



No.C2015005

2015-09

汇率、贸易服务、与企业对外直接投资研究

余淼杰、田巍¹

摘要

本文研究汇率变动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。近一半的中国对外投资是以贸易办事处和进出口公司为代表的贸易服务型投资，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”。本文从理论和实证两方向考察了汇率对贸易服务型投资的影响，理论上拓展了异质性企业对外直接投资模型，实证上基于微观企业样本，处理了内生性和稀有事件等问题，发现当汇率上升 0.01 时，贸易服务型投资上升 0.423 个百分点，结果对不同计量方法稳健。本文是第一篇通过理论和微观数据研究中国贸易服务型对外投资的文章，为理解中国企业走出去提供了更具参考价值的研究框架。

关键词：汇率、贸易服务、对外直接投资、出口传导、企业生产率

¹余淼杰：北京大学国家发展研究院。Email: mjyu@ccer.pku.edu.cn。田巍：对外经济贸易大学国际经贸学院。Email: weitianpku@163.com。作者感谢国务院参事室重点课题“十三五时期中国企业对外投资研究”的资助。

一、引言

本文研究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年以后，中国的对外直接投资快速增长，2005年之后增幅尤其显著，同时从2005年开始，人民币对美元的汇率经历了大约30%的升值，对欧元、日元和其他世界主要货币的汇率也处于波动状态。而对中国企业对外直接投资的影响研究甚少，结论不一。Tolentino (2010)用中国1980-2006宏观数据发现汇率对对外直接投资没有显著影响，而另外一些研究发现人民币升值促进了对外直接投资。这些研究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ⁱ。我们认为，这些不一致的发现，很可能是由于忽略了不同类型对外直接投资的投资差异造成的。基于以上现实，本文从研究企业对不同类型的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的微观影响机制。

一般研究认为汇率对对外直接投资的影响具有以下几种途径：“成本节约”效应，即母国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。不同于以往的研究强调汇率对制造业投资的影响，我们关注汇率变动对与贸易相关的服务业投资的影响。中国对外直接投资区别于发达国家的一个显著特征是服务行业投资占投资总额超过一半，并且大部分是与进出口贸易紧密相关的服务业投资（下文简称贸易服务型投资），如进出口代理、批发零售、市场开发与售后服务，而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）ⁱⁱ，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，并且对行业垄断性异质的企业影响机制和效果不同，这意味着反应在宏观上，汇率变化对投资类型的结构和企业构成都会有影响。本文基于Berman-Martin-Mayer (2012)和Helpman-Melitz-Yeaple (2004)，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实证分析。

理论上，我们在 Helpman-Melitz-Yeaple (2004) 的基础上引入真实汇率，并在 Berman-Martin-Mayer (2012) 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外国建厂生产。此外，我们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成本ⁱⁱⁱ。这使得在外建立服务型分支有意义。实证上，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，进行了大量实证分析，发现人民币升值对企业参与贸易服务型对外投资的倾向具有显著的阻碍影响。

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。Markusen (2002) 提出无形资产理论解释水平直接投资，Helpman-Melitz-Yeaple (2004) 引入了企业异质性，发现只有高生产率的企业才会在外国生产销售。Helpman (1984) 等文章解释了垂直投资与出口的互补关系，其发现被 Yeaple (2003) 等实证研究证实。之后垂直 ODI 的研究集中在跨国公司边界，如 Antras (2003)，Antras-Helpman (2004)。理论上大多数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的影响机制的研究。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，和预期汇率变化三个方面。此外，近年一些文献开始研究第三国汇率水平和波动对对外投资的影响^{iv}。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是没有统一的结论。以东道国汇率贬值（即母国汇率升值）为例，大部分研究认为会引起对外直接投资的上升，如 Blonigen (1997)，Brainard (1993)，Osinubi-Amaghionyeodiwe (2009)，Udomkerdmongkol Morrissey-Görg (2008)，Lin and Chen (2009)，Froot-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“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，从而促进了海外投资。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-Wakelin (2001)，Campa (1993)^v。这些文献都没

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，对人民币变化对中国对外投资的微观影响缺乏解释力。

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日益重要，近年来也受到越来越多的研究关注^{vi}，大部分文献发现，与制造业相同，大型、高生产率、高出口强度的企业有较高的概率进行对外投资，投资到吸引力较低的国家，并伴随更高的外国分支销售额^{vii}。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解释原因是服务业的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。

据我们所知，本文是第一篇用理论和微观数据研究中国贸易服务型对外投资的文章，并且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。本文丰富了关于人民币汇率变化的研究：以往关于人民币的研究多集中在其与进出口和就业^{viii}，以及人民币和外国直接投资方面（FDI）^{ix}。研究人民币对中国对外直接投资的文献很有限，且几乎都是使用宏观数据及方法进行分析。如胡兵，涂春丽（2012），乔琳（2011），王凤丽（2008）等^x，本课题将对理解人民币变动的影响和意义提供更全面的分析。此外，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^{xi}。本文也拓展了汇率波动对企业的异质性影响的结论。

本文具有鲜明的现实意义。第一，有助于理解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。第二，有助于理解汇率对企业“走出去”的微观影响和机制，理解汇率波动下对外直接投资的企业分布变化。研究汇率变化对企业投资的影响，揭示二者因果机制，在当下汇率波动，以及全球经济放缓的环境下非常重要。

本文结构安排如下，在第二部分，我们构建了理论模型，解释汇率变化如何影响企业参与出口、贸易服务型投资和生产型投资的决策；第三部分，我们解释数据和关键变量的度量；第四部分，我们根据理论模型的结构得到计量模型，并介绍计量方法和分析结果。最后一部分小结。

二、理论框架

我们在 Helpman, Melitz, Yeaple (2004) 和 Berman, Martin, Mayer (2012) 的基础上构建理论模型，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，并求出企业三种方案（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截点。模型框架如下。

(1) 消费者

假设每个国家的代表性消费者具有相同的 CES 效用函数， $x(\varphi)$ 为对产品 φ 的消费，其形式如下： $(\sigma > 1, \alpha = \frac{\sigma-1}{\sigma})$

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

(2) 厂商

假设本国（i 国）每个企业生产一种产品，厂商生产只需要劳动力一种投入，每个企业具有随机的生产率 φ ， $1/\varphi$ 代表单位产出所需的劳动力投入， φ 满足帕累托分布。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），有三种方案：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, f_X 为本国劳动力， f_{IS} 与 f_{IM} 为外国劳动力，且 $f_{IM} > f_{IS} + \frac{f_X}{q_{ij}} > \frac{f_X}{q_{ij}} > \frac{f_D}{q_{ij}}$ 。假设企业出口的运输中会产生“冰山”成本以及

关税，假设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)所指出的，没有进行对外直接投资的出口企业要支付更高的与消费者的跨境信息沟通成本，因此我们假设当企业出口但是不在外国投资时，需要支付额外的跨国沟通与销售费用，假设每单位产品需 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，则省去了这笔费用。同时如果企业在外外国建立贸易服务型分支，可以降低出口的冰山成本（比如进出口分支的作用），为 $\tau_{ij}\mu$ ， $0 < \mu < 1$ ，若直接在外国建厂生产并销售则完全没有运输成本。

