

苹果市场价格波动的杠杆效应与风险外溢

戈岐明¹, 江永洪^{1,2*}, 展海燕³

(1. 陕西国际商贸学院国际经济学院, 西安 712046; 2. 西安交通大学经济与金融学院, 西安 710049; 3. 陕西国际商贸学院马克思主义学院, 西安 712046)

摘要: 基于2017年12月25日-2023年11月30日的数据, 应用GARCH族模型考察苹果期现货价格波动的杠杆效应和风险溢出效应。实证结果表明: (1) 苹果产地价格波动幅度高于批发价格, 苹果期现货市场都存在明显的波动集聚性; (2) 苹果现货价格和期货收盘价存在显著的GARCH-M效应, 收益与风险有正向关系, 苹果现货市场的风险溢价高于苹果期货市场, 表明现货市场的参与者更加厌恶风险; (3) 苹果批发价格和期货价格波动对于负向冲击的反应大于正向冲击, 苹果产区价格波动对于负向冲击的反应小于正向冲击; (4) 苹果期货指数和产区苹果价格之间存在溢出效应, 且是不对称的、单向的, 即苹果期货指数波动导致产区苹果价格波动。根据研究结论, 提出了三个方面的建议。

关键词: 苹果现货; 苹果期货; 杠杆效应; 风险溢出; GARCH族模型

中图分类号: F326

文献标识码: A

文章编号: 2096-5877(2025)01-0049-08

The Leverage Effect and Risk Spillover of Apple Market Price Fluctuations

GE Qiming¹, JIANG Yonghong^{1,2*}, ZHAN Haiyan³

(1. School of International Economics, Shaanxi Institute of International Trade and Commerce, Xi'an 712046; 2. School of Economics and Management, Xi'an Jiaotong University, Xi'an 710049; 3. School of Marxism, Shaanxi Institute of International Trade and Commerce, Xi'an 712046, China)

Abstract: According to the data from December 25th, 2017 to November 30th, 2023, the leverage effect and risk spillover effect of price fluctuations of futures and spot goods of apples were examined with the GARCH family model. The empirical findings showed that: (1) the amplitude of price fluctuation in the place of origin of apples was bigger than that of the wholesale price and the futures and spot goods markets of apples had obvious fluctuation clustering. (2) spot goods prices and closing prices of futures of apples had significant GARCH-M effect, income and risk were positively correlated, and the risk premium of the spot goods market of apples was higher than that of the futures market, indicating risk aversion of participants in the spot goods market. (3) the response of wholesale price and futures price fluctuation of apples to negative impact was bigger than that to positive impact. (4) there was a spillover effect between the futures index of apples and the price of apples in the producing area, which was asymmetric and unidirectional, which meant that fluctuation of the futures index of apples caused the fluctuation of the price of apples in the producing area. According to the research conclusions, suggestions were given in three aspects.

Key words: Spot goods of apples; Futures of apples; Leverage effect; Risk spillover; GARCH family model

苹果作为一种低热量、营养易吸收的果类, 一

直受到人们的喜爱, 是中国水果消费结构中的主要品种。我国是世界上最大的苹果生产国, 苹果种植也成为多个乡村振兴地的支柱产业, 是当地农户的收入来源。根据中国苹果产业协会发布的《2022年度中国苹果产业报告》, 2022年我国苹果种植面积为200万 hm^2 , 比2021年的208.8万 hm^2 减少4.22%。2021-2022年产季苹果年产量达4597.3万t, 占全球比例为56.4%。环渤海湾和黄土高原是我国苹果的两大主产区。我国苹果产业格局正呈现由东

收稿日期: 2024-05-24

基金项目: 陕西省教育厅健康文化研究中心重点科研计划项目(21JZ016); 校级科技创新团队项目(2022KYTD03、2023KYTD01); 西安市科技创新智库“健康产业与数字乡村振兴研究中心(2024)”项目(202408)

作者简介: 戈岐明(1974-), 男, 副教授, 博士, 主要从事风险管理、投融资研究。

通信作者: 江永洪, 男, 硕士, 副教授, E-mail: 1985347403@qq.com

向西的转移趋势,以陕西省为代表的黄土高原地区已取代山东、河南等省份,成为我国新兴苹果主产区。2022年,陕西省苹果产量为1 301.7万t,占全国苹果总产量27.03%,是位列二、三位的山东、甘肃两省苹果产量总和的1.3倍左右。这种产业格局的改变虽然一定程度上受苹果价格的影响,但劳动力与土地成本的变动却是我国苹果产业布局由东部地区向中西部地区转移的根本原因^[1-2]。

