

环渤海五省市番茄市场横向整合与纵向整合分析

于丽艳¹, 丁建国², 穆月英³, 史晨宇¹

(1. 天津科技大学经济与管理学院, 天津 300222; 2. 新疆农业科学院农业经济与科技信息研究所, 乌鲁木齐 830091);

3. 中国农业大学经济管理学院, 北京 100083

摘要:【目的】研究环渤海地区五省市番茄市场横向整合和纵向整合, 反映区域之间番茄价格传导的效率, 为番茄跨区域市场整合提供参考。【方法】以环渤海地区五省市番茄批发价格和零售价格为研究对象, 利用协整检验、误差修正模型和格兰杰因果关系检验, 研究环渤海地区五省市番茄市场横向整合和纵向整合。【结果】除了天津市-辽宁省、河北省-山东省、辽宁省-山东省番茄批发价格组合不存在协整关系外, 其他省区之间番茄批发价的两两组合都存在协整关系; 在存在协整关系的组合中, 当番茄批发价格受到冲击偏离长期均衡状态时, 横向市场间的误差修正机制可以消除主销区这种价格偏离, 北京市消除这种偏离水平需要 10.5~16.7 d, 天津市消除这种偏离水平需要 13.0~13.5 d; 除辽宁省外, 其他主产区这种修正机制不显著。北京市番茄零售价格分别与天津市、河北省、山东省番茄批发价格存在协整关系, 当北京市番茄零售价格受到冲击偏离长期均衡状态时, 纵向市场间的误差修正机制可以消除番茄零售价格的偏离, 北京市消除番茄零售价格偏离水平需要 26.3~40 d, 除了天津市外, 其他 2 个省区这种修正机制不显著。【结论】五省市批发价格传导总体顺畅, 能够实现番茄价格的整体均衡与联动, 番茄市场横向整合程度较高; 在跨区域的番茄批发价格与零售价格传导过程中, 批发价格在价格传导中处于主导地位, 五省市番茄市场纵向整合程度较高。

关键词: 番茄; 市场横向整合; 市场纵向整合; 协整分析; 误差修正模型

中图分类号: F323.3; S-1

文献标识码: A

文章编号: 1001-4330(2022)12-3112-09

0 引言

【研究意义】“一价定律”认为: 同质商品在不同的市场上销售价格应该是一样的^[1], 对于空间分离的市场, 同质商品在相互分离的空间市场上的价格之差应该等于商品的交易成本^[2,3]。套利行为使得空间分离的市场价格联系在一起, 如果空间分离的市场价格由于套利行为而有效连接在一起, 则认为市场是整合的^[2]。市场整合可以理解为商品跨区域流通及相应价格跨区域传导^[4]。对于番茄价格, 区域高度的市场整合会促使套利者将价格较低市场的番茄运到价格较高市场上销

售, 从而获得盈利, 在整个套利过程中, 实现了番茄价格跨市场的空间联动。番茄价格的空间传导是否顺畅, 反映了番茄市场的空间整合程度, 通过番茄价格跨市场的传导机制研究, 分析番茄市场空间整合情况, 对于提高番茄产销效率, 稳定番茄价格具有重要意义。【前人研究进展】空间市场整合研究对象主要是 A 市场价格变化对 B 市场价格变化的影响^[5]。市场整合程度分为完全整合、不完全整合和市场隔离 3 个层次^[6]。中国不同地区的玉米、大豆和大米的市场整合程度存在差异^[7], 产业链上不同产品之间存在市场整合^[8], 国内商品市场和国际商品市场存在协整关

收稿日期(Received): 2022-02-10

基金项目: 国家自然科学基金(71773121); 国家社科基金重大项目(18ZDA074); 现代农业产业技术体系北京市产业经济与政策创新团队(BAIC11-2022); 天津科技大学青年教师创新基金(2015ZD01)

作者简介: 于丽艳(1977-), 女, 天津宁河人, 博士研究生, 副教授, 研究方向为农业经济理论与政策, (E-mail) yuliyang@tust.edu.cn

通信作者: 穆月英(1963-), 女, 山西大同人, 博士, 教授, 博士生导师, 研究方向为农业经济理论与政策, (E-mail) yueyingmu@cau.edu.cn

系^[9]。中国肉鸡市场整合程度较高,肉鸡市场价格调整中体现出生产型导向的特征^[5];鸡蛋产业链上、中、下游价格同步波动,鸡蛋批发价格对零售价格影响较大,鸡蛋产业链各市场间存在双向波动溢出效应^[10]。中国蔬菜市场由于生产的区域性和季节性等因素的影响,其市场整合和价格跨区域传导呈现出一定的特征^[11-15]。北京市蔬菜主要来自山东省和河北省,两地区蔬菜占北京蔬菜总来源的一半,辽宁省和天津市以及北京市自产蔬菜在北京市蔬菜来源中也占有一定比重^[16]。【本研究切入点】从价格空间传导角度研究产业市场整合是在交易成本等数据缺失条件下比较有效率的研究手段。从价格传导角度研究农产品市场整合的文献,研究结论不尽一致,五省市交通便捷,蔬菜运输通畅,信息传递快速,所以五省市番茄市场价格应该具有联动性,市场整合程度应该较高,在一定程度上代表着中国比较发达地区的番茄市场整合情况。对蔬菜价格传导的研究,多使用季度或月度数据,随着信息传递速度的提高,对全国番茄价格的信息传递时间不断缩短,以月度价格反映蔬菜价格传导,显然对价格波动的很多特征都没有直接反映。关于农产品横向市场整合的研究,即不同地区之间农产品价格的研究多集中于大米、小麦和玉米的研究,关于农产品纵向市场整合的研究较多,研究多集中于对相同地区批发价格与零售价格之间的传导,跨区域的

