

Doi:10.11835/j.issn.1008-5831.jg.2019.09.008

欢迎按以下格式引用:谢非,胡小英.人民币汇率失调对我国进出口行业影响的异质性研究[J].重庆大学学报(社会科学版),2020(4):54-69. Doi:10.11835/j.issn.1008-5831.jg.2019.09.008.



Citation Format: XIE Fei, HU Xiaoying. Research on the heterogenous impacts of RMB exchange rate misalignment on China's import and export industry [J]. Journal of Chongqing University (Social Science Edition), 2020(4):54-69. Doi:10.11835/j.issn.1008-5831.jg.2019.09.008.

人民币汇率失调对我国进出口行业影响的异质性研究

谢非,胡小英

(重庆理工大学经济金融学院,重庆 400054)

摘要:汇率波动及失调是影响国际贸易的重要因素。文章运用行为均衡汇率(BEER)模型对1994—2018年的人民币汇率失调进行测度;同时,基于国际贸易标准分类(SITC),选取我国同期的10类进出口行业年度数据,运用自回归分布滞后(ARDL)模型与误差修正(ECM)模型研究人民币汇率失调对不同行业进口额与出口额的影响。研究发现:当前人民币实际有效汇率有轻微失调;人民币汇率失调对进出口行业的影响存在异质性,且具有不同的时滞效应;整体上,汇率失调对进口的影响比对出口的影响大,长期汇率失调对进出口的影响比短期汇率失调对进出口的影响大,且二者对进出口影响的方向在不同时段不同行业间并非全部一致。因此,建议构建和完善人民币汇率管理长效机制和应急机制,开发多元化汇率风险对冲工具,以及实施差异化的进出口行业发展策略和企业汇率风险管理策略。

关键词:人民币汇率;汇率失调;进出口贸易;行业异质性;ARDL模型

中图分类号:F832.6;F752.6 **文献标志码:**A **文章编号:**1008-5831(2020)04-0054-16

降低人民币汇率风险,尤其是降低人民币汇率异常波动风险,是“稳外贸”的重要举措。汇率市场化改革、人民币入篮以及外资股比放宽等因素促使人民币汇率波动幅度及频率扩大,人民币汇率高估或低估现象时有发生。根据国际货币基金组织(International Monetary Fund, IMF)公布的数据,1994年1月至2018年12月,人民币实际有效汇率累计升值61.96%,月度最大波幅为5.08%。近年来,人民币汇率波动幅度及频率进一步扩大,汇率风险进一步凸显。在“8.11汇改”之时,人民币

修回日期:2019-09-20

基金项目:国家社会科学基金项目“贸易摩擦及人民币汇率失衡对我国进出口行业影响的异质性研究”(19XJY017);重庆市教育委员会人文社会科学基金项目“重庆市深化自贸区建设和金融扩大开放问题研究”(18SKCS001)

作者简介:谢非(1964—),男,四川人,重庆理工大学经济金融学院教授,博士,主要从事汇率风险管理研究,Email:xf@cqut.edu.cn。

一次性贬值 2% 引发市场恐慌;2018 年受中美贸易摩擦等内外部因素的影响,人民币兑美元汇率出现 9.8% 的较大幅度波动,合理均衡下的人民币汇率或出现失调现象。

改革开放以来,我国已成为最大的货物贸易国。海关总署统计数据显示,2018 年我国国际贸易出现了以下新特征:第一,进出口总值达 30.51 万亿元,增速较 2017 年下降 1.7 个百分点;第二,农产品进口开始从发达国家转向发展中国家,机械及电子信息产品的出口开始从周边国家及地区转向“一带一路”沿线国家及地区;第三,食品类行业进口较上一年增加了 36.44%,出口较上一年增加了 32.4%,而木制品类行业进口较上一年增长了 5.4%,出口却较上一年减少了 0.54%。由于汇率是影响进出口的重要因素,那么由汇率波动引起的汇率失调会对进出口贸易产生影响吗?汇率失调对各行业进出口的影响存在异质性吗?因此,本文基于国际贸易标准分类(Standard International Trade Classification, SITC),研究汇率失调对我国 10 类进出口行业的影响,这对于实施差异化的行业进出口发展策略和企业汇率风险管理策略,进而“稳外贸”具有重要的现实意义。

一、文献综述

1976 年牙买加协议的签订正式宣告了黄金非货币化和浮动汇率合法化。伴随着汇率的波动,学者开始探讨均衡汇率,由此形成均衡汇率理论。均衡汇率的概念最早由 Williamson^[1] 提出,并进一步提出均衡汇率的测算方法——基本因素均衡汇率(Fundamental Equilibrium Exchange Rate, FEER)模型,不过该模型只分析了中长期基本面因素对汇率的影响,而没有考虑短期周期性因素和随机干扰因素的影响。随后 MacDonald 和 Clark^[2] 提出行为均衡汇率(Behavioral Equilibrium Exchange Rate, BEER)模型,克服了 FEER 模型的上述缺陷。由于该方法可操作性较强,对于一个特定国家纵向汇率分析具有优势,因此被学者广泛应用。国内学者周源和唐晓婕^[3]、严太华和程欢^[4]、姚宇惠和王育森^[5] 都运用 BEER 模型对均衡汇率和汇率失调进行了研究,研究结果皆表明,人民币实际有效汇率高估与低估交替出现,并非持续低估或高估。然后是购买力平价(Purchasing Power Parity, PPP)均衡汇率模型,在实证研究中大都采用拓展的 PPP 方法,如 Cheung 等^[6]。国内学者刘阳^[7]、王磊和范超^[8] 也运用该模型进行了相关研究。基于购买力平价的均衡汇率模型最为简单和直接,但购买力平价成立的条件太过苛刻,制约了该模型的实际有效性。

浮动汇率制及全球经济一体化加剧了人民币汇率波动,使国际贸易汇率风险凸显^[9]。王全意和张澜基于人民币实际有效汇率进行研究,结果表明实际有效汇率的波动对经常账户余额具有负向影响^[10]。汇率失调是汇率风险的一种表现形式,也被称为汇率错位,是指实际汇率相对于均衡汇率的偏离,存在高估和低估两种情况。关于汇率失调对进出口影响,国内外学者还没有形成统一的意见。大部分研究认为汇率失调的影响是负向的,如 Obstfeld 和 Rogoff^[11] 研究指出新兴市场货币低估是导致全球经济失衡的根本原因。国内学者韩国高认为实际汇率错位对中美出口贸易产生了显著的负向影响^[12]。宫旭红和曹云祥研究显示汇率失衡程度决定经常账户失衡惯性,当汇率偏离均衡汇率值超过一定的阈值时,汇率失衡将加剧经常账户失衡持续性^[13]。王铮等指出人民币大幅贬值不利于我国产业结构优化和技术创新^[14]。同样持有负向观点的还有金祥义和张文菲^[15]、吴丽华和王锋^[16]。但也有研究表明汇率失调对进出口贸易具有正向作用,如 Mckenzie^[17]。Krugman 和

Obstfeld^[18]、巴曙松和王群^[19]、李利^[20]进一步指出汇率升值能够使贸易结构得到优化。现有研究很少从行业层面对汇率失调的效应进行对比分析,只有少部分的文献从商品角度和产业角度进行分析,如王宇雯^[21]发现中国不同商品的出口部门受到汇率错位及波动的影响不同,而李腊生和高书丽^[22]研究制造业发现,无论在中短期,汇率错位及波动都将对其造成显著的负面影响。从行业角度的方面,普遍研究的是汇率波动对进出口的影响,如马君潞等^[23]、袁中国和郑雯^[24]从行业角度研究了人民币实际汇率波动对外向型企业进出口的影响。