苹果期货自2017年12月在郑州商品交易所上市交易,逐步从全球首个上市的鲜果期货品种发展成为农产品期货的重要交易品种之一。华经产业研究院数据显示,2023年1-11月郑州商品交易所鲜苹果期货成交量为2 903.47万手,期货成交金额为25 298.16亿元。苹果期货已成为产业有效的远期价格参考和风险管理工具。苹果期货与现货价格波动率影响最优套期保值比率,套期保值过程中基差和“消息”的非对称效应不可忽略。因此,研究苹果期现货市场价格波动的关联性,实证检验价格波动的杠杆效应以及期现货市场风险溢出效应对于苹果价格风险管理具有现实意义。

“富士”苹果是目前我国苹果最大主产区陕西的主要种植品种之一。因此,本研究苹果现货价格选择产区苹果(红富士)价格指数和批发市场苹果价格指数作为研究对象。苹果期货价格选择期货收盘价和苹果期货指数两种报价机制。在此基础上,比较苹果现货供应链不同环节价格与不同期货报价机制间的波动特征,并检验苹果期现货市场风险溢出效应。

1 文献回顾

从苹果价格波动特征、苹果价格影响因素以及苹果期现价格关系三方面对苹果价格相关文献进行回顾和梳理。

1.1 苹果价格波动特征

苹果现货价格波动具有季节性和长期趋势性,已经得到广泛证实。有学者基于山东省苹果价格数据,发现苹果价格具有明显的季节性波动特征,长期价格呈上涨趋势,样本期间苹果、桃、梨价格波动周期中,苹果谷-峰差最大^[3]。对于河北省苹果价格的研究也发现,长期趋势对苹果价格波动的贡献率很高,但价格长期增长趋势不明显,季节因素和不规则变动对价格影响都比较显著,周期性波动明显,不规则变动对价格影响有增长趋势^[4]。季节性波动在我国鲜苹果出口价格

中也有表现,2000-2022年我国鲜苹果出口价格大体经历了4次波动,波动周期5年左右^[5]。与外部冲击相比,前期价格波动对苹果价格的影响更大,其波动具有持续性。我国地域辽阔,苹果价格波动表现出空间上的差异性,主产区苹果价格波动特点与主销区有所不同。同一时期,主产区苹果价格波动强度更高,而主销区的趋势性变动更强。

苹果价格波动具有集聚性,学界取得了较为一致的看法。但是对于苹果价格波动的杠杆效应以及风险溢出效应,观点仍然存在分歧。有学者研究发现,苹果价格波动具有集聚性,价格波动后往往出现同种状态的价格波动,苹果市场价格具有高风险和高收益特征,但是不存在非对称性^[6]。有的学者则认同苹果价格波动存在显著的波动集聚性,不存在非对称效应,但是不具有高风险高收益性,并且发现苹果、梨、葡萄价格之间存在显著的横向溢出效应^[7]。还有学者认为,苹果价格有显著的异方差效应,苹果市场没有高风险高回报的特征,价格波动存在对称性,不具有“杠杆效应”^[8]。

1.2 苹果价格的影响因素

影响苹果现货价格的因素很多,供求变化、生产成本、苹果质量以及产业政策等均对苹果价格产生影响^[9]。我国各苹果产区要素禀赋结构存在较大差异。各区域苹果集贸市场价格具有显著的空间依赖性和空间异质性,土地、资本、技术要素对苹果集贸市场价格存在负向抑制作用,劳动力要素对苹果集贸市场价格存在正向带动作用^[10]。苹果品质对苹果价格具有影响,也是影响苹果出口价格的重要因素。苹果糖度对苹果价格影响最大,硬度、色度、储运条件其次,尺寸影响最小^[11-12]。化肥施用量对苹果价格具有正向作用,原因是化肥施用量会影响苹果果实口感和品质^[13-14]。在消费者对网购苹果的支付溢价中,感官维度属性是影响消费者支付溢价最重要的属性,消费者对国产苹果存在负向支付溢价^[15]。苹果和其他水果在价格上具有一定关联性。研究发现,苹果、梨、香蕉价格之间互相产生正向影响,三种水果价格表现出同涨同跌的关系,具有较强的替代性^[16]。也有学者发现,我国苹果、柑橘和香蕉价格呈现明显的空间相关性,国内这三种水果市场趋于整合^[17]。

1.3 苹果期现价格关系

2017年12月苹果期货在郑州商品交易所上

市交易,为苹果期现价格关系研究提供了市场条件。苹果期货的设立与发展具有开创性,能够为经营主体提供价格发现和套期保值工具。但是对于苹果期货价格发现功能,研究结论尚不一致。有学者认为,苹果期货与现货价格关联性较低,期货市场价格发现功能还不明显^[18]。与之相对,也有学者认为苹果期货市场单向引导现货市场,在其价格形成过程中期货市场起决定性作用,苹果期货市场初步具备价格发现功能^[19]。苹果期货对不同现货地点苹果价格波动的影响存在差异性,“好消息”对现货价格的影响大于“坏消息”的影响^[20]。也有研究对苹果期货市场有效性进行检验。中国苹果期货市场满足随机游走RWI、RWII和RWIII形式的弱势有效市场假设,苹果期货价格能够有效反映市场供需状况,具有“价格标杆”的作用;苹果期货市场与山东栖霞和陕西洛川为代表的苹果优势主产区现货市场之间存在均衡关系^[21]。

