据的分析无法准确辨别汇率变动对细分商品的不同影响。(3)少量研究围绕人民币汇率变动与出口商品结构总体变化的关系展开,但忽视了两者的内在相关性,即汇率通过中间变量可能产生的间接作用。

二、汇率变动影响出口商品结构的理论机制

经过大量学者的研究,比较优势理论本身以及影响比较优势的生产要素的变化与多样性得到不断巩固。如今,比较优势理论逐渐引入了货币因素,以相对价格的比较取代实物交换条件和相对劳动耗费,但是这种货币因素的引入是不彻底的,因为它没有考虑不同货币之间的交换比价,即汇率问题。在引入汇率因素后,决定一种商品从一个国家流向另一个国家的不再是比较优势所体现的相对价格优势,而是从比较优势所体现的相对价格优势转换到竞争优势所体现的通过汇率转化得到的绝对价格优势。在现实情况中,如果名义汇率与绝对购买力平价发生偏离,则一国的竞争优势和比较优势也发生偏离。本币贬值,原先处于竞争劣势的产品获得竞争优势;本币升值,原先拥有竞争优势的产品转为竞争劣势。引起这种竞争优势地位发生转变的直接原因就是汇率变动导致商品本外币价格的比较发生改变。

汇率变动引起的商品竞争劣势地位转变当然会对出口商品结构造成影响,其主要通过作用于目标国商品需求市场、投入品市场和生产要素市场来实现。因此,有必要分别从产品需求价格弹性、成本结构和要素价格3个方面对汇率变动的出口商品结构效应进行探讨。(1)基于价格弹性的分析:汇率变动对出口的影响同商品的出口需求价格弹性与出口供给价格弹性有关,汇率变动对资本技术密集型这样的市场需求价格弹性小的产品影响小,对市场需求价格弹性大的产品如劳动密集型产品的冲击较大。(2)基于生产投入的分析:对于大多数发展中国家来说,资本技术密集型产品成本中进口投入所占比重重要大于初级产品和劳动密集型产品,所以汇率变动对前者的影响不大,而对后者会有较大变化。(3)基于要素价格的分析:由于各国要素禀赋不同,不同要素密集度产品的要素投入比例是不同的。对于劳动力要

素相对丰裕的国家，货币升值将引起劳动密集型产品生产萎缩，资本密集型产品生产规模扩大，最终导致出口商品结构因货币升值而优化。

以上基于汇率价格传递机制，分别从价格弹性、生产投入和要素价格 3 个角度揭示了汇率变动影响不同类型产品相对价格进而改变出口商品结构的内在机理。由此，有待进一步实证检验的理论命题是：由于不同类别产品生产过程中国内外中间投入差异和汇率价格传递弹性的不同，人民币升值（或贬值）将减少（或增加）初级产品和劳动密集型产品的出口，同时增加（或减少）部分资本、技术密集型产品的出口，人民币汇率变动对劳动密集型产品出口的影响大于对资本密集型产品出口的影响，因此人民币升值有利于中国出口商品结构的优化。

三、人民币汇率变动影响中国出口商品结构的实证检验

本文将出口商品结构分为两个层次，第一层次为传统分类方法衡量的出口结构，即工业制成品出口占总出口的比重；第二层次为要素密集度视角衡量的出口结构，即资本、技术密集型产品出口与劳动密集型产品出口的比值。

选取的影响因素除了人民币实际有效汇率(*REER*)和国内生产总值(*GDP*)之外，还有外商直接投资(*FDI*)。考虑到本文研究目标和数据的可得性，我们采用月度数据。由于 1994~1997 年期间中国实行了汇率并轨，统一了外汇市场并实现了经常项目可兑换，因此，本文选取 1997 年 1 月至 2014 年 11 月共 215 期的数据建立样本。

人民币实际有效汇率(*REER*)。计算公式为 $REER = ER \times CPI^* / CPI$ ，其中，*ER* 表示中美双边名义汇率，即人民币兑美元双边名义汇率；*CPI* 为以 1997 年为基期的中国消费物价指数，根据《中国统计年鉴》和统计公报中的环比 *CPI* 换算所得；*CPI** 为以 1997 年为基期的美国城市消费物价指数，根据美国劳工部 1997 年的定基 *CPI* 换算所得，数据来自国际清算银行(BIS)，原始数据以 2010 年为基期，我们将其调整为以 1997 年 1 月为基期。

