

引文格式: 陈骥, 许可. 食用菌产销间价格传导机制研究——以北京、河北两地金针菇、平菇、香菇为例[J]. 云南农业大学学报(社会科学), 2022, 16(4): 77-84. DOI: 10.12371/j.ynau(s).202201067.

食用菌产销间价格传导机制研究

——以北京、河北两地金针菇、平菇、香菇为例

陈 骥, 许 可*

(云南农业大学 经济管理学院, 云南 昆明 650201)

摘要: 以北京和河北两地为例, 选取 2014 年 1 月 6 日—2020 年 12 月 28 日金针菇、平菇、香菇的周度价格数据, 利用相关系数、Granger 因果检验、脉冲响应函数、方差分解等研究方法, 对食用菌产销间价格传导机制进行研究。结果表明: 北京、河北两地食用菌市场的价格具有较强的相关性, 其中平菇和香菇市场是双向传导关系, 金针菇市场则为单向传导关系; 在价格传导速率方面, 金针菇和香菇价格传导为 2 期滞后, 平菇市场存在 3 期滞后; 在北京、河北两地食用菌市场的价格形成中, 平菇和香菇的价格传导属于“需求推动型”, 金针菇的价格传导则属于“供给推动型”。为此, 就需要建立健全食用菌产销间价格联合监测预警机制、推动食用菌种植农业合作社发展等措施, 促进食用菌产业健康平稳发展。

关键词: 食用菌价格; 传导机制; 产地市场; 销地市场

中图分类号: F 323.7 文献标识码: A 文章编号: 1004-390X(2022)04-0077-08

An Empirical Study on the Price Transmission of Edible Fungus between Production and Marketing: Based on Enoki Mushroom, Oyster Mushroom and Shiitake in Beijing and Hebei

CHEN Ji, XU Ke

(College of Economics and Management, Yunnan Agricultural University, Kunming 650201, China)

Abstract: This research explored edible fungus price transmission mechanism between place of origin and sale market, by using correlation coefficient, granger causality test, impulse response function, variance decomposition method to analyse weekly price data of enoki mushroom, oyster mushroom and shiitake in Beijing and Hebei markets, from Jan. 4, 2014 to Dec. 28, 2020. The results showed that Beijing and Hebei had been linked closely to edible fungus market price, with the oyster mushroom and shiitake markets being two-way causal relationship and the enoki mushroom market being one-way causal relationship; The enoki mushroom and shiitake price transmission rate was 2-order lag, while the oyster mushroom was 3-order lag. Among the price formation in the edible mushroom market in Beijing and Hebei, oyster and shiitake price transmission type were “demand driven”, while the enoki price was “supply driven”. It is necessary to establish a robust joint price monitoring and early warning mechanism between edible fungus original and sale market, promote the development of agricultural cooperatives for edible fungus cultivation and other measures to promote the healthy and stable development of the edible fungus industry.

Keywords: edible fungus price; transmission mechanism; original market; sale market

收稿日期: 2022-01-26

修回日期: 2022-03-15

作者简介: 陈骥(1984—), 男, 云南昆明人, 讲师, 主要从事农业大数据研究。

* 通信作者: 许可(1995—), 男, 四川成都人, 硕士研究生, 主要从事农业经济理论研究。



食用菌产业是集高效农业、循环农业、低碳农业和可持续农业特征于一体的现代农业,其经济效益、社会效益和生态效益极其显著^[1]。食用菌产业作为“高产、高效、生态、安全”的重要农业产业,已成为继粮、油、果、菜之后的第五大农作物^[2]。食用菌产地市场的价格剧烈波动不仅会直接影响菇农的收益和食用菌加工企业的正常经营,同时还会对销地市场的价格产生影响,影响食用菌消费市场的稳定发展。因此,研究食用菌产销间市场的价格传导机制,有利于增加菇农的种植收益和抵御市场风险的能力,对区域间食用菌供需平衡,食用菌种植结构调整都具有十分重要的现实意义。

