

# 人民币汇率、“事前筛选”与出口关系稳定性

刘逸群 铁 瑛

**摘要：**本文从汇率的“事前”效应这一新视角出发，研究了人民币实际汇率变动与中国出口关系稳定性之间的关系，提出并验证了汇率变动的“事前筛选”机制，为“汇率调整之谜”提供了新的解释。本文的理论和经验研究均表明，人民币汇率升值提高了新生出口关系中持续性出口的发生概率，通过“事前筛选”促进了出口稳定。进一步讨论发现，汇率升值的“事前筛选”作用主要在高生产率企业中起效，而且会阻碍新企业出口关系的建立。人民币汇率升值的“事前筛选”虽然促进了出口稳定，但却以牺牲更多潜在出口关系的建立为代价，从而可能对出口增长潜力产生长期危害。这意味着，政府需要在坚持有管理的浮动汇率制度的基础上，缓解人民币汇率升值压力所带来的不利影响。

**关键词：**人民币汇率；“事前筛选”；出口关系稳定性

[中图分类号] F740 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2023) 11-0057-18

## 一、引言与文献综述

对外贸易是我国经济增长的重要驱动力之一，2008 年金融危机后外部环境恶化，逆全球化思潮蔓延，近年来新冠疫情进一步对外贸发展产生一系列系统性影响，我国对外贸易领域的工作相应进行调整，中央经济工作会议不断突出和强调“稳”的重要性。汇率是与贸易关联最为紧密的变量之一，在经历了 2005 年“7.21 汇改”和 2015 年“8.11 汇改”后，汇率变动逐渐成为中国外部经济环境变动的重要表现之一。如图 1 所示，人民币汇率不仅在总体上明显升值，而且波动性也在逐步加强，这在出口领域不仅直接意味着价格优势的消减，还引起了不容忽视的汇率风险，无疑给出口的“稳”和“进”都带来了不可忽视的压力。然而，除去 2008 年金融危机的冲击，我国出口似乎并未遭受严重的挫折或动荡，这与直觉不符，是汇率对出口的影响不再重要了？还是我们现阶段对二者之间关系的认识不

[收稿日期] 2023-08-01

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目“中国出口贸易的‘稳’与‘进’：微观基础、宏观实现与对策探讨”(72273087)；上海市“曙光计划”(20SG53)

[作者信息] 刘逸群：南京大学商学院博士研究生；铁瑛（通讯作者）：上海对外经贸大学国际经贸研究所研究员，电子信箱 tieyingx@foxmail.com

够全面?企业在汇率风险提升时往往会进行“事前”的策略调整,执行更为稳健的出口策略(Chatterjee et al., 2013<sup>[1]</sup>;余森杰和王雅琦, 2015<sup>[2]</sup>; Freitag and Lein, 2023<sup>[3]</sup>),而识别并检验这种“事前筛选”机制可能是理解上述问题的关键。厘清人民币汇率变动与出口稳定性之间的关联,同时基于汇率的“事前筛选”机制补充已有理论框架,加深对“汇率调整之谜”的理解,正是本文要解决的主要问题。

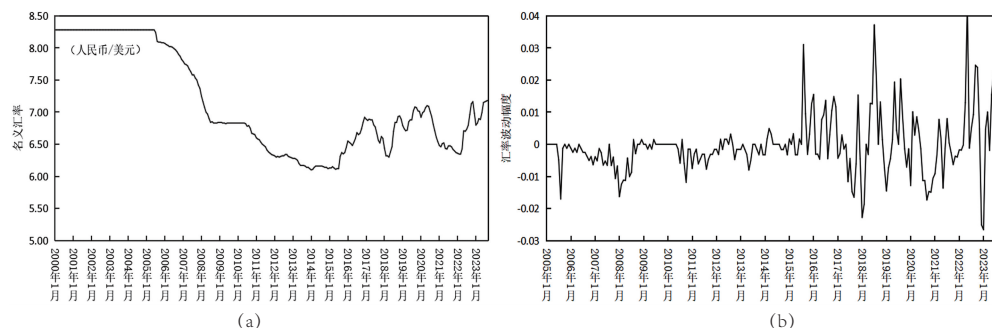


图1 人民币汇率时间变动和波动趋势(2000—2023年)

注:原始数据来源于中国人民银行,汇率为月度平均值。

汇率与出口之间的关系是与本文相关的第一个话题,已经得到中外学者广泛而深入的讨论,在微观层面已取得丰硕成果。现有文献大多基于汇率变动的“事后”视角解释汇率对出口的影响,即汇率变动如何影响已有的出口关系,例如汇率升值因价格压力造成部分出口关系崩溃,或引起出口关系如价格、数量等的局部调整。但汇率变动也可能存在“事前筛选”的机制,即微观主体在观察到汇率变动后,直接调整出口决策,执行更为谨慎的出口策略,例如减少出口试探或延迟新产品、新市场的开拓,从而从“事前”的角度影响整体出口。纵观现有文献,虽然鲜有研究直接关注汇率影响的事前性,更未能直接提出或证实汇率的“事前筛选”机制,但在具体分析中已经开始涉及,例如研究发现,企业在面对汇率升值时会缩小出口产品范围,集中出口核心程度更高(Chatterjee et al., 2013;余森杰和王雅琦, 2015)以及质量更高(Freitag and Lein, 2023)的产品,这为汇率“事前”影响的存在性提供了间接的佐证。

更值得关注的是,经典国际经济学理论均认为,本币汇率升值对出口会产生不利影响。然而大量经验证据表明,在人民币汇率升值的同时,中国出口总额也同样经历着快速的增长,出现“汇率调整之谜”。虽然国内现有研究从出口产品质量调整(李保霞等, 2023)<sup>[4]</sup>、汇率传递的非对称性(邹宗森等, 2020)<sup>[5]</sup>等角度已经进行了解释,但上述解释依然集中于汇率变动的“事后”影响。如果汇率变动存在“事前筛选”的作用,从而使得更高质量的出口关系得以建立,而失败概率较高的出口策略则被暂时搁置,那么可以从基础上对“汇率调整之谜”进行解释。

与本文密切相关的另一个话题是出口关系稳定性，其重要表现是出口关系的持续时长，国内外学者也对此进行了大量的研究，并取得了丰富的成果。一般认为，出口关系持续时间越长，出口就越稳定，并且出口关系持续时间也是出口贸易集约边际的重要表现。然而，囿于自身指标性质，出口关系持续时间不能全面反映出口关系的相关特征<sup>①</sup>。因此，如果仅以出口关系持续时间来衡量出口稳定性，既无法全面刻画出口稳定性，从而造成研究结论的解释力不足，也无法针对企业内部扩展边际变化和出口关系事前特征进行研究。

基于此，首先，本文拓展了异质性贸易模型的经典框架，借鉴 Berman 等 (2019)<sup>[11]</sup> 的思路，引入不完全信息和预期行为，并发现无论在适应性预期假定还是理性预期假定下，汇率上升都倾向于让企业做出更为谨慎的出口决策，从而降低不稳定出口关系产生的概率。本文借助 Békés 和 Muraközy (2012) 以及 Geishecker 等 (2019) 的策略，尝试从“事前”的角度识别出口关系稳定性，基于 2000—2016 年的中国海关数据库构建包含“事前”性质的出口关系稳定度识别体系。

