

地方政府债务扩张与企业并购*

吴育辉 莫一帆

摘要:2008年全球金融危机爆发后,地方政府债务规模持续扩张引起高度关注,其对企业的影响成为重要的研究领域。本文以并购为视角,基于手工搜集整理的全口径地方政府债务数据进行实证检验,研究发现:第一,地方政府债务规模的扩张会抑制企业的并购行为,具体表现为降低并购概率、并购频率且缩小并购规模;第二,由地方政府债务扩张导致的企业融资约束加剧、风险承担能力降低和投资机会减少是造成上述负面影响的重要机制;第三,上述影响在非国有、融资需求大、高管风险偏好程度低和非市政相关行业的企业中更为显著;第四,进一步研究发现,地方政府债务扩张会降低企业的长期并购绩效。本文的研究结论不仅深化了地方政府债务扩张对企业资源配置效率影响的认识,还能够为防范化解重大金融风险与加强地方政府债务治理提供实践指导和证据支持。

关键词:地方政府债务扩张 并购重组 融资约束 风险承担 投资机会

一、引言

1994年分税制改革以来,“财权上移,事权下放”的格局逐渐形成,地方财政压力不断加大,举债作为地方政府一种弥补财政收支缺口的方式应运而生。2008年全球金融危机爆发后,各地方政府纷纷增加投资体量,造成地方政府债务规模迅速膨胀,地方政府性债务余额增长率从2008年的23.48%急剧攀升至2009年的61.92%。^①随着我国地方政府债务密集度不断攀升(刘蓉等,2021),地方政府债务暗含风险持续加大,我国于2014年修订《中华人民共和国预算法》并出台《关于加强地方政府性债务管理的意见》(国发[2014]43号)(以下简称“43号文”)等相关政策,对地方政府债务的管控日趋严格与规范。现有文献从宏观和微观两个层面探讨了地方政府债务扩张的经济后果。从宏观层面看,地方政府债务的迅速扩张不但可能引致“灰犀牛”式系统性金融风险(牛霖琳等,2021),还会降低信贷资源配置效率(刘潘、张子尧,2023),在长期范围内拖累经济增长(Greiner,2013);从微观层面看,地方政府债务会挤出企业的融资(Croce et al., 2019;刘畅等,2020)、投资(Huang et al., 2020;余海跃、康书隆,2020)、降低企业的创新能力(刘欢等,2020)并抑制企业的劳动雇佣(余明桂、王空,2022)。由于企业一直处于宏观经济环境之中,其行为受制于宏观经济政策(姜国华、饶品贵,2011)。地方政府债务作为财政政策关注的重要部分,对企业行为可能会产生多方面的影响。

作为企业的一项重要且关键的投资决策,并购因其具备提升企业价值、盘活经济存量、优化资源配置等功能,已成为推动供给侧结构性改革、深化国有企业改革、提高企业产业集中度和核心竞争力的关键举措。企业并购的动机和影响因素也成为近年来研究的热点。微观层面的研究主要聚焦于公司治理特征、高管个人特质、产权性质等领域(陈仕华等,2015;彭聪等,2020);宏观层面的研究主

* 吴育辉、莫一帆(通讯作者),厦门大学管理学院,邮政编码:361005,电子邮箱:wuyuhui@xmu.edu.cn,yifanmoxmu@126.com。基金项目:国家自然科学基金面上项目“人口结构变化、劳动力雇佣与公司财务政策”(72372138);中央高校基本科研业务费(20720201064)。感谢匿名审稿专家的宝贵意见,文责自负。

^①中华人民共和国审计署:《全国地方政府性债务审计结果》(〔2011〕第35号)。

要基于政府干预、产业政策、货币政策、政策不确定性等视角(Ahern et al., 2015; Bonaime et al., 2018; 蔡庆丰、田霖, 2019)。特别地,就转型国家而言,企业的并购决策并非完全基于自身的发展要求,通常会受制于宏观外部环境。现有研究已证实地方政府对企业并购活动会产生重要影响(Gaur et al., 2013),但是,鲜有研究深入考察“地方政府举债”这一政府行为对所在地区企业并购决策的影响及作用机制。当前,地方政府为实现经济持续增长、扩大公共服务范围、维持财政收支平衡,其债务规模仍在不断扩张(刘畅等, 2020)。因此,研究地方政府债务扩张对企业并购行为的影响具有重要的理论意义和实践参考价值。

在上述背景下,本文试图从企业并购的角度分析地方政府债务扩张对企业行为的影响,即地方政府债务的扩张是否会对企业并购活动产生影响?通过何种渠道影响?其影响程度对不同类型企业是否存在差异?进一步地,地方政府债务扩张又会如何影响企业的并购绩效?基于此,本文以2008—2019年沪深A股非金融上市公司数据和手工搜集的全口径地方政府债务数据为样本,实证考察地方政府债务扩张对企业并购的影响。研究发现:地方政府债务扩张显著抑制了企业并购行为,具体表现为降低并购概率、并购频率且缩小并购规模。机制分析表明,地方政府债务扩张通过增大企业融资约束、降低企业风险承担水平和减少企业投资机会,进而抑制了企业并购行为。特别地,当企业为非国有、融资需求越大、处于非市政领域相关行业以及高管风险偏好程度越低时,地方政府债务扩张对上述并购行为的影响就会越显著。进一步分析发现,地方政府债务扩张会降低企业的长期并购绩效。

与已有研究相比,本文的边际贡献主要体现在以下三点:第一,运用了全口径的地方政府债务规模的测量方法。不同于以往将城投债、融资平台债务或地方政府债券作为地方政府债务代理变量的研究,本文采用手工搜集的全口径的地方政府债务数据,更为全面、准确地揭示了地方政府债务对企业并购行为的真实影响。第二,补充了地方政府债务扩张微观经济后果的研究。目前关于地方政府债务扩张对企业影响的文献主要集中于地方政府债务扩张对企业投资、融资和创新等行为的影响(Croce et al., 2019; Huang et al., 2020; 刘欢等, 2020; 李逸飞等, 2023),鲜有研究关注地方政府债务扩张对企业并购行为的影响。本文基于理论分析和多重实证检验,为地方政府债务扩张对企业并购决策的影响提供了因果关系更为清晰的证据,有助于理解地方政府债务扩张的经济后果以及治理地方政府债务的必要性。第三,基于宏观层面揭示了企业并购的影响因素。现有文献关注了宏观经济环境对企业并购行为的影响,但都局限于政府干预、产业政策和货币政策等(Bonaime et al., 2018; 蔡庆丰、田霖, 2019)。不同的是,地方政府举债属于政府参与市场的经济行为,会与企业在资源配置层面形成竞争关系,进而影响企业的融资难度、投资机会、经营环境等。本文以地方政府债务扩张为研究切入点,有助于从理论上充实企业并购和地方政府行为的研究。

本文的研究还具有重要的实践指导价值:第一,不同于以往将地方政府债务对企业行为的作用机制局限于“挤出效应”的研究(Huang et al., 2020; 余海跃、康书隆, 2020; 余明桂、王空, 2022),本文基于我国的制度背景,厘清了地方政府债务扩张对企业并购行为的影响机制——融资约束、风险承担和投资机会,更为契合我国企业成长发展的宏观制度背景,有助于深化地方政府债务扩张对企业并购行为影响的认知。第二,本文基于地方政府债务扩张视角揭示了企业在实施并购行为时可能考虑的宏观因素,既能够为企业管理层进行科学的并购决策提供参考借鉴,也有助于深化监管层对地方政府债务扩张产生的微观经济后果的认知,进而更有效地平衡地方政府债务扩张的利弊。第三,本文研究表明地方政府债务扩张在一定程度上增大了企业的融资难度、降低了风险承担水平并减少了投资机会,对当前地方政府债务治理、防范化解系统性金融风险以及改善市场微观主体的融资环境具有较强的政策启示。

二、制度背景、理论分析与研究假设

(一)制度背景

一直以来,地方政府致力于促进地区经济发展。但是受债务融资的限制,地方政府通过财政拨

款或注入土地、股权等资产设立具有融资资质的地方政府融资平台公司,依赖融资平台发行城投债或向银行借款进行变相融资(冀云阳等,2021),从而形成地方政府债务。2008年全球金融危机爆发后,中央推出经济刺激计划,其中的2.82万亿元均需由地方政府筹集。在资金筹集需求、宏观政策扶持和财政收支缺口等多因素作用下,地方政府通过融资平台举借的债务迅速扩张。审计署统计结果显示,从2008年上半年到2010年底,全国融资平台数量从2008年上半年的3000家增至2010年底的6576家,贷款余额由1.7万亿元升至4.08万亿元。^①

随着地方政府融资平台债务规模的急剧扩张、经济下行压力加大和局部地区地方政府性债务风险的显现,国家修订新《预算法》并出台“43号文”对地方政府融资平台银行信贷融资进行规范。一方面“开前门”,赋予地方政府举债权,并通过发行地方政府债券的方式对企事业单位举借的政府负有偿还责任的债务进行置换;另一方面“堵后门”,明确政府债务不得通过企业举借,企业债务不得由政府偿还。自此,地方政府显性债务得到了较好的控制,增速有所放缓,但体量仍然庞大。据财政部统计,全国地方政府显性债务余额在2019年底为21.31万亿元,占名义GDP的21.50%。^②需要强调的是,地方政府债务包括显性债务和隐性债务,而财政部和审计署公布的数据主要局限于地方政府显性债务,如果考虑地方政府隐性债务,该数额会更大。借鉴刘蓉和李娜(2021)的测算方法,按全口径的地方政府债务来计算(如图1所示),可以看到地方政府债务扩张程度(地方政府债务增量/GDP增量)呈波动上升态势,尤其在2013年之后增速大幅提升。^③

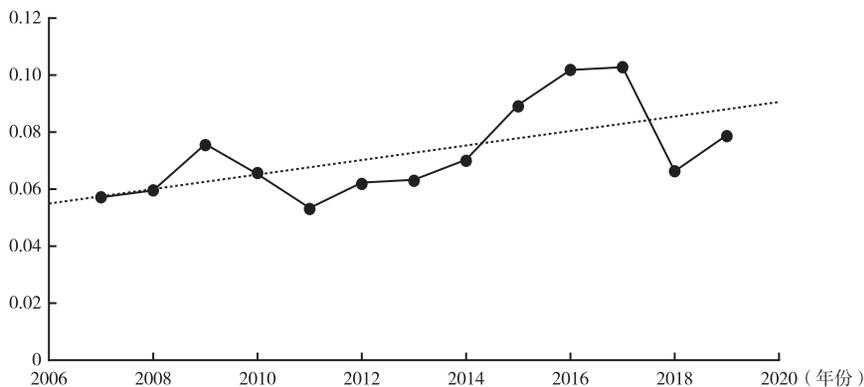


图1 2007—2019年地方政府债务扩张程度

注:作者根据刘蓉和李娜(2021)的方法测算而来。

值得说明的是,尽管我国部分地区在2009年之后开始试点发行地方政府债券,但《全国政府性债务审计结果》(2013年12月30日公告)显示,银行贷款在政府债务余额中占比超过50%,而债券融资占比不足7%,银行贷款仍是地方政府主要的融资方式。与此同时,由于我国多层次资本市场体系尚未健全,企业的融资渠道不够多元化,股权融资和债券融资规模十分有限,银行贷款仍为大多数企业外源融资的主要方式(梁若冰、王群群,2021)。从社会融资规模存量看,2019年中国人民银行公布的《社会融资规模存量统计表》显示,银行贷款在全社会融资水平中占比高达60%,而企业债券融资占比仅为9%。从社会融资规模增量看,2007—2020年银行贷款在我国社会增量融资规模中一直占据最大比重,远高于股权融资和债券融资。^④由此可知,我国政府和企业都十分依赖银行贷款,在金融市场上存在竞争关系。

