

# 网络购物对物价走势的影响： 基于内生断点的视角

彭欢, 蒋星宇

(西南大学 经济管理学院, 重庆 400715)

**摘要:**2012年后,我国CPI长期保持在2%左右的低通胀区间,PPI却呈现大幅波动和较长期限负增长,两者并未呈现出与生产链传递理论吻合的协同走势。基于这个特征事实,本文采用结构突变模型检验了CPI和PPI的内生断点,识别了2012年后CPI与PPI长期走势差异的原因。研究发现:数字经济的崛起,尤其是2013年后网络购物的盛行对CPI产生了明显的平抑作用,改变了CPI的长期走势,使CPI产生了结构突变,但对PPI并未产生结构性影响,导致了2012年后CPI和PPI未呈现出与生产链传递理论吻合的协同走势。

**关键词:**结构突变;内生断点;网络购物;物价走势;数字经济

**中图分类号:**F724.6 **文献标识码:**A **文章编号:**1673-9841(2022)06-0113-10

## 一、引言

随着移动互联网、大数据、云计算等新型数字技术的深化应用,数字经济已然深刻地改变了人类的生产和生活方式,引发了巨大的经济结构变革。数字经济与传统经济的深度融合已成为我国经济发展的新特征,网络购物的急速普及是老百姓感受到的最明显的变化。数字经济的发展极大地拓宽了消费场景,带来了更为便捷的消费体验,使我国居民越来越倾向于网络购物,2013年后,我国已经连续九年成为全球最大的网络零售市场<sup>①</sup>。2021年的全国网上零售额已达13.1万亿元,其中实物商品网上零售额10.8万亿元,占社会消费品零售总额的比重上升到24.4%;2021年全国跨境电商进出口额达1.98万亿元,增长15%,其中出口额1.44万亿元,增长24.5%。网络购物在新冠疫情期间对激活消费市场和扩大就业起到了关键作用,有力地保障了国内物资供应顺畅,促进了全球贸易体系稳定。

党的十九届五中全会提出要加快构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局,需要把握好扩大内需这个战略基点,而物价稳定是扩大内需的重要前提。如图1所示<sup>②</sup>,作为反映物价水平的关键经济指标,2012年前我国的CPI和PPI呈现出很好的协同走势,

① 数据来源:国家统计局、中国互联网络信息中心(下同)。

② 鉴于加入WTO和新冠疫情的重要影响,本文选取了2002年1月—2019年12月的月度环比数据。

**作者简介:**彭欢,西南大学经济管理学院,教授。

**基金项目:**国家社会科学基金项目“新时代发展绿色金融的可行路径研究”(18XJY022),项目负责人:彭欢;中央高校基本科研业务费专项资金重点项目“碳金融助推碳达峰碳中和‘3060’目标实现的可行路径研究”(SWU2109210),项目负责人:彭欢。

仅在个别时段出现短时偏离,但 2012 年后,CPI 和 PPI 开始出现长期走势的差异,CPI 一直平稳保持在 2%左右的低通胀区间,PPI 则呈现大幅波动和较长期限负增长的趋势。2012 年后 CPI 与 PPI 偏离的持续时间长、幅度大,已成为物价走势的“典型性”事实。一方面,CPI 和 PPI 呈现出较长期限一正一负的结构“背离”现象;另一方面,CPI 与 PPI 呈现出明显的“波动性”差异,相较于 PPI 的大幅波动,CPI 则长期保持平稳运行,而这样的特征持续时间更长。

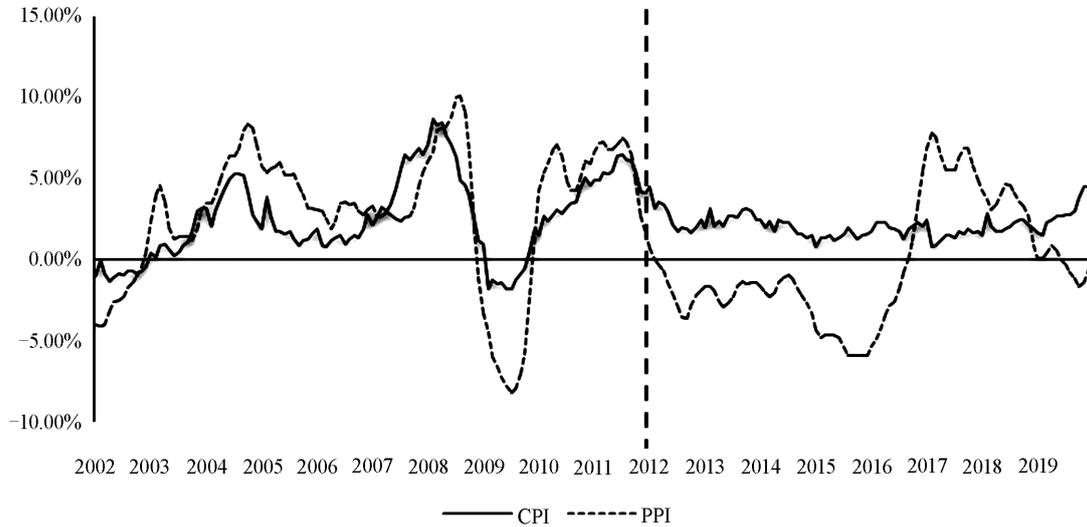


图 1 CPI、PPI 的变化趋势

不少学者已经关注到 2012 年后我国 CPI 和 PPI 呈现出的长期走势差异,大多数研究基于不同方法、理论和视角解释了 CPI 与 PPI 一正一负的结构“背离”现象,所得结论不尽相同,大致可归纳为以下两种观点:第一种观点认为 CPI 与 PPI 二者之间传导效应的非对称性是产生该现象的主要原因<sup>[1-4]</sup>,但究竟是何种传导关系尚未达成一致意见;第二种观点则认为该现象并不能简单地用传导机制来解释,更可能是其他因素对二者的影响存在差异,主要从货币政策<sup>[5-6]</sup>、财政政策<sup>[7]</sup>、劳动力市场摩擦<sup>[8]</sup>、大宗商品价格波动<sup>[9]</sup>、工业库存<sup>[10]</sup>、产能过剩<sup>[11]</sup>以及国内经济发展的阶段性矛盾<sup>[12]</sup>等多个视角解释了该现象。

