

破产法律制度改革对企业避税的影响*

——来自《企业破产法》实施的经验证据

李青原¹ 邹秉辰¹ 肖泽华²

(1. 武汉大学经济与管理学院, 湖北 武汉 430072;

2. 湖北大学商学院, 湖北 武汉 430061)



内容提要:破产法律制度是市场经济的基本制度,也是企业营商环境的重要组成部分。本文运用双重差分法考察以《企业破产法》实施为标志的破产法律制度改革对企业避税的影响。研究表明,《企业破产法》实施后,受法律影响较大企业的避税程度显著下降,该结果在排除干扰性因素、改变变量定义、调整样本时间跨度等稳健性检验中依然成立。动态效应分析表明,破产法律制度改革对企业避税的抑制作用从实施当年开始显现,并且是一个长期效应;机制检验发现,破产法律制度改革对债权人的保护有助于提高其放贷的意愿和程度,使得企业从债务融资中获取了额外的债务税盾,与避税形成的非债务税盾构成替代关系,从而相应地减少避税;进一步异质性检验发现,当企业所在地区法治环境较差、金融市场化程度较低,以及自身会计信息透明度较低、内部控制质量较低时,破产法律制度改革对避税的抑制效果更为显著。本文丰富了《企业破产法》实施经济后果的相关研究,为进一步完善我国破产法律制度提供了支持,同时还为探明债权人保护制度在企业避税中所扮演的角色提供了来自中国的经验证据。

关键词:企业破产法 破产法律制度改革 债权人保护 债务税盾 企业避税

中图分类号:F275 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2022)12—0185—18

一、引言

改革开放以来,我国在市场经济建设上取得了举世瞩目的成就,经济增速常年位居世界前列,被誉为中国增长奇迹(Prasad,2009)^[1]。但与此同时,我国的市场经济发展也受到了法律制度不完善的制约。在此背景下,我国将法治建设贯穿于市场经济建设的始终,通过不断改革优化市场法律制度来助力市场经济高质量发展。特别地,针对1986年颁布的第一部破产法《企业破产法(试行)》(以下简称“旧破产法”)缺乏对债权人有效保护、无法适应市场经济发展客观需要的问题(胡健,2006)^[2],我国在2007年实施了全新的《企业破产法》(以下简称“新破产法”)作为替代,从多个方面为债权人设立了更为完善的利益保护机制。

这次以新破产法实施为标志的破产法律制度改革引发了学术界的密切关注,已有研究大多从法学角度切入,聚焦于新法条文的解析和评述(张艳丽,2007^[3];齐明,2010^[4])。然而,关于这次法

收稿日期:2022-03-15

* 基金项目:国家社会科学基金重大项目“政府职能转变的制度红利研究”(18ZDA113)。

作者简介:李青原,男,教授,博士生导师,会计学博士,研究领域为公司财务与会计,电子邮箱:qyli@whu.edu.cn;邹秉辰,男,博士研究生,研究领域为公司财务与会计,电子邮箱:26042323@qq.com;肖泽华,男,讲师,会计学博士,研究领域为公司财务与会计,电子邮箱:1561242599@qq.com。通讯作者:邹秉辰。

律改革的经济后果究竟如何,相关文献较为匮乏。探究该问题的意义在于以下两个方面:第一,新破产法虽然最终得以实施,但立法过程较为曲折,期间各界出现了激烈的争论,一方面是对这部法律给予了高度肯定,认为该法的出现意味着我国市场经济水平由初级阶段进入中级阶段(许浩,2006)^[5];另一方面也对该法律提出了质疑,认为强调债权人保护会损害企业职工福利,不仅违背了优先保护弱势群体的原则,同时也将一系列现实问题抛给社会来解决,可能拖累我国的经济。这一争论需要通过探究法律改革的经济后果来给出事实性的回应。第二,在新冠肺炎疫情与百年未有之大变局等多重因素加剧市场环境不确定性的背景下,提高企业破产处置的效率和水准对我国市场秩序乃至社会环境稳定具有重要意义,对此,党的十九届四中全会明确要求健全破产制度,《中共中央、国务院关于新时代加快完善社会主义市场经济体制的意见》等一系列文件对健全优胜劣汰市场化退出机制、进一步完善破产法律制度做出了战略部署(宫宜希和彭东昱,2021)^[6]。在这样的形势下,新破产法作为我国破产法律体系建设的重要举措,探究其经济后果可以为破产法律制度的进一步完善提供依据和政策启示,具有十分重要的理论和实践价值。基于此,本文从微观企业行为视角切入,考察以新破产法实施为标志的破产法律制度改革能否抑制企业避税,以期丰富相关领域的研究。

事实上,随着经济全球化的不断深入,企业运用各种手段规避所得税的现象也越发普遍,根据联合国的数据显示,各国政府每年仅因跨国转移利润导致的财政收入损失就高达5000~6000亿美元。因此,探究企业避税的影响因素成为了学术界的热点,不少学者从制度环境这一外部因素入手进行考察。Atwood等(2012)^[7]发现一个地区税收征管的强度与该地区企业避税程度存在负相关关系,原因在于税收征管会使企业的避税行为更容易被发现并且遭受更大的处罚。许红梅和李春涛(2020)^[8]则基于我国独有的制度背景,发现具有“准税收”性质的社保费征管能够降低企业信息不对称、增加避税成本,从而抑制企业避税。除政府征管制度以外,还有一些文献从其他利益相关者的角度出发进行考察。刘行和赵晓阳(2019)^[9]研究表明,与劳动者保护相关的最低工资标准上涨会提高企业的用工成本,使得企业增加避税以应对现金流量风险加剧。债权人是企业重要的外部投资者,在公司的运营中扮演着举足轻重的角色,然而债权人保护制度对企业避税的影响机制尚未得到很好的理解。新破产法在我国发挥着规范破产程序、公平清理违约债务的作用,是债权人权利保护的典型法律制度(魏锋和薛飞,2010)^[10],其能否以及通过何种机制影响企业避税,这一问题值得深入探究。

基于以上分析,本文选取新破产法实施前后四年(2003—2011年)我国A股上市公司作为研究对象,运用双重差分法检验新破产法实施对企业避税的影响。双重差分法通过比较某一事件对实验组和对照组影响的差异,可以克服干扰因果关系的其他因素或遗漏变量的影响,从而识别出因果关系(钱雪松等,2019)^[11]。结果表明,新破产法能够显著抑制企业避税,机制在于法律对债权人的保护缓解了借贷双方因经营状况信息不对称而引发的摩擦,提高了债权人放贷的意愿和程度,使得企业通过债务融资获取了额外的债务税盾与避税形成的非债务税盾构成替代关系,从而降低了企业避税行为。异质性检验发现,当企业所在地区法治环境较差、金融市场化程度较低、会计信息透明度较低以及内部控制质量较低时,法律对避税的抑制效果更为显著。本文的边际贡献在于以下几个方面:第一,现有关于新破产法的研究主要集中在法学层面的条文解析和评述(张艳丽,2007^[3];齐明,2010^[4]),本文考察了该法实施对企业避税的影响,从而丰富了法律经济后果的相关研究。第二,制度环境是企业避税的重要影响因素(Atwood等,2012^[7];许红梅和李春涛,2020^[8];刘行和赵晓阳,2019^[9]),然而却鲜有文献考察债权人保护制度如何影响企业避税,本文的研究表明,新破产法对债权人的保护使得企业获得额外的债务税盾来替代已有的避税税盾,为探明债权人保护制度在企业避税中所扮演的角色提供了来自中国的经验证据。第三,本

