
通货膨胀结构性分化与货币政策 反应机制

张成思 田涵暉*

内容提要 本文将2001-2019年中国通货膨胀出现的结构性分化特征划分为核心-非核心和消费-非消费两个层次,研究货币政策对具有分化特征的不同通货膨胀指标的反应机制。价格型和数量型货币政策反应方程估计和模型竞争检验结果表明,对于消费领域内部的核心-非核心通货膨胀率分化,货币政策仅对核心(非食品)消费品通货膨胀率反应,对非核心(食品)类消费品通胀率不反应;对于消费类-非消费类通货膨胀率之间的分化,价格型目标仅对消费类通货膨胀率做出反应,数量型目标同时兼顾消费类和非消费类通货膨胀率。

关键词 通货膨胀 结构性分化 中央银行 货币政策 CPI

一 引言

中央银行对通货膨胀(下文简称通胀)的反应机制是宏观经济领域的重大问题,这一问题在通胀率上升时期尤其受到重视。从中国现实情况看,2019年下半年以来,受食品价格上涨带动,消费者价格指数(CPI)通胀率(同比口径)不断攀升,从2019年6月的2.7%逐渐上行到12月的4.5%,食品类CPI通胀率自身则在此期间内从7.7%上升至15.5%。与此形成鲜明对比的现象是另外两个衡量通胀率指标的反向变化:核心CPI通胀率从2019年6月的1.6%稳步下滑到8-10月的1.5%,而GDP平

* 张成思:中国人民大学财政金融学院中国财政金融政策研究中心 通信地址:电子信箱:zhangcs@ruc.edu.cn;田涵暉:中国人民大学财政金融学院 电子信箱:tianhanhui@ruc.edu.cn。本研究受中国人民大学科学研究基金(中央高校基本科研业务费专项资金)资助((批准号17XNLG01)。

减指数通胀率从2019年第二季度的1.72%下降到第三季度的1.63% (季度频率,经作者计算)。这些细致而又鲜明的反差开始引起各界对通胀结构性分化的普通关注,也使其成为短期内社会热点问题。本文撇开热点因素,尝试从更长的周期对此进行科学分析。事实上,从各个通胀指标的时序走势来看(在典型事实部分进行刻画),中国通货膨胀的结构性分化并非短期表现,而是近二十年以来的长期现象。在通胀结构性分化的背景下,货币政策对不同通胀指标的反应机制是本文研究的着力点。

不少文献都注意到了中国不同通胀指标之间存在分化特征,视角包括消费价格指数(CPI)和生产价格指数(PPI)的分化(刘凤良等,2017;侯成琪等,2018;莫万贵等,2019),食品类通胀率和核心通胀率的分化(张文朗和罗得恩,2010;苏桂芳和臧楠,2011;侯成琪和龚六堂,2013;吕建兴等,2017),CPI通胀率和GDP平减指数通胀率的分化(张成思,2011;苏乃芳等,2016)等。本文在已有文献基础上,将中国近20年来通胀的结构性分化特征划分为两个层次:第一个层次是消费领域内部核心成分与非核心成分的分化,表现为CPI和核心CPI通胀率,以及食品类和非食品类通胀率走势的明显反差;第二个层次是消费领域和非消费领域之间的分化,表现为CPI通胀率和非消费类通胀率近年来的走势背离和早年间水平差异。

在通胀指标长期分化的背景下,货币政策如何兼顾走势和水平出现分化的各类商品价格值得深入研究。已有文献多关注于中央银行(在讨论中国问题时,指中国人民银行,下文统一简称央行)对第一个层次的结构分化(核心通胀率和非核心通胀率,或者核心通胀率和总体通胀率),早期文献强调核心类与非核心类商品在价格调整频率,即价格黏性方面的差异,非核心类商品价格黏性较低,而核心类商品价格黏性较高,进而提出央行应当盯住核心通胀率。如Aoki(2001)认为最优货币政策应当仅考虑黏性价格部门的通胀率,且平抑核心通胀率与平抑总产出缺口是等价的。Mankiw and Reis(2003)强调央行应该盯住某个“稳定价格指数”而非CPI通胀率来实现经济稳定的目标,应赋予具有名义刚性的部门在指数中更大的权重。

此后,部分文献从其他角度也得到了相似的结论。例如,Dhawan and Jeske(2007)建立了一个区分能源商品和耐用品的动态随机一般均衡模型,模型模拟结果表明,比起盯住总体通胀率,盯住核心通胀率的泰勒规则更能平抑能源价格上涨对产出的冲击。Bodenstein *et al.* (2008)则考虑了对能源冲击做出反应的货币政策,发现对负面能源供给冲击进行反应的最优货币政策会造成总体通胀率和核心通胀率的持久性上升。此外,他们还指出对核心通胀率预测值做出反应的政策比对总体通胀率预测值反应的政策在平抑核心通胀率和产出波动方面表现更好。

与此同时,也有学者指出,在一定条件下央行不应当完全忽视总体通胀率中的非核心成分。Cecchetti(2006)指出当总体通胀率和核心通胀率走势发生背离时,仅关注核心通胀率的货币政策无法平抑整体价格水平。Mishkin(2007)则认为央行应该同时关注总体通胀率和核心通胀率,当总体通胀率的持久性超出预期时,完全盯住核心通胀率的货币政策可能会进一步助推总体通胀率上升。还有一些研究对这一问题持相对中立的态度,侯成琪和龚六堂(2013)建立了一个多部门新凯恩斯模型来考虑食品部门在需求价格弹性、价格黏性和供给冲击等方面的异质性,并认为在最小化福利损失的意义上,货币政策不应完全忽视食品价格变化,但也不宜过度反应。

近年来,越来越多的研究指出了食品类通胀率在发展中国家地位的特殊性,认为央行应当对食品类通胀率做出反应。如Walsh(2011)指出,与发达国家不同,食品在发展中国家的消费篮子中占比较高;发展中国家食品类通胀率的均值在中长期中持续高于非食品类通胀率;此外,食品类通胀率对非食品类通胀率的溢出效应也更为显著。在以上条件下,总体通胀率是比核心通胀率更合适的货币政策目标,仅盯住核心通胀率的货币政策会造成推高通胀预期和货币政策响应滞后等后果。Anand *et al.* (2015)强调了发展中国家的金融市场的不完备性,并指出当消费者受到信贷约束时,仅关注核心通胀率的货币政策会降低经济的福利水平。Catão and Chang(2015)则考虑了世界食品价格波动对食品进口国的影响,他们认为在世界食品价格波动性较高的情况下,食品净进口的小型开放经济体的央行应该盯住总体通胀率而不是核心通胀率。

关于第二个层次的结构分化(CPI通胀率和非消费类通胀率)的研究,文献多集中于货币政策对CPI通胀率与某一类特定的非消费类商品价格的反应机制上,将非消费类通胀率作为一个整体来考察的文献相对较少。张成思(2011)的研究表明中国自1979年以来的货币政策仅关注CPI通胀率,对GDP平减指数通胀率(消费类和非消费类通胀率的加总)缺乏关注,造成后者波动性的上升,同时强调央行有必要将广义价格指数纳入决策集中。郭娜和翟光宇(2011)认为中国的货币政策考虑了房地产价格,贾俊雪等(2014)则对这一问题给出了否定的答案。侯成琪等(2018)建立了一个两阶段生产DSGE模型讨论上游工业品和下游消费品价格分化的问题,并指出除非产出稳定对央行的重要性远高于通胀稳定,否则货币政策就应该同时关注工业品和消费品价格。

需要说明的是,本文研究视角与另一个和通胀指标分化现象密切相关的概念——结构性通货膨胀(structural inflation)既有联系又有区别。结构性通胀强调经济中不同部门间发展不协调造成某一部分价格相对上升,进而带动整体价格水平上升的现象。

关于结构性通胀的研究大多从两个角度出发,其一是以 Balassa (1964)、Samuelson (1964) 和 Baumol (1967) 为代表的巴拉萨-萨缪尔森效应,即贸易品部门生产率提高,工资上涨带动非贸易品部门工资上涨快于其生产率提高速度,造成非贸易品部门价格上升,进而引起通货膨胀的现象。国内从这一角度开展的研究包括龙少波和陈璋 (2013)、伍戈和曹红钢 (2014) 以及莫万贵等 (2019) 等。另一个角度以 Streeten (1962) 为代表,其观点是发展中国家农业部门供给无弹性导致城市化背景下粮食供给不足,造成食品价格上涨进而引起通货膨胀。遵循这一逻辑的研究包括吴军和田娟 (2008)、沈悦和申建文 (2012) 等。还有的文献如李斌 (2010)、伍戈和李斌 (2013) 同时考虑了前述两个角度。

