

人民币汇率如何影响中国企业“走出去” ——基于 VAR 模型的动态分析

夏良科

(宁波大学 商学院, 浙江 宁波 315211)

摘要: 基于 VAR 模型, 利用向量误差修正模型(VECM)和 Granger 因果性检验研究了 1982~2010 年人民币实际汇率水平和汇率波动影响中国企业“走出去”问题。结果显示, 人民币的实际汇率升值只在长期内对企业“走出去”有积极作用; 在短期内, 人民币贬值是推动中国对外投资的因素; 但无论在长期还是短期内, 汇率的波动显著促进了企业“走出去”。同时, 结果还表明中国企业“走出去”对汇率水平的变化比对汇率波动的反应更为敏感。

关键词: 人民币汇率; 中国企业“走出去”; VAR 模型; VECM

中图分类号: F822.1

文献标志码: A

文章编号: 1001-5132 (2013) 03-0105-06

改革开放以来, 中国在吸引外商直接投资(FDI)方面取得了巨大成就, 并且在 20 世纪 90 年代以来, 中国一直是吸收 FDI 最多的国家之一。学术界的研究也表明 FDI 对中国经济增长发挥了重要作用, 但中国对外直接投资(OFDI)此前由于规模较小, 一直没有受到足够重视。近年来, 尤其是国家启动并实施“走出去”战略之后, 中国企业对外直接投资的步伐明显加快。2010 年中国对外直接投资总额达到了 680 亿美元, 居全球第五位, “十一五”期间年均增长 47.9%。从国际经验来看, 本土企业“走出去”是经济发展到一定阶段出现的普遍现象。在当前人民币升值、国内生产资料价格上涨的背景下, 推动企业“走出去”成为促进经济进一步发展的重要手段。为此, 2010 年中央工作会议提出要坚持“引进来”和“走出去”相结合, 要“大力实施‘走出去’战略, 拓展经济发展空间”, “积极支持有条件的企业对外投资, 加快完善境外投资促进体系”。可以预期, 在未来较长一段时期内, 中国企业“走出去”的步伐将进一步加快。因此, 对于中国企业对外投资的研究就成为学术界面临的一个重要命题, 并且具有重要的现实意义。

改革开放以来, 中国的汇率制度经历了 2 次重大变革: 第 1 次变革在 1994 年, 中国开始实施有管理的浮动汇率制度, 从 1993 年 12 月的 1 美元兑换 5.8 人民币一步并轨到 1 美元兑换 8.70 元人民币, 之后的名义汇率一直维持在此水平附近; 第 2 次重大的变革是在 2005 年 7 月 21 日, 中国开始施行以市场供求为基础参考一篮子货币, 形成有管理的浮动汇率, 使得人民币汇率的形成越来越趋于市场化, 汇率波动的频率与幅度也越来越大。2012 年 10 月人民币兑美元的汇率已经跌破 6.3, 较 2005 年汇改之日的 8.11 升值超过 28%。那么一个自然的问题是, 近年来中国企业“走出去”规模的快速增加与人民币汇率的变化是否存在内在的关联? 汇率制度的改革对于当前我国推进企业“走出去”战略的顺利实施会产生怎样的影响? 中国企业在“走出去”过程中该如何应对人民币汇率风险? 在此过程中政府应该承担怎样的角色?

1 相关研究综述

对汇率与 FDI 关系的研究始于 20 世纪 70 年代末 80 年代初^[1], 主要理论有: (1)成本效应: 一国货

币升值意味着相对于另一国货币,其价值提高了,相对于国外竞争对手,其生产成本以及融资成本都会增加^[2],汇率升值使得出口价格也相对提高,导致该国企业在国际上的竞争力下降;(2)财富效应:汇率升值使本国企业的财富相对增加,Blongien认为在产品市场分割的情况下,母国汇率的升值使该国企业并购国外资产的能力增强,且并购之后由于企业获得的特殊资产导致跨国公司全球子公司利润增加.这两种理论都认为本币的升值能够促进本国企业的对外直接投资^[3].Buchand^[4]扩展了Froot等^[3]的研究,将竞争效应纳入到偏均衡模型中,并且认为由于产品市场的竞争,母国货币升值会增加跨国公司的对外投资;同时,本币升值的“财富效应”也会导致增加对外直接投资.