外商直接投资(*FDI*)。采用实际使用额来衡量，数据来自商务部。

国内生产总值(*GDP*)。由于国家统计局发布的 *GDP* 数据最低频度是季度，而以往文献研究发现 *GDP* 与工业增加值之间存在显著相关性，并且季度工业增加值占季度 *GDP* 的比重相对稳定。因此，可以利用如下方法计算得到月度 *GDP* 数据：计算季度工业增加值占季度 *GDP* 的比重，假设每一季度 3 个月的工业增加值占 *GDP* 的比重相同，根据月度工业增加值即可换算月度 *GDP* 数据，再将人民币单位数据除以人民币外汇月度中间价，折算成等额美元标价的 *GDP* 数据以便与其他数据单位保持一致。以上数据来自万得(Wind)资讯。

出口商品结构。基于国际贸易标准分类(SITC)考察中国第一层次出口商品结构的变化，以 1997 年 1 月至 2014 年 11 月工业制成品在总出口中所占比重代表出口商品结构，记为 *JG*。考察中国第二层次出口商品结构的变化，将第 5 类商品（化

学成品及有关产品)和第7类商品(机械及运输设备)归为资本、技术密集型商品(EX_Z),用工业制成品出口总额减去第9类商品(未分类其他商品)和资本、技术密集型商品的出口额以表示劳动密集型商品出口(EX_L),则 $ZL=EX_Z/EX_L$ 。以上数据来自CEIC(环亚经济数据有限公司)数据库。

为了剔除季节因素的影响,本文采用X11方法对数据进行季节调整。另外,为了消除在时间序列中可能出现的异方差现象,本文对调整后的数据进行对数转换,这并不改变时间序列的性质,而且能使数据的波动更平稳。对数处理后的数据分别表示为 $\text{Ln}(GDP)$ 、 $\text{Ln}(FDI)$ 、 $\text{Ln}(REER)$ 、 $\text{Ln}(JG)$ 和 $\text{Ln}(ZL)$ 。^①

1. 模型建立

由于VAR模型没有明确的解释变量和被解释变量,故而建立如下函数形式的向量自回归模型。

模型一: $Y_t' = A_0 + A_1 Y_{t-1}' + A_2 Y_{t-2}' + \cdots + A_k Y_{t-k}' + \varepsilon_t'$, 反映中国出口商品结构变化的第一个层次,它解释了 $REER$ 变动对工业制成品出口占比的影响。

$$\text{其中, } Y_t = \begin{pmatrix} \text{Ln} JG_t \\ \text{Ln} REER_t \\ \text{Ln} GDP_t \\ \text{Ln} FDI_t \end{pmatrix}, \varepsilon_t = \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \\ \varepsilon_{4t} \end{pmatrix}, A_i \text{ 为相应的系数矩阵, } \varepsilon_t \text{ 为白噪声向量。}$$

模型二: $Y_t' = A_0' + A_1' Y_{t-1}' + A_2' Y_{t-2}' + \cdots + A_k' Y_{t-k}' + \varepsilon_t'$, 反映中国出口商品结构变化的第二个层次,它解释了 $REER$ 变动对资本、技术密集型产品出口比值的影响。

$$\text{其中, } Y_t' = \begin{pmatrix} \text{Ln} ZL_t \\ \text{Ln} REER_t \\ \text{Ln} GDP_t \\ \text{Ln} FDI_t \end{pmatrix}, \varepsilon_t' = \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t}' \\ \varepsilon_{2t}' \\ \varepsilon_{3t}' \\ \varepsilon_{4t}' \end{pmatrix}, B_i \text{ 为相应的系数矩阵, } \varepsilon_t' \text{ 为白噪声向量。}$$

2. 平稳性检验和估计VAR模型

经过对变量进行的单位根平稳性检验, $\text{Ln}(GDP)$ 、 $\text{Ln}(FDI)$ 、 $\text{Ln}(REER)$ 、 $\text{Ln}(JG)$ 和 $\text{Ln}(ZL)$ 的ADF统计量均大于5%临界值,不能拒绝原假设,说明都不是平稳的,而一阶差分在5%显著性水平下平稳,即为一阶单整时间序列。通过比较对应的AIC值和SC值来确定水平VAR模型的最佳滞后阶数。基于最大滞后期3以及比较0~3阶滞后期的检验值,对于模型一,AIC的最小值是三阶滞后期值(-14.39998),SC的最小值也是三阶滞后期值(-13.55707),所以模型一的最优滞后阶数为三阶;对于模型二,AIC的最小值是三阶滞后期值(-9.958323),SC的最小值也是三阶滞后期值(-9.115413),所以模型二的最优滞后阶数为三阶。