①中华人民共和国审计署:《全国地方政府性债务审计结果》([2011]第35号)。

②中华人民共和国财政部:《2019年12月地方政府债券发行和债务余额情况》,2020年1月22日。

③地方政府债务数据由作者测算得到,测算过程见下文。

④限于篇幅,正文未展示2007—2020年中国社会增量融资规模变化趋势图,留存备案。

(二)理论分析与研究假设

在竞争激烈的市场环境中,成长性对企业的发展至关重要,可以帮助企业实现规模经济效应(Gooding & Wagner, 1985),提高市场竞争力(Boone et al., 2004)。目前内部成长发展和外部并购扩张是企业成长的两种主要方式,前者聚焦于通过企业自身的资本积累来提高生产规模和全要素生产率,如购买新设备、新厂房、新建企业等;后者则是通过并购其他外部企业实现增长(Kim et al., 2011)。较之缓慢的内部积累方式,并购能够实现企业的快速发展。过去40年间中国经济的转型升级、市场体量和产业链条的迅速扩张和延伸,无形中给企业的成长带来了巨大的压力。就迅速发展企业而言,其发展前景被资本市场看好,投资者更愿意支付较高的股票价格(Kim et al., 2011),高管也能够获得更多的薪酬和声誉。一旦成长速度过慢,企业很可能失去市场竞争力,最终被市场淘汰。所以,当企业面临来自市场的成长压力时,他们更愿意通过并购来实现规模式扩张和跨越式发展(陈仕华等, 2015)。虽然扩大生产经营规模并提高产品市场份额是企业实现成长发展的主要方式之一,但是当企业面临较大的成长压力时,企业就会更加倾向于并购的成长方式(Varaiya et al., 1987)。然而,作为企业的一项重要决策,并购因其交易规模大、决策周期长、信息不对称程度高(彭聪等, 2020),不可避免地受到地方政府行为的影响(Gaur et al., 2013)。而地方政府债务是地方政府向市场举债筹集资金的结果,属于地方政府参与市场的经济行为,既可能与企业在资源配置方面存在竞争关系,也可能通过其累积的债务风险作用于企业的经营环境,从而影响到企业的并购决策。

地方政府债务扩张可能会加剧企业的融资约束,进而抑制企业的并购行为。地方政府债务扩张会降低企业的融资规模并推高企业的融资成本,导致企业正常的融资需求难以满足。并购双方存在着严重的信息不对称(陈仕华等, 2015),主并企业考虑到并购协同效应更愿意支付现金而非股票(Gorbenko & Malenko, 2018)。因此,并购交易依赖于强有力的资金支持(李善民等, 2020)。但主并企业通常不会持有过多的资金,在并购过程中往往需要进行外部融资。我国是以银行为主的金融体系,银行是企业的主要融资渠道。从融资规模的视角看,地方政府债务融资降低了企业的信贷资金可得性。我国银行信贷市场具有显著的“区域分割”特点(Huang et al., 2020),地方政府和企业主要依赖当地银行进行融资。地方政府所属的融资平台、国有投资公司等主体不但拥有土地使用权等天然抵押物,而且还有政府的信用作隐性担保,更容易受到银行等金融机构的青睐,其融资需求通常会优先得到满足。当大部分银行信贷资源被具有政府隐性担保的融资平台占据时,商业银行对当地企业的信贷资源供给会大幅减少(刘畅等, 2020)。此外,由于地方政府举债的资金主要投向耗资大且投资回报期长的基础设施建设项目,在一定程度上形成对银行信贷资本的长期占用(汪金祥等, 2020),进而降低银行用于贷款资金的额度。余明桂和王空(2022)研究指出地方政府债务扩张会紧缩信贷资源。从融资成本的视角看,地方政府债务融资推高了企业的债务融资成本。政府发行的债券收益率通常被作为贷款利息的“标杆”,政府债务融资规模的不断增加将会产生更高的风险,政府债券的预期收益率上升,银行的贷款利率会随之上升。不同于一般投资,企业并购活动的资金需求量更大,收购款项通常需要一次性付清,具有较强的外部融资依赖性,因而也更容易受到融资约束的制约(李善民等, 2020)。Kim et al.(2011)认为融资约束降低了企业实施并购的可能性。蒋冠宏和曾靓(2020)研究表明融资约束低的企业选择并购的可能性更大,而融资约束高的企业则倾向于选择一般投资。翟玲玲和吴育辉(2021)也指出融资约束会抑制企业的并购行为。因此,地方政府债务扩张会加剧企业的融资约束,导致企业资金可得性受到限制,进而挤出企业的并购活动。

地方政府债务扩张可能会弱化企业的风险承担能力,进而抑制企业的并购行为。并购具有投资周期长、复杂程度高、不确定性强的特点,面临着较高的失败风险(彭聪等, 2020)。因此,发起并购的企业需要具有一定的风险承担水平,Cain & Mckeon(2016)研究发现偏好风险的管理者,企业发生并购的可能性更高。何瑛等(2019)研究指出拥有丰富职业经历的CEO能够提高企业的风险承担水平,进而提升企业并购的频率和金额。而企业的风险承担水平受到外部环境的影响,刘行等(2016)研究表明宏观经济下行将会降低企业风险承担水平。近年来随着发行规模的无序扩张,地方政府债

务已经成为重要的风险隐患。毛锐等(2018)研究表明地方政府债务的快速扩张会升高金融和杠杆率,进而增大系统性金融风险。梁若冰和王群群(2021)也指出,在我国债券市场建设稳步推进的背景下,一旦以政府信用为担保的融资平台债务、地方国企债等地方债务发生实质性违约,将诱发系统性金融风险。地方政府债务的风险既可能通过金融部门向实体企业传导(Croce et al., 2019),也可能打破地域的桎梏对整个宏观经济形势带来影响(牛霖琳等, 2021)。地方政府债务风险的不断累积会提高企业外部经营环境的不确定性,增大企业面临的经营风险,并降低企业的风险承担能力(马文涛、马草原, 2018)。因此,地方政府债务扩张会加剧系统性金融风险,降低企业外部经营环境的稳定性,减弱企业的风险承担能力,进而挤出企业的并购活动。

地方政府债务扩张可能会减少企业的投资机会,进而抑制企业的并购行为。投资机会反映的是企业现在和未来对净现值为正的项目的投资情况(连立帅等, 2021)。当企业面临好的投资机会时应追加投资并扩大规模,否则应减少投资并缩减规模(靳庆鲁等, 2015)。作为一项高风险投资活动,并购需要考虑的因素更为复杂。等待期权假说指出,企业并购是一项不可撤销的投资活动,与并购收益净现值是否达到预期以及所处环境是否许可密切相关。地方政府债务扩张导致企业净现值为正的投资项目减少,进而挤出企业的投资机会,降低企业并购的可能性。一方面,地方政府债务扩张产生的融资约束既可能导致企业无法筹集并购所需的资金而不得不放弃并购项目,也可能提高并购的预期回报率而减少并购项目的选择空间,企业被迫减少并购活动。冀云阳等(2021)也指出地方政府投资属于公共支出中的购买性支出,会对企业投资产生挤出效应;另一方面,地方政府债务的无序扩张极易引发债务风险(梁若冰、王群群, 2021),增大企业外部经营环境的不确定性(马文涛、马草原, 2018),提高了企业并购项目的预期回报率,从而减少了企业的投资机会。此外,地方政府杠杆率的迅速增大会诱发域内企业的财务风险和经营风险,导致企业的销售净利率和净资产收益率下降,降低了企业的并购意愿。在此背景下,地方政府债务扩张导致企业的资本投资策略会趋于保守、投资意愿降低,并购活动减少。

综上所述,本文认为地方政府债务扩张对企业并购行为的影响主要体现在以下三个方面:其一,地方政府债务扩张会挤出企业的融资规模并推高融资成本,制约企业的融资能力,导致其并购能力降低;其二,地方政府债务扩张会增大企业外部的风险,弱化企业的风险承担能力,抑制其并购的意愿;其三,地方政府债务扩张会恶化企业的资本投资和经营状况,减少企业的投资机会,致使其并购态度趋于审慎。基于以上分析,本文提出假设H1:

H1:扩张的地方政府债务会对企业并购产生负向影响,具体表现为降低企业的并购概率、并购频率和并购规模。

三、研究设计

(一)样本选取和数据来源

考虑到新《企业会计准则》从2007年开始实施以及2020年疫情带来的影响,本文选取沪深A股上市公司作为初始研究样本,时间跨度为2008—2019年。首先,本文对初始样本进行如下处理:(1)剔除金融业公司;(2)剔除ST和*ST上市公司;(3)剔除资不抵债的样本;(4)剔除变量存在缺失值的样本。其次,本文对并购活动进行如下筛选:(1)首次公告日在样本期内且企业作为买方的并购重组事件;(2)不包括资产剥离、资产置换、债务重组、股份回购、股权转让事件;(3)保留最终成功的并购样本;(4)不包括并购交易对价在100万元以下的事件;(5)将首次公告日相同、并购类型相同的视为同一事件,在公司层面进行合并。最终,本文得到26918个企业一年度观测值。本文对所有的连续变量进行了上下1%分位数的缩尾处理,以避免极端值的影响。

地方政府债务计算涉及的数据来源于《中国统计年鉴》以及各省(直辖市)财政决算报告,宏观层面的控制变量数据来源于Wind数据库,企业并购数据和其他财务数据均来自CSMAR数据库,采用Stata17.0软件对数据进行分析处理。

(二) 变量定义

1. 解释变量

国内学者在实证研究中对于地方政府债务规模的测量主要有以下三种方法:(1)将各省地方融资平台所发行的城投债占地方GDP的比重作为地方政府债务的替代变量(余海跃、康书隆,2020),这一方法主要衡量的是地方政府融资平台负债,忽略了地方政府直接举债等方式形成的债务,因而低估了地方债的实际规模。(2)根据审计署发布的省级地方政府性债务审计数据(胡奕明、顾祎雯,2016),但目前我国审计署只发布了2011和2013两年的审计结果公告,数据样本容量受到较大限制(沈坤荣、施宇,2022)。(3)运用地方政府债务的资金恒等式(刘欢等,2020;梁若冰、王群群,2021),具体为地方政府在市政领域的固定资产投资总额与自有可用投资资金之差,该算法试图全口径地包含地方债务总额,被认为是最精细的方法(杨灿明、鲁元平,2015)。因此,本文在实证研究中采用第三种方法。

