

# 人民币汇率波动对外商直接投资影响的实证分析<sup>\*</sup>

程 瑶 于津平

**内容提要** 本文基于跨国公司视角,通过建立 EGARCH 模型及误差修正模型,分析了在人民币  
汇率制度改革进程中,人民币真实有效汇率水平变化和波动变化对外商直接投资的影响,并对资源导向  
型 FDI 和市场导向型 FDI 的汇率波动效应进行细分研究。研究结果表明,人民币汇率升值和波动 FDI 增  
长绩效存在着显著的跨时差异、结构差异与规模差异。人民币汇率浮动弹性增强和国内要素投入品价格  
回归,会抑制资源导向型 FDI 的流入和低附加值商品的出口。

**关键词** 人民币汇率 FDI 跨国公司

**作者单位** 南京大学经济学院国际经济贸易系

**中图分类号:** F 830 59 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-6964[2009]03-080805-0651

## 一、引言

改革开放 30 年来,中国经济经历了持续的高速增长。中国经济持续增长之谜一直是中国问题研究的一个热点,诸多研究表明,外商直接投资的源源流入,尤其是出口导向性外资企业的大量进驻,是保证 FDI 对中国国际收支净效应为顺差的必要条件(姚枝仲和何帆,2004)。然而,伴随着 2005 年汇率制度的调整,中国的 FDI 增长出现了显著的质与量的变化。在人民币汇率制度调整的背景下,人民币汇率波动对中国未来外资利用可能产生的影响也引起了学者们越来越广泛的关注。

关于汇率波动对 FDI 增长的作用机理,目前学术界还未形成一致看法。一类文献认为,东道国的货币升值会抑制 FDI 的增长;另一类文献认为,东道国货币升值也有可能促进 FDI 的增长。事实上,已有实证研究表明,汇率波动对 FDI 的冲击程度会随 FDI 类型差异和国别差异而呈现不同结果。Back 和 Okawa(2001)认为,亚洲国家的货币对美元的贬值并没有对其制造业部门的 FDI 产生显著影响,但是对其出口导向型的电力制造部门有显著的积极效应。对于发展中国家而言,由于国内市场化程度不高,故流入大部分 FDI 主要是受成本最小化驱动的,

因此 Chakrabarti(2002)认为,流入发展中国家的 FDI 对汇率的弹性比发达国家更敏感。汇率变化不仅包括汇率价格的水平变化,还应包括汇率波动造成的不确定性风险对 FDI 的影响。Sung 和 Lapan(2000)从跨国公司角度出发发现,汇率波动的增加使其通过开设多家工厂来提升期望利润的价值增大。Russ(2007)则认为,汇率波动虽然会影响跨国公司进入市场的决策,但它到底是促进还是抑制公司的直接投资决策则取决于货币冲击是来自投资母国还是东道国或海外国家的市场。

汇率波动对 FDI 增长的影响带有显著的国别特征,本文通过考察人民币汇率波动的 FDI 增长绩效,剖析汇率制度调整所面临的 FDI 增长的机遇与挑战。与已有的研究成果相比,本文的特色主要表现在以下三个方面:(1)以往研究往往笼统地研究人民币汇率波动对 FDI 增长的影响,而我们更关注区分人民币汇率波动影响的跨时差异。(2)以往研究往往选择资源导向型 FDI 或者市场导向型 FDI 展开研究,而我们则同时考虑二者,考察人民币汇率波动对 FDI 的结构差异。(3)以往

<sup>\*</sup> 本文为国家社会科学基金重点项目《外贸顺差问题研究》(项目批准号:08AJY004)的阶段性研究成果。

研究主要关注 FDI 增长的数量影响,而本文则在考虑 FDI 增长数量的同时,对人民币汇率波动对 FDI 增长质量的影响进行考察。本文结构安排如下:第二部分中国利用外商直接投资与汇率波动关系的典型化事实描述;第三部分介绍计量模型、指标和数据选取;第四、五部分为实证检验部分;第六部分总结全文。

## 二、人民币汇率波动与中国利用外商直接投资:1980~2006

改革开放以来,中国的人民币汇率和利用外商直接投资的情况如下:图 1 是 1980~2006 年 FDI 实际利用规模和人民币实际有效汇率的情况,图 2 是 1991~2006 年不同类型的 FDI 实际利用规模与人民币实际有效汇率的情况。

