

我国农产品期货市场流动性对价格形成的影响研究

徐媛媛¹,王传美²

(1.华中农业大学 经济管理学院,湖北 武汉 430070;

2.武汉理工大学 数学系,湖北 武汉 430070)



摘要 流动性是现代金融市场体系的生命力和期货市场资源配置的润滑剂。利用2016—2018年实时交易记录,以有效价差作为流动性的代理变量,发现农产品期货市场流动性呈现日内(倒)U-型与周内(倒)V-型分布特征。基于此,分别构建了带有“日内效应”的量价关系回归模型与带有“周内效应”的Fama-French三因素模型,从信息成本与风险溢价视角实证探讨农产品期货市场流动性对价格形成的影响。研究发现:第一,在开盘/收盘期间,农产品期货交易量对价格变化产生长期、不可逆的冲击,这是交易活动中的信息效应大于流动性效应的结果,其中夜盘交易的价格效应小,因此具有平滑价差与分担风险的作用。第二,农产品期货超额收益中包含对流动性的风险补偿,但呈现出显著的周期性特征,其中“流动性溢价”现象与交易的“规模效应”同步出现于周一,这主要源于每周伊始的信息释放与加仓需求。因此,通过增加规模交易占比、健全信息披露制度、扩大夜盘交易品系等途径切实维护市场流动性的合理稳定,发挥农产品期货市场在资源配置与价格发现等方面的重要作用。

关键词 农产品期货价格;市场流动性;有效价差;流动性溢价;风险溢价;知情交易;信息成本

中图分类号:F 323.7 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2021)06-0065-11

DOI 编码:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2021.06.008

期货市场是信息集聚与风险规避的中心,通过高效的运行机制,形成具有预期性和权威性的价格,因而具备价格发现与套期保值的基本功能。然而,流动性作为金融市场运行的基石,是促进期货价格形成与市场功能实现的重要因子。高流动性能够提高价格信息积聚、传播和处理的及时性、充分性,同时降低交易者因无法及时以理想价格轧平一个头寸的风险。因此,流动性越好,资源配置效率越高。根据国际清算银行(BIS)的定义,良好的市场流动性能够使市场参与者快速交易且不会导致金融资产价格的大幅波动。在大宗商品期货市场,流动性关乎于市场运行是否流畅,决定了市场达成即时交易的价格偏离(价差),被认为是一种总是存在的、隐性的交易成本。近十年来,随着商品为新兴资产类别的论点日渐受到投资者追捧^[1],商品市场金融投资属性(即金融化)显著增强,我国商品期货交易因此实现交易量与交易品种的双重突破^[2]。2018年,商品期货总交易额达到29.80亿美元,是10年前的3倍多,其中农产品期货的蓬勃发展是商品期货交易快速增长的主要推动力。据美国期货业协会(FIA)统计,2018年我国豆粕等12种农产品期货交易量位列全球农产品类衍生品交易量的前20位。活跃的交易既加深了我国农产品市场的流动性池,又有助于期货市场价格发现功能的发挥。随着“金融化”程度的日益提高,农产品期货交易员越来越青睐决胜于分秒之间的“高频交易”,使得期货合约的买卖过程增加了脱离现货基本面的价格博弈,进而导致期货市场的价格变动、运行机制难以

收稿日期:2021-01-20

基金项目:国家自然科学基金项目“农产品期货市场泡沫风险的测度、形成机理与预警研究”(71803058);国家自然科学基金项目“‘金融化’背景下我国农产品期货与现货市场风险评价与传导研究”(71673103)。

再仅通过传统的、基本面的变化去解释^[3]。在“金融化”背景下,期货价格由携带信息的交易活动以及市场本身的流动性状态直接推动,鉴于此,我国农产品市场交易活动与流动性的分布如何?是否存在知情交易行为与流动性溢价现象?围绕上述问题,利用实时交易记录分析了交易活动与市场流动性的日内、周内变动模式,并基于此分别以信息成本与风险溢价的视角实证探讨了我国农产品期货市场流动性对期货价格形成的影响。

期货合约的首要身份是现货市场的价格发现与避险工具,随着农产品市场化改革的不断推进,期货定价已成为学术界广泛关注的议题。交易理论模型研究日交易量与价格波动的关系及其产生的原因,认为做市商与知情交易者间信息不对称导致的信息成本可通过调节买、卖报价转移给流动性交易者。在我国农产品期货市场,即使没有做市商作媒介,买、卖交易方之间的信息不对称仍可通过订单撮合直接体现在买卖价差上。当市场的流动性好时,价格信息能够被充分释放并及时反映出来,故买方的溢价或卖方的折价很小;相反,当流动性不好时,交易价格对理想价格的偏离大,即买方的溢价或卖方的折价很大。因此,流动性这一金融“变量”具有风险属性,期货交易面临流动性不足时风险溢价的可能性。本质上讲,期货合约经订单撮合形成市场价格的过程是买、卖交易对手关于信息优势与流动性优先级的博弈。图 1 将交易活动、市场流动性与期货价格放在同一框架下,提供了关于期货价格形成中信息效应与风险溢价的详细图解。根据市场微观结构理论,流动性好的期货市场汇集各类投资者的信息和市场供求状况,期货价格不易受偶然的交易行为和外部因素影响,能很快恢复到市场均衡价格。事实上,市场流动性并不是一成不变的,具有高波动属性并反映在宏观层面上市场价格的高波动性。为覆盖更高的价格波动,期货市场应该增加对流动性的风险溢价以维持投资者所要求的预期收益。如图 1 所示,信息成本、风险溢价是市场流动性作用于期货价格的重要方面,为研究“金融化”背景下我国农产品期货市场期货定价提供新的视角。

