

基于SURADF检验的中国通货膨胀持续性实证研究

刘 洋¹, 李明华²

(1. 重庆大学 数学与统计学院, 重庆 400035; 2. 河南省发展和改革委员会 宏观经济研究院, 郑州 450018)

摘要:不同区域、不同子类商品之间往往存在较严重的通货膨胀持续性结构特征问题,在中央银行制定货币政策时是其重要的考虑因素之一。由于传统面板数据单位根检验无法克服数据之间固有的异质性和截面相关性问题从而导致检验功效偏低。本文使用面板数据SURADF方法,在中国不同类别商品通货膨胀存在相关性和数据异质性的前提之下,分全国、城市和农村分别对8大类商品通货膨胀持续性结构特征问题进行实证研究。结果表明:不同地区、不同大类商品之间通货膨胀持续性存在显著差异,与传统检验方法相比,SURADF方法能够更加准确表现出不同大类商品间通货膨胀持续性的结构特征,并由此提出建议:央行应根据不同地区、不同种类商品间不同的通货膨胀持续性结构特征而制定出更加具有差异化的货币调控政策。

关键词:通货膨胀;持续性;结构特征;SURADF方法;差异化

中图分类号:F064; F222 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—980X(2020)11—0010—10

一般情况下,通货膨胀率在随机因素扰动下围绕稳定均衡状态做小幅度上下波动,通货膨胀持续性是指处于稳定状态下的通货膨胀率在受到外部经济因素冲击时偏离均衡状态持续的时间长度。外部冲击越剧烈,通货膨胀偏离时间也越长,其恢复到稳定均衡状态时间也越久,为修复其偏离,市场所支付的福利损失和社会成本也越多。因此,中央银行为制定更加合理稳健、有针对性的货币政策就需要充分考虑到中国由地域、市场发展不平衡所带来的商品通货膨胀持续性结构特征问题。

然而现有的大部分研究只是基于一国或一地区总体CPI(消费者物价指数)进行的,并不能反映出组成总体CPI中各个子类的结构性特征。由于总体CPI是由各个商品子类加权平均所得,而每个子类所占的权重并不相同,倘若短时期内所占权重较大的商品价格出现大幅度增加,而其他商品价格并无明显波动同样会导致总体CPI出现剧烈增加,这样总体CPI并没有真实反映出各商品子类CPI的结构特征,如出现在2019年第二季度的蔬菜瓜果类价格上涨与三、四季度的猪肉价格上涨都同样引起了总体CPI的剧烈上涨,更为极端的情况如各商品CPI波动有正有负则可能出现正负相抵表现出总体CPI基本不变的情况。从货币调控产生的实际效果来看,历次针对总体CPI进行的货币调控政策往往在不同地域不同商品子类中产生的效果大相径庭。

本文在通货膨胀存在持续性问题的现状之上,进一步分地域分子类研究通货膨胀持续性结构特征问题。使用面板SURADF方法克服数据之间异质性与截面相关性,分全国、城市和农村对八大类商品通货膨胀持续性结构特征问题进行实证研究。

一、文献综述

20世纪80年代以来,中西方学者对于通货膨胀持续性问题做了比较深入的理论研究,重点分析了引起通货膨胀持续性问题的经济学原因、如何对通货膨胀持续性进行合理度量和通货膨胀持续性对经济的影响三方面内容。

第一,引起持续性问题的经济学原因。Gali和Gertler^[1]的研究认为引起商品市场通货膨胀持续性的主要原因是人们无节制的过度消费;Roberts^[2]、Jordi和Mark^[3]依据其在市场上的实践经验,从资产定价角度出发详细阐释了通货膨胀持续性的成因及相应的解决办法;蔡晓陈和蒋涛^[4]基于2001—2011年的数据分析,从经济特有冲击和共同冲击的角度解释了通货膨胀持续性问题;叶正茂和王仕进^[5]通过引入劳动力摩擦效应和工资刚性原理初步阐明了其产生的经济学原因。

收稿日期:2020—04—01

基金项目:河南省重大科技攻关项目“大数据与消费产业相互融合发展机制研究”(19ZJ02049)

作者简介:刘洋(1991—),男,河南郑州人,重庆大学数学与统计学院博士研究生,研究方向:经济统计核算与分析;李明华(1984—),男,河南郑州人,博士,河南省发展和改革委员会宏观经济研究院副研究员,研究方向:产业经济、消费经济。

第二,对通货膨胀持续性进行合理度量。Levin 和 Piger^[6]、Pivetta 和 Reis^[7]通过建立自回归模型测量了美国 20 世纪 90 年代的通货膨胀持续性强度;李杰和庞皓^[8]采用卡尔曼滤波较准确地计算出了 1978—2010 年间的通货膨胀持续性,并针对通货膨胀持续性是如何影响中国贸易开放问题进行了研究;孔丹凤和张成祥^[9]运用因子分解法对中国 1994—2011 年的通货膨胀持续性问题进行了系统分析。

第三,通货膨胀持续性对经济的影响。刘金全和隋建利^[10]针对 1983—2008 年的通货膨胀率采用 ARFIMA-FIGARCH 模型对其分析,研究证明通货膨胀率与通货膨胀持续性之间存在强烈的正相关关系;卢盛荣和邓童^[11]探讨了 3 种不同类型的通货膨胀持续性并各自分析了其对经济的影响;刘凤良等^[12]运用改进的单位根检验结果证实了总体 CPI 存在很强的结构性特征,建议政策部门不能仅凭总体 CPI 数据而忽视了各商品子类 CPI 波动导致制定单一的货币政策。