文发现我国的破产法律制度改革能够为企业营造更好的借贷环境并降低其避税动机,为进一步完善破产法律制度提供了支持。

二、制度背景和研究假设

1. 制度背景

1986年12月2日,六届全国人大常委会第十八次会议审议通过了我国第一部破产法《企业破产法(试行)》,首次从法律意义上确认了企业可以破产的事实。然而,由于当时我国缺乏处置企业破产的经验,该法在内容上存在诸多不合理之处,引发了破产实践中一系列的问题与矛盾,如企业借破产恶意逃废债务现象大量存在、银行债权人利益得不到保护、破产企业的主管部门拥有高于债权人的处置权(许浩,2006)^[5]。进入20世纪90年代以后,随着市场改革不断深化,在优胜劣汰的浪潮下,濒临破产的企业也越来越多。据各地人民法院公布的统计数据显示,1996年的企业破产案件立案数比上年增长161%,达到6232件,超过1989—1995年的总和,旧破产法对债权人保护不力的弊端也随着破产案件的增多愈发凸显。2001年我国加入WTO后,建立公平、高效的破产法律制度来引导市场秩序的呼声越来越高,在此背景下,我国在2007年对破产法律制度进行了全面性改革,实施了新的《企业破产法》来取代已有的《企业破产法(试行)》,新破产法相比旧破产法从多个方面加强了债权人保护,具体表现在以下四个方面:第一,在旧破产法下,企业需将拖欠职工的工资、福利费用作为优先清偿对象,担保的优先权名存实亡;新破产法规定“职工工资和其他福利只能从未担保财产中清偿,已设立担保的财产对此没有清偿的义务”,重新确立了担保债权人的优先受偿地位。第二,在旧破产法下,企业一旦进入破产程序就只有破产清算退出一条出路,但实践中可供清偿的破产财产往往所剩无几;新破产法引入了重整制度,对陷入困境但有希望挽救的企业设立重整计划进行救助,并督促其在一定期限内按一定方式全部或部分清偿债务,有利于债权人更快地获得清偿。第三,在旧破产法下,各种破产事宜主要由带有地方保护主义动机的政府清算组来承担,债权人的合法权益很容易受到侵害;新破产法设立了管理人制度,指明破产管理等事务主要由律师事务所、破产清算事务所等社会中介机构担任并按照市场化方式进行运作,相比政府清算组,处理破产的独立性和专业性都大大提升。第四,在旧破产法下,对于企业破产引发的巨额债务无法清偿问题,企业负责人往往无需承担任何法律责任,导致不少企业肆无忌惮地通过事先转移财产来进行逃债;新破产法新增规定,“当企业董事、监事或者高级管理人员违反忠实义务、勤勉义务,致使所在企业破产的,依法承担民事责任”,有效抑制了企业的“假破产,真逃债”行为。

2. 理论分析与研究假设

税收是政府财政收入的重要来源,但对企业来说则是一项重大的成本支出,仅所得税一项就占据企业税前利润的四分之一左右(王亮亮,2016)^[12]。为了提升利润、将更多的现金留存于公司内部,企业有动机通过构筑税盾^①来减轻税负。Modigliani和Miller(1963)^[13]指出,由于债务利息能够抵税,企业的债务融资行为会产生债务税盾。债务融资并非企业减少税负的唯途径,企业的税收规避行为,包括被法律所允许的无形资产摊销、境外投资抵免以及更为激进的逃税手段,均能够使企业的所得税负降低,产生非债务税盾。针对以上两种税盾,Deangelo和Masulis(1980)^[14]提出税盾替代理论:由于税盾总额过高会导致企业承受较高风险^②,企业在实践中不会无节制地构筑税盾,而是权衡收益与风险后去达到一个符合自身情况的最优额度,因此,企业会在效用相仿的债务

① 税盾具体定义指可以避免或减少企业税负的工或方法。

② 例如,当企业税盾总额过高时,缴纳所得税额会明显低于行业平均水平,致使其受到税收征管部门的稽查,这不仅会损害企业形象引发股价下跌,进而还会导致企业违规行为被揭露而遭至巨额罚款。

税盾和非债务税盾之间做出取舍,一种税盾的更多使用会导致一部分其他税盾被相应舍弃,以保证总体水平最优,即两种税盾之间存在相互替代关系。Graham 和 Tucker(2006)^[15]研究发现,企业的有息负债水平和避税程度呈现负相关关系,证实企业在构筑税盾时确实会在负债和避税之间进行取舍。

本文认为,从债权人视角出发,新破产法的实施会使得企业避税程度降低。在借贷市场上,债权人与债务人关于企业经营状况存在严重的信息不对称,会引发逆向选择和道德风险问题,致使债权人承担较高的债权损失风险(张雪莹和焦健,2017)^[16]。然而,债权人获得的现金流入由固定的利息和本金构成,通常不愿意承担企业收益不确定性伴随的债权损失风险(姜军等,2017)^[17],这一矛盾使得债权人在放贷意愿和程度上都十分保守。新破产法实施后,企业发生债务违约时对债权人的清偿会更有保障。具体地,新破产法引入的重整制度通过设立重整计划对企业进行疏导和救助,并监督其按时清偿债务,实际清偿效率和程度通常高于旧破产法下直接破产清算的方式;新破产法设立的管理人模式相比旧破产法下带有地方保护动机的政府清算组,处理破产的独立性和效率都大大提升,有利于债权人更快更多地获得清偿;新破产法新增规定,当企业管理人员违反忠实勤勉义务致使所在企业破产的,需要承担民事责任,这使得管理层违规时其个人财产可以被直接用来执行违约债务清偿,能够有效抑制企业事先转移财产的逃债行为,从而提高违约债务的清偿率。对债权人而言,违约债务清偿降低了借贷合约协商时因信息不对称而引发的债权损失风险,从而使得债权人放贷的意愿和数量提升。债务融资是企业外部资金筹措的一条重要渠道,对其成长发展至关重要(李斌和江伟,2006)^[18],因此企业会抓住债权人放贷意愿提升的机会来扩大自身的债务融资规模,同时产生额外的利息支出作为债务税盾。基于税盾替代理论,这些额外新增的债务税盾会使企业的税盾总额超出最优水平,税盾的总体风险显著增加,因此企业需要相应地舍弃一部分避税税盾来中和风险,从而降低避税程度。

但是,从企业管理层视角出发,新破产法的实施会使得企业避税程度提高。代理理论认为,由于股东和管理层之间存在信息不对称,当两者之间目标函数不一致时,管理层可能会在公司实际运营中做出损害股东利益的决策(Jensen 和 Meckling,1976)^[19]。新破产法实施后,企业发生债务违约时管理层需要承担更多私人成本。具体而言,在新的重整制度下,股权让渡是一种常见的违约债务抵偿方式,会导致企业的控制权落入债权人手中,增加了管理层被替代解雇的可能性;新破产法新增规定,当企业管理人员违反忠实勤勉义务致使所在企业破产的需要承担民事责任,管理层的个人财产可能会被用来执行违约债务清偿。这些额外的私人成本会导致管理层与股东在债务融资意愿上产生分歧,从而引发代理问题。作为企业运营的实际决策者,管理层会无视股东利益最大化目标,采用更为谨慎保守的债务融资策略以避免债务违约所引发的私人成本,导致企业债务融资规模缩减,同时相应地流失一部分已有的债务税盾。基于税盾替代理论,已有债务税盾的流失会使企业的税盾总额低于最优额度,无法实现税盾整体利益的最大化,因此企业会相应地构筑更多避税税盾来弥补空缺,从而提高企业避税程度。

由此看来,新破产法对企业避税的影响取决于上述两种作用机制的净效应,需要进一步通过实证检验进行判断。基于此,本文分别提出了两个竞争性的假设:

H₁:新破产法会使得企业避税程度降低。

H₂:新破产法会使得企业避税程度提高。

三、研究设计

1. 数据样本

本文以2003—2011年我国A股上市公司作为研究对象,研究数据来自国泰安(CSMAR)数据

库和万得(Wind)数据库。选用上市公司作为研究对象的原因在于:第一,相较于非上市公司,上市公司的财务数据均经过第三方审计鉴证,更具有真实性,文章的结论也更加可靠;第二,本文在构造企业避税度量指标时需要用到递延所得税,但非上市公司很少披露该项数据,选用非上市公司作为研究对象会导致样本中的避税指标大量缺失;第三,以往关于企业避税的权威文献大多选用上市公司作为研究对象(陈德球等,2016^[20];王亮亮,2016^[12];刘行和赵晓阳,2019^[9];许红梅和李春涛,2020^[8]),本文沿用这一选择,使得文章结果更具有可比性。

