

市盈率隐含的公司创新能力

——基于创业板上市公司的实证分析

蒋先玲,王梓霖

(对外经济贸易大学 国际经济贸易学院,北京 122000)

摘要:本文以2010—2018年中国创业板上市公司为研究对象,构建企业创新能力综合评价体系,实证检验市盈率中是否隐含了公司创新能力,结果发现:创新能力具有直接价值相关性,创业板上市公司创新能力正向影响市盈率,在创新投入、创新产出和创新效率三项指标中,创新投入是主要影响因素;创新综合指数正向影响市盈率。机制检验证明了财务绩效、投资者关注在其中发挥了中介作用。进一步地,当公司属于高新技术企业时,创新对市盈率的正向影响更强,但仅在创新投入中存在。本文的研究不仅丰富了创新与企业估值的相关文献,为企业创新能力的衡量提供新思路,同时验证了创新对企业估值定价的驱动作用,为推动企业提高创新能力、助力国家创新驱动发展战略提供理论支撑。

关键词:市盈率;创业板;技术创新;公司估值

中图分类号:G14;G12 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—980X(2021)10—0064—14

一、引言

改革开放40多年来,我国经济维持了数十年的“指数式”增长,但近年来经济增速开始放缓,2015年政府工作报告指出,我国经济发展步入“新常态”,转变经济增长模式成为当务之急。Schumpeter(1934)提出创新是经济增长的源泉,技术创新是我国经济成功转型、实现经济可持续发展的决定力量。2016年中共中央、国务院发布《国家创新驱动发展战略纲要》,提出“创新驱动是国家命运所系、世界大势所趋、发展形势所迫”,明确“三步走”的战略目标。企业作为创新活动的重要主体,在《纲要》的顺利推进中起着决定性作用。“十三五规划”也将企业创新提升到了前所未有的高度,指出“强化企业创新主体地位和主导作用”“支持科技型中小企业发展”。正因如此,对企业创新的研究成为学界持续关注重点领域,具有深刻的理论价值和实践意义。

现有文献中对创新的研究大致可分为两类:一是创新对企业的影响,创新可以提高企业销售收入和毛利率(陆国庆,2011;周煊等,2012);增加企业价值(钟腾和汪昌云,2017)和股票市场表现(周铭山等,2017)。二是内外部因素对企业创新能力的影响,包括政府资助(周泰云,2020)、市场环境和企业内部治理等。总体而言对创新活动的经济后果,特别是创新与市场估值关系的研究相对匮乏,而资本市场对创新的引领至关重要,市场定价能否引导资源流向创新是我国经济增长模式成功转型的关键。

我国创业板市场是主板市场之外、专门为中小企业设立的市场,其设立的定位是服务“两高六新”企业,根据其市场特性,创业板市场很适合作为本文的研究对象。首先,创业板上市公司大多为高成长、高技术的创新型企业。其次,创业板市场自2009年设立以来,市盈率一直居高不下,2010—2018年创业板市场平均市盈率为92。直觉上,创业板上市公司较高的市盈率可能是来自其高创新特性。那么创业板上市公司市盈率中是否真的隐含了创新能力?创业板上市公司创新和市盈率的联系值得深入探究。

理论上,股票的价值是投资者基于企业财务信息和非财务信息做出的综合判断,然而研究表明非财务信息在其中发挥的作用日益突出(Bartov et al, 2002; Ljungqvist and Wilhelm, 2003; Rajesh et al, 2009)。非财务信息中,创新信息对企业成长性尤为重要,而市盈率作为被广泛认可的估值指标,其中应该隐含了创新信息,本文认为企业创新能力对市盈率的影响可能通过提高企业财务绩效、经营风险和投资者关注三种路径。首先,已有研究表明创新能够提升企业盈利能力和未来经营业绩。因此根据信号理论,企业提高研发投入、有较高的研发产出和创新效率能够向外界传递积极、正面的信号,增强投资者信心,投资者对创新活动有直接认同

收稿日期:2020—11—04

基金项目:国家自然科学基金“金融科技助于普惠金融发展的机制研究”(72073024)

作者简介:蒋先玲,博士,对外经济贸易大学国际学院院长,国际经济贸易学院教授,研究方向:金融市场、国际金融;王梓霖,对外经济贸易大学国际经济贸易学院硕士研究生,研究方向:公司金融。

感,对公司股票形成积极预期,推升企业估值指标。其次,创新是一项高风险的活动,过高的创新投入可能加重企业融资约束、委托代理问题和破产风险,从而导致经营风险上升,但风险与收益是对等的,企业风险增加,表明企业充分利用了高风险却也可能带来高回报的投资机会,而高市盈率常常意味着较高的风险和估值水平。最后,从投资者关注的角度而言,投资者的注意力是有限的,面对繁杂的市场,投资买入决策常与公司是否能够引起投资者关注相关,在国家创新驱动发展战略下,市场热情给予创新公司更多关注,投资者的注意力被吸引到创新能力强的公司上,推高公司股价,进而导致其市盈率上升。

本文以创业板市场 2010—2018 年上市公司为研究样本,选取创新投入、创新产出和创新效率指标,同时定义创新综合指数,构建企业技术创新能力综合评价体系,探究创业板上市公司市盈率中是否隐含了创新能力,研究发现企业创新投入、创新产出和创新效率均正向影响市盈率,其中创新投入是主要影响因素;本文定义的创新综合指数与市盈率正相关,说明综合而言较强的技术创新能力可能导致更高的市盈率。机制检验表明,企业创新主要通过提高投资者关注正向影响企业市盈率,尽管财务绩效在创新投入、创新产出和创新效率对市盈率的影响中发挥不同作用,但从创新综合指数而言,通过财务绩效的提升机制存在,财务风险在创新对市盈率的影响中不具有中介效应。进一步研究发现,创新能力对市盈率的影响存在异质性,在高新技术企业中创新对市盈率的促进作用更强,但仅在创新投入中存在。为保证研究结论的可靠性,本文使用两阶段最小二乘法和 Heckman 两阶段法进行了内生性问题的检验和处理,且采用替换相关变量、改变模型设定方式、分组回归后结论依然稳健。

本文可能的贡献体现在以下方面:第一,本文研究丰富了现有文献。已有创新相关文献对创新行为经济后果的研究主要关注股票收益率,本文从市盈率的角度提供了新的证据;现有市盈率研究主要以经典模型揭示的影响因素为切入点,本文增加了从创新视角的分析。第二,本文构建企业创新能力评价体系,为企业创新能力的衡量提供了新思路。现有研究通常采用单个指标衡量创新能力,以创新投入、创新产出居多,本文综合三类指标,并设计了创新综合指数,就目前所知,尚无文献使用这一综合指标衡量企业创新能力。第三,本文从资本市场估值定价角度对中国经济转型提供参考,验证了创新对企业估值定价的驱动作用,对激励企业提高创新能力、助力国家创新驱动发展战略具有较强参考价值。

本文剩余部分安排如下:第二部分为文献回顾,对创新相关文献进行了总结和评述;第三部分为研究思路和方法,提出研究假设并介绍本文样本、数据来源、变量和模型;第四部分为实证结果及分析,包括主回归、机制检验、稳健性检验和进一步研究;第五部分为本文结论;第六部分为研究局限与展望。

