

数字经济、预期形成机制与货币政策效果 ——基于卢卡斯批判的再审视

战明华^{1,2}, 吴程熙², 卢 垚^{1,2}

(1. 广东外语外贸大学 金融开放发展研究院, 广东 广州 510006;

2. 广东外语外贸大学 金融学院, 广东 广州 510006)

摘 要: 在中国经济转型的进程中, 数字化是最显著的结构性变革之一, 它不仅重塑了中国经济版图, 还对当前的宏观经济理论带来了不小的冲击, 特别是深刻影响了预期形成机制与政策效应之间的关系。为此, 文章基于数字经济的信息传播特征对人们的预期形成机制会产生深刻影响的逻辑, 在理论分析的基础上利用嵌套回归等技术实证研究了数字经济对卢卡斯批判的影响。研究得到如下结论: 一是数字经济确实显著改变了人们的预期形成机制, 使得经济主体的预期更加符合理性预期的特征; 二是虽然数字经济总体上削弱了货币政策的效果, 但数字经济通过改变预期形成机制, 提高了预期协同性, 进而显著地弱化而非强化了卢卡斯批判问题; 三是数字经济对卢卡斯批判的影响受到了数字经济发展阶段和经济政策不确定性的影响。因此, 货币政策应更加注重提升信息透明度和预期的准确性, 精准调整其与经济主体预期的契合度, 并根据数字经济的发展阶段采取差异化政策。文章对于贯彻党的二十大报告所提出的提高宏观调控能力、推动经济高质量发展具有重要的现实意义。

关键词: 数字经济; 预期形成机制; 货币政策; 卢卡斯批判

中图分类号: F822.0 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2025)10-0004-15

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20250902.201

一、引 言

近年来, 数字经济的迅速发展正在深刻重塑经济运行机制, 其对宏观经济理论的影响日益显现, 特别是对卢卡斯批判所提出命题的冲击亟需深入研究。卢卡斯批判在宏观经济学中具有里程碑意义, 它指出在理性预期条件下, 经济主体会对政策规则进行内生生化响应, 从而削弱宏观政策的有效性。在这一背景下, 中国作为处于经济转型阶段的国家, 数字经济的崛起不仅改变了信息传播与预期形成的方式, 也引发出新的理论问题: 在信息透明度提升、数据传输加速和网络效应扩散的当前环境下, 卢卡斯批判是否依然完全适用? 其理论边界是否需要重新审视? 对这些问题的探讨, 不仅有助于构建契合中国现实国情的宏观经济理论框架, 也对提升宏观调控的精准性与有效性具有重要意义。

本文提出数字经济影响卢卡斯批判的三种机制路径: 其一, 政策信息反馈机制。数字技术

收稿日期: 2025-04-25

基金项目: 国家自然科学基金青年科学基金项目(72403057); 广东省哲学社会科学规划一般项目(GD24CLJ02)

作者简介: 战明华(1971—), 男, 山东青岛人, 广东外语外贸大学金融开放发展研究院、金融学院教授, 博士生导师;

吴程熙(1998—), 男, 广东饶平人, 广东外语外贸大学金融学院博士研究生;

卢 垚(1986—)(通讯作者), 女, 广东梅州人, 广东外语外贸大学金融开放发展研究院、金融学院副教授。

加快了政策信息在市场中的吸收和反应速度，政策意外性可能被削弱，但同时政策制定者也获得了更强的实时调整与响应能力。其二，数据传输速度机制。信息传递效率的提升大幅压缩了政策传导的时滞，加快了预期形成过程，从而改变了政策冲击的时序结构与最终效果。其三，平台网络化机制。平台经济强化了市场主体之间的信息互联与预期协同，使政策意图更快被识别和消化，也为政策沟通与预期引导提供了新渠道与新工具。总体来看，数字经济对卢卡斯批判的影响呈现双向性：它既可能因预期更趋理性而强化该批判的约束，也可能通过优化信息结构与增强政策透明度而弱化其实际效应。

为此，本文构建了一个数学模型，用于分析数字经济对货币政策有效性的影响。该模型将货币政策分解为规则性部分与随机性部分：规则性部分对真实产出无影响，而未预期到的随机性政策冲击会显著改变真实产出。在此基础上，本文引入两个关键参数——理性预期权重(λ)与预期可引导性(γ)，以刻画数字经济如何通过提升信息透明度与政策沟通效率来增强货币政策传导。模型结果表明，数字经济的发展推动 λ 和 γ 上升，使政策变动更易被经济主体预判和消化，从而在机制上缓解了卢卡斯批判所带来的约束。

在实证部分，本文基于货币政策规则与企业微观数据，评估数字经济对预期形成机制的实际影响。研究发现，数字经济显著提高了经济主体的理性预期能力与政策可预测性，总体上弱化了卢卡斯批判，并强化了货币政策对企业投资的促进作用。机制检验表明，这一效应主要通过政策信息反馈效率、数据传输速度以及平台网络效应三个渠道实现。此外，数字经济发展阶段和经济政策不确定性具有调节作用：在较高发展阶段，主体对政策判断更为准确；而在高不确定性环境下，数字经济仍有助于稳定货币政策效果。研究还发现，数字经济对家庭消费存在积极影响，但该影响主要来自收入效应，而非通过预期渠道或货币政策传导实现。

本文的研究与数字经济如何影响经济预期相关。在国外研究方面，Brynjolfsson 和 McAfee(2014)强调数字化技术提升了信息传播效率，使经济主体能够更快调整对政策变化的预期，从而在一定程度上削弱宏观政策的有效性；Agrawal 等(2022)指出数字技术通过提高信息透明度和市场效率改善企业和消费者的决策预期，使其更加依赖实时信息和数据分析而非历史数据；Lopez-Lira(2024)认为生成式 AI 并非替代人类判断，而是通过拓展认知维度重构“可预测性边界”，将预期差转化为稳健的套利信号。在国内研究方面，吴非等(2021)发现企业数字化转型能改善信息不对称并强化资本市场预期；方明月等(2023)、仇化和尹志超(2023)、李文芳和胡秋阳(2024)、熊家财等(2024)、刘秉镰等(2025)也指出数字经济的发展有助于降低信息不对称、减少交易成本并提升决策效率。总体而言，现有研究大多关注信息技术与大数据如何改善信息获取，而对数字经济在政策预期机制中的作用仍缺乏系统性探讨，本文则进一步研究经济主体在形成预期时是否会内生政策规则，以及数字化技术对政策规则传导路径的潜在影响。

本文的研究还与预期机制和货币政策效果的研究相关。Lucas(1976)提出卢卡斯批判，认为理性预期会使传统货币政策在应对波动时失效；Clarida 等(1999)则基于 DSGE 模型表明，预期调整削弱了政策的长期效果。后续研究如 Andrade 等(2019)、Campbell 等(2019)、Bundick 和 Smith(2020)、Swanson(2021)、Coibion 等(2022)均强调预期管理在货币政策传导中的关键作用，并主张提升政策透明度和稳定性以减少预期波动干扰。在中国背景下，高洁超等(2019)指出预期理性化虽能提升福利，但异质性预期下事前承诺不一定优于相机抉择；宋芳秀和宋奎壁(2024)利用央行储户调查发现，不完全信息个体会将货币政策作为未来信号，加剧信息效应并阻碍传导；庄子罐等(2018)、朱小能和周磊(2018)、隋建利和刘碧莹(2020)、董青马等(2024)发现未预期的货币政策会显著影响资产价格，若忽略则会低估政策有效性；郭豫媚和周璇(2018)、

