

doi: 10.19920/j.cnki.jmsc.2026.05.005

机构投资者与碳市场有效性^①

——基于流动性与价格发现功能的视角

余兴锦¹, 方颖^{1,2*}, 韩乾³

(1. 厦门大学王亚南经济研究院, 厦门 361005; 2. 厦门大学大数据金融交叉实验室, 厦门 361005;
3. 中山大学岭南学院, 广州 510275)

摘要: 碳排放权交易市场(简称“碳市场”)是实现国家“双碳”目标的重要政策工具,流动性和价格发现是碳市场的重要功能,也是碳市场有效性的重要体现.本研究基于 2013 年—2021 年北京、上海、湖北和广东四个碳试点交易数据,实证考察了机构投资者对试点碳市场流动性和价格发现功能的影响.研究发现,机构投资者能显著改善碳市场流动性和促进价格发现功能,采用工具变量法解决内生性问题以及稳健性检验后该结论仍成立.机制分析表明,机构投资者不仅可以充当碳市场交易的中介,通过提升市场活跃度改善市场流动性;同时还作为知情交易者,通过加快碳价吸收市场新信息的速度,降低有效价格离差,进而增强价格发现功能.本研究有助于为全国碳市场的建设提供政策借鉴,帮助投资者、控排企业和政策制定者更好地了解碳市场,具有政策和实践的双重意义.

关键词: 碳市场; 流动性; 价格发现; 机构投资者

中图分类号: F206 文献标识码: A 文章编号: 1007-9807(2026)05-0073-16

0 引言

气候变化是当前人类生存和发展面临的最大挑战之一.为积极参与气候变化全球治理,习近平总书记在第七十五届联合国大会上明确提出中国“二氧化碳排放力争于 2030 年前达到峰值,努力争取 2060 年前实现碳中和”的“双碳”目标.2021 年 12 月,中央经济工作会议提出从能耗“双控”目标向碳“双控”目标转变,通过市场化方式加快形成减污降碳的激励约束机制.2022 年 10 月,党的二十大报告进一步强调“积极稳妥推进碳达峰碳中和”,健全碳排放权交易制度成为重点任务之一.碳排放权交易市场(简称“碳市场”)基于“总量-交易”原则运作,由政府制定并分配碳配额(也称“碳排放权”),参与主体以碳排

放权为资产标的进行公开交易,是实现国家“双碳”目标的重要市场化工具.

碳市场的概念最早源于庇古^[1].根据科斯^[2]的理论,在不存在交易费用时,可以通过市场和产权界定的方式有效消除温室气体污染的外部性.欧盟最早在 2005 年开始碳市场运行,截至 2024 年 1 月,全球已有 36 个国家或地区开展了碳交易体系.中国早在 2011 年 10 月正式开始碳市场布局,2013 年—2015 年陆续在北京等七省市开展碳排放权交易试点(简称“碳试点”)工作,2021 年 7 月 16 日启动全国碳市场.

碳市场具备明显的金融市场属性.根据 O'Hara^[3]的研究,流动性和价格发现是金融市场的两个关键功能,反过来决定了投资者对资产持有量的重新分配,并对资产定价产生影响.在碳市

① 收稿日期: 2023-03-09; 修订日期: 2024-09-30.

基金项目: 国家自然科学基金资助重大项目(72595870); 国家自然科学基金资助重大项目(72595875); 国家社会科学基金资助重大项目(22ZDA051).

通讯作者: 方颖(1973—),男,上海人,博士,教授,博士生导师. Email: yifst1@xmu.edu.cn

场中,流动性是市场有效运作的基础,直接决定了交易成本。同时,碳价作为企业减排成本的补偿,碳市场是否具备价格发现功能决定了企业能否以合理有效的价格实现减排目标。研究表明,在火电行业,较低的碳价无法有效抑制碳排放,只有当碳价达到一定水平时,抑制效果才会显现^[4]。朱庆华等^[5]也指出,碳价需达到特定阈值,才能有效激励原始制造商进行减排投资。然而,中国七个碳试点尚处于起步阶段,碳价较低、交易不活跃、流动性不足等问题尤为突出^[6],这些问题在全国碳市场运行初期同样存在。

因此,如何提升碳市场流动性和促进价格发现功能,进而形成合理有效碳价是目前碳市场运行的核心问题,也引起了学术界的广泛关注。研究表明,纳入更多的参与主体能够提升碳市场的交易强度和市场活跃度,增强流动性^[7],并加速市场反映信息的速度,从而形成合理有效的碳价^[6]。Baliatti^[8]指出以金融中介机构为代表的非履约参与主体,充当了履约企业灵活的交易对手,满足了履约企业的差异化需求。欧盟碳市场主体多元化,不仅包括控排企业,还包括众多的商业银行、投资银行等金融机构以及政府主导的碳基金、私募股权投资等各种投资者。借鉴国际碳市场运行经验,2016年8月发布的《关于构建绿色金融体系的指导意见》明确了机构投资者参与碳市场的发展方向。深圳碳试点最早允许机构投资者参与,随后其他试点也相继跟进。各试点年度报告显示,2020年以来,湖北、北京、上海和广东的机构投资者交易量占比均超过65%,北京甚至超过90%。

尽管机构投资者参与交易量占比逐年上升,但关于其对碳市场的影响多限于理论分析,基于实证数据的研究较少。Qi等^[9]认为湖北碳试点允许机构和个人投资者进行交易的做法有助于增强市场流动性并促进价格发现。Lo和Yu^[7]指出纳入更多参与主体能够提升碳市场交易强度和碳价波动,限制参与主体则降低了碳市场效率^[6]。然而,这些研究缺乏实证数据支持。傅京燕等^[10]基于边际减排成本曲线方法,研究核证自愿减排(C CER)抵消机制、参与主体范围和配额发放量等制度设计对碳市场流动性的影响。利用2014年—2015年试点地区面板数据,傅文以虚拟

变量刻画机构投资者是否入市交易,发现机构投资者参与增加了交易次数和交易量,增强市场流动性。但该文缺少相关机制讨论,也无法回答机构投资者参与程度对碳市场流动性的影响,也没有进一步探究机构投资者参与交易如何作用于价格发现。

基于此,本研究以北京、上海、湖北和广东四个试点碳市场为研究对象,利用2013年—2021年交易数据构建碳市场流动性和价格发现指标,实证考察机构投资者参与程度对试点碳市场流动性和价格发现功能的影响和作用机制。为解决潜在的内生性问题,本研究采用逆温作为工具变量。研究发现,机构投资者参与碳市场能够显著提升市场流动性并促进价格发现功能。机制分析显示,机构投资者作为碳市场交易的中介和知情交易者,可以通过提升市场活跃度改善市场流动性,同时加快碳价吸收市场信息的速度,降低有效价格离差,进而增强价格发现功能。

本研究的创新和贡献主要在于,首先,本研究利用各试点的机构投资者交易量占比数据刻画机构投资者参与程度的差异,从时间和空间两个维度分析机构投资者对碳市场的影响。现有文献大多局限于理论分析或仅以是否纳入机构投资者进行实证研究,缺乏对机构投资者参与程度的深入考量。

其次,本研究首次采用Hasbrouck^[11]信息份额模型测度碳试点的价格发现功能,创新性地研究了机构投资者参与对价格发现的影响,对于理解碳市场的运行机制及其金融属性具有重要意义。尽管已有文献探讨机构投资者对股票^[12]和商品期货^[13]市场价格发现的影响,但碳市场作为应对气候变化的重要市场化工具,兼具政策属性,使得探讨其中机构投资者的角色和作用呈现出新的研究价值。但目前缺乏相关实证研究,关于机构投资者对流动性的影响机制也尚未得到充分讨论,本研究丰富了机构投资者和碳市场等相关领域的文献。

最后,本研究具有政策和实践的双重意义。中国碳市场发展尚处于发展初期,价格基本面薄弱,信息效率相对欧洲交易机制较低^[6],尚未形成有效价格,迫切需要有效价格形成机制支撑市场发展。完善碳市场体系不仅是应对全球气候变化、实

现中国“双碳”目标的关键措施,也是推动绿色低碳转型的重要策略。本研究不仅为构建成熟高效的全国碳市场体系提供经验证据和政策借鉴,同时有助于投资者、控排企业和政策制定者更全面地理解碳市场运行机制,具有重要的实践意义。