本文基于已有的研究成果,综合借鉴学者对汇率失调及汇率波动对行业影响的研究,基于国际贸易标准分类(SITC),分析汇率失调对10类进出口行业影响的异质性,并基于此提出汇率管理及行业差异化发展的对策建议。

二、汇率失调程度测度

(一) 理论模型

行为均衡汇率(BEER)模型由 MacDonald 和 Clark^[2]提出,该模型的关键是识别出影响人民币实际有效汇率的中长期基本面因素和短期随机因素,在时间分析框架内证明协整关系存在的情况下导出均衡汇率,进而得到汇率失调。其基础的模型形式可以表示如下:

$$Y_t = \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + \mu_t \quad (1)$$

其中 Y_t 表示实际有效汇率, X_{1t} 、 X_{2t} 和 X_{3t} 分别表示长期、中期和短期的汇率影响因素对应的经济变量组成的向量, β_1 、 β_2 、 β_3 表示系数矩阵, μ_t 表示随机扰动项。

不包括随机扰动项 μ_t 时可得式(2), (2)式中的 Y_t^* 表示用经济变量当前数据计算得出的当前均衡汇率。式(1)与式(2)之差为当前汇率失调(Current Misalignment, CMT)。

$$Y_t^* = \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_{3t} \quad (2)$$

运用滤波技术可以得到变量的长期均衡值 LFX_{1t} 、 LFX_{2t} 和 LFX_{3t} , 则有式(3)。式(1)与式(3)之差为长期汇率失调(Long-term Misalignment, TMT)。

$$LFY_t = \beta_1 LFX_{1t} + \beta_2 LFX_{2t} + \beta_3 LFX_{3t} \quad (3)$$

(二) 变量选取与解释

本文综合参考 MacDonald 和 Clark^[2]、严太华和程欢^[4]、姚宇惠和王育森^[5]等关于人民币实际有效汇率失调的研究,选取人民币实际有效汇率(Real Effective Exchange Rate, REER)作为被解释变量,选取劳动生产率(Labour Productivity, LP)、贸易条件(Terms of Trade, TOT)、贸易开放度(Trade openness, TO)、国外净资产(Net Foreign Assets, NFA)、政府支出(Government Expenditure, GE)、广义货币供应量(Money Supply, MS)作为解释变量。因此本文的 BEER 模型可以具体表示为:

$$REER = \alpha + \beta_1 LP + \beta_2 TOT + \beta_3 TO + \beta_4 NFA + \beta_5 GE + \beta_6 MS + \mu \quad (4)$$

模型中有关变量的指标选取与数据来源如表1。

为了增加数据的平稳性,对较大的数据项 REER、NFA、GE、MS 进行对数处理,则 BEER 模型为:

$$\ln REER = \alpha + \beta_1 LP + \beta_2 TOT + \beta_3 TO + \beta_4 \ln NFA + \beta_5 \ln GE + \beta_6 \ln MS + \mu \quad (5)$$

表 1 指标选取与数据来源

变量	指标	数据来源
人民币实际有效汇率(REER)	人民币实际有效汇率指数	国际货币基金组织(IMF)
劳动生产率(LP)	中国人均GDP与世界人均GDP之比	世界银行
贸易条件(TOT)	出口商品价格指数与进口商品价格指数之比	中经网统计数据库
贸易开放度(TO)	进出口总额与GDP之比	国家统计局
国外净资产(NFA)	外汇储备	中国人民银行
政府支出(GE)	财政赤字	财政部
广义货币供应量(MS)	M2	中国人民银行

(三) 均衡汇率与汇率失调度量

本文采用的样本区间为1994—2018年,为了避免“伪回归”问题,对经过处理后的样本数据进行ADF检验,检验结果如表2所示。

表 2 各变量 ADF 检验结果

变量	水平检验结果		一阶差分检验结果	
	ADF 值	P 值	ADF 值	P 值
LnREER	-2.586 304	0.288 9	-3.078 929	0.003 7***
LP	-1.952 400	0.595 2	-1.860 855	0.061 0*
TOT	-3.601 926	0.000 9***	-5.426 228	0.000 0***
TO	-1.604 074	0.464 5	-3.272 901	0.002 2***
LnNFA	-1.380 221	0.573 9	-1.643 306	0.093 6*
LnGE	-3.796 905	0.008 7***	-7.347 907	0.000 0***
LnMS	-1.586 422	0.104 2	-5.588 208	0.000 0***

注:***表示在1%显著水平上拒绝原假设,**表示在5%显著水平上拒绝原假设,*表示在10%显著水平上拒绝原假设,下表同。

根据上述检验结果可知,TOT、LnGE为I(0),为平稳时间序列,其余各变量均为I(1),即一阶单整序列。接着采用EngleandGranger检验变量间是否存在协整关系,分两步进行。首先用Eviews9.0对各变量样本数据进行协整回归,估计结果如表3所示。

表 3 协整回归结果

变量	系数	标准误差	t 统计量	概率
C	0.959 934	0.606 583	1.582 527	0.130 9
LP	-0.793 513	0.203 818	-3.893 243	0.001 1
TOT	0.106 594	0.173 456	0.614 528	0.546 6
TO	-0.412 319	0.126 468	-3.260 275	0.004 3
LnNFA	-0.110 463	0.039 697	-2.782 638	0.012 3
LnGE	-0.000 384	0.002 760	-0.138 987	0.891 0
LnMS	0.390 547	0.071 089	5.493 748	0.000 0

然后对回归残差序列进行ADF检验,结果如表4。

表4 回归残差序列 ADF 检验结果

		<i>t</i> 统计量	概率
ADF 统计量		-4.645 742	0.001 3
临界值	1%显著水平	-3.752 946	
	5%显著水平	-2.998 064	
	10%显著水平	-2.638 752	

由表4可以看出,残差序列的 ADF 统计量低于 1%显著水平的临界值,说明残差序列是一个平稳序列,各变量之间存在长期均衡关系,协整方程的估计结果为:

$$\begin{aligned} \text{LnREER} = & 0.9599 - 0.7935\text{LP} + 0.1066\text{TOT} - 0.4123\text{TO} - \\ & 0.1105\text{LnNFA} - 0.0004\text{LnGE} + 0.3905\text{LnMS} \end{aligned} \quad (6)$$

将解释变量的当前值代入式(6)可得当期均衡汇率(Current Equilibrium Exchange Rate, CEER)的对数值,换算得到当期均衡汇率 CEER。则人民币实际汇率的当前汇率失调 $\text{CMT} = (\text{REER} - \text{CEER})/\text{REER} \times 100\%$;采用提取长期均衡值常用的 HP 滤波方法得到各变量的长期均衡值,再将长期均衡值代入式(6)可得长期均衡汇率(Long-term Equilibrium Exchange Rate, LEER)的对数值,再换算得到长期均衡汇率 LEER。则人民币实际汇率的长期汇率失调 $\text{TMT} = (\text{REER} - \text{LEER})/\text{REER} \times 100\%$,具体如图1。