汇率波动与对外直接投资关系的理论主要有实际期权论、柔性生产论和风险规避论,这三种理论得到结论分歧更大.Dixitand等^[5]认为企业可以选择对外投资,但是由于投资不可逆性和汇率不确定性使得不投资或延缓投资的期权价值增加;同样是从期权角度分析,Darby模型却认为外资汇率波动的反应不能确定^[6].Goldbergand等^[7]提出的柔性生产理论实际上也是一种期权理论,且认为跨国企业通过在全球范围内调节生产来应对汇率的变化;风险规避论则认为只有当企业预期其收益能够弥补成本和因为汇率波动带来的风险时才会进行对外投资.

近年来的研究倾向于从更广的范围来考虑汇率及汇率波动对于对外投资的影响,认为跨国公司投资动机^[8]、生产率水平^[9]等因素都会影响跨国公司对于汇率的反应.理论解释分歧在实证研究中也得到了体现.当前大部分实证研究的结果支持一国货币升值有利于该国企业对外直接投资的论断;但是汇率波动对于对外直接投资的影响则分歧较大.Goldberg等^[10]分析了从日本流向东南亚和美国流向拉丁美洲对外直接投资中,由于汇率造成日元和美元升值,也确实提高了日本和美国向这些国家的投资.此外,Urata等^[11]、罗忠洲^[12]、Xing等^[13]均得出了日元升值有利于日本对外直接投资的结论;Gregoryand等^[14]对英国跨国公司的研究也得到了类似的结论.Egger等^[15]认为美国汇率的效应与日本不同,美元贬值促进了美国跨国公

司对外投资,同时反过来也增加了日本对美国的投资.Bénassy等^[16]认为发展中国家的汇率波动不利于OECD国家对这些国家的投资;Görg等^[17]的研究发现,美国对外直接投资和汇率波动没有显著的关系.Sylvia等^[18]却发现汇率波动与FDI的规模相关;Aizenman等^[19]对美国企业的外国子公司的研究后发现,汇率波动的影响对于垂直FDI的不利作用明显要大于水平FDI.

综上所述,我们发现理论分析与实证检验的结论都存在很大分歧.究其原因,除OFDI本身的复杂性之外,研究对象的不同也会对结果产生重要影响.由于大多数的研究对象是发达国家,而发展中国家由于在汇率市场化、金融发展、全球化程度等方面与发达国家有明显不同,当前理论和实证研究并不能很好地解释发展中国家企业对外直接投资的现象.同时,对于实证研究而言,研究的结论很大程度上还受到研究方法和研究数据的影响.笔者以最大的发展中国家——中国为研究对象,在VAR模型基础上,利用向量误差修正模型协整分析人民币汇率变化及波动对中国企业“走出去”的短期冲击和长期影响;同时,利用Granger因果性检验分析变量之间双向的因果关系,以求深入揭示人民币汇率与中国OFDI间的内在关联.

2 研究方法及数据处理

2.1 研究方法

通过构建VAR模型考虑实际汇率水平(EX)、汇率波动(VEX)和对外直接投资(OFDI)变量之间的动态关系.

参考现有研究,考虑到经济规模的影响,利用当年OFDI流量和实际GDP的比值,即 $OFDI/GDP$ 作为对外直接投资变量;为了减少异方差的影响,分别对这3个变量均取自然对数,这并不会改变各时间序列的性质,具体的模型如下:

$$Y_t = \Pi_1 Y_{t-1} + \Pi_2 Y_{t-2} + \cdots + \Pi_k Y_{t-k} + \mu_t, \mu_t \sim \text{IID}(0, \Omega), \quad (1)$$

其中, $Y_t = (\ln EX_t, \ln VEX_t, \ln(OFDI/GDP)_t)'$; $\mu_t = (\mu_{1t}, \mu_{2t}, \mu_{3t})'$; $\Pi_1, \dots, \Pi_k$ 均为 3×3 阶参数矩阵,其中的每个元素都是非自相关的,但不同方程对应的随机误差项可能相关.为简化分析,模型中每个方程的右侧都只含有内生变量的滞后项,它们与 μ_t 是

不相关的,因此可以利用 OLS 法依次估计每个方程,得到的参数估计量都具有—致性。

确保 VAR 模型稳定性是构建关键,对于 $k > 1$ 的 k 阶 VAR 模型而言,可通过友矩阵变换将其改写成 1 阶分块矩阵的 VAR 模型形式,然后利用其特征方程的根来判别稳定性。如果模型的特征根都在单位圆以内,则模型就是稳定的;否则,模型就是非稳定的。在模型稳定的条件下,由(1)式可以推导出 VECM 如下:

$$\Delta Y_t = \alpha \beta' Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \mu_t, \quad (2)$$

