

# 汇率错位、技术进步与经济增长<sup>\*</sup>

陈平 殷明明 王伟

**内容摘要：**本文在 1960—2014 年间 112 个主要国家与地区的非平衡面板数据的基础上，从技术进步的视角出发，对技术进步在汇率错位影响经济增长过程中的中介作用进行了全面考察，并通过改变汇率错位的测度方法进行稳健性检验，对基准模型结论的可靠性进行了验证。结果发现：汇率低估对技术进步和人均 GDP 增长率的提升有显著的促进作用；汇率低估带来的技术进步显著促进了人均 GDP 增长率的提升；汇率低估除对经济增长有直接影响外，还通过技术进步渠道对经济增长产生间接影响，技术进步的中介作用显著；发达国家和发展中国家样本下技术进步在汇率错位影响经济增长过程中均发挥了显著的中介作用。

**关键词：**汇率错位 技术进步 经济增长 中介效应

**中图分类号：**F831

**文献标识码：**A

## 引言

汇率错位一般指实际汇率对其均衡水平的偏离。有关汇率错位是否会促进经济增长的争论由来已久，主流观点大致可分为两类：一类观点认为，实际汇率应使一国经济同时达到内外均衡，其对均衡水平的任何偏离均不利于经济增长，这类观点被统称为“华盛顿共识”（Williamson, 1990）；另一类观点则认为，适当的汇率低估可有效促进经济增长（Aguirre & Calderon, 2005；Rodrik, 2008；Dubas, 2009；Elbadawi et al., 2012），一国应积极使用汇率政策实现经济的快速增长，这类观点则被称为“罗德里克新论”。

中国及部分亚洲国家的经济增长历程一直被作为汇率低估促进经济增长的典型例子，一定程度上被视作“华盛顿共识”无效、“罗德里克新论”成立的有力证据，其经济发展经验建立了汇率低估与经济增长之间的现实联系，国内外学者由此对汇率错位影响经济增长的作用机理进行了深入研究。杨长江和周静东（2014）将相关研究概括为四类：一是“次优调整机制”，即实际汇率的低估使生产要素从非贸易品部门重新配置到贸易品部门，进而推动经济增长；二是“剩余劳动力动员机制”，汇率低估提高贸易品部门的出口需求，进而刺激贸易品部门增加投资，剩余劳动力的存在使得贸易品部门呈现收益递增的特性，最终实现经济增长；三是“资本积累机制”，汇率低估通过影响一国的储蓄和投资，直接提高该国的资本存量，从而促进经济增长；四是“全要素生产率提高机

**作者简介：**陈平，中山大学岭南学院金融教授，博士生导师；殷明明，中山大学岭南学院博士研究生；王伟，博士，中山大学岭南学院副研究员。

**\* 基金项目：**本文获国家自然科学基金面上项目“资本账户开放进程中利率政策与汇率政策的协调——基于 MCI 的分析框架”（项目编号：71473278）资助。

制”，即汇率低估通过提高全要素生产率促进经济增长。全要素生产率的提升是影响经济增长的主要供给面因素，而技术进步作为全要素生产率改善的主要来源，是经济增长的主要驱动力（王小鲁等，2009）。然而，现有研究多聚焦于需求层面，如从进出口贸易、储蓄、投资和经济波动的视角探讨汇率错位对经济增长的影响，却鲜有从供给层面，特别是技术进步角度的分析。

有鉴于传统文献对汇率错位影响经济增长供给面因素与传导机制关注的不足，考虑到技术进步在经济增长过程中的重要作用，本文从技术进步的视角出发，重点讨论以下三个问题：第一，汇率错位是否对一国的技术进步有显著影响；第二，由汇率错位引致的技术进步是否显著促进了经济增长；第三，相较于汇率错位对经济增长的直接影响，汇率错位通过技术进步这一传导渠道对经济增长的间接影响是否显著。通过对以上问题的解答，可在人民币汇率形成机制改革不断推进的背景下，为中国未来经济发展模式的转变提供理论支持和政策建议，因此具有较强的现实意义。

## 一、文献综述

### （一）汇率错位对经济增长的影响研究

现有关于汇率错位影响经济增长的研究基本围绕“华盛顿共识”和“罗德里克新论”两类观点展开。其中，有关汇率高估对经济增长影响的研究结论基本一致，普遍认为汇率高估会降低一国产品的出口竞争力，挤压贸易品部门的发展空间，加剧国际收支失衡，甚至可能引发货币危机，因此不利于经济增长。在汇率低估对经济增长的影响方面，现有研究尚未取得一致性结论。

根据其研究结论的不同，可将相关文献概括为三支。第一支文献认为，低估会显著促进经济增长（例如，Collins, 1996；Rodrik, 2008；Dubas, 2009；Elbadawi et al., 2012, Mbaye, 2013）。其中，部分文献认为，实际汇率低估对经济增长的影响因各国经济发展程度的差异存在不同。例如，Rodrik（2008）的研究发现，汇率低估可显著促进发展中国家的经济增长速度，但对发达国家经济增长的影响并不显著；Vieira & MacDonald（2012）指出，实际汇率与经济增长率之间的正相关关系在发展中国家与新兴市场国家更大。

第二支文献延续“华盛顿共识”的观点，认为汇率低估会通过增强通货膨胀压力、限制国内投资来阻碍经济增长。Cavallo et al.（1990），Easterly & Levine（1997），Bleaney & Greenaway（2001）以及Toulaboe（2006）的研究均发现，对大多数发展中国家而言，实际汇率错位与经济增长存在负相关关系；Gala & Lucinda（2006）利用58个发展中国家的样本数据进一步证实了实际汇率错位与经济增长的显著负相关关系。Wong（2013），Zhang & Chen（2014）则分别利用马来西亚和中国的数据发现汇率错位会降低经济增长速度。