但如图 1 所示,2016 年后 PPI 开始快速反弹,数据显示 2016 年 9 月至 2019 年 6 月期间 CPI 与 PPI 重新同时为正,结束了一正一负的结构“背离”。由此可见,在 2012 年后 CPI 与 PPI 走势差异的“典型性”事实中,CPI 与 PPI 的“波动性”差异才是可能的长期趋势。根据生产链传递理论,PPI 所代表的上游生产价格对 CPI 所代表的下游消费价格存在正向传导机制,CPI 与 PPI 应存在相似的变化趋势<sup>[13-15]</sup>,即协同走势。2012 年后 CPI 与 PPI 的“波动性”差异显然与生产链传递理论是相矛盾的。CPI 与 PPI 反映的物价走势是内生于经济发展之中的,这样的矛盾一定是深层次经济结构转变的体现,图 1 显示的物价走势的结构突变完全可以看成是数据产生过程的改变,遗憾的是很少有学者进行这方面的研究。因此,本文选择数字经济崛起后,网络购物的盛行作为研究 2012 年后 CPI 与 PPI 的长期走势差异的切入点,由特征事实描述并揭示所要研究的经济现象,充分体现了影响物价走势的深层次经济结构转变,通过对 CPI、PPI 在 2002—2019 年的月度数据中的内生断点的检验,来验证和解释特征事实所表现出的一般经济规律,抓住了物价走势数据内生性这一关键点,实现了描述性统计和推断性统计的有机结合,构成了完整的经济实证研究的分析框架,以期提供全新视角来更好地解释 2012 年后物价走势的新特征。

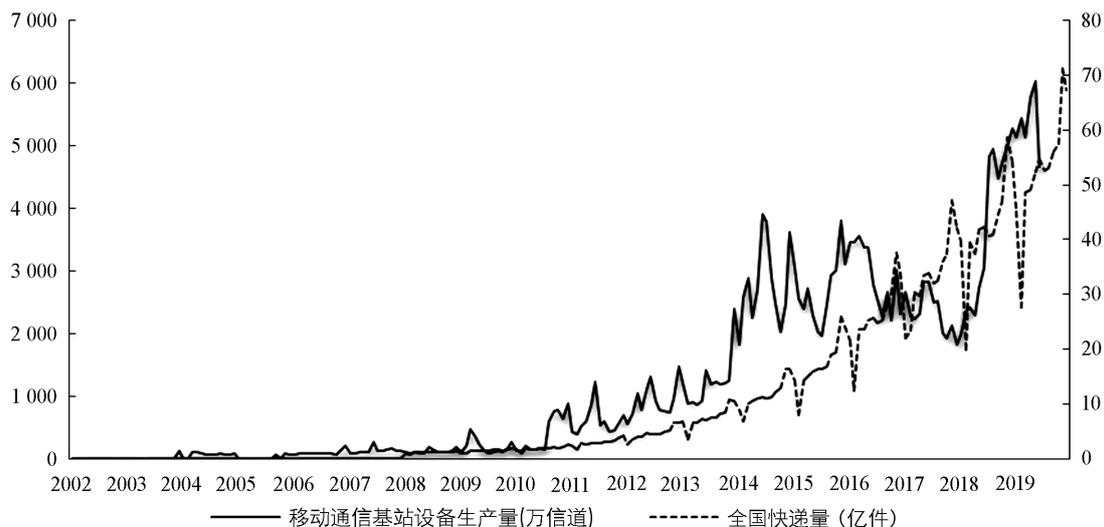
## 二、特征事实描述

数字经济是以数字化的知识和信息作为关键生产要素,以移动互联网、大数据、云计算等新

型数字技术为核心驱动力,以现代信息网络为重要载体,通过数字技术与实体经济深度融合,不断提高数字化、网络化、智能化水平,加速重构经济发展与治理模式的新型经济形态。党中央、国务院历来高度重视发展数字经济,在一系列政策的支持下,数字经济在我国国民经济中的地位显著增强,自2011年有统计数据以来,数字经济增加值由9.5万亿元增长到了2020年的39.2万亿元,占GDP比重从20.3%提升至38.6%<sup>①</sup>。如前文所述,CPI与PPI的长期走势差异很可能是由经济结构的转变所致,所以本部分将通过对相关数据的描述性统计分析,来揭示和阐述数字经济崛起后,网络购物盛行与CPI、PPI的特征事实。

### (一)网络购物与CPI

图2描述了2002—2019年移动通信基站设备生产量与全国快递量的月度变化趋势。移动通信基站是数字经济的核心固定资产,因此基站的建设数量在很大程度上能够代表数字经济的发展状况。移动通信基站设备生产量在2011年后迎来爆发式增长,从2012年3月月产量1043万信道,迅速蹿升到2019年5月的6023.3万信道,数字经济迅速崛起。与此同时,全国快递量与移动通信基站设备生产量呈现出了相同的趋势。2011—2019年,全国快递量从2.5亿件快速增长到67.3亿件,短短9年间增长了25.6倍。这样的同趋势,很可能是因为数字经济崛起后人们更多地选择了网络购物所致。快递量数据在每年年初会出现“深V”型的季节性变化也验证了这一点,这样的季节性特征主要是以“四通一达”为代表的主营网购快递的物流企业在春节假期不营业所导致的。

