

中国企业如何选择 对外直接投资的延迟时间?

——基于实物期权的视角

刘 慧 綦建红*

摘要: 本文首次在实物期权视角下对中国对外直接投资企业投资时机的选择进行研究。在构建实物期权理论模型的基础上,利用2000-2010年中国工业企业数据库与境外投资企业名录的匹配数据,采用Cox模型等对3 013个企业-市场投资样本进行分析,结果发现,高达88%的对外直接投资企业会选择延迟投资,而非立即投资,其影响因素表现为:中国较高的真实利率会降低企业立即投资的概率;企业的生产率越高、东道国经济增长越快,越会促进企业尽早投资;较少的企业出口经验、较大的东道国投资风险与两国较远的地理距离均会增大企业投资的不确定性,促使企业推迟投资;国有企业和东部地区企业的投资延迟时间长于非国有企业和中西部地区企业。

关键词: 实物期权理论;OFDI企业;时机决策;延迟投资

一、引言与文献综述

随着经济全球化的进一步发展,愈来愈多的中国企业通过对外直接投资(OFDI)抢占海外市场,参与国际竞争。在这个过程中,出现了一个有趣的现象:不同企业的海外投资时机呈现较大差异。如图1所示,2000-2010年间,我国约有11.9%的OFDI企业选择在建立初期立即投资,成为国际新创企业^①中的一员,而高达88.1%的企业会经过一段时间的国内准备后才逐步进行对外投资。其中,超过30%的企业会选择在建立后的4-7年内开展OFDI,这些企业虽在国内经营环境中经过历练,但总体来说准备时间较短。与之形成对比的是,接近20%的企业会经过长达20年以上的国内准备,才逐渐开启OFDI征程。

针对企业不同的OFDI时机选择,学者们早期多采用Carlson(1966)提出的Uppsala模型进行解释。他们认为,企业国际化是一个充满风险的过程,而海外市场知识的缺乏正是阻碍企业国际化的主要因素,因此企业在OFDI前会通过各种途径,如国内经营、海外出口等,获

*刘慧,山东大学经济学院,邮政编码:250100,电子信箱:lhui0826@126.com;綦建红,山东大学经济学院,邮政编码:250100,电子信箱:qjianhong@sdu.edu.cn。

本文受国家自然科学基金项目“我国出口企业市场进入次序的动态选择:基于出口延迟的视角”(项目编号:71473150)以及教育部人文社科基金项目“我国出口企业市场进入次序的动态选择:基于出口等待的视角”(项目编号:14YJA790045)的资助。作者由衷感谢匿名审稿人的宝贵建议,当然文责自负。

①根据McDougall和Oviatt(2003)，“国际新创企业”被定义为自建立起三年内进行海外扩张的企业。

取海外市场知识,降低投资的不确定性,逐步开拓国际化道路(Figueira-de-Lemos et al., 2011; Casillas and Moreno-Menendez, 2013)。然而,随着企业国际化进程的加快,学者们发现在现实经济生活中,部分企业的国际化进程并不严格遵循 Uppsala 模型所预测的知识积累过程(Chung et al., 2007; Hewerdine and Welch, 2013)。相反,有些企业会在建立之初就开启 OFDI 模式,成为“国际新创企业”或“天生全球化企业”(McDougall and Oviatt, 2003; Naude and Rossouw, 2010)。对此, Casillas 等(2015)提出“国际新创企业”并非严格意义的“新建企业”,因为其在建立之时就已经完成了 OFDI 的部分准备工作。

