

风险投资对赌协议对盈余管理的影响研究

——基于新三板挂牌的经验证据

何 顶¹, 葛 琰²

(1. 中国政法大学 商学院, 北京 100088; 2. 上海信公科技集团股份有限公司, 上海 201100)

摘 要:对赌协议在风险投资交易中广泛应用,其利弊一直饱受争议。文章基于2013年至2020年的新三板挂牌数据,考察了风险投资对赌协议对创业企业挂牌时盈余管理的影响。研究发现,风险投资对赌协议会显著增加创业企业在挂牌前一年和挂牌当年的应计盈余管理水平。这一作用主要通过弱化风险投资的监督与服务,以及向创业企业家施加挂牌压力来实现。进一步研究发现,以股权回购作为补偿方式的对赌协议对盈余管理行为影响最大,当风险投资声誉较低、挂牌企业处于非政策支持行业时,对赌协议对盈余管理的正向影响更为显著。此外,挂牌后有对赌协议的公司出现了业绩下滑。文章的研究有助于理解风险投资对赌协议的性质和经济后果,揭示了风险投资影响企业信息披露行为的契约机制,为企业盈余管理的影响因素研究提供了新证据。

关键词: 风险投资; 对赌协议; 盈余管理

中图分类号: F23 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2023)10-0109-15

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20230714.401

一、引 言

创业企业是创新和就业增长的关键驱动力(Solow, 1957)。由于具有高度不确定的发展前景和严重的内外信息不对称,创业企业较难从传统融资渠道获得资本,风险投资是创业企业的重要资本来源。在我国的风险投资交易中,对赌协议作为广泛应用的一项契约条款对创业企业有着重大影响(黄福广等, 2013)。

对赌协议是指投资机构向创业企业进行股权投资时,对创业企业未来经营业绩和上市等事项进行约定,一旦创业企业未实现约定目标,创业企业或其股东应按约定对投资机构进行股权补偿、现金补偿或股票回购的协议(王茵田等, 2017; 赵旭东, 2022)。对赌协议也常被称作“估值调整协议”(Valuation Adjustment Mechanism)。

伴随着对赌创业企业的兴衰起落,对赌协议的利弊一直饱受争议。一种观点认为,对赌协议可以降低估值风险,联合投资双方的利益,有利于实现创业企业价值最大化,符合“效率契约理论”(Gilson, 2003; 姚铮等, 2011; 邓杰和于辉, 2020; 赵旭东, 2022);另一种观点则基于非完美市场和风险投资异质性,认为对赌协议属于“不平等条约”(王茵田等, 2017),不利于激励投融资双方,甚至会诱导创业企业的机会主义行为(邱国栋和汪玖明, 2020; 于辉和邓杰, 2020;

收稿日期: 2023-03-24

基金项目: 中央高校基本科研业务费专项资金资助中国政法大学科研创新项目(10822517); 国家自然科学基金项目(72202231)

作者简介: 何 顶(1984—)(通讯作者),女,湖南郴州人,中国政法大学商学院讲师,硕士生导师;

葛 琰(1994—),女,甘肃天水人,上海信公科技集团股份有限公司员工。

Ewens 等, 2022)。但由于数据缺乏, 相关研究经验证据偏少, 不利于全面认识对赌协议的本质。

此外, 已有研究较少关注对赌协议如何影响创业企业会计信息质量。会计信息质量直接关系到股东的利益与资本市场的有效性。我国现已全面开启以信息披露为核心的注册制, 会计信息质量的重要性进一步凸显。尤其在上市环节, 企业有动机通过盈余管理来达成准入条件, 提高证券发行价格, 因此上市环节的盈余管理行为是证券监管和学术研究的关注重点。在注册制下, 各证券板块设置了多元包容的准入条件, 这无疑将有利于风险投资支持的创业企业进入各层次资本市场, 其中将有大量企业有对赌协议。由此引发了一个重要的问题: 风险投资对赌协议是否影响企业上市时的盈余管理行为呢?

本文基于全国中小企业股份转让系统(以下简称为“新三板”)的挂牌数据, 研究风险投资对赌协议对创业企业挂牌时盈余管理的影响。使用新三板企业数据有两大优势: 一是新三板对挂牌企业的对赌协议一直持宽松态度, 并有明确的信息披露要求,^①有利于获得准确可靠的对赌协议数据。而证监会长期要求拟 A 股上市企业在 IPO 前清除对赌协议,^②许多企业担心披露了对赌协议之后会影响公司的上市进程, 因此在招股说明书中回避了对赌协议的相关内容(王茵田等, 2017), 这会导致对赌协议信息不完整。二是原新三板的挂牌流程与注册制上市方式很接近(原红旗等, 2019)。原新三板公司挂牌虽然仍需由证监会核准, 但借鉴了注册制的内核, 以全国股转公司自律审查为主, 几乎不设业绩门槛, 证监会主要进行合规性审查。因此研究新三板挂牌企业的会计信息质量问题, 不仅可以为健全新三板制度提供理论支持, 还有助于理解注册制下的 IPO 信息质量问题。

鉴于此, 本文利用 2013 年至 2020 年的新三板挂牌公开信息, 手工搜集了创业企业挂牌前和风险投资签订的对赌协议信息。通过实证研究发现, 风险投资对赌协议会显著增加创业企业在挂牌前一年和挂牌当年的盈余管理程度。在排除了内生性问题的情况下, 结果依然稳健。本文还发现, 对赌协议和挂牌时盈余管理程度的显著正向关系主要是在对赌期限逼近、风险投资未委派董事和高管人员的情况下, 这说明对赌协议主要通过向创业企业家施加挂牌压力以及弱化风险投资的监督与服务, 从而影响创业企业挂牌时的盈余管理行为。此外, 当风险投资机构声誉较低以及挂牌企业处于非政策支持行业时, 对赌协议对盈余管理程度的正向影响更为显著。进一步研究发现, 挂牌后有对赌协议的公司业绩表现更差。

本文的研究贡献主要体现在三个方面: 第一, 本文量化检验了风险投资对赌协议的经济后果, 丰富了对赌协议的相关文献。已有研究分别基于效率契约理论和不公平契约理论关于对赌协议展开了讨论, 但受限于对赌协议的数据可得性, 主要基于理论分析和案例研究推导结论。本文基于新三板挂牌企业在挂牌前的融资信息, 梳理了我国对赌协议特征和使用情况, 并量化检验了对赌协议对企业挂牌时盈余管理行为的影响, 为对赌协议的负激励效应提供了直接的经验证据。第二, 本文从契约角度深化了风险投资对会计信息质量影响的研究。已有文献中关于风险投资对会计信息质量的影响结论并不一致, 为弄清背后的影响机制, 一些研究从风险投资声誉(Lee 和 Masulis, 2004; Wongsunwai, 2013)、风险投资差异度(Chahine 等, 2012; 胡志颖等, 2012)、风投持股比例和时长(张子炜等, 2012; 蔡宁, 2015)等视角探究风险投资异质性对会计信息质量的影响差异。本文则从风险投资和创业企业间的重要契约条款出发, 发现对赌协议是风险投资负面影响会计信息质量的重要因素, 这意味着风险投资具体的激励约束契约对创业企业

