

doi: 10.7621/cjarrp.1005-9121.20210705

· 资源利用 ·

# 运输成本、交易成本与空间市场整合\*

——来自中国猪肉市场的证据

汤路昀<sup>1,2</sup>, 祁春节<sup>1\*</sup>

(1.华中农业大学经济管理学院,湖北武汉 430070; 2.湖北农村发展研究中心,武汉 430070)

**摘要** [目的] 考虑交易成本的影响,分析农业市场整合度,以期为促进区域协调发展,防范猪肉价格大起大落提供指导。[方法] 文章基于全国生猪产业发展规划中重点发展区、约束发展区、潜力增长区和适度发展区的区域划分,采用价格日度高频数据,引入三机制阈值误差修正模型从交易成本的视角对猪肉市场整合进行实证研究,并通过样本识别测度运输成本对交易成本的实际解释力。[结果] 就市场内部整合来看,潜力增长区的市场整合程度最高,约束发展区的市场整合最低;就跨区域整合来看,重点发展区—潜力发展区之间的市场整合度最高,重点发展区—约束发展区之间的市场整合度最低;进一步通过样本识别,测算出猪肉市场中运输成本对交易成本的真实解释度是33.5%左右,市场整合程度还有进一步提升的巨大空间。[结论] 提出降低市场交易中的可控“流通”成本、提升市场整合度、促进猪肉价格长期稳定的建议。

**关键词** 运输成本 交易成本 市场整合 猪肉市场 三机制阈值向量误差修正模型

**中图分类号**:F323.7 **文献标识码**:A **文章编号**:1005-9121[2021]07-0037-11

## 0 引言

我国是猪肉生产和消费大国,仅2018年我国生猪出栏量就高达6.9043亿头,猪肉产量达5373万t,约占全球生猪养殖量和猪肉产量的一半。自原农业部印发《全国生猪生产发展规划(2016—2020年)》(以下简称《规划》)以来,通过分类推进区域协调发展,一定程度上规避了农业弱质性和季节周期性带来的价格冲击,有效促进了市场整合。然而自2018年8月始,非洲猪瘟疫情在国内爆发,除港澳台、新疆、青海、海南外的生猪跨省调运全部暂停,加上之前限制养殖造成的生猪产能下滑,猪肉均价由20元/kg一路飙升至52元/kg,给生猪产业带来重创。市场整合是实现跨区域价格稳定的必要条件,市场空间整合的缺失,特别是市场割裂极易造成农产品价格的波动甚至危机的发生<sup>[1]</sup>。

此处的市场整合是指商品跨区域间流通的效率<sup>[2]</sup>。一般来说,市场整合有利于促进要素流通、优化资源配置、加速区域一体化进程,但是受市场开放程度、贸易壁垒等因素的影响,不同市场整合程度差别较大。虽然影响因素各不相同,但是通过准确识别市场整合水平,可以为评价市场效率、发挥价格发现功能、促进产业健康发展提供重要信息。

农业是传统产业,针对农产品市场整合的研究并不少见。早期研究中LELE<sup>[3]</sup>、Gupta<sup>[4]</sup>、Ravallion<sup>[5]</sup>、陈春声<sup>[6]</sup>、黄季焜<sup>[7]</sup>等考察了粮食市场价差趋势,利用价格同步性和相关性来测度市场整合。随着计量方法的改进,这种方法的弊端逐渐显现:(1)单从价格数据本身出发,即使是互不相关的两个市场也会因某些因素而在统计学意义上呈现高度相关性;(2)农产品价格数据通常是非平稳的,传统线性模型会导

收稿日期:2019-11-10

作者简介:汤路昀(1992—),女,河南信阳人,博士。研究方向:农产品价格

※通讯作者:祁春节(1965—),男,湖北黄冈人,博士、教授。研究方向:农业经济、农产品贸易与流通。Email:qichunjie@126.com

\*资助项目:国家社科基金项目“改革农产品价格形成机制研究”(16BJY136);高等学校博士学科点专项科研基金项目“中国农产品价格传导及其收益分配机制研究”(20110146110008);中国工程科技发展战略湖北研究院咨询研究项目(2018-23)

致“伪相关”的发生。在此基础上,适用于非平稳序列的协整检验和误差修正方法应运而生,Engle和Granger<sup>[8]</sup>提出协整方法为实证研究市场整合问题提供了新的思路。武拉平<sup>[9]</sup>、颜色<sup>[10]</sup>、龚梦和祁春节<sup>[2]</sup>、宋长鸣<sup>[11]</sup>、卢德成<sup>[12]</sup>运用协整和误差修正的方法分别对大豆、小麦、玉米、柑橘和棉花市场的价格传导性和市场整合程度进行实证研究。

然而上述方法都是基于交易成本为零的假设<sup>[13]</sup>。事实上只要有产品交易,就会产生成本<sup>①</sup>。新制度经济学代表人物科斯明确指出交易成本就是谈判、签约和履行合同的费用。但是直到Baulch<sup>[14]</sup>创造性的提出三机制市场交易关系,将空间套利行为与交易成本相连接,才正式将交易成本引入市场整合的分析框架中。在此基础上,Thompson<sup>[15]</sup>等引入扩展的似不相关回归和误差修正模型研究了欧洲小麦市场的空间集中度,并认为这种方法比一般的协整和误差修正模型更有效。Hansen和Seo<sup>[16]</sup>提出极大似然法用于估计误差修正模型中的门限值,证实了门限效应的存在,并将单机模型扩展到多机制模型。Negassa<sup>[17]</sup>、Wondemu<sup>[18]</sup>、Kharin<sup>[19]</sup>应用多机制阈值模型测算了埃塞俄比亚粮食市场、俄罗斯牛奶市场的整合程度以及空间套利情况。近年来,国内学者们引入交易成本验证了我国农产品市场中门限效应的存在并对多机制模型进行不断扩展,如肖小勇<sup>[20]</sup>、王晶晶<sup>[21]</sup>、全世文<sup>[22]</sup>、马述忠<sup>[1]</sup>、李玉双<sup>[23]</sup>、何韶华<sup>[24]</sup>等。

新制度经济学为交易成本的引入奠定了理论基础,交易成本的基本构成也为大众所接受。交易成本的普遍存在性决定了它虽然很难观测,但是不可忽略。纵观前期研究,交易成本的度量仍然是一个“黑箱”。文章利用Bootstrap模拟方法基于高频价格数据来分析猪肉市场整合问题,在此基础上通过样本识别尝试测算运输成本对交易成本真实的解释度,厘清猪肉市场交易中成本与贸易壁垒的比例,以期为猪肉价格调控政策的制定提供参考。

