

附录 A.马尔可夫链蒙特卡洛（MCMC）方法

马尔可夫链蒙特卡洛（MCMC）方法对 TVP-VAR 模型展开估计，其基本思想是利用 MCMC 算法对参数的条件后验概率实施重复随机抽样，获取参数的联合后验分布和递归估计，从而能够有效地处理参数空间的高维和模型的非线性特征。在贝叶斯推断过程中，我们令 $Y = \{Y\}_{t=1}^n$ ， $\omega = \{\Sigma_\beta, \Sigma_\alpha, \Sigma_h\}$ ，同时，设置先验概率密度为 $\pi(\omega)$ ，并且在已知样本 Y 的基础上，我们可以估计得到后验分布 $\pi(\beta, a, h, \omega | Y)$ 。其估计步骤可概述如下：第一步，先设定 β, a, h, ω 的先验分布；第二步，从后验分布 $p(\beta | a, h, \Sigma_\beta, Y)$ 中抽样 β ；第三步，从后验分布 $p(\Sigma_\beta | \beta)$ 中抽样 Σ_β ；第四步，从后验分布 $p(a | \beta, h, \Sigma_\alpha, Y)$ 中抽样 a ；第五步，从后验分布 $p(\Sigma_\alpha | a)$ 中抽样 Σ_α ；第六步，从后验分布 $p(h | \beta, a, \Sigma_h, Y)$ 中抽样 h ；第七步，从后验分布 $p(\Sigma_h | h)$ 中抽样 Σ_h ；第八步，返回第二步继续迭代估计，直至满足条件结束。具体的估计程序，有兴趣的读者可向作者索取。

附表 1 选取的 29 个经济体名单

被牵引程度 1	被牵引程度 2	被牵引程度 3	被牵引程度 4
加拿大	希腊	芬兰	墨西哥
中国香港	韩国	英国	印度尼西亚
澳大利亚	印度	荷兰	马来西亚
新西兰	西班牙	丹麦	中国
新加坡	智利	挪威	土耳其
意大利	德国	日本	俄罗斯
巴西	法国	泰国	南非
阿根廷			

附录 B 货币政策网状溢出矩阵

以中国为例，时变参数溢出网状指数即可以从吸收效应的角度，考察了其他 29 个经济体利率波动在本经济体利率的方差分解中的解释力，以此识别哪个经济体对本经济体利率波动的影响最大，以及这种影响效应的动态演变规律；又从溢出效应的角度，识别本经济体利率变动对其他 29 个经济体利率波动的解释力，以此识别本经济体是哪些经济体的主要货币政策溢出来源。上述结果可以表示成 $N \times N$ 的国际货币政策时变溢出矩阵。

附表 2 t 时期货币政策（N 个经济体）时变网状溢出矩阵

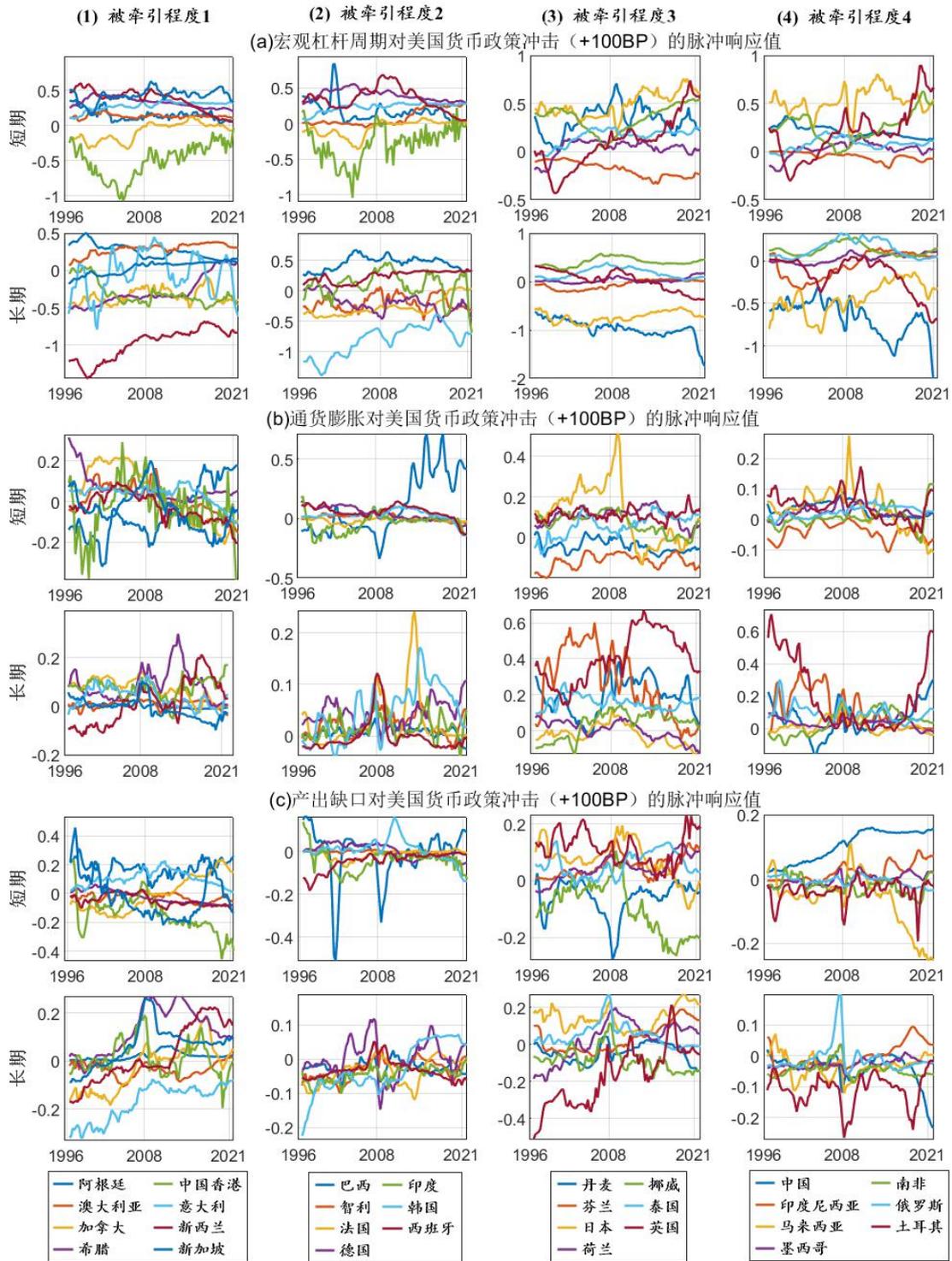
	MPS_{1t}	MPS_{2t}	\dots	MPS_{Nt}	货币政策溢出吸收效应
MPS_{1t}	$\theta_{1 \leftarrow 1, t}^q$	$\theta_{1 \leftarrow 2, t}^q$	\dots	$\theta_{1 \leftarrow N, t}^q$	$\sum_{j=1, j \neq 1}^N \theta_{1 \leftarrow j, t}^q$
MPS_{2t}	$\theta_{2 \leftarrow 1, t}^q$	$\theta_{2 \leftarrow 2, t}^q$	\dots	$\theta_{2 \leftarrow N, t}^q$	$\sum_{j=1, j \neq 2}^N \theta_{2 \leftarrow j, t}^q$
\dots	\dots	\dots	\dots	\dots	\dots
MPS_{Nt}	$\theta_{N \leftarrow 1, t}^q$	$\theta_{N \leftarrow 2, t}^q$	\dots	$\theta_{N \leftarrow N, t}^q$	$\sum_{j=1, j \neq N}^N \theta_{N \leftarrow j, t}^q$