综上所述,现有文献对苹果现货价格波动以及影响因素研究较为充分,成果丰富。由于苹果期货市场建立时间较短,对于苹果期现货价格关系的研究相对有限,尤其是关于苹果期现货价格波动溢出方面更显不足。鉴于此,本研究将从三个方面对中国苹果产业链中产地价格和批发价格与不同期货报价的杠杆效应和风险溢出效应进行探究:一是应用GARCH-M模型检验中国苹果现货市场和期货市场波动的ARCH效应;二是应用TGARCH、EGARCH模型检验并估计其杠杆效应;三是应用格兰杰因果关系检验和加入波动滞后项的GARCH-M检验中国苹果现货市场与期货市场之间波动的风险外溢效应。

2 变量与模型

2.1 变量与数据

本研究以苹果现货市场和期货市场价格为研究对象,用GARCH类模型研究苹果市场收益的波动性、波动的非对称性以及信息外溢效应。样本范围是2017年12月25日苹果期货上市交易首日至2023年11月30日的产区苹果(红富士)价格指数(点)、批发市场苹果价格指数(点)、期货收盘价(元/kg)和苹果期货指数收盘价(点),共计1401个交易日,分别用 s_1 、 s_2 、 f_1 以及 f_2 表示。苹果现货价格数据来源于中果网,苹果期货价格数据来源于万得数据库。

产区苹果(红富士)价格指数收益率定义为:

$r_{s_1} = 100 \times (\ln s_{1t} - \ln s_{1t-1})$ 。应用相同的收益率计算方法分别计算批发市场苹果价格指数、期货收盘价和苹果期货指数收盘价的收益率,记为 rs_2 、 rf_1 、 rf_2 。样本期内产区苹果(红富士)价格指数收益率均值为0.026%,标准差为1.706%,偏度为0.543,右偏,峰度为110.723,远高于正态分布的峰度3,说明 rs_1 具有尖峰和厚尾特征。JB统计量显示收益率 rs_1 分布显著异于正态分布。 rs_2 、 rf_1 和 rf_2 三个收益率分布也具有异于正态分布的特征。期货收盘价收益率标准差为2.691,大于其他三个收益率标准差,表明期货收盘价波动更大。

2.2 模型设定

2.2.1 波动性检验模型

20世纪80年代开始,时变波动率建模逐步成为资产定价的一个重要领域。ARCH模型(自回归条件异方差模型)是1982年提出的^[22],它反映了随机过程方差的时变性、波动性和丛聚性,被广泛应用于金融领域波动率建模。GARCH模型称为广义自回归条件异方差模型,是对ARCH模型的扩展^[23]。GARCH(p,q)模型的均值方程由公式(1)表示,条件方差方程由公式(2)表示。

$$y_t = \beta x_t + \varepsilon_t \dots\dots\dots (1)$$

$$h_t = var(\varepsilon_t | \Omega_{t-1}) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \lambda_j h_{t-j} \dots\dots\dots (2)$$

公式(2)中, $\alpha_0 > 0$, $\alpha_i \geq 0$, $\lambda_j \geq 0$, $i = 1, \dots, p, j = 1, \dots, q$ 。

2.2.2 杠杆效应检验模型

杠杆效应是金融市场波动的重要特性,是对波动率非对称性的一种解释,描述的是资产波动率和收益率之间的一种负相关关系。大量的实证研究结果表明,资产未来波动率对当前利好和利空消息的反应是不对称的,利空消息导致的未来波动率增加的幅度要大于利好消息的情形。门限自回归条件异方差模型(TGARCH)^[24]和指数GARCH模型(EGARCH)^[25]是研究波动率杠杆效应的常用方法,通过参数的显著性检验来判断杠杆效应是否存在。门限自回归条件异方差模型(TGARCH)的条件方差方程用公式(3)表示,指数GARCH模型(EGARCH)的条件方差方程用公式(4)表示。

$$h_t = var(\varepsilon_t | \Omega_{t-1}) = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1} + \beta h_{t-1} \dots\dots\dots (3)$$

d_{t-1} 为虚拟变量,如果 $\varepsilon_{t-1} < 0$,则 $d_{t-1} = 1$ 。

如果 $\varepsilon_{i-1} \geq 0$, 则 $d_{i-1} = 0$ 。如果 $\gamma < 0$, 表明存在非对称性或杠杆效应。

$$\ln(h_t) = var(\varepsilon_t | \Omega_{t-1}) = \omega + \beta \ln(h_{t-1}) + \alpha \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right| + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \dots\dots\dots (4)$$

