《践行高等教育教学数字化，经管课程群线上线下混合一流课程的构建与实施》支撑材料

一、科研项目

1、国家级科研项目

（1）我国食品安全风险来源与控制研究（龚玉霞，第三参与人，国自科）

（2）品牌价值链视角下食品安全社会共治创新体系研究（慕静，国社科）

2、省部级科研项目

（1）我市科技小巨人企业发展中面临的困难及对策（龚玉霞，天津市社科规划）

（2）供应链视角下的食品安全协同运作机制研究（张丽，教育部人文社科）

（3）天津市文化产业金融支持体系研究（蒋玉洁，天津市艺术规划）

（4）创新驱动战略下天津制造业研发创新及升级研究（蒋玉洁，天津市哲学社科）

（5）一带一路下天津自贸区金融创新压力测试研究（张国富，天津市哲学社科）

（6）双创视角下网络借贷的区域集群化发展模式研究（徐荣贞，天津市哲学社科）

（7）系统性金融风险的上层监管与自发协调的协同研究（徐荣贞，天津市哲学社科）

（8）科技成长型企业自主创新的金融生态系统研究（徐荣贞，天津市哲学社科）

二、科研获奖

1、中国商业联合会科学技术奖三等奖（徐荣贞）

2、天津市第七届行政管理科研成果三等奖（王仙雅）

3、第十六届天津市社会科学优秀成果奖二等奖（李妍）

4、第十七届天津市社会科学优秀成果奖三等奖（慕静）

5、第十四届天津市社会科学优秀成果奖三等奖（慕静）

6、第十三届天津市社会科学优秀成果奖三等奖（慕静）

7、第十二届天津市社会科学优秀成果奖二等奖（慕静）

8、中国商业联合会科学技术奖一等奖（任立肖）

三、科研论文

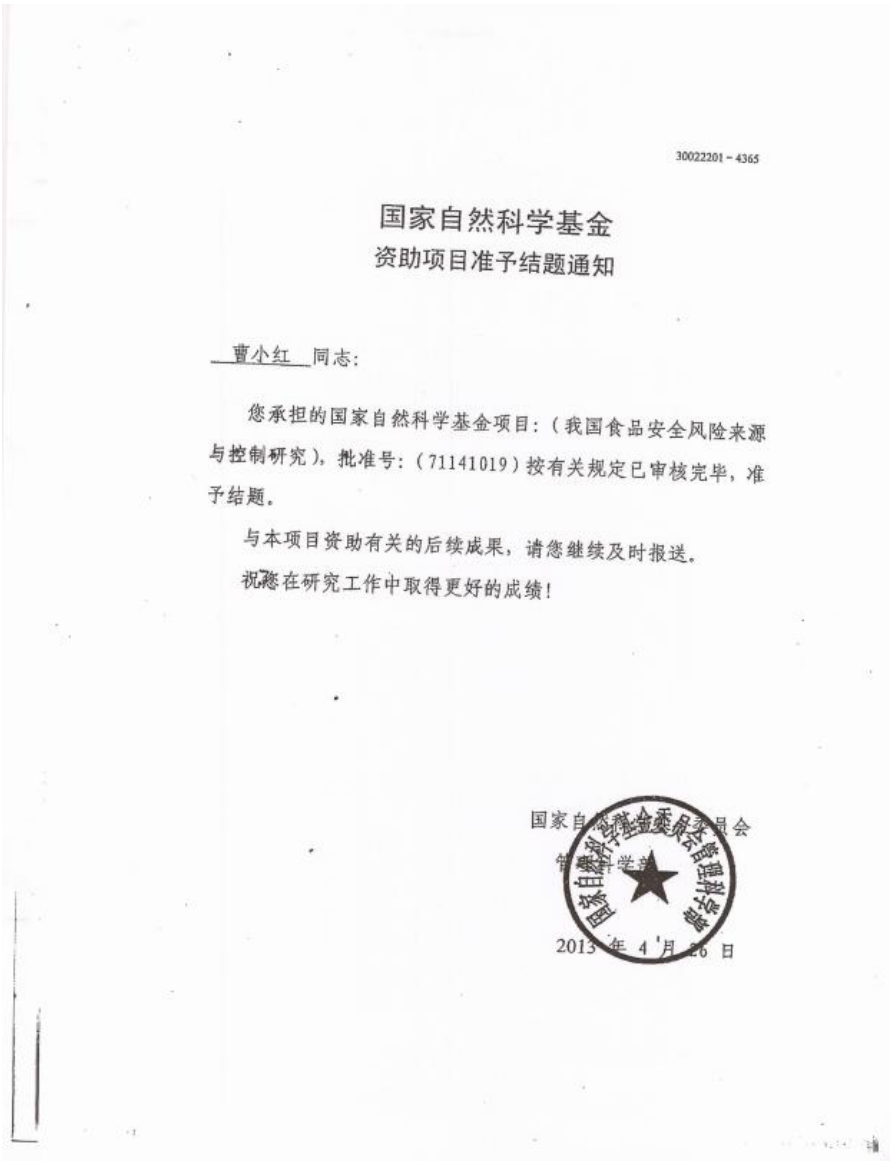
1、龚玉霞,王珊,李萌,牛海艳.碳排放与低碳指数波动溢出效应研究[J].会计之友,2022(13):69-75.
2、龚玉霞,滕秀仪,赛尔沃,贺小莉.绿色债券发展及其定价研究——基于二叉树模型分析[J].价格理论与实践,2018(07):79-82.
3、蒋玉洁,曹景林.高质量发展下我国制造企业研发投入的选择——产出波动视角[J].江西财经大学学报,2020(05):21-31.
4、蒋玉洁,曹景林.创新驱动下我国 R&D 研究演化及热点主题分析[J].科技进步与对策,2019,36(07):10-16.
5、徐荣贞,何婷婷,王森.数字普惠金融发展对降低农户家庭金融脆弱性的影响研究—基于 Ordered Probit 模型的分析[J].价格理论与实践,2021(11):91-95.
6、徐荣贞,王森,何婷婷.绿色供应链金融视角下中小企业可持续发展的动力机制研究[J].金融理论与实践,2022(01):76-86.
7、慕静,李爽,马丽.科技服务业与制造业知识融合协同创新研究——基于知识正逆转移视角[J].科技管理研究,2019,39(19):200-205.
8、张慧毅.“干中学”、生产现场创新与技术进步——以装备制造业为例[J].

中央财经大学学报,2014(07):100-106.
9、陈灿平,李妍.我国商业秘密专门立法探讨[J].湖南大学学报(社会科学版),2021,35(02):138-144.
10、陈灿平,李妍.从不完全契约路径融通知识产权保护与协同创新[J].苏州大学学报(哲学社会科学版),2020,41(06):66-73+199.
11、李妍,浩玉钊,常昭坡.中国装备制造业发展问题研究[J].科技与创新,2020(10):77-78+80..
12、任立肖,张亮,杜子平,李杨.复杂网络上的网络舆情演化模型研究述评[J].情报科学,2014,32(08):148-156.
13、Guofu Zhang , Ziping Du，Co-movements among the stock prices of new energy, high-technology and fossil fuel companies in China，energy,2017.06.21（SCI 一区）
14、Guofu Zhang a, * , Wei Liu b， Analysis of the international propagation of contagion between oil and stock markets，energy,2018.09.12（SCI 一区）
15、Guofu Zhang *, Jingjing Li， Multifractal analysis of Shanghai and Hong Kong stock markets before and after the connect program，Physica A ,2018.03.09（SCI 二区）

一、科研项目

1、国家级科研项目

（1）我国食品安全风险来源与控制研究（龚玉霞，第三参与人，国自科）



30022201－4365

国家自然科学基金

资助项目准予结题通知

曹小红 同志：

您承担的国家自然科学基金项目：（我国食品安全风险来源与控制研究），批准号：（71141019）按有关规定已审核完毕，准予结题。

与本项目资助有关的后续成果，请您继续及时报送。

祝您在研究工作中取得更好的成绩！

国家自然科学基金委员会管理科学部

2013 年 4 月 26 日

项目批准号：71161016

负责人：曹小红

项目名称：我国食品安全风险来源与控制研究

项目基本信息 | 项目摘要 | 人员信息 | 研究成果 | 相关文件

序号	姓名	出生年月	电子邮箱	职称	单位名称	项目分工	角色
1	曹小红	1961-5-09	caoxh@tust.edu.cn		天津科技大学		主持人
2	赵雅玲	1974-9-12	zhaoyaling@tust.edu.cn		天津科技大学		参与人
3	龚玉荣	1974-10-08	gongrurui@tust.edu.cn		天津科技大学		参与人
4	王博	1983-7-28	wangb6198@tust.edu.cn		天津科技大学		参与人
5	王颉	1969-7-01	wangxiao@tust.edu.cn		天津科技大学		参与人
6	孙滔	1967-1-05	suntao@tust.edu.cn		天津科技大学		参与人
7	张丽	1977-4-15	zhangli2008@tust.edu.cn		天津科技大学		参与人
8	王殿华	1965-7-16	wangdianhua@tust.edu.cn		天津科技大学		参与人
9	张文胜	1972-5-06	wenzheng1758@tust.edu.cn		天津科技大学		参与人

2015年7月30日

（2）品牌价值链视角下食品安全社会共治创新体系研究（慕静，国社科）



全国哲学社会科学规划办公室

2017年度国家社会科学基金项目
立项通知书

慕静 同志：

经国家社会科学基金学科评审组评审，全国哲学社会科学规划领导小组批准，您申请的国家社会科学基金项目品牌价值链视角下食品安全社会共治创新体系研究

获准立项，批准号 17BGL017 ，项目类别 一般项目 ，资助总额 20 万元，第一次拨款 19 万元，预留经费 1 万元。请按批准的资助金额编制项目经费预算，认真填写《回执》（在我办网站下载），于7月28日前由各地社科规划办统一汇总后寄回我办。

本年度国家社会科学基金项目立项时间为2017年6月30日，立项后《国家社会科学基金项目申请书》即成为有约束力的协议，您及责任单位要按照《国家社会科学基金管理办法》承担相应责任并执行以下规定：

1. 国家社会科学基金项目研究工作要坚持正确的政治方向和学术导向，牢固树立问题意识、创新意识和精品意识，立足学术

— 1 —

前沿，体现有限目标，突出研究重点，避免重复研究，弘扬优良学风，恪守学术规范，着力推出代表国家水准的研究成果。项目负责人要严把政治方向关和学术质量关，扎实开展研究工作，努力维护国家社会科学基金项目的导向性、权威性和示范性。

2. 请按照2016年新修订的《国家社会科学基金项目资金管理办法》（详见我办网站）的有关规定，根据直接费用的开支范围，科学合理、实事求是地编制项目预算。预算回执请用计算机填写，A3纸双面打印，需同时提交纸质版和电子版，审查合格后拨付项目资金。责任单位的账号、开户行、户名等如有变动，须以书面形式及时告知我办基金处（电话：010-63098355）。要严格执行国家有关科研经费管理制度，依法依规使用项目资金，按照批准预算和财务规定规范报销支出和核定票据；批准经费不再追加，不能以经费不足为由擅自缩小研究范围或变更最终成果设计。

3. 项目管理实行全过程跟踪管理、中期检查报告、阶段性成果和最终成果登记制度，相关科研管理部门要切实承担管理职责。要及时将最新、最有价值的成果编辑《成果要报》稿或《光明日报》、《中国社会科学报》、《人民论坛》专刊稿报我办，其采用情况、阶段性成果发表情况、作者的学风文风和治学态度等将作为验收结项的重要依据。项目执行过程中实行重要事项报告制度。如有项目名称或成果形式改变、研究内容重大调整、项目负责人或责任单位变更、项目完成时间延期，以及其他重要事项变