## 1 理论分析和研究假设

### 1.1 价差与交易成本

根据市场整合的概念可以推论市场价格水平变动会影响市场间产品流通进而影响市场整合度。一般而言,单个农产品的价格序列是非平稳的,两种及以上的农产品价格序列则是平稳的,这种线性关系可以用来表征经济变量间的长期协整关系<sup>[25]</sup>。鉴于这种协整关系的稳定性,最早被应用于商品合约交易中。当不同品种价差偏离均衡时,套利空间存在,此时同时买卖不同品种的期货商品会获得收益,随着价差趋向均衡的过程,进行反方向的买卖行为,直到套利空间趋于零。一般的推广到现货商品交易中,不同市场间某种商品的价格存在着一定的长期协整关系,当价格偏离均衡状态时,此时存在套利的机会。但是现实市场是非完全竞争的,交易成本等交易壁垒<sup>②</sup>的存在使得并非所有的套利都有利可图:价差变化中存在一个或几个门限阈值,当价格波动超过某一阈值时,价差会趋向于均衡收敛,套利信号出现;反之,若价格在阈值内波动,价差随机游走并不收敛,此时套利空间不存在。

非线性的误差修正模型能够较好地拟合这一市场价格形成的过程,考虑商品贸易流的双向性,该文关注三机制误差修正模型。设同种商品在M、N两地间交易的交易成本为C,提出两个假设:(1)M、N两市场间存在较强的异质性,因此套利空间是始终存在的;(2)外部冲击带来的价格波动会迅速收敛回均衡状态。此时,两地价差 $|P_m - P_n| = C$ ,两地市场均衡价格的差值等于单位交易成本(强一价定律)。

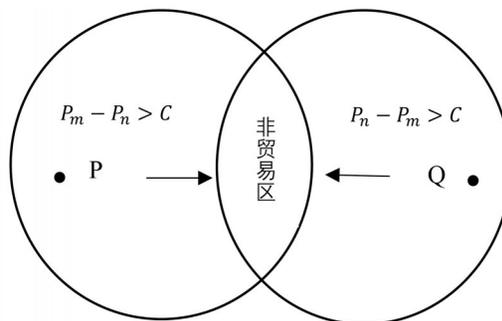


图1 地区价差与交易成本的关系

①此处的成本指的是交易成本,科斯在1960年的《社会成本问题》一文中明确提出了“市场交易成本”的概念,包括度量、界定和保障排他性权利的费用,发现交易对象和交易价格的费用,讨价还价、订立合同的费用,督促契约条款严格履行的费用等

②季节因素、持仓费用因素、进口费用因素最终影响的是价格,该文将这些因素统一归结于成本问题

此时放松假设 (2), 价格波动的时滞性使得多数情况并不能迅速回归均衡。此时若  $P_m - P_n > C$  (图 1 中 P 点), 商品由 N 地市场运往 M 地市场交易, 随着贸易往来的增加, 两地价差逐渐缩小, 直至  $P_m - P_n = C$  时, M、N 停止交易; 反之, 当  $P_n - P_m > C$  时 (图 1 中 Q 点), 此时商品由 M 地市场运往 N 地市场交易, 直到两地价差缩至等于交易成本  $C$ , M、N 两地交易停止。继续放松假设 (1), 参加交易的两地市场并非是完全异质的, 此时可能存在的关系是  $|P_m - P_n| < C$  时, 两地价差小于交易成本, 此时交易会亏损, M、N 双方处于非贸易状态 (图 1 中非贸易区)。

放松假设后的贸易情形与真实世界较为贴近, 据此该文提出适用于一般讨论的两个假说: (1) 参加交易的市场间具有同质性的可能, 套利空间并不是始终存在的; (2) 外部冲击对价格的影响具有时滞性。

### 1.2 样本识别

科学合理的样本选择对该文的研究至关重要。假设参加交易的市场分别为 A、B、C, 不存在除运输成本以外其他的交易成本, 3 个市场的均衡价格分别为  $P_A$ 、 $P_B$ 、 $P_C$ , 相互间交易成本分别为  $C_{AB}$ 、 $C_{BC}$ 、 $C_{AC}$ 。理论上来说, 若 A、C 间无直接商品贸易, 此时商品交换只存在 A-B 和 B-C 两种组合, 则  $P_A < P_B < P_C$ ,  $P_C - P_A = C_{AB} + C_{BC}$ 。当且仅当

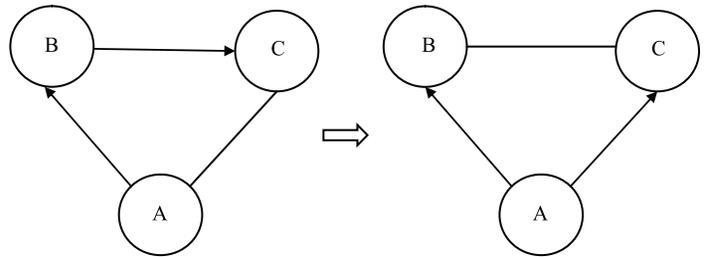


图 2 市场间贸易稳定结构

ABC 三点一线且 B 点位于 A、C 之间时, 此时  $C_{AC} = C_{AB} + C_{BC}$ , 这种商品交易才可以长久稳定。否则由于  $C_{AC} < C_{AB} + C_{BC}$  的存在, 商品流向会从 A-B、B-C 的组合逐渐转变为 A-B 和 A-C。因为  $P_C - P_B = C_{AC} - C_{AB} < C_{BC}$  的存在, 因此 A-B 和 A-C 的贸易结构会长久稳定 (贸易流向见图 2)。此时, A 为产地, B、C 为销地, B、C 间价格序列可能表现出高度相关性, 但就该文的研究需要来看, 其实是一种高度“伪相关”。原因在于 B、C 间的高度相关是由于对应共同的产地市场而不是真实运输成本导致的。若将这一类样本组合全部放入模型中, 无疑会影响对真实运输成本的考察。如若将这类同质市场组合全部剔除, 又会导致样本容量严重不足, 影响模型解释力。考虑若 B、C 间距离较近, 运输成本偏小, 对于模型的影响相对有限; 若 B、C 为远距离市场, 这种误差就上升为不可忽视的要素。因此, 该文进行样本筛选的原则是首先剔除可能存在“伪相关”的主销省份之间或者主产省份之间的组合, 进而剔除存在交易成本过低等异常值和极端值的组合, 层层进行样本识别并持续观察模型的稳健性。