第三支文献则认为汇率低估对经济增长的影响并不确定。例如，Easterly（2005），Nouira & Sekkat（2012）认为，汇率低估与经济增长并没有显著相关关系；Aguirre & Calderon（2005）发现温和的汇率低估有利于经济增长，而当汇率低估程度超过临界值，则不利于经济增长；Haddad & Pancaro（2010）的研究则指出汇率低估在短期内会促进经济增长，而在长期内却不利于经济增长；Hausmann et al.（2005），Prasad et al.（2007），Gala（2008），Vieira & MacDonald（2012）以及Schroder（2013）的研究发现，因计量方法、样本数据选择以及汇率错位程度测算方法的差异，汇率低估对经济增长的影响方向有所不同。

### （二）汇率错位对技术进步的影响研究

在汇率变动影响技术进步的研究方面，Krugman（1989）与Porter（1990）认为，汇率升值会通过降低企业产品的市场需求，迫使企业加快技术创新，从而促进技术进步与产业升级。徐涛等（2013）认为，汇率调整通过改变一国产品的国内外相对价格对国际市场上的竞争格局产生影响，从而迫使国内厂商改变其原有的生产与经营模式，在此过程中可能产生技术升级，推动一国的技术

进步。此外，部分学者认为，汇率与技术进步的关系受其他因素影响。例如，Husain et al. (2005) 发现，不同经济发展水平下汇率弹性对生产率有差异性影响，发达国家选择更富弹性的汇率制度可有效提升其生产率水平，而在发展中国家这一效果并不显著。Aghion et al. (2009) 发现汇率对技术进步的影响取决于一国的金融发展水平，在金融发展水平较高的国家，更富弹性的汇率制度选择会显著提升该国的生产率。Benhima (2012) 进一步引入了一国负债美元化程度的影响，发现在负债美元化程度较高的国家，减少汇率浮动可显著提高该国的创新能力和技术效率。此外，徐涛等 (2013) 发现，由于劳动密集型行业资本劳动比率较低，投资调整成本因此较低，当利润受到人民币升值的冲击时，企业更有动力提高技术、增加投资来维持利润。杨长江和周静东 (2014) 认为，汇率低估可吸引外商直接投资 (FDI) 的流入，通过发挥 FDI 的外部性提高一国的技术水平。

总结现有文献可知，有关汇率错位对经济增长影响的研究已非常充分，但尚缺乏对汇率错位影响经济增长作用机制的充分探讨，特别是从供给层面的考察；有关汇率错位影响技术进步的研究过于分散，尚未取得一致性结论，且缺乏对汇率错位带来的技术进步是否促进了经济增长、在何种程度上促进了经济增长的讨论。本文试图利用中介效应模型，对汇率错位、技术进步与经济增长三者之间关系进行研究，以验证技术进步是否在汇率错位影响经济增长过程中起到中介作用以及此中介作用的相对大小。

## 二、模型构建与数据说明

### (一) 中介效应模型构建

本文根据温忠麟和叶宝娟 (2014) 提出的综合性中介效应检验程序，首先构建三个计量方程，以检验技术进步是否是汇率错位影响经济增长的中介变量。模型设定如下：

$$\text{growth}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{growth}_{it-1} + \alpha_2 \text{mis}_{it} + \sum_k \alpha_k X_{kit} + u_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$\text{TFPG}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{TFPG}_{it-1} + \beta_2 \text{mis}_{it} + \sum_k \beta_k X_{kit} + u_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\text{growth}_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \text{growth}_{it-1} + \gamma_2 \text{mis}_{it} + \gamma_3 \text{TFPG}_{it} + \sum_k \gamma_k X_{kit} + u_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中，方程 (1) 和方程 (3) 为经济增长决定方程，方程 (2) 为技术进步决定方程。 $\text{growth}_{it}$  为  $i$  国在  $t$  期的人均 GDP 增长率； $\text{mis}_{it}$  为汇率错位程度。由于全要素生产率的变动是反映一国技术进步的动态指标 (徐涛等, 2013)，因此本文选用全要素生产率的增长率  $\text{TFPG}_{it}$  作为衡量一国技术进步的代理变量。此外， $X_{kit}$  为其他控制变量， $u_i$  为个体固定效应， $\lambda_t$  为时间固定效应， $\varepsilon_{it}$  为随机扰动项。根据传统经济增长方程以及 Rodrik (2008)，Mbaye (2013)，Dai & Delpachitra (2015) 等的设定，本文在方程 (1) 和方程 (3) 的经济增长方程中，将其他控制变量设为政府消费占 GDP 比重  $\text{gov}_{it}$ 、固定资产投资占 GDP 比重  $\text{inv}_{it}$ 、国内总储蓄占 GDP 比重  $\text{saving}_{it}$ 、通货膨胀率  $\pi_{it}$ 、贸易条件  $\text{tot}_{it}$ 、贸易开放度  $\text{open}_{it}$ 、资本账户开放程度  $\text{kaopen}_{it}$  与人力资本  $\text{hc}_{it}$  等变量；在方程 (2) 中，将其他控制变量设为外商直接投资占 GDP 比重  $\text{fdi}_{it}$ 、贸易开放度  $\text{open}_{it}$ 、金融发展程度 (以私人部门国内信贷总量占 GDP 比重  $\text{dep}_{it}$  作为衡量指标)、通货膨胀率  $\pi_{it}$  以及人力资本  $\text{hc}_{it}$  等变量。

本文参考温忠麟和叶宝娟 (2014) 提出的中介效应检验程序，采用逐步检验法对汇率错位是否通过技术进步这一中介渠道促进经济增长进行验证。如图 1 所示，检验步骤共分为三步。