其中, $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^k \Pi_j (j=1, 2, \dots, k-1)$; $\alpha \beta' = -\Gamma_0 - I = \sum_{i=1}^k (\Pi_i - I)$; α 为调整系数矩阵; β 为协整矩阵。更普遍地可将(2)式写成误差修正模型形式:

$$\Delta Y_t = \alpha \times ecm_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \mu_t, \quad (3)$$

其中, $ecm_{t-1} = \beta' Y_{t-1}$, 为误差修正项,表示变量间的长期均衡关系; α 为系数向量,表示当变量间偏离长期均衡状态时,将其调整到均衡状态的速度; Γ_i 为解释变量差分项系数,表示各变量的短期波动对被解释变量短期变化的影响。

2.2 数据处理

2.2.1 对外直接投资变量

为保持数据一致性,中国以美元计价的 OFDI 和 GDP 数据均取自联合国贸发会议的历年《统计手册》,并基于美元的 GDP 平减指数将名义 GDP 转换为实际 GDP。

2.2.2 汇率水平

人民币兑美元名义汇率月度数据来源于中国外汇管理局,季度和年度汇率数据分别为各月度汇率 3 个月和 6 个月的数学平均值。定义第 t 年的实际汇率为 $EX_t = ex_t \times P_t^{us} / P_t$, 其中, ex_t 为第 t 年 1 美元兑换人民币兑数量, P_t^{us} 为第 t 年美国的消费价格指数, P_t 为第 t 年中国的消费价格指数。并定义消费价格指数以 2000 年为 100。

2.2.3 汇率波动

测度汇率波动有多种: (1)使用汇率的标准差; (2)借助 ARMA 过程拟合,用残差表示汇率波动; (3)采用 GARCH 过程来拟合汇率,进而求出条件方差来作为汇率波动率的代理变量。然而 Amuedo 等^[20]指出,因为此方法没有考虑到形成汇率波动预期

时可获得的所有信息,利用无条件估计方法得到的汇率波动序列可能低估了汇率波动的作用,所以并不能很好地测度汇率的不确定性。因此,笔者将条件方差作为汇率不确定性的代理变量,采用 GARCH(1,1)模型求出季度名义汇率的不确定性代理变量为:

$$\Delta \ln VEX_t = \gamma_0 + \gamma \Delta \ln VEX_{t-1} + u_t, \quad (4)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \lambda_1 \sigma_{t-1}^2, \quad (5)$$

其中, $\Delta \ln VEX_t$ 为汇率波动自然对数的一次差分; u_{t-1} 为 ARCH 项; σ_t^2 是以前面信息为基础的向前预测方差,也被称为条件方差。

(5)式也可被称为条件方差方程,它主要由三部分组成: (1)常数项; (2)用均值方程残差平方的滞后项来度量从前期得到的波动性信息 u_{t-1}^2 (ARCH 项); (3)前期的预测方差 σ_{t-1}^2 (GARCH 项)。通常用 ARCH-LM 检验回归残差序列是否存在 ARCH 效应。因此,笔者利用 GARCH 得到各季度的方差序列,而其中各年度的汇率不确定性定义为当年各个季度 GARCH 方差的算术平均数。

3 结果分析

3.1 变量单位根检验

在稳定的 VAR 模型中,所有变量可能均是平稳的,也可能是由存在协整关系的非平稳时间序列构成。笔者同时利用 ADF 和 Phillips-Perron(PP)检验方法对序列进行稳定性检验,并且经过调整的 ADF 统计量和 PP 统计量服从相同的统计分布,并且临界值均由 Mackinnon 给出^[21]。

表 1 显示, ADF 检验和 PP 检验得出的结论相同,汇率水平、汇率的波动和 OFDI 序列均是一阶单整 I(1)序列。但是由于存在非平稳变量,不能直接进行 VAR 分析,因此需要检验变量之间的协整性,如果上述序列存在协整关系且单整阶数相同,此时即可进行 VAR 分析。

3.2 协整检验及向量误差修正模型

3.2.1 滞后阶数选择

除要满足平稳性条件外,建立的 VAR 模型还应确定合适的滞后期 k 。如果滞后期太少,误差项的自相关可能会很严重,并导致参数的非一致性估计,而加大滞后期可消除误差项中存在的自相关,但 k 值过大又会导致自由度减小,进而直接影

