

• 药事管理 •

我国中药材产地市场整合研究——以金银花、枸杞子、板蓝根和太子参为例

王雨田^{1,2}, 何玉成^{1,2*}, 闫桂权^{1,2}, 杨雪^{1,2}

1. 华中农业大学经济管理学院, 湖北 武汉 430070

2. 华中农业大学 湖北农村发展研究中心, 湖北 武汉 430070

摘要: 中药材专业市场交易量逐渐下降, 产地市场交易成为趋势。研究产地市场整合程度有利于了解中药材市场的运行情况, 对于合理规划中药材生产和提高市场效率具有重要意义。选取大宗中药材金银花、枸杞子、板蓝根和太子参研究中药材市场整合程度, 利用 2013—2019 年价格指数, 运用协整检验、误差修正模型和格兰杰因果检验进行实证分析。结果表明, 我国中药材产地市场长期整合程度较高; 中药材产地市场的短期整合程度远不及长期整合程度。为此提出 4 点政策建议: 完善中药材价格信息平台、打造非道地产区中药材优质品牌、加快建成中药材质量追溯体系和建设中药材现代物流体系。

关键词: 中药材; 市场整合; 协整检验; 误差修正模型; 格兰杰因果关系检验; 金银花; 枸杞子; 板蓝根; 太子参

中图分类号: R288 **文献标志码:** A **文章编号:** 0253-2670(2020)06-1669-08

DOI: 10.7501/j.issn.0253-2670.2020.06.036

Study on Chinese medicinal materials origin market integration——Taking *Lonicerae Japonicae Flos*, *Lycii Fructus*, *Isatidis Radix* and *Pseudostellariae Radix* for examples

WANG Yu-tian^{1,2}, HE Yu-cheng^{1,2}, YAN Gui-quan^{1,2}, YANG Xue^{1,2}

1. School of Economic & Management, Huazhong Agricultural University, Wuhan 430070, China

2. Hubei Rural Development Research Center, Huazhong Agricultural University, Wuhan 430070, China

Abstract: Trading volume in Chinese medicinal materials market has gradually declined, and origin market trade has become a trend. Studying the degree of market integration is helpful to understand the operation of origin market of Chinese medicinal materials, which is of great significance for rational planning of the production of Chinese medicinal materials and improving market efficiency. In this study, four varieties (*Lonicerae Japonicae Flos*, *Lycii Fructus*, *Isatidis Radix* and *Pseudostellariae Radix*) were selected to study the market integration degree of Chinese medicinal materials. Based on the price index data from 2013 to 2019, this paper makes an empirical analysis by using co-integration test, error correction model and Granger causality test. The results showed that the long-term integration of Chinese medicinal materials market was relatively high, but the short-term integration was far lower than the long-term integration. Finally, the author puts forward four policy suggestions: improving the price information platform conduction of Chinese medicinal materials, building high-quality brand of Chinese medicinal materials in non-authentic producing areas, speeding up the establishment quality traceability system and building modern logistics system of Chinese medicinal materials.

Key words: Chinese medicinal materials; origin market integration; co-integration test; error correction model; Granger causality test; *Lonicerae Japonicae Flos*; *Lycii Fructus*; *Isatidis Radix*; *Pseudostellariae Radix*

全世界 80% 以上的人口依靠传统药物维系基本生命健康^[1], 而药用植物正是传统药物和传统医学的根基所在^[2]。我国具有漫长的药用植物驯化和选

育历史, 传统药物的用药历史在我国已有两千多年, 中药方剂自先秦时期发展至今已具有完整的体系^[3]。随着我国城乡居民可支配收入的增加, 我国居民消费

收稿日期: 2019-09-12

基金项目: 农业农村部、财政部国家中药材产业技术体系专项 (CARS-21); 国家自然科学基金项目: 集中度对乳品供应链垂直协作影响的理论与实证研究 (71573098)

作者简介: 王雨田, 硕士研究生, 从事中药材市场研究。E-mail: yutian_w@163.com

*通信作者 何玉成, 男, 博士, 教授, 博士生导师, 国家中药材产业技术体系产业经济功能岗位科学家, 研究方向为产业组织与战略管理、农林经济管理。E-mail: hych@mail.hzau.edu.cn

