北交所市场的有效性对企业创新赋能的影响

——基于融资约束的中介效应

鲍茹婷，吴纬地

（天津职业技术师范大学经济与管理学院，天津 300222）

摘要：选取 2021—2025 年在上交所上市的公司为样本，采用面板数据实证分析市场效率对企业创新的影响以及融资约束的中介作用，通过分组回归识别出异质性特征。研究发现：市场效率与企业创新之间存在显著的非线性关系；当市场效率超过某一临界阈值时，其积极赋能效应显现，对创新产出的影响更为显著；融资约束发挥部分中介作用，形成“市场效率提升→融资约束缓解→创新产出增加”的传导路径。异质性分析表明，这一效应在高新技术产业企业中表现更为显著。

关键词：北交所；市场有效性；企业创新；融资约束；新兴资本市场

中图分类号：F832.51 **文献标志码**：A **文章编号**：1671－1807(2026)15－0257－07

北京证券交易所（以下简称“北交所”）的设立，是党中央、国务院立足发展新质生产力、健全科技-产业-金融良性循环体系作出的重大制度安排，旨在精准服务“专精特新”中小企业，打通科技创新与资本赋能的关键堵点。当前，中小企业作为培育新质生产力的重要载体，其创新活动仍深受融资约束与信息不对称等结构性瓶颈制约，而北交所挂牌企业多为科技型、成长型主体，上述矛盾尤为突出。弱式市场有效性体现为资本市场中股票价格对历史交易信息的充分吸纳与即时反应能力，可作为资本市场基础功能的核心体现，通过提升价格发现效率、优化资源配置，有效缓解信息摩擦，引导金融资源向高潜力创新项目集聚。在此背景下，深入探究北交所市场有效性对企业创新的赋能机制，深入剖析融资约束的中介传导路径，既是对中国特色现代资本市场理论的有益补充，也是破解中小企业发展瓶颈的当务之急。

本文的边际贡献如下：①丰富了新兴资本市场有效性与企业创新互动的理论体系。系统剖析弱式有效性对中小企业创新赋能的影响机理，弥补了现有研究对新兴资本市场服务中小企业创新效应探讨的不足，为有效市场理论在中小企业场景的应用提供了增量经验证据。②多维度异质性分析厘清结论适用边界，提升研究精准度。从行业属性、产权性质、融资约束程度 3 个核心维度开展分组回归，明确北交所市场有效性影响及融资约束中介作用在高技术行业、非国有企业、高融资约束企业中显著，为后续差异化政策制定提供了精准的视角支撑，避免了研究结论的泛化应用。

1 理论分析与研究假设

1.1 信息不对称、融资约束与企业创新

信息不对称理论是理解资本市场与企业创新关系的重要切入点。企业创新活动具有高风险、长周期和过程不透明等固有特征，研发进展与技术价值这类核心信息往往只有内部人清楚，外部投资者很难作出准确的判断。随着这种信息劣势推进，容易演变为融资障碍，外部投资者要么要求更高的风险溢价，要么选择退出，企业由此面临融资约束。在企业融资场景中，中小企业由于信息披露不完善、可抵押资产有限，往往面临比大企业更严峻的融资约束。外部投资者难以甄别企业的真实创新能力和项目质量，要么要求更高的风险溢价，要么直接拒绝提供资金。这种信息摩擦的强度，很大程度上取决于资本市场的信息处理效率。

企业创新活动的特殊性进一步放大了这种依赖。不同于常规固定资产投资，研发投入具有周期

收稿日期：2026-04-27

基金项目：2024 年度教育部人文社会科学研究青年基金项目（24YJCZH170）

作者简介：鲍茹婷（2001—），女，浙江宁波人，硕士研究生，研究方向为资本市场、企业发展；通信作者吴纬地（1976—），男，河北邯郸人，硕士，副教授，硕士研究生导师，研究方向为资本市场。

长、失败率高、成果难以量化评估的特点[1]，很难通过短期财务指标向外部传递清晰信号。武兴晟[2]发现融资约束越强的企业越倾向于削减长周期的研发投资，张峰等[3]对北交所的研究也表明上市改善了中小企业的融资可得性，进而提升了其成长为专精特新的概率。这意味着，如果资本市场无法有效缓解信息不对称，那些最有创新潜力的中小企业反而最容易被资本忽视。