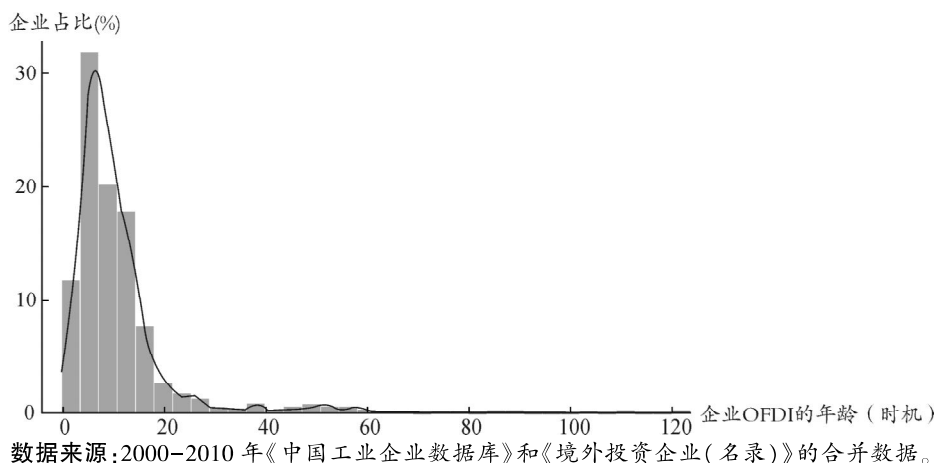


图1 2000-2010年中国OFDI企业投资时机分布图

令人遗憾的是,尽管 Uppsala 模型和国际新创企业理论均能在一定程度上对企业 OFDI 的时机选择进行解释,但其不足之处亦非常明显:前者仅以投资较晚的企业为研究对象,而后者仅以国际新创企业为研究对象,无法对所有企业的 OFDI 时机做出诠释。据此,本文尝试采用 Dixit 和 Pindyck(1994)等提出的实物期权理论来构建企业投资时机决策的数理模型。这是因为,企业从建立到开始 OFDI 的时间差均可视为企业海外扩张的“准备过程”,并可细分为两个阶段:第一阶段是通过国内经营改进生产技术、提高企业生产率(Naude et al., 2013),形成企业 OFDI 所需的所有权优势、区位优势与内部化优势,赋予企业进行 OFDI 的能力;第二阶段是在具备投资能力后,企业会通过投资延迟学习自身或其他企业经验,积累海外市场知识,降低投资的不确定性。这种延迟虽然使企业暂时丧失了 OFDI 收益,但也给其带来了额外的“实物期权价值”,而这种期权价值的考虑正是本文与异质性企业理论的重要区别所在。尽管本文以异质性企业理论的微观数据为基础,也同样强调企业生产率等微观特征的作用,但值得指出的是,异质性企业理论以净现值法为基础,认为一旦企业生产率等特征确保企业的投资净现值大于零,企业便开始对外投资。这一理论虽然涵盖了企业第一阶段的准备过程,却忽略了其在不确定环境下的延迟收益。因此,本文采取实物期权理论进行研究能在一定程度上修正异质性企业理论对企业投资决策的指导性偏差。与此同时,本文所构建的实物期权模型能利用随机过程模拟企业在对外投资环境变化下的不确定价值,还能运用金融领域的期权定价模型对企业的“实物期权价值”进行定量分析,以此决定企业的延迟投资时间,从而使企业投资时机决策的定量研究成为可能。

其实,随着对投资不确定性现象的关注与重视,从 20 世纪 90 年代起以 Casson(1994)

为代表人物的学者们就开始强调,以往研究均未意识到“不确定性”的重要作用,建议利用实物期权理论对企业的 OFDI 行为重新解读,并据此构建了 OFDI 企业“何时建立”的理论框架(Rivoli and Salorio, 1996; Milne and Whalley, 2000)。虽然上述理论均证实了不确定性对企业投资时机的推迟作用,但在实证检验中,学者们却得出了迥然不同的结论。Blandon(2001)利用西班牙外资银行数据剖析了银行投资时机的决定因素,发现正如实物期权理论模型所预测的,市场的不确定性会推迟银行的投资时间;而 Fisch(2008)利用德国 5 379 家 OFDI 企业数据进行分析,却发现不确定性对企业投资时机的影响呈 U 型趋势,即当不确定性较小时,不确定性会阻碍企业投资,但当不确定性不断增大、处于高位时,却能促使企业的投资进入。而反观国内研究现状,虽然对实物期权理论本身的研究并不鲜见(张小茜等,2007;王媛、贾生华,2012),但基于实物期权理论对中国 OFDI 企业投资时机的研究尚为空白。据此,本文拟在实物期权视角下,首次以中国 OFDI 企业对外投资时机选择作为研究对象,分析影响其投资时机的各种因素。

本文与以往研究不同的是:其一,以往研究虽利用实物期权理论解释企业对外投资的时机选择,但其仅将降低“不确定性”视为企业延迟投资的唯一目的,忽略了企业通过等待提升生产率等自身投资能力的作用,所以本文将融合企业延迟投资的两个作用,构建一个企业 OFDI 时机选择的综合理论框架。其二,本文将在企业-市场二维维度下定义企业的投资时机,这是因为,部分企业在不同时间对不同国家进行多次投资,如果参照以往研究仅考察企业第一次投资的时机选择,不仅会丧失一定的观测样本,而且会忽略不同市场特征对企业投资时机的影响,因此本文以企业在每个市场中的第一次投资时间作为被解释变量,不仅考察了企业自身特征对其投资时机的影响,也能更为准确地分析东道国市场特征对企业投资时机的影响。其三,在变量选取方面,考虑到中国经济的特殊性,本文在以往文献的基础上加入利率、所有权结构、地区分布等反映中国特色的变量,旨在为中国企业的投资决策提供更符合国情的政策指导。

基于此,本文余下部分的结构安排为:第二部分基于实物期权模型构建企业 OFDI 时机决策的理论模型,并剖析各参数对企业投资时机决策的影响;第三部分利用生存模型的非参数分布估计,对中国 OFDI 企业的投资时机进行事实描述;第四部分利用生存模型的 Cox 回归方法对理论模型进行检验,分析我国 OFDI 企业投资时机的影响因素,并进行稳健性检验;第五部分根据企业的所有权属性与地区分布的异质性为标准进行分组,进一步分析各变量对不同企业投资时机的差异性影响;第六部分得出结论及政策建议。

二、OFDI 企业投资时机的理论模型

本文假设企业在 $t=0$ 时建立,并不断为国际化扩张进行准备,不仅提升了自身生产率,确保海外投资能力,而且通过延迟获得溢出信息,降低了投资成本与不确定性。这两种作用均可外化为企业投资价值(V)的提升,直至 $t=T$ 时企业的投资收益达到临界值(V^*),企业才决定投资,放弃持有的看涨期权。此时,企业的投资成本为 I ,未来收益的现值(折现到 T 时刻)为 V_T ,企业投资的最大化收益为:

$$F(V) = \max E[(V_T - I)e^{-\rho T}] \quad (1)$$

(1) 式中: $F(V)$ 为投资机会(期权)的价值, $E(\cdot)$ 表示期望算子, ρ 为贴现率。根据 Dixit 和 Pindyck(1994),假设投资收益 V 服从几何布朗运动的变化,即:

$$dV = aVdt + \sigma Vdz \quad (2)$$

(2)式中: a 是投资价值的漂移率, σ 是投资价值的方差, dz 是维纳过程的增量且均值为 0,并有 $(dV)^2 = \sigma^2 V^2 dt$ 。同时必须假设 $a < \rho$, 否则公式(1)不存在最优解。

由于在 $t \subseteq (0, T)$ 期间, 企业为持有投资期权而放弃投资收益, 故企业持有期权的机会成本等于期权价值的资本增值, 即:

$$\rho F dt = E(dF) \quad (3)$$

运用伊藤引理(Ito's Lemma)将 dF 展开, 有:

$$dF = F'(V) dV + \frac{1}{2} F''(V) (dV)^2 \quad (4)$$

将式(2)和(4)代入式(3)中, 可得:

$$\frac{1}{2} \sigma^2 V^2 F''(V) + aVF'(V) - \rho F = 0 \quad (5)$$

本文假设 $a = \rho - \delta$ ($\delta > 0$), 其中 δ 为企业投资的净折现率($\rho - a$), 则式(5)可化简为:

$$\frac{1}{2} \sigma^2 V^2 F''(V) + (\rho - \delta) VF'(V) - \rho F = 0 \quad (6)$$