水平和结构正在发生巨大变迁。在人口老龄化的背景下,居民愈发关注自身健康问题,养生保健观念的加强使其更加重视中药材的保健价值,对中药材的消费需求日渐上升。在“保健养生”的消费需求和国家政策共同推动下,我国传统医药逐渐复苏,加之农业供给侧结构性改革展开,我国政府愈发重视中药材数量及质量问题。近 20 年,我国中药材种植面积稳中有升,2016 年已达到 $2\,236.1 \times 10^3 \text{ hm}^2$;《中药材保护和规划》和《中药材产业扶贫行动计划(2017—2020 年)》等国家政策的推进对改善中药材生产条件的作用日益凸显,预计到 2020 年我国中药材种植面积将超过 $4\,413.3 \times 10^3 \text{ hm}^2$,中药材产量的不断增长巩固了中医中药的发展基础。

中药材大多是药用植物,药效易受生长环境、土壤、气候等资源禀赋的影响。中国中医历来都十分重视道地药材,我国已经形成众多药材产地。不断完善的交通基础设施和运输条件提高了产地中药材的物流水平,日趋完整的配套加工产业链促进产地加工规模效益,凸显了其成本优势。因此中药材产地市场交易日趋活跃,交易量和交易额不断增多,产地采购已成为中药材市场趋势。通过观察大宗中药材的价格指数发现,同一品种的不同产地市场之间存在价格差,但价格指数曲线趋势有相似之处。这是否可以反映商品和价格信息跨地区流通及传导的情况?我国中药材产地市场整合程度达到怎样的水平?中药材产地市场的运行效率如何?对上述亟待解决问题的研究和阐明,将为提升中药材市场运行效率、保障产业平稳有序运行和改善中药材生产流通现代化和信息化建设提供经验依据,对完善中药材产业政策具有重要意义。

农产品市场整合一直是经济领域的研究热点,国内学者对大宗农产品市场整合做了大量研究,包括木材^[4]、大米^[5]、粮食^[6]、水果^[7]、生猪^[8]和牛肉^[9]等。有别于其他农产品,中药材具有药食两用的特性,兼备营养、保健和治病的功效,因此中药材市场较为独特。然而,相较于在实践中的重要性,中药材产业的经济理论研究远不及预期,相关研究长期停留在较为初级的阶段。多数研究在宏观层面上考察产业现状及发展^[10-12],微观层面的研究较为关注中药材的价格波动特征^[13]、价格波动影响因素^[14-16]和价格传导^[17]等。作为研究的交叉领域,大多数研究未从地理空间视角深入探析市场整合关系。而且以往文献大多采用低频且年份跨度小

的月度数据研究类型较为单一的中药材样本,使用的研究方法也较为基础。因此,本文的知识增量主要体现在以下 4 个方面:(1)基于地理空间的视角,在微观层面上研究中药材产地市场的整合程度;(2)考察了花类、果实类和根类 3 类中药材,并从中挑选出金银花、枸杞子、板蓝根和太子参 4 种大宗中药材;(3)选取 2013 年 4 月 15 日至 2019 年 2 月 25 日的 4 种中药材产地市场价格指数周度数据;(4)将协整检验、误差修正模型和格兰杰因果检验引入中药材市场研究中,以期检验中药材产地市场效率。

1 市场整合理论与理论模型

1.1 市场整合理论

Fackler and Goodwin 将市场整合定义为某一特定市场商品的供需传递给另一个市场的程度^[18]。在此意义上,市场整合分析有助于衡量国家空间或垂直分散的市场中同质商品价格间的关联。在完全竞争的市场中,处于不同地区的 2 个市场进行贸易时,如果某产品在输入区的价格减去该产品在输出区的价格等于其单位运输成本,那么这 2 个市场是完全整合的。如果某个国家内的任意 2 个市场都是整合的,则说明这个国家建立了统一的经济空间,实现了资源在整个市场范围内的最优配置。市场整合分析是检验市场效率的众多方法之一,市场整合程度越高,市场效率就越高,市场机制越能发挥出稳定市场和调节供需的能力。然而,受运输条件、价格信息、政府干预和市场环境等因素的影响^[19],建立高度整合的市场需要政府的调控和市场自身的调节。