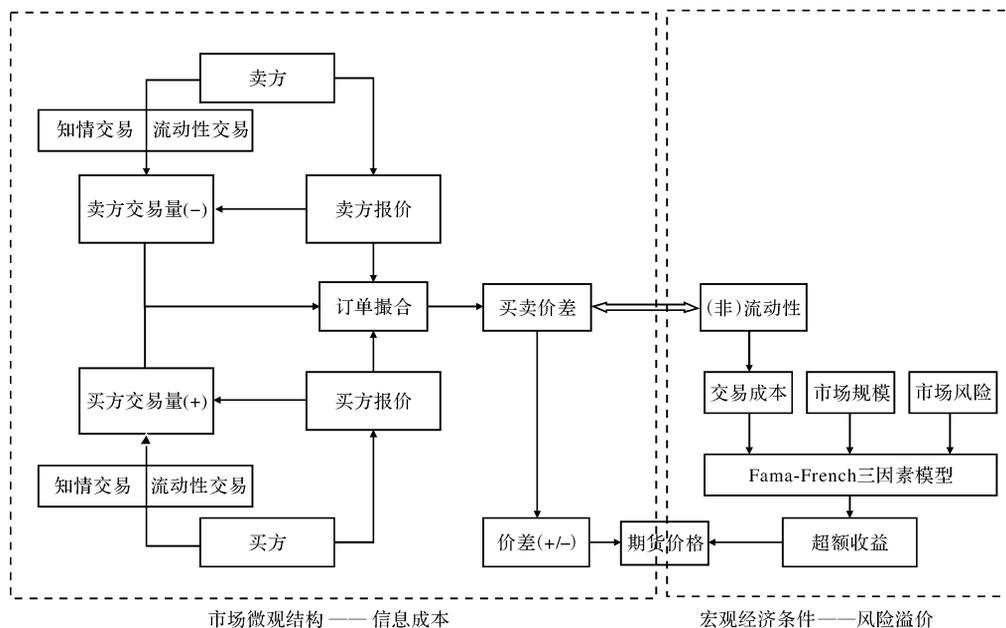


图 1 期货价格形成中信息效应与风险溢价

一、文献回顾

资产定价是金融市场研究中最经典的议题,目前,流动性对期货价格影响的研究主要集中在金融市场微观结构领域和资产定价理论领域。相关研究的理论基础包括市场微观结构模型中信息不对称理论与流动性溢价理论,前者认为期货价格的变化是由知情交易推动的,因此是信息的函数;而后者认为卖方(买方)会通过抬高(压低)报价增加预期收益,以弥补因流动性不足可能带来的损失。Kyle

及 Easley 等认为信息成本是影响资产买卖价差的主要因素,作为信息载体的知情交易对期货价格的演变具有解释力^[4-5]。Chan 等基于市场微观结构模型指出知情交易会对资产价格造成较大的永久性冲击^[6]。微观结构模型多基于一些不切实际的假设,并且实证结果对模型偏差很敏感,因此逐步被回归模型替代。Schlag 等最早使用回归方法捕捉到成交量对价格的永久性影响,由此证实了信息效应的存在^[7]。Ryu 和 Webb 等同样利用回归模型证明期货市场中信息交易的普遍性,认为知情交易者具有对活跃交易时段的“流动性偏好”,并基于信息交易的周期性(或季节性)属性对买卖价差的日内 U 型分布进行解释^[8-9]。国内研究者同样将关注焦点转为交易活动与资产价格之间基于信息的关联效应^[10-11],例如黄建兵等发现在证券交易的开盘及收盘阶段交易量与价格变化均显著较大,并进一步基于回归模型通过知情交易的日内效应对此予以解释^[11]。

资产价格对流动性具有很强的敏感性。流动性作为一种隐性交易成本,在理论上是可以被定价的。Amihud 等最先基于买卖价差的资产定价模型发现资产收益率与流动性负相关,由此奠定了“流动性溢价”研究的基础^[12]。王春峰等和吴文锋等用日绝对价格变化或收益率与日均成交额的比率代表非流动性,发现股票投资回报与市场流动性呈显著的负相关,即存在对流动性波动的风险补偿^[13-14]。Acharya 等将流动性成本作为资产定价的因素修正了资产定价模型(CAPM)并计算出流动性风险系数,发现资产的预期收益与流动性风险系数成正比^[15]。陈海强等基于 A 股高频数据进行回归分析,支持 A 股市场存在流动性溢价效应^[16]。Liu 基于资产定价模型和 Fama-French 三因素模型,表明流动性是定价风险的重要来源^[17]。Hasbrouck 证明了股市中流动性溢价现象在一月份尤为显著^[18]。然而,部分研究对于 Amihud 理论是否存在于新兴市场持有怀疑态度。例如,邓可斌等发现上证 180 指数成份股票的收益率与买卖价差间存在明显的负相关,不支持 Amihud 的理论所强调的“流动性溢价”现象^[19]。另外,部分研究(如刘志东等和 Xu 等)基于主力合约数据考察流动性成本与真实收益率间关系,发现我国商品期货市场“流动性溢价”的周期性特征^[20-21]。

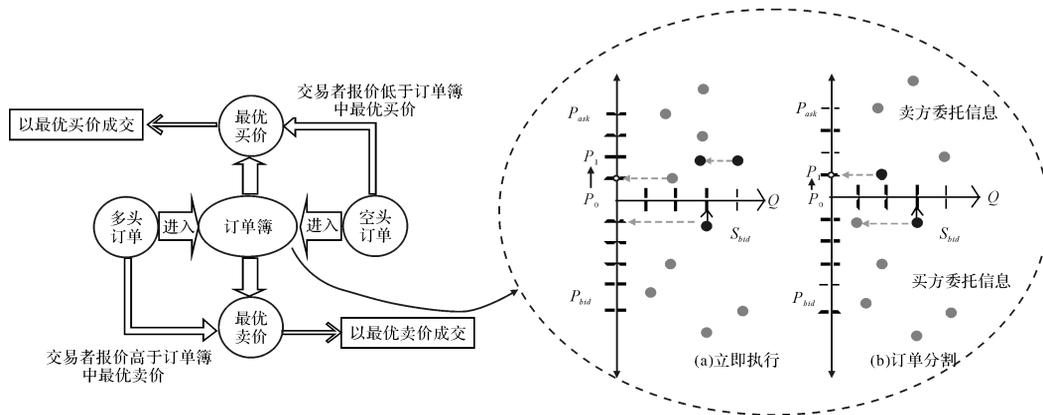
在金融资产定价研究领域,对于市场流动性的重视程度越来越高,相关研究也更加深化,为本研究提供了一定的借鉴与参考意义。然而,现有研究较多地从数理的角度判断交易活动或市场流动性对资产价格的影响,研究视角单一;同时,它们较少关注流动性影响期货价格的本质,尤其是信息成本及风险溢价在期货定价中的重要作用,也忽略了不同交易时段流动性的周期性分布及其异质价格效应。另外,相关研究相对集中于发达的股票、证券等金融市场,而缺乏对新兴市场商品期货的关注,针对农产品期货市场流动性与价格形成的研究更是寥若晨星。本研究以中国农产品期货市场为研究对象,一方面将交易理论纳入“量-价”回归分析框架解析期货价格变化中的信息效应与流动性效应,并基于信息成本解释价格弹性的日内效应;另一方面基于风险溢价理论将买卖价差作为特征因子纳入 Fama-French 三因素资产定价模型研究市场流动性在我国农产品期货价格形成中的作用及其可能的周内效应。以上研究将以商品价格“金融化”为背景,多方面、多维度地展现市场流动性对农产品期货价格形成的作用机制,一定程度上填补了该领域的不足。