更的，须由项目负责人或责任单位提交书面申请，经省（区、市）、兵团社科规划办或在京委托管理机构审核签署意见后，报我办审批或备案。无正当理由多次延期或久拖不结的项目将定期清理。除特殊情况外，课题组成员原则上不得变更。《重要事项变更审批表》请从我办网站下载。

4. 项目最终成果实行双向匿名通讯鉴定。成果鉴定费由我办另行支付，不在项目资助经费中列支。计划出版的最终成果须先鉴定后出版；个别成果（如丛书）确需先出版的，须报我办审批。违反规定擅自出版的将视为自行终止资助协议，按有关规定追回或中止拨付研究经费。凡以博士论文或博士后出站报告为基础申报的立项课题，申请结项时须附博士论文或博士后出站报告原文，并说明结项成果与博士论文（博士后出站报告）的联系和区别；凡以在研或已结项的各级各类项目为基础申报立项的课题，不得以内容基本相同的同一成果申请多家基金项目结项。报送最终结项成果均须附电子文本，具体要求参见《关于国家社会科学基金年度项目报送电子版成果的通知》（详见我办网站）。凡研究成果中存在侵犯知识产权、抄袭剽窃、弄虚作假等学术不端行为的，或观点结论有违党的理论路线方针政策、刊发后产生不良社会影响的，或在学术规范、学术道德、科研诚信等方面存在严重问题的，视情节轻重按终止研究或撤项处理并上网通报批评。凡以“国家社会科学基金项目资助”名义发表成果或向有关

部门报送材料，或以项目负责人、参加者等名义接受媒体采访时，若涉及政治敏感问题，事前须征得我办同意。凡以“国家社会科学基金项目”名义发表阶段性成果或最终成果，不得同时标注多家基金项目资助字样。

5. 成果鉴定分为优秀、良好、合格和不合格四个等级，我办将根据鉴定等级给予适当奖惩。鉴定结果将在我办网站予以公告，并通报各省（区、市）、兵团社科规划办和在京委托管理机构及项目责任单位。鉴定为“优秀”或“良好”等级的研究成果，出版时须标注“国家社会科学基金项目资助”字样。鼓励鉴定为“优秀”等级的研究成果申报《国家哲学社会科学成果文库》。

6. 根据学科评审组专家的意见，部分课题名称做了修改，请以本通知为准，如有异议，请与我办联系（电话：010-83083060）。

以上规定，项目负责人及责任单位应严格遵守。如有异议，可以不接受资助（在回执中写明），立项协议自行废止。

全国哲学社会科学规划办公室

2017 年 6 月 30 日

抄送：项目责任单位

3、省部级科研项目

（1）我市科技小巨人企业发展中面临的困难及对策（龚玉霞，天津市社科规划）



证书

证书编号：2015-074

项目类别：天津市哲学社会科学规划基金项目（委托）
项目名称：我市科技小巨人企业发展中面临的困难及对策研究
项目编码：TJZDWT130317
成果形式：研究报告
负 责 人：龚玉霞
课题组主要成员：张慧毅 赵静娴 王洪武 贺小莉 苏珊 苏月
鉴定等级：B
该项目经鉴定审核准予结项，特颁此证。

天津市社科规划办公室
2015 年 5 月 22 日

（2）供应链视角下的食品安全协同运作机制研究（张丽，教育部人文社科）



教育部人文社会科学研究项目

结项证书

项目类别：一般项目（青年基金项目）
项目名称：供应链视角下的食品安全协同运作机制研究
负 责 人：张丽
主要参加人：林挺 张洪霞 刘建东 任立肖 慕静 张臻竹 王鹏 王彦媚 滕飞
批 准 号：14YJC630193

本项目经审核准予结项，特发此证。

教育部社会科学司
2019年9月17日

证书编号：2019JXZ1315

（3）天津市文化产业金融支持体系研究（蒋玉洁，天津市艺术规划）



证　书

编号：津艺规结字[2012]059 号

蒋玉洁 同志：

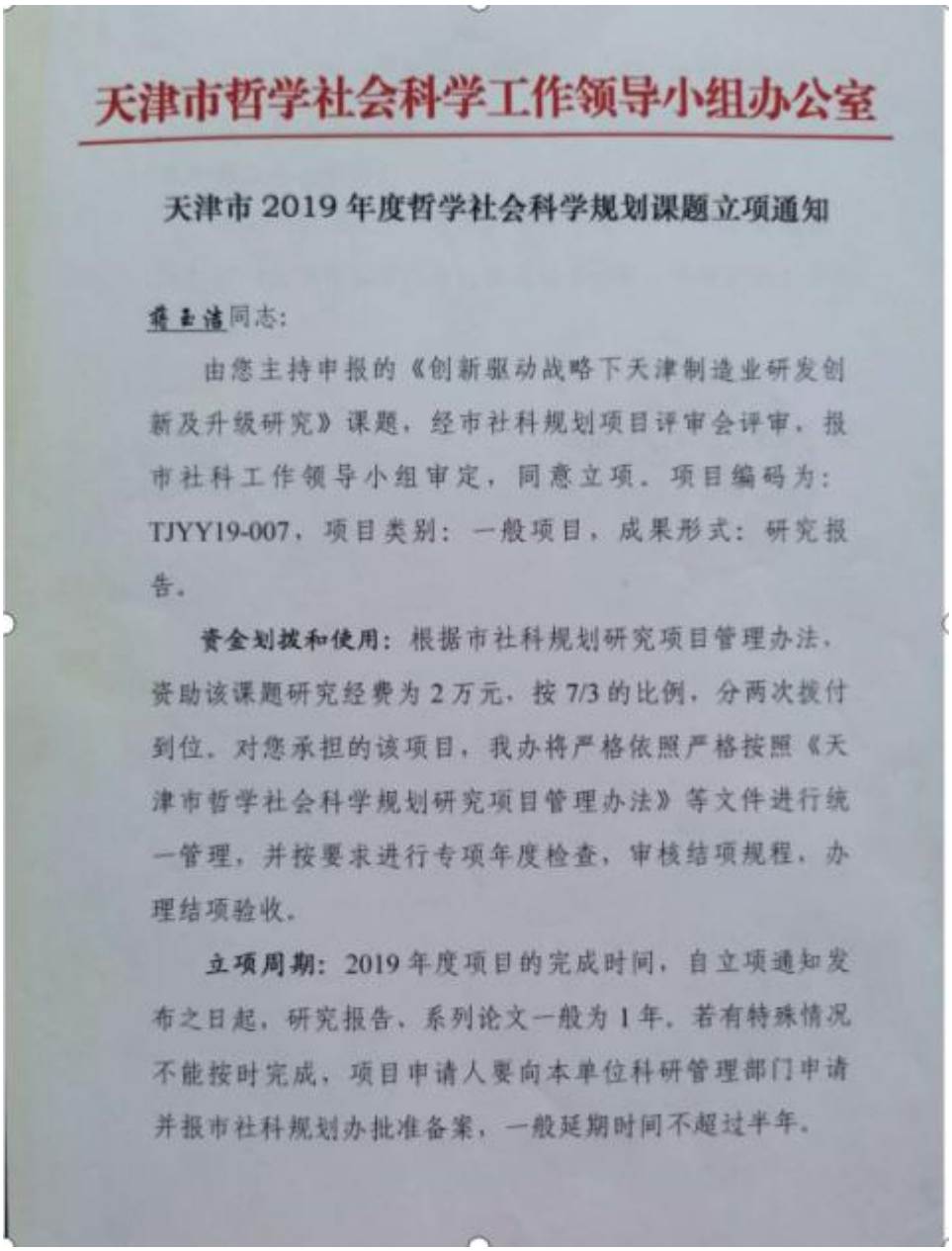
经天津市艺术科学规划办公室审核认定，你负责的天津市艺术科学规划项目《天津市文化产业金融支持体系研究》（立项批准号：E12019；项目组成员：张慧毅、龚玉霞、晶晶）

验收合格，准予结项 。祝你在今后的研究中取得新成就！

天津市艺术科学规划办公室

2015 年 12 月 14 日

（4）创新驱动战略下天津制造业研发创新及升级研究（蒋玉洁，天津市哲学社科）



天津市哲学社会科学工作领导小组办公室

天津市2019年度哲学社会科学规划课题立项通知

蒋玉洁同志：

由您主持申报的《创新驱动战略下天津制造业研发创新及升级研究》课题，经市社科规划项目评审会评审，报市社科工作领导小组审定，同意立项。项目编码为：TJYY19-007，项目类别：一般项目，成果形式：研究报告。

资金划拨和使用：根据市社科规划研究项目管理办法，资助该课题研究经费为2万元，按7/3的比例，分两次拨付到位。对您承担的该项目，我办将严格依照严格按照《天津市哲学社会科学规划研究项目管理办法》等文件进行统一管理，并按要求进行专项年度检查，审核结项规程，办理结项验收。

立项周期：2019年度项目的完成时间，自立项通知发布之日起，研究报告、系列论文一般为1年。若有特殊情况不能按时完成，项目申请人要向本单位科研管理部门申请并报市社科规划办批准备案，一般延期时间不超过半年。

课题负责人若需对项目研究方向、研究内容和课题组成员等重要事宜进行变更，必须通过本单位科研管理部门报市社科规划办批准同意。

请您按照《天津市哲学社会科学规划研究项目管理办法》和《天津市哲学社会科学规划专项资金管理办法》做好课题相关工作。

天津市哲学社会科学工作
领导小组办公室
2019年1月10日

（5）一带一路下天津自贸区金融创新压力测试研究（张国富，天津市哲学社科）



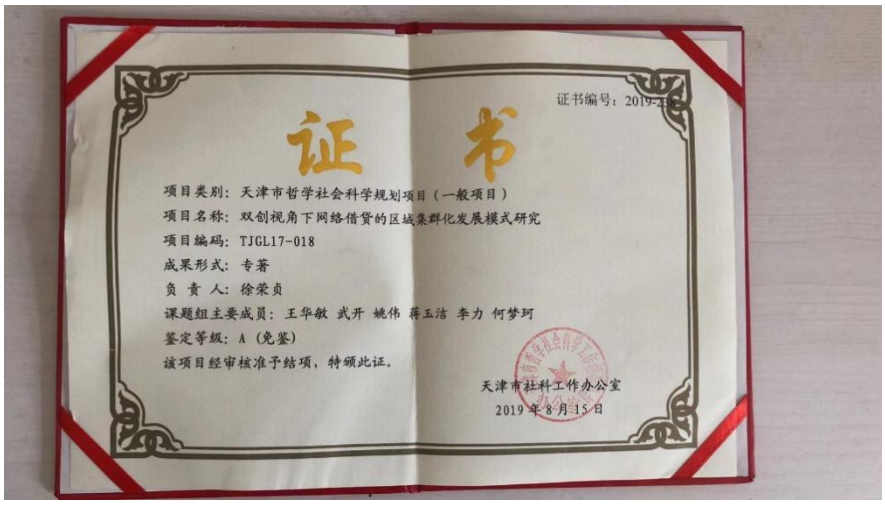
证书编号：2018-

证　书

项目类别：天津市哲学社会科学规划基金项目（一般项目）
项目名称："一带一路"下天津自贸区金融创新压力测试研究
项目编码：TJYY16-018
成果形式：研究报告
负 责 人：张国富
课题组主要成员：张慧毅 晶晶 刘伟 张同斌 蒋玉洁
鉴定等级：B
该项目经鉴定审核准予结项，特颁此证。