1.2 理论模型

贸易商人的套利行为是导致不同区域的市场价格同步变化的主要原因,当同一个商品在 2 个市场之间的价格差大于该商品在市场间转移的交易成本(一般是运输费用)时,会存在套利行为。若套利行为正常发生,它将改变各个市场的供求关系,促使价格保持同步变化。以下给出的理论模型分析了不同的市场如何通过套利行为发生联系,也为下文的实证分析提供了理论框架。

同质产品,2 个市场。假设存在 A 和 B 2 个不同地区的某中药材品种市场,销售同种规格的中药材。这些中药材的特性相同,对于消费者无差别。A 和 B 市场上该中药材的销售价格分别为 P_A 和 P_B 。进一步假设 A 和 B 市场该中药材的供求关系不同,B 市场的价格 P_B 比 A 市场的价格 P_A 低,也就是在 A 市场该中药材相对稀缺。若 A 市场价格足够高,使得 A 和 B

市场的价格差足以弥补该中药材在 2 个市场间转移的交易成本,那么 A 和 B 市场间就存在套利的机会。在完全竞争的市场中,套利商人可以及时获得价格信息,通过套利赚取利润。市场最终的均衡价格会调至价格差小于或等于交易成本,使得市场间不存在套利机会。假设交易成本 (T_{AB}) $\geq P_A - P_B$,若 A 和 B 市场间有贸易流, $P_A - P_B = T_{AB}$,而且 B 市场多余的供给会以价格 P_A 在 A 市场上出售。交易成本保持不变,A 和 B 市场的价格变化趋势保持相同。当均衡时,两市场价格差 ($P_A - P_B$) 小于 T_{AB} ,市场之间的贸易将不可持续,较高的交易成本将使 A 和 B 市场成为自给自足的市场,价格变化相互独立。

2 数据来源与处理

2.1 数据来源说明

由于中药材多达 2 000 个品种,无法一一研究每个品种的市场整合程度。上述理论模型要求产品是同质的,考虑到数据的可获得性、品种的代表性和各品种间分散的分布范围,本研究最终从高产量和高销量的大宗中药材品种中选取了金银花 *Lonicerae Japonicae Flos*、枸杞子 *Lycii Fructus*、板蓝根 *Isatidis Radix* 和太子参 *Pseudostellariae Radix*,并以其为例,研究我国中药材的市场整合情况。

金银花是清热解毒的良药,甘寒而不伤胃。国家商务部发布的近 6 年中药材流通报告显示^[20],我国金银花平均产量为 12 493.3 t,平均销量为 4 892 t,最大的种植地为河南封丘、山东平邑和河北巨鹿。这 3 地的金银花品种优良,吸引大中小型制药厂商来此大规模采购。因此,本研究选取河南、山东和河北为金银花产地市场。枸杞子为茄科植物枸杞的

成熟果实,是国家卫生部批准的药食两用食物,味甘性平,有滋补肝肾和明目的功能。中国的枸杞子产地分为 3 个地区:新疆,枸杞子平均年产量和年销量分别为 2 925.2 t 和 674.9 t;宁夏中宁地区,枸杞子平均年产量和年销量分别为 19 877.7 t 和 18 640.7 t;河北,出产的枸杞子是从宁夏引种发展起来的。因此,本研究选取宁夏、新疆和河北为枸杞子产地市场。板蓝根具有清热解毒和凉血利咽的功效,常用于治疗瘟疫时毒,发热咽痛等症状。板蓝根主产自甘肃、东北和河南,甘肃作为最大的产区,平均年产量为 6 900 t,平均年销量为 6 315.2 t,本研究选取河南、甘肃和东北作为板蓝根产地市场。太子参具有益气健脾和生津润肺的功效,常用于治疗脾虚体倦和自汗口渴等症状。全国太子参三大产区为福建柘荣县、贵州施秉县和安徽宣城。宣城太子参平均年产量和年销量分别为 586.3 t 和 414.9 t,贵州太子参平均年产量和年销量分别为 1 861.3 t 和 1 705.1 t。本研究选取福建、贵州和安徽作为太子参产地市场。