欧阳志刚和胡雯华(2024)、姜富伟等(2024)、张一帆等(2024)则强调前瞻性引导和宏观审慎政策有助于稳定预期并强化效果。与这些研究不同,本文关注数字经济条件下预期机制对政策效果的动态调整,探讨数据与信息传播如何强化或弱化政策规则在预期形成中的作用,从而揭示数字经济带来的货币政策新挑战。

总的来看,本文的学术贡献主要体现在以下几个方面:第一,在研究视角上,本文不仅关注数字经济对货币政策效果的总体影响,而且进一步探讨了数字经济如何通过改变经济主体的预期形成机制,进而重塑货币政策规则部分的传导路径。这一视角拓展了传统宏观政策分析对预期调整的理解框架,将数字经济作为影响信息结构、市场行为模式与政策反应机制的关键变量。第二,在机制识别上,本文提出并建构了一个新的货币政策传导机制,强调数字经济的发展通过提升政策信息反馈水平、加快数据传输速度与强化平台网络效应增强了经济主体对政策规则的识别与内生能力。该机制不仅揭示了数字经济如何通过信号效应与目标协调效应改变预期结构,而且从理论上指出在数字经济条件下,预期的“可引导性”反而可能在一定程度上提升货币政策工具的有效性,从而对卢卡斯批判的适用性提出修正。第三,在实证设计上,本文结合不同经济环境与制度背景,系统识别了数字经济通过预期机制对政策效果所产生的异质性影响。通过引入数字经济变量与宏观不确定性、发展阶段等变量的交互结构,本文创新性地刻画了政策传导路径在不同信息结构条件下的差异性,为评估政策效果提供了更具精度与解释力的实证工具。

文章后面部分结构如下:第二部分是理论分析与研究假说;第三部分是研究设计;第四部分是实证结果分析;第五部分是机制分析;第六部分是进一步的探讨;第七部分是结论与政策含义。

二、理论分析与研究假说

(一)宏观经济模型中的卢卡斯批判

卢卡斯批判指出,传统宏观模型若忽视经济主体在政策变化下调整预期和行为的内生性,则政策评估就会失真。基于这一逻辑,本文引入卢卡斯-萨金特-华莱士(LSW)模型来加以刻画:

$$Dy_t^s = a \cdot Dy_{t-1} + b(p_t - p_t^e) + u_t \quad (1)$$

式(1)为供给方程,其中 Dy_t^s 为本期实际供给增量, Dy_{t-1} 为上期产出增量, p_t 为实际价格, p_t^e 为预期价格, a 和 b 为影响系数, u_t 为随机的供给冲击。

$$y_t^d = c(m_t - p_t) + \eta_t \quad (2)$$

式(2)是总需求方程,表示实际货币余额对需求的影响。其中, y_t^d 为实际总需求, m_t 为实际货币供给, c 为影响系数, η_t 为随机的需求冲击。当实际货币余额增加时,消费者的购买力提高,从而推动总需求上升;相反,当实际货币余额下降时,需求减少。

$$m_t = m_0 + d \cdot Dy_{t-1} + \xi_t \quad (3)$$

式(3)定义了货币供给的政策规则,其中货币供给 m_t 由基础货币 m_0 和过去的产出增量 Dy_{t-1} 决定,同时受到随机冲击 ξ_t 的影响。

$$y_t = y_t^d = y_t^s \quad (4)$$

式(4)是供需均衡条件。 y_t 为实际总产出, y_t^d 为实际总需求, y_t^s 为实际总供给。

$$p_t^e = E_{t-1}(p_t) \quad (5)$$

式(5)是预期价格均衡条件。式(1)至式(5)组成了卢卡斯供给曲线,表示产出受到未预期

价格变动的影响，以及过去产出水平变化的影响。前者表示经济主体是根据对未来价格的理性预期变化来调整当前产出；后者表示由于调整滞后等原因，供给具有一定的惯性。

经推导后，本文可以得到在均衡条件下货币政策变动对产出的影响表达式如下：^①

$$Dy_t = a \cdot Dy_{t-1} + \frac{bc}{b+c} \xi_t + \frac{b}{b+c} \eta_t + \frac{c}{b+c} u_t \quad (6)$$

式(6)表明，第 t 期的真实产出变化由上一期的真实产出变化、货币政策未预期变动 (ξ_t)、需求冲击 (η_t)、供给冲击 (u_t) 共同决定，但与货币政策的系统性规则 ($m_0 + d \cdot Dy_{t-1}$) 无关。或者说，货币政策的变动只能随机地改变真实产出，但对真实产出的平均值没有影响，这就是卢卡斯批判的基本思想。

(二) 数字经济对卢卡斯批判的影响

基于理性预期假设，下面从两条逻辑主线分析数字经济对卢卡斯批判的影响路径：一是改变经济主体预期形成机制，二是提升政策制定者对公众预期的引导能力。

1. 数字经济对预期形成机制的影响

在经济学中，理性预期强调经济主体能基于有效信息调整行为，从而削弱政策效果；而在缺乏数字经济的条件下，预期更多的是呈适应性特征，依赖历史信息而非完全理性。基于这一假设，本文进一步构建模型分析数字经济对卢卡斯批判的影响：

$$p_t^e = (1-\lambda)p_{t-1} + \lambda E_{t-1}(p_t) \quad (7)$$

其中， $0 < \lambda < 1$ 代表预期的权重。在这个机制中，人们的预期在没有数字经济条件下更依赖于历史信息。以 λ 表示预期中理性成分的权重，随着数字经济发展， $\lambda(DE)$ 逐渐增大，表明预期向理性方向演化。具体而言，定义一个调整后的预期机制：

$$p_t^e = \lambda(DE)p_{t-1} + [1-\lambda(DE)]E_{t-1}(p_t) \quad (8)$$

其中， $\lambda(DE)$ 随着 DE 的增加而增加。假设 $\lambda(DE) = \kappa \cdot DE$ ，其中 $\kappa > 0$ 是调整系数。当 DE 增大时， $\lambda(DE)$ 随之增大，人们的预期更偏向理性。将式(8)代入供给方程式(1)可得：

$$Dy_t = a \cdot Dy_{t-1} + b\{\kappa \cdot DE \cdot [p_t - E_{t-1}(p_t)] + (1-\kappa \cdot DE)(p_t - p_{t-1})\} + u_t \quad (9)$$

由式(9)容易看出，数字经济通过 $\lambda(DE)$ 的调整，使得 $p_t - p_{t-1}$ 的权重随着 DE 的增大而减小，但同时也使得 $p_t - E_{t-1}(p_t)$ 的权重随着 DE 的增大而增大。这表明数字经济越发达，预期越理性，政策效应更易被提前消化；而在发展水平较低时，预期偏离理性，政策随机性影响更显著，卢卡斯批判效应相对减弱。