货币政策 溢出净溢 出效应	$\sum_{j=2, i \neq j}^N \theta_{j \leftarrow i, t}^q - \sum_{j=2, i \neq j}^N \theta_{1 \leftarrow j, t}^q$	$\sum_{j=1, i \neq j}^N \theta_{j \leftarrow 2, t}^q - \sum_{j=1, i \neq j}^N \theta_{2 \leftarrow j, t}^q$	$\sum_{j=1, i \neq j}^N \theta_{j \leftarrow i, t}^q - \sum_{j=1, i \neq j}^N \theta_{i \leftarrow j, t}^q$
---------------------	---	---	---

附表 3 国际货币政策溢出网状矩阵

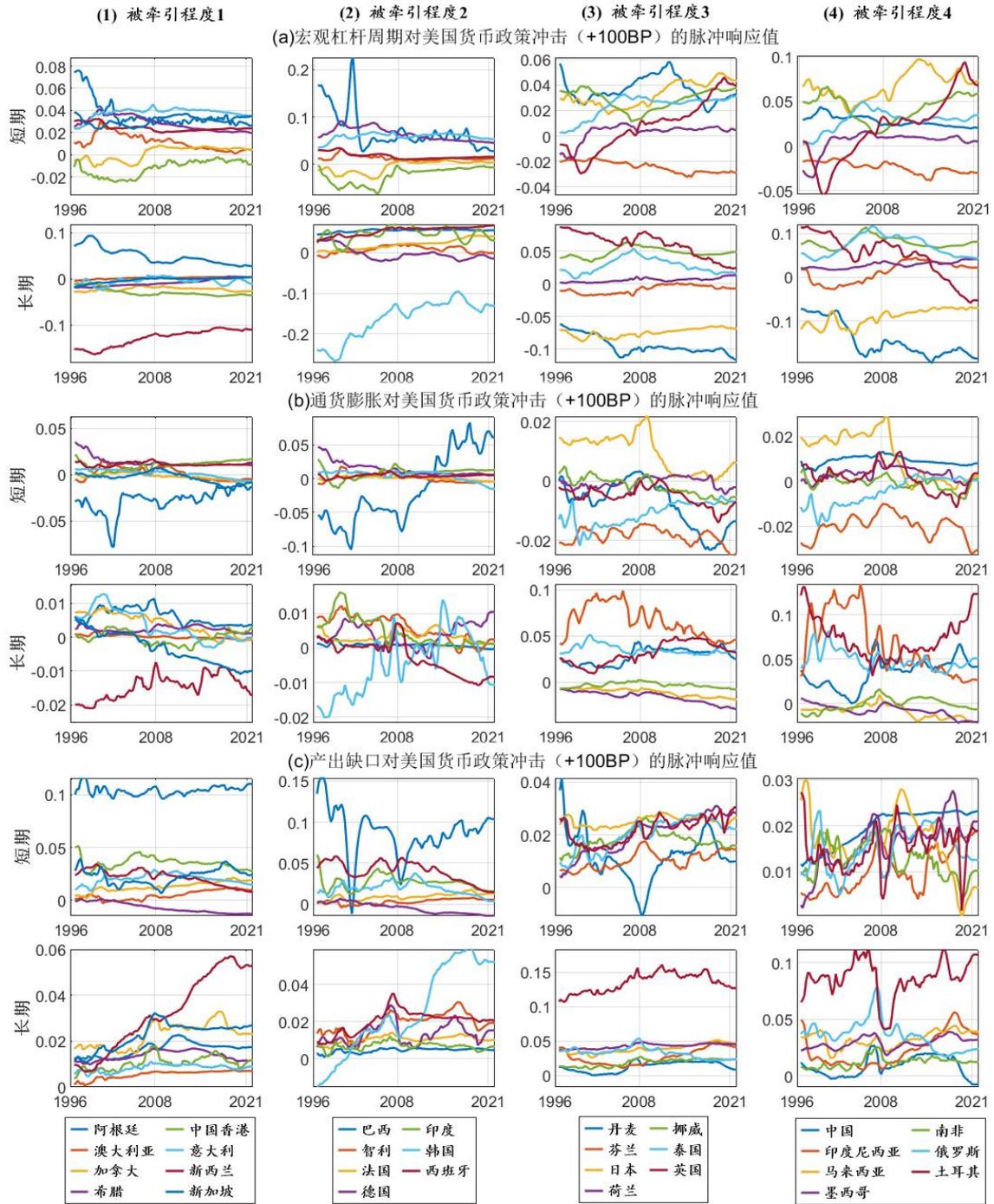
	美国	加拿大	中国香港	中国台湾	新加坡	印度	巴西	阿根廷	韩国	印度	西班牙	智利	德国	法国	芬兰	英国	荷兰	挪威	日本	泰国	墨西哥	印度尼西亚	马来西亚	中国	土耳其	俄罗斯	南非	
美国	85.07	4.08	0.31	1.42	0.06	0.53	0.08	0.32	0.67	0.45	0.20	0.51	0.01	0.19	0.05	0.05	0.49	0.06	1.23	0.05	0.03	0.25	0.45	0.00	0.87	0.70	0.07	0.01
加拿大	90.22	1.23	0.48	1.93	0.09	0.02	0.32	0.67	0.45	0.02	0.19	0.28	0.00	0.18	0.03	0.01	0.07	0.06	0.20	0.06	0.78	0.05	1.12	0.04	0.08	0.38	0.52	0.35
中国香港	76.72	1.16	0.43	7.20	0.05	0.12	0.05	0.42	1.06	0.24	0.74	1.04	0.02	0.46	1.95	0.07	0.07	0.08	0.69	0.01	0.02	0.64	1.63	0.07	0.16	1.61	2.06	0.03
中国台湾	75.13	0.15	0.12	2.71	0.16	0.05	0.16	0.08	6.30	0.25	0.07	0.38	0.47	1.69	0.00	0.32	0.51	0.02	0.04	0.11	0.64	1.04	2.18	0.32	2.61	0.40	2.80	0.28
新加坡	73.16	0.05	1.97	1.57	0.20	0.03	0.12	0.21	0.49	0.53	1.11	1.09	0.79	1.72	2.39	4.55	0.73	0.02	0.21	0.09	0.73	0.43	0.17	0.72	0.86	1.00	0.05	0.70
印度	67.87	2.72	0.66	1.36	0.29	0.10	0.90	0.14	0.34	3.45	1.37	0.05	1.89	0.10	1.98	3.25	3.86	0.01	4.02	0.74	2.45	1.71	0.01	0.08	0.18	0.09	0.84	0.03
巴西	66.66	0.14	0.33	4.13	0.15	0.01	0.09	0.95	0.73	4.76	0.14	2.04	0.29	1.95	1.73	0.67	0.34	0.07	0.63	3.23	0.09	0.03	2.00	0.54	1.02	0.02	0.25	0.86
阿根廷	66.38	1.22	0.10	3.60	1.65	0.04	0.02	0.21	5.12	13.39	1.64	0.02	1.78	0.11	0.01	0.08	0.43	0.66	0.15	0.10	0.30	0.01	0.02	1.05	0.66	0.05	0.17	0.49
韩国	65.84	8.39	1.85	0.22	0.40	0.23	0.03	0.04	7.59	4.43	0.48	0.01	0.13	2.45	0.00	0.03	1.78	0.32	0.16	0.44	0.21	0.28	0.30	0.22	2.57	0.01	1.06	0.48
印度	63.71	0.18	0.38	2.75	0.04	0.58	0.18	1.05	1.21	4.24	0.84	2.81	0.03	1.68	1.05	0.23	0.39	0.02	0.49	4.23	0.66	0.03	1.24	0.06	0.92	3.37	7.33	0.27
中国香港	59.60	0.04	0.69	7.28	0.03	0.01	0.94	0.45	0.46	9.38	1.03	0.38	0.08	1.38	3.09	3.17	4.45	0.01	0.37	0.79	0.06	0.03	0.75	0.17	0.99	0.01	0.12	0.20
中国台湾	59.35	0.28	0.00	16.81	0.07	0.28	0.03	0.35	0.92	2.68	1.15	0.56	0.04	1.10	1.83	1.47	2.91	0.21	0.27	8.39	0.07	0.03	0.57	0.39	0.00	0.02	0.00	0.24
新加坡	58.57	0.58	0.71	7.65	0.05	0.00	0.33	0.16	1.14	11.47	0.31	0.39	0.07	0.90	3.38	3.45	5.83	0.02	0.16	0.82	0.03	0.04	0.11	0.20	0.18	0.00	0.09	0.50
印度	57.07	0.60	0.51	17.62	0.35	0.01	0.32	1.77	0.85	0.46	0.07	0.16	0.15	0.59	1.20	0.29	0.69	0.11	0.14	3.87	0.30	0.70	0.35	0.21	0.97	7.19	1.81	
