

美国股市冲击与中美黄金期货价格联动关系背离（附录）

外审评议与作者回复（一）

一、外审评议

1.文章结构完整，问题突出，逻辑鲜明，纯实证文章，但是实证过程存在部分问题，建议修改后再审。

2.本文抓住2020年中美黄金期货价格发生了异常的深度倒挂以及2023年下半年后中美黄金期货价差异异常升高现象，研究了美国股市冲击对这个联动关系的影响，运用多个模型进行了实证分析，文中采用VIX波动率指数衡量股市冲击，但是并没有解释这个指标可以衡量股市冲击，引用还是自创？该部分有待完善。

3.变量相关性中VIX与logEPU相关性达到0.643/0.621（这里还存在不对称的问题，不知是数据统计问题还是其他问题），相关性较高，在实证过程中同时作为自变量，其产生的内生性如何解决，且这种情况下得出的结论有待考量。

4.文中采用logEPU与VIX的交互项来考察VIX在不同经济政策不确定性水平下对中美两国黄金期货价差的非线性影响，建议采用协方差，VIX与logEPU相关性较高，该交互项会加剧内生性问题。

5.模型1和模型2估计结果中VIX的结果完全相反，这个文中并没有解释，这是否也说明了实证结果的不稳健性。作者应解释这个问题，或处理好内生性问题后再实证分析。

6.文中在研究长短期影响中，VIX为负值，这个值越小说明美国股市波动率越大还是越小？是否影响结论？文中并没有给出解释。

7.表4中并没有展示VIX负向冲击的实证结果，却得出了VIX负向冲击对中美两国黄金期货短期价格无显著影响的结论，这个是省略掉了？

文中关于部分结论的解释建议进一步优化完善，有些是常识性的结论，有些则是从文献中得出，注意引用规范。

二、作者回复

感谢审稿人对于文章的认真审阅，并为进一步完善文章而提出宝贵的修改建议，现就审稿人提出相关问题做相应答复或探讨。

1.对问题1的回复（VIX对于股市冲击的衡量）

VIX为通过标普500股指期货计算出的未来一个月左右的隐含波动率，反映了市场参与者对于未来股市波动状况的预期，也被称为“恐慌指数”，是对市场情绪的有效测度，因此我们认为用VIX来作为股市冲击的代理指标是合理的。

VIX在美国市场是一个极为重要的指标，受到市场参与人员的密切关注，VIX的变动会影响到投资者的行为。我们研究的逻辑也是股市的波动/市场情绪影响到风险偏好，基于“flight-to-safety”或“flight-to-quality”理论，在股市受到较大冲击时将资产转移到黄金这样的安全资产上。VIX作为市场投资者对于股市未来波动情况的预期，本身就体现了投资者真实的风险感知，用来衡量股市冲击好像并没有重大缺陷。

在原文中就一些表述做了一些调整。

2.对问题2的回复（相关性与内生性问题）

经重新计算，变量相关性中VIX与logEPU相关性为0.621，不存在非对称性，原文中的0.643为笔误，现已修改。

审稿人提出了VIX与logEPU之间较高的相关性会导致内生性问题。回归模型中解释

变量之间的相关性一般会认为存在多重共线性问题，并非会导致内生性问题，而多重共线性会放大参数估计的标准误，但是并不影响参数估计的一致性（Consistency），而且我们的样本量比较大（两千多个日度数据），因此多重共线性的影响可以忽略。

内生性（Endogeneity）即模型的误差项与核心解释变量相关，OLS 的核心假定失效，此时 OLS 估计的一致性不再成立。内生性产生的主要原因有三个¹，（1）遗漏重要变量（例如在研究教育对工资收入时，遗漏个人能力）；（2）联立因果，即 X 在影响 Y 的同时，Y 也会影响 X；（3）系统性测量误差（例如研究收入时，每个人报告较低的收入值）。

