

中国货币政策价格之谜现象的实证研究

——兼论数字金融的缓解效应

皓星¹, 郭红玉^{1,2}

(1. 对外经济贸易大学金融学院, 北京 100029;

2. 中国石油大学(北京)克拉玛依校区工商管理学院, 新疆克拉玛依 834000)

摘要:价格之谜现象是指中央银行实施价格型货币政策引导利率变化时, 物价水平与利率同向变化的异常现象, 这意味着利率传导机制的效果受到抑制。利用中国 30 个省份 2011—2019 年度的面板数据, 通过实证检验认为中国货币政策在进行价格型转型之后也存在着价格之谜现象, 并且从东西部比较上看, 价格之谜现象在西部地区更为严重。进一步的实证研究表明, 提高利率导致生活必需品价格显著上升是价格之谜现象产生的主要原因, 而数字金融的发展则对价格水平上升有缓解作用, 特别是对西部地区具有更强的缓解效应。基于上述结论, 探讨了在价格型转型背景下提高中国货币政策有效性、缓解货币政策价格之谜现象的政策建议。

关键词: 货币政策; 价格之谜; 数字金融

中图分类号: F831 **文献标志码:** A **文章编号:** 1674-4543(2023)04-0059-19

一、引言

稳定物价是货币政策的首要目标, 当发生通货膨胀时, 根据货币政策理论, 提高利率、减少货币供给是中央银行进行需求管理、抑制物价水平过快上涨的有效措施。但在 20 世纪 90 年代, 美联储在实施紧缩性货币政策时, 却出现了通货膨胀率随利率水平同时上升的异常现象。学者们将中央银行实施紧缩性政策操作之后通货膨胀水平不降反而有所上升的异常现象, 称之为“价格之谜”。价格之谜现象受到学术界的广泛关注。如 Sims(1992)认为, 价格之谜现象关系到货币政策中介目标能否精准传导至最终目标, 是货币政策操作中无法忽视的异象^{[1]975}。

2013 年, 中国货币政策开始向价格型转型, 然而, 国内对“价格之谜”现象的研究仍主要集中在中国人民银行数量型货币政策操作为主的时期(王志伟和吴诗锋, 2012)^{[2]77}, 在货币政策开始从数量型转向价格型之后, 则缺少对价格型货币政策框架下是否存在价格之谜现象及其原因的系统研究。已有文献认为数字金融对货币政策利率传导渠道具有放大作用(战明华等, 2020)^{[3]22}, 但由于 VAR 模型难以匹配省级层面的数字金融指数数据, 传统文献也未对数字金融能否缓解价格之谜现象进行实证分析, 因此, 国内在价格之谜问题的研究上还有较大的拓展空间。

“稳定物价, 并以此促进经济增长”是《中国人民银行法》(1995)确定的货币政策目标, 因此, 货币政策操作是否能够抑制物价水平上涨是检验中国货币政策有效性的第一标准。为直观反映中国货币

收稿日期: 2022-09-30

基金项目: 国家社会科学基金项目“稳增长背景下中国利率传导机制改革和效果研究”(20BJY245); 对外经济贸易大学研究生科研创新基金项目“中国货币政策价格之谜现象研究”(202222)

作者简介: 皓星(1995-), 男, 黑龙江黑河人, 对外经济贸易大学金融学院博士研究生, 研究方向为货币理论与货币政策; 郭红玉(1963-), 女, 黑龙江哈尔滨人, 对外经济贸易大学金融学院教授, 博士生导师, 中国石油大学(北京)克拉玛依校区工商管理学院教授, 研究方向为货币理论与货币政策。

政策操作、利率水平和物价水平之间的关系,本文利用2009—2020年的存款准备金率、贷款利率以及居民消费价格指数的数据绘制了图1。通过观察图1可以发现,在2009年到2020年间,中国共4次出现货币政策紧缩性操作的同时物价水平明显上涨的“价格之谜”现象。第一次发生在2010年,从2010年1月18日起,中国人民银行连续6次提高存款准备金率,存款准备金率由15%提高到18%,但在此期间,贷款利率由5.51%上升至5.59%,仅上升了0.08%,而居民消费价格指数则由99.3上升至100.6,上升了1.3个百分点。第二次发生在2011年,为进一步抑制物价上涨,2011年中国央行7次上调存款准备金率,存款准备金率达到21%的历史高点,在此期间,贷款利率也逐步上升至8.06%,但居民消费价格指数在经历短暂下降后,由99.8又上升至100.5。第三次发生在2013年,中国货币政策开始重视价格工具的使用,在保持存款准备金率不变的情况下上调利率,当年6月,贷款利率由6.91%上升至7.05%,而居民消费价格指数则由100上升至100.8。第四次发生在2017年,当年6月,贷款利率由5.60%上升至5.71%,存款准备金率仍维持不变,物价水平依然没有下降,居民消费价格指数由99.9上升至100.7。

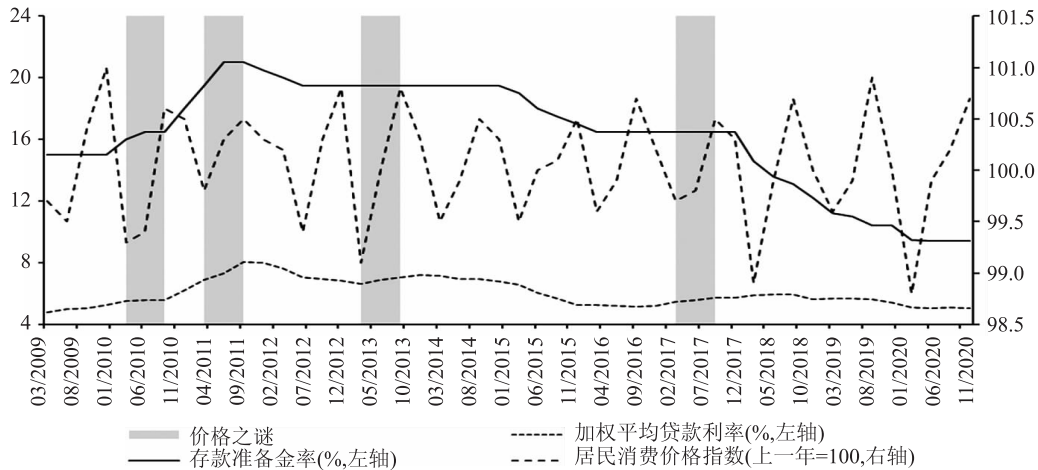


图1 2009—2020年间中国价格之谜现象

注:数据来源:CEIC数据库。

比较上述四次“价格之谜”现象,可以总结出三个特点:第一,中国在数量型货币政策框架下,也出现了实施紧缩性政策操作时通货膨胀率上升的情况;第二,中国货币政策在进行价格型转型后,依然出现了利率水平上升时通货膨胀率不降反升的情况,在2013年和2017年,人民银行的数量型工具存款准备金率除在2017年微调过一次外(下调0.5%),在整体保持不变的情况下,主要通过提高利率水平来实施紧缩政策,但依然没有抑制住价格水平上涨;第三,价格型货币政策框架下会产生更严重的价格之谜现象,如表1所示,与数量型工具相比,贷款利率的小幅调整即可推动通货膨胀水平较高幅度的上涨,这无疑增加了央行调控通货膨胀水平的难度。

表1 货币政策操作幅度与通货膨胀上涨幅度

时间	货币政策操作	货币政策操作幅度	通货膨胀上涨幅度
2010年	准备金率上调	10%	1.3%
2011年	准备金率上调	27%	0.7%
2013年	贷款利率提高	2%	0.8%
2017年	贷款利率提高	2%	0.8%

数据来源:作者根据图1数据测算得出。

2020年4月,党中央和国务院发布《关于构建更加完善的要素市场化配置体制机制的意见》,指出“稳妥推进存贷款基准利率与市场利率并轨”,这意味着以利率传导机制为主要特征的价格型货币政策将成为中国宏观调控的主要工具。因此,在新冠肺炎疫情后全球主要国家面临新的通货膨胀风险背景下(鲍威尔,2022)^①,研究在中国是否存在价格之谜现象及其原因,对评估价格型货币政策的有效性,充分发挥利率政策对通货膨胀的抑制作用有重要的现实意义。

