

# 中国城市间食品价格水平测度 及空间相依性研究\*

王 岩 曾孟飞 杨 沫

**内容提要:** 本文利用全国29个城市106种同质可比规格品的电商平台价格数据,基于世界银行国际比较项目的两步法测算框架,测算我国城市层面的食品价格水平,并对其空间分布特征、相依模式及影响因素进行深入研究。研究发现,样本城市总体食品价格水平存在显著差异;生鲜类食品在城市间的价格水平差异较大,而包装类食品的价格水平差异较小;通过对基期测算数据进行外推发现,2001—2021年间,样本城市的食品价格水平有收敛趋势。基于空间视角的研究发现,食品价格水平呈现出一定的城市群聚集效应;与地理空间相关性相比,城市间食品价格水平的经济空间相关性更强;城市的食品价格水平很大程度上取决于其经济发展水平,并受相近发展水平城市的空间外溢影响。研究结论表明,为有效提升政策的精准性,在制定最低工资标准、最低生活保障以及收入分配等政策时应充分考虑地区价格水平差异。

**关键词:** 食品价格水平; 电商平台; 购买力平价; 空间相依

**DOI:** 10.19343/j.cnki.11-1302/c.2023.12.002

**中图分类号:** F222.3 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002-4565(2023)12-0014-12

## Measurement and Spatial Dependence of Food Price Level among Chinese Cities

Wang Yan Zeng Mengfei Yang Mo

**Abstract:** Based on the two-step measurement framework of the World Bank International Comparison Program, this paper uses the price data of 106 homogeneous and comparable products in 29 cities collected from the e-commerce platform to calculate the food price level at the city level in China. The spatial distribution characteristics, interdependence patterns and influencing factors of the food price level have been studied in depth. It finds that there are significant differences in the overall food price level between cities. The price levels of fresh food vary greatly between cities, while the price levels of packaged food vary much less between cities. During 2001—2021, the food price levels between cities show a trend of convergence. Studies based on the spatial perspective show that food price level presents a certain effect of urban agglomeration. Compared with geographic spatial correlation, food price levels between cities show a stronger economic spatial correlation. Food price level of a city is largely determined by its level of economic development and affected by the spatial spillover of cities with similar development levels. The conclusions indicate that in order to effectively improve the accuracy of policy making related to minimum wage standard, basic living allowance, and income distribution, regional price level differences should be taken into consideration.

**Key words:** Food Price Level; E-commerce Platform; Purchasing Power Parity; Spatial Dependence

\*基金项目: 广东省普通高校特色创新类项目“粤港澳大湾区城市群空间价格水平测算方法及应用研究”(2021WTSCX331); 国家自然科学基金一般项目“地区购买力平价测算的理论方法与中国实践问题研究”(23BTJ004)。

## 一、引言与文献综述

地区价格水平在居民实际生活水平、贫困问题研究、收入不平等测算、区域价格收敛等研究领域都有重要应用（Biggeri和Rao，2017）。从学术研究和官方统计实践看，时间维度的价格指数如居民消费价格指数测算是关注的重点，而空间维度的价格指数即地区价格水平的测算则是价格统计中的薄弱环节。考虑到地区价格水平测算的重要价值，全球最大规模的经济统计合作项目国际比较项目（International Comparison Program, ICP）已经将其纳入重点研究议题之列（World Bank, 2021）<sup>①</sup>。

目前地区价格水平测算主要有以下三种方法：一是篮子成本法。基于各地区收集的具备可比性和代表性的一篮子商品和服务的价格数据进行地区价格水平测算，其测算结果可靠性较强。由于篮子成本法对基础数据有较高要求，目前基于此方法开展的测算活动主要由国际组织和各国统计部门所主导（Laureti和Rao，2018）。二是单位值法。基于住户收支调查中收集的食品支出和消费量数据计算各类别食品的单位价值，并据此测算地区价格水平（Deaton和Dupriez，2011）。由于住户数据的限制，单位值法仅能应用于食品类地区价格水平测算。三是恩格尔曲线法。在对支出函数进行计量建模的基础上进行地区价格水平测算，仅需使用微观住户调查数据，而无需价格数据，但测算结果易受模型假设合理性和微观住户调查数据质量的影响（Almås和Johnson，2012）。

国内外学者对我国地区间的价格水平差异进行了诸多研究。早期我国地区价格水平测算研究所使用的规格品数量有限，测算结果大多都不满足传递性要求且易受到基准地区选择的影响（江小涓和李辉，2005；Brandt和Holz，2006；易纲和张燕姣，2007）。后续的测算研究在数据基础和汇总方法上进行改进，国家发展和改革委员会价格监测中心提供的价格数据在地区价格水平测算中得到广泛应用，部分学者开始使用满足传递性的多边汇总方法开展测算研究（王磊和周晶，2012；“我国地区价差指数方法和应用研究”课题组，2014；闫梅和樊杰，2016）。近期的测算研究开始逐步使用国际比较项目的两步法测算框架（陈梦根和胡雪梅，2019；杨长江和徐盛，2021）。不过上述研究的测算结果间存在较大差异<sup>②</sup>。

食品价格水平对居民实际生活和幸福感具有重要影响，但国内少有研究关注地区食品价格水平的测算问题，以下两项研究比较有代表性，一是余芳东（2016）利用国家统计局发布的27种食品类规格品的价格数据，对2011—2015年国内50个城市的食品价格水平进行测算分析；二是陈梦根和宋苗苗（2018）基于国家发展和改革委员会价格监测中心提供的2015年68种规格品的观测价格，测算地区间的食品价格水平。虽然现有研究对地区价格水平测算进行了探索，但仍存在一定不足。首先，商品和服务价格数据以及住户调查数据是现有研究进行地区价格水平测算的主要数据来源，这些数据仍主要通过传统的调查方式获取。在当前数字经济发展浪潮冲击下，相对传统的数据收集框架和数据源面临诸多挑战，例如，价格调查成本增加，规格产品快速更迭，以及住户调查答复率下降等。加之不确定性因素影响，使得基于抽样调查方式及时获得价格统计数据 and 住户调查数据变得更为困难（Ehrlich等，2019）。其次，对于地区食品价格水平的测算，现有研究较少采用规范的采价目录和规格品设定方法，因此难以保证所收集的规格品价格数据具有同质可比性。最后，地区食品价格水平实质上是一类空间价格指数，当前研究多关注其测算问题，鲜有研究从空间视角对其分布特征、相依模式及影响因素进行分析。