具体计算方法如下:

$$\text{地方政府新增债务规模} = \text{地方政府市政领域固定资产投资总额}^{\textcircled{1}} - \text{公共财政预算内的投资资金}^{\textcircled{2}} - \text{公共财政预算外土地出让收益中用于投资的资金}^{\textcircled{3}} - \text{地方政府在市政领域投资项目的盈利现金流入}^{\textcircled{4}} \quad (1)$$

以往研究常采用政府债务负担率(债务余额/GDP)作为政府债务规模的衡量指标,其中债务余额为存量指标,而GDP为流量指标。本文参考Demirci et al.(2019)的研究,使用地方政府债务增量与GDP的比值衡量地方政府债务规模(*GovDebt*),两者均为流量指标。

根据审计署第35号公告,地方政府总负债余额在2010年底为107174.91亿元。审计署2013年12月全国政府性债务审计结果表明,截至2012年底,全国地方政府性债务余额为158858.32亿元。由2007—2019年我国地方政府债务规模的估算情况可知,2010年末地方政府债务余额在偿还期为5年和6年时分别为103004.39亿元和116269.96亿元,2012年末地方政府债务余额在偿还期为5年和6年时分别为131621.43亿元和147055.88亿元,即地方政府债务余额的真实值基本介于偿还期为5年和6年的估算值之间^⑤。此外,审计署2013年第24号公告表明,2014年底地方政府债务余额为24万亿元,比2010年底余额增长了13.3万亿元,通过加总2011—2014年新增债务额得到增长额为14.2万亿元^⑥。由此可见,本文所估算的地方政府债务数据较为贴近实际,估算误差不会对研究结果造成实质性干扰。

2. 被解释变量

本文参照李善民等(2020)的研究设置如下变量:(1)并购概率(*MADummy*)。若企业当年发生了并购,*MADummy*取值为1,否则为0;(2)并购频率(*MACount*)。将企业当年的并购次数加1后取

^①根据国家统计局的分类标准,以下7个行业属于市政领域投资范围:电力、燃气及水的生产和供应业;交通运输、仓储和邮政业;水利、环境和公共设施管理业;科学研究、技术服务和地质勘探业;教育;卫生、社会保障和社会福利业;公共管理和社会组织。

^②以各地区当期全社会固定资产投资中国家预算内资金投资于上述7个领域的金额,作为各地区当期公共财政预算内的投资资金。

^③以土地出让纯收益衡量公共财政预算外土地出让收益中用于投资的资金。

^④借鉴张军等(2004)的方法估算各省当年的折旧率,再乘以上一年度市政领域固定资产投资总额得到折旧额,以此作为地方政府在市政领域投资项目的盈利现金流入。

^⑤根据审计署2011年第35号公告,2010年底地方政府性债务余额中2011年和2012年到期需偿还的占24.49%和17.17%,2013年至2015年到期需偿还的各占11.37%、9.28%和7.48%,2016年及以后到期需偿还的占30.21%。根据2013年12月全国政府性债务审计结果,2013年6月末的地方政府性债务余额在2013年7—12月、2014年需偿还的占18.41%、19.94%,2015年、2016年和2017年到期需偿还的占15.52%、10.86%和7.99%,2018年及以后到期需偿还的占27.27%。经推算可知,地方债偿还期在5~6年左右。

^⑥限于篇幅,正文未汇报2007—2019年中国地方政府债务估算情况,感兴趣的读者可联系作者索取。

自然对数,若企业当年没有发生并购, $MACount$ 取值为 0, $MACount$ 数值越大,说明企业当年的并购频率越高;(3)并购规模($MAScale$)。用企业在观测年度内的并购支出加 1 后取自然对数表示, $MAScale$ 的值越大,企业并购规模越大。

3. 控制变量

根据已有研究(刘欢等,2020;李善民等,2020),选取如下公司特征变量:财务杠杆(Lev)、公司规模($Size$)、公司年龄(Age)、有形资产比重($Tang$)、产权性质(SOE)、两职合一($Duality$)、第一大股东持股比例($Top1$)。由于各地方政府债务规模的决定因素可能也会影响企业并购行为,本文还添加了地区层面的控制变量:地区生产总值增长率(GDP_g)、地区生产总值(GDP)、地区城镇化水平($Citizen$)、地区市场化水平(Mkt)。另外,本文还控制了企业固定效应($Firm$)和年度固定效应($Year$)。各变量的具体定义如表 1 所示。

表 1 主要变量定义及计算方式

变量名称	变量代码	测算方法
并购概率	$MADummy$	如果公司本年进行了并购,取值为 1,否则为 0
并购频率	$MACount$	企业当年发生的并购次数加 1 取自然对数
并购规模	$MAScale$	企业当年并购支出加 1 取自然对数
地方政府债务扩张	$GovDebt$	地方政府债务增量与地区生产总值的比值
财务杠杆	Lev	企业年末资产负债率
公司规模	$Size$	企业年末总资产取自然对数
公司年龄	Age	企业成立年数加 1 取自然对数
有形资产比重	$Tang$	(固定资产+存货余额)/年末总资产
产权性质	SOE	国有企业取 1,反之为 0
两职合一	$Duality$	公司董事长兼任总经理时取 1,否则为 0
第一大股东持股比例	$Top1$	第一大股东持股数量/企业股本总数
地区生产总值增长率	GDP_g	企业所在地区当年生产总值的增长率
地区生产总值	GDP	企业所在地区当年生产总值取自然对数
地区城镇化水平	$Citizen$	企业所在地区城镇人口与总人口的比值
地区市场化水平	Mkt	王小鲁等(2016)中国分省份市场化指数加 1 取自然对数

(三)模型设定

为检验地方政府债务扩张对企业并购行为的影响,本文构建如下基准回归模型:

$$MA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 GovDebt_{p,t} + \beta_2 Controls_{i,t-1} + \sum Year + \sum Firm + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中,下标 p 为省份, i 为企业, t 为年度, $MA_{i,t}$ 表示企业 i 在 t 年的并购行为,分别用并购概率、并购频率和并购规模衡量; $GovDebt_{p,t}$ 是地区 p 在 t 年的政府债务扩张程度,用该年度地方政府债务增量与地区生产总值的比值测度; $Controls_{i,t-1}$ 为控制变量,为避免可能存在的内生性问题,本文对其进行滞后一期处理;模型中控制年度和公司固定效应并在公司层面进行聚类稳健标准误。在上述回归模型中,本文关注 $GovDebt_{p,t}$ 对 $MA_{i,t}$ 的回归系数 β_1 ,若 β_1 显著为负,则表示地方政府债务扩张会抑制企业并购行为。

四、实证回归结果

(一)变量描述性统计

表 2 报告了主要变量的基本统计特征。本文从并购概率($MADummy$)、并购频率($MACount$)和并购规模($MAScale$)三个维度来衡量企业并购行为。其中,并购概率($MADummy$)的均值为 0.1166,表明约有 11.66% 的企业在当年开展了并购活动;并购频率($MACount$)的最大值和最小值分别为 1.0986 和 0,均值为 0.0876,标准差为 0.2460,说明有些上市公司在当年至少开展了 2 次并购活

动,而有些上市公司则未发生并购,不同公司或年度之间的并购频率差异较大;并购规模(*MAScale*)的均值为2.1348,最大值和最小值分别为21.4251和0,标准差为6.0234,说明不同公司之间的并购规模存在较大差异。地方政府债务增量占地区生产总值的比重(*GovDebt*)的均值为0.0588,最大值和最小值分别为0.3577和-0.0194,标准差为0.0497,说明各地区的经济总量对当地政府债务的承载能力差异较大。

表2 变量描述性统计结果

变量	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>MADummy</i>	26918	0.1166	0.3209	0.0000	0.0000	1.0000
<i>MACount</i>	26918	0.0876	0.2460	0.0000	0.0000	1.0986
<i>MAScale</i>	26918	2.1348	6.0234	0.0000	0.0000	21.4251
<i>GovDebt</i>	26918	0.0588	0.0497	-0.0194	0.0450	0.3577
<i>Lev</i>	26918	0.4344	0.2121	0.0488	0.4294	0.9003
<i>Size</i>	26918	22.7817	1.0615	20.8300	22.6419	26.1061
<i>Age</i>	26918	2.7514	0.3742	1.3863	2.8332	3.4340
<i>Tang</i>	26918	0.3811	0.1836	0.0246	0.3692	0.8135
<i>SOE</i>	26918	0.4084	0.4915	0.0000	0.0000	1.0000
<i>Duality</i>	26918	1.7450	0.4358	1.0000	2.0000	2.0000
<i>Top1</i>	26918	0.3531	0.1501	0.0880	0.3344	0.7498
<i>GDP_g</i>	26918	0.1129	0.0554	-0.2240	0.1008	0.3227
<i>GDP</i>	26918	10.2092	0.8210	5.8331	10.2621	11.4853
<i>Citizen</i>	26918	0.6284	0.1443	0.2261	0.6320	0.8960
<i>Mkt</i>	26918	2.2776	0.2101	-0.1755	2.3260	2.5160

(二)基准回归结果

表3报告了地方政府债务扩张对企业并购的回归结果。其中,列(1)(3)(5)只控制了企业和年度固定效应,列(2)(4)(6)是进一步加入了企业层面和地区层面控制变量的检验结果。由表3可知,当因变量为并购概率(*MADummy*)时,地方政府债务(*GovDebt*)的回归系数分别为-0.2463和-0.3232,均在1%的水平上显著;当因变量为并购频率(*MACount*)时,地方政府债务(*GovDebt*)的回归系数分别为-0.1880和-0.2535且均在1%的水平上显著;当因变量为并购规模(*MAScales*)时,地方政府债务(*GovDebt*)的回归系数分别为-4.4368和-6.1727,分别在5%的水平和1%的水平上显著。从经济意义上看,新增地方政府债务占地区GDP的比值每上升1%,当地企业的并购概率、并购频率和并购规模平均而言将分别下降约0.32%、0.25%和6.17%。以上结果表明,地方政府债务扩张显著降低了企业的并购概率、频率以及规模,即地方政府债务扩张抑制了企业的并购行为,验证了本文的假设。在控制变量方面,企业年龄、第一大股东持股比例以及地区城镇化水平均与企业并购呈现显著的正相关关系,说明企业年龄、第一大股东持股比例和地区城镇化水平越高,企业的并购倾向和规模越高。企业杠杆率与企业并购呈现负相关关系,说明较高的杠杆率会抑制企业的并购行为。

表3 基准回归实证结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>MADummy</i>		<i>MACount</i>		<i>MAScale</i>	
<i>GovDebt</i>	-0.2463*** (-2.6490)	-0.3232*** (-3.2021)	-0.1880*** (-2.6467)	-0.2535*** (-3.3084)	-4.4368** (-2.4978)	-6.1727*** (-3.1968)
<i>Lev</i>		-0.1502*** (-7.2008)		-0.1128*** (-7.1059)		-2.7940*** (-6.9825)
<i>Size</i>		-0.0076 (-1.4095)		-0.0039 (-0.9502)		-0.1257 (-1.2270)

