
中国企业跨国并购的战略目标与经营绩效： 基于 A 股市场的评价

邵新建 巫和懋 肖立晟 杨 骏 薛 熠*

内容提要 根据战略目标的不同,中国企业的跨国并购可分为战略资源类并购和创造性资产类并购,如何评价战略目标与经营绩效的关系成为亟待解决的现实问题。本文以 A 股上市公司的跨国并购公告为切入点,通过事件研究发现:无论是战略资源类并购,还是以先进技术、知名品牌等创造性资产为目标的并购,总体上都获得了市场的积极评价,公告日附近的累计异常收益率高达 5.22%。这意味着投资者预期中国企业的跨国并购能够成功地创造协同效应。并购公司实际控制人的国有性质以及并购目标战略资源资产能够让市场对并购绩效产生更加积极的评价,并且管理层的能力表现越强,预期其创造的协同价值越大。

关键词 跨国并购 并购绩效 协同效应

一 引言

在 2008 年全球金融危机爆发后,中国企业开始大举拓展海外并购业务。根据中

* 邵新建:对外经济贸易大学国际经贸学院金融学系 北京市朝阳区惠新东街 10 号 100029 电子信箱: shaoxinjian2010@126.com; 巫和懋:北京大学国家发展研究院 电子信箱: homouwu@gmail.com; 肖立晟:中国社会科学院世界经济与政治研究所 电子信箱: xiaols@cass.org.cn; 杨骏:中国人民银行金融研究所 电子信箱: yangjun@pbc.gov.cn; 薛熠:对外经济贸易大学国际经贸学院金融学系 电子信箱: yxue_uibe@163.com。

本文得到国家自然科学基金项目(71102075 71101031)、教育部重大攻关项目(09JZD0016)、教育部人文社会科学重点研究基地重大项目(08JJD840198)、中国社会科学院创新工程项目《国际货币金融体系改革与中国的政策选择》、对外经济贸易大学学术创新团队资助项目和对外经济贸易大学“211 工程”三期建设项目的资助。感谢两位匿名审稿人中肯的修改建议,当然文责自负。

世界经济* 2012年第5期 • 81 •

商务部的统计数据 2008 年中国跨国并购的规模达到 302 亿美元,接近过去 17 年跨国并购的总额,形成了第一次真正意义上的中国企业跨国并购的浪潮。依照战略目标的不同,这些并购大体可以分为两类:一是战略资源类并购,以获取能源(如石油、天然气)和矿产品(如铁、铜、铝)等不可再生自然资源为直接目标;另一类是创造性资产类并购,以发达国家的先进技术、知名品牌以及与此相伴的国际营销渠道(市场)为目标的并购。

大规模的海外并购在提升中国企业国际形象和影响力的同时,也引发了众多质疑与忧虑,主要观点包含以下两点:(1) 战略资源类并购的发起主体通常是国有企业,其并购决策通常被认为是受到政治动机的驱动,而非出于企业利润最大化的考虑;(2) 在创造性资产类的并购中,由于中国企业本身的技术相对落后,没有运营国际知名品牌的经验,公众通常质疑这种“以弱并强”的并购能否实现成功的整合。

为了回应上述质疑,我们需要对中国企业跨国并购的实际绩效做一个客观评价,以判断这些并购是否产生协同效应进而为股东创造价值。如果答案是否定的,我们就有理由怀疑中国企业的跨国并购是源于政治动机,而非利润最大化的经济动机;也有理由质疑这些企业是否有能力整合利用国内外“两个市场、两种资源”。更重要的是,国际金融危机后,世界经济格局面临调整,中国经济也步入新的发展阶段,中国企业实施“走出去”战略已势在必行,那么,究竟市场是否支持中国开展大规模的跨国并购?具体支持哪种类型的跨国并购?这都是值得深入探讨的重大课题,对于中国跨国投资政策的制定也具有重要的现实意义。但目前国内外学术界对这一问题还缺乏系统而深入的研究。^①因此,本文试图以中国 A 股上市公司发起的跨国并购为切入点,利用股票市场的“信息发现”功能对中国跨国并购的绩效进行评价,对上述问题做一些有益的探索。

本文选择使用短期事件法来评估跨国并购的绩效,主要是因为采用长期财务绩效评估法等其他方法面临着数据的可得性问题和“噪音信息”的剔除难题。评价并购绩效的直接方法是比较公司并购前后的财务状况,但使用这种方法至少要面对三个难题:一是需要企业并购前后较长时间段内(3~5年)的财务、会计数据,由于中国企业本次跨国并购浪潮主要发生在 2008 年之后,财务数据期限尚不够长;二是大量非上市公司并不详细披露进行海外并购的交易信息及其在并购前后的财务数据;三是即使能

^① 需要特别指出的是,以并购公告对股东的财富效应为视角,程惠芳和张孔宇(2006)曾经对中国上市公司 2000 年 6 月到 2004 年 3 月间发起的 22 次跨国并购进行了分析,结果发现并购事件具有显著的股东财富效应,而且目标公司所在国的宏观经济情况和并购支付方式对财富效应具有显著的影响。

够获得长序列财务数据,也难以剔除其中与跨国并购无关的“噪音信息”,毕竟在3~5年内能够直接影响企业财务状况的因素有很多。

基于上述现实约束,本文选择的研究样本为能够详细披露跨国并购信息的上市公司,研究的切入点是股票市场对跨国并购公告的短期反应。其内在逻辑是:在一个相对有效率的股票市场上,跨国并购公告时刻的股价变动能够在一定程度上反映投资者对并购协同效应的预期。借助股票价格的“信息发现”功能,我们可以对上市公司跨国并购绩效做出相对公允的评价。比如,在战略资源类的并购案中,如果国有控股上市公司的并购决策完全是受到政治目的驱动,而非出于最大化股东利益的经济动机,则未来的并购协同效应贴现值为负,由此股价将对公告做出负向反应;在创造性资产类的并购中,如果投资者预期“以弱并强”整合失败的概率大于成功的概率,无法创造协同效应,则股价也会做出负向的反应。

这种研究方法的前提是股票市场的信息效率较高,但市场是否达到了强式有效即使是在发达市场也存在争论。因此,对于本文研究结果的解读有必要保持谨慎的态度。^①但透过对股价反应方式的研究,我们还是可以获得市场投资者对中国企业跨国并购的态度:支持抑或是反对;还可以通过截面回归技术,进一步理解投资者支持什么类型的跨国并购。

本文手动收集整理了2006~2010年A股上市公司正式发布的54次跨国并购公告信息(不含对港澳台企业的并购),以首次公告作为事件,以公告前10日至公告后10日作为事件窗口。通过使用事件研究法分析发现:股价在公告前后持续上升,整个事件窗口内的平均累计异常收益率(CAR)达到5.22%,但创造性资产类的并购收益率相对较低,仅有3.28%,而战略资源类的跨国并购收益率却高达9.82%。这意味着中国上市公司的跨国并购决策总体上为股东创造了正向的“财富效应”,与企业利润最大化和股东利益最大化的经济目标基本一致,政治动机驱动中国企业跨国并购的观点无法获得经验数据的支持。这同时意味着投资者整体上对中国企业的跨国并购整合效果充满信心,预期整合成功的可能性要高于失败的可能性。

这个发现与经典并购文献的研究结果形成了较为鲜明的对比,对发达国家上市公司并购的研究通常发现:并购公告产生的总收益显著为正,但总收益在并购方企业(acquirer)和目标企业(target)之间的分配并不均匀,目标企业的股东获得了显著为正的收益,而并购方股东通常不能获得正向收益,甚至会因股价下降遭受亏损(Martyno-

^① 实际上,事件研究法在上市公司国内并购效应的研究中已经得到了普遍的应用,典型的成果包括陈信元和张田余(1999)、李善民和陈玉昆(2002)、张新(2003)、李增泉等(2005)以及刘笑萍等(2009)。

va 和 Renneboog ,2008a; Moeller 等 ,2005; Bruner ,2002; Andrade 等 ,2001) 。正是基于这种现实 ,最近 20 多年来的主流公司金融理论通常在委托代理的框架和行为金融学的框架下解释企业的并购决策 ,比较有代表性的假说包括:

(1) 自由现金流假说(Jensen ,1986) 。该假说认为公司管理层的收益在很大程度上依赖于公司的规模 ,当公司已经没有净现值(NPV) 为好的投资项目时 ,管理层出于自利动机 ,不愿意将自由现金流分配给股东 ,而是继续扩大投资规模 ,兼并收购正是这种“帝国构建”(empire building) 行为的重要表现形式 ,市场预期到这一点 ,将对此类公司的并购公告做出显著的负向反应。这种观点得到了大量研究的支持(Lang 等 ,1991; Harford ,1999) 。

(2) 管理层自大假说(Roll ,1986) 。该假说认为很多公司的管理层可能存在过度自信倾向 ,过高估计了自己的管理能力以及并购产生的协同效应 ,结果在并购交易中对目标公司股东进行了过度支付 ,导致利益从并购方转移到了目标公司股东手中。Malmendier 和 Tate(2008) 的研究支持了该假说。