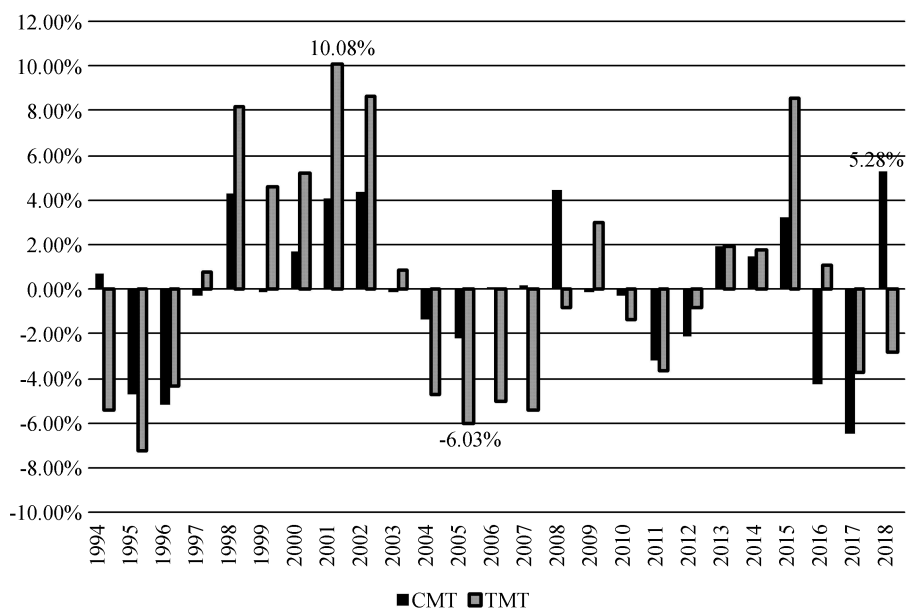


图1 人民币汇率的当前失调程度(CMT)和长期失调程度(TMT)

由图1可以直观地看出人民币实际有效汇率失调在高估与低估间循环往复,这与周源和唐晓婕^[3]、严太华和程欢^[4]、姚宇惠和王育森^[5]等的研究结果具有一致性。具体分析如下。

由图1和表5可得,当前人民币实际有效汇率有轻微失调,近年来,失调程度均在10%以内。当前汇率失调和长期汇率失调总体一致,且具有周期性特征。大多数情况下长期汇率失调程度略高于当前汇率失调程度。1994—2018年期间,对其中15年,当前汇率失调与长期汇率失调符号相同,

即具有方向一致性;对另外 10 年,当前汇率失调与长期汇率失调具有方向相反性。

表 5 人民币实际有效汇率失调情况分析

	失调情况	时间段
当期汇率失调(CMT)	高估(CMT为负)	1995—1997,1999,2003—2005,2009—2012,2016—2017
	低估(CMT为正)	1994,1998,2000—2002,2006—2008,2013—2015,2018
长期汇率失调(TMT)	高估(TMT为负)	1994—1996,2004—2008,2010—2012,2017—2018
	低估(TMT为正)	1997—2003,2009,2013—2016
CMT与TMT符号	一致	1995—1996,1998,2000—2002,2004—2005,2010—2015,2017
	相反	1994,1997,1999,2003,2006—2009,2016,2018

三、人民币汇率失调对我国进出口行业影响的异质性

(一) 模型设定

1. 进口方向

Kenen 和 Rodrik^[25]提出了一个适用于讨论行业分类层面的模型,可以反映各变量间的长期动态关系,袁申国和郑雯^[23]运用该模型研究了汇率波动对外向型企业进出口的影响。本文借鉴袁申国和郑雯^[23]的研究,基于国际贸易标准分类(SITC)层面研究人民币实际有效汇率失调对我国 10 类进口行业影响的异质性研究。本文将汇率失调作为主要变量,由于该模型研究的是长期动态关系,故汇率失调用长期汇率失调(TMT)表示,同时引入收入水平和实际有效汇率水平作为控制变量。需要说明的是这里没有选用汇率波动作为控制变量是因为在后面的数据处理过程中发现汇率波动与汇率失调存在较强的共线性。为了避免时间序列数据可能存在的“异方差”问题,有关变量采用对数形式,由于汇率失调有正负交叉项,不进行对数变换,最终建立如下的实证模型:

$$\ln M_{it} = \alpha + \beta_1 \ln Y_t^c + \beta_2 \ln(\text{REER})_t + \beta_3 \text{TMT}_t + \mu_t \quad (7)$$

其中 M_{it} 表示 t 时期我国第 i 个行业的进口额, Y_t^c 表示 t 时期我国收入水平, REER_t 表示 t 时期人民币实际有效汇率, TMT_t 表示 t 时期人民币实际有效汇率的长期失调, μ_t 表示随机误差项。

式(7)反映的是变量间的长期协整关系,而短期动态分析则需要进一步建立误差修正(ECM)模型,此时汇率失调应用短期汇率失调(即当前汇率失调(CMT))表示。式(7)对应的 ECM 模型为:

$$\Delta \ln M_{it} = c_0 + \sum_{k=1}^{n1} c_{1k} \Delta \ln M_{i,t-k} + \sum_{k=0}^{n2} c_{2k} \Delta \ln Y_{t-k}^c + \sum_{k=0}^{n3} c_{3k} \Delta \ln(\text{REER})_{t-k} + \sum_{k=0}^{n4} c_{4k} \Delta \text{CMT}_{t-k} + \tau \mu_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

其中 μ_{t-1} 表示误差修正项的一阶滞后项,可以通过其系数确定该模型在受到短期冲击后向长期均衡状态调整的情况,并可以量化调整的速度。如果系数 τ 在统计上显著为负, τ 绝对值越大,则表示调整速度越快。

但用方程(7)研究变量的长期动态关系有一定局限,即各变量必须为同阶单整过程。基于此,Pesaran等^[26]应用自回归分布滞后(Autoregressive Distribution Lag, ARDL)模型来检验变量间是否存在长期协整关系,克服了方程(7)的缺陷,不要求变量同为I(0)或I(1)过程,并提出了对应的ECM模型。具体做法为,从方程(7)中解出 μ_t 的线性表达式,并代入方程(8)中 μ_{t-1} 的线性组合中,参考袁申国和郑雯的做法,模型同时考虑各变量的差分项和滞后水平项,则式(8)对应的ARDL模型如下:

$$\Delta \text{Ln}M_{it} = c_0 + \sum_{k=1}^{n1} c_{1k} \Delta \text{Ln}M_{i,t-k} + \sum_{k=0}^{n2} c_{2k} \Delta \text{Ln}Y_{t-k}^w + \sum_{k=0}^{n3} c_{3k} \Delta \text{Ln}(\text{REER})_{t-k} + \sum_{k=0}^{n4} c_{4k} \Delta \text{CMT}_{t-k} + \theta \text{Ln}M_{i,t-1} + \omega_1 \text{Ln}Y_{t-1}^w + \omega_2 \text{Ln}(\text{REER})_{t-1} + \omega_3 \text{TMT}_{t-1} + \mu_t \quad (9)$$

式(9)中差分项的滞后期数由AIC原则确定,使AIC值最小的滞后期数即为差分项的滞后期数。根据Pesaran的做法,可采用F检验及辅助检验判断变量间是否存在长期稳定关系。如果F统计量大于临界值的上界,即可认为存在协整关系;如果F统计量小于临界值的下界,则认为不存在协整关系;而如果F统计量介于临界值的上界和下界之间,则无法确定是否存在协整关系,应进一步通过辅助检验来确定。辅助检验需要借助于误差修正模型(Error Correction Model, ECM),如果 τ 显著为负,则认为存在长期协整关系。进一步,CMT对进口的影响由 C_{4k} 的估计值来反映,而TMT对进口的影响由 ω_3 的估计值来反映。

