



Munich Personal RePEc Archive

Short-term Capital Flow, Economic Policy Uncertainty and VIX—Evidence from a Time-varying Analysis Framework

Cai, Yifei

Northeast Normal University

15 August 2016

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/73213/>
MPRA Paper No. 73213, posted 21 Aug 2016 14:14 UTC

短期资本流动、经济政策不确定性与恐慌指数—基于时变分析框架下的研究

蔡一飞¹

(东北师范大学经济学院, 吉林长春, 130117)

[摘要] 本文在时变分析框架内对我国的短期资本流动、经济政策不确定性以及恐慌指数之间的动态关系进行研究。基于滚动窗口拔靴方法的格兰杰因果检验的结果表明：短期资本流动与经济政策不确定性之间存在时变的格兰杰因果关系，而 2015 年“股灾”期间，投资者由于“羊群效应”，使得经济政策不确定性不是短期资本流动的格兰杰原因；短期资本流动是恐慌指数的单向格兰杰因果关系；而经济政策不确定性与恐慌指数之间存在双向的格兰杰因果关系。随后，我们建立 TVP-VAR 模型，并利用等时间间隔的脉冲响应函数以及时点脉冲响应函数分析了三个变量的动态调整路径。研究结果表明：近年来，我国经济政策对短期资本流动的影响由“被动调节”转为“主动引导”。此外，由于我国资本账户尚未完全开放，国际资本市场的金融恐慌对我国短期资本流动的影响较小。相反，由于我国经济不断发展，短期资本流动已经成为影响国际金融恐慌的重要原因。

[关键词] 短期资本流动，经济政策不确定性，恐慌指数，滚动窗口拔靴法格兰杰因果检验，TVP-VAR 模型

Short-term Capital Flow, Economic Policy Uncertainty and VIX—Evidence from a Time-varying Analysis Framework

Abstract: This paper indicates the dynamic relation among short-term capital flow, economic policy uncertainty and VIX under a time-varying analysis framework. The results of Granger Test based on rolling window Bootstrap method illustrates that there is time-varying granger relation between short-term capital flow and economic policy uncertainty. In addition, short-term capital flow granger causes VIX in one-way. However double-way Granger causality exists between economic policy uncertainty and VIX. Furthermore, we employ a newly proposed TVP-VAR model to investigate the three variables' dynamic relation. The results show that China's economic policy has changed its role from "have to adjust" to "initiative guidance". Due to the capital account of China not completely open, the VIX has negligible impact on short-term capital flow.

Keywords: Short-term capital flow, Economic policy uncertainty, VIX, Rolling window bootstrap Granger causality test, TVP-VAR model

一、引言

开放经济条件下，短期资本流动关乎本国资本市场能否稳定、繁荣的发展。而自 2008

¹ 蔡一飞，男，1991 年 5 月生人，黑龙江齐齐哈尔，研究方向：宏观计量经济学，货币政策与财政政策分析，Email: caiyf736@nenu.edu.cn.

年金融危机以来，全球资本市场的景气使得国际上的“游资”以及“热钱”纷纷以不同的路径流入能够获取高额回报的资本市场。这些具有短期投机特征的巨量资本在国际金融市场中横冲直撞，使得本以风雨飘摇的资本市场更加动荡不安。

尽管我国尚未完全开放资本账户，但仍有巨额短期资本绕过资本管制流入我国资本市场，严重影响了我 国资本市场的健康发展。以 2015 年的“牛市”行情为例，上证指数自 2600 点附近开始发力，不断创造阶段性创新高。“牛市”行情的发酵使得国内外越来越多的投机者进入股市。在短短的半年内上证指数攀升至最高点 5178.19 点，但随后仅仅 17 个交易日，上证指数以创造国际金融市场记录的最快暴跌结束了短暂的牛市，而获取巨额利润的国际投机资本则迅速撤离中国，无情的蚕食了中国中小投资者的利益。对比上证指数的走势和短期资本流入量，可以发现两者具有惊人的同步性，即资本市场繁荣时，短期资本流入量增加；当资本市场萎靡时，短期资本流入量下降。

随后，为避免股票市场动荡进一步对实体经济产生影响，防止短期资本流动对我国经济带来的冲击。中国政府开始实行一系列“救市”方案，即众所周知的“16 道金牌”。随后，中国证监会还试行“熔断机制”以期保护中小投资者的利益。而中国人民银行为了而中央银行为提供较为充沛的资金环境，不断地采取降低存款准备金率、降低利率并定向降准、开发新的货币政策工具（诸如常备借贷便利等）等货币政策新工具。此外，中国人民银行还推行“汇改”。这些经济政策的变化都强化了政策的不确定性。由于我国资本市场尚不健全，经济政策的变化仍会对短期资本流动产生影响。

此外，市场的恐慌情绪往往能够加剧短期资本的流动。1993 年，芝加哥期权交易所首次推出恐慌指数（VIX）并引起了广泛的关注。具体的，当指数下跌时，VIX 上升；当指数上涨时，VIX 下降。综上所述，以短期资本流动、经济政策不确定性以及恐慌指数的角度来研究三者之间的时变关系就显得很有意义。

二、文献综述

本文分别从短期资本流动、经济政策不确定性以及恐慌指数三个方面对文献进行梳理。国内外学者对短期资本流动与资本市场的关系做了大量的研究。Calvo et al.（1996）首次对亚洲和拉丁美洲的资本流动的特征进行了概括，并提出了“流入”和“流出”。^[1]Edison 和 Reinhart（2001）检验了泰国和马来西亚实行资本管制所带来的影响，实证研究的结果表明泰国的资本管制并没有达到预期目的，而马来西亚所实行的资本管制基本达到了初期目标：更高的利率、汇率稳定性等。此外，他们的研究还证明了资本流动将导致资产价格波动更加剧烈。^[2]Jansen（2003）实证分析了 2008 年金融危机中，国际投机资本对泰国股市和房地产市场影响程度的差异，结果表明对房地产市场的影响更大。^[3]Oreiro（2006）利用后凯恩斯宏观经济模型，以理论的角度分析了资本流动对资产价格的影响。实证结果指出对一个小型经济体而言，高度资本流动性、金融市场效率不高等前提下，汇率升值将导致资产价格出现泡沫现象。^[4]Kim 和 Yang（2011）借助 PVAR 模型对亚洲新兴国家资本流入对股票的影响进行了研究，实证结果表明资本流入的确对该区域资本价格的上涨产生了影响，但其影响有限。^[5]Fratzcher（2012）的研究表明投资者的避险情绪、世界利率以及国家主权债务风险将决定资本流动。^[6]刘莉亚（2008）的研究表明资本流入对股票价格的影响并不明显。^[7]焦成焕（2010）的研究指出资本账户的开放、资本流动与股票价格之间存在正相关关系，但相关

系数较小。^[8]

自 Baker et al. (2010) 首次发表经济不确定性指数以来, 该指数得到广泛的关注。^[9] Baker et al. (2010) 利用 SVAR 模型对经济政策的不确定性冲击对产出和就业的影响进行了研究。实证结果显示每单位的不确定性冲击将使得产出下降 2.5%。^[10] Antonakakis et al. (2013) 对经济政策不稳定性与股票市场的收益、波动性的协动关系进行研究, 研究的结果表明: 在美国经济陷入衰退时, 这三个经济变量的动态关系呈现异方差。其次, 石油危机与经济衰退加重了经济政策的不稳定性, 这种不稳定性再次加剧了股市收益率的波动。^[11] Antonakakis et al. (2014) 对石油价格变化和经济政策不稳定性的动态关系进行了研究, 实证结果表明: 经济政策的不稳定性已经成为 2007 年~2009 年间的主要的经济冲击, 尤其对石油供需产生了重要影响。^[12] Jones 和 Sackley (2014) 将货币政策不稳定性纳入至金价的短期定价模型, 研究结果表明除了对金价的避险因素以外, 经济政策的不稳定性成为了金价上涨的重要原因。^[13] Li et al. (2015) 检验了美国经济政策的不确定性冲击对股市-债市相关性的影响。和以往的研究不同, Li 对以往的研究模型进行了修正, 将正向冲击和负向冲击区分开来。实证的结果显示: 美国经济政策的不确定性对股市-债市的相关性具有负向影响。此外, 这种相关性对正向或者负向的经济政策冲击的响应是非对称的。同时, 在考虑结构性变化的因素时(即欧元区的影响), 这种相关性仍然是非对称的。^[14] Colombo (2013) 的研究集中于美国经济政策的不确定性对欧元区的溢出效应。实证结果显示, 在 SVARs 模型的框架内, 美国经济政策的不确定性每变动一个标准差将引起欧洲工业品产量和价格下降 0.12% 和 0.06%。此研究更加引人注意的一点就是, 相较于欧元区自身经济政策的不稳定性, 美国经济政策的不确定性对欧元区经济的影响更为显著。^[15] Klößner 和 Sekkel (2014) 对 6 个发达国家的经济政策不稳定性溢出效应进行了研究, 结果表明: 由于英国和美国经济政策的不稳定性, 使得全球金融市场动荡。而其余的国家仅仅是政策不确定性冲击的被动接受者。^[16] 李凤羽和杨墨竹 (2015) 的研究表明经济政策的不确定性将抑制企业投资。^[17] 黄宁和郭平 (2015) 利用 PVAR 模型进行实证并发现揭示了经济政策不确定性对我国宏观经济的影响和地区差异。具体来看, 政策不确定性将对我国的经济增长、投资、消费、CPI 产生短期的负向作用; 此外, 政策的不确定性对我国东部地区的经济增长影响更大。田磊和林建浩 (2016) 的研究指出政策不确定性冲击对实际产出的影响有限。^[18]

目前, 国内外学者对恐慌指数 (VIX) 的研究较少。Baker 指出 VIX 指数可以很好地对金融市场的不确定性进行测度。此外, Gauvin et al. (2014) 在其工作论文中引入 VIX 指数并将其作为全球风险的代理变量, 同资本流动、经济政策不确定性指数等纳入至回归模型中并得到很好的结论。结果表明: 经济政策的不确定性的增加将减少债券投资的资本流入, 增加股权的资本流入; 而资本流动量和方向则取决于恐慌指数 VIX。^[19]

综上所述, 现有的大多数文献都是基于短期资本流动、汇率以及资本市场进行的研究。本文的创新点主要在于以下四个方面:

(1) 本文的研究角度更加新颖。中国资本市场以其自身独有的“政策性”特点必然使得短期资本流动与经济政策的不确定性存在着千丝万缕的关联。此外, 由于我国资本账户尚未完全开放, 因此对 VIX 指数的研究较少。而随着我国经济的开放程度逐渐加深, VIX 指数与其他经济变量的关系也必将随着时间发生改变。

(2) 相较于传统的全样本格兰杰因果关系检验, 基于滚动窗口拔靴方法的格兰杰因果关系检验能够捕捉到更多数据的结构性变化的信息, 使得估计的结果更加稳健。正是由于传统的格兰杰因果关系检验不能对时变因果关系提出更为充分的证据, 使得一些经济指标在过

去被忽略。此外，时变的格兰杰因果关系也更能体现变量在不同时间段内之间的相互影响，更符合现实中经济的运行规律。

(3) 传统 VAR 模型的系数以及扰动项的方差都被假定为固定不变的，这种假定显然是有违现实经济运行规律的。实际上，随着时间推移，经济体制、经济结构、政策偏好和技术水平等因素不断发生变化，传统的 VAR 模型显然不能刻画这种动态特征。而 TVP -VAR 模型可以在这个方面更好的弥补传统 VAR 模型上的不足，使得估计结果更具有现实意义。

(4) TVP-VAR 模型提供了两种脉冲响应函数：时点脉冲响应函数与等时间间隔脉冲响应函数。传统的脉冲响应函数不能分析特定时点上变量之间的动态调整路径，时点脉冲响应函数可以很好地弥补气不足。而等间隔冲击可以以全样本的角度分析相同时间间隔而不同期的脉冲响应。此外，将基于滚动窗口拔靴方法的格兰杰因果关系检验与 TVP-VAR 模型联合使用，可以为经济分析提供更多的证据，使得基于时变格兰杰因果关系检验基础上的脉冲响应分析更具说服力。

