

程 欣,林光华. 期货合约修改对我国小麦期货与现货市场溢出效应的影响[J]. 江苏农业科学,2016,44(5):565-568.  
doi:10.15889/j.issn.1002-1302.2016.05.160

# 期货合约修改对我国小麦期货与现货市场溢出效应的影响

程 欣,林光华

(南京农业大学经济管理学院,江苏南京 210095)

**摘要:**为了考察小麦期货合约修改后小麦期货和现货市场间的关系是否发生变化,从均值溢出与波动溢出的角度,通过建立 VAR-BEKK-GARCH(1,1)模型,对 2009 年以来中国小麦期货市场与现货市场之间的关联性进行了实证分析。研究结果显示:小麦期货与现货市场的价格变动率都具有明显的时变性与聚集性;在期货合约修改前,小麦期货与现货市场之间没有明显的均值溢出,但小麦期货市场对现货市场具有单向波动溢出;而在合约修改之后,期货市场对现货市场有着单向溢出,同时 2 个市场之间具有双向的波动溢出效应。由此可见,合约修改后小麦期货市场与现货市场之间的关联程度得到了提高。基于研究结果,提出了相关的对策与建议。

**关键词:**小麦期货;现货;期货合约;波动溢出效应;BEKK-GARCH 模型

**中图分类号:** F323.7 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-1302(2016)05-0565-04

我国小麦期货市场起步较早,距今已有 20 多年的历史。然而过去一些实证研究结果显示,与其他期货品种(如大豆、玉米等)相比,我国小麦期货市场缺乏效率,期现货市场之间的信息传递水平较弱,原因在于小麦市场发展仍不成熟、存在投机过度的情况<sup>[1]</sup>,并且由于小麦现货市场价格保护政策的存在,导致期货价格对现货价格的指导性受到限制<sup>[2]</sup>。因此,增强小麦期现货市场之间的联动性,促进小麦期货市场功能充分发挥,是我国小麦期货市场的当务之急。

2012 年郑州商品交易所对小麦期货合约进行了 2 次修改,将硬白小麦(WT)合约改为普通小麦(PM)合约,将强筋小麦合约代码 WS 改为 WH,并围绕着扩大交割标的物范围和降低交割成本等方面对小麦期货合约细则进行调整。修改后的标的物范围更符合现货市场和国家政策的质量要求,增加了符合期货交割标准的小麦品种数量;同时交割成本的降低,能够吸引更多相关企业或投资者参与小麦期货市场,提高了期货市场的流动性,加强了期货与现货市场之间的联系,有助于小麦期货市场功能的正常发挥。在这一背景下,小麦期现货市场之间的关系和溢出效应是否发生了改变?期现货市场之间的联动性是否增强?这是本研究的主要目的。

## 1 文献回顾

针对期现货市场价格关系的研究,目前主要分为以下两大类:一是通过对两者之间的价格引导关系及长期均衡关系进行分析,从而判断期货市场的价格发现功能是否有效发挥;

二是研究市场间的动态关联程度与波动溢出效应,以此估计市场风险的传导方向。

对于小麦期现货价格引导关系的研究,大多是利用 E-G 两步法协整检验或 Johansen 协整检验、格兰杰因果检验、信息共享模型、脉冲响应分析或是方差分解等方法进行实证分析。对小麦单个期货交易品种的研究起步较早,大部分是利用硬麦期货与现货数据进行分析,对硬麦期货市场效率和期货市场价格发现功能等方面进行研究<sup>[3-5]</sup>;唐振鹏与鲍春生均是以强麦为研究对象,虽然就强麦期现货价格间长期均衡关系存在与否的结论有所不同,但对期现货价格之间传导关系的研究,都得到了期货价格对现货价格存在单向引导关系的结论<sup>[6-7]</sup>。针对多个期货交易品种价格发现功能的研究,一类是对国内外小麦期货的价格发现功能进行对比分析<sup>[8]</sup>;另一类是将小麦期货与其他商品期货品种进行比较<sup>[9]</sup>。