① 详见《挂牌公司股票发行常见问题解答(三)——募集资金管理、认购协议中特殊条款、特殊类型挂牌公司融资》。

② 该要求一直持续至 2019 年证监会发布《首发业务若干问题解答》。该文件放松了关于对赌协议的清理要求。2020 年 5 月我国 A 股市场出现首例带有对赌协议顺利过会的企业四会富仕, 随后陆续也有其他企业带有对赌协议过会, 但数量有限, 尚不足以支持大样本经验研究。

信息披露行为的影响不容忽视。第三,本文的研究结论可以为我国深化新三板改革和全面开展注册制提供参考依据。

二、文献回顾与假设提出

(一)文献回顾

1. 风险投资和会计信息质量研究

国内外学者均认为风险投资作为专业机构,有能力通过定期检查、派驻董事、分阶段融资等手段影响被投资企业的经营决策(Kaplan 和 Strömberg, 2003),包括会计信息披露行为。由于 IPO 对风险投资来说是最有利的退出方式(Lerner 和 Schoar, 2005),已有文献集中关注风险投资在 IPO 前后对企业会计信息质量的影响。从理论上来说,在不同动机下风险投资对被投资企业的会计信息质量有不同的影响方向。

一方面,风险投资为维护自身声誉,向外表明其专业性和所投企业的质量,有动力发挥监督功能,提高被投资企业的会计信息质量,此时风险投资与外部(潜在)投资者利益一致。基于美国等成熟资本市场数据,国外实证研究发现,有风投背景的企业在 IPO 当年(Morsfield 和 Tan, 2006)和 IPO 前后年度(Katz, 2009)的应计盈余管理程度显著更低。我国研究也有类似的发现,陈祥有(2010)基于早期创业板数据,发现有风险投资背景的企业在 IPO 前一年的盈余管理程度更低,而原红旗等(2019)则发现新三板企业中有 PE/VC 投资背景的企业会计信息质量更高。

另一方面,风险投资存在“逐名效应”,年轻和低风险投资可能急于推动企业上市(Gompers, 1996; Lee 和 Wahal, 2004),或许会炒作推高 IPO 估值后通过减持兑现收益(Darrrough 和 Rangan, 2005)。在这种情况下风险投资有动机默许或推动被投资企业进行“报表粉饰”,此时风险投资与其他利益相关者存在利益冲突。研究证实我国风险投资具有较强的“逐名”动机,可能会纵容或者推动企业进行盈余管理,以争取上市资格(蔡宁, 2015; 秦璐涵和郑建明, 2016)。此外,配合减持需要而获得较高的退出收益,这也是我国风险投资在企业 IPO 前后介入会计信息披露的重要动因(胡志颖等, 2012; 王会娟等, 2019)。

总体而言,尽管未达成完全一致的结论,但国外经验证据主要支持风险投资的监督功能,而国内经验证据更倾向于支持风险投资的“逐名效应”。但是已有研究对于风险投资影响创业企业信息披露行为的具体渠道探索不足,尤其对于风险投资中重要的契约激励约束机制在会计信息披露中是何角色较少研究。

2. 风险投资对赌协议研究

风险投资契约在风险投资交易中处于核心地位(姚铮等, 2011; Ewens 等, 2022)。已有研究分别基于效率契约理论和不公平契约理论就对赌协议展开了讨论。

在效率契约理论下,风险投资契约致力于解决风险投资过程中的不确定性、信息不对称和代理成本(Gilson, 2003),以实现创业企业价值最大化。不少学者基于对赌协议运行机制的理论分析,认为对赌协议符合效率契约理论。具体而言,对赌协议既可以通过后期的估值调整降低信息不对称和发展不确定性所带来的估值风险,又可以联合投资双方的利益,解决投资后的创业者监督和激励问题(赵旭东, 2022)。姚铮等(2011)对 3 家风险投资公司进行多案例研究,也认为投资契约中设置对赌协议的主要动因是信息不对称和不确定性,并指出对赌协议会对创业企业形成压力,促使其改善业务经营和调整战略。邓杰和于辉(2020)则构建效用模型,证明在适当的业绩目标下,对赌协议可以同时提升投融资双方的效用。

不公平契约理论则提出,创业企业常出现资金缺口,再加上风险投资作为专业投资机构,拥有更广阔的市场视野和更强的价值判断能力(Ewens 等, 2022),在融资谈判中,风险投资往往

处于优势地位。已有研究发现,风险投资会利用自身的议价能力和创业企业签署“风投友好”契约,这种契约可能以牺牲创业者利益和损害创业企业价值为代价(Moskowitz 和 Vissing-Jørgensen, 2002; Hall 和 Woodward, 2010; Cestone, 2014)。不少学者认为对赌协议属于“不平等条约”(王茵田等, 2017),不利于实现投融资双边激励,甚至导致创业企业机会主义行为(邱国栋和汪玖明, 2020; 于辉和邓杰, 2020)。

由于风险投资契约的高度机密性,外部人很难了解具体条款内容(董静等, 2017)。受限于数据可得性,已有研究主要基于理论分析和案例研究推导结论。正是由于缺乏经验证据,已有研究难以全面综合地认识对赌协议的本质特征和经济后果。

(二)理论分析和研究假设

在 2023 年以前,新三板挂牌一直采用核准制,即只有符合挂牌条件且通过全国股转公司审查和证监会核准的公司才可以挂牌。相关制度从存续年限、持续经营能力、治理机制、股权清晰等方面明确了具体挂牌条件。和其他证券板块不同的是,新三板未对公司业绩设定明确门槛。但这并不意味着对赌公司因此就没有动机进行盈余管理。一方面,新三板挂牌条件中存在“隐形业绩门槛”。新三板挂牌条件之一是挂牌公司应“业务明确,具有持续经营能力”。持续经营能力本身就意味着稳定或持续向好的财务状况和经营业绩。历次《挂牌审核指引》都指明,拟挂牌公司“报告期连续亏损”“最近两个完整会计年度的营业收入累计不低于 1000 万元”和“关键财务比例不佳”等情况均属于不具备持续经营能力。这些亏损、收入和关键财务比例指标无疑都和业绩指标高度相关。因此,虽然新三板的挂牌条件中并未直接列明业绩门槛,但在“持续经营能力”这个概括性要求下,依然对公司的业绩表现提出了隐性要求。另一方面,新三板的挂牌审核受行政干预而存在不确定性。首先,我国监管机构常根据市场形势等对证券准入进行节奏控制(宋顺林, 2021)。在新三板开市之初,证监会对于挂牌速度提出“以稳为主,稳中求进”,挂牌审核速度较为平稳。此后为追求规模快速发展,2015 年至 2016 年挂牌审核速度加快,挂牌公司急速增加。而 2017 年后为了提升新三板挂牌企业质量,挂牌审核开始降速。其次,达到准入门槛只是通过审核的必要条件,而非充分条件,如路军伟等(2019)发现我国证券监管机构在上市审查时具有核心盈余偏好。已有研究发现,当监管不确定性较高时,企业盈余管理行为会显著增加(古朴和翟士运, 2020)。因此,创业企业在挂牌申请时,为满足挂牌的隐形业绩门槛以及应对挂牌审核的不确定性,有动机通过盈余管理“包装业绩”以迅速获得挂牌资格。