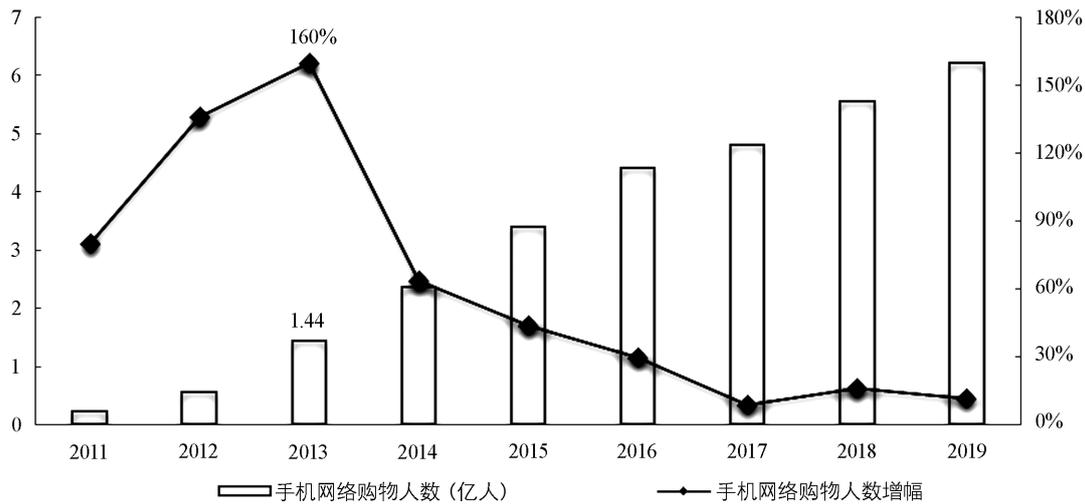


注:数据来源来源于国家统计局、前瞻数据库;2019年6月后移动通信基站设备生产量的统计单位发生改变,故不再统计

图2 移动通信基站设备生产量当期值与全国快递量当期值的变化趋势

为了验证数字经济崛起后人们会更多地选择网络购物的情况,下文将从网络购物渗透率和网络购物零售额的角度进行分析。图3描述了2011—2019年我国手机网络购物人数的变化情况,得益于数字经济的发展,手机网络购物人数从2011年的2351万人上升到2019年的6.2181亿人,9年里爆发式增长近25倍,特别是在移动互联网的元年(我国从2013年开始发放4G牌照)——2013年的增长率达到160%的峰值,并且首次突破一亿人(1.44亿),成为一个明显的转折点。2019年末,我国手机网络购物总人数已经达到约6.2亿人,考虑到我国除去14岁以下儿童和65岁以上老人的青壮年人口约为9.91亿人,这意味着超六成的主力消费群体经常使用手机进行网络购物,数字经济确实带来了人们消费习惯的改变。

<sup>①</sup> 数据来源:中国信息通信研究院发布的《中国数字经济发展白皮书(2021年)》,2021年的相关数据暂未公布。



注：数据来源来源于工业和信息化部、以及中国互联网络信息中心(CNNIC)发布的《中国互联网络发展状况统计报告》(下同)；鉴于数据的可得性以及与前图采用相同的数据截止时间，因此图3的数据时间跨度为2011—2019年，下同图4

图3 手机网络购物人数变化及其增幅、网络购物人数的变化趋势

图3所展现的网络购物人数的增长，如果导致了网络零售额的增加，就很可能对CPI的走势产生深刻影响。图4描述了2011—2019年网络购物零售总额的变化趋势，以及网络购物零售总额和社会零售总额的相对变化趋势。网络购物零售总额从2011年的7826亿元增长到2019年的10.63万亿元，增长率高达1257%。与此同时，网络购物零售总额占社会零售总额的比重从2011年的4.83%增长到2019年的25.83%，网络购物零售总额对社会零售总额的贡献度年年攀升。更能反映网络购物在居民消费中重要性的是网络购物零售总额的相对增长速度也远超社会零售总额，图4展示了网络购物零售总额增长率与社会总零售总额增长率之差，这个差值均为正值，能够反映网络购物规模的扩大并不仅仅是跟随社会总体消费规模的扩张。特别是在2013年，网络购物的增长速度远超社会总零售，达到极值——45%。

综合图2到图4可知，数字经济的崛起的确改变了人们的消费习惯，使得更多的人选择了网络购物。网络购物人数的增加，使得网络零售额对社会零售总额的贡献逐年剧增，社会零售总额的结构变化可能会对我国CPI的长期走势产生深刻影响，导致CPI产生如图1所示的结构性变化。