2. 数字经济对政策预期可引导性的影响

传统理论认为理性预期会削弱政策效果，但这一结论依赖于政策制定者缺乏预期引导能力。在数字经济条件下，信息透明度和平台效应提升了预期管理效率，当政策目标能有效锚定市场预期时，政策效果反而可能因“政策—预期”协同而放大。基于此，本文在式(8)中引入预期可引导性参数 $\gamma \in [0, 1]$ ，以刻画数字经济条件下政策制定者通过信息机制引导公众预期的能力。根据式(8)，预期通胀定义为：

$$p_t^e = [1-\lambda(DE)][\gamma p_{t-1}^{target} + (1-\gamma)p_{t-1}^e] + \lambda(DE)E_{t-1}(p_t) \quad (10)$$

其中， $\gamma \in [0, 1]$ 表示政府对公众的引导能力，由信息反馈机制、数据传输机制和平台网络机制共同决定，影响卢卡斯批判问题的严重性； p_{t-1}^{target} 为政府公布的通胀目标；其余变量定义同上。将式(10)

^① 限于篇幅，此处省略了具体数学推导过程。

代入供给方程式(1),可得:

$$Dy_t = a \cdot Dy_{t-1} + b(p_t - p_{t-1}^e) + u_t + \phi(\lambda, \gamma) \quad (11)$$

其中, $\phi(\lambda, \gamma) = -b\{[1 - \lambda(DE)]\gamma(p_{t-1}^{target} - p_{t-1}^e) + \lambda(DE)[E_{t-1}(p_t) - p_{t-1}^e]\}$ 表示预期协同项, $p_{t-1}^{target} - p_{t-1}^e$ 表示政策目标与市场预期的偏差, $[1 - \lambda(DE)]\gamma$ 为引导有效性加权系数。

由于 $\lambda(DE)$ 随数字经济发展而上升, 政策效果取决于主体理性程度与政府沟通能力的匹配。模型中预期引导效应为 $[1 - \lambda(DE)]\gamma$, 当 λ 适中且 γ 较大时, 该效应最大, 政策目标更易被识别并放大效果, 从而弱化卢卡斯批判; 但若信息过载、虚假信号增多或 λ 过高、 γ 过低, 则效应趋近于零, 政策难以锚定预期, 仍会回到传统卢卡斯批判下的“效果前置并中和”。

3. 数字经济影响政策预期协同的路径

如上述模型推导所示, “预期可引导性”参数 γ 在决定货币政策是否被提前内生化的过程中, 以及政策意图能否传导至经济行为中发挥关键作用。结合数字经济的三项核心功能和前瞻性预期理论, 可以看出其通过不同机制共同塑造预期形成过程, 并对卢卡斯批判产生相反效应。

首先, 在政策信息反馈机制下, 若数字经济缺乏统一透明的信息渠道, 则主体可能误读政策信号, γ 值趋近于零, 从而强化卢卡斯批判; 而若通过政务新媒体和高频交互增强政策信号的解释性与一致性, 则 γ 值提升, 从而促使公众信任增强, 政策目标更易被锚定。

其次, 数据传输速度与平台网络效应同样重要。若信息更新滞后, 则主体依赖旧规则进行预期, 导致市场误调, γ 值下降并强化卢卡斯批判; 而若高频数据与实时反馈机制使政府与市场均能更快调整, 则 γ 值上升, 从而削弱卢卡斯批判。与此同时, 平台效应若碎片化, 将造成政策信号分裂和预期不一致, 从而强化卢卡斯批判; 反之, 若通过平台集中统一口径与标准化发布, 公众更易形成一致预期, 从而提升 γ 值, 增强政策效果。根据上述分析, 本文提出如下假设:

假说 1: 数字经济使得经济主体的预期更加符合理性预期特征。

假说 2: 虽然数字经济使经济主体更趋于理性预期, 但对货币政策效果的影响并不确定。

假说 2a: 如果数字经济有助于形成有效的预期引导机制, 促使市场预期协同于政策目标, 那么货币政策传导效果将得以增强, 卢卡斯批判被弱化。

假说 2b: 如果数字经济未能形成有效的预期引导机制, 那么预期对政策规则的敏感性将提升, 导致货币政策传导效果被削弱, 卢卡斯批判得以增强。

三、研究设计

(一) 模型设计

1. 假说 1 的模型设计

为了检验数字经济对预期形成机制的影响, 本文基于卢卡斯批判所强调的货币政策规则展开分析, 其逻辑在于: 若预期更符合理性, 则政策规则更易被预测, 未预期变化更具随机性。关于规则选择, 国内部分研究认为可用泰勒规则描述中国货币政策(卞志村, 2006; 郑挺国和刘金全, 2010; 陈创练和郑挺国, 2018), 但也有观点强调中国仍以调控货币供应量为主, 更适合采用戴姆勒规则(岳超云和牛霖琳, 2014; 吴吉林和张二华, 2015; Chen 等, 2018)。其中 Chen 等(2018)指出, 中国货币政策主要通过调控货币供应量实现年度产出增长目标, 因此本文据此设定计量模型:

$$g_{m,t} = \gamma_0 + \gamma_m g_{m,t-1} + \gamma_\pi (\pi_{t-1} - \pi^*) + \gamma_x (g_{x,t-1} - g_{x,t-1}^*) + u_{1m,t} \quad (12)$$

$$g_{m,t} = \gamma_0 + \gamma_m g_{m,t-1} + \gamma_\pi (\pi_{t-1} - \pi^*) + \gamma_x (g_{x,t-1} - g_{x,t-1}^*) + \gamma_{DE} g_{DE,t} + u_{2m,t} \quad (13)$$

其中, t 代表季度, $g_{m,t}$ 为货币供应量, π_t 为通货膨胀水平, π^* 为政府目标通货膨胀率, $g_{x,t}$ 为产出水平, $g_{x,t}^*$ 为政府目标产出, $u_{im,t}$ ($i = 1, 2$) 为随机扰动项。式(12)反映了未控制数字经济条件下政策规则变动对货币供应量的影响, 式(13)则在控制预期因素后考察货币供应量变化。若数字经济提升了主体对政策规则的预期充分性, 则与式(12)相比, 式(13)的残差应更具随机性, 即更符合单位根过程。

2. 假说 2 的模型设计

假说 2 的主要逻辑是, 数字经济可能通过改变经济主体预期形成机制来影响货币政策的效果。为了弱化内生性问题, 本文采用企业微观面板数据, 构建如下计量模型来检验假说 2:

$$\begin{aligned} Invest_{it} = & \beta_0 + \beta_1 DE_t + \beta_2 PE_t + \beta_3 MP_t + \beta_4 DE_t \times PE_t + \beta_5 DE_t \times MP_t \\ & + \beta_6 DE_t \times PE_t \times MP_t + \delta^T Z_{it} + \gamma^T K_t + \lambda_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (14)$$

其中, $Invest_{it}$ 表示第 i 个企业在第 t 时的投资, 可看作是货币政策最终目标中产出的代理变量; DE_t 为数字经济水平; PE_t 表示经济主体的理性预期程度; MP_t 表示货币政策中介目标; Z 是由影响企业的特质所组成的控制变量向量。考虑到存在时间序列解释变量, 本文参考项后军和周雄(2022)的做法, 引入宏观时序控制变量向量 K 。 λ_i 用于捕捉不随时间变化的截面固定效应, ε_{it} 为随机扰动项。 $DE_t \times PE_t \times MP_t$ 为核心关注解释变量, 用于捕捉数字经济条件下理性预期程度变化对货币政策效果的影响。如果假说 2 成立, 那么应当有 β_6 显著异于零。