目前,我国学者在食用菌价格领域的研究主要集中于价格预测、周期性波动特征、影响因素等方面。在价格预测方面,多采用时间序列的预测模型,如 ARIMA 模型、GM(1,1)、蛛网模型等方法进行实证研究。李敏等、刘晓庆等利用 ARIMA 模型分别对山东省香菇价格和江苏省杏鲍菇价格进行预测,证明了该模型在食用菌价格预测方面的有效性,短期内价格预测精确度较高^[3-4]。李芬妮等利用 GM(1,1) 模型对我国香菇等五大食用菌品种的月度批发价格进行预测,结果表明该模型具有较高的预测精度^[5]。董永刚利用蛛网模型对我国 2019 年平菇价格进行预测,同时也指出我国平菇价格波动符合发散型蛛网理论模型^[6]。随着大数据在农业领域的广泛运用,新的价格预测模型也逐渐用在食用菌研究中。赵忠玲等基于模糊神经网络建立了食用菌价格预测模型,证明了该模型可以客观准确地进行预测^[7];在价格波动特征研究中,学者多利用 Census-X12 季节调整法和 H-P 滤波法等方法进行实证研究。王子豪等对河北省香菇等三种食用菌价格进行实证分析,表明河北省食用菌价格波动具有明显的季节特征,波动周期为两年,李磊等对河北省金针菇价格波动特征的研究,也得出相同结论^[8-9]。目前并没有针对食用菌产销间价格传导机制的研究。

因此,本文拟从价格传导机制的视角,研究北京、河北两地食用菌市场的价格传导关系。运用实证分析方法,重点探讨金针菇、平菇、香菇价格在产销间的传导关系、路径和效率,为菇农抵御市场风险和政府食用菌产业规划与调整提供理论依据。

一、研究方法 with 数据来源

(一) 研究方法 with 思路

1. 分析北京、河北两地食用菌市场的价格相关性

食用菌产销市场间价格的相关关系是否紧密,是研究食用菌产销间价格传导机制的基础。采用皮尔逊相关系数来度量两个变量之间的相关性,相关系数越大,表明两者之间相关性越高,可能存在传导关系。皮尔逊相关系数的计算,见公式(1)^[10]。

$$r = \frac{n \sum X_i Y_i - \sum X_i \sum Y_i}{\sqrt{n \sum X_i^2 - (\sum X_i)^2} \sqrt{n \sum Y_i^2 - (\sum Y_i)^2}} \quad (1)$$

式(1)中: r 表示食用菌产销间市场价格的相关系数, X_i 为销地食用菌市场价格, Y_i 为产地食用菌市场价格, n 为变量个数。当 r 越大,表明食用菌产销市场间的关系越紧密, r 越小,产销间市场的关系则相反。

2. 研究食用菌产销间市场价格传导的因果关系

运用 Granger 因果检验方法,从统计学视角分析食用菌产销间市场价格的因果关系及传导方向,见公式(2)(3)^[10]。

$$Y_t = \sum_{i=1}^n (\alpha_i X_{t-i}) + \sum_{i=1}^n (\beta_i Y_{t-i}) + \varepsilon_{1t} \quad (2)$$

$$X_t = \sum_{i=1}^n (\gamma_i X_{t-i}) + \sum_{i=1}^n (\delta_i Y_{t-i}) + \varepsilon_{2t} \quad (3)$$

式(2)(3)中: Y_t 和 X_t 分别为食用菌产地价格和销地价格; ε_{1t} 和 ε_{2t} 均为白噪声序列,且不相关。在统计学意义上,当 α_i 显著不为0时,表明销地价格变动会引起产地价格变动,销地市场在价格形成中起主导作用;相同,当 δ_i 显著不为0时,表明产地市场价格波动引起销地市场价格波动,产地市场在价格形成中起主导作用;当 α_i 和 δ_i 均显著不为0时,表明产销间价格互为引导关系。

3. 研究食用菌产销间市场的价格传导机制

脉冲响应函数常用来研究当模型受到某种冲击时对系统的动态影响^[11]。运用脉冲响应函数可以分析当产销间某一市场遭受冲击时,对其自身和另一市场的影响,揭示短期内产销间市场的价格相互影响关系。方差分解提供了关于每个扰动

因素影响 VAR 模型内各个变量的相对贡献程度^[12]。方差分解结果揭示在食用菌市场价格变动中,产地市场和销地市场对价格变动的贡献率,进而分析食用菌产销间市场的价格传导机制。

(二) 数据来源与说明

河北省作为食用菌产业发展大省,食用菌产量在全国食用菌产量中占有很大比率,已经成为河北省的支柱产业^[2]。从河北省食用菌种植结构来看,香菇、平菇、金针菇为主导品种,2017年香菇、平菇、金针菇3个菇种产量占河北省食用菌总产量的91.13%。北京市是全国最大的农产品消费市场,已有研究表明两地蔬菜价格具有高度相关性。因此,在研究食用菌产销间的价格传导机制中,河北省食用菌价格作为产地价格,北京市食用菌价格作为销地价格,就十分具有代表性。

选取北京市和河北省金针菇、平菇和香菇批发市场周度价格数据作为研究对象;时间跨度为2014年1月6日—2020年12月28日;数据来源于布瑞克农业数据库和全国农产品商务信息公共服务平台(<http://nc.mofcom.gov.cn/>)。