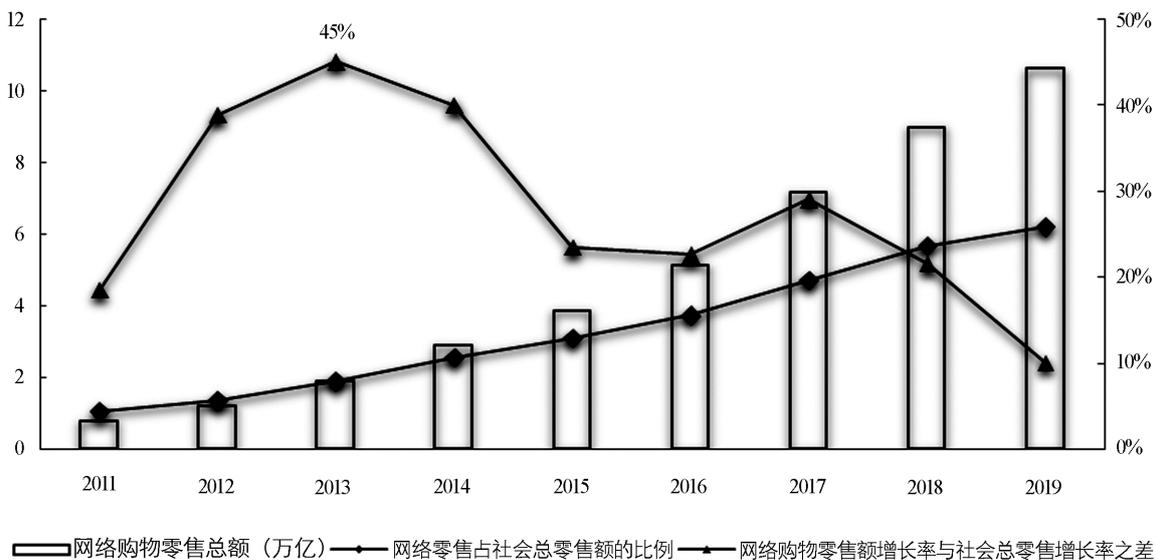
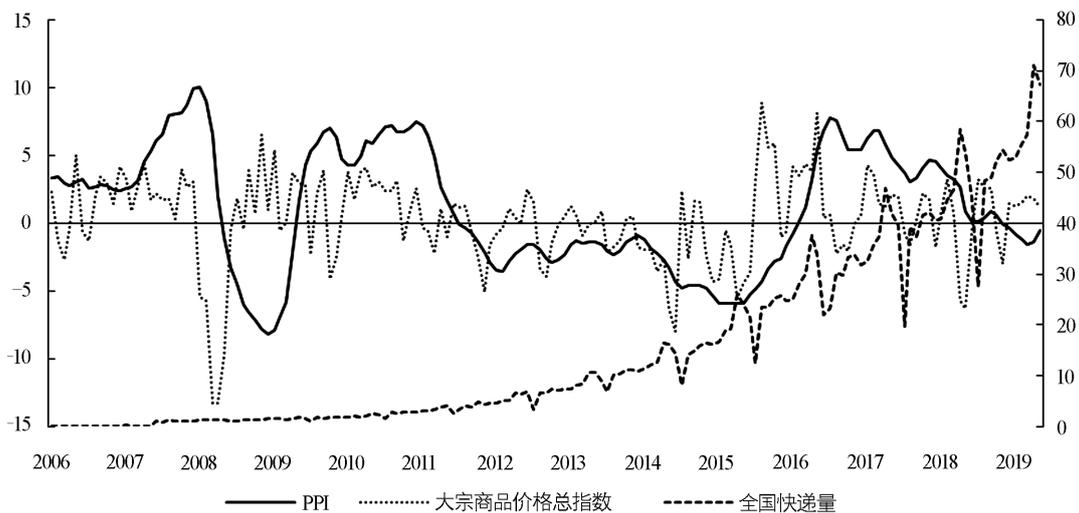


图4 网络购物零售总额、网络零售占社会总零售的比例、网络零售与社会总零售的增长率之差的变化趋势

## (二)网络购物与 PPI

作为对比分析,下文将讨论网络购物是否也可能会对 PPI 产生结构性影响。

PPI 主要由 75% 的生产资料和 25% 的生活资料构成<sup>[11]</sup>。由于上游行业价格的变动不仅能直接拉动 PPI 指数的生产资料部分,而且可以通过产业链传导影响 PPI 指数的生活资料部分,因此 PPI 变动的核心驱动要素在于产业链最上游的重工业生产资料行业,主要包括煤炭、石油、黑色金属和有色金属等大宗商品。图 5 描述了 2006 年 8 月—2019 年 12 月的 PPI、中国大宗商品价格指数(CCPI)和全国快递量的月度变化趋势。如前文所述,作为网络购物的代表指标,数字经济崛起后,全国快递量也迎来了指数增长。然而,PPI 和快递量的数据曲线并未表现出协同性,相反 PPI 与大宗商品价格总指数存在相近的波峰波谷,两者走势表现出更好的相似性。按照传统经济学的观点,整体价格水平的波动一般先出现在基础产品、工业原材料以及能源等领域,然后通过产业链向生产环节产业扩散,所以大宗商品价格变动会直接影响 PPI 的走势变化。图 5 所示的大宗商品价格总指数的波动态势确实先于 PPI,表明大宗商品对于 PPI 的运行走势具有先导性,大宗商品价格对我国 PPI 影响显著<sup>[9,16-18]</sup>。综上所述,数字经济崛起后,网络购物的盛行可能未对 PPI 产生结构性影响,而大宗商品价格对于 PPI 有明显的传导效应,能够显著影响 PPI 的长期走势。



注:数据来源于国家统计局、前瞻数据库;出于数据可获得性,并没有选取能源、钢铁、矿产品、有色金属等分类指数,而是用总指数来统一分析,并且时间跨度选取为 2006 年 8 月—2019 年 12 月

图 5 PPI(环比)、大宗商品指数(环比)与全国快递量(亿件)

如图 1 所示,在 2012 年前 CPI 与 PPI 确实存在在生产链传递理论相吻合的协同走势。然而,从图 2 到图 5 的特征事实描述中可以发现,数字经济崛起后,网络购物的盛行可能改变了 CPI 的长期走势,而对 PPI 未产生结构性影响,进而改变了 CPI 与 PPI 的协同走势。一方面,数字经济的发展能够打破商品交易的区域间壁垒,促进商品市场一体化,拓宽了消费场景<sup>[19]</sup>,网络购物能显著降低商品市场交易成本和流通成本<sup>[20]</sup>,因此,数字经济的发展使得消费者越来越倾向于网络购物<sup>[21]</sup>,网络购物能够平抑 CPI<sup>[22-23]</sup>。另一方面,影响 PPI 变动的大宗商品价格主要取决于全球市场的供需关系、经济周期、季节与气候变化、利率和汇率等因素。所以,数字经济崛起后,网络购物的盛行对 PPI 的影响就没有 CPI 那么明显。