2. 出口方向

用 X_{it} 表示t时期我国第i个行业的出口额, Y_t^w 表示t时期世界收入水平,其他变量的选取同进出口方向。同理,出口方向的模型为:

$$\text{Ln}X_{it} = \alpha + \beta_1 \text{Ln}Y_t^w + \beta_2 \text{Ln}(\text{REER})_t + \beta_3 \text{LnTMT}_t + \mu_t \quad (10)$$

为了联合检验实际短期汇率失调和长期汇率失调对出口的影响,同理可将方程(4)改写成如下ARDL模型:

$$\Delta \text{Ln}X_{it} = \gamma_0 + \sum_{k=1}^{n1} \gamma_{1k} \Delta \text{Ln}X_{i,t-k} + \sum_{k=0}^{n2} \gamma_{2k} \Delta \text{Ln}Y_{t-k}^w + \sum_{k=0}^{n3} \gamma_{3k} \Delta \text{Ln}(\text{REER})_{t-k} + \sum_{k=0}^{n4} \gamma_{4k} \Delta \text{CMT}_{t-k} + \lambda \text{Ln}X_{i,t-1} + \lambda_1 \text{Ln}Y_{t-1}^w + \lambda_2 \text{Ln}(\text{REER})_{t-1} + \lambda_3 \text{TMT}_{t-1} + \mu_t \quad (11)$$

采用F检验及辅助检验来验证长期协整关系是否成立,进一步,短期汇率失调对出口的影响由 γ_{4k} 的估计值来反映,长期汇率失调对出口的影响由 λ_3 的估计值来反映。

(二) 变量及描述性统计

本文选取相关变量1994—2018年的年度数据作为样本数据,基于国际贸易标准分类(SITC)^①的10类进出口行业层面,研究汇率失调、收入水平及人民币实际汇率对我国进出口行业影响的异质性。为使分析更为全面,也对总的进口、出口进行相应分析。各变量对应的指标选取与数据来源见表6,变量的描述性统计见表7,各行业的进出口情况如图2和图3。

①国际贸易标准分类(SITC)将国际贸易行业分为了10类,第0类(食品及活动物),第1类(饮料及烟类),第2类(非食用原料(燃料除外)),第3类(矿物燃料、润滑油及有关原料),第4类(动植物油、脂及蜡),第5类(化学成品及有关产品),第6类(按原料分类的制成品),第7类(机械及运输设备),第8类(杂项制品),第9类(未分类的商品)。

表 6 指标选取与数据来源

变量	指标	数据来源
第 i 个行业的进口 (M_{it})	第 i 个行业的年进口额	中国统计年鉴及海关统计数据
第 i 个行业的出口 (X_{it})	第 i 个行业的年出口额	中国统计年鉴及海关统计数据
我国的收入水平 (Y_t^c)	中国实际 GDP 指数	IMF 的 IFS 数据库
世界的收入水平 (Y_t^w)	世界发达经济体的工业生产指数	IMF 的 IFS 数据库
实际有效汇率水平 (REER)	人民币实际有效汇率,用于衡量中国对外贸易间的相对价格	IMF 的 IFS 数据库
汇率失调	当前汇率失调 (CMT) 和长期汇率失调 (TMT)	第二部分测算所得

注: $i=0,1,2,\dots,9$,特别第令 $i=00$, M_{00t} 表示总进口额, X_{00t} 表示总出口额。

如式(9)和式(11)所示,对除汇率失调以外的变量对应的时间序列数据进行自然对数变换。

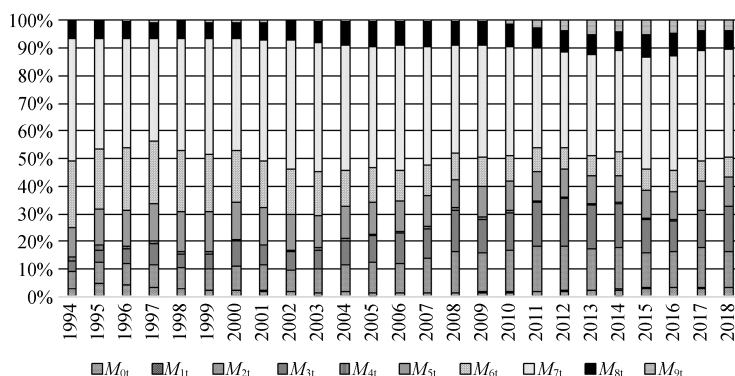


图 2 1994—2018 年 10 类行业的进口情况

表 7 相关变量数据描述性统计分析

相关变量		Mean		Maximum		Minimum		Std. Dev.	
M_{00t}	X_{00t}	9 193. 23	10 986. 15	19 592. 30	23 422. 90	1 156. 20	1 210. 10	6 979. 06	8 482. 44
M_{0t}	X_{0t}	203. 68	315. 32	645. 88	654. 00	31. 37	99. 54	192. 28	200. 76
M_{1t}	X_{1t}	23. 09	17. 83	76. 21	37. 06	0. 68	7. 45	23. 99	9. 45
M_{2t}	X_{2t}	1 243. 62	89. 50	2 969. 42	179. 47	74. 37	35. 19	1 092. 68	47. 33
M_{3t}	X_{3t}	1 244. 35	193. 91	3 486. 09	464. 81	40. 35	40. 69	1 180. 54	121. 97
M_{4t}	X_{4t}	53. 95	4. 22	125. 27	10. 62	7. 63	0. 98	36. 26	2. 39
M_{5t}	X_{5t}	990. 49	621. 39	2 230. 34	1 667. 58	121. 30	62. 36	702. 65	522. 50
M_{6t}	X_{6t}	892. 21	1 856. 31	1 723. 69	4 031. 82	280. 84	232. 18	474. 48	1 420. 30
M_{7t}	X_{7t}	3 672. 60	5 095. 10	8 373. 48	12 055. 48	514. 67	218. 95	2 675. 72	4 204. 08
M_{8t}	X_{8t}	711. 38	2 840. 50	1 434. 18	6 220. 62	67. 68	499. 37	532. 33	2 066. 18
M_{9t}	X_{9t}	261. 93	16. 73	1 047. 36	58. 84	6. 46	0. 04	354. 99	17. 15
Y_t^c		79. 98		176. 58		22. 00		48. 50	
Y_t^w		99. 60		111. 27		79. 55		8. 53	
REER		97. 55		125. 66		72. 76		14. 24	
CMT/ %	TMT/ %	2. 48	4. 24	-6. 44	10. 08	0. 038	0. 77	1. 98	2. 72

