

人民币汇率与中国 FDI 流入:基于双边的视角

毛日昇

(中国社会科学院世界经济与政治研究所,北京 100732)

[摘要] 主要考察了人民币双边实际汇率水平对中国 FDI 流入的影响,研究发现人民币相对一国的双边实际汇率升值会显著降低该国对华直接投资占中国 GDP 和全部 FDI 的比重。汇率波动幅度扩大会显著减少该国对华投资;双边利差和双边贸易开放度也显著地影响其他国家和地区的对华投资;经济增长率的差异对中国 FDI 流入没有显著影响。2005 年汇率形成机制改革以来,汇率水平变化和汇率波动对中国 FDI 流入的影响显著增强,双边利差的影响则无显著差别。

[关键词] 人民币;双边实际汇率;FDI 流入

[DOI 编码] 10.13962/j.cnki.37-1486/f.2015.04.012

[中图分类号]F832.63 **[文献标识码]**A **[文章编号]**2095-3410(2015)04-0093-13

一、引言

外商直接投资是推动国民经济持续快速增长的重要力量。据商务部统计数据,从 1979 年到 2013 年,中国吸引的非金融类实际 FDI 金额逾一万亿美元,大量以出口导向为特征的 FDI 大规模进入中国不仅造成中国国际收支资本账户的顺差不断攀升,也同样加剧了经常账户的贸易顺差。2005 年 7 月 21 日,为了缓解中国国际收支失衡对宏观经济带来的不利影响,中国对人民币汇率制度做了进一步改革调整,人民币汇率对主要国际货币的汇率都经历了显著的升值过程。考察人民币汇率变化、对外贸易和 FDI 三者之间的相互关系成为了当前一个热点研究问题。尽管多数理论和经验研究都表明汇率与贸易流向之间的关系较为明确,但对于汇率变化与 FDI 流向关系的相关研究却更为复杂,并没有明确的结论。从已有文献来看,有关汇率与 FDI 流向关系的研究集中在以下四个方面:首先是探讨汇率的水平变化对 FDI 的产生影响的原因和渠道 (Froot & Stein, 1991^[1]; Blonigen, 1997^[2]; Nucci & Pozzolo, 2001^[3]);其次是研究汇率的波动幅度对

FDI 产生的影响作用 (Cushman, 1988^[4]; Goldberg & Kolstad, 1994^[5]; Aizenman, 1992^[6]; Lee & Min, 2011^[7]; Takagi & Shi, 2011^[8]);第三,研究不同类型的 FDI 与汇率变化或者波动之间的关系 (Cushman, 1985^[9]; Walsh & Yu, 2010^[10]; Atella, et al., 2003^[11]);第四,从不同的货币汇率特点和制度来考察汇率与 FDI 之间的关系 (Grossmann, et al. 2009)^[12];第五,从跨国公司战略的视角来考察汇率变动对 FDI 的影响 (Lee & Min, 2011)^[7]。这些研究大多数是考察汇率变化对发达国家之间 FDI 的影响,较少关注汇率变化对发展中国家 FDI 的影响。近年来,随着人民币汇率变化幅度的扩大和中国吸引 FDI 规模的不断攀升,国内学者也从不同的角度分析了人民币汇率对流入中国 FDI 的影响 (于津平, 2007)^[13]。冯晓玲和张璐 (2011)^[14] 发现中国 FDI 流入与人民币实际有效汇率之间存在着稳定的协整关系,后者是前者变动的格兰杰原因。

但总体来看,对于人民币汇率变化对流入中国 FDI 影响的定量研究仍然较少,并且已有的定量研究多数都采用了样本信息量较小或者频度较低的年

[作者简介]毛日昇(1977—),男,山西朔州人,中国社会科学院世界经济与政治研究所副研究员,经济学博士。主要研究方向:国际经济学。

度时间序列分析,利用 IMF 给定的人民币实际有效汇率指数或者对美元、日元的实际汇率指数(主要是人民币汇率升值)对流入中国的 FDI 进行回归分析。由于人民币对不同国家和地区实际汇率的变动趋势和方向存在显著的差别,时间序列分析无法控制国家或地区之间的个体差异性对回归结果产生的影响,也很难通过对个别国家的单一实际汇率指数来探寻人民币汇率变动对流入中国 FDI 影响作用的一般性规律。

基于上述考虑,本文主要从以下两个方面扩展相关的研究文献:首先,通过计算中国与 30 个国家和地区的双边实际汇率指数,利用 1999 - 2011 年中国与 30 个国家和地区的季度面板数据指标来考察人民币的实际汇率水平变化和波动幅度对流入中国 FDI 的影响作用;其次,考虑到 2005 年 7 月汇率改革以来人民币汇率变动幅度的扩大,分别考察汇率改革前后人民币双边实际汇率变动对中国 FDI 流入影响的差异性。

二、文献回顾

很多学者从不同角度考察了汇率水平变化对 FDI 流入产生影响的原因和渠道,其一是汇率变化导致相对生产成本的变化,从而引起 FDI 流向的变动。如果东道国的货币相对于投资国的货币贬值,东道国的劳动力成本和其它生产成本相对于投资国会变得更低,因而东道国的货币贬值会吸引更多的 FDI 进入,但前提是汇率变动事先不被预知和东道国生产成本在汇率贬值的同时没有出现相应的上涨。其二,Froot 和 Stein(1991)^[1]认为在资本市场不完全的情况下,跨国投资者采取内部融资相对于外部融资更有利,如果东道国货币出现贬值,外国投资者相对于东道国投资者的相对财富会增加,因而可以提高在东道国市场获取资产的机会,东道国汇率贬值会促进 FDI 的流入。他们利用 1973 - 1988 年美国的季度数据和 1972 - 1987 年度数据考察了不同类型、不同国家、不同行业的 FDI 与汇率水平变动的关系,发现美元汇率变化对流入美国的不同类型 FDI 的影响存在较大差别,总体上美元汇率贬值会促使更多的 FDI 流入美国。而 Klein 和 Rosengren(1994)^[15]的研究则发现,1979 - 1991 年汇率变动产生的财富效应相对于生产成本效应对于促进 FDI

流入美国的作用更大。第三,Blonigen(1997)^[2]认为在经验分析的时候很难区分投资者的相对财富变化是由于汇率变动产生的,还是由于其它原因造成了相对财富的变化,他提出“企业专有资产”(firm-specific asset)理论来解释汇率变化对 FDI 流入的影响。如果外国投资者和东道国投资者具有同样的机会购买东道国的专有性资产,尽管外国和东道国投资者支付了同种类的货币,但专有性资产却可以在不同国家产生以不同货币计价的收益,东道国货币贬值会增加外国投资者收购东道国资产的机会。利用三位数产业层面的汇率指数,Blonigen(1997)^[2]考察了汇率变化与日本企业对美国企业兼并收购之间的关系,发现在资产专有性较强的高科技行业,美元对日元汇率的贬值显著促进了日本对美国公司的兼并,而在非高科技行业,美元汇率的变化对兼并收购活动没有显著的影响。

汇率的波动幅度同样可能对 FDI 的流向产生影响。在理论层面,汇率波动对 FDI 的影响主要包括 Aizenman(1992)^[6]的“生产灵活性”(production flexibility)理论和 Cushman(1988)^[4]的“风险规避”理论。前者认为汇率波动对 FDI 的影响取决于在国外投资的沉淀成本和产业的竞争结构,汇率波动幅度大会导致汇率波动之前的 FDI 增加,而在汇率波动之后厂商通过调整可变要素投入对生产调整的潜力也越大。后者认为较大的汇率不确定性会促使国外的厂商通过投资的方式进入东道国市场替代出口,因此,汇率不确定性的增加会促使以东道国市场销售为导向的 FDI 流入东道国市场,但对出口导向的 FDI 流入存在不确定性,对发达国家的经验研究表明,汇率的波动会导致对外直接投资的增加。Goldberg 和 Kolstad(1994)^[5]则认为“生产灵活性”理论更适用解释汇率的长期调整对 FDI 的影响,而“风险规避”理论更适合用来解释汇率的短期波动对 FDI 的影响,他们的理论模型表明汇率波动对风险中性投资者在国外和国内投资的决策没有联系,但汇率波动会引起风险规避投资者增加海外投资,并且利用美国与加拿大、日本、英国的双边投资和汇率数据验证了汇率波动会导致对外投资相对于国内投资扩大。Russ(2007)^[16]认为,汇率波动对跨国公司投资的影响取决于这种冲击是否源自于其母