则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 $MC^d = \frac{w_i}{\varphi}$ ， $MC^e = \frac{w_i\tau_{ij}}{\epsilon_j\varphi} + \eta_j w_j$ ， $MC^{fs} = \frac{\mu w_i\tau_{ij}}{\epsilon_j\varphi}$ ， $MC^{fm} = \frac{w_j}{\varphi}$ ，其中 ϵ_{ij} 为名义汇率（本币/外币）。

(3) 利润最大化

如果产品出口或投资到 j 国，假设 j 国人口 L_j ，收入为 Y_j ， $Y_j = w_j \times L_j$ ，工资为 w_j ，物价水平为 P_j ， $P_j = \frac{\sigma}{\sigma-1} w_j \left\{ \sum_{h=1, h \neq j}^N L_h \left[\int_{\widehat{\varphi_{ehj}}}^{\widehat{\varphi_{fshj}}} \left(\frac{\tau_{hj}}{q_{hj}\varphi} + \eta_j \right)^{1-\sigma} dG(\varphi) + \int_{\widehat{\varphi_{fshj}}}^{\widehat{\varphi_{fmhj}}} \left(\frac{\mu\tau_{hj}}{q_{hj}\varphi} \right)^{1-\sigma} dG(\varphi) + \int_{\widehat{\varphi_{fmhj}}}^{\infty} \left(\frac{1}{\varphi} \right)^{1-\sigma} dG(\varphi) \right] + L_j \int_{\widehat{\varphi_{dj}}}^{\infty} \left(\frac{1}{\varphi} \right)^{1-\sigma} dG(\varphi) \right\}^{\frac{1}{1-\sigma}}$

则若产品 φ 在 j 国的价格为 $p_j^c(\varphi)$ ，则 j 国消费者对其需求如下式。

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

其中 $c = d, e, fs, fm$ 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，可以解得四种情况的消费者价格 $p_j^c(\varphi) = \frac{\sigma}{\sigma-1} MC^c$ ， $c = d, e, fs, fm$ 。

从而可解得四种情况下厂商利润，如下式。其中 $B_j = \frac{1}{\sigma} \left(\frac{\sigma}{\sigma-1} \right)^{1-\sigma} Y_j P_j^{\sigma-1}$ ， $q_{ij} = \frac{\epsilon_{ij} w_j}{w_i}$ 为真实汇率：

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

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

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

$$\pi_{ij}^{fm} = \left(\frac{w_j}{\varphi}\right)^{1-\sigma} B_j - f_{IM} w_j$$

其中 π_{ij}^e , π_{ij}^{fs} , π_{ij}^{fm} 以外币度量, π_i^d 以本币度量。根据 $\pi_i^d \geq 0, \pi_{ij}^e \geq 0, \pi_{ij}^{fs} \geq \pi_{ij}^e, \pi_{ij}^{fm} \geq \pi_{ij}^{fs}$, 可分别求得企业在本国生产、对 j 国进行出口、贸易服务型投资、以及生产型投资的生产率分界点 $\widehat{\varphi}_{di}, \widehat{\varphi}_{eij}, \widehat{\varphi}_{fsij}, \widehat{\varphi}_{fmi}$ 。

(4) 自由进入条件与一般均衡

由 $\pi_i^d = 0, \pi_{ij}^e = 0, \pi_{ij}^{fs} = \pi_{ij}^e, \pi_{ij}^{fm} = \pi_{ij}^{fs}$ 得到生产率分界点条件即

$$\left(\frac{1}{\widehat{\varphi}_{di}}\right)^{1-\sigma} = f_D \frac{w_i^\sigma}{B_i} \quad (1)$$

$$\left(\frac{\tau_{ij}}{q_{ij}\widehat{\varphi}_{eij}} + \eta_j\right)^{1-\sigma} = \frac{f_X w_j^\sigma}{q_{ij} B_j} \quad (2)$$

$$\left(\frac{\mu\tau_{ij}}{q_{ij}\widehat{\varphi}_{fsij}}\right)^{1-\sigma} - \left(\frac{\tau_{ij}}{q_{ij}\widehat{\varphi}_{fsij}} + \eta_j\right)^{1-\sigma} = f_{IS} \frac{w_j^\sigma}{B_j} \quad (3)$$

$$\left(\frac{1}{\widehat{\varphi}_{fmi}}\right)^{1-\sigma} - \left(\frac{\mu\tau_{ij}}{q_{ij}\widehat{\varphi}_{fmi}}\right)^{1-\sigma} = \left(f_{IM} - f_{IS} - \frac{f_X}{q_{ij}}\right) \frac{w_j^\sigma}{B_j} \quad (4)$$

只有当 $\frac{\mu\tau_{ij}}{q_{ij}} > 1$ 时, 即存在以外国产品衡量的真实冰山运输成本时, $\widehat{\varphi}_{fmi}$ 才存在。

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

$$\int_{\widehat{\varphi}_{di}}^{\infty} \pi_i^d dG(\varphi) + \sum_{j=1, j \neq i}^N \epsilon_{ij} \left\{ \int_{\widehat{\varphi}_{eij}}^{\widehat{\varphi}_{fsij}} \pi_{ij}^e dG(\varphi) + \int_{\widehat{\varphi}_{fsij}}^{\widehat{\varphi}_{fmi}} \pi_{ij}^{fs} dG(\varphi) + \int_{\widehat{\varphi}_{fmi}}^{\infty} \pi_{ij}^{fm} dG(\varphi) \right\} = f_E w_i$$

代入并化简有

$$\int_{\widehat{\varphi}_{du}}^{\infty} \left[\left(\frac{1}{\varphi} \right)^{1-\sigma} \frac{B_i}{w_i^\sigma} - f_D \right] dG(\varphi) + \sum_{j=1, j \neq i}^N q_{ij} \left\{ \int_{\widehat{\varphi}_{eu}}^{\widehat{\varphi}_{fsu}} \left[\left(\frac{\tau_{ij}}{q_{ij}\varphi} + \eta_j \right)^{1-\sigma} \frac{B_j}{w_j^\sigma} - \frac{f_X}{q_{ij}} \right] dG(\varphi) + \int_{\widehat{\varphi}_{fsu}}^{\widehat{\varphi}_{fmu}} \left[\left(\frac{\mu\tau_{ij}}{q_{ij}\varphi} \right)^{1-\sigma} \frac{B_j}{w_j^\sigma} - f_{IS} - \frac{f_X}{q_{ij}} \right] dG(\varphi) + \int_{\widehat{\varphi}_{fmu}}^{\infty} \left[\left(\frac{1}{\varphi} \right)^{1-\sigma} \frac{B_j}{w_j^\sigma} - f_{IM} \right] dG(\varphi) \right\} = f_E \quad (5)$$

根据方程(1)-(5)可以解得均衡时的 $\widehat{\varphi}_{du}, \widehat{\varphi}_{eu}, \widehat{\varphi}_{fsu}, \widehat{\varphi}_{fmu}, \frac{B_j}{w_j^\sigma}$, 其中 $\frac{B_j}{w_j^\sigma} =$

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

一个特例：当所有国家对称，即 $\tau_{ij} = \tau, \eta_j = \eta$ ，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 $\frac{B_j}{w_j^\sigma}$ 相等，即 $\widehat{\varphi}_d, \widehat{\varphi}_e, \widehat{\varphi}_{fs}, \widehat{\varphi}_{fm}, \frac{B}{w^\sigma}$ 。

