

货币供给与通货膨胀的背离：虚拟经济虹吸效应的解释*

罗富政 罗能生 侯志鹏

摘要：本文基于虚拟经济虹吸效应视角，解释了货币供给与通货膨胀背离的成因。模型演绎和经验实证的研究结果表明：虚拟经济虹吸效应使得货币供给过度流向虚拟经济部门，导致实体经济和虚拟经济两部门货币供给出现结构性失衡，从而降低了通货膨胀对货币供给的响应系数，加剧了货币供给与通货膨胀的背离。就区域差异而言，中西部地区虚拟经济虹吸效应对货币供给与通货膨胀背离的作用比东部地区更强。就行业差异而言，金融业虹吸效应的作用比房地产业虹吸效应的作用更强。另外，虚拟经济部门对超发货币起到了虹吸作用，掩盖了可能存在的通胀风险，因此应当推动虚实经济两部门二元协调发展、保持“稳健中性”货币政策。

关键词：虚拟经济 虹吸效应 货币供给 通货膨胀

中图分类号：F822.5

JEL：E31, E51

一、引言

根据 Friedman (1970) 提出的货币主义学派理论，“通货膨胀发生在货币量增加的速度超过产量增加的速度速度的情况下，而且，每单位产品所配合的货币量增加得愈快，通货膨胀的发展就愈快”。在该理论路径下，货币供给增长率被视为是调控通货膨胀与经济增长的主要政策工具，中国人民银行的《货币政策执行报告》也明确指出货币供给增长率是中国中央银行最主要的中介目标（张成思，2012）。然而，我国的经验事实却对这一理论论断提出了质疑。步入 21 世纪以后，我国货币供给与通货膨胀存在背离现象，主要表现为两个方面（见图 1）：其一，货币和准货币供应量（M2）的增幅与居民消费价格指数（CPI）的增幅是不匹配的，M2 的增长并未和理论预期的那样引起 CPI 的增长；其二，与货币主义学派理论相悖的是，在货币量增加的速度超过产量增加的速度（ $\Delta M2 - \Delta Y > 0$ ，其中 Y 为国内生产总值）的情况下， ΔCPI ^①却呈现出不断趋缓，甚至出现增幅下降和负增长的趋势。总量走势也进一步验证了背离现象的存在，2000 年至 2018 年，M2 总量由 13.46 万亿元增长至 182.7 万亿元，增幅达到 1257.25%，而在此期间 CPI 总量^②的增幅仅为 50.02%^③，其总量波动相对较为

* 罗富政，湖南师范大学商学院，邮政编码：410081，电子邮箱：luofuzheng@hunnu.edu.cn；罗能生，湖南大学经济与贸易学院，邮政编码：410006，电子邮箱：lns1122@163.com；侯志鹏，湖南师范大学商学院，邮政编码：410081，电子邮箱：896957704@qq.com。本文受国家自然科学基金青年项目“强化扩散效应促进发达与欠发达地区协同发展的体制机制创新研究”（18CJL047）资助。感谢审稿专家的宝贵意见，文责自负。

^① $\Delta CPI_t = (CPI_t - 100)/100$ ，其中 CPI_t 为 t 年的居民消费价格指数（上年=100）。

^② 此处 CPI_t 为 t 年的居民消费价格指数（2000 年=100）。

平缓甚至在某些时间节点和阶段出现一定幅度的下滑。那么，究竟是什么因素导致这一现象的出现呢？对这一问题的回答具有重要的理论和现实意义，一方面可以厘清货币供给作用下通货膨胀机制失效的原因，为货币政策的优化提供参考；另一方面可以判断货币供给剧增隐藏的通货膨胀风险，为未来经济发展的风险评估提供借鉴。

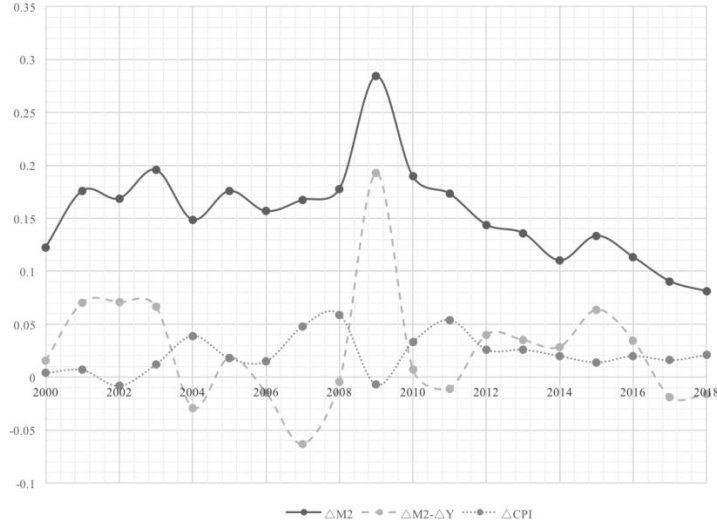


图 1 2000 年以来我国货币供给和通货膨胀的增幅变动趋势

在长期动态的费雪货币数量说框架下，关于货币供给与通货膨胀背离的原因，学术界主要存在 3 个方面的解释：（1）时滞效应理论。该理论认为，在短期内由于时滞效应的存在，货币供给与通货膨胀之间可能存在背离，但长期而言二者关系是稳定的（Friedman, 1961）。肖卫国、刘杰（2013）认为，当货币供应量作为政策工具时，可预期的货币政策对产出和通货膨胀的时滞分别为 8 个月和 11 个月。（2）传导梗阻理论。该理论认为，货币政策的传导机制出现了梗阻，使得货币供给的变化不能及时反映在物价水平上来（Alvarez et al, 2002）。谢家智、张明（2012）认为，货币供给并不会对物价产生直接影响，可能是以利率为中介通过多个环节对物价水平产生间接影响，若其中某个环节发生阻梗便会形成货币供给与通货膨胀的背离。（3）货币化假说。该假说认为，由于货币化过程的存在（储存货币量的增加）使得货币供给量的增加并未引起通货膨胀。张文（2008）认为，随着经济货币化进程的逐步深入，货币的流动性需求在不断增加，进而引起长期内 M2/GDP 水平的持续上升，但却未带来通货膨胀。就上述三点而言，时滞效应理论无法解释货币供给与通货膨胀之间的长期背离关系，传导梗阻理论无法解释货币供给的直接影响，而货币化假说无法解释实体经济部门可能存在的非交易货币增量饱和问题。

那么，何种分析框架才能更有效地解释这一问题呢？基于伍志文（2002）的分析，本文从货币需求的结构性视角构建了相应的分析框架。就货币需求而言，我国货币流向主要为实

③ 2000-2008 年间，M2 供应量增幅为 252.99%，而 CPI 增幅仅为 20.45%，通货膨胀对货币供给的响应系数（指标设计见后文）为 0.08。经历 2008 年经济金融危机之后，中央政府加紧了对虚拟经济过度膨胀的管控（详见温家宝总理在第七次亚欧首脑会议上的讲话以及胡锦涛主席在 20 国集团金融峰会上的讲话）。在此背景下，2009-2018 年间，M2 供应量增幅为 199.40%，而 CPI 增幅为 25.43%，通货膨胀对货币供给的响应系数有所上升达到 0.13，但依然存在货币供给与通货膨胀的背离。

体经济和虚拟经济两部门。实体经济主要是指一个国家生产的商品（包括有形产品和无形服务）的价值总量，表现为产品和服务的生产、流通等经济活动，包括农业、工业、交通运输业、商业服务业、建筑业、文化产业等物质生产和服务部门。虚拟经济是相对于实体经济而言的，主要是指与虚拟资本以金融系统为主要依托的循环运动有关的经济活动（罗能生、罗富政，2012；何其春、邹恒甫，2015），其核心部门包括金融业和房地产业等（刘晓欣、张艺鹏，2019）。需要说明的是，本文将房地产业视为虚拟经济核心部门主要基于三方面视角：其一，在价格决定视角下，房地产业采取的是资本化的定价方式，具备虚拟资产特性。同时，房地产作为一种存量的投资对象是一种虚拟资产，资金融通是房地产业的重要构成内容，金融业与房地产业有着紧密的联系。其二，在马克思经济学的视角下，房地产市场存在大量重复交易，而重复交易是一个价值再创造的过程，其中大部分不是为贸易服务的而是牟利性的货币交易，具备显著的虚拟经济特性（刘骏民、刘晓欣，2016）。其三，由于房地产业资金密集和结构化融资特征，学者们也普遍将其划归于虚拟经济，如苏治等（2017）、罗来军等（2016）。特别是，国际标准产业分类（ISIC，Rev.4）标准以及国民经济行业分类（GB/T4754-2017）标准，将国民经济活动分为虚拟经济（金融、房地产为核心）、第Ⅰ类实体经济和第Ⅱ类实体经济（刘晓欣、张艺鹏，2019）。另外，房地产的建造属于实体经济中的建筑业，与以房屋所有权买卖、租赁以及房地产抵押贷款等为主要内容的房地产业存在本质区别。

