# 摘 要

企业并购的影响不只停留在并购参与方，还有可能延伸到行业内未并购企业，即溢出效应。并购发生后，一方面，并购企业的市场份额和竞争力可能不断扩大，从而挤压行业内其他未并购企业的发展空间，给它们带来消极影响，如果行业龙头企业通过并购，最终达到垄断地位，可能通过抬高价格、扭曲资源配置、设置进入壁垒等方式，加剧市场的不公平竞争；另一方面，行业内的企业并购可能带来市场资源整合和产业结构优化，提升整个行业的生产率、创新能力，同时促使其他未发生并购的企业产生危机意识，加快创新和增加资本投入最终提升企业业绩，产生激励作用。那么究竟是正向还是负向的溢出效应占据上风呢？

为检验企业并购对目标方所在行业的未并购企业的影响，本文基于我国1998-2012年上市公司发起的并购事件，运用堆叠型DID方法，研究发现：从整体上来看，企业并购对于目标方行业内未并购企业的发展水平具有显著的积极影响。分样本回归结果显示：（1）不同所有制形式下，在投入和收入方面，企业并购对于目标方所在行业未发生并购的非国有制企业都具有显著的正向溢出效应，而国有制企业虽然投入有所增长，但收入无明显增加，对竞争激励不敏感；（2）不同地区中，只有东部地区的企业并购能显著促进目标方所在行业未并购企业的投入和收入水平；中部地区、西部地区和东北地区的企业并购对于未并购企业投入和收入的溢出效应均不明显。

**关键词：**企业并购；溢出效应；竞争激励机制

# 1 绪论

## 1.1 选题背景和意义

### 1.1.1 选题背景

并购是企业快速扩张和增强竞争力的优先发展战略之一。自社会主义市场经济体制确立以来，我国经济增长速度不断加快，每年国内企业间的并购数量从2000年的303项，跃升到了2015年的2085项（陈爱贞，2020）。而随着我国经济结构转型升级，政府和学者对于企业并购的溢出效应越来越关注。所谓溢出效应是指，一家企业在进行并购活动后，产生的影响不仅局限于自身的发展上，还会作用于组织外的、未参与并购的第三方。在市场自发行为下，企业并购既有可能发挥协同效应来提高自身的生产率和产品质量，加快技术创新，激励竞争，甚至会通过资源整合和业务重组带来产业结构调整，对行业产生正向的溢出效应；也有可能是出于“借壳上市”、“政策套利”等并购动机，无利于自身的可持续性经营，抑或形成垄断，损害市场公平竞争和消费者的利益，导致负向的溢出效应，即市场失灵。

在企业并购的溢出效应中，对行业内竞争对手的影响一直是政府进行反垄断考察的重点。2020年12月14日，国家市场监管总局根据《反垄断法》规定，对阿里巴巴投资银泰商业、腾讯控股企业阅文收购新丽传媒、丰巢网络收购中邮智递等三起未依法申报违法实施经营者集中案作出行政处罚决定。在答记者问中，市场监管总局反垄断局主要负责人表示：“市场监管总局将依法审查，防止企业借助并购形成垄断，或通过收购中小企业等方式扼杀潜在竞争对手，阻碍创新，将加大执法力度，严格依法查处未依法申报、违法实施经营者集中的行为，维护良好市场竞争格局，持续激发企业创新动力。”[[1]](#footnote-1)

上市公司作为中国企业最具竞争力的群体，其在市场地位、内部控制水平和经营能力等方面均为行业内的佼佼者。因此，当上市公司发生并购时，其对行业内其他企业产生的影响可能超过一般企业发起的并购。为了探究上市公司并购是否会挤压行业内其他企业的生存空间，本文将先进行理论分析，随后会基于1998-2012年我国上市公司发起的并购事件，利用并购发生时间的差异性，采用堆叠型DID方法，实证检验企业并购对目标方所在行业未发生并购企业的溢出效应。

### 1.1.2 研究意义

本文的研究具有一定的现实意义和理论意义。

现实意义层面，针对我国并购市场活跃程度不断提高的现状，一方面，为解决市场失灵、引导企业并购向有利于经济社会发展的方向发展，政府采取了许多措施来规范企业并购行为，如颁布《中华人民共和国反垄断法》、《经营者反垄断合规指南》，这些法规对企业的垄断协议、滥用市场支配地位等做出了明确的禁止，同时对于达到一定标准的经营者集中有申报的要求；另一方面，政府对先进行业给予财税和行政管理上的政策支持，积极培育行业“领头羊”，这无疑鼓励着这些行业的并购，实现资源整合和产业重构。

那么，从整体上来看，企业并购的影响究竟是利大于弊，还是弊大于利？本文主要关注企业并购的溢出效应，具体为上市公司并购对目标方所在行业内未并购企业的影响。如果上市公司并购事件对未并购企业具有激励作用，政府可以在做好反垄断审查、促进市场公平竞争的情况下，避免过度干预，让企业充分发挥并购的能动性，同时引导企业并购向技术含量高、附加值大、能耗污染小的行业发展，这样不仅能带动整个行业生产率提高和产业结构升级，拉动经济增长，涵养税源，还有利于促使领头羊企业的出现，提升中国企业在国际市场的竞争力。

理论意义层面，本文使用实证方法系统地检验了上市公司并购对未并购企业的影响，并且在异质性分析部分探讨了分样本回归呈现出不同结果的原因，在一定程度上解释了上市公司并购对未并购企业溢出效应的影响机制，丰富了这一方面的研究内容。

## 1.2 文献综述

关于企业并购可能带来的影响，国内外学者的研究主要包括两类，一是其它因素（可分为微观因素和宏观因素）通过影响并购行为，进而影响企业绩效。

微观因素中，在并购形式上，有异地并购、跨行业和行业内并购等等（潘红波等，2011；万鹏，2021；张媛媛，2021；韩振国等，2022）。随着我国产业结构转型升级，越来越多的国内学者开始研究技术并购这一特定形式对企业创新的影响（肖阳等，2021；于赫等，2021；蒋志雄等，2022）。在并购动因上，中国学者着重分析国内政治和经济环境对企业并购的影响，进而影响到企业的长短期绩效。譬如，有学者发现，高管的政治关系对企业绩效有正向影响，但是，政治关系良好的高管会通过并购活动损害公司业绩（Shuangyan Li et al.，2021）。当国企高管的政治晋升机会较大、而企业内生成长速度较慢时，企业更倾向于选择并购这条能够帮助企业快速成长的道路。但并购之后，短期之内企业的并购绩效不仅没有明显提高，且长期来看企业绩效受到了明显的损害。（陈仕华等，2015）。还有部分企业出于“政策套利”的动机，会跨行业并购那些受到产业政策扶持行业的企业，并购后主并企业的主营收入占比总体下降（蔡庆丰等，2019）。此外，当企业的并购活动具有避亏或配股动机时，政府或控股股东会对企业进行大量利益输送，使企业的会计业绩能够在短期内显著提升，而当企业的并购活动没有以上动机时，并购则意味着掏空，公司价值会遭到损害，但是不会对公司的会计业绩有太大的影响（李增泉等，2005）。在并购企业双方关系上，杨继彬等（2021）研究了异地并购前，并购双方的信任程度对于并购绩效的影响，发现企业异地并购的长短期绩效好坏，是与目标方所在地对收购方所在地的信任程度成正比的。

宏观因素上，巫岑等（2021）发现财政分权能够促进并购绩效的提高，这表明地方政府的引导作用对企业并购产生了积极的影响；王建新等（2021）认为绿色信贷政策使重污染企业银行信贷受限、并购整合成本上升，导致重污染企业的并购绩效显著降低。

还有学者在文中将微观和宏观因素进行了综合考量，比如姚益龙等（2014）发现企业在进行异地并购时，其并购绩效会因自身产权性质和目标方要素市场成熟度而不同。赵晓阳等（2020）发现经济政策不确定性通过提高企业并购整合能力，促进了企业的并购规模与并购绩效，但是管理者过度自信这一微观因素会削弱这种促进作用。

二是研究并购本身对企业的影响，比如曹翠珍等（2017）发现企业并购的财务协同效应在短期比较明显，但是随着时间的增长，这种效应会逐渐减弱；卫婧婧（2017）以国有企业发起的并购事件为研究对象，发现国企并购总体上能够提高企业的全要素生产率，在主并企业都是国企的情况下，这种提升作用还是会因目标方的产权性质而有所不同：当目标方是民营企业和外资企业时，企业效率的提升程度比目标方为国企时更大，但长期绩效稳定性也较差；蒋冠宏（2021）通过倾向得分加权估计方法，得出中国的企业并购显著地提升了并购企业的市场势力和资源配置效率的结论。Olivier Bertrand等（2012）以俄罗斯600多家并购方企业为样本，研究发现，与未发起并购的企业相比，无论是国内并购还是国际收购，并购方企业的业绩都会降低。

但企业并购的影响不只停留在自身的绩效，还有可能延伸到到行业内其他未并购企业，甚至是其他行业，即溢出效应。目前，对于企业并购的溢出效应究竟是正向还是负向，学者们并未形成统一的结论。

比如在产业结构上，王清剑（2014）发现企业并购数量的增加和并购交易规模的扩大，都能够促进产业结构合理化与高级化；张博尧（2020）基于2010-2018年中国高新技术企业上市公司发起的并购事件样本，运用倾向得分匹配和多期DID两种方法，研究发现并购后我国企业的全要素生产率得到了显著提高，推动了产业结构的调整与升级。

在创新上，张晓婕（2019）采用空间计量经济学模型，对国有企业并购的创新溢出效应进行了研究，结果发现虽然国有企业并购在整体上具有显著的创新溢出效应，但分样本来看，仅有跨省并购的创新溢出效应是显著的，而省内并购和跨国并购未表现出明显的溢出效果；Bertrand 和Zuniga（2006）以14 个OECD 国家的企业并购数据为样本，研究发现，国内并购对技术密集程度较低行业的研发产生了正向的溢出效应，对本身技术密集程度较高行业的研发活动没有影响，但对技术密集程度处于中等位置的行业的研发活动产生了负面影响；而跨国并购对不同技术密集程度行业的研发活动都未产生影响。

在对行业内竞争对手的影响上，Jaideep Shenoy（2012）以1981-2004年间225项纵向收购事件（垂直关联度为5%以上）作为样本，研究发现，对于整体样本，无论是收购方的竞争对手，还是目标方的竞争对手，异常收益均不显著。但根据并购对合并公司产生的财富效应对样本进行细分后，他们发现，当财富效应为正时，收购方和目标方的竞争对手都经历了显著的、正的异常收益。背后的机制在于，当纵向收购为合并公司创造价值时，它们向收购方和目标方的竞争对手传递信息，即它们也可以通过参与垂直整合来获得这些收益。

而国内学者则比较关注跨国并购这一形式对行业内竞争对手的影响，如胡晓婷等（2020）基于 2009-2015 年中国上市制造企业完成的 325 起大型国际并购的数据，实证检验发现，行业层面的国际并购对收购方竞争对手的可持续绩效具有显着的负向影响。当国际并购为横向并购、竞争对手实施成本领先战略、以及并购发生在高科技行业时，负向影响将会加剧；王君慧（2017）基于2006-2013年中国上市公司发起的134个出境并购事件样本，研究发现，中国上市公司出境并购对行业内其他企业具有溢出效应，即生产率的提高。分样本来看，比起出境并购其他行业的企业，出境并购同行业企业的溢出效应更加明显；对于行业内非并购企业来说，自身吸收能力越强、地理位置与并购方企业越接近，则行业内发生的出境并购事件对其具有更大的溢出效应。蒋冠宏（2017）以我国2001-2012 年37 个行业数据为样本，研究发现，我国企业跨国并购整体上来说能够提高行业生产率。但是，根据目标国（地区）的收入、实际税率高低两种性质对样本进行分类后，发现目标国（地区）收入越高，对行业生产率的提高越显著；而当目标国（地区）具有避税地的特质时，比如中国香港地区、中国澳门地区和其他国家传统避税港，行业生产率的提高并不明显。

还有部分学者针对并购公告对于竞争对手的影响进行了研究。在横向并购上，部分学者发现并购公告给竞争对手带来了正的异常回报（Shahrur，2005；Clougherty，2009），有学者则证明了竞争对手对于并购公告的股市反应为负（Derrien et al.，2017），也有学者认为并购公告对于竞争对手没有影响（Stillman，1983）。而Ranju（2019）基于 2014 年4月至 2016 年 3 月期间的 97 份并购公告和 179 家收购方竞争对手的样本，研究发现，整体上来说并购方和并购方行业内的竞争对手对并购公告产生了积极的股市反应，而分样本来看，横向并购下，并购方的竞争对手并没有产生显著的积极股市反应。范黎波等（2017）以1998-2012年中国A股上市公司并购事件为样本进行了实证研究，结果表明，并购事件发生时，并购方及其竞争对手具有同方向的市场反应，即同为积极或同为消极，且行业内竞争对手的超额收益与并购方和目标方的行业集中度差距成反比；与国内跨地区并购事件更可能给行业内竞争对手带来消极的市场反应相比，跨国并购则恰恰相反，它们往往会给行业内竞争对手带来积极的市场反应。

通过梳理企业并购相关的文献，可以看出目前针对其他因素通过影响企业并购，进而影响企业绩效的研究比较多，同时结合国内经济发展新形势，许多学者将对企业并购影响的关注点从自身财务绩效，转移到了对于行业具有溢出效应的创新和产业结构升级上，并且随着“一带一路”的发展，开始深入研究出境并购的溢出效应。但是，关于企业并购在整体上对行业内其他未并购企业的溢出效应的研究仍然较少。本文则希望从这一角度出发，探究国内上市公司并购对目标方所在行业未并购企业的影响。

## 1.3 研究思路和方法

### 1.3.1 研究思路

本文主要从理论机制和实证检验两个方面，来研究企业并购对目标方所在行业内其他未发生并购企业的溢出效应，具体思路和内容安排如下：

第一部分是绪论，首先结合我国企业并购的历史情况和政府部门对于反垄断的规制，引出研究问题及研究意义。接着从企业并购对自身的影响和溢出效应两方面，对已有的国内外文献进行总结和评述，重点关注并购对于行业内竞争对手的影响。

第二部分是理论机制分析。本文从消极和积极影响两个方面，对企业并购如何影响目标方行业内的未并购企业进行了理论分析。

第三部分是实证数据与模型，介绍了样本数据和变量的基本情况和模型设置。

第四部分是回归结果分析。基于1998-2012年我国上市公司的并购数据和工业企业数据库中的财务数据，本文通过回归发现，从整体上来看，企业并购对目标方所在行业的未并购企业具有显著的正向溢出效应。分样本回归中，对于不同所有制形式和地区的未并购企业，只有非国有制企业和东部地区的企业呈现出正向的溢出效应。这在一定程度上反映了企业并购可能是通过竞争激励机制，来影响未并购企业的发展水平。

第五部分是结论、建议与不足，对本文研究结论进行总结，并从政府职能、竞争环境的构建和未并购企业的吸收能力三个方面，为如何将我国企业并购的效益发挥到最大提出具体建议，最后反思了本文的不足。

### 1.3.2 研究方法

本文主要运用的研究方法如下：

（1）文献分析法

以并购和影响作为关键词对国内外文献进行搜集，理清企业并购绩效的主要影响因素，以及并购对企业自身和其他组织产生影响的作用机制，并了解企业并购这一主题最近的研究方向、方法和成果，比较国内和国外学者研究的侧重点，最后尝试结合我国的实际情况来分析和探讨。

（2）实证研究法

本文运用了我国上市公司发起的并购活动数据和工业企业数据库的财务数据，利用并购发生时间的差异性，采用堆叠型DID方法，实证检验企业并购对行业内未并购企业的溢出效应。我们搜集了上市公司并购数据（包括名称、组织机构代码、年份、地区、标的物等信息），并将其与中国工业企业数据库进行合并，构造了一个从1998年到2012年的市级层面企业级面板数据，以主营业务收入和雇员人数作为企业发展水平的代理变量进行基准回归，并通过了平行趋势检验。随后，我们更换代理变量为收入总额和资产总额，去掉了五个少数民族省份及青海省来进行稳健性检验，并探讨了不同所有制和地区下企业并购对目标方行业内未并购企业溢出效应的不同。

# 2 理论分析

本文首先从理论上分别阐述横向并购、纵向并购和混合并购三种形式下，企业并购对目标方所在行业的影响，在第三部分和第四部分将从整体上对企业并购对于目标方行业内未并购企业的影响进行实证检验。