经济变量之间的联系是极其复杂的，理论上，任何模型都存在内生性，任何识别机制都不可能剥离内生性的影响，审稿人提出内生性的质疑，我们并不意外，当然我们深知内生性虽然是不可能完全消除的，但是并不意味着放弃消除内生性的努力。因此，在文章的写作过程中也充分认识到这个问题并努力试图降低模型内生性的影响。

我们模型中的因变量（Y）为中美黄金期货市场的价差，核心解释变量（X）为美国股市冲击（以 VIX 代理）。一般认为黄金具有安全资产属性，是股票等风险资产的避风港，通常是风险资产的价格影响避险资产的价格，因此黄金对于股票市场的影响相对较低，同时为了避免 Y 对 X 的反向因果，我们在模型设定时考虑将解释变量滞后一期（i=1），因此我们认为反向因果导致的内生性已经降低了。

另外，我们控制了经济政策不确定性（作为外生冲击），因此模型由于遗漏重要解释变量而导致的内生性也已经有所降低。考虑到 VIX 以及中美黄金期货价差不存在系统性测量误差，我们认为模型的内生性并不严重。

3.对于问题 3（交互项）的回复

审稿人认为 VIX 与 logEPU 相关性较高，两者间的交互项会加剧内生性问题，建议使用 VIX 与 log EPU 之间的协方差。

首先，关于内生性的问题，参考上文所述。我们使用 VIX 与 LogEPU 的交互项主要是考虑分析在不同的经济政策不确定下，VIX 对于中美黄金期货价差的影响。至于审稿人建议使用 VIX 与 logEPU 之间的协方差，恐怕无法实现。原因在于：第一，协方差 Cov(VIX,logEPU)在全样本上是一个常数，常数用于回归模型是没有意义的，也无法实现我们研究的目标；第二，即便我们采用滚动窗口计算，当然这样会损失掉一部分自由度，但协方差 Cov(VIX, logEPU)的高低并不能表明 log EPU 的大小，无助于问题的解决。

4.对于问题 4（模型 1 与模型 2 结果）的回复

审稿人认为模型 1 与模型 2 中 VIX 的系数不一致，便认为实证结果不具有稳健性，并且认为可能是由于存在内生性的原因。实际上，模型 1 与模型 2 存在差异，差异在于模型 2 引入了 VIX 与 log EPU 的交互项。在模型 1 中，VIX 对于黄金期货价差 Spread 的偏效应（以同期效应为例）为，

$$\frac{\partial Spread}{\partial VIX} = -0.252 < 0$$

因此当 VIX 增加的时候，黄金期货价差倾向于降低。在模型 2 中，我们加入了交互项 VIX×log EPU，因此 VIX 对于 Spread 的偏效应是非线性的（以同期效应为例），

$$\frac{\partial Spread}{\partial VIX} = 0.783 - 0.190 \log EPU$$

由于 EPU 的值均在 100 以上， $0.783 - 0.19 \times \log(100) = -0.092 < 0$ 。因此，我们得出结论，在更高的经济政策不确定下，VIX 对于黄金期货价差的负向影响越大。

审稿人只是单纯凭借模型 1 与模型 2 中 VIX 的系数不一致便认为研究结论不具有稳健

¹ Wooldridge J M. Econometric analysis of cross section and panel data[M]. Cambridge: MIT Press, 2010.