国。Lee 和 Min(2011)^[7] 的研究表明,风险厌恶的跨国公司根据汇率不确定性做出在外国投资的决策,远期外汇市场的建立能鼓励其 FDI 活动。

汇率对 FDI 流向的影响,不仅取决于汇率水平变化和波动幅度,还与 FDI 的特点存在密切关系。Cushman(1985)^[9] 将厂商分为四种类型:(1)使用国外的投入同时在国内和国外生产;(2)使用国内投入在国外生产和销售;(3)使用国外投入在国内生产和销售;(4)同时在国内和国外生产但在国外销售。国外货币的实际升值会降低厂商(1)对外直接投资,但会增加厂商(2)对外直接投资,原因在于国外货币的实际升值会降低从国内进口中间产品的成本。而实际汇率预期汇率波动上升,会导致(1)-(3)类厂商对外直接投资增加,但对厂商(4)的对外投资影响不确定。于津平(2007)^[13] 的理论模型考察了汇率变化对资源导向型 FDI 和东道国市场导向型 FDI 流向的影响,认为东道国货币汇率升值会吸引更多以东道国市场导向型 FDI 进入,对资源导向型 FDI 进入东道国市场会产生阻碍作用,而汇率波动则会同时降低两种形式的 FDI 流入东道国市场。Walsh 和 Yu(2010)^[10] 从 FDI 的产业特征角度,发现第二产业和第三产业的 FDI 更容易受到汇率水平的影响。

围绕汇率水平变化、汇率波动、FDI 企业的特征,一些学者从不同角度对汇率与 FDI 之间的关系做了很多经验方面的研究。Dewenter(1995)^[17] 利用美国 1975-1989 年的季度数据考察了汇率水平变动对流入美国 FDI 和外资对美国企业兼并的影响,经验结论表明美元汇率的贬值显著促进了外资对美国企业的兼并和收购活动,汇率指数滞后 3-4 期同样对 FDI 绝对流入水平具有显著的影响,在控制了企业总的投资水平和相对财富变量之后,汇率的水平变化对外商投资相对于国内企业投资水平并没有显著的影响。Kogut 和 Chang(1996)^[18] 利用 1976-1989 年日本对美国在电子行业的企业面板投资数据和风险计量模型,考察了日元对美元实际汇率的水平变化与日本对美国直接投资之间的关系,经验结论表明日元对美元的升值会显著的促进日本在美国电子行业的直接投资。Kimino et al.(2007)^[19] 利用 17 个国家对日本在 1989-2002 年

双边实际汇率水平变化、汇率波动与流入日本 FDI 关系的研究表明控制了国家间个体差异的固定效应面板估计与混合估计(Pooled OLS)对经验结论会产生显著的影响,而更为可靠的面板固定效应估计结果发现汇率的水平变化对流入日本的 FDI 没有显著的影响,而相对汇率的波动则会导致更多的 FDI 进入日本。一些学者同样考察了汇率变化与流入发展中国家 FDI 的关系,Goldberg 和 Klein(1997)^[20] 利用 1978-1995 年美国和日本对东南亚国家和拉丁美洲国家的贸易、投资、汇率数据考察了美国与日本对上述国家直接投资与汇率变动的关系,经验结论表明汇率水平变动对东南亚国家的 FDI 流入产生了显著的影响作用,而对拉美国家的 FDI 流入影响不明显。东南亚国家的货币相对于日元汇率的贬值会促进日本对东南亚国家的直接投资,而降低美国对东南亚国家的直接投资。Baek 和 Okawa(2001)^[21] 利用日本对亚洲 6 个国家和地区制造业的 1983-1992 年面板数据分别考察了日元对亚洲各国和地区货币汇率、日元对美元汇率、亚洲各国和地区货币对美元汇率与日本对亚洲 6 个国家和地区投资之间的关系,经验结果表明日元对亚洲各国及地区货币和美元的汇率升值都会导致日本对亚洲 6 个国家及地区总体的对外直接投资增加,而亚洲各国及地区对美元汇率的变化对日本在亚洲各国和地区的直接投资没有影响,但对部分制造行业的直接投资具有显著的影响。Benassy-Quere et al.(2001)^[22] 利用 17 个 OECD 国家与 42 个发展中国家 1984-1996 年的面板数据研究表明 OECD 国家实际汇率水平升值会显著地促进对发展中国家的直接投资,而名义双边汇率波动幅度的增加会显著地降低 OECD 国家对发展中国家的直接投资,原因在于 OECD 国家对发展中国家的直接投资主要是以出口导向型为主。Nucci 和 Pozzolo(2001)^[3] 使用意大利大中型制造企业的数据,分析了企业的市场垄断力量的影响,发现对于垄断力量较弱的企业汇率波动对其投资的影响越强。Xing(2006)^[23] 利用日本与中国 9 个制造业 1981-2002 年的面板数据考察了人民币对日元的实际汇率与日本对华直接投资的关系,同样发现日本对华直接投资主要以出口导向为主,人民币相对于日元的贬值是造成日本对华直接投资扩张的重要

原因。尽管多数的经验研究都表明外币相对于本币升值会导致更多的 FDI 进入本国,但一些研究却得出了相反的结论。Campa (1993)^[24] 的研究表明美元汇率升值会导致更多的 FDI 流入美国,原因在于美元汇率升值会导致以美国市场为导向的 FDI 企业进口中间产品的价格下降,而且从美国汇回投资来源国的利润增加。Goldberg (1993)^[25] 研究发现 1970 - 1980 年美元汇率的变化对 FDI 的流入没有显著的影响,而 1980 以后美元汇率的升值会促进 FDI 流入美国的制造业部门,汇率变化对 FDI 流入的影响在时间上存在差异性。Grossmann et al. (2008)^[12] 的经验研究同样发现美元汇率升值会显著的促进 FDI 流入美国,原因在于汇率对 FDI 流入的影响不仅取决于汇率变动的方向,更重要的是取决于本国现行汇率是低估还是高估。其潜在的原因有二:一是,本国汇率的高估或低估对 FDI 的影响具有不确定性,以本国汇率低估为例,它通过收入渠道对投资产生正效应,同时通过成本渠道对投资产生负效应(Nucci & Pozzolo, 2001)^[3];二是,本国汇率低估对投资的短期效应和长期效应存在差异(Landon & Smith, 2009)^[26]。

三、研究方法与数据

(一) 双边实际汇率与 FDI 流入相关性

由于人民币对不同国家和地区的双边实际汇率变动存在显著的差异性,本文计算了中国与 30 个国家和地区的双边实际汇率指数,为了从直观上反映人民币双边实际汇率变动与 FDI 之间的关系,我们选取了中国与 6 个主要投资来源国家和地区的双边实际汇率变动(REER)与各国和地区占中国吸引全部 FDI 比重(FDIP)在 1999 年第一季度到 2011 年第一季度的变化趋势,观察人民币实际汇率变化与 FDI 流入是否存在规律性的变动。图 1 给出了中国与香港地区、台湾地区、日本、美国、德国、自由港地区的双边实际汇率和 FDI 的变化状况,人民币对美元、港元、台币的双边实际汇率从 1999 - 2011 年总体表现为逐渐升值的趋势(实际汇率指数上升表示升值),特别是 2005 年汇率改革以来对上述国家和地区升值的趋势明显加快,美国对华直接投资的比重相应地出现了明显的下降趋势,但香港地区对大陆的投资比重并没有随着人民币对港元的升值表现