相比之下,对小麦市场价格波动溢出效应进行研究的文献较少,主要是采用 GARCH 类模型进行研究分析,得到市场间的波动影响关系。其中一部分研究的是国内外小麦现货市场价格之间的波动溢出效应<sup>[10-11]</sup>,也有的针对小麦市场与其他农产品市场之间波动溢出关系<sup>[12-14]</sup>,而关于小麦期货与现货市场溢出效应的文献屈指可数。因此,本研究将基于小麦期货合约修改的背景下,利用 VAR-BEKK-GARCH(1,1)模型对小麦期现货价格之间的动态关系进行实证分析,研究合约修改前后 2 个市场之间溢出效应的变化,从而在一定程度上弥补此类研究方面的空白。

## 2 实证检验

### 2.1 变量与数据选择

从表 1 可以看到,近年来强麦已成为我国小麦期货市场的交易主体,其成交金额远远大于普麦(硬麦),在小麦期货总成交额当中的比重已超过 99%,因此本研究将针对强麦期货合约进行分析。强麦(WH)于 2012 年 7 月 24 日上市,本

收稿日期:2016-03-24

基金项目:国家社会科学基金重大项目(编号:14ZDA038)。

作者简介:程 欣(1992—),女,江苏南京人,硕士研究生,研究方向为农业经济理论与政策。E-mail:cindycheng0318@163.com。

通信作者:林光华,教授,博士生导师,研究方向为农业经济理论与政策。E-mail:linguanguhua@njau.edu.cn。

研究将以该日作为分界点,选择 2009 年 1 月 5 日至 2012 年 7 月 23 日和 2012 年 7 月 24 日至 2015 年 12 月 4 日 2 个样本时间段,分别选择强麦(WS)与强麦(WH)的日连续收盘价作为 2 个样本时间段小麦期货价格数据,选择小麦的现货平均价作为小麦现货价格数据,数据来源分别为郑州商品交易所网站和 WIND 资讯。

表 1 2009—2015 年小麦期货合约成交金额

年份	成交金额(亿元)				
	强麦(WS)	硬麦(WT)	普麦(PM)	强麦(WH)	合计
2009	2 903.73	7.7	—	—	2 911.43
2010	2 995.34	15.25	—	—	3 010.59
2011	4 475.83	67.91	—	—	4 543.74
2012	13 061.72	43.82	14.24	10.87	13 130.65
2013	526.69	—	4.69	2 061.67	2 593.05
2014	—	—	3.08	1 123.72	1 126.8
2015	—	—	2.91	509.03	511.94

注:1.交易金额双向计算;2.含期转现。资料来源:郑州商品交易所网站——交易数据(月度交易汇总)。

由于研究对象是针对小麦市场的价格变动率进行研究,故要对各样本的价格数据进行计算处理,其计算公式为: $RS_t = \lg PS_t - \lg PS_{t-1}$ ,  $RF_t = \lg PF_t - \lg PF_{t-1}$ ,其中  $PS_t$  与  $PF_t$  分别为小麦现货价格与期货价格,  $RS_t$  与  $RF_t$  分别为小麦现货市场与现货市场的价格变动率。

2.2 平稳性检验

本研究采用 ADF 单位根检验的方法对各价格变动率序

列进行了平稳性检验。根据检验结果(表 2)可知,强麦(WS)、强麦(WH)与对应现货价格变动率序列都在 1% 的显著性水平上拒绝了各序列存在单位根的原假设,各价格变动率序列都是平稳的,可以进行接下来的模型估计。

表 2 ADF 单位根检验结果

项目	ADF 检验值	1% 临界值	P 值
强麦(WS)现货	-14.070 2	-2.567 65	0.000 0
强麦(WS)期货	-31.216 48	-2.567 65	0.000 0
强麦(WH)现货	-7.876 06	-2.567 81	0.000 0
强麦(WH)期货	-30.310 63	-2.567 78	0.000 0。