从图 1 可见,从改革开放到 1992 年间,中国的人民币实际有效汇率处于不断贬值过程中,实际利用 FDI 逐年增加。1992 年到 1994 年 FDI 实际利用规模迅猛增长,1994 年后人民币开始缓慢升值。1997 年受亚洲金融风暴的影响,人民币汇率出现一定的波动,在周边国家汇率大幅贬值的影响下,人民币实际上表现为一定程度的升值,中国实际利用 FDI 的规模也大幅下降。1999 年汇率略有下降,汇率波幅基本保持平稳。2000 年中国加入 WTO 后全面扩大对外开放步伐,FDI 规模也处于快速扩张阶段。2005 年实际利用 FDI 金额达到顶峰,之后呈下降趋势。2005 年以来,在人民币升值压力加大的情况下,中国的外商投资情况也发生了一些变化:2006 年中国实际吸收外商直接投资(含银行、保险、证券)694.68 亿美元,同比下降 4.06%,新增外商投资项目 41485 个,同比下降 5.76%;其中,非金融领域(不含银行、保险、证券)新增外商投资项目 41473 个,同比下降 5.75%;2007 年非金融领域新批外商直接投资项目数 37871 个,同比减少 8.65% 左右。不过,虽然人民币对美元升值步伐加快,但由于美元相对于世界其他货币如欧元的贬值幅度更大,在一定程度上缓解了人民币实际有效汇率升值的压力,也导致中国外商直接投资的主要来源区域的情况发生了相应变化:2006 年,亚洲十国地区对华投资新设立企业数同比下降 6.54%,实际投入外资金额同比下降 2.37%。美国对华投资新设立企业数同比下降 14.33%,实际投入外资金额同比下降 6.41%;原欧盟十五国对华投资新设立企业数同比下降 7.98%,实际投入外资金额同比增长 2.51%。

FDI 的总量规模来看,FDI 总体水平仍保持增长趋势,但细分研究会发现,汇率调整对 FDI 的结构效应开始凸现,如图 2 所示。1994 年之前,资源导向型 FDI(RK) 和市场导向型 FDI(MK) 均处于快速扩张阶段,从 1994 年汇改到 2005 年期间,资源导向型 FDI 增长迅速,占到全国利用 FDI 比重的 75% 左右,其中制造业比重占 70% 左右,市场导向型 FDI 每年变化幅度不大,增长平稳。从 2005 年开始,资源导向型 FDI 呈现出明显的下降趋势,市场导向型 FDI 却出现大幅提高。2005 年市场导向型 FDI 实际利用达到 288.80 亿美元,同比增长近 80%,弥补了同期资源导向型 FDI 规模的下降。2006 年虽然制造业仍是外商投资的主要领域,但吸收外资项目数和实际利用金额有所减少,市场导向型 FDI 较 2005 年有所下降,但是绝对量和占总量的比重继续上升,服务贸易领域中的金融、房地产等行业外资流入尤为集中。以上迹象表明,人民币汇率的变化可能是影响流入中国 FDI 的规模和结构变化的原因之一。

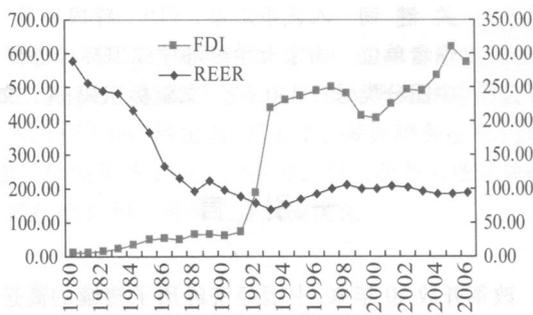


图 1 1980~2006 年中国实际利用 FDI 与汇率

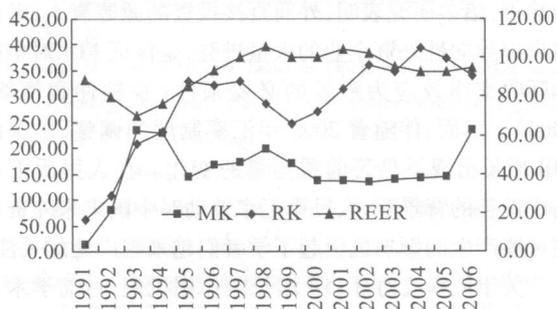


图 2 1991~2006 年中国不同类型 FDI 实际规模与汇率

以上是对中国人民币汇率变化与 FDI 规模和结构情况的数据描述和分析,接下来我们通过设定计量模型和实证分析来检验汇率变化对 FDI 的影响。

## 三、计量模型及指标选取

### 1 计量模型

本文首先采用 1980~2006 年中国实际利用 FDI 的总量数据研究人民币实际有效汇率波动对 FDI 的跨时效应, 接下来研究汇率波动与国内不同类型 FDI 的规模效应, 分析跨国公司在华投资的动机。由于人民币升值带来的成本变化可能削弱跨国公司在华的购买力、提高出口成本或增强对中国市场的依赖程度, 因此会导致已进入或新增的跨国公司转换投资结构和投资区位, 由单一的寻求资源导向型 FDI 转变为寻求和开发东道国国内购买力的市场导向型 FDI。由于分行业 FDI 数据难以获取或者样本年限较短, 因此在分析汇率对 FDI 结构效应方面的实证研究还不深入<sup>1</sup>。为了进一步说明和论证人民币汇率波动与中国利用 FDI 增长绩效之间的关系, 本文将实证模型设计为:

$$\ln FDI_t = \alpha_1 \ln REER_t + \alpha_2 V_{e,t} + \alpha_3 \ln W_t + u_t \quad (1)$$