为求解投资期权价值 $F(V)$ 和最优投资收益的临界值 V^* , 函数 $F(V)$ 必须满足以下条件:

初始条件: $F(0) = 0$

最优条件: $F(V^*) = V^* - I; F'(V) = 1$

为满足初始条件, $F(V)$ 应采用下列形式:

$$F(V) = AV^\beta \quad (7)$$

将式(7)代入式(6), 可得:

$$Y = \frac{1}{2} \sigma^2 \beta(\beta - 1) + (\rho - \delta)\beta - \rho = 0 \quad (8)$$

假设 β 为上述一元二次方程的根, 则有:

$$\beta_1 = \left(\frac{1}{2} \frac{\rho - \delta}{\sigma^2} \right) + \sqrt{\left(\frac{\rho - \delta}{\sigma^2} - \frac{1}{2} \right)^2 + \frac{2\rho}{\sigma^2}} > 1 \quad (9)$$

$$\beta_2 = \left(\frac{1}{2} \frac{\rho - \delta}{\sigma^2} \right) - \sqrt{\left(\frac{\rho - \delta}{\sigma^2} - \frac{1}{2} \right)^2 + \frac{2\rho}{\sigma^2}} < 0 \text{ (舍去)} \quad (10)$$

此外, 将式(7)代入初始条件与最优条件方程, 可求出最优投资的临界值 V^* :

$$V^* = \frac{\beta_1}{\beta_1 - 1} I \quad (11)$$

式(11)表明, OFDI 企业投资的临界值 V^* 是 β_1 的减函数, 而 V 随着时间 t 的推移而增大, 所以 β_1 的增大会减小 V^* 进而引起延迟时间 T 的减小。

根据式(7)和(8), 参数 ρ, δ 以及 σ 均会对 β_1 的取值产生影响, 故可得出 OFDI 企业投资时机(延迟时间) T 与 ρ, δ 以及 σ 的值有关。

将式(8)对参数 ρ, δ 和 σ 进行全微分分解, 得:

$$\frac{\partial \beta}{\partial \rho} = - \frac{\partial Y / \partial \rho}{\partial Y / \partial \beta} = - \frac{\beta - 1}{\sigma^2 \left(\beta - \frac{1}{2} \right) + (\rho - \delta)} < 0 \quad (12)$$

$$\frac{\partial \beta}{\partial \delta} = -\frac{\partial Y / \partial \delta}{\partial Y / \partial \beta} = -\frac{-\beta}{\sigma^2 \left(\beta - \frac{1}{2} \right) + (\rho - \delta)} > 0 \quad (13)$$

$$\frac{\partial \beta}{\partial \sigma} = -\frac{\partial Y / \partial \sigma}{\partial Y / \partial \beta} = -\frac{\sigma \beta (\beta - 1)}{\sigma^2 \left(\beta - \frac{1}{2} \right) + (\rho - \delta)} < 0 \quad (14)$$

根据公式(12)、(13)和(14),在其他变量不变的情况下:

(1) ρ 增大会使 β_1 值减小, V^* 值增大,企业延迟时间 T 值增大。这是因为, ρ 的增大使企业投资成本的现值 $Ie^{-\rho T}$ 减小,但在企业投资收益的净贴现率 $\delta = \rho - a$ 不变的情况下,企业投资收益的贴现值 $Ve^{-\delta T} = Ve^{-(\rho - a)T}$ 也保持不变。根据公式(1),随着 ρ 的增大,企业的投资期权价值 $F(V)$ 增大,进而导致企业推迟期权的执行,增大投资延迟时间 T 。

(2) δ 增大会使 β_1 值增大, V^* 值减小,企业延迟时间 T 值减小。这是因为, δ 代表企业投资的净收益率,或者说企业持有投资期权的机会成本,所以 δ 的增大会使企业投资的收益增大,同时也使企业持有期权的机会成本随之增大,进而导致企业提前执行期权,缩小延迟时间 T 。

(3) σ 增大会使 β_1 值减小, V^* 值增大,企业延迟时间 T 值增大。这是因为, σ 越大,企业海外投资所面临的风险和不确定性越大,此时企业持有的期权价值就越大,从而导致企业延迟执行期权,增大延迟时间 T 。

三、OFDI 企业投资时机的分布估计

(一) 样本选取

本文 OFDI 企业数据均来源于 2000-2010 年《中国工业企业数据库》和《境外投资企业(名录)》,前者涵盖了样本期间中国所有规模以上工业企业的基本信息,后者则囊括样本期间进行 OFDI 的中国企业名称、投资时间、东道国等信息。为获得中国 OFDI 企业的投资信息及其企业异质性数据,本文按照企业名称的序贯识别法将两个数据库进行合并,得到 2000-2010 年进行 OFDI 的 2 384 家企业数据,同时由于本文重点关注企业对某市场进行首次投资的时机选择,故形成企业-东道国二维观测数据 3 013 条。

(二) 非参数估计

生存分析是一种研究事件在什么时间发生的技术。相应地,本文将自 OFDI 企业建立到对某海外市场投资发生的时间差定义为企业的“生存时间”或企业投资的“延迟时间(T)”。

假设企业生存时间 T 的概率分布函数为 $F(t) = \text{Prob}(T \leq t)$,则企业的生存函数为 $S(t) = 1 - F(t) = \text{Prob}(T \geq t)$,表示投资企业生存时间超过 t 的概率。本文拟利用生存函数对企业投资时机的决策进行非参数分布估计,如表 1 所示。