三、实证模型的建立

本文的实证研究分为三个部分，即传统 VAR 模型参数的稳定性检验、基于滚动窗口拔靴方法的格兰杰因果关系检验以及建立在 TVP -VAR 模型的脉冲响应分析。

(一) 基于滚动窗口拔靴法的格兰杰因果关系检验：

简单起见，我们构建一个包含两个变量的 VAR (p) 模型，如下：

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Phi_{10} \\ \Phi_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \Phi_{11}(L) & \Phi_{12}(L) \\ \Phi_{21}(L) & \Phi_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}$$

这里， $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t})'$ 是一个白噪音过程，以 AIC 准则来确定最佳滞后阶数。原假设 N_0 ： y_{2t} 不是 y_{1t} 得格兰杰原因，通过施加约束： $\Phi_{12,k} = 0, k = 1, 2, \dots, p$ 。备择假设 N_1 ： y_{1t} 不是 y_{2t} 的格兰杰原因的约束条件为： $\Phi_{21,k} = 0, k = 1, 2, \dots, p$ 。

在这个框架下，以往研究中常用的检验统计量为 *Wald* 检验，极大似然比检验以及拉格朗日乘子检验。Sims et al. (1990) 以及 Toda 和 Phillips (1993) 的研究指出当样本时间序列非平稳以及样本个数不够多时，格兰杰因果检验便丧失了渐进性质。^[20] ^[21]随后，诸多计量经济学家对传统的格兰杰因果检验进行了修正，Toda 和 Yamamoto (1995) 通过构建 VAR ($p+1$) 模型和一阶单整变量以获得具有标准渐进分布的调整 *Wald* 统计量。^[22] Shukur 和 Mantolos (1997b) 利用蒙特卡洛模拟发现调整的 *Wald* 统计量在小样本和中等样本中的检验精度不高。^[23] Shukur 和 Mantalos (1997a) 的研究表明检验的功效可以通过基于残差的 *Bootstrap* 方法进行提高。^[24] Shukur 和 Mantalos (2000) 建立基于调整的 *LR* 检验的 *RB* 统计量，使得在小样本的条件下，仍能获得更好的检验功效。^[25]

基于前人的研究，本文采用 Balciar et al. (2010) 提出的基于滚动窗口拔靴法的格兰杰因果关系检验去检验变量之间的时变格兰杰因果关系。^[26] 具体的，我们假定检验的样本区间为 T ，滚动窗宽固定为 l ，分样本的间隔为 1。那么，全部样本就被转化为一连串的子样本，即 $\tau-l+1, \tau-l, \dots, T$ ， $\tau = l, l+1, \dots, T$ ，共 $T-l$ 个子样本序列。随后，我们使用 Shukur 和 Mantalos (2000) 提出的基于调整的 *LR* 因果关系检验基础上的 *RB* 统计量对每一个子样本进行检验。^[25]

(二) TVP-VAR 模型的建立

首先定义一个 S-VAR 模型:

$$Ay = F_1 y_{t-1} + \dots + F_s y_{t-s} + \mu_t \quad t = s+1, \dots, n \quad (1)$$

其中, y_t 是 $k \times 1$ 维观测向量, A 为 $k \times k$ 维联立系数矩阵, F_1, \dots, F_s 为 $k \times k$ 维的滞后系数矩阵, 扰动项 μ_t 是 $k \times 1$ 维的结构性冲击, 这里我们假设 $\mu_t \sim N(0, I_k)$ 。我们假定结构冲击间的关系服从递归识别, 即矩阵 A 为下三角阵。这样, 模型 (1) 可整理为如下的形式:

$$y_t = B_1 y_{t-1} + \dots + B_s y_{t-s} + A^{-1} \sum \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, I_k)$$

这里, $B_i = A^{-1} F_i, i = 1, \dots, s$ 。把矩阵 B 中的每行元素进行伸直处理, 写成 $k^2 s \times 1$ 维向量 β , 定义 $X_t = I_s \otimes (y_{t-1}, \dots, y_{t-s})$, 其中 \otimes 代表 Kronecker 积, 那么模型可以转化为:

$$y_t = X_t \beta + A^{-1} \sum \varepsilon_t \quad (2)$$

以上所述为经典 S-VAR 模型的参数估计, 并且这种估计是唯一的, 接下来将以上模型拓展为时变模型, 为 TVP-VAR 模型, 具体形式为:

$$y_t = X_t \beta_t + A_t^{-1} \sum \varepsilon_t, \quad t = s+1, \dots, n \quad (3)$$

其中, 系数 β_t 、联立方程系数 A_t 与扰动项的协方差矩阵 \sum_t 均具有时变特征。模型中参数的变化形式多样。这里, 我们参考 Primiceri (2005) 和 Nakajima et al. (2011) 的处理方式。^{[27][28]}把下三角矩阵 A_t 中非 0 和 1 的元素拉成列向量, 即令 $a_t = (a_{21}, a_{31}, a_{32}, a_{41}, \dots, a_{k,k-1})$ 。同时令 $h_t = (h_{1t}, \dots, h_{kt})$, 其中 $h_{it} = \log \sigma_{it}^2, i = 1, \dots, k, t = s+1, \dots, n$ 。并且, 我们还假定式 (3) 中的参数服从如下的随机游走过程:

$$\begin{aligned} \beta_{t+1} &= \beta_t + \mu_{\beta t} \\ a_{t+1} &= a_t + u_{at}, \quad t = s+1, \dots, n \\ h_{t+1} &= h_t + \mu_{ht} \end{aligned}$$

这里, $\beta_{s+1} \sim N(\mu_{\beta 0}, \sum_{\beta 0}), a_{s+1} \sim N(\mu_{A0}, \sum_{A0}), h_{s+1} \sim N(\mu_{h0}, \sum_{h0})$

四、数据与实证结果

对经济政策不确定性的测度采用由 Baker et al. (2012) 提出的 Economic Policy Uncertainty 指数 (EPU), 数据来源于 (<http://www.policyuncertainty.com/>)。对短期资本流动的测度有多种方法, 本文借鉴由张明 (2011) 提出的方法计算短期资本流动, 其计算公式为: 短期资本流动=国际储备增加额-净出口额-净 FDI 资本流入。计算的结果为正表示短期资本流入, 反之为短期资本流出。短期资本流动用 Capital Flow 代表, 相关数据来自于 CEIC 数据库 (中国经济数据库)。恐慌指数 (VIX) 的数据来自于 Yahoo 金融数据库 (<https://finance.yahoo.com/>)。文中所有数据的时间范围是 2008 年 7 月~2016 年 5 月。此外, 我们对 EPU 和 VIX 取对数以消除异方差对实证结果的影响。关于数据的描述性统计详见表 1。

表 1 描述性统计量

变量名称	均值	中位数	最大值	最小值	波动率	样本个数
Capital Flow	-0.7163	2.1206	131.122	-122.921	56.7022	95
EPU	4.9504	5.0173	5.9744	3.2636	0.5501	95
VIX	2.9978	2.9096	4.0925	2.4336	0.3698	95

为了避免伪回归,采用单位根检验对数据的平稳性进行检验。由表 2 可知,短期资本流动是不平稳的,但其一阶差分是平稳的。而经济政策不确定性指数(EPU)以及市场波动性指数(VIX)是平稳的。因此,本文最后选用短期资本流动的一阶差分、经济政策不确定性指数和市场波动性指数的对数值纳入到该模型当中。

表 2 变量的单位根检验

变量	检验类型(C,T,L)	ADF 统计量	1%临界值	5%临界值	结论
Capital Flow	(C,0,2)	-2.4865	-3.5030	-2.8932	不平稳
Δ Capital Flow	(C,0,1)	-11.0537	-3.5030	-2.8932	平稳
EPU	(C,0,0)	-4.3612	-3.5014	-2.8925	平稳
Δ EPU	(C,0,1)	-11.5142	-3.5030	-2.8932	平稳
VIX	(C,0,0)	-2.9030	-3.5014	-2.8925	平稳
Δ VIX	(C,0,0)	-9.6552	-3.5022	-2.8929	平稳

为了研究短期资本流动、经济政策不确定性与恐慌指数之间的动态关系,我们首先分别建立三个变量两两的二元 VAR 模型,由于模型的滞后阶数对实证结果的影响较大。因此,我们根据 AIC 信息准则选择最优滞后阶数,如表 3。

表 3 模型滞后阶数选择

VAR 模型	Capital Flow-EPU	Capital Flow-VIX	EPU-VIX
Optimal Lags Order	4	3	3

(一) 参数稳定性检验

Salman 和 Shukur (2000) 的研究表明 VAR 模型参数的稳定性对全样本下的格兰杰因果关系的检验具有重要的影响。^[29]近年来,全球经济增长放缓,短期资本以其自身的逐利性表现出波动性更强,而经济政策不确定性指数和恐慌指数也都表现出波动剧烈的特征。那么,变量很有可能具有结构性变化使得 VAR 模型的参数不稳定。本文借助 Andrews (1993)、Andrews 和 Ploberger (1994) 提出的 *Sup-F*、*Mean-F* 和 *Exp-F* 检验单个方程以及整个 VAR 系统参数的短期稳定性。^{[30][31]}同时,本文参照 Andrews (1993) 的方法选取 (0.15, 0.85) 的分位区间对样本数据进行检测,并利用 *Bootstrap* 方法模拟生成 p 值,模拟次数为 2000 次。此外,我们利用 Nyblom (1989) 和 Hansen (1992) 提出的 L_cHN 统计量去检验整个 VAR 系统的长期平稳性。^{[32][33]}三个 VAR 模型的短期参数的稳定性检验如表 4 所示。

表 4.a Capital Flow-EPU 模型的短期参数的平稳性

	Capital Flow Equation		EPU Equation		VAR(4) System	
	Statistics	P-Value	Statistics	P-Value	Statistics	P-Value
<i>Sup-F</i>	14.8734**	0.0415	106.1570***	0.0000	1.2474	1.0000
<i>Mean-F</i>	5.7273*	0.0750	20.6935***	0.0012	0.3436	1.0000
<i>Exp-F</i>	4.1479*	0.0660	48.8984***	0.0000	0.1841	1.0000
<i>L_CHN</i>					0.0609	0.8950

注：***，**和*代表在 1%，5%，10%下显著，P-Value 值通过 2000 次 *Bootstrap* 模拟获得，*LcHN* 用来检验整个 VAR (p) 系统内参数的稳定性。

由图 4.a 可知，短期资本流动方程(Capital Flow Equation)中，*Sup-F*、*Mean-F* 以及 *Exp-F* 统计量分别在 5%，10%和 10%下拒绝了参数短期稳定的原假设。而经济政策不确定性方程(EPU Equation)的 *Sup-F*、*Mean-F* 以及 *Exp-F* 统计量均在 1%下拒绝了原假设。而对于整个 VAR(4)系统而言，*Sup-F*、*Mean-F*、*Exp-F* 以及 *L_CHN* 统计量均未能拒绝参数稳定的原假设。这表明：对于短期资本流动与经济政策不确定性所组成的 VAR 系统而言，参数既具备短期平稳性又具备长期平稳性。

表 4.b Capital Flow-VIX 模型的短期参数的平稳性

	Capital Flow Equation		VIX Equation		VAR(3) System	
	Statistics	P-Value	Statistics	P-Value	Statistics	P-Value
<i>Sup-F</i>	29.9301***	0.0027	52.5757***	0.0000	1.3227	1.0000
<i>Mean-F</i>	13.9597**	0.0130	29.2177***	0.0000	0.4735	0.9953
<i>Exp-F</i>	11.5685***	0.0022	26.2662***	0.0000	0.2500	1.0000
<i>L_CHN</i>					0.0660	0.8851

注：***，**和*代表在 1%，5%，10%下显著，P-Value 值通过 2000 次 *Bootstrap* 模拟获得，*LcHN* 用来检验整个 VAR (p) 系统内参数的稳定性。

