

迈向消费品统一大市场： 基于价格溢出视角的消费品市场一体化水平测度与分析

陈明华¹, 史楠¹, 王山², 张边秀¹

(1. 山东财经大学经济学院, 山东 济南 250014;

2. 山东大学经济学院, 山东 济南 250100)

摘要: 基于2016年1月—2022年7月居民消费价格总指数及细分消费价格指数, 采用非线性Granger因果关系检验、滚动窗口技术、社会网络分析等方法, 首次从空间和结构双重视角测度并分析中国消费品市场一体化水平。研究发现: 第一, 消费价格的省份间溢出关系普遍存在, 呈现先减小再增加最后趋于稳定的演进趋势, 最终形成了“全国消费价格一张网”的空间一体化联动特征, 然而由于价格信息空间传递存在时滞, 形成市场空间一体化具有时间滞后性, 就细分消费品市场而言, 交通通信和医疗保健市场空间一体化水平较高, 居住和教育文化娱乐市场较低, 不同消费品市场的价格传递时滞存在异质特征; 第二, 全国消费价格的部门间溢出关系普遍存在, 呈现先减小再增加最后减小的演进趋势, 最终形成了八个消费部门间价格一体化联动网络, 由于价格信息部门间横向传递存在时滞, 形成市场结构一体化同样具有时间滞后性, 而东西中部消费品市场结构一体化水平依次递减, 南方高于北方, 省际消费品市场呈现不同程度的结构一体化特征。

关键词: 消费品市场; 非线性Granger因果关系; 社会网络分析; 滚动窗口技术

中图分类号: F063.2 **文献标识码:** A **文章编号:** 1005-0566(2024)11-0087-13

Towards a unified large market for consumer goods: Measurement and analysis of the level of consumer goods market integration based on the perspective of price spillover

CHEN Minghua¹, SHI Nan¹, WANG Shan², ZHANG Bianxiu¹

(1. School of Economics, Shandong University of Finance and Economics, Jinan 250014, China;

2. School of Economics, Shandong University, Jinan 250100, China)

Abstract: Based on the total consumer price index and subdivision consumer price index from January 2016 to July 2022, this paper adopts nonlinear Granger causality test, rolling window technology, social network analysis to measure and analyze the integration level of China's consumer goods market from both spatial and structural perspectives for the first time. The research findings are as follows: First, the spillover relationship between provinces of consumer prices is universal, showing an evolutionary trend of first declining, then rising and finally stable, and forming a spatial integration linkage feature of "national consumer prices are a network". Due to the time lag in the spatial transmission of

收稿日期: 2024-08-28 修回日期: 2024-10-08

基金项目: 国家社会科学基金一般项目“高质量发展背景下黄河流域生态福利绩效的空间格局及协同提升路径研究”(22BJY191)。

作者简介: 陈明华(1978—), 男, 山东兰陵人, 山东财经大学经济学院教授, 经济学博士, 研究方向为区域经济与计量经济。通信作者: 史楠。

price information, the formation of market spatial integration has a time lag. In terms of subdivided consumer goods markets, the spatial integration level of transportation and health care markets is high, and the housing and education and culture markets are low. The price time-lag of different consumer goods markets is heterogeneous. Second, the inter-departmental spillover relationship of national consumer prices is widespread, showing an evolutionary trend of first declining, then rising and finally falling, and forming a linkage network of price integration among eight consumer departments. Due to the time lag in the horizontal transmission of price information between departments, the integration of market structure has a time lag. In addition, the level of structural integration of the eastern, central and western consumer goods markets decreases successively, and the southern consumer goods market is higher than the northern. The level of structural integration of inter-provincial consumer goods markets is different.

Key words: consumer goods market; nonlinear Granger causality; social network analysis; rolling window technology

建设全国统一大市场是实现区域经济协调发展和重塑大国竞争优势的客观要求,也是释放经济增长潜力和实现经济高质量发展的必由之路^[1]。“统一大市场”的概念于 2015 年 8 月在国务院常务会议中首次提出。在党的十九届四中全会、“十四五”规划纲要以及 2022 年的政府工作报告中被多次提及。2022 年 4 月出台的《关于加快建设全国统一大市场的意见》,从战略高度明确建设全国统一大市场的总体部署,旨在促进商品、要素在更大范围内畅通流动。作为统一大市场的重要组成部分,消费品是事关国计民生的重要物质保障,在经济运行中扮演着“市场调节器”与“宏观经济运行指示器”的双重角色,建设统一消费品市场对于确保各环节主体利益、经济平稳健康运行以及保障和改善民生起着至关重要的作用。事实上,与资本、劳动力等要素市场相比,消费品市场受制度、贸易摩擦的影响较小,商品更易在部门、地区间流通,价格相互传导更迅速。而价格作为反映消费品供求关系的“指示器”,本身蕴含着大量的市场信息,通过对价格传导关系的研究,可以有效反映市场一体化程度^[2]。鉴于此,本文以价格信息溢出视角下的消费品市场为例,展开以下研究:由地区间消费价格相互传导形成的市场空间一体化水平如何?各类消费品市场的空间一体化水平存在何种差异?由消费部门间的横向价格传导形成的市场结构一体化水平如何?省际以及区域层面消费品市场结构一体化又如何?基于以上问题的探讨,有助于刻画消费品市场价格联动规律,为生产企业制定经营决策以及政府准确地

管理和调控商品价格提供理论依据,对于保障消费品市场稳定运行和建设全国统一大市场具有重要的现实意义。

一、文献综述

随着市场化进程的逐步推进和地区市场的不断整合,关于统一大市场的研究已经成为学术界关注的焦点。前期研究大多集中在内涵阐释、现实堵点、实现路径等理论层面^[3-4]。近年来,随着研究内容丰富化以及研究方法多样化,越来越多的学者围绕消费品、劳动力、技术统一大市场展开测度与分析^[5-7]。就消费品市场而言,已有学者分别从空间或结构视角对其市场一体化水平进行研究。其中,消费品市场空间一体化是指当某地区消费品市场价格发生变动引起其他地区同类消费品价格变动,从而引致全国范围内消费价格传导和波动,最终消费品价格呈现空间一体化联动态势。大部分学者采用相对价格法,通过分析消费品市场地区间的价格差距及其收敛性来衡量市场一体化水平^[8-9]。有学者采用 Granger 因果关系检验识别不同地区消费品价格间关联关系,在此基础上借助社会网络分析测度网络密度、网络关联度等指标来刻画市场空间一体化水平^[10-11]。而本文将消费品市场结构一体化定义为某类消费品价格受到其他类消费品价格信息溢出的影响,进而产生了消费部门间的横向价格关联关系,最终各类消费品价格呈现一体化联动态势。方茜^[12]将有向无环图分析方法与结构向量自回归模型相结合,定量分析中国八大类消费品的价格变动流向,客观揭示消费部门间的价格传导因果关系。

然而,由于政策时滞、消费者心理预期、生产结构调整等因素影响,价格信息传导普遍存在时滞,通过有向无环图分析方法仅能够识别扰动项之间的同期因果关系^[13],Granger 因果关系检验方法可用于识别价格的滞后项对其他消费品价格的影响。张耀^[14]运用 Granger 因果检验方法,识别了全国、城市、农村消费部门间的价格传导关系,并构建了消费部门价格联动网络,发现与农村消费品市场相比,城市存在更多的部门间价格传导关系,市场结构一体化程度更高。