<sup>①</sup>国际比较项目（ICP）由世界银行主导实施，其核心目标是测算各经济体的货币购买力平价（Purchasing Power Parity, PPP）及实际经济规模。在世界银行的报告中，一般称地区价格水平为国内购买力平价（Subnational PPP），与其发布的全球购买力平价（Global PPP）相对应。本文采用了文献中更为常用的地区价格水平的说法。

<sup>②</sup>就极值比指标而言，杨长江和徐盛（2021）研究中得到的极值比为1.24，显著低于闫梅和樊杰（2016）研究中的1.96，也低于陈梦根和胡雪梅（2019）研究中的1.62，以及Chen等（2020）研究中的1.58。

数字经济的发展为价格统计提供了更多实时的数据源,零售扫描、电商平台、移动支付以及网络爬虫等各类新渠道提供的数据源呈现爆发式增长。将新的数据源与传统价格统计框架进行有机契合,不仅有助于获得更准确、更及时、更细分的统计数据,而且还可以减轻数据提供者的负担、降低统计机构的成本(Abraham等,2019)。为发掘新数据源在地区价格水平测算研究中的应用,本文基于篮子成本法,尝试基于电商平台构建我国地区食品价格水平的测算框架,并基于线上采集的规格品价格对我国城市间的食品价格水平进行测算研究。在基准时期城市层面的食品价格水平测算基础上,利用外推方法对样本城市历史年份的食品价格水平进行推算,并进一步基于空间计量分析方法,对食品价格水平的空间分布特征、相依模式以及影响因素进行深入探析。

本文主要工作有如下四点:一是基于在线价格数据拓展地区价格水平的测算框架。将电商平台与ICP采价框架有机契合,设计包括106种规格品在内的食品价格调查目录,并构建基于电商平台的规格品价格数据采集框架。二是为解决规格品地区分布的抽样代表性问题提供一个可行思路。随着城市居民通过在线平台购买生活必需品的需求大幅增加,将在线食品价格以一种合理的方式纳入到价格统计体系中显得尤为必要。三是对食品规格品品牌和包装重量进行统一设定,从而最大限度保证规格品在不同城市间的可比性。四是在测算研究的基础上,基于空间视角系统探讨食品价格水平的分布特征、相关性以及影响因素,为把握我国地区食品价格特征提供新视角。

## 二、城市食品价格水平的测算框架

本文在采集样本城市一篮子食品价格的基础上,基于篮子成本法计算这些城市的食品综合价格比率。这需要重点解决两个基础问题,一是一篮子食品具体包括哪些规格品,二是如何将规格品的价格进行汇总计算得到各城市的食品价格水平。为此,本文在考虑我国食品消费特征的基础上,构建科学可行的城市食品价格水平测算框架。该框架基于2017年轮ICP亚太区所采用的两步法测算框架,但又有所区别,主要体现在如下两点:第一,规格品目录有差异。ICP亚太区选定食品规格品更多反映东南亚地区居民的食品消费特征,而本文则考虑了我国城市居民的食品消费习惯与偏好。第二,不同层级价格数据的汇总计算方法有差异。ICP亚太区在基本分类层级PPP测算中采用国家产品虚拟法,在基本分类以上层级汇总计算采用基尼-爱尔提多-考夫斯-苏克尔(Gini-Eltetö-Köves-Szulc, GEKS)法,而本文在基本分类层级PPP测算中采用的是地区产品虚拟法,在基本分类以上层级汇总计算时分别采用GEKS法、吉尔里-坎米斯(Geary-Khamis, GK)法、加权地区产品虚拟(Weighted-RPD, WRPD)法。

### (一) 食品规格品目录的制定

本文所采用的食品规格品目录,主要参考2017年轮ICP亚太区居民消费价格目录中的食品分类及相关规格品信息。同时,在制定过程中综合考虑我国城市居民的食品消费特征以及电商平台所提供的实际食品规格品。

在食品分类的设定上,本文将所有食品划分为9个小类,再细分为26个基本分类。为了使所选取的规格品既代表各城市食品支出的特征,又能满足不同城市间的可比性要求,本文首先参考亚太区居民消费价格目录中各食品类下所给出的规格品,结合电商平台实际提供的食品类商品,确定各分类应包括的规格品数量;其次,结合实际采价情况和可行性原则,重点关注对计量单位和品牌的设定,通过选择全国性品牌并对规格品的包装重量进行统一设定来选择相关商品,最大限度保证规格品在不同城市间的可比性<sup>①</sup>。

<sup>①</sup>因篇幅所限,关于规格品的详细分类与说明以附录A展示,见《统计研究》网站所列附件。下同。

本文所制定的食品规格品目录包括9个小类，26个基本分类，共106种规格品<sup>①</sup>。从食品支出结构的代表性来看，本文制定的食品规格品目录涵盖《居民消费支出分类（2013）》食品中类下所有的13个支出小类以及ICP亚太区居民消费价格目录中所涉及的26个食品基本分类。从规格品的代表性来看，根据我国居民实际消费特征，本文在9个食品小类和26个食品基本分类中均设置了一定数量的规格品。

## （二）食品价格水平的汇总计算方法

本文主要采用ICP中的两步法进行不同城市食品价格水平的测算。首先基于无权重的地区虚拟变量法汇总计算小类层面的食品价格水平，然后使用带权重的总量汇总方法，GEKS法、GK法以及WRPD法，进行总体食品价格水平的测算。

### 1. 地区虚拟变量法（RPD）。

RPD法是ICP中广泛应用的国家产品虚拟法的一种变形。RPD法假定一个地区某一食品规格品的价格受地区总体价格水平、所属规格品类别和随机扰动项三部分因素影响。具体形式为

$$\ln p_{ij} = \eta_1 D_1 + \eta_2 D_2 + \cdots + \eta_M D_M + \pi_1 D_1^* + \pi_2 D_2^* + \cdots + \pi_N D_N^* + u_{ij} \quad (1)$$

其中， $\ln p_{ij}$  表示第  $j$  个城市第  $i$  个规格品价格的对数值， $D_j$  和  $D_j^*$  分别表示城市和规格品的虚拟变量， $M$  指参与比较的城市数量， $N$  是规格品数量且根据不同支出类别有所差异。利用式（1）测算不同城市的价格水平时，需要选定一个基准地区，将其价格水平设定为1，其他城市的价格水平表示为基准地区的相对数，基准地区的选择可以通过将  $D_1$  设定为0来实现。利用最小二乘法估计式（1）得到城市  $j$  的价格水平  $P_j = \exp(\hat{\eta}_j)$ ，其中  $\hat{\eta}_j$  是式（1）中  $\eta_j$  的估计值。

