

附录

正文未报告部分

本文贝叶斯估计采用的数据

经过对数化、去价格影响的数据。最原始数据参见 <https://www.frbatlanta.org/cqer.aspx> 的中国宏观数据。

1.004241996	2.919580182	1.371687459	0.004375429	0.575301649
0.992198234	2.979889853	1.393079983	0.01013031	0.581403806
1.00637547	3.040685451	1.418761349	0.048201572	0.588114962
1.006125045	3.098190646	1.440749308	0.056127725	0.60591248
1.001753012	3.148534586	1.446368925	0.069232878	0.60052094
1.001742894	3.206960869	1.45916832	0.067403638	0.619431169
0.997920995	3.262069032	1.476985426	0.084264391	0.626466279
0.997665561	3.330798382	1.519494287	0.048564933	0.627491178
0.996575571	3.400363402	1.542216395	0.004959242	0.648110806
0.997217313	3.471479358	1.577351722	0.034620348	0.642870003
1.000034144	3.553223763	1.59990922	0.036995022	0.675768554
1.000673291	3.631716707	1.611536371	0.076122262	0.680720306
1.007122918	3.721412594	1.627174725	0.056138589	0.704305821
0.998849424	3.776062335	1.62823229	-0.024424998	0.755543634
1.000723529	3.902723123	1.671368543	0.067848806	0.747680759
1.020614726	4.0031033	1.682948133	0.107687414	0.743885769
1.007696046	4.085341042	1.68882628	0.035651819	0.780752807
1.014129161	4.159874635	1.699505817	0.127426404	0.776576585
1.008497235	4.26074058	1.730956764	0.117135271	0.77875747
1.001442118	4.353832325	1.779695735	0.10641181	0.78686121
1.004246294	4.516198082	1.83244539	-0.054684266	0.821291899
1.003099913	4.607253314	1.855380106	0.038380987	0.836660679
1.004051133	4.736793913	1.875337325	0.049208055	0.876754151
1.002157087	4.879057194	1.890131596	0.134805399	0.909977653
1.002932251	5.028493927	1.929057399	0.036055892	0.932695598
1.004617829	5.159098119	1.969630083	0.064084774	0.936433199
1.002482189	5.299490808	2.015226394	0.096129059	0.96403639
1.010092045	5.480689371	2.060520946	0.049925044	1.029672849
1.010096625	5.685107449	2.104785718	0.104029748	0.987703406
1.013283708	5.879848848	2.170990429	0.061707842	1.049046658
1.025673402	6.021733818	2.207877388	0.166506877	1.077307037
1.015686552	6.190679937	2.251000748	0.273718257	1.097337224
1.023836945	6.303177406	2.269066446	0.299990302	1.092776769
1.01056319	6.412650696	2.29214806	0.30373616	1.127111757
1.001074106	6.490398543	2.333573303	0.232232847	1.145156061

0.989822097	6.595420201	2.406702938	-0.007346857	1.218877508
0.99294774	6.76038253	2.485319782	-0.133765254	1.299154359
1.000959957	6.958903775	2.539216336	0.092824853	1.282417631
1.003239766	7.144599742	2.576480615	0.237254108	1.303927848
1.009348141	7.2714261	2.586106645	0.229955217	1.372859168
1.008566631	7.417656792	2.644727509	0.267380093	1.343377988
1.008015769	7.587660015	2.687014162	0.149526797	1.387971071
1.008115997	7.784758298	2.768552881	0.182663733	1.450222126
1.021356009	7.949606258	2.831404477	0.212217302	1.486561894
1.012482526	8.1220203	2.907234824	0.233811221	1.47217359
1.014428857	8.286063731	3.001739261	0.13241943	1.549804558
1.012868216	8.44080552	3.078677955	0.228089255	1.511487559
1.005173706	8.618963932	3.166286206	0.344530974	1.550127062
1.004852424	8.795210949	3.245495129	0.156641951	1.662314103
1.005655004	8.951439543	3.282013095	0.137402809	1.615363346
1.00315224	9.125966262	3.344639435	0.153165784	1.678144584
1.006463431	9.312787852	3.407759943	0.263695786	1.641219949
1.009142074	9.472069618	3.458222181	0.06070333	1.763903449
1.005232237	9.638259111	3.543559086	0.2101358	1.721543717
1.006781775	9.815215708	3.622698844	0.262186229	1.766392105
1.007038509	9.94795628	3.685616014	0.191857546	1.865123869
1.004188742	10.13393152	3.790820785	0.204437018	1.924254873
1.003926873	10.2997024	3.872660169	0.134717846	1.925427393
1.004242891	10.46695059	3.923147038	0.219398686	1.867343215
1.002144567	10.66493147	3.990604735	0.254356164	1.921645942
1.002082774	10.88382104	4.124755203	0.066481323	2.013881224
1.005194569	11.06542317	4.183991375	0.256459695	2.078545724
1.007608669	11.25094206	4.276945763	0.212311275	2.175707748
0.999564252	11.41655093	4.388900777	0.187225732	2.182321659
1.009073251	11.56126934	4.46835274	0.052499143	2.258918194
1.004306687	11.6685894	4.544479905	0.13323548	2.338045016
1.003555409	11.77499455	4.644438263	0.157283403	2.361983208
1.004481278	11.84752593	4.71313898	0.33134223	2.185632901

```

pi1=data(:,1);
y1=data(:,2);
c1 =data(:,3);
i1=data(:,4);
G1=data(:,5);