注:由于汇率失调有正有负,其绝对值的大小反映汇率失调程度,因此取其绝对值进行计算,Maximum 和 Minimum 最后加上对应时期的符号。

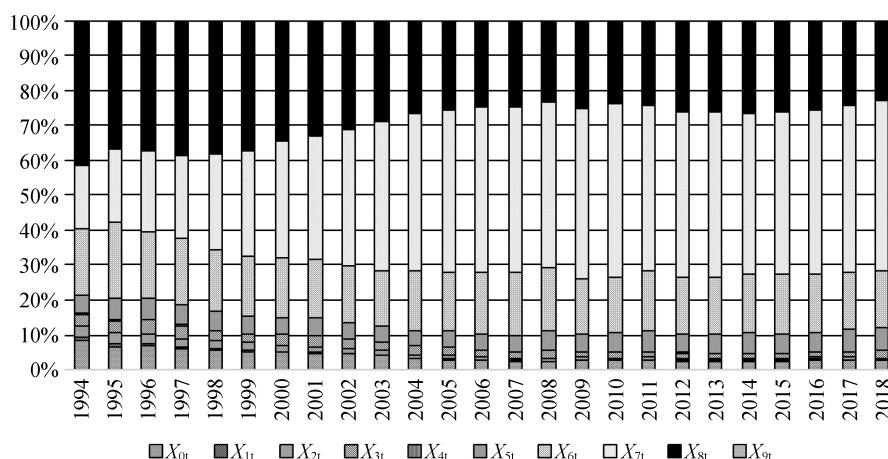


图3 1994—2018年10类行业的出口情况

(三) 实证分析

由于解释变量汇率及汇率失调在10类进出口行业中是相同的,不利于建立面板模型,因此针对各行业的方程分别进行估计。本文用Eviews9.0进行实证检验,估计了出口和进口方向总计22个方程,各行业进出口方向的实证结果如表8—表11。

1. 10类行业进口方向的整体分析

对于所选样本而言(解释变量个数 $m=3$,自由度 $n-m-1=21$),取置信度为90%时, F 统计量临界值的上界为4.87,下界为3.07。如表8所示,总进口和其中8类行业的 F 统计量大于4.87,可判定为存在长期协整关系。而另外第0类和第3类行业的 F 统计量介于上界和下界之间无法肯定变量间是否存在协整关系,需要进一步进行辅助检验。第0类和第3类行业对应的ARDL模型中, ECM_{t-1} 项系数显著为负数。综上,样本总进口和10类行业的进口与解释变量间都存在长期协整关系。接下来,分析包括长期汇率失调在内的各个变量对进口行业长期效应的异质性,并对短期汇率失调的效应进行分析。

(1) 各解释变量对行业进口长期效应的异质性分析。

首先,在总进口和10类行业进口模型中, Y_t 的系数都显著为正,说明随着我国收入水平的提高,从长期看各类行业的进口都有所扩大,但是对比可发现,收入变动对第1类和第9类行业的进口影响最大;然后,在第0类、第1类、第9类行业的进口模型中, $\ln REER$ 的系数显著为正,在总进口和其他行业进口模型中显著为负,说明人民币贬值不利于总进口和大多数行业的进口,这与我们的—般认知是一致的,但是汇率贬值对其中3类行业的影响却是正向的,人民币贬值反而会促进这3类行业进口的增加;最后, TMT 系数在第0类、第1类、第9类行业进口模型中显著为负,在总进口和其他行业进口模型中显著为正。当 TMT 对应的系数为正时,如果 TMT 为正,即人民币实际有效汇率相对于长期均衡汇率低估阶段(见表5),汇率失调程度的扩大会促使总进口和大多数行业的进口增加,使第0类行业等个别行业的进口减少;而 TMT 为负,即人民币实际有效汇率相对于长期均衡汇率高估阶段(见表5),汇率失调程度的扩大会促使总进口和大多数行业的进口减少,使第0类行业等个别行业的进口增加。当 TMT 对应的系数为负时,与以上情况相反。同时,由“模型设定”部

分可知,在 ECM_{t-1} 对应系数显著为负的情况下,系数绝对值越大表示经济模型受到冲击后向长期均衡状态调整的速度越快;因此,根据表 8 可得,在受到同样的经济冲击后,总进口模型向均衡状态调整的速度最快,其次是第 4 类、第 3 类、第 8 类行业进口模型,调整速度最慢的是第 5 类行业进口模型。

表 8 1994—2018 我国 10 类进口行业的估计结果

行业	Constat	$\ln Y_t^c$	$\ln REER$	TMT_t	F	ECM_{t-1}
总进口	27.78(8.12)***	2.93(15.54)***	-6.86(-7.48)***	0.06(5.20)***	19.38	-1.15(-7.5)***
第 0 类	-68.86(-4.42)***	4.96(3.83)***	13.06(4.51)***	-0.16(-4.96)***	4.38	-0.76(-2.94)**
第 1 类	-75.31(-3.03)***	7.40(3.58)***	12.13(2.62)**	-0.15(-2.84)**	34.32	-0.75(-10.71)***
第 2 类	35.20(7.98)***	3.95(16.24)***	-9.91(-8.37)***	0.09(5.99)***	8.08	-0.76(-2.75)**
第 3 类	36.02(4.56)***	4.33(9.91)***	-10.46(-4.93)***	0.10(3.71)***	4.54	-1.10(-2.71)**
第 4 类	35.26(4.24)***	3.05(6.65)***	-9.71(-4.34)***	0.06(2.12)**	7.40	-1.11(-6.49)***
第 5 类	21.12(5.90)***	2.52(12.74)***	-5.50(-5.72)***	0.05(4.21)***	8.10	-0.67(-2.88)**
第 6 类	20.78(7.35)***	1.91(12.20)***	-4.84(-6.38)***	0.04(4.54)***	7.69	-0.73(-3.14)***
第 7 类	25.11(5.61)***	2.79(11.29)***	-6.34(-5.28)***	0.06(3.58)***	8.71	-0.99(-8.85)***
第 8 类	34.96(7.18)***	3.64(13.52)***	-9.65(-7.38)***	0.08(4.99)***	8.41	-1.04(-4.82)***
第 9 类	-206.08(-4.90)***	14.57(4.17)***	37.29(4.77)***	-0.39(-4.37)***	5.39	-0.88(-3.92)***

(2) 短期汇率失调对各行业进口影响的异质性分析。

由“模型设定”部分可知,在进口模型中长期汇率失调对进口的影响由 ω_3 表示,短期汇率失调对进口的影响由 C_{4k} 表示。 ω_3 的分析见第(1)部分。为了考察短期汇率失调对各行业进口影响的异质性,以及短期汇率失调对各行业进口影响与长期汇率失调对各行业进口影响有无关系,两者关系在各行业的进口模型是否相同,接下来对 C_{4k} 与 ω_3 进行对比分析。

由表 9 可知,在总进口和其中 7 类行业的进口模型中,CMT 及其滞后项的系数至少有一个在统计上是显著的。对大部分行业而言,CMT 及其滞后项对应的系数方向是正向的,那么当 CMT 为正时,即在人民币实际有效汇率相对于当期均衡汇率低估阶段(见表 5),汇率失调程度的扩大会促使总进口和大多数行业的进口增加,而在人民币实际有效汇率相对于当前均衡汇率高估阶段(见表 5),汇率失调程度的扩大会促使总进口和大多数行业的进口减少。但 CMT 及其滞后项对应的系数也有负向的,如第 4 类行业,其进口受短期汇率失调程度的影响与以上情况相反。同时,只有在第 0 类、第 4 类、第 7 类行业进口模型中,CMT 滞后项对应的系数存在显著的情况,即 CMT 只有在这 3 类行业的进口模型中存在滞后效应。