虽然本文的研究内容与结构性通胀多有交集,但是结构性通胀这一概念强调的是导致通货膨胀的结构性因素(部门发展不协调),而非通胀(或通胀指标分化)本身。如果研究货币政策对结构性通胀的反应机制,则更适合研究货币政策是如何在解决部门间发展不协调的问题中发挥作用的。然而,本文的关注点在于货币政策如何对走势分化的通胀指标本身做出反应。所以,本文的研究视角是货币政策对通胀的结构性分化而非结构性通胀的反应机制。

现有文献对中国通胀结构性分化和货币政策的讨论主要集中于理论模型构建层面,即央行在通胀指标分化背景下的最优货币政策是什么,很少有研究从经验分析的角度讨论在现实中货币政策如何对各种走势分化的通胀率做出反应,本文希望填补这方面研究的不足。我们首先细致刻画通货膨胀在不同层次的典型分化特征,然后设立货币政策反应方程,估计货币政策指标对核心-非核心以及消费-非消费两个层次的通胀分化的反应机制。为了厘清不同通胀度量之间相互联系对反应方程估计系数的影响,我们进一步采用 Davidson and MacKinnon (1981) 非嵌套模型 J 检验进行不同通胀度量指标之间的“竞争”检验,用以确定央行究竟对哪一指标做出反应。结果表明,对于消费领域内部的核心-非核心通胀率分化,货币政策仅对核心(非食品)消费品通胀率反应,对非核心(食品)类消费品通胀率不反应;对于消费类-非消费类通胀率之间的分化,价格型目标仅对消费类通胀率做出反应,数量型目标同时兼顾消费类和非消费类通胀率。

二 通货膨胀结构性分化的典型事实

按照前文的说明,我们通过通货膨胀结构性分化的两个层次所对应的三个对照组

指标来刻画 2001–2019 年中国通货膨胀的结构性特征。第一组是 CPI 通胀率和核心 CPI 通胀率(CCPI)的对比。根据标准定义,CPI 通胀率是指基于 CPI 一篮子商品价格计算的通胀率,是最常被公布和报道的通胀指标,因此文献又常称之为标题通胀率(headline inflation)。本文中所使用的“核心通胀率”或“核心 CPI 通胀率”指的是从 CPI 一篮子商品中去除食品和能源类商品后计算的通胀率,二者分别反映了消费领域总体通胀水平以及持久性较高、较为稳定的消费品通胀水平。

第二组是食品类 CPI 通胀率(FCPI)和非食品类 CPI 通胀率(NFCPI)的对比,二者分别刻画 CPI 中的“非核心”和“核心”成分。注意,如果沿用第一组对比的逻辑,似乎应当对比核心 CPI 通胀率和非核心 CPI 通胀率(只包括食品和能源)。这里选取食品和非食品通胀率进行对比主要基于两点原因:第一是数据的可获得性问题,中国官方并不公布“非核心”CPI 的数据,也无法通过相关数据进行推算;第二是食品在中国居民消费中具有特殊地位。而且,自 2016 年 CPI 构成修订以来,食品烟酒类在中国 CPI 篮子中的占比为 30%。作为对比,美国 CPI 篮子中食品和饮料类占比仅为 15.5%,约为中国的一半^①。对发展中国家通胀目标问题进行讨论的文献也大多强调食品和非食品的分(Walsh, 2011; Anand *et al.*, 2015; Catão and Chang, 2015)。而且,接下来的对比结果也显示,非食品通胀率和核心 CPI 通胀率的比较可以较好地刻画消费领域通货膨胀的结构性特征。

第三组是 CPI 通胀率(CPI)和非消费类通胀率(NCPI)的对比,二者分别反映了消费品和非消费品的价格演进路径。根据定义,CPI 通胀率考察的是消费品价格变动,而非消费类通胀率反映的是资产价格、政府支出价格和商品出口价格等非消费价格变动。虽然中国官方并不直接公布“非消费”价格指数,但可通过 CPI 通胀率和 GDP 平减指数通胀率来推算: $\pi^{DEF} = \omega^{CPI} \pi^{CPI} + \omega^{NCPI} \pi^{NCPI}$ 。其中, π^{DEF} 指 GDP 平减指数通胀率, ω^{CPI} 和 ω^{NCPI} 分别为居民消费和居民消费以外的部分在 GDP 中占比;通过国家统计局公布的名义和真实 GDP 季度数据可以计算 GDP 平减指数,进而计算 GDP 平减指数通胀率。国家统计局还公布 GDP 组成结构的年度数据,假设每年内消费与非消费在 GDP 中的占比恒定,就可以利用以上关系推算出各季度的非消费类通胀率。

根据数据可得性,CPI 通胀率、核心 CPI 通胀率、食品通胀率和非食品通胀率为月度数据。其中,CPI 通胀率、食品和非食品通胀率的样本区间为 2001 年 1 月至 2019 年

^① 中国 CPI 权重数据由作者通过约束最小二乘法估计得到(2016 年 1 月–2019 年 8 月),美国 CPI 权重数据来源于美国劳工部。

8月,核心CPI通胀率的样本区间为2006年1月至2019年8月。非消费类通胀率为季度数据,样本区间为2001年第一季度至2019年第二季度。非消费类通胀率通过上述方法推算得到,其他数据来自国家统计局。

表1报告了上述各通胀度量指标的描述性统计和单位根检验结果。除核心CPI通胀率外,其他序列均在10%显著性水平下拒绝存在单位根的原假设。虽然核心CPI通胀率序列ADF检验的p值为0.132,但是如果排除2008-2010年物价大幅波动时期,则能在5%的显著性水平下拒绝存在单位根的原假设。考虑到ADF检验的弱功效特征,可以认为各通胀指标序列为平稳序列。

表1 通胀变量描述性统计及单位根检验

通胀指标	样本区间	样本量	均值	最大值	最小值	标准差	ADF
CPI	2001M1-2019M8	224	2.31	8.70	-1.80	1.99	0.059
CCPI	2006M1-2019M8	164	1.29	2.50	-1.60	0.86	0.132
FCPI	2001M1-2019M8	224	4.79	23.3	-4.40	5.22	0.094
NFCPI	2001M1-2019M8	224	1.14	3.00	-2.10	1.03	0.041
NCPI	2001Q1-2019Q2	74	4.36	11.44	-1.41	3.54	0.079

说明:ADF检验报告的是MacKinnon(1996)单侧p值,原假设为序列含有一个单位根,滞后阶数根据SIC准则选取;对于NCPI序列,最大滞后阶数为4,其余序列最大滞后阶数均为12 

观察表1可以看到,CPI通胀率的水平值和波动性均显著高于核心CPI通胀率;类似地,食品类CPI通胀率的均值和标准差同样显著高于非食品类通胀率。非消费类通胀率的平均水平和波动性均比CPI通胀率高出近一倍。序列的描述性统计结果初步表明,2001年以来中国通货膨胀的结构特征是CPI通胀率和核心CPI通胀率、食品通胀率和非食品通胀率以及消费类和非消费类通胀率对应统计指标的水平值存在较大差异。

图1对比了2006年以来CPI通胀率和核心CPI通胀率的走势,可以进一步显示出通胀指标之间的趋势性分化特征。从图1可以看到,总体与核心通胀率指标的演进特征表现出明显的分化:在全部164个观测值中,二者较前一期变化方向相反的观测值数目为89个,比例为54%。总体来看,核心CPI通胀率的波动远低于CPI通胀率,水平值也明显低于CPI通胀率。上述特征在物价大幅上涨时期表现得尤为明显,典型代表时期是2007-2008年和2010-2011年。在这两个时期,CPI通胀率持续上升,最高分别升至8.7%和6.5%。然而,在2008年之前核心CPI通胀率走势相当平稳,未

见明显上升;在 2010-2011 年之后虽然核心 CPI 通胀率也表现出一定程度的上行,但峰值仅为 2.5%,远低于 CPI 通胀率的峰值(6.5%)。在物价平稳时期(如 2013-2019 年),虽然 CPI 通胀率和核心 CPI 通胀率在水平值上较为接近,但仍出现变动方向上的分化(如 2013、2017 年等)。上述图示对比表明,中国近二十年来核心 CPI 与 CPI 中的非核心因素走势发生了分化,且 CPI 通胀率主要是由核心 CPI 以外的因素驱动的,具有明显的结构性特征。

图 2 中食品通胀率和非食品通胀率的对比所表现出的走势差异更为明显。在全部 224 个观测值中,食品与非食品通胀率较前一期变化方向相反的观测值占到一半(112 个)。食品价格几乎完全主导了价格水平的上涨和波动。近二十年来的三次物价大幅起落(2003-