由图 4.b 可知，短期资本流动方程(Capital Flow Equation)中，*Sup-F*、*Mean-F* 以及 *Exp-F* 统计量分别在 1%，5%和 1%下拒绝了参数短期稳定的原假设。而恐慌指数方程(VIX Equation)的 *Sup-F*、*Mean-F* 以及 *Exp-F* 统计量均在 1%下拒绝了原假设。而对于短期资本流动与恐慌指数构成的 VAR(3)系统而言，*Sup-F*、*Mean-F*、*Exp-F* 以及 *L_CHN* 统计量均未能拒绝参数稳定的原假设。这表明：对于整个系统而言，参数既具备短期平稳性又具备长期平稳性。

表 4.c EPU-VIX 模型的短期参数的平稳性

	EPU Equation		VIX Equation		VAR(3) System	
	Statistics	P-Value	Statistics	P-Value	Statistics	P-Value
<i>Sup-F</i>	41.1179***	0.0000	195.5393***	0.0000	42.5368***	0.0000
<i>Mean-F</i>	15.7820**	0.0043	38.3512***	0.0000	11.7182***	0.0006
<i>Exp-F</i>	17.1905***	0.0000	93.5650***	0.0000	17.5717***	0.0000
<i>L_CHN</i>					1.5773***	0.0050

注：***，**和*代表在 1%，5%，10%下显著，P-Value 值通过 2000 次 *Bootstrap* 模拟获得，*LcHN* 用来检验整个 VAR (p) 系统内参数的稳定性。

由图 4.c 可知，短经济政策不确定性方程 (EPU Equation) 中，*Sup-F*、*Mean-F* 以及 *Exp-F* 统计量分别在 1%，5% 和 1% 下拒绝了参数短期稳定的原假设。但恐慌指数方程 (VIX Equation) 的 *Sup-F*、*Mean-F* 以及 *Exp-F* 统计量均在 1% 下拒绝了原假设。而对于经济政策不确定性与恐慌指数构成的 VAR(3) 系统而言，*Sup-F*、*Mean-F*、*Exp-F* 以及 *L_CHN* 统计量均拒绝参数稳定的原假设。这表明：对于经济政策不确定性以及恐慌指数构成的 VAR 模型的参数既不具备短期平稳性，同时也不具备长期平稳性。

综上所述，基于传统 VAR 模型建模方式获得短期参数不够稳定。相对参数的短期平稳性而言，参数的长期平稳性更加显著。这就证明了数据在短期内存在显著地结构性变化，而基于传统 VAR 模型的格兰杰因果检验往往忽视了这种结构性变化，会降低检验结果的有效性。

(二) 基于滚动窗口拔靴方法的格兰杰因果检验

基于滚动窗口拔靴方法的格兰杰因果检验能够很好地捕捉变量的结构性变化，使得估计的结果更加可靠，但该方法的关键在于滚动窗口宽度的设定。Pesaran 和 Timmermann (2005) 的通过 Monte Carlo 模拟的方法指出当存在多个结构变点时，最小的滚动窗口约为 10~20。^[34]因此，我们在考虑 VAR 模型的滞后以及实际样本个数的前提下，并参考 Bachiler et al. (2010) 的研究，最终确定滚动窗宽为 24。^[26]

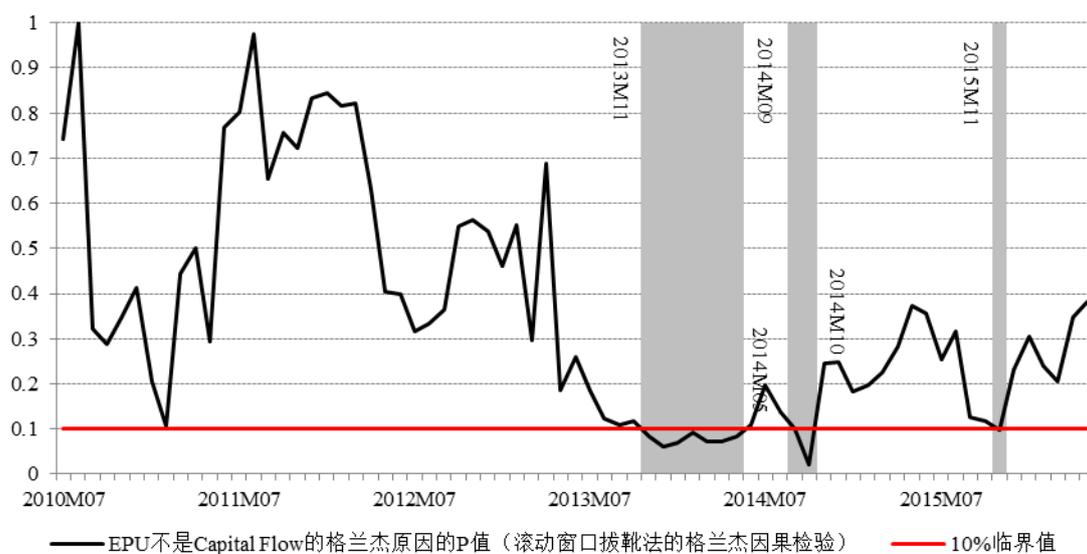


图 1.a EPU 不是 Capital Flow 的格兰杰原因的 P 值

由图 1.a 可知，在 2013 年 11 月~2014 年 5 月、2014 年 9 月~2014 年 10 月以及 2015 年 11 月的时间段内，经济政策不确定性是短期资本流动的格兰杰原因。

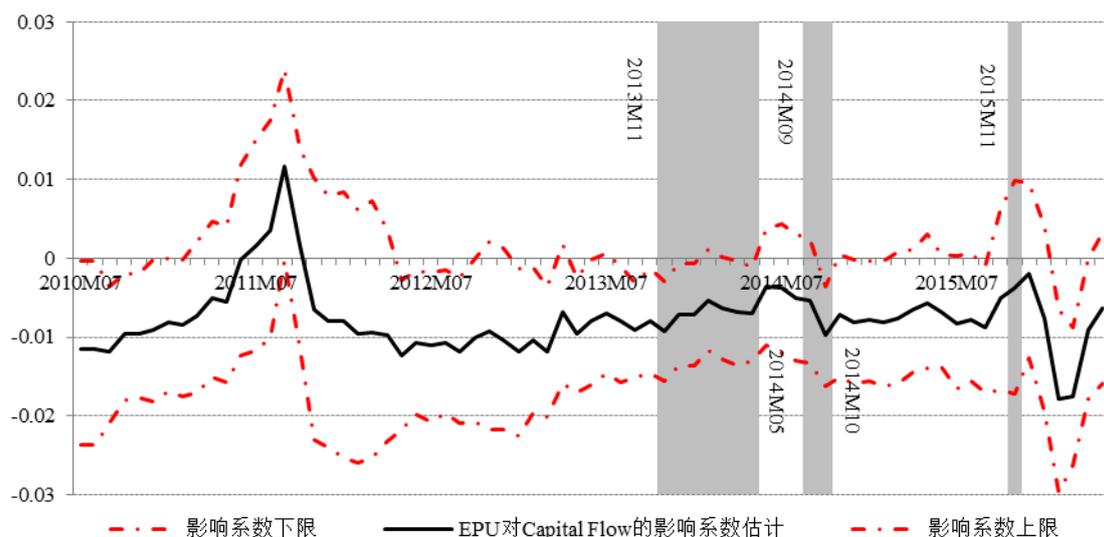


图 1.b EPU 对 Capital Flow 的影响系数估计

而从图 1.b 可以更加清楚地发现经济政策不确定性对短期资本流动的时变影响。在经济政策不确定性是短期资本流动的格兰杰原因的时间段内，影响系数为负。这表明，经济政策的不确定性的增加削弱了短期资本流动量。

但如实证结果，自 2015 年 6 月“股灾”爆发以来，无论是政府为“救市”颁布的“16 道金牌”还是央行连续的降准、降息，均没有很好地抑制短期资本流动。表现在该区时间段内的 P 值大于 0.1，没有拒绝原假设。这就意味着在此次“股灾”中，经济政策的调整并没有很好地遏制短期巨额资本的流动，即在市场恐慌情绪加深之时，经济政策的调整对限制短期资本流动所起的作用并不明显。

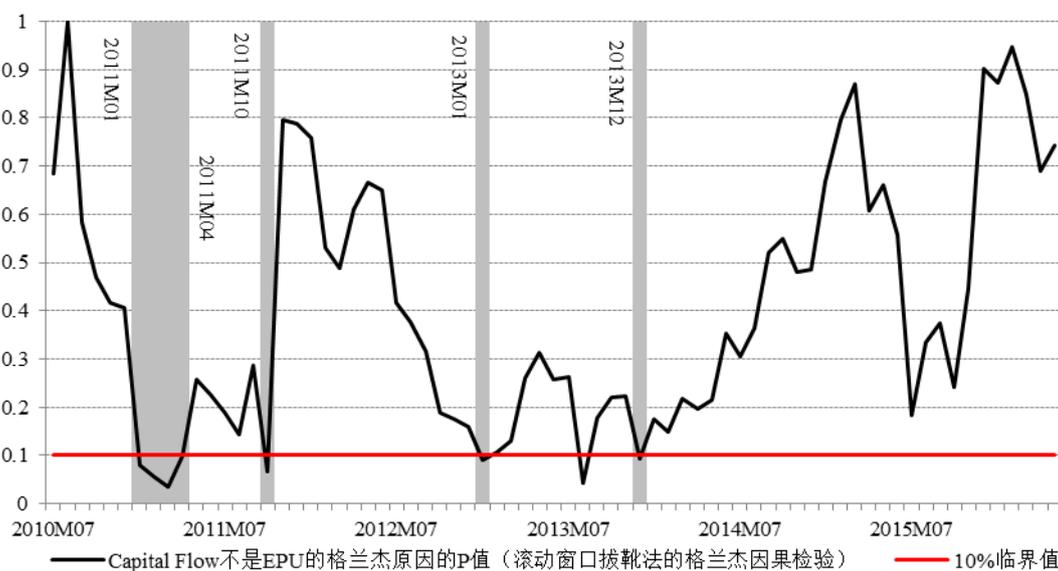


图 2.a Capital Flow 不是 EPU 的格兰杰因果关系的 P 值

图 2.a 中的 2010 年 7 月、2011 年 1 月、2012 年 4 月以及 2013 年 3 月的阴影部分表示短期资本流动是经济政策不确定性的格兰杰原因。

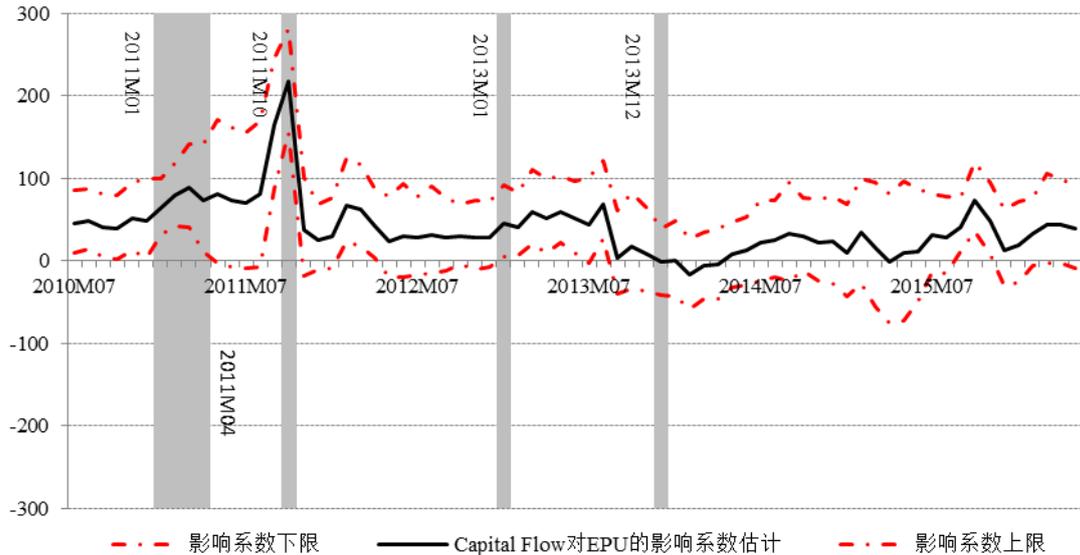


图 2.b Capital Flow 对 EPU 的影响系数估计

如图 2.b 所示，总体来看这三个时间段，短期资本流动对经济政策不确定性影响为正。这就意味着短期资本流动在 2010 年 7 月、2011 年 1 月、2012 年 4 月以及 2013 年 3 月间是经济政策不确定性指数的正向格兰杰因果关系。即短期资本流动的增加将使得经济政策的不确定性指数提高。