## 2 研究方法与数据来源

### 2.1 交易成本测度模型设定

根据新制度经济学的观点, 交易成本的普遍存在决定了地区间的价格关联不一定是线性的。鉴于价格的非线性关系, 首先, 用 E-G 两步法进行整体协整检验, 对  $x_t$  和  $y_t$  进行最小二乘回归为:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + z_t \tag{1}$$

式 (1) 中,  $x_t$  和  $y_t$  是两个价格的时间序列,  $\beta_0$  是常数项,  $\beta_1$  为协整向量,  $z_t$  为方程的残差, 用来衡量价格偏离均衡的程度, 从而得到残差序列  $z_t$ :

$$z_t = y_t - \widehat{\beta}_1 x_t - \widehat{\beta}_0 \tag{2}$$

若残差序列  $z_t$  为一阶单整过程, 则  $x_t$  和  $y_t$  存在一个长期的均衡关系。假定这个长期均衡是存在的, 考虑双向贸易流的存在, 建立三机制的门限自回归模型 TAR 为:

$$z_t = \begin{cases} \gamma^1 + \rho^1 z_{t-1} + \varepsilon_t^1 & \theta^1 < z_{t-1} \\ \gamma^2 + \rho^2 z_{t-1} + \varepsilon_t^2 & \theta^2 < z_{t-1} < \theta^1 \\ \gamma^3 + \rho^3 z_{t-1} + \varepsilon_t^3 & z_{t-1} < \theta^2 \end{cases} \tag{3}$$

其中 $\theta^1$ 为上门限值,  $\theta^2$ 为下门限值,  $\varepsilon_t$ 为白噪声过程。根据Engle和Granger<sup>[8]</sup>的理论, 如果两个变量是协整的, 对于每一个门限自回归模型, 都有一个误差修正模型与之对应, 则存在:

$$\begin{cases} \Delta r_t = \sum_{i=1}^p \varphi_i^1 \Delta r_{t-1} + \beta_1 Z_{t-1} + \varepsilon_t & \text{若 } |Z_{t-1}| \leq \theta \\ \Delta r_t = \sum_{i=1}^p \varphi_i^2 \Delta r_{t-1} + \beta_2 Z_{t-1} + \varepsilon_t & \text{若 } |Z_{t-1}| \geq \theta \end{cases} \quad (4)$$

式(4)中,  $r_t = \begin{pmatrix} y_t \\ x_t \end{pmatrix}$ ,  $Z_{t-1}$ 为误差修正项, 即TAR模型中的残差项,  $\varepsilon$ 为白噪声序列。基于模型(2)

的思想, 设误差修正项的协整参数 $\delta$ , 此时 $Z_{t-1}$ 可以表示为 $Z_{t-1} = Y_{t-1} - \delta X_{t-1}$ , 将对应的误差修正模型(4)拓展成三机制TVECM模型为:

$$\begin{cases} \Delta Y_{mt} = \sum_{i=1}^j \gamma_{i,1}^1 \Delta Y_{m,t-q} + \sum_{i=1}^j \gamma_{i,1}^1 \Delta Y_{n,t-q} + \beta_m^1 Z_{Y-1} + \varepsilon_i^1 & \theta < Z_{Y-1} \\ \Delta Y_{nt} = \sum_{i=1}^j \gamma_{i,1}^1 \Delta Y_{m,t-q} + \sum_{i=1}^j \gamma_{i,1}^1 \Delta Y_{n,t-q} + \beta_n^1 Z_{Y-1} + \varepsilon_j^1 & \\ \Delta Y_{mt} = \sum_{i=1}^j \gamma_{i,2}^2 \Delta Y_{m,t-q} + \sum_{i=1}^j \gamma_{i,2}^2 \Delta Y_{n,t-q} + \beta_m^2 Z_{Y-1} + \varepsilon_i^2 & -\theta \leq Z_{Y-1} \leq \theta \\ \Delta Y_{nt} = \sum_{i=1}^j \gamma_{i,2}^2 \Delta Y_{m,t-q} + \sum_{i=1}^j \gamma_{i,2}^2 \Delta Y_{n,t-q} + \beta_n^2 Z_{Y-1} + \varepsilon_j^2 & \\ \Delta Y_{mt} = \sum_{i=1}^j \gamma_{i,3}^3 \Delta Y_{m,t-q} + \sum_{i=1}^n \gamma_{i,3}^3 \Delta Y_{n,t-q} + \beta_m^3 Z_{Y-1} + \varepsilon_i^3 & Z_{Y-1} < -\theta \\ \Delta Y_{nt} = \sum_{i=1}^j \gamma_{i,3}^3 \Delta Y_{m,t-q} + \sum_{i=1}^n \gamma_{i,3}^3 \Delta Y_{n,t-q} + \beta_n^3 Z_{Y-1} + \varepsilon_j^3 & \end{cases}$$

为了研究价差问题, 设误差修正项的协整参数 $\delta = 1$ , 则误差修正项 $Z_{Y-1} = Y_{m,t-1} - \delta Y_{n,t-1}$ 。由于此时的Y表示区域市场价格, 分别用 $P_{m,t-1}$ 和 $P_{n,t-1}$ 表示 $Y_{m,t-1}$ 和 $Y_{n,t-1}$ , 则误差修正项 $Z_{Y-1} = P_{m,t-1} - \delta P_{n,t-1}$ 即为M、N两地价差, 受约束的三机制阈值向量误差修正模型转化为:

$$\begin{cases} \Delta Y_{mt} = \sum_{i=1}^j r_{i,1}^1 \Delta Y_{m,t-q} + \sum_{i=1}^j r_{i,1}^1 \Delta Y_{n,t-q} + \beta_m^1 (P_{m,t-1} - P_{n,t-1}) + \varepsilon_i^1 & (P_{m,t-1} - P_{n,t-1}) < -\theta \\ \Delta Y_{nt} = \sum_{i=1}^j r_{i,1}^1 \Delta Y_{m,t-q} + \sum_{i=1}^j r_{i,1}^1 \Delta Y_{n,t-q} + \beta_n^1 (P_{m,t-1} - P_{n,t-1}) + \varepsilon_j^1 & \\ \Delta Y_{mt} = \sum_{i=1}^j r_{i,2}^2 \Delta Y_{m,t-q} + \sum_{i=1}^j r_{i,2}^2 \Delta Y_{n,t-q} + \beta_m^2 (P_{m,t-1} - P_{n,t-1}) + \varepsilon_i^2 & |P_{m,t-1} - P_{n,t-1}| < \theta \\ \Delta Y_{nt} = \sum_{i=1}^j r_{i,2}^2 \Delta Y_{m,t-q} + \sum_{i=1}^j r_{i,2}^2 \Delta Y_{n,t-q} + \beta_n^2 (P_{m,t-1} - P_{n,t-1}) + \varepsilon_j^2 & \\ \Delta Y_{mt} = \sum_{i=1}^j r_{i,3}^3 \Delta Y_{m,t-q} + \sum_{i=1}^j r_{i,3}^3 \Delta Y_{n,t-q} + \beta_m^3 (P_{m,t-1} - P_{n,t-1}) + \varepsilon_i^3 & \theta < (P_{m,t-1} - P_{n,t-1}) \\ \Delta Y_{nt} = \sum_{i=1}^j r_{i,3}^3 \Delta Y_{m,t-q} + \sum_{i=1}^j r_{i,3}^3 \Delta Y_{n,t-q} + \beta_n^3 (P_{m,t-1} - P_{n,t-1}) + \varepsilon_j^3 & \end{cases}$$