命题 1，当所有国家对称，购买力平价成立，并且 $\frac{\mu\tau_{ij}}{q_{ij}} > 1, \frac{f_X/q_{ij}}{f_D} > \left(\frac{q_{ij}}{\tau} \right)^{\sigma-1}, f_{IS} > (\mu^{1-\sigma} - 1) \frac{f_X}{q_{ij}}, \frac{1}{\eta} \left[\left(\frac{f_X}{q_{ij}} \right)^{\frac{1}{1-\sigma}} - \frac{1}{\mu} \left(\frac{f_X}{q_{ij}} + f_{IS} \right)^{\frac{1}{1-\sigma}} \right] > \Delta$ 时(Δ 为 $\left(\frac{B_j}{w_j^\sigma} \right)^{\frac{1}{1-\sigma}}$ 的任意上界)，有 $\widehat{\varphi}_{du} < \widehat{\varphi}_{eu} < \widehat{\varphi}_{fsu} < \widehat{\varphi}_{fmu}$ 。即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。

证明：见附录 A1。

命题 2，当其他国家真实汇率不变，当 q_{ij} 小幅度下降时， $\widehat{\varphi}_e$ 上升， $\widehat{\varphi}_{fsu}$ 上升， $\widehat{\varphi}_{fmu}$ 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。

证明：见附录 A2。

三、数据与度量

1、数据描述与整理

本文实证分析所需要的变量和指标主要来自以下几套统计数据。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 GDP、人均 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，共计收录了从 1998 年至今，中国大陆地区各类型国有企业和年销售额在 500 万元以上的非国有企业微观数据，涵盖中国工业制造业 40 多个大产业，90 多个中类、600 多个子行业，每年约 230,000 个制造业企业的生产信息，到 2009 年底共收集了中国 43 万多家企业，企业数目从 2000 年的 162,885 间翻倍增至 2006 年的 301,961 间。这套数据包括了完整的三张会计报表（损益表，资产负债表，现金流量表），包括以上所有企业的会计报表中涉及到的 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占中国总工业生产总值约 95%^{xii}。数据库有充足的信息，但是也包括一些由于企业误报而产生的干扰。我们根据 Jefferson（2008），Cai-Liu（2009），和 Yu（2014）对数据进行整理^{xiii}。

（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的数据，包括了 2000 到 2006 年产品层面交易的月度数据^{xiv}。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 年的一千万增加到 2006 年的一千六百万，最终这七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^{xv}，进出海关。此外数据还汇报了企业基本信息，包括企业名称，海关编码，城市，电话，邮编，CEO 姓名，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，包括了上世纪八十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会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 Yu (2014) 将这套数据与工业企业数据库数据合并，可以得到投资企业的生产和会计信息。合并后工业企业数据库中企业的观察值数目由 1, 255, 276 变为 80, 121，对外投资企业名录数据由 3, 590 变为 345，详见附录 A3。

2、关键变量与指标度量

(1) 对外直接投资变量

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，制造业企业是我国对外贸易的主要主体，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

| 企业数目 | 对外直接投资企业名录 | |
|------|------------|------|
| | 贸易服务型投资 | 其他投资 |
| 合并前 | 2039 | 2205 |

| | | | |
|-----|-----|-----|-----|
| 合并后 | 203 | 59% | 142 |
|-----|-----|-----|-----|

注：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、设计咨询等 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) 企业水平真实有效汇率指标 (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，面临的平均水平的汇率变化。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），以及 Brodsky（1982），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（即下面的 w ），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 调整后的人民币对 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。之所以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。类似地，我们也构造了以进口量加权的汇率指标（即下式中的 w 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（如果有）受到的平均汇率冲击。

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

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-Sapir-Zanardi（2014）所指出的，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，出口往往是投资的先行。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 到 2007 年企业层面真实有效汇率指标，平均而言呈现逐渐升值的趋势，与国家水平的真实有效汇率趋势不同。

表 2：企业平均实际有效汇率（2000-2007）

| 年份 | 2000 | 2001 | 2002 | 2003 | 2004 | 2005 | 2006 | 2007 |
|----|------|------|------|------|------|------|------|------|
|----|------|------|------|------|------|------|------|------|

| | | | | | | | | | |
|-----|-----|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 企业平 | 真实值 | 0.432 | 0.429 | 0.426 | 0.427 | 0.428 | 0.427 | 0.424 | 0.423 |
| 均汇率 | 名义值 | 0.429 | 0.426 | 0.425 | 0.426 | 0.427 | 0.426 | 0.425 | 0.424 |

注：数据来源：作者根据合并后企业数据计算所得

(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 (2014) 和余淼杰 (2010)，采用修正的 Olley-Pakes (1996) 方法^{xvi}，利用半参数估计法，通过将投资决策内生化的方法，估计全要素生产率，以修正反向因果关系和选择性偏误^{xvii}。表 3 汇报了关键变量的统计信息。

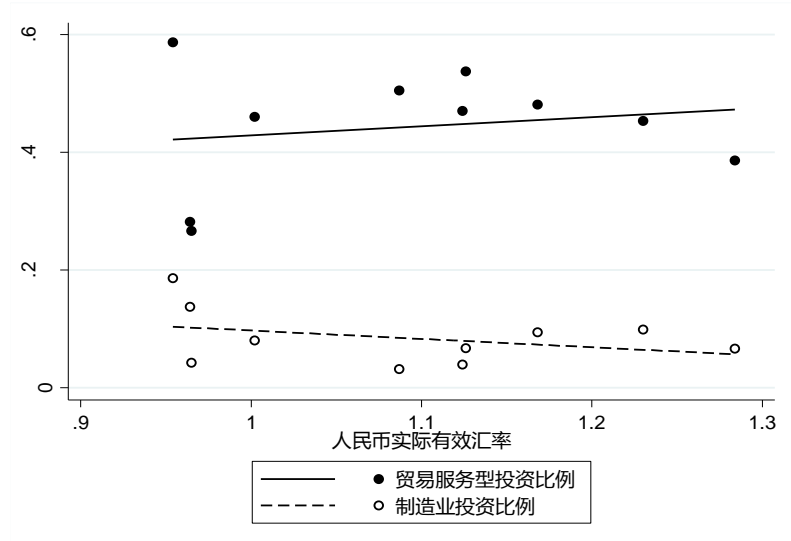
表 3 关键变量统计信息

| 与全国投资企业名录合并 | 观察值数目 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|----------------|--------|------|------|-------|------|
| 是否 ODI 企业 | 299094 | .002 | .047 | 0 | 1 |
| 是否首次投资 | 1410 | .473 | .499 | 0 | 1 |
| 投资类型 | 299094 | .006 | .101 | 0 | 2 |
| 企业实际有效汇率 | 80121 | .515 | .400 | .001 | 1.28 |
| 企业实际有效汇率（初期加权） | 34523 | .423 | .398 | .001 | 1.08 |
| 全要素生产率对数 | 299094 | 3.40 | 1.11 | -7.07 | 10.4 |
| 是否国有企业 | 299094 | .025 | .157 | 0 | 1 |
| 是否外资企业 | 299094 | .449 | .497 | 0 | 1 |

四、计量模型和结果

为了直观地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现行关系，以及与制造业投资比例的相关图。图 3 显示，人民币与贸易服务投资呈现微弱的正相关关系，而与制造业投资呈现微弱的负相关关系，与我们的预测基本吻合。在下面的理论和实证部分，我们将进一步从企业的角度度量以及考察汇率对投资的影响机制。