(3) 股票市场估值错误驱动假说(Shleifer 和 Vishny ,2003; Rhodes - Kropf 和 Viswanathan 2004) 。该假说认为股票市场可能对并购公司和目标公司之间的相对定价出现错误 ,也可能对并购协同效应预期过于乐观 ,这种估值错误在理论上有助于解释并购浪潮的发生、并购支付方式的选择以及并购双方股东的损益情况。Rhodes - Kropf 等(2005) 的研究支持了该假说。

由于中国上市公司股东从并购公告中获得了显著为正的收益 ,显然不同于发达国家的情况 ,因此很难被委托代理框架下的假说直接解释。^① 本文在已有研究的基础上 ,结合中国特殊的制度、政策背景 ,提出相关的理论假说: 在现有的经济社会体制下 ,国有控股上市公司进行的跨国并购相比民营控股公司能够获得更大的政策、资金等方面的外部支持 ,其整合成功的可能性和由此获得的经济协同效应显著高于民营控股公司 ,因此前者的公告收益率要显著大于后者; 由于对创造性资产类并购整合的难度要显著高于对战略资源类并购整合的难度 ,因此前者公告产生的累计异常收益率要显著低于后者; 上市公司管理层的能力表现直接影响跨国并购整合的效果 ,因此并购公告产生的累计异常收益率与管理层能力表现具有显著的正相关关系; 中国股票市场整体

^① 当然 ,不能否认中国上市公司尤其是国有控股上市公司的股东与管理层、小股东与大股东之间也存在着委托代理问题 ,这已经被国内的大量文献所证实(张新 ,2003; 李增泉等 ,2005) 。本文的发现并没有否认这种问题的存在 ,但是至少在公司的跨国并购决策上 ,即使代理机制存在负面作用 ,相对其他机制产生的正面效应 ,其影响并没有占据主导地位。

氛围会影响投资者对跨国并购绩效的评价,公告时刻的市场氛围越活跃,公告产生的累计异常收益率越高。

我们使用截面回归方法对上述假说进行了经验检验,在控制了并购公司、目标公司和交易本身的一系列特征变量后,公告累计异常收益率与上述假说变量的关系与预期一致。需要注意的是,本文利用短期事件法评估跨国并购绩效具有一定的局限性,因为并购公告产生的收益率体现的是投资者对并购协同价值的预期,但研究发现这种评价也会受到并购公告时市场氛围的影响。这提醒我们在以股价反应来评价跨国并购决策时应该保持谨慎态度,毕竟任何股票市场都很难达到理论上的强式信息效率,市场本身也有出现错误定价的可能性。

本文余下部分的结构安排为:第二部分为跨国并购的文献综述,第三部分利用事件研究法分析市场对中国上市公司跨国并购绩效的评价;第四部分提出关于并购超额收益率决定的理论假说并使用截面回归进行经验检验;最后为结论。

二 文献综述

短期事件法是国际学术界评价跨国并购绩效的经典方法。一般的做法是首先计算股价在并购公告附近的累计异常收益率,作为市场对并购的绩效评价,并以此为基础,进一步通过截面回归研究影响跨国并购绩效的决定因素。

Moeller 和 Schlingemann(2005)研究了美国公司在1985~1995年发起的4430起国内外并购,结果发现其中跨国并购引起的累计异常收益率($CAR(-1,1)$)仅有0.307%,并且在统计上不显著,大大低于国内并购产生的1.173%的收益率。更重要的是,该研究发现并购目标所在国家的一些特征能够显著影响跨国并购的绩效:公司治理质量较高的国家和并购行为较活跃的国家对应的跨国并购绩效也较高。Mantecon(2009)的研究发现:如果在跨国并购中采用与目标公司股东合资的形式(*joint ventures*)则可以有效应对并购中的估值不确定性和国家风险问题,因此这种并购方式能够获得相对更高的绩效评价。Francis等(2008)针对美国公司发起的跨国并购研究发现:如果目标公司所在国家的金融市场开放程度(资本账户开放程度)相对较低,则美国公司通过跨国并购可以为其提供低成本的外部资金,明显缓解其外部融资约束,因而针对这类公司的并购能够获得市场更高的绩效评价。Uddin 和 Boateng(2009)的研究发现:虽然股票市场总体上并没有对英国公司发起的跨国并购给予显著的正面绩效评价,但如果目标公司是非上市公司,或者目标公司来源于北美国家,或

并购本身属于相关产业并购,或采用现金支付方式,则市场会给予该跨国并购相对更高的绩效评价。

在关于跨国并购绩效决定的研究领域,还有一类文献从公司治理输出的角度进行了分析,Bris和Cabolis(2008)的研究发现:并购公司所在国家的投资者保护水平和会计标准越高,则市场对其发起的跨国并购绩效评价越高,这很可能是因为通过跨国并购,好的公司治理实践可以成功输入目标公司。在此基础上,Martynova和Renneboog(2008b)提出假说认为:如果并购公司所在国家的公司治理水平低于目标公司所在国,则并购公司本身也可能自愿向目标公司看齐,努力提高其治理水平,市场对这类跨国并购绩效也将给予积极的评价,他们的研究也支持了这一假说。

上述研究主要针对的是发达国家公司发起的跨国并购,Aybar和Ficici(2009)则专门研究了新兴市场经济国家的公司在1991~2004年发起的跨国并购,结果发现:此类并购总体上并没有获得市场的积极评价,半数以上的交易都在破坏并购公司的市场价值,并且目标公司的规模越大或者它具有上市公司身份,或者并购本身是非多元化并购,则该并购的市场绩效越低。但Bhagat等(2011)对新兴市场国家在1991~2008年发起的跨国并购研究却发现:虽然宣告日的累计异常收益率仅有1.09%,但该类并购总体上能够获得市场的积极评价,并且目标公司所在国家的公司治理水平越高,则市场给出的绩效评价也就越好。Kohli和Mann(2011)对印度跨国并购的研究发现,印度公司发起的跨国并购相对其国内并购能够获得市场更高的绩效评价,尤其是技术密集部门公司发起的针对国外同类公司的并购。

近几年,也出现了一些针对中国企业跨国并购绩效的重要研究,这些研究以长期财务绩效研究法和长期事件研究法为主。阎大颖(2009)比较了中国上市公司完成跨国并购前后3年的财务指标的变化,结果发现跨国并购对企业的盈利水平有显著的正面影响,但是多数指标在并购后1~3年内的增长幅度呈现出持续回落的趋势,并且中国企业的综合国际经验和海外并购经验越丰富,与东道国文化距离越小,并购后财务绩效越好。但郭妍(2010)对中国银行业发起的18次跨国并购的中长期财务绩效研究表明:大部分并购银行绩效有所提高,并呈现一定的递增趋势。顾露露和Reed(2011)主要研究了中国公司海外并购(含香港目标公司)的长期绩效评价问题,结果发现以Fama-French三因子模型衡量的并购后3年期绩效总体上显著为正,并且海外并购受益于人民币升值,国企并购绩效明显差于民营企业,中国海外上市公司的绩效优于内地上市的公司。

中国本次跨国并购浪潮与发达国家甚至其他新兴市场经济国家在很多方面显著
世界经济* 2012年第5期 • 86 •

不同,例如并购者以国有企业为主,并购目标为自然资源和创造性资产。在这种背景下,如何利用国际学术界常用的短期事件研究法评价中国企业跨国并购的绩效,提出什么样的假说对这种绩效评价进行理论解释,这些正是本文的研究内容。

三 市场对公司跨国并购绩效的评价

(一) 样本选择

本部分将使用事件研究法分析 A 股市场对中国上市公司跨国并购的绩效评价。由于国内常用的数据库没有关于上市公司跨国并购的专题统计,我们只得以手动方式从证监会指定的《中国证券报》、《上海证券报》和《证券时报》以及上海、深圳证券交易所的官方主页等权威信息披露媒体收集上市公司跨国并购的公告文件,即在本文的样本中,上市公司必须对跨国并购发布了正式的信息披露文件,否则即使有媒体报道,也将其判定为传言,排除在样本之外。为了获得真正具有代表性的跨国并购样本,我们根据以下几点原则对样本进行了筛选:

(1) 此处的跨国并购是指中国 A 股上市公司对中华人民共和国以外的公司股权或资产的并购(不包含对注册地在中国香港、澳门特别行政区和台湾地区的公司发起的并购);如果目标公司虽然是外资公司,但其注册地或主营业务、主要资产集中在中国,则删除该样本。由此得到的并购事件才能真正体现“走出去”的本质含义。

(2) 并购的主体必须是上市公司本身或其控股子公司,不包括以上市公司的母公司、兄弟公司等其他关联公司为主体的并购;如果公告宣称跨国并购属于关联交易,则删除该样本;如果并购交易金额低于 100 万美元,则删除该样本;