已有研究为消费品市场一体化测度与分析奠定良好基础,但仍有一定拓展空间:①在研究视角层面,目前对消费品市场一体化研究多从宏观层面展开,对细化和分类后消费品市场的研究相对匮乏,并未有文献从空间和结构双重视角对消费品市场一体化水平进行研究,难以全面刻画消费品价格之间的空间和结构联动特征以及一体化进程;②在研究方法层面,相对价格法忽视价格波动的信息溢出效应以及价格信息传导的滞后性,无法揭示消费品价格联动关系。线性 Granger 能够有效识别线性价格传导关系,然而真实世界大多由变量间非线性关系构成^[15],仅通过线性 Granger 因果关系方法难以准确地反映现实世界,可能导致测度结果存在偏误。因此,有必要运用非线性 Granger 因果检验对价格溢出关系进行测度与分析。鉴于已有不足,本文将从以下两方面尝试创新。第一,首次从空间和结构双重视角出发,对消费品市场一体化水平进行综合考量。其中,在空间层面,不仅考察全国和区域消费品市场整体以及八大类消费品市场的空间一体化水平,而且考虑到不同区域板块价格之间存在空间溢出效应,对各消费品市场的区域间联通水平进行测度和分析;在结构层面,分别从全国、区域、省际等多重异质性视角衡量八大消费部门间市场联通水平。第二,选取全国和省份的居民消费价格总指数以及消费价格分项指数,运用非线性 Granger 因果关系检验方法识别消费品价格联动关系,在此基础上通过社会网络分析测度市场一体化水平,运用滚

动窗口技术进行一体化演进趋势分析,并进行更细化的时滞分析,以提高政府调控价格的精准度,为建设消费品统一大市场提供时间上的参考依据。

二、研究方法与样本数据

(一)研究方法

1. 单位根检验

时间序列的平稳性是进行非线性 Granger 因果检验的前提条件。为保证时间序列的平稳性,本文参考杨海生等^[16]的研究做法,运用 ADF 检验方法对所有时间序列进行单位根检验。若为平稳时间序列,则直接进行下一步 BDS 检验;若为非平稳时间序列,则需要对其进行一阶差分处理,并在此基础上再次进行单位根检验,直至满足平稳性检验,进行下一步检验。

2. BDS 检验

BDS 检验是基于跨期空间概率的估计量来检验时间序列是否为独立同分布的方法^[17],若显著拒绝“独立同分布”原假设,则表明序列中存在非线性关系。因此,本文采用 BDS 检验对价格指数时间序列进行非线性检验。BDS 统计量 $W_m(T, d)$ 定义为:

$$W_m(T, d) = \frac{\sqrt{T[C_m(T, d) - C_1(T, d)^m]}}{\sigma_m(d)} \quad (1)$$

$$s. t. C_m(T, d) = \frac{\sum_{t=1}^{T_m-1} \sum_{s=t+1}^{T_m-1} I(Z_t^m, Z_s^m, d)}{T_m(T_m - 1)} \quad (2)$$

式(1)、式(2)中, $C_m(T, d)$ 为跨期空间概率的估计量关联积分。 $I(Z_t^m, Z_s^m, d)$ 是指标函数,当 I 函数满足条件 $\|Z_t^m, Z_s^m\| < d$ 时, $I(Z_t^m, Z_s^m, d) = 1$; 否则, $I(Z_t^m, Z_s^m, d) = 0$ 。 $\|Z_t^m, Z_s^m\|$ 为两个序列 Z_t^m 、 Z_s^m 间的欧式空间距离, d 为带宽, T 为总体样本数量。序列 Z_t 可以分为 T_m 个 m 维的子样本,且 $Z_t^m = (z_t, z_{t+1}, \dots, z_{t+m-1})$, $Z_s^m = (z_t, z_{t+1}, \dots, z_{t+m})$ 。 $\sigma_m(d)$ 为给定 m 维样本的标准差。

3. 非线性 Granger 因果关系检验

非线性 Granger 因果关系检验方法从信息流的

研究视角,基于对时间序列的预测能力来识别价格间的信息溢出关系。这个方法通过线性 Granger 因果模型过滤掉序列间的线性“预测能力”,从残差中提取价格溢出信息来分析非线性 Granger 因果关系^[18-19]。假设 X_t, Y_t 为两个时间序列变量, X_t 的 m 维领先变量为 X_t^m , X_t 的 Lx 期滞后向量和 Y_t 的 Ly 期滞后向量分别为 X_{t-Lx}^{Lx} 和 Y_{t-Ly}^{Ly} , 定义见式(3)。

$$\begin{aligned} X_t &= \sum_{i=1}^{\theta_1} \alpha_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^{\theta_2} \beta_j Y_{t-j} + \varepsilon_{1,t} \\ Y_t &= \sum_{i=1}^{\theta_3} \delta_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^{\theta_4} \varphi_j X_{t-j} + \varepsilon_{2,t} \\ X_t^m &= (x_t, x_{t+1}, \dots, x_{t+m-1}) \\ m &= 1, 2, \dots \quad t = 1, 2, \dots \\ X_{t-Lx}^{Lx} &= (x_{t-Lx}, x_{t-Lx+1}, \dots, x_{t-1}) \\ Lx &= 1, 2, \dots \quad t = Lx + 1, Lx + 2, \dots \\ Y_{t-Ly}^{Ly} &= (y_{t-Ly}, y_{t-Ly+1}, \dots, y_{t-1}) \\ Ly &= 1, 2, \dots \quad t = Ly + 1, Ly + 2, \dots \quad (3) \\ \Pr(\|X_t^m - X_s^m\| < d \mid \|X_{t-Lx}^{Lx} - X_{s-Lx}^{Lx}\| < d, \\ &\|Y_{t-Ly}^{Ly} - Y_{s-Ly}^{Ly}\| < d) \\ &= \Pr(\|X_t^m - X_s^m\| < d \mid \|X_{t-Lx}^{Lx} - X_{s-Lx}^{Lx}\| < d) \end{aligned} \quad (4)$$

假设给定值 $m, Lx, Ly > 1$ 以及任意小的常数 $d > 0$, 若 Y 满足式(4)的条件概率, 则 Y 不是 X 的严格非线性 Granger 原因。其中, $\Pr(\cdot)$ 代表概率, $\|\cdot\|$ 代表最大范数。 $s, t = \max(Lx, Ly) + 1, \dots, T - m + 1$ 。假使给定式(4)右边序列 X_t 的条件概率(即滞后序列对领先序列的影响概率), 且无论有无序列 Y_t 作为条件都不会对其产生影响, 则 Y 不是影响 X 的 Granger 原因。式(4)中的条件概率也可以用式(5)来表达。

$$\frac{CI(m + Lx, Ly, d)}{CI(Lx, Ly, d)} = \frac{CI(m + Lx, d)}{CI(Lx, d)} \quad (5)$$