```

贝叶斯估计的具体结果

关于动态转移相关参数估计。首先选择 GDP、投资、消费、财政支出和 CPI 进行季节调整，然后利用 HP 滤波去趋势以分离这些变量时间序列中的经济周期部分，再使用“贝叶斯”估计得到相关参数。考虑到政府财政整顿规则是 2015 年开始出现的，本文采用混频数据重新估计参数。具体方法借鉴全冰（2017）的做法，在 2000 年 1 季度至 2016 年 4 季度期间选取观测变量 GDP、投资、消费、财政支出和 CPI，2015 年 1 月至 2016 年 12 月选取政府债务，然后利用 Pfeifer（2013）提出的混频方法处理后，进行贝叶斯估计。结果表明与原有参数取值偏差并不大，在可接受范围内。

表 1：贝叶斯模型估计的结果

参数	变量含义	先验分布			后验分布	
		分布类型	均值	标准差	均值	90%置信区间
ρ_a	生产技术冲击自回归系数	Beta分布	0.6	0.1	0.7420	[0.7066, 0.7538]
ρ_G	政府支出冲击自回归系数	Beta分布	0.5	0.1	0.5917	[0.5327, 0.6126]
ρ_ξ	资本质量冲击自回归系数	Beta分布	0.5	0.1	0.4701	[0.3690, 0.5823]
ρ_R	货币政策冲击自回归系数	Beta分布	0.8	0.1	0.9476	[0.9326, 0.9565]
ρ_{φ^π}	成本冲击自回归系数	Beta分布	0.8	0.1	0.8934	[0.8537, 0.9213]
κ_y^G	支出规则产出反馈系数	Normal分布	-1.5	0.1	-1.1637	[-1.2725, -1.0983]
κ_b	税收规则债务反馈系数	Inv Gamma分布	1.1	0.1	0.8763	[0.6784, 0.9232]
κ_y^T	税收规则产出反馈系数	Inv Gamma分布	0.6	0.1	0.5532	[0.4872, 0.7813]
κ_π	货币政策通胀反馈系数	Inv Gamma分布	1.5	0.1	1.4213	[1.3221, 1.5629]
κ_Y	货币政策产出反馈系数	Inv Gamma分布	0.025	0.1	0.3261	[0.2975, 0.4612]
κ_{ca}	审慎政策资本要求反馈系数	Uniform分布	0.5	0.1	0.3276	[0.2363, 0.4139]
κ_{by}	债务规则政府负担反馈系数	Inv Gamma分布	0.5	0.1	0.8675	[0.6964, 0.9819]
κ_y^B	债务规则产出反馈系数	Normal分布	-1.5	0.1	-1.1571	[-1.3475, -1.0423]
σ_a	生产技术冲击标准差	Inv Gamma分布	0.01	0.1	0.0054	[0.0038, 0.0113]
σ_G	政府支出冲击标准差	Inv Gamma分布	0.01	0.1	0.0053	[0.0034, 0.0109]
σ_ξ	资本质量冲击标准差	Inv Gamma分布	0.01	0.1	0.0061	[0.0035, 0.0132]
σ_R	货币政策冲击标准差	Inv Gamma分布	0.01	0.1	0.0056	[0.0038, 0.0119]
σ_{φ^π}	成本冲击标准差	Inv Gamma分布	0.01	0.1	0.0049	[0.0037, 0.0121]