其中 $(P_{m,t-1} - P_{n,t-1})$ 是M、N两地猪肉上期价格差, 若价差位于上机制和下机制, 价差大于交易成本, 两地会产生贸易往来, 此时上下机制中两地价格的调整速度分别为 $\beta_m^3$ 、 $\beta_n^3$ 和 $\beta_m^1$ 、 $\beta_n^1$ 。若两地价差位于中机制, 即价差小于交易成本, M、N两地不会发生贸易往来。

## 2.2 运输成本对交易成本的解释度模型构建

基于前文对于交易成本的测度,此处,引入运输距离作为运输成本的替代指标,构建模型为:

$$C_{ij} = \beta_0 + \beta_1 D_{ij} + \beta_2 T_{ij} + \beta_3 D_{ij} * T_{ij} + \beta_4 G_{ij} + \beta_5 G_{ij} * D_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (5)$$

式(5)中, $C_{ij}$ 和 $D_{ij}$ 分别是*i*、*j*两地的交易成本和运输距离。猪肉运输主要是采用冷链运输,以公路运输和铁路运输为主<sup>①</sup>,考虑设置虚拟变量 $T_{ij}$ 和 $G_{ij}$ 。对比航空冷链和水陆冷链,公路冷链更为灵活便捷。有相关研究发现当运送里程在800km以内时,采取公路运输最为经济;而运送历程超出800km的则铁路更具成本优势。基于此,当两地为近距离城市(距离小于800km)时, $G_{ij}$ 取值为1;当两地距离相距较远(距离大于800km)时, $T_{ij}$ 取值为1<sup>②</sup>。

## 2.3 数据来源说明

根据《规划》中的区域布局,从规划的重点发展区、约束发展区、潜力增长区和适度发展区分别取产量前4位的省(市、自治区),共计16个省(市、自治区),合计猪肉产量占全国80%以上。价格数据为2014年1月1日至2019年10月1日的日度白条猪价格<sup>③</sup>,数据来源于各地交易量较大的农产品批发市场,包括石家庄市桥西、济南维尔康、河南万邦、绵阳高水、北京新发地、天津韩家墅海吉星、佛山中南、柳州柳邕、大连双兴、长春蔬菜、哈尔滨地利、呼和浩特美通商贸、长治紫坊、西安新北城、西宁鑫源、乌鲁木齐北园春等批发市场(有限公司),交易价格来源于万得数据库,公路距离根据百度地图得到,又经中国高速公路网进行二次比对核实。铁路距离来自中国铁路网,铁路货运价格来自于国家发改委价格司官方网站。文中数据处理均使用R软件完成。

## 3 研究结果与分析

### 3.1 猪肉价格整体趋势

就年度变化来看,2016年以后重点发展区和潜力增长区的猪肉价格略高于约束发展区和适度发展区,主要原因在于这两区域是我国传统生猪产区,发展基础和发展环境十分优越,猪肉产量占到全国的56.8%。该区域不仅满足本地区需要,还承担着东南沿海和北上广等发达地区猪肉供给的任务,在规划的指导下转变生产方式,大力发展冷链配送,成为稳定的猪肉供应核心区域,具有相对比较优势。

从价格变动幅度来看,观察期内潜力增长区的猪肉价格幅度最小,为21.561元/kg,重点发展区的猪肉价格幅度变动最大,为25.125元/kg,约束发展区和适度发展区的价格幅度分别为24.199元/kg和23.886元/kg。原因在于潜力增长区集中于东北4省和云南、贵州,发展潜力和基础都较好,生猪供应也比较稳定,观察期内的价格水平一直保持在较高的水平,因此变化幅度相对最小。而重点发展区受规划的影响在2016年前后变化较大,并稳定在较高水平,因此价格变动幅度最大(图3)。

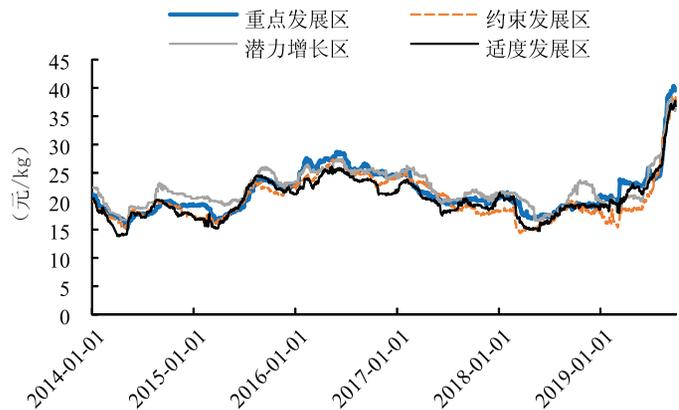


图3 2014—2019年观察期内四大区域猪肉价格变动

<sup>①</sup>据中物联冷链委统计,2018年我国超过70%的货运量由公路运输完成,而在冷链物流领域更是有近90%的货运量是由公路冷链运输完成,其中冷鲜白条肉运输半径的上限约为1000km

<sup>②</sup>此处根据运输成本经济性原则假设800km为市场间距离远近的划分标准。若两地没有直达的铁路线路,则以公路距离替代铁路距离,反之亦然

<sup>③</sup>根据农业农村部要求,自2018年10月起除港澳台、新疆、青海、海南外的28个省(市、自治区)生猪跨省调运将全部暂停,上述28个地区2017年生猪出栏总量约为6.77亿头,约占全国生猪产能的98.3%。据此,考察猪肉价格更具现实意义,该文选择的是仅仅去除内脏、头脚等部位后没有经过其他任何加工的白条猪的市场价格,一般白条出肉率是:72.5%~74.5%