二、文献回顾

自熊彼特提出企业创新的概念以来,基于创新的理论和实证研究蓬勃发展,国内外学者从不同角度研究了创新能力对企业的影响。

首先,创新能够提高企业成长性。Coad 和 Rao(2008)以 R&D 投入和专利数衡量技术创新能力,基于 1963—1998 年美国上市公司的创新数据进行分位数回归,发现创新对高速增长的企业起着重要作用。García Manjón et al(2012)以 754 家欧洲企业为样本发现 R&D 投入与销售增长率有显著正相关关系。

其次,创新可以提升企业财务业绩和价值。在财务业绩方面,创新可以提高企业销售收入和毛利率(陆国庆,2011;周煊等,2012)。吴超鹏和唐菂(2016)以企业五年营业利润除以年末总资产度量财务绩效,发现创新对财务绩效的促进作用。在企业价值方面,钟腾和汪昌云(2017)得出创新对以托宾 Q 衡量的公司未来价值有显著正向影响。韩鹏和岳园园(2016)以创业板上市公司为研究对象,发现创新行为信息披露通过提高外部融资能力、降低代理成本提升企业价值。除了直接研究创新对企业价值的影响,也有文献指出创新对企业价值的提升可能具有桥梁作用,如在股权激励对企业价值的正向影响中,研发创新发挥了中介作用(唐勇军等,2020)。

最后,创新对企业资本市场估值定价也有影响。Hirshleifer et al(2013)发现公司创新效率越高,未来股票回报也越高。Blundell et al(1999)研究英国制造企业发现创新与股票估值之间存在正向关系。创新与企业市场表现的相关性在国内研究中也得到证实:张学勇等(2017)发现在公司并购中,无论是并购方还是被并购方,较强的创新能力都能带来更高的股票收益率。周铭山等(2017)利用创业板上市公司数据得到高创新投入会伴随高投资收益的结论。王化成等(2005)发现无形资产存量与股票价格显著相关。徐浩萍等(2017)关注创业板市场技术创新信息对新股定价的作用,发现创新信息在一级市场发行阶段是估值基础,但二级市场

场投资者进行股票估值时,并没有将创新能力考虑在内。

通过梳理上述文献可以发现,总体而言国内对创新与估值相关研究发展相对较晚,多数研究支持创新能够正向影响企业市场表现,这说明市场在对股票定价时考虑其创新行为,但以股票收益率衡量创新市场表现的研究居多数,本文认为使用市盈率指标更优,一是市盈率可以反映不同股票之间的相对价格,便于公司间比较;二是从定义和影响因素上看,市盈率与公司未来成长前景有密不可分的关系,而技术创新恰能为企业带来独一无二的可持续竞争优势。理论上,企业通过创新获得超额利润,从而改变未来现金流,最终改变股票价值,而在实务中市盈率被广泛用于价值评估(徐浩萍等,2017)。在较为成熟的技术创新和企业价值研究中,基于风险解释收益,以市盈率衡量企业估值在研发企业研究中表现突出(韩鹏和岳园园,2016)。综上,公司市盈率与创新能力之间的关系是一个值得深入探究的实证问题,有鉴于此,本文以创业板上市公司为研究对象,检验企业创新能力对市盈率的影响。

三、研究思路与方法

(一)研究假设

首先,市盈率是一个相对估值指标,反映投资者对企业未来回报的预期,创新在企业估值中扮演重要角色,创新潜在的高收益可能形成积极的市场预期。理论上,投资者综合评估企业财务信息和非财务信息对企业进行估值,研究表明成熟市场自20世纪末科技浪潮以来,对以技术为特色的创新型企业,传统以历史业绩、财务绩效为核心的证券定价体系发生了根本动摇,非财务信息在其中发挥了越来越重要的作用。(Bartov et al, 2002; Ljungqvist 和 Wilhelm, 2003; Rajesh et al, 2009)。Hand(2005)指出对规模较小、成立时间较短的公司来说,财务信息对定价的解释能力为13%,但非财务信息解释能力则达到18%; Chung et al(2005)发现在投资者眼中,成长机会比有形资产更有价值,具体来说,价值三元的成长机会可以等同于价值四元的有形资产。在非财务信息中,与成长性密切相关的是创新信息,市盈率是被广泛认可的估值指标,综合以上研究,创新在市盈率的决定中起着重要的作用。大量研究表明,创新能够提升企业未来财务绩效(朱乃平,2014)、企业价值(钟腾和汪昌云,2017)和竞争优势,金融学理论指出,公司股票的内在价值等于其未来现金流的现值,所以创新对公司价值的提升最终会反应到公司股价上,有鉴于此,投资者倾向于买入创新能力强的公司以获取预期未来价格上涨的收益,推高企业股票需求,公司股票市价是供需关系决定的,所以当前股票价格上升,引起市盈率上升。

其次,创新是一项高风险的活动, Ho et al(2004)认为对于创新强度较高的企业来说,投资者会面临企业经营波动和未来收益不确定等风险;过高的创新投入可能加重企业融资约束、委托代理问题和破产风险,导致经营风险上升。但风险与收益是对等的,企业风险增加,表明企业充分利用了高风险却也可能带来高回报的投资机会,高市盈率常常意味着较高的风险和估值水平,从这个角度来说市盈率作为一个反映风险的指标,应该与企业创新行为有关。

最后,从投资者关注的角度而言,行为金融学指出人并非完全理性,而是“有限理性”,在此框架下,人的注意力是有限的,投资者对公司股票的决策受到其注意力分配的影响,在国家大力推动企业创新的背景下,高科技、创新型企业成为市场关注的热点,政府颁布的一系列创新补贴和优惠政策及创新潜在的高收益进一步提振了投资者投资创新型企业的信心,投资者的注意力被吸引到创新能力强的公司上,推高公司股价,进而导致其市盈率大幅上升。综上,本文提出以下假设:

创业板上市公司创新能力正向影响市盈率(H1)。

为合理衡量企业创新能力,本文建立企业创新能力综合评价体系,定义创新投入、创新产出和创新效率,并设计创新综合指数。创新投入作为企业创新行为的重要衡量指标,能够衡量企业创新的意愿和能力。已有研究表明,创新投入能够提高股票超额收益率(周铭山等,2017)和市净率(朱乃平等,2014),在高科技公司中,R&D投入的增加也能提高公司股价。然而,高的创新投入并不一定意味着高产出,创新是一项高风险的活动。在衡量企业技术创新能力时,仅仅考虑创新投入是不够的,创新成果也是不可或缺的因素。创新产出能够更为直接地体现企业创新水平和以往创新努力的结果,高的创新产出说明企业从过去到现在拥有较强的创新能力,并且创新成功所带来的成果能够使企业获得可观而持续的经济效益。创新效率是一个容易被

忽略的指标,虽然不如创新投入和创新产出指标直观,但是对于创业板上市公司而言,创新能力是影响其估值定价最主要的因素之一,全面深入测度企业技术创新能力十分必要,创新效率同时考虑了投入和产出因素以评价公司创新实力。Hirshleifer et al(2013)也指出公司创新效率越高,未来股票回报也越高。此外,使用单一创新指标具有较大局限性。因此,本文将企业创新投入、创新产出和创新效率综合考虑,进行综合化、标准化处理,设计企业创新综合指数。

