

主产区与主销区鸡蛋价格传导机制分析

谢思娜 刘合光 秦富*

(中国农业科学院 农业经济与发展研究所,北京 100081)

摘要 针对鸡蛋主产区山东、河北、河南、辽宁、江苏与鸡蛋主销区北京的鸡蛋价格水平和价格走势趋于一致的现象,利用2000—2011年各省(市)的鸡蛋价格月度数据,采用单位根检验、格兰杰因果关系检验、VAR模型、脉冲响应函数分析和方差分解方法,对鸡蛋主产区与主销区的鸡蛋价格传导机制进行了研究。结果表明:主产区的鸡蛋价格能够用于预测主销区北京的鸡蛋价格;主产区的鸡蛋价格对北京鸡蛋价格的传导均存在1个月的时滞;主产区山东的鸡蛋价格波动对北京鸡蛋价格波动的影响最大。为避免北京鸡蛋价格出现大幅波动,建议在鸡蛋主产区建立蛋鸡疫情防控体系,鸡蛋主销区提高鸡蛋市场流通效率,在鸡蛋主产区与主销区之间建立联合预警机制。

关键词 鸡蛋; 价格; VAR模型; 脉冲响应; 方差分析

中图分类号 F 830.9

文章编号 1007-4333(2013)01-0229-06

文献标志码 A

An analysis of price transmission mechanism between eggs' main producing areas and main sales areas

XIE Si-na, LIU He-guang, QIN Fu*

(Institute of Agricultural Economics and Development, Chinese Academy of Agricultural Sciences, Beijing 100081, China)

Abstract In order to explore the egg price transmission mechanism between egg's main producing areas (Shandong, Hebei, Henan, Liaoning, Jiangsu) and main sales areas (Beijing), the variation of the egg's prices was investigated based on the local monthly egg price data from 2010 to 2012. Using the methods of unit root test, granger causality test, VAR model, impulse response analysis and variance analysis, the egg prices in main producing were found could predicate the egg price in main sales areas, but a month lag when fluctuations of egg price in eggs' main producing areas transmitted to egg price in Beijing. It was also found that the egg price fluctuation of Shandong had greatest impact on egg price in Beijing than that of other areas. In order to avoid the great fluctuation of Beijing eggs' price, some measures such as the epidemic prevention and control system in the eggs main producing areas should be taken to stabilize the prices, and improve the market circulation efficiency in eggs main sales areas, establish warning system between the main producing areas and sales areas.

Key words egg; price; the VAR model; impulse response; analysis of variance

2011年以来,我国鸡蛋零售价格波动较大,呈现先升后降再上升再下降的波动趋势,价格最低点为9.01元/kg,最高点10.47元/kg,波动幅度达1.5元/kg^[1]。鸡蛋价格大幅度波动不仅对居民的日常消费产生不利影响^[2],也对蛋鸡产业的稳定发展产生负面效应^[3]。

2011年,鸡蛋主销区北京与5个鸡蛋主产区

(山东、河北、河南、辽宁、江苏)的鸡蛋价格水平、价格波动和走势趋于一致,鸡蛋主销区北京与5个主产区的鸡蛋价格之间可能存在某种传导关系,探明其传导关系对于完善蛋鸡产业预警体系,缓解蛋鸡价格的短期频繁波动,促进蛋鸡产业良性发展具有重要意义。

从国内研究动态看,运用计量经济学方法进行

收稿日期:2012-04-15

基金项目:现代农业产业技术体系建设专项资金(CARS-41-K26)

第一作者:谢思娜,硕士研究生,E-mail:xsn768@sina.com

通讯作者:秦富,教授,博士生导师,主要从事农业经济理论与政策的研究,E-mail:qinfuggn@vip.sina.com

鸡蛋价格的研究已经取得了一些成果,但这些研究成果主要集中于鸡蛋价格的影响因素、短期预测和产业链的价格传导机制等研究领域,例如,从成本、供给和需求等角度分析鸡蛋价格波动的影响因素^[4],筛选预测因子构建回归模型对鸡蛋价格进行短期预测^[5],运用协整检验、向量误差修正模型分析鸡蛋产业链中的价格传导关系^[6]。目前未见有关省际间鸡蛋价格传导机制的研究。