就季节变化来看,4个区域长期变动趋势保持一致,季节周期性变化明显,价格上涨统一集中于5—8月的夏秋季节和12月至次年2月的春节前后。这主要是因为夏秋季节是蔬菜瓜果等集中上市的季节,作为蔬菜补充品的肉类产品的需求量也随之增加导致价格上升;而春节前后受居民置办年货的影响,猪肉价格也会出现明显的上升。

### 3.2 北京和内蒙古猪肉市场价格的检验

借鉴葛翔宇<sup>[26]</sup>、章胜勇<sup>[27]</sup>等的做法,首先构建门限向量自回归模型,用Bootstrap法模拟统计量的渐进分布进行Sup-Wald检验,结合Hanson和Seo<sup>[16]</sup>提出的极大似然值估计,并使用Grid Search格子搜索法确定最优阈值,该门限阈值使得最小二乘估计的残差平方和(SSR)最小。遵循“AIC为主,BIC为辅”的准则确定最优滞后期数为2期。随机选取北京和内蒙古猪肉市场价格进行估计。

Bootstrap300次模拟显示统计量分别在1%和10%水平下显著,拒绝不存在门限效应的假设。现实经济现象中偏差的调整行为在上下门限机制中并不一定是对称的,三机制门限协整模型更为适用,由此构建向量误差修正模型如表2。

表2 北京和内蒙古猪肉市场三机制阈值向量误差修正模型估计

		误差修正	常数	Price <sub>bj(-1)</sub>	Price <sub>nmg(-1)</sub>	Price <sub>bj(-2)</sub>	Price <sub>nmg(-2)</sub>	γ	SSR
上机制	Price <sub>bj</sub>	-0.476***	1.992***	0.189**	-0.211	0.152	-0.288	4.154	1 107.740
	Price <sub>nmg</sub>	0.173	-0.242	-0.401***	-0.367	-0.043	-0.436		
中机制	Price <sub>bj</sub>	-0.103**	0.316***	-0.179**	0.059	0.051	0.026		
	Price <sub>nmg</sub>	0.008	0.092	0.125	-0.092	-0.107	-0.203***		
下机制	Price <sub>bj</sub>	-0.016	-0.074	-0.057	-0.051	0.030	0.007		
	Price <sub>nmg</sub>	0.011	-0.125	-0.117	-0.129**	-0.029	-0.046		

注:Price<sub>bj(-1)</sub>和Price<sub>bj(-2)</sub>分别表示北京猪肉市场滞后一期和滞后二期的价格;Price<sub>nmg(-1)</sub>和Price<sub>nmg(-2)</sub>分别表示内蒙古猪肉市场滞后一期和滞后二期的价格

观察误差修正项系数可以看出,北京和内蒙古两地的猪肉价格相对于长期均衡的调整速度是显著不同的,存在着明显的非对称性。无论是上机制、中机制还是下机制中,北京猪肉价格的调整速度分别为-0.476、-0.103和-0.016,均明显小于内蒙古猪肉价格的调整速度0.173、0.008和0.011。直观上可以认为内蒙古猪肉价格波动频率北京猪肉价格波动频率大。

Sup-wald的结果显示门限效应是明显存在的。根据Grid Search格子搜索的结果(图4),当阈值为4.154时,OLS的残差平方和SSR最小,因此4.154为最优的门限阈值。这意味着当北京猪肉比内蒙古猪肉每公斤价格高于4.154元时,将猪肉从内蒙古运送到北京贩卖是有利可图的,此时经销商的贩运行为推动两地市场不断整合。当两地价差低于4.154元/kg时,经销商将猪肉从内蒙古运送至北京的成本高于两地区价格差所带来的收益,此时套利不存在,经销商会停止这种无盈利的运输,两地的猪肉价格也不会趋向

表1 北京和内蒙古猪肉价格序列单位根检验和协整检验

	统计量	北京猪肉价格	内蒙古猪肉价格
单位根检验	ADF统计量	-31.832***	-6.702***
协整检验	迹检验		25.202***
	最大特征值		21.135***
Sup-Wald检验	1vs2		101.675***
	1vs3		139.196*

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%显著水平下的显著性。1vs2表示一机制对应二机制,1vs3表示一机制对应三机制(下同)

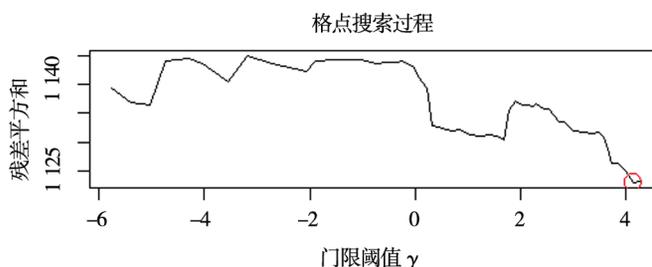


图4 北京和内蒙古猪肉市场阈值γ和残差平方和(SSR)

长期协整。可见,从这个意义上来看,阈值本质上是同一种猪肉在两地间贸易的交易成本<sup>[28-30]①</sup>,阈值越小存在套利的可能性越大,市场的整合程度越高;相反阈值越大,套利空间越小,市场的整合程度也越低。

### 3.3 分类市场整合程度差异

所研样本包括四大区域,每区4个省(市、自治区),对16个省(市、自治区)进行组合得到120对组合。样本省份猪肉价格的描述性统计见表3。运用前文Bootstrap模拟方法得到所有组合的门限阈值,见表4。进而得到区域内、区域间门限阈值见表5。

表3 2014年1月至2019年10月样本省份猪肉价格描述性统计

地区	均价(元/kg)	标准差	最大值	最小值	地区	均价(元/kg)	标准差	最大值	最小值
河北	23.304	4.652	55	16	辽宁	21.540	4.792	56	14
山东	22.161	4.984	51.4	14.5	吉林	24.289	4.499	56	16
河南	19.746	4.694	53	12.94	黑龙江	24.024	4.336	60	18
四川	22.324	5.108	50	16	内蒙古	20.424	3.951	50.4	12.65
北京	18.933	4.337	47.5	11.5	山西	20.574	5.624	62	12.4
天津	23.133	5.171	50	16.27	陕西	21.264	4.107	48	13
广东	20.033	4.492	46	12.82	青海	20.219	4.285	55	13.08
广西	20.833	5.872	56	15	新疆	20.925	4.269	50.23	14

注:表中猪肉价格的最大值和最小值数据来源于万得数据库,是经区域市场样本点采样得到的原始数据;猪肉价格的均价和标准差数据经作者使用Stata软件计算得到,保留小数点后三位小数