综上所述:在数字经济崛起引致下的网络购物盛行的前后,CPI 的长期走势出现了明显的结构突变,而 PPI 的长期走势变化似乎无法通过直观可视化的描述性统计来进行判别。那么数字经济崛起后,网络购物的盛行是否会导致 CPI 与 PPI 的长期走势出现不一样的“拐点”?下文将

通过对 CPI 与 PPI 内生断点位置的判定和分析来寻求该问题的答案。

### 三、内生断点检验

结合前文的分析,我们可以认为 CPI 和 PPI 出现长期走势差异,很可能是由于 CPI 发生了结构突变,而 PPI 却没有,这种结构突变是由于数字经济对消费习惯的影响。按照计量经济学的观点,我们可以认为不同时段 CPI 的变化差异来源于不同回归方程的部分或全部回归系数存在显著差异,也就是断点所致。传统的数据结构检验研究认为断点外生于模型<sup>[24]</sup>,不会随着数据的改变而改变,通过预设断点位置并进行相应的统计检验,可以作为判别断点是否存在的依据。但是我们知道,外部冲击的变化往往内生于当时的经济结构变化,冲击的影响也不可能是在瞬时完成的,必然有一个循序渐进的过程。正如 Christiano<sup>[25]</sup>、Zivot 和 Andrews<sup>[26]</sup>以及 Banerjee、Lumsdaine 和 Stock<sup>[27]</sup>所主张的,内生断点检验把所有的数据点都当作可能的断点,通过数据挖掘技术判定统计学意义上的断点,避免了断点外生于模型所产生的主观性判断以及经验性参照下造成的过多地接受存在断点的假定,也避免了在时序数据结构特征不明显时的经验判断失灵(如图 1 和图 5 所示,PPI 的断点就不直观),在基于数据本身来判断断点位置的思路下,对断点位置的判定会使得结论更具说服力。因此,本文选择在前文特征事实描述的基础之上,从数据内生的角度寻求断点,借鉴 Perron 等学者使用的内生断点检验方法<sup>[26,28-30]</sup>,分析 CPI、PPI 在 2002—2019 年的月度数据中的结构突变。

#### (一)实证模型

正如 Perron<sup>[28]</sup>所指出的,结构变化与单位根密切相关,当数据具有结构突变的趋势平稳性时,传统的单位根检验会偏向于无单位根的错误假定。Zivot 和 Andrews<sup>[26]</sup>遵循 Perron<sup>[28]</sup>的思路,针对可能具有趋势的时间序列数据,对断点影响随机过程  $y_t$  的方式区分为三个模型:只有截距发生改变而无斜率改变的模型 A(crash model);只有斜率发生改变而无截距改变的模型 B(changing growth model);既有截距改变又有斜率改变的模型 C(mixed model)。模型的具体形式如下所示:

$$\text{模型 A: } y_t = \mu + \beta_t + \theta DU_t(T_B) + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (1)$$

$$\text{模型 B: } y_t = \mu + \beta_t + \omega DT(T_B) + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (2)$$

$$\text{模型 C: } y_t = \mu + \beta_t + \theta DU_t(T_B) + \omega DT(T_B) + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (3)$$

其中  $DU_t$  和  $DT_t$  为虚拟变量,当  $t$  大于  $T_B$  时, $DU_t$  等于 1,否则  $DU_t$  为 0;当  $t$  大于  $T_B$  时, $DT_t$  等于  $t - T_B$ ,否则  $DT_t$  为 0,其中  $T_B$  为断点, $\sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i}$  为因变量  $y_t$  的一阶差分项的滞后项。断点的类型又可以分为新息异常值(Innovational Outlier, IO)和附加异常值(Additive Outlier, AO)两类,IO 模型假设前后机制的改变过程是渐进的,突变过程遵循相同的动态路径,而 AO 模型假设改变过程是立即发生的。本文参考 Zivot 和 Andrews<sup>[26]</sup>使用 IO 模型,构造了一个一般的 Dickey-Fuller 检验方程,该方程包含 IO 模型的原假设和备选假设:

$$y_t = \mu + \beta_t + \theta DU_t(T_B) + \gamma DT_t(T_B) + \omega D_t(T_B) + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + \mu_t \quad (4)$$

滞后期  $k$  的选择遵循 Perron<sup>[29]</sup>使用的方法,先从一个最大  $k$  值  $k^* = 14$  开始,检验到最后最后一个滞后项的回归系数是否显著,判断的依据以在 10%显著性水平下的 1.6 临界值为界,若滞后  $k^*$  期的系数大于 1.6,则滞后期为  $k^*$ ,否则减少滞后期数 1,再进行类似的检验,直到最后一项滞后变量的回归系数显著或者使得  $k = 0$ 。检验结果如下表 1 所示。

表 1 内生断点检验结果

模型	统计量	P 值	平稳性	k	断点	$DU_t$	$DT_t$
模型 A	-4.0375	0.3489	非平稳	12	2013 年 2 月	-2.231 1 (0.0369)	—
CPI 模型 B	-3.590 0	0.355 7	非平稳	12	2003 年 12 月	—	-1.517 0 (0.130 9)
模型 C	-3.745 8	0.681 6	非平稳	12	2013 年 2 月	-2.240 8 (0.026 2)	0.009 3 (0.028 6)
模型 A	-4.343 0	0.107 2	非平稳	2	2008 年 7 月	-0.344 1 (0.019 5)	—
PPI 模型 B	-3.963 6	0.188 4	非平稳	2	2015 年 2 月	—	0.005 5 (0.128 0)
模型 C	-3.805 1	0.646 5	非平稳	13	2008 年 7 月	-0.391 6 (0.015 5)	-0.003 2 (0.389 4)

注：括号内为该系数估计结果对应的 P 值(下同)

