
汇率变化、贸易服务与中国企业对外直接投资

田 巍 余淼杰*

内容提要 本文研究汇率变化对异质性出口企业对外直接投资的影响及机制,尤其是对贸易服务型投资的“出口传导”效应。以往研究只关注汇率对制造业投资的“出口替代”影响,忽略了出口与贸易服务型投资的“互补关系”。本文从理论和经验分析两方面考察了汇率对贸易服务型投资的影响,在理论方面拓展了异质性企业对外直接投资模型,而经验分析方面基于2000–2008年的微观企业样本,处理了内生性和稀有事件等问题。研究发现当汇率上升10%时,贸易服务型投资概率将上升4.3%,这一结果对不同计量方法都稳健。

关键词 汇率变化 贸易服务 对外直接投资 出口传导 企业生产率

一 引言

本文研究了汇率波动对异质性企业对外直接投资的影响,尤其关注汇率通过“出口传导”效应对企业对外直接投资的影响。2000年,中国的对外直接投资开始快速增长,2005年之后增幅尤为显著,同时自2005年起,人民币对美元经历了大约30%的升

* 田巍:对外经济贸易大学国际经贸学院 北京市朝阳区惠新东街对外经济贸易大学国际经济贸易学院 100029 电子信箱:weitianpku@163.com。余淼杰(通讯作者):北京大学国家发展研究院 电子信箱:mjyu@nsd.pku.edu.cn。

作者感谢国家自然科学基金青年项目课题“汇率波动、出口传导和异质性企业对外直接投资”(71503043)、对外经济贸易大学青年课题“人民币、企业生产率与对外直接投资”(14QN02)及国家杰出青年项目基金(71625007)的资助。感谢匿名审稿人的意见建议,当然,文责自负。

值,对欧元、日元和其他世界主要货币的汇率也处于波动状态。学者们研究汇率对中国企业对外直接投资影响的甚少,且结论不一。Tolentino(2010)用中国1980-2006年的宏观数据研究发现,汇率对对外直接投资没有显著影响,而胡兵和涂春丽(2012)、乔琳(2011)及王凤丽(2008)的研究却发现人民币升值促进了对外直接投资。但他们都是基于宏观数据与方法,没有区分人民币波动对不同类型对外直接投资的不同影响机制,并且缺乏汇率对微观企业投资行为的影响分析。我们认为,不一致的研究结论很可能是由于忽略了对外直接投资的投资类型差异造成的。因此本文从企业对不同类型投资动机的角度出发,通过理论建模和企业层面的计量分析,探索人民币升值对中国企业出口以及对外直接投资,尤其是对贸易服务型对外直接投资的微观影响机制。

汇率影响对外直接投资一般通过以下几种途径:“成本节约”效应,即母国货币升值降低了企业在海外扩张和建厂的成本;“出口替代”效应,即母国货币升值阻碍了本国出口,从而企业有更大动机在海外生产销售;以及在不完全市场上,对外直接投资带来的融资效应。不同于以往强调汇率对制造业投资影响的研究,我们关注汇率变动对与贸易相关的服务业投资的影响。根据商务部公开发表的最新信息,2016年,中国对外直接投资流量已占全球对外直接投资流量的9.9%;中国企业对外制造业投资占对外直接投资总额的比重从2015年的12.1%上升为18.3%,这一比重增速是最快的。而在制造业对外投资中,服务类型投资(下文简称贸易服务型投资)又约占投资总额的45%,这些贸易服务型投资大部分是与进出口贸易紧密相关的服务业投资,如进出口代理、批发零售、市场开发与售后服务。所以,可以近似地认为制造业的贸易服务对外直接投资占中国总对外直接投资的8.4%左右,这是一个相对较大的份额,值得我们对该现象进行深入研究。

Horstmann和Markusen(1992)、Brainard(1993)及Markusen和Venables(2000)认为,在以制造业投资为主的发达国家,水平投资与出口之间具有就近集中取舍关系(proximity-concentration trade off),汇率变化使出口与投资之间具有替代效应。我们认为对贸易服务业投资,汇率冲击具有反向的出口互补效应,并且对行业垄断型异质企业影响机制和效果不同,这意味着在宏观上,汇率变化对投资类型的结构和企业构成都会产生影响。本文基于Berman等(2012)与Helpman等(2004)的研究,构建了一个分析汇率对企业进行不同类型投资选择的理论框架,并利用中国制造业企业对外直接投资和生产的微观数据进行了经验分析。

理论上,我们在Helpman等(2004)研究的基础上引入真实汇率,并在Berman等(2012)研究的基础上引入两种类型的对外投资:建立贸易服务型外国分支和在国外

建厂生产。此外,我们还在生产成本之外引入了出口企业的跨国销售与沟通成本,而企业在国外建立贸易服务型分支则不仅可以降低运输中的冰山成本,还可以免除跨国销售与沟通的成本^①,这就使得在外建立服务型分支是有意义的。经验分析方面,我们利用多套企业微观数据,构造了企业层面的汇率指标,控制了内生性问题、小概率事件带来的偏误。大量的经验分析发现,人民币升值对企业参与贸易服务型对外投资具有显著阻碍作用。

本文与多个研究对外直接投资的文献分支紧密相关。第一是关于对外直接投资动机的研究。Helpman(1984)等文章解释了垂直投资与出口的互补关系,其研究结果被Yeaple(2003)等经验研究证实。之后垂直对外投资的研究集中在跨国公司边界,如Antràs(2003)与Antràs和Helpman(2004)。Helpman等(2004)引入了企业异质性,发现只有高生产率的企业才会在国外生产销售。以上文献围绕制造业投资,包括水平投资(即在海外生产并销售)和垂直投资(将中间品生产转移到发展中国家),与以往的研究不同,本文重点关注影响贸易服务业对外投资的因素。

第二是汇率变动对对外直接投资影响机制的研究。汇率是影响对外直接投资水平的重要因素,反映在汇率水平、汇率风险及预期汇率变化这3个方面。此外,Barrell等(2004)研究并论证了第三国汇率水平和波动对对外投资的影响。本文关注汇率水平变动,即升值或贬值的影响,这部分文献虽然丰富但没有得到统一的结论。以东道国汇率下降(即母国货币升值)为例,大部分研究认为会引起对外直接投资的上升,如Blonigen(1997、2005)、Brainard(1993)、Osinubi和Amaghionyeodiwe(2009)及Froot和Stein(1991)。这些研究的主要观点包括:(1)母国货币升值降低了企业在海外扩张和建厂的成本;(2)母国货币升值阻碍了本国出口,从而企业有更大动机在海外生产销售,即产生出口替代效应;(3)当资本市场不完全时,企业更容易通过内部实现融资,从而促进海外投资。但相反还有一些研究发现母国货币升值反而降低了海外投资,比如Görg和Wakelin(2001)与Campa等(1995)^②。这些文献没有指出汇率变化对出口互补型直接投资的影响,无法解释企业在海外建立贸易办事处或进出口公司的行为,缺乏对人民币变化对中国对外投资微观影响的解释力。

第三是服务业对外直接投资研究。服务业贸易与投资在国际贸易与投资中地位

^① Oldenski(2012)与Keller和Yeaple(2009)指出母国公司与外国子公司之间存在跨境信息沟通成本,这是企业进行对外直接投资的一个重要动因,尤其是服务业企业投资。

^② 他们认为当本币升值时,企业会依据当前汇率预测未来本币继续升值,因此海外投资的预期收益降低,阻碍企业对外投资。

日益重要,近年来也受到越来越多的研究关注^①,Tanaka(2015)与Chen和Tang(2014)研究发现,与制造业相同,大型、高生产率、高出口强度的企业有较高概率进行对外投资,投资到吸引力较低的国家,并伴随更高的外国分支销售额。但与制造业不同,Tanaka(2015)发现在制造业中地理距离会减少对外投资和贸易量,但在服务业中反而会增加对外投资。Oldenski(2012)用美国行业数据研究发现,造成服务业对外投资比重显著高于制造业的一个重要原因是服务业产品消费者间的跨境信息沟通成本明显强于生产过程中的信息沟通成本。关于中国服务业对外直接投资的研究多集中在宏观层面,缺乏微观视角的考察与论证。