如果 $\gamma < 0$, 表明存在杠杆效应或反馈效应。

2.2.3 风险溢出效应检验模型

标准的资产定价理论认为金融资产的收益应当与其风险成正比。将条件方差 h_t 引入均值方程, 则成为 GARCH-M 模型^[26]。GARCH-M 模型常用于对资产风险溢出效应进行检验。GARCH-M 模型的均值方程用公式(5)表示, 条件方差方程用公式(6)表示。 $\gamma > 0$ 时, 当波动性增加时, 收益水平增加。 $\gamma < 0$ 时, 当波动性增加时, 收益水平减少。

$$y_t = \beta x_t + \gamma h_t + \varepsilon_t \dots\dots\dots (5)$$

$$h_t = var(\varepsilon_t | \Omega_{t-1}) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \lambda_j h_{t-j} \dots\dots\dots (6)$$

3 实证分析

3.1 苹果价格走势概况

2017年12月至2023年11月我国苹果现货价格经历了较大幅度的波动。产区苹果(红富士)价格指数和批发市场苹果价格指数走势见图1。2018年至2019年6月苹果价格涨幅超过100%, 而在随后的半年内价格基本跌回到2018年的水平。苹果现货价格的大幅波动造成苹果滞销, 苹果走货慢, 客商采购积极性不高, 这种现象在我国苹果主要产区普遍发生。2019年我国苹果产量超过2018年, 各苹果种植主产区产量均有大幅提升。陕西、甘肃、山西等地苹果坐果和生长情况较好, 没有受到天气影响造成大面积减产, 是一个苹果丰收年。产量增加导致苹果现货供求关系发生变化, 致使苹果价格出现较大幅度的回落。另外, 2019年水果市场整体价格不景气, 时令水果重叠上市造成的冲击也是苹果价格下跌的因素之一。上述因素相互叠加, 导致中早熟苹果价格出现高开低走的走势, 市场批发销售缓慢^[27]。比

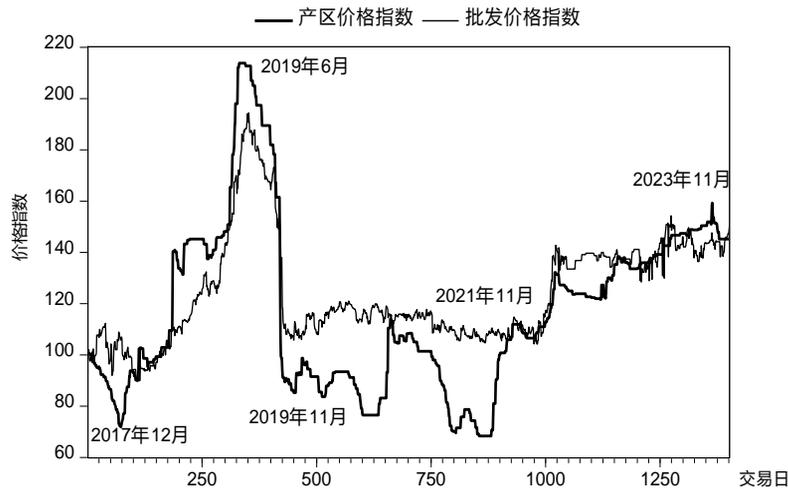


图1 苹果现货价格指数走势

较产区苹果价格指数和批发市场价格指数可见, 产区价格波动幅度大于批发市场价格波动幅度, 价格波动对于产区果农收益的冲击更大。

3.2 苹果市场波动率

考察产区苹果(红富士)收益率 rs_1 、批发市场收益率 rs_2 、期货收益率(收盘价) rf_1 、期货收益率(苹果指数) rf_2 四个序列的平稳性, 对其进行 ADF 单位根检验, 根据自相关和偏自相关图, 滞后4阶系数较大, 五阶以上系数较小, 因此选择滞后4阶, 无截距项和时间趋势项。4个序列的 ADF 统计量分别为-12.60、-17.62、-17.66和-15.98, 在1%的显著性水平下, 产区苹果(红富士)收益率、批

发市场收益率、期货收益率(收盘价)和期货收益率(苹果指数)4个序列均拒绝随机游走假设, 说明上述四个序列均为平稳时间序列数据。

3.2.1 均值方程的确定及残差序列自相关检验

应用 $AR(p)$ 模型对产区苹果(红富士)收益率 rs_1 、批发市场收益率 rs_2 、期货收益率(收盘价) rf_1 和期货收益率(苹果指数) rf_2 建立均值模型。通过对收益率序列的自相关检验, 识别自回归阶数。确定产区苹果(红富士)收益率为滞后1阶至5阶, 批发市场收益率为滞后1阶至2阶, 期货收益率(收盘价)滞后1阶, 期货收益率(苹果指数)对常数回归。用 Ljung-Box Q 统计量对均值方程拟