此外，通过对比短期资本流动与经济政策不确定性指数之间的时变因果关系，我们还发现：在 2014 年之前，短期资本流动是经济政策不确定性指数的单向格兰杰原因；而 2014 年之后，经济政策不确定性是短期资本流动的单向格兰杰原因。这就意味着：我国经济政策与短期资本流动之间的关系是动态变化的。并且，随着近年来我国经济体制的不断改变，开放程度的不断加深，过去的依靠经济政策对短期资本流动的“被动调节”，正逐渐演变为当今的“主动引导”。



图 3.a VIX 不是 Capital Flow 的格兰杰因果关系的 P 值

由图 3.a 可知，在样本区间内，恐慌指数不是我国短期资本流动的格兰杰原因。表现为 P 值均大于 0.1。这主要与我国资本账户尚未完全开放有关，我国实行的资本管制很好的管

控了国际金融市场的恐慌情绪对短期资本流动的冲击。

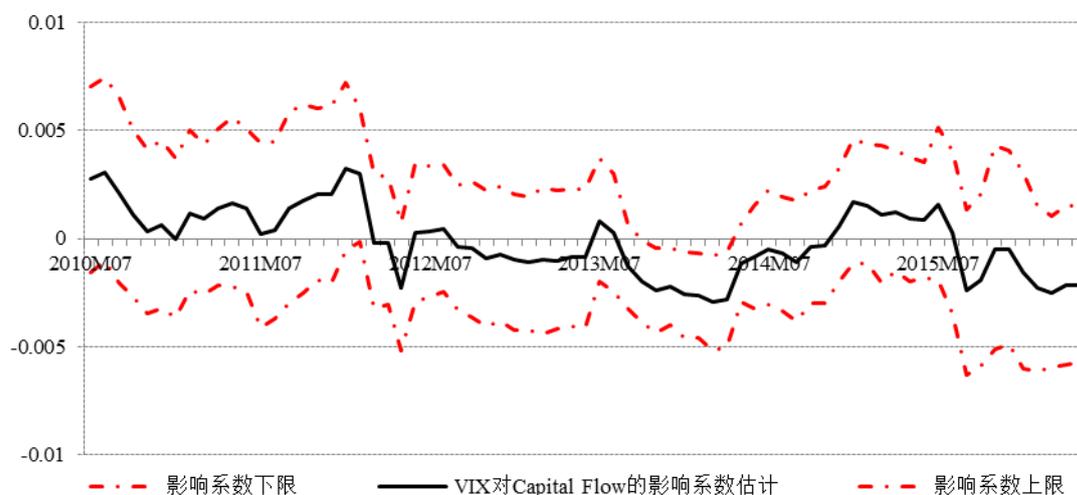
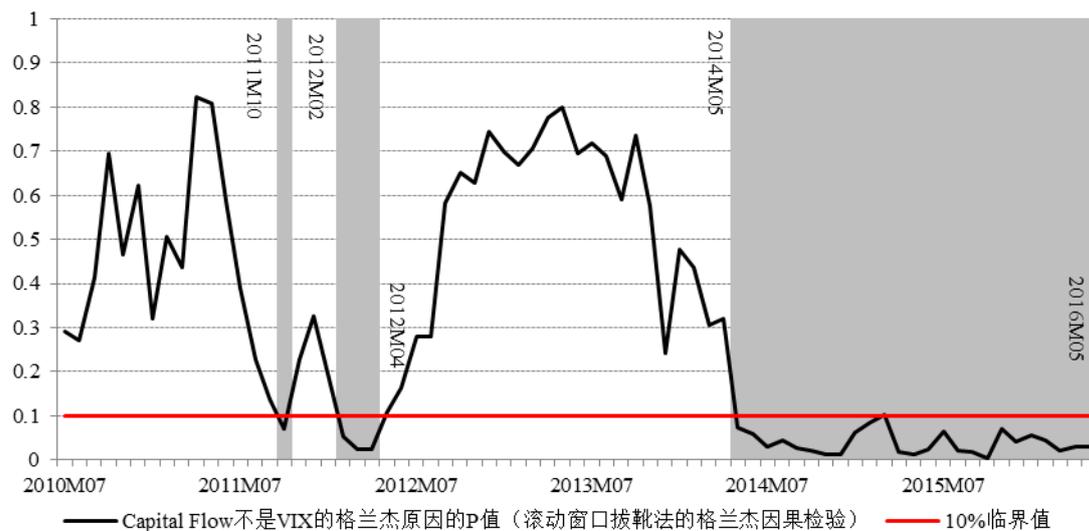


图 3.b 刻画了恐慌指数对短期资本流动的影响系数的变动轨迹，由系数的大小也能证明恐慌指数对短期资本流动的影响较小，表现为影响系数小于 0.01。这也再次证实了我国对资本管制的有效性，防止了国际金融恐慌对我国资本流动的冲击。



如图 4.a 所示，短期资本流动是恐慌指数的格兰杰原因。尤其是自 2014 年 5 月以来，这种时变格兰杰因果关系更加显著。并且持续时间较长，长达 2 年。正如前文所述，中国国内的经济环境与资本市场的急涨急跌使得短期资本流动的频率加快。由于“羊群效应”，使得资本市场的恐慌情绪加深。此外，2011 年 10 月和 2012 年 2 月~2012 年 4 月的 P 值也小于 0.1，但持续的时间较短。

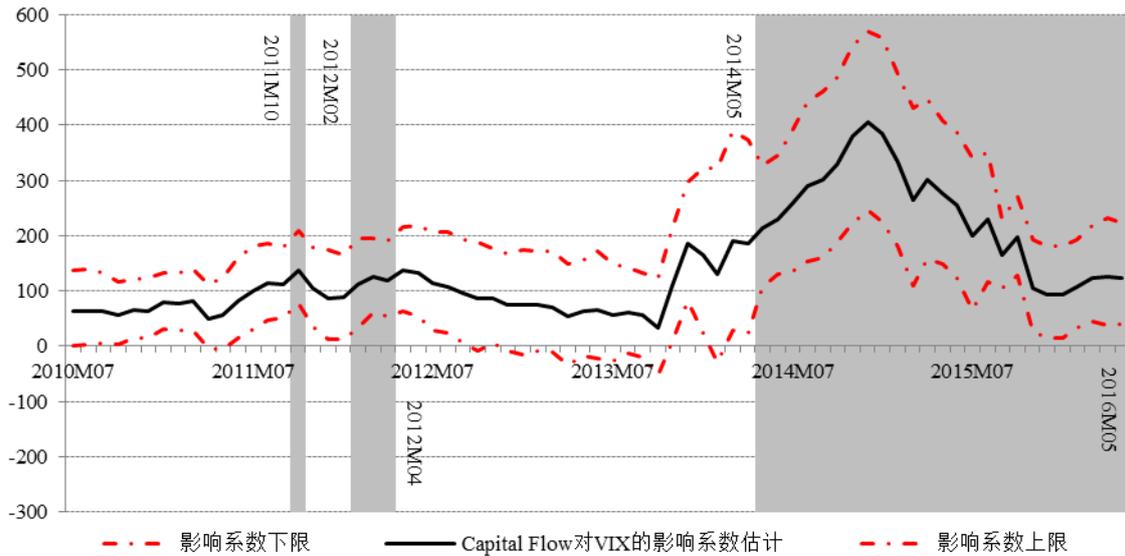


图 4.b Capital Flow 对 VIX 的影响系数估计

由图 4.b 可以发现，短期资本流动对恐慌指数的影响在 2014 年 5 月之后始终为正，这就意味着短期资本流动的增加使得恐慌指数增加，并且这种影响的程度更大。随着中国经济的不断开放，经济总量的不断攀升，中国的短期资本流动对恐慌指数的影响更加重要。换言之，中国的短期资本流动已经成为国际金融市场恐慌情绪加深的重要原因。具体来看，相较于前两个时间段，第三个时间段内短期资本流动引起的恐慌指数的增加的幅度更大，在 2014 年 12 月的时候达到最大值，随后逐渐递减。而 2014 年 12 月正是沪深两市刚刚启动“牛市”行情之时。而随后，该影响系数逐渐减少，2015 年 11 月至今表现的较为稳定。

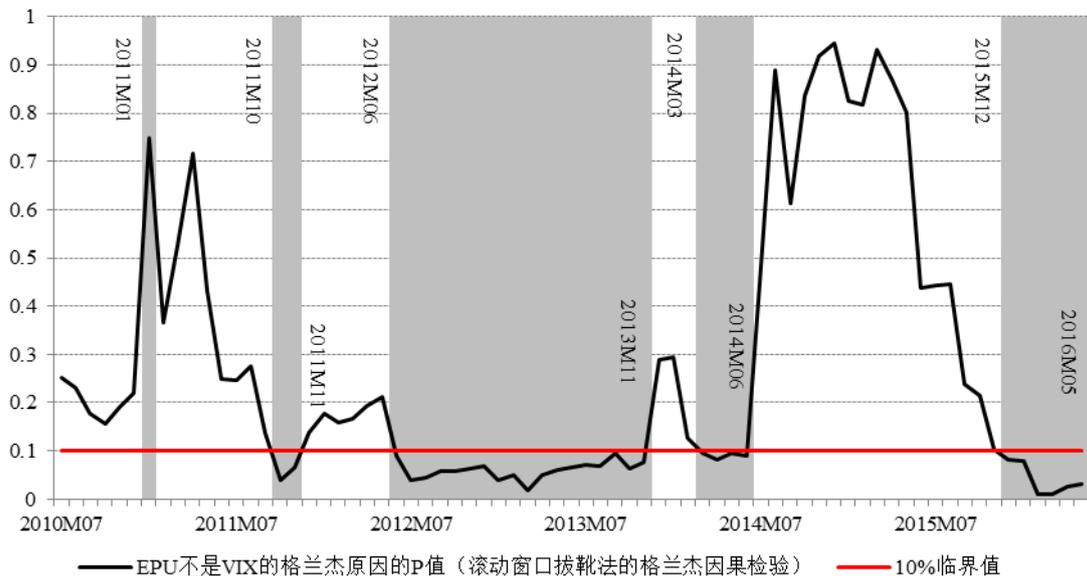


图 5.a EPU 不是 VIX 的格兰杰原因的 P 值

如图 5.a 所示，在时间段 2011 年 1 月、2011 年 10 月~2011 年 11 月、2012 年 6 月~2013 年 11 月、2014 年 3 月~2014 年 6 月以及 2015 年 12 月~2016 年 5 月内，滚动窗口拔靴格兰杰因果检验的 P 值小于 0.1，这表明在这些时间段内，经济政策的不确定性是恐慌指数的格兰杰原因。而“股灾”期间，经济政策的不确定性并不是恐慌指数的格兰杰原因，这表明当时的经济政策并没有有效的缓解恐慌情绪，表现为 P 值显著的大于 0.1。