## 2.1 消极影响的理论机制

（1）横向并购

市场势力理论损害竞争的机制为：企业横向并购其竞争对手后，该竞争对手即被挤出市场，一方面，合并后的企业市场地位和控制能力得到了增强，使其能够更容易提高产品销售价格，从而获取更多的超额利润；另一方面，现有竞争对手的市场份额相应地减少了。具体而言，企业可以通过单边效应或协调效应来抬升价格。

单边效应，即并购后，一体化企业能够在其他竞争对手不提价的情况下，单方面提高产品价格，同时不会导致销量大幅减少。这需要兼并双方之间的产品需求交叉价格弹性较大、而兼并双方和其他竞争者的产品需求交叉价格弹性较小，才能够实现。而在并购前，若兼并双方产品替代性较强，如果一方提高市场价格，将使得销量流入另一方。

协调效应是指，并购后，由于竞争对手数量减少，市场集中度提高，部分企业之间更有可能通过协议等方式进行合谋，联合提价。这将会干扰市场竞争秩序，损害市场的有效竞争，短期内合谋企业的利润可能会增加，但从长远来看不利于激发自身创新动力，于企业自身和行业发展无益。

（2）纵向并购

市场封锁是指企业通过纵向并购增强了自身势力，对实际的竞争对手或潜在的新进入者在获取上游市场关键原材料或连接下游市场通路方面施加限制，从而削弱竞争对手或潜在的新进入者参与竞争的能力和动机，使得一体化企业能够利用自身低成本优势扩大市场份额，或者抬高价格获取垄断利润，从而严重损害竞争的情形。在现实经济生活中，市场封锁并不仅仅指限制竞争对手完全不能与其供应商或客户进行交易，更多的时候，它是通过设置各种壁垒来提高竞争对手的交易成本。市场封锁可分为投入品封锁和客户封锁。

1. 投入品封锁

投入品封锁是指，纵向合并后的一体化企业对下游市场竞争者获取生产要素进行限制的行为，比如提高生产要素成本、先占必要设施等等。

纵向并购后，一体化企业能够减少交易成本和消除双重加价，从而降低自身投入品成本，而在参与中间产品市场的情况下，一体化企业市场势力的提高会使它更有能力和动机利用合谋方式抬升投入品销售价格，甚至可能通过战略性采购，即有意在中间产品市场超额采购，推高投入品价格，以此增加下游市场竞争对手的生产要素成本。

先占必要设施体现在，若并购前上游企业本身具有关键投入品（包括原材料和资产），且该投入品缺乏供给弹性，那么纵向并购后一体化企业则可独占该项关键投入品，对下游竞争者进行限制，损害竞争秩序。

1. 客户封锁

客户封锁是指，纵向合并后的一体化企业对上游市场竞争者与客户接触的通道进行阻碍的行为，包括实行排他性交易和占据主要市场通道。

实行排他性交易是指，当具有一定支配地位的下游企业对上游企业进行纵向并购后，合并企业可能会滥用自己在下游市场的垄断地位，通过实施排他性协议等，对上游竞争对手附加不合理交易条件，提高上游竞争对手的产品在下游市场的价格，促使下游企业向合并企业自身及其关联公司购买大部分甚至全部的原材料，最终排挤上游竞争对手、削弱上游市场竞争水平。

占据主要市场通道是指，具有垄断地位的上游企业或者下游企业进行纵向并购后，一体化企业通过不再向上游竞争对手采购，以及占据主要的下游市场销售通道，使得上游竞争对手销量减少，利润下滑，竞争能力和意愿减弱。

（3）混合并购

混合并购是指并购涉及的企业之间既没有横向关系（如同一行业的竞争对手），也没有纵向关系（如供应商与零售商）。组合效应理论认为，混合并购使并购后的企业产品范围扩大，通过整合现有业务和资源，一体化企业可能实现规模经济和范围经济，并综合运用价格、促销等手段进行搭售或捆绑销售等，使得不同产品之间产生组合力量，最终建立或增强一体化企业的市场支配地位，损害竞争。

另一种则是潜在竞争理论，包括现存的潜在竞争理论和可察觉的潜在竞争理论两种形式。具体而言，现存的潜在竞争理论是指，当混合并购前，目标方是相关市场内有竞争力的企业时，那么该起并购不仅会消灭潜在竞争者，而且还会增强被并购企业的市场势力，对竞争产生双重不利影响；而被察觉的潜在竞争理论认为，当混合并购前的并购方被目标方所在行业的既存企业视为是一个极具威慑力的潜在竞争者时，那么并购方对于既存企业可以产生一种潜在的激励作用，因为一旦产品的价格和利润对并购方有足够的吸引力，它就可能随时进入该市场。但是当混合并购实际发生后，这种潜在的激励消失，同时一体化企业具有更强的市场势力，可能会限制目标方行业内的竞争。

## 2.2 积极影响的理论机制

（1）横向并购

在市场势力理论下，企业并购后市场势力提高，可以通过单边效应或协调效应提高价格，但行业内其他未并购企业也可以随之抬升价格，以获取更多的利润和市场份额。此外，在大规模的并购行为下，行业内可能会出现数个巨头，行业集中度提高，规模相对大的厂商成为低成本的生产者，虽然会带来一定的行业进入壁垒，但也可能消除过度竞争，提高行业内其他未并购企业的利润水平。但是市场价格的提高会损害消费者的利益。

效率理论认为，公司并购不仅能够提高并购相关方的效率，而且对整个行业的生产率具有潜在的提升作用。这是因为并购的一个动因即是企业间效率的差异，而在并购后，合并企业可以通过发挥协同效应，包括经营协同效应、财务协同效应和管理协同效应，带来自身效率的提高，在这个过程中，由于整合了部分市场资源和业务，可能促进整个行业生产效率的提升。

（2）纵向并购

企业通过纵向并购能获得产业链中处于其他生产环节的企业的生产资料，并整合产业链中的价值贡献较低的资源。在主导企业对分工协作进行的优化下，交易成本减少，而上中下游企业通过优势互补，能够提高生产的专业化水平，在实现自身规模报酬递减的同时，也能促进产业结构的合理化。

（3）混合并购

企业进行混合并购的动因之一是现有行业处于不可逆转的发展受阻或衰退的阶段，所以要寻求新的出路，选择用成本相对较低的并购活动而非新建企业，来消除新行业的进入壁垒，并将资源转移到更具发展前景的行业，以此解决产能过剩或者过度竞争的行业问题，保证企业自身的可持续发展。在混合并购的过程中，当大量资源投入到了朝阳产业，将促使这一行业迅速发展、竞争加剧，企业创新加快，可能实现产业结构的优化。

（4）无论是横向、纵向还是混合并购，它们都可能带来企业自身市场势力提升和生产成本下降，这将引导其同行业、上下游行业、乃至其他行业也纷纷通过并购等手段扩大市场势力。即企业并购不仅能带来资源重组、产业重构和升级，而且随着产业之间的技术关联、生产互动等,也会逐渐带动其他行业跟随进行并购。Ahern与Harford(2014)研究表明, 经济范围内的合并浪潮通常是由位于产品市场网络中心的行业合并活动推动，并根据客户—供货商关系紧密性而在网络内进一步扩散。同时由于行业内的并购活动增加，市场资源进一步进行了整合，生产成本下降，而剩余竞争者的利润水平也会增加。

（5）根据信号传递理论，我们可以将并购公告看作目标公司未来增长潜力的信号。在信息不对称的情况下，这种信号传递给行业内未发生并购的企业，可能促使它们产生危机意识，即担心未来市场份额被侵占，因此可能加大劳动力和资本的投入，加快研发创新，以适应未来新的市场发展格局。

综上，并购发生后，一方面，并购企业的市场份额和竞争力可能不断扩大，从而挤压行业内其他非并购企业的发展空间，给它们带来消极影响，即挤出效应。这是不完全竞争形势下的市场失灵。如果行业龙头企业通过并购，最终达到垄断地位，可能通过设置进入壁垒、抬高价格、扭曲资源配置等方式，加剧市场的不公平竞争。另一方面，行业内的企业并购可能带来市场资源整合和产业结构优化，提升整个行业的生产率、创新能力，同时促使其他未发生并购的企业产生危机意识，加快创新和增加资本投入最终提升企业业绩，产生激励作用，即溢出效应。

图2-1 理论分析框架

# 3 实证数据与模型

## 3.1 数据

本文使用的数据是将CSMAR上市公司并购数据和中国工业企业数据库进行合并得到的。CSMAR并购重组数据库提供了自1995年以来上市公司发生的兼并收购事件，包含并购行为的年份、地区、参与方和标的信息、交易方式及行为特征等数据。中国工业企业数据库的公开数据涵盖了1998—2013年、全部国有工业企业以及规模以上非国有工业企业的基本情况和财务信息，为我们观察这段时期行业内并购事件发生前后，未并购企业的投入和收入产出水平的变化提供了数据支撑。

合并完成后，本文采取如下标准对数据样本进行了选择和整理：①选择在1998—2012 年间发生的并购事件。由于2013年采用了新的国民经济行业分类，因此删除2013 年的样本数据。②将行业内发生的首起并购事件的年份，作为行业内发生并购的年份。并购月份在1-6月的，将当年作为并购年份；并购月份为7-12月的，则将第二年作为并购年份。③仅保留制造业样本，删除采矿业、城市供水供电业和服务行业。④当并购标的物为股权时，删除标的物为深市和沪市B股的样本。

我们可以从企业的收入产出和投入两个角度来度量企业发展水平。对于收入产出指标，本文选择的是企业主营业务收入（mainsalerevenue）；对于投入指标，选择的则是企业年均雇佣人数（employees）。这两个变量在工业企业数据库中有1998-2012年的详细数据。

## 3.2 实证模型

与传统DID方法中均一的政策实施时点不同的是，企业并购事件的发生具有多个时点。以往大部分学者认为，较之于传统DID，多时点DID更能够规避潜在的混淆处理效应的同期趋势，是更稳健的研究方法。然而近两年来，大量计量经济学者指出，多时点DID极易产生无效的估计，其核心原因在于，多时点DID的估计本质是不同处理效应的加权平均，包含四对处理组和控制组，其中一对即是将早处理个体作为晚处理个体的控制组，但该控制组的趋势掺杂了处理效应，可能会产生与其他组不同甚至相反的结果，在加权平均后将显著改变DID估计（Callaway and Sant’Anna，2021；Goodman-Bacon，2021）。

为对真实处理效应进行更稳健的估计，本文使用堆叠型DID（Stacked DID）方法。这是一种实践先于理论的方法，经典文献如Cengiz et al.（2019）、Deshpande and Li（2019）等，其核心思想在于：根据处理时点分组回归，以排除坏的控制组，并对分组回归所得的估计系数进行加权求和。具体而言，本文的思路为：根据并购年份，将某城市某行业内发生的并购事件（取首次并购）划分为一个个“子数据集”（共948个）；在每份“子数据集”内，将t年接受处理的个体（也就是并购发生行业内的未并购企业）视为处理组，将从未被处理以及t+4年以后被处理的个体（即其他未发生并购行业的所有企业）视为控制组，时间为相对于处理时点的相对时间窗口；排除样本量不足（观测值小于200）或者treat比例过高/过低的“子数据集”（以高于95%或低于5%来衡量）；最后，再将这些“子数据集”合并为一个数据集，最终得到的数据集包括219个事件，时间窗口为-4到4，所有处理组和控制组的样本量共有482498个（删除重复值后，实际共有62299家企业）。

本文运用1998—2012 年期间，我国31个省份（包括自治区、直辖市）地级城市的企业级面板数据，来研究企业并购对目标方行业内未并购企业的影响，具体的模型和定义如下：

（3-1）

其中：表示企业，表示行业，表示城市，表示年份，面板模型为年份—城市—行业—企业层面。代表城市行业的企业在年的主营业务收入或雇员人数的对数；代表城市的企业发生了企业并购，即对于行业*j*来说，在行业发生并购前的年份=0，从行业内发生并购的当年以及以后的年份起，=1；其实是和的交乘项：是处理组虚拟变量，即对于发生并购的行业*j*，在并购发生时间的前后四年里，该行业的所有企业都为处理组，1，未发生并购行业中的所有企业0；为相对时间窗口虚拟变量，用来识别城市的企业所在的行业在年份处于并购前还是并购后，如果年份大于或等于行业发生并购的年份，则=1，反之，=0；为企业所在城市层面的控制变量，包括人口总数、人均GDP和产业结构；表示城市—年份交互固定效应；和分别代表年份固定效应和企业固定效应，用以控制不同年份可能的冲击以及不同公司在主营业务收入和雇员人数上的个体异质性；为随机扰动项。所有回归的标准差都聚类在并购事件层面。

是本文关注的重点。根据前面的理论分析，若存在积极影响，那么并购发生后，未并购企业的主营业务收入和雇员人数都会有明显的上升，所得到的；若存在消极影响，则得到。

## 3.3 变量定义与描述性统计

本文回归中使用的主要因变量定义如下，均进行了对数化处理，其他关键变量的描述性统计分析见表3-1。

主营业务收入（lnMainsalerevenue）：在基准回归中，本文选用工业企业数据库中已有的主营业务收入作为企业收入产出的代理变量，有1998-2012年的连续样本。

雇员人数（lnEmploy）：在基准回归中，本文选用数据库中已有的年均雇员人数作为企业投入的代理变量, 有1998-2012年的连续样本。需要指出的是，工业企业数据库中，年均雇员人数在部分年份存在缺失，但是年末职工数量这一变量在这些年份中有详细的数据，经过比对，发现两者无较大差异，所以该部分年限使用年末公司职工数量进行替代。

收入总额（lnTotalrevenue）：在稳健性检验中，本文将企业收入产出的代理变量由主营业务收入替换为收入总额。需要指出的是，收入总额数据缺失情况较严重，只有2004-2007年，以及2010-2012年的样本。

资产总额（lnTotalasset）：在稳健性检验中，本文将企业投入的代理变量由年均雇佣职工数量替换为资产总额，有1998-2012年的连续样本，并删去了数据中的负值。

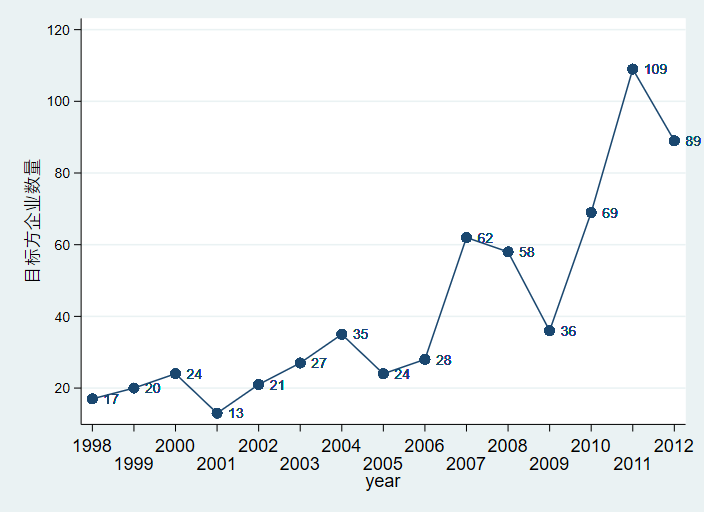
对于以上四个关键因变量，本文都进行了截尾处理，删除小于1%或大于99%分位数的观测值。

城市控制变量方面，本文从《中国城市统计年鉴》中获取了企业所在城市的总人口（lnPopulation）、GDP（lnGDP）、第二产业占GDP比重（Industry2）和第三产业占GDP比重（Industry3），并利用城市总人口和GDP生成了人均GDP（lnPergdp）。除了第二产业占GDP比重和第三产业占GDP比重外，其他的控制变量都取的是对数值。以使用主营业务收入进行基准回归前的样本数据为例，表3-1呈现了在该样本数据中城市控制变量的描述性统计。

表3-1 主要变量的描述性统计

|  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | 观测值 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 | 分位数 | |
| 25% | 75% |
| 因变量： |  |  |  |  |  |  |  |
| lnMainsalerevenue | 494506 | 10.079 | 1.219 | 5.762 | 14.062 | 9.200 | 10.823 |
| lnEmployees | 493564 | 4.653 | 1.063 | 2.079 | 7.779 | 3.912 | 5.328 |
| lnTotalrevenue | 292411 | 10.211 | 1.200 | 6.428 | 14.297 | 9.306 | 10.946 |
| lnTotalasset | 495057 | 9.777 | 1.307 | 6.596 | 14.070 | 8.857 | 10.582 |
| 控制变量： |  |  |  |  |  |  |  |
| industry2 | 493479 | 50.312 | 7.965 | 22.7 | 82.28 | 46.59 | 55.59 |
| industry3 | 493479 | 45.295 | 8.889 | 13.59 | 76.46 | 38.8 | 50.59 |
| lnPergdp | 493963 | 10.917 | 0.805 | 7.721 | 13.018 | 10.447 | 11.422 |
| lnPopulation | 493963 | 6.556 | 0.676 | 4.241 | 8.115 | 6.289 | 7.187 |