从理论上说,风险投资对赌协议会影响风险投资机构和创业企业家的行为,从而影响创业企业的盈余管理程度。

首先,对赌协议给风险投资提供了利益保障,弱化了风险投资对创业企业进行监督和服务的意愿。除了提供资金,风险投资还向创业企业提供增值服务,并进行监督控制(董静等, 2017)。风险投资常为创业企业的公司战略和财务政策提供咨询,招聘专业人才,帮助其专业化发展,利用自身网络帮助企业 and 上下游建立联系(Hochberg 等, 2007),推动产品快速上市(Hellmann 和 Puri, 2000),这些增值服务对于创业企业的发展成熟至关重要(Casamatta, 2003),可以帮助创业企业为上市进行准备。此外,风险投资还发挥监督作用,可以抑制企业在上市前后的盈余管理行为(Morsfield 和 Tan, 2006; Katz, 2009; 陈祥有, 2010)。然而,对赌条款在保障了风险投资的安全性之余,却并未规定风险投资在出资之外的其他义务。由于资源稀缺性,对赌条款“去风险化”的性质会导致风险投资无动力向对赌企业进行监督和提供增值服务。准备不足和缺乏监督会推动对赌企业在挂牌时进行盈余管理。

其次,创业企业家为避免对赌失败,有动机通过盈余管理实现顺利挂牌。完成契约目标以

避免损失或取得奖励,这是盈余管理的重要动机(Watts 和 Zimmerman, 1986)。对赌协议中,风险投资机构和创业企业家就创业企业登陆证券市场的目标和期限进行了约定,一旦创业企业未在约定期限内上市,则创业企业家要按约定的价格对风险投资机构进行股权补偿、现金补偿或股权回购。在本文的研究样本中,91%的上市对赌基本都约定应由创业企业家进行股权回购,其回购价格大部分在原股权投资额上再增加10%至20%的年收益率。这对创业企业家而言无疑造成了巨大的压力。这种回购压力虽然可以激励创业企业家努力经营,但也会造成激励扭曲,促使企业家采取机会主义行为达成上市目标。基于上述分析,本文因此提出假设:

假设 H1: 风险投资对赌协议会增加创业企业在挂牌时的盈余管理程度。

(三)作用机制分析

1. 弱化风险投资监督和服务

本文理论分析认为,对赌协议会使得风险投资监督懈怠和减少增值服务,这为创业企业挂牌时进行盈余管理提供了理由和机会。如果这一机制存在,则对赌协议对盈余管理的影响应当主要集中在风险投资未向创业企业委派董事和高管的样本中。向投资企业派驻董事或高管是风险投资机构进行监督和参与管理的重要渠道。因此,当风险投资向创业企业委派了董事或高管时,由于风险投资已经对创业企业履行了监督和咨询服务,对赌协议在抑制风险投资发挥积极作用方面受到限制。而当风险投资机构未通过董事和高管渠道向创业企业进行监督和咨询时,对赌协议的负面影响则得以发挥。基于上述分析,本文提出假设:

假设 H2: 风险机构未向创业企业委派董事和高管时,对赌协议对创业企业盈余管理的影响更为显著。

2. 创业企业家避免对赌失败

本文理论分析认为创业企业家进行盈余管理的动机是避免对赌失败后付出代价。因此,随着时间推移,距离对赌协议约定的上市日期越近,则创业企业家登陆证券市场的紧迫度越高,越可能进行激进的盈余管理。因为一旦挂牌失败,创业企业家将直面对赌失败的后果。而若申请挂牌时距离约定的上市日期还有较长时间,则即使挂牌失败,创业企业家也还有时间努力经营改善业绩,继续寻求上市机会。总之,对赌协议对盈余管理的影响程度和对赌紧迫度密切相关。基于上述分析,本文提出假设:

假设 H3: 当挂牌时距离对赌约定的上市日期更近的情况下,对赌协议对创业企业盈余管理的影响更为显著。

三、研究设计

(一)样本选取与数据来源

本文以我国具有风险投资背景的新三板挂牌公司为研究对象,样本期间为2013年至2020年。公司的风险投资背景信息从挂牌公司股份转让说明书中手工整理获得。如果股东的经营范围包括股权投资,则该股东被认定为风险投资机构。为防止遗漏,本文还将股东名称和信息与 CV Source 数据库中的投资机构数据进行对比补充。最终,确认具有风险投资背景的挂牌企业有1010家。在剔除挂牌前后财务数据不全样本和金融行业样本后,一共得到922家新三板公司。

本文的风险投资对赌协议数据从挂牌公司股份转让说明书中手工整理获得。新三板要求拟挂牌公司在股本的形成及变化中详细披露融资过程中所签订的对赌协议,内容包括具体条款、当前是否有效和执行情况。通过整理,发现共有349家企业在融资过程中与风险投资机构

签订了对赌协议,其中有271家公司签订了上市对赌协议,占总样本的70.6%;有78家公司和风险投资机构签订的是业绩对赌协议。271家签订了上市对赌协议的公司中,有22家的对赌目标不包含在新三板挂牌。由于本文主要关注对赌协议对挂牌时盈余管理行为的影响,因此本文删除了业绩对赌样本和对赌目标不包含在新三板挂牌的上市对赌样本。经整理后,最终样本为822个具有风险投资背景的挂牌公司,其中签订了挂牌对赌协议的公司249个,占总样本的30%。其他财务数据均来自Wind数据库。为避免极端值的影响,本文对连续变量进行上下1%的缩尾处理。