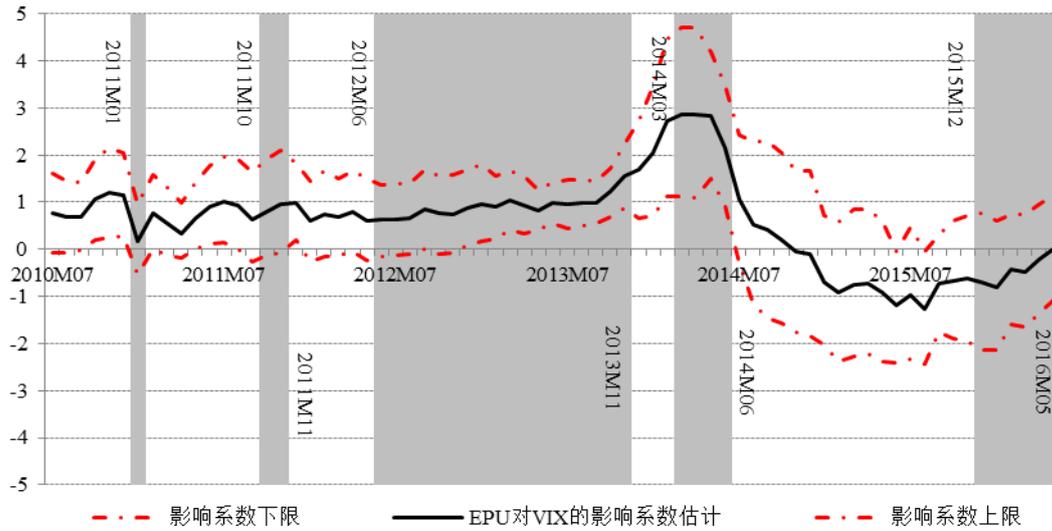


图 5.b EPU 对 VIX 的影响系数估计

前 4 个时间段的影响系数估计为正,这表明中国经济政策的不确定性使得该时间段内的恐慌指数增加。2014 年 3 月,该影响系数达到最大值。这暗示着中国经济政策的不确定性对恐慌指数的影响越来越大。但随着进入 2015 年 12 月,经济政策的不确定性开始对恐慌指数产生负向作用,即经济政策不确定性指数的提高降低了恐慌指数。

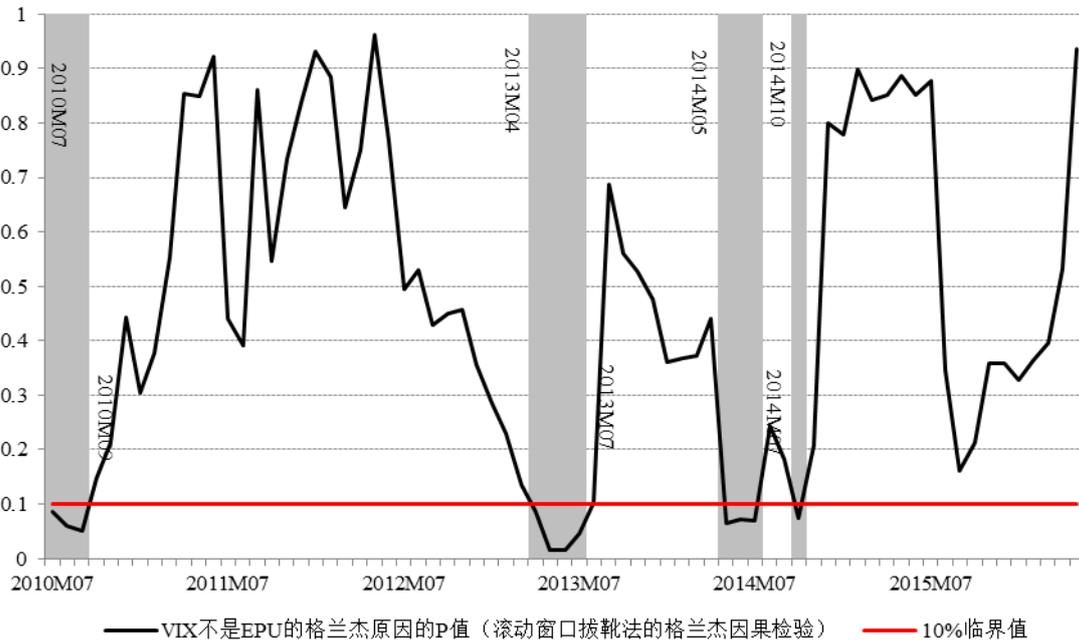


图 6.a VIX 不是 EPU 的格兰杰因果关系的 P 值

而图 6.a 表示的 2010 年 7 月~2010 年 9 月、2013 年 4 月~2013 年 7 月、2014 年 5 月~2014 年 7 月以及 2014 年 10 月的恐慌指数是经济政策不确定性的格兰杰原因。除 2013 年 4 月~2013 年 7 月,市场恐慌指数的增加将使得经济政策不确定性指数增加,

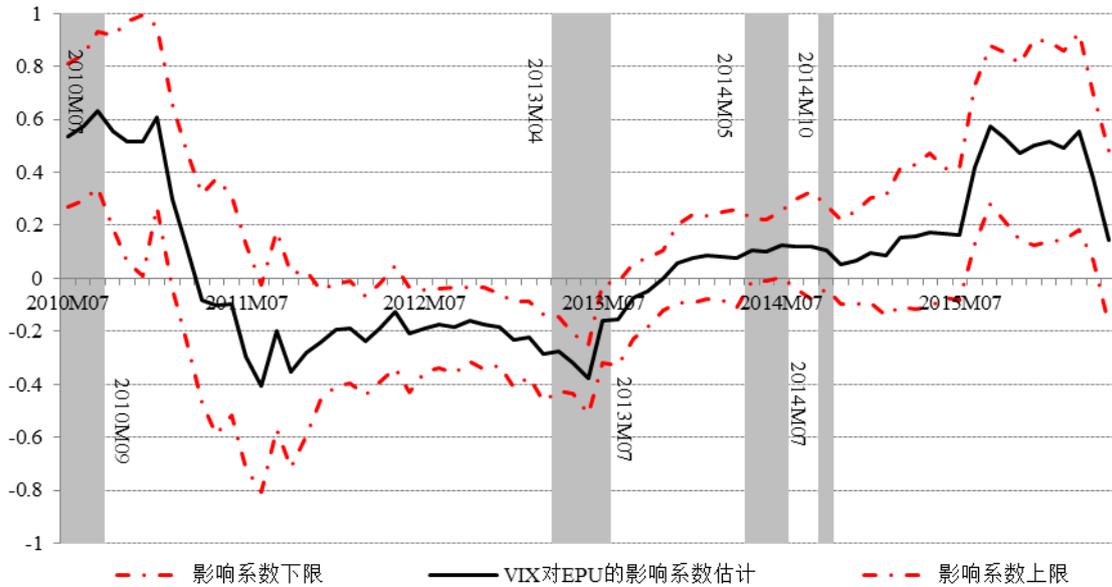


图 6.b VIX 对 EPU 的影响系数估计

如图 6.b 所示，在 2011 年 7 月~2011 年 9 月间，恐慌指数对经济政策不确定性的影响为正向的，表现为系数为正。此外，系数为正的时间段还有 2014 年 5 月~7 月以及 2014 年 10 月。但在 2013 年 4 月~7 月之间，VIX 对 EPU 的影响为负，表现为 VIX 指数的上升降低了经济政策的不确定性。

总体而言，经济政策不确定性与恐慌指数呈现双向的格兰杰因果关系，且这种因果关系是随时间变化的。概括来说，当两者的格兰杰因果关系存在时，经济政策的不确定性增加了恐慌指数，而恐慌指数的增加有进一步加剧了经济政策的不确定性。

综上所述，短期资本流动、经济政策不确定性以及恐慌指数三者之间的时变格兰杰因果关系可以概述为表 5。

表 5 短期资本流动、经济政策不确定性与恐慌指数的格兰杰因果关系汇总表

变量	时变格兰杰因果	持续时间
EPU-Capital Flow	EPU 是 Capital Flow 的格兰杰原因	2013 年 8 月-2014 年 7 月、 2014 年 9 月以及 2015 年 11 月
Capital Flow-EPU	Capital Flow 是 EPU 的格兰杰原因	2010 年 4 月~2010 年 7 月、 2011 年 1 月、2012 年 4 月以及 2013 年 3 月
VIX-Capital Flow	VIX 不是 Capital Flow 的格兰杰原因	无
Capital Flow-VIX	Capital Flow 是 VIX 的格兰杰原因	2011 年 10 月、2012 年 2 月-2012 年 4 月、2014 年 5 月-2016 年 5 月
EPU-VIX	EPU 是 VIX 的格兰杰原因	2011 年 1 月、2011 年 10 月~2011 年 11 月、2012 年 6 月~2013 年 11 月、2014 年 3 月~2014 年 6 月以及 2015 年 12 月~2016 年 5 月内
VIX-EPU	VIX 是 EPU 的格兰杰原因	2010 年 7 月~2010 年 9 月、2013 年 4 月~2013 年 7 月、2014 年 5 月~2014 年 7 月以及 2014 年 10 月

(三) TVP-VAR 模型的实证结果

我们使用 2008 年 7 月~2016 年 5 月的月度数据建立 TVP-VAR 模型。由表 2 可知，所取

变量均是平稳的。相关滞后阶数的选取参考 Nakajima (2011) 的研究, 并利用 SIC 信息准则, 最终选取为三阶参数滞后。出于对估计结果稳健性的考虑, 我们先进行预模拟, 舍弃前 1000 个样本后, 在抽取 10000 个样本作为最终样本。^[28]对于预模拟过程的有效性, 我们采用 Geweke (1992) 提出的 CD 统计量进行度量。^[35]具体的, CD 统计量的计算公式为,

$$CD = (\bar{x}_0 - \bar{x}_1) / \sqrt{\hat{\sigma}_0^2 / n_0 + \hat{\sigma}_1^2 / n_1}$$

这里, $\bar{x}_j = 1/n_j \sum_{i=m_j}^{m_j+n_j+1} x^{(i)}$, $x^{(i)}$ 表示第 i 次抽取, $\sqrt{\hat{\sigma}_j^2 / n_j}$, $j=0,1$ 表示 \bar{x}_j 的标准差。如果 MCMC 抽取的样本的分布函数是正态分布, 那么证明抽取的样本是平稳的。我们设定初始的参数为: $m_0=1, n_0=1000, m_1=5001, n_1=10000$ 。此外, 对于 $\hat{\sigma}_j^2$ 的计算, 我们参考 Nakajima (2011) 提出的方法, 采用 Parzen 窗口并设定 $B_m=500$ 。我们采用无效率因素测量 MCMC 链混合效果, 无效率因素的计算方法为,^[28]

$$1 + 2 \sum_{s=1}^{\beta_m} \rho_s$$

ρ_s 为滞后 s 阶时的样本自相关函数。无效率因素表示后验样本均值的方差和不相关序列样本均值方差的比率。Geweke (1992) 指出无效率因素的倒数救市相对数值效率。TVP-VAR 模型的参数估计结果如表 6。^[35]

表 6 MCMC 参数估计结果

参数	均值	标准差	95%置信区间上限	95%置信区间下限	CD	无效率值
sb1	0.0023	0.0003	0.0018	0.0029	0.5050	5.4000
sb2	0.0023	0.0003	0.0018	0.0029	0.5120	4.4100
sa1	0.0055	0.0016	0.0033	0.0095	0.8330	26.4500
sa2	0.0054	0.0014	0.0034	0.0090	0.4150	19.1300
sh1	0.0055	0.0017	0.0033	0.0094	0.7910	34.4600
sh2	0.0055	0.0015	0.0033	0.0091	0.8730	24.3900

注: TVP-VAR 模型的滞后阶数为 3, MCMC 模拟次数为 10000 次。

由表 6 可知, CD 统计量在 5% 的显著水平下均未能拒绝参数收敛于后验分布的原假设, 这表明我们所做的预模拟是有效的, 足可以使 MCMC 模拟收敛。同时, 无效率因素均在 20 左右, 再次表明模拟是有效的。此外, 由图 7 可知, 样本基本服从正太分布, 并且模拟的样本呈现波动集聚现象, 表明模拟是有效的。

Nakajima (2011) 提出两种时变脉冲响应函数: 等时间间隔脉冲响应函数和时点脉冲响应函数。^[28]由于模型估计的系数是随时间变化的, 因此脉冲响应函数也是在样本期内每一期计算一次。我们使用这两种时变脉冲响应函数来刻画我国短期资本流动、经济政策不确定性以及恐慌指数之间的动态影响机制。

1、等间隔脉冲响应时变特征分析

图 8 反映的是相等时间间隔下, 不同期一单位标准正向冲击形成的脉冲响应情况。图中虚线、长虚线、实线以及点画线分别代表 3 个月、半年、9 个月以及一年期的等间隔冲击响应函数图。整体来看, 四种不同期但等间隔的脉冲响应图像走势基本一致, 这表明, 所估计的 TVP-VAR 模型较稳健。