(3) 如果上市公司在关于并购的首次公告前后一个日历月内有其他重大信息披露,如红利分配、增发配股、限售股解禁、国内资产重组以及重大诉讼事项等,则为了消除跨国并购信息以外的噪声信息,也删除这些公司样本;如果一家上市公司在半年内进行了多次跨国并购公告,则仅取第一次公告为样本。

(4) 股权分置改革是中国股票市场的最重大的制度变迁,它对上市公司的治理机制和市场的信息发现功能都产生了显著的正面提升作用(中国证监会,2009),而本文需要借助股票市场的信息发现功能对跨国并购投资绩效进行评价,因此,我们的样本限定在 2006 年以后完成股权分置改革的上市公司。^①

^① 实际上,在股权分置改革前,A 股上市公司发起的跨国并购数量非常有限,例如在程惠芳和张孔宇(2006)对 2000~2004 年的跨国并购的研究中,他们所收集到的具有代表性的样本数量仅有 22 家。

根据上述标准,我们最终获得了 54 次跨国并购公告样本。根据公告时并购方公司的实际控制人性质^①,可以将并购主体分为“中央国企”、“地方国企”和“民营企业”;根据目标企业的经营内容可将并购交易划分为创造性资产类并购和战略资源类并购;进一步又可将目标企业划分为上市公司和非上市公司。

根据上述标准,我们将样本特征整理为表 1。从并购方公司性质来看,民营企业发起的跨国并购数量为 21 个,占比为 39%,而国有控股公司(含“中央国企”和“地方国企”)发起的并购数量为 33 个,占比为 61%,即使不考虑交易规模,单纯从数量来看,国有控股公司在跨国并购总样本中也占据了主导地位。从目标公司类型来看,战略资源类并购数量为 16 个,其中国有控股企业在其中处于绝对主导地位,数量高达 15 个;以技术、品牌和市场为目标的创造性资产类并购数量为 38 个,国有、民营控股公司各自所占数量较为接近,分别为 18 和 20 个。在 38 个创造性资产类并购中,非上市的目标公司占据了绝对主导地位,与此形成对比,在 16 个战略资源类并购目标中,上市公司数量占比高达 81%。因此我们可以对样本做出如下概括:国有控股公司主导了以上市公司为主要目标的战略性资源类并购,它与民营控股公司在以非上市公司为主要目标的创造性资产类并购中平分秋色。

表 1 中国上市公司跨国并购样本特征描述(2006~2010 年)

并购方企业性质	创造性资产类并购		战略资源类并购		总计
	非上市公司	上市公司	非上市公司	上市公司	
中央国企	8	3	2	3	16
地方国企	7	0	0	10	17
民营企业	16	4	1	0	21
总计	31	7	3	13	54

此外,在对跨国并购公告文件的分析中,我们还发现相比美国等发达市场企业的并购交易,中国上市公司发起的跨国并购交易具有两个特点:(1)支付方式单一,全部为现金交易,这与美国公司通常以股票作为支付手段的做法形成了鲜明的对比;(2)并购目标基本为在原产业链内的横向并购或纵向并购,缺少跨行业的多元化混并购,惟一可以明确界定为多元化并购的是:原来从事电力和热力供应业务的哈尔滨岁宝热电股份有限公司(代码:600864)在 2007 年 5 月对俄罗斯 4 家林

^① 上市公司实际控制人信息来源于 Wind 经济金融数据库。

业公司的收购。

(二) 事件研究框架

1. 事件及窗口的定义。本文选择上市公司对于跨国并购的首次正式公告作为事件,以首次公告日作为事件0日。经典文献选择的并购事件窗口一般介于首次公告前后各5日内,考虑到中国股票市场的公告信息可能提前泄露,并且股价对并购信息的吸收速度可能低于美国等发达市场,我们将事件窗口适当延长,设定为首次公告日前后各10个交易日,^①即以并购公告前第1个交易日为事件-1日,以并购公告日后第1个交易日为事件1日,以此类推。

2. 异常收益率的估计及其统计检验。本文首先使用了市场模型来估计正常收益率,其一般公式为:

$$R_{it} = \alpha + \beta \cdot R_{mt} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, R_{it} 为股票的实际收益率, R_{mt} 为对应的市场指数收益率, β 为贝塔系数。市场模型法的前提之一是贝塔系数必须是相对稳定的(Brown和Warner,1980;MacKinlay等,1997),但我们在经验检验过程中发现贝塔系数对估计窗口非常敏感。如果将公告前的窗口(-150,-11)等距划分为5个估计窗口,则5个贝塔值的极差平均值为0.17,最大值为0.63。更重要的是贝塔极差占贝塔均值的百分比平均高达15.33%,最大甚至达到了45.47%。因此,我们放弃市场模型法,^②使用市场指数收益率代表股票的正常收益率。^③

假设各股票的收益率服从联合正态分布,一只股票的实际收益率 R_{it} 减去正常收益率 R_{mt} 即为其异常收益率 AR_{it} ,用公式可以表示为:

$$AR_{it} = R_{it} - R_{mt} \quad (2)$$

样本股票在时期 t 的平均异常收益率 \overline{AR}_t 为各股票在时期 t 异常收益率 AR_{it} 在截面上的平均,用公式可以表示为:

$$\overline{AR}_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N AR_{it} \quad (3)$$

其中, N 为所考察的样本股票个数。在考察的事件窗口内,股票 i 在时期 τ_1 到 τ_2

^① 实际上,通过对公告前后各30个交易日每日的平均异常收益率(Abnormal Return,AR)的分析,我们发现AR具有统计显著性的交易日集中在公告前6日到公告后5日之间,根据窗口覆盖股价显著反应日的原则,最终将事件窗口定义为公告前后各10日(共21个交易日)。此处感谢审稿人的提示。

^② 此处感谢审稿人的提示。

^③ 其中,如果股票在上海证券交易所上市,其指数选用上证综合指数;如果股票在深圳证券交易所上市,指数选择深证成分指数。事实上,两个指数的相关系数高达0.98,指数的选取对研究结果没有显著的影响。

之间的累计异常收益率 $CAR_i(\tau_1, \tau_2)$ 为:

$$CAR_i(\tau_1, \tau_2) = \sum_{t=\tau_1}^{\tau_2} AR_{it} \quad (4)$$

各股票在此期间的平均累计异常收益率 $\overline{CAR}(\tau_1, \tau_2)$ 为:

$$\overline{CAR}(\tau_1, \tau_2) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N CAR_i(\tau_1, \tau_2) \quad (5)$$

设原假设为: 并购公告对股票的收益率没有影响。在此假设下, $\overline{CAR}(\tau_1, \tau_2)$ 渐进服从正态分布,^①即 $\overline{CAR}(\tau_1, \tau_2) \sim N(0, \sigma^2(\tau_1, \tau_2))$ 其中, $\sigma^2(\tau_1, \tau_2)$ 为其分布的方差。因此, 统计量 $J = \frac{\overline{CAR}(\tau_1, \tau_2)}{[\sigma^2(\tau_1, \tau_2)]^{1/2}} \sim N(0, 1)$ 。由此, 可以根据统计量 J 判断平均累计异常收益率的统计显著性。

(三) 事件研究结果

考虑到战略资源类并购和创造性资产类并购的不同性质, 以及市场对两类并购可能具有不同的反应, 我们将总样本划分为子样本 1(战略资源类并购) 和子样本 2(创造性资产类并购), 对它们分别进行事件研究, 结果列示在图 1 和表 2。

总样本中, 在正式公告前 6 日, 市场已经开始做出较为显著的正向反应, 这意味着在上市公司正式披露前, 跨国并购信息可能已经提前泄露了,^② $CAR(-10, -6)$ 达到 1.68%。此后累计异常收益率稳步增加, 在并购公告前 1 日, $CAR(-10, -1)$ 高达 3.13%。在公告当日, 累计异常收益率呈现跳跃式上升, 增加了 1.2%, 到公告后第 4 日, CAR 达到了其最大值 5.72%。此后有所下调, 在并购后第 10 日, $CAR(-10, 10)$ 为 5.22%, 并且在 1% 的水平上具有统计显著性。进一步, 从样本截面来看, 在公告当日 68.52% 的公司的累计异常收益率大于零, 并且该正值比例在公告后的 10 个交易日内相对稳定, 这意味着股价的正向反应并非由个别异常大的离群值(outlier)造成。

在子样本 1 中, 市场对战略资源类并购公告的反应也是正向的, 并且强度更高。在公告前 5 日, CAR 已经达到了显著的 3.31%。在公告当日, CAR 更是从前一日的 4.90% 跳跃至 7.73%, 到公告后第 2 日, CAR 已经高达 11.43%, 3 个交易日的异常收

① 此处以及后面各主要统计量的理论分布的严格证明参阅 MacKinlay 等(1997)。

② 事实上, 考虑到并购谈判进程的顺利进行以及涉及的商业机密, 上市公司在并购协议正式签订前并不愿意提前进行披露而吸引媒体和竞争对手的注意。我们在并购样本整理过程中发现, 多次跨国并购信息是由海外媒体以“传闻”的方式先行做出报道, 然后在外部压力下, 上市公司才进行正式的信息披露或澄清传闻。当然, 并购信息的提前泄露, 也可能是受到内幕交易者的套利动机驱动。

