



中国科学院预测科学研究中心东北分中心
东北财经大学经济计量分析与预测研究中心

研究报告

2021年第2期(总第70期)

2021年11月1日

● 2021年经济景气形势监测、分析和预测

陈磊 徐聿枫 李丽娟

我国经济增长在遭遇前所未有的疫情冲击后进入为期一年的超常快速扩张期，并于2021年2月形成扩张高峰，此后转入经济周期收缩阶段。2020年11月至2021年7月经济运行已恢复至“正常”景气区间，但需求端的恢复弱于供给端。2021年3季度的综合警情指数明显下滑，发出“偏冷”预警信号，且4季度可能继续下行，但物价总体保持稳定。预计全年GDP增长8.1%左右（两年平均增长5.2%左右），全年CPI上涨0.9%左右。建议宏观调控应做好跨周期设计，注意处理好稳增长、防风险和节能环保的关系，提高疫情应对的精准性，努力保持经济在合理区间的平稳运行。

● 经济政策不确定性与系统性金融风险传染

李洋 佟孟华 褚翠翠

本文基于2008-2019年中国50家上市金融机构的微观数据，通过构建金融机构风险传染网络，从微观层面实证探究了经济政策不确定性对系统性金融风险的影响效应。研究发现：全样本下，经济政策不确定性的提高会显著增加系统性金融风险水平，其不仅会加剧金融机构的风险传染性，而且会加重金融机构自身的脆弱性；分样本结果进一步表明，经济政策不确定性对银行、证券、房地产和金融控股四类部门风险的影响效应最为明显，在经济政策不确定明显上升时期，银行、证券和房地产部门表现出明显的风险净溢入效应，而金融控股部门则表现出明显的风险净溢出效应；此外，异质性分析显示，对于收益水平较低的个体机构，以及在经济环境不景气和政策环境不稳定时期，经济政策不确定性的上升对系统性金融风险的影响都更加明显。本文的研究结论为经济转型时期经济政策的制定和金融风险的防范提供了重要的参考。

研究报告

2021年第2期(总第70期)

2021年11月1日发稿

主 编：王维国

副主编：陈 磊 张同斌

责任编辑：李兆丹

主 办：中国科学院预测科学研究中心东北分中心

东北财经大学经济计量分析与预测研究中心

地 址：大连市 东北财经大学 梓楠楼 邮编：116025

电 话：0411-84710438

传真：0411-84711669

Email：yczx@dufe.edu.cn

网址：<http://ceaf.dufe.edu.cn/>

2021 年经济景气形势监测、分析和预测

陈磊^{1,2} 徐聿枫² 李丽娟² ^①

(1. 东北财经大学经济计量分析与预测研究中心, 大连 116025

2. 东北财经大学经济学院, 大连 116025)

摘要: 我国经济增长在遭遇前所未有的疫情冲击后进入为期一年的超常快速扩张期, 并于 2021 年 2 月形成扩张高峰, 此后转入经济周期收缩阶段。2020 年 11 月至 2021 年 7 月经济运行已恢复至“正常”景气区间, 但需求端的恢复弱于供给端。2021 年 3 季度的综合警情指数明显下滑, 发出“偏冷”预警信号, 且 4 季度可能继续下行, 但物价总体保持稳定。预计全年 GDP 增长 8.1% 左右(两年平均增长 5.2% 左右), 全年 CPI 上涨 0.9% 左右。建议宏观调控应做好跨周期设计, 注意处理好稳增长、防风险和节能环保的关系, 提高疫情应对的精准性, 努力保持经济在合理区间的平稳运行。

关键词: 经济周期, 景气分析, 物价, 监测预警, 经济预测

2021 年是“十四五”规划的开局之年, 我国已经进入新发展阶段。在经历极不平凡的 2020 年以后, 我国经济发展环境继续面临深刻复杂变化, 国内疫情防控和改革发展稳定任务艰巨繁重, 经济运行面临诸多挑战和风险。受汛情、疫情散发和能耗“双控”等因素影响, 2021 年 3 季度 GDP 同比增长 4.9%, 经济增速明显放缓, 而生产者价格指数(PPI)涨幅达到历史高点, 落实“六稳”、“六保”任务面临较大压力。2021 年以来的经济景气状况和未来走势以及政府的宏观调控政策取向再次成为人们关注的焦点。

^①陈磊: 博士, 教授, 副院长, 研究方向: 应用数量经济学, 宏观经济分析和预测; 徐聿枫, 李丽娟: 博士研究生。

本文利用景气分析方法和改进的“宏观经济监测预警系统”，以及多种经济计量模型，基于截止到 2021 年 9 月的宏观数据，对经济周期态势、经济景气状况和物价走势进行监测和分析；对主要经济指标的走势进行分析和预测，并提出政策建议。

一、经济运行和周期波动态势的分析和预测

我们在考查已有各景气指标的作用基础上，继续沿用 2020 年使用的一致、先行和滞后期景气指标^[1]。根据国内通常考查的经济增长率周期波动，各景气指标均为同期比增长率序列，多数指标经季节调整并消除不规则因素。利用美国全国经济研究所(NBER)方法^[2]，分别建立了一致合成指数和先行合成指数(各指数均以 2000 年平均值为 100)。基于各指标的重要性及统计和周期特征，在构造景气先行和一致合成指数时，分别对相关指标赋予了不同的权重。

1.1 利用景气指数对经济走势和经济周期态势的分析

根据景气一致合成指数所反映的宏观经济总体走势和对经济短周期转折点的测定结果(见图1，其中阴影部分为短周期的收缩阶段，以下同)，在经历新冠肺炎疫情冲击导致经济景气断崖式下滑至历史最低景气水平后，随着国内疫情得到全面控制和生产生活秩序的逐渐恢复，工业生产、投资、消费等主要经济指标出现明显改善，一致合成指数从2020年3月开始出现快速反弹，经济景气进入了新一轮经济短周期的上升期。2020年11至12月的景气指数已超过2019年4季度的景气水平，显示经济运行已经恢复正常状态，经济增长速度已经恢复至潜在增长水平。

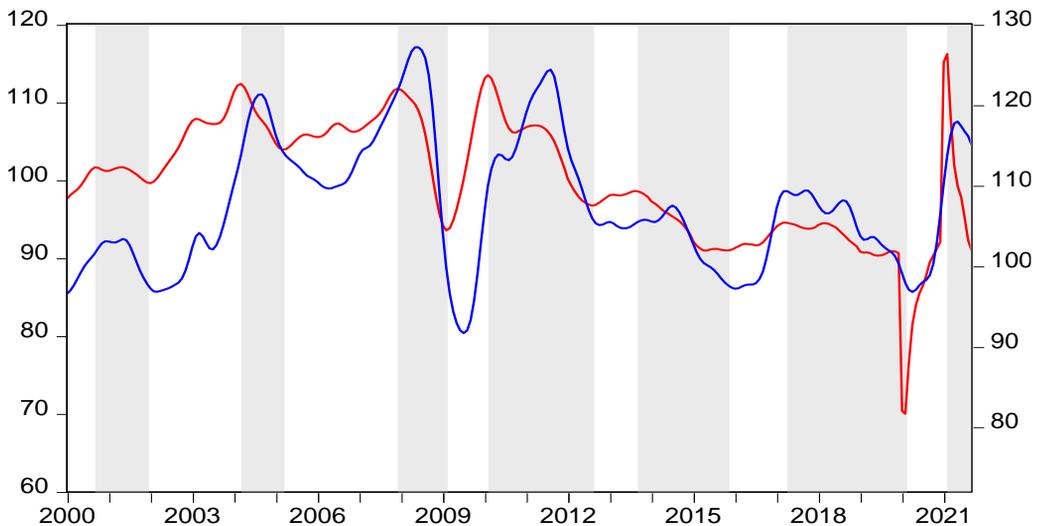


图1 一致合成指数（红线，左轴）和滞后合成指数（蓝线，右轴）

受上年疫情冲击导致的超低基数影响，2021年前两个月工业生产、投资、消费等主要指标的同比增速均出现了30%以上的超高速增长，使1至2月的景气指数出现火箭式上升，在2月创造了1997年以来的最高水平，形成了本轮短周期的波峰和为期一年的景气快速扩张阶段，回升幅度高达46.2个指数点，创造历史最大涨幅和最快扩张速度。当然，这种因特殊的低基数而出现的高景气度并不反映经济运行的真实情况。随着基数效应的逐渐减弱，经济景气从3月开始逐渐回归正常水平。9月的景气指数已经降至接近疫情前的水平。

图1显示，滞后合成指数在近两轮短周期中的滞后表现有所减弱。经过两年多的波浪形不断下滑，该指数于2020年4月形成周期波谷，较一致合成指数的深谷滞后2个月。此后，在PPI和货运量上升的带动下，该指数同样出现了一轮快速攀升，并于2021年5月达到回升高点，然后转入回落态势，此轮滞后景气的扩张波峰已基本形成，从而可以进一步确认经济景气从3月开始已经转入收缩阶段。

作为重要滞后景气指标的规模以上工业产成品库存增速（剔除季节和不规则因素）在2019年11月至2020年4月出现较快反弹，开启了新一轮库存周期的上升期。经过10个月的“去库存”小幅回调后，从2021年3月开始再度攀升，3季

度的增速已处于2015年以来的最高水平,9月同比增速较8月略有回落。预计2021年4季度呈现“去库存”态势的可能性较大。

1.2 利用先行指标对经济走势的预测

由7个先行指标构成的景气先行合成指数见图2,图中显示该指数2000年以来总体上具有比较稳定的先行变动特征。受疫情突然爆发这一特殊冲击的影响,2020年以来该指数的超前特征明显减弱。经过45个月的收缩,该指数于2020年1月创造了1997年以来的新低,较一致合成指数提前1个月形成先行景气的波谷。此后该指数进入新一轮短周期的扩张期,经过1年的适度回升后,在2021年1月到达反弹高点,然后呈现倒V型下降走势,显示先行景气较一致合成指数提前1个月形成本轮景气扩张波峰,从2月开始转入景气下降阶段。9月份该指数已接近2020年1月的低点水平,但下降速度开始趋缓。根据该指数的走势判断,经济景气在第4季度或将继续收缩,但下降速度可能趋缓。

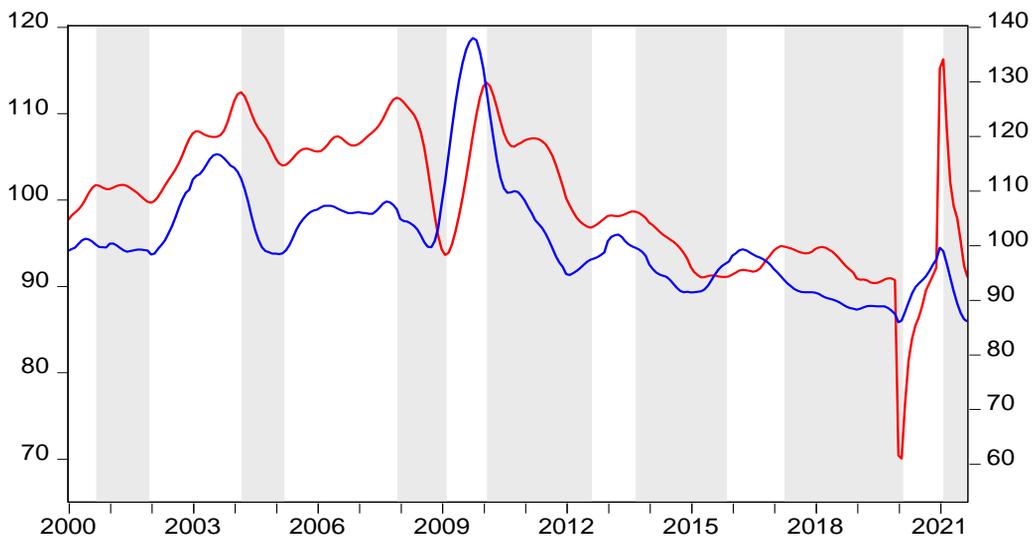


图2 一致合成指数(红线,左轴)和先行合成指数(蓝线,右轴)

对7个先行指标(剔除季节和不规则变动)的进一步考查可以发现,水泥产量、汽车产量和商品房销售额增速在2020年1至2月同时创造了1997年以来的最低水平后,从当年3月份开始呈现强劲回升态势,并在2021年前两个月

均创造了 2010 年以来的新高，带动先行景气指数不断攀升。此后，各指标均出现快速下降。值得注意的是，9 月的汽车产量增速较 8 月有所提高，出现止跌企稳迹象。

与此不同，货币金融类先行指标中的货币供应量 M1、M2、各项存款和人民币贷款增速没有受到疫情冲击出现大幅下降，反而因逆周期货币政策调控在 2020 年 3 月以后均出现不同程度的小幅回升。然而，M2、贷款和各项存款增速在 2020 年 2 至 3 季度达到反弹高点后，先于其它先行指标开始呈现缓慢下滑态势。M1 增速自 2020 年 12 月以来也出现下降走势。这 4 个指标截止到今年 9 月已基本回到疫情前的增长水平，反映出此次针对疫情的货币政策调控与应对全球金融危机时的超强刺激明显不同，力度稳健适度，在保持流动性合理充裕的同时，没有出现“大水漫灌”。随着阶段性政策措施的退出，2021 年 2 季度以来的货币政策已恢复常态。

从具有一定短先行特征的制造业 PMI（剔除季节和不规则变动）来看，该指数经过 2020 年 2 月至 2021 年 1 月的小幅回升后，自 2 月以来逐渐回落，并从 7 月开始低于 50%的分界线，反映制造业景气经过上年的恢复后，今年以来的景气扩张力量逐渐减弱，同样预示经济景气年内或将继续收缩。

1.3 利用扩散指数对经济走势的预测

由 6 个一致指标构成的移动平均后的一致扩散指数见图 3。该指数由 2020 年 2 月的 35%快速回升至 10—11 月的 100%（期间在 4 月回到 50%以上），罕见达到最高上限，同样反映经济景气在触底后呈现短期强扩张状态。该扩散指数自 2020 年 12 月以来转入快速下降阶段，其间从 2021 年 5 月开始回到 50%分界线以下，9 月指数回落到 3.3%，处于历史较低水平，同样显示 2 季度以来经济景气处于回落态势，且收缩力量较强。