首先,OFDI 企业在投资前会面临多种可能的投资时机选择,由于本文 3 013 个企业-东道国观测值共形成 32 938 个“风险样本”(Time at risk),故企业 OFDI 的风险发生率仅为 9.15%。该指标能够反映企业延迟时间的总体水平,该指标越小,说明在真正投资前企业面临的投资机会越多,企业的延迟时间越长。

其次,根据企业投资时机的百分位分布可知,仅有 1/4 的 OFDI 企业在成立后 5 年内就开始 OFDI;高达 3/4 的企业是在建立 5 年后才开展 OFDI。这就是说,大多数中国企业在 OFDI 过程中更倾向于选择延迟投资。

再次,本文根据所有权属性将企业分为国有企业和非国有企业,结果亦见表1。国有企业的风险率为5.77%,远低于非国有企业的11.09%,这意味着国有企业的延迟时间长于非国有企业。根据两类企业投资时机的分位数分布,可以更清晰地观察到投资时机差别:在国有企业中,25%的企业选择在建立后7年内进行OFDI,与之形成对比的是,25%的非国有企业选择在5年内进行投资。同理,75%的国有企业会在18年内开展OFDI,而该数据在非国有企业中仅为12年,进一步验证了相较于非国有企业,国有企业更倾向于延迟投资的特征。

最后,不同地区企业的OFDI时机亦存在明显差异。根据表1,东部地区企业的风险率大于中西部地区企业,这说明从总体来看,东部地区企业的投资延迟时间小于中西部地区企业。同时,根据企业投资时机的四分位分布可知,50%的东部地区企业在成立后的8年内选择OFDI,而50%的中西部地区企业选择在10年内进行投资,说明其延迟时间略长于东部地区企业。

上述分析表明,尽管存在部分企业在建立初期就开始投资的情况,但大部分OFDI企业仍会为获取期权价值而选择延迟投资。与此同时,投资时机的决策与企业的所有权属性和所在地具有紧密的联系,这就要求我们在下文的回归分析中对该特征进行控制,避免其对回归结果造成影响。

表1 企业投资时机的非参数估计

企业类别		风险样本	风险率	个体数量	生存比率		
					25%	50%	75%
总体估计		32 938	0.0915	3 013	5	8	13
企业类型	国有企业	12 018	0.0577	693	7	10	18
	非国有企业	20 920	0.1109	2 321	5	8	12
企业所在地	东部地区企业	26 246	0.0979	2 568	5	8	12
	中西部地区企业	6 692	0.0665	445	6	10	15

注:数据均由stata12.0软件运行计算得出。

四、OFDI企业投资时机的影响因素分析

(一) 模型设计

在生存模型中,风险率被定义为当给定期间已经持续到时间 t ,所研究个体在下一个较短区间 Δt 内失败的概率,在本文中即表示企业开展OFDI的概率,表达式为:

$$\lambda(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\text{Prb}(t \leq T \leq t + \Delta t | T \geq t)}{\Delta t} = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{F(t + \Delta t) - F(t)}{\Delta t S(t)} \quad (15)$$

Cox(1972)建立的比例风险模型就是分析协变量(x')对风险率($\lambda(t_i)$)影响的一种方法,模型设定为:

$$\lambda(t_{ij}) = \lambda_0(t_{ij}) \exp(x'_{ij}\beta) \quad (16)$$

(16)式中: x' 为影响风险率的协变量,即影响企业投资时机决策的各解释变量; λ_0 为“基准”风险率,表示当 x' 变量都等于0时的“失败”概率; β_i 为待估计的解释变量系数。

(二) 变量选取

1. 被解释变量

本文将企业从建立到进行投资的时间差作为时间测量变量,并以此生成模型的被解释

变量 $\lambda(t_{ij})$,用以表示 OFDI 企业 i 在第 t 年对市场 j 进行投资的风险率。

2. 解释变量

根据前文,企业投资的贴现率 ρ 、净利润率 δ 、投资不确定性 σ 均会对企业投资时机选择产生影响,故本文将从这三个角度探究影响企业投资时机决策的解释变量。同时,为解决变量之间的内生性问题,本文取所有解释变量的滞后一期引入模型。

影响参数 ρ 的变量:本文用中国实际利率($Interest_{t-1}$)作为衡量企业投资贴现率的指标,并根据模型预测该变量越大,企业的延迟时间越长。数据源于世界银行^①。

影响参数 δ 的变量:(1)企业规模($\ln TA_{it-1}$):本文选择企业资产值来衡量,单位为千人民币。企业规模越大,意味着其资金实力越强,则企业投资净利润率 δ 越大,持有延迟期权的机会成本越大,所以企业会缩短延迟时间,尽早投资。(2)企业生产率(TFP_{it-1}):采用索洛余额法计算的全要素生产率作为衡量企业生产率的指标。与企业规模变量类似,该变量越高,说明企业海外竞争力越强,投资获得的净利润率 δ 越大,企业会选择尽早投资。(3)东道国经济增长率($GDPg_{jt-1}$),代表东道国经济发展情况,并预测东道国经济发展越快,在该国投资的净利润率 δ 越大,企业会缩短对该国投资的延迟时间。

影响参数 σ 的变量:(1)企业出口经验(Exp_{it-1}),采用企业出口量占销售额的比重衡量,该指标越大意味着企业的出口经验越多,则企业对海外不确定性和不熟悉程度越低,导致参数 σ 越小,促使企业缩短延迟时间。(2)东道国投资风险($Risk_{jt-1}$),以东道国市场的直接投资风险指标来衡量,数据源于 PRS Group^②。东道国较大的投资风险会直接增大企业在该国投资的不确定性,故预测该指标越大,企业会增大延迟时间,推迟投资。(3)东道国地理距离($\ln dis_{ij}$),本文认为东道国与中国的地理距离越大,企业对东道国的熟识度和了解程度越小,引起企业投资不确定性 σ 的值增大,进而导致企业推迟投资,数据源于 CEPII 数据库^③。

