

人民币汇率波动对我国 FDI 流入的影响

黄静波 曾昭志

内容提要：本文运用已有的文献，构建了一个理论模型分析汇率波动对跨国公司对外直接投资的影响，并用协整和误差修正模型分别检验了人民币汇率波动对市场导向型和成本导向型 FDI 流入中国的长短期影响。结果表明，跨国公司在中国的市场份额和在岗职工平均工资分别对市场导向型 FDI 和成本导向型 FDI 流入起关键作用，人民币汇率水平变化在长期对两种类型 FDI 流入影响不一致，汇率波动剧烈程度对两类 FDI 流入都有负面影响，汇率波动短期影响不显著。文章最后提出政策建议。

关键词：人民币汇率 波动 跨国公司 FDI 流入

中图分类号：F831 文献标识码：A

一、文献回顾

关于汇率波动对 FDI 流入的影响已有文献给出了不同的结论。通常理论上的争论主要是汇率波动增加还是减少跨国公司对外直接投资。赞成汇率波动会促进跨国公司对外直接投资的理论主要有 FDI 与贸易存在替代性观点、财务灵活性观点 (Itagaki, 1981) 和生产灵活性观点 (Sung, 2000) 等；认为汇率波动会阻碍跨国公司对外直接投资的理论主要有收益不确定观点 (Cushman, 1985; Goldberg、Kolstad, 1995)、期权价值损毁观点 (Campa, 1993; Pindyck, 1998) 等。实证研究方面，汇率波动和跨国公司对外直接投资的关系并不是十分明确。国外学者研究发现汇率波动和 FDI 存在正相关关系的有 Cushman (1988)、Goldberg & Kolstad (1995) 等；发现两者存在负相关关系的有 Campa (1993)、Chakrabarti、Scholnick (2002) 和 Ray Barrell (2007) 等。国内研究一般从短期和长期两个方面研究汇率变化和 FDI

之间的关系。胡邦勇 (2007) 运用 1979~2004 年数据实证研究发现，人民币实际汇率贬值短期内对外商直接投资有显著的正向促进作用，但是长期关系不大。张谊浩 (2003) 实证分析发现，从长期来讲，人民币汇率波动对外商直接投资具有显著的负面影响效应，短期不存在明确的关联。于津平、赵佳 (2007) 发现人民币升值短期内会对中国利用 FDI 形成一定的负面影响，人民币升值长期内则可以引起 FDI 流入的增加。

本文在已有文献的基础上，引入 Cushman (1985) 和 Ray Barrell (2007) 的跨国公司利润函数和效用函数，分析了汇率波动对跨国公司对外直接投资的影响。和两位学者不同的是：第一，前两者都只考虑了劳动力、资本等可变成本的投入，而没有考虑跨国公司对外直接投资存在沉没成本，本文同时考虑可变成本和沉没成本；第二，前两者都认为东道国货币贬值对 FDI 流入的影响程度取决于跨国公司投入品、生产地和销售地等情况，但是没有给出确切的

作者简介：黄静波，经济学博士，中山大学岭南学院国际商务系教授，博士生导师；曾昭志，中山大学岭南学院博士研究生，讲师。

关系，本文通过静态分析给出具体的关系，判断何种情况下东道国货币贬值有利于 FDI 流入；第三，前两者都是用自回归模型的条件异方差测度汇率波动剧烈程度，本文用八阶移动标准差测度汇率波动幅度；第四，前两者用 Panel Data 模型实证分析汇率波动对 FDI 流入影响，本文结合中国实际，用协整和误差修正模型分别分析了汇率波动对市场导向型 FDI 和成本导向型 FDI 流入的不同影响。

二、模型分析

(一) 模型设定

假设厂商不完全竞争，存在两家跨国公司（厂商 1 和厂商 2）进行对外直接投资，风险规避型厂商为了减少汇率波动的负面影响会在 A 和 B 两个不同的国家或地区（目标国或地区）分散投资从而降低风险，在不同地区对外直接投资的调整成本为 $C(I_A, I_B)$ 。根据跨国公司投资目的、生产地和销售地的不同，本文把 FDI 区分为市场导向型 FDI 和成本导向型 FDI，市场导向型 FDI 是指跨国公司在东道国进行直接投资，并把生产的最终产品在东道国当地市场销售；成本导向型 FDI 是指跨国公司为寻求低成本，在东道国进行直接投资，并把生产的最终产品出口回母国或者第三国或地区。