其次，本文讨论了人民币实际汇率变动对中国出口关系稳定性的影响，提出并验证了汇率变动的“事前筛选”机制。研究发现，人民币汇率升值提高了新生出口关系中持续性出口的发生概率，通过“事前筛选”促进了出口稳定。借助事件分析框架，本文成功统合了汇率的事前效应和事后效应，并发现当不考虑汇率的“事前筛选”机制时，人民币汇率非预期的大幅升值会带来显著的出口破坏效应，与经典理论一致。本文分别从企业的出口试探策略、产品与市场成熟度差异、目的地市场风险和汇率影响的时间变化趋势等四个角度为上述结论提供了证据。

最后，本文进一步讨论了全要素生产率的作用。结果表明，生产率仍然对企业的出口关系建立起到了决定性作用。企业生产率越高，实际汇率升值越倾向于提升其出口稳定性，即实际汇率升值的“事前筛选”作用主要发生在高生产率企业。此外，本文还发现，实际汇率变动的“事前筛选”不仅发生在企业内部，即出口决策变动，还会抑制新企业的进入和出口关系的建立，从而基于限制扩展边际扩张给出口增长带来“隐形”但重要的负面影响。

在已有文献的基础上，本文潜在的边际贡献体现在如下三点：第一，本文通过构造出口关系稳定度的“事前”识别与评价体系，系统性地研究了汇率变动对出口关系稳定性的“事前”作用，提出并验证了“事前筛选”机制，同时也在较长时间序列下研究了汇率对企业内部扩展边际的影响，显著区别于既有汇率相关研究

<sup>①</sup>首先，已有研究普遍发现出口关系持续时间存在“两极分布”的现象，即大量的出口关系会在很短时间内快速崩溃，然而另有一些出口关系却能在长时间内持续存在 (Besedeš and Prusa, 2006<sup>[6]</sup>; 铁瑛等, 2023<sup>[7]</sup>)，这意味着出口关系之间可能存在先天性质上的巨大差异 (Békés and Muraközy, 2012)<sup>[8]</sup>；其次，研究出口关系持续时间并设法使之延长，可以从集约边际角度对出口贸易增长提出行之有效的建议，但对于出口扩展边际的发展却不能起到很大的帮助，而根据钱学锋等 (2013)<sup>[9]</sup> 的研究结果，来自企业内部的扩展边际是中国出口增长的主导力量，占据中国出口增长的 44%；最后，出口关系持续时间只能反映出口关系的“事后”特征，而出口关系的“事前”特征也会对出口关系的存续状态产生深远影响 (Békés and Muraközy, 2012; Geishecker et al., 2019<sup>[10]</sup>)。

的总体思路，为考察汇率变动的潜在影响提供了一个新的视角；第二，本文借鉴 Békés 和 Muraközy (2012) 以及 Geishecker 等 (2019) 的做法，引入了一个关于出口关系稳定性的新指标体系和研究标的，改进了既有的出口持续时间和出口关系崩溃事件等出口稳定性指标，并且与现有研究不同，本文强调并挖掘了新指标体系的“事前”意义，从而在理解企业出口决策等问题上为后续研究提供新的角度和验证策略；第三，在目前外部环境高度不稳定、人民币汇率波动加剧的现实背景下，本文基于“事前”视角厘清了汇率变动与出口的“稳”之间的关系，研究结论有助于补充和加深关于汇率变动对出口影响的理解，从而为我国对外贸易在有管理的浮动汇率下实现“稳中求进”提供政策建议。

## 二、理论框架

### (一) 完全信息条件下的基本框架

在需求侧，假定消费者按照典型的 CES 框架来最大化一生效用：

$$U = E_0 \sum_{t=0}^{+\infty} \beta^t \left( \int_i q_{icdt}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} di \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (1)$$

其中，下标  $i$  代表企业， $c$  代表行业<sup>①</sup>， $d$  代表出口目的（来源）国， $t$  代表时间。 $U$  表示效用， $\beta$  为贴现因子， $E$  为期望算子， $\sigma$  代表特定行业的产品间替代弹性 ( $\sigma > 1$ )， $q$  代表出口目的地消费者对特定企业产品的消费量。假定消费者不存在储蓄行为，因此，他们会在每一期独立地做出效用最大化选择，假定消费者对不同国家的产品不存在特别的偏好。最优求解可得，企业  $i$  在目的地  $d$  所面临的需求函数为：

$$q_{icdt} = \frac{Y_{cdt}}{P_{cdt}^{1-\sigma} p_{icdt}^{-\sigma}} \quad (2)$$

其中， $Y$  为在特定来源国特定产品的总支出， $P$  代表出口目的地总体价格水平， $p$  代表以出口目的地货币为计量单位的价格。

在生产侧，假设企业只有劳动一种投入要素，生产具有水平差异的产品，工资标准化为 1，具有线性的成本函数。企业在进入时随机获得一个劳动生产率  $\varphi$ ， $\varphi$  服从帕累托分布。在垄断竞争条件下，企业依据成本加成规则定价：

$$p_{icdt} = \frac{\sigma}{\sigma - 1} \frac{1}{\varphi_{it}} \quad (3)$$

当企业进入国外市场时，需要以本币额外支付出口固定成本  $f$ ，借鉴 Békés 和 Muraközy (2012) 的研究，企业在每一期都会承受一次信息冲击，这使得企业在每期出口时都需要进行额外的调研以调整其目标市场销售策略，因此，出口成本  $f$  在每一期均存在。同时，企业从做出出口决策到获得货款存在时滞，为不失一般性，假定企业在  $t$  期完成决策和生产，而在  $t+1$  期完成出口并收到货款，在完全信息条件下，企业对未来的变动均是确定的。此外，企业完全在国内进行生产，并以国内

<sup>①</sup>经验研究部分，下标  $c$  对应 HS 2 位码。

货币支付要素报酬，在出口市场的销售只能获得外币收益，那么企业在  $t$  期决策的依据是以本币表示的在  $t+1$  期向目的地  $d$  出口的利润，可表示为：

$$\pi_{icd, t+1} = B e_{d, t+1}^{1-\sigma} \varphi_{ii}^{\sigma-1} - f_{dt} \quad (4)$$

其中， $B = \frac{\sigma^{-\sigma}}{(\sigma-1)^{1-\sigma}} \frac{Y_{cdt}}{P_{cdt}^{1-\sigma}}$ ，为大于0的常数， $e$  表示以间接标价法表示的实际汇率， $e$  上升代表本币升值。 $\pi_{icd, t+1} > 0$  是企业做出向特定市场出口决策的唯一条件。显然， $\partial \pi_{icd, t+1} / \partial e_{d, t+1} < 0$ ，即本币升值导致企业在特定出口市场的利润下降。当出口利润为0时，可以得到企业出口到特定目的地市场  $d$  的临界生产率水平  $\varphi^*$ ：

$$\varphi_{ii}^* = f_{dt}^{\frac{1}{\sigma-1}} B^{\frac{1}{1-\sigma}} e_{d, t+1} \quad (5)$$

$\partial \varphi_{ii}^* / \partial e_{d, t+1} > 0$ ，即本币升值会带来更高的临界生产率水平。这一结论包含两层经济学含义：第一，汇率升值将导致低生产率企业退出出口市场，产生不稳定出口关系，这表现出汇率变动的“事后”影响，与已有文献保持一致（Li et al., 2015<sup>[12]</sup>；Freitag and Lein, 2023；李保霞等，2023；王雅琦等，2023<sup>[13]</sup>）；第二，给定劳动生产率的分布会导致更少的企业有机会出口到特定市场。