(二)主要变量说明

本文主要关注风险投资对赌协议对企业盈余管理的影响。盈余管理主要有应计盈余管理、真实活动盈余管理和分类转移盈余管理,因此本文对这三类盈余管理分别进行衡量。应计盈余管理 DA 采用分年度和分行业修正的琼斯模型(Dechow等,1995)对挂牌公司的可操纵性应计利润进行估计。真实活动盈余管理值 REM 参照 Roychowdhury(2006)的计算方法。分类转移盈余管理 DCE 参照 McVay(2006)的方法使用非预期的核心盈余进行衡量。

(三)模型设计

为检验假设 H1,本文构建如下回归模型:

$$EM_{it} = \beta_0 + \beta_1 VAM_{it} + \sum_{k=2}^n \beta_k Control_{it} + Year_{it} + Ind_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中的被解释变量 EM 表示公司在挂牌时的盈余管理水平,本文从应计盈余管理 DA 、真实活动盈余管理 REM 和分类转移盈余管理 DCE 三个方面衡量。式(1)中的解释变量是哑变量是否签订对赌协议 VAM ,若公司挂牌前与风险投资机构签订了上市对赌则取值为1,否则取值为0。当其系数 β_1 显著为正时,则验证了假设 H1。式(1)加入了系列控制变量。参考 Wongsunwai(2013)和蔡宁(2015)的研究,本文控制了可能影响挂牌企业盈余管理的财务指标和公司治理变量。模型也控制了风险投资声誉 $VCReputation$ 、风险投资持股比例 $VCShare$ 和风险投资委派 $VCManager$ 三个重要的风险投资机构特征。此外,模型还控制了年度固定效应和行业固定效应。各变量的具体定义详见表1。

表1 主要变量定义表

变量名称	变量符号	变量定义
应计盈余管理	DA	参照Dechow等(1995)计算
真实活动盈余管理	REM	参照Roychowdhury(2006)计算
分类转移盈余管理	DCE	参照McVay(2006)计算
是否签订对赌协议	VAM	哑变量,当公司挂牌前与风险投资机构签订了上市对赌协议则取值为1,否则取值为0
公司规模	$Size$	年末公司总资产的自然对数
财务杠杆	$Leverage$	年末公司总负债/总资产
总资产净利率	ROA	年末公司净利润/总资产
成长性	$Growth$	当年营业收入增长率
控股股东持股	$ConShare$	年末控股股东持股比例
是否为国有企业	SOE	哑变量,当公司为国有企业时取值为1,否则为0
审计事务所声誉	$TopCPA$	哑变量,当聘请的会计师事务所是当年前十大会计师事务所时,该变量取1,否则为0
主办券商声誉	$TopUnderwriter$	哑变量,当聘请的主承销商属于当年前十大券商时,该变量取1,否则为0
风险投资声誉	$VCReputation$	$\text{Log}(1+\text{挂牌时风险投资机构支持的上市公司数})$,当存在多个风险投资机构时,取最大值
风险投资持股比例	$VCShare$	公司挂牌时的风险投资机构持股比例
风险投资委派	$VCManager$	哑变量,若挂牌时公司中有董事和高管是由风险投资机构委派,则取值为1,否则为0

四、实证结果分析

(一)描述性统计

表 2 报告了样本的描述性统计。表 2 的 Panel A 显示,操纵性应计利润 DA 均值和中位数分别为 0.050 和 0.014,真实活动盈余管理 REM 均值和中位数为 0.035 和 0.015,说明总体上看风险投资背景公司在新三板挂牌时有向上进行盈余管理的现象;而分类调整盈余管理 DCE 均值为 -0.026,中位数为 0.008,是否有核心盈余操纵尚不明确。三个盈余管理指标的标准差分别为 0.291、0.286 和 0.300,是各自均值的 5 至 12 倍,可见公司间的盈余管理程度存在较大差异。是否使用对赌协议 VAM 均值为 0.303,样本中有约 30% 的企业和风险投资机构签订了上市对赌协议,对赌协议的使用较为普遍。

表 2 描述性统计

Panel A 全样本								
变量名	N	$Mean$	SD	Min	$P25$	$Median$	$P75$	Max
DA	1644	0.050	0.291	-0.930	-0.078	0.014	0.133	2.056
REM	1017	0.035	0.286	-0.726	-0.111	0.015	0.150	1.160
DCE	1644	-0.026	0.300	-1.632	-0.063	0.008	0.078	0.874
VAM	1644	0.303	0.460	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
$Size$	1644	18.915	1.283	15.579	18.012	18.998	19.795	22.125
$Growth$	1644	0.563	1.414	-0.458	-0.011	0.180	0.554	8.844
$Leverage$	1644	0.402	0.206	0.004	0.240	0.398	0.544	0.983
ROA	1644	2.151	23.207	-139.596	0.965	5.340	10.655	109.189
$ConShare$	1644	0.431	0.158	0.138	0.312	0.412	0.532	0.827
SOE	1644	0.045	0.207	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
$TopCPA$	1644	0.510	0.500	0.000	0.000	1.000	1.000	1.000
$TopUnderwriter$	1644	0.219	0.414	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
$VCReputaion$	1644	0.566	1.056	0.000	0.000	0.000	0.693	3.989
$VCManager$	1644	0.586	0.493	0.000	0.000	1.000	1.000	1.000
$VCShare$	1644	0.274	0.201	0.014	0.132	0.233	0.366	0.982

Panel B 子样本						
变量	非对赌样本		对赌样本		$MeanDiff$	$t-Value$
	N	$Mean$	N	$Mean$		
DA (混合)	1146	0.040	498	0.072	-0.032**	-2.034
REM (混合)	707	0.021	310	0.067	-0.046**	-2.370
DCE (混合)	1146	-0.027	498	-0.033	0.006	0.314

注:第 t 期真实活动盈余管理 REM 的计算需要用到 $t-1$ 期和 $t-2$ 期的数据,但新三板挂牌只需要披露两年一期的财务数据,由于部分数据缺失,因此真实活动盈余管理的样本数少于总样本数。

表 2 的 Panel B 按照企业是否有对赌协议将样本划分为对赌样本和非对赌样本,对赌样本的应计盈余管理 DA 均值和真实活动盈余管理 REM 均值都高于非对赌样本,且在 5% 的显著性水平下显著。分类转移盈余管理 DCE 则在对赌样本和非对赌样本中不存在显著差异。这些结果初步显示对赌协议可能会提高创业企业的盈余管理程度,但是其对三类盈余管理行为的影响可能存在差异,有待通过多元回归进一步证实。

