外资并购对目标企业生存的影响①

高凌云[1] 易先忠[2]

（1. 中国社会科学院世界经济与政治研究所；
2. 南京审计大学政治与经济研究院）

研究目标：不同类型外资并购对目标企业生存的影响。**研究方法：**可控制多重生存期的离散时间生存分析方法。**研究发现：**我国不同类别的外资并购不仅不会增加目标企业的退出风险，反而会通过政策优惠、无形资产内部化等方式降低目标企业的退出风险。这一核心结论在细分不同特征行业、企业，控制可能的遗漏变量以及因样本选择带来的内生性问题之后，始终保持稳健。**研究创新：**对不同类型外资并购具体是通过何种机制产生影响的进行了分析，并进一步检验了不同机制在不同技术行业和不同类型企业间的差异；另外，还解决了中国工业企业数据库中外资并购的识别问题。**研究价值：**为鼓励将外资并购作为我国吸引外资新的增长点等政策提供了经验支撑。

关键词 外资并购 溢价 目标企业 退出风险

中图分类号 F270.3 **文献标识码** A

引 言

外资进入中国以绿地投资为主，与国际趋势存在极大差异，客观上是因为目前在部分行业针对外资的股本比例还有限制（高凌云等，2017）。而主观上，对外资并购的“偏见”则源于以下担心：对于像中国这样就业压力非常大的国家，被外资并购的目标企业，相比于内资企业，政府无法控制的流动性（Footloose）会更为突出。因为跨国公司通常是在全球范围内布局和配置生产要素，面临不利的外部冲击可以迅速调整甚至关闭其子公司（Varum等，2014）；而且，即使没有不利的外部冲击，跨国公司也可能基于生产成本的变动或其他战略考虑，将东道国的子公司转移至其他国家（Ederington等，2005）；另外，外资还可能通过并购进而关闭目标企业等方式以消除可能的竞争（Thompson，1999）。如此，外资并购对东道国不仅意味着失业，更意味着国内与之相伴随的整条产业链被切断，这无疑会给东道国带来较大的不确定性，甚至影响经济安全。

针对上述担心自然衍生出两个问题，即外资并购是会降低还是增加目标企业的退出风险？而无论哪种方向的影响，起决定作用的到底是外资并购还是企业初始设立时的外资属性？不同回答将从根本上影响中国吸引外资政策着力点的选择。本文利用能控制多重生存期

① 本文获得国家社会科学基金专项项目“建设开放型世界经济与大国经济开放的中国方案研究”（18VSJ047）、国家自然科学基金面上项目“企业动态视角下我国内需变动影响出口的机制及政策应对研究”（71573271）和国家社会科学基金重大项目“‘一带一路’建设与全球治理格局演变研究”（17VDL006）的资助。

的离散时间生存分析方法，以及 1998～2008 年中国工业企业层面的数据，在科学识别并测度外资并购和企业退出的基础上，实证检验了外资并购对目标企业生存的影响及其可能渠道。结果显示，外资并购会显著降低目标企业的退出风险，且此“并购溢价”对有出口但无对外投资的企业尤为突出，同时均只在进入壁垒较低的低技术行业存在。而在考虑外资并购之后，企业设立时是不是外资企业对其相对退出风险没有显著影响。进一步的分析表明，仅仅改变企业外资属性的身份识别型并购会通过政策优惠的方式显著降低目标企业的退出风险，而促使外资获得绝对控制权的绝对控制型外资并购会通过无形资产内部化的方式显著降低目标企业的退出风险。而且，上述结论在控制遗漏变量、样本选择性等问题后始终稳健；因此，建立在上述核心结论基础上的政策建议，对扭转中国与国际趋势背离的外商投资模式有较大的参考价值。

一、文献综述

本文研究主要与两个方面的文献相关，第一是企业退出的影响因素，包括宏观、行业和企业等层面；第二是外资并购对被并购企业绩效的影响。

1. 企业退出的影响因素

从宏观层面，一国或地区整体的经济状态一直被看作导致企业退出的重要因素。Callejón 和 Segarra（1999）等发现企业退出行为具有“逆周期”的特征，在经济萧条的时候企业退出率上升，而经济扩张的时候退出率下降。而且，当前的经济增长形势不仅影响企业经营的市场环境，还会影响企业对未来市场的预期，当企业预计未来市场形势会恶化的时候，做出退出决定的风险会大幅增加（Geroski 等，2010）。

但是，同等宏观条件下的不同产业，退出率却存在较大差异，这说明不同产业在结构、增长等方面的内在差异对产业内企业的退出同样具有非常重要的影响。现有文献基于产业层面的考虑，大致包括：首先，正如 Mata 和 Portugal（1994）等所指出的，在那些增长相对快的产业内，新进入企业即便不争夺在位企业原有的消费者，也可以生存下去。其次，在市场机制完善的情况下，产业内企业的进入与退出存在紧密的联系。Johnson 和 Parker（1994）具体地将同一产业内上一期企业进入和退出对当期退出的影响，分别命名为竞争效应和乘数效应。Audretsch（1995）进一步将竞争效应细分为替代效应和旋转门效应[①]。Roberts 和 Thompson（2003）、Dejardin（2004）分别提供了竞争效应、乘数效应存在的证据。再次，如果产业的最低有效规模越大，新进入企业和原有在位企业达到这一生产规模的难度就越大，因而退出的风险也相应越高（MacDonald，1986 等）。最后，Bunch 和 Smiley（1992）等强调，集中程度越高的产业，在位企业之间形成共谋以及抵制潜在进入企业的可能性也越大。

近年来，有越来越多的研究深入探讨了企业层面的影响因素。首先是生产率。以企业生产率异质性为特征的产业演进模型是理解生产率如何影响企业退出行为最有价值的参考（Melitz，2003 等）。Bernard 和 Jensen（2007）曾用美国的数据验证了生产率对企业退出的重要作用。其次是企业经营年限对企业退出的倒“U”形影响（Hannan，1998 等）。在临界点之前，随着经营年限的增加，企业初始设立时的要素禀赋以及经营战略，与快速变化的内外部环境的背离程度越来越大，对企业生存的影响超过了“干中学”等效应；而在临界点之

① 替代效应是指新进入企业导致之前原有低效率企业的退出，而旋转门效应是指退出企业很多是前期刚进入的企业。

后，情况恰好相反。再次，企业规模也是影响企业退出的重要因素。相比于小规模企业，大企业拥有规模经济优势；而且大企业在声誉、人力资源等方面，也更具优势（Esteve-Pérez 等，2010）。另外，企业是否从事对外贸易与其退出行为同样具有非常密切的联系。如 Wagner（2012）指出，通过出口在处于不同周期的市场分配销售，可以减少退出风险。最后，初始设立时企业是不是外资企业也会影响企业退出风险。因为外资企业在技术、管理、融资和产品品质等方面均优于内资企业，其抵御风险的能力更强（Narjoko 和 Hill，2007 等）。

2. 外资并购与企业绩效

现有研究集中在考虑外资并购对被并购企业生产率、就业和工资、创新等的影响。首先，在生产率方面，如 Conyon 等（2002）发现，英国 1989～1994 年间被外资并购的企业平均劳动生产率提高了 13%。但是，Harris 和 Robinson（2003）并没有发现外资并购的生产率提升效应，他们的解释是被并购企业存在非常高的调整成本。其次是就业和工资。针对就业，尽管没有统一的结论，但大部分研究都认为外资并购会一定程度地降低被并购方的雇员人数，因为外资并购提供了一个重新谈判被认为是阻碍解雇的劳动合同的机会。如 Lehto 和 Böckerman（2008）发现，1989～2003 年间外资并购导致了芬兰被并购制造企业的就业下降，但这一负效应在服务业较弱。针对工资，结论则比较一致，基本上都认为外资并购会提升被收购方雇员的工资。如 Csengödi 等（2005）基于匈牙利的研究发现，被外资并购的企业其相对工资会高 15%左右。

3. 简评

现有研究仍然存在两个方面的内容需要进一步深入：第一，生存是企业实现一切绩效的前提，但现有研究较少关注外资并购对被并购企业经营持续时间的影响；第二，现有研究更多是辨别外资并购是否对被收购方绩效有影响，或者更具体到对哪类被并购企业以及企业内部的哪一类群体有何影响，但是外资并购究竟是通过何种渠道产生影响，仍有待思考。

可能的边际贡献主要体现在四个方面：第一，本文关注的主题是发生在中国的外资并购对企业生存有何影响，大致可以看作上述两个方面文献研究的结合，更关键的是本文提供了来自中国样本的经验证据。第二，本文细分了两种类型的外资并购，并对不同类型外资并购具体通过何种机制产生影响进行了分析和验证，并进一步深入检验了不同机制在不同技术行业和不同类型企业间的差异。第三，从动态的角度解释了，现有验证初始设立时属于外商投资的企业是否具有 Footloose 特性的研究，其结果均存在较大偏误。第四，首次利用生存分析所需队列样本的特征，解决了中国工业企业数据库中外资并购的识别问题，从而为利用这一数据库更深入研究外资并购问题提供了严谨的方法。不仅如此，对企业进入、在位、退出的细致划分方法，也为后续与企业动态相关的研究提供了科学的框架。

二、中国工业企业动态与外资并购的识别与测度

分析外资并购对企业生存的影响，需要界定两类概念，分别是企业动态和外资并购。清楚区分不同类型的企业动态并据此界定企业退出，是构建后文被解释变量的前提。外资并购的定义非常简单，大致上可以先按资本金占比区分内、外资企业，进而根据可能会使企业发生本质性变化的资本金比例来对外资并购进行分类；比较棘手的是如何利用中国工业企业数据库来识别外资并购。