本文使用理论和微观数据研究了中国贸易服务型对外投资,并首次提出了汇率对于贸易服务型投资和生产性投资的相反影响。首先,本文丰富了关于人民币汇率变化的研究:以往关于人民币汇率的研究多集中在其与进出口和就业(戴觅等2013;李宏彬等2011;刘尧成等2010)以及人民币汇率与外国直接投资(FDI)方面(孙雷和杨舜贤2005)。研究人民币汇率对中国对外直接投资影响的文献很有限且几乎都是使用宏观数据及方法进行分析,如胡兵和涂春丽(2012)、乔琳(2011)及王凤丽(2008)等^②,本文则有助于加深关于人民币汇率对中国经济影响的理解。其次,本文专注于汇率变动对企业对外投资的“出口传导”效应,补充了关于服务业对外投资研究的理论模型和微观证据,提供了更多关于中国贸易服务业投资的研究结论。最后,大量研究发现汇率波动对不同企业的影响是有差异的,体现在生产率、贸易开放度、行业等多方面^③。本文也拓展了汇率波动对企业异质性影响的结论。

本文其余部分安排为:第二部分构建理论模型,解释汇率变化如何影响企业参与出口、贸易服务型投资及生产型投资的决策;第三部分解释数据和关键变量的度量;第四部分构建计量模型,介绍计量方法及结果分析;最后为本文结论。

^① Bernard等(2010,2011)与Tanaka(2013)研究了物流企业在国际贸易中的作用。Kimura和Lee(2006)、Head等(2009)以及Ramasamy和Yeung(2010)研究了服务行业中贸易和FDI的国家层面决定因素。对服务业直接投资的研究主要集中在与制造业的异同点,并且大部分是经验研究,理论模型尚待完善。如Breinlich和Crisuolo(2011)以及Buch等(2011)研究了商业咨询、银行和软件等服务行业中企业异质性对贸易和对外直接投资的作用,并讨论了与制造业的异同。Chen和Tang(2014)用企业层面数据研究中国对外直接投资企业,发现和以往的认识不同,超过一半的对外直接投资交易是在服务行业进行的,其中大部分是与出口相关的服务业。

^② 这些文章多使用国家层面投资数据,以及向量自回归(VAR)和误差修正(ECM)模型等宏观分析方法。

^③ 如Ekholm等(2009)发现,挪威克朗2000年年初汇率的快速上升对不同贸易开放度企业的生产率影响不同,虽然出口企业和进口企业都面临更高的竞争压力,但只有前者生产率有所提高,而且提高来自于企业内部,企业之间的生产率分布并没有受到影响。Berman等(2012)研究了汇率变化对出口企业的异质性影响,发现货币贬值时绩效好的企业倾向于显著提高产品成本加成而较少增加出口量,绩效不好的企业则相反。

二 理论框架

我们拓展了 Helpman 等(2004)与 Berman 等(2012)的一般均衡模型,用以分析汇率变动对不同生产率的出口企业投资决策的影响。我们分别构建消费者的效用与需求,生产者的利润最大化定价,并求出企业3种方案(出口、贸易服务型投资、生产型投资)的利润,以决定不同选择的生产率临界点。

(一) 消费者

假设每个国家的代表性消费者具有相同的常替代弹性(CES)效用函数, $x(\varphi)$ 为对产品 φ 的消费,其形式如下:

$$U = \left(\int_{\Omega} x(\varphi)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} d\varphi \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}, \sigma > 1$$

(二) 厂商

假设本国(i 国)每个企业只生产1种产品,厂商生产只投入劳动力,每个企业具有随机的生产率 φ ^①, $1/\varphi$ 是单位产出所需的劳动力投入, φ 满足帕累托分布, $G(\varphi)$ 为累积分布函数。企业首先选择是否进入本国市场,假设注册需要固定沉没成本 f_E (单位劳动力,下同)在决定进入之后,企业可观察到生产率 φ 。之后若企业继续在本国(i 国)生产,则需继续投入固定成本 f_D ,用于在本国建厂生产。企业若想继续服务于外国市场(j 国),有3种方案:若企业只出口,需继续投入固定成本 f_X ,用于扩大本国生产能力;若企业在海外建立贸易服务型分支并出口,需要在 f_X 之外再投入固定成本 f_{IS} 用于建立外国分支机构;若企业在海外建厂生产,需要投入在外国建厂的固定成本 f_{IM} 。 f_D 与 f_X 为本国劳动力表示的成本, f_{IS} 与 f_{IM} 为外国劳动力表示的成本,且 $f_{IM} > f_{IS} + \frac{f_X}{q_{ij}} > \frac{f_X}{q_{ij}} > \frac{f_D}{q_{ij}}$,其中 $q_{ij} = \frac{\varepsilon_{ij} w_j}{w_i}$ 是真实汇率,其中 ε_{ij} 为 i 和 j 两国的双边名义汇率,而 w_i 和 w_j 则为相应两国的工资水平。假设企业出口的运输中会产生冰山成本以及关税,其总和为每单位最终销售的产品共需要本国生产 τ_{ij} 单位产品($\tau_{ij} > 1$)。

同时,如 Oldenski(2012)指出的,没有进行对外直接投资的出口企业与消费者的跨境信息沟通成本更高,因此,当企业出口但不在外国投资时,需要支付额外的跨国沟

① 由于假设一个企业只生产一种产品,不同企业生产的产品都被看作不同的产品,所以文献中常用生产率指标指代产品,因此本文中生产率和产品均为 φ 。

通与销售费用。另外,每单位产品需 η_j 个 j 国的劳动力。但若企业进行对外投资,无论是哪种形式,都可以在当地与外国客户直接联络,省去这笔费用。同时如果企业在外国建立贸易服务型分支,可以将出口的冰山成本降低为 $\tau_{ij}\mu$ ($0 < \mu < 1$) (比如进出口分支机构可以专业化和规模化地进行通关和海外销售配送,节省大量成本),企业若直接在外国建厂生产并销售则完全没有运输成本。综上企业只在国内生产销售、出口、进行贸易服务型投资以及在海外建厂投资的边际成本分别为 $MC^d = \frac{w_i}{\varphi}$, $MC^e =$

$\left(\frac{\tau_{ij}}{q_{ij}\varphi} + \eta_j\right)w_j$, $MC^{fs} = \frac{\mu\tau_{ij}}{q_{ij}\varphi}w_j$, $MC^{fm} = \frac{w_j}{\varphi}$ 。我们注意到,除了在国内销售的边际成本是用本币计价外,其他几类销售都用外币计价,这是因为出口和对外直接投资的产品都是国外消费者在消费。

(三) 利润最大化

如果产品出口或投资到 j 国,假设 j 国人口为 L_j ,收入为 Y_j , $Y_j = w_j \times L_j$,工资为 w_j ,物价水平 $P_j^{\text{①}}$,则若产品 φ 在 j 国的价格为 $p_j^c(\varphi)$,则 j 国消费者对其需求为:

$$X_j(\varphi) = Y_j P_j^{\sigma-1} [p_j^c(\varphi)]^{-\sigma}$$

其中 $\rho = d, e, fs, fm$ 分别代表只在本国生产销售、只出口、出口并进行贸易服务型投资以及进行生产型投资。

进一步可计算边际收益: $MR = p_j^c(\varphi) \frac{\sigma-1}{\sigma}$ 。根据企业利润最大化,可以解得 4 种情况的消费者价格 $p_j^c(\varphi) = \frac{\sigma}{\sigma-1} MC^c$ ($\rho = d, e, fs, fm$)。

从而可解得 4 种情况下的厂商利润:

$$\Pi_i^d = \left(\frac{w_i}{\varphi}\right)^{1-\sigma} B_i - f_D w_i B_i = \frac{1}{\sigma} \left(\frac{\sigma}{\sigma-1}\right)^{1-\sigma} Y_i P_i^{\sigma-1}$$

$$\Pi_{ij}^e = \left[\left(\frac{\tau_{ij}}{q_{ij}\varphi} + \eta_j\right)w_j \right]^{1-\sigma} B_j - \frac{f_X w_j}{q_{ij}}$$

$$\text{① } P_j = \frac{\sigma}{\sigma-1} w_j \left\{ \sum_{h=1}^N L_h \int_{\varphi_{ehj}}^{\varphi_{fshj}} \left(\frac{\tau_{hj}}{q_{hj}\varphi} + \eta_j\right)^{1-\sigma} dG(\varphi) + \int_{\varphi_{fshj}}^{\varphi_{fmhj}} \left(\frac{\mu\tau_{hj}}{q_{hj}\varphi}\right)^{1-\sigma} dG(\varphi) + \int_{\varphi_{fmhj}}^{\infty} \left(\frac{1}{\varphi}\right)^{1-\sigma} dG(\varphi) \right\}^{\frac{1}{1-\sigma}} \text{, 其中}$$