在此基础上,为减弱变量的异方差性,企业规模、两国地理距离变量皆以对数形式引入模型。

3. 控制变量

根据前文的非参数分布估计,企业的所有权类型和地理位置会对其投资时机选择造成影响,故本文将其作为控制变量引入模型:(1)企业类型控制变量(SOE_i),若企业为国有企业,则该变量取值为 1,否则取值为 0。(2)企业所在地控制变量($East_i$),若企业位于东部地区,则该变量取值为 1,否则取值为 0。(3)为控制个体和时间差异对企业投资时机选择的影响,本文在回归中加入个体和时间固定效应,以控制其对回归结果造成的影响。

(三) 结果解析

为规避变量的异方差性对结果造成影响,本文回归均使用稳健标准差,结果如表 2 所示。

首先,中国真实利率($Interest_{t-1}$)的系数显著为负,风险比 Haz. Ratio 小于 1,意味着贴现率的提高降低了企业近期进行投资的概率,使企业倾向于推迟投资,与理论模型预期相符。这是因为,贴现率的提升可以降低企业投资的成本现值,在投资收益不变的情况下,企业延迟期权的价值也随之增大,所以企业会继续持有期权而推迟投资。

①网址:<http://data.worldbank.org/>。

②网址:<http://www.prsgroup.com/>。

③网址:http://www.cepii.fr/CEPII/en/bdd_modele/presentation.asp?id=1。

其次,与参数 δ 相关的三个解释变量结果为:(1)企业规模($\ln TA_{it-1}$)的系数值为负,且风险比 Haz. Ratio 为 0.9999,说明企业规模每增加 1%,则其近期投资的“风险”会降低 0.01%,即大规模企业倾向于进行延迟投资,与本文预期并不相符。可能的原因是,虽然企业规模能在一定程度上代表海外投资能力,但对大规模企业来说,其在国内占据较大的市场份额,通过投资占据海外市场或获取利润的动力严重不足,所以纵使具有高于小规模企业的盈利能力,但在对待海外投资时,大规模企业会更加谨慎,倾向于推迟投资。该结果与 Naude 和 Rossouw (2010)对中国企业出口时机的研究发现并不一致。一方面,由于企业海外投资风险大于出口风险,故在权衡收益和风险时,大规模企业对待投资的谨慎度更高,最终导致其推迟投资、尽早出口的情形;另一方面,基于我国 OFDI 企业在所有权属性与地区分布上的显著差异,本文对此进行了控制,以此获得更为准确、更符合中国现实的回归结果。(2)企业生产率(TFP_{it-1})系数显著为正,且当生产率提高 1%,企业近期投资的可能性会提高 44.24%。这是因为,生产率是企业海外竞争力的重要来源,生产率越高,企业在海外投资的收益率越高,使企业持有期权的机会成本大大增加,为此企业会执行期权而进行投资,缩短延迟时间。(3)与企业生产率变量相似,东道国经济增长率(GDP_{git-1})系数亦显著为正,说明较高的经济增长率会促使企业缩短延迟时间。究其原因,一国较快的经济增长率不仅说明该国日益增大的市场需求,也代表了该国良好的经济发展态势。在这种经济环境下,企业在该国的投资也会获得较高的收益,据此企业会缩短延迟时间。

再次,与参数 σ 相关的三个解释变量结果为:(1)企业出口经验变量(Exp_{it-1})的系数在 1%的水平上显著为正,即出口经验的增加会促使企业缩短延迟时间。这是因为,企业出口经验越多,意味着其对海外市场的需求等情况越了解,在此情况下,企业通过持有期权降低投资不确定性的收益在降低,所以企业会放弃期权价值,转而进行投资来获取投资收入。(2)较高的东道国投资风险($Risk_{jt-1}$)会显著降低企业近期投资的概率,且这种降低作用(47.29%)远远高于其他变量。这意味着东道国投资风险对企业投资时机的选择具有至关重要的作用,东道国投资风险越大,企业通过延迟降低风险的必要性越显著,其持有的延迟期权的价值也就越大,此时企业会倾向于推迟投资而持观望状态。(3)较远的地理距离($\ln dis_{ij}$)亦会降低企业当期进行投资的概率,这归因于较远的地理距离不仅减少了两国之间的经济联系也增大了两国之间的文化距离,这皆会增大企业投资该国的不确定性和风险,所以为降低这种不确定性企业倾向于推迟投资。值得注意的是,本文未出现 Fisch (2008)所发现的不确定性与企业投资时机之间的 U 型关系,这意味着相较于德国,海外不确定性对中国企业投资的抑制作用更加显著,这可能源于中国企业较弱的风险控制能力,使其对海外风险的规避意识更加强烈。

最后,从控制变量来看,一方面,国有企业控制变量(SOE_i)的系数显著为负,意味着国有企业近期投资的概率明显小于非国有企业,国有企业更倾向于推迟投资。这固然与我国开放时间较短、部分国有企业建立时间较长的客观原因密切相关,但更主要的是,国有企业在国内占据较大的市场份额,并不急于通过海外投资获取利润。同时,由于长期受到政策庇护,国有企业在海外竞争力并不占优的情况下,虽能基于资金、政策等有利条件进行投资,但其在海外的盈利情况令人堪忧。近年来,国有企业在海外连续亏损,也使其对海外投资决策更加审慎,进而导致增大延迟时间,降低投资风险。另一方面,东部地区企业控制变量($East_i$)系数为正,意味着相较于中西部地区企业,东部地区企业近期投资的概率较高。东部

地区较为优越的地理位置和开放的政策环境,使东部地区企业在与海外市场的长期来往中积累了一定经验,降低了海外投资的不确定性,故该类企业持有延迟期权的收益较小,倾向于缩短延迟时间,尽早投资获益。