基于对价格之谜相关研究的不足以及全球主要经济体高通胀的现实背景,本文从以下三方面对价格之谜问题展开研究:第一,利用中国30个省、自治区、直辖市(不含西藏和港澳台,以下简称省份)2011—2019年度面板数据,采用固定效应模型检验图1观察到的中国价格之谜现象的存在性,研究结论表明中国在价格型货币政策实施过程中依然存在“价格之谜”现象,这一现象在西部地区更为严重,货币政策在东部地区的实施效果更好;第二,对CPI篮子中的主要商品类别进行拆分,以检验价格之谜现象的深层原因,发现利率上升导致生活必需品价格显著上升是价格之谜现象的重要成因;第三,进一步引入数字金融发展水平以探讨价格之谜现象的缓解对策,结果表明数字金融发展对价格之谜具有缓解作用,且通过提升数字金融覆盖广度与数字化程度,对西部地区具有更强的缓解效应。

本文后续部分的结构安排如下:第二部分为文献综述;第三部分为理论分析与研究假设;第四部分为模型设定与变量说明;第五部分为实证结果分析;第六部分进一步分析了数字金融对价格之谜的缓解效应;第七部分为结论与政策启示。

二、文献综述

本文从价格之谜现象的存在性、成因、缓解对策等方面对已有文献进行归纳总结。

(一) 价格之谜存在性

众多研究均发现,在紧缩性货币政策操作中,利率上升时,通货膨胀水平未得到有效抑制,反而有所提高。Sims(1992)首先对这种经验异常现象进行了评论,Eichenbaum(1992)将其命名为价格之谜(price puzzle),又称Sims' puzzle^{[1]1000};国内学者重点关注价格之谜现象在中国的存在性。如杨小军(2010)发现中国的货币政策操作会导致行业层面出现明显的价格之谜现象^[4];王志伟和吴诗锋(2012)在SVAR框架下利用中国数据验证了价格之谜现象的存在性^{[2]76};李智等(2013)则发现中国房地产市场亦存在价格之谜现象^[5]。

然而,国内学者对价格之谜现象存在性的讨论主要集中在2012年前后,由于当时中国货币政策以数量型调控为主,开展利率调控对通货膨胀影响的研究缺乏必要的条件。2013年,中国货币政策开始向价格型转型,虽然在实践中出现了2次价格之谜现象(见图1),但学术界并未给予充分的关注,没有形成对价格之谜现象的系统性研究成果。

(二) 价格之谜成因

在实证方面,国外学者通过在VAR系统中添加不同影响因素,以解释价格之谜现象的成因。部分学者认为货币当局在政策操作中会参考某些重要信息调整对未来通货膨胀的预期,在模型设定中忽视这些信息将会导致价格之谜,在考虑了大宗商品价格、其他资产价格等信息因素后,价格之谜得到明显缓解(Chariv et al., 1995^[6]; Hanson, 2003^{[7]1386}); Brissimis 和 Magginas(2005)的研究也表明将前瞻性信息变量纳入VAR模型能成功缓解价格之谜^{[8]1225};也有学者从独特的切入视角阐释价格之谜成因,如Jung和Ryu(2020)发现美联储增加的信贷没有流入商业投资,而是流入衍生品市场,进而解释了美国的价格之谜现象^{[9]441}。

在理论层面,学者则通常用货币政策成本传导机制解释价格之谜现象的成因。如Henzel等(2009)构建新凯恩斯DSGE模型,发现货币政策的成本传导渠道能够解释紧缩性货币政策初期的通

^①2022年3月16日,美联储主席鲍威尔在新闻发布会中表示,美国通货膨胀水平仍远高于美联储2%的长期目标,可能需要比之前预期更长的时间才能恢复到价格稳定目标。据2022年3月国际货币基金组织的最新数据显示,美国通货膨胀率已高达8.54%,说明通胀预期正在成为现实。

货膨胀上升现象^{[10]268};王艺明和蔡昌达(2012)用中国季度数据以贝叶斯估计方法校准新凯恩斯DSGE模型,发现货币政策的价格之谜现象具有不确定性,取决于供给面效应与需求面效应的相对强弱^{[11]20}。

然而,现有文献主要以一国总价格水平验证价格之谜现象,因此在成因分析上也主要考察影响总物价水平的不同宏观经济因素。鲜有学者对构成物价指数的不同种类商品进行异质性分解,检验哪些种类的商品会存在更为严重的价格之谜现象,从而在商品类别层面考察价格之谜现象的成因。

(三)价格之谜缓解对策

数字金融发展可能会影响货币政策的调控效果,从而改变价格之谜现象的严重程度。但关于数字金融发展对货币政策的影响方向,国外学者持有不同观点。Mishra等(2014)认为,金融市场的完善将加速人们对货币政策做出反应,从而强化货币政策效果^{[12]117};而Mishra和Montiel(2013)则指出,金融市场的完善为人们提供了更多平衡货币政策冲击的选择,从而弱化货币政策效果^{[13]188}。因此,数字金融发展对货币政策调控效果的影响实际上具有两面性。

国内学者主要关注数字金融发展对货币政策的正面影响。方显仓和黄思宇(2020)认为法定数字货币的推行会使价格型货币政策的优势更加明显,推动货币政策转型^[14];战明华等(2020)证明了数字金融对货币政策利率渠道具有放大作用^{[3]22};段永琴和何伦志(2021a)的研究也表明数字金融在政策利率向市场利率的传导中发挥正向效应^{[15]136}。

然而,学者们对于数字金融的发展是否会缓解价格之谜现象的关注较少。国外学者对价格之谜现象的讨论主要集中在2010年以前,由于当时数字金融发展水平远不及当下,鲜有国外文献注意到数字金融与价格之谜之间的相关性;战明华等(2020)虽然提出了数字金融缓解价格之谜的“支付功能弱化”与“金融摩擦弱化”机制,但由于VAR模型难以匹配省级层面的数字金融数据,相关文献没有对机制的存在性进行实证检验^{[3]28-29}。

针对已有文献的不足,本文的边际贡献主要体现在如下方面:第一,在研究方法上,本文以面板固定效应模型研究价格之谜问题,相较于VAR模型,能够更好地匹配数字金融指数数据,丰富了这一研究领域的实证方法;第二,分析了价格之谜现象的原因,本文通过实证检验得出中国存在价格之谜现象,形成原因是提高利率会导致生活必需品价格显著上升,同时还验证了数字金融对价格之谜现象具有缓解效应,为相关研究提供了新的经验证据;第三,实证检验了数字金融缓解价格之谜现象的内在机制,为缓解价格之谜现象、提高价格型货币政策有效性提出最优政策路径。

三、理论分析与研究假设

货币政策理论通常从需求面分析货币政策的影响效果:当利率上升时,持有货币的机会成本增加,实体经济部门会因真实货币余额的减少而减少总需求,从而缓解通货膨胀问题。然而,需求面分析无法解释价格之谜现象的成因。因此,对价格之谜现象的研究通常从成本传导机制入手,Henzel等(2009)^{[10]268}、王艺明和蔡昌达(2012)^{[11]24}侧重从供给面分析货币政策效果。成本渠道的主要观点是:企业正常运营需要投入资本,而利率上升推动企业外部融资成本增加,由于劳动合约的存在,实际工资粘性,企业无法通过压低工资缓解成本压力,当价格粘性存在时,企业无法通过抬高商品价格将增加的成本转移给消费者,只能减少产量,当总供给的减少大于总需求的减少时,会推动通货膨胀上升;而当部分企业具有较为弹性的商品定价权时,则会通过抬高商品价格推动通货膨胀上升,这就是货币政策成本传导机制的分析思路。

此外,根据Barth和Ramey(2001)提出的货币政策成本渠道,货币政策操作在提高贷款利率后,在短期内主要通过成本渠道作用于供给曲线,使通货膨胀上升,出现价格之谜现象,在长期内传统理论的需求渠道才作用于需求曲线,使通货膨胀下降。因此,价格之谜是一种短期现象^{[16]199}。

基于上述理论分析,本文提出假设1。

假设1:利率上升在短期内造成通货膨胀上升,即存在价格之谜现象。

杨伟明等(2021)根据商品需求收入弹性的测算结果,将食品、衣着与医疗保健类商品划分为基本商品^{[17]16}。这些商品均为中国CPI篮子中的主要商品^①,是居民部门的必须日用消费品,需求不会随商品价格上涨而大幅减少。需求创造供给,当利率上升时,企业能够在一定范围内上调商品价格,将成本转移给消费者,从而推动生活必需品价格上升,并造成整体通货膨胀水平上升,引发价格之谜现象。而对于非生活必需品,如果企业上调商品价格,购买需求将会显著下降,故企业无法通过上调商品价格的方式将非生活必需品的成本转移给消费者。图2绘制了实证样本区间内贷款利率与食品和交通工具类商品价格指数间的动态关系,从图中可以发现,在多数时期,贷款利率与食品价格之间呈现明显的正相关性,而交通工具这一非生活必需品的价格与贷款利率间的联动性则较弱。基于上述理论分析与数据作证,本文提出假设2。