第一个积分符号里是 h 国非投资企业到 j 国出口的产品平均价格,第二个积分符号里是 h 国在 j 国进行贸易服务型投资的企业在 j 国销售产品的平均价格,第三个积分符号里是 h 国在 j 国进行生产型投资的企业在 j 国销售产品的平均价格,最后一个积分符号是 j 国企业在国内销售的产品平均价格。

$$\Pi_{ij}^s = \left[\left(\frac{\mu\tau_{ij}}{q_{ij}\varphi} \right) w_j \right]^{1-\sigma} B_j - f_{IS}w_j - \frac{f_X w_j}{q_{ij}}$$

$$\Pi_{ij}^m = \left[\frac{w_j}{\varphi} \right]^{1-\sigma} B_j - f_{IM}w_j$$

其中 Π_{ij}^e 、 Π_{ij}^s 、 Π_{ij}^m 以外币度量, Π_i^d 以本币度量。 $B_j = \frac{1}{\sigma} \left(\frac{\sigma}{\sigma-1} \right)^{1-\sigma} Y_j P_j^{\sigma-1}$, $q_{ij} = \frac{\varepsilon_{ij} w_j}{w_i}$ 为真实汇率。

(四) 自由进入条件与一般均衡

由 $\Pi_i^d = 0$ 、 $\Pi_{ij}^e = 0$ 、 $\Pi_{ij}^s = \Pi_{ij}^e$ 、 $\Pi_{ij}^m = \Pi_{ij}^s$ 可分别求得企业只在本国生产、在本国生产并对 j 国进行出口、在本国生产并进行贸易服务型投资、在本国生产并进行生产型投资的生产率分界点分别为 $\hat{\varphi}_{di}$ 、 $\hat{\varphi}_{eij}$ 、 $\hat{\varphi}_{fsij}$ 、 $\hat{\varphi}_{fmij}$ 。

需要注意的是, 只有当存在(以外国产品衡量)真实冰山运输成本 $\left(\frac{\mu\tau_{ij}}{q_{ij}} > 1 \right)$ 时, 临界点 $\hat{\varphi}_{fmij}$ 才能存在。再根据市场自由进入条件, 企业预期利润等于进入市场的固定成本 ($f_e w_i$) 即:

$$\int_{\varphi_{di}}^{\infty} \Pi_i^d dG(\varphi) + \sum_{j=1, j \neq i}^N \varepsilon_{ij} \left\{ \int_{\hat{\varphi}_{eij}}^{\hat{\varphi}_{fsij}} \Pi_{ij}^e dG(\varphi) + \int_{\hat{\varphi}_{fsij}}^{\hat{\varphi}_{fmij}} \Pi_{ij}^s dG(\varphi) + \int_{\hat{\varphi}_{fmij}}^{\infty} \Pi_{ij}^m dG(\varphi) \right\} = f_e w_i$$

由此可以解得均衡时的 $\hat{\varphi}_{di}$ 、 $\hat{\varphi}_{eij}$ 、 $\hat{\varphi}_{fsij}$ 、 $\hat{\varphi}_{fmij}$ 及 B/w^σ , 其中 $B_j/w_j^\sigma = \frac{1}{\sigma} \left(\frac{\sigma}{\sigma-1} \right)^{1-\sigma}$

$X_j(\varphi) \left[\frac{P_j^c(\varphi)}{w_j} \right]^\sigma$ 相当于 j 国的真实收入水平。并且均衡解与人口无关^①。

命题 1: 当所有国家对称, 除 i 和 j 两国之外购买力平价成立, 存在冰山运输成本 $\frac{\mu\tau_{ij}}{q_{ij}} > 1$ 并且各项运输成本满足 $\frac{f_X}{q_{ij}f_D} > \left(\frac{q_{ij}}{\tau_{ij}} \right)^{\sigma-1} f_{IS} > f_X (\mu^{1-\sigma} - 1) / q_{ij}$, $f_{IM} > \frac{f_X}{q_{ij}} + f_{IS}$ $\left[\left(\frac{\mu\tau_{ij}}{q_{ij}} \right)^{\sigma-1} - \mu^{\sigma-1} \right] / (1 - \mu^{\sigma-1})$ 时, 生产率临界点排序为: $\hat{\varphi}_{di} < \hat{\varphi}_{eij} < \hat{\varphi}_{fsij} < \hat{\varphi}_{fmij}$ ^②。

① 一个特例: 当所有国家对称 $\tau_{ij} = \tau$, $n_j = \eta$, 且购买力平价成立, 即 $q_{ij} = 1$, $\forall i, j$ 时, 所有国家的生产率截点和 B_j/w_j^σ 相等, 即 $\hat{\varphi}_{di}$ 、 $\hat{\varphi}_{eij}$ 、 $\hat{\varphi}_{fsij}$ 、 $\hat{\varphi}_{fmij}$ 、 B/w^σ 对所有 i, j 取值相同。

② 限于篇幅, 命题 1 和命题 2 的具体证明过程未报告, 如有需要可向作者索取。

换言之,如果模型参数满足了以上一些基本的要求,那么就能解出有关企业生产率临界点的排序条件,且具有鲜明的经济学含义。生产率最高的企业进行生产型对外直接投资,其次高的企业进行贸易服务型对外直接投资并出口,再次的企业只进行出口不投资,再低的企业只在国内生产销售,最低的企业退出市场。事实上,各种固定成本排序条件的另一种直观理解是:由于建立海外贸易机构的固定成本是通过雇佣海外劳动力支付的,当本币升值时,等于以本币计价的固定成本减小。

命题2:当其他国家真实汇率不变,当真实汇率 q_{ij} 小幅度下降时, $\hat{\varphi}_{eij}$ 上升, $\hat{\varphi}_{fsij}$ 上升, $\hat{\varphi}_{fmij}$ 下降,即本币升值抑制了出口,促进了生产型对外直接投资,同时阻碍了贸易服务型对外投资。

命题2的结论可以用图1来表示。企业的生产率自左向右,由低到高排列,当汇率 q_{ij} 下降、本币升值时,则有出口的临界点 $\hat{\varphi}_{eij}$ 右移, $\hat{\varphi}_{fsij}$ 右移,但 $\hat{\varphi}_{fmij}$ 会左移。该命题直观的经济含义如下:一方面,本币升值通常会导出减少,为保证国外销售,企业会尽力去增加对外直接投资,正如命题1指出的,如果企业能够支付在外建厂的固定成本,那么出口与对外直接投资的替代关系一般就会成立。一个经典的案例是20世纪80年代,日元升值,日本对美国的出口减少,但对外直接投资增加。当然,出口减少也有可能导出企业更努力在国外多建立自己的销售渠道;但由于出口额的总体减少,对在国外建立分销机构的需求也会相应减少,所以这一影响相对较弱。正如模型所预测的,出口减少,总体会使国外贸易型投资减少。

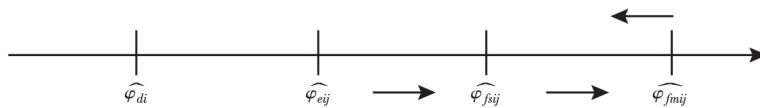


图1 生产率临界点的变动

三 数据与度量

(一) 数据描述与整理

本文经验分析所需要的变量和指标主要来自以下几套统计数据,样本涵盖年份为2000-2008年;其中企业是否进行对外直接投资的虚拟变量来自商务部提供的对外直接

投资企业名录; 企业生产信息如劳动力数量、所有制、行业、省份等来自工业企业数据库; 企业生产率根据工业企业数据库中的产出、中间品、资本、劳动力、出口等信息估算; 企业层面真实有效汇率根据企业到不同国家出口比重加权计算, 其中到不同国家的出口量包含在海关贸易数据库中, 双边汇率来自于世界银行数据库; 国家层面的控制变量如国民生产总值(GDP)、人均国民收入(GNI)和物价指数来自世界发展指数(WDI)数据库。

1. 中国工业企业数据库。本数据由国家统计局在每年的制造业年度调查中进行收集和记录, 包含从1998年至今, 中国各类型国有企业和年销售额在500万元以上的非国有企业的微观数据, 涵盖了我国工业制造业40多个大产业, 90多个中类、600多个子行业, 每年约有230 000家制造业企业的生产信息, 到2009年年底共收集了中国43万多家企业, 企业数目从2000年的162 885家翻倍增至2006年的301 961家。这套数据包括了3张完整的会计报表(损益表、资产负债表、现金流量表), 以及以上所有企业会计报表中涉及的100个以上的财务项。平均而言, 这套数据每年涵盖的企业生产总值约占中国总工业生产总值的95%^①。数据库有充足信息, 但也包括了一些由于企业误报产生的干扰, 因此我们根据Cai和Liu(2009)与Yu(2015)的方法对数据进行整理^②。