2005 年、2006-2009 年和 2009-2012 年)全部是由食品价格的震荡带动的,而同一时期内非食品类商品的价格则保持平稳或小幅波动。例如,食品通胀率从 2006 年 7 月的 0.6% 上升至 2007 年 2 月的 23.3%,又在接下来的一年中从峰值跌落至 -1.9%,波动幅度达 25.2%;而在同一时期非食品通胀率的波动幅度仅有 3.3%,且一直低于食品通胀率。事实上,非食品通胀率除个别时期(如 2001-2002 年、2017-2018 年)接近或高于食品通胀率外,在绝大多数时期均低于后者,且在 1% 附近小幅波动。

另外,结合图 1 和图 2 还可以看出,仅从 CPI 篮子中去掉食品类商品得到的非食品通胀率走势已经较为平稳,与去掉食品和能源得到的核心 CPI 通胀率走势相当接近。食品和非食品通胀率的对比进一步突出了近二十年来中国非核心类以及食品类通胀率在均值和波动性上均高于核心类和非食品类通胀率,非核心类以及食品类通胀主导 CPI 通胀走势的结构性特征。

正如 Walsh(2011)所指出的,中国食品通胀率和非食品通胀率的对比符合发展中



图 1 中国 CPI 通胀率和核心 CPI 通胀率序列
说明:原始数据来源于国家统计局,样本区间为 2006 年 1 月-2019 年 8 月。

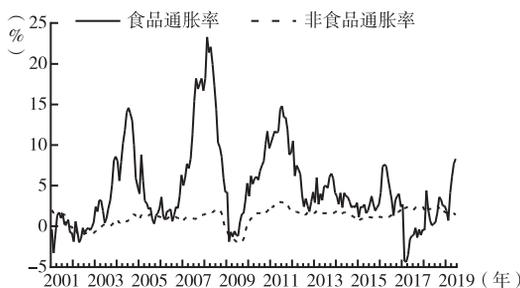


图 2 中国食品通胀率和非食品通胀率序列
说明:原始数据来源于国家统计局,样本区间为 2001 年 1 月-2019 年 8 月。

国家的一贯特征,即食品类通胀率不仅具有更高的波动性,而且其均值在中长期中也持续高于非食品类通胀率。上述特征对于发达国家则并不成立,以美国为例,图3对比了1958年1月至2019年8月美国食品和非食品通胀率以及核心和非核心CPI通胀率(原始数据来源于美国劳工部)。食品通胀率在整个样本期间均未出现持续高于非食品通胀率的特征,甚至近40年来波动性也低于后者。这说明美国的情况与中国不同,非食品通胀率不适合代表美国的核心通胀率。即使对比美国官方公布的核心CPI与非核心CPI通胀率,也未出现非核心CPI通胀率在均值上长期高于核心CPI通胀率的情形。以上对比说明中国消费领域通货膨胀的结构性分化是经济发展过程中的阶段性特征,这种特征并非普遍规律。

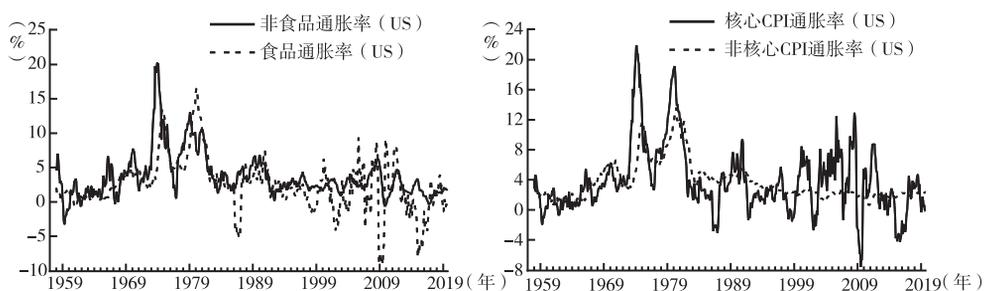


图3 美国食品与非食品,核心与非核心通胀率对比

说明:原始数据来源于美国劳工部,样本区间为1958年1月-2019年8月。

通货膨胀结构性分化的第二个层次在于消费领域和非消费领域通胀走势的差异。图4刻画了CPI和NCPI通胀率序列在2001-2019年期间的走势对比,可以看出,在2013年以前,虽然NCPI通胀率与CPI通胀率的运动方向基本一致,但前者在水平值上一直高于后者,这种水平上的持续差异在其他国家并不多见(张成思,2011)。在此之后,二者的运动方向出现了明显的区别:CPI通胀率趋于平稳,在2%附近小幅震荡,而NCPI通胀率虽然也有所平抑,但仍存在显著波动。例如,2015年第四季度至2017年第一季度,非消费类通胀率在一年内经历了从-0.9%到7.1%的快速上涨,然而同一时期的消费类通胀率却发生了0.7%的下降;在接下来的两年内,非消费类通胀率逐步回落至0.9%,而消费类通胀率却从0.9%上升至2.3%。无论是早期二者在水平值上的持续分化,还是近期在走势上的背离,均反映出中国消费领域与非消费领域通胀率也出现明显的结构性分化特征。

归纳来看,中国最近二十年来的通货膨胀走势表现出了两个层次的结构特征。第一个层次是消费领域内部的结构分化,具体为核心类(或非食品)通胀与非核心

类(或食品)通胀走势迥异,非核心类(食品)通胀主导总体通胀路径,波动性和均值均高于核心类(非食品)通胀率;第二个层次是消费领域和非消费领域通胀的结构性差异,具体表现为早期非消费类通胀率水平持续高于CPI通胀率,而近5年来二者在走势上出现了明显分化。在此基础上,我们进一步研究货币政策对出现结构性分化的各类通胀指标如何反应。

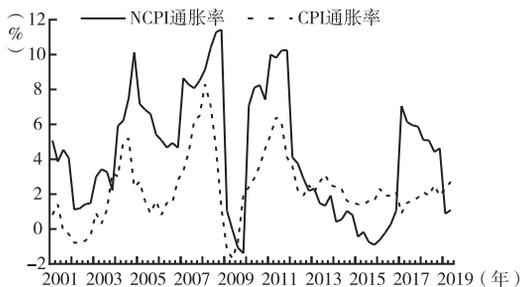


图4 中国消费类通胀率和非消费类通胀率序列
说明:原始数据来源于中国国家统计局,经作者计算,样本区间为2001年1季度-2019年2季度。

三 货币政策反应方程估计

为确定适当的模型设定形式,我们首先回顾近年来文献中关于货币政策规则的探讨,进而结合中国实际和研究目标确定计量模型形式。Taylor(1993)为考察央行的货币政策提出了一个简洁而有效的框架,运用货币政策操作目标(如短期名义利率)对通胀率和真实产出缺口做出反应,即Taylor规则。来自各国的经验证据表明,Taylor规则及其变式能够较好刻画中央银行的货币政策反应机制。对于中国货币政策反应机制的研究,无论是早期的文献(谢平和罗雄,2002;陆军和钟丹,2003;张屹山和张代强,2007)还是近年来的研究(张成思和党超,2016、2017)均采用了Taylor规则的框架。因此,本文的分析也基于已有研究的共识,即基于Taylor规则的框架设立货币政策反应方程。

关于Taylor规则中政策变量对哪个时期的通胀和产出变量做出反应,文献的设定并不一致,主流的两种设定分别是对当期变量反应(当期型规则)和对预期变量反应(前瞻型规则),两种设定在理论和经验分析中均有其支持者。当期型Taylor规则的一般形式为:

$$MP_t = c_1 + \rho_1 MP_{t-1} + \beta_1 \pi_t + \gamma_1 y_t + u_{1t} \quad (1)$$

其中, MP_t 表示 t 期的货币政策中间目标, π_t 和 y_t 分别表示 t 期通胀率和产出变量, u_{1t} 表示货币政策冲击, c_1 、 ρ_1 、 β_1 和 γ_1 表示系数符号, u_{1t} 以及系数符号下角标中的数字用于区分不同模型。支持当期型规则的理论文献包括如Levin等(1999)、Woodford(2000)和Williams(2003)等。除了Taylor(1993)外,Taylor(1999)、Orphanides(2001)

以及谢平和罗雄(2002)等文献都在经验分析环节完全或部分地采用了当期型规则的设置。

前瞻型 Taylor 规则的理论代表文献是 Clarida 等(2000)。Clarida 等(1998)、Boivin(2006)以及 Kim 和 Nelson(2006)等文献在应用分析中也使用了前瞻型规则的设置。前瞻型规则假设货币政策盯住预期经济变量,特别是通胀预期^①,其形式为:

$$MP_t = c_2 + \rho_2 MP_{t-1} + \beta_2 E_t[\pi_{t+1}] + \gamma_2 y_t + u_{2t} \quad (2)$$