二、市场流动性与期货价格形成的影响因素

1. 交易活动对市场流动性形成的影响

在新兴的指令型交易系统,交易者可以提交市价指令(Market Order)和限价指令(Limited Order),前者进入市场后均能够以当前最优的卖价或买价执行交易,而后者需要按价格、时间优先的原则实行订单撮合,如图 2(左)所示。如果进入市场的限价订单是多头订单,当委托买入价格高于订单簿上的最优卖出价时,便以卖出价完成交易;否则,其将保留在订单簿中等待满足交易条件的空头订单。类似地,当新订单是一个空头订单,如果订单簿上的最优买入价不满足设定的卖价,那么限价指令不能立即成交而是进入订单簿继续等待满足交易条件的多头订单。因此,订单簿可被看作是交易的“流动性池”,买、卖订单的自由出入有效地维持了市场流动性供需间的动态平衡。图 2(右)展现了订单簿内的微观结构,深层报价上的挂单量在订单簿中的分布提供了关于流动性供给情况的详细信

息^[22],其中每一个圆点(灰点指未被撮合的指令)代表一个交易方向上包含设定价格与交易量的订单(委托单)。子图(a)和(b)分别表示立即执行(市价指令)与订单分割(限价指令)两类交易场景下买卖价差形成过程。以买方驱动交易为例,子图(a)显示不能以最优卖价执行的部分可通过“walk order”达成立即交易;子图(b)表示“订单分割”后未按最优卖价执行的部分保留在委托档,等流动性恢复后再以最优价格执行。买卖价差通常作为市场流动性测量的基准,受到学术界与业内普遍认可。在统计上,它是流动性水平的反函数,用实际执行价格(P_i)与代表理想价格的买卖中点(M_i)的相对差来计算,包括有效价差、报价价差和实现价差3种不同的表现形式。这里选用有效价差($=2 \times |\ln(P_i) - \ln(M_i)|$)为交易成本的代理变量,其中执行价格 P_i 对应图2(右)中 P_1 、理想价格 M_i 对应 P_0 。由此可见,在新兴指令型市场,交易者的限价指令有助于将买卖价差控制在合理的变动范围,在一定程度上行使了做市商的功能。



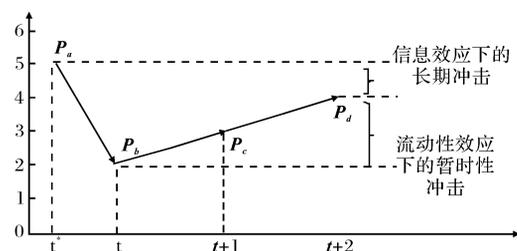
注: P_{ask} 和 P_{bid} 分别是卖、买方报价, Q 为与买卖报价相对应的交易量, S_{bid} 指代交易过程是由买方驱动的。 P_0 为交易前最优买卖报价的中点, P_1 分别对应两种交易场景下所形成的交易价格。

图2 买卖订单经系统撮合形成买卖价差的过程

市场参与者根据所掌握的交易信息做出决策,而对资产价格的不同预期将导致投资者提交方向不同的不平衡指令。在信息效应下,买、卖方的“博弈”过程左右了商品期货市场的流动性,并最终推动了宏观层面上市场价格的演变。

2. 市场流动性对期货价格形成的影响

(1)基于信息成本的视角:在商品期货市场,一些交易者(例如机构投资者)消息灵通,在获取信息的能力上远远超过了普通中小投资者,当他们同时提交订单时,便会产生信息不对称的局面。在交易中处于信息优势的知情交易者通常会消耗流动性,而处于信息劣势的非知情交易者(也叫流动性交易者)则是市场中流动性的主要供给方。交易量是一种供需表现,体现在市场运作过程中流动性供给与需求的动态实况,对期货价格产生直接的影响。根据参与主体间是否存在信息不对称,交易活动包括流动性交易与知情交易,前者可能造成短期内订单供需失衡(或流动性供不应求),进而导致期货价格围绕其价值的上下波动,而后者通过将信息释放到期货市场改变资产价值的市场预期,继而推动了期货价格的长期演化。如图3所示,交易量对价格的影响包括:流动性交易带来的短期冲击(暂时性分量: $P_d - P_b$)与知情交易带来的长期影响(永久性分量: $P_a - P_d$)。



注:当卖家发起大宗交易时,期货价格从 P_a 突然降至 P_b ,并在之后的2个单位时间里,途径 P_c 逐步恢复到 P_d 。

图3 期货价格变动:流动性效应与信息效应

流动性交易对价格变动的冲击是临时、可恢复的(流动性效应),而知情交易的价格冲击将改变原有价格并建立不可逆转的、新的平衡(信息效应),这个过程推动了期货价格长期趋势的形成。在一个

流动性交易主导的市场或交易时段,信息积聚、传播和处理具有及时性、充分性,有助于平滑期货价格的变动,而在知情交易盛行的市场或交易时段,信息不对称增大了交易量的价格弹性。基于信息成本的视角,考察价格变化对交易量的即时弹性与滞后效应,不仅能有效地量化期货价格形成中的流动性效应与信息效应,而且有助于解析各交易者类型在不同交易时段的分布特征。

(2)基于风险溢价的视角:在理性预期、风险回避等基本假设的基础上,投资者做出效用最大化决策的主要影响因素包括期望收益和风险两项。根据图 2 中市场流动性与期货价格之间的关系,如果流动性下降(买卖价差上涨),市场会通过增加价格波动性对此做出直接响应。为覆盖更高的价格波动,投资者要求更高的溢价来对不确定性作出补偿。Amihud 等^[12]从交易的微观成本角度出发,基于资产预期收益与买卖价差间负相关的实证结果,开创了流动性溢价理论。类似于“风险厌恶”的基本假设,投资者具有“流动性偏好”,倾向于选择流动性好的资产以保证在需要时能够快速、低成本地兑现。因此,当资产的流动性偏小时,只有更高的收益才能保证投资人的投资热情。一方面,为补偿持有低流动性资产所面临的流动性风险,投资者的预期收益应大于持有高流动性资产的预期收益;另一方面,大宗商品套期保值者需要提供正的风险溢价,以诱使投机者分担多头寸的特殊风险。