性，以及存在内生性的观点是不成立的。

需要强调的是，本文研究所用到的交互项是较为常用的方法。在线性效应的回归中（如本文的模型 1），核心变量的系数显著为负，在引入交互项后（如本文的模型 2），核心变量的系数究竟还能否保持原来的符号，在很大程度上要取决于与其交互的变量（例如本文的 $\log EPU$ ）的水平。因此，非线性效应模型中原核心变量的符号是否保持不变，不是判定研究结论是否具有稳健性的标准。

5.对于问题 5（VIX-负值的含义）的回复

由于 $VIX_t^- = \sum_{i=1}^t \Delta VIX_i^- = \sum_{i=1}^t \min(\Delta VIX_i, 0)$ ，因此 VIX_t^- 表示历史上的累计负向冲击， VIX_t^- 的值越小（本身便小于 0），则历史上的累计负向冲击的程度越大，或者历史上 VIX 累计向下变动的程度越大。 VIX_t^- 是 VIX 变小程度的测度，而非对 VIX 本身大小的衡量。

6.对于问题 6（VIX 负向冲击的结果）的回复

ΔVIX_{t-1}^+ 短期正向冲击与短期负向冲击 ΔVIX_{t-1}^- 滞后阶数的系数估计采用类似于 LASSO 的形式，因此系数特别不显著的不会出现在模型中。因此，原文没有报告相关滞后阶数参数估计值的含义即该滞后阶数下的正负向冲击对于黄金期货价格完全没有影响。

7.对于结论与政策建议部分的修改建议

结论的政策含义部分已经做了相应调整。

后记：本文作者感谢编辑部老师和审稿人高效的工作以及提出的宝贵建议。我们深知这篇文章绝非完美，但是由于所研究的问题较为重要且尚没有被学术界所关注，希望能作为引玉之砖，吸引更多的学术研究者 and 市场参与者。

外审评议与作者回复（二）

一、外审评议

本文通过多种计量方法研究了美国股市冲击与黄金期货价格之间的关系，具有一定的研究价值，且实证研究结果值得进一步深入探讨。不过本文仍存在一些问题，需认真思考并适当修改。

第一，从第三、四、六部分来看，对 VIX 和 $\log EPU$ 的交互项分析是本文的重点和创新点，这意味着作者将 EPU 的差异作为解释 VIX 与 Spread 之间关系大小的关键变量。在此情况下，作为关键变量，EPU 的变动趋势最好也能图示出来，这样结合目前的图 1，就能便于读者直观上评判不同时期 EPU 的差异对 VIX 与 Spread 之间关系的影响。

第二，与上述第一点相关，在实证研究后，作者专门对 2020 年和 2023 年下半年以来 Spread 的差异化表现进行了解释，很大程度上归因于 EPU 的不同。但这也很容易让读者进一步思考，2023 年下半年以来与 2020 年以前相当长的一段时间里，VIX 的总体水平并无显著差异，但 Spread 却较 2020 年以前有明显抬升，这是否也可用 EPU 的不同来解释？

第三，从实证研究的结果来看，本文将美国股市波动对中美黄金期货价差的影响解释为中美两国黄金期货市场避风港能力的差异，这或许失之偏颇。美国股市波动对美国黄金期货市场的的影响，比美国股市波动对中国黄金期货市场的的影响大，或许更多是因为中美两国金融市场存在一定的分割，而非中国黄金期货市场本身避风港能力差。反过来讲，中国股市波动对美国黄金期货价格的影响或许也不大。

第四，NARDL 模型是一种协整检验方程，但作者并未进行 Engle-Granger 协整检验；此外，文中也提出，检验的原假设为 $\theta^+ = \theta^-$ 和 $\varphi_j^+ = \varphi_j^-$ ，但后面却并未对此进行检验，只是简单列了参数估计值。比如长期效应方面，美国 COMEX 黄金期货价格方程中 VIX 正负向冲击的长期效应分别为 0.00008 和 0.00007，但这两个参数是否有显著的不同还需进一步检验，建议做 Wald 检验。短期效应方面，不知为何表 4 中只列了 VIX 正向冲击的估计值，没有列负向冲击的估计值？即便是不显著也应汇报。

第五，第五部分 NARDL 模型的内容与上下文（第三、四、六部分）之间的衔接不足，其中得出了 VIX 冲击对美国黄金期货长期价格的影响更大的结论，完全可以进一步将其作为上文 VIX 对 Spread 影响的深层次的解释。