2.2 数据处理

2.2.1 样本区间选择 本研究选取的样本是 2013 年 4 月 15 日至 2019 年 2 月 25 日的周度数据,金银花、枸杞子、板蓝根和太子参的价格指数参考自康美·中国中药材价格指数^[21]。康美·中国中药材价格指数是定基指数,其基期是 2012 年 8~9 月,基期值为 1 000 点。每年在春节期间各中药材市场休市,因此春节期间的数值会缺失 3~4 个,本研究采取相邻周度价格的平均值作为补充,一共获得 12 个市场的 307 个周度样本观测值。对原始产地价格指数时间序列做描述性统计分析,结果如表 1 所示。

表 1 4 种中药材描述性统计结果

Table 1 Descriptive statistical results of four varieties of Chinese medicinal materials

统计指标		平均值	标准差	最大值	最小值	观察数
枸杞子	宁夏	1 288.419	931.819	17 211.130	976.870	307
	新疆	1 124.056	177.236	1 482.460	902.170	307
	河北	1 060.225	120.984	1 416.074	880.386	307
板蓝根	河南	1 188.099	127.718	1 491.330	1 032.110	307
	甘肃	1 171.958	586.117	11 141.130	947.060	307
	东北	1 168.279	661.039	12 422.654	109.174	307
金银花	河南	1 736.744	852.560	14 171.550	1 240.210	307
	河北	1 821.795	515.705	3 128.780	1 207.290	307
	山东	1 587.289	549.035	3 203.597	1 157.010	307
太子参	贵州	375.322	132.479	794.080	143.373	307
	福建	369.111	117.053	802.260	223.890	307
	安徽	362.912	119.278	761.897	197.010	307

2.2.2 居民消费价格指数 (CPI) 折实处理 为了有效剔除通货膨胀对价格指数的影响, 本研究利用 Wind 数据库的全国居民环比消费价格指数对 12 个产地市场的价格指数原始数据进行平减处理。为了统一口径及便于处理和分析, 本研究借助 Eviews8.0 将 Wind 数据库提供的月度环比数据转化频率为以 2013 年 4 月为基期的定基周度 CPI 数据。最后得到经过全国居民消费价格指数平减化处理的 12 个产地市场周度价格指数。为了降低异方差性, 本研究对 CPI 折实处理后的价格指数取对数。

3 研究方法与模型

3.1 协整检验 (co-integration test)

协整检验用来检验一组非平稳序列的线性组合是否具有稳定的均衡关系, 如果一组非平稳的或是随机步游的时间序列的线性组合是平稳的, 那么就认为这两个时间序列是协整的, 即所代表的 2 个市场是整合的。协整检验一般分为 2 步: (1) 价格时间序列的平稳性。同阶平稳的时间序列才可以使用协整检验, 以往的研究普遍使用扩充的迪基富勒 (ADF) 检验法, 所用模型:

$$\Delta y_t = \alpha + \delta y_{t-1} + \lambda t + \sum_{k=1}^n \beta \Delta y_{t-k} + \varepsilon_t, \Delta y_t = y_t - y_{t-1},$$

α 是常数项, β 是 y_{t-1} 项的系数, t 是时间变量, λ 是时间变量系数, δ 是滞后项系数, ε_t 是误差项, $k=1, 2, 3, \dots, n$ 。该模型的原假设是: 时间序列 y_t 水平不平稳。如果 β 为负数且统计上显著, 拒绝原假设, 认为时间序列平稳, 即 $y_t \sim I(0)$ 。如果 β 统计上不显著, 则接受原假设, 再继续对 y_t 的高阶差分进行稳定性检验, 检验其是否是一阶差分或高阶差分平稳。(2) 检验时间序列是否存在协整关系。

首先对方程 $y_{it} = \alpha + \beta y_{it} + \lambda t + \varepsilon_t$ 进行回归, 然后对残差 ε_t 进行 ADF 单位根检验。由于假设残差的期望值为 0, 而且已经剔除了时间趋势, 所以对残差进行平稳性测试时, 不包含时间趋势项和常数项。若残差存在单位根, 则认为这组时间序列不协整即市场不整合, 反之该组时间序列协整即市场整合。

3.2 误差修正模型 (error correction model)

存在协整关系的经济变量之间一定是存在某种长期静态稳定的关系, 但如果要检验它们之间的短期动态关系, 通常需要建立误差修正模型, 先估计协整回归模型, 得到协整向量的一致估计值后得到均衡误差的估计值, 再用最小二乘法误差纠正方程。

3.3 格兰杰因果关系检验 (Granger causality test)