$E_t[\pi_{t+1}]$ 表示经济主体利用第 t 期信息集对 $t+1$ 期通胀率做出的预期。从计量模型设定中的噪音信息角度看,通胀预期比较理想的测度方式是基于调研的公众或专家预期(张成思和党超,2016)。然而,调研预期仅对 CPI 通胀率可用,本文关注的 CPI 子成分通胀率和非消费类通胀率没有可用的调研预期。因此,本文使用理性预期形式(由此带来的复合噪音信息对模型估计的方差-协方差矩阵的影响可以通过相应的修正估计方法处理),理性预期假设经济主体能够对未来经济变量做出无偏的预期,即:

$$E_t[\pi_{t+1}] = \pi_{t+1} - v_{t+1} \quad (3)$$

其中, v_{t+1} 表示白噪音预测误差。如果采用理性预期形式,(2)式就可进一步写为:

$$MP_t = c_2 + \rho_2 MP_{t-1} + \beta_2 \pi_{t+1} + \gamma_2 y_t + u'_{2t} \quad (4)$$

其中,复合扰动项 $u'_{2t} = u_{2t} - v_{t+1}$,包含货币政策冲击和预测误差。当然,考虑到当期型规则和前瞻型规则均有理论文献支持,在研究中也各有应用。本文同时考虑(1)式和(4)式两种设定。两种设定中均包含了货币政策变量的滞后项 MP_{t-1} 用以考虑政策的平滑性特征。

对于方程左侧的货币政策变量 MP,基于发达市场国家的研究多采用短期利率。然而,近年来不少研究表明,中国货币政策具有量价并存的特征(Xiong,2012; Sun,2015),单纯使用价格型变量(如同业拆借利率、质押式回购利率)或数量型变量(如 M2 增长率、基础货币增长率等)均无法完全刻画中国货币政策立场。因此,本文同时考虑价格型变量和数量型变量两种形式。价格型货币政策变量对应于短期名义利率,用中国银行间同业拆借利率(CHIBOR)来衡量。在 CHIBOR 期限的选择上,一方面,近年来同业拆借市场上隔夜交易占据主导地位,例如 2019 年多数时期隔夜交易占拆借交易总量 90% 以上(根据 WIND 资讯数据库计算);另一方面,央行的短期公开市场操作(如逆回购)的期限多为 7 天或 14 天,为了全面考虑货币政策对短期利率的影

^① 基于通胀和产出双预期的一个经验研究可参见张成思和党超(2017)。本文关注的是货币政策对各类通胀指标的反应机制,故只考虑通胀预期。

响,我们选用同业拆借全期限加权利率代表短期名义利率,这一做法与近期的研究一致(张成思和党超,2016,2017)。考虑到何种利率更适合作为中国价格型货币政策的中介目标仍存在争议,我们还采用7天上海银行间拆借利率(SHIBOR7D)和7天银行间质押式回购利率(R007)作为短期利率变量进行稳健性检验,结果没有本质变化(限于篇幅结果未报告)。以上利率数据均来自万得(WIND)数据库。

另外,考虑数量型货币政策变量一般采用广义货币供应量(M2)同比增长率(Chen *et al.*,2016;Klingelhöfer and Sun,2018),但是表2的平稳性检验的结果显示M2增长率在样本区间内含有一个单位根的原假设不能被拒绝,说明M2增长率序列存在趋势性成分,需要采用去除趋势方法获得非平稳序列的周期性成分。由于样本区间内的未知断点检验显示(本文第四部分的第2小节)货币政策反应机制存在结构性变化,而且断点出现的位置多变,因此不适宜采用简单的线性周期性成分方法(如差分)获得M2增长率的平稳性成分。而HP滤波方法(Hodrick and Prescott,1997)是把波动周期看成是指标变量对某一缓慢路径的偏离,该路径在样本期间非线性单调增长,通过状态空间模型分离出低频趋势成分,从而获得相应的平稳性周期成分。因此,HP滤波方法本质上是使用非线性方法获得对应序列的周期性成分,适用于含有结构断点的非平稳时序变量的周期性成分估计。为此,本文采用HP滤波方法获得M2增长率序列的平稳性成分作为数量型货币政策变量,为叙述简便在后续经验分析中仍简称M2增长率。M2原始月度数据来源于中国人民银行,回归分析中使用的季度频率数据使用季末对应月份数据。

表2 产出和货币政策变量平稳性检验

变量	ADF	PP
CHIBOR	0.095	0.002
M2 增长率	0.257	0.405
去趋势 M2 增长率	0.001	0.013
真实产出缺口	0.062	0.031

说明:样本区间为2001年1季度至2019年2季度。ADF检验和PP检验报告的是MacKinnon(1996)单侧p值,原假设为序列含有一个单位根,ADF检验的滞后阶数根据SIC准则选取,最大滞后阶数设定为4。

同时,本文选取真实产出缺口作为产出变量 y_t ,与标准的新凯恩斯主义货币政策分析框架(Woodford,2003)以及领域内经典文献的做法一致(Taylor,1993;Clarida *et al.*,2000)。真实产出缺口通过HP滤波估计出真实GDP序列对应的周期性成分得

到,表2的平稳性检验结果也确认真实产出缺口变量为平稳序列。GDP原始季度数据为名义序列(来源于万得数据库),作者根据国家统计局公布的真实GDP季度同比增长率折算获得真实GDP序列。

在估计方法方面,方程(1)的扰动项 u_{it} (货币政策冲击)可能与当期通胀和产出变量相关;方程(4)中除了 u_{it} 与 $t+1$ 期通胀率, t 期产出变量可能相关外,预测误差 v_{t+1} 也可能与 $t+1$ 期通胀率相关。因此,两个方程均可能存在内生性问题。对于每个回归等式,我们先进行Durbin-Wu-Hausman(DWH)内生性检验(原假设为所有自变量均为外生)。对于存在内生性的方程采用广义矩(GMM)估计,工具变量集包括价格型和数量型政策变量、方程对应的具有结构性分化特征的两种通胀变量(三种组合:CPI和CCPI、FCPI和NFCPI、CPI和NCPI)以及真实产出缺口的1至4阶滞后项,并对工具变量进行Hansen(1982)过度识别J检验(原假设为工具变量均为外生);对于不存在内生性的方程则采用普通最小二乘法(OLS)估计。我们还报告了扰动项序列自相关检验结果(原假设为残差项无序列相关性),该检验对于OLS估计指Breusch-Godfrey序列相关F检验,对于GMM估计指Godfrey(1994)工具变量序列相关性检验。

基于典型事实部分的分析,我们分别考察货币政策对三组通胀指标的反应机制,即CPI和核心CPI通胀率、食品类CPI和非食品类CPI通胀率、CPI和NCPI通胀率。前两组用于刻画央行对消费领域内部通胀结构性分化的反应,第三组用于刻画央行对消费领域和非消费领域通胀结构性特征的反应。食品和非食品通胀率、CPI和NCPI通胀率的样本区间为2001年第1季度至2019年第2季度;受限于数据可获得性,CPI与核心CPI通胀率对比的样本区间为2006年第1季度至2019年第2季度,表3至表5分别报告了三组对比估计结果。限于篇幅,此处只给出前瞻型规则对应的结果,当期型规则的估计结果与前瞻型规则没有本质区别。

诊断检验结果显示,回归方程大部分存在内生性,对于存在内生性的方程,J统计量绝大多数不能拒绝工具变量均为外生的原假设。各种设定下残差均不存在序列相关性。在所有设定下,货币政策变量滞后项的系数均在1%的水平下显著,说明中国央行的货币政策反应具有显著的平滑性,其中数量型规则的平滑性(0.7至0.8)高于价格型规则(0.3至0.5)。货币政策对产出缺口的反应方向大多数符合理论预测(价格型规则为正、数量型规则为负)且显著,而方向不符合理论预测的估计系数大多不显著,表明中国货币政策对产出的反应具有逆周期性。

表3报告了货币政策对总体与核心CPI通胀率的反应机制估计结果。价格型规则中通胀反应系数的符号均为正值,数量型规则均为负值,呈现出明显的逆周期调节

特点。对核心 CPI 通胀率的反应系数均在至少 10% 的水平下显著,除第(3)列外,对 CPI 通胀率的反应系数也均显著,说明央行对核心 CPI 通胀率做出反应,从而对 CPI 通胀率也有反应。进一步比较反应系数大小,不难发现货币政策对核心 CPI 通胀率的反应程度(反应系数绝对值)均大于 CPI 通胀率,这暗示出货币政策对消费品中非核心成分的反应程度低于核心成分。

表 3 货币政策反应方程估计(CPI 与核心 CPI 通胀率)