图 3：商业服务、制造业对外直接投资与人民币汇率拟合相关图



注：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。

在理论模型推导的基础上，我们建立用于计量分析的实证方程，根据理论推测汇率上升（即贬值）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，进行生产型（制造业）对外直接投资的概率下降。进行对外直接投资的企业样本有限，而贸易服务型投资是本文的关注重点，我们将投资分为两类，即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，企业生产率应该对企业进行对外直接投资有正向作用，对非贸易服务型对外直接投资的促进作用应该高于对贸易服务型投资的促进作用。

基于以上分析，我们构建如下基准回归方程^{xviii}：

$$\Pr(\text{ODI}_{ft} = 1) = P(\beta_0 + \beta_1 \text{REER}_{ft} + \beta_2 X_{ft}) = \frac{\exp(\beta_0 + \beta_1 \text{REER}_{ft} + \beta_2 X_{ft})}{1 + \exp(\beta_0 + \beta_1 \text{REER}_{ft} + \beta_2 X_{ft})} \quad (5.1)$$

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，所属行业虚拟变量，年份虚拟变量等。

$$\Pr(\text{ODI}_{ft} = j) = P(\gamma_0 + \gamma_1 \text{REER}_{ft} + \gamma_2 X_{ft}) = \frac{\exp(\gamma_0 + \gamma_1 \text{REER}_{ft} + \gamma_2 X_{ft})}{\sum_{k=0,1,2} \exp(\gamma_0 + \gamma_1 \text{REER}_{ft} + \gamma_2 X_{ft})} \quad (5.2)$$

其中， j 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。

首先我们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，结果显示在表 4 中。在控制了企业生产率、所有制属性后，我们发现第一列用线性概率模型估计的企业实际有效汇率对对外直接投资没有显著影响，而第二列与第四列的 Probit 与 Logit 模型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，这提示我们，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有可能存在。在第三列中，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的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，与理论预测吻合。

表 4：企业平均真实汇率与对外直接投资：基准回归^{xix}

| 计量方法 | LPM | Probit | | Logit |
|------------|--------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| 企业是否参与ODI | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 企业实际有效汇率 | -0.00 (-0.18) | 0.24*** (4.48) | 0.24*** (2.72) | 0.65*** (4.36) |
| 企业全要素生产率对数 | -0.00** (-2.13) | 0.08*** (3.31) | 0.10*** (2.69) | 0.22*** (3.46) |
| 劳动力对数 | 0.00*** (3.20) | 0.18*** (10.35) | 0.19*** (7.05) | 0.50*** (11.03) |
| 外资企业虚拟变量 | 0.00 (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 |

注：括号内为t值。***(**) 代表在1% (5%) 水平显著。

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，第一列和第二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升值，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。造成这个发现的一个可能的解释是，其他类型中制造业投资只占一部分，而资源开采型投资也是我国对外直接投资的重要组成部分，而当人民币升值时，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。如此导致汇率对其他类型对外投资的影响呈同方向。因此我们在第三列和第四列的回归中控制了进口加权的企业实际有效汇率，以控制汇率通过进口对投资的影响。回归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，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 | (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) |
| 企业全要素生产率对数 | 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平方 | 0.05 | 0.05 | 0.06 | 0.06 |
| 观察值数目 | 79,697 | 79,697 | 34,768 | 34,768 |

注：括号内为t值。***(**)代表在1% (5%) 水平显著。

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。但是汇率升值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，削弱了汇率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，可能同时影响企业的投资和出口决策，从而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 的回归中，使用初始年份即 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。第一列的线性概率模型和第二列的 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 0.2；第三列的 Logit 回归，第四列和第五列的 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 0.4198，对贸易服务型投资的边际影响率为 0.4234，意味着若企业实际有效汇率均值上升 0.01，那么企业对外投资的概率将上升 0.419%，进行贸易服务型对外投资的概率上升 0.423%。

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 企业ODI决策 | LPM (1) | Probit (2) | Logit (3) | Mlogit | |
|-----------------|------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | | | | 贸易服务投资 (4) | 其他投资 (5) |
| 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) |
| 企业全要素生产率对数 | 0.00 (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 | 0.00 (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 | 0.00 (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 |

注：括号内为 t 值。***(**) 代表在 1% (5%) 水平显著，企业实际有效汇率使用初始年份加权。

由于中国企业对外直接投资是从 2005 年后开始迅速增加，前几年的投资企业数目非常有限。为了避免稀缺样本对回归产生的偏误，在表 7 的前三列回归中，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。

在第四列和第五列的回归中，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 到 2008 年，回归结果显示汇率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。

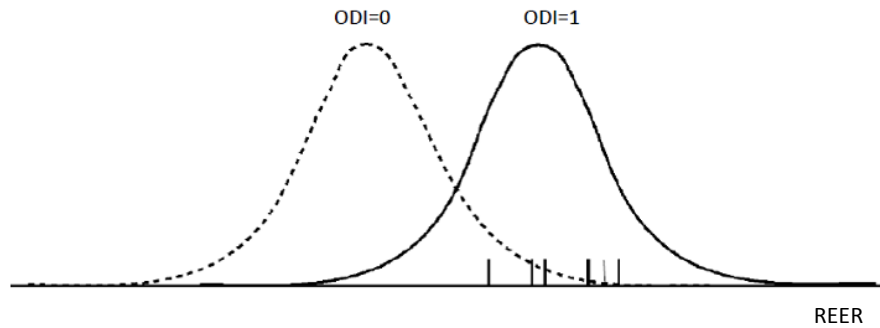
表7：企业平均真实汇率与对外直接投资：不同子样本回归

| 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) |
| 企业全要素生产率对数 | 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年后 | 2005年后 | 2005年后 | 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 |

注：括号内为t值. ***(**) 代表在1% (5%) 水平显著，企业实际有效汇率使用初始年份加权。

由于大部分中国企业都是不进行对外直接投资的，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”，这会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 (5.1) 中的 β_1 。由于 REER 的升高导致企业投资概率上升，那么如图 4 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。

图 4，对外投资与不投资的分布示意图



为了解决这个问题，我们根据King-Zeng (2001, 2002)，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, 第一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, 我们发现结果与之前一致, 汇率对企业是否进行对外直接投资没有显著影响; 第二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; 第三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。在第四列到第六列中, 我们将样本限制在2005年之后的企业, 重做第一列到第三列的回归, 结果仍然稳健, 并且汇率对贸易服务型投资的影响程度更大。

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 对数 | 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) 样本 | 是 全部 | 是 非投资/服 务投资 | 是 全部 | 是 2005年后 全部 | 是 2005年后非 投资/服务 投资 | 是 2005年后 全部 |
| 观察值数目 | 34,398 | 34,349 | 34,398 | 15,337 | 15,293 | 15,337 |

注: 括号内为t值. ***(**) 代表在1% (5%) 水平显著, 企业实际有效汇率使用初始年份加权。

为了进一步证明我们的观点, 我们进行了几组分组回归。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, 当面临相同的汇率升值冲击时, 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的进行生产投资, 另一方面, 因其出口受损较小, 汇率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CIC两位行业的HHI值，并按照高低排序，以中位数为分界线将样本分为两个组。表9汇报了回归结果，第一列和第二列显示，企业实际有效汇率升值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。第三列到第六列显示，汇率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，以及对高垄断组企业的两类投资都没有显著影响，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) |
| 企业全要素生产率对数 | 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 | 7,814 | 64,443 | 64,443 | 15,254 | 15,254 |

