

DOI:10.15918/j.jbitss1009-3370.2017.2046

# 政治关联、竞争地位与混合并购 ——来自中国A股证券市场的经验证据

傅传锐，杨群

(福州大学 经济与管理学院, 福州 350116)

**摘要：**从中国转轨经济时期特殊的制度背景与企业竞争态势的视角出发,以2007—2011年间中国A股证券市场上发生的522起并购事件为样本,运用Logistic回归方法与中介效应模型分别考察了企业政治关联与竞争地位对混合并购决策及其绩效的共同影响。研究发现:混合并购总体上难以认为并购方创造长期的价值,而且其并购绩效要显著低于相关并购;在并购前,企业的政治关联度与竞争地位分别与其混合并购倾向显著正相关、负相关;越是竞争劣势企业,越倾向于利用自身政治关联身份实施混合并购行为。在并购后,政治关联能够帮助企业提高混合并购绩效,并且这一绩效提升路径是通过并购后企业竞争地位的改善得以顺利实现。

**关键词：**政治关联；竞争地位；混合并购；Logistic回归；中介效应

中图分类号：F275

文献标识码：A

文章编号：1009-3370(2017)05-0061-0011

近年来,以涉足价值链不相关行业为典型特征的混合并购方兴未艾。然而,对于混合并购能否创造价值,不同文献却莫衷一是(杨艳等,2014)<sup>[1][152-159]</sup>。既有支持混合并购促进企业业绩的正面证据(如冯根福等,2001)<sup>[2]</sup>,也有不少文献证实企业实施混合并购后业绩明显下滑(李善民等,2004;蒋先玲等,2013;Raudszus等,2013)<sup>[3-5]</sup>。事实上,与横向、纵向并购等相关并购活动中企业深耕于同一产业链的资源整合以期获得规模效益、交易成本节约等优势所不同的是,混合并购企业要进入陌生的产业链寻求全新的发展机遇。这意味着,混合并购行为往往要面对较相关并购更大的市场风险与经营困难。那么,为什么众多企业仍然甘冒风险而舍近求远呢?早期的研究试图从代理理论、协同效应与管理者过度自信假说等角度对此予以解释,然而新近研究认为,这些脱胎于欧美等发达市场经济条件下的并购动因理论并未考虑到中国企业所处的现实环境,尤其是当前中国正处于经济转型阶段的制度背景(李善民等,2009<sup>[6][1-17]</sup>;邓新明,2011<sup>[7][4-15]</sup>)与企业自身面临的行业竞争环境(徐斌等,2015)<sup>[8][50-56]</sup>。

在转型经济体中,以市场自由配置资源的机制尚未成熟,政府仍控制着相当数量且与企业发展息息相关的关键性资源,诸如行业准入的审批、国有银行信贷资金的配给与政府补贴、税收优惠等。政府还拥有高度的自由裁量权以决定对特定企业施予政策监管抑或支持。不仅如此,在中国漫长的传统社会人际关系环境的熏陶下,政府与企业间的关系网络同样也存在着鲜明的以政府为中心,亲疏有别的各类企业分别处于不同半径同心圈上的“差序格局”特征。与政府关系密切的企业较其他企业更易于挤入政府关系同心圆的内圈,能够获得商业信息的先机与更多的政府政策倾斜(李善民等,2009)<sup>[6][1-17]</sup>,从而获得更多的资源,支持企业的并购活动。李善民等(2009)<sup>[6][1-17]</sup>、邓新明(2011)<sup>[7][4-15]</sup>、杨艳等(2014)<sup>[1][152-159]</sup>都发现拥有政治关联的企业更倾向于实施混合并购。与此同时,并购作为企业一项重要的战略投资活动,任何企业都不能将之与自身所面临的竞争环境脱离开来单独决策。最近的研究发现(徐斌等,2015)<sup>[8][50-56]</sup>,占据竞争优势的企业倾向相关并购,而竞争劣势企业却更愿意实施混合并购。显然,从公司战略视角出发,并购类型的选择是企业在对当前自身所处行业内竞争态势的分析研判的基础上,做出的旨在进一步改善自身竞争地位、具有自发需求特征的战略调整。那么,对于那些希望通过并购扩张扭转竞争劣势的企业,政治关联是否会更有力地驱动他们开展混合并购活动呢?遗憾的是,现有研究都未将企业政治关联与竞争地位放入同一研究框架中考察它们对混合并购决策的共同影响。更进一步地,在混合并购发生后,政治关联能否有助于企业竞争地位的改善,进而最

收稿日期：2016-10-12

基金项目：国家社会科学基金资助项目(15CGL019);福建省自然科学基金青年科技人才创新项目资助(2015J05136)

作者简介：傅传锐(1982—),男,博士,副教授,E-mail:fu\_jasmine@vip.163.com

终提高企业绩效呢?已有研究虽然对政治关联与并购绩效间的经验关系给予了颇多的关注(如李善民等<sup>[9]</sup>,2006;邓新明,2011<sup>[14-15]</sup>),然而尚缺乏关于政治关联对混合并购绩效的内在作用机制的深层次探究。事实上,继续追踪政治关联对混合并购绩效的具体影响路径,尤其是考察并购后企业竞争地位的改善是否在这一路径中扮演中介桥梁的角色,对于全面理解政治关联、竞争地位与混合并购决策间的逻辑关系有着十分重要的理论意义。因为处于竞争落后状态的企业,通过构建或维系自身的政治关系网络以获得实施混合并购的相关资源,其最终的目的在于希望能够带来自身竞争地位的改善,进而创造并购价值。如果交易完成后,企业的竞争地位没有得到改善,业绩势必也难以有效提升。那么,这就从绩效层面反过来意味着企业基于自身政治关联与市场地位做出混合并购决策的逻辑机制可能存在问题,也会使学者们对政治关联作为支持企业实施混合并购的替代性非正式机制的有效性与合理性产生质疑。

鉴于此,本文以 2007—2011 年间中国 A 股证券市场上发生的 522 起并购事件为样本,首先运用 Logistic 回归方法对企业政治关联、竞争地位与混合并购决策间的关系进行考察,随后使用中介效应模型进一步分析混合并购后企业竞争地位的变化在政治关联对并购绩效影响过程中发挥的中介作用。本文可能的主要创新之处在于:其一,首次将政治关联与企业竞争地位同时纳入混合并购决策的研究体系,分析了这两类因素对企业混合并购决策的共同影响,拓展了混合并购的影响因素研究边界;其二,首次以并购后企业竞争地位的改善作为中介桥梁,考察了政治关联对混合并购绩效的内在作用机理,不仅丰富了政治关联与企业绩效间相关性的研究文献,还从并购绩效形成角度对企业政治关联、竞争地位与混合并购决策之间关系的逻辑合理性予以再次审视。