1 文献梳理与研究假说

1.1 碳市场与机构投资者

中国碳市场由一级配额分配市场和二级交易市场组成。一级市场以免费分配为主,有偿分配则通过拍卖进行,仅广东形成了较成熟的拍卖制度。二级市场通常采用公开竞价和协议转让方式进行交易,协议交易主要是为解决配额缺口较大的企业难以通过公开竞价方式完成履约的问题。风险管理方面,各试点设有涨跌幅和配额持有量限制、配额留存等机制。各碳试点参与主体包括控排企业、机构和个人投资者,而全国碳市场参与主体相对单一,仅限于发电行业的控排企业。为提高个人投资者对碳市场风险的识别能力,除湖北外,各碳试点要求个人投资者具备一定的金融资产,因此其参与比例较低。碳市场参与主体大多为控排企业和机构投资者,与欧盟碳市场类似^[14]。

根据上海和广东碳试点会员名录,机构投资者主要包括从事低碳技术开发、(碳)资产管理、新能源投资等服务企业,以及以信托和证券为主的金融机构。机构投资者不具减排责任,主要以投机或对冲为目的参与二级市场交易^[15]。他们预测市场走势,利用买低卖高策略获取回报,同时通过分散投资降低整体风险。尤其在经济政策不确定性较大的情况下,碳市场吸引了更多投资组合经理的参与^[16]。除盈利动机外,机构投资者的参与也受到声誉动机驱动^[17]。参与碳市场展现出他们对气候变化的承诺,有助于提升其在环境、社会和治理(ESG)方面的表现,进而增强品牌价值,吸引可持续投资。

与控排企业相比,技术和商务服务类机构能及时掌握碳减排成本、低碳技术进展和政策变化,金融机构则凭借丰富的交易经验和市场洞察力,准确把握趋势并捕捉细微变化。因此,无论是技术和商务服务类企业还是金融机构,都在碳市场中占据信息优势,成为知情交易者。这种信息优势不

仅帮助机构投资者最大化投资收益,也可能为碳市场的稳定运行和发展贡献力量。

1.2 机构投资者与流动性

机构投资者成为碳市场的重要参与者和流动性提供者。在中国碳市场,配额以免费分配为主,控排企业主要出于履约目的进行交易,气候、政策不确定性带来的风险会增加企业未来的履约成本^[18];加之生产经营的不确定性,控排企业存在惜售行为且大多是风险厌恶者,仅根据自身配额余缺情况参与交易^[6],导致碳市场出现“有价无市”、流动性不足的现象。流动性本质上是买卖双方跨期匹配的结果^[3]。当公开竞价的碳市场仅有控排企业时,若买方和卖方的交易需求在不同时期发生,交易难以形成,市场缺乏流动性。

引入机构投资者后,他们通过缓解配额错配和降低交易成本,有助于改善碳市场流动性。机构投资者充当了控排企业灵活的交易对手^[8],在碳市场中起到中介作用。如上海碳试点在2014年7月—2014年8月没有交易的形成,而同年9月纳入机构投资者后参与交易的企业数量增加;北京2018年控排企业之间、控排企业与机构投资者之间以及机构投资者之间的交易量占比分别为0.41%、36.88%和59.06%,即机构投资者参与的交易量占比高达90%以上;广东2018年履约期内,机构投资者交易量占比为73.45%。由此可见,机构投资者成为碳市场交易的主要推动力,提升了市场的交易频率,有助于改善市场流动性^[19]。此外,碳市场存在信息不对称和交易成本(如交易所费用、搜寻成本和信息成本等)^[20],抑制了控排企业直接参与交易的积极性,许多控排企业选择通过第三方进行间接交易^[21]。机构投资者参与交易可以释放更多市场信息,缓解信息不对称,降低控排企业的搜寻和信息成本,进而提升市场活跃度,改善市场流动性^[22]。

综上,提出研究假说1。

假说1 机构投资者参与能提升碳市场流动性,即机构投资者参与程度越高的碳试点,其流动性越强。

1.3 机构投资者与价格发现

根据金融市场微观结构理论,价格发现过程是市场将信息合并到市场价格的动态过程^[11],知情者和套利者在其中起到了重要作用^[23]。碳市场

中的机构投资者不具减排责任,主要出于投机或对冲目的进行交易^[15],是碳市场的套利者。同时,凭借掌握的信息优势和分析能力,机构投资者也是碳市场的知情交易者。研究表明,以金融机构为代表的专业机构投资者在稳定市场方面发挥了重要作用,而且机构投资者的信息挖掘能力差异能够减少市场噪音和过度波动带来的价格偏差,使信息更有效地融入市场价格,从而提升信息效率^[24]。因此,作为知情和理性的套利者,机构投资者有助于提高信息效率和促进价格发现功能^[25]。

碳市场作为新兴的商品市场,具有较强的金融属性,通常需要时间来实现真正的价格^[26]。价格发现反映了市场价格吸收新信息的过程,任何交易都携带信息^[27]。无论信息来源于私人或公共渠道,都有助于有效价格的形成,且交易量与价格信息份额正相关^[28]。碳市场是买方主导的市场,知情交易者参与有助于缩短平均成交时间并提高交易强度^[29]。研究表明,盘后交易中知情交易的比例比正常交易日高,交易量增加且价格更有效^[14]。此外,当机构投资者之间没有形成共识价格(有效碳价),他们会基于理性预期进行调整报价,减少碳市场“有价无市”的情况,即降低零交易日占比,提升市场活跃度,从而加速价格反映私有信息,促使碳价向有效价格收敛,降低有效价格离差。有效价格离差反映了交易价格偏离有效价格的程度,离差越高说明市场效率越低^[25]。机构投资者的信息优势有助于降低有效价格离差,提升市场效率,促进碳市场的价格发现功能。

综上,提出研究假说 2。

假说 2 机构投资者能促进碳市场的价格发现功能,即机构投资者参与程度越高的碳试点,其价格信息份额越高。

2 研究设计

2.1 变量定义

2.1.1 流动性指标

流动性反映了市场以合理价格迅速交易资产的能力,金融市场通常从宽度、深度和弹性三个角度衡量。由于数据的限制,本研究采用 Amivest 流动性比率衡量碳市场流动性^[30]。式子如下

$$Amivest_{it} = \frac{\sum_{d=1}^{D_{it}} Dovol_{itd}}{\sum_{d=1}^{D_{it}} |R_{itd}|} \quad (1)$$

其中 i 、 t 和 d 分别表示碳试点、时间(交易周)和天(t 时期内第 d 天); $Dovol$ 为成交量(亿元); D 为有效交易天数; R 为对数收益率,用来衡量碳价变动,式子为

$$R_{itd} = \ln(p_{itd}/p_{it,d-1}) \quad (2)$$

其中 p 为平均成交价。Amivest 反映了单位碳价变化引起的成交量变动,直观地反映了市场流动性变化。为剔除异常值影响,本研究对该比率取自然对数,定义为 $\ln LIQ$ 。

2.1.2 价格发现指标

基于金融市场微观结构理论,碳市场的价格发现是市场整合新信息以形成价格的过程^[11]。同一实物或者资产在不同市场交易时,各市场的价格由共同因子驱动^[31]。Hasbrouck^[11]将这一共同因子定义为隐含有效价格,其变化(新信息,innovation)可归因于不同市场,贡献大小即为信息份额(IS)。信息份额越高,则说明市场的价格发现功能越强。

本研究采用信息份额模型衡量碳市场价格发现功能,具有理论和现实可行性。各碳试点主要交易产品为碳配额,相当于同一资产在不同市场交易;且碳价滞后五阶的协整检验结果表明(见表 1)在“最多存在两个协整关系检验”的原假设下,迹统计量小于 5% 临界值,无法拒绝该原假设,表明试点价格之间存在协整关系,符合 Hasbrouck 前提条件。

表 1 无限制协整秩检验(最大特征值)

Table 1 Unrestricted cointegration rank test (maximum eigenvalue)

最大的协整关系数	特征值	迹统计量	5% 临界值
0	—	61.978 2	47.21
1	0.016 7	29.984 6	29.68
2	0.008 3	14.124 1*	15.41
3	0.005 5	3.652 7	3.76
4	0.001 9	—	—

注:***、**和* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

此外,尽管碳配额无法跨市场转让,CCER 可跨试点交易,且区域经济与市场信息相互关联,各试点碳价波动和信息效率具有相关性^[32],为研究价格发现功能提供了理论支撑。更为关键的是碳市场并非完全无效,碳价受到能源政策、能源价