图 2(右)显示在一个市场深度不足的市场,交易员若想达成立即交易,就要为流动性“付费”——接受更高的买价或更低的卖价。因此,流动性是期货合约量化交易进程中一种隐性交易成本,流动性“价格”越高,风险补偿也就越大。基于风险溢价的视角,将买卖价差作为 Fama-French 三因素模型中的特征因子,研究超额收益中是否存在对流动性的风险补偿,进一步探究市场流动性在期货定价中的作用。

三、计量模型及检验样本

1. 计量模型

(1)带有“日内效应”的量价关系回归模型:根据 Webb 等^[9]的方法,这里采用了最经典的量价关系研究模型,基于市场微观结构中信息不对称理论,通过研究交易量对价格波动长、短期趋势的影响,实证推导出农产品期货价格变动中的流动性效应与信息效应。式(1)是带有“日内效应”的回归模型,其中, c 是截距项, ϵ_t 是误差项, k, i, j 是时滞项, ΔP_t 为单位时间内(t 表示五分钟的时间间隔)的价格变化, V_t 指单位时间内交易量总和。

$$\Delta P_t = c + \sum_{k=1} \alpha_k \Delta P_{t-k} + \sum_V \sum_{i=0} \beta_{v,i} V_{t-i} + \sum_X \sum_V \sum_{j=0} \gamma_{x,v,j} V_{t-j} X_{t-j} + \epsilon_t \quad (1)$$

在式(1)中,自变量交易量(V_t)相对于因变量 ΔP_t 来看是一个过去的状态,因此, ΔP_t 与 V_t 之间并不会存在内生性问题。交易量(V_t)根据交易方向分为正交易量(positive volumes, PVs)和负交易量(negative volumes, NVs),分别对应于价格上涨、下跌的交易量。系数 $\beta_{v,0}$ 能够捕捉市场价格对当下交易活动的即时反应,当系数 $\beta_{v,0}$ 的符号(正或负)与交易方向(PVs 或 NVs)保持一致时,其大小则表示价格对长期价值的偏离程度。 $\sum_{i=1} \beta_i$ 系数总和代表交易的滞后效应:当符号与 $\beta_{v,0}$ 相同时,表明滞后效应是对原始价格的进一步偏离,永久性的价格变动是由知情交易者推动的;当符号与 $\beta_{v,0}$ 相反时,则表明滞后效应是对上一期临时价格变化的反向修正,临时性的价格冲击是由流动性交易带来的。下标 X 是用以检测是否具有开盘与收盘效应的虚拟变量集,如果在第 t 个时间间隔内处于开盘(收盘)期间, $Open(Close) = 1$, 否则为 0。交互项 $\sum V_{t-j} X_{t-j}$ 表示交易量在开/收盘期间的价格冲击,相应系数能够捕捉日内价格影响的开盘/收盘效应。若知情交易存在, $\sum_{j=0} \gamma_j$ 的符号与交易方向相一致,即是 PVs 将带来正的价格总效应, NVs 则产生负的价格总效应。

(2)带有“周内效应”的 Fama-French 三因素资产定价模型:商品期货合约定价的基本模型包括风险溢价模型和便利收益模型两类,前者通过衡量某一资产的风险暴露确定价格,已成为现代金融资产定价的理论支柱,即资产定价模型(CAPM)。Fama 等^[23]对传统 CAMP 理论进行修正与延伸,在市场风险因子基础上加入额外的溢价因子,形成了 Fama-French 三因素模型(市场因子、市值因子和

账面市值比因子)。随着资产定价理论与模型的不断扩展,三个溢价因子被一般化为更具解释力的市场因子、规模因子和特征因子。这里借鉴 Hasbrouck^[18]、刘志东等^[20],将交易成本作为特征因子应用于 Fama-French 三因素模型,以检验期货定价中的流动性溢价。模型构建通过 3 步实现:第一,将有效价差作为交易成本 c_w 纳入模型,并选择持仓量作为衡量市场规模的指标;第二,构造一个包含多种交易时段的虚拟变量,用以全面地考察周内效应;第三,通过虚拟变量与交易成本(和市场规模)之间的交互作用来捕捉价格影响的季节性。

$$R = \delta_0 + \beta r_m + \delta_{Week} WeekDum.x_w + \left\{ \delta_{c,Week} (c_w \times WeekDum.x_w) + \delta_{c,-Week} [c_w \times (-WeekDum.x_w)] \right\} + \delta_{MC,Week} (MC_w \cdot WeekDum.x_w) + \delta_{MC,-Week} [MC_w \cdot (-WeekDum.x_w)] + \epsilon_w \quad (2)$$

在式(2)中,因变量为超额收益率 R ,等于期货合约日收益率 r 与无风险收益率 r_F 之差, r_m 表示市场收益率, MC_w 表示市场规模, δ_c 是日度收益对交易成本(c_w)的敏感系数,{ } 内上、下表达式相互分离以避免多重共线性。 $WeekDum.x_w$ 为虚拟变量集,其上标 $x = \text{"Monday" "Tuesday" "Wednesday" "Thursday" "Friday"}$ 。以 $WeekDumMonday_w$ 为例,如果日期是星期一,这个变量等于 1,否则等于 0。 $-WeekDumMonday_w$ 在星期一时为 0,在非星期一时为 1。虚拟变量($WeekDum.x_w$)前的系数 δ_{Week} 用以判断资产的日度收益是否具有周内效应。交互项 $c_w \times WeekDum.x_w$ 与 $c_w \times (-WeekDum.x_w)$ 用以测评交易成本对资产定价的周内效应; $Mc_w \times WeekDum.x_w$ 和 $Mc_w \times (-WeekDum.x_w)$ 用以显示市场规模在资产定价中的周内效应。 $\delta_{c,Week}$ 和 $\delta_{c,-Week}$ 分别为日收益率对发生在某个工作日“ x ”上交易成本和在本周内不包括“ x ”的其余几个工作日上交易成本的敏感系数。同样 $\delta_{mc,Week}$ 和 $\delta_{mc,-Week}$ 是日收益率对交易规模(某一特定日期、非特定日期的市场规模)的敏感系数。

2. 检验样本及数据

交易活跃的期货合约是期货市场发挥价格发现功能的可靠载体,同时能够为流动性与期货定价的高维测量提供丰富的数据信息。结合数据的可获得性,以 8 种相对活跃的农产品期货的主力合约作为样本开展研究,它们分别是上海期货交易所的橡胶期货,大连商品交易所的玉米、大豆、豆油、豆粕和棕榈油期货,郑州商品交易所的棉花、白糖期货。根据我国农产品期货市场特有的主力合约分布规律,采用 1、5 和 9 月活跃合约的订单数据循环的方式构建一套关于农产品期货交易价格(买价、卖价)及交易量(买量、卖量)的连续时间序列,有效地平滑了合约结点中变量的跳变。