## 一、研究假设

一方面,与横向、纵向并购等相关并购行为不同,企业实施混合并购并不是在其原有产业链内进行资源重组,而是要进入自身并不熟悉且与原业务不相关的“新”产业链寻求发展机会。这其中蕴含着企业能否“合法”地进入目标行业以及跨行业经营对企业财务资源的消耗是否会影响企业原产业链业务的正常运营与新业务的顺利开发等多重的经营不确定性。另一方面,在新兴加转轨的经济体中,由于市场制度尚未完全建立或成熟,政府仍掌握着较多的诸如行业准入许可、融资资源配给与财税优惠等制度性资源,并且这些资源的处置游离于市场的有效监管范围之外(杨其静,2011)<sup>[10]</sup>。而与此同时,政治关联作为企业的重要社会资本,能够帮助企业争取到政府手中制度性资源对自己的有利输送,进而拓展自身有限的资源边界。这包括:与政府的良好关系纽带能够增强政府对企业的信任,从而被应允进入具有公用事业特征、一般企业难以涉足却有着丰厚“垄断”利润的行政管制行业<sup>①</sup>;企业良好的“政府关系”向外界传递了自身的质量信号,有助于其在当地市场的“声誉”提高,降低贷款银行对企业事后违约的预期成本(孙铮、刘凤委和李增泉,2005;胡旭阳,2006)<sup>[11-12]</sup>,并且在中国金融体系中,政府是四大国有银行的最终实际控制人,与政府的良好互动能够为企业争取到更多的信贷资金;而各种形式的政府补助、税收优惠与返还无疑也会优先偏向与政府关系密切、合拍的企业(Faccio 等,2006;Adhikari 等,2006;吴文峰等,2009)<sup>[13-15]</sup>,进而降低了这些企业的税负水平与支出压力。显然,企业与政府间的关系越密切,越能够获得政府政策对自身的倾斜,企业越能通过“合法”的途径突破行政管制下的特定行业壁垒,并且解决并购整合过程中可能遭遇的因资源消耗过大而导致资金不足的困难,因此,企业也更愿意开展混合并购活动。于是,提出如下假设。

假设 H1. 企业的政治关联程度越高,越倾向于实施混合并购。

从企业竞争理论的角度看,并购活动是企业在公司层面的重大战略行为,势必是企业在综合考量其所处行业的竞争态势的基础上做出的(徐斌等,2015)<sup>[8]50-56</sup>。尽管横向并购能产生规模经济,纵向并购能通过产业链上下游的一体化而节约市场交易成本,但是这些相关并购所能带来的协同效应都需要并购双方经过较长时间的磨合才能得以体现。而在这些预期收益实现之前,企业对产业链内的资源整合可能令同业竞争对手明显感知到竞争压力与地位威胁,并引致其采取直接的应对行动,如进行类似的但规模更大的相关并购以消除先行并购企业的“先行者优势”,或是在产品市场开展更激烈的价格战。这些应对策略无疑会加剧原

<sup>①</sup>正如邓新明(2011)<sup>[14-15]</sup>所指出的,在目前全社会 80 多种行业中,民营企业只能进入其中的 41 种。尤其是石油、电信、电力、铁路以及其他重要公共设施建设领域,对于缺乏政治背景的企业而言,仍然存在着阻碍其自由投资的制度性壁垒。

产业链内的竞争程度,压低行业的利润率。对于原先在行业内处于较低竞争地位的企业而言<sup>①</sup>,其并不掌握产品定价的主动权,面对更加激烈的竞争格局,不得不承受利润下滑甚至亏损的后果。因此,越是处于竞争劣势地位的企业,越不愿意进行产业链内的相关并购,以免招致同行对手的竞争性应对行动并最终使自身陷入更不利的局面。

然而,混合并购不同于相关并购,其有助于在一定程度上缓解并购企业在所处行业内面临的竞争态势。首先,企业实施混合并购的战略意图更加隐蔽。企业举措资金进入不相关行业,容易给同业对手造成“战略性撤退”的错觉,因此,不易招致对手的竞争应对行动。其次,当来自同一行业的竞争对手在其他产业链中相遇时,出于各自在其他产业中的相互依赖或彼此合作的考虑,往往会采取互惠采购、共谋等相互支持策略,从而将之前在原行业中纯粹的竞争关系扭转为互利共生的伙伴关系(Villalonga,2004)<sup>[19]</sup>。这直接减轻了混合并购企业的竞争压力。竞争程度的下降,有助于企业利润率的回升,尤其是不掌握定价权、处于竞争相对落后地位的企业的利润水平的提高。因此,越是处于竞争劣势地位的企业,越愿意进行混合并购以期缓解自身的竞争压力、提高收益水平。于是,提出如下假设。

假设 H2. 企业的竞争地位越低,越倾向于实施混合并购。

正如假设 H1 与假设 H2 所述,企业在所处行业内较低的竞争地位使其产生了开展混合并购的强烈需求,然而混合并购战略及其预期目标能否顺利实现则依赖于企业自身所拥有的资源条件,诸如是否具有充沛的资金以用于混合并购后对新业务单元的整合,以及是否获得进入某些利润率更高的行政垄断行业的政府许可等等。而企业与政府间良好、密切的关系无疑能够为这些竞争弱势企业提供成功实施混合并购的充足的资源条件。无论是政府为其发放特定行业的经营“牌照”或“准入资格”,还是融资便利与各种财税优惠政策,都为混合并购企业提供了从并购实施到并购后整合这一贯穿全程的保驾护航。因此,越是处于竞争落后地位的企业,越是有着利用自身的政治关联身份实施混合并购的强烈倾向。于是,提出如下假设。

假设 H3. 企业的竞争地位越低,政治关联越能促使企业实施混合并购。

从混合并购的绩效形成路径看,政治关联能够从多方面推动并购后企业竞争地位的改善。首先,政治关联帮助企业突破行业壁垒,进入盈利空间较大的新行业,使并购企业能够利用来自高盈利行业的利润补贴其原先所处行业的弱势产品的低定价,进而产生较强的价格优势,有助于企业赢得原先行业内产品市场价格的主导权。其次,不同产业链间相关性较低的利润流,能够有效降低企业的经营风险,有利于增强并购企业对原有市场价格竞争的承受力,从而能够更积极、主动地应对竞争,提高自身对市场的控制力。其三,凭借良好的政府关系,混合并购企业还能够获得低息的银行贷款、政府补助与税收优惠支持,使其新业务领域的经营尽快步入正轨,扩大新业务的市场份额。而新业务部门的品牌、忠实客户与专利技术等无形资产能够为原有业务部门所共享,从而实现范围经济,增强企业在原有市场上的竞争力。显然,无论是在原行业内获得更主动的产品定价权,还是提高企业的市场竞争力与控制力,都能够提升其市场份额与定价能力,进而改善企业的竞争地位。

一旦企业占据相对优势的竞争地位,一方面可以通过提高产品定价直接获取更多的营业利润;另一方面,采取更加灵活、主动的价格策略,能够差异化产品定位,塑造良好的品牌形象,巩固目标客户群的忠诚度,改善产品的供求关系,进而创造更多的销售收入与利润。因此,政治关联能够促进混合并购后企业竞争地位的改善,并最终提高企业的并购绩效。于是,提出如下假设。

假设 H4. 政治关联能够提高混合并购绩效,并且并购企业竞争地位的改善在这一绩效提升路径中发挥中介效应。

## 二、研究设计

### (一) 样本选择

本文原始并购样本来自于 WIND 并购重组数据库,财务与个股收益率等其他数据均来源于 CSMAR 数据库。由于本文计划采集 5 个连续年度内发生的并购活动,并且保证并购事件发生之后至少能获得完整 3