格、气候等影响,为分析其价格发现功能提供了现实基础。

信息份额计算过程如下,假设有 n 个一阶单整价格序列 $I(1)$, $Y_t = (y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{nt})'$, 为单位根序列且存在 $n-1$ 个协整关系. 向量误差修正模型形式为

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k A_j \Delta Y_{t-j} + e_t \quad \Pi = \alpha \beta^T \quad (3)$$

其中 β 和 α 为 $n \times (n-1)$ 的矩阵,秩等于 $(n-1)$. β 的列为 $(n-1)$ 个协整向量组成, α 的列为误差纠正系数组成. 矩阵 Π 可以分解使得 $\beta^T Y_t$ 为 $(n-1)$ 个平稳序列向量. e_t 是均值为零且序列不相关的新信息,其协方差矩阵为 $\Omega = E[e_t e_t^T]$. Hasbrouck^[11] 将模型(3)变型为 $Y_t = Y_0 + \beta_{\perp} \alpha_{\perp}^T \times \left(\sum_{s=1}^t e_s \right) + \Psi^*(L) e_t$. 其中 α_{\perp} 和 β_{\perp} 为 α 和 β 的正交向量, $\alpha_{\perp}^T \left(\sum_{s=1}^t e_s \right)$ 为共同随机趋势分量, $\Psi(1) e_t$ 为新信息对每个价格的长期影响. 如果矩阵 $\Psi(1)$ 的行相同,则所有价格的长期影响都相同. $\Psi(1)$ 的行向量为 $\psi = (\psi_1, \dots, \psi_n)$, $\psi_s (s=1, \dots, t)$ 则是新信息对共同因子的长期影响. 此时, j 市场信息份额为 $IS_j = (\psi_j^2 \Omega_{jj}) / (\psi \Omega \psi^T)$, 其中 ψ_j 为 ψ 第 j 个元素, Ω_{jj} 为 Ω 的第 j 个对角元素.

当新信息之间存在相关性, Hasbrouck^[11] 采用 Cholesky 方差分解 ($\Omega = MM'$), 得到的矩阵和变量的顺序有关, 信息份额的上下限分别对应变量在序列中的首尾位置. 为解决这一顺序依赖问题, 研究提出了改进信息份额 (MIS)^[33], 使得计算结果不受变量位置的影响, 确保信息份额的稳定性和一致性. 该方法利用新信息的相关矩阵和协方差矩阵进行方差分解, 得到 $\Omega = FF'$. 其中 $F = [GA^{-1}G^TV^{-1}]^{-1}$; A 为新信息相关矩阵 Φ 的特征根生成的对角阵; G 为相应的特征向量; V 为协方差矩阵 (Ω) 对角线元素标准差生成的对角阵. 为得到唯一信息份额, 本研究采用 MIS 计算信息份额, j 市场信息份额为 $IS_j = ([\psi F]_j)^2 / \psi \Omega \psi^T$.

在金融市场, 投资者通常利用过去的加权平均价作为参考价^[34], 但对参考天数并无一致定论. 为更好捕捉碳价中的新信息, 本研究假设碳市场每年有 250 个有效交易日, 采用 250 d 为窗口、5 d 为步长的滚动窗口方法, 计算每周碳试点的

IS . 根据有效市场理论假设, 历史交易价格能传递公开或内部信息, 为采用滚动窗口方法提供了理论支持.

2.1.3 机构投资者参与程度

资本市场中, 通常采用机构投资者持股比例来衡量其参与程度^[25]. 碳市场中机构投资者主要通过买卖碳配额参与交易, 试点公布的履约年度内机构投资者交易量 (单位: 10^4 t) 占比不仅反映碳试点整体交易情况, 也代表机构投资者的平均参与水平. 因此, 本研究使用碳试点履约年度内机构投资者交易量占比衡量其每日平均参与程度. 在分析机构投资者对流动性的影响时, 流动性指标按周计算, 相应的机构投资者交易量占比为每周平均值 (IIP). 在价格发现分析中, 采用滚动窗口法计算 IS , 250 d 窗口期可能涵盖上一年和当年的交易量占比. 为保证机构投资者交易量占比与 IS 时间跨度一致, 同样采用滚动窗口方法计算得到每周的机构投资者交易量占比平均值.

2.1.4 控制变量

与一般商品市场类似, 碳市场的流动性同样源于供需博弈, 配额分配^[35]、能源价格、气候因素、政策不确定性^[36]等是影响碳价和碳配额供需的主要因素^[10], 也可能影响碳市场流动性和价格发现. 但各碳试点尚未形成有效的能源价格体系, 若使用国际能源期货价格, 碳试点能源价格一致, 会被碳试点固定效应吸收, 因此本研究未采用该变量. 本研究控制变量包括: 各碳试点所属省份或直辖市的天气变量, 包括最高温度 ($Htmpt$) 和最低温度 ($Ltmpt$); 全社会用电量 ($\ln Elec$), 反映短期电力需求和经济景气程度. 针对碳市场特征, 引入履约期虚拟变量 ($Pfmp$) 捕捉履约效应, 若交易周位于履约当月 (即履约截止前 30 日), 则 $Pfmp$ 为 1, 否则 $Pfmp$ 为 0. 借鉴 Song 等^[37], 还控制控排企业数量 ($Numfirm$) 和 CCER 交易量 ($\ln CCER$).

2.2 数据来源

本研究基于数据可得性及在中国碳排放交易体系中的重要性和代表性, 选取北京、湖北、上海和广东四个碳试点为研究对象. 这四个试点定期公布机构投资者交易量占比, 且其交易量和市场活跃度在所有碳市场中占重要地位. 截止全国碳

市场开市,这四个碳试点配额累计成交量为 2.79×10^8 t、累计成交额 66.08 亿元,分别占试点总量的 78.56% 和 80.20%,显示其在全国碳市场中的重要性。此外,这四个碳试点非零交易日占比分别为 62.48%、59.40%、97.07% 和 83.91%,保证了研究对象的代表性。本研究利用 WIND 数据库的碳排放交易数据,选取日平均成交价衡量碳价,并通过各碳试点官网校正异常值和补充缺失值。为剔除全国碳市场的影响,流动性分析样本为各碳试点开市日至 2021 年 7 月 15 日。上海、北京、广东和湖北依次于 2013 年 11 月 26 日、2013 年 11 月 28 日、2013 年 12 月 19 日和 2014 年 4 月 2 日开市。价格发现分析涵盖共同交易日,为 2014 年 4 月 2 日至 2021 年 7 月 15 日。

机构投资者交易量占比源于碳试点年度报告及公开资料整理,控排企业数量、履约期信息来源

各碳试点官网、省市发改委及生态环境部。天气数据来源 CNRDS 和天气后报网站,控制变量来源 WIND 数据库,用于构造工具变量的逆温数据来源 NASA 网站。

2.3 描述性统计

全样本和各碳试点的描述性统计如表 2 所示。从观测值数量来看,上海碳试点仅有 330 周数据,表明其连续一周或者更长时间无交易量的情况较其他试点更为频繁,数据缺失较严重;而湖北和广东无交易日情况较少。在流动性方面,上海平均流动性最低且波动性较大,而湖北和广东整体流动性较强且波动较小。从信息份额来看,流动性较强的湖北碳试点,其信息份额也处于较高水平;尽管上海流动性较差,其信息份额仅次于湖北,仍具有较强的价格发现功能;北京和广东信息份额相近,表明两者的价格发现功能相似。机构投资者

