

新形势下人民币汇率升值 对我国 FDI 的影响

——基于引力模型的实证分析

廖佳 黄亚钧

摘 要: FDI (外商直接投资) 是改革开放以来我国经济增长的重要推动力。有观点认为人民币升值会导致 FDI 流入的减少。针对这一观点, 本文建立在引力模型基础上, 增加了劳动力成本、资源成本、贸易总量和汇率效应变量。经过分析发现, 汇率是影响 FDI 的首要因素, 经济总量和国际经济周期因素也是 FDI 流入的重要影响因素, 同时劳动力成本的影响效应也很显著。

关键词: 引力模型; FDI; 汇率体制改革

中图分类号: F822 **文献标识码:** A **文章编号:** 1006-1894(2011)02-0053-09

20 世纪 90 年代以来, 外商直接投资 (FDI) 在全球化浪潮中所占据的地位越来越重要, 在中国经济中的作用也是毋庸置疑的。中国以其高速的经济增长, 巨大的市场潜力, 低廉的劳动力成本, 以及优惠的政策环境, 已连续多年成为吸引 FDI 最多的发展中国家。从图 1 可以看出, 1999~2009 年我国 FDI 的流入量具有稳步上升的趋势, 从绝对量来看, 1999 年 FDI 的累计流入量为 759.99 亿元, 到 2008 年底这一数字增加到 3 524.09 亿元。但是从图上我们也可以看出, 这一趋势并非平滑的, 2005 年汇改以后, FDI 流入的增长率一度下降, 部分地区甚至出现外资逃离的趋势。进入 2007 年, FDI 的流入大幅上升, 到第四季度, 达到 1 098.83 亿元的历史季度流入最高峰。这与当时热钱的大量涌入有关。而随着美国次贷危机的爆发, 2008 年第一季度 FDI 流入出现较大幅度的下滑, 全年的 FDI 累计流入量基本与 2007 年持平, 增幅为 0.33%。2009 年第一季度 FDI 的流入再次延续了低迷的态势。^①

对于 FDI 流入增速的减缓, 很多学者提出了不同的意见。如金洪飞、简永军、陈立贤 (2010), 就认为中国股市成交量、对外出口量是影响 FDI 流入的显著内在因素, 但经验分析没有发现中国股市规模、人民币汇率和经济增长率会显著影响中国 FDI 流入的证据。较为普遍的认识是人民币币值长期低估, 使得我国市场上的要素价格低于国际市场同类要

收稿日期: 2010-11-08。

作者简介: 廖佳 (1981—), 女, 复旦大学经济学院博士研究生, 江西财经大学讲师, 研究方向: 行为金融、世界经济。

黄亚钧 (1953—), 男, 复旦大学经济学院教授、博士生导师, 复旦大学证券研究所所长, 研究方向: 资本市场、世界经济。

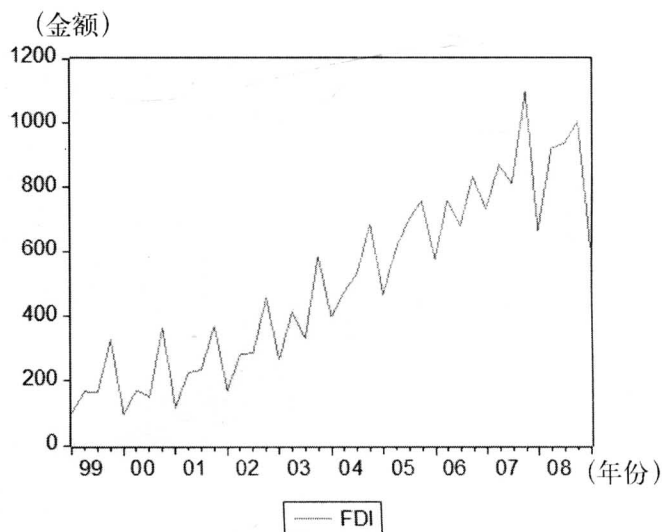


图1 1999年第一季度~2009年第一季度中国FDI(季度)流入量(单位:亿元)