二、实证分析

(一) 产销间价格相关关系分析

如图1~3所示,可以简单判断北京、河北两地金针菇、平菇、香菇价格波动具有高度一致性,河北产地与北京销地价格涨跌趋势基本一致,且在大多数时间中北京销地食用菌价格变动要早于河北产地价格。

通过计算 Spearman 相关系数,进一步揭示北京、河北两地产销间食用菌价格的相关关系,结果见表1。北京、河北两地金针菇、平菇、香菇价格的相关系数分别为0.74、0.76、0.85,结果表明北京、河北两地食用菌价格之间存在关联,可以进行进一步的分析。

(二) 产销间价格平稳性检验

在利用 VAR 模型进行实证分析之前,需要对各变量进行 ADF 平稳性检验,同时对价格数据取对数以消除数据中的异方差性。检验结果如表2所示,北京、河北两地产销间金针菇、平菇、香菇价格数据均为平稳序列。

(三) 产销间价格的格兰杰因果检验

Granger 因果关系检验主要用来判断一个变量的变动是否会引导另一个变量的变动,但其结果只具有统计学意义,并不具备真正意义上的因果关系。检验结果如表3所示,在5%的显著性水平下,平菇和香菇产销间价格均拒绝原假设,互为 Granger 因果关系。表明平菇和香菇产地价格波动会引导销地价格波动,同样销地价格波动也会引导产地价格波动;金针菇产销间价格是单向引导关系,北京销地价格不是河北产地价格 Granger 原因,表明金针菇销地价格波动并不会引导产地价格波动。