就区域内部来看,潜力增长区的阈值最小因而市场整合度最高,其次是重点发展区和适度发展区,约束发展区的阈值最大。可能的原因是潜力增长区和约束发展区市场平均距离小于(大于)其他区域市场距离,而市场距离与运输成本正相关,运输损耗会降低市场整合度。

区域间的阈值均值为3.606略小于区域内阈值均值3.785,表明区域间的市场整合程度略高于区域内部。原因在于猪肉从产地到销地的流通过程常常是跨区域进行的,区域间的贸易往来促进要素的流动从而提升了市场效率,促进市场整合。而重点发展区—约束发展区阈值为4.214,大于其他区域间阈值;重点发展区—潜力增长区间阈值为3.094,小于其他区域间阈值。这反映出约束发展区基本上是北上广、江苏、浙江等经济发达省市,发展定位是稳定已有规模和产量,推动生猪养殖屠宰的绿色生态循环发展,而不是扩大产能供应市场;该区经济发展水平和城镇化率都相对较高,生猪养殖的总量和规模有限,生活消费水平较高,市场的进入壁垒也相对较高,由此产生的交易成本造成市场整合程度偏低。相反,以东北三省为代表的潜力增长区的定位是面向市场,通过繁育优良品种、提升物流冷链配送能力、促进产销对接,保证大中城市的猪肉供给,因而该区域的内外部流通效率都相对较高,使得市场整合程度比较高。此处与章胜勇<sup>[27]</sup>等单纯用地理距离进行蔬菜市场整合结果的解释不同,因为就生猪产业而言,《规划》中的划分标准并不是绝对的产销地,因此地理距离对某些区域的影响相对于跨区贸易壁垒等市场性的因素大幅下降,结合不同区域的不同市场区位和特点来分析更具科学性。

### 3.4 运输成本对交易成本的解释力测度

从表4中不难发现一个奇怪的现象,有些省份之间距离较远,如黑龙江、新疆,然而门限阈值仅为1.241,而一些距离较近的省份如陕西、青海,阈值反而高达4.721;甚至对同一省份来说,距离较远省份的阈值远小于和距离较近省份的阈值。如果此处的阈值是我们所理解的广义上的交易成本,而通常认为交易成本由运输成本来决定,运输距离远的市场间交易成本反而小,这两者是否存在矛盾呢?为了检验运输成本对交易成本的真实解释能力,进行进一步测度。

测度的思路是:根据前文论述,分别采用两种方法进行样本的筛选,在筛选的过程中对样本进行多

①目前关于交易成本的概念还有争议,该文采用广义交易成本的概念

表4 样本省份间猪肉价格阈值比较

地区	阈值	地区	阈值	地区	阈值
河北—山东	2.120	河南—青海	3.727	广东—山西	3.951
河北—河南	2.600	河南—新疆	3.000	广东—陕西	5.000
河北—四川	6.460	四川—北京	4.560	广东—青海	4.520
河北—北京	4.140	四川—天津	6.660	广东—新疆	3.250
河北—天津	3.880	四川—广东	4.812	广西—辽宁	5.483
河北—广东	4.440	四川—广西	3.752	广西—吉林	3.037
河北—广西	4.400	四川—辽宁	4.290	广西—黑龙江	3.746
河北—辽宁	4.400	四川—吉林	4.291	广西—内蒙古	4.919
河北—吉林	3.089	四川—黑龙江	4.368	广西—山西	3.927
河北—黑龙江	3.100	四川—内蒙古	3.162	广西—陕西	4.109
河北—内蒙古	3.000	四川—山西	2.220	广西—青海	2.500
河北—山西	4.200	四川—陕西	4.841	广西—新疆	3.729
河北—陕西	3.200	四川—青海	4.212	辽宁—吉林	3.200
河北—青海	2.100	四川—新疆	5.000	辽宁—黑龙江	3.504
河北—新疆	4.200	北京—天津	4.457	辽宁—内蒙古	3.239
山东—河南	3.500	北京—广东	3.046	辽宁—山西	4.340
山东—四川	3.870	北京—广西	4.647	辽宁—陕西	3.909
山东—北京	4.206	北京—辽宁	3.534	辽宁—青海	1.991
山东—天津	4.060	北京—吉林	2.564	辽宁—新疆	4.252
山东—广东	5.211	北京—黑龙江	3.850	吉林—黑龙江	2.413
山东—广西	3.402	北京—内蒙古	4.154	吉林—内蒙古	3.977
山东—辽宁	3.539	北京—山西	3.910	吉林—山西	4.685
山东—吉林	2.605	北京—陕西	2.780	吉林—陕西	2.401
山东—黑龙江	0.813	北京—青海	2.106	吉林—青海	2.968
山东—内蒙古	2.233	北京—新疆	3.245	吉林—新疆	2.358
山东—山西	3.100	天津—广东	5.167	黑龙江—内蒙古	4.113
山东—陕西	3.310	天津—广西	6.130	黑龙江—山西	4.500
山东—青海	3.274	天津—辽宁	4.916	黑龙江—陕西	4.700
山东—新疆	3.215	天津—吉林	2.736	黑龙江—青海	1.947
河南—四川	3.719	天津—黑龙江	4.045	黑龙江—新疆	1.241
河南—北京	3.546	天津—内蒙古	4.226	内蒙古—山西	4.226
河南—天津	3.668	天津—山西	5.900	内蒙古—陕西	3.456
河南—广东	3.679	天津—陕西	2.298	内蒙古—青海	3.508
河南—广西	3.000	天津—青海	5.504	内蒙古—新疆	3.100
河南—辽宁	3.296	天津—新疆	5.200	山西—陕西	4.500
河南—吉林	2.772	广东—广西	2.311	山西—青海	2.426
河南—黑龙江	3.491	广东—辽宁	2.912	山西—新疆	4.161
河南—内蒙古	5.067	广东—吉林	2.630	陕西—青海	4.721
河南—山西	2.936	广东—黑龙江	2.934	陕西—新疆	4.500
河南—陕西	3.300	广东—内蒙古	4.523	青海—新疆	2.066

表5 区域内和区域间猪肉价格阈值比较

区域市场	阈值	市场距离(km)	区域市场	阈值	市场距离(km)
			重点发展区—约束发展区	4.214	1 256.750
重点发展区	3.712	915.933	重点发展区—潜力增长区	3.094	1 431.575
约束发展区	4.293	1 608.567	重点发展区—适度发展区	3.345	1 551.538
潜力增长区	3.408	908.933	约束发展区—潜力增长区	3.763	1 931.138
适度发展区	3.729	1 598.517	约束发展区—适度发展区	3.871	2 006.900
			潜力增长区—适度发展区	3.349	1 783.888
均值	3.785	1 257.988		3.606	1 719.017