改革开放以来，以金融市场和房地产市场为代表的虚拟经济迅猛发展，经济“脱实向虚”的趋势也日趋明显。而其内在诱因在于，虚拟经济这种脱离直接生产过程、依赖资产价格波动赚取差价的经济活动，其获利程度比实体经济部门的回报率更高。随着虚拟经济部门投资回报率的不断提升，虚拟经济部门对实体经济部门的虹吸效应越发显著。虹吸效应原本是一个物理学概念，在区域经济学中主要用于解释发达地区对周边欠发达地区的投资、生产要素以及主要资源的吸收作用。虹吸效应在虚拟经济部门同样适用，主要表现为，脱离实体经济的投资、生产、流通，不断转向虚拟经济的投资，形成了虚拟经济部门对实体经济部门资源的“虹吸”作用。

随着虹吸效应的凸显，虚拟经济部门的货币需求量在不断攀升，货币供给的流向逐步从实体经济部门转向虚拟经济部门。特别是，近年来银行、房地产、证券及保险市场吸引大量的投资进入，虚拟经济和实体经济两部门的货币供应出现结构性失衡，货币供给越来越集中于虚拟经济部门。实体经济部门的货币供给量决定着物价水平及通货膨胀，而虚拟经济部门的货币供应量决定着资产价格（Bordo & Jeanne, 2002; Borio & Lowe, 2002; Machado & Sousa, 2006）。在此理论路径下，实体经济部门货币供应量的相对不足，使得实体经济作用下的物价水平不仅没有随着货币供给量的增加而提升，反而呈现出货币供给与通货膨胀背离的趋势。而另一方面，虚拟经济部门货币供应量的相对增加使得虚拟经济部门资产价格不断上升，进而使得虚拟经济的虹吸效应更加显著。

虚拟经济虹吸效应使得通货膨胀对货币供给增加的敏感程度降低，即使得货币供给作用下的通货膨胀机制失效。虚拟经济部门资产价格的上升使得货币需求量不断增加，同时实体

经济部门通货紧缩现象的存在又给货币政策制定部门释放了增加货币供给的信号，最终引致并进一步加剧了货币超发。然而，虚拟经济对超发货币起到了虹吸作用，掩盖了可能存在的通胀风险。此时一个潜在的风险是，虚拟经济“泡沫”的破裂会引致实体经济部门货币供给量的急剧增加，进而导致恶性通货膨胀风险的来临。虽然视角不同，陈彦斌等（2015）的研究论断为本文这一理论推断的提出提供了理论支撑，其研究认为一旦虚拟经济泡沫破灭，货币数量论恢复有效，虚拟经济泡沫所吸收的大量货币将回流至产品市场，并引发产品市场严重的通货膨胀。基于马克思扩大再生产两部类平衡理论，刘海莺、张华新（2014）同样验证了本文理论推断的理论逻辑，即虚拟经济泡沫一旦被硬性挤破便会加剧流动性过剩，进而形成通货膨胀冲击。事实上，历史经验也佐证了这一风险存在的可能：20世纪80年代末，韩国及中国台湾地区在股市及房地产业形成了虚拟经济泡沫，而后货币当局收紧货币，泡沫破灭，过剩流动性“脱虚入实”，进而造成了20世纪90年代初的通货膨胀（李培育、余明，2004）^①。为此，合理管控虚拟经济的虹吸效应，引导货币供给流向的结构性优化成为了我们迫切需要解决的问题。

关于本问题的研究，学者们普遍认为虚拟经济的发展约束了货币供给导向价格的传递（何问陶、王成进，2008；谢家智、张明，2012）。陈彦斌等（2015）进一步从房地产泡沫视角进行分析，并认为中国货币数量论失效的一个重要原因在于房地产泡沫引起的家庭和政府部门货币持有意愿的增强以及货币流通速度的下降。彭俞超等（2018）在理论分析中也证实“脱实向虚表现为资金不断流入虚拟经济，引起资产价格繁荣以及实体经济有效投资不足”。学者们虽证实了虚拟经济发展对货币供给导向物价水平的阻梗机制，但却未形成完整的研究框架并明确地梳理其内在的理论机制（特别是其中介机制），更未就虚拟经济作用的区域异质性和行业异质性进行探讨。相较于现有文献，本文主要在以下三个方面做出了边际贡献：（1）在理论逻辑方面，将货币供给、虚拟经济、实体经济及通货膨胀统一到同一个研究框架，不仅明确了货币供给与通货膨胀背离的原因在于虚拟经济虹吸效应引起的货币供给流向结构性失衡（中介机制），更进一步探讨了虚拟经济虹吸效应引起货币数量论失效的区域异质性和行业异质性。（2）在方法论方面，一方面构建了基于货币市场、实体经济和虚拟经济三部门的货币数量论修正模型厘清了虚拟经济虹吸效应的作用机制及理论路径，另一方面设计了通货膨胀对货币供给的响应系数为相关的量化分析提供了可行性。（3）立足于本文研究结论，重点关注了虚拟经济泡沫破灭可能引致的恶性通胀风险，并提出了可行的对策建议。

本文剩余部分安排如下：第二部分是基于货币市场、实体经济和虚拟经济三部门的货币数量论修正模型，第三部分是估计模型构建及指标选取与设计，第四部分是计量估计结果的分析，第五部分是主要结论与政策启示。

^① 虚拟经济“泡沫”破灭对实体经济部门的影响效应是系统性的，恶性通货膨胀只是其中之一。关于虚拟经济“泡沫”破灭会不会引起实体经济也同时崩溃这一问题，需要在复杂的经济背景下综合多维度多方面的因素进行系统研究，目前尚无系统且稳健的相关研究和理论进行解释。

二、理论模型

基于伍志文（2002）扩展的三部门广义货币数量论模型，本文构建了基于货币市场、实体经济和虚拟经济三部门的货币数量论修正模型。假定货币供给由交易货币和非交易（储存）货币两部分构成，且短期内非交易（储存）货币量不随货币供给总量进行相应调整。货币需求主要有两类：一是用于实体经济部门的产品和服务购买，二是用于虚拟经济部门的虚拟资产的购买。

$$M_s = M_t + M_k = \varphi M_t + \theta M_k + (1 - \varphi)M_t + (1 - \theta)M_k \quad (1)$$

其中， M_s 为货币总供给量， M_t 和 M_k 分别为实体经济部门和虚拟经济部门的货币需求量， φ 和 θ 分别表示实体经济部门和虚拟经济部门中交易货币量的占比。货币总量由交易货币量（ $M_j = \varphi M_t + \theta M_k$ ）和非交易（储存）货币量（ $M_c = (1 - \varphi)M_t + (1 - \theta)M_k$ ）构成。 φM_t 和 $(1 - \varphi)M_t$ 分别表示实体经济部门交易货币量和非交易货币量，而 θM_k 和 $(1 - \theta)M_k$ 分别表示虚拟经济部门交易货币量和非交易货币量。

根据Friedman（1970）的货币数量论，从实体经济部门视角可提出：

$$\varphi M_t V_t = P_t Y_t \quad (2)$$

其中， V_t 表示实体经济部门产品或服务的交易速度，反映了实体经济部门的市场活跃程度。 P_t 表示实体经济部门产品或服务整体物价水平， Y_t 表示实体经济总量。

同样，从虚拟经济部门视角可提出：

$$\theta M_k V_k = P_k Q_k \quad (3)$$

其中， V_k 表示虚拟经济部门产品或服务的交易速度，反映了虚拟经济部门的市场活跃程度。 P_k 表示虚拟经济部门的资产价格水平， Q_k 表示用于交易的虚拟资产的数量。借鉴刘骏民、刘晓欣（2016）的研究，虚拟经济部门创造的增加值是金融、房地产业等部门提供服务所产生的利息、租金、佣金、中介费用等价值的总量，是按照交易标的及资产价格的一定比例收取的服务费用。因此，虚拟经济总量可表示为 $Y_k = \omega P_k Q_k$ ，其中 Y_k 表示虚拟经济总量， ω 表示按照交易标的及资产价格收取服务费用的比例。由此可得：

$$\theta M_k V_k = Y_k / \omega \quad (4)$$

基于伍志文（2002）的研究，由式（2）和（4）可得：

$$M_j = \varphi M_t + \theta M_k = \frac{P_t Y_t}{V_t} + \frac{Y_k}{\omega V_k} \quad (5)$$

由式（5）可知，一国基于交易需求的货币供给量不仅与实体经济总量有关，而且与虚拟经济总量以及两部门的经济活跃程度有关。

由于前文假设了短期内非交易（储存）货币量的外生性，式（5）变形可得：

$$M_s - M_c - \frac{Y_k}{\omega V_k} = \frac{P_t Y_t}{V_t} \quad (6)$$

式（6）表明，货币供给量流向实体经济和虚拟经济两个部门。由于一国总产出由实体经济总量和虚拟经济总量构成，可假定 $Y = Y_t + Y_k$ 且 $\delta = Y_k / Y_t$ 。 δ 则反映出虚拟经济对实体经济的虹吸效应，该指标值越高表明虚拟经济虹吸效应越强，反之则越弱。

