

货币政策与分布式居民消费价格指数：

从微观数据到宏观分析

摘要：长期以来，货币政策与通货膨胀的相互关系一直是主流经济学关注的核心问题。但因不同收入群体的消费结构迥异，不同商品的价格粘性也存在显著差异，传统单一的居民消费价格指数（Consumer Price Index）无法客观反映各收入群体所感知的真实物价水平。本文结合中国家庭微观调查数据与宏观加总数据，创新性地构建了分布式居民消费价格指数（Distributional CPI）。基于该指数，本文提出了货币政策通过消费价格端影响不平等的新机制，并对其进行了量化研究。同时，本文还采用了新近发展的我国货币政策工具变量序列来解决可能存在的内生性问题。实证结果表明，不同收入群体的消费者价格指数存在显著差异，且低收入群体的价格指数具有更大的波动性。进一步分析表明，与传统研究所揭示出的加总效应不同，由于消费结构的差异，货币政策对不同收入群体的生活成本造成了异质性影响。特别地，宽松的货币政策会显著增加低收入群体的生活成本，而高收入群体受到的影响较弱。本文的政策启示是货币政策在稳增长、保就业之外，还在消费价格端表现出明显的社会福利分配效应。此外，本文构建的分布式消费者价格指数也是 Piketty et al.（2018）强调的政府构建并发布分布式国家账户（Distributional National Account）在消费价格端的一个重要延伸。

关键词：分布式居民消费价格指数；货币政策；工具变量结构化向量自回归模型；收入分配

中图分类号：F821.0；F126.1；F047.3

一、引言

“我国目前编制的居民消费价格指数（CPI）是衡量大多数居民的所有消费品（包括基本生活必需品及其他消费物品和服务）的价格变动程度，主要用于核算和监测通胀（通缩），不能直接地反映城镇居民（尤其是低收入居民）受基本生活必需品和服务的价格变化的影响程度。因此，编制能够反映居民基本生活必需品和服务的价格指数是十分必要的。”

——国家统计局^①

^① 见统计局网站：http://www.stats.gov.cn/ztjc/tjzs/cpizzg/200902/t20090219_67271.html.

货币政策是现代国家调节经济发展的两大政策工具之一。自凯恩斯以来，货币政策在各国经济政策中扮演着非常重要的角色。改革开放以来，我国的货币政策旨在配合经济发展与结构调整，取得了一系列成效。但是，无论在国内还是国际上，货币政策的主要目标都是保增长、稳物价。相比之下，货币政策工具的收入分配等分布效应（Distributional Effects）却很少被提及，也缺乏系统全面的实证与理论研究。

从传统的经济理论来看，货币政策主要通过以下三条途径来影响收入分配：第一，货币政策扩张会导致资产价格上涨。由于社会资本通常由富人持有，所以扩张的货币政策会导致富人的资产性收入上升，从而加剧收入不平等（Albanesi, 2007）。第二，扩张的货币政策降低了借贷成本，有利于资本借入方，损害了资本借出方。由于低收入人群往往通过房贷与消费贷等方式借入资本，也是市场上的主要资本借入方，所以宽松的货币政策通常有利于减轻这些人的借贷成本，也有助于降低收入不平等（Doepke & Schneider, 2006）。第三，由于金融市场的不完备性，富人与穷人获取信贷的能力不同，也会导致货币宽松的情况下，收入差距拉大（Williamson, 2009）。近年来，一些实证文献也开始关注并探讨宏观经济政策对收入分配的影响。^②例如，Mumtaz & Theophilopoulou（2017）和 Coibion et al.（2017）分别以英国和美国为研究对象，探讨了货币政策的收入分配效应。这些研究发现，紧缩的货币政策通常会导致更高的收入不平等。值得注意的是，现存理论和实证研究大多是从收入或资产端研究货币政策对不平等的影响，从生活成本端出发的研究相对较少，也未能引起足够的重视。

本文在中国情景下，提出并量化了一种货币政策从生活成本端影响社会福利分配的新机制，即通过分布式消费者物价指数。具体来说：如果货币政策对不同类别的商品（服务）价格有不同程度的影响，同时不同收入群体的消费结构具有显著差异，那么货币政策就会从物价指数端对不平等产生影响。长期以来，货币政策与通货膨胀的相互关系一直是主流经济学关注的核心问题，并具有重要的政策和福利含义。本文所研究的课题即是将这一重要问题从传统的加总分析推广到更细化的异质性分析，进而从物价端研究不平等这一当代重要的经济问题。

本文所提出的基于分布式消费者物价指数的货币政策影响不平等的机制，其理论基础是价格粘性（Sticky Price）。自凯恩斯以来，价格粘性一直是宏观经济学所关注的核心问题，也是现代宏观新凯恩斯动态一般均衡模型（New Keynesian DSGE models）的核心假设。近年来，随着微观调查数据的日益增多，一些学者也开始尝试利用微观价格数据来检验价格粘性这一宏观经济理论的核心问题，并测算价格粘性在商品上的差异性（Nakamura & Steinsson, 2008；Boivin et al., 2009）。本文的理论基础是微观商品价格粘性异质性到宏观价格指数异质性的一个自然延伸与拓展。由于不同收入群体消费结构的差异，商品价格粘性异质性会导致宏观分布式居民消费价格指数的异质性。

为了考察货币政策与分布式消费价格指数的动态因果关系（Dynamic Causal Effects），本文综合了中国家庭微观调查数据和宏观加总数据两个维度的信息。从微观层面来看，为了得到长期的不同收入群体的消费篮子信息，本文采用国内两大重要

^②传统文献较少从实证角度分析货币政策影响不平等的的一个重要原因是数据可得性。传统的以基尼系数为代表的收入不平等测度大多是年度数据，由于频率较低，很难通过与货币政策冲击相匹配来得出有意义的研究结论。本文的创新之处是关注于物价序列（物价指数为月度数据），并与微观调查数据相结合，不仅探究了货币政策对不平等影响的新机制，同时也可以有效地避免数据不匹配这一实证难题。

的家庭调查数据：中国家庭金融调查（China Household Finance Survey, CHFS）与中国家庭追踪调查（China Family Panel Studies, CFPS）。基于丰富的微观数据库，我们首先发现了不同收入群体的消费结构存在显著差异。实证结果显示，高收入群体在教育文化娱乐与交通通讯方面等发展型与享受型的消费占比较高，而低收入群体则较多的消费于食品烟酒与医疗保健等满足基本生活需求的商品。基于上述的消费结构差异，我们进一步遵循统计局构建 CPI 的方法，创新性地构建了中国的分布式 CPI 指数。该指数可以作为中国国家统计局发布加总 CPI 的一个重要补充。近年来，在意识到各国国内收入及财富不平等日益加剧之后，Piketty et al. (2018) 强调了政府构建并发布分布式国家账户的重要性。本文所构建的指数也是该倡导下对 CPI 这一宏观指标的重要拓展。

在发现分布式 CPI 指数存在显著差异之后，下一个关键问题便是传统的货币政策对物价的影响是否对不同收入群体的消费者具有异质性效应？如果存在异质性效应，则货币政策就会通过消费价格端对社会福利的不平等产生影响。因此，本文进一步将基于中国家庭调查数据构建的分布式 CPI 指数与宏观数据相结合，构建了宏观计量模型来探究这一问题。为了解决传统货币政策研究中可能存在的内生性问题，我们在基准模型中采用了新近发展的我国货币政策的工具变量序列(Kamber & Mohanty, 2018), 并与工具变量结构化向量自回归模型（Structural Vector Autoregression with external instruments, SVAR-IV）相结合，从而减少分析中可能存在的内生性问题。同时，本文还采用了传统的向量自回归因子增强模型（Factor-Augmented Vector Autoregression, FAVAR）进行稳健性检验。FAVAR 模型通过提取大量宏观序列中的有效因子信息，在一定程度上可以解决遗漏变量问题。^③

本文计量结果表明，一个标准差的货币政策冲击会导致我国总体物价指数累计上升 3.7 个百分点。这一发现与经典的理论及实证文献基本一致。进一步分析表明，当细分到不同人群的分布式物价指数时，一个标准差的货币政策冲击会导致收入分布底端群体的物价指数上升 5 个百分点。然而，同等大小的货币政策冲击只会导致收入分布顶端群体 0.5 个百分点物价指数的上升。这些实证结果发现的差异在统计与经济上均有显著意义，表明了与传统研究所揭示出的加总效应不同，由于消费结构的差异，货币政策会对不同收入群体的生活成本造成异质性影响。其中，宽松的货币政策会显著加剧低收入群体的生活成本，而高收入群体受到的影响则相对较小。

本文研究的重要意义是：自 1970 年代以来，高收入家庭的收入与财富份额逐渐增大，世界各国内部的贫富差距也在拉大。收入与财富不平等已经成为一个全球性问题，并深深地制约着一国经济的健康发展，同时催生了诸多社会矛盾。^④回顾 1978 年改革开放以来，随着中国市场经济的不断深化，我国的收入与财富的贫富分化也呈现出日趋明显的趋势。中国国家主席习近平在十九大报告中指出：“中国特色社会主义进入新时代，我国社会主要矛盾已经转化为人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾”。由此可见，对经济发展不平衡，贫富差距问题的关注已被提升到国家战略高度。本文的实证结果强调货币政策在保增长、稳物价之外，还在生活成本端具有显

^③ Bernanke et al. (2005) 与 Boivin et al. (2009) 通过在传统的向量自回归模型中引入因子，成功地解决了价格之谜（Price Puzzle）。

^④以美国为例，美国前 1% 人群收入占比从 1975 的 8% 上升到了 2012 年的 18.8%，整体提高了两倍多。

著的社会福利分配效应。2008 年以来，在世界主要经济体货币政策同时发力、各国收入差距日益加剧的国际环境下，本文研究的问题具有重要的理论意义与现实指导价值。

本文的结构安排如下：第二部分简要回顾了我国 CPI 的测算方法，并论述了构建分布式 CPI 的重要性；第三部分主要回顾了 CPI、货币政策与收入差距的相关文献；第四部分报告了本文的主要实证结果；第五部分呈现了稳健性检验结果；最后一部分总结全文并提出针对性的政策建议。

二、研究背景

（一）中国居民消费价格指数的测算办法

我国官方的居民消费价格指数由国家统计局负责编制，是反映居民家庭一般消费价格水平变动情况的重要宏观经济指标。目前，国家统计局在全国按照统一的调查方法进行消费价格调查，调查范围涵盖 31 个省、自治区、直辖市。国家统计局同时编制相应各个地区的消费者价格指数。

在构建我国居民消费价格指数时，国家统计局将商品和服务按用途划分为八大类：即食品、烟酒及用品、衣着、家庭设备用品及维修服务、医疗保健及个人用品、交通和通讯、娱乐教育文化用品及服务、居住。^⑤同时，统计局根据居民消费篮子制订一组权数，以代表居民家庭所购买各类商品或服务项目的重要性。项目的权数越大，该项目的价格变动对总指数影响程度越大。目前，我国消费价格指数的权数实行千分制。编制指数的权数信息主要取自于相对详尽的城乡住户调查的居民消费支出数据，并结合典型调查和专家评估。虽然保持权数在一个时期内的相对稳定，有利于更好地反映一定时期内的“纯价格”变动，但随着我国经济的快速发展，居民的消费结构也在不断调整。因此，国家统计局每五年对产品分组目录及其权数进行全面更新，每年基于居民消费支出变动情况对权数进行修正。

（二）生活费用指数与分布式价格指数

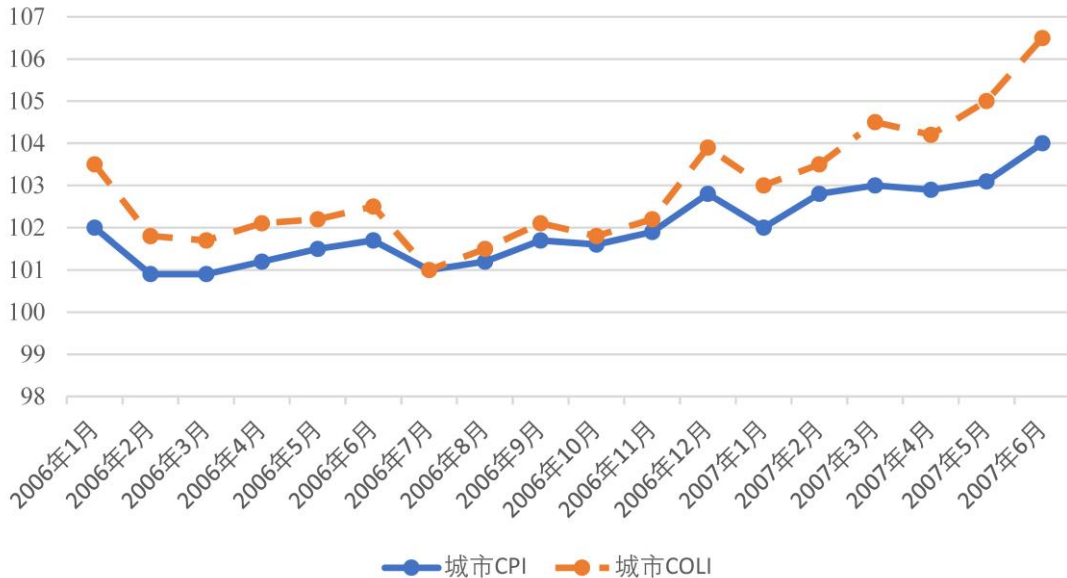
改革开放以来，我国经济持续快速发展，人民群众生活水平显著上升。但与此同时，贫富差距有明显扩大的趋势。我国城镇人口的基尼系数从 1978 年的 0.14 扩大到 2018 年的 0.46。国家统计局目前编制并发布的居民消费价格指数主要关注于社会总体，不能直接地反映不同收入群体消费价格变化情况。因此，编制异质化的消费价格指数，特别是能精准反映低收入居民基本生活必需品和服务的价格指数是十分必要的。

目前，国际上编制的该类指数主要为生活费用指数（Cost of Living Index）。欧美等发达国家大多已经编制并定期发布了生活费用指数。以美国为例，美国社会经济委员会（ACCRA）从 1968 年起就在各地区编制生活费用指数，相关调查共覆盖 336 个城镇。我国统计局于 2006 年开始了对城镇居民生活费用价格指数的基础研究，探讨出了一套符合中国国情，能够反映我国居民生活必需品价格变动的指数，称为城镇居民生