其中,  $\ln FDI$  表示新增实际外商直接投资利用量的对数,  $\ln REER$  表示人民币实际有效汇率水平的对数,  $V_e$  表示汇率波动幅度,  $\ln W$  表示职工实际平均工资的对数。

## 2 指标选取和数据说明

### (1) 外商直接投资的数据来源及其分类依据。

<sup>1</sup> 本文使用的 FDI 数据来自《中国统计年鉴》和《2006~2007 年中国外资统计手册》(注: 由于从 2006 年起含银行、证券、保险领域数据, 对 2005 年相关数据也做出相应调整, 为真实反应 FDI 结构受汇率调整的影响, 本文中 2005 年利用外资的项目数和实际利用金额以《2006~2007 年中国外资统计手册》为准); 世界消费者价格指数来自 MF 统计报告, FDI 以美元表示, 实际利用 FDI 构建如下:

$$\ln FDI = \ln \left( \frac{\text{以美元表示的 FDI 实际利用金额}}{\text{世界消费者价格指数}} \right)$$

关于资源导向型 FDI 和市场导向型 FDI 的划分依据。

依据中国三次产业分类标准和中国统计年鉴公布的年度《外商直接投资行业结构》数据, 并参考杰弗里·萨克斯和菲利普·拉雷恩的对贸易品和非可贸易品的分类标准<sup>2</sup>, 本文将 FDI 结构划分为两大类: 资源导向型 FDI 主要包括农业部门、采矿业和制造业; 市场导向型 FDI 主要包括建筑业、电力、燃气及水的生产和供应业以及第三产业。

### (2) 关于实际有效汇率及其波动的数据来源和计算方法。

虽然长期以来中国人民币实行比较严格的汇率管制, 人民币名义汇率变化幅度不大, 近几年随着人民币汇制改革的深入, 弹性才有所显现, 但跨国公司在进行

对外直接投资时, 是一个考量全球性投资成本的策略选择问题, 所以本文选取实际有效汇率作为衡量人民币汇率变化的基本变量。本文 1980~2006 年人民币实际有效汇率(间接标价法, 汇率上升, 人民币升值)来自 MF 的实际有效汇率月度统计报告, 以 2000 年为基期(注: 本文中的各种指数均以 2000 年为基期计算而得)。

由于汇率波动性不能直接观测到, 因此必须给出适当的量度。国内外经常用于估测汇率波动率的模型主要包括: <sup>1</sup> 随机游走模型; <sup>2</sup> AR 模型; <sup>3</sup> GARCH 模型; <sup>4</sup> 非正态残差分布模型。其中, GARCH (1, 1) 模型的使用最为常见 (Bollerslev et al, 1992; Aguirre & Sardi 2000; 苏岩, 2007)。本文采用 GARCH (1, 1) 和 M-EGARCH (1, 1) 模型分别对条件方差的滞后值 ( $\sigma_{t-1}^2$ ) 和扰动项平方的滞后值 ( $u_{t-1}^2$ ) 进行估测, 由此推算人民币实际有效汇率指数的波动幅度, 具体结果如下:

#### 1) GARCH 模型

$$\text{均值方程: } \Delta \ln REER_t = 0.42586 \Delta \ln REER_{t-1} + u_t \quad (3.27) \quad (2)$$

$$\text{GARCH (1, 1) 方程: } \sigma_t^2 = 2.4758 + 0.2319 u_t^2 + 0.7829 \sigma_{t-1}^2 \quad (0.70) \quad (2.56) \quad (3)$$

$$\text{AIC} = -3.795366 \quad \text{SC} = -3.694859$$

$$\text{LR} = 205.1544$$

#### 2) EGARCH 模型

$$\text{均值方程: } \Delta \ln REER_t = 0.37881 \Delta \ln REER_{t-1} + 0.00091 \ln \sigma_t^2 + u_t \quad (5.01) \quad (4)$$

$$\text{EGARCH (1, 1) 方程: } \ln \sigma_t^2 = -0.0686 - 0.0559 \left[ \frac{u_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right] - 0.1574 \left| \frac{u_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + 0.9872 \ln \sigma_{t-1}^2 \quad (-3.02E+08) \quad (5)$$

$$\text{AIC} = -3.7966 \quad \text{SC} = -3.6459 \quad \text{LR} = 207.2216$$

从回归结果看, 用 M-EGARCH 模型比 GARCH 模型的效果更显著。

而在 M-EGARCH (1, 1) 模型中,  $\hat{\alpha} + \hat{\beta} = -0.0599 + 0.9872 < 1$ ,  $\hat{\gamma} = -0.1574$  非对称项  $\hat{\gamma}$  的系数为负且

<sup>1</sup> Bassy-Qu r (2001)、于津平 (2007) 等尝试建立理论模型来讨论汇率变化对 FDI 结构的影响。

<sup>2</sup> Jeffrey D. Sachs & Felipe Larain, Felipe Larain "Macroeconomics in the Global Economy", Prentice Hall (June 1993)