在价格传导机制的研究方法上,已有研究采用VAR模型(向量自回归模型)对国际农产品价格波动与国内农产品价格的传递效应^[7],主要省份玉米价格的传导效应^[8],以及省际间猪肉价格波动的动态关系^[9]进行了实证分析。这些研究成果表明VAR模型中的脉冲反应函数和方差分解方法能够有效分析不同价格之间的影响轨迹和影响程度。本研究拟采用VAR模型,对鸡蛋主产区(山东、河北、河南、辽宁、江苏)与鸡蛋主销区(北京)的鸡蛋价格传导关系进行分析,旨在揭示鸡蛋产销区短期市场价格间的传导关系、传导路径及传导效率,以期政府部门制定相关宏观调控政策和风险防控机制提供参考。

1 数据来源与基本特征

20世纪80年代以来,我国蛋鸡产业布局呈现出向华北玉米带集中的趋势,华北、东北地区蛋鸡产量比重不断上升^[10]。2000—2010年禽蛋产量最大的前5个省分别是山东、河北、河南、辽宁和江苏,这5个省的禽蛋总产量占全国禽蛋总产量的比例维持在56.93%~58.61%,成为全国最重要的商品蛋生产集中区(表1)。

2000—2010年,北京每年的禽蛋产量稳定在15~16万t,在全国禽蛋总产量中的比例只有0.52%~0.71%。根据《北京统计年鉴2011》获知,北京市常住人口中,城镇人口为1685.9万人,人均消费鲜蛋17.55kg,乡村人口为275.3万人,人均消费鲜蛋10.5kg,按上述人口及消费量估算,北京市年鲜蛋需求量为32.5万t左右。如果加上暂住人口和流动人口的鸡蛋消费量以及糕点等加工用蛋量,北京市年鸡蛋需求量将会远远大于32.5万t。因此,可以认为北京的自有供给量(15~16万t)并不能完全满足其市场需求量(大于32.5万t),存在供需缺口的情况下,北京必然要从周边的鸡蛋主产区调用大量的鸡蛋,从而北京的鸡蛋价格容易受到周边鸡蛋主产区的鸡蛋供应量和市场价格的影响。

表1 2000—2010年5个禽蛋主产区以及北京的禽蛋产量占比

Table 1 Proportion of egg production (unit%) in five main producing areas and Beijing %

年份 Year	山东 Shandong	河北 Hebei	河南 Henan	辽宁 Liaoning	江苏 Jiangsu	北京 Beijing
2000	16.32	15.91	12.04	6.25	8.09	0.71
2001	16.22	15.82	12.24	6.35	7.71	0.67
2002	16.21	15.8	12.25	6.48	7.6	0.62
2003	16.29	15.93	12.51	6.5	7.22	0.62
2004	15.89	15.9	12.75	7.06	6.44	0.58
2005	15.34	15.94	13.03	7.78	6.32	0.55
2006	14.62	15.79	13.61	8.06	6.3	0.52
2007	14.23	15.68	13.31	8.07	6.57	0.62
2008	13.51	15.21	13.76	9.41	6.37	0.56
2009	13.75	12.88	13.96	9.59	6.75	0.56
2010	13.91	12.27	14.07	9.98	6.9	0.55

数据来源:《中国统计年鉴》^[11]。

Data sources: China Statistical Yearbook.

