

郑棉期价与我国纺服板块股价的联动性研究

相对于产业链中游,大宗商品对终端消费的影响更显著,终端消费的反馈也更明显

■ 姚禹

本文通过 VAR 模型,分析以郑棉为代表的大宗商品市场以及以纺织制造板块和服装家纺板块为代表的股市之间的联动性效应,得出相对于中游制造业,大宗商品对终端消费的影响更加显著,来自终端消费的反馈也更为明显的结论。此外,通过 DCC-GARCH 模型,进一步量化分析大宗商品市场与股市对应板块之间的联动效应,提高跨市场套利操作的可行性。

研究背景

随着我国期货市场制度日益完善,期货品种及衍生品种类不断扩容,丰富了我国金融市场建立多样化、多层次的市场结构。同时,随着金融市场自由化程度逐步加深,跨市场之间的资本流动频率增加,强化了不同市场之间的联动性,但这也一定程度上造成潜在金融风险的跨市场传播。期货市场具有天然的大宗商品定价属性,其价格变动会造成原材料成本波动,从而对产业链上中下游企业经营绩效产生重要影响,最终反映在上市公司的股价变动中。在金融一体化与商品金融化发展趋势的大背景下,大宗商品价格变动趋势与相关板块股价波动之间的相关性显著提升。本文以郑棉期货作为大宗商品的代表,与国内纺服板块的股价联动性进行研究,这对我国金融风险控制与宏观调控具有重要意义。

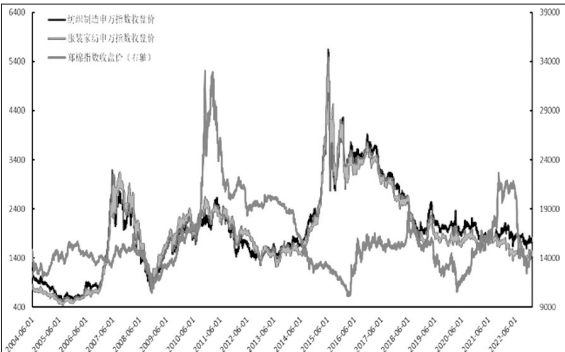


图1为郑棉期价与我国纺服板块价格走势(单位:元/吨)

图1展现出自郑棉期货上市以来,郑棉指数收盘价与纺织制造申万二级指数、服装家纺申万二级指数之间的价格走势关系。由图可知,自郑棉期货上市以来,郑棉价格走势对纺服板块的整体股价方向有一定的影响作用。从收益率年度波动性指标来看,三者之间的联动性更加明显。

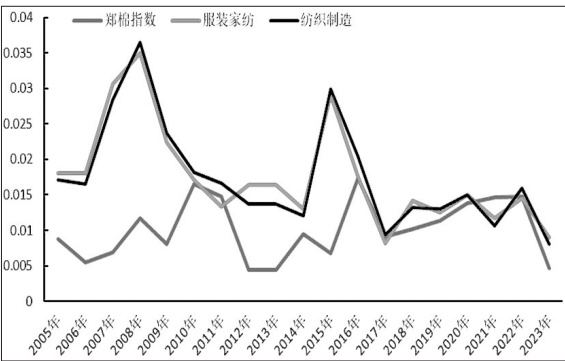


图2为郑棉期货与我国纺服板块收益的波动性。观察图2可知,郑棉期货与我国纺服板块收益的波动性大致划分为三个时间段:第一个时间段是2005—2009年,在此期间,郑棉期价与纺服板块股价收益的波动性大体呈现出正相关特征。第二个时间段是2010—2016年,该时间段内,两个金融市场之间的收益波动性呈现较为显著的负相关特征。第三个时间段是2017—2023年,两个金融市场再次呈现出正相关特征。除此之外,第三个时间段与第一个时间段还有一个明显的区别,即两个市场的波动性大致处于相同的区间。纵观整个发展区间,能够清晰发现,郑棉期货市场收益的波动性与股市纺服板块收益的波动性逐步趋同,这也进一步反映出两个金融市场之间的协同性得到强化。