注：括号内为t值。***(**)代表在1% (5%)水平显著，企业实际有效汇率使用初始年份加权。

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和低出口行业，如果一个行业中国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，前四位分别是HS2位序号61、61、84和85的行业，对应CIC2位是17、18、36、37和39^{xx}。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，第一列和第二列的结果显示，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；第三列到第六列分投资类别的回归显示，汇率升值只显著阻碍了低出口行业组的贸易服务型投资，而对其他投资无显著影响，对高出口行业组没有显著影响，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 | Probit | | Mlogit | | | |
|------------|---------------------|---------------------|-------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| | 全部 | 全部 | 贸易服务投资 | 其他投资 | 贸易服务投资 | 其他投资 |
| 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 |
| 所属行业出口 | 低 | 高 | 低 | 低 | 高 | 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) |
| 企业全要素生产率对数 | 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 | 7,640 | 23,710 | 23,710 | 10,684 | 10,684 |

注：括号内为t值。***(**)代表在1%(5%)水平显著，企业实际有效汇率使用初始年份加权。

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，汇率升值虽然阻碍了出口，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额，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, 2014），进行对外直接投资的能力有限，所以可以预见，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比较不显著。表11汇报了回归结果，第一列和第三、第四列显示，汇率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。第二列、第五、六列回归结果显示汇率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) 全部 | (2) 全部 | (3) 贸易服 务投资 | (4) 其他投资 | (5) 贸易服务 投资 | (6) 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) |
| 企业全要素生产率对数 | 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 | 8,806 | 19,711 | 19,711 | 14,683 | 14,683 |

注：括号内为t值。***(**) 代表在1% (5%) 水平显著，企业实际有效汇率使用初始年份加权。

五、小结

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，当汇率升值时，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，在其中引入了贸易服务型投资和生产性投资两种投资选择，同时引入了汇率的影响。之后我们利用围观企业的对外投资、生产和贸易数据进行了实证分析。研究发现，汇率上升（贬值）显著地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 0.01 时，企业的平均投资概率上升 0.419%，而进行贸易服务型投资的概率上升 0.423%。

具我们所知，本文是第一篇用理论和微观数据研究中国贸易服务型对外投资的文章，并且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实证结果：提供了投资和出口互补关系的一个新的解释，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，并提出了一个新的人民币汇率变化对中国

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：

- [1] Antràs, P. (2003). "Firms, Contracts, and Trade Structure." *Quarterly Journal of Economics* 118 (4): 1375-1418.
- [2] Antras Pol & Elhanan Helpman, (2004). "Global Sourcing," *Journal of Political Economy*, University of Chicago Press, vol. 112(3), pages 552-580, June.
- [3] Barrell, Ray, Sylvia D. Gottschalk, and Stephen G.Hall (2004), "Foreign Direct Investment and Exchange Rate Uncertainty in Imperfectly Competitive Industries," Discussion paper No.220 National Institute of Economic and Social Research(NIESR) working paper
- [4] Campa, J. and L. Goldberg, (1995), "Investment in manufacturing, exchange rates and external exposure", *Journal of International Economics* 38, 297-320."
- [5] Barrell,R.N.Pain,(1996),"An Econometric Analysis of US. Foreign Direct Investment", *Review of Economics and Statistics*,pp297-308
- [6] Berman, Nicolas, Philippe Martin and Thierry Mayer, (2012), "How Do Different Exporters React to Exchange Rate Changes?", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 127, 437-492.
- [7] Bernard, A. B., J. B. Jensen, S. J. Redding and P. K. Schott (2010), 'Wholesalers and Retailers in US Trade', *American Economic Review: Papers & Proceedings*, 100, 2, 408-13.
- [8] Bernard, A. B., M. Grazzi and C. Tomasi (2011), 'Intermediaries in International Trade: Direct Versus Indirect Modes of Export', Working Paper 17711 (Cambridge, MA: NBER).
- [9] Bhattacharya, R., I. Patnaik and A. Shah (2012), 'Export Versus FDI in Services', *The World Economy*,35,1,61-78.
- [10] Blonigen, B.A. (1997) "Firm- specific Assets and the Link between Exchange Rates and Foreign Direct Investment", *American Economic Review*, 87: 447-465.
- [11] Blonigen, B. (2001). "In Search of Substitution between Foreign Production and Exports." *Journal of International Economics* 53(1):81-104.
- [12] Blonigen, B. A. (2005). "A Review of the Empirical Literature on FDI Determinants," *Atlantic Economic Journal* 33, 383-403.
- [13] Brainard, S. Lael. (1993). "A Simple Theory of Multinational Corporations and Trade with a Trade-Off Between Proximity and Concentration." NBER Working Paper No. 4269.
- [14] Brainard, L. S. (1997). "An Empirical Assessment of the Proximity-Concentration Trade-off Between Multinational Sales and Trade," *American Economic Review* 87, 520-544.
- [15] Breinlich, H. and C. Criscuolo (2011), 'International Trade in Services: A Portrait of Importers and Exporters', *Journal of International Economics*, 84, 2, 188-206.
- [16] Buch, C. M., C. T. Koch and M. Koetter (2011), 'Size, Productivity, and International Banking', *Journal of International Economics*, 85, 2, 329-34.
- [17] Campa, J. and L. Goldberg, (1995), "Investment in manufacturing, exchange rates and external

- exposure", *Journal of International Economics* 38, 297-320.
- [18] Campa, J. and L. Goldberg, (1995), "Investment in manufacturing, exchange rates and external exposure", *Journal of International Economics* 38, 297-320.
- [19] Chen, Wenjie, Heiwai Tang, (2014) "The Dragon is Flying West: Micro-level Evidence of Chinese Outward Direct Investment", ADB working paper
- [20] Chen, W. and H. Tang (2013). "Export Promotion of ODI from Emerging Markets – Transaction-level Evidence from China," Johns Hopkins University memo.
- [21] Conconi Paola, Andr_e Sapir, Maurizio Zanardi, (2014), "The Internationalization Process of Firms: from Exports to FDI", working paper
- [22] Cushman, David O. (1988) "U.S. Bilateral trade Flows and Exchange Risk during the Floating Period". *Journal of International Economics*, pp.317-330.
- [23] Cushman, David O. (1985), "Real Exchange Rate Risk, Expectations, and the Level of Direct Investment". *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 67, pp. 297-308.
- [24] Davies, Ronald B., AmÈlie Guillin (2011), "How Far Away is an Intangible? Services FDI and Distance", working paper
- [25] Ekholm Karolina, Andreas Moxnes, Karen Helene Ulltveit-Moe (2009), "Manufacturing Restructuring and the Role of Real Exchange Rate Shocks" working paper
- [26] Froot-Stein (1991) Froot, Kenneth and Stein, Jeremy (1991) "Exchange Rates and Foreign Direct Investment: An Imperfect Capital Markets Approach", *Quarterly Journal of Economics*, 196:1191-1218.
- [27] Goldberg, Linda S. and Charles D. Kolstad, (1995) "Foreign Direct Investment, Exchange Rate Variability and Demand Uncertainty", *International Economic Review*, 36, 855-873
- [28] Gorg, H. and Wakelin K. (2001) "The Impact of Exchange Rate Volatility on US Direct Investment", GEP Conference on FDI and Economic Integration, University of Nottingham, June 29-30th.
- [29] Head, K., T. Mayer and J. Ries (2009), "How Remote is the Offshoring Threat?", *European Economic Review*, 53, 4, 429–44.
- [30] Kato, Y., M. Saito and Y. Sasaki (2007), Introduction to Modern Distribution
- [31] Keller, Wolfgang, Yeaple, Stephen R, (2009), "Gravity in the Weightless Economy." NBER working paper 15509. National Bureau of Economic Research, Inc.
- [32] Helpman, E. (1984). "A Simple Theory of International Trade with Multinational Corporations." *Journal of Political Economy* 92(3): 451-471.
- [33] Helpman, E., M. J. Melitz and S. R. Yeaple (2004), "Export Versus FDI With Heterogeneous Firms", *American Economic Review*, 94, 1, 300–16.
- [34] Horstmann, Ignatius and James R. Markusen. (1992), "Endogenous Market Structures in International Trade." *Journal of International Economics* 32:109–29.
- [35] Huang, Y. and B. Wang 2013. "Investing Overseas without Moving Factories Abroad: The Case of Chinese Outward Direct Investment", *Asian Development Review*, 30(1): 85-107.
- [36] Lin and Chen (2009), "Campa, J. and L. Goldberg, (1995), "Investment in manufacturing, exchange rates and external exposure", *Journal of International Economics* 38, 297-320."
- [37] Kimura, F. and H.-H. Lee (2006), "The Gravity Equation in International Trade in Services", *Review of World Economics*, 142, 1, 92–121.
- [38] Markusen, J. R. (2002), *Multinational Firms and the Theory of International Trade* (Cambridge, MA: MIT Press)