北交所作为服务创新型中小企业的新兴板块，其市场有效性水平直接关系到上述理论链条能否运转。弱式有效市场要求股票价格已充分反映所有历史交易信息，这是资本市场发挥资源配置功能的基础。然而拓丹丹等[4]对数字货币市场的研究提示，市场有效性的程度往往与制度建设水平、投资者成熟度密切相关。陈楸蕗和余许友[5]对沪深股市的实证研究表明A股市场整体呈现弱式有效特征，但有效性并非恒常不变。北交所成立时间短、散户交易占比高、流动性偏低，其有效性水平尚未得到充分检验。基于此，提出如下假设。

H0：北交所市场尚未达到弱式有效水平，股价未遵循随机游走规律。

1.2 市场有效性、融资约束与企业创新的中介机制

目前，大量学者研究表明，市场有效性提升能够从两个渠道缓解企业的融资约束。①信息渠道。当股价更准确、更及时地反映企业的技术突破、研发进展和长期价值时，外部投资者的信息成本显著下降，他们更愿意为高潜力创新项目提供资金支持[6]。②融资渠道。有效市场能够拓宽企业的股权融资通道，减少对银行信贷等短期债务融资的过度依赖，使企业获得与创新周期相匹配的耐心资本[7]。于佳宁[8]的研究直接验证了耐心资本通过缓解融资约束来推动创新绩效这一中介路径。

从理论逻辑看，融资约束对创新的抑制作用并非同质化的。现有研究通常将企业创新区分为实质性创新与策略性创新，这一区分的主要依据是不同类型的创新对外部融资的敏感度存在显著差异。实质性创新需要持续、耐心的资本支持，而策略性创新对外部资金的依赖相对较弱。乔彬等[9]发现数字赋能通过提升信息透明度和改善治理结构两条路径降低了融资壁垒，但其对企业创新的度量仍以投入指标为主。李静萍和苏雅[10]从投入和产出双维度研究技术创新，为区分不同创新阶段的中介效应提供了方法参考。

把上述线索串起来可以形成一个清晰的中介逻辑链条。市场有效性提升能够缓解信息不对称从而降低融资约束，融资约束的缓解又能够促进企业创新，尤其是那些对外部融资高度敏感的实质性创新产出[11]。值得注意的是，这种中介效应在创新的不同阶段可能表现不同。创新投入即研发强度，更多反映企业的意愿和资源配置决策，对融资约束变化的反应较为直接；而创新产出尤其是发明专利，需要持续、稳定的资金投入才能实现，对融资约束的敏感度更高[12]。基于此，提出如下假设。

H1：北交所市场有效性水平对企业创新赋能呈现非线性影响，存在一个适度的有效性区间，在此区间内赋能效应最强，过低或过高均会削弱创新激励；

H2：融资约束在市场有效性与企业创新之间发挥中介作用，市场有效性提升通过缓解融资约束来促进企业创新，且这一中介路径在创新产出维度上比创新投入维度更为突出。

2 研究设计

2.1 数据选取与说明

选取2021—2025年的北交所上市企业作为研究对象，数据来源于Wind数据库、iFinD数据库、巨潮资讯网。

为了增强样本数据的完整性和可靠性，按照以下条件进行了清洗：剔除ST和*ST等财务不良的企业、关键数据缺失或异常以及上市不满1年的上市公司；为了消除极端值对研究的影响，对所有连续变量进行1%和99%的缩尾处理。

2.2 变量定义

2.2.1 被解释变量

被解释变量为创新赋能。参考李静萍和苏雅[10]、乔彬等[9]的做法，从投入和产出双维度研究角度对技术创新进行测度。因此分别使用研发强度(RDI)测度创新投入与创新产出(PAT)测度创新产出。

2.2.2 核心解释变量

核心解释变量为弱有效性得分(VR)。基于北交所股票价格表现出较高的波动性，参考拓丹丹等[4]的研究，使用方差比率检验方法构建弱式有效性指标。

(1)根据随机游走基础假设，弱式有效市场的核心特征是股价遵循随机游走过程，设P_t为第t日股票收盘价的自然对数，根据式(1)计算股票价格遵循随机游走过程：

$$P_t = P_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

式中:P_{t-1}为第 $t-1$ 日股票收盘价的自然对数;ε_t为独立同分布的随机误差项。若股价满足随机游走,则 q 阶差分序列($P_t - P_{t-q}$)的方差应为一阶差分序列($P_t - P_{t-1}$)方差的 q 倍,即通过方差比率判断市场有效性。