如果 2 个市场整合, 那么二者之间会存在因果关系。为了考察这种因果关系是单向的还是双向的, 需要使用格兰杰因果关系检验法。对两变量 x 与 y 建立以下时间序列模型。

$$x_t = \delta + \sum_{m=1}^p \phi_m x_{t-m} + \sum_{m=1}^p \lambda_m y_{t-m} \quad (1)$$

$$y_t = \gamma + \sum_{m=1}^p \alpha_m y_{t-m} + \sum_{m=1}^p \beta_m x_{t-m} \quad (2)$$

(1) 式的原假设是 x 各滞后项参数整体不为 0, x 不是 y 的格兰杰原因。分别做包含与不包含 x 滞后项的回归, 残差平方和分别为 RSS_1 和 RSS_2 。计算统计量 $F = \frac{(RSS_2 - RSS_1) / m}{RSS_1 / (n - k)}$, 若 F 值大于给定显著

性水平下相应的临界值, 则拒绝原假设, 认定 x 是 y 的格兰杰原因, (2) 式的检验同理。存在 4 种检验结果: x 对 y 有单向影响, 表现为 (1) 式中 x 各滞后项参数整体不为 0, (2) 式中 y 各滞后项参数整体为 0; y 对 x 有单向影响, 表现为 (1) 式中 x 各滞后项参数整体为 0, (2) 式中 y 各滞后项参数整体不为 0; y 与 x 双向影响, 表现为两式中 x 各滞后项参数整体不为 0; y 与 x 不存在影响, 表现为两式中 x 各滞后项参数整体为 0。

4 实证研究结果与讨论

4.1 长期整合关系

在进行协整检验之前, 先进行平稳性检验, 确认每个时间序列的平稳性。本研究借助 ADF 检验法, 检验发现所有市场的 ADF 统计值在 5% 的水平上均不显著, 因此原时间序列均不平稳。对时间序列做一阶差分处理后进行 ADF 检验, 检验结果如表 2 所示, 各市场的统计值均在 1% 的水平上显著。每个品种的中药材产地市场时间序列是同阶平稳的, 因此将每个品种内的不同市场进行两两配对, 进行协整检验。

对金银花、枸杞子、板蓝根和太子参市场进行协整检验, 结果如表 3~6 所示。在 4 种中药材品种的 12 对市场中有 1 对市场存在长期整合关系, 每个品种的产地市场存在长期整合关系的比例平均是 91.67%, 说明我国中药材各品种的市场价格之间存在一定关联, 市场整合程度较高, 下面将单独分析各个品种市场的长期整合关系。如表 3 所示, 在 10% 的显著性水平下, 金银花的山东市场、河南市场和河北市场两两之间均存在长期整合关系。这主要是

表 2 单位根检验结果
Table 2 Results of unit root test

品种与市场	ADF 值	1%临界值	5%临界值	Prob.
枸杞子 宁夏	-13.888	-3.989	-3.425	0.000 0***
	-8.338	-3.989	-3.425	0.000 0***
	-10.696	-3.989	-3.425	0.000 0***
板蓝根 河南	-7.511	-3.989	-3.425	0.000 0***
	-14.130	-3.989	-3.425	0.000 0***
	-12.785	-3.989	-3.425	0.000 0***
金银花 河南	-7.694	-3.989	-3.425	0.000 0***
	-7.368	-3.989	-3.425	0.000 0***
	-9.717	-3.989	-3.425	0.000 0***
太子参 贵州	-18.907	-3.989	-3.425	0.000 0***
	-20.553	-3.989	-3.425	0.000 0***
	-8.552	-3.989	-3.425	0.000 0***

***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著,下同

***, ** and * represent significance at levels of 1%, 5%, and 10%, respectively; Same as below

表 3 我国金银花市场长期整合检验结果
Table 3 Market long-term integration test results of *Lonicerae Japonicae Flos* in China

市场	河南	河北
河南		
河北	-4.779***	
山东	-4.202***	-3.354*

ADF 临界值分别为-3.935、-3.357 和-3.060; 残差稳定性检验中不含常数项与趋势项,下同

ADF critical values were -3.935, -3.357, and -3.060, respectively; Residual stability test does not include the constant term and the trend term; Same as below