(四) 最优滞后阶数的确定

Granger 因果关系检验结果说明食用菌产销间价格存在引导关系,需要通过构建 VAR 模型进行进一步的研究,在建立模型之前,本文主要根据

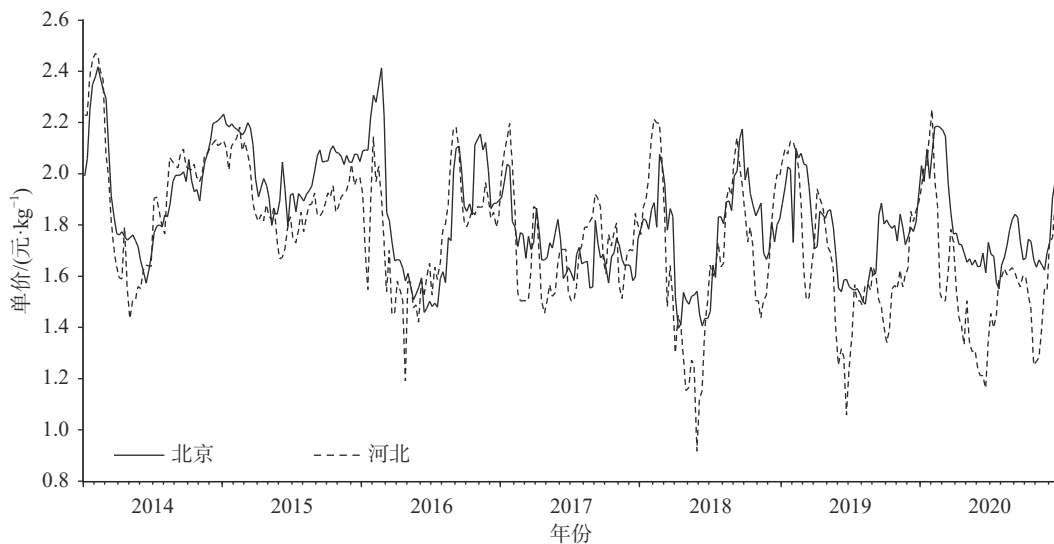


图1 北京、河北两地金针菇价格走势

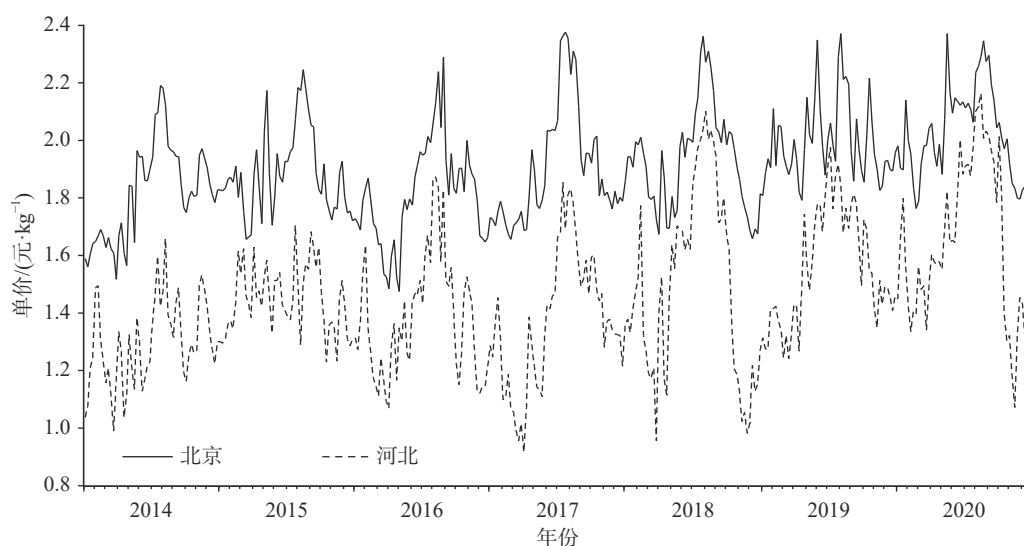


图 2 北京、河北两地平菇价格走势

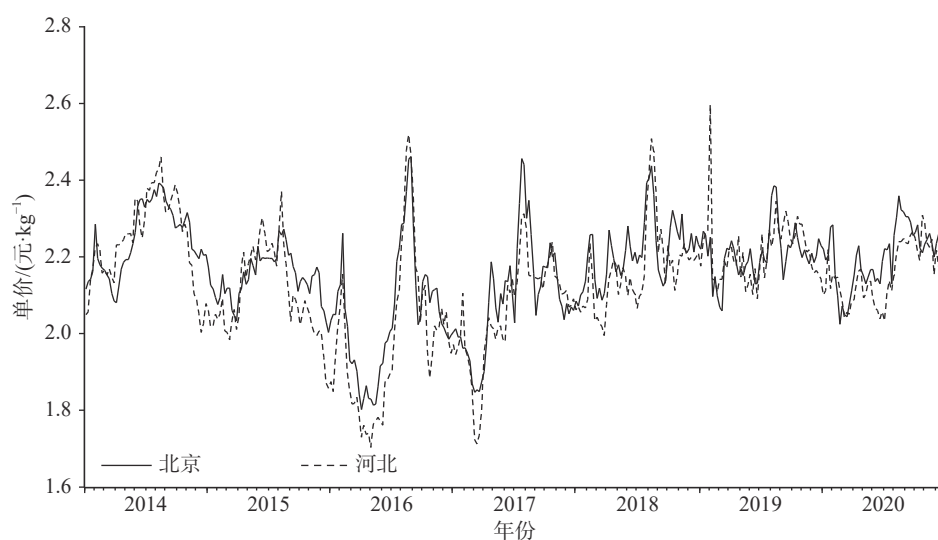


图 3 北京、河北两地香菇价格走势

表 1 北京、河北两地食用菌价格相关系数

地区	金针菇		平菇		香菇	
	北京	河北	北京	河北	北京	河北
北京	1.00	0.74	1.00	0.76	1.00	0.85
河北	0.74	1.00	0.76	1.00	0.85	1.00

AIC (赤池信息准则) 和 SC (施瓦茨信息准则) 确定最优滞后阶数 p , 结果见表 4。金针菇和香菇产销间价格的最优滞后阶数为 2 期, 平菇产销间价格的最优滞后阶数为 3 期。

(五) 价格传导机制分析

图 4~6 右侧所示为河北产地市场变化情况, 金针菇、平菇和香菇的产地价格发生一个标准差的信息冲击时, 产地价格自身分别会立即增长

10.5%、12% 和 5.9%, 随后的变化趋势显示出不同特征。其中, 金针菇在滞后 2 期达到最大为 11.5%, 随后开始下降, 在第 10 期降至 4%。平菇和香菇均在第一期便达到最大, 随后开始下降, 下降速率为先快后慢, 在第 10 期分别降至 4.1% 和 2.3%; 而当河北产地价格受到北京销地市场价格的一个标准差信息冲击时, 不同种类食用菌价格变化趋势有明显不同。其中, 金针菇产地

表 2 北京、河北两地食用菌价格单位根检验结果

食用菌种类	变量	ADF 统计量	检验形式	临界值			平稳性
				1%	5%	10%	
金针菇	北京	-4.106 825	(c,0,1)	-3.448 161	-2.869 285	-2.570 963	平稳
	河北	-4.868 010	(c,0,1)	-3.448 161	-2.869 285	-2.570 963	平稳
平菇	北京	-5.445 570	(c,0,1)	-3.448 161	-2.869 285	-2.570 963	平稳
	河北	-4.873 438	(c,0,1)	-3.448 161	-2.869 285	-2.570 963	平稳
香菇	北京	-4.569 135	(c,0,1)	-3.448 161	-2.869 285	-2.570 963	平稳
	河北	-3.993 786	(c,0,1)	-3.448 161	-2.869 285	-2.570 963	平稳