假定厂商的效用函数与投资的预期利润正相关，与预期利润的方差负相关，有如 $U(\pi(\cdot)) = E(\pi(\cdot)) - \psi \text{Var}(\pi(\cdot))$ 。厂商分别在 $j=A, B$ 两国进行对外直接投资，则可以得到厂商利润效用的现值为：

$$V_j = \int_0^{\infty} e^{-\rho t} [U(E(\pi(\cdot))) - C(I_A, I_B) - I_A - I_B] dt \quad (1)$$

其中， $\pi(\cdot)$ 为利润函数， $C(I_A, I_B) = [(I_A - \mu)^2 + (I_B - \mu)^2] \times \phi / 2$ 为厂商在 A、B 两国进行直接投资的调整成本函数，投资的约束条件为：

$$I_j = dK_j / dt \quad (2)$$

可以据 (1) 式设定汉密尔顿方程并通过必要条件求解厂商进行对外直接投资的函数，结果为：

$$I_j \left\{ \int_0^{\infty} [E(\frac{\partial \pi^*}{\partial K_j}) - \psi \text{Var}(\frac{\partial \pi^*}{\partial K_j})] dt - 1 \right\} \rho^{-1} + \mu \quad (3)$$

以厂商 1 为例，具体的利润函数为跨国公司在 A、B 两国投资的收益减去总成本。假设厂商以本币计算利润，考虑汇率 s_j （用一单位 j 国货币可以兑换若干单位的母国货币表示）因素，市场导向型 FDI 跨国公司利润为在东道国总收益减去总成本，然后折算成本币归并利润报表；成本导向型 FDI 跨国公司利润为出口回母国的收益减去以母国货币衡量的投资成本。在不考虑关税和运输成本等情况下，则两种类型的 FDI 利润函数相同。

资本 K_j 和要素成本 w_j ($j=A, B$) 为可变成本，参考杨全发 (2005) 设定的固定成本函数，假定厂房、土地等固定投资成本为 $F_j = \frac{1}{2} f_j s_j q_{1i}^{j2}$ ， i 代表为第 i 个行业， q_{1i}^{j2} 表示厂商 1 的 i 产品在 j 国的销售量， f_j ($j=A, B$) 为投资效率系数，其数值越大表示投资效率越低。令 $\gamma_j = \frac{Q_i}{Q_j}$ ，表示厂商在 j 国的市场份额，代表了厂商的垄断竞争优势 ($Q_j = q_{1i}^{j2} + q_{2i}^{j2}$)， $p_{ji}(Q_j)$ 表示 j 国 i 产品的价格， ξ_j 为价格需求弹性。根据利润最大化原则我们可以求出厂商 1 的最优利润函数为：

$$\pi_{1,i}^* = \frac{w_A + K_A + f_A q_{1,i}^{A1}}{1 + \gamma_A / \xi_A} q_{1,i}^A s_A + \frac{w_B + K_B + f_B q_{1,i}^{B1}}{1 + \gamma_B / \xi_B} q_{1,i}^B s_B - (w_A + K_A) s_A q_{1,i}^{A2} - (w_B + K_B) s_B q_{1,i}^{B2} - \frac{1}{2} s_A^2 f_A q_{1,i}^{A2} - \frac{1}{2} s_B^2 f_B q_{1,i}^{B2} \quad (4)$$

此处，据 (4) 式得：

$$E(\frac{\partial \pi^*}{\partial K_j}) = [(1 + \gamma / \xi_j)^{-1} - 1] E(s_j) q_{1,i}^j \quad (5)$$

$$\text{Var}(\frac{\partial \pi^*}{\partial K_j}) = [(1 + \gamma / \xi_j)^{-1} - 1]^2 \sigma_j^2 q_{1,i}^{j2} + 2 \text{cov}(s_j, s_k) [(1 + \gamma / \xi_j)^{-1} - 1] \times [(1 + \gamma_k / \xi_k)^{-1} - 1] q_{1,i}^j q_{1,i}^k \quad (6)$$