图 3 显示，由先行指标构成的移动平均后先行扩散指数从 2020 年 7 月开始

先行转入下降阶段，并在 2021 年 1 月回落到 50% 以下，说明先行景气在 2020 年 12 月见顶后从今年初开始进入收缩阶段。经过 15 个月的下滑，该指数在 2021 年 8—9 月的指数水平已降至 1.5% 和 1.43% 左右，处于历史低位，但下降速度开始放缓。实际上，移动平均前的先行扩散指数自 2 季度开始已回到指数下限 0。根据以往经验，预计该指数在 9—10 月触底后开始回升的概率较大。若如此，则指数可能最早在年底左右回到 50% 附近，即先行景气或在年底前结束收缩，从而经济景气或最早在 2022 年 1 季度左右结束收缩。

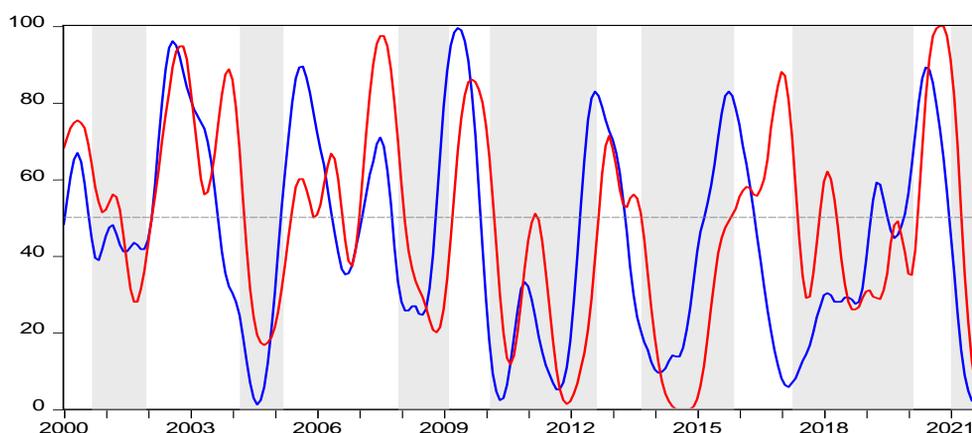


图 3 移动平均后的一致扩散指数（红线）和先行扩散指数（蓝线）

根据景气先行合成指数、扩散指数并结合制造业 PMI 的走势判断，经济景气在第 4 季度大概率继续下降，甚至可能持续至明年 1 季度，经济景气有望最早在 2022 年 1 季度开始企稳回升。

二、经济景气状况的监测和分析

下面根据由 10 个预警指标(见图 4)构成的“宏观经济监测预警信号系统”对各指标的警情和 2020 年 10 月以来的总体经济景气状况和变动趋势做进一步的监测和分析。根据对预警指标 2020 年以来变化情况的统计分析和发展趋势判断，我们对投资、消费等指标的预警界限再次进行了适当下调，以便准确反映

后疫情时期经济景气的变动情况。

受疫情冲击造成的低基数影响，今年上半年前 7 个预警指标均出现异常的高增长，给准确判断经济警情带来误导。为了消除此种情况的影响，首先对前 7 个预警指标今年各月的增速进行适当处理，即采用各指标的两年平均增速代替今年各月的实际增速，然后对可能存在季节因素和不规则波动较大的发电量、进出口和财政收入等指标进行季节调整以剔除季节和不规则波动。

2.1 工业景气年内由“过热”降温至“过冷”

规模以上工业增加值增速在 2020 年前两个月创造了有记录以来的最低增速并滑入“过冷”区间后，从当年 3 月开始出现 V 形快速反弹，工业景气进入新一轮周期的扩张期，9 月份以后工业景气回到“正常”区间（6%~7%），12 月进一步升温至“偏热”区间（7%~8%）。今年前两个月工业增加值两年平均增速为 8.1%，2015 年以来首次发出“过热”预警信号，显示工业景气回升势头强劲。但该指标 3 月以来的平均增速呈下降走势，7 至 8 月降到“偏冷”区间。9 月的实际增速只有 3.1%，平均增速为 5%，再次发出“过冷”预警信号，显示工业景气 3 季度降温明显，需引起高度关注。

类似地，发电量增速从 2020 年 3 月以后呈回升走势，并从当年 7 月开始回到“正常”景气区间（3.5%~6.5%），12 月至今年 5 月该指标基本处于“偏热”区间，显示电力景气回升势头较强。但该指同样从今年 3 月开始下滑，特别是受“拉闸限电”的影响，8—9 月的发电量增速明显减缓，使电力景气从 6 月开始返回“正常”区间。

随着工业生产景气的不断回升，规模以上工业企业营业收入累计增速于 2020 年 11 月恢复正增长，但去年各月始终处于 2%以下的“过冷”区间。该指标 2021 年各月的平均增速基本稳定在 10%附近，回到景气“正常”区间（4.5%~10.5%），显示工业企业效益明显好转后已经恢复正常，预计年内仍可保持在“正

常”景气区间。



图 4 月度监测预警信号图

2.2 固定资产投资景气回暖，但平均增速仍基本处于“过冷”区间

固定资产投资累计增速在上年遭受疫情严重冲击后逐月回升，全年投资增长 2.9%，增速较上年下降 2.5 个百分点，创造了 1992 年以来的年度最低水平，投资景气整体处于“过冷”区间。2021 年 1 至 3 季度累计两年平均增速分别为 2.9%、4.4%和 3.8%，除 2021 年 5、6、7 月外其余月份仍然处于“过冷”景气区间（小于等于 4%），且增速从 7 月以来呈现下降趋势。

2.3 消费增长逐渐回暖，但仍然处于“过冷”景气区间

社会消费品零售额增速在新冠疫情冲击下罕见跌入“过冷”区间，但 2020 年 3 月份以后快速反弹，去年 4 季度增速回升至 4.6%。2021 年 1 至 3 季度两年平均增速分别为 4.2%、4.6%和 3%，远低于 2019 年全年 8%的增速，仍然处于“过冷”景气区间（小于 5%），且 3 季度增速出现下滑趋势。

2.4 外贸进出口增速大幅回升，外贸景气“偏热”

随着宏观调控效果的显现和全球疫情防控加大了对我国防疫和生活用品的需求，进出口增速经历疫情冲击的短暂下滑后，从2020年6月开始出现了超预期的较快回升，外贸景气自2020年11月以来回暖至“偏热”区间（11%~15%），反映外贸形势明显好转。2020年全年进出口增长1.7%（按美元计价，下同），较2019年提高2.7个百分点。2021年1至3季度进出口增速分别高达39.2%、36.3%和25%，两年平均增速分别为12.7%、14.2%和15.3%，呈现较快增长态势，除国内外需求增加外，这还与年内进出口价格的攀升有一定关系。

出口增速从2020年2季度开始呈现快速回升趋势，全年出口增长3.6%，较上年增加3.1个百分点。2021年1至3季度出口增速分别高达48.8%、30.7%和24.3%，两年平均增速分别为13.4%、14.2%和16.1%，继续保持较快增长势头。

随着国内经济景气的较快恢复，进口增长速度从2020年6月开始出现上升态势，2020年全年进口增长-0.6%，较2019年提高2.1个百分点。2021年1至3季度进口增长分别达到29.3%、43.8%和25.9%，其中2季度增速创2011年以来的最高水平，两年平均增速分别为11.9%、14.1%和14.3%，持续保持较高增长水平。

2.5 财政收入景气恢复“正常”后再次滑入“过冷”区

财政收入增速经过2020年2至4季度的快速反弹后，2021年前7个月的当月公布增速均超过两位数，月度两年平均增速在2.6%~7.6%的区间内继续小幅回升，财政收入景气恢复到“正常”区间（4%~8%）。然而，随着经济景气的降温，8—9月的财政收入增速大幅下降至3%以下，9月再次发出景气“过冷”（1.5%以下）信号，反映8月份以来的财政收入形势比较严峻，需引起高度关注。

2.6 货币供应增速由“偏热”回调至“偏冷”区间，流动性趋紧

随着应对疫情冲击的偏宽松货币政策的逐渐退出，广义货币 M2 增速从 2020 年 4 季度开始呈现回调走势，景气度由前期的“偏热”快速转入“偏冷”状态。进入 2021 年 2 季度后 M2 增速基本稳定在 8.3%左右，处于景气“正常”和“偏冷”（7.5%~8.3%）区的分界线附近，显示 2021 年 2 季度以来货币供应稳中偏紧。代表流动性的狭义货币 M1 增速 2020 年末增长 8.6%，较上年加快 4.2 个百分点，结束了 2 年的扩张阶段。2021 年该指标呈下降趋势，同样反映流动性趋紧。

2.7 经济景气快速回暖后再次降温，8 月以来再次发出“偏冷”预警信号

由 10 个监测指标的预警信号构成的经济综合警情指数（见图 5）显示，经济景气自 2020 年 3 月开始逐步回暖，快速脱离因疫情导致的景气“过冷”区间，并从当年 9 月开始回归“正常”区间。在 2021 年 2 月到达 52.5 的回升高点后，经济景气开始降温，受工业、财政收入增速等指标的下降影响 8 月和 9 月回落到 35 和 30，再次发出景气“偏冷”信号，景气水平已低于疫情前。预计 4 季度经济景气或继续小幅下滑，然后在“偏冷”区企稳。

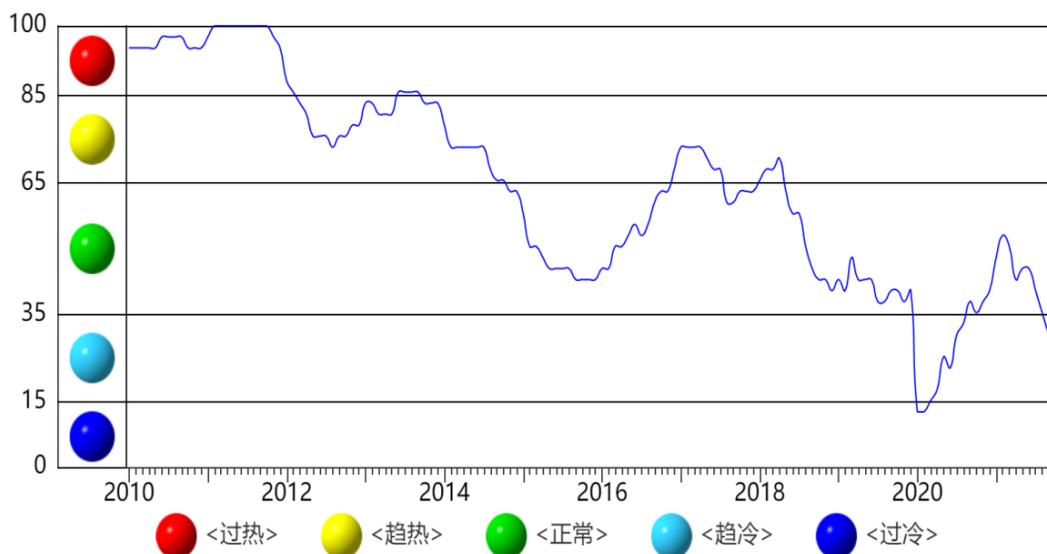


图 5 经济综合警情指数

总结以上监测结果可以得到疫情冲击以来经济运行的一些主要特征：（1）供需两端的经济恢复不够平衡，投资和消费的需求端恢复弱于工业生产为代表的供给端。消费偏弱主要是由于就业和居民收入尚未恢复至疫情前的水平，制约了中低收入居民的消费需求；投资恢复主要依赖房地产，基建和制造业投资增速恢复相对较慢，企业投资能力和信心仍有待恢复；（2）主要受海外疫情蔓延背景下国外生产订单转向国内和防疫物资出口的拉动作用影响，出口增速超预期强劲回升，对工业生产和经济恢复发挥较大带动作用，但 2021 年 6 月份以来这一作用有所减弱。

三、物价波动分析及预测

3.1 CPI 波动特征及影响因素分析

剔除季节和不规则因素后 CPI 和 PPI 的走势见图 6。根据我们提出的我国物价周期转折点的判别准则^[3]，按“谷~谷”的周期测算方法，以 CPI 为代表的我国物价周期在 2020 年 1 月结束长达 34 个月的扩张期后，开始转入物价收缩期，持续回落 12 个月后，从 2021 年 2 月开始走势趋稳。本轮物价收缩幅度较之前两轮短周期有所扩大，尤其是 2020 年 11 月至 2021 年 3 月一度落至 0.5% 以下的景气“偏冷”区间。

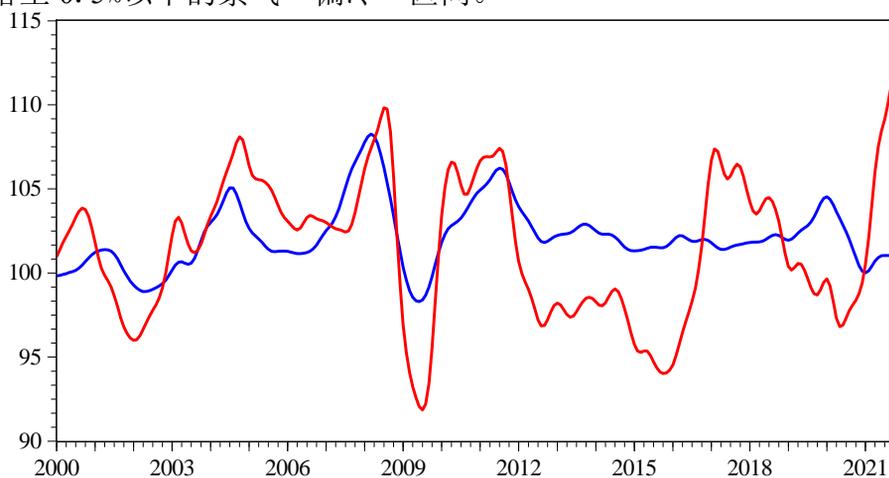


图 6 季调后 CPI（蓝线）和 PPI（红线）走势图

本轮 CPI 的大幅收缩是由食品项和非食品项的共同走弱所带动的，其中受到食品项（尤其猪肉）的拖累尤为明显。CPI 食品项自 2020 年 2 月份创历史新高以来，中途虽有小幅反弹但难阻一路下跌的颓势，至 2021 年 9 月累计下行 27.1 个百分点，跌幅超过 20%。随着生猪养殖、出栏和猪肉调运供给的恢复以及保供稳价政策的持续影响，猪肉价格从 2020 年二季度开始大幅回落：同比从 2020 年 10 月的 2.20% 大幅下跌至 2021 年 9 月的 -5.20%，从 2021 年初至今同比下跌超过 47%，从而使得食品项 CPI 持续负增长，并将 CPI 总体压制在历史较低增速区间内。在畜肉类产品大幅下降的同时，鲜菜类升幅也在持续收窄。