因为这 3 个省彼此接壤,距离很近,因此交通较为便利,贸易往来频繁;3 个省均拥有中药材交易市场,价格信息传递较快。山东市场和河北市场的长期整合关系显著水平较低,可能是因为二者的距离最远。

枸杞子市场的长期整合情况如表 4 所示,在 1% 的显著性水平下,宁夏市场与新疆市场、河北市场存在长期均衡关系,在 5% 的显著性水平下,新疆市场与宁夏市场存在长期整合关系。这是由于道地产区宁夏的枸杞子产量大、品质优,销往全国各地,因此与其他市场的整合程度高。道地性是中药材特性之一,消费者普遍认为道地产区的中药材品质更优,更愿意高价购买道地产区中药材。为获取更高利润,贸易商人将非道地产区的中药材运输至道地

表 4 我国枸杞子市场长期整合检验结果
Table 4 Market long-term integration test results of *Lycii Fructus* in China

市场	宁夏	新疆
宁夏		
新疆	-15.959 33***	
河北	-9.029 791***	-3.608 095**

产区销售。部分新疆和河北的枸杞子被运输至宁夏,因此宁夏市场与这两个市场整合程度较高。新疆市场与河北市场的距离相对较远,交通相对不便利,这两个市场间的交易成本较高,在一定程度上会削弱贸易商人套利的积极性。

板蓝根市场在协整检验后的长期整合结果如表 5 所示,3 对市场均在 1% 的水平上显著。这说明,从长期来看中国板蓝根市场整合程度极高,市场效率很好。这是因为河南省拥有全国四大药都之一的禹州中药材专业市场,甘肃省拥有销售额达数十亿的陇西中药材市场,东北拥有三棵树药材专业市场,3 省的板蓝根产区靠近中药材专业市场,中药材平台较为完善,因此价格信息传递较快。

我国太子参市场的长期整合情况通过表 6 可以看出,在 5% 的显著性水平下贵州市场与福建市场之间存在长期均衡关系,1% 的显著性水平下贵州市场与安徽市场之间存在长期整合关系,福建市场与安徽市场不存在长期整合关系。这是因为贵州太子

表 5 我国板蓝根市场长期整合检验结果

Table 5 Market long-term integration test results of *Isatidis Radix* in China

市场	河南	甘肃
河南		
甘肃	-15.574 90***	
东北	-16.969 29***	-15.670 73***

表 6 我国太子参市场长期整合检验结果

Table 6 Market long-term integration test results of *Pseudostellariae Radix* in China

市场	贵州	福建
贵州		
福建	-3.329 150**	
安徽	-7.259 968***	-2.654 354

参的产量大、品质优,使得外省的商人来此采购,形成贵州省市场和福建、安徽市场间的贸易流。而安徽省试行太子参野生变家种后,与福建市场的太子参品质不尽相同,因此两市场间不存在长期均衡关系。

4.2 短期整合关系

本研究运用误差修正模型检验存在长期整合关系的中药材市场间是否存在短期整合关系,从表 7~10 可以看出,在 11 对存在长期整合关系的市场中,有 4 对市场存在短期整合关系,占到了中药材研究市场的 36.36%,这说明我国中药材短期整合程度远低于其长期整合程度,相关环节有待改善。

主要原因如下:一方面,尽管近年来我国农副产品流通的标准化程度与技术装备水平迅速提升,但整体上仍处于较低水平;另一方面,各地的价格信息具有一定的滞后性,一个市场的价格信息无法及时传递到另一个市场,中药材价格信息平台建设尚未完善;此外,中药材市场的整合程度也会受到自然因素的

表 7 我国金银花市场短期整合检验结果

Table 7 Market short-term integration test results of *Lonicerae Japonicae Flos* in China

市场	河南	河北
河南		
河北	N	
山东	N	N

“Y”表示存在短期整合关系,“N”表示不存在短期整合关系,“—”表示不存在长期整合关系,下同

“Y” means there is a short-term integration relationship, “N” means there is no short-term integration relationship, “—” means there is no long-term integration relationship; same as below