表 3 北京、河北两地食用菌价格 Granger 因果检验结果

食用菌种类	原假设	F统计量	P值
金针菇	河北产地价格不是北京销地价格的Granger原因	26.5540	0.0000
	北京销地价格不是河北产地价格的Granger原因	0.01776	0.9824
平菇	河北产地价格不是北京销地价格的Granger原因	30.423 1	0.0000
	北京销地价格不是河北产地价格的Granger原因	4.32742	0.0139
香菇	河北产地价格不是北京销地价格的Granger原因	4.69655	0.0097
	北京销地价格不是河北产地价格的Granger原因	16.3468	0.0000

价格变化不会受到销地价格变动的冲击，这与之前 Granger 因果检验结果相一致。平菇和香菇价格均存在一期滞后，平菇价格在第 2 和 3 期为负向响应，随后开始快速增长，并于第 10 期涨至 1.3%。香菇价格反应趋势为先增后降，在第 4 期涨至最大为 2.3%。

图 4~6 左侧为北京销地市场变动情况，金针菇、平菇和香菇对来自其自身的一个标准差信息冲击时，均在当期产生反应，价格分别增加 7.5%、8.7% 和 4.8%，但随后的变化趋势有所不同。金针菇和平菇均在第 1 期最大，随后开始下降，到第 10 期降至 2% 和 2.2%。香菇价格变化趋势为先增后降，在第 2 期增至最大，为 5.4%；与之相对的是，当金针菇、平菇和香菇的销地价格受到来自产地价格的一个标准差信息冲击时，均表现出明显的先增后降变化趋势，分别在第 6、2 和 5 期达到最大。

以上结果表明，食用菌产地价格和销地价格对其自身的标准差信息冲击不存在时间滞后性，且价格反应更加强烈。标准差信息冲击对销地市场价格影响要大于产地市场价格。

食用菌产销间价格方差分解结果如表 5 所示，从北京销地市场来看，当滞后期增加时，不

同种类食用菌销地市场份额变化趋势有所不同，其中平菇和香菇呈现小幅度的下降趋势，最终降为 80.31% 和 92.02%，金针菇销地市场份额则出现较大幅度的下降趋势，最终为 59.63%；而金针菇、平菇和香菇的产地市场份额则分别上涨至 40.37%、19.69% 和 7.98%。

从河北产地市场来看，金针菇和平菇呈现相同的变化趋势，在滞后 1 期时，其价格方差中产地市场份额分别占 92.4% 和 85.66%。随着滞后时间的推移，产地市场份额在 1~2 期缓慢上升后开始下降，在第 10 期分别为 91.89% 和 80.3%。销地市场份额变化趋势则与之相反，呈现先降后升的特征；香菇市场价格方差变化呈现完全不同的变化趋势，产地市场份额随着时间的变化，呈先快后慢的下降趋势，在第 10 期时只占 44.82%。销地市场份额与之相反，呈先快后慢的上升趋势，在第 10 期为 55.18%。

总体上看，金针菇、平菇、香菇价格来自北京销地市场的平均方差分别为 42.65%、51.05%、70.24%；来自河北产地市场的平均方差为 57.35%、48.95% 和 29.76%。结果表明，在北京、河北两地食用菌价格形成中，金针菇和香菇市场价格波动分别是由河北产地市场和北京销地市场的价格波