利用中国工业企业数据库界定企业动态，要着重考虑两个关键的问题：第一，分类应该

是互斥的。在这个方面，我们与高凌云等（2017）的处理方式是一致的，即：$t-1$、t、$t+1$ 期都处于活动状态的企业为在位企业（见表 1 第 1 类）；$t-1$、t 期处于活动状态，但 $t+1$ 期不存在的企业为退出企业（见表 1 第 2 类）；$t-1$ 期不存在，但 t、$t+1$ 期处于活动状态的企业为进入企业（见表 1 第 3 类）；$t-1$、$t+1$ 期不存在，只有 t 期处于活动状态的企业为短期生存企业（见表 1 第 4 类）。

表 1　　企业动态类型的划分标准

类　别	年　份	所有制	$t-1$	t	$t+1$	类型
1	1998～2008	所有企业	就业＞0	就业＞0	就业＞0	在位企业
2	$t\leqslant$2006	国有企业	就业＞0	就业＞0	缺失	退出企业
		非国有企业	就业＞0	就业＞0，非运营	缺失	退出企业
		非国有企业	就业＞0	就业＞0，运营	缺失	在位企业
	$t\geqslant$2007	所有企业	就业＞0	就业＞0，非运营	缺失	退出企业
		所有企业	就业＞0	就业＞0，运营	缺失	在位企业
3	1998～2008	国有企业	缺失	就业＞0	就业＞0	进入企业
		非国有企业	缺失	就业＞0，经营年限≥2	就业＞0	在位企业
		非国有企业	缺失	就业＞0，经营年限＜2	就业＞0	进入企业
4	$t\leqslant$2006	国有企业	缺失	就业＞0	缺失	短期生存
		非国有企业	缺失	就业＞0，运营，经营年限≥2	缺失	在位企业
		非国有企业	缺失	就业＞0，运营，经营年限＜2	缺失	进入企业
		非国有企业	缺失	就业＞0，非运营，经营年限≥2	缺失	退出企业
		非国有企业	缺失	就业＞0，非运营，经营年限＜2	缺失	短期生存
	$t\geqslant$2007	所有企业	缺失	就业＞0，运营，经营年限≥2	缺失	在位企业
		所有企业	缺失	就业＞0，运营，经营年限＜2	缺失	进入企业
		所有企业	缺失	就业＞0，非运营，经营年限≥2	缺失	退出企业
		所有企业	缺失	就业＞0，非运营，经营年限＜2	缺失	短期生存

第二，纳入统计的工业企业范围及变动。在本文的研究期内，中国使用了两套工业统计制度，1998～2006 年全国规模以上工业企业统计范围为全部国有和年主营业务收入在 500 万元及以上非国有工业企业；而 2007～2010 年，全国规模以上工业企业统计范围为年主营业务收入在 500 万元及以上的工业企业。工业统计制度的变动会带来两个方面的问题，首先，按上述界定企业动态的规则，有些退出中国工业企业数据库的企业，可能不完全是因为退出经营。本文按照马弘等（2013）的原则，充分结合工业企业数据库中企业设立年份、出现在数据库中的初始年份、营业状态等，来综合判断企业的进入、在位与退出等类型，尽量降低由于工业企业数据库中企业样本选择标准造成的误差。其次，从 2007 年开始，统计标准对国有企业与非国有企业一视同仁。因此，2006 年后，不再需要区别国有、非国有的差别。综合这两个方面的考虑，表 1 对本文中的企业动态划分标准进行了细致的界定，包括 18 种情况。

利用中国工业企业数据库考虑外资并购也需要考虑两方面的问题。第一，外商投资企业的识别。为了避免误填或故意误填登记注册类型以享受“超国民待遇”的情况，本文采用设立时外商或港澳台资本金占实收资本金的比重来识别，这种方式更为准确。由

于《中华人民共和国中外合资经营企业法》第四条规定：合营企业的注册资本中，外国合营者的投资比例一般不低于25%[①]；因此，本文将外商或港澳台资本金占比不低于25%的企业界定为外商投资企业。更进一步，为清楚刻画后文的外资并购，本文将外商投资企业进一步细分为：外商或港澳台资本金占比高于25%、但低于50%的非绝对控制型外资企业（见表2外资Ⅰ）；外商或港澳台资本金占比超过50%、但低于99%的绝对控制型企业（见表2外资Ⅱ）；外商或港澳台资本金占比超过99%的外商独资企业[②]（见表2外资Ⅲ）。利用中国工业企业数据，表2提供了进入、在位、退出和短期生存企业中内外资企业的分布情况。

表2　　中国工业企业动态分类与外资属性　　（单位：家）

分　类		1999年	2000年	2001年	2002年	2003年	2004年	2005年	2006年	2007年
进入企业	内资	2790	2966	5604	5052	6245	17230	10443	14129	12701
	外资Ⅰ	137	160	282	210	268	718	301	351	252
	外资Ⅱ	114	116	195	154	160	446	199	277	175
	外资Ⅲ	395	378	614	739	927	2758	1450	1727	1290
在位企业	内资	0	2666	5073	10009	13796	17269	33057	40655	51801
	外资Ⅰ	0	135	281	535	700	891	1558	1784	2044
	外资Ⅱ	0	114	211	380	517	627	1046	1179	1399
	外资Ⅲ	0	392	711	1259	1896	2592	5160	6230	7575
退出企业	内资	0	124	155	221	254	232	419	368	307
	外资Ⅰ	0	2	5	4	12	8	11	13	8
	外资Ⅱ	0	0	4	5	4	2	2	7	6
	外资Ⅲ	0	3	6	13	17	32	45	32	28
短期企业	内资	0	0	0	2	1	5	10	2	0
合计		3436	7056	13141	18583	24797	42810	53701	66754	77586

第二，如何利用中国工业企业数据识别外资并购。外商投资的方式有绿地投资和并购投资两种，但是，如果不对中国工业企业数据库的企业样本做任何处理，直接将企业外商资本金的变化认定为外资并购的结果显然是不科学的。不过这个棘手的问题在利用生存分析方法的时候就不再难以处理，因为生存分析需要基于队列（Cohort）企业样本[③]。如表2所示，我们的样本集中，1999年只有新进入（或设立）企业[④]，2000年的企业包括该年新进入的

① 内资企业也可能有外资成分，但外商或港澳台资本金的占比低于25%。

② 由于以千元人民币为单位，中国工业企业数据库中，大部分外商独资企业，其外商或港澳台资本金占比并不是完全等于100%。

③ 中国工业企业数据库中所有的企业，大致上可以分为四种（还有少量企业中间有间断），第一种是进入与退出均在研究期区间内出现；第二种是进入发生在研究期区间，但在研究截止的时候，企业退出这一事件还没有发生；第三种是研究开始之前，企业已经设立了，但在研究终止之前，企业退出这一事件发生；第四种是企业进入和退出都发生在研究区间之外。由于中国工业企业数据库中的每一个企业，都是按会计年度提供对应数据，因而对于第三种和第四种企业，在本文中也就是1998年之前设立的企业，如果将它们保存在最后的样本总体中，会导致这些样本企业从成立时起到1998年之间的、随时间变化的变量，出现数据缺失，进而可能导致估计的结果有偏，甚至无法估计。

④ 在后续的数据说明中，本文提供了中国工业企业数据库中新进入企业与新设立企业的差异，以及将新进入与新设立统一的方法说明。

企业以及本年度仍然在位的上一年度进入企业，依此类推。因此，一旦识别出每一年度新设立外资企业后（绿地投资），其他企业中外商资本金的增加就只能是由外资并购行为导致的。

虽然外资并购会导致外商资本金比重的增加，但将所有外商资本金增加的比例都考虑进来，基本是不可能的，也没有必要。因此根据外商或港澳台资本金占比与控制权的对应，我们定义两种类型的外资并购，第一种是身份识别型外资并购，指初始设立时外商或港澳台资本金占比小于 25%，而之后的某个年份开始外商或港澳台资本金占比均不小于 25%。这一类型的外资并购会改变企业的外资属性，而且在本文的研究期内，会从根本上影响企业在税收、土地等方面的待遇。第二种是绝对控制型外资并购，指初始设立时外商或港澳台资本金占比小于 50%，而之后的某个年份开始外商或港澳台资本金占比均不小于 50%。这一类型的外资并购，会从根本上改变外资在企业决策中的控制权。表 3 按照这个定义，提供了样本期内各年度两种外资并购的分布情况。其特征大致可以总结为：首先，外商或港澳台资本金占比在企业生命期内并不都是不变的。这呼应了本文在文献综述部分提出的，立足于设立时企业性质的研究，可能产生一定程度的误导。其次，外资并购在外资企业中发生的频次大幅高于内资企业。如 2007 年，外资Ⅰ中发生绝对控制型并购的企业有 722 家，占比 17.60%；而内资企业中发生绝对控制型并购的企业虽然有 1505 家，但占比只有 2.20%。

表 3　　中国工业企业两类外资并购的特征　　（单位：家、%）

年　份	内资					外资Ⅰ		
	不变	并购Ⅰ		并购Ⅱ		不变	并购Ⅱ	
		数量	占比	数量	占比		数量	占比
1999	2790	178	5.76	123	3.98	137	48	18.05
2000	5756	420	6.50	289	4.47	297	115	19.23
2001	10832	759	6.27	519	4.29	568	220	19.47
2002	15284	1063	6.22	739	4.33	749	292	19.65
2003	20296	1394	6.15	961	4.24	980	400	20.23
2004	34736	1850	4.89	1282	3.39	1617	631	19.74
2005	43929	2115	4.45	1488	3.13	1870	711	19.50
2006	55154	2233	3.79	1571	2.66	2148	753	18.69
2007	64809	2143	3.13	1505	2.20	2304	722	17.60