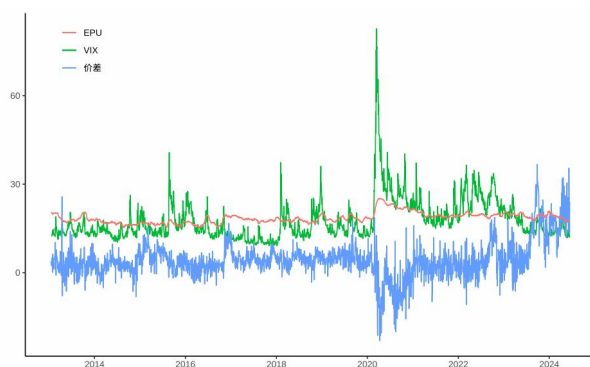
第六，文中还存在一些小错误，例如：表 1 中列出的两个 VIX 与 $\log EPU$ 的相关系数不相等；第五部分（一）中倒数第三行，“黄金市场长期收益率股票市场负相关”，应为“黄金市场长期收益率和股票市场负相关”。建议全篇通读，避免出现类似文字错误。

二、作者回复

感谢审稿人的高效工作，以及为论文的进一步完善所提出的宝贵修改建议。

1. 对于建议“在原文图 1 加入 EPU 变量”的修改说明

已经将 $\log EPU$ 加入原文图 1，修改后的图像如下所示。



2. 对于“EPU 能否解释中美黄金期货价差的疑问”的说明

VIX 是基于标普 500 股指期权计算出的未来一个月左右的隐含波动率，衡量了金融市场投资者对于股市波动的预期，一般也被称为“恐慌指数”。VIX 在美国金融市场是一个十分重要的指标，目前已经存在若干基于 VIX 的相关产品，VIX 的变动反映了投资者情绪的波动，因此也会改变投资者的行为。基于“flight-to-quality”或“flight-to-safety”理论，当股市波动率 VIX 上升，出于避险考虑，投资者可能将部分资金转移到黄金这种较为安全的资产上，这是本文写作的重要逻辑分析。

从上图来看，2020 年 EPU 确实有了大幅上升，这应该是由“疫情”所导致，因此中美黄金期货价差应该可以由 EPU 来解释，为此本文在模型引入 EPU 与 VIX 交互项时，同时也引入了 EPU，即在控制 EPU 的前提下，分析 VIX 对黄金期货价差的影响。

理论上，经济政策不确定性（EPU）应该是更为外生的因素，甚至 EPU 是驱动 VIX 的重要影响因素。但是本文的重点是股市的内生冲击对于黄金期货价差的影响，而非更为外生的宏观经济政策不确定性，选取这一研究视角部分原因是作者都是金融行业的从业人员，对于股票市场波动的直接测度更为关注，但我们绝非否定宏观经济政策不确定性的重要性。实际上，黄金期货价差的异常现象必然有多种可行的解释，EPU 甚至可以作为更具有根本性的原因，并且在模型中具有更低的内生性，完全值得进一步深入研究，只是由于作者自身的偏好，我们将视角放在股票市场的波动性上。

3. 对于实证结果解释的回复

审稿人认为将美国股市波动对于中美黄金期货价差的影响解释为中美两国黄金期货市场风险对冲功能的差异存在偏颇，审稿人认为美国股市波动对美国黄金市场的影响比中国大。

客观地说，这种想法我们在写作中也曾经出现过，一旦这种解释成立的话，我们研究结论的价值会降低，故对于这个问题我们尽可能做较为充分的解释。

直觉上，很容易想到美国股市冲击对于美国市场参与者的影响要远大于对中国市场参与者的影响。实际上，作者作为证券市场的从业人员，深切体会到国内投资者对于国际市场特别是对美国市场的关注程度丝毫不亚于对于中国市场的关注，美国宏观经济、政策变动、市场行情历来是国内投资者密切追踪、研究的对象，美国市场上的任何风吹草动都会引起国内市场的相应反应，并且这种反应在危机时期体现得更加明显。