2. 海关企业产品面贸易数据。这套贸易数据来自中国海关总署的高度细分数据, 包括了2000-2006年产品层面交易的月度数据(我们将其加总到年度)。每个产品都是在HS8位码上, 产品数量从2000年1月的78种增加到2006年12月的230种, 每年平均的观察值数目由2000年的1000万增加到2006年的1600万, 最终这7年的观察值总数约为118 333 831个, 大约有286 819家企业参与了国际贸易。对每种产品数据提供了以下贸易信息: 贸易额、进口/出口状态、贸易产品数目、交易单位、单位价值、贸易对象、路线、贸易类型、运输方式及进出海关^③。此外, 数据还汇报了企业基本信息: 企业名称、海关编码、城市、电话、邮编、CEO姓名及企业所有制等。

3. 中国对外直接投资企业名录。这套数据是目前国内唯一可用的全国范围企业层面对外直接投资数据, 由商务部提供, 包括了20世纪80年代以来所有在商务部备案的对外直接投资企业境内企业名称、境外机构名称、投资地区、注册年份、投资类别

① 《中国统计年鉴》中加总的工业数据是从这套数据加总而来。

② 我们依据如下规则对数据进行删减, 并剔除异常值。首先, 对象的关键财务项(总资产、固定资产净值、生产的工业产品总值)不能有缺失; 其次, 企业雇佣人数不能低于10人。根据Cai和Liu(2009)的研究, 我们依据通用会计准则(GAAP), 将流动资产值高于总资产值、总固定资产值高于总资产值、固定资产净值高于总资产值、没有企业编码、报表建立时间无效的样本剔除。

③ 路线指是否途经第三国或地区; 贸易类型包括加工贸易或一般贸易等; 运输方式包括海运、卡车、航空或邮政。

等信息。样本涵盖所有行业所有非金融类对外投资企业的注册信息。虽然这套数据没有提供具体投资额度,也不提供对同一海外分支追加投资的信息,但是对于研究企业开始投资与否,以及选择何种类型的投资分析已经十分充足。此名录中每个对外直接投资的境外机构只在成立的年份出现一次,而今后是否撤销或者追加投资并不知晓。因此我们只分析企业进入对外投资市场的决策,而不考虑退出问题。我们根据 Chen 等(2016)的方法将这套数据与工业企业数据库数据合并,从而得到投资企业的生产和会计信息。合并后企业的观察值数目由 1255 276 变为 80 121,对外投资企业名录数据由 4244 变为 345,详见附表。

(二) 关键变量与指标度量

1. 对外直接投资。对外直接投资变量包括企业是否参与投资的虚拟变量以及投资类别变量。我们根据数据中对企业投资类型的描述,以及外国投资指导性服务(foreign investment advisory service) 机构发起的调查问卷所显示的中国企业投资动机,将企业投资按照投资动机分为以下几种:资源开采、工程承包、研发、生产、加工贸易、市场开发、贸易公司、经贸办事处、产品设计咨询。其中,贸易公司以及经贸办事处是我们特别关心的贸易服务类型投资。关于企业投资以及投资类型的统计描述见表 1。在对外直接投资企业名录中,贸易服务型投资企业在合并前约占半数,合并后略有增加,占将近 60%;原因是投资数据包括所有行业的国内企业的投资信息,而与工业企业数据库合并后只剩下制造业企业的投资信息,制造业企业是中国对外贸易的主体,因此贸易服务型投资比重会偏高。

表 1 对外直接投资企业投资类型描述(2000-2008 年)

企业数目	对外直接投资企业名录		贸易服务型投资占比
	贸易服务型投资	其他投资	
合并前	2039	2205	48%
合并后	203	142	59%

说明: 对外直接投资企业名录中投资类型的划定根据海外分支公司的经营描述确定,浙江省对外直接投资企业数据库中直接提供企业投资类型变量,包括贸易公司、经贸办事处、生产企业、加工贸易、研发机构、承包工程、资源开发、境外市场、农业、房地产开发、设计咨询及其他共 12 个类别,其中我们将贸易公司、经贸办事处、境外市场归为贸易服务型投资,其中境外市场只有 6 个样本,指建立海外贸易商城、进出口中心等,对计量结果几乎没有影响。

2. 企业真实有效汇率(REER)。不同企业的出口和投资国不同,受到汇率波动的冲击程度也不同。因此我们构建企业层面真实汇率指标,度量一个企业出口或者投资

到多个国家时,面临的平均水平汇率变化。这样简化大大降低了样本量,并突出了企业特征如生产率的影响,同时避免了回归偏误。根据余淼杰和王雅琦(2015)的研究,我们构造企业层面加权平均的汇率指标,以企业到不同国家的出口占当年该企业全部出口的比重作为权重(即后面公式中的 ω),对不同国家的真实汇率进行加权平均。其中 f 为企业 j 为出口目的国 t 为年份 RER 是以1999年为基年的CPI调整后人民币对 j 国的真实汇率 $x_{f,t-1}^j$ 为企业 f 在 $t-1$ 年出口到 j 国的出口量。我们使用上一年的出口比例作为权重是为了一定程度上减轻投资对出口的内生性影响。同理,我们也构造了以进口量加权的汇率指标(即下式中的 ω 变成企业 f 在 $t-1$ 年从 j 国进口占当年该企业全部进口的比重),用来度量企业进口受到的平均汇率冲击。

$$REER_{ft} = \prod_{j=1}^n RER_{jt}^{\omega_{ft-1}^j}, \quad \omega_{ft-1}^j = \frac{x_{f,t-1}^j}{\sum_{j=1}^n x_{f,t-1}^j}$$

该指标的优点是可以度量企业面临的平均汇率冲击,但如果企业对一个国家出口为零,那么该国汇率对企业的投资行为就没有影响,但Conconi等(2014)指出,大部分对外直接投资企业在投资之前都已经在东道国进行出口,出口往往是投资先行的。而我们考察的正是出口企业的投资决策,所以并不会受此影响。表2显示了2000-2007年企业层面的真实有效汇率,平均而言呈逐渐上升趋势,与国家水平的真实有效汇率趋势不同。

年份	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
真实值	0.432	0.429	0.426	0.427	0.428	0.427	0.424	0.423
名义值	0.429	0.426	0.425	0.426	0.427	0.426	0.425	0.424

数据来源:作者根据合并后企业数据计算所得。本文采用直接标价法,汇率上升意味着本币贬值。

3. 全要素生产率。全要素生产率是本文中重要的控制变量。我们根据Yu(2015)的研究,采用修正的Olley和Pakes(1996)方法^①,利用半参数估计法,通过将投

^① 我们进行了以下几个方面改进:(1)分行业对企业生产函数进行估计;(2)利用行业层面的产出价格平减指数对企业产出进行平减,同时也对中间品投入进行价格平减;(3)将2001年中国加入WTO的虚拟变量纳入估计方程中,控制需求层面的正向冲击,避免估计上偏;(4)方程中纳入国有企业虚拟变量,控制企业所有制的影响;(5)采用永续盘存法估算企业真实资本存量,并使用企业真实折旧额,而不是对折旧率进行假设。

资决策内生化的估计全要素生产率,以修正反向因果关系和选择性偏误^①。表3汇报了关键变量的统计信息。

与全国投资企业名录合并	均值	标准差
是否 ODI 企业	0.002	0.047
是否首次投资	0.473	0.499
投资类型	0.006	0.101
企业实际有效汇率	0.515	0.400
企业实际有效汇率(初期加权)	0.423	0.398
全要素生产率对数	3.40	1.11
是否国有企业	0.025	0.157
是否外资企业	0.449	0.497

四 计量模型和结果

为直观显示人民币汇率与不同类型对外直接投资的关系,我们拟合了人民币与贸易服务型投资占全部投资比例的线性关系,以及与制造业投资比例的相关图。图2显示,人民币贬值与贸易服务型对外投资比重呈微弱的正相关关系,而与制造业对外投资比重呈微弱的负相关关系,与我们的预测基本吻合。我们在后文将进一步从企业角度度量以及考察汇率变动对投资的影响机制。

我们的理论模型已经推导出:母国汇率上升(即母国货币贬值,后文同)将导致企业出口上升,从而导致企业进行贸易服务型对外直接投资的概率上升,生产型(制造业)对外直接投资的概率下降。由于对外直接投资的企业样本数有限,而贸易服务型投资又是本文的研究重点,我们将投资分为两类,贸易服务型对外直接投资企业和非贸易服务型投资企业。此外,根据命题1可知,生产率越高,企业进行对外直接投资的概率就越大,且对非贸易服务型对外直接投资的促进作用应该高于贸易服务型投资。