表1 汇率和对外直接投资变量的稳定性检验

	检验形式	ADF 检验			检验形式	PP 检验		
		ADF 值	P 值	结论		PP 统计量	P 值	结论
$\ln EX$	$(c, t, 1)$	-2.26	0.23	不平稳	$(c, 0)$	-2.01	0.28	不平稳
$\ln OFDI$	$(c, t, 0)$	-2.87	0.19	不平稳	(c, t)	-2.08	0.25	不平稳
$\ln VEX$	$(c, t, 4)$	-3.42	0.07	不平稳	$(0, 0)$	-1.04	0.26	不平稳
$\ln EX$	$(c, 0, 0)$	-3.26	0.03	平稳	$(c, 0)$	-5.01	0.00	平稳
$\Delta \ln OFDI$	$(0, 0, 0)$	-6.07	0.00	平稳	$(0, 0)$	-6.17	0.00	平稳
$\Delta \ln VEX$	$(0, 0, 0)$	-4.08	0.00	平稳	$(0, 0)$	-4.05	0.00	平稳

注: 检验形式中 (c, t, k) 分别表示平稳性检验回归方程中的常数项、时间趋势和自回归滞后项; 滞后阶数的选择由 AIC 和 SBC 值最小决定; PP 检验只含有常数项和时间趋势而不用选择自回归滞后项。

响模型参数估计量的有效性。对滞后期数选择最常用的有 LR、AIC 和 SBC 等统计量, 此外, Eviews 6.0 软件包还给出了 FPE 和 HQ 来选择滞后期数。

由表 2 可见, 各检验统计量均得出滞后一期比较合适, 因此可建立汇率水平、汇率波动和中国 OFDI 之间滞后一期的 VAR 模型。

表2 VAR 模型滞后阶数选择

滞后期数	LR	FPE	AIC	SBC	HQ
0	-	0.05	5.5	5.65	5.54
1	44.45*	0.01*	3.94*	4.53*	4.09*
2	10.6	0.01	4.06	5.1	4.32
3	1.38	0.03	4.73	6.22	5.11
4	6.77	0.04	4.84	6.77	5.33

注: *表示 5%显著性水平上各个检验统计量选择的滞后期数。

3.2.2 协整检验与 VEC 模型

对于 I(1)序列而言, 差分后建立的稳定 VAR 模型将丢失重要的非均衡误差信息; 如果变量间存在协整关系, 则可利用非均衡误差和变量的差分变量构造平稳的 VAR 模型, 进而得出向量误差修正模型。为此, 需首先检验变量间的协整关系。

由表 3 可见, Johansen 协整检验的迹统计量在 5%水平上, 最大特征值统计量也在 10%的水平上,

表3 实际汇率、汇率波动与对外直接投资的 Johansen 协整检验

零假设	特征值	迹统计量	5%临界值	P 值	最大特征值统计量	5%临界值	P 值
无协整	0.54	30.01**	29.8	0.05	19.34*	21.13	0.08
至少 1 个	0.27	10.67	15.49	0.23	7.84	14.26	0.40
至少 2 个	0.11	2.84*	3.84	0.09	2.84*	3.84	0.09

注: **和*分别表示相应的统计量在 5%和 10%水平上显著; 临界值取自文献[21]。

都拒绝了不存在协整向量的原假设; 但是 2 种检验都无法拒绝至少有 1 个协整向量的原假设, 因此可认为人民币实际汇率、汇率波动和中国 OFDI 之间至少存在 1 个协整向量, 且基于 3 个变量所建立的 VAR 模型是稳定的, 可据此建立三者间的向量误差修正模型, 模型估计结果见表 4。

表 4 显示, 汇率波动($\ln VEX$)无论在短期还是长期内都和 OFDI 显著正相关, 只是长期弹性系数要小于短期; 然而, 汇率水平($\ln EX$)短期内与 OFDI 显著正相关, 长期内呈显著的负相关关系。由于直接标价放下汇率水平增大表示人民币相对美元贬值, 因此, 短期内, 人民币贬值 1%, 企业对外直接投资增加 0.29%; 长期内, 人民币实际汇率升值 1%, 企业对外直接投资增加 0.11%。这表明长期内,

表4 实际汇率、汇率波动与 OFDI 向量误差修正模型结果

	常数项	$\Delta \ln VEX_{t-1}$	$\Delta \ln EX_{t-1}$	$\Delta \ln (OFDI/GDP)_{t-1}$	ecm_{t-1}
短期	0.17(1.13)	0.11(2.63)***	0.29(3.05)***	-0.31(-1.36)	-0.02(-3.16)***
	常数项	$\ln VEX_{t-1}$	$\ln EX_{t-1}$		
长期	-4.26(-1.12)	0.22(3.13)***	-0.11(-4.16)***		