出下降的趋势,2007 年以来反而出现了较为明显的上升趋势。另一方面,中国对德国和自由港地区的实际汇率总体上呈较为明显的贬值趋势(实际汇率指数下降),伴随中国对德国和自由港地区货币汇率的贬值,自由港地区对华投资总体上呈上升趋势,而德国对华直接投资的比重并没有随着汇率的变化表现出明显的规律性。总体来看,人民币双边实际汇率的变化与美国、台湾地区、自由港地区对华直接投资所占的比重表现出较强的相关性,而与香港、日本和德国对华直接投资所占比重没有明显的相关性。显然,简单的统计相关性只能从直观上反映人民币双边实际汇率变化与部分国家和地区对华直接投资之间存在一定程度的规律性变动,人民币实际汇率水平变化可能是影响 FDI 流入中国的重要因素,探寻人民币实际汇率变化对 FDI 流入中国影响作用的一般性规律需要做严格的经验回归分析。

(二) 研究方法

国内外大量考察 FDI 流入决定因素的经验研究多数是建立在引力模型基础之上,除了汇率水平变化、汇率波动、汇率制度变化之外,出口开放程度、进口贸易与直接投资之间的相互作用、市场规模、投资成本因素都可能对 FDI 的流向产生重要影响,基于引力模型和数据的可获取性,本文将考察汇率变动对 FDI 影响作用的经验回归方程确定为:

$$\begin{aligned} \ln(\text{GFDIP}_{\text{cit}}) = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln(\text{RER}_{\text{cit-j}}) + \alpha_2 \ln(\text{EXVOL}_{\text{cit-j}}) + \alpha_3 \ln(\text{EXP}_{\text{cit-j}}) + \alpha_4 \ln(\text{IMP}_{\text{cit-j}}) + \\ & \alpha_5 \text{RINTEREST}_{\text{cit-j}} + \alpha_6 \text{GDPG}_{\text{cit-j}} + \alpha_7 \text{Dummy}_{2005\text{q3}} + \\ & v_{\text{ci}} + \lambda_t + \varepsilon_{\text{cit}} \end{aligned} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} \ln(\text{GFDIP}_{\text{cit}}) = & \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{RER}_{\text{cit-j}}) + \beta_2 \ln(\text{EXVOL}_{\text{cit-j}}) + \beta_3 \ln(\text{EXP}_{\text{cit-j}}) + \beta_4 \ln(\text{IMP}_{\text{cit-j}}) + \\ & \beta_5 \text{RINTEREST}_{\text{cit-j}} + \beta_6 \text{GDPG}_{\text{cit-j}} + \beta_7 \text{Dummy}_{2005\text{q3}} + \\ & v_{\text{ci}} + \lambda_t + \varepsilon_{\text{cit}} \end{aligned} \quad (2)$$

为了确保回归结果的稳健性,我们采用各国及地区对中国实际直接投资金额占中国 GDP 比重和各国及地区对华实际直接投资金额占中国实际利用 FDI 总额的比重分别作为被解释变量,回归方程(1)和(2)的被解释变量 $\text{GFDIP}_{\text{cit}}$ 、 FDIP_{cit} 分别表示国家 i 对中国新增加直接投资在季度 t 占中国季度 GDP 的比重和季度实际新增利用 FDI 总额的比重。

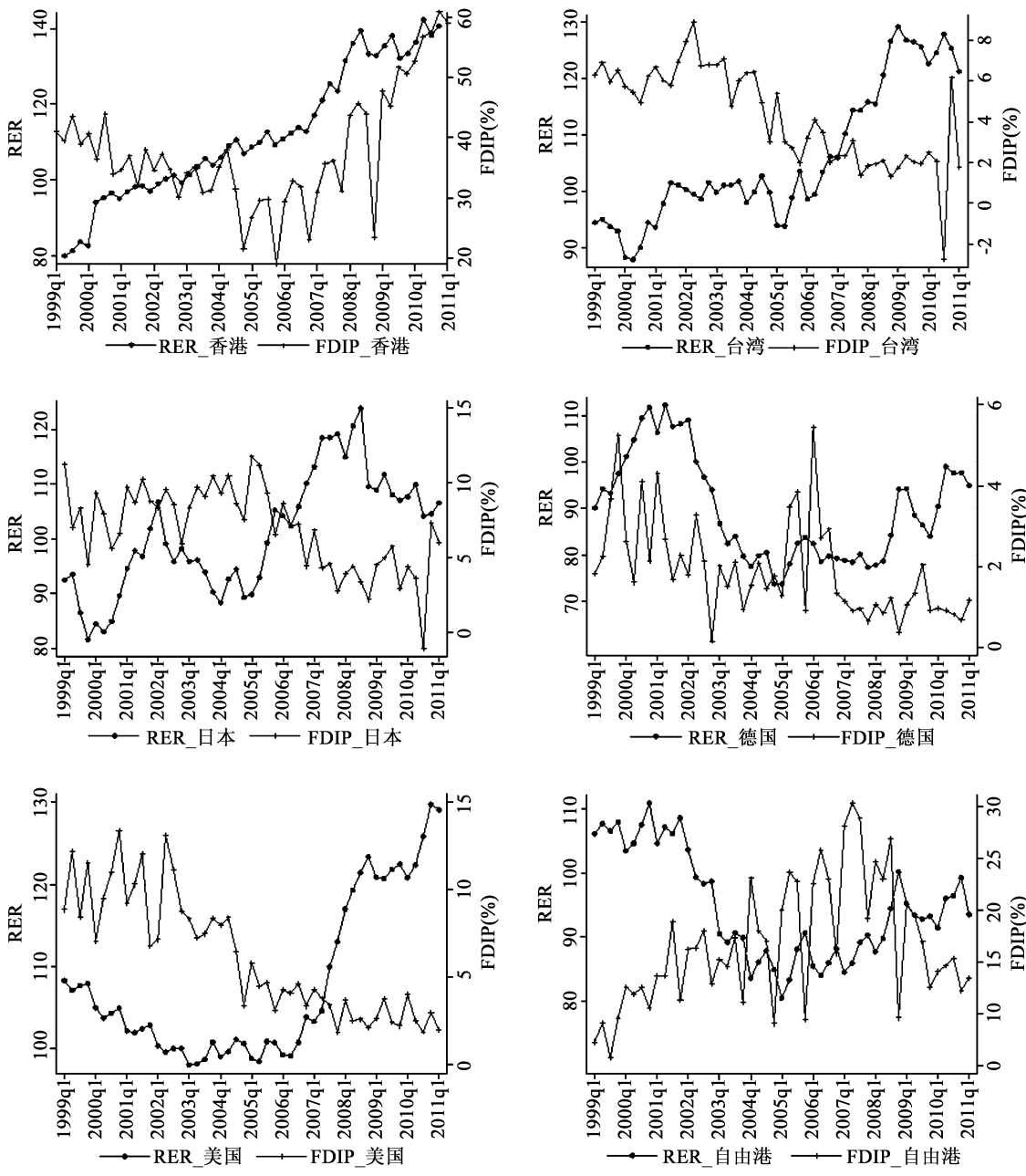


图1 人民币双边实际汇率与 FDI 流入的相关性

资料来源:作者计算。考虑到自由港(包括英属维尔京群岛、开曼群岛、萨摩亚)作为离岸金融中心对中国的投资来自世界不同国家和地区,中国对自由港的实际汇率计算采用了中国对特别提款权的名义汇率和世界消费者价格指数,实际汇率指数以 2002 年 = 100 作为基期。REER 表示人民币相对于各国和地区货币的双边实际汇率指数,FDIP 表示各国和地区对华直接投资占中国吸引全部 FDI 的比重。