在统计上是显著的,这表明在样本期间人民币实际有效汇率指数中存在杠杆效应,即人民币的贬值预期比等量的升值预期产生更大的波动。

把通过上述模型计算出来的方差 EGARCH 作为人民币汇率的季度波动值,然后以每年 4 个季度汇率波动的平均值作为年度汇率波动,由此得到 1980~2006 年的各年度汇率波动时间序列,记为  $V_{e_t}$ 。

(3)整体工资数据取自《中国统计年鉴》。

对于不同类型 FDI 的工资水平无法直接获取,本文的处理方法是根据《中国统计年鉴》按行业划分的平均工资,以 2000 年为基期进行价格指数化处理;并按各年度各行业 FDI 在总 FDI 的比重进行加权平均,分别求得资源导向型 FDI 和市场导向型 FDI 的平均实际工资水平。

四、汇率变化对 FDI 规模的影响的实证分析及结果: 1980~2006

我们首先进行时间序列变量的平稳性检验,然后用协整分析和 VEC 等方法开展研究。

1 ADF 单位根检验

用 ADF 检验各时间序列的平稳性,检验结果如表 1。其中,  $\text{LnPFDI}_t$  表示单位项目外资的平均规模。

表 1 ADF 检验结果

变量	模型	t 统计量	平稳性
$\text{LnFDI}_t$	(C, T, 1)	-2.0457	不平稳
$\text{LnPFDI}_t$	(C, 0, 1)	-3.4553*	平稳
$\text{LnREER}_t$	(C, 0, 1)	-2.2329	不平稳
$V_{e_t}$	(C, T, 1)	-1.8071	不平稳
$\text{LnW}_t$	(C, 0, 1)	3.2616	不平稳
$\Delta \text{LnFDI}_t$	(C, T, 1)	-4.0208*	平稳
$\Delta \text{LnPFDI}_t$	(0, 0, 1)	-3.2134*	平稳
$\Delta \text{LnREER}_t$	(0, 0, 1)	-2.9217*	平稳
$\Delta V_{e_t}$	(0, 0, 1)	-3.5144*	平稳
$\Delta \text{LnW}_t$	(C, 0, 1)	-3.0665*	平稳

注: (1)检验类型 (c t n) 中, c 表示带有常数项 (c 取 0 表示不带有常数项), t 表示带有趋势项 (t 取 0 表示不带有趋势项), n 表示滞后期数;

(2)\*\* 表示在 5% 显著性水平上拒绝存在单位根的原假设。

ADF 检验结果表明,除了全国实际利用外资平均规模 ( $\text{LnPFDI}_t$ ),其它各变量的原值都是 I(1) 过程,而差分变量都是 I(0) 过程。因此,  $\text{LnFDI}_t$ 、 $\text{LnREER}_t$ 、 $V_{e_t}$ 、 $\text{LnW}_t$  各时间序列变量都是一阶单整序列。

2 VAR 模型滞后期的选择和平稳性检验

对于服从 I(1) 过程的变量进行协整检验的常用方法有两种:一种是 Engle 和 Granger 提出的 EG 两步法,

另一种是 Johansen 协整检验法。与 EG 两步法相比, Johansen 检验法不仅克服了 EG 两步法不能多变量进行检验的缺陷,而且在做多变量检验时还可以精确地检验出协整向量的数目,故本文采用 Johansen 检验法。本文先根据动态滞后分布模型 (VAR) 方法估计多变量模型的长期均衡关系,然后在变量协整关系的基础上建立误差修正模型来分析变量间的短期冲击效应。VAR 模型滞后期数比较敏感,不同的滞后期数可能会有不同的结果。因此,建立多变量 VAR 模型,首先要确定模型的最优滞后期 K 值。经过多次试验,根据 LR 统计量、AIC 准则和 SC 准则 (AIC 和 SC 值同时达到最小),我们最后取滞后期数为 1 建立 VAR(1) 模型,见表 2。

表 2 VAR 滞后期选择

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-266.7887	NA	74191.79	22.56572	22.76207	22.61781
1	-115.6255	239.3418	0.975675	11.30212	12.28383	11.56257
2	-101.5840	17.55178	1.306900	11.46534	13.23242	11.93414

接下来对 VAR 模型的估计结果进行平稳性检验,从单位圆曲线以及 VAR 模型全部特征根的位置图看出,此 VAR 模型中存在大于 1 的根,是一个非平稳系统,由德宾-沃森 (CRDW) 检验法得知,各变量序列间存在协积关系,则可以运用 t 检验结果对外商直接投资、汇率变化与工资的相关关系做出正确的评价。

3 协整性检验

在确保模型最优性的基础上,我们用 Johansen 检验的特征值轨迹对变量序列  $\text{LnFDI}_t$ 、 $\text{LnREER}_t$ 、 $V_{e_t}$ 、 $\text{LnW}_t$  进行协整检验,在作检验时考虑了含有常数和 (或) 时间趋势情况,检验结果见表 3。