表 1 给出了各样本在 2016 年 1 月至 2018 年 12 月期间每笔交易的平均交易量和一天内的平均持仓量、交易频率。在农产品期货市场,平均每笔交易量约为 317.05 吨,日均对数持仓量约为 13.51。其中,豆粕、玉米、橡胶市场的交易规模相对较大,平均每笔交易分别为 882.00、399.50 和 291.40 吨,日度对数持仓量分别为 14.46、13.95 和 13.69;棉花、大豆、白糖市场的交易规模普遍较小,平均每笔交易分别为 81.20、160.40 和 202.30 吨,日度对数持仓量分别为 12.70、12.22 和 13.23。平均而言,各农产品期货日度交易约为 17362.08 次,从玉米期货 10783.07 次到豆粕期货 25884.85 次不等。从统

表 1 农产品期货市场交易信息及有效价差汇总

	交易规模		交易频率 (日度:次)	有效价差 (1/10~4)
	每次交易量/吨	日度持仓量(对数)		
平均	317.05	13.51	17362.08	3.55
白糖	202.30	13.23	15617.32	1.73
棉花	81.20	12.70	15013.37	3.47
大豆	160.40	12.22	12612.99	2.70
玉米	399.50	13.95	10783.07	5.94
豆粕	882.00	14.46	25884.85	3.49
豆油	290.70	13.49	25277.31	3.32
橡胶	291.40	13.69	15443.69	3.96
棕榈油	228.90	13.12	18264.02	3.80

计上看,豆粕和橡胶市场交易规模大、交易频繁,属于由机构投资主导的市场类型,大豆、棉花期货的平均交易规模较小,形成了以零售为导向的投资结构。有效价差作为衡量市场流动性的代理,表现出相当大的横截面变化,综合来看,小订单盛行的白糖、大豆市场具有较高的流动性,而由大订单主导的玉米、橡胶期货的流动性最差。

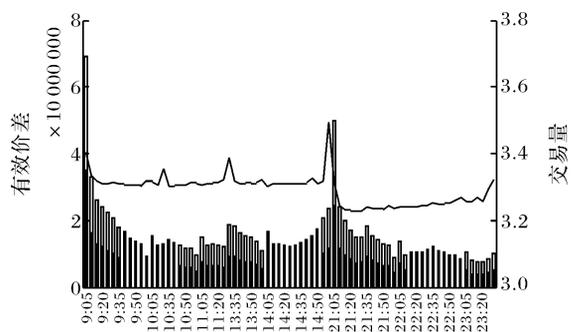
基于 2016—2018 年 731 个交易日的实时交易记录,构造出农产品期货的资产组合以研究市场流动性对期货价格形成的影响。期货组合的综合性变量即价格变动 ΔP_t 、收益率 r 、交易成本 c_w , 是基于组合中各元素以持仓量为权重进行的加权平均而来;综合交易量 V_t 用单位时间内所有样本交易量的平均值来表示;市场规模 MC_w 用单位时间内所有样本持仓量对数的平均值来表示。无风险收益率 F_w 采用隔夜 Shibor 利率,自 *wind* 数据库。市场收益率 r_m 为中国商品期货指数收益率,其中商品期货指数源自中国期货市场监控中心,它由上海、郑州、大连三家商品交易所上市的运行成熟、流动性强的商品期货作为样本以日均持仓额为权重计算而来,通常被用作期货收益的比较基准。在基于两种计量模型实证分析之前,各回归变量平稳性检验的结果在 10% 显著性水平上支持价格变动 ΔP_t 、正交易量 PV 、负交易量 NV 、超额收益率 R 、交易成本 c_w 及市场收益率 r_m 为平稳性序列。

四、实证结果与分析

1. 基于信息成本视角研究市场流动性对期货价格形成的影响

图 3 显示期货价格对交易量的动态调整反映了价格形成过程中的流动性效应与信息效应,反之,流动性交易者与知情交易者的交易行为可由“量-价”冲击的即时弹性与滞后效应的综合表现得推断。根据式(1)中的回归系数,这里通过交易量的日内价格影响以洞察知情交易是否存在及其分布特点等。遵循 Webb 等^[9]做法,这里将开盘期间设定为每一个交易时段的前 15 分钟(即 9:00—9:15 和 21:00—21:15);同样地,将收盘期间设定为每一个交易时段的后 15 分钟(即 14:15—15:00 和 23:15—23:30)。基于连续的 5 分钟频率的交易数据,图 4 为农产品期货综合价差的日内 U 型变化。投资者在开盘之初以及收盘之前有加持头寸或平仓的广泛需求,导致对应时段的交易量明显高于其他时段。根据 Webb 等^[9]与陈国进等^[24]的研究,知情交易的比例对异常交易量具有解释力,因此,在开/收盘期间交易量显著增高的背后有相当一部分知情交易者的贡献。知情交易者倾向于在交易活跃的开盘交易时段提交订单,从而推高价差;经过信息的不断反馈和消化过程,有效价差趋于稳定;在接近收盘时,买卖价差因知情交易的再次集聚而增加。与之类似,夜盘期间的价差与交易量在开盘时段系统性较高,但在收盘时段并未见显著增加。

日盘与夜盘交易在活跃程度、交易者比例等方面并不完全一致,两个交易时段信息效率也因此存在一定差距,这表明分别研究日盘与夜盘两个时段里期货定价的流动性和信息效应是必要的。在构建价格变化与交易量(PVs 、 NVs)的 5 分钟频率时间序列的基础上,根据 Stephan 等^[25]的信息效应和 Marshall 等^[26]的市场弹性,式(1)中滞后阶 k 、 i 、 j 被设置为 4。表 2 中 F 统计量显示,带有“日内效应”的量价关系回归模型很好地符合样本数据集要求,即模型设定合理。综合来看,交易带来的价格变动在滞后期内并不能完全恢复,甚至其滞后效应会加大之前的价格冲击,这有力地证明了我国农产品期货市场中知情交易的存在并肯定了信息成本在价格形成中的作用。具体而言,由买方发起交易中,每 1000 个单位(正)交易量推动农产品期货组合的价格上涨 2.070 个单位,在卖方发起交易中,每 1000 个单位(负)交易量会导致价格下跌 2.020 个单位。因此,知情交易者愿意为流动性“付费”,以避