表 8 我国枸杞子市场短期整合检验结果

Table 8 Market short-term integration test results of *Lycii Fructus* in China

市场	宁夏	新疆
宁夏		
新疆	N	
河北	N	Y

表 9 我国板蓝根市场短期整合检验结果

Table 9 Market short-term integration test results of *Isatidis Radix* in China

市场	河南	甘肃
河南		
甘肃	N	
东北	N	Y

表 10 我国太子参市场短期整合检验结果

Table 10 Market short-term integration test results of *Pseudostellariae Radix* in China

市场	贵州	福建
贵州		
福建	Y	
安徽	Y	—

影响,气候突变时,不同产区的中药材产量和成本会发生变化,从而不同程度地影响市场价格。

4.3 格兰杰因果分析

为进一步分析各市场间的价格是如何相互影响的,对存在长期整合关系的市场进行格兰杰因果关系检验。由于格兰杰检验对滞后期数比较敏感,在遵循了赤池信息值(AIC)和施瓦兹值(SC)最小原则的基础上,先用 VAR 模型确定各配对市场的滞后期数。在 5%的显著性水平下,格兰杰因果分析结果如表 11~14 所示。

表 11 金银花市场格兰杰因果关系检验结果

Table 11 Market Granger causality test results of *Lonicerae Japonicae Flos*

市场	河南	河北
河南		
河北	→	
山东	→	→

“→”表示左侧市场为因,“←”表示左侧市场为果,“↔”表示互为因果,“—”表示不存在长期整合关系,下同

“→” refers to the left market as a cause, “←” refers to the left market as a result, “↔” refers to mutual cause and effect, “—” refers to no long-term integration relationship; same as below

表 12 枸杞子市场格兰杰因果关系检验结果

Table 12 market Granger causality test results of *Lycii Fructus*

市场	宁夏	新疆
宁夏		
新疆	→	
河北	→	→

表 13 板蓝根市场格兰杰因果关系检验结果

Table 13 Market Granger causality test results of *Isatidis Radix*

市场	河南	甘肃
河南		
甘肃	←	
东北	←	←→

表 14 太子参市场格兰杰因果关系检验结果

Table 14 Market Granger causality test results of *Pseudostellariae Radix*

市场	贵州	福建
贵州		
福建	←→	
安徽	←→	—

互为因果的有 3 对产地市场，占比 27.27%，说明市场价格信息传递效率还有很大的提升空间。金银花市场中，河南市场与河北市场的价格均单向受山东市场的价格影响，是因为山东市场的金银花产量更大，品种更多且品质更优。枸杞子市场中宁夏市场与新疆市场的价格均受河北市场的影响，这是因为河北位于中国中部，交通便利、信息发达；安国中药材专业市场在河北省内，而宁夏和新疆附近均无中药材专业市场，因此河北省枸杞子的价格信息可以及时收集与发布，为宁夏和新疆枸杞子市场提供参考。板蓝根市场中，甘肃市场和东北市场均受河南市场的影响，是因为河南的地理位置在二者之间，运输条件较为便利；而且，河南省禹州中药材专业市场规模更大，更有利于信息传递。在太子参市场中，安徽市场和福建市场的价格均与贵州市场的价格相互影响，说明太子参市场的价格信息传递效率较高。

5 结论与对策建议

通过以上 3 种方法检验中药材市场长期和短期整合情况后发现：从长期来看，我国中药材市场有

较高的整合程度。但因为受到运输条件、信息传递效率和气候等因素的影响，中药材市场的短期整合程度远不及长期整合程度。为了提高我国中药材市场整合程度，提出如下几点建议。

5.1 完善中药材价格信息平台建设

在市场经济发展的过程中，信息对称性十分重要，它会影响市场经济系统的运行状况以及市场价格的变化。政府应当加快中药材信息平台建设，集中优势资源并加大投入，设计一套完善的国内中药材产业行情信息发布和运行体系，加强信息平台所发布信息的权威性、全面性和即时性。药农和消费者可以从中得到完善和即时的中药材行情，有效调整市场供需。

5.2 打造非道地产区中药材优质品牌

种植中药材对土地的破坏性较大，道地产区中药材种植历史悠久，土地肥力有所下降，病虫害更为严重^[22]，因此非道地产区中药材的品质不一定劣于传统道地产区。政府应加大对优质非道地产区的扶持力度，建立当地品牌，打破消费者的传统观念。有利于满足消费者对优质中药材的需求，一定程度上也可以减少非道地产区中药材充当道地产区品种销售的现象发生。