合后的残差 ε_t 及残差平方 ε_t^2 做自相关检验,取滞后 10 阶。Ljung-Box Q 统计量显示, rs_1 各阶滞后 p 值均在 0.5 以上, rs_2 1 阶至 7 阶滞后的 p 值均在 0.3 以上, rf_1 各阶滞后 p 值均在 0.3 以上, rf_2 各阶滞后 p 值均在 0.58 以上,表明产区苹果(红富士)价格指数、批发市场苹果价格指数、期货收盘价和苹果期货指数收盘价的残差 ε_t 不存在显著的相关性。残差平方 ε_t^2 的 Ljung-Box Q 统计量显示, rs_2 和 rf_2 各阶滞后的 p 值均小于 0.01, rs_1 各阶滞后的 p 值均小于 0.1,表明除期货收盘价外均有显著的自相关。 ε_t^2 的线形图也显示产区苹果收益率、批发市场收益率、期货收益率(苹果指数)异方差程度较大,期货收益率(收盘价)的异方差性不显著。对残差 ε_t 进行 ARCH-LM 检验, F 统计量分别为 14.52、13.71、0.09 和 5.80, NR^2 统计量分别为 14.39、

13.59、0.09 和 5.78,表明产区苹果收益率、批发市场收益率和期货收益率(苹果指数)残差中 ARCH 效应很显著, ε_t^2 的波动具有明显的波动性和丛集性,适合用 GARCH 类模型建模。

3.2.2 GARCH(1,1)模型估计结果

对产区苹果(红富士)收益率 rs_1 、批发市场收益率 rs_2 、期货收益率(收盘价) rf_1 、期货收益率(苹果指数) rf_2 序列用 GARCH(1,1)建模,方差方程回归结果见表 1。由表 1 可知,四个苹果价格序列的条件方差方程的 ARCH 项和 GARCH 项均在 1% 的水平上显著,表明收益率序列具有显著的波动性和丛集性。批发市场收益率和期货收益率(期货指数) ARCH 项和 GARCH 项系数之和均小于 1, GARCH(1,1)过程是平稳的,条件方差表现出均值回归。

表 1 GARCH(1,1)模型方差方程的估计结果

| 变量 | 产区苹果收益率 rs_1 (1) | 批发市场收益率 rs_2 (2) | 期货收益率 rf_1 (3) | 期货收益率 rf_2 (4) |
|-----------|-----------------------------|-----------------------------|-----------------------------|-----------------------------|
| C | 0.059 963*** (0.001 973) | 0.042 866*** (0.003 786) | 0.411 820*** (0.041 761) | 0.083 685*** (0.016 458) |
| ARCH | 0.163 965*** (0.012 254) | 0.089 272*** (0.006 027) | 0.437 896*** (0.029 340) | 0.046 276*** (0.006 722) |
| GARCH(-1) | 0.883 389*** (0.002 012) | 0.904 405*** (0.004 408) | 0.661 477*** (0.017 685) | 0.922 497*** (0.011 016) |

注:每个变量的第一行为回归系数,第二行括号中数值为标准误;“***”“**”“*”分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著,下同。

3.2.3 GARCH-M(1,1)模型估计结果

对产区苹果(红富士)收益率 rs_1 、批发市场收益率 rs_2 、期货收益率(收盘价) rf_1 和期货收益率(苹果指数) rf_2 序列用 GARCH-M(1,1)建模,均值方程中波动率指标选择对数形式 $\text{Log}(\text{GARCH})$,得到的估计结果如表 2 所示。产区苹果(红富士)价格指数、批发市场苹果价格指数、期货收盘价均

值方程中条件方差项 GARCH 的系数估计值分别为 0.107、0.074 和 0.059,且都显著。这反映了收益与风险的正相关关系,说明收益有正的风险溢价。苹果现货市场的风险溢价高于苹果期货市场,表明现货市场的参与者更加厌恶风险,要求更高的风险补偿。苹果期货指数收益率的均值方程中 GARCH 系数为 0.099,但是不显著,说明

表 2 GARCH-M(1,1)模型估计结果

| 变量 | 产区苹果收益率 rs_1 (1) | 批发市场收益率 rs_2 (2) | 期货收益率 rf_1 (3) | 期货收益率 rf_2 (4) |
|------------|-----------------------------|-----------------------------|-----------------------------|-----------------------------|
| Log(GARCH) | 0.107 074** (0.043 128) | 0.074 627* (0.040 746) | 0.059 050** (0.024 391) | 0.099 623 (0.109 808) |
| 方差方程 | | | | |
| C | 0.064 728*** (0.002 248) | 0.041 768*** (0.003 722) | 0.425 314*** (0.043 945) | 0.085 781*** (0.016 731) |
| ARCH | 0.165 125*** (0.013 072) | 0.087 219*** (0.006 085) | 0.444 084*** (0.030 145) | 0.046 712*** (0.006 792) |
| GARCH(-1) | 0.879 484*** (0.002 093) | 0.906 356*** (0.004 465) | 0.654 657*** (0.017 987) | 0.921 171*** (0.011 155) |