其中， $\sigma_j^2 = \text{var}(s_j)$ 表示汇率的方差， $\text{cov}(s_j, s_k)$ 表示 j 和 k 两国汇率之间的协方差。同理，厂商 2 具有和厂商 1 类似的投资行为。

综合 (3) 式、(5) 式和 (6) 式可以看出，垄断竞争厂商对外进行直接投资受到了价格需求弹性、市场份额、和汇率波动幅度及不同国家汇率之间的协方差等影响，但是建厂时的固定资产投资效率并没有影响到跨国公司的对外直接投资。

(二) 比较静态分析

首先,考察目标国预期汇率水平变化对吸引外商直接投资流入的影响。把(5)式和(6)式代入(3)式,对预期汇率求一阶导数得如下等式:

$$\partial I_j / \partial E(s_j) = \phi^{-1} \int_0^{\infty} [(1 + \gamma_j / \xi_j)^{-1} - 1] q_{1,t} dt \quad (7)$$

1.如果令 $\partial I_j / \partial E(s_j) < 0$, 则 s_j 上升(即目标国货币升值)导致吸收外商直接投资下降。因为 $\phi > 0$, $0 \leq \gamma_j \leq 1$, 本文只考虑正常商品, 而正常商品价格需求弹性 ξ_j 小于零, 所以当 $-\xi_j < \gamma_j$ 时, 该假设成立。

2.如果令 $\partial I_j / \partial E(s_j) > 0$, 则 s_j 上升导致吸收外商直接投资上升。同理, 当 $-\xi_j > \gamma_j$ 时该假设成立。

所以, 汇率水平变化对跨国公司对外直接投资的影响是不确定的, 其影响方向取决于其投资所取得的市场份额 γ_j 和价格需求弹性 ξ_j 之间的关系。这和实际情况是比较吻合的, 因为跨国公司中间投入品是当地采购还是进口、最终产品是当地销售还是出口等不同会导致汇率的影响不一致。

其次, 考察目标国汇率波动幅度对吸引外商直接投资流入的影响。用汇率的方差表示汇率的波动幅度, 把(5)和(6)式代入(3)式并对汇率的方差求一阶导数得:

$$\partial I_j / \partial \text{Var}(s_j) = -\psi \phi^{-1} \int_0^{\infty} [(1 + \gamma_j / \xi_j)^{-1} - 1]^2 q_{1,t} dt < 0 \quad (8)$$

可以看出, 汇率波动幅度和 FDI 流入是负相关关系, 说明目标国汇率波动越大, FDI 流入就越少。如果跨国公司对预期利润波动的风险关注程度 (ψ) 越大, 那么目标国汇率波动的风险对跨国公司进行对外直接投资的负面影响也越大。资本调整系数 (ϕ) 越大, 跨国公司在不同地区调整 FDI 分布难度也越大, 跨国公司在一定的汇率风险承受范围之内不会轻易改变对外直接投资区域分布。跨国公司取得的市场份额 (γ_j) 越大, 那么目标国汇率风险对于跨国公司进行对外直接投资的负面影响就会减弱。

三、实证分析

(一) 计量模型和数据说明

实证模型主要针对中国的 FDI 流入情况进行分析。市场导向型 FDI 流入中国看重的是中

国巨大的市场需求, 所以又称为战略性的对外直接投资。成本导向型的 FDI 流入中国看重的是中国丰富的劳动力要素和低工资水平, 所以又被称为效率寻求型的对外直接投资。本文对两种不同类型的 FDI 分别设定实证模型来分析汇率波动的影响。

本文用实际使用外资金额 (fdi_t , 美元) 衡量 FDI 流入中国的规模。用外资企业工业销售产值比率 ($share_t$) 来衡量跨国公司在我国取得的市场份额, $share_t = \text{外商及港澳台投资企业工业销售产值} / \text{工业销售产值}$ 。用外资企业在岗职工平均工资 ($avwage_t$, 人民币元) 来衡量劳动力成本, $avwage_t = \text{其他单位职工工资总额} / \text{其他单位在岗职工人数}$ 。用人民币对美元基准汇率 (ex_t , 基准为 100 美元) 来衡量汇率水平, 用 v_t 表示汇率波动的剧烈程度。人民币名义汇率波动幅度加大是在 2005 年 7 月汇率制度改革之后, 考虑到时间序列数据的特点, 本文选择 2003 年第一季度到 2009 年第二季度的季度数据作为样本。