① 原始数据整理及其预处理过程不在此列出,如有需要作者可另行提供。

为了考察变量之间构成的 VAR 模型是否稳定，需要检验 VAR 的单位根。模型一和模型二分别在滞后两期时的 AR 单位根的根模倒数都小于 1，说明两个 VAR 模型是稳定的。

3. 协整关系

由于变量具有明显的时间趋势，因而确定协整向量中含有截距项。另外，Johansen 检验的滞后阶数设定为 2。根据模型一的检验结果， $[\text{Ln}(JG), \text{Ln}(GDP), \text{Ln}(FDI), \text{Ln}(REER)]$ 在 5% 的显著水平上存在协整关系，意味着各个变量都是遵循随机游走的非平稳序列，且协整个数为 1。可见，人民币实际有效汇率、工业制成品出口占比、外商直接投资和国内生产总值之间具有长期的均衡关系。

模型一表明，协整方程通过了显著性检验，变量之间关系是稳定的。人民币汇率促进商品结构第一层优化，并且对出口商品结构的优化作用要强于国内生产总值和外商直接投资。模型二结果表明，协整方程显著，变量关系稳定。REER 的升值将微弱提高资本、技术密集型产品的出口比值，国内生产总值对其具有正向作用，而外商直接投资作用为负。

4. 短期波动关系

接下来构建误差修正模型（VECM）考察变量之间的短期波动关系。估计结果包含了 4 个误差修正模型，以下列出两个模型中第一个误差修正模型的估计结果。

模型表现工业制成品出口占比衡量的出口商品结构与 REER 之间的关系表现：REER 对工业制成品出口占比的传递效应是一种长期均衡关系对短期波动“负反馈”的调整；预期对出口有负向作用；人民币实际有效汇率对工业制成品出口短期为负，长期为正。

误差修正模型刻画了资本、技术密集型产品出口比值与 REER 之间的关系，与工业制成品出口占比与 REER 之间的联系相似。然而不同的是，人民币实际有效汇率在短期内对中国资本、技术密集型产品的出口却具有促进作用。

比较协整方程和误差修正模型系数可以认为，第一层面出口商品结构优化的主要推动作用来自人民币实际有效汇率，第二层面出口商品结构优化的主要推动作用来自国内生产总值。比较模型一和模型二汇率的长短期系数可以看出，长期来看，人民币升值有利于中国出口商品结构的优化。

5. 动态关系

运用脉冲响应函数和方差分解分析 REER 与出口商品结构之间的动态关系，结果表明， $\text{Ln}JG$ 、 $\text{Ln}ZL$ 对自身的影响力远大于其他解释变量，REER 的上升对工业制成品出口占比的影响为负，但对资本、技术密集型产品出口比值的影响先为正后为负，短期 REER 升值有利于出口商品改善。