表2示出北京和5个鸡蛋主产区鸡蛋价格对数序列的基本统计量。可以看出,北京与5个鸡蛋主

表2 北京及5个鸡蛋主产区鸡蛋价格对数序列的基本统计量

Table 2 Basic statistics of egg price series in five main producing areas and Beijing

变量 Variables	$\ln P_{BJ}$	$\ln P_{SD}$	$\ln P_{HB}$	$\ln P_{HN}$	$\ln P_{LN}$	$\ln P_{JS}$
均值 Mean	1.736	1.704	1.704	1.720	1.666	1.751
中位数 Median	1.748	1.746	1.722	1.747	1.685	1.792
最大值 Maximum	2.346	2.286	2.283	2.269	2.274	2.352
最小值 Minimum	1.194	1.244	1.241	1.338	1.194	1.163
标准差 Std. Dev.	0.257	0.247	0.251	0.224	0.251	0.249

注:数据来源为中国畜牧业信息网,时间范围为2000-01—2012-02^[12]。 $\ln P_{BJ}$, $\ln P_{SD}$, $\ln P_{HB}$, $\ln P_{HN}$, $\ln P_{LN}$, $\ln P_{JS}$ 分别表示北京、山东、河北、河南、辽宁和江苏鸡蛋价格的对数序列。下表同。

Note: the data comes from <http://www.caaa.cn/>, Time range from 2000-01—2012-02. $\ln P_{BJ}$, $\ln P_{SD}$, $\ln P_{HB}$, $\ln P_{HN}$, $\ln P_{LN}$, $\ln P_{JS}$ respectively indicates the egg price in Beijing, Shandong, Hebei, Henan, Liaoning and Jiangsu province. The following table is the same.

产区的鸡蛋价格波动大小较为相似,北京鸡蛋价格对数序列的标准差为 0.257,山东、河北、辽宁、江苏的鸡蛋价格对数序列的标准差为 0.25 左右,河南鸡蛋价格对数序列的标准差较小,为 0.224(表 2)。

2 研究方法与实证分析

本研究应用 EViews6.0 软件,建立鸡蛋主产区与鸡蛋主销区(北京)的鸡蛋价格对数序列的向量自回归模型,并基于模型进行脉冲响应分析与方差分解,探讨主产区鸡蛋价格波动对主销区(北京)鸡蛋价格波动的传导效率和影响程度。

2.1 变量的平稳性检验

VAR 模型要求序列是平稳的,在构建 VAR 模型之前先对时间序列进行平稳性检验。本研究采用 ADF 单位根检验方法对北京与 5 个鸡蛋主产区的鸡蛋价格对数序列进行平稳性检验,结果见表 3;在 5% 的显著水平下,北京与 5 个鸡蛋主产区的鸡蛋价格对数序列都为零阶单整,即 $I(0)$,属于平稳序列,因此可以建立 VAR 模型。