注:检验形式为不包含截距项和趋势项

2.3 VAR 模型估计结果与分析

对合约修改前后的小麦期现货市场价格变化率序列,本研究将利用 VAR 模型对其分别进行拟合,模型设定如下:

$$RS_t = c_1 + \sum_{i=1}^n \alpha_{1i} RS_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{1i} RF_{t-i} + \varepsilon_{1t}; \tag{1}$$

$$RF_t = c_2 + \sum_{i=1}^n \alpha_{2i} RS_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{2i} RF_{t-i} + \varepsilon_{2t}。 \tag{2}$$

式(1)与式(2)中, $n$  代表滞后阶数,  $\alpha_{1i}$  与  $\alpha_{2i}$  分别表示小麦现货价格的滞后项对本期小麦现货价格、期货价格的影响,  $\beta_{1i}$  与  $\beta_{2i}$  分别表示小麦期货价格的滞后项对本期小麦现货价格、期货价格的影响,  $c_1$  与  $c_2$  代表常数项,  $\varepsilon_{1i}$  与  $\varepsilon_{2i}$  代表随机扰动项。

利用 AIC 信息准则对各 VAR 模型的滞后阶数进行判断,结果显示各模型最优滞后阶数均为 2 阶。根据式(1)、式(2)对 VAR 模型进行估计,结果如表 3 所示。

表 3 小麦现货价格变化率的 VAR 模型估计结果

项目	强麦合约修改前		强麦合约修改后	
	强麦(WS)现货	强麦(WS)期货	强麦(WH)现货	强麦(WH)期货
$RS_{t-1}$	0.251 15 *** (4.816 92)	0.006 29 (0.056 64)	0.337 84 *** (8.235 41)	0.056 94 (0.231 65)
$RS_{t-2}$	0.179 24 *** (4.119 05)	-0.089 34 (-0.807 37)	0.275 81 *** (6.082 90)	-0.015 99 (-0.063 51)
$RF_{t-1}$	-0.001 10 (-0.129 30)	-0.078 90 * (-1.749 12)	-0.009 79 *** (-3.081 09)	-0.095 57 *** (-2.597 29)
$RF_{t-2}$	0.003 26 (0.353 78)	0.034 20 (1.017 86)	-0.001 45 (-0.381 78)	-0.011 27 (-0.340 64)
$c$	0.000 12 * (1.900 86)	0.000 03 (0.117 43)	-0.000 03 (-0.930 89)	-0.000 17 (-0.470 05)

注:\*\*\*、\* 分别表示在 1%、10% 的水平下显著;括号中为  $t$  统计量的数值。

从表 3 可以看出,合约修改前的强麦(WS)期货与现货本期价格变化率均受到自身滞后项的影响,相比而言期货价格变化率受到的影响程度较小。不论是现货价格变化率的滞后项对期货本期价格变化率的影响,还是期货价格变化率的滞后项对现货本期价格变化率的影响,对应的系数在 10% 的水平下均不显著,这就表明合约修改前强麦(WS)期货与现货价格之间的相互影响并不显著。运用同样的方法对与合约修改后的强麦市场进行分析后发现,合约修改后的强麦(WH)期货与现货本期价格变化率也均受到自身滞后项的影响,其现货价格变化率的滞后项对期货本期价格变化率的影响不显著,而现货本期价格变化率会受到期货价格变化率滞后 1 期的影响,对应的系数在 1% 的水平下通过显著性检验,说明小麦现货价格不仅受自身滞后项的影响,也会受到强麦期货价格变化率变动的影响。

从均值溢出效应检验结果(表 4)可以看到,合约修改前各原假设在 10% 的显著水平下均被接受,说明期货市场与现货市场之间不存在均值溢出效应,期现货价格变化率间没有