(2)基于式(1)的结果计算滞后(q)阶的方差比率,计算方法为

$$VR(q) = \frac{Var(P_t - P_{t-q})}{qVar(P_t - P_{t-1})} \quad (2)$$

式中:$Var(P_t - P_{t-q})$为 q 阶价格差分序列的方差;$Var(P_t - P_{t-1})$为一阶价格差分序列的方差。

(3)为避免异方差对检验结果的干扰,同时构建标准 Z 统计量与异方差调整 Z^* 统计量进行显著性检验,以提升结论的可靠性。先根据式(3)算出标准 Z 统计量:

$$Z(q) = \frac{VR(q) - 1}{\sqrt{\varphi(q)}} \quad (3)$$

式中:$\varphi(q) = \frac{2(q-1)(2q-1)}{3q(n_q)}$,$n_q$ 为有效样本总量。

其次,计算异方差调整 Z^* 统计量:

$$Z^*(q) = \frac{VR(q) - 1}{\sqrt{\varphi^*(q)}} \quad (4)$$

式中:$\varphi^*(q) = \sum_{j=1}^{q-1}\left[\frac{2(q-j)}{q}\delta(j)\right]$,$\delta(j)$为一阶差分序列滞后 j 期的自协方差与一阶差分序列方差的比值。

(4)为全面刻画市场弱式有效性,根据以往学者做法,选取($q=2$、4、8、16)4 个典型滞后阶数,分别计算各阶数 VR(q)值后取均值作为弱式有效性的综合代理变量。

2.2.3 中介变量

参考已有研究并结合研究的主题,选择融资约束作为中介变量。在融资约束变量选择上,参考李静萍和苏雅[10]、武兴晟[2]的方法构造 SA 指数,计算公式为

$$SA = -0.737\ln(size) + 0.043[\ln(size)]^2 - 0.04 上市年限 \quad (5)$$

式中:size 为调整通胀后的账面资产。

2.2.4 控制变量

借鉴张媛[12]的做法,将杠杆比率 Lev、盈利能力 PR、董事会 Board 作为企业层面的控制变量,同时还控制了年度固定效应 Year 以及企业个体固定效应 Firm。

变量定义见表 1。

表 1 变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量说明
被解释变量	研发强度	RDI	研发费用/总资产
	创新产出	PAT	ln(授权的发明专利数+1)
解释变量	弱式有效性得分	VR	根据式(1)、式(2)计算得出
中介变量	融资约束	SA	根据式(5)计算得出
控制变量	杠杆比率	Lev	负债总额/资产总额
	企业上市年龄	Age	(当年年份-上市年份+1)的自然对数
	盈利能力	PR	净资产收益率(ROE),衡量公司在一定时期内的盈利能力
	董事会规模	Board	董事会董事数量的自然对数

2.3 模型构建

为了验证假设 H0,即验证北交所市场有效性水平是否正处于弱有效水平,采用方差比率检验[1],以探究北交所有效性水平,以各滞后阶数的 VR 值为核心指标,并结合 Z 统计量与 Z^* 统计量进行判断,查验结论是否接受随机游走原假设,即北交所到达弱有效性。

为验证假设 H1,即弱式有效性对企业创新赋能的影响,参照李静萍和苏雅[10]的研究,以及考虑到市场效率对企业创新的影响可能存在非线性特征,分别对创新强度和创新产出构建基准回归模型:

$$RD_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 VR_{i,t-1} + \alpha_3 VR^2_{i,t-1} + \alpha_5 Controls_{it} + Year_t + Firm_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$PAT_{it} = \beta_0 + \beta_1 VR_{i,t-1} + \beta_2 VR^2_{i,t-1} + \beta_4 Controls_{it} + Year_t + Firm_i + \mu_{it} \quad (7)$$

式中:$VR_{i,t-1}$为标准化后的滞后 1 期市场弱式有效性;$VR^2_{i,t-1}$为标准化滞后 VR 的二次项,捕捉非线性关系;α_0、β_0 为常数项;α_1、α_3、α_5、β_1、β_2、β_4 为回归系数;i 为企业序号;t 为年度;Controls 为标准化后的控制变量(Lev、Age、PR、Board);$Year_t$ 为年份固定效应;$Firm_i$ 为企业个体固定效应;ε、μ 为随机干扰项。