巴西	54.85	0.14	0.35	10.14	0.05	0.02	0.74	2.16	2.22	0.03	1.69	0.02	3.35	0.08	0.63	0.38	0.02	0.10	0.73	0.50	0.13	0.74	1.08	0.38	0.05	0.07	2.63	16.33
阿根廷	54.63	0.13	0.35	10.36	0.04	0.02	0.72	2.06	1.37	0.04	1.53	0.02	3.17	0.07	0.66	0.56	0.00	0.09	0.72	0.47	0.11	0.35	0.86	1.82	0.04	0.10	5.61	13.71
韩国	50.85	1.39	1.21	10.76	0.26	0.91	0.09	0.90	3.05	2.14	0.13	1.53	0.07	2.28	0.04	0.10	0.17	0.01	0.73	0.34	0.03	0.01	0.35	0.86	1.82	0.04	0.10	5.61
印度	48.55	0.40	2.14	12.62	1.69	0.04	0.08	0.08	1.20	5.46	0.36	0.09	0.47	0.32	1.11	1.26	1.62	0.01	14.85	0.12	1.44	2.30	0.04	0.27	0.28	0.20	0.12	0.02
中国香港	47.86	0.02	0.26	5.84	0.01	0.01	0.03	0.28	0.83	27.39	0.57	0.41	0.35	0.31	1.14	2.23	0.90	0.01	2.07	0.12	0.10	0.71	0.27	0.27	0.23	0.02	0.05	1.58
中国台湾	47.07	1.35	0.24	13.08	0.09	0.01	0.67	1.59	4.25	1.87	0.09	2.23	0.24	1.22	0.03	0.43	0.24	0.25	0.94	0.32	0.07	0.29	3.36	1.21	2.53	0.01	0.43	1.41
新加坡	45.03	0.06	0.71	5.44	0.01	0.00	0.06	0.86	0.59	28.50	1.55	0.54	0.26	0.18	3.38	2.81	1.27	0.01	1.98	0.26	0.06	2.44	0.11	0.06	0.45	0.16	0.10	0.54
印度	40.03	0.21	0.24	1.69	0.44	0.16	0.03	1.35	0.29	2.51	0.09	1.19	0.01	2.02	6.66	6.31	0.09	0.03	0.01	3.64	0.51	0.02	0.27	0.48	0.60	0.07	28.83	0.19
巴西	35.30	4.96	1.25	12.95	0.37	0.15	0.38	0.37	1.27	6.60	1.56	0.11	0.94	0.36	0.56	0.86	3.36	0.01	0.66	2.26	0.31	5.51	0.05	0.19	0.73	0.32	0.17	0.32
阿根廷	34.87	0.23	0.72	8.70	0.14	0.04	0.82	0.71	0.33	11.08	3.61	0.39	0.04	1.12	8.98	15.87	6.87	0.25	0.11	0.55	0.06	1.37	0.03	0.69	1.35	0.00	0.08	0.36
韩国	34.12	20.53	0.74	11.66	0.36	0.52	1.17	0.28	4.28	0.32	0.30	0.01	0.27	0.57	0.09	0.03	3.10	1.52	0.21	1.36	0.08	0.10	11.82	0.05	2.89	0.31	0.05	1.93
印度	31.54	4.90	1.30	2.11	0.11	0.03	1.24	0.94	1.65	6.61	1.57	1.22	0.89	1.77	10.36	12.12	4.86	1.92	0.04	5.50	1.68	2.02	0.29	0.12	0.68	0.03	0.84	0.80
中国香港	22.17	12.73	10.41	19.19	0.11	0.55	0.91	0.17	13.53	0.32	0.59	0.10	0.09	0.90	0.05	0.18	2.98	0.73	3.49	0.08	0.18	0.08	0.16	1.20	0.42	0.07	1.50	1.64
中国台湾	21.07	0.02	0.38	4.48	0.76	0.01	0.25	0.31	0.11	6.26	0.34	0.01	3.09	0.06	11.32	13.65	3.98	0.01	26.04	0.46	3.16	2.65	0.02	0.08	0.08	0.87	0.17	0.35
新加坡	6.92	0.96	0.24	0.27	0.38	0.04	5.64	0.59	0.24	2.93	16.64	0.73	9.89	2.99	4.60	7.72	5.33	0.47	10.18	11.31	2.49	1.45	0.47	0.33	4.57	0.82	0.08	1.07
印度	2.31	3.17	0.92	5.81	0.10	0.00	5.11	1.01	0.23	7.50	8.19	0.44	3.89	9.48	0.21	0.17	0.24	0.65	2.01	6.90	2.01	6.90	0.19	0.31	1.74	0.02	1.74	0.02
净溢出	1442.52	-27.99	-70.09	1113.7	-91.50	-95.48	-79.93	-82.40	-36.79	68.73	-49.30	-64.59	-63.10	-29.12	-8.69	-32.54	-91.65	-34.16	-43.53	-82.09	-77.80	-70.67	-84.87	-67.35	-60.46	-67.73	20.83	-74.56