值得注意的是,CMT 的系数与 TMT 的系数在大多数情况下方向是一致的,但 CMT 的系数也可能与 TMT 的系数方向相反。如第 0 行业,CMT 及其滞后 2 期、滞后 3 期的系数显著为正,但 TMT 的系数显著为负。又如第 4 类行业,CMT 滞后 3 期的系数显著为负,但是 TMT 的系数显著为正。结合表 5 进一步分析,在 CMT 与 TMT 方向一致的阶段,总进口和大多数行业的进口受 CMT 和 TMT 的影响具有方向一致性,而第 0 类行业和第 4 类行业进口受 CMT 与 TMT 的影响具有方向相反性;在

CMT与TMT方向相反的阶段,总进口和大多数行业的进口受CMT和TMT的影响具有方向相反性,而第0类行业和第4类行业进口受CMT和TMT的影响具有方向一致性。同时,由表9可知,短期汇率失调的显著性不能推定长期汇率失调的显著性,短期汇率失调不会显著影响第1类、第3类、第9类行业的进口,但长期汇率失调对这几个行业的进口均有显著影响。

表9 进口模型中短期汇率失调与长期汇率失调对应系数的显著性

行业	C_{4k} (显著性)				ω_3 (显著性)
	当期显著性	滞后1期显著性	滞后2期显著性	滞后3期显著性	
总进口	显著为正	不显著	不显著	不显著	显著为正
第0类	显著为正	不显著	显著为正	显著为正	显著为负
第1类	不显著	不显著	不显著	不显著	显著为负
第2类	显著为正	不显著	不显著	不显著	显著为正
第3类	不显著	不显著	不显著	不显著	显著为正
第4类	不显著	不显著	不显著	显著为负	显著为正
第5类	显著为正	不显著	不显著	不显著	显著为正
第6类	显著为正	不显著	不显著	不显著	显著为正
第7类	显著为正	显著为正	显著为正	不显著	显著为正
第8类	显著为正	不显著	不显著	不显著	显著为正
第9类	不显著	不显著	不显著	不显著	显著为负

2. 10类行业出口方向的整体分析

出口方面,如表10所示,总出口和第0类、第2类、第4类等6类行业的 F 统计量均大于临界值上界4.87,第9类行业对应 F 统计量小于临界值下界3.07,意味着不能拒绝该行业的解释变量不是长期协整的假设,不存在长期协整关系,剩余3类行业的 F 统计量落在临界值范围内,不好判断,需进一步通过辅助检验来确认。辅助检验显示,第1类行业对应的ARDL模型中, ECM_{t-1} 项系数显著为负数。综上,样本总出口和其中7类行业的出口与解释变量存在长期协整关系。接下来,对存在长期协整关系的行业分析各解释变量的长期效应,以及对所有行业分析短期汇率失调的效应。

(1) 各解释变量对行业出口长期效应的异质性分析。

对存在长期协整关系的总出口模型和8类行业出口模型进行分析。首先,对于变量 Y_t^w ,结果显示只有总出口和3类行业出口模型中对应系数的符号为正,包括总出口、第6类、第7类、第9类,而第2类、第5类行业的 Y_t^w 系数不显著,其他3类行业出口模型中 Y_t^w 的系数显著为负。由此可以看出,并非所有行业的出口与世界收入水平正向增加。随着收入的增加,人们的消费水平会提高,消费结构会产生变化,对于一些具有替代效应的商品,收入增加,人们更倾向消费质量更高的商品,被替代的商品呈现出吉芬商品的特征,随着世界收入水平的提高而呈现下降的趋势。然后,对于变量 $\ln REER$,大部分行业该变量对应系数的符号与预期一致,显著为正,即人民币贬值有利于出口,只有第0类行业 $\ln REER$ 的系数显著为负。最后,长期汇率失调对第3类、第8类、第9类行业的进口无显著影响。在总出口和第1类行业等6类行业出口模型中,变量TMT对应的系数显著为负,当

TMT 为正时,即人民币实际有效汇率相对于长期均衡汇率低估阶段(见表 5),汇率失调程度扩大会抑制出口,而当 TMT 为负时,即人民币实际有效汇率相对于长期均衡汇率高估阶段(见表 5),汇率失调程度的扩大会促进出口。在第 0 类行业出口模型中,变量 TMT 对应的系数显著为正,其出口受汇率失调的影响与以上情况相反。同时,由表 10 可知,在 ECM_{t-1} 系数显著为负的出口模型中,第 4 类行业的出口模型受冲击后向均衡水平调整的速度最快,其次是第 1 类、第 2 类、第 0 类行业出口模型,调整速度最慢的是第 7 类行业出口模型,而总出口和其他 4 类行业出口模型的调整速度此处无法得知。

表 10 1994—2018 我国 10 类出口行业的估计结果

行业	Constat	$\ln Y_t^w$	$\ln REER$	TMT_t	F	ECM_{t-1}
总出口	-30.75(-8.21)***	2.68(2.04)*	5.97(6.84)***	-0.09(-5.65)***	7.36	0.03(0.42)
第 0 类	23.39(4.51)***	-1.11(-2.98)***	-3.24(-3.08)***	0.03(2.00)*	5.92	-0.63(-3.57)***
第 1 类	-6.43(-4.58)***	-2.88(-5.83)***	4.91(14.98)***	-0.07(11.13)***	4.27	-0.77(-3.55)***
第 2 类	-13.40(-7.11)***	0.03(0.04)	3.86(8.79)***	-0.07(-7.96)***	17.59	-0.69(-3.24)**
第 3 类	-23.09(-8.23)***	2.06(2.09)**	4.08(6.24)***	-0.07(-5.90)***	4.07	-0.39(-2.01)
第 4 类	-0.19(-0.04)	-5.16(-3.05)***	5.51(4.90)***	-0.11(-5.11)***	5.93	-0.86(-6.80)***
第 5 类	-33.05(-9.44)***	1.59(1.29)	6.93(8.49)***	-0.11(-6.83)***	11.57	0.30(1.78)
第 6 类	-30.84(-8.50)***	2.49(1.95)*	5.80(6.85)***	-0.10(-6.08)***	8.97	0.14(2.93)**
第 7 类	-45.17(-9.32)***	5.07(2.98)***	6.51(5.76)***	-0.10(-4.72)***	20.84	-0.33(-3.31)**
第 8 类	-24.42(-8.05)***	1.51(1.42)	5.49(7.77)***	-0.08(-5.86)***	3.46	-0.10(-0.63)
第 9 类	-98.85(-7.63)***	15.07(3.32)***	6.80(2.25)**	-0.13(-2.20)**	3.04	-0.48(-3.00)***

(2) 短期汇率失调对各行业出口影响的异质性分析。

由“模型设定”部分可知,在出口模型中长期汇率失调对进口影响由 λ_3 表示,短期汇率失调对出口的影响由 γ_{4k} 表示。 λ_3 的分析见第(1)部分。为了考察短期汇率失调对各行业出口影响的异质性,以及短期汇率失调对各行业出口影响与长期汇率失调对各行业出口影响有无关系,两者关系在各行业的出口模型是否相同,接下来对 γ_{4k} 与 λ_3 进行对比分析。