值得特别说明的是^①,尽管上市公司破产退出的相对数量并不多,但本文并非强调破产退出风险的加剧导致了企业减少避税,而是新破产法为债权人新增的利益保障机制提高了其放贷的意愿和数量,进而影响了企业在债务税盾和避税税盾之间的取舍,此时选用上市公司作为研究对象与其他公司相比并无明显区别:上市公司债务违约事件的时常发生(张玮倩和方军雄,2017)^[21]会降低债权人向上市公司放贷的意愿和数量,而新破产法同样有助于缓解这一状况。例如,据Wind数据库显示,自新破产法引入重整制度以来至2021年底,沪、深两市上市公司被人民法院裁定受理进入破产重整程序达到116家,其中90%以上由债权人申请,而实际处理中破产重整成功的案例更是不胜枚举,债权人获得清偿的速度和程度相比引入重整制度之前均有了质的提升(申林平,2020)^[22]。由此可见,选用上市公司作为研究对象在本文的研究中是合理的。

参考已有文献(Cheng等,2012^[23];许红梅和李春涛,2020^[8]),本文对初始样本进行如下筛选处理:(1)剔除金融行业公司;(2)剔除ST、*ST及PT公司;(3)剔除实际税率小于等于0和大于1的样本;(4)剔除税前利润小于等于0的样本;(5)剔除在破产法实施年份(2007年)及以后新上市的公司;(5)剔除关键变量缺失的样本。最终得到7330个公司一年度观测值。为了避免极端值的影响,本文对所有连续变量在1%和99%分位数上进行缩尾处理。

2. 模型设定与变量测度

新破产法是一部面向全国、未进行试点运作的法律,企业层面并不存在标准的实验组和对照组,借鉴李青原等(2022)^[24]的做法,本文从企业受新破产法影响程度的差异性入手构建广义DID模型。具体而言,新破产法的适用对象为符合破产条件的企业,破产风险越大的企业则越可能受到该法律的约束,因此可以通过法律实施前的破产风险来区分影响企业受新破产法影响的程度(Rodano等,2016)^[25],基于这一思路,本文构建如下广义DID模型进行实证检验:

$$TA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 PreRisk_i \times Post_t + \beta_2 Controls_{i,t} + \delta_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, $TA_{i,t}$ 为企业*i*在*t*年的避税程度,参考已有文献(Rego,2003)^[26],采用所得税费用除以税前利润得到的实际税率*ETR*来衡量,*ETR*越低,则企业避税越多。此外,由于我国部分上市公司享有特殊的税收优惠政策,导致企业间的名义税率不尽相同,借鉴叶康涛和刘行(2014)^[27]的做法,本文还用名义所得税率与实际所得税率的差值*Rate_diff*来测度企业避税程度,*Rate_diff*越大,则企业避税越多。交互项 $PreRisk_i \times Post_t$ 是DID模型主要关注的解释变量,其中 $Post_t$ 为时间虚拟变量,用来划分新破产法实施前后,当企业样本所在年份为2007年及其之后时该变量取1,否则取0; $PreRisk_i$ 为法律实施前一年(2006年)企业*i*破产风险的代理变量,使用Altman(2000)^[28]对1968年初始模型修正后的Z-score模型^②进行测度,该模型被认为适用于发展中国家(张小茜和孙璐佳,2017)^[29]。由于Altman定义Z-score数值越大则破产风险越低(受破产法影响越小),为了方便理

① 感谢匿名审稿专家的建设性意见。

② 具体计算方式为: $Z\text{-score} = 0.717 \times X_1 + 0.847 \times X_2 + 3.107 \times X_3 + 0.420 \times X_4 + 0.998 \times X_5$ 。其中, X_1 为营运资本与总资产的比值, X_2 为留存收益与总资产的比值, X_3 为息税前利润与总资产的比值, X_4 为所有者权益的账面价值与总负债的比值, X_5 为营业收入与总资产的比值。

解回归结果的含义, 本文对其取负值处理以使 $PreRisk_i$ 更直观地反映破产风险的大小。 $Controls_{i,t}$ 为一系列控制变量, 用来控制企业层面可能影响避税的特征, 参考 Hoopes 等 (2012)^[30]、Armstrong 等 (2015)^[31] 的研究, 本文控制了企业规模 ($Size$)、盈利能力 (ROA)、成长潜力 ($Growth$)、投资机会 ($Tobin$)、现金持有水平 ($Cash$)、留存收益资产比 (REA)、固定资产比率 (PPE)、存货密集度 ($Invent$)、无形资产密集度 ($Intang$)、股权集中度 (Con)、独立董事占比 (Ind_ratio)、高管持股 ($Excu_share$)。此外, 本文还控制了公司固定效应 (δ_i) 和年度固定效应 (γ_t), 同时对所有回归系数的标准误在企业层面上进行了聚类 (cluster) 处理。

上述变量的具体定义如表 1 所示。

表 1 变量定义

变量符号	变量名称	具体定义
ETR	实际所得税率	所得税费用 / (净利润 + 所得税费用)
$Rate_diff$	名义所得税率与实际所得税率之差	名义所得税率 - 实际所得税率
$PreRisk$	破产风险代理变量	定义见正文
$Post$	时间虚拟变量	定义见正文
$Size$	企业规模	总资产的自然对数
ROA	盈利能力	净利润 / 总资产
$Growth$	成长潜力	(本期营业收入 - 上期营业收入) / 上期营业收入
$Tobin$	投资机会	公司市值 / 总资产
$Cash$	现金持有水平	(现金 + 现金等价物) / 总资产
REA	留存收益资产比	(盈余公积 + 未分配利润) / 总资产
PPE	固定资产比率	固定资产 / 总资产
$Invent$	存货密集度	企业存货 / 总资产
$Intang$	无形资产密集度	无形资产 / 总资产
Con	股权集中度	公司前 5 位大股东持股比例之和
Ind_ratio	独立董事占比	独立董事人数 / 董事会人数
$Excu_share$	高管持股	当企业高管持股时取 1, 否则取 0

四、实证结果与分析

1. 描述性统计

主要变量的描述性统计结果如表 2 所示。其中, ETR 的均值为 0.222, 表明样本企业的平均实际所得税率为 22.2%; $Rate_diff$ 的均值 (中位数) 为 -0.002 (0.002), 中位数大于 0, 表明大部分上市公司的实际税率都要低于名义税率, 企业避税可能是一种普遍现象 (许红梅和李春涛, 2020)^[8]。控制变量方面, 本文的结果与已有研究基本一致 (王亮亮, 2016^[12]; 李青原和王露萌, 2019^[32])。

表 2 描述性统计结果

变量	样本数	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
ETR	7330	0.222	0.199	0.133	0.003	0.707
$Rate_diff$	7330	-0.002	0.002	0.128	-0.486	0.295
$PreRisk$	7330	-2.256	-2.359	0.435	-3.052	-0.400
$Post$	7330	0.559	1.000	0.497	0.000	1.000

续表 2

变量	样本数	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
<i>Size</i>	7330	21.777	21.658	1.115	19.507	25.011
<i>ROA</i>	7330	0.048	0.038	0.040	0.001	0.204
<i>Growth</i>	7330	0.281	0.179	0.579	-0.494	4.406
<i>Tobin</i>	7330	1.671	1.326	0.920	0.929	6.157
<i>Cash</i>	7330	0.165	0.140	0.109	0.015	0.531
<i>REA</i>	7330	0.127	0.122	0.129	-0.455	0.471
<i>PPE</i>	7330	0.289	0.259	0.188	0.004	0.783
<i>Invent</i>	7330	0.179	0.142	0.15	0.000	0.730
<i>Intang</i>	7330	0.040	0.023	0.052	0.000	0.297
<i>Con</i>	7330	53.320	53.895	14.746	20.328	88.171
<i>Ind_ratio</i>	7330	0.352	0.333	0.050	0.222	0.556
<i>Excu_share</i>	7330	0.533	1.000	0.499	0.000	1.000