以上文献均未对通货膨胀持续性结构特征问题进行研究,事实上,直到 2005 年之后,国内外不少文献才证实通货膨胀持续性确实存在结构性差异。Altissimo 等^[13]、Vaona 和 Ascari^[14]证实了在欧洲的不同国家及同一国家的不同地区通货膨胀持续性存在显著差异;张成思^[15]、孔丹凤和张成祥^[9]同样证实了我国总体 CPI 和其所构成的各个子类之间通货膨胀持续性存在显著不同。

从研究范围上看,大部分研究只是基于一国或一地区总体 CPI 进行的,但 Benigno^[16]的研究指出:通常情况下,不同地区之间的通货膨胀持续性也有很大的差别而这会影响到计算该地区通货膨胀指数的准确性,在计算该指数时应赋予通货膨胀指数高的地区以更大权重。从研究方法上来看,现有的大部分研究利用单位根检验判断通货膨胀数据的平稳性,以此判断通货膨胀持续性的强弱。DeJong 等^[17]、Pierse 和 Snell^[18]采用数理方法严格证明了在研究中使用面板数据对提高检验功效大有裨益,原因在于面板数据不仅包含了截面数据和时间序列数据中的全部信息还可以反映出他们之间隐藏的关系信息;然而,Maddala 和 Wu^[19]、Pesaran 等^[20]的研究指出若数据之间存在相关性,单位根检验会出现水平扭曲问题。

综合以上文献不难发现:研究范围上,大部分研究只是基于国家总体 CPI,分地区的研究较少,受制于各种因素,我国目前城乡二元结构对立现象十分突出,城市和农村 CPI 水平及居民购买力水平都有很大差别,调控政策与执行力度也有不同。因此,本文分别针对城市地区和农村地区进行分类研究,探讨其不同的通货膨胀持续性差异表现。研究方法上,单位根检验往往受制于样本量有限,该方法无法克服数据之间固有的异质性和截面相关性问题从而导致检验数据平稳性功效偏低。因此本文使用面板数据 SURADF 方法,在中国不同类别商品通货膨胀存在相关性和数据异质性的前提之下,分全国、城市和农村分别对八大类商品通货膨胀持续性的结构特征问题进行实证研究。

本文的写作思路及文章结构如下:首先对数据进行相关性和结构异质性检验,若检验通过,则使用传统的单变量单位根进行建模;若检验不通过,将采用 SURADF 检验法,该方法综合考虑了数据相关性和异质性因素,检验功效较高,可以得出更加可靠的结论。

二、基础模型概述

(一)总体通货膨胀持续性模型

Pesaran^[20]、张成思^[21]使用移动自回归模型对 CPI 走势进行拟合并据此刻画出了通货膨胀持续性的大小。模型设定为

$$\pi_t = \alpha + \beta_1 \pi_{t-1} + \cdots + \beta_p \pi_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中: π_t 表示 t 期通货膨胀率,通货膨胀率(inflation)也称为物价变化率,是货币超发部分与实际需要的货币量之比,用以反映通货膨胀、货币贬值的程度。

因为通货膨胀持续性表示均衡状态下的商品通货膨胀率在受到外来经济冲击时重新回归到均衡状态所需的时间。因此可以用单位外来经济冲击对通货膨胀率的加和来表示该类商品的通货膨胀持续性,累计脉冲反应方程(CIRF)如式(2)所示:

$$CIRF = \sum_{i=0}^{\infty} \frac{\partial \pi_{t+i}}{\partial \varepsilon_t} = \frac{1}{1 - (\beta_1 + \beta_2 + \cdots + \beta_p)} \quad (2)$$

为消除式(1)的多重共线性问题,将其改写为

$$\pi_t = \alpha + \lambda \pi_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta \pi_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

其中: λ 满足 $\lambda = \beta_1 + \beta_2 + \cdots + \beta_p$ 。

为了在实际中方便应用,将式(3)改写如下:

$$\Delta \pi_t = \alpha + \rho \pi_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta \pi_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

其中: $\rho = \lambda - 1$;通货膨胀持续性的表达式为 $CIRF = \frac{1}{1-\lambda} = \frac{1}{(-\rho)}$ 。

下面分情况讨论:若系数的估计值 $\hat{\rho} = 0$,则时间序列 π_t 存在单位根,由此可知 $CIRF \rightarrow +\infty$,说明在受到外生冲击后通货膨胀率返回均衡状态所需时间无限长,外生冲击对 CPI 具有持续性的影响;若系数的估计值 $\hat{\rho} < 0$,则时间序列 π_t 不存在单位根, $CIRF \rightarrow$ 常数,说明在受到外生冲击后通货膨胀率返回均衡状态所需时间是短期的,外生冲击后对 CPI 不具有持续性的影响。

(二) 结构通货膨胀持续性模型

上文基本模型为单一方程模型,该种检验方式功效较低。同时参考文献[17-18]也指出面板数据由于包含了更多的信息从而具有更高的检验功效,也较容易发现模型之中的结构性特征。该模型的单位根检验基本形式如式(5)所示:

$$\begin{aligned} \Delta \pi_{1,t} &= \alpha_1 + \rho_1 \pi_{1,t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_{1,i} \Delta \pi_{1,t-i} + \varepsilon_{1,t} \\ \Delta \pi_{2,t} &= \alpha_2 + \rho_2 \pi_{2,t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_{2,i} \Delta \pi_{2,t-i} + \varepsilon_{2,t} \\ \Delta \pi_{N,t} &= \alpha_N + \rho_N \pi_{N,t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_{N,i} \Delta \pi_{N,t-i} + \varepsilon_{N,t} \end{aligned} \quad (5)$$