天津市哲学社会科学工作领导小组办公室
2018年8月20日

（6）双创视角下网络借贷的区域集群化发展模式研究（徐荣贞，天津市哲学社科）



证书编号：2019-

证　书

项目类别：天津市哲学社会科学规划项目（一般项目）
项目名称：双创视角下网络借贷的区域集群化发展模式研究
项目编码：TJGL17-018
成果形式：专著
负 责 人：徐荣贞
课题组主要成员：王华敏 武开 姚伟 蒋玉洁 李力 何梦珂
鉴定等级：A（免鉴）
该项目经审核准予结项，特颁此证。

天津市社科工作办公室
2019年8月15日

（7）系统性金融风险的上层监管与自发协调的协同研究（徐荣贞，天津市哲学社科）



证书

证书编号：2015-188

项目类别：天津市哲学社会科学规划基金项目（一般）
项目名称：系统性金融风险的上层监管与自发协调的协同研究
项目编码：TJGL13-039
成果形式：专著
负 责 人：徐荣贞
课题组主要成员：姚伟 展望 武开 梁卓 张唯
鉴定等级：A（免鉴）
该项目经审核准予结项，特颁此证。

天津市社科规划办公室
2015 年 9 月 28 日

（8）科技成长型企业自主创新的金融生态系统研究（徐荣贞，天津市哲学社科）



证书

证书编号：2008—068

项目类别：天津市哲学社会科学规划基金项目（一般）
项目名称：科技成长型企业自主创新的金融生态系统研究
项目编码：TJGL06-071
负 责 人：徐荣贞
鉴定等级：A
该项目经鉴定审核准予结项，特颁此证。

天津市社科规划办公室
2008 年 9 月 11 日

二、科研获奖

1、中国商业联合会科学技术奖三等奖（徐荣贞）



2、天津市第七届行政管理科研成果三等奖（王仙雅）



3、第十六届天津市社会科学优秀成果奖二等奖（李妍）



获奖证书

第十六届天津市社会科学优秀成果奖

成果名称：创新生态系统下制造业产业安全评价体系的构建与实证研究

主要作者：李　妍

成果类型：论　文

获奖级别：二等奖

天津市人民政府

二〇一七年十月

证书编号：TJSKJ16-2-43

4、第十七届天津市社会科学优秀成果奖三等奖（慕静）



获奖证书

第十七届天津市社会科学优秀成果奖

成果名称：食品安全决策体系研究——基于供应链视角

主要作者：慕静

成果类型：专著

获奖级别：三等奖

中共天津市委　天津市人民政府

二〇二一年十二月

证书编号：TJSKJ17-3-116

5、第十四届天津市社会科学优秀成果奖三等奖（慕静）


天津市第十四届社会科学
优秀成果奖
获奖证书
为表彰天津市社会科学优秀成果，特颁发此证书。
成果名称 物流企业集群服务创新行为研究
（专著）
获奖等级 三等奖
获 奖 者 慕静
作者单位 天津科技大学
证书编号：TJSKJ14-3-74

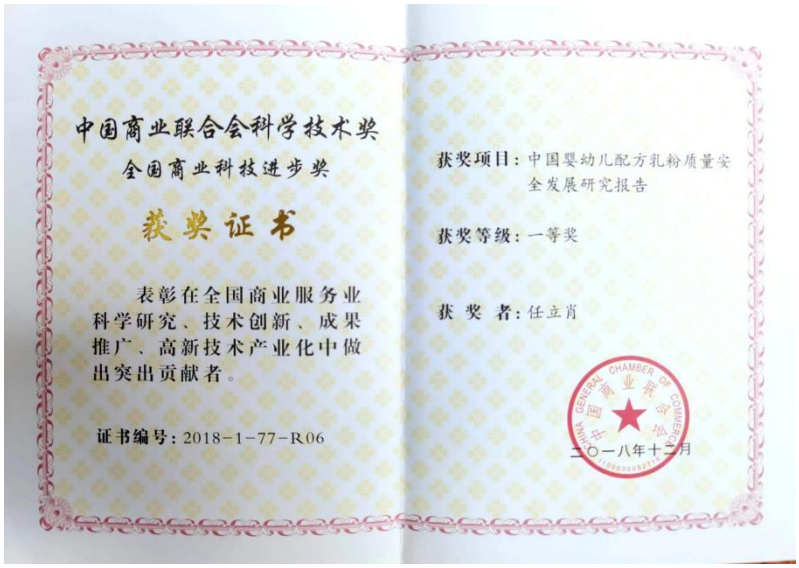
6、第十三届天津市社会科学优秀成果奖三等奖（慕静）


天津市第十三届社会科学
优秀成果奖
获奖证书
为表彰天津市社会科学优秀成果，特颁发此证书。
成果名称 物流企业集群服务创新行为演化模型及案例分析（论文）
获奖等级 三等奖
获 奖 者 慕 静
作者单位 天津科技大学
证书编号：TJSKJ13-3-107

7、第十二届天津市社会科学优秀成果奖二等奖（慕静）



8、中国商业联合会科学技术奖一等奖（任立肖）



三、科研论文

1、龚玉霞,王珊,李萌,牛海艳.碳排放与低碳指数波动溢出效应研究[J].会计之友,2022(13):69-75.
2、龚玉霞,滕秀仪,赛尔沃,贺小莉.绿色债券发展及其定价研究——基于二叉树模型分析[J].价格理论与实践,2018(07):79-82.
3、蒋玉洁,曹景林.高质量发展下我国制造企业研发投入的选择——产出波动视角[J].江西财经大学学报,2020(05):21-31.
4、蒋玉洁,曹景林.创新驱动下我国R&D研究演化及热点主题分析[J].科技进步与对策,2019,36(07):10-16.
5、徐荣贞,何婷婷,王森.数字普惠金融发展对降低农户家庭金融脆弱性的影响研究—基于Ordered Probit模型的分析[J].价格理论与实践,2021(11):91-95.
6、徐荣贞,王森,何婷婷.绿色供应链金融视角下中小企业可持续发展的动力机制研究[J].金融理论与实践,2022(01):76-86.
7、慕静,李爽,马丽.科技服务业与制造业知识融合协同创新研究——基于知识正逆转移视角[J].科技管理研究,2019,39(19):200-205.
8、张慧毅.“干中学”、生产现场创新与技术进步——以装备制造业为例[J].中央财经大学学报,2014(07):100-106.
9、陈灿平,李妍.我国商业秘密专门立法探讨[J].湖南大学学报(社会科学版),2021,35(02):138-144.
10、陈灿平,李妍.从不完全契约路径融通知识产权保护与协同创新[J].苏州大学学报(哲学社会科学版),2020,41(06):66-73+199.
11、李妍,浩玉钊,常昭坡.中国装备制造业发展问题研究[J].科技与创新,2020(10):77-78+80..
12、任立肖,张亮,杜子平,李杨.复杂网络上的网络舆情演化模型研究述评[J].情报科学,2014,32(08):148-156.
13、Guofu Zhang , Ziping Du，Co-movements among the stock prices of new energy, high-technology and fossil fuel companies in China，energy,2017.06.21（SCI一区）
14、Guofu Zhang a, * , Wei Liu b， Analysis of the international propagation of contagion between oil and stock markets，energy,2018.09.12（SCI一区）
15、Guofu Zhang *, Jingjing Li， Multifractal analysis of Shanghai and Hong Kong stock markets before and after the connect program，Physica A ,2018.03.09（SCI二区）

碳排放与低碳指数波动溢出效应研究

天津科技大学经济与管理学院　　龚玉霞　　王　珊　　李　萌　　牛海艳

【摘　要】第七十五届联合国大会上习近平主席指出我国要在坚持“创新、协调、绿色、开放、共享的新发展理念”基础上，坚持把握“全球绿色低碳转型”的大方向，推动我国“二氧化碳排放力争于2030年前达到峰值，努力争取2060年前实现碳中和”[1]。在全国推进节能减排，争取早日实现碳中和的愿景下，发展低碳经济，关注低碳行业，助力企业低碳转型显得至关重要。在此背景下，文章利用VAR模型研究碳排放交易与中国低碳指数间的影响机制，脉冲响应结果表明碳试点交易价格与低碳指数收益率之间确实存在溢出效应，且随着时间推移低碳指数面对碳价的冲击脉冲响应值表现为前期负向，中期由负转正，根据实证结果提出相关建议以促进碳金融发展以及碳中和目标的实现。

【关键词】碳中和；　碳交易价格；　低碳指数；　波动溢出；　VAR模型

【中图分类号】F832.5；X196　　【文献标识码】A　　【文章编号】1004-5937(2022)13-0069-07

20世纪因大量排放温室气体导致全球变暖问题日益严重，直至80年代才引起人们重视。“十四五”规划指出要贯彻“创新、协调、绿色、开放、共享”的新发展理念，以实现“加快推动绿色低碳发展”的目标；2020年3月，习近平总书记在中央财经委员会第九次会议讲话中提到，要将“碳中和、碳达峰融入到生态文明建设整体布局”当中，确保在2030年实现碳达峰、2060年达到碳中和[2]。在当前背景下，推动全民减排，提倡低碳经济成为社会经济绿色发展的关键，碳排放交易市场作为最能够直观反映碳排放行情的市场自然成为推动低碳经济的着力点，而低碳经济落实到企业层面上要求企业加强节能减排力度，实现行业低碳转型。从本质上讲，碳排放权交易与行业低碳转型都是为了促进低碳经济发展，企业参与到碳排放交易中会在一定程度上促进行业低碳转型，而行业低碳转型是推进碳中和愿景实现的关键。碳排放交易与低碳行业股票的联动效应如图1所示，具体表现为低碳企业通过使用清洁能源或开发低碳生产技术达到节能减排的目的，企业碳排放配额会出现盈余，企业在碳排放交易中出售盈余配额，资金流入必然会改变企业生产成本以及利润率，进而影响企业未来现金流，表现为股票价格的上涨，低碳行业股价的上涨一方面会使低碳企业有充足的资金继续开发低碳生产技术，另一方面也会激励其他行业向低碳转型，加快碳中和愿景的实现。深化碳中和进程，实现低碳绿色经济，建设全国统一碳排放市场，是打造统一的要素和资源市场的重要内容。因此，促进行业低碳转型，加强碳排放交易与低碳行业股票联动性显得尤为关键。本文在碳中和愿景下研究碳排

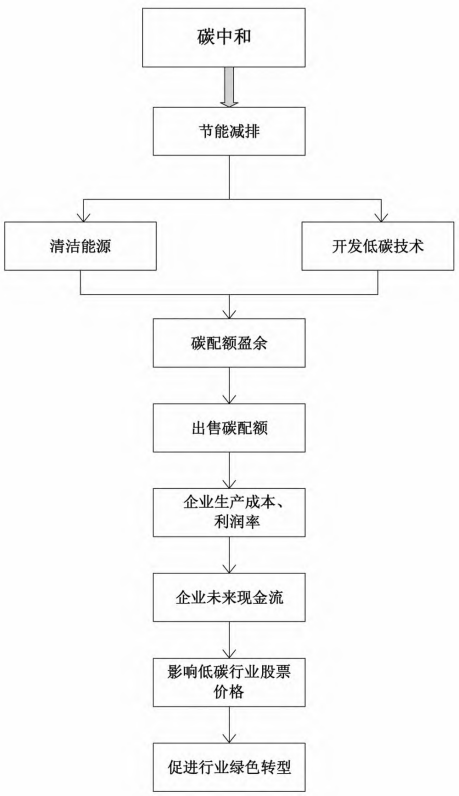


图1　碳中和愿景下碳排放交易与低碳行业股价的联动效应图

【基金项目】天津市教委科研计划项目“新时代发展绿色信贷约束和激励因素研究”(2018SK022)