表 4 北京与 5 个鸡蛋主产区的 Granger 因果检验结果

Table 4 Granger causality test results of five main producing areas and Beijing

原假设 Original hypothesis	F 值 F value	P 值 P value	检验结果 ^① Test results
$\ln P_{SD}$ 不是 $\ln P_{BJ}$ 的格兰杰成因 $\ln P_{SD}$ does not Granger Cause $\ln P_{BJ}$	9.239	0.000	拒绝 Rejec
$\ln P_{BJ}$ 不是 $\ln P_{SD}$ 的格兰杰成因 does not Granger Cause $\ln P_{SD}$	2.178	0.117	接受 Accept
$\ln P_{HB}$ 不是 $\ln P_{BJ}$ 的格兰杰成因 $\ln P_{HB}$ does not Granger Cause $\ln P_{BJ}$	10.310	0.000	拒绝 Rejec
$\ln P_{BJ}$ 不是 $\ln P_{HB}$ 的格兰杰成因 $\ln P_{BJ}$ does not Granger Cause $\ln P_{HB}$	1.968	0.144	接受 Accept
$\ln P_{HN}$ 不是 $\ln P_{BJ}$ 的格兰杰成因 $\ln P_{HN}$ does not Granger Cause $\ln P_{BJ}$	2.609	0.077	接受 Accept
$\ln P_{BJ}$ 不是 $\ln P_{HN}$ 的格兰杰成因 $\ln P_{BJ}$ does not Granger Cause $\ln P_{HN}$	5.725	0.004	拒绝 Rejec
$\ln P_{LN}$ 不是 $\ln P_{BJ}$ 的格兰杰成因 $\ln P_{LN}$ does not Granger Cause $\ln P_{BJ}$	5.091	0.007	拒绝 Rejec
$\ln P_{BJ}$ 不是 $\ln P_{LN}$ 的格兰杰成因 $\ln P_{BJ}$ does not Granger Cause $\ln P_{LN}$	3.695	0.027	拒绝 Rejec
$\ln P_{JS}$ 不是 $\ln P_{BJ}$ 的格兰杰成因 $\ln P_{JS}$ does not Granger Cause $\ln P_{BJ}$	11.291	0.000	拒绝 Rejec
$\ln P_{BJ}$ 不是 $\ln P_{JS}$ 的格兰杰成因 $\ln P_{BJ}$ does not Granger Cause $\ln P_{JS}$	7.837	0.001	拒绝 Rejec

注:①5%显著水平下得出的结论。

Note:① indicates the conclusion made at the 5% significant level.

5% 的显著水平下,山东鸡蛋价格、河北鸡蛋价格、辽宁鸡蛋价格与江苏鸡蛋价格都是北京鸡蛋价格的格兰杰原因,说明这 4 个主产区的鸡蛋价格波动将有助于预测北京的鸡蛋价格波动。但河南鸡蛋价格不是北京鸡蛋价格的格兰杰原因,表明河南的鸡蛋价格波动不能预测北京的鸡蛋价格波动。本研究重点关注鸡蛋主产区的鸡蛋价格波动对北京鸡蛋

表 3 变量的平稳性检验结果

Table 3 Variable stationary test results

序列变量 Variable	检验类型(c,t,d) Type of test(c,t,d)	概率值 Probability	检验结果 ^① Test results
$\ln P_{BJ}$	(c,t,0)	0.005 1	平稳 Stationary
$\ln P_{SD}$	(c,t,0)	0.025 8	平稳 Stationary
$\ln P_{HB}$	(c,t,0)	0.004 7	平稳 Stationary
$\ln P_{HN}$	(c,t,2)	0.050 5	平稳 Stationary
$\ln P_{LN}$	(c,t,0)	0.003 8	平稳 Stationary
$\ln P_{JS}$	(c,t,2)	0.001 1	平稳 Stationary

注:①5%显著水平下得出的结论。

Note:① indicates the conclusion made at the 5% significant level.

2.2 变量的格兰杰因果检验

因为经济时间序列经常出现伪相关问题,即没有经济意义联系的序列却可能计算出较大的相关系数,为此,在建立模型之前需要对各时间序列进行格兰杰因果检验,本研究选择软件默认滞后期 2,对北京与 5 个鸡蛋主产区的鸡蛋价格对数序列进行成对的格兰杰因果检验,检验结果见表 4。

价格波动的单向影响,所以拟建的 VAR 模型将不包括河南鸡蛋价格。

2.3 模型最优滞后阶数的确定

对北京与山东、河北、辽宁、江苏这 4 个主产区的鸡蛋价格对数序列建立 VAR 模型,VAR 模型最优滞后阶数的选取是基于 LR(似然比)统计量,FPE(最终预测误差),AIC(赤池)信息准则,SC(施瓦茨)