假设2:利率上升后,生活必需品的价格显著上升,是价格之谜现象的重要成因,而非生活必需品的价格则不会显著上升。

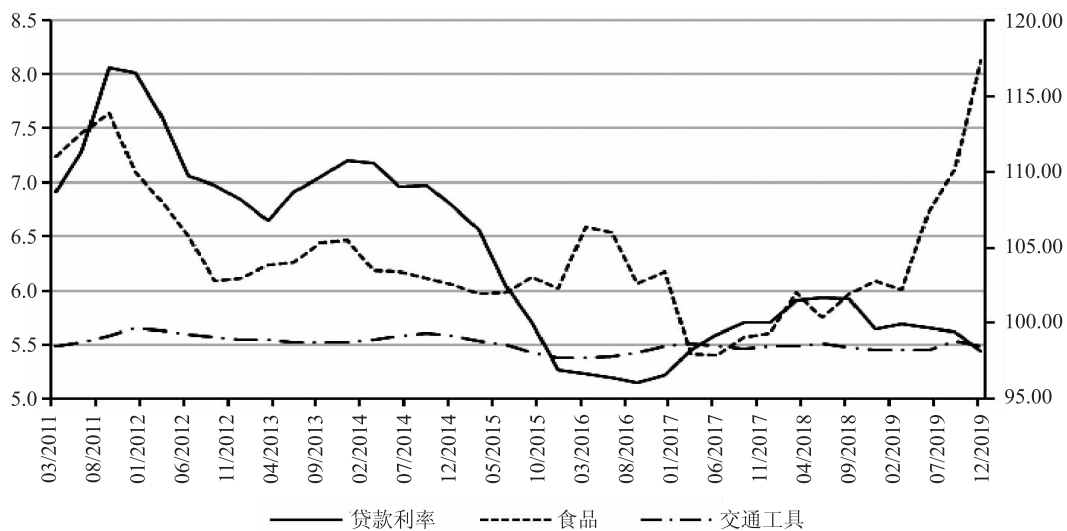


图2 贷款利率与食品类、交通工具类商品价格的动态关系

注:数据来源:CEIC数据库。

Mishra等(2014)、Mishra和Montiel(2013)等学者认为数字金融发展可能促进货币政策利率传导机制^{[12]117},也可能抑制利率传导机制发挥作用^{[13]187},但两种情形均能缓解价格之谜现象。首先,从数字金融发展促进货币政策利率传导机制的视角来看,数字金融发展促使货币流通速度加快,使总需求对货币政策做出迅速反应(战明华等,2020)^{[3]29}。当利率上升时,持有货币的机会成本上升,当货币流通速度足够快时,货币供应量的减少会迅速抑制总需求,从而加速符合理论预期的价格调整速度,使通货膨胀迅速下降,缓解紧缩性货币政策初期价格之谜现象;同时,数字金融可以通过“鲶鱼效应”促进中国金融市场的完善,使微观主体能够根据货币政策变化迅速调整其决策信息集,畅通的货币政策价格传导机制会进一步抑制价格之谜的产生(战明华等,2020)^{[3]29}。

其次,从数字金融发展抑制货币政策利率传导机制的视角来看,金融市场的完善为企业部门平滑货币政策冲击提供更好条件(Mishra and Montiel,2013)^{[13]188},减少企业对银行贷款的刚性需求。一方面,非正规金融部门的数字金融发展会增加金融服务的可得性,非正规金融市场的融资服务在一定程度上成为银行贷款的替代品。根据微观经济理论,一种商品价格上升会在减少对该商品需求的同时

^①2011年国家统计局将CPI各构成部分权重调整后:食品占31.79%,娱乐教育文化用品及服务占13.75%,医疗保健个人用品占9.64%。CPI各构成部分权重每年会进行微调,食品占比也在不断下降,但食品始终是CPI构成中权重占比最大的部分。

增加对其替代品的需求。当银行贷款利率上升时,企业会转而增加对非正规金融市场的融资需求,缓解贷款成本上升的影响,而无需通过提高商品价格进行成本转移,进而抑制通货膨胀的上升。但另一方面,非正规金融部门的数字金融发展会对银行造成“市场挤出效应”(段永琴和何伦志,2021b)^[18],当政策利率上升时,银行为减少客流损失,可能不会提高贷款定价利率,造成政策利率向市场利率的非对称传导,即政策利率下降能迅速推动市场利率降低,政策利率上升却无法及时拉动市场利率提高。如果央行通过监管措施强制要求银行根据政策利率调整贷款利率定价,为规避损失,银行也可能通过影子银行渠道将贷款业务从表内移到表外,规避监管要求(黄益平,2020)^[19]。上述情况均会通过抑制价格型货币政策调控作用来缓解价格之谜现象的产生。数字金融缓解价格之谜现象的逻辑示意图如图3所示。基于上述理论分析,本文提出假设3。

假设3:数字金融发展能显著缓解价格之谜现象。

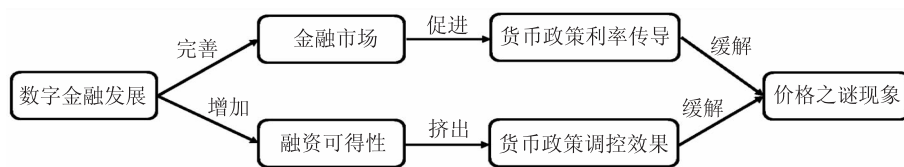


图3 数字金融缓解价格之谜的逻辑示意图

注:数据来源:CEIC数据库。

四、模型设定与变量说明

(一)模型设定

已有研究常选用时间序列数据,通过VAR系统检验价格之谜现象的存在性与产生机制(Hanson, 2003^[7]¹³⁸⁵;王志伟和吴诗锋,2012^[2]⁷⁵),但存在两点缺陷:首先,由于VAR系统存在“维度诅咒”现象,待估系数过多会使得样本容量相对过小,增大估计误差,降低预测精度,因此,VAR模型中通常仅包含为数不多的几个变量;再者,VAR模型难以匹配省级层面的数字金融指数数据,在检验数字金融是否能缓解价格之谜现象时存在操作困难。因此,为了在模型中尽可能多地控制通货膨胀的可能影响因素,并将数字金融纳入研究框架,本文借鉴池光胜(2015)和彭方平等(2016)的思路^[20-21],采用面板数据估计方法研究通货膨胀问题。

本文的核心解释变量之一数字金融指数只有年度数据,段永琴和何伦志(2021a)在使用月度省际面板数据进行实证检验时,将该指数某一年的数据视同在该年度各月的取值^[15]¹³⁷。但本文认为这种处理方式可能会造成估计结果存在偏差,因此参照一般做法(钱海章等,2020;聂秀华等,2021)^[22-23],采用年度面板数据进行实证研究。由于数字金融指数数据始于2011年,且本文的核心解释变量各省份贷款利率仅公布到2019年,故本文选用2011年至2019年中国30个省份的年度省际面板数据进行实证研究,数据来源为Wind和CEIC数据库。

需要说明的是,由于数据可得性的限制,本文的样本区间为2011—2019年,而这段时间里中国物价整体表现稳定,并未出现明显的物价水平上涨的通货膨胀现象。这段时间里面,CPI每年涨幅均低于3%,即处于物价平稳运行的范围内,满足货币政策“稳定物价”的目标区间。有必要对在这一“物价平稳区间”内研究价格之谜现象的合理性做出说明。

事实上,价格之谜现象并非强调物价水平的明显上升,而是关注货币政策变动后,通货膨胀水平与货币政策同向还是反向变动。因此,在物价平稳运行区间内依然可能存在价格之谜现象。以美国的研究为例,图4为1989年以来美国的通货膨胀水平,自1989年以来,除1990年美国的通货膨胀高于5%外,多数年份的通货膨胀水平均低于3%。Brissimis和Magginas(2005)以美国1989—2001年间的发现发现了价格之谜现象的存在性^[8]¹²²⁵,而除1990年外,这一区间实际上处于物价平稳运行的范