图3-2和表3-2展示了将两个数据库进行初步合并后的样本数据中，1998-2012年期间目标方企业的数量，以及在各省、自治区、直辖市的分布情况。可以看到，总体上来说目标方企业的数量随着年份呈现出波动上升的趋势；地理位置分布上，大部分目标方企业主要分布在东部沿海地区，单是江苏、上海、广东、浙江、山东、四川六个省（或直辖市）的目标方企业数量占比已接近50%，在一定程度上表现出我国区域经济发展的不平衡性。



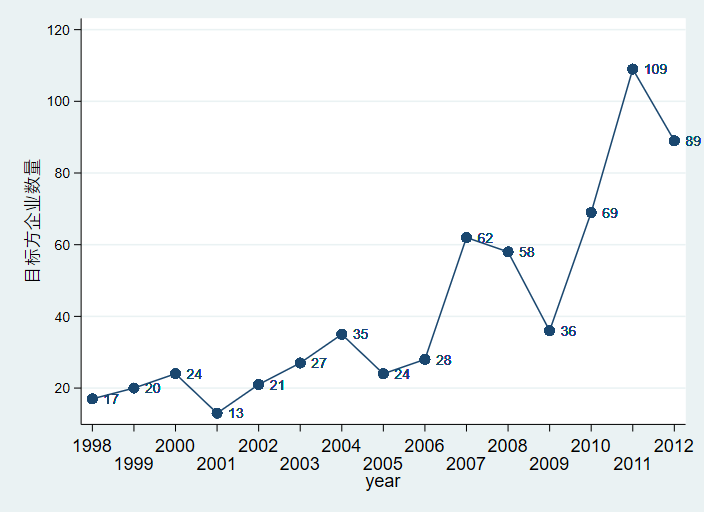


图3-2 1998-2012年样本数据中目标方企业的数量

表3-2 1998-2012年样本数据中目标方企业的地域分布情况（从高到低）

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| 省、自治区、直辖市 | 频数 | 占比 | 累积百分比 |
| 江苏省 | 77 | 12.18 | 12.18 |
| 上海市 | 60 | 9.49 | 21.68 |
| 广东省 | 54 | 8.54 | 30.22 |
| 浙江省 | 49 | 7.75 | 37.97 |
| 山东省 | 38 | 6.01 | 43.99 |
| 四川省 | 29 | 4.59 | 48.58 |
| 北京市 | 23 | 3.64 | 52.22 |
| 安徽省 | 22 | 3.48 | 55.70 |
| 湖北省 | 22 | 3.48 | 59.18 |
| 辽宁省 | 20 | 3.16 | 62.34 |
| 河北省 | 19 | 3.01 | 65.35 |
| 福建省 | 18 | 2.85 | 68.20 |
| 内蒙古自治区 | 17 | 2.69 | 70.89 |
| 新疆维吾尔自治区 | 17 | 2.69 | 73.58 |
| 天津市 | 16 | 2.53 | 76.11 |
| 江西省 | 16 | 2.53 | 78.64 |
| 河南省 | 16 | 2.53 | 81.17 |
| 湖南省 | 16 | 2.53 | 83.70 |
| 甘肃省 | 16 | 2.53 | 86.23 |
| 吉林省 | 15 | 2.37 | 88.61 |
| 云南省 | 13 | 2.06 | 90.66 |
| 陕西省 | 12 | 1.90 | 92.56 |
| 续表3-2 |  |  |  |
| 省、自治区、直辖市 | 频数 | 占比 | 累积百分比 |
| 广西壮族自治区 | 10 | 1.58 | 94.15 |
| 贵州省 | 8 | 1.27 | 95.41 |
| 重庆市 | 8 | 1.27 | 96.68 |
| 黑龙江省 | 6 | 0.95 | 97.63 |
| 青海省 | 5 | 0.79 | 98.42 |
| 海南省 | 4 | 0.63 | 99.05 |
| 宁夏回族自治区 | 3 | 0.47 | 99.53 |
| 山西省 | 2 | 0.32 | 99.84 |
| 西藏自治区 | 1 | 0.16 | 100.00 |
| 总计 | 632 | 100.00 |  |

# 4 回归结果

## 4.1 基准回归结果

模型（3-1）基准回归的结果呈现在了表4-1和表4-2，其中因变量分别为主营业务收入和雇员人数的对数，本文重点关注，即表格中的。

表4-1使用主营业务收入的对数作为因变量。本文在每一列都控制了年份固定效应和企业固定效应。除上述两种固定效应之外，第（1）列未控制其他变量，回归结果显示，变量的系数显著为正，表明企业并购显著提升了目标方行业内未并购企业的主营业务收入。该系数的经济意义为：并购发生后，目标方所在行业未并购企业的主营业务收入平均上升了10 %。第（2）列在第(1)列的基础上，加入企业所在城市层面的控制变量，包括人口总数、人均GDP、第二产业和第三产业占城市GDP的比重，回归结果仍然显著为正。第（3）列在第（1）列的基础上允许城市趋势随年份任意变动，即控制城市—年份交互固定效应，所得到的系数同样为正，但正向影响有所减弱，表明企业并购导致行业内其他未发生并购的企业的主营业务收入平均上升6.6%。最后，第（4）列在第(3)列的基础上加入城市层面的控制变量，回归结果同样显著为正。这一列控制变量最多，比较具有代表性，其结果表明，企业并购导致行业内未发生并购企业的主营业务收入平均提高了6.7%。对于主营业务收入来说，企业并购会对目标方行业内其他未发生并购企业产生激励作用。

表4-2中的因变量为企业雇员人数的对数，本文依旧在每一列都控制了年份固定效应和企业固定效应。第（1）列未加入其他控制变量，第（2）和（3）列在第（1）列的基础上分别加入城市控制变量，或允许城市趋势随年份任意变动。第（4）列在第（3）列的基础上加入城市控制变量。回归结果显示，所有估计系数都在1%的显著性水平上显著为正。以第（4）列为代表，企业并购会导致行业内其他未发生并购企业的雇员人数平均上升6个百分点。因此，在雇员人数的层面上，企业并购对目标方行业内其他未发生并购的企业同样会产生激励作用。

表4-1 基准回归结果-主营业务收入

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | | (2) | | (3) | | (4) | |
|  | ln\_mainsalerevenue | | ln\_mainsalerevenue | | ln\_mainsalerevenue | | ln\_mainsalerevenue | |
|  | 0.100\*\*\* | | 0.073\*\*\* | | 0.066\*\*\* | | 0.067\*\*\* | |
|  | (0.023) | | (0.019) | | (0.017) | | (0.016) | |
| 年份固定效应 | | Yes | | Yes | | Yes | | Yes | |
| 企业固定效应 | | Yes | | Yes | | Yes | | Yes | |
| 城市控制变量 | | No | | Yes | | No | | Yes | |
| 城市-年份交互固定效应 | | No | | No | | Yes | | Yes | |
| r2\_a | 0.865 | | 0.868 | | 0.874 | | 0.874 | |
| F | 8.689 | | 25.218 | | 6.872 | | 7.048 | |
| N | 481569 | | 480567 | | 481569 | | 480567 | |

Standard errors in parentheses

\* *p* < 0.10, \*\* *p* < 0.05, \*\*\* *p* < 0.01

表4-2 基准回归结果-雇员人数

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | | (2) | | (3) | (4) |
|  | ln\_employees | | ln\_employees | | ln\_employees | ln\_employees |
|  | 0.046\*\*\* | | 0.044\*\*\* | | 0.060\*\*\* | 0.060\*\*\* |
|  | (0.015) | | (0.014) | | (0.013) | (0.013) |
| 年份固定效应 | | Yes | | Yes | Yes | Yes |
| 企业固定效应 | | Yes | | Yes | Yes | Yes |
| 城市控制变量 | | No | | Yes | No | Yes |
| 城市-年份交互固定效应 | | No | | No | Yes | Yes |
| r2\_a | 0.866 | | 0.866 | | 0.869 | 0.869 |
| F | 3.994 | | 3.033 | | 7.478 | 7.619 |
| N | 480644 | | 479630 | | 480644 | 479630 |

Standard errors in parentheses

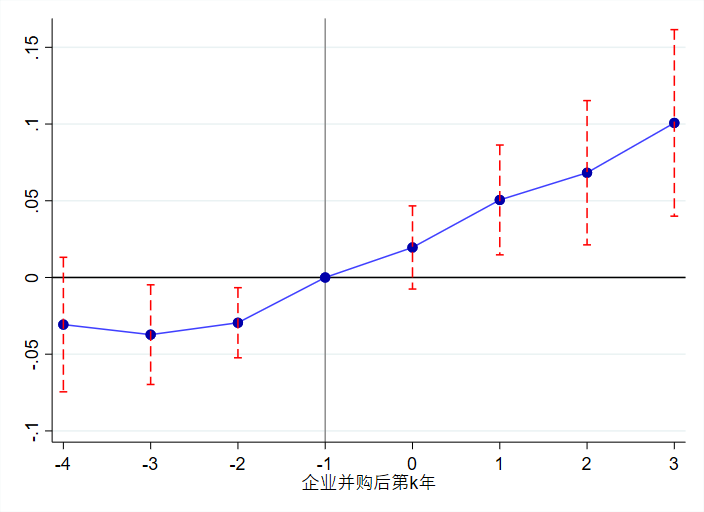
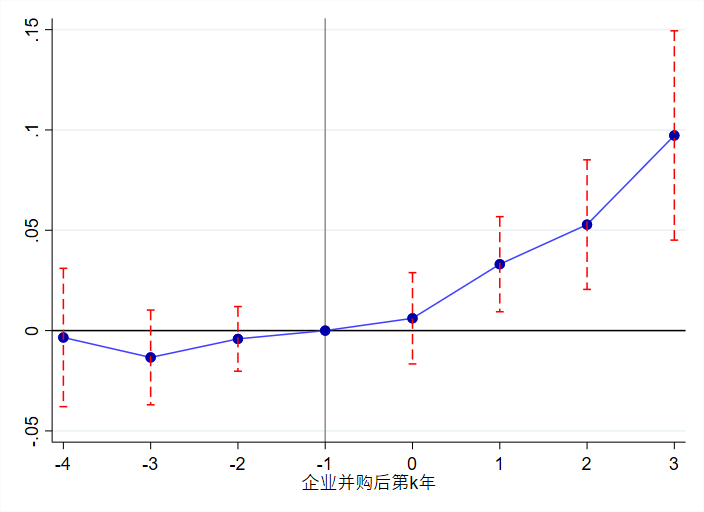
\* *p* < 0.10, \*\* *p* < 0.05, \*\*\* *p* < 0.01

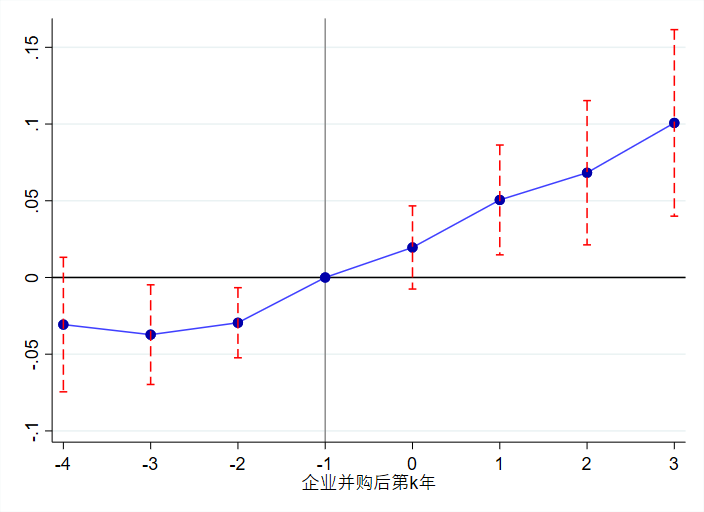
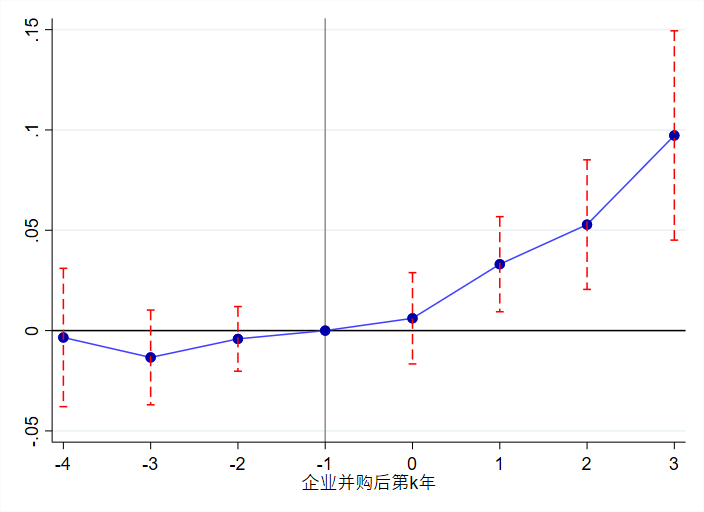
综合表4-1和表4-2，可以发现，不管对于企业的投入还是收入产出水平，企业并购并不会给目标方行业内其他未发生并购的企业带来消极影响。相反，企业并购对目标方行业内未并购企业具有激励作用，具体表现为，并购后，主营业务收入平均上升了6.7个百分点，雇员人数平均上升了6个百分点。

## 4.2 平行趋势检验

双重差分法（DID）要求在没有干预或处理的情况下，处理组和控制组的平均结果随时间变化的趋势相同，通常是检验处理组和控制组的事前平行趋势。若两组数据的事前变化趋势有显著的差异，则意味着估计结果不准确。为了对平行趋势假设进行检验，本文使用eventstudy方法，除未控制城市—年份交互固定效应外，其他变量与模型（3-1）相同，并将原变量替换为一组时间虚拟变量，它们代表企业位于行业内发生并购的前后第几年。图4-1展示了分别用主营业务收入和雇员人数的对数作为因变量进行回归，所得到的估计系数及其95%置信区间。从图3中呈现的趋势图可以看出，在行业内发生并购之前，处理组和控制组企业的主营业务收入和雇员人数并没有特别显著的事前趋势，雇员人数估计系数不显著，但主营业务收入的估计系数为负，而并购发生之后，系数显著为正，这表明受行业内并购的影响，企业的主营业务收入和雇员人数开始上升。因此本文的估计模型满足平行趋势假设，所估计的结果并无大的偏差。

图4-1 平行趋势检验





主营业务收入趋势 雇员人数趋势

## 4.3 稳健性检验

为了进一步检验基准回归结果，本文采取替换代理变量和去掉五个少数民族省份及青海省两种方法来进行稳健性检验。

首先，我们替换了企业发展水平的两个代理变量。在基准回归中，我们将主营业务收入和雇员人数的对数作为y变量，现在我们使用收入总额和资产总额的对数来代替企业发展水平，同样采用模型（3-1）的方法，分别对两个因变量进行回归分析。需要指出的是，工业企业数据库中，收入总额数据缺失情况比较严重，只有2004-2007年和2010-2012年的样本，因此样本数量有所减少。

从表4-3和表4-4中，我们可以看到收入总额和资产总额的回归结果仍然显著为正，这表明企业发展水平的代理变量选择并未对本文的估计造成影响，结果具有稳健性。

表4-3 稳健性检验-收入总额

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) |
|  | ln\_totalrevenue | ln\_totalrevenue | ln\_totalrevenue | ln\_totalrevenue |
|  | 0.104\*\*\* | 0.076\*\*\* | 0.075\*\*\* | 0.076\*\*\* |
|  | (0.032) | (0.025) | (0.020) | (0.020) |
| 年份固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 企业固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 城市控制变量 | No | Yes | No | Yes |
| 城市-年份交互固定效应 | No | No | Yes | Yes |
| r2\_a | 0.891 | 0.894 | 0.900 | 0.900 |
| F | 4.968 | 20.986 | 5.707 | 5.887 |
| N | 281562 | 281093 | 281562 | 281093 |