<sup>①</sup>企业在所处行业内竞争地位的高低,主要体现在其对自己产品价格的掌控能力。占据竞争优势地位的企业拥有其产品的市场价格制定权,能够通过高于产品边际成本的定价获取超额利润(邢立全和陈汉文,2013<sup>[16][30-38]</sup>;李世刚等,2016<sup>[17][21-40]</sup>),也可以通过有效灵活的定价提高企业的市场份额(刘欢等,2015)<sup>[18]</sup>。

年的绩效指标,因此本文从数据库中筛选了 2007 年 1 月 1 日—2011 年 12 月 31 日在中国 A 股市场上发生的并购事件作为研究样本。根据 WIND 数据库对并购类型的分类,并购样本包括混合并购事件样本和相关并购事件样本。接着,按照以下标准对这两类并购事件样本进一步筛选:(1)为保证企业财务数据的可获得性,只保留并购方为上市公司的并购事件;(2)剔除跨境的并购事件;(3)剔除交易未完成的并购样本;(4)为确保并购事件对企业的经营活动能产生实质性的影响,只选择被并购方股权转让超过 30%且控制权发生变更的事件样本;(5)考虑金融行业的特殊性,剔除了并购方属于金融行业的样本;(6)在“混合并购组”或“相关并购组”内,如果同一并购方在同一样本组内存在多次并购记录,则只保留交易金额最大的事件作为研究对象;(7)剔除同时出现在“混合并购组”和“相关并购组”中的并购企业样本;(8)剔除所需数据缺失的样本。最终得到 522 项并购事件,其中包括 85 个混合并购样本与 437 个相关并购样本。

## (二)变量定义

### 1.并购决策

并购决策(Div)是表示并购类型是否属于混合并购的虚拟变量。当并购双方主营业务处于不同产业链时,即企业实施混合并购,Div 取值 1;否则视为相关并购,Div 取值 0。

### 2.并购绩效

借鉴 Gregory(1997)<sup>[20]</sup>、李善民等(2006)<sup>[19][29-37]</sup>的研究,使用从并购当月开始直至并购后 36 个月的连续持有超常收益(Buy and Hold Abnormal Return,BHAR)度量企业的长期并购绩效,并在计算过程中,对企业规模、权益账面市值比等影响个股收益率的因素予以控制。BHAR 具体计算公式为

$$\text{BHAR}_i = \prod_{t=0}^{36} (1+R_{it}) - \prod_{t=0}^{36} (1+R_{pt})$$

其中, $i, t$  分别表示公司、月份。 $t=0$  表示并购当月, $t=1$  表示并购后一个月,以此类推; $R_{it}$  表示公司  $i$  在  $t$  月的收益率; $R_{pt}$  表示公司  $i$  对应组合  $p$  在  $t$  月的收益率。具体地,对公司  $i$  对应组合每年动态调整一次,即先根据上年末所有上市公司的权益账面市值比由小到大进行 5 等分组,再根据当年 6 月底上市公司的流通市值从小到大 5 等分组,这样就将当年所有上市公司交叉划分为 25 个组合。然后,计算各个组合内所有上市公司月收益率的平均值即得到组合月收益率。

### 3.政治关联度

借鉴已有相关研究(如巫景飞等,2008)<sup>[21]</sup>,本文通过对企业高管人员的政治身份按照行政级别的高低予以赋值的方式度量企业的政治关联程度。具体地,根据 WIND 数据库中披露的企业高级管理层的个人资料,人工逐份阅读、查找并购企业在并购事件发生时所有董事会成员与总经理的简历,并按照以下规则进行赋值。

由于政府官员的行政级别越高,其自身的政治关系网络与对政府决策、政策执行的影响能力也越大,因此我们按照行政级别的高低由高到低进行赋值。其中,对担任过国家级或副国级干部的高管,赋值 5;对担任过部级或副部级干部的高管,赋值 4;对担任过厅级或副厅级干部的高管,赋值 3;对担任过处级或副处级干部的高管,赋值 2;对担任过科级或副科级干部的高管,赋值 1。此外,除了国家干部身份以外,人大代表与政协委员也是企业高管参政议政的重要政治身份。同时考虑到人大代表与政协委员虽也有中央、省级、市级与区级之分,但同级别的人大代表与政协委员的政治影响力要弱于政府官员,因此我们对高管担任(过)的市级、省级、国家级人大代表和政协委员身份分别赋值 1~3。对于简历中没有显示其担任(过)上述职务的高管,赋值 0。如果一名高管曾经或目前担任上述多种政治职务,那么就取级别最高的职务对应的赋值作为其政治关联度。

在统计完所有高管的个人政治关联信息后,以企业中得分最高的高管政治关联度测度该企业的政治关联(Gov)。显然,Gov 值越大,表示企业的政治关联越强;0 值表示企业不具有政治关联属性。

### 4.并购前的企业竞争地位

借鉴 Kale 和 Loon(2011)<sup>[22]</sup>、邢立全和陈汉文(2013)<sup>[16][50-58]</sup>的研究,利用勒纳指数 PCM 作为企业竞争地位测量的基础,PCM=(营业收入-营业成本-销售费用-管理费用)/营业收入。PCM 值越高,表明企业对产品的市场定价能力越强,其在行业内占据越有利的竞争地位,但直接使用 PCM 度量企业的竞争地位可能存在一定的偏差。由于 PCM 指数在不同行业中的分布存在很大的差异,对于同样一个 PCM 指数值,其在一个行业

内可能排名靠前(表示企业处于竞争优势地位),而在另一个行业中却排名相对靠后(表示企业处于竞争劣势地位)。这样,相同的PCM值无法区分企业在特定行业中所处的真实竞争地位。因此,我们使用企业当年在所处行业内的PCM值的排名来度量企业的竞争地位(Rank),即对当年行业内所有企业的PCM指数从小到大进行10等分组,对各组内的企业竞争地位(Rank)分别赋值1~10。对于样本并购企业,取其并购前一年的Rank值衡量其并购前所处的竞争地位(Rank\_bf),显然,Rank\_bf值越大,表示企业在并购前越具有竞争优势;反之,表示企业处于竞争劣势。

### 5.并购后企业竞争地位的变动

在竞争地位(Rank)的度量基础上,以企业并购当年与并购前一年间Rank值的差度量并购事件给企业的竞争地位带来的变化( $\Delta$ Rank)。

### 6.控制变量

借鉴已有的并购文献,还在回归中放入以下控制变量。(1)并购方规模(Lnasset,并购前一年并购方的总资产自然对数);(2)并购方市盈率(PE,并购前一年并购方的年末收盘价与每股净利润的比值);(3)交易规模(Weight,并购交易总值与并购方总资产账面值的比值);(4)资产负债率(Lev,并购前一年的并购方总负债与总资产的比值);(5)现金流量(Cash,并购前一年并购方的每股经营净现金流量);(6)行业竞争结构(HHI,并购企业所处行业内的各上市公司销售收入占全行业销售收入的比重的平方和)。

### (三)模型设计

由于并购决策(Div)是二分类变量,因此本文利用Logistic回归方法考察企业政治关联、竞争地位对其并购类型选择的影响。具体地,建立如下模型检验假设H1和假设H2。

$$\ln[P/(1-P)] = \alpha + b_1 \times \text{Gov} + b_2 \times \text{Rank\_bf} + \sum \beta \times \text{Control} + \varepsilon \quad (1)$$

