

通货膨胀与通胀不确定性：基于 GARCH-MIDAS-in-Mean模型的证据*

陈超逸[✉]，巴尔科·陶马什[✉]，纳吉·奥利维尔[✉]

本文采用一种新的GARCH-MIDAS-in-Mean建模方法，重新审视通货膨胀与通胀不确定性之间的关系。该方法允许将通胀不确定性分解为短期不确定性成分与随时间变化的长期不确定性成分。本文以英国数据为样本进行实证检验。研究结果表明，宏观经济变量与金融变量对通胀不确定性的长期成分具有显著影响。通过利用MIDAS滤波使长期不确定性时变，我们发现，相较于假设长期通胀不确定性为常数的模型，过去通胀推动短期不确定性上升的证据明显减弱。然而，研究结果支持Cukierman-Meltzer假说：当使用更长的样本区间时，通胀不确定性对通胀的影响更加稳健且更为显著，但在面对结构性断点（如增值税减免以及新冠疫情）时表现出敏感性。此外，我们未发现通胀变化会反馈至短期通胀不确定性的证据。

《经济文献杂志》（JEL）编码：E31，E52，C22

关键词：通货膨胀；通胀不确定性；GARCH-MIDAS模型

一，引言

理解通货膨胀与通胀不确定性之间的关系是货币当局面临的最核心问题之一。围绕通胀对其自身不确定性的影响，以及通胀不确定性对通胀率的反向影响，学术界长期存在争论（参见Greenspan，2004）。

现有文献提供了相互矛盾的经验证据，凸显了通胀与不确定性之间关系的复杂性。值得注意的是，大量研究依赖于GARCH（或GARCH-in-Mean）模型，而这类模型通常隐含一个限制性且并不直观的假设，即长期不确定性

*所刊文章只代表作者本人的观点，不代表匈牙利国家银行的官方主张。

陈超逸（Chen Chaoyi）：匈牙利国家银行，高级教育与研究专家；布达佩斯城市大学（Budapest Metropolitan University）- 匈牙利国家银行研究院，客座讲师。电子信箱：chenc@mnb.hu

巴尔科·陶马什（Barko Tamás）：Quoniam Asset Management GmbH，量化研究员；布达佩斯城市大学（Budapest Metropolitan University）- 匈牙利国家银行研究院，客座讲师。电子信箱：tamas.barko@gmail.com

纳吉·奥利维尔（Nagy Olivér）：罗兰大学（Eötvös Loránd University）- 商学与管理博士学院博士研究生。电子信箱：naoliph@gmail.com

作者谨此感谢MNB研究院AI研讨会的参与者们所提出的宝贵意见。同时，我们也衷心感谢编辑以及两位匿名审稿人所给予的建设性反馈和深刻建议，这些意见显著提升了本文的质量与清晰度。文中所表达的观点和意见仅代表作者们的个人立场，并不代表其任职机构的立场。

本研究发表于2025年9月刊。https://doi.org/10.33893/FER.24.3.52

随时间保持不变。¹ 本文旨在放宽这一假设。我们通过引入Engle等（2013）提出的GARCH-MIDAS-in-Mean模型，对通胀与不确定性之间关系进行重新检验。该建模框架允许通胀不确定性分解为短期成分与时变的长期成分，并假定长期成分由经平滑处理的（长期视角下的）已实现波动率或其他宏观金融变量所驱动。这种方法使我们能够：（1）评估通胀对短期通胀不确定性的影响——鉴于长期不确定性通常更为平滑，这一影响尤为关键；（2）考察总体通胀不确定性（定义为时变的短期与长期不确定性成分之乘积）对通胀本身的影响。

在实证分析中，我们使用了一套更新后的英国数据集，样本期延伸至2023年，并将基于GARCH-MIDAS-in-Mean模型得到的结果，与Kontonikas（2004）所采用的GARCH-in-Mean模型的结果进行比较。我们的主要结论可概括如下。

第一，将样本期从Kontonikas（2004）所使用的2002年终点延伸至2023年后，我们发现，在GARCH-in-Mean模型中，通货膨胀不确定性对通货膨胀的正向影响更加显著。然而，当样本中剔除英国增值税（VAT）下调时期或新冠疫情时期之一时，这种增强效应会明显弱化。

第二，尽管不同样本期下的实证结果存在差异，但在使用完整样本进行分析时，我们发现已实现波动率对长期通胀不确定性具有重要贡献。此外，研究表明，宏观经济变量和金融变量对通胀不确定性的长期成分施加了显著影响。

第三，通过采用MIDAS滤波方法使长期通胀不确定性时变，我们发现，过去通货膨胀对当前短期通胀不确定性的影响不显著。这一结果具有重要的警示意义：有关（短期）通胀不确定性会随着通货膨胀上升而增加的经验证据，可能在一定程度上源于对长期不确定性在时间上保持不变这一过于严格的假设。尽管如此，在几乎所有GARCH-MIDAS-in-Mean模型设定中，我们仍然发现通胀不确定性对通货膨胀具有显著的正向影响。

最后，我们未发现通货膨胀变化会影响短期不确定性的经验证据。

本文其余部分安排如下：第二部分回顾相关文献，第三部分介绍实证方法，第四部分描述数据并报告实证结果，第五部分总结全文并提出政策建议。

二、文献综述

通胀率与通胀不确定性之间关系的理论基础长期以来存在激烈争论。一方面，大量理论认为通胀会影响通胀不确定性；另一方面，也有理论强调通胀不确定性会反过来影响通胀本身。

Friedman（1977）指出，通胀压力往往会导致货币当局采取不一致且难以预测的政策反应，从而加剧未来通胀的不确定性，并可能抑制产出

¹ 此处所定义的长期不确定性，是指较长时间跨度内的通胀波动性，而非长期趋势的波动。

增长。²然而Pourgerami和Maskus（1987）认为，二者之间可能存在负向关系，因为较高的通胀率会激励相关经济主体投入更多资源以提高对价格变化的预测精度。³

关于通胀不确定性如何影响通货膨胀本身，文献中同样存在相互竞争的观点。Cukierman和Meltzer（1986）提出了一种模型，认为公众对货币供给增长率以及政策制定者目标的不确定性，可能导致扩张性的货币政策，其目的在于通过通胀来“出其不意”地影响公众。在这一框架下，更高的通胀不确定性会激励政策制定者制造通胀意外，从而在短期内刺激产出增长。与此相反，Holland（1995）认为通胀不确定性与通货膨胀之间存在负向关系。按照Holland的看法，在不确定性较高的时期，政策制定者可能会避免制造通胀意外，以管理公众的通胀预期并防止潜在的通胀螺旋。

实证文献在不断扩展，对通胀率与不确定性之间关系的理论模型进行了系统检验。⁴作为分析通货膨胀及其不确定性关系的事实标准Engle（1982）提出的ARCH模型表明，英国通货膨胀的波动性是可预测且随时间变化的。