(二) 变量定义与数据

在宏观层面, 本文选取的核心变量包括: 货币供应量增长率 $g_{m,t} = \ln(M2_t) - \ln(M2_{t-4})$; 通货膨胀率 $\pi_t = \ln(CPI_t) - \ln(CPI_{t-4})$, 并设定政府目标通货膨胀率 $\pi^* = 3.5\%$ (Chen 等, 2018); 产出增长率 $g_{x,t} = \ln(x_t) - \ln(x_{t-4})$, 目标产出 $g_{x,t}^*$ 由政府经济增长目标推算; 数字经济水平 $g_{DE,t} = \ln(DE_t) - \ln(DE_{t-4})$, 季度数据由财新数字经济指数(月度)转换获得(张一凡和许宪春, 2024)。

在企业层面, 理性预期程度 (PE_t) 以预测误差平方的倒数表示, 预测值通过景气指数与 GDP 增长率的回归模型估计得到; 投资 ($Invest_{it}$) 参照李青原等(2022)、金钊等(2024)的思路, 使用购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金与处置固定资产、无形资产和其他长期资产收回的现金之差的自然对数来衡量; 货币政策中介目标 (MP_t) 参考 Chen 等(2018)的做法, 使用 M2 的自然对数表示。此外, 还引入财务杠杆、净资产收益率、流动比率、资本市场状况、消费需求水平、投资水平、汇率水平和非税征收水平等控制变量。

数据方面, 假说 1 选取 2016 年第一季度至 2024 年第三季度中国宏观季度数据, 假说 2 选取 2016 年第一季度至 2024 年第二季度上市公司数据。宏观数据来自 CSMAR、中经网和政府工作报告, 并经 Census X-12 处理; 企业数据来自 RESSET, 剔除金融行业、ST 和财务异常样本, 并对连续变量在 1% 和 99% 分位缩尾。本文最终获得 4366 家企业样本, 并对所有非比值型变量进行对数化处理, 对所有变量进行 Z-scores 标准化处理。

四、实证结果

(一) 假说 1 的实证结果分析

表 1 的列(1)和列(2)分别报告了式(12)和式(13)的估计结果。具体而言, 列(1)单位根检验(ADF 检测)显示的统计量为 -4.7000, 而列(2)对应的统计量为 -5.9500, 即列(1)的 ADF 检验统计量的绝对值小于列(2)的 ADF 检验统计量的绝对值。这表明, 在未控制数字经济条件下, 式(12)的残差表现出相对较弱的随机性。这意味着货币政策偏离规则的部分具有更强的持续性与趋势性, 且模型可能遗漏了重要变量(如数字经济变量)。这一结果反映了传统政策规则框架下的特点, 即

在经济主体的预期未完全理性时，政策规则对产出的影响更容易受到内生性因素的干扰。政策规则的系统性部分和随机性部分难以有效剥离，导致残差序列表现出较强的趋势性和自相关性。

在控制数字经济变量后，式(13)的估计结果中残差的单位根特性显著减弱。这意味着数字经济变量的引入改善了模型的拟合程度，能够更好地解释政策规则对产出的系统性影响。数字经济通过提高信息透明度和改进预期形成机制，使得政策规则的随机性部分对产出的作用增强，而规则性部分的直接影响则显著减弱。

从式(12)和式(13)的残差对比来看，式(12)的残差更符合单位根过程，这说明政策规则的系统性部分在未控制数字经济条件下对产出的作用较为显著，且包含更多未解释的系统性偏差；而式(13)的残差接近白噪声，这表明数字经济对政策规则的内生性影响具有削弱作用。也就是说，数字经济通过改进预期形成机制使得政策规则主要体现在随机性部分对经济的作用，从而削弱了规则性部分的作用，这与卢卡斯批判关于理性预期下的货币政策观点相一致。因此，假说 1 得证。

(二)假说 2 的实证结果分析

为了准确识别模型中主要解释变量的边际效应，同时缓解多重共线性可能对估计结果带来的干扰，本文采用逐步回归方法对模型进行变量筛选与估计。此外，考虑到企业层面数据可能存在跨期相关性与个体间异质性问题，本文的模型除引入固定效应外，还采用企业层面聚类的稳健标准误，进一步缓解标准误估计的偏误，以提升推断的可靠性。

表 2 的结果显示，尽管数字经济的普及提高了经济主体的理性预期水平，传统逻辑下这应该会强化“卢卡斯批判”效应，但实证结果却显示出相反的趋势，即实证结果表明假说 2a 得证，这一结果可从“前瞻性预期管理”理论角度得到更为合理的解释。具体来看，列(2)显示，数字经济总体上削弱了货币政策的直接效应，这可能是由于其降低了市场摩擦，如线上价格灵活调整与数字合约的快速履约能力，使价格黏性下降，从而削弱了货币政策通过实际利率渠道影响实体经济的能力(姜婷凤等, 2020; 彭安兴等, 2021; 战明华和卢垚, 2023)。但列(3)中的结果表明，理性预期程度与货币政策的交互项($PE \times MP$)在 1% 显著水平上为正，这说明随着预期的理性化，货币政策的效果反而增强。该发现与卢卡斯批判的理论预期相反，却符合新凯恩斯主义“前瞻性预期管理”理论：当经济主体对政策信号理解力增强，且能将央行目标纳入其预期构建中时，政策制定者更有可能通过有效沟通实现预期引导，从而放大政策信号传导路径(Woodford, 2003; Smets 和 Wouters, 2007)。进一步地，数字经济、理性预期和货币政策的三阶交互项($DE \times PE \times MP$)在 1% 水平上显著为正，这表明数字经济不仅提升了理性预期水平，而且通过强化政策沟通机制与信息传播效率，实现了“前瞻性引导”的制度化内嵌，使政策目标更易被市场所识别和响应，进而增强了政策效果。这一结果从机制层面支持了“前瞻性预期管理”理论的内涵，即政策有效性不仅取决于市场是否具备理性预期，更取决于是否存在由政策制定者主导的预期引导框架。

简而言之，数字经济的发展提高了信息对称性、数据响应速度 and 政策目标透明度，从而提升了央行锚定预期的能力，缓解了 Kydland 和 Prescott(1977)所提出的动态不一致性问题，也削

表 1 数字经济对货币政策预期的影响效应

	被解释变量： g_m	
	(1)	(2)
残差 ADF 检验	-4.7000***	-5.9500***
残差 PP 检验	-4.7740***	-5.9200***
样本量	30	30
调整 R^2	0.7862	0.8140

注：列(1)和列(2)分别报告了式(12)和式(13)的残差序列 ADF 检验统计量和 PP 检验统计量；*、**和***分别表示在 10%、5%和 1% 的水平上显著；变量单位根检验未报告(备索)。

弱了卢卡斯批判所强调的“政策效果内生性”逻辑。因此，在数字技术不断演进的背景下，预期的形成路径呈现出由“市场内生”向“政策协同”转变的新趋势，这使得“历史数据驱动”的政策评估模型在某些条件下依然具有解释力，挑战了卢卡斯批判的普适性前提。