其中,P表示企业选择混合并购(Div=1)的概率;1-P表示企业选择相关并购(Div=0)的概率。各变量的详细定义参见上文,其中Control为包括并购方规模(Lnasset)、并购方市盈率(PE)、交易规模(Weight)、资产负债率(Lev)、现金流量(Cash)与行业竞争结构(HHI)在内的控制变量。 $\alpha$ 、 $\varepsilon$ 分别表示截距项与残差项。根据假设H1与假设H2,我们预期模型(1)的估计系数 $b_1$ 为正, $b_2$ 为负。

为验证假设H3,本文先将全部样本按照并购前企业竞争地位高低分为两组。其中,Rank\_bf值大于或等于样本中位数的企业划分入高竞争地位样本组,而Rank\_bf值小于中位数的企业归入低竞争地位样本组。接着,建立如下Logistic模型分别对不同竞争地位的两组样本进行回归并比较不同竞争地位下政治关联对并购类型选择的影响差异。

$$\ln[P/(1-P)] = \alpha + b_3 \times \text{Gov} + \sum \beta \times \text{Control} + \varepsilon \quad (2)$$

模型(2)中的变量定义同模型(1)。根据假设H3,我们预期变量Gov的系数 $b_3$ 在低竞争地位样本组中的估计值不仅要显著为正,而且要明显大于高竞争地位组中的对应估计值。

为检验假设H4,本文以混合并购事件为样本,根据温忠麟等(2004)<sup>[23]</sup>提出的中介效应检验流程依次构建了以下3个回归模型

$$\text{BHAR} = \alpha + a \times \text{Gov} + \sum \beta \times \text{Control} + \varepsilon \quad (3)$$

$$\Delta \text{Rank} = \alpha + b \times \text{Gov} + \sum \beta \times \text{Control} + \varepsilon \quad (4)$$

$$\text{BHAR} = \alpha + a' \times \text{Gov} + c \times \Delta \text{Rank} + \sum \beta \times \text{Control} + \varepsilon \quad (5)$$

在上述模型中,考虑到企业并购前的竞争地位可能对并购后竞争地位变化与并购绩效产生影响,为了避免遗漏变量的模型设定误差,我们不仅在Control中放入并购方规模(Lnasset)、并购方市盈率(PE)、交易规模(Weight)、资产负债率(Lev)、现金流量(Cash)与行业竞争结构(HHI)等控制变量,还加入了并购前竞争地位(Rank\_bf)。模型(3)是检验企业政治关联对混合并购绩效的总效应,总效应显著(即模型(3)中的系数估计 $a$ 显著)是中介效应检验的前提。若总效应不显著,则表明政治关联与混合并购绩效间没有统计相关性,中介效应自然也不存在。在总效应显著的基础上,进一步检验模型(4)与模型(5)中系数 $b$ 与 $c$ 的显著性,若 $b$ 与 $c$ 的估计系数都显著,那么就判定存在中介效应;若 $b$ 、 $c$ 中至少有一个不显著,那么我们就通过Sobel检验计算Z统计量以判断中介效应是否存在。Sobel检验的Z统计量计算公式如下

$$Z = \hat{b} \hat{c} / \sqrt{\hat{b}^2 S_c^2 + \hat{c}^2 S_b^2}$$

其中,  $\hat{b}$  和  $\hat{c}$  分别表示模型(4)、模型(5)中系数  $b$ 、 $c$  的估计值;  $S_b$  和  $S_c$  分别是  $\hat{b}$  和  $\hat{c}$  的标准误。MacKinnon 等(2002)<sup>[24]</sup>提供了  $Z$  统计量的临界值表。当  $Z$  检验值统计显著时, 表明存在中介效应, 即混合并购后企业竞争地位的变化在政治关联与并购绩效关系间发挥中介桥梁的作用。本文使用 Stata 软件进行上述模型的估计与检验。

### 三、实证分析

#### (一) 描述性统计分析

表 1 报告了主要变量的描述性统计结果。表 1 中显示, 在 522 次并购事件样本中, 有 85 次是混合并购事件, 而 437 次是相关并购活动。从整体来看, 并购企业的连续持有超常收益(BHAR)的均值[中位数]约为 0.153[0.151], 明显大于 0, 可见在样本期内, 并购确实能提高并购企业的绩效。然而, 不同并购类型下的 BHAR 相差悬殊。不论是均值还是中位数, 混合并购样本的 BHAR 都为负, 而相关并购样本的 BHAR 都为正。这说明总体而言, 混合并购会对并购企业产生价值毁灭的负面影响, 只有相关并购才能创造价值。而不管是对混合并购样本与相关并购样本间均值差异的  $T$  检验值还是中位数差异的 Wilcoxon 检验值, 都在 1% 水平上高度显著, 再次证实混合并购的并购绩效(BHAR)明显低于相关并购。

进一步地, 就政治关联(Gov)而言, 其在混合并购样本中的均值(中位数)水平明显高于相关并购样本, 而竞争地位(Rank\_bf)则恰恰相反, 其在混合并购企业中的均值(中位数)低于相关并购企业。不论是政治关联(Gov)还是竞争地位(Rank\_bf), 两组样本间的  $T$  检验与 Wilcoxon 检验结果都在 1% 水平上高度显著。结果意味着, 选择混合并购策略的往往是政府关联程度较高、并购前竞争地位偏弱的企业; 反之, 则更倾向于相关并购。结果初步支持了假设 H1 与 H2。此外, 就并购后竞争地位变化( $\Delta$ Rank)而言,  $T$  检

验与 Wilcoxon 检验都无法拒绝混合并购样本与相关并购样本间均值或中位数相等的原假设。可见, 并购类型的选择并不必然导致并购后企业竞争地位的变化差异。因此, 企业在并购后竞争地位变化应该有其他更深层次的原因, 而这需要我们在下文的中介效应模型中进一步考察。

#### (二) 政治关联、竞争地位与并购决策

表 2 报告了模型(1)与模型(2)的回归结果。其中, 第(1)、(2)列是在控制变量固定的情形下, 依次单独放入变量 Gov、Rank\_bf 的估计结果; 第(3)列为模型(1)的全方程估计结果; 第(4)、(5)列分别对应于高、低竞争地位样本下的模型(2)的估计结果。

表 2 显示, 所有回归结果下的 LR 卡方统计量都在 1% 水平上显著, 拒绝了全部自变量系数联合为 0 的原假设, 而 Pseudo  $R^2$  都在 0.9 左右, 说明各模型的拟合效果良好。具体来看, 在第(1)、(3)列回归结果中, 变量 Gov 的估计系数都在 1% 水平上统计显著为正。这意味着, 企业的政治关联程度越高, 越倾向于实施混合