例如，Kontonikas（2004）利用英国月度数据，采用GARCH-in-Mean模型，发现过去的通胀率与当前通胀不确定性之间存在正向关系。类似地，Fountas和Karanasos（2007）在研究G7国家时使用单变量GARCH模型，发现通货膨胀往往会提高通胀不确定性，但对于通胀不确定性是否相反影响通货膨胀，得到的实证结果并不统一。Bredin和Fountas（2009）基于欧盟国家的双变量GARCH-in-Mean模型，提供了大量支持Cukierman-Meltzer假说的经验证据，表明在许多欧洲经济体中，通胀不确定性确实会在政策制定者试图通过通胀意外刺激经济增长的背景下，助长通胀压力。Fountas等（2004）将分析扩展至六个欧盟国家，发现除德国外，通货膨胀在所有国家中都会显著提高通胀不确定性，从而支持Friedman假说。然而，在通胀不确定性对通货膨胀的反向影响方面，其证据较为有限，且在这些国家中存在显著异质性。此外Daal等（2005）研究了拉丁美洲经济体的通货膨胀动态，发现尽管通货膨胀通常提高不确定性，但反向因果关系并不一致，这进一步凸显了二者关系的复杂性，尤其是在新兴市场经济体中。

基于G7国家数据，Balcilar和Ozdemir（2013）采用滚动VAR和MS-VAR模型，发现通货膨胀与其不确定性之间的关系具有明显的时间变动特征，并且经常受到结构性断点的影响。其结果在加拿大、法国、德国、日本、英国和美国均为Holland假说提供了有力支持，即通胀不确定性在某些时期会抑制通货膨胀；同时，也在加拿大和美国验证了Friedman假说，即通货膨胀会加剧不确定性。Caporale和Kontonikas（2009）研究了欧元区内该关系的演变过程，发现各国之间存在显著差异，且在欧元引入前后频繁出现结构性断点。Chang（2012）利用修正后的状态转换GARCH模型，发现美国通胀

² Ball（1992）在公众与政策制定者之间的不对称信息博弈框架下，对Friedman的论点进行了形式化表述。

³ Ungar和Zilberfarb（1993）进一步对这一论点作了形式化处理。

⁴ 在大多数实证文献中，通胀不确定性被定义为通胀创新项的条件方差，这不同于货币政策不确定性；后者通常是指政策决策本身或中央银行反应函数的不可预测性。我们感谢一位匿名审稿人指出了这一重要区别。

不确定性在不同通胀状态下对通货膨胀的影响并不显著, 表明通货膨胀与不确定之间性关系具有明显的区制依赖性。

较新的研究中, Barnett等(2020)采用半参数方法, 对五个主要发达和新兴经济体进行分析, 发现在经济稳定时期, 通货膨胀与通货膨胀不确定性之间在短期至中期内呈现正向关系, 与Friedman理论一致; 而在危机时期, 则表现为负向关系。Apergis等(2021)利用能够识别结构性断点的计量方法, 发现土耳其存在从通货膨胀指向通货膨胀不确定性的单向因果关系, 但该关系仅在特定子样本期间内成立。Bareith和Varga(2022)发现, 匈牙利的通胀目标制显著降低了核心通货膨胀, 但对总体通货膨胀及其波动性并未产生稳健影响, 同时央行独立性等制度性因素也对结果具有重要影响。Sipiczki等(2024)通过区分全球性驱动因素与国家特有(“Hungaricum”)因素, 分析了匈牙利异常高通胀的成因, 发现除国际通胀压力外, 价格管制政策、汇率传导效应以及财政措施等国内因素亦发挥了重要作用。Balatoni和Quittner(2024)研究了匈牙利2021—2023年通胀浪潮的成因, 强调全球供给冲击、能源价格飙升与财政刺激、工资增长以及汇率贬值等国内因素的共同影响。Martin和Nagy Mohácsi(2024)评估了匈牙利通胀目标制的运行效果, 认为该制度在长期内有助于降低通胀, 但其有效性在很大程度上取决于制度可信度以及财政政策与货币政策协调一致性。

总体而言, 关于通货膨胀与通货膨胀不确定性关系的文献已相当丰富, 但不同国家和不同时期的结论存在显著差异。然而, 现有研究普遍隐含一个关键假设, 即长期通货膨胀不确定性是恒定不变的。本文的贡献在于放宽这一假设, 并对其影响进行量化分析。

三, 计量经济学框架

通常, 通货膨胀不确定性是通过GARCH模型进行估计的。例如, Kontonikas(2004)采用如下GARCH-in-Mean模型来检验月度通货膨胀与通货膨胀不确定性之间的关系:

$$\pi_t = \gamma_0 + \gamma_1 \pi_{t-1} + \gamma_2 \pi_{t-3} + \gamma_3 \pi_{t-6} + \gamma_4 \pi_{t-12} + \delta \sqrt{\tau h_t} + \mu_t$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \mu_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} + \lambda^\top z_t \quad (1)$$

$$\mu_t = \sqrt{\tau h_t} \varepsilon_t$$

其中, π_t 表示t期的月度通货膨胀率; τ 为衡量长期通货膨胀不确定性成分的常数项; h_t 表示通货膨胀的条件方差, 其服从GARCH(p,q)过程, 用以刻画短期通货膨胀不确定性成分; z_t 为其他外生方差解释变量的向量; ε_t 假定为独立同分布的正态随机扰动项。需要指出的是, 参数 δ 衡量通货膨胀不确定性对通货膨胀的影响。此外,

如果在本研究中假定 z_t 仅包含一个变量，即 π_{t-1} ，则参数 λ 刻画过去通货膨胀对当前通货膨胀不确定性的影响。因此，式（1）允许我们同时考察两个方向的作用机制：若 λ 显著，则支持“通货膨胀水平影响其不确定性”的理论（Friedman 1977；Pourgerami和Maskus 1987）；若 δ 显著，则与“通货膨胀不确定性影响通货膨胀水平”的观点一致（Cukierman和 Meltzer 1986；Holland 1995）。

然而，上述模型假定 τ 为常数，未能考虑短期与长期通货膨胀不确定性可能随时间变化、彼此存在显著差异，并以不同方式影响通货膨胀（预期）的可能性。因此，借鉴Engle等（2013）的思想，我们通过引入MIDAS方法对式（1）进行修正，以获得长期不确定性的估计。模型形式如下：

$$\begin{aligned} \pi_t &= \gamma_0 + \gamma_1\pi_{t-1} + \gamma_2\pi_{t-3} + \gamma_3\pi_{t-6} + \gamma_4\pi_{t-12} + \delta\sqrt{\tau_t h_t} + \mu_t \\ h_t &= \alpha_0 + \alpha_1\mu_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \lambda^T z_t \\ \tau_t &= m + \theta \sum_{k=1}^K \phi_k(\omega_1, \omega_2) x_{t-k} \\ \mu_t &= \sqrt{\tau_t h_t} \varepsilon_t \end{aligned} \quad (2)$$