注：并购Ⅰ、并购Ⅱ分别指身份识别型和绝对控制型外资并购；外资Ⅰ的含义同表 2。

三、计量方法、变量与数据说明

用于生存分析的方法依据样本数据的数据特征，大致上可分为连续时间和离散时间两类。本文使用的是以年度为间隔的中国工业企业数据，不适合采用基于连续时间的方法。不仅如此，在中国工业企业数据库中，还存在部分企业多次进入、退出的情况，如本文的样本企业集合中，出现两次进出的有 1598 家，出现三次进出的也有 9 家。之前离散时间生存分析的做法，通常是隐含假设同一企业多次进入、退出相互独立，或是将存在多次进入、退出的企业删除，本文强调采用能控制多重存活期的离散时间生存分析方法。

1. 可控制多生存期的离散时间生存分析方法

本文控制多重生存期的思路与 Willett 和 Singer（1995）类似，将总体样本按经历生存期的不同进行分析，而在每一个生存期内，对任一企业的处理与传统离散时间生存分析的做

法一致。具体步骤如下。

第一，以 i、j 和 k 分别表示企业、生存期和生存期内的年份，离散型随机变量 T_j 表示第 j 个生存期内企业退出的事件。以此为基础，T_j 的概率密度函数可以表示为 $f_{ij}(k)=Pr_i\{T_j=k\}$；i 企业在 j 生存期内经营时间超过 k 的概率，可以用生存函数 $S_{ij}(k)=Pr_i\{T_j>k\}$ 表示；i 企业在 j 生存期内第 k 年瞬时退出的概率，可以用风险函数表示为 $\lambda_{ij}(k)=\lim_{\Delta k\to 0}\frac{Pr_i\{k\leqslant T_j<k+\Delta k\mid T_j>k\}}{\Delta k}$。继而，定义 $J=\mathrm{Max}(J_i)$，J_i 表示 i 企业经历的生存期的数量，J 表示所有企业经营生存期的最大值。

第二，依据生存期的不同，将总样本分为若干个互斥的子样本，计算每一类子集内任一企业的似然值。为此，首先在任一生存期内，按生存分析的惯例，定义一个二元归并变量 $c_{ij}=\begin{cases}0，\text{如果个体企业 } i \text{ 在第 } j \text{ 生存期内没有归并}\\1，\text{如果个体企业 } i \text{ 个生存期内归并}\end{cases}$；其次，将经历了第一到第 j 个生存期的企业定义为样本子集 j，假设包括 n_j 企业。那么，对于样本子集 j 内的任一企业 i，其对似然值的贡献为：

$$L_i^{(1)}=[f_{i1}(K_{i1})]^{1-c_{i1}}[S_{i1}(K_{i1})]^{c_{i1}} \tag{1}$$

因为经历后续事件（或状态）的企业必然会经历之前的事件（如经历第二个生存期的企业必然会经历第一个生存期，依此类推），所以，如果以 K_{ij} 表示企业 i 在第 j 个生存期能被观测到的最后时刻，则样本子集 j 内的任意企业 i 对似然值的贡献可表示为：$L_i^j=[f_{i1}(K_{i1})]^{1-c_{i1}}[S_{i1}(K_{i1})]^{c_{i1}}\cdots[f_{ij}(K_{ij})]^{1-c_{ij}}[S_{ij}(K_{ij})]^{c_{ij}}$。考虑到每一个样本子集内的企业都是随机抽取的，所以总的样本似然值可表示为：

$$L(\beta)=\prod_{i=1}^{n}\prod_{j=1}^{J_i}\left[\frac{\lambda_{ij}(K_{ij})}{1-\lambda_{ij}(K_{ij})}\right]^{1-c_{ij}}\left[\prod_{k=1}^{K_{ij}}[1-\lambda_{ij}(k)]\right] \tag{2}$$

第三，企业被归并，意味着企业退出事件没有发生，为了得到式（2）的一致化表示，再定义一个与 c_{ij} 相对的二元变量 d_{ijk}。如果企业 i 在第 j 个生存期内的时期 k 没有退出（即被归并），d_{ijk} 取 0；而如果一直没有归并，意味着企业退出直到第 j 个生存期内的最后时期 K_{ij} 才发生，那么 d_{ijk} 在之前一直取 0，最后时期才取 1。所以：

$$\left[\frac{\lambda_{ij}(K_{ij})}{1-\lambda_{ij}(K_{ij})}\right]^{1-c_{ij}}=\prod_{k-1}^{K_{ij}}\left[\frac{\lambda_{ij}(k)}{1-\lambda_{ij}(k)}\right]^{d_{ijk}} \tag{3}$$

据此，可将总体样本似然函数简化表示为：

$$L(\beta)=\prod_{i=1}^{n}\prod_{j=1}^{J_i}\prod_{k=1}^{K_{ij}}[\lambda_{ij}(k)]^{d_{ijk}}[1-\lambda_{ij}(k)]^{1-d_{ijk}} \tag{4}$$

因此，与传统的不考虑多重生存期的似然函数形式类似，考虑了多重生存期之后，式（4）同样可以很方便地将离散时间、多生存期的生存分析转换为二元选择问题。取 $\lambda_{ij}(k)$ 的 Cloglog 形式，即 $\lambda_{ij}(k)=1-e^{[-e^{(\beta_0+\beta_1 acq_{it}+x'_{ik}\beta+\gamma_j+\gamma_c+\gamma_i+\varepsilon_{ik})}]}$，可得：

$$\ln(-\ln(1-\lambda_{ij}(k)))=\beta_0+\beta_1 acq_{it}+x'_{ik}\beta+\gamma_j+\gamma_c+\gamma_i+\varepsilon_{ik} \tag{5}$$

本文将式（5）作为后续估计的基准方程。其中，acq_{it} 是本文关注的外资并购虚拟变量，x_{ik} 包括不随时间变化和随时间变化的自变量向量，β 为对应的参数向量；γ_j 为控制多重生存

期的虚拟变量，γ_c 为控制行业、时期和地区的虚拟变量向量；误差项由 γ_i 和 ε_{ik} 两部分组成，ε_{ik} 与 x_{ik}、γ_i 等不相关。

因为被解释变量的方差是由 γ_i 和 ε_{ik} 的方差共同决定的，在线性模型中，忽略不可观测的异质性相当于遗漏变量，如果遗漏变量与解释变量不相关，则不会影响估计量的一致性；但是在非线性的生存分析模型中，即使不可观测的异质性与解释变量不相关，仍会导致不一致的估计（Heckman 和 Singer，1984）。另外，Hess 和 Persson（2012）等认为，误差项中的 γ_i 采用何种分布，并不影响参数的估计结果。因此，本文采用最常用的假设，即 γ_i 服从均值为 0，方差为 σ_γ^2 的正态分布，用以表示不同企业特定的、不随时间变化且不可观测的异质性（或称弱质性）。

2. 变量及测度

本文的被解释变量为不同类型企业从进入到退出所持续的时间，与 Probit 等离散因变量模型存在较大差异。为得到这一被解释变量，需要先设定表征不同类型企业退出事件是否发生的虚拟变量；该虚拟变量在样本期内企业退出这一事件发生时取 1，否则取 0；然后将之转换为生存分析的数据格式①。核心的解释变量为外资并购；由于之前定义了身份识别型与绝对控制型两种不同的外资并购，与之对应，在样本期内身份识别型外资并购虚拟变量和绝对控制型外资并购虚拟变量分别在该企业发生对应事件时取 1，否则取 0。

另外，根据现有文献，其他企业和产业层面的控制变量②大致包括以下几个。第一个是全要素生产率（tfp）。本文利用根据 LP 方法（Levinsohn 和 Petrin，2003）计算的全要素生产率来测度企业生产效率③，预计低生产率企业的退出风险更高。第二个是规模（$size$）。本文利用中国工业企业数据库中每个企业的“不变价工业总产值”变量来测度企业规模，预计规模越大的企业退出的风险越低。第三个是企业经营年限（age）。本文利用中国工业企业数据库中每个企业“企业设立年份”变量至统计年度的时长来测度企业经营年限，预计企业经营年限对退出风险的影响呈倒“U”形变化。第四个是表示是否出口的虚拟变量（$i.ex$）。如果在企业经营期限内存在出口行为，该虚拟变量取值为 1，否则取值为 0，预计出口企业的退出风险更低。第五个是滞后一阶的退出（$l.exit$）与进入（$l.entry$）。与 Carree 等（2011）类似，本文通过在回归中加入滞后一阶的进入企业数量、滞后一阶的退出企业数量，分别用来验证在中国是否也存在乘数效应和竞争效应。第六个是最低有效规模（mes）。以产业内就业处于中位数企业的就业来测度，预计最低有效规模越大的产业，产业内企业退出的风险越大。第七个是产业集中度（hi）。此处利用行业内企业就业人数的 Herfindahl 指数来测度产业集中度，预计集中程度越高的产业，企业退出的风险也越大。第八个是产业增长（ing）。本文利用产业层次的就业总量增长率来测度，预计产业增长会对企业退出风险产生反向影响。

3. 数据说明

本文在对不同年度中国工业企业进行匹配之前，除了进行 Brandt 等（2014）等的基础

① 本文的数据转换过程通过 Stata14.2 的 stset 命令完成。

② 对于随时间变化的变量，如无特别说明，均做了对数处理；同时，均利用 Stata14.2 的 winsor2 命令对上下 5% 分位极端值进行了缩尾处理。

③ 此处强调采用 LP 方法，是因为中国工业企业数据库中投资变量（包括短期投资和长期投资）存在较多的零值，1998～2008 年总的 2310113 家样本企业中，投资变量为零或缺失的样本量为 2111428 家，使用 OP 方法会损失较多的样本；而 LP 方法需要的中间投入变量为零或缺失的样本量仅为 390200 家。另外，2004 年的工业增加值根据公式“工业增加值＝工业总产值－中间投入＋应交增值税”计算得出。