批发价格与零售价格之间的研究较少。需对基于日度价格的环渤海区域五省市番茄批发价格和批发价格与零售价格的传导进行测度。【拟解决的关键问题】采用环渤海区域五省市番茄日度价格,利用五省市番茄批发价格,分析该区域番茄市场的横向整合情况,利用北京市番茄零售价格与其他地区番茄批发价格,研究该区域番茄市场纵向整合情况。评估番茄市场的横向整合程度和纵向整合程度,为提高番茄产销效率,稳定番茄价格提供参考。

1 材料与方法

1.1 材料

研究选取2018年1月1日到2019年4月15日,环渤海区域五省市番茄每日批发价格和北京市超市每日零售价格作为研究对象,其中批发价格数据来自商务部百家农产品市场数据,北京超市零售价格来自北京市价格监测中心。

五省市番茄批发价格和北京市番茄超市零售价格,不论是五省市番茄批发价格和北京市零售价格,其趋势基本是一致的,价格呈现出随着时间的推移,逐步上涨的趋势,但是涨幅不大,番茄批发价格各个省市差距不大,北京市的番茄零售价格普遍比其他省市批发价格高1~2元,五省市番茄不论是批发价格还是零售价格,其变化都比较一致。图1,表1

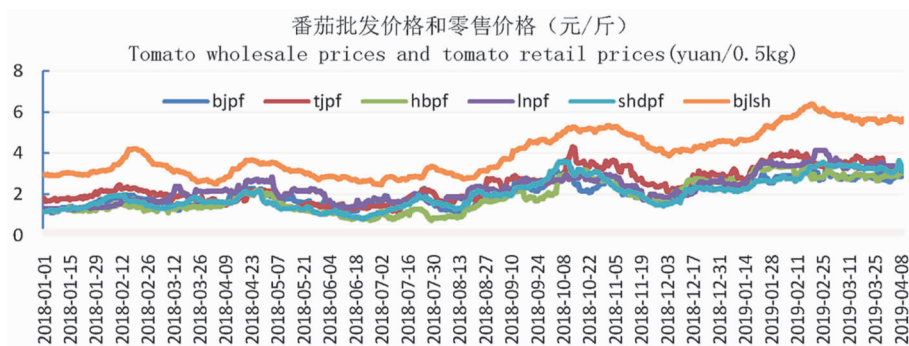


图1 五省市番茄批发价格和北京市番茄零售价格

Fig.1 Tomato wholesale prices in five provinces and cities and tomato retail prices in Beijing

1.2 方法

1.2.1 理论模型

采用协整检验—误差修正模型—格兰杰因果检验。如果存在单位根的多个时间序列拥有共同的随机趋势,可以通过对这些时间序列做线性组

合从而消除随机趋势^[17]。

1.2.2 协整检验及误差修正模型

通常采用 Engle and Granger (1987) 提出的“EG-ADF 两步法”来检验两个一阶单整过程 $I(1)$ 变量 $\{y_t, x_t\}$ 之间是否存在协整关系。

表 1 五省市番茄批发价格和北京市番茄零售价格描述性统计

Table 1 Descriptive statistics of tomato wholesale prices in five provinces and cities and Beijing tomato retail prices

Variables	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max	Skew.	Kurt.
北京番茄批发价 Beijing	464	2.04	0.585	1.1	3.675	0.438	2.202
天津番茄批发价 Tianjin	464	2.426	0.801	1.125	4.3	0.37	1.915
河北番茄批发价 Hebei	464	1.897	0.768	0.725	3.5	0.337	1.785
辽宁番茄批发价 Liaoning	464	2.302	0.696	1.238	4.125	0.508	2.457
山东番茄批发价 Shandong	464	2.023	0.738	0.8	3.625	0.537	2.183
北京超市番茄零售价格 Beijing Supermarket	464	3.979	1.097	2.46	6.39	0.448	1.865

第一步,用 OLS 法估计协整系数 θ , 即 $y_t = \varphi + \theta x_t + z_t$.