Standard errors in parentheses

\* *p* < 0.10, \*\* *p* < 0.05, \*\*\* *p* < 0.01

表4-4 稳健性检验-资产总额

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | | (2) | | (3) | (4) |
|  | ln\_totalasset | | ln\_totalasset | | ln\_totalasset | ln\_totalasset |
|  | 0.070\*\*\* | | 0.060\*\*\* | | 0.061\*\*\* | 0.062\*\*\* |
|  | (0.018) | | (0.017) | | (0.014) | (0.014) |
| 年份固定效应 | | Yes | | Yes | Yes | Yes |
| 企业固定效应 | | Yes | | Yes | Yes | Yes |
| 城市控制变量 | | No | | Yes | No | Yes |
| 城市-年份交互固定效应 | | No | | No | Yes | Yes |
| r2\_a | 0.918 | | 0.919 | | 0.921 | 0.921 |
| F | 5.390 | | 8.988 | | 6.414 | 6.636 |
| N | 482210 | | 481197 | | 482210 | 481197 |

Standard errors in parentheses

\* *p* < 0.10, \*\* *p* < 0.05, \*\*\* *p* < 0.01

接着，考虑到少数民族自治区经济基础相对薄弱、市场化程度较低等，企业对并购溢出效应的吸收能力偏弱，因此本文去除了来自五个自治区和青海省的样本企业，回归结果呈现在了表4-5，可以看到，回归结果仍然显著为正，系数大小与基准回归结果十分接近。

表4-5 稳健性检验-去掉自治区以及青海

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
|  | ln\_mainsalerevenue | | | | ln\_employees | | | | |
|  | 0.094\*\*\* | 0.072\*\*\* | 0.067\*\*\* | 0.067\*\*\* | 0.042\*\*\* | 0.042\*\*\* | 0.059\*\*\* | 0.060\*\*\* |
|  | (0.022) | (0.019) | (0.017) | (0.017) | (0.014) | (0.014) | (0.013) | (0.013) |
| 年份固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 企业固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 城市控制变量 | No | Yes | No | Yes | No | Yes | No | Yes |
| 城市-年份交互固定效应 | No | No | Yes | Yes | No | No | Yes | Yes |
| r2\_a | 0.865 | 0.868 | 0.874 | 0.875 | 0.866 | 0.867 | 0.869 | 0.870 |
| F | 8.431 | 24.010 | 6.890 | 7.067 | 3.809 | 2.998 | 7.369 | 7.511 |
| N | 477262 | 476260 | 477262 | 476260 | 476276 | 475262 | 476276 | 475262 |

Standard errors in parentheses

\* *p* < 0.10, \*\* *p* < 0.05, \*\*\* *p* < 0.01

结合表4-1到表4-5，我们可以得出结论：企业并购存在正向的溢出效应，能够显著提高目标方所在行业其他未发生并购企业的发展水平。

## 4.4 异质性分析

企业并购溢出效应的大小可能会因目标方所在行业未并购企业的所有制形式和所在地区的差异而有所不同。

首先是对于国有制企业和非国有制企业两种不同的所有制形式[[2]](#footnote-2)，本文进行了分样本回归。从表4-6中可以看出，以第（4）列和第（8）列为代表，无论是主营业务收入和雇员人数，非国有制企业的估计系数都在5%显著性水平上显著为正；但国有制企业只有雇员人数的估计系数在1%显著性水平上显著为正，即国有制企业在行业内发生并购后，虽然投入有所增长，但收入无明显增加，对竞争激励不敏感。

表4-6 异质性分析-分所有制

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
|  | Panel A. ln\_mainsalerevenue | | | | | | | |
|  | 国有制企业 | | | | 非国有制企业 | | | |
|  | 0.060\* | 0.032 | 0.015 | 0.016 | 0.071\*\*\* | 0.054\*\* | 0.046\* | 0.047\*\* |
|  | (0.034) | (0.027) | (0.024) | (0.024) | (0.027) | (0.027) | (0.024) | (0.024) |
| N | 168739 | 168428 | 168671 | 168362 | 305880 | 305196 | 305869 | 305183 |
|  | Panel B. ln\_employees | | | | | | | |
|  | 国有制企业 | | | | 非国有制企业 | | | |
|  | 0.053\*\* | 0.053\*\* | 0.044\*\*\* | 0.045\*\*\* | 0.043 | 0.048\* | 0.060\*\* | 0.061\*\* |
|  | (0.024) | (0.024) | (0.016) | (0.016) | (0.027) | (0.026) | (0.027) | (0.027) |
| N | 169792 | 169476 | 169730 | 169418 | 304017 | 303327 | 304000 | 303311 |
| 年份固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 企业固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 城市控制变量 | No | Yes | No | Yes | No | Yes | No | Yes |
| 城市-年份交互固定效应 | No | No | Yes | Yes | No | No | Yes | Yes |

Standard errors in parentheses

\* *p* < 0.10, \*\* *p* < 0.05, \*\*\* *p* < 0.01

由于我国区域经济发展不平衡，企业并购的活跃程度也有所不同，因此考察地区因素对企业并购溢出效应的影响具有必要性。根据国家统计局分类标准[[3]](#footnote-3)，我们将分别对东部地区、中部地区、西部地区和东北地区的溢出效应进行检验。

从表4-7和表4-8所显示的结果来看，只有东部地区的企业并购能显著提高目标方所在行业其他未并购企业的主营业务收入和雇员人数；中部地区、西部地区和东北地区的企业并购对于未并购企业的溢出效应均不明显。这可能是由于东部地区的市场机制总体上来说更加有效率，使得该地区企业对竞争激励较为敏感，更善于利用并购带来的资源整合、效率提高、生产技术进步等来促进自身的发展，而中部、西部和东北地区上市公司并购后的辐射和带动作用较为有限，或者是未并购企业对竞争激励不敏感，且对溢出效应的吸收能力不强，可以考虑对这些地区的并购事件和效果多加考察。

表4-7 异质性分析-分地区-主营业务收入

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) |
|  | ln\_mainsalerevenue | | | |
|  | Panel A. 东部地区 | | | |
|  | 0.107\*\*\* | 0.094\*\*\* | 0.080\*\*\* | 0.081\*\*\* |
| (0.023) | (0.021) | (0.018) | (0.018) |
| N | 411578 | 411094 | 411578 | 411094 |
|  | Panel B. 中部地区 | | | |
|  | -0.007 | -0.017 | -0.021 | -0.021 |
| (0.073) | (0.074) | (0.065) | (0.065) |
| N | 22680 | 22680 | 22680 | 22680 |
|  | Panel C. 西部地区 | | | |
|  | 0.005 | -0.011 | 0.002 | 0.006 |
| (0.064) | (0.047) | (0.058) | (0.059) |
| N | 24312 | 24033 | 24312 | 24033 |
|  | Panel D. 东北地区 | | | |
|  | -0.051 | 0.021 | 0.035 | 0.023 |
| (0.152) | (0.100) | (0.092) | (0.095) |
| N | 12898 | 12659 | 12898 | 12659 |
| 年份固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 企业固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 城市控制变量 | No | Yes | No | Yes |
| 城市-年份交互固定效应 | No | No | Yes | Yes |

Standard errors in parentheses

\* p < 0.10, \*\* p < 0.05, \*\*\* p < 0.01

表4-8 异质性分析-分地区-雇员人数

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) |
|  | ln\_employees | | | |
|  | Panel A. 东部地区 | | | |
|  | 0.051\*\*\* | 0.052\*\*\* | 0.061\*\*\* | 0.061\*\*\* |
| (0.016) | (0.016) | (0.015) | (0.014) |
| N | 410970 | 410472 | 410970 | 410472 |
|  | Panel B. 中部地区 | | | |
|  | 0.070\* | 0.068\* | 0.069\* | 0.069\* |
| (0.036) | (0.036) | (0.036) | (0.036) |
| N | 22378 | 22378 | 22378 | 22378 |
|  | Panel C. 西部地区 | | | |
|  | 0.072 | 0.075 | 0.056 | 0.063 |
| (0.057) | (0.048) | (0.041) | (0.040) |
| N | 24238 | 23963 | 24238 | 23963 |
|  | Panel D. 东北地区 | | | |
|  | 0.010 | 0.025 | 0.050 | 0.041 |
| (0.051) | (0.042) | (0.038) | (0.039) |
| N | 12998 | 12757 | 12998 | 12757 |
| 年份固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 企业固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 城市控制变量 | No | Yes | No | Yes |
| 城市-年份交互固定效应 | No | No | Yes | Yes |

Standard errors in parentheses

\* p < 0.10, \*\* p < 0.05, \*\*\* p < 0.01

表4-6到4-8在一定程度上反映出，未并购企业主体市场参与的充分程度和不同地区的市场机制效率会影响到企业对竞争激励的敏感程度，进而影响到溢出效应的大小。即未并购企业市场参与越充分，所处地区市场机制效率越高，则未并购企业对竞争激励越敏感，越善于利用行业内企业并购带来的正向溢出效应，投入和收入产出水平都会显著提高。

# 5 结论、建议与不足

## 5.1 研究结论

企业并购作为资源配置的一种重要手段，在经济结构转型和深化供给侧改革的环境下，其对产业结构的调整、行业内创新、竞争环境的影响等溢出效应受到了越来越多的关注。从理论上来说，企业并购的溢出效应既有可能是正向，也可能是负向。为探究在实践中究竟是正向还是负向溢出效应占主导，本文基于1998-2012年间我国上市公司发起的并购事件数据，运用堆叠型DID方法，实证检验了企业并购对于目标方所在行业未并购企业的影响，主要结论有以下三点：

（1）从整体上来看，企业并购对于目标方所在行业未并购企业具有显著的正向溢出效应。即并购发生后，目标方行业内未并购企业在投入和收入产出水平上都有显著的提高。

（2）不同所有制中，当目标方行业内未并购企业是非国有制时，企业并购对于其投入和收入产出水平都具有显著的正向溢出效应；而国有制未并购企业虽然投入有所增长，但收入无明显增加，对竞争激励不敏感。

一方面，由于国有经济是国民经济的支柱，在国民经济发展中起主导作用，在稳定物价、保证供给等方面承担了更多的社会责任，因此产量、商品价格和销量可能不会发生太大变化，收入增加不明显。另一方面，尽管我国国有企业总体上已经同市场经济相融合[[4]](#footnote-4)，但相比起非国有制企业来说，它们与政府关系更为紧密，在原材料获取、销售市场等方面有更多保障，议价能力较强，所以可能对竞争激励不太敏感。

（3）不同地区中，只有东部地区的企业并购能显著促进目标方所在行业其他未并购企业的投入和产出水平；中部地区、西部地区和东北地区的企业并购对于未并购企业投入和产出的溢出效应均不明显。

一方面可能是因为相对于东部地区，中部、西部和东北地区的企业总体样本数量较小，导致结果不显著；另一方面，中部、西部和东北地区的并购数量本身也较少，尤其是西部地区，市场机制还不够完善，未并购企业对竞争激励不敏感，且企业分布密度较低，空间集聚效应较小，溢出效应传导难度大。

## 5.2 具体建议

通过以上分析，可以看出上市公司并购在整体上对目标方行业内未并购企业是具有正向溢出效应的，但分样本回归中，并购对于国有制企业和中部、西部、东北地区的企业激励作用并不明显。接下来的建议将从政府职能定位、破除竞争壁垒和未并购企业吸收能力三个方面来展开：

（1）政府应避免过度干预，引导企业并购，保护企业合法权益。

由于企业并购整体上对目标方行业内未并购企业具有激励作用，能显著提高未并购企业的投入和收入产出水平。因此，政府可以在做好反垄断审查的情况下，避免过度干预，并通过以下三种方式积极引导企业并购：一是大力发展并购交易咨询服务，减少企业并购难度和成本，以及信息不对称带来的风险，让企业充分发挥并购的能动性；二是综合利用财政补贴、税收优惠等方式对并购市场进行宏观调控，引导企业并购流向技术含量高、污染小、资源利用效率高的行业，以促进产业结构优化；三是保护企业知识产权等各项合法权益，激励企业创新。从宏观层面上来说，企业并购可以带来行业内领头羊企业的出现，提升中国企业在国际市场的竞争力，而企业并购的溢出效应能够拉动经济发展，涵养税源。

（2）政府应加快破除阻碍竞争的各种壁垒，建立和维护公平、有效的市场竞争环境。

阻碍竞争的壁垒包括：国企的政治依赖仍然较强、地方保护主义与市场分割、区域基础设施发展与人才分布不均衡等。

针对国有制企业对于竞争激励不敏感这一现象，我们一方面要继续深化国企改革，减少其政治依赖，使其更充分地参与到市场竞争中，另一方面，政府也要提高信息资源的公开性和透明性，或考虑通过大数据等手段对所有企业进行精准推送，减少它们的信息差，提高经济效率，构建公平、有效的市场竞争环境。

而对于中部、西部和东北地区溢出效应不明显的问题，一是这些地区内部要大力发展交通等基础设施，增强企业空间集聚效应，并优化营商环境（包括公司设立、纳税申报、施工许可、人才引进、进出口贸易、贷款获取等方面的便利性），让企业在数量上快速增长，质量上充分发展；二是对外要破除地方保护主义，适当引入竞争，鼓励并购，激励当地企业不断发展和创新。

（3）行业内未并购企业应适时而变、主动作为，增强吸收能力。

未并购企业需要抓住行业内并购事件的机遇，主动、及时调整自身业务布局，加快技术研发和创新，完善内部治理，增强对并购产生的正向溢出效应的吸收能力，以更好地适应可能出现的产业发展新格局。

## 5.3 研究不足

本文从整体上探究了企业并购对目标方行业内未并购企业的影响，但研究不够精细化，对其影响机制、与溢出效应相关的其他方面未进行详细分析和检验，具体而言有以下不足：

（1）本文在样本数据的收集上尽量充分，但因为我国工业企业数据库只统计了所有国有制工业企业及规模以上的非国有制工业企业，因此对于那些未达到规模、但是被并购的非国有制造业企业，它们的并购时间被排除了。另外，我国工业企业数据库中存在部分年份指标缺失和异常的情况，可能会导致估计结果出现一定偏差。

（2）本文以城市-行业层面发生的首次并购作为并购时间节点来进行DID检验，忽略了目标方所在行业后续发生的其他并购可能对非并购企业产生的影响。

（3）本文仅使用主营业务收入、雇员人数、收入总额和资产总额作为企业发展水平的代理变量，来衡量并购对目标方行业内未并购企业发展水平的溢出效应，由于时间原因和相关数据的缺失，没有进一步使用与生产效率或创新相关的指标来衡量这些方面的溢出效应。

（4）另外，对于并购方所在行业的溢出效应，以及横向、纵向和混合并购这三种不同并购形式下溢出效应的不同，还有并购对消费者福利的影响等延伸性问题，也是本文没有进一步讨论的。

# 摘 要

企业并购的影响不只停留在并购参与方，还有可能延伸到行业内未并购企业，即溢出效应。并购发生后，一方面，并购企业的市场份额和竞争力可能不断扩大，从而挤压行业内其他未并购企业的发展空间，给它们带来消极影响，如果行业龙头企业通过并购，最终达到垄断地位，可能通过抬高价格、扭曲资源配置、设置进入壁垒等方式，加剧市场的不公平竞争；另一方面，行业内的企业并购可能带来市场资源整合和产业结构优化，提升整个行业的生产率、创新能力，同时促使其他未发生并购的企业产生危机意识，加快创新和增加资本投入最终提升企业业绩，产生激励作用。那么究竟是正向还是负向的溢出效应占据上风呢？

为检验企业并购对目标方所在行业的未并购企业的影响，本文基于我国1998-2012年上市公司发起的并购事件，运用堆叠型DID方法，研究发现：从整体上来看，企业并购对于目标方行业内未并购企业的发展水平具有显著的积极影响。分样本回归结果显示：（1）不同所有制形式下，在投入和收入方面，企业并购对于目标方所在行业未发生并购的非国有制企业都具有显著的正向溢出效应，而国有制企业虽然投入有所增长，但收入无明显增加，对竞争激励不敏感；（2）不同地区中，只有东部地区的企业并购能显著促进目标方所在行业未并购企业的投入和收入水平；中部地区、西部地区和东北地区的企业并购对于未并购企业投入和收入的溢出效应均不明显。