性处理之外，还做了一些清理工作，体现在：第一，根据《全国组织机构代码编制规则》(GB11714-1997)[①]，剔除了本体代码与校验码不一致的企业。第二，2008 年原始数据中共有企业 327853 家，这一数字与 2009 年《中国统计年鉴》中报告的数字（426113 家）有较大差别，本文使用 2008 年第二次全国经济普查全部国有及规模以上企业数据替换。第三，对《国民经济行业分类与代码》(GB/T 4754-1994）和《国民经济行业分类》(GB/T 4754-2002)，进行了细致的对应。

本文与 Brandt 等（2014）等最大的不同是，在匹配之前处理了企业设立年份变量，因为这既是计算企业经营时间的基础，同时也是区分企业动态类型和识别外资并购的关键。中国工业企业数据库中未经处理的企业设立年份，存在非常多的问题，比如：只生存一年的企业，存在登记的企业设立年份缺失、为零或为非数字字符等诸多情况；生存时间多于一年的同一家企业，不仅存在登记的企业设立年份缺失、为零或为非数字字符的情况，还存在登记的企业设立年份不统一的情况。本文对上述所有情况进行了对应处理，比如，考虑到各年度进入企业的设立年份，绝大多数是进入年度或进入年度的上一年（因为从设立到投产通常会有一个较长的时间段)，本文将设立年份统一为进入年度，以避免数据缺失[②]。

四、计量结果及解释

1. 基准估计结果

下面按照身份识别型并购与绝对控制型并购的顺序展开实证分析。其中，针对不同类型的外资并购，本文渐次加入了企业层面、行业层面的控制变量，并重点考虑了多重生存期的影响，以便通过不同设定的结果来比较和分析外资并购对企业退出影响的差异。此处需强调的是，本文后续的实证，均直接提供所有变量影响企业退出的风险比系数（e^{β})，这一处理主要是基于解释方便的考虑；因为对风险比系数而言，如果某个解释变量的风险比小（或大）于 1，直接就意味着该变量的变动会降低（或提高）退出的风险，幅度为（$1-\beta$）×100%。具体结果如下。

第一，发生过外资并购的企业，无论是身份识别型，还是绝对控制型，其退出风险均显著低于没有经历过这一事件的企业。首先，在控制多重生存期、年度、行业和地区虚拟变量，同时没有加入企业和行业层面控制变量的情况下，表 4 设定（1）的结果显示，经历身份识别型并购的企业，其退出风险比没有经历的企业要低 47.86%。设定（2）为不控制多重生存期，但其他条件不变的情况，不过，此时经历身份识别型并购的企业的退出风险只比设定（1）的结果高 0.03%，差异并不大。其次，设定（3）加入了企业层面的控制变量，此时经历身份识别型并购的企业相比未经历这一事件的企业，退出风险只低了 34.58%，说明设定（1）～设定（2）中外资并购变量隐含了其他变量的作用，存在遗漏变量偏误。如果忽略多重生存期的影响（见设定（4)），经历身份识别型并购企业的退出风险比设定（3）的结果要低 1.15%。再次，在设定（3）的基础上，设定（5）进一步加入了行业层面的控制变量。同样，在控制多重生存期的情况下，经历身份识别型并购的企业相比未经历这一事件的企业，退出风险低了 31.60%。在忽略多重生存期的情况下（见设定（6)），经历身份识

① 国发［2015］33 号《国务院关于批转发展改革委等部门法人和其他组织统一社会信用代码制度建设总体方案的通知》。

② 详细的说明及处理程序代码备索。

别型并购企业的退出风险又比设定（5）的结果要低 1.64%。最后，表 4 设定（7）～设定（8）将身份识别型并购调整为绝对控制型并购，同样，在考虑多重生存期的情况下，经历绝对控制型并购的企业相比未经历这一事件的企业，退出风险低了 32.71%。如果忽略多重生存期（见设定（8）），经历绝对控制型并购的企业的退出风险比设定（7）的结果要低 1.72%。整体而言，加入企业和行业层面的控制变量之后，是否控制多重生存期，外资并购变量退出风险差异的绝对量几乎是不加入控制变量时的 4 倍，说明对结果还是存在一定的影响。因此，与控制年度、行业和地区影响类似，后续估计如无特别说明，均控制了多重生存期的影响。

第二，对两类外资并购而言，除企业设立时的外资属性变量外，其他企业层面的控制变量均始终符合理论预期。首先，与研究外商投资企业 Footloose 特性的文献仅仅关注企业在初始设立时的外资身份不同，表 4 设定（3）和设定（4）的结果显示，如果控制了外资并购虚拟变量，则企业在设立初始时的外资属性，无论是外资Ⅰ（*i.for_1*）、外资Ⅱ（*i.for_2*），还是外资Ⅲ（*i.for_3*），对企业退出的影响均不显著。也就是说，对外资企业是否具有 Footloose 特性这一命题的检验，需要剔除经历过外资并购的企业样本；否则，会得到误导性的结果。比如，对于外资并购频繁的国家或地区，如果并购会利于企业生存，那么只按初始的外资属性将企业分类，就很容易得到外资企业具有 Footloose 特性的结论。其次，生产率越高、企业规模越大的企业，退出的风险越低；同时，出口企业的退出风险显著低于非出口企业。如表 4 设定（7）所示，企业生产率或规模每增加 1 个百分点，其退出风险分别会下降 17.91%和 50.57%，而出口企业的退出风险比非出口企业低 22.54%。其原因在于，按照 Melitz（2003）的逻辑，生产率越高的企业距离退出的临界值越远，也即抵御外部冲击的能力越强。而规模较大的企业拥有规模经济的优势，另外大企业在声誉、获得外部资本、人力资源等方面，也更具优势。出口企业在受到外部不利冲击时，可以在国内外市场上对销售进行再配置，减轻甚至消弭不利影响。最后，经营年限对企业退出的影响呈现出倒“U”形特征，这一结论与 Hannan（1998）等一致，因为在临界点之前，随着经营年限的增加，企业初始设立时的要素禀赋以及经营战略，与快速变化的内外部环境的背离程度越来越大，对企业生存的影响超过了“干中学”等效应；而在临界点之后，情况恰好相反。

第三，行业层面的控制变量。首先考虑进入、退出的影响，由于表 4 设定（5）～设定（8）的结果基本类似，此处以设定（7）为例进行说明。可以看出，上期行业退出率增加 1 个百分点，会导致企业退出风险增加 12.27%，说明风险确实会蔓延，即乘数效应在中国是存在的；而上期行业进入率每增加 1 个百分点，会导致企业退出风险下降 9.42%，这显示出企业进入率的增加不仅没有竞争效应，相反还可能产生一定程度的示范效应，说明中国市场的竞争机制确实存在一定程度的扭曲。其次，仍以设定（7）为例，行业最低有效规模每上升 1 个百分点，企业退出的风险增加 30.22%，其原因在于行业最低有效规模越大，达到这一门槛的企业数量就越少，企业退出的风险自然就会越大。再次，设定（5）～设定（8）中表征行业结构或是垄断程度的 hi 变量对企业退出的影响，方向符合预期，因为行业的垄断程度越高，垄断企业之间达成合谋的可能性也越大，导致其他企业的退出风险越高，但始终不显著。最后，行业成长降低企业退出风险的程度最大。仍以设定（7）为例，行业成长率每增加 1 个百分点，会导致企业退出风险下降 72.05%，说明企业退出确实具有“逆周期”的特征，在增长快的行业，企业之间不需要激烈的市场竞争就能获得足够生存的市场空间，对未来的预期也普遍乐观。

第四，表 4 设定（1）～设定（8）均隐含着是否经历外资并购这一核心变量对企业退出

风险的影响，在整个研究区间内保持不变，即比例风险假设。通过在 Xtcloglog 模型中加入外资并购变量与时期虚拟变量的交叉项，进而检验该交叉项的联合显著性，可以很方便判断比例风险假设是否正确。在设定（5）和设定（7）的基础上[①]，本文的比例风险检验（Ph-test）接受比例风险原假设的概率分别为 0.9245 和 0.9081，说明外资并购变量对企业退出的影响符合比例风险的假设。