表 2 描述性统计

Table 2 Descriptive statistics

变量	碳试点	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
ln LIQ	全样本	1 419	-2.639 9	2.736 1	-14.897 3	-2.199 4	3.950 9
	上海	330	-3.315 4	3.146 0	-14.897 3	-2.819 9	3.422 6
	北京	350	-3.109 3	2.604 8	-12.699 7	-2.907 6	3.950 9
	湖北	371	-1.631 2	2.253 3	-11.037 7	-1.368 7	3.842 2
	广东	368	-2.604 7	2.612 9	-11.752 3	-2.145 1	3.260 5
IS/%	全样本	1 320	25.000 0	21.143 8	0.000 1	19.624 0	99.133 4
	上海	330	25.675 6	16.281 4	0.015 9	24.922 5	65.063 9
	北京	330	18.175 4	15.979 1	0.000 1	15.626 7	69.830 2
	湖北	330	37.826 0	27.387 7	0.006 5	34.567 7	99.133 4
	广东	330	18.323 0	16.276 3	0.000 4	13.513 6	71.405 8
IIP/%	全样本	1 419	58.143 0	24.297 5	0.000 0	53.000 0	95.940 0
	上海	330	44.366 0	14.953 3	0.000 0	45.450 0	62.240 0
	北京	350	66.611 1	39.626 6	0.000 0	92.690 0	95.940 0
	湖北	371	57.869 9	12.094 1	0.000 0	53.000 0	83.449 1
	广东	368	62.718 8	13.407 2	0.000 0	65.080 0	73.450 00
Numfirm/家	全样本	1 419	397.338 3	263.622 6	138.000 0	313.000 0	954.000 0
	上海	330	294.646 1	79.009 0	190.000 0	313.000 0	381.000 0
	北京	350	814.286 9	177.965 4	415.000 0	903.000 0	954.000 0
	湖北	371	270.546 1	95.473 5	138.000 0	236.000 0	392.000 0
	广东	368	220.697 8	28.302 8	184.000 0	242.000 0	249.000 0
CCER/(10^4 t)	全样本	1 419	1.873 6	5.716 5	0.000 0	0.000 0	113.038 7
	上海	330	3.461 4	9.367 5	0.000 0	0.100 0	113.038 7
	北京	350	0.687 0	2.179 5	0.000 0	0.000 0	19.002 6
	湖北	371	1.157 4	3.961 2	0.000 0	0.000 0	45.747 5
	广东	368	2.300 2	4.790 8	0.000 0	0.000 0	39.565 6

交易量占比整体上接近 60% ,其中北京最高,平均约为 66% ,最高可达 96% ;上海最低但接近 45% ;湖北和广东约为 60% 且波动性较小,表明机构投资者在碳市场配额交易中发挥了重要作用。控排企业数量方面,北京最多,平均超过 800 家,上海和湖北约 300 家,广东较少且稳定。全样本 CCER 交易量平均每周约为 18.7 kt,各试点存在较大差异,其中上海最活跃,广东次之,北京最少,平均每周不足 10 kt。

2.4 基准计量模型

本研究从流动性和价格发现两个方面衡量碳市场有效性,探究机构投资者对碳市场有效性的影响和作用机制。识别策略如下

$$Y_{it} = \alpha + \beta IIP_{it} + \gamma Z_{it} + \lambda_t + \mu_i + \xi_{it} \quad (4)$$

其中 i 和 t 分别表示碳试点和时间(交易周), Y 为被解释变量,包括流动性比率($\ln LIQ$)和信息份额(IS)。 IIP 为机构投资者交易量占比, Z 为控制变量, λ 为周固定效应,用来控制不随碳试点变化但随交易周变化的遗漏变量; μ 为碳试点固定效应,用来控制不随交易周变化但随碳试点变化的遗漏变量,如不能按时履约的惩罚力度、交易费用等因素; ξ 为随机干扰项。 β 为本研究关注的回归系数,反映了机构投资者参与程度对碳市场流动性和价格发现的影响。

2.5 内生性及工具变量

本研究的内生性主要有以下两个来源:一是可能的遗漏变量,如难以衡量的政策因素和省份经济特征等,本研究采用双向固定效应模型并控制碳试点特征变量,以缓解遗漏变量的影响。二是反向因果关系,机构投资者通过提高市场活跃度和降低有效价格离差来增强碳市场流动性和价格发现,而流动性和价格发现本身会释放更多的信息,进而影响机构投资者参与程度。为解决以上问题,本研究选取逆温天数作为机构投资者交易量占比的工具变量。

大量心理学研究表明,机构投资者行为决策受到空气污染事故和环境信息披露的影响^[38]。同时,机构投资者具有较强的环保和气候风险意识^[39],更加注重 ESG 投资和提升企业社会责任^[40]。在全球气候变暖背景下,机构投资者对气候风险和碳排放风险的关注^[41],凸显其积极参与气候治理的意愿。当空气污染增加时,出于对风险管理和

责任投资的考虑,机构投资者更倾向于通过支持低碳经济和参与碳市场交易,减少投资组合的环境风险。 $PM_{2.5}$ 为可直接感知的空气污染,虽能增强机构投资者对碳排放的关注,但其内生于经济活动,无法作为外生工具变量。

现有文献选取逆温作为 $PM_{2.5}$ 的工具变量,有效解决了空气污染内生于经济活动的问题^[42]。基于此,本研究选取逆温天数作为机构投资者交易量占比的工具变量。逆温现象完全外生于人类活动,不直接影响碳市场流动性和价格发现,满足外生性要求。同时,逆温与 $PM_{2.5}$ 浓度高度相关,当 $PM_{2.5}$ 浓度上升时,机构投资者对碳排放的关注增加,推动其参与碳市场交易,满足相关性条件。此外,各碳试点个人投资者参与度较低,对碳市场的影响有限;控排企业则以最大化自身利益为目标,其参与碳市场行为几乎不受空气污染的影响。由此表明,逆温对碳市场的影响主要通过机构投资者实现,满足排他性要求。综上,选取逆温作为本研究的工具变量,能够满足外生性、相关性和排他性要求,是合理且有效的工具变量。

借鉴 Chen 等^[42]的做法,本研究计算履约期内第二层和第一层的逆温天数($Therm_inv12$)作为工具变量。具体地,根据 NASA 提供的 MERRA-2 数据集,将栅格数据加总到省份层面,计算每个时点第二层和第一层之间的温度差。如果一天内四个时点中任意一时点差值为正,则存在热逆温,反之则不存在逆温。若某一天存在逆温现象,则将逆温变量设置为 1,反之则为 0。将履约期内逆温天数进行加总,即得到能够衡量履约期内机构投资者交易量占比的工具变量。样本期内, $Therm_inv12$ 平均为 119 d,方差为 53.30。

3 实证结果

3.1 机构投资者对流动性的影响

表 3 报告了机构投资者对流动性的基准回归结果。第(1)列至第(3)列逐步加入核心解释变量、试点特征变量以及天气和用电量。第(4)列加入碳试点与月份的交互固定效应,以控制随试点和月份同时变化的不可观测因素,如配额调整政策以及对控排企业的管控力度等。鉴于干扰项在试点内不同年度相同月份可能存在相关性,第

(5) 列将标准误在“碳试点 × 月份”层面进行聚类. 结果一致表明, 机构投资者交易量占比对流动性有显著的正向影响, 即机构投资者参与碳市场有助于提升市场流动性, 验证了研究假说 1.

本研究将第(5)列作为基准结果. 结果表明, 当其他条件不变时, 机构投资者交易量占比每提高一个百分点可使流动性增加 1.92%; 或者说机构投资者交易量占比增加一单位标准差, 会使得流动性增加 0.17 单位标准差^②. 模型解释因变量

47.12% 的变异, 拟合良好. 碳市场的机构投资者主要是具备投资经验、自身资金实力雄厚且具备风险规避能力的技术和商务服务类企业或金融机构, 他们不仅充当交易中介, 通过缓解配额错配改善碳市场流动性, 还能为企业提供碳配额托管服务, 通过成立碳基金等金融产品帮助企业进行碳资产的管理, 盘活配额交易, 从而进一步提升碳市场流动性. 因此, 机构投资者参与程度越高的碳试点, 其交易往往越活跃, 市场流动性越强.