在“ $\{y_t, x_t\}$ 存在协整关系”的原假设下,虽然 $\{y_t, x_t\}$ 是非平稳的 $I(1)$ 过程,但如果 $\{z_t\}$ 为平稳过程,则 OLS 的估计量 $\hat{\varphi}$ 与 $\hat{\theta}$ 都是一致估计量。

第二步,对残差序列 $\{\hat{z}_t \equiv y_t - \hat{\varphi} - \hat{\theta}x_t\}$ 进行 ADF 检验,确定其是否平稳。

如果检验结果确定 $\{\hat{z}_t\}$ 平稳,则接受 $\{y_t, x_t\}$ 存在协整关系的原假设。协整关系 $y_t = \hat{\varphi} + \hat{\theta}x_t$ 为 $\{y_t, x_t\}$ 之间的长期均衡关系 ($\hat{\varphi}, \hat{\theta}$ 为长期参数)。表示解释变量 x 变动 1 单位引起被解释变量 y 的变动情况。

估计 $\{y_t, x_t\}$ 之间的短期关系 (短期参数) 则需要使用误差修正模型 (ECM):

假设 $\{y_t, x_t\}$ 之间的关系可用一个自回归分布滞后 (ADL) 模型来表示,例如,

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \gamma_0 x_t + \gamma_1 x_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (1)$$

则 (1) 式对应的 ECM 模型为:

$$\Delta y_t = \gamma_0 \Delta x_t + (\beta_1 - 1)(y_{t-1} - \varphi - \gamma_1 x_{t-1}) + \varepsilon_t. \quad (2)$$

如果 $\{y_t, x_t\}$ 存在协整关系,则方程右边的误差修正项为平稳的,而方程左边也是平稳的,故 ECM 模型成立,否则 $\{y_t, x_t\}$ 不存在协整关系。在 $\{y_t, x_t\}$ 存在协整关系的前提下,将残差 $\{\hat{z}_t \equiv y_t - \hat{\varphi} - \hat{\theta}x_t\}$ 带入 ECM 模型可得

$$\Delta y_t = \gamma_0 \Delta x_t + \lambda \hat{z}_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (3)$$

使用 OLS 估计即可得到短期参数 γ_0 和 $\lambda =$

$(\beta_1 - 1)$ 的估计。其中, γ_0 表示 x_t 变动 1% 会引起 y_t 短期变动的系数; λ 表示当 y_t 受到干扰偏离长期均衡值,误差修正项 $\hat{z}_t$ 将以 λ 的速率使 y_t 向长期均衡状态收敛。

由于 EG-ADF 方法分两步进行,第一步估计的误差会被带到第二步中,故不是最有效率的方法。更有效率的方法是利用最大似然法 (MLE) 同时估计长期与短期参数。

1.2.3 格兰杰因果检验

格兰杰 (1969) 提出的检验思想基于经济中需要确定因果关系是从 x 到 y , 或是从 y 到 x , 或是 x 与 y 相互为因果关系。如果 x 是 y 的因,而 y 不是 x 的因,则表明 x 的过去值可以帮助预测 y 的将来值,而 y 的过去值不能帮助预测 x 的将来值。建立时间序列模型

$$y_t = \alpha + \sum_{n=1}^p \delta_n y_{t-n} + \sum_{n=1}^p \lambda_n x_{t-n} + \varepsilon_t.$$

其中 p 为滞后阶数, p 的确定可以根据信息准则确定。

判断 x 的过去值是否能帮助预测 y 的将来值,也就是检验 x 滞后阶数的系数是否显著为零。原假设为: $H_0: \lambda_1 = \lambda_2 = \dots = \lambda_p = 0$, 若拒绝原假设,就意味着 x 的过去值对 y 的将来值的预测有帮助,即 x 是 y 的因。对上述时间序列模型中的 x 与 y 的位置互换,可以检验 y 是否是 x 的因。格兰杰因果关系检验要求时间序列为平稳序列^[17]。

2 结果与分析

2.1 环渤海区域番茄市场横向整合

2.1.1 番茄批发价格序列平稳性检验

五省市番茄批发价格的原始序列是不平稳

的,其一阶差分后的序列都是平稳的,所以五省市番茄批发价格序列可以进一步进行协整检验。表

2

表 2 番茄批发价格序列的平稳性检验

Table 2 Stationarity Test of Tomato Wholesale Price Series

变量名称 Variable	ADF 统计量 ADF statistics	P 值 P - value	结论 Conclusion	变量名称 Variable	ADF 统计量 ADF statistics	P 值 P - value	结论 Conclusion
fqb _j	-2.274	0.1805	不平稳	Δfqb _j	-21.357	0.0000	平稳
fq _{tj}	-1.645	0.4599	不平稳	Δfq _{tj}	-21.796	0.0000	平稳
fqb _h	-1.278	0.6391	不平稳	Δfqb _h	-23.353	0.0000	平稳
fql _n	-1.669	0.4473	不平稳	Δfql _n	-21.796	0.0000	平稳
fqsh _d	-1.003	0.7523	不平稳	Δfql _n	-19.263	0.0000	平稳
bjchsh _f	-0.173	0.9416	不平稳	Δbjchsh _f	-19.263	0.0000	平稳

注:Δ表示原序列的一阶差分
Note: Δ represents the first order difference of the original sequence

2.1.2 番茄批发价格序列协整检验

研究表明,除了天津市-辽宁省、河北省-山东省、辽宁省-山东省的组合接受协整秩为零的原假设外,其他地区的两两组合均拒绝协整秩为零的原假设,接受协整秩小于等于1的原假设,即