假定实体经济部门货币供给量为 M_s^t ，式（6）变形可得：

$$P_t = \frac{V_t}{Y_t} M_s^t, \text{ 其中 } M_s^t = M_s - M_c - \frac{\delta}{1+\delta} \cdot \frac{Y}{\omega V_k} \quad (7)$$

由式(7)可知,以实体经济部门物价水平为主要表征的通货膨胀是由实体经济部门货币供给量(M_j)和虚拟经济部门货币供给量($\theta M_k = \frac{\delta}{1+\delta} \cdot \frac{Y}{\omega V_k}$)共同决定的,与实体经济部门货币供给量呈正相关关系,而与虚拟经济部门货币供给量呈负相关关系。由 $dP_t/dM_s^t = V_t/Y_t > 0$ 可知,在实体经济内部货币供给对通货膨胀的作用机制依然是有效的,呈现出正向促进作用。而 $dM_s^t/d\delta = -\frac{Y}{\omega V_k} \frac{1}{(1+\delta)^2} < 0$ 可知,虚拟经济虹吸效应对实体经济内部货币供给量的影响是负向的,即虚拟经济虹吸效应引起了货币供给的结构性失衡,进而影响了实体经济部门的货币供给量。

求解通货膨胀关于虚拟经济虹吸效应的导数可得:

$$\frac{dP_t}{d\delta} = \frac{dP_t}{dM_s^t} \cdot \frac{dM_s^t}{d\delta} = -\frac{V_t Y}{\omega V_k Y_t (1+\delta)^2} < 0 \quad (8)$$

式(8)阐明了一个机理:货币供给量调整对通货膨胀的影响与货币供给的结构性失衡有关,虚拟经济虹吸效应使得实体经济和虚拟经济部门的货币供给量出现结构性失衡,进而使得物价水平呈现下降的趋势,这也是货币供给作用下通货膨胀机制失效和货币供给与通货膨胀出现背离的原因。

三、实证设计

(一) 指标选取与设计

1. 通货膨胀对货币供给的响应系数

本文构建以下指标评价通货膨胀对货币供给的响应系数:

$$cps = \frac{\Delta P_t}{\Delta M_j} = \frac{(CPI_{i,t} - CPI_{i,t-1}) / CPI_{i,t-1}}{(M_{i,t} - M_{i,t-1}) / M_{i,t-1}} \quad (9)$$

其中, cps 表示单位货币供给增量引起的物价水平增量的变动程度, CPI 为居民消费价格指数, M 为货币供应量的代理变量, i 和 t 分别表示地区和年份。需要说明的是,货币供给作为宏观总量是无法进行分省域刻画的,但区域间的经济异质性确实使得货币供应量存在区域差异。为此,本文借鉴陈思翀等(2018)的方法设计了地区货币供应量的代理变量,即各地区银行业金融机构各项存款余额。该代理变量设计的合理性可以从两方面得到证实:(1)根据《中国人民银行货币供应量统计和公布暂行办法》的相关规定,货币供应量是指一国在某一时点流通手段和支付手段的总和,一般表现为金融机构的存款、流通中现金等负债。包含活期与定期在内的银行存款是货币供应量的主要表现形态,虽然库存现金可能被遗漏但其占比较低并未给代理变量设计带来偏误。(2)代理变量的设计与货币供应量存在统计意义上的契合。将各地区的银行业金融机构各项存款余额进行加总求和,可以得到2000-2016年代理变量的时间序列数据,而这一数据与对应年份段我国货币供应量 $M2$ 数据之间的相关系数高达0.99,说明这一代理变量的选取是合理的。

指标 *cps* 旨在考察货币供给与通货膨胀的背离程度。凯恩斯主义认为，通货膨胀是一种货币供需变化的结果，货币供给的增加将会在一定程度上加快通货膨胀。然而，经验现实却显示，随着货币供给的增加，物价水平呈现出趋稳甚至负增长的趋势。若 *cps* 指标为负或者为正但数值相对较小，均表明通货膨胀与货币供给是背离的，或者可以认为是货币供给增加不能有效拉动物价水平的上升，即货币供给作用下的通货膨胀机制失效。随着 *cps* 指标值的不断提升，货币供给增加对物价水平上升的拉动作用逐步显现，即货币供给作用下的通货膨胀机制逐步有效，通货膨胀与货币供给的背离不断得到改善。为进一步挖掘数据信息，本文将 *cps* 指标的 558 个样本划分为“<0”（67 个样本）、“0-0.1”（120 个样本）、“0.1-0.2”（203 个样本）、“0.2-0.3”（96 个样本）、“0.3-0.4”（40 个样本）、“0.4-0.5”（19 个样本）、“>0.5”（13 个样本）共 7 个区间组，进而统计每个区间组中样本出现的频次，结果发现：“<0”区间组的频次是 67，根据 *cps* 指标的设计思路，意味着 12.00% 的样本支持货币供给增加导致物价水平下降（通货紧缩）的结论；在 0 至 0.4 之间的，4 个区间组的频次是 459，意味着在 82.26% 的样本下货币供给增幅每增加 1 个单位，物价水平增幅至多增加 0.4 个单位。这表明，绝大多数样本的 *cps* 指标值是居于 0 至 0.4 之间，货币供给对通货膨胀的作用机制是有限的。随着货币供给的增加，物价水平将逐步趋稳甚至下降，呈现出通货紧缩现象，验证了货币供给与通货膨胀背离现象的存在。

2. 虚拟经济虹吸效应

虚拟经济虹吸效应的经济表现是，虚拟经济占经济总量比例的上升和实体经济占经济总量比例的下降。故此，本文采用“虚拟经济总量占 *GDP* 比例与实体经济总量占 *GDP* 比例的比值”来衡量虚拟经济虹吸效应（*esp*）。这与前文理论模型中关于虚拟经济虹吸效应的表征是契合的，见式（10）：

$$esp = \frac{Y_k/Y}{Y_t/Y} = \frac{Y_k}{Y_t} = \delta \quad (10)$$

本文借鉴罗能生、罗富政（2012）的研究方法，结合美联储对虚拟经济的界定，将虚拟经济部门概括为房地产业和金融业，在指标测度方面采用“金融业增加值和房地产业增加值之和”来度量虚拟经济总量。而虚拟经济是与实体经济对应存在的，基于罗能生、罗富政（2012）的研究，本文采用“除去金融业及房地产业之后的各行业增加值之和”（即 *GDP* 增加值减去虚拟经济总量后的值来度量实体经济总量）进行衡量。

改革开放以来，我国实体经济规模由 1978 年的 3522.3 亿元增加到 2018 年的 771363 亿元，规模扩大了约 218 倍，年均增长率约为 15%。而虚拟经济总量则由 1978 年的 156.4 亿元增加到 2018 年的 128946 亿元，规模扩大了约 824 倍，年均增长率约 19%。可以看出，随着改革进程的加快，实体经济和虚拟经济的规模都在不断扩大，但是虚拟经济发展的速度远远超过实体经济。