- [39] Osinubi, Tokunbo S., Lloyd A. Amaghionyeodiwe (2009) "Foreign Direct Investment and Exchange Rate Volatility in Nigeria", *International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies* V6-2
- [40] Oldenski, L. (2012). "Export Versus FDI and the Communication of Complex Information," *Journal of International Economics* 87, 312-322.
- [41] Ramasamy, B. and M. Yeung (2010), 'The Determinants of Foreign Direct Investment in Services', *The World Economy*, 33, 4, 573-96.
- [42] Tanaka, Kiyoyasu A. (2013), 'Firm Productivity and Exports in the Wholesale Sector: Evidence From Japan', Discussion Paper 13-E-007 (Tokyo: RIETI).
- [43] Tanaka(2015)," Firm Heterogeneity and FDI in Distribution Services" *The World Economy* doi: 10.1111/twec.12252
- [44] Tolentino, Paz Estrella, (2010), "Home country macroeconomic factors and outward FDI of China and India" *Journal of International Management* Volume 16, Issue 2, June 2010, Pages 102-120
- [45] Manop Udomkerdmongkol, Oliver Morrissey, and Holger G örg,(2015), "Exchange rates and outward foreign direct investment : US FDI in emerging economies", Helsinki : UNU-WIDER working paper
- [46] Markusen, James R. and Anthony J. Venables. (2000). "The Theory of Endowment, Intra-industry and Multi-national Trade." *Journal of International Economics* 52:209—34.
- [47] Wheeler, David and Mody, Ashoka (1992): "International investment location decisions: The case of U.S. firms", *Journal of International Economics*, Vol. 33, pp. 57-76.
- [48] Yeaple, S. (2003). "The Complex Integration Strategies of Multinationals and Cross Country Dependencies in the Structure of FDI." *Journal of International Economics*, 60 (2): 293-314.
- [49] Yeaple, S. R. (2009), 'Firm Heterogeneity and the Structure of US Multinational Activity', *Journal of International Economics*, 78, 2, 206-15.
- [50] 戴觅, 徐建伟, 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。
- [51] 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, 第 77-82 页。
- [52] 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, 第 1-16 页。
- [53] 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。
- [54] 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。
- [55] 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, 第 23-28 页。
- [56] 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》, (5), 8-23。
- [57] 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: 58 - 61.
- [58] 王凤丽, 2008, 《人民币汇率对我国对外直接投资的影响——基于 E C M 模型的检验》,

《经济问题探索》第 3 期, 第 134-137 页

[59] 余淼杰, 2010, “中国的贸易自由化与制造业企业生产率: 来自企业层面的实证分析”, 《经济研究》, 第 12 期, 第 97-110 页

[60] 余淼杰, 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, 第 19-33 页

[61] 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。

附录 A1

命题 1 证明:

当除 i, j 两国之外购买力平价成立, 且 q_{ij} 在 1 附近, q_{ij} 对两国物价指数影响可以忽略, 因此 $\frac{B_i}{w_i^\sigma} = \frac{B_j}{w_j^\sigma}$, 由 (1) (2) 可得 $\frac{f_X}{q_{ij}f_D} > \left(\frac{\tau}{q_{ij}} + \widehat{\varphi}_{eij}\eta\right)^{1-\sigma}$ 时, 有 $\widehat{\varphi}_{di} < \widehat{\varphi}_{eij}$ 。故当 $\frac{f_X/q_{ij}}{f_D} > \left(\frac{q_{ij}}{\tau}\right)^{\sigma-1}$ 时, $\widehat{\varphi}_{di} < \widehat{\varphi}_{eij}$

记 $\frac{1}{\varphi} = a$, 用 (3) 左侧对 a 求导, 得到 $d\left[\left(\frac{\mu\tau_{ij}}{q_{ij}\widehat{\varphi}_{fsuj}}\right)^{1-\sigma} - \left(\frac{\tau_{ij}}{q_{ij}\widehat{\varphi}_{fsuj}} + \eta_j\right)^{1-\sigma}\right] = (1-\sigma)\frac{\tau_{ij}}{q_{ij}}\left[\left(\frac{\mu\tau_{ij}}{q_{ij}}a\right)^{-\sigma} - \left(\frac{\tau_{ij}}{q_{ij}}a + \eta\right)^{-\sigma}\right]da < 0$, 即 φ 越高时, 投资降对于只出口的利润更大, 易见 (3) 式解存在且唯一。类似, 对 (4) 对 a 求导, 得到 $d\left[\left(\frac{1}{\widehat{\varphi}_{fmj}}\right)^{1-\sigma} - \left(\frac{\mu\tau_{ij}}{q_{ij}\widehat{\varphi}_{fmj}}\right)^{1-\sigma}\right] = (1-\sigma)\left[1 - \left(\frac{\mu\tau_{ij}}{q_{ij}}\right)^{1-\sigma}\right]\left(\frac{1}{\widehat{\varphi}_{fmj}}\right)^{-\sigma}da < 0$, 即 φ 越高时, 生产性投资相对贸易服务型投资利润更高, 易见 (4) 式解存在且唯一。

由于 (3) 式左侧对 $\frac{1}{\varphi}$ 单调递增, $\widehat{\varphi}_{fsuj} > \widehat{\varphi}_{eij}$ 等价于

$$\left(\frac{\mu\tau_{ij}}{q_{ij}\widehat{\varphi}_{eij}}\right)^{1-\sigma} - \left(\frac{\tau_{ij}}{q_{ij}\widehat{\varphi}_{eij}} + \eta_j\right)^{1-\sigma} < \left(\frac{\mu\tau_{ij}}{q_{ij}\widehat{\varphi}_{fsuj}}\right)^{1-\sigma} - \left(\frac{\tau_{ij}}{q_{ij}\widehat{\varphi}_{fsuj}} + \eta_j\right)^{1-\sigma} = f_{IS} \frac{w_j^\sigma}{B_j}$$