式(5)中:

$$\begin{aligned} CI(m + Lx, Ly, d) &= \Pr(\|X_{t-Lx}^{m+Lx} - X_{s-Lx}^{m+Lx}\| < d, \\ &\|Y_{t-Ly}^{Ly} - Y_{s-Ly}^{Ly}\| < d) \\ CI(Lx, Ly, d) &= \Pr(\|X_{t-Lx}^{Lx} - X_{s-Lx}^{Lx}\| < d, \\ &\|Y_{t-Ly}^{Ly} - Y_{s-Ly}^{Ly}\| < d) \\ CI(m + Lx, d) &= \Pr(\|X_{t-Lx}^{m+Lx} - X_{s-Lx}^{m+Lx}\| < d) \end{aligned}$$

$$CI(Lx, d) = \Pr(\|X_{t-Lx}^{Lx} - X_{s-Lx}^{Lx}\| < d)$$

假定 X_t, Y_t 满足混合条件, Diks 等^[19]构造了渐进正态分布的 T 统计量, 建立“ Y_t 不是 X_t 的严格 Granger 原因”的原假设, 如式(6)。若根据统计量检验结果, 原假设被拒绝, 则价格指数序列间存在非线性因果关系。其中, $\sigma^2(\cdot)$ 为检验统计量的渐进方差, $n = T + 1 - m - \max(Lx, Ly)$ 。

$$T = \left[\frac{CI(m + Lx, Ly, d, n)}{CI(Lx, Ly, d, n)} - \frac{CI(m + Lx, d, n)}{CI(Lx, d, n)} \right] \sim N\left(0, \frac{1}{\sqrt{n}} \sigma^2(m, Lx, Ly, d)\right) \quad (6)$$

4. 社会网络分析方法。

社会网络分析方法 (Social Network Analysis, SNA) 是一种运用“关系数据”探究关系范式及其对整体或个体影响的跨学科研究方法^[20-21]。本文在识别了不同地区间、消费部门间价格传导关系的基础上, 运用社会网络分析进一步刻画消费品市场空间和结构一体化水平。具体地, 参考陈明华等^[22], 市场一体化水平通过网络密度、网络关联度和平均距离 3 个指标综合考量, 区域间市场空间一体化水平采用联通性指数进行刻画。

网络密度表征实际存在的消费价格溢出关系数占网络最大关系数的比重, 值域为 $[0, 1]$ 。在空间层面, 网络密度越大, 表明某类消费品的地区间价格关联越密切; 在结构层面, 网络密度越大, 表明某地区各消费部门间的价格关联越密切。网络关联度反映的是价格联动网络的稳健性和脆弱性程度, 值域为 $[0, 1]$ 。在空间层面, 网络关联度越高, 表明网络中多数地区间价格均直接或间接连接, 价格空间联动网络对单个省份的依赖程度越小, 即便排除该地区网络也不易崩溃; 在结构层面, 网络关联度越高, 意味着网络中消费部门间的价格均存在直接或间接的连接路径, 价格结构联动网络对单个消费部门的依赖程度越小, 排除该消费部门网络也不易崩溃。平均距离是指网络中所有节点对之间的平均路径长度, 由所有节点对之间的最短距离之和与存在联系的节点对数之比得到, 是考察网络“小世界”特征的重要指标。在空间层面, 平均距离越短, 表明价格信息的空间传

输效率越高,网络中地区越容易连接在一起;在结构层面,平均距离越短,表明消费部门间的横向价格传输效率越高,网络中的各消费部门越容易连接在一起。联通性指数是指区域间实际价格信息溢出关系占最大可能关系数的比重,反映的是区域间价格联系的紧密程度,是用于衡量区域市场空间一体化水平的重要指标,值域为 $[0,1]$ 。

(二)数据来源

本文基于2016年1月—2022年7月全国和31个省级行政区(不包含香港、澳门特别行政区以及台湾省)的居民消费价格指数和居民消费价格分项指数进行考察,相关数据均来源于国家统计局。其中,居民消费价格指数依据国家统计局分类标准,分为居民居住消费价格指数、居民衣着消费价格指数、居民食品烟酒消费价格指数、居民生活用品及服务消费价格指数、居民交通通信消费价格指数、居民教育文化和娱乐消费价格指数、居民医疗保健消费价格指数以及居民其他用品及服务消费价格指数八大类。

三、理论分析及研究假设

建设消费品统一大市场就是逐步消除市场封锁、地方保护等贸易壁垒,使得消费品在各地区、各部门间自由无障碍地流动,进而增加消费价格的区域溢出关系和横向传导关系,最终实现消费品市场一体化的过程。然而,由于各类政策时滞以及政府对价格反馈速度的综合影响,价格信息的空间传递和部门间横向传导存在时滞。致使形成市场一体化具有时间滞后性。鉴于此,本部分对空间和结构消费品市场一体化的形成机理及其时滞性特征进行分析。

(一)空间层面

首先,交通运输和通信技术发展增加了地区间的价格空间溢出关系,助推了消费品市场空间一体化形成。传统交通基础设施打破了地理藩篱,降低了省际贸易的运输成本和贸易成本,促进了区域间食品、衣着、生活用品等各类商品的经济贸易联系^[23],进而增加了不同地区间的价格关联关系。随着信息化进程推进,以物联网、人工智

能、5G通信为代表的数字基础设施降低了价格传导过程中的信息摩擦成本,进一步畅通了不同地区价格信息的溢出渠道,为形成市场空间一体化奠定基础。其次,人口流动会引起迁入地和迁出地的消费习惯和消费结构改变,这种消费需求联动变化必然会引致商品的地区间贸易,从而增加价格的区域溢出关系,提升消费品市场的空间一体化水平^[24]。众所周知,如果两个城市发展潜力、工资待遇等方面基本一致,当某个城市消费水平较高,迫于生活成本压力,人们往往倾向于迁移至消费水平较低的城市。一方面,随着人口迁出高生活成本城市,消费需求相对减少,市场供过于求,会降低价格;另一方面,随着人口迁至低生活成本城市,消费需求相对增加,生产企业出于盈利考虑,在一定程度上提高了消费价格。由此可见,人口流动带来了地区间价格信息溢出,最终促成了市场一体化趋势。最后,心理预期也是影响消费品市场空间一体化的重要因素。由于消费者的示范效应,人们的消费行为不但受自身收入水平影响,而且受相邻地区居民消费行为的影响。当某地区居民接触到邻近区域居民购买高档消费品时,尽管自己的收入没有变化,也可能出于从众心理产生盲目的消费攀比,扩大自己的消费开支,示范效应会带动消费品跨区域流通,从而拓宽了价格信息的地区间溢出渠道,推动消费品市场空间一体化形成。

综上所述,本文提出假设H1:在价格信息溢出视角下,消费品市场呈空间一体化态势。

(二)结构层面

首先,市场化程度是助推消费品市场结构一体化形成的重要因素。一个地区的市场化程度越高意味着市场竞争越充分,商品价格变动对于供求变化越敏感,价格信息在消费部门间传导速度越快,有利于市场结构一体化形成。其次,从需求视角看,随着我国居民可支配收入不断增加,消费结构从生存型向发展型转变,消费需求也向种类多样化方向转变,表现为某类消费品价格变动,其替代品或互补品的可选择范围增加,从而拓宽了

