新冠疫情期间政策变化分析——基于各省办公厅 公文构建的政策响应指数

苏锦华 * *中国人民大学统计学院

 $\{2017201620\}$ @ruc.edu.cn

Abstract—新冠肺炎大流行作为世界重大公共卫生事件,严 影响了社会生产与经济发展,政府在新冠期间在防控疫情、 支撑经济等方面做出了有效的政策调控,体现在办公厅发文频 率与发文内容的变化上。经济政策不确定性指数[1]是基于新闻 词频统计的一种受到计量学界认可和广泛使用的统计指数,疫 情期间苏锦华等[4]使用相似的方法构建了针对新冠疫情的政策 响应指数,本文使用2018年1月1日至2020年5月10日的政策响 应<u>指数</u>序列拟合考虑工作日与季节效应的干预模型,拟合结果 显于情使得政策响应指数提升了92.5%,而工作日对政策响应于升为90.0%,可以粗略认为疫情期间政府工作量约为正 常情况的1.9倍。使用干预模型预测30日内的政策响应指数、发 现7月15日至8月14日的响应指数接近疫情发生以前的水平, 明疫情得到控制后,政策响应又趋于平缓,积极主动的政策调 控是中国取得抗疫成效的一个重要因素。进一步分析政策响应 指数的五个二级指标: 疫情防控、社会稳定、经济发展、生 态环境治理、政策保障在疫情期间的不同变化,本文关注相关 指数的波动率以及联系。通过拟合DCC-GARCLE 得到条 件方差与条件协方差拟合序列,结果显示"疫情的意 波动最 "生态环境治理"几乎与正常情况下没有明显变化;波动 率的变化受短期的相互影响为主,较少受到长期波动带来的影 响: 协方差的相互影响关系主要由"疫情防控"、"社会问题 "和"经济发展"三种影响规律,分别体现了不同政策对疫情的反应的不同激烈程度。对五个二级指数条件方差进行预测, 结果显示"疫情防控"与"社会稳定"类成分指数值会有所增 加而"经济发展"与"政策保障"的波动率则先上升再停止, "生态环境治理"的波动率则在呈现下降趋势。本文仅仅对政 策公文进行了初步挖掘,各省办公厅公文数据的爬虫代码公 开在https://github.com/JinhuaSu/Policy_crawler, 供研究者使 用。

л.。
Index Terms—新冠疫情;政策响应指数;干预模型; DCC-GARCH

I. 背景与数据介绍

A. 背景

重大突发公共事件所特有的紧迫性与不确定性为全球经济的发展带来了极大的挑战。2020年, "新冠状病毒肺炎" 疫情在全球爆发与蔓延,人们的生产生活受到严重影响,世界各国经济面临严峻挑战,不确定性因素持续影响。

正因如此,全球各国开始致力于突发公共事件治理机制的建设与完善,出台相应政策以有效应对突发公共事件、维护宏观经济与金融市场稳定。同样,这也引起了我国政府的高度重视。此次新冠肺炎疫情发生后,党中央迅速反应,各地政府也相继出台一系列政策组合拳涵盖财政、金融、就业政策来保障恢复生产、稳定经济运行、保持金融稳定。

因此,研究政府对新冠疫情的响应有利于探究政府在特殊时期的政策发文机制以及客观量化政策侧重点的变化,

为政策制定者提供相应的分析与建议。由于重大突发公共事件持续时间较短、宏观时间跨度也相对较短,目前衡量政策变化的一些指数并不能对此次疫情下的政策进行有效评估,例如"经济政策不确定性指数"(EPU)[1,3],是基于新闻指数对世界各大经济体评估其经济和政策的不确定性。国内外学者使用政策不确定性指数研究其对宏观经济[7]、企业投资[5,6]、就业与工资等。

为更科学有效的衡量疫情期间政策变化与响应,苏锦华等[4]针对中国政府各层级办公厅的政府公文,采取文本分析法,构建与政策不确定性指标类似的抗击新冠肺炎疫情政策的指标,即政策响应指数。本文利用政策响应指数通过干预模型分析新冠疫情对政策响应指数的影响,间接反映实际情况中政府抗击疫情的政策力度。并使用DCC-GARCH进一步分析政策响应指数的五个二级指标:疫情防控、社会稳定、经济发展、生态环境治理、政策保障在疫情期间的波动率以及联系。