注:有效价差的曲线对应于右侧 y 轴,是 5 分钟价差的平均值;交易量(单位:吨)是 5 分钟总值,其柱状图对应于左侧 y 轴,其中上方(浅色)为正交易量(PVs),下方(深色)为负交易量(NVs)。

图 4 农产品期货综合价差与交易量的日内走势图

免未来不利的价格走势可能带来的损失。根据系数的大小与显著性,系数 $\gamma_{x,0}$ 及其滞后效应表明知情交易普遍存在于开盘和收盘期间,但相比较而言,它更集中于开盘期间,这有助于解释为什么在开盘期间成交量较高的情况下,市场流动性反而低于一般水平。

表 2 农产品期货交易量对价格的影响

系数	日盘+夜盘				日盘				夜盘			
	PVs		NVs		PVs		NVs		PVs		NVs	
β_0	2.510	(97.18)	-2.520	(-109.16)	2.660	(84.72)	-2.620	(-90.88)	2.290	(47.74)	-2.390	(-60.25)
β_1	-0.284	(-8.81)	0.345	(11.54)	-0.249	(-6.11)	0.270	(7.05)	-0.213	(-3.82)	0.265	(5.33)
β_2	-0.058	(-1.83)	0.043	(1.45)	0.006	(0.15)	-0.019	(-0.49)	-0.080	(-1.46)	0.092	(1.86)
β_3	-0.069	(-2.63)	0.079	(3.28)	-0.064	(-1.99)	0.085	(2.84)	0.007	(0.14)	0.043	(1.05)
β_4	-0.030	(-1.23)	0.031	(1.34)	0.012	(0.38)	-0.011	(-0.37)	-0.085	(-1.86)	0.078	(1.93)
$\gamma_{open,0}$	0.180	(3.91)	-0.239	(-5.56)	0.128	(2.25)	-0.182	(-3.57)	0.379	(4.23)	-0.177	(-1.97)
$\gamma_{open,1}$	0.131	(2.82)	-0.144	(-3.36)	0.159	(2.79)	-0.112	(-2.21)	0.009	(0.11)	-0.009	(-0.10)
$\gamma_{open,2}$	0.137	(3.00)	0.051	(1.21)	0.110	(1.98)	0.208	(4.14)	0.042	(0.48)	-0.041	(-0.45)
$\gamma_{open,3}$	-0.039	(-2.85)	0.043	(0.99)	-0.082	(-1.49)	0.061	(1.20)	-0.012	(-0.14)	0.023	(0.25)
$\gamma_{open,4}$	-0.035	(-4.40)	0.024	0.565	0.002	(0.04)	0.025	(0.49)	0.096	(1.09)	-0.091	(-1.03)
$\gamma_{close,0}$	0.225	(3.00)	-0.382	(-4.64)	0.294	(2.70)	-0.470	(-4.61)	-0.421	(-2.87)	0.260	(2.16)
$\gamma_{close,1}$	0.374	(-0.47)	-0.176	(-2.28)	-0.195	(-1.86)	0.263	(2.67)	-0.156	(-1.01)	0.079	(0.63)
$\gamma_{close,2}$	-0.378	(-4.39)	0.379	(4.89)	-0.083	(-0.76)	0.388	(3.87)	0.234	(1.51)	0.031	(0.25)
$\gamma_{close,3}$	-0.548	(-6.23)	0.367	(4.70)	0.132	(1.19)	-0.014	(-0.14)	0.392	(2.38)	-0.690	(-5.48)
$\gamma_{close,4}$	-0.071	(-0.84)	0.250	(3.25)	0.078	(0.73)	0.053	(0.53)	0.290	(1.80)	-0.128	(-1.04)
sum	2.069		-2.020		2.360		-2.300		1.920		-1.910	
lags	-0.441		0.498		-0.295		0.325		-0.371		0.479	
open_s	0.374		-0.265		0.317		-0.001		0.514		-0.295	
close_s	-0.398		0.438		0.226		0.220		0.340		-0.448	
a_1	-61.430		(-8.40)		-76.630		(-8.15)		-81.960		(-6.86)	
a_2	-14.120		(-1.94)		-25.080		(-2.67)		-13.420		(-1.13)	
F	595.07				417.22				181.31			

注:表中系数是 1000 个单位交易量的价格弹性,其中“sum”= $\sum_{i=0} \beta_i$ 、“lags”= $\sum_{i=1} \beta_i$ 、“open_s”= $\sum_{j=0} \gamma_{open,j}$ 、“close_s”= $\sum_{j=0} \gamma_{close,j}$;括号内为其前相应系数的 t 统计量。

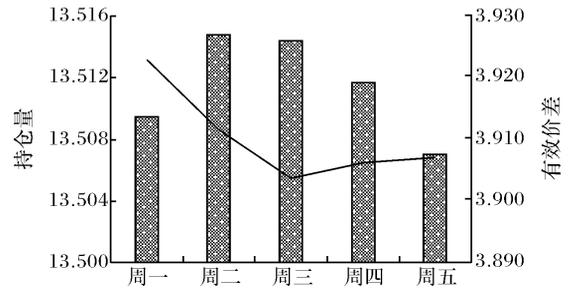
2. 基于风险溢价视角研究市场流动性对期货价格形成的影响

通常情况下,国内大部分农产品的现货成交在日盘之后 15:00—18:00 之间,因此在期货市场,该时段报价活跃。夜盘的推出有力地缩短了期、现货交易时差,通过扩大风险分担降低价格极端波动的可能性;同时,国内外农产品报价实时联动,通过向市场注入信息来增加了期货价格的连续性。表 2 关于日、夜盘价格影响的结果表明,1000 个单位的正(负)交易量在日盘将促使农产品期货价格上升(下降)2.360(2.300)个单位,在夜盘会导致农产品期货价格上升(下降)1.920(1.910)个单位,这再次肯定了期货价格形成中的信息效应大于流动性效应。比较而言,日盘交易的信息效应更强,即知情交易在日盘期间更频繁。由表 2 进一步可见,日盘交易的价格冲击具有明显的开盘/收盘效应,这支持了图 4 中信息成本对开盘/收盘期间买卖价差的推动作用;而夜盘交易对价格的影响相对较小,且只有开盘效应不具有收盘效应,这充分展现了夜盘交易对于维持农产品期货市场流动性、平滑价格波动的重要意义。