消费部门间的价格横向溢出渠道。如家具和房地产作为互补性商品,分别属于生活用品和居住消费,当居民的住房需求波动时,价格对需求的反馈机制产生了信息溢出^[14],进而推动市场结构一体化形成。再次,从供给视角看,消费品市场结构一体化主要建立在生产成本变动及其产生的价格连锁反应上。若某生产企业通过革新技术率先降低成本,其他生产企业通过学习模仿机制和技术溢出效应,提升了科技研发能力以及生产效率^[25],最终各类消费品的生产成本出现不同程度地下降,进而降低了相应的消费品市场价格。因此,技术冲击引起产业链上游生产成本变动,随着价格信息在生产企业间横向传递以及逐级向下游传递,导致各类消费部门间价格联动变化,进一步推动了市场结构一体化形成。最后,由于各类消费品的需求弹性、供给弹性不同,面对收入调整、政策冲击、市场供求格局变动时,消费价格出现先后涨跌,促成了消费品市场结构一体化网络。以收入弹性为例,因受菜单成本影响,交通通信、教育文化和医疗保健等服务类消费品价格粘性较强,价格对收入的弹性较小^[26],而家电等耐用消费品为非必需品,价格对收入的弹性较大^[27]。因此,当居民收入变动时,由于不同消费部门的收入弹性各异,导致各消费品市场价格变动幅度不同,形成了消费部门间的横向价格传递,促成了消费品市场结构一体化态势。

综上所述,本文提出假设 H2:在价格信息溢出视角下,消费品市场呈结构一体化态势。

(三)时滞特征

由于认识时滞、决策时滞、操作时滞等各类政策时滞的存在,在政策实施力度、社会公众预期、居民对市场变化反应速度、政府对市场信息反馈的灵敏程度等多重因素的综合影响下,相关部门实施价格监测和调控政策不会立即引起价格波动,价格信息传递存在时滞。此外,由于消费者棘轮效应的存在,人们倾向于随着收入的提高增加消费,而难以因收入降低迅速削减消费,尤其是在短期内消费是不可逆的。这种习惯效应使居

民的消费偏好不易改变,居民的消费决策更多取决于消费品前期价格水平,导致价格信息传递的滞后性。最后,由于汽车、冰箱等耐用品以及粮油、畜禽等农产品的生产周期长,生产规模短期内难以发生根本性变化,生产企业的供给决策也更多取决于前期价格因素,故价格信息传递存在时滞。

综上所述,本文提出假设 H3:在政策时滞、棘轮效应、生产规模调整等多种因素的综合影响下,消费品价格信息传递存在时滞。

四、消费品市场空间一体化水平测度及分析

(一)全国层面

1. 消费品市场整体

(1)空间一体化水平测度

首先,本文运用 ADF 单位根检验对居民消费价格指数序列进行平稳性检验,结果表明上述时间序列数据均为非平稳的 $I(1)$ 过程。其次, BDS 检验结果显示省份间价格存在非线性联动关系。最后,非线性 Granger 因果关系检验方法识别了价格联动关系,并采用可视化工具 Netdraw 绘制了市场一体化网络。此外,对于非线性 Granger 因果检验的最优滞后阶数选择的问题,本文借鉴刘华军等^[28]的做法,构建滞后 1~8 期最大可能性溢出矩阵。

在消费价格空间联动网络中,实际存在的省份间价格溢出关系系数为 267,最大可能关系系数为 930($31 \times 30 = 930$),网络密度为 0.287,说明省际消费价格波动的信息溢出关系较多。网络关联度为 1,表明各省份之间存在普遍的价格信息溢出渠道,价格联动网络中不存在孤立的省份节点,任意省份的价格波动均受到其他省份的价格信息溢出影响,并最终形成“全国消费价格一张网”的局面。平均距离为 1.510,意味着价格信息通过 1~2 个中间省份可以在任意两个省份之间建立联系,呈现明显的“小世界”特征,助推了市场的空间一体化进程。综上所述,消费品市场呈现空间一体化特征,假设 H1 得到验证。图 1(b)展示了价格空间联动网络滞后 1~8 期的网络密度演变趋势。价

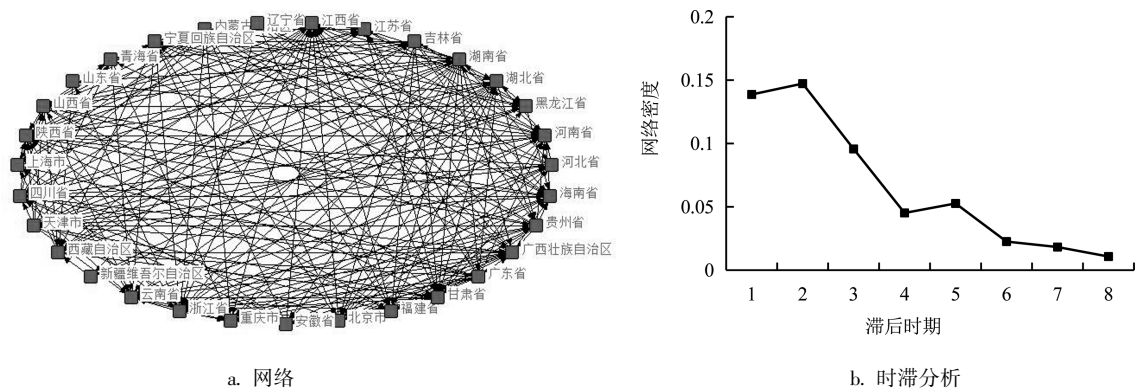


图1 全国消费品市场的空间一体化网络及其时滞分析

格空间溢出主要集中在滞后1~2期,随着价格传导时滞延长,消费价格联动网络的溢出关系大幅减少。这可能与地理距离远近、市场开放程度、信息发布机制等多重因素有关。综上所述,价格信息的空间传导存在时滞,实现消费品市场空间一体化具有时间滞后性,验证了假设H3。

(2)空间一体化水平演进趋势分析

本部分运用滚动窗口技术分析消费品市场空间一体化的动态演进,样本窗口长度为48个月^①。图2中的横轴表示子样本窗口,纵轴表示市场网络密度。网络密度的演变趋势大体为:1~16窗口期波动下降,16~18窗口期陡增,18~32窗口期稳中有降。具体来看,1~16窗口期网络密度波动下降,是因为2019年末新冠病毒感染疫情大规模爆发,在国家“静默管控”“居家隔离”的管理下,避免大规模人口流动,大幅削弱价格信息的空间溢出

效应。此外,由于交通管制和封闭措施,导致产业链和供应链断裂,阻碍物流运输和商品流通,从而减少了价格信息溢出关系,最终制约了消费品市场空间一体化发展进程。16~18窗口期网络密度陡增,一方面,这段时间处于疫情平缓期,疫情防控措施相对宽松,人口流动增加了价格信息空间溢出。另一方面,前期稳经济、促消费多种政策的叠加作用凸显。《关于促进消费扩容提质加快形成强大国内市场的实施意见》《建设高标准市场体系行动方案》等一系列政策出台,加快信息及物流基础设施建设,畅通区域间商贸流通网络,增加了价格空间溢出关系进而提升了市场空间一体化水平。18~32窗口期网络密度稳中有降,主要原因是新冠疫情的周期性复发引起居民的悲观心理预期趋同,消费者示范效应相应减弱,最终减少了消费价格的空间溢出关系,市场空间一体化水平相应下降。