其中， ε_t 假定为独立同分布的正态随机扰动项； $k=1, \dots, K$ ， $\phi_k(\cdot, \cdot)$ 为权重函数，其形式取决于参数 (ω_1, ω_2) ； x_{t-k} 是MIDAS的解释变量。式（2）在分析和理论层面具有若干优势。第一，与式（1）相比，该模型通过MIDAS滤波机制引入高频宏观—金融变量的信息，使长期波动率能够时变。值得注意的是，当 $\theta=0$ 时，式（2）可退化为传统的GARCH-in-Mean设定。第二，尽管MIDAS权重函数所涉及的参数个数是固定的，但其具体取值由数据估计而非事先设定，使得该模型在保持相对简约性的同时，相较于具有预设权重的模型更为灵活，也比复杂的成分波动率模型更具可操作性。因此，GARCH-MIDAS框架在经验灵活性与模型可处理性之间实现了有益平衡。

用于刻画时变的长期成分的替代方法——例如不可观测成分模型、卡尔曼滤波、贝叶斯时间变参数（TVP）模型或平滑转换模型——通常依赖于潜变量，并对其施加平滑性或趋势约束。尽管这些方法在刻画持久性方面较为有效，但往往依赖较强的参数假设，并使用滤波技术，这在一定程度上降低了模型透明度并降低了经济解释的直观性。

相比之下，MIDAS方法将长期波动率成分直接与可观测的高频宏观—金融变量联系起来，从而具备若干实际优势：（一）避免任意设定趋势形式；（二）通过将长期成分定义为可测量指标的函数，提高模型透明度；（三）通过简约的滞后权重结构，灵活刻画不同预测变量在时间维度上的变化贡献；以及（四）计算效率高，且与准极大似然估计方法兼容。将长期波动率锚定于真实经济数据而非抽象的潜在变量，使MIDAS成为一种更具可解释性和政策相关性的工具，并与中央银行和政策机构所采用的实时预测实践高

度契合。在这一意义上, GARCH-MIDAS设定为刻画持久性波动动态提供了一种稳健且透明的替代方案, 相较于更为不透明的潜变量模型尤为如此。

遵循Ghysels等(2004)以及Engle等(2013)的研究方法, 本文在实证分析中采用Beta函数来刻画权重设定方案, 其具体形式如下:

$$\phi_k(\omega_1, \omega_2) = \frac{(k/K)^{\omega_1-1}(1-k/K)^{\omega_2-1}}{\sum_{k=1}^K (k/K)^{\omega_1-1}(1-k/K)^{\omega_2-1}}$$

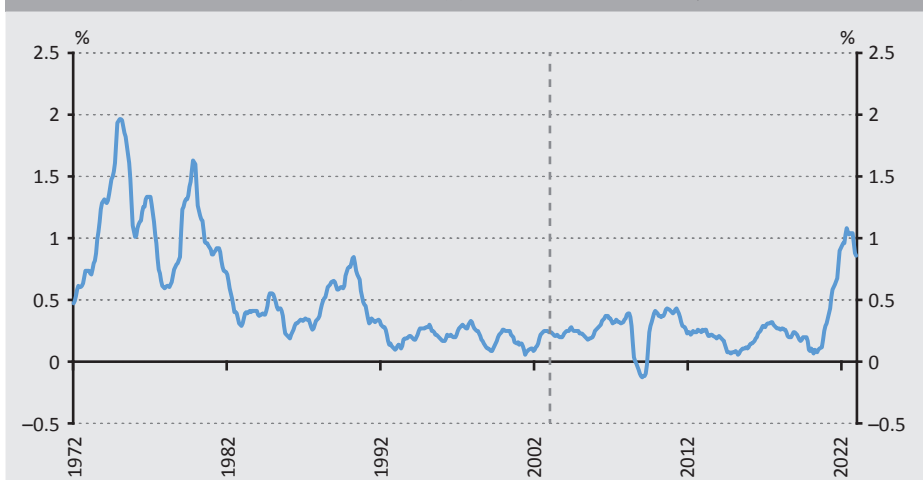
在实际应用中, x_t 可能是高维向量。在这种情况下, 可以采用无监督机器学习方法进行降维处理。例如, 可首先对 x_t 进行主成分分析(PCA), 随后使用第一主成分(参见Chen等, 2023b)作为潜MIDAS预测变量。

四, 实证结果

本节介绍数据来源及估计结果。本文所使用的英国月度(经季节调整)通胀数据取自Global Financial Database, 样本期覆盖1972至2023年, 其中月度环比通胀率定义为 $\pi_t = (CPI_t - CPI_{t-1})/CPI_{t-1} \times 100$ 。图1展示了1972—2023年英国的月度环比通胀率, 图中的虚线竖线表示Kontonikas(2004)所采用样本期的结束时间。

与Kontonikas(2004)的发现一致, 在1972至2023年期间, 我们可以观察到: 较高的平均通货膨胀水平通常对应于更高的通货膨胀波动性。此外, 在采用通胀目标制之前(1992年以前), 无论是短期还是长期视角下的通货膨胀, 其波动性都尤为显著。然而, 在2003年之后, 我们发现长期视角下的通货膨胀率总体保持在较低水平, 并且相较于短期通货膨胀更加平滑, 唯有在全球金融危机以及近期动荡时期(即新冠疫情和俄乌战争)出现了暂时性冲击。从图形的直观观察可以看出, 通货膨胀率的长期波动性确实是时变的。

图1: 1972—2023年英国月度环比通胀率



注: 竖直虚线表示原始样本期的结束时间点。

一个关键问题随之出现：宏观经济变量和金融变量是否会驱动长期通胀不确定性？如果是，这将如何影响通货膨胀与不确定性之间的关系？为了回答这一问题，我们借鉴已有研究（如Baker等2016；Grimme等2014；Chen等2023b），选取一下宏观金融变量作为长期不确定性成分的潜在决定因素：英国经济政策不确定性指数（EPU）、期限利差（定义为三个月银行同业拆借利率与三个月国库券收益率之差）以及CBOE⁵波动率指数（VIX），并将其作为MIDAS模型中的解释变量。⁶ 鉴于数据可得性，上述宏观金融变量的样本期为2003年至2023年。表1报告了各变量的描述性统计结果。

表1：描述性统计

	均值	标准差	最小值	最大值	方差	偏度	峰度
π	0.4666	0.4003	-0.1264	2.0041	0.1602	1.6157	2.2566
EPU	294.7170	194.7631	0.0000	2610.0600	37932.6448	2.1686	11.5161
Spread	0.2321	0.3391	-0.1213	2.8613	0.1150	3.8254	19.0868
VIX	20.2523	9.0781	9.1400	82.6900	82.4125	2.0400	6.3582