表 4　　基准估计结果

	(1) 并购Ⅰ	(2) 并购Ⅰ	(3) 并购Ⅰ	(4) 并购Ⅰ	(5) 并购Ⅰ	(6) 并购Ⅰ	(7) 并购Ⅱ	(8) 并购Ⅱ
acq	0.5214***	0.5211***	0.6542***	0.6657***	0.6840***	0.7004***	0.6629***	0.6801***
	(−6.13)	(−6.15)	(−3.19)	(−3.23)	(−2.89)	(−2.95)	(−2.72)	(−2.77)
i.for_1			1.1824	1.1711				
			(1.02)	(1.02)				
i.for_2			0.8528	0.8472				
			(−0.71)	(−0.77)				
i.for_3			0.9034	0.9045				
			(−1.01)	(−1.03)				
tfp			0.7699**	0.7598**	0.8201*	0.8049*	0.8209*	0.8058*
			(−2.31)	(−2.50)	(−1.65)	(−1.90)	(−1.65)	(−1.89)
size			0.4854***	0.5049***	0.4943***	0.5192***	0.4943***	0.5190***
			(−21.80)	(−23.62)	(−18.91)	(−21.81)	(−18.97)	(−21.84)
i.ex			0.8091***	0.8250***	0.7776***	0.8027***	0.7746***	0.7995***
			(−3.19)	(−3.06)	(−3.57)	(−3.42)	(−3.65)	(−3.50)
age			3.1355***	2.9500***	3.3993***	3.0518***	3.3932***	3.0494***
			(16.70)	(19.20)	(13.55)	(18.15)	(13.60)	(18.16)
age^2			0.9076***	0.9084***	0.9030***	0.9062***	0.9030***	0.9061***
			(−12.80)	(−13.38)	(−11.65)	(−12.94)	(−11.67)	(−12.95)
l.exit					1.1222***	1.1202***	1.1227***	1.1208***
					(2.67)	(2.75)	(2.69)	(2.76)
l.entry					0.9063**	0.9086**	0.9058**	0.9082**
					(−1.97)	(−2.01)	(−1.98)	(−2.02)
mes					1.3013***	1.2795***	1.3022***	1.2802***
					(2.66)	(2.66)	(2.67)	(2.67)
hi					1.0441	1.0421	1.0441	1.0421
					(1.05)	(1.08)	(1.05)	(1.08)
ing					0.2804***	0.2795***	0.2795***	0.2786***
					(−3.05)	(−3.24)	(−3.06)	(−3.25)
多重生存期	yes	no	yes	no	yes	no	yes	no
样本量	307730	307739	300953	300962	289478	289484	289478	289484
ll_c	−13404	−13404	−10905	−10918	−10539	−10551	−10539	−10552
χ^2	6559.45	6572.46	1674.68	1496.16	1710.62	1637.01	1708.84	1633.06
P 值	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%水平下显著；括号内为 t 统计量，但估计系数以风险比系数（e^{β}）形式展示；yes 和 no 分别表示控制与不控制；ll_c 表示对数似然值；并购Ⅰ表示身份识别型并购，并购Ⅱ表示绝对控制型并购；年度、产业和地区固定效应均未控制。

① 其他设定的检验结果备索。

2. 克服内生性问题

表 4 的估计结果，可能会因为内生性问题存在一定的偏误。内生性问题一般来自遗漏变量、反向因果和样本选择偏差；此处需要预先说明的是，本文的被解释变量与解释变量之间并不存在反向因果的问题，也即企业是否退出经营对企业的规模、生产率等不会产生影响。因为企业退出经营这一事件发生，意味着退出样本集，企业规模、生产率或是其他变量根本就无从观测①。但是，表 4 的估计却可能存在遗漏变量和样本选择偏差。此处的遗漏变量主要是那些无法纳入的较难测度的企业特征变量；样本选择偏差是指 Cherry Picking 效应，即外资之所以会进行并购，很可能是因为择优效应，即具有生产效率高、市场前景看好等特征的企业更受青睐，而效率高、前景好的企业本身抵抗外部不利冲击的能力更强。下面分别予以处理。

第一，考虑遗漏变量后，外资并购对企业退出的影响仍然保持稳健。在表 4 设定（3）～设定（8）中，尽管本文已经控制了全要素生产率、规模、出口等企业层面的变量，但是仍然有一些企业异质性无法控制，比如企业员工的学历结构、性别结构等。针对这一种情况，表 5 设定（9）采用 Mundlak（1978）的方式，在表 4 设定（7）的基础上，加入了规模变量的个体企业组内平均值。结果显示，在企业规模组内平均值变量（m_size）显著的前提下，经历过身份识别型外资并购的企业，其退出风险比未发生此事件的企业低 30.49%；设定（10）的结果同样显示，在企业规模组内平均值变量显著的前提下，经历过绝对控制型外资并购的企业，其退出风险比未发生此事件的企业低 32.64%；同时，其他企业和产业层面的控制变量，对企业退出的影响在方向和大小上仍然保持稳健。

第二，控制样本选择问题后，外资并购对企业退出的影响仍然保持稳健。在属于生存分析的 Xtcloglog 方法仍然缺乏对工具变量估计量一致性、有效性等证明的情况下，Bandick 和 Görg（2010）等认为，可以利用倾向匹配得分法（Propensity Score Matching，简称为 PSM）获得一个反事实的有效企业集合②。即将所有样本分为发生外资并购（处理组）与未发生外资并购（控制组）两个企业集合，针对发生外资并购企业集合中的每一个样本企业，找到其在控制组内生产率、规模等方面特征基本相似的企业。在一定的条件下，由这两个样本集组成的总体，就可以近似认为，具有相同特征的企业是否发生外资并购是完全随机的③。表 5 设定（11）和设定（12）分别提供了采用 PSM 匹配样本之后身份识别型并购和绝对控制型并购对企业退出影响的结果，与表 4 设定（5）和设定（7）相比，样本选择问题导致身份识别型并购的风险比系数出现下偏，但幅度较小，只有 0.04%；与之对应，样本选择问题会导致绝对控制型并购的风险比系数出现上偏，幅度略大一些，为 0.83%。与处理遗漏变量的问题类似，采用 PSM 匹配样本，其他企业和产业层面的控制变量，对企业退出的影响在方向和大小上依然稳健。出于严谨的考虑，后续所有估计均建立在 PSM 匹配样本的基础上。

---

① Almus（2004）等观察到企业退出之前生产率会快速下降的所谓“死亡阴影”（Shadow of Death）现象，如其所言，并不是说企业退出会对企业前几年的生产率产生影响，而是说由于经营不善导致企业增加值大幅下降甚至出现亏损，进而在要素调整存在时滞的情况下，导致要素边际产出价值大幅下降并无法抵补要素支出的成本。

② 需要特别强调的是，此处使用 PSM 方法并不是要获得平均处理效应，而是获得基于此的近似随机试验的样本。

③ PSM 方法必须满足“条件独立假设”（Conditional Independence Assumption）和“共同支持假设”（Common Support Assumption），其中，“共同支持假设”指“处理组”与“控制组”企业在倾向得分范围上存在重合区域，因此倾向得分值处于重合区域外的企业样本需删除；“条件独立假设”指控制匹配变量向量 X 以后，企业退出风险大小完全取决于该企业是否发生外资并购，因此该条件要求匹配变量应为同时影响外资并购和企业退出的变量。另外，与 Bandick 和 Görg（2010）等类似，为了保证外生性，本文匹配时所有随时间变化的变量都滞后了一期。

3. 稳健性分析

从1995年起，中国政府每隔三四年都会颁布一份更新的《外商投资产业指导目录》，以根据当时中国经济发展的需要及时调整，反映出中国政府在各个时期对于外商投资行业的引导方向。由于与之对应的监管部门审批程序、税费优惠或其他奖励措施存在差异，那么，剔除“鼓励类”、“限制类”或“禁止类”的行业是否会改变外资并购对企业退出的影响呢？更进一步，不同的行业在技术密集程度方面，仍然存在较大的差异，伴随外商投资结构由劳动密集型产业向资本、技术密集型产业的转变趋势，外资并购在不同技术水平行业的影响也可能存在较大不同。为考虑上述情况的可能影响，下面从两个方面进行稳健性分析，结果如下。

第一，剔除“鼓励类”、“限制类”或“禁止类”行业后，外资并购对企业退出的影响仍然保持稳健。与本文研究期相关，中国政府分别于1997年、2002年、2004年、2007年颁布了四份《外商投资产业指导目录》，新目录施行的同时，老目录立即废止；依据时间顺序，这四份目录的“限制类”或“禁止类”行业条目数量逐渐减少，但“鼓励类”行业条目数量基本不变。为了保持前后一致，本文在表5设定（13）和设定（14）中均以1997年版《外商投资产业指导目录》中的“允许类”行业条目为基准。结果表明，剔除上述三类行业之后，经历身份识别型并购的企业，其相对退出风险下降了32.23%；而经历了绝对控制型并购的企业，其相对退出风险下降了33.97%；总体上与未经剔除的结果差别不大。同时，其他产业和企业层次的控制变量，在方向和大小上仍然保持稳健。另外，值得注意的是，设定（13）和设定（14）中用以检验竞争效应的滞后一期行业进入率，相比表4设定（5）～设定（8），显著性均大幅下降，这说明政府对外资的限制或是鼓励，会在一定程度上扭曲市场正常的竞争机制。

表5　　稳健性分析的结果

	(9) 并购Ⅰ	(10) 并购Ⅱ	(11) 并购Ⅰ	(12) 并购Ⅱ	(13) 并购Ⅰ 允许类	(14) 并购Ⅱ 允许类	(15) 并购Ⅰ 高技术	(16) 并购Ⅱ 低技术	(17) 并购Ⅰ 高技术	(18) 并购Ⅱ 低技术
acq	0.6951*** (−2.77)	0.6734*** (−2.62)	0.6844*** (−2.79)	0.6546*** (−2.63)	0.6777*** (−2.72)	0.6603** (−2.53)	0.6400* (−1.69)	0.7227** (−2.12)	0.5883* (−1.69)	0.6974** (−2.02)
tfp	0.7927* (−1.94)	0.7932* (−1.93)	0.8064* (−1.74)	0.8159 (−1.61)	0.7440** (−2.30)	0.7436** (−2.28)	0.6263** (−1.97)	0.8784 (−0.91)	0.6115** (−2.06)	0.8997 (−0.73)
size	0.5341*** (−10.97)	0.5345*** (−10.98)	0.4840*** (−15.82)	0.4865*** (−14.33)	0.4828*** (−13.75)	0.4913*** (−13.02)	0.5080*** (−9.06)	0.4842*** (−15.29)	0.5276*** (−8.74)	0.4838*** (−14.14)
i.ex	0.7916*** (−3.27)	0.7889*** (−3.34)	0.7651*** (−3.59)	0.7590*** (−3.61)	0.7676*** (−3.35)	0.7654*** (−3.40)	0.7131** (−2.33)	0.7871*** (−2.91)	0.7127** (−2.44)	0.7853*** (−2.88)
age	3.3183*** (12.46)	3.3111*** (12.50)	3.4471*** (10.67)	3.5150*** (9.75)	3.5981*** (9.32)	3.5568*** (9.04)	3.4991*** (6.95)	3.2719*** (10.95)	3.3413*** (7.53)	3.3370*** (10.06)
age^2	0.9051*** (−11.05)	0.9052*** (−11.07)	0.9038*** (−10.13)	0.9040*** (−9.42)	0.9000*** (−9.38)	0.9017*** (−9.05)	0.8990*** (−6.02)	0.9074*** (−9.34)	0.9030*** (−6.13)	0.9075*** (−8.80)
l.exit	1.1241*** (2.73)	1.1246*** (2.74)	1.1186** (2.52)	1.1071** (2.25)	1.1128** (2.31)	1.0992** (2.04)	1.0859 (0.97)	1.1089** (1.99)	1.0605 (0.70)	1.1078* (1.93)
l.entry	0.9058** (−1.98)	0.9054** (−1.99)	0.9078* (−1.87)	0.9161* (−1.66)	0.9142# (−1.63)	0.9209 (−1.49)	0.8243** (−2.08)	0.9760 (−0.39)	0.8488* (−1.75)	0.9719 (−0.45)
mes	1.3326*** (2.92)	1.3337*** (2.93)	1.2853** (2.39)	1.3608*** (2.88)	1.2050# (1.63)	1.2875** (2.19)	1.8318*** (3.91)	0.9621 (−0.30)	1.8675*** (4.09)	1.0459 (0.34)