【作者简介】龚玉霞(1974—)，女，河南辉县人，博士，天津科技大学经济与管理学院教授，研究方向：管理科学与工程；王珊(1996—)，女，天津市人，天津科技大学经济与管理学院硕士研究生，研究方向：管理科学与工程；李萌(1996—)，女，天津市人，天津科技大学经济与管理学院硕士研究生，研究方向：工商管理；牛海艳(1995—)，女，山西岚县人，天津科技大学经济与管理学院硕士研究生，研究方向：金融工程

(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

放交易与低碳行业股票指数之间的波动溢出效应具有重要的理论和现实意义。

一、文献综述

（一）碳排放交易及发展背景

在欧盟碳排放交易体系成功建立的基础上，中国于2011年底开展碳排放交易市场建设工作，并开放上海、深圳、湖北、北京等七个碳排放交易试点。国际碳排放交易体系主要分为自愿减排和强制减排两种，胡登龙[3]认为虽然目前强制减排交易机制是国际主流模式，但结合我国碳交易市场实际情况来看并不适用。为全面推进全国统一碳排放市场建设进程，引导企业参与自愿减排，我国碳排放交易市场推出部分碳配额免费发放政策，胡东滨等[4]通过研究碳配额分配方式对碳交易市场运行效率的影响，认为不同的初始分配方式对不同行业聚集区域产生的影响并不相同。行业间碳排放强度的差异性导致某些区域进口产品产生额外的碳排放，张少雪等[5]提出随着“一带一路”建设不断推进，各地区应实现碳技术共享，加强碳关联，早日实现碳减排目标。随着碳减排目标的深化以及2060年实现碳中和愿景的提出，我国能源、经济等方面均面临巨大的挑战，王灿[6]指出碳中和目标的实现离不开资本市场的支持，鼓励金融机构进行绿色投资，加快绿色转型，促进低碳经济是实现碳中和达标的基础。

（二）碳中和及其对低碳行业的影响

中国作为国际碳排放量最高的国家之一，是引领世界能源转型的关键之一。为减缓碳排放量，推动社会经济低碳绿色发展，我国政府明确提出争取在2060年前实现碳中和，该目标的提出指明了我国行业发展应走低碳环保道路。当前，把握“全球绿色转型”的大方向，注重国内低碳行业发展成为推进碳中和目标的关键。低碳产业泛指以低碳减排为特征的行业，包含清洁能源以及节能减排技术开发。关于能源的开发与利用，孙旭东等[7]认为碳中和目标对我国化石能源发展影响巨大，碳中和目标映射在能源行业上主要表现为要求该行业以可持续发展为基础，积极开发绿色清洁体系。对此，邹才能等[8]认为我国能源发展需采取化石能源清洁利用以及清洁新能源并重的发展路径与发展模式。清洁新能源是实现碳中和的主导，邹才能等[9]指出其区分于传统化石能源，在技术、成本等方面显著不同，属于可再生清洁能源，在第三次能源转换背景下，新能源行业推动了低碳行业的发展，促进全球经济绿色转型。另外，针对节能减排技术方面，刘萍等[10]从高能效循环、负排放、零碳能源技术三方面分析，认为单一技术并不能高效实现碳中和，应充分利用技术耦合应用，发挥低碳减排潜力。

（三）低碳经济与VAR模型

国内外有众多指标用来衡量绿色经济发展，例如道琼斯可持续发展指数重点考察社会经济与环境之间的关系，我国主要采用中国绿色发展指数兼顾社会发展与环境资源状况。但这些指数弱化了碳排放以及温室效应在发展绿色经济中所占的比重，郑林昌等[11]提出低碳经济指数、中国低碳指数更能反映出社会经济活动的碳排放。低碳经济综合评价指标是影响碳排放的关键因素之一，Pei et al.[12]利用低碳经济、低碳能源、低碳政策等因素构建低碳经济评价指标，结果表明该评价指标有效促进了经济社会低碳转型，另有Shang et al.[13]将低碳评价指标用于衡量行业的低碳水平。发展低碳经济，推动行业绿色转型的首要任务是充分剖析我国行业特征，陈庆能等[14]将行业划分为高碳行业、低碳行业、非典型低碳行业等，提出应着力提升典型低碳行业比重。在此基础上，陈智颖等[15]提出为了促进低污染、低能耗、低排放的低碳经济发展模式，要将碳排放、行业控排以及金融手段联系起来。

VAR模型常被用于探讨碳排放与经济发展的实证分析中，陶春华[16]认为来自碳交易市场的冲击会引起行业股票收益率的波动，二者之间存在一定的联动效应，这种效应同时存在于低碳行业。碳排放试点不仅与股票市场存在波动溢出效应，王倩等[17]通过测度碳市场的溢出效应，认为各个试点之间也存在着高度关联性；崔婕等[18]进一步探究碳市场与资本市场的内在关系，选取股票指数作为资本市场的代表，结果表明资本市场对碳市场存在促进作用；李强林等[19]利用VAR模型对煤炭股指数与碳交易价格建模，指出碳市场价格与煤炭股指数成反比关系，陈向阳等[20]对碳交易试点的价格、收益率以及股票指数进行实证分析，结果表明无论短期还是长期，碳交易市场与股票市场间都存在显著关联性。

综上所述，专家学者们的研究集中于利用VAR模型探究碳交易市场与资本市场的联动效应，将碳排放交易与低碳行业股票联系起来的研究文献较少，故本文在众多学者研究的基础上，结合碳排放与低碳行业股票关联性的理论分析，认为采用VAR模型能够充分反映二者间的动态联动关系，并通过格兰杰因果检验、脉冲响应分析、方差分解结果探究给碳排放交易施加一个正向冲击对低碳行业股票指数的影响方式和程度。

二、数据选取与模型构建

（一）数据选取

我国碳排放权交易试点主要有北京、天津、上海、深圳、

(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

广东、湖北、重庆、福建八个交易地区，其中福建交易试点开放时间较短。碳试点交易涵盖范围较广，各试点交易范围各不相同，大多涉及钢铁、电力、化工等高碳排放行业，这些行业作为排放温室气体主要来源，成为碳排放交易管控的重点对象。我国碳排放交易市场虽然是继欧盟之后全球第二大碳排放交易体系，但交易体系等方面并不完善。例如重庆交易试点因缺乏经验在交易启动前夕并没有完成必要的准备工作，导致试点出现很长时间的零成交局面。因此，综合考虑各个碳交易试点成立的时间、交易状况是否稳定等因素，本文选取成立时间较久，交易数据较齐全的上海、湖北、深圳、广东四个碳交易试点作为碳交易价格的数据来源。

本文选取中国低碳指数代表低碳行业股票，该指数由北京环境交易所联合清洁技术投资基金 Vantage Point Partners 共同推出，是国际首个能够反映低碳行业发展的指数。该指数由四个部分构成，涉及废物处理、清洁生产以及消费、清洁能源发电、能源存储与转换，四大主体又下分太阳能、核能、风能等九个部门；其要求组成成分公司最少一半的收入或者将收入折合成人民币超过 35 亿元来自于低碳业务，再对入围股票资本、技术创新等方面进行考察，选取综合排名前四十只的股票作为低碳指数样本股；另外，样本股的选取每半年调整一次。由中国低碳指数的构成可以看出该指数的推出不仅能实时反映低碳行业发展现状，同时也为企业树立了低碳发展的衡量标准，促使企业开发低碳技术，有利于低碳行业资金以及技术手段汇集。

（二）模型构建

碳交易与低碳行业股票指数间的联动效应不仅存在于当期，还受到滞后期的影响，为全面反映碳排放交易与低碳行业股票指数间的波动溢出关系，构建 VAR 模型作为实证分析的基础。VAR 模型又称向量自回归模型，表现为自回归模型的联立形式，其将方程进行联立，在各个方程中回归每个内生变量对系统中所有内生变量的滞后值，形成多元变量的自回归模型，从而达到将单变量自回归模型衍生为多元变量自回归模型的目的。VAR 模型打破传统计量方法依靠经济理论描述变量关系的困境，采用非结构性方法建立变量间的动态联系，该模型的提出并不局限于经济理论，也因其不依靠严格的理论基础，被广泛应用于经济领域中并得到了较好的反响。VAR 模型定义如下：

建立时间序列 $y_{1t},y_{2t},\cdots,y_{nt}$，并将其向量化，定义为 $n\times 1$ 维向量 $Y_t=(y_{1t},y_{2t},\cdots,y_{nt})'$。进一步推出 P 阶 VAR 模型 VAR(P)表现为：

$$Y_t=C+\phi_1 Y_{t-1}+\phi_2 Y_{t-2}+\cdots+\phi_p Y_{t-p}+\varepsilon_t \quad (1)$$

其中，C 是常数项，ϕ_i 是自回归矩阵，p 为滞后阶数，ε_t 为误差项，误差项满足下述条件：

$$E(\varepsilon_t)=0$$
$$E(\varepsilon_t\varepsilon_t')=\Omega \quad (2)$$
$$E(\varepsilon_t\varepsilon_s')=0,\text{对于 } t\neq s$$

VAR 模型建立后还应考虑模型稳定性问题，判断碳排放交易与低碳行业股票指数 VAR 模型稳定性的关键在于其脉冲响应是否会随时间推移逐渐消失，若消失说明模型建立稳定。另外含有单位根的 VAR 模型在受到冲击时变现为非平稳，故在建立 VAR 模型之前，需确保每个变量都通过单位根检验。在此基础上仍需保证滞后期选取的正确性，滞后期选取过小易导致模型中误差项自相关问题进而影响参数估计，滞后 k 值的增加有利于消除误差项的自相关，但滞后期过大又会造成自由度的减小，滞后期选取的正确性也为后续格兰杰因果检验提供检验基础。VAR 模型中的脉冲响应能够描述模型中内生变量在面对误差项冲击的反应，其记录内生变量的当期值、未来值在误差项受到一个标准差大小的冲击后受到的影响，即碳排放误差项的脉冲响应函数衡量的是给碳排放交易价格一个单位冲击对低碳行业股票指数当期、未来值的影响。方差分解同样也是评价 VAR 模型的办法，其结果能够反映随机信息的相对重要性，也就是某一信息的方差在内生变量总方差的占比。

三、碳市场对低碳行业指数溢出效应实证分析

为探究碳市场与低碳指数波动溢出效应，本文选取 2017 年 5 月 8 日至 2020 年 9 月 30 日上海、湖北、深圳、广东碳交易试点日数据以及相同时间点的中国低碳指数日数据，分别建立不同碳交易市场与低碳指数的 VAR 模型，数据均来源于 Wind 数据库。

（一）描述性统计

首先对数据进行预处理，整理各个碳交易试点日交易价格，并分别取对数，得到碳交易价格对数序列 LGDEA、LSHEA、LHBEA、LSZEA；对低碳指数日数据采取对数收益率法，得到低碳指数日收益率序列，记为 RZDT。对序列进行描述性统计，结果如表 1 所示。