创业板上市公司并非都是高技术企业,一般来说高科技行业的产品属性决定了其必须持续保持创新活力。皮永华和宝贡敏(2005)发现不同行业研发强度有较大差异,电子、计算机、生物医药等投入最大,而上述行业均属高技术企业。因此本文根据国泰安数据库中上市公司高新技术企业统计情况表将样本企业分组进行进一步研究。在创新热度高涨的环境下,市场给予高新技术企业的高知识技术密集度、高竞争度等特性更高的估值。因此本文提出以下假设:

企业技术创新能力和市盈率之间的关系具有异质性,在高新技术企业中技术创新能力对市盈率的正向关系更强(H2)。

(二)样本选择与数据来源

本文选取2010—2018年中国创业板上市公司年度数据,数据来源为国泰安和Wind数据库^①。对样本进行了以下筛选:①剔除关键变量数据^②缺失严重或异常的样本;②剔除市盈率有明显异常的样本。经过上述处理,共得到3704个样本。在后续研究中,由于各部分研究内容不同,使用的样本数量略有差异。为减轻异常值的影响,对所有连续变量进行上下1%的缩尾处理(Winsorize),采用的数据处理软件为Stata15。

(三)变量设计

1. 解释变量

本文核心解释变量为技术创新能力指标:①创新投入。R&D投入可以作为企业创新投入的重要指标,考虑到公司经营规模的影响,采用相对指标有利于比较和分析,定义创新投入强度 $1(RD_1)=R\&D\text{投入}/\text{主营业务收入}$ 。另外,为检验实证结果稳健性,定义创新投入强度 $2(RD_2)=R\&D\text{投入}/\text{期末总资产}$ 。②创新产出。企业专利数量能够很好代表企业的科技水平和成果(潘红玉等,2017),本文选取专利申请个数和申请并获得授权专利数衡量创新产出,分别表示为 $Output_1$ 和 $Output_2$,后者用于稳健性检验。③创新效率。借鉴冯根福等(2017),定义创新效率: $Effi_1=Output_1/\ln(RD_1)$ 。同样为检验稳健性,定义: $Effi_2=Output_2/\ln(RD_2)$ 。④创新综合指数。为了综合以上三个维度指标,更直观地比较技术创新能力对市盈率的影响,借鉴李龙筠和谢艺(2011)及钟腾等(2017)的做法,对指标进行综合化和标准化处理,主要步骤为:①分别统计 RD_1 、 $Output_1$ 、 $Effi_1$ 序列的最大值(Max)、最小值(Min)和均值(Mean);②以最大值100,最小值0,均值50将 RD_1 、 $Output_1$ 、 $Effi_1$ 各指标转化为相应指数 $index_RD_1$ 、 $index_Output_1$ 、 $index_Effi_1$,即

$$\begin{cases} \frac{50(X - Mean)}{Max - Mean} + 50, & X > Mean \\ 50 - \frac{50(Mean - X)}{Mean - Min}, & X < Mean \end{cases} \quad (1)$$

③得到创新综合指数 $(Inno)=(index_RD_1+index_Output_1+index_Effi_1)/3$ 。

2. 被解释变量

选取次年末最后一个交易日市盈率。本文注意到在实证研究中,市净率(P/B)也常被用以度量企业的成长性和估值,创业板上市公司市净率也存在偏高的情况,本文把P/B也作为被解释变量进行稳健性检验,以获得更加准确、可靠的结论。

3. 控制变量

参考前人研究,本文以资产负债率、净资产收益率、公司规模等为控制变量,同时控制行业和年度效应,各变量定义见表1。

① 专利数据来源于国泰安专利与研发创新数据库和国家知识产权局专利检索网站cpquery.sipo.gov.cn。

② 主要包括在样本期间内财务报表没有公布研发投入和无法获取专利数据的公司。

表 1 变量定义

变量	符号	说明	相关性假设
被解释变量	市盈率	P/E	
解释变量	创新投入强度 1	RD_1	研发投入强度 1=R&D 投入/主营业务收入
	创新投入强度 2	RD_2	研发投入强度 2=R&D 投入/期末总资产
	专利申请数	$Output_1$	绝对量指标
	专利申请并授权数	$Output_2$	绝对量指标
	创新效率 1	$Effi_1$	专利转化率 1=专利申请数/研发投入自然对数
	创新效率 2	$Effi_2$	专利转化率 2=专利申请并授权数/研发投入自然对数
	创新综合指数	$Inno$	$(index_RD_1+index_Output_1+index_Effi_1)/3$
控制变量	资产负债率	Lev	负债/总资产
	每股红利	Div	股利/股本
	净资产收益率	Pro	税后利润/所有者权益
	公司规模	$Size$	总资产对数
	每股收益增长率	$Growth$	$(\text{本期每股收益}-\text{上期每股收益})/\text{上期每股收益}$
	行业虚拟变量	$Industry$	根据中国证监会公司行业分类指引划分
	年度虚拟变量	$Year$	以 2010 年为基准,设立 8 个虚拟变量

(四)描述性统计

主要变量描述性统计分析见表 2:市盈率均值为 92.056, RD_1 均值为 7.065,表明平均而言,创业板市场研发投入占主营业务收入的 7.065%^③。 RD_2 的均值为 2.848,表明创业板市场平均研发投入占总资产的 2.848%。专利申请数($Output_1$)均值和中位数分别为 31 和 14,专利申请并获得授权数($Output_2$)均值和中位数分别为 6 和 2^④,两者标准差分别为 59 和 12,可见创业板各公司专利申请情况存在较大差异。创新效率指标均值分别为 1.551 和 0.346。

对各变量的 Pearson 相关分析结果为:主要解释变量 RD_1 、 $Output_1$ 和 $Effi_1$ 与 P/E 相关系数分别为 0.141、0.004 和 -0.032,创新投入与市盈率正相关并在 1% 显著水平下显著,专利申请数与市盈率正相关但未通过显著性检验,创新效率与市盈率负相关且在 10% 显著水平下显著。

(五)模型设计

本文模型设定包括两部分,首先是市盈率分别对创新投入、创新产出和创新效率的回归:

$$P/E_{i,t} = \alpha_1 + \beta_1 RD_{i,t-1} + \beta Controls_{i,t-1} + Year + Industry + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$P/E_{i,t} = \alpha_2 + \beta_2 Output_{i,t-1} + \beta Controls_{i,t-1} + Year + Industry + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$P/E_{i,t} = \alpha_3 + \beta_3 Effi_{i,t-1} + \beta Controls_{i,t-1} + Year + Industry + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

然后是综合三个指标的回归:

$$P/E_{i,t} = \alpha_4 + \beta_4 RD_{i,t-1} + \beta_5 Output_{i,t-1} + \beta_6 Effi_{i,t-1} + \beta Controls_{i,t-1} + Year + Industry + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

$$P/E_{i,t} = \alpha_5 + \beta_7 Inno_{i,t-1} + \beta Controls_{i,t-1} + Year + Industry + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

其中: $\beta Controls_{i,t-1}$ 表示一系列控制变量; $Year$ 和 $Industry$ 分别表示年份和行业效应。所有解释变量和控制变量(年度和行业除外)滞后被解释变量一期(年)。