素价格,是FDI大量流入的主要动因。而这一观点的推论就是,人民币继续升值将导致FDI流入减少甚至可能出现“逃离”的趋势。针对这一观点,且鉴于目前包括美国和欧洲在内的中国主要贸易伙伴国不断催促中国允许人民币更快升值,本文拟根据引力模型的相关假设和分析思路,建立实证模型,对影响我国FDI流入的因素进行分析,并重点对汇率波动对我国FDI的影响进行实证检验,以此分析汇率改革是否是影响FDI的主要因素,以帮助我们进一步分析(未来)人民币升值是否可能会导致外资逃离。

一、汇率与FDI关系研究现状

关于汇率与FDI关系的研究一直是中外学者研究的焦点。早期的研究主要基于对汇率与FDI关系的实证检验。

Kohlhagen (1977)^[1]对20世纪60年代欧洲主要国家(英国,1967;法国,1969;德国,1961,1969)的汇率贬值或升值对美国FDI水平之间的关系进行了实证检验,发现欧洲主要国家的汇率波动对美国FDI流入具有系统的影响。

随后Cushman (1985)^[2]和Froot and Stein (1991)^[3]分别从不同的角度建立了汇率与FDI关系的理论模型。Cushman (1985)考虑了一个两期模型,通过企业最大化其未来确定性本币收益的行为来考察汇率与FDI之间的关系,得出实际汇率的升值对FDI具有正向影响效应的结论。而Froot and Stein (1991)则从资本市场不完善的角度,建立模型,研究发现美国1970~1980年涌入的大规模FDI应归功于同一时期疲软美元汇率。

Caves(1989),^[4]Harris and Ravenscraft(1991),^[5] Swenson(1993)^[6]则证明了美元贬值不仅有助于FDI的流入,而且导致了更多的外资收购与接管。

Aizenman (1993)^[7]区分了名义变量和实际变量对经济的冲击,得出了在名义变量冲击之下,汇率的波动性与FDI水平之间存在正相关关系的结论。

国际货币基金组织的经济专家伊藤隆敏等人在对亚太经合组织各经济实体(不含中国)的研究中发现:若某一经济实体的货币贬值10%以后保持经济稳定,则其FDI流入增加

量相当于国内生产总值的0.25%，反之亦然。

近年来，国内不少学者也开始对FDI与汇率之间的关系进行了研究。如闫惠、房裕(2008)^[8]采用1984~2003年的年度数据进行分析，发现人民币实际汇率与外商对我国的直接投资之间不仅存在显著相关性，而且也存在单向格兰杰因果关系。

王义中、金雪军(2006)^[9]利用协整和误差修正模型研究了FDI与人民币实际汇率之间的关系，认为FDI主要流入到贸易品部门，在短期不会对人民币实际汇率产生影响，而长期会导致实际汇率升值。

金洪飞、简永军、陈利贤(2010)^[10]则基于1998年1月~2008年10月的月度数据，通过对中国实际利用外资的影响因素进行经验分析后发现：中国股市成交量、对外出口量是影响FDI流入的显著内在因素，但经验分析没有发现中国股市规模、人民币汇率和经济增长率会显著影响中国FDI流入的证据。

鉴于以上国内外研究现状，我们发现有几个问题尚待确定：第一，FDI与汇率波动之间是否存在因果关系，若存在，何者是因，何者是果；第二，人民币汇率波动是否是影响我国FDI流入的主要因素，进而我们可以考察政府继续推进人民币汇率形成机制改革对我国FDI的流入将有怎样的政策影响；第三，本文的数据采用更具有时效性，之前的研究数据皆基于2005年汇改以前，当时的名义汇率基本没有变化，不利于考察汇率改革的政策效应。

有鉴于此，本文拟借助在国际投资中运用较为成熟的引力模型，对影响我国FDI流入的因素进行分析，并重点考察人民币汇率波动（特别是放弃盯住单一美元的汇率体制改革以后）对我国FDI的影响。

二、实证模型的设定

（一）建模的基准——引力模型

引力模型源自于物理学中的一个基本定律，即：两个物体之间的引力与它们的质量乘积成正比，而与它们之间的距离平方成反比。第一位诺贝尔经济学奖得主Tingbergen(1962)率先利用引力模型研究两国间的双边贸易流量问题，随后在国际直接投资领域也受到了广泛关注，成为成功解释双边投资流量的模型之一。