显著的影响作用。在合约修改后,“现货市场对期货市场不存在均值溢出效应”的原假设在 10% 的显著水平下被接受,而“期货市场对现货市场不存在均值溢出效应”的原假设在 1% 的显著水平下被拒绝,说明合约修改后强麦(WH)期货市场价格变化率对现货市场价格变化率存在均值溢出效应,期货市场价格变化率对现货市场价格变化率有显著影响,而现货市场价格变化率对期货市场价格变化率影响不明显,期货与现货市场之间存在着从期货市场到现货市场单方向的均值溢出效应。

2.4 BEKK - GARCH 模型估计结果与分析

BEKK - GARCH 模型由 Engle 与 Kroner 在 1995 年提出,它能够在弱条件下保证条件方差矩阵  $H_t$  的正定性,并且模型中需要估计的参数比较少,能够较好地反映出多个市场之间的波动溢出效应。其模型设定如下:

$$H_t = CC' + Ae_{t-1} + e_{t-1}A' + BH_{t-1}B'。 \tag{3}$$

式中: $H_t$  为 VAR 模型的条件方差 - 协方差矩阵;  $C$  为下三角形式的常数项矩阵;  $A$  表示 ARCH 项系数矩阵,即过去残差的

表 4 均值溢出效应检验结果

合约	原假设	<i>F</i> 统计量	<i>P</i> 值	结论
强麦 (WS)	现货市场对期货市场不存在均值溢出效应 $H_0:\alpha_{21}=\alpha_{22}=0$	0.349 73	0.704 88	接受 $H_0$
	期货市场对现货市场不存在均值溢出效应 $H_0:\beta_{11}=\beta_{12}=0$	0.072 17	0.930 37	接受 $H_0$
强麦 (WH)	现货市场对期货市场不存在均值溢出效应 $H_0:\alpha_{21}=\alpha_{22}=0$	0.027 39	0.972 98	接受 $H_0$
	期货市场对现货市场不存在均值溢出效应 $H_0:\beta_{11}=\beta_{12}=0$	4.751 22	0.008 64	拒绝 $H_0$

扰动对本期条件方差的影响, **B** 表示 GARCH 项系数矩阵, 即过去的条件方差对本期条件方差的影响,  $e_{t-1}$  为残差项矩阵。

本研究将利用 BEKK - GARCH (1,1) 模型, 对小麦期现货市场价格变动率之间的波动溢出效应进行研究。对于二元 BEKK - GARCH (1,1) 模型, 各矩阵形式如下:

$$\begin{aligned} H_t &= \begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} \end{bmatrix}, C = \begin{bmatrix} c_{11} & 0 \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix}, A = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}, B = \\ &= \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix}, e_t = \begin{bmatrix} e_{1,t-1}^2 & e_{1,t-1}e_{2,t-1} \\ e_{2,t-1}e_{1,t-1} & e_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (4)$$

由式 (3)、式 (4) 得到展开条件方差 - 协方差矩阵  $H_t$  的各元素具体表达式为:

$$h_{11,t} = c_{11}^2 + a_{11}^2 e_{1,t-1}^2 + 2a_{11}a_{21}e_{1,t-1} + a_{21}^2 e_{2,t-1}^2 + b_{11}^2 h_{11,t-1} + 2b_{11}b_{21}h_{21,t-1} + b_{21}^2 h_{22,t-1}; \quad (5)$$

$$h_{21,t} = c_{11}c_{21} + a_{11}a_{12}e_{1,t-1}^2 + (a_{21}a_{12} + a_{11}a_{12})e_{1,t-1}e_{2,t-1} + a_{21}a_{22}e_{2,t-1}^2 + b_{11}b_{22}h_{11,t-1} + (b_{21}b_{12} + b_{11}b_{22})h_{21,t-1} + b_{21}b_{22}h_{22,t-1}; \quad (6)$$

$$h_{22,t} = c_{21}^2 + c_{22}^2 a_{12}^2 + e_{1,t-1}^2 + 2a_{12}a_{22}e_{1,t-1}e_{2,t-1} + a_{22}^2 e_{2,t-1}^2 +$$

$$b_{12}^2 h_{11,t-1} + 2b_{12}b_{22}h_{21,t-1} + b_{22}^2 h_{22,t-1} \circ \quad (7)$$