存在一个协整关系。协整检验结果表明,番茄批发价格在北京市-天津市;北京市-河北省;北京市-辽宁省;北京市-山东省;天津市-河北省;天津市-山东省;辽宁省-河北省之间均存在长期均衡关系。表3

表 3 番茄批发价格的协整检验

Table 3 Cointegration Test of Tomato Wholesale Price

地区 Region	协整秩 Cointegration rank H0	特征值 Eigenvalue	迹统计量 Trace statistic		最大特征值统计量 Max statistic	
			统计量 Statistic	5% 临界值 5% critical value	统计量 Statistic	5% 临界值 5% critical value
北京-天津 Beijing - Tianjin	$r=0$	—	35.061	15.41	31.887	14.07
	$r\leq 1$	0.067	3.175 *	3.76	3.175	3.76
北京-河北 Beijing - Hebei	$r=0$	—	32.268	15.41	31.130	14.07
	$r\leq 1$	0.065	1.137 *	3.76	1.137	3.76
北京-辽宁 Beijing - Liaoning	$r=0$	—	30.336	15.41	28.049	14.07
	$r\leq 1$	0.059	2.287 *	3.76	2.287	3.76
北京-山东 Beijing - Shandong	$r=0$	—	32.187	15.41	30.843	14.07
	$r\leq 1$	0.065	1.344 *	3.76	1.344	3.76
天津-河北 Tianjin - Hebei	$r=0$	—	33.99	15.41	32.692	14.07
	$r\leq 1$	0.068	1.2954 *	3.76	1.295	3.76
天津-辽宁 Tianjin - Liaoning	$r=0$	—	4.331 *	15.41	12.497	14.07
	$r\leq 1$	0.027	1.833	3.76	1.833	3.76
天津-山东 Tianjin - Shandong	$r=0$	—	29.637	15.41	28.445	14.07
	$r\leq 1$	0.060	1.193 *	3.76	1.193	3.76
辽宁-河北 Liaoning - Hebei	$r=0$	—	17.872	15.41	16.895	14.07
	$r\leq 1$	0.036	0.977 *	3.76	0.977	3.76
河北、山东 Hebei - Shandong	$r=0$	—	12.384 *	15.41	11.402	14.07
	$r\leq 1$	0.024	0.982	3.76	0.982	3.76
辽宁-山东 Liaoning - Shandong	$r=0$	—	14.276 *	15.41	13.050	14.07
	$r\leq 1$	0.028	1.226	3.76	1.226	3.76

2.1.3 番茄批发价格误差修正机制

研究表明,主销区北京市和天津市价格方程的两个误差修正项调整系数均显著,表明误差修正项存在双向调整机制。其中,当北京市番茄批发价格偏离长期均衡状态时,误差修正项使北京市番茄批发价格以每天 4.4% 的速度向长期均衡状态反向修正,即要使偏离长期均衡水平消失需要 22.7 d;使天津市番茄批发价格以每天 6.2% 的速度向长期均衡状态收敛,即偏离长期均衡水平消失将需要 16.1 d。

北京市和河北省、北京市和山东省、天津市和河北省、天津市和山东省的误差修正方程中,北京市和天津市的误差调整系数均显著,河北省和山东省的误差调整系数均不显著,表明误差修正项存在单向调整机制。当主销区番茄批发价格偏离长期均衡状态时,误差修正项将向其施加反向调整力,使其向长期均衡状态修正。其中,当北京市番茄批发价格偏离长期均衡状态时,误差修正项使北京市番茄批发价格分别以每天 9.5%、8.8% 的速度向长期均衡状态反向修正,即偏离长期均衡水平消失将分别需要 10.5 d、11.4 d;使天津市番茄批发价格分别以每天 7.4%、7.7% 的速度向长期均衡状态反向修正,即偏离长期均衡水平消失将分别需要 13.5 d、13.0 d。北京市和辽宁省价格方程的两个误差修正项调整系数均显著,表明误差修正项在北京市和辽宁省之间存在双向调整机制。其中,当北京市番茄批发价格偏离长期均衡状态时,误差修正项使北京市番茄批发价格以每天 6.0% 的速度向长期均衡状态反向修正,即要使偏离长期均衡水平消失需要 16.7 d;使辽宁省番茄批发价格以每天 4.2% 的速度向长期均衡状态收敛,即偏离长期均衡水平消失将需要 23.8 d。当番茄批发价格受到冲击时,主销区番茄批发价格相对于主产区的番茄批发价格向均衡状态修正的速度更快。表 4

在主产区辽宁省和河北省的价格方程中,辽宁省误差调整系数显著,而河北省的误差调整系数不显著,表明误差修正项存在单向调整机制。当辽宁省番茄批发价格偏离长期均衡状态时,误差修正项使辽宁省番茄批发价格以每天 4.4% 的速度向长期均衡状态反向修正,即偏离长期均衡水平消失将需要 22.7 d。表 4