Hufbauer, Malani, 魏尚进(1995)^[11]等综合前人的研究，提出了研究FDI流向的基础模型。其模型是从东道国的区位因素，如人均收入、市场规模、地理距离或东道国的劳动力素质等角度来考察外资的流向。其基础模型为：

$$\log(FDI_{ij}) = \alpha_i + \beta_1 \log(GNP_j) + \beta_2 \log\left(\frac{GNP_j}{POP_j}\right) + \beta_3 \log(Distance_{ij}) + \beta_4 (literacy_j) + U_{ij} \quad (1)$$

其中， FDI_{ij} 是第*i*个国家对第*j*个国家的直接投资； GNP_j 是第*j*个国家的GNP； $\frac{GNP_j}{POP_j}$ 是第*j*个国家的人均GNP； $Distance_{ij}$ 是第*i*个国家与第*j*个国家的地理距离； $literacy_j$ 是第*j*个国家成年人的识字率（以此代替东道国的劳动力素质）。

（二）对基准模型的扩展

为了研究FDI的汇率效应，必须通过引入控制变量来剔除其他影响因素的作用。因此实证模型要在综合考虑市场规模、劳动力成本等因素的同时，引入资源价格（衡量生产成本）和汇率因素，重点考察人民币汇率波动对中国吸引FDI的影响。

扩展模型的目的主要是为了验证以下几种效应：

1. 汇率效应 分析人民币贬值是否是引起FDI增加的原因。分析汇率改革是否是FDI流入减少的转折点，以及未来人民币升值是否可能导致FDI外逃。

2. 引力效应 我国经济（GDP）高速增长、国内市场需求迅速膨胀是否是引起FDI的动因。世界主要发达国家的经济波动是否会对在华FDI形成冲击，未来世界经济走强或二次探底是否会令FDI投资趋势发生变动。

3. 成本效应 较低的劳动力成本和资源成本是否是吸引FDI主要力量。较低的劳动力成本是任一潜在东道国的重要区位优势，特别是对那些在全球市场供应链上寻找生产地点的公司。许多研究表明，中国大量的廉价劳动力资源是吸引FDI的重要因素。较低的资源价格是否会具有同等的效应。

4. 贸易互补效应 许多外资企业将中国设为生产基地，进口原材料，出口制成品，形成产业链分工生产的局面。我们需要进一步探求，是否FDI与贸易之间存在实证关系。

（三）模型及数据说明

扩展后的模型表示为：

$$\log(\text{FDI}_t) = \alpha + \beta_1 \log(\text{GDP}_t) + \beta_2 \log(\text{ER}_t) + \beta_3 \log(\text{OECD}_t) + \beta_4 \log(\text{LC}_t) + \beta_5 \log(\text{RC}_t) + \beta_6 \log(\text{TR}_t) + \varepsilon \quad (2)$$

其中， FDI_t 为 t 期FDI； α 为常数项； GDP_t 为中国 t 期的国内生产总值（单位：亿元）； OECD_t 为OECD国家 t 期的国内生产总值^②（单位：十亿美元）； LC_t 为劳动力成本，由于数据收集比较困难，用中国各时期人均可支配收入代替（单位：元）； RC_t 为资源成本，用我国原材料价格指数代替； TR_t 表示中国在 t 时期的贸易流量（单位：亿美元）； ER_t 为汇率，采用直接标价法， ER 上升表示人民币贬值，反之亦然。其他影响FDI的因素归于常量，暂不予考虑。各变量采用季度数据，截取时间段为1999年第一季度至2009年第一季度，共41个样本数据。^③

在模型中，各变量均取自然对数形式，是为了克服回归方程中异方差的问题，减少异常点及残差的非正态分布；同时回归方程的系数能够反映因变量在其他条件不变情况下对自变量的弹性。^④

三、实证分析^⑤

（一）单位根检验和回归结果

由于时间序列具有不稳定的特性，因此，为了分析以上各个解释变量与我国FDI流入量之间是否存在长期的稳定关系，必须对其进行稳定性检验。如果它们是平稳的，那么就

可以直接用上述解释变量对我国 FDI 进行回归,以检验它们是否具有显著关系。如果这些变量非平稳,则需要对其进行进一步的协整检验,以得到 FDI 与这些影响因素的长期平稳关系。表 1 给出了用 ADF 统计量对各个变量的单位根进行检验的结果。