次拟合,观察模型的稳健性变化。第一种方法是根据现实世界中贸易格局和市场流向,确定猪肉产销地区,剔除远距离的同质市场组合<sup>①</sup>。第二种方法是根据交易成本与地理距离的比值(此处定义为单位距离的交易成本),剔除单位交易成本较低的极端异常值。

表6 运输成本对交易成本的回归

统计量	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5
$\alpha$	0.003***	0.005***	0.006***	0.005**	0.005*
T		0.662	1.822	-4.051	-1.085
TD			-0.001		-0.001
G		-1.551	-9.475	4.710	-0.731
GD			0.007		0.006
常数项	45.257***	32.651***	31.888***	37.319***	35.069**
样本量	120	83	83	58	58
拟合优度	0.090	0.151	0.211	0.328	0.342

注: \*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%和1%水平下显著

由表6可以看出,模型1是未经样本剔除时的模型拟合结果。显然,无论是运输距离的估计系数 $\alpha$ 还是模型的拟合优度都表明未经处理的样本严重低估了运输成本的影响。模型2和模型3是经方法1筛选后的样本回归结果,在不同的自变量组合方式中运输距离的系数 $\alpha$ 和拟合优度都有上升,且统计量在1%水平下通过显著性检验,表明根据方法一进行的样本剔除是合理有效的,运输成本会显著影响交易成本的大小,远距离同质市场的存在影响了运输成本的解释力;在模型3的基础上,根据方法二进行进一步的样本剔除,此时样本容量缩减为58,模型结果显示,剔除单位交易成本过低和偏低的异常值后,依然证实运输成本对交易成本有显著影响。

猪肉属于生鲜产品,主要的运输方式是公路冷链运输,公路运输边际成本相对于铁路运输要高,因此理论上GD的系数应该大于0,TD的系数应该小于0,这一点在模型3和模型5中得到验证。但是统计量在两个模型中均不显著,可能的解释是这一结果受样本中不同运输方式占比的影响,剔除方法的不同对于结果有一定影响,使得部分解释变量的稳健性下降。

我国铁路、水运和公路单位周转量运价(普货)比约为1:0.13:2.6<sup>②</sup>,冷链比普通物流成本要高40%~60%。铁路冷链基价为0.113元/t<sup>③</sup>,推算公路冷链的货运价格约为0.411~0.471元/t。 $\alpha$ 估计值换算单位为0.5~0.6元/t,鉴于猪肉运输以冷冻和冷藏为主,在运输过程中的温度也要求保持在-18~-15℃,在推算出的冷链基价上略上浮,基本比较符合现实情况,具有合理性。

对模型2至模型5的综合判断发现,运输成本对交易成本的解释力度保持在33.5%左右。全世文<sup>[22]</sup>在估计交易成本时认为市场距离是决定交易成本的主要因素,系数在0.38~0.49。仅有的研究证实在玉米和小麦等粮食市场中,运输成本占交易成本的40%~50%,不可观测的“市场壁垒”在交易成本中占50%~60%。然而猪肉和粮食市场在市场准入、检验检疫方面存在着较大差别,因此对于33.5%的计量结果的判断要尤为谨慎。运输成本对交易成本的解释力度约为33.5%就意味着其他看不见但又客观存在的交易成本比例达到66.5%。根据新制度经济学的观点,猪肉市场的交易成本除了运输成本外,还包括不同供销主体

①根据样本间的地理距离计算得平均距离为1626km,假定以平均距离为基准上浮30%定义为远距离

②数据来源于交通运输部规划研究院的调研数据,原文为“我国铁路、水运和公路单位周转量运价(普货)比约为1:0.13:2.6,能耗比约为1:0.7:5.2,碳排放比约为1:1.3:10.9,通过多式联运将更多中长距离公路货运转向铁路和水运,将产生非常可观的经济和社会效益。”

③根据国家发改委、铁道部《关于调整铁路货物运输价格的通知》(发改价格[2013]261号)的规定,机械冷藏车整车的运输基价2为0.1134元/t

间讨价还价的费用、订立和执行合同的监督费用、检验检疫费用、市场准入的成本、政府干预的组织成本、机会成本等。在理想的状态下,这些“看不见”的交易成本是基本恒定的,统一归纳为模型中的截距项,从这一层面来说,运输成本相对于交易成本33.5%的解释力确实偏低。但就现实情况来看,尤其是2018年非洲猪瘟疫情后,大量生猪养殖户抛售生猪造成了市场行情的一片恐慌,随疫情扩散国家相继出台地区间的生猪禁运、生猪调运转为猪肉调运等调控政策,加上不可避免的贩卖商和屠宰场投机倒把,由于不同地区生猪产能、屠宰加工能力、冷链物流效率各不相同,各种要素在各区域的边际回报显然是不同的,因此种种“看不见”的成本并不是统一恒定的。对这些占比较高且难以观测的成本的具体测度是未来努力的方向,但是从目前的猪肉市场来看,市场整合程度一般,距离理想的流通效率还有一定差距,另一方面也证实猪肉市场“看不见”的交易壁垒仍有较大的下降空间。

#### 4 结论与建议

该文从交易成本的角度分析了猪肉市场的空间整合问题。假设市场内部要素自由流动,则交易成本的变化仅受运输距离和运输方式的影响。首先引入受约束的阈值误差模型对市场间的交易成本进行模拟;受市场结构相似性的影响,部分市场间呈现运输距离大而交易成本小的特点,该文尝试提供一种新的思路通过筛选样本试图还原运输成本的解释能力,经验证结果比较稳健。得到结论如下:(1)从空间套利视角看,阈值本质上是两市场间贸易的交易成本,阈值越小(大)存在套利的可能性越大(小),市场的整合程度越高(低)。(2)猪肉市场间的整合程度略高于市场内。从区域内部看,潜力增长区的市场整合度最高;从区域间看,重点发展区—潜力发展区的市场整合度最高。(3)运输成本对交易成本的解释力在33.5%左右,说明在猪肉流通过程中进入壁垒等其他内生因素对交易成本产生了较大影响。

为进一步稳定猪肉价格,促进市场整合,该文提出如下政策建议:(1)按照《规划》要求科学规划合理布局,通过规模化、规范化、标准化养殖屠宰,推动生猪粪便综合利用等绿色生态发展方式,分区协调发展保证市场供应,应对价格的异常波动。(2)加强信息化建设,对生猪产销地价格、产量、面积信息进行重点监控,促进信息共享,以降低流通环节的信息搜寻成本,防止因信息不对称带来的盲目决策对区域市场整合的不良影响。(3)引导要素跨区域自由流动,促进市场整合。提升冷链物流效率,推广多元化运力组合联运方式,降低生猪和猪肉运输成本;同时完善防疫防控制度,加强市场监管,打击经销商囤积居奇行为,降低生猪和肉品跨区域流通市场壁垒,减少交易成本。