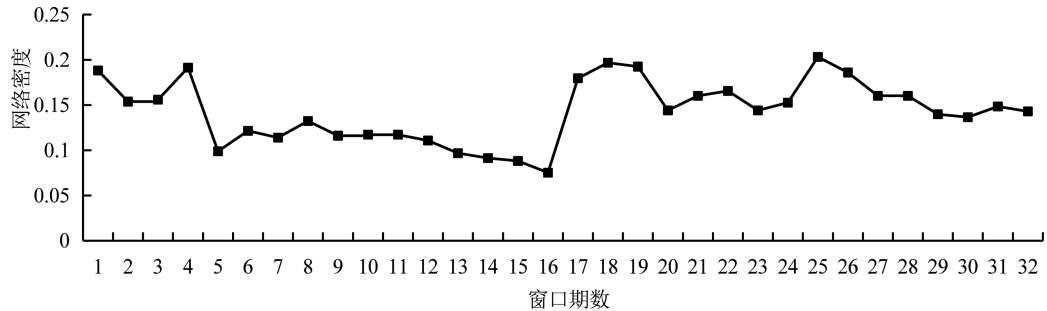


图2 全国消费品市场空间联动网络的网络密度动态变化

^① 第一个窗口期时间范围是2016年1月—2019年12月,第二个窗口期时间范围是2016年2月—2020年1月。依此类推,最后一个窗口期2018年8月—2022年7月。

2. 八大类消费品市场

图 3(a)刻画了各消费品市场价格空间联动网络的一体化特征。首先,从网络密度来看,交通通信市场最大,为 0.390;医疗保健市场紧随其后,为 0.318,生活用品、食品烟酒、衣着和居住市场的网络密度依次递减;教育文化和娱乐市场最低,为 0.190。这表明省际间交通通信价格的空间关联最密切,而教育文化和娱乐、居住市场包含的大多商品为不可贸易品,价格信息溢出效应较弱,空间一体化发展进程相对滞后。其次,各消费品市场的网络关联度均为 1,表明不论哪种消费品市场的价格空间关联网络中均包含所有省份,为相应市场空间一体化形成奠定基础。最后,各消费品市场的平均距离均处于 1 和 2 之间,说明价格空间联动格局呈现高聚集性和短平均路径长度特征。其

中,衣着市场最大,为 1.695;教育文化和娱乐、居住市场紧随其后;交通通信市场最小,为 1.357。综合上述指标分析可知,八大类消费品市场均呈现多线程的网络形态以及显著的“小世界”特征,有利于价格信息空间溢出进而助推了消费品市场空间一体化形成,再次验证了假设 H1。图 3(b)刻画了八大类消费品市场价格信息溢出的时滞分析过程。总的来看,除医疗保健和其他用品市场外,各类消费品市场的网络密度随时滞期延长下降,说明生活用品、交通通信等市场的价格空间溢出集中于滞后前期,价格信息的传导速度较快。医疗保健市场的网络密度呈现倒“U”,说明价格信息溢出关系先缓慢增加,在滞后 4 期达到最高峰后下降。其他用品市场价格在经过相对复杂的传导途径后信息溢出速度较慢,随时滞期延长,价格空间关联关系增加。

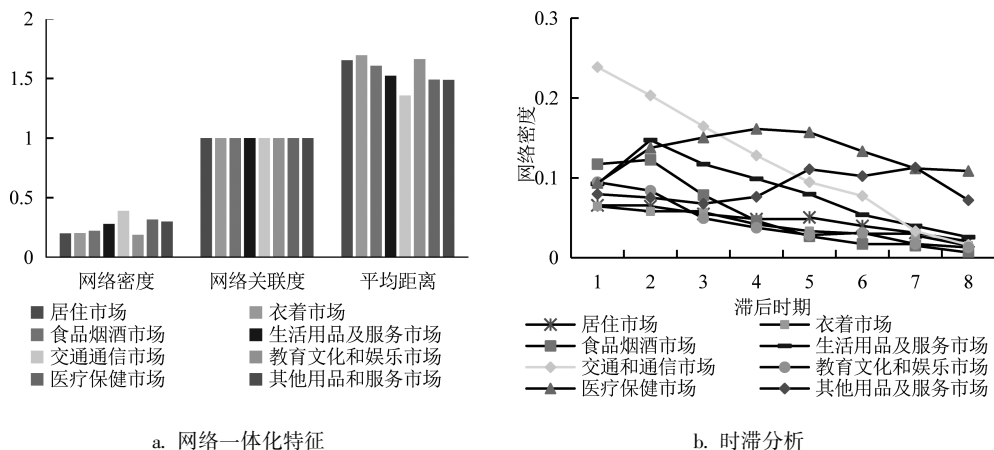


图 3 全国细分消费品市场的空间联动网络一体化特征图及其时滞分析

(二) 区域层面

图 4 报告了东中西、南北区域板块各消费品市场价格空间联动网络一体化特征。从消费品市场整体来看,不论东中西还是南北,区域内部省份间价格关联关系紧密,空间联动均呈现“区域一张网”特征。网络密度呈现“中—东—西”依次递减的空间格局,南方大于北方,网络关联度均为 1,平均距离位于 1 和 2 之间。从细分消费品市场来看,首先,各区域交通通信、医疗保健以及生活用品市场的网络密度较大;居住、衣着和教育文化娱乐市场较小,与前文全国层面分析的结果近似。其次,东部和南北方八大类消费品市场的网络关联度均

为 1,表明不论哪种消费品市场的价格空间联动网络中均包含所有区域内省份,而中部的居住、衣着市场以及西部的食品烟酒、生活用品以及医疗保健市场的网络关联度较低。如西部生活用品市场一体化网络中不包含青海,医疗保健市场一体化网络中不包含西藏,中部衣着市场包含了“黑龙江—吉林—内蒙古—山西”和“湖南—湖北—河南—安徽—江西”两个封闭内循环。最后,东中部以及南北方各消费品市场的平均距离均处于 1 和 2 之间,形成了平均路径短、聚集度高的小世界网络。仅西部衣着和教育文化娱乐市场的平均距离较大,分别为 3.22、2.68。