2021 年，非食品项同比由负转正，随后围绕中枢上下窄幅波动。其中，1 月份同比涨幅为 -0.8%，创下 2010 年以来的新低。而从非食品项的一些子项来看，2021 年以来由于原材料价格上涨，工业消费品的同比增速转涨但涨幅较小；居住类、生活用品分项总体呈现上涨趋势但涨幅相对较小，衣着方面则是先升后降，反映出 2021 年居民的日常生活需求偏弱，消费热情不高；得益于疫情的严防严控，叠加法定假日出现“报复性旅游”等现象，教育文化和娱乐及交通分项有所回暖，而医疗保健分项则一如既往的稳定，表现出较强的韧性。

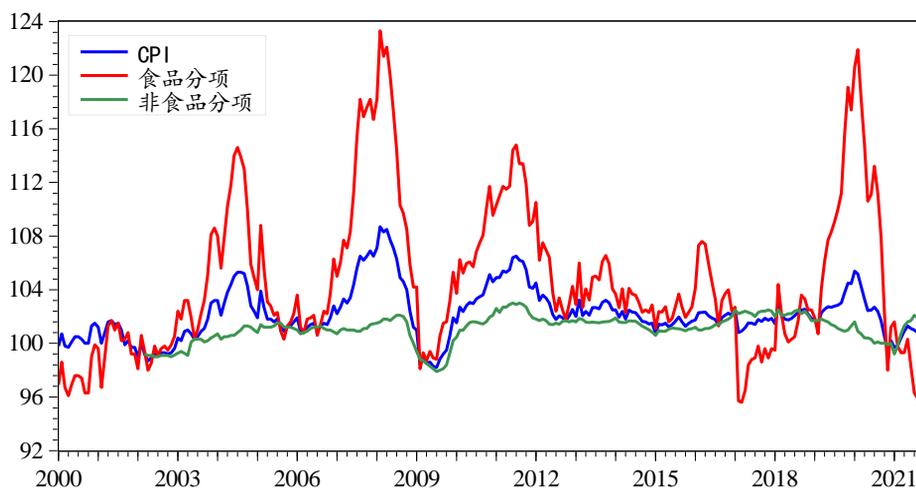


图 7 CPI 及其食品、非食品分项走势图

值得注意的是，本轮 CPI 没有受到工业品大幅涨价的实质性传导，其停滞甚至阴跌当归因于食品类的持续走弱。猪肉和鲜菜瓜果等的供给上升，带来一篮子整体价格的持续回落。虽然非食品类 CPI 微幅走高，但被食品类的大幅下滑所削弱。这种内部分化的走势使得 CPI 本身的波动可能无法真实地反映总供给与总需求之间的真实关系，但也不应成为货币政策的掣肘。前三季度，CPI 同比上涨 0.6%，涨幅比上半年扩大 0.1 个百分点；而扣除食品和能源价格后的核心 CPI 则同比上涨 0.7%，涨幅比上半年扩大 0.3 个百分点。7 月份以来环比增速回正但有所收窄，显示出总需求的修复进度缓慢，逐渐趋于停滞。

3.2 PPI 波动特征及影响因素分析

一年来，生产者价格指数 PPI 呈现出与 CPI 不同的走势。自 2020 年 5 月份见低点 96.3 以后，PPI 降幅逐月收窄，并在 2021 年 1 月由负转正至 100.3；受国际大宗商品价格大幅上涨、国内经济恢复需求扩大以及部分产品供应偏紧等多重因素影响，PPI 一路大幅走高，涨幅整体呈扩大趋势。伴随 PPI 一路上扬的同时，新涨价因素也由 1 月份的 1% 一路攀升至 9 月份的 8.9%，与 PPI 一同创下 2000 年以来的新高。前三季度，PPI 同比上涨 6.7%，比上半年扩大了 1.5 个百分点。再看环比增速，1 至 5 月在 0.8%-1.6% 区间震荡，随后在 6 月份到达年内低点 0.3%，而后出乎意料地再次掉头向上，至 9 月份爬升到 1.2%。也导致 PPI 猛冲到了 9 月份的历史最高点 110.7。

图 8 给出了煤炭工业、石油工业、冶金工业的分项 PPI 走势图。这三个部门在工业生产部门中所占的份额较大，是国民经济生产活动中基本原材料的供应部门，因此具备很强的代表性。2021 年以来，疫苗的推广和使用带动全球经济持续复苏，对原油的需求大增，而受 OPEC 产油限制和疫情影响导致原油供给远远无法匹配其需求。此消彼长之下，布伦特原油的月平均价格从 2021 年 1

月份的 55 美元飙升至 9 月份的 74.5 美元。同时也由于 2020 年较低基数的影响，布伦特原油价格的月均同比增速 2021 年以来始终保持在 50% 以上，4 月份甚至达到了 253.79%。相应的，国内石油工业月度同比价格增速也从 1 月份的 -13.5% 暴涨至 9 月份的 29.9%。前三季度，国内石化相关行业的涨幅普遍在 10%-30% 左右，比上半年都有所扩大。与此同时，2021 年 4 月-9 月，由于用电需求持续增长和内蒙古产煤量下降，国内动力煤价格由 764 元/吨大涨至 1240 元/吨；年初至今，动煤指数上涨 150%、焦煤上涨 118%，直接导致国内焦炭及炼焦工业月度同比价格增速打破 2021 年以来的平稳增幅，由从 4 月份的 16% 暴涨至 9 月份的 76.1%。煤炭和石油分项是本轮 PPI 持续大涨的主要推手。

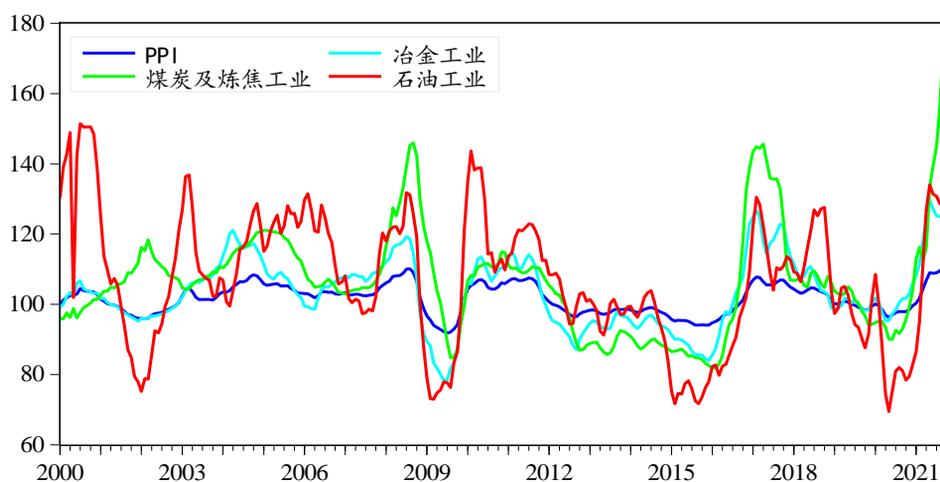


图 8 PPI 及其煤炭炼焦工业、冶金工业、石油工业分项走势图

与此同时，受到生产资料价格大幅上涨的影响，PPI 冶金分项也从年初开始一路上行，同比价格增速从 1 月份的 8.1% 飙升至 5 月份的 29.5%，随后在 25%—27% 区间震荡。前三季度，生产资料价格同比上涨 8.9%，比上半年扩大 2.1 个百分点。从行业看，石化、煤炭、金属价格上涨的影响比较大。前三季度，煤炭相关行业同比上涨幅度超过 30%，钢铁、有色行业同比上涨幅度超过 20%。这使得与原材料相关工业行业（如金属相关行业）PPI 均出现不同程度的上涨，

且尚未有见高点的迹象。而 9 月在政府推出“能耗双控”政策的背景下，高耗能品种原料如水泥等价格快速上行，推动建材价格明显上涨。

值得注意的是，自 2020 年 6 月开始 PPI 和 CPI 呈现出背离走势，两者的剪刀差持续扩大，表明上游产品涨价并没有及时传导到下游行业。经济新常态以来，这已是二者出现的第三次结构性背离。由此中下游企业的原材料成本不断提高，并且原材料成本上涨压力只能由其自行消化，这将对中下游企业利润形成挤压。这种“类滞胀”状态对于经济复苏的持续性有不利影响。

3.3 物价走势预测

从猪周期的角度来看，2019 年开始猪肉价格保持高位运行两年之久，利益驱动下使得生猪产能大量恢复。而能繁母猪存栏同比高点虽已在 2021 年 5 至 6 月份出现，但惯性犹存；同时由于二次育肥造成生猪压栏情况严重，预示 2021 年 4 季度生猪出栏压力仍大，将继续对猪价形成掣肘。在供大于求的背景下，猪肉价格短期难见拐点，预计 4 季度猪肉同比继续负增长的概率偏高，继续对 CPI 同比形成较大拖累。依据前文对物价运行特征和走势的分析，结合模型外推结果以及 2021 年 4 季度各月翘尾效应增加较为明显，预计 4 季度 CPI 总体温和向上，涨幅在 1.8%左右，全年 CPI 上涨 0.9%左右，涨幅较上年下降 1.6 个百分点，可以达到政府的预定目标。

2021 年以来，原油供不应求使得国际市场原油价格飙升，同时天然气价格高位震荡；其剧烈波动也传导至以焦煤、焦炭为代表的燃料、动力类大宗商品，影响了国内工业品的生产成本和价格；叠加国内疫情多点散发，“能耗双控”政策的供给扰动，PPI 同比屡创新高。随着国际能源紧张的局势边际缓解，天然气和原油价格高位回调。在发改委保供政策与价格调控下，10 月中下旬国内煤炭供需已恢复平稳，预计煤价将逐步回落至合理水平附近，从能源电力到上游工业品的供给约束正边际缓解。同时考虑到国内经济内需偏弱，增长动能趋缓，

加之翘尾因素较快降低，预计 2021 年 4 季度工业品通胀整体趋于降温。综合来看，4 季度各月 PPI 将呈现前高后低走势，预测季度同比涨幅为 11.8%左右，2021 全年上涨 8%左右，较上年上涨 9.8 个百分点。

四、2021 年主要宏观经济指标预测

根据对经济周期态势的预判和多种经济计量模型对主要宏观经济指标的预测结果见表 1。

4.1 预测 2021 年经济增长 8.1%左右

受拉闸限电、疫情多地蔓延散发、房地产调控、外需拉动效应减弱以及基数影响，经济增速在 4 季度继续回落的概率较大，如果不出现新的异常冲击，预计 2021 年 4 季度 GDP 增长 3.9%左右，全年增长 8.1%左右，远超过政府的预定目标，两年平均增速为 5.2%。

4.2 工业景气 4 季度仍将“过冷”，全年增速两年平均处于“正常”区间

考虑到近期疫情多地散发可能抑制接触性消费和服务业的恢复、房地产市场销售和相关消费继续走弱、能耗双控政策的冲击、以及成本上升将持续挤压中下游企业盈利等因素，预测 2021 年 4 季度工业增加值增速将继续下滑至 3.6%左右，处于景气“过冷”区间；全年工业增加值增长 9.8%左右，两年平均增速在 6.1%附近，高于 2019 年的增长水平，总体处于“正常”景气区间。

4.3 固定资产投资季度增速将趋于平稳，预计两年平均增速仍处于“偏冷”区间

从三大投资领域来看，房地产开发投资增速受前期政策调控影响年内可能继续走弱；在国家减税降费和金融政策支持等因素作用下，年内制造业投资增长势头有望继续保持；随着“十四五”规划重点项目陆续启动和新增地方政府专项债券加快发行，同时考虑到在经济下行压力增加情况下稳增长政策力度会

有所加大，预计今年 4 季度基础设施建设投资增速将企稳回升。综合这些因素，预计 2021 年 4 季度当季固定资产投资（不含农户）增速为 0 左右，全年增长 5.1%左右，两年平均增长 4%，低于 2019 年的增长水平，处于“偏冷”景气区间（4%~5%）。

4.4 消费增长恢复较弱，仍然处于“过冷”区间

受疫情多地散发、收入制约和异常天气等因素影响，年内消费的恢复动力恐仍然较弱。预计 2021 年 4 季度的社会消费品零售额增长 4.2%左右，增速较 3 季度下降 0.8 个百分点，两年平均增速在 4.4%附近。预测全年消费品零售额增长 12.6%左右，两年平均增长 4%，远没有达到疫情前的水平，仍然处于“过冷”景气区间。预计剔除物价因素后全年消费品零售额实际增长 11.1%左右。

4.5 外贸进出口有望继续保持较高景气度，但外需动力趋弱

预计 2021 年 4 季度我国将继续享有一定的出口替代效应，但 2021 年下半年以来国外疫情有所反复，欧美应对疫情的政策效应逐步衰减，经济已出现复苏乏力态势，外需动力趋弱，2、3 季度的 PMI 出口订单指数不断下行，同时高成本和限电限产将增加外贸企业压力。预测 2021 年 4 季度出口增长 23%左右，增速延续年内的下降趋势，但仍然保持较高水平。预计全年出口总值约 33670 亿美元，年增长 30%左右，增速较上年增加 26.4 个百分点，两年平均增长 16.1%左右，为 2012 年以来的最高水平。

受经济景气下行影响，预计 2021 年 4 季度进口增速将在高位继续下滑，当季增长 24.8%左右，两年平均增长 14.8%左右。预测全年进口总值约 26940 亿美元，增长 30.4%左右，为 2012 年以来的最高水平，两年平均增速在 13.8%附近。

按此预测，2021 年 4 季度进出口总额有望增长 23.8%左右，两年平均增长 17.6%，处于“过热”增长区间（15%以上）。全年进出口总额约为 6.06 万亿美

元，年增长近 30.2%，两年平均增长 15.1%，按此来看，外贸景气总体处于“过热”区间下界附近。全年货物贸易顺差约 6730 亿美元，比 2020 年增长 28.3%。