信息准则与 HQ 信息准则。结果见表 5:除了 LR 统计量选择的最优滞后阶数是 4,其他 4 个准则选

择的最优滞后阶数都是 1,所以本研究将 VAR 模型的最优滞后阶数定为 1 阶。

表 5 模型最优滞后阶数的判断结果

Table 5 Judgment results of the optimal lag order in model

滞后阶数 Lag length	似然函数的对数 LogL	似然比统计量 LR	最终预测误差 FPE	赤池信息准则 AIC	施瓦茨准则 SC	HQ 信息准则 HQ
0	1 108.216	NA	0.000	-15.989	-15.883	-15.946
1	1 335.264	434.352	0.000*	-18.917*	-18.281*	-18.658*
2	1 350.721	28.449	0.000	-18.779	-17.612	-18.304
3	1 371.910	37.465	0.000	-18.723	-17.026	-18.034
4	1 398.800	45.596*	0.000	-18.751	-16.523	-17.846
5	1 413.696	24.179	0.000	-18.604	-15.847	-17.484
6	1 435.930	34.479	0.000	-18.564	-15.276	-17.228
7	1 457.091	31.281	0.000	-18.509	-14.690	-16.957
8	1 481.405	34.180	0.000	-18.499	-14.150	-16.732

注:*,根据各评价指标分别选择的最优滞后阶数。

Note: * Indicates lag order selected by the criterion.

2.4 模型的参数估计

应用 EViews6.0 软件计算出 VAR 模型的参数

估计值。由表 6 可知,山东、河北、辽宁、江苏滞后 1 期的鸡蛋价格分别变动 1%,将导致北京当期鸡蛋

表 6 VAR 模型回归结果

Table 6 Regression results of VAR model

变量 Variable	$\ln P_{BJ}$	$\ln P_{SD}$	$\ln P_{HB}$	$\ln P_{LN}$	$\ln P_{JS}$
$\ln P_{BJ(t-1)}$	0.262 [1.556]	0.075 [0.431]	0.140 [0.832]	0.162 [0.998]	0.087 [0.574]
$\ln P_{SD(t-1)}$	0.001 [0.002]	0.226 [1.009]	0.207 [0.954]	-0.056 [-0.268]	-0.047 [-0.2425]
$\ln P_{HB(t-1)}$	0.549 [1.924]	0.746 [2.542]	0.543 [1.905]	0.606 [2.205]	1.063 [4.161]
$\ln P_{LN(t-1)}$	-0.151 [-0.655]	-0.568 [-2.399]	-0.250 [-1.087]	-0.125 [-0.562]	-0.775 [-3.759]
$\ln P_{JS(t-1)}$	0.324 [2.192]	0.471 [3.093]	0.323 [2.188]	0.381 [2.668]	0.634 [4.778]
常数项 C	0.032 [0.725]	0.042 [0.919]	0.037 [0.831]	-0.006 [-0.147]	0.055 [1.369]
调整的可决系数 Adjusted R-squared	0.919	0.908	0.915	0.922	0.931
F 统计量 F statistic	327.997	285.539	311.615	339.468	389.529
赤池信息准则 Akaike info criterion	-2.358	-2.301	-2.361	-2.432	-2.578
施瓦茨信息准则 Schwarz criterion	-2.235	-2.177	-2.238	-2.308	-2.455

注: $\ln P_{BJ(t-1)}$, $\ln P_{SD(t-1)}$, $\ln P_{HB(t-1)}$, $\ln P_{LN(t-1)}$, $\ln P_{JS(t-1)}$ 分别表示北京、山东、河北、辽宁和江苏滞后 1 期的鸡蛋价格的对数序列。系数下面中括号内的数字为相应系数的 t 检验值。

Note: $\ln P_{BJ(t-1)}$, $\ln P_{SD(t-1)}$, $\ln P_{HB(t-1)}$, $\ln P_{LN(t-1)}$, $\ln P_{JS(t-1)}$ respectively indicates the egg price of Beijing, Shandong, Hebei, Liaoning, Jiangsu in one month lag. The number in square brackets is the t statistic value of the corresponding coefficient.