进一步，讨论企业的出口目的地选择和最终利润，借鉴 Geishecker 等（2019），假定存在  $n$  个对称但具有异质性进入成本的目的地，出口成本  $f$  满足任意具有有有限上界  $f_{max}$  和非负下界  $f_{min}$  的分布  $G(f)$ ，那么企业的最终利润可以表达为：

$$\pi_{i, t+1} = \sum_{d, \pi_{icd, t+1} > 0} \pi_{icd, t+1} = \sum_d (B e_{d, t+1}^{1-\sigma} \varphi_{ii}^{\sigma-1} - f_{dt}) \quad (6)$$

由式（4）、（5）、（6）可得如下引理。

引理 1：给定汇率水平，劳动生产率越高的企业越有可能进入更多的市场（保有更多的出口关系）。本币升值会导致企业出口利润下降，甚至导致企业退出特定市场，造成出口关系的崩溃，这表现出汇率变动的“事后”影响，与既有研究的基本结论保持一致。

## （二）信息不完全、贝叶斯信念更新与汇率变动的“事前筛选”

假定信息不再是完全的，企业不能在事前完全了解未来的汇率变动，时滞性的存在导致企业只能基于对未来汇率的预期进行出口决策，此时企业特定出口关系的预期利润可表示为：

$$E_t(\pi_{icd, t+1}) = B (E_t e_{d, t+1})^{1-\sigma} \varphi_{ii}^{\sigma-1} - f_{dt} \quad (7)$$

特定市场  $d$  的临界劳动生产率水平相应变动为：

$$\varphi_{ii}^* = f_{dt}^{\frac{1}{\sigma-1}} B^{\frac{1}{1-\sigma}} E_t(e_{d, t+1}) \quad (8)$$

显然， $\partial \varphi_{ii}^* / \partial E_t(e_{d, t+1}) > 0$ ，即本币预期升值引致企业进行出口决策的临界生产率水平提升。此时存在三种可能的情况：第一，企业正确预测了  $t+1$  期的汇率，此时的出口市场情况和完全信息条件下完全一致，企业对比自身的生产率水平和临界生产率水平，比临界生产率水平更高的企业将会持续出口。第二，企业低估了  $t+1$  期的汇率，即  $E_t(e_{d, t+1}) < e_{d, t+1}$ ，以  $\varphi_{ii}^*$  表示真实的临界生产率水平，即存在  $\varphi_{ii}^*$



$<\varphi_{ii}^*$ ’,此时,对于任何生产率水平处于 $[\varphi_{ii}^*, \varphi_{ii}^{*’})$ 之间的企业都会出现出口利润小于0的情形,企业因此退出出口市场,这就带来了不稳定出口关系。因此,从“事后”的角度来看,即便本币汇率没有升值,对于汇率过于乐观的预期也会造成一定数量的不稳定出口关系。第三,企业高估了 $t+1$ 期的汇率,即 $E_t(e_{d,t+1}) > e_{d,t+1}$ ,  $\varphi_{ii}^* > \varphi_{ii}^{*’}$ ,此时,对于任何生产率水平处于 $[\varphi_{ii}^*, \varphi_{ii}^{*’})$ 之间的企业都会因预期出口利润小于0而放弃进入出口市场,此时的新生出口关系数量要小于最优时的新生出口关系数量<sup>①</sup>。因此,从“事前”的角度来看,趋于谨慎的汇率预期抑制了总体出口规模的扩张。

接下来,本文进一步考虑当期的汇率信息如何影响企业出口决策。直观来看,在适应性预期假定下, $E_t(e_{d,t+1}) = e_{dt}$ ,显然,给定出口成本 $f$ ,当期汇率上升会使企业更容易产生 $E_t(\pi_{icd,t+1}) < 0$ 的预期,原本相对不稳定的出口关系(即完全信息下 $\pi_{icd,t+1}$ 接近于0的出口关系)将不会被继续保持,企业只会保留更有利润空间的出口关系,即汇率变动“事前”改变了企业的决策,更可能不稳定的出口关系将不会被建立<sup>②</sup>。

更为正式地,本文考考虑理性预期下的决策选择,借鉴Berman等(2019)的思路,将企业预期汇率分为可预期部分 $\bar{e}$ 和不可预期部分 $\varepsilon$ :

$$e = \bar{e} + \varepsilon \quad (9)$$

参考Berman等(2019)的设定,可预期部分取决于企业对于出口目的地往期汇率的经验总结,假定其服从正态分布 $N(e_{id0}, \sigma_{i0}^2)$ ,其中,方差 $\sigma_{i0}^2$ 展现了企业的预测能力,方差越小意味着企业预测越精准,预测值更具可信度。以 $\xi$ 表示企业的预测能力, $\xi$ 越大表示企业的预测能力越强<sup>③</sup>。能力越高的企业越可能做出精准的预测, $\partial\sigma_{i0}^2/\partial\xi < 0$ 。<sup>④</sup>不可预期部分为随时间变动的白噪声,假定其服从正态分布 $N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ 。根据贝叶斯法则,企业在 $t$ 期的汇率预期均值和方差分别为:

$$\bar{e}_{id,t+1} = e_{id0} \frac{1/\sigma_{i0}^2}{1/\sigma_{i0}^2 + (t+1)/\sigma_\varepsilon^2} + e_{dt} \frac{(t+1)/\sigma_\varepsilon^2}{1/\sigma_{i0}^2 + (t+1)/\sigma_\varepsilon^2} \quad (10)$$

$$\sigma_{id,t+1}^2 = \frac{1}{1/\sigma_{i0}^2 + (t+1)/\sigma_\varepsilon^2} \quad (11)$$

<sup>①</sup>Tang和Zhang(2012)<sup>[14]</sup>基于中国样本的研究同样发现,实际汇率的提高会降低企业的进入概率,这意味着汇率上升会对潜在出口企业进行筛选,筛选“合格”的企业才能够进入出口市场。

<sup>②</sup>已有文献给出了汇率“事前”作用存在性的佐证。例如有研究发现,当真实汇率上升时,企业会集中出口自身的核心产品(Chatterjee et al., 2013; 余森杰和王雅琦, 2015)。此外,汇率的剧烈变动会使企业出口更具经验的出口组合,而这些产品或者市场的出口经验则会给企业的出口稳定性提供更多保障(Nguyen, 2012)<sup>[15]</sup>。Freitag和Lein(2023)发现,汇率升值有利于新进入企业和新进入产品质量的提升,从而应对激烈的市场竞争。

<sup>③</sup>有关企业能力的设定可参见Hallak和Sivadasan(2013)<sup>[16]</sup>等出口产品质量异性的相关文献,企业能力主要用于刻画不能完全被劳动生产率所涵盖的企业异质性特征。本文则以此来表示企业对于宏观经济的预测能力,例如Bloom等(2021)<sup>[17]</sup>所指出的管理效率等,不简单等同于企业的劳动生产率。

<sup>④</sup>Bloom等(2021)认为,管理能力与企业的预测能力具有显著的正相关关系,管理能力越高的企业在预测其自身未来的表现以及宏观经济指标方面有越高的准确率。