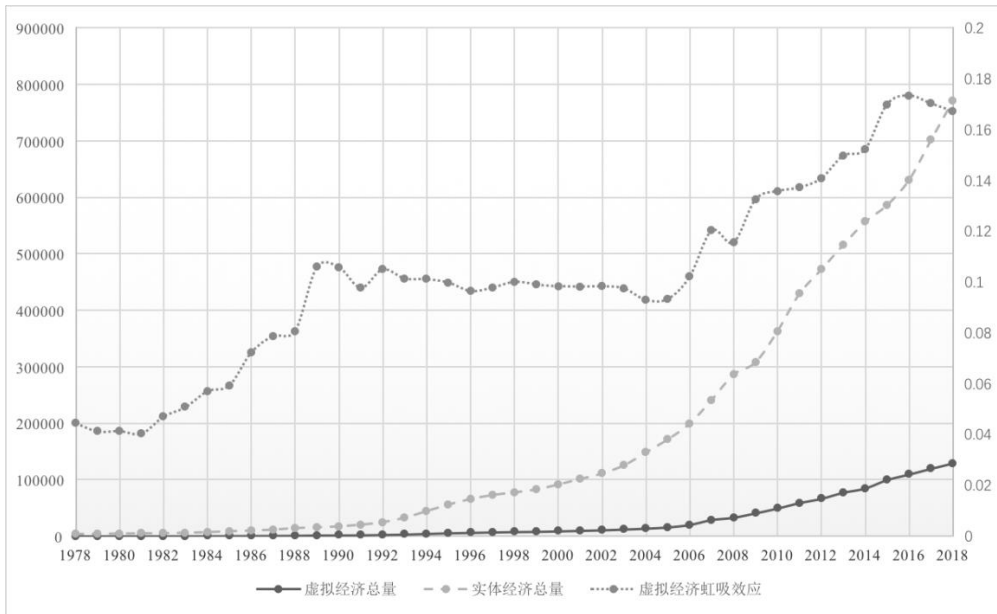


图 2 虚拟经济总量、实体经济总量及虚拟经济虹吸效应的走势

由图 2 可知，我国虚拟经济对实体经济的虹吸效应呈现出显著的阶段性特征。第一阶段是 1978-1989 年期间，虚拟经济虹吸效应由 0.0444 上升至 0.1059。该阶段处于改革开放初期，实体经济总量占 GDP 的 95.75%，而虚拟经济还相对较弱，随着改革开放进程的快速推进，虚拟经济充分发挥后发优势，在实体经济发展和金融业逐渐崛起的支撑下飞速发展，不断提升自身在国民经济运行中的结构比例。第二阶段是 1990-2004 年期间，虚拟经济虹吸效应维持在 0.1 左右浮动，走势较为平稳。在该阶段，国家重点关注实体经济的发展（特别是招商引资对制造业的重视），实体经济占经济总量结构相对较为稳定。同时，金融业和房地产业受到政策限制并未呈现出成熟快速发展趋势，虚拟经济泡沫并未形成。第三阶段是 2005-2018 年期间，虚拟经济虹吸效应由 0.0933 上升至 0.1672。在该阶段，虚拟经济总量在国民经济运行中的结构比例不断扩大，逐渐开始脱离合理的结构比例，虚拟经济对实体经济的虹吸效应不断增强。

3. 控制变量

由于影响货币供给与通货膨胀背离的因素众多，为避免计量估计过程中可能存在的重要变量遗漏等问题，本文设计以下控制变量：

(1) 地区融资能力 (fca)，采用“各地区银行业金融机构各项贷款余额”进行衡量。融资约束呈现出阶段性特征，在地区融资能力成长的初期阶段，其为实体经济部门的资金流转提供了助力，优化了货币政策的传导机制；随着地区融资能力的继续提升，融资的行业复杂性和动态性凸显，在回报率的导向下融资能力强化使得虚拟经济的虹吸效应进一步强化，进而加剧了货币供给与通货膨胀的背离。故此，本文预期 fca 指标的影响是非线性的（倒 U 型结构）。

(2) 地区消费水平 (*con*)，采用“各地区社会消费品零售总额”进行衡量。地区消费水平的提升，一方面增加了实体经济部门的货币需求，另一方面加快了实体经济部门的货币流转速度，强化货币供给对通货膨胀的传导机制。故此，本文预期 *con* 指标的系数是正向的。

(3) 对外开放程度 (*open*)，采用“各地区进出口总额（按经营单位所在地分）占各地区 GDP 的比重”进行衡量，其中历年进出口总额（美元）以当年人民币对美元汇率中间价转化为人民币金额。对外开放程度的提升，一方面通过资本渠道和贸易渠道对通货膨胀形成共同传导效应，另一方面通过调整外贸实体经济部门的资金需求，强化通货膨胀对货币供给的响应系数。故此，本文预期 *open* 指标的系数是正向的。

(4) 地区投资额 (*inv*)，采用“各地区全社会固定资产投资额”进行衡量。地区社会固定资产投资的提升会增加实体经济部门的货币需求，抑制了虚拟经济虹吸效应的发挥，可以缓解货币供给与通货膨胀的背离。故此，本文预期 *inv* 指标的系数是正向的。

(5) 地方保护主义 (*lp*)，该指标为 $lp_{it} = 1/(V_{it} \cdot W_{it})$ ，其中 $V_{it} = |Y_t^2/Y_t - Y_{it}^2/Y_{it}|$ ， $W_{it} = (Y_t^2/Y_t)/(Y_{it}^2/Y_{it})$ ，上标 2 表示第二产业， W_{it} 是描述地区差异专业化程度的 Hoover 地方化系数， V_{it} 是克鲁格曼发展的度量地区差异的结构趋同指数， lp_{it} 的值越大意味着地方保护程度越高。地方保护主义加剧了市场分割，扭曲了地区之间的资源配置机制，削弱了虚拟资产的规模化集聚（降低了自我膨胀的外部性效应），进而抑制了虚拟经济虹吸效应作用下货币供给与通货膨胀的背离。故此，本文预期 *lp* 指标的系数是正向的。

鉴于数据的可得性，本文实证分析的样本为 2000-2016 年中国的 31 个省级行政区域的平衡面板数据。本文的数据来源于历年《中国统计年鉴》及 EPS 数据平台，变量的描述性统计结果见表 1：

表 1 变量描述性统计结果

变量	期望值	标准差	最小值	最大值
<i>cps</i>	0.1547	0.1516	-0.3379	1.3081
<i>esp</i>	0.0971	0.0485	0.0362	0.3237
<i>fca</i>	13832.13	16513.44	80.62	110928.40
<i>con</i>	4583.43	5404.39	42.90	34739.10
<i>open</i>	0.3077	0.3847	0.0321	1.7215
<i>inv</i>	7592.95	8846.60	64.05	53322.94
<i>lp</i>	57.67	364.75	1.68	8055.79

(二) 估计模型构建

借鉴孙晓华等（2015）的做法，本文拟构建半对数模型进行估计，主要基于以下原因：其一，分别利用 *cps* 指标的原值和对数值^①进行 OLS 回归进而对其残差分布进行检验，发现原值的残差项更趋近于正态分布；其二，*cps* 指标存在负向数据，采用半对数模型可以避免进行数据平移带来的估计误差。由此，本文设计半对数模型如下^②：

① 在进行对数值回归时，将数据进行平移，以避免负值引起的样本遗失。

② 为检验 *esp* 指标对 *cps* 指标是否可能存在的非线性影响，本文借鉴吴雪萍等（2018）的研究，在控制基

$$cps = \beta_0 + \beta_1 \ln(esp) + \sum_{j=1}^n \beta_j \ln(K_j) + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

其中, cps 为通货膨胀对货币供给的响应系数, esp 为虚拟经济对实体经济的虹吸效应。 K_j 为计量估计中第 j 个控制变量, β_j 为第 j 个控制变量的估计系数, β_0 和 β_1 分布表示常系数和主要解释变量的系数, ε_{it} 为随机误差项。

为避免伪回归的存在, 本文在进行估计之前对数据进行了 Levin-Lin-Chu 的单位根检验, 结果显示所有变量的一阶单整序列均拒绝原假设, 可以进一步进行协整检验。本文选用面板 KAO 检验方法对所有需要回归的面板数据进行协整检验, 结果显示: Modified Dickey-Fuller 统计量为-16.9486 (p 值为 0.0000), Dickey-Fuller 统计量为-16.2312 (p 值为 0.0000), Augmented Dickey-Fuller 统计量为-17.2236 (p 值为 0.0000), Unadjusted modified Dickey-Fuller 统计量为-20.2543 (p 值为 0.0000), Unadjusted Dickey-Fuller 统计量为-16.6879 (p 值为 0.0000), 这表明在 1% 的水平下拒绝无协整关系的原假设, 因此面板数据各变量之间存在严格的协整关系, 不存在伪回归。

四、实证结果分析

(一) 基准估计结果及稳健性检验

1. 基准估计结果

表 2 报告了全样本下虚拟经济虹吸效应影响通货膨胀对货币供给响应系数的估计结果。

表 2 总体样本下的基准估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\ln(esp)$	-0.0563 (-1.52)	-0.0852** (-2.26)	-0.0686* (-1.85)	-0.0640* (-1.72)	-0.0654* (-1.74)	-0.0899** (-2.38)
$[\ln(fca)]^2$	-0.0036 (-0.89)	-0.0020 (-0.51)	-0.0065* (-1.66)	-0.0004 (-0.09)	-0.0013 (-0.34)	-0.0008 (-0.20)
$\ln(fca)$	-0.0423 (-0.57)	0.1072 (1.58)	-0.0198 (-0.28)	0.0727 (1.09)	-0.0208 (-0.28)	0.0877 (1.28)
$\ln(con)$	0.1815*** (2.88)		0.2189*** (4.78)			
$\ln(open)$	0.0922*** (4.08)			0.1114*** (5.01)		
$\ln(inv)$	0.0025 (0.07)				0.0908*** (3.77)	
$\ln(lp)$	0.0085 (1.07)					0.0135* (1.67)
C	-0.6117* (-1.66)	-0.8464** (-2.58)	-1.0159*** (-3.14)	-0.4238 (-1.28)	-0.4613 (-1.36)	-0.8222** (-2.51)

准变量和加入 cps 指标一次项的基础上, 分别加入 cps 指标的二次项和三次项进行估计, 结果发现线性回归估计的效果比非线性回归估计的效果更好, 即非线性影响的可能在数据统计层面而言是不存在的。

地区	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.1691	0.0955	0.1357	0.1395	0.1209	0.1006
F	14.21***	17.36***	19.31***	19.94***	16.91***	13.76***