经过方差分解考察各个变量分别对两个层面出口商品结构的贡献度（10 期）可以发现：工业制成品出口占比自身的贡献最大，依次为外商直接投资、人民币实际

表 1 模型估计结果

模型一					模型二				
	LnJG	LnREER	LnGDP	LnFDI		LnZL	LnREER	LnGDP	LnFDI
LnJG(-1)	0.286001	-0.115125	2.845546	-0.959011	LnZL(-1)	0.356539	-0.004827	0.337627	0.095376
	[4.09408]	[-0.81205]	[1.01427]	[-0.60105]		[5.06513]	[-0.30052]	[1.05658]	[0.52584]
LnJG(-2)	0.393413	-0.077586	-0.62036	1.259047	LnZL(-2)	0.392843	0.000863	0.003177	0.158535
	[6.02050]	[-0.58505]	[-0.23639]	[0.84357]		[5.76390]	[0.05551]	[0.01027]	[0.90272]
LnJG(-3)	0.215449	0.099234	0.835782	1.391008	LnZL(-3)	0.210078	-0.010667	-0.056423	-0.065829
	[3.17124]	[0.71974]	[0.30632]	[0.89642]		[3.00791]	[-0.66932]	[-0.17796]	[-0.36579]
LnREER(-1)	-0.010039	1.250296	-0.407137	0.456927	LnREER(-1)	0.263886	1.241434	-0.166795	0.623452
	[-0.28650]	[17.5824]	[-0.28932]	[0.57093]		[0.83973]	[17.3120]	[-0.11692]	[0.76994]
LnREER(-2)	-0.013871	-0.351912	-0.293083	1.202623	LnREER(-2)	-0.8689	-0.348155	-0.544201	1.131608
	[-0.25348]	[-3.16893]	[-0.13336]	[0.96223]		[-1.77269]	[-3.11269]	[-0.24457]	[0.89596]
LnREER(-3)	0.014753	0.071051	0.541577	-1.389296	LnREER(-3)	0.585324	0.070187	0.628771	-1.409411
	[0.42326]	[1.00446]	[0.38690]	[-1.74514]		[1.88271]	[0.98934]	[0.44552]	[-1.75936]
LnGDP(-1)	0.000446	0.001554	-0.043262	0.008628	LnGDP(-1)	0.005999	0.002590	-0.050616	0.003999
	[0.39998]	[0.68678]	[-0.96597]	[0.33874]		[0.59152]	[1.11914]	[-1.09946]	[0.15302]
LnGDP(-2)	-6.84E-05	-0.003683	-0.014855	0.051496	LnGDP(-2)	0.000245	-0.002573	-0.021819	0.044422
	[-0.06115]	[-1.62228]	[-0.33065]	[2.01538]		[0.02389]	[-1.09905]	[-0.46850]	[1.68038]
LnGDP(-3)	-0.000382	-0.001672	0.784654	-0.004154	LnGDP(-3)	0.001605	-0.000719	0.778631	-0.009716
	[-0.34276]	[-0.73887]	[17.5190]	[-0.16309]		[0.15755]	[-0.30947]	[16.8379]	[-0.37018]
LnFDI(-1)	8.17E-05	0.004919	0.050941	0.309091	LnFDI(-1)	0.022324	0.006566	0.051107	0.312863
	[0.02663]	[0.79010]	[0.41344]	[4.41087]		[0.81787]	[1.05412]	[0.41245]	[4.44825]
LnFDI(-2)	0.006209	-0.001616	0.032590	0.324471	LnFDI(-2)	0.012820	-0.000407	0.032201	0.323809
	[2.02827]	[-0.26013]	[0.26510]	[4.64076]		[0.46944]	[-0.06534]	[0.25974]	[4.60150]
LnFDI(-3)	-0.000365	0.012204	-0.038403	0.156895	LnFDI(-3)	-0.037789	0.011227	-0.023418	0.145779
	[-0.11725]	[1.93100]	[-0.30706]	[2.20579]		[-1.39174]	[1.81199]	[-0.18999]	[2.08365]
C	-0.015693	0.039006	3.240298	0.153029	C	0.047318	0.028010	2.710668	-0.098512
	[-0.45283]	[0.55460]	[2.32816]	[0.19333]		[0.16918]	[0.43887]	[2.13492]	[-0.13669]
R ²	0.955126	0.984415	0.810147	0.905215	R ²	0.970128	0.984553	0.809834	0.905429
R ²	0.952393	0.983466	0.798583	0.899441	R ²	0.968309	0.983612	0.798251	0.899668
S.E.	0.005990	0.012156	0.240558	0.136812	S.E.	0.053035	0.012102	0.240756	0.136657
F 统计量	349.4240	1,036.939	70.05387	156.7817	F 统计量	533.1592	1,046.349	69.91161	157.1738

注：[] 中的数值为 *t* 统计量。

表 2 正规化后的协整方程

模型一					模型二			
LnJG	LnREER	LnGDP	LnFDI	C	LnZL	LnREER	LnGDP	LnFDI
1.000000	0.176034	0.027137	-0.108098	-0.076816	1.000000	1.787819	0.062598	-1.037409
	(0.05565)	(0.01524)	(0.01889)	(0.23639)		(0.18769)	(0.11385)	(0.14491)