益率共增加了 6.53%。在公告后第 4 个交易日, CAR 达到其最大值 11.96%, 此后有所下调, 在第 10 个交易日 $CAR(-10, 10)$ 为 9.82%, 且在 1% 的水平上显著。

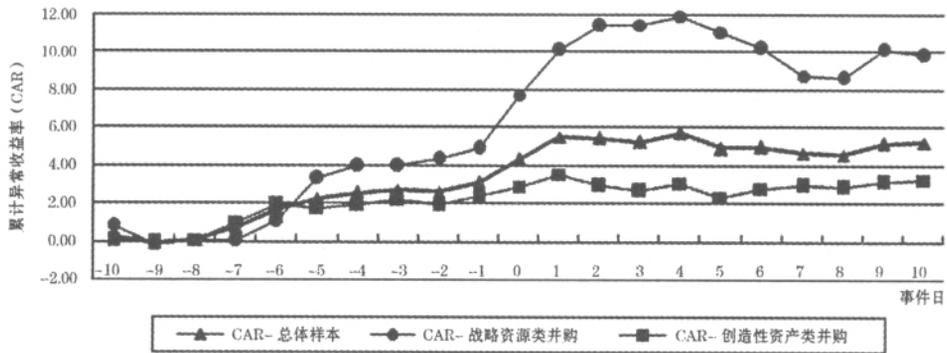


图 1 跨国并购公告的短期市场反应 (%)

在子样本 2 中, 市场对创造性资产类并购公告的反应也是正向的, 但是强度相对要弱。在公告前 1 日, CAR 达到了 2.39%, 但仅在 10% 的水平上具有统计显著性。在公告后 1 日, CAR 达到其最大值 3.55%, 此后的走势相对稳定, 在公告后 10 日, $CAR(-10, 10)$ 为 3.28%, 且在 10% 的水平上具有统计显著性。

因此, 总体来看, 无论是战略资源类并购, 还是创造性资产类并购, 都给并购方公司股东创造了显著的短期财富效应。从最保守的意义上, 我们可以判断市场投资者对中国上市公司的跨国并购决策总体上持支持态度, 股价的大幅上升意味着投资者预期跨国并购能够为上市公司创造协同效应。并购公告产生的超额收益率可以看做是投资者对协同效应的预期值, 即投资者对并购绩效的评价。

如果投资者的预期是理性的, 股市具有强式信息效率, 则股价的变动是在公告时刻的信息集合条件下, 对未来协同效应价值的最优预测, 即对并购绩效的最优评价。当然, 股价的变动是否精确地反映了未来整合产生的协同效应, 需要上市公司并购后长期内的会计盈利指标分析及其股价的长期收益率测度。由于样本并购事件多数发生在近几年, 对并购的实际长期效应进行评价缺乏可行性, 这也正是我们未来研究的方向。

市场对由国企主导的战略资源类并购给予了非常积极的评价, $CAR(-10, 10)$ 高达 9.82%。如果战略资源类并购决策是由政治动机驱动的, 则这种行为将有益于公司股东利益, 市场将对其做出显著的负面评价。检验结果显示: 国企主导的战略资源

中国企业跨国并购的战略目标与经营绩效: 基于 A 股市场的评价

类跨国并购并没有与股东利益产生明显的冲突; 相反, 它为股东创造了可观的财富效应。

表 2 跨国并购公告的平均累计异常收益率及其统计量

事件日	CAR(%)	总体样本		战略性资源类并购		创造性资产类并购	
		正值比例(%)	J 统计量	CAR(%)	J 统计量	CAR(%)	J 统计量
-10	0.30	53.70	0.91	0.82	1.40	0.08	0.19
-9	-0.06	48.15	-0.13	-0.15	-0.17	-0.02	-0.04
-8	0.10	48.15	0.16	0.10	0.10	0.10	0.13
-7	0.74	48.15	1.04	0.08	0.06	1.02	1.20
-6	1.68**	57.41	2.17	1.07	0.82	1.95*	2.01
-5	2.22**	57.41	2.54	3.31**	2.25	1.76	1.63
-4	2.56**	55.56	2.48	3.95***	3.09	1.98	1.45
-3	2.73**	57.41	2.60	3.99**	2.56	2.20	1.64
-2	2.63**	51.85	2.38	4.37**	2.33	1.89	1.40
-1	3.13***	57.41	2.89	4.90**	2.59	2.39*	1.82
0	4.33***	68.52	3.56	7.73***	3.26	2.89**	2.12
1	5.50***	66.67	4.06	10.11***	3.58	3.55**	2.49
2	5.47***	66.67	3.96	11.43***	3.82	2.97**	2.21
3	5.27***	66.67	3.64	11.48***	3.90	2.65*	1.81
4	5.72***	66.67	3.79	11.96***	3.76	3.09**	2.05
5	4.94***	64.81	3.35	11.09***	4.13	2.34	1.46
6	5.00***	62.96	3.38	10.21***	3.85	2.80*	1.67
7	4.68***	64.81	3.46	8.77***	3.96	2.96*	1.83
8	4.57***	61.11	3.40	8.65***	3.71	2.86*	1.81
9	5.20***	64.81	3.53	10.10***	3.60	3.13*	1.91
10	5.22***	64.81	3.51	9.82***	3.63	3.28*	1.92

说明: **、* 和 * 分别代表在 1%、5% 和 10% 的水平上具有统计显著性。下表同。

市场对创造性资产类的跨国并购也给予了积极的评价, 但相对战略资源类并购, 其公告产生的超额收益率似乎较低。这一方面意味着市场预期中国上市公司能够相对成功的整合目标公司的先进技术、知名品牌及其营销渠道; 另一方面市场预期这种“以弱并强”的并购方式成功整合的难度至少要高于战略资源类并购。

四 市场支持何种跨国并购: 假说的提出与经验检验

第三部分的事件研究已经证实了市场对中国上市公司的跨国并购尤其是以战略资源为目标的并购给出了积极的评价,这与国外文献中通常发现的并购公告无法给并购方股东带来正向财富效应的现象形成了对比。那么,应该如何解释这种正向的市场反应?并购公告效应的大小受到哪些因素的影响?本部分将在文献回顾的基础上提出理论假说,并使用截面回归方法进行经验检验。

(一) 假说的提出

在针对美国等发达国家企业并购的研究中,根据并购方公司股东无法取得正向收益的事实,产生的理论假说主要包括自由现金流假说(Jensen,1986)、管理层过度自信假说(Roll,1986)和股票市场估值错误驱动假说(Shleifer和Vishny,2003;Rhodes-Kropf和Viswanathan,2004;Rhodes-Kropf等,2005)。但基于市场对中国上市公司跨国并购决策做出的显著不同的反应方式,很难直接使用根植于发达市场的理论去解释这种反应。中国跨国并购过程中具有很多“中国特色”,这些特殊性意味着不能直接使用国外市场理论去解释中国问题,这些特殊性包括:

(1) 中国上市公司的跨国并购要经过政府部门的层层审批或核准。其中包括:国家发展和改革委员会和商务部的核准、外汇管理局关于并购所用外汇的审核、证券监督管理委员会对上市公司重大并购决策的核准。如果并购主体是中央控股企业,还要得到国务院国有资产监督管理委员会的批准。这使得中国企业完成一项跨国并购的难度远远高于其在国内市场上的并购重组,也高于在发达市场上进行的并购。在委托代理关系下,如果管理层出于自利动机进行跨国并购,则需付出的成本会相对高昂,这应该有利于抑制过度自信的管理层通过构建“企业帝国”追求私利而做出不合理的跨国并购决策。

(2) 中国上市公司进行的跨国并购支付方式基本都是现金支付,没有以股票作为支付手段,这意味着解释“换股并购”的市场估值错误驱动假说很难被用于解释中国的跨国并购。

(3) 中国上市公司进行的跨国并购基本都是产业内的横向并购或产业链上下游的纵向并购,多元化混并购的样本非常少,而国外文献发现多元化并购是管理层不合理并购决策的主要表现方式(Harford,1999)。

对于中国公司跨国并购公告给股东带来的正向财富效应,最为直接的解释是将其

作为投资者预期的并购协同效应的贴现值^①以此为基本立足点,可以引申出丰富的理论假说,从而确认显著影响公告效应大小的主要因素。下面,我们将详细论述各假说。

在现行的政治经济体制下,相对民营控股公司,国有控股公司的并购决策更容易顺利通过国内各政府部门的核准,更为重要的是,其跨国并购更容易得到国家各类优惠政策的支持,最直接的表现就是国家发改委与政策性金融机构共同为中国跨国并购所建立的信贷支持机制和风险保障机制:

(1) 2004年10月,国家发改委与中国进出口银行《关于对国家鼓励的境外投资重点项目给予信贷支持政策的通知》中明确规定“国家发改委和中国进出口银行共同建立境外投资信贷支持机制。根据国家境外投资发展规划,中国进出口银行在每年的出口信贷计划中,专门安排一定规模的信贷资金用于支持国家鼓励的境外投资重点项目。境外投资专项贷款享受中国进出口银行出口信贷优惠利率”。2005年9月,国家发改委、国家开发银行《关于进一步加强对境外投资重点项目融资支持有关问题的通知》也建立了同样的对于境外投资重点项目的信贷支持机制。

(2) 2005年1月,国家发改委与中国出口信用保险公司《关于建立境外投资重点项目风险保障机制有关问题的通知》中明确规定“国家发展改革委和中国出口信用保险公司共同建立境外投资重点项目风险保障机制。根据国家境外投资发展规划,依照国家出口信用保险风险基金安排,中国出口信用保险公司向国家鼓励的境外投资重点项目提供投资咨询、风险评估、风险控制及投资保险等境外投资风险保障服务”。

在实际运作过程中,这些信贷支持机制和风险保障机制更有可能惠及到的是体现

^① 实际上,与股权分置改革前国内各类纷繁复杂的并购重组相比,上市公司通过跨国并购追求协同效应的动机似乎更为“单纯”。陈信元等(2003)的研究发现,中国上市公司希望通过包括并购在内的资产重组达到监管部门关于配股资格的刚性管制标准,这是1997年后,中国资产重组热兴起的重要根源;张新(2003)认为:国内的有些并购重组本身不应该发生,或发生后也不一定会创造价值,但是会由于体制因素,导致以转移其他利益相关方的利益为代价提高并购公司的价值,这些并购实际上是利益在并购公司股东和其他相关者之间的再分配;李增泉等(2005)则直接提出:当公司具有配股或避免亏损动机时进行的并购是控股股东或地方政府的支持行为,但在无保资格之忧时进行的并购是控股股东或地方政府的掏空行为,它会降低公司的价值。这些研究意味着上市公司在国内的并购重组很多是属于形式上、报表上的重组,而非实质上的重组,这类并购重组显然不能真正产生协同效应,为公司创造价值。冯根福和吴林江(2001)、李善民和李珩(2003)以及李善民等(2004)的研究都发现:上市公司的国内并购通常在短期内会改善公司的财务指标,但随后绩效下降,并购没有实质性的提高并购公司的经营绩效,上市公司的多元化并购甚至导致了股东长期财富的显著损失(李善民和朱滔,2006)。

国家战略的国有企业^①而非民营企业(廖运凤,2007;王志乐,2007)。因此我们认为在保持其他条件相同的情况下,国有控股公司发起的跨国并购产生的协同效应会相对更大,^②即:

假说1 相对于民营控股公司,国有控股公司的跨国并购公告产生的累计异常收益率更大。

近年来,随着经济的快速增长,中国对能源和金属矿产品等不可再生资源的需求大大提高,而国内很多资源储量已经不能满足这种需要,通过国际贸易的方式获取资源也逐渐暴露出其弊端,如国际大宗资源商品价格的上涨极大提高了进口成本,中国企业在寡头垄断的国际矿产品市场上缺乏定价权。为了获得稳定的能源和矿产品供给,国家鼓励中国企业尤其是大型国企“走出去”,直接获得对部分资源的控制权,为此,国家对于战略资源类的跨国并购提供了各种政策支持,最为明显的就是政策性银行(国家开发银行和中国进出口银行)的优惠信贷支持。这种支持显然有利于中国企业成功获得目标资产并顺利完成后续的内外资源整合,从而可以为并购方公司创造更大的协同效应。

对于以发达国家先进技术、知名品牌及其营销渠道、市场为目标的跨国并购,一方面主并企业能够直接获得的国家政策、资金的支持相对较少;另一方面,中国并购方公司的技术基础通常低于目标公司,要收购的技术、专利、研发团队是它所不曾拥有或掌握的,而且缺乏在国际市场上运营知名品牌的经验,并购程序完成后,直接面临的难题是能否充分消化吸收其收购的先进技术(陈小洪和李兆熙,2010),能否保持原目标公司的技术研发队伍,能否维护目标公司原有的品牌形象及相应的市场份额。TCL对法国汤姆逊的失败整合,上汽集团对韩国双龙企业整合的失败等案例似乎都证明了上述问题的棘手性。这显然并不利于协同价值的创造。

① 实际上,这种对于国有企业跨国并购的金融支持已经引起了国外市场的关注,这在石油业并购中的表现可以参见布鲁斯金学会 Evans 和 Downs(2006)的研究。

② 在并购方企业的所有制性质与并购交易本身成败的关系上,张建红等(2010)、张建红和周朝鸿(2010)的研究发现,可能是由于东道国对政治问题的顾虑,中国收购企业的国有制形式对收购的完成具有显著的负面影响。这与此处的假说并不矛盾,因为此处讨论的是并购交易完成后协同效应的创造。实际上,上市公司通常只有在具备顺利完成交易把握的情况下,才愿意进行正式的公告,在我们的样本中,仅有3项公告的交易被证实失败。考虑到这一点,公告前后的累计异常收益率在很大程度上反映的是在并购交易顺利完成的背景下,投资者对交易之后协同效应的预期。

与此形成对比的是,对国外战略性资源的并购整合、开发,在技术上对中国企业的要求较低,旺盛的国内资源需求也不要求企业去开拓国际市场;当然,目标公司所在国的动荡政局和不完善的产权保护可能直接威胁到中国并购公司在国外的资源安全,但从样本公司的公告内容来看,在中国上市公司的 16 个战略资源类并购目标中,6 个位于澳大利亚,6 个集中在加拿大,分别有 1 次在荷兰和新加坡,仅有 2 个位于非洲的南非和刚果,^①上市公司进行的战略资源类并购目标的国家风险和其他类并购没有根本的区别。

因此,在其他条件相同的情况下,相对于资源类跨国并购,“以弱并强”的创造性资产类并购的整合难度相对更高,可以预期其为股东创造的协同价值将相对更少,即:

假说 2 相对于创造性资产类并购,战略资源类并购公告所产生的累计异常收益率更大。

并购交易完成后协同价值的创造取决于整合能否成功,而这又直接与并购方公司管理层的经营能力直接相关:管理层的能力越强,整合成功的可能性越大,协同价值也越大,从而并购方公司股东获益也越多(Lang 等,1989; Servaes,1991)。由此,我们可以获得如下假说,即:

假说 3 上市公司管理层能力表现越强,其跨国并购公告所带来的累计异常收益率越高。

我们将并购公告效应理解为投资者预期的协同效应贴现值,但投资者的预期本身也可能偏离理性预期。最近在针对 A 股上市公司控制权转移的研究中,王化成等(2010)发现市场投资者对目标公司存在着过度乐观的情绪,结果导致目标公司股价在宣告日附近被高估。而赖步连等(2006)的研究发现,投资者的过度乐观情绪(异质预期)对于并购方公司的股价也具有显著的作用,股价在长期内存在明显的反转。我们认为过度乐观情绪也有可能对发起跨国并购的上市公司产生显著作用:公司进行跨国并购公告时,如果整个股票市场氛围较为活跃,在此市场环境中的投资者更容易产生过度乐观的情绪,从而可能在一定程度上高估并购的协同效应。虽然受制于本文并

^① 公司实际控制人可能考虑到“国家风险”是资源类并购的最大风险之一,为了减少这种风险对上市公司正常经营的冲击,通常将位于非洲、南美、中东等国家风险较大地区的并购安排由上市公司的母公司或其兄弟公司进行。

购样本的时限过短,我们无法检验并购公司股票在长期内的收益率是否存在向下的反转,从而判断投资者是否对跨国并购公告具有过度反应,但是在解释公告效应时,需要考虑并控制这种可能性。由此提出如下假说,即:

假说4 跨国并购公告时刻的市场氛围越活跃,公告所产生的累计异常收益率越大。

(二) 对假说的检验

1. 变量设定及样本说明。我们使用截面回归的方法对上述假说进行经验检验,对4个假说涉及的解释变量做如下的定义:

(1) 为了检验假说1,设置一个代表公司实际控制人性质的虚拟变量 A_SOE 。如果并购方公司在公告时的实际控制人为中央政府或地方政府的相关部门,则 A_SOE 取值为1,否则取0。

(2) 为了检验假说2,设置一个代表并购战略目标类型的虚拟变量 $T_Resource$ 。根据公告内容,如果并购目标属于能源(石油、天然气)或矿产(铁矿、铜矿、铝矿等)开发企业,则该变量取1,否则取0。

(3) 根据 Lang 等(1989)、Servaes(1991)等经典文献,可以使用托宾 Q 值来测度管理层的能力表现。此处设定的托宾 Q 值(A_TobinQ)的计算公式为:

$$TobinQ = (\text{股本总数} \times \text{股价} + \text{净债务市值}) / (\text{期末资产总额} - \text{无形资产净值})$$