近年来,大宗商品市场的波动性与股票市场相应板块价格波动性之间的协同效应不断加强,这将导致金融风险在跨市场之间存在潜在传播的可能性。然而,通过分析不同金融市场之间相同或类似标的价格走势的联动性,将为跨市场之间金融风险传播路径的研究提供一个新思路。联动效应是投资者对相同市场信息在不同金融子市场之间的反应,分析商品期货市场和对应股票板块之间联动效应,将有效弥补现有学术针对信息跨市场传播路径认知不足的缺陷,同时有助于研究同一市场信息在不同金融子市场之间传播的效率与损耗度。期货市场作为维系现货经济与资本市场之间的纽带,加强期货市场和股票市场对应板块之间价格联动效应的研究,对防范金融风险的跨市场流动、推动金融市场更好服务我国实体经济、促进国民经济高质量发展具有重要的理论意义。

从实际应用价值方面来看,期货市场作为我国金融体系的重要组成部分,强化期货市场高质量发展,对我国多维度金融体系的构建具有重要意义。金融体



系各子市场之间的联动性,为金融风险跨市场传播提供了重要途径。通过研究期货市场与股票市场对应板块之间的协同性,有助于防范系统性金融风险的出现,最终目的是稳定我国宏观经济“一盘棋”发展。就相关政府管理部门而言,监测期货市场和股票对应板块之间的联动性,能有效监管市场价格波动幅度,监控金融风险扩散程度,从而对症下药,制定行之有效的经济金融政策。对广大投资者来说,提高期货市场和股票对应板块之间协同效应的认知水平,有利于构建合理的跨市场投资策略,增强抵御系统性风险的能力,最大限度避免因个体认知偏差和羊群效应等非理性行为而造成的决策失误。

由于郑棉期货上市时间早,市场相关法律法规以及期货交易监管制度建设较为完备,市场认可度较高,以棉花期货与股市纺服板块为标的,研究期货市场与股市相关板块之间的联动性具有代表意义。本文通过分析郑棉期货的相关金融属性,价格波动特征和股票市场之间的联动协同性,一方面,有助于我国纺织服装行业更好地应对系统性风险;另一方面,有助于郑棉期货市场进一步发展和相关制度的建立健全,同时也有助于为投资者提供投资决策参考。

理论分析

风险传染,理论上是指因金融市场利用负债经营、信贷期限错配等金融工具造成的天然脆弱性,在潜在系统性风险的影响下,由于资本的跨市场运作,最终造成金融风险在金融子市场之间传播。另外,资本的相对无限制流通、利率机制的市场化定价向纵深发展,以及金融创新领域的成果不断出现等,都显化了金融市场的脆弱性特征,从而加剧了金融体系内在的不稳定性。如果出现影响整个市场的系统性风险,由于金融体系存在天然的脆弱性,风险极易在不同金融子市场内部之间交叉传染,从而放大整个金融风险。由风险传染理论可知,金融体系子市场之间的联动性进一步推动金融风险跨市场传染的可能性。

行为金融学理论与风险传染理论相结合,进一步拓展了金融市场之间的联动性研究。基于有限理性假设的观点,投资者对信息的掌控是有约束的,一定时间内只能把握部分信息。市场中投资者并不都是理想行为人,其对同一信息处理产生的非理性行为或是过度反应所造成的金融风险,将从原先的金融子市场传播到其他金融子市场中。在日常投资行为中,正是因为信息不对称的存在,处于信息劣势的投资者可能会盲目跟随其认为处于信息优势的投资者,模仿信息优势投资者的投资组合,从而达到规避风险或者盈利的目的,这就是投资者的羊群效应。在这种效应下,投资者盲目跟随的投资方式会诱发恐慌情绪在不同市场之间传播,最终导致不同金融子市场之间发生联动效应。当大宗商品被赋予金融属性之后,对于期货市场这种以杠杆交易为主的金融市场来说,会放大这种风险对其他金融市场的影响。