### 2. 总量层次汇总计算方法。

（1）GEKS法。GEKS法以双边价格指数（一般选取Fisher指数）为基础，通过将双边价格指数转换为多边价格指数，获取具备传递性的比较结果：

$$PPP_{jk} = \prod_{l=1}^M [F_{jl} \times F_{lk}]^{1/M} \quad (2)$$

其中， $PPP_{jk}$  是以  $k$  城市为基准的  $j$  城市的食品价格水平， $F_{jl}$  为  $j$ 、 $l$  两城市之间的双边Fisher价格指数， $M$  表示城市数量。

（2）GK法。GK法先计算一组平均价格，再将各城市的实际价格与平均价格进行比较，由此测算各城市的价格水平。GK法的具体计算过程如下：

$$\pi_h = \sum_{j=1}^M \frac{P_{jh}}{PPP_j} \frac{Q_{jh}}{\sum_{j=1}^M Q_{jh}} \quad h=1,2,\dots,N \quad (3)$$

$$PPP_j = \frac{\sum_{h=1}^N P_{jh} Q_{jh}}{\sum_{h=1}^N \pi_h Q_{jh}} \quad j=1,2,\dots,M \quad (4)$$

其中， $\pi_h$  为第  $h$  个食品支出小类的平均价格， $PPP_j$  为  $j$  城市的食品价格水平， $P_{jh}$  和  $Q_{jh}$  分别为城市  $j$  第  $h$  个食品支出小类的价格水平和实际支出量。根据式（4）可以计算得到  $j$  城市对于  $k$  城市的食品价格水平  $PPP_{jk} = PPP_j / PPP_k$ 。

（3）WRPD法。WRPD法通过赋权的方式给予重要的支出类别更大的权重，以此来反映重要支出类别对地区价格水平的影响。Rao（2005）给出了WRPD法的测算模型和估计方法：

<sup>①</sup>因篇幅所限，本文制定的食品规格品目录与ICP亚太区居民消费价格目录的匹配情况以附录B展示。

$$\sqrt{w_{jh}} \ln P_{jh} = \gamma_1 \sqrt{w_{jh}} D_1 + \gamma_2 \sqrt{w_{jh}} D_2 + \cdots + \gamma_M \sqrt{w_{jh}} D_M + \beta_1 \sqrt{w_{jh}} D_1^* + \beta_2 \sqrt{w_{jh}} D_2^* + \cdots + \beta_N \sqrt{w_{jh}} D_N^* + v_{jh} \quad (5)$$

其中,  $\ln P_{jh}$  表示城市  $j$  第  $h$  个支出小类的价格水平对数,  $w_{jh}$  为城市  $j$  食品总支出中第  $h$  个支出小类所占的份额,  $D_j$  和  $D_i^*$  分别为城市和支出小类的虚拟变量,  $\gamma_j$  和  $\beta_i$  为对应的待估参数。

### 三、数据来源与处理

#### (一) 数据的来源与审核检验

本文主要利用京东到家APP, 选取沃尔玛、家乐福等大型连锁超市作为食品规格品的采价平台。依据设定的食品规格品目录, 本文采集了2019年8月中上旬我国29个城市的106种规格品的3000余条价格数据<sup>①</sup>。采取上述采价方式的原因在于, 一方面, 沃尔玛、家乐福为全国连锁超市, 具备客流量大、售卖产品代表性强等优势。同时, 由于连锁化经营所售商品与品牌在城市间的同质可比性较强, 能够最大限度满足空间价格比较过程中对规格品代表性和可比性的要求。另一方面, 利用电商平台进行在线价格采集的成本较低, 不需要消耗大量人力、物力, 且可以减少可能存在的人为因素干扰, 确保采价数据的真实性<sup>②</sup>。

为确保测算结果的准确性, 本文对数据进行审核和检验, 保证基础数据质量。参考ICP亚太地区价格数据的审核标准, 并考虑到我国城市采价数据的特征, 本文设置数据检验参数, 即某一规格品价格的最小值和最大值比率应大于40%<sup>③</sup>。通过数据审核并剔除价格异常的数值, 106种规格品的最低价与最高价的比率平均值为57.3%, 106种规格品价格数据全部通过相关检验。

#### (二) 权重数据的获取和处理<sup>④</sup>

利用总量层次的汇总方法测算各城市的食品价格水平, 需要使用样本城市在9个食品小类上的支出数据来构建权重。通过对现有统计资料的系统整理发现, 仅有石家庄、长春、哈尔滨、南昌、郑州、长沙、成都、贵阳和昆明9个城市可以从城市统计年鉴直接获取2019年城镇居民人均食品支出的详细分类数据, 其他城市的食品支出分类数据无法直接通过现有资料获取。借鉴Chen等(2020)的处理方式, 本文使用推算方法对其他城市的详细食品支出分类数据进行推算。2013年《中国统计年鉴》提供了我国31个省份城镇居民家庭平均每人全年现金消费支出的详细数据, 其中在食品支出方面提供了多达18个细分类别的支出数据。基于食品支出的细分数据, 可以进一步汇总计算各省份在9个食品小类上的支出数额及其所占食品总支出的份额。利用2019年城市层面的食品支出总额数据与计算得到的各城市所属省份不同食品小类的份额数据, 可以推算得到2019年各城市在9个食品小类上的支出数额。

### 四、城市食品价格水平的测算结果

#### (一) 样本城市食品小类价格水平的测算结果

本文将北京设定为基准城市, 基于规格品层面的价格数据, 利用RPD法测算得到2019年8月我国

① 本文所选择的29个城市包括4个直辖市(北京、天津、上海、重庆)、20个省会城市(石家庄、太原、沈阳、长春、哈尔滨、南京、杭州、合肥、福州、南昌、济南、郑州、武汉、长沙、广州、南宁、成都、贵阳、昆明、西安)以及5个计划单列市(青岛、大连、深圳、宁波、厦门)。