表 3 各变量特征值轨迹检验结果

零假设: 协整方程数 r	特征值	迹统计量	5% 临界值	P 值
$r = 0^*$	0.633184	51.53196	47.85613	0.0217
$r < = 1$	0.455148	26.45959	29.79707	0.1156
$r < = 2$	0.287037	11.27855	15.49471	0.1949
$r < = 3$	0.106686	2.820419	3.841466	0.0931

注: \* 表示在 5% 的显著性水平上拒绝原假设。

由表 3 所示,在 5% 的显著性水平上拒绝了并不存在协整方程的原假设而接受了存在一个协整方程的原假设。这表明  $\text{LnFDI}_t$  和  $\text{LnREER}_t$ 、 $V_{e_t}$ 、 $\text{LnW}_t$  之间存在协整关系,至少在最优滞后期内,各变量之间存在着一个长期稳定的均衡关系。相应的 Johansen 方法估计出的并经过标准化后的协整向量为 (1.000 2.538 0.715 0.230),由此得到  $\text{LnFDI}_t$  和  $\text{LnREER}_t$ 、 $V_{e_t}$ 、 $\text{LnW}_t$  之间的一个长期关系:

$$hFDI_t = -2.538hREER_t - 0.715Ve_t - 0.23hW_t - 19.096 \quad (6)$$

$$(9.70465^{**}) \quad (4.35795^{**}) \quad (0.70576^{**})$$

括号内是  $t$  检验值, \*\* 表示 1% 的显著水平。由上式可知, 在 1980~2006 年间, 实际有效汇率的水平变化、波动幅度的系数在 1% 的水平下均显著负, 工资变化的系数不显著异于 0 且汇率变化对  $FDI$  的弹性远大于工资变化对  $FDI$  的弹性, 这说明人民币汇率波动比工资成本的上涨对外商直接投资的意愿和规模影响更大。这与理论假说基本相符, 即: 人民币升值及波动增加对资源导向型  $FDI$  具有消极影响, 而工资作为劳动力成本的价格反映, 在价格传导机制的作用下也会随着人民币升值而上升, 增加资源导向型尤其是出口加工型外资企业的生产成本, 抑制该类  $FDI$  的流入。但总体说来, 由于中国国内劳动力成本长期处于较低的水平, 工资刚性较大, 所以外商直接投资对汇率变化更敏感。

#### 4 格兰杰因果分析

本文对 1980~2006 年外商直接投资的影响因素进行格兰杰因果检验, 包括实际汇率的变化 (包括汇率的水平变化  $\Delta LnREER$  和汇率波动变化  $\Delta Ve$ )、实际工资变化 ( $\Delta LnW$ ) 和实际利用  $FDI$  变化 ( $\Delta LnFDI$ ), 检验结果如表 4 所示:

表 4 格兰杰检验结果

零假设	统计量	F统计量	概率	结论
$\Delta LnREER_t$ 不是 $\Delta LnFDI_t$ 的格兰杰原因	22	8.26474	0.00152	拒绝原假设
$\Delta LnFDI_t$ 不是 $\Delta LnREER_t$ 的格兰杰原因		0.55516	0.69901	接受原假设
$\Delta Ve_t$ 不是 $\Delta LnFDI_t$ 的格兰杰原因	22	6.93400	0.00372	拒绝原假设
$\Delta LnFDI_t$ 不是 $\Delta Ve_t$ 的格兰杰原因		2.26655	0.11989	接受原假设
$\Delta LnW_t$ 不是 $\Delta LnFDI_t$ 的格兰杰原因	22	2.70199	0.07738	接受原假设
$\Delta LnFDI_t$ 不是 $\Delta LnW_t$ 的格兰杰原因		1.69050	0.21191	接受原假设

从格兰杰检验的结果可以看出,  $\Delta LnREER_t$  和  $\Delta Ve_t$  是  $\Delta LnFDI_t$  变化的格兰杰原因,  $\Delta LnW_t$  不是  $\Delta LnFDI_t$  变化的结果。对协整向量的格兰杰检验结果证明: 人民币升值是外商直接投资下降的格兰杰原因。

#### 5 误差修正模型

本文通过构建误差修正模型来研究人民币实际有效汇率对外商直接投资的动态影响过程。鉴于样本容量的原因我们选取滞后阶数为 1, 把通过长期协整方程式计算出的残差项作为误差修正项  $E_{c,t}$  并逐步剔除不显著项, 工资变量由于不显著予以剔除, 最终得出的误