表 2 数字经济通过改变预期对货币政策效果的影响

	被解释变量: <i>Invest</i>		
	(1)	(2)	(3)
<i>DE</i>	0.0512*** (0.0041)	1.8513*** (0.3270)	1.8723*** (0.3386)
<i>MP</i>		0.1407*** (0.0171)	0.1264*** (0.0177)
<i>DE</i> × <i>MP</i>		-1.8727*** (0.3368)	-1.8825*** (0.3486)
<i>PE</i>			-25.2369*** (4.0061)
<i>PE</i> × <i>MP</i>			23.2069*** (3.6011)
<i>DE</i> × <i>PE</i> × <i>MP</i>			2.0279*** (0.4077)
<i>lev</i>	0.0778*** (0.0130)	0.0709*** (0.0130)	0.0712*** (0.0129)
<i>roe</i>	0.0272*** (0.0034)	0.0286*** (0.0034)	0.0319*** (0.0034)
<i>liqui</i>	-0.1149*** (0.0131)	-0.1128*** (0.0131)	-0.1130*** (0.0131)
<i>capmarket</i>	0.0134*** (0.0032)	0.0042 (0.0032)	0.0017 (0.0033)
<i>comgdp</i>	0.0431*** (0.0022)	0.0425*** (0.0022)	0.0337*** (0.0022)
<i>capgdp</i>	0.0345*** (0.0023)	0.0392*** (0.0023)	0.0577*** (0.0027)
<i>exrate</i>	-0.0378*** (0.0037)	-0.0437*** (0.0040)	-0.0515*** (0.0040)
<i>lfnontax</i>	0.0587*** (0.0036)	0.0344*** (0.0031)	0.0302*** (0.0033)
<i>_cons</i>	-0.0057*** (0.0004)	-0.0067*** (0.0004)	-0.0085*** (0.0004)
企业固定效应	控制	控制	控制
样本量	80 112	80 112	80 112
调整 R^2	0.7154	0.7162	0.7181

注：(1) *、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著，括号内数值为稳健标准误，稳健标准误聚类到企业层面。下同。(2)控制变量包括财务杠杆(*lev*)、净资产收益率(*roe*)、流动比率(*liqui*)、资本市场状况(*capmarket*)、消费需求水平(*comgdp*)、投资水平(*capgdp*)、汇率水平(*exrate*)和非税征收水平(*lfnontax*)。表3和表4与此同。

(三)稳健性检验

为了确保结论的稳健性，本文首先对关键变量进行替换，^①具体包括：用企业营业收入(*Invest1*)替代投资变量，用消费者预期指数(*PE1*)替代宏观先行指数衡量理性预期，用社会融资规模(*MP1*)替代 *M2* 衡量货币政策(盛松成和谢洁玉, 2016)。回归结果均显示，数字经济通过预期机制的改变显著强化了货币政策效果。其次，本文进一步控制可能遗漏的宏观变量，包括时间趋势项，数字经济与资本市场、GDP、非税征收的交互项，以及货币政策和理性预期与宏观变量的交互项。结果表明，数字经济的调节效应依然稳健。

此外，考虑到不可观测冲击与样本特征差异，本文进一步进行了多重检验。首先，控制新冠疫情冲击，构建 *shock* 虚拟变量(2020–2022 年赋值为 1)，结果与基准回归一致。其次，采用倾向得分匹配(PSM)方法，基于企业特征对处理组与对照组进行匹配，回归结果依旧稳健。最后，引入行业固定效应与企业—行业固定效应，并采用分行业聚类标准误与异方差稳健标准误进行估计，结果均未改变核心结论。以上结果说明数字经济通过重塑预期机制强化货币政策传导的效应具有较强稳健性。

① 限于篇幅，此处省略了稳健性检验结果。

(四)异质性分析

1. 数字经济不同发展阶段的影响

由于信息处理能力存在阶段性差异，因此数字经济对预期的边际影响呈现非对称特征。在发展初期，信息透明度和流通速度有限，虽然一定程度上减少了预期误差，但边际效应较弱，市场反应滞后、信息不完全情况仍较突出，经济主体调整预期的速度慢、误差大，理性预期作用有限。而在高发展阶段，信息传递的实时性和透明性显著增强，经济主体能够更快、更准确地修正预期，理性预期对货币政策效果的作用也更为突出。但需要指出的是，理性预期的提升并不必然强化卢卡斯批判，因此其不同阶段可能呈现非线性影响效应。

为此，本文将样本划分为数字经济发展高和低两个阶段（高发展阶段即数字经济发展水平高于均值的阶段，*dig_stage*=1；否则为 0），以识别边际效应差异。回归结果如表 3 列（1）所示，交互项在 1% 水平上显著，且方向与未引入虚拟变量时相反，这表明数字经济在不同阶段确实对政策效果产生了非对称作用：在高速发展阶段，数字经济一方面通过降低价格黏性削弱政策直接效应，另一方面又通过强化理性预期和提升政策引导性显著增强了政策效果，最终弱化了卢卡斯批判。这可能是因为：在初期阶段，市场主体存在“信息冲击下的认知偏差”，政策制定者信息反馈滞后；而在高度发展阶段，数据驱动预期成为主流，政策制定者借助数字技术实现动态调整和精准沟通，从而显著削弱了卢卡斯批判。

表 3 不同阶段数字经济发展水平与经济政策不确定性水平的影响

	被解释变量: <i>Invest</i>	
	(1)	(2)
<i>DE</i>	-9.2588*** (0.8167)	2.3269*** (0.4286)
<i>PE</i>	-62.8323*** (7.3472)	-39.9165*** (6.4335)
<i>MP</i>	-0.6272*** (0.0492)	0.1449*** (0.0212)
<i>DE</i> × <i>MP</i>	9.8933*** (0.8543)	-2.3457*** (0.4407)
<i>PE</i> × <i>MP</i>	70.7771*** (7.4717)	40.6165*** (6.9688)
<i>DE</i> × <i>PE</i> × <i>MP</i>	-16.0779*** (6.0877)	-1.6213 (1.3350)
<i>DE</i> × <i>MP</i> × <i>dig_stage</i>	-0.6191*** (0.0333)	
<i>PE</i> × <i>MP</i> × <i>dig_stage</i>	-13.8354*** (1.6221)	
<i>DE</i> × <i>PE</i> × <i>MP</i> × <i>dig_stage</i>	22.0011*** (5.8264)	
<i>dig_stage</i>	1.9187 (1.2873)	
<i>epu_stage</i>		0.2051*** (0.0644)
<i>DE</i> × <i>MP</i> × <i>epu_stage</i>		-0.0114* (0.0059)
<i>PE</i> × <i>MP</i> × <i>epu_stage</i>		-4.0222*** (1.3697)
<i>DE</i> × <i>PE</i> × <i>MP</i> × <i>epu_stage</i>		4.9558*** (1.6922)
<i>_cons</i>	-1.6940 (1.2937)	-0.2004*** (0.0635)
企业固定效应	控制	控制
控制变量	控制	控制
样本量	80 112	80 112
调整 <i>R</i> ²	0.7192	0.7182

2. 经济政策不确定性的影响

在数字经济环境下，信息的流动性、透明度和可获取性都显著提升，但这并不意味着政策变动能够被市场预判，特别是在政策规则频繁变化或存在较大不确定性的情况下。换句话说，在政策不确定性较高的时期，由于政策可信度较低，央行预期管理的效果可能较差，因此数字经