学术界的相关研究也证实了这种看法。杨雪莱和张宏志（2012）¹的研究显示，中美股市联动是美国冲击传导至中国的金融市场渠道，美国股市冲击对于中国影响是单向，且危机期间美国股市冲击向中国传导的力度加大。贺志芳和董天琪（2023）²也发现美国股市投资者风险偏好的变动能够引起中国股市投资者风险偏好的变动，而中国股市投资者风险偏好不能影响美国股市投资者风险偏好。李政和李薇（2024）³甚至发现美国金融不确定性是影响中国股市长期波动的主要因素。

客观来说，由于中美黄金期货市场的相对分割，我们很难找到对这两个市场有完全相同影响的冲击，来考察不同市场面对相同程度的冲击时所做出的反应。相对来说，美国股市冲击 VIX 是一个比较合理的选择，首先中美两国金融市场参与者都十分关注美国股市波动 VIX，另外美国股市波动 VIX 对于中国市场具有较强的风险溢出，加上危机期间中国市场高度重视美国市场表现，我们认为美国股市冲击 VIX 对中美两国金融市场投资者传递的信息含量是相同的。

¹ 杨雪莱,张宏志.金融危机、宏观经济因素与中美股市联动[J].世界经济研究,2012,(08):17-21+87.

² 贺志芳,董天琪.中美股市投资者风险偏好的联动性研究——基于风险-收益关系视角[J].系统工程理论与实践,2023,43(09):2556-2569.

³ 李政,李薇.美国不确定性冲击对全球股市波动的影响研究[J].财经理论与实践,2024,45(02):48-55.

我们进一步假定，中美两国投资者面对相同的 VIX 信息含量后寻求风险规避的意愿程度是相同的。那么结合研究结果，只能解释为中国黄金期货市场发挥风险对冲能力的作用不及美国市场。

另外，对我们结论有利的一点是，美国金融市场发育的成熟度更高，拥有的安全资产及相关交易品种相比于我国更为丰富，例如美国有着超过 33 万亿美元的巨额国债¹（截至 2024 年 9 月 26 日中国国债为 103 万亿元，大约为 14 万亿美元），同时还具有庞大的场外衍生品市场，在具有如此丰富的安全资产与风险对冲途径的环境下，黄金期货市场仍然发挥了避风港作用。反观中国，在安全资产相对匮乏、风险对冲渠道有限的环境中，黄金期货市场发挥的避风港属性仍相对有限。这可以进一步表明我国黄金期货市场发挥避风港的能力有待进一步提升。

因此，我们认为中美黄金期货市场发挥避风港属性的能力存在差异，该结论与 Van Hoang et al.（2016）²的研究结论一致。

4. 对于 NARDL 模型结果的回复

第一，审稿人提出的“NARDL 模型是一种协整检验方程，但作者并没有给出 EG 协整检验结果”。

ment. We make four principal contributions. Firstly, we derive the dynamic error correction representation associated with the asymmetric long-run cointegrating regression, resulting in the nonlinear autoregressive distributed lag (NARDL) model. Secondly, following Pesaran and Shin (1998) and Pesaran et al. (2001), we employ a pragmatic bounds-testing procedure for the existence of a stable long-run relationship which is valid irrespective of whether the underlying regressors

9 Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers... 283
are $I(0)$, $I(1)$ or mutually cointegrated. Thirdly, we derive asymmetric cumulative dynamic multipliers that allow us to trace out the asymmetric adjustment patterns following positive and negative shocks to the explanatory variables. This has

（原文截图）

Shin et al.（2014）³关于 NARDL 的原始论文中明确提出“we employ a pragmatic bounds-testing procedure for the existence of a stable long-run relationship which is valid irrespective of whether the underlying regressors are $I(0)$, $I(1)$ or mutually cointegrated”，因此我们没有进行协整检验。