其中: $t = 1, 2, \dots, T$;该检验原假设为 $H_0: \rho_1 = \rho_2 = \cdots = \rho_N = 0$,表示所有种类商品通货膨胀率均存在单位根,相应的备择假设为 $H_1: \rho_i < 0, i = 1, 2, \dots, N$,表示至少有一类商品的通货膨胀率不存在单位根即是平稳的。

上述检验是以面板数据为基础进行的,虽然解决了检验功效偏低问题但因其是对所有数据进行检验因没有办法识别出其中哪类商品是平稳的、哪类商品是非平稳的,因而数据的异质性特征无法体现。Benigno^[16]提出 SURADF 检验法可以有效解决这一问题,它的基本原理是以 SUR 方法为基础,使用 ADF 检验分别对模型中每个截面数据依次进行检验,每个截面数据检验方程的原假设和备择假设如式(6)所示:

$$\begin{aligned} H_0^1: \rho_1 &= 0; & H_A^1: \rho_1 &< 0 \\ H_0^2: \rho_2 &= 0; & H_A^2: \rho_2 &< 0 \\ &\dots & &\dots \\ H_0^N: \rho_N &= 0; & H_A^N: \rho_N &< 0 \end{aligned} \quad (6)$$

由上述假设可知,SURADF 检验可以有效判别出每一个截面数据的平稳性特征,根据检验结果可以清楚地看到每一种商品类别是否平稳,这样做的好处是若检验结果表明存在数据相关性和结构异质性则可用 SURADF 单位根检验来对中国通货膨胀持续性问题进行研究。另外需要说明的是应用 SURADF 检验所构建的检验统计量并不具备传统意义下的统计量分布特征,本文采用 20000 次蒙特卡洛随机数值模拟分别在 1%、5%、10% 的显著性水平下得到其检验临界值。

三、数据选择及截面相关性和异质性检验

(一) 数据选择

本文选取的数据范围是 2011 年 1 月至 2019 年 12 月期间国家统计局公布的各省 CPI 月度同比数据,衡量通货膨胀的指标为居民消费物价指数,并将数据分为全国总体、城市和农村三大类。中国的 CPI 数据是由八大商品子类的数据加权汇总而成,它们分别是食品子类,烟酒及用品子类,衣着子类,家庭设备用品及服务子类,医疗保健及个人用品子类,交通和通信子类,娱乐教育文化用品及服务子类和居住子类。为了便于对比,本文对 CPI 数据进行了季节性调整,并由此得到通货膨胀指数的计算公式为: $\pi_t = (\text{CPI} - 100)/100$ 。

(二) 截面数据相关性检验

截面相关性广泛存在于面板数据中,是指同期个体数据的相关特性。模型检验可能产生截面相关性的原因是未被观察到的随机冲击或两个地区相邻等因素。如果面板数据之间存在相关性但检验中却没有发现将会导致检验和估计结果产生偏误。

Zaman^[22]首次提出 LM 检验法,在进行模型估计时需要对构建的面板数据截面相关性进行检验。该方法构造出统计量如式(7)所示:

$$CD_{BP} = T \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij}^2 \quad (7)$$

其中: $\hat{\rho}_{ij}$ 表示使用最小二乘法计算出的每一个截面方程残差值序列相关系数,当样本个数小于时序长度时该检验方法有效,当样本个数大于时序长度时检验结果就会出现严重的水平扭曲问题,这时 CD_{BP} 统计量就会失去作用。

为解决此类问题,Pesaran 等^[20]构造了许多富有创意的检验统计量,但这些统计量普遍存在如下两类问题:其一,当样本数量不够大时,依然会存在或多或少的水平扭曲问题;其二,当样本数据之间相关性较强时,检验功效会出现剧烈降低。基于此,Levin^[6]对原有的 LM 统计量进行了修正使之能够克服以上两个问题,该统计量构造如式(8)所示:

$$LM_{BC} = \sqrt{\frac{1}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N (T\hat{\rho}_{ij}^2 - 1) - \frac{N}{2(T-1)} \quad (8)$$

在各个截面数据之间相互独立的原假设下,若样本数目与时序长度至少其一趋近于无穷大即 $(N, T) \rightarrow \infty$ 且满足 $\frac{N}{T} \rightarrow \text{常数}$ 该修正之后的 LM 统计量在大样本下渐进服从正态分布。

运用该检验方法分别对全国、城市及农村通过膨胀率进行截面相关性检验,检验结果结果见表1。

由表1的检验结果可知,在1%显著性水平下,全国、城市及农村整体通货膨胀率均拒绝原假设,认为三类面板数据均存在显著的截面相关性。

(三) 截面数据异质性检验

Pesaran 等^[20]依据式(5)的检验结构构造出的面板数据异质性检验统计量如式(9)所示:

$$\tilde{\Delta} = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1} \tilde{S} - k}{\sqrt{2k}} \right) \quad (9)$$

其中: k 表示解释变量个数; $\tilde{S} = \sum_{i=1}^N (\hat{\rho}_i - \tilde{\rho}WFE) \frac{x_i \mathbf{M}_\tau x_i}{\hat{\rho}_i^2} (\rho_i - \tilde{\rho}WFE)$; $\hat{\rho}_i$ 表示面板数据最小二乘估计值; $\tilde{\rho}WFE$ 表示加权之后的估计值; $\mathbf{M}_\tau$ 表示单位矩阵。

此后,为解决该检验方法在小样本下功效偏低的问题,对原统计量做出了修正,构造了依然对小样本适用的新的统计量^[21]:

$$\tilde{\Delta}_{\text{adj}} = \sqrt{N} \left[\frac{N^{-1} \tilde{S} - k}{2k(T-k-1)/(T+1)} \right] \quad (10)$$