^⑤根据调查中近 13 万户城乡居民家庭的消费习惯，国家统计局将这八大类项目进一步细分为各个小类。目前，经常性调查项目包含约 600 种代表规格的商品和服务。

活费用价格指数（COLI）。图 1 展示了统计局网站公布的 2006 到 2007 年间的 COLI。由图 1 可以看出，城市 COLI 走势与城市 CPI 走势基本一致；同时，城市 COLI 涨幅几乎总是高于城市 CPI 的涨幅。究其原因，主要是因为食品在 COLI 中占比更高，而 2007 年 CPI 的上涨恰恰是食品价格领涨所致。

图 1. 中国城市 COLI 与 CPI 对比



注：本图片截取于中国国家统计局网站 (http://www.stats.gov.cn/zjtj/tjzs/cpizgz/200902/t20090219_67271.html)。国家统计局未公布相应数据的测算方法。关于数据的讨论，见本节正文。

但是，由统计局公布的现存的 COLI 有两个主要缺陷。第一，由于是探索性指标，我国统计局只公布了图 1 所示一年的 COLI 数值，并未定期更新发布，也并未披露其核算方法。第二，COLI 作为传统加总 CPI 的补充，虽然能够更好地反映居民生活必需品生活成本的变动，但是忽略了更详细的分布性信息。特别地，现有的收入分配的文献（如 Piketty et al, 2003, 2018）发现收入分布顶端人群收入的快速上涨是造成基尼系数拉大的主要原因。所以，在以 COLI 度量的与低收入人群更相关的生活成本指数基础上，我们还需要一系列统一且更详细的分布性指标来测度高收入人群，甚至不同收入水平中产阶级的生活成本变动情况。

本文构建分布式的物价指数具有两个重要意义。第一，构建的分布式 CPI 可以作为统计局发布的加总 CPI 的一个重要补充。近年来，在意识到各国收入及财富不平等日益恶化之后，Piketty et al. (2018) 强调了政府构建并发布分布式国家账户的重要性。本文所构建的指数亦是该倡导下对 CPI 这一重要宏观指标的延伸。第二，基于构建的分布式 CPI，我们可以拓展传统探究影响 CPI 变动因素的文献，进一步研究这些因素对不同收入人群生活成本的异质性影响。长期以来，货币政策与通货膨胀的相互关系一直是主流经济学关注的核心问题。本文基于分布式 CPI 指数，提出了货币政策通过消费价格端影响社会福利分配的新机制，并对其进行了量化研究。本文是对传统从收入或资产端研究货币政策对不平等影响文献的一个重要补充。

三、文献综述

本文既在技术上与消费者物价指数的构造方法紧密相连，又为货币政策对收入与财富的再分配效应提供了新的理论思路与实证证据。因此，本节从以上两个方面来梳理相关文献。

(一) 消费者物价指数的构造

目前，越来越多的研究者发现，CPI 统计中存在着明显偏误，如由于商品质量改善引起的 CPI 高估(Greenlees & McClelland, 2011; Greenlees & McClelland, 2010; Ruiz-Castillo et al., 2002)。Costa (2001)选择美国年度 CPI 数据研究发现，1888-1919 年，美国年度 CPI 年均低估 0.1 个百分点。但是在 1919-1935 年，CPI 年均高估 0.7 个百分点。CPI 的高估幅度在 20 世纪 70 年代上升到 2.7 个百分点。Hamilton (2001)发现，美国年度 CPI 在 1974-1981 年间平均高估约 3 个百分点，但是在 1981-1991 年，CPI 高估幅度下降到 1 个百分点。同样地，Lebow & Rudd (2003)也认为，美国 CPI 的确存在明显高估，但是高估幅度只有 0.3-1.4 个百分点。在其他国别研究中，Ruiz-Castillo et al. (2002)发现西班牙 CPI 也存在着估计不准确的现象。他们认为，由于商品质量改善无法体现在 CPI 指数中，因而不同收入水平家庭对 CPI 的感受程度截然不同。换言之，采用 CPI 指数变化来刻画通货膨胀对于不同家庭的影响是不同的。Gibson et al. (2008)指出，CPI 高估现象在俄罗斯同样存在，而且 CPI 高估会导致俄罗斯的实际经济增速被严重低估。以 2001 年为例，俄罗斯实际经济增速被低估高达 30%。Beatty & Larsen (2005)采用加拿大 1978-2000 年数据研究发现，CPI 会高估家庭生活成本约 1.33-1.86 个百分点。

与此同时，国内大量学者对我国 CPI 指数的编制与波动特征也进行了深入研究。渠慎宁等 (2012)对中国居民消费价格指数的波动特征进行了系统回顾，并且发现八大类商品与服务均存在一定程度的价格粘性。相比食品与工业消费品，服务品的价格粘性程度最为明显。他们通过寻找各类商品与服务价格波动的“非敏感区间”，对 CPI 分解的稳定性做了检验。结果表明，市场化程度越高（如食品、工业消费品等）越有助于行业的稳定性。徐强 (2013, 2016)通过对国内外 CPI 测度文献的系统梳理后发现，目前国际上对 CPI 的测度总是存在偏差，这种 CPI 测度偏差会高估通货膨胀率、增加政府转移支付。产生 CPI 估算偏差的重要原因是商品之间的替代性。由于加总 CPI 忽视了商品相对价格变化对不同收入水平消费者的效用水平的影响，因而编制分布式 CPI 指数是非常必要的。曾五一和王开科 (2014)结合我国 CPI 编制的现实情况指出，我国 CPI 指数权重不够合理、分类商品与服务覆盖面不够全面、部分商品价格偏差以及缺乏质量调整等因素都是造成我国总体 CPI 指数估计有偏的重要原因。因此，考虑不同商品的消费特性以及不同家庭的收入水平，编制分布式 CPI 是我国未来数据统计领域的一项重要任务。陈立双和祝丹 (2014)基于国际经验，针对我国 CPI 指数编制中存在的低层汇总公式偏误、商品质量变化以及新产品的偏误等问题进行了较为深入的讨论，并在此基础上对中国 CPI 编制提出了修改意见。

由于货币政策与通货膨胀之间存在着密切关系，许多学者选择从货币政策的视角来解读总体价格水平与八大类商品与服务价格指数的波动特征。张成思（2009）认为，中国八大类商品与服务的 CPI 分类指数与总体 CPI 指数波动特征有所不同，货币政策变化与不可预料的随机货币政策冲击对总体 CPI 指数与分项 CPI 指数的影响存在显著差异。基于误差修正模型和格兰杰因果检验，张成思（2010）发现，我国货币政策并不会直接影响 CPI，但是它能够通过影响上游价格来间接影响下游的 CPI。侯成琪和龚六堂（2013，2014）按照中国 CPI 八大类商品的划分标准将中国经济划分为八个部门，采用多部门新凯恩斯分析框架，估算了中国八大类商品 CPI 指数的价格粘性程度，并在此基础上考察货币政策冲击对各部门产出的影响程度。结果发现，部门价格粘性越强，货币政策冲击对部门产出的影响越大、对部门通货膨胀的影响越小。同时，为了保证广大中低收入家庭的福利水平，货币政策不宜对食品价格上涨做出过度反应，而是应当对中低收入家庭采取食品消费补贴。孙丹凤和张成祥（2012）利用含有未知断点的结构模型对中国居民消费价格指数及其八大类构成的波动特征与通胀持续性进行了系统研究。他们发现，八大类商品与服务的通胀持续性在多个维度均显著高于总体 CPI 的通胀持续性。王少平等（2012）采用因子增广的向量自回归模型（即 FAVAR 模型）将我国总体 CPI 及其八大类子项波动的影响因素分解为宏观成分与特质成分。他们发现，我国八大类商品与服务波动存在明显区别，而且宏观成分与特质成分对于总体 CPI 和八大类子项波动的解释力有所不同。这导致了仅仅盯住总体 CPI 进行通胀调整不足以保证我国货币政策的稳定性和连续性，也无助于保持宏观经济稳定。

基于上述文献可以得出，CPI 指数在估算家庭生活成本、测算通货膨胀等方面均存在估计偏误问题。其中一个很重要的原因就是没有考虑隐藏在不同收入水平下的家庭消费结构差异，以及不同商品价格粘性对不同收入家庭的生活成本的冲击。这一原因正是造成传统的居民消费价值指数无法全面反映各收入阶层面对的真实物价水平的根源。鉴于此，科学、合理地编制分布式居民消费价格指数，将家庭收入分布纳入到未来的居民消费价格指数编制中就显得尤为重要。

（二）货币政策对收入及财富的再分配效应

近年来，收入与财富不平等已经成为宏观经济学研究的核心问题。而消费不平等最能直观地反映出居民福利差异，它与收入不平等有着紧密联系（Aguiar & Bils, 2015; Jappelli & Pistaferri, 2010）。在当前的收入分配文献中，有关财政政策的讨论由来已久，其中累进税制与转移支付等政策工具被视为调节收入与财富不平等最直接且最有效的手段（胡永刚和郭长林，2013；张开和龚六堂，2018）。货币政策制定的初衷往往是盯住经济增长、就业率、通货膨胀率等宏观经济指标进行调控（王一鸣，2018；王东京，2019）。在传统理论中，绝大多数经济学家都认同货币政策的长期影响是中性的，它不会对任何实际变量（如收入分布）产生任何实质性影响。但是近年来，越来越多的文献研究发现货币政策的收入与财富分配效应及其对消费不平等的影响。陈彦斌等（2013）采用 Bewley 模型研究发现，如果通货膨胀率从 0 上升到 5%，则总体财产不平等程度将会加剧，城镇穷人家庭的净财产减持比例将达到富人家庭的 30 倍以上，农村家庭将遭受到较城镇家庭更高的福利损失。更重要的是，通货膨胀还会进一

步恶化以穷人为代表的高恩格尔系数居民的消费结构，导致财产减持与更高的福利损失。

在传统货币政策的理论框架下，央行通过公开市场操作（Open Market Operation）等方式调节货币供给，最直接的政策结果是物价变化。但不同商品受政策冲击后的价格弹性不同，因此对不同消费群体的消费行为及福利影响也呈现出分布式特征。Cravino et al. (2018) 结合美国消费者支出调查（Consumer Expenditure Survey）与居民消费价格指数发现中等收入群体的主要消费品价格波动更大，并通过构建多部门的凯恩斯模型模拟得出高收入群体所面对的物价弹性较中等收入群体低了约三分之一。林东杰等（2019）通过建立两部门新凯恩斯 DSGE 模型并引入金融加速器分析货币政策对通货膨胀的影响，发现扩张性货币政策导致投资品部门的产出和通货膨胀上升幅度比消费品部门更大。龙少波等（2016）在货币政策会影响消费的直接路径上提出了房价还能通过触发货币政策等宏观政策调控来影响消费的间接路径。

此外，货币政策还通过影响资产回报率、就业等宏观经济变量，进而对收入及财富产生再分配效应。Auclert (2019) 通过异质性消费者模型识别出货币政策对消费再分配效应的三个传导机制：（1）货币扩张下的工资与资产获利分布不均；（2）预期外的通货膨胀在债务人和债权人之间进行了再分配；（3）货币扩张降低了利率，从而提高了金融资产价格。Coibion et al. (2017) 将货币政策对收入及消费不平等的影响归纳为以下几个机制：（1）货币政策对劳动收入、资产性收入与工商业经营收入具有不同程度的影响，因此各类收入构成的家庭获得不同收入；（2）由于金融市场分割，扩张性的货币政策将财富分配至金融市场参与度高的家庭；（3）从资产组合差异的角度来看，低收入家庭相较于高收入家庭持有更高比例的货币，因此通货膨胀将财富从低收入家庭转移至高收入家庭；（4）预期外的利率上升或通胀减速通过储蓄的再分配效应使储蓄者获利并使借贷人受损；（5）高收入与低收入家庭具有异质性的工资，紧缩性货币政策带来的失业主要对低收入家庭造成影响。该文使用美国长期的消费者支出调查数据发现，紧缩性的货币政策扩大了工资、收入、消费与总支出的不平等。Furceri et al. (2018) 采用 32 个发达经济体及发展中国家的非平衡面板数据来研究传统的货币政策，也得出类似结论。此外，在针对各个区域和国别的实证研究中，我们也可得到针对上述各个机制验证性的证据（如 Villarreal, 2014; Mumtaz & Theophilopoulou, 2017; Voinea et al., 2018）。

而非传统性的货币政策中，央行通过收购中长期金融资产，直接影响着资产价格。而富人相较于中产阶级及穷人拥有更多金融资产，因此货币政策具有了财富分配效应。Casiraghi et al. (2018) 使用意大利的家庭微观数据研究欧洲央行的非传统货币政策。他们发现，非传统货币政策“劫贫济富”的效应不存在，扩张性的货币政策对经济与就业的刺激使得低收入群体受惠，极大抵消掉了来自金融资产不平等的负面效应。同时，储蓄者因为劳动收入及资本收益会补偿其福利损失，而低收入家庭作为借贷方也从低利率中获益。与此截然不同的是，有证据表明非传统性货币政策扩大了日本国内的收入不平等，其主要原因是资产组合，即脱离了经济基本面的资产价格涨幅使得高收入群体获益（Saiki & Frost, 2014）。

现存理论和实证研究大多是从收入或资产端研究货币政策对不平等的影响，而从生活成本端研究的文献还相对较少。与此同时，长期以来，货币政策与通货膨胀的相互关系一直是主流经济学关注的核心问题。本文将中国家庭微观调查数据与宏观数据