③ 以披露了 R&D 投入的企业为样本,其中最小值为 0.02%。

④ 专利数据仅到 2017 年。

表 2 主要变量描述性统计

变量	样本量	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
P/E	3704	92.056	52.474	133.797	15.175	970.226
P/B	3704	4.818	3.929	3.403	0.560	41.587
RD_1	3617	7.065	5.100	6.346	0.020	98.391
RD_2	3617	2.848	2.256	2.306	0.010	47.969
$Output_1$	3317	30.524	14	59.745	0	1815
$Output_2$	3201	6.208	2	12.100	0	156
$Effi_1$	3317	1.551	0.697	2.974	0	86.736
$Effi_2$	3201	0.346	0.116	0.636	0	7.366
$Inno$	3201	32.382	30.914	10.796	0.029	79.118
Lev	3704	0.274	0.247	0.164	0.011	0.832
Div	3704	0.141	0.100	0.190	0	4
Pro	3704	0.083	0.076	0.051	0.006	0.450
$Size$	3704	21.183	21.063	0.806	19.491	25.026
$Growth$	3065	0.001	-0.196	0.874	-0.919	5.346
$Hightech$	3704	0.257	0	0.437	0	1

四、实证结果与分析

(一) 回归分析

本节以市盈率为因变量,对各技术创新指标进行普通最小二乘法(OLS)回归。回归结果见表3。其中模型1、3、5仅将 RD_1 、 $Output_1$ 和 $Effi_1$ 指标加入回归并控制行业和年度效应,模型2、4、6在此基础上加入控制变量,模型7同时加入三类创新指标,模型8为创新综合指数对市盈率的回归。从回归结果可以发现, RD_1 的系数显著为正并在1%水平下显著,在控制了其他变量后,系数略微下降但仍然显著,企业R&D投入占主营业务收入比值每增加1个百分点,市盈率上升约4。说明企业创新投入强度的增加将推升市盈率。专利申请数对市盈率的影响在加入控制变量后在1%显著水平下为正,企业专利申请数每增加1项,市盈率平均增加约0.2,说明以企业专利申请数量衡量的创新产出正向影响市盈率。创新效率1在加入控制变量后系数由负变为正,且分别在1%和5%显著水平下显著,原因可能是模型5存在大量遗漏变量导致估计结果有偏,加入控制变量后的模型6可信度更高,后文稳健性检验进一步验证了创新效率对市盈率存在正向影响。模型7同时加入三类指标, RD_1 系数仍为正且在1%水平下显著,专利申请数和创新效率均不再显著,说明创新产出和创新效率对市盈率的影响被创新投入吸收,在三个指标中,创新投入是影响创业板上市公司市盈率的主要因素。企业持续大量的创新投入向投资者传递其资金充足、发展良好且对未来前景有充足信心的信号,使得投资者对公司股票形成积极预期,而专利申请数量相较于创新投入指标可能更少被投资者关注,投资者对专利这一更具专业性的信息的解读能力不足,导致在评估企业创新能力时,创新投入占据主导位置。模型8中创新综合指数系数显著为正且在1%水平下显著,说明综合三类指标来看,创业板上市公司技术创新能力正向影响市盈率,具体来说创新综合指数每上升一点,公司市盈率平均增加0.508。

总体而言,表3的回归结果支持本文所提假设。另外,控制变量的回归结果与以往研究基本一致,说明本文实证结果较可靠。

(二) 机制检验

根据前文分析已知,创业板上市公司技术创新能力正向影响市盈率,为了对技术创新能力影响市盈率的作用机制进行检验。本文从财务绩效、经营风险和投资者关注三个可能的途径进行分析。

公司创新能力可能通过提高企业财务绩效进而促使投资者形成积极预期正向影响市盈率。资本市场上投资者关注资本回报,盈利能力是资本回报的保障,且对上市公司长期发展至关重要,盈利能力影响企业未来收益,股票估值企业受财务状况、盈利前景影响。已有研究表明创新能力能够提升企业财务绩效。因此企业创新信息传递未来发展的积极信号,推升公司估值指标。

创新是一项高风险的活动,企业过高的创新投入可能加重融资约束、委托代理问题和破产风险,从而导致经营风险上升。风险与收益是对等的,企业风险增加,表明企业充分利用了高风险也可能带来高回报的投资机会,高市盈率常常意味着较高的风险和估值水平。所以创新对市盈率的正向影响可能通过提高经营风险这一机制。

创新还可能通过提高投资者关注影响市盈率。行为金融学提出有限关注的概念,指出人的时间和精力

表3 技术创新指标对市盈率的多元回归分析

变量	P/E							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
RD_1	4.383*** (5.20)	3.776*** (4.89)					4.130*** (4.46)	
$Output_1$			-0.073 (-0.81)	0.211*** (2.79)			0.302 (1.64)	
$Effi_1$					-3.866*** (-3.07)	3.037** (2.16)	-3.579 (-1.40)	
$Inno$								0.508*** (2.74)
lev		1.281*** (6.78)		1.143*** (4.45)		1.160*** (5.23)	1.190*** (5.94)	0.994*** (5.29)
did		0.111 (0.83)		-0.052 (-0.01)		-0.060 (-0.64)	-0.038 (-0.31)	-0.043 (-0.23)
pro		-11.172*** (-16.60)		-11.469*** (-15.61)		-11.397*** (-16.71)	-11.175*** (-15.75)	-11.398*** (-16.64)
$Size$		-35.100*** (-9.20)		-38.521*** (-9.13)		-37.951*** (-10.01)	-36.252*** (-8.77)	-36.272*** (-9.68)
$growth$		-0.145*** (-4.27)		-0.111*** (-2.85)		-0.129*** (-3.29)	-0.115*** (-2.76)	-0.127*** (-3.23)
$Year$	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
$Industry$	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	2708	2705	2471	2468	2456	2453	2442	2453
R^2	0.141	0.327	0.133	0.316	0.122	0.313	0.335	0.312

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著(双尾检验);括号内为t值,标准误经过稳健性调整。

是有限的,投资者无法及时获取市场上的所有信息,个体只会对那些吸引到其关注的信息进行分析、判断并据此调整投资行为。创新活动信息披露为投资者关注提供了机会,投资者的注意力被吸引到创新能力强的公司上,推高公司股价,进而导致其市盈率上升。

为验证以上机制,本文应用Sobel中介因子检验方法(Baron和Kenny,1986),以主营业务利润率、投资者关注和经营风险为中介变量,设计以下检验模型:

$$P/E_{i,t} = \alpha_1 + \beta_1 \times E_{i,t-1} + \beta \text{Controls}_{i,t-1} + \text{Year} + \text{Industry} + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

$$MS_{i,t-1} = \alpha_2 + \beta_2 \times E_{i,t-1} + \beta \text{Controls}_{i,t-1} + \text{Year} + \text{Industry} + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

$$P/E_{i,t} = \alpha_3 + \beta_3 \times E_{i,t-1} + \gamma_3 \times MS_{i,t-1} + \beta \text{Controls}_{i,t-1} + \text{Year} + \text{Industry} + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

其中: E 为技术创新能力衡量变量 RD_1 、 $Output_1$ 、 $Effi_1$ 和创新综合指数 $Inno$; MS 为中介变量; β_1 为创新能力变量对市盈率的总效应; β_2 为创新能力变量对 MS 的效应; β_3 为创新能力变量对市盈率的直接效应; γ_3 为 MS 对市盈率的效应。中介效应是一种间接效应,在本模型中为 $\beta_2 \times \gamma_3$ 。创新能力变量对市盈率的总效应 β_1 等于直接效应 β_3 和间接效应 $\beta_2 \times \gamma_3$ 的和。检验中介效应的关键步骤为检验零假设 $\beta_2 \times \gamma_3=0$ 是否成立,Sobel(1982)提供了统计值Sobel-Z的构建方法用以检验。以上模型中的控制变量均与模型(2)~模型(6)中相同。