根据上文所描述的检验方法,分全国总体、城市和农村分别对其进行异质性检验,结果见表2。

由表2的检验结果可以看出,全国总体、城市和农村整体通货膨胀率在1%显著性水平之下均拒绝不存在异质性的原假设,认为三地区数据均存在显著的截面异质性。同时以上两类检验也印证了本文采用 SURADF 检验方法以消除数据相关性和异质性问题的合理性。

表1 通货膨胀率截面数据相关性检验

地区	修正的 LM 统计量		
	滞后阶数:1	滞后阶数:2	滞后阶数:3
全国	17.235***	26.356***	26.246***
城市	22.353***	27.355***	22.135***
农村	27.246***	31.249***	26.256***

注:***表示在1%显著性水平下显著。

表2 截面数据异质性检验

地区	修正的 LM 统计量		
	滞后阶数:1	滞后阶数:2	滞后阶数:3
全国	3.549***	6.765***	11.568***
城市	3.353***	7.567***	10.436***
农村	2.780***	6.457***	11.549***

注:***表示在1%显著性水平下显著。

四、SURADF 实证分析

(一)全国通货膨胀持续性的 SURADF 检验

为了能够更加清楚地比较 SURADF 单位根检验与单变量单位根检验在检验功效上的差别,首先对八大商品子类采用传统的单变量单位根检验,检验结果见表 3。

从表 3 的检验结果初步可以得到以下结论:在 10% 的显著性水平下,烟酒及用品、衣着、家庭设备用品及服务 and 医疗保健及个人用品四大商品子类均无法拒绝“存在单位根”的原假设,所以本文认为这四大子类商品通货膨胀率在受到外来经济冲击时短时期内无法回归到均衡水平,而其他 4 个商品子类的通货膨胀率对于外来经济冲击具有稳定性可以在短时期内恢复到均衡状态。

张成思^[23]的研究指出单变量单位根检验在样本量有限的情况下存在严重的功效低下问题,所以仅仅依据单变量单位根检验的结果还不足以判别序列的平稳性,本文将上述单变量单位根检验结果作为后文检验功效的对比参照。最后使用文献中常见的 3 种目前较稳健的面板数据单位根检验方法对全国总体通货膨胀持续性进行检验,结果见表 4。

由表 4 的检验结果可知,除了 PP-Fisher 检验结果无法拒绝“所有序列都存在单位根”的原假设,在 1% 的显著性水平下 IPS 和 ADF-Fisher 检验均拒绝了八大商品子类全部是非平稳的原假设,尽管由于 3 种检验方法原理的不同而导致检验结果有所差别,但大多数检验结果表明八大商品子类中至少有一类商品通货膨胀率是平稳的,即在受到外来经济冲击时短时期内可以回归到均衡状态。

但以上传统的面板单位根检验由于未考虑到个体间客观存在的数据相关性和结构异质性而容易导致检验功效降低。SURADF 单位根检验既考虑了数据相关性又可以判别个体间的异质特性,下面采用 SURADF 单位根检验方法对全国八大商品子类依次进行检验,检验结果见表 5。由表 5 的检验结果可知,在 10% 的显著性水平下烟酒及用品、衣着和医疗保健及个人用品三大商品子类均无法拒绝“存在单位根”的原假设,该结果显示这三大子类商品通货膨胀率在受到外来经济冲击时短时期内无法回归到均衡状态,而在 10% 的显著性水平下其他五大商品子类均拒绝了“存在单位根”的原假设,表明在受到外来经济冲击时短时期内可以回归到均衡状态。

(二)城市通货膨胀持续性的 SURADF 检验

首先采用单变量单位根检验方法依次对城市八大商品子类进行检验,单变量单位根检验结果见表 6。由表 6 的检验结果可知,在 10% 的显著性水平之下,食品、烟酒及用品、衣着、家庭设备用品及服务 and 医疗保健及个人用品这五大商品子类均无法拒绝“存在单位根”的原假设,该结果显示这五大子类商品通货膨胀率在受到外来经济冲击时短时期内无法回归到均衡状态。

同理,对城市通货膨胀持续性采用上文所述的传统单位根检验进行检验,检验结果见表 7。

表 3 全国八大商品子类单变量单位根检验

子类	单位根检验统计量	P
食品	-2.754	0.349
烟酒及用品	-2.549	0.185
衣着	0.759	0.174
家庭设备用品及服务	-1.865	0.238
医疗保健及个人用品	-2.467	0.248
交通和通信	-2.856*	0.027
娱乐教育文化用品及服务	-4.876***	0.001
居住	-2.836**	0.049

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著性水平下显著。

表 4 全国三种传统面板单位根检验

检验方法	统计量	P
IPS	-2.563	0.001
ADF-Fisher	31.356	0.003
PP-Fisher	20.562	0.104

表 5 全国八大商品子类 SURADF 单位根检验

子类	SUR 统计量	1% 临界值	5% 临界值	10% 临界值	最优滞后阶数
食品	-3.758***	-3.468	-2.857	-2.146	6
烟酒及用品	-2.345	-3.357	-2.537	-2.153	3
衣着	-0.324	-3.468	-2.356	-2.363	2
家庭设备用品及服务	-2.579*	-3.568	-2.846	-2.235	1
医疗保健及个人用品	-2.468	-3.157	-2.175	-2.652	1
交通和通信	-2.474*	-3.752	-2.768	-2.185	1
娱乐教育文化用品及服务	-2.364*	-3.157	-2.674	-2.157	4
居住	-3.473**	-3.583	-2.484	-2.853	2

注: *、**、*** 分别表示在 0%、5%、10% 的显著性水平下显著; 3 种显著性水平临界值经过 20000 次随机蒙特卡洛数值模拟得到; 最优滞后阶数的选取根据赤池信息准则。