表 1　描述性统计结果

序列	均值	标准差	偏度	峰度	JB 检验
LGDEA	1.277	0.137	−0.034	3.413	93.337***
LHBEA	1.365	0.150	−0.366	3.826	70.771***
LSHEA	1.563	0.063	−0.613	4.644	60.351***
LSZEA	1.219	0.290	−0.587	4.197	74.862***
RZDT	0.000	0.005	−0.484	6.385	158.668***

注：*** 表示在 1%水平显著。

(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

从表 1 可以看出，各碳交易试点均值接近，上海碳交易试点均值较大；标准差越小说明该序列越稳定，可以看出除低碳指数外，上海试点碳交易价格较稳定；各碳交易价格序列以及低碳指数序列均出现轻微左偏现象；从峰度来看数值均大于 3，显现出“尖峰厚尾”特征；JB 检验结果显著，说明序列不服从正态分布。

（二）ADF 检验

为减少序列的异方差性，在对数据整理时已经进行过对数处理，故直接检验 LGDEA、LHBEA、LSHEA、LSZEA、RZDT 序列，检验结果如表 2。由表中结果可知，LGDEA、LHBEA、LSHEA、LSZEA 序列并不平稳，依次对序列取一阶差分，检验所得结果皆平稳。

表 2　ADF 检验结果

序列	ADF 检验	5%临界值	P 值	结论
LGDEA	−0.748	−2.865	0.832	非平稳
LHBEA	−1.190	−2.865	0.681	非平稳
LSHEA	−2.222	−2.865	0.106	非平稳
LSZEA	−2.287	−2.865	0.176	非平稳
DLGDEA	−17.176	−2.865	0.000	平稳
DLHBEA	−14.070	−2.865	0.000	平稳
DLSHEA	−16.566	−2.865	0.000	平稳
DLSZEA	−12.286	−2.865	0.000	平稳
RZDT	−19.936	−2.865	0.000	平稳

（三）滞后期选取、格兰杰因果检验

在序列平稳性检验通过后需要确定 VAR 模型的滞后阶数，滞后期的选取直接影响变量间的动态关系，从而影响模型估计的有效性。以广东碳交易试点为例，对其进行滞后期选取，根据 AIC、SC、HQ 的信息准则（见表 3），确定选取滞后阶数为 3 阶。在确定滞后阶数的基础上，进一步检验模型的稳定性，检验结果表示所有点均落在单位圆内，故模型稳定。

利用格兰杰因果检验各碳试点交易价格序列与中国低碳指数序列间的因果关系，检验结果如表 4，结果表明 DLGDEA、DLHBEA、DLSHEA、DLSZEA 对 RZDT 格兰杰检验结果显著，即各碳试点序列是引起 RZDT 变动的格兰杰原因；相反，RZDT 对各碳试点交易序列的检验结果并不显著，说明 RZDT 并不是引起碳试点序列波动的格兰杰原因。

表 3　滞后阶数结果

滞后阶数	AIC 值	SC 值	HQ 值
0	−13.102	−13.016	−13.098
1	−13.112	−13.028	−13.100
2	−13.113	−13.051	−13.093
3	−13.148*	−13.091*	−13.089
4	−13.148	−13.080	−13.111*
5	−13.147	−13.059	−13.102
6	−13.147	−13.042	−13.104

注：* 表示根据相关信息准则选取的最优模型阶数。

表 4　格兰杰因果检验结果

原假设	p 值	是否接受
DLGDEA 不是 RZDT 的格兰杰原因	0.036	拒绝
RZDT 不是 DLGDEA 的格兰杰原因	0.633	接受
DLHBEA 不是 RZDT 的格兰杰原因	0.049	拒绝
RZDT 不是 DLHBEA 的格兰杰原因	0.787	接受
DLSHEA 不是 RZDT 的格兰杰原因	0.014	拒绝
RZDT 不是 DLSHEA 的格兰杰原因	0.352	接受
DLSZEA 不是 RZDT 的格兰杰原因	0.030	拒绝
RZDT 不是 DLSZEA 的格兰杰原因	0.606	接受

（四）脉冲响应、方差分解

为探究各碳交易试点对低碳指数影响过程分析，分别建立不同碳交易试点与低碳指数的 VAR 模型，利用脉冲响应图作用时长与影响途径反映碳交易试点在受到冲击后对低碳指数的作用过程。依据 EViews 软件得出广东、湖北、上海和深圳 4 个碳交易试点与低碳指数脉冲响应图如图 2—图 5 所示。

由上述脉冲结果可以观察到，低碳指数在受到各交易试点碳价的一个正向冲击后，在第 1—5 期波动较为剧烈，

(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

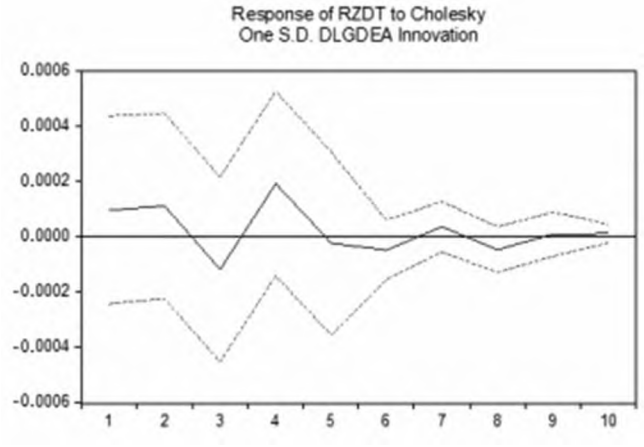


图 2　广东碳交易试点与低碳指数脉冲响应图

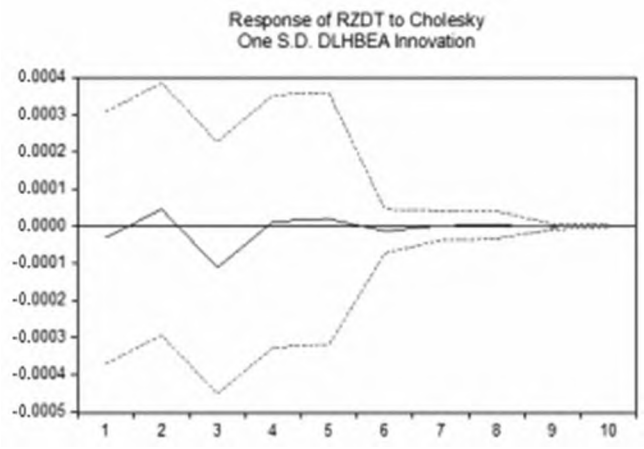


图 3　湖北碳交易试点与低碳指数脉冲响应图

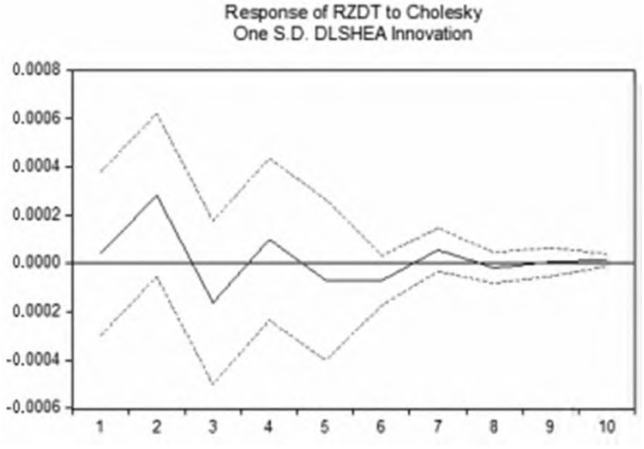


图 4　上海碳交易试点与低碳指数脉冲响应图

第 5 期过后 RZDT 序列受冲击影响逐渐趋于稳定。从图中得知，在第 1 期至第 3 期内，给广东、湖北、上海交易试点碳价一单位的正向冲击，低碳指数收益率脉冲响应值从正向转为负向，并在第 3 期达到负向最小值，深圳交易试点对低碳指数脉冲响应值始终保持负向；第 3 期至第 5 期内，给各碳交易试点碳价正向冲击后，低碳指数收益率序列脉冲值整体来看由负转正；第 5 期过后，在给碳交易试点碳价一个单位正向冲击，低碳指数序列波动较小且逐渐趋于稳定。

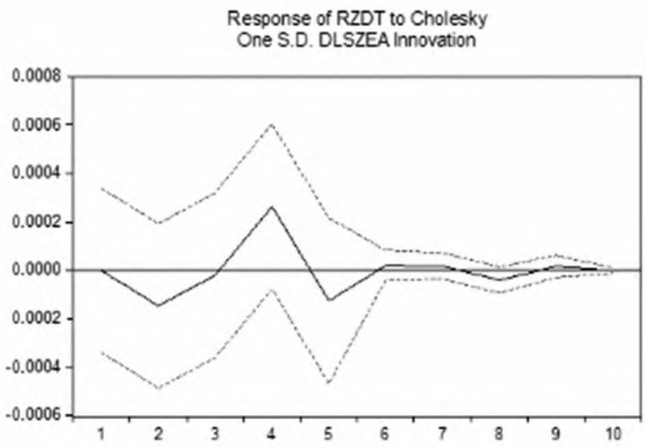


图 5　深圳碳交易试点与低碳指数脉冲响应图

为更加清晰反映碳交易试点价格与低碳指数收益率之间的波动溢出效应，本文采用方差分解法简化各序列之间的贡献程度，具体方差分解结果如表 5。由方差分解结果得知，模型滞后 10 阶的碳交易价格对低碳指数收益率的贡献率随着时长的推迟呈逐渐上升趋势，其中上海碳交易试点对低碳指数收益率波动贡献程度较为明显。

表 5　方差分解结果

期数	DLGDEA	DLHBEA	DLSHEA	DLSZEA
1	0	0	0	0
2	0.018	0.004	0.645	0.100
3	0.193	0.011	0.837	0.389
4	0.727	0.159	1.034	0.611
5	0.810	0.654	1.056	0.612
6	0.817	0.664	1.067	0.613
7	0.825	0.665	1.068	0.637
8	0.861	0.671	1.077	0.641
9	0.869	0.671	1.079	0.641
10	0.870	0.671	1.079	0.672

（五）结果分析

本文通过建立碳交易价格与低碳指数收益率的 VAR 模型探究碳排放与低碳指数的联动效应。首先对碳交易价格以及低碳指数日数据进行预处理，旨在消除异

(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

方差，由描述性统计结果可知各试点碳交易价格序列均值相近且相比较下，上海试点价格序列较为稳定。对碳价格序列采取一阶差分处理，使得碳价格序列与低碳指数收益率序列均通过平稳性检验，依次建立广东、湖北、上海、深圳试点碳价与低碳指数收益率的 VAR 模型，根据 AIC、SC、HQ 信息准则判定模型选取的最佳滞后阶数并验证各 VAR 模型建立的稳定性。基于此，进一步验证各试点碳交易价格序列与低碳指数收益率的格兰杰因果关系，碳试点交易价格对低碳指数收益率的格兰杰因果检验结果显示 P 值均小于 0.05，即在 5%显著性水平拒绝原假设，碳交易价格是引起低碳指数收益率变动的格兰杰原因，相反的低碳指数收益率并不是引起碳价格变动的格兰杰原因；其原因在于低碳行业股票指数因行业低碳的特性对碳排放市场价格波动较为敏感，而我国碳交易市场建设尚未完善，与资本市场联系较为薄弱，故低碳行业股票指数收益率不是引起碳价变动的格兰杰原因。对各 VAR 模型进行脉冲响应分析探究碳交易价格与低碳指数收益率的动态关系，根据实证检验结果得出，我国碳交易价格与低碳指数收益率之间确实存在波动溢出效应，具体表现为当对各个碳交易试点碳价施加正向冲击，都会引起低碳指数收益率序列的波动。前期脉冲响应值为负，是因为碳价上涨，企业减少对碳排放的需求，低碳行业出售结余配额困难，盈利能力下降导致市场资本降低对低碳行业股票的追逐，最终造成行业股票收益率下降；中期脉冲响应值由负转正，说明随着时间推移，碳价上涨会促使企业减排，企业逐步向低碳转型，低碳行业的壮大自然会吸引社会资金，行业股票收益率也会上涨；后期指数序列出现小幅波动后趋于稳定，说明随着我国碳中和目标的不断推进，碳排放交易机制仍需完善。方差分解结果显示各试点碳价对低碳指数收益率的贡献程度，分析滞后 10 阶结果显示这种贡献程度会随着滞后阶数的增加而上涨。