表 4 番茄批发价格误差修正模型回归结果

Table 4 Regression Results of Error Correction Model for Tomato Wholesale Price

地区 A Region A	地区 B Region B	协整系数 Cointegration coefficient	误差调整系数 Error adjustment coefficient	
			地区 A Region A	地区 B Region B
北京 Beijing	天津 Tianjin	0.791 *** (0.090)	-0.044 *** (0.017)	0.062 *** (0.016)
北京 Beijing	河北 Hebei	0.623 *** (0.059)	-0.095 *** (0.020)	0.020 (0.022)
北京 Beijing	辽宁 Liaoning	0.905 *** (0.105)	-0.060 *** (0.017)	0.042 *** (0.015)
北京 Beijing	山东 Shandong	0.693 *** (0.074)	-0.088 *** (0.021)	0.018 (0.015)
天津 Tianjin	河北 Hebei	0.769 *** (0.072)	-0.074 *** (0.016)	0.019 (0.019)
天津 Tianjin	山东 Shandong	0.922 *** (0.077)	-0.077 *** (0.017)	0.024 (0.023)
辽宁 Liaoning	河北 Hebei	0.652 *** (0.101)	-0.044 *** (0.013)	0.024 (0.017)

注:1. ***, **, * 分别代表在 1%、5%、10% 置信水平下显著; 2. 括号内数字是各系数估计值的标准差

Note: 1. *, **, and *** are significant at the levels of 10%, 5%, and 1%, respectively; 2. The figures in brackets are the standard deviations of the estimated values of the coefficients

2.1.4 地区间番茄价格横向传导

研究表明,北京市和天津市互为格兰杰因果关系,即北京市和天津市过去的价格有助于预测彼此未来价格。同时,山东省与天津市、山东省与北京市、天津市与辽宁省均互为格兰杰因果关系,即它们过去的价格有助于预测彼此未来的价格。河北省是天津市的格兰杰原因,山东省是辽宁省的格兰杰原因,这两个地区组合之间存在单向的传导关系。图 2

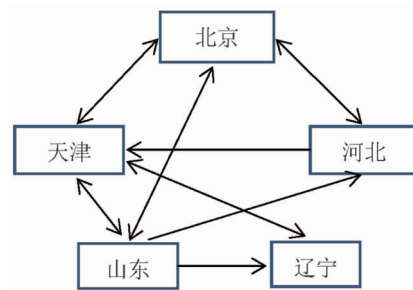


图 2 番茄批发价格格兰杰因果关系检验结果

Fig. 2 Granger causality test results of tomato wholesale prices

2.2 环渤海区域番茄市场纵向整合研究

2.2.1 番茄批发和零售价格协整

研究表明,北京市番茄零售价格与天津市、河北省、山东省番茄批发价格之间存在协整关系,但与辽宁省番茄批发价格不存在协整关系。表 5

表 5 番茄批发和零售价格的协整检验

Table 5 Cointegration Test of Tomato Wholesale Prices and Retail Prices						
地区 Region	协整秩 Cointegration rank H0	特征值 Eigenvalue	迹统计量 Trace statistic		最大特征值统计量 Max statistic	
			统计量 Statistic	5% 临界值 5% critical value	统计量 Statistic	5% 临界值 5% critical value
天津 - 北京 Tianjin - Beijing	$r = 0$	—	37.088	15.41	36.354	14.07
	$r \leq 1$	0.076	0.734 *	3.76	0.734	3.76
河北 - 北京 Hebei - Beijing	$r = 0$	—	36.195	15.41	35.457	14.07
	$r \leq 1$	0.074	0.738 *	3.76	0.738	3.76
辽宁 - 北京 Liaoning - Beijing	$r = 0$	—	13.690 *	15.41	13.221	14.07
	$r \leq 1$	0.028	0.469	3.76	0.469	3.76
山东 - 北京 Shandong - Beijing	$r = 0$	—	25.680	15.41	24.729	14.07
	$r \leq 1$	0.052	0.950 *	3.76	0.950	3.76

2.2.2 番茄批发和零售价格传导关系

研究表明,地区 A 代表北京市的番茄零售价格,地区 B 分别代表天津市、河北省、山东省的番茄批发价格。北京市和天津市的价格方程的两个误差调整系数都是显著的,表明北京市和天津市之间存在误差修正项双向调节机制,当北京市番茄零售价格受到冲击时,误差修正项使北京市番茄零售价格以每天 3.7% 的速度向长期均衡状态反向修正,即偏离长期均衡水平消失将需要 27.0 d;使天津市番茄批发价格以每天 6.1% 速度向长期均衡状态修正,即偏离长期均衡水平消失将需要 16.4 d。北京市与河北省及北京和山东省的价格方程中,北京市的误差调整系数是显著的,但是河北省、山东省的误差调整系数均不显著,误差修正项存在单向调整机制,当北京市番茄零售价格偏离长期均衡状态时,误差修正项使北京市番茄零售价格分别以每天 3.8% 和 2.5% 的速度向长期均衡状态反向修正,即偏离长期均衡水平消失将分别需要 26.3 d、40 d。此外当番茄零售价格偏离均衡价格时,北京市番茄零售价格相对于河北、山东番茄批发价格向均衡状态修正的速度更快。表 6