第二，“长期效应正负向冲击是否存在显著差异还需要进一步检验”。

在原文表 5 NARDL 模型非对称效应检验结果中我们给出了 COMEX 和 SHFE 模型中短期与长期非对称效应的检验结果，审稿人可能没有注意到。

5. 对于文章衔接与文字错漏的修改建议

文章的结构衔接与文字错误已调整、修改。

后记：再次感谢审稿人审阅文章所付出的时间和精力，以及提出的宝贵修改建议。我们对审稿人提出的疑问与建议尽可能给出相应的答复与修改，但是限于作者水平，我们深知文章绝非完美，甚至仍存在诸多问题或错误。作者系证券市场从业者，基于自身工作提炼出相关研究问题，据我们所知本文研究的问题尚没有出现在文献中，考虑到本文研究的问题值得进一步深入研究，希望这篇论文能作为引玉之砖，以待后来人。

¹ 数据截至 2023 年末，数据来源于 Wind。
² Van Hoang T H, Lahiani A, Heller D. Is gold a hedge against inflation? New evidence from a nonlinear ARDL approach[J]. Economic Modelling, 2016, 54: 54-66. Van Hoang et al.（2016）发现中国黄金无法提供对冲作用而美国黄金的风险对冲能力较强。
³ Shin Y, Yu B, Greenwood-Nimmo M. Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework[J]. Festschrift in Honor of Peter Schmidt: Econometric Methods and Applications, 2014: 281-314.

表 1 变量之间的相关性

	VIX	logEPU	Spread	r_Oil	d_real	r_Dollar
VIX	1.000	0.621	-0.282	-0.083	0.014	0.034
logEPU	0.621	1.000	-0.234	0.014	-0.011	-0.028
Spread	-0.282	-0.234	1.000	-0.043	0.145	0.187
r_Oil	-0.083	0.014	-0.043	1.000	0.053	-0.056
d_real	0.014	-0.011	0.145	0.055	1.000	0.213
r_Dollar	0.034	-0.028	0.187	-0.054	0.213	1.000

表 2 模型 1 估计结果

	同期效应 (i=0)		滞后一期效应 (i=1)	
VIX	-0.241*** (0.016)	-0.252*** (0.015)	-0.247*** (0.016)	-0.252*** (0.016)
Dollar index		235.215*** (25.299)		39.047 (25.875)
Oil price		-12.650*** (3.515)		-10.374*** (3.593)
Real rate		15.406*** (2.398)		11.730*** (2.453)
Constant	8.390*** (0.295)	8.543*** (0.287)	8.493*** (0.295)	8.577*** (0.294)
样本量	2768	2768	2767	2767
Adjusted R ²	0.079	0.133	0.083	0.094

注：*、**和***分别表示在 0.1、0.05 和 0.01 显著性水平下参数显著不为 0。

表 3 模型 2 估计结果

	同期效应 (i=0)		滞后一期效应 (i=1)	
VIX	0.811*** (0.123)	0.783*** (0.119)	0.881*** (0.122)	0.860*** (0.122)
Dollar index		234.445*** (24.978)		37.932 (25.503)
Oil price		-12.205** (3.477)		-9.851*** (3.548)
Real rate		14.545*** (2.366)		10.808*** (2.416)
LogEPU	2.381*** (0.541)	2.677*** (0.527)	2.728*** (0.539)	2.826*** (0.538)
VIX*logEPU	-0.191*** (0.023)	-0.190*** (0.022)	-0.206*** (0.023)	-0.204*** (0.023)
Constant	-5.210** (2.583)	-6.206*** (2.513)	-6.802*** (2.573)	-7.067*** (2.565)
N	2768	2768	2767	2767
Adjusted R ²	0.106	0.158	0.113	0.123