实证检验

本文选取2017年1月4日—2023年1月17日Wind郑棉指数(m)作为大宗商品市场代理变量,以消除郑棉主力合约换月时出现的价格跳动现象,选取申万二级行业指数纺织制造(z)与服装家纺(f)两大板块作为股市对应板块的代理变量。为消除异方差影响,本文对样本数据均进行收益率对数化处理,经处理后的样本数据描述性统计如表1所示。

	LN(F)	LN(M)	LN(Z)
均值	7.586512	9.636069	7.685815
中位数	7.504295	9.631638	7.616072
最大值	8.167812	10.02782	8.230511
最小值	7.183772	9.268279	7.369828
标准差	0.240003	0.153974	0.204878
偏度	0.866787	0.489259	1.074818
峰度	2.678042	3.184907	3.010990
Jarque-Bera 值	190.4224	60.74082	283.0399

表1为样本序列的描述性统计

由表1数据统计性描述指标可知,三组样本数据均不满足正态分布,呈现出尖峰厚尾状态特征且样本数据整体向右偏。为防止出现伪回归现象,需要对样本数据进行 ADF 检验,结果如表2所示。在对原始数据进行一阶差分处理后,所有数据均呈现出平稳性特征,可进行

下一步格兰杰因果检验。

变量	ADF 检验值	显著性水平下 ADF 的临界值				平稳性
		1%	5%	10%	P 值	
DLN(F)	-35.21312	-3.431658	-2.862003	-2.567060	0.0001	平稳
DLN(M)	-38.79712	-3.431658	-2.862003	-2.567060	0.0001	平稳
DLN(Z)	-35.91031	-3.431658	-2.862003	-2.567060	0.0001	平稳

表2为 ADF 检验结果

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
LNM does not Granger Cause LNF	1468	2.30162	0.0105
LNF does not Granger Cause LNM		1.05114	0.3498
LNZ does not Granger Cause LNM	1468	0.52288	0.5929
LNM does not Granger Cause LNZ		1.27359	0.0301

表3为格兰杰因果检验

在建立 VAR 模型时,需要考虑数据间的滞后性关系。根据 LR、FPE、AIC、SC、HQ 准则,选取各准则最小值作为最优滞后阶数。由表4可知,当滞后阶数为2时,符合各准则的最小值数量最多。因此,本文选取最优滞后阶数为二建立 VAR(2)模型。

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	13813.63	NA*	1.25e-12	-18.89637	-18.82037	-18.86802
1	13821.15	15.00092	1.24e-12	-18.90369	-18.86027	-18.88749
2	13824.80	7.26345	1.24e-12*	-18.90572*	-18.89486*	-18.90167*
3	13831.18	12.67747	1.25e-12	-18.89278	-18.78422	-18.85229
4	13839.67	16.83097	1.25e-12	-18.89209	-18.75096	-18.83944
5	13845.71	11.95239	1.26e-12	-18.88804	-18.71434	-18.82324
6	13848.09	4.692104	1.27e-12	-18.87897	-18.67271	-18.80203
7	13850.99	5.724498	1.28e-12	-18.87063	-18.63180	-18.78154
8	13857.37	12.53275	1.28e-12	-18.86704	-18.59564	-18.76580

表4 VAR 滞后阶数选取准则

在建立 VAR(2)模型之后,观察图3的 AR 根。由图所示,所有的点均落在单位圆内,表明所有的根模倒数小于1,所以滞后2期的模型稳定。接下来,通过建立 VAR 模型后的脉冲响应函数图像,来观察变量之间的具体响应关系。