济通过改变预期机制提高货币政策效果、削弱卢卡斯批判的作用可能较弱，但也可能产生更显著的正向边际效应。

为了检验上述猜想，本文按照中国经济政策不确定性指数将样本期分为高不确定期和低不确定期，并引入虚拟变量 epu_stage （高不确定性时期即经济政策不确定性指数高于均值时期， $epu_stage=1$ ；否则为 0）。回归结果如表 3 的列（2）所示， $DE \times MP \times epu_stage$ 的估计系数为负且显著，这说明数字经济对货币政策效果的直接影响没有因经济政策不确定性的提高而改变；而 $PE \times MP \times epu_stage$ 的估计系数显著为负，这说明经济政策的高不确定性通过理性预期的形成而强化了卢卡斯批判。原因可能在于：市场主体虽试图理性预测政策变化，但由于存在高度的政策不确定性，预期分歧加剧，进而削弱了货币政策传导效果。此外， $DE \times PE \times MP \times epu_stage$ 的估计系数显著为正，这说明相对于经济政策确定时期，政策的不确定性反而增强了数字经济通过预期形成机制对货币政策效果的正向作用。原因可能在于：数字经济系统借助其技术工具（如实时信息监控系统与大数据预测），在经济政策高不确定性时期通过有效的信息过滤和算法下的预期协同，有效引导了公众预期与政策制定者的政策趋同，进而对货币政策效果起到了更显著的提升作用。

五、机制分析

本部分旨在探讨数字经济如何促使理性预期的形成，进而导致货币政策效果的转变。这一分析有助于更全面地理解数字经济通过预期形成机制对政策效果的作用路径，从而为政策制定者有效应对数字经济带来的政策挑战提供实证依据，有针对性地优化预期管理。基于变量间的经济理论含义，计量模型构建如下：

$$Invest_{it} = \beta_0 + \beta_1 M_t + \beta_2 PE_t + \beta_3 MP_t + \beta_4 M_t \times MP_t + \beta_5 M_t \times PE_t \times MP_t + \delta^T Z_{it} + \gamma^T K_t + \lambda_i + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

其中， M 代表数字经济不同维度变量 IT 、 DS 和 PP ； IT 代表政策信息公开水平，采用浙江大学公共政策研究院公布的中国政府网络透明度指数来衡量；^① DS 代表数据传输速度，考虑到数据可获得性，采用 4G 和 5G 移动用户数与移动用户总数的比率来衡量，基础数据来自国家统计局； PP 代表平台经济普及率，采用网上零售额的自然对数来衡量，数据来自国家统计局；其余变量含义同上。所有宏观时序数据均经过 Census X-12 处理。

表 4 的结果进一步表明，数字经济的三种特征表现均通过改变预期形成机制，从而提升了货币政策的实施效果，最终弱化了卢卡斯批判。结合新凯恩斯主义的“前瞻性预期管理”理论可知，这一结果说明数字经济不仅改变了市场预期的理性程度，还增强了政策制定者对市场预期的引导能力，实现了“可引导的理性预期”，从而推动“政策—预期”协同的形成。

在列（1）中，政府信息透明度（ IT ）与货币政策（ MP ）的交互项系数显著为负，而交互项 $IT \times PE \times MP$ 的系数显著为正，且都在 1% 水平上显著。这表明信息透明度的提升虽有可能加剧卢卡斯批判（即公众提前内生政策信号，削弱政策效果），但该效应在理性预期程度提高的情形下被有效抑制。更重要的是，基于前瞻性预期管理的视角，信息透明度的增加不仅提升了公众获取政策信号的能力，还增强了政策制定者的沟通可信度和目标传递效率，使市场更容易将政策目标内化为预期锚定点。这种“可信信息+明确目标”的政策沟通路径，使中央银行得以借

^① 由于中国政府网络透明度指数为年度指数，所以样本期内 2016 年第三季度到 2017 年第二季度的指数采用 2016—2017 年的均值来衡量，其余以此类推。

助数字手段引导市场预期方向,从而实现政策意图的更高效传导。

列(2)的结果显示,数据传输速度(DS)与货币政策(MP)的交互项系数显著为负,而交互项 $DS \times PE \times MP$ 的系数显著为正。这意味着虽然实时数据加速可能导致市场快速反应、提前内生化解政策路径,从而削弱短期内的政策效应,但在理性预期水平较高的背景下,政策信号的预期效应反而更加精准和一致。基于“前瞻性预期管理”理论,这可解释为央行可以借助高频数据传输机制持续调整并清晰传达政策方向,在公众拥有更强数据处理能力的前提下,形成更有效的“预期锚定”,从而压缩误判和过度反应空间,实现对预期的动态引导与稳定。

列(3)的结果显示,平台机制(PP)与货币政策(MP)的交互项系数显著为负,而交互项 $PP \times PE \times MP$ 的系数显著为正。这表明平台经济在缺乏理性预期调节时,可能通过“预支政策效果”削弱了货币政策的直接传导效力,然而,当平台经济与理性预期形成机制结合时,这一削弱效应不仅被抵消,反而转化为政策效果的增强。这一机制可被理解为平台网络效应不仅增强了政策信息的覆盖面和一致性,还提供了央行与公众之间更直接的沟通渠道,支持央行开展“前瞻性预期管理”,缩短政策信号传递路径,使公众更容易形成与政策一致的预期方向。因此,公众对政策意图的解读更加统一,理性预期实现从“被动响应”向“主动协同”的转化,最终增强政策效果。

表 4 机制检验结果

	被解释变量: $Invest$		
	(1)	(2)	(3)
IT	4.8765*** (0.3375)		
PE	-1.1717*** (0.0458)	-1.5924*** (0.0731)	-1.1422*** (0.0492)
MP	1.5650*** (0.1037)	0.3095*** (0.0440)	0.4348*** (0.0323)
$IT \times MP$	-6.2294*** (0.4298)		
$IT \times PE \times MP$	1.0631*** (0.0414)		
DS		2.6512*** (0.3382)	
$DS \times MP$		-2.8589*** (0.3767)	
$DS \times PE \times MP$		1.4577*** (0.0663)	
PP			4.4137*** (0.3175)
$PP \times MP$			-4.7579*** (0.3460)
$PP \times PE \times MP$			1.0486*** (0.0446)
$_cons$	-0.1484*** (0.0087)	-0.0520*** (0.0040)	-0.0547*** (0.0030)
企业固定效应	控制	控制	控制
控制变量	控制	控制	控制
样本量	80 112	80 112	80 112
调整 R^2	0.7185	0.7183	0.7183

综上所述,数字经济并非单纯通过“预期理性化”来增强货币政策效果,而是在提升政策制定者预期引导能力、建立政策沟通机制与预期锚定结构的前提下,形成了一种基于“前瞻性预期管理”的政策协同路径。这种机制不仅减少了政策内生生化导致的效果削弱,还通过提升政策框架灵活性与可信度,在微观经济主体与宏观政策目标之间架设了更高效的信息桥梁,从而在实践中弱化了卢卡斯批判的适用基础,支持了本文所提出的第二个假说。