(二)基准回归结果

表 3 报告了风险投资对赌协议对挂牌时盈余管理影响的结果。

表 3 风险投资对赌协议和盈余管理

<i>Panel A</i>		因变量: 应计盈余管理 <i>DA</i>		
	(1) 混合样本	(2) 挂牌前一年	(3) 挂牌当年	
<i>VAM</i>	0.047*** (2.84)	0.069*** (2.61)	0.047** (2.36)	
控制变量	控制	控制	控制	
年份和行业	控制	控制	控制	
<i>N</i>	1644	822	822	
<i>R-Square</i>	0.139	0.115	0.246	
<i>Panel B</i>		因变量: 真实活动盈余管理 <i>DCE</i>		
	(1) 混合样本	(2) 挂牌前一年	(3) 挂牌当年	
<i>VAM</i>	0.079 (1.38)	0.178 (1.10)	0.039 (1.03)	
控制变量	控制	控制	控制	
年份和行业	控制	控制	控制	
<i>N</i>	1017	326	691	
<i>R-Square</i>	0.264	0.152	0.169	
<i>Panel C</i>		因变量: 分类转移盈余管理 <i>REM</i>		
	(1) 混合样本	(2) 挂牌前一年	(3) 挂牌当年	
<i>VAM</i>	0.015 (0.90)	-0.011 (-0.46)	0.030 (1.26)	
控制变量	控制	控制	控制	
年份和行业	控制	控制	控制	
<i>N</i>	1644	822	822	
<i>R-Square</i>	0.278	0.247	0.344	

注: *, ** 和 *** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平。括号里为 *t* 统计量, 标准误经异方差调整, 下同。

表 3 的 *Panel A* 列示了对赌协议对挂牌时应计盈余管理影响的结果。列(1)的 *VAM* 回归系数为 0.047, 在 1% 的显著性水平下显著, 说明有对赌协议的公司挂牌时的应计盈余管理程度更高。由列(2)和列(3)列示的结果可知, 在挂牌前一年, 对赌公司比非对赌公司的可操纵性应计利润高 0.069, 在 1% 的显著性水平下显著, 以非对赌样本的平均值 0.035 为基准, 则对赌协议会提高近 2 倍的操控性应计利润; 在挂牌当年, 对赌公司比非对赌公司的可操纵性应计利润高 0.047, 在 5% 的显著性水平下显著, 以非对赌样本的平均值 0.045 为基准, 则对赌协议会提高超过 1 倍的操控性应计利润。

表 3 的 *Panel B* 列示了对赌协议对真实活动盈余管理影响的结果。列(1)至列(3)的 *VAM* 系数为正, 但均不显著, 这表明对赌协议并没有显著影响创业企业的真实活动盈余管理行为。可能的原因是与应计盈余管理相比, 真实活动盈余管理给企业带来的损害更大, 对企业未来长期业绩的负面影响更严重(蔡春等, 2013)。因此, 在媒体、审计师和分析师等会计信息监督机制较弱的新三板(原红旗等, 2019), 创业企业首选成本较低的应计盈余管理, 而不轻易使用真实活动盈余管理来调节收益。

表 3 的 *Panel C* 列示了对赌协议对挂牌时分类转移盈余管理影响的结果, 各列 *VAM* 系数均不显著, 这表明对赌协议并没有显著影响挂牌时的分转移类盈余管理行为。已有研究认为满足“扣除非经常损益前后孰低原则下的净利润”业绩门槛是我国 IPO 公司进行分类转移盈余管理

的重要原因之一(路军伟等, 2019)。但新三板挂牌并未对核心盈余设定业绩门槛, 其隐性要求主要关注企业是否亏损和企业收入情况。由于分类转移并不改变净利润, 因此有对赌协议的挂牌公司并无强烈动机进行分类转移盈余管理。

总体而言, 表 3 的结果支持了假设 H1, 即风险投资对赌协议会增加创业企业在挂牌时的盈余管理水平, 但只显著影响应计盈余管理水平。

(三) 稳健性检验

1. 工具变量法

前文研究结论可能因遗漏变量等问题而存在内生性。本文采用工具变量法进一步缓解内生性问题。由于风险投资领域内使用对赌协议的总体倾向对单个风险投资缔约行为具有示范和引导效应, 因此本文选取投资签约前一年内风险投资对赌使用率 $VAMRatio$ 作为对赌协议 VAM 的工具变量。对赌使用率 $VAMRatio$ 基于新三板公司在挂牌前的风险融资事件数据计算得来, 有多轮风险融资的样本取各轮平均值。在计算对赌使用率 $VAMRatio$ 时专门剔除了创业企业所在市和所处行业样本, 排除了对赌使用率 $VAMRatio$ 通过区域或行业关联影响创业企业盈余管理行为的路径, 确保工具变量的外生性。

工具变量法回归结果见表 4。表 4 列(1)、列(3)、列(5)是第一阶段回归结果, 工具变量的系数均在 1% 的显著性水平下显著为正, 说明工具变量和是否使用对赌协议具有很强的相关性。Kleibergen-Paap Wald rk F 统计量分别为 32.70、17.675 和 20.930, 均大于 Stock-Yogo weak ID test critical values 中 10% 偏误的临界值, 可以拒绝工具变量是弱工具变量的原假设。

表 4 工具变量法

	混合样本		挂牌前一年		挂牌当年	
	(1) VAM	(2) DA	(3) VAM	(4) DA	(5) VAM	(6) DA
VAM		0.538*** (4.18)		0.445*** (2.65)		0.491*** (3.38)
$VAMRatio$	1.839*** (5.72)		1.925*** (4.20)		2.091*** (4.57)	
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份和行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	1644	1644	822	822	822	822

表 4 的列(2)、列(4)、列(6)为第二阶段回归结果。在引入工具变量后, 对赌协议对挂牌时的应计盈余管理程度 DA 的回归结果与基准回归结果一致。 DA 对 VAM 的回归系数分别为 0.538、0.445 和 0.491, 均在 1% 的显著性水平下显著。这说明采用工具变量法控制内生性问题后本文主要结论依然是稳健可靠的。

2. 自选择偏差问题

本文的研究结论可能受自选择偏差的影响。风险投资机构和创业企业是否签订对赌协议并非随机事件, 而是风险投资机构和创业企业博弈选择的结果。

为了保证研究结论的稳健性, 本文利用倾向得分匹配法(PSM), 将签订上市对赌的样本和未签订协议的样本进行匹配, 以缓解可观测变量中的样本选择问题。具体而言, 运用模型(1)所涉及的所有控制变量和固定效应对是否签订对赌协议 VAM 进行 Logistic 回归, 得到拟合的预测得分后, 采用最邻近一对一匹配, 并剔除其中得分值差异大于 0.05 的配对样本。最终有 204 个对赌样本匹配成功。表 5 列示了倾向评分配对后的回归结果, 与基准回归结果基本一致。

表5 PSM样本

	(1)混合样本	(2)挂牌前一年	(3)挂牌当年
<i>VAM</i>	0.050*** (3.18)	0.066** (2.01)	0.047** (2.05)
控制变量	控制	控制	控制
年份和行业	控制	控制	控制
<i>N</i>	816	408	408
<i>R-Square</i>	0.156	0.198	0.223