（续）

	(9) 并购Ⅰ	(10) 并购Ⅱ	(11) 并购Ⅰ	(12) 并购Ⅱ	(13) 并购Ⅰ 允许类	(14) 并购Ⅱ 允许类	(15) 并购Ⅰ 高技术	(16) 并购Ⅱ 低技术	(17) 并购Ⅰ 高技术	(18) 并购Ⅱ 低技术
hi	1.0446 (1.07)	1.0446 (1.07)	1.0446 (1.02)	1.0493 (1.10)	1.0261 (0.58)	1.0288 (0.63)	1.0139 (0.17)	1.0751 (1.49)	1.0102 (0.12)	1.0822 (1.58)
ing	0.2795*** (−3.08)	0.2787*** (−3.09)	0.2389*** (−3.14)	0.2642*** (−3.02)	0.2663*** (−2.79)	0.2862*** (−2.76)	0.8482 (−0.24)	0.1305*** (−3.42)	0.8424 (−0.26)	0.1459*** (−3.17)
m_size	0.8886** (−2.31)	0.8876** (−2.34)								
样本量	289478	289478	284845	284222	273617	273066	81624	202621	81485	202132
ll_c	−10532	−10532	−10361	−10315	−9845	−9796	−2610	−7712	−2599	−7678
χ^2	1681.66	1679.14	1573.81	1565.37	1449.28	1449.14	431.54	1298.77	441.34	1312.96
P 值	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

注：#、*、**、***分别表示在 15%、10%、5%、1%水平下显著；括号内为 t 统计量，但估计系数以风险比系数（e^{β}）形式展示；PSM 是对共同取值范围内的企业进行无放回卡尺匹配（ε=0.01），相关检验结果备索；多生存期、年度、产业和地区固定效应均未控制。

第二，细分行业技术水平后，身份识别型和绝对控制型外资并购降低企业退出风险的正向影响，其方向和大小仍然保持稳健。不同行业的技术密集度、R&D 强度、技术人员比例等，存在非常大的差别，这些差别是否会影响外资企业的行为呢？现有文献常用的行业技术划分方法是 OECD 于 2001 年根据平均 R&D 强度确定的高技术行业分类标准，该组织将工业行业划分为高技术行业（High-technology Industries）、中高技术行业（Medium-high-technology Industries）、中低技术行业（Medium-low-technology Industries）和低技术行业（Low-technology Industries）①。限于篇幅，本文将该分类中的高技术行业和中高技术行业合并为高技术行业②，中低技术行业和低技术行业合并为低技术行业。设定（15）～设定（18）的结果显示，首先，在高技术行业，经历了身份识别型并购的企业其退出风险比未发生此事件的企业要低 36.00%（见设定（15）），比不细分的设定（11）略高；在低技术行业，这一比例是 27.73%（见设定（16）），比不细分的设定（11）略低；对绝对控制型外资并购而言，高技术行业内经历这一事件企业的退出风险相比要低 41.17%（见设定（17）），也是比不细分的设定（12）略高；在低技术行业，这一比例是 30.26%（见设定（18）），比不细分的设定（12）略低。其次，虽然所有企业和产业层面的控制变量影响企业退出的方向均保持不变，但除规模、是否出口企业、经营年限外，其他企业和产业层面的控制变量，在高技术行业和低技术行业的表现，与不细分行业技术时仍有一定差异。比如，低技术行业内企业生产率、行业进入率和最低有效规模对企业退出的影响，在 15%的置信水平上不再显著；而在高技术行业，上期行业退出率、产业成长对企业的影响在 15%的置信水平上也不

① http://www.nsf.gov/statistics/seind04/c6/tt06−01.htm.

② 本文的高技术行业具体包括航空航天制造业，计算机及办公设备制造业，电气机械及器材制造业，机动车辆、拖车和半拖车制造业，铁路设备和运输设备制造业，机械设备制造业，无线电话、电视及通信设备制造业，医药制造业，医疗、精密仪器和光学设备制造业，除医药外的化学产品制造业等。

显著。原因可能在于，相比低技术行业，高技术行业内企业通常是高投入、高风险的，也就是说高技术行业内的企业并不太关注行业成长和行业内其他企业的失败，它们更多关注的是未来可能的高收益。

五、进一步的分析

前文证明了外资并购，不管是身份识别型还是绝对控制型，均会显著降低企业的退出风险；且这一结论非常稳健。但是，外资并购的影响对不同类型的企业是否不同，具体是通过何种途径降低企业的退出风险，以及不同类型外资并购的作用机制是否存在差异等问题，仍需进一步探究。本部分从中国的现实出发，着重考虑了两条可能的影响渠道。首先是政策优惠渠道。如于津平（2004）等所述，中国各级、各地政府为吸引外商投资，大都在土地、税收等方面给予外资非常多的优惠政策；因此，内资企业无论通过哪一种外资并购方式转变为外资企业，首要的好处就是获得一系列的可以大幅降低经营成本的优惠，这自然会有利于企业的生存。其次是无形资产内部化渠道。按照标准的 OLI 理论，跨国公司基于内部化考虑的投资行为，会给其商标、技术、专利或是其他类型的无形资产转移带来种种好处，比如出售技术无法阻止其他企业合法地模仿该技术，但设立外资子公司就可以避免这个问题。也就是说，外商在合资、合作企业中注入以先进技术、管理经验等为代表的无形资产，可能也会提高企业的生存概率。

1. 外资并购对目标企业影响的异质性

在辨别两种外资并购的作用机制之前，还需要先细分企业类型。因为正如 Helpman 等（2004）指出的，同一行业内的企业在生产率等诸多方面存在极大的异质性。根据对外联系的差异，大体上，对外投资企业的生产率最高，没有对外投资但通过出口与外部市场联系的企业次之，纯粹为国内市场服务的企业生产率最低[①]。基于这一考虑，本文将所有企业分为三类：第一类是既没有出口也没有对外投资、只服务国内市场的企业（占样本总量的 66.7%），第二类是存在出口但没有对外投资的企业（包括产出全部或部分出口的企业，占样本总量的 33.1%），第三类是存在对外投资的企业（占样本总量的 0.2%）[②]。然后以此为基础重新构建了三个虚拟变量，其中，Ia_i 在第 i 类企业发生外资并购的时候取值为 1，否则取 0，依此类推；用以替代之前估计中的外资并购虚拟变量。

经过这一细分处理后的结果显示，无论是身份识别型还是绝对控制型外资并购，均只对第二类企业的退出风险有明显影响。其中，经历身份识别型并购的第二类企业，其退出风险比没有经历这一事件的企业要低 51.28%（见表 6 设定（19））；而经历绝对控制型并购的第二类企业，这一比例是 42.79%（见表 6 设定（20））。这一结论与 Bandick 和 Görg（2010）一致。可能的原因在于，第一类企业的学习和吸收能力非常弱，不足以充分利用外资并购的机遇并降低退出风险，如设定（19）中发生身份识别型并购的第一类企业，其相对退出风险只低了 8.48%，且不显著；而第三类企业与其外资并购方相比，由于生产效率类似，并购很可能会带来经营文化、行为方面的冲突（Criscuolo 和 Martin，2009），这会加大退出的风

① 中国工业企业的情况可能有些许不同，因为如果不区分加工贸易和一般贸易企业，在特定行业和所有制中，出口企业生产率可能低于非出口企业（戴觅等，2014）。

② 企业是否有对外投资，通过将本文样本集与中国商务部对外经济合作司的《境外投资企业（机构）目录》匹配获得。

险，如设定（19）中发生身份识别型并购的第三类企业，其相对退出风险反而高出了 2.8 倍，但是也不显著。由于只是将外资并购变量做了细分，因而除了绝对控制型并购情况下生产率和上期进入率的显著性下降了之外，其他企业和行业层面的控制变量的影响大小和方向几乎没有什么变化。