B. 数据来源

本数据系通过34个省份办公厅公文文本构建出的针对新冠疫情的政策响应指数序列,构建方法为利用主题模型、词频分析筛选出包含117个词的词典,词典中的每个词分属于疫情防控、社会稳定、经济发展、生态环境治理、政策保障五个类别,统计出每日出现的词频总数后使用熵权法构建政策响应指数[4]。数据时段为2018年1月1日至2020年8月24日,其中在2018年12月31日中央与各省一次性公布了大量公文导致该日指数呈现异常偏高,大部分省份疫情期间发文量突增,2020年5月以来,疫情得到有效控制,政策发文量也趋缓。I-B。

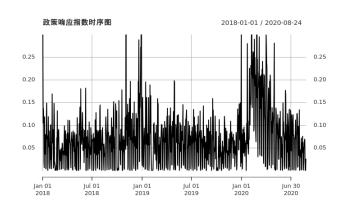


Fig. 1. 原始政策政策响应指数序列

C. 数据预处理

虽然爬取了各省份办公厅的所有公文,但仍然存在个别日期没有公文(个别节假日),针对有缺失值,使用了线性插值处理。大部分省份爬取到了2020年8月24日,安徽、青海等部分省份爬取到了8月19日,最终时序建模使用的数据均只使用到7月25日,7月15日至8月24日的数据用于验证模型的预测效果。针对2018年12月31日指数值异常大的情况,本文选择适当的阈值,对数值超过超过阈值的数据取阈值。政策响应指数、疫情防控成分指数、社会稳定成分指数、经济发展成分指数、生态环境治理成分指数、政策保障成分指数的阈值分别设置为0.5,0.3,0.4,0.3,0.4

D. 描述性分析

本文首先展示政策响应指数的趋势、不同时段的差异和不同成分的差异,分别使用移动平均法、分位点分析、时序图与移动平均线的对比分析。

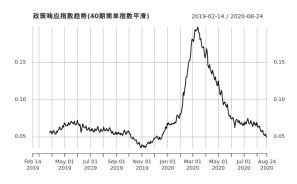


Fig. 2. 简单移动平均平滑

1)移动平均:该图为各省市综合政策响应指数2019年2020年简单中心移动平均图I-D1。对原序列进行20天移动平均所得。可看出2019年整年的移动平均值在0.03-0.06附近,而2020年初起移动平均值明显上升,高于2019年整年移动平均值。说明2020年各省市综合政策响应指数高于2019年,即各省市出台相关政策的力度与频率明显变高。

2) 分阶段:

TABLE I 不同<mark>阶段政策响应指数的分布情况</mark>

指标	2018至2019	2020-1-1至5-10	2020-5-11至8-24
最小值	0.00000	0.034645	0.010232
1/4分位点	0.01616	0.0507753	0.020070
中位数	0.05907	0.1163115	0.065409
均值	0.06195	0.1301503	0.061538
3/4分位数	0.08640	0.2043466	0.097013
最大值	0.87160	0.5641533	0.177183

综合政策响应指数I在2018年-2020年的最小值为0.000,最大值为0.87160。平均值和中位数接近,在0.06左右。而从2020年初发生疫情至5月疫情形势得以控制的这一时间段里,指数最小值上升至0.03。平均值与中位数皆有所上升,达到0.12。5月后,最小值下降到0.0102,平均值与中位数降为0.65。

3) 分成分:

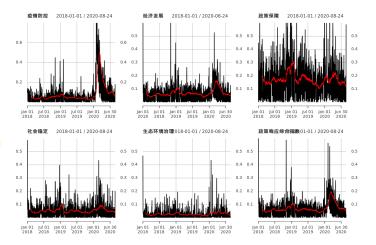


Fig. 3. 不同成分指数时序图

分别对综合政策响应指数每一成分进行分析。五个二级指标依次代表成分"疫情防控"、"社会稳定"、"经济发展"、"生态环境治理"、"政策保障"五个成分指数。观察各图可发现I-D3,政策保障成分指数高于其他成分指数,意味着这政策频率较高且力度较大。直观来看其波动变化发现,疫情防控成分指数的波动最大,且与政策保障不同的是,疫情防控在2020年以前十分平稳。经济发展指数在2020年后波动明显增加,其他成分指数维持在一个更为稳定的水平,而生态环境治理成分指数则一直保持着较为平稳的状态。

II. 单序列建模分析

A. 序列检验

图为各省市2018.01.01-2020.8.24综合政策响应指数序列图,在2019年1月1日与2020年1月1日出现突出的较大值。考虑到元旦等节假日影响,选择将最大值控制在0.5后,进行下一步分析。

- *I)* 平稳性检验:对该序列进行ADF平稳性检验发现,p_i=0.01,拒绝原假设,即该序列是平稳序列。
- 2) 白噪音检验:对该序列进行白噪声检验,p_i0.05,拒绝原假设,即该序列为非白噪声序列。

B. 干预模型

该序列判定为平稳非白噪声序列后,进行时序建模。本文重点关注新冠疫情发生对政策响应指数的影响,需要考虑类似于哑变量的因子来拟合ARIMAX模型,干预模型便是考虑时间序列经常会受到特殊事件及态势的影响的模型,本文考虑同时考虑持续性的干预变量和周期性的干预变量两种类型构建干预模型,定量分析突发事件对政策响应的具体影响。

首先进行自相关与偏自相关分析II-B, ACF与PACF都有较明显的拖尾性,且ACF图具有明显周期性,周期为7天。同时参考auto.arima函数的结果,发现系统建议为ARIMA(2,1,1)。同时考虑季节性与拟合使用后,经过调整选择,最终选择拟合考虑两个干预变量、进行周期为30的一次差分的ARIMAX(1,0,0) 加法季节性干预模型。

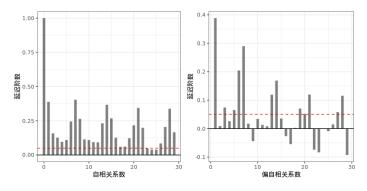


Fig. 4. 自相关与偏自相关分析

结合综合政策响应指数的样本自相关(ACF)与偏自相关(PACF)系数,以及研究问题的核心一一新冠疫情发生的政策影响性,最终采用带干预的ARIMAX(1,0,0)模型进行识别,并估计模型中未知参数的值。引入的时序哑变量中,"新冠期间"代表疫情发生后对政策产生影响的时间段,即2020年2月1日至2020年5月10日,"工作日"代表周一到周五,即考虑到政府部门工作日出台政策而休息日如无特殊情况政策出台较少的实际情况。由于干预变量已经有涉及以周为循环单位的哑变量,季节性考虑以月考察办公情况,因此,选择加法季节模型,定周期为30天,即对数据进行周期为30的一次差分。拟合结果如下II:

TABLE II 干预模型拟合结果

arima(2,0,0) seasonal(0,1,0),period=30	Dependent variable:
	у
ar1	0.3491***
	(0.0333)
哑变量(是否为新冠严峻时期)	0.0667***
,	(0.0144)
哑变量(是否为工作日)	0.0649***
,	(0.0034)
Observations	927
Log Likelihood	1,056.01
σ^2	0.005
Akaike Inf. Crit.	-2,104.02
Note:	*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.0

模型系数标准误皆小于0.05,统计意义上显著。 对模型 拟合效果进行诊断,如下图5:

残差序列的ACF与PACF为0,白噪声值基本大于0.05,符合平稳白噪声序列特征。通过模型检验,模型有效。对模型中得到的拟合系数进行分析发现,由于2018年1月1日至2020年1月31日政策响应指数的平均值为0.072,疫情时期对政策响应指数影响72.1%,而工作日对指数影响90.0%。使用干预模型进一步预测疫情得到有效控制阶段的政策响应指数(7月15日至8月24日),预测结果如下6:



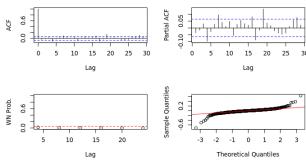


Fig. 5. 残差序列检验

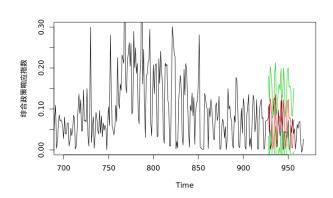


Fig. 6. 预测5月11日至6月9日的政策响应指数

红线代表预测值,绿线代表预测的95%置信区间,即对2020年5月1日后的综合政策响应指数进行预测。预测值均值低于历史值,且趋势下降,2020年7月后,全国疫情已得到有效控制、相关政策公文出台力度与频率减少的事实相符。

III. 多序列建模分析

A. 协自相关关系

对上述为五大成分政策响应指数进行协相关关系分析8,CCF图都呈现明显的对称性。即每个成分指数都与前后几天信息有相关性,且影响方向一致。同时CCF图具有明显周期性。结合成分政策响应指数的协相关关系系数、序列存在的ARCH效应,以及多序列分析特点,最终选择DCC-GARCH模型进行建模,并估计模型中未知参数的值。



Fig. 7. 协自相关系数图

B. 序列检验

1) 单位根: ADFtest

对五个序列分别进行ADF平稳性检验发现,无论检验类型是nc, c, ct, p均小于0.01, 拒绝原假设,即该序列是平稳序列。

2) 异方差检验: LMtest

通过对残差序列的异方差性进行LM检验,发现除"严格管控"这一成分指数外,其他成分指数LM检验的p值都小于0.05(lag取1,2,3,4),即拒绝原假设,存在ARCH效应。仔细观察"严格管控"这一成分可发现,在lag=4时,p值小于0.05,因此仍可能存在一定的异方差特性。

C. GARCH 建模

异方差序列存在集群效应,序列的方差基本是齐性的,但在严控疫情期间(2020年2月1日至5月10日)政策响应指数的方差显著异于期望方差,我们希望能获知在不同时段的条件下方差的大小,由此需要异方差模型,其中广义条件异方差模型(General Autoregressive Conditional Heteroskedasticity)是当前受到普遍使用的一种方法,相比与ARCH,它在拟合异方差函数的长期自相关过程具有优势。GARCH不仅用残差序列估计方差函数,还使用了方差函数的滞后信息,由于方差函数的不断迭代,可以使得长期的信息被保留下来,类似于循环神经网络中的LSTM和深度学习中的残差连接。由于本文使用的序列精确到日,所以季节性、工作周等大小周期都影响这政策响应系数,所以使用GARCH模型来研究其波动率是合适的选择。

对于相互影响较大的几个序列,其方差也存在相互影响的关系,所以多元GARCH就成为一个模型创新的新热点,而多元序列对应协方差矩阵,如果像神经网络那样全连接协方差矩阵会造成参数过多,导致数据量小的情况下拟合困难,所以各种多元GARCH就利用一些经验假设,共用权重以减少参数量,其中DCC模型的思路简单、具有解释力且实际效果不俗,被大量应用于金融市场板块影响的分析。政策响应指数的五个成分指数也可以视作不同板块,应用DCC-GARCH可以分析其波动率的相互影响关系。

DCC-GARCH(Dynamic Conditional Correlation - General Autoregressive Conditional Heteroskedasticity)模型 用上一期的协方差矩阵的真实值和上一期的协方差矩阵的预测值来预测本期的协方差矩阵,由于矩阵内所有元素乘以相同的一个系数,所以DCC方法参数量小且具有解释意义,得到大量关注,其中DCC关键公式如下,细节可参考Engle等在2001年提出DCC的论文[2].

$$Q_{t} = (1 - \alpha - \beta)\bar{Q} + \alpha u_{t-1} u'_{t-1} + \beta Q_{t-1}$$
 (1)