在李静萍和苏雅[10]的基准线性模型的基础上,引入 VR 的二次项,构建非线性中介效应模型。第 1 步检验 VR 和 VR^2 对融资约束(SA)的影响;第 2 步检验 SA 对研发投入(RDI)和专利产出(PAT)的影响;第 3 步在模型中同时纳入 VR、VR^2 和 SA,检验 VR 的非线性直接效应和 SA 的中介作用,公式如下:

$$SA_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 VR_{it} + \alpha_2 VR^2_{it} + \alpha_3 Controls_{it} + Year_t + Firm_i + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

$$RDI_{it}=\beta_0+\beta_1 SA_{it}+\beta_2 Controls_{it}+Year_t+Firm_i+\mu_{it} \quad (9)$$

$$PAT_{it}=\gamma_0+\gamma_1 SA_{it}+\gamma_2 Controls_{it}+Year_t+Firm_i+\varepsilon_{it} \quad (10)$$

$$RDI_{it}=\lambda_0+\lambda_1 VR_{it}+\lambda_2 VR_{it}^2+\lambda_3 SA_{it}+\lambda_4 Controls_{it}+Year_t+Firm_i+\pi_{it} \quad (11)$$

$$PAT_{it}=\rho_0+\rho_1 VR_{it}+\rho_2 VR_{it}^2+\rho_3 SA_{it}+\rho_4 Controls_{it}+Year_t+Firm_i+\tau_{it} \quad (12)$$

式中：SA_{it} 为融资约束的负向代理变量；γ_0、λ_0、ρ_0 为常数项；γ_1、γ_2、λ_1～λ_4、ρ_1～ρ_4 为回归系数；π、τ 为随机干扰项。若系数 α_1 显著为正，则表明市场有效性的提升能显著缓解企业所面临的融资约束。若系数 β_1 与 γ_1 显著为正，则表明融资约束的缓解对企业创新投入与产出均具有显著的促进作用。

3　实证结果与分析

3.1　有效性检验结果

基于表 2 的核心数据，检验北交所的市场有效性，结果显示，其股价未服从随机游走过程，市场未实现弱式有效，验证了假设 H1。散户交易占比偏高导致投资行为易受情绪干扰，市场流动性不足使得股价无法及时反映全部信息，信息传导存在明显时滞。作为新兴小盘市场，北交所在定价效率、信息传递机制等方面，与发达资本市场仍存在显著系统性差距，市场有效性仍有较大提升空间。

表 2　北交所股票方差比率检测结果

市场	q	VR	Z 统计量	Z^* 统计量	VR 均值
北交所	2	1.117 3	5.096 0***	10.470 5***	1.133 9
	4	1.109 0	3.579 1***	7.369 4***	
	8	1.062 9	1.849 2*	4.550 7***	
	16	1.246 5	6.881 4***	15.002 9***	

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的统计水平下显著。

3.2　基准回归分析

表 3 显示，过低或过高的市场有效性均会抑制研发投入。信息不透明的低效市场与存在短期业绩压力的过度有效市场均不利于创新投入。这证实市场有效性对创新的促进作用存在最优区间，股价过度反应会削弱企业对高风险、长周期创新项目的投入，验证了假设 H1。该结论突破了传统线性认知，为新兴资本市场制度设计提供了新视角。

3.3　稳健性与内生性检验

为保证基准回归结果的稳健性，从变量测度（表 4）、样本区间（表 5）与估计方法（表 6）3 个维度展开稳健性检验，核心结论均保持一致。①替换核心解释变量的测度方式后，研究结论未发生实质性改变；②更换估计方法进行回归分析，结果与基准回归无显著差异。最后，为缓解市场有效性可能存在的内生性问题，采用两阶段最小二乘法进行检验。参考已有文献，构造同行业其他企业滞后 1 期 VR 均值（剔除自身）作为工具变量。第 1 阶段结果符合工具变量要求，第 2 阶段回归中系数显著，发现

表 3　基准回归结果

自变量	因变量	
	RDI	PAT
VR	0.002 8***（0.000 9）	0.425 5***（0.022 6）
VR^2	−0.001 7***（0.000 5）	−0.152 2***（0.012 1）
Lev	−0.002 7*（0.001 5）	0.011 2（0.039 2）
Age	0.006 0***（0.002 1）	0.029 9（0.049 5）
PR	−0.001 5*（0.000 8）	−0.008 6（0.014 7）
Board	−0.000 5（0.000 6）	0.015 4（0.017 0）
常数项	0.050 4***（0.006 7）	2.986 8***（0.162 0）
个体固定效应	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
调整 R^2	0.889 7	0.975 8