	MP = CHIBOR		MP = M2 增长率	
	(1)CPI	(2)CCPI	(3)CPI	(4)CCPI
ρ	0.512 *** (0.059)	0.279 *** (0.054)	0.747 *** (0.121)	0.720 *** (0.116)
β	0.379 *** (0.090)	0.598 *** (0.105)	-0.371 (0.227)	-0.745 * (0.421)
γ	-0.698 ** (0.297)	0.085 (0.100)	-0.155 (0.761)	-0.641 * (0.364)
c	0.474 ** (0.235)	1.278 *** (0.125)	1.033 (0.624)	1.031 (0.699)
DWH	0.000	0.069	0.123	0.138
Hansen-J	0.784	0.588	—	—
p-auto	0.263	0.159	0.475	0.880
R ²	0.220	0.382	0.695	0.719

说明:括号内报告的是异方差自相关(HAC)稳健标准误。DWH 指 Durbin-Wu-Hausman 内生性检验的 p 值(原假设为方程无内生性)。Hansen-J 指 Hansen(1982)过度识别 J 检验的 p 值(原假设为工具变量均为外生)。存在内生性的方程采用 GMM 估计,不存在内生性的方程采用 OLS 估计。p-auto 对于 OLS 估计指 Breusch-Godfrey 序列相关 F 统计量对应的 p 值,对于 GMM 估计指 Godfrey (1994)工具变量序列相关性检验的 p 值(原假设为残差项无序列相关性)。*、**和***分别表示统计量在 10%、5% 和 1% 的显著性水平下显著。下表同。

表 4 中货币政策对食品类 CPI 通胀率-非食品类 CPI 通胀率反应机制的估计结果进一步明确了表 3 结果体现出的特点。尽管除第(1)列外,货币政策对食品类和非食品类通胀率均做出显著逆周期反应,但对非食品类通胀率的反应程度为食品类通胀率的近 7 倍。这说明就消费领域而言,央行对较为平稳的核心(非食品类)通胀率的关注程度远高于波动性大且水平较高的非核心(食品类)通胀率。

表 4 货币政策反应方程估计 (食品类 CPI 与非食品类 CPI 通胀率)

	MP = CHIBOR		MP = M2 增长率	
	(1) FCPI	(2) NFCPI	(3) FCPI	(4) NFCPI
ρ	0.481 *** (0.064)	0.362 *** (0.053)	0.799 *** (0.033)	0.736 *** (0.033)
β	0.019 (0.014)	0.306 *** (0.051)	-0.143 *** (0.030)	-0.980 *** (0.208)
γ	0.297 ** (0.133)	0.313 *** (0.069)	-0.175 (0.160)	-0.229 ** (0.115)
c	1.332 *** (0.316)	1.397 *** (0.137)	0.748 *** (0.245)	1.144 *** (0.396)
DWH	0.000	0.000	0.000	0.001
Hansen-J	0.307	0.180	0.093	0.475
p-auto	0.315	0.103	0.123	0.238
R ²	0.355	0.445	0.645	0.694

表 5 报告的是货币政策对消费类通胀率-非消费类通胀率的反应机制估计结果。价格型规则和数量型规则的结果具有一定差异:价格型规则的设定下,CHIBOR 对消费类通胀率反应显著,非消费类通胀率反应系数很小且不显著;数量型规则的设定下,M2 增长率对二者均显著反应,但对消费类通胀率的反应程度更大。这一结果初步显示央行对消费品价格的关注程度更高,但不能确定是否关注非消费品价格。

表 5 货币政策反应方程估计 (消费类与非消费类通胀率)

	MP = CHIBOR		MP = M2 增长率	
	(1) CPI	(2) NCPI	(3) CPI	(4) NCPI
ρ	0.495 *** (0.047)	0.489 *** (0.059)	0.783 *** (0.034)	0.744 *** (0.086)
β	0.103 *** (0.026)	0.001 (0.015)	-0.533 *** (0.097)	-0.221 *** (0.056)
γ	0.168 *** (0.037)	0.268 *** (0.097)	-0.073 (0.136)	-0.255 * (0.152)
c	1.120 *** (0.168)	1.405 *** (0.297)	1.334 *** (0.312)	0.950 *** (0.311)
DWH	0.014	0.000	0.000	0.197
Hansen-J	0.463	0.358	0.285	—
p-auto	0.176	0.153	0.113	0.585
R ²	0.380	0.368	0.676	0.723

总体来看,货币政策反应方程的估计结果能够反映出央行对各种走势分化的通胀指标存在异质性的反应。然而,对于核心与 CPI 以及食品类与非食品类 CPI 的对比,反应系数的差异主要体现在大小而非显著性上,对于消费类-非消费类通胀率而言,价格型和数量型的反应结果反差较大。同时,通胀指标之间的相关性也使得仅通过简单比较各方程的系数并不能完全对反应机制的差异做出可靠的判断。因此,我们接下来采用竞争检验方法对货币政策反应机制进行进一步讨论。

四 货币政策反应方程的竞争检验

(一)模型竞争检验

虽然本文一直强调通货膨胀的结构性分化特征,但是通胀指标之间不可避免地存在一定程度的共线性,这种共线性一方面来源于同时影响各类商品价格水平的共同因素,另一方面来源于不同通胀指标之间的相互传导。即使是走势分化最明显的食品和非食品通胀率,二者之间也有 32.2% 的即期相关性,而 CPI 通胀率和 NCPI 通胀率的相关系数更是高达 60.2%。通胀指标之间的相关性使得不同反应方程系数之间的简单比较可能无法完全捕捉彼此的差异。为此,我们利用 Davidson 和 MacKinnon(1981)非嵌套模型 J 检验进行不同通胀指标之间的“竞争”来确定央行究竟对哪种指标做出显著反应。

Davidson 和 MacKinnon(1981)J 检验的基本思想是先估计只含有一种通胀率的反应方程,然后将拟合值作为回归元之一,估计同时含有另一种通胀率的反应方程,并检验拟合值序列的系数是否显著。具体而言,以食品类 CPI 通胀率(FCPI)和非食品类 CPI 通胀率(NFCPI)之间的竞争检验为例,先分别估计以下反应方程(5)和(6):

$$MP_t = c_3 + \rho_3 MP_{t-1} + \beta_3 \pi_{t+1}^{FCPI} + \gamma_3 y_t + u_{3t} \quad (5)$$

$$MP_t = c_4 + \rho_4 MP_{t-1} + \beta_4 \pi_{t+1}^{NFCPI} + \gamma_4 y_t + u_{4t} \quad (6)$$

得到的拟合值分别记为 Z_t^{FCPI} 和 Z_t^{NFCPI} ,然后将二者作为回归元分别加入方程(6)和(5)中,即:

$$MP_t = c'_4 + \rho'_4 MP_{t-1} + \beta'_4 \pi_{t+1}^{FCPI} + \gamma'_4 y_t + \delta^{NFCPI} Z_t^{NFCPI} + u'_{4t} \quad (7)$$

$$MP_t = c'_3 + \rho'_3 MP_{t-1} + \beta'_3 \pi_{t+1}^{NFCPI} + \gamma'_3 y_t + \delta^{FCPI} Z_t^{FCPI} + u'_{3t} \quad (8)$$

如果 $\delta^{NFCPI} = 0$ 的原假设被拒绝的同时 $\delta^{FCPI} = 0$ 不能被拒绝,说明模型(6)比模型(5)更适合刻画货币政策反应机制(或称模型(6)更优),意味着货币政策仅对非食品类通胀率反应,从而说明反应方程估计中食品类通胀率系数显著完全是因为与非食品类通胀率的相关性,或者说食品类通胀率对货币政策的解释能力完全被非食品类通胀

率覆盖;如果 $\delta^{NFCPI} = 0$ 不能被拒绝同时 $\delta^{FCPI} = 0$ 能够被拒绝,则说明模型(5)比模型(6)更优,即货币政策仅对食品类通胀率反应;如果二者同时被拒绝,说明两种通胀变量对货币政策均有解释能力,且二者的解释能力无法相互覆盖,即货币政策对两种通胀率均做出反应;如果二者同时不能被拒绝,则两个模型对货币政策的解释能力均较差,即货币政策对两种通胀指标均不反应。对其余两组通胀指标的竞争检验步骤与上述过程完全类似。估计每个回归方程前先进行 Durbin-Wu-Hausman 内生性检验,若无内生性则采用 OLS 估计,若存在内生性则采用 GMM 估计,工具变量集与之前的反应方程估计中的设定相同。

接下来我们利用此方法分析货币政策对消费领域内部以及消费领域和非消费领域之间通胀分化的反应。表 6 报告了 CPI 和核心 CPI 通胀率的竞争检验结果,表中斜体加粗的数字表示系数角标代表的通胀变量在竞争中“获胜”。竞争检验的结果加强了之前得到的货币政策对消费领域内部通胀指标反应分化的结论。全部 4 组设定均能在至少 10% 的水平下拒绝 $\delta^{CCPI} = 0$ 的原假设,而仅有 1 组能拒绝 $\delta^{CPI} = 0$ 的原假设,意味着大多数设定下 CPI 通胀率对货币政策的解释能力被核心 CPI 通胀率所覆盖。换言之,CPI 通胀率对货币政策的解释能力全部是由其“核心”成分贡献的,亦即央行仅对 CPI 中的“核心”成分做出显著反应,对“非核心”成分反应不显著。需要说明的是,这一结果与货币政策反应方程估计中得到的 CPI 通胀率反应系数显著的结果并不矛盾:货币政策仅对 CPI 中“核心”成分做出反应,对 CPI 通胀率也应该反应,不过反应程度低于核心 CPI 通胀率。