续表3

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	MADummy		MACount		MAScale	
Age		0.0493* (1.6462)		0.0305 (1.3172)		1.0088* (1.8291)
Tang		0.0196 (0.9466)		0.0155 (0.9783)		0.4265 (1.0828)
SOE		-0.0107 (-0.7200)		-0.0062 (-0.5650)		-0.1543 (-0.5411)
Duality		-0.0123 (-1.5848)		-0.0093 (-1.5814)		-0.2216 (-1.5414)
Top1		0.0873** (2.4487)		0.0718*** (2.6496)		1.3925** (2.0572)
GDP_g		-0.0797 (-0.8843)		-0.0557 (-0.8126)		-1.2958 (-0.7676)
GDP		-0.0357 (-1.3908)		-0.0257 (-1.3168)		-0.6579 (-1.3379)
Citizen		0.1809 (1.6223)		0.1584* (1.8512)		4.4290** (2.1312)
Mkt		-0.0114 (-0.2553)		-0.0049 (-0.1443)		-0.1560 (-0.1881)
常数项	0.1309*** (24.1536)	0.5109* (1.8615)	0.0986*** (23.7971)	0.3249 (1.5298)	2.3935*** (23.1122)	8.0308 (1.5196)
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	26918	26918	26918	26918	26918	26918
R ²	0.2319	0.2413	0.2293	0.2348	0.2441	0.2321

注：*、**和***分别代表10%、5%和1%显著性水平；模型使用公司层面聚类稳健标准误，括号内为t值。以下各表同。

(三)内生性检验

尽管本文发现地方政府债务扩张与企业并购存在显著的负相关关系,但研究结论仍可能受到内生性因素的干扰。基于此,本文分别采用评估不可观测因素的影响、工具变量法和动态面板回归(GMM)模型三种方法来缓解这一问题。

1. 评估不可观测因素的影响

在模型(2)中,虽然本文尽量去控制那些可能同时影响地方政府债务和企业并购行为的因素,但实证结果仍有可能受到一些不可观测因素的影响。这种遗漏变量问题会导致本文估计的地方政府债务(*GovDebt*)系数有偏。借鉴Altonji et al.(2005)的研究方法,本文采用下式来评估不可观测因素对估计结果可能产生的影响:

$$Ratio = \left| \frac{\hat{\alpha}_{OLS,C}}{(\hat{\alpha}_{OLS,NC} - \hat{\alpha}_{OLS,C})} \right| \quad (3)$$

其中,等式右边的 $\hat{\alpha}_{OLS,C}$ 和 $\hat{\alpha}_{OLS,NC}$ 分别表示在纳入全部控制变量(完整控制集)、不加入或仅加入部分控制变量(有限控制集)的情况下,核心解释变量(在本文中为*GovDebt*)的估计系数。^① $\hat{\alpha}_{OLS,C}$ 和 $\hat{\alpha}_{OLS,NC}$ 之差越小或 $\hat{\alpha}_{OLS,C}$ 的值越大,即*Ratio*的值越大,说明可观测因素的解释能力较强,不可观测因

^① $\hat{\alpha}_{OLS,C}/(\hat{\alpha}_{OLS,NC} - \hat{\alpha}_{OLS,C}) = Cov(a, \tilde{q})/Cov(a, x'\beta)$,其中, $Cov(a, \tilde{q})$ 为核心解释变量与不可观测因素的相关性, $Cov(a, x'\beta)$ 为核心解释变量与可观测因素之间的相关性。由于主要关注的是系数绝对差异,本文对其取绝对值。

素对核心解释变量回归系数的影响不大,可以将原估计结果理解为因果效应。

具体而言,其一,本文选取4种有限集:(1)不加入控制变量(*None*);(2)控制企业财务特征、个体和年度固定效应;(3)在(2)的基础上控制公司治理特征;(4)在(3)的基础上进一步加入地区层面的控制变量。其二,选取4种完整集:(1)基准模型(*Full*);(2)在(1)的基础上加入地区第二产业占比(*SecInd*)和第三产业占比(*ThirInd*);(3)在(1)的基础上加入行业一年度的联合固定效应;(4)在(3)的基础上加入第二产业占比(*SecInd*)和第三产业占比(*ThirInd*)。在上述情形下计算出的*Ratio*列示于表4,其中,*Ratio1*、*Ratio2*和*Ratio3*分别对应被解释变量*MADummy*、*MACount*和*MAScale*时可观测因素的解释力度。由表可知,*Ratio1*取值范围为1.63~18.47,*Ratio2*取值范围为1.59~21.84,*Ratio3*取值范围为1.52~23.13,均大于临界值1,均值为12.51,说明当*MADummy*、*MACount*和*MAScale*为被解释变量时,不可观测因素的影响力至少分别要达到可观测因素的1.63、1.59、1.52倍(平均分别为8.37倍、8.81倍、8.35倍)才会改变原估计结果。因此,不可观测的遗漏变量不会完全消除掉地方政府债务扩张对企业并购行为的影响。

表4 评估不可观测因素的影响

<i>Controls in the restricted set</i>	<i>Controls in the full set</i>	<i>Ratio1</i>	<i>Ratio2</i>	<i>Ratio3</i>
<i>None</i>	<i>Full</i>	1.63	1.59	1.52
<i>Financial vars</i> + <i>Firm FE</i> + <i>Year FE</i>	<i>Full</i>	5.73	5.01	4.55
<i>Financial vars</i> + <i>Governance vars</i> + <i>Firm FE</i> + <i>Year FE</i>	<i>Full</i>	6.40	5.53	4.90
<i>Full</i>	<i>Full</i> + <i>SecInd</i> + <i>ThirInd</i>	18.47	21.84	23.13
<i>Full</i>	<i>Full</i> + <i>Industry</i> × <i>Year FE</i>	11.20	11.49	9.47
<i>Full</i>	<i>Full</i> + <i>SecInd</i> + <i>ThirInd</i> + <i>Industry</i> × <i>Year FE</i>	6.79	7.39	6.50

2. 工具变量法

地方政府债务扩张和企业并购行为存在一定的互为因果关系,即企业的并购活动下降时,政府会采取扩张性财政政策以增大实体部门投资,地方政府债务水平相应提升。为缓解这一问题,本文参考Demirci et al.(2019)、余明桂和王空(2022)的研究,选取以下两种工具变量对基准回归模型进一步估计:(1)公共财政支出中的农林水事务支出占当地GDP的比重(*Fspend*);(2)滞后一期的地方政府债务(*LGD*)。就农林水事务支出(*Fspend*)而言,一方面,农林水事务支出作为基础性的公用事业建设支出,是地方政府募集资金的主要投向(钟辉勇等,2016),与地方政府债务扩张的相关性较大;^①另一方面,农林水事务属于基础性和公益性项目,其支出规模与企业并购并不直接相关,较为外生。滞后一期的地方政府债务(*LGD*)同样满足工具变量的相关性和外生性条件,在此不做赘述。工具变量*Fspend*(*IV1*)和*LGD*(*IV2*)的回归结果如表5所示。其中,列(1)报告了工具变量第一阶段的回归结果,可知工具变量*Fspend*(*IV1*)和*LGD*(*IV2*)的系数均在1%的水平上显著为正,说明当公共财政支出中的农林水事务支出占当地GDP的比重越高、滞后一期的地方政府债务越高时,地区的政府债务水平也越高,符合预期。同时,本文还检验了工具变量选取的合理性和有效性,其中,排他性检验和伪识别检验值均高度显著,并且弱工具变量检验Cragg-Donald Wald F值和Kleibergen-Paap rk F值均远高于10%水平的临界值,说明所选取的工具变量均满足与解释变量*GovDebt*强相关要求。过度识别检验Hansen J统计量的*p*值均大于0.1,表明工具变量不存在过度识别问题。列(2)(3)(4)展示了工具变量法第二阶段的回归结果,当*MADummy*、*MACount*和*MAScale*分别作为被解释变量时,地方政府债务(*GovDebt*)的回归系数均显著为负,说明在缓解了可能存在的内生性问题后,本文结论保持不变。

^①根据国家审计署发布的《全国政府性债务审计结果》([2013]第32号),绝大部分地方政府债务募集资金投向为市政建设、交通运输、保障性住房、科教文卫、农林水利和生态建设等基础性和公益性项目。

表5 工具变量回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>GovDebt</i>	<i>MADummy</i>	<i>MACount</i>	<i>MAScale</i>
<i>GovDebt</i>		-0.4207** (-2.2903)	-0.3400** (-2.4202)	-8.8800*** (-2.5844)
<i>Fspend (IV1)</i>	0.6673*** (13.6555)			
<i>LGD (IV2)</i>	0.4320*** (34.7395)			
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
常数项	-0.4203*** (-8.7694)			
观测值	26788	26788	26788	26788
R ²	0.8942			
F Test of Excluded Instruments (排他性检验)			839.32*** [0.0000]	839.32*** [0.0000]
Kleibergen-Paap rk LM (伪识别检验)		309.36*** [0.0000]	309.36*** [0.0000]	309.36*** [0.0000]
Cragg-Donald Wald F (弱工具变量检验)		1077.44	4650.70	4650.70
Kleibergen-Paap rk F (弱工具变量检验)		164.91	839.32	839.32
Hansen J (过度识别检验)		0.405 [0.5247]	0.415 [0.5193]	0.181 [0.6703]

3. 基于动态面板数据模型(GMM)的再估计

考虑到企业当年的并购决策可能会受到往年并购频率和规模的影响,为解决这一问题,本文参考余海跃和康书隆(2020)的研究方法,进一步使用动态面板数据模型(GMM)的估计来检验前文结论的稳健性。鉴于本文使用的是时间跨度较小、截面数较大的面板数据,系统广义矩估计方法(system GMM)为较好的研究方法(Roodman, 2006)。本文分别选取 Hansen 统计量和 AR(1)、AR(2)来检验该方法的使用前提:工具变量有效且残差项不存在序列相关。表6的结果显示,Hansen 统计量不显著,说明工具变量选取有效。AR(2)统计量不显著,表明残差项不存在序列相关。就核心解释变量而言,由表可知,在系统 GMM 方法回归下,企业上一年的并购频率(*MACount*)和并购规模(*MAScale*)越高,本年度的并购频率和规模越低,与常识相符。同时,企业并购频率(*MACount*)和并购规模(*MAScale*)的估计系数依然显著为负,表明在控制了企业并购行为序列相关这一特性之后,地方政府债务扩张对企业并购行为的抑制作用仍然存在,本文结论具有稳健性。

表6 系统GMM回归结果

变量	(1)	(2)
	<i>MACount</i>	<i>MAScale</i>
<i>MACount_{t-1}</i>	-0.0643*** (-2.7260)	
<i>MAScale_{t-1}</i>		-0.0484* (-1.8220)
<i>GovDebt</i>	-0.5720** (-2.0246)	-17.3047*** (-4.0282)
控制变量	是	是
年份固定效应	是	是
观测值	22624	22624

续表 6

变量	(1)	(2)
	<i>MACount</i>	<i>MAScale</i>
Arellano-Bond AR (1)	0.000	0.000
Arellano-Bond AR (2)	0.147	0.220
Hansen Test	0.251	0.288