2.2.3 地区间番茄价格纵向传导

研究表明,北京市番茄零售价格与天津市番茄批发价格互为格兰杰因果关系,河北省、辽宁省、山东省的批发价格是北京市番茄零售价格的格兰杰原因,番茄主销区价格传导通畅,同时,番茄批发价格对番茄零售价格具有传导作用,批发价格能够帮助预测零售价格,在番茄市场的纵向整合中,批发市场处于主导地位(df 为滞后阶数)。表 7

表 6 番茄批发和零售价格误差修正模型结果

Table 6 Results of error correction model for tomato wholesale prices and retail prices

地区 A RegionA	地区 B RegionB	协整系数 Cointegration coefficient	误差调整系数 Error adjustment coefficient	
			地区 A RegionA	地区 B RegionB
北京 Beijing	天津 Tianjin	1.469 *** (0.076)	-0.037 *** (0.009)	0.061 *** (0.016)
北京 Beijing	河北 Hebei	1.547 *** (0.105)	-0.038 *** (0.007)	0.010 (0.010)
北京 Beijing	山东 Shandong	1.633 *** (0.152)	-0.025 *** (0.006)	0.012 (0.007)

3 讨论

针对不同地区 and 不同农产品,研究结论不尽相同:2001 年对巴西大米市场的研究认为巴西各个地区的大米市场存在整合关系,而对中国粳米市场整合的研究认为中国各个城市的粳米市场不存在长期整合关系(万广华等,1997),2012 年以中国省级玉米价格为研究对象,结论为中国省级玉米市场之间存在整合关系(贾伟等)。研究认为市场规模的大小和传递成本是影响区域之间横向市场整合程度的重要因素。在中国蔬菜“大生产、大流通”的背景下,地理距离邻近的地区蔬菜市场在理论上存在着整合关系,研究结果也证明了五省市番茄市场存在横向整合关系。

北京市与天津市、北京市与河北省、北京市与辽宁省、北京市与山东省、天津市与河北省、天津

表 7 番茄价格纵向传递的格兰杰因果关系检验

Table 7 Granger Causality Test of Vertical Transmission of Tomato Price

原假设 Null hypothesis	χ^2 χ^2	Df Df	P 值 P - value	结论 conclusion
北京零售价格不是天津批发价格的格兰杰原因 The retail price in Beijing is not the Granger reason of the wholesale price in Tianjin	8.253	4	0.083	拒绝原假设√
天津批发价格不是北京零售价格的格兰杰原因 The wholesale price in Tianjin is not the Granger reason of the retail price in Beijing	8.550	4	0.073	拒绝原假设√
北京零售价格不是河北批发价格的格兰杰原因 The retail price in Beijing is not the Granger reason of the wholesale price in hebei	3.515	5	0.621	接受原假设 Accept
河北批发价格不是北京零售价格的格兰杰原因 The wholesale price in hebei is not the Granger reason of the retail price in Beijing	18.499	5	0.002	拒绝原假设√
北京零售价格不是辽宁批发价格的格兰杰原因 The retail price in Beijing is not the Granger reason of the wholesale price in Liaoning	9.980	7	0.190	接受原假设 Accept
辽宁批发价格不是北京零售价格的格兰杰原因 The wholesale price in Liaoning is not the Granger reason of the retail price in Beijing	13.665	7	0.057	拒绝原假设√
北京零售价格不是山东批发价格的格兰杰原因 The retail price in Beijing is not the Granger reason of the wholesale price in Shandong	6.463	7	0.487	接受原假设 Accept
山东批发价格不是北京零售价格的格兰杰原因 The wholesale price in Shandong is not the Granger reason of the retail price in Beijing	20.914	7	0.004	拒绝原假设√

市与山东省、河北省与辽宁省之间存在长期均衡关系,五省市番茄批发价格之间存在联动机制,其跨区域的番茄市场横向整合程度较高,同时,进一步分析存在协整关系的地区可以发现,番茄主产区的山东省、河北省、辽宁省与主销区北京市和天津市之间存在短期调整机制,与北京市和天津市番茄主要来源于河北、山东和辽宁的实际相符,同时,番茄主销区的北京市与天津市,主产区河北省与辽宁省之间,也存在价格联动机制。北方五省市番茄批发价格如果偏离长期均衡,各个地区均有向均衡状态调整的机制,主销区北京和天津市向均衡状态调整的速度快于主产区向均衡状态调整的速度。五省市番茄批发价格之间的传导顺畅,进一步佐证了以批发价格反映的番茄市场横向整合较好。

对上海市蔬菜批发价格和零售价格的研究结论为批发价格是零售价格变化的原因,北京市蔬菜批发价格向零售价格具有单向传导作用,批发价格占据主导地位。研究是基于跨区域的视角,研究不同地区的批零价格之间的传导机制,北京市与天津市、河北省、山东省分别存在协整关系,即北京市番茄零售市场与天津市、河北省、山东省的番茄批发市场存在价格的长期均衡,进一步的误差修正模型结果显示,若偏离长期均衡,北京番茄零售价格有向均衡状态调整的机制。进一步的