**关键词：**企业并购；溢出效应；竞争激励机制

# 1 绪论

## 1.1 选题背景和意义

### 1.1.1 选题背景

并购是企业快速扩张和增强竞争力的优先发展战略之一。自社会主义市场经济体制确立以来，我国经济增长速度不断加快，每年国内企业间的并购数量从2000年的303项，跃升到了2015年的2085项（陈爱贞，2020）。而随着我国经济结构转型升级，政府和学者对于企业并购的溢出效应越来越关注。所谓溢出效应是指，一家企业在进行并购活动后，产生的影响不仅局限于自身的发展上，还会作用于组织外的、未参与并购的第三方。在市场自发行为下，企业并购既有可能发挥协同效应来提高自身的生产率和产品质量，加快技术创新，激励竞争，甚至会通过资源整合和业务重组带来产业结构调整，对行业产生正向的溢出效应；也有可能是出于“借壳上市”、“政策套利”等并购动机，无利于自身的可持续性经营，抑或形成垄断，损害市场公平竞争和消费者的利益，导致负向的溢出效应，即市场失灵。

在企业并购的溢出效应中，对行业内竞争对手的影响一直是政府进行反垄断考察的重点。2020年12月14日，国家市场监管总局根据《反垄断法》规定，对阿里巴巴投资银泰商业、腾讯控股企业阅文收购新丽传媒、丰巢网络收购中邮智递等三起未依法申报违法实施经营者集中案作出行政处罚决定。在答记者问中，市场监管总局反垄断局主要负责人表示：“市场监管总局将依法审查，防止企业借助并购形成垄断，或通过收购中小企业等方式扼杀潜在竞争对手，阻碍创新，将加大执法力度，严格依法查处未依法申报、违法实施经营者集中的行为，维护良好市场竞争格局，持续激发企业创新动力。”[[5]](#footnote-1)

上市公司作为中国企业最具竞争力的群体，其在市场地位、内部控制水平和经营能力等方面均为行业内的佼佼者。因此，当上市公司发生并购时，其对行业内其他企业产生的影响可能超过一般企业发起的并购。为了探究上市公司并购是否会挤压行业内其他企业的生存空间，本文将先进行理论分析，随后会基于1998-2012年我国上市公司发起的并购事件，利用并购发生时间的差异性，采用堆叠型DID方法，实证检验企业并购对目标方所在行业未发生并购企业的溢出效应。

### 1.1.2 研究意义

本文的研究具有一定的现实意义和理论意义。

现实意义层面，针对我国并购市场活跃程度不断提高的现状，一方面，为解决市场失灵、引导企业并购向有利于经济社会发展的方向发展，政府采取了许多措施来规范企业并购行为，如颁布《中华人民共和国反垄断法》、《经营者反垄断合规指南》，这些法规对企业的垄断协议、滥用市场支配地位等做出了明确的禁止，同时对于达到一定标准的经营者集中有申报的要求；另一方面，政府对先进行业给予财税和行政管理上的政策支持，积极培育行业“领头羊”，这无疑鼓励着这些行业的并购，实现资源整合和产业重构。

那么，从整体上来看，企业并购的影响究竟是利大于弊，还是弊大于利？本文主要关注企业并购的溢出效应，具体为上市公司并购对目标方所在行业内未并购企业的影响。如果上市公司并购事件对未并购企业具有激励作用，政府可以在做好反垄断审查、促进市场公平竞争的情况下，避免过度干预，让企业充分发挥并购的能动性，同时引导企业并购向技术含量高、附加值大、能耗污染小的行业发展，这样不仅能带动整个行业生产率提高和产业结构升级，拉动经济增长，涵养税源，还有利于促使领头羊企业的出现，提升中国企业在国际市场的竞争力。

理论意义层面，本文使用实证方法系统地检验了上市公司并购对未并购企业的影响，并且在异质性分析部分探讨了分样本回归呈现出不同结果的原因，在一定程度上解释了上市公司并购对未并购企业溢出效应的影响机制，丰富了这一方面的研究内容。

## 1.2 文献综述

关于企业并购可能带来的影响，国内外学者的研究主要包括两类，一是其它因素（可分为微观因素和宏观因素）通过影响并购行为，进而影响企业绩效。

微观因素中，在并购形式上，有异地并购、跨行业和行业内并购等等（潘红波等，2011；万鹏，2021；张媛媛，2021；韩振国等，2022）。随着我国产业结构转型升级，越来越多的国内学者开始研究技术并购这一特定形式对企业创新的影响（肖阳等，2021；于赫等，2021；蒋志雄等，2022）。在并购动因上，中国学者着重分析国内政治和经济环境对企业并购的影响，进而影响到企业的长短期绩效。譬如，有学者发现，高管的政治关系对企业绩效有正向影响，但是，政治关系良好的高管会通过并购活动损害公司业绩（Shuangyan Li et al.，2021）。当国企高管的政治晋升机会较大、而企业内生成长速度较慢时，企业更倾向于选择并购这条能够帮助企业快速成长的道路。但并购之后，短期之内企业的并购绩效不仅没有明显提高，且长期来看企业绩效受到了明显的损害。（陈仕华等，2015）。还有部分企业出于“政策套利”的动机，会跨行业并购那些受到产业政策扶持行业的企业，并购后主并企业的主营收入占比总体下降（蔡庆丰等，2019）。此外，当企业的并购活动具有避亏或配股动机时，政府或控股股东会对企业进行大量利益输送，使企业的会计业绩能够在短期内显著提升，而当企业的并购活动没有以上动机时，并购则意味着掏空，公司价值会遭到损害，但是不会对公司的会计业绩有太大的影响（李增泉等，2005）。在并购企业双方关系上，杨继彬等（2021）研究了异地并购前，并购双方的信任程度对于并购绩效的影响，发现企业异地并购的长短期绩效好坏，是与目标方所在地对收购方所在地的信任程度成正比的。

宏观因素上，巫岑等（2021）发现财政分权能够促进并购绩效的提高，这表明地方政府的引导作用对企业并购产生了积极的影响；王建新等（2021）认为绿色信贷政策使重污染企业银行信贷受限、并购整合成本上升，导致重污染企业的并购绩效显著降低。

还有学者在文中将微观和宏观因素进行了综合考量，比如姚益龙等（2014）发现企业在进行异地并购时，其并购绩效会因自身产权性质和目标方要素市场成熟度而不同。赵晓阳等（2020）发现经济政策不确定性通过提高企业并购整合能力，促进了企业的并购规模与并购绩效，但是管理者过度自信这一微观因素会削弱这种促进作用。

二是研究并购本身对企业的影响，比如曹翠珍等（2017）发现企业并购的财务协同效应在短期比较明显，但是随着时间的增长，这种效应会逐渐减弱；卫婧婧（2017）以国有企业发起的并购事件为研究对象，发现国企并购总体上能够提高企业的全要素生产率，在主并企业都是国企的情况下，这种提升作用还是会因目标方的产权性质而有所不同：当目标方是民营企业和外资企业时，企业效率的提升程度比目标方为国企时更大，但长期绩效稳定性也较差；蒋冠宏（2021）通过倾向得分加权估计方法，得出中国的企业并购显著地提升了并购企业的市场势力和资源配置效率的结论。Olivier Bertrand等（2012）以俄罗斯600多家并购方企业为样本，研究发现，与未发起并购的企业相比，无论是国内并购还是国际收购，并购方企业的业绩都会降低。

但企业并购的影响不只停留在自身的绩效，还有可能延伸到到行业内其他未并购企业，甚至是其他行业，即溢出效应。目前，对于企业并购的溢出效应究竟是正向还是负向，学者们并未形成统一的结论。

比如在产业结构上，王清剑（2014）发现企业并购数量的增加和并购交易规模的扩大，都能够促进产业结构合理化与高级化；张博尧（2020）基于2010-2018年中国高新技术企业上市公司发起的并购事件样本，运用倾向得分匹配和多期DID两种方法，研究发现并购后我国企业的全要素生产率得到了显著提高，推动了产业结构的调整与升级。

在创新上，张晓婕（2019）采用空间计量经济学模型，对国有企业并购的创新溢出效应进行了研究，结果发现虽然国有企业并购在整体上具有显著的创新溢出效应，但分样本来看，仅有跨省并购的创新溢出效应是显著的，而省内并购和跨国并购未表现出明显的溢出效果；Bertrand 和Zuniga（2006）以14 个OECD 国家的企业并购数据为样本，研究发现，国内并购对技术密集程度较低行业的研发产生了正向的溢出效应，对本身技术密集程度较高行业的研发活动没有影响，但对技术密集程度处于中等位置的行业的研发活动产生了负面影响；而跨国并购对不同技术密集程度行业的研发活动都未产生影响。

在对行业内竞争对手的影响上，Jaideep Shenoy（2012）以1981-2004年间225项纵向收购事件（垂直关联度为5%以上）作为样本，研究发现，对于整体样本，无论是收购方的竞争对手，还是目标方的竞争对手，异常收益均不显著。但根据并购对合并公司产生的财富效应对样本进行细分后，他们发现，当财富效应为正时，收购方和目标方的竞争对手都经历了显著的、正的异常收益。背后的机制在于，当纵向收购为合并公司创造价值时，它们向收购方和目标方的竞争对手传递信息，即它们也可以通过参与垂直整合来获得这些收益。

而国内学者则比较关注跨国并购这一形式对行业内竞争对手的影响，如胡晓婷等（2020）基于 2009-2015 年中国上市制造企业完成的 325 起大型国际并购的数据，实证检验发现，行业层面的国际并购对收购方竞争对手的可持续绩效具有显着的负向影响。当国际并购为横向并购、竞争对手实施成本领先战略、以及并购发生在高科技行业时，负向影响将会加剧；王君慧（2017）基于2006-2013年中国上市公司发起的134个出境并购事件样本，研究发现，中国上市公司出境并购对行业内其他企业具有溢出效应，即生产率的提高。分样本来看，比起出境并购其他行业的企业，出境并购同行业企业的溢出效应更加明显；对于行业内非并购企业来说，自身吸收能力越强、地理位置与并购方企业越接近，则行业内发生的出境并购事件对其具有更大的溢出效应。蒋冠宏（2017）以我国2001-2012 年37 个行业数据为样本，研究发现，我国企业跨国并购整体上来说能够提高行业生产率。但是，根据目标国（地区）的收入、实际税率高低两种性质对样本进行分类后，发现目标国（地区）收入越高，对行业生产率的提高越显著；而当目标国（地区）具有避税地的特质时，比如中国香港地区、中国澳门地区和其他国家传统避税港，行业生产率的提高并不明显。

还有部分学者针对并购公告对于竞争对手的影响进行了研究。在横向并购上，部分学者发现并购公告给竞争对手带来了正的异常回报（Shahrur，2005；Clougherty，2009），有学者则证明了竞争对手对于并购公告的股市反应为负（Derrien et al.，2017），也有学者认为并购公告对于竞争对手没有影响（Stillman，1983）。而Ranju（2019）基于 2014 年4月至 2016 年 3 月期间的 97 份并购公告和 179 家收购方竞争对手的样本，研究发现，整体上来说并购方和并购方行业内的竞争对手对并购公告产生了积极的股市反应，而分样本来看，横向并购下，并购方的竞争对手并没有产生显著的积极股市反应。范黎波等（2017）以1998-2012年中国A股上市公司并购事件为样本进行了实证研究，结果表明，并购事件发生时，并购方及其竞争对手具有同方向的市场反应，即同为积极或同为消极，且行业内竞争对手的超额收益与并购方和目标方的行业集中度差距成反比；与国内跨地区并购事件更可能给行业内竞争对手带来消极的市场反应相比，跨国并购则恰恰相反，它们往往会给行业内竞争对手带来积极的市场反应。

通过梳理企业并购相关的文献，可以看出目前针对其他因素通过影响企业并购，进而影响企业绩效的研究比较多，同时结合国内经济发展新形势，许多学者将对企业并购影响的关注点从自身财务绩效，转移到了对于行业具有溢出效应的创新和产业结构升级上，并且随着“一带一路”的发展，开始深入研究出境并购的溢出效应。但是，关于企业并购在整体上对行业内其他未并购企业的溢出效应的研究仍然较少。本文则希望从这一角度出发，探究国内上市公司并购对目标方所在行业未并购企业的影响。

## 1.3 研究思路和方法

### 1.3.1 研究思路

本文主要从理论机制和实证检验两个方面，来研究企业并购对目标方所在行业内其他未发生并购企业的溢出效应，具体思路和内容安排如下：

第一部分是绪论，首先结合我国企业并购的历史情况和政府部门对于反垄断的规制，引出研究问题及研究意义。接着从企业并购对自身的影响和溢出效应两方面，对已有的国内外文献进行总结和评述，重点关注并购对于行业内竞争对手的影响。

第二部分是理论机制分析。本文从消极和积极影响两个方面，对企业并购如何影响目标方行业内的未并购企业进行了理论分析。

第三部分是实证数据与模型，介绍了样本数据和变量的基本情况和模型设置。

第四部分是回归结果分析。基于1998-2012年我国上市公司的并购数据和工业企业数据库中的财务数据，本文通过回归发现，从整体上来看，企业并购对目标方所在行业的未并购企业具有显著的正向溢出效应。分样本回归中，对于不同所有制形式和地区的未并购企业，只有非国有制企业和东部地区的企业呈现出正向的溢出效应。这在一定程度上反映了企业并购可能是通过竞争激励机制，来影响未并购企业的发展水平。

第五部分是结论、建议与不足，对本文研究结论进行总结，并从政府职能、竞争环境的构建和未并购企业的吸收能力三个方面，为如何将我国企业并购的效益发挥到最大提出具体建议，最后反思了本文的不足。

### 1.3.2 研究方法

本文主要运用的研究方法如下：

（1）文献分析法

以并购和影响作为关键词对国内外文献进行搜集，理清企业并购绩效的主要影响因素，以及并购对企业自身和其他组织产生影响的作用机制，并了解企业并购这一主题最近的研究方向、方法和成果，比较国内和国外学者研究的侧重点，最后尝试结合我国的实际情况来分析和探讨。

（2）实证研究法

本文运用了我国上市公司发起的并购活动数据和工业企业数据库的财务数据，利用并购发生时间的差异性，采用堆叠型DID方法，实证检验企业并购对行业内未并购企业的溢出效应。我们搜集了上市公司并购数据（包括名称、组织机构代码、年份、地区、标的物等信息），并将其与中国工业企业数据库进行合并，构造了一个从1998年到2012年的市级层面企业级面板数据，以主营业务收入和雇员人数作为企业发展水平的代理变量进行基准回归，并通过了平行趋势检验。随后，我们更换代理变量为收入总额和资产总额，去掉了五个少数民族省份及青海省来进行稳健性检验，并探讨了不同所有制和地区下企业并购对目标方行业内未并购企业溢出效应的不同。

# 2 理论分析

本文首先从理论上分别阐述横向并购、纵向并购和混合并购三种形式下，企业并购对目标方所在行业的影响，在第三部分和第四部分将从整体上对企业并购对于目标方行业内未并购企业的影响进行实证检验。

## 2.1 消极影响的理论机制

（1）横向并购

市场势力理论损害竞争的机制为：企业横向并购其竞争对手后，该竞争对手即被挤出市场，一方面，合并后的企业市场地位和控制能力得到了增强，使其能够更容易提高产品销售价格，从而获取更多的超额利润；另一方面，现有竞争对手的市场份额相应地减少了。具体而言，企业可以通过单边效应或协调效应来抬升价格。

单边效应，即并购后，一体化企业能够在其他竞争对手不提价的情况下，单方面提高产品价格，同时不会导致销量大幅减少。这需要兼并双方之间的产品需求交叉价格弹性较大、而兼并双方和其他竞争者的产品需求交叉价格弹性较小，才能够实现。而在并购前，若兼并双方产品替代性较强，如果一方提高市场价格，将使得销量流入另一方。

协调效应是指，并购后，由于竞争对手数量减少，市场集中度提高，部分企业之间更有可能通过协议等方式进行合谋，联合提价。这将会干扰市场竞争秩序，损害市场的有效竞争，短期内合谋企业的利润可能会增加，但从长远来看不利于激发自身创新动力，于企业自身和行业发展无益。

（2）纵向并购

市场封锁是指企业通过纵向并购增强了自身势力，对实际的竞争对手或潜在的新进入者在获取上游市场关键原材料或连接下游市场通路方面施加限制，从而削弱竞争对手或潜在的新进入者参与竞争的能力和动机，使得一体化企业能够利用自身低成本优势扩大市场份额，或者抬高价格获取垄断利润，从而严重损害竞争的情形。在现实经济生活中，市场封锁并不仅仅指限制竞争对手完全不能与其供应商或客户进行交易，更多的时候，它是通过设置各种壁垒来提高竞争对手的交易成本。市场封锁可分为投入品封锁和客户封锁。