差修正模型为:

$$\Delta hFDI_t = 0.216 + 0.565\Delta hFDI_{t-1} +$$

$$(0.0664) \quad (3.9208^{**})$$

$$2.462\Delta hREER_t + 0.552\Delta Ve_t - 0.549em_t \quad (7)$$

$$(2.6263^{**}) \quad (2.6100^{**}) \quad (-4.9052^{**})$$

括号内是  $t$  检验值, \*\* 表示 1% 的显著水平。被解释变量的波动可以分为两个部分: 一部分是短期波动, 由各差分项反映, 一部分是长期均衡, 由  $em$  表示。根据模型估计的结果, 所有变量的参数均通过检验。外商直接投资主要受汇率变化和自身滞后项的影响, 且短期内人民币升值和汇率波动对  $FDI$  流入的影响是积极的, 这可能是因为: 由于中国正处于大力吸引外资阶段, 外商直接投资带来资金流入的同时也引起了进口的大量增加, 在一定程度上缓解了人民币升值的压力; 第二种解释可能是外资为了绕开东道国货币升值造成的生产出口成本上升的不利因素, 转变投资类型, 增加以东道国国内市场为目标的投资, 这个必须通过细分研究才能证实; 第三种可能是由于中国目前吸引外资中有很大比例是追加的投资, 沉没成本使得外资在投资决策上的调整对汇率变化的反应相对滞后; 第四种可能是部分从事进出口贸易的企业或外国资金利用汇率调整期间虚增贸易盈余以套取汇率升值收益, 一旦套利期过后, 汇率大幅升值将会降低出口部门和进口替代部门的竞争力 (林毅夫, 2007), 外资流入的积极性也会随之下降。从长期来看,  $em$  项系数的显著为负, 正好与调整机制相符合, 其大小反映了汇率变化对外商直接投资偏离长期均衡的调整力度, 从其参数估计值 ( $-0.549$ ) 来看, 调整力度相当可观。由此可见, 无论是从长期还是短期, 汇率变化都会对外商直接投资产生较大的影响, 不过短期的影响效果还是明显大于长期的调整效果。

### 五、汇率变化对不同类型 $FDI$ 的影响: 1991~2006

在考察了汇率变化对  $FDI$  总量规模的影响后, 我们接下来考察汇率变化对不同类型的  $FDI$  的影响。由于我们能够获取的关于行业细分的  $FDI$  数据只有从 1991 年到 2006 年的 16 年的观测值, 样本时间序列数量有限, 不适合进行协整分析, 所以在进行汇率对不同类型  $FDI$  的影响进行考察时, 我们采用逐步回归法, 根据各变量回归结果是否理想、效果是否显著, 以及经济含义是否合理等因素进行变量筛选, 去掉一些不显著的变量, 最后得出

个更有代表意义的方程。考虑到政策因素对FDI流动的影响,我们在模型中加入一个虚拟变量  $D = \begin{cases} 0 & t \geq 1994 \\ 1 & t \in \text{其他} \end{cases}$  考察1994年汇率制度改革的结构性影响。

$$\ln FDI_t = a_1 \ln REER_t + a_2 V e_t + a_3 \ln W_t + a_5 \ln FDI_{t-1} + b_1 D + u_t$$

资源导向型FDI的实际利用金额和项目规模分别用RK和PRK表示;市场导向型FDI的实际利用金额和项目规模分别用MK和PMK表示。为了更有效地观察汇率水平变化和波动变化对FDI的影响,我们将汇率的水平变化和波动变化逐一加入模型进行考察。模型回归结果见表5。

表5 汇率变化对不同类型FDI影响的回归结果

	资源导向型 FDI (LnRK)		市场导向型 FDI (LnMK)	
C	11.32974 <sup>***</sup> (4.674513)	3.060275 <sup>***</sup> (2.589692)	2.046934 <sup>**</sup> (2.18045)	
LnREER <sub>t</sub> - 1	7.1352 <sup>**</sup> (-3.26919)		0.38703 <sup>**</sup> (2.992541)	
Ve <sub>t</sub>		0.169891 (1.269411)	0.171772 <sup>*</sup> (2.271225)	
LnW <sub>t</sub>	0.483935 <sup>**</sup> (2.841824)	0.568122 <sup>*</sup> (2.286285)	0.171785 (1.657813)	0.246954 (1.473836)
LnFDI <sub>t</sub> - 1			0.612937 <sup>***</sup> (5.4281)	0.35772 <sup>**</sup> (3.860448)
D <sub>t</sub>	-1.03707 (-5.58353)	-0.99676 (-3.52364)	0.956638 <sup>***</sup> (4.460342)	
R <sup>2</sup>	0.889630	0.816034	0.673793	0.587989
DW值	1.693962	1.388330	2.483024	1.86444
F值	32.24161	17.74313		5.23278
	资源导向型 FDI 的平均规模 (LnPRK)		市场导向型 FDI 的平均规模 (LnPMK)	
C	-9.72677 (-6.95796 <sup>**</sup> )	4.037013 <sup>***</sup> (3.200031)	-2.87622 (-1.41495)	9.937617 <sup>**</sup> (8.173368)
LnREER <sub>t</sub>	2.70114 <sup>*</sup> (7.280338)		2.525747 <sup>***</sup> (5.500491)	
Ve <sub>t</sub>		-0.41768 <sup>**</sup> (-3.91447)	-0.34128 <sup>*</sup> (-3.64259)	
LnW <sub>t</sub>	-0.55312 <sup>**</sup> (-3.83388)	-0.69713 <sup>**</sup> (-2.97665)	-0.95599 <sup>**</sup> (-6.48026)	-1.12976 <sup>**</sup> (-5.58691)
LnFDI <sub>t</sub> - 1	0.858357 <sup>**</sup> (7.71386)	0.751164 <sup>**</sup> (3.843326)	0.24575 <sup>**</sup> (3.076663)	0.180083
R <sup>2</sup>	0.962020	0.902309	0.895941	0.823103
DW值	1.414526	1.624351	1.711082	1.350528
F值	92.87527	36.94530	31.56861	20.80896