为控制部分企业,特别是国有企业建立时间较早对回归结果造成的影响,本文在全样本回归的基础上依次剔除建立时间早于1949年、1979年与1992年的企业样本进行再次检验,回归结果如表2所示。其中,回归(II)只保留了在1949年后成立的2993个企业——东道国观测数据,回归(III)和回归(IV)则分别保留了1978年改革开放和1992年南巡讲话后成立的企业样本,各变量的系数符号与全样本回归结果基本一致。值得一提的是,国有企业控制变量的结果发生了较大变化。一方面,从作用大小来看,从回归(I)到回归(IV),国有企业对企业近期投资概率的影响依次减弱,这意味着,删除较早建立的企业样本会削弱国有企业的作用,即国有企业对投资时机的推迟作用确实与部分国有企业建立时间较早有很大的关系;但另一方面,国有企业控制变量依然显著,这说明除去企业建立时间这一客观影响后,国有企业仍会对企业投资时机产生显著的影响,而这部分影响则主要来源于国有企业有别于其他企业的独特特征,如雄厚的国内市场影响力抑制了其进行海外投资的积极性,从而导致国有企业较长的投资延迟时间。

表2 Cox模型回归结果

变量名称		全样本 (I)		startup ≥ 1949 (II)		startup ≥ 1978 (III)		startup ≥ 1992 (IV)	
		β	Haz. Ratio	β	Haz. Ratio	β	Haz. Ratio	β	Haz. Ratio
ρ	Interest _{t-1}	-0.1683* (-1.72)	0.8451	-0.1823* (-1.94)	0.8334	-0.0350 (-0.36)	0.9656	-0.0504 (-1.01)	0.9495
δ	lnTA _{it-1}	-0.0001*** (-4.24)	0.9999	-0.0001*** (-3.73)	0.9999	-0.0001*** (-3.14)	0.9999	-0.0000** (-2.34)	0.9999
	TFP _{it-1}	0.3663*** (8.90)	1.4424	0.3470*** (8.48)	1.4148	0.2734*** (5.39)	1.3145	0.2705*** (5.24)	1.3106
	GDPg _{jt-1}	0.0079* (1.87)	1.0079	0.0081* (1.86)	1.0082	0.0051* (1.96)	1.0051	0.0081* (1.78)	1.0081
σ	Exp _{it-1}	0.0001*** (3.61)	1.0001	0.0001*** (3.84)	1.0001	0.0001*** (2.71)	1.0001	0.0001* (1.82)	1.0001
	Risk _{jt-1}	-0.6404*** (-11.97)	0.5271	-0.5981*** (-10.82)	0.5499	-0.4015*** (-6.93)	0.6693	-0.3978*** (-6.71)	0.6718
	Indis _{ij}	-0.2100*** (-3.07)	0.8106	-0.1922*** (-2.80)	0.8252	-0.0831 (-1.01)	0.9203	-0.1062 (-1.47)	0.8992
控制变量	SOE _i	-0.5756*** (-12.48)	0.5624	-0.5447*** (-11.76)	0.5800	-0.2679*** (-5.90)	0.7650	-0.2089*** (-4.55)	0.8115
	East _i	0.2192*** (3.98)	1.2451	0.2204*** (3.97)	1.2466	0.0882 (1.53)	1.0922	0.0069 (0.12)	1.0069
时间固定效应		YES		YES		YES		YES	
个体固定效应		YES		YES		YES		YES	
Wald		3995.50		3948.17		3793.63		4788.38	
Time at risk		32924		31205		26047		20767	
N		3 013		2 993		2 880		2 626	

注:***、**、*分别表示参数的估计值在1%、5%、10%的统计水平上显著;括号内数值为t统计值;“YES”表示回归加入了控制变量。

(四) 稳健性检验

为了保证回归结果的稳健性,本文将采用参数分析法中的指数回归与 Weibull 回归对以上结果进行稳健性检验,结果如表 3 所示。

表 3 分别列示了当基准风险 λ_0 服从指数分布和 Weibull 分布时的回归结果。结果表明,中国真实利率的提高会减小 OFDI 企业立即投资的概率,推迟企业的投资时机;企业的规模越小、生产率越高以及东道国经济增长率越高均会提高企业投资的收益水平,促使企业缩短延迟时间,尽早投资;企业的出口经验越丰富、东道国的投资风险越小,两国距离越近,越会降低企业投资的不确定,促使企业尽早投资,以上结论与基本回归结果保持一致,意味着上述回归结果具有稳健性特征。

表 3 稳健性检验

变量名称		指数回归		Weibull 回归	
		β	Haz.Ratio	β	Haz.Ratio
ρ	$Interest_{i-1}$	-0.1711** (-2.03)	0.8427	-0.2849** (-2.15)	0.7521
δ	$\ln TA_{it-1}$	-0.0001*** (-4.03)	0.9999	-0.0001*** (-4.47)	0.9999
	TFP_{it-1}	0.2763*** (10.07)	1.3183	0.4110*** (9.09)	1.5083
	$GDPg_{jt-1}$	0.0064** (2.13)	1.0064	0.0098** (1.96)	1.0099
σ	Exp_{it-1}	0.0001*** (4.04)	1.0001	0.0002*** (4.74)	1.0002
	$Risk_{jt-1}$	-0.2257*** (-8.41)	0.7979	-0.3892*** (-8.95)	0.6776
	$\ln dis_{ij}$	-0.0132 (-0.83)	0.9869	-0.0215 (-0.80)	0.9787
控制变量	SOE_i	-0.4604*** (-13.67)	0.6310	-0.8131*** (-13.73)	0.4435
	$East_i$	0.1618*** (4.13)	1.1756	0.2730*** (4.22)	1.3139
时间固定效应		YES		YES	
个体固定效应		YES		YES	
Wald		666.12		675.97	
Time at risk		32356		32356	
N		3 013		3 013	