George Hondroyannis (2008) 认为, 测度汇率波动一般有 3 种方法: 一是用本期汇率较上一期汇率变动百分比的绝对值来衡量, 二是依据过去年度实际汇率变动百分比的移动标准差来估计, 三是考虑到金融数据存在波动的集群性用 ARCH (Engle, 1982) 或 GARCH (Bollerslev, 1986) 模型来测度汇率波动幅度。通过对样本期间的汇率进行 ARCH LM 检验, 本文发现人民币对美元基准汇率不存在 ARCH 效应。较之第一种方法, 第二种方法更能准确体现汇率对长期均值的偏离程度, 而阶数的选择则有赖于数据特点, 本文用汇率前置八阶移动标准差作为汇率波动值, 不但能减少季节性问题的影响, 还能把分析的起始时间前置 8 个季度, 减少时间序列起始数据问题, 表达式如 (9) 式。

$$v_t = \left[\frac{1}{8} \sum_{k=1}^8 (ex_{t-k+1} - ex_{t-k})^2 \right]^{1/2} \quad (9)$$

因为风险厌恶系数、调整系数具有跨国公司自身都难以量化的属性, 价格需求弹性最终也会在销售量上得到体现, 加入世界贸易组织 (WTO) 后, 我国吸引外商直接投资的政策没有发生明显并改变, 所以这几个因素在实证分析中不予考虑。但是两种类型的 FDI 流入都受到

中国经济总量的影响，本文用实际国内生产总值（ gdp_t ，人民币元）来衡量经济总体规模。因此设定（10）式为市场导向型 FDI 实证模型，设定（11）式为成本导向型 FDI 实证模型，为减少异方差和解释经济学弹性意义，对所有变量取对数。

市场导向型 FDI 模型：

$$\ln fdi_t = \beta_0 + \beta_1 \ln gdp_t + \beta_2 \ln ex_t + \beta_3 \ln v_t + \beta_4 \ln share_t + \varepsilon_t \quad (10)$$

成本导向型 FDI 模型：

$$\ln fdi_t = \beta_0 + \beta_1 \ln gdp_t + \beta_2 \ln ex_t + \beta_3 \ln v_t + \beta_4 \ln avwage_t + \varepsilon_t \quad (11)$$

其中， ε_t 为白噪音， fdi_t 、 gdp_t 、 ex_t 、 $avwage_t$ 所需数据来源于《RESSET 金融研究数据库》的季度数据， $share_t$ 指标中的数据根据《中国资讯行：环球商讯库》数据库资料整理得出，因为 fdi_t 和 gdp_t 存在季节性因素，故用移动平均比率乘法模型进行了季节调整。

（二）单位根检验

传统的时间序列都要求数据是平稳的，对非平稳的随机变量进行回归可能产生伪回归问题，但如果不同变量之间存在协整关系，则可以避免回归失效。在进行协整分析之前必须进行单位根检验，保证不同变量具有相同的单位根。用 EViews 5.0 软件包对变量进行 ADF 检验，得到结果如表 1 所示。

从表 1 可知，在一阶单位根检验中，所有的变量 P 值都大于 10%，说明在 10% 显著水平

表 1 单位根检验结果

变量	一阶单位根检验		二阶单位根检验		结论
	检验形式	ADF 检验 P 值	检验形式	ADF 检验 P 值	
$\ln fdi_t$	(c, 0, 3)	0.7505	(0, 0, 2)	0.0000	单整
$\ln avwage_t$	(c, t, 3)	0.3544	(c, 0, 2)	0.0000	单整
$\ln share_t$	(c, t, 1)	0.7150	(0, 0, 0)	0.0000	单整
$\ln ex_t$	(c, t, 1)	0.4058	(0, 0, 0)	0.0595	单整
$\ln gdp_t$	(c, 0, 1)	0.7191	(c, 0, 0)	0.0000	单整
$\ln v_t$	(c, 0, 0)	0.7133	(0, 0, 0)	0.0000	单整