1. 财务绩效

本文采用企业主营业务利润与主营业务收入的比率,即主营业务利润率($Salesprofit$)作为企业财务绩效的代理变量。表4汇报了财务绩效Sobel中介效应检验的结果。列(1)和列(2)、列(3)和列(4)、列(5)和列(6)、列(7)和列(8)分别为以财务绩效($Salesprofit$)为中介变量,创新投入、创新产出、创新效率和创新综合指数为核心解释变量的结果。

其中列(1)显示创新投入回归系数在1%水平下显著为正,说明创新投入增加能够提高企业财务绩效,与已有研究结论一致。列(2)结果显示,主营业务利润率回归系数在10%水平下显著为正,说明企业财务绩效对市盈率有促进作用,控制财务绩效后,创新投入的系数从3.776下降为2.685,Sobel-Z统计量的 P 值显示中介效应在10%水平下显著存在,以上结果说明,创新投入能够通过提高企业财务绩效正向影响市盈率。

列(3)和列(5)显示创新产出、创新效率系数分别在5%和10%水平下显著为负,说明创新产出和创新效率会导致财务绩效降低,可能的原因是本文分别使用企业专利申请数、专利申请数和创新投入的比值衡量创新产出和创新效率,企业的创新能力转化为专利形式的成果后不及市场预期,专利数量越多并不意味着质量越高,企业产出的专利可能缺乏实用性、市场竞争力,反而拖累企业业绩。列(4)和列(6)结果显示Sobel-Z统计量的 P 值在5%水平下显著,值得注意的是该间接效应为负,财务绩效在创新产出和创新效率与市盈率间存在“遮掩效应”(温忠麟和叶宝娟,2014),创新产出和创新效率对市盈率的主效应为正,但通过财务绩效的间接效应为负,说明在创新产出、创新绩效与市盈率之间正向机制更强。

列(7)结果显示创新综合指数回归系数为正且在1%水平下显著,说明其对财务绩效有正向影响,也就是说创新产出和创新效率对财务绩效的负面作用被创新投入的促进作用所覆盖,从列(1)、列(3)、列(5)的回归系数中也能发现,创新投入对财务绩效的影响(系数绝对值)更大。列(8)结果显示,创新综合指数结果与创新投入类似,控制财务绩效后,创新综合指数的系数从0.508下降为0.432,Sobel-Z统计量的 P 值显示中介效应在5%水平下显著存在,说明财务绩效在创新综合指数对市盈率的影响中发挥了中介作用。

以上实证结果验证了财务绩效在创新投入正向影响市盈率中的中介作用,虽然财务绩效在创新产出和创新绩效与市盈率间存在“遮掩效应”,但从创新综合指数的角度而言,总体上财务绩效的中介效应得到验证。

2. 经营风险

参考陈彩云(2019),本文使用企业三年内盈利能力标准差作为经营风险($Risk$)的代理变量,具体而言,使用息税前利润与期末总资产比值在三年内的标准差。表5汇报了经营风险Sobel中介效应检验的结果。列(1)和列(2)、列(3)和列(4)、列(5)和列(6)、列(7)和列(8)分别为以经营风险($Risk$)为中介变量,创新投入、创新产出、创新效率和创新综合指数为核心解释变量的结果。列(1)、列(3)、列(5)、列(7)显示,创新投入回归系数在1%水平下与经营风险显著正相关,创新产出、创新效率和创新综合指数则在1%水平与经营风险显著负相关,说明创新投入增加会提高企业经营风险,而其他三个指标增加会降低企业风险。列(2)、列(4)、列(6)、列(8)显示经营风险系数均不显著,Sobel-Z统计量的 P 值也未通过检验,以上结果说明创新通过经营风险影响市盈率的机制不存在。

表4 财务绩效中介效应检验

变量	<i>Salesprofit</i>	<i>PE</i>	<i>Salesprofit</i>	<i>PE</i>	<i>Salesprofit</i>	<i>PE</i>	<i>Salesprofit</i>	<i>PE</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>X=RD</i>		<i>X=Output</i>		<i>X=Effi</i>		<i>X=Inno</i>	
<i>X</i>	1.387*** (31.36)	2.685*** (5.64)	-0.014** (-2.27)	0.214*** (3.90)	-0.366*** (-2.75)	3.155*** (2.78)	0.061*** (2.60)	0.432** (2.00)
<i>Salesprofit</i>		0.301* (1.77)		0.916*** (5.18)		0.783*** (4.71)		0.558*** (3.16)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>R</i> ²	0.433	0.210	0.242	0.208		0.204	0.480	0.304
Sobel- <i>P</i>		0.077*		0.038**		0.017**		0.045**
Indirect Effect		13.47%		-6.47%		-9.99%		7.31%

注:本表考察财务绩效的中介效应,回归中所用控制变量和模型(2)~模型(6)相同,括号内为*t*值,标准误经过稳健性调整;***、**、* 分别为在 1%、5%、10%水平下显著。

表5 经营风险中介效应检验

变量	<i>Risk</i>	<i>PE</i>	<i>Risk</i>	<i>PE</i>	<i>Risk</i>	<i>PE</i>	<i>Risk</i>	<i>PE</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>X=RD</i>		<i>X=Output</i>		<i>X=Effi</i>		<i>X=Inno</i>	
<i>X</i>	0.083*** (2.06)	3.900*** (8.60)	-0.012*** (-3.75)	0.197*** (3.59)	-0.249*** (-3.36)	3.269*** (2.58)	-0.078*** (-5.76)	0.451** (2.07)
<i>Risk</i>		-0.406 (-1.26)		-0.250 (-0.73)		-0.303 (-0.88)		-0.191 (-0.62)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>R</i> ²	0.094	0.216	0.109	0.199	0.086	0.198	0.177	0.302
Sobel- <i>P</i>		0.245		0.471		0.394		0.536

注:本表考察经营风险的中介效应,回归中所用控制变量和模型(2)~模型(6)相同,括号内为*t*值,标准误经过稳健性调整;***、**、* 分别为在 1%、5%、10%水平下显著。

3. 投资者关注

本文采用分析师跟踪数量作为投资者关注(*Attention*)的代理变量,具体定义为一年内分析师(团队)对公司进行过跟踪分析的数量。分析师对创新型企业的青睐对投资者来说具有信号作用(周铭山等,2017),能够提高投资者关注。企业创新行为难以识别,投资者对创新的关注很大程度上会受到分析师报告的影响。表6汇报了投资者关注Sobel中介效应检验的结果。列(1)和列(2)、列(3)和列(4)、列(5)和列(6)、列(7)和列(8)分别为以投资者关注(*Attention*)为中介变量,创新投入、创新产出、创新效率和创新综合指数为核心解释变量的结果。列(1)、列(3)、列(5)、列(7)显示本文创新能力指标对投资者关注的影响均在1%水平下显著为正,说明企业创新能力确实能够提高投资者关注。列(2)、列(4)、列(6)、列(8)显示,投资者关注的回归系数至少在5%水平下显著为正,说明投资者关注对市盈率有促进作用,控制投资者关注后,创新投入的系数从3.776下降为3.479,创新产出的系数从0.211下降为0.208,创新效率的系数从3.037下降为2.534,创新综合指数的系数从0.508下降为0.474,Sobel-Z统计量的*P*值至少在10%水平下显著。以上结果说明投资者关注在创新对市盈率的影响中发挥了中介作用。