为了缓解不可测变量的样本选择问题,本文采用处理效应模型(*Treat Effect Model*)进行估计,并沿用前文工具变量风险投资对赌使用率 *VAMRatio* 以缓解样本选择问题。表6列示了处理效应模型的估计结果。在第二阶段中,逆米尔斯比率系数 *IMR* 在列(2)、列(4)、列(6)均显著,说明确实可能存在变量自选择偏差。在控制自选择偏差后, *VAM* 系数在表6的列(2)、列(4)、列(6)中显著为正,表明即使考虑了不可测变量的样本选择偏差问题,风险投资对赌协议仍然显著地增加挂牌企业的应计盈余管理程度。

表6 处理效应模型

	混合样本		挂牌前一年		挂牌当年	
	(1) <i>VAM</i>	(2) <i>DA</i>	(3) <i>VAM</i>	(4) <i>DA</i>	(5) <i>VAM</i>	(6) <i>DA</i>
<i>VAM</i>		0.437*** (3.60)		0.406** (2.22)		0.421*** (2.89)
<i>VAMRatio</i>	6.005*** (5.58)		5.933*** (3.87)		6.358*** (4.17)	
<i>IMR</i>		-0.239*** (-3.26)		-0.207* (-1.87)		-0.230*** (-2.61)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份和行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	1644	1644	822	822	822	822

3. 替换被解释变量和使用行业层面聚类标准误^①

前文以修正的琼斯模型估算操控性应计利润,为了保证结果的稳健性,我们还使用 Kothari 等(2005)提出的业绩匹配模型对操控性应计利润进行估计。替换被解释变量后的检验结果与基准回归结果基本一致。此外,我们还在式(1)中使用行业层面聚类标准误进行回归,回归结果与基准回归结果也基本一致。

(四)机制检验

1. 关于风险投资监督懈怠和减少增值服务的检验

本文提出对赌协议会使得风险投资监督懈怠和减少增值服务,这为创业企业挂牌时进行盈余管理提供了理由和机会。为验证这一机制,本文按照风险投资是否向创业企业委派董事和高管,将样本分为未委派组和委派组。表7列示了式(1)在两组样本中的回归结果。结果表明,在风险投资未向创业企业委派董事和高管的样本中,对赌协议对挂牌时的盈余管理有显著的正向影响。但是,当风险投资向创业企业委派董事和高管时,对赌协议对盈余管理的影响不再显著。

^① 限于篇幅,图表分析省略,读者若是感兴趣可向作者索取。

这一结果支持了研究假设 H2, 说明在对赌协议下, 风险投资机构监督懈怠和减少增值服务是造成挂牌时盈余管理程度较高的重要原因。

表 7 关于风险投资监督懈怠和减少增值服务的检验

	混合样本		挂牌前一年		挂牌当年	
	(1)未委派	(2)委派	(3)未委派	(4)委派	(5)未委派	(6)委派
<i>VAM</i>	0.064** (2.46)	0.038 (1.62)	0.106*** (2.63)	0.052 (1.32)	0.068** (2.01)	0.030 (1.06)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份和行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	680	964	340	482	340	482
<i>R-Square</i>	0.153	0.174	0.220	0.125	0.239	0.328

2. 创业企业家避免对赌失败的动机检验

本文提出创业企业家进行盈余管理的动机是避免对赌失败后所需承担的回购压力。为验证这一机制, 本文根据实际挂牌日期距离对赌协议约定的应上市日期的间隔天数, 按中位数将对赌样本划分为两组: 大于中位数的为长期限组, 小于或等于中位数的为短期限组。然后把两组对赌样本分别和非对赌样本混合后, 根据式(1)分别估计风险投资对赌协议对挂牌时盈余管理的影响。^①表 8 的结果表明, 在距离对赌要求的上市日期时间间隔较短时, 对赌协议对挂牌时的盈余管理有显著的正向影响。但是当挂牌日距离对赌要求的上市日期还有较长时间时, 对赌协议对盈余管理的影响不再显著。这一结果支持了研究假设 H3, 说明对赌协议对挂牌时盈余管理的影响是来源于对赌协议给企业家带来的压力。

表 8 创业企业家避免对赌失败的动机检验

	混合样本		挂牌前一年		挂牌当年	
	(1)短期限	(2)长期限	(3)短期限	(4)长期限	(5)短期限	(6)长期限
<i>VAM</i>	0.057*** (3.16)	0.017 (0.74)	0.079*** (2.85)	0.038 (0.89)	0.054** (2.46)	0.026 (0.98)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份和行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	1396	1394	698	697	698	697
<i>R-Square</i>	0.138	0.151	0.117	0.117	0.251	0.263

(五)进一步分析^②

1. 基于补偿方式的异质性分析

对赌协议一般约定对赌失败后对赌方以股权补偿、现金补偿或股票回购三种方式对风险投资机构进行补偿。为了检验不同补偿方式下对赌协议对盈余管理的影响, 本文首先将是否股权补偿 *PayMethod_Stock*、是否现金补偿 *PayMethod_Cash*、是否股票回购 *PayMethod_Purchase* 分别和是否使用对赌协议 *VAM* 形成交互项进行回归。根据回归结果, *PayMethod_Cash* × *VAM* 的系数显著为负, 说明使用现金补偿的对赌协议对挂牌企业盈余管理程度的影响显著更小。回归结果

^① 客观上只有签订了对赌协议的样本才有约定上市日期, 而未签订对赌协议的样本由于没有约定上市日期, 也就无法按照同样的规则分组。在这样的分组设计下, 两组样本量之和会大于总样本数。

^② 限于篇幅, 图表分析省略, 读者若是感兴趣可向作者索取。

显示 $PayMethod_Stock \times VAM$ 的系数显著为负,说明使用股权补偿的对赌协议对挂牌企业盈余管理程度的影响显著更小,而 $PayMethod_Purchase \times VAM$ 的系数不显著,可能是因为使用股份回购的样本占比较高,统计上难以和是否使用对赌 VAM 区分开。另外,将是否股权补偿 $PayMethod_Stock$ 、是否现金补偿 $PayMethod_Cash$ 、是否股票回购 $PayMethod_Purchase$ 同时放入模型进行回归,结果中只有是否股票回购 $PayMethod_Purchase$ 系数显著为正,且系数值最大。因此,股票回购补偿方式下对赌协议对盈余管理的影响最大,也最为显著,而股权补偿和现金补偿方式下对赌协议对盈余管理的影响则相对较弱。