表 1 主要变量描述性统计特征

变量	总样本	混合并购	相关并购	均值[中位数]差异	$T$ 检验值	中位数差异 Wilcoxon 检验值
		样本(a)	样本(b)	(a-b)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
BHAR	0.153 [0.151]	-0.002 [-0.035]	0.183 [0.194]	-0.185 [-0.229]	-5.124***	-4.656***
Gov	1.172 [1.000]	2.047 [2.000]	1.002 [1.000]	1.045 [1.000]	8.397***	7.584***
Rank_bf	5.881 [6.000]	5.141 [5.000]	6.025 [6.000]	-0.884 [-1.000]	-4.714***	-4.790***
$\Delta$ Rank	-0.191 [0.000]	0.035 [0.000]	-0.235 [0.000]	0.270 [0.000]	0.936	0.722
Lnasset	21.025 [21.042]	20.799 [20.797]	21.069 [21.149]	-0.270 [-0.350]	-1.735**	-2.004**
Weight	0.244 [0.201]	0.547 [0.578]	0.186 [0.186]	0.361 [0.392]	28.334***	12.835***
Lev	0.098 [0.091]	0.197 [0.200]	0.078 [0.078]	0.119 [0.122]	22.934***	14.043***
Cash	1.413 [1.401]	1.049 [1.075]	1.484 [1.485]	-0.435 [-0.410]	-6.226***	-5.527***
PE	105.735 [36.197]	-44.386 [18.597]	134.934 [37.942]	-179.320 [-19.345]	-2.959***	-4.349***
HHI	0.087 [0.048]	0.097 [0.048]	0.085 [0.048]	0.012 [0.000]	0.791	0.438
样本量	522	85	437	—	—	—

注: 在第(1)、(2)、(3)列中, 各变量对应的上层数值为其均值, 下层方括号内的数值为中位数。在第(4)列中, 各变量对应的上层数值为均值差异, 下层方括号内的数值为中位数差异。 $T$  检验与 Wilcoxon 检验分别对混合并购样本与相关并购样本间对应变量的均值差异与中位数差异进行检验。\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 与 10% 水平上统计显著。

并购。因此,假设H1得到证实。在第(2)、(3)列回归结果中,变量Rank\_bf的估计系数分别在10%、5%水平上显著为负,意味着,越是在并购前处于竞争劣势地位的企业,越可能实施混合并购策略,从而证实了假设H2。在第(4)、(5)列回归结果中,虽然变量Gov的估计系数都显著为正,但其在第(5)列中的系数值(2.793)明显大于第(4)列中的系数值(1.240)。结果表明,不论企业的竞争地位高低,政治关联都能够促进企业的混合并购决策。但相较于并购前已经占据竞争优势地位的企业而言,政治关联能更有力地推动尚处于竞争落后地位的企业开展混合并购活动。因此,假设H3得以验证。

### (三)政治关联、竞争地位改善与混合并购绩效:中介效应检验

表3报告了模型(3)~模型(5)的回归结果。其中,第(1)~(3)列是以混合并购事件为样本的估计结果。此外,我们也利用相关并购样本,重复了模型(3)~模型(5)的回归过程,结果列示于第(4)~(6)列,以作为混合并购样本下估计结果的对照比较。

表3显示,在第(1)列中变量Gov的估计系数在1%水平上显著为正,表明并购企业的政治关联对混合并购绩效存在积极有效的总效应。进一步地,第(2)列中变量Gov与第(3)列中ΔRank的系数都在1%水平上显著为正,Sobel检验值也在1%水平上显著。这些都表明,在混合并购样本中,并购后企业竞争地位的改善对并购企业政治关联与并购绩效之间的关系存在显著的中介效应,即企业的政治关联能够促进混合并购后企业竞争地位的改善,而竞争地位的改善最终提高了企业的长期业绩。因此,假设H4得到证实。

本文还发现,在第(4)列中变量Gov的系数在1%水平上显著为负,意味着在相关并购活动中,并购企业的政治关联存在对并购绩效的负面效应。在第(5)列中变量Gov的估计系数为负却缺乏统计显著性,而在第(6)列中变量ΔRank的系数显著为正,表明:虽然企业竞争地位的改善有利于提高相关并购绩效,但是企业的政

表2 政治关联、竞争地位与并购决策回归结果

变量	模型(1)		模型(2)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Gov	1.221*** (0.420)		1.466*** (0.494)	1.240** (0.572)	2.793* (1.502)
Rank_bf		-0.462* (0.239)	-0.694** (0.335)		
Lnasset	-0.398 (0.344)	-0.403 (0.317)	-0.473 (0.371)	-0.355 (0.508)	-1.783 (1.108)
Weight	12.12*** (2.841)	12.53*** (2.800)	12.59*** (3.187)	8.361** (3.515)	34.25** (15.77)
Lev	62.26*** (13.21)	49.95*** (10.43)	61.15*** (14.68)	67.42*** (19.15)	69.89** (32.57)
Cash	-1.695** (0.760)	-2.015*** (0.702)	-2.119** (0.844)	-1.866* (1.063)	-4.258* (2.506)
PE	-0.004 (0.004)	-0.005 (0.003)	-0.003 (0.004)	-0.004 (0.004)	-0.004 (0.012)
HHI	-3.342 (3.574)	-3.356 (3.016)	-4.544 (3.754)	-1.293 (7.398)	-14.00 (8.900)
截距项	-5.629 (7.389)	1.112 (7.115)	0.153 (8.363)	-6.888 (11.41)	18.99 (18.18)
N	522	522	522	313	209
LR 卡方检验值	419.10***	413.44***	406.40***	173.66***	227.09***
伪R <sup>2</sup>	0.891 2	0.876 1	0.903 4	0.858 9	0.950 9

注:括号内为系数标准误,\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%与10%水平上统计显著。

表3 政治关联、竞争地位改善与并购绩效回归结果

变量	混合并购样本			相关并购样本		
	模型(3) BHAR	模型(4) ΔRank	模型(5) BHAR	模型(3) BHAR	模型(4) ΔRank	模型(5) BHAR
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Gov	0.269*** (0.020)	0.471*** (0.053)	0.167*** (0.024)	-0.173*** (0.007)	-0.087 (0.123)	-0.173*** (0.007)
ΔRank			0.216*** (0.036)			0.007*** (0.003)
Rank_bf	0.019 (0.016)	-0.109** (0.043)	0.043*** (0.040)	0.094*** (0.005)	0.096 (0.088)	0.094*** (0.005)
Lnasset	0.018 (0.019)	0.175*** (0.050)	-0.020 (0.017)	-0.042*** (0.006)	-0.001 (0.104)	-0.041*** (0.006)
Weight	-0.182 (0.125)	1.122*** (0.329)	-0.424*** (0.111)	0.500*** (0.092)	-0.863 (1.691)	0.506*** (0.092)
Lev	0.785 (0.973)	0.520 (2.570)	0.673 (0.805)	0.109 (0.151)	-1.015 (2.777)	0.116 (0.150)
Cash	-0.030 (0.042)	0.139 (0.111)	-0.060* (0.035)	0.015 (0.012)	-0.162 (0.222)	0.016 (0.012)
PE	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
HHI	0.086 (0.156)	0.370 (0.412)	0.006 (0.130)	-0.084 (0.059)	-0.459 (1.074)	-0.081 (0.058)
截距项	-1.048** (0.424)	-4.900*** (1.120)	0.009 (0.393)	0.549*** (0.135)	-0.151 (2.475)	0.550*** (0.134)
N	85	85	85	437	437	437
R <sup>2</sup>	0.715	0.666	0.808	0.767	0.008	0.771
调整后的R <sup>2</sup>	0.685	0.630	0.785	0.763	-0.011	0.767
F	23.86	19.91	35.00	176.56	0.42	160.08
Sobel 检验			4.982(P=0.000)			
Z统计量					-0.685(P=0.494)	

注:括号内为系数标准误,\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%与10%水平上统计显著。

治关联与相关并购后竞争地位的变化之间不存在具有统计意义的关系。并且,Sobel 检验值也未能显著。因此,对于相关并购企业而言,政治关联不仅无法通过改善并购后企业的竞争地位以促进并购绩效,反而存在直接的对并购绩效的负面影响。