第一步，本文首先检验方程 (1) 中汇率错位  $\text{mis}$  的系数  $\alpha_2$  是否显著。若  $\alpha_2$  不显著，则说明汇率错位对经济增长无影响，应停止中介效应检验；若  $\alpha_2$  显著，则中介效应检验继续进行。

第二步，依次检验方程 (2) 中汇率错位  $\text{mis}$  的系数  $\beta_2$  和方程 (3) 中全要素生产率  $\text{TFPG}$  的系

数  $\gamma_3$  是否显著。若  $\beta_2$  和  $\gamma_3$  均显著，则说明中介效应存在，部分中介效应抑或完全中介效应取决于第三步检验的结果。当  $\beta_2$  和  $\gamma_3$  中至少一个不显著时，则还需进行 Sobel 检验，判断原假设  $H_0: \beta_2\gamma_3=0$  是否成立。若 Sobel 检验拒绝原假设，则后续检验与逐步检验法下  $\beta_2$  和  $\gamma_3$  均显著的情形相同；若 Sobel 检验不能拒绝原假设，则说明技术进步在汇率错位影响经济增长的过程中没有起到中介作用。

第三步，检验方程 (3) 中汇率错位  $\text{mis}$  的系数  $\gamma_2$  是否显著。在第二步  $\beta_2$  和  $\gamma_3$  均显著以及 Sobel 检验拒绝原假设的情形下，若  $\gamma_2$  显著，则说明存在部分中介效应；若  $\gamma_2$  不显著，则说明存在完全的中介效应。

根据中介效应的检验程序，若存在中介效应，则汇率错位通过技术进步渠道作用于经济增长的中介效应大小为  $\beta_2\gamma_3$ ，汇率错位对经济增长总效应<sup>①</sup>的大小为  $\beta_2\gamma_3+\gamma_2$ ，因此中介效应占总效应的比重为  $\beta_2\gamma_3/(\beta_2\gamma_3+\gamma_2)$ 。

(二) 变量设定与数据说明

本文选取 1960—2014 年间世界 112 个主要国家与地区的非平衡面板数据进行实证分析。通常来说，汇率错位程度测算的前提在于对均衡实际汇率水平的度量，现有关于均衡实际汇率估算的文献可分为两类：一是基于巴拉萨—萨缪尔森效应的拓展购买力平价法，根据各国实际汇率与人均 GDP 之间的回归关系得到 (Rodrik, 2008)；二是基于对内部均衡与外部均衡含义的界定，通过估计实际汇率与经济基本面因素之间的长期均衡关系得到 (Clark & MacDonald, 1998; Elbadawi, 1994)。鉴于拓展的购买力平价法在文献中广泛使用，本文沿用 Rodrik (2008) 的构建方法，通过以下步骤测算汇率的错位程度。

首先，根据直接标价法下一国货币兑美元的名义汇率水平和购买力平价，得到实际汇率的表达式如下：

$$\ln(\text{RER}_{it}) = \ln(\text{NER}_{it}/\text{PPP}_{it}) \tag{4}$$

其次，将实际汇率  $\text{RER}_{it}$  对人均实际国内生产总值  $\text{rgdppch}_{it}$  回归，以对巴拉萨—萨缪尔森效应进行调整，回归方程如下：

$$\ln(\text{RER}_{it}) = \alpha + \beta \ln \text{rgdppch}_{it} + f_t + u_{it} \tag{5}$$

其中， $f_t$  为时间固定效应， $u_{it}$  为随机扰动项。系数  $\beta$  反映当一国人均 GDP 上升、经济发展水平更高时，其实际汇率水平应升值的幅度，因此拟合值  $\ln(\hat{\text{RER}}_{it})$  表示不存在任何错位情况时的实际汇率水平，将其从真实实际汇率水平当中剔除，则可得到基于拓展购买力平价法的汇率错位程度  $\text{mis}_{it}$ ：

$$\text{mis}_{it} = \ln \text{RER}_{it} - \ln(\hat{\text{RER}}_{it}) \tag{6}$$

当  $\text{mis}_{it} > 0$  时， $\ln \text{RER}_{it} > \ln(\hat{\text{RER}}_{it})$ ，因此一国实际汇率存在低估；反之，当  $\text{mis}_{it} < 0$  时， $\ln \text{RER}_{it} < \ln$

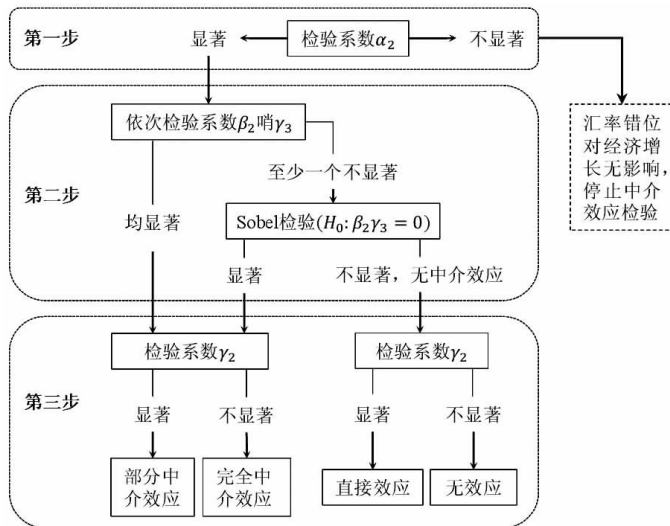


图 1 中介效应检验程序

<sup>①</sup>MacKinnon et al. (1995) 给出了  $\beta_2\gamma_3+\gamma_2=\alpha_2$  的理论证明，部分学者因此用  $\alpha_2$  表征总效应、用  $\beta_2\gamma_3/\alpha_2$  表征中介效应占总效应的比重。但温忠麟和叶宝娟 (2014) 指出，系数  $\alpha_2$  仅在第一步显著性检验中有意义，其显著是中介效应立论的前提。有鉴于此，本文在后文计算过程中，均以  $\beta_2\gamma_3+\gamma_2$  表征总效应，以  $\beta_2\gamma_3/(\beta_2\gamma_3+\gamma_2)$  表示中介效应占比。