RER_{cit-j} 表示中国相对各国和地区在不同季度时期的双边实际汇率指数,下标 j 表示回归时需要滞后的时期阶数。人民币对各国和地区的双边实际汇率的计算方法为:

$$RER_{cit} = \frac{E_{ist}}{E_{cst}} \times \frac{P_{ct}}{P_{it}} \quad (3)$$

E_{ist} 表示国家或地区 i 在季度 t 相对于特别提款

权(SDR)的名义汇率, E_{cst} 表示中国在同时期相对于特别提款权的名义汇率, P_{ct} 、 P_{it} 分别表示中国和其他国家及地区在季度 t 的消费者价格指数。实际汇率值增加表示人民币升值,下降表示人民币贬值,对各国及地区的实际汇率都折算为以 2002 年 = 100 为基期的指数形式。

$EXVOL_{cit}$ 表示人民币对各国及地区货币在不同

时期实际汇率的波动幅度,本文选取12月为窗口期,采用季度滚动方法计算得到的汇率标准差来表示各季度双边实际汇率的波动幅度。

EXP_{cit} 表示中国与各个国家和地区在不同时期的出口开放或者依赖程度,用中国对各国及地区的双边出口贸易额占中国出口总额的比重计算得到。Xing (2006)^[23]和 Agnès Bénassy - Quéré et al. (2001)^[22]认为,一国经济开放程度的提高会显著地促进 FDI 进入,尤其是对于出口导向型的 FDI;中国对其他国家和地区相对出口开放程度提高,会提升中国与各国及地区之间的经济依赖度,降低外国对华直接投资风险和成本,促进更多 FDI 进入中国。

IMP_{cit} 表示中国在不同时期从其他国家和地区进口的比重占中国进口总额的比重,以分析其他国家和地区对中国的出口与投资之间的关系。对于出口和直接投资之间究竟存在替代还是互补的关系一直是国际贸易领域争论的话题。按照传统的新古典国际贸易理论,跨国投资相对于出口方式可以绕过贸易壁垒直接进入东道国市场,贸易壁垒是跨国投资的重要驱动力,因此投资与出口贸易之间存在替代关系,但是如果跨国公司的目的不是占领东道国的市场,而是获取东道国的资源或者采取外包形式的投资,投资增加会促进出口贸易增长,二者存在互补的关系。

$RINTEREST_{cit}$ 表示其他国家和地区与中国在不同时期的实际利率差距,用中国的实际利率减去其他国家及地区的实际利率表示,实际利率用各国的名义利率减去消费者价格指数的变化得到。利率差距用来表示东道国投资者相对于外国直接投资者资金借贷成本的差距, Cushman (1985)^[9]、Kimino (2007)^[19]认为如果投资来源国相对于东道国的利率较低,也就意味着外国投资者相对于东道国投资者有更低的融资成本,因此东道国相对于投资来源国利率提高会促进 FDI 流入东道国市场。相反,如果东道国市场利率相对于投资来源国或者世界利率较低,外国投资者会增加在东道国市场融资,减少在国际市场的融资,从而造成实际流入东道国的 FDI 资金减少。另一方面,近年来国内一些学者认为流入中国的 FDI 中隐藏了相当部分的投机套利资金(“热钱”),人民币利率相对于投资来源国利率的上

升同样可能导致以套利为目的资金通过 FDI 的方式进入中国,因此无论从资金借贷成本还是存在投机套利可能性的角度来看,其他国家和地区与中国利率差距的扩大应该会对流入中国的 FDI 产生促进作用。考虑到套利资金存在的可能性以及数据的完整性和可得性,本文的实际利率差距采用了中国 and 各个国家及地区一年期存款利率和消费者价格指数来计算。

$GDPG_{cit}$ 变量为中国与其他国家和地区季度经济增长率的相对差距,用中国各季度的经济增长率减去其他国家和地区各季度的经济增长率来表示。Kimino (2007)^[19]、Xing (2006)^[23]以及 Benassy - Quere et al. (2001)^[22]的研究表明,东道国经济增长率的提高会显著地促进 FDI 进入东道国市场。而经济增长相对差距扩大可能是由于东道国经济增长较快和投资来源国经济增长率较慢而导致的,一方面,投资来源国经济增长率放缓表明其市场规模相对萎缩,会增加其投资者对外直接投资动力和积极性;另一方面,投资来源国经济增长率放缓也可能导致其对外直接投资能力的下降,二者对 FDI 的影响存在抵消作用。同时,经济增长率差距反映不同国家和地区市场规模的相对大小,经济增长率差距的扩大可能更有利于吸引以东道国市场为导向的 FDI 进入,但对于依赖国际市场的出口为导向型 FDI 影响可能并不显著,因此中国与其他国家及地区经济增长率的相对差距对 FDI 的影响作用总体上是不明确的。

$Dummy_{2005,q3}$ 表示 2005 年 7 月汇率改革的虚拟变量,用来考察汇率改革前后 FDI 的流入是否存在显著的差别,汇率改革之前(2005 年第三季度之前)虚拟变量赋值为 0,汇率改革之后虚拟变量赋值为 1。 v_{ci} 为个体固定效应, λ_t 为时间固定效应, ε_{cit} 为误差项。

(三) 数据说明

本文采用了中国与 30 个国家和地区^①1999 年第一季度到 2011 年第一季度 45 个时期的面板数据进行分析,包括不同季度时期各国及地区外商对华新增直接投资数据、GDP、存款利率、对特别提款权的名义汇率、消费者价格指数、双边进出口贸易数据。表 1 给出了计算回归变量需要使用的数据样本

及来源和变量的描述性统计值,对不同国家及地区的季度统计数据主要来自商务部、中国海关统计和国际金融统计(IFS)。由于国际金融统计对一些国

家和地区数据缺失,而且利率统计的口径存在较大差异,本文利用亚洲经济统计数据(CEIC)进行了相应的补充。

表 1	数据来源和变量描述性统计						
	样本	数据来源	时期	均值	标准差	最小值	最大值
FDIP	1470		1999Q1 – 2011Q1	0.089	0.218	– 0.044	1.747
FDI、中国 GDP	1470	商务部,IFS	1999Q1 – 2011Q1				
FDIP	1470		1999Q1 – 2011Q1	3.046	7.635	– 2.743	60.965
各国及地区流入中国 FDI	1470	商务部,CEIC	1999Q1 – 2011Q1				
RER	1462		1999Q1 – 2011Q1	93.332	14.888	47.363	181.830
各国及地区消费者价格指数	4745	IFS ,CEIC	1998M1 – 2011M3				
各国及地区对 SDR 名义汇率	4760	IFS ,CEIC	1998M1 – 2011M3				
EXVOL	1462		1999Q1 – 2011Q1	4.465	4.433	0.393	33.398
EXP	1470		1999Q1 – 2011Q1	2.848	4.740	0.012	22.448
对各国及地区双边出口额	4410	中国海关统计	1999M1 – 2011M3				
IMP	1470		1999Q1 – 2011Q1	2.674	3.807	0.008	21.227
对各国及地区双边进口额	4410	中国海关统计	1999M1 – 2011M3				
GDPG	1452		1999Q1 – 2011Q1	6.956	4.429	– 19.626	18.905
各国 GDP	1572	IFS,CEIC	1998Q1 – 2011Q1				
RINTEREST	1469		1999Q1 – 2011Q1	1.384	5.763	– 17.255	16.717
各国一年期名义存款利率	1469	IFS,CEIC	1999Q1 – 2011Q1				