注: $R^2=0.42$; $F=3.75^{\#}$; $DW=1.78$; 括号内是对应系数的 t 统计值; $\#$ 表示在 1%水平上显著; *, **, ***分别表示 t 统计值在 10%、5%和 1%水平上显著。

母国货币升值对其 OFDI 的促进作用在发展中国家仍然成立; 然而, 短期内则有显著的差异。

3.3 Granger 因果性检验

为进一步检验对外投资和汇率变量之间双向的因果关系, 对各个变量进行 Granger 因果性检验。检验结果见表 5。可见, 滞后 1 期和滞后 6 期之后的置信概率均超过了 10%, 因此这里只给出滞后 2 期至 6 期的检验结果。结果表明, 虽然前面误差修正模型显示汇率变量与 OFDI 间存在显著相关关系; 但总体而言, 中国 OFDI 对于汇率的反应并不敏感。汇率水平变化(EX)是 OFDI 的 Granger 原因这一假设滞后 2 期置信概率为 8%; 而 OFDI 对汇率波动反应在滞后 4 期之后才显现。

表 5 Granger 因果检验置信概率

零假设	滞后 2 期	滞后 3 期	滞后 4 期	滞后 5 期	滞后 6 期
OFDI 不是 EX 的 Granger 原因	0.8	0.63	0.54	0.69	0.98
EX 不是 OFDI 的 Granger 原因	0.08*	0.04**	0.21	0.38	0.29
OFDI 不是 VEX 的 Granger 原因	0.76	0.94	0.78	0.87	0.91
VEX 不是 OFDI 的 Granger 原因	0.40	0.24	0.04**	0.13	0.27

注: **和*分别表示在 5%和 10%的显著性水平上拒绝了原假设。

导致该状况的原因可归结为以下几点: (1)人民币汇率在 2005 年汇改之前, 其形成机制主要由政府主导, OFDI 主要受中国与世界经济形势的影响, 受汇率变化的影响很小; 比如, 近年来发达国家和地区的金融危机导致很多欧美企业经营困难, 这给了中国企业“走出去”一个绝好的机会。(2)中国对外投资的行业主要集中于商业服务业、金融业以及采矿业, 这些产业的利润对于成本的弹性相对较小; (3)很多大型的对外投资企业尤其是采矿业和商业服务业企业都具有国有企业背景, 享受国家政策的支持, 尤其是在融资方面的支持可以减少汇率水平及不确定性带来的潜在损失; (4)中国目前对外投资的企业全球化程度并不高, 其中 88%左右的投资都集中于亚洲和拉丁美洲地区, 全球化程度低决定了中国的跨国企业无法随时调节世界各地的生产来减小汇率变化带来的不利影响, 这也导致其对汇率水平及汇率波动不敏感, 并且

在短期内这种情况更为明显。

4 主要结论和有待进一步研究的问题

(1)长期内的人民币升值促进了中国对外直接投资, 但是短期内人民币贬值反而与 OFDI 正相关; (2)汇率波动无论在短期还是长期内都和对外直接投资正相关; (3)中国对外直接投资受汇率水平变化的影响较大, 但是这种影响的持续性比较短; 相反, 汇率的波动对企业“走出去”影响虽然不及汇率水平变化, 但是汇率波动的影响减弱的时间却慢得多; (4)总体而言, 当前中国企业“走出去”更多的受国内、外经济发展形势的影响, 对汇率的反应还不甚敏感。

笔者在此的分析仅仅局限于总量的层面, 但是依然揭示了中国对外直接投资有别于发达国家的一些特点。中国对外直接投资起步较晚, 只是近几年才有了很大的发展, 而且长期以来以国有企业占主导, 受国家政策影响较大, 受市场规律支配的因素有限, 因此对中国对外直接投资的理论解释应该有别于发达国家。但是, 近年来随着国有企业改革的深入, 汇率制度市场化程度加大, 中国对外直接投资的发展也越来越相似于新兴国家和发达国家。所以, 本文研究的一个自然扩展就是比较中国对外直接投资的影响因素与新加坡、香港等新兴国家和地区或是发达国家的异同, 这对于中国进一步制定对外投资政策具有重要的指导意义。另外, 区分不同行业、不同类型的对外直接投资对于进一步深化汇率与对外直接投资的关系有重要意义; 中国对外投资在全球的分布及其影响因素也是需要我们更深入的分析。