由表7的检验结果可知,在1%的显著性水平下IPS、ADF-Fisher和PP-Fisher检验都拒绝“所有序列都存在单位根”的原假设,这说明了八大子类商品通货膨胀率中至少有一类是平稳的。接下来本文用SURADF检验具体观察哪些商品子类是平稳的。检验结果见表8。

观察表8的检验结果可以看出,城市地区通货膨胀持续性SURADF检验结果与全国整体通货膨胀持续性SURADF检验结果存在相当大的差别。在10%的显著性水平之下烟酒及用品、衣着和家庭设备用品及服务这3种商品子类通货膨胀率均无法拒绝“存在单位根”的原假设,该结果显示这三大子类商品通货膨胀率在受到外来经济冲击时短时期内无法回归到均衡状态。而其他五大商品子类显著拒绝原假设,可以认为其在受到外来经济冲击后只是暂时偏离均衡在短时期内可以回归到均衡状态。

(三)农村通货膨胀持续性的SURADF检验

首先采用单变量单位根检验方法依次对农村八大商品子类进行检验,单变量单位根检验结果见表9。由表9的检验结果可知,在10%的显著性水平之下烟酒及用品、衣着、家庭设备用品及服务、医疗保健及个人用品和交通和通信这几种子类均无法拒绝“存在单位根”的原假设。

对农村整体通货膨胀持续性再采用3种传统面板单位根检验方法进行检验,检验结果见表10。

上述农村地区检验结果与城市八大商品子类SURADF单位根检验结果基本一致,这里不再赘述。用SURADF检验具体观察哪些商品子类是平稳的,检验结果见表11。由表11可以看到,与全国和城市八大商品子类SURADF单位根检验结果相比略有不同,由检验结果可知,在10%的显著性水平之下烟酒及用品、衣着和娱乐教育文化用品及服务这3种商品子类均无法拒绝“存在单位根”的原假设,该结果显示这三大子类商品通货膨胀率在受到外来经济冲击时短时期内

表6 城市八大商品子类单变量单位根检验

子类	单位根检验统计量	P
食品	-2.783**	0.040
烟酒及用品	-2.234	0.172
衣着	0.117	0.944
家庭设备用品及服务	-1.349	0.337
医疗保健及个人用品	-2.357	0.274
交通和通信	-2.465**	0.047
娱乐教育文化用品及服务	-4.246***	0.002
居住	-2.994**	0.031

注: *、**、***分别表示在10%、5%、1%显著性水平下显著。

表7 城市传统面板单位根检验

检验方法	统计量	P
IPS	-2.854	0.0385
ADF-Fisher	27.747	0.0254
PP-Fisher	21.726	0.004

表8 城市八大商品子类SURADF单位根检验

子类	SUR统计量	1%临界值	5%临界值	10%临界值	最优滞后阶数
食品	-3.766**	-3.764	-2.457	-2.435	5
烟酒及用品	-2.565	-3.456	-2.747	-2.684	2
衣着	-0.893	-3.775	-2.776	-2.489	2
家庭设备用品及服务	-2.648	-3.536	-2.456	-2.473	2
医疗保健及个人用品	-3.458*	-3.747	-2.787	-2.686	1
交通和通信	-3.763**	-3.573	-2.346	-2.747	1
娱乐教育文化用品及服务	-3.783***	-3.357	-2.842	-2.826	3
居住	-3.849***	-3.783	-2.346	-2.274	2

注: *、**、***分别表示在10%、5%、1%显著性水平下显著。

表9 农村八大商品子类单变量单位根检验

子类	单位根检验统计量	P
食品	-2.385*	0.049
烟酒及用品	-2.234	0.275
衣着	0.584	0.374
家庭设备用品及服务	-1.836	0.483
医疗保健及个人用品	-2.849	0.738
交通和通信	-2.459	0.3843
娱乐教育文化用品及服务	-2.534*	0.053
居住	-2.494*	0.076

注: *、**、***分别表示在10%、5%、1%显著性水平下显著。

表10 农村三种传统面板单位根检验

检验方法	统计量	P
IPS	-2.457	0.0249
ADF-Fisher	27.866	0.0252
PP-Fisher	21.378	0.0443

表11 农村八大商品子类SURADF单位根检验

子类	SUR统计量	1%临界值	5%临界值	10%临界值	最优滞后阶数
食品	-4.496***	-3.456	-2.765	-2.638	6
烟酒及用品	-2.857	-3.874	-2.375	-2.944	3
衣着	-0.545	-3.858	-2.847	-2.274	2
家庭设备用品及服务	-2.655**	-3.895	-2.853	-2.449	1
医疗保健及个人用品	-3.764*	-3.643	-2.384	-2.294	1
交通和通信	-3.765***	-3.947	-2.948	-2.484	2
娱乐教育文化用品及服务	-3.358	-3.848	-2.584	-2.594	3
居住	-3.484**	-3.784	-2.434	-2.594	2

注: *、**、***分别表示在10%、5%、1%显著性水平下显著。

无法回归到均衡状态,而在 10% 的显著性水平之下其他 5 种商品子类均拒绝原假设,表明在受到外来经济冲击时短时期内可以回归到均衡状态。

(四)结果比较

综合观察上文检验结果,通货膨胀持续性的结构特征在全国、城市及农村地区的表现并不完全一致,为了便于比较分析,将以上 3 个地区 SURADF 单位根检验结果简述如下。