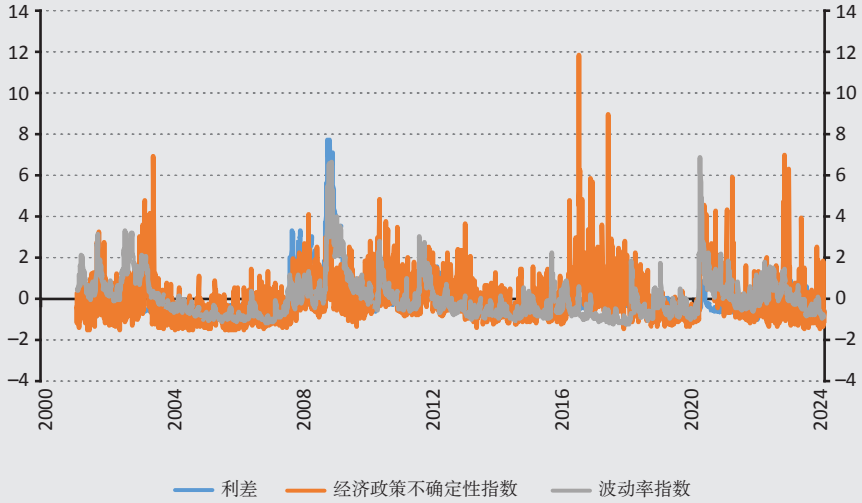
注：各行列示了不同经济和金融指标的描述性统计结果。

图2展示了EPU指数、期限利差与VIX的标准化序列；图3则给出了从这些宏观金融变量中提取的第一主成分，用于刻画其共同因子。在2003年至2023年期间，各单个序列的峰值——尤其是在2008年、2012年和2020年等全球金融压力显著上升的时期——往往与较高的环比通货膨胀率相对应。第一主成分很好地反映了这些同步出现的尖峰，表明在动荡时期，宏观金融不确定性与通胀压力之间存在显著的共同波动。

⁵ 芝加哥期权交易所

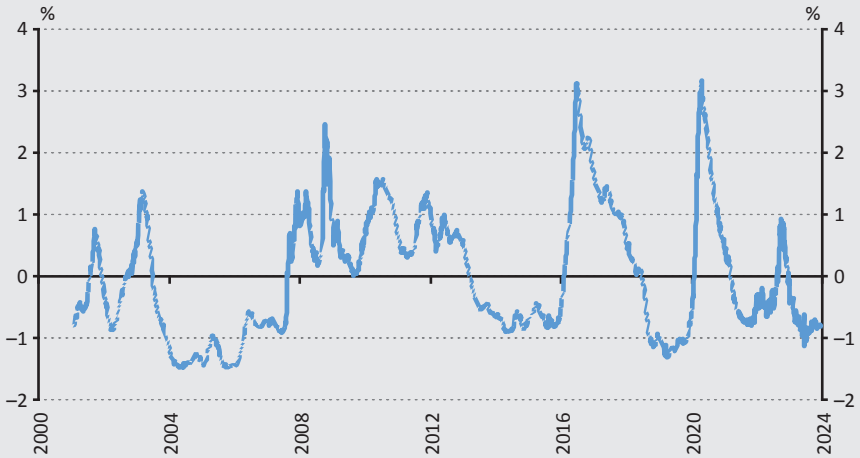
⁶ 利差被定义为三个月期同业拆借利率与三个月期国库券利率之间的差值，通常被解读为短期融资压力和风险溢价的指标。在金融市场压力和不确定性加剧的时期，该利差往往会扩大，因此能够提供一种前瞻性信号，反映金融状况的恶化，而这种恶化通常伴随着宏观经济和通胀不确定性的上升。在实证估计中，我们对EPU和VIX变量进行了重新缩放处理：对EPU采用对数变换 $\log(\text{EPU} + 1) \times 0.01$ ，对VIX采用 $\log(\text{VIX}) \times 0.01$ 。若不进行上述变换，原始变量的数值规模过大，会对估计结果造成扭曲。我们感谢一位匿名审稿人指出了这一问题。

图2: 高频宏观金融指标的标准化序列



注: 各序列已标准化, 样本期为2001年至2023年。

图3: 高频宏观金融指标的共同因子



注: 各序列已标准化, 样本期为2001年至2023年。

文献中长期存在关于英国通货膨胀率是否平稳的争论，其结论高度依赖于样本期的选择。Joyce（1995）发现，在1976年至1994年期间，增广迪基-福勒（ADF）检验无法拒绝单位根原假设；Grier和Perry（1998）指出，在二战后时期，CPI通货膨胀是非平稳的；而Kontonikas（2004）则发现，在1972年至2002年期间，ADF和Phillips-Perron（PP）检验均强烈拒绝单位根原假设。因此，本文对 π 同时进行了全样本和分时期的ADF单位根检验，其结果见表2。与Kontonikas（2004）的结论一致，在相同样本期内ADF检验显著拒绝单位根原假设。结果还表明，在新冠疫情之前，英国通货膨胀是平稳的；然而，在新冠疫情及后疫情时期（2019—2023年），检验结果未能拒绝非平稳性假设。

表2：ADF单位根检验：通胀率 π 在全样本期及不同子样本期中的检验结果

	全样本	1972-2002	2002-2019	2019-2023
ADF统计量	-4.35***	-4.82***	-4.10***	-0.90
P值	0.00	0.00	0.01	0.96
滞后阶数	5	5	5	5
观测值数	606	366	198	30
1%临界值	-3.97	-3.98	-4.01	-4.30
5%临界值	-3.42	-3.42	-3.43	-3.57
10%临界值	-3.13	-3.13	-3.14	-3.22

注：ADF回归包含截距项和趋势项，最优滞后阶数基于AIC准则在最多五阶滞后中选取。全样本期为1972—2023年。*，**，***分别表示在10%、5%和1%的显著性水平下拒绝单位根原假设。

我们还采用ADF检验来评估MIDAS组件中所使用的高频宏观金融变量的平稳性，结果见表3。检验结果表明，所有变量的单位根原假设均被拒绝（至少在10%的显著性水平下），说明这些序列均为平稳序列。

表3：高频变量的ADF单位根检验结果

	利差	EPU	VIX
ADF统计量	-3.25*	-12.05***	-5.84***
P值	0.07	0.00	0.00
滞后阶数	4	5	5
观测值数	5718	5717	5717
1%临界值	-3.98	-3.96	-3.96
5%临界值	-3.411	-3.411	-3.411
10%临界值	-3.128	-3.128	-3.128

注：ADF回归包含截距项和趋势项，最优滞后阶数基于AIC准则在最多五阶滞后中选取。全样本期为1972—2023年。*，**，***分别表示在10%、5%和1%的显著性水平下拒绝单位根原假设。

表4: GARCH-in-Mean模型估计结果

z_t	π_{t-1}			
	原始样本期	扩展样本期		
		剔除减税	剔除新冠疫情	全样本期
γ_0	-0.0022	0.0006	-0.0024	-0.0031
	(0.0040)	(0.0033)	(0.0037)	(0.0045)
γ_1	1.2686***	1.2612***	1.2555***	1.2407***
	(0.0346)	(0.0282)	(0.0380)	(0.0408)
γ_2	-0.2679***	-0.2535***	-0.2511***	-0.2299***
	(0.0470)	(0.0388)	(0.0485)	(0.0518)
γ_3	-0.0471**	-0.0496***	-0.0331*	-0.0464**
	(0.0261)	(0.0210)	(0.0208)	(0.0212)
γ_4	0.0238**	0.0176**	0.0097	0.0120*
	(0.0102)	(0.0084)	(0.0077)	(0.0087)
δ	0.3906**	0.3313**	0.3381**	0.4454**
	(0.2128)	(0.1979)	(0.1898)	(0.2153)
α_0	0.0001	0.0001**	0.0001***	0.0002***
	(0.0001)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
α_1	0.5438***	0.5663***	0.6542***	0.6288***
	(0.1290)	(0.1068)	(0.1191)	(0.1171)
β_1	0.0935	0.1184**	0.1011**	0.0980**
	(0.0828)	(0.0607)	(0.0530)	(0.0572)
λ	0.0008***	0.0008***	0.0005***	0.0005***
	(0.0002)	(0.0001)	(0.0001)	(0.0001)
Wald统计量	5.6002**	6.5881**	3.5224*	4.3986**
P值	0.0180	0.0103	0.0605	0.0360