图 5 绘制出了交易成本与持仓量的周内变化曲线,可见持仓量在一周内的变化基本呈现出先增后减的倒“V”型,而有效价差与持仓量呈反向变动的关系。换句话说,在一周内,农产品期货的流动性与持仓量均遵循先增加后减少的变动规律,尽管两者间的增减幅度并不相同。一般情况下,投资者喜欢在每周刚开始持有新头寸,持仓量因此而增加,其中部分不具有信息优势的投资者会在第一个交易日处于一种观望状态,而在第二个交易日执行交易,这导致了周二的市场规模较周一急剧增大。在

每周的中间时,一般交易会活跃,买和卖的需求都处于一种拉锯的状态,持仓量也相应较大。随着周五收盘的临近,大多数交易者逐步平仓以减少非交易日(周末)持仓的风险,继而农产品期货市场的持仓量会相应地降低。经过两个非交易日信息的积累,周一市场信息的不对称程度最高,随着交易过程对信息的有效吸收与广泛传播,有效价差在周内逐渐降低并于周中最小。之后,随着周末的来临,知情交易再次变得频繁,有效价差因而有所增加。综合来看,周一的价差与持仓量均高于周五,这是由每周伊始的信息释放与加仓需求所推动的。

以有效价差为特征因子的 Fama-French 三因素资产定价的检验结果如表 3 所示。第 2 列对应含常数项的风险因子定价模型,结果显示估计的市场风险的价格是 1.357,这符合定价模型的一般结论:市场风险对期货收益影响很大。第 3 列中加入流动性成本(或交易成本)即有效价差,其系数为正(4.686)并在 10% 的显著性水平上显著。该结果在一定程度上肯定了我国农产品期货市场的流动性溢价,也就是说,在期货定价时,其超额收益率中包



注:持仓量为经对数化处理过的各品种日度持仓量的平均;有效价差是由逐笔交易数据计算的各品种日度有效价差的加权平均。

图 5 交易成本与持仓量在一周内的变化趋势

表 3 农产品期货流动性定价的周内效应

	r_m	$r_m + c_w$	周度交易成本				
			周一	周二	周三	周四	周五
δ_0	-0.010*** (-6.80)	-0.008 (-0.47)	-0.006 (-1.02)	-0.009 (-1.55)	-0.008 (-1.51)	-0.007 (-1.31)	-0.009 (-1.63)
β	1.357*** (10.08)	1.373*** (9.65)	1.362*** (9.80)	1.374*** (9.77)	1.373*** (9.76)	1.372*** (9.76)	1.368*** (9.76)
δ_c		4.686* (1.64)					
δ_{WeekK}			-0.013 (-1.17)	0.004 (0.42)	0.003 (0.32)	-0.002 (0.15)	0.005 (0.48)
$\delta_{c,Week}$			28.604* (1.65)	-14.814 (-0.58)	-11.720 (-0.48)	-1.890 (-0.08)	-18.032 (-0.73)
$\delta_{c,-Week}$			-11.937 (-0.95)	-2.313 (-0.18)	-2.812 (-0.22)	-5.300 (-0.41)	-0.370 (-0.03)
F	101.70	50.85	30.47	25.44	25.39	25.78	26.93

	r_m	$r_m + c_w$	周度交易成本与市场规模				
			周一	周二	周三	周四	周五
δ_0	-0.010*** (-6.80)	-0.008 (-0.47)	-0.050 (-1.54)	-0.077*** (-2.32)	-0.086*** (-2.60)	-0.066*** (-2.03)	-0.101*** (-3.06)
β	1.357*** (10.08)	1.373*** (9.65)	1.361*** (9.83)	1.379*** (9.82)	1.376*** (9.80)	1.377*** (9.82)	1.371*** (9.82)
δ_c		4.686* (1.64)					
δ_{WeekK}			0.144* (1.95)	0.004 (0.06)	0.049 (0.68)	-0.050 (-0.67)	-0.126* (-1.74)
$\delta_{c,Week}$			18.066* (1.71)	-19.537 (-0.76)	-14.849 (-0.59)	-6.995 (0.05)	-16.145 (-0.65)
$\delta_{c,-Week}$			-14.901 (-1.17)	-6.980 (-0.54)	-7.526 (-0.58)	-9.686 (-0.75)	-6.600 (-0.51)
$\delta_{MC,Week}$			0.014*** (2.67)	0.005 (1.07)	0.003 (0.52)	0.008 (1.60)	-0.002 (-0.47)
$\delta_{MC,-Week}$			0.003 (1.38)	0.005** (2.09)	0.006** (2.38)	0.005* (1.84)	0.007*** (2.83)
F	101.70	50.85	22.01	17.96	18.01	18.27	19.47

注: *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的统计水平上显著。

含为获得流动性而付出的代价。在此基础上,为了进一步考察农产品期货市场的交易成本在期货定价中的周期性效应,第 4 列~第 8 列中引入代表星期一至星期五的虚拟变量,并且把交易成本的变量分割为含星期和不含星期两个部分。实证结果显示,市场风险因子对农产品期货收益的显著影响一直存在,且作用力基本维持在 1.360~1.380,该结果充分显示了 Fama-French 三因素资产定价模型对样本数据具有较好的、稳健的模拟效果。星期一交易成本的系数为正(28.604)且显著,而非星期一交易成本的系数为负(-11.937)且不显著,因此可推测我国农产品期货市场的交易成本在星期一时对收益率具有显著的系统性贡献。

本文在分析交易成本对收益率影响的基础上,接着分析了交易规模对超额收益率的影响,实证结果显示市场规模系数为 0.011, $t=1.21$,表明我国农产品期货市场尚未形成稳定的“规模效应”,这与我国期货市场以“散户”为主的投资者结构相一致。第 9 列~第 13 列列出了考虑市场规模的周内价格效应,检验结果显示星期一交易成本系数为 18.066,仍在 10% 的显著性水平上支持有效价差对农产品期货市场超额收益的“周一”效应。系数 $\delta_{MC,Week}$ 在一周内除星期一外均不显著,而 $\delta_{MC,-Week}$ 在一周内除星期一外均显著为正,这是对周一持仓正向推动整个农产品期货市场收益作用的双重肯定。然而,通过交易成本系数在考虑交易规模前后变化,发现加入代表市场规模的持仓量因子后,交易成本对农产品期货价格的贡献略有下降。在星期一,经过周末信息的积累,一些交易员及机构投资者希望能够迅速地将信息优势转化为超额收益,他们愿意为流动性付出相对较高的代价,这就造成了流动性溢价的“周一”效应。知情交易者较大的交易需求以及中、小散户的跟风交易也推动了市场规模较上一个交易日有所增加,如图 5 所示。在周一,知情交易越多,农产品期货的市场规模越大,超额收益也就越高,周一的规模效应也由此形成。因此,中国农产品期货交易的“规模效应”并不持续,通常伴随着“流动性溢价”现象在周一同步呈现。