具体来看, 短期资本流动对 EPU 和 VIX 的等间隔冲击表现的较为剧烈。2009 年 1 月~2014 年 6 月之间, 一单位资本流动正向冲击使得 EPU 产生显著的负向响应, 并且这种负

向影响在四种相同时间间隔不同期的冲击响应函数中均表现明显。在 2013 年 8 月~2015 年 6 月间,这种负向影响仍然十分显著。从不同期的角度来看,短期 3 个月的脉冲函数相较于半年、9 个月和一年的脉冲函数图像波动的更加剧烈。尤其是 2014 年 6 月以来,脉冲函数图像围绕零轴波动的次数显著增加,并且幅度更大。但从半年、9 个月以及一年的时期来看,脉冲响应较为平稳,且始终为负向响应。

短期资本流动对 VIX 的冲击在不同期表现的更加稳定。在 2008 年 7 月~2014 年 8 月之间,一单位短期资本流动的正向冲击使得 VIX 指数产生负向响应,仅在 2009 年 5 月~2010 年 10 月间出现短暂的正向响应。在该时间段内,欧洲主权债务危机爆发,短期资本流动冲击使得恐慌指数增加,表现为响应函数为正向响应。但在 2014 年 8 月~2015 年 6 月间后,该响应转变为显著地正向响应。在该时间段内,沪深指数的“牛市”行情使得资本流入中国。与此同时,市场的恐慌情绪随着指数的节节攀升而不断增加,表现为冲击为正,证实了 TVP-VAR 模型的稳健性。随后, VIX 指数仍是负向响应至今。

从经济政策不确定性对短期资本流动与 VIX 指数的不同期等间隔的脉冲响应图像来看,经济政策的不确定性使得短期资本流动产生正向响应。尽管响应程度随着不同期发生变化,但半年、9 个月以及一年的响应图像基本保持一致且均为正向响应。脉冲响应图像在 2011 年 3 月达到响应的最小值,在 2014 年 12 月左右达到最大值,随后呈现下降趋势。相似的情况也出现在经济政策不确定性冲击对 VIX 脉冲响应图像中,在 2014 年 1 月~2015 年 6 月间, VIX 指数具有显著的正向响应,并在 2014 年末达到最大值,即一单位经济政策不确定性的正向冲击使得 VIX 指数上升。在其余时间段内,这种响应均不够显著。

从 VIX 指数的一单位正向冲击来看,短期资本流动产生显著的正向响应。半年、9 个月以及一年的等间隔冲击呈现相似的走势,在 2013 年 10 月开始,响应程度逐渐提高并在 2014 年 12 月左右达到最大值,随后呈现下降趋势。而 EPU 的脉冲响应在样本期内同样为正向响应,四个不同期的等间隔响应函数图像走势相似。2010 年 11 月以及 2015 年 6 月达到阶段性最小值。但总体来看,恐慌指数的一单位正向冲击使得短期资本流动与经济政策不稳定性产生正向响应。综上所述,我们对不同期的等间隔脉冲响应图像都指向了 2013 年 10~2015 年 6 月这段期间的异常变化。对于短期资本流动冲击而言,使得 VIX 的响应函数由负向响应变为正向响应。而对于经济政策不确定性冲击以及 VIX 冲击,响应的响应程度均在 2014 年 12 月附近达到区间的极值。而该时间段内,恰好是沪深指数出现“牛市”的始末时间段。因此,对 2014 年 12 月时间点进行的时点脉冲响应的研究就显得十分有必要。

2、时点脉冲响应时变特征分析

由前文基于滚动窗口拔靴法的格兰杰因果检验的结果可知,短期资本流动、经济政策不确定性以及恐慌指数的格兰杰因果关系是时变的。因此,对存在因果关系的时间点处的脉冲响应的研究可以揭示变量间的动态调整路径。对于一段时间段内存在格兰杰因果关系的时间区间,我们选取第一个时点作为代表进行研究。具体的时点脉冲响应,如图 9。

由图 9.a 可知在 2013 年 11 月、2014 年 9 月以及 2015 年 11 月的时点上, EPU 是短期资本流动的格兰杰原因。此时,这三个时间点 EPU 的一单位冲击使得短期资本流动产生正向响应并在第一期达到最大值,随后衰减为 0。

图 9.b 显示的是短期资本流动是 EPU 的格兰杰原因的时点上,一单位短期资本流动使得 EPU 在时间点 2013 年 1 月初先在第一期产生正向响应,随后变为负向响应,并围绕零轴波动最后在第 6 期收敛于 0。而在 2011 年 1 月处, EPU 的负响应函数在第二期达到最小点,随后收敛于零轴。在 2011 年 10 月的时点上, EPU 的负响应函数在第二期达到最小值并逐

渐回复至零轴。对于 2013 年 12 月，EPU 的负响应函数在当期达到最小值，随后收敛于零轴。

图 9.c 揭示的是短期资本流动与 VIX 指数的动态调节路径。2011 年 10 月，短期资本流动的时点冲击使得 VIX 指数在当期由负响应变为第 1 期的正响应，并达到最大值。随后围绕 0 周波动并收敛。相较于时点 2011 年 10 月，2012 年 2 月和 2014 年 5 月的时点脉冲函数更为平稳，且为负向响应函数。该响应函数在第 2 期达到最小值，随后回复与零轴。

图 9.d 表示的是 EPU 是 VIX 的格兰杰原因的时点脉冲响应图像，在图中所示的 4 个时点上，VIX 的脉冲响应图像的变动较为一致，在第 1 期达到最大值 0.05 后，逐渐衰减为 0。图 9.e 说明了 VIX 的一单位冲击对 EPU 的影响。如图所示，在所格兰杰原因显著的四个时点上，脉冲响应函数的变化较为一致，在第一期达到最大值 0.07，随后呈阶梯状衰减为 0。

此外，鉴于前文的研究结果，本文等时间间隔脉冲响应函数所得到的异常时间点 2014 年 12 月进行时点脉冲响应分析，如图 10。

由图 10 可以发现，在时点 2014 年 12 月，即沪深指数拉开“牛市”行情的开始，一单位短期资本流动的正向冲击使得 EPU 产生负向响应，在当期达到最小值；而对 VIX 产生正向影响。这表明：短期资本流动的正向冲击使得市场恐慌情绪加深。此外，经济政策的不确定性的一单位正向冲击使得短期资本流动和 VIX 指数产生正向响应，即经济政策的不确定性加剧了短期资本流动和恐慌情绪。而一单位 VIX 正向冲击使得 EPU 指数产生正向响应，在第一期达到最大值，随后衰减为 0。

综上所述，本部分利用时点脉冲响应函数分析了存在显著格兰杰因果关系的时点上，各个变量的动态运动特征。并分析了等间隔时间点处所分出的异常点 2014 年 12 月的时点脉冲图像。我们发现在股市刚刚开始上涨之时，短期资本流动降低了经济政策的不确定性。此外，短期资本流动使得市场在牛市上涨之前就产生了恐慌情绪。而牛市期间的经济政策的不确定性更是加强了短期资本流动和金融恐慌。而金融恐慌又促进了短期经济政策的不确定性。

五、结论

随着中国经济结构的不断转型，传统基于 VAR 模型的格兰杰因果检验以及脉冲响应分析已经难以捕捉到中国经济出现的结构性变化。而时变模型恰好可以弥补该方面的不足。本文正是在一个时变分析框架下，利用基于滚动窗口拔靴方法的格兰杰因果检验以及 TVP-VAR 模型对我国短期资本流动、经济政策确定性以及恐慌指数进行研究。从国内经济政策的不确定性和国际资本市场的恐慌指数的角度进行研究可以很好地填补该领域的空白。

我们发现，短期资本流动与经济政策不确定性以及恐慌指数之间存在随时间变化的格兰杰因果关系。自 2014 年以来，经济政策的不确定性已经成为短期资本流动的格兰杰原因；而 2014 年以前，短期资本流动却是经济政策不确定性的时变格兰杰原因。这种分时间段的单向格兰杰因果关系的转换主要是由于随着我国经济的发展，经济政策与短期资本流动的因果关系发生转换。2013 年 9 月以前，为了防止短期资本流动对实体经济带来的侵蚀，监管部门不得不采取多变的经济政策限制短期资本流动。随着我国开放的程度不断加深，经济总量的不断积累，经济政策与短期资本流动之间的关系从“被动接受”过渡到“主动引导”。而对股灾期间的经济政策不确定性的提升并没有对短期资本流动产生很好地效果。这也证明：在危机期间，“羊群效应”的出现使得投资者往往忽视了政策指引。

此外,由于国内资本账户尚未完全开放,所以恐慌指数对中国短期资本流动的影响较小。而中国的短期资本流动却在 2014 年 5 月以来至今成为国际恐慌指数波动的格兰杰原因。这再次证明了我国经济的发展已经足以影响国际金融市场的投资偏好以及风险态度,并且这种影响并非是短暂的,而是具有明显的持续性和连贯性。这其中包括了 2014 年 12 月中国股市出现“牛市”行情以及开放程度不断加深所带来的短期资本流动的原因。而恐慌指数与经济政策的不确定性呈现双向格兰杰因果关系。并且,在样本期间内大多数时间点,经济政策的不确定性是恐慌指数的格兰杰原因,并且持续的时间相当长;而恐慌指数成为经济政策不确定性的格兰杰原因仅仅为几个月,并且中间还有简短。这也再次证明,国际金融市场恐慌对我国经济政策的影响有限。

为了进一步刻画三个变量之间动态调整路径,我们借助于 TVP-VAR 模型的两种脉冲响应函数:等间隔脉冲响应函数以及时点脉冲响应函数对其进行研究。等间隔脉冲响应函数的实证结果表明:中国的经济政策不确定性使得短期资本流动加剧,同时强化了国际金融市场的恐慌情绪。而短期资本流动冲击对经济政策不确定性以及恐慌指数的影响随时间变化围绕零轴波动。但任意两个变量所做出的脉冲响应图都在 2013 年 10 月~2016 年 5 月表现的与以往不同。此外,在 2014 年 12 月左右,脉冲响应函数都达到该区域的极大值。随后,我们依据时点脉冲响应函数,将前文得到的格兰杰原因的所对应的时点进行脉冲响应分析。我们发现尽管选取不同的时间点,但脉冲响应的运动路径总体保持一致,这说明了模型的稳健性。此外,短期资本流动与 EPU 的时点分析图表明:近年来,短期资本流动冲击对 EPU 的影响由负向转变为正负交替,这暗示着短期资本流动已经慢慢不是经济政策调节的目标。此外,短期资本流动对恐慌指数的影响加深,并且 VIX 的脉冲响应的波动性更加剧烈,这与之前的负向响应截然不同。最后,本文对 2014 年 12 月时点进行了时点脉冲检验,结果再次证明:资本流动对恐慌指数产生正向影响,并且持续的时间较长。相比较而言,短期资本流动对经济政策不确定性的影响仅仅持续了 2 期。

随着中国经济的发展,中国的经济政策的不确定性逐渐成为短期资本流动与国金金融恐慌的原因,并且影响的时间较长。中国的经济政策已经逐步从“波动接受”过渡至“主动调节”。但仍要防范金融恐慌对我国经济政策不稳定性带来的风险。当前,自美联储宣布进入“加息周期”以来,世界各主要经济体的经济政策均呈现不确定性(以欧州央行以及日本央行为代表宣布执行“负利率”、英国退出欧盟等),这使得国际金融市场的恐慌情绪加剧。此时,我国的经济政策应更加强调稳定,避免政策的大起大落能够有效地缓解国际“游资”和“热钱”对我国经济的冲击。此外,要控制资本账户的开放进程,避免开放的过快所带来的投机资本的冲击。充分利用稳定的政策指引,强化经济政策预期,加深境内外投资者对中国资本市场的了解,使中国经济能够平稳过渡。