注：() 中的数值为标准差。

表 3 VECM 估计结果

模型一					模型二				
	D(LnG)	D(LnREER)	D(LnGDP)	D(LnFDI)		D(LnZL)	D(LnREER)	D(LnGDP)	D(LnFDI)
截距项	-0.07546	-0.12969	-0.6407	1.485955	截距项	-0.00656	-0.01656	-0.01919	0.199681
	[-3.43768]	[-2.93121]	[-0.71680]	[2.96443]		[-0.30133]	[-3.41934]	[-0.19468]	[3.65302]
D(LnJG(-1))	-0.61291	-0.00739	2.809869	-2.09904	D(LnZL(-1))	-0.58326	0.011860	0.326335	-0.0786
	[-9.09680]	[-0.05442]	[1.02415]	[-1.36424]		[-8.11782]	[0.74181]	[1.00265]	[-0.43548]
D(LnJG(-2))	-0.20834	-0.09685	0.802120	-0.89286	D(LnZL(-2))	-0.17868	0.012073	0.211142	0.086039
	[-3.12629]	[-0.72100]	[0.29558]	[-0.58670]		[-2.55768]	[0.77669]	[0.66720]	[0.49027]
D(LnREER(-1))	-0.00254	0.285259	-0.24178	0.198828	D(LnREER(-1))	0.303226	0.280072	-0.03266	0.348335
	[-0.07368]	[4.10561]	[-0.17224]	[0.25258]		[0.96746]	[4.01594]	[-0.02300]	[0.44241]
D(LnREER(-2))	-0.01512	-0.07036	-0.52757	1.390182	D(LnREER(-2))	-0.59601	-0.0716	-0.57878	1.442196
	[-0.43673]	[-1.00838]	[-0.37426]	[1.75858]		[-1.89818]	[-1.02480]	[-0.40692]	[1.82840]
D(LnGDP(-1))	0.001847	0.005176	-0.9397	-0.03565	D(LnGDP(-1))	0.004113	0.003546	-0.95192	-0.01661
	[1.97170]	[2.74091]	[-24.6291]	[-1.66597]		[0.53163]	[2.05982]	[-27.1648]	[-0.85457]
D(LnGDP(-2))	0.001099	0.001583	-0.86807	0.010780	D(LnGDP(-2))	0.001429	0.000863	-0.87452	0.018897
	[1.24628]	[0.89052]	[-24.1751]	[0.53532]		[0.18406]	[0.49936]	[-24.8593]	[0.96866]
D(LnFDI(-1))	-0.00716	-0.00926	-0.00468	-0.50364	D(LnFDI(-1))	0.021385	-0.01009	0.031027	-0.47094
	[-2.09577]	[-1.34504]	[-0.03364]	[-6.45404]		[0.70392]	[-1.49270]	[0.22546]	[-6.17081]
D(LnFDI(-2))	-0.00017	-0.01145	0.033773	-0.16315	D(LnFDI(-2))	0.037261	-0.01061	0.051074	-0.14394
	[-0.05530]	[-1.82783]	[0.26681]	[-2.29837]		[1.35539]	[-1.73429]	[0.41012]	[-2.08419]
R^2	0.353627	0.121871	0.824008	0.338137	R^2	0.308323	0.133159	0.823580	0.351226
S.E.	0.006010	0.012114	0.244733	0.137247	S.E.	0.054091	0.012036	0.245030	0.135883
F 统计量	13.74575	3.486979	117.6369	12.83600	F 统计量	11.19973	3.859563	117.2912	13.60188

注：[] 中的数值为 t 统计量。

表 4 出口商品结构弹性系数的比较

模型	变量	长期弹性	短期弹性
I	$\ln(REER)$	0.176034	-0.002540
	$\ln(GDP)$	0.027137	0.001847
	$\ln(FDI)$	-0.108098	-0.007162
II	$\ln(REER)$	1.787819	0.303226
	$\ln(GDP)$	0.062598	0.004113
	$\ln(FDI)$	-1.037409	0.021385

有效汇率、国内生产总值。按照各个变量对资本、技术密集型产品出口占比的长期（10期）贡献度排序，人民币汇率大于外商直接投资的贡献，其他排序均不变。

四、未来变动的 5 种情景：2016~2020 年

为了模拟人民币实际有效汇率变动对中国出口商品结构的影响，以下设计 5 种汇率变动的未来情景，探讨 2016~2020 年中国出口商品结构的变化。

情景 1：保持 2016 年变动前的水平。根据国际清算银行的数据，2015 年 12 月人民币实际有效汇率为 130.27（2010 年为基期），以此作为 2016~2020 年的汇率水平。

情景 2：按照预期的渐进方式升值。参考苏格兰皇家银行（2015），我们假设从 2016 年开始人民币实际有效汇率按照年度 1.9% 的固定规则升值，至 2020 年 12 月升值到 121.1183。^①

情景 3：同幅度的一揽子方式升值。升值的幅度与情景 2 相同，但是采取一揽子升值的方式（广场协议式升值），即 2016 年 1 月实际汇率水平直接升值到 121.1183，之后在 2020 年之前保持不变。

情景 4：保持实际汇率增长率趋势。假定人民币实际有效汇率按照 2010 年 1 月至 2015 年 12 月的增长率趋势变动，根据 2010~2015 年国际清算银行的月度数据（2010 年为基期），基于 2016 年 1 月至 2020 年 12 月的汇率变动得到序列 $REERf$ 。我们把人民币实际有效汇率序列视为平稳序列，滞后阶数为 2，利用对 $REER=c_0+c_1 \times REER(-1)+c_2 \times REER(-2)+\varepsilon$ 的回归模拟人民币实际有效汇率的变动。^②