格兰杰因果检验结果表明,主产区的批发价格向主销区的零售价格传导显著,在番茄市场纵向整合中,主产区的批发价格处于主导地位。

4 结 论

4.1 横向市场整合,五省市番茄批发价格存在协整关系,当价格偏离长期均衡,短期向均衡调整过程中,以北京市和天津市为代表的主销区调整速度较快,主产区 and 主销区都存在短期向均衡调整的机制。番茄五省市批发价格传导顺畅。五省市由于地理距离较近,交通运输设施和基础较好,市场之间信息传递较快,使得五省市番茄批发市场能够实现番茄价格的整体均衡与联动,番茄市场横向整合程度较好。

4.2 纵向市场整合,以北京市番茄零售价格和其他四个地区番茄批发价格建立组合,北京市番茄零售价格与天津市、河北省、山东省三地番茄批发价格存在协整关系,番茄批发价格和零售价格均存在向均衡调整的机制。番茄的批发价格能够预测番茄的零售价格,反之则不成立,番茄批发价格在价格传导中处于主导地位。五省市番茄纵向市场整合程度较高。

参考文献 (References)

- [1] Balcombe K, Bailey A, Brooks J. Threshold Effects in Price Transmission: The Case of Brazilian Wheat, Maize, and Soya Prices [J]. *American Journal of Agricultural Economics*, 2007,

- 89(2):308-232.
- [2] 马述忠, 屈艺. 市场整合与贸易成本 - 基于中国粮食市场空间价格传导的新证据[J]. 农业经济问题, 2017, 38(5): 72-82, 112.
- MA Shuzhong, QU Yi. Market Integration and Trade Costs - New Evidence Based on the Spatial Price Transmission of China's Grain Market [J]. *Issues in Agricultural Economics*, 2017, 38(5): 72-82, 112.
- [3] 周章跃, 万广华. 论市场整合研究方法 - 兼评喻闻、黄季《从大米市场整合程度看我国粮食市场改革》一文[J]. 经济研究, 1999, (3): 75-81.
- ZHOU Zhangyue, WAN Guanghua. The Research Methods of Market Integration - Also on Yu Wen and Huang Ji's article "Viewing my country's Grain Market Reform from the Degree of Rice Market Integration" [J]. *Economic Research*, 1999, (3): 75-81.
- [4] 潘方卉, 李翠霞. 生猪产销市场整合、决定因素与地理距离 - 基于省级数据的面板门槛模型[J]. 中国农村经济, 2016, (8): 28-41.
- PAN Fanghui, LI Cuixia. Market integration of live pig production and marketing, determinants and geographic distance: a panel threshold model based on provincial data [J]. *China Rural Economy*, 2016, (8): 28-41.
- [5] 虞祎, 王含露. 我国肉鸡市场横向整合研究 - 基于不同品种肉鸡日度价格数据[J]. 价格理论与实践, 2017, (12): 94-97.
- YU Yi, WANG Hanlu. Research on Horizontal Integration of Chinese Broiler Market - Based on Daily Price Data of Different Breeder Chickens [J]. *Price Theory and Practice*, 2017, (12): 94-97.
- [6] 韩胜飞. 市场整合研究方法与传达的信息[J]. 经济学, 2007, 6(4): 1359-1372.
- HAN Shengfei. Market Integration Research Methods and Information Conveyed [J]. *Economics*, 2007, 6(4): 1359-1372.
- [7] 黄季焜, Scott Rozelle, 解玉平, 等. 从农产品价格保护程度和市场整合看入世对中国农业的影响[J]. 管理世界, 2002, (9): 84-94, 154-155.
- HUANG Jikun, Scott Rozelle, XIE Yuping, et al. The impact of WTO accession on China's agriculture from the perspective of agricultural product price protection and market integration [J]. *Management World*, 2002, (9): 84-94, 154-155.
- [8] 武拉平. 我国小麦、玉米和生猪收购市场整合程度研究[J]. 中国农村观察, 1999, (4): 25-31, 40.
- WU Laping. Research on the Integration Degree of Chinese Wheat, Corn and Live Pig Purchase Markets [J]. *China Rural Observation*, 1999, (4): 25-31, 40.
- [9] 柏菁. 中国小麦市场整合研究[D]. 南京: 南京农业大学, 2012.
- BAI Jing. *Research on China's Wheat Market Integration* [D]. Nanjing: Nanjing Agricultural University, 2012.
- [10] 郑燕, 丁存振, 马骥. 中国鸡蛋产业链不同市场环节价格传导效应分析[J]. 农林经济管理学报, 2018, 17(6): 727-737.
- ZHENG Yan, DING Cunzhen, MA Ji. Analysis on the price transmission effect of different market links in China's egg industry Chain [J]. *Journal of Agricultural and Forestry Economics and Management*, 2018, 17(6): 727-737.
- [11] 李靚. 基于产业链视角的蔬菜价格形成研究[D]. 北京: 中国农业大学, 2018.
- LI Liang. *Research on Vegetable Price Formation from the Perspective of Industrial Chain* [D]. Beijing: China Agricultural University, 2018.
- [12] 吴舒, 穆月英. 我国蔬菜价格的垂直传导关系研究[J]. 中国蔬菜, 2013, (18): 11-18.
- WU Shu, MU Yueying. Research on the Vertical Transmission of Vegetable Prices in my country [J]. *Chinese Vegetables*, 2013, (18): 11-18.
- [13] 罗超平, 王钊, 翟琼. 蔬菜价格波动及其内生因素 - 基于PVAR模型的实证分析[J]. 农业技术经济, 2013, (2): 22-30.
- LUO Chaoping, WANG Zhao, ZHAI Qiong. Vegetable Price Volatility and Its Endogenous Factors - An Empirical Analysis Based on PVAR Model [J]. *Agricultural Technology Economy*, 2013, (2): 22-30.
- [14] 刘玲. 我国蔬菜价格垂直传导的非对称性研究 - 基于面板VAR模型的实证[J]. 经济与管理评论, 2015, (2): 118-124.
- LIU Ling. Research on the Asymmetry of the Vertical Transmission of Vegetable Prices in my country - Based on the Empirical Study of Panel VAR Model [J]. *Economic and Management Review*, 2015, (2): 118-124.
- [15] 高静, 李修颖, 谢鹏等. 城市蔬菜供应链价格纵向传导机制研究 - 重庆的实证[J]. 西南大学学报(自然科学版), 2016, (1): 147-154.
- GAO Jing, LI Xiuying, XIE Peng, et al. Research on the Price Vertical Transmission Mechanism of Urban Vegetable Supply Chain: An Empirical Study in Chongqing [J]. *Journal of Southwest University (Natural Science Ed.)*, 2016, (1): 147-154.
- [16] 赵友森, 赵安平, 王川. 北京市场蔬菜来源地分布的调查研究[J]. 中国食物与营养, 2011, 17(8): 41-44.
- ZHAO Yousen, ZHAO Anping, WANG Chuan. Investigation on the source distribution of vegetables in Beijing market [J]. *China Food and Nutrition*, 2011, 17(8): 41-44.
- [17] 陈强. 高级计量经济学及Stata应用[M]. 北京: 高等教育出版社, 2013: 325.
- QIANG Chen. *Advanced Econometrics and Stata Application* [M]. Beijing: Higher Education Press, 2013: 325.