② 因篇幅所限, 在线价格采集的方式以附录C展示。

③ 因篇幅所限, 数据审核标准及对测算结果的影响分析以附录D展示。

④ 本文以2019年为基期, 对2001—2018年及2020—2021年样本城市食品价格水平进行外推。由于2022年居民食品消费价格指数(同比)尚未公布, 因而无法对2022年及之后数据进行测算。此外, 由于本文价格数据的采集渠道为在线APP, 因而若更新基期数据仅能采集当前实时数据, 由于数据不完全, 难以进行外推测算。

29个城市在9个食品小类上的价格水平，结果如表1所示。为便于分析，图1给出各城市不同食品小类价格水平的箱线图，并依据价格水平中位数的大小对各食品小类进行重新排序。由图1可以看出，蔬菜、肉禽及制品、水产品、粮食及谷物的价格水平中位数均小于1，这表明与基准地区北京相比，其他城市的鲜活农产品平均价格较低；而油脂，奶、奶制品及蛋，糖，其他食品等包装食品平均价格比北京更高。主要原因是，相比中小城市，大城市内部供应商间存在更激烈的竞争，因而我国大城市超市售卖的包装产品的加成和价格均较低。该结论与Feenstra等（2020）的研究发现一致。

此外，由图1还可以发现各食品小类的价格差异和离散程度存在较大差异。基于极值比指标和变异系数指标，分别对不同食品小类的价格差异和离散程度进行测算发现，价格差异和离散程度较大的食品小类为水产品 and 蔬菜，极值比分别为1.445和1.431，变异系数值分别为8.6%和8.2%。相比之下，价格差异和离散程度较小的食品小类为奶、奶制品及蛋，油脂，极值比分别为1.162和1.165，变异系数值为3.7%和3.8%。水产品、蔬菜等鲜活农产品在产地周边城市的价格相对较低，且由于保鲜难度大、运输成本高、易于损耗等现实因素，其在非产地城市的价格相对较高，进而导致城市间的价格水平差异较大。而包装奶制品、鸡蛋和油脂保质期时间较长且易于长途运输，因而城市间价格水平差异相对较小。

表1 2019年29个城市食品小类价格水平测算结果

城市	粮食及谷物类	肉禽及制品类	水产品类	奶、奶制品及蛋类	油脂类	干鲜瓜果类	蔬菜类	糖类	其他食品
北京	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
天津	1.0419	0.9542	1.0305	1.0306	1.0117	1.0343	0.8368	1.0078	1.0000
石家庄	0.9777	0.9100	1.0355	1.0652	1.0075	0.9955	0.8405	1.1042	1.1137
太原	0.9960	0.8506	1.0107	1.0150	1.0294	1.0292	0.8073	0.9832	1.0754
沈阳	0.9701	0.8335	1.0114	1.0463	1.0212	0.9600	0.8747	1.0423	1.0615
大连	0.9752	0.8724	1.0646	0.9777	0.9972	0.9863	0.8960	0.9606	1.0747
长春	0.9893	0.8477	0.8449	1.0416	1.0254	0.8993	0.8808	1.0237	1.0844
哈尔滨	0.9724	0.8915	0.9759	1.0508	1.0029	0.9768	0.7998	1.0085	1.2022
上海	1.0674	0.9206	1.0980	1.0297	1.0308	1.0972	0.8754	0.9819	1.1015
南京	1.0736	0.8686	0.9559	1.0310	0.9869	1.0836	0.8715	1.0657	1.1198
杭州	1.0921	0.9310	0.9788	1.1203	1.0295	1.0858	0.8429	1.0369	1.1790
宁波	1.0180	0.8837	0.8886	1.0544	0.9803	1.0521	0.8368	0.9939	1.0602
合肥	1.0517	0.8822	0.8700	1.0247	0.9410	1.0940	0.8784	1.0957	1.0923
福州	1.0444	0.9136	0.9846	1.0313	1.0298	0.9903	0.8440	1.0639	1.0777
厦门	0.9884	0.8976	0.8214	0.9836	1.0162	0.9707	0.8957	1.0683	1.0458
南昌	0.9918	0.8306	0.9137	1.0701	0.9349	1.0497	0.8816	1.0650	0.9957
济南	1.0294	0.9022	0.8592	1.1146	1.0548	0.9959	0.8565	1.0878	1.0512
青岛	0.9842	0.9119	0.9933	1.0852	1.0303	1.0430	0.8553	1.0161	1.0115
郑州	0.9630	0.8727	0.7925	0.9984	0.9396	1.0660	0.8799	1.0539	1.0558
武汉	0.9786	0.8662	0.9282	1.0015	0.9388	1.0135	0.9116	1.0785	1.0240
长沙	0.9445	0.8780	0.9057	0.9905	0.9447	0.9939	0.9547	1.0415	0.9843
广州	1.0659	0.9742	0.9775	1.0400	1.0542	1.0430	1.0289	1.0714	1.0663
深圳	1.0810	0.9605	1.1453	0.9970	1.0894	1.0400	0.9750	1.1317	1.0700
南宁	0.9924	0.9108	0.9170	0.9922	0.9889	0.9932	0.9852	1.1104	1.0672
重庆	0.9689	0.8695	1.0271	1.0547	1.0071	1.0291	0.8584	1.1128	1.1969
成都	1.0235	0.9389	0.9829	1.0537	1.0404	1.0671	0.8263	1.0978	1.1812
贵阳	0.9827	0.8493	0.9451	1.0558	0.9712	0.9541	0.7584	1.0627	1.1404
昆明	0.9817	0.8457	0.8722	1.0316	1.0066	1.0061	0.8234	1.0779	1.1302
西安	1.0140	0.8861	0.9091	0.9641	1.0196	0.9531	0.9085	0.9223	1.0940

注：各食品小类上的测算结果均以北京为基准，将北京的测算结果设定为1。

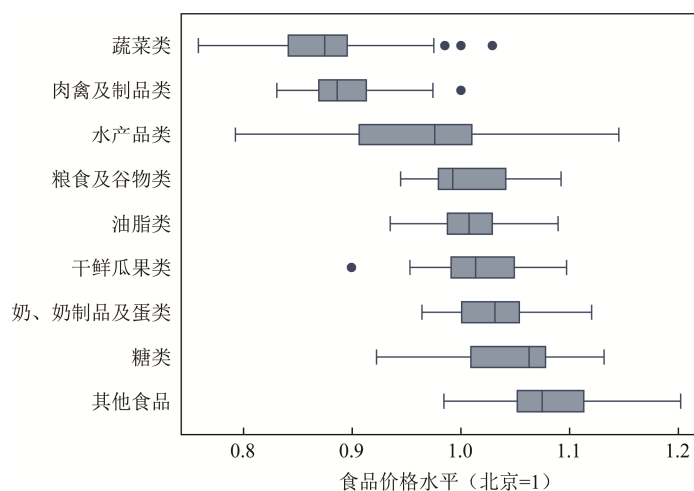


图1 食品小类价格水平的箱线图

(二) 各城市食品价格水平的测算结果比较

结合样本城市的食品分类支出数据，使用总量层面的汇总方法测算得到各城市总的食品价格水平，再进行比较分析。为确保测算结果的稳健性，本文分别使用GEKS、GK和WRPD三种汇总方法对食品价格水平进行测算。表2给出三种不同汇总方法下，2019年8月我国29个城市的食品价格水平测算结果及排序情况。