分析相结合，创新性地构建了分布式居民消费价格指数。基于这一指数，本文提出了货币政策通过消费价格端影响不平等的新机制，并对其进行了量化研究。

四、研究方法及数据

（一）研究方法

1. 构建分布式 CPI

本文构建的分布式 CPI 基本延续了传统构建加总式 CPI 的方法。具体来说，在一个经济体中按照收入水平分为 H 种家庭，以字母 h 表示。他们消费的产品篮子具有一定的差异性，对于每一种收入水平的家庭来说，他们的分布式 CPI (P_t^h) 可以表示为：

$$P_t^h = \sum_j \omega_j^h P_{j,t}, \quad (1)$$

其中， ω_j^h 为权重指数，表示商品类别 j 在家庭 h 消费篮子中所占比重。 $P_{j,t}$ 代表时刻 t 时商品类别 j 的价格。以往统计局发布的物价指数 CPI (P_t) 可以看作本文所关注的分布式价格指数的一个加总：

$$P_t = \sum_h S^h P_t^h = \sum_j \omega_j P_{j,t}, \quad (2)$$

其中， S^h 代表家庭 h 的消费占社会总消费的比重， $\omega_j \equiv \sum_h S^h \omega_j^h$ 整个经济体对商品类别 j 消费的比重。

本文构建的分布式 CPI 指数有着重要的理论基础。以 DSGE 为代表的现代货币政策模型中，一个暗含的假设便是价格粘性。近年来，异质性个体新凯恩斯模型 (Heterogeneous Agent New Keynesian model, 简称 HANK) 模型的发展强调将异质性引入传统的代表性厂商及家庭的框架内，从而研究分布结构性特征对宏观政策的影响。沿着这一思路，如果异质性厂商提供不同的产品，而产品的价格粘性不同。在与不同的收入水平的消费篮子匹配之后，不同收入群体便会面临不同的生活成本指数——分布式 CPI 指数。^⑥

2. 货币政策与分布式 CPI

货币政策与通货膨胀的相互关系一直是经济学研究的核心问题，国内外文献也就这一问题展开了大量的理论与实证研究。政策方面，各国央行的主要政策目标之一便是治理通胀目标，以期通过货币政策来稳定物价，维持经济平稳增长。在构建了分布式的 CPI 指数之后，我们沿着经典的研究思路继续探讨货币政策对分布式 CPI 指数的

^⑥ 在附录 B 中，我们整理呈现了 Cravino et al. (2018) 的异质性家庭及粘性价格的新凯恩斯一般均衡模型作为本文的理论框架补充。

影响。该拓展的意义在于，自 1970 年代以来，顶层家庭的收入与财富份额逐渐增大，世界各国内部的贫富差距整体逐渐拉大。收入与财富不平等，已经成为一个全球性问题，并深深地制约着经济的健康发展，同时催生了诸多社会矛盾。掌握货币政策的收入分配效应有助于政策制定者更有效率地制定宏观经济政策，更精准地解决经济发展的诸多问题。

为了深入细致探讨中国宏观货币政策对分布式 CPI 的影响，本文综合了关于货币政策的通货膨胀的经典文献，采用了两种主流的计量模型。首先，我们的基准计量模型运用了新近发展的结构化的工具变量结构化向量自回归模型（Mertens & Ravn 2013, 2014; Stock & Watson 2012）来估计分布式 CPI 对于货币政策的脉冲响应方程，探讨货币政策在消费价格端的异质性效应。该方法的优势在于可以将工具变量方法与向量自回归模型结合，从而减少传统文献中可能存在的内生性问题。在之后的稳健性检验中，本文也采用传统的因子增强向量自回归模型（Bernanke et al., 2005; Boivin et al., 2009）来进行稳健性检验。

理论上，本文估计的结构化的 IV-SVAR 模型中核心变量分布式的通货膨胀率具有如下表达式：

$$\pi_t^h(s) = d_{1t} + A_1(L)v_{t-1} + \alpha_1 v_t^o + \alpha_2 v_t^M, \quad (3)$$

其中 π_t^h 为分布式的通货膨胀率， $A_1(L)$ 为无限期的多项式滞后参数， $v_t = [v_t^M, v_t^o]'$ 为结构化的外生冲击。其中， v_t^M 代表外生货币政策冲击， v_t^o 为其他冲击。 α_2 表示货币政策冲击对分布式通货膨胀率的影响，这正是本文关注的核心参数。

无限期的结构式方程（3）可以被写成有限期的简约式向量回归模型（Reduced Form VAR）：

$$\begin{bmatrix} M_t \\ \pi_t^h \\ X_t \end{bmatrix} = d_t + B(L) \begin{bmatrix} M_{t-1} \\ \pi_{t-1}^h \\ X_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_t^M \\ u_t^\pi \\ u_t^x \end{bmatrix}, \quad (4)$$

其中 M_t 为货币政策变量， X_t 为工业生产增加值等控制变量组成的向量。值得注意的是，我们得到残差项存在相关性，并非结构冲击。简约式的残差项 u_t^M 、 u_t^π 、 u_t^x 可以表示成结构性冲击：

$$\begin{aligned} u_t^M &= v_t^M + \beta_1 u_t^\pi + \beta_2 u_t^x, \\ u_t^\pi &= \alpha_2 v_t^M + \alpha_1 v_t^o, \\ u_t^x &= \gamma_2 v_t^M + \gamma_1 v_t^o. \end{aligned} \quad (5)$$

在简约式向量自回归系统中，残差项 u_t^M 、 u_t^π 、 u_t^x 可以直接通过 OLS 方法进行估计。在得到这些估计值之后，我们仍需要额外的假设和信息去识别外生的货币冲击 v_t^M 。Mertens & Ravn (2013, 2014) 和 Stock & Watson (2012) 提出依赖于外生代理变量的方法来分离出不可观测的外生货币政策冲击。这些代理变量 I_t 满足如下条件：

$$E[I_t v_t^M] \neq 0, \quad (6)$$

$$E[I_t v_t^o] = 0.$$

第一个条件表示代理变量 I_t 在当期与政策变量（当期的货币政策）相关。第二个条件表示 I_t 在当期与包括分布式通胀率在内的其他宏观变量不相关。当以上两个条件成立时，我们可以将 I_t 视为工具变量，并通过以下三个步骤，估计参数 α_2 ，以及 β_1 ， β_2 ， γ_2 ：

1. 将 u_t^π 和 u_t^x 分别对 u_t^M 进行回归，并以代理变量 I_t 作为工具变量，得到新的残差项 n_t^π 以及 n_t^x 。
2. 将 u_t^M 对 u_t^π 以及 u_t^x 回归，以 n_t^π 以及 n_t^x 作为工具变量，得到无偏估计值 β_1 ， β_2 。同时得到残差项 v_t^M 。
3. 将 u_t^π 和 u_t^x 对 v_t^M 进行回归，得到无偏估计值 α_2 以及 γ_2 。

当我们得到模型参数的无偏估计之后，我们便可以将其代入动态模型（4）中，基于传统的脉冲响应函数和方差分析等工具，分析货币政策对包括分布式 CPI 在内的宏观变量进行分析。在模型估计中，我们采用了 Kamber & Mohanty (2018) 新近发展的中国宏观货币政策工具变量序列来解决可能存在的内生性问题。具体来说，Kamber & Mohanty (2018)通过提取央行声明前后，短期时间窗口（一天）内七天银行间拆借利率的变动，从而剔除货币政策中的内生可预期的部分，构建外生的货币政策冲击序列。这种通过历史事件或者高频分析构建外生序列，生成人工合成工具变量的方法，是近年来数量宏观中快速发展的一个重要领域 (Stock & Watson, 2018)。以货币政策为例，Romer & Romer (2004) 开创性的通过阅读美国公开市场会议 (FMOC) 会议纪要的方法，构建了美国从 1969 到 1994 年的货币政策外生叙事序列。Gertler & Karadi (2015) 通过美国公开市场操作期间 (FOMC) 利率与欧洲美元期货的非预期变动，来测度货币政策的外生成分。

在实际模型的估计中，我们采用了 8 阶滞后项来捕捉动态因果关系。具体来说，我们将本文估计的分布式 CPI 逐一放入模型，得到相应的脉冲响应方程。除了我们所关心的货币政策变量以及分布式 CPI，我们还纳入了工业生产增加值、股票价格等作为控制变量。本文计量模型采用的时间跨度为 2006 至 2016 年，与 Kamber & Mohanty (2018)提供的工具变量时间长度一致。

在使用工具变量向量自回归模型时，一个重要的问题便是检验工具变量的相关性 (Relevance Condition)。Kamber & Mohanty (2018) 具体讨论了所构建工具变量序列在中国场景下的相关性条件，得到的第一阶段 F-statistics 为 16.5。本文的实证框架沿用 Kamber & Mohanty (2018)，仅将加总的 CPI 替换成为了分布式 CPI，故得到的第一阶段 F-statistics 与前文类似，也均大于 Stock and Yogo (2005) 所提供的阈值 10，满足强工具变量的条件。

（二） 研究数据

1. 中国家庭金融调查

中国家庭金融调查（CHFS）是西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心在全国范围内开展的抽样调查项目，旨在收集有关家庭金融微观层次的相关信息，主要内容包括：家庭人口特征与就业情况、住房资产与金融财富、负债与信贷约束、收入与消费、社会保障与保险、转移支付等相关信息，对家庭经济、金融行为进行了全面细致的刻画。其中，消费信息按国家统计局的定义分为八大类型：食品、衣着、居住、耐用设备及服务、医疗保健、交通通讯、教育文化娱乐，以及其他消费。

中国家庭金融调查采用分层三阶段随机抽样设计，分别在市/县、居委会/村委会、住户分别抽样。目前已分别在 2011 年、2013 年、2015 年、2017 年及 2019 年成功实施五次调查，其中 2019 年调查数据还在清理中未开放使用。2011 年第一轮调查的样本分布在全国 25 个省（市、区），80 个县，320 个村（居）委会，有效样本共 8438 户，数据具有全国代表性。2013 年第二轮调查样本分布在全国 29 个省（市、区），267 个县，1048 个村（居）委会，有效样本共 28143 户，数据具有全国和省级代表性。2015 年第三轮调查样本分布在全国 29 个省（市、区），351 个县，1396 个村（居）委会，有效样本共 37289 户，新一轮调查在保证全国和省级代表性的前提下，增加了数据的副省级城市代表性，更全面详细地反映中国家庭金融的状况。2017 年第四轮调查样本分布在全国 29 个省（市、区），355 个县，1439 个村（居）委会，共采集有效样本 40,011 户，同样在全国、省级和副省级城市具有代表性。为使统计量具有代表性，本文所有涉及抽样调查变量的计算皆使用了抽样权重。为确保计算结果不受极值影响，本文去掉了当年收入超过 1 千万的家庭或净资产超过 1 亿元的家庭。此外，为确保收入与储蓄信息准确，去掉了每年家庭收入报为零或负数的样本。^⑦

2. 中国家庭追踪调查数据

中国家庭追踪调查数据（CFPS）是由北京大学中国社会科学调查中心实施的具有全国代表性的大型微观入户调查数据。自 2010 年起，该调查两年一轮，旨在通过跟踪收集个体、家庭、社区三个层次的数据，反映中国社会、经济、消费、人口和健康的变迁，为学术研究和公共政策分析提供数据支撑。

2010 年第一轮调查的样本分布在全国 25 个省市自治区^⑧、162 个县，家庭调查的有效样本量为 14798 户。2012 年、2014 年和 2016 年第二轮至第四轮家庭调查的有效样本数分别为 13315 户、13946 户和 14032 户。CFPS 调查采用分层多阶段抽样设计，这使得样本能够代表大约 95% 的中国人口情况。本文采用 CFPS 的家庭调查数据进行研究。在家庭消费支出中，包括与统计局口径一致的八大类商品与服务消费。

^⑦家庭收入为负是由农业或工商业经营亏损导致。

^⑧ CFPS 调查不覆盖我国西藏、青海、新疆、宁夏、内蒙古、海南和港澳台地区。

五、研究结果

(一) 物价变动的描述性统计

在具体构造分布式 CPI 之前，我们首先计算了统计局公布的物价指数以及八大类消费品指数的描述性统计量。由表 1 可知，加总的 CPI 具有明显的地域性差异。我国近十年来的平均年化通货膨胀率为 2.69%，处于一个相对合理的区间。但是在某些时间段，由于外部经济环境、国内货币政策与财政政策等因素的变化，导致我国经历了高速的通胀时期与一定程度的通缩时期。从城乡二元结构来看，城市通胀水平要明显低于农村地区，且波动程度更小。由于城乡的一个显著差异便是收入水平的差异。所以这一统计局公布的官方数据，也提供了第一个实证依据来证明构建不同人群的 CPI 指数——分布式 CPI 的重要性。

表 1. CPI 指标中各大类指数的描述性统计

	全国	城市	农村
均值	2.69	2.63	2.80
标准差	1.99	1.92	2.19
最小	-1.80	-1.90	-1.60
最大	8.70	8.50	9.30

	食品	衣着	居住	日用设备及 服务	医疗保健	交通通讯	教育文化 娱乐
均值	5.04	1.34	0.95	2.60	-0.42	0.87	2.73
标准差	4.82	0.93	1.73	2.55	1.26	1.30	1.50
最小	-2.41	-1.20	-2.70	-5.80	-3.00	-2.30	0.70
最大	21.21	3.40	3.80	7.70	3.20	3.70	7.58

注：数据来自于 WIND 及 CEIC 数据库。数据时间跨度为 2006-2018 年，单位为百分比。

进一步分析构成 CPI 的八大子类的变动情况，我们发现组成加总 CPI 波动的八大子类在近十多年来的变化趋势与波动也有着较大的差异。以食品为例，其不仅平均增长较快，同时波动也更大。与之相对应的是居民的医疗保健成本。随着科技的进步以及国家相关惠民政策的变化，医疗体制的改革，医疗保健相关产品的价格总体呈下降趋势。与医疗保健价格粘性相类似的商品类别是交通通讯。该商品类别虽然经历了总体价格上涨的过程，但是涨幅较小，同时波动也较小。涨幅及波动均低于加总 CPI 的平均值。

（二）加总的 CPI 结构

在获取并分析了各个商品类别的价格变动情况之后，我们还需要居民的消费结构来构造物价指数。统计局未公布具体测算 CPI 的消费结构权数。于是，本文利用中国家庭金融调查（CHFS）2013，2015，2017 年的平均值来测算居民的消费篮子。值得注意的是，在我们的数据中各年消费结构虽略有变化，但总体稳定。^⑨此外，我们也采用 2010 年、2012 年、2014 年和 2016 年中国家庭追踪调查（CFPS）数据进行稳健性分析。