( $\hat{RER}_it$ )，该国实际汇率存在高估。

表 1 为本文主要变量的定义及数据来源，除资本账户开放度  $kaopen$  外，本文所用变量数据主要来源于 PWT9.0 (Feenstra et. al, 2015) 及世界银行的世界发展指标 (WDI) 数据库。由于部分国家存在恶性通货膨胀情况，通货膨胀率  $\pi$  最大值达到 24411.03%，为消除异常值对估计结果的影响，本文在 1% 的显著性水平下对通货膨胀率异常值进行 Winsorize 处理。根据各变量的构造方法，对主要变量进行描述性统计分析。限于篇幅，结果备索。

表 1 主要变量定义

变量	变量符号	定义	数据来源
技术进步	TFPG	全要素生产率增长率 (%)	PWT9.0, 作者计算
实际汇率	RER	名义汇率/购买力平价 <sup>①</sup>	PWT9.0 数据库
人力资本	hc	受教育年限与教育回报率综合指数	PWT9.0 数据库
人均 GDP 增长率	growth	人均 GDP 年度同比增长率	WDI 数据库
人均实际 GDP	rgdppch	人均 GDP/GDP 缩减指数×100	WDI, 作者计算
政府消费	gov	政府消费支出/GDP	WDI 数据库
投资	inv	国内固定资本形成总量/GDP	WDI 数据库
国内总储蓄	saving	国内总储蓄/GDP	WDI 数据库
通货膨胀率	$\pi$	消费者价格指数的同比变化率	WDI 数据库
贸易条件	tot	出口价格指数/进口价格指数	PWT9.0, 作者计算
贸易开放度	open	贸易总量/GDP	WDI 数据库
金融发展程度	dcp	私人部门国内信贷总量/GDP	WDI 数据库
外商直接投资	fdi	外商直接投资净流入/GDP	WDI 数据库
资本账户开放度	kaopen	Chinn-Ito 指数	Chinn-Ito 数据库

### 三、中介效应模型的整体估计

根据中介效应的检验程序，本文分三个步骤验证汇率错位是否通过技术进步的提升来促进经济增长：第一，对模型 (1) 进行实证估计，以检验汇率错位对经济增长的影响是否显著；第二，对模型 (2) 进行实证估计，以检验汇率错位对技术进步的影响是否显著；第三，对模型 (3) 进行实证估计，以检验汇率错位、技术进步对经济增长的影响是否分别显著。

#### (一) 汇率错位与经济增长

本文首先基于全样本对模型 (1) 进行估计。Hausman 检验结果表明，使用固定效应模型 (FE) 更为恰当。由于现有文献对汇率错位与经济增长之间的因果关系存有争议，为克服潜在的内生性问题对估计结果的影响，同时考虑到系统 GMM 相较于差分 GMM 在工具变量有效性方面更具优势，本文参考 Blundell & Bond (1998) 的研究，使用系统 GMM 的方法对模型 (1) 进行估计。此外，部分研究指出，汇率错位对经济增长的影响可能因各国经济发展程度的不同而存在显著差异，汇率低估可促进发展中国家经济增长速度，但对发达国家经济增速的影响可能并不显著 (Rodrik, 2008; 杨长江和周静东, 2014)。基于此，本文进一步将全样本划分为发达国家和发展中国家两个子样本进行估计。由于发达国家数量较少 ( $N=33$ )，而此非平衡面板数据中最长的时间长度为  $T=45$  年，因此对发达国家子样本而言，不满足动态面板估计所要求的大  $N$  小  $T$  条件，因此本文使用汇率错位的滞后项作为其工具变量，对发达国家子样本采用工具变量法 (IV) 进行估计。估计结果如表 2 所示<sup>②</sup>，第 (1)

<sup>①</sup>佩恩表 PWT9.0 中，将一国 GDP 的价格水平  $pl\_gdp$  定义为  $pl\_gdp=ppp/NER$ ，因此本文对此指标取倒数，将其作为实际汇率 RER 的表征。

<sup>②</sup>限于篇幅，本文仅汇报关键变量的估计结果，其他控制变量的估计结果备索。下同。

表 2 基准模型 (1) 回归结果

被解释变量	全样本		发达国家样本		发展中国家样本	
	FE	系统 GMM	FE	IV	FE	系统 GMM
growth	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
growth(1)	0.2075*** (0.0299)	0.2425*** (0.0437)	0.1201** (0.0586)	0.2650*** (0.0399)	0.1917*** (0.0327)	0.2520*** (0.0542)
mis	1.2428*** (0.4471)	2.7034* (1.5439)	-0.1706 (0.6650)	1.5793*** (0.5163)	0.9372* (0.5240)	4.7062** (2.1915)
样本量	3716	3716	1024	1024	2692	2692
$\bar{R}^2$	0.2263		0.2958		0.1986	
AR(1)检验		0.000				0.000
AR(2)检验		0.204				0.673
Hansen 统计量		0.266				0.118

注： $\bar{R}^2$  为调整拟合优度；括号内的数字为稳健标准误；“\*\*\*”、“\*\*”、“\*”分别表示在 1%、5%和 10%的水平下显著。IV 估计通过了不可识别检验和弱识别检验，系统 GMM 估计均通过了 AR (1)、AR (2) 和 Hansen 检验，说明模型设定是正确的。下同。