4.6 货币供应和贷款增长缓中趋稳

2021 年 3 季度，经济下行压力加大，货币流动性趋紧，货币、信贷增长在前期回落后有望呈现稳中趋升态势。预计 4 季度货币政策将有所放松，M2 增速将稳中趋升，年末增长 8.5%左右，回到“正常”区间，比上年减少 1.6 个百分点。

在货币政策总体稳健、适度灵活的政策取向下，预计人民币贷款将止跌企稳，2021 全年增长 12.1%左右，增速较上年下降 0.7 个百分点，全年新增贷款约 20.9 万亿元。

表 1 主要宏观经济指标预测结果 （单位：%）

指标名称	2021 年 3 季度	2021 年 4 季度	2021 年 全年	两年平 均增速
GDP 增长率（可比价）	4.9	3.9	8.1	5.2
规模以上工业增加值增长率（可比价）	4.9	3.6	9.8	6.1
固定资产投资（不含农户）累计增长率	7.3	5.1	5.1	4.0
社会消费品零售额增长率	5.0	4.2	12.6	4.0
出口总额增长率（美元计价）	24.4	23	30	16.1
进口总额增长率（美元计价）	25.9	24.8	30.4	13.8
广义货币供应量（M2）增长率	8.3	8.5	8.5	
金融机构人民币贷款总额增长率	11.9	12.1	12.1	
居民消费价格指数 CPI 上涨率	0.8	1.8	0.9	
工业生产者价格指数 PPI 上涨率	9.7	11.8	8	

[注] 预测的样本数据截止到 2021 年 9 月，3 季度为各指标同比增长率实际值或估算值。

5 总结和政策建议

经济增长在遭遇前所未有的疫情冲击后进入为期一年的快速扩张期，并于2021年2月形成扩张波峰，此后转入周期收缩阶段。2020年11月至2021年7月经济运行已恢复至“正常”景气区间，但需求端的恢复弱于供给端。2021年3季度的经济景气明显下滑，发出“偏冷”预警信号，且4季度可能继续下行，但物价总体保持稳定。预计2021年GDP增长8.1%左右（两年平均增长5.2%左右），全年CPI上涨0.9%左右，均可达到政府的预定目标。

在经济景气再度“趋冷”、新冠疫情出现多地散发的情况下，宏观政策应做好跨周期设计，继续实施积极财政政策和灵活稳健的货币政策，增强政策的前瞻性和有效性，注意处理好稳增长、防风险和节能环保的关系，并通过科学手段提高疫情应对的精准性。可适度加大稳增长的力度，努力保持经济运行在合理区间。

5.1 继续实施积极财政政策，优化落实减税降费政策

继续实施精准有效的积极财政政策，做好跨周期调节。2021年4季度应加快一般公共预算和政府性基金等财政支出进度，推进落实“十四五”重大工程项目建设，发挥有效投资的关键作用。对于财政资金实施常态化直达机制，强化使用管理、突出使用重点，扩大其规模和覆盖范围；延续并优化落实减税降费政策，进一步加大对中小微企业的税收纾困力度。同时，高度关注地方政府隐性债务风险，推进债务透明化，平衡好减费降税和财政的可持续性。

5.2 保持宽信用货币政策稳定发力，做好政策衔接

货币政策应保持灵活精准、合理适度。一是强化应用结构性货币政策，通过结构性政策工具的使用，加大对部分领域的定向支持；二是要继续精准投放流动性，对经济运行中的薄弱环节有的放矢，加大对新发展理念相关领域的支持；三是增强货币政策前瞻性，平滑信贷投放节奏，做好政策衔接；四是健全

金融风险预防预警制度体系,严控资金流向,防范资金脱实向虚引发金融风险,实现稳增长和防风险之间的长期平衡^[4]。

5.3 保就业、促消费、稳住房,促进共同富裕

就业方面,应进一步强化就业优先政策,保持就业大局稳定。一方面应坚持经济发展就业导向,支持产业升级扩张,并支持可以吸纳就业较多的中小微企业的发展;加大对受疫情影响较大的住宿餐饮、文化旅游等行业的支持力度。另一方面,要拓宽就业方式,支持多渠道灵活就业,增加非全日制就业机会,并强化对灵活就业人员的基本保障。

消费方面,一是完善初次分配中的要素报酬分配机制,健全再分配和转移支付调节机制,构建三次分配协调配套的基础性制度,以提高居民收入,尤其是中低收入人群收入,缩小居民收入差距,增强居民的消费能力,推动实现共同富裕。二是加快促进新型消费的升级发展,继续推动其有序扩容和提质,从供需两端促消费。三是促进农村消费升级,着力提升农村网购和乡村旅游消费潜力,加大对农村电商的支持力度,助力优质农产品销售。

住房方面,继续坚持“房住不炒”的主基调,并综合运用加大土地供应、安排专项资金、增加保障性租赁住房和共有产权房等多种手段,解决大城市的“住房难”问题。注意平衡好房地产行业现存的风险与平稳健康发展之间的关系,合理支持房企融资,加大房地产建设“后半段”的金融支持力度。

5.4 加强供给端管理和原材料市场调节,维护生产和市场稳定

2021年以来PPI的大幅上涨对经济复苏和稳增长带来不利影响,因此需要有针对性地加强供给端管理和原材料市场调节,减轻由上游价格上涨带来的中下游企业利润挤压,维持生产持续复苏和市场稳定。第一,针对对国外进口依存度较高的大宗商品开展相应的国际谈判,并根据需求释放部分原材料战略储备,争取从源头缓解原材料价格压力,稳定市场预期,避免市场投机影响;第二,

加大对大宗商品价格监测和预警的力度，做好保供稳价，维护市场稳定；第三，加强行业自律，配合及时的市场监控，推动上游企业充分竞争，预防可能存在的垄断性涨价；第四，加快推动煤炭、钢铁等行业的产能置换，支持新能源产业的发展与遏制“两高”并举，应避免“一刀切”式减碳，稳妥推进能耗双控，合理有序推进碳达峰与碳中和目标的实现^[5]。

参考文献：

[1]陈磊，吴少将，孟勇刚：2020年经济景气与物价形势监测、分析和预测，《科技促进发展》2020年第11期。

[2]高铁梅，陈磊，王金明，张同斌：《经济周期波动分析与预测方法》（第二版）[M]，北京：清华大学出版社，2015。

[3]陈磊，孟勇刚，孙晨童：“2017~2018年经济景气形势分析与预测”，经济蓝皮书《2018年中国经济形势分析与预测》，社会科学文献出版社，2018年1月。

[4]中国银行国际金融研究所：2021年第4季度“中国经济金融展望报告”，2021年9月28日，网址：<https://pic.bankofchina.com/bocappd/rareport/202109/P020210928366600482036.pdf>。

[5]第一财经研究院：第一财经首席经济学家调研（2021年9月），2021年10月13日，网址：<https://img.cbnri.org/files/2021/10/637697223375620000.pdf>。

The Monitoring, Analysis and Forecasting of Economic Situations in 2021

CHEN Lei^{1 2} XU Yu-feng LI Li-juan

(1. Center for Econometric Analysis and Forecasting, DUFE, Dalian, 116025;

2. School of Economics, DUFE, Dalian, 116025)

Abstract: After the unprecedented outbreak of the pandemic, China's economic growth rapidly expanded for one year, and reached the peak of expansion in February 2021, after which it turned into a period of cyclical contraction. From November 2020 to July 2021, the economic conditions has recovered to the "normal", but the recovery of the demand is weaker than the supply. In 2020 Q3, the warning index declined significantly and signaled "cold", which means it may continue declining in Q4, whereas the price would keep stable totally It is predicted that the annual GDP growth rate will be 8.1% (the two-year average growth rate is around 5.2%), while the annual inflation rate will be about 0.9%. It is suggested that macroeconomic policies should be well designed for cross – cycle, striking a balance between growth stabilizing, risks preventing and energy conserving and environment protecting; meanwhile the precision of response to the pandemic should be improved, and economic performance should be maintained steadily within an appropriate range.

Keywords: business cycle; economic conditions analysis; inflation; monitoring and early warning; economic forecasting

经济政策不确定性与系统性金融风险传染^①

——基于上市金融机构微观数据的实证研究

李洋 佟孟华 褚翠翠

(东北财经大学经济学院, 东北财经大学经济计量分析与预测研究中心)

摘要: 不确定性已成为系统性金融风险传染的重要驱动因素之一, 本文基于 2008-2019 年中国 50 家上市金融机构的微观数据, 通过构建金融机构风险传染网络, 从微观层面实证探究了经济政策不确定性对系统性金融风险的影响效应。研究发现: 全样本下, 经济政策不确定性的提高会显著增加系统性金融风险水平, 其不仅会加剧金融机构的风险传染性, 而且会加重金融机构自身的脆弱性; 分样本结果进一步表明, 经济政策不确定性对银行、证券、房地产和金融控股四类部门风险的影响效应最为明显, 在经济政策不确定明显上升时期, 银行、证券和房地产部门表现出明显的风险净溢入效应, 而金融控股部门则表现出明显的风险净溢出效应; 此外, 异质性分析显示, 对于收益水平较低的个体机构, 以及在经济环境不景气和政策环境不稳定时期, 经济政策不确定性的上升对系统性金融风险的影响都更加明显。本文的研究结论为经济转型时期经济政策的制定和金融风险的防范提供了重要的参考。

关键词: 经济政策不确定性; 系统性金融风险; 尾部风险模型; 风险传染网络

中图分类号: F832

^① 辽宁省社会科学基金项目 (L19BJY023)、国家社会科学基金项目 (19ZDA094)。

一、引言

近年来，受全球金融危机、欧债危机、中美贸易摩擦和新冠肺炎疫情爆发等一系列“黑天鹅”事件的影响，我国未来经济形势日益复杂，经济下行压力不断加大，经济不确定性不断攀升。在严峻复杂的内外部形势下，我国一方面需要出台灵活多样的各种政策组合来摆脱危机，但另一方面，频繁的政策调整也进一步推高了经济政策的不确定性，给经济发展和金融市场的稳定造成严重的冲击，不确定性已成为系统性风险传染的重要驱动因素之一（Dicks and Fulghieri, 2019）^[1]。那么，我国经济政策不确定性对系统性金融风险的具体影响如何？在经济下行时期，为恢复经济对政策的频繁调整是否会带来金融风险的加速传染而影响经济复苏？厘清这些问题不仅有助于未来更有针对性地制定经济政策，而且对维护经济金融的平稳运行起着至关重要的作用。特别是在后疫情时代，我国经济下行压力逐渐加剧，经济政策不确定性达到了前所未有的高度，在这一背景下研究经济政策不确定性对系统性金融风险的影响，对于经济健康有序的运行以及系统性金融风险的防范具有十分重要的现实意义。

如何有效测度系统性金融风险水平，成为研究经济政策不确定性与系统性金融风险二者关系必须解决的关键问题之一。早期学术界和监管机构主要关注尾部极端金融风险的测度和防范，常用的作为尾部极端风险测度指标的是在险价值（VaR）和条件在险价值（CoVaR）（Adams et al., 2014； Adrian and Brunnermeier, 2016）^[2-3]，由于其计算简单，具有普适性和易应用性，因此国内学者利用该指标对我国金融行业、部门和机构之间的风险溢出进行了大量的研究（陈建青等，2015；欧阳资生和莫廷程，2017；方意等，2018）^[4-6]。随着现代计量经济学方法的不断发展，国外学者开始从网络拓扑的角度来考察系统性金融风险的关联性，该角度不仅能精确刻画不同金融机构之间的风险传染性，而且能有效识别金融风险传染的中心来源，并逐渐成为该领域崭新的研究视角。

Billio et al. (2012)^[7]利用 Granger 因果检验与主成分分析方法构建了金融机构的收益率关联网络,以此考察金融机构之间的系统性金融风险水平。Diebold and Yilmaz (2014)^[8]则在 VAR 模型框架下,将方差分解与网络拓扑理论相结合,对金融机构的股票收益率构建了有向加权网络,以研究金融机构之间的相互关联性。此外,国内学者在此基础上对中国金融市场、部门和机构之间的关联性也进行了大量的研究,使得该类方法在测度国内系统性金融风险方面得到了广泛的应用(李政等,2016;杨子晖等,2018;杨子晖等,2020;梁琪和常姝雅,2020)^[9-12]。

综上所述,虽然建立在 VaR 和 CoVaR 指标基础上的模型能有效衡量极端尾部风险及其溢出效应,但由于该方法没有考虑金融机构之间的相互依赖性对风险溢出的影响,这会大大低估规模较小却具有高度关联性机构的系统重要性水平,从而无法系统全面地考察系统性金融风险水平,因此具有明显的缺陷(刘晓东和欧阳红兵,2019)^[13]。而基于 Granger 因果检验和 VAR 方差分解的关联网络虽能很好地捕捉金融机构之间的关联性,但却未能兼顾金融时间序列的尾部风险溢出效应而存在不足(李政等,2019)^[14]。此外,现有关于中国金融机构之间关联性的研究往往集中在考察银行、证券、保险等传统金融机构之间,缺少对房地产、金融控股集团等非传统金融机构的考察。然而随着中国金融混业经营的发展,房地产、金融控股集团与传统金融部门之间的风险传导不断增强,由其引发的风险暴露事件也逐渐增多,忽略对房地产和金融控股集团风险传染的考察将大大低估中国的系统性金融风险水平。与此同时,国内现有对系统性金融风险的研究大多停留在对风险的测度层面,较少文献考察系统性金融风险的影响因素,特别是缺少关于经济政策不确定性对系统性金融风险影响方面的考察。虽然近年来国内学者的少量文献开始关注经济政策不确定性对系统性金融风险的影响,但研究内容仅停留在市场层面(杨子晖等,2020)^[15]和行

业层面（杨子晖和王姝黛，2020）^[16]的考察，研究视角也仅局限在通过构建区制转换模型和 Granger 因果模型的间接检验，缺少从微观机构层面直接探究经济政策不确定性如何影响系统性金融风险的经验证据。

鉴于此，本文首先采用 Serafin et al.(2014)^[17]、Hautsch et al.(2015)^[18]、Huang et al.（2016）^[19]等人的思想，将尾部风险模型与网络拓扑模型相结合，对涵盖银行、证券、保险、信托、房地产和金融控股六大部门金融机构的系统性金融风险进行测量，并构建金融机构之间的风险传染网络；然后基于微观层面实证探究经济政策不确定性对系统性金融风险的影响效应；最后，分别从个体层面和宏观层面研究经济政策不确定性对系统性金融风险的异质性影响。