表2 2019年我国部分城市食品价格水平测算结果比较

城市	GEKS法	GK法	WRPD法	城市	GEKS法	GK法	WRPD法
深圳	1.0356	1.0474	1.0473	大连	0.9547	0.9621	0.9677
广州	1.0274	1.0367	1.0412	宁波	0.9488	0.9539	0.9472
上海	1.0069	1.0175	1.0259	西安	0.9467	0.9546	0.9537
杭州	1.0026	1.0096	1.0178	武汉	0.9452	0.9522	0.9572
北京	1.0000	1.0000	1.0000	长沙	0.9450	0.9544	0.9598
成都	0.9856	0.9912	0.9892	哈尔滨	0.9446	0.9493	0.9346
天津	0.9844	0.9905	0.9990	太原	0.9410	0.9462	0.9324
南京	0.9721	0.9785	0.9823	沈阳	0.9381	0.9455	0.9378
南宁	0.9718	0.9796	0.9797	郑州	0.9353	0.9447	0.9372
福州	0.9716	0.9820	0.9822	南昌	0.9351	0.9375	0.9349
青岛	0.9708	0.9782	0.9768	厦门	0.9301	0.9294	0.9335
石家庄	0.9673	0.9737	0.9556	昆明	0.9293	0.9370	0.9266
合肥	0.9643	0.9709	0.9660	贵阳	0.9204	0.9256	0.9277
济南	0.9607	0.9677	0.9759	长春	0.9181	0.9218	0.9209
重庆	0.9601	0.9644	0.9732				

注：北京的价格水平设定为1。

由表2可以看出，基于三种不同汇总方法得到的各城市食品价格水平的测算结果较为相似。为进一步检验这三种汇总方法得到的测算结果是否具有显著差异，本文采用多种参数和非参数方法进行统计检验<sup>①</sup>。检验结果显示，不论从三个测算结果的总体差异，还是从两两之间的差异来看，均不存

①因篇幅所限，统计检验结果以附录E展示。

在显著的统计差异。因此，各城市食品价格水平的测算结果受汇总方法的影响较小，测算结果较为稳健。后文主要采用GEKS法的测算结果进行实证研究。

由表2 GEKS法下各城市的食品价格水平测算结果看，城市间的食品价格水平存在显著差异。各城市食品价格水平的极值比为1.128，即食品价格最高的城市比最低的城市高出12.8%。其中，食品价格水平最高的城市深圳比基准地区北京高3.6%。此外，食品价格水平还存在明显的地域分布特征。深圳、广州、上海以及杭州的食品价格水平位居全国前列，价格水平平均超过1；东部沿海城市如天津、南京、福州，以及西部地区的核心城市成都、重庆的食品价格水平位居全国中上游，价格水平在0.95~1的区间范围内；东北三省的省会城市长春、哈尔滨、沈阳和部分中西部省会城市昆明、贵阳和太原的食品价格水平相对较低，价格水平在0.91~0.95区间范围内。

### （三）样本城市食品价格水平的外推

上文获得了2019年8月我国样本城市食品价格水平测算结果，但在实际宏观经济研究中，一般要求使用连续时间段的价格水平数据。基于此，本文借鉴ICP滚动基期方法以及宾大世界表（Penn World Table）中所采用的基期数据外推方法，首先对2019年基准年份上城市食品价格水平进行推算，在此基础上对29个城市2001—2018年及2020—2021年的食品价格水平进行推算（Feenstra等，2015）<sup>①</sup>。推算结果显示，2001—2021年各城市的食品价格水平具有明显收敛的趋势。从极值比指标的变化趋势来看，样本期内极值比指标呈现出显著降低的趋势。这表明随着时间的推移，城市间食品价格水平差异的幅度在收窄。变异系数在样本期内也呈现出不断走低趋势，说明随着时间的推移，城市间食品价格水平的离散程度明显降低。

## 五、食品价格水平的空间分析

### （一）城市间食品价格水平空间相依性

为直观展示城市食品价格水平的空间分布特征，本文利用Arcgis软件绘制了29个城市2019年全年的食品价格水平的五分位热力图<sup>②</sup>，显示了食品价格水平排名前20%和后20%的地区。由热力图可知，城市间的食品价格水平呈现出一定的空间分布特征。东南沿海地区城市的食品价格水平位居全国前列，中部地区城市的食品价格水平处于中游，而东北地区和西南地区城市的食品价格水平相对较低。进一步看，食品价格水平还呈现出明显的城市群集聚特征。以我国确立的国家级城市群为例，分析发现城市群内部核心城市的食品价格水平相近、差异较小。京津冀城市群中的北京、天津，长三角城市群中的上海、杭州，长江中游城市群中的武汉、长沙和南昌，成渝城市群中的成都和重庆，以及粤港澳大湾区中的广州和深圳的食品价格水平均较为接近，价格的城市群集聚特征较为显著。

### （二）城市间食品价格水平的空间自相关性

本节将利用探索性空间数据分析方法，基于Moran指数和散点图对城市食品价格水平的空间自相关性进行检验和分析。本文选择距离空间权重矩阵、逆距离空间权重矩阵以及经济距离空间权重矩阵三种形式的空间权重矩阵。其中，距离空间权重矩阵选用各城市间的公路交通距离也即地理距离计算得到<sup>③</sup>。门限值设定600千米和800千米两个阈值。逆距离空间权重矩阵通过城市间公路交通距离

①因篇幅所限，推算步骤及推算结果以附录F展示。

②因篇幅所限，食品价格水平的五分位热力图以附录G展示。

③考虑到我国不同地区间的食品运输主要通过公路的方式，因此本文选择使用城市间的公路交通距离来计算距离空间权重矩阵。基于百度地图提供的API接口，本文计算了29个城市两两间的公路交通距离，共计812个配对结果。