表6 投资者关注中介效应检验

变量	<i>Attention</i>	<i>PE</i>	<i>Attention</i>	<i>PE</i>	<i>Attention</i>	<i>PE</i>	<i>Attention</i>	<i>PE</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>X=RD</i>		<i>X=Output</i>		<i>X=Effi</i>		<i>X=Inno</i>	
<i>X</i>	0.123*** (4.31)	3.479*** (7.58)	0.009*** (2.70)	0.208*** (3.68)	0.206*** (2.87)	2.534** (2.20)	0.057*** (3.99)	0.474** (2.03)
<i>Attention</i>		1.539*** (4.85)		0.852** (2.37)		0.677** (2.02)		1.784*** (5.30)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>R</i> ²	0.402	0.314	0.323	0.198	0.309	0.190	0.446	0.300
Sobel- <i>P</i>		0.001**		0.075*		0.099*		0.042**
Indirect Effect		1.34%		3.61%		5.20%		5.57%

注:本表考察投资者关注的中介效应,回归中所用控制变量和模型(2)~模型(6)相同,括号内为*t*值,标准误经过稳健性调整;***、**、* 分别为在 1%、5%、10%水平下显著。

(三)稳健性检验

1. 内生性问题

根据本文模型设定,可能存在遗漏变量、反向因果和样本选择偏差三类内生性问题,接下来采用两阶段最小二乘法(2SLS)和Heckman两阶段法两种识别策略。

(1)工具变量法。本文参考周铭山等(2017)的做法,选取同行业同年度技术创新指标均值作为工具变量。企业进行创新决策时一般会考虑同年行业内其他公司的研发情况,而其他公司的创新情况理论上并不直接影响本公司市盈率,符合工具变量的选取标准。表7列示了面板工具变量估计结果,在第一阶段回归中,创新投入和创新效率均值与原指标显著负相关,创新产出均值与原指标显著正相关,第一阶段robust- F 均大于10,说明不存在弱工具变量问题。第二阶段回归结果显示除创新效率指标外与前文基本一致,且广义矩估计(GMM)和有限信息极大似然估计(LIML)得到的结果一致。

表7 工具变量法结果

变量	A 栏:第一阶段回归					
	(1)		(2)		(3)	
	$X=IV-RD_1$		$X=IV-Output_1$		$X=IV-Eff\hat{t}_1$	
X	-0.644***(-4.80)		1.018*(1.69)		-0.249***(-3.29)	
Controls	Yes		Yes		Yes	
Year	Yes		Yes		Yes	
Industry	Yes		Yes		Yes	
N	2705		2468		2453	
R^2	0.3016		0.2093		0.2176	
Patial F -test of Ivs	30.28		12.68		59.10	
变量	B 栏:第二阶段回归					
	2SLS	LIML	GMM	2SLS	LIML	GMM
	$X=RD_1$			$X=Output_1$		
X	10.602*** (3.38)	10.602*** (3.38)	10.602*** (3.38)	0.212*(1.65)	0.212*(1.65)	-0.331(-1.35)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	2705	2705	2705	2468	2468	2468
R^2	0.1808	0.1808	0.1808	0.2133	0.2133	
变量	B 栏:第二阶段回归(续)					
	2SLS	LIML		GMM		
	$X=Eff\hat{t}_1$					
X	-10.824(-0.73)		-10.824(-0.73)		-10.980(-0.74)	
Controls	Yes		Yes		Yes	
Year	Yes		Yes		Yes	
Industry	Yes		Yes		Yes	
N	2453		2453		2453	
R^2	0.1858		0.3077		0.1847	

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著(双尾检验);括号内为 T 值,标准误经过稳健性调整。

(2)Heckman两阶段。根据本文研究目的,前文剔除了未公布研发支出和专利情况缺失的样本,可能存在样本选择偏误,故采用Heckman两阶段模型识别。第一阶段,根据企业是否有创新投入或专利申请设置虚拟变量 YRD 、 $YPAT$ 和 $YEFFI$, YRD 定义为若企业有创新投入取值为1,否则为0; $YPAT$ 定义为若企业有创新产出取值为1,否则为0; $YEFFI$ 定义为若企业有创新产出计算得到的创新效率指标取值为1,否则为0。然后用虚拟变量构建企业创新的Probit模型(此时样本中包含R&D或专利数据缺失的企业),加入企业规模、年龄,托宾 q 值,无形资产率、现金流比率(解维敏等,2009;顾夏铭等,2018)等控制变量,得到逆米尔斯比例(IMR)。第二阶段,将 IMR 加入表3中的模型2、模型4、模型6进行估计。结果见表8, IMR 系数均不显著,且创新指标与市盈率关系实证结果基本不变,说明模型不存在严重的样本选择偏差问题,研究结论可靠。

综上,在控制各种内生性问题后,本文研究结论依然准确可信。

表8 样本选择偏误检验

变量	A栏:第一阶段			B栏:第二阶段			
	YRD	YPAT	YEFFI	P/E			
<i>TobinQ</i>	-0.054***(-2.88)	0.001(0.02)	-0.001(-0.05)	<i>RD₁</i>	3.979*** (7.63)		
<i>Size</i>	-0.198***(-2.76)	-0.047(-0.88)	0.090*(1.78)	<i>Output₁</i>		0.204*** (3.34)	
<i>ROA</i>	0.017(0.01)	0.669(0.84)	-0.719(-0.98)	<i>Effi₁</i>			2.757*(1.71)
<i>Age</i>	-0.108***(-4.18)	-0.032*(-1.64)	0.045** (2.47)	<i>IMR</i>	93.219(1.05)	-3.264(-0.04)	374.481(0.83)
<i>Lev</i>	-0.334(-0.90)	-0.198(-0.74)	-0.223(-0.90)	<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Cash</i>	0.281(0.81)	-0.180(-0.77)	-0.346(-1.59)	<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Intangible</i>	4.808*** (3.38)	-1.053(-1.06)	-0.524(-0.54)	<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	2705	2468	2453	<i>N</i>	2705	2468	2453
				Wald chi2	164.55	632.09	

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著(双尾检验)；括号内为*T*值，标准误经过稳健性调整。

2. 更换变量测度方式

(1)被解释变量。在实证研究中,市净率(*P/B*)常被用来衡量企业成长性和估值。朱乃平等(2014)也发现高新技术企业技术创新投入能够提高市净率。作为稳健性检验的一部分,本文以市净率作为被解释变量,对上文技术创新指标进行回归,结果见表9,与上文结论相同。

(2)更换核心解释变量。对技术创新能力选取不同的指标进行衡量,得出的结论可能存在差异,为保证本文结论严谨性,分别以前文所述*RD₂*、*Output₂*和*Effi₂*重新定义解释变量进行回归。表10汇报了回归结果,*RD₂*、*Output₂*和*Effi₂*系数均为正并分别在1%和5%和10%水平上显著,与上文结论基本一致。