表 4 北京、河北两地食用菌价格 VAR 模型滞后阶数的确定

食用菌种类	Lag	logL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
金针菇	0	164.3732	NA	0.00138	-0.90965	-0.88793	-0.901013
	1	725.3395	1112.505	0.0000609	-4.02991	-3.964741*	-4.003991*
	2	732.2031	13.53498*	0.00006*	-4.045956*	-3.937336	-4.002753
	3	733.4534	2.451469	0.0000609	-4.03055	-3.878483	-3.970067
	4	735.4444	3.881690	0.0000616	-4.0193	-3.82378	-3.941531
	5	738.8796	6.658735	0.0000618	-4.01613	-3.777168	-3.921086
	6	739.8584	1.886178	0.0000628	-3.99921	-3.716794	-3.886879
	7	743.7998	7.551697	0.0000629	-3.99888	-3.673018	-3.86927
	8	745.5927	3.415105	0.0000636	-3.98651	-3.617206	-3.839624
平菇	0	244.7339	NA	0.00088	-1.359854	-1.33813	-1.351213
	1	628.8559	761.7882	0.000105	-3.489389	-3.424217	-3.463467
	2	643.8701	29.60789	0.0000984	-3.551093	-3.442473*	-3.507890*
	3	650.8472	13.68049	0.0000967*	-3.567771*	-3.415703	-3.507287
	4	653.0034	4.203787	0.0000977	-3.557442	-3.361926	-3.479677
	5	658.4685	10.59326*	0.0000969	-3.56565	-3.326686	-3.470603
	6	660.1991	3.335219	0.0000982	-3.552936	-3.270524	-3.440609
	7	661.4202	2.339627	0.0000997	-3.537368	-3.211508	-3.407759
	8	662.0436	1.187374	0.000102	-3.518451	-3.149143	-3.371562
香菇	0	632.5666	NA	0.0001	-3.532586	-3.510862	-3.523946
	1	1106.783	940.4635	0.00000719	-6.166854	-6.101682	-6.140932
	2	1121.059	28.15198	0.00000679*	-6.224422*	-6.115802*	-6.181219*
	3	1122.889	3.587119	0.00000687	-6.212262	-6.060194	-6.151778
	4	1128.126	10.21089*	0.00000682	-6.219195	-6.023679	-6.14143
	5	1128.194	0.131891	0.00000698	-6.197167	-5.958203	-6.102121
	6	1131.387	6.152306	0.00000701	-6.192643	-5.910231	-6.080315
	7	1134.646	6.244242	0.00000704	-6.188492	-5.862632	-6.058883
	8	1135.147	0.953781	0.00000718	-6.168888	-5.79958	-6.021998

动起到了决定性作用，在平菇市场的价格波动中产销市场贡献率则相对平等，且销地市场贡献率要大于产地市场贡献率。

综合分析脉冲响应函数和方差分解结果，北京、河北两地不同种类食用菌市场价格呈现不同特征，其中香菇和平菇市场价格受北京销地市场的影响要大于河北产地市场，在价格传导机制中，销地市场贡献率要大于产地市场，传导类型均属于“需求推动型”，其价格波动内在动力主要为北京销地市场的价格波动；与之相反的是金针菇市场价格，其传导类型属于“供给推动型”，价格波动内在动力主要为河北产地市场。

三、结论与政策建议

本文运用相关系数、Granger 因果关系检验、VAR 模型、脉冲响应函数和方差分解方法，通过

在北京和河北两地金针菇、平菇、香菇市场的周度价格数据，研究食用菌产销市场间价格传导机制，实证结果表明：

(1) 北京、河北两地食用菌市场的价格具有较强的相关性，其中平菇和香菇市场是双向传导关系，金针菇市场则为单向传导关系；在价格传导速率方面，金针菇和香菇市场的价格传导存在 2 期滞后，平菇市场的价格存在 3 期滞后。

(2) 北京、河北两地食用菌市场的价格形成中，平菇和香菇市场的销地价格引导力要大于产地价格，属于“需求推动型”，产销间价格传导主要由北京销地市场推动；金针菇市场的产地价格引导力要大于销地价格，属于“供给推动型”，产销间价格传导主要来由河北产地市场推动。