围。Jung 和 Ryu(2020)以美国 2000—2014 年间的的数据亦发现了价格之谜现象的存在性^{[9]441},这一区间更是鲜有通货膨胀高于 3% 的情况。因此,价格之谜的现象存在的前提并非是物价水平明显上涨。本文的样本区间选取具有合理性。

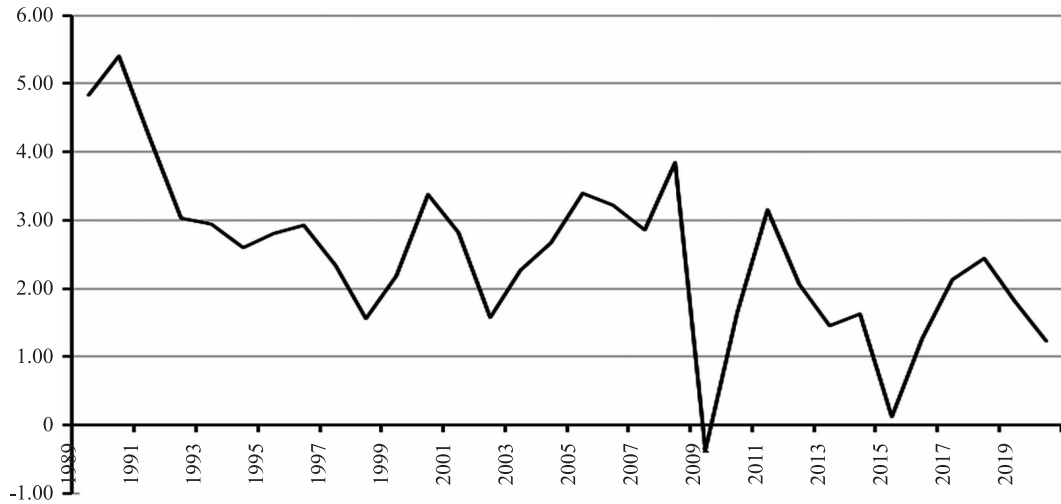


图 4 1989 年以来美国的通货膨胀水平

注:数据来源:世界银行。

为验证价格之谜现象的存在性,构建如下模型:

$$inflation_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 LR_{i,t} + \rho Z_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, $inflation_{i,t}$ 为被解释变量,即各省份历年通货膨胀; $LR_{i,t}$ 为本文核心解释变量,各省份贷款利率; $Z_{i,t}$ 为其他控制变量; α_0 为常数项; α_1 、 ρ 为对应变量的系数; $\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项; i,t 分别为省份和年份。如果中国确实存在价格之谜现象,则 α_1 显著为正。在基准回归中,采用固定效应模型估计式(1),为进一步缓解内生性问题,用工具变量法重新进行估计。

本文构建模型检验价格型货币政策与通货膨胀间的同期关系,而经典理论认为货币政策对通货膨胀的影响存在时滞性,因此货币政策与通货膨胀间亦可能存在滞后关系,有必要对构建同期因果关系的合理性做出说明。

事实上,在传统理论以及实际操作中,货币政策与物价变化间的关系确实存在滞后性。然而,正是由于传统理论无法解释价格之谜现象,才有了货币政策成本渠道的发展。在理论分析部分可知,根据 Barth 和 Ramey(2001)提出的货币政策成本渠道,价格之谜是一种短期现象^{[16]200}。实际上,货币政策推动贷款利率上升后,企业的贷款成本是在当期同步增加的,因此贷款利率与通货膨胀的短期价格之谜是当期因果关系。正因为如此,以中微观数据检验价格之谜现象的研究通常均设定贷款利率与价格水平间的当期因果计量模型,而未考虑解释变量滞后多期的问题。如彭方平和连玉君(2010)即设定当期计量模型检验价格之谜的成本渠道^[24];齐杨和柳欣(2011)也以当期模型检验价格之谜现象的成本渠道^{[25]9}。因此,本文检验利率与通货膨胀间的同期因果关系具有合理性。

另一值得研究的问题是“短期”的长度。在经典 VAR 模型框架下,通货膨胀对利率水平上升的脉冲响应在短期内为正,这一时间段一般在两年左右。因此,利率上升与通货膨胀上涨之间不仅存在同期因果关系,也可能存在滞后影响。为探究价格之谜现象的持续时间,本文进一步对利率进行多期滞后,以检验价格型货币政策的动态效应。

已有研究通常用交互效应模型研究数字金融对某一现象的促进或抑制作用,如付争和王皓(2021)构建交互效应模型发现数字金融发展抑制了银行业的垄断性而促进了银行业的盈利能力^[26],为进一步研究数字金融是促进还是抑制了价格之谜现象,构建交互效应模型如下所示:

$$inflation_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 LR_{i,t} + \beta index_{i,t} + \gamma LR_{i,t} \times index_{i,t} + \rho Z_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中, $index_{i,t}$ 为数字金融指数; $LR_{i,t} \times index_{i,t}$ 为各省份贷款利率与数字金融指数的交乘项; β, γ 为对应变量的系数; i, t 分别为省份和年份。如果数字金融能缓解价格之谜现象, 则 α_1 与 γ 的符号相反, 即 γ 显著为负。在基准回归中, 采用固定效应模型估计式(2), 为进一步缓解内生性问题, 用系统 GMM 方法进行重新估计。

(二) 变量选取

1. 被解释变量

通货膨胀: 多数研究使用 CPI(消费者价格指数) 衡量通货膨胀。本文借鉴吴海民(2018)的做法, 选用各省份 CPI 指数(上一年 = 100)来度量通货膨胀^{[27]5}。

2. 核心解释变量

(1) 贷款利率: 参考郭豫媚等(2018)的做法, 根据央行公布的各省份人民币贷款利率浮动区间占比数据计算出各省份贷款利率^[28]。

(2) 数字金融: 参考通常做法, 采用北京大学数字金融研究中心和蚂蚁金服集团共同编制的数字普惠金融指数度量各省份数字金融发展状况(郭峰等, 2020)^{[29]1401}。

3. 控制变量

(1) 失业率: 根据菲利普斯曲线, 通货膨胀与失业率之间存在负向替代关系, 本文使用城镇登记失业率作为衡量指标(刘来会和范洪敏, 2018)^{[30]101}。

(2) 对外开放度: 根据蒙代尔 - 弗莱明模型, 通货膨胀会受到国内外因素的共同影响, 池建宇(2006)的研究表明对外开放度是中国通货膨胀的重要影响因素, 本文用各省份进口占进出口总额的比重作为衡量指标^[31]。

(3) 政府税率: 税收调控是政府控制通货膨胀的重要手段之一, 本文以财政收入占各省份生产总值的比重作为衡量指标(陆前进, 2015)^{[32]73}。

(4) 经济增长率: 根据费雪方程式, 在货币流通速度基本保持不变的假设下, 通货膨胀与经济增长之间存在较为稳定的函数关系, 本文以各省份生产总值增长率作为衡量指标(吴海民, 2018)^{[27]6}。

(5) 财政支出: 在凯恩斯理论体系中, 政府财政支出是社会总需求的重要组成部分, 会从需求面影响通货膨胀水平, 本文以政府支出占各省份生产总值的比重作为衡量指标(陆前进, 2015)^{[32]73}。

表 2 为变量描述与选取依据的汇总, 表 3 为各变量的描述性统计情况。方差膨胀因子检验结果表明, 控制变量的最大 VIF 为 1.98, 可认为本文选取各控制变量间不存在严重的多重共线性问题。

表 2 变量描述与选取依据

变量	变量描述	变量选取依据	数据来源
通货膨胀	各省份 CPI 指数(上一年 = 100)	吴海民(2018)	CEIC 数据库
贷款利率	$LR_t = LRB_t \times \sum_k [0.5 \times (a_k + b_k) S_t^k]$	郭豫媚等(2018)	Wind 数据库
数字金融	各省份数字金融总指数	郭峰等(2020)	《北京大学数字普惠金融指数》
失业率	城镇登记失业率	刘来会和范洪敏(2018)	Wind 数据库
对外开放度	各省份进口占进出口总额比重	池建宇(2006)	CEIC 数据库
政府税率	财政收入占各省份生产总值比重	陆前进(2015)	CEIC 数据库
经济增长率	各省份生产总值增长率	吴海民(2018)	CEIC 数据库
财政支出	政府支出占各省份生产总值比重	陆前进(2015)	CEIC 数据库