图 2 显示，食品（包含烟酒）在居民消费中仍然占比较高。对于一个典型中国普通家庭来说，食品消费占总消费的 34%。其次是居住类消费（包含估算租金），我们的估计值为 18%。占比如此大的居住消费与中国近年来高涨的房价催生的房租上涨有较大关系。交通通讯，教育文化娱乐也在居民消费篮子中占有较大比例，均超过了 10%。医疗保健、日用设备及服务、衣着等也占有一定的比例。其他消费则相对较少。

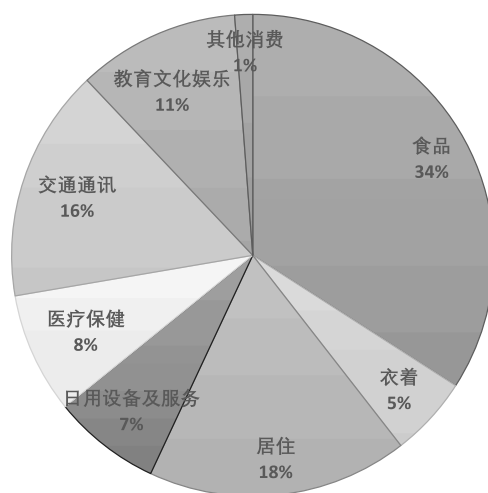


图 2. CPI 篮子中各类别商品与服务的估计权重

注：中国国家统计局未公布具体测算 CPI 时的消费结构。本图的权重估计来自中国家庭金融调查（CHFS）2013，2015，2017 年的平均值。数据中，各年消费结构略有变化，但总体稳定。在之后的章节，我们亦应用中国家庭追踪调查（CFPS）数据进行稳健性分析。

^⑨附录中展示了用中国家庭金融调查（CHFS）来测算 2013，2015，2017 每一年的居民消费篮子。附录中亦展示了彭博研究院综合统计局信息估计所得的中国 2018 年 CPI 篮子结构。同时，附录也展示了我们基于微观数据测算的加总 CPI 与统计局公布的对应数值的比较。结果显示，我们测算的 CPI 能够较好地还原官方指数的动态变化。

（三）分布式的消费结构

在上述分析中，本文已经构造了加总的居民消费结构。相比之下，本文更加关心居民分布式的消费结构。为了测算居民分布式消费价格指数，我们将人群按照收入水平分成 10 个组别，并且分别计算他们各自的消费结构以及数值。Piketty and Saez（2003）的研究强调了极端高收入者对收入分配的影响。基于 Piketty and Saez（2003）的研究思路，本文同时测算了前 5% 人群及前 1% 人群的消费结构。

表 2 展示了根据入户调查测算的不同收入群体的消费结构及数值，图 3 进一步将分布式的消费结构以柱状图的形式展示。与我们预期的结果一致，这两张图表清晰地展现了不同收入人群消费的异质性特征。例如，食品消费的比例随着收入升高有明显的下降趋势，医疗保健品也有类似的特征，表明这些类型的商品作为必需品的特征：消费比例的收入弹性为负。相反，交通通讯、文化教育娱乐随着收入上涨有一个明显的上升趋势。与基本必需品消费相比，这些商品具有相对而言的“奢侈品”属性。在人们满足了基本的必需品消费之后，才会考虑这些更高层次的商品消费。总而言之，由于不同类别商品的需求层次不同，因而这些商品在不同收入人群的消费篮子中具有显著差异。这样的差异揭示了现有的加总生活成本指数（CPI）可能存在一定的局限性，并不能反映不同收入人群的真实生活成本。所以，我们需要更细化的生活成本指数，即构建分布式 CPI。

表 2. 不同收入群体消费篮子

	比例							
	食品	衣着	居住	日用设备 及服务	医疗保健	交通通讯	教育文化 娱乐	其他消费
全样本	34.10%	5.39%	17.48%	7.22%	8.12%	15.63%	10.85%	1.21%
P0-P10	38.80%	4.22%	15.80%	5.53%	15.09%	10.81%	8.74%	1.02%
P10-P20	37.38%	4.08%	17.56%	5.79%	14.69%	10.51%	9.27%	0.72%
P20-P30	39.08%	4.45%	17.80%	5.89%	11.75%	11.13%	9.26%	0.64%
P30-P40	38.69%	4.59%	17.64%	5.91%	11.37%	11.31%	9.87%	0.63%
P40-P50	38.91%	4.72%	16.35%	6.33%	10.35%	12.62%	10.05%	0.67%
P50-P60	39.16%	4.96%	16.70%	6.46%	9.55%	12.83%	9.40%	0.93%
P60-P70	38.29%	5.17%	17.01%	6.92%	7.71%	14.17%	9.77%	0.96%
P70-P80	35.42%	5.63%	18.03%	7.52%	7.30%	14.78%	10.31%	1.01%
P80-P90	32.39%	5.94%	17.83%	7.75%	5.77%	18.60%	10.64%	1.07%
P90-P100	25.97%	6.41%	17.65%	8.82%	4.25%	21.16%	13.68%	2.06%
P95-P100	23.04%	6.53%	18.80%	9.00%	3.74%	21.36%	14.76%	2.77%
Top 1%	18.00%	6.84%	19.64%	8.32%	4.31%	21.97%	16.78%	4.13%

	数值								
	消费	食品	衣着	居住	日用设备 及服务	医疗保健	交通通讯	教育文化 娱乐	其他消费
全样本	59037	20130	3180	10317	4265	4797	9230	6406	713
P0-P10	27124	10523	1144	4285	1499	4094	2933	2370	275
P10-P20	32136	12009	1311	5666	1862	4707	3374	2980	226
P20-P30	36980	14439	1647	6603	2178	4350	4098	3431	235
P30-P40	41951	16231	1928	7397	2479	4767	4745	4141	261
P40-P50	46952	18261	2217	7681	2977	4856	5926	4718	315
P50-P60	50951	19950	2528	8518	3290	4867	6538	4787	474
P60-P70	58098	22246	3005	9879	4022	4478	8233	5677	557
P70-P80	67591	23908	3809	12171	5096	4909	10043	6971	683
P80-P90	84538	27361	5035	15055	6573	4867	15727	9005	915
P90-P100	141641	35739	9123	25410	12557	5835	30048	19757	3171
P95-P100	177100	40799	11570	33303	15932	6624	37831	26141	4899
Top 1%	280512	50487	19198	55103	23351	12093	61618	47076	11585

注：本表权重与数值估计来自中国家庭金融调查（CHFS）2013，2015，2017年的平均值。数据反映出的各年消费结构略有变化，但总体稳定。在后续研究中，我们也采用中国家庭追踪调查（CFPS）数据进行稳健性分析。

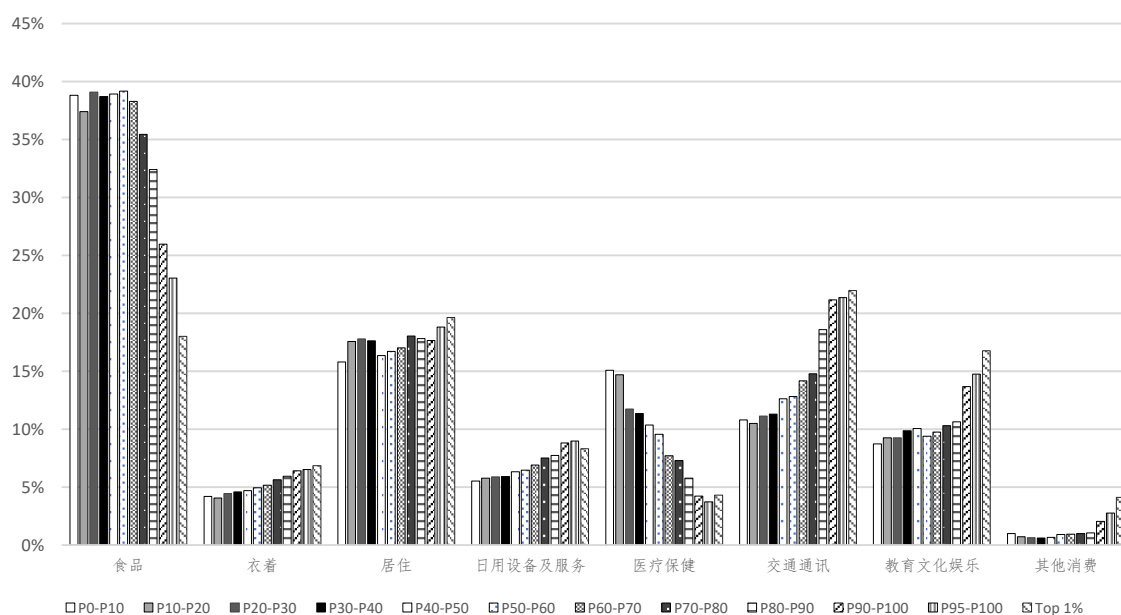


图 3. 不同收入群体消费篮子比例构成

注：本图权重与数值估计来自中国家庭金融调查（CHFS）2013，2015和2017年的平均值。数据反映出的各年消费结构略有变化，但总体稳定。在后续研究中，我们也采用中国家庭追踪调查（CFPS）数据进行稳健性分析。

（四）不同收入人群的价格指数

将微观的消费结构调查数据与宏观的价格数据相结合，我们便可以测算分布式消费者价格指数。图 4 展示了我们测算的分布式居民消费价格指数。其中实线代表根据加总消费结构测算的价格指数，两条虚线分别代表收入分布底层和顶层 10% 家庭的价格指数，方点实线代表收入最高的 1% 家庭的价格指数。需要强调的一点是，因为数据的可得性，我们只采用了 2010 年之后的调查数据来构建居民消费结构，因此忽略了 2010 年以前可能存在的时变的消费结构变化特征。但是，由于我们的研究更多的是关注于各个收入群体之间的消费结构差异，所以这些时变特征并不会对我们的实证计量结果产生显著影响。

图 4 展示了两大典型事实：第一，不同收入人群的居民消费价格指数具有显著的差异性。第二，更为重要的是，低收入人群的价格指数具有更大的波动性。例如，在 2008 年高通胀时期，低收入人群的通胀率达到了 8%，而以收入最高的 1% 家庭为代表的高收入人群仅仅上涨了 4%，仅为前者的一半。这样的实证发现在各个高通胀时期均存在。与此同时，在低通胀时期，如 2017 年，低收入群体的物价指数也下降较多，但下降的幅度远没有上升时剧烈。

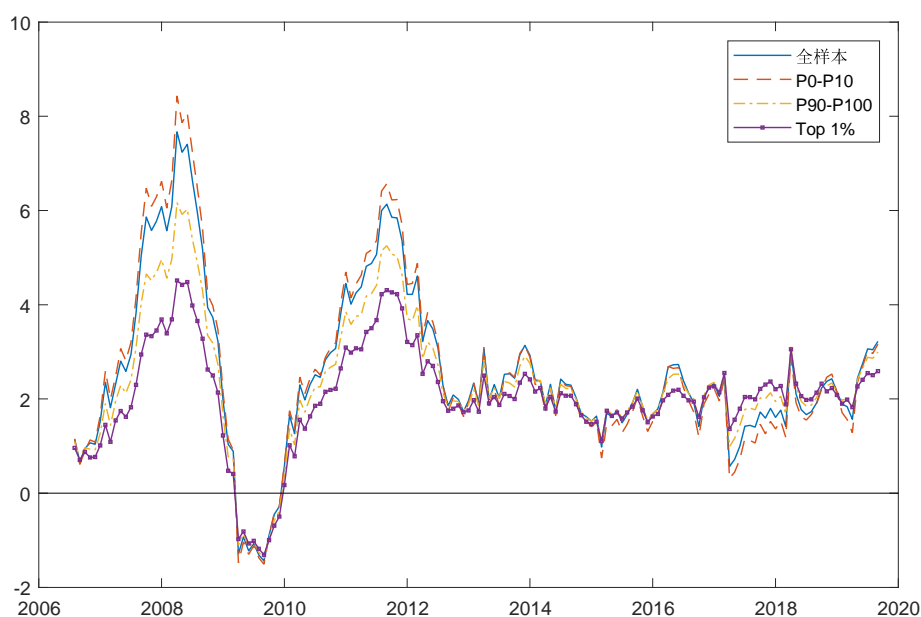


图 4. 分布式居民消费价格指数

注：本图权重估计来自中国家庭金融调查（CHFS）2013，2015 和 2017 年的平均值。在后续研究中，我们也采用中国家庭追踪调查（CFPS）数据进行稳健性分析。八大类消费品序列来自于 WIND 及 CEIC 数据库。

传统的经济理论强调货币政策对于通胀的影响。在确认了不同收入群体消费指数确实存在差异之后，一个关键的问题便是货币政策冲击是否会对分布式物价指数会产生异质性的影响。如果存在，那么货币政策便会通过一个新的机制，消费价格指数端，对社会福利产生异质性的影响。

（五）货币政策与分布式 CPI

图 5 展示了基于我们的基准模型——工具变量结构向量自回归模型估算出的实证结果。图中不同类型线条表示给定一个标准差的货币政策冲击时，分布式居民消费价格指数变化的累计脉冲响应方程。由图 5 可知，宽松的货币政策会引起物价显著上涨。具体来说，一个标准差的货币扩张在 40 期之后会累计导致我国平均 3.7 个百分点物价水平的上升。与此同时，货币政策对物价的影响具有一定的时间滞后性。这些实证结果与经典的理论及实证文献一致（如 Bernanke et al. 2005, Boivin et al., 2009 等）。但本文对于传统经典理论进行补充的是，我们确认了宽松的货币政策会对分布式的物价指数产生异质性的影响。例如，一个标准差的货币扩张会导致收入分布底端 10% 群体约 5 个百分点物价水平的上升。相应的，同样大小的货币政策冲击只会导致高收入人群约 0.5 个百分点物价水平的上升。