资料来源：作者整理。

本文通过“贝叶斯”估计发现：推断统计所获取的后验结果有所改进，但未偏离太远。这反映出本文的模拟能够满足经济收敛的特点。并且出于结果稳健性的考虑，本文也试着将这些参数在一定区间内取值，采用全局敏感性分析（Global Sensitivity Analysis, GSA）进行交叉验证，在整个模型参数空间进行蒙特卡洛滤波（Monte Carlo Filtering, MCF）方法进行搜索检验，得到98.5%先验支持是稳定的，不可接受的1.5%是不确定，在所有政策规则反馈系数中，仅有税收对政府债务的反馈和利率对通胀反馈存在参数盲区，这意味着政府债务规则比税收规则更有利于系统稳定¹，从侧面验证财政整顿有利于经济稳定。图1结果表明，当

¹ 在经济模型系统中，财政支出、税收和债务三个变量政府仅能确定其中两个规则，最后一个将由政府预算平衡方程确定，否则系统无法求解。现有文献，一般做法都是设定财政支出和税收规则，政府债务由预

$0 < \kappa_b < 1.5$, $\kappa_\pi > 1$ 或 $1.5 < \kappa_b$, $0 < \kappa_\pi < 1$ 模型经济有稳定鞍点路径, 前者为被动财政、主动货币, 后者为主动财政、被动货币, 这与 Leeper (1991) 和 Woodford 提出的物价水平财政理论 (FTPL) 相一致, 说明模型经济比较稳定。同时, 我们还以估计所得参数值为基准, 上下浮动 10% 区间范围, 进行参数改变观察脉冲图变化趋势, 没有发现对结论有根本性改变。在此基础上, 我们以社会福利最大化为标准, 对政府债务规则的反馈系数进行最优政策规则格子搜索, 得到结果为 $\kappa_{by} = 0.5431$, $\kappa_y^B = -1.4311$ 与原有参数取值偏差依然不大, 在可接受范围内。

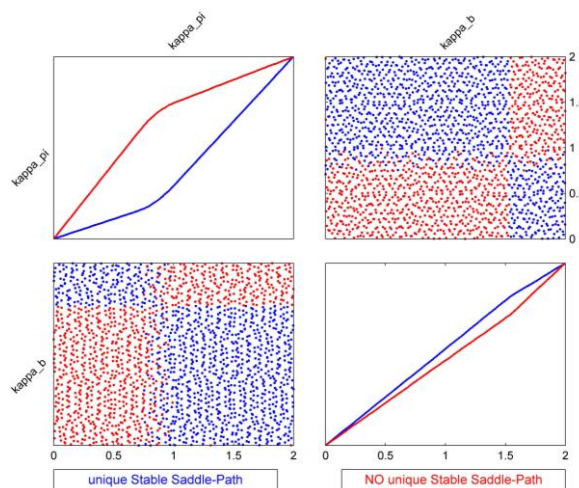


图 3 参数 GSA 分析结果

注：该附录是期刊所发表论文的组成部分，同样视为作者公开发表的内容。如研究中使用该附录中的内容，请务必在研究成果上注明引文和下载附件出处。

引用示例：

参考文献引用范例：

[1] 朱军. 技术吸收、政府推动与中国全要素生产率提升[J]. 中国工业经济. 2017, (1): 5-24.

如果研究中使用了未在《中国工业经济》纸质版刊发、但在杂志网站上正式公开发表的数字内容（包括数据、程序、附录文件），请务必在研究成果正文中注明：

数据（及程序等附件）来自朱军（2017），参见在《中国工业经济》网站（<http://www.ciejjournal.org>）附件下载。

算平衡方程决定，表现出典型的量入为出思想，而政府债务是被动决定的。根据新时代去杠杆、硬化政府预算约束，地方政府债务管理规定陆续出台实施，政府主动债务管理特点凸显，因此用债务规则取代税收规则似乎更接近现阶段事实。