2. 基准回归结果

本文的基准回归结果如表 3 所示。其中,第(1)和(2)列的被解释变量为 *ETR*,在不加入控制变量,仅控制公司和年度固定效应时,*PreRisk* × *Post* 的系数在 5% 的水平上显著为正,进一步添加企业规模、盈利能力、成长潜力等一系列控制变量后,*PreRisk* × *Post* 的系数在 1% 的水平上显著为正;第(3)和(4)列的被解释变量为 *Rate_diff*,在不加入控制变量,仅控制公司和年度固定效应时,*PreRisk* × *Post* 的系数在 10% 的水平上显著为负,进一步添加控制变量后,*PreRisk* × *Post* 的系数在 1% 的水平上显著为负。这些结果一致表明,以新破产法实施为标志的破产法律制度改革对企业避税的抑制作用占据主导地位,从而支持了从债权人角度出发推导得到的假设 H_1 。实际上,抑制作用占据主导地位与我国“融资贵,融资难”的现实情况相契合,导致企业从外部获取的资金往往难以完全满足发展的需要(陈道富,2015)^[33]。因此,债权人放贷意愿的提高对企业来说是弥足珍贵的机遇,如果管理层出于畏惧债务违约引发的个人成本而放弃这一机会,很容易遭受股东的质疑,即使不被识破,也很有可能因业绩不佳而被替代解雇,这显然是得不偿失的。

表 3 基准回归结果

变量	<i>ETR</i>		<i>Rate_diff</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>PreRisk</i> × <i>Post</i>	0.020 ** (2.166)	0.028 *** (3.201)	-0.017 * (-1.887)	-0.026 *** (-2.925)
<i>Size</i>		-0.003 (-0.552)		-0.003 (-0.602)
<i>ROA</i>		-1.267 *** (-16.175)		1.191 *** (15.404)
<i>Growth</i>		0.009 *** (3.301)		-0.006 ** (-2.183)
<i>Tobin</i>		0.006 ** (1.979)		-0.004 (-1.454)

续表 3

变量	ETR		Rate_diff	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Cash		0.042 (1.617)		-0.031 (-1.159)
REA		0.114 *** (3.720)		-0.138 *** (-4.450)
PPE		0.002 (0.101)		-0.002 (-0.092)
Invent		0.024 (0.929)		-0.024 (-0.975)
Intang		-0.012 (-0.229)		-0.055 (-1.029)
Con		-0.000 (-0.434)		0.001 ** (2.244)
Ind_ratio		-0.020 (-0.498)		-0.001 (-0.024)
Excu_share		-0.011 (-1.600)		0.004 (0.505)
公司/年度固定效应	是	是	是	是
观测值	7330	7330	7330	7330
调整后 R ²	0.358	0.416	0.280	0.337

注:括号内为经企业层面聚类调整标准误后的 t 值;***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平显著;表中省略了常数项的结果,备索,下同

3. 平行趋势检验与动态效应分析

本文使用双重差分法进行回归估计需要满足平行趋势假设。此外,基准回归结果反映的是新破产法实施前后的平均效应,并没有反映新破产法对企业避税的影响在不同时段内有何差异。对此,本文采用 Jacobson 等(1993)^[34] 提出的事件研究法进行考察,设置模型如下:

$$TA_{i,t} = \beta_0 + \sum_{t=2003, t \neq 2006}^{2011} \beta_t PreRisk_i \times Year_t + \beta_2 Controls_{i,t} + \delta_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

为了避免共线性问题干扰,参考任胜刚等(2019)^[35] 的做法,将新破产法实施前一年(2006年)作为基准年, $PreRisk_i \times Year_t$ 表示 t 年年度虚拟变量与破产风险指示变量的交乘项,年份包含去除基准年后的 2003—2011 年,其他设定与模型(1)相同。

95% 置信区间下各年份 β_t 的估计结果如图 1 所示,与参考文献一致,本文将基准年系数设置为 0 以便于直观比较。结果表明,无论是以 ETR 还是以 Rate_diff 作为被解释变量, β_t 在新破产法实施前任意年份均不显著,平行趋势假设得以验证。此外,当被解释变量为 ETR (Rate_diff) 时, β_t 在新破产法实施当年(2007 年)估计值开始显著为正(负)且相比之前年份出现了明显可见的大幅度变化,之后三年持续保持较高(较低)水平,这表明新破产法对企业避税的抑制作用在实施当年开始显现,并且是一个长期效应。

4. 稳健性检验

为了进一步确保结果的可靠性,本文还从以下几个方面进行了稳健性检验:

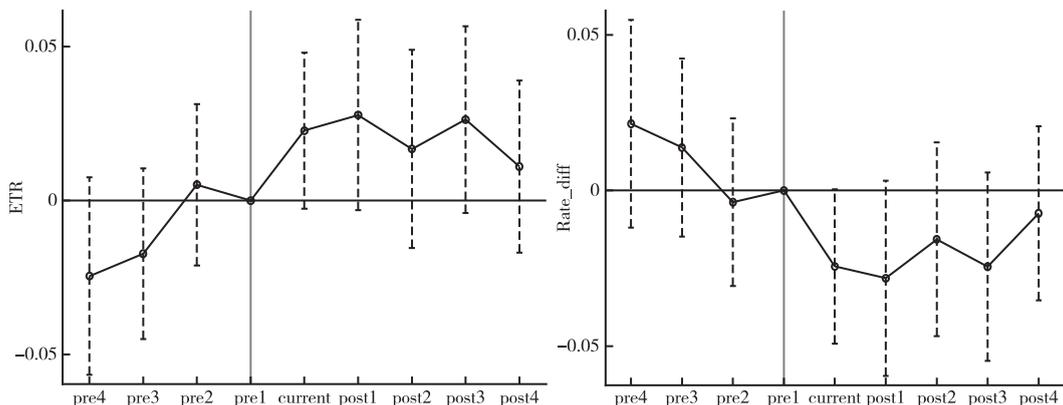


图1 平行趋势检验与动态效应分析

(1)排除《物权法》的影响。我国于2007年10月实施了《中华人民共和国物权法》,该法对担保物权实现程序的简化有利于债权人在企业债务违约时获取担保财产,从而也在一定程度上对债权人权益产生了保护作用,本文需要对该事件的影响进行排除。考虑到两部法律的条文内容和适用范围存在较大差异,新破产法的影响主要作用于破产风险高的企业(Rodano等,2016)^[25],而《物权法》的影响主要作用于固定资产比率低的企业(钱雪松等,2019)^[11],本文在基准回归模型中加入控制变量 $PreFA \times Post$ 来捕捉《物权法》的影响以对其进行排除。其中, $PreFA$ 为新破产法实施前一年(2006年)企业的固定资产比率,反映企业受《物权法》影响的程度大小; $Post$ 的定义与基准回归相同。回归结果如表4第(1)和(2)列所示,在控制《物权法》的影响后, $PreRisk \times Post$ 系数的估计值和显著性水平与基准回归相比均未发生明显变化,说明本文的结果并非由《物权法》所致。

表4 排除《物权法》的影响

变量	<i>ETR</i>	<i>Rate_diff</i>
	(1)	(2)
$PreRisk \times Post$	0.030 *** (3.329)	-0.026 *** (-2.902)
$PreFA \times Post$	-0.033 * (-1.868)	-0.003 (-0.191)
控制变量	控制	控制
公司/年度固定效应	是	是
观测值	7330	7330
调整后 R^2	0.417	0.337

(2)排除“四万亿”计划的影响。为了应对全球金融危机的冲击,我国在2008年推出了“四万亿”经济刺激计划,其中包括取消对商业银行的信贷规模限制、合理扩大信贷规模,这可能导致企业有息负债水平提高,从而相应地减少避税。为了排除该事件对本文的影响,本文在总样本中剔除了2008年的观测值,然后使用模型(1)重新进行检验,结果如表5第(1)和(2)列所示,得到的结果与基准回归保持一致。此外,从前文动态效应分析的分年度回归结果可以看出, β_1 的估计系数在2007年开始已经出现显著,而“四万亿”经济刺激计划在2008年才被提出,这也可以在一定程度上排除本文的结果是由该计划所致。