注:***、**、* 分别表示参数的估计值在 1%、5%、10% 的统计水平上显著;括号内数值为 t 统计值;“YES”表示回归加入了控制变量。

五、基于所有权属性与地区分布的分组检验

上文的非参数分布估计与全样本回归结果均说明了企业的所有权异质性与地区异质性会对其投资时机选择产生显著影响,但在各类企业中,各变量对其投资时机的影响情况是否存在差异,尚不得而知。因此,本文以企业所有权属性以及所在地区为标准进行分组检验,以进一步剖析不同类型以及不同地区企业投资时机的决定因素,结果如表 4 所示。

表 4 基于企业类型和地区的分组检验

解释变量		分企业类型检验				分地区检验			
		国有企业		非国有企业		东部地区企业		中西部地区企业	
		β	Haz.Ratio	β	Haz.Ratio	β	Haz.Ratio	β	Haz.Ratio
ρ	$Interest_{i-1}$	-0.1087*** (-2.95)	0.8970	-0.2389** (-2.61)	0.7875	-0.1779* (-1.88)	0.8370	-0.2763 (-0.25)	0.9727
δ	$\ln TA_{it-1}$	-0.0004*** (-4.69)	0.9996	-0.0001** (-2.03)	0.9999	-0.0001*** (-3.77)	0.9999	-0.0001* (-1.82)	0.9999
	TFP_{it-1}	0.3924*** (5.47)	1.4805	0.3980*** (6.76)	1.4888	0.3454*** (7.26)	1.4125	0.5275*** (4.67)	1.6947
	GDP_{jt-1}	0.0099 (1.00)	1.0100	0.0054 (1.10)	1.0054	0.0108** (2.43)	1.0011	-0.0076 (-0.56)	0.9924
σ	Exp_{it-1}	0.0001 (1.41)	1.0001	0.0001*** (3.41)	1.0001	0.0002*** (4.33)	1.0002	0.0000*** (3.37)	1.0000
	$Risk_{jt-1}$	-1.0755*** (-11.15)	0.3411	-0.4528*** (-7.12)	0.6359	-0.5370*** (-8.92)	0.5845	-1.1383*** (-8.91)	0.3204
	$\ln dis_{ij}$	-0.1777*** (-5.81)	0.8372	-0.1733*** (-2.17)	0.8408	-0.2089*** (-2.62)	0.8114	-0.2948* (1.71)	0.7447
控制变量	SOE_i	-	-	-	-	-0.5499*** (-10.86)	0.5770	-0.7479*** (-5.54)	0.4734
	$East_i$	0.3245*** (2.91)	1.3833	0.1255* (1.87)	1.1337	-	-	-	-
时间固定效应		YES		YES		YES		YES	
个体固定效应		YES		YES		YES		YES	
Wald		1388.37		3973.56		3586.20		940.42	
Time at risk		12018		20906		26232		6692	
N		693		2 320		2 568		445	

注：***、**、* 分别表示参数的估计值在 1%、5%、10% 的统计水平上显著；括号内数值为 t 统计值；“YES”表示回归加入了控制变量。

从企业类型的分组检验来看,虽然各变量的系数符号在国有企业与非国有企业中保持一致,但在显著性水平及系数大小上仍呈现些许差异。例如,在非国有企业中,出口经验变量显著有效,但在国有企业中并非如此。对此的解释为:出口经验之所以能够促使企业较早投资是因为其能有效减少企业投资的风险和不确定性。但是对于国有企业来说,其独特的经济背景使其具有较为完善的信息获取渠道,对海外信息的掌握也较为全面,所以国有企业通过出口经验降低风险的必要性较小。与此迥然不同的是,非国有企业由于信息网络的不健全,主要通过自身经验的积累来降低投资的不确定性,故出口经验变量在非国有企业中显著有效。此外,东道国投资风险对国有企业投资的抑制作用远大于对非国有企业的作用,这同样归因于国有企业在国内的特殊地位,长时间的政策保护不仅导致其忧患意识不足,也使其在国内拥有较大的市场份额与市场影响力;所以国有企业通过海外投资获取利润的动机较弱,在这种情况下,东道国投资风险的些许增加都会较显著地抑制国有企业投资的概率。而非国有企业迫于国内经营的生存压力会积极进行海外投资,使海外投资风险的抑制作用相对减小。

从企业所在地区的分组检验来看,部分变量对不同地区企业投资时机的影响方向和显

著性水平发生改变。一方面,真实利率水平对中西部地区企业投资时机的影响不再显著,这是因为,OFDI 企业多分布在东部地区,造成该地区企业面临着更为激烈的市场竞争,市场化程度也较高,因此东部地区企业对利率水平等市场条件的敏感度高于中西部地区企业;而中西部地区企业由于较弱的市场敏感度堵塞了市场利率的作用渠道,抑制了该变量影响作用的发挥。另一方面,对东部地区企业来说,东道国经济增长率的系数显著为正,意味着东道国较快的经济增长速度能有效刺激东部地区企业缩短延迟时间,这与全样本结果一致。但对中西部地区企业来说,该变量系数为负,可能的原因在于,很多中西部地区企业基于降低劳动力成本的目的投资于一些经济较为落后的发展中国家,如印度、越南等,这些国家的经济增长率越高,意味着其劳动成本增加得越快,从而抑制了中西部地区企业对其进行投资的动力,促使企业选择投资延迟。