2. 基于风险投资声誉的异质性分析

风险投资具有异质性,其声誉高低会影响创业企业的信息披露行为(Lee 和 Masulis, 2004; Wongsunwai, 2013)。本文基于风险投资声誉将样本划分为两组,其中风险投资机构在企业挂牌时已有成功支持企业上市经验的为高声誉组,其余为低声誉组,并在两组样本中分别就式(1)进行回归。根据回归结果,当风险投资机构声誉较低时,对赌协议对挂牌时的正向盈余管理有显著影响;当风险投资机构声誉较高时,对赌协议对挂牌时盈余管理行为的影响较小,且系数不显著。由此可知,高声誉的风险投资可以抑制对赌协议所造成的盈余管理。

3. 基于挂牌公司行业的异质性分析

挂牌公司处于不同行业可能面对差异化的监管态度,也因此影响对赌协议对盈余管理的作用效果。本文按挂牌公司行业是否属于国家产业政策支持,将样本分为两组。借鉴宋凌云和王贤彬(2013)的研究,当行业属于“十二五”规划和“十三五”规划中央文件中载明被鼓励、重点发展和支持的行业时,该行业被判定为政策支持行业。本文分别在两组样本中对模型(1)进行回归。根据回归结果,当挂牌公司处于政策支持行业时,对赌协议 VAM 的系数均不显著;当挂牌公司处于非政策支持行业时,对赌协议 VAM 的系数均显著为正。这意味着对赌协议对盈余管理的影响主要集中在非政策支持行业,而当公司处于政策支持行业时,由于监管审核更为宽松(黄俊和李挺, 2016),盈余管理的必要性下降。

4. 挂牌后业绩表现分析

已有研究发现由于盈余管理不可持续,上市前的盈余管理行为会导致企业上市后业绩下滑(Aharony 等, 2000; 蔡春等, 2013; 逯东等, 2015)。因此我们进一步检验有对赌协议的挂牌企业在挂牌后的业绩表现。本文选择营业收入增长率 $Growth$ 和总资产回报率 ROA 作为业绩衡量指标。根据回归结果,当挂牌公司存在对赌协议时,挂牌后第一年、第二年的收入增长率均显著下降,总资产回报率也在挂牌后的第二年和第三年显著下降。该结果表明对赌协议和挂牌后的业绩增长显著负相关。

五、研究结论和启示

本文基于 2013 年至 2020 年的新三板挂牌数据,研究发现风险投资对赌协议会显著增加创业企业在挂牌前一年和挂牌当年的应计盈余管理程度。对赌协议会通过向创业企业家施加挂牌压力,以及弱化风险投资的监督与服务来影响创业企业在挂牌时的盈余管理行为。此外,以股权回购作为补偿方式的对赌协议对盈余管理行为影响最大。而当风险投资声誉较低、挂牌企业处于非政策支持行业时,对赌协议对盈余管理的正向影响更为显著。进一步研究发现,挂牌后有对赌协议的挂牌公司整体出现业绩下滑。

基于本文的研究发现,可得出以下政策启示:第一,监管机构应重点关注签订了对赌协议的拟上市公司的会计信息质量。本文发现签订对赌协议会显著增加创业企业在上市时的盈余管理行为。自 2019 年证监会对 A 股 IPO 企业放松了对赌协议的清理要求后,越来越多的企业将带有

对赌协议上市。因此,监管机构应加强对签订了对赌协议的拟上市公司的财务数据的审查力度,关注其会计政策及会计估计的合理性,防范会计信息失真风险。第二,拓宽风险投资的退出渠道,引导风险投资进行投后管理和增值服务。我国风投界流行上市对赌的重要原因之一是风险投资退出渠道受限。因此,充分发挥我国多层次资本市场功能,改善证券市场的流动性,规范和发展并购重组市场,将有助于风险投资通过多渠道市场化退出,而不局限于上市退出。此外,本文发现当对赌协议弱化风险投资的监督与服务时,其对企业信息质量的负面影响凸显。因此,建设风险投资声誉机制,引导风险投资发挥专业能力,加强对投资项目的投后管理和增值服务至关重要。第三,全面注册制下需要深化监管改革,明确审核注册标准及流程,保障会计信息披露质量。本文的研究表明,即使新三板不以财务指标设置准入条件,“隐形门槛”也可能使得挂牌企业仍然有动机进行盈余管理。因此,注册制下仅靠设置多元包容的准入条件,无法有效抑制企业在上市时的盈余管理动机,还应加强监管力度和透明度,形成稳定的政策预期。

本文的不足之处在于,基于新三板数据所得出的研究结论虽有助于理解注册制下各层次资本市场 IPO 中的信息质量问题,但在推广相关结论时需谨慎考虑不同资本市场间的差异。未来数据允许时,有必要就对赌协议和 IPO 盈余管理的关系进行研究。

主要参考文献:

- [1]蔡春,李明,和辉.约束条件、IPO 盈余管理方式与公司业绩——基于应计盈余管理与真实盈余管理的研究[J].会计研究,2013,(10):35-42.
- [2]蔡宁.风险投资“逐名”动机与上市公司盈余管理[J].会计研究,2015,(5):20-27.
- [3]陈祥有.风险投资与 IPO 公司盈余管理行为的实证研究[J].财经问题研究,2010,(1):64-69.
- [4]邓杰,于辉.对赌协议该签吗?企业股权融资的运营分析[J].管理科学学报,2020,(10):60-81.
- [5]董静,汪江平,翟海燕,等.服务还是监控:风险投资机构对创业企业的管理——行业专长与不确定性的视角[J].管理世界,2017,(6):82-103.
- [6]古朴,翟士运.监管不确定性与企业盈余质量——基于证监会换届的准自然实验[J].管理世界,2020,(12):186-201.
- [7]胡志颖,周璐,刘亚莉.风险投资、联合差异和创业板 IPO 公司会计信息质量[J].会计研究,2012,(7):48-56.
- [8]黄福广,彭涛,田利辉.风险资本对创业企业投资行为的影响[J].金融研究,2013,(8):180-192.
- [9]黄俊,李挺.盈余管理、IPO 审核与资源配置效率[J].会计研究,2016,(7):10-18.
- [10]逯东,万丽梅,杨丹.创业板公司上市后为何业绩变脸?[J].经济研究,2015,(2):132-144.
- [11]路军伟,张珂,于小偶.上市公司 IPO 与分类转移盈余管理——来自我国 A 股市场的经验证据[J].会计研究,2019,(8):25-31.
- [12]秦璐涵,郑建明.PE 入股与 IPO 前后盈余管理行为——来自创业板上市公司的证据[J].经济与管理研究,2016,(3):137-144.
- [13]邱国栋,汪玖明.风投运作变异的本土分析与治理对策——基于“对赌协议”的研究[J].中国软科学,2020,(11):26-41.
- [14]宋凌云,王贤彬.重点产业政策、资源重置与产业生产率[J].管理世界,2013,(12):63-77.
- [15]宋顺林.IPO 市场化改革:共识与分歧[J].管理评论,2021,(6):270-279.
- [16]王会娟,林成伟,汪剑锋.私募股权投资与盈余管理[J].金融论坛,2019,(8):55-66.
- [17]王茵田,黄张凯,陈梦.“不平等条约”:我国对赌协议的风险因素分析[J].金融研究,2017,(8):117-128.
- [18]姚铮,王笑雨,程越楷.风险投资契约条款设置动因及其作用机理研究[J].管理世界,2011,(2):127-141.
- [19]于辉,邓杰.零售商股权融资“对赌协议”的运营模型分析[J].中国管理科学,2020,(2):91-103.