1. 投入品封锁

投入品封锁是指，纵向合并后的一体化企业对下游市场竞争者获取生产要素进行限制的行为，比如提高生产要素成本、先占必要设施等等。

纵向并购后，一体化企业能够减少交易成本和消除双重加价，从而降低自身投入品成本，而在参与中间产品市场的情况下，一体化企业市场势力的提高会使它更有能力和动机利用合谋方式抬升投入品销售价格，甚至可能通过战略性采购，即有意在中间产品市场超额采购，推高投入品价格，以此增加下游市场竞争对手的生产要素成本。

先占必要设施体现在，若并购前上游企业本身具有关键投入品（包括原材料和资产），且该投入品缺乏供给弹性，那么纵向并购后一体化企业则可独占该项关键投入品，对下游竞争者进行限制，损害竞争秩序。

1. 客户封锁

客户封锁是指，纵向合并后的一体化企业对上游市场竞争者与客户接触的通道进行阻碍的行为，包括实行排他性交易和占据主要市场通道。

实行排他性交易是指，当具有一定支配地位的下游企业对上游企业进行纵向并购后，合并企业可能会滥用自己在下游市场的垄断地位，通过实施排他性协议等，对上游竞争对手附加不合理交易条件，提高上游竞争对手的产品在下游市场的价格，促使下游企业向合并企业自身及其关联公司购买大部分甚至全部的原材料，最终排挤上游竞争对手、削弱上游市场竞争水平。

占据主要市场通道是指，具有垄断地位的上游企业或者下游企业进行纵向并购后，一体化企业通过不再向上游竞争对手采购，以及占据主要的下游市场销售通道，使得上游竞争对手销量减少，利润下滑，竞争能力和意愿减弱。

（3）混合并购

混合并购是指并购涉及的企业之间既没有横向关系（如同一行业的竞争对手），也没有纵向关系（如供应商与零售商）。组合效应理论认为，混合并购使并购后的企业产品范围扩大，通过整合现有业务和资源，一体化企业可能实现规模经济和范围经济，并综合运用价格、促销等手段进行搭售或捆绑销售等，使得不同产品之间产生组合力量，最终建立或增强一体化企业的市场支配地位，损害竞争。

另一种则是潜在竞争理论，包括现存的潜在竞争理论和可察觉的潜在竞争理论两种形式。具体而言，现存的潜在竞争理论是指，当混合并购前，目标方是相关市场内有竞争力的企业时，那么该起并购不仅会消灭潜在竞争者，而且还会增强被并购企业的市场势力，对竞争产生双重不利影响；而被察觉的潜在竞争理论认为，当混合并购前的并购方被目标方所在行业的既存企业视为是一个极具威慑力的潜在竞争者时，那么并购方对于既存企业可以产生一种潜在的激励作用，因为一旦产品的价格和利润对并购方有足够的吸引力，它就可能随时进入该市场。但是当混合并购实际发生后，这种潜在的激励消失，同时一体化企业具有更强的市场势力，可能会限制目标方行业内的竞争。

## 2.2 积极影响的理论机制

（1）横向并购

在市场势力理论下，企业并购后市场势力提高，可以通过单边效应或协调效应提高价格，但行业内其他未并购企业也可以随之抬升价格，以获取更多的利润和市场份额。此外，在大规模的并购行为下，行业内可能会出现数个巨头，行业集中度提高，规模相对大的厂商成为低成本的生产者，虽然会带来一定的行业进入壁垒，但也可能消除过度竞争，提高行业内其他未并购企业的利润水平。但是市场价格的提高会损害消费者的利益。

效率理论认为，公司并购不仅能够提高并购相关方的效率，而且对整个行业的生产率具有潜在的提升作用。这是因为并购的一个动因即是企业间效率的差异，而在并购后，合并企业可以通过发挥协同效应，包括经营协同效应、财务协同效应和管理协同效应，带来自身效率的提高，在这个过程中，由于整合了部分市场资源和业务，可能促进整个行业生产效率的提升。

（2）纵向并购

企业通过纵向并购能获得产业链中处于其他生产环节的企业的生产资料，并整合产业链中的价值贡献较低的资源。在主导企业对分工协作进行的优化下，交易成本减少，而上中下游企业通过优势互补，能够提高生产的专业化水平，在实现自身规模报酬递减的同时，也能促进产业结构的合理化。

（3）混合并购

企业进行混合并购的动因之一是现有行业处于不可逆转的发展受阻或衰退的阶段，所以要寻求新的出路，选择用成本相对较低的并购活动而非新建企业，来消除新行业的进入壁垒，并将资源转移到更具发展前景的行业，以此解决产能过剩或者过度竞争的行业问题，保证企业自身的可持续发展。在混合并购的过程中，当大量资源投入到了朝阳产业，将促使这一行业迅速发展、竞争加剧，企业创新加快，可能实现产业结构的优化。

（4）无论是横向、纵向还是混合并购，它们都可能带来企业自身市场势力提升和生产成本下降，这将引导其同行业、上下游行业、乃至其他行业也纷纷通过并购等手段扩大市场势力。即企业并购不仅能带来资源重组、产业重构和升级，而且随着产业之间的技术关联、生产互动等,也会逐渐带动其他行业跟随进行并购。Ahern与Harford(2014)研究表明, 经济范围内的合并浪潮通常是由位于产品市场网络中心的行业合并活动推动，并根据客户—供货商关系紧密性而在网络内进一步扩散。同时由于行业内的并购活动增加，市场资源进一步进行了整合，生产成本下降，而剩余竞争者的利润水平也会增加。

（5）根据信号传递理论，我们可以将并购公告看作目标公司未来增长潜力的信号。在信息不对称的情况下，这种信号传递给行业内未发生并购的企业，可能促使它们产生危机意识，即担心未来市场份额被侵占，因此可能加大劳动力和资本的投入，加快研发创新，以适应未来新的市场发展格局。

综上，并购发生后，一方面，并购企业的市场份额和竞争力可能不断扩大，从而挤压行业内其他非并购企业的发展空间，给它们带来消极影响，即挤出效应。这是不完全竞争形势下的市场失灵。如果行业龙头企业通过并购，最终达到垄断地位，可能通过设置进入壁垒、抬高价格、扭曲资源配置等方式，加剧市场的不公平竞争。另一方面，行业内的企业并购可能带来市场资源整合和产业结构优化，提升整个行业的生产率、创新能力，同时促使其他未发生并购的企业产生危机意识，加快创新和增加资本投入最终提升企业业绩，产生激励作用，即溢出效应。

图2-1 理论分析框架

# 3 实证数据与模型

## 3.1 数据

本文使用的数据是将CSMAR上市公司并购数据和中国工业企业数据库进行合并得到的。CSMAR并购重组数据库提供了自1995年以来上市公司发生的兼并收购事件，包含并购行为的年份、地区、参与方和标的信息、交易方式及行为特征等数据。中国工业企业数据库的公开数据涵盖了1998—2013年、全部国有工业企业以及规模以上非国有工业企业的基本情况和财务信息，为我们观察这段时期行业内并购事件发生前后，未并购企业的投入和收入产出水平的变化提供了数据支撑。

合并完成后，本文采取如下标准对数据样本进行了选择和整理：①选择在1998—2012 年间发生的并购事件。由于2013年采用了新的国民经济行业分类，因此删除2013 年的样本数据。②将行业内发生的首起并购事件的年份，作为行业内发生并购的年份。并购月份在1-6月的，将当年作为并购年份；并购月份为7-12月的，则将第二年作为并购年份。③仅保留制造业样本，删除采矿业、城市供水供电业和服务行业。④当并购标的物为股权时，删除标的物为深市和沪市B股的样本。

我们可以从企业的收入产出和投入两个角度来度量企业发展水平。对于收入产出指标，本文选择的是企业主营业务收入（mainsalerevenue）；对于投入指标，选择的则是企业年均雇佣人数（employees）。这两个变量在工业企业数据库中有1998-2012年的详细数据。

## 3.2 实证模型

与传统DID方法中均一的政策实施时点不同的是，企业并购事件的发生具有多个时点。以往大部分学者认为，较之于传统DID，多时点DID更能够规避潜在的混淆处理效应的同期趋势，是更稳健的研究方法。然而近两年来，大量计量经济学者指出，多时点DID极易产生无效的估计，其核心原因在于，多时点DID的估计本质是不同处理效应的加权平均，包含四对处理组和控制组，其中一对即是将早处理个体作为晚处理个体的控制组，但该控制组的趋势掺杂了处理效应，可能会产生与其他组不同甚至相反的结果，在加权平均后将显著改变DID估计（Callaway and Sant’Anna，2021；Goodman-Bacon，2021）。

为对真实处理效应进行更稳健的估计，本文使用堆叠型DID（Stacked DID）方法。这是一种实践先于理论的方法，经典文献如Cengiz et al.（2019）、Deshpande and Li（2019）等，其核心思想在于：根据处理时点分组回归，以排除坏的控制组，并对分组回归所得的估计系数进行加权求和。具体而言，本文的思路为：根据并购年份，将某城市某行业内发生的并购事件（取首次并购）划分为一个个“子数据集”（共948个）；在每份“子数据集”内，将t年接受处理的个体（也就是并购发生行业内的未并购企业）视为处理组，将从未被处理以及t+4年以后被处理的个体（即其他未发生并购行业的所有企业）视为控制组，时间为相对于处理时点的相对时间窗口；排除样本量不足（观测值小于200）或者treat比例过高/过低的“子数据集”（以高于95%或低于5%来衡量）；最后，再将这些“子数据集”合并为一个数据集，最终得到的数据集包括219个事件，时间窗口为-4到4，所有处理组和控制组的样本量共有482498个（删除重复值后，实际共有62299家企业）。

本文运用1998—2012 年期间，我国31个省份（包括自治区、直辖市）地级城市的企业级面板数据，来研究企业并购对目标方行业内未并购企业的影响，具体的模型和定义如下：

（3-1）

其中：表示企业，表示行业，表示城市，表示年份，面板模型为年份—城市—行业—企业层面。代表城市行业的企业在年的主营业务收入或雇员人数的对数；代表城市的企业发生了企业并购，即对于行业*j*来说，在行业发生并购前的年份=0，从行业内发生并购的当年以及以后的年份起，=1；其实是和的交乘项：是处理组虚拟变量，即对于发生并购的行业*j*，在并购发生时间的前后四年里，该行业的所有企业都为处理组，1，未发生并购行业中的所有企业0；为相对时间窗口虚拟变量，用来识别城市的企业所在的行业在年份处于并购前还是并购后，如果年份大于或等于行业发生并购的年份，则=1，反之，=0；为企业所在城市层面的控制变量，包括人口总数、人均GDP和产业结构；表示城市—年份交互固定效应；和分别代表年份固定效应和企业固定效应，用以控制不同年份可能的冲击以及不同公司在主营业务收入和雇员人数上的个体异质性；为随机扰动项。所有回归的标准差都聚类在并购事件层面。

是本文关注的重点。根据前面的理论分析，若存在积极影响，那么并购发生后，未并购企业的主营业务收入和雇员人数都会有明显的上升，所得到的；若存在消极影响，则得到。

## 3.3 变量定义与描述性统计

本文回归中使用的主要因变量定义如下，均进行了对数化处理，其他关键变量的描述性统计分析见表3-1。

主营业务收入（lnMainsalerevenue）：在基准回归中，本文选用工业企业数据库中已有的主营业务收入作为企业收入产出的代理变量，有1998-2012年的连续样本。

雇员人数（lnEmploy）：在基准回归中，本文选用数据库中已有的年均雇员人数作为企业投入的代理变量, 有1998-2012年的连续样本。需要指出的是，工业企业数据库中，年均雇员人数在部分年份存在缺失，但是年末职工数量这一变量在这些年份中有详细的数据，经过比对，发现两者无较大差异，所以该部分年限使用年末公司职工数量进行替代。

收入总额（lnTotalrevenue）：在稳健性检验中，本文将企业收入产出的代理变量由主营业务收入替换为收入总额。需要指出的是，收入总额数据缺失情况较严重，只有2004-2007年，以及2010-2012年的样本。

资产总额（lnTotalasset）：在稳健性检验中，本文将企业投入的代理变量由年均雇佣职工数量替换为资产总额，有1998-2012年的连续样本，并删去了数据中的负值。

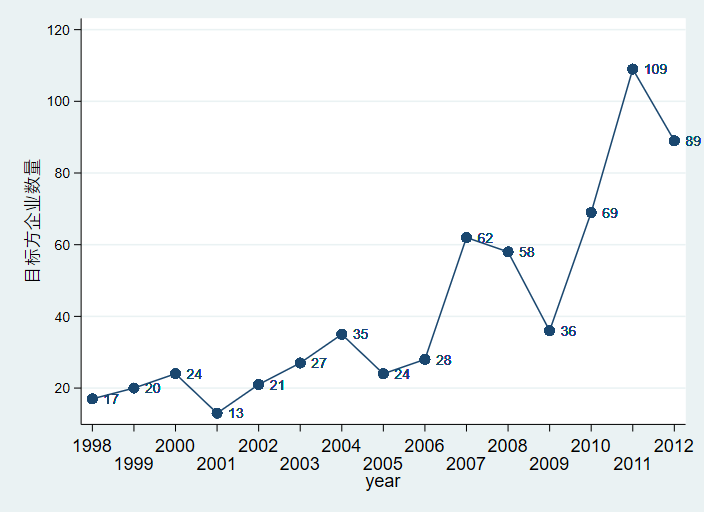
对于以上四个关键因变量，本文都进行了截尾处理，删除小于1%或大于99%分位数的观测值。

城市控制变量方面，本文从《中国城市统计年鉴》中获取了企业所在城市的总人口（lnPopulation）、GDP（lnGDP）、第二产业占GDP比重（Industry2）和第三产业占GDP比重（Industry3），并利用城市总人口和GDP生成了人均GDP（lnPergdp）。除了第二产业占GDP比重和第三产业占GDP比重外，其他的控制变量都取的是对数值。以使用主营业务收入进行基准回归前的样本数据为例，表3-1呈现了在该样本数据中城市控制变量的描述性统计。

表3-1 主要变量的描述性统计

|  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | 观测值 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 | 分位数 | |
| 25% | 75% |
| 因变量： |  |  |  |  |  |  |  |
| lnMainsalerevenue | 494506 | 10.079 | 1.219 | 5.762 | 14.062 | 9.200 | 10.823 |
| lnEmployees | 493564 | 4.653 | 1.063 | 2.079 | 7.779 | 3.912 | 5.328 |
| lnTotalrevenue | 292411 | 10.211 | 1.200 | 6.428 | 14.297 | 9.306 | 10.946 |
| lnTotalasset | 495057 | 9.777 | 1.307 | 6.596 | 14.070 | 8.857 | 10.582 |
| 控制变量： |  |  |  |  |  |  |  |
| industry2 | 493479 | 50.312 | 7.965 | 22.7 | 82.28 | 46.59 | 55.59 |
| industry3 | 493479 | 45.295 | 8.889 | 13.59 | 76.46 | 38.8 | 50.59 |
| lnPergdp | 493963 | 10.917 | 0.805 | 7.721 | 13.018 | 10.447 | 11.422 |
| lnPopulation | 493963 | 6.556 | 0.676 | 4.241 | 8.115 | 6.289 | 7.187 |

图3-2和表3-2展示了将两个数据库进行初步合并后的样本数据中，1998-2012年期间目标方企业的数量，以及在各省、自治区、直辖市的分布情况。可以看到，总体上来说目标方企业的数量随着年份呈现出波动上升的趋势；地理位置分布上，大部分目标方企业主要分布在东部沿海地区，单是江苏、上海、广东、浙江、山东、四川六个省（或直辖市）的目标方企业数量占比已接近50%，在一定程度上表现出我国区域经济发展的不平衡性。