表3 描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
通货膨胀	270	102.515	1.230	100.567	106.300
贷款利率(%)	270	6.467	0.998	4.468	8.857
数字金融	270	203.358	91.567	18.330	410.280
失业率(%)	270	3.257	0.648	1.210	4.470
对外开放度(%)	270	49.324	14.948	20.228	83.386
政府税率(%)	270	31.457	13.460	12.456	84.483
经济增长率(%)	270	10.239	4.941	-3.950	25.987
财政支出(%)	270	12.088	8.017	-11.788	45.285

五、实证结果分析

(一)模型(1)的基本回归结果

表4汇报了模型(1)的估计结果,(1)列只加入贷款利率变量,系数在1%的显著性水平下显著为正;(2)列加入控制变量后,贷款利率系数有所下降,但仍在1%的水平上显著为正, R^2 由0.304提高至0.676,模型解释力度提高,说明中国确实存在价格之谜现象,且本文控制变量的选取较为合理。

表4 模型(1)的基本回归结果

变量	未加入控制变量(1)	控制全部变量(2)
贷款利率	0.747 ^{***} (0.036)	0.218 ^{***} (0.059)
失业率		-0.126 (0.169)
对外开放度		0.022 (0.013)
政府税率		-0.046 ^{**} (0.019)
经济增长率		0.138 ^{***} (0.020)
财政支出		0.033 ^{***} (0.008)
常数项	97.687 ^{***} (0.232)	100.066 ^{***} (1.166)
固定效应	控制	控制
样本量	270	270
R^2	0.304	0.676

注:***、**分别表示通过1%、5%的显著性检验,括号内为稳健标准误。

(二)稳健性检验

为进一步证明研究结论的稳健性,本文进行了一系列的稳健性检验。表5汇报了稳健性检验结果。(1)列汇报了随机效应模型的估计结果,以检验更换估计方法是否会对主要结论产生影响;2019年8月的LPR改革可能对价格型货币政策效果产生显著影响,(2)列剔除2019年的数据以排除LPR改革的影响;(3)列将贷款利率进行差分处理,以进行替换解释变量的稳健性检验。在更换估计方法、样本区间与解释变量后,本文主要结果亦未发生变化,表明本文的研究结论较为稳健。

表5 稳健性检验

被解释变量	CPI(1)	CPI(2)	CPI(3)
稳健性处理方法	更换估计方法	更换样本区间	更换解释变量
贷款利率	0.238 *** (0.180)	0.217 *** (0.072)	0.084 *** (0.047)
控制变量	控制	控制	控制
样本量	270	240	180

注:***表示通过1%的显著性检验,括号内为稳健标准误。

图5进一步汇报了PVAR模型的脉冲响应结果,从图中可以发现,对贷款利率施加正向冲击后,通货膨胀水平在最初的两年有所上升,说明了短期价格之谜现象的存在性,随后物价水平出现较大幅度的下降,持续期在三年以上,表明紧缩型货币政策发挥了抑制物价水平的作用。

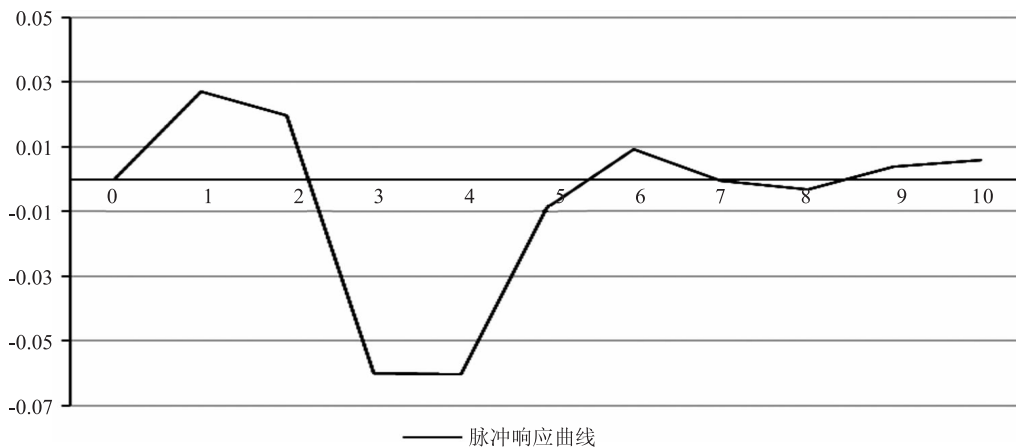


图5 PVAR模型的稳健性检验

以上模型均使用年度数据研究价格之谜现象,可能导致数据过于平滑,实际上,以月度、季度数据研究价格之谜现象亦存在其局限性。中国的通货膨胀水平在年内一般存在“两头高、中间低”的小周期,这一现象与中国的节日效应有关。故应用月度、季度数据时需要进行季节调整,然而季节调整只能缓解小周期效应,无法根除,且不同季节调整方法的选用也会导致估计偏差,影响实证结果的稳健性。而年度数据则可以避免通货膨胀的“年内小周期”效应。

为了进一步说明本文实证结果的稳健性,本文参考经典文献的方法,在VAR模型框架下以宏观季度数据重新验证价格之谜现象的存在性。为与本文样本区间的起始时间保持一致,以2011年第一季度至2021年第二季度的数据构建VAR模型,检验结果如图6所示。脉冲响应结果表明,样本区间内确实存在短期价格之谜现象,本文的研究结论具有稳健性。

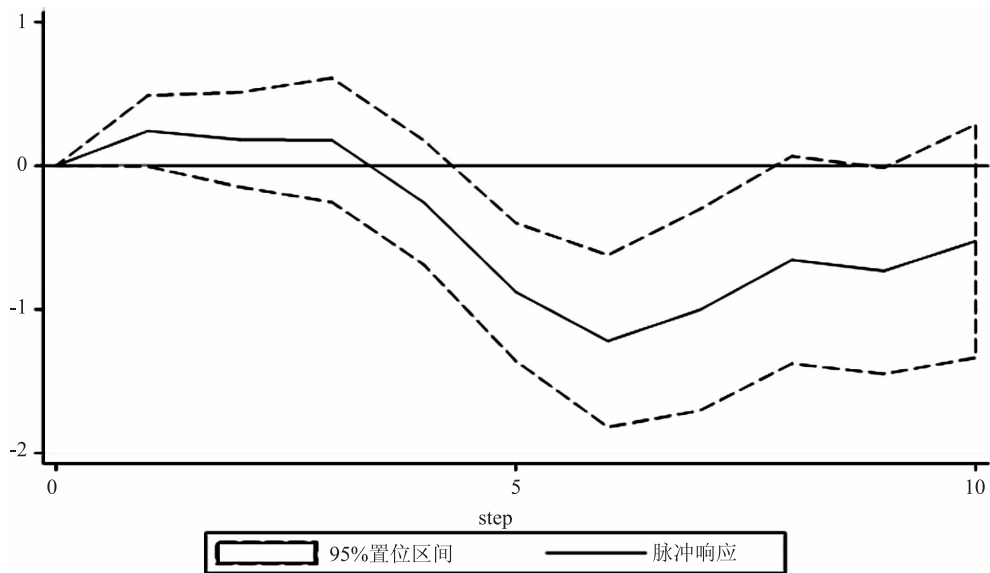


图6 VAR模型的稳健性检验

进一步将样本区间拉长,以2008年第四季度至2021年第二季度的数据构建VAR模型,检验结果如图7所示。脉冲响应结果表明,在拉长样本区间后,短期价格之谜现象依然存在。进一步分析可知,2008—2011年期间中国出现了明显的物价波动,2008、2010、2011年均出现CPI年涨幅大于3%的情况。然而,将这一时间段的数据纳入VAR模型后,价格之谜现象的显著性反而有所下降,未通过95%的置信区间,进一步说明了价格之谜现象与物价水平的明显上涨并无直接联系,在物价水平平稳运行区间亦存在价格之谜现象。