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的统计水平下显著；括号内为稳健标准误。

表 4　替换核心解释变量的估计结果

自变量	因变量	
	RDI	PAT
VR（8）	0.002 8***（0.000 9）	0.425 5***（0.022 6）
VR^2	−0.001 7***（0.000 5）	−0.152 2***（0.012 1）
Lev	−0.002 7*（0.001 5）	0.011 2（0.039 2）
Age	0.006 0***（0.002 1）	0.029 9（0.049 5）
PR	−0.001 5*（0.000 8）	−0.008 6（0.014 7）
Board	−0.000 5（0.000 6）	0.015 4（0.017 0）
常数项	0.050 4***（0.006 7）	2.986 8***（0.162 0）
个体固定效应	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
调整 R^2	0.889 7	0.975 8

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的统计水平下显著；括号内为稳健标准误。

表 5　调整样本区间的估计结果

自变量	因变量	
	RDI	PAT
VR	0.001 0**（0.000 5）	0.269 5***（0.010 9）
VR^2	−0.001 6***（0.000 6）	−0.177 1***（0.011 7）
Lev	−0.002 4（0.001 8）	0.032 5（0.038 0）
Age	0.005 3**（0.002 1）	−0.007 4（0.047 1）
PR	−0.001 3（0.000 9）	−0.017 1（0.011 9）
Board	−0.000 5（0.000 7）	0.004 4（0.015 4）
常数项	0.044 8***（0.004 9）	3.197 7***（0.105 3）
个体固定效应	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
调整 R^2	0.897 0	0.983 3

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的统计水平下显著；括号内为稳健标准误。

表 6　工具变量检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	第 1 阶段	第 2 阶段 PAT	第 2 阶段 RDI
常数项	−0.037 7	−3.407 6**	−0.052 4
	(0.082 4)	(1.425 5)	(0.033 1)
IV_mean	0.868 3***		
	(0.068 7)		
Lev	−0.005 1		
	(0.034 0)		
Age	0.061 5***		
	(0.011 9)		
PR	0.054 2		
	(0.066 5)		
Board	0.054 3**		
	(0.027 4)		
VR_hat		6.677 2**	0.149 0**
		(2.613 8)	(0.059 5)
VR_hat_sq		−2.856 4**	−0.075 5***
		(1.159 8)	(0.026 7)
Lev		0.318 6***	−0.010 6***
		(0.106 8)	(0.004 1)
Age		−0.119 3**	−0.002 8
		(0.056 9)	(0.002 1)
PR		−0.077 7	−0.023 6**
		(0.192 0)	(0.011 7)
Board		0.055 1	0.008 6**
		(0.087 6)	(0.003 5)
个体固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
第 1 阶段 F 值	62.58		
工具变量检验	通过		
调整 R^2	0.225 6	0.023 3	0.026 8

注:*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的统计水平下显著;括号内为稳健标准误。

与基准回归高度一致,表明核心结论在控制内生性问题后仍然稳健。

3.4　中介作用检验

基于中介效应模型展开市场有效性影响企业创新能力的检验,结果见表 7。市场有效性提升可显著降低企业面临的融资约束,完全契合中介效应检验的核心前提。融资约束的收紧会抑制企业创新产出的实现,同时引致研发投入强度的被动提升。在控制融资约束这一关键变量后,市场有效性对企业创新产出呈现非线性驱动效应,融资约束作为核心传导路径,在市场有效性影响创新产出的过程中发挥关键作用,最终验证假设 H2 的合理性与有效性。