注：圆括号中为 t 值统计量，***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。

列（1）~（6）中引入了地区融资能力的二次项指标及一次项指标作为基准控制变量，考察货币供给作用通货膨胀的分析框架中地区融资能力可能存在的非线性影响。同时，为考察外生因素的冲击，分别加入了地区消费水平、对外开放程度、地区投资额、地方保护主义 4 个控制变量。考虑到外生冲击控制变量之间可能存在的高相关性问题，列（3）~（6）中在控制基准控制变量的情况下分别对外生冲击控制变量进行单独控制。另外，考虑到地区固有特征可能为估计结果带来的不一致性，本文还对地区进行了控制。由表 2 可知，在进行外生冲击变量的差异化控制之后，虚拟经济虹吸效应及主要控制变量的估计系数及其显著性相对比较稳定，显示出了估计结果的稳健性。

如表 2 所示，列（2）~（6）中的估计结果中虚拟经济虹吸效应指标的系数均在 10% 的显著性水平下为负，说明虚拟经济虹吸效应对 *cps* 指标的影响具有较为稳定的解释力。基于半对数模型的解释是，虚拟经济虹吸效应每增加 1%，通货膨胀对货币供给响应系数平均分别下降 0.0852、0.0686、0.0640、0.0654、0.0899 个单位。该实证结果验证了前文的理论结论，即虚拟经济对实体经济的虹吸效应，使得实体经济部门和虚拟经济部门的货币需求发生结构性失衡，货币过度流向虚拟经济部门，实体经济部门货币供应量的相对不足，使得实体经济作用下的物价水平不仅没有随着货币供应量的增加而提升，反而呈现出一定程度的下浮，即呈现出货币供给与通货膨胀的背离。此时，若出现经济泡沫的破灭，会导致大量货币从虚拟经济部门流入实体经济部门，从而产生严重的通货膨胀。由此可知，虚拟经济虹吸效应不仅阻梗了货币供给对通货膨胀的正常传导机制，而且掩盖了通货膨胀潜在的风险，为我国经济的可持续协调发展埋下隐患。

在列（1）~（6）中，*fca* 指标的二次项系数均为负，表示地区融资能力对 *cps* 指标的影响是非线性的，且呈现出倒 U 型结构。在初期，地区融资能力的提升通过提高实体经济部门产品或服务的交易速度（ V_t 增加），优化了货币政策的传导机制（ dP_t/dM_s^t 提升），提升了通货膨胀对货币供给的响应系数。随着地区融资能力的进一步提升，回报率导向的过度融资（ $M_s - M_s^t$ 增加），使得虚拟经济的虹吸效应进一步强化，进而加剧了货币供给与通货膨胀的背离。在列（1）和列（3）中，*con* 指标的系数在 1% 的水平下显著为正，说明地区社会消费品零售总额的增加有利于提升通货膨胀对货币供给的响应系数。地区消费一方面提升了实体经济部门对货币的需求（ M_s^t ），另一方面加快了实体经济部门的货币流转速度（ V_t 增加），进而强化了货币供给增加对通货膨胀的传导作用。在列（1）和列（4）中，*open* 指标的系数在 1% 的水平下显著为正，说明对外开放有利于提升通货膨胀对货币供给的响应系数。改革开放特别是中国加入世贸组织以来，中国经济发展与世界经济早已密不可分，国际因素通过资本渠道和贸易渠道对中国通货膨胀形成共同传导效应，同时可以通过调整外贸实体经济部门的资金需求调整虚实经济两部门的结构（ $(M_s - M_s^t)/M_s^t$ 上升），进而影响

货币供给作用下的通货膨胀机制。在列（5）中，*inv* 指标的系数在 1%的水平下显著为正。地区社会固定资产投资的提升会增加实体经济部门的货币需求（ M_s^t ），抑制了虚拟经济虹吸效应的发挥，可以缓解货币供给与通货膨胀的背离（ dP_t/M_s^t ）。在列（6）中，*lp* 指标的系数为正且在 10%的水平下显著，地方保护主义加剧了市场分割，扭曲了地区之间的资源配置机制，削弱了虚拟资产的规模化集聚（降低了 $M_s - M_s^t$ 自我膨胀的外部性效应），进而缓解了虚拟经济虹吸效应作用下货币供给与通货膨胀的背离。

2. 稳健性检验

CPI 指标值中包括了房地产业中居住类居民消费价格指数（住房租金类、自有住房类），而在虚拟经济虹吸效应的作用下该类居民消费价格指数与整体物价水平是相背离的。那么，这是否会使得表 2 的估计结果不稳健呢？为此，本文通过调整 *cps* 指标评价方法的方式对表 2 的估计结果进行稳健性检验。考虑到商品零售价格指数（*RPI*）不包括服务项目，本文基于 *RPI* 指数重新刻画通货膨胀对货币供给的响应系数（*cps1*）指标如下：

$$cps1 = \frac{(RPI_{i,t} - RPI_{i,t-1}) / RPI_{i,t-1}}{(M_{i,t} - M_{i,t-1}) / M_{i,t-1}} \quad (12)$$

表 3 报告了全样本下虚拟经济虹吸效应影响 *cps1* 指标的估计结果。

表 3 基于 *cps1* 指标的稳健性估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\ln(esp)$	-0.1266*** (-3.51)	-0.1667*** (-4.46)	-0.1493*** (-4.07)	-0.1398*** (-3.87)	-0.1417*** (-3.84)	-0.1708*** (-4.56)
$[\ln(fca)]^2$	-0.0085** (-2.18)	-0.0082** (-2.16)	-0.0129*** (-3.37)	-0.0062* (-1.69)	-0.0074** (-1.98)	-0.0072* (-1.86)
$\ln(fca)$	0.0612 (0.85)	0.2363*** (3.52)	0.1039 (1.47)	0.1926*** (2.97)	0.0751 (1.02)	0.2195*** (3.23)
$\ln(con)$	0.1318** (2.15)		0.2283*** (5.05)			
$\ln(open)$	0.1209*** (5.51)			0.1411*** (6.52)		
$\ln(inv)$	0.0392 (1.22)				0.1144*** (4.84)	
$\ln(lp)$	0.0042 (0.54)					0.0116 (1.45)
<i>C</i>	-1.2197*** (-3.40)	-1.7500*** (-5.38)	-1.9267*** (-6.04)	-1.2147*** (-3.76)	-1.2649*** (-3.79)	-1.7291*** (-5.32)
地区	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>R</i> ²	0.2335	0.1352	0.1778	0.2040	0.1745	0.1389
<i>F</i>	21.28***	25.69***	26.59***	31.52***	25.99***	19.84***

注：圆括号中为 *t* 值统计量，***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。

与表 2 估计结果相同的是，在对货币供给与通货膨胀背离的影响效应上，虚拟经济虹吸效应应具有稳定的解释力，即虚拟经济虹吸效应加剧了货币供给与通货膨胀间的背离（列（1）~（6）中，虚拟经济虹吸效应的系数显著为负），这也验证了前文实证结果的稳健性。与表 2 估计结果不同的是，列（1）~（6）中虚拟经济虹吸效应系数的显著性更强，均在 1% 水平下显著，这说明了两个问题：一是房地产业中居住类居民消费价格指数确实存在与整体物价水平的背离，解决这一问题改善了显著性；二是验证了前文的理论，虚拟经济虹吸效应使得货币供给与实体经济部门物价水平之间的背离程度加剧。

在列（1）~（6）中，*fca* 指标的二次项系数至少在 10% 的水平下显著为负，*con* 指标的系数至少在 5% 的水平下显著为正，*open* 指标的系数在 1% 的水平下显著为正，*inv* 指标的系数为正，*lp* 指标的系数为正但显著性并不强。基准控制变量和外生冲击控制变量的估计结果与表 2 中的估计结果是基本保持一致的，进一步验证了前文估计结果的稳健性。

（二）中介机制验证的估计结果

如前所述，虚拟经济虹吸效应发挥作用的理论机制在于货币供给流向的结构性失衡，即虚拟经济部门货币需求量的上升，使得货币供给的流向逐步从实体经济部门转向虚拟经济部门，进而形成实体经济部门货币供应量的相对不足，从而导致货币供给与通货膨胀的背离。为进一步验证货币供给流向结构性失衡的中介作用，本文进行了实证策略设计，两个问题需要解决：一是货币供给流向结构性失衡的指标设计；二是中介变量作用效应的估计方法选择。针对第一个问题，选取合理的代理变量是关键。为此，本文借鉴李世美、沈丽（2018）对货币“脱实向虚”比率刻画的方法，设计货币供给流向结构性失衡指标 $msf = \dot{M}/M - \dot{P}/P - \dot{Y}/Y$ ，其中 *Y* 采用工业增加值进行衡量，但与其研究不同的是，*P* 采用商品零售价格指数衡量，旨在重点刻画实体经济部门的物价波动水平。该指标值越高，说明货币“脱实向虚”比率越高，货币供给过度流向虚拟经济部门，实体经济和虚拟经济两部门货币供给的结构性失衡程度越高。针对第二个问题，本文借鉴了申广军、邹静娴（2017）的研究，将 *esp* 指标和 *msf* 指标共同放到回归式中，检验货币供给流向结构性失衡是不是虚拟经济虹吸效应作用机制的中介变量。按照中介变量的检验规则，如果货币供给流向结构性失衡确实发挥了中介作用，那么应该观察到在 *msf* 指标的系数仍然显著的同时，可能存在两种估计结果：一是 *esp* 指标的系数变得不显著——此时可以认定 *esp* 对 *cps* 的影响完全是由货币供给流向结构性失衡传递的；二是 *esp* 指标的系数显著减小——此时可以认定 *esp* 对 *cps* 的影响至少部分是由货币供给流向结构性失衡传递的。