注：①表中数据均为由时变溢出指数在样本区间内取均值计算得到，即反映的是一经济体货币政策对其他经济体的平均溢出强度。②行数据表示其他经济体货币政策对一经济体货币政策的溢出强度占该经济体接受到的所有货币政策溢出强度（剔除自身因素）的比重，列数据表示一经济体货币政策对其他经济体货币政策的溢出强度占其他经济体接受到的所有货币政策溢出强度（剔除自身因素）的比重。③被牵引程度 1、2、3、4 指美国货币政策溢出占一经济体货币政策接受到的外部货币政策溢出的比重从高到低的四种程度（颜色由深到浅）。

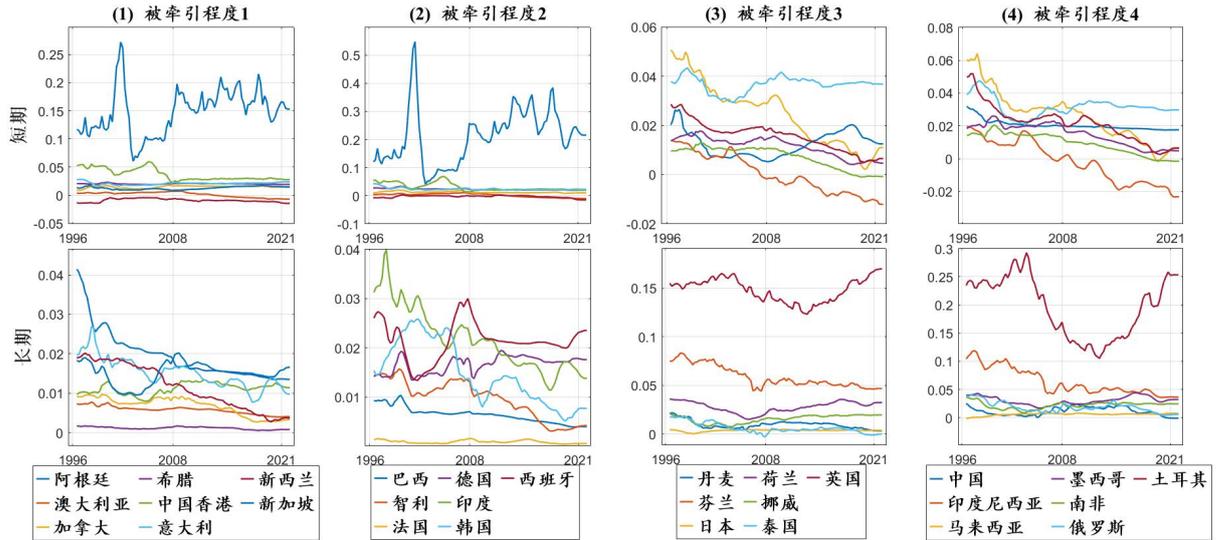


附图 1 不同被牵引程度经济体主要宏观变量对美国货币政策溢出(+100BP)的时变脉冲响应值

注：该图表示国际货币政策非协调时，不同被牵引程度经济体产出缺口对美国利率提高一正单位溢出的脉冲响应值；图形左边表示短期(t=2)脉冲响应值，右边表示长期(t=4)脉冲响应值。下同。