判定该模型为有效模型后,对其拟合结果、以及拟合条件协方差矩阵的结果进行进一步分析。

对五大序列用DCC-GARCH模型拟合,其中每条序列均以ARMA(1,1)-GARCH(1,1)为出发点进行参数选择和控制,允许参数缺省,参数延迟阶数最高不超过3阶,DCC选择(1,1),更高的延迟阶数下DCC系数不显著,最终拟合结果显示III: 所有成分指数的omega1和alpha1系数统计意义上显著,即表明这些成分指数都受到历史信息波动性的滞后影响。而同时,所有指数的beta1系数均显著,即表明这些成分指数同

TABLE III DCC-GARCH模型的拟合结果

Coef. name	Estimate	Std. Er-	t value	Pr(>
		ror		t)
[疫情防控]mu	0.069272	0.004811	1.4399e + 01	0.000000
[疫情防控] $ar1$	0.649761	0.031482	$2.0639e{+01}$	0.000000
[疫情防控]omega	0.000005	0.000000	$1.2029e{+02}$	0.000000
[疫情防控]beta1	0.999000	0.000009	1.1613e + 05	0.000000
[社会稳定] mu	0.163601	0.003993	4.0971e + 01	0.000000
[社会稳定] $ar1$	0.640695	0.164780	3.8882e + 00	0.000101
[社会稳定] $ar2$	-0.268079	90.046129	-5.81e + 00	0.000000
[社会稳定] <i>ma</i> 1	-0.32019	10.170167	-1.88e+00	0.059886
[社会稳定]omega	0.000251	0.000103	2.4306e + 00	0.015074
[社会稳定]alpha1	0.027288	0.006481	4.2105e+00	0.000025
[社会稳定]beta1	0.955023	0.005640	1.6933e + 02	0.000000
[经济发展] mu	0.176626	0.000717	2.4635e + 02	0.000000
[经济发展] $ar1$	0.259874	0.000535	4.8568e + 02	0.000000
[经济发展] $ar2$	0.811232	0.000070	1.1545e + 04	0.000000
[经济发展] $ar3$	-0.07238	40.000171	-4.23e+02	0.000000
[经济发展]ma1	0.050166	0.000388	1.2916e + 02	0.000000
[经济发展] $ma2$	-0.91290	0.000073	-1.24e+04	0.000000
[经济发展]ma3	-0.158720	0.000084	-1.87e + 03	0.000000
[经济发展]omega	0.011252	0.001985	5.6682e + 00	0.000000
[经济发展]alpha1	0.113650	0.216148	$5.2580e{-01}$	0.599030
[生态治理]mu	0.153466	0.003386	$4.5325e{+01}$	0.000000
[生态治理] $ar1$	0.737840	0.085730	8.6066e + 00	0.000000
[生态治理]ar2	-0.340048	80.032387	-1.05e+01	0.000000
[生态治理]ma1	-0.40697	40.086823	-4.68e+00	0.000003
[生态治理]alpha1	0.013964	0.000805	1.7342e + 01	0.000000
[生态治理]beta1	0.985036	0.000538	1.8301e + 03	0.000000
[政策保障] mu	0.163440	0.004162	3.9272e + 01	0.000000
[政策保障] $ar1$	0.444999	0.003640	1.2224e + 02	0.000000
[政策保障] $ar3$	-0.80305	50.003923	-2.04e+02	0.000000
[政策保障]ma1	-0.433038	8 0.019431	-2.22e+01	0.000000
[政策保障]ma3	0.783779	0.017324	$4.5243e{+01}$	0.000000
[政策保障]omega	0.002225	0.002511	$8.8579e{-01}$	0.375731
[政策保障]alpha1	0.093705	0.036695	2.5536e + 00	0.010661
[政策保障]beta1	0.706176	0.252942	2.7918e + 00	0.005241
[Joint]dcca1	0.018084	0.004521	4.0003e+00	0.000063
[Joint]dccb1	0.967275	0.003486	2.7745e + 02	0.000000