市场参与者不要求风险补偿,具有更强的风险偏好特性。

3.3 苹果市场波动的杠杆效应

3.3.1 TGARCH(1,1)模型估计结果

使用TGARCH(1,1)来检验产区苹果(红富士)收益率 rs_1 、批发市场收益率 rs_2 、期货收益率(收盘价) rf_1 、期货收益率(苹果指数) rf_2 各序列收益率波动是否存在非对称性,回归结果如表3所示。TGARCH模型

方差方程中, $\varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1}$ 项的系数估计值都显著,表明存在杠杆效应。批发市场收益率和期货收益率两列 $\varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1}$ 项的系数绝对值较小,非对称性的经济意义较弱。产区苹果收益率方差方程的 $\varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1}$ 项系数估计值为-0.13,表明产区苹果价格波动对于负向冲击的反应小于正向冲击。期货收益率 rf_1 方差方程的 $\varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1}$ 项系数估计值为0.15,表明期货收盘价波动对于负向冲击的反应显著强于正向冲击。

表3 TGARCH(1,1)模型方差方程的估计结果

| 变量 | 产区苹果收益率 rs_1 (1) | 批发市场收益率 rs_2 (2) | 期货收益率 rf_1 (3) | 期货收益率 rf_2 (4) |
|--|------------------------------|-----------------------------|-----------------------------|-----------------------------|
| C | 0.060 328*** (0.001 880) | 0.041 383*** (0.003 681) | 0.443 982*** (0.045 176) | 0.106 495*** (0.022 688) |
| ε_{t-1}^2 | 0.234 694*** (0.006 994) | 0.062 584*** (0.007 353) | 0.367 440*** (0.035 017) | 0.055 266*** (0.008 644) |
| $\varepsilon_{t-1}^2(\varepsilon_{t-1} < 0)$ | -0.130 542*** (0.009 105) | 0.043 888*** (0.006 584) | 0.152 368*** (0.039 141) | -0.021 521* (0.011 046) |
| GARCH(-1) | 0.879 215*** (0.001 776) | 0.909 011*** (0.004 718) | 0.653 323*** (0.018 841) | 0.914 183*** (0.013 261) |

3.3.2 EGARCH(1,1)模型估计结果

使用EGARCH(1,1)检验苹果市场各收益率波动的非对称性,回归结果如表4所示。EGARCH模型方差方程中,批发市场收益率、期货收益率(收盘价)和期货收益率(苹果指数)的 $\varepsilon_{t-1}/\sqrt{h_{t-1}}$ 项系数估计值都显著,表明存在杠杆效应。产区苹果收益率 $\varepsilon_{t-1}/\sqrt{h_{t-1}}$ 项系数不显著,符号为负,与TGARCH模型符号一致。期货

收益率(苹果指数)的 $\varepsilon_{t-1}/\sqrt{h_{t-1}}$ 项系数估计值绝对值较小,经济意义较弱。批发市场收益率和期货收益率(收盘价)的方差方程中 $\varepsilon_{t-1}/\sqrt{h_{t-1}}$ 项的系数 γ 分别为-0.43和-0.39,说明坏消息引起的波动比同等大小的好消息引起的波动要大。EGARCH模型估计的期货收盘价波动的杠杆效应,与前文中应用TGARCH模型估计的结果保持一致。

表4 EGARCH(1,1)模型方差方程的估计结果

| 变量 | 产区苹果收益率 rs_1 (1) | 批发市场收益率 rs_2 (2) | 期货收益率 rf_1 (3) | 期货收益率 rf_2 (4) |
|---|-----------------------------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|
| C | -0.828 341** (0.412 216) | -0.126 988*** (0.021 333) | 0.754 990*** (0.062 642) | -0.042 196*** (0.013 805) |
| $\left \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right $ | 0.210 801*** (0.078 711) | 1.868 176*** (0.631 772) | 0.999 772*** (0.039 600) | 0.133 502*** (0.017 969) |
| $\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}}$ | -0.025 766 (0.017 618) | -0.431 006** (0.181 215) | -0.399 623*** (0.026 932) | 0.023 459** (0.011 064) |
| $\ln(h_t)$ | 0.457 624*** (0.055 656) | 0.988 678*** (0.004 758) | 0.152 440*** (0.027 726) | 0.943 010*** (0.008 791) |