附图2 协调下不同被牵引程度经济体主要宏观变量对美国货币政策溢出 (+100BP) 的脉冲响应值



附图 3 货币政策协调下不同被牵引程度经济体利率对美国货币政策溢出 (+100BP) 的脉冲响应值

附录 C 协调情形的全球时变货币政策规则识别：基于时变参数结构向量自回归模型

首先，根据第二部分构建的货币政策国际协调理论模型可知，协调情形下主要溢出国的利率溢出是内生的，同时在理论上，两国利差取决于两国经济基本面差异，因此两国利差满足以下关系式：

$$i_t^F - i_t = \xi_{0,t} + \xi_{1,t}(y_t^F - y_t) - \xi_{2,t}(\pi_t^F - \pi_t) + \varpi_t$$

附式 (1)

进一步简化可得：

$$i_t^F = f_{0,t} + f_{1,t}i_t + f_{2,t}y_t - f_{3,t}\pi_t + \varpi_t$$

附式 (2)

其中， $f_{0,t} = \xi_{0,t} + \xi_{1,t}y_t^F - \xi_{2,t}\pi_t^F$ 。定义 N 国的内生变量为 $Y_{n,t} = (i_{n,t}, y_{n,t}, \pi_{n,t}, Lev_{n,t}, i_t^F)'$ ， $n = (1, \dots, N)$ ，则由方程原文式 (1) (3)、式 (7) 和附式 (2) 共同组成一国的 TVP-SVAR (时变参数结构向量自回归模型) 模型：

$$\delta_{n,t} = ((1 - \rho_{n,t})(\bar{i}_{n0,t} - \pi_{n,t}^*), \alpha_{n0,t}, \beta_{n0,t} - \beta_{n3,t}\bar{r}_{n,t}, \theta_{n0,t}, f_{n0,t})'$$

附式 (3)

且
$$\gamma_{n0,t} = \begin{bmatrix} 1 & -(1 - \rho_{n,t})\beta_{n1,t} & -(1 - \rho_{n,t})\beta_{n2,t} & -(1 - \rho_{n,t})\beta_{n3,t} & -(1 - \rho_{n,t})\beta_{n4,t} \\ -\alpha_{n2,t} & 1 & -\alpha_{n2,t} & 0 & -\alpha_{n4,t} \\ -\beta_{n3,t} & -\beta_{n2,t} & 1 & 0 & -\beta_{n4,t} \\ \theta_{n3,t} & -\theta_{n2,t} & 0 & 1 & -\theta_{n4,t} \\ -f_{n1,t} & -f_{n2,t} & f_{n3,t} & 0 & 1 \end{bmatrix},$$

$$\gamma_{n1,t} = \begin{bmatrix} \rho_{n,t} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \alpha_{n1,t} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \beta_{n1,t} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \theta_{n1,t} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \varpi_{n,t} \end{bmatrix}。$$

基于上述定义，各变量的结构性关系取决于非单位矩阵 $\gamma_{n0,t}$ 。由于 $\gamma_{n0,t}$ 行列式非零或可逆，将附式 (3) 简化为：

$$Y_{n,t} = A_{n,t} + B_{n,t} Y_{n,t-1} + u_{n,t}$$

附式（4）

其中， $A_{n,t} = \gamma_{n0,t}^{-1} \delta_{n,t}$, $B_{n,t} = \gamma_{n0,t}^{-1} \gamma_{n1,t}$, $u_{n,t} = \gamma_{n0,t}^{-1} v_{n,t}$ ，且 $A_{n,t}$ 为 5×1 的矩阵， $B_{n,t}$ 为 5×5 的矩阵。由此可见，附式（4）构成一阶自回归简化式的时变参数向量自回归（TVP-SVAR）模型，其中名义利率 $i_{n,t}$ 、通胀率 $\pi_{n,t}$ 、产出缺口 $y_{n,t}$ 、宏观杠杆周期 $Lev_{n,t}$ 和外部货币政策溢出 i_t^F 为内生变量。我们将其记为“时变参数结构模型”。

其次，对本国名义利率、产出缺口、通胀率、宏观杠杆周期和外部货币政策溢出之间的动态关系展开实证分析。参照 Cogley 和 Sargent（2005）、Primiceri（2005）以及 Nakajima（2011），我们将模型附式（4）转换为以下形式：

$$Y_{n,t} = X_{n,t} \beta_{n,t} + A_{n,t}^{-1} \sum_{n,t} \varepsilon_{n,t}, \quad \varepsilon_{n,t} \sim N(0, I_{nk})$$