公式中所用数据为并购公告前一个季度的财务报表披露值。

(4) 本文用并购公告前150个交易日至前31个交易日之间整个市场指数的涨幅测度市场氛围(M_Runup)。

另外,在截面回归中还需要控制关于并购方公司(A)、目标公司(T)和交易(D)本身的一系列其他特征:

(5) 并购方公司的规模(A_Size)。此处以并购公告前一个季度的财务报表披露的公司净资产总值来表示,在回归中将使用其自然对数。

(6) 并购方公司的资产负债率(A_Debt)。此处以并购公告前一个季度的财务报表所披露的公司资产负债率来表示。

(7) 目标公司是否为上市公司(T_Listed)。根据 Fuller 等(2002)的研究,如果并购目标是上市公司,则相对于对非上市公司的收购,其并购成本会显著增加,这将减少并购方股东的收益。此处设计的虚拟变量(T_Listed)根据公告内容,如果并购目标是

上市公司, 则该变量取值为 1, 否则为 0。

(8) 对目标公司或资产的控制水平 ($D_Control$)。根据公告内容, 如果交易完成后并购方对目标公司绝对控股,^①则取值为 3, 相对控股取值为 2; 如果是第二大股东则取值为 1, 否则取值为 0。

(9) 并购规模 (D_Size)。此处以交易总金额与并购公告前一个季度上市公司财务报表所披露的公司净资产的比值来表示, 外币交易金额根据并购公告当日汇率折算成人民币金额。

(10) 并购公司股票价格的波动性 (A_Vol)。^② 此处以并购公司公告日前 150 个交易日至前 30 个交易日之间的日收益率标准差来表示。

由此, 截面回归共有 4 个解释变量和 6 个控制变量, 涵盖了并购方公司、目标公司的特征, 以及具体交易条款和并购时刻股票市场氛围, 比较全面地反映了可能影响并购公告效应的主要因素。截面回归的被解释变量设定为我们在事件研究中获得的并购公告产生的累计异常收益 $CAR(-10, 10)$ 。

此处研究样本与事件研究样本完全一致, 如无特殊说明, 上述变量涉及的数据来源于 Wind 经济金融数据库。回归变量的描述性统计量如表 3 所示。

表 3 描述性统计量

变量	均值	中位数	最大值	最小值	标准差
$CAR(-10, 10)$	0.0522	0.0543	0.3208	-0.2156	0.1094
A_SOE	0.6111	1.0000	1.0000	0.0000	0.4921
$T_Resource$	0.2963	0.0000	1.0000	0.0000	0.4609
A_TobinQ	2.5403	2.1384	13.4632	0.8977	2.0316
M_Runup	0.1493	0.0883	0.8457	-0.5754	0.3551
$A_SOE \cdot T_Resource$	0.2778	0.0000	1.0000	0.0000	0.4521
$\text{Log}(A_Scale)$	13.2625	12.8327	18.2735	10.2469	2.0139
$A_Debt(\%)$	54.2500	51.8440	95.2123	7.8893	20.9255
T_Listed	0.3704	0.0000	1.0000	0.0000	0.4874
$D_Control$	2.5000	3.0000	3.0000	0.0000	0.9467
$D_Scale(\%)$	9.6534	5.0604	76.4364	0.1588	14.3055
A_Vol	0.03335	0.0329	0.0509	0.0111	0.0091

① 如果是 100% 收购目标公司的某一块相对独立的业务或资产, 则等同于绝对控股。

② 此处感谢审稿人的提示。

2. 检验结果。根据假说 1 和假说 2, 国有控股公司发起的资源类跨国并购相对于其他类型跨国并购能够带来更大的累计异常收益率, 由此可以设置一个交叉变量 $A_SOE \cdot T_Resource$, 用来反映公司控制人性质与并购类型的交叉作用。在经验检验过程中, 我们先将 $CAR(-10, 10)$ 对 4 个假说变量进行单变量回归(回归(1)~(4)), 然后对交叉变量进行回归(回归(5)), 最后将控制变量全部纳入回归方程进行多元回归, 观察假说变量的符号和统计显著性(回归(6)、(7))。

截面回归方程的具体形式设置如下:

$$\text{回归 1: } CAR(-10, 10)_i = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot A_SOE_i + \varepsilon_i \quad (6)$$

$$\text{回归 2: } CAR(-10, 10)_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot T_Resource_i + \varepsilon_i \quad (7)$$

$$\text{回归 3: } CAR(-10, 10)_i = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot A_TobinQ_i + \varepsilon_i \quad (8)$$

$$\text{回归 4: } CAR(-10, 10)_i = \delta_0 + \delta_1 \cdot M_Runup_i + \varepsilon_i \quad (9)$$

$$\text{回归 5: } CAR(-10, 10)_i = \lambda_0 + \lambda_1 \cdot A_SOE \cdot T_Resource_i + \varepsilon_i \quad (10)$$

$$\begin{aligned} \text{回归 6: } CAR(-10, 10)_i = & \varphi_0 + \varphi_1 \cdot A_SOE_i + \varphi_2 \cdot T_Resource_i \\ & + \varphi_3 \cdot A_TobinQ_i + \varphi_4 \cdot M_Runup_i + \varphi_5 \cdot \log(A_Scale) + \varphi_6 \cdot A_Debt_i \\ & + \varphi_7 \cdot T_Listed_i + \varphi_8 \cdot D_Control_i + \varphi_9 \cdot D_Scale_i + \varphi_{10} \cdot A_Vol_i + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (11)$$

$$\begin{aligned} \text{回归 7: } CAR(-10, 10)_i = & \theta_0 + \theta_1 \cdot A_SOE \cdot T_Resource_i \\ & + \theta_2 \cdot A_TobinQ_i + \theta_3 \cdot M_Runup_i + \theta_4 \cdot \log(A_Scale) + \theta_5 \cdot A_Debt_i \\ & + \theta_6 \cdot T_Listed_i + \theta_7 \cdot D_Control_i + \theta_8 \cdot D_Scale_i + \theta_9 \cdot A_Vol_i + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (12)$$

回归结果列示在表 4。^① 从回归 1 可以看到 A_SOE 回归系数为 0.0644, 且在 5% 的水平上具有统计显著性。这支持假说 1, 意味着在上市公司发起的跨国并购中, 公司实际控制人的国有性质可以让投资者产生更大的协同效应预期。相对于民营控股公司股东, 国有控股公司股东在并购公告前后 20 个交易日内平均可以多获得 6.44% 的收益率, 这个差异对于投资者来说, 具有非常显著的经济意义。

从回归 2 来看, $T_Resource$ 的回归系数为 0.0654, 且在 5% 的水平上具有统计显著性。这支持假说 2, 意味着相对于以创造性资产为目标的跨国并购, 投资者预期战略资源类并购能够带来更大的协同效应。两类并购公司股东所能获得的累计异常收益率之差高达 6.54%, 同样具有非常显著的经济意义。

从回归 3 来看, A_TobinQ 的回归系数为 0.0157, 且在 5% 的水平上具有统计显著性。这支持了假说 3, 意味着并购方公司管理层的能力表现越强, 市场对跨国并购整

^① 此处的回归结果通过了异方差、自相关、多重共线性等一般性计量检验, 限于篇幅, 此处没有列出检验过程, 如有需要, 可向作者索取。

合的结果越是充满信心, 预期其能为公司创造更多的协同价值。

从回归 4 来看, M_Runup 的回归系数为 0.0666, 其符号与假说 4 一致, 但是 1.5961 的 T 统计量意味着其显著性仅仅处于一个边缘区域。假说 4 并没有显著获得单变量回归的支持, 下面还需要进一步考察该变量在多元回归中的结果。

表 4 截面回归结果

回归变量	回归 1	回归 2	回归 3	回归 4	回归 5	回归 6	回归 7
常数项	0.0128 [0.5557]	0.0328* [1.9053]	0.0095 [0.4104]	0.0423** [2.6511]	0.0349** [2.0403]	-0.1290 [-0.7603]	-0.1375 [-0.7827]
并购方公司实际控制人性质	0.0644** [2.1844]	—	—	—	—	0.0672* [1.9535]	—
并购战略目标	—	0.0654** [2.0688]	—	—	—	0.0663* [1.8819]	—
并购方公司管理层能力表现	—	—	0.0157** [2.2002]	—	—	0.0268** [2.0417]	0.0199* [1.8128]
并购前市场氛围	—	—	—	0.0666 [1.5961]	—	0.0967** [2.4814]	0.0808** [2.0177]
交叉变量	—	—	—	—	0.0624* [1.9262]	—	0.0885** [2.0970]
并购方公司规模	—	—	—	—	—	-0.0071 [-0.7887]	-0.0035 [-0.3812]
并购方公司资产负债率	—	—	—	—	—	0.0014 [1.7372]	0.0013 [1.5608]
目标公司是否为上市公司	—	—	—	—	—	0.0043 [0.1123]	0.0120 [0.2892]
对目标公司的控制水平	—	—	—	—	—	0.0116 [0.6897]	0.0176 [1.0237]
并购交易规模	—	—	—	—	—	-0.0007 [-0.5880]	-0.0007 [-0.5794]
股票价格波动性	—	—	—	—	—	0.9555 [0.4850]	1.0060 [0.5056]
调整后的 R ²	0.0664	0.0583	0.0688	0.0284	0.0486	0.2022	0.1276
DW 统计量	2.2937	2.4070	2.3039	2.3958	2.3225	2.4937	2.4093