和 (2) 列为全样本的 FE 和系统 GMM 估计，第 (3) 和 (4) 列为发达国家样本的 FE 和 IV 估计，第 (5) 和 (6) 列为发展中国家样本的 FE 和系统 GMM 估计。

由第 (1) 和第 (2) 列可知，基于全样本回归的结果表明，在不同的估计方法下，汇率错位 mis 的系数  $\alpha_2$  均显著为正，说明当汇率低估程度 (mis<0) 加大时，经济增速会提高；当汇率低估程度减小或汇率高估程度 (mis>0) 增大时，经济增速会有所下降。模型 (1) 的估计结果表明，中介效应检验可以继续。由第 (3) 和 (4) 列可知，对发达国家子样本而言，克服内生性问题的影响后，汇率错位 mis 对经济增长 growth 的影响显著为正；对于发展中国家子样本而言，由第(5) 和 (6) 列可知，汇率错位 mis 对经济增长 growth 的影响均显著为正。因此，中介效应检验在各子样本下可继续进行。

(二) 汇率错位与技术进步

本文运用类似的估计方法，对模型 (2) 进行实证估计，结果如表 3 所示。由表 3 中第 (1) 和 (2) 列的估计结果可知，全样本下汇率错位 mis 对全要素生产率 TFPG 增长率的影响显著为正，即汇率低估程度扩大会促进技术进步，而汇率高估程度加剧会抑制技术进步。由第 (3)—(6) 列可知，克服内生性问题干扰后，发达国家样本和发展中国家样本下汇率错位 mis 的系数均显著为正，即汇率低估程度的加大亦会促进其技术进步。

表 3 基准模型 (2) 回归结果

被解释变量	全样本		发达国家样本		发展中国家样本	
	FE	系统 GMM	FE	IV	FE	系统 GMM
growth	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
growth(1)	0.186*** (0.016)	0.2113*** (0.0370)	0.1745** (0.0660)	0.2648*** (0.0666)	0.1819*** (0.0364)	0.2070*** (0.0378)
mis	0.785** (0.326)	2.6645** (1.2793)	1.8077* (1.0340)	0.9145** (0.4232)	0.4258 (0.5582)	3.1366** (1.4029)
样本量	3,659	3,659	997	997	2,662	2,662
$\bar{R}^2$	0.101		0.136	0.288	0.116	
AR(1)检验		0.000				0.000
AR(2)检验		0.771				0.879
Hansen 统计量		0.613				0.970

### (三) 汇率错位、技术进步与经济增长

模型 (3) 的估计结果如表 4 所示。由第 (1) 和 (2) 列的全样本回归结果可知, 相较于模型 (1), 在模型 (3) 同时加入 TFP 增长率 TFPG, 并不影响汇率错位 mis 系数的显著性, 汇率错位 mis 对经济增长仍然有显著正向影响; TFP 增长率 TFPG 提高, 会显著加快经济增长, 表现为 TFPG 的系数显著为正。由第 (3) 和 (4) 列可知, 在克服内生性问题的影响后, 发达国家样本下汇率错位 mis 和 TFP 增长率 TFPG 的系数均显著为正; 由第 (5) 和 (6) 列的估计结果可知, 发展中国家样本下汇率错位 mis 和 TFP 增长率 TFPG 的系数均显著为正。因此, 汇率低估程度扩大和技术进步会显著提高发达国家和发展中国家的经济增速。

表 4 基准模型 (3) 回归结果

被解释变量	全样本		发达国家样本		发展中国家样本	
	FE	系统 GMM	FE	IV	FE	系统 GMM
growth	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
growth(1)	0.1046*** (0.0248)	0.1176*** (0.0418)	0.1512*** (0.0382)	0.1834*** (0.0221)	0.0886*** (0.0270)	0.1414*** (0.0257)
mis	0.8149** (0.3684)	1.6248* (0.9161)	0.2136 (0.4138)	0.6301** (0.3068)	0.8173* (0.4376)	1.9592* (1.1240)
TFPG	0.7156*** (0.0391)	0.6979*** (0.1585)	0.8270*** (0.0569)	0.9778*** (0.0330)	0.7050*** (0.0414)	0.6543*** (0.1049)
观测值	3681	3681	1022	1022	2659	2659
AR(1)检验		0.000				0.000
AR(2)检验		0.286				0.164
Hansen 统计量		0.515				0.803

### (四) 中介效应的估算

根据所有的估计结果可知, 全样本和子样本回归下模型 (1) 中汇率错位的系数  $\alpha_2$ 、模型 (2) 中汇率错位的系数  $\beta_2$  以及模型 (3) 中 TFP 增长率的系数  $\gamma_3$  均显著异于零, 且模型 (3) 中汇率错位的系数  $\gamma_2$  均显著为正, 可认为, 技术进步在汇率错位影响经济增长的过程中发挥了部分, 甚至全部的中介作用。全样本及子样本回归下中介效应的大小如表 5 所示, 可以看出, 各项回归中技术进步中介效应所占比重均超过 50%。

表 5 不同估计法下技术进步的中介效应大小

指标	全样本	发达国家样本	发展中国家样本
$\gamma_2$	1.6248	0.6301	1.9592
$\beta_2$	2.6645	0.9145	3.1366
$\gamma_3$	0.6979	0.9778	0.6543
中介效应 $\beta_2/\gamma_3$	1.8596	0.8942	2.0523
中介效应/总效应 $\beta_2\gamma_3/(\gamma_2+\beta_2\gamma_3)$	0.5337	0.5866	0.5116

根据实证估计结果,

结合中介效应的大小, 可认为, 汇率错位确实对一国的技术进步有显著影响。由汇率错位引致的技术进步显著促进了经济增长, 技术进步在汇率错位影响经济增速的过程中发挥了显著的中介作用, 汇率错位对经济增长既有直接影响, 也通过技术进步对经济增长产生间接影响, 且该间接影响占总影响的比重较高。无论基于全样本, 还是基于发达国家和发展中国家子样本, 其占比均达到 50% 以上。本文提出的三大问题由此得到解答。