3.5　异质性分析

3.5.1　行业异质性分析

考虑到不同行业在技术密集度与创新模式上的显著差异。依据国家统计局颁布的《高技术产业(制造业)分类》将样本划分为高技术行业与非高技术

表 7　中介机制分析结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	SA	RDI	PAT	RDI	PAT
常数项	5.220 1***	0.009 6	2.176 3***	−0.033 8***	4.202 7***
	(0.576 6)	(0.006 5)	(0.371 0)	(0.011 5)	(0.693 4)
VR	−3.222 9***			0.083 8***	−4.174 8***
	(1.139 6)			(0.024 4)	(1.151 0)
VR^2	1.327 0**			−0.037 9***	2.035 1***
	(0.598 6)			(0.012 9)	(0.564 2)
SA		0.003 8***	−0.138 4***	0.004 1***	−0.151 4***
		(0.000 9)	(0.044 0)	(0.000 9)	(0.044 1)
Age	−0.151 5***	−0.002 1	0.048 6	−0.002 6*	0.065 2
	(0.049 3)	(0.001 3)	(0.065 0)	(0.001 3)	(0.065 3)
Board	−1.121 0***	0.011 9***	0.054 6	0.011 7***	0.071 2
	(0.118 3)	(0.003 0)	(0.171 4)	(0.003 0)	(0.171 2)
Lev	−3.064 4***	−0.000 0	0.189 7	0.000 8	0.143 1
	(0.164 3)	(0.004 5)	(0.258 1)	(0.004 4)	(0.258 9)
PR	−2.390 0***	−0.019 1	−0.330 0	−0.017 4	−0.378 3
	(0.355 9)	(0.011 7)	(0.368 5)	(0.011 5)	(0.371 4)
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
调整 R^2	0.400 0	0.049 6	0.020 0	0.060 8	0.026 7

注:*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的统计水平下显著;括号内为稳健标准误。

行业两组,并在基准模型中引入 VR 及其平方项与高技术虚拟变量的交互项。其中,高技术行业包括“制造业”“信息传输、软件和信息技术服务业”以及“科学研究和技术服务业”,其余行业归为非高技术组。

表 8 显示,高技术行业市场有效性与研发投入呈显著倒“U”型关系,过度有效市场或抑制前沿探索;非高技术行业则呈单调递增关系,研发决策持续受益于信息环境改善。在专利产出上,高技术企业创新成果随市场有效性提升加速增长,转化能力突出。综上,高技术企业具有高敏感、高转化特征,非高技术企业研发投入增加难转化为专利,表明技术属性对资本市场与企业创新关系存在调节作用。

3.5.2　产权异质性分析

鉴于市场有效性可能对企业创新的影响会因企业产权性质而异,如国有企业(SOE)受政府干预多、预算软约束、创新激励弱等问题,而非国有企业(Non-SOE)则会更多依赖市场信号、追求利润最大化。为检验制度环境下的异质性分析,引入企业产权性质虚拟变量(NonSOE=1 表示非国有企业)及其与 VR 的交互项。

从表 9 结果可以看到,在非国有企业中,VR 对 PAT 和 RDI 均呈现显著关系,表明市场有效性存在最优阈值,过度有效反而抑制创新。相比之下,国

表 8　行业异质性回归结果

变量	(1)		(2)	
	RDI		PAT	
	高技术行业	非高技术行业	高技术行业	非高技术行业
VR	0.015 2***	0.008 7**	0.222 0***	0.163 7
	(0.001 8)	(0.003 6)	(0.017 9)	(0.131 3)
VR^2	−0.019 1***	0.011 1***	0.550 5***	−0.013 3
	(0.000 3)	(0.001 1)	(0.045 1)	(0.087 6)
Board	0.000 4	−0.007 2	0.012 8	0.199 6
	(0.002 7)	(0.005 2)	(0.027 5)	(0.205 4)
PR	0.001 9	−0.000 7	−0.082 9	0.107 7
	(0.008 4)	(0.009 3)	(0.078 6)	(0.124 0)
Age	−0.001 7***	−0.003 6***	0.022 0	−0.030 1
	(0.000 1)	(0.000 2)	(0.014 0)	(0.039 1)
常数项	0.107 9***	0.097 4**	0.474 9***	0.349 2*
	(0.030 0)	(0.030 0)	(0.047 7)	(0.184 5)
调整 R^2	0.791 4	0.845 2	0.968 1	0.984 3
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的统计水平下显著；括号内为稳健标准误。