综合TGARCH模型和EGARCH模型检验结果可知,不同的苹果市场价格杠杆效应存在差异。在苹果现货价格波动中,苹果产区价格波动对于负向冲击的反应小于正向冲击,而批发市场价格波动对于负向冲击的反应大于正向冲击。苹果产区价格和苹果批发价格波动虽然都存在杠杆效应,但是杠杆效应的方向不同。在苹果期货价格波动中,综合来看期货市场价格波动的杠杆效应主要体现为对于“坏消息”的反应更强。

3.4 苹果期现市场的风险外溢效应

3.4.1 Granger 因果关系检验

当某个金融市场出现大幅波动的时候,就会引起投资者在另外的金融市场投资行为的改变,将这种波动传递到其他的金融市场。下面将应用格兰杰因果关系模型检验我国苹果现货市场和期货市场的价格波动是否存在均值溢出效应。产区苹果(红富士)收益率 rs_1 、批发市场收益率 rs_2 、期货收益率(收盘价) rf_1 和期货收益率(苹果指数) rf_2 各序列相互之间格兰杰因果关系检验结果显示, rf_2 对 rs_1 有显著影响,即苹果期货指数收益率显著影响产区苹果收益率。从前述GARCH-M模型的

残差项中分别提取条件方差,计算它们之间的相关系数,发现产区苹果收益率和苹果期货指数收益率条件方差相关系数为0.14,其余相关系数均较小。这初步证明,苹果期货指数收益率和产区苹果收益率波动之间存在溢出效应,且是不对称的、单向的,即苹果期货指数收益率波动导致产区苹果收益率波动,而产区苹果收益率波动对苹果期货指数收益率波动没有影响。

3.4.2 加入苹果期货波动滞后项的GARCH-M 检验

在产区苹果收益率GARCH-M模型的条件方差方程中加入苹果期货指数收益率波动的滞后项(LN(GARCH02)),检验苹果期货市场对于苹果现货市场的波动溢出效应。加入滞后项(LN(GARCH02))后产区苹果收益率GARCH-M模型的条件方差方程估计结果见表5。结果显示,除了LNGARCH02(-2)之外,其他波动滞后项均显著,苹果期货指数对于产区苹果价格存在波动溢出效应。加入苹果期货波动滞后项的GARCH-M模型检验结果和Granger因果关系检验结果具有一致性。

表5 产区苹果收益率GARCH-M模型加入 rf_2 波动滞后项的方差方程估计结果

| Variable | Coefficient | Std. Error | z-Statistic | Prob. |
|---------------|--------------|------------|-------------|---------|
| C | 2.458 346** | 1.040 443 | 2.362 788 | 0.018 1 |
| ARCH | 0.017 150 | 0.013 533 | 1.267 298 | 0.205 0 |
| GARCH(-1) | 0.571 817*** | 0.084 021 | 6.805 656 | 0.000 0 |
| LNGARCH02(-1) | 0.096 445* | 0.051 938 | 1.856 938 | 0.063 3 |
| LNGARCH02(-2) | 0.100 991 | 0.064 212 | 1.572 779 | 0.115 8 |
| LNGARCH02(-3) | 0.100 807*** | 0.035 058 | 2.875 435 | 0.004 0 |
| LNGARCH02(-4) | 0.097 752* | 0.051 350 | 1.903 632 | 0.057 0 |
| LNGARCH02(-5) | 0.098 361** | 0.043 683 | 2.251 698 | 0.024 3 |

4 结论与建议

运用GARCH类模型,对苹果期现货市场价格收益率的波动性、波动的非对称性,以及波动之间的外溢效应做了实证检验。根据检验结果,得出的主要结论如下:(1)苹果产区价格波动幅度大于批发价格波动幅度,苹果现货市场和期货市场收益率都存在明显的波动集聚性。(2)苹果现货价格和期货收盘价序列存在显著的GARCH-M效应,反映了收益与风险的正相关关系,说明有正的风险溢价。苹果现货市场的风险溢价高于苹果期货市场,表明现货市场的参与者更加厌恶风险,要求更高的风险补偿。(3)苹果产区价格和和

果批发价格波动都存在杠杆效应,但是方向不同。苹果产区价格波动对于负向冲击的反应小于正向冲击,而批发市场价格波动对于负向冲击的反应大于正向冲击。综合来看,苹果期货市场价格波动的杠杆效应主要体现为“坏消息”对波动的冲击更大。(4)苹果期货指数和产区苹果价格之间存在溢出效应,且是不对称的、单向的,即苹果期货指数波动导致产区苹果价格波动,而产区苹果价格波动对苹果期货指数波动没有影响。

根据上述结论,主要有以下三方面的启示和建议。(1)苹果现货市场参与者为风险厌恶者,现货价格波动增加了苹果产业链各参与方收益的不确定性,必须对现货价格进行风险管理。苹果产