价格分别变动 0.001%、0.549%、-0.151% 和 0.324%。从 t 检验值看,江苏滞后 1 期的鸡蛋价格波动对北京当期鸡蛋价格波动的影响在 5% 的显著水平下显著,河北滞后 1 期的鸡蛋价格波动对北京鸡蛋价格波动的影响在 10% 的显著水平下显著。从参数估计值的大小看,河北滞后 1 期的鸡蛋价格波动对北京当期鸡蛋价格波动的影响最强,江苏滞后 1 期的鸡蛋价格的影响次之。

2.5 脉冲响应与方差分析

在 VAR 模型中,第 i 个内生变量的 1 个冲击不仅直接影响到第 i 个变量,而且还通过 VAR 模型的动态结构传递给其他的内生变量,脉冲响应函数描述了这些影响的轨迹,显示任意 1 个变量的扰动是如何通过模型影响所有其他变量,最终又反馈到本身的过程^[13]。本研究基于 VAR 模型分别给北京鸡蛋价格对数序列($\ln P_{BJ}$)与 4 个主产区的鸡蛋价格对数序列($\ln P_{SD}$ 、 $\ln P_{HB}$ 、 $\ln P_{LN}$ 、 $\ln P_{JS}$)施加 1 个标准差新息(随机扰动项)的冲击,得到北京鸡蛋价格对数序列($\ln P_{BJ}$)的脉冲响应路径(图 1)。

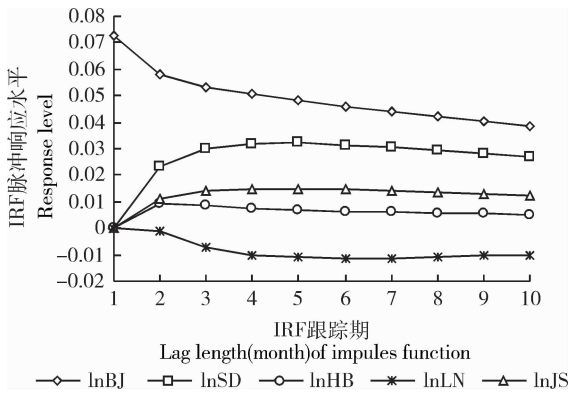


图 1 北京鸡蛋价格对数序列对自身与 4 个主产区鸡蛋价格对数序列的脉冲响应路径

Fig. 1 Impulse response function of $\ln P_{BJ}$ to $\ln P_{BJ}$, $\ln P_{SD}$, $\ln P_{HB}$, $\ln P_{LN}$ and $\ln P_{JS}$

北京鸡蛋价格对其自身的 1 个标准差新息立刻有较强的反应,第 1 期价格上升 0.073,随后各期影响逐渐减弱。但对于主产区鸡蛋价格的一个标准差新息,北京鸡蛋价格在第一期都没有反应,到第二期才开始有所反应,这表明主产区鸡蛋价格对北京鸡蛋价格的传导存在 1 个月的时滞。

此外,山东鸡蛋价格、河北鸡蛋价格和江苏鸡蛋价格的一个标准差新息对北京鸡蛋价格的影响都是正向的,而辽宁鸡蛋价格的一个标准差新息对北京

鸡蛋价格的影响是负向的。

方差分解是将系统的预测均方误差分解成系统中各变量冲击所作的贡献,以此考察 VAR 系统中任意一个变量冲击的相对重要性。

基于 VAR 模型,对北京鸡蛋价格进行方差分解的结果显示:在第 2 期,北京鸡蛋价格波动的大部分可以由自己的新息来解释,其贡献率达到 91.9%,到第 10 期下降至 70.1%;山东鸡蛋价格变动的贡献率在第 2 期为 5.7%,即北京鸡蛋价格预测方差的 5.7%可以由山东鸡蛋价格变动来解释,此后逐渐增大,第 10 期达到 21.6%;江苏鸡蛋价格变动的贡献率在第 2 期为 1.4%,即北京鸡蛋价格预测方差的 1.4%可以由江苏鸡蛋价格变动来解释,此后持续增大,第 10 期达到 4.7%。相比之下,河北与辽宁鸡蛋价格变动的贡献率较小,分别只有 1.2%和 2.3%。