相对于已有文献，本文的边际贡献主要体现在以下三个方面：（1）在尾部风险模型和网络拓扑模型的统一框架下构建系统性金融风险测量指标，该指标不仅考虑了尾部极端风险特性，而且还考虑了金融机构间风险溢出的关联特性，是对现有测度系统性金融风险方法的有益补充；（2）除考虑了传统金融机构外，选定的测度系统性金融风险的样本机构，还进一步涵盖了房地产、金融控股这两类非传统金融机构，使得测度的系统性金融风险水平更具代表性；（3）从微观角度研究经济政策不确定性对系统性金融风险的影响效应，不仅可以更深入地探究经济政策不确定性如何引起系统性金融风险的变化，而且也弥补了现有文献关于该领域的研究空白。

本文余下的结构安排为：第二部分为理论分析，并在此基础上提出研究假设；第三部分为研究设计；第四部分为主要的实证分析结果；第五部分为研究结论与政策启示。

二、理论分析与研究假设

新经济政策的出台，一方面对宏观经济的运行和金融市场的发展起着至关

重要的调节作用，但另一方面，经济政策的改变往往也给微观主体带来巨大的不确定性因素，从而会间接对金融市场的稳定产生难以预期的影响（周方召和贾少卿，2018）^[20]。经济政策不确定性主要通过影响微观机构的基本面和投资者的情绪来达到对金融市场风险传染的影响。首先，经济政策不确定性会导致微观主体基本面的恶化。根据融资约束理论，当经济政策处于高度不确定性时期，由于金融摩擦的存在，未来不确定的加大会导致微观主体所处的融资环境恶化，融资成本急剧上升（陈志斌和刘静，2010）^[21]；不仅如此，贴现理论也表明，未来的不确定性会导致未来投资的贴现率递减，而贴现率的降低意味着当前投资的收益降低，微观主体投资减少（刘昌义和何为，2015；饶品贵等，2017；Caggiano et al., 2017）^[22-24]，进一步导致其利润受损；此外，经济政策不确定性的上升也会导致外部信贷供给的降低，从而降低了资金的配置效率（Gilchrist et al., 2014）^[25]。这一系列因素的叠加会给微观主体的未来现金流带来严重的不利影响，导致其基本面的恶化，此时，市场对微观主体基本价值的估计准确度也会降低，从而使股价波动率加大，机构自身的风险水平急剧上升（Hong and Sraer, 2016）^[26]。其次，经济政策不确定性的上升也会使个体投资者产生更加悲观的情绪，从而对微观机构的风险水平产生影响。当经济政策不确定性上升时，个体投资者的风险感知明显增强，其对未来经济政策的合理预期变得更加困难，未来不确定的预期会进一步使投资者产生焦虑恐慌等负面情绪，投资者常常表现出犹豫不决、决策更为谨慎（靳光辉等，2016）^[27]，由于个体投资者普遍存在羊群效应，在面临重大不确定性政策时易出现集体恐慌，从而导致金融机构股价的波动幅度加大。当单一市场发生危机时，投资者基于理性预期视角，会对其持有的资产组合进行再分配，最终引发金融风险在金融各部门和机构之间迅速传染（杨子暉和王姝黛，2020）。鉴于此，我们提出如下假设：

假设 1:经济政策不确定性的上升会显著增加金融机构系统性金融风险水平。

从金融机构个体层面来看，金融机构的净资产收益率是反映其个体特征的重要财务指标，能够衡量机构运用自有资本获取收益的能力大小，充分体现了金融机构财务状况的好坏。相关研究表明，财务状况较差的金融机构往往缺乏充足的资本来应对外来冲击（李彩玲和林东杰，2019）^[28]。因此，不同净资产收益率的金融机构，其抵御外部冲击的能力也不同。相对于收益率高的金融机构而言，收益率低的金融机构其现金流较为紧张，在发生外部政策不确定性冲击时，该类机构较难改变经营政策和管理模式来摆脱不确定性冲击的负面效应。鉴于此，我们提出如下第二个假设。

假设 2:对于收益率较低的金融机构而言，经济政策不确定性对其系统性金融风险的影响更加明显。

从宏观层面来看，在不同的宏观环境下，微观主体通常会表现出不同的行为。具体而言，微观主体更倾向于认为政府在经济萧条时期会频繁变动政策，而在经济繁荣时期会保持政策的延续性。在经济萧条时期，经济主体较难对未来政策的方向和执行方式形成稳定的预期，进而造成投资者对未来普遍持有悲观情绪（周方召和贾少卿，2018）。同时，由于中国市场买空手段单一，在经济不景气时期，当遭受到经济政策不确定性上升的冲击时，会使本就陷入悲观情绪和蒙受巨大损失的投资者出现过度反应行为，在杠杆效应的作用下会导致金融机构的风险水平急剧放大（杨子暉和王姝黛，2020；杨子暉等，2020；Duong et al., 2020）^[29]。与外部经济环境类似，外部政策环境的变化也会对市场中投资者的情绪和预期产生重大的影响，在外部政策环境不稳定时期，投资者对未来政策走势和政策变迁的预期会存在较大分歧，当经济政策不确定性提高时，会进一步加剧投资者的恐慌情绪和过度反应，导致经济政策不确定性对风险传染的影响效应明显加大（陈国进等，2018）^[30]。鉴于此，我们提出第三个假设。

假设 3:在经济环境不景气和政策环境不稳定时期，经济政策不确定性对系统性金融风险的影响效应更加明显。

三、研究设计

(一) 基于尾部风险指标 ($\Delta CoVaR$) 和网络拓扑模型的系统性金融风险指标构建

本文首先基于尾部风险指标 ($\Delta CoVaR$) 测度出金融机构两两之间的风险溢出效应，然后将其作为矩阵的元素构建风险传染网络邻接矩阵，最后在此基础上利用网络拓扑的思想计算出系统性金融风险总水平以及每个金融机构的系统性金融风险溢出和溢入水平。

1. 基于尾部风险指标 ($\Delta CoVaR$) 的边际风险溢出效应

(1) $\Delta CoVaR$ 指标构建。

当单个金融机构的风险积累到一定程度，会对其他金融机构形成明显的风险溢出效应，造成大量金融机构的倒闭，进而波及到整个金融系统，引发系统性金融风险，因此对风险溢出效应的精确度量是防范系统性金融风险的前提。本文采用 Adrian and Brunnermeier 于 2016 年提出尾部风险指标 ($\Delta CoVaR$) 来衡量金融机构之间的边际风险溢出效应，该指标建立在条件风险价值 ($CoVaR$) 的框架之上。条件风险价值 ($CoVaR$) 表示当某个金融机构出现尾部风险事件时，其他金融机构或整体金融系统所面临的风险，衡量的是单个金融机构对其他金融机构或整体金融系统的风险溢出水平。假设在 t 时刻金融机构 j 发生尾部风险事件 $C(X^j)$ ，如果金融机构 j 对金融机构 i 存在风险溢出效应，则风险溢出效应可表示为金融机构 j 的损失处于 $Var_{q,t}^j$ 水平时，金融机构 i 的条件风险价值，即 $CoVaR_{q,t}^{ij}$ 。条件风险价值 ($CoVaR_{q,t}^{ij}$) 可以用金融资产收益率条件概率分布的 q 分位数表示，即：

$$\Pr(r_{i,t} \leq CoVaR_{q,t}^{ij} | r_{j,t} = VaR_{q,t}^j) = q \quad (1)$$

其中, $r_{i,t}$ 和 $r_{j,t}$ 分别表示机构 i 和 j 在 t 时刻的对数收益率水平, 用公式 $(\ln P_t - \ln P_{t-1}) \times 100$ 进行求解, P_t 和 P_{t-1} 分别表示 t 时刻和 $t-1$ 时刻的收盘价。

$CoVaR_{q,t}^{ij}$ 本质上属于机构 i 的条件VaR, 涵盖了金融机构 j 对金融机构 i 的总风险价值, 既包括无条件风险价值, 也包括边际风险溢出效应。那么在时刻 t , 在 $1-q$ 的置信水平下, 金融机构 j 对金融机构 i 的边际风险溢出效应可表示为在金融机构 j 发生尾部风险事件 $C(X^j)$ 时金融机构 i 的条件风险价值, 与金融机构 j 处于正常状态 (Median) 下金融机构 i 的条件风险价值的差额, 用公式可表示为:

$$\Delta CoVaR_{q,t}^{ij} = CoVaR_{q,t}^{i|r_{j,t}=VaR_{q,t}^j} - CoVaR_{q,t}^{i|r_{j,t}=VaR_{50\%,t}^j} \quad (2)$$

其中, $CoVaR_{q,t}^{i|r_{j,t}=VaR_{q,t}^j}$ 和 $CoVaR_{q,t}^{i|r_{j,t}=VaR_{50\%,t}^j}$ 分别表示金融机构 j 发生尾部事件和处于正常状态时金融机构 i 的条件风险价值。边际风险溢出效应 ($\Delta CoVaR_{q,t}^{ij}$) 衡量了当金融机构 j 处于压力状态下, 其对金融机构 i 的额外净溢出效应, 反应的是金融机构 j 的风险溢出贡献程度。其绝对值越大, 则金融机构 j 对 i 的风险溢出贡献程度越大。

为了方便对不同金融机构边际风险溢出效应数据的比较, 通常也对其进行标准化处理, 即:

$$\Delta CoVaR_{q,t}^{ij} = \frac{CoVaR_{q,t}^{i|r_{j,t}=VaR_{q,t}^j} - CoVaR_{q,t}^{i|r_{j,t}=VaR_{50\%,t}^j}}{CoVaR_{q,t}^{i|r_{j,t}=VaR_{50\%,t}^j}} \quad (3)$$

(2) $\Delta CoVaR$ 指标度量。

如何精确地度量 $CoVaR$ 及 $\Delta CoVaR$, 学者们一直在不断地进行深入探索。自Engle(2002)^[31]提出动态条件相关 GARCH 模型 (DCC-GARCH) 后, 该模型就在度量 $CoVaR$ 及 $\Delta CoVaR$ 中得到了广泛的应用。DCC-GARCH 模型把条件协方差矩阵分解为条件方差和条件相关系数矩阵, 然后进行参数化, 不仅降低了模

型中估计参数的个数，而且能够很好地捕捉不同金融时序变量之间的非线性相关性，本文采用 AR-DCC-GARCH 模型来描述金融机构之间的非线性风险溢出效应。根据 Engle(2002)的研究，假设金融机构的收益率序列服从 AR(1)过程，则双变量 DCC-GARCH 模型可表示为：

$$\begin{aligned}
\mathbf{r}_t &= \boldsymbol{\mu}_t + \mathbf{e}_t \\
\mathbf{e}_t &= \mathbf{H}_t^{1/2} \boldsymbol{\varepsilon}_t \\
\mathbf{H}_t &= \mathbf{D}_t \mathbf{R}_t \mathbf{D}_t \\
\mathbf{R}_t &= \text{diag}(\mathbf{Q}_t)^{-1/2} \cdot \mathbf{Q}_t \cdot \text{diag}(\mathbf{Q}_t)^{-1/2} \\
\mathbf{Q}_t &= (1 - \lambda_1 - \lambda_2) \bar{\mathbf{Q}} + \lambda_1 (\boldsymbol{\varepsilon}_{t-1} \boldsymbol{\varepsilon}'_{t-1}) + \lambda_2 \mathbf{Q}_{t-1}
\end{aligned} \tag{4}$$

其中， $\mathbf{r}_t = (r_{i,t}, r_{j,t})^T \sim N(0, \mathbf{H}_t)$ ，表示金融机构 i 和 j 的收益率序列； $\boldsymbol{\varepsilon}_t = (\varepsilon_{i,t}, \varepsilon_{j,t})^T$ 为标准化残差，通常假设服从多维正态分布； \mathbf{Q}_t 表示协方差矩阵， \mathbf{Q}_t 中的 $\bar{\mathbf{Q}}$ 为残差标准化后的无条件协方差矩阵， \mathbf{Q}_t 中的 λ_1 和 λ_2 表示动态条件相关性参数，显然， λ_1 与 λ_2 决定了该模型的动态化过程； \mathbf{H}_t 表示方差-协方差矩阵，通过公式 $\mathbf{H}_t = \mathbf{D}_t \mathbf{R}_t \mathbf{D}_t$ 将方差-协方差矩阵分解为条件方差矩阵 \mathbf{D}_t 和条件相关系数矩阵 \mathbf{R}_t ；条件方差矩阵 \mathbf{D}_t 为对角阵，可表示为 $\mathbf{D}_t = \text{diag}\{(h_{i,t})^{1/2}, (h_{j,t})^{1/2}\}$ ， \mathbf{D}_t 中的 $h_{i,t}$ 可通过如下具有 p 阶滞后项的残差平方和与 q 阶滞后项的条件方差和的单变量 GARCH (p, q) 模型拟合得到，即：

$$h_{it} = \omega_i \sum_{m=1}^p \alpha_{im} \varepsilon_{i,t-m}^2 + \sum_{n=1}^q \beta_{in} h_{i,t-n} \tag{5}$$

则动态条件相关系数矩阵 \mathbf{R}_t 可表示为 $\mathbf{R}_t = \begin{bmatrix} 1 & \rho_{ij} \\ \rho_{ij} & 1 \end{bmatrix}$ ， ρ_{ij} 表示两个金融机构之间的动态条件相关系数。动态条件相关系数 $\rho_{ij,t}$ 越大，表示金融机构之间的风险溢出效应越大。

由于假设标准化残差服从多元正态分布，则根据多元正态分布的性质，当金融机构 j 发生尾部风险事件时，金融机构 i 的收益率的条件分布也服从正态

分布，即：

$$r_{i,t}|r_{j,t} \sim N\left(\frac{r_{j,t}\sigma_{ii,t}\rho_{ij,t}}{\sigma_{jj,t}}, (1 - (\rho_{ij,t})^2)(\sigma_{ii,t})^2\right) \quad (6)$$

则由条件风险价值（CoVaR）的定义公式（1），我们可以得到：

$$Pr\left[\frac{r_{i,t}-r_{j,t}\sigma_{ii,t}\rho_{ij,t}/\sigma_{jj,t}}{\sigma_{ii,t}\sqrt{1-(\rho_{ij,t})^2}} < \frac{CoVaR_{q,t}^{ij}-r_{j,t}\sigma_{ii,t}\rho_{ij,t}/\sigma_{jj,t}}{\sigma_{ii,t}\sqrt{1-(\rho_{ij,t})^2}} | r_{j,t} = VaR_{q,t}^j\right] = q \quad (7)$$