六、结论与政策建议

本文在构建实物期权模型的基础上,首次以中国 OFDI 企业投资时机为研究对象,利用生存分析探究我国 OFDI 企业投资时机选择的影响因素,结果发现:较高的国内真实利率会增大 OFDI 企业的延迟时间,促使其延迟投资;较高的企业生产率与东道国经济增长率会提高企业海外投资的收益率,促进企业缩短延迟时间,但大规模企业由于海外投资动机的不足而倾向于延迟投资;企业较多的出口经验、较小的东道国投资风险与两国较近的距离均会减小企业海外投资的不确定性和风险,从而减小企业延迟期权的价值,促使企业缩短延迟时间;对不同所有权属性与不同地区投资企业的分布估计表明,国有企业的投资延迟时间长于非国有企业,同时中西部地区企业的延迟时间亦长于东部地区企业。

本文的政策含义在于:首先,OFDI 企业的海外投资决策不仅包括进入模式、投资区位的选择,还应包括投资时机的决策,这就要求我国 OFDI 企业高度重视投资时机选择的重要性,并能正确认识和利用投资延迟的期权价值来实现其投资利润的最大化;其次,从微观角度,企业投资时机的选择除了与其规模、生产率等自身特征相关外,还与母国和东道国宏观经济条件密切相关,这要求对外直接投资时机的选择要综合考虑其微观以及宏观经济环境的因素,做出准确的决策;最后,从国家角度来看,促进企业“走出去”是我国融入国际市场竞争的重要战略之一,这就要求政府改变传统的扶持做法,从企业投资时机角度探寻促“走出去”战略的相关政策,譬如建立相关机构帮助 OFDI 企业了解海外的市场需求等降低企业投资的风险和不确定性,促进企业对外投资进程的快速发展。

参考文献:

- 1.王媛、贾生华,2012,《不确定性、实物期权与政府土地供应决策:来自杭州的证据》,《世界经济》第3期。
- 2.张小茜、汪炜、史晋川,2007,《利率市场化与信贷配给——一个基于 IRR 的实物期权模型》,《金融研究》第3期。
- 3.Blandon, J.G.2001.“The Timing of Foreign Direct Investment under Uncertainty: Evidence from the Spanish Banking Sector.” *Journal of Economic Behavior and Organization* 45(2):213-224.
- 4.Carlson, S.1966.*International Business Research*.Uppsala: Acta Universitatis Upsaliensis.
- 5.Casillas, J. C., and A. M. Moreno - Menendez. 2013. “Speed of the Internationalization Process: The Role of Diversity and Depth in Experiential Learning.” *Journal of International Business Studies* 45(1):85-101.
- 6.Casillas, J.C., J.L.Barbero, and H.J.Sapienza.2015.“Knowledge Acquisition, Learning, and the Initial Pace of Internationalization.” *International Business Review* 24(1):102-114.

7. Casson, M.C. 1994. "Internationalization as a Learning Process: A Model of Corporate Growth and Geographical Diversification." In *The Economics of International Investment*. Edited by V. Balasubramanyam and D. Sapsford, 14-46. England; Edward Elgar.
8. Chung, H.J., C.C. Chen, and T.J. Hsieh. 2007. "First Geographic Expansion of Startup Firms: Initial Size and Entry Timing Effects." *Journal of Business Research* 60(4): 388-395.
9. Cox, D.R. 1972. "Regression Models and Life Tables." *Journal of the Royal Statistical Society* 34(2): 187-220.
10. Dixit, A.K., and R.S. Pindyck. 1994. *Investment under Uncertainty*. Princeton NJ: Princeton University Press.
11. Figueira-de-Lemos, F., J. Johanson, and J.E. Vahlne. 2011. "Risk Management in the Internationalization Process of the Firm: A Note on the Uppsala Model." *Journal of World Business* 45(2): 143-153.
12. Fisch, J. H. 2008. "Internalization and Internationalization under Competing Real Options." *Journal of International Management* 14(2): 108-123.
13. Hewerdine, L., and C. Welch. 2013. "Are International New Ventures Really New? A Process Study of Organizational Emergence and Internationalization." *Journal of World Business* 48(4): 466-477.
14. McDougall, P., and B.M. Oviatt. 2003. "Some Fundamental Issues in International Entrepreneurship." <http://www.usasbe.org/knowledge/whitepapers/mcdougall2003.pdf>.
15. Milne, A., and A. Whalley. 2000. "Time to Build, Option Value and Investment Decisions': A Comment." *Journal of Financial Economics* 56(2): 325-332.
16. Naude, W., and S. Rossouw. 2010. "Early International Entrepreneurship in China: Extent and Determinants." *Journal of International Entrepreneurship* 8(1): 87-111.
17. Naude, W., T. Gries, and N. Bilkic. 2013. "Firm-level Heterogeneity and the Decision to Export: A Real Option." IZA DP7346. <http://ftp.iza.org/dp7346.pdf>.
18. Rivoli, P., and E. Salorio. 1996. "Foreign Direct Investment and Investment under Uncertainty." *Journal of International Business Studies* 27(2): 335-357.

How to Choose Delay Time for Chinese Enterprises' Foreign Direct Investment? A Perspective of Real Option

Liu Hui and Qi Jianhong

(School of Economics, Shandong University)

Abstract: This paper studies the entry timing of China's OFDI firms from the perspective of real option. Based on the construction of the real option model, this paper uses the matched data of China's OFDI firms and Chinese Industrial Enterprise Database during 2000-2010 and adopts the Cox model to do the survival analysis for the 3013 firm-market observations. The results indicate that 88% firms in China will delay the investment rather than do it immediately. Firstly, higher real interest rate in China would reduce the probability of firms doing the investment immediately. Secondly, firms with higher efficiency and the host country with faster economic growth rate would promote firms to investment earlier. Thirdly, firms with less export experience, host countries with larger investment risk and farther distance with China would enlarge the uncertainty of investment, thus postpone the firms' investment. Lastly, the state-owned enterprises and eastern enterprises will have longer delay time than other firms.

Keywords: Real Option Theory, OFDI Firms, Entry Timing Strategy, Delay Investment

JEL Classification: F10, F40

(责任编辑:赵锐、彭爽)