注:GDP 数据均为经过季节调整后的不变价格值,FDI 数据在个别季度出现负值的原因是由于部分国家和地区对华已有的直接投资撤离所导致,实际回归中并未使用这些数据。考虑到自由港地区作为离岸金融中心对华直接投资来自不同国家和地区,自由港地区的消费者价格指数采用世界消费者价格指数,汇率采用人民币对特别提款权的名义汇率,利率采用国际利率(英国同业银行拆贷利率 LIBOR),与中国双边进出口比重和经济增长率差距用中国与其他 30 个国家和地区相应指标的平均值作为替代。计算季度经济增长率的 GDP 数据都调整为 2002 年基期的不变价格值。表 1 中字符 Q 表示季度数据,M 表示月度数据。

（四）估计方法的选择

考虑到季度面板数据可能存在的非平稳性对估计结果产生的影响,需要对各变量的平稳性检验,国外学者提出了众多的面板数据平稳性检验方法,但多数的检验方法都适用于平衡面板数据,而 Maddala 和 Wu(1999)^[27]、Choi(2001)^[28]提出的 Fisher 检验可以对非平衡面板数据的平稳性检验,Choi(2001)^[28]的理论和经验分析同样表明 Fisher 检验优于很多相关的检验方法,而本文经验分析中的 GFDIP、FDIP、RINTERET、GDPG 四个变量均为非平衡面板数据,因此我们利用 Maddala 和 Wu(1999)^[27]、Choi(2001)^[28]提出的 Fisher 方法对面板数据进行平稳性检验。表 2 给出了对各水平变量和一阶差分变量的单位根检验结果。

水平变量的检验结果表明 Ln(RER)、Ln(IMP)两个变量均可能存在一阶单位根,其它变量均为平稳面板数据,而对一阶差分变量检验结果表明所有的差分变量都是平稳面板数据。基于上述的检验结果,本文的经验方程需要采用面板差分变量估计(面板固定效应估计)方法,即估计方程分别为:

表 2	面板单位根检验			
	Fisher – ADF		Fisher – ADF	
零假设:变量存在单位根	无趋势项(χ ² (60))		有趋势项(χ ² (60))	
	水平变量	一阶差分	水平变量	一阶差分
Ln(GFDIP)	163.84***	1374.23***	258.39***	1206.84***
Ln(FDIP)	183.18***	1196.92***	230.76***	1054.39***
Ln(RER)	45.98	476.61***	35.23	382.66***
Ln(EXVOL)	155.39***	539.52***	135.62***	407.21***
Ln(EXP)	96.43***	1142.30***	79.17**	1002.80***
Ln(IMP)	87.78**	696.50***	68.91	604.67***
GDPG	230.45***	486.28***	156.13***	452.61***
RINTEREST	296.72***	377.78***	231.06***	258.75***

注:***、**分别表示 1%和 5%的显著性水平,检验方程都加入了常数项,分别选取变量滞后 0 – 2 阶进行检验得出的结论没有差别,表中给出的是选择变量滞后 2 阶的检验结果。

$$\begin{aligned} \text{Ln}(\text{GFDIP}_{\text{cit}}) = & \alpha_0 + \alpha_1 \Delta \text{Ln}(\text{RER}_{\text{cit-j}}) + \alpha_2 \Delta \text{Ln} \\ & (\text{EXVOL}_{\text{cit-j}}) + \alpha_3 \Delta \text{Ln}(\text{EXP}_{\text{cit-j}}) + \alpha_4 \Delta \text{Ln}(\text{IMP}_{\text{cit-j}}) \\ & + \alpha_5 \Delta \text{RINTEREST}_{\text{cit-j}} + \alpha_6 \Delta \text{GDPG}_{\text{cit-j}} + \\ & \alpha_7 \text{Dummy}_{2005\text{q}3} + v_{\text{ci}} + \lambda_t + \varepsilon_{\text{cit}} \end{aligned} \tag{4}$$

$$\begin{aligned} \text{Ln}(\text{GFDIP}_{\text{cit}}) = & \beta_0 + \beta_1 \Delta \text{Ln}(\text{RER}_{\text{cit-j}}) + \beta_2 \Delta \text{Ln} \\ & (\text{EXVOL}_{\text{cit-j}}) + \beta_3 \Delta \text{Ln}(\text{EXP}_{\text{cit-j}}) + \beta_4 \Delta \text{Ln}(\text{IMP}_{\text{cit-j}}) \\ & + \beta_5 \Delta \text{RINTEREST}_{\text{cit-j}} + \beta_6 \Delta \text{GDPG}_{\text{cit-j}} + \\ & \beta_7 \text{Dummy}_{2005\text{q}3} + v_{\text{ci}} + \lambda_t + \varepsilon_{\text{cit}} \end{aligned} \tag{5}$$

同时,考虑到误差项可能存在较严重的自相关

性对估计结果带来的偏差,本文采用包括一阶误差自回归项的面板固定效应估计(FE-AR(1))对估计过程的自相关进行调整,即 $\varepsilon_{cit} = \rho \varepsilon_{cit-1}$,自相关系数采用 Blatagi 和 Wu(1999)^[29]给出的一步估计方法(one step)来确定。为了降低异方差对估计结果的影响,对变量 GFDIP、REER、EXVOL、EXP、IMP 取对数后进行估计。考虑到各解释变量对 FDI 流入中国的影响存在较明显的时滞因素解释变量与被解释变量之间存在较为明显的内生性问题,本文对回归方程中的解释变量都作了数个季度的滞后处理。

四、回归结果及其分析

Dewenter(1995)^[17]利用季度时间数据分析汇率变化与 FDI 之间关系的研究表明汇率变量滞后三个季度后会对 FDI 的流入产生显著的影响,而 Grossmann et al.(2009)^[12]利用季度面板数据分析汇率与 FDI 之间关系时将汇率相关变量滞后了 2-7 个季度,同样发现汇率变量只有在滞后 2 个或 3 个季度后会对 FDI 流入产生显著的影响。考虑到各解释变量对 FDI 流入中国的影响存在较明显的时滞因素以及变量相互之间存在的内生性问题,本文对回归方程中的解释变量都作了滞后处理。Dewenter(1995)^[17]利用季度时间数据分析汇率变化与 FDI

之间关系的研究表明,汇率变量滞后三个季度后会对 FDI 的流入产生显著的影响,而 Grossmann et al.(2009)^[12]利用季度面板数据分析汇率与 FDI 之间关系时将汇率相关变量滞后了 2-7 个季度,同样发现汇率变量只有在滞后 2 个或 3 个季度后会对 FDI 流入产生显著的影响。本文分别利用滞后 1-4 个季度的解释变量对当期的被解释变量进行回归分析,发现将解释变量滞后一个季度后,所有解释变量的回归参数基本都不显著。表 3 给出了对各解释变量分别滞后 2-4 个季度后的回归结果。首先,模型 1-3 的回归结果显示汇率水平变量都在 1% 的显著性水平上表明人民币汇率变化对流入 FDI 占中国 GDP 的比重存在显著的影响作用,人民币双边实际汇率的升值会显著降低外商对华直接投资的相对水平,而实际汇率贬值则会有效的促进外商对华直接投资的相对水平;模型 1-3 的回归结果显示控制了其它解释变量后,人民币相对一国(或地区)的汇率每升值 1 个百分点,该国流入中国的 FDI 占中国 GDP 的比重最大会降低约 0.79-1.07 个百分点。