注：(c, t, k) 为检验类型，c 和 t 表示带有常数项和时间趋势项，k 表示所采用的滞后阶数，具体类型取决于 AIC/SC 准则则取值最小的检验，表示差分。

上都不能拒绝原假设，即所有的变量都非平稳。对所有变量都进行一阶差分再进行 ADF 检验，除人民币对美元汇率在 6% 显著水平拒绝一阶差分有单位根，其余变量都在 1% 显著水平拒绝一阶差分有单位根，即一阶差分平稳。因此，所有变量都是一阶单整，即 I(1)。

（三）协整检验和误差修正模型

常见的协整检验方法有 Engle-Grange 两步法和 Johansen 的 VAR 方法。Engle-Granger 提出的两步法首先用最小二乘法对向量进行协整回归，然后再对回归所得的残差进行平稳性检验。然而在样本有限的条件下，这一估计存在偏差，且样本容量越小，偏差越大。为了克服这一局限，本文采用 Johansen 多变量动态滞后分布模型法估计两个模型中变量之间的长期均衡关系。

1. 在 5% 显著水平下，可以得到市场导向型 FDI 模型协整检验结果如表 2 所示。

表 2 市场导向型 FDI 模型协整检验结果

零假设	特征值	最大特征值统计量	5% 临界值	P 值	结论
不存在协整关系	0.819880	41.13910	34.80587	0.0077	拒绝
至多 1 个协整关系	0.686653	27.85063	28.58808	0.0619	接受
至多 2 个协整关系	0.540754	18.67604	22.29962	0.1487	接受
至多 3 个协整关系	0.432185	13.58303	15.89210	0.1115	接受
至多 4 个协整关系	0.209935	5.655373	9.164546	0.2191	接受

注：根据 AIC/SC 准则确定最合适的协整检验模型，下同。

协整检验表明，实际使用外资金额（ $\ln fdi_t$ ）、人民币对美元基准汇率（ $\ln ex_t$ ）、国内生产总值（ $\ln gdp_t$ ）、汇率波动的剧烈程度（ $\ln v_t$ ）和外资企业工业销售产值占比（ $\ln share_t$ ）之间存在长期协整关系，协整方程如（12）式所示。

$$\begin{aligned} \ln fdi_t = & 24.1103 + 1.1752 \ln gdp_t - 3.0821 \ln ex_t \\ & (-3.12502) \quad (1.68247) \\ & -0.0707 \ln v_t + 11.0694 \ln share_t \\ & (3.40508) \quad (-4.78761) \end{aligned} \quad (12)$$

括号内为 T 统计量，相应的误差修正模型如（13）式所示。

$$\Delta \ln fdi_t = -0.5916 (\ln fdi_{t-1} - 24.1103 - 1.1752 \ln gdp_{t-1} - (-2.64469))$$

$$\begin{aligned}
 &+3.0821\ln ex_{t-1}+0.0707\ln v_{t-1}-11.0694\ln share_{t-1}) \\
 &-0.0149\Delta\ln fdi_{t-1}-0.3283\Delta\ln gdp_{t-1}+5.2615\Delta\ln ex_{t-1} \\
 &\quad (-0.04971) \quad (-0.24088) \quad (0.97066) \\
 &+0.0432\ln v_{t-1}-1.5602\Delta\ln share_{t-1}+0.0511 \\
 &(0.99479) \quad (-0.67354) \quad (13) \\
 &\text{似然经: } 197.3412, AIC: -13.11177, SC: - \\
 &11014835
 \end{aligned}$$

(12) 式和 (13) 式表明, $\ln gdp_t$ 和 $\ln share_t$ 增加有利于市场导向型 FDI 流入中国, 尤其是 $\ln share_t$ 系数为 11.0694, 说明跨国公司在市场份额增加对吸引市场导向型 FDI 流入有较大弹性。汇率波动幅度对市场导向型 FDI 流入有负面影响。 $\ln ex_t$ 下降 (即人民币升值) 有利于市场导向型 FDI 流入, 可能原因是外资企业进入中国如果能够占领足够大的市场份额, 那么人民币升值将使得外资企业进入中国投资不但能获取投资利润, 还能享受到人民币升值带来的价值增值。