说明: 方括号中的值为 T 值, 下表同。

从回归 5 来看, $A_SOE \cdot T_Resource$ 的回归系数为 0.0624, 且在 10% 的水平上具有统计显著性。这意味着相比其他类型的并购, 投资者预期由国有控股公司发起的以海外战略资源为目标的跨国并购更容易实现成功的整合, 从而创造更大的协同效应。

此类并购确实能够为公司股东创造更大的公告财富效应。

从回归 6 可以看出,把全部假说变量和 6 个控制变量纳入截面回归后, A_SOE 、 $T_Resource$ 和 A_TobinQ 的回归系数的符号与数值都没有发生根本性的变化,且仍然具有统计显著性。在控制了其他变量后,并购前市场氛围 M_Runup 的回归系数依然为正,但是原来仅处于显著性边缘的 T 统计量增加到了 2.48,开始在 5% 的水平上具有显著性。这意味着并购公告时的市场氛围确实能够在一定程度上影响投资者对中国上市公司跨国并购绩效的评价,这支持了假说 4。此外在增加了其他变量后,调整后的 R^2 提高到了 20.22%,这意味着公告收益率在截面上的差异在很大程度上可以被上述变量所解释。

在回归 7 中,我们将由 A_SOE 和 $T_Resource$ 产生的交叉变量纳入回归,取代了 A_SOE 和 $T_Resource$ 。结果发现这个虚拟变量的回归系数符号依然为正,且在 5% 的水平上具有统计显著性,这意味着在控制了其他因素的条件下,并购公司实际控制人的国有性质和战略资源类的并购目标确实可以让投资者对并购协同效应产生更良好的预期,而这两个变量影响投资者对协同效应预期的方式,除了如回归 6 所揭示的直接作用外,其联合起来发挥作用也可能是一种重要方式。

3. 稳健性检验。为了保证结果的稳健性,我们进行了稳健性检验,主要包括:将被解释变量置换为 $CAR(-3, 3)$ 和 $CAR(-5, 5)$;在测度管理层能力时,使用另一种常见的方法计算托宾 Q ($TobinQ1$),即 $TobinQ1 = (\text{股本总数} \times \text{股价} + \text{净债务市值}) / \text{期末总资产}$;测度并购公司规模时,使用总资产(对数)指标。

以 $CAR(-3, 3)$ 作为因变量进行 4 个多元回归。在回归 8 中,自变量是未改变测度方法时的指标;在回归 9 中,自变量是未改变测度方法并且含交叉变量的指标;在回归 10 中,自变量是改变测度方法后的指标;在回归 11 中,自变量是改变测度方法并且包含交叉变量的指标。最后,按照类似的回归设计,以 $CAR(-5, 5)$ 作为因变量再进行 4 个多元回归。回归 8~15 的结果列示在表 5,可以看到 4 个核心解释变量的符号仍然与本文假说的预期一致,并且基本都至少在 10% 的水平上具有统计显著性,只有 $TobinQ$ 在回归 12 中失去了统计显著性,因此,前文的结果还是相对稳健的。

总体来看,检验结果基本支持上述理论假说,这意味着:一方面市场预期中国上市公司发起的跨国并购总体上能够成功产生协同效应,为其股东创造价值;另一方面,很可能是因为公司实际控制人的国有性质、并购目标为战略性资源能够获得相对更多的国家政策、资金的支持,所以市场预期其实现成功整合的可能性相对更大,并且并购方公司管理层的能力表现越强,市场预期其创造的协同价值越大。

中国企业跨国并购的战略目标与经营绩效: 基于 A 股市场的评价

表 5 稳健性检验结果

因变量	CAR(-3 3)				CAR(-5 5)			
	回归 8	回归 9	回归 10	回归 11	回归 12	回归 13	回归 14	回归 15
常数项	0.0341 [0.3781]	0.0026 [0.0286]	-0.0186 [-0.2304]	-0.0459 [-0.5577]	0.0920 [0.9439]	0.0533 [0.5394]	0.0030 [0.0345]	-0.0281 [-0.3141]
并购公司实际 控制人性质	0.0486* [1.9859]		0.0464* [1.9731]		0.0605** [2.2862]		0.0588** [2.2982]	
并购战略 目标	0.0649** [2.2101]		0.0483* [1.6844]		0.0955*** [3.0063]		0.0835** [2.6773]	
并购公司 管理层能力 (TobinQ)	0.0080* [1.8522]	0.0079* [1.7912]			0.0026 [1.4423]	0.0027* [1.8350]		
并购公司 管理层能力 (TobinQ1)			0.0317** [2.2648]	0.0318** [2.1930]			0.0248* [1.8284]	0.0241* [1.9274]
并购前市场 氛围	0.0665** [2.2910]	0.0547* [1.8469]	0.0713** [2.5354]	0.0599** [2.0915]	0.0870*** [2.7702]	0.0725** [2.2687]	0.0904*** [2.9530]	0.0758** [2.4335]
交叉变量		0.0878*** [2.8944]		0.0689** [2.3204]		0.1314*** [4.0164]		0.1182*** [3.6613]
并购公司规模 (净资产)	-0.0106* [-1.7720]	-0.0072 [-1.2115]			-0.0123* [-1.8918]	-0.0081 [-1.2580]		
并购公司规模 (总资产)			-0.0093* [-1.7993]	-0.0063 [-1.2286]			-0.0090 [-1.6005]	-0.0053 [-0.9463]
并购公司 资产负债率	0.0011* [1.8614]	0.0011* [1.9344]	0.0014** [2.3461]	0.0014** [2.2707]	0.0002 [0.3513]	0.0003 [0.4925]	0.0007 [1.0694]	0.0007 [1.0195]
目标公司是否 为上市公司	0.0260 [0.9300]	0.0236 [0.7883]	0.0309 [1.1504]	0.0299 [1.0382]	0.0074 [0.2445]	-0.0002 [-0.0050]	0.0080 [0.2740]	0.0013 [0.0429]
对目标公司 的控制水平	0.0013 [0.1046]	0.0050 [0.3987]	-0.0010 [-0.0852]	0.0027 [0.2242]	0.0069 [0.5293]	0.0114 [0.8535]	0.0055 [0.4337]	0.0102 [0.7850]
并购交易规模	-0.0016* [-1.9589]	-0.0015* [-1.8045]	-0.0014* [-1.7865]	-0.0013 [-1.6395]	-0.0015* [-1.7104]	-0.0014 [-1.5818]	-0.0013 [-1.5468]	-0.0012 [-1.4324]
股票价格波动 性	-0.5896 [-0.3886]	-0.5587 [-0.3653]	0.1068 [0.0751]	0.1584 [0.1120]	0.5203 [0.3178]	0.4326 [0.2620]	0.7846 [0.5060]	0.7306 [0.4709]
调整后的 R ²	0.2528	0.1978	0.2965	0.2454	0.3076	0.2605	0.3365	0.2891
DW 统计量	2.5683	2.1531	2.4938	2.1535	2.3450	2.6325	2.3976	2.4910

但是,需要注意的是 A 股投资者对跨国并购绩效的预期评价也明显受到公告时刻的市场整体氛围的影响,市场氛围越活跃,公告带来的股价提高越大。这意味着市场对跨国并购绩效的评价很可能会受到投资者情绪的影响。当然,这是所有利用股价的信息发现功能去评估预测未来不确定事件时都必须客观面对的“主观”问题。即使

存在这种问题,在缺乏更好评价方法的现实约束条件下,它毕竟提供了一种系统而可行的策略。

五 结论

本文以中国 A 股上市公司发起的跨国并购为切入点,利用股票市场的信息发现功能对并购绩效进行了评价。通过事件研究发现:市场对中国上市公司发起的跨国并购给予了积极的评价,并购公告前后共 21 个交易日内平均累计异常收益率高达 5.22%,并购决策为公司股东带来了显著的财富效应,而资源类的并购更是为股东带来了 9.82% 的超额收益率。这意味着中国公司发起的跨国并购并没有与企业利润最大化的目标产生冲突,并且在整体上投资者预期中国公司发起的跨国并购最终能够实现成功的整合,带来显著的协同效应。

截面回归结果证实:并购公告产生的超额收益率与并购企业的实际控制人性质以及并购目标资产的类型显著相关,具体而言,国有控股公司发起的并购,尤其是其发起的以海外战略资源为目标的并购,能够带来更高的股价上涨,这很可能是由于在现行的政治经济体制下,此类并购能够得到相对更多的国家政策、资金等方面的支持,并且其整合的技术难度相对更低,从而可以预期它能创造更大的协同效应。