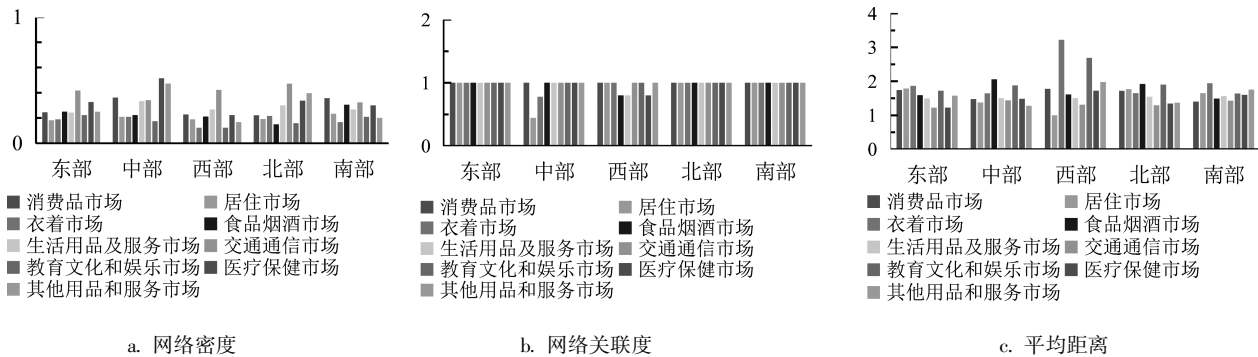


图4 区域消费品市场价格的空间联动网络一体化特征

此外,本部分通过东、中、西两两之间以及南北间的联通性指数考察区域间市场空间一体化水平。由表1可知:从消费品市场整体来看,中西部省份间的联通性指数最大,东中部、南北方次之,东西部最小,意味着中西部省份间的价格信息溢出渠道较多。这可能是因为中西部省际间人口流动更加密切、频繁,经济发展水平、交通运输条件、宏观调控政策更为一致,居民的消费习惯和消费偏好也更相似。而东西部省份无论从物流运输能力还是居民消费结构方面均存在较大差距,地区间的价格联动效应自然较弱,消费品市场空间一体化水平较低。从细分消费品市场来看,食品烟酒、生活用品、医疗保健和其他用品市场东中部省份间的联通性指数最大,中西部、南北方次之,东西部最小。东中部不仅在地理位置上更邻近,地区间公路、铁路等交通基础设施以及以数字技术为基础的信息基础设施也更加完备,导致食品、生活用品等贸易品的价格信息溢出关系更密切,相应市场的空间一体化水平更高。就衣着、交通通信、

教育文化和娱乐市场而言,东中部、东西部的价格信息溢出渠道较中西部更多,形成以东部为中心向四周辐射的价格空间关联网络,为构建全方位、互联互通的空间一体化格局奠定基础。由此可见,局部地区的价格波动通过信息溢出效应,引发其他区域价格联动变化,即存在“涟漪效应”^[22]。

五、消费品市场结构一体化水平的测度及分析

(一)全国层面

1. 结构一体化水平测度

在全国的消费部门间价格联动网络中,实际存在的消费部门间价格溢出关系数为17,最大可能关联数为56,网络密度为0.304,表明全国消费部门间的价格关联较为密切。网络关联度为1,说明各消费部门间存在直接或间接的价格信息溢出关系,价格结构联动网络的通达程度较高。平均距离为1.500,反映出消费价格的部门间传导也呈现明显的“小世界”特征,显著提升了全国消费品市场的结构一体化水平。综上所述,全国消费部门间价格传导网络呈现一体化特征,验证了假说H2。图5(b)展示了消费部门间价格传导网络滞后1~8期的网络密度演变趋势。可以发现,消费部门间的价格溢出关系在滞后1~2期逐渐增加,此后消费部门间的价格传导效应逐渐减弱并在第6期降到最低。价格传导集中于滞后1、2期,但并非在滞后1、2期全部完成,可能与政策传导时滞、生产结构调整周期等多种因素有关。综上所述,消费部门间价格溢出存在时滞,实现消费

表1 消费品市场的区域间联通水平

市场	东部—中部	东部—西部	中部—西部	南方—北方
消费品市场	0.639	0.467	0.711	0.579
居住市场	0.351	0.417	0.489	0.388
衣着市场	0.407	0.383	0.322	0.345
食品烟酒市场	0.463	0.425	0.433	0.450
生活用品及服务市场	0.657	0.533	0.556	0.571
交通通信市场	0.787	0.817	0.744	0.758
教育文化和娱乐市场	0.509	0.358	0.322	0.396
医疗保健市场	0.667	0.567	0.622	0.633
其他用品和服务市场	0.713	0.483	0.700	0.600

品市场结构一体化具有时间滞后性,再次验证假说 H3。

2. 结构一体化水平演进趋势分析

本部分运用滚动窗口技术分析消费品市场结构一体化的动态演进,样本窗口长度为 48 个月。图 6 中的横轴表示子样本窗口,纵轴表示市场网络密度。网络密度的演变趋势大体为:1~6 窗口期波动下降,6~25 窗口期波动上升,25~32 窗口期再次波动下降。具体来看,1~6 窗口期网络密度波动下降,主要是因为新冠疫情初期,国家对于危机风险的评估和管控能力相对不足,尚未形成良好的疫情防控对策,短期内导致价格信息不对称、市场机制失灵以及供需结构不匹配等一系列问题,阻碍了地区消费市场发挥正常功能,最终表现为消费部门间的价格溢出渠道减少,降低了市场

结构一体化水平。6~25 窗口期网络密度波动上升,主要得益于国家出台的《加快培育新型消费实施方案》《以新业态新模式引领新型消费加快发展的意见》等一系列宏观调控政策,不断优化新型消费市场环境,加快构建“互联网+”消费生态体系和消费模式,促进教育、医疗健康、养老和文化等服务消费线上线下融合发展,消费部门间的横向价格传导增多进而提高了市场结构一体化水平。25~32 窗口期网络密度波动下降,一方面是由于新冠疫情的长期反复对旅游、餐饮、娱乐等领域价格产生冲击,阻碍了消费部门间横向价格传递;另一方面疫情对就业市场产生的冲击导致居民的可支配收入减少,缩小了居民消费品的选择范围,最终减少了消费部门间的价格溢出关系进而影响市场一体化水平。

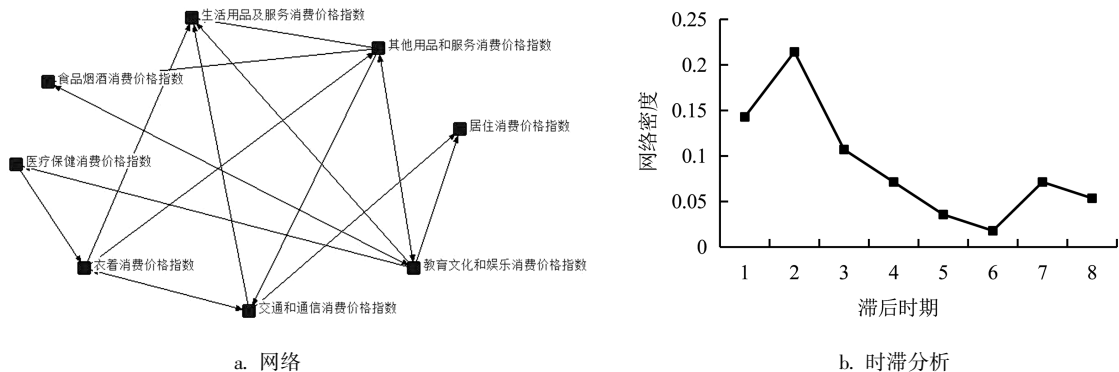


图 5 全国消费品市场的结构一体化网络及其时滞分析

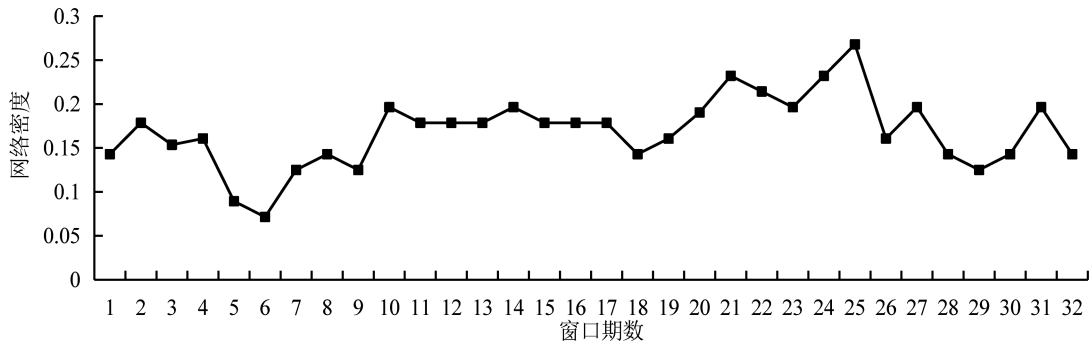


图 6 全国消费部门间价格联动网络的网络密度动态变化

(二) 区域层面

表 2 报告了东中西、南北消费品市场的结构一体化网络特征。就东中西而言,东部的网络密度最大为 0.287,网络关联度为 1,西部和中部的网络

关联度均为 0.750,但西部的网络密度明显高于中部;从平均距离看,中部最大,西部次之,东部最小。综合分析可知,东部消费部门间的价格传导效率高,价格信息溢出关系多,市场结构一体化水