汇率预期均值是企业出口决策的基础参照，方差则表现了基础参照的可信度。 $\bar{e}_{dt}$ 表示真实汇率平均数，即企业已掌握的汇率信息。由式（10）可知，汇率预期的均值由事前不随时间变动的汇率预期与已观察到的真实汇率两部分信息构成，且伴随着时间的推移，第一部分会变得越来越不重要，而第二部分会变得越来越重要，即历史汇率信息的决定作用会伴随着观察期的拉长逐渐超过事前固有预期，则当 $e_{dt}$ 上升时， $\bar{e}_{id, t+1}$ 随之上升，而且在较长的时间序列中， $e_{dt}$ 会逐步发挥决定性的作用。给定相同的方差水平，后续企业行为同适应性预期下的简化情形一致，总会倾向于停止建立相对不稳定的出口关系，即汇率上升在“事前”让企业对出口关系进行了筛选，减少不稳定出口关系的构建。由此，综合完全信息条件下汇率的“事后”影响，可以得到本文的基准假说如下。

基准假说：汇率上升不仅会在“事后”造成出口关系崩溃，更会带来“事前筛选”，降低不稳定出口关系建立的概率。

由式（11）可知，方差 $\sigma_{idt}^2$ 是时间 $t$ 的减函数，即伴随观察期的拉长，企业的需求预期与实际需求的差距会越来越小，表明随着信息的增多，其预期也会越来越准确。由于 $\partial\sigma_{idt}^2/\partial\sigma_{i0}^2>0$ ，预期方差 $\sigma_{idt}^2$ 是企业事前预测能力 $\xi$ 的增函数，即企业事前预测能力越差（ $\sigma_{i0}^2$ 随之越大），预期实际汇率的可靠性就越低（ $\sigma_{idt}^2$ 越大），此时预期汇率 $\bar{e}_{idt}$ 也将越不可信。由此可得如下引理。

引理2：事前预测能力更强的企业可以产生更准确的汇率预期。

接下来，进一步考虑企业生产率可能产生的异质性影响。基于引理1和引理2，首先，劳动生产率高的企业能够建立更多的出口关系，这意味着只有劳动生产率高的企业才有更大的空间进行出口关系调整；其次，能力更强的企业所进行的汇率预测更可信，它们也更可能针对当期汇率的变动做出敏锐的决策调整。由此，虽然企业能力不可观测，但由于企业劳动生产率与企业能力之间存在正相关关系，我们仍然可以将其统括在生产率框架下加以分析，由此得到推论如下。

推论：汇率对出口关系稳定性的“事前筛选”更多体现在高生产率（能力）企业中。

### 三、数据说明与基本事实

#### （一）数据说明

本文使用的高度细化的出口数据来自中国海关数据库（2000—2016年）。基本处理工作如下：第一，删除缺少关键信息的观测值以进行基本的数据清理；第二，依据UN Comtrade公布的对照表将HS代码统一至HS 1996版本；第三，将出口数据整合至企业—HS 2位码产品—目的地—年份维度，其中企业—HS 2位码产品—目的地是本文构建出口关系的基本维度，年份则是用来衡量出口关系持续时长的基本时间维度。由于需要识别出口关系性质，在处理左右断尾问题时会损失前两年和后三年的样本，因此，最终的回归样本区间为2002—2013年。本文所使用的汇率等目的地—年份层面数据来自佩恩表（Penn World Table）。

## (二) 指标构建：出口关系稳定性的“事前”识别策略与指标体系

参照 Békés 和 Muraközy (2012) 以及 Geishecker 等 (2019) 的识别方法, 本文将出口持续时长在 4 年及以上的出口关系定义为持续性出口, 将在样本中仅出现一次的出口关系定义为一次性出口, 将其他出口关系定义为其他不稳定出口, 并进一步对识别后的数据进行压缩, 仅保留每个出口关系第一年的观测值, 以保证每个出口关系在样本中都是唯一的<sup>①</sup>。

在识别出口关系进入和处理样本右截断问题方面, 本文首先参照 Geishecker 等 (2019) 的做法, 以 2000 年和 2001 年样本为基准, 如果出口关系在 2000—2001 年间均未出现, 而在 2002 年开始出现, 那么将其视为新进入的出口关系, 因此损失了前两期的出口样本。另外, 参照 Békés 和 Muraközy (2012), 对于持续性出口的识别至少需要连续四期的时间窗口, 因此无法准确识别最后三期的新生出口关系, 由此损失了最后三期的样本。

## (三) 实际汇率和 GDP 的测度

本文核心解释变量实际汇率指标的计算方法如下:

$$\ln x_{dt} = \ln(\text{Exchange\_rate}_{dt} \times \text{CPI}_{\text{CHN}, t} / \text{CPI}_{dt}) \quad (12)$$

其中, 下标  $d$  代表出口目的地, 下标  $t$  代表年份;  $\text{Exchange\_rate}_{dt}$  为  $t$  年中国与出口目的地之间的名义汇率, 以间接标价法表示;  $\text{CPI}_{\text{CHN}, t}$  与  $\text{CPI}_{dt}$  分别为  $t$  年中国与出口目的地的消费者物价指数。最终得到对数形式的实际汇率指标  $\ln x_{dt}$ 。本文的主要控制变量为出口目的地实际 GDP, 用来控制收入水平所带来的偏好差异, 同样对其进行价格平减以及对数化处理, 以  $\ln \text{gdp}_{dt}$  表示<sup>②</sup>。

## (四) 基本事实：不同产品-目的地组合下的出口关系稳定性

本文根据基本事实发现: (1) 在所有新产生的出口关系中, 由新企业进入所产生的出口关系占比最高; (2) 对于已经进入出口市场的企业来说, 其在建立新的产品-市场组合时更倾向于出口老产品; (3) 无论是出口新产品还是老产品, 企业总是倾向于出口到新的市场; (4) 不稳定出口关系占有所有出口关系的近九成; (5) 当外部出口环境更恶劣时, 新企业的进入受到明显的抑制, 企业在面临出口环境恶化时更倾向于出口老产品, 减少出口新产品。以上分析为汇率变动的“事前”影响提供了初步证据, 企业在外部环境变化时会倾向于改变出口策略, 其新生出口关系的先天性特征也会随着外部经济环境的变动而产生明显变化<sup>③</sup>。

<sup>①</sup>这种处理主要基于以下两点考虑: 第一, 持续性出口和不稳定出口 (及其中的一次性出口) 是对每一个出口关系的定性描述, 不随时间的变化而变化, 因此在数据样本中只需观察一次; 第二, 仅保留第一年的数据, 更有利于本文针对汇率的“事前”作用进行分析, 此时每条出口关系数据对应的汇率均为其发生年份的汇率水平, 且同时包含出口关系稳定性的定性信息, 因此能够观察到汇率变动对整体出口关系稳定性的“事前”影响。同时, 这样的“事前”特征指标还能最大限度地规避反向因果等方面的内生性问题。

<sup>②</sup>限于篇幅, 统计性描述可登录对外经济贸易大学学术刊物部网站“刊文补充数据查询”栏目查阅、下载。

<sup>③</sup>限于篇幅, 具体结果与分析查阅同前。



## 四、实证分析

### (一) 实证方程设定

为了考察实际汇率变动对出口关系稳定性的“事前”影响，参考相关研究，本文构建实证方程如下：

$$Dummy\_Form_{icdt} = \beta_1 \ln x_{r_{dt}} + \beta_2 \ln gdp_{dt} + \theta_d + \theta_{ict} + \varepsilon_{icdt} \quad (13)$$