表 6　　对异质性和政策优惠渠道的检验

	（19） 并购Ⅰ	（20） 并购Ⅱ	（21） 纯并购Ⅰ	（22） 纯并购Ⅰ 全内资	（23） 纯并购Ⅰ 非全内资	（24） 纯并购Ⅰ 全内资 高技术	（25） 纯并购Ⅰ 全内资 低技术
Ia_1	0.9152 （−0.46）	0.7002 （−1.40）	1.5395 （1.42）	1.0062 （0.01）	7.0883 （0.93）	0.7126 （−0.41）	1.3028 （0.45）
Ia_2	0.4872*** （−3.90）	0.5721*** （−2.80）	0.2082*** （−3.09）	0.1035** （−2.10）	0.0483 （−1.13）		0.1331* （−1.84）
Ia_3	3.7750 （0.95）		14.485 （1.53）				
tfp	0.8160* （−1.65）	0.8271 （−1.51）	0.8132# （−1.64）	0.7432** （−2.18）	0.0032 （−1.22）	0.5539** （−2.37）	0.8230 （−1.22）
样本量	284845	284128	269590	224363	1279	61616	161882
ll_c	−10363	−10320	−9971	−8722	−56	−2256	−6431
χ^2	1582.15	1569.39	1584.72	1550.65	131.33	336.29	1232.23
P 值	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

注：#、*、**、***分别表示在 15%、10%、5%、1%水平下显著；括号内为 t 统计量，但估计系数以风险比系数（e^{β}）形式展示；纯并购Ⅰ，指发生身份识别型且外商资本金比重始终低于 50%的情况；其他控制变量与表 4 相同，结果备索；多生存期、年度、产业和地区固定效应均未控制。

2. 身份识别型外资并购的可能机制

验证身份识别型的影响主要是通过政策优惠渠道，还是无形资产内部化渠道，还需要对样本做出严格限定。因为根据前文对两类外资并购的定义，发生了身份识别型并购的企业，可能还有一部分发生了绝对控制型并购。如果两类外资并购影响目标企业退出的机制存在差异，不加以区分必然会存在误导。因此，以设定（19）为基准，设定（21）将样本集完全限定为，发生身份识别型且外商资本金比重始终低于 50%的情况（后简称为纯身份识别型外资并购）。经过这一处理之后，对发生纯身份识别型外资并购的企业，其相对退出风险下降幅度明显增大，达到了 79.18%。此时，第一类企业和第三类企业类似，纯身份识别型并购都可能会不利于它们的生存。

需要更进一步考虑的问题是，设定（21）获得的纯身份识别型外资并购的企业，存在两种可能，一是企业设立时完全没有外商或港澳台资本金（占这一类企业总量的 80.9%），二是设立时存在一定数量的外商或港澳台资本金，但在资本金中的占比低于 25%（占这一类企业总量的 19.1%）；初始设立时存在上述差异的这两类企业是否存在不同呢？设定（22）和设定（23）对应处理了这两类情况。本文发现，纯身份识别型外资并购对第二类企业的影响，其实只是对设立时完全没有外商或港澳台资本金的企业才显著，此时相对退出风险下降的幅度高达

89.65%。对第二种情况，虽然相对退出风险下降幅度更大（95.17%），但在15%的置信水平上不具有显著性；此结论与高凌云等（2017）类似，下降幅度更大可能是因为，中国的外资企业作为跨国公司全球布局的一个重要组成部分，其学习效应相比内资企业，存在较大的不同；在开始进入中国市场时，对于中国市场不熟悉，缺乏在中国市场运作的经验，为了弥补自己的缺陷，跨国公司会在当地选择一个合作伙伴，双方在已经拥有一定的知识存量的基础上，可以进一步在内部相互学习、取长补短，这也是有少量外资的新进入企业与完全没有外资的新进入企业截然不同的地方。另外，由于样本数量较少，大多数变量的显著性均较弱。

纯身份识别型外资并购对第二类企业的影响，仅在低技术行业成立。如设定（24）所示，在高技术行业及本文研究的样本期内，没有出现纯内资的出口企业发生身份识别型并购的情况。而在低技术行业（见设定（25）），符合以上限定的外资并购企业，其相对退出风险会下降86.69%。可能的原因在于，低技术行业的进入壁垒较低，行业内的企业数量较多，全行业处于完全竞争或近乎完全竞争的状态，导致行业内企业的利润率非常低或近乎为零，因而来自于纯身份识别型外资并购的政策优惠，就足以显著降低企业的退出风险。另外，除生产率和上期进入率变量的显著性下降外，其他企业和行业层面控制变量的影响仍然稳健。总结起来就是，纯身份识别型外资并购，只对低技术行业内的、设立时为全内资的出口企业有显著的合意影响。

3. 绝对控制型外资并购的可能机制

在低技术行业内，设立时为全内资的企业如果发生纯身份识别型外资并购，可以大幅降低该企业的相对退出风险。但是，这一影响的来源可能不仅仅是政策优惠，也可能是来自于无形资产内部化渠道。

基于这一考虑，首先，在表6设定（21）的基础上，表7设定（26）加入了无形资产变量[①]（*int*）和 Ia_i 的交叉项[②]，对此进行了检验。结果显示，这一交叉项的风险比系数确实小于1，但是，即使在15%的置信水平上都不具显著性。也即纯身份识别型外资并购，对目标企业而言，可能存在无形资产的注入进而改善企业生产效率和生存状态的情况，但并不显著。与之对应，对发生绝对控制型外资并购的出口企业而言，通过无形资产注入的途径可以使其相对退出风险下降21.75%，且在15%的置信水平上显著（见设定（27））。其次，按照是否获得政策优惠的界限，本文进一步将发生绝对控制型外资并购的企业分为两种，一是设立时外商或港澳台资本金占比低于25%的企业，二是设立时外商或港澳台资本金占比高于25%、低于50%的企业。做这一划分的好处是，第二类企业已经获得了政策的优惠。设定（28）的结果显示，并购前外商或港澳台资本金占比低于25%的企业，无形资产注入这一途径的影响，尽管方向合意，但并不显著。但是，这一机制会发生在设立时存在外商或港澳台资本金占比高于25%、低于50%的企业；此时，通过无形资产注入的途径可以使其相对退出风险下降38.15%（见设定（29））。这一结果说明，外资对其拥有的无形资产控制非常严格，母公司是否转移技术与其在子公司的控制程度密切相关。从这个角度，本文通常认为的合资企业可以通过从其外资母公司获得技术转移的方式进行技术升级，似乎只是一个美好的愿望。

---

① 取自中国工业企业数据库中企业不同年度的无形资产变量，但是这一变量没有区分商标、专利等不同形式无形资产的占比。

② *int* 与 Ia_1、Ia_3 的交叉项始终不显著，表7为剔除后的结果；包括所有交叉项的结果备索。

表 7 对无形资产内部化渠道的检验

	(26) 纯并购Ⅰ	(27) 并购Ⅱ	(28) 并购Ⅱ	(29) 并购Ⅱ 外资Ⅰ	(30) 并购Ⅱ 外资Ⅰ 高技术	(31) 并购Ⅱ 外资Ⅰ 低技术
Ia_2	0.5621*** (−3.03)	0.6827* (−1.87)	0.4500** (−2.42)	1.1698 (0.61)	1.6263 (0.10)	1.0858 (0.30)
Ia_2×int	0.8537 (−1.42)	0.7825# (−1.63)	0.9342 (−0.40)	0.6185** (−2.34)	0.9999 (−0.01)	0.6923* (−1.88)
int	0.9041*** (−7.53)	0.9062*** (−7.33)	0.9143*** (−6.29)	0.8812*** (−3.62)	0.9537 (−0.40)	0.8521*** (−3.71)
样本量	284845	284222	234785	48305	15048	31927
ll_c	−10323	−10284	−8946	−1255	−258	−975
χ^2	1599.90	1594.96	1581.82	267.72	686.59	3789.71
P 值	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

注：#、*、**、***分别表示在 15%、10%、5%、1%水平下显著；括号内为 t 统计量，但估计系数以风险比系数（e^{β}）形式展示；其他控制变量与表 4 相同，结果备索；多生存期、年度、产业和地区固定效应均未控制。

最后，在设定（29）的基础上，设定（30）和设定（31）分别考虑了高技术行业和低技术行业的情况。可以看出，在低技术行业，交叉项的风险比系数为 0.6923，且在 10%的置信水平上显著。本文推测，无形资产注入机制的显著作用也是只发生在低技术行业，其原因与上述身份识别型外资并购的影响可能类似，即低技术行业进入壁垒较低，全行业处于完全竞争或接近完全竞争的状态，企业利润率接近于零，外商无形资产的注入很容易显著地降低企业退出风险。而在高技术行业，交叉项的风险比系数接近等于 1，几乎没有影响（见设定（30））；且其他影响企业生存的重要因素几乎都不显著。可能的原因有二，一是高技术行业的进入壁垒较高，进入企业的数量较少导致行业内的竞争程度较低，企业利润率较高，从而，无形资产注入的影响并不显著。二是长期以来中国执行的引资政策较为“急功近利”（王红领等，2006），都是以吸引外资的数量和规模为第一目标，造成即使是在高技术行业，外商投资的技术含量也普遍不高，有些技术甚至是国外已经淘汰或正在淘汰的技术。

六、结论与政策启示

进一步扩大开放、积极吸收外资，仍是我们长期不变的政策基调。但是，现在及今后一段时期，吸引外商投资却面临严峻挑战。一方面，中国经济的下行压力逐渐加大，外资企业对国内经营环境的抱怨与日俱增；另一方面，我们吸引外商投资的竞争对手不断增加，不仅包括发展中国家，部分发达国家也施加了越来越大的压力。如美国正试图通过税改等方式鼓励国外企业赴美投资，吸引其海外制造业重回美国和本土制造业留守美国。针对这一背景，结合中国长期以来外资进入一直是以绿地投资方式为主的现实，可以说，我们已经到了需要评估是否可以将鼓励外资并购作为吸引外资新的增长点以扭转外资进入中国方式与国际背离的关键时刻。