表 5 排除“四万亿”计划的影响

变量	<i>ETR</i>	<i>Rate_diff</i>
	(1)	(2)
<i>PreRisk</i> × <i>Post</i>	0.028 *** (3.165)	-0.025 *** (-2.900)
控制变量	控制	控制
公司/年度固定效应	是	是
观测值	6575	6575
调整后 R ²	0.418	0.340

(3) 安慰剂检验。为了避免其他政策或随机因素对本文的影响,增加结论的可信度,本文进行了安慰剂检验。具体而言,借鉴李青原等(2022)^[24]的做法,本文将新破产法实施时间由计算机随机生成,然后按照模型(1)进行回归。该检验重复进行 5000 次后,估计系数的核密度分布图如图 2 所示,无论以 *ETR* 还是 *Rate_diff* 作为被解释变量,估计系数均集中分布于 0 附近,说明本文的结果并非由其他政策或随机因素导致。

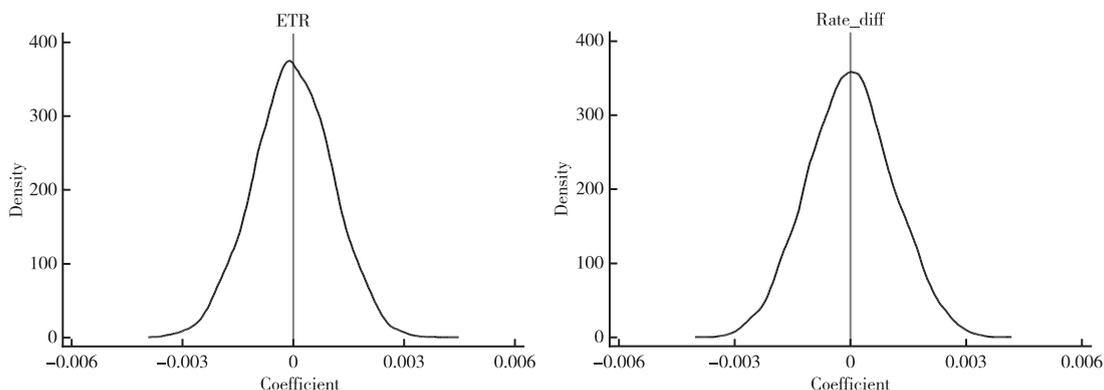


图 2 安慰剂检验

(4) 替换企业避税度量方式。已有文献对于实际所得税率的计算方式存在差异,为了使结果更加稳健,本文参照陈德球等(2016)^[20]的方法重新构造实际所得税率 $ETR2 = \text{当期所得税费用} \textcircled{1} / \text{税前利润}$,然后根据名义所得税率与 *ETR2* 的差值计算得到 *Rate_diff2*。本文将 *ETR2* 和 *Rate_diff2* 作为模型(1)的因变量重新进行检验,如表 6 第(1)和(2)列所示,得到的结果与基准回归保持一致。

表 6 替换企业避税度量方式

变量	<i>ETR2</i>	<i>Rate_diff2</i>
	(1)	(2)
<i>PreRisk</i> × <i>Post</i>	0.031 *** (3.321)	-0.029 *** (-3.065)
控制变量	控制	控制
公司/年度固定效应	是	是
观测值	7330	7925
调整后 R ²	0.373	0.328

① 当期所得税费用 = 所得税费用 - 递延所得税费用。

(5) 改变破产风险测度模型。在基准回归中, 本文使用 Altman (2000) [28] 对初始模型修正后的 Z-score 模型来测度企业的破产风险。为了保证结果的稳健性, 本文在此处改用 Altman (1968) [36] 提出的初始模型①来测度破产风险, 其他处理方式保持不变, 然后使用模型 (1) 重新进行检验, 如表 7 第 (1) 和 (2) 列所示, 得到的结果与基准回归保持一致。

表 7 改变破产风险测度模型

变量	ETR	Rate_diff
	(1)	(2)
<i>PreRisk</i> × <i>Post</i>	0.002* (1.713)	-0.002** (-2.033)
控制变量	控制	控制
公司/年度固定效应	是	是
观测值	7330	7330
调整后 R ²	0.414	0.336

(6) 缩小样本时间窗口。考虑到本文的结果可能由新破产法实施前后其他事件所致, 本文将样本时间窗口缩小为新破产法实施的前后三年, 其他处理方式保持不变, 然后使用模型 (1) 重新进行检验, 如表 8 第 (1) 和 (2) 列所示, 得到的结果与基准回归保持一致。

表 8 缩小样本时间窗口

变量	ETR	Rate_diff
	(1)	(2)
<i>PreRisk</i> × <i>Post</i>	0.027** (2.577)	-0.025** (-2.454)
控制变量	控制	控制
公司/年度固定效应	是	是
观测值	5791	5791
调整后 R ²	0.452	0.376

(7) 延长样本时间窗口。考虑到近些年来我国金融市场对外开放进入加速阶段, 外资银行不断涌入, 丰富了企业的资金融通渠道(李青原和章尹赛楠, 2021) [37], 新破产法对企业避税的影响可能随时间推移发生了改变。为了对本文的时效性进行验证, 本文还进一步将样本的时间窗口延长为 2003—2016 年, 其他处理方式保持不变, 然后使用模型 (1) 重新进行检验, 如表 9 第 (1) 和 (2) 列所示, 得到的结果与基准回归保持一致。

表 9 延长样本时间窗口

变量	ETR	Rate_diff
	(1)	(2)
<i>PreRisk</i> × <i>Post</i>	0.022** (2.519)	-0.020** (-2.327)

① 具体计算方式为: $Z\text{-score} = 1.2 \times X_1 + 1.4 \times X_2 + 3.3 \times X_3 + 0.6 \times X_4 + 0.999 \times X_5$ 。其中, X_1 为营运资本与总资产的比值, X_2 为留存收益与总资产的比值, X_3 为息税前利润与总资产的比值, X_4 为股票市值与总负债的比值, X_5 为营业收入与总资产的比值。

续表 9

变量	<i>ETR</i>	<i>Rate_diff</i>
	(1)	(2)
控制变量	控制	控制
公司/年度固定效应	是	是
观测值	11105	11105
调整后 R^2	0.359	0.297

五、机制检验

在假设推导中,本文认为新破产法抑制企业避税程度的机制在于法律对债权人的保护提高了其放贷的意愿和程度,使得企业通过债务融资获取了额外的债务税盾而相应减少具有非债务税盾效应的避税行为。为了对此机制进行验证,本文以利息支出作为中介变量展开中介效应检验。值得指出的是,不少学者近期就中介效应在因果推断中的作用展开了讨论。例如,温忠麟和叶宝娟(2014)^[38]指出,中介效应模型中的因果关系需要有理论文献支持或者本身符合经验常识;江艇(2022)^[39]则建议在中介效应检验中选用本身和因变量存在理论关联或者符合经验常识的中介变量,并将检验的重心聚焦到自变量和中介变量的因果关系上。基于此,本文在开展检验之前先行讨论变量之间的因果关联,以此阐明中介效应检验的有效性:首先,关于自变量和中介变量,新破产法的债权保护举措能够降低债权人的债权损失风险,从而提高其放贷的意愿和数量,我国“融资难、融资贵”的困境导致企业从外部获取的资金往往难以完全满足发展的需要(陈道富,2015)^[33],因此企业有强烈的动机抓住这一机会扩大债务融资规模,从而产生了更多的利息支出。其次,关于中介变量和因变量,利息支出增加会导致避税降低受到了税盾替代理论(Deangelo 和 Masulis, 1980)^[14]的直接支持,并且该理论已被不少文献检验证实(Graham 和 Tucker, 2006^[15]; Lin 等, 2014^[40])。因此,本文以利息支出作为中介变量展开检验是有效的。