因为 $\left[\frac{r_{i,t}-r_{j,t}\sigma_{ii,t}\rho_{ij,t}/\sigma_{jj,t}}{\sigma_{ii,t}\sqrt{1-(\rho_{ij,t})^2}}\right] \sim N(0,1)$ ，则可得到当金融机构 j 发生尾部风险事

件时，机构 i 的动态 $CoVaR_{q,t}^{ij}$ 可由如下公式求得，即：

$$CoVaR_{q,t}^{ij} = \Phi^{-1}(q) \cdot \sigma_{ii,t} \sqrt{1 - (\rho_{ij,t})^2} + VaR_{q,t}^j \cdot \frac{\sigma_{ii,t}\rho_{ij,t}}{\sigma_{jj,t}} \quad (8)$$

则结合公式（3）和公式（8）可进一步得到机构 j 对机构 i 的标准化的边际风险溢出效应 $\Delta CoVaR_{q,t}^{ij}$ ，其计算公式为：

$$\Delta CoVaR_{q,t}^{ij} = \frac{\frac{\sigma_{ii,t}\rho_{ij,t}}{\sigma_{jj,t}}(VaR_{q,t}^j - VaR_{50\%,t}^j)}{\Phi^{-1}(q) \cdot \sigma_{ii,t} \sqrt{1 - (\rho_{ij,t})^2} + VaR_{50\%,t}^j \cdot \frac{\sigma_{ii,t}\rho_{ij,t}}{\sigma_{jj,t}}} \quad (9)$$

其中，由式（4）、（5）可计算出机构 i 、 j 预测的收益率标准差 $\sigma_{ii,t}$ 、 $\sigma_{jj,t}$ ，以及机构 i 、 j 的动态条件相关系数 $\rho_{ij,t}$ 。对于金融机构 j 的收益率序列 $r_{j,t}$ ，使用 AR-GARCH 模型可估计出收益率序列的均值 μ_t ，则在 $1-q$ 的置信水平下，金融机构 j 的在险价值可由 $VaR_{q,t}^j = \mu_t + \Phi^{-1}(q) \cdot \sigma_{jj,t}$ 表示，由此便可度量出金融机构 j 对 i 的非线性边际风险溢出水平 $\Delta CoVaR_{q,t}^{ij}$ 。

2. 基于网络拓扑模型的系统性金融风险传染网络

参考 Serafin et al.(2014)、Hautsch et al.(2015)、Huang et al.（2016）等人的研究思想，结合上文测算的边际风险溢出效应 $\Delta CoVaR$ ，构建 t 时刻金融机构间的风险传染网络邻接矩阵如下：

表 1 风险传染网络邻接矩阵

	r_1	r_2	……	r_n	<i>From</i>
r_1	0	d_{12}	……	d_{1n}	$\sum_{j=1}^n d_{1j}$
r_2	d_{21}	0	……	d_{2n}	$\sum_{j=1}^n d_{2j}$
……	……	……	……	……	……
r_n	d_{n1}	d_{n2}	……	0	$\sum_{j=1}^n d_{nj}$
<i>To</i>	$\sum_{i=1}^n d_{i1}$	$\sum_{i=1}^n d_{i2}$	……	$\sum_{i=1}^n d_{in}$	<i>TC</i>

其中, $d_{ij} = \Delta CoVaR_{q,t}^{ij}$, 表示在 t 时刻, 金融机构 j 对金融机构 i 经过标准化处理的边际风险溢出效应。将风险传染网络邻接矩阵的第 j 列相加, 可得到金融机构 j 的系统性金融风险总溢出水平 $TIC_{\leftarrow j}^{To}$; 同时, 将风险传染网络邻接矩阵的第 i 行相加, 可得到其他所有机构对金融机构 i 的系统性金融风险总溢入水平 $TIC_{i\leftarrow}^{From}$; 进一步地, 将风险传染网络邻接矩阵的所有元素做标准化处理并加总, 可得系统性金融风险总水平 TC, 即:

$$TIC_{\leftarrow j}^{To} = \sum_{i=1}^n d_{ij} \quad (10)$$

$$TIC_{i\leftarrow}^{From} = \sum_{j=1}^n d_{ij} \quad (11)$$

$$TC = \frac{\sum_{i,j=1}^n d_{ij}}{n} = \frac{\sum_{i=1}^n TIC_{\leftarrow i}^{To}}{n} = \frac{\sum_{j=1}^n TIC_{i\leftarrow}^{From}}{n} \quad (12)$$

由金融机构的系统性金融风险溢出、溢入水平, 可进一步得到金融机构的系统性金融风险净溢出水平 (NTIC), 即:

$$NTIC_i = TIC_{\leftarrow i}^{To} - TIC_{i\leftarrow}^{From} \quad (13)$$

当该值为正时, 表明该机构的风险溢出水平大于风险溢入水平, 为风险净溢出机构; 若该值为负时则正好相反, 说明该机构为风险净溢入机构。

(二) 模型设定

为了进一步验证假设 1—3 的结论, 我们设定如下面板回归模型:

$$Risk_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 EPU_{it} + \delta X_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

其中， i 为所选样本金融机构， t 表示会计年度；被解释变量 $Risk_{it}$ 为样本金融机构的系统性金融风险水平；解释变量 EPU_{it} 为经济政策不确定性指数； X_{it} 为一系列控制变量，参照 Yang and Zhou(2013)^[32]、李政等（2016）^[33]、梁琪和常姝雅（2020）等人的研究成果，本文分别控制了机构的规模（Size）、净资产收益率（Roe）、股价收益率（Rate_M）、股价收益率的波动率（Rate_SD）4 个个体层面变量，以及股市大盘波动率（HS_V）、经济增长率（GDPR）、货币供应量增长率（M2R）、经济景气度（HJ）4 个宏观层面变量； μ_i 、 ν_t 和 ε_{it} 分别表示个体效应、时间固定效应和随机误差项。

（三）变量定义与数据说明

1. 变量定义

（1）被解释变量（ $Risk_{it}$ ）。考虑到各金融机构之间的系统性金融风险溢出和溢入水平不仅反映了风险的传染方向，而且代表了不同的含义。其中，金融机构的系统性金融风险溢出水平代表了该机构的传染性指数，风险溢出水平越大，体现了该机构对其他机构的冲击性越强；而系统性金融风险溢入水平代表了金融机构的脆弱性指数，风险溢入水平越小，体现了该机构抵抗其他机构冲击的能力越强（李政等，2020）。因此，本文分别选取由式（9）和式（10）测算的各机构的系统性金融风险溢出水平（ TIC^{To} ）和溢入水平（ TIC^{From} ）的年度均值作为模型的被解释变量，以期更加全面地考察经济政策不确定性对系统性金融风险的影响。

（2）解释变量（ EPU_{it} ）。为衡量中国经济政策不确定性，本文采用 Baker（2016）^[34]构建的中国经济政策不确定性指数^①，该指数基于中国香港发行的《南华早报》进行编制。考虑到该指标为月度数据，我们将每年月度数据的算术平均作为经济政策不确定性指数的度量指标。

^① 中国经济政策不确定性指数数据来源于 www.policyuncertainty.com.

(3) 控制变量 (X_{it})。本文选取以下可能影响金融机构系统性风险的因素作为控制变量。其中,机构的总资产规模 (Size) 用 t 期末总资产规模的自然对数衡量;净资产收益率 (Roe) 以 t 期末的净利润与净资产的比值表示;股价收益率 (Rate_M) 由 t 期内日度股价对数收益率的均值计算得到;股价收益率的波动率 (Rate_SD) 为 t 期内日度股价对数收益率的标准差;股市大盘波动率 (Hs_V) 采用沪深 300 指数对数收益率 22 个交易日的滚动波动率的年度均值衡量;经济增长率 (GDPR)、货币供应量增长率 (M2R) 分别用 GDP 的年度增长率和广义货币供应量 M2 的年度增速表示;经济景气度 (HJ) 采用宏观经济景气指数的年度均值来表示。

2. 数据来源与样本说明

由于 2008 年国际金融危机之后,我国的经济政策不确定性不断攀升,为了使样本区间涵盖更多的经济政策不确定事件并纳入更多的上市金融机构,本文将所研究的样本期定为 2008 年 1 月 1 日—2019 年 12 月 31 日。此外,考虑到房地产企业的类金融属性以及金融控股公司与金融机构的密切联系,本文将房地产行业和金融控股行业也纳入到所研究的样本范围内,因此所选样本行业部门包括银行、证券、保险、信托、房地产和金融控股这六大部门。剔除掉上市时间晚于样本起始时期和上市交易时间不连续的金融机构,最终选取了 50 家金融机构,其中银行机构 14 家,证券机构 10 家,保险机构 4 家,信托机构 3 家,房地产机构 13 家,金融控股机构 6 家。这 50 家机构的总市值占到这六个行业部门所有上市公司总市值的 70.9%,证明样本机构具有较好的代表性,可以用来反映我国金融体系的总体情况,具体所选样本机构及名称如表 2 所示。除经济政策不确定性指标数据外,上市金融机构个体层面数据和宏观层面数据均来源于 Wind 数据库和 CSMAR 数据库。表 3 为各变量的描述性统计。

表 2 上市金融机构类别及名称情况

部门类别	机构名称						
银行	中国银行	工商银行	交通银行	建设银行	平安银行	浦发银行	民生银行
	招商银行	华夏银行	兴业银行	中信银行	宁波银行	南京银行	北京银行
证券	海通证券	东北证券	国投资本	国元证券	国海证券	长江证券	国金证券
	西南证券	五矿资本	中信证券				
保险	天茂集团	中国人寿	中国平安	中国太保			
信托	陕国投	安信信托	经纬纺机				
房地产	万科 A	绿地控股	保利地产	华夏幸福	华侨城 A	金地集团	金科股份
	阳光城	首开股份	中南建设	华发股份	蓝光发展	大悦城	
金融控股	爱建集团	香溢融通	海德股份	易见股份	浙江东方	新力金融	

表 3 变量描述性统计

变量	名称	均值	标准差	最小值	最大值
TIC^{To}	系统性金融风险溢出水平	25.040	6.525	8.416	40.610
TIC^{From}	系统性金融风险溢入水平	25.040	6.390	8.030	38.590
EPU	经济政策不确定性指数	268.400	193.500	98.890	791.900
Size	资产规模	7.061	2.953	0.770	12.620
Roe	净资产收益率	13.500	14.560	-40.650	264.200
Rate M	股价收益率	-0.027	0.229	-0.778	0.630
Rate SD	股价收益率波动率	2.800	1.243	0.797	8.614
HS_V	股市大盘波动率	1.518	0.617	0.609	3.009
GDPR	经济增长率	7.825	1.598	6.000	11.900
M2R	货币供应量增长率	13.060	3.346	8.183	19.050
HJ	经济景气度	101.300	1.791	98.640	104.300

数据来源：Wind 数据库和 CSMAR 数据库

四、实证结果及分析

（一）金融系统风险溢出网络分析

为了考察经济政策不确定的提高是否会导致系统性金融风险传染的变化，本部分利用上述测度的风险传染网络邻接矩阵，分别从部门和机构层面探究经

济政策不确定性引发系统性金融风险传染的变化情况。

1. 基于部门层面的金融风险传染

通过梳理中国经济政策不确定性指数，发现其变化趋势分别经历了三次比较明显的上升时期。第一次为 2011 年爆发的欧债危机引发 2012 年经济政策不确定性的明显上升时期，第二次为 2015 年下半年发生的“股灾”事件造成 2016 年经济政策不确定性的急剧上升时期，第三次为 2018 年中美贸易摩擦的升级导致 2019 年经济政策不确定性达到了前所未有的高度。接下来，我们分别考察这三个时期部门层面的金融风险传染如何变化，限于篇幅，此处仅报告 2019 年经济政策不确定性明显上升时期金融风险传染的变化情况，结果如表 4 所示。可以看出，在面临经济政策高度不确定性时，我国金融体系存在明显的跨部门风险溢出效应。一方面，保险、信托和金融控股部门为主要的风险净溢出部门，而银行、证券和房地产部门为主要的净溢入部门；另一方面，虽然银行、证券和房地产部门的风险溢入水平大于风险溢出水平，但其风险溢出水平同样很大。因此，经济政策不确定性的上升不仅会加剧所有部门的风险传染性，而且会造成银行、证券和房地产部门的脆弱性。

表 4 部门层面风险传染情况

部门	2019 年		
	风险溢出	风险溢入	风险净溢出
银行	29.5	46.3	-16.8
证券	30.8	37.9	-7.1
保险	28.0	13.2	14.9
信托	24.1	9.0	15.1
房地产	23.2	34.2	-11.0
金融控股	22.1	17.1	5.0

2. 基于机构层面的金融风险传染

为了探究经济政策不确定性引起部门层面风险传染的深层次原因，本文基于两两机构之间的风险溢出关系，进一步考察经济政策不确定性的明显上升时

期各机构风险传染变化情况。具体而言，通过计算所选金融机构分别在 2012 年、2016 年、2019 年这三个时期的风险溢出平均值，采用 Fruchterman Reingold 算法布局，绘制三个时期各机构的风险传染关系网络图^①，限于篇幅，此处未报告 2012 和 2016 年的结果，2019 年经济政策高度不确定时期各机构风险传染网络图如图 1 所示。可以看出，各机构之间的风险溢出关系表现出明显的部门集聚特性，其中，以银行、证券和房地产机构的部门集聚特性最为明显。在经济政策不确定性明显上升时期，大部分银行机构都处于风险溢出网络的中心，同时大部分证券、房地产机构处于风险溢出网络的次中心位置，说明经济政策不确定性的上升会引发这类机构风险的溢入、溢出双向通道。而大部分信托和金融控股机构处于风险传染网络的外围，进一步证明经济政策不确定性的上升会造成该类机构风险单向溢出的明显特征，尤其会造成金融控股机构对其他机构的风险溢出效应，使得该类机构成为引发系统性金融风险的又一重大隐患。