综上所述,北京鸡蛋价格除受自身价格波动的影响之外,山东鸡蛋价格波动对其影响最大,江苏鸡蛋价格波动的影响次之,河北与辽宁的影响较小。

表 7 4 个主产区鸡蛋价格对数序列对北京鸡蛋价格对数序列($\ln P_{BJ}$)的方差分解

Table 7 Variance decomposition of $\ln P_{BJ}$

预测期 Period	标准误差 Std. Error	$\ln P_{BJ}$	$\ln P_{SD}$	$\ln P_{HB}$	$\ln P_{LN}$	$\ln P_{JS}$
1	0.073	100.000	0.000	0.000	0.000	0.000
2	0.097	91.996	5.670	0.949	0.011	1.373
3	0.116	85.389	10.512	1.215	0.385	2.499
4	0.132	80.669	13.960	1.268	0.875	3.228
5	0.146	77.354	16.367	1.267	1.302	3.710
6	0.157	74.988	18.077	1.255	1.637	4.043
7	0.167	73.255	19.326	1.242	1.894	4.282
8	0.176	71.951	20.266	1.230	2.093	4.461
9	0.183	70.942	20.991	1.220	2.248	4.599
10	0.190	70.146	21.564	1.213	2.371	4.707

3 结论与政策建议

通过实证分析,得到的主要结论如下:

1) 格兰杰因果关系检验结果表明,鸡蛋主产区山东、河北、辽宁与江苏的鸡蛋价格是主销区北京鸡蛋价格的格兰杰成因,说明主产区的鸡蛋价格有助

于预测主销区的鸡蛋价格。

2) VAR 模型参数估计值表明,鸡蛋主产区河北与江苏滞后 1 期的鸡蛋价格对北京当期鸡蛋价格的影响较强,而且统计显著,河北与江苏滞后 1 期的鸡蛋价格分别变动 1%,将导致北京当期鸡蛋价格分别变动 0.549%和 0.324%。

3) 脉冲响应结果表明,鸡蛋主产区山东、河北、辽宁与江苏的鸡蛋价格对北京鸡蛋价格的传导存在 1 个月的时滞。

4) 方差分析结果表明,北京鸡蛋价格除受自身价格波动的影响之外,山东鸡蛋价格波动对其影响最大,到第 10 期,北京鸡蛋价格预测方差的 21.6%可以由山东鸡蛋价格变动来解释,江苏鸡蛋价格波动对北京鸡蛋价格的影响次之,河北与辽宁的影响较小。

为避免北京鸡蛋价格出现大幅波动,有关部门应采取如下措施进行市场预警和管理,提高产销区蛋鸡价格传导的畅通性,避免蛋鸡产业遭受频繁波动的不良影响:

1) 北京应该与山东、河北等鸡蛋主产区建立联合预警机制,及时公布各省有效的鸡蛋供应量、购买量以及市场价格信息,以加强市场监控与宏观调控。一方面有利于主产区的蛋鸡养殖户准确把握市场动态,及时调整生产,避免盲目扩大或减少养殖规模所引起的价格波动,另一方面有利于北京根据山东与河北鸡蛋价格行情的变化,及时从其他省份调入足量的鸡蛋以满足本地的消费需求,从而缓解由供给不足所导致的鸡蛋价格波动。

2) 密切监测主产区与主销区当期价格,以助于预测主销区未来一期的价格走势。促进主产区与主销区蛋鸡价格及时信息公开,以利于消费者及时根据当期价格,预测后期走势,并有效采取采购、交易、消费策略,规避风险,节省交易成本。