误差修正系数为 -0.5916, 说明每期可以调节 59.16% 的市场导向型的 FDI 失衡, 市场导向型 FDI 能以较快速度调整对长期均衡的偏离, 原因是政府很容易制定政策限制或者鼓励外资企业在中国当地市场的销售, 从而使跨国公司调整对外直接投资。各变量短期变动系数 T 统计量太小, 对市场导向型 FDI 注入影响不显著。

2. 在 5% 显著水平下, 可以得到成本导向型 FDI 模型协整检验结果如表 3 所示。

表 3 成本导向型 FDI 模型协整检验结果

零假设	特征值	最大特征值统计量	5% 临界值	P 值	结论
不存在协整关系	0.836096	43.40333	34.13137	0.0037	拒绝
至多 1 个协整关系	0.707263	29.48352	27.95816	0.0383	拒绝
至多 2 个协整关系	0.641348	24.60969	21.72485	0.0234	拒绝
至多 3 个协整关系	0.307813	8.829587	15.38041	0.4523	接受
至多 4 个协整关系	0.214345	5.789702	8.745966	0.2076	接受

协整检验表明, 实际使用外资金额 ($\ln fdi_t$)、国内生产总值 ($\ln gdp_t$)、人民币兑美元基准汇率 ($\ln ex_t$)、汇率波动的剧烈程度 ($\ln v_t$) 和外资企业在岗职工平均工资 ($\ln avwage_t$) 之间存在协整关系, 其中协整方程如 (14) 式所示。

$$\ln fdi_t = -138.0004 + 18.182 \ln gdp_t + 3.1659 \ln ex_t - 18.201 \ln avwage_t - 0.0875 \ln v_t \quad (14)$$

$$\begin{aligned}
 &-0.0875\ln v_t-18.201\ln avwage_t \\
 &\quad (1.3737) \quad (8.3323)
 \end{aligned}$$

括号内为 T 统计量, 相应的误差修正模型如 (15) 式所示。

$$\begin{aligned}
 \Delta\ln fdi_t = &-0.0953 (\ln fdi_{t-1}+138.0004-18.182\ln gdp_{t-1} \\
 &\quad (-1.82363) \\
 &-3.1659\ln ex_{t-1}+0.0875\ln v_{t-1}+18.201\ln avwage_{t-1}) \\
 &-0.4219\Delta\ln fdi_{t-1}-1.2608\Delta\ln gdp_{t-1}-0.7467\Delta\ln ex_{t-1} \\
 &\quad (-1.48001) \quad (-0.81953) \quad (-0.15068) \\
 &+0.0245\ln v_{t-1}+1.0343\Delta\ln share_{t-1} \\
 &\quad (0.57247) \quad (1.43417)
 \end{aligned} \quad (15)$$

似然经: 157.4987, AIC: -10.12489, SC: -8.357813

(14) 式和 (15) 式表明, $\ln gdp_t$ 上升有利于成本导向型 FDI 流入中国, $\ln ex_t$ 上升 (人民币贬值) 有利于成本导向型 FDI 流入, 但 T 统计量太小, 不太显著。汇率波动幅度对成本导向型 FDI 流入有负面影响。 $\ln avwage_t$ 系数为 -18.201, 说明外资企业在岗职工平均工资上升对成本导向型 FDI 流入有较强负面影响。可能原因是跨国公司更关注中国低工资的劳动力成本优势而非汇率贬值带来的成本降低。这也可以解释为什么新《劳动法》对成本导向型 FDI 流入产生巨大负面影响。

误差修正系数为 -0.0953, 说明每期可以调节 9.53% 的成本导向型 FDI 失衡, 速度非常缓慢, 原因是劳动力供给和工资具有刚性, 在短期内无法增加劳动力总供给或者降低平均工资改变成本导向型 FDI 流入。上期 FDI 流入变动对当期 FDI 流入变化有负面影响, 上期平均工资变动对当期 FDI 变动有正面影响, 可能原因是上期 FDI 流入过快, 越来越多熟练劳动力转移到外资企业就业, 外资企业职工平均工资下降, 下期 FDI 流入减少。其他变量短期影响不显著。