表 6 模型竞争检验结果(CPI 和核心 CPI 通胀率)

政策变量	前瞻型规则		当期型规则	
	δ^{CCPI}	δ^{CPI}	δ^{CCPI}	δ^{CPI}
MP = CHIBOR	0.002	0.850	0.002	0.588
MP = M2 增长率	0.076	0.109	0.000	0.004

说明:表中报告的是 Davidson-MacKinnon 非嵌套 J 检验的 p 值。斜体加粗数字表示系数角标代表的通胀变量在竞争中“获胜”。下表同。

表 7 中所报告的食品类和非食品类 CPI 通胀率的竞争检验结果进一步印证了之前的结论。食品类和非食品类通胀率分别代表了 CPI 中的非核心与核心成分。在 4 组竞争检验中, $\delta^{NFCPI} = 0$ 全部能够被拒绝,能够拒绝 $\delta^{FCPI} = 0$ 的设定仅有 1 组,意味着就消费领域而言,货币政策仅考虑非食品类通胀率变动,对食品类反应不显著。尽管

在反应方程估计的部分设定下非食品通胀率的系数的回归结果显著,但是竞争检验的结果说明,这可能是因为在影响食品类和非食品类商品价格的共同因素,或者是因为存在食品和非食品价格之间的溢出效应。在模型中控制了非食品类 CPI 通胀率后,食品类通胀率就不能提供额外的信息了。

表 7 模型竞争检验结果(食品类 CPI 和非食品类 CPI 通胀率)

政策变量	前瞻型规则		当期型规则	
	$\delta^{NF\text{CPI}}$	$\delta^{FC\text{PI}}$	$\delta^{NF\text{CPI}}$	$\delta^{FC\text{PI}}$
MP = CHIBOR	0.000	0.539	0.001	0.867
MP = M2 增长率	0.003	0.105	0.003	0.033

说明:表中报告的是 Davidson-MacKinnon 非嵌套 J 检验的 p 值。斜体加粗数字表示系数角标代表的通胀变量在竞争中“获胜”。下表同。

中国货币政策对消费领域通胀率的反应模式与以 Aoki(2001)为代表的早期文献主张相符。正如典型事实部分所强调的,无论是核心 CPI 通胀率还是非食品类通胀率,反映的都是通胀中价格黏性高、波动性低的成分,亦即“黏性价格部门”。央行仅考虑黏性价格部门通胀率,可能是考虑两方面原因:第一,食品和能源等非核心成分价格受供给冲击影响较大,如气候、自然灾害、瘟疫等因素都会影响食品原材料供给,进而推高食品通胀率,而货币政策难以从根本上解决供给冲击问题;第二,货币政策的生效存在时滞性,如果货币政策盯住低黏性部门通胀率,待政策生效时,影响低黏性部门通胀的因素可能已经消失甚至反转,造成货币政策效果扭曲。

表 8 报告了 CPI 通胀率和非消费类(NCPI)通胀率的竞争检验结果,检验给出的结果并不像前两组对比那样明确。在 4 组设定中,1 组仅有 $\delta^{CPI} = 0$ 被拒绝,2 组两个原假设都被拒绝,还有 1 组仅有 $\delta^{NCPI} = 0$ 被拒绝。上述互相矛盾的结果暗示 CPI 通胀率中不被货币政策纳入考虑的非核心成分可能干扰了检验结果,一个有力的证据是出现了一组 $\delta^{CPI} = 0$ 不能被拒绝的结果。根据表 6 和 7 的结果,货币政策至少对 CPI 中的核心(非食品)成分做出反应,对部分反应而对总体不反应并不符合逻辑。因此,我们进一步进行了非食品类 CPI 通胀率和非消费类通胀率的竞争检验,结果报告在表 9 中。价格型规则和数量型规则的结果出现了明显的差异:价格型规则均出现了非食品类 CPI 通胀率“获胜”的结果,而数量型规则均能同时拒绝 $\delta^{NCPI} = 0$ 和 $\delta^{NF\text{CPI}} = 0$ 的原假设。这一结果与货币政策反应方程估计(表 5)中的结果是一致的。也就是说,央行同时运用价格型和数量型工具来调节消费领域通胀率,但是应对非消费领域通胀时仅采

用数量型工具。

表 8 模型竞争检验结果 (CPI 和非消费类通胀率)

政策变量	前瞻型规则		当期型规则	
	δ^{NCPI}	δ^{CPI}	δ^{NCPI}	δ^{CPI}
MP = CHIBOR	0.057	0.035	0.605	0.079
MP = M2 增长率	0.002	0.316	0.037	0.015

表 9 模型竞争检验结果 (非食品类 CPI 和非消费类通胀率)

政策变量	前瞻型规则		当期型规则	
	δ^{NCPI}	δ^{NFCPI}	δ^{NCPI}	δ^{NFCPI}
MP = CHIBOR	0.521	0.002	0.465	0.001
MP = M2 增长率	0.023	0.007	0.002	0.004

数量型规则对非消费领域通胀率的显著反应可能是贷款类工具在中国货币政策工具体系中的重要地位造成的。例如,根据中国人民银行公布的数据,2019 年第二季度贷款类工具总额达到 4.64 万亿元人民币,包括再贴现、再贷款、常备借贷便利 (SLF) 和抵押补充贷款 (PSL) 四类,占基础货币总额的 15.5%。除 SLF 和再贴现期限较短外,其他两种贷款类工具均具有中长期信贷支持政策的色彩,占贷款类工具总量的 90.2%。再贷款包括支农再贷款、支小再贷款和扶贫再贷款三类,PSL 是支持国民经济重点领域、薄弱环节和社会事业发展而对金融机构提供的期限较长的大额融资。非消费类通胀率的一个重要组成成分是生产价格,不难看出,上述贷款类工具大多直接面向特定的生产领域投放,影响生产价格,进而体现在广义货币总量对非消费类价格的显著反应上。

价格型目标对非消费类通胀不反应的结论似乎违背直觉,种种实例表明央行并非完全没有运用价格型工具调控非消费类价格。例如,2015 年 10 月降低基准利率后,央行公开表明将 GDP 平减指数 (包含非消费价格) 作为决策的重要依据^①。又如,2019 年 11 月 18 日央行降低了 7 天逆回购利率 0.05%,而在此前三个月,非食品类通胀率仅从 1.1% 降低至 1.0%,几乎没有变化,生产价格指数 (PPI) 通胀率却从 -0.8%

① 参见《央行有关负责人就降息降准以及放开存款利率上限进一步答记者问》,中国人民银行网站,2015 年 10 月 26 日。

降低至 -1.4%，局部通缩进一步加剧。央行降低逆回购利率的行为实际上是对非消费价格中的生产价格做出了反应。但是，全样本估计结果显示，价格型工具对非消费价格的响应并未反映在拆借利率上（利用 7 天 Shibor 和 7 天回购利率的结果相同），暗示从政策利率到市场利率的传导可能并不通畅。

（二）稳健性检验

本文的样本区间从 2001 年第一季度至 2019 年第二季度，其中包含了 2008 年前后金融危机时期，这一时期内中国各个通胀指标均出现了较大幅度的波动，非消费类通胀率一度超过 10%，食品类 CPI 通胀率一度超过 20%，非食品类通胀率也罕见地出现了从 2.1% 到 -2.1% 再回复到 2.9% 的波动。这可能对本文的研究结论造成两方面影响，一方面，央行对各个通胀指标的反应模式可能在金融危机前后存在差异，另一方面，高波动时期的极端数据可能影响估计结果。因此，我们先判断货币政策反应方程可能存在的结构性断点的位置，然后根据断点位置进行进一步分析。

我们采用 Andrews(1993) 以及 Andrews and Ploberger(1994) 提出的未知断点检验方法来诊断反应方程在样本区间内可能存在的结构性断点。如果对每种通胀指标、政策变量和规则形式均进行一次检验，则需要进行 $5 \times 2 \times 2 = 20$ 次检验。为了简化检验过程，我们考虑以下货币政策反应方程的一般形式：

$$MP_t = c_5 + \rho_5 MP_{t-1} + \beta^{FCPI} \pi^{FCPI} + \beta^{NFCPI} \pi^{NFCPI} + \beta^{NCPI} \pi^{NCPI} + \gamma_5 y_t + u_{5t} \quad (9)$$