平较高;中西部相对较低。这是因为东部的市场化水平较中西部高,消费品市场体制机制更加完善,快速发展的新型经济不断提升着供需适配度,有利于价格信息的高效传递。就南北方而言,南方具有较高的网络密度、网络关联度以及较低的平均距离,表明南方消费品市场结构一体化水平高于北方。这主要得益于南方大力推进市场化改革,长三角、粤港澳大湾区率先开展市场一体化建设,市场规则制度共通、商业基础设施共联和商贸流通体系共享程度更高,消费部门间更易于建立多线程、全局性的价格联动网络,市场结构一体化水平更高。

表 2 区域消费品市场的结构一体化网络特征

区域	网络密度	网络关联度	平均距离
东部	0.286	1	1.429
中部	0.196	0.750	1.714
西部	0.268	0.750	1.536
南方	0.268	1	1.679
北方	0.161	0.750	1.905

(三)省际层面

图 7 报告了省际层面消费品市场的结构一体化网络特征。从网络密度来看,北京和重庆最高,

实际存在的消费部门间价格溢出关系系数占网络最大关系系数的 37.50%,而多数省份的网络密度小于 0.200,消费部门间尚未形成良好的价格结构关联网络,价格联动性和通达性有较大的提升空间。从网络关联度来看,多数东中部发达省份和少数西部省份为 1,说明价格溢出关系普遍存在于 8 个消费部门之间,有助于市场结构一体化网络形成。而江苏、贵州、云南等省份的网络关联度较小,价格的横向传导仅存在于几个消费部门之间。江苏虽然市场化水平较高,但是可能存在消费品供需结构错位问题,导致消费部门间的“价格信号”传递链断裂,影响市场结构一体化发展进程。从平均距离来看,各省份的平均距离相差不大,均位于 1 和 3 之间。其中,江苏和云南的平均距离最小,为 1.330;江西的平均距离最大,为 2.500。值得注意的是,尽管云南的平均距离最小,消费部门间的价格传递效率高,但价格传导仅存在于食品烟酒、交通通信和生活用品等几类商品间,并没有形成有效的价格联动网络,因此其市场结构一体化水平并不高。

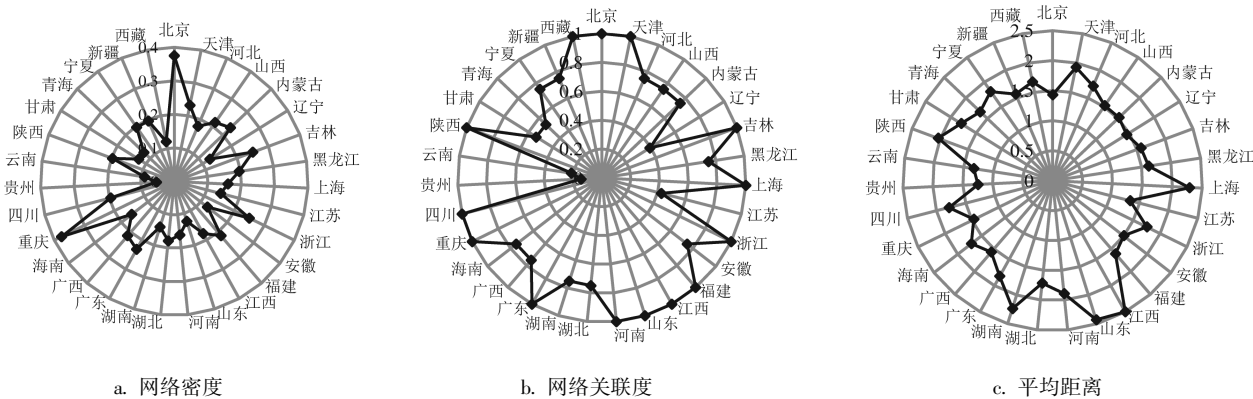


图 7 省际消费品市场的结构一体化网络特征

六、结论与启示

(一)结论

本文基于 2016 年 1 月—2022 年 7 月全国以及各省份的居民消费价格指数和八大类消费价格指数,通过非线性 Granger 因果检验法对价格传导关系进行识别,并借助社会网络分析测度与分析了消费品市场空间和结构一体化水平。研究结论如下。第一,在信息通信技术、人口流动、心理预

期调整的综合作用下,消费品市场整体以及八大类细分消费品市场均呈现空间一体化特征。其中,消费品市场整体的价格空间溢出关系先波动下降再急剧上升最终趋于稳定。此外,交通通信市场的空间一体化水平最高,医疗保健、生活用品、食品烟酒、衣着和居住市场依次递减,教育文化和娱乐市场最低。然而,由于不同价格信息的空间传递存在时滞,消费品市场空间一体化的形

成具有时间滞后性。第二,从区域市场内部来看,东中西、南北消费品市场整体具有显著的空间一体化特征。此外,东部和南北方的各类细分消费品市场均呈现区域空间一体化网络特征,而中西部的部分消费品市场尚未形成价格空间一体化网络。从区域间联通特征看,中西部省份间的联通性指数最大,东中部、南北方次之,东西部最小。就细分消费品市场而言,食品烟酒、生活用品、医疗保健等市场东中部省份间的联通性指数最大,东西部最小。衣着、交通通信等市场价格形成了以东部为核心向四周辐射的空间关联网。第三,在消费需求多样化、生产结构调整、价格弹性异质性等综合作用下,消费价格的部门间传导普遍存在,呈现先波动下降后波动上升最后轻微下降的演进趋势,最终形成了八个消费部门间价格一体化联动网络。但是由于价格信息的部门间横向传递存在时滞,形成市场结构一体化同样具有滞后性。就区域市场而言,东西中部消费品市场的结构一体化水平依次递减,南方高于北方。就省际市场而言,消费品市场的结构一体化特征存在显著差异。

(二) 启示

根据上述分析,本文得出如下启示。第一,充分考虑不同地区、不同消费部门间价格传导的非对称和非同步特征,以价格信息溢出为依托是实现消费品市场一体化的重要抓手。一方面,借助价格信息交流平台实现价格数据的共享与交换;另一方面,运用大数据、云计算等技术密切跟踪监测消费价格的空间联动变化和消费部门间的横向价格传导,并及时掌握价格关联关系的演进状况。此外,考虑到价格信息传导滞后性以及不同消费品市场时滞的异质性特征,实施差异化的跨周期价格调节机制,避免“见涨就压,见跌就促”和“一刀切”等片面式调控。如交通通信市场的价格溢出集中于滞后 1、2 期,应采取即时性的价格调控政策;而医疗保健市场的价格传导时滞较长,应更加注重价格波动的长期趋势,建立稳健持久的价格