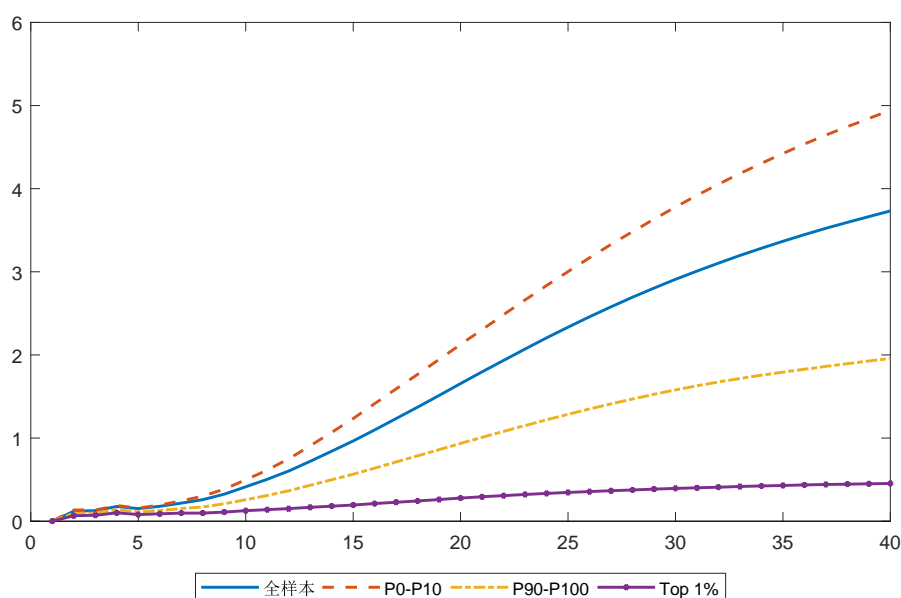
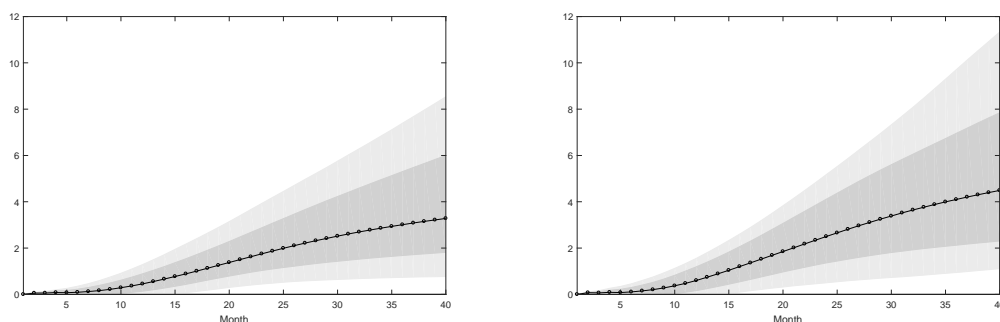


图 5. 分布式居民消费价格指数对货币政策冲击的累计脉冲响应方程

注：八大类消费品序列来自于 WIND 及 CEIC 数据库。横轴为月，纵轴为价格指数变化的百分点数。

为了进一步检验上述实证结果在统计上的显著性，图 6 展示了不同收入群体分布式消费指数脉冲响应方程的差值，以及相应的 68% 以及 95% 的置信区间。图 6 显示无论是全样本均值收入群体与收入最高的 1% 群体之差，或是收入最低的 10% 群体与收入最高的 1% 群体之差，这些分布式居民消费价格指数的异质性均在统计上具有显著的意义。



(a) 全样本均值收入群体与收入最高的 1% 群体之差 (b) 收入最低的 10% 群体与收入最高的 1% 群体之差

图 6. 分布式居民消费价格指数对货币政策冲击的累计脉冲响应方程差值

注：阴影部分分别表示 68% 及 95% 的置信区间。横轴为月，纵轴为价格指数变化的百分点数。

六、稳健性检验

(一) 基于中国家庭追踪调查数据 (CFPS) 的稳健性检验

虽然我们测算的不同收入人群的消费结构符合我们的预期与经典的经济理论。例如，我们观察到低收入群体会将较大比例的消费支出用于购买食品，符合恩格尔系数的经典论述。但一个潜在的问题是如果我们只采用中国家庭金融调查数据来测算分布式居民消费价格指数，前文所示的实证结果是否准确且稳健。因此我们在本节采用 2010、2012、2014 和 2016 年中国家庭追踪调查数据来构建分布式居民消费价格指数，作为基准结果的稳健性检验。

图 7 展示了基于 CFPS 测算的不同收入群体的消费结构。与我们的预期一致，CFPS 数据测算出的消费结构与 CHFS 数据测算出的结果类似，同样展现了不同收入人群消费的显著异质性特征。该测算仍然体现了我国居民消费的典型结构特征：食品消费及医疗保健品的消费比例随着收入有一个明显的下降趋势。相反，交通通讯、文化娱乐随着收入上涨存在着一个明显的上升趋势。

基于 CFPS 测算的不同收入群体的消费结构，本文再次估计了分布式 CPI，并分析了该指数对于货币政策冲击的脉冲响应方程。图 7 展示了基于 CFPS 测算的分布式 CPI 指数。该指数不仅在数值上，而且在不同收入人群的相对关系上，均与基于 CHFS 数据测算的结果一致。如图 8、图 9 和图 10 的计量结果进一步显示，一个标准差货币政策的冲击会导致收入分布底端 10% 的群体约 4.3 个百分点通货膨胀的上升。相对应的，同样大小的货币政策冲击只会导致收入最高的 1% 人群生活成本约 2 个百分点上升。虽然我们用 CFPS 数据模拟的不同收入群体间的脉冲响应差值相对于基准结果有所缩小，但图 10 显示这样的异质性在统计意义上仍然显著。同时 2 个百分点的通胀差异在经济学上也具有显著的意义。

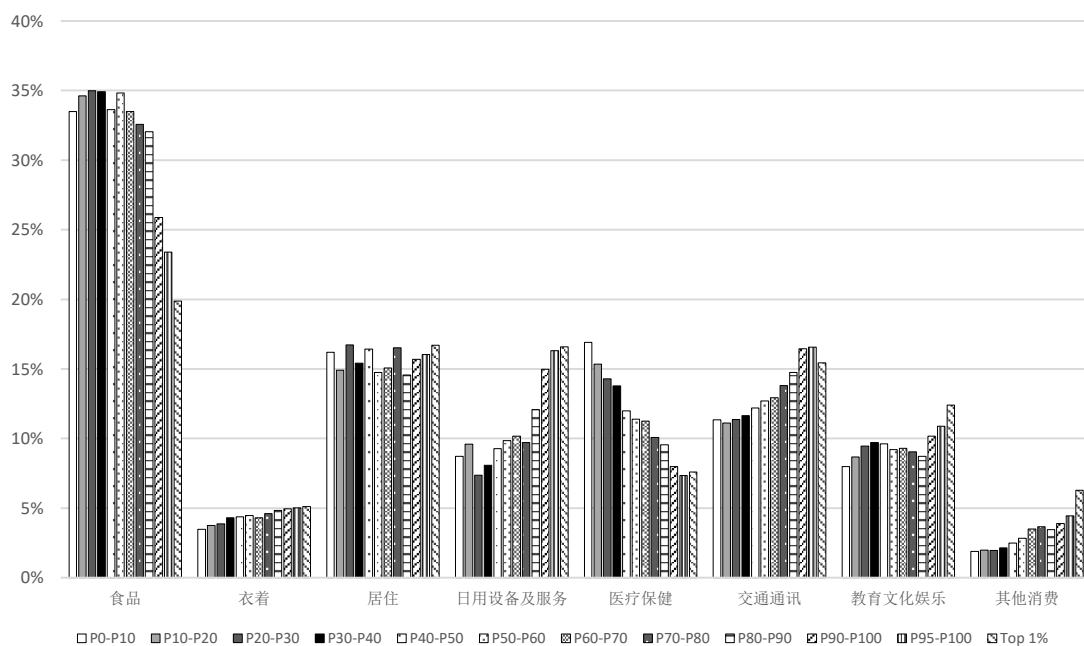


图 7. CPI 篮子中各类别估计权重：基于 CFPS 的估计

注：本图权重估计来自中国家庭追踪调查（CFPS）2010，2012，2014和2016年数据的平均值。数据反映出的各年消费结构略有变化，但总体稳定。

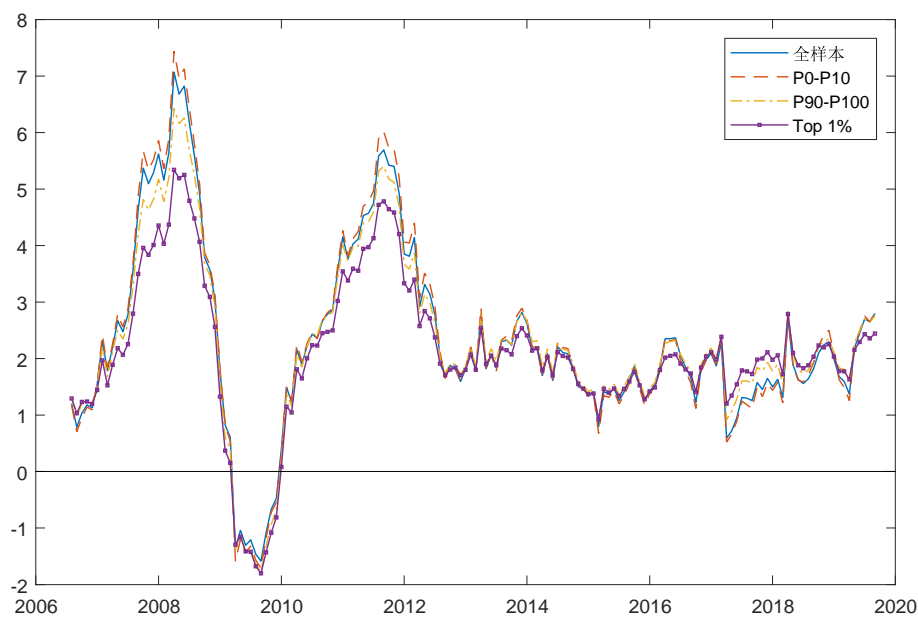
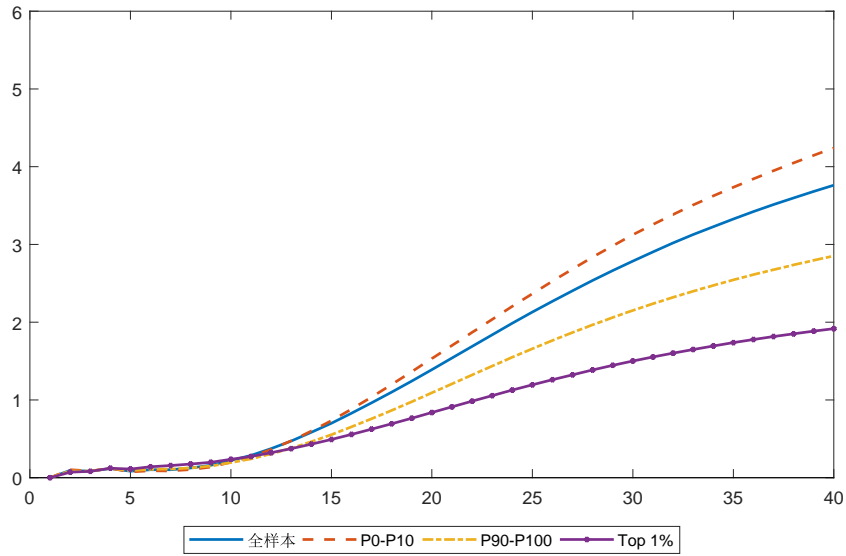


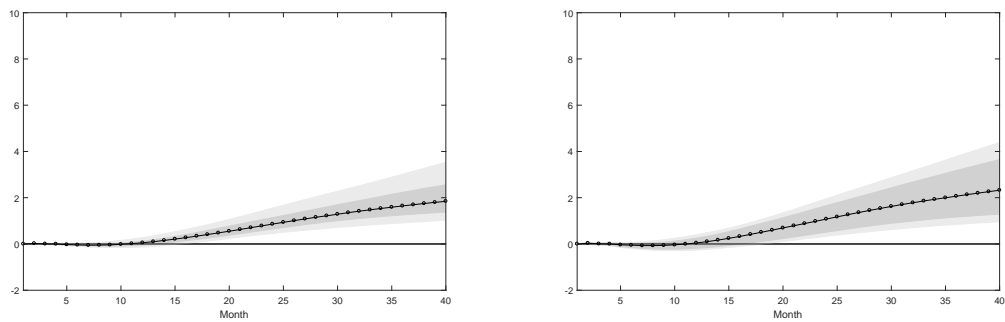
图 8. 分布式居民消费价格指数：基于 CFPS 的估计

注：本图权重估计来自中国家庭追踪调查（CFPS）2010，2012，2014和2016年数据的平均值。数据中，各年消费结构略有变化，但总体稳定。八大类消费品序列来自于WIND及CEIC数据库。横轴为年份，纵轴为价格指数变化的百分点数。



**图 9. 分布式居民消费价格指数对货币政策冲击的累计脉冲响应方程：
基于 CFPS 的估计**

注：本图权重估计来自中国家庭追踪调查（CFPS）2010，2012，2014 和 2016 年数据的平均值。数据中，各年消费结构略有变化，但总体稳定。八大类消费品序列来自于 WIND 及 CEIC 数据库。横轴为月，纵轴为价格指数变化的百分点数。



(a) 全样本均值收入群体与收入最高的 1% 群体之差 **(b) 收入最低的 10% 群体与收入最高的 1% 群体之差**

**图 10. 分布式居民消费价格指数对货币政策冲击的累计脉冲响应方程差值：
基于 CFPS 的估计**

注：阴影部分分别表示 68% 及 95% 的置信区间。横轴为月，纵轴为价格指数变化的百分点数。

(二) 基于 FAVAR 的稳健性检验

对于本文发现的主要实证结果，另一个潜在的问题是基准模型中采用的研究方法是否恰当。虽然我们采用了新近发展的工具变量向量自回归模型来解决货币政策可能存在的内生性问题，但是我们仍运用相对传统但却是主流的货币政策因子增强向量自回归模型 (FAVAR) 来分析结果，进行稳健性检验。