参考文献

- [1] Calvo G A, Reinhart C M. Inflows of Capital to Developing Countries in the 1990s[J]. Journal of Economic Perspectives, 1996, 10(2):123-139.
- [2] Edison H J, Reinhart C M. Capital Controls During Financial Crises: The Case of Malaysia and Thailand[J]. Social Science Electronic Publishing, 2001:427-456.
- [3] Jansen W J. International capital mobility: evidence from panel data[J]. Journal of International Money & Finance, 2000, 19(4):507-511.
- [4] Oreiro J L D C. Capital Mobility, Real Exchange Rate Appreciation And Asset Price Bubbles

- in Emerging Economies[C] ANPEC - Associação Nacional dos Centros de Pósgraduação em Economia [Brazilian Association of Graduate Programs in Economics], 2001.
- [5] Kim S, Yang D Y. The Impact of Capital Inflows on Emerging East Asian Economies: Is Too Much Money Chasing Too Little Good?[J]. *Doo Yong Yang*, 2008, 22(2):293-315.
- [6] Fratzscher M. Capital Flow Policies, Monetary Policy and Coordination[M]. Reserve Bank of Australia, 2014.
- [7] 刘莉亚. 境外“热钱”是否推动了股市、房产的上涨?——来自中国市场的证据[J]. *金融研究*, 2008(10):48-70.
- [8] 焦成焕. 资本账户开放对股票价格传导机制研究[J]. *技术经济与管理研究*, 2010(06):150-153.
- [9] Baker B S C, Bloom N, Davis S. Measuring economic policy uncertainty, Working Paper[J]. 2010.
- [10] Baker S R, Bloom N, Davis S J. Has Economic Policy Uncertainty Hampered the Recovery?[J]. Working Papers, 2012.
- [11] Antonakakis N, Chatziantoniou I, Filis G. Dynamic co-movements of stock market returns, implied volatility and policy uncertainty[J]. *Economics Letters*, 2013, 120(1):87-92.
- [12] Antonakakis N, Chatziantoniou I, Filis G. Dynamic spillovers of oil price shocks and economic policy uncertainty[J]. *Energy Economics*, 2014, 44(1):433-447.
- [13] Jones A T, Sackley W H. An uncertain suggestion for gold-pricing models: the effect of economic policy uncertainty on gold prices[J]. *Journal of Economics & Finance*, 2016, 40(2):367-379.
- [14] Li X M, Zhang B, Gao R. Economic policy uncertainty shocks and stock-bond correlations: Evidence from the US market[J]. *Economics Letters*, 2015, 132:91-96.
- [15] Colombo V. Economic policy uncertainty in the US: Does it matter for the Euro area?[J]. *Economics Letters*, 2013, 121(1):39-42.
- [16] Klößner S, Sekkel R. International spillovers of policy uncertainty[J]. *Economics Letters*, 2014, 124(3):508-512.
- [17] 李凤羽, 杨墨竹. 经济政策不确定性会抑制企业投资吗?——基于中国经济政策不确定性指数的实证研究[J]. *金融研究*, 2015(04):115-129.
- [18] 黄宁, 郭平. 经济政策不确定性对宏观经济的影响及其区域差异——基于省级面板数据的 PVAR 模型分析[J]. *财经科学*, 2015(06):61-70.
- [19] Gauvin L, McLoughlin C, Reinhardt D. Policy Uncertainty Spillovers to Emerging Markets – Evidence from Capital Flows[J]. *Ssrn Electronic Journal*, 2013.
- [20] Sims, C. A., Stock, J. H., Watson, M. W. (1990). Inference in linear time series with some unit roots. *Econometrica*, 58 (1), 113-144.
- [21] Toda, H. Y., Phillips, P. C. B. (1993). Vector autoregressions and causality. *Econometrica*, 61, 1367-1393.
- [22] Toda, H. Y., Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, 66, 225-250.
- [23] Shukur, G., Mantalos, P. (1997b). Tests for Granger causality in integrated-cointegrated VAR systems. Working paper, Department of Statistics, University of Lund, Sweden.
- [24] Shukur, G., Mantalos, P. (1997a). Size and power of the RESET test as applied to systems of equations: a bootstrap approach. Working paper, Department of Statistics, University of Lund, Sweden.
- [25] Shukur, G. and Mantalos, P. (2000). A simple investigation of the Granger-causality test in integrated-cointegrated VAR Systems. *Journal of Applied Statistics*, 27, 1021-1031.
- [26] Balcilar, M., Ozdemir, Z. A., Arslanturk, Y. (2010). Economic growth and energy consumption causal nexus viewed through a bootstrap rolling window. *Energy Economics*, 32(6), 1398-1410.
- [27] Primiceri G E, Justiniano A. The Time Varying Volatility of Macroeconomic Fluctuations[J]. *American Economic Review*, 2008, 98(3):604-41.
- [28] Nakajima J, Kasuya M, Watanabe T. Bayesian analysis of time-varying parameter vector autoregressive model for the Japanese economy and monetary policy[J]. *Journal of the Japanese & International Economies*, 2011, 25(3):225-245.
- [29] Salman A K, Shukur G. Testing for Granger causality between industrial output and CPI in the presence of regime shift[J]. *Journal of Economic Studies*, 2013, 31(October):492-499.

- [30] Andrews, D. W. K. (1993). Tests for parameter instability and structural change with unknown change point. *Econometrica*, 61, 821-856.
- [31] Andrews, D.W.K. and Ploberger, W. (1994) Optimal tests when a nuisance parameter is present only under the alternative. *Econometrica*, 62, 1383-1414.
- [32] Nyblom J. (1989). Testing for the constancy of parameters over time. *Journal of the American Statistical Association*, 84, 223-230.
- [33] Hansen, B. E. (1992). Tests for parameter instability in regressions with I(1) processes. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 321-336.
- [34] Pesaran, M. H., Timmermann, A. (2005). Small sample properties of forecasts from autoregressive models under structural breaks. *Journal of Econometrics*, 129, 183-217.
- [35] Geweke B J. Evaluating the accuracy of sampling-based approaches to calculating posterior moments[J]. *Bayesian Statistics*,1992.

图7 TVP-VAR 模型参数的估计结果：样本自相关关系（上），样本路径（中），样本后验分布（下）。

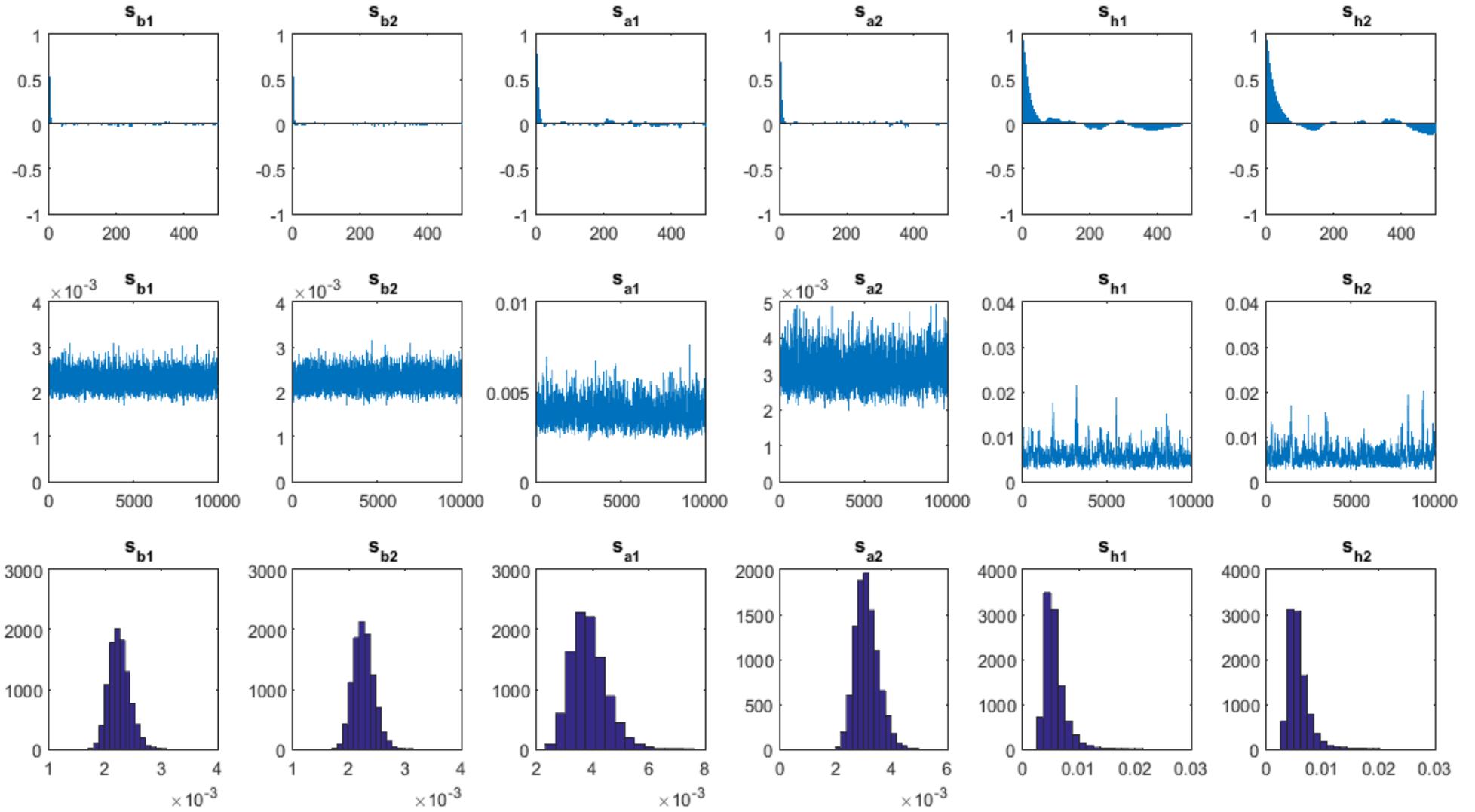


图 8 等间隔脉冲函数图 (间隔: 3 个月)