## 四、稳健性分析

为消除汇率错位计算方法对估计结果的影响, 本文采用 Clark & MacDonald (1998) 提出的行为

均衡汇率法 (Behavioral Equilibrium Exchange Rate, 简称 BEER), 对汇率错位程度进行重新测算, 以验证汇率错位测算方法的不同并不影响本文的研究结论。模型设定如下:

$$\ln REER_{it} = \eta_0 + \eta_1 \ln gov_{it} + \eta_2 \ln prod_{it} + \eta_3 \ln tot_{it} + \eta_4 \ln open_{it} + \eta_5 nfa_{it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中,  $REER_{it}$  为  $i$  国在  $t$  期的实际有效汇率指数;  $gov_{it}$ 、 $tot_{it}$  和  $open_{it}$  的设定与前文一致, 分别表示  $i$  国在  $t$  期内政府消费占 GDP 比重、贸易条件和贸易开放度;  $prod_{it}$  为  $i$  国在  $t$  期的劳动生产率, 受数据可得性限制, 本文参考 Clark & MacDonald (1998) 的处理方式, 使用  $i$  国人均 GDP 与美国人均 GDP 的比值作为其代理变量;  $nfa_{it}$  为  $i$  国在  $t$  期的国外净资产。由于国外净资产可能为负, 因此除  $nfa_{it}$  外, 本文对其他所有变量均进行了对数化处理, 所有的数据均来源于 WDI 数据库。

基于模型 (7) 的估计结果, 得到实际有效汇率与政府消费、劳动生产率、贸易条件、开放度和国外净资产的关系式。为进一步测算得到均衡实际汇率水平 EREER, 本文使用 HP 滤波的方法, 得到政府消费  $gov_{it}$ 、劳动生产率  $prod_{it}$ 、贸易条件  $tot_{it}$ 、贸易开放度  $open_{it}$  和国外净资产  $nfa_{it}$  的长期趋势值分别为  $gov\_hp_{it}$ 、 $prod\_hp_{it}$ 、 $tot\_hp_{it}$ 、 $open\_hp_{it}$  和  $nfa\_hp_{it}$ , 将其代入模型 (7) 的估计方程中, 可得:

$$\ln EREER_{it} = \hat{\eta}_0 + \hat{\eta}_1 \ln gov\_hp_{it} + \hat{\eta}_2 \ln prod\_hp_{it} + \hat{\eta}_3 \ln tot\_hp_{it} + \hat{\eta}_4 \ln open\_hp_{it} + \hat{\eta}_5 \ln nfa\_hp_{it} \quad (8)$$

其中,  $EREER_{it}$  为 BEER 方法下所得的均衡实际有效汇率指数。由于实际有效汇率指数  $REER_{it}$  在间接标价法下进行计算, 其上升表明一国汇率实际升值, 为与前文保持一致, 此时将汇率错位  $mis_{it}^B$  定义为公式 (9) 的形式。若  $mis_{it}^B > 0$ , 则有  $REER_{it} < EREER_{it}$ , 说明此时该国汇率存在低估; 反之, 若  $mis_{it}^B < 0$ , 则  $REER_{it} > EREER_{it}$ , 此时该国汇率被高估。

$$mis_{it}^B = \ln(EREER_{it}) - \ln(REER_{it}) \quad (9)$$

根据中介效应的检验程序, 本文首先对模型 (1) 进行估计, 关键变量的回归结果如表 6 所示, 其他变量的估计结果备案。为增强对比, 除全样本回归外, 本文还分发达国家样本和发展中国家样本进行考察; 同时, 为克服潜在的内生性问题对估计结果的干扰, 在全样本及分样本的估计中, 除 FE 估计外, 本文还同时进行系统 GMM 的估计。由于发达国家数量较少, 不满足动态面板估计所需条件, 与前文一致, 本文使用汇率错位的滞后项作为其工具变量, 对发达国家子样本进行 IV 估计。

表 6 BEER 方法下模型 (1) 回归结果

被解释变量	全样本		发达国家样本		发展中国家样本	
	FE	系统 GMM	FE	IV	FE	系统 GMM
growth	(1)	(3)	(5)	(6)	(7)	(9)
growth(-1)	0.1441*** (0.0484)	0.1502*** (0.0558)	0.0502 (0.0691)	0.2733*** (0.0549)	0.1464** (0.0575)	0.1230* (0.0649)
$mis^B$	2.7609*** (0.8876)	4.7375** (2.3798)	3.2591 (1.9209)	1.2652* (0.7497)	2.3390** (1.0538)	9.8623** (4.1805)
样本量	1371	1371	472	472	899	899
AR(1)检验		0.000				0.000
AR(2)检验		0.187				0.315
Hansen 统计量		0.343				0.626

由表 6 可以看出, 全样本各项回归中汇率错位  $mis^B$  对人均 GDP 增长率 growth 的影响显著为正, 说明汇率低估程度加大会显著提高经济增长速度。从子样本的回归结果来看, 发达国家子样本克服了内生性的 IV 估计中, 汇率错位  $mis^B$  的系数显著为正, 发展中国家样本下汇率错位  $mis^B$  的系数均显著为正, 说明汇率低估程度加大可显著提高发达国家和发展中国家的经济增长率, 这与基准模型的回归结果是一致的。