在利息支出的测度上,本文选用直接和间接两种方式进行衡量。首先,本文从 Wind 数据库中直接获取了企业利息支出数据,部分缺失值参考以往文献(陆正飞和叶康涛,2004)^[41]使用财务费用作为替代;其次,本文还使用长期负债率作为利息支出的间接衡量指标,这背后的逻辑在于,企业大额的银行借款和债券都会反映在长期负债中,而不存在显性利息支出的商业信用则主要在流动性负债之下(刘行等,2017)^[42],因此,长期负债的变化能够较好地反映利息支出的变化^①。基于此,本文构建模型如下:

$$Interest_{i,t}/LD_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 PreRisk_i \times Post_t + \beta_2 Controls_{i,t} + \delta_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中, $Interest_{i,t}$ 为企业 i 在 t 年的利息支出^②; $LD_{i,t}$ 为企业 i 在 t 年的长期负债率,间接反映企业该年的利息支出水平。交互项 $PreRisk_i \times Post_t$ 的系数 β_1 是主要的关注对象,基于本文所述的机制,预测 β_1 显著为正。机制检验结果如表 10 所示,无论利息支出采用直接测度还是间接测度方式, $PreRisk_i \times Post_t$ 的系数均显著为正,说明新破产法的确使企业产生了额外的利息支出,本文的机制得以验证,本文还将基于机制路径展开异质性检验以强化该结论。

① 由于我国施行严格的利率管制,绝大部分利率都是固定的或者在一个非常狭窄的区间内浮动(刘行等,2017)^[42],因此不必担心利率差异对这一间接指标有效性的干扰。

② 为了使得公司间可比,本文使用总资产对其进行标准化处理。

表 10

机制检验

变量	<i>Interest</i>	<i>LD</i>
	(1)	(2)
<i>PreRisk</i> × <i>Post</i>	0.001 ** (2.509)	0.012 * (1.929)
控制变量	控制	控制
公司/年度固定效应	是	是
观测值	7330	7330
调整后 R ²	0.684	0.664

六、异质性分析

在此部分,本文进一步考察新破产法对企业避税的影响是否因地区环境特征或公司特征的不同而表现出系统性差异,且该差异的方向与本文机制路径推导出的方向是否一致,以此来加强对两者之间作用机理的认识。

1. 地区法治环境

我国不同地区法治环境的完善程度还存在较大差异(韩美妮和王福胜,2016)^[43]。市场经济在本质上是法治经济,良好的法治环境能够约束债务人的不当行为,保障金融契约的顺利执行,减少金融交易中不确定性,从而在一定程度上弥补了旧破产法下债权保护不足的缺陷,新破产法加强债权人保护的效力会被弱化。基于此,本文预期新破产法对于法治环境较差地区的企业避税具有更强抑制作用。

本文根据樊纲等(2011)^[44]编写的《中国市场化指数——各地区市场化相对进程 2011 年报告》中的“市场中介组织的发育和法律制度环境”指数来构建法治环境分组变量 *Law*,当企业所在省份 2006 年的“市场中介组织的发育和法律制度环境”指数排名位于该年前五^①时 *Law* 取 1,否则取 0。分组回归结果如表 11 第(1)~(4)列所示,在法治环境较好组中(*Law* = 1),*PreRisk* × *Post* 的回归系数均不显著;而在法治环境较差组中(*Law* = 0),当被解释变量为 *ETR*(*Rate_diff*)时,*PreRisk* × *Post* 的回归系数在 1% 的水平上显著为正(负)。这些结果说明,当企业所在地区法治环境较差时,新破产法对企业避税的抑制作用更为显著,与前文预期的结果一致。

表 11 基于法治环境的异质性检验

变量	<i>ETR</i>		<i>Rate_diff</i>	
	<i>Law</i> = 1	<i>Law</i> = 0	<i>Law</i> = 1	<i>Law</i> = 0
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>PreRisk</i> × <i>Post</i>	0.016 (1.055)	0.036 *** (3.333)	-0.017 (-1.125)	-0.029 *** (-2.696)
控制变量	控制	控制	控制	控制
公司/年度固定效应	是	是	是	是
观测值	3397	3933	3397	3933
调整后 R ²	0.409	0.422	0.333	0.342

① 我国上市公司的区域分布很不均匀,法治环境排名前五省份的样本观测值大约占据了总观测值的一半,使得分组比较时样本较为平衡。

2. 地区金融市场化程度

我国各地区的金融市场化程度也存在显著差异(樊纲等,2011)^[44]。金融市场化程度较高的地区金融业发展更为成熟,竞争也更为激烈,企业本身拥有更多的资金获取渠道和更强的议价能力,因此债权人放贷意愿和数量的提高对这些企业债务融资规模的影响更小。基于此,本文预期新破产法对于金融市场化程度较低地区的企业避税具有更强抑制作用。

本文根据樊纲等(2011)^[44]编写的《中国市场化指数——各地区市场化相对进程 2011 年报告》中的“金融业的市场化”指数来构建金融市场化程度分组变量 Fin ,当企业所在省份 2006 年的“金融业的市场化”指数排名位于该年前五时 Fin 取 1,否则取 0。分组回归结果如表 12 第(1)~(4)列所示,在金融市场化程度较高组中($Fin = 1$), $PreRisk \times Post$ 的回归系数均不显著;而在金融市场化程度较低组中($Fin = 0$),当被解释变量为 $ETR(Rate_diff)$ 时, $PreRisk \times Post$ 的回归系数在 1% 的水平上显著为正(负)。这些结果说明,当企业所在地区金融市场化程度较低时,新破产法对企业避税的抑制作用更为显著,与前文预期的结果一致。

表 12 基于金融市场化程度的异质性检验

变量	ETR		$Rate_diff$	
	$Fin = 1$	$Fin = 0$	$Fin = 1$	$Fin = 0$
	(1)	(2)	(3)	(4)
$PreRisk \times Post$	0.013 (0.879)	0.037*** (3.451)	-0.011 (-0.669)	-0.034*** (-3.257)
控制变量	控制	控制	控制	控制
公司/年度固定效应	是	是	是	是
观测值	2765	4565	2765	4565
调整后 R^2	0.418	0.414	0.361	0.324

3. 会计信息透明度

会计信息透明度指的是上市公司所披露的会计信息在具备相关性和可靠性两个核心质量特征的前提下,向信息使用者进行真实且充分披露的程度。会计信息透明度较高的企业能够向债权人提供更多、更具参考价值的会计信息,帮助他们更好地了解企业的财务状况,更准确地评价企业违约风险,从而降低了借贷双方信息不对称程度,使得新破产法对由此引发的摩擦缓解效果更小。基于此,本文预期新破产法对于会计信息透明度较低的企业避税具有更强抑制作用。

会计盈余是外部投资者最为关心的会计信息,盈余管理行为会导致该信息失真,从而降低会计信息透明度。基于此,本文使用盈余管理程度来反映企业的会计信息透明度。参考王亚平等(2009)^[45]的做法,本文采用企业过去三年可操控性应计项目绝对值之和($Opaque$)^①来构造会计信息透明度分组变量 $Trans$,当企业 2006 年 $Opaque$ 数值小于样本中位数时取 1,表明企业会计信息透明度较高,否则取 0。分组回归结果如表 13 第(1)~(4)列所示,在会计信息透明度较高组中($Trans = 1$), $PreRisk \times Post$ 的回归系数均不显著;而在会计信息透明度较低组中($Trans = 0$),当被解释变量为 $ETR(Rate_diff)$ 时, $PreRisk \times Post$ 的回归系数在 1%(5%)的水平上显著为正(负)。这些结果说明,当企业会计信息透明度较低时,新破产法对企业避税的抑制作用更为显著,与前文预期的结果一致。

① 可操控性应计项目由修正后的 Jones 模型估计得到,具体模型设定与参考文献一致,限于篇幅本文不再赘述。

表 13 基于会计信息透明度的异质性检验

变量	ETR		Rate_diff	
	Trans = 1	Trans = 0	Trans = 1	Trans = 0
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>PreRisk</i> × <i>Post</i>	0.018 (1.527)	0.035 *** (2.716)	-0.016 (-1.334)	-0.032 ** (-2.553)
控制变量	控制	控制	控制	控制
公司/年度固定效应	是	是	是	是
观测值	3504	3826	3504	3826
调整后 R ²	0.403	0.431	0.322	0.354