具体来说，我们遵循经典的 Bernanke et al. (2005) 及 Boivin et al. (2009) 的方法，从大数据中提取宏观变量变动的信息，从而最大限度地解决遗漏变量等内生性问题。假设有诸多的宏观变量序列信息，这些序列被一些无法直接观测的宏观因子所驱动 (Latent Factor)。一个比较典型的宏观因子的例子就是泰勒规则中的潜在产出 (Output Gap)。我们考虑一组变量，其中包含我们所关心的货币政策变量 M_t 和一定数量的潜在宏观因子 F_t 向量，他们的动态关系可以表述为如下的一个向量自回归方程：

$$C_t \equiv \begin{bmatrix} F_t \\ M_t \end{bmatrix},$$
$$C_t \equiv \Phi(L)C_{t-1} + v_t,$$

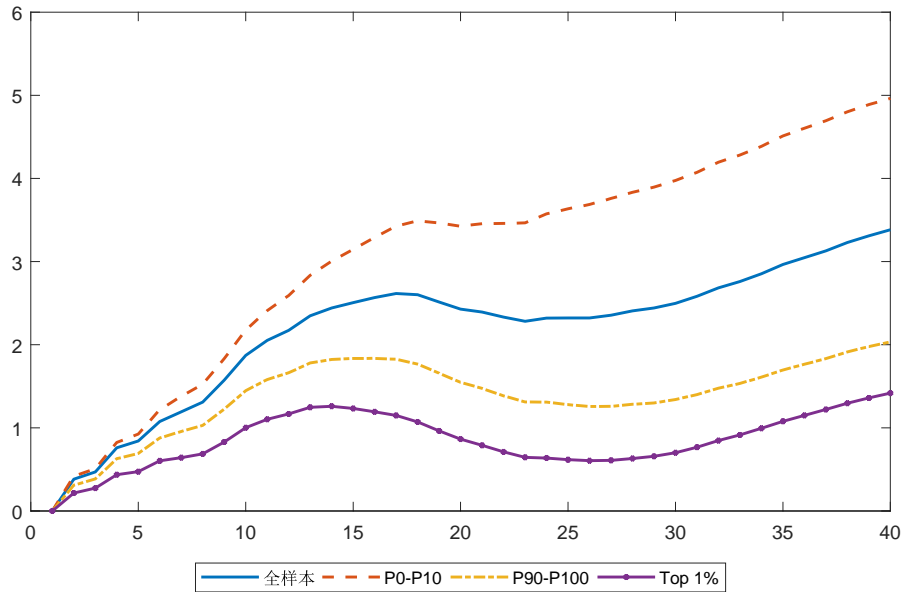
其中 $\Phi(L)$ 为滞后多项式， v_t 为独立不相关 (*i.i.d.*) 的残差项。

虽然宏观因子的向量 F_t 是无法观测的，但是我们可以通过大数据信息 X_t 去估计它们。因子增强向量自回归模型假设宏观变量服从以下动态关系：

$$X_t \equiv \Lambda C_t + e_t,$$

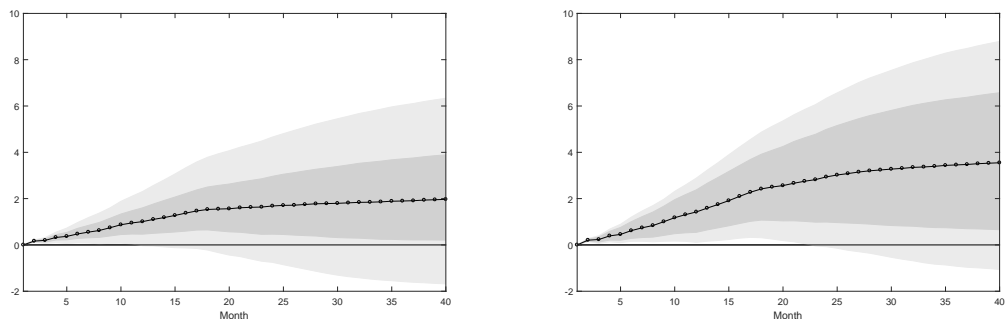
其中 Λ 为因子载荷矩阵。相对于传统的 VAR 的模型，FAVAR 模型的一个重要优势在于通过将因子的引入，归纳了反映于众多宏观序列 X_t 中的信息，解决了 VAR 文献中可能出现的“维度诅咒” (The Curse of Dimensionality) 问题。通常，FAVAR 中引入的因子维度较小，例如，Boivin et al. (2009) 在研究不同类别商品受货币冲击的影响时，引入了 5 个宏观影响因子。

在本节的稳健性检验中，我们也采用了 5 个宏观因子来估计 FAVAR 模型。在宏观信息方面，我们采用了丰富的 WIND 数据库以及 CEIC 数据库，收集了包含工业生产、就业、进出口及资本市场回报等 192 个国内外主要宏观序列。具体序列信息请见附录表 A.2。为了与基准模型进行比较，我们采用了同样的时间维度，即 2006 至 2016 年。



**图 11. 分布式居民消费价格指数对货币政策冲击的累计脉冲响应方程：
基于 FAVAR 方法**

注：本图权重估计来自中国家庭金融调查（CHFS）2013，2015 和 2017 年的平均值。数据反映出的各年消费结构略有变化，但总体稳定。八大类消费品序列来自于 WIND 数据库。横轴为月，纵轴为价格指数变化的百分点数。



(a) 全样本均值收入群体与收入最高的 1% 群体之差 **(b) 收入最低的 10% 群体与收入最高的 1% 群体之差**

**图 12. 分布式居民消费价格指数对货币政策冲击的累计脉冲响应方程差值：
基于 FAVAR 方法**

注：阴影部分分别表示 68% 及 95% 的置信区间。横轴为月，纵轴为价格指数变化的百分点数。

图 11 与图 12 展示了基于 FAVAR 的实证结果。与基准模型结果一致，脉冲响应方程显示一个标准差货币政策的冲击会导致收入分布底层群体的生活成本显著上升。相应的，同样大小的货币政策冲击对高收入人群的生活成本影响较小。具体来说，一个标准差货币政策冲击会造成收入低端人群 5 个百分点生活成本的上涨，而收入最高的 1% 人群面临的生活成本仅上涨 1.5 个百分点。这些结果说明了我们基准模型中基于 IV-SVAR 的实证结果具有稳健性。

七、 结论与政策启示

我国目前编制的居民消费价格指数（CPI）是衡量整体居民所有消费品的价格变动程度，主要用于核算和监测通胀（通缩），不能直接反映城镇居民（尤其是低收入居民）受基本生活必需品和服务的价格变化的影响程度。因此，编制能够反映居民基本生活必需品和服务的价格指数具有重要的应用价值。

本文将中国家庭微观调查数据与宏观数据分析相结合，创新性地构建了分布式居民消费价格指数。该分布式居民消费价格指数可以作为国家统计局编制的加总居民消费价格指数一个重要补充，用以更准确地刻画不同收入群体生活成本的变动情况。近年来，在意识到各国收入及财富不平等日益加大之后，Piketty 强调了政府构建并发布分布式国家账户的重要性。本文所构建的分布式指数亦是该倡导下对 CPI 这一宏观指标的重要延展。

基于新构建的分布式 CPI，本文进一步提出了货币政策通过消费价格端影响消费与收入再分配的新机制，并对其进行了量化研究。长期以来，货币政策与通货膨胀的相互关系一直是主流经济学关注的核心问题。本文基于新构建的分布式居民消费价格指数，采用了新近发展的工具变量结构化向量自回归模型来解决可能存在的内生性问题。研究发现，与传统研究所揭示出的加总效应不同，考虑到不同收入群体的消费结构差异，货币政策对不同收入群体产生了异质性影响。其中，宽松的货币政策会显著加剧低收入群体的生活成本，而高收入群体受到的影响则相对较小。在货币政策倾向于宽松的长期趋势下，即使不考虑收入差距因素，我国不同收入群体的实际购买力差距都有进一步扩大的可能，并且最终加大消费差距与福利差距。本文的研究亦是对从收入或资产端研究货币政策的收入分配效应文献的一个扩展和重要补充。

本研究具有两大政策启示：第一，在传统宏观政策关注的加总居民消费价格指数之外，编制官方的分布式居民消费价格指数具有重大的现实意义。我们的实证结果显示不同收入人群的生活成本变动差异巨大，与时俱进地编制并定期公布能够反映不同群体生活成本的价格指数是十分必要的。编制分布式的居民消费价格指数信息也有利于政府进行更精准的宏观调控政策，助力我国供给侧改革、精准扶贫等重大经济民生工程。例如，基于本文的讨论，我们发现完善针对低收入群体进行转移支付的社会保障体系提高其消费品购买力十分必要；此外，金融市场及机构也应适当降低低收入群体的信贷约束，满足其试图通过跨期借贷平滑消费和调整消费结构改善福利的需求。第二，虽然传统的货币政策关注的主要目标是稳增长、保就业和控制通胀，但本文的实证结果显示货币政策还在消费价格端具有显著的社会福利分配效应。过量的货币刺激虽然能在短期促进经济增长，但可能会在消费价格端催生更大的不均衡的再分配效应。2008 年之后，在世界主要经济体的货币政策集中发力加上各国收入差距进一步拉大的宏观背景下，本文研究具有重要的学术与政策价值。

参考文献

- (1) Aguiar, M., and M. Bils, 2015, “Has Consumption Inequality Mirrored Income Inequality?” *American Economic Review*, 105 (9), pp. 2725–2756.
- (2) Albanesi, S., 2007 “Inflation and inequality”, *Journal of Monetary Economics*, 54 (4), pp. 1088–1114.
- (3) Auclert, A., 2019, “Monetary Policy and the Redistribution Channel,” *American Economic Review*, 109(6), pp. 2333–2369.
- (4) Beatty, T. K. M., and Larsen, E. R., 2005, “Using Engel Curves to Estimate Bias in the Canadian CPI as a Cost of Living Index,” *Canadian Journal of Economics*, 38 (2), pp. 482–499.
- (5) Bernanke, B.S., J. Boivin, and P. Elias, 2005, “Measuring the Effects of Monetary Policy: a Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach,” *Quarterly Journal of Economics*, 120 (1), pp. 387–422.
- (6) Boivin, J., M.P. Giannoni, and I. Mihov, 2009, “Sticky Prices and Monetary Policy: Evidence from Disaggregated US Data,” *American Economic Review*, 99 (1), pp. 350–384.
- (7) Casiraghi, M, E. Gaiotti, L. Rodano, and A. Secchi, 2018, “A ‘Reverse Robin Hood’? The Distributional Implications of Non-Standard Monetary Policy for Italian Households,” *Journal of International Money and Finance*, 85, pp. 215–235.
- (8) Coibion, O., Y. Gorodnichenko, L. Kueng, and J. Silvia, 2017, “Innocent Bystanders? Monetary Policy and Inequality,” *Journal of Monetary Economics*, 88, pp. 70–89.
- (9) Costa, D. L., 2001, “Estimating Real Income in the United States from 1888 to 1994: Correcting CPI Bias Using Engel Curves,” *Journal of Political Economy*, 109 (6), pp. 1288–1310.
- (10) Cravino, J., T. Lan, and A. A. Levchenko, 2018, “Price Stickiness along the Income Distribution and the Effects of Monetary Policy”, *Journal of Monetary Economics*, forthcoming.
- (11) Doepke, M., and M. Schneider, 2006, “Inflation and the Redistribution of Nominal Wealth,” *Journal of Political Economy*, 114 (6), pp. 1069–1097.
- (12) Furceri D., P. Loungani, and A. Zdzienicka, 2018, “The Effects of Monetary Policy Shocks on Inequality,” *Journal of International Money and Finance*, 85, pp. 168–186.
- (13) Gibson, J., Stillman, S., and Le, T., 2008, “CPI Bias and Real Living Standards in Russia During the Transition,” *Journal of Development Economics*, 87 (1), pp. 140–160.
- (14) Greenlees, J. S., and McClelland, R., 2011, “New Evidence on Outlet Substitution Effects in Consumer Price Index Data,” *Review of Economics and Statistics*, 93 (2), pp. 632–646.
- (15) Greenlees, J. S., and McClelland, R., 2010, “Recent Controversies Over CPI Methodology,” *Business Economics*, 45(1), pp. 28–37.
- (16) Hamilton, B. B. W., 2001, “Using Engel’s Law to Estimate CPI Bias,” *American Economic Review*, 91 (3), pp. 619–630.
- (17) Jappelli, T., and L. Pistaferri, 2010, “Does Consumption Inequality Track Income Inequality in Italy?” *Review of Economic Dynamics*, 13 (1), pp. 133–153.
- (18) Kamber, G., and Mohanty M., 2018, “Do Interest Rates Play a Major Role in Monetary Policy Transmission in China?” BIS working Paper.
- (19) Lebow, D. E., and Rudd, J. B., 2003, “Measurement Error in the Consumer Price Index: Where do We Stand?” *Journal of Economic Literature*, 41 (1), pp. 159–201.