表 3 机构投资者参与程度对流动性的基准回归结果

Table 3 Benchmark regression results of institutional investor participation on liquidity

变量	ln LIQ				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>IIP</i>	0.007 7 [*] (0.004 5)	0.019 8 ^{***} (0.004 6)	0.019 9 ^{***} (0.004 6)	0.019 2 ^{***} (0.004 5)	0.019 2 ^{**} (0.008 0)
<i>Pfmp</i>	—	1.893 7 ^{***} (0.300 8)	1.784 7 ^{***} (0.304 5)	1.954 7 ^{***} (0.338 0)	1.954 7 ^{***} (0.485 8)
<i>Numfirm</i>	—	-0.005 9 ^{***} (0.001 0)	-0.006 0 ^{***} (0.001 0)	-0.006 5 ^{***} (0.001 0)	-0.006 5 ^{***} (0.002 0)
ln <i>CCER</i>	—	0.039 1 ^{***} (0.008 5)	0.036 0 ^{***} (0.008 5)	0.035 6 ^{***} (0.008 7)	0.035 6 ^{***} (0.008 5)
<i>Htmp</i>	—	—	0.037 8 (0.041 0)	0.053 1 (0.044 1)	0.053 1 (0.053 5)
<i>Ltmp</i>	—	—	-0.001 0 (0.041 1)	0.006 5 (0.053 6)	0.006 5 (0.066 5)
ln <i>Elec</i>	—	—	-0.516 5 (0.531 9)	3.619 7 ^{***} (1.223 5)	3.619 7 [*] (2.141 1)
碳试点固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
周固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
碳试点 × 月份固定效应	No	No	No	Yes	Yes
观测值	1 419	1 419	1 419	1 419	1 419
<i>R</i> ²	0.346 7	0.409 5	0.417 9	0.471 2	0.471 2

注: ***、**和* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平. 所有列均控制试点固定效应和周固定效应. 第(1)列至第(4)列逐步加入核心解释变量、试点特征变量、天气和用电量、试点与月份交互固定效应. 系数下方括号内数值为稳健标准误. 最后一列对标准误在“碳试点 × 月份”层面进行聚类. 表 4 中所有列的设定与表 3 保持一致. 其余表中模型设定与第(5)列保持一致.

从控制变量的估计结果来看, 履约期显著增加了市场流动性, 但对机构投资者交易量占比没有显著影响^③, 说明履约效应主要由控排企业驱动. 控排企业数量的增加虽会显著降低市场流动性, 但影响程度较小, 可能是由于控排企业的碳资

产管理水平较低, 且大多数交易以履约为目的, 控排企业数量的增加导致碳配额分散化, 从而抑制了流动性. 此外, *CCER* 交易量对流动性有显著的正向影响, 因其作为碳市场的重要低价交易产品, 能够调整配额供需. 排放量高于配额的企业可通

② 第(5)列中回归所用样本 ln LIQ 的标准差是 2.736 1, IIP 的标准差是 24.297 5, 因此 0.019 2 × 24.289 3 / 2.736 1 ≈ 0.170 4.

③ 使用机构投资者交易量占比与履约期进行回归分析发现, 履约期对机构投资者交易量占比没有显著影响. 即使在模型中加入控制变量和固定效应后, 这一结论依然稳健.

过购买 CCER 抵消超额排放,但各碳试点限制 CCER 抵消比例不超过排放量或配额量的 10%,若购买 CCER 不足以抵消超额排放,控排企业只能购买配额进行履约,增加配额需求.排放量低于配额的企业可出售闲置配额或通过购买 CCER 置换出更多配额获利,增加配额供给.这两种情况共同表明,CCER 交易量的增加能够有效改善碳市场的流动性.全社会用电量对碳市场流动性有显著的正向影响,而最高和最低温度则未显著影响流动性.

3.2 机构投资者对价格发现的影响

表 4 报告了机构投资者对价格发现的基准回

归结果,所有列的模型设定与表 3 一致.第(1)列显示,机构投资者交易量占比对信息份额有显著的正向影响,表明机构投资者参与碳市场交易有助于增强价格发现功能,该结论与 Ibikunle 等^[14]一致.第(2)列至第(5)列说明这一结论是稳健的,由此验证研究假说 2.第(5)列结果表明,其他条件不变时,机构投资者交易量占比提高一个百分点,信息份额将提升 0.43%;或者说机构投资者交易量占比增加一单位标准差,信息份额增加约 0.40 单位标准差^④.模型解释因变量 37.55% 的变异,拟合较好.

表 4 机构投资者参与程度对价格发现的基准回归结果

Table 4 Benchmark regression results of institutional investor participation on price discovery

变量	IS				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>IIP</i>	0.270 4*** (0.046 7)	0.225 4*** (0.044 9)	0.441 0*** (0.053 6)	0.429 4*** (0.053 7)	0.429 4*** (0.106 1)
<i>Pfmp</i>	—	-5.287 2* (2.909 4)	-4.820 6* (2.840 0)	-2.532 8 (2.962 3)	-2.532 8 (5.278 6)
<i>Numfirm</i>	—	-0.015 8 (0.012 0)	-0.037 2*** (0.012 2)	-0.044 3*** (0.011 8)	-0.044 3** (0.019 6)
$\ln CCER$	—	-1.713 7*** (0.165 3)	-1.717 3*** (0.173 9)	-1.826 5*** (0.171 0)	-1.826 5*** (0.383 5)
<i>Htmpt</i>	—	—	-7.738 9*** (2.762 4)	-7.355 7** (2.898 9)	-7.355 7 (5.031 5)
<i>Ltmpt</i>	—	—	24.189 2*** (3.351 8)	24.669 9*** (3.344 5)	24.669 9*** (4.304 4)
$\ln Elec$	—	—	-32.271 3 (21.997 1)	-37.417 7* (22.102 7)	-37.417 7 (41.393 4)
碳试点固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
周固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
碳试点×月份固定效应	No	No	No	Yes	Yes
观测值	1 320	1 320	1 320	1 320	1 320
R^2	0.171 5	0.257 1	0.296 3	0.375 5	0.375 5

第(5)列结果显示,履约期对信息份额没有显著影响,主要是因为履约效应由控排企业驱动,而控排企业信息相对有限,其参与交易对价格发现贡献不大,进一步说明机构投资者是碳市场实现价格发现的主要贡献者.控排企业数量和 CCER 交易量对信息份额均有显著负向影响,这主要是由于过多控排企业会导致配额分散,参与

交易的企业不足,限制了市场吸收新信息的能力,从而抑制了价格发现功能.尽管 CCER 交易量有助于提升流动性,但因其长期供过于求且价格低于配额成交价,这可能导致成交价包含较少的私人信息,从而不利于价格发现的提升.此外,最低温度对碳试点信息份额有显著正向影响,而最高温度没有显著影响,与 Alberola 等^[26]的研究结论

④ 第(5)列中回归所用样本 IS 的标准差是 21.143 8, IIP 的标准差是 19.917 0, $0.429 4 \times 19.917 0 / 21.143 8 \approx 0.397 4$.

一致. 全社会用电量对价格发现没有显著影响, 表明其不包含碳试点实现有效碳价所需的信息.

3.3 工具变量回归结果

表 5 报告了采用逆温天数作为工具变量的回归结果. 为确保工具变量的构建方式与被解释变量保持一致, 针对某些交易周可能同时处于两个履约期内的情况, 第(1)列使用观测周所在履约期内第二层和第一层的逆温天数均值作为工具变量, 第(2)列则采用逆温天数的滚动加权平均值作为工具变量. 第一阶段回归结果表明, 逆温现象在 1% 的显著水平上显著提升了机构投资者交易量占比, 且 Kleibergen-Paap(KP) F 统计量均大于 10, 排除了弱工具变量问题. 第二阶段回归结果显示, 机构投资者交易量占比的方向和显著性与表 3 和表 4 中的基准回归结果一致, 进一步验证基准结论的稳健性. 相较于基准回归结果, 第二阶段回归中机构投资者交易量占比的估计系数有所增加, 表明潜在的内生性问题导致低估机构投资者对流动性和价格发现的正向效应.

表 5 工具变量估计结果

Table 5 Estimates of instrumental variables

第一阶段回归	(1)	(2)
	<i>IIP</i>	<i>IIP</i>
<i>Therm_inv12</i>	0.149 0*** (0.029 5)	0.189 8*** (0.036 3)
KP F -statistic	25.428 4	27.400 7
第二阶段回归	$\ln LIQ$	IS
<i>IIP</i>	0.117 0*** (0.030 3)	1.645 2*** (0.410 2)
控制变量	Yes	Yes
碳试点固定效应	Yes	Yes
周固定效应	Yes	Yes
碳试点 \times 月份固定效应	Yes	Yes
观测值	1 419	1 320

3.4 稳健性检验

3.4.1 替换指标

本研究基于数据可得性构建流动性的替代指标进行稳健性检验, 包括 Amihud 非流动性比率和 Martin 流动性比率. 借鉴 Wu 和 Qin^[43], 用 Amihud 价格冲击指标来衡量, 公式为 $ILLIQ_{it} =$

$$1/D_{it} \sum_{d=1}^{D_{it}} (|R_{idt}| / Dvol_{it})$$

式中所有变量与前文

定义一致. *ILLIQ* 反映单位成交量引起的价格变化绝对值的平均水平, 其值越高意味着当成交量变化很小时, 碳价波动较大, 碳市场流动性越低. 此外, 借鉴 Wei 等^[44], 本研究构建 Martin 流动性比率式为 $Martin_{it} = V_{it} / (P_{it} - P_{it-1})^2$, 式中 V 和 P 分别为每周成交量和平均成交价. 该指标与 Amivest 类似, 是流动性的直接反映. 本研究采取以上指标的自然对数进行稳健检验.