由表 11 可知,在 7 类行业的出口模型中 CMT 及其滞后项的系数在统计上是不显著的,即短期汇率失调对大多数行业的出口不会产生影响。只有总出口、第 2 类、第 6 类、第 7 类行业的出口会受到短期汇率失调的影响,同时只有在第 6 类行业的出口模型中,短期汇率失调对出口的影响存在滞后效应,其滞后 1 期和滞后 3 期对应的系数显著为正,而对总出口、第 2 类、第 7 类行业出口的影响主要体现在当期,对应的系数也显著为正。如果 CMT 为正,即在人民币实际有效汇率相对于当前均衡汇率低估阶段(见表 5),汇率失调程度的扩大会促使总出口和这几类行业的出口增加,而在人民币实际有效汇率相对于当前均衡汇率高估阶段(见表 5),汇率失调程度的扩大会促使总出口和这几类行业的出口减少。

对于受 CMT 影响的总出口、第 2 类、第 6 类、第 7 类行业的出口而言,CMT 及其滞后项对应的系数与 TMT 的系数方向相反。结合表 5 进一步分析,在 CMT 与 TMT 方向一致的阶段,总出口和这几

类行业受 CMT 与 TMT 的影响具有方向相反性;在 CMT 与 TMT 方向相反的阶段,总出口和这几类行业受 CMT 与 TMT 的影响具有方向一致性。其他行业由于 CMT 及其滞后项的系数不具有显著性,此处无从探讨。同时,与进口模型类似,在出口模型中,仍然不能由短期汇率失调对应系数的显著性推定长期汇率失调对应系数的显著性,短期汇率失调不会显著影响第 0 类、第 1 类、第 4 类、第 5 类行业的出口,但长期汇率失调对应的系数在第 0 类行业出口模型中显著为正,在第 1 类、第 4 类、第 5 类行业出口模型中显著为负。

表 11 出口模型中短期汇率失调与长期汇率失调对应系数的显著性

行业	γ_{4k} (显著性)				λ_3 (显著性)
	当期显著性	滞后 1 期显著性	滞后 2 期显著性	滞后 3 期显著性	
总出口	显著为正	不显著	不显著	不显著	显著为负
第 0 类	不显著	不显著	不显著	不显著	显著为正
第 1 类	不显著	不显著	不显著	不显著	显著为负
第 2 类	显著为正	不显著	不显著	不显著	显著为负
第 3 类	不显著	不显著	不显著	不显著	不显著
第 4 类	不显著	不显著	不显著	不显著	显著为负
第 5 类	不显著	不显著	不显著	不显著	显著为负
第 6 类	显著为正	显著为正	不显著	显著为正	显著为负
第 7 类	显著为正	不显著	不显著	不显著	显著为负
第 8 类	不显著	不显著	不显著	不显著	不显著
第 9 类	不显著	不显著	不显著	不显著	不显著

3. 汇率失调对进出口行业影响的异质性整体分析

(1)人民币实际有效汇率长期失调对 9 类行业的进口均有影响,对 7 类行业的出口有影响。进口方面,如果人民币实际有效汇率相对于长期均衡汇率低估,则会对第 0 类、第 1 类、第 9 类行业的进口产生负向影响,反之则反是,其中又以第 9 类行业所受影响最大。而人民币实际有效汇率相对于长期均衡汇率低估对总进口和其他行业的进口产生正向影响,反之则反是,其中以第 3 类行业所受影响最大。另外,各进口模型在受到同样的冲击时,总进口模型向均衡状态调整的速度最快,其次是第 4 类、第 3 类、第 8 类行业进口模型,调整速度最慢的是第 5 类行业进口模型。

出口方面,长期汇率失调对第 3 类、第 8 类、第 9 类行业长期的出口无显著影响,而对于总出口和第 1 类等 6 类行业的出口行业,如果人民币实际有效汇率相对于长期均衡汇率低估,则汇率失调程度扩大会抑制出口,反之则反是,其中又以第 4 类、第 5 类行业所受影响最大。而人民币实际有效汇率相对于长期均衡汇率低估对总出口和第 0 类行业的出口产生正向影响,反之则反是。另外,在 ECM_{t-1} 的系数显著为负的出口模型中,在受到同样的冲击时,第 4 类行业的出口模型向均衡水平调整的速度最快,其次是第 1 类、第 2 类、第 0 类行业出口模型,调整速度最慢的是第 7 类行业出口模型,无法判断总出口和其他 4 类行业出口模型的调整速度。

(2)短期汇率失调对大多数行业的进口有影响,对大多数行业的出口无显著影响。进口方面,短期汇率失调对第1类、第3类、第9类行业的进口无显著影响,对总进口和第2类、第5类、第6类、第8类行业的当期进口有影响,但不存在滞后效应,但对第0类、第4类、第7类行业的进口存在滞后效应;出口方面,短期汇率失调只对总出口、第2类、第6类和第7类行业的出口有影响,同时只对第6类行业的出口存在滞后效应。

(3)综合来看,长期汇率失调对于进出口的影响强于短期汇率失调的影响,且方向上在不同的时段及不同行业间也并非全部一致。因此,汇率失调对于进出口贸易的影响不能一概而论,要结合短期汇率失调与长期汇率失调,结合汇率失调的方向,结合不同行业具体分析,这是区别于韩国高^[12]、金祥义和张文菲^[15]、吴丽华和王锋^[16]等现有大多数研究的地方。具体来看,长期汇率失调会影响总进口及全部行业的进口,会影响总出口和7类行业的出口,而短期汇率失调会影响总进口及7类行业的进口,会影响总出口及3类行业的出口;汇率失调对进出口的影响的方向性由CMT和TMT本身的符号及其对应的系数的符号共同决定,因此二者对进出口是促进还是抑制作用在不同的时段、不同的行业间也并非全部一致。

四、结论及对策建议

关于人民币汇率失调对我国进出口额的影响效应,有研究从产业及某个行业进行研究。本文选取1994—2018年中国不同行业年度数据作为样本,运用BEER对人民币实际有效汇率的失调进行度量;同时,基于国际贸易标准分类(SITC),选取我国同期的10类进出口行业年度数据,运用自回归分布滞后(ARDL)模型与误差修正(ECM)模型分析人民币实际有效汇率失调、国内外收入水平及人民币实际汇率对10类行业进口额与出口额的影响,并进一步对比分析短期汇率失调和长期汇率失调对各行业进出口额的影响。实证结果显示:当前人民币实际有效汇率有轻微失调,近年的失调程度均在10%以内。长期汇率失调与短期汇率失调变动趋势基本一致,但是总体上长期汇率失调比短期汇率失调幅度高。人民币汇率失调对进出口行业的影响存在异质性,且具有不同的时滞效应。整体上,汇率失调对进口的影响比对出口的影响大,长期汇率失调对进出口的影响比短期汇率失调对进出口的影响大,且二者对进出口影响的方向在不同时段、不同行业间并非全部一致。基于本文的研究,提出如下对策建议。

第一,持续推进人民币汇率市场化改革,构建和完善人民币汇率管理长效机制和应急机制。

在现有汇率管理及形成机制下,汇率失调程度较小,不存在严重失调,因此在内外部环境相对平稳时,应该继续推进人民币汇率形成机制市场化改革;长期汇率失调对于进出口的影响较短期汇率失调更大,因此应更注重对汇率的长期管理,形成汇率管理长效机制,同时要对汇率的大幅度或者异常的波动进行有效管理,完善汇率管理应急机制,避免汇率的大幅波动和严重失调。