表 1 各变量的单位根检验

变量	检验类型(C, T, L)	ADF统计量	临界值
Log(FDI)	(C,T,0)	-8.570448***	-4.205004
Log(GDP)	(C,T,0)	-7.812967***	-4.205004
Log(ER)	(0,0,0)	-3.233696***	-2.624057
Log(OECD)	(0,0,0)	1.920348*	-1.611711
Log(LC)	(0,0,4)	2.878143***	-2.630762
Log(RC)	(0,0,1)	-0.645862	-1.611593
Log(TR)	(0,0,0)	1.228939	-1.611711
D(log(RC))	(0,0,0)	-1.725294*	-1.611593
D(log(TR))	(0,0,0)	-2.657913***	-2.625606

注: (1) 检验类型 (C,T,L) 分别表示单位根检验方程包括常数项, 时间趋势和滞后阶段, 0 表示无时间趋势, D 表示差分算子。(2) *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平下拒绝序列存在单位根的原假设。

从表 1 我们可以看出, $\log(\text{FDI})$, $\log(\text{GDP})$, $\log(\text{ER})$, $\log(\text{OECD})$ 和 $\log(\text{LC})$ 等 5 个变量都通过了单位根检验, 只有 $\text{Log}(\text{RC})$ 和 $\text{Log}(\text{TR})$ 没有通过, 为此, 对其进行一阶差分, 然后再对其进行单位根检验, 结果都通过了至少 10% 显著性水平的单位根检验, 从而拒绝了序列存在单位根的原假设。我们在不改变经济学意义的基础上, 将 $\text{D}(\log(\text{RC}))$ 和 $\text{D}(\log(\text{TR}))$ 分别代替 $\log(\text{RC})$ 和 $\log(\text{TR})$, 由于都不存在单位根, 因此可以用 OLS 方法对其进行回归。得到的计量处理结果列于表 2。

模型 A 为包含了所有解释变量的回归, 可以看到 GDP 和 ER 在 1% 的显著性水平上拒绝原假设, 而 LC, OECD, RC 和 TR 则不显著。在模型 B 和模型 C 中, 我们分别剔除了不显著变量 RC 和 TR, 可以看到尽管 OECD 和 LC 仍不显著, 但是其 t 值已明显上升, 接近显著。最后在模型 D 中, 我们将 RC 和 TR 都剔除, 结果所有变量都变为显著, 其中 GDP 和 ER 在 1% 的显著性水平上高度显著, OECD 在 5% 的显著性水平上统计显著, 而 LC 的显著性水平也接近 5%。

在这 4 个模型中, GDP, ER 始终在 1% 的显著性水平上统计显著, 而且系数的符号没有因为增减其他解释变量而改变。从 F 值看, 在 1% 的显著性水平上, 所有模型都是整体显著的。残差序列的 ADF 值表明在 1% 的显著性水平上, 这些残差序列都不是单位根过程, 从而认定模型中的变量是存在长期稳定关系的。综合来看, 模型 D 比较合理, 调整的 R^2 值最高, 为 0.944248, 说明模型解释了大约 94% 的 FDI 流入量变动。

(二) 格兰杰因果检验

从前文的回归分析中, 我们可以看出, 人民币汇率变动与我国 FDI 之间存在明显的相关关系, 在统计上是高度显著的。那么这种相关性是否包含了因果关系呢? 若包含, 何者是因, 何者是果呢? 为此, 本文对变量采用格兰杰因果检验。由于前文已经对 $\log(\text{er})$