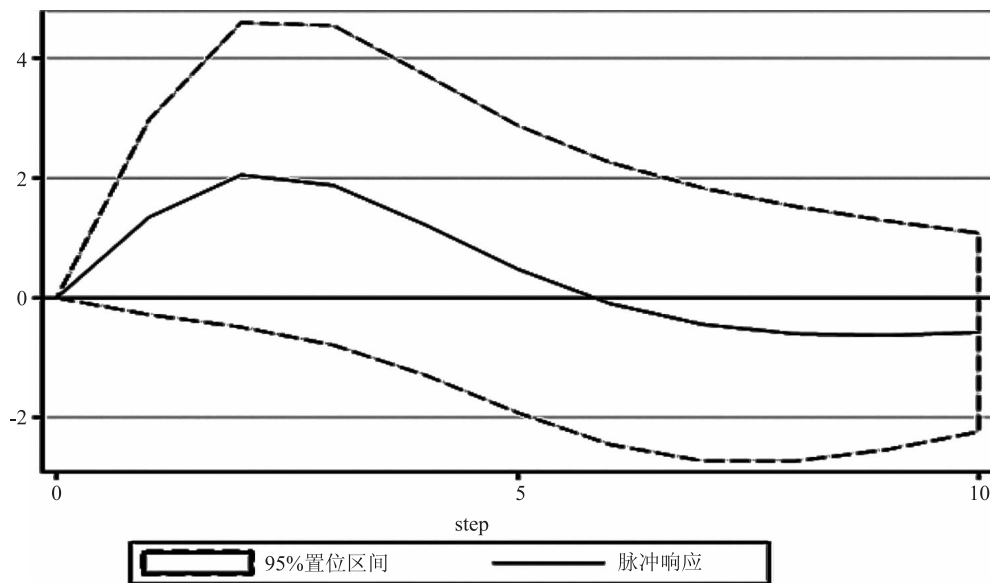


图7 拉长样本区间的稳健性检验

事实上,中国货币政策调控框架于2013年开始逐渐向价格型调控转型,价格型货币政策的影响力提升才是价格之谜现象凸显的主要原因。图7虽然纳入了物价水平明显波动的2008—2011年的数据,但此阶段中国仍以数量型货币政策为主,价格型货币政策对通货膨胀的影响效果不及2013年以后。因此,新数据的纳入反而使得脉冲响应结果的显著性有所下降,这也进一步说明了本文在货

币政策由数量型向价格型转型背景下研究价格型货币政策价格之谜现象的合理性。

(三)内生性讨论

通货膨胀与利率之间可能存在反向因果关系,模型也可能存在遗漏变量问题,导致潜在的内生性问题。为进一步克服内生性问题造成的估计结果偏差,本文以各省份年度存款余额作为工具变量进行IV工具变量估计。一方面,存款余额作为银行发放贷款的主要资金来源,会通过影响贷款供给进而影响均衡贷款利率,因此工具变量满足相关性;另一方面,本期存款余额不会直接影响通货膨胀水平,只会通过影响内生解释变量均衡贷款利率而间接影响通货膨胀,反而是上一期通货膨胀会通过改变持有现金的机会成本而影响本期存款余额,因此工具变量的外生性条件得到满足。表6汇报了工具变量估计结果。从第一阶段估计结果可以看出,工具变量显著影响贷款利率,且F值大于10,表明本文选取的工具变量较符合要求。第二阶段的估计结果显示,主要解释变量的系数方向与显著性均未出现明显变化,表明本文的研究结论较为稳健。

为进一步增加工具变量选用的稳健性,表6后两列又选用上一年存款余额作为工具变量。上一年存款余额作为本年度银行发放贷款的主要资金来源,会影响均衡贷款利率,工具变量相关性得到满足,且第一阶段的F值也大于10。上一期存款余额不会直接影响本期通货膨胀水平,只会通过影响内生解释变量均衡贷款利率而间接影响通货膨胀,而本期的通货膨胀显然无法影响上一期的存款余额,工具变量的外生性得到满足。从表6可以看出,在更换工具变量后,主要解释变量的系数方向与显著性仍未出现明显变化。

表6 工具变量估计结果

	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
存款余额	0.042** (0.019)			
上一年存款余额			0.041** (0.018)	
贷款利率		1.390* (0.823)		1.532* (0.845)
控制变量	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	270	270	270	270
F值	16.743		16.786	

注:**、*分别表示通过5%、10%的显著性检验,括号内为稳健标准误。

(四)动态效应检验

Barth和Ramey(2001)提出的货币政策成本渠道表明,货币政策操作在提高贷款利率后,在短期内主要通过成本渠道作用于供给曲线,使通货膨胀上升,出现价格之谜现象,在长期内传统理论的需求渠道才作用于需求曲线,使通货膨胀下降^{[16]200}。因此,价格之谜是一种短期现象。为证实这一观点,本文对核心解释变量贷款利率进行多期滞后,检验动态效应的影响,结果如表7所示。从表中可以发现,在利率上升后的当期和下一期,贷款利率的系数均显著为正,在滞后两期后系数开始显著为负。说明价格之谜确实是一个短期现象,这一实证结果也与齐杨和柳欣(2011)的研究结论相一致:即成本渠道在短期发挥作用引发价格之谜现象,需求渠道在长期发挥作用^{[25]9}。

表7 动态效应检验

	当期	滞后一期	滞后两期
贷款利率	0.218*** (0.059)	0.203** (0.096)	-0.332*** (0.070)
控制变量	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制
样本量	270	240	210

注:***、**分别表示通过1%、5%的显著性检验,括号内为稳健标准误。

(五) 价格之谜成因分析

由理论分析部分可知,居民部门对生活必需品的需求对价格缺乏弹性,企业能够通过提高这部分商品价格将成本转移给消费者,并推动整体通货膨胀水平上升,引发价格之谜现象。为进一步检验上述分析是否是价格之谜现象的重要成因,表8汇报了利率上升对不同类别商品价格指数的异质性影响。从表中可以发现,利率上升后,食品与教育价格在5%的显著性水平上显著增加,这说明居民部门的食品与教育需求对价格最为缺乏弹性。由于食品在CPI篮子中的比重最高,在2011年占比高达31.79%,食品价格上升会推动整体通货膨胀水平上升,从而引发价格之谜现象。同时可以发现,虽然利率上升后,医疗保健与居住价格也有所升高,但没有通过10%的显著性水平。这可能是由于企业部门对此类商品的调价范围有限,也可能是由于居民部门对此类商品缺乏弹性的程度较小。相比之下,在利率上升时,旅游和交通工具等非生活必需品的价格则有所下降,说明当居民部门的商品需求对价格富有弹性时,企业确实无法通过提高价格将成本转移给消费者。上述分析表明,利率上升后生活必需品的价格显著上升是中国价格之谜现象的重要成因。

表8 价格之谜成因分析

	食品	教育	医疗保健	居住	旅游	交通工具
贷款利率	0.955** (0.357)	1.464** (0.663)	0.222 (0.370)	0.186 (0.340)	-0.511 (0.685)	-0.543 (0.459)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	270	270	270	270	270	270
R ²	0.900	0.034	0.370	0.198	0.141	0.008

注:**表示通过5%的显著性检验,括号内为稳健标准误。

六、进一步分析

(一) 模型(2)的基本回归结果

第四部分的实证结果表明,中国确实存在价格之谜现象。为进一步研究数字金融是否能缓解价格之谜现象,表9汇报了模型(2)的估计结果,(1)列加入了贷款利率、数字金融指数、贷款利率与数字金融指数的交乘项,并控制了时间固定效应,贷款利率系数在5%的水平上显著为正,与表4对比发现,在加入交乘项后,R²由0.676提高至0.868,模型解释力度显著提高,说明交乘项确实是影响通货膨胀水平的重要解释变量,且系数在5%的显著性水平下显著为负,说明利率上升时,随着数字金融发展水平的提升,通货膨胀会上升的更少,即数字金融能缓解价格之谜现象。(2)列进一步加入其他控制变量后,上述结论亦未发生变化。

表9 模型(2)的基本回归结果

变量	未加入控制变量(1)	控制全部变量(2)
贷款利率	0.286** (0.126)	0.260** (0.124)
数字金融	-0.000 (0.004)	-0.002 (0.005)
利率×数字金融	-0.001** (0.000)	-0.001** (0.000)
失业率		0.133 (0.132)
对外开放度		0.005 (0.006)
政府税率		-0.006 (0.013)
经济增长率		0.031** (0.020)
财政支出		0.002 (0.005)
常数项	103.562*** (0.911)	102.581*** (1.388)
省份固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
样本量	270	270
R ²	0.868	0.859

注：***、**分别表示通过1%、5%的显著性检验,括号内为稳健标准误。

(二)内生性讨论

与前文不同的是,相比于贷款利率与通货膨胀,数字金融指数与通货膨胀水平间的内生性问题较小。首先,数字金融发展需要一定的技术条件支持,不太可能受到一个地区通货膨胀水平的影响;再者,从表9中可以发现,数字金融的系数不显著,说明数字金融的发展本身并不会显著影响一个地区的通货膨胀程度。理论分析部分表明,数字金融只会通过影响货币政策利率传导机制和金融市场的完善程度而缓解价格之谜现象。