(四) 稳健性检验

1. 排除其他政策干扰

为了精准地识别地方政府债务扩张对企业并购行为的影响,本文还排除了减税降费、产业政策和区域发展战略三项宏观政策的影响。第一,我国自2008年起持续实施的减税降费不仅影响地方政府债务,也作用于企业并购行为。地方政府债务和税收作为地方政府筹集财政资金的两种形式,减税降费在短期内会带来地方政府债务的持续扩张(尹李峰等,2021)。同时,税费负担的降低会增大企业的现金流,缓解企业的融资约束程度,提升企业的并购意愿(蒋冠宏、曾靓,2020)。为排除减税降费对企业并购行为的影响,借鉴刘潘和张子尧(2023)的研究方法,本文将地区减税降费力度(*Taxreform*)和企业税费负担(*Taxburden*)作为控制变量纳入基准回归模型进行估计。其中,地区减税降费力度(*Taxreform*)用各地区财政收入占地区生产总值的比重来衡量,企业税费负担(*Taxburden*)以企业支付的各项税费与收到的税费返还之差在3年内的均值与当年营业收入的比值测算。第二,在国家产业政策的激励下,越来越多的企业通过并购实现外延式扩张和跨越式成长(钟宁桦等,2019)。考虑到产业政策大多在行业层面开始实施,本文在公司和年度固定效应的基础上进一步控制了行业和年度的交互固定效应,以排除产业政策对估计结果的影响。第三,作为培育地区经济增长极和促进协调发展的重要抓手,区域发展战略不仅会改善地区财政状况,还会对域内企业的投资决策产生影响(郝宪印、张念明,2023)。为了排除京津冀协同发展、“一带一路”、长江经济带发展等区域发展战略对本文估计结果的影响,我们在基准回归模型中加入了地区固定效应。从表7的估计结果可以看出,在排除了上述政策干扰后,地方政府债务(*GovDebt*)对企业并购概率(*MADummy*)、并购频率(*MACount*)和并购规模(*MAScale*)的影响与基准回归一致,本文结论保持稳健。

表 7 排除其他政策干扰

变量	剔除减税降费政策的影响			剔除产业政策的影响			剔除区域发展战略的影响		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	<i>MADummy</i>	<i>MACount</i>	<i>MAScale</i>	<i>MADummy</i>	<i>MACount</i>	<i>MAScale</i>	<i>MADummy</i>	<i>MACount</i>	<i>MAScale</i>
<i>GovDebt</i>	-0.3263*** (-3.2355)	-0.2579*** (-3.3565)	-6.2205*** (-3.2197)	-0.2967*** (-2.8159)	-0.2332*** (-2.9104)	-5.5834*** (-2.7731)	-0.2535** (-2.3672)	-0.2044** (-2.5149)	-4.9263** (-2.3983)
<i>Taxreform</i>	0.0784 (0.2975)	0.0988 (0.4906)	1.3683 (0.2718)						
<i>Taxburden</i>	0.0414 (0.5519)	0.0155 (0.2655)	0.7408 (0.5151)						
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
行业×年份固定效应	否	否	否	是	是	是	否	否	否
省份固定效应	否	否	否	否	否	否	是	是	是
常数项	0.4647* (1.6742)	0.2853 (1.3284)	7.1299 (1.3345)	0.3909 (1.3368)	0.2308 (1.0295)	6.1657 (1.0926)	0.6202** (2.1133)	0.4027* (1.7821)	9.5940* (1.6925)
观测值	26847	26847	26847	26918	26918	26918	26918	26918	26918
R ²	0.2348	0.2441	0.2321	0.2625	0.2716	0.2591	0.2355	0.2446	0.2326

2. 删除部分并购事件和并购样本

(1)借鉴翟玲玲和吴育辉(2021)的做法,剔除并购金额小于并购方期初总资产1%的并购事件。(2)参考李善民等(2020)关于并购活动的筛选方法,只保留资产剥离、资产置换、债务重组、股份回购、股权转让五种类型的并购事件。(3)参考余海跃和康书隆(2020)的做法,将企业注册地在西藏自治区的样本剔除。(4)考虑到我国各省份之间财政实力相差较大,财政实力较弱的省份对于政府债务扩张带来的财政压力更为敏感,进而对企业的并购行为可能有更大的抑制作用。本文用地方政府一般公共预算支出与一般公共预算收入之差除以一般公共预算收入表示地方政府的财政收支缺口率,删除每年度财政收支缺口率排名前三位的省份后重新对模型进行估计。回归结果显示,删除以上并购事件和并购样本之后,地方政府债务的系数仍然显著为负,再次支持了本文的结论。^①

3. 更换主要研究指标

(1)考虑到地方政府债务的举借和偿还均以地区财政收入为基础,已有研究采用地方政府负债率指标(地方政府债务/地区财政收入)来对地方政府债务规模和风险进行测度(王韧等,2022),能够从现金流视角反映地方政府举债规模和偿债能力的匹配程度。为保证结果的稳健性,本文将地方政府债务规模增量除以地区财政收入,得到地方政府债务衡量指标(*Debt_bud*),并将其放入基准回归模型进行检验。(2)考虑到本文基准回归所使用的地方政府债务数据为省级层面,借鉴刘潘和张子尧(2023)的研究方法,将省级地方债数据按照各地级市的GDP权重分解得到地市级层面的政府债务增量,再以各地级市当年的GDP进行平减,得到地市级层面的政府债务扩张指标(*govdebt*)。将原基准回归模型中的省级层面控制变量替换为地市级层面。(3)借鉴李善民等(2020)的研究,使用企业当年度成功发起并购的次数(*MA Number*)作为并购频率的替代指标,对原模型重新估计。(4)参考陈仕华等(2015)的研究,分别选取企业当年并购支出总和(*MA Amount*)以及主并方当年并购支出与期末总资产的比值(*MA Strategy*)作为并购规模的替代指标。回归结果可知,回归系数均显著为负,证实了地方政府债务扩张抑制企业并购行为的结论具有稳健性。

五、机制分析

前文的研究结论表明,地方政府债务扩张抑制了企业并购行为,具体表现为降低企业的并购概率、并购频率和并购规模。为了进一步探讨地方政府债务扩张影响企业并购的作用渠道,本文构建如下模型:

$$MA_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 GovDebt_{p,t} + \alpha_2 M_{i,t} + \alpha_3 GovDebt_{p,t} \times M_{i,t} + \alpha_4 Controls_{i,t-1} + \sum Year + \sum Firm + \epsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中,*M*为中介变量,在本文分别代表企业融资约束程度、风险承担能力和投资机会,*Controls_{i,t-1}*表示滞后一期的控制变量(具体见模型(2)),模型中控制年度和公司层面的固定效应并在公司层面进行聚类稳健标准误。

(一) 地方政府债务扩张、融资约束与企业并购

鉴于有限的内部资金往往难以弥补大规模投资活动带来的资金缺口,外源融资是支撑企业投资活动顺利进行的关键所在(张成思、刘贯春,2018)。因此,当企业的融资渠道收窄、融资难度和融资成本上升时,其通常会压缩并购支出以缓解资金不足的困境。在银行信贷供给总量未明显变化的情况下,地方政府债务的持续扩张会减小企业从商业银行可获得的贷款额度,挤出企业的债务融资,进而抑制企业的并购行为。

在实证检验中,本文采用如下两个指标度量企业的融资约束程度:(1)参考Hadlock & Pierce(2010)

^①限于篇幅,正文未汇报其他稳健性检验的回归结果。感兴趣的读者可联系作者索取。下同。

的研究,采用SA指数衡量企业面临的融资约束程度;^①(2)借鉴吴超鹏和唐菡(2016)的研究,以融资约束WW指数作为企业融资约束程度的另一个衡量指标。^②SA指数和WW指数越大表示企业的融资约束问题越严重。表8的Panel A报告了SA指数和WW指数分别作为融资约束衡量指标时的机制分析的回归结果,当被解释变量分别为MADummy、MACount和MAScale时,交互项GovDebt×SA的系数均在1%的水平上显著为负,交互项GovDebt×WW的系数均至少在5%的水平上显著为负。这表明在融资约束问题较严重的企业,地方政府债务对其并购活动的负面影响更大。这进一步证实,企业融资约束程度是地方政府债务扩张抑制企业并购的作用机制之一。

(二)地方政府债务扩张、风险承担与企业并购

从风险承担的角度来看,企业在并购的过程中需要承担较高的风险。具体而言,企业在并购中不但面临着来自融资约束、目标评估和反收购对抗等多方面的问题(唐兵等,2012),还可能出现并购后的整合风险。因此,良好的风险承担能力是企业发起并购的先决条件(Francis & Smith, 1995)。已有研究证实地方政府债务降低了企业的风险承担能力(刘欢等,2020)。因此,地方政府债务不断累积而诱发的风险会降低企业风险承担能力,从而抑制企业的并购意愿。本文借鉴John et al.(2008)的做法,选取资产收益率ROA的波动性(RiskTake1)作为企业风险承担水平的衡量指标,它等于经行业和年度均值调整后的企业资产收益率ROA在3年内($t-1, t+1$)年的滚动标准差。Risk1的值越大,代表企业风险承担水平越高。此外,为保证结果的稳健性,本文采用经行业和年度均值调整后企业息税前利润(EBIT)在3年内($t-1, t+1$)年的滚动标准差(RiskTake2)作为企业风险承担水平的另一个衡量指标进行检验。

表8的Panel B汇报了企业风险承担水平作为影响渠道的检验结果,结果显示,当资产收益率ROA的波动性(RiskTake1)和企业息税前利润EBIT的波动性(RiskTake2)分别作为企业风险承担水平的衡量指标时,交互项GovDebt×RiskTake1和GovDebt×RiskTake2的系数均至少在10%的水平上显著为正,可见企业的风险承担水平越低,地方政府债务扩张对企业并购行为的抑制作用更大,“地方政府债务扩张—风险承担—企业并购”的路径得以验证。

(三)地方政府债务扩张、投资机会与企业并购

投资机会是并购活动发生的先决条件(Lang et al., 1996),地方政府债务的扩张既可能导致企业因融资约束而减少投资规模,也可能加剧企业经营风险而导致经营绩效下降,从而减少净现值为正的投资项目,挤出企业的投资机会,降低企业并购的可能性。借鉴靳庆鲁等(2015)对投资机会的衡量方法,本文使用企业营业收入增长率(*Growth_sale*)作为投资机会的衡量指标。*Growth_sale*取值越大,表明投资机会越多。此外,本文还借鉴于泽等(2015)对投资机会的衡量方法,使用公司的市场价值与重置价值的比值(*TobinQ*)作为投资机会的另一个衡量指标。*TobinQ*取值越大,同样表明投资机会越多。

表8的Panel C给出了投资机会作为影响机制的回归结果,当*Growth_sale*和*TobinQ*分别作为企业投资机会的衡量指标时,交互项GovDebt×*Growth_sale*和GovDebt×*TobinQ*的系数均至少在10%的水平上显著为正,表明地方政府债务扩张对企业并购的抑制作用在投资机会较少的企业中更为凸显。这表明地方政府债务扩张通过挤出企业的投资机会,进而降低了企业并购动机。综上所述,“地方政府债务扩张—投资机会—企业并购”的路径得以验证。

^①SA指数的算式为: $SA\ Index = -0.737 \times Size + 0.043 \times Size^2 - 0.04 \times Age$ 。其中,*Size*为企业规模,*Age*为企业年龄。