表9 基于市净率的回归

变量	<i>P/B</i>				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>RD₁</i>	0.100*** (8.77)				0.092*** (7.90)
<i>Output₁</i>		0.007*** (3.44)			0.010** (1.97)
<i>Effi₁</i>			0.088*** (2.82)		0.002* (1.76)
<i>Inno</i>				0.019*** (3.21)	
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	2705	2468	2453	2453	2442
<i>R²</i>	0.575	0.562	0.570	0.569	0.601

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著(双尾检验)；括号内为*T*值，标准误经过稳健性调整。

表10 重新定义解释变量的检验

变量	<i>P/E</i>					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>RD₁</i>	3.776*** (4.89)					
<i>RD₂</i>		7.969*** (4.58)				
<i>Output₁</i>			0.211*** (2.79)			
<i>Output₂</i>				0.188** (2.16)		
<i>Effi₁</i>					3.037** (2.16)	
<i>Effi₂</i>						1.013* (1.81)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	2705	2705	2468	2468	2453	2453
<i>R²</i>	0.327	0.320	0.316	0.313	0.313	0.311

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著(双尾检验)；括号内为*T*值，标准误经过稳健性调整。

3. 改变模型设定

为避免模型设定导致的偏误,本文除采用经异方差调整的OLS回归,同时采用按照公司的聚类回归和个体、年份双向固定效应模型进行实证检验。表11的结果说明除创新综合指标外,与前文回归结论一致,在固定效应模型中,创新综合指数系数虽仍为正但不显著,可能的原因是对创新综合指数这一结合了三类创新指标的变量而言,存在更多企业内在的不可观测因素影响市盈率,在回归中加入公司层面固定效应后,控制了包含这些因素在内的所有公司层面不随时间变化的变量。

表 11 不同回归方法的检验

变量	创新投入			创新产出		
	OLS	Cluster	FE	OLS	Cluster	FE
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
RD_1	3.776*** (0.772)	3.776*** (0.844)	3.905*** (1.010)			
$Output_1$				0.211*** (0.076)	0.211*** (0.077)	0.209*** (0.071)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	2705	2705	2705	2468	2468	2468
R^2	0.327	0.327	0.289	0.316	0.316	0.282

表 11 不同回归方法的检验 (续 1)

变量	创新效率			创新综合指数		
	OLS	Cluster	FE	OLS	Cluster	FE
	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Eff_1	3.037** (1.30)	3.037** (1.58)	3.245* (1.69)			
<i>Inno</i>				0.508** (0.00)	0.508** (0.00)	0.507 (0.00)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	2453	2453	2453	2453	2453	2453
R^2	0.313	0.313	0.280	0.312	0.312	0.284

表 11 不同回归方法的检验 (续 2)

变量	综合回归		
	OLS	Cluster	FE
	(13)	(14)	(15)
RD_1	4.130*** (0.92)	4.130*** (0.99)	3.793*** (1.11)
$Output_1$	0.302 (0.19)	0.302* (0.18)	0.207 (0.14)
Eff_1	-3.579 (-3.52)	-3.579 (-3.49)	-1.011 (-3.14)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	2442	2442	2442
R^2	0.335	0.335	0.285

注:***、**、*分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著 (双尾检验);括号内为 T 值,标准误经过稳健性调整。

4. 敏感性测试

首先,根据各技术创新能力指标中位数将样本分为高、低创新能力两组,然后进行分组回归,结果见表 12,结论与前文相同,创新投入、创新产出和创新效率三个指标在两个分组中均与市盈率正相关并至少在 5% 水平上显著,说明本文结论在高、低技术创新能力组中均成立。

表 12 分组回归敏感性测试

变量	A 栏:高技术创新能力组回归			
	(1)	(2)	(3)	(4)
RD_1	9.527*** (3.68)			
$Output_1$		0.192** (2.22)		
Eff_1			5.030** (2.41)	
<i>Inno</i>				0.832 (1.58)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	1356	1254	1302	1257
R^2	0.390	0.343	0.345	0.334
变量	B 栏:低技术创新能力组回归			
	(6)	(7)	(8)	(9)
RD_1	2.796*** (3.62)			
$Output_1$		0.216** (2.43)		
Eff_1			3.200** (2.07)	

续表

<i>Inno</i>				1.521*(1.85)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	1350	1214	1151	1196
<i>R</i> ²	0.343	0.338	0.336	0.335

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著(双尾检验)；括号内为*T*值，标准误经过稳健性调整。

(四)进一步研究

为验证技术创新能力对市盈率的影响是否存在异质性，定义高新技术虚拟变量*HT*(根据国泰安数据库上市公司高新技术企业统计情况表)，当企业属于高新技术企业时*HT*取1，否则为0。

在基础回归模型中加入*HT*及其与创新指标的交叉项进行回归，结果见表13。创新投入与*HT*交叉项的系数为正且在5%水平下显著，说明高新技术企业创新投入与市盈率的正向关系更强，创新产出和创新效率与*HT*的交叉项均不显著，说明创新产出和创新效率对市盈率的影响不存在异质性。

表13 异质性回归结果

变量	<i>P/E</i>		
	(1)	(2)	(3)
	$X=RD_i$	$X=Output_i$	$X=Effi_i$
<i>HT</i>	-44.411***(-3.56)	-9.181(-1.24)	-12.572(-1.63)
<i>X</i>	2.890*** (3.87)	0.222** (2.56)	3.421** (2.24)
<i>HT×X</i>	5.504** (2.49)	-0.0904(-0.81)	0.012(0.01)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	2705	2468	2453
<i>R</i> ²	0.334	0.318	0.316

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著(双尾检验)；括号内为*T*值，标准误经过稳健性调整。

五、结论

研究创业板上市公司市盈率隐含的创新能力，对于理解市盈率，提高中国企业创新积极性和创新能力有重要意义。基于此，本文利用创业板上市公司2010—2018年专利和财务数据进行实证研究，结果证明公司市盈率隐含了创新能力，创新具有直接价值相关性，具体而言：①公司创新投入、创新产出和创新效率均正向影响市盈率，其中创新投入对市盈率的影响最大，是主要影响因素。②本文定义的创新综合指数与公司市盈率正相关，即综合来说企业技术创新能力与市盈率有正向关系。③创新对市盈率的影响主要通过提高投资者关注这一机制；在创新投入和创新综合指数中，财务绩效也发挥了中介作用，但在创新产出和创新效率中存在“遮掩效应”；财务风险的中介作用并不存在。④技术创新能力对市盈率的影响存在异质性，对高新技术企业来说这种正向影响更强，但仅在创新投入中存在。

根据上述结论，本文提出以下建议：第一，加强企业创新管理。创业板公司的创新能力很大程度上反映我国优秀的高技术、高成长企业创新情况，本文数据表明即便是在创业板上市公司中，企业创新水平仍然不够高且质量、效率参差不齐，需要进一步提高技术创新能力，例如在开展创新活动前进行市场调研和成果预测，制定详尽的个性化创新发展战略、强化创新激励考核管理等；第二，市盈率作为估值指标隐含了企业创新能力，企业应多披露创新活动信息，实现包括创新能力在内的核心竞争力驱动公司估值，促进资本市场健康发展。第三，目前国家大力推动企业创新，高科技、创新型企业成为市场关注的热点，但要注意防范市场对创新的过度关注导致部分企业估值过高而引发的风险。第四，继续支持和鼓励高新技术企业的研发创新，给予重点领域和企业税收优惠，对企业的科技成果制定具有激励作用的奖励措施，增强高新技术企业的创新引领作用；对于非高新技术企业也要鼓励其根据自身发展情况提高创新能力以适应市场竞争和投资者期待。