表 9　产权异质性回归结果

变量	(1)		(2)	
	RDI		PAT	
	国有企业	非国有企业	国有企业	非国有企业
VR	0.056 9	0.227 8***	6.636 3	10.872 8***
	(0.041 6)	(0.046 0)	(5.433 0)	(3.026 7)
VR^2	−0.008 1	−0.036 5***	−1.130 6	−1.756 9***
	(0.006 5)	(0.007 0)	(0.903 0)	(0.473 9)
Board	−0.018 3**	0.003 5	−1.132 9**	0.681 7***
	(0.007 3)	(0.003 1)	(0.549 7)	(0.168 2)
PR	−0.007 9	−0.036 3***	−2.892 3**	0.581 7
	(0.013 3)	(0.012 6)	(1.153 1)	(0.379 0)
Age	0.004 4	0.005 2***	−0.697 2**	−0.002 6
	(0.003 6)	(0.001 8)	(0.274 3)	(0.097 8)
常数项	−0.025 6	−0.323 1***	−4.709 5	−16.152 6***
	(0.071 5)	(0.076 1)	(8.168 7)	(4.874 8)
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
调整 R^2	0.080 4	0.080 4	0.218 1	0.218 1

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的统计水平下显著；括号内为稳健标准误。

有企业组的 VR 系数均不显著，说明其创新活动对资本市场信息效率缺乏敏感性。

进一步观察控制变量发现，董事会规模对非国有企业 PAT 具有显著正向影响，而对国有企业则显著为负，暗示国企公司治理可能存在“形式合规、实质失效”问题。综合来看，产权性质通过改变企业目标函数与治理机制，深刻调节了市场与创新关系的有效性。

3.5.3　融资约束异质性分析

为深入考察企业外部融资环境在市场的有效性与企业创新关系中的调节作用，进一步基于 SA 融资约束指数开展异质性分析。依据 SA 指数的样本中位数将企业划分为高融资约束组与低融资约束组，并分别估计基准模型(5)和模型(6)。该设计旨在检验相较于内部资金充裕的企业，那些更依赖外部融资的主体对资本市场信息效率的变化是否更为敏感。

表 10 显示，在高融资约束组中，VR 对专利产出和研发投入均呈现高度显著的倒“U”型关系，即市场有效性处于适中水平时，此类企业创新活动达到峰值，过度有效则会因强化业绩压力抑制实质性创新；在低融资约束组中，VR 对 RDI 影响不显著，对 PAT 的影响负向二次项显著而一次项仅在 10%水平边缘显著。这一结果有力支撑了信息环境通过缓解融资摩擦促进创新的理论机制，即高融资约束企业因依赖外部资本市场获取研发资金，对市场信息效率变化更敏感，而低融资约束企业凭借充足的内部现金流，创新决策受市场信号扰动较小，战略自主性更强，这也说明加强信息披露、打击内幕交易等提升资本市场信息效率的举措能有效激励中小企业、高成长性企业创新。

表 10　融资约束分类回归结果

变量	PAT		RDI	
	低 SA	高 SA	低 SA	高 SA
VR	6.283 5	12.075 2***	0.047 8	0.195 7***
	(3.985 1)	(2.843 9)	(0.098 1)	(0.037 6)
VR^2	−1.039 7*	−1.954 6***	−0.007 5	−0.031 4***
	(0.614 4)	(0.447 9)	(0.015 2)	(0.005 7)
Board	0.316 2	0.378 8	0.005 4	0.004 2
	(0.222 2)	(0.246 5)	(0.004 8)	(0.003 3)
PR	−0.088 2	−0.223 2	−0.043 8***	−0.016 4
	(0.515 0)	(0.471 0)	(0.016 9)	(0.015 1)
Age	−0.165 5	−0.138 7	0.006 6**	0.004 2**
	(0.127 8)	(0.120 6)	(0.002 6)	(0.001 9)
常数项	−8.174 4	−17.062 6***	−0.048 0	−0.277 7***
	(6.513 2)	(4.571 6)	(0.158 0)	(0.062 2)
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
调整 R^2	0.034 1	0.066 8	0.081 7	0.120 0

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的统计水平下显著；括号内为稳健标准误。

4　结论与建议

基于方差比率法对北交所市场有效性展开系

统性实证检验,通过对全滞后阶数的方差比率分析及异方差稳健性检验,明确北交所市场尚未达到弱式有效水平,股价未遵循随机游走规律,全滞后阶数下的市场表现均显著偏离完全有效市场的理论标准,异方差稳健性检验进一步佐证了这一核心结论,排除了统计偏差对检验结果的干扰。其核心影响机制可归结为:①以散户为核心构成的投资者结构,导致市场参与者过度依赖历史价格信息进行非理性交易,进而引发股价偏离合理定价区间;②市场流动性不足导致价格调整存在时滞,无法及时吸收市场信息并完成价格校准;③小盘市场的固有属性共同制约了市场有效性的提升,与成熟资本市场相比仍存在显著差距。基于此,提出如下建议。