图 8.a Capital Flow 对 EPU 的等间隔冲击

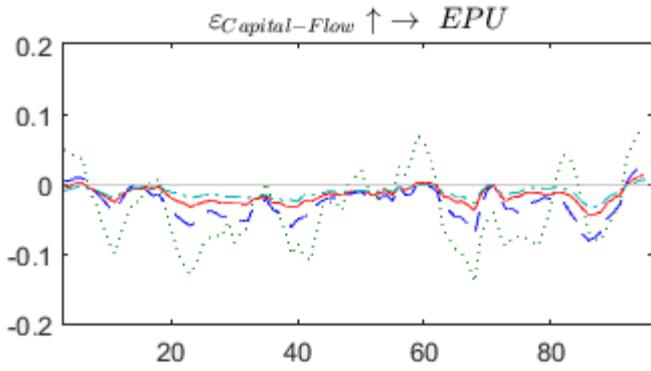


图 8.b Capital Flow 对 VIX 的等间隔冲击

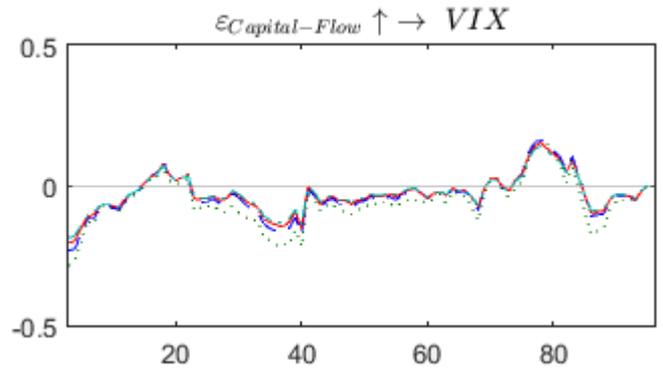


图 8.c EPU 对 Capital Flow 的等间隔冲击

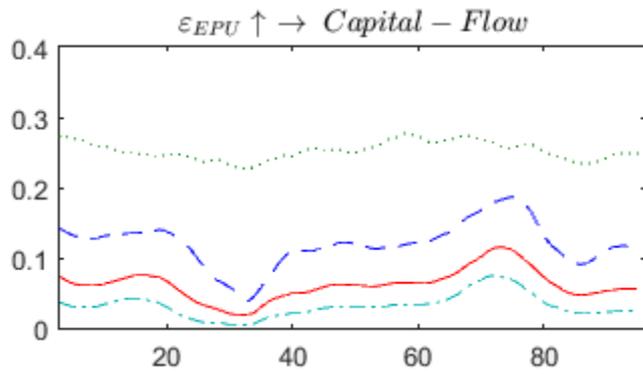


图 8.d EPU 对 VIX 的等间隔冲击

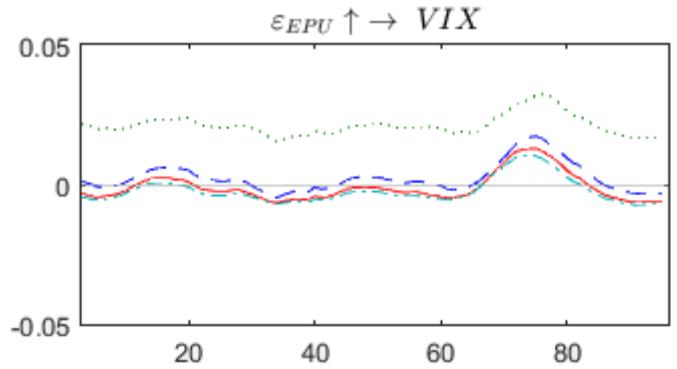


图 8.e VIX 对 Capital Flow 的等间隔冲击

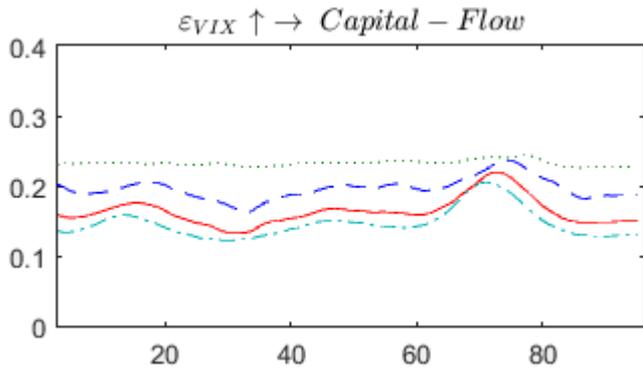


图 8.f VIX 对 EPU 的等间隔冲击

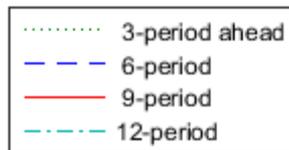
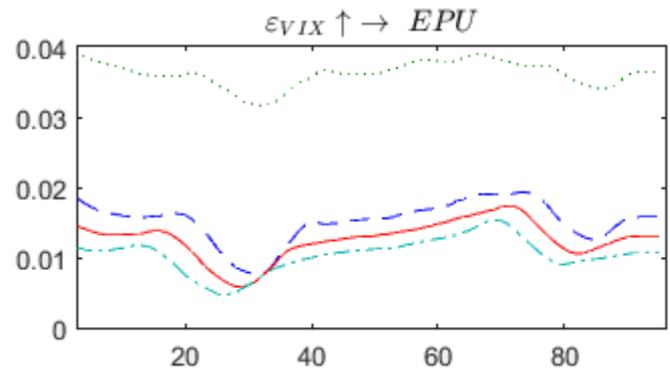
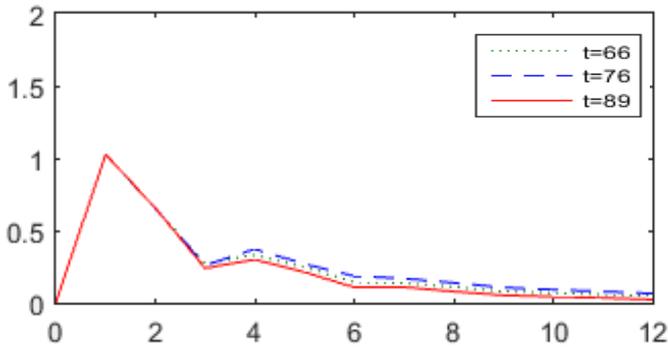


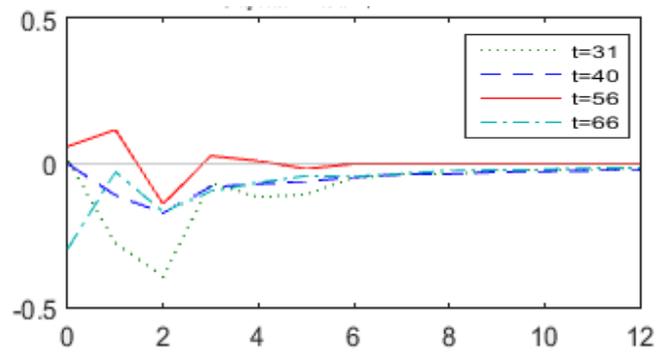
图9 时点脉冲相应图

图9.a EPU是Capital Flow的格兰杰原因的
时点脉冲响应函数



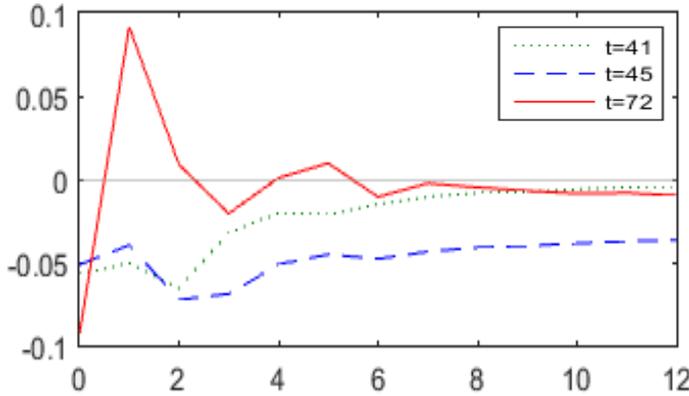
注: t=66代表2013年11月; t=76代表2014年9月;
t=89代表2015年11月

图9.b Capital Flow是EPU的格兰杰原因的
时点脉冲响应函数



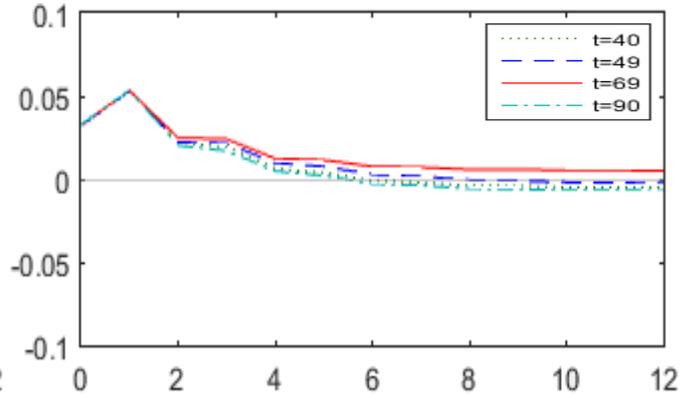
注: t=31代表2011年1月; t=40代表2011年10月;
t=56代表2013年1月; t=66代表2013年12月

图9.c Capital Flow是VIX的格兰杰原因的
时点脉冲响应函数



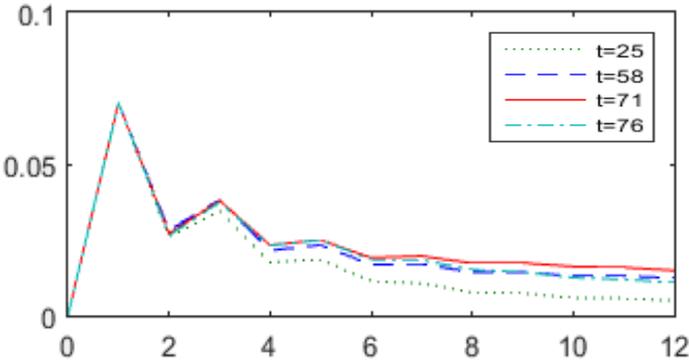
注: t=41代表2011年10月; t=45代表2012年2月;
t=72代表2014年5月

图9.d EPU是VIX的格兰杰原因的
时点脉冲响应函数



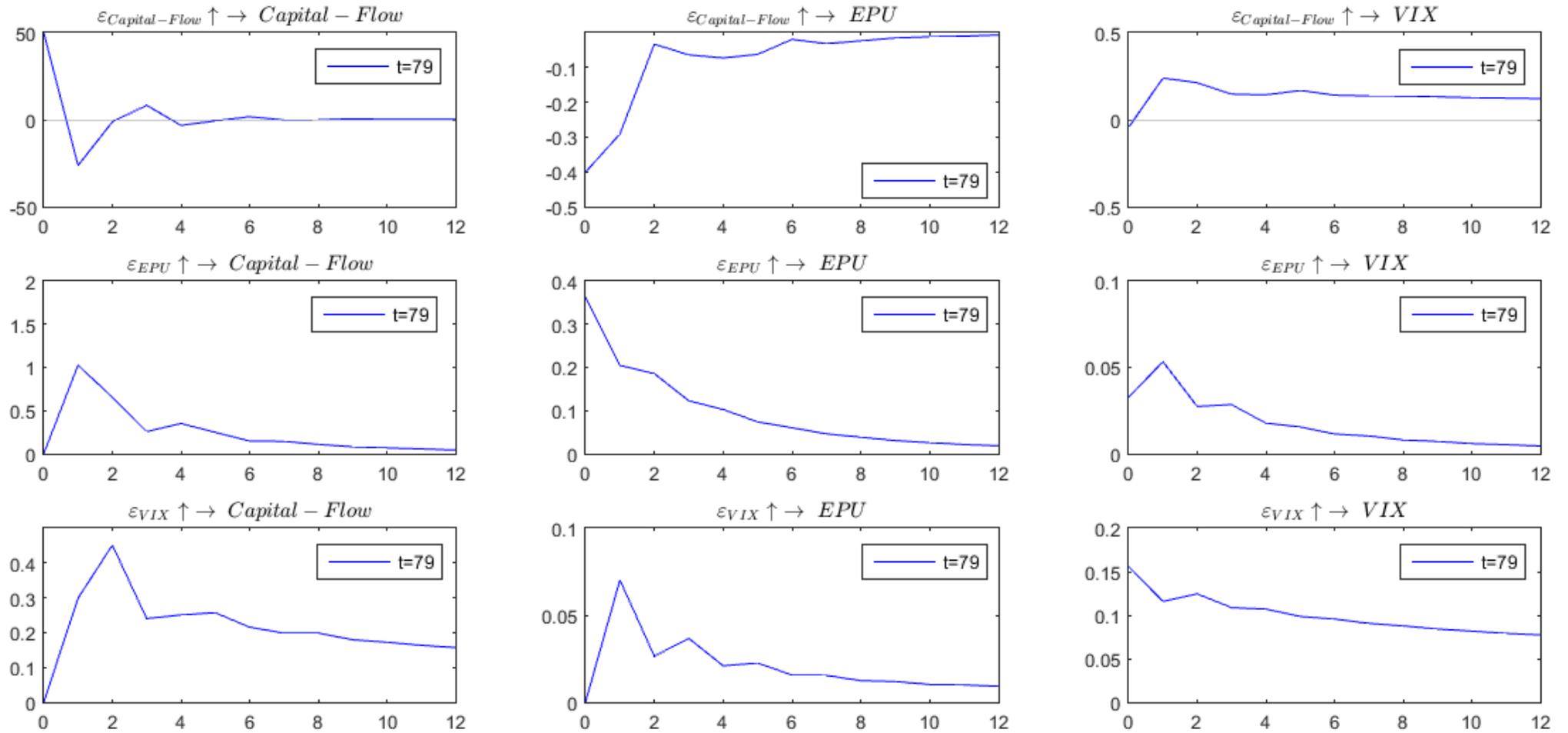
注: t=40代表2011年10月; t=49代表2012年6月;
t=69代表2014年3月; t=90代表2015年12月

图9.e VIX是EPU的格兰杰原因的
时点脉冲响应函数



注: t=25代表2010年7月; t=58代表2013年4月;
t=71代表2014年5月; t=76代表2014年10月

图 10 2015 年 7 月，短期资本流动、经济政策不确定性以及恐慌指数的时点脉冲冲击相应图



注: t=79 代表 2014 年 12 月的时点