区价格波动幅度更大,产区果农应健全价格监测预警体系,稳定经营预期。(2)苹果期现货价格波动具有集聚性,具有高风险高收益特征,苹果期货指数对于产区苹果价格存在波动溢出,可以选择苹果期货指数对苹果产区价格风险进行对冲。(3)苹果批发市场和苹果期货市场价格波动存在非对称性,“坏消息”影响更大,因此市场参与者对于负向的外部冲击要更为关注,做好风险应对预案。

参考文献:

- [1] 袁斌,张燕媛,陈超.中国苹果产业格局演化及机制分析——基于农户决策的微观视角[J].干旱区资源与环境,2017(6):32-37.
- [2] 王媛,李秀义.基于“钻石模型”的山东苹果产业集群竞争力分析[J].东北农业科学,2021,46(5):122-125,144.
- [3] 李颖芳,崔冬冬,刘伟云,等.山东省苹果、桃、梨价格波动特征分析[J].中国果树,2024(1):134-139.
- [4] 王聪聪,王玉芹,孙源,等.河北省苹果价格波动特征分析[J].中国果树,2020(6):126-129.
- [5] 王海松,张晓薇,谭琳元,等.我国鲜苹果出口价格波动特征及趋势预测分析[J].中国果树,2023(9):122-127.
- [6] 李俊青,张俊,宋长鸣.中国苹果市场价格波动特征和调控政策研究[J].统计与决策,2015(22):131-134.
- [7] 郭秋生,韩晓媛.我国水果价格波动特征及横向溢出效应研究——以梨、苹果和葡萄为例[J].价格理论与实践,2023(3):103-107.
- [8] 王俊芹,李宪松,王余丁.基于ARCH类模型的中国苹果价格波动分析[J].贵州农业科学,2013,41(12):209-212.
- [9] 黄峰华.黑龙江省果树产业现状、影响因素及产业发展建议[J].东北农业科学,2020,45(4):71-74.
- [10] 王伟新,许蒋鸿,王晓萱,等.区域要素禀赋结构变动对农产品价格的影响研究——基于苹果产区要素禀赋与价格相关性分析[J].价格理论与实践,2020(3):75-78.
- [11] 孙伟尚,赵彦华,任小林.“富士”苹果品质对销售价格波动的影响[J].北方园艺,2014(10):198-201.
- [12] 张雯,张迪,陈登文.钾元素在苹果果实糖积累中的作用[J].东北农业科学,2022,47(5):98-101,160.
- [13] 苏静萱,李宁辉.化肥施用量对苹果种植经济效益影响的实证研究[J].中国农业资源与区划,2020(11):79-90.
- [14] 厉恩茂,刘尚涛,陈艳辉,等.不同矮化中间砧对嘎啦苹果树体生长发育及果实品质的影响[J].东北农业科学,2023,48(1):67-70.
- [15] 朱战国,邢青青.网购视角下生鲜苹果特征价格分析[J].价格月刊,2016(9):75-80.
- [16] 李京栋,李先德,孙致陆.中国大宗水果价格大幅波动的影响因素分析——基于苹果、梨、香蕉价格数据[J].湖南农业大学学报(社会科学版),2018,19(3):15-23.
- [17] 胡友,祁春节.基于空间计量的水果价格形成及传导研究——以苹果、柑橘和香蕉为例[J].农业现代化研究,2013(6):738-743.
- [18] 宋朔,周绩宏,牛桂草,等.苹果期货价格发现功能研究[J].中国果树,2022(4):98-103.
- [19] 李丹,任钰田,王馨瑶,等.鲜果类农产品期货市场价格发现功能研究——以苹果期货为例[J].价格理论与实践,2022(10):142-145.
- [20] 高扬,刘家浩.苹果期货对现货市场波动性影响研究[J].价格理论与实践,2019(8):100-103.
- [21] 侯晓康,刘天军,袁雪霏.中国苹果期货市场有效吗——基于非参数方法的检验[J].农业经济问题,2022(5):98-109.
- [22] Engle R F. Autoregressive conditionally heteroscedastic with Estimates of the Variance of U. K. Inflation[J]. Ecomometrica, 1982, 50(4): 987-1007.
- [23] Bollerslev T. Generalized Autoregressive conditional heteroscedasticity[J]. Ecomometrica, 1986, 31(3): 307-327.
- [24] Glosten L R, Jagannathan R, Runkle D E. On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks[J]. The Journal of Finance, 1993, 48(5): 1779-1801.
- [25] Nelson D B. Conditional heteroscedasticity in asset returns: a new approach[J]. Ecomometrica, 1991, 59(2): 347-370.
- [26] Engle R F, Lilien D M, Robins R P. Estimating time varying risk, in the term structure: the ARCH-M model[J]. Ecomometrica, 1987, 55(2): 391-407.
- [27] 戈岐明,刘航.苹果现货价格风险及期现价格关系研究——以陕西省红富士苹果为例[J].湖北农业科学,2022(9):203-208.

(责任编辑:王 昱)