基于以上分析,我们构建如下基准回归方程^②:

^① 企业同时决策产量和资本存量,因此企业在决策资本存量的时候也需要考虑产量的目标,所以会受到产量的反向因果影响。由于生产率根据规模以上企业数据计算,只有高生产率企业才能留在样本中,从而可能造成样本选择性偏误。

^② 其中第二个等号在 Logit 模型中成立,在 Probit 模型中等于标准正态的累计分布函数 $\int_{-\infty}^{\beta_0 + \beta_1 REER_{it} + \beta_2 X_{it}} \phi(t) dt$,其中 $\phi(\cdot)$ 为标准正态分布。

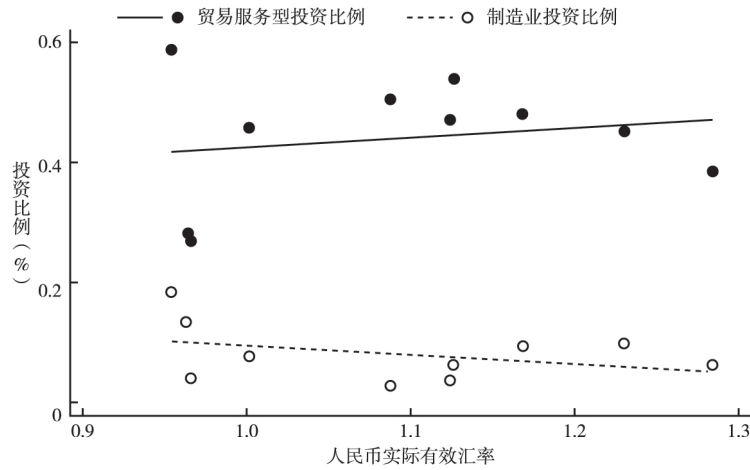


图2 贸易服务、制造业对外直接投资与人民币汇率

说明: 根据《中国对外直接投资统计公报 2013》数据以及 UNCTAD 数据绘制, 对外直接投资为流量数据, 人民币汇率为实际有效人民币汇率指标, 以 2000 年为基年。

$$\Pr(ODI_{ft} = 1) = \Pr(\beta_0 + \beta_1 REER_{ft} + \beta_2 X_{ft}) = \frac{\exp(\beta_0 + \beta_1 REER_{ft} + \beta_2 X_{ft})}{1 + \exp(\beta_0 + \beta_1 REER_{ft} + \beta_2 X_{ft})} \quad (1)$$

其中, ODI_{ft} 为企业 f 在 t 年是否投资的虚拟变量, 1 代表投资, 0 代表不投资; $REER_{ft}$ 为企业 f 在 t 年的真实有效汇率指标; X_{ft} 为企业层面的其他控制变量, 包括企业全要素生产率、企业所有制属性、企业规模、所属行业及年份虚拟变量等。

$$\Pr(ODI_{ft} = 0) = \Pr(\gamma_{00} + \gamma_{01} REER_{ft} + \gamma_{02} X_{ft}) = \frac{\exp(\gamma_{00} + \gamma_{01} REER_{ft} + \gamma_{02} X_{ft})}{1 + \exp(\gamma_{00} + \gamma_{01} REER_{ft} + \gamma_{02} X_{ft})} \quad (2)$$

其中, ρ 代表企业进行对外直接投资的类型, 0 代表不投资, 1 代表进行贸易服务型投资, 2 代表进行生产型投资。

我们先用企业实际有效汇率对企业投资与否的虚拟变量进行回归, 结果报告在表 4 中。在控制了企业生产率、所有制属性后, 我们发现表 4 第(1)列用线性概率模型(LPM)估计的企业实际有效汇率对对外直接投资没有显著影响。出现这一结果可能有如下原因: 第一, 如 Feenstra 和 Taylor(2014)指出的, 用 LPM 的优点是有利于控制企业的固定效应, 不足之处是模型估计的概率值有可能大于 1 或小于 0, 这显然不准确。第二, 中国的企业对外直接投资是个小概率事件, 在计量上称为“稀有事件”标准的 LPM 估计

是基于事件发生与不发生是对称收敛的假设,这会导致很大的误差。第三,企业的实际有效汇率是用当期出口值来计算权重的,这会导致出口与汇率之间存在内生性——汇率贬值越高,出口越多。下面我们对这3个可能造成的计量误差逐一进行讨论,修正回归结果。

为纠正使用LPM模型估计的概率值可能大于1或小于0的误差,表4第(2)和(4)列分别用了Probit与Logit模型。虽然这两个模型在理论上也存在着无法使用固定效应的不足,但这对本文研究影响不大,因为在商务部公布的对外直接投资企业数据中,只汇报了企业对外初始年份的数据,所以如果一家企业没有向多个国家投资的话,在回归中只会出现一次,固定效应帮助不大(表4第(1)列的固定效应是为了控制该企业向多国投资的情形)。相反,我们加入了3位码的行业固定效应,可以较好地控制不同行业的差异。回归结果均显示汇率上升(即贬值)促进了企业对外直接投资,这意味着,有可能存在汇率上升通过促进出口从而传导到贸易服务型对外直接投资的出口互补效应。在第(3)列中,我们控制了根据企业进口权重加权的真实有效汇率指标,用来控制汇率上升通过影响进口对企业投资动机造成的影响,结果仍然一致。同时回归还显示,生产率越高的企业进行对外直接投资的倾向越高,与理论预测相吻合。

表4 企业平均真实汇率与对外直接投资:基准回归

计量方法	LPM	Probit	Logit	
企业是否参与 ODI	(1)	(2)	(3)	
企业实际有效汇率	-0.001 (-0.18)	0.24*** (4.48)	0.24*** (2.72)	0.65*** (4.36)
企业全要素生产率	-0.001 (-2.13)	0.08*** (3.31)	0.10*** (2.69)	0.22*** (3.46)
劳动力对数	0.001*** (3.20)	0.18*** (10.35)	0.19*** (7.05)	0.50*** (11.03)
外资企业虚拟变量	0.001 (0.66)	-0.34*** (-7.88)	-0.63*** (-8.48)	-0.96*** (-7.72)
国有企业虚拟变量	0.01** (2.28)	-0.22 (-1.39)	-0.29 (-1.40)	-0.65 (-1.59)
企业进口加权汇率			-0.05 (-0.48)	
年份固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	否	否	否
行业固定效应	否	是	是	是
观察值数目	79 709	76 407	31 408	76 407

说明:括号内的值为t值。*、**和***分别代表在10%、5%和1%的水平上显著。下表同。使用滞后1期企业实际有效汇率的回归结果与表4回归一致。

我们进一步将企业对外投资按照类别分为贸易服务型和非贸易服务型对外直接投资,考察汇率变化对企业投资类型的影响。表5显示了 Multinomial Logit 的回归结果,第(1)和(2)列的结果显示,在控制了企业生产率和企业所有制属性后,企业的真实有效汇率越高(即贬值冲击越大),企业进行对外直接投资的概率越高,而对参与贸易服务型投资的作用显著高于对参与其他投资的作用。换言之,如果企业实际有效汇率下降,那么它将显著阻碍贸易服务型对外直接投资,这与我们预测升值通过出口互补作用阻碍了贸易服务型对外直接投资的结论一致,但是不能解释升值对制造业对外投资的促进作用。可能的解释是,其他类型中制造业投资只占一部分,而资源开采型投资是中国对外直接投资的重要组成部分,当人民币升值时,进口成本降低,因此企业有更高的动机直接进口资源型产品而非进行对外直接投资,所以抑制了资源开采型投资,导致汇率对其他类型对外投资的影响呈同方向。因此我们在第(3)和(4)列的回归中控制了进口加权的实际有效汇率,以控制汇率通过进口对投资的影响。回归结果显示汇率升值显著阻碍了贸易服务型投资,而对其他类型投资没有显著影响,这与我们的分析一致。

表5 企业平均真实汇率与对外直接投资:投资类别选择

企业 ODI 决策	回归 1		回归 2	
	(1) 贸易服务投资	(2) 其他投资	(3) 贸易服务投资	(4) 其他投资
企业实际有效汇率	0.92 ^{***} (4.61)	0.51 ^{**} (2.17)	1.37 ^{***} (3.85)	0.42 (1.09)
企业全要素生产率	0.10 (1.23)	0.49 ^{***} (4.95)	0.28 [*] (1.93)	0.39 ^{**} (2.46)
外资企业虚拟变量	-1.17 ^{***} (-7.52)	-0.65 ^{***} (-3.51)	-2.15 ^{***} (-7.85)	-1.68 ^{***} (-5.88)
国有企业虚拟变量	-0.67 (-0.94)	0.67 (1.27)	-1.02 (-0.99)	0.03 (0.04)
企业进口加权汇率			-0.49 (-1.40)	0.38 (1.07)
年份固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
R ²	0.05	0.05	0.06	0.06
观察值数目	79 697	79 697	34 768	34 768