4. 内部控制质量

企业避税需要创造复杂的交易来掩盖其本质,这些交易同时为管理层的自利行为提供了便利,导致管理层有动机去采取激进的避税手段(Desai 等,2007)^[46]。内部控制体系的建立是企业对经营活动进行自我调整和自我约束的一种重要途径,能够有效约束管理人借用复杂的避税手段攫取企业利益,从而使得企业本身拥有较少的非债务税盾,税盾之间的替代机制更难以发挥效果。基于此,本文预期新破产法对于内部控制质量较低的企业避税具有更强抑制作用。

借鉴已有文献(刘浩等,2015)^[47],本文采用深圳迪博企业风险管理技术有限公司发布的“迪博·中国上市公司内部控制指数”来构建内部控制质量分组变量 *IC*,当企业 2006 年“内部控制指数”大于样本中位数时取 1,表明企业内部控制质量较高,否则取 0。分组回归结果如表 14 第(1)~(4)列所示,在内部控制质量较高组中(*IC* = 1),*PreRisk* × *Post* 的回归系数均不显著;而在内部控制质量较低组中(*IC* = 0),当被解释变量为 *ETR*(*Rate_diff*)时,*PreRisk* × *Post* 的回归系数在 1% 的水平上显著为正(负)。这些结果说明,当企业内部控制质量较低时,新破产法对企业避税的抑制作用更为显著,与前文预期的结果一致。

表 14 基于内部控制质量的异质性检验

变量	ETR		Rate_diff	
	IC = 1	IC = 0	IC = 1	IC = 0
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>PreRisk</i> × <i>Post</i>	0.014 (1.163)	0.044 *** (3.646)	-0.012 (-1.006)	-0.045 *** (-3.490)
控制变量	控制	控制	控制	控制
公司/年度固定效应	是	是	是	是
观测值	3464	3866	3464	3866
调整后 R ²	0.387	0.460	0.318	0.360

七、研究结论与启示

1. 研究结论

本文选取新破产法实施前后四年(2003—2011 年)我国 A 股上市公司作为研究对象,运用双重差分法检验新破产法实施对企业避税的影响。结果表明,新破产法能够显著降低企业的避税程度,在排除干扰性因素、改变变量定义等稳健性检验后,该结论依然成立。动态效应分析结果表明,新

破产法对企业避税的影响从实施当年开始显现,并且是一个长期效应;机制检验则发现,新破产法对债权人的保护有助于提高其放贷的意愿和程度,使得企业通过债务融资获取了额外的债务税盾与避税形成的非债务税盾构成替代关系,从而相应地减少避税。异质性检验发现,当企业所在地区法治环境较差、金融市场化程度较低、会计信息透明度较低以及内部控制质量较低时,新破产法对避税的抑制效果更为显著。

2. 政策启示

本文的研究具有重要政策启示意义:第一,加强破产法对债权人权益的保护能够更好地让法律发挥外部治理作用,规制企业的避税行为。因此,应当进一步完善破产法律制度改革,在对执法情况充分调研的基础上尽快完成破产法的修改完善工作,补齐其在债权保护方面仍然存在的短板,如管理人制度下的责任划分与监督机制不明确,让破产法在引导市场环境秩序上发挥更大的积极效用。第二,提高避税成本并非抑制企业避税的唯一途径,良好的借贷环境能够缓解企业的税负压力,从而使其避税动机降低。针对日益严峻的税收形势,国家税务总局十分重视反避税防控体系的建设,以此提高避税成本来抑制企业避税。然而不可否认的是,避税防控体系并未缓解企业实际感受到的税负压力,可能倒逼其转向更为隐蔽的避税手段或将投资转移到境外,这不利于我国长期税收稳定 and 经济发展。因此,从长远角度出发,我国今后在积极开展反避税防控工作的同时,也应当重视营商环境尤其是借贷环境的建设,使得两者在抑制避税上发挥出互补效用。第三,《企业破产法》对企业避税的影响因地区间法律制度环境、市场化程度差异而存在异质性效果。因此,我国在完善破产法律制度体系的进程中,颁布新的政策法规时应当充分考虑地区间的系统性差异,必要时可以结合实际情况在部分地区率先实行政策试点,在验证政策方案的正确性、可行性后稳步推广至全国各地,以此发挥中国特色社会主义政治制度的独特优势。

参考文献

- [1] Prasad, E. S. Is the Chinese Growth Miracle Built to Last? [J]. *China Economic Review*, 2009, 20, (1): 103 - 123.
- [2] 胡健. 破产立法二十年: 回顾与展望 [J]. 上海: 华东政法学院学报, 2006, (6): 125 - 128.
- [3] 张艳丽. 破产可撤销行为构成要件分析——针对我国新《企业破产法》第 31 条、32 条规定 [J]. 北京: 法学杂志, 2007, (3): 71 - 74.
- [4] 齐明. 破产重整期间的企业控制权协议——兼评《破产法》第 73 条 [J]. 北京: 当代法学, 2010, (5): 95 - 100.
- [5] 许浩. 起草组专家李曙光谈新《破产法》 [J]. 北京: 中国经济周刊, 2006, (35): 32 - 33.
- [6] 宫宜希, 彭东昱. 依法推进企业破产工作助力高质量发展 [J]. 北京: 中国人大, 2021, (16): 13 - 15.
- [7] Atwood, T. J., M. S. Drake, J. N. Myers, and L. A. Myers. Home Country Tax System Characteristics and Corporate Tax Avoidance: International Evidence [J]. *Accounting Review*, 2012, 87, (6): 1831 - 1860.
- [8] 许红梅, 李春涛. 社保费征管与企业避税——来自《社会保险法》实施的准自然实验证据 [J]. 北京: 经济研究, 2020, (6): 122 - 137.
- [9] 刘行, 赵晓阳. 最低工资标准的上涨是否会加剧企业避税? [J]. 北京: 经济研究, 2019, (10): 121 - 135.
- [10] 魏锋, 薛飞. 债权人权利保护法律颁布的市场反应——基于法和金融理论的研究 [J]. 上海: 财经研究, 2010, (4): 134 - 143.
- [11] 钱雪松, 唐英伦, 方胜. 担保物权制度改革降低了企业债务融资成本吗? ——来自中国《物权法》自然实验的经验证据 [J]. 北京: 金融研究, 2019, (7): 115 - 134.
- [12] 王亮亮. 金融危机冲击、融资约束与公司避税 [J]. 天津: 南开管理评论, 2016, (1): 155 - 168.
- [13] Modigliani, F., and M. H. Miller. Corporate-Income Taxes and the Cost of Capital-A Correction [J]. *American Economic Review*, 1963, 53, (3): 433 - 443.
- [14] Deangelo, H., and R. W. Masulis. Optimal Capital Structure Under Corporate and Personal Taxation [J]. *Journal of Financial Economics*, 1980, 8, (1): 3 - 29.
- [15] Graham, J. R., and A. L. Tucker. Tax Shelters and Corporate Debt Policy [J]. *Journal of Financial Economics*, 2006, 81, (3): 563 - 594.
- [16] 张雪莹, 焦健. 信息不对称与债券担保——基于中国债券市场的检验 [J]. 广州: 南方经济, 2017, (4): 53 - 70.