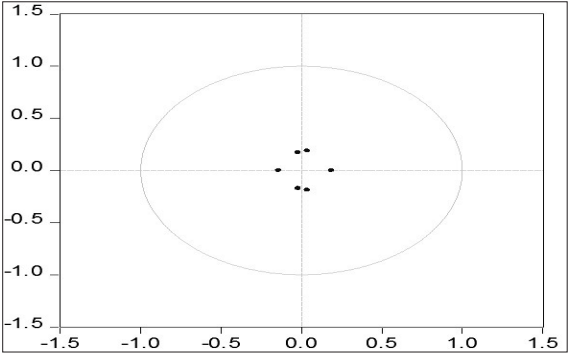


图3为 AR 根

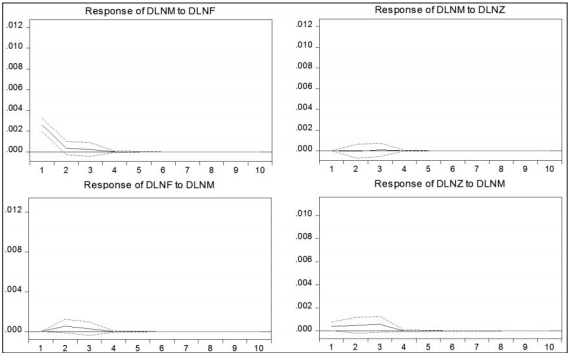


图4为脉冲响应函数

由图4的脉冲响应函数结果可以看出,郑棉(m)对于纺织制造(z)还是服装家纺(f)都有正向的冲击作用,但对服装家纺板块的冲击作用明显大于对纺织制造板块的冲击作用。同时,服装家纺板块对郑棉的冲击作用也大于纺织制造板块对郑棉的冲击作用。这表明大宗商品价格波动对终端消费板块的冲击效应最强,也进一步反映出对上游价格波动经产业链传导后,终端消费者是价格波动的最终承担者。

Period	S.E.	LNF	LNM	LNZ
1	0.012484	4.277034	95.72297	0.000000
2	0.017490	5.03697	94.96397	0.002330
3	0.021346	5.325444	94.66397	0.010583
4	0.024584	5.480000	94.49537	0.024627
5	0.027424	5.577500	94.37813	0.044370
6	0.029980	5.646189	94.28411	0.069699
7	0.032319	5.698307	94.20120	0.100495
8	0.034486	5.739999	94.12337	0.136635
9	0.036512	5.774466	94.04732	0.177995
10	0.038420	5.804425	93.97112	0.224450

表5为 LNM 方差分解结果

具体来看,在郑棉与服装家纺板块的冲击响应中,第1期郑棉对服装家纺板块的冲击处于最大值,随后逐步收敛,而服装家纺板块对郑棉的冲击在第2期处于最大值,随后处于收敛状态。由图中数据还能看出,服装

家纺板块对郑棉的冲击效应明显不及郑棉对服装家纺板块的冲击力度,表明大宗商品价格对终端消费的影响力显著强于终端消费对大宗商品的反馈。在郑棉与纺织制造板块的冲击响应中,我们能够看到,纺织制造板块对郑棉的冲击效应大于郑棉对纺织制造板块的冲击效应,但效果并不显著,这表明处于产业链中游的企业对上游原料价格有一定的影响力。

Period	S.E.	LNF	LNM	LNZ
1	0.012892	100.0000	0.000000	0.000000
2	0.018975	99.91652	0.081165	0.002318
3	0.023557	99.89330	0.102767	0.003929
4	0.027358	99.88666	0.107999	0.005341
5	0.030666	99.88621	0.107068	0.006721
6	0.033626	99.88845	0.103427	0.008126
7	0.036324	99.89191	0.098519	0.009575
8	0.038814	99.89588	0.093050	0.011074
9	0.041136	99.89997	0.087406	0.012624
10	0.043315	99.90396	0.081814	0.014222

表6为 LNF 方差分解结果

方差分解结果表示,影响内生变量的结构冲击的贡献度。由表5与表6的方差分解结果可以看出,在郑棉的方差分解中,服装家纺板块的贡献程度最高,并且随着期数增加其贡献程度不断加大;在服装家纺板块的方差分解中,对于其贡献程度最大的不是处于其上游的纺织制造板块,而是郑棉价格,并且在第4期郑棉的贡献程度最高。

参数		ARCH 检验	
F-statistic		Prob. F	
LNF		35.20788	0.0000
LNM		73.56244	0.0000
LNZ		231.0961	0.0000

表7为 ARCH 检验结果

为进一步分析郑棉与对应股市板块间的动态协同性效应,本文引入 DCC-GARCH 模型。为检验是否存在异方差性,对时间序列数据进行 ARCH 检验,由表7可知,样本序列通过了 ARCH 检验,不存在异方差性,故可以构建 GARCH 模型。