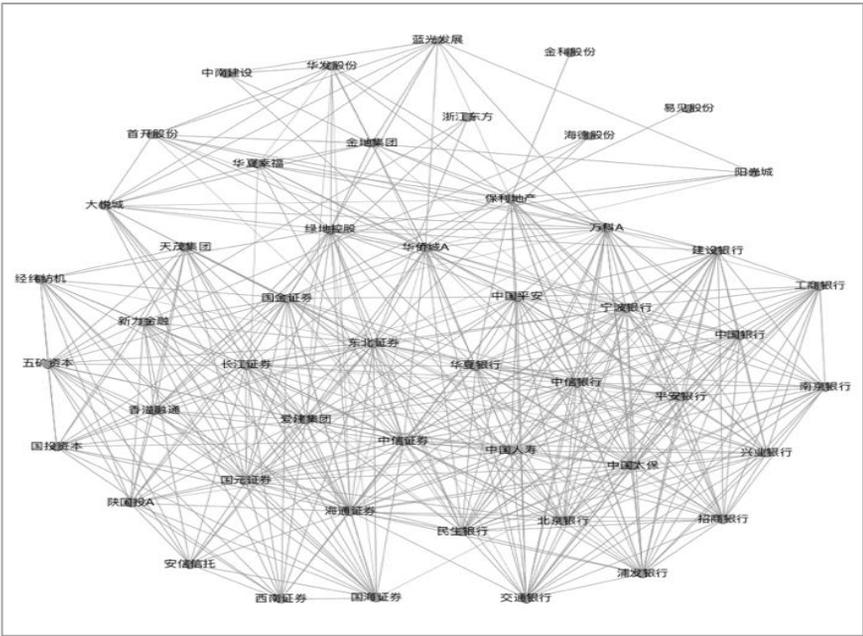


图 1 2019 年机构层面风险传染网络图

^① 考虑到构建网络的完整性和简洁性，既要包括所有的样本机构，又要体现出主要机构的风险溢出路径，经过权衡，本文选取了风险溢出强度的均值作为阈值，保留强度在均值以上的风险溢出关系。

（二）经济政策不确定性对系统性金融风险影响：基准回归分析

由以上分析可知，经济政策不确定性与金融风险的传染具有显著的相关关系，并且在经济政策高度不确定时期，金融各部门和各机构之间均呈现出明显的风险溢出、溢入特征。为进一步从实证的角度探究经济政策不确定性对风险传染的具体影响效应，本文接下来由式（14）构建如下基准回归模型以验证假设 1，回归结果如表 5、表 6 所示。其中，由表 5 和表 6 的第（1）列可以看出，在全样本下，经济政策不确定性（EPU）对系统性金融风险溢出、溢入的影响系数都为 0.058，且都在 1%的水平上显著，说明经济政策的不确定性不仅会加剧金融机构风险的传染性，而且会加重金融机构自身的脆弱性，这与杨子暉等（2019）^[35]、刘瑒等（2020）^[36]、杨子暉等（2020）的研究结论保持一致。从分部门的结果来看，当经济政策不确定性上升时，对系统性金融风险溢出水平影响系数排在前三位的分别为证券、房地产和金融控股部门（表 5 中第（3）、（6）、（7）、（1）列），影响系数分别为 0.093、0.069、0.053，且都显著为正；对系统性金融风险溢入水平影响系数排在前三位的分别为证券、金融控股和房地产部门（表 6 中第（3）、（7）、（6）列），影响系数分别为 0.095、0.061、和 0.058，且也都显著为正。此外，经济政策不确定性对银行部门系统性金融风险溢出、溢入的影响系数都处于各部门的中间位置，且系数都显著为正；而对保险和信托部门的系统性金融风险水平的影响系数虽然为正，但大部分不够显著。以上结果进一步验证了风险传染网络的结果特征，即当经济政策不确定性上升时，其对证券、房地产、金融控股和银行部门的影响效应较为明显，因此为恢复经济而对经济政策进行频繁调整时，除了要关注经济政策不确定对证券、银行等传统金融机构稳定所造成的影响，而且要尤为关注由经济政策不确定性引发的房地产和金融控股等非传统金融机构向传统金融机构的风险传染。

表 5 经济政策不确定性对系统性金融风险溢出效应的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	全样本	银行	证券	保险	信托	房地产	金融控股
EPU	0.058*** (0.008)	0.044*** (0.012)	0.093*** (0.014)	0.051 (0.030)	0.033* (0.011)	0.069*** (0.019)	0.053* (0.023)
Size	1.081*** (0.152)	-2.025* (1.000)	0.588 (0.565)	1.385*** (0.216)	2.024 (1.344)	1.394*** (0.295)	0.253 (1.021)
Roe	-0.026*** (0.005)	0.005 (0.119)	-0.027*** (0.005)	0.087 (0.050)	0.017 (0.032)	-0.067** (0.026)	0.036 (0.020)
Rate_M	-1.888 (1.198)	2.899 (4.153)	-4.302 (2.361)	-3.324** (0.753)	-1.643 (6.359)	-2.427* (1.157)	-4.069 (2.532)
Rate_SD	-1.053*** (0.164)	-0.752 (0.505)	-2.068*** (0.244)	-1.142** (0.309)	-1.463 (0.727)	-0.885*** (0.249)	-0.386 (0.560)
HS300_V	14.308*** (1.198)	15.142*** (2.106)	20.527*** (1.775)	15.321** (3.875)	3.535 (7.495)	15.415*** (2.172)	8.100* (3.825)
GDP	35.666*** (5.863)	31.509*** (9.846)	58.614*** (11.567)	32.315 (22.546)	11.534 (10.780)	46.977*** (14.734)	24.414 (17.486)
M2R	-2.447*** (0.447)	-3.136*** (0.731)	-4.287*** (0.950)	-2.405 (1.586)	1.422 (2.045)	-3.400*** (0.924)	-0.661 (1.707)
HJ	-1.044*** (0.231)	-1.290*** (0.426)	-1.759** (0.562)	-0.944 (0.657)	-1.084 (0.748)	-1.379** (0.496)	-0.488 (0.714)
Constant	-131.799*** (26.717)	-34.540 (50.751)	-206.320*** (47.869)	-122.716 (99.947)	14.313 (102.791)	-174.223** (62.669)	-121.900 (84.854)
Institution fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	600	168	120	48	36	156	72
R ²	0.602	0.755	0.709	0.906	0.815	0.608	0.663

表 6 经济政策不确定性对系统性金融风险溢入效应的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	全样本	银行	证券	保险	信托	房地产	金融控股
EPU	0.058*** (0.007)	0.036** (0.012)	0.095*** (0.012)	0.059 (0.030)	0.034 (0.013)	0.058*** (0.018)	0.061** (0.023)
Size	1.083*** (0.163)	0.799 (1.175)	0.530 (0.620)	1.436*** (0.201)	2.169 (1.129)	1.374*** (0.267)	0.250 (1.011)
Roe	-0.027*** (0.004)	-0.044 (0.049)	-0.032*** (0.006)	0.076 (0.037)	0.019 (0.030)	-0.075** (0.027)	0.043 (0.022)
Rate_M	-3.167*** (1.039)	-4.862* (2.453)	-4.790* (2.207)	-3.700*** (0.489)	-2.447 (5.894)	-3.461*** (0.875)	-5.208* (2.284)
Rate_SD	-1.127*** (0.169)	-0.906** (0.399)	-2.250*** (0.300)	-1.116** (0.285)	-1.612 (0.726)	-0.891*** (0.249)	-0.461 (0.605)
HS300_V	14.053*** (1.125)	12.586*** (1.814)	21.644*** (1.758)	15.618** (4.198)	3.659 (7.232)	13.691*** (1.924)	8.606* (3.699)
GDPR	36.208*** (5.201)	23.712** (10.506)	61.896*** (11.038)	39.429 (22.323)	13.285 (12.047)	38.176** (13.386)	31.779 (17.256)
M2R	-2.507*** (0.391)	-2.100** (0.914)	-4.690*** (0.945)	-2.829 (1.616)	1.322 (1.867)	-2.871*** (0.769)	-1.133 (1.644)
HJ	-1.200*** (0.191)	-1.067* (0.543)	-1.984*** (0.476)	-1.529 (0.689)	-1.385 (0.896)	-1.199*** (0.353)	-1.028 (0.693)
Constant	-118.388*** (25.236)	-38.837 (30.832)	-202.369*** (37.941)	-110.181 (100.422)	33.525 (94.699)	-132.291* (65.992)	-114.892 (82.823)
Institution fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	600	168	120	48	36	156	72
R ²	0.664	0.840	0.746	0.921	0.848	0.647	0.682

注：方程（1）为全样本下的回归结果，方程（2）-（7）分别代表银行部门、证券部门、保险部门、信托部门、房地产部门和金融控股部门的子样本回归结果；***、**、* 分别代表在 1%、5%和 10%水平上显著；括号中的参数为标准误。

（三）稳健性检验

由上文基准回归分析结果可以看出，经济政策不确定性不仅会显著加剧金融机构的风险传染性，而且会明显加重金融机构自身的脆弱性，但是这一结果

可能会受到核心解释变量度量方式、异常事件和模型内生性问题的影响。为使研究结论更加可信，本文从以下三个角度对基准模型结果进行稳健性检验。

1. 变换经济政策不确定性指标的度量方式

考虑到越接近年末，经济政策不确定性对金融机构之间的风险传染影响可能越大，并且经济政策不确定性程度不同，可能对金融风险传染的影响效应也存在差异。为此我们参考饶品贵等（2017）、饶品贵和徐子慧（2017）^[37]等人对经济政策不确定性的度量方式，首先以月份作为权重，对一年内各月的经济政策不确定性指数进行加权平均，得到第二个经济政策不确定性变量(EPU_W)；其次，将经济政策不确定性指数按照中位数分为两组，将高于中位数的赋值为1，同时将低于中位数的赋值为0，构造出第三个经济政策不确定变量(EPU_M)。紧接着，使用构建的这两个新的经济政策不确定性指标重新进行分析，实证结果如表7的第（1）、（2）、（5）、（6）列所示。结果表明，经济政策不确定性变量 EPU_W 和 EPU_M 的系数都显著为正，表明基准模型的结果是稳健的。

2. 剔除金融危机事件的影响

2008 年金融危机的爆发给我国金融市场造成了很严重的冲击，导致金融市场风险加速传染。为尽快恢复经济，我国于 2008 年年末和 2009 年初出台了 4 万亿的经济刺激政策，这一事件的发生可能也会给本文的分析结果产生影响。为此，我们参照李彩玲和林东杰（2019）的解决方式，剔除了 2008-2009 年的样本，并重新对模型进行实证分析，结果如表 7 第（3）、（7）列所示。结果仍然表明，基准模型的主要结论是稳健的。

3. 消除内生性问题

尽管经济政策不确定性对于微观金融机构而言是外生的，但当金融机构风险传染水平普遍提高时，政府亦可能察觉到整体金融风险水平的提高来相应调整货币、财政等宏观经济政策，因此，本文的实证结果不可避免的存在双向因

果的内生性问题。由于经济政策不确定性具有明显的跨国溢出效应（李政等，2020）^[38]，考虑到中美货币政策的联动性，且美国经济政策不确定性的上升也会单向引起中国经济政策不确定性的上升（Gulen and Ion, 2016；刘贯春等，2019）^[39-40]，而中国金融机构风险水平的提高却不会对美国经济政策不确定性产生直接的影响，因此，本文采用美国经济政策不确定性指数（EPU_IV）^①作为中国经济政策不确定性指数的工具变量，以消除模型存在的内生性问题，结果如表 7 第（4）、（8）列所示。其中，Anderson LM 统计量表明不存在不可识别问题，同时 Kleibergen-Paap rk LM 统计量显示所选工具变量也并非弱工具变量，证明采用美国经济政策不确定性作为工具变量将具有一定的代表性。不仅如此，核心解释变量的影响系数与基准模型保持一致，且均通过了显著性检验，说明解决了内生性问题的估计结果依然稳健。

表 7 稳健性检验结果

	TIC^{To}				TIC^{From}			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
EPU_W	0.024*** (0.003)				0.024*** (0.003)			
EPU_M		0.220*** (0.029)				0.220*** (0.026)		
EPU			0.026*** (0.002)				0.026*** (0.002)	
EPU_IV				0.010*** (0.001)				0.009*** (0.001)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	600	600	500	600	600	600	500	600
R^2	0.602	0.602	0.595	0.537	0.664	0.664	0.641	0.597
Anderson-LM				399.034*** (0.000)				399.034*** (0.000)
CD-Wald F				1429.976				1429.976

^① 美国经济政策不确定性指数数据来源于 www.policyuncertainty.com.