#### 参考文献

- [1] 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.农业经济问题,2017(5):74-84,114.
- [2] 龚梦,祁春节.我国经济林产品市场整合程度研究——以柑橘水果为例.华中农业大学学报(社会科学版),2013(3):83-88.
- [3] Lele U J. Market integration: A study of sorghum prices in western India. Journal of Farm Economics, 1967, 49(1): 147-159.
- [4] Gupta S, Mueller R A E. Analyzing the pricing efficiency in spatial markets: Concept and application. European Review of Agricultural Economics, 1982, 9(3): 301-312.
- [5] Ravallion, M. Testing market intergration. American Journal of Agricultural Economics, 1986, 68(1): 102-109.
- [6] 陈春声.清代中叶岭南区域市场的整合.中国经济史研究,1993(2):99-106.
- [7] 黄季焜, Rozelle S, 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.管理世界,2002(9):85-95,155-156.
- [8] Engle R. and Granger C. Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. Econometrica, 1987, 55(2): 251-276.
- [9] 武拉平.农产品地区价差和地区间价格波动规律研究——以小麦、玉米和生猪市场为例.农业经济问题,2000(10):54-58.
- [10] 颜色,刘丛.18世纪中国南北方市场整合程度的比较——利用清代粮价数据的研究.经济研究,2011(12):124-137.
- [11] 宋长鸣,李崇光,徐娟.中美农产品市场整合及其价格传导机制研究——以大豆市场为例.世界经济研究,2013(3):35-40.
- [12] 卢德成.区域玉米生产成本影响因素的实证分析.中国农业资源与区划,2018,39(3):23-28.
- [13] Fackler P L, Goodwin B K. Spatial price analysis. Handbook of Agricultural Economics, 2001(1):971-1024.
- [14] Baulch B. Transfer costs, spatial arbitrage, and testing for food market integration. American Journal of Agricultural Economics, 1997, 79(2): 447-487.
- [15] Thompson S R, Sul D, Bohl M T. Spatial market efficiency and policy regime change: seemingly unrelated error correction model estimation.

- American Journal of Agricultural Economics, 2002, 84(4): 1042-1053.
- [16] Hansen B E, Seo B . Testing for two-regime threshold cointegration in vector error-correction models. *Journal of Econometrics*, 2002, 110(2): 293-318.
- [17] Myers N R J . Estimating policy effects on spatial market efficiency: An extension to the parity bounds model. *American Journal of Agricultural Economics*, 2007, 89(2): 338-352.
- [18] Wondemu, Kifle. Price transmission asymmetry in spatial grain markets in Ethiopia. *African Development Review* . 2015, 27(2): 106-116.
- [19] Kharin, Sergei. Horizontal price transmission on the Russian dairy market: Nonlinear approach. *AGRIS On-Line Papers in Economics & Informatics*. 2019(3): 45-54.
- [20] 肖小勇, 章胜勇. 交易成本视角下国内外粮食市场整合研究. *财贸研究*, 2014(6): 80-86.
- [21] 王晶晶, 钱小平, 陈永福. 我国生猪产业链价格传递的非对称性研究——基于门限误差修正模型的实证分析. *农业技术经济*, 2014(2): 85-95.
- [22] 全世文, 曾寅初, 毛学峰. 运输成本可以解释空间市场整合中的交易成本吗? ——来自中国小麦和玉米市场的证据. *中国农村观察*, 2015(1): 15-28.
- [23] 李玉双, 杨培强. 国际农产品价格对国内农产品价格的传递效应——基于正则化贝叶斯估计的TVECM模型. *财经论丛*, 2019(11): 12-19.
- [24] 何韶华, 王力. 国际与国内棉花价格的非线性空间传导研究. *农业现代化研究*, 2019(3): 487-497.
- [25] 高宇. 基于门限协整的商品期货跨品种套利研究[硕士论文]. 哈尔滨: 哈尔滨工业大学, 2015.
- [26] 葛翔宇, 吴洋, 周艳丽. 门限协整套利: 理论与实证研究. *统计研究*, 2012, 29(3): 79-87.
- [27] 章胜勇, 何怡蒙, 肖小勇. 交易成本视角下我国南北蔬菜市场整合研究. *农业技术经济*, 2019(8): 79-87.
- [28] 张振华. 河南省水稻生产成本收益分析. *中国农业资源与区划*, 2016, 37(5): 49-53.
- [29] 许统生, 李志萌, 涂远芬, 等. 中国农产品贸易成本测度. *中国农村观察*, 2012(3): 14-24.
- [30] 王洪清, 沈建超, 祁春节. 交易成本、贸易空间和收购价格的决定分析——以湖北省柑橘市场为例. *华中农业大学学报(社会科学版)*, 2013(10): 39-43.

## TRANSPORTATION COST, TRANSACTION COST AND SPATIAL MARKET INTEGRATION \*

### ——EVIDENCE FROM CHINA'S LOCAL PORK MARKET

Tang Luyun<sup>1,2</sup>, Qi Chunjie<sup>1\*</sup>

(1. College of Economics & Management, Huazhong Agricultural University, Wuhan 430070, Hubei, China;

2. Hubei Rural Development Research Center, Wuhan 430070, Hubei, China)

**Abstract** Considering the influence of transaction cost, this paper analyzes the degree of agricultural market integration, in order to provide guidance for promoting regional coordinated development and preventing the sharp rise and fall of pork price. Based on the division of key development areas, restricted development areas, potential growth areas and moderate development areas in the national pig industry development plan, this paper introduced the three-mechanism threshold error correction model to study the integration of pork market from the perspective of transaction cost, and measured the actual explanatory power of transportation cost to transaction cost. The results showed that the potential growth area had the highest degree of market integration and the restricted development area had the lowest market integration. In terms of cross-regional integration, the degree of market integration between key development areas and potential growth areas was the highest, while the degree of market integration between key development areas and restricted development areas was the lowest. With further sample recognition, it was estimated that the true explanation of transportation cost to transaction cost in the pork market was about 33.5%, and the degree of market integration still had a huge space for further improvement. Based on this, suggestions are put forward to reduce controllable "circulation" costs in market transactions, enhance market integration, and promote long-term stability of pork prices.

**Keywords** transportation cost; transaction cost; market integration; pork market; three-mechanism threshold vector error correction model