3) 鸡蛋主产区应该建立和健全有效的疫病和疫情防控体系,以稳定鸡蛋的生产和消费。在预防不及时和不到位的情况下,蛋鸡疫情对蛋鸡养殖有明显影响,蛋鸡产蛋率会明显下降,从而严重影响鸡蛋供给,导致鸡蛋价格剧烈波动。改善蛋鸡养殖环境,优化蛋鸡养殖技术,需要依靠政府与行业协会的共同努力。北京具有众多科研院校和科技人才,拥有雄厚的科研实力,政府应该鼓励这些科研院校与科技人才加强与鸡蛋主产区蛋鸡养殖协会或养殖户的合作与联系,为他们提供疫病防控与养殖技术等方

面的支持,以保证主产区鸡蛋产量稳定,避免主销区鸡蛋价格的大起大落。

4) 促进主销区鸡蛋流通效率,以消除鸡蛋价格主销区的急剧波动。鉴于主销区流通渠道效率对蛋品销售成本、价格走势的强大影响,应采取一些行之有效的措施来提高鸡蛋的流通效率,如在北京等大城市主销区,建立鸡蛋等农产品快捷通道,减少销售终端的价格聚升;采取农超对接、养殖企业与大中规模消费单位对接等产销对接措施,减少销售终端因环节增多而导致的成本增加。

参 考 文 献

- [1] 中华人民共和国商务部. 商务预报[EB/OL]. [2012-3-22]. http://cif.mofcom.gov.cn/site/rptCategory.do?__method=Tree&rptCategory.id=221603
- [2] 钟钰,王艾敏,杨东群,等. 蛋鸡市场价格形成、传导与收益分配[J]. 中国物价,2010(7):29-33
- [3] 刘合光,秦富. 我国蛋鸡产业发展特征与展望[J]. 农业展望,2011(7):45-48
- [4] 武嘉平. 浅谈鸡蛋价格波动的影响因素及对策[J]. 畜牧与兽医,2009,41(7):91-93
- [5] 李哲敏,李干琼. 禽蛋市场价格短期预测[J]. 中国食物与营养,2010(6):36-39
- [6] 李哲敏. 中国禽蛋产业链短期市场价格传导机制[J]. 中国农业科学,2010,43(23):4951-4962
- [7] 罗峰,牛宝骏. 国际农产品价格波动对国内农产品价格的传递效应:基于 VAR 模型的实证研究[J]. 国际贸易问题,2009(6):16-22
- [8] 贾伟,秦富. 中国主要省份玉米价格的传导效应分析[J]. 华南农业大学学报:社会科学版,2012,11(2):69-75
- [9] 栾淑梅. 省际间猪肉价格波动的动态关系研究:基于 VAR 模型分析[J]. 农业经济,2011(11):87-88
- [10] 曹光乔,潘丹,秦富. 中国蛋鸡产业布局变迁的经济分析:基于省级面板数据的研究[J]. 农业技术经济,2010(10):10-17
- [11] 中华人民共和国国家统计局. 中国统计年鉴[EB/OL]. [2012-3-22]. <http://www.stats.gov.cn/tjsj/ndsj/>
- [12] 中国畜牧业协会. 中国畜牧业信息网[EB/OL]. [2012-3-22]. <http://www.caaa.cn/market/trend/local/df.php>
- [13] 易丹辉. 数据分析与 EViews 应用[M]. 北京:中国人民大学出版社,2011:219-224
- [14] 王骏,刘亚清. 我国豆粕期货与现货价格动态关系研究:基于日数据的实证分析[J]. 中国农业大学学报,2007,12(6):6-13
- [15] 李怀政. 环境规制、技术进步与出口贸易扩张:基于我国 28 个工业大类 VAR 模型的脉冲响应与方差分解[J]. 国际贸易问题,2011(12):130-137
- [16] 陈轶,陈群. 人民币汇率的价格传递效应:基于 VAR 模型的实证分析[J]. 中南财经政法大学研究生学报,2009(3):25-30