为了避免食用菌价格的剧烈波动给种植户带来损失，政府和养殖户可以采取下列措施进行价

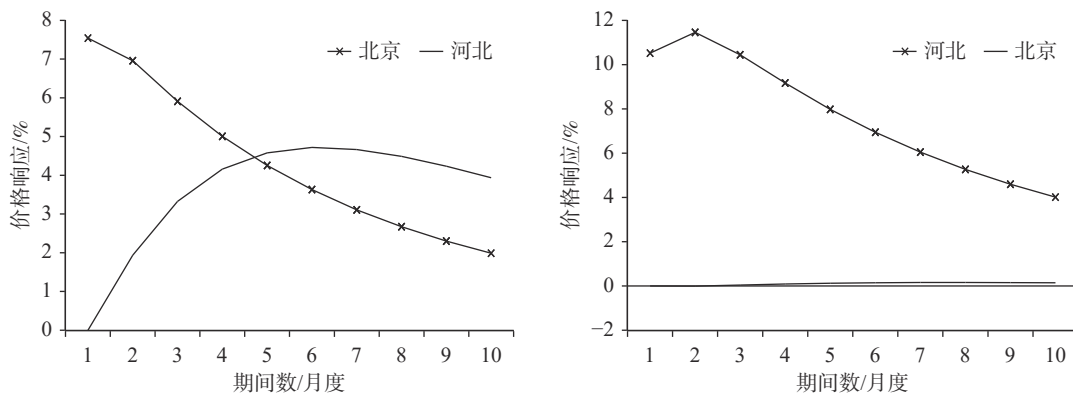


图4 金针菇销地市场(左)与产地市场(右)价格脉冲响应函数分析

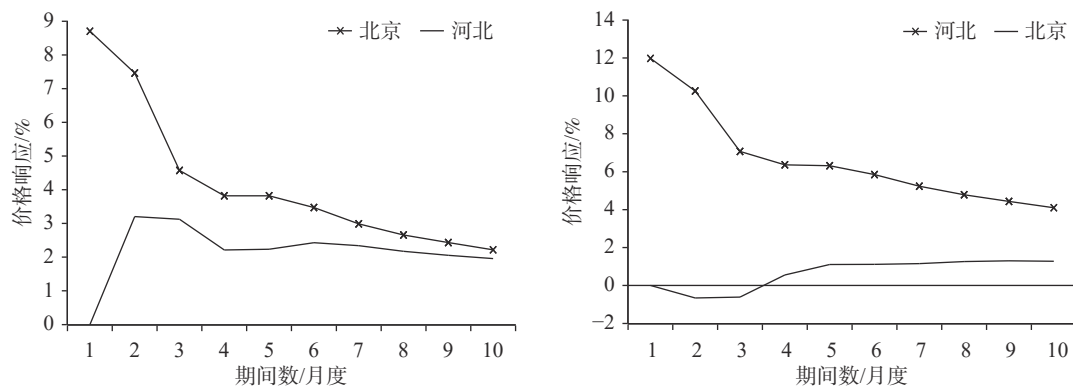


图5 平菇销地市场(左)与产地市场(右)价格脉冲响应函数分析

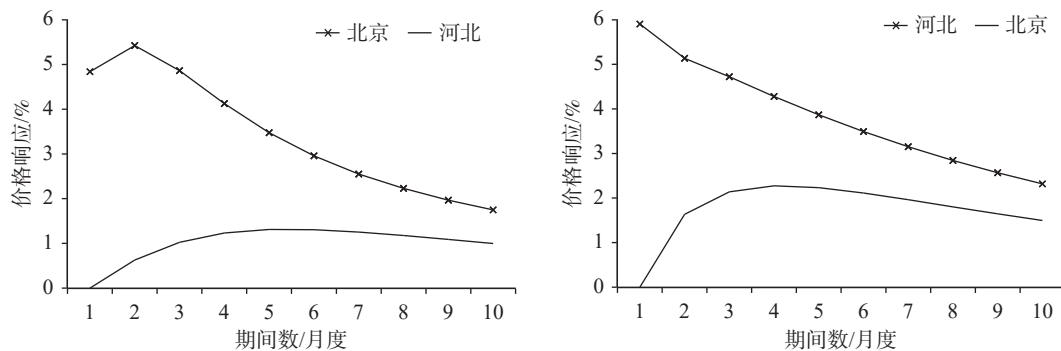


图6 香菇销地市场(左)与产地市场(右)价格脉冲响应函数分析

格预警以及种植行为调整,提高食用菌产销间价格传导的效率,避免食用菌产业遭受价格剧烈波动产生的消极影响。

(1) 建立健全北京销地市场与河北等食用菌产地市场间的联合价格监测预警机制。利用现有的信息传播媒介,及时公开当期价格信息和下期的价格预测。一方面,种植户可以根据市场信息及时调整生产行为和食用菌种植结构,避免盲目生产造成的供给过剩带来价格波动,另一方面,销地市场的食用菌批发商可以根据河北产地价格的信息,及时从其他食用菌种植省份批发食用

菌,尽快稳定北京销地市场的价格波动。

(2) 积极推动食用菌种植专业合作社发展。食用菌种植专业合作社能够为菇农提供食用菌种植、销售、加工、贮藏以及市场化经营有关的技术服务,传递良性的市场信息,提高菇农在现代农业中的地位,增强其食用菌种植的生产积极性。依托食用菌种植专业合作社,可以更好地与市场对接,积极发展订单农业、电子商务等新形式,提升菇农对食用菌价格形成的引导力。