四、相关建议

综上，我国碳交易试点价格变动确实会对低碳指数收益率造成影响，且低碳指数对于碳交易市场价格变动表现较为敏感。单从广东、湖北、上海、深圳这几个碳交易试点来看，其与低碳指数收益率之间的关系并不稳定，随着时间的推移，低碳指数收益率的脉冲响应值会由负向转为正向。这说明碳交易体系并不完善，为促进我国碳排放交易市场建设，早日实现碳中和目标，应更加注重碳市场与股票市场之间的联系，加强碳金融发展。由此本文提出以下建议：

（一）防范碳排放交易价格波动风险

碳交易价格的波动是引起低碳指数收益率变动的格兰杰原因，这说明低碳行业股票市场容易受碳交易价格波动的影响，为有效促进低碳行业股票市场的发展，鼓励其他行业低碳转型，政府及其他监管部门有必要针对碳排放交易价格波动，提出相应解决方案。我国各碳交易试点价格波动表现为明显的非线性，随着时间推移具有相应的周期性，随机性误差明显，想要发挥碳交易价格波动对低碳行业股票收益率的正向影响，政府应联合有关部门根据碳交易价格波动的特性建立一套完整的风险预警机制。在当今数字时代迅速发展的前提下，应充分利用互联网资源，将大数据技术整合进价格波动风险预警体系中，深度剖析各碳交易试点交易情况，采集价格变动信息，利用技术手段对价格波动进行实时监控，及时做出预警。

（二）完善碳交易体系监管

碳交易市场因其涉及的主体以及主体生产活动等因素，与股票、能源以及其他市场间相互影响，碳交易市场受到冲击必然会波及到这些市场，为确保碳交易市场、企业、股票等市场之间的平衡，要求政府完善碳交易体系的监管。保障碳交易价格正常波动以及碳交易市场的发展离不开法律监管制度，自 2021 年 7 月全国碳排放权交易启动上线，要按照建设统一大市场的要求，推动建成全国统一碳市场，各碳交易试点还未形成专门的监管机构，为促进我国碳交易市场健康有序的发展，应将监管部门机构的设立作为首要任务。该监管部门的设立主要负责对加入到碳交易市场的企业主体进行资格认证，盘点主体减排程度、绿色项目以及对碳配额的履行程度，减排成效好、绿色项目占比较高的企业可实行优先进场政策，以此鼓励实行低碳减排的企业。另外，还应加强碳交易市场管理，针对不同的交易主体采取不同的初始分配及定价，完善相关法律法规，杜绝有关主体，扰乱碳交易市场正常交易，对情节恶劣的主体给予永不进场的处罚。

（三）加强碳交易市场与股票市场的联系

碳交易市场对低碳指数收益率的脉冲响应值早期为负，中期由负转正，说明低碳行业股票对碳价格变动敏感，但随着时间推移碳交易市场与股票市场之间的联系并不是很强，为加强二者之间的联系，应鼓励发展碳金融

(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

市场，推进碳金融产品与技术创新，加快促进我国产业低碳转型。发展碳金融除加强碳市场与股票市场之间的联系外，还可以引导产业低碳化以及国民整体碳排放下降，有效推进我国2060年实现碳中和的愿景。碳金融的发展离不开政府的支持与管控，当前我国统一的碳交易市场尚未建成，各碳试点交易机制相互独立，交易价格也各不相同，为保障各交易所公平发展，政府应出台相关政策完善定价体系，有效避免市场失灵以及负外部性问题。另外，碳金融的发展需要政府从中调控，通过政策推动加强碳金融与产业低碳转型共同发展，利用碳市场对产业的传导机制，配合政策强制高碳排放企业节能减排，完成产业低碳转型。●

【参考文献】

[1] 习近平.在第七十五届联合国大会一般性辩论上的讲话[N].人民日报，2020-09-23(003).

[2] 中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议[N].人民日报，2020-11-04(001).

[3] 胡登龙.我国碳交易价格影响因素及价格机制研究[J].价格月刊，2016(10)：21-26.

[4] 胡东滨，彭丽娜，陈晓红.配额分配方式对不同区域碳交易市场运行效率影响研究[J].科技管理研究，2018，38(19)：240-246.

[5] 张少雪，蒋雪梅."一带一路"背景下中国与东盟双边贸易对全球碳排放的影响[J].生态经济，2020，36(3)：24-30，58.

[6] 王灿.碳中和愿景下的低碳转型之路[J].中国环境管理，2021，13(1)：13-15.

[7] 孙旭东，张蕾欣，张博.碳中和背景下我国煤炭行业的发展与转型研究[J].中国矿业，2021，30(2)：1-6.

[8] 邹才能，何东博，贾成业，等.世界能源转型内涵、路径及其对碳中和的意义[J].石油学报，2021，42(2)：233-247.

[9] 邹才能，熊波，薛华庆，等.新能源在碳中和中的地位与作用[J].石油勘探与开发，2021，48(2)：411-420.

[10] 刘萍，杨卫华，张建，等.碳中和目标下的减排技术研究进展[J].现代化工，2021，41(6)：6-10.

[11] 郑林昌，付加锋，齐蒙.中国省域层面低碳环保发展指数评价及对比研究[J].生态经济，2015，31(8)：47-52，66.

[12] PEI GUIFEN，et al.Competitive comprehensive evaluation of low-carbon city in Beijing-Tianjin-Hebei region using intuitionistic fuzzy set theory[Z].2016.

[13] SHANG MEI，et al.Measuring low-carbon development level of provincial construction industry[C].2017 rd International Conference on Energy，Environment and Materials Science，2017.

[14] 陈庆能，沈满洪，孙泽生.中国完全碳排放的行业特征分析[J].企业经济，2017，36(4)：12-17.

[15] 陈智颖，许林，钱崇秀.中国碳金融发展水平测度及其动态演化[J].数量经济技术经济研究，2020，37(8)：62-82.

[16] 陶春华.我国碳排放权交易市场与股票市场联动性研究[J].北京交通大学学报(社会科学版)，2015，14(4)：40-51.

[17] 王倩，高翠云.中国试点碳市场间的溢出效应研究——基于六元VAR-GARCH-BEKK模型与社会网络分析法[J].武汉大学学报(哲学社会科学版)，2016，69(6)：57-67.

[18] 崔婕，黄杰，李凯.基于VAR的碳排放权现货价格、能源价格及道中指数关系研究[J].经济问题，2018(7)：27-33.

[19] 李强林，张甜，邹绍辉.煤炭股指数与碳市场价格动态关系研究[J].价格理论与实践，2019(4)：79-82.

[20] 陈向阳，何海靖.我国碳排放权交易市场与股票市场的关联——基于非线性Granger因果检验与非平衡面板模型的实证分析[J].技术经济，2021，40(3)：36-46.

[21] 刘晓龙，崔磊磊，李彬，等.碳中和目标下中国能源高质量发展路径研究[J].北京理工大学学报(社会科学版)，2021(3)：1-8.

[22] 宋敏，辛强，贺易楠.碳金融交易市场风险的VaR度量与防控——基于中国五所碳排放权交易所的分析[J].西安财经大学学报，2020，33(3)：120-128.

[23] 张志俊，闫丽俊.碳排放权交易价格的VaR风险度量研究[J].生态经济，2020，36(1)：19-25，33.

[24] 周纳，董璐，陈黎明.碳排放、经济增长与可持续发展关系的实证[J].统计与决策，2019，35(18)：130-134.

[25] 白世秀，韩月明，张德刚.碳减排与企业价值相关性研究[J].会计之友，2019(7)：148-155.

(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

DOI:10.19851/j.cnki.cn11-1010/f.2018.07.020

龚玉霞　滕秀仪　赛尔沃　贺小莉

绿色债券发展及其定价研究

——基于二叉树模型分析

内容提要:绿色债券是一种着力解决生态环境问题的新型金融工具,兼备“债券”和“绿色”两个特点。近年来,作为绿色金融的重要组成部分,绿色债券在我国发展迅速。本文利用二叉树定价模型对当前市场上流通的 6 支绿色债券定价研究,结果显示:结合目前实际情况,我国绿色债券价格被明显低估。在此基础上,本文对绿色债券价格低估现象进行分析,完善绿色债券市场的定价理论,为绿色债券发行者和投资者提供参考和借鉴。

关键词:绿色金融　绿色债券　债券定价　二叉树模型

党的十九大报告指出,要构建市场导向的绿色技术创新体系,发展绿色金融,壮大节能环保产业、清洁生产产业、清洁能源产业。绿色金融是指通过杠杆作用,控制资金流向、改善资金在经济社会中的分配,使资源流向绿色产业。近年来,先后出现了绿色信贷、绿色债券①、绿色保险等投融资手段。

绿色债券是一种着力解决生态环境问题的新型金融工具。2014 年,中广核电有限公司发行国内第一笔同碳收益挂钩的 5 年期中期票据,自此我国绿色债券市场蓬勃发展起来。2016-2017 年,国内贴有标识的绿色债券共计发行 167 只,境内外发行达到 4799.1 亿元,约占同期全球发行规模的 27%;2018 年上半年,国内贴标绿色债券累计发行 45 只,比 2017 年同期增长 25%;未来绿色债券的市场潜力巨大。绿色债券合理的价格是其成功发行的关键,因此,对绿色债券定价进行系统研究非常有必要。

一、相关研究文献评述

发达国家对债券定价模型研究的较早,Black, F&M. Scholes (1973) 和 Merton, R. C. (1973) 对债券定价进行了探索。之后有学者均在此基础上进行扩展。Brennan, Schwartz (1980) 引入 Vasicek 利率模型,在同时考虑价格和利率两个影响因素的基础上构建双因子模型,后来学者运用了更合理的利率模型,如 CIR 利率模型 (Carayannopoulos, 1996)、HW 利率模型 (Lvov, 2004)。Kariya, Tsuda (2000) 考虑了经济环境等相关因素对债券的影响,运用马尔可夫模型 (Time Dependent Markov Model) 对日本债券市场进行了实证研究。

国内已有学者对绿色债券进行过学术探索。一方面,专家对绿色债券市场发展进行研究,如张艳 (2018) 对我国绿色债券市场发展的现状进行了梳理,分析了存在的问题,并提出对策建议。刘涛 (2018) 通过分析欧美绿色债券的发行情况,指出我国需重点培育绿色债券投资者。