表2 回归方程分析

模型 自变量	因变量log(FDI) (A)	因变量log(FDI) (B)	因变量log(FDI) (C)	因变量log(FDI) (D)
常数项C	-23.11500*** (-4.680768)	-23.52967*** (-4.867207)	-27.22113*** (-6.736965)	-28.21311*** (-7.706793)
LOG(GDP)	1.749526*** (9.265165)	1.793026*** (10.50472)	1.818442*** (9.830886)	1.837087*** (11.16999)
LOG(ER)	3.334784*** (4.460260)	3.356603*** (4.541132)	3.535287*** (4.748829)	3.673551*** (5.096289)
LOG(OECD)	0.413823 (0.480719)	0.472161 (0.558090)	1.153470 (1.668276)	1.253067** (2.081213)
LOG(LC)	0.011454 (0.027627)	-0.065345 (-0.168527)	-0.437944 (-1.633575)	-0.485191* (-1.967847)
D(LOG(RC))	-0.738514 (-0.565049)	——	0.459246 (0.456563)	——
D(LOG(TR))	0.534312 (1.406924)	0.394534 (1.383079)	——	——
R ²	0.948439	0.947941	0.945347	0.949823
调整的R ²	0.939065	0.940285	0.937309	0.944248
F值	101.1708***	123.8201***	117.6208***	170.3656***
AIC值	-0.662253	-0.702625	-0.654001	-0.706271
SC值	-0.366699	-0.449293	-0.400669	-0.497299
残差序列ADF值	-8.788544***	-8.749201***	-8.460110***	-8.572335***

注：括号内位系数的T统计值；*、**和***表示在10%、5%和1%的显著性水平上统计显著。和log(fdi)进行了单位根检验，发现其不存在单位根，因而序列是平稳的，可以对其直接进行格兰杰因果检验。

对于格兰杰检验滞后项数的选取，本文结合戴维森、麦金农建议对滞后期数采取“宁多勿少”的原则，以及本研究的样本特点，将滞后期数取4，检验结果如下：

表3 格兰杰因果关系检验

零假设	观察值	F统计量	Probability
LER 不是 LFDI的格兰杰原因	37	2.27694	0.08604
LFDI 不是 LER的格兰杰原因	37	1.16661	0.34666

由表3可知，在8.6%的显著性水平下，LER是LFDI的格兰杰原因，而LFDI即使在10%的显著性水平下也不能拒绝原假设，即它不是LER的格兰杰原因。这一结论与闫惠（2008）的结论相符。

（三）结论分析

根据前面的理论分析，变量输出结果可以看出：

1.模型的有效性 在模型D的回归结果中，我们可以看出GDP和OECD的GDP都

通过了1%和5%的检验,并且回归系数都大于零。这说明,我国与投资国各自经济总量的增长会增加双边经济合作的动力,引致FDI的发生。也说明采用引力模型作为基准模型是具有说服力的。双边GDP可以有效地作为控制变量并且可以解释FDI发生的背景性因素。

2. 汇率效应 多次回归中汇率效应始终是显著的。根据模型D的分析,人民币每贬值(ER上升)1%将引起FDI上升3.67%,汇率效应十分显著。这说明,中国“世界工厂”的地位首先是与币值有关的,由于人民币币值低,所以国际资本的购买力得以膨胀,引起逐利资本的涌入。据此分析,如果未来人民币出现持续性的升值,我国的FDI是具有资本出逃的可能性的。

3. 引力效应 引力效应表述的是两个经济体经济总量的各自增加会引起经贸往来动能增强。在方程D中,引力效应是显著的。其中我国的GDP每增长1%引致了1.84%的FDI增量。这说明,随着我国经济增长,国内市场需求膨胀,FDI出于争夺国内市场的动机而对国内进行投资。同时,FDI的增加也取决于来源国的经济情况。若国外经济景气转好,则FDI增加,反之则FDI衰减。以此推论,若西方国家在本轮经济周期中经济复苏的步伐放缓或者再次出现不利趋势,则对我国的FDI可能会减少。与之相对应的效应是,如果我国经济在国际经济不景气的环境中保持稳定高速增长,则可以抵消西方国家的衰退效应。

4. 成本效应 根据方程分析,劳动力成本对FDI的影响是显著的。这说明主流观点认为的我国长期采取的鼓励“劳动密集型”企业发展的战略对外商的投资决策具有明显的效果。但资源价格与FDI之间的关系不显著。一种可能的解释是,我国的资源价格是与国际市场几乎同步的,我国的资源价格定价权相对于劳动价格而言是较小的。资源价格基本上全球定价,所以对于国外投资者而言,资源价格并不是影响投资的主要因素。