中介效应检验中模型 (2) 和模型 (3) 关键变量的估计结果如表 7 所示, 限于篇幅, 此处仅汇



报了系统 GMM 和 IV 估计的结果。由模型 (2) 的估计结果可以看出, 汇率错位  $\text{mis}^B$  的系数在全样本及发展中国家子样本回归中显著为正, 在发达国家样本中不显著。由模型 (3) 的估计结果可知, 全样本及子样本回归下 TFP 增长率 TFPG 的系数均在 1% 的水平下显著为正; 汇率错位  $\text{mis}^B$  的系数在全样本中不显著, 在发达国家子样本和发展中国家子样本中显著为正。

因此, 全样本回归下技术进步存在完全的中介效应; 发达国家样本下 Sobel 检验的统计量为 1.161, 大于 5% 的显著性水平下对应的临界值 0.97 (MacKinnon et al., 2002), 且发达国家样本下模型 (3) 中汇率错位的系数显著为正, 因此技术进步在发达国家样本下起到部分中介效应; 在发展中国家, 技术进步在系统 GMM 估计下起到部分中介效应, 该中介效应的占比约为 43.90%。

表 7 BEER 方法下模型 (2) 和 (3) 回归结果

	模型 (2)			模型 (3)		
	全样本	发达国家	发展中国家	全样本	发达国家	发展中国家
	FE	IV	系统 GMM	FE	IV	系统 GMM
TFPG(-1)	0.3618*** (0.0736)	0.1615** (0.0651)	0.3455*** (0.0718)			
TFPG				0.8283*** (0.1640)	1.0765*** (0.0399)	0.7513*** (0.1184)
$\text{mis}^B$	3.4505** (1.6185)	0.6103 (0.5252)	5.8439** (2.8221)	1.4364 (1.4302)	0.9086** (0.3916)	5.6137** (2.7731)
样本量	1353	1353	462	462	891	891
AR (1) 检验	0.000		0.000	0.005		0.006
AR (2) 检验	0.125		0.178	0.763		0.832
Hansen 统计量	0.231		0.815	0.347		0.833

根据中介效应检验程序, 结合模型 (1)、(2) 和 (3) 的估计结果可知, 在 BEER 模型测算汇率错位程度的方法下, 全样本及子样本的估计结果表明汇率错位对技术进步和经济增长率有显著影响, 由汇率错位带来的技术进步显著促进了经济增速的提高, 技术进步在汇率错位影响经济增长的过程中起到部分, 甚至完全的中介效应。估计结果与基准模型回归结果基本一致, 结论稳健。

## 五、结论与启示

在国际货币体系动荡不安的背景下, 各国纷纷发起“汇率战”, 发展中国家通过汇率贬值以带动经济增长的历史经验似乎成为各国操控汇率的依据。然而, 通过汇率干预带来的汇率错位, 是否会对经济增长产生促进作用, 通过何种渠道产生作用, 以及各渠道的传导作用大小如何, 是一个亟待验证的问题。本文采用中介效应模型, 利用 112 个国家 1960—2014 年的历史数据, 对此问题进行了系统性检验, 并通过改变汇率错位的衡量方法进行稳健性检验, 对结论的可靠性进行了验证, 结论如下。

第一, 汇率错位对一国技术水平和人均 GDP 增长率的提高有显著影响。汇率低估程度的扩大会显著促进技术进步和人均 GDP 增长率的提高, 而汇率高估程度的加剧则会抑制技术水平和人均 GDP 增长率的提高。此结论对于发展中国家样本而言尤为适用。

第二, 由汇率错位带来的技术进步对一国的经济增长速度有显著影响。技术进步在汇率错位影响经济增长的过程中确实起到了中介作用, 汇率低估通过提高一国技术水平, 显著提高了经济增速。

第三, 汇率错位对经济增长除有显著的直接影响外, 通过技术进步对经济增长的间接影响也较大。基准模型的回归结果表明, 技术进步的中介效应占总效应的比重达到 50% 以上, 各稳健性检验

的结果也证实了这一结论的可靠性。

以上结论为发展中国家通过低估汇率促进经济增长提供了实证层面的支持，发展中国家通过低估本国汇率，有效提升本国的技术水平，进而带动经济增长。然而，对长期依赖通过汇率低估实施出口导向型策略的中国而言，政府当局过多地关注汇率低估对进出口贸易的影响，忽视了其对供给侧技术进步的促进效应。在“稳增长、促改革、调结构”的大背景下，中国应着力疏通要素与资源的流动渠道，优化要素与资源配置，引导要素与资源由低效率企业流向高效率企业、由落后的技术与生产领域流向先进的技术与生产领域；利用当前汇率错位优势，积极引进外资、鼓励本国企业“走出去”，以发挥国外资本与市场的外部性，提升国内企业的技术水平与管理能力；积极营造公开、透明的竞争环境与良好的研发创新环境，增强对知识产权的保护，引导并鼓励企业增加研发投入与创新，提高企业竞争力。通过以上举措，提高要素使用效率和资源配置效率，充分发挥技术进步的中介效应，以支撑经济的平稳增长，保证各项改革的顺利进行。

(责任编辑 田 园)