表 6 为替换指标的稳健性检验结果. 第一阶段结果显示, 工具变量对机构投资者交易量占比有显著的正向影响, 且所有 KP F 统计量均超过 10, 说明不存在弱工具变量问题. 第二阶段结果显示, 机构投资者对 $\ln ILLIQ$ 有显著的负向影响, 对 $\ln Martin$ 有显著的正向影响, 均表明机构投资者能显著提升碳市场流动性, 由此验证了研究结论的稳健性.

表 6 稳健性检验——替换指标

Table 6 Robustness test: Replace index measure

第一阶段回归	(1)	(2)
	<i>IIP</i>	
<i>Therm_inv12</i>	0.149 2*** (0.029 5)	0.140 2*** (0.029 6)
KP F -statistic	25.661 6	22.418 2
第二阶段回归	$\ln ILLIQ$	$\ln Martin$
<i>IIP</i>	-0.150 1*** (0.047 7)	0.164 1*** (0.049 3)
控制变量	Yes	Yes
碳试点固定效应	Yes	Yes
周固定效应	Yes	Yes
碳试点 \times 月份固定效应	Yes	Yes
观测值	1 431	1 354

3.4.2 替换样本

由于交易量过小的样本可能是由于操纵交易产生的, 本研究删除日交易量小于或等于 1 t ($Amount \leq 1$) 和小于 10 t ($Amount < 10$) 的样本, 重新计算流动性 ($\ln LIQ$) 进行稳健性检验, 结果见表 7 第(1)列和第(2)列. 为剔除异常值影响, 本研究分别对流动性和信息份额进行左右 1% 的缩尾和截尾处理, 结果见表 7 第(3)列至第(6)列. 表 7 结果显示, 在剔除交易量过少的样本以及异常值干扰后, 第一阶段工具变量对机构投资者参与程度均显著, 且 KP F 统计量显示不存在弱工具变量问题; 第二阶段回归结果显示机构投资者交易

量占比对 $\ln LIQ$ 和 IS 仍然有显著的正向影响,由此验证了研究结论的稳健性。

表 7 稳健性检验——替换样本

Table 7 Robustness test: Replace samples

第一阶段回归	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>IIP</i>					
<i>Therm_inv12</i>	0.117 6*** (0.024 3)	0.114 1*** (0.024 6)	0.149 0*** (0.029 5)	0.148 9*** (0.029 4)	0.189 8*** (0.036 3)	0.169 9*** (0.033 3)
KP <i>F</i> -statistic	23.417 2	21.462 0	25.428 4	25.550 4	27.400 7	26.079 0
第二阶段回归	$\ln LIQ$ (删除 Amount ≤ 1)	$\ln LIQ$ (删除 Amount < 10)	$\ln LIQ$ (左右缩尾 1%)	$\ln LIQ$ (左右截尾 1%)	IS (左右缩尾 1%)	IS (左右截尾 1%)
<i>IIP</i>	0.164 4*** (0.043 8)	0.155 9*** (0.044 6)	0.116 8*** (0.030 1)	0.117 0*** (0.031 0)	1.625 2*** (0.408 3)	1.450 7*** (0.459 0)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
碳试点固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
周固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
碳试点 × 月份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	1 037	1 006	1 419	1 390	1 320	1 293

3.4.3 替换控制变量

本研究在基准回归模型中加入履约期截止当月虚拟变量,以消除履约效应的影响。由于各试点的履约期会根据试点省份的实际运行情况进行调整(包括碳排放报告发送与核查、配额发放和调整等流程),碳交易量可能不仅在履约期当月呈现大幅度增加,也有可能是在履约前第二个月(30日~60日)或者履约第三个月(60日~90日)显著上升。为尽可能消除履约效应的影响,本研究在模型中加入履约前第二个月虚拟变量($Pfmp_f2$)和履约前第三个月虚拟变量($Pfmp_f3$)。变量定义与 $Pfmp$ 相似,当交易周属于履约前第二个月(或第三个月),则 $Pfmp_f2$ (或 $Pfmp_f3$)为 1,否则 $Pfmp_f2$ (或 $Pfmp_f3$)为 0。表 8 第(1)列至第(3)列和第(4)列至

第(6)列分别为机构投资者交易量占比对流动性和信息份额的回归结果,第一阶段工具变量对机构投资者参与程度均显著为正,且 KP F 统计量显示不存在弱工具变量问题;第二阶段回归结果显示机构投资者交易量占比对 $\ln LIQ$ 和 IS 仍然有显著的正向影响,表明了研究结论的稳健性。

表 8 结果显示,履约期当月和前第三个月对流动性有显著的正向影响,表明履约效应不仅限于当月,也延伸至履约期前的第三个月。进一步分析发现,履约期前第四个月对流动性无显著影响。此外,履约效应对价格发现均无显著影响,验证了“控排企业不会显著提升碳市场的价格发现功能,而机构投资者是价格发现的主要贡献者”这一结论的稳健性。

表 8 稳健性检验——替换控制变量

Table 8 Robustness test: Replace control variables

第一阶段回归	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>IIP</i>			<i>IIP</i>		
<i>Therm_inv12</i>	0.148 3*** (0.029 9)	0.149 0*** (0.029 3)	0.148 1*** (0.029 6)	0.189 9*** (0.035 9)	0.190 7*** (0.035 9)	0.191 6*** (0.035 3)
KP <i>F</i> -statistic	24.649 9	25.851 1	24.959 1	27.982 6	28.153 0	29.524 7
第二阶段回归	$\ln LIQ$			IS		
<i>IIP</i>	0.118 9*** (0.030 8)	0.116 9*** (0.028 8)	0.119 9*** (0.029 7)	1.644 9*** (0.408 4)	1.651 9*** (0.412 1)	1.650 9*** (0.410 7)

续表 8
Table 8 Continues

第一阶段回归	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	IIP			IIP		
<i>Pfmp</i>	2.191 7***	2.123 0***	2.334 0***	-2.490 2	-3.079 1	-2.787 7
	(0.705 5)	(0.669 4)	(0.692 4)	(7.339 2)	(6.567 9)	(7.453 3)
<i>Pfmp_f2</i>	0.539 0	—	0.893 9	1.590 0	—	0.886 3
	(0.651 0)	—	(0.672 5)	(7.901 0)	—	(8.557 8)
<i>Pfmp_f3</i>	—	1.266 6***	1.458 2***	—	-2.211 0	-1.942 2
	—	(0.428 0)	(0.487 0)	—	(4.688 7)	(5.169 5)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
碳试点固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
周固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
碳试点×月份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	1 419	1 419	1 419	1 320	1 320	1 320

3.5 机制分析

根据前文的理论分析,机构投资者通过充当控排企业的交易对手、降低交易成本、缓解配额错配等方式,提升市场活跃度和交易量;同时,作为知情交易者,机构投资者参与能减少有效价格离差,促使碳价吸收新信息,向有效价格收敛。尽管基准回归结果验证了研究假说 1 和研究假说 2,仍需进一步分析具体影响机制。使用每周非零交易日占比 (*Non_zeros*) 和平均交易量的对数 (*ln amount*) 衡量市场活跃度,本研究检验机构投资者对流动性的影响渠道。同时,以碳市场交易价格偏离有效价格的离差衡量碳价吸收和反映新信息的能力,以此作为机构投资者影响价格发现的渠道。由于碳市场并不是完全无效的,可以根据过去的成交情况计算得到有效价格^⑤。本研究以 250 d 为窗口,5 d 为步长,采用滚动窗口方法计算每周各碳试点的平均价作为有效价格,求得每日实际成交均价与有效价格的离差,并进一步采用