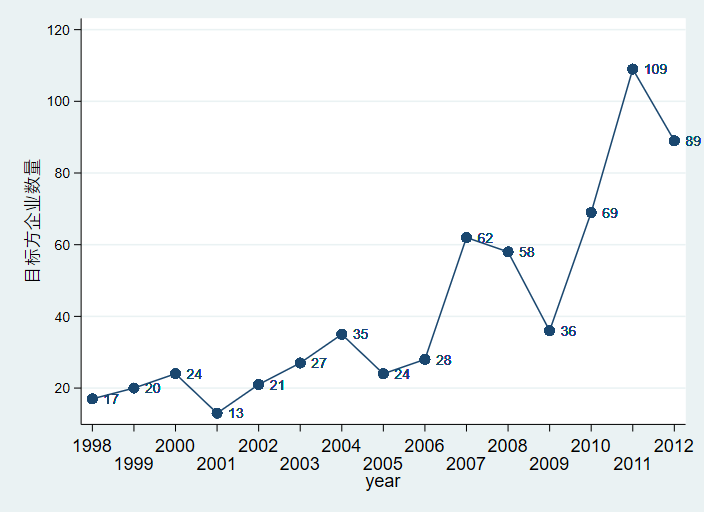


图3-2 1998-2012年样本数据中目标方企业的数量

表3-2 1998-2012年样本数据中目标方企业的地域分布情况（从高到低）

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| 省、自治区、直辖市 | 频数 | 占比 | 累积百分比 |
| 江苏省 | 77 | 12.18 | 12.18 |
| 上海市 | 60 | 9.49 | 21.68 |
| 广东省 | 54 | 8.54 | 30.22 |
| 浙江省 | 49 | 7.75 | 37.97 |
| 山东省 | 38 | 6.01 | 43.99 |
| 四川省 | 29 | 4.59 | 48.58 |
| 北京市 | 23 | 3.64 | 52.22 |
| 安徽省 | 22 | 3.48 | 55.70 |
| 湖北省 | 22 | 3.48 | 59.18 |
| 辽宁省 | 20 | 3.16 | 62.34 |
| 河北省 | 19 | 3.01 | 65.35 |
| 福建省 | 18 | 2.85 | 68.20 |
| 内蒙古自治区 | 17 | 2.69 | 70.89 |
| 新疆维吾尔自治区 | 17 | 2.69 | 73.58 |
| 天津市 | 16 | 2.53 | 76.11 |
| 江西省 | 16 | 2.53 | 78.64 |
| 河南省 | 16 | 2.53 | 81.17 |
| 湖南省 | 16 | 2.53 | 83.70 |
| 甘肃省 | 16 | 2.53 | 86.23 |
| 吉林省 | 15 | 2.37 | 88.61 |
| 云南省 | 13 | 2.06 | 90.66 |
| 陕西省 | 12 | 1.90 | 92.56 |
| 续表3-2 |  |  |  |
| 省、自治区、直辖市 | 频数 | 占比 | 累积百分比 |
| 广西壮族自治区 | 10 | 1.58 | 94.15 |
| 贵州省 | 8 | 1.27 | 95.41 |
| 重庆市 | 8 | 1.27 | 96.68 |
| 黑龙江省 | 6 | 0.95 | 97.63 |
| 青海省 | 5 | 0.79 | 98.42 |
| 海南省 | 4 | 0.63 | 99.05 |
| 宁夏回族自治区 | 3 | 0.47 | 99.53 |
| 山西省 | 2 | 0.32 | 99.84 |
| 西藏自治区 | 1 | 0.16 | 100.00 |
| 总计 | 632 | 100.00 |  |

# 4 回归结果

## 4.1 基准回归结果

模型（3-1）基准回归的结果呈现在了表4-1和表4-2，其中因变量分别为主营业务收入和雇员人数的对数，本文重点关注，即表格中的。

表4-1使用主营业务收入的对数作为因变量。本文在每一列都控制了年份固定效应和企业固定效应。除上述两种固定效应之外，第（1）列未控制其他变量，回归结果显示，变量的系数显著为正，表明企业并购显著提升了目标方行业内未并购企业的主营业务收入。该系数的经济意义为：并购发生后，目标方所在行业未并购企业的主营业务收入平均上升了10 %。第（2）列在第(1)列的基础上，加入企业所在城市层面的控制变量，包括人口总数、人均GDP、第二产业和第三产业占城市GDP的比重，回归结果仍然显著为正。第（3）列在第（1）列的基础上允许城市趋势随年份任意变动，即控制城市—年份交互固定效应，所得到的系数同样为正，但正向影响有所减弱，表明企业并购导致行业内其他未发生并购的企业的主营业务收入平均上升6.6%。最后，第（4）列在第(3)列的基础上加入城市层面的控制变量，回归结果同样显著为正。这一列控制变量最多，比较具有代表性，其结果表明，企业并购导致行业内未发生并购企业的主营业务收入平均提高了6.7%。对于主营业务收入来说，企业并购会对目标方行业内其他未发生并购企业产生激励作用。

表4-2中的因变量为企业雇员人数的对数，本文依旧在每一列都控制了年份固定效应和企业固定效应。第（1）列未加入其他控制变量，第（2）和（3）列在第（1）列的基础上分别加入城市控制变量，或允许城市趋势随年份任意变动。第（4）列在第（3）列的基础上加入城市控制变量。回归结果显示，所有估计系数都在1%的显著性水平上显著为正。以第（4）列为代表，企业并购会导致行业内其他未发生并购企业的雇员人数平均上升6个百分点。因此，在雇员人数的层面上，企业并购对目标方行业内其他未发生并购的企业同样会产生激励作用。

表4-1 基准回归结果-主营业务收入

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | | (2) | | (3) | | (4) | |
|  | ln\_mainsalerevenue | | ln\_mainsalerevenue | | ln\_mainsalerevenue | | ln\_mainsalerevenue | |
|  | 0.100\*\*\* | | 0.073\*\*\* | | 0.066\*\*\* | | 0.067\*\*\* | |
|  | (0.023) | | (0.019) | | (0.017) | | (0.016) | |
| 年份固定效应 | | Yes | | Yes | | Yes | | Yes | |
| 企业固定效应 | | Yes | | Yes | | Yes | | Yes | |
| 城市控制变量 | | No | | Yes | | No | | Yes | |
| 城市-年份交互固定效应 | | No | | No | | Yes | | Yes | |
| r2\_a | 0.865 | | 0.868 | | 0.874 | | 0.874 | |
| F | 8.689 | | 25.218 | | 6.872 | | 7.048 | |
| N | 481569 | | 480567 | | 481569 | | 480567 | |

Standard errors in parentheses

\* *p* < 0.10, \*\* *p* < 0.05, \*\*\* *p* < 0.01

表4-2 基准回归结果-雇员人数

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | | (2) | | (3) | (4) |
|  | ln\_employees | | ln\_employees | | ln\_employees | ln\_employees |
|  | 0.046\*\*\* | | 0.044\*\*\* | | 0.060\*\*\* | 0.060\*\*\* |
|  | (0.015) | | (0.014) | | (0.013) | (0.013) |
| 年份固定效应 | | Yes | | Yes | Yes | Yes |
| 企业固定效应 | | Yes | | Yes | Yes | Yes |
| 城市控制变量 | | No | | Yes | No | Yes |
| 城市-年份交互固定效应 | | No | | No | Yes | Yes |
| r2\_a | 0.866 | | 0.866 | | 0.869 | 0.869 |
| F | 3.994 | | 3.033 | | 7.478 | 7.619 |
| N | 480644 | | 479630 | | 480644 | 479630 |

Standard errors in parentheses

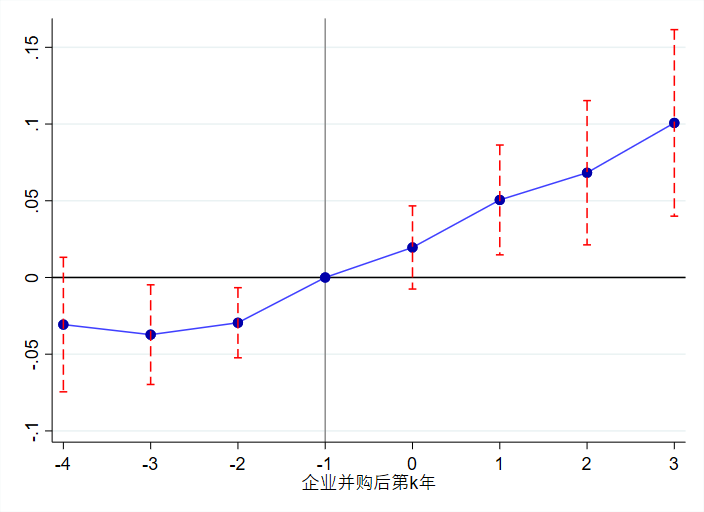
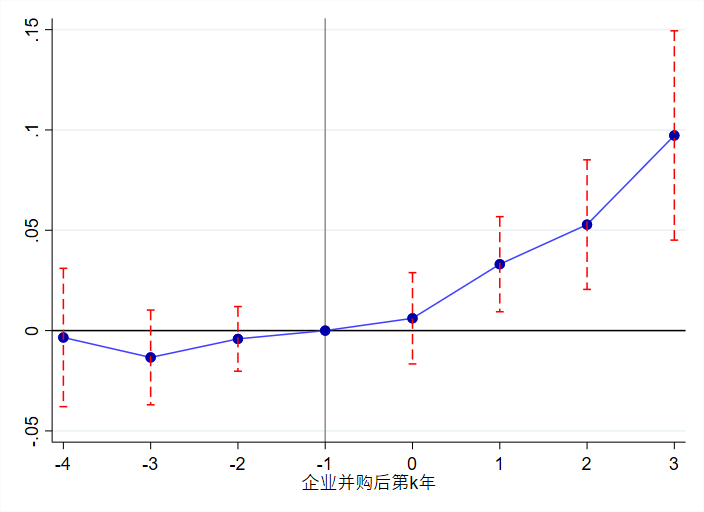
\* *p* < 0.10, \*\* *p* < 0.05, \*\*\* *p* < 0.01

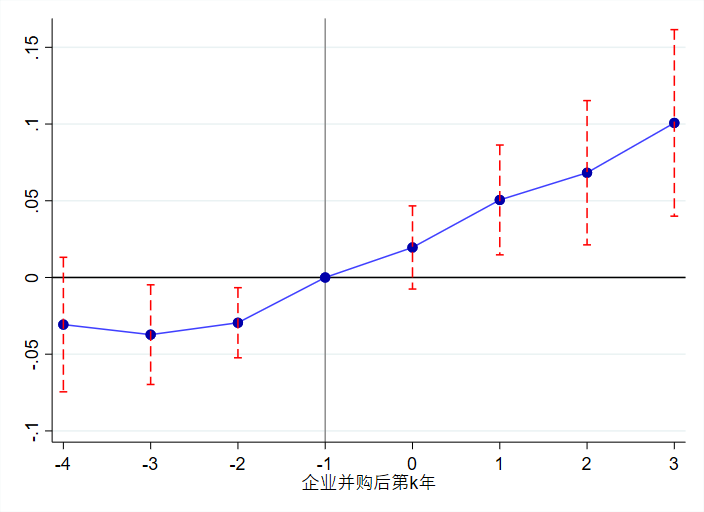
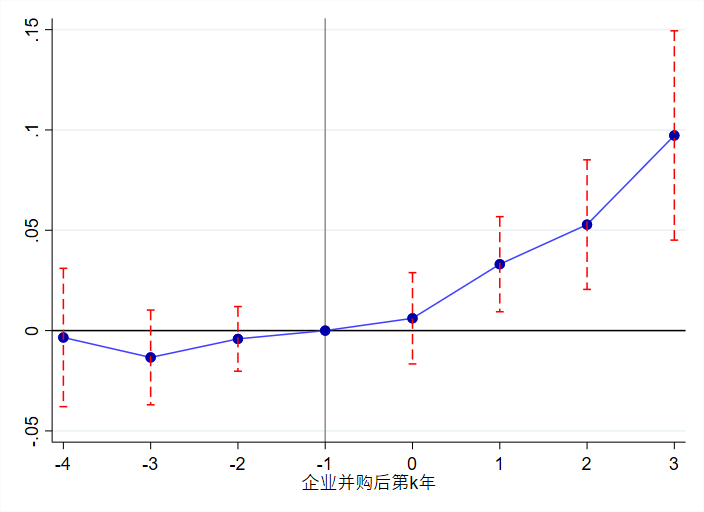
综合表4-1和表4-2，可以发现，不管对于企业的投入还是收入产出水平，企业并购并不会给目标方行业内其他未发生并购的企业带来消极影响。相反，企业并购对目标方行业内未并购企业具有激励作用，具体表现为，并购后，主营业务收入平均上升了6.7个百分点，雇员人数平均上升了6个百分点。

## 4.2 平行趋势检验

双重差分法（DID）要求在没有干预或处理的情况下，处理组和控制组的平均结果随时间变化的趋势相同，通常是检验处理组和控制组的事前平行趋势。若两组数据的事前变化趋势有显著的差异，则意味着估计结果不准确。为了对平行趋势假设进行检验，本文使用eventstudy方法，除未控制城市—年份交互固定效应外，其他变量与模型（3-1）相同，并将原变量替换为一组时间虚拟变量，它们代表企业位于行业内发生并购的前后第几年。图4-1展示了分别用主营业务收入和雇员人数的对数作为因变量进行回归，所得到的估计系数及其95%置信区间。从图3中呈现的趋势图可以看出，在行业内发生并购之前，处理组和控制组企业的主营业务收入和雇员人数并没有特别显著的事前趋势，雇员人数估计系数不显著，但主营业务收入的估计系数为负，而并购发生之后，系数显著为正，这表明受行业内并购的影响，企业的主营业务收入和雇员人数开始上升。因此本文的估计模型满足平行趋势假设，所估计的结果并无大的偏差。

图4-1 平行趋势检验





主营业务收入趋势 雇员人数趋势

## 4.3 稳健性检验

为了进一步检验基准回归结果，本文采取替换代理变量和去掉五个少数民族省份及青海省两种方法来进行稳健性检验。

首先，我们替换了企业发展水平的两个代理变量。在基准回归中，我们将主营业务收入和雇员人数的对数作为y变量，现在我们使用收入总额和资产总额的对数来代替企业发展水平，同样采用模型（3-1）的方法，分别对两个因变量进行回归分析。需要指出的是，工业企业数据库中，收入总额数据缺失情况比较严重，只有2004-2007年和2010-2012年的样本，因此样本数量有所减少。

从表4-3和表4-4中，我们可以看到收入总额和资产总额的回归结果仍然显著为正，这表明企业发展水平的代理变量选择并未对本文的估计造成影响，结果具有稳健性。

表4-3 稳健性检验-收入总额

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) |
|  | ln\_totalrevenue | ln\_totalrevenue | ln\_totalrevenue | ln\_totalrevenue |
|  | 0.104\*\*\* | 0.076\*\*\* | 0.075\*\*\* | 0.076\*\*\* |
|  | (0.032) | (0.025) | (0.020) | (0.020) |
| 年份固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 企业固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 城市控制变量 | No | Yes | No | Yes |
| 城市-年份交互固定效应 | No | No | Yes | Yes |
| r2\_a | 0.891 | 0.894 | 0.900 | 0.900 |
| F | 4.968 | 20.986 | 5.707 | 5.887 |
| N | 281562 | 281093 | 281562 | 281093 |

Standard errors in parentheses

\* *p* < 0.10, \*\* *p* < 0.05, \*\*\* *p* < 0.01

表4-4 稳健性检验-资产总额

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | | (2) | | (3) | (4) |
|  | ln\_totalasset | | ln\_totalasset | | ln\_totalasset | ln\_totalasset |
|  | 0.070\*\*\* | | 0.060\*\*\* | | 0.061\*\*\* | 0.062\*\*\* |
|  | (0.018) | | (0.017) | | (0.014) | (0.014) |
| 年份固定效应 | | Yes | | Yes | Yes | Yes |
| 企业固定效应 | | Yes | | Yes | Yes | Yes |
| 城市控制变量 | | No | | Yes | No | Yes |
| 城市-年份交互固定效应 | | No | | No | Yes | Yes |
| r2\_a | 0.918 | | 0.919 | | 0.921 | 0.921 |
| F | 5.390 | | 8.988 | | 6.414 | 6.636 |
| N | 482210 | | 481197 | | 482210 | 481197 |

Standard errors in parentheses

\* *p* < 0.10, \*\* *p* < 0.05, \*\*\* *p* < 0.01

接着，考虑到少数民族自治区经济基础相对薄弱、市场化程度较低等，企业对并购溢出效应的吸收能力偏弱，因此本文去除了来自五个自治区和青海省的样本企业，回归结果呈现在了表4-5，可以看到，回归结果仍然显著为正，系数大小与基准回归结果十分接近。