情景 5：保持实际汇率变动趋势。利用实际有效汇率月度数据的滤波序列 $REERhp$ ，粗略刻画实际汇率变动趋势，回归方程为：

$$REERhp=c_0+c_1 \times REERhp(-1)+c_2 \times REERhp(-2)+\varepsilon \quad (3)$$

各个情景的人民币实际有效汇率指数变动路径的汇总如图 1 所示，表示保持不变的情形（情景 1）、通常探讨的情形（情景 2、情景 3）以及正在进行的情形（情

① 由于采用的是月度数据，需将年度增长率转化为月度增长率来求解。

②③ 限于篇幅，不在此报告人民币实际有效汇率增长率的结果，如有需要作者可另行提供。

景 4、情景 5)。从 2016 年 1 月开始,考察 2020 年 12 月以前的情况,可以发现人民币总体呈升值趋势,但是升值幅度不同,由大到小分别是情景 5> 情景 2> 情景 3> 情景 1> 情景 4。

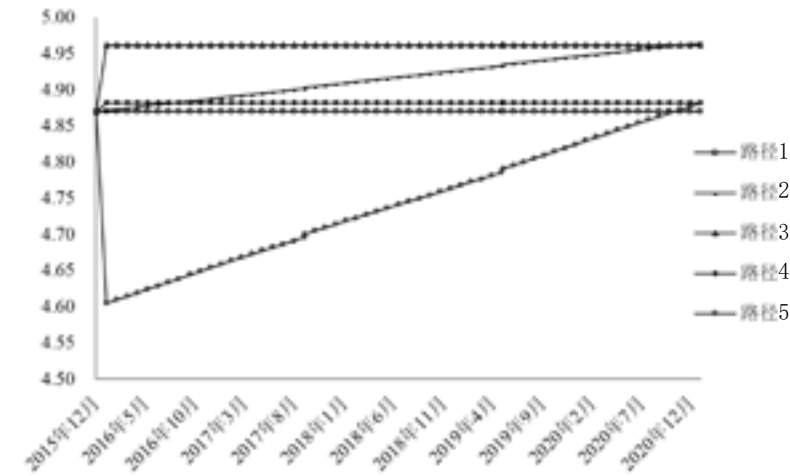


图 1 基于情景 1~5 的人民币实际有效汇率升值路径

注：纵轴数值表示人民币实际有效汇率指数的对数值。

前述实证分析表明人民币汇率对工业制成品出口占比的提升作用更为明显,接下来在模型一基础上建立不同汇率变动路径下针对出口商品结构变动情景分析系统。除人民币实际有效汇率之外,还有国内生产总值、外商直接投资和出口商品结构的对数序列。我们按照 VAR 模型一获得情景分析数据,如图 2 所示。

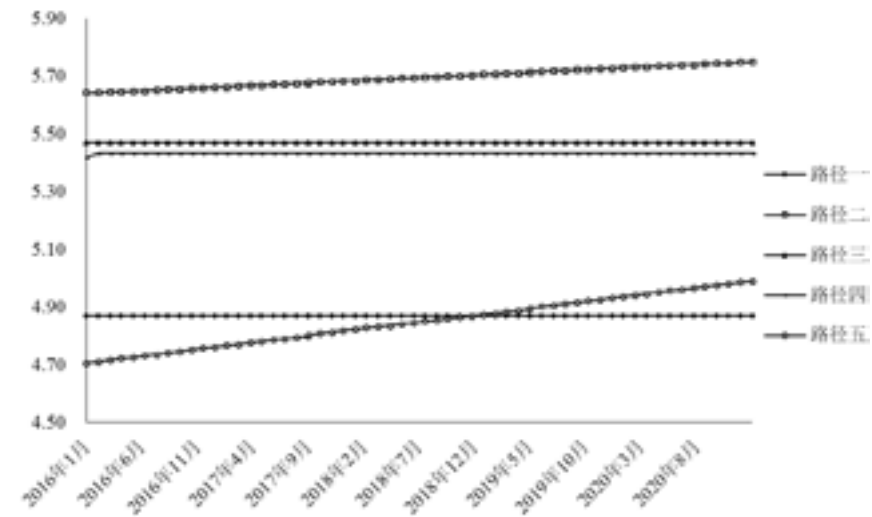


图 2 人民币实际有效汇率不同变动路径下的出口商品结构情景

注：纵轴数值表示工业制成品出口占比对数值的绝对值。

可以看出,在各种汇率变动路径下,出口商品结构的变动存在差异,但是差别

并不明显。总体上看,大部分变动路径(路径1、路径2、路径4和路径5)表明,在中国未来出口商品结构中,工业制成品出口在总出口中所占的比重仍然继续上升,而初级产品在总出口中所占的比重逐渐下降。因此,人民币升值总体上有利于提高工业制成品的出口占比,促进出口商品结构的优化。但是,不同的升值幅度和升值方式所引起的出口商品结构变动是不同的。