第二,开发多元化工具对冲汇率风险,提高市场效率,降低汇率风险对冲成本。

目前国内企业在进行汇率风险对冲时,有的找不到适合自己的金融工具,有的认为管理成本过高,对于某些小的业务来说,企业运用金融工具进行对冲的成本甚至可能比其风险头寸还要大。因此既要从市场的效率和降成本方面入手,也要在丰富对冲汇率风险的工具方面下功夫,以适应不同

行业内有关进出口企业的需求。

第三,实施差异化的进出口行业发展策略。

由于汇率失调对不同行业进出口的影响存在异质性,同时还会对部分行业产生不同程度的滞后效应,因此应实施差异化的进出口行业发展策略。从相关部门角度,一是在人民币汇率政策制定时,除了关注总量分析外,还应根据现有行业结构从行业层面综合考虑,除了考虑汇率管理当前的有效性外,还要考虑汇率传递的滞后效应;二是要做好有关的汇率风险知识普及和宣传工作,必要时进行风险提示;三是要通过信贷政策、税收政策等方面的支持和优惠引导企业转型升级,促进我国进出口行业结构优化。

从企业角度而言,要擅打“组合拳”,根据自身特征制定行之有效的外汇风险管理方案。一是对于受汇率失调影响小、国际竞争力具有显著优势、议价能力较强的企业,在谈判时争取采用人民币结算。二是对于外汇风险头寸大、汇率失调影响较大的企业,可综合运用远期合同、期货合约、期权合约和掉期交易管理汇率风险。三是对于主要从事进出口业务的企业,出口企业若自身经营产品所属行业受汇率失调的影响较大,应该考虑在主要出口地建立分公司进行生产经营活动;进口企业将进口市场多样化,提高自己的谈判优势,提高自己的议价能力。四是,从长期发展而言,企业应该加快转型升级,改进管理模式,提高自身的核心竞争力。当一个企业的产品替代性较小时,其议价能力就会很强,市场占有率就会较稳定,因此汇率及汇率失调对其的影响就会微乎其微。

参考文献:

- [1] WILLIAMSON J. The exchange rate system[M]. Washington: MIT Press, 1983: 85.
- [2] MACDONALD R, CLARK P B. Exchange rates and economic fundamentals: A methodological comparison of BEERs and FEERs[R]. IMF Working Papers, 1998, 67: 1-38.
- [3] 周源,唐晓婕.人口年龄结构对均衡汇率的影响研究[J].金融研究,2014(6):132-145.
- [4] 严太华,程欢.1997~2013年人民币均衡汇率失调程度的实证研究[J].经济问题,2015(1):50-54.
- [5] 姚宇惠,王育森.人民币均衡汇率的再研究:1998—2015[J].国际金融研究,2016(12):23-32.
- [6] CHEUNG Y, CHINN M, NONG X. Estimating currency misalignment using the Penn effect: it's not as simple as it looks [R]. National Bureau of Economic Research, 2016. DOI:10.3386/w22539.
- [7] 刘阳.相对购买力平价与人民币均衡汇率[J].世界经济研究,2004(10):45-51.
- [8] 王磊,范超.购买力平价与汇率背离原因研究[J].数量经济技术经济研究,2013,30(11):125-143.
- [9] 谢非,阳华.外汇衍生品对外汇风险暴露的影响研究:基于中国跨国公司的实证分析[J].重庆大学学报(社会科学版),2017,23(6):21-29.
- [10] 王全意,张澜.人民币实际有效汇率的变动能否有效调节中国国际收支:基于11国面板数据的实证检验[J].重庆理工大学学报(社会科学),2019,33(1):40-47.
- [11] OBSTFELD M, ROGOFF K. The unsustainable US current account position revisited[M]//G7 Current Account Imbalances. Chicago: University of Chicago Press, 2007: 339-376. DOI:10.7208/chicago/9780226107288.003.0010.
- [12] 韩国高.人民币实际汇率错位、汇率波动对中美出口贸易影响的实证分析[J].南方金融,2010(4):8-11.
- [13] 宫旭红,曹云祥.汇率失调与经常账户失衡的非线性关系研究[J].新金融,2017(8):14-17.
- [14] 王铮,王宇,胡敏,等.全球视角下汇率变动对产业结构影响的分析[J].世界经济研究,2016(8):3-14,135.
- [15] 金祥义,张文菲.人民币汇率错位及波动对中国机电行业的进口影响[J].经济与管理评论,2017,33(6):137-143.
- [16] 吴丽华,王锋.人民币实际汇率错位的经济效应实证研究[J].经济研究,2006,41(7):15-28.
- [17] MCKENZIE M D. The impact of exchange rate volatility on international trade flows[J]. Journal of Economic Surveys, 1999,

13(1):71-106.

- [18] KRUGMAN P R, OBSTFELD M. International economics: Theory and policy[M]. London: Pearson Education Limited, 2008.
- [19] 巴曙松, 王群. 人民币实际有效汇率对我国产业、就业结构影响的实证分析[J]. 财经理论与实践, 2009, 30(3): 2-7.
- [20] 李利. 人民币汇率与区域产业结构关系实证研究[J]. 经济地理, 2012, 32(3): 36-39.
- [21] 王宇雯. 人民币实际有效汇率及其波动对我国出口结构的影响: 基于 ARDL-ECM 模型的实证研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2009, 26(6): 53-63.
- [22] 李腊生, 高书丽. 人民币实际汇率波动、汇率错位对中国制造业出口的影响[J]. 当代财经, 2012(11): 90-100.
- [23] 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): 21-28.
- [24] 袁中国, 郑雯. 人民币实际汇率波动对外向型企业进出口影响实证分析: 基于行业层面比较[J]. 国际经贸探索, 2015, 31(11): 88-103.
- [25] KENEN P B, RODRIK D. Measuring and analyzing the effects of short-term volatility in real exchange rates[J]. The Review of Economics and Statistics, 1986, 68(2): 311-315.
- [26] PESARAN M H, SHIN Y, SMITH R J. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships[J]. Journal of Applied Econometrics, 2001, 16(3): 289-326.

Research on the heterogenous impacts of RMB exchange rate misalignment on China's import and export industry

XIE Fei, HU Xiaoying

(School of Economics and Finance, Chongqing University of Technology, Chongqing 400054, P. R. China)

Abstract: Exchange rate fluctuation and misalignment are important factors affecting international trade. This paper uses Behavioral Equilibrium Exchange Rate (BEER) model to measure RMB exchange rate misalignment from 1994 to 2018. Meanwhile, based on the Standard Classification of International Trade (SITC), this paper selects the annual data of 10 categories of import and export industries in the same period in China to study the impact of RMB exchange rate misalignment on imports and exports of different industries with Autoregressive Distribution Lag (ARDL) Model and Error Correction Model (ECM). It is found that the real effective exchange rate of RMB slightly misaligned. The impact of RMB exchange rate misalignment on import and export industries is heterogeneous and has different time lag effects. On the whole, the impact of exchange rate misalignment on import is greater than that on export, and the impact of long-term exchange rate misalignment on import and export is greater than that of short-term exchange rate misalignment and the direction of the influence of the two on import and export is not entirely the same among different industries and in different periods of time. Therefore, it is suggested to construct and improve the long-term mechanism and emergency mechanism of RMB exchange rate management, to develop diversified exchange rate risk hedging tools, and to implement differentiated import and export industry development strategies and enterprise exchange rate risk management strategies.

Key words: RMB exchange rate; exchange rate misalignment; import and export trade; industry heterogeneity; ARDL model

(责任编辑 傅旭东)