四、结论和建议

理论和实证分析表明: 长期看, 汇率水平变化对 FDI 流入的影响不确定, 汇率波动剧烈程度对 FDI 有负面影响。人民币升值有利于市场导向型 FDI 流入, 不利于成本导向型 FDI 流

入,但后者不显著;汇率短期波动对FDI流入则不显著。外资企业市场份额和在岗职工平均工资水平分别对市场导向型FDI和成本导向型FDI流入起关键作用,两种类型FDI流入都非常看好中国经济的增长前景。据此,本文提出如下几方面的政策建议。

第一,跨国公司建厂时的固定资产投资效率并没有影响到其对外直接投资,我们应该重新审视现有的招商引资政策,如果盲目以土地等为优惠去吸引外商直接投资,不但不能从根本上影响跨国公司对外投资决策,反而对我国的耕地和生态环境造成了严重的破坏。

第二,持续增长的中国经济和FDI流入能形成良性循环,全力保增长才是吸引FDI流入的上策。

第三,放开外资企业的内销政策能较大吸引市场导向型FDI流入,吸引高科技和高附加值的FDI流入,提升外商直接投资在我国的产

业链条,能有效增加跨国公司调整对外直接投资分布的成本。

第四,随着政府加大改善民生力度和提高平均工资水平,长期必然导致成本导向型FDI流入减少,应争取时间实现技术进步和产业升级,确保经济可持续发展。

第五,从长期看,人民币汇率波动剧烈程度对两种类型FDI流入都有负面影响,应坚持“自主、可控、渐进”性原则,保持人民币汇率强的稳定性和弱的波动性,从而对人民币汇率形成稳定的预期。从短期看,人民币汇率变动对吸引外商直接投资影响不显著,可以通过调整“一篮子货币”的币种或者权重来加大人民币汇率浮动弹性,从而增强利用汇率进行宏观调控的能力。

(责任编辑:刘墨海)

参考文献:

- [1] 胡邦勇. 实际汇率变动对我国FDI的影响[J]. 统计与决策, 2007(24): 96~98.
- [2] 黄志刚. 外国直接投资、贸易顺差和汇率[J]. 世界经济, 2009(4): 4~14.
- [3] 于津平, 赵佳. 人民币-美元汇率与中国FDI利用关系的实证分析[J]. 世界经济研究, 2007(12): 37~41.
- [4] 杨全发, 涂雄悦. 汇率变动对FDI及东道国福利的影响[J]. 国际金融研究, 2005(10): 38~42.
- [5] 张谊浩. 现行人民币汇率有利于引进外商直接投资[J]. 财经科学, 2003(6): 57~60.
- [6] 中国资讯网; 环球商讯库[DB].
- [7] RESSET 金融研究数据库 [DB].
- [8] Agnes, Benassy-Quere., Lionel, Fontagne, Aminal, Lahreche-Revil. Exchange-rate Strategies in the Competition for Attracting Foreign Direct Investment [J]. Journal of the Japanese and International Economies, 2001(15): 178~198.
- [9] David O, Cushman. Real Exchange Rate Risk, Expectations, and the Level of Direct Investment [J]. The Review of Economics and Statistics, 1985(67): 297~308.
- [10] George M, Korres. Regionalisation, Growth, and Economic Integration [M]. Physica-Verlag HD, 2007: 77~99.
- [11] Jose, Campa., Linda S, Goldberg. Investment in Manufacturing, Exchange Rates and External Exposure [J]. Journal of International Economics, 1995(38): 297~320.
- [12] Xing, Yuqing. Why is China so Attractive for FDI? The Role of Exchange Rates [J]. China Economic Review, 2006(17): 198~209.

Abstract: Based on some existing documents, this paper analyzes the theoretical model of the choice of multinational FDI, and utilizes the cointegration and VEC model to test the impact of the RMB exchange rate volatility on both market-oriented and cost-oriented FDI inflow. The result suggests that the market share of international companies in China and the average wage provided by these companies hold the key to the two kinds of FDI inflow respectively. In a long term, the RMB exchange rate volatility has negative impact on both types of FDI inflow, though the specific impact might differ for each. In a short term, the RMB exchange rate volatility has no obvious influence on the FDI inflow into China.

Keywords: RMB Exchange Rate; Volatility; Multinational Corporation; FDI Inflow