的倒数来获取。经济距离空间权重矩阵使用城市间人均地区生产总值（GDP）差额的倒数来计算<sup>①</sup>。

基于上述三类空间权重矩阵，本文对城市层面食品价格水平的全局空间自相关性进行检验，Moran指数的测算值和相应散点图如图2所示。在使用第一种距离空间权重矩阵（间断点设定为600公里）时，测算得到的Moran指数值为0.3323，且在5%的显著性水平上拒绝“城市间食品价格不存在空间自相关性”的原假设。而当间断点距离扩展到800公里时，基于此距离空间权重矩阵计算得到的Moran指数值为0.0566，在5%的显著性水平上未能拒绝原假设。逆距离空间权重矩阵情形下测算得到的Moran指数值为0.0532，同样在5%的显著性水平上未能拒绝原假设。这表明，城市间的公路交通距离在600公里以内时食品价格水平存在显著的正向空间相关性，而在其他两种距离模式下不存在显著的空间相关性。基于经济距离的空间权重矩阵测算得到的Moran指数值为0.3080，且在5%的显著性水平上拒绝原假设，说明经济发展水平相近的城市间的食品价格水平呈现出显著的空间正相关性。

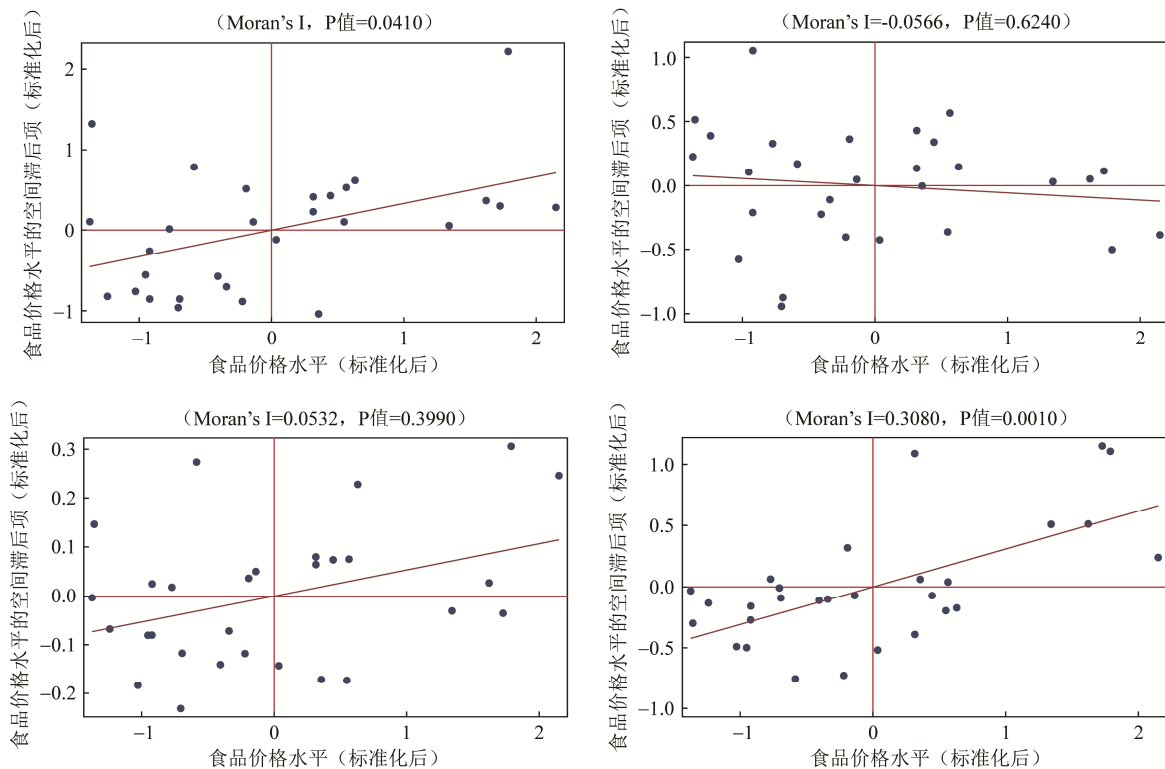


图2 不同空间权重矩阵下的Moran指数及散点图

上述分析表明，城市食品价格的地理距离空间相关性仅局限在一定的范围之内，当城市间的地理距离超出给定范围时，食品价格的地理距离空间相关性将迅速衰减并变得不显著。而事实上，随着飞机、高铁等现代化交通基础设施的迅猛发展，传统的地理空间距离对地区间经济往来的限制逐渐降低，城市间食品价格水平的空间相依性呈现出更大范围的关联性特征，即经济距离越接近的地区食品价格水平也越相近。经济发展水平越接近的地区，产业结构、就业结构越相似，劳动力、资本等生产要素以及商品和服务的流动也愈加频繁，这将促使经济发展水平相近的城市间的食品价格水平进一步趋同。

①因篇幅所限，空间权重矩阵的详细设定以附录H展示。

### (三) 食品价格水平影响因素

本节将构建空间计量模型来系统探讨影响城市食品价格水平的因素。首先建立一般化的面板数据空间杜宾模型 (SDM):

$$P_t = \gamma WP_t + X_t \beta + WX_t \theta + \mu + \varepsilon_t \quad (6)$$

其中,  $P_t$  为年份  $t$  城市层面的食品价格水平列向量,  $\gamma$  为空间自回归系数,  $W$  为空间权重矩阵,  $X_t$  为本文选取的影响食品价格水平的自变量观测值矩阵,  $\beta$  和  $\theta$  为模型待估参数向量。在随机效应模型中,  $\mu$  服从  $(0, \sigma_\mu^2 I_n)$  的多元正态分布; 在固定效应模型中,  $\mu$  为待估的参数向量。  $\varepsilon_t$  为随机扰动项的列向量, 服从  $(0, \sigma_\varepsilon^2 I_n)$  的多元正态分布。参考现有关于地区价格水平影响因素的研究成果 (陈梦根和宋苗苗, 2018; 杨长江和徐盛, 2021), 本文将从食品供需、经济发展、产业结构、网络设施以及对外贸易等方面对食品价格水平的影响因素进行考察。在食品供给方面选取的指标为, 各城市所在省份的人均粮食产量对数值 ( $Lfoodprod$ ) 和反映食品运输条件的城市公路里程对数值 ( $Lroad$ ); 在食品需求方面选取的指标为, 城市人均食品支出占人均消费支出比重 ( $Foofshare$ ) 和人口密度的对数值 ( $Lpopdensity$ ); 经济发展水平 ( $Lgdp\_per$ ), 使用各城市的人均GDP的对数值来衡量; 产业结构 ( $Industry$ ), 使用第二产业增加值占GDP比重衡量; 网络设施 ( $Linternet$ ), 使用互联网宽带接入用户数的对数值来衡量; 对外贸易 ( $Import$ ), 使用进口额占GDP的比重来衡量。为便于解释模型的估计系数, 本文将各城市不同年份的食品价格水平统一乘以100。限于部分解释变量的数据可得性问题, 实证分析的样本期设定为2003—2019年。