由上表的结果可以看出,CPI 和 PPI 在任一模型中的平稳性检验 P 值均大于 0.05,在 5% 的显著性水平下数据序列均不平稳。对于 CPI 而言,若仅考虑截距项漂移项  $DU_t$ ,可以运用模型 A 来描述结构变化的形成。若同时考虑截距项  $DU_t$  和趋势项  $DT_t$  的结构变化,模型 C 同样能描述结构变化的形成,从截距项和趋势项的系数和 P 值来看,较模型 A 而言,模型 C 对于 CPI 的结构变化进行了更为准确的拟合。因此,本文选择模型 C 解释我国 CPI 结构变化的原因,相应的断点发生在 2013 年 2 月,滞后期  $k=12$ 。对于 PPI 而言,模型 B 中趋势项虚拟变量  $DT_t$  的系数不显著,模型 C 中趋势项虚拟变量  $DT_t$  的系数同样不显著,且模型 C 去掉该项后自动退化为仅含截距漂移项的模型 A。这表明模型 A 更好地刻画了我国 PPI 发生结构变化趋势,断点发生在 2008 年 7 月,滞后期  $k=2$ 。

Vogelsang<sup>[30]</sup>使用的内生断点检验方法适用于平稳数据或者非平稳数据,但其差别表现在统计量的临界值表有所不同。基于以上平稳性检验的分析,对需要检验的数据序列构造如下的回归方程:

$$y_t = \mu + \beta_t + \theta DU_t(T_B) + \omega DT_t(T_B) + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t \quad (5)$$

其中, $DU_t$ 、 $DT_t$  为  $T_B$  时点发生截距结构突变、斜率结构突变的虚拟变量, $\sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i}$  为因变量  $y_t$  的一阶差分项的滞后项。

Zivot 和 Andrews<sup>[26]</sup>指出当断点内生于数据时,容易在数据序列首尾两端出现虚假结构突变,它会降低我们接受没有结构突变的原假设的可能性,更多地拒绝原假设,因而我们截取数据序列前后各 15% 的数据,即取  $\lambda^* = 0.15$ ,同样令  $T_B \in [\lambda^* T, (1-\lambda^*) T]$ , $T$  为样本数。滞后期数  $k$  的选择同前,对方程做序贯估计。统计检验的原假设为  $\theta = \omega = 0$ ,检验统计量为  $W = sup F$ ,是检验  $\theta = \omega = 0$  的标准  $F$  统计量两倍的极大值,若  $sup F$  大于临界值,则拒绝原假设。将数据代入,得到  $W_{CPI} = 36.86$ 、 $W_{PPI} = 32.24$ ,在数据不平稳的情况,当  $\lambda^*$  为 0.15,在 5% 显著性水平下相应的临界值为 25.10。因此拒绝原假设,接受至少包含一个结构突变的备选假设,CPI、PPI 存在一个内生断点,分别为 2013 年 2 月和 2008 年 7 月,对应的回归方程各参数系数及对应的 t 统计量见表 2 和表 3:

表 2 CPI 的结构突变模型的检验结果

$\mu$	t	$DU_t$	$DT_t$	$y_{t-1}$	$\Delta y_{t-1}$	$\Delta y_{t-2}$	$\Delta y_{t-3}$	$\Delta y_{t-4}$
0.225 6 (2.524 0)	0.001 9 (1.313 3)	-2.240 8 (0.026 2)	0.009 3 (0.028 6)	0.875 0 (26.216 9)	0.107 0 (1.816 8)	0.093 5 (1.584 9)	0.090 8 (1.657 8)	0.126 4 (2.134 1)
$\Delta y_{t-5}$	$\Delta y_{t-6}$	$\Delta y_{t-7}$	$\Delta y_{t-8}$	$\Delta y_{t-9}$	$\Delta y_{t-10}$	$\Delta y_{t-11}$	$\Delta y_{t-12}$	内生断点
0.090 8 (1.520 2)	0.116 8 (1.942 0)	0.155 4 (2.556 4)	0.205 4 (3.332 6)	0.096 0 (1.531 0)	-0.017 8 (-0.283 2)	0.190 1 (3.010 2)	-0.443 2 (-6.888 7)	2013 年 2 月

表 3 PPI 的结构突变模型的检验结果

$\mu$	$t$	$DU_t$	$y_{t-1}$	$\Delta y_{t-1}$	$\Delta y_{t-2}$	内生断点
0.281 5 (2.867 6)	-0.002 5 (-2.656 1)	-0.344 1 (2.354 5)	0.953 4 (91.136 7)	0.943 0 (14.557 0)	-0.224 6 (-3.365 5)	2008 年 7 月

## (二) 实证结果分析

对上述的检验和回归结果进一步分析,我们可以得到如下的结论:

(1)CPI 数据序列的内生断点在 2013 年 2 月,从图 3 到图 4 可以看出,这一断点正是数字经济崛起后,网络购物急速发展的转折点,断点之后,网络购物人数和网络零售总额贡献的显著增加,对 CPI 产生了明显的平抑作用,使得 CPI 长期保持平稳运行,改变了 CPI 的长期走势。其回归方程的截距漂移项  $DU_t$  的系数(-2.240 8)为负且数值较大,这表明在 2013 年 2 月后 CPI 在总体上显著地下降,这主要得益于网络购物相比于实体零售具有更强的成本控制能力。回归方程的趋势漂移项  $DT_t$  系数(0.009 3)为正,这表明 CPI 仍然有上涨的长期趋势。应注意的是,虽然回归方程的趋势漂移项  $DT_t$  系数为正,但是相比截距漂移项  $DU_t$  很小,仅为 0.009 3。这说明在相当长的一段时间内,CPI 并不会进入快速上涨的通道,更不会出现断点(2013 年 2 月)之前那种频繁波动的情况,而是进入一个相对稳定的时期,这也与图 1 中 CPI 指数的实际运行情况相符。