^②WW指数的算式为: $WW\ index = -0.091CF - 0.062DivPos + 0.021TLTD - 0.044LNTA + 0.102ISG - 0.035SG$ 。其中,*CF*为经营活动现金流除以总资产,*DivPos*是公司当年度是否支付现金股利的哑变量,*TLTD*为长期负债除以总资产,*LNTA*为总资产的自然对数,*ISG*和*SG*分别为行业与公司的销售增长率。

表8 机制分析实证结果

Panel A: 地方政府债务扩张、融资约束与企业并购						
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>MADummy</i>	<i>MACount</i>	<i>MAScale</i>	<i>MADummy</i>	<i>MACount</i>	<i>MAScale</i>
<i>GovDebt</i> × <i>SA</i>	-0.6655*** (-2.6035)	-0.4988*** (-2.6163)	-15.9510*** (-3.3683)			
<i>GovDebt</i> × <i>WW</i>				-0.9517** (-2.5548)	-0.7169*** (-2.6181)	-20.7014*** (-2.8239)
<i>SA</i>	-0.1570*** (-4.1443)	-0.1255*** (-4.3813)	-3.0701*** (-4.2292)			
<i>WW</i>				-0.4191*** (-6.1585)	-0.3065*** (-6.0032)	-8.5805*** (-6.5077)
<i>GovDebt</i>	-2.2342** (-2.2515)	-1.6630** (-2.2513)	-55.1428*** (-2.9983)	-0.6641* (-1.6664)	-0.4839* (-1.6520)	-15.3799** (-1.9655)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
常数项	-0.0599 (-0.1948)	-0.1277 (-0.5405)	-3.4579 (-0.5832)	0.1016 (0.3442)	0.0250 (0.1089)	0.1640 (0.0287)
观测值	26918	26918	26918	24011	24011	24011
R ²	0.2355	0.2448	0.2328	0.2472	0.2554	0.2446
Panel B: 地方政府债务扩张、风险承担与企业并购						
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>MADummy</i>	<i>MACount</i>	<i>MAScale</i>	<i>MADummy</i>	<i>MACount</i>	<i>MAScale</i>
<i>GovDebt</i> × <i>RiskTake1</i>	2.4341** (2.0652)	1.8771** (2.0538)	51.4998** (2.3132)			
<i>GovDebt</i> × <i>RiskTake2</i>				1.2137* (1.7095)	1.0077* (1.8601)	28.1054** (2.1072)
<i>RiskTake1</i>	0.3744*** (4.4594)	0.2906*** (4.4521)	7.2385*** (4.5421)			
<i>RiskTake2</i>				0.1750*** (3.4762)	0.1422*** (3.7212)	3.4932*** (3.6828)
<i>GovDebt</i>	-0.4142*** (-3.7437)	-0.3242*** (-3.8366)	-8.1042*** (-3.8196)	-0.3811*** (-3.5844)	-0.3022*** (-3.7332)	-7.5411*** (-3.6960)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
常数项	0.4924* (1.7903)	0.3103 (1.4572)	7.6389 (1.4432)	0.5300* (1.9273)	0.3396 (1.5945)	8.2832 (1.5653)
观测值	26880	26880	26880	26880	26880	26880
R ²	0.2352	0.2446	0.2325	0.2348	0.2442	0.2321
Panel C: 地方政府债务扩张、投资机会与企业并购						
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>MADummy</i>	<i>MACount</i>	<i>MAScale</i>	<i>MADummy</i>	<i>MACount</i>	<i>MAScale</i>
<i>GovDebt</i> × <i>Growth_sale</i>	0.2909** (1.9701)	0.2016** (1.9701)	4.6796* (1.6965)			
<i>GovDebt</i> × <i>TobinQ</i>				0.1069** (2.3482)	0.0814** (2.2898)	1.8853** (2.1785)
<i>Growth_sale</i>	-0.0101 (-1.0341)	-0.0070 (-1.0341)	-0.1691 (-0.9265)			
<i>TobinQ</i>				0.0167*** (4.4253)	0.0131*** (4.4491)	0.3071*** (4.2863)
<i>GovDebt</i>	-0.3658*** (-3.4777)	-0.2536*** (-3.4777)	-6.7171*** (-3.3521)	-0.0821 (-0.6002)	-0.0698 (-0.6660)	-1.9137 (-0.7312)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
常数项	0.5290** (1.9660)	0.3667** (1.9660)	8.1053 (1.5768)	0.5895** (2.1449)	0.3873* (1.8198)	9.5007* (1.7966)
观测值	26892	26892	26892	26918	26918	26918
R ²	0.2351	0.2351	0.2329	0.2357	0.2451	0.2330

六、异质性分析

为考察不同情况下,地方政府债务扩张对企业并购的差异,本文分别从企业产权性质、融资需求、高管风险偏好和行业相关性四个方面进行异质性分析。

(一)基于企业产权性质的异质性分析

在我国,国有企业和非国有企业在融资能力和经营风险等方面存在显著差异。具体而言,国有企业通常承担着较多的社会责任和政治任务,其信贷获取能力也较强(梁若冰、王群群,2021)。而相比于国有企业,非国有企业往往面临着信贷歧视和较弱的抗风险能力,基本面上的劣势导致其并购意愿虽然较高,但并购能力经常受到限制。因此,本文预计地方政府债务扩张对企业并购的抑制作用主要体现在非国有企业中。为验证这一假设,本文按照产权性质进行分组回归。回归结果详见表9的Panel A,地方政府债务(*GovDebt*)的估计系数在非国有企业的回归中显著为负,而在国有企业的回归中则不显著,组间系数差异均在1%水平上显著,这一结果与预期相符。说明地方政府债务扩张对企业并购行为的影响在产权性质不同的企业中存在显著差异,由此进一步证实了融资约束和风险承担能力作用机制的成立。

(二)基于企业融资需求的异质性分析

由机制检验可知,地方政府债务通过增大企业的融资约束进而抑制企业并购,因此,当公司融资需求程度较高时,地方政府债务对企业并购的负面影响可能会更为严重。为检验这一逻辑,本文借鉴祝继高和陆正飞(2012)的计算方法,将企业成长性与可实现的内生增长之差作为融资需求(*FN*),其算式为: $FN_{i,t}=(A_{i,t}-A_{i,t-1})/A_{i,t-1}-ROE_{i,t}/(1-ROE_{i,t})$,其中*A*为资产规模,*ROE*为净资产收益率,该值越大表示企业的融资需求越高。根据*FN*年度中位数将样本分为融资需求高、融资需求低两组,检验地方政府债务对企业并购的异质性影响。回归结果详见表9的Panel B,结果显示,地方政府债务(*GovDebt*)的估计系数在高融资需求企业的回归中显著为负,而在低融资需求企业的回归中则不显著,组间系数差异均在10%水平上显著。说明地方政府债务扩张对企业并购行为的影响在融资需求程度不同的企业中存在显著差异,由此融资约束传导的有效性得到进一步证实。

(三)基于高管风险偏好的异质性分析

鉴于融资、目标评估和反收购等风险贯穿并购活动的始终,并购决策能够体现出管理者的风险偏好。已有研究证实风险偏好型高管倾向于发起更多的并购,且并购后企业的盈利波动性更大(Cain & Mckeon,2016)。通过机制检验可知,地方政府债务通过降低企业风险承担能力进而抑制企业并购,本文预期,当公司高管的风险偏好程度较低时,地方政府债务对企业并购的负面影响会更为严重。为检验这一逻辑,本文借鉴何瑛等(2019)的研究,从企业资产结构、偿债能力、盈利能力、利润分配、现金流量和资本支出6个方面选取指标,运用主成分分析法构建高管风险偏好指数,^①该指数越大表示高管的风险偏好程度越高。根据高管风险偏好程度的年度中位数将样本分为高管风险偏好程度高、高管风险偏好程度低两组,检验地方政府债务对企业并购的异质性影响。回归结果详见表9的Panel C,地方政府债务(*GovDebt*)的估计系数在低风险偏好企业的回归中显著为负,而在高风险偏好企业的回归中则不显著,组间系数差异均显著为负,说明地方政府债务扩张对企业并购行为的影响在高管风险偏好程度不同的企业中存在显著差异。

(四)基于行业相关性的异质性分析

1994年分税制改革以来,随着“财权上移,事权下放”的财政管理体制不断完善,基础设施、科教文卫和农林水等方面的开支主要由地方政府承担。地方政府债务募集资金主要投向市政基础设施

^①高管风险偏好指数(*RPI*)算式为 $RPI=0.1895X_1+0.1950X_2+0.1983X_3+0.2173X_4+0.2086X_5-0.2635X_6$,其中*X*₁代表企业风险资产占总资产比重,*X*₂为资产负债率,*X*₃为企业核心盈利能力比率,*X*₄为企业留存收益率,*X*₅为企业自身资金满足率,*X*₆为企业资本支出率。

和公用事业建设(冀云阳等,2021)。近年来,地方政府债务对企业投资的影响一直存在“基建挤入”效应和“投资挤出”效应之争:一方面,地方政府债务扩张能提高公共服务的正外部性,提高资本的边际回报率,促进企业投资;另一方面,地方政府债务的迅速膨胀会减少企业从银行获得的信贷额度,并抬高企业的融资成本,挤出企业投资。为了分析地方政府债务扩张与企业并购的关系是否受所属行业的影响,同时也为验证投资机会是地方政府债务影响企业并购的机制之一,本文借鉴汪金祥等(2020)的做法,将属于基础设施和公益行业的企业行业属性赋值为1,否则为0。^①表9的Panel D为分行业的回归结果。本文发现,地方政府债务(*GovDebt*)的估计系数在非市政领域行业的回归中显著为负,在相关行业的回归中不显著,组间系数差异均在1%的水平上显著。这一结果表明,地方政府债务扩张带来的负面影响主要存在于非市政领域行业的企业中。

表9 分组检验结果

Panel A: 产权性质分组检验						
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>MADummy</i>		<i>MACount</i>		<i>MAScale</i>	
	国有企业	非国有企业	国有企业	非国有企业	国有企业	非国有企业
<i>GovDebt</i>	-0.0875 (-0.7431)	-0.4928*** (-3.3838)	-0.0515 (-0.5827)	-0.4052*** (-3.5676)	-2.1597 (-0.9594)	-9.5982*** (-3.4798)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
常数项	0.3045 (0.6718)	0.8099** (2.0160)	0.2245 (0.6469)	0.5368* (1.6571)	4.3287 (0.4927)	15.6671** (2.0651)
观测值	10993	15925	10993	15925	10993	15925
R ²	0.1607	0.2635	0.1646	0.2767	0.1571	0.2612
组间系数差异检验 (P值)	-0.405*** (0.000)		-0.354*** (0.000)		-7.438*** (0.000)	
Panel B: 融资需求分组检验						
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>MADummy</i>		<i>MACount</i>		<i>MAScale</i>	
	高融资需求	低融资需求	高融资需求	低融资需求	高融资需求	低融资需求
<i>GovDebt</i>	-0.1546 (-1.1329)	-0.3073** (-2.3892)	-0.1071 (-1.1329)	-0.2130** (-2.3892)	-3.1684 (-1.3004)	-5.3982** (-2.3294)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
常数项	0.0337 (0.0805)	0.8157** (2.2239)	0.0234 (0.0805)	0.5654** (2.2239)	0.2922 (0.0396)	12.9503** (2.0095)
观测值	13644	13274	13644	13274	13644	13274
R ²	0.3472	0.3214	0.3472	0.3214	0.3507	0.3223
组间系数差异检验 (P值)	-0.153* (0.069)		-0.106* (0.071)		-2.230* (0.099)	
Panel C: 高管风险偏好分组检验						
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>MADummy</i>		<i>MACount</i>		<i>MAScale</i>	
	高风险偏好	低风险偏好	高风险偏好	低风险偏好	高风险偏好	低风险偏好
<i>GovDebt</i>	-0.0827 (-0.6440)	-0.3549** (-2.2587)	-0.0876 (-0.9131)	-0.2622** (-2.1402)	-2.2982 (-0.9509)	-6.5693** (-2.2042)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是