参考文献:

- [1] Kohlhagen S. Exchange rate changes, profitability, and direct foreign investment[J]. Southern Economic Journal, 1977, 44:43-52.
- [2] Cushman D O. Real exchange rate risk, expectations, and the level of direct investment[J]. Review of Economics and Statistics, 1985, 67:297-308.
- [3] Froot K, Stein J. Exchange rates and FDI: An imperfect capital markets approach[J]. Quarterly Journal of Economics, 1991, 106:1119-1127.
- [4] Blonigen B. Firm specific assets and the link between

- exchange rates and foreign direct investment[J]. *American Economic Review*, 1997, 87:448-465.
- [5] Buch C M, Kleinert, J. Exchange rates and FDI: Goods versus capital market frictions[J]. *World Economy*, 2008, 31:1185-1207.
- [6] Dixit A, Pindyck R. *Investment under uncertainty*[M]. Princeton: Princeton University Press, 1994.
- [7] Goldberg L S, Kolstad C D. Foreign direct investment, exchange rate variability and demand uncertainty[J]. *International Economic Review*, 1995, 36:855-873.
- [8] Chen K M, RAU H H, Lin C C. The impact of exchange rate movements on foreign direct investment: Market-oriented versus cost-oriented[J]. *Developing Economies*, 2007, 44(3):269-287
- [9] Russ K. The endogeneity of the exchange rate as a determinant of FDI: A model of entry and multinational firms[J]. *Journal of International Economics*, 2007, 71: 344-372.
- [10] Linda G S, Klein M W. Foreign direct investment, trade and real exchange rate linkages in developing countries [C]. NBER Working Papers, 1998:73-100.
- [11] Urata S, Kawai H. The determinants of the location of foreign direct investment by Japanese small and medium-sized enterprises[J]. *Small Business Economics*, 2000, 15: 79-103.
- [12] 罗忠洲. 汇率波动与对外直接投资: 1971~2002 年的日本[J]. *世界经济研究*, 2006(4):1074-1079.
- [13] Xing Y, Zhao L. Reverse imports, foreign direct investment and exchange rates[J]. *Japan and the World Economy*, 2008, 20:275-289.
- [14] Gregory A, McCorriston S. Foreign acquisitions by UK limited companies: Short and long-run performance[J]. *Journal of Empirical Finance*, 2005, 12:99-125.
- [15] Egger H, Egger P, Ryan M. Bilateral and third-country exchange rate effects on multinational activity[J]. *Review of International Economics*, 2010, 18:1012-1027.
- [16] Bénassy Q A, Fontagné L, Lahrière R A. Exchange rate strategies in the competition for attracting foreign direct investment[J]. *Journal of the Japanese and International Economies*, 2001, 15:178-198.
- [17] Görg H, Wakelin K. The impact of exchange rate variability on US direct investment[J]. *The Manchester School*, 2002, 70:380-397.
- [18] Gottschalk S, Hall S. Foreign direct investment and exchange rate uncertainty in South-East Asia[J]. *International Journal of Finance & Economics*, 2008, 13:349-359.
- [19] Joshua A, Nancy M. The merits of horizontal versus vertical FDI in the presence of uncertainty[J]. *Journal of International Economics*, 2004, 62:125-148.
- [20] Amuedo D C, Pozo S. Foreign exchange rates and foreign direct investment in the United States[J]. *International Trade Journal*, 2001, 15:323-343.
- [21] MacKinnon J G. Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests[J]. *Journal of Applied Econometrics*, 1996, 11:601-618.

VAR Model Based Analysis: How RMB Exchange Rate Influences Chinese Enterprises on “go abroad”

XIA Liang-ke

(School of Business, Ningbo University, Ningbo 315211, China)

Abstract: Based on VAR model, this paper examines the impact of the real exchange rate level and its volatility on Chinese enterprises “go abroad” over 1982 to 2010, in which the VECM and Granger causality test are adopted to conduct the study. The results show that the positive relationship between appreciation of RMB real exchange rate and China’s outward FDI exist only in the short run, and this relationship turns negative in the long run. However, the volatility of RMB exchange rate is helpful to stimulate OFDI in both the short run and the long run. Moreover, the results indicate that the decision of Chinese enterprises investing abroad is more sensitive to the exchange rate level changes than to its volatility.

Key words: RMB exchange rate; Chinese enterprises go abroad; VAR model; VECM

(责任编辑 章践立)