按照Belotti等(2017)给出的空间计量模型估计策略, 首先使用Hausman检验对空间固定效应和随机效应模型的选择问题进行探讨。Hausman检验的结果表明, 在地理距离空间权重矩阵以及经济距离空间权重矩阵情形下, 应选择构建固定效应SDM。为进一步确定空间计量模型的合理形式, 本文分别使用似然比检验和Wald检验对模型设定形式进行统计检验。检验结果表明, 在两种空间权重矩阵下, 似然比检验和Wald检验均在10%的显著性水平上拒绝了SDM模型可以退化为空间自回归模型 (Spatial Autoregressive, SAR) 或空间误差模型 (Spatial Error Models, SEM) 的原假设, 表明应该选取SDM作为实证分析模型<sup>①</sup>。

由于地区食品价格水平存在空间自相关, 因此空间计量模型估计结果无法准确刻画不同影响因素的空间溢出效应。为此, 本文利用Elhorst (2014) 提出的面板数据SDM偏效应估计方法, 计算各影响因素对食品价格水平的直接效应、间接效应也即空间溢出效应:

$$\frac{\partial E(P_t)}{\partial x_{i,t}} = [I - \gamma W]^{-1} [I\beta_i + W\theta_i] \quad (7)$$

其中,  $\partial E(P_t)/\partial x_{i,t}$  为食品价格水平对第  $i$  个自变量的偏效应, 式 (7) 右侧矩阵中主对角元素表示第  $i$  个自变量的直接效应, 非对角元素表示第  $i$  个自变量的间接效应。

表3给出了偏效应的估计结果。供需状况对食品价格水平的影响方向符合预期。在其他条件给定的情况下, 增加人均粮食产量以及改善食品运输条件将提升城市食品供给能力, 从而总体上拉低城市食品价格水平; 而提升食品支出占比以及增加人口密度将增加城市的食品需求, 进而提高城市食品价格水平。值得注意的是, 城市食品供需变量的总效应估计系数均不显著。可能原因是, 食品供需及其价格决定是较为复杂的微观市场行为, 难以通过宏观层面的变量来准确刻画其内在关系。人均GDP的总效应估计结果显示, 提高经济发展水平总体上会提升城市食品价格水平, 但这种正向影响仅在经济距离空间权重矩阵下显著, 在地理距离空间权重矩阵下并不显著。这意味着, 与地理空

<sup>①</sup>因篇幅所限, 空间计量模型的估计结果以附录1展示。

间相关性相比，城市间食品价格水平的经济空间相关性更为显著。从具体估计结果看，经济距离空间权重矩阵下，人均GDP每提高一倍，城市的食品价格水平将显著提高17.66，且直接效应和空间溢出效应均显著为正。这表明一个城市的食品价格水平不仅会受到自身经济发展水平的正向影响，而且会受到经济发展水平相近城市的正向空间溢出影响。

表3 面板数据空间计量模型偏效应估计结果

变量	地理距离权重			经济距离权重		
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
<i>Lfoodprod</i>	-0.6172 (0.6837)	-0.7595 (1.5427)	-1.3767 (1.7816)	-0.4081 (0.7040)	3.2732* (1.8665)	2.8650 (2.2165)
<i>Lroad</i>	-0.2347 (0.3724)	-0.3283 (0.6949)	-0.5631 (0.8772)	-0.5086 (0.3845)	-1.1496 (0.8565)	-1.6582 (1.0284)
<i>Foofshare</i>	-0.0332 (0.0323)	0.1242* (0.0677)	0.0910 (0.0797)	-0.0304 (0.0344)	0.1073 (0.1271)	0.0769 (0.1382)
<i>Lpopdensity</i>	2.2606 (1.9435)	1.7162 (3.4982)	3.9769 (4.4444)	4.0575** (1.9597)	4.7438 (5.6208)	8.8013 (6.3571)
<i>Lgdp_per</i>	-1.9875* (1.1302)	3.0110** (1.4693)	1.0235 (1.4298)	3.7104*** (1.0173)	13.9482*** (3.0357)	17.6586*** (3.3764)
<i>Industry</i>	-0.0309 (0.0347)	-0.1828*** (0.0574)	-0.2137*** (0.0666)	-0.1023*** (0.0356)	-0.2471** (0.1104)	-0.3494*** (0.1213)
<i>Linternet</i>	-0.0139 (0.3572)	0.0093 (0.6866)	-0.0046 (0.9102)	0.2182 (0.3432)	-2.3265*** (0.8639)	-2.1082** (1.0345)
<i>Import</i>	0.0568*** (0.0135)	0.0592** (0.0241)	0.1160*** (0.0279)	0.0561*** (0.0140)	-0.0686 (0.0462)	-0.0126 (0.0517)

注：（）内为回归系数对应的标准误；\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%水平上显著。

产业结构、网络设施和对外贸易影响因素的估计结果表明：第二产业增加值占比与食品价格水平间存在显著的负向影响关系。随着我国服务经济占比提升，第二产业增加值占比呈现出逐年走低趋势，总体来看这将推动城市食品价格水平提高。网络设施对食品价格水平的影响在经济距离空间权重矩阵下显著为负，在地理距离空间权重矩阵下的影响为负但并不显著。网络基础设施水平的提升，使得城市间的信息流通更加便捷畅通，而商品信息更加快速的流通将减少区域间价格套利的机会，促进地区间食品价格水平的收敛。对外贸易在地理距离空间权重矩阵下对食品价格水平有显著的正向影响，在经济距离空间权重矩阵下的估计系数并不显著。值得注意的是，对外开放的直接效应在两种空间权重矩阵下均显著为正。这表明对外开放程度较高的城市可享受到国际贸易所带来的发展红利，当地人均工资水平也相应较高，这会提高当地的食品价格水平。