滚动窗口方法求得每周平均有效价格离差 (*Price_disp*)。

表 9 为机制分析结果。第 (1) 列和第 (3) 列中,机构投资者交易量占比对非零交易日占比和交易量均有显著的正向影响,表明机构投资者参与碳市场交易显著提升了市场活跃度。第 (5) 列中,机构投资者交易量占比对有效价格离差有显著的负向影响,表明其参与有助于市场信息的有效整合,进而提高价格信息效率,减少实际成交价与有效价格的偏离程度。第 (2) 列、第 (4) 列和第 (6) 列结果显示,在加入中介变量后,机构投资者交易量占比对流动性的回归系数有所下降或显著性减弱,对信息份额的回归系数也有所减小,且 Sobel 检验结果在 1% 的置信水平上显著,证实了中介效应的存在。以上结果表明,机构投资者不仅能够通过提升市场活跃度改善市场流动性,还能够通过减少有效价格离差,促进市场价格发现功能。

表 9 机制分析结果

Table 9 Results of mechanism analysis

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Non_zeros</i>	<i>ln LIQ</i>	<i>ln amount</i>	<i>ln LIQ</i>	<i>Price_disp</i>	<i>IS</i>
<i>IIP</i>	0.010 4**	0.106 3***	0.091 0**	0.043 4**	-3.659 7**	1.494 9***
	(0.004 9)	(0.027 6)	(0.039 4)	(0.018 5)	(1.482 0)	(0.401 7)
<i>Non_zeros</i>	—	0.027 5***	—	—	—	—
	—	(0.006 4)	—	—	—	—

⑤ 此处的有效价格可作为碳市场参考价格,但与现有文献通过估计碳减排成本得到的有效碳价不同。

续表9

Table 9 Continues

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Non_zeros</i>	$\ln LIQ$	$\ln amount$	$\ln LIQ$	<i>Price_disp</i>	<i>IS</i>
<i>ln amount</i>	—	—	—	0.869 8***	—	—
	—	—	—	(0.020 7)	—	—
<i>Price_disp</i>	—	—	—	—	—	-0.041 1***
	—	—	—	—	—	(0.012 9)
KP F-statistic	—	23.809 9	25.428 4	22.648 9	27.400 7	30.737 2
Sobel Z	—	2.981 0***	—	6.267 0***	—	3.007 0***
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
碳试点固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
周固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
碳试点×月份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	1 419	1 419	1 419	1 419	1 320	1 320

注: 由于每周非零交易日占比分别为 20%、40%、60%、80% 和 100% , 为离散变量, 第(1)列采用有序 Logit 模型进行回归分析。其余列均为工具变量回归结果。鉴于第(2)列~第(4)列第一阶段回归结果与表5第(1)列一致, 第(5)列和第(6)列第一阶段结果与表5第(2)列一致, 此处仅汇报第二阶段回归结果和第一阶段的 KP F 统计量。

4 结束语

本研究以 2013 年—2021 年北京、上海、湖北和广东四个碳试点为研究对象, 基于交易数据构建碳市场的流动性和价格发现指标, 从理论上分析机构投资者在碳市场中所扮演的角色, 并实证考察其对市场流动性和价格发现功能的影响和作用机制。为缓解可能存在的内生性问题, 本研究采用逆温作为工具变量。研究发现, 机构投资者参与显著提升了碳市场的流动性和价格发现功能。机制分析表明, 机构投资者作为控排企业的交易中介, 缓解了配额错配问题, 提高了市场活跃度, 并通过提升信息效率和降低交易成本来增强市场流动性。此外, 机构投资者作为碳市场的知情交易者, 能够加速市场新信息在碳价中的反映, 促使碳价向有效价格收敛, 降低有效价格离差, 提升市场的价格发现功能。通过替换指标、样本和控制变量等稳健性检验, 进一步验证基准结果的稳健性。

中国碳市场碳价较低、流动性不足、交易不活跃等问题制约了有效碳价的形成, 而合理碳价对实现“双碳”目标至关重要。本研究基于市场微观结构理论, 探讨了机构投资者交易量对碳市场有效性的影响, 提出以下政策建议。

(1) 目前, 全国碳市场尚未纳入机构投资者, 控排企业仅是发电行业, 参与主体单一、碳价较

低、交易不活跃等问题突出, 未来在扩大行业范围时, 需考虑纳入合格的机构投资者, 丰富交易市场参与主体, 改善碳价低迷和交易不活跃的现状。

(2) 中国碳市场主要以公开竞价和协议转让进行交易, 配额整体流通性较弱。协议转让虽有效解决了控排企业的履约问题, 但短期集中交易不利于形成有效碳价。为了提升流动性, 未来可借鉴国际经验, 积极探索做市商制度, 由具备资金实力和信誉的机构投资者担任做市商, 发挥中介作用。同时, 健全配额托管制度, 推动机构投资者参与企业碳资产管理, 促进配额流通, 助力企业绿色低碳转型。

(3) 机构投资者作为碳市场的知情交易者, 初期因行政管制和政策不确定性缺乏参与动机, 且碳市场的信息不对称进一步限制了其参与程度。为完善“双碳”政策体系建设, 需加强碳市场信息披露制度, 为机构投资者参与碳市场提供参考, 提升其参与信心。

(4) 机构投资者多为技术和商务服务类企业及金融机构, 除直接参与配额交易, 还能提供多元化的碳金融产品。当前, 中国碳市场交易产品主要为碳配额, CCER 交易尚未重启, 产品较单一。未来可借鉴国际经验, 在市场条件成熟的前提下通过引入机构投资者积极探索碳金融衍生品如碳期货, 充分发挥其价格发现功能, 让碳期货价格成为碳价基准。

参 考 文 献:

- [1] Pigou A C. The Economics of Welfare [M]. London: Palgrave MacMillan, 1920.
- [2] Coase R H. The problem of social cost [J]. The Journal of Law Economics, 1960, 3(1): 1–44.
- [3] O'Hara M. Presidential address: Liquidity and price discovery [J]. Journal of Finance, 2003, 58(4): 1335–1354.
- [4] 方德斌, 谢钱佼. 碳市场如何影响火电行业碳减排——碳价格视角 [J]. 系统工程理论与实践, 2024, 44(3): 1003–1017.
- Fang Debin, Xie Qianjiao. How carbon market impacts emission reduction in thermal power: From the perspective of carbon price [J]. Systems Engineering: Theory & Practice, 2024, 44(3): 1003–1017. (in Chinese)
- [5] 朱庆华, 夏西强, 李梦雅, 等. 碳配额分配方法对授权再制造影响研究 [J]. 管理科学学报, 2024, 27(5): 60–75.
- Zhu Qinghua, Xia Xiqiang, Li Mengya, et al. The effect of carbon allowance allocation methods on authorized remanufacturing [J]. Journal of Management Sciences in China, 2024, 27(5): 60–75. (in Chinese)
- [6] Zhao X G, Jiang G W, Nie D, et al. How to improve the market efficiency of carbon trading: A perspective of China [J]. Renewable & Sustainable Energy Reviews, 2016, 59: 1229–1245.
- [7] Lo A Y, Yu X. Climate for business: Opportunities for financial institutions and sustainable development in the Chinese carbon market [J]. Sustainable Development, 2015, 23(6): 369–380.
- [8] Baliotti A C. Trader types and volatility of emission allowance prices. Evidence from EU ETS Phase I [J]. Energy Policy, 2016, 98: 607–620.
- [9] Qi S Z, Wang B B, Zhang J H. Policy design of the Hubei ETS pilot in China [J]. Energy Policy, 2014, 75: 31–38.
- [10] 傅京燕, 章扬帆, 谢子雄. 制度设计影响了碳市场流动性吗——基于中国试点地区的研究 [J]. 财贸经济, 2017, 38(8): 129–143.
- Fu Jingyan, Zhang Yangfan, Xie Zixiong. Does the mechanism design influence carbon market liquidity? A research based on China pilot regions [J]. Finance & Trade Economics, 2017, 38(8): 129–143. (in Chinese)
- [11] Hasbrouck J. One security, many markets: Determining the contributions to price discovery [J]. Journal of Finance, 1995, 50(4): 1175–1199.
- [12] 侯宇, 叶冬艳. 机构投资者、知情人交易和市场效率——来自中国资本市场的实证证据 [J]. 金融研究, 2008, (4): 131–145.
- Hou Yu, Ye Dongyan. Institutional investors, insider trading and market efficiency: Empirical evidence from China's capital market [J]. Journal of Finance Research, 2008, (4): 131–145. (in Chinese)
- [13] 王文虎, 万迪昉, 吴祖光, 等. 投资者结构、交易失衡与商品期货市场的价格发现效率 [J]. 中国管理科学, 2015, 23(11): 1–11.
- Wang Wenhui, Wan Difang, Wu Zuguang, et al. Investors structure, order imbalance and price discovery: Evidence from Shanghai commodity futures market [J]. Chinese Journal of Management Science, 2015, 23(11): 1–11. (in Chinese)
- [14] Ibikunle G, Gregoriou A, Pandit N R. Price discovery and trading after hours: New evidence from the world's largest carbon exchange [J]. International Journal of the Economics of Business, 2013, 20(3): 421–445.
- [15] 胡珺, 方祺, 龙文滨. 碳排放规制、企业减排激励与全要素生产率——基于中国碳排放权交易机制的自然实验 [J]. 经济研究, 2023, 58(4): 77–94.
- Hu Jun, Fang Qi, Long Wenbin. Carbon emission regulation, corporate emission reduction incentive and total factor productivity: A natural experiment based on China's carbon emission trading system [J]. Economic Research Journal, 2023, 58(4): 77–94. (in Chinese)
- [16] Adekoya O B, Oliyide J A, Noman A. The volatility connectedness of the EU carbon market with commodity and financial markets in time-and frequency-domain: The role of the US economic policy uncertainty [J]. Resources Policy, 2021, 74: 102252.
- [17] Riedl A, Smeets P. Why do investors hold socially responsible mutual funds? [J]. Journal of Finance, 2017, 72(6): 2505–2550.