而另一方面,学者对债券定价模型的研究也取得了一些成果,如谢赤 (2014) 假设利率服从 CIR 模型,建立信用等级迁移矩阵并利用 Monte Carlo 模拟对集合债券进行定价,结果表明大部分集合债券的理论结果和实际发行价格一致。贺思辉 (2017) 在 JLT 模型基础上改进构建了条件转移概率矩阵对中诚信证券公司的企业债券进行实证分析,发现国内发行的企业债券严重低于模型得出的价格。巢文、邹辉文 (2017) 在 Lee-Carter 模型的基础上,采用双指数跳跃扩散模型对死亡率的正负向不对称跳跃进行刻画,给出不完全市场中的债券定价,使得定价更贴近真实市场。徐磊等 (2017) 利用向量误差修正模型与信息份额模型,探究了股市异常波动期间我国股指期货市场与股票市场的价格波动及相互影响的方向性与显著性。李亮等 (2018) 给出了标的资产价格服从跳 - 扩散过程的期权定价模型,并从期权定价的角度对场内外期权的违约风险进行比较,最后根据研究结果对场外期权的监管提供了相关的政策建议。

综上,国内外已有的理论和定价模型为本文研究提供了主要参考。其中,二叉树模型与我国绿色债券市场实际情况更为符合,该模型不仅能够很好的

①2000 年,美国首次提出了绿色金融的概念,试图通过金融部门的资金配置协调生态环境保护和经济发展。2003 年,10 家全球性金融机构宣布实施“赤道原则”。2007 年第一只“气候意识债券”在欧洲发行,用于可再生能源和能效项目,开启了绿色债券时代的大门。

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

模拟债券价格波动，而且其结构相对简单、计算较为方便。因此，本文运用二叉树模型构建一种符合绿色债券特点的定价模型并确定参数，进行实证研究。另外，本文比较绿色债券理论价格与实际价格，分析目前市场上所发行绿色债券定价的合理性。

二、绿色债券定价基础条件分析

（一）支持绿色债券的政策背景

2015 年，国务院颁布了《生态文明体制改革总体方案》，首次确立了绿色债券在我国债券市场中的重要地位，激励企业等积极发行绿色债券。同年底，中央银行及发改委出台了《关于发行绿色金融债券有关事宜的公告》、《绿色债券发行指引》，明确了绿色债券的发行运作、绿色企业债券的支持范围等相关政策。2016 年 3 月至 4 月，上交所和深交所先后颁布《关于开展绿色公司债券业务试点的通知》，自此绿色公司债券业务正式启动。同年 8 月，中国人民银行、财政部等七部委联合出台《关于构建绿色金融体系的指导意见》，绿色债券的发展得到了全方位的政策支持。2017 年，证监会、银行间市场交易商协会等部门颁布了绿色公司债券及绿色债务融资工具的指导意见及相关政策细则，为我国绿色债券提供了积极的发展环境。

（二）绿色债券定价的市场发展基础

根据 wind 公开数据统计，2016 年我国参与发行境内贴标绿色债券的主体共有 29 个，包括：金融业、采矿业、电力能源业、水务业、制造业、交通基础业、商业服务及物品业、综合业共 8 个行业，共计 2314.18 亿元。2017 年，我国境内外发行绿色债券规模达 2512.14 亿元，占当年全球发行总量的 32.16%。境内 76 个主体发行了各类绿色债券共 113 只，累计 2083.8 亿元。其中，68 个主体发行了 103 只绿色普通债券共计 1937.75 亿元。另外，发行了 10 只共计 146.05 亿元的绿色资产支持证券；境外发行 5 只绿色债券，折合人民币 428.34 亿元，同比增长 63.57%。2018 年上半年，国内贴标绿色债券累计发行 45 只，比 2017 年同期增长 25%。

（三）绿色债券定价的指数工具

2016 年，国内第一批绿色系列债券指数——中债绿色系列债券指数面世，其涵盖了中债—中国绿色债券指数、中债—中国绿色债券指数精选指数。同年，中债—中国气候相关债券指数出台。2017 年，中债—兴业绿色债券指数发布。同年，中央财经大学绿色金融研究院和深圳证券信息公司联合研发推出了中财—国证绿色债券指数，其包括高等级绿色债券、高等级贴标绿债、高等级非贴标绿标等 9 条指数。同年，上交所和中证指数有限公司出台了上证绿色公司债指数、上证绿色债券指数和中证交易所绿色债券指数。绿色债券指数的研发有着重要的现实意义，即它可以从财富总值（涨跌幅）、净价（涨跌幅）、平均久期、平均派息率等多个维度反映绿色债券市场总体价格走势的一系列。

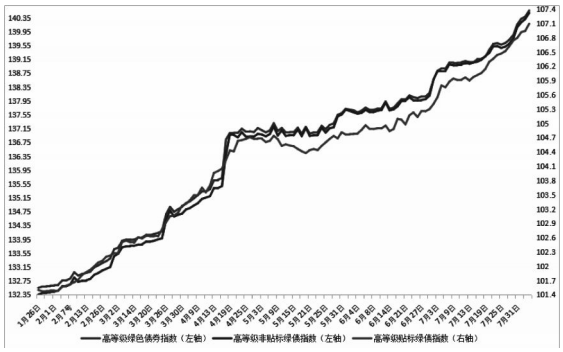


图 1 中财－国证绿色债券指数

图 1 是自 2018 年 1 月以来中财－国证绿色债券指数走势，高等级绿色债券、高等级贴标绿债、高等级非贴标绿标曲线普遍上升。其中，4 月第三周和 7 月第一周绿债指数整体上升趋势明显，高等级绿色债券指数分别上涨 1.01%、0.68%；高等级非贴标绿债指数上涨 1.13%、0.69%；高等级贴标绿债指数上涨 0.44%、0.67%，其余范围内绿债指数上涨趋势基本保持稳定。

综上可以看出，随着相关政策的支持，近年来我国绿色债券发展很快，这类债券也得到了越来越多的投资者的青睐。因此，对绿色债券的定价也显得尤为重要。

三、绿色债券定价的模型构建及其应用

（一）二叉树模型的建立与估计定价

二叉树模型是美国经济学家 Stephen A.Ross、John Cox 和 Mark Rubinstein（1979）提出的，假设债券价格波动在其剩余有效期内服从二项分布，利用风险中性原理，从二叉树末端倒推可得到最初时刻债券的价格，即得到债券定价。假设债券在 t=0 时刻的价格为 S，把债券当前时刻到到期日时间 T，整个时间段平均分为 n 个时间间隔 $\triangle t$。在第一个时间间隔 $\triangle t$ 内债券的价格可能会以概率 p 向上运动一定幅度 u，得到新的价格 Su；债券也可能会以概率 1-p 向下运动一定幅度 d，得到新的价格 Sd，其中 $u>1,d<1$。以此类推，在 $t=i\triangle t$ 时刻债券的价格有 i+1 种可能 Su^jd^{i-j}，其中 $i=0,1,...,n;j=0,1,...,i$。

假设无风险利率为 r，债券价格的波动率为 σ，根据风险中性原理可以推得 $p=\frac{e^{r\Delta t}-d}{u-d}$（当 r 接近 0 时，$r+1\approx e^{r\Delta t}$），$u=e^{\sigma\sqrt{\Delta t}}$，$d=e^{-\sigma\sqrt{\Delta t}}$。

假设 $f(i,j)$ 为 $t=i\triangle t$ 时二叉树第 j 个节点的价格，可得：

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

$$f(i,j)=e^{-r\Delta t}[pf(i+1,j+1)+(1-p)f(i+1,j)] \quad (1)$$
$$(0\le i\le n-1;0\le j\le i)$$

近两年，我国上市的绿色债券大部分是以固定利率发行的，债券到期日价格为其债券面值加最后一年应计利息。设二叉树图最后一列节点上绿色债券的价值为F，则有：$f(i,j)=F$ (2)

$(i=n-1;0\leqslant j\leqslant i)$

在(i，j)节点上投资者有两种决策：持有或出售。则有：

$$f(i,j)=\max\{Su^{j}d^{i-j},e^{-r\Delta t}[pf(i+1,j+1)+(1-p)f(i+1,j)]\}$$
$$(0\le i\le n-1;0\le j\le i) \quad (3)$$

用二叉树模型模拟债券价格波动，当步数超过100步时，其结果的准确性就大大提高，能很好地对债券进行定价。

(二)绿色债券定价的实证分析

目前，我国银行间债券市场和上海证券交易所发行的绿色债券有一百多支。但由于绿色债券普遍发行时间较短、交易量较小，导致其交易数据难以获取。本文选取了6支交易数据最完整的绿色债券作为研究对象，用二叉树模型对其进行定价研究。

1.△t的确定。绿色债券期限大多为三年或五年，五年期的债券也只有十步。对于二叉树模型来说，时间间隔过长、步数太少会导致结果不精确。因此，本文选取一周作为一个时间间隔，一年按照50周250个交易日计算，则$\triangle t=0.02$。三年期绿色债券的二叉树模型为150步，五年期模型为250步，大大提高了计算精度。

2.无风险利率r的选取。选取相应期限定期银行存款利率(本文采用中国银行的存款利率)，并用公式r=ln（1+R）将存款利率转化为连续年复利率(式中R为存款利率)作为模型中的无风险利率。目前，中国银行三年期和五年期的定期银行存款利率均为2.75%。

3.债券价格波动率的计算。采用债券收益标准差作为债券价格波动率。以一定时间段内债券收盘价为基础，设观察次数为$n+1$次；B_i为第i个时间间隔末的债券价格；u_i为债券的收益率；u为u_i的均值。则债券收益率为：$u_i=\frac{B_i-B_{i-1}}{B_{i-1}}$，$u_i$的标准差就是该时间段内债券价格的日波动率$\sigma_1$：$\sigma_1=\sqrt{\frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n}(u_i-u)^2}$，年波动率$\sigma$为：$\sigma=\sigma_1\times\sqrt{N}$。其中，$n$为每年的交易天数。

4.绿色债券定价模型应用。选取已发行的绿色债券的历史价格作为样本数据，使用matlab2016a进行计算，得到绿色债券的理论发行价格，如表1所示(各绿色债券均是以面值100元发行)。

从表1可以看出，运用二叉树模型计算出的理论价格比实际发行价格偏高，平均高出9.35%，其中G16节能2和G16京气1分别高出27.82%和15.85%。正常情况下债券实际价格应当和理论价格一致，但实际得到我国绿色债券市场价格低于理论价格。

表1 绿色债券的理论价格

债券代码	债券名称	票面利率	债券期限/年	实际价格/元	理论价格/元
136544	G16嘉化1	4.78%	5	100	105.8236
136533	G16新能1	2.95%	5	100	101.7570
136626	G16节能2	3.13%	7	100	127.8170
136682	G16三峡1	2.92%	3	100	103.8931
112501	17东江G1	4.90%	3	100	102.0469
127429	G16京气1	3.45%	7	100	115.8538

(三)绿色债券实际价格被低估的原因分析

本文认为，绿色债券实际价格被低估的原因主要有以下几个方面：

1.我国绿色债券市场流动性不足。流动性是债券的第一要素，债券流动性较好，持有者风险相应较小，债券对投资者的吸引力就较大，市场就会繁荣；反之，则持有者风险相应较大。目前国内绿色债券市场规模较小，流动性差。对于投资者而言，为了弥补流动性不足的风险，投资者会要求绿色债券带来更高的收益，从而导致绿色债券价格被低估。