(9) 式同时包含了食品类 CPI 通胀率、非食品类 CPI 通胀率和非消费类通胀率（预期或当期形式），上述三种通胀率恰好构成了对总体经济价格的一种划分。检验聚焦于三种通胀变量系数的联合结构性变化，从而仅需要进行 4 次检验。

Andrews 未知断点检验的基本思想是在结构性断点可能出现的区间（记为 $[\tau_{\min}, \tau_{\max}]$ ，如样本的中间 70%）逐个日期 τ 进行检验（检验的原假设为该日期不是断点），并将其 Wald 统计量和似然比（likelihood ratio, LR）统计量分别记为 $Wald(\tau)$ 和 $LR(\tau)$ 。分别定义最大 Wald 统计量（Sup-Wald）和最大 LR 统计量（Sup-LR）为所有 Wald 统计量和 LR 统计量中的最大值，即： $Sup-Wald = \sup Wald(\tau) | \tau \in [\tau_{\min}, \tau_{\max}]$ 及 $Sup-LR = \sup LR(\tau) | \tau \in [\tau_{\min}, \tau_{\max}]$ 。最大统计量对应的日期即为断点日期，相应的 p 值依据 Hansen(1997) 计算。表 10 报告了货币政策反应方程(9)的检验结果。

在各种设定下，反应方程不存在断点的原假设均被拒绝。然而，断点出现的位置非常多变。去掉两个极端值（2004 年第一季度和 2013 年第二季度）后断点出现的时间区间由图 5 的灰色区域给出。不难发现，断点出现的时间区间与通胀波动幅度最大的时期几乎完全重合，包含了金融危机时期。估计的结构性断点散布在高波动时期初

期(2006 年第一季度)、中期(2009 年第一季度)和末期(2011 年第二季度),一方面给断点确定造成了困难,另一方面说明高波动时期样本确实可能对估计结果造成影响。因此,我们不采用在断点前后进行分样本估计的方法,而是采用去除高波动时期重新估计的方法检验结论的稳健性。

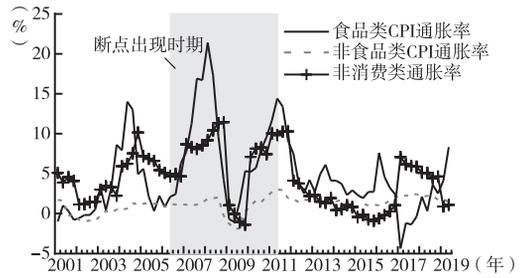


图 5 货币政策反应方程结构性断点出现时期

表 10 货币政策反应方程的 Andrews 未知断点检验结果

政策变量	统计量	前瞻型规则		当期型规则	
		断点日期	p 值	断点日期	p 值
MP = CHIBOR	Sup-Wald	2004Q1	0.015	2006Q1	0.000
	Sup-LR	2011Q2	0.020	2011Q2	0.004
MP = M2 增长率	Sup-Wald	2013Q2	0.052	2007Q1	0.001
	Sup-LR	2009Q1	0.025	2007Q1	0.003

说明:未知断点搜索域为[15%,85%],表中报告的是统计量对应的 p 值。

根据表 10 的结果,高波动性时期确定为 2006 年第二季度至 2011 年第二季度。考虑到去除高波动性时期后核心 CPI 通胀率的样本较短(33 个)。我们仅进行食品类 CPI - 非食品类 CPI 通胀率和非食品类 CPI - 非消费类通胀率两组模型竞争检验,分别用以考察货币政策对消费领域内部以及消费领域和非消费领域之间通胀结构性分化的反应机制,结果报告在表 11 和 12 中。

表 11 非高波动时期模型竞争检验结果(食品类 CPI 和非食品类 CPI 通胀率)

政策变量	前瞻型规则		当期型规则	
	δ^{NFCPI}	δ^{FCPI}	δ^{NFCPI}	δ^{FCPI}
MP = CHIBOR	0.023	0.291	0.006	0.653
MP = M2 增长率	0.048	0.309	0.000	0.282

说明:样本区间为 2001 年第一季度至 2006 年第一季度以及 2011 年第三季度至 2019 年第二季度,表中报告的是 Davidson-MacKinnon 非嵌套 J 检验的 p 值。斜体加粗数据表示系数角标代表的通胀变量在竞争中“获胜”。

表 11 和 12 的结果与全样本估计(表 7 和 9)一致。表 11 全部 4 组设定下均为非食品类通胀率“获胜”;表 12 中使用 CHIBOR 作为政策变量的设定全部为非食品类 CPI 通胀率获胜,使用 M2 增长率作为政策变量的 2 组设定均无法分出优劣,且能同时拒绝 $\delta^{NFCPI} = 0$ 和 $\delta^{NCPI} = 0$ 。这说明前文的基本结论并不受金融危机的影响。即使在通胀相对平稳的时期,货币政策对分化的通胀指标反应机制也与本文描述基本一致。

表 12 非高波动时期模型竞争检验结果(非食品类 CPI 和非消费类通胀率)

政策变量	前瞻型规则		当期型规则	
	δ^{NCPI}	δ^{NFCPI}	δ^{NCPI}	δ^{NFCPI}
MP = CHIBOR	0.639	0.001	0.870	0.024
MP = M2 增长率	0.002	0.084	0.046	0.002

说明:同表 11。

五 结论

本文基于中国通货膨胀自 2001 至 2019 年出现的长期结构性分化特征,研究了货币政策在此期间对不同类别通胀指标的反应机制。从典型事实来看,中国通货膨胀的结构性分化可以划分为两个层次:第一个层次是消费领域内部核心与非核心通胀率的分化,基本等同于食品类和非食品类 CPI 通胀率的分化,这一层次分化的具体特征为非核心类(或食品)通胀率在均值和波动性上均高于核心类(或非食品)通胀率,非核心类(食品)通胀率主导 CPI 通胀走势;通货膨胀分化的第二个层次是 CPI 通胀率和非消费类通胀率的分化,具体特征是 2001-2013 年非消费类通胀率持续高于 CPI 通胀率,而 2013 年之后二者水平值接连反转,且走势呈现出方向性分化。

基于以上典型事实,本文首先设立并估计全样本区间的货币政策反应方程,接着采用模型竞争检验方法来判断央行对走势分化的通胀指标的反应模式。经验分析结果表明,对于消费领域内部的核心与非核心通胀率分化,货币政策仅对核心(非食品)消费类通胀率反应,而对非核心(食品)类通胀率不反应;对于消费类与非消费类通胀率之间的分化,货币政策的价格型中间目标仅对消费类通胀率做出反应,而数量型目标同时兼顾消费类和非消费类通胀率。

本文研究结果表明,中国人民银行对消费领域内部核心与非核心通胀率的反应模式符合学界基于发达国家背景得出的结论,但是与近年来基于发展中国家(主要特征

为食品在消费篮子中权重高、食品价格均值和波动性均高于非食品)的研究得到的最优货币政策相冲突。货币政策对消费类与非消费类通胀率的反应机制表明,中国央行对数量型中间目标和价格型中间目标的运用存在微妙差异,在同时运用数量型和价格型手段追求消费类商品价格稳定的同时,对非消费领域价格的调控则仅主要依赖于数量型中间目标。

当然,本文并未完全阐明价格型和数量型中间目标对非消费类通胀率调控力度差异的具体机制,仅给出一些方向性线索和基本逻辑猜想,也没有讨论上述反应机制是否符合中国国情的最优货币政策。对于这些问题的研究,可能首先需要厘清货币政策的目标体系(从操作目标(即短期间目标)、长期间目标到央行最终目标),其次考察目标体系中价格型与数量型的逻辑联系及其与最优货币政策之间的关系,还可能需要对货币政策调控机制和传导机制进行理论和经验分析,进而为现代中央银行制度建设提供科学性依据,未来研究可以考虑在这些方向进行不同角度的深入探索。

参考文献:

- 郭娜、翟光宇(2011):《中国利率政策与房地产价格的互动关系研究》,《经济评论》第3期。
- 侯成琪、龚六堂(2013):《食品价格、核心通货膨胀与货币政策目标》,《经济研究》第11期。
- 侯成琪、罗青天、吴桐(2018):《PPI和CPI:持续背离与货币政策的选择》,《世界经济》第7期。
- 贾俊雪、秦聪、张静(2014):《财政政策、货币政策与资产价格稳定》,《世界经济》第12期。
- 龙少波、陈璋(2013):《部门间工资不完全追赶对中国结构性通胀的影响》,《金融研究》第10期。
- 李斌(2010):《从流动性过剩(不足)到结构性通胀(通缩)》,《金融研究》第4期。
- 陆军、钟丹(2003):《泰勒规则在中国的协整检验》,《经济研究》第8期。
- 吕建兴、毛学峰、曾寅初(2017):《食品价格冲击对核心CPI的传递效应——基于3种核心CPI的比较研究》,《经济理论与经济管理》第5期。
- 刘凤良、章潇萌、于泽(2017):《高投资、结构失衡与价格指数二元分化》,《金融研究》第2期。
- 莫万贵、袁佳、魏磊、高海燕(2019):《中国结构性通缩中的周期性与结构性问题》,《金融研究》第3期。
- 沈悦、申建文(2012):《结构性通货膨胀的一个基本理论分析框架——基于状态空间时变参数模型的实证》,《当代财经》第2期。
- 苏乃芳、李宏瑾、张怀清(2016):《有关GDP平减指数的再认识》,《经济学动态》第5期。
- 苏桂芳、臧楠(2011):《食品与非食品价格的长期均衡关系与短期非线性调整——基于两区制门槛协整模型的实证研究》,《财经研究》第2期。
- 吴军、田娟(2008):《结构性通货膨胀解析——基于当前中国通货膨胀问题的思考》,《金融研究》第9期。
- 伍戈、曹红钢(2014):《中国的结构性通货膨胀研究——基于CPI与PPI的相对变化》,《金融研究》第6期。
- 伍戈、李斌(2013):《成本冲击通胀容忍度与宏观政策》,北京:中国金融出版社。
- 谢平、罗雄(2002):《泰勒规则及其在中国货币政策中的检验》,《经济研究》第3期。

- 张成思(2011):《通货膨胀目标错配与管理研究》,《世界经济》第11期。
- 张成思、党超(2016):《谁的通胀预期影响了货币政策》,《金融研究》第10期。
- 张成思、党超(2017):《基于双预期的前瞻性货币政策反应机制》,《金融研究》第9期。
- 张文朗、罗得恩(2010):《中国食品价格上涨因素及其对总体通货膨胀的影响》,《金融研究》第9期。
- 张屹山、张代强(2007):《前瞻性货币政策反应函数在我国货币政策中的检验》,《经济研究》第3期。
- Anand, R.; Prasad, E. and Zhang, B. "What Measure of Inflation Should a Developing Country Central Bank Target?" *Journal of Monetary Economics*, 2015, 74(1), pp. 102-116.
- Andrews, D. "Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point." *Econometrica*, 1993, 61(4), pp. 821-856.
- Andrews, D. and Ploberger, W. "Optimal Tests When a Nuisance Parameter Is Present Only under the Alternative." *Econometrica*, 1994, 62(6), pp. 1383-414.
- Aoki, K. "Optimal Monetary Policy Responses to Relative-Price Changes." *Journal of Monetary Economics*, 2001, 48(1), pp. 55-80.
- Balassa, B. "The Purchasing-Power Parity Doctrine: A Reappraisal." *Journal of Political Economy*, 1964, 72(6), pp. 584-596.
- Baumol, W. J. "Macroeconomics of Unbalanced Growth: The Anatomy of Urban Crisis." *American Economic Review*, 1967, 57(3), pp. 415-426.
- Bodenstein, M.; Erceg, C. and Guerrieri, L. "Optimal Monetary Policy with Distinct Core and Headline Inflation Rates." *Journal of Monetary Economics*, 2008, 55(Supplement 1), pp. 18-33.
- Boivin, J. "Has U. S. Monetary Policy Changed? Evidence from Drifting Coefficients and Real-Time Data." *Journal of Money, Credit and Banking*, 2006, 38(5), pp. 1149-1173.
- Catão, L. and Chang, R. "World Food Prices and Monetary Policy." *Journal of Monetary Economics*, 2015, 75(1), pp. 69-88.
- Cecchetti, S. "Core Inflation Is an Unreliable Guide." *Financial Times*, 2006, London; Nikkei Inc.
- Chen, K.; Higgins, P.; Waggoner, D. F. and Zha, T. "China Pro-Growth Monetary Policy and Its Asymmetric Transmission." *Federal Reserve Bank of Atlanta Working Paper Series*, No. 2016-9, 2016.
- Clarida, R.; Gali, J. and Gertler, M. "Monetary Policy Rules in Practice Some International Evidence." *European Economic Review*, 1998, 42(6), pp. 1033-1067.
- Clarida, R.; Gali, J. and Gertler, M. "Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory." *Quarterly Journal of Economics*, 2000, 115(1), pp. 147-180.
- Davidson, R. and MacKinnon, J. "Several Tests for Model Specification in the Presence of Alternative Hypotheses." *Econometrica*, 1981, 49(3), pp. 781-793.
- Dhawan, R. and Jeske, K. "Taylor Rules with Headline Inflation: A Bad Idea." *Federal Reserve Bank of Atlanta Working Paper Series*, No. 2007-14, 2007.
- Godfrey, L. "Testing for Serial Correlation by Variable Addition in Dynamic Models Estimated by Instrumental Variables." *Review of Economics and Statistics*, 1994, 76(3), pp. 550-559.

- Hansen, B. "Approximate Asymptotic P Values for Structural-Change Tests." *Journal of Business & Economic Statistics*, 1997, 15(1), pp. 60–67.
- Hansen, L. "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators." *Econometrica*, 1982, 50(4), pp. 1029–1054.
- Hodrick, R. and Prescott, E. "Postwar U. S. Business Cycles: An Empirical Investigation." *Journal of Money, Credit and Banking*, 1997, 29(1), pp. 1–16.
- Kim, C. and Nelson, C. "Estimation of a Forward-Looking Monetary Policy Rule: A Time-Varying Parameter Model Using Ex-Post Data." *Journal of Monetary Economics*, 2006, 53(8), pp. 1949–1966.
- Klingelhöfer, J. and Sun, R. "China's Regime-Switching Monetary Policy." *Economic Modelling*, 2018, 68(1), pp. 32–40.
- Levin, A.; Wieland, V. and Williams, J. "Robustness of Simple Monetary Policy Rules under Model Uncertainty." *NBER Working Papers*, No. 6570, 1999.
- MacKinnon, J. "Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests." *Journal of Applied Econometrics*, 1996, 11(6), pp. 601–618.
- Mankiw, N. G. and Reis, R. "What Measure of Inflation Should a Central Bank Target?" *Journal of the European Economic Association*, 2003, 1(5), pp. 1058–1086.
- Mishkin, F. "Headline Versus Core Inflation in the Conduct of Monetary Policy." *Speech at the Business Cycles, International Transmission and Macroeconomic Policies Conference, 2007, HEC Montreal*. Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Orphanides, A. "Monetary Policy Rules Based on Real-time Data." *The American Economic Review*, 2001, 91(4), pp. 964–985.
- Samuelson, P. A. "Theoretical Notes on Trade Problems." *Review of Economics and Statistics*, 1964, 46(2), pp. 145–154.
- Streeten, P. "Wages, Prices and Productivity." *Kyklos*, 1962, 15(4), pp. 723–733.
- Sun, R. "What Measures Chinese Monetary Policy?" *Journal of International Money and Finance*, 2015, 59(1), pp. 263–286.
- Taylor, J. B. "Discretion Versus Policy Rules in Practice." *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1993, 39(1), pp. 195–214.
- Taylor, J. B. "A Historical Analysis of Monetary Policy Rules," in J. B. Taylor, ed., *Monetary Policy Rules*. Chicago: University of Chicago Press, 1999.
- Walsh, J. P. "Reconsidering the Role of Food Prices in Inflation." *IMF Working Papers*, No. 1171, 2011.
- Williams, J. "Simple Rules for Monetary Policy." *Economic Review*, 2003, 36(1), pp. 1–12.
- Woodford, M. *Interest and Prices*. Princeton: Princeton University Press, 2003.
- Woodford, M. "Pitfalls of Forward-Looking Monetary Policy." *The American Economic Review*, 2000, 90(2), pp. 100–104.
- Xiong, W. "Measuring the Monetary Policy Stance of the People's Bank of China: An Ordered Probit Analysis." *China Economic Review*, 2012, 23(3), pp. 512–533.

Inflation Structural Divergence and Monetary Policy Response Mechanism

Zhang Chengsi; TianHanhui

Abstract: This paper documents the structural divergence characteristics presented by inflation in China during the 2001–2019 period and divides them into two levels-core/non-core and consumption/non-consumption-then investigating the monetary policy response to different inflation indicators with divergent characteristics. Price-based and quantity-based monetary policy response function estimation and model competition test results show that: (i) as core and non-core inflation diverge in the consumer sector, monetary policy only responds to the core (non-food) consumer product inflation rate; and (ii) as consumer and non-consumer inflation rates diverge, price-based targets only respond to the consumer inflation rate, while quantity-based targets react to both consumer and non-consumer inflation rates.

Key words: inflation, structural divergence, central bank, monetary policy, CPI

JEL codes: E31, E52, E58

(截稿:2020年5月 责任编辑:宋志刚)