#### 参考文献：

- [1] 王小鲁, 樊纲, 刘鹏. 中国经济增长方式转换和增长可持续性[J]. 经济研究, 2009 (1): 4-16
- [2] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型进展[J]. 心理科学进展, 2014 (5): 731-745
- [3] 徐涛, 万解秋, 丁匡达. 人民币汇率调整与制造业技术进步[J]. 世界经济, 2013 (5): 69-87
- [4] 杨长江, 周静东. 实际汇率低估与经济增长: 一个文献综述[J]. 世界经济, 2014 (11): 168-192
- [5] Aghion P, Bacchetta P, Ranci ere R, Rogoff K. Exchange Rate Volatility and Productivity Growth: The Role of Financial Development[J]. Journal of Monetary Economics, 2009, 56 (4): 494-513
- [6] Aguirre A, Calder on C. Real Exchange Rate Misalignments and Economic Performance[J]. Documentos De Trabajo, 2005 (315): 1-49
- [7] Benhima K. Exchange Rate Volatility and Productivity Growth: The Role of Liability Dollarization[J]. Open Economies Review, 2012, 23 (3): 501-529
- [8] Bleaney G, Greenaway D. The Impact of Terms of Trade and Real Exchange Rate Volatility on Investment and Growth in Sub-Saharan Africa[J]. Journal of Development Economics, 2001, 65 (2): 491-500
- [9] Blundell R, Bond S. Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models[J]. Journal of Econometrics, 1998, 87 (1): 115-143
- [10] Bruno G. Estimation and Inference in Dynamic Unbalanced Panel-Data Models with a Small Number of Individuals[J]. The Stata Journal, 2005 (5): 473-500
- [11] Clark P B, Macdonald R. Exchange Rates and Economic Fundamentals: A Methodological Comparison of BEERs and FEERs[J]. IMF Working Papers, 1998(69):285-322
- [12] Collins S M. On Becoming More Flexible: Exchange Rate Regimes in Latin America and the Caribbean[J]. Journal of Development Economics, 1996, 51 (1): 117-138
- [13] Dai P, Delpachitra S. The RER Misalignment and Total Factor Productivity: An Empirical Analysis in East Asian Economies[J]. Economic Papers, 2015, 34 (3): 177-191
- [14] Dubas J. The Importance of the Exchange Rate Regime in Limiting Misalignment[J]. World Development, 2009, 37 (10): 1612-1622
- [15] Easterly W. National Policies and Economic Growth: A Reappraisal[J]. Handbook of Economic Growth, 2005 (1): 1015-1059
- [16] Easterly W, Levine R. Africa's Growth Tragedy: Policies and Ethnic Divisions[J]. Quarterly Journal of Economics, 1997, 112 (4): 1203-1250
- [17] Elbadawi I A. Estimating Long-Run Equilibrium Real Exchange Rates[J]. In: Estimating Equilibrium Exchange Rates

(Ed. John Williamson), Institute for International Economics, Washington, DC, 1994

- [18] Elbadawi I A, Kaltani L, Soto R. Aid, Real Exchange Rate Misalignment, and Economic Growth in Sub-Saharan Africa[J]. *World Development*, 2012, 40 (4): 681–700
- [19] Feenstra R C, Inklaar R, Timmer M P. The Next Generation of the Penn World Table[J]. *American Economic Review*, 2015, 105 (10): 3150–3182
- [20] Gala P. Real Exchange Rate Levels and Economic Development: Theoretical Analysis and Econometric Evidence[J]. *Cambridge Journal of Economics*, 2008, 32 (2): 273–288
- [21] Haddad M, Pancaro C. Can Real Exchange Rate Undervaluation Boost Exports and Growth in Developing Countries? Yes, But Not for Long[J]. *World Bank–Economic Premise*, 2010 (20): 1–5
- [22] Hausmann R, Pritchett L, Rodrik D. Growth Accelerations[J]. *Journal of Economic Growth*, 2005, 10 (4): 303–329
- [23] Husain A M, Mody A, Rogoff K. Exchange Rate Regime Durability and Performance in Developing versus Advanced Economies[J]. *Journal of Monetary Economics*, 2005 (52): 35–64
- [24] Krugman P. Differences in Income Elasticities and Trends in Real Exchange Rates[J]. *European Economic Review*, 1989, 33 (5): 1031–1046
- [25] MacKinnon D P, Warsi G, Dwyer J H. A Simulation Study of Mediated Effect Measures[J]. *Multivariate Behavioral Research*, 1995 (30): 41–62
- [26] MacKinnon D P, Lockwood C M, Hoffman J M, West S G, Sheets V. A Comparison of Methods to Test Mediation and Other Intervening Variable Effects[J]. *Psychological Methods*, 2002, 7 (1): 83–104
- [27] Mbaye S. Currency Undervaluation and Growth: Is There a Productivity Channel[J]. *International Economics*, 2013 (133): 8–28
- [28] Nouira R, Sekkat K. Desperately Seeking the Positive Impact of Undervaluation on Growth[J]. *Journal of Macroeconomics*, 2012, 34 (2): 537–552
- [29] Porter M E. *The Competitive Advantage of Nations*[M]. New York: Free Press, 1990
- [30] Prasad E S, Rajan R G, Subramanian A. Foreign Capital and Economic Growth[J]. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2007 (1): 153–209
- [31] Toulaboe D. Real Exchange Rate Misalignment and Economic Growth in Developing Countries[J]. *Southwestern Economic Review*, 2006 (33): 57–74
- [32] Vieira F V, Macdonald R. A Panel Data Investigation of Real Exchange Rate Misalignment and Growth[J]. *Estudos Economicos (Sao Paulo)*, 2012, 42 (3): 433–456
- [33] Wong H T. Real Exchange Rate Misalignment and Economic Growth in Malaysia[J]. *Journal of Economic Studies*, 2013, 40 (3): 298–313
- [34] Zhang Z, Chen L. A New Assessment of the Chinese RMB Exchange Rate[J]. *China Economic Review*, 2014 (30): 113–122

**Abstract:** This paper uses unbalanced panel data of 112 countries from 1960 to 2014 to conduct mediation effect tests of technological advance in the process of exchange rate misalignment influencing economic growth. Results of benchmark regressions indicate that exchange rate misalignment significantly influences technological advance and GDP per capita growth rate, the mediation effect of technological advance is significant in both developed and developing countries, and thus technological advance holds an important position in the transmission process of exchange rate misalignment affecting economic growth indirectly. Robustness check is conducted by changing the measurement method of exchange rate misalignment, and the results are consistent with those of benchmark regression.

**Keywords:** Exchange Rate Misalignment; Technological Advance; Economic Growth; Mediation Effect