模型 4-6 的回归结果同样表明人民币对一国的实际汇率的升值(贬值)同样会显著地降低(提高)该国对华投资占中国吸引全部 FDI 的比重,回

表 3 汇率变化与 FDI 流入

被解释变量	Ln(GFDIP)			Ln(FDIP)		
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
解释变量	滞后二阶	滞后三阶	滞后四阶	滞后二阶	滞后三阶	滞后四阶
Ln(RER)	-0.7965*** (0.152)	-1.0732*** (0.157)	-0.9161*** (0.162)	-0.3858*** (0.149)	-0.5680*** (0.156)	-0.5496*** (0.160)
Ln(EXVOL)	-0.1167** (0.056)	-0.1237** (0.056)	-0.1583*** (0.056)	-0.0906* (0.053)	-0.0864 (0.054)	-0.1016* (0.054)
Ln(EXP)	0.3623*** (0.105)	0.3902*** (0.103)	0.2565** (0.104)	0.4195*** (0.099)	0.4302*** (0.098)	0.3450*** (0.097)
Ln(IMP)	0.122 (0.110)	0.1922* (0.109)	0.2044* (0.110)	0.1011 (0.104)	0.0925 (0.104)	0.1123 (0.104)
RINTEREST	0.0307*** (0.009)	0.0529*** (0.011)	0.0542*** (0.012)	0.0166** (0.008)	0.0263** (0.011)	0.0303*** (0.011)
GDPG	0.0048 (0.007)	0.0005 (0.007)	-0.0006 (0.007)	0.0085 (0.007)	0.0021 (0.007)	0.0049 (0.007)
Dummy	-0.6945*** (0.064)	-0.6972*** (0.064)	-0.6839*** (0.065)	-0.3542*** (0.060)	-0.3511*** (0.061)	-0.3547*** (0.061)
Constant	-0.3627 (0.486)	0.9063* (0.500)	0.2699 (0.528)	1.1537** (0.493)	2.0085*** (0.518)	1.9436*** (0.546)
Observations	1,278	1,251	1,224	1,278	1,251	1,224
R-sq	0.128	0.150	0.139	0.052	0.059	0.054
F Test:(Prob>F)	40.85***	43.23***	43.28***	47.97***	49.45***	50.96***
估计方法	FE-AR(1)			FE-AR(1)		

注:括号内为标准差,***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 显著性水平,时间虚拟变量估计参数略。

归结果显示控制了其它变量之后人民币对一国(或地区)的汇率升值1个百分点,该国(或地区)对华直接投资占中国吸引全部 FDI 比重最大会降低约 0.38 - 0.57 个百分点。上述人民币汇率变化对外国对华直接投资影响的经验结果,一方面说明人民币汇率变化对流入中国的 FDI 显著而且稳健的影响,同时也与多数学者对发达国家和发展中国家相关研究得到的结论一致。原因在于人民币升值(贬值)不仅会直接导致进入中国的 FDI 劳动力生产成本增加(降低),而且还会造成以出口导向为主的外商投资企业出口减缓,尽管人民币汇率升值也会降低 FDI 企业进口中间投入产品的价格,但如果 FDI 企业主要采用中国本地的中间原料产品,汇率升值将进一步压缩 FDI 企业的利润空间。由于进入中国的大量的 FDI 企业是利用中国劳动力低廉的优势,采取加工贸易的方式经营生产,出口导向的特征较为明显。2002 - 2007 年 FDI 企业出口占中国全部出口的平均比重超过 55%,进入中国的 FDI 企业对国际市场的依赖性较强。人民币升值会造成 FDI 流入显著降低的经验结论也同样表明由于汇率升值造成 FDI 企业生产成本增加和出口减缓带来利润降低的负面影响可能远超过由于汇率升值造成进口中间投入品带来成本降低的正面影响。

除了人民币汇率水平变化对 FDI 流入具有显著的影响之外,我们的经验结论同样发现人民币实际汇率的波动同样对 FDI 的流入会产生负面影响。模型 1 的回归结果显示控制了其它变量后,人民币相对于一国双边实际汇率波动幅度每增加 1%,该国流入中国的 FDI 占中国 GDP 的比重会下降约 0.12 个百分点。而模型 4 的回归结果同样表明人民币对一国的实际汇率波动幅度增加 1%,该国对华直接投资占中国吸引全部 FDI 的比重会下降 0.09 个百分点。本文认为人民币汇率波动幅度增加会阻碍 FDI 进入中国仍然与进入中国的 FDI 特征存在密切的关系。根据 Cushman(1988)^[4] 的研究,相对汇率波动幅度的扩大增加了采用出口方式进入东道国市场的风险和成本,原来的风险规避型出口商可能以直接投资的方式替代出口进入东道国市场,因而汇率波动幅度增加应该吸引更多的以东道国市场导向的 FDI 流入,而对于出口导向型的 FDI 企业,由于其

生产的产品仍然要通过东道国出口,东道国汇率波动幅度的扩大增加了外商投资企业获取利润的不确定性,从而会降低其对外投资的积极性和意愿。人民币汇率波动幅度增大会降低 FDI 进入中国的经验结论同时也进一步说明了进入中国的外商投资企业出口导向型特征总体上较为明显。

中国与其他国家和地区双边出口开放度扩大会显著促进 FDI 的流入。模型 1 - 3 的估计参数表明,中国相对于一国的双边出口开放度每增加 1%,该国流入中国的 FDI 占中国 GDP 的比重最大会上升约 0.26 - 0.39 个百分点,而模型 4 - 6 回归同样表明中国对一国(或地区)双边出口开放度的增加 1%,该国对华直接投资占中国吸引全部 FDI 的比重最大会上升约 0.35 - 0.43 个百分点。这一经验结果也验证了中国对其他地区相对出口开放程度提高会提升中国与世界各国经济的依赖度,降低各国及地区对华直接投资的不确定性和成本,促进更多的 FDI 企业进入中国的判断结论。而进口变量(即其他国家和地区对华出口)的所有估计参数都为正值,并且模型 2 和模型 3 中的估计参数同样在 10% 水平上显著,表明其他国家和地区对中国的出口与对中国的直接投资之间总体上呈现互补关系,这可能与进入中国的 FDI 大量从事加工贸易存在密切的关系。

中国相对于其他国家和地区的实际利率差距变量所有的估计参数都至少在 5% 的显著性水平为正值,表明中国相对于其他国家和地区利率差距增加会显著地促进各国和地区对华直接投资的增加。模型 2 的回归结果表明控制了其它变量后,中国相对于一国的利率每增加 1 个百分点,该国流入中国的 FDI 占中国 GDP 的比重最大会增加 0.055 个百分点($e^{0.053 \times 1.00} - 1$),而模型 5 的回归结果同样表明中国相对一国(或地区)利率每增加 1%,该国流入中国的 FDI 占中国吸引全部 FDI 的比重最大会上升 0.027 个百分点($e^{0.026 \times 1.01} - 1$)。正如本文前面提到的一样,中国相对于其他国家和地区利率的上涨引起流入中国的 FDI 增加可能是两个方面原因而导致的:一方面,利差扩大会造成外商在中国国内融资成本增加,外商会减少在中国融资,增加在国际市场融资,从而导致实际进入中国的 FDI 金额增加;另一方

面,也可能是由于 FDI 中确实存在一定数量的投资套利资金,利差的扩大致使国际市场的部分套利资金以 FDI 的形式流入了中国。当然,我们无法判断利差的增加对 FDI 流入中国的推动作用究竟是通过借贷成本渠道还是套利的方式产生的,或者是两种因素同时在产生作用。但值得一提的是,国内学者一般认为隐藏在 FDI 中的套利资金大规模进入中国是在 2005 年汇率改革以后产生的,如果 FDI 中确实存在一定规模的套利资金,那么 2005 年以后利差的变化对 FDI 流入的影响作用就应该更大;如果 2005 年以后利差的变化对 FDI 流入的推动作用基本没有变化或者变小,就很难说利差变化对 FDI 流入中国的推动作用是通过隐藏在 FDI 中的套利资金流入的方式产生的。在后面的分析中本文将分别考察利差在 2005 年 7 月汇率改革之前和之后利差对流入中国 FDI 的影响大小。