注: 括号内为标准误。*、**和***分别表示在10%、5%和1%的显著性水平下拒绝单位根原假设。Kontonikas (2004) 所采用的原始样本期为1972–2002年。“扩展样本期”(Full)将时间范围延伸至1972–2023年;“剔除减税”(Exclude Tax Cut)样本排除了英国2009年增值税下调时期的观测值;“剔除新冠疫情”(Exclude Covid)样本截止至2019年12月。平稳性的Wald检验以 $\alpha_1+\beta_1=1$ 为原假设,表中报告的是Wald检验统计量及其对应的p值。

在此基础上，我们对Kontonikas（2004）的研究进行了扩展，采用GARCH-in-Mean模型，并将样本期延伸至2023年。⁷相关结果汇总见表4。具体而言，我们首先报告了Kontonikas（2004）所界定的原始样本期（1972—2002年）的估计结果。同时，“全样本”（Full）将研究区间扩展至1972—2023年；“剔除减税”（Exclude Tax Cut）规格在估计中排除了英国于2009年实施增值税下调前后的一段观测值；而“剔除新冠疫情”（Exclude Covid）样本则截止至2019年12月，以避免疫情相关冲击对结果造成扭曲。⁸与Kontonikas（2004）的结论一致，参数 λ 的估计值在1%显著性水平下显著为正，支持Friedman-Ball假说。同时，我们的结果也与Cukierman-Meltzer假说相符，即通货膨胀不确定性对平均通货膨胀具有显著的正向影响。为应对潜在的结构断点（如2009年的VAT下调和新冠疫情），我们进一步在排除这些时期的样本中进行估计。表4所示的结果表明，参数 λ 和 δ 的估计值总体上仍为正且具有统计显著性，从而进一步巩固了主要结论。尤其是，当样本期从2002年延伸至2023年时， δ 的正向影响变得更加显著。然而，一旦剔除与增值税下调或新冠疫情危机相关的观测值，这种增强的效应便有所减弱。

鉴于传统GARCH模型假定长期不确定性保持不变这一局限性，本文采用GARCH-MIDAS模型重新检验通胀与通胀不确定性之间的关系。表5报告了以已实现波动率作为长期通胀波动性解释变量的GARCH-MIDAS估计结果。⁹由于月度已实现波动率往往较为噪声化，MIDAS滤波通过（MIDAS）加权平均的方式构造平滑的波动性指标。研究发现，在使用扩展后的全样本期时，参数 θ 的估计值具有统计显著性，这表明已实现波动率的加权平均在该时间跨度内对长期通胀不确定性具有重要的解释作用。然而，当我们将估计样本限制在原始样本期（1972—2002年），或将样本限定为剔除VAT下调事件或新冠疫情冲击的扩展样本期时，这一效应便不再显著。值得注意的是，在GARCH-MIDAS-in-Mean模型中，参数 λ 的估计值同样失去了统计显著性，这表明在允许长期成分呈现时变特征之后，过去的通胀已无法预测短期通胀不确定性。需要强调的是，这并不必然意味着GARCH-MIDAS-in-Mean规格下的结果与Friedman-Ball假说相矛盾。相反，这些结果提供了一种审慎的视角：在传统的GARCH-in-Mean模型中， λ 系数的显著性所反映的“通胀会提高预期的短期通胀不确定性”的证据，可能在一定程度上源于对长期通胀不确定性成分保持不变这一假设限制。一旦放宽这一限制，通胀对预期短期通胀不确定性的影响便不再那么显著。该发现凸显了在评估通胀与不确定性关系时，谨慎区分不确定性的短期与长期成分的重要性。

⁷ Kontonikas（2004）指出，在大多数情况下，当采用GARCH(1,1)模型时，标准化残差及其平方的Ljung-Box统计量均不显著，表明模型设定是恰当的。与Kontonikas（2004）保持一致，本文选择了式（1）中的GARCH(1,1)模型规格。

⁸ 我们采用Wald统计量来检验参数约束，即原假设 $\alpha_1 + \beta_1 = 1$ 。在所有情形下，该原假设均被拒绝，从而支持GARCH(1,1)规格的稳定性。

⁹ 有效样本期覆盖1976至2023年。

表5: GARCH-MIDAS-in-Mean模型估计结果: RV作为MIDAS中的条件变量

z_t	π_{t-1}			
	原始样本期	扩展样本期		
		剔除减税	剔除新冠疫情	全样本期
γ_0	-0.0047	0.0046	0.0041*	0.2924***
	(0.0066)	(0.0039)	(0.0030)	(0.0090)
γ_1	1.2150***	1.2128***	1.2298***	-0.0038
	(0.0404)	(0.0385)	(0.0332)	(0.0084)
γ_2	-0.2086***	-0.1961***	-0.2301***	0.2452
	(0.0569)	(0.0505)	(0.0449)	(0.1938)
γ_3	-0.0697**	-0.0612***	-0.0391*	-0.2667*
	(0.0347)	(0.0249)	(0.0249)	(0.1885)
γ_4	0.0133	0.0047	0.0029	-0.1298
	(0.0151)	(0.0107)	(0.0113)	(0.1057)
δ	0.8522**	0.3227*	0.2621*	0.3306***
	(0.3832)	(0.2018)	(0.1774)	(0.0553)
α_0	-0.0006	0.0350	0.1442	0.3308***
	(0.0013)	(0.1554)	(0.9289)	(0.0266)
α_1	0.3756***	0.5039***	0.4221***	0.2133***
	(0.1280)	(0.1256)	(0.1049)	(0.0352)
β_1	0.0436	0.0901	0.0000	0.0000
	(0.1299)	(0.1054)	(0.1635)	(0.1262)
λ	-0.0010	0.1773	0.1767	0.0591
	(0.0024)	(0.7820)	(1.1563)	(0.1877)
m	-0.2283	0.0030	0.0009	0.0030***
	(0.5234)	(0.0133)	(0.0060)	(0.0000)
θ	-0.3357	0.0008	0.0021	0.3492***
	(0.9653)	(0.0037)	(0.0134)	(0.0589)
ω_1	4.5093**	4.5016	4.5175	4.5190
	(2.4549)	(6.1963)	(6.2885)	(3.6012)
ω_2	2.7584	2.7864	2.7623	2.7630
	(6.3777)	(10.6942)	(5.4596)	(2.2411)

注: 括号内为标准误。*、**和***分别表示在10%、5%和1%的显著性水平下拒绝单位根原假设。该表报告了GARCH-MIDAS-in-Mean模型的估计结果, 其中已实现波动率被用作MIDAS组成部分中的解释变量。Kontonikas (2004) 所采用的原始样本期为1972-2002年; “扩展样本期”(Full) 将时间范围扩展至1976-2023年; “剔除减税”(Exclude Tax Cut) 样本排除了英国2009年增值税下调时期的观测值; “剔除新冠疫情”(Exclude Covid) 样本截止至2019年12月。