样本	Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
LNF	LNF(-1)	0.998198	0.001384	721.4441	0.0000
	RESID(-1)^2	0.096954	0.011677	8.302918	0.0000
	GARCH(-1)	0.840773	0.023545	35.70936	0.0000
LNM	LNM(-1)	0.997029	0.001919	519.6660	0.0000
	RESID(-1)^2	0.095875	0.009862	9.722035	0.0000
	GARCH(-1)	0.868379	0.013113	66.22484	0.0000
LNZ	LNZ(-2)	0.995368	0.002203	451.7938	0.0000
	RESID(-1)^2	0.472830	0.039046	12.10960	0.0000
	GARCH(-1)	0.251097	0.050045	5.017444	0.0000

表8为 GARCH 模型结果

对于所构建 GARCH 模型的结果如表7所示。在表7的参数中,RESID(-1)^2与GARCH(-1)参数之和小于1,符合 GARCH 模型构建要求。同时参数均为正值,也符合前文所分析的经济含义。

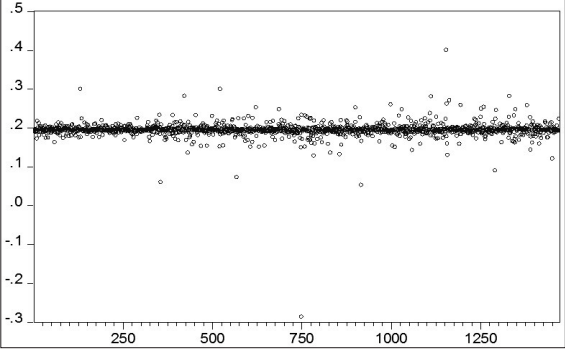


图5为 rho LNF LNM

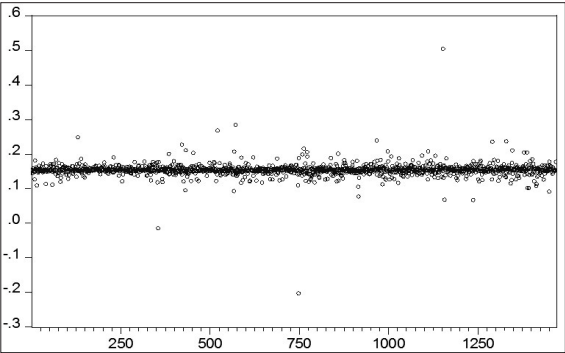


图6为 rho LNM LNZ

由所构建的 GARCH 模型进行 ARCH 检验可知,ARCH 结果不显著,因此可以构建 DCC-GARCH 模型。图5与图6分别代表经过 DCC-GARCH 模型处理后的郑棉与服装家纺板块和纺织制造板块间的相关系数。由图5、图6明显看出,郑棉与服装家纺板块间相关系数集中于0.2之间,郑棉与纺织制造板块的相关系数集中于0.16之间。这也进一步反映出我国金融市场多层次体系之间的协同效应得到了强化,也为跨市场之间的套利操作提供了理论依据。

市场建议

从参与者角度来看,因为期货市场与股票市场间存在动态相关性,所以投资者在进行跨市场投资组合操作时,需要对不同市场的资产标的头寸进行动态调整,有效避免因跨市场的协同效应而造成的风险溢出问题,从而更合理地对资产进行配置。

从宏观视角来看,期货市场和股票市场之间的联动效应逐步增强,风险传染在实体经济和金融市场之间的流动日益频繁,信息不对称是造成风险传染的主要因素之一。因此,完善相关市场主体信息披露,能够显著降低风险的跨市场传播率,增加投资者理性行为,最大限度避免因市场参与主体不能全面了解市场状况所造成的认知缺陷,以强化企业经营数据披露和产业链信息披露为切入点,改善信息不对称问题,维持大宗商品市场与股票市场间的常态联动,推动我国多层次金融市场健康良性发展。

(作者单位:华安期货)