式 (5) 至式 (7) 中,  $\alpha_{11}$  与  $\alpha_{22}$  分别反映了小麦现货市场和期货市场价格变化率的 ARCH 型波动效应,  $b_{11}$  与  $b_{22}$  分别反映了小麦现货市场和期货市场价格变化率的 GARCH 型波动效应,  $\alpha_{12}$  与  $\alpha_{21}$  反映了期货与现货市场价格变化率相互之间的 ARCH 型波动溢出效应,  $b_{12}$  与  $b_{21}$  反映了期货与现货市场价格变化率相互之间的 GARCH 型波动溢出效应。因此, 通过考察系数  $\alpha_{11}$ 、 $\alpha_{21}$ 、 $b_{12}$ 、 $b_{21}$  是否显著不为零, 可以验证 2 市场价格变化率之间是否存在波动溢出效应。

表 5 为 BEKK - GARCH (1,1) 模型的估计结果, 除了合约修改后强麦 (WH) 的系数  $b_{22}$  不显著之外, 合约修改前后矩阵 **A**、**B** 各主对角线上的系数均在 1% 的显著水平下通过检验, 说明强麦期现货市场价格变动率波动具有较强的 ARCH 效应与 GARCH 效应, 过去的残差及条件方差的波动均会对自身的本期条件方差波动造成影响, 价格波动具有明显的时变性、持久性与聚集性。

表 5 BEKK - GARCH (1,1) 模型估计结果

矩阵	强麦 (WS)	强麦 (WH)
$C = \begin{bmatrix} c_{11} & 0 \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix}$	$\begin{bmatrix} [0.001\ 22^{***} (60681\ 28) & - \\ -0.000\ 44 (-0.613\ 87) & 0.005\ 63^{***} (17.060\ 37)] \end{bmatrix}$	$\begin{bmatrix} [0.000\ 08 (1.495\ 46) & - \\ 0.011\ 80^{***} (17.546\ 61) & 0.000\ 003 (0.000\ 10)] \end{bmatrix}$
$A = \begin{bmatrix} A_{11} & A_{12} \\ A_{21} & A_{22} \end{bmatrix}$	$\begin{bmatrix} [0.231\ 67^{***} (4.116\ 43) & 0.041\ 19 (0.29290) \\ -0.026\ 89^* (-1.876\ 05) & 0.588\ 78^{***} (9.933\ 30)] \end{bmatrix}$	$\begin{bmatrix} [0.559\ 04^{***} (15.297\ 61) & -0.622\ 99^* (-1.807\ 71) \\ 0.030\ 30^{***} (8.049\ 72) & 1.304\ 70^{***} (5.161\ 13)] \end{bmatrix}$
$B = \begin{bmatrix} B_{11} & B_{12} \\ B_{21} & B_{22} \end{bmatrix}$	$\begin{bmatrix} [0.666\ 40^{***} (6.89130) & -0.116\ 46 (-0.31159) \\ 0.065\ 13^{***} (3.40233) & 0.373\ 55^{***} (3.765\ 32)] \end{bmatrix}$	$\begin{bmatrix} [0.817\ 83^{***} (45.89484) & -0.736\ 99^{***} (-2.184\ 51) \\ -0.017\ 89^{***} (-6.286\ 10) & 0.261\ 85 (1.369\ 92)] \end{bmatrix}$