5. 贸易互补效应 此前设想我国的FDI与贸易总量之间可能存在某种相关性,因为“两头在外”的外资企业在我国占据比较大的比例。尤其是直接投资。绝大多数外资企业为了防范技术流失等风险,在面向国际市场的产品加工中选择直接投资的方式。因此,FDI就与进口(中间品)和出口(最终产品)具有相关性。而数据分析的结果认为国际贸易与FDI之间的作用并不显著。部分原因是所截取的贸易数据是总量数据,并没有单独讨论外资和合资企业的贸易数据,因此难以对贸易互补效应进行解释。

四、结语以及未来研究展望

本文建立在引力模型基础上,增加了劳动力成本、资源成本、贸易总量和汇率效应变量。经过分析发现,汇率是影响FDI的首要因素,经济总量和国际经济周期因素是FDI流入的重要影响因素。劳动力成本的影响因素也是显著的。这说明,我国FDI的发展主要是建立在低劳动力成本和低币值的基础之上的。

另外,我们还发现人民币汇率变动是影响FDI流入我国的格兰杰原因,反之不是。并且2005年汇改以后,汇率变动与FDI流入之间的关系更加显著。对于未来FDI的变动,虽然我们没有给出预测值,但是可以预见的是,若人民币升值、劳动法的政策效应逐渐显现、国外主要发达国家经济长期低迷,则我国的FDI的流入量会出现衰减的趋势,外资流出成为趋势是可能的。

因此,保持国内经济稳定增长(GDP增长)、扩大内需、促进产业结构升级、通

过社会保障制度的建立和完善降低劳动力成本等政策将会是未来吸引FDI的主要对策建议。

(作者单位: 江西财经大学 复旦大学)

注 释:

- ① 数据来源: Wind 数据库。
- ② 数据说明: 由于数据查询的困难, OECD 国家的 GDP 季度数据是根据其年度数据除以 4 平均而来。
- ③ 原始数据除 OECD 数据来自国研网世界经济数据库之外, 其余数据皆根据 Wind 资讯相关数据库收集整理。
- ④ 详细结果后一节单位根检验。
- ⑤ 分析结果由 EVIEWS5.0 输出。

参考文献:

- [1] Kohlhagen, S. W. 1977. Exchange Rate Changes, Profitability, and Direct Foreign Investment. *Southern Economic Journal* 44: 43~52.
- [2] Cushman, D.O. 1985. Real Exchange Rate Risk: Expectations and the Level of Direct Investment. *Review of Economics and Statistics* 67 (May): 297~308.
- [3] Froot, K. A., and Stein, J. C. 1991. Exchange Rates and Foreign Direct Investment: An Imperfect Capital Markets Approach. *Quarterly Journal of Economics* 106(November):1191~1217.
- [4] Caves, R. E. 1989. Exchange Rate Movements and Foreign Direct Investment in the United States. In D. B. Audretsch and M. P. Claudon (eds.), *The Internationalization of U.S. Markets*, pp.199~228. New York: New York University Press.
- [5] Harris, R.S., and Ravenscraft, D. 1991. The Role of Acquisitions in Foreign Direct Investment: Evidence From the U.S. Stock Market. *Journal of Finance* 46, No. 3: 825~844.
- [6] Swenson, D. 1993. Foreign Mergers and Acquisitions in the United States. In K.A. Froot (ed.), *Foreign Direct Investment*, pp. 255~286. Chicago: University of Chicago Press.
- [7] Aizenman, J., and N.P. Marion. 1993. Policy Uncertainty, Persistence and Growth. *Review of International Economics*, Vol.1 (2), pp. 145~163.
- [8] 闫惠, 房裕. 人民币汇率与外商对我国直接投资关系的研究[J]. *宁夏大学学报 (人文社会科学版)*, 2008,(1): 131~135.
- [9] 王义中, 金雪军. 外商直接投资、实际汇率升值与政策选择——基于中国的经验研究[J]. *数量经济技术经济研究*, 2006,(8): 78~89.
- [10] 金洪飞, 简永军, 陈利贤. 国际金融危机对中国外商直接投资的影响机理与对策[J]. *当代财经*, 2010,(2): 105~112.
- [11] Shang-Jin Wei, 1995, Attracting Foreign Direct Investment: Has China Reached Its Potential? [J]. *China Economic Review*, Vol. 6, No. 2: 187~199.

(下转第 69 页)