- [18] Golub A, Lubowski R, Piris-Cabezas P. Balancing risks from climate policy uncertainties: The role of options and reduced emissions from deforestation and forest degradation [J]. *Ecological Economics*, 2017, 138: 90–98.
- [19] Jarnećić E, Snape M. The provision of liquidity by high-frequency participants [J]. *Financial Review*, 2014, 49(2): 371–394.
- [20] Wang X Q, Su C W, Lobont O R, et al. Is China's carbon trading market efficient? Evidence from emissions trading scheme pilots [J]. *Energy*, 2022, 245: 123240.
- [21] Baudry M, Faure A, Quemin S. Emissions trading with transaction costs [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2021, 108: 102468.
- [22] Frino A, Kruk J, Lepone A. Liquidity and transaction costs in the European carbon futures market [J]. *Journal of Derivatives Hedge Funds*, 2010, 16(2): 100–115.
- [23] Mayordomo S, Pena J I, Romo J. The effect of liquidity on the price discovery process in credit derivatives markets in times of financial distress [J]. *European Journal of Finance*, 2011, 17(9–10): 851–881.
- [24] 尹海员, 朱旭. 机构投资者信息挖掘、羊群行为与股价崩盘风险 [J]. *管理科学学报*, 2022, 25(2): 69–88.
Yin Haiyuan, Zhu Xu. Information mining capabilities of institutional investors, herd behavior and stock price crash risk [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2022, 25(2): 69–88. (in Chinese)
- [25] Boehmer E, Kelley E K. Institutional investors and the informational efficiency of prices [J]. *Review of Financial Studies*, 2009, 22(9): 3563–3594.
- [26] Alberola E, Chevallier J, Cheze B. Price drivers and structural breaks in European carbon prices 2005–2007 [J]. *Energy Policy*, 2008, 36(2): 787–797.
- [27] Glosten L R, Milgrom P R. Bid, ask and transaction prices in a specialist market with heterogeneously informed traders [J]. *Journal of Financial Economics*, 1985, 14(1): 71–100.
- [28] Brandvold M, Molnár P, Vagstad K, et al. Price discovery on Bitcoin exchanges [J]. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 2015, 36: 18–35.
- [29] Kalaitzoglou I, Ibrahim B M. Trading patterns in the European carbon market: The role of trading intensity and OTC transactions [J]. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 2013, 53(4): 402–416.
- [30] Amihud Y, Mendelson H, Lauterbach B. Market microstructure and securities values: Evidence from the Tel Aviv Stock Exchange [J]. *Journal of Financial Economics*, 1997, 45(3): 365–390.
- [31] Garbade K D, Silber W L. Price movements and price discovery in futures and cash markets [J]. *Review of Economics and Statistics*, 1983, 65(2): 289–297.
- [32] Li Z Z, Li Y M, Huang C Y, et al. Volatility spillover across Chinese carbon markets: Evidence from quantile connectedness method [J]. *Energy Economics*, 2023, 119: 106542.
- [33] Lien D, Shrestha K. A new information share measure [J]. *Journal of Futures Markets*, 2009, 29(4): 377–395.
- [34] Fischbacher U, Hoffmann G, Schudy S. The causal effect of stop-loss and take-gain orders on the disposition effect [J]. *Review of Financial Studies*, 2017, 30(6): 2110–2129.
- [35] 朱帮助, 黄丽清, 江民星, 等. 配额分配对跨期碳市场有效性的影响研究 [J]. *管理科学学报*, 2022, 25(9): 52–65.
Zhu Bangzhu, Huang Liqing, Jiang Minxing, et al. The impact of permit allocation on intertemporal carbon market efficiency [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2022, 25(9): 52–65. (in Chinese)
- [36] Wang K H, Liu L, Zhong Y F, et al. Economic policy uncertainty and carbon emission trading market: A China's perspective [J]. *Energy Economics*, 2022, 115: 106342.
- [37] Song Y Z, Liu T S, Li Y, et al. Paths and policy adjustments for improving carbon-market liquidity in China [J]. *Energy Economics*, 2022, 115: 106379.
- [38] 方颖, 郭俊杰. 中国环境信息披露政策是否有效: 基于资本市场反应的研究 [J]. *经济研究*, 2018, 53(10): 158–174.
Fang Ying, Guo Junjie. Is the environmental violation disclosure policy effective in China? Evidence from capital market reactions [J]. *Economic Research Journal*, 2018, 53(10): 158–174. (in Chinese)

- [39] Krueger P, Sautner Z, Starks L T. The importance of climate risks for institutional investors [J]. *Review of Financial Studies*, 2020, 33(3): 1067–1111.
- [40] Dyck A, Lins K V, Roth L, et al. Do institutional investors drive corporate social responsibility? International evidence [J]. *Journal of Financial Economics*, 2019, 131(3): 693–714.
- [41] Ilhan E, Krueger P, Sautner Z, et al. Climate risk disclosure and institutional investors [J]. *Review of Financial Studies*, 2023, 36(7): 2617–2650.
- [42] Chen S, Oliva P, Zhang P. The effect of air pollution on migration: Evidence from China [J]. *Journal of Development Economics*, 2022, 156: 102833.
- [43] Wu R R, Qin Z F. Assessing market efficiency and liquidity: Evidence from China's emissions trading scheme pilots [J]. *Science of the Total Environment*, 2021, 769: 144707.
- [44] Wei Y M, Liu L C, Wu G, et al. *Energy Economics: CO₂ Emissions in China* [M]. Beijing: Springer Science & Business Media, 2011.

Institutional investors and carbon market efficiency: The role of liquidity and price discovery

YU Xing-jin¹, FANG Ying^{1,2*}, HAN Qian³

1. The Wang Yanan Institute for Studies in Economics, Xiamen University, Xiamen 361005, China;
2. Laboratory of Digital Finance, Xiamen University, Xiamen 361005, China;
3. Lingnan College, Sun Yat-sen University, Guangzhou 510275, China

Abstract: Carbon emission trading markets (CETMs) play a crucial role in the “dual-carbon” goals of achieving carbon peak by 2030 and carbon neutrality by 2060. Liquidity and price discovery are the two fundamental microstructural measures of the functioning of CETMs. Using daily trading data from four carbon emission trading (CET) pilot markets: Beijing, Shanghai, Hubei, and Guangdong. From 2013 to 2021, this paper empirically examines the impact of institutional investors on market liquidity and price discovery. Our findings demonstrate that institutional investors significantly enhance liquidity and strengthen the price discovery function of these CET pilots. This conclusion remains robust after addressing potential endogeneity issues through instrumental variable methods and conducting robustness checks. Mechanism analysis shows that institutional investors play dual roles in carbon markets: As intermediaries, they enhance market liquidity by boosting trading activity; As informed traders, they accelerate the incorporation of new information into carbon prices, reduce effective price dispersion, and thus strengthen price discovery. These findings carry important policy implications for the development of a national CETM and offer practical guidance for investors, carbon emission regulated enterprises and policymakers to better navigate and utilize CETMs.

Key words: carbon market; liquidity; price discovery; institutional investors