附式（5）

其中， $X_{n,t} = I_{n,k} \otimes (1, Y_{n,t-1}, \dots, Y_{n,t-p})$ ，且 $\beta_{n,t}$ 为将 $A_{n,t}$ 和 $B_{nj,t}$, $j = 0, 1, \dots, p$ 矩阵中的元素重组成 $((k^2 p + k) \times 1)$ 维的列向量。同时假设 a_t^n 为下三角矩阵 $A_{n,t}$ 中元素的堆积向量，即 $a_t^n = (a_{21,t}^n, a_{31,t}^n, \dots, a_{kk-1,t}^n)'$ ； $\Sigma_{n,t} = \text{diag}\{\sigma_{n1,t}^2, \dots, \sigma_{nk,t}^2\}$ 为对角矩阵，其随机波动率向量 $h_{n,t} = (h_{n1,t}, \dots, h_{nk,t})'$ ，且满足 $h_{nd,t} = \log \sigma_{d,t}^2$ 。我们设定所有时变参数均服从一阶随机游走过程：

$$\begin{aligned} \beta_{n,t+1} &= \beta_{n,t} + u_{n\beta,t} \\ a_{n,t+1} &= a_{n,t} + u_{na,t} \\ h_{n,t+1} &= h_{n,t} + u_{nh,t} \end{aligned}, \quad \text{且} \quad \begin{pmatrix} u_{n\beta,t} \\ u_{na,t} \\ u_{nh,t} \end{pmatrix} \sim N \left(0, \begin{pmatrix} \Sigma_{n\beta} & 0 & 0 \\ 0 & \Sigma_{na} & 0 \\ 0 & 0 & \Sigma_{nh} \end{pmatrix} \right)$$

附式（6）

其中 $\Sigma_{n,\beta}$ 、 $\Sigma_{n,\alpha}$ 和 $\Sigma_{n,h}$ 都为对角矩阵，且扰动项 $u_{n\beta,t}$ 、 $u_{na,t}$ 和 $u_{nh,t}$ 均与 $\varepsilon_{n,t}$ 不相关。同时，与 Nakajima et al.（2011）以及 Nakajima（2011）相一致，设定对于 $t = p + 1$ ，时变参数服从正态分布 $\beta_{n,p+1} \sim N(\mu_{n\beta_0}, \Sigma_{n\beta_0})$, $a_{n,p+1} \sim N(\mu_{na_0}, \Sigma_{na_0})$, $h_{n,p+1} \sim N(\mu_{nh_0}, \Sigma_{nh_0})$ ，而且在实际估计中，我们令先验初始值为 $\mu_{n,\beta_0} = \mu_{n,\alpha_0} = \mu_{n,h_0} = 0$ ， $\Sigma_{n,\beta_0} = \Sigma_{n,\alpha_0} = \Sigma_{n,h_0} = 10 \times I$ 。接着，我们采用马尔可夫链蒙特卡洛（MCMC）方法对 TVP-SVAR 模型展开估计，其基本思想见附录。

最后，由于上一步估计出来的 TVP-SVAR 模型时变参数是唯一的，因此可以采用逆推的方法估计协调情形下货币政策规则（式（7））的时变系数。将式附式（5）重新表述为：

$$\begin{cases} \pi_{n,t} = A_{n31,t} + B_{n31,t} i_{n,t-1} + B_{n32,t} y_{n,t-1} + B_{n33,t} \pi_{n,t-1} + B_{n34,t} Lev_{n,t-1} + B_{n35,t} i_{t-1}^F + \varepsilon_{n3,t}, \end{cases} \quad (\text{A.3})$$

联立(A.2至A.5)式得如下联立方程组 H:

$$\begin{cases} B_{n22,t} y_{n,t-1} + B_{n23,t} \pi_{n,t-1} + B_{n24,t} Lev_{n,t-1} + B_{n25,t} i_{t-1}^F = y_{n,t} - A_{n21,t} - B_{n21,t} i_{n,t-1} - \varepsilon_{n2,t}, & (\text{H.1}) \\ B_{n32,t} y_{n,t-1} + B_{n33,t} \pi_{n,t-1} + B_{n34,t} Lev_{n,t-1} + B_{n35,t} i_{t-1}^F = \pi_{n,t} - A_{n31,t} - B_{n31,t} i_{n,t-1} - \varepsilon_{n3,t}, & (\text{H.2}) \\ B_{n42,t} y_{n,t-1} + B_{n43,t} \pi_{n,t-1} + B_{n44,t} Lev_{n,t-1} + B_{n45,t} i_{t-1}^F = Lev_{n,t} - A_{n41,t} - B_{n41,t} i_{n,t-1} - \varepsilon_{n4,t}, & (\text{H.3}) \\ B_{n52,t} y_{n,t-1} + B_{n53,t} \pi_{n,t-1} + B_{n54,t} Lev_{n,t-1} + B_{n55,t} i_{t-1}^F = i_t^F - A_{n51,t} - B_{n51,t} i_{n,t-1} - \varepsilon_{n5,t}, & (\text{H.4}) \end{cases}$$

令：

$$B_{n,t} = \begin{pmatrix} B_{n22,t} & B_{n23,t} & B_{n24,t} & B_{n25,t} \\ B_{n32,t} & B_{n33,t} & B_{n34,t} & B_{n35,t} \\ B_{n42,t} & B_{n43,t} & B_{n44,t} & B_{n45,t} \\ B_{n52,t} & B_{n53,t} & B_{n54,t} & B_{n55,t} \end{pmatrix}, \quad C_t = \begin{pmatrix} y_{n,t} - A_{n21,t} - B_{n21,t}i_{n,t-1} - \varepsilon_{n2,t} \\ \pi_{n,t} - A_{n31,t} - B_{n31,t}i_{n,t-1} - \varepsilon_{n3,t} \\ Lev_{n,t} - A_{n41,t} - B_{n41,t}i_{n,t-1} - \varepsilon_{n4,t} \\ i_t^F - A_{n51,t} - B_{n51,t}i_{n,t-1} - \varepsilon_{n5,t} \end{pmatrix}$$