笔者认为,可以从社会资本利益互惠的角度来理解相关并购中,政治关联对并购绩效的消极影响。根据社会资本理论,任何关系纽带都是建立在关系缔结双方利益互惠的基础上。企业通过构建与政府或官员间的关系网络,进而获得政治关联这一典型的社会资本及其所能为企业带来的融资便利、优惠政策等有利发展条件。而与此同时,“受益”企业也需要承担对政府的“回报”责任,诸如帮助地方政府完成 GDP 增长、劳动力就业等政治、社会任务。对于相关并购企业而言,其往往是行业内占据竞争优势地位的企业,如表 1 所示,相关并购样本的竞争地位(Rank\_bf)不仅总体上显著高于混合并购企业,而且平均值达到了 6 的较高水平),自身也拥有一定的帮助地方政府实现这些社会公共职能的能力。因此,此刻的政治关联对企业而言,非但不是一只“帮助之手”,反而是“掠夺之手”,如在政府安排下,收购效率低下的同业或相关行业内的企业并购以实现当地经济增长与保证就业的目标,直接损害了企业的并购绩效。

#### (四) 稳健性检验

为确保上述研究结果的稳健可靠,本文从以下 3 个主要方面进行稳健性检验。

1. 替换关键变量的度量指标与二元选择模型的估计方法,重新检验假设 H1、假设 H2 与假设 H3。

1)除了通过高于产品边际成本的价格加成策略以实现更多超额利润外,竞争优势企业还能通过主动、灵活的定价以控制更多的市场份额,进而巩固自身在行业内的地位。因此,企业市场占有率也是衡量企业在所处行业内竞争地位的重要指标(张新民等,2012<sup>[25]</sup>;刘欢等,2015<sup>[18]3119-3134</sup>)。鉴于此,我们使用并购前一年的并购企业市场占有率(MS,企业年度销售收入与其所在行业全部上市公司的年度销售收入总和的比值)作为并购前企业竞争地位的代理变量(MS\_bf),重复文中模型(1)与模型(2)的回归过程。具体结果报告于表 4。其中,第(2)、(3)列分别对应于高、低竞争地位样本(当企业市场占有率高于其样本中位数时,划入高竞争地位样本,否则归入低竞争地位样本)的模型(2)估计结果。重新得到的结果显示与前文结果无实质性差异。

2)对于被解释变量具有 0~1 分布特征的二元选择模型来说,具有多种可行的估计方法。除了正文中使用的 Logistic 回归外,Probit 回归也经常应用于实证文献中。两者的不同在于,Logistic 回归假定模型的误差

表 4 以市场占有率度量竞争地位的模型(1)、模型(2)估计结果

变量	模型(1)		模型(2)
	全样本 (1)	高竞争地位样本 (2)	低竞争地位样本 (3)
Gov	1.432*** (0.483)	1.236* (0.641)	1.854** (0.839)
MS_bf	-1.102** (0.546)		
Lnasset	-0.463 (0.369)	-0.772 (0.675)	-0.517 (0.560)
Weight	12.49*** (3.160)	8.441** (3.907)	17.16*** (6.046)
Lev	60.60*** (14.46)	66.71*** (21.21)	59.03*** (19.64)
Cash	-2.075** (0.835)	-1.633 (1.206)	-2.909* (1.514)
PE	-0.003 (0.004)	-0.006 (0.006)	-0.001 (0.002)
HHI	-4.467 (3.672)	2.584 (7.436)	-7.095 (4.597)
截距项	-0.198 (8.335)	1.291 (14.12)	-2.637 (12.26)
N	522	261	261
LR 卡方检验值	406.20***	142.26***	259.48***
伪 R <sup>2</sup>	0.902 5	0.863 2	0.922 0

注:括号内为系数标准误,\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 与 10% 水平上统计显著。

表 5 政治关联、竞争地位与并购决策的 Probit 回归结果

变量	模型(1)		模型(2)
	全样本 (1)	高竞争地位样本 (2)	低竞争地位样本 (3)
Gov	0.748*** (0.253)	0.631** (0.298)	1.611* (0.835)
Rank_bf	-0.386** (0.175)		
Lnasset	-0.269 (0.190)	-0.232 (0.262)	-0.948 (0.600)
Weight	6.828*** (1.609)	4.446** (1.806)	17.98** (8.143)
Lev	31.46*** (7.264)	34.96*** (9.729)	39.76** (18.07)
Cash	-1.094*** (0.420)	-0.958* (0.534)	-2.369* (1.319)
PE	-0.001 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.003 (0.006)
HHI	-1.947 (1.990)	0.124 (3.650)	-7.453 (4.921)
截距项	0.604 (4.319)	-2.722 (5.670)	9.730 (10.07)
N	522	313	209
LR 卡方检验值	407.84***	173.83***	227.23***
伪 R <sup>2</sup>	0.905 6	0.859 8	0.951 5

注:括号内为系数标准误,\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 与 10% 水平上统计显著。

项服从 Logistic 分布，而 Probit 回归假定误差项服从标准正态分布。为避免模型估计方法不同可能对估计结论造成的偏差，借鉴李善民等(2009)<sup>[6]–[7]</sup>的做法，使用 Probit 回归方法重新估计文中模型(1)和模型(2)。表 5 报告了 Probit 回归的结果，且显示与 Logistic 回归结果无实质性差异。

3) 同时考虑将市场占有率(MS)作为竞争地位的度量以及 Probit 回归方法代替 Logistic 回归方法以重新估计模型(1)与模型(2)。稳健性检验结果如表 6 所示。结果显示，与正文中的结果基本一致。

2. 替换模型(3)、模型(4)和模型(5)中关键变量的度量指标，重新检验假设 H4。具体包括：(1) 以企业并购前一年的市场占有率指标(MS\_bf)测度企业并购前的竞争地位；(2) 以并购交易完成后 3 年内的平均市场占有率为并购发生前 3 年的平均市场占有率的差( $\Delta MS$ )作为企业并购后竞争地位变化的度量指标；(3) 以并购交易后 3 年内的平均净资产收益率与并购发生前 3 年的平均净资产收益率的差计算企业的长期并购绩效( $\Delta ROE$ )。表 7 报告了替换这些关键变量后重新回归得到的结果。结果显示，混合并购企业的政治关联对并购绩效存在显著正向的影响，而并购后竞争地位的变化在这一绩效改善路径中仍发挥中介效应。因此再次验证了假设 H4。在相关并购中，政治关联仍然消极影响长期绩效，而且也不存在竞争地位变化这一中介机制。这也与正文的结果一致。

3. 使用 bootstrap 方法重新计算 Sobel 检验的 Z 统计量。由于 Sobel 检验是在假定模型(4)与模型(5)中系数  $b$ 、 $c$  的估计值乘积  $\hat{b}\hat{c}$  服从正态分布的基础上提出的，当  $\hat{b}\hat{c}$  的真实分布并非正态分布时，Sobel 检验的结果就可能出现偏差。新近研究指出，通过 bootstrap 方法获取 Z 统计量无需  $\hat{b}\hat{c}$  满足正态分布，因此其结果更加稳健(陈瑞等，2013)<sup>[26]</sup>。鉴于此，使用 bootstrap 方法分别对混合并购样本与相关并购样本重新计算 Sobel 检验下的 Z 统计量<sup>①</sup>，结果如表 8 所