六、进一步的探讨

在对假说 2 的检验中,本文将企业投资作为产出的代理变量进行分析。然而,从理论上讲,货币政策不仅能显著影响企业投资,还能对家庭消费产生重要影响,而消费是产出的关键组成

部分。为了避免使用无效代理变量可能导致的估计偏差，本文进一步考察在消费层面数字经济如何通过影响理性预期程度进而改变产出对货币政策的响应。模型构建如下：

$$\ln(C_{it}) = \beta_0 + \beta_1 DE_{it} + \beta_2 PE_{it} + \beta_3 MP_{it} + \beta_4 DE_{it} \times PE_{it} + \beta_5 DE_{it} \times MP_{it} + \beta_6 DE_{it} \times PE_{it} \times MP_{it} + \delta^T Z_{it} + \lambda_i + \varepsilon_{it} \tag{16}$$

其中， i 代表第 i 个省份； t 代表第 t 年； C_{it} 表示消费，用居民人均消费支出的自然对数来衡量； Z_{it} 是由影响消费的变量组成的需要控制的向量，参考已有研究（易行健等，2023；周阔等，2024），主要包括人均地区生产总值的自然对数（ $pgdp$ ）、收入分配差距（ ydd ）、少年儿童抚养比（ $youthf$ ）和老年人口抚养比（ $oldf$ ）等，数据来自 CSMAR。

表 5 的结果显示，数字经济对居民消费存在一定的正向影响。然而，随着列（2）和列（3）中引入货币政策、理性预期变量及其相关交互项后，数字经济变量的显著性消失，且交互项 $DE \times MP$ 和 $DE \times PE \times MP$ 的系数均不显著。这表明数字经济在家庭层面既未显著改变货币政策对居民消费的传导效应，也未通过预期机制有效强化该传导路径。这一发现与数字经济在投资层面的显著正向效应形成鲜明对比，从而进一步说明数字经济主要通过“信息对称性提升”等机制强化企业资本投资决策的敏感性；而在居民消费层面，短期预期的引导作用相对有限，反映出货币政策传导路径在不同经济行为主体中的差异性。

表 5 数字经济、理性预期与家庭消费

	被解释变量： $\ln(C)$		
	(1)	(2)	(3)
DE	0.1030*** (0.0191)	0.0862 (1.2731)	0.6440 (1.7330)
MP		0.4175*** (0.0567)	0.4285*** (0.0726)
$DE \times MP$		-0.0370 (1.3089)	-0.6325 (1.7799)
PE			1.7108 (1.0575)
$PE \times MP$			-1.6377* (0.8670)
$DE \times PE \times MP$			-0.0428 (0.2293)
地区固定效应	控制	控制	控制
控制变量	控制	控制	控制
样本量	248	248	248
调整 R^2	0.970	0.980	0.980

上述结果不仅契合中国消费相较于投资更加稳定的特征，而且进一步印证了货币政策对消费传导机制的中性化特征（郭新强等，2013）。长期以来，中国居民普遍存在高储蓄、低消费的行为倾向。从理论视角看，货币政策对消费的影响同样存在替代效应与收入效应的双重抵消。即便在数字经济背景下，已有研究表明居民货币需求下降、储蓄倾向有所缓解（尹志超等，2022），但伴随移动支付和数字金融工具的发展，流动性释放效应更多体现在资金从传统储蓄账户流向理财产品等短期低风险资产（如余额宝、财付通等平台），而非直接转化为即时消费（董婧璇等，2022；骆文月等，2024）。因此，即便数字经济能够提升居民对政策变化的理性预期水平，强化政策目标的可引导性，但其实际作用仍更多局限于跨期消费的有限平滑效应（如短期借贷替代长期储蓄），难以根本性突破以预防性储蓄为主导的消费行为惯性。

以上实证结果进一步说明，中国消费刺激政策面临显著的制度性约束，仅依靠货币政策和数字技术的单一推动，难以有效打破“高储蓄—低消费”的结构性特征。这也提示后续政策设计需更加关注居民预期形成的行为惯性与结构性矛盾，推出更具针对性的收入分配、社会保障和消费预期管理措施。

七、结论与政策含义

在中国经济转型的进程中，数字化是最显著的结构变革之一，它不仅重塑了经济版图，还深刻影响了预期形成机制与政策效应之间的关系。基于这一逻辑，本文在数字经济背景下重新审视卢卡斯批判，并得到如下研究结论：理论上，数字经济显著推动了预期理性化，提高了政策规则的可预测性，使经济主体更易形成对政策变化的合理预期，从而削弱了政策系统性部分对经济的直接作用，符合卢卡斯批判的内生性逻辑。进一步的微观实证表明，数字经济通过提升理性预期水平，显著强化了货币政策对企业投资的影响，缓解了“政策效力被高估”的问题。其作用机制主要体现在政策信息反馈、数据传输速度和平台网络效应三个方面。进一步分析发现，数字经济的作用具有阶段性与条件性差异。在高发展阶段，经济主体获取和处理信息的能力更强，对政策变化的判断更加系统和准确，从而有效减弱了卢卡斯批判的适用性。在政策不确定性较高的环境下，数字经济通过提升信息透明度和理性预期水平，部分抵消了不确定性带来的负面影响，使货币政策对产出的正向影响效应更为显著。同时，本文将分析扩展至家庭消费领域，结果显示数字经济虽然对消费整体上具有正向推动作用，但这种效应主要来源于收入改善和金融可得性提升，而非预期机制的改变，这说明数字经济在不同经济活动中的作用路径存在差异。

本文的研究具有如下政策含义：首先，货币政策在数字经济条件下应更加重视信息透明度与预期管理。随着经济主体预期趋于理性，政策制定者需要借助数字平台和数据技术及时公开经济数据和政策动向，以提高预期的准确性和传导效率，避免因信息滞后导致的过度反应。同时，应利用数字经济提升的预期契合度来增强政策即时效果，在应对突发波动时采取更灵活的工具，通过政策沟通缩短市场反应时滞。具体而言，企业侧应强化数字化政务透明度以促进理性预期形成，居民消费侧则要加强针对性沟通，如利用社交媒体及时澄清政策信号。其次，货币政策应结合数字经济发展阶段与政策环境差异制定差异化策略。在数字经济不成熟阶段，传统利率工具作用更大；而在高发展阶段，政策更依赖于信息引导和预期管理。而且在高不确定性时期，应加大数字经济基础设施和平台投资，以缓解不确定性冲击并提升政策稳定性。同时，政策有效性不仅依赖于技术支撑，也取决于制度可信度与政策一致性，两者共同决定预期引导能力。因此，强化数字基础设施、优化政策沟通和提升制度协调性，是实现“预期—政策”有效传导的关键，且这一启示对发展中经济体和制度治理良好的国家均具有参考价值。

主要参考文献：

- [1]陈创练,郑挺国.数据修订、实时估计与时变参数货币政策规则抉择[J].统计研究,2018,(8):23-38.
- [2]董青马,张皓越,马剑文,等.央行沟通与资产价格——识别“潜在”未预期货币政策信息[J].金融研究,2024,(6):40-59.
- [3]方明月,聂辉华,阮睿,等.企业数字化转型与经济政策不确定性感知[J].金融研究,2023,(2):21-39.
- [4]高洁超,杨源源,范从来.供求冲击、异质性预期与货币政策范式选择[J].财经研究,2019,(3):47-59.
- [5]郭豫媚,周璇.央行沟通、适应性学习和货币政策有效性[J].经济研究,2018,(4):77-91.
- [6]姜富伟,李梦如,孟令超.调预期、防风险:央行金融稳定沟通效果研究——基于文本分析的视角[J].经济学(季刊),2024,(6):2025-2040.
- [7]姜婷凤,汤珂,刘涛雄.基于在线大数据的中国商品价格粘性研究[J].经济研究,2020,(6):56-72.
- [8]金钊,谢晨裕,王曦.同业市场波动、银行信贷与企业长期投资[J].管理世界,2024,(8):177-190.