- [17] 姜军, 申丹琳, 江轩宇, 伊志宏. 债权人保护与企业创新[J]. 北京: 金融研究, 2017, (11): 128 - 142.
- [18] 李斌, 江伟. 金融发展、融资约束与企业成长[J]. 天津: 南开经济研究, 2006, (3): 68 - 78.
- [19] Jensen, M. C., and W. H. Meckling. Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure [J]. *Journal of Financial Economics*, 1976, 3, (4): 305 - 360.
- [20] 陈德球, 陈运森, 董志勇. 政策不确定性、税收征管强度与企业税收规避[J]. 北京: 管理世界, 2016, (5): 151 - 163.
- [21] 张玮倩, 方军雄. 债务违约会抑制公司创新投资吗? [J]. 南京: 产业经济研究, 2017, (5): 1 - 11.
- [22] 申林平. 上市公司破产重整原理与实务[M]. 北京: 法律出版社, 2020.
- [23] Cheng, C. S. A., H. H. Huang, Y. Li, and J. Stanfield. The Effect of Hedge Fund Activism on Corporate Tax Avoidance [J]. *Accounting Review*, 2012, 87, (5): 1493 - 1526.
- [24] 李青原, 陈世来, 陈昊. 金融强监管的实体经济效应——来自资管新规的经验证据[J]. 北京: 经济研究, 2022, (1): 137 - 154.
- [25] Rodano, G., N. Serrano-Velarde, and E. Tarantino. Bankruptcy Law and Bank Financing [J]. *Journal of Financial Economics*, 2016, 120, (2): 363 - 382.
- [26] Rego, S. O. Tax avoidance Activities of U. S. Multinational Corporations [J]. *Contemporary Accounting Research*, 2003, 20, (4): 805 - 833.
- [27] 叶康涛, 刘行. 公司避税活动与内部代理成本[J]. 北京: 金融研究, 2014, (9): 158 - 176.
- [28] Altman, E. I. Predicting Financial Distress of Companies; Revisiting the Z-Score and ZETA Models [R]. Working Paper, 2000.
- [29] 张小茜, 孙璐佳. 抵押品清单扩大、过度杠杆化与企业破产风险——动产抵押法律改革的“双刃剑”效应[J]. 北京: 中国工业经济, 2017, (7): 175 - 192.
- [30] Hoopes, J. L., D. Mescall, and J. A. Pittman. Do IRS Audits Deter Corporate Tax Avoidance? [J]. *Accounting Review*, 2012, 87, (5): 1603 - 1639.
- [31] Armstrong, C. S., J. L. Blouin, A. D. Jagolinzer, and D. F. Larcker. Corporate Governance, Incentives, and Tax Avoidance [J]. *Journal of Accounting & Economics*, 2015, 60, (1): 1 - 17.
- [32] 李青原, 王露萌. 会计信息可比性与公司避税[J]. 北京: 会计研究, 2019, (9): 35 - 42.
- [33] 陈道富. 我国融资难融资贵的机制根源探究与应对[J]. 北京: 金融研究, 2015, (2): 45 - 52.
- [34] Jacobson, L. S., R. J. Lalonde, and D. G. Sullivan. Earnings Losses of Displaced Workers [J]. *American Economic Review*, 1993, 83, (4): 685 - 709.
- [35] 任胜钢, 郑晶晶, 刘东华, 陈晓红. 排污权交易机制是否提高了企业全要素生产率——来自中国上市公司的证据[J]. 北京: 中国工业经济, 2019, (5): 5 - 23.
- [36] Altman, E. I. Financial Ratios, Discriminant Analysis and Prediction of Corporate Bankruptcy [J]. *Journal of Finance*, 1968, 23, (4): 589 - 609.
- [37] 李青原, 章尹赛楠. 金融开放与资源配置效率——来自外资银行进入中国的证据[J]. 北京: 中国工业经济, 2021, (5): 95 - 113.
- [38] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 北京: 心理科学进展, 2014, (5): 731 - 745.
- [39] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 北京: 中国工业经济, 2022, (5): 100 - 120.
- [40] Lin, S. N., N. Q. Tong, and A. L. Tucker. Corporate Tax Aggression and Debt [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2014, (40): 227 - 241.
- [41] 陆正飞, 叶康涛. 中国上市公司股权融资偏好解析——偏好股权融资就是缘于融资成本低吗? [J]. 北京: 经济研究, 2004, (4): 50 - 59.
- [42] 刘行, 赵健宇, 叶康涛. 企业避税、债务融资与债务融资来源——基于所得税征管体制改革的断点回归分析[J]. 北京: 管理世界, 2017, (10): 113 - 129.
- [43] 韩美妮, 王福胜. 法治环境、财务信息与创新绩效[J]. 天津: 南开管理评论, 2016, (5): 28 - 40.
- [44] 樊纲, 王小鲁, 朱恒鹏. 中国市场化指数 - 各地区市场化相对进程 2011 年报告[M]. 北京: 经济科学出版社, 2011.
- [45] 王亚平, 刘慧龙, 吴联生. 信息透明度、机构投资者与股价同步性[J]. 北京: 金融研究, 2009, (12): 162 - 174.
- [46] Desai, M. A., A. Dyck, and L. Zingales. Theft and Taxes [J]. *Journal of Financial Economics*, 2007, 84, (3): 591 - 623.
- [47] 刘浩, 许楠, 时淑慧. 内部控制的“双刃剑”作用——基于预算执行与预算松弛的研究[J]. 北京: 管理世界, 2015, (12): 130 - 145.

The Impact of Bankruptcy Law Reform on Corporate Tax Avoidance: Evidence from the Enforcement of the Corporate Bankruptcy Law

LI Qing-yuan¹, ZOU Bing-chen¹, XIAO Ze-hua²

(1. School of Economics and Management, Wuhan University, Wuhan, Hubei, 430072, China;

2. School of Business, Hubei University, Wuhan, Hubei, 430061, China)

Abstract: The bankruptcy law system is the basic system of the market economy and an important part of the business environment of enterprises, this paper uses Difference-in-Difference method to explore the impact of bankruptcy law reform, which marked as the enforcement of the Corporate Bankruptcy Law, on corporate tax avoidance. The result shows that Corporate Bankruptcy Law can significantly lower corporate tax avoidance, this conclusion holds strongly in several robustness tests such as placebo test, excluding alternative factors and changing the definition of variables. The mechanism test shows that the legal protection of creditors can help improve their willingness and degree to lend, so that enterprises can use more debt financing, providing additional debt tax shield which constitutes a substitutional relationship with the non-debt tax shield formed by tax avoidance, and thereby making companies reduce tax avoidance correspondingly. By further heterogeneity tests, the paper finds that the effect of the law on tax avoidance is more significant when the company locates in area where law environment is poorer or financial marketization is weaker, and when the company itself has lower accounting information transparency or poorer internal control.

Based on the above research, this paper provides the following policy suggestions: First, Legislative departments should actively respond to the important instructions of the central government on further improving the bankruptcy legal system, and complete the revision and improvement of the Corporate Bankruptcy Law as soon as possible on the basis of full investigation of law enforcement, making up for the shortcomings that still exist in the protection of creditors, and providing a good guarantee for the sustainable and healthy development of China's market economy and social harmony. Second, increasing the cost of tax avoidance is not the only way to curb corporate tax avoidance. A good borrowing environment can ease the tax burden of companies, thereby reducing their tax avoidance incentives. In response to the increasingly severe tax situation, the State Administration of Taxation attaches great importance to the construction of the anti-tax avoidance prevention and control system; however, it is undeniable that the tax avoidance prevention and control system has not alleviated the actual tax burden felt by enterprises, the pressure may force it to turn to more concealed means of tax avoidance or to transfer investment abroad, which is not conducive to country's long-term tax stability and economic development. Therefore, from a long-term perspective, while actively carrying out anti-tax avoidance prevention and control work in the future, the government should also pay attention to the construction of the market business environment, especially the lending environment, so that the two can play a complementary role in inhibiting tax avoidance. Third, China should give full consideration to regional differences when promulgating policies and regulations. If necessary, we can take the lead in implementing policy pilots in some regions in combination with actual needs, and after verifying the correctness and feasibility of the policy plan, we can steadily extend it to all parts of the country, taking full advantages of the socialist political system.

The research prospects of this paper are as follows: First, due to space limitations, this paper mainly examines the impact of the Corporate Bankruptcy Law on corporate tax avoidance and its mechanism, and does not further explore the economic consequences of changes in the degree of corporate tax avoidance. The meaning of exploring this question is that the reduction in tax avoidance found in this paper is not due to the increase in tax avoidance costs, but the decrease in the marginal revenue brought by tax avoidance reduces corporate tax avoidance motives, so the result may be different from previous studies, future researches can focus on examining and comparing this. Second, this paper focuses on the mechanism of tax shield substitution effect to study the impact of the Corporate Bankruptcy Law on corporate tax avoidance, but this may not be the only path of mechanism, future researches can dig further on this area.

Key Words: the corporate bankruptcy law; bankruptcy law reform; creditor protection; debt tax shield; corporate tax avoidance

JEL Classification: G38, H26, M41

DOI: 10.19616/j.cnki.bmj.2022.12.010

(责任编辑:张任之)