表 6 以市场占有率度量竞争地位的模型(1)、模型(2)的 Probit 回归结果

变量	模型(1)		模型(2)	
	全样本		高竞争地位样本	低竞争地位样本
	(1)	(2)	(3)	
Gov	0.730*** (0.247)	0.631* (0.337)	1.032** (0.472)	
	-0.615** (0.285)			
MS_bf	-0.264 (0.189)	-0.433 (0.356)	-0.262 (0.273)	
	6.751*** (1.587)	4.542** (1.956)	9.090*** (2.903)	
Weight	31.19*** (7.161)	34.82*** (11.15)	33.07*** (11.15)	
	-1.075*** (0.416)	-0.884 (0.631)	-1.586** (0.807)	
Lev	-0.001 (0.002)	-0.003 (0.003)	-0.001 (0.001)	
	Cash	-1.909 (1.949)	1.534 (3.689)	-3.579 (2.522)
PE	0.424 (4.286)	1.225 (7.378)	-2.003 (6.107)	
	HHI	0.424 (4.286)	1.225 (7.378)	-2.003 (6.107)
截距项				
N	522	261	261	
LR 卡方检验值	407.63***	142.51***	260.08***	
伪 R <sup>2</sup>	0.9046	0.8647	0.9241	

注：括号内为系数标准误，\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 与 10% 水平上统计显著。

表 7 替换模型(3)~模型(5)中关键变量度量指标后的回归结果

变量	混合并购样本			相关并购样本		
	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(3)	模型(4)	模型(5)
	$\Delta ROE$	$\Delta MS$	$\Delta ROE$	$\Delta ROE$	$\Delta MS$	$\Delta ROE$
Gov	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	0.084*** (0.006)	0.006*** (0.001)	0.044*** (0.007)	-0.053*** (0.002)	-0.076 (0.127)	-0.053*** (0.002)
$\Delta MS$			6.416*** (0.888)			-0.000 2 (0.000 8)
	0.009 (0.008)	-0.002** (0.001)	0.020*** (0.007)	0.048*** (0.003)	-0.092 (0.153)	0.048*** (0.003)
Lnasset	0.004 (0.006)	0.002*** (0.001)	-0.010** (0.005)	-0.013*** (0.002)	-0.009 (0.107)	-0.013*** (0.002)
	-0.028 (0.038)	0.014*** (0.004)	-0.119*** (0.032)	0.155*** (0.031)	0.914 (1.740)	0.155*** (0.031)
Weight	0.162 (0.294)	0.043 (0.029)	-0.113 (0.231)	0.021 (0.050)	-5.869** (2.859)	0.019 (0.051)
	-0.013 (0.013)	0.002 (0.001)	-0.023** (0.010)	0.004 (0.004)	0.104 (0.229)	0.004 (0.004)
Lev	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
	Cash	0.013 (0.013)	0.001 (0.001)	0.005 (0.010)	-0.033* (0.019)	-0.466 (1.106)
PE	0.726 (0.697)	0.719 (0.689)	0.838 (0.819)	0.739 (0.734)	0.014 (-0.005)	0.739 (0.734)
	0.013 (0.047)	0.001 (0.005)	0.005 (0.037)	-0.033* (0.019)	-0.466 (1.106)	-0.033* (0.019)
HHI	-0.282** (0.129)	-0.067*** (0.013)	0.151 (0.116)	0.189*** (0.045)	0.858 (2.545)	0.189*** (0.045)
	调整后的 R <sup>2</sup>	0.697	0.689	0.819	0.734	-0.005
Sobel 检验 Z 统计量	F	25.140	24.270	43.180	151.600	0.752
						134.400
5.907(P=0.000)			0.232(P=0.816)			

注：括号内为系数标准误，\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 与 10% 水平上统计显著。

<sup>①</sup>bootstrap 方法的基本思路是对样本量为  $n$  的原有样本进行有返回的随机重复抽样，共抽取  $n$  个样本，接着利用这  $n$  个样本计算中介效应的  $bc$  估计值。重复上述过程  $T$  次，即可得到  $T$  个  $bc$  估计值。对这  $T$  个  $bc$  估计值按照由小到大排序形成新序列  $t$ ，由  $t$  的特定百分位数(如 2.5%、97.5%)即可获得中介效应在相应水平上(如 95%)的置信区间(陈瑞等，2013)<sup>[26]</sup>。

示。表 8 中结果显示,在混合并购样本中,经 bootstrap 方法重新计算得到的 Z 统计量仍然在 1% 水平上高度显著,而相关并购样本中的 Z 统计量仍未能显著。因此,稳健性结果再次支持了假设 H4。

表 8 中介效应的 bootstrap 检验结果

中介效应 $\hat{bc}$	系数值	标准误	Z 统计量
混合并购样本	0.101 6	0.018	5.71( $P=0.000$ )
相关并购样本	-0.000 6	0.009	-0.68( $P=0.494$ )

注:bootstrap 次数为 5 000 次。

#### 四、结论与启示

本文从中国转轨时期特殊的制度背景与企业竞争态势的视角出发,以 2007—2011 年间中国 A 股上市公司发起的 522 起并购事件为样本,先后运用 Logistic 回归方法与中介效应模型考察了企业政治关联与竞争地位对混合并购决策及其绩效的影响。实证结果表明:(1)总体来看,混合并购难以为并购方带来长期的价值创造,而且其并购绩效要显著低于相关并购。(2)在并购前,企业的政治关联度与竞争地位分别与其混合并购倾向显著正、负相关,而且越是处于竞争落后地位的企业,越可能凭借自身的政治关联开展混合并购活动。(3)在混合并购中,政治关联确实能在一定程度上帮助企业促进并购绩效,并且这一绩效提升路径是经由并购后企业竞争地位的改善得以完成。(4)在相关并购中,政治关联不仅无法提高并购后企业的竞争地位,而且存在对并购绩效直接的负面影响。