中国相对其他国家及地区经济增长率差距变量(GDPG)所有的回归参数都不显著,表明中国相对于其他国家和地区经济增长率的上升并不会显著促进 FDI 流入中国,经济增长率的大小在很大程度上代表一国市场规模扩张的速度,经济增长率相对较高的国家表明其市场增长潜力相对较大,因此能够吸引更多的 FDI 进入。而相对经济增长率的扩大对 FDI 进入中国没有显著的促进作用可能有两方面的原因:首先,中国相对于其他国家和地区经济增长率的扩大既可能由于东道国经济增长较快,也可能由于投资来源国经济增长率较慢导致的,投资来源国经济增长放缓一方面会使投资来源国的投资者加大对外直接投资的积极性,但经济增长率的放缓同时也可能会降低其对外直接投资的潜力,因此东道国相对于投资来源国经济增长率的提高并不一定会吸引更多的 FDI 流入。其次,正如本文前面分析的结论一样,由于进入中国的 FDI 中出口导向型 FDI 可能相对于以中国市场导向的 FDI 更占据主导地位,中国市场规模的增长可能会吸引更多以中国市场导向为主的 FDI 流入,但对出口导向型 FDI 的流入并没有显著促进作用。

在控制了其它解释变量之后,2005 年 7 月汇率改革前后的虚拟变量(DUMMY)所有的估计参数都在 1% 的显著性水平上为负值,表明 2005 年 7 月以

来 30 个国家及地区对华直接投资占中国 GDP 和吸引 FDI 总额的比重出现了明显的下降趋势,当然出现这一趋势的原因众多,本文重点关注 2005 年汇率改革前后,汇率水平变化、汇率波动、利率差距对 FDI 进入中国的影响是否存在显著的差异性。基于上述考虑,分别在回归方程(1)和(2)中加入汇率改革前后的时间虚拟变量与汇率水平变化、汇率波动幅度、利率差距的三个交叉项变量来考察 2005 年汇率改革前后汇率变动和利率差距对 FDI 流入中国影响的差异性。表 4 给出了包括三个交叉项变量的参数回归结果,可以看到在回归方程中加入交叉项变量回归后各解释变量对 FDI 流入中国相对规模变量回归参数的显著性和结论基本没有发生变化,汇率水平升值和汇率波动都会对外商对华直接投资产生显著的负面影响,而双边出口开放度和利差的增加仍然会显著地促进 FDI 进入中国,进口增加和总体上对 FDI 进入中国具有一定的促进作用。从交叉项的回归参数来看,汇率水平与虚拟变量交叉项的估计参数均为显著的负值,模型 7-11 相应的估计参数都在 5% 的显著性水平上为负值,表明 2005 年 7 月汇率改革以来,汇率水平变化对 FDI 流入的影响作用明显增大。模型 8 的交叉项的估计参数表明控制了其它变量之后,2005 年 7 月汇率改革以来汇率变化对 FDI 流入中国的影响作用最大增加了约 0.12 个百分点。汇率波动变量与虚拟变量的交叉项的变量均为负值,并且在模型 9 和模型 12 相应的回归参数在 5% 的水平上呈现显著的负值,表明控制其它变量之后,2005 年 7 月人民币汇率改革之后汇率波动同样对 FDI 流入中国的负面影响作用显著增加。模型 7-12 的回归结果同样显示实际利率差距变量与虚拟变量交叉项的回归参数均不显著,表明 2005 年以来汇率改革前后中国相对于其他国家和地区利差变化对 FDI 流入中国的影响并没有显著的区别,结合前面的分析所以本文更倾向于从借贷成本而非套利资金的流入角度解释利差变化对 FDI 流入中国的影响作用。

五、结论

本文利用中国与 30 个国家和地区 1999-2011 年季度面板数据指标从人民币汇率水平变化、汇率波动、出口开放度、进口贸易与投资关系、利率差距、

表 4 汇率变化与 FDI 流入

被解释变量	Ln(GFDIP)			Ln(FDIP)		
解释变量	模型 7	模型 8	模型 9	模型 10	模型 11	模型 12
	滞后二阶	滞后三阶	滞后四阶	滞后二阶	滞后三阶	滞后四阶
Ln(RER)	-0.5658*** (0.153)	-0.7855*** (0.158)	-0.6038*** (0.164)	-0.2523* (0.149)	-0.4008** (0.157)	-0.3571** (0.161)
Ln(EXVOL)	-0.0994 (0.060)	-0.1269** (0.057)	-0.1578*** (0.057)	-0.0981* (0.058)	-0.0953* (0.055)	-0.1087** (0.055)
Ln(EXP)	0.3154*** (0.105)	0.3873*** (0.102)	0.2469** (0.102)	0.3709*** (0.100)	0.4166*** (0.099)	0.3287*** (0.098)
Ln(IMP)	0.1626 (0.110)	0.2133** (0.108)	0.2239** (0.109)	0.1533 (0.105)	0.1187 (0.104)	0.139 (0.104)
RINTEREST	0.0229** (0.009)	0.0529*** (0.014)	0.0533*** (0.014)	0.0125 (0.009)	0.0224* (0.014)	0.0257* (0.014)
GDPG	0.002 (0.007)	0.0005 (0.007)	-0.0008 (0.007)	0.0047 (0.007)	0.0014 (0.007)	0.0043 (0.007)
Dummy * Ln(RER)	-0.1157*** (0.025)	-0.1145*** (0.023)	-0.1006*** (0.023)	-0.0486** (0.023)	-0.0538** (0.022)	-0.0391* (0.022)
Dummy * Ln(EXVOL)	-0.0925 (0.075)	-0.1369* (0.071)	-0.1709** (0.069)	-0.0228 (0.072)	-0.0663 (0.069)	-0.1296** (0.066)
Dummy * RINTEREST	0.0104 (0.018)	-0.0093 (0.020)	-0.0107 (0.020)	0.0137 (0.018)	0.0059 (0.020)	0.0077 (0.019)
Constant	-1.4622*** (0.494)	-0.4591 (0.508)	-1.2299** (0.542)	0.5261 (0.493)	1.2294** (0.515)	1.0376* (0.547)
Observations	1,278	1,251	1,224	1,278	1,251	1,224
R - sq	0.119	0.154	0.142	0.039	0.056	0.054
F Test; (Prob > F)	39.95***	41.92***	42.85***	46.06***	46.59***	48.96***
估计方法	FE - AR(1)			FE - AR(1)		

注:括号内为标准差,***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 显著性水平,时间虚拟变量估计参数略。

经济增长率差距以及汇率制度变化方面考察了 FDI 进入中国的影响因素。中国相对于其他国家和地区汇率水平变化、汇率波动、汇率改革、利率差距、进出口开放度都会对 FDI 流入产生显著的影响作用,而经济增长率差距对 FDI 流入没有显著的影响作用。

计量检验结果表明人民币双边汇率的变动是影响 FDI 进入中国的重要因素,从中长期来看人民币仍然面临较大的升值的压力,人民币汇率升值或者波动幅度的扩大一方面会直接降低外商对华直接投资的积极性,降低中国资本账户的顺差,同时由于外资企业的出口导向特征较为明显,人民币相对汇率的变动除了直接影响经常账户的贸易顺差之外,还通过 FDI 间接对贸易顺差产生进一步的影响。人民币升值导致中国出口导向型 FDI 企业的竞争力下降,短期内会降低依赖大量劳动密集型产业出口作为拉动经济增长率的动力,增加劳动密集型产业部门的就业压力,但同时也要看到人民币升值对吸引出口导向型外资企业 FDI 流入产生的阻碍作用。这一方面有利于缓解中国国际收支双顺差对宏观经济带来的不利影响,另一方面有利于中国发挥汇率杠