我们需要回答的一个关键问题是，宏观经济和金融变量是否会影响长期通胀不确定性；如果会，这种影响又将如何塑造通胀与不确定性之间的关系。为此，本文考虑将前文讨论的宏观金融变量作为解释变量加以引入。¹⁰表6给出了GARCH-MIDAS的估计结果，显示EPU与收益率利差的加权平均值均对长期通胀波动性产生显著影响。该结果表明，长期通胀波动性确实会随着宏观经济和金融环境的变化而发生变动。¹¹与以已实现波动率作为解释变量的结果一致，我们发现 λ 在所有模型设定中均不显著。这表明，一旦模型允许长期不确定性具有灵活的时变特征，关于“短期不确定性推动通胀上升”的实证证据便明显减弱。就反向因果关系而言，当将长期不确定性的成分建模为EPU或收益率利差的函数时，我们观察到通胀不确定性对通胀具有显著的正向影响，这与Cukierman和Meltzer（1986）的假说相一致。然而，当以VIX作为条件变量时，这一效应则不再显现。

鉴于持续性的通胀通常与长期通胀不确定性的形成相关，直观而言，通胀的变化更可能与短期通胀不确定性相联系，因此，本文进一步检验了通胀变动与短期通胀不确定性之间的关系，并将结果报告于表7。¹²与前述分析一致，我们同样采用了三类宏观经济与金融变量。正如表7所示，在所有模型设定中， λ 的估计值均不显著，表明通胀变动不会影响未来的短期通胀不确定性。与此同时，除以VIX作为条件变量的情形外，Cukierman-Meltzer的理论预期在其余模型中均得到了支持。

¹⁰ 尽管在本文的研究框架中， τ_t 被引入并解释为长期通胀不确定性，但需要指出的是，该变量是基于宏观—金融变量（即EPU、VIX以及收益率利差）进行估计的。因此， τ_t 也可以被更广义地理解为一种持续性的宏观—金融不确定性指标，或其趋势成分；这种不确定性往往与通胀不确定性高度重合，但并不局限于后者。鉴于在金融压力时期，这些变量与通胀动态之间表现出显著的共同波动性，这种更为宽泛的解释是合理的。相应地， τ_t 应被解读为一个潜在因子，用以刻画长期通胀不确定性以及更一般性的宏观—金融风险状况，这些因素共同影响通胀过程中的预期形成与波动性。我们感谢一位匿名审稿人指出了这一点。

¹¹ 尽管 τ_t 被构造用于刻画长期通胀不确定性，但其来源是宏观金融变量，而这些变量本身也可能反映更为广泛的经济与金融环境状况。因此， τ_t 可能同时捕捉到由共同潜在冲击所引致的协动变化。基于这一点，相关实证结果应被解读为条件相关性，而非结构性的因果效应。

¹² 表6与表7中模型设定的唯一区别在于变量 z_t 的定义：表6使用的是滞后一期通胀率 π_{t-1} ，而表7则将其替换为通胀的绝对变动幅度 $|\Delta\pi_{t-1}|$ 。

表6: GARCH-MIDAS-in-Mean模型估计结果: 近期样本期 (2011年至2023年); MIDAS条件变量不同

z_t	π_{t-1}			
	GARCH-in-Mean	GARCH-MIDAS-in-Mean		
		EPU	Spread	VIX
γ_0	0.0072	0.0199***	0.0880**	0.0082**
	(0.0343)	(0.0052)	(0.0509)	(0.0045)
γ_1	1.1619***	0.5028***	-0.0420	1.2009***
	(0.2038)	(0.1217)	(0.4031)	(0.0661)
γ_2	-0.1360	0.5634***	0.2075	-0.1884**
	(0.1848)	(0.1492)	(0.5869)	(0.0920)
γ_3	-0.0547***	-0.0792*	-0.3043	-0.0365
	(0.0113)	(0.0580)	(0.4530)	(0.0379)
γ_4	-0.0170*	-0.1180***	-0.1657	-0.0197
	(0.0104)	(0.0438)	(0.3382)	(0.0176)
δ	0.2479**	0.3064***	0.3716***	0.1860
	(0.1140)	(0.0336)	(0.0807)	(0.3536)
α_0	0.0002***	0.0762*	0.4197***	0.1219
	(0.0000)	(0.0473)	(0.1178)	(0.2580)
α_1	0.8146**	1.0000***	0.2019***	0.5364***
	(0.4843)	(0.1687)	(0.0281)	(0.2019)
β_1	0.0000	0.0911***	0.2004	0.0731
	(0.4654)	(0.0373)	(0.1643)	(0.1188)
λ	0.0004**	0.0167	0.0875	0.2443
	(0.0002)	(0.1740)	(0.1943)	(0.5205)
m		-0.0172***	0.0141**	-0.0044*
		(0.0000)	(0.0055)	(0.0094)
θ		0.3638***	0.4171***	0.2185
		(0.0012)	(0.1564)	(0.4622)
ω_1		4.5184***	4.5190	4.5199
		(1.3027)	(4.3355)	(10.7931)
ω_2		2.7636***	2.7630	2.7582
		(0.7527)	(3.0131)	(4.7358)

注: 括号内为标准误。*、**和***分别表示在10%、5%和1%的显著性水平下拒绝单位根原假设。该表报告了GARCH-in-mean以及GARCH-MIDAS-in-Mean模型的估计结果。在GARCH-MIDAS-in-Mean模型中, 经济政策不确定性指数(EPU)、Ted利差(Spread)以及芝加哥期权交易所波动率指数(VIX)分别作为MIDAS组成部分中的解释变量。样本期覆盖2001-2023年。

表7: GARCH-MIDAS-in-Mean 模型估计结果：近期样本期 (2011年至2023年)；MIDAS条件变量不同， $z_t=|\Delta\pi_t-1|$

z_t	$\Delta\pi_{t-1}$			
	GARCH-in-Mean	GARCH-MIDAS-in-Mean		
		EPU	Spread	VIX
γ_0	0.0120***	0.0175***	0.0989***	0.0076***
	(0.0038)	(0.0021)	(0.0353)	(0.0021)
γ_1	1.2062***	0.5273***	-0.0342	1.1821***
	(0.0520)	(0.0713)	(0.3337)	(0.0499)
γ_2	-0.2139***	0.5368***	0.2149	-0.1696***
	(0.0740)	(0.1844)	(0.5003)	(0.0686)
γ_3	-0.0222	-0.0866	-0.2978	-0.0352
	(0.0348)	(0.2129)	(0.4105)	(0.0333)
γ_4	-0.0142	-0.1186	-0.1617	-0.0200
	(0.0142)	(0.1072)	(0.3198)	(0.0178)
δ	-0.0286	0.3506***	0.3717***	0.1902
	(0.1524)	(0.0579)	(0.1299)	(0.1865)
α_0	0.0002***	0.1105***	0.4063**	0.0914
	(0.0001)	(0.0341)	(0.2134)	(0.3320)
α_1	0.6951***	1.0000***	0.2054***	0.5709***
	(0.2251)	(0.0779)	(0.0266)	(0.1943)
β_1	0.0000	0.0398***	0.1982	0.0114
	(0.0175)	(0.0061)	(0.3589)	(0.0476)
λ	0.0062	0.1282	0.1293	0.2039
	(0.0050)	(0.1512)	(3.8907)	(1.2992)
m		-0.0145***	0.0058	-0.0096
		(0.0000)	(0.0215)	(0.0315)
θ		0.3055***	0.4147**	0.4776
		(0.0000)	(0.2292)	(1.5969)
ω_1		4.5213***	4.5190	4.5181
		(0.9698)	(7.4625)	(11.7613)
ω_2		2.7589***	2.7631	2.7637
		(0.2886)	(2.5563)	(6.5527)