注: \*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著; 括号中为 *t* 统计量的数值。

通过对表 5 中矩阵 **A**、**B** 非主对角系数的估计值进行分析可以看到, 在以合约修改前强麦 (WS) 期现货市场价格变动率建立的 BEKK - GARCH (1,1) 模型中, 系数  $\alpha_{21}$ 、 $b_{21}$  分别在 10% 和 1% 的显著水平下通过检验, 即期货价格变动率前 1 期的残差和条件方差波动对本期现货价格变动率的影响较为显著; 而系数  $\alpha_{12}$ 、 $b_{12}$  在 10% 的显著水平下并没有通过检验, 即现货价格变动率前 1 期的残差和条件方差波动对本期期货价格变动率的影响不显著。结合期货与现货市场间波动溢出效应检验的结果 (表 6) 可以发现, 期货市场价格变动率对现货市场存在波动溢出效应, 原假设在 1% 的显著水平下被拒绝。而现货市场价格变动率对期货市场的波动溢出效应不显著, 原假设在 10% 的显著水平下仍被接受。表明在合约修改前强麦 (WS) 期货价格变动率对现货价格变动率存在着单向波动溢出效应。

同样通过表 5 可以发现, 在以合约修改后强麦 (WH) 期现货市场价格变动率建立的 BEKK - GARCH (1,1) 模型中,

系数  $\alpha_{21}$ 、 $b_{12}$ 、 $b_{21}$  在 1% 的显著水平下通过检验, 系数  $\alpha_{12}$  在 10% 的显著水平下通过检验。结合期现货市场间波动溢出效应检验的结果 (表 6) 可以发现, 各原假设在 1% 的显著水平上均被拒绝, 说明在合约修改后强麦 (WH) 期货价格变动率与现货价格变动率之间存在着双向波动溢出效应, 期现货市场之间联系愈加紧密。

3 结论及建议

本研究利用 VAR - BEKK - GARCH (1,1) 模型, 对强麦期货和小麦现货价格变化率数据进行分析。从模型结果中可以看出, 强麦期货与小麦现货价格变动率都具有较强的 ARCH 效应与 GARCH 效应, 价格波动具有明显的时变性、持久性与聚集性。强麦期货与小麦现货价格变化率之间的联动关系在合约修改前后有所不同。在强麦期货合约修改前, 强麦 (WS) 的期现货价格变化率之间不存在明显的均值溢出效应, 期货价格变化率对小麦现货价格变化率存在单向波动溢

表 6 波动溢出效应检验结果

合约	原假设	<i>F</i> 值	<i>P</i> 值	结论
强麦 (WS)	期现货市场之间不存在波动溢出效应 $H_0 : \alpha_{12} = \alpha_{21} = b_{12} = b_{21} = 0$	2.988 33	0.017 70	拒绝 $H_0$
	现货市场对期货市场不存在波动溢出效应 $H_0 : \alpha_{12} = b_{12} = 0$	0.069 56	0.932 81	接受 $H_0$
	期货市场对现货市场不存在波动溢出效应 $H_0 : \alpha_{21} = b_{21} = 0$	5.802 68	0.003 02	拒绝 $H_0$
强麦 (WH)	期现货市场之间不存在波动溢出效应 $H_0 : \alpha_{12} = \alpha_{21} = b_{12} = b_{21} = 0$	29.432 27	0.000 00	拒绝 $H_0$
	现货市场对期货市场不存在波动溢出效应 $H_0 : \alpha_{12} = b_{12} = 0$	4.876 17	0.007 63	拒绝 $H_0$
	期货市场对现货市场不存在波动溢出效应 $H_0 : \alpha_{21} = b_{21} = 0$	56.140 98	0.000 00	拒绝 $H_0$

出效应,而小麦现货价格变化率对强麦期货价格变化率并不存在波动溢出效应,期现货市场之间的关联性不强;在强麦期货合约修改后,强麦(WH)合约上市,其价格变化率对小麦现货价格变化率存在着单向均值溢出效应,同时期货价格变化率与小麦现货价格变化率之间存在着双向波动溢出效应。

强麦期货合约修改之后,期货与现货之间的溢出效应方向发生改变,期货市场与现货市场之间的关联程度得到了提高。相关溢出效应信息,能够对未来小麦市场价格的预测起到帮助作用,对于相关方面的政策制定者也是一个提醒:在以稳定小麦现货市场为目的制定相关政策时,不应单方面只关注现货市场情况,应当同时注意到小麦期货市场与现货市场之间的信息传递机制,多市场多方面进行综合性考量。