表 4 中介机制验证的估计结果

估计 4-1：仅加入中介变量						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\ln(msf)$	-0.0395*** (-8.49)	-0.0403*** (-8.46)	-0.0408*** (-8.79)	-0.0387*** (-8.09)	-0.0403*** (-8.47)	-0.0402*** (-8.44)
<i>C</i>	-0.6090*** (-2.63)	-0.3128 (-1.59)	-0.4661** (-2.38)	-0.1847 (-0.90)	-0.2563 (-1.25)	-0.3099 (-1.56)

基准控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
外生冲击变量	控制	未控制	控制	控制	控制	控制
地区	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.5137	0.4697	0.4975	0.4782	0.4715	0.4697
F	39.68***	78.83***	65.83***	60.95***	59.34***	58.91***

估计 4-2: 同时加入 *esp* 指标及中介变量

$\ln(esp)$	0.0453 (1.55)	0.0326 (1.09)	0.0471 (1.61)	0.0368 (1.24)	0.0373 (1.23)	0.0325 (1.09)
$\ln(msf)$	-0.0399*** (-8.59)	-0.0406*** (-8.52)	-0.0413*** (-8.91)	-0.0391*** (-8.16)	-0.0407*** (-8.55)	-0.0406*** (-8.50)
<i>C</i>	-0.4615* (-1.85)	-0.2136 (-0.99)	-0.3306 (-1.55)	-0.0678 (-0.30)	-0.1327 (-0.58)	-0.2109 (-0.97)
基准控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
外生冲击变量	控制	未控制	控制	控制	控制	控制
地区	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.5181	0.4721	0.5023	0.4812	0.4746	0.4721
F	35.21***	59.46***	53.49***	49.16***	47.87***	47.39***

注：圆括号中为 t 值统计量，***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。列 (1) 控制所有基准控制变量及外生冲击变量，列 (2) 仅控制基准控制变量，列 (4) ~ (6) 在控制基准控制变量的基础上分别单独控制地区消费水平、对外开放程度、地区投资额、地方保护主义。

估计结果如表 4，估计 4-1 中未加入 *esp* 指标，*msf* 指标的系数在 1% 的水平下显著为负，表明货币供给流向结构性失衡（即货币供给的“脱实向虚”）可以解释货币供给与通货膨胀间背离的成因；估计 4-2 中共同加入了 *esp* 指标和 *msf* 指标，结果显示 *msf* 指标的系数仍然显著而 *esp* 指标的系数变得不显著（甚至系数方向发生改变）。按照中介变量的检验规则，说明中介作用确实存在，可以认定 *esp* 对 *cps* 的影响是由货币供给流向结构性失衡传递的，即虚拟经济虹吸效应发挥作用的关键理论机制在于货币供给流向的结构性失衡。

（三）基于区域异质性和行业异质性的进一步讨论

1. 基于区域异质性的估计结果

考虑到先发地区与后发地区在虚拟经济虹吸效应上存在的差异，本文进一步讨论了虚拟经济虹吸效应影响货币供给与通货膨胀背离的区域异质性。本文按照经济区位特征将我国分为东部（先发地区）和中西部（后发地区）两大地区分别进行估计，其中东部地区包括北京、福建、广东、海南、河北、黑龙江、吉林、江苏、辽宁、山东、上海、天津、浙江。表 5 报告了东部和中西部两大地区样本下虚拟经济虹吸效应影响通货膨胀对货币供给的响应系数的估计结果。

表 5 区域异质性视角下的估计结果

估计 5-1: 中西部地区样本

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\ln(esp)$	-0.0845** (-2.00)	-0.1355*** (-3.19)	-0.1056** (-2.50)	-0.1253*** (-3.01)	-0.0886** (-2.08)	-0.1352*** (-3.16)
C	-1.0872*** (-3.08)	-1.1957*** (-3.44)	-1.4353*** (-4.16)	-1.0233*** (-2.99)	-1.1461*** (-3.40)	-1.1965*** (-3.44)
基准控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
外生冲击变量	控制	未控制	控制	控制	控制	控制
地区	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R^2	0.2068	0.1219	0.1652	0.1652	0.1755	0.1219
F	10.47***	13.19***	14.05***	14.05***	15.11***	9.86***

估计 5-2: 东部地区样本

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\ln(esp)$	-0.0472 (-0.61)	-0.0812 (-1.04)	-0.0878 (-1.15)	-0.0003 (-0.00)	-0.0575 (-0.74)	-0.1249 (-1.62)
C	-0.7074 (-0.53)	-1.8416* (-1.71)	-1.9483* (-1.84)	-0.1316 (-0.12)	-0.5646 (-0.47)	-2.3254** (-2.19)
基准控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
外生冲击变量	控制	未控制	控制	控制	控制	控制
地区	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R^2	0.2505	0.1032	0.1451	0.1961	0.1277	0.1512
F	9.60***	7.86***	8.65***	12.44***	7.47***	9.08***

注: 圆括号中为 t 值统计量, **、*、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。列 (1) 控制所有基准控制变量及外生冲击变量, 列 (2) 仅控制基准控制变量, 列 (4) ~ (6) 在控制基准控制变量的基础上分别单独控制地区消费水平、对外开放程度、地区投资额、地方保护主义。

由表 5 可知, 相较于东部地区, 中西部地区虚拟经济虹吸效应对货币供给与通货膨胀的背离更具解释力。中西部地区虚拟经济虹吸效应的系数 (且至少在 5% 的水平下显著) 均高于东部地区虚拟经济虹吸效应的系数, 中西部地区虚拟经济虹吸效应对货币供给与通货膨胀背离的作用效应更强。这一实证结论似乎与经验现实是相悖的, 因为东部地区 esp 指标普遍高于中西部地区^①, 按理东部地区的虚拟经济虹吸效应的作用会更强。

那么, 为什么会存在与经验现实相悖的区域异质性呢? 主要有两方面原因: 其一, 东部地区实体经济总量相对较高, 使得实体经济部门的货币需求量相对较高, 一定程度上抑制了货币供给流向的结构性失衡, 进而使得虚拟经济虹吸效应的作用较弱。其二, 虚拟经济是地区经济发展的“服务者” (罗能生、罗富政, 2012), 经济发展水平相对较高的东部地区对虚拟经济占比的要求相对较高, 故此在虚拟经济占比相同的情况下东部地区虹吸效应比中西部地区相对较弱。前文的理论模型也证实了这两点结论: 在货币供给流向结构性失衡的理论

^① 经计算, 2000-2016 年历年东部地区各省域 esp 指标的均值均高于中西部地区。

路径中实体经济货币供应量对通货膨胀的影响 ($dP_t/dM_s^t = V_t/Y_t > 0$) 受到实体经济总量的约束 (Y_t)——实体经济总量越高, 实体经济货币供给对通货膨胀的影响越弱。由于东部地区实体经济总量显著高于中西部地区, 其虚拟经济虹吸效应引起的实体经济部门货币供应量调整对通货膨胀的影响效应相对较弱。此外, 还有一个重要的因素需要考虑, 那就是按照交易标的及资产价格收取服务费用的比例 (ω), 东部地区这一比例普遍高于中西部地区, 使得东部地区单位经济总量所容纳的虚拟经济比例较中西部地区较高, 进而削弱了相同虚拟经济结构下东部地区虹吸效应的解释力。在理论模型中的表现是, $dM_s^t/d\delta = -\frac{Y}{\omega V_k} \frac{1}{(1+\delta)^2}$ 中 ω 的提升使得 $|dM_s^t/d\delta|$ 下降。