注：括号内为标准误。*、**和***分别表示在10%、5%和1%的显著性水平下拒绝单位根原假设。该表报告了GARCH-in-Mean以及GARCH-MIDAS-in-Mean模型的估计结果，其中 $z_t=|\Delta\pi_t-1|$ 。在GARCH-MIDAS-in-Mean模型中，经济政策不确定性指数（EPU）、Ted利差（Spread）以及芝加哥期权交易所波动率指数（VIX）分别作为MIDAS组成部分中的解释变量。样本期覆盖2001-2023年。

五、结论

本文基于英国数据，采用GARCH-MIDAS-in-Mean方法重新审视了通货膨胀与通货膨胀不确定性之间的关系。该方法使我们能够将通货膨胀不确定性分解为短期不确定性成分和时变长期不确定性成分。研究表明，宏观经济变量和金融变量会显著影响通货膨胀不确定性的长期成分。此外，实证分析显示，标准的GARCH-in-Mean模型发现通货膨胀对通货膨胀不确定性具有显著的正向影响，这与Friedman-Ball假说相一致。然而，当将短期通货膨胀不确定性与时变的长期不确定性区分开来之后，关于“过去通货膨胀会提高短期不确定性”的经验证据明显减弱。这表明，Friedman-Ball假说可能主要适用于长期通货膨胀不确定性，而非短期波动。此外，我们还发现了通货膨胀不确定性对通货膨胀具有显著正向影响的强有力证据，从而支持Cukierman-Meltzer假说。

我们的证据表明，长期通胀不确定性具有时变特征，且不确定性会反向影响通胀本身。这意味着政策制定应当着力于长期不确定性成分的决定因素。首先，应稳定并清晰地沟通政策反应函数（例如基于规则的决策以及状态依存的前瞻性指引），以锚定公众预期并降低政策不确定性。其次，应加强货币政策与财政政策（如增值税调整）之间的协调，并提前公布政策路径，避免突发性的政策区制转换引发结构性断点。第三，应将类似MIDAS的实时监测工具（涵盖EPU、收益率利差和市场波动性等指标）嵌入政策制定流程并对外公布，从而将降低长期不确定性确立为一个明确的中间政策目标。其次，当冲击发生时，应优先采用自动稳定器和设有日落条款的定向政策措施，而非难以预测的相机抉择政策组合。最后，鉴于在对长期不确定性的时变特征进行建模后，短期通胀并不会稳定地推高短期不确定性，政策上应避免对暂时性的价格冲击作出过度反应，而应将重点放在锚定中长期预期上。

本文的分析还可以在若干方向上加以拓展。第一，尽管我们在MIDAS权重函数中允许存在非线性，但在给定权重结构的前提下，长期波动率在本质上仍被假定为线性的。未来研究可以通过引入如Pan等（2017）所提出的区制转换模型、Chen等（2023a）的阈值模型，或Zhang等（2024）的折点（kink）模型，将MIDAS扩展至非线性框架。第二，尽管本文聚焦于英国数据，但将该模型扩展至面板框架并使用全球数据重新检验这一关系，将具有重要研究价值。第三，本文仅关注通货膨胀对短期不确定性的影响，而未直接考察其对长期不确定性的作用。未来研究可以通过在MIDAS模型中引入滞后通货膨胀作为额外解释变量，系统分析过去通货膨胀对短期与长期不确定性成分的共同影响。上述问题留待后续研究进一步探讨。

参考文献

- Apergis, N. – Bulut, U. – Ucler, G. – Ozsahin, S. (2021): *The causal linkage between inflation and inflation uncertainty under structural breaks: Evidence from Turkey.* (《结构性断点下通货膨胀与通货膨胀不确定性之间的因果联系：来自土耳其的证据》) *The Manchester School*, 89(3): 259–275. <https://doi.org/10.1111/manc.12361>
- Baker, S.R. – Bloom, N. – Davis, S.J. (2016): *Measuring economic policy uncertainty.* (《经济政策不确定性的度量》) *The Quarterly Journal of Economics*, 131(4): 1593–1636. <https://doi.org/10.1093/qje/qjw024>
- Balaton, A. – Quittner, P. (2024): *A 2021–2023 közötti inflációs hullám okai és háttere.* (《2021–2023年通胀浪潮的成因与背景》) *Közgazdasági Szemle* (《经济评论》), 71(6): 671–689. <https://doi.org/10.18414/KSZ.2024.6.671>
- Balcilar, M. – Ozdemir, Z.A. (2013): *Asymmetric and time-varying causality between inflation and inflation uncertainty in G-7 countries.* (《G7 国家中通货膨胀与通货膨胀不确定性之间的非对称性与时间变化因果关系》) *Scottish Journal of Political Economy*, 60(1): 1–42. <https://doi.org/10.1111/sjpe.12000>
- Ball, L. (1992): *Why does high inflation raise inflation uncertainty?* (《为何高通货膨胀会提高通货膨胀不确定性?》) *Journal of Monetary Economics*, 29(3): 371–388. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(92\)90032-W](https://doi.org/10.1016/0304-3932(92)90032-W)
- Bareith, T. – Varga, J. (2022): *Az inflációs célt követő rendszer hozzájárulása az infláció mérsékléséhez Magyarországon.* (《通胀目标制对匈牙利通胀缓解的贡献》) *Közgazdasági Szemle* (《经济评论》) 69(9): 989–1008. <https://doi.org/10.18414/KSZ.2022.9.989>
- Barnett, W.A. – Jawadi, F. – Ftiti, Z. (2020): *Causal relationships between inflation and inflation uncertainty.* (《通货膨胀与通货膨胀不确定性之间的因果关系》) *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 24(5), 20190094. <https://doi.org/10.1515/snde-2019-0094>
- Bredin, D. – Fountas, S. (2009): *Macroeconomic uncertainty and performance in the European Union.* (《欧盟中的宏观经济不确定性与经济绩效》) *Journal of International Money and Finance*, 28(6): 972–986. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2008.09.003>
- Caporale, G.M. – Kontonikas, A. (2009): *The Euro and inflation uncertainty in the European Monetary Union.* (《欧元与欧洲货币联盟中的通货膨胀不确定性》) *Journal of International Money and Finance*, 28(6): 954–971. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2008.09.004>
- Chang, K.-L. (2012): *The impacts of regime-switching structures and fat-tailed characteristics on the relationship between inflation and inflation uncertainty.* (《区制转换结构与厚尾特征对通货膨胀与通货膨胀不确定性关系的影响》) *Journal of Macroeconomics*, 34(2): 523–536. <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2011.12.001>