Research on Horizontal Integration and Vertical Integration of Tomato Market of Five Provinces and Cities in the Bohai Sea Rim

YU Liyan^{1,2}, DING Jianguo², MU Yueying³, SHI Chenyu¹

(1. College of Economics and Management, Tianjin University of Science and Technology, Tianjin 300222, China; 2. Institute of Agricultural Economics and Scientific Technical Information, Xinjiang Academy of Agricultural Sciences, Urumqi 830091, China; 3. College of Economics and Management, China Agricultural University, Beijing 100083, China)

Abstract: **[Objective]** Through the research on the horizontal and vertical integration of tomato markets in the five provinces and cities, this paper aims to reflect the efficiency of tomato price transmission between regions and provides a reference for the integration of tomato markets across regions. **[Methods]** Using the wholesale price and retail price of tomato from January 1, 2018 to April 15, 2019 in five provinces and cities in the Bohai Rim region, and using co-integration test, error correction model and Granger causality test, this paper studied the horizontal integration and vertical integration of the tomato market in five provinces and cities in the Bohai Rim region. **[Results]** Except the combination of Tianjin-Liaoning, Hebei-Shandong, Liaoning-Shandong, there is no co-integration relationship between the tomato wholesale price combinations, and the pair of tomato wholesale price combinations between other provinces or cities had a certain co-integration relationship; In a combination with a co-integration relationship, when tomato wholesale prices were impacted and deviated from the long-term equilibrium state, the error correction mechanism between horizontal markets could eliminate this price deviation in the main sales area. It took 10.5 days to 16.7 for Beijing to eliminate this deviation. And, it took 13.0 days to 13.5 days for Tianjin to eliminate this deviation level; except Liaoning Province, this correction mechanism was not significant in other major producing areas. There was a co-integration relationship between the retail price of tomato in Beijing and the wholesale price of tomatoes in Tianjin, Hebei, and Shandong. When the retail price of tomato in Beijing was impacted and deviated from the long-term equilibrium, the error correction mechanism between vertical markets could eliminate the price deviation. It took about from 26.3 days to 40 days for Beijing to eliminate the deviation of tomato retail prices. Except Tianjin, this correction mechanism was not significant in the other two provinces. **[Conclusion]** The wholesale price of tomato is smooth, so the overall balance and linkage of tomato prices can be achieved and the horizontal integration of the tomato market is relatively high. In the process of tomato wholesale price and retail price transmission, wholesale prices are dominant in price transmission. To sum up, the vertical integration of the tomato market in the five provinces and cities is relatively high.

Key words: tomato; horizontal integration of market; vertical integration of market; co-integration analysis; error correction model

Fund project: The National Natural Science Foundation of China (71173121); Key Program of National Social Science Foundation of China (18ZDA074); Modern Agricultural Industry Technology System of Beijing Industry Economy and Policy Innovation Team (BAIC11-2022); Youth Teacher Innovation Foundation Project of Tianjin University of Science and Technology (2015ZD01)

Correspondence author: MU Yueying (1963-), female, native place: Datong, Shanxi. Professor, DAG; research field: Agricultural economic theory and policy, (E-mail) yueyingmu@cau.edu.cn