但是,为了缓解可能存在的内生性问题,本文还是借鉴刘来会和范洪敏(2018)的处理方法,用GMM估计缓解内生性问题^{[30]102}。由于本文的样本量较少,差分GMM会导致样本量进一步损失,故选用系统GMM方法进行估计,同时对数字金融指数进行对数化处理,以提高系数的经济含义。表10汇报了系统GMM估计结果。其中,(1)列未加入控制变量,(3)列应用collapse选项进一步将工具变量处理成标准工具变量,三列均采用两步法估计。在动态面板中,加入了被解释变量的滞后二阶作为解释变量,AR(2)的P值均超过10%的显著性水平,不能拒绝“扰动项不存在二阶序列自相关”的原假设,表明符合使用GMM的条件;Sargan统计量的P值也均可以接受“所有工具变量都有效”的原假设,表明系统GMM的估计结果是可信的。在缓解了内生性问题后,主要解释变量的系数方向均未出现明显变化,显著性有所提高,表明本文的研究结论较为稳健。

表 10 系统 GMM 估计结果

	未加入控制变量(1)	控制全部变量(2)	工具变量标准化(3)
贷款利率	8.158 *** (0.344)	6.371 *** (1.041)	3.423 * (1.727)
数字金融	11.268 *** (0.386)	8.903 *** (1.112)	5.604 *** (2.060)
利率 × 数字金融	-1.577 *** (0.063)	-1.246 *** (0.196)	-0.615 * (0.333)
通货膨胀滞后一期	0.525 *** (0.026)	0.534 *** (0.066)	0.318 ** (0.121)
通货膨胀滞后二期	0.309 *** (0.012)	0.346 *** (0.222)	0.306 *** (0.056)
控制变量	未控制	控制	控制
AR(1)	0.001	0.006	0.006
AR(2)	0.886	0.282	0.108
Sargan	0.149	0.271	0.933
样本量	210	210	210

注:***、**、* 分别表示通过 1%、5%、10% 的显著性检验,括号内为稳健标准误。

(三)分地区检验

表 11 分地区回归结果

	东部	中部	西部
贷款利率	0.429 (0.350)	0.685 (0.487)	0.806 *** (0.229)
数字金融	0.012 (0.009)	0.014 (0.011)	0.019 ** (0.006)
利率 × 数字金融	-0.003 * (0.001)	-0.002 (0.001)	-0.003 *** (0.001)
控制变量	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制
样本量	99	72	99
R ²	0.797	0.702	0.519

注:***、**、* 分别表示通过 1%、5%、10% 的显著性检验,括号内为稳健标准误。

为进一步分析数字金融缓解价格之谜现象的地区差异,参考杨伟明等(2021),将 30 个省份划分为东部、中部和西部地区^①,进行分样本检验^{[17][20]}。分地区检验结果表明,价格之谜现象在不同地区均有所体现,贷款利率系数由东部至西部逐步增加,且在西部地区通过 1% 的显著性水平,见表 11。表

^①其中,东部共 11 个地区,包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南;中部共 8 个地区,包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南;西部共 11 个地区,包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆。

明越靠近东部,货币政策的实施效果越好,价格之谜现象越弱。可能的原因是东部地区经济较为发达,居民金融知识水平较高,对金融变量的反应更加灵敏,货币政策调控效果能够快速显现。数字金融的发展则提高了西部地区金融可得性,居民的金融市场参与度上升有利于加快对货币政策的反应速度,显著缓解了西部地区的价格之谜现象。这一结果也表明战明华等(2020)提出的数字金融缓解价格之谜的机制具有合理性^{[3]28-29}。

(四)数字金融缓解价格之谜的机制分析

为进一步分析数字金融缓解价格之谜现象的内在机制,参考杨伟明等(2021),将数字金融指数细分为覆盖广度、使用深度与数字化程度三个维度^{[17]19},以检验数字金融发展主要通过何种维度缓解了价格之谜现象。

表 12 数字金融缓解价格之谜的机制分析

	东部			中部			西部		
贷款利率	0.432 (0.333)	0.361 (0.341)	0.423 (0.311)	0.802 (0.425)	0.601 (0.398)	0.260 (0.371)	0.912*** (0.216)	0.336** (0.135)	0.615* (0.316)
覆盖广度	0.011 (0.009)			0.019 (0.012)			0.024*** (0.007)		
利率× 覆盖广度	-0.002 (0.001)			-0.002 (0.001)			-0.003*** (0.001)		
使用深度		0.010 (0.009)			0.012 (0.009)			0.006 (0.005)	
利率× 使用深度		-0.002 (0.001)			-0.002 (0.001)			-0.001 (0.001)	
数字化程度			0.012* (0.006)			0.002 (0.006)			0.010 (0.006)
利率× 数字化程度			-0.003** (0.001)			-0.001 (0.001)			-0.002* (0.000)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	99	99	99	72	72	72	99	99	99
R ²	0.624	0.633	0.683	0.737	0.727	0.728	0.772	0.758	0.763

注:***、**、*分别表示通过1%、5%、10%的显著性检验,括号内为稳健标准误。

从表 12 可知,与前面的分析一致,价格之谜现象由东部至西部逐渐加强,且在西部地区均至少通过 10% 的显著性水平;而贷款利率与三个维度的数字金融指标间的交乘项系数均为负,表明数字金融对价格之谜现象具有缓解作用。这一结果表明本文的研究结论具有较强的稳健性。

进一步分析可以发现,数字金融覆盖广度与数字化程度的加深显著缓解了西部地区的价格之谜现象。战明华等(2020)的分析表明,居民的金融市场参与度上升有利于加快对货币政策的反应速度^{[3]29},数字金融覆盖广度与数字化程度的提升显著缓解了西部地区一级数字鸿沟问题^①,同时,由于数字金融的普惠性,相比于传统金融服务,能够更好地服务于小微、三农、扶贫等普惠金融重点领域(李均锋,2019)^[33],极大提升了西部地区居民的金融市场参与度,使其能够对货币政策的变化做出更

①一级数字鸿沟指居民对数字服务的可获得性;二级数字鸿沟指居民对数字服务的使用能力差异。

快的反应,从而缓解了价格之谜现象。但同时也可以发现,理应发挥缓解价格之谜效应的数字金融使用深度却未见成效,表明西部地区的二级数字鸿沟问题依然存在,即居民对数字金融的利用水平仍然较低。

而中部、东部地区的数字金融发展基础较好,居民的金融市场参与度更高,价格之谜现象也较弱,因此数字金融覆盖广度与使用深度的提高没有进一步发挥对价格之谜的缓解效应。东部地区是中国数字金融发展水平最好的地区(郭峰等,2020)^[29]¹⁴¹⁵,数字化程度位居全国前列,并且居民金融知识水平较高,对金融变量的反应更加灵敏,金融数字化程度的加深对价格之谜现象的缓解效应要明显优于其他地区。

七、结论与政策启示

本文利用中国30个省份2011—2019年度面板数据,实证检验中国价格之谜现象的存在性和原因,以及数字金融对价格之谜是否具有缓解效应,并得出如下结论:第一,中国在货币政策进行价格型转型后存在价格之谜现象,且在西部地区更为严重,货币政策在东部地区的实施效果更好;第二,利率上升后生活必需品的价格显著上升是价格之谜现象产生的重要成因;第三,数字金融发展对价格之谜具有缓解作用,且通过提升数字金融覆盖广度与数字化程度,对西部地区具有更强的缓解效应。

本文的研究结论具有如下政策启示:

第一,国际经验与本文的结果均表明,价格之谜现象是价格型货币政策操作中无法忽视的异象,这关系到货币政策操作能否精准传导至最终目标。在货币政策实施过程中,必须考虑到这一异象,谨慎调整操作幅度,避免紧缩性货币政策促使通货膨胀水平上升。同时,央行沟通行为能有效降低通货膨胀(孙艳梅等,2020)^[34],央行应注重预期管理工具的使用,通过公开承诺保证货币政策的稳定性和持续性(梁斯和郭红玉,2016)^[35]。

第二,食品在CPI篮子中的比重最高,并且是价格之谜现象产生的重要成因。同时,农业、畜牧业也是银行难以服务到的长尾客群,应发挥数字金融优势,逐步覆盖长尾客群,从根源上解决由成本转移引发的价格之谜现象。一是可以借助供应链金融,以上游企业信用为下游农户牧民做担保,发放信用贷款;二是可以拓宽抵押品范围,将牧场、种植园等农牧民禀赋纳入抵押品;三是发挥数字金融服务长尾客群的信息优势,逐步降低其信贷获取成本,缓解价格之谜现象。