①中国证监会行业分类将以下行业划为基础设施和公益行业:(1)电力、热力、燃气以及水生产和供应业;(2)建筑业;(3)交通运输、仓储和邮政业;(4)科学研究和技术服务业;(5)教育;(6)文化、体育和娱乐业;(7)卫生和社会工作;(8)农林牧渔业;(9)水利、环境和公共设施管理业。

续表 9

Panel C: 高管风险偏好分组检验						
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	MADummy		MACount		MAScale	
	高风险偏好	低风险偏好	高风险偏好	低风险偏好	高风险偏好	低风险偏好
常数项	0.8746** (2.2204)	0.0640 (0.1124)	0.5557* (1.7738)	0.1353 (0.2834)	16.9865** (2.2382)	0.9938 (0.0907)
观测值	13256	13662	13256	13662	13256	13662
R ²	0.2827	0.3371	0.2880	0.3513	0.2787	0.3352
组间系数差异检验 (P值)	-0.272*** (0.005)		-0.175** (0.015)		-4.271** (0.013)	
Panel D: 行业相关性分组检验						
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	MADummy		MACount		MAScale	
	相关行业	非相关行业	相关行业	非相关行业	相关行业	非相关行业
GovDebt	-0.0962 (-0.3816)	-0.3701*** (-3.3434)	-0.0397 (-0.2076)	-0.2961*** (-3.5163)	-1.2654 (-0.2597)	-7.2994*** (-3.4434)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
常数项	-0.8792 (-1.3596)	0.6782** (2.2377)	-0.7095 (-1.4761)	0.4506* (1.9165)	-15.6842 (-1.3377)	11.3136* (1.9284)
观测值	3271	23647	3271	23647	3271	23647
R ²	0.2419	0.2416	0.2495	0.2507	0.2402	0.2381
组间系数差异检验 (P值)	-0.274*** (0.000)		-0.256*** (0.000)		-6.034*** (0.000)	

七、进一步分析

参考 Golubov et al.(2015)的研究方法,本文建立如下回归模型进一步检验地方政府债务扩张对企业并购绩效的影响:

$$MA\ Performance_{i,t+n} = \lambda_0 + \lambda_1 GovDebt_{p,t} + \lambda_2 Controls_{i,t-1} + \sum Year + \sum Firm + \sigma_{i,t} \quad (5)$$

企业并购绩效主要涵盖市场绩效和财务绩效两个维度。在本研究中,市场绩效 $BHAR$ 用购买主并公司股票并一直持有到考察期结束,以主并公司股票收益率与对应组合收益率之差来测算。参考李善民等(2020)的研究方法,主并公司 i 并购后 $[0, T]$ 月 $BHAR$ 的具体算式为: $BHAR_{i,T} = \prod_{t=0}^T (1 + R_{i,t}) - \prod_{t=0}^T (1 + R_{p,t})$, 其中, $R_{i,t}$ 和 $R_{p,t}$ 分别是在 t 月考虑现金红利再投资的股票 i 和对应投资组合 p 的月回报率。并购长期市场绩效主要采用并购后 12 个月、24 个月和 36 个月的 $BHAR$ 来表示。考虑到协同效应作为并购收益的来源,是衡量并购效果的关键指标,本文借鉴杨继彬等(2021)的做法,利用收购方在并购前后经行业均值调整的平均总资产收益率变化 ΔROA 衡量并购长期财务绩效,即并购协同效应。具体而言,本文选取主并公司并购前后 1 年 ($\Delta ROA_{t-1,t+1}$)、2 年 ($\Delta ROA_{t-2,t+2}$) 和 3 年 ($\Delta ROA_{t-3,t+3}$) 为并购协同效应的考察期。实证结果如表 10 所示,在列(1)(2)(3)中,虽然当 $BHAR_{12}$ 为被解释变量时,地方政府债务 ($GovDebt$) 的系数不显著,但是鉴于 $GovDebt$ 的系数在长期市场绩效 ($BHAR_{24}$ 和 $BHAR_{36}$) 为被解释变量时均显著为负且显著性水平和绝对值不断增大,证明地方政府债务扩张会在长期范围内显著抑制企业并购的市场绩效。在列(4)(5)(6)中,当长期财务绩效 ($\Delta ROA_{t-1,t+1}$ 、 $\Delta ROA_{t-2,t+2}$ 和 $\Delta ROA_{t-3,t+3}$) 为被解释变量时,地方政府债务 ($GovDebt$) 的系数均显著为负,且显著性水平和绝对值不断增大,这进一步证实了在地方政府债务扩张背景下,主并公司的长期财务绩效更低,更不易于创造协同效应。

表10 地方政府债务扩张与企业并购绩效

变量	市场绩效(BHAR)			财务绩效/并购协同效应(ΔROA)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$BHAR_{12}$	$BHAR_{24}$	$BHAR_{36}$	$\Delta ROA_{t-1,t+1}$	$\Delta ROA_{t-2,t+2}$	$\Delta ROA_{t-3,t+3}$
<i>GovDebt</i>	-0.6779 (-0.9241)	-1.8748* (-1.7769)	-2.5526** (-1.9779)	-0.0646 (-1.3605)	-0.1190** (-2.1704)	-0.1547*** (-3.1707)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
常数项	3.1206*** (3.1431)	5.0386*** (3.1233)	6.6895*** (3.3640)	0.5346*** (3.4813)	0.2125 (1.0356)	0.2957* (1.7986)
观测值	3104	3104	3104	3137	2510	2138
R ²	0.5882	0.6503	0.6681	0.6060	0.7890	0.6786

八、研究结论与启示

本文立足于地方政府债务扩张对企业的影响,采用2008—2019年沪深A股非金融业上市公司的财务数据以及手工搜集整理的全口径地方政府债务数据,实证检验了地方政府债务扩张对企业并购行为的影响,研究发现:扩张的地方政府债务规模会对企业并购行为产生负向影响,具体体现为降低企业并购概率、并购频率和并购规模。机制分析表明加剧融资约束、弱化风险承担能力和减少投资机会是地方政府债务扩张作用于企业并购的渠道。异质性分析中,本文讨论了在不同的产权性质、融资需求、高管风险偏好、行业相关性下两者之间关系的差异性,发现地方政府债务扩张与企业并购行为的负向关系在非国有、融资需求大、高管风险偏好程度低和非市政相关行业的企业中更加显著。进一步研究发现,地方政府债务扩张降低了企业长期并购绩效。

本研究表明,分税制改革下的地方政府债务扩张是抑制企业并购行为和长期并购绩效的重要宏观因素,为地方政府债务扩张的挤出效应补充了新的现实层面的经验证据,对进一步深化地方政府债务管理体制、防范化解地方政府债务风险以及促进经济高质量发展提供参考借鉴。具体而言,本文的政策启示分为以下四点:

第一,本文基于地方政府债务扩张的视角揭示了企业在实施并购行为时可能考虑的宏观因素,既有助于企业管理层制定更为科学的并购决策,也有利于政策制定者和利益相关者更全面客观地理解企业并购行为。就发起并购的企业而言,在评估并购项目的收益和可行性时要了解所处的宏观制度环境,对各环节可能面临的风险有初步的预判,从而更加充分地权衡利弊。同时,有关部门要助力企业开展符合自身发展战略的并购项目,加强对上市公司并购的全过程监督,从而最大程度地发挥并购在实现资源整合、产业升级和价值创造方面的作用。

第二,应继续深化地方政府债务管理体制、防范化解地方政府债务风险,为微观主体创造良好的生产经营环境。在地方政府债务从举借到偿还的全过程中,要避免其风险通过金融部门传导至整个实体经济。具体地,一方面,要建立健全地方政府债务的监管体系,完善地方政府投融资决策机制,确保地方政府举债规模和债务偿还能力相匹配,避免地方政府债务规模的无序扩张。另一方面,要持续推进地方政府隐性债务治理工作,提高地方政府隐性债务的信息透明度,促使隐性债务显性化。此外,应完善地方政府债务风险的应急处理机制,遏制局部的地方政府债务风险蔓延至其他部门。

第三,坚持金融市场服务实体经济,提高信贷资源配置效率,降低实体部门的融资难度和融资成本。在当前我国并购市场日趋活跃的背景下,融资成本的降低有助于提高实体经济的盈利水平,融资难度的缓解能够避免企业因资金短缺问题而放弃优质的并购项目。要充分发挥金融市场对信贷

资源的配置作用,减少金融摩擦,弱化政府和企业 in 金融市场上的竞争关系。从长期来看,应持续推进多层次资本市场建设,逐步摆脱以往单一依靠银行贷款的间接融资模式,拓宽实体企业的融资渠道,减少地方政府债务对企业信贷资源的占用和挤出。

第四,不断提高实体经济的盈利水平,增加微观主体的投资机会,促进并购协同效应的实现。异质性检验结果表明,地方政府债务对非市政领域行业挤出效应更显著。因此,应减少政府这一“有形之手”对市场资源的过多干预,充分发挥市场这一“无形之手”在资源配置中的决定性作用。具体而言,一方面,地方政府要加快建立与高质量发展相适应的监督考评体系,避免因晋升激励导致的债务无序扩张,防止对微观主体投资的挤出。另一方面,地方政府应准确界定债务募集资金投向,可考虑适当收缩政府投资范围,为社会资本特别是民间资本提供更多投资机会。此外,应着力于提高实体经济的投资收益率,增加净现值为正的投资项目数量,提升主并公司的财务绩效,使并购真正服务于资源优化配置和产业转型升级,从而助推经济高质量发展。

参考文献:

- 蔡庆丰 田霖,2019:《产业政策与企业跨行业并购:市场导向还是政策套利》,《中国工业经济》第1期。
- 陈仕华 卢昌崇 姜广省 王雅茹,2015:《国企高管政治晋升对企业并购行为的影响——基于企业成长压力理论的实证研究》,《管理世界》第9期。
- 郝宪印 张念明,2023:《新时代我国区域发展战略的演化脉络与推进路径》,《管理世界》第1期。
- 何瑛 于文蕾 杨棉之,2019:《CEO复合型职业经历、企业风险承担与企业价值》,《中国工业经济》第9期。
- 胡奕明 顾伟雯,2016:《地方政府债务与经济增长——基于审计署2010~2013年地方政府性债务审计结果》,《审计研究》第5期。
- 冀云阳 毛捷 文雪婷,2021:《地方公共债务与资本回报率——来自新口径债务数据和三重机制检验的经验证据》,《金融研究》第6期。
- 美国华 饶品贵,2011:《宏观经济政策与微观企业行为——拓展会计与财务研究新领域》,《会计研究》第3期。
- 蒋冠宏 曾靓,2020:《融资约束与中国企业对外直接投资模式:跨国并购还是绿地投资》,《财贸经济》第2期。
- 靳庆鲁 侯青川 李刚 谢亚茜,2015:《放松卖空管制、公司投资决策与期权价值》,《经济研究》第10期。
- 李善民 黄志宏 郭菁晶,2020:《资本市场定价对企业并购行为的影响研究——来自中国上市公司的证据》,《经济研究》第7期。
- 连立帅 陈超,2021:《资本投资下降的形成原因研究:“四万亿”经济刺激政策长期影响的视角》,《管理评论》第4期。
- 梁若冰 王群群,2021:《地方债管理体制与企业融资困境缓解》,《经济研究》第4期。
- 李逸飞 曹策 楚尔鸣,2023:《地方债管理体制与企业数字化转型》,《经济学动态》第4期。
- 刘畅 曹光宇 马光荣,2020:《地方政府融资平台挤出了中小企业贷款吗》,《经济研究》第3期。
- 刘欢 周会洋 侯黎然,2020:《地方政府债务与企业创新》,《会计研究》第9期。
- 刘潘 张子尧,2023:《地方公共债务与资源配置效率:企业间全要素生产率分布差异的视角》,《经济研究》第10期。
- 刘蓉 李娜,2021:《地方债务密集度攀升的乘数和双重挤出效应研究》,《管理世界》第3期。
- 刘行 建蕾 梁娟,2016:《房价波动、抵押资产价值与企业风险承担》,《金融研究》第3期。
- 马文涛 马草原,2018:《政府担保的介入、稳增长的约束与地方政府债务的膨胀陷阱》,《经济研究》第5期。
- 毛锐 刘楠楠 刘蓉,2018:《地方政府债务扩张与系统性金融风险的触发机制》,《中国工业经济》第4期。
- 牛霖琳 夏红玉 许秀,2021:《中国地方债务的省级风险度量和网络外溢风险》,《经济学(季刊)》第3期。
- 彭聪 申宇 张宗益,2020:《高管校友圈降低了市场分割程度吗?——基于异地并购的视角》,《管理世界》第5期。
- 沈坤荣 施宇,2022:《地方政府债务的表现形式、规模测度及风险评估》,《经济学动态》第7期。
- 唐兵 田留文 曹锦周,2012:《企业并购如何创造价值——基于东航和上航并购重组案例研究》,《管理世界》第11期。
- 汪金祥 吴世农 吴育辉,2020:《地方政府债务对企业负债的影响——基于地市级的经验分析》,《财经研究》第1期。
- 王韧 周万红 贾文浩,2022:《区域一体化对地方政府债务的影响机制与异质性分析》,《财政研究》第3期。
- 王小鲁 樊纲 余静文,2017:《中国分省份市场化指数报告(2016)》,社会科学文献出版社。
- 吴超鹏 唐蔚,2016:《知识产权保护执法力度、技术创新与企业绩效——来自中国上市公司的证据》,《经济研究》第11期。
- 杨灿明 鲁元平,2015:《我国地方债务数据存在的问题、测算方法与政策建议》,《财政研究》第3期。
- 杨继彬 李善民 杨国超 吴文锋,2021:《省际双边信任与资本跨区域流动——基于企业异地并购的视角》,《经济研究》第4期。

- 余海跃 康书隆,2020:《地方政府债务扩张、企业融资成本与投资挤出效应》,《世界经济》第7期。
- 余明桂 王空,2022:《地方政府债务融资、挤出效应与企业劳动雇佣》,《经济研究》第2期。
- 尹李峰 李森 缪小林,2021:《减税降费是否带来地方债风险?——基于高质量税源的中介效应分析》,《财政研究》第3期。
- 于泽 陆怡舟 王闻达,2015:《货币政策执行模式、金融错配与我国企业投资约束》,《管理世界》第9期。
- 翟玲玲 吴育辉,2021:《信用评级的融资与监督效应——来自企业并购的证据》,《南开管理评论》第1期。
- 张成思 刘贵春,2018:《中国实业部门投融资决策机制研究——基于经济政策不确定性和融资约束异质性视角》,《经济研究》第12期。
- 张军 吴桂英 张吉鹏,2004:《中国省际物质资本存量估算:1952—2000》,《经济研究》第10期。
- 钟宁桦 温日光 刘学悦,2019:《“五年规划”与中国企业跨境并购》,《经济研究》第4期。
- Ahern, K.R. et al.(2015), “Lost in translation? The effect of cultural values on mergers around the world”, *Journal of Financial Economics*, 117(1):165—189.
- Altonji, J.G. et al.(2005), “Selection on observed and unobserved variables: Assessing the effectiveness of Catholic schools”, *Journal of Political Economy*, 113(1):151—184.
- Bonaime, A. et al.(2018), “Does policy uncertainty affect mergers and acquisitions?”, *Journal of Financial Economics*, 129(3):531—558.
- Boone, C. et al.(2004), “Size, differentiation and the performance of Dutch daily newspapers”, *Industrial and Corporate Change*, 13(1):117—148.
- Cain, M.D. & S.B.McKeon (2016), “CEO personal risk-taking and corporate policies”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 51(1):139—164.
- Croce, M.M. et al.(2019), “Government debt and the returns to innovation”, *Journal of Financial Economics*, 132(3):205—225.
- Demirci, I. et al.(2019), “Government debt and corporate leverage: International evidence”, *Journal of Financial Economics*, 133(2):337—356.
- Francis, J. & A.Smith (1995), “Agency costs and innovation some empirical evidence”, *Journal of Accounting and Economics*, 19(2—3):383—409.
- Gaur, A.S. et al.(2013), “Acquisition announcements and stock market valuations of acquiring firms’ rivals: A test of the growth probability hypothesis in China”, *Strategic Management Journal*, 34(2):215—232.
- Golubov, A. et al.(2015), “Extraordinary acquirers”, *Journal of Financial Economics*, 116(2):314—330.
- Gooding, R.Z. & J.A.Wagner(1985), “A meta-analytic review of the relationship between size and performance: The productivity and efficiency of organizations and their subunits”, *Administrative Science Quarterly*, 30(4):462—481.
- Gorbenko, A.S. & A.Malenko(2018), “The timing and method of payment in mergers when acquirers are financially constrained”, *Review of Financial Studies*, 31(10):3937—3978.
- Greiner, A.(2013), “Debt and growth: Is there a non-monotonic relation?”, *Economics Bulletin*, 31(10):340—374.
- Hadlock, C. J. & J. R. Pierce(2010), “New evidence on measuring financial constraints: Moving beyond the KZ index”, *Review of Financial Studies*, 23(5):1909—1940.
- Huang, Y. et al.(2020), “Local crowding-out in China”, *Journal of Finance*, 75(6):2855—2898.
- John, K. et al.(2008), “Corporate governance and risk-taking”, *Journal of Finance*, 63(4):1679—1728.
- Kim, J. Y. et al.(2011), “When firms are desperate to grow via acquisition: The effect of growth patterns and acquisition experience on acquisition premiums”, *Administrative Science Quarterly*, 56(1):26—60.
- Lang, L. et al.(1996), “Leverage, investment, and firm growth”, *Journal of Financial Economics*, 40(1):3—29.
- Roodman, D.(2009), “How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata”, *Stata Journal*, 9(1):86—136.
- Varaiya, N.P. & K.R.Ferris(1987), “Overpaying in corporate takeovers: The winner’s curse”, *Financial Analysts Journal*, 43(3):64—70.

Local Government Debt Expansion and Corporate M&A

WU Yuhui and MO Yifan
(Xiamen University, Xiamen, China)

Summary: After the outbreak of the global financial crisis in 2008, the continuous expansion of local government debt has attracted high attention, and its impact on enterprises has become an important research field. At the same time, the motivation and influencing factors of enterprise merger and acquisition (M&A), an important investment decision of enterprises, have become a research hotspot in recent years. In terms of the transitional economies represented by China, the M&A decision of enterprises is not entirely based on their development requirements, but is usually subject to the macro external environment. Previous research has confirmed that local governments have an important impact on enterprise M&A activities. Therefore, it is of great significance to investigate the impact of local government borrowing on the M&A decision of enterprises in a region and its mechanism. Based on this, this paper empirically examines the impact of local governments' debt expansion on enterprise M&A by using the data of Shanghai and Shenzhen A-share listed non-financial companies from 2008 to 2019 and the manually collected local government debt data at the provincial level as samples. This paper finds that the expansion of local government debt significantly inhibits enterprise M&A, which is reflected in reducing the M&A probability, frequency and scale. Mechanism analysis reveals that local government debt inhibits enterprise M&A by increasing corporate financing constraints, and reducing enterprise risk-taking and corporate investment opportunities. In particular, when an enterprise is non-state-owned, with greater financing demand, lower risk preference of the executives, or in industries unrelated to municipal fields, the impact of local government debt on enterprise M&A will be more significant. Further analysis shows that the expansion of local government debt reduces the M&A performance of enterprises, and reduces the cross-industry M&A and cross-location M&A of enterprises.

Compared with existing research, the marginal contributions of this paper are mainly reflected in the following aspects. Firstly, based on the institutional background of China, this paper uses the hand-collected full-caliber provincial-level government debt data to clarify the impact of local government debt on corporate M&A, which is helpful to deepen the cognition of the impact of local government debt on corporate M&A. Secondly, based on theoretical analyses and multiple empirical tests, this paper provides evidence of the causal relationship for the impact of local government debt expansion on corporate M&A decisions, which is helpful to understand the economic consequences of local government debt and the necessity of governing local government debt. Thirdly, from the perspective of local government debt, this paper reveals the macro factors that enterprises may consider when implementing M&A, which can not only provide reference for the management of enterprises to make scientific M&A decisions, but also help deepen the cognition of the regulatory authorities on the microeconomic consequences of local government debt expansion. The conclusions of this paper not only deepen the understanding of the impact of local government debt on the resource allocation efficiency of enterprises, but also provide practical guidance and evidence support for preventing and defusing major financial risks and strengthening the governance of local government debt.

The policy implications of this paper are as follows. Firstly, enterprises should understand the macro institutional environment when initiating M&As, and have a preliminary judgment of the risks they may face in each link, so they can more fully weigh the pros and cons. Secondly, it is necessary to deepen the reform of the local government debt management system, prevent and defuse local government debt risks, and create a good production and operation environment for micro subjects. Thirdly, it is necessary to adhere to the financial market serving the real economy, improve the efficiency of credit resource allocation, and reduce the financing difficulty and cost of the real sector. Fourthly, it is necessary to improve the profitability of the real economy, increase the investment opportunities of micro subjects, and promote the realization of the synergy effect of M&As.

Keywords: Local Government Debt; M&A; Financing Constraints; Risk-taking; Investment Opportunities

JEL Classification: G34, H32, H63

(责任编辑:木丰)

(校对:金禾)