括号数为t值检验,\*,\*\*表示在5%和1%的显著性水平上通过检验。

### 1 汇率变化对资源导向型 FDI 的影响

从全国实际利用资源导向型FDI的总量规模看,汇率的水平变化系数显著负,汇率的波动变化系数回归为正、不显著。这说明人民币贬值有利于吸引资源导向型FDI的流入,而人民币升值会冲击资源导向型FDI尤其是对于以出口加工为主要目标的企业,随着以美元衡量的要素型生产成本和汇兑损益增加,跨国公司的投资成本上升,出口竞争力削弱,外商直接投资的规模将下降;工资水平的变化系数显著正,这与第四部分中对全国FDI规模利用情形的分析机理相似,由于中国的制造业工资水平低于世界平均水平,国内工资水平随着开放和外资进入都有进一步上升的空间。但汇率变化对资源导向型FDI的单位项目平均规模情形下的回归结果与总量规模的情形截然相反:资源导向型FDI的平均规模与汇率的水平变化成正比,与汇率波动和工资变化成反比。这也和我们的理论分析相符,如果东道国货币升值,资源导向型直接投资项目的人均资本临界值增加,外商直接投资的项目种类减少。自从2005年人民币升值步伐加快以来,资源导向型外商直接投资的总量规模虽没有明显下降,但是每年新增外资数目明显下降,一些劳动密集型的外资企业因为成本优势不再被淘汰出局,表现为人民币升值,资源导向性FDI的项目规模上升。工资变量与不同规模的资源导向型FDI的关系表明,虽然中国劳动力要素禀赋丰富,整体工资水平远低于世界平均水平,但跨国公司进驻制造业等资源导向型行业的很大一部分原因是为了利用中国廉价的劳动力成本优势,这样在人民币升值推动国内工资水平进一步上升的情况下仍可能削弱外商直接投资的意愿。

### 2 汇率变化对市场导向型 FDI 的影响

随着贸易投资一体化的发展,跨国公司的投资行为并不完全以出口为目的,有很大一部分是着眼于东道国的国内市场。本文研究发现,与资源导向型FDI的回归结果不同的是,市场导向型FDI的实际利用规模和项目规模均与汇率的水平变化正相关,与汇率波动变化负相关,这也与理论分析相符。人民币升值会在一定程度上改变中国国内的生产消费结构。一方面,人民币升值提升中国国内消费能力;另一方面,人民币升值将会提高外资企业出口产品成本,削弱其国际竞争力,可能引起FDI流向非出口产品的制造企业和非贸易品行业(崔远淼,2007)。而且,随着中国服务领域开放程度的加强,特别是金融、电信等服务领域的进一步放开,以及国内市场价格机制的进一步完善,国外金融机构、电信机构和大型连锁商业集团的进入有快速增长的趋势。工资

变化与市场导向型FDI的总规模正相关,但与平均规模负相关,这一趋势和资源导向型FDI一致。由此可见,人民币的平稳升值有利于市场导向型FDI流入和项目规模水平的提高。

## 六、结 语

本文通过误差修正模型对FDI增长绩效和对不同类型FDI的细分研究发现:(1)人民币汇率与FDI增长之间短期内存在显著的正向关系,但对外商直接投资会偏离长期均衡,即人民币汇率波动的加剧会增加FDI汇兑损益的风险并影响企业的成本结构,抑制外商直接投资的规模。(2)人民币升值会抑制资源导向型FDI的增长规模,刺激市场导向型FDI的增长规模,促使在华东外商直接投资结构的调整;另一方面,人民币升值对规模以上FDI增长存在促进效应,对规模以下的FDI增长存在明显的抑制效应。这说明人民币汇率的渐进升值有利于引导中国FDI的增长方式由粗放型向集约型转变。

另外,本文在引入FDI的工资效应时发现,全国的平均工资水平与FDI的相关性较弱,这可能和中国劳动力平均成本长期刚性有关,再进一步细分到不同类型FDI与行业平均工资的关系发现,目前国内平均工资水平对FDI的影响显著正,表明中国在劳动力成本上仍具有一定的比较优势。但是,从项目规模来看,平均工资水平与两种类型的FDI规模水平均呈负向关系,这说明在人民币升值和工资上升的双重压力作用下,跨国公司的投资意愿必然会受到抑制。

随着进一步广泛融入国际市场分工体系和国内要素价格市场化程度的提高,中国招商引资的要素优势正在逐步发生转变,本文实证分析表明,人民币汇率浮动弹性增强和国内要素投入品价格回归,会抑制资源导向型FDI的流入和低成本优势商品的出口,将可能使中国告别以往的低成本优势和廉价商品竞争的时代。值得