5.3 加快建成中药材质量追溯体系

由于信息的非对称性，非道地产区的中药材运输至道地产区以较高价格销售，消费者在购买时可能无法识别是否为道地药材，为了使消费者知晓中药材的来源，促进信息透明化，加快建设中药材质量追溯体系是十分必要的。追溯体系应围绕种植、生产、流通和消费 4 个环节展开建设。结合最新的条码自动识别技术和条码设备（条码打印机、条码阅读器、数据采集器等）有效收集中药材的相关信息数据，了解其生命周期中流转运动的全过程。

5.4 建设中药材现代物流体系

中药材现有的物流体系效率有待提高，政府应规划并建设现代化中药材仓储物流中心、电子商务交易平台和现代物流配送系统，引导产销双方高效率对接，从而标准化和现代化发展中药材流通体系，逐步形成中药材从种植、初加工、仓储和运输一体化的现代物流体系。

参考文献

- [1] 姜治平, 赖 仞, 苗海霞. 生物多样性保护与生物资源永续利用 [J]. 中国科学院院刊, 2012, 27(3): 359-365.

- [2] 任郭珉. 基于文本挖掘的药用植物数据库的建立及网络药理学分析 [D]. 北京: 北京协和医学院, 2014.
- [3] 丰云舒. 金元时期方剂剂型的历史研究 [D]. 北京: 中国中医科学院, 2015.
- [4] 孙顶强, 徐晋涛. 从市场整合程度看中国木材市场效率 [J]. 中国农村经济, 2005(6): 37-45.
- [5] 喻 闻, 黄 季. 从大米市场整合程度看我国粮食市场改革 [J]. 经济研究, 1998(3): 50-57.
- [6] 肖小勇, 章胜勇. 交易成本视角下国内外粮食市场整合研究 [J]. 财贸研究, 2014(6): 80-86.
- [7] 宋长鸣, 周 锦, 赵晓飞. 鲜活农产品市场替代与整合研究——以水果为例 [J]. 农业现代化研究, 2016, 37(3): 534-541.
- [8] 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.
- [9] 赵红霞, 张越杰. 基于 VAR 模型的国内与国际牛肉价格空间市场整合研究 [J]. 吉林农业大学学报, 2017, 39(4): 488-493.
- [10] 何晋武, 祁永安, 石利兵, 等. 甘肃省中药材产业发展现状及对策研究 [J]. 中国农业资源与区划, 2011, 32(5): 60-64.
- [11] 张伯礼. 扶持和促进大中药产业健康发展 [J]. 中国食品药品监管, 2010(5): 8-9.
- [12] 陈建祥. 施秉县中药材产业发展现状与对策 [J]. 农技服务, 2011, 28(4): 539-540.
- [13] 赵 智, 郑循刚, 刘 琳, 等. 我国中药材价格波动特征实证研究——以巴戟天白、前百、合等九种药材为例 [J]. 价格理论与实践, 2014(7): 69-71.
- [14] 袁 盼, 申俊龙. 道地中药材价格波动的成因与优化策略 [J]. 中草药, 2014, 45(23): 3503-3508.
- [15] 王 诺, 刘书真, 杨 光. 基于向量自回归模型对我国中药材价格波动影响因素的探讨 [J]. 中国中药杂志, 2014, 39(20): 4070-4073.
- [16] 陈 达, 王火旺. 对近几年我国中药材价格波动情况的分析与思考 [J]. 价格理论与实践, 2012(11): 29-30.
- [17] 李 化. 中药材价格传导研究 [J]. 卫生经济研究, 2015(10): 58-61.
- [18] Fackler P L, Goodwin B K. Chapter 17 Spatial price analysis [J]. *Handbook Agric Econom*, 2001, 1(1): 971-1024.
- [19] 张应武. 中国省区市场整合及其影响因素 [J]. 经济研究参考, 2014(53): 48-55.
- [20] 2017 年度中药材流通市场分析报告 [N]. 中国中医药报, 2018-06-28(005).
- [21] 许冬瑾. 康美·中国中药材价格指数报告(2005) [R]. 2005.
- [22] 徐常青, 刘 赛, 徐 荣, 等. 我国枸杞主产区生产现状调研及建议 [J]. 中国中药杂志, 2014, 39(11): 1979-1984.