同时,公告产生的超额收益率与以托宾 Q 值测度的管理层能力呈现出显著的正相关关系,这意味着公司管理层在过去的能力表现越强,市场就预期其通过跨国并购投资能够为股东创造的财富越大。

并购公告产生的收益率体现的是投资者对并购协同价值的预期,但检验结果发现这种评价也受到了并购公告时的市场氛围影响,市场氛围越活跃,其评价越乐观。这提醒我们在以股价反应来评价跨国并购决策时应该保持谨慎态度,毕竟任何股票市场都很难达到理论上的强式信息效率,市场本身也有出现错误定价的可能性。但是在中国跨国并购历史进程尚短的现实约束条件下,股票市场可以为我们提供一种具有可操作性的评价方法。随着跨国并购后续整合的进展,以及相应数据的披露,利用并购方公司财务数据及其股价的长期表现进行新的评价,是我们未来的工作方向。

参考文献:

- 陈小洪、李兆熙(2010):《中国企业并购重组》,北京:中国发展出版社。
- 陈信元、张田余(1999):《资产重组的市场反应》,《经济研究》第9期。
- 陈信元、叶鹏飞、陈冬华(2003):《机会主义资产重组与刚性管制》,《经济研究》第5期。

中国企业跨国并购的战略目标与经营绩效: 基于 A 股市场的评价

- 程惠芳、张孔宇(2006):《中国上市公司跨国并购的财富效应分析》,《世界经济》第12期。
- 冯根福、吴林江(2001):《我国上市并购绩效的实证研究》,《经济研究》第1期。
- 顾露露、Reed Robert(2011):《中国企业海外并购失败了吗》,《经济研究》第7期。
- 郭妍(2010):《我国银行业海外并购绩效及其影响因素的实证分析》,《财贸经济》第11期。
- 赖步连、杨继东、周业安(2006):《异质波动与并购绩效——基于中国上市公司的实证研究》,《金融研究》第12期。
- 李善民、陈玉罡(2002):《上市公司兼并与收购的财富效应》,《经济研究》第11期。
- 李善民、李珩(2003):《中国上市公司资产重组绩效研究》,《管理世界》第11期。
- 李善民、曾昭灶、王彩萍、朱滔、陈玉罡(2004):《上市公司并购绩效及其影响因素研究》,《世界经济》第9期。
- 李善民、朱滔(2006):《多元化并购能给股东创造价值吗?——兼论影响多元化并购长期绩效的因素》,《管理世界》第3期。
- 李增泉、余谦、王晓坤(2005):《掏空、支持与并购重组——来自我国上市公司的经验证据》,《经济研究》第1期。
- 廖运凤(2007):《中国企业海外并购案例分析》,北京:企业管理出版社。
- 刘笑萍、黄晓薇、郭红玉(2009):《产业周期、并购类型与并购绩效的实证研究》,《金融研究》第3期。
- 王化成、孙健、邓路、卢闯(2010):《控制权转移中投资者过度乐观了吗》,《管理世界》第2期。
- 王志乐(2007):《2007 走向世界的中国跨国公司》,北京:中国经济出版社。
- 阎大颖(2009):《国际经验、文化距离与中国企业海外并购的经营绩效》第1期。
- 张建红、卫新江、海柯·艾伯斯(2010):《决定中国企业海外收购成败的因素分析》,《管理世界》第3期。
- 张建红、周朝鸿(2010):《中国企业走出去的制度障碍研究——以海外收购为例》,《经济研究》第6期。
- 张新(2003):《并购重组是否创造价值》,《经济研究》第6期。
- 中国证监会(2009):《中国上市公司发展报告》,北京:中国经济出版社。
- Andrade, G.; Mitchell, M. and Stafford, E. "New Evidence and Perspectives on Mergers." *Journal of Economic Perspectives*, 2001, 15, pp. 103 - 120.
- Aybar, B. and Ficici, A. "Cross - border Acquisitions and Firm Value: an Analysis of Emerging - market Multinationals." *Journal of International Business Studies*, 2009, 40, pp. 1317 - 1338.
- Bhagat, S.; Malhotra, S. and Zhu, P. C. "Emerging Country Cross Border Acquisitions: Characteristics, Acquirer Returns and Cross - Sectional Determinants." *Emerging Markets Review*, 2011, 12, pp. 250 - 271.
- Bris, A. and Cabolis, C. "The Value of Investor Protection: Firm Evidence from Cross - border Mergers." *Review of Financial Studies*, 2008, 21, pp. 605 - 648.
- Brown, S. and Warner, J. "Measuring Security Price Performance." *Journal of Financial Economics*, 1980, 8, pp. 205 - 258.
- Bruner, F. R. "Does M&A Pay? A Survey of Evidence for the Decision Maker." *Journal of Applied Finance*, 2002, 12, pp. 48 - 68.
- Evans, C. P. and Downs, S. E. "Untangling China's Quest for Oil through State - backed Financial Deals." *The Brookings Institution Policy Brief*, May 2006, pp. 1 - 8.
- Francis, B. B.; Hasan, I. and Sun, X. "Financial Market Integration and the Value of Global Diversification: Evidence for US Acquirers in Cross - border Mergers and Acquisitions." *Journal of Banking and Finance*, 2008, 32, pp. 1522 - 1540.
- 世界经济* 2012年第5期 • 104 •

- Fuller, K.; Netter, J. and Stegemoller, M. "What Do Returns to Acquiring Firms Tell Us? Evidence from Firms that Make Many Acquisitions." *Journal of Finance*, 2002, 57, pp. 1763 - 1793.
- Harford, J. "Corporate Cash Reserves and Acquisitions." *Journal of Finance*, 1999, 54, pp. 1969 - 1997.
- Jensen, M. "Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers." *American Economic Review*, 1986, 76, pp. 323 - 329.
- Kohli, R. and Mann, B. S. "Analyzing Determinants of Value Creation in Domestic and Cross Border Acquisitions in India." *International Business Review*, 2011, doi: 10.1016/j.ibusrev.2011.11.006.
- Lang, H. P. L.; Stulz, M. and Walking, A. R. "Managerial Performance, Tobin's Q and the Gains from Successful Tender Offers." *Journal of Finance*, 1989, 24, pp. 137 - 154.
- Lang, H. P. L.; Stulz, M. and Walking, A. R. "A Test of the Free Cash Flow Hypothesis." *Journal of Financial Economics*, 1991, 29, pp. 315 - 335.
- MacKinlay, C.; Lo, W. A. and Campbell, J. Y. *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton, NJ: Princeton University Press, 1997, pp. 149 - 180.
- Malmendier, U. and Tate, G. "Who Makes Acquisitions? CEO Overconfidence and the Market's Reaction." *Journal of Financial Economics*, 2008, 89, pp. 20 - 43.
- Mantecon, T. "Mitigating Risks in Cross - border Acquisitions." *Journal of Banking and Finance*, 2009, 33, pp. 640 - 651.
- Martynova, M. and Renneboog, L. "A Century of Corporate Takeovers: What have We Learned and Where do We Stand." *Journal of Banking and Finance*, 2008a, 32, pp. 2148 - 2177.
- Martynova, M. and Renneboog, L. "Spillover of Corporate Governance Standards in Cross - border Mergers and Acquisitions." *Journal of Corporate Finance*, 2008b, 14, pp. 200 - 223.
- Moeller, B. S.; Schlingemann, P. F. and Stulz, M. R. "Wealth Destruction on a Massive Scale? A Study of Acquiring - Firm Returns in the Recent Merger Wave." *Journal of Finance*, 2005, 60, pp. 757 - 782.
- Moeller, B. S. and Schlingemann, P. F. "Global Diversification and Bidder Gains: a Comparison between Cross - border and Domestic Acquisitions." *Journal of Banking and Finance*, 2005, 29, pp. 533 - 564.
- Rhodes - Kropf, M. and Viswanathan, S. "Market Valuation and Merger Waves." *Journal of Finance*, 2004, 59, pp. 2695 - 2717.
- Rhodes - Kropf, M.; Robinson, T. D. and Viswanathan, S. "Valuation Waves and Merger Activity: the Empirical Evidence." *Journal of Financial Economics*, 2005, 77, pp. 561 - 603.
- Roll, R. "The Hubris Hypothesis of Corporate Takeovers." *Journal of Business*, 1986, 59, pp. 197 - 216.
- Servaes, H. "Tobin's Q and the Gains from Takeovers." *Journal of Finance*, 1991, 66, pp. 409 - 419.
- Shleifer, A. and Vishny, W. R. "Stock Market Driven Acquisitions." *Journal of Financial Economics*, 2003, 70, pp. 295 - 311.
- Uddin, M. and Boateng, A. "An Analysis of Short - run Performance of Cross - border Mergers and Acquisitions: Evidence from the UK Acquiring Firms." *Review of Accounting and Finance*, 2009, 8, pp. 431 - 453.

(截稿: 2012 年 3 月 责任编辑: 王徽)