一提的是,在遇到全球经济不景气和国外消费需求市场萎缩时,如果仍试图继续依靠廉价的成本优势或维持低水平汇率盲目扩大出口供给来刺激经济增长,可能只会进一步恶化我国的贸易条件,不利于中国经济的可持续增长。

## 参考文献

- [1] 崔远森. 人民币汇率水平对FDI流入的影响分析. 世界经济研究. 2007(8).
- [2] 姚枝仲,何帆. 外国直接投资是否会带来国际收支危机? 经济研究. 2004(11).
- [3] 苏岩,杨振海. GARCH(1,1)模型及其在汇率条件波动预测中的应用. 数理统计与管理. 2007(4).
- [4] 于津平. 汇率变化如何影响外商直接投资. 世界经济. 2007(4).
- [5] Aguirre M. S and Saidi R. Volatility Behavior of Exchange Rate Future Contracts. American Economic Journal. 2000, 28(4).
- [6] Baek, In-Mee and Okawa T. Foreign exchange rates and Japanese foreign direct investment in Asia. Journal of Economics and Business. 2001, 53.
- [7] B nassy-Qu r, A., Fonatagn, L. and Lahrcher R. vil A. Exchange rate strategies in the competition for attracting foreign direct investment. Journal of the Japanese and International Economies. 2001, 15.
- [8] Bollerslev, T., Chou R. Y. and Kroner K. F. Arch Modeling in Finance. Journal of Econometrics. 1992, 52.
- [9] Chakrabarti R. and Scholnick B. Exchange Rate Expectations and Foreign Direct Investment Flows. Weltwirtschaftliches Archiv, 2002, 138(1).
- [10] Russ K. N. The endogeneity of the exchange rate as a determinant of FDI: A model of entry and multinational firms. Journal of International Economics. 2007, 71.
- [11] Sung H. and Lapan H. E. Strategic Foreign Direct Investment and Exchange-Rate Uncertainty. International Economic Review, 2000, 41(2).

(责任编辑:段锡平)

data of manufacture industry. R&D investment has dual nature: on the one hand, the external technological opportunity would replace the R&D investment inside the industry, and it would inspire the R&D investment on the other hand. Our results reveal that, on the whole, the foreign technical opportunity has the positive and significant effect on R&D investment of manufacture industry in China, while technical opportunity among domestic industries has the opposite effect. The expanding in export would reduce the R&D investment in China's industries, and the competition in import would only improve the R&D investment in the high technical industry.

### Overseas Networks and International Trade in China

*Zhao Yongliang Liu Dexue (60)*

This paper studies the role of social networks in international trade by introducing the gravity model to examine the effects of ethnic Chinese networks on both import and export in China. The panel data is from both imports and exports of 26 foreign countries trading with China during 1980~2005. After introducing variables of the institution and FDI for controlling the discrepancies among different countries in social networks effect, this study finds a significant positive role of ethnic Chinese networks in the other countries for China's foreign trade. Departing from the present literature, we remove the restriction that the network effect is the same for all ethnicities, and get 26 country-specified fixed effects. Our result shows that the development of international integration and institution have reduced the role of ethnic Chinese networks, which was also substituted by company networks from FDI in China.

### Regional Difference and Threshold Effects of FDI Spillover on China's Innovation Capacity

*Li Mei Tan Liwen (68)*

This paper discusses the spillover effects of FDI on innovation capacity in China by using provincial data from 1998 to 2006. The result suggests that FDI affects the local innovation capacity differently in different provinces. Based on this, the paper empirically measures the threshold level which ensures the spillover effects in several aspects, including economic development, human capital, financial development and regional economic structure.

### The Empirical Study on How RMB Exchange Rate Drives FDI in China

*Cheng Yao Yu Jinping (75)*

This paper studies both the level and volatility effects of RMB's real effective exchange rate on the inflow of FDI in the process of adjustment in Chinese exchange rate regime. In particular, it also examines different effects of exchange rate on resource-seeking FDI and market-seeking FDI. It concludes that the impacts of appreciation and the intensifying volatility of RMB on FDI differ from time, FDI style and scale. Therefore, the floating elasticity of RMB exchange rate and value return of domestic factors will in pair the inflow of resource-seeking FDI and the output of low value-added goods.

### International R&D Spillover, Domestic R&D and Real Economic Growth in China: An Empirical Study on the Mode of Technical Diffusion

*Liu Fei Wang Defa (82)*

There are a great deal of studies on international R&D spillover in FDI and processing trade. This paper improved Barrow's technique diffusion mode which expanded the range of products. It made three factors: international R&D spillover in FDI, processing trade of international R&D spillover, and domestic R&D, as the source of technical progress and the explanatory variables of growth to analyze the data during 1983~2006 empirically. The conclusion showed that the contribution of the human capital and domestic R&D to economic growth has the significant effect statistically, and there was an equilibrium relationship between them in a long run. However, there was not enough evidence to prove that FDI and processing trade had significant and positive spillover effect on economic growth.