其中，被解释变量  $Dummy\_Form_{icdt}$  是代表出口关系类型的虚拟变量集合，包含  $Tem$  和  $One$  两个变量。 $Tem = 1$  代表出口关系为不稳定出口（包括一次性出口）， $Tem = 0$  代表出口关系为持续性出口<sup>①</sup>，因此当被解释变量为  $Tem$  时，回归系数反映了实际汇率变动对总体出口关系稳定性的“事前”影响；当被解释变量为  $One$  时，本文在回归样本中剔除了持续性出口， $One = 1$  代表一次性出口， $One = 0$  代表其他不稳定出口，此时回归系数反映的是实际汇率变动对不稳定出口关系中一次性出口概率的影响。 $\ln x_r$  是本文核心解释变量，代表人民币实际汇率水平的自然对数值，以间接标价法表示，即实际汇率上升代表人民币升值。在固定效应方面，本文控制了目的地固定效应 ( $\theta_d$ ) 和企业—产品—年份联合固定效应 ( $\theta_{ict}$ )， $\theta_d$  吸收了目的地不随时变的固有特征以及与中国的固有差异， $\theta_{ict}$  则控制了所有企业—产品—年份层面的可观测与不可观测变动。由于本文的数据事实上相当于一个混合截面数据，因此这样的控制方式已经非常严格，可以有效缓解遗漏变量问题所带来的偏误。

### (二) 基准回归结果

表1为基准估计结果，可以看到，对于不稳定出口关系来说，其回归系数显著为负，代表实际汇率的上升会降低当年新建立不稳定出口关系的发生概率，而提高新建立持续性出口关系的发生概率。这意味着，当人民币升值时，新建立的出口关系反而更加稳定。这个结论似乎与以往文献的研究结果存在出入，但是如果将本文的数据结构考虑进来，就会变得容易理解，这正反映了汇率变动的“事前”作用，也是与既有汇率“事后”影响相关研究的主要差别所在。

在识别出口关系稳定性类型之后，本文将每个出口关系压缩到其发生的第一年，这意味着每一个出口关系仅出现一次且对应年份为出口的第一年。与此同时，考虑到出口关系的持续时间，当期的汇率变动实际上只可能对一次性出口关系的崩溃具有“事后”影响，这也是本文所构建指标的优势所在，可以更清晰地看到当期汇率对新生出口关系的“事前”作用，而非传统意义上的“事后”作用。因此，企业在当期观察到汇率，并根据汇率变动调整出口行为，当面对汇率上升导致的相对竞争优势下降时，会选择规避风险，专注于出口更具优势的产品或者出口到更熟悉的目的地，这反而增加了持续性出口发生的概率，促进了出口稳定。

从以上分析可以看出，本文的研究结论与以往文献并不冲突，以往的经验研究

<sup>①</sup>需要特别说明的是，本文识别出各类型出口关系后直接将数据压缩至出口关系的发生年，如 Békés 和 Muraközy (2012) 以及 Geishecker 等 (2019) 等文献所诠释的，这已经构成了事实上的“事前”识别，即在出口关系诞生之时就被赋予了特定的稳定性特征，也因此可以有效刻画出口关系之间的固有差异。

主要关注汇率的“事后”作用，即汇率变动对现存出口关系的影响，此时人民币升值带来的负面结果表现为出口关系的退出。而本文的识别策略主要针对汇率对潜在出口关系的影响，此时人民币升值会使企业转向更为稳健的出口组合，而这种出口行为转变的结果则表现为整体出口稳定性的上升。

对于一次性出口而言，实际汇率的回归系数显著为正，这可能是一次性出口当年开始且在当年结束的特征所导致的，此时汇率变动对于一次性出口的影响可能更多体现为“事后”作用。另外，根据 Geishecker 等（2019）的研究，一次性出口的重要来源是被动出口，而被动出口中一次性订单的发起者通常是解决缺货问题的中间商，由于时间与搜寻成本的存在，贸易条件恶化通常不会对其决策产生即时影响，因此汇率变动对由被动出口引起的一次性出口可能并没有明显的作用效果，这也会带来当年新产生的出口关系中一次性出口的相对增加。

基准结论同样可能用如下的情境解释：人民币汇率在出口关系建立后恰好持续贬值，并因此使这些出口关系得以长期维持。为了排除这种可能性，本文在回归方程中进一步加入实际汇率未来三期的前推项以控制汇率变动的“事后”影响。结果显示，实际汇率前推项的系数均显著为正，这证明未来实际汇率的上升会使当期新建立的出口关系更不稳定，验证了现有文献中对于汇率“事后”作用的结论。与此同时，当期实际汇率对不稳定出口关系发生概率的影响系数仍显著为正，且绝对值变大，这意味着汇率上升的“事前”作用更倾向于提高出口关系稳定性<sup>①</sup>。

表 1 基准回归结果

变量	$Tem_{icdt}$	$Tem_{icdt}$	$One_{icdt}$	$One_{icdt}$
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\ln x_{dt}$	-0.0098 *** (0.0007)	-0.0094 *** (0.0006)	0.0067 *** (0.0011)	0.0022 ** (0.0010)
$\ln gdp_{dt}$	-0.0474 *** (0.0013)	-0.0327 *** (0.0011)	-0.0806 *** (0.0019)	-0.0489 *** (0.0016)
企业—年份固定效应	No	Yes	No	Yes
产品—年份固定效应	No	Yes	No	Yes
目的地固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
企业—产品—年份固定效应	Yes	No	Yes	No
N	17 528 136	20 458 953	15 169 844	17 924 228
R <sup>2</sup>	0.5240	0.3947	0.3796	0.2266

注：(1) 括号内为按企业维度聚类的稳健标准误，\*\*\* 代表  $p < 0.01$ ，\*\* 代表  $p < 0.05$ ，\* 代表  $p < 0.1$ ，如无特殊说明，下表同。(2) 如无特殊说明，下表固定效应控制与式 (13) 相同。

<sup>①</sup>限于篇幅，完整结果查阅同前。

### (三) 汇率变动事前与事后影响的统一分析框架：非预期升值事件

本文尝试对基准结论给出更为直接的经验证据，同时与已有文献建立联系，全面分析汇率变动对出口稳定性的影响。为了进一步提升本文估计的可信度，同时验证汇率“事前”影响的存在性，本文借鉴 Bessen 等 (2023)<sup>[18]</sup> 的思路，以非预期峰值事件构造方法再次进行检验。这种方法认为，虽然解释变量和被解释变量之间可能存在共同趋势等一系列问题，但如果解释变量的不连续变动带来被解释变量符合理论预期的非连续响应，就可以证明二者之间的因果关系。

下面构造汇率变动的峰值事件，借鉴已有文献的选择方式，如果实际汇率在某年发生了一次异常上升，超过其他各期均值的 13% (75%分位数)，则本文将它看作一次实际汇率峰值事件，并且将事件发生当期设置为 0 期，前一期设置为 -1 期，后一期设置为 1 期，依此类推。构造如下分析框架：

$$Tem_{icdt} = \sum_{-4, \tau \neq -1}^3 \beta_{\tau} Dummy(t = \tau) + \theta_d + \theta_{ict} + \varepsilon_{icdt} \quad (14)$$

其中，下标  $\tau$  为按照事件发生前后重新排序的时间序列，观察期选择 [-4, 3] 期，因为三期恰好是本文识别持续性出口与不稳定出口的分界点，-1 期作为参考期； $Dummy(t = \tau)$  为一组虚拟变量，取 1 表示时期为  $\tau$  期； $\beta_{\tau}$  是本文关心的一系列参数，代表相对于事件发生前一期， $\tau$  期出口关系成为不稳定出口关系的概率差异。结合本文的数据特征，如果汇率的一次异常上升对当期出口关系更多地表现出“事前”作用，而对事件发生之前的出口关系表现出“事后”作用，那么可以将汇率对出口关系稳定性的作用效果较为完整地刻画出来，同时也可以为汇率变动与出口关系稳定性之间因果关系的存在性提供直接证据。