基于不同的升值幅度进行比较,可以明确升值幅度差异对出口商品结构的影响。路径1、路径2、路径4和路径5均采用渐进升值方式,但是最终实现的升值幅度和方式各不相同。路径5最终实现的出口商品结构比值最高,变动幅度也最大;其次是路径1,保持2016年底的汇率水平,出口商品中工业制成品的比重较高;路径4可以看作基于当前升值路径进行变动,所引起的商品结构变动比较缓和,变动幅度居中;路径2按照固定规则升值,升值幅度虽然较大,但引起出口商品结构的变动幅度不大,工业制成品占比仅上升1.98%,基本保持出口商品结构变动的连续性。

就相同升值幅度、不同升值方式而言,路径2和路径3最终均实现相同的升值目标,但引起出口商品结构变动的路径却不相同。两者出口商品结构在2016年之后差别不大,逐渐趋于平稳上升,但是路径2早期的波动幅度较小。这是因为路径2采取逐月渐进的升值策略,而路径3采取广场协议式的一揽子大幅升值,这说明短期内一揽子大幅升值方式对中国出口商品结构具有一定的不利影响。

通过以上情景模拟可以得出如下结论:人民币升值能够优化中国出口商品结构,其中升值方式的选择十分关键,因为不同的升值策略引起出口商品结构变动的路径不同。除了路径3,其余路径虽然所代表的升值幅度以及最终实现的工业制成品出口占比都不相同,但是基本都保持了出口商品结构变动的连续性,而路径3采取一揽子大幅升值的方式,对出口商品结构的冲击最大,导致中国工业制成品出口占比的较大波动,所以,为了实现出口贸易的稳定发展,渐进的升值方式是较好的选择。

五、结论与政策建议

本文在当前中国要素成本不断上升的背景下,从汇率价格传递的视角建立了汇率变动影响出口商品结构的理论分析框架,较为系统地梳理汇率的价格传导机制,分别从价格弹性、生产投入和要素价格3个角度揭示了汇率变动影响不同类型产品相对价格进而改变出口商品结构的内在机理,并在此基础上就价格弹性、贸易结构的长短期关系以及未来的变动对其进行了实证分析。

首先,绝对购买力平价关系成立是比较优势向竞争优势转化的一般汇率条件,但在现实中如果名义汇率与绝对购买力平价发生了偏离,则竞争优势和比较优势会发生偏离,引起这种竞争优劣势地位转变的直接原因就是汇率变动导致商品本外币价格的比较发生改变。本币的升值或贬值会改变国内外商品的相对价格,从而影响国内商品在国际市场上的贸易条件,长期来看将改变一国出口商品结构。具体而言,

本币升值有利于较多利用进口投入品价格竞争力，提高该产品在出口商品结构中的比重。本币升值提高了国内工资和利率之比，劳动密集型产品的成本相对资本密集型产品上升较快，使劳动密集型产品的国际竞争力下降、资本密集型产品的边际生产力提高，结果是劳动密集型产品的产量下降、资本密集型产品的产量增加，所以出口商品结构受本币升值而优化。

其次，在要素成本上升的背景下，人民币升值微弱抑制中国整体出口，不同商品受到影响的程度不同。升值将减少初级产品和劳动密集型产品的出口，增加部分资本、技术密集型产品的出口，长期内将提高工业制成品和资本、技术密集型产品出口比例。由于人民币汇率的长期弹性要大于短期，这种结构优化将是一个长期过程，在这一影响过程中，不同商品具有的汇率价格传递弹性大小不同，不同的升值方式和升值幅度所导致的出口商品结构变动是不同的，实现中国对外贸易的中长期稳定发展，渐进的升值方式是较好的选择。

最后，自 2005 年 7 月以来，人民币汇率市场化形成机制改革初见成效，在实际有效汇率的层面上，人民币不断升值，在此背景下应综合运用汇率政策、利率政策和财税政策等多种调控措施进一步优化中国出口商品结构，推动中国外贸中长期发展。

在当前中国要素成本不断上升的背景下，就提升出口商品结构，推动中国外贸中长期发展，给出政策建议如下：

其一，在完善汇率市场化形成机制的过程中，可以适当增强汇率弹性使其双向浮动更加明显，在实现货币政策有效性的同时强化汇率对进出口贸易的调节效应。

其二，升值幅度过大会使原本处于比较劣势的出口行业遭受打击，所以汇率市场化应是渐进的、自主的和可控的，稳健和小幅调整才能减少汇率变动对出口商品结构乃至进出口贸易的不利影响。