2. 基于行业异质性的估计结果

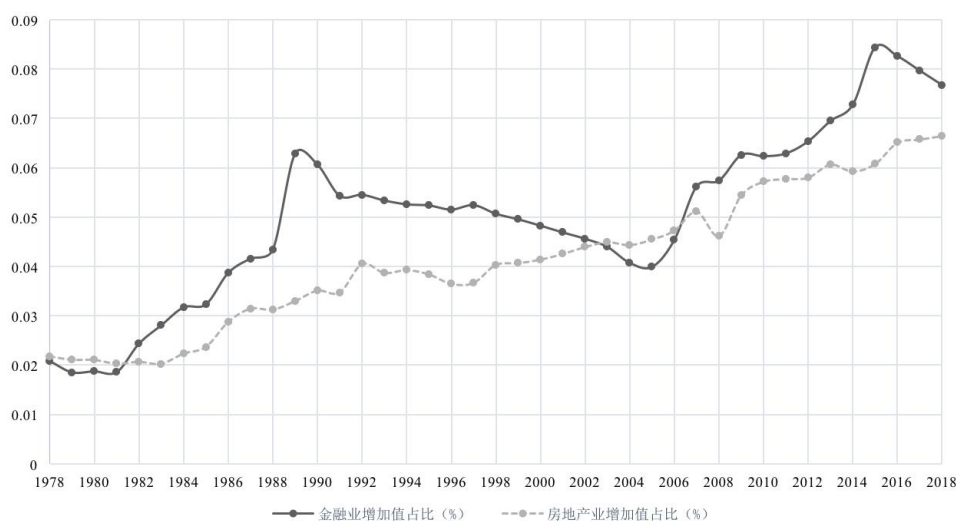


图3 改革开放以来金融业及房地产业增加值占比的走势

自改革开放以来, 作为虚拟经济的两大核心部门, 房地产业和金融业获得了快速发展。金融业增加值占 GDP 的比重由 1978 年的 2.1% 上升到 2018 年的 7.7%, 提升近 4 倍, 而房地产业增加值占 GDP 的比重由 1978 年的 2.2% 上升到 2017 年的 6.6%, 提升 3 倍。在政策管控约束、货币需求异质及行业特征差异的作用下, 房地产业和金融业的虹吸效应存在一定的差异。为此, 本文进行了行业异质性视角下的实证估计, 以探讨在货币供给与通货膨胀背离的形成过程中, 哪个行业的虹吸效应更具解释力呢。

本文分别构建了基于房地产业的虚拟经济虹吸效应指标 ($esp-e$) 和基于金融业的虚拟经济虹吸效应指标 ($esp-f$)。结合前文评价虚拟经济虹吸效应指标的方法, 本文采用“房地产业总量占 GDP 比例与实体经济占 GDP 比例的比值”衡量 $esp-e$ 指标, 采用“金融市业总量占 GDP 比例与实体经济占 GDP 比例的比值”衡量 $esp-f$ 指标, 并基于全国样本数据分别进行计量估计。

表 6 虚拟经济部门分行业虹吸效应的估计结果

估计 6-1: 房地产业 ($esp-e$)						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)

$\ln(esp)$	-0.0088 (-0.26)	-0.0085 (-0.24)	-0.0011 (-0.03)	-0.0140 (-0.41)	-0.0057 (-0.17)	-0.0115 (-0.33)
C	-0.4076 (-1.16)	-0.5650* (-1.76)	-0.7792** (-2.46)	-0.2226 (-0.70)	-0.2229 (-0.68)	-0.5373* (-1.68)
基准控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
外生冲击变量	控制	未控制	控制	控制	控制	控制
地区	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R^2	0.1653	0.0863	0.1297	0.1346	0.1156	0.0905
F	13.83***	15.52***	18.33***	19.13***	16.07***	12.24***

估计 6-2: 金融业 ($esp-f$)

$\ln(esp)$	-0.0528** (-2.03)	-0.0683** (-2.58)	-0.0634** (-2.45)	-0.0520** (-1.99)	-0.0580** (-2.20)	-0.0714*** (-2.69)
C	-0.6894* (-1.87)	-0.8791*** (-2.70)	-1.0882*** (-3.38)	-0.4554 (-1.38)	-0.5127 (-1.53)	-0.8529*** (-2.62)
基准控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
外生冲击变量	控制	未控制	控制	控制	控制	控制
地区	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R^2	0.1722	0.0984	0.1401	0.1412	0.1242	0.1035
F	14.53***	17.93***	20.05***	20.23***	17.44***	14.20***

注: 圆括号中为 t 值统计量, **、*、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。列 (1) 控制所有基准控制变量及外生冲击变量, 列 (2) 仅控制基准控制变量, 列 (4) ~ (6) 在控制基准控制变量的基础上分别单独控制地区消费水平、对外开放程度、地区投资额、地方保护主义。

如表 6 所示, $esp-f$ 指标在 5% 的水平下显著为负, 表明金融业虹吸效应每增加 1%, 通货膨胀对货币供给的响应系数平均分别下降 0.0528、0.0683、0.0634、0.0520、0.0580、0.0714 个单位。金融业的主要构成主体包括银行、证券、保险三部分, 三部分共同形成了金融业的虹吸效应, 其中银行业的虹吸效应相对更强。就银行业而言, 其资产业务和负债业务对全社会的货币需求产生综合效应, 在回报率的调节下形成了货币供给流向的结构性失衡, 进而加剧虚拟经济的虹吸效应。近年来, 我国证券和保险业获得快速发展, 其虹吸效应也逐步显现, 具体表现为: 就证券行业而言, 在财富效应^①和交易余额效应^②的货币需求强度大于替代效应^③货币需求强度的作用下, 证券业的蓬勃发展对实体经济部门的资源和货币起到了虹吸作用。就保险行业而言, 在投保人预防性货币需求和保单转让市场所必需的交易余额需求的共同作用下, 保险业货币需求占比不断提升、虹吸效应逐步加强。以银行、证券、保险为代表的金融业虹吸效应对货币供给与通货膨胀的背离具有较为稳定的解释力, 在我国当前流动性过剩且实体经济增长乏力的现实背景下, 金融业资产价格持续攀升, 具备中高收入水平且有一定

① 财富效应表现为股市上浮带来的收入增长, 进而引致的货币需求增加。

② 交易余额效应表现为股市交易速度和交易量的上升引致的媒介货币需求增加。

③ 替代效应表现为股市上浮使得市场主体降低货币在资产组合中比重的现象, 进而降低货币需求。

投资渠道的群体越来越多地倾向于将钱投入到金融市场试图取得超额收益,这进一步加剧虚拟经济对实体经济的虹吸效应。故此,当前强化和稳固实体经济部门的资金来源成为了我们实现新常态经济增长的关键之一。

如表 6 所示, $esp-e$ 指标的系数分别为-0.0088、-0.0085、-0.0011、-0.0140、-0.0057、-0.0115,表明房地产业虹吸效应是造成货币供给与通货膨胀背离的原因之一。无论是刚性需求诱因还是投资(或投机)需求诱因^①,近年来我国房地产等资产市场十分活跃,房地产业的货币需求也随之上涨,主要表现为交易性货币需求上升,尤其是房地产业公司持有的货币资金增加比较多。在此环境下,房地产业消化着大量的货币资金,过度的投机需求使得房地产市场价格出现非预期增长,由此形成不良循环:房地产业价格上涨带来的回报率提升进一步加剧了其货币需求的提升。此时,房地产业对实体经济的虹吸效应凸显。

虽然,就理论预期而言,金融业和房地产业都通过资金消化池作用对实体经济产生了虹吸效应,进而引起货币供给与通货膨胀的背离,并对通货膨胀的风险起到了掩盖作用。但估计结果却显示,金融业虹吸效应比房地产业虹吸效应相对更强,其估计系数高于房地产业虹吸效应的估计系数。为何会存在如此的行业异质性呢?主要原因有三个方面:

其一,政策管控约束。近年来国家和地方政府对房地产市场的管控政策效果不断显现,特别是在金融制度的钳制下实际货币需求要小于名义货币需求,进而使得房地产业虹吸效应相对较弱。

其二,货币需求异质。金融业依然是投资的主要渠道,特别是在政府对房地产业投机行为进行打压的背景下,金融业的货币需求持续扩大,其对实体经济的虹吸效应也相对较强。

其三,行业特征差异。以银行业为主体的金融业,是房地产业的主要资金来源,房地产业一定程度上是引致金融业货币需求增加的间接渠道。

五、结论及政策建议

本文基于虚拟经济虹吸效应视角,解释了货币供给与通货膨胀背离的成因。在构建货币市场、实体经济和虚拟经济三部门货币数量论修正模型的基础上,本文利用 2000-2016 年全国 31 个省份的平衡面板数据实证分析了虚拟经济虹吸效应对货币供给与通货膨胀背离的影响效应。研究表明:虚拟经济对实体经济的虹吸效应,使得货币供给过度流向虚拟经济部门,导致实体经济与虚拟经济两部门的货币供给出现结构性失衡,从而降低了通货膨胀对货币供给的响应系数(即货币供给对通货膨胀的作用机制失效),加剧了货币供给与通货膨胀的背离。本文通过中间机制检验进一步验证了虚拟经济虹吸效应发挥作用的理论传导机制。就区域差异而言,相较于东部地区,中西部地区虚拟经济虹吸效应对货币供给与通货膨胀背离的作用效应更强。就行业差异而言,相较于房地产业,金融业虹吸效应对货币供给与通货膨胀背离的加剧作用相对更强。本文还发现,地区融资能力对货币供给与通货膨胀背离的影