图 2 为具体估计结果，图中的点代表回归参数的点估计值，上下短横线之间的区域代表 95% 的置信区间。可以看到，相对于 -1 期，实际汇率的异常上升显著降低了事件当期临时性出口的发生概率，这与基准结果保持一致，即汇率上升的“事前”

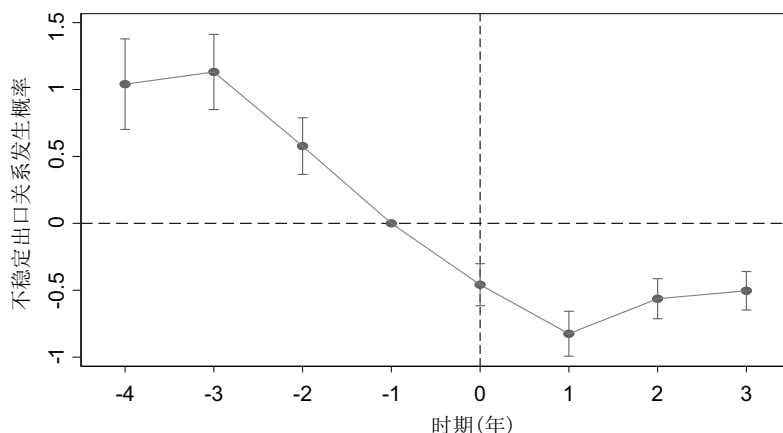


图 2 汇率变动峰值事件分析结果

作用会使出口关系更为稳定。与此同时，实际汇率非预期上升也会显著提高往期临时性出口的发生概率（即-4至-2期），这也与既有文献保持一致，即实际汇率上升的“事后”作用表现为提高出口风险，从而导致现存的出口关系崩溃，因此，事件冲击发生的前三年内产生的出口关系更多表现为不稳定出口关系。除此之外，可以看到事件冲击也会降低后面几期临时性出口的发生概率，本文认为有两个可能的原因：第一，大幅的汇率上升可能会使企业此后的出口决策更加谨慎；第二，由于本文所识别的事件是相对最为剧烈的一次汇率上升，而汇率波动往往呈现序列特征，因此在之后的几年里汇率可能还会呈现波动上升的趋势，会持续表现出选择作用，从而抑制不稳定出口关系的产生。

#### （四）潜在内生性问题的讨论与评估

基于指标构建方式以及实证方程设定，本文基准研究结论能够有效避免大多数内生性问题。第一，与既有文献按照出口份额加权至企业维度的做法不同，本文使用的汇率指标定义在目的地一年份维度，对企业而言具有良好的外生性，因为这有效规避了企业由于汇率波动对出口目的地的内生选择；第二，本文构建的出口稳定性指标具有“事前”特征，即汇率指标对应的被解释变量均为出口关系发生的第一期，这有效克服了汇率变动事后所造成的反向因果问题；第三，本文参照高维面板数据估计的常用做法，引入严格的固定效应，有效缓解遗漏变量带来的内生性偏误；第四，本文使用的数据来自中国海关数据库，其中包括了出口的全部企业，因此得出的回归结果具有总体特征，可以有效克服样本选择偏误。然而，本文的基准回归结果仍然面临测量误差问题的挑战，具体表现在两个方面：汇率指标的选择和出口关系稳定性识别窗口的选择。本文进一步测试了这一影响的严重性，结果表明测量误差问题对本文核心研究结论并未产生明显干扰。

首先，评估汇率指标测量误差问题可能带来的影响。本文使用年末汇率计算实际汇率作为核心解释变量<sup>①</sup>，以测试汇率计算方法可能带来的影响。具体结果如表2的列（1）、列（2）所示。可以看到，回归系数仍与基准结果一致。其次，评估出口关系稳定性识别窗口的影响。本文将时间窗口放宽（收窄）至5年（3年），具体结果如表2的列（3）至列（6）所示。可以看到，对于不稳定出口关系来说，回归结果与基准结果保持一致，进一步证明汇率升值有助于提高出口关系稳定性。而对于一次性出口来说，以5年为时间窗口的识别方式下核心解释变量的系数不显著，这也再次印证了汇率升值对极端不稳定出口关系的影响力较弱。综合以上讨论，测量误差问题并不会对本文的核心结论产生严重干扰。

<sup>①</sup>年末汇率数据来源于国际货币基金组织提供的国际金融统计数据（International Financial Statistics, IFS）。

表2 内生性问题的讨论<sup>①</sup>

变量	年末汇率		3年时间窗口		5年时间窗口	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$Tem_{icdt}$	$One_{icdt}$	$Tem_{icdt}$	$One_{icdt}$	$Tem_{icdt}$	$One_{icdt}$
$lnxr_{dt}$	-0.0061*** (0.0004)	0.0095*** (0.0008)	-0.0101*** (0.0007)	0.0126*** (0.0011)	-0.0084*** (0.0007)	0.0018 (0.0012)

此外,本文还进行了其他稳健性评估。首先,针对特异样本干扰进行了检验:(1)剔除平均贸易额最大和最小各1%的出口关系;(2)剔除所在地为北京、上海、广州等一线城市的企业样本;(3)剔除位于高新技术开发区的企业样本;(4)剔除来自出口加工区的样本。其次,将出口关系加总到企业一目的地维度再次进行检验。最后,对汇率进行指标替换。回归结果的偏差符合预期,结论保持稳健<sup>②</sup>。

## 五、汇率变动“事前筛选”的具体体现

### (一) 汇率变动与出口试探策略

本文在基准部分解释了汇率上升时新生出口关系整体稳定性的提高可能来自于汇率变动所引致的“事前筛选”,但是对于这一筛选机制的具体作用途径并没有得到明确的结论以及直接的经验证据,因此在本节中本文对其进行进一步的探索。根据铁瑛等(2023)的研究,出口试探行为往往面临更高的崩溃风险,因此本文推断,当本币汇率升值时,企业会做出更为谨慎的出口决策,减少出口试探行为,以控制出口风险,保证自身出口的相对稳定。

本文的样本是出口关系发生的第一期,可以视为出口试探,而依据其持续时间所进行的识别,则可以看作是出口试探成功与否的评判。进一步地,依据特征事实部分识别的出口组合,本文在目的地-行业维度对其数量进行加总,分别得到出口新产品到新市场( $ncnd\_num$ )、出口新产品到老市场( $ncod\_num$ )、出口老产品到新市场( $ocnd\_num$ )以及出口老产品到老市场( $ocod\_num$ )的出口关系数量。

具体回归结果如表3所示。可以看到,实际汇率系数均显著为负,这意味着特定市场的实际汇率上升会抑制企业在该出口市场的试探性出口行为。进一步关注参数的大小,本文发现当该出口市场是企业的成熟市场时,其试探性出口关系数量会有更为明显的下降,这也与Chatterjee等(2013)以及Freitag和Lein(2023)等的研究结果有着一致的逻辑,即人民币升值会使企业集中出口更具优势的产品,因此当特定市场汇率上升时,该市场中的在位企业可能会花费更大的精力去维持该市场中已有的出口关系,而更多地减少出口试探行为。与此同时,这也反映了汇率上升对中国出口增长可能造成的损害,根据钱学锋等(2013)等的研究,企业内部扩展边际扩张,即企业的出口试探行为也是中国出口增长的核心动力,因此汇率上升