由表 12 可知,不论从全国、城市及农村来看,交通与通信子类、食品子类及居住子类都不存在单位根,这表明其在受到外来经济冲击后只是暂时偏离均衡,在短时期内即可再次回归到均衡状态。究其原因是因为这 3 个商品子类与普通民众生活关系最为密切同时在整体 CPI 中所占权重也较大,当外部经济冲击对其产生影响时,民众感受最为强烈,中央银行会采取更及时有效的调控措施。以食品类 CPI 为例,2019 年春由于国内外部分农产品期货价格暴涨和国内低温冷冻自然灾害频发等因素叠加,使得以蔬菜瓜果为代表的国内食品价格不断上涨,但到了 2019 年 5 月中旬,国家调控部门陆续出台了一系列的措施极为严格的调控政策,加之自然条件改善、农产品生产活动快速回复等原因,截至 2019 年 7 月份,除猪肉外其他食品价格指数已回落至正常水平。但烟酒及用品和衣着两个商品子类通货膨胀持续性却不具备快速回归到正常水平的特征,这是因为烟酒行业属于半垄断性行业,价格刚性较大,在受到价格冲击时而且大部分时候是价格上涨时短时期内不易降价。因此其通货膨胀率难以回归到正常水平;衣着子类由于属于劳动密集型行业,工人的成本价格刚性较大,在受到外部经济冲击导致用工成本增大时,通货膨胀率短时期内不易恢复到正常水平。另外对于烟酒子类和衣着子类,政府一般不施加过多的调控措施,因而一旦其价格上涨,这类商品的通货膨胀持续性就会较高。

注意到城市地区家庭设备用品及服务和服务和教育文化用品及服务两个商品子类的通货膨胀持续性很具有代表性,在城市中,家庭设备用品及服务商品子类因为需求量大且大多数地区处于半垄断状态导致通货膨胀持续性较高,娱乐教育文化用品及服务商品子类则由于农村市场机制不完善,价格制定存在滞后性等原因导致在农村地区通货膨胀持续性较高。而对全国来说这两个商品子类通货膨胀持续性均表现出较低水平,如果在制定调控政策时仅仅关注整体情况则很有可能忽略掉隐藏在其内部的结构性特征。因此调控政策也应分城市农村根据不同的通货膨胀持续性特点进行有针对性的调控。

接下来,为了比较清楚地看到单变量单位根检验与 SURADF 单位根检验在检验功效上的差异,两种检验结果见表 13。

由于样本量有限,传统的单变量单位根检验(ADF 检验)往往存在功效不足的问题,在一般的假设检验理论框架下,其犯“原假设为假却接受原假设”的错误较大。从表 12 可以看出,传统单变量单位根检验的结果无论在全国、城市或农村其非平稳序列的数量都要大于 SURADF 检验结果。由表 13 可以发现,一些单变量单位根检验不能拒绝原假设的情况下,SURADF 检验却可以显著地拒绝原假设。这表明与单变量单位根检验相比 SURADF 检验往往有着更高的检验功效。

表 12 SURAD 单位根检验结果比较

子类	全国	城市	农村
食品	+	+	+
烟酒及用品	-	-	-
衣着	-	-	-
家庭设备用品及服务	+	-	+
医疗保健及个人用品	-	+	+
交通和通信	+	+	+
娱乐教育文化用品及服务	+	+	-
居住	+	+	+

注:“+”表示不存在单位根;“-”表示存在单位根。

表 13 SURADF 单位根检验与单变量单位根检验的比较

子类	SURADF 单位根检验			单变量单位根检验		
	全国	城市	农村	全国	城市	农村
食品	+	+	+	+	-	+
烟酒及用品	-	-	-	-	-	-
衣着	-	-	-	-	-	-
家庭设备用品及服务	+	-	+	-	-	-
医疗保健及个人用品	-	+	+	-	-	-
交通和通信	+	+	+	+	+	-
娱乐教育文化用品及服务	+	+	-	+	+	+
居住	+	+	+	+	+	+

注:“+”表示不存在单位根;“-”表示存在单位根。

五、进一步讨论

本文分别估计出了回归方程中的 ρ 值来更加详细准确地比较各地区及各商品子类通货膨胀持续性的大小。估计结果见表 14~表 16。

由表 14 可知,在受到外部经济冲击时,交通和通信商品子类回到均衡状态所需的时间最少,为 10.134 个

月,食品子类次之。衣着部门的通货膨胀持续性最高,高达 204.574 个月。这一结果对于中央银行制定货币政策有着重要参考意义。可以看到,通货膨胀持续性最高的商品子类为衣着商品子类,这说明在没有外部行政干预只依靠市场自发行为的话,衣着商品子类至少需要 16 年才可以恢复到稳定均衡状态。这时,政府调控部门就应当施加更严格的价格调控政策。相比较于衣着子类,交通和通信商品子类恢复到均衡水平的时间要短得多,那么相应的调控政策就可以略微缓和。

由表 15 可知,城市地区的总体和各商品子类的通货膨胀持续性都略微低于全国水平,原因可能是因为针对城市地区的调控政策更加频繁且见效更快。其中娱乐教育文化用品及服务子类的通货膨胀持续性最低,衣着子类的通货膨胀持续性最高,这一情况与全国基本一致。

由表 16 可知,农村总体及各商品子类的通货膨胀持续性大多都低于全国和城市的水平,除衣着商品子类外,其中衣着商品子类的通货膨胀持续性最高,交通和通信商品子类的通货膨胀持续性最低,这一结果与全国和城市的检验结果基本一致,说明对于衣着子类政府调控部门应该采取更加切实有效的调控措施。

表 14 通货膨胀持续性的估计结果

子类	ρ 的估计值	通货膨胀持续性
总体通货膨胀	-0.0246	14.374
食品	-0.0638	10.874
烟酒及用品	-0.0638	44.635
衣着	-0.0743	204.574
家庭设备用品及服务	-0.0532	22.747
医疗保健及个人用品	-0.0627	54.728
交通和通信	-0.0737	10.134
娱乐教育文化用品及服务	-0.0532	17.428
居住	-0.0538	14.494