- (20) Mertens, K., and M. O. Ravn. 2013. "The Dynamic Effects of Personal and Corporate Income Tax Changes in the United States," *American Economic Review*, 103 (4), pp. 1212–1247.
- (21) Mumtaz, H., and A. Theophilopoulou, 2017, "The Impact of Monetary Policy on Inequality in the UK. An Empirical Analysis," *European Economic Review*, 98, pp. 410–423.
- (22) Nakamura, E., and J. Steinsson, 2008, "Five Facts about Prices: A Reevaluation of Menu Cost Models," *Quarterly Journal of Economics*, 123 (4), pp. 1415–1464.
- (23) Piketty, T., and E. Saez, 2003, "Income Inequality in the United States, 1913–1998," *Quarterly Journal of Economics*, 118 (1), pp. 1–39.
- (24) Piketty, T., L. Yang, and G. Zucman, 2018, "Capital Accumulation, Private Property and Rising Inequality in China, 1978–2015," *American Economic Review*, 109 (7), pp. 2469–2496.
- (25) Ruiz-Castillo, J., Ley, E., and Izquierdo, M., 2002, "Distributional Aspects of the Quality Change Bias in the CPI: Evidence from Spain," *Economics Letters*, 76 (1), pp. 137–144.
- (26) Saiki A., and J. Frost, 2014, "Does Unconventional Monetary Policy Affect Inequality? Evidence from Japan," *Applied Economics*, 46 (36), pp. 4445–4454.
- (27) Stock, J., and M. Watson, 2018, "Identification and Estimation of Dynamic Causal Effects in Macroeconomics Using External Instruments," *Economic Journal*, 128, pp. 917–948.
- (28) Villarreal, F. G., 2014, "Monetary Policy and Inequality in Mexico," Working paper.
- (29) Voinea, L., H. Lovin, and A. Cojocaru, 2018, "The Impact of Inequality on the Transmission of Monetary Policy," *Journal of International Money and Finance*, 85, pp. 236–250.
- (30) Williamson, S., 2008, "Monetary Policy and Distribution," *Journal of Monetary Economics*, 55 (6), pp. 1038–1053.
- (31) 陈立双、祝丹：《中国 CPI 编制方法面临的问题及进一步改革的若干设想》，《财贸经济》，2014 年第 12 期。
- (32) 陈彦斌、陈伟泽、陈军、邱哲圣：《中国通货膨胀对财产不平等的影响》，《经济研究》，2013 年第 8 期。
- (33) 侯成琪、龚六堂：《部门价格粘性的异质性与货币政策的传导》，《世界经济》，2014 年第 7 期。
- (34) 侯成琪、龚六堂：《食品价格、核心通货膨胀与货币政策目标》，《经济研究》，2013 年第 11 期。
- (35) 胡永刚、郭长林：《财政政策规则、预期与居民消费——基于经济波动的视角》，《经济研究》，2013 年第 3 期。
- (36) 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》，《金融研究》，2012 年第 10 期。
- (37) 林东杰、崔小勇、龚六堂：《货币政策、消费品和投资品通货膨胀——基于金融加速器视角》，《金融研究》，2019 年第 3 期。
- (38) 龙少波、陈璋、胡国良：《货币政策、房价波动对居民消费影响的路径研究》，《金融研究》，2016 年第 6 期。
- (39) 渠慎宁、吴利学、夏杰长：《中国居民消费价格波动：价格粘性、定价模式及其政

策含义》，《经济研究》，2012年第11期。

- (40) 王东京：《中国经济稳中求进的优先目标及其宏观政策取向》，《管理世界》，2019年第5期。
- (41) 王少平、朱满洲、程海星：《中国通胀分类指数的波动源及其性质》，《管理世界》，2012年第8期。
- (42) 王一鸣：《改革开放以来我国宏观经济政策的演进与创新》，《管理世界》，2018年第3期。
- (43) 徐强：《关于改进中国CPI编制和数据发布的思考》，《财贸经济》，2013年第6期。
- (44) 徐强：《国际上对CPI偏差问题的研究及其评析与展望》，《统计研究》，2016年第3期。
- (45) 曾五一、王开科：《美国的消费价格指数体系及其对我国的启示》，《统计研究》，2014年第8期。
- (46) 张开、龚六堂：《开放经济下的财政支出乘数研究——基于包含投入产出结构DSGE模型的分析》，《管理世界》，2018年第6期。
- (47) 张成思：《中国CPI通货膨胀率子成分动态传导机制研究》，《世界经济》，2009年第11期。
- (48) 张成思：《长期均衡、价格倒逼与货币驱动——我国上中下游价格传导机制研究》，《经济研究》，2010年第6期。
- (49) 赵恢林、黄建忠：《货币政策、投资约束与收入差距》，《世界经济研究》，2019年第3期。

Monetary Policy and Distributional CPI: From Micro Data to Macro Analyses

Abstract

The relationship between monetary policy and inflation has been the core issue of mainstream economics. However, as the consumption structure of residents at different income levels are different and the price rigidities also differ across different commodities. A single Consumer Price (CPI) Index does not fully reflect the real price level faced by all income groups. This paper combines the China household survey data with macro data analysis to construct a Distributional CPI. Based on this index, we propose a new mechanism for monetary policy to influence inequality through the consumer price and quantify its size. This paper also adopts the newly developed Instrumental Variable Structural Vector Autoregression model (IV-SVAR) to solve potential endogeneity problems. The empirical results also pass a series of robustness tests. It is found that, unlike the aggregate effect revealed by the conventional studies, monetary policy has a heterogeneous impact on different income groups, considering the differences in their consumption structure. In particular, the cost of living for low income groups are increased significantly due to an expansionary monetary policy shocks, while high income groups are relatively less affected. The policy implication is that monetary policy has non-negligible distributional effects on social welfare in addition to its conventional functions such as macroeconomic stabilization and employment promotion. The Distributional CPI we built is also an important extension of Piketty's emphasis on the construction and publication of the Distributed National Account (DINA) by the government.

附录A：附加图表

表 A.1 各收入群体消费构成

2013								
	食品	衣着	居住	日用设备 及服务	医疗保健	交通通讯	教育文化 娱乐	其他消费
全样本	38.40%	6.23%	18.19%	6.36%	7.74%	9.45%	12.23%	1.40%
P0-P10	40.47%	5.02%	16.18%	5.15%	12.52%	7.92%	11.84%	0.89%
P10-P20	38.89%	4.49%	18.66%	5.14%	12.91%	7.79%	11.26%	0.86%
P20-P30	40.76%	4.68%	19.67%	4.89%	11.07%	7.64%	10.14%	1.14%
P30-P40	41.28%	4.97%	18.69%	5.44%	9.13%	8.26%	11.07%	1.18%
P40-P50	42.53%	5.22%	17.41%	5.50%	8.75%	7.94%	11.51%	1.14%
P50-P60	43.33%	5.48%	16.72%	5.68%	8.99%	8.17%	10.42%	1.21%
P60-P70	41.70%	5.91%	17.65%	6.26%	7.87%	8.61%	10.99%	1.00%
P70-P80	40.10%	6.44%	18.26%	6.54%	7.40%	8.82%	11.12%	1.32%
P80-P90	36.90%	6.89%	20.49%	6.84%	6.08%	9.76%	11.46%	1.59%
P90-P100	32.35%	7.98%	17.63%	7.89%	4.37%	11.94%	15.91%	1.93%
P95-P100	29.24%	8.55%	17.47%	8.15%	3.57%	12.51%	18.06%	2.44%
Top 1%	21.59%	8.98%	17.89%	7.62%	2.93%	12.93%	24.59%	3.47%
2015								
	食品	衣着	居住	日用设备 及服务	医疗保健	交通通讯	教育文化 娱乐	其他消费
全样本	34.06%	5.81%	16.23%	6.82%	8.87%	15.77%	11.14%	1.30%
P0-P10	39.73%	4.43%	13.01%	6.31%	17.19%	10.79%	8.18%	0.37%
P10-P20	36.86%	4.60%	16.14%	5.81%	15.17%	11.57%	9.02%	0.83%
P20-P30	38.67%	5.07%	15.00%	5.92%	13.49%	12.07%	9.31%	0.46%
P30-P40	38.56%	5.02%	16.60%	5.67%	12.37%	11.71%	9.67%	0.40%
P40-P50	38.85%	5.12%	16.27%	6.00%	11.03%	12.01%	10.14%	0.59%
P50-P60	39.46%	5.22%	16.24%	6.51%	10.61%	11.91%	9.03%	1.01%
P60-P70	39.11%	5.38%	15.65%	6.31%	8.79%	13.86%	9.97%	0.92%
P70-P80	36.00%	5.93%	17.35%	7.27%	7.84%	14.01%	10.38%	1.22%
P80-P90	33.06%	6.58%	14.84%	7.45%	6.15%	19.46%	11.47%	0.99%
P90-P100	25.10%	6.91%	16.85%	7.89%	3.92%	22.25%	14.54%	2.55%
P95-P100	22.14%	7.03%	19.20%	7.74%	3.70%	21.14%	15.50%	3.54%
Top 1%	19.31%	8.38%	19.27%	7.40%	3.28%	22.25%	15.38%	4.72%
2017								
	食品	衣着	居住	日用设备 及服务	医疗保健	交通通讯	教育文化 娱乐	其他消费
全样本	31.16%	4.46%	17.99%	8.15%	7.78%	19.79%	9.67%	0.99%
P0-P10	36.67%	3.40%	17.89%	5.15%	15.34%	13.13%	6.76%	1.67%
P10-P20	36.69%	3.31%	17.96%	6.27%	15.64%	11.67%	7.95%	0.50%
P20-P30	38.19%	3.72%	18.77%	6.65%	10.74%	12.95%	8.58%	0.41%
P30-P40	36.82%	3.95%	17.72%	6.47%	12.24%	13.32%	9.09%	0.39%
P40-P50	36.33%	4.01%	15.64%	7.23%	10.95%	16.55%	8.89%	0.40%
P50-P60	36.04%	4.39%	17.03%	6.96%	9.06%	16.85%	8.99%	0.68%
P60-P70	35.23%	4.49%	17.69%	7.88%	6.70%	18.30%	8.75%	0.96%
P70-P80	31.92%	4.86%	18.35%	8.36%	6.85%	19.27%	9.74%	0.64%
P80-P90	28.97%	4.83%	18.38%	8.60%	5.27%	23.69%	9.47%	0.79%
P90-P100	22.67%	5.05%	18.30%	10.13%	4.43%	26.04%	11.62%	1.76%
P95-P100	19.92%	4.90%	19.32%	10.50%	3.87%	26.98%	12.15%	2.36%
Top 1%	14.78%	4.36%	21.02%	9.45%	5.94%	27.41%	12.94%	4.10%

数据来源：家庭金融调查（CHFS）。

表 A.2 构建 FAVAR 时采用的国内外主要宏观指标

序号	变量名称	序号	变量名称
1	工业增加值 (IP)	62-63	股票交易量
2	IP: 电能	64-65	股票市场换手率
3	IP: 原煤	66-67	HML 指数
4	IP: 焦炭	68-69	Mkt-RF 指数
5	IP: 粗钢	70-71	股票市场价格因子
6	IP: 钢	72	股本回报率
7	IP: 原油	73	外汇储备
8	IP: 乙烯	74	真实有效汇率指数
9	IP: 有色金属	75-78	汇率: 美元、欧元、日元、英镑
10	IP: 汽车	79	公共支出
11	IP: 工业锅炉	80	公共收入
12	IP: 金属容器	81	财政余额
13-14	通过港口货物指数	82-84	M0, M1, M2
15	铁路货运量	85	贷款余额
16	空运量	86	存款余额
17-23	固定资产投资指数	87-88	贷款指数
24-31	房地产开发企业指数	89	贷存比
32	商品房价格	90	社会融资总额
33	房地产指数	91-95	消费者价格指数
34	消费者预期指数	96-104	生产者价格指数
35	消费者满意度指数	105-108	企业商品交易价格指数
36	消费者信心指数	109-118	工业生产者购进价格指数
37	消费者零售总额	119-124	中国银行间同业拆借利率
38-43	进出口量指标	125	存款准备金率
44	出口价格指数	126-130	再贴现利率
45	进口价格指数	131-133	贷款利率
46	贸易条件指数	134-139	存款利率
47	出口与进口之比	140-148	国债收益率
48-56	期货数量及价格	149	长短期利率差 (10Y-3M)
57-58	沪深股票指数	150-159	债券市场主要指数
59	沪深 300 指数	160-184	美国主要经济指标
60-61	市盈率	185-192	全球主要商品指数

数据来源: WIND 与 CEIC。

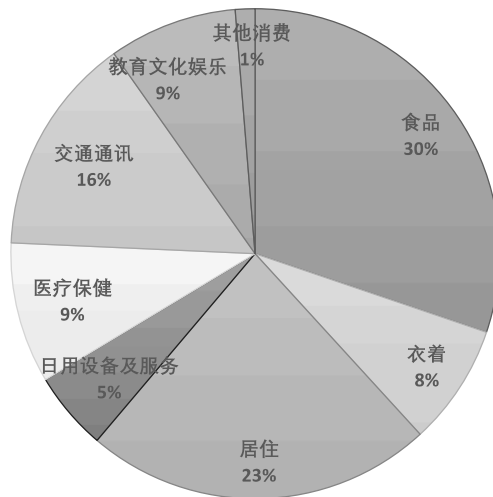


图 A.1 彭博财经估计的我国 CPI 篮子中各类别权重

注：本图为彭博研究院综合统计局信息估计所得的中国 2018 年 CPI 篮子结构。但彭博财经未公布其测算方法。具体信息请参考相关网址：<https://www.bloombergchina.com/blog/china-insight-cpi-basket-decoded-food-dominates-services-key/>

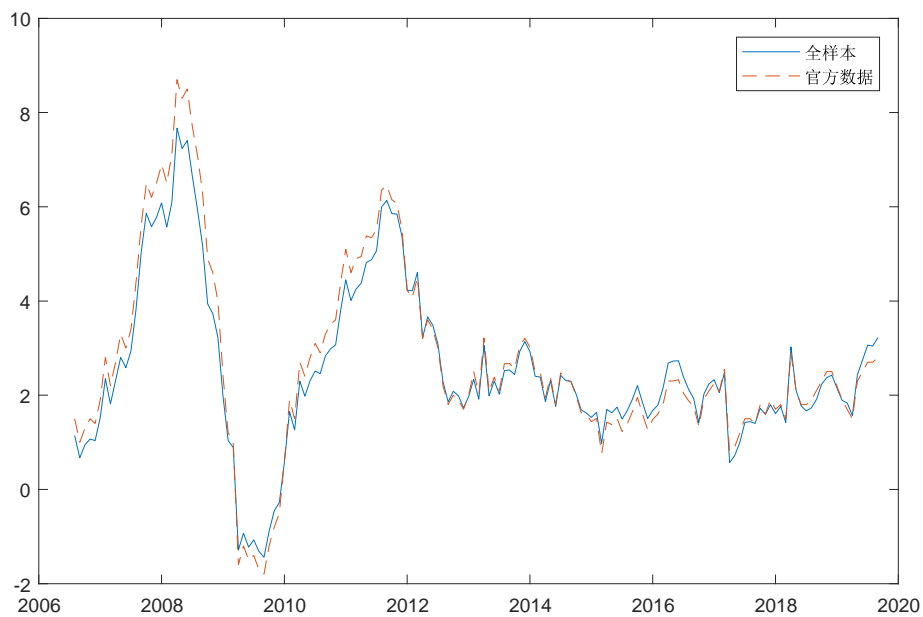


图 A.2 基于微观数据构建的加总价格指数与统计局公布加总指数的比较

注：官方价格指数来自于统计局网站，并收录于 WIND 数据库。基于微观数据构建的加总价格指数由本文测算。

附录 B：异质性消费价格指数理论模型

Cravino et al. (2018) 构建了一个异质性家庭与多部门粘性价格的新凯恩斯主义模型，刻画当不同商品具有异质性的名义刚性且不同家庭消费不同篮子的商品时，宏观货币冲击如何产生分配效应，可作为本文的理论基础。