求解方程组 H 并代入方程(A.1)可得：

$$i_{n,t} = A_{n11,t} + B_{n12,t} \frac{D_{n1,t}}{D_{n,t}} + B_{n13,t} \frac{D_{n2,t}}{D_{n,t}} + B_{n14,t} \frac{D_{n3,t}}{D_{n,t}} + B_{n15,t} \frac{D_{n4,t}}{D_{n,t}} + B_{n11,t}i_{n,t-1} + \varepsilon_{n1,t} \quad \text{附式 (7)}$$

$$\text{其中, } D_{n,t} = |B_{n,t}|, \quad D_{n1,t} = \begin{vmatrix} y_{n,t} - A_{n21,t} - B_{n21,t}i_{n,t-1} - \varepsilon_{n2,t} & B_{n23,t} & B_{n24,t} & B_{n25,t} \\ \pi_{n,t} - A_{n31,t} - B_{n31,t}i_{n,t-1} - \varepsilon_{n3,t} & B_{n33,t} & B_{n34,t} & B_{n35,t} \\ Lev_{n,t} - A_{n41,t} - B_{n41,t}i_{n,t-1} - \varepsilon_{n4,t} & B_{n43,t} & B_{n44,t} & B_{n45,t} \\ i_t^F - A_{n51,t} - B_{n51,t}i_{n,t-1} - \varepsilon_{n5,t} & B_{n53,t} & B_{n54,t} & B_{n55,t} \end{vmatrix},$$

$$\dots D_{4,t} = \begin{vmatrix} B_{n22,t} & B_{n23,t} & B_{n24,t} & y_{n,t} - A_{n21,t} - B_{n21,t}i_{n,t-1} - \varepsilon_{n2,t} \\ B_{n32,t} & B_{n33,t} & B_{n34,t} & \pi_{n,t} - A_{n31,t} - B_{n31,t}i_{n,t-1} - \varepsilon_{n3,t} \\ B_{n42,t} & B_{n43,t} & B_{n44,t} & Lev_{n,t} - A_{n41,t} - B_{n41,t}i_{n,t-1} - \varepsilon_{n4,t} \\ B_{n52,t} & B_{n53,t} & B_{n54,t} & i_t^F - A_{n51,t} - B_{n51,t}i_{n,t-1} - \varepsilon_{n5,t} \end{vmatrix}.$$

将 $D_{nj,t}$, $j=1, \dots, 4$ 对 1 行 j 列展开, 进一步反推得到基于 TVP-SVAR 模型的 n 国时变参数泰勒规则为：

$$i_{n,t} = (1 - \hat{\rho}_{n,t})(\hat{i}_{n0,t} + \hat{\gamma}_{n1,t}y_{n,t} + \hat{\gamma}_{n2,t}\pi_{n,t} + \hat{\gamma}_{n3,t}Lev_{n,t} + \hat{\gamma}_{n4,t}i_t^F) + \hat{\rho}_{n,t}i_{n,t-1} + \hat{\zeta}_{n1,t} \quad \text{附式 (8)}$$

其中, $\hat{\zeta}_{n1,t}$ 为残差项, $\hat{\rho}_{n,t} = B_{n11,t} + \hat{K}_{n,t}/D_{n,t}$, $\hat{\gamma}_{nj,t} = \sum_{i=1}^4 B_{n1i+1,t}D_{nii,t}/D_{n,t}(1 - \hat{\rho}_{n,t})$, 且 $D_{nii,t}$ 是矩阵 $B_{n,t}$ 的代数余子式。由于篇幅有限, $\hat{K}_{n,t}$ 、 $\hat{J}_{n,t}$ 的表达式见附录。

基于 TVP-SVAR 模型我们识别了协调情形下一国的时变货币政策规则 (附式 (8)), 对 $n=1, \dots, N$, 对附式 (8) 赋予等权重并进行堆叠即可得到协调情形下全球时变货币政策规则：

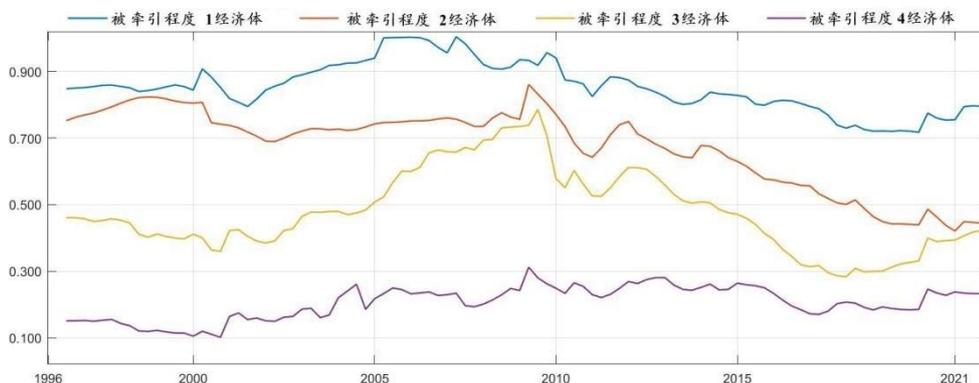
$$i_t = (1 - \hat{\rho}_t)(\hat{i}_{0,t} + \hat{\gamma}_{1,t}y_t + \hat{\gamma}_{2,t}\pi_t + \hat{\gamma}_{3,t}Lev_t + \hat{\gamma}_{4,t}i_t^F) + \hat{\rho}_t i_{t-1} + \hat{\zeta}_{1,t} \quad \text{附式 (9)}$$

其中, $\hat{\rho}_t$ 、 $\hat{\gamma}_{1,t}$ 、 $\hat{\gamma}_{2,t}$ 、 $\hat{\gamma}_{3,t}$ 、 $\hat{\gamma}_{4,t}$ 分别等于 $\sum \hat{\rho}_{n,t}/N$ 、 $\sum \hat{\gamma}_{n1,t}/N$ 、 $\sum \hat{\gamma}_{n2,t}/N$ 、 $\sum \hat{\gamma}_{n3,t}/N$ 、 $\sum \hat{\gamma}_{n4,t}/N$ 。