表 15 城市地区通货膨胀持续性的估计结果

子类	ρ 的估计值	通货膨胀持续性
总体通货膨胀	-0.0737	12.483
食品	-0.0736	14.854
烟酒及用品	-0.0858	47.873
衣着	-0.0946	74.723
家庭设备用品及服务	-0.0848	23.637
医疗保健及个人用品	-0.0857	56.737
交通和通信	-0.0957	8.463
娱乐教育文化用品及服务	-0.0848	5.736
居住	-0.0748	17.723

表 16 农村地区通货膨胀持续性的估计结果

子类	ρ 的估计值	通货膨胀持续性
总体通货膨胀	-0.096	10.843
食品	-0.0296	11.873
烟酒及用品	-0.0748	46.836
衣着	-0.0958	82.984
家庭设备用品及服务	-0.0859	23.637
医疗保健及个人用品	-0.0840	52.965
交通和通信	-0.09490	5.285
娱乐教育文化用品及服务	-0.0449	23.938
居住	-0.0826	19.647

六、结论及建议

本文基于 2011 年 1 月至 2019 年 12 月的 CPI 月度同比数据,采用 SURADF 单位根检验法分全国、城市和农村对中国八大商品子类的通货膨胀持续性结构问题进行了实证研究,并估计出了八大商品子类的通货膨胀持续性。研究的主要结论如下:

(1)从实证方法上看,传统单变量单位根检验显示在全国、城市及农村通货膨胀持续性序列的非平稳个数都要大于 SURADF 检验,这表明在样本量有限的情况下,传统的单位根检验方法存在功效低下及水平扭曲等问题。在更加充分利用截面数据和时间序列数据信息的基础上,SURADF 检验方法检验功效更高。

更进一步地看,传统单位根检验只是针对整个面板数据进行的,无法有效判别面板数据内部分布特征情况。具体来说存在如下两个问题:一是传统检验没有考虑面板数据之间的截面相关性,检验功效比较低;二是会掩盖掉隐藏在整体数据之中更加丰富的结构特征,对检验结果产生偏误,相比之下,SURADF 检验结果可以详细呈现八大商品子类通货膨胀持续性的结构特征,提供的信息更加丰富。

(2)在政策建议方面,本文的研究结果可以为中央银行及各级政府制定更加有针对性的通货膨胀货币政策提供有价值的参考。在制定货币政策时,如果不考虑不同区域不同商品子类之间通货膨胀持续性的结构差异问题,则很有可能对通货膨胀持续性较低的商品子类产生显著甚至过激效果,而对于通货膨胀持续性较高的商品子类则可能调控不到位,这样的货币调控政策就容易导致社会福利的流失,造成不必要的市场成本。

从本文的实证结果上看,烟酒及用品、衣着和医疗保健及个人用品 3 个商品子类在城市地区通货膨胀持续性较大。因此在制定调控政策时应该重点关注这 3 个商品子类,采取更加切实有效的调控措施。货币调控部门也可以根据本文研究出的各个商品子类通货膨胀持续性的大小来调整具体的调控措施。对于衣着商

品子类应采用较为有力的调控政策,而对于交通和通信商品子类可以采用较为缓和的货币政策。

城市地区和农村地区的通货膨胀持续性结构特征与全国整体情况略有不同,但是在两种情况下烟酒及用品和衣着这两个商品子类都表现出了较高的通货膨胀持续性,这也暗示出在制定货币政策时应给予这部分商品更多的关注。另外,研究结果也表明在制定调控政策时还应该重点关注城市地区家庭设备用品及服务商品子类和农村地区娱乐教育文化用品及服务商品子类,更有针对性地制定相应的货币政策,以减少不必要的社会福利损失,提高调控效果。