杆的经济调整功能,利用汇率政策引导外资企业调整投资策略,从单纯利用中国廉价的生产要素作为出口平台转向更注重以技术优势占领中国市场,同时提高出口产品的技术附加加以技术优势的增强抵消成本优势下降带来的不利影响,从出口导向型投资转变为以中国国内市场生产销售和获取利润导向型投资,长期来看更有利于推动国内企业技术进步和效率提升,促进国内产业结构的调整和升级。第三,人民币升值的同时也降低了中国国内投资者进入国际市场直接投资的成本,从而可能会对中国的对外直接投资产生正面的促进作用。第四,2005 年 7 月汇率改革以来,汇率变化相对于利率变化对 FDI 流入的调节作用明显增强,说明汇率改革一方面显著增强了汇率政策工具在开放经济中的调控作用,中国作为一个经济和贸易高度开放的发展中大国,充分发挥汇率和利率工具对 FDI 政策的协调性对于保持宏观经济稳定发展具有重要作用。

【注】

①30 个国家和地区包括中国香港地区、日本、中国台湾

地区、韩国、印度尼西亚、马来西亚、菲律宾、新加坡、泰国、比利时、丹麦、英国、德国、法国、爱尔兰、意大利、卢森堡、荷兰、希腊、西班牙、葡萄牙、奥地利、芬兰、瑞典、加拿大、美国、俄罗斯、新西兰、澳大利亚、自由港(英属维尔京群岛、开曼群岛、萨摩亚)。本文中,中国数据为中国大陆数据,不包括中国台湾地区 and 香港地区数据。

参考文献:

[1] Froot K. A. , J. C. Stein. Exchange Rates and Foreign Direct Investment: An Imperfect Capital Markets Approach [J]. The Quarterly Journal of Economic, 1991, (106): 1191 - 1217.

[2] Blonigen B. A. Firm - Specific Assets and the Link Between Exchange Rates and Foreign Direct Investment [J]. American Economic Review, 1997, (87): 447 - 465.

[3] Nucci F. , A. F. Pozzolo. Investment and the Exchange rate: An Analysis With Firm - Level Panel Data [J]. European Economic Review, 2001, (45): 259 - 283.

[4] Cushman D. O. Exchange Rates Uncertainty and Foreign Direct Investment in the United States [J]. Review of World Economics, 1988, (124): 322 - 334.

[5] Goldberg L. S. , C. D. Kolstad. Foreign Direct Investment, Exchange Rate Variability and Demand Uncertainty[R]. NBER Working Paper, No. 4815, 1994.

[6] Aizenman J. Exchange Rate Flexibility, Volatility and Patterns of Domestic and Foreign Direct Investment[C]. International Monetary Fund Staff Papers, 1992, (39): 890 - 922.

[7] Lee Bong - Soo, Min Byung S. Exchange Rates and FDI Strategies of Multinational Enterprises[J]. Pacific - Basin Finance Journal, 2011, (19): 586 - 603.

[8] Takagi S. , Shi Zongying. Exchange Rate Movements and Foreign Direct Investment (FDI): Japanese Investment in Asia, 1987 - 2008[J]. Japan and the World Economy, 2011, (23): 265 - 272.

[9] Cushman D. O. Real Exchange Rate Risk, Expectations, and the Level of Direct Investment [J]. Review of Economics and Statistics, 1985, (67): 297 - 308.

[10] Walsh J. P. , Yu J. Determinants of Foreign Direct Investment: A Sectoral and Institutional[R]. Approach, IMF Working Paper WP/10/187, 2010.

[11] Atella V. , G. E. Atzeni , P. L. Belvisi. Investment and Exchange Rate Uncertainty [J]. Journal of Policy , 2003, (25): 811 - 824.

[12] Grossmann A. , M. W. Simpson, C. J. Brown. The Impact of Deviation from Relative Purchasing Power Parity Equilibrium on U. S. Foreign Direct Investment[J]. The Quarterly Review of Economics and Finance, 2009, (49): 521 - 550.

[13] 于津平. 汇率变化如何影响外商直接投资[J]. 世界经济, 2007, (04): 54 - 65.

[14] 冯晓玲, 张璐. 人民币实际有效汇率对中国吸引FDI的影响分析[J]. 财经问题研究, 2011, (11): 56 - 61.

[15] Klein M. W. , E. Rosengren. The Real Exchange Rate and Foreign Direct Investment in the United States: Relative Wealth vs. Relative Wage Effects [J]. Journal of International Economics, 1994, (36): 373 - 389.

[16] Russ K. N. Exchange Rate Volatility and First - time Entry by Multinational Firms [R]. NBER Working Papers, w13659, 2007.

[17] Dewenter K. L. Do Exchange Rate Changes Drive Foreign Direct Investment? [J]. Journal of Business, 1995, (68): 405 - 433.

[18] Kogut B. , S. J. Chang, Platform Investment and Volatile Exchange Rates: Direct Investment in the U. S. by Japanese Electronic Companies[J]. Review of Economics and Statistics, 1996, (78): 221 - 231.

[19] Kimino S. , S. S. David, N. Driffield. Macro Determinants of FDI Inflows to Japan: An Analysis of Source Country Characteristics[J]. The World Economy, 2007, (30): 446 - 469.

[20] Goldberg L. S. , M. W. Klein. Foreign Direct Investment, Trade and Real Exchange Rate Linkage and South East Asia and Latin American[R]. NBER Working Paper, No. 6344, 1997.

[21] Baek I. M. , T. Okawa. Foreign Exchange Rates and Japanese Foreign Direct Investment in Asia[J]. Journal of Economics and Business, 2001, (53): 69 - 84.

[22] Benassy - Quere A. , F. Lionel, L. R. Amina. Exchange Rate Strategies in the Competition for Attracting FDI [J]. Journal of the Japanese and International Economics, 2001, (15): 178 - 198.

[23] Xing Yuqing. Why is China so Attractive for FDI? The Role of Exchange Rates[J]. China Economic Review, 2006, (17): 198 - 209.

[24] Campa J. M. Entry by Foreign Firms in the United States under Exchange Rate Uncertainty[J]. Review of Economics and Statistics, 1993, (75): 885 - 904.

[25]Goldberg L. S. Exchange Rates and Investment in U-nited States Industry[J]. Review of Economics and Statistics, 1993, (75): 575 – 588.

[26]Landon S. , C. E. Smith. Investment and the Ex-change Rate: Short Run and Long Run Aggregate and Sector – Level Estimates [J]. Journal of International Money and Fi-nance, 2009, (28): 813 – 835.

[27]Maddala G. S. , S. Wu. A Comparative Study of Unit Root Tests With Panel Data and A New Simple Test[J]. Oxford

Bulletin of Economics and Statistics, 1999, (61): 631 – 652.

[28]Choi I. Unit Root Test for Panel Data[J]. Journal of International Money and Finance, 2001, (20): 249 – 272.

[29]Baltagi B. H. , P. X. Wu. Unequally Spaced Panel Data Regression With AR (1) Disturbances [J]. Econometric Theory, 1999, (15): 814 – 823.

(责任编辑:宋 敏)

RMB Exchange Rate and China's FDI Inflow: Bilateral View

MAO Risheng

(*Institute of World Economics and Politics, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100372, China*)

Abstract: In this paper, we explore the impact of level and volatility of bilateral exchange rate of RMB and China's FDI Inflow. The empirical evidence shows that changes and volatility of real exchange rate of RMB can cause significant effects on the China's FDI Inflow. The openness of export and relative real interest rate between China and the other partners can also cause significant impact on the China's FDI Inflow, while the impact of relative real interest rate on the FDI inflow declines accordingly. We also find that the impact of real exchange rate on the FDI inflow increases with the adjustment of RMB exchange rate policy since July 2005, while the impact of relative real interest rate on the FDI inflow declines accordingly.

Key Words: RMB; bilateral real exchange rate; FDI inflow