- Chen, C. – Stengos, T. – Sun, Y. (2023a): *Endogeneity in semiparametric threshold regression models with two threshold variables*. (《具有两个阈值变量的半参数阈值回归模型中的内生性问题》) *Econometric Reviews*, 42(9–10): 758–779. <https://doi.org/10.1080/07474938.2023.2221558>
- Chen, C. – Sun, Y. – Rao, Y. (2023b): *Threshold MIDAS forecasting of inflation rate*. (《通货膨胀率的阈值 MIDAS 预测》) Working Paper No. 202314, University of Liverpool, Department of Economics. <https://EconPapers.repec.org/RePEc:liv:livedp:202314>
- Cukierman, A. – Meltzer, A.H. (1986): *A theory of ambiguity, credibility, and inflation under discretion and asymmetric information*. (《在自由裁量与信息不对称条件下, 关于模糊性、可信度与通货膨胀的理论》) *Econometrica*, 54(5): 1099–1128. <https://doi.org/10.2307/1912324>
- Daal, E. – Naka, A. – Sanchez, B. (2005): *Re-examining inflation and inflation uncertainty in developed and emerging countries*. (《重新审视发达国家与新兴经济体中的通货膨胀与通货膨胀不确定性》) *Economics Letters*, 89(2): 180–186. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2005.05.024>
- Engle, R.F. (1982): *Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation*. (《带有英国通货膨胀方差估计的自回归条件异方差模型》) *Econometrica*, 50(4): 987–1007. <https://doi.org/10.2307/1912773>
- Engle, R.F. – Ghysels, E. – Sohn, B. (2013): *Stock market volatility and macroeconomic fundamentals*. (《股票市场波动性与宏观经济基本面》) *Review of Economics and Statistics*, 95(3): 776–797. https://doi.org/10.1162/REST_a_00300
- Fountas, S. – Ioannidis, A. – Karanasos, M. (2004): *Inflation, inflation uncertainty and a common European Monetary Policy*. (《通货膨胀、通货膨胀不确定性与共同的欧洲货币政策》) *The Manchester School*, 72(2): 221–242. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9957.2004.00390.x>
- Fountas, S. – Karanasos, M. (2007): *Inflation, output growth, and nominal and real uncertainty: Empirical evidence for the G7*. (《通货膨胀、产出增长以及名义与实际不确定性: 来自 G7 的经验证据》) *Journal of International Money and Finance*, 26(2): 229–250. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2006.10.006>
- Friedman, M. (1977): *Nobel lecture: Inflation and unemployment*. (《通货膨胀与失业》) *Journal of Political Economy*, 85(3): 451–472. <https://doi.org/10.1086/260579>
- Ghysels, E. – Santa-Clara, P. – Valkanov, R. (2004): *The MIDAS touch: Mixed data sampling regression models*. (《MIDAS之触: 混合数据采样回归模型》) CIRANO Working Papers 2004s-20, CIRANO. <https://ideas.repec.org/p/cir/cirwor/2004s-20.html>
- Greenspan, A. (2004): *Risk and uncertainty in monetary policy*. (《货币政策中的风险与不确定性》) *American Economic Review*, 94(2): 33–40. <https://doi.org/10.1257/0002828041301551>

- Grier, K.B. – Perry, M.J. (1998): *On inflation and inflation uncertainty in the G7 countries.* (《G7国家中的通货膨胀与通货膨胀不确定性》) *Journal of International Money and Finance*, 17(4): 671–689. [https://doi.org/10.1016/S0261-5606\(98\)00023-0](https://doi.org/10.1016/S0261-5606(98)00023-0)
- Grimme, C. – Henzel, S.R. – Wieland, E. (2014): *Inflation uncertainty revisited: A proposal for robust measurement.* (《再论通货膨胀不确定性：一种稳健的度量方法》) *Empirical Economics*, 47(4): 1497–1523. <https://doi.org/10.1007/s00181-013-0789-z>
- Holland, A.S. (1995): *Inflation and uncertainty: Tests for temporal ordering.* (《通货膨胀与不确定性：时间顺序的检验》) *Journal of Money, Credit and Banking*, 27(3): 827–837. <https://doi.org/10.2307/2077753>
- Joyce, M.A.S. (1995): *Modelling of UK inflation uncertainty: the impact of news and relationship with inflation.* (《英国通货膨胀不确定性的建模：新闻冲击的影响及其与通货膨胀的关系》) *Bank of England Working Paper 30.* <https://ideas.repec.org/p/boe/boewep/30.html>
- Kontonikas, A. (2004): *Inflation and inflation uncertainty in the United Kingdom, evidence from GARCH modelling.* (《英国的通货膨胀与通货膨胀不确定性：来自GARCH建模的证据》) *Economic Modelling*, 21(3): 525–543. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2003.08.001>
- Martin, R. – Nagy Mohácsi, P. (2024): *Fighting inflation within the monetary union and outside: The case of the Visegrad 4.* (《货币联盟内外的抗通胀政策：维谢格拉德集团的案例》) *Financial and Economic Review*, 23(4): 102–119. <https://doi.org/10.33893/FER.23.4.102>
- Pan, Z. – Wang, Y. – Wu, C. – Yin, L. (2017): *Oil price volatility and macroeconomic fundamentals: A regime switching GARCH-MIDAS model.* (《油价波动性与宏观经济基本面：一种状态转换GARCH-MIDAS模型》) *Journal of Empirical Finance*, 43: 130–142. <https://doi.org/10.1016/j.jempfin.2017.06.005>
- Pourgerami, A. – Maskus, K.E. (1987): *The effects of inflation on the predictability of price changes in Latin America: Some estimates and policy implications.* (《通货膨胀对拉丁美洲价格变动可预测性的影响：若干估计与政策含义》) *World Development*, 15(2): 287–290. [https://doi.org/10.1016/0305-750X\(87\)90083-0](https://doi.org/10.1016/0305-750X(87)90083-0)
- Sipiczki, Z. – Imre, G. – Varga, J. (2024): *How “Hungaricum” is inflation in Hungary? The classical and specific factors of outstanding inflation in Hungary.* (《匈牙利通胀有多“匈牙利特色”？匈牙利异常通胀的经典因素与特定因素》) *Journal of Infrastructure Policy and Development*, 8(15), 8981. <https://doi.org/10.24294/jipd8981>
- Ungar, M. – Zilberfarb, B.-Z. (1993): *Inflation and its unpredictability – theory and empirical evidence.* (《通货膨胀及其不可预测性——理论与经验证据》) *Journal of Money, Credit and Banking*, 25(4): 709–720. <https://doi.org/10.2307/2077800>
- Zhang, J. – Chen, C. – Sun, Y. – Stengos, T. (2024): *Endogenous kink threshold regression.* (《内生折点阈值回归》) *Journal of Business & Economic Statistics*, 43(3): 556–567. <https://doi.org/10.2139/ssrn.4742634>