附录 D 各经济体对美国货币政策溢出的吸收效应具有时变特征。

如附图 4 所示, 1996-2002 年, 被牵引程度 1 和 2 的经济体时变参数吸收效应 (来自美国) 呈上升趋势, 而被牵引程度 3 和 4 的经济体时变参数吸收效应 (来自美国) 呈下降趋势, 被牵引程度越大, 吸收效应越大; 2003-2007 年, 不同被牵引程度经济体的时变吸收效应 (来自美国) 总体上呈上升趋势, 2008 年金融危机期间, 时变吸收效应 (来自美国) 快速上升; 2009-2019 年, 四类经济体的时变吸收效应 (来自美国) 进入长期的下降趋势。可见, 美国货币政策的溢出效应在金融危机后有所下降, 原因可能在于美国长期实行的低利率政策削弱了美国货币政策的影响力; 2020-2021 年, 受突发疫情影响, 美国货币政策的溢出效应有所

增强，特别是，受美国影响程度较高经济体的时变吸收效应（来自美国）呈快速上升趋势，说明美国货币政策仍然对其他主要经济体货币政策产生不可忽视的重大影响。

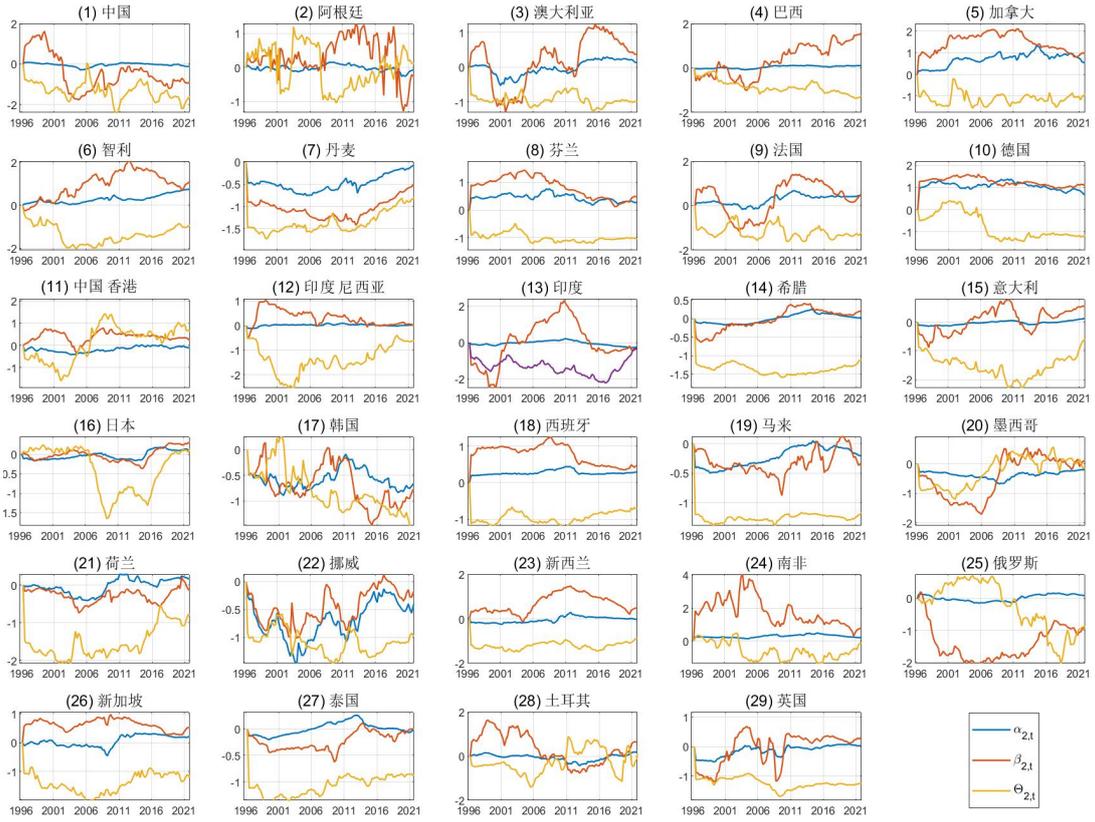


附图4 受美国货币政策溢出强度不同的经济体的时变参数吸收效应（来自美国）

注：时变吸收效应（来自美国）即指的是在每一时期美国货币政策溢出占本国货币政策吸收的货币政策溢出的比重；由于篇幅所限，本文只展示分类别的时变参数溢出指数结果。

附录 E 各经济体产出缺口函数、新凯恩斯菲利普斯函数和宏观杠杆周期函数中时变参数 $\alpha_{2,t}$ 、 $\beta_{2,t}$ 、 $\theta_{2,t}$ 的估计结果

各经济体产出缺口函数、新凯恩斯菲利普斯函数和宏观杠杆周期函数中时变参数 $\alpha_{2,t}$ 、 $\beta_{2,t}$ 、 $\theta_{2,t}$ 的估计结果如附图 5 所示，展示了各经济体产出缺口函数、新凯恩斯菲利普斯函数和宏观杠杆周期函数中时变参数 $\alpha_{2,t}$ 、 $\beta_{2,t}$ 、 $\theta_{2,t}$ 的估计结果。首先，大部分经济体的时变参数 $\alpha_{2,t}$ 、 $\beta_{2,t}$ 维持为正，说明产出缺口和通胀水平具有同向变化关系。其次，大部分经济体的时变参数 $\theta_{2,t}$ 维持为负，说明宏观杠杆周期与利率水平具有负相关关系，即提高利率可以降低宏观杠杆周期。最后，以中国为例，时变参数 $\alpha_{2,t}$ 大部分时间接近与零，说明通胀水平对产出缺口的推动作用不明显，原因可能在于中国通胀一般变现为输入型通胀，而中国在全球价值链中处于中下游，议价能力弱，无法将通胀压力对外转移，因此通胀上升对产出缺口的推动作用不大，甚至可能导致产出水平下降。同时，时变参数 $\beta_{2,t}$ 大部分时间为正，说明产出缺口和通胀水平的关系存在较强的菲利普斯现象，在产出缺口为正的情况下，通胀压力加大，与经典宏观经济学理论相符。



附图5 29个经济体时变参数 $\alpha_{2,t}$ 、 $\beta_{2,t}$ 、 $\theta_{2,t}$ 估计结果