- [9]李青原,陈世来,陈昊.金融强监管的实体经济效应——来自资管新规的经验证据[J].经济研究,2022,(1):137-154.
- [10]刘秉镰,袁博,刘玉海.数字基础设施如何畅通区域间资本要素流动——基于企业注册大数据的证据[J].数量经济技术经济研究,2025,(1):72-92.
- [11]骆文月,高瑜,寇海洁.移动支付、感知风险与中国家庭金融市场参与[J].南开经济研究,2024,(6):148-166.
- [12]欧阳志刚,胡雯华.央行沟通公告有助于提升政策利率的传导效率吗[J].数量经济技术经济研究,2024,(10):69-88.
- [13]仇化,尹志超.数字化转型、信息搜寻与女性高质量就业[J].财贸经济,2023,(7):124-141.
- [14]盛松成,谢洁玉.社会融资规模与货币政策传导——基于信用渠道的中介目标选择[J].中国社会科学,2016,(12):60-82.
- [15]宋芳秀,宋奎壁.公众异质预期、信息成本与货币政策传导[J].金融研究,2024,(7):1-19.
- [16]吴非,胡慧芷,林慧妍,等.企业数字化转型与资本市场表现——来自股票流动性的经验证据[J].管理世界,2021,(7):130-144.
- [17]吴吉林,张二华.我国货币政策操作中的数量规则无效吗[J].经济学(季刊),2015,(2):827-852.
- [18]项后军,周雄.流动性囤积视角下的影子银行及其监管[J].经济研究,2022,(3):100-117.
- [19]易行健,李家山,万广华,等.财富差距的居民消费抑制效应:机制探讨与经验证据[J].数量经济技术经济研究,2023,(6):27-47.
- [20]尹志超,吴子硕,蒋佳伶.移动支付对中国家庭储蓄率的影响[J].金融研究,2022,(9):57-74.
- [21]战明华,卢垚.数字经济、价格粘性与货币政策利率渠道传导效果[J].经济研究,2023,(10):55-74.
- [22]张一帆,樊嘉诚,林建浩,等.央行沟通信息与政策利率传导——基于公开市场操作的研究[J].统计研究,2024,(12):54-70.
- [23]张一凡,许宪春.数字经济相关指数和指标体系研究[J].财贸经济,2024,(4):5-19.
- [24]周阔,梁佳杨,曲植,等.双向直接投资协调发展对居民消费的影响研究[J].数量经济技术经济研究,2024,(12):89-110.
- [25]朱小能,周磊.未预期货币政策与股票市场——基于媒体数据的实证研究[J].金融研究,2018,(1):102-120.
- [26]Agrawal A, Gans J, Goldfarb A. Prediction machines, updated and expanded: The simple economics of artificial intelligence[M]. Boston: Harvard Business Review Press, 2022.
- [27]Andrade P, Gaballo G, Mengus E, et al. Forward guidance and heterogeneous beliefs[J]. [American Economic Journal: Macroeconomics](#), 2019, 11(3): 1-29.
- [28]Bundick B, Smith A L. The dynamic effects of forward guidance shocks[J]. [The Review of Economics and Statistics](#), 2020, 102(5): 946-965.
- [29]Campbell J R, Ferroni F, Fisher J D M, et al. The limits of forward guidance[J]. [Journal of Monetary Economics](#), 2019, 108: 118-134.
- [30]Chen K J, Ren J, Zha T. The nexus of monetary policy and shadow banking in China[J]. [American Economic Review](#), 2018, 108(12): 3891-3936.
- [31]Coibion O, Gorodnichenko Y, Weber M. Monetary policy communications and their effects on household inflation expectations[J]. [Journal of Political Economy](#), 2022, 130(6): 1537-1584.
- [32]Lopez-Lira A. The predictive edge: Outsmart the market using generative AI and ChatGPT in financial forecasting[M]. New York: John Wiley & Sons, 2024.
- [33]Lucas Jr R E. Econometric policy evaluation: A critique[J]. [Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy](#), 1976, 1: 19-46.

- [34]Swanson E T. Measuring the effects of federal reserve forward guidance and asset purchases on financial markets[J]. *Journal of Monetary Economics*, 2021, 118: 32–53.
- [35]Woodford M. Interest and prices: Foundations of a theory of monetary policy[M]. Princeton: Princeton University Press, 2003.

The Digital Economy, Expectation Formation Mechanism, and Monetary Policy Effectiveness: A Reappraisal Based on the Lucas Critique

Zhan Minghua^{1,2}, Wu Chengxi², Lu Yao^{1,2}

(1. *Institute of Financial Openness and Development, Guangdong University of Foreign Studies, Guangzhou 510006, China*; 2. *School of Finance, Guangdong University of Foreign Studies, Guangzhou 510006, China*)

Summary: The rapid rise of the digital economy has profoundly reshaped information flows and the dynamics of expectation formation, creating new challenges for monetary policy evaluation. The Lucas Critique stresses that policy effectiveness depends on how economic agents form expectations about policy rules. This paper investigates how digitalization affects the Lucas Critique by altering both expectation mechanisms and the coordination of anticipatory behaviors.

This paper constructs a theoretical framework that highlights three mechanisms—policy information feedback, data transmission speed, and platform network effects—through which the digital economy interacts with rational expectations and monetary policy. Using China’s macroeconomic time-series data and firm-level panel data, it applies nested regression techniques to identify both macro- and micro-level impacts. The empirical results show that the digital economy significantly reshapes expectation formation, making agent expectations more consistent with rational expectations and enhancing the predictability of policy rules. Moreover, by raising the rationality and guidability of expectations, digitalization weakens the Lucas Critique: Monetary policy exerts a stronger effect on firm investment through improved information feedback, faster data flows, and coordinated platform responses. This effect is context-dependent: In advanced stages of digitalization, agents can anticipate policy changes more accurately; while in times of high policy uncertainty, the digital economy helps stabilize the output effect of monetary policy. Finally, while the digital economy has a positive impact on household consumption, this effect arises mainly from income improvements rather than expectation or monetary transmission channels.

This paper makes the following contributions: First, it extends the Lucas Critique to the digital era by showing how expectation formation and coordination are reshaped by digital technologies. Second, it identifies a new transmission channel in which policy effectiveness depends not only on agent rationality but also on the “guidability” of expectations, thereby revising the applicability of the Lucas Critique. Third, it provides novel empirical evidence on the heterogeneous impact of digitalization across development stages and policy environments, offering more precise tools for evaluating monetary policy effectiveness in a rapidly digitalizing economy.

Key words: digital economy; expectation formation mechanism; monetary policy; Lucas critique

(责任编辑 景 行)