20 世纪 90 年代末到 2008 年全球金融危机之间的这一段时期，是中国利用外资由百亿

美元跨越到千亿美元的关键时期，本文利用这一时期内的中国工业企业数据以及能控制多重生存期的离散时间生存分析方法，着重分析了外资并购对目标企业生存风险的影响。主要结论有：第一，外资并购，不管是身份识别型，还是绝对控制型，均能显著降低目标企业的退出风险；而企业设立时是不是外资企业的影响并不显著。第二，身份识别型和绝对控制型的“并购溢价”，均主要体现在有出口但无对外投资的企业上面，特别是对设立时无外资成分的企业而言；同时，均只在进入壁垒较低的低技术行业存在。第三，纯身份识别型“并购溢价”可以通过政策优惠的途径实现，而外资Ⅰ型企业如发生绝对控制型，其“并购溢价”可以通过无形资产内部化的方式实现。另外，其他企业和产业层面控制变量对企业退出风险的影响，均符合理论预期，而且在控制遗漏变量、样本选择性等问题后始终稳健。

本文的结论具有非常丰富的政策含义。第一，需要调整吸引外资的着力点。吸引外资不仅要重视新外商投资企业的设立，更要创造条件，鼓励外商在已设立的企业中增加投资，并将此作为中国外商投资的新增长点之一。第二，调整与外商并购相关的法律或管理办法，放松对外资并购的限制，因为利用股比限制等手段保护国内相关行业，只会导致这些行业内的企业因无法获得国外先进技术及其外溢而止步不前。第三，与“大众创业、万众创新”相关的政策和措施，应侧重于降低高技术行业的进入壁垒，鼓励更多的创业、创新者进入高技术行业。同时要注意减轻或消除前端鼓励、限制措施对市场竞争机制的扭曲。第四，在全国范围内彻底推广外商投资负面清单管理方式，同时取消《外商投资产业指导目录》的修订和发布；因为“鼓励”会减弱外资企业通过无形资产内部化方式开展竞争的意愿。第五，利用《中华人民共和国反垄断法》第三十一条等工具调查外资并购，重点应放在外资对中国有对外投资企业的并购行为上。

参 考 文 献

[1] Almus M.，2004，*The Shadow of Death：An Empirical Analysis of the Pre-Exit Performance of New German Firms* [J]，Small Business Economics，23 (3)，189～201.

[2] Audretsch D. B.，1995，*Innovation，Growth and Survival* [J]，International Journal of Industrial Organization，13 (4)，441～457.

[3] Bandick R.，Görg H.，2010，*Foreign Acquisition，Plant Survival，and Employment Growth* [J]，Canadian Journal of Economics，43 (2)，547～573.

[4] Bernard A. B.，Jensen J. B.，2007，*Firm Structure，Multinationals，and Manufacturing Plant Deaths* [J]，Review of Economics and Statistics，89 (2)，193～204.

[5] Brandt L.，Van Biesebroeck J.，Zhang Y.，2014，*Challenges of Working with the Chinese NBS Firm-Level Data* [J]，China Economic Review，30，339～352.

[6] Bunch D. S.，Smiley R.，1992，*Who Deters Entry? Evidence on the Use of Strategic Entry Deterrents* [J]，Review of Economics and Statistics，74 (3)，509～521.

[7] Callejón M.，Segarra A.，1999，*Business Dynamics and Efficiency in Industries and Regions：The Case of Spain* [J]，Small Business Economics，13 (4)，253～271.

[8] Carree M. A.，Verheul I.，Santarelli E.，2011，*Sectoral Patterns of Firm Exit in Italian Provinces* [J]，Journal of Evolutionary Economics，21 (3)，499～517.

[9] Conyon M. J.，Girma S.，Thompson S.，Wright P. W.，2002，*The Productivity and Wage Effects of Foreign Acquisition in the United Kingdom* [J]，Journal of Industrial Economics，50 (1)，85～102.

[10] Criscuolo C.，Martin R.，2009，*Multinationals and US Productivity Leadership：Evidence*

from Great Britain [J], The Review of Economics and Statistics, 91 (2), 263～281.

[11] Csengödi S., Jungnickel R., Urban D., 2005, *Foreign Takeovers and Wages: Theory and Evidence from Hungary* [R], Hamburg Institute of International Economics, Discussion Paper, No. 337.

[12] Dejardin M., 2004, *Sectoral and Cross-Sectoral Effects of Retailing Firm Demographies* [J], Annals of Regional Science, 38 (2), 311～334.

[13] Ederington J., Levinson A., Minier J., 2005, *Footloose and Pollution-Free* [J], Review of Economics and Statistics, 87 (1), 92～99.

[14] Esteve-Pérez S., Sanchis-Llopis A., Sanchis-Llopis J. A., 2010, *A Competing Risks Analysis of Firms' Exit* [J], Empirical Economics, 38 (2), 281～304.

[15] Geroski P. A., Mata J., Portugal P., 2010, *Founding Conditions and the Survival of New Firms* [J], Strategic Management Journal, 31 (5), 510～529.

[16] Hannan M. T., 1998, *Rethinking Age Dependence in Organizational Mortality: Logical Fromalizations* [J], American Journal of Sociology, 104 (1), 126～164.

[17] Harris R., Robinson C., 2003, *Foreign Ownership and Productivity in the United Kingdom Estimates for UK Manufacturing Using the ARD* [J], Review of Industrial organization, 22 (3), 207～223.

[18] Heckman J., Singer B., 1984, *A Method for Minimizing the Impact of Distributional Assumptions in Econometric Models for Duration Data* [J], Econometrica, 52 (2), 271～320.

[19] Helpman E., Melitz M. J., Yeaple S. R., 2004, *Export Versus FDI with Heterogeneous Firms* [J], American Economic Review, 94 (1), 300～316.

[20] Hess W., Persson M., 2012, *The Duration of Trade Revisited* [J], Empirical Economics, 43 (3), 1083～1107.

[21] Johnson P., Parker S., 1994, *The Interrelationships between Births and Deaths* [J], Small Business Economics, 6 (4), 283～290.

[22] Lehto E., Böckerman P., 2008, *Analysing the Employment Effects of Mergers and Acquisitions* [J], Journal of Economic Behavior & Organization, 68 (1), 112～124.

[23] Levinsohn J., Petrin A., 2003, *Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables* [J], Review of Economic Studies, 70 (2), 317～341.

[24] MacDonald J. M., 1986, *Entry and Exit on the Competitive Fringe* [J], Southern Economic Journal, 52 (3), 640～652.

[25] Mata J., Portugal P., 1994, *Life Duration of New Firms* [J], Journal of Industrial Economics, 42 (3), 227～245.

[26] Melitz M. J., 2003, *The Impact of Trade on IntraIndustry Reallocations and Aggregate Industry Productivity* [J], Econometrica, 71 (6), 1695～1725.

[27] Mundlak Y., 1978, *On the Pooling of Time Series and Cross Section Data* [J], Econometrica, 46 (1), 69～85.

[28] Narjoko D., Hill H., 2007, *Winners and Losers during a Deep Economic Crisis: Firm-Level Evidence from Indonesian Manufacturing* [J], Asian Economic Journal, 21 (4), 343～368.

[29] Roberts B. M., Thompson S., 2003, *Entry and Exit in a Transition Economy: The Case of Poland* [J], Review of Industrial Organization, 22 (3), 225～243.

[30] Thompson S., 1999, *Takeovers, Joint Ventures and the Acquisition of Resources for Diversification* [J], Scottish Journal of Political Economy, 46 (3), 303～318.

[31] Varum C., Rocha V. C., da Silva H. V., 2014, *Economic Slowdowns, Hazard Rates and Foreign Ownership* [J], International Business Review, 23 (4), 761～773.

[32] Wagner J., 2012, *International Trade and Firm Performance: A Survey of Empirical Studies Since 2006* [J], Review of World Economics, 148 (2), 235～267.

[33] Willett J. B., Singer J. D., 1995, *It's Déjà Vu All over Again: Using Multiple-Spell Discrete-*

Time Survival Analysis [J], Journal of Educational and Behavioral Statistics, 20 (1), 41～67.

[34] 戴觅、余淼杰、Madhura Maitra:《中国出口企业生产率之谜:加工贸易的作用》[J],《经济学(季刊)》2014 年第 2 期。

[35] 高凌云、屈小博、贾朋:《外商投资企业是否有更高的退出风险》[J],《世界经济》2017 年第 7 期。

[36] 马弘、乔雪、徐嫄:《中国制造业的就业创造与就业消失》[J],《经济研究》2013 年第 12 期。

[37] 王红领、李稻葵、冯俊新:《FDI 与自主研发:基于行业数据的经验研究》[J],《经济研究》2006 年第 2 期。

[38] 于津平:《外资政策、国民利益与经济发展》[J],《经济研究》2004 年第 5 期。

The Impact of Foreign M&A on the Survival of Target Enterprise

Gao Lingyun[1] Yi Xianzhong[2]

(1. Institute of World Economics and Politics, Chinese Academy of Social Science; 2. Nanjing Audit University)

Research Objectives: This paper is to discover the influence of different types of foreign mergers and acquisitions on the survival of target enterprises. **Research Methods:** This paper uses the discrete time survival analysis method which can control multiple lifetimes. **Research Findings:** The different types of foreign investment in China not only will not increase the exit risk of target enterprises but will reduce it by means of preferential policies and internalization of intangible assets. This core conclusion remains robust after subdividing different industries or enterprises, controlling possible omitted variables, and overcoming endogenous problems caused by sample selection. **Research Innovations:** This paper analyzes of the impact from what kinds of mechanisms, as well as the differences between different mechanisms in different technology industries and different types of enterprises. In addition, This paper solves the problem of the identification of foreign mergers and acquisitions in the database of Chinese industrial enterprises. **Research Value:** This paper provides empirical support for encouraging the foreign merger and acquisition as a new growth point of attracting foreign investment.

Key Words: Foreign Acquisition; Premium; Firm Level; Exit Risk

JEL Classification: C41; D22

(责任编辑:焦云霞)