时受到历史信息波动预测值的影响。观察模型整体发现,dccal与dccb1系数均为正且在统计意义上显著,即意味着这些成分指数序列之间存在历史信息与历史估计信息相互的波动溢出效应,同时dccal的系数值远远小于dccb2,说明波动率变化受到近期协方差矩阵的真实值影响较大,受到远期的影响较小,也说明了新冠疫情作为特殊事件在2018年以来并没有过同等影响力的类似事件,所以远期信息没有太多作用。

TABLE IV TAB3

lag	疫情防控	社 会稳定	经 济 发展	生态环境治理	政 策保障
1	0.020	0.544	0.503	0.734	0.000
2	0.063	0.585	0.008	0.339	0.000
3	0.104	0.205	0.000	0.079	0.000
4	0.104	0.182	0.000	0.071	0.000

为进一步确定模型拟合的效果,我们对模型的残差进行白噪声检验??,结果发现模型对"经济发展"和"政策保障"序列信息提取不够充分,而"疫情防控"、"社

会稳定"和"生态环境治理"的残差序列皆接受原假设,基本判定该模型的残差序列为白噪声序列。认真观察"经济发展"和"政策保障"的原序列,发现疫情期间"经济发展"和"政策保障"存在相应的波动率变化,且波动率较大,由于DCC模型原假设整个协方差矩阵对所有系数对下一期的影响是等权重的,所以导致较为极端的序列"被平均",所以"被平均"的拟合残差并不为白噪音,可以认为DCC-GARCH对于少数极端序列的预测是偏向于保守的,所以多元时序拟合更多反映"多数派"的情况。

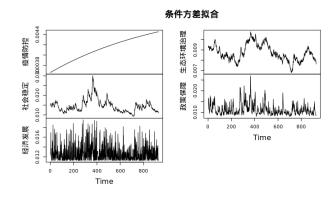


Fig. 8. 条件方差拟合序列

拟合的条件方差序列可以理解为波动率8,结果显示: "疫情防控"成分指数的波动性在疫情期间单调增加,这意味着该类政策的出台力度与频率波动增大,且愈加剧烈,后期出现边际递减,意味着该政策随着疫情的严峻程度即时变化。而"社会稳定"与"生态环境治理"成分指数的波动性在2020年后,波动性显著上升,但这种波动指提升每年都有,这意味着该类政策在疫情阶段被反复强调与出台,体现特殊时期这两类政策的重要性。"经济发展与出台,体现特殊时期这两类政策的重要性。"经济发展与出台,体现特殊时期这两类政策的重要性。"经济发展与出台,体现特殊时期这两类政策的重要性。"经济发展与政策保障,有看出来有明显的大波动,说明经济发展与政策保障每天被高频率地强调。当然,强调民生问题体现在疫情防控时期过后,经济复苏、复工复产成为要事,政府大力支撑经济回血。

该图为五大成分指数序列条件协方差时序图9。观察各序列之间的相关性发现主要有三类相互作用规律:(1)与疫情防控的协方差在疫情期间有短期的负相关,随后马上恢复,形成缺口。这意味着,在疫情期间,政策文件存在短期互斥,疫情防控文件大量颁布,其他成分的公文相对就少了,但经过一定时期恢复,这些公文发文频率与规模也会上升。(2)与"社会稳定"相关的协方差表现出三座波峰,其中最高的波峰在2019年中美贸易战期间。(3)与"经济发展"有关的协方差则波动很大,可以理解为波动趋势并不稳定。。

利用拟合的DCC-GARCH模型,对未来的政策出台进行预测:

由"疫情防控"、"社会稳定"、"经济发展"、"生态环境治理"、"政策保障"的条件方差预测结果可知10,在7月15日至8月14日的预测内,"疫情防控"与"社会稳定"类成分指数的条件方差单调增加,意味着未来这两类政策将持续提高其出台力度与频率,成为未来一个月的政策常态。而"经济发展"与"政策保障"的波动

率则先上升,上升到一定阈值便不再上升。这表明,这两 类政策短期内仍有大量波动。而"生态环境治理"的波动 率则在呈现下降趋势,说明在"促生产,防疫情"的背景 下、生态政策暂时不是政策的核心重点。

IV. 结论

通过干预模型与DCC-GARCH对政策响应指数及其成分指数建模,本文得出了政策效应评估以及未来政策方向的部分结论,最重要的结论总结如下:

- 疫情期间,中国政策响应指数提升约92.5%,而工作 日对政策响应指数的提升约为90.0%,如果认为政府 工作量正比于政策发文量,则疫情期间政府工作量约 为正常时期的1.9倍。
- 通过预测7月15日至8月14日的政策响应指数,发现政策响应指数已经接近正常时间的数值,说明中国疫情得到控制后政策响应趋于平缓。
- 政策响应指数的五大成分指数波动率在疫情期间均有变化, "疫情防控"波动变化最大, "经济发展"和"政策保障"几乎与正常情况下没有明显变化。波动率的变化受短期的相互影响为主,较少受到长期波动带来的影响,。
- 协方差的相互影响关系主要由"疫情防控"、"社会问题"和"经济发展"三种影响规律,分别体现了不同政策对疫情的反应的不同激烈程度。
- 通过预测7月15日至8月14日的成分指数波动率变化, 发现"疾病疗控"与"社会稳定"类成分指数值会有 所增加而。 经济发展"与"政策保障"的波动率则先 上升再停止, "生态环境治理"的波动率则在呈现下 降趋势。

REFERENCES

- [1] Scott R Baker, Nicholas Bloom, and Steven J Davis. "Measuring economic policy uncertainty". In: *The quarterly journal of economics* 131.4 (2016), pp. 1593–1636.
- [2] Robert F Engle and Kevin Sheppard. *Theoretical and empirical properties of dynamic conditional correlation multivariate GARCH*. Tech. rep. National Bureau of Economic Research, 2001.
- [3] Yun Huang and Paul Luk. "Measuring economic policy uncertainty in China". In: *China Economic Review* 59 (2020), p. 101367.
- [4] Jinhua Su and Qing Zhong. "Stocks Vote with Their Feet: Can a Piece of Paper Document Fights the COVID-19 Pandemic?" In: arXiv preprint arXiv:2005.02034 (2020).
- [5] 才国伟, 吴华强 and 徐信忠. "政策不确定性对公司投融资行为的影响研究". In: 金融研究 000.003 (2018), pp. 89–104.
- [6] 李凤羽 and 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指数的实证研究". In: 金融研究 No.418.4 (2015), pp. 119–133.
- [7] 黄宁 and 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". In: 财经科学 000.006 (2015), pp. 61-70.

条件方差拟合

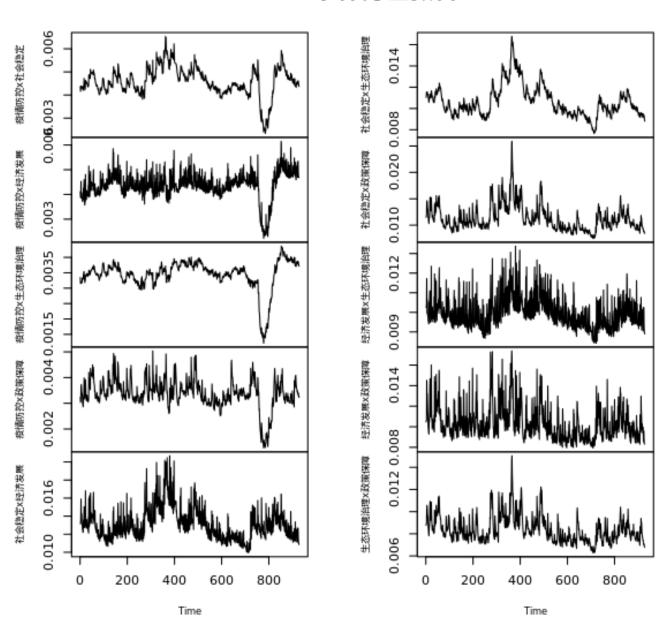


Fig. 9. 条件协方差拟合序列

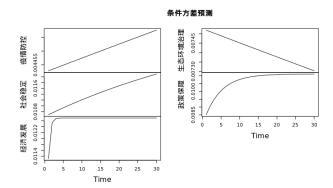


Fig. 10. 条件方差预测