多维度的研究结论为我们提供了以下启示:(1)企业应当审慎进行混合并购决策。混合并购活动的整体业绩远逊于相关并购,因而实施混合并购不仅使企业承担更多的市场风险与运营困难,而且效益偏低,往往事倍功半。(2)企业应当结合自身的实际资源条件与竞争地位理性选择并购类型。政治关联程度低的企业不适合或不宜贸然实施混合并购。因为混合并购企业的绩效改善在很大程度上依赖于政治关联能为其带来的关键性资源的支持,但若企业缺乏或无法维系与政府间的密切关系,那么就难以借助政府可能施予的有利条件以改善自身在并购后的竞争地位,最终不得不吞下并购成效难达预期甚至失败的苦果。而原本已处于行业内相对竞争优势地位的企业应更多开展相关并购,进一步整合产业链资源,巩固、扩大自身的竞争优势。(3)企业应当积极培育自身的市场竞争能力。不论是混合并购还是相关并购,企业竞争能力的提高都直接与并购后绩效显著正相关。特别是在混合并购中,政治关联对并购绩效的相当部分的积极效用也需要通过切实改善企业的竞争地位,进而才能提高企业绩效。因此,企业在所处行业内遵循市场规则的竞争能力的培育与经营效率提升是决定企业绩效的核心环节。(4)企业应当保持与政府间合理、适度的距离。一方面,过度依赖政府关系获取资源,可能使企业陷入政治关联的“资源陷阱”。随着中国经济市场化的不断推进,由政府主导下的资源配给将日益减少,政治关联也越发难以为企业带来实质性的“好处”。另一方面,在相关并购中,政治关联非但不能促进并购绩效,反而成为企业效益提升的负担。因此,对企业而言,尽管政治关联是转轨经济中重要的非正式市场替代机制,但企业不能将自身定位于长期依靠政府资源与利益输送的襁褓型组织。只有妥善处理与政府间的良好关系,同时加强对自身竞争力的内功修炼,才能实现可持续的发展。(5)政府应当为各类企业的经营活动营造更加公平的制度环境。不仅要减少行政性人为的行业壁垒,增强财税补贴等优惠政策执行实施的规范性与透明度,而且需要将信贷资源配给更多地交由市场处置。政府部门应当扮演好“裁判员”的角色,使企业不论是否拥有政治背景都站在同一起跑线上公平竞争。这不仅能够激发企业的活力,还能抑制企业通过各种途径谋求政治身份的“冲动”。(6)政府应进一步减少对政治关联企业的并购活动的干预,避免将原本属于自身工作范畴的,诸如提高当地就业率、税收收入与保证 GDP 增长等社会公共职能变相摊派给关联企业,克制那只“掠夺之手”,让企业的投资决策与并购活动回归价值创造与股东财富最大化的主旨,自由地根据市场规则进行微观资源的重新配置与整合,真正提高企业的并购绩效。

#### 参考文献:

- [1] 杨艳,邓乐,陈收. 企业生命周期、政治关联与并购策略[J]. 管理评论,2014,26(10):152-159.
- [2] 冯根福,吴林江. 我国上市公司并购绩效的实证研究[J]. 经济研究,2001,36(1):54-61.
- [3] 李善民,曾昭灶,王彩萍,等. 上市公司并购绩效及其影响因素研究[J]. 世界经济,2004,27(9):60-67.
- [4] 蒋先玲,秦智鹏,李朝阳. 我国上市公司的多元化战略和经营绩效分析——基于混合并购的实证研究[J]. 国际贸易问题,2013,39(1):158-167.

- [5] RAUDSZUS M, SCHIERECK D, TRILLIG J. Does vertical diversification create superior value? evidence from the construction industry[J]. *Review of Managerial Science*, 2013, 8(3): 293–325.
- [6] 李善民, 赵晶晶, 刘英. 行业机会、政治关联与多元化并购[J]. *中大管理研究*, 2009, 4(4): 1–17.
- [7] 邓新民. 我国民营企业政治关联、多元化战略与公司绩效[J]. *南开管理评论*, 2011, 14(4): 4–15.
- [8] 徐斌, 俞静, 范兆臻. 主并企业股权结构、市场竞争态势与兼并决策[J]. *会计研究*, 2015, 36(5): 50–56.
- [9] 李善民, 朱滔. 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[J]. *管理世界*, 2006, 22(3): 129–137.
- [10] 杨其静. 企业成长: 政治关联还是能力建设? [J]. *经济研究*, 2011, 46(10): 54–66.
- [11] 孙铮, 刘凤委, 李增泉. 市场化程度、政府干预与企业债务期限结构——来自我国上市公司的经验证据[J]. *经济研究*, 2005, 40(5): 52–63.
- [12] 胡旭阳. 民营企业家的政治身份与民营企业的融资便利——以浙江省民营百强企业为例[J]. *管理世界*, 2006, 22(5): 107–113.
- [13] FACCIO M, MASULIS R W, MCCONNELL J J. Political connections and corporate bailouts[J]. *Journal of Finance*, 2006, 61(6): 2597–2635.
- [14] ADHIKARI A, DERASHID C, ZHANG H. Public policy, political connection, and effective tax rates: longitudinal evidence from Malaysia[J]. *Journal of Accounting and Public Policy*, 2006, 25(5): 574–595.
- [15] 吴文锋, 吴冲峰, 芮萌. 中国上市公司高管的政府背景和税收优惠[J]. *管理世界*, 2009, 25(3): 134–142.
- [16] 邢立全, 陈汉文. 产品市场竞争、竞争地位与审计收费——基于代理成本与经营风险的双重考量[J]. *审计研究*, 2013, 29(3): 50–58.
- [17] 李世刚, 杨龙见, 尹恒. 异质性企业市场势力的测算及其影响因素分析[J]. *经济学报*, 2016, 3(2): 21–40.
- [18] 刘欢, 邓路, 廖明情. 公司的市场地位会影响商业信用规模吗? [J]. *系统工程理论与实践*, 2015, 35(12): 3119–3134.
- [19] VILLALONGA B. Does diversification cause the “diversification discount”? [J]. *Financial Management*, 2004, 33: 5–27.
- [20] GREGORY A. An examination of the long run performance of UK acquiring firms[J]. *Journal of Business Finance and Accounting*, 1997, 24(7–8): 971–1002.
- [21] 巫景飞, 何大军, 林伟, 王云. 高层管理者政治网络与企业多元化战略: 社会资本视角——基于我国上市公司面板数据的实证分析[J]. *管理世界*, 2008, 24(8): 107–118.
- [22] KALE J R, LOON Y C. Product market power and stock market liquidity[J]. *Journal of Financial Markets*, 2011, 14(2): 376–410.
- [23] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 等. 中介效应检验程序及其应用[J]. *心理学报*, 2004, 36(5): 614–620.
- [24] MACKINNON D P, LOCKWOOD C M, HOFFMAN J M, WEST S G, SHEETS V. A comparison of methods to test mediation and other intervening variable effects[J]. *Psychological Methods*, 2002, 7(1): 83–104.
- [25] 张新民, 王钰, 祝继高. 市场地位、商业信用与企业经营性融资[J]. *会计研究*, 2012, 33(8): 58–65.
- [26] 陈瑞, 郑毓煌, 刘文静. 中介效应分析: 原理、程序、Bootstrap方法及其应用[J]. *营销科学学报*, 2013, 9(4): 120–135.

## Political Connection, Competitive Position and Conglomerate Merger —A Study based on China's A-share Securities Market

FU Chuanrui, YANG Qun

(School of Economics and Management, Fuzhou University, Fuzhou 350116, China)

**Abstract:** Using a sample of 522 merger events which occurred in Chinese A-share securities market from 2007 to 2011, we first empirically investigate the influences of enterprise political connection and competitive position on conglomerate merger decision by logistic regression, and further explore the mediating effect of the change of merging firm's competitive position on the relationship between political connection and corporate performance after conglomerate merger. The results indicate that: In contrast with related mergers, conglomerate mergers could hardly create value for shareholders. In the pre merger period, political connection is significantly positive correlated with conglomerate merger decision, and enterprise competitive position is negative correlated with conglomerate merger strategy. Further more, the worse corporate competition status is, the more likely political connection would lead to conglomerate merger. In the post conglomerate merger period, there exists a significantly positive relationship between political connection and post-merger performance, among which the promotion of merging firm's competitive position plays an important mediating effect. That is, conglomerate merger's political connection can firstly help improve its competitive status, which finally enhances its post-merger performance.

**Key words:** political connection; competitive position; conglomerate merger; Logistic regression; mediating effect

[责任编辑:宋宏]