联动关系检测机制。

第二,稳步推进消费品市场空间一体化,为从空间层面建设消费品统一大市场提供支撑。首先,在完善交通运输网络建设的同时应继续推进承载数字技术的信息网络基础设施建设,并利用智慧城市管理系统定期检测流动人口信息,有效管理人口流动来协调跨区域交易,进而促进空间一体化的消费品市场形成。同时,强化价格预期管理,运用物联网等信息化手段对消费者价格预期进行理性引导,避免投机行为引发价格剧烈波动,进而影响价格信息的空间传输。其次,推动八大类消费品市场空间一体化协同发展,采取针对性策略补齐住房、文娱等市场一体化发展进程中的短板,防止出现“木桶效应”。最后,加强区域协调和合作,秉承“系统协同、稳妥推进”原则率先对“价格领导区域”进行调控,并通过价格信息空间溢出作用于其他地区以达到消费价格一体化联动的目的。

第三,统筹推进消费品市场结构一体化,为形成消费品统一大市场提供新发展路径。首先,持续推进价格形成机制改革,逐步完善各类商品特别是服务类商品的市场定价功能,使价格准确、及时地反映市场供求关系;优化供需反馈机制并坚持供需双向调节,促使供给侧和需求侧的精准匹配,进而增加消费部门间的价格关联关系,提高市场结构一体化水平。其次,从区域、省份等多重角度考察消费部门间价格溢出,为政府“抓关键、调重点”实施一体化策略提供多方位参考。具体而言,一体化高水平地区应继续强化市场在资源配置中的决定性作用,完善消费部门间价格信息传递和交换的市场体系。而云南、贵州等部分地区消费部门间尚未形成良好的价格联动网络,应大力培育各类消费新业态,积极发展在线教育、互联网健康医疗服务等无接触式消费模式,提高文娱、医疗等消费品的市场参与度,从而提升消费品市场结构一体化水平。

参考文献:

[1] 刘志彪, 孔令池. 从分割走向整合: 推进国内统一大市场

- 场建设的阻力与对策[J]. 中国工业经济, 2021(8): 20-36.
- [2]李珍,刁钢,赵慧峰. 中国羊肉价格市场一体化的动态分析:基于频谱的格兰杰因果关系检验[J]. 农业技术经济, 2020(11): 122-134.
- [3]刘志彪. 全国统一大市场[J]. 经济研究, 2022, 57(5): 13-22.
- [4]刘志成. 加快建设全国统一大市场的基本思路与重点举措[J]. 改革, 2022(9): 54-65.
- [5]张其富,吴泽斌. 全国统一大市场的测度及长期演变[J]. 经济与管理, 2023, 37(6): 50-58.
- [6]陆远权,陈莉,张源. 成渝地区双城经济圈劳动力市场一体化测度及影响因素研究[J]. 中国软科学, 2023(10): 88-97.
- [7]刘春蕊,钱嘉柠,余金馨. 全国统一技术大市场建设背景下的知识产权保护与技术交易市场[J]. 中国软科学, 2024(8): 49-59.
- [8]桂琦寒,陈敏,陆铭,等. 中国国内商品市场趋于分割还是整合:基于相对价格法的分析[J]. 世界经济, 2006(2): 20-30.
- [9]吴华强,才国伟,何婧. 新发展格局下的全国统一大市场建设[J]. 南方经济, 2022(7): 54-68.
- [10]杨韶艳,王敬霞,马静. 中国区域价格空间关联效应及其影响因素分析[J]. 统计与决策, 2023, 39(19): 77-81.
- [11]刘华军,彭莹,贾文星,等. 中国三大市场空间一体化及其网络结构研究:基于价格信息溢出视角的实证考察[J]. 当代经济科学, 2018, 40(5): 79-89, 127.
- [12]方茜. 中国分类规格品间物价传导关系研究:基于有向无环图技术和结构向量自回归模型[J]. 山东社会科学, 2020(12): 141-146.
- [13] YANG J, ZHOU Y. Credit Risk Spillovers among Financial Institutions around the Global Credit Crisis: Firm-Level Evidence[J]. Management science, 2013, 59(10): 2343-2359.
- [14]张耀. 中国消费价格的部门间传导关系研究:一个解释价格传导机制的新视角[J]. 国际金融研究, 2017(10): 24-33.
- [15]陈明华,岳海琚,郝云飞,等. 同期和跨期双重视角下我国农产品价格联动效应研究:基于有向无环图和社会网络分析法[J]. 统计研究, 2022, 39(11): 44-58.
- [16]杨海生,聂海峰,陈少凌. 财政波动风险影响财政收支的动态研究[J]. 经济研究, 2014, 49(3): 88-100.
- [17] BROOCK W A, SCHEINKMAN J A, DECHERT W D, et al. A test for independence based on the correlation dimension[J]. Econometric reviews, 1996, 15(3): 197-235.
- [18] HIEMSTRA C, JONES J D. Testing for linear and nonlinear granger causality in the stock price-volume relation[J]. The journal of finance, 1994, 49(5): 1639-1664.
- [19] DIKS C, PANCHENKO V. A new statistic and practical guidelines for nonparametric granger causality testing[J]. Journal of economic dynamics and control, 2006, 30(9): 1647-1669.
- [20]刘华军,刘传明. 环境污染空间溢出的网络结构及其解释:基于1997—2013年中国省际数据的经验考察[J]. 经济与管理评论, 2017, 33(1): 57-64.
- [21]孙亚男,肖彩霞,刘华军. 长三角地区大气污染的空间关联及动态交互影响:基于2015年城市AQI数据的实证考察[J]. 经济与管理评论, 2017, 33(2): 121-131.
- [22]陈明华,王山,刘文斐,等. 非线性视角下中国城市房价关联效应测度与分析[J]. 中国软科学, 2020(10): 96-106.
- [23]范欣,宋冬林,赵新宇. 基础设施建设打破了国内市场分割吗?[J]. 经济研究, 2017, 52(2): 20-34.
- [24]行伟波,李善同. 全国市场一体化的演进历程及影响因素研究[J]. 南京社会科学, 2022(10): 25-34 + 45.
- [25]陈明华,王哲,李倩,等. 京津冀一体化情形下高质量发展的收敛性检验[J]. 中国人口科学, 2022(3): 86-98, 128.
- [26]孙浦阳,杨易擎. 个税改革对消费市场的影响研究:来自2018年个税改革的证据[J]. 经济研究, 2023, 58(10): 152-169.
- [27]渠慎宁,吴利学,夏杰长. 中国居民消费价格波动:价格粘性、定价模式及其政策含义[J]. 经济研究, 2012, 47(11): 88-102.
- [28]刘华军,陈明华,刘传明,等. 中国大宗商品价格溢出网络结构及动态交互影响[J]. 数量经济技术经济研究, 2017, 34(1): 113-129.

(本文责编:润 泽)