五、结论与启示

流动性是期货市场运行的基石。以 2016—2018 年大豆、玉米等 8 种农产品期货主力合约的实时交易记录为样本,我国农产品期货市场交易活动与流动性的分布特征,研究发现:第一,在开/收盘期间,交易量明显高于其他时段,伴随信息成本的增加,买卖价差同步较高(日内 U 型分布);第二,在一周内,持仓量先增后减,买卖价差呈反向变动(周内 V 型分布)。进一步,基于市场微观结构中“信息成本”与宏观经济条件下“风险溢价”,探索市场交易活动、市场流动性与期货价格间内在联系与影响机制,研究结果支持我国农产品期货市场存在知情交易行为与流动性溢价现象。具体如下:第一,知情交易者集中倾向于在日间的开盘与收盘期间提交订单,并通过夜盘交易显著地降低了隔夜持仓后期货价格偏差。第二,我国农产品期货市场超额收益率中包含对流动性的风险补偿,特别在周一伴随交易活动的“规模效应”,“流动性溢价”现象尤为显著。以上研究提供了市场流动性周期性分布特征及其在期货价格形成中作用的相关信息,为交易者把握农产品期货市场状态、制定合理的交易策略提供参考。

基于以上结论,在经济转型和结构调整的大背景下,国家应该高度重视市场流动性在资源配置与价格发现等方面的重要意义,并以服务实体经济为导向切实维护农产品期货市场流动性的合理稳定。具体包括:(1)引导涉农企业等规模交易与专业性强的机构交易者利用期货市场发现的价格作为定价基准实现生产、销售过程的套期保值与风险管理,从而增加机构持仓占比、优化投资结构,促进实现规模效应的稳定发挥。(2)建立健全信息的实时披露制度,降低农产品期货价格对真实价值的偏离,同时科学设计、开发农产品期货量化交易体系,吸引更多专业投资者参与程序化、高频交易,从而构建流动性与期货价格之间正向调节机制。(3)继续扩大夜盘交易的品系,加强与发达市场间的信息流通,使我国农产品期货市场及时反映宏观经济信息,充分发挥夜盘交易维持市场流动性、平滑价格波动的作用。

参 考 文 献

- [1] 张成思,刘泽豪,罗煜.中国商品金融化分层与通货膨胀驱动机制[J].经济研究,2014(1):140-154.
- [2] LI J,LI C G,CHAVAS J P.Food price bubbles and government intervention:is China different? [J].Canadian journal of agricultural economics,2017,65 (1):135-157.
- [3] 张有望,李崇光.农产品价格波动中的金融化因素分析——以大豆、食糖为例[J].华中农业大学学报(社会科学版),2018(5):86-93.
- [4] KYLE A.Continuous auctions and insider trading[J].Econometric,1985,53(6):1315-1375.
- [5] EASLEY D,O'HARA M.Price,trade size,and information in securities markets[J].Journal of financial economics,1987,1(19):69-90.
- [6] CHAN K,FONG W.Trade size,order imbalance,and the volatility-volume relation[J].Journal of financial economics,2000,57(2):247-273.
- [7] SCHLAG C,STOLL H.Price impacts of options volume [J].Journal of financial markets,2005,8(1):69-87.
- [8] RYU D.The information content of trades:an analysis of KOSPI 200 index derivatives[J].Journal of futures markets,2015,35(3):201-221.
- [9] WEBB R,RYU D.The price impact of futures trades and their intraday seasonality[J].Emerging markets review,2016(26):80-98.
- [10] 陈标金,谭莹.信息、交易者情绪与中国农产品期货价格波动[J].金融经济学研究,2017(2):66-75.
- [11] 黄建兵,唐国兴.股票价格波动与成交量的天内效应和周内效应[J].数量经济技术经济研究,2003(4):157-160.
- [12] AMIHUD Y,MENDELSON H.Asset pricing and the bid ask spread[J].Journal of financial economics,1986,17(2):223-249.
- [13] 王春峰,韩冬,蒋祥林.流动性与股票回报:基于上海股市的实证研究[J].经济管理,2002(24):58-67.
- [14] 吴文锋,芮荫,陈工孟.中国股票收益的非流动性补偿[J].世界经济,2003(7):54-60.
- [15] ACHARYA V,PEDERSEN L.Asset pricing with liquidity risk[J].Journal of financial economics,2005(77):375-410.
- [16] 陈海强,姜盼.股市流动性综合指标构建与流动性溢价检验——基于 A 股高频数据的实证研究[J].厦门大学学报(哲学社会科学版),2020(1):145-157.
- [17] LIU W.A liquidity-augmented capital asset pricing model[J].Journal of financial economics,2006,82(3):631-671.
- [18] HASBROUCK J.Trading costs and returns for U.S.equities:estimating effective costs from daily data[J].Journal of finance,2009,64(3):1445-1477.
- [19] 邓可斌,段西军.隐性交易成本与资产定价——基于上证 180 指数成份股票交易数据的实证研究[J].财贸研究,2007,18(4):77-84.
- [20] 刘志东,姜玲.基于贝叶斯参数估计的期货市场交易成本、流动性与资产定价研究[J].管理科学,2017,30(1):146-159.
- [21] XU Y Y,LI C G.Liquidity of the Chinese agricultural futures market and its impact on futures price——Based on high-frequency data[J].Sustainability,2018(12):1-18.
- [22] 王春峰,李思成,房振明.中国股票市场的流动性供给与股价波动性问题研究——来自深圳市场订单簿逐笔数据的证据[J].现代财经(天津财经大学学报),2020,40(2):52-65.
- [23] FAMA E F,FRENCH K R.Business conditions and expected returns on stocks and bonds[J].Journal of financial economics,1989(25):23-49.
- [24] 陈国进,张润泽,谢沛霖,等.知情交易、信息不确定性与股票风险溢价[J].管理科学学报,2019,22(4):53-74.
- [25] STEPHAN J,WHALEY R.Intraday price change and trading volume relations in the stock and stock option markets[J].Journal of finance,1990,45(1):191-220.
- [26] MARSHALL B,NGUYEN N,VISALTANACHOTI N.Commodity liquidity measurement and transaction costs[J].Review of financial studies,2012,25(2):599-638.

(责任编辑:陈万红)