1. 基础设定

假设一个两阶段（期）经济由 H 类家庭组成，每个家庭 h 消耗不同的商品篮子。在第一阶段状态已知，在第二阶段，经济可以经历某种冲击或状态 s 。在第 t 期中，家庭 h 消费的一篮子商品的消费价格（即 CPI）（对数）为

$$p_t^h(s) = \sum_j \omega_j^h p_{j,t}(s), \quad (\text{B1})$$

其中 ω_j^h 是家庭 h 消费篮子中来自部门 j 的商品份额。总价格指数被定义为 $p_t(s) = \sum_h s^h p_t^h(s) = \sum_j \omega_j p_{j,t}(s)$ ，其中 s^h 表示家庭 h 在总消费中的份额支出， $\omega_j \equiv \sum_h s^h \omega_j^h$ 是部门 j 在整个经济中的支出份额。部门产品是通过汇总连续的中间生产商 i 的产出来生产的。货币当局按照泰勒法则设定名义利率。

2. 粘性价格

部门产品是由垄断竞争企业生产的一系列中间产品的集合。假设所有生产商都使用相同的规模收益不变（Constant Return to Scale）技术并设置不变的价格加成幅度（Mark Up）。在第一阶段，所有生产商都已知经济中的状态，因此设置相同的价格， p_1 。在第二阶段引入价格粘性，即在第二阶段中，每个部门 j 中只有 θ_j 部分的生产商可以在设定价格之前观察到真实状态，其余的生产商必须在状态揭示之前设定价格。所有能观察到状态的生产商设定相同的价格为 $\bar{p}_2(s)$ 。不能观察状态的生产商设定价格为 p_2^e 。假设冲击均值为零，因此 $p_2^e = p_1$ 。

第二阶段 j 部门的平均价格为：

$$p_{j,2}(s) = \theta_j \bar{p}_2(s) + (1 - \theta_j) p_1. \quad (\text{B2})$$

令 $\pi^h \equiv p_2^h(s) - p_1$ 定义家庭 h 特定的通货膨胀率。 h 和 h' 两个家庭面临的通货膨胀差异为：

$$\pi^h(s) - \pi^{h'}(s) = [\bar{p}_2(s) - p_1] \sum_j (\omega_j^h - \omega_j^{h'}) \theta_j. \quad (\text{B3})$$

该表达式表明，两个家庭的 CPI 差异是由两部门间支出份额差异 $\omega_j^h - \omega_j^{h'}$ 和这些部门的价格粘性 θ_j 之间的协方差驱动的。消费较低价格粘性商品的家庭在遭受冲击后将比消费相对较高价格粘性商品的家庭经历更大的 CPI 变化。式 (B3) 除以总通货膨胀率 $\pi(s) \equiv p_2(s) - p_1$ ，得出：

$$\frac{\pi^h(s) - \pi^{h'}(s)}{\pi(s)} = \frac{\bar{\theta}^h - \bar{\theta}^{h'}}{\bar{\theta}}, \quad (\text{B4})$$

其中 $\bar{\theta}^h \equiv \sum_j \omega_j^h \theta_j$ ， $\bar{\theta} \equiv \sum_h s^h \bar{\theta}^h$ 。该等式将家庭间特定通货膨胀的差异转化为可在数据中观测的对象。并且，此等式与具体状态的实现无关，因为在本模

型中，所有公司都面临着相同的成本，价格加成幅度是恒定的。无论总冲击的性质如何，价格变化的加权平均频率 $\bar{\theta}^h$ 是所有分配结果的充分统计量。该式也指出，对于产生正通胀的冲击，对于消费价格相对较灵活的商品（即 $\bar{\theta}^h$ 高）的家庭而言，面临的通胀将相对较高。

该模型还说明了部门价格粘性与部门价格波动之间的联系。从（B4）中可知，部门通货膨胀 $\pi_j(s) \equiv p_{j,2}(s) - p_1$ 在价格粘性较高的部门中波动较小：

$$\sigma_{\pi_j} = \theta_j \sigma_{\bar{p}}, \quad (\text{B5})$$

其中 σ_{π_j} 是部门 j 价格中通货膨胀的标准差，而 $\sigma_{\bar{p}}$ 是 $\bar{p}_2(s)$ 的无条件标准差。部门通货膨胀的标准差相对于总通货膨胀的标准差之比等于部门价格变动与总价格变动频率之比：

$$\frac{\sigma_{\pi_j}}{\sigma_{\pi}} = \frac{\theta_j}{\bar{\theta}}. \quad (\text{B6})$$

部门价格波动的差异转化为家庭层面的CPI波动的差异。用总通胀标准差标准化后的家庭特定通胀标准差为：

$$\frac{\sigma_{\pi^h}}{\sigma_{\pi}} = \frac{\bar{\theta}^h}{\bar{\theta}}. \quad (\text{B7})$$

3. 家庭部门

每种类型的家庭 h 都有以下偏好：

$$U^h = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t (\ln C_t^h - N_t^h), \quad (\text{B8})$$

并面临预算约束：

$$P_t^h C_t^h + \Theta_{t,t+1} B_{t+1}^h = W_t A^h N_t^t + T_t^h + B_t^h. \quad (\text{B9})$$

上式中， C_t^h 是类型为 h 的家庭消费的商品篮子， P_t^h 是该商品篮子的价格。 N_t^h 和 A^h 表示劳动力供给和家庭 h 的劳动效率， W_t 是每效率单位的名义工资。 B_{t+1}^h 是在 $t+1$ 期中支付一单位货币的债券，而 $\Theta_{t,t+1}$ 是该债券在 t 期的价格。最后， T_t^h 是政府和企业利润向家庭支付的转移性收入。

每种类型家庭消费的一篮子商品为：

$$C_t^h = \left[\sum_j^J (\bar{\omega}_j^h)^{\frac{1}{\eta}} (C_{j,t}^h)^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right]^{\frac{\eta}{\eta-1}}, \quad (\text{B10})$$

其中 $C_{j,t}^h$ 表示家庭 h 对部门 j 的最终商品的消费，而 $\bar{\omega}_j^h$ 是家庭 h 对部门 j 商品的特定偏好。与该篮子商品关联的价格指数为：

$$P_t^h = \left[\sum_j^J \bar{\omega}_j^h P_{j,t}^{1-\eta} \right]^{\frac{1}{1-\eta}}, \quad (\text{B11})$$

其中 $P_{j,t}$ 是部门 j 最终商品的价格。因为（B10）中所展示的商品篮子在不同家庭之间的构成不同，各个家庭面临的 C_t^h 和 P_t^h 都可能不同。如果家庭对各个部门商

品的偏好权重各异，则货币冲击可以对家庭产生异质性的影响，并且冲击对各部门商品价格 $P_{j,t}$ 也具有不同的影响。^⑩

4. 部门产品需求与中间品生产商

可求解得出家庭 h 对部门 j 商品的需求函数如下式：

$$C_{j,t}^h = \bar{\omega}_j^h \left(\frac{P_{j,t}}{P_t} \right)^{1-\eta} P_t C_t, \quad (\text{B12})$$

加总各个家庭的需求，对部门 j 生产的最终商品的总需求为：

$$P_{j,t} C_{j,t} = \left(\frac{P_{j,t}}{P_t} \right)^{1-\eta} P_t C_t, \quad (\text{B13})$$

$P_t C_t$ 是总名义支出， $\omega_{j,t} \equiv \sum_h \bar{\omega}_j^h s^h \frac{(P_t^h)^{\eta-1}}{\sum_h s_h (P_t^h)^{\eta-1}}$ ， $P_t = (\sum_j \omega_{j,t} P_{j,t}^{1-\eta})^{\frac{1}{1-\eta}}$ 。

部门产品是根据以下技术汇总连续的中间品生产商的产出来生产的：

$$Y_{j,t} = \left[\int Y_{j,t}(i)^{\frac{\gamma-1}{\gamma}} di \right]^{\frac{\gamma}{\gamma-1}}. \quad (\text{B14})$$

部门 j 中间品生产商 i 面临的总需求为：

$$Y_{j,t}(i) = \left[\frac{P_{j,t}(i)}{P_{j,t}} \right]^{-\gamma} Y_{j,t}. \quad (\text{B15})$$

因为部门产品市场是垄断竞争市场，每个部门的中间品生产商像垄断者一样定价。生产商在任何时期内改变价格的概率取决于其经营的部门，并由 θ_j 给出。生产商采用线性技术：

$$Y_{j,t}(i) = \bar{N}_{j,t}(i), \quad (\text{B16})$$

其中 $\bar{N}_{j,t}(i)$ 表示生产商 i 使用的有效劳动。中间品生产商的利润最大化价格满足：

$$\bar{P}_{j,t} = \arg \max \left\{ \sum_{k=0}^{\infty} (1-\theta_j)^k E_t \{ \Theta_{t,t+k} (\bar{P}_{j,t} - W_{t+k}) Y_{j,t+k}(i) \} \right\} \quad (\text{B17})$$

s.t. (B15).

5. 货币政策

货币当局根据泰勒法则设定名义利率：

$$\exp(i_t) = \exp(\rho_i i_{t-1}) \left[\Pi_t^{\phi_\pi} \left(\frac{Y_t}{\bar{Y}} \right)^{\phi_y} \right]^{1-\rho_i} \exp(v_t), \quad (\text{B18})$$

其中， $i_t \equiv -\log Q_{t,t+1}$ 是名义利率， $\Pi_t \equiv P_t/P_{t-1}$ 是总通货膨胀率， \bar{Y} 是产出的有效水平。最后， V_t 是货币冲击并满足以下条件：

$$V_t = \rho_v V_{t-1} + \varepsilon_{v,t}, \varepsilon_{v,t} \sim N(0, \sigma_{\varepsilon_v}). \quad (\text{B19})$$

^⑩本模型将消费者异质性的商品偏好设为外生，后续研究可结合家庭收入水平内生形成收入分布特征性的消费结构。本模型的收入差异可来自于家庭异质性的劳动效率 A^h ，内生的劳动供给决策 N_t^i ，以及有针对性的转移支付 T_t^h 。

6. 一般均衡

本经济中的一般均衡是一系列家庭决策分配 $\{C_t^h, C_{j,t}^h, N_t^h\}_{\forall j,h,t}$ ，部门商品生产商 $\{Y_t^j, \{Y_t^j(i)\}_i, \{\bar{N}_t^j(i)\}_i\}_{\forall j,t}$ ，以及中间品生产商的价格政策方程 $\{\bar{P}_{j,t}\}_{\forall j,t}$ ，使得在给定价格下：

- (i) 家庭在 (B9) 的基础上最大化 (B8)；
- (ii) 部门 j 最终品生产商根据公式 (B13) 和 (B15) 将成本最小化；
- (iii) 中间品生产商通过解决 (B17) 来最大化利润；
- (iv) 商品和劳动力市场出清，即 $\sum_h C_{j,t}^h = Y_t^j$ 和 $\sum_h A^h N_t^h = \sum_j A^h \int \bar{N}_{j,t}(i) di$ 。

遵循新凯恩斯主义文献中的传统做法，可围绕非随机稳态刻画该模型的对数线性化的均衡。在下文中，使用小写字母表示变量与非随机稳态之间的对数偏离。与家庭问题相关的最优条件是劳动-休闲决策条件：

$$P_t^h C_t^h = A^h W_t, \quad (\text{B20})$$

和欧拉方程

$$\Theta_{t,t+1} = \beta E_t \left\{ \frac{P_t^h C_t^h}{P_{t+1}^h C_{t+1}^h} \right\}. \quad (\text{B21})$$

加总各家庭的劳动-休闲决策条件，我们可以得出每种类型的家庭在名义消费支出中的份额都是恒定的， $S^h \equiv \frac{P_t^h C_t^h}{P_t C_t} = \frac{A^h}{A}$ ，其中 $A = \sum_h A^h$ 。代入最优条件并进行对数线性化，我们得到：

$$w_t - p_t = c_t, \quad (\text{B22})$$

以及

$$c_t = E_t \{c_{t+1}\} - [i_t - E_t \{\pi_{t+1}\} - \rho], \quad (\text{B23})$$

其中常数 $\rho \equiv -\log \beta$ 。商品市场出清意味着 $y_t = c_t$ 。代入式 (B23) 我们得到：

$$y_t = E_t \{y_{t+1}\} - [i_t - E_t \{\pi_{t+1}\} - \rho]. \quad (\text{B24})$$

中间品生产商解出 (B17) 后的最优对数价格可以写为递归形式：

$$p_t = [1 - \beta(1 - \theta_j)]w_t + \beta(1 - \theta_j)E_t \bar{p}_{j,t+1}. \quad (\text{B25})$$

并且部门价格指数的运动定律为：

$$p_{j,t} = \theta_j \bar{p}_{j,t} + 1 - \theta_j \bar{p}_{j,t-1}. \quad (\text{B26})$$

结合这两个等式，我们可得到部门 j 的菲利普斯曲线，

$$\pi_{j,t} = \lambda_j (w_t - p_{j,t}) + \beta E_t \{\pi_{j,t+1}\}, \quad (\text{B27})$$

其中 $\lambda_j \equiv \frac{\theta_j [1 - \beta(1 - \theta_j)]}{1 - \theta_j}$ 。最后，泰勒法则为：

$$i_t = \rho_i i_{t-1} + (1 - \rho_j)(\rho + \phi_\pi \pi_t + \phi_y \tilde{y}_t) + v_t. \quad (\text{B28})$$

等式 (B22) – (B28) 可用于解出所有部门的通货膨胀率，以及产出差异、实际边际成本、实际工资、名义利率和总通货膨胀率。然后可以使用部门通货膨胀率根据以下式子计算家庭 h 特定的通货膨胀率：

$$\pi_t^h = \sum_j \omega_j^h \pi_{j,t}. \quad (\text{B29})$$