(2)PPI 数据序列的内生断点在 2008 年 7 月,其回归方程的截距漂移项  $DU_t$  的系数(-0.344 1)为负,这表明 PPI 总体上在断点之后显著下降。从图 5 可知,由于大宗商品价格的波动对于 PPI 涨跌存在先导性,大宗商品价格于 2008 年 5 月开始进入快速下降通道,进而导致 PPI 于断点(2008 年 7 月)后也开始大幅下降。大宗商品价格走势受到国际市场供需关系影响,我国的各项产业早已深刻地嵌入全球贸易体系中,国际金融危机使得我国大宗商品贸易长期萎靡不振,导致供应端价格有很强的下降压力,使得断点(2008 年 7 月)之后的 PPI 整体下行。可见数字经济崛起后,网络购物的盛行对 PPI 的长期走势没有显著影响。

## (三) 稳健性检验

由于物价波动的影响因素纷繁复杂,加之物价波动的衡量指标和数据时间跨度的选取不同,都会影响内生断点的识别结果,使得我们有可能错误地估计了内生断点,因此有必要进行稳健性检验。本文选取了商品零售价格指数、生产资料工业生产者出厂价格指数分别作为 CPI、PPI 的替代指标。此外,虽然网络购物早已有之,却是近些年在数字经济的助推下才得到快速发展,因此本文将 CPI、PPI(2002—2019 年)的数据序列截取为时间跨度在 2010—2019 年的子序列(即选取原样本中 50%的数据量)。对以上 4 个物价波动数据序列做内生断点检验,结果如表 4 和表 5 所示:

表 4 指标选取替换后的内生断点检验

数据类型	内生断点	模型	$DU_t$	$DT_t$
商品零售价格指数 (替代 CPI)	2013 年 2 月	模型 C	-0.408 5 (0.012 1)	0.005 2 (0.044 4)
生产资料工业生产者出厂价格指数 (替代 PPI)	2008 年 7 月	模型 A	-0.435 3 (0.019 0)	/

表 5 时间跨度替换后的内生断点检验

数据类型	内生断点	模型	$DU_t$	$DT_t$
CPI(2010—2019 年)	2013 年 3 月	模型 A	-0.590 6 (0.008 6)	/
PPI(2010—2019 年)	2016 年 6 月	模型 A	1.043 3 (0.000 3)	/

根据稳健性检验结果,我们可以分析得到以下结论:

(1)CPI 的两个替代数据序列的内生断点均在 2013 年初,且截距漂移项  $DU_t$  和趋势漂移项  $DT_t$  的系数与上一节的结果保持一致,进一步证明 CPI 在 2013 年出现了内生断点,发生了结构突变。

(2)PPI 的两个替代数据序列的内生断点出现了不同的结果。生产资料工业生产者出厂价格指数的内生断点在 2008 年 7 月,这与前文 PPI 的结果一致,反映出国际金融危机作为一个强刺激,对 PPI 的运行机制影响深远。PPI(2010—2019 年)的内生断点出现在 2016 年 6 月,这一年开始进行的供给侧结构性改革的重要任务就是生产资料行业去产能,使得生产资料价格端有上涨压力,对 PPI 走势产生结构性影响。从图 2 到图 4 的数据描述中也可以看出,在 2016 年前后数字经济、网络购物相关数据并未出现异常变化,因此产生这个结构突变的主要原因不是网络购物的盛行。

#### 四、结论及政策建议

数字经济崛起后,网络购物在消费部门中的作用日益凸显,我国居民的消费习惯产生了明显的变化,这样的变化对我国物价走势产生了深刻影响。基于此背景并结合相关特征事实,本文采用结构突变模型从数据内生的视角检验了 CPI 和 PPI 的内生断点,识别了网络购物对物价走势的影响。得到如下结论:

第一,我国 CPI 走势在 2013 年后发生了明显的结构突变。其原因是数字经济的崛起,使得消费者更倾向于网络购物,网络购物的盛行对 CPI 产生了明显的平抑作用,改变了 CPI 的长期走势。相较于数字经济崛起前 CPI 的大幅波动,数字经济崛起后,CPI 长期保持平稳运行。第二,PPI 的内生断点检验结果表明,大宗商品价格和经济周期等外部因素才是影响 PPI 长期走势的主要原因。数字经济崛起后,网络购物的盛行对 PPI 的长期走势并没有显著影响,数字经济崛起前后 PPI 均存在大幅波动。第三,数字经济崛起后,网络购物的盛行对物价的长期走势产生了显著的影响,导致了 2012 年后我国 CPI 与 PPI 并未呈现出与生产链传递理论相符的协同走势。

基于上述研究结论,本文提出如下的政策建议:

第一,牢牢把握扩大内需这一战略基点,优化数字经济发展环境,引导网络购物市场良性发展,有利于 CPI 的长期稳定,助力构建强力的经济内循环体系。第二,大力发展商品期货市场,逐步掌握国际大宗商品的定价权。大宗商品价格对于 PPI 具有较强的先导性,大宗商品价格的稳定是 PPI 稳定的重要前提,相对稳定的 PPI 有利于促进生产和保障就业。第三,加强宏观经济逆周期调节,降低经济周期波动对物价尤其是 PPI 的影响。第四,鉴于驱动 CPI 与 PPI 长期走势差异的因素是数字经济崛起后,网络购物对消费端的结构性影响,可预见这样的差异将会在未来较长时间内存在,由于物价是宏观经济运行的基础性指标,在制定各种宏观经济政策时应充分考虑这个差异的影响。