注：*、**和***分别表示在 0.1、0.05 和 0.01 显著性水平下参数显著不为 0。

表 4 NARDL模型估计结果

黄金期货市场	SHFE		COMEX	
	参数估计值	标准误	参数估计值	标准误
常数项c	0.0336***	0.0085	0.0419***	0.0106
y_{t-1}	-0.0062***	0.0016	-0.0077***	0.0019
VIX_{t-1}^+	0.00006**	0.00003	0.0008**	0.00004
VIX_{t-1}^-	0.00005**	0.00003	0.0007**	0.00004
Δy_{t-1}	0.1376***	0.0190	-0.0683***	0.0189
Δy_{t-2}	-0.0262	0.0192		

Δy_{t-3}	0.0294	0.0197		
ΔVIX_{t-1}^+	-0.00022*	0.00012	-0.00023	0.00015
ΔVIX_{t-2}^+			-0.00034**	0.00015
ΔVIX_{t-3}^+	-0.00042***	0.00012		
ΔVIX_{t-4}^+			-0.00034**	0.00015
ΔVIX_{t-5}^+	-0.00023**	0.00012		
ΔVIX_{t-5}^-			-0.00028	0.00020

注：*、**和***分别表示在 0.1、0.05 和 0.01 显著性水平下参数显著不为 0。

表 5 NARDL模型非对称效应检验结果

黄金期货市场	SHFE		COMEX	
长期/短期	长期效应	短期效应	长期效应	短期效应
统计量 F	16.845	15.748	16.170	3.348
p 值	0.000	0.000	0.000	0.067

表 6 Logit和Probit模型的同期效应估计结果

	Logit 模型			Probit 模型		
VIX	0.058*** (0.004)	0.065*** (0.004)	-0.074* (0.040)	0.106*** (0.008)	0.117*** (0.008)	-0.151* (0.078)
Dollar index		-58.286*** (7.505)	-58.508*** (7.803)		-105.44*** (13.430)	-208.24*** (14.258)
Oil price		3.630*** (1.012)	3.386*** (1.036)		6.597*** (1.818)	5.782*** (1.850)
Real rate		-3.302*** (0.734)	-3.314*** (0.765)		-6.076*** (1.305)	-6.076*** (1.388)
LogEPU			0.517*** (0.182)			0.966*** (0.347)
VIX*logEPU			0.019** (0.008)			0.038** (0.015)
Constant	-2.045*** (0.089)	-2.216*** (0.093)	-3.798*** (0.867)	-3.604*** (0.166)	-3.891*** (0.175)	-6.798*** (1.660)
N	2768	2768	2768	2768	2768	2768

注：*、**和***分别表示在 0.1、0.05 和 0.01 显著性水平下参数显著不为 0。

表 7 Logit和Probit模型的滞后一期效应估计结果

	Logit 模型			Probit 模型		
VIX	0.060*** (0.004)	0.063*** (0.004)	-0.089** (0.042)	0.107*** (0.008)	0.111*** (0.008)	-0.151* (0.081)
Dollar index		-13.697*** (7.150)	-10.194*** (7.489)		-25.483* (12.725)	-17.680 (13.712)
Oil price		2.728*** (0.963)	2.506*** (1.018)		4.828*** (1.703)	4.200*** (1.810)
Real rate		-2.105*** (0.713)	-2.041*** (0.744)		-3.757*** (1.266)	-3.667*** (1.350)
LogEPU			0.463*** (0.192)			1.011*** (0.370)
VIX*logEPU			0.022** (0.008)			0.036** (0.016)
Constant	-2.082*** (0.090)	-2.146*** (0.091)	-3.443*** (0.905)	-3.628*** (0.167)	-3.700*** (0.169)	-6.867*** (1.760)
N	2767	2767	2767	2767	2767	2767

注：*、**和***分别表示在 0.1、0.05 和 0.01 显著性水平下参数显著不为 0。