参考文献

- [1] GALI J, GERTLER M. Inflation persistence[J]. Quarterly Journal of Economics, 1999, 109: 197-230.
- [2] ROBERTS J. New keynesian economics and phillips curve[J]. Journal of Money, Credit and Banking, 1995, 4(1): 27-49.
- [3] JORDI G, MARK G. Inflation dynamics: A structural econometric analysis[J]. Journal of Monetary Economics, 1999, 44(2): 195-222.
- [4] 蔡晓陈, 蒋涛. 特有冲击、共同冲击与通货膨胀持续性[J]. 统计研究, 2014, 31(5): 48-53.
- [5] 叶正茂, 王仕进. 劳动市场摩擦、工资刚性与中国的通货膨胀持续性——基于不同工资竞价模型的动态分析[J]. 财经研究, 2014, 40(10): 32-45.
- [6] LEVIN A T, PIGER J M. Is inflation persistence inherent in industrial economies?[J]. Computing in Economics and Finance 2002, 2(1): 149-167.
- [7] PIVETTA F, REIS R. The persistence of inflation in the US[J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 2007, 31(4): 1326-1358.
- [8] 李杰, 庞皓. 中国贸易开放与通货膨胀持续性关系研究[J]. 经济理论与经济管理, 2011(6): 59-68.
- [9] 孔丹凤, 张成祥. 中国通货膨胀持续性研究: 1994—2011——基于总体 CPI 及其八大类构成成分视角的实证检验[J]. 金融研究, 2012(10): 46-59.
- [10] 刘金全, 隋建利. 我国通货膨胀率及通货膨胀不确定性的持续性和记忆性检验[J]. 吉林大学社会科学学报, 2010, 50(1): 84-93.
- [11] 卢盛荣, 邓童. 系统性货币政策与通货膨胀持续性[J]. 经济学动态, 2011(8): 111-114.
- [12] 刘凤良, 鲁旭, 易信. 中国部门间通货膨胀的“均值回复”特征研究——新方法的构建及实证分析[J]. 管理世界, 2012(9): 42-54.
- [13] ALTISSIMO F, BILKE L, LEVIN A. Sectoral and aggregate inflation dynamics in the euro area[J]. Journal of the European Economic Association, 2006, 4(2-3): 585-593.
- [14] VAONA A, ASCARI G. Regional inflation persistence: Evidence from Italy[J]. Regional Studies, 2012, 46(4): 509-523.
- [15] 张成思. 中国通胀惯性特征与货币政策启示[J]. 经济研究, 2008(2): 33-43.
- [16] BENIGNO P. Optimal monetary policy in a currency area[J]. Journal of International Economics, 2004, 7(1): 1175-1194.
- [17] DEJONG D N, NANKERVIS J C, SAVIN N E, et al. Integration versus trend stationary in time series[J]. Econometrica, 1992, 60(2): 423.
- [18] PIERSE R G, SNELL A J. Temporal aggregation and the power of tests for a unit root[J]. Journal of Econometrics, 1995, 65(2): 333-345.
- [19] MADDALA G S, WU S. A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test[J]. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 1999, 61(S1): 631-652.
- [20] PESARAN M H, ULLAH A, YAMAGATA T. A bias-adjusted LM test of error cross-section independence[J]. Social Science Electronic Publishing, 2008, 11(1): 105-127.
- [21] 张成思. 通货膨胀动态路径的结构性转变及其启示[J]. 金融研究, 2008(3): 5-16.
- [22] ZAMAN A. The inconsistency of the breusch-pagan test[J]. Journal of Economic & Social Research, 2000, 7(2): 1735-1774.
- [23] 张成思. 中国 CPI 通货膨胀率子成分动态传导机制研究[J]. 世界经济, 2009, 32(11): 3-12.

(下转第 30 页)

- [21] 陈强, 颜婷, 刘笑. 科技创新人力资源集聚对区域创新能力的影响[J]. 同济大学学报(自然科学版), 2017, 45(11): 1722-1730.
- [22] 哈肯·H. 协同学引论[M]. 徐锡申, 陈式刚, 陈雅深, 等, 译. 北京: 原子能出版社, 1984: 22-25.
- [23] 汪凡, 白永平, 周亮, 等. 中国高校科技创新能力时空格局及影响因素[J]. 经济地理, 2017, 37(12): 49-56.

Research on Space-time Characteristics of Coordination Relationship between R&D Personnel Agglomeration and Scientific and Technological Innovation Ability in Provincial Colleges and Universities

Zhang Baosheng¹, Wang Tianlin¹, Wang Xiaohong²

(1. School of Management, Harbin Normal University, Harbin 150025, China;

2. School of Management, Harbin Institute of Technology, Harbin 150001, China)

Abstract: The coordination relationship between R&D personnel agglomeration and scientific and technological innovation ability in 31 provinces(municipalities and autonomous regions of China from 2010 to 2016 is studied. The agglomeration level of R&D personnel in provincial colleges and universities is measured by location entropy. The scientific and technological projects, funds, achievements, awards, and technology transfer are comprehensively considered, and the scientific and technological innovation ability is calculated by factor analysis. The coordination relationship between R&D personnel agglomeration and scientific and technological innovation ability is analyzed by coordinated development coefficient and Spearman rank correlation coefficient. At present, there are obvious regional differences and imbalances in the distribution of R&D personnel in colleges and universities in China. The provinces with high degree of agglomeration are mainly concentrated in the eastern and northeastern regions. The distribution of the innovation ability of provincial universities is consistent with the degree of regional economic development, showing a trend of “high in the East and low in the west”. There is a correlation between R&D personnel agglomeration and the innovation ability, but the overall coordination is low, and the lag of R&D personnel agglomeration and the lag of the innovation capability exist. In the new historical stage, the rational and orderly flow of R&D personnel in universities should be guaranteed on the basis of relative stability, regional university cooperation should be strengthened, and the environment of innovation should be optimized. The research provides guidance for ensuring the coordinated development of R&D personnel agglomeration and the innovative ability in colleges and universities.

Keywords: colleges and universities; R&D personnel agglomeration; scientific and technological innovation capability; coordination relationship; space-time characteristics

(上接第 18 页)

An Empirical Study of Inflation Sustainability in China Based on SURADF Test

Liu Yang¹, Li Minghua²

(1. School of Mathematics and Statistics, Chongqing University, Chongqing 400035, China;

2. Macroeconomic Research Institute, Henan Development and Reform Commission, Zhengzhou 450018, China)

Abstract: When the People's Bank of China formulates monetary policy, the issue of the structural characteristics of the persistence of domestic inflation is one of its important considerations. The traditional univariate unit root test method is often due to the inherent heterogeneity between panel data and The cross-section correlation problem results in unsatisfactory inspection results. Under the premise of the correlation and data heterogeneity of different types of commodity inflation in China, the structural characteristics of the sustainability of the eight major categories of commodity inflation are divided into three regions: National, urban, and rural. Empirical research. The results show as follows. There are significant differences in the persistence of inflation between different regions and between different categories of commodities. It can be seen from the comparison that the SURADF method is more accurate and more accurate than the traditional inspection method to show the persistence of inflation among different categories of commodities Sexual structural characteristics. It also proposes that the central bank should formulate more differentiated monetary control policies based on the different persistent structural characteristics of inflation in different regions and different types of commodities.

Keywords: inflation; persistence; structural characteristics; SURAD method; differentiation