<sup>①</sup>限于篇幅,本文后续仅汇报关键参数的估计结果,完整结果查阅同前。

<sup>②</sup>限于篇幅,完整结果查阅同前。



在通过“事前筛选”作用提高新生出口关系稳定性的同时，也会造成对于诸多潜在进入者的“挤出”，使出口贸易的增长潜力明显下降。

表3 汇率变动与企业出口试探策略

变量	$\lnncnd\_num_{cdt}$	$\lnncod\_num_{cdt}$	$\lnocnd\_num_{cdt}$	$\lnocod\_num_{cdt}$
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\lnxr_{dt}$	-0.0913*** (0.0113)	-0.1589*** (0.0093)	-0.1036*** (0.0109)	-0.1549*** (0.0113)

注：由于数据维度变更为产品—目的地—年份维度，聚类维度相应变更为产品—目的地层面，企业—产品—年份联合固定效应相应变更为产品—年份联合固定效应。

## (二) 基于出口经验的进一步考察

由表3可知，实际汇率的上升的确会抑制企业的出口试探行为，但随之而来的另一个问题是，这些减少的试探性出口行为是否是新生出口关系稳定性上升的重要动因。从性质上看，本文数据中所有的出口关系事实上都是一种出口试探行为，如果减少的出口关系与发生的出口关系之间没有出口成功率方面的显著差异，那么也就不会带来整体出口稳定性的上升。

由于无法在数据中观察到企业预期的变化，同时也无法识别那些被筛选掉的潜在出口关系，本文尝试从以下途径进行验证。根据 Nguyen (2012) 以及 Alborno 等 (2023)<sup>[19]</sup> 的研究，企业在进入出口市场前会面临目的地市场需求和出口盈利能力的不确定性，并且一旦出口到该市场这些不确定性就会消失，因此如果企业预期出口成功概率会受到目标市场不确定性的影响，当目标市场的实际汇率发生变动时，在位企业和未进入企业的预期变动将是不同的：目标市场对于在位企业的不确定性低，当实际汇率上升时，在位企业的预期变动相对较小；而对于未进入企业来说，实际汇率上升所带来的预期变动较大。因此，如果汇率变动会通过以上途径提高持续性会出口发生概率，那么在汇率上升时，在企业所表现出的“事前”作用会小于未进入企业。在出口产品方面可以用同样的方法进行验证，企业出口老产品和新产品也可能存在类似差异。

具体估计结果如表4所示，其中列(1)、列(2)针对出口市场经验，列(3)、列(4)针对出口产品经验。变量 *newdest* 是代表新市场的虚拟变量，*newcomm* 则是代表新产品的虚拟变量，同样剔除了由新企业进入所产生的出口关系。列(1)、列(2)的结果显示，交乘项系数显著为负，说明当实际汇率上升时，相较于目标市场的在位企业，新进入企业所形成的出口关系有更大概率会成为稳定出口关系，即在位企业的“事前”作用小于新进入企业的“事前”作用，与本文的预期一致。列(3)、列(4)的结果与按市场分类的结果一致，意味着在产品经验方面同样验证了汇率变动“事前”作用的影响途径。同时对比参数大小，可以发现新老产品差异所带来的影响差异远高于新老市场差异，这表明企业对于自身所出口新产品的不确定性是企业出口扩张的重要制约条件。当企业出口到一个新市场时，其可以通过其他具有该目标市场出口经验的企业的信息溢出获取相关市场信

息，而当出口新产品时，企业之间产品的异质性决定了其盈利能力等信息只能通过实际出口来获取，其他企业产品出口经验的参考价值有限，因此汇率上升导致目标市场不确定性上升，会对新产品出口产生更强的“事前”作用效果。

表4 基于出口经验的进一步验证

变量	出口市场经验		出口产品经验	
	$Tem_{icdt}$	$One_{icdt}$	$Tem_{icdt}$	$One_{icdt}$
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\ln xr_{dt} \times newdest_{icdt}$	-0.0003 *** (0.0001)	-0.0008 *** (0.0002)		
$\ln xr_{dt} \times newcomm_{icdt}$			-0.0023 *** (0.0001)	-0.0045 *** (0.0002)

### (三) “事前筛选”与决策改变：更多佐证

“事前筛选”机制涉及企业决策，本文设置了四种不同的研究情景，分别是异质性企业出口试探策略、异质性产品与市场核心程度、异质性出口市场风险以及异质性时期等，从不同侧面对本文的基准假说进行补充论证。结果表明：(1) 无论企业选择怎样的出口试探策略，当面临实际汇率升值时，不稳定出口关系建立的概率都会下降，同时汇率变动对新产品构成的市场组合有更显著的作用，相对于市场出口经验，企业是否具有产品出口经验对企业试探决策具有更重要的影响，与前文的发现保持一致。(2) 相对于核心市场，出口到非核心市场的出口关系在面对汇率上升时，其新建稳定出口关系概率的上升幅度更大，这也进一步验证了前文的结论，即在相对更不熟悉的市场上，企业的出口试探决策变得更加谨慎。(3) 当出口市场安全时，企业对自身出口成功概率会有一个比较准确的预期，此时汇率上升只能淘汰一些原本获利较低的出口关系，而对出口成功率没有显著影响，汇率上升将逐步失去“事前筛选”作用。(4) 汇率“事前”作用持续上升，并在2008年达到峰值，此后则相对平稳地维持在一个较高水平，这与国际金融危机的发生及后续时期持续的高不确定性特点十分吻合，佐证了前文的发现，即汇率的“事前筛选”机制在更高不确定性的环境中会更强<sup>①</sup>。

### (四) 进一步讨论：全要素生产率与企业的进入退出行为

全要素生产率是出口关系产生、发展与崩溃的决定性因素，因此当分析汇率变动对出口关系稳定性的影响时，充分考虑其与企业生产率的互动关系有助于进一步认识与理解汇率变动的作用。本文分析结果显示，汇率变动所产生的“事前筛选”更多反映在高生产率企业中。在出口贸易的增长过程中，新企业的进入是重要的微观基础 (Arkolakis, 2016)<sup>[20]</sup>。尽管人民币汇率在样本期内一直处于较平稳的上升路径，但除非遭遇重大的外部环境变动，新企业进入在中国出口扩展边际扩张中的

<sup>①</sup>限于篇幅，具体结果和讨论内容查阅同前。

地位一直是不断提高的。但由于新企业的进入决策与已出口企业的出口试探决策不同,尤其是新进入企业中可能存在大量被动出口企业(Geischecker et al., 2019),本文将重点转移到汇率变动对新进入企业的影响。研究结果显示,实际汇率上升显著抑制了新企业的进入,而依据Berman等(2019)的研究结论,这些新进出口关系往往伴随更强劲的出口规模增长,这也就从企业进入的角度再次证实了汇率“事前”作用对于贸易增长潜力的不利之处。此外,人民币升值同样会提高新进入企业出口关系的稳定性,表现出显著的“事前”作用效果<sup>①</sup>。