#### 参考文献:

- [1] 杨灿,陈龙. 中国 CPI 与 PPI:因果关系和传导机制[J]. 厦门大学学报(哲学社会科学版),2013,(3):1-9.
- [2] 杨子晖,赵永亮,柳建华. CPI 与 PPI 传导机制的非线性研究:正向传导还是反向倒逼? [J]. 经济研究,2013(3):83-95.
- [3] 苗杨,李庆华,赵孟翔. 我国 CPI 对 PPI 只存在反向倒逼,理论分析与实证支持[J]. 现代财经(天津财经大学学报),2014(4):20-26.
- [4] 孙坚强,崔小梅,蔡玉梅. PPI 和 CPI 的非线性传导:产业链与价格预期机制[J]. 经济研究,2016(10):54-68.
- [5] 吕捷,王高望. CPI 与 PPI“背离”的结构性解释[J]. 经济研究,2015(4):136-149.
- [6] 刘金全,张都. 新常态下 CPI 与 PPI 背离的货币成因分析[J]. 经济经纬,2017(3):123-128.
- [7] 卞志村,唐燕举. 我国财政政策非线性效应研究——基于商品和劳动力市场供求结构的分析[J]. 南京财经大学学报,2016(6):25-33.
- [8] 龙少波,袁东学. 经济新常态下中国 CPI 与 PPI 的“正负背离”现象分析——基于部门间价格传导机制差异视角[J]. 财贸研究,2016(4):1-8.

- [9] 吴立元,赵扶扬,刘研召. CPI与PPI的趋势分化再研究——从大宗商品价格和劳动力市场分割的视角[J]. 中央财经大学学报,2020(9):70-80.
- [10] 赵佳丽,郭惠英,程光辉. 我国PPI与CPI走势背离现象研究——基于工业企业库存视角的分析[J]. 价格理论与实践,2018(8):102-105.
- [11] 莫万贵,袁佳. 我国CPI和PPI走势背离的原因浅析[J]. 金融理论与实践,2016(12):38-42.
- [12] 钟宏,黄涛. 经济运行点评正确认识CPI与PPI的持续背离[J]. 中国统计,2014(3):62.
- [13] KYRTSOU C L, LABYS W. Evidence for chaotic dependence between US inflation and commodity prices[J]. Journal of macroeconomics, 2005(1):256-266.
- [14] CAPORALE G M, KATSIMI M, PITTIS N. Causality Links between consumer and producer prices: some empirical evidence [J]. Southern economic journal, 2002(3):703-711.
- [15] SIDAOUJ J, CAPISTRANO N C, CHIQUIAR D, RAMOS-FRANCIA M. On the predictive content of the PPI on CPI inflation: the case of Mexico[J]. BIS papers chapters, in: bank for international settlements (ed), 2009(49):249-257.
- [16] 吴翔,张小宇. 国际大宗商品价格波动对我国物价水平非线性影响研究——基于非线性ST-SVAR模型的实证分析[J]. 价格理论与实践,2016(5):108-111.
- [17] 曹剑涛,贺瑛,王胜桥. 我国大宗商品价格指数与生产价格指数的关系研究[J]. 价格理论与实践,2017(10):100-103.
- [18] 卢延纯,赵公正. 国际大宗商品价格对我国PPI和CPI传导效应的新变化[J]. 价格理论与实践,2017(7):25-28.
- [19] 刘渊,李旋,董思怡,等. 溢出效应、交易网络与区域电子商务发展:基于淘宝、天猫平台的交易数据分析[J]. 管理工程学报, 2018(4):239-246.
- [20] 李琪,于珊珊. 网络零售业中消费者购买意愿的影响因素研究——基于PLS-SEM方法对交易成本的分析[J]. 产业经济研究,2011(5):86-94.
- [21] 李玉洁. 网络零售对实体零售发展的影响效应——基于不同类别零售市场的实证分析[J]. 商业经济研究,2019(13):33-36.
- [22] 田涛. 电商发展对CPI的影响研究——基于大数据背景下线上线下价格波动的同步性分析[J]. 上海经济研究,2016(3):112-119.
- [23] 黄秀海,滕清秀. 网购视角的CPI偏差研究[J]. 统计与信息论坛,2018(9):74-81.
- [24] NELSON C R, PLOSSER C I. Trends and random walks in macroeconomic time series[J]. Journal of monetary economics, 1982(10):139-162.
- [25] CHRISTIANO L J. Searching for a break in GNP[J]. Journal of business and economic statistics, 1992(10):237-250.
- [26] ZIVOT E, ANDREWS D W. Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis[J]. Journal of business & economic statistics, 1992(3):251-270.
- [27] BANERJEE A, LUMSDAINE R L, STOCK J H. Recursive and sequential tests of the unit-root and trend-break hypotheses: Theory and international evidence[J]. Journal of business & economic statistics, 1992(3):271-287.
- [28] PERRON P. Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables[J]. Journal of econometrics, 1997(80):355-385
- [29] VOGELSANG T J. Wald-Type tests for detecting breaks in the trend function of a dynamic time series[J]. Econometric Theory, 1997(6):818-849.
- [30] PERRON P. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis[J]. Econometrica, 1989(6):1361-1401.

### The Impact of Online Shopping on Price Trends: From the Perspective of Endogenous Structure Break

PENG Huan, JIANG Xingyu

(College of Economics and Management, Southwest University, Chongqing 400715, China)

**Abstract:** Since 2012, China's CPI has stayed at a low inflation of about 2% for a long time, while PPI has showed large fluctuations and long-term negative growth. The two did not show a coordinated trend consistent with the theory of production chain transmission. Based on this fact, this paper used the structural mutation model to test the endogenous breakpoints of CPI and PPI, and identified the reasons for the differences in the long-term trends of CPI and PPI after 2012. The results shows that the rise of digital economy, especially after the booming of online shopping in 2012, has had an obvious leveling effect on the CPI, changing the long-term trend of the CPI, leading to the structural mutation of CPI, while having no structural impact on PPI, resulting in the CPI and PPI not showing a synergistic trend that coincides with the production chain transmission theory after 2012.

**Key words:** structural mutation; endogenous breakpoints; online shopping; price trend; digital economy

责任编辑 张颖超

网 址: <http://xbbjb.swu.edu.cn>