(3) 完善并推广食用菌种植与收益保险。食用菌种植容易受高温、强降雨、寒潮等自然灾害

表 5 北京、河北两地食用菌价格方差分解结果

单位: %

滞后期	金针菇				平菇				香菇			
	北京销地市场		河北产地市场		北京销地市场		河北产地市场		北京销地市场		河北产地市场	
	销地市 场份额	产地市 场份额	销地市 场份额	产地市 场份额	销地市 场份额	产地市 场份额	销地市 场份额	产地市 场份额	销地市 场份额	产地市 场份额	销地市 场份额	产地市 场份额
1	100.00	0.00	7.60	92.40	100.00	0.00	14.34	85.66	100.00	0.00	18.63	81.37
2	96.56	3.44	7.57	92.43	92.76	7.24	12.56	87.44	99.26	0.74	31.48	68.52
3	90.44	9.56	7.64	92.36	88.39	11.61	11.94	88.06	98.15	1.85	39.5	60.5
4	83.73	16.27	7.73	92.27	87.02	12.98	13.01	86.99	96.93	3.07	44.68	55.32
5	77.55	22.45	7.82	92.18	85.86	14.14	14.67	85.33	95.76	4.24	48.15	51.85
6	72.29	27.71	7.90	92.10	84.40	15.60	15.95	84.05	94.72	5.28	50.55	49.45
7	67.98	32.02	7.97	92.03	83.07	16.93	17.01	82.99	93.83	6.17	52.27	47.73
8	64.53	35.47	8.02	91.98	82.01	17.99	18.01	81.99	93.10	6.90	53.53	46.47
9	61.79	38.21	8.07	91.93	81.10	18.90	18.92	81.08	92.50	7.50	54.47	45.53
10	59.63	40.37	8.11	91.89	80.31	19.69	19.70	80.30	92.02	7.98	55.18	44.82

以及产销间市场价格剧烈波动的影响,给菇农带来巨大的经济损失。食用菌种植与收益保险能够对因自然灾害、病虫害造成的减产以及产销市场价格剧烈波动引发的收益损失进行补偿,增强了菇农抵御市场风险的能力,增加了食用菌种植收益,调动了菇农的种植积极性,促进了食用菌产业的健康稳定发展。

(4) 促进销地市场食用菌流通速度,减小食用菌销地市场价格的波动幅度。销地市场食用菌流通速度对食用菌产销间当期价格波动和预测价格都会产生显著的影响,同时也影响下一年度产地市场食用菌种植结构,因此应采取有效措施,提升食用菌的流通速度,一方面采取订单农业、电子商务等新形式,减少中间流通环节,提升流通效率。另一方面,采取专业合作社与超市、大规模消费群体的产销直接对接,减少因流通环节的增加而产生的生产成本。

[参考文献]

- [1] 张俊飏,李鹏.我国食用菌新兴产业发展的战略思考与对策建议[J].华中农业大学学报(社会科学版),2014(5):1.
- [2] 孟晶晶.河北省食用菌价格波动分析[D].保定:河北农业大学,2018.
- [3] 刘晓庆,张宇萌.基于ARIMA模型的食用菌价格预测分析:以江苏省杏鲍菇为例[J].生态经济(学术版),2012(2):298.

- [4] 李敏,胡继连.基于Census X12和ARIMA模型的香菇价格波动特征分析:以山东省为例[J].中国食用菌,2016,35(2):71. DOI: 10.13629/j.cnki.53-1054.2016.02.018.
- [5] 李芬妮,张俊飏,曾杨梅.基于GM(1,1)模型的食用菌价格预测[J].长江蔬菜,2017(10):25. DOI: 10.3865/j.issn.1001-3547.2017.10.012.
- [6] 董永刚.基于蛛网模型的食用菌价格波动预测:以平菇为例[J].中国食用菌,2019,38(7):128. DOI: 10.13629/j.cnki.53-1054.2019.07.029.
- [7] 赵忠玲,王笑.基于神经网络的食用菌价格预测模型的建立[J].中国食用菌,2020,39(3):168. DOI: 10.13629/j.cnki.53-1054.2020.03.051.
- [8] 王子豪,白丽,张润清,等.河北省食用菌价格波动特征及预测分析[J].河北农业大学学报(社会科学版),2019,21(2):11. DOI: 10.13320/j.cnki.jauhe.2019.0024.
- [9] 李磊,李辉,张润清.河北省金针菇价格波动特征分析[J].农村经济与科技,2019,30(9):181. DOI: 10.3969/j.issn.1007-7103.2019.09.072.
- [10] 王川,阎晓军,王志军,等.产销两地农产品市场价格传导关系的研究:以京冀两地蔬菜市场为例的实证分析[J].中国农学通报,2011,27(11):161.
- [11] 高铁梅.计量经济分析方法与建模:EViews应用及实例(第3版)[M].北京:清华大学出版社,2019.
- [12] 丁娇娇.蔬菜价格时空传导机制及实证研究[D].北京:中国农业科学院,2019.

(责任编辑:许敏)