## 六、结论与政策建议

本文基于2000—2016年的中国海关数据库,构建了具有“事前”信息特征的出口关系稳定度指标,从“事前筛选”这一新视角考察了目标市场实际汇率变动对中国企业出口关系稳定性的影响。研究发现:人民币汇率升值提升了当年新进出口关系中持续性出口的发生概率,从而提升了出口的整体稳定性,这一结果基于微观主体面临汇率升值时采取更为谨慎的出口决策行为所得到,即汇率变动对出口关系进行了“事前筛选”,更高失败风险的出口关系因汇率升值而不被建立。进一步地,本文分别通过考察企业具体的出口试探策略,分析目的地市场和产品成熟度异质性、目的地市场总体风险以及不同时期异质性为上述结论提供了佐证。此外,本文回到经典的异质性企业贸易理论,发现汇率变动的“事前筛选”主要发生于高生产率企业,且不仅表现为在位企业的出口关系筛选,还会抑制新企业出口关系的建立。基于以上研究内容及结论,本文得到如下政策启示。

第一,要全面看待人民币汇率升值对中国出口贸易的影响。从“事后”角度来看,人民币汇率升值对我国出口贸易所产生的负面影响已经得到文献的广泛讨论。但从“事前”角度来看,人民币汇率升值反而通过筛选掉成功概率较低的出口关系,节约无意义的出口固定成本损失,提升了出口的总体稳定性。

第二,要看到人民币汇率持续升值和渐强波动对出口的潜在长期危害。尽管人民币汇率升值在“事前”筛选掉部分质量较差的出口关系,并提升了出口稳定性,但这种出口稳定是基于减少企业出口试探行为,牺牲企业扩展出口范围的可能性,乃至阻止新企业进入出口市场而实现的,根据Békés和Muraközy(2012)、Arkolakis(2016)等的研究,新兴出口关系的持续进入是出口增长的重要动力,则大量新兴出口关系的损失就可能意味着对出口增长潜力的长期损害。特别是在外部环境较差时,企业过于慎重的决策方式可能造成对汇率变动的过激反应,从而导致过度收缩。因此,我国政府需要坚持执行有管理的浮动汇率制度,并通过适当的市场行为使汇率变动维持在合理区间。

第三,本文结论对于政府针对各类型不同企业的政策支持方面同样具有参考价值。对于多出口产品以及多出口目的地的大型企业来说,它们拥有丰富的产品出口

<sup>①</sup>限于篇幅,具体结果和讨论内容查阅同前。

经验和市场出口经验,因此在面对实际汇率波动时,可以通过在其现有出口范围内重新配置产品—市场组合来应对,这既是对特定目的地特定产品市场的拓展,也是较为稳妥的出口选择,政府不必进行过多干预。但对于中小型企业来说,应当深刻认识到产品出口经验在促进出口关系稳定方面的重要作用,因此政府应引导中小型企业在进行海外市场开拓时采用“先市场后产品”策略,即先以老产品拓展新市场,然后再渐进地扩展出口产品范围,这将使它们在面对汇率波动时更为游刃有余。

### [参考文献]

- [1] CHATTERJEE A, RAFAEL D C, JADE V. Multi-product Firms and Exchange Rate Fluctuations [J]. *American Economic Journal: Economic Policy*, 2013, 5 (2): 77-110.
- [2] 余淼杰,王雅琦.人民币汇率变动与企业出口产品决策[J].*金融研究*,2015(4):19-33.
- [3] FREITAG A, LEIN S. Endogenous Product Adjustment and Exchange Rate Pass-through [J]. *Journal of International Economics*, 2023, 140: 103706.
- [4] 李保霞,张辉,王胜,等.竞争国汇率与出口产品质量:兼论人民币汇率的国际影响[J].*世界经济*,2023,46(4):3-31.
- [5] 邹宗森,王秀玲,陈俊州.人民币汇率传递存在非对称性效应吗?:兼论“汇率调整之谜”[J].*世界经济研究*,2020(12):77-88+133.
- [6] BESEDEŠ T, PRUSA T. Ins, Outs, and the Duration of Trade [J]. *Canadian Journal of Economics*, 2006, 39 (1): 266-295.
- [7] 铁瑛,刘逸群,黄建忠.生产率排序、多产品出口试探与出口稳定性[J].*经济研究*,2023,58(1):107-123.
- [8] BÉKÉS G, MURAKÖZY B. Temporary Trade and Heterogeneous Firms [J]. *Journal of International Economics*, 2012, 87 (2): 232-246.
- [9] 钱学锋,王胜,陈勇兵.中国的多产品出口企业及其产品范围:事实与解释[J].*管理世界*,2013(1):9-27+66.
- [10] GEISHECKER I, SCHRÖDER P, SØRENSEN A. One-off Export Events [J]. *Canadian Journal of Economics*, 2019, 52 (1): 93-131.
- [11] BERMAN N, REBEYROL V, VICARD V. Demand Learning and Firm Dynamics: Evidence from Exporters [J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2019, 101 (1): 91-106.
- [12] LI H, MA H, XU Y. How do Exchange Rate Movements Affect Chinese Exports? — A Firm-level Investigation [J]. *Journal of International Economics*, 2015, 97 (1): 148-161.
- [13] 王雅琦,王瑶,张礼卿.汇率波动对出口稳定的影响:中间品进口的作用[J].*金融研究*,2023(1):75-93.
- [14] TANG H, ZHANG Y. Exchange Rates and the Margins of Trade: Evidence from Chinese Exporters [J]. *CESifo Economic Studies*, 2012, 58 (4): 671-702.
- [15] NGUYEN D. Demand Uncertainty: Exporting Delays and Exporting Failures [J]. *Journal of International Economics*, 2012, 86 (2): 336-344.
- [16] HALLAK J, SIVADASAN J. Product and Process Productivity: Implications for Quality Choice and Conditional Exporter Premia [J]. *Journal of International Economics*, 2013, 91 (1): 53-67.
- [17] BLOOM N, KAWAKUBO T, MENG C, et al. Do Well Managed Firms Make Better Forecasts? [R]. NBER Working Paper, 2021, No. 29591.
- [18] BESSEN J, GOOS M, SALOMONS A, et al. Automatic Reaction — What Happens to Workers at Firms that Au-

- tomate? [J]. The Review of Economics and Statistics, 2023, forthcoming.
- [19] ALBORNOZ F H F, PARDO C, CORCOS G, et al. Sequentially Exporting Products across Countries [J]. Journal of International Economics, 2023, 142: 103735.
- [20] ARKOLAKIS C A. Unified Theory of Firm Selection and Growth [J]. Quarterly Journal of Economics, 2016, 131 (1): 89–155.

## Renminbi Exchange Rate, “Ex-ante Screening”, and the Stability of China’s Export Relationships

LIU Yiqun TIE Ying

**Abstract:** This paper offers a novel perspective by examining the “ex-ante” effects of exchange rate, to investigate the correlation between Chinese Renminbi (RMB) exchange rate fluctuations and the stability of China’s export relationships. We introduce and validate an innovative “ex-ante screening” mechanism, providing a fresh interpretation of the “exchange-rate disconnect puzzle”. Both theoretical analysis and empirical findings consistently demonstrate that an appreciation in the RMB exchange rate increases the likelihood of permanent exports and enhances export stability through “ex-ante screening”. Moreover, our investigation reveals that the “ex-ante screening” impact of exchange rate appreciation is primarily beneficial for high-productivity enterprises while posing challenges for newly emerging firms in establishing export relationships. Although the “ex-ante screening” process contributes to export stability, it comes at the cost of potentially impeding the establishment of promising export relationships. This trade-off may ultimately undermine the long-term growth potential of exports. Consequently, it is imperative for the government to mitigate the adverse consequences of RMB exchange rate appreciation pressure while maintaining its commitment to a managed floating exchange rate system.

**Keywords:** Renminbi Exchange Rate; “Ex-ante Screening”; Stability of Export Relationships

(责任编辑 张晨烨)