说明 “其他投资”指样本中制造业投资主体在境外进行的除贸易服务投资之外的其他投资,可以是制造业生产、资源开采、工程承包、建立研发中心等。

在上面的回归中使用的企业实际有效汇率由当年企业到各国出口比重加权而得。但是汇率下降会对出口产生显著的抑制作用,从而减少了到该目的地的出口权重,削弱了升值的实际影响程度,造成影响系数的高估。此外,不可观测的宏观因素、政策冲击等遗漏变量,也可能同时影响企业的投资和出口决策,造成对外投资和企业实际有效汇率之间的内生性问题。为此,我们在表6中使用初始年份(2000年)企业到每个国家的出口比例作为权重,构造企业真实汇率。第(1)列的线性概率模型和第(2)列的Probit模型的回归结果与表4的前两列一致,只是汇率对于是否投资的影响程度有所下降,从0.24下降到0.20;第(3)列的Logit回归,第(4)和(5)列的Multinomial Logit回归结果与表4和表5一致,并且汇率对于贸易服务型投资的影响程度从0.92下降到0.73,而对其他类型投资的影响不再显著。由此可以估计企业实际有效汇率对投资概率的影响程度,在均值水平上企业实际有效汇率为0.423,企业对外投资的平均概率为0.2%。其对投资的边际影响率为0.42^①,对贸易服务型投资的边际影响率为0.43,意味着若企业实际有效汇率均值上升10%,那么企业对外投资的概率将上升4.2%,进行贸易服务型对外投资的概率上升4.3%。

表6 企业平均真实汇率与对外直接投资:初始年份加权汇率

计量方法	LPM	Probit	Logit	Mlogit	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
企业 ODI 决策				贸易服务投资	其他投资
企业实际有效汇率	-0.02 (-0.95)	0.20** (2.37)	0.48** (1.99)	0.73** (2.01)	0.15 (0.38)
企业全要素生产率	0.001 (0.03)	0.16*** (4.53)	0.46*** (4.53)	0.21 (1.39)	0.73*** (4.41)
外资企业虚拟变量	0.001 (1.35)	-0.57*** (-7.13)	-1.59*** (-6.96)	-1.45*** (-5.07)	-1.80*** (-5.53)
国有企业虚拟变量	0.001 (0.70)	-0.11 (-0.64)	-0.23 (-0.47)	-1.42 (-1.37)	-0.09 (-0.12)
年份固定效应	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	否	否	否	否
行业固定效应	否	是	是	是	是
观察值数目	34 398	27 043	27 043	34 394	34 394

说明:企业实际有效汇率使用初始年份加权。下表同。

① 基于第(3)列,对于Logit模型,边际效应为 $A(X_i'\beta) [1 - A(X_i'\beta)] \beta$, 其中 $A(X_i'\beta) = \frac{\exp(X_i'\beta)}{1 + \exp(X_i'\beta)}$ 。

由于中国企业对外直接投资从 2005 年后开始迅速增加,前几年的投资企业数目非常有限。为避免稀缺样本对回归产生的偏误,在表 7 的第(1)–(3)列回归中,我们将样本控制在 2005 年之后的企业,同样使用初始年份加权的企业实际有效汇率,对投资决策进行回归分析。结果显示,汇率上升仍然促进企业投资概率,并且对贸易服务型投资的促进作用显著,而对其他类型投资没有显著影响,与之前的分析结果一致。

在表 7 第(4)和(5)列的回归中,我们将其他类型的投资样本替换成只进行制造业生产的投资企业,年份是 2000–2008 年,回归结果显示本币升值对于生产型投资的影响仍然不显著,而对贸易服务型投资的影响仍然显著,与之前一致。

表 7 企业平均真实汇率与对外直接投资:不同子样本回归

计量方法	Probit		Mlogit		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
企业 ODI 决策		贸易服务投资	其他投资	贸易服务投资	生产投资
企业实际有效汇率	0.20** (2.07)	0.78* (1.95)	0.20 (0.47)	0.73** (2.01)	0.59 (0.94)
企业全要素生产率	0.13*** (3.07)	0.02 (0.10)	0.70*** (3.98)	0.21 (1.39)	0.47* (1.69)
外资企业虚拟变量	-0.61*** (-7.06)	-1.45*** (-4.63)	-1.83*** (-5.35)	-1.44*** (-5.06)	-0.55 (-0.99)
国有企业虚拟变量	-0.12 (-0.56)	-17.08 (-0.01)	0.08 (0.10)	-1.42 (-1.37)	0.44 (0.39)
年份固定效应	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是
样本	2005–2008	2005–2008	2005–2008	服务/生产 投资	服务/生产 投资
观察值数目	13 998	15 334	15 334	34 366	34 366

由于大部分中国企业不进行对外直接投资,这意味着在样本中,企业进行对外直接投资是小概率事件。换言之是“稀有事件”,这也可能造成回归结果的偏误。考虑企业有效汇率 $REER$ 对不同生产率企业投资概率的影响,如式(1)中的 β_1 。由于 $REER$ 的升高导致企业投资概率上升,如图 3 所示,不投资企业(即 $ODI = 0$)的 $REER$ 的条件分布将位于 $ODI = 1$ 的条件分布左侧,由于大量样本为不投资样本,投资与否的生产率分界点估计值会比真实值向右偏,造成投资概率被低估。为了解决这个问题,我们根据 King 和 Zeng(2001)的研究,使用稀有事件(rare event Logit)模型修正偏

误,该方法基于传统的 Logit 模型,对稀有事件造成的小样本偏差 $bias(\hat{\beta}_1)$ 进行估计,并用原模型估计值修正,得到偏差修正估计,即 $\hat{\beta}_1 - bias(\hat{\beta}_1)$,回归结果显示在表 8 中。表 8 第(1)列回归的被解释变量是企业是否进行对外直接投资的决策,回归结果表明汇率对企业是否进行对外直接投资没有显著影响;第(2)列中我们将样本限制在所有非投资企业和进行贸易服务型对外投资的企业,对企业是否投资进行回归;第(3)列中我们使用全体样本,对企业是否进行贸易服务型投资进行回归;结果与先前一致,汇率上升促进了企业进行贸易服务型对外投资。在第(4)-(6)列中,我们将样本限制在 2005 年之后的企业,重做第(1)-(3)列的回归,结果依然稳健,并且汇率对贸易服务型投资的影响程度更大。

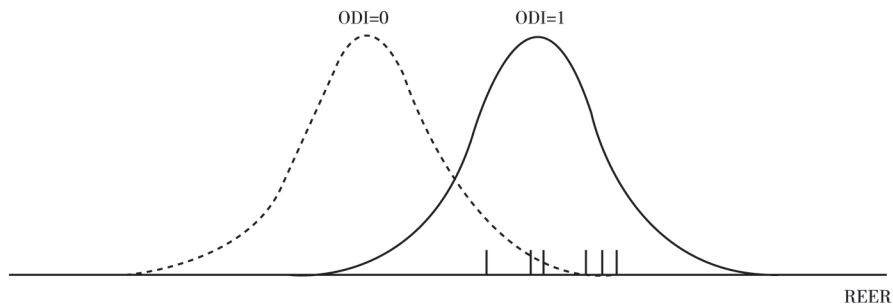


图 3 对外投资与不投资的分布示意图

表 8 企业平均真实汇率与对外直接投资:稀有事件回归

企业 ODI 决策	(1) 投资与否	(2) 服务投资 与否	(3) 服务投资 与否	(4) 投资与否	(5) 服务投资 与否	(6) 服务投资 与否
企业实际有效汇率	0.40 (1.26)	0.83* (1.93)	0.84* (1.94)	0.38 (1.09)	0.97** (2.14)	0.97** (2.14)
企业全要素生产率	0.35*** (3.46)	0.13 (0.98)	0.13 (0.97)	0.16 (1.45)	-0.08 (-0.60)	-0.09 (-0.61)
外资企业虚拟变量	-1.50*** (-5.66)	-1.35*** (-3.88)	-1.35*** (-3.88)	-1.58*** (-5.43)		
国有企业虚拟变量	-0.52 (-0.92)	-1.10 (-1.07)	-1.10 (-1.07)	-0.29 (-0.45)		
企业集聚(Cluster)	是	是	是	是	是	是
样本	全部	非投资/ 服务投资	全部	2005年后 全部	2005年后 非投资/ 服务投资	2005年后 全部
观察值数目	34 398	34 349	34 398	15 337	15 293	15 337