基于上述讨论,针对进一步加强期货市场建设、提高期货与现货市场之间的联动性,提出了如下建议:(1)加快完善期货相关法律及监管体系。完善的法律法规制度及监督管理体系,是期货市场正常运行的重要保证。如今我国已颁布多项期货管理条例以及相关规章制度,内容涉及范围包括了期货交易所、期货公司、期货从业人员等多个方面,然而一套系统完整的期货法却迟迟没有出台。我国目前针对期货法案的制定工作已进入草稿阶段,确立期货法案的良好环境条件也已经具备,因此应当进一步针对法案制定过程中遇到的问题进行充分调研与讨论,加快促进期货法的出台。同时,要明确期货交易所、期货业协会、证监会三者之间的职责分工,加强彼此之间的协调合作,充分发挥市场监督管理作用,创造一个公平透明的市场交易环境,防止人为操纵、过度投机等危害期货市场的行为发生,降低市场间的风险传递。(2)推进小麦期货市场宣传教育工作。针对我国农民以及小麦产业链上的相关企业对于小麦期货市场的了解渠道不足、投资意识缺乏等情况,应当加强小麦期货市场相关知识的宣传力度。一方面,通过结合村镇新闻媒体,开展期货学习课堂、印发期货手册等宣传活动,以通俗易懂的形式对农民进行小麦期货市场知识的普及,培养农民正确利用小麦期货市场价格指导小麦生产的意识;另一方面,应当走进相关企业,结合典型案例,使他们

了解到通过期货市场进行套期保值、风险规避的重要性,从而引导更多投资者参与小麦期货市场投资,提升小麦期货市场的流动性。

参考文献:

[1]姚传江,王凤海. 中国农产品期货市场效率实证分析:1998—2002[J]. 财经问题研究,2005(1):43-49.

[2]王 川. 基于风险溢价理论的我国粮食期货市场有效性研究[J]. 农业技术经济,2010(11):89-95.

[3]王赛德,潘瑞娇. 中国小麦期货市场效率的协整检验[J]. 财贸研究,2004,15(6):31-35,62.

[4]张宗成,王 骏. 基于 VAR 模型的硬麦期货价格发现研究[J]. 华中科技大学学报:自然科学版,2005,33(7):103-106.

[5]胡 宇,周 宏. 中国小麦期货市场期现货价格关系研究[J]. 金融经济:理论版,2006(4):109-110.

[6]唐振鹏. 我国优质强筋小麦期现货价格关系研究[J]. 东南学术,2009(4):110-113.

[7]鲍春生. 粮食期货与现货价格动态关系实证研究——以郑州强麦期货和现货价格为例[J]. 安徽农业科学,2009,37(21):10156-10158.

[8]邵永同,高旺盛. 中美小麦期货价格与现货价格传递关系的比较研究[J]. 技术经济,2008,27(11):81-87.

[9]刘晓星. 中国期货市场与现货市场之间的引导关系研究[J]. 南方经济,2006(6):38-47.

[10]肖小勇,李崇光,李 剑. 国际粮食价格对中国粮食价格的溢出效应分析[J]. 中国农村经济,2014(2):42-55.

[11]李光泗,曹宝明,马学琳. 中国粮食市场开放与国际粮食价格波动——基于粮食价格波动溢出效应的分析[J]. 中国农村经济,2015(8):44-52,66.

[12]吴海霞,王 静. 我国粮食市场价格波动溢出效应研究[J]. 农业技术经济,2012(10):14-21.

[13]林光华,陈 铁. 国际大米价格波动的实证分析:基于 ARCH 类模型[J]. 中国农村经济,2011(2):83-92.

[14]Engle R F, Kroner K F. multivariate simultaneous generalized arch [J]. Econometric Theory,1995,11(1):122-150.