^① 由于市场机制的不完善和 2008 年经济危机对实体经济的重创以及我国居民投资手段的相对缺乏,使得房地产业成为吸纳热钱最重要的渠道。

响效应是倒 U 型的，地区消费水平、对外开放程度、地区投资额、地方保护主义提升了通货膨胀对货币供给的响应系数，改善了货币供给对通货膨胀的作用机制。

另外，虚拟经济部门资产价格的上升使得货币需求量不断增加，同时实体经济部门通货紧缩现象的存在又给货币政策制定部门释放了增加货币供给的信号，最终引致并进一步加剧了货币超发。然而，虚拟经济部门对超发货币起到了虹吸作用，掩盖了可能存在的通货膨胀风险。此时一个潜在的风险是，虚拟经济“泡沫”的破裂会引致实体经济部门货币供给量的急剧增加，进而导致恶性通货膨胀风险的来临。为此，合理管控虚拟经济的虹吸效应，引导货币供给流向的结构性优化成为了我们迫切需要解决的问题。

基于上述结论，本文提出以下几点政策建议：

(1) 协调虚拟经济与实体经济两部门的结构性二元发展，管控虚拟经济对实体经济的虹吸效应。虚拟经济是实体经济的“晴雨表”，同时也是支撑实体经济发展的主要依托平台。中央和地方政府在经济发展战略制定过程中，应当在坚持“虚拟经济服务实体经济”原则的基础上，确保两部门之间的协调发展，避免出现虚拟经济的过度膨胀和经济“泡沫化”。其政策重点是确保资源配置过程中实体经济部门不受到虚拟经济虹吸效应的过度影响，但亦不能打压虚拟经济部门的正常发展，而应实现实体经济与虚拟经济部门的优势互补。就当前经济形势而言，需管控虚拟经济部门的高收益和高风险问题，以产业政策（如中国制造 2025）为导向，正确引导虚拟经济部门的过剩资本流向实体经济相关产业和企业，有效改善虚实经济两部门资本产出效率的比例失衡，进而提升服务能力，实现虚拟经济和实体经济互动发展的良性循环。同时，加强对金融业及房地产的市场监管，及时防范各种潜在的虚拟经济失衡和系统性风险，确保虚拟经济发展过程中不脱离实体经济。另外，积极增强实体经济内生竞争力，缓解虚拟经济的虹吸效应，其关键不仅包括加大资金投入，更加需要优化供给侧结构性改革，重视实体经济的产业结构升级和科技含量提升，摆脱过度的、低效率的资金依赖，实现产业结构优化，技术水平、经营管理全面提高、升级以及整体经济结构的改善。

(2) 合理调整货币政策，在货币供给对物价水平的市场传导机制下监测和管控市场潜在的通货膨胀风险。目前，超宽松货币政策引发的资产泡沫风险和通胀风险不断增大。由于实体经济萎靡不振、投资前景不明朗以及虚拟经济高收益对实体经济的虹吸效应，大量资金流向金融市场，增大了资产泡沫风险。一旦实体经济好转，释放出来的大量流动性必然会造成通胀压力。在货币政策调整过程中应当注意两方面内容：一是厘清虚拟经济虹吸效应梗阻货币供给对通货膨胀市场传导机制的主要政策机制。通过控制货币供给结构性流向等措施，如央行调整贷款政策、房地产业金融策略调整等，抑制货币供给与通货膨胀的背离。二是适当控制已存在的货币超发问题。对于目前中国而言，货币政策应当保持“稳健中性”，继续推进“三大攻坚战”，但稳健中性的内涵绝对不是利率“一成不变”，而是在经济下行过程中，适度紧缩货币供给，合理调整长期和短期内利率策略，确保实体经济部门货币供需的稳定，避免出现货币供需的大幅度震荡。

参考文献：

- 陈思翀 李文学 徐奇渊, 2018: 《产出结构对货币需求的影响: 基于中国省级面板数据的研究》, 《世界经济》第 9 期。
- 陈彦斌 郭豫媚 陈伟泽, 2015: 《2008 年金融危机后中国货币数量论失效研究》, 《经济研究》第 4 期。
- 何其春 邹恒甫, 2015: 《信用膨胀、虚拟经济、资源配置与经济增长》, 《经济研究》第 4 期。
- 何问陶 王成进, 2008: 《货币供给、虚拟经济与通货膨胀——对通胀决定因素中货币供给与虚拟经济影响的再认识》, 《财经研究》第 10 期。
- 李培育 余明, 2004: 《外汇储备、汇率波动和货币政策操作——台湾案例分析》, 《金融研究》第 2 期。
- 李世美 沈丽, 2018: 《虚拟经济与货币供给的交互影响——基于货币“脱实向虚”与经济“虚实背离”的视角》, 《金融经济研究》第 6 期。
- 刘海莺 张华新, 2014: 《论房地产市场的通货膨胀效应——基于马克思两大部类平衡理论判断》, 《经济学家》第 11 期。
- 刘骏民 刘晓欣, 2016: 《经济增长理论创新及其对中国经济的实践意义——兼论如何重开中国经济高速增长之门》, 《政治经济学评论》第 6 期。
- 刘晓欣 张艺鹏, 2019: 《中国经济“脱实向虚”倾向的理论与实证研究——基于虚拟经济与实体经济产业关联的视角》, 《上海经济研究》第 2 期。
- 罗来军 蒋承 王亚章, 2016: 《融资歧视、市场扭曲与利润迷失——兼议虚拟经济对实体经济的影响》, 《经济研究》第 4 期。
- 罗能生 罗富政, 2012: 《改革开放以来我国实体经济演变趋势及其影响因素研究》, 《中国软科学》第 11 期。
- 彭俞超 倪骁然 沈吉, 2018: 《企业“脱实向虚”与金融市场稳定——基于股价崩盘风险的视角》, 《经济研究》第 10 期。
- 申广军 邹静娴, 2017: 《企业规模、政企关系与实际税率——来自世界银行“投资环境调查”的证据》, 《管理世界》第 6 期。
- 苏治 方彤 尹力博, 2017: 《中国虚拟经济与实体经济的关联性——基于规模和周期视角的实证研究》, 《中国社会科学》第 8 期。
- 孙晓华 李明珊 王昀, 2015: 《市场化进程与地区经济发展差距》, 《数量经济技术经济研究》第 6 期。
- 吴雪萍 高明 曾岚婷, 2018: 《基于半参数空间模型的空气污染与经济增长关系再检验》, 《统计研究》第 8 期。
- 伍志文, 2002: 《货币供应量与物价反常规关系: 理论及基于中国的经验分析——传统货币数量论面临的挑战及其修正》, 《管理世界》第 12 期。
- 肖卫国 刘杰, 2013: 《可预期与不可预期货币政策时滞的实证测度》, 《统计研究》第 12 期。
- 谢家智 张明, 2012: 《中国的物价上涨是货币超发引发的吗?》, 《经济管理》第 2 期。

- 张成思, 2012: 《通货膨胀、经济增长与货币供应: 回归货币主义?》, 《世界经济》第 8 期。
- 张文, 2008: 《经济货币化进程与内生性货币供给——关于中国高 M2/GDP 比率的货币分析》, 《金融研究》第 10 期。
- Alvarez, F. et al(2002), “Money, interest rates, and exchange rates with endogenously segmented asset markets”, *Journal of Political Economy* 110(3):73-112.
- Bordo, M.D. & O.Jeanne(2002), “Boom-busts in asset prices, economic instability and monetary policy”, CEPR Discussion Paper, No. 3398.
- Borio, C. & P.Lowe(2002), “Asset prices, financial and monetary stability: Exploring the nexus”, BIS Working Paper, No. 114.
- Friedman, M.(1961), “The lag in effect of monetary policy”, *Journal of Political Economy* 69(5):447-466.
- Friedman, M.(1970), “A theoretical framework for monetary analysis”, *Journal of Political Economy* 78(2):193-238.
- Machado, S. & J.Sousa(2006), “Identifying asset price booms and busts with quantile regressions”, Banco de Portugal Working Paper, No. 8.

The Deviation between Money Supply and Inflation: An Explanation of the Siphon Effect of Virtual Economy

LUO Fuzheng¹ LUO Nengsheng² HOU Zhipeng¹

(1.Hunan Normal University, Changsha, China; 2.Hunan University, Changsha, China)

Abstract: Based on the siphon effect of virtual economy, this paper explains the causes of the deviation between money supply and inflation. The results of model deduction and empirical research show that the siphon effect of virtual economy makes currency flow to virtual economy sector excessively, which leads to the structural imbalance of money supply between real economy and virtual economy, thus reducing the response coefficient of inflation to money supply and intensifying the deviation between money supply and inflation. As far as regional differences are concerned, the siphon effect of virtual economy in the central and western regions has a stronger effect on the deviation between money supply and inflation than that in the eastern regions. As far as industry differences are concerned, the siphon effect of financial industry is stronger than that of real estate industry. In addition, the virtual economy sector siphons the excess currency and conceals the possible inflation risk. Therefore, we should promote the coordinated development between real economy and virtual economy and maintain a "robust neutral" monetary policy.

Keywords: Virtual Economy; Siphon Effect; Money Supply; Inflation