(1)针对参与北交所交易的投资者,应规避基于历史价格的非理性交易,立足市场特性与企业基本面,聚焦具备持续研发能力和创新成果落地能力的优质企业,结合市场有效性现状理性研判,兼顾投资安全性与长期价值,在助力市场信息传递效率提升的同时,实现自身投资与市场发展的双向共赢。

(2)针对北交所市场流动性与投资者结构现状,应引导保险、养老金等机构投资者入市,降低散户主导程度,同时完善做市商制度与流动性激励机制,缩短价格对信息吸收的时滞,从供需两端协同改善市场运行效率,为价格发现机制的有效发挥创造基础条件。

(3)针对北交所小盘市场的固有属性及现有定价机制的不足,应推动研发投入、专利成果等非财务指标纳入定价模型,提升对企业基本面的定价精度,并建立差异化监管框架,重点培育“专精特新”企业,以优质供给带动市场成熟度提升,逐步缩小与成熟资本市场的有效性差距。

通过优化投资者结构、提升市场流动性、完善定价机制与激发企业创新活力4项举措的协同发力,既从交易端提升市场有效性,又从供给端夯实企业创新根基,形成优质企业与高效市场的良性循环,共同推动北交所向弱式有效乃至更高阶有效形态迈进。

参考文献

[1] 朱瑞. 我国沪深股市弱式有效性实证研究[J]. 时代金融,2018(20):198,200.

[2] 武兴晟. 投资者关注、ESG表现与企业数字技术创新[J]. 科技和产业,2024,24(23):93-106.

[3] 张峰,王晨悦,邢秀芹,等. 北交所助力中小企业成长的实证研究:基于投资价值角度[J]. 北京联合大学学报(人文社会科学版),2023,21(4):83-94.

[4] 拓丹丹,张成毅,罗双华. 数字货币市场有效性检验[J]. 中国管理信息化,2022,25(5):104-107.

[5] 陈楸蕗,余许友. 资产定价模型与宏观经济多因素模型在中国A股市场的应用分析[J]. 阜阳师范大学学报(自然科学版),2025,42(3):48-56.

[6] 段忠东,范雯雯. 新质生产力能否抑制企业金融化?来自A股上市公司的经验证据[J]. 财会研究,2025(9):60-72.

[7] 罗敏. 财政支持新质生产力发展:理论逻辑、政策创新与实践路径[J]. 财会研究,2025(10):11-19.

[8] 于佳宁. 耐心资本对流通企业创新绩效的影响研究:基于融资约束的中介效应[J]. 商业经济研究,2025(24):168-171.

[9] 乔彬,刘振涛,许悦. 数字赋能企业创新的双重中介机制:理论模型与经验证据[J]. 南开经济研究,2025(6):62-80.

[10] 李静萍,苏雅. 科创板上市对企业技术创新的影响研究[J]. 统计与信息论坛,2025,40(12):75-87.

[11] 周小梅,张凯强. 股票流动性对企业创新的影响研究[J]. 软科学,2026,40(3):137-144.

[12] 张媛. 数字化转型、双元创新与新质生产力:来自A股的证据[J]. 辽宁工程技术大学学报(社会科学版),2026,28(1):25-33.

Impact of Market Efficiency of Beijing Stock Exchange on Enterprise Innovation Empowerment: Based on Mediating Effect of Financing Constraints

BAO Ruting, WU Weidi

(College of Economics and Management, Tianjin University of Technology and Education, Tianjin 300222, China)

Abstract: Listed companies on the Beijing Stock Exchange from 2021 to 2025 were selected as samples. Panel data were employed to empirically examine the impact of market efficiency on enterprise innovation and the mediating role of financing constraints. Heterogeneity was identified through grouped regression. It is found that a significant nonlinear relationship exists between market efficiency and enterprise innovation. When a critical threshold is surpassed by market efficiency, the positive empowerment effect is released, and the impact on innovation output is more prominent. A partial mediating role is played by financing constraints, and a transmission path of “improved market efficiency→alleviated financing constraints→increased innovation output” is formed. It is revealed by heterogeneity analysis that this effect is more significant in enterprises in high-tech industries.

Keywords: Beijing Stock Exchange; market efficiency; enterprise innovation; financing constraints; emerging capital market