为进一步证明本文观点,我们进行了如下分组回归。首先,我们按照企业所在行业的垄断程度将行业分为高垄断行业 and 低垄断行业两组,高垄断行业中的企业需求弹性更低,当面临相同的本币升值冲击时,企业有更强的市场加价能力,出口需求下降幅度更小,出口收益相对受损更小,所以一方面高垄断力量的企业有更低的动机进行生产投资,另一方面,因其出口受损较小,升值对其进行贸易服务型投资的抑制作用也小。而对于低垄断力量的企业,出口受到汇率的影响较大,所以汇率对其进行贸易服务型投资的影响也更显著。我们计算每个中国国民经济行业分类的(CIC)2位行业赫芬达尔-赫希曼指数(HHI),并按照高低排序,以中位数为分界线将样本分为两组。表9汇报了回归结果,第(1)和(2)列显示,企业实际有效汇率下降对低垄断企业的投资有显著阻碍作用,而对高垄断行业则没有显著影响。第(3)-(6)列显示,升值仅对低垄断组企业的贸易服务型投资有显著影响,而对低垄断组企业的其他类型投资,以及高垄断组企业的两类投资都没有显著影响,以上均与我们的预期一致。

表9 企业平均真实汇率与对外直接投资:按行业垄断性分组

计量方法	Probit		Mlogit			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ODI 类别			贸易服务 投资	其他投资	贸易服务 投资	其他投资
按行业垄断性分组	低	高	低	低	高	高
企业实际有效汇率	0.21*** (2.69)	0.02 (0.09)	0.76** (1.97)	0.22 (0.52)	0.54 (0.51)	-0.69 (-0.48)
企业全要素生产率	0.15*** (4.55)	0.26*** (24.18)	0.16 (0.97)	0.71*** (4.02)	0.53 (1.38)	0.95* (1.88)
外资企业虚拟变量	-0.53*** (-3.40)	-0.91*** (-8.86)	-1.26*** (-4.07)	-1.72*** (-5.07)	-2.51*** (-3.34)	-2.58** (-2.38)
国有企业虚拟变量	-0.08 (-0.64)		-1.33 (-1.28)	0.03 (0.04)	-15.34 (-0.00)	-16.31 (-0.00)
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
观察值数目	63 352	7814	64 443	64 443	15 254	15 254

接下来我们将行业按照出口占世界总出口的比重分为高出口行业 and 低出口行业,如果中国在一个行业的出口占世界出口比重很高,外国对中国该行业产品的需求弹性就较低,汇率对出口价和出口量的影响相对较低,对企业进行贸易服务型投资的影响

就较弱,同时企业也没有太高的动机进行生产型投资。反之,如果中国在某行业上出口占世界比重很低,汇率升高时,外国消费者很容易找到其他国家的替代品,因此对该行业中企业的出口影响较大,进而对贸易服务型投资的冲击也较大。根据 UN Comtrade 数据,中国出口占世界出口份额排序,前4位分别是 HS2 位序号 61、63、84 和 85 的行业,对应 CIC2 位是 17、18、36、37 和 39^①。这些行业的样本构成高出口组,其他则是低出口组,回归结果汇报在表 10 中。表 10 第(1)和(2)列的结果显示,汇率变化只对低出口行业组有显著影响,对高出口行业组没有显著影响;第(3)-(6)列分投资类别的回归显示,汇率下降只显著阻碍了低出口行业组的贸易服务型投资,而对低出口行业组其他投资以及高出口行业组均没有显著影响,符合我们的推测。

表 10 企业平均真实汇率与对外直接投资:按行业出口特性分组

计量方法 企业 ODI 决策 ODI 类别 所属行业出口	Probit		Mlogit			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全部 低	全部 高	贸易服务 投资 低	其他投资 低	贸易服务 投资 高	其他投资 高
企业实际有效汇率	0.27*** (2.65)	0.09 (0.72)	1.79*** (2.94)	-0.38 (-0.69)	-0.22 (-0.42)	0.72 (1.19)
企业全要素生产率	0.13*** (2.99)	0.21*** (5.33)	0.25 (1.20)	0.49** (2.22)	0.16 (0.73)	1.06*** (4.08)
外资企业虚拟变量	-0.35*** (-2.75)	-0.85*** (-2.60)	-0.43 (-0.93)	-1.59*** (-3.81)	-2.54*** (-5.61)	-2.07*** (-3.74)
国有企业虚拟变量	-0.30 (-0.91)	-0.05 (-0.17)	0.06 (0.06)	-15.75 (-0.01)	-17.39 (-0.01)	1.01 (1.22)
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
观察值数目	16 396	7640	23 710	23 710	10 684	10 684

最后我们根据企业是否是加工贸易企业进行分组,加工贸易企业从外国进口中间品和原材料,加工后销售到国外。一方面,汇率下降虽然阻碍了出口,但是却促进了进口,另一方面,加工贸易企业往往是外资企业,与外国企业有紧密联系,相对于非加工贸易企业,有较稳定的进货渠道和销货渠道,所以汇率冲击对于加工贸易企业的影响不大,而加工贸易企业大多是生产率较低的企业(Yu 2015),进行对外直接投资的能力有限,所以

① 分别对应的行业是烟草;纺织;汽车制造;铁路等运输设备;计算机、通讯和电子设备。

可以预见,人民币升值对加工贸易企业的影响相对于非加工贸易企业应该更不显著。表11汇报了回归结果,第(1)和(3)列显示,升值对于非加工贸易企业的对外投资有显著的阻碍作用,尤其是对非加工贸易企业的贸易服务型对外投资。第(2)、(5)和(6)列回归结果显示汇率变动对于加工贸易企业的对外直接投资没有显著影响,与预期一致。

表 11 企业平均真实汇率与对外直接投资:按加工出口企业分组

计量方法	Probit		Mlogit			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ODI 类别	全部	全部	贸易服务 投资	其他投资	贸易服务 投资	其他投资
加工贸易企业	否	是	否	否	是	是
企业实际有效汇率	0.28*** (2.63)	0.12 (1.57)	0.82* (1.77)	0.76 (1.45)	0.69 (1.17)	-0.67 (-0.97)
企业全要素生产率	0.09*** (2.96)	0.28*** (5.07)	0.13 (0.68)	0.36* (1.70)	0.32 (1.26)	1.38*** (4.54)
外资企业虚拟变量	-0.54*** (-3.32)	-0.74*** (-3.36)	-1.56*** (-4.21)	-1.33*** (-3.17)	-1.59*** (-3.23)	-2.69*** (-4.97)
国有企业虚拟变量	-0.14 (-0.69)	-0.05 (-0.12)	-1.19 (-1.13)	-15.36 (-0.01)	-18.34 (-0.00)	0.58 (0.66)
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
观察值数目	11 965	8806	19 711	19 711	14 683	14 683

五 总结

本文研究了汇率对出口企业对外直接投资选择的影响,尤其是在外国建立办事处或进出口分支的贸易服务型投资。研究发现,贸易服务型投资和出口具有互补关系,当母国货币升值时,企业出口下降,从而在外建立服务分支的动机下降。本文构建了一个异质性企业投资的理论框架,在其中引入贸易服务型投资和生产性投资两种投资选择以及汇率的影响。之后我们利用微观企业的对外投资、生产和贸易数据进行经验分析。研究发现,汇率上升(贬值)显著提高了企业进行贸易服务型投资的动机,平均而言,当企业的实际有效汇率上升10%时,企业的平均投资概率上升4.2%,而进行贸易服务型投资的概率上升4.3%。

本文用理论和微观数据研究了中国贸易服务型对外投资,首次提出了汇率对于贸易服务型投资和生产性投资的相反影响。本文拓展了对外直接投资的理论文献和经验研究结果,提供了投资和出口互补关系的新解释,从微观角度研究了服务业对外投资和制造业对外投资的不同,提出了一个新的人民币汇率变化对企业对外投资的影响机制。贸易服务型投资是中国最主要的对外投资种类,本文对于理解人民币汇率变化和中国对外直接投资有重要的现实意义,有助于理解汇率对企业“走出去”的微观影响和机制,以及汇率变动下中国制造业和服务业的投资结构,对改善和调整投资结构,管理汇率有一定参考价值。

参考文献:

- 戴觅、徐建炜、施炳展(2013):《人民币汇率冲击与制造业就业——来自企业数据的经验证据》,《管理世界》第11期。
- 胡兵、涂春丽(2012):《人民币汇率与中国对外直接投资——基于跨国面板数据的实证分析》,《当代经济研究》,第11期。
- 李宏彬、马弘、熊艳艳、徐嫻(2011):《人民币汇率对企业进出口贸易的影响》,《金融研究》第2期。
- 刘尧成、周继忠、徐晓萍(2010):《人民币汇率变动对我国贸易差额的动态影响》,《经济研究》第5期。
- 卢向前、戴国强(2005):《人民币实际汇率波动对我国进出口的影响:1994—2003》,《经济研究》第5期。
- 乔琳(2011):《我国人民币汇率与OFDI、IFDI的互动效应实证研究》,《中央财经大学学报》第8期。
- 盛丹、王永进(2012):《中国企业低价出口之谜——基于企业加成率的视角》,《管理世界》第5期。
- 孙雷、杨舜贤(2005):《浅析人民币升值对FDI可能形成的影响》,《经济前沿》第08期。
- 王凤丽(2008):《人民币汇率对我国对外直接投资的影响——基于ECM模型的检验》,《经济问题探索》第3期。
- 余森杰、王雅琦(2015):《人民币汇率变动与企业出口产品决策》,《金融研究》第4期。
- 张曙光(2005):《人民币汇率问题:升值及其成本收益分析》,《经济研究》第5期。
- Antràs, P. and Helpman, E. “Global Sourcing.” *Journal of Political Economy*, University of Chicago Press, 2004, 112(3) pp. 552–580.
- Antràs, P. “Firms, Contracts, and Trade Structure.” *Quarterly Journal of Economics* 2003, 118(4) pp. 1375–1418.
- Barrell, R.; Gottschalk, S. and Hall, S. “Foreign Direct Investment and Exchange Rate Uncertainty in Imperfectly Competitive Industries.” National Institute of Economic and Social Research (NIESR) working paper, No. 220, 2004.
- Berman, N.; Martin, P. and Mayer, T. “How Do Different Exporters React to Exchange Rate Changes?” *Quarterly Journal of Economics*, 2012, 127(127) pp. 437–492.
- Bernard, A. B.; Grazi, M. and Tomasi, C. “Intermediaries in International Trade: Direct Versus Indirect Modes of Export.” *NBER Working Paper*, No. 17711, 2011.
- Bernard, A. B.; Jensen, J. B.; Redding, S. J. and Schott, P. K. “Wholesalers and Retailers in US Trade.” *The American Economic Review: Papers & Proceedings*, 2010, 100(2) pp. 408–413.
- Blonigen, B. A. “A Review of the Empirical Literature on FDI Determinants.” *Atlantic Economic Journal* 2005, 33

(4) pp. 383–403.

Blonigen , B. A. “Firm-Specific Assets and the Link between Exchange Rates and Foreign Direct Investment. ” *The American Economic Review* ,1997 87(3) pp. 447–465.

Brainard , S. L. “A Simple Theory of Multinational Corporations and Trade with a Trade-Off between Proximity and Concentration. ” *NBER Working Paper* ,No. 4269 ,1993.

Breinlich , H. and Criscuolo , C. “International Trade in Services: A Portrait of Importers and Exporters. ” *Journal of International Economics* ,2011 84(2) pp. 188–206.

Buch , C. M. ; Koch , C. T. and Koetter , M. “Size , Productivity , and International Banking. ” *Journal of International Economics* ,2011 85(2) pp. 329–334.

Cai , H. and Liu , Q. “Competition and Corporate Tax Avoidance: Evidence from Chinese Industrial Firms. ” *Economic Journal* ,2009 ,119(537) , pp. 764–795.

Campa , J. and Goldberg , L. “Investment in Manufacturing , Exchange Rates and External Exposure. ” *Journal of International Economics* ,1995 ,38(3–4) pp. 297–320.

Chen , Cheng; Tian ,Wei and Yu , Miaojie “Outward FDI and Domestic Input Distortions: Evidence from Chinese Firms. ” CCER working paper , Peking University ,2016.

Chen , Wenjie. and Tang , Heiwai. “The Dragon is Flying West: Micro-level Evidence of Chinese Outward Direct Investment. ” ADB working paper ,2014.

Conconi , P. ; Sapir , A. and Zanardi , M. “The Internationalization Process of Firms: from Exports to FDI. ” *Journal of International Economics* ,2016 ,99 (1) pp. 16–30.

Ekhholm , K. ; Moxnes A. and Ulltveitmo , K. H. “Manufacturing Restructuring and the Role of Real Exchange Rate Shocks. ” *Journal of International Economics* ,2012 ,86 (1) pp. 101–117.

Feenstra , Robert. C. and Taylor , A. M. *International Economics* (third edition) , NY: Worth Publishers ,2014.

Froot , K. and Stein , J. “Exchange Rates and Foreign Direct Investment: An Imperfect Capital Markets Approach. ” *Quarterly Journal of Economics* ,1991 ,106(4) pp. 1191–1218.

Görg , H. and Wakelin , K. “The Impact of Exchange Rate Volatility on US Direct Investment. ” GEP Conference on FDI and Economic Integration working paper , University of Nottingham ,2001.

Head , K. ; Mayer , T. and Ries , J. “How Remote is the Offshoring Threat?” *European Economic Review* ,2009 53 (4) pp. 429–444.

Helpman , E. “A Simple Theory of International Trade with Multinational Corporations. ” *Journal of Political Economy* ,1984 92(3) pp. 451–471.

Helpman , E. ; Melitz , M. J. and Yeaple , S. R. “Export versus FDI with Heterogeneous Firms. ” *The American Economic Review* ,2004 94(1) pp. 300–316.

Horstmann , I. and Markusen , J. “Endogenous Market Structures in International Trade. ” *Journal of International Economics* ,1992 32(1–2) pp. 109–29.

Keller , W. and Yeaple , S. R. “Gravity in the Weightless Economy. ” *NBER Working Paper* , No. 15509 ,2009.

Kimura , F. and Lee , H. H. “The Gravity Equation in International Trade in Services. ” *Review of World Economics* ,

2006 ,142(1) pp. 92-121.

King , G. and Zeng , L. “Logistic Regression in Rare Events Data. ” *Political Analysis* ,2001 ,9(2) , pp. 137-163.

Markusen , J. and Venables , A. “The Theory of Endowment , Intra-Industry and Multi-National Trade. ” *Journal of International Economics* 2000 ,52(2) pp. 209-234.

Oldenski , L. “Export versus FDI and the Communication of Complex Information. ” *Journal of International Economics* 2012 ,87(2) pp. 312-322.

Osinubi , T. and Amaghionyeodiwe , L. “Foreign Direct Investment and Exchange Rate Volatility in Nigeria. ” *International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies* ,2009 ,9(2) pp. 83-116.

Ramasamy , B. and Yeung , M. “The Determinants of Foreign Direct Investment in Services. ” *The World Economy* , 2010 ,33(4) pp. 573-596.

Tanaka , K. “Firm Heterogeneity and FDI in Distribution Services. ” *The World Economy* 2015 ,38(8) pp. 1295-1311.

Tolentino , P. E. “Home Country Macroeconomic Factors and Outward FDI of China and India. ” *Journal of International Management* 2010 ,16(2) pp. 102-120.

Yeaple , S. “The Complex Integration Strategies of Multinationals and Cross Country Dependencies in the Structure of FDI. ” *Journal of International Economics* ,2003 ,60(2) pp. 293-314.

Yu , Miaojie. “Processing Trade , Tariff Reductions , and Firm Productivity: Evidence from Chinese Firms. ” *Economic Journal* ,2015 ,125(585) pp. 943-988.

附表 工业企业数据库与对外直接投资企业名录数据合并前后

2000-2007 年	工业企业数目	对外投资企业数目
合并前	1255 276	4244
合并后	80 121	345

Exchange Rate , Trade Service and Outward Foreign Direct Investment of China

Tian Wei; Yu Miaojie

Abstract: This paper studies how exchange rate affects firm's outward foreign direct investment through the channel of export. Previous studies have intensively explored the possible substitution effect of export on outward FDI. However , little attention is paid to the FDI in trade services , which is complementary to the export. This paper theoretically and empirically investigates the influence of RMB exchange rate on the FDI in trade services. By using disaggregated firm-level data , we find that a 10 percent increase in exchange rate leads to a 4.3 percentage increase in the FDI in trade services.

Key words: exchange rate , trade service , outward FDI , firm productivity

JEL code: F14 , F23 , F31

(截稿: 2017 年 7 月 责任编辑: 王 徽)