（四）异质性检验

为了进一步考察经济政策不确定性对于具有不同个体特征金融机构和处于不同外部环境金融机构的影响效应是否存在差异，本文分别从收益率、经济环境景气度和政策环境稳定性三个方面进行异质性分析，以检验假设 2 和假设 3 的结论。

1. 区分不同收益水平的分样本回归

净资产收益率是衡量机构运用自有资本效率的重要指标，反映了股东权益的收益水平大小，净资产收益率的不同，能充分体现机构财务状况的好坏。因此，我们按照净资产收益率的中位数水平将样本分为高收益率和低收益率两组，来验证具有不同收益率的机构抵御外部经济政策不确定性冲击能力强弱的差异，回归结果如表 9 所示。结果表明，在净资产收益率较低的分组中，经济政策不确定性对系统性金融风险溢出和溢入水平的影响系数分别为 0.070 和 0.072，且都在 1% 的水平下显著，明显大于净资产收益率较高分组中的影响系数 0.046 和 0.043。说明，对于收益率较高的机构，其有更强的抵御外部经济政策变化冲击的能力，而对于收益率较低的机构而言，其抵御外部经济政策变化冲击的能力则相对较弱。该结论也进一步表明，机构收益率的提高能够增强投资者对于该机构的信心，从而缓解了由经济政策不确定性所带来的资金链断裂的负面影响，进而减轻了经济政策不确定性冲击对机构的风险传染性和自身脆弱性的影响效应。

表 8 区分不同收益水平的分样本回归结果

	高收益水平		低收益水平	
	TIC^{To}	TIC^{From}	TIC^{To}	TIC^{From}
	(1)	(2)	(3)	(4)
EPU	0.046*** (0.012)	0.043*** (0.011)	0.070*** (0.009)	0.072*** (0.008)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Institution fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Year fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes
N	300	300	300	300
R^2	0.636	0.718	0.652	0.670

2. 区分不同经济环境的分样本回归

为验证在经济萧条时期，经济政策不确定性冲击是否对系统性金融风险影响更加明显，我们按照宏观经济景气指数的中位数水平将样本分为两组，其中经济景气指数较高的分样本代表经济繁荣时期，而经济景气指数较低的分样本则代表经济萧条时期，并分别探讨经济政策不确定性在这两个时期的差异化影响，回归结果如表 10 第 (1)–(4) 列所示。在经济萧条时期 (列 (3) 和列 (4))，经济政策不确定性对系统性金融风险溢出、溢入水平的影响系数分别为 0.102 和 0.090，都在 1% 的水平上显著为正，明显高于经济繁荣时期的影响系数 0.030 和 0.037，且同样高于全样本时期的 0.058。可见，在经济萧条时期，经济政策不确定性确实能够加剧系统性金融风险的传染。进一步证明，当面临经济政策不确定性冲击时，市场中的投资者易陷入恐慌情绪而表现出过度反应行为，并通过杠杆效应将风险的溢出和溢入水平急剧放大，导致经济政策不确定性冲击的影响效应明显放大。而在经济相对繁荣时期，市场中的投资者对未来的预期比较乐观，即使面临经济政策不确定性的冲击，投资者也不易表现出明显过度恐慌情绪，从而弱化了经济政策不确定性冲击的影响效应。因此，在不同的宏观经济环境下，经济政策不确定性对系统性金融风险的影响具有非对称效应，具体表现为在经济萧条时期，经济政策不确定性会加剧机构之间的风险传染，而在经济繁荣时期，则会减缓经济政策不确定性对风险的不利影响。

3. 区分不同政策环境的分样本回归

与外部经济环境类似，外部政策环境的稳定与否对市场中投资者的情绪和预期也会产生明显影响，因而造成经济政策不确定性影响的差异性，为了进一步验证这一结论，我们依据经济政策不确定性年度标准差的中位数水平将样本区分为政策环境稳定时期和不稳定时期，并认为当经济政策不确定性年度标准差高于中位数水平时，代表着外部政策环境处于不稳定时期，相反低于中位数

水平时则代表着外部政策环境处于稳定时期，结果如表 10 第 (5) - (8) 列所示。我们发现，在外部政策环境不稳定时期 (列 (5) 和列 (6))，随着经济政策不确定性的提高，其对系统性金融风险溢出和溢入的影响系数分别为 0.130 和 0.129，且都在 1% 的水平下显著；而在外部政策环境较稳定时期 (列 (7) 和列 (8))，经济政策不确定性的上升对系统性金融风险溢出和溢入水平的影响系数都仅为 0.002，且都不显著。该结果进一步验证了假设 3 的结论，说明在外部政策环境不稳定时期，投资者对未来政策走势和政策变迁的预期存在较大的分歧，当经济政策不确定性提高时，会进一步加剧投资者的恐慌情绪和过度反应，导致经济政策不确定性对风险传染的影响效应明显加大；相反，在外部政策环境较稳定时期，投资者对未来政策走势和变迁的预期分歧度较低，即使外部经济政策不确定性提高，也不易引发投资者的恐慌情绪和过度反应，从而对经济政策不确定性的负面影响起到一定的缓解作用。

表 9 区分不同经济环境和政策环境的分样本回归结果

	经济繁荣时期		经济萧条时期		政策环境不稳定时期		政策环境稳定时期	
	TIC^{To}	TIC^{From}	TIC^{To}	TIC^{From}	TIC^{To}	TIC^{From}	TIC^{To}	TIC^{From}
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
EPU	0.030 (0.046)	0.037 (0.043)	0.102*** (0.022)	0.090*** (0.020)	0.130*** (0.014)	0.129*** (0.013)	0.002 (0.004)	0.002 (0.003)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Institution fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	300	300	300	300	300	300	300	300
R^2	0.698	0.735	0.468	0.551	0.725	0.779	0.451	0.514

注：方程 (1) - (2) 为外部经济环境较好时期的子样本回归结果；方程 (3) - (4) 为外部经济环境较差时期的子样本回归结果；方程 (5) - (6) 为外部政策环境较差时期的子样本回归结果；方程 (7) - (8) 为外部政策环境较好时期的子样本回归结果。

五、结论与政策启示

基于我国 50 家上市金融机构 2008-2019 年的微观数据，本文采用尾部风险模型和网络拓扑模型相结合的方法，对金融系统总体层面、部门层面和机构层面的风险溢出、溢入水平进行测度，并在此基础上构建了金融机构风险传染网络，实证分析了经济政策不确定性对系统性金融风险溢出、溢入水平的影响效应大小，并分别从个体层面和宏观层面进一步研究了经济政策不确定性影响的异质性。实证结果表明：第一，总体来看，经济政策不确定性的提高会显著增加系统性金融风险水平，不仅会加剧金融机构的风险传染性，而且会加重金融机构自身的脆弱性，且对银行、证券、房地产和金融控股四类机构风险的影响效应最为明显；在经济政策不确定性上升比较明显的时期，金融各部门、机构均表现出明显的风险溢出、溢入特征，其中银行、证券、房地产部门的风险溢出和溢入水平都很高，且表现出明显的风险净溢入效应，金融控股部门的风险溢出水平明显高于溢入水平，表现出明显的风险净溢出效应。第二，对于资产规模较小和低收益水平的机构而言，经济政策不确定性对其系统性金融风险的影响更加明显，对于国有性质机构的影响效应略高于非国有机构。第三，在经济环境不景气和政策环境不稳定时期，经济政策不确定性的上升对系统性金融风险的影响效应更加明显。

根据以上分析结果，本文提出以下三方面政策启示。第一，总体而言，应该加强经济政策的持续性和提高经济政策的透明度，特别是在当前我国处在经济下行压力加大和全球经济大幅衰退的复杂内外部环境下，更应该保持经济政策的稳健性，防止因经济政策的频繁变动而给金融市场的稳定造成损害，从而避免因经济政策的频繁变动而对经济复苏造成的负面拖累效应。第二，在经济转型时期，由于不得不频繁出台干预性政策来调整经济，此时应该加强对于未来政策立场的表态，提供更为可信的政策执行承诺，降低信息的不对称程度，

形成经济参与者对未来经济形势的一致性预期，缓解经济政策不确定性对金融市场稳定的削弱程度。第三，要建立健全宏观审慎政策监管体系，加大宏观审慎政策执行力度，加快推动完善房地产金融宏观审慎管理和金融控股公司监管，进一步完善促进房地产市场健康发展和金融控股公司监管的长效机制，严防非传统金融机构风险对传统金融机构的传染，维护整个金融体系健康有序运行。

参考文献：

- [1] Dicks D. L., and Fulghieri P.,2019. Uncertainty Aversion and Systemic Risk. *Journal of Political Economy*, vol.127:1118-1155.
- [2] Adams Z., Füss R., and Gropp R.,2014. Spillover Effects among Financial Institutions: A State Dependent Sensitivity Value at Risk Approach. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol.49:575-598.
- [3] Adrian T., and Brunnermeier M. K.,2016. CoVaR. *The American Economic Review*, vol.106:1705-1741.
- [4]陈建青,王擎,许韶辉.金融行业间的系统性金融风险溢出效应研究[J].数量经济技术经济研究,2015 (9).
- [5]欧阳资生,莫廷程.基于广义 CoVaR 模型的系统重要性银行的风险溢出效应研究[J].统计研究,2017 (9).
- [6]方意,陈敏,杨熾平.金融市场对银行业系统性风险的溢出效应及渠道识别研究[J].南开经济研究,2018(5).
- [7] Bilio M., and Getmansk A. Lo.,2012. Pelizon, L. Econometric Measures of Connectednes and Systemic Risk in the Finance and Insurance Sectors.*Journal of Financial Economics*, vol.104:535-559.
- [8] Diebold F. X., and Yilmaz K.,2014. On the Network Topology of Variance

Decompositions: Measuring the Connectedness of Financial Firms. *Journal of Econometrics*, vol. 182: 119~134.

[9] 李政, 梁琪, 涂晓枫. 我国上市金融机构关联性研究——基于网络分析法[J]. *金融研究*, 2016(8).

[10] 杨子晖, 陈雨恬, 谢锐楷. 我国金融机构系统性金融风险度量与跨部门风险溢出效应研究[J]. *金融研究*, 2018(10).

[11] 杨子晖, 陈雨恬, 张平森. 重大突发公共事件下的宏观经济冲击、金融风险传导与治理应对[J]. *管理世界*, 2020(5).

[12] 梁琪, 常姝雅. 我国金融混业经营与系统性金融风险——基于高维风险关联网络的研究[J]. *财贸经济*, 2020(11).

[13] 刘晓东, 欧阳红兵. 中国金融机构的系统性风险贡献度研究[J]. *经济学(季刊)*, 2019(4).

[14] 李政, 刘淇, 梁琪. 基于经济金融关联网络的中国系统性风险防范研究[J]. *统计研究*, 2019(2).

[15] 杨子晖, 陈里璇, 陈雨恬. 经济政策不确定性与系统性金融风险的跨市场传染——基于非线性网络关联的研究[J]. *经济研究*, 2020(1).

[16] 杨子晖, 王姝黛. 行业间下行风险的非对称传染: 来自区间转换模型的新证据[J]. *世界经济*, 2020(6).

[17] Serafin M. J., Biliiana A. K., and Bernardo B. B., 2014. An Empirical Study of the Mexican Banking System's Network and its Implications for Systemic Risk. *Journal of Economic Dynamics & Control*, vol. 40: 242-265.

[18] Hautsch N., Schaumburg J., and Schienle M., 2015. Financial Network Systemic Risk Contributions. *Review of Finance*, vol. 19: 685-738.

[19] Huang W. Q., Zhuang X. T., and Yao S., 2016. Uryasev, S. A Financial Network Perspective of Financial Institutions' Systemic Risk Contributions. *Statistical Mechanics and Its*

Applications,vol.456:183-196.

[20]周方召,贾少卿.经济政策不确定性、投资者情绪与中国股市波动[J].金融监管研究,2019(8).

[21]陈志斌,刘静.金融危机背景下企业现金流运行中的政策影响研究[J].会计研究,2010(4).

[22]刘昌义,何为.不确定条件下的贴现理论与递减贴现率[J].经济学家,2015(3).

[23]饶品贵,岳衡,姜国华.经济政策不确定性与企业投资行为研究[J].世界经济,2017(2).

[24]Caggiano C., Castelnuovo E., and Figueres J. M.,2017. Economic Policy Uncertainty and Unemployment in the United States: A Nonlinear Approach. Economics Letters,vol.151:31-34.

[25]Gilchrist S., Sim J.W., and Zakrajsek E.,2014.Uncertainty, Financial Frictions and Investment Dynamics.NBER Working Paper No.20038.

[26]Hong H., and Sraer D. A.,2016.Speculative Betas.Journal of Finance,vol.71:2095-2144.

[27]靳光辉,刘志远,花贵如.政策不确定性、投资者情绪与企业投资——基于战略性新兴产业的实证研究[J].中央财经大学学报,2016(5).

[28]李彩玲,林东杰.经济政策不确定性与股价崩盘风险[J].金融学季刊,2019(4).

[29]Duong H. N., Krishnamurti C., Nguyen J.H., Nguyen M., and Rhee S.G.,2020.The Impact of Economic Policy Uncertainty on Stock Liquidity: Cross-sectional Effects and Economic Channels.Social Science Electronic Publishing ,vol.112:1-59.

[30]陈国进,张润泽,赵向琴.经济政策不确定性与股票风险特征[J].管理科学学报,2018(4).

[31]Engle R. F.,2002. Dynamic Conditional Correlation:A Simple Class of Multivariate GARCH Models.Journal of Business and Economic Statistics,vol.20:339-350.

[32]Yang J., and Zhou Y. G.,2013. Credit Risk Spillovers among Financial Institutions Around the Global Credit Crisis: Firm-level Evidence.Management Science,vol.59: 2343-2359.

[33]李政,刘淇,鲁晏辰.主权债务风险跨国溢出研究——来自频域的新证据[J].金融研究,2020(9).

- [34] Baker S. R., Bloom N., and Davis S.J.,2016. Measuring economic policy uncertainty. The Quarterly Journal of Economics,vol.131:1593-1636.
- [35]杨子晖,陈雨恬,陈里璇.极端金融风险的有效测度与非线性传染[J].经济研究,2019(5).
- [36]刘垆,刘浩杰,刘丽萍,谈嵘.全球经济政策不确定性、极端金融风险溢出与短期资本流动[J].金融经济研究,2020(4).
- [37]饶品贵,徐子慧.经济政策不确定性影响了企业高管变更吗?[J].管理世界,2017(1).
- [38]李政,孙丽玲,王子美.基于关联网络的经济政策不确定性全球溢出效应研究[J].国际金融研究,2020(4).
- [39]Gulen H., and Ion M.,2016.Policy Uncertainty and Corporate Investment.Review of Financial Studies,vol. 29:523-564.
- [40]刘贯春,段玉柱,刘媛媛.经济政策不确定性、资产可逆性与固定资产投资[J].经济研究,2019(8).

Economic Policy Uncertainty and Contagion of Systemic

Financial Risk:

An Empirical Study on Tail Risk and Complex Network

Abstract: The uncertainty has become one of the important driving factors for the contagion of systemic financial risk. Based on the micro data of 50 listed financial institutions in China from 2008 to 2019, this paper empirically explores the impact of economic policy uncertainty on systemic financial risk from the micro level by constructing the risk contagion network of the financial system. The results show that: under the whole sample, the increase of economic policy uncertainty will significantly increase the level of systemic financial risk. Specifically, it will not only aggravate the risk contagion of financial institutions, but also aggravate the vulnerability of financial institutions themselves. The sub sample results further indicate that the impact of economic policy uncertainty on risk of four sectors is the most obvious, that is banking, securities, real estate and financial holding sectors. In the period of economic policy uncertainty rising significantly, the banking, securities and real estate sectors show obvious net risk-taker, while the financial holding shows obvious net risk-spillover. In addition, the heterogeneity analysis shows that the impact of economic policy uncertainty on systemic financial risk is more obvious for individual institutions with low income level, as well as in the period of economic downturn and unstable policy environment. The conclusion of this paper provides an important reference for the formulation of economic policies and the prevention of systemic financial risk in the period of economic transformation.

Keywords: Economic Policy Uncertainty; Systemic Financial Risk; Tail Risk Model; Network of Risk Contagion