六、研究局限与展望

本文结论为后续研究提供一定参考，丰富了市盈率和创新关系的文献，验证了创新对企业估值定价的驱

动作用,且研究结论对监管、企业、投资者均有一定启示,对推动企业提高创新能力、助力国家创新驱动发展战略具有较强实践价值。遗憾的是,本文对以下问题未做更深入的拓展:①由于创新信息数据披露有限,部分变量难以直接获取。接下来将搜寻具体、准确的数据丰富研究。②技术创新信息以非财务信息为主,非财务信息不易计量弱化了其可比性,虽然本文在创新指标上做了新的尝试和努力,但是对创新的计量问题仍是未来需要突破的难题。

参考文献

- [1] 陈彩云, 2019. 创新投入、企业风险与股票收益[D]. 武汉: 中南财经政法大学.
- [2] 冯根福, 刘虹, 冯照桢, 等, 2017. 股票流动性会促进我国企业技术创新吗?[J]. 金融研究(3): 192-206.
- [3] 顾夏铭, 陈勇民, 潘士远, 2018. 经济政策不确定性与创新[J]. 经济研究(2): 109-123.
- [4] 韩鹏, 岳园园, 2016. 企业创新行为信息披露的经济后果研究——来自创业板的经验证据[J]. 会计研究(1): 49-55, 95.
- [5] 李龙筠, 谢艺, 2011. 中国创业板上市公司创新能力评估[J]. 经济学家(2): 93-102.
- [6] 陆国庆, 2011. 中国中小板上市公司产业创新的绩效研究[J]. 经济研究, 46(2): 138-148.
- [7] 潘红玉, 吕文栋, 贺正楚, 2017. 专利视角的我国生物医药产业的技术创新[J]. 科学决策(4): 1-17.
- [8] 皮永华, 宝贡敏, 2005. 我国企业多角化战略与研发强度之间关系的实证研究[J]. 科研管理, 26(2): 76-82.
- [9] 唐勇军, 王昭阳, 张鹭鹭, 等, 2020. 研发创新是股权激励与企业价值的桥梁吗? ——基于中国创业板上市公司的实证分析[J]. 技术经济, 39(3): 37-47.
- [10] 王化成, 卢闯, 李春玲, 2005. 企业无形资产与未来业绩相关性研究[J]. 中国软科学(10): 120-123.
- [11] 温忠麟, 叶宝娟. 2014. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展(5): 731-745.
- [12] 吴超鹏, 唐菂, 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[J]. 经济研究 51(11): 125-139.
- [13] 解维敏, 唐清泉, 陆珊珊, 2009. 政府R&D资助, 企业R&D支出与自主创新[J]. 金融研究(6): 86-99.
- [14] 徐浩萍, 施海娜, 金彧昉, 2017. 新股定价基础: 历史业绩还是技术创新?[J]. 金融研究(4): 191-206.
- [15] 张学勇, 柳依依, 罗丹, 等, 2017. 创新能力对上市公司并购业绩的影响[J]. 金融研究(3): 159-175.
- [16] 钟腾, 汪昌云, 2017. 金融发展与企业创新产出[J]. 金融研究(12): 127-142.
- [17] 周铭山, 张倩倩, 杨丹, 2017. 创业板上市公司创新投入与市场表现: 基于公司内外部的视角[J]. 经济研究(11): 135-149.
- [18] 周泰云, 2020. 创新政策与企业研发投入——来自中国上市公司的证据[J]. 技术经济, 39(9): 170-180.
- [19] 周煊, 程立茹, 王皓, 2012. 技术创新水平越高企业财务绩效越好吗? ——基于16年中国制药上市公司专利申请数据的实证研究[J]. 金融研究(8): 166-179.
- [20] 朱乃平, 朱丽, 孔玉生, 等, 2014. 技术创新投入、社会责任承担对财务绩效的协同影响研究[J]. 会计研究(2): 57-63.
- [21] BARON R M, KENNY D A, 1986. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations[J]. The Journal of Personality and Social Psychology, 51, 1173-1182.
- [22] BARTOV E, MOHANRAM P, SEETHAMRAJU C, 2002. Valuation of internet stocks: An IPO perspective[J]. Journal of Accounting Research, 40(2): 321-346.
- [23] BLUNDELL R, GRIFFITH R, VAN REENEN J, 1999. Market Share, market value and innovation in a panel of British manufacturing firms[J]. Review of Financial Studies, 66(3): 529-554.
- [24] CHUNG K H, LI M, YU L, 2005. Assets in place, growth opportunities and IPO returns[J]. Financial Management, 34(3): 65-88.
- [25] COAD A, RAO R, 2008. Innovation and firm growth in high-tech sectors: A quantile regression approach[J]. Research Policy, 37(4): 633-648.
- [26] GARCÍA-MANJÓN J, JUAN V, ROMERO-MERINO M, 2012. Research, development, and firm growth: Empirical evidence from European top R&D spending firms[J]. Research Policy, 41(6): 1084-1092.
- [27] HAND J R M, 2005. The relevance of financial statements in venture capital market[J]. The Accounting Review, 80(2): 613-648.
- [28] HIRSHLEIFER D, HSU P H, LI D, 2013. Innovative efficiency and stock returns[J]. Journal of Financial Economics, 107: 632-654.
- [29] HO Y K, XU Z Y, YAP C M, 2004. R&D investment and systematic risk[J]. Accounting and Finance, 44: 393-418.
- [30] LJUNGQVIST A, WILHELM W J, 2003. IPO pricing in the Dot - com bubble[J]. The Journal of Finance, 58(2): 723-752.
- [31] RAJESH A, SANJAI B, SRINIVASAN R, 2009. The impact of fundamentals on IPO valuation[J]. Financial Management, 38(2): 253-284.

- [32] SCHUMPPETER J, 1934. The theory of economic development[M]. Cambridge: Harvard University Press.
- [33] SOBEL M E, 1982. Asymptotic confidence intervals for indirect effects in structural equation models [J]. Sociological Methodology, 13(7):290-312.

Innovation Ability Implied in PE: An Empirical Study of GEM Firms

Jiang Xianling, Wang Zilin

(School of International Trade and Economics, University of International Business and Economic, Beijing 122000, China)

Abstract: Based on the sample of firms listed on the growth enterprises market (GEM) during 2010–2018, establishing an evaluation system to address the relationship between innovation and valuation. The findings indicate that there exists a direct relationship between valuation and innovation. Increased innovation output, investment or efficiency is correlated with a higher price to earnings (PE) ratio. Among all the three variables estimating technological innovation, innovation investment is the most important one. Innovation composite index also resulted in a high PE ratio. The mechanism test suggests that financial performance, investor attention played a mediating role. Furthermore, there is a heterogeneity effect in the relationship between innovation and PE, that's to say, the positive correlation is stronger in high-tech enterprises, but only existed in innovation investment. The results not only enrich literature between innovation and valuation, providing a new method to measure technological innovation of firms, but also verify the driving power of innovation on valuation, which can stimulate companies to innovate and offer theoretical backup for the outlines on national strategy for innovation driven development.

Keywords: price to earnings (P/E) ratio; growth enterprises market (GEM); technological innovation; corporate valuation