也即 $\left(\frac{\mu\tau_{ij}}{q_{ij}\widehat{\varphi}_{eij}}\right)^{1-\sigma} < f_X \frac{w_j^\sigma}{q_{ij}B_j} + f_{IS} \frac{w_j^\sigma}{B_j}$ 。从 (2) 解出 $\frac{\tau_{ij}}{q_{ij}\widehat{\varphi}_{eij}}$, 代入不等式可得

$$\left(\frac{B_j}{w_j^\sigma}\right)^{\frac{1}{1-\sigma}} < \frac{1}{\eta_j} \left[\left(\frac{f_X}{q_{ij}}\right)^{\frac{1}{1-\sigma}} - \frac{1}{\mu} \left(\frac{f_X}{q_{ij}} + f_{IS}\right)^{\frac{1}{1-\sigma}} \right]$$

因此若 $\left(\frac{B_j}{w_j^\sigma}\right)^{\frac{1}{1-\sigma}}$ 存在上界 Δ , 则 $\Delta < \frac{1}{\eta_j} \left[\left(\frac{f_X}{q_{ij}}\right)^{\frac{1}{1-\sigma}} - \frac{1}{\mu} \left(\frac{f_X}{q_{ij}} + f_{IS}\right)^{\frac{1}{1-\sigma}} \right]$ 为 $\widehat{\varphi}_{fsuj} > \widehat{\varphi}_{eij}$ 成立的充分条件。

由 (3) (4) 相除整理可得

$$\left(\frac{\widehat{\varphi}_{fmu_j}}{\widehat{\varphi}_{fsu_j}}\right)^{1-\sigma} = \frac{f_{IS} \left[\left(\frac{\mu\tau_{ij}}{q_{ij}}\right)^{\sigma-1} - 1 \right]}{\left(f_{IM} - f_{IS} - \frac{f_X}{q_{ij}}\right)} \times \frac{1}{1 - \left(\frac{1}{\mu} + \frac{\eta\widehat{\varphi}_{fsu_j}}{\mu\tau_{ij}}\right)^{1-\sigma}} < \frac{f_{IS} \left[\left(\frac{\mu\tau_{ij}}{q_{ij}}\right)^{\sigma-1} - 1 \right]}{\left(f_{IM} - f_{IS} - \frac{f_X}{q_{ij}}\right)} \frac{1}{1 - \mu^{\sigma-1}}$$

所以当 $f_{IM} > \frac{f_X}{q_{ij}} + f_{IS} \left[\frac{\left(\frac{\mu\tau_{ij}}{q_{ij}}\right)^{\sigma-1} - \mu^{\sigma-1}}{1 - \mu^{\sigma-1}} \right]$ 时，上式小于 1，即 $\widehat{\varphi}_{fmu_j} > \widehat{\varphi}_{fsu_j}$ 。

下面证明 $\left(\frac{B_j}{w_j^\sigma}\right)^{\frac{1}{1-\sigma}}$ 存在上界 Δ 。由于 φ 服从帕累托分布，有 $\int_{\widehat{\varphi}}^{\infty} dG(\varphi) = \left(\frac{b}{\widehat{\varphi}}\right)^k$ ， $\int_{\widehat{\varphi}}^{\infty} \left(\frac{1}{\varphi}\right)^{1-\sigma} dG(\varphi) = \frac{kb^k}{k-(\sigma-1)} \left(\frac{b}{\widehat{\varphi}}\right)^{k-(\sigma-1)}$ 。当所有国家对称，购买力平价成立， $\frac{B_j}{w_j^\sigma} = \frac{B}{w^\sigma}$ ， $\forall j$ ， $\widehat{\varphi}_{fmu_j} = \widehat{\varphi}_{fm}$ ， $\widehat{\varphi}_{fsu_j} = \widehat{\varphi}_{fs}$ ， $\widehat{\varphi}_{eu_j} = \widehat{\varphi}_e$ ， $\widehat{\varphi}_{du_j} = \widehat{\varphi}_d$ ， $\forall ij$ 。由 (5) 可得：

$$\frac{B_j}{w_j^\sigma} = \frac{EF}{VProfit1 + (N-1) \int_{\widehat{\varphi}_e}^{\widehat{\varphi}_{fs}} \left(\frac{\tau}{\varphi} + \eta\right)^{1-\sigma} dG(\varphi)}$$

其中，EF 是进入市场企业面临的平均固定成本

$$\begin{aligned} EF &= f_E + f_D \left(\frac{b}{\widehat{\varphi}_d}\right)^k + (N-1)f_X \left[\left(\frac{b}{\widehat{\varphi}_e}\right)^k - \left(\frac{b}{\widehat{\varphi}_{fs}}\right)^k \right] \\ &\quad + (N-1)(f_X + f_{IS}) \left[\left(\frac{b}{\widehat{\varphi}_{fs}}\right)^k - \left(\frac{b}{\widehat{\varphi}_{fm}}\right)^k \right] + (N-1)f_{IM} \left(\frac{b}{\widehat{\varphi}_{fm}}\right)^k \\ &= f_E + f_D \left(\frac{b}{\widehat{\varphi}_d}\right)^k + (N-1)f_X \left(\frac{b}{\widehat{\varphi}_e}\right)^k + (N-1)f_{IS} \left(\frac{b}{\widehat{\varphi}_{fs}}\right)^k \\ &\quad + (N-1)(f_{IM} - f_X - f_{IS}) \left(\frac{b}{\widehat{\varphi}_{fm}}\right)^k > f_E \end{aligned}$$

$VProfit1$ 是企业在国内销售、出口并进行贸易服务类投资以及生产型投资的平均可变利润。

$$\begin{aligned}
VProfit1 &= \frac{kb^k}{k - (\sigma - 1)} \left[\left(\frac{1}{\widehat{\varphi}_d} \right)^{k - (\sigma - 1)} + (N - 1)(\mu\tau)^{1 - \sigma} \left[\left(\frac{1}{\widehat{\varphi}_{fs}} \right)^{k - (\sigma - 1)} - \left(\frac{1}{\widehat{\varphi}_{fm}} \right)^{k - (\sigma - 1)} \right] \right. \\
&\quad \left. + (N - 1) \left(\frac{1}{\widehat{\varphi}_{fm}} \right)^{k - (\sigma - 1)} \right] \\
&= \frac{kb^k}{k - (\sigma - 1)} \left[\left(\frac{1}{\widehat{\varphi}_d} \right)^{k - (\sigma - 1)} + (N - 1)(\mu\tau)^{1 - \sigma} \left(\frac{1}{\widehat{\varphi}_{fs}} \right)^{k - (\sigma - 1)} + (N - 1) \right. \\
&\quad \left. - (\mu\tau)^{1 - \sigma} \left(\frac{1}{\widehat{\varphi}_{fm}} \right)^{k - (\sigma - 1)} \right]
\end{aligned}$$

假设 $b > 1$, 所以对任何 $\widehat{\varphi}$, $0 < \left(\frac{1}{\widehat{\varphi}} \right)^{k - (\sigma - 1)} < 1$, 故 $VProfit1 < \frac{kb^k}{k - (\sigma - 1)} N$