- [20]原红旗,孔德松,张楚君,等.新三板公司盈余质量研究[J].会计研究,2019,(5):27-32.
- [21]张子炜,李曜,徐莉.私募股权资本与创业板企业上市前盈余管理[J].证券市场导报,2012,(2):60-70.
- [22]赵旭东.第三种投资:对赌协议的立法回应与制度创新[J].东方法学,2022,(4):90-103.
- [23]Aharony J, Lee C W J, Wong T J. Financial packaging of IPO firms in China[J]. *Journal of Accounting Research*, 2000, 38(1): 103-126.
- [24]Casamatta C. Financing and advising: Optimal financial contracts with venture capitalists[J]. *The Journal of Finance*, 2003, 58(5): 2059-2085.
- [25]Cestone G. Venture capital meets contract theory: Risky claims or formal control?[J]. *Review of Finance*, 2014, 18(3): 1097-1137.
- [26]Chahine S, Arthurs J D, Filatotchev I, et al. The effects of venture capital syndicate diversity on earnings management and performance of IPOs in the US and UK: An institutional perspective[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2012, 18(1): 179-192.
- [27]Darrough M, Rangan S. Do insiders manipulate earnings when they sell their shares in an initial public offering?[J]. *Journal of Accounting Research*, 2005, 43(1): 1-33.
- [28]Dechow P M, Sloan R G, Sweeney A P. Detecting earnings management[J]. *The Accounting Review*, 1995, 70(2): 193-225.
- [29]Ewens M, Gorbenco A, Korteweg A. Venture capital contracts[J]. *Journal of Financial Economics*, 2022, 143(1): 131-158.
- [30]Gilson R J. Engineering a venture capital market: Lessons from the American experience[J]. *Stanford Law Review*, 2003, 55(4): 1067-1103.
- [31]Gompers P A. Grandstanding in the venture capital industry[J]. *Journal of Financial Economics*, 1996, 42(1): 133-156.
- [32]Hall R E, Woodward S E. The burden of the nondiversifiable risk of entrepreneurship[J]. *American Economic Review*, 2010, 100(3): 1163-1194.
- [33]Hellmann T, Puri M. The interaction between product market and financing strategy: The role of venture capital[J]. *The Review of Financial Studies*, 2000, 13(4): 959-984.
- [34]Hochberg Y V, Ljungqvist A, Lu Y. Whom you know matters: Venture capital networks and investment performance[J]. *The Journal of Finance*, 2007, 62(1): 251-301.
- [35]Kaplan S N, Strömberg P. Financial contracting theory meets the real world: An empirical analysis of venture capital contracts[J]. *The Review of Economic Studies*, 2003, 70(2): 281-315.
- [36]Kothari S P, Leone A J, Wasley C E. Performance matched discretionary accrual measures[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2005, 39(1): 163-197.
- [37]Lee P M, Wahal S. Grandstanding, certification and the underpricing of venture capital backed IPOs[J]. *Journal of Financial Economics*, 2004, 73(2): 375-407.
- [38]McVay S E. Earnings management using classification shifting: An examination of core earnings and special items[J]. *The Accounting Review*, 2006, 81(3): 501-531.
- [39]Morsfield S G, Tan C E L. Do venture capitalists influence the decision to manage earnings in initial public offerings?[J]. *The Accounting Review*, 2006, 81(5): 1119-1150.
- [40]Roychowdhury S. Earnings management through real activities manipulation[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2006, 42(3): 335-370.
- [41]Solow R M. Technical change and the aggregate production function[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 1957, 39(3): 312-320.

[42]Watts R L, Zimmerman J L. Positive accounting theory[M]. Englewood Cliffs: Prentice-Hall, 1986.

[43]Wongsunwai W. The effect of external monitoring on accrual-based and real earnings management: Evidence from venture-backed initial public offerings[J]. *Contemporary Accounting Research*, 2013, 30(1): 296–324.

Impact of Valuation Adjustment Mechanism on Earnings Management: Empirical Evidence Based on Listing Data of the New Third Board

He Ding¹, Ge Yan²

(1. School of Business, China University of Political Science and Law, Beijing 100088, China;

2. Shanghai Infaith Group Co., Ltd, Shanghai 201100, China)

Summary: The Valuation Adjustment Mechanism (VAM) is extensively employed in venture capital, and its merits and demerits have been subject to considerable controversy. However, due to a paucity of available data and evidence, researchers have been unable to comprehensively examine and comprehend the nature of VAM. Furthermore, there has been a dearth of discussions on how VAM may affect the quality of accounting information for startups.

This paper explores the impact of VAM on earnings management during the listing of startups, utilizing listing data from the New Third Board from 2013 to 2020. The evidence indicates that VAM can significantly increase the degree of accrual-based earnings management of startups in the year before and during the year of listing. The impact is mainly achieved by exerting listing pressure on entrepreneurs and weakening the supervision and service of venture capital. VAM with equity repurchase compensation has the most substantial impact on earnings management. Moreover, the positive impact of VAM on earnings management is more significant when the reputation of venture capital is low and when startups are not in industries supported by government policies. The performance of startups with VAM declines after listing.

This paper delivers several contributions: First, it quantitatively evaluates the economic consequences of VAM, providing direct empirical evidence for the negative effect of VAM. Second, it reveals the contractual mechanism by which venture capital affects startups' information disclosure behavior. Prior research on the impact of venture capital on accounting information quality has yielded inconsistent conclusions, while this paper finds that VAM is a crucial factor that contributes to the impact of venture capital on accounting information quality. Third, it provides a reference basis for deepening the reform of the New Third Board and fully implementing the registration system in China. Based on the above findings, the following policy recommendations are proposed: First, regulatory agencies should pay close attention to the accounting information quality of pre-IPO companies that have signed VAM. Second, the exit channels of venture capital should be broadened, and venture capital should be guided to carry out post-investment management and value-added services. Third, regulatory reforms should be deepened under the comprehensive registration system, the registration standards and procedures should be clearly defined, and multiple measures should be taken to ensure the quality of accounting information disclosure.

Key words: venture capital; Valuation Adjustment Mechanism; earnings management

(责任编辑 顾 坚)