其三，应在总量分析的基础上区别对待不同商品，政策制定要充分考虑对汇率风险的敏感性和规避能力的不同可能导致的对不同商品出口产生的差别影响。

其四，可以利用人民币升值带来进口成本下降这一时机，结合利率政策和财税政策，以适宜行业可持续发展为原则进行资源重配，调整进出口商品结构，以达到优化国内生产布局、转变外贸发展方式的目的。

参考文献：

- [1] Auer, R., Chaney, T. Cost Pass Through in a Competitive Model of Pricing-to-Market[J]. Swiss National Bank Working Paper, 2008.
- [2] Backus, D. K., Kahoe, P. J., Kydland, F. E. Dynamics of the Trade Balance and the Terms of Trade: The J-Curve? [J]. American Economic Review, 1994,84(1).
- [3] Berman, N., Martin, P., Mayer, T. How Do Different Exporters React to Exchange Rate Changes?[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2012,127 (1).
- [4] Boyd, D., Caporale, M. G., Smith, R. Real Exchange Rate Effects on the Balance of Trade: Cointegration and the Marshall-Lerner Condition[J]. International Journal of Finance and Economics, 2001,(6).

- [5] Cerra, V., Soikkeli, J., Saxena, S. How Competitive Is Irish Manufacturing?[J]. *Economic and Social Review*, 2003, 34.
- [6] Chen, Yu-chin, Rogoff, K. Commodity Currencies[J]. *Journal of International Economics*, 2003, 60 (1).
- [7] Chou, W. L. Exchange Rate Variability and China's Exports[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2000, 28.
- [8] Dornbusch, R. Exchange Rates and Prices[J]. *American Economic Review*, 1987, 77.
- [9] Eichengreen, B. Exchange Rate Stability and Financial Stability[J]. *Open Economies Review*, 1998, 9(1).
- [10] Goldstein, M., Khan, M. Income and Price Elasticities in Foreign Trade Handbook of International Economics[J]. Amsterdam: North-Holland, 1985, Volume 2.
- [11] Klein, Michael W. Macroeconomic Aspects of Exchange Rate Pass-through[J]. *Journal of International Money and Finance*, 1990, vol.9(4).
- [12] Pesaran, M. H., Shin, Y., Smith, R. P. Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels[J]. *Journal of the American Statistical Association*, 1999, 94.
- [13] 毕玉江, 朱钟棣. 人民币汇率变动对中国商品出口价格的传递效应 [J]. *世界经济*, 2007, (5).
- [14] 陈六傅, 钱学锋, 刘厚俊. 人民币实际汇率波动风险对我国各类企业出口的影响 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2007, (7).
- [15] 胡冬梅, 郑尊信, 潘世明. 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 [J]. *世界经济*, 2010, (6).
- [16] 李宏彬, 马弘, 熊艳艳, 徐嫒. 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 [J]. *金融研究*, 2011, (2).
- [17] 李志斌. 人民币实际有效汇率调整及其波动率与中美贸易收支 [J]. *国际贸易问题*, 2009, (1).
- [18] 林清泉, 杨丰. 中国进出口贸易的 J 曲线效应分析 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2007, (11).
- [19] 马君潞, 王博, 杨新铭. 人民币汇率变动对我国出口贸易结构的影响研究——基于 SITC 标准产业数据的实证分析 [J]. *国际金融研究*, 2010, (12).
- [20] 张晓莉, 刘启仁. 汇率弹性、货币篮设计与政策实效分析 [J]. *经济研究*, 2011, (11).
- [21] 曾铮, 张亚斌. 人民币实际汇率升值与中国出口商品结构调整 [J]. *世界经济*, 2007, (5).

RMB Exchange Rate and China's Export Commodity Structure: Short-Term, Long-Term and Future

ZHENG Ganshu CAI Hongbo WENG Xin

Abstract: This paper explains how exchange rate change affects the export commodity structure based on price elasticity, production inputs, and factor prices, and we get some empirical evidence from the perspectives of price elasticity, long short-term and future. The main results show RMB appreciation slightly cuts down China's overall export. It reduces the export of primary products and labor-intensive products, increases the export of capital, technology-intensive products, so the export commodity structure can be optimized in a long run. Different commodity has different price transmission elasticity of the exchange change, and this transmission on China's export commodity structure is imperfect. The changes of the export structure perform differently by different ways and extents of RMB appreciation. Progressive appreciation of the way is a better choice.

Keywords: RMB exchange rate; export commodity structure

(责任编辑: 张建华)