表4-5 稳健性检验-去掉自治区以及青海

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
|  | ln\_mainsalerevenue | | | | ln\_employees | | | | |
|  | 0.094\*\*\* | 0.072\*\*\* | 0.067\*\*\* | 0.067\*\*\* | 0.042\*\*\* | 0.042\*\*\* | 0.059\*\*\* | 0.060\*\*\* |
|  | (0.022) | (0.019) | (0.017) | (0.017) | (0.014) | (0.014) | (0.013) | (0.013) |
| 年份固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 企业固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 城市控制变量 | No | Yes | No | Yes | No | Yes | No | Yes |
| 城市-年份交互固定效应 | No | No | Yes | Yes | No | No | Yes | Yes |
| r2\_a | 0.865 | 0.868 | 0.874 | 0.875 | 0.866 | 0.867 | 0.869 | 0.870 |
| F | 8.431 | 24.010 | 6.890 | 7.067 | 3.809 | 2.998 | 7.369 | 7.511 |
| N | 477262 | 476260 | 477262 | 476260 | 476276 | 475262 | 476276 | 475262 |

Standard errors in parentheses

\* *p* < 0.10, \*\* *p* < 0.05, \*\*\* *p* < 0.01

结合表4-1到表4-5，我们可以得出结论：企业并购存在正向的溢出效应，能够显著提高目标方所在行业其他未发生并购企业的发展水平。

## 4.4 异质性分析

企业并购溢出效应的大小可能会因目标方所在行业未并购企业的所有制形式和所在地区的差异而有所不同。

首先是对于国有制企业和非国有制企业两种不同的所有制形式[[6]](#footnote-2)，本文进行了分样本回归。从表4-6中可以看出，以第（4）列和第（8）列为代表，无论是主营业务收入和雇员人数，非国有制企业的估计系数都在5%显著性水平上显著为正；但国有制企业只有雇员人数的估计系数在1%显著性水平上显著为正，即国有制企业在行业内发生并购后，虽然投入有所增长，但收入无明显增加，对竞争激励不敏感。

表4-6 异质性分析-分所有制

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
|  | Panel A. ln\_mainsalerevenue | | | | | | | |
|  | 国有制企业 | | | | 非国有制企业 | | | |
|  | 0.060\* | 0.032 | 0.015 | 0.016 | 0.071\*\*\* | 0.054\*\* | 0.046\* | 0.047\*\* |
|  | (0.034) | (0.027) | (0.024) | (0.024) | (0.027) | (0.027) | (0.024) | (0.024) |
| N | 168739 | 168428 | 168671 | 168362 | 305880 | 305196 | 305869 | 305183 |
|  | Panel B. ln\_employees | | | | | | | |
|  | 国有制企业 | | | | 非国有制企业 | | | |
|  | 0.053\*\* | 0.053\*\* | 0.044\*\*\* | 0.045\*\*\* | 0.043 | 0.048\* | 0.060\*\* | 0.061\*\* |
|  | (0.024) | (0.024) | (0.016) | (0.016) | (0.027) | (0.026) | (0.027) | (0.027) |
| N | 169792 | 169476 | 169730 | 169418 | 304017 | 303327 | 304000 | 303311 |
| 年份固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 企业固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 城市控制变量 | No | Yes | No | Yes | No | Yes | No | Yes |
| 城市-年份交互固定效应 | No | No | Yes | Yes | No | No | Yes | Yes |

Standard errors in parentheses

\* *p* < 0.10, \*\* *p* < 0.05, \*\*\* *p* < 0.01

由于我国区域经济发展不平衡，企业并购的活跃程度也有所不同，因此考察地区因素对企业并购溢出效应的影响具有必要性。根据国家统计局分类标准[[7]](#footnote-3)，我们将分别对东部地区、中部地区、西部地区和东北地区的溢出效应进行检验。

从表4-7和表4-8所显示的结果来看，只有东部地区的企业并购能显著提高目标方所在行业其他未并购企业的主营业务收入和雇员人数；中部地区、西部地区和东北地区的企业并购对于未并购企业的溢出效应均不明显。这可能是由于东部地区的市场机制总体上来说更加有效率，使得该地区企业对竞争激励较为敏感，更善于利用并购带来的资源整合、效率提高、生产技术进步等来促进自身的发展，而中部、西部和东北地区上市公司并购后的辐射和带动作用较为有限，或者是未并购企业对竞争激励不敏感，且对溢出效应的吸收能力不强，可以考虑对这些地区的并购事件和效果多加考察。

表4-7 异质性分析-分地区-主营业务收入

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) |
|  | ln\_mainsalerevenue | | | |
|  | Panel A. 东部地区 | | | |
|  | 0.107\*\*\* | 0.094\*\*\* | 0.080\*\*\* | 0.081\*\*\* |
| (0.023) | (0.021) | (0.018) | (0.018) |
| N | 411578 | 411094 | 411578 | 411094 |
|  | Panel B. 中部地区 | | | |
|  | -0.007 | -0.017 | -0.021 | -0.021 |
| (0.073) | (0.074) | (0.065) | (0.065) |
| N | 22680 | 22680 | 22680 | 22680 |
|  | Panel C. 西部地区 | | | |
|  | 0.005 | -0.011 | 0.002 | 0.006 |
| (0.064) | (0.047) | (0.058) | (0.059) |
| N | 24312 | 24033 | 24312 | 24033 |
|  | Panel D. 东北地区 | | | |
|  | -0.051 | 0.021 | 0.035 | 0.023 |
| (0.152) | (0.100) | (0.092) | (0.095) |
| N | 12898 | 12659 | 12898 | 12659 |
| 年份固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 企业固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 城市控制变量 | No | Yes | No | Yes |
| 城市-年份交互固定效应 | No | No | Yes | Yes |

Standard errors in parentheses

\* p < 0.10, \*\* p < 0.05, \*\*\* p < 0.01

表4-8 异质性分析-分地区-雇员人数

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) |
|  | ln\_employees | | | |
|  | Panel A. 东部地区 | | | |
|  | 0.051\*\*\* | 0.052\*\*\* | 0.061\*\*\* | 0.061\*\*\* |
| (0.016) | (0.016) | (0.015) | (0.014) |
| N | 410970 | 410472 | 410970 | 410472 |
|  | Panel B. 中部地区 | | | |
|  | 0.070\* | 0.068\* | 0.069\* | 0.069\* |
| (0.036) | (0.036) | (0.036) | (0.036) |
| N | 22378 | 22378 | 22378 | 22378 |
|  | Panel C. 西部地区 | | | |
|  | 0.072 | 0.075 | 0.056 | 0.063 |
| (0.057) | (0.048) | (0.041) | (0.040) |
| N | 24238 | 23963 | 24238 | 23963 |
|  | Panel D. 东北地区 | | | |
|  | 0.010 | 0.025 | 0.050 | 0.041 |
| (0.051) | (0.042) | (0.038) | (0.039) |
| N | 12998 | 12757 | 12998 | 12757 |
| 年份固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 企业固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 城市控制变量 | No | Yes | No | Yes |
| 城市-年份交互固定效应 | No | No | Yes | Yes |

Standard errors in parentheses

\* p < 0.10, \*\* p < 0.05, \*\*\* p < 0.01

表4-6到4-8在一定程度上反映出，未并购企业主体市场参与的充分程度和不同地区的市场机制效率会影响到企业对竞争激励的敏感程度，进而影响到溢出效应的大小。即未并购企业市场参与越充分，所处地区市场机制效率越高，则未并购企业对竞争激励越敏感，越善于利用行业内企业并购带来的正向溢出效应，投入和收入产出水平都会显著提高。

# 5 结论、建议与不足

## 5.1 研究结论

企业并购作为资源配置的一种重要手段，在经济结构转型和深化供给侧改革的环境下，其对产业结构的调整、行业内创新、竞争环境的影响等溢出效应受到了越来越多的关注。从理论上来说，企业并购的溢出效应既有可能是正向，也可能是负向。为探究在实践中究竟是正向还是负向溢出效应占主导，本文基于1998-2012年间我国上市公司发起的并购事件数据，运用堆叠型DID方法，实证检验了企业并购对于目标方所在行业未并购企业的影响，主要结论有以下三点：

（1）从整体上来看，企业并购对于目标方所在行业未并购企业具有显著的正向溢出效应。即并购发生后，目标方行业内未并购企业在投入和收入产出水平上都有显著的提高。

（2）不同所有制中，当目标方行业内未并购企业是非国有制时，企业并购对于其投入和收入产出水平都具有显著的正向溢出效应；而国有制未并购企业虽然投入有所增长，但收入无明显增加，对竞争激励不敏感。

一方面，由于国有经济是国民经济的支柱，在国民经济发展中起主导作用，在稳定物价、保证供给等方面承担了更多的社会责任，因此产量、商品价格和销量可能不会发生太大变化，收入增加不明显。另一方面，尽管我国国有企业总体上已经同市场经济相融合[[8]](#footnote-4)，但相比起非国有制企业来说，它们与政府关系更为紧密，在原材料获取、销售市场等方面有更多保障，议价能力较强，所以可能对竞争激励不太敏感。

（3）不同地区中，只有东部地区的企业并购能显著促进目标方所在行业其他未并购企业的投入和产出水平；中部地区、西部地区和东北地区的企业并购对于未并购企业投入和产出的溢出效应均不明显。

一方面可能是因为相对于东部地区，中部、西部和东北地区的企业总体样本数量较小，导致结果不显著；另一方面，中部、西部和东北地区的并购数量本身也较少，尤其是西部地区，市场机制还不够完善，未并购企业对竞争激励不敏感，且企业分布密度较低，空间集聚效应较小，溢出效应传导难度大。

## 5.2 具体建议

通过以上分析，可以看出上市公司并购在整体上对目标方行业内未并购企业是具有正向溢出效应的，但分样本回归中，并购对于国有制企业和中部、西部、东北地区的企业激励作用并不明显。接下来的建议将从政府职能定位、破除竞争壁垒和未并购企业吸收能力三个方面来展开：

（1）政府应避免过度干预，引导企业并购，保护企业合法权益。

由于企业并购整体上对目标方行业内未并购企业具有激励作用，能显著提高未并购企业的投入和收入产出水平。因此，政府可以在做好反垄断审查的情况下，避免过度干预，并通过以下三种方式积极引导企业并购：一是大力发展并购交易咨询服务，减少企业并购难度和成本，以及信息不对称带来的风险，让企业充分发挥并购的能动性；二是综合利用财政补贴、税收优惠等方式对并购市场进行宏观调控，引导企业并购流向技术含量高、污染小、资源利用效率高的行业，以促进产业结构优化；三是保护企业知识产权等各项合法权益，激励企业创新。从宏观层面上来说，企业并购可以带来行业内领头羊企业的出现，提升中国企业在国际市场的竞争力，而企业并购的溢出效应能够拉动经济发展，涵养税源。

（2）政府应加快破除阻碍竞争的各种壁垒，建立和维护公平、有效的市场竞争环境。

阻碍竞争的壁垒包括：国企的政治依赖仍然较强、地方保护主义与市场分割、区域基础设施发展与人才分布不均衡等。

针对国有制企业对于竞争激励不敏感这一现象，我们一方面要继续深化国企改革，减少其政治依赖，使其更充分地参与到市场竞争中，另一方面，政府也要提高信息资源的公开性和透明性，或考虑通过大数据等手段对所有企业进行精准推送，减少它们的信息差，提高经济效率，构建公平、有效的市场竞争环境。

而对于中部、西部和东北地区溢出效应不明显的问题，一是这些地区内部要大力发展交通等基础设施，增强企业空间集聚效应，并优化营商环境（包括公司设立、纳税申报、施工许可、人才引进、进出口贸易、贷款获取等方面的便利性），让企业在数量上快速增长，质量上充分发展；二是对外要破除地方保护主义，适当引入竞争，鼓励并购，激励当地企业不断发展和创新。

（3）行业内未并购企业应适时而变、主动作为，增强吸收能力。

未并购企业需要抓住行业内并购事件的机遇，主动、及时调整自身业务布局，加快技术研发和创新，完善内部治理，增强对并购产生的正向溢出效应的吸收能力，以更好地适应可能出现的产业发展新格局。

## 5.3 研究不足

本文从整体上探究了企业并购对目标方行业内未并购企业的影响，但研究不够精细化，对其影响机制、与溢出效应相关的其他方面未进行详细分析和检验，具体而言有以下不足：

（1）本文在样本数据的收集上尽量充分，但因为我国工业企业数据库只统计了所有国有制工业企业及规模以上的非国有制工业企业，因此对于那些未达到规模、但是被并购的非国有制造业企业，它们的并购时间被排除了。另外，我国工业企业数据库中存在部分年份指标缺失和异常的情况，可能会导致估计结果出现一定偏差。

（2）本文以城市-行业层面发生的首次并购作为并购时间节点来进行DID检验，忽略了目标方所在行业后续发生的其他并购可能对非并购企业产生的影响。

（3）本文仅使用主营业务收入、雇员人数、收入总额和资产总额作为企业发展水平的代理变量，来衡量并购对目标方行业内未并购企业发展水平的溢出效应，由于时间原因和相关数据的缺失，没有进一步使用与生产效率或创新相关的指标来衡量这些方面的溢出效应。

（4）另外，对于并购方所在行业的溢出效应，以及横向、纵向和混合并购这三种不同并购形式下溢出效应的不同，还有并购对消费者福利的影响等延伸性问题，也是本文没有进一步讨论的。

# 致谢

四年的大学时光即将结束，这一路走来，我觉得自己非常幸运，感谢我的学校华中科技大学，感谢管理学院，为我提供了这么好的成长平台，让我在“学在华中大”的浓厚氛围中度过了充实的大学生活；感谢所有老师和我的辅导员，你们教会了我许多专业知识和为人处世的道理；感谢身边的家人、朋友和同学，你们总能在我最困难的时候，给我很多温暖、鼓励、力量和帮助，让我能够充满希望地一直向前走，顺利通过诸多挑战。

这里想特别感谢一下我的导师赵奎老师。从大二暑假开始，您牺牲了自己的休息时间，带着我和其他两名同学，从计量方法的学习、经典论文研读到代码编写，手把手教我们做科研，让我对科研工作有了许多了解。在我写论文的过程中，您也非常耐心地指导，向我介绍最新的研究方法，指出我论文中存在的问题，并且给予了很多实用的建议。

也感谢我自己，一直没有放弃，你真的很棒！

最后，希望我们都能够健康平安，一切顺利，永远保持对生活的热爱和对快乐的追求！

1. 来源：https://baijiahao.baidu.com/s?id=1686028606869902592&wfr=spider&for=pc [↑](#footnote-ref-1)
2. 根据《中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题》（聂辉华等，2012），本文将注册类型为“国有、国有联营、国有与集体联营、国有独资公司”这四类，或国有资本占实收资本比例超过50%的企业，都定义为国有制企业，其他企业为非国有制企业。 [↑](#footnote-ref-2)
3. 目前，根据国家统计局分类标准，全国31个省、自治区、直辖市（不包含港澳台地区）可划分为东部、中部、西部和东北四个经济地带，具体为：东部地区包括北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南10省（市）；中部地区包括山西、安徽、江西、河南、湖北和湖南6省；西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆12省（区、市）；东北地区包括辽宁、吉林和黑龙江。参考网址http://www.stats.gov.cn/tjzs/cjwtjd/201308/t20130829\_74318.html [↑](#footnote-ref-3)
4. 来源：2015年《中共中央国务院关于深化国有企业改革的指导意见》，参考网址http://www.gov.cn/zhengce/2015-09/13/content\_2930440.htm [↑](#footnote-ref-4)
5. 来源：https://baijiahao.baidu.com/s?id=1686028606869902592&wfr=spider&for=pc [↑](#footnote-ref-1)
6. 根据《中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题》（聂辉华等，2012），本文将注册类型为“国有、国有联营、国有与集体联营、国有独资公司”这四类，或国有资本占实收资本比例超过50%的企业，都定义为国有制企业，其他企业为非国有制企业。 [↑](#footnote-ref-2)
7. 目前，根据国家统计局分类标准，全国31个省、自治区、直辖市（不包含港澳台地区）可划分为东部、中部、西部和东北四个经济地带，具体为：东部地区包括北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南10省（市）；中部地区包括山西、安徽、江西、河南、湖北和湖南6省；西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆12省（区、市）；东北地区包括辽宁、吉林和黑龙江。参考网址http://www.stats.gov.cn/tjzs/cjwtjd/201308/t20130829\_74318.html [↑](#footnote-ref-3)
8. 来源：2015年《中共中央国务院关于深化国有企业改革的指导意见》，参考网址http://www.gov.cn/zhengce/2015-09/13/content\_2930440.htm [↑](#footnote-ref-4)