## 六、结论与启示

本文基于电商平台采集的29个城市106种食品类规格品的价格数据，使用两步法测算基准时期我国城市层面的食品价格水平，在此基础上利用外推法对各城市历史年份的食品价格水平进行推算，并进一步基于空间计量分析的方法对食品价格水平的空间分布特征、相依模式以及影响因素进行深入探析。主要结论如下，从2019年8月的基期测算结果看，我国城市间不同食品小类的价格差异和离散程度存在较大差异。生鲜类食品在不同城市间的价格水平差异较大，而奶、奶制品及蛋，油脂在不同城市间的价格水平差异较小。不同城市的总体食品价格水平也存在显著差异。外推结果表明，2001—2021年间各城市的食品价格水平有收敛的趋势。空间视角的分析表明，我国城市间的食品价格水平呈现出一定的空间分布特征。空间自相关分析表明，城市食品价格的地理距离空间相关性仅在

一定距离范围内存在，城市间食品价格水平呈现出更大范围的经济距离空间相关性。构建面板数据空间计量模型证实，城市食品价格与经济发展水平呈显著的正相关关系，而受食品供需状况的影响较小。

本文研究的启示如下，第一，电商平台获取的在线价格数据在地区价格水平测算上具有应用价值，可考虑利用这些新数据源对当前的价格统计框架进行扩展，并尝试从居民消费总体的视角基于更全面的消费篮子对地区价格水平进行测算。第二，我国城市间的食品价格水平存在“地区宾大效应”，不同城市的食品价格水平与经济发展水平正相关。在进行地区间居民实际生活水平比较、收入差距分析以及发展不平衡度测算时都应考虑地区价格因素的影响，客观反映地区间的真实差异。第三，在制定最低工资标准、最低生活保障、收入分配等政策时都应充分考虑地区价格水平差异，以提高政策制定的精准性。

### 参考文献

- [1] 陈梦根, 胡雪梅. 一种改进的地区购买力平价指数[J]. 数量经济技术经济研究, 2019, 36(8): 147-164.
- [2] 陈梦根, 宋苗苗. 地区食品价格比较: 中国哪儿吃的贵?[J]. 北京社会科学, 2018(7): 24-36.
- [3] 江小涓, 李辉. 我国地区之间实际收入差距小于名义收入差距——加入地区间价格差异后的一项研究[J]. 经济研究, 2005(9): 11-18, 65.
- [4] 王磊, 周晶. 对中国省级地区相对价格水平的估计——基于一般化空间CPD模型的研究[J]. 统计与信息论坛, 2012, 27(8): 43-50.
- [5] “我国地区价差指数方法和应用研究”课题组. 我国地区间价格水平差异比较研究[J]. 统计研究, 2014, 31(4): 22-30.
- [6] 闫梅, 樊杰. 基于购买力平价的我国地区间收入差距[J]. 经济地理, 2016, 36(6): 1-7, 17.
- [7] 杨长江, 徐盛. 长安缘何米贵? 中国地区间相对价格水平研究[J]. 世界经济, 2021, 44(8): 55-81.
- [8] 易纲, 张燕姣. 以购买力平价测算基尼系数的尝试[J]. 经济学(季刊), 2007(1): 91-104.
- [9] 余芳东. 城市间主要食品价格水平差异研究[J]. 调研世界, 2016(11): 55-57.
- [10] Abraham K G, Jarmin R S, Moyer B, et al. Big Data for 21st Century Economic Statistics: The Future Is Now[J]. NBER Working Paper, 2019.
- [11] Almås I, Johnsen Å. The Cost of Living in China: Implications for Inequality and Poverty[R]. NHH Dept. of Economics Discussion Paper, 2012.
- [12] Belotti F, Hughes G, Mortari A P. Spatial Panel-data Models Using Stata[J]. The Stata Journal, 2017, 17(1): 139-180.
- [13] Biggeri L, Rao D S P. Income, Poverty and Prices: Comparisons at National and Sub-national Level: Editors' Introduction[J]. Social Indicators Research, 2017, 131(1): 1-6.
- [14] Brandt L, Holz C A. Spatial Price Differences in China: Estimates and Implications[J]. Economic Development and Cultural Change, 2006, 55(1): 43-86.
- [15] Chen M, Wang Y, Rao D S P. Measuring the Spatial Price Differences in China with Regional Price Parity Methods[J]. The World Economy, 2020, 43(4): 1103-1146.
- [16] Deaton A, Dupriez O. Spatial Price Differences within Large Countries[J]. Manuscript, Princeton University, July, 2011.
- [17] Ehrlich G, Haltiwanger J, Jarmin R, et al. Minding your Ps and Qs: Going from Micro to Macro in Measuring Prices and Quantities[J]. AEA Papers and Proceedings, 2019, 109: 438-443.
- [18] Elhorst J P. Spatial Econometrics: From Cross-Sectional Data to Spatial Panels[M]. Berlin, Heidelberg: Springer, 2014.
- [19] Feenstra R C, Inklaar R, Timmer M. The Next Generation of the Penn World Table[J]. American Economic Review, 2015, 105(10): 3150-3182.
- [20] Feenstra R C, Xu M, Antoniadis A. What Is the Price of Tea in China? Goods Prices and Availability in Chinese Cities[J]. The Economic Journal, 2020, 130(632): 2438-2467.
- [21] Laureti T, Rao D S P. Measuring Spatial Price Level Differences within a Country: Current Status and Future Developments[J]. Studies of Applied Economics, 2018, 36(1): 119-148.
- [22] Rao D S P. On the Equivalence of Weighted Country-Product-Dummy (CPD) Method and the Rao-System for Multilateral Price Comparisons[J]. Review of Income and Wealth, 2005, 51(4): 571-580.
- [23] World Bank. A Guide to the Compilation of Subnational Purchasing Power Parities (PPPs)[R]. World Bank, 2021.

### 作者简介

王岩, 北京师范大学人文和社会科学高等研究院副研究员。研究方向为国际经济比较统计。

曾孟飞, 东北财经大学应用统计专业硕士。研究方向为价格统计。

杨沫(通讯作者), 中国社会科学院农村发展研究所助理研究员。研究方向为收入分配。电子邮箱: yangmo@cass.org.cn。

(责任编辑: 张晓梅)