$(N - 1) \int_{\widehat{\varphi}_e}^{\widehat{\varphi}_{fs}} \left(\frac{\tau}{\varphi} + \eta \right)^{1 - \sigma} dG(\varphi)$ 是企业只出口不投资的平均可变利润, 且

$$\begin{aligned}
(N - 1) \int_{\widehat{\varphi}_e}^{\widehat{\varphi}_{fs}} \left(\frac{\tau}{\varphi} + \eta \right)^{1 - \sigma} dG(\varphi) &< (N - 1) \int_{\widehat{\varphi}_e}^{\widehat{\varphi}_{fs}} \left(\frac{\tau}{\widehat{\varphi}_{fs}} + \eta \right)^{1 - \sigma} dG(\varphi) \\
&= (N - 1) b^k \left(\frac{\tau}{\widehat{\varphi}_{fs}} + \eta \right)^{1 - \sigma} \left[\left(\frac{1}{\widehat{\varphi}_e} \right)^{k - (\sigma - 1)} - \left(\frac{1}{\widehat{\varphi}_{fs}} \right)^{k - (\sigma - 1)} \right] \\
&< (N - 1) b^k \left(\frac{\tau}{\widehat{\varphi}_{fs}} + \eta \right)^{1 - \sigma} < (N - 1) b^k \eta^{1 - \sigma}
\end{aligned}$$

所以, $\frac{B}{w^\sigma} > \frac{f_E}{\frac{kb^k}{k - (\sigma - 1)} N + (N - 1) b^k \eta^{1 - \sigma}}$, 所以 $\left(\frac{f_E}{\frac{kb^k}{k - (\sigma - 1)} N + (N - 1) b^k \eta^{1 - \sigma}} \right)^{\frac{1}{1 - \sigma}}$ 是 $\left(\frac{B}{w^\sigma} \right)^{\frac{1}{1 - \sigma}}$ 的一个上界。

附录 A2

命题 2 证明:

证明: 当其他国家真实汇率不变时 $\frac{B_j}{w_j^\sigma}$ 近似不变, q_{ij} 下降时, 由 (1) 知 $\widehat{\varphi}_{di}$ 不变, 对 (2)

对数线性化, 整理得 $\frac{\partial \widehat{\varphi}_e}{\partial q_{ij}} = -\frac{\widehat{\varphi}_e}{q_{ij}} \left(\frac{\sigma}{\sigma - 1} \right) - \frac{\eta \widehat{\varphi}_e^2}{\tau(\sigma - 1)} < 0$, 即 $\widehat{\varphi}_{elj}$ 上升。对 (3) 两端全微分得:

$\frac{\tau_{ij}}{q_{ij}} d\left(\frac{1}{\widehat{\varphi}_{fsij}}\right) + \frac{1}{\widehat{\varphi}_{fsij}} d\left(\frac{\tau_{ij}}{q_{ij}}\right) = 0$, 故 q_{ij} 下降时, $\widehat{\varphi}_{fsij}$ 上升。对(4)两端全微分得: $\left[1 - \left(\frac{\mu\tau_{ij}}{q_{ij}}\right)^{1-\sigma}\right] \left(\frac{1}{\widehat{\varphi}_{fmu_j}}\right)^{-\sigma} d\left(\frac{1}{\widehat{\varphi}_{fmu_j}}\right) = \left[\left(\frac{\mu\tau_{ij}}{q_{ij}}\right)^{-\sigma} \left(\frac{1}{\widehat{\varphi}_{fmu_j}}\right)^{1-\sigma} \tau_{ij} + \frac{f_X w_j^\sigma}{B_j(\sigma-1)}\right] d\left(\frac{1}{q_{ij}}\right)$, 故 q_{ij} 下降时, $\widehat{\varphi}_{fmu_j}$ 下降。

附录 A3

表: 工业企业数据库、海关数据库与对外直接投资企业名录数据合并前后

| 2000-2007 | 工业企业数目 | 对外投资企业数目 |
|-----------|-----------|----------|
| 合并前 | 1255, 276 | 4, 244 |
| 合并后 | 80, 121 | 345 |

ⁱ 如: 胡兵-涂春丽 (2012), 乔琳 (2011), 王凤丽 (2008) 等

ⁱⁱ 如: Horstmann - Markusen (1992), Brainard (1993), and Markusen - Venables (2000)

ⁱⁱⁱ Oldenski(2012), Keller-Yeaple (2009) 等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。

^{iv} 如 Lin and Chen(2009), Barrell, Gottschalk, Hall (2004) 等都论证了第三国汇率的作用。

^v 其观点是当本币升值时, 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, 阻碍了企业对外投资。

^{vi} Kato et al. (2007)发现在日本大型零售商通过 FDI 扩张速度加快; Bernard et al. (2011) 和 Tanaka (2013)研究了物流企业在国际贸易中的作用。Kimura-Lee (2006), Head et al. (2009) 以及 Ramasamy-Yeung (2010)研究了服务行业中贸易和 FDI 的国家层面的决定因素。对服务业直接投资的研究主要集中在与制造业的异同点, 并且大部分是实证研究, 理论模型尚待完善。如 Breinlich- Criscuolo (2011), Buch et al. (2011) 以及 Bhattacharya et al. (2012)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-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 ODI 交易是在服务行业的, 他们其中大部分是与出口相关的服务业。

^{vii} 如 Tanaka(2015)和 Chen-Tang(2014)等。

^{viii} 如戴冕, 徐建炜, 施炳展 (2013), 李宏彬等 (2011), 刘尧成, 周继忠, 徐晓萍, (2010) 等。

^{ix} 如孙雷, 杨舜贤 (2005)

^x 这些文章多使用国家层面投资数据, 以及 VAR 和 ECM 模型等宏观分析方法。

^{xi} 如 Ekholm, Moxnes, Ulltveit-Moe(2009) 发现挪威克朗 2000 年初汇率的快速升值, 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，并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, Martin, Mayer (2012)研究了汇率变化对出口企业的异质性影响，发现汇率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地增加出口量，绩效不好的企业则相反。

^{xii} 《中国统计年鉴》中的加总的工业数据从这套数据加总而来的。

^{xiii} 我们依据如下规则对数据进行了删减，并去除了异常值：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），我们依据通用会计准则（GAAP），在如下情况发生时，删除相应对象：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；无效的报表建立时间。

^{xiv} 我们将其加总到年度。

^{xv} 路线指是否途径第三国或地区，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。

^{xvi} 我们进行了以下几个方面改进。a, 分行业对企业的生产函数进行估计；b, 利用行业层面上的产出价格平减指数对企业的产出进行平减，同时也对中间品投入进行价格平减；c, 我们将2001年中国加入WTO的虚拟变量包括到估计方程中，控制需求层面的正向冲击，避免估计上偏；d, 将国有企业虚拟变量包括到估计方程中，控制企业所有制的影响；e, 采用永续盘存法^{xvi}对企业的真实资本存量进行估算，并使用企业的真实折旧额，而非对折旧率进行假设。

^{xvii} 企业可能同时选择产量和资本存量，即资本存量的决定受到产量影响造成二者间产生反向因果。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，造成样本选择性偏误。

^{xviii} 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 $\int_{-\infty}^{\beta_0 + \beta_1 REER_{ft} + \beta_2 X_{ft}} \Phi(t) dt$, 其中 $\Phi(\cdot)$ 为标准正态分布。

^{xix} 用滞后一年企业实际有效汇率回归结果一致。

^{xx} 分别对应的行业是纺织业、纺织服装、鞋帽制造业；专用设备，交通运输设备制造业；电器机械及器材制造业。