第三,数字金融发展能够缓解价格之谜现象,提高中国价格型货币政策的有效性。与东部地区相比,金融欠发达地区的价格之谜现象更为严重,且这些地区本身的数字金融发展水平也更低,推进数字金融发展会对价格之谜现象产生更强的缓解效应。现阶段中国数字金融发展不平衡的现象依然存在,要进一步通过东西部联动、对口支援、人才引进、政策引导等方式使金融资源向欠发达地区倾斜,逐步覆盖数字金融的最后一公里。同时,二级数字鸿沟的存在也使得欠发达地区的居民对数字金融的使用能力欠缺,应通过数字金融知识培训、教育改革等方式进一步提高居民的金融利用水平。

参考文献:

- [1] Sims A C. Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy [J]. *European Economic Review*, 1992, 36(5): 975 - 1000.
- [2] 王志伟,吴诗锋. 两部门开放经济中的货币政策冲击——兼论汇率和价格之谜[J]. *经济学家*, 2012, (2): 75 - 82.
- [3] 战明华,汤颜菲,李帅. 数字金融发展、渠道效应差异和货币政策传导效果[J]. *经济研究*, 2020, 55(6): 22 - 38.
- [4] 杨小军. 中国货币政策传导的行业效应研究——基于利率政策的经验分析[J]. *上海财经大学学报*, 2010, 12(4): 50 - 57.
- [5] 李智,李伟军,高波. 紧缩性货币政策与房地产市场的价格之谜——基于VAR模型和符号约束VAR模型比较[J]. *当代经济科学*, 2013, 35(6): 33 - 42, 123.

- [6] Chariv V V, Christiano L J, Eichenbaum M. Inside Money, Outside Money and Short – term Interest Rates[J]. Journal of Money, Credit and Banking, 1995, 27 (4) :1354 – 1386.
- [7] Hanson M S. The “Price Puzzle” Reconsidered [J]. Journal of Monetary Economics, 2003, 51 (7) :1385 – 1413.
- [8] Brissimis S N, Magginas N S. Forward – looking Information in VAR Models and the Price Puzzle[J]. Journal of Monetary Economics, 2005, 53 (6) :1225 – 1234.
- [9] Jung C, Ryu J E. The Price Puzzle Revisited[J]. Applied Economics Letters, 2020, 27 (6) :441 – 446.
- [10] Henzel S, Hülsewig O, Mayer E, et al. The Price Puzzle Revisited: Can the Cost Channel Explain A Rise in Inflation after A Monetary Policy Shock? [J]. Journal of Macroeconomics, 2009, (2) :268 – 289.
- [11] 王艺明, 蔡昌达. 货币政策的成本传导机制与价格之谜——基于新凯恩斯主义 DSGE 模型的研究[J]. 经济学动态, 2012, (3) :14 – 25.
- [12] Mishra P, Montiel P, Spilimbergo A. Monetary Policy and Bank Lending Rates in Low – income Countries: Heterogeneous Panel Estimates[J]. Journal of Development Economics, 2014, 111 (6) :117 – 131.
- [13] Mishra P, Montiel P. How Effective is Monetary Transmission in Low – income Countries? A Survey of the Empirical Evidence[J]. Economic Systems, 2013, 37 (2) :187 – 216.
- [14] 方显仓, 黄思宇. 数字货币与中国货币政策转型[J]. 学术论坛, 2020, 43 (2) :91 – 101.
- [15] 段永琴, 何伦志. 数字金融对中国货币政策利率传导机制有效性的影响[J]. 统计与决策, 2021a, 37 (9) :136 – 139.
- [16] Barth M, Ramey V. The Cost Channel of Monetary Transmission[J]. NBER Macroeconomics Annual, 2001, 16:199 – 240.
- [17] 杨伟明, 粟麟, 孙瑞立, 等. 数字金融是否促进了消费升级? ——基于面板数据的证据[J]. 国际金融研究, 2021, (4) :13 – 22.
- [18] 段永琴, 何伦志. 数字金融与银行贷款利率定价市场化[J]. 金融经济研究, 2021b, 36 (2) :18 – 33.
- [19] 黄益平. 金融改革的经济学分析[J]. 新金融, 2020, (5) :4 – 10.
- [20] 池光胜. 人口年龄结构转变对通货膨胀的影响研究——基于巴萨效应的视角[J]. 国际金融研究, 2015, (12) :11 – 24.
- [21] 彭方平, 周先波, 连玉君, 等. 垄断与通货膨胀:理论与证据[J]. 金融研究, 2016, (5) :19 – 34.
- [22] 钱海章, 陶云清, 曹松威, 等. 中国数字金融发展与经济增长的理论与实证[J]. 数量经济技术经济研究, 2020, 37 (6) :26 – 46.
- [23] 聂秀华, 江萍, 郑晓佳, 等. 数字金融与区域技术创新水平研究[J]. 金融研究, 2021, (3) :132 – 150.
- [24] 彭方平, 连玉君. 中国货币政策的成本效应——来自公司层面的经验证据[J]. 管理世界, 2010, (12) :27 – 33, 64, 187.
- [25] 齐杨, 柳欣. 货币政策成本渠道传导机制——来自制造业的实证研究[J]. 上海经济研究, 2011, (2) :3 – 10.
- [26] 付争, 王皓. 竞争还是竞合:数字金融赋能下金融包容与银行体系发展[J]. 国际金融研究, 2021, (1) :65 – 75.
- [27] 吴海民. 货币工资增长、效率空心化与复合型通货膨胀——基于 2000—2015 年中国省级面板数据的实证研究[J]. 贵州财经大学学报, 2018, (2) :1 – 12.
- [28] 郭豫媚, 戴贻, 彭俞超. 中国货币政策利率传导效率研究:2008—2017[J]. 金融研究, 2018, (12) :37 – 54.
- [29] 郭峰, 王靖一, 王芳, 等. 测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征[J]. 经济学(季刊), 2020, 19 (4) :1401 – 1418.
- [30] 刘来会, 范洪敏. 劳动要素价格扭曲对通货膨胀的影响——理论探讨与实证检验[J]. 中国经济问题, 2018, (1) :96 – 107.
- [31] 池建宇. 中国对外开放度和通货膨胀率关系的实证检验[J]. 中央财经大学学报, 2006, (8) :29 – 33.

- [32] 陆前进. 政府税收税率和通货膨胀率关系的理论和实证研究——对 Mankiw Principle 的理论修正及在中国的实证检验[J]. 金融研究, 2015, (8): 64 - 78.
- [33] 李均锋. 深化供给侧改革助推普惠金融发展[J]. 中国金融, 2019, (11): 67 - 69.
- [34] 孙艳梅, 郭红玉, 江新新. 央行沟通与通货膨胀管理效果——基于媒体信息传导渠道的视角[J]. 世界经济文汇, 2020, (1): 79 - 96.
- [35] 梁斯, 郭红玉. 中央银行前瞻性指引的理论基础、国际实践及中国的选择[J]. 现代经济探讨, 2016, (5): 10 - 14.

责任编辑、校对: 聂莉芹

An Empirical Study on the Price Puzzle of China's Monetary Policy: On the Mitigation Effect of Digital Finance

HAO Xing¹, GUO Hong - yu^{1,2}

(1. *School of Banking and Finance, University of International Business and Economics, Beijing 100029, China;*

2. *School of Business Administration, China University of Petroleum, Karamay Campus, Karamay 834000, China*)

Abstract: The price puzzle refers to the abnormal phenomenon that the price level and interest rate change in the same direction when the central bank implements the price based monetary policy to guide the interest rate change, which means that the effect of the interest rate transmission mechanism is restrained. Using the panel data of 30 provinces in China from 2011 to 2019, the empirical test shows that price puzzle also exists in China's monetary policy after the price - based transformation, and from the perspective of comparison between the eastern and the western regions, the price puzzle is more serious in the western region. Further empirical research shows that the significant rise in the price of necessities caused by raising interest rates is the main reason for the price puzzle, while the development of digital finance has a mitigating effect on the rise of price levels, especially in the western region. Based on the above conclusions, policy suggestions to improve the effectiveness of China's monetary policy and alleviate the price puzzle of China's monetary policy are proposed in the context of price transformation.

Key words: Monetary Policy; Price Puzzle; Digital Finance