2.投资者的非理性投资。已有研究证明，在证券市场中投资者的行为并非完全是理性行为。投资者受到当前宏观经济形势、金融环境和个人因素的影响，这些因素影响投资者对未来金融形势、绿色债券价格走势的判断，导致其行为存在偏差，使绿色债券价格被低估。

3.波动率的误差。我国绿色债券是从去年开始发行的，发行时间较短；再加上我国证券市场属于弱式有效市场，一段时间内的历史收盘价并不能反映绿色债券全部信息。所以，绿色债券价格波动率计算存在一定误差。

4.二叉树模型不够完善。一是定价模型是建立在假设条件成立的基础上，若假设条件不能被完全满足，结果就不能够精确反映绿色债券的价格；二是绿色债券的定价除了其本身内部的影响因素外，还受到外部因素的影响，而定价模型不能考虑到所有影响因素，因此会出现一定偏差。

综上所述，本文构建的二叉树定价模型发挥了其精度较高、计算简便等优点，解决了绿色债券的定价问题，并得到了实证支持，和已有的债券定价研究一致，为绿色债券的发行者和投资者进行相关经济活动提供参考和借鉴。

四、结论与建议

本文研究得出结论：当前国内绿色债券的市场

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

价格低于理论价格；我国绿色债券市场的流动性不足；绿色债券投资者存在非理性投资。针对以上分析结论，提出以下建议：

1.健全绿色债券市场的信息披露制度。建立统一的信息披露标准和制度，要求绿色债券发行主体定时披露绿色债券收益使用情况、公开详细的资产项目进展、项目变动和资金投入使用情况。同时，还应建立并健全绿色债券信息披露制度，及时公开相关信息，增加市场信息透明度，实现对绿色债券的有效监管；完善绿色债券市场的价格发现机制，提高绿色债券的认可度，吸引更多的投资者参与绿色债券投资。

2.增加绿色债券的流动性。目前，国内绿色债券市场缺乏流动性，部分债券自发行日起其交易量几乎为零。因此，政府应出台相关政策和措施。例如：加快相关平台建设、提供投资者激励政策等，以加强市场流动性。

3.大力推进绿色债券市场的规范化建设。增强绿色债券市场规范化，优惠政策；将企业的绿色投资规模与税收挂钩等；鼓励企业将资金流向绿色项目；推动普通投资者向绿色投资者转变；组建专业绿色债券投资机构；鼓励银行、证券公司、基金等传统机构投资者加大配置绿色债券资产，支持绿色债券市场创新，引导绿色投资。

参考文献：

[1]RobertC.Merton.Theory of rational option pricing [J].Bell Journal of Financial and Management Science,1973(1).

[2]BlackFischer.,ScholerMyron S.The Pricing of Options and Corporate Liabilities [J].The Journal of Political Economy,1973(3).

[3]Michael J.Brennan, Eduardo S.Schwartz.Analyzing convertible bonds[J].Journal of Financial and Quantitative Analysis,1980(4).

[4]Carayannopoulos P.Valuing convertible bonds under the assumption of stochastic interest rates:An empirical investigation[J].Quarterly Journal of Business and Economics,1996(3).

[5]Kakeaki Kariya, Hiroshi Tsuda.CB-time dependent Markov model for pricing convertible bonds[J].Financial Engineering and the Japanese Markets, 2000(12).

[6]Lvov Dmitri, Ali Bora Yigitbasioglu, Naoufel EI Bachir.Pricing Convertible Bonds by Simulation[C].Disscussion Papers in Finance,ISMA Center,2004.

[7]关丽娟等.我国碳排放权交易及其定价研究 -- 基于影子价格模型的分析[J].价格理论与实践,2012(4).

[8]李栋.基于二叉树的可转换债券定价研究——以工商银行可转债为例[D].江苏:南京理工大学,2016.

[9]万志红、曾刚.国际绿色债券市场:现状、经验与启示[J].金融论坛,2016(2).

[10]郑颖昊.经济转型背景下我国绿色债券发展的现状与展望[J].当代经济管理, 2016(6).

[11]詹小颖.绿色债券市场发展:国际经验及启示[J].南方金融,2016(9).

[12]金佳宇、韩立岩.国际绿色债券的发展趋势与风险特征[J].国际金融研究, 2016(11).

[13]贺思辉、李正宾.基于转移概率矩阵的企业债券定价模型[J].统计与信息论坛,2017(1).

[14]谢岩.绿色债券的国际比较与借鉴[J].上海金融,2017(3).

[15]巢文、邹辉文.基于双指数跳跃扩散模型的长寿债券定价研究[J].中国管理科学,2017(9).

[16]徐磊、倪昞、杜朕威.我国股指期货对股票市场定价的研究[J].价格理论与实践,2017(12).

[17]杨朝强.混合跳－扩散模型下一类基金公司的金融债券定价与位于概率研究[J].系统工程,2018(2).

[18]李亮、王超、何建敏、隋新.基于违约风险的期权定价研究[J].价格理论与实践,2018(3).

[19]刘涛.培育绿色债券投资者,中国还差在哪里？[J].绿色金融,2018(3).

[20]曹明弟.发展态势良好的绿色金融体系[J].中国科技论坛,2018(4).

[21]张艳.我国绿色债券市场发展的现状、问题与风险防范[J].国际商务论坛,2018(6).

（作者单位：天津科技大学）

The Pricing and Empirical Research of Green Bonds Based on The TwoBinomial Tree Model

Abstract: Green bonds is a new type of financial instrument focused on solving the ecological environment problems. It has both the features of"bond"and"green". In recent years, as an important part of green finance, green bonds have developed rapidly in our country. This paper uses the Two Binomial Tree Model to study the pricing of 6 kinds of green bonds in China. The result shows that the price of green bonds in our country is apparently underestimated. This article combines the actual situation of China's green bond market, analyzes the phenomenon of underestimation of the price of green bonds, perfects the pricing theory of the green bond market, and provides reference for the issuers and investors of green bonds.

Keyword: Green finance;green bond;Bond-pricing;Two binomial tree model

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

高质量发展下我国制造企业研发投入的选择
——产出波动视角

蒋玉洁[1,2]，曹景林[1]
（1. 天津财经大学 统计学院，天津 300222；2. 天津科技大学 经济与管理学院，天津 300222）

摘 要：以水平和垂直创新增长模型的传导机制为理论基础，利用上市制造企业数据，使用多元统计模型和面板门限模型对我国制造企业在高质量发展中的研发投入选择进行研究。研究发现：全部样本制造企业的研发投入与产出波动之间呈倒“U”型关系，与垂直创新的传导机制一致；研发投入有单一门限，以门限值为临界点，企业分别在水平创新和垂直创新机制上进行研发投入并影响产出波动；资产规模有双重门限，规模低于第一门限值的企业遵循水平创新机制进行研发投入；规模高于第二门限值的企业不宜频繁变动研发投入，避免造成企业更大幅度的产出波动；规模位于两门限值之间的企业，应当不断提升研发投入，在实现高质量发展的过程中逐渐增强产出的稳定性。

关 键 词：研发投入；制造企业；产出波动；垂直创新增长；水平创新增长
中图分类号：F272.3 文献标识码：A 文章编号：1008-2972 (2020) 05-0021-11
DOI:10.13676/j.cnki.cn36-1224/f.2020.05.004

一、问题的提出

中国经济正由高速度发展阶段转入到高质量发展阶段，高质量发展能够从根本上提升中国经济发展的活力、创新力和竞争力，充分体现五大发展理念。熊彼特的创新理论提出，一个国家或地区进行创新的过程能够破坏内部已有经济结构，通过技术进步实现其经济发展；而技术进步又主要源于这些主体以创新为目标的研究与开发活动，从而创新的社会过程也显现出来（罗伯特和夏威尔，2016）。[1]作为国民经济主体的制造业，与农业和服务业相比较，更易产生规模经济效应并取得技术进步及创新（王展祥，2018），[2]是高质量发展过程中技术创新的主要力量。创新能力是实现中国制造业从“大”向“强”发展的重要引擎，创新能力的提升有助于实现中国经济的可持续发展，而持续有效的研发活动投入是构建并提升这一能力的关键（郑明波，2019）。[3]制造企业在创新过程中会投入相应的资金和人

收稿日期：2020-03-17 修返日期：2020-06-09
基金项目：天津市哲学社会科学规划项目“创新驱动战略下天津制造业研发创新及升级研究”（TJYY19-007）；天津市哲学社会科学规划重点项目“基于社会网络分析的京津冀城市群经济协同发展研究”（TJTJ18-002）；天津市哲学社会科学规划重点项目“新时代下国家技术创新中心运行机制、评价模型与建设路径研究”（TJGL19-023）
作者简介：蒋玉洁（通讯作者），天津财经大学博士研究生，天津科技大学副教授，主要从事国民经济统计分析、企业管理创新研究，联系方式 jyj@tust.edu.cn；曹景林，天津财经大学教授，博士生导师，主要从事国民经济统计分析和公共经济理论与政策研究。

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

力，通过转换动能推动企业进入高质量发展阶段，并最终实现产业升级。我国企业的创新研发活动主要表现为研发投入，从国家统计局的数据获知，我国企业的研发投入总量逐年递增，从 2000 年的 540.60 亿元增长到 2018 年的 15233.70 亿元，增加了近 27.18 倍，高于同期的全社会研发经费投入增长倍数，成为研发创新投入的主力。企业在生产过程中，每类产品都存在于质量阶梯上，会遵循一个随机上升的质量阶梯，在质量阶梯上每前进一步都需要相应的研发投入，通过研发投入创新让企业在产品上形成不断扩大的横向差异化，有助于企业在增加产出的过程中推进其高质量发展（Michele B. 等，2008）。[4]

研发投入形成创新过程有其内在的逻辑性，充满着许多不可预见因素。企业研发投入的周期长而且风险大，虽然许多国家允许企业将研发支出资本化以降低企业经营成本，但是企业研发投入项目的失败仍会对企业产出造成很大的影响。为了降低企业研发投入的风险和成本，鼓励企业进行研发创新，政府会通过研发补贴或者税收优惠等方式帮助企业实现目标。因此，企业研发投入不仅是一种意愿，还是一种选择，成功的研发投入会激励企业更积极地参与研发创新，实现高质量发展。

本文从企业创新增长的不同传导机制理论分析出发，研究我国制造业上市企业在考虑企业产出波动的情况下，应如何选择适宜本企业的研发投入，从而更好地助力企业高质量发展。与已有研究比较，本文可能存在的贡献有：（1）研究视角不同。本文研究研发投入与产出波动的关系时，是基于垂直创新增长机制下的质量阶梯模型这一理论基础，以质量提升为表现，探讨我国制造业上市公司研发投入与产出波动之间的作用机理，从而为企业降低产出波动提供路径依赖。（2）研究方法不同。以往文献主要运用多元回归模型进行研究，本文使用面板门限模型探寻异质性，寻找研发投入和资产规模不同的制造企业在研发投入创新增长中对产出波动影响传导机制的差异性，通过实证得到的门限值为制造企业在进行研发投入选择时提供可依据和参考的实施路径。

二、文献综述和理论阐述

（一）文献综述

中国学术界对企业研发投入的研究从 2000 年开始，逐年呈递增趋势，2012 后相关研究的文献数量增度加快。已有文献中，与企业研发投入有关的研究主要聚焦在两个方面：一方面是政府补贴或者税收优惠对企业研发投入的影响，主要从政府补贴对企业研发投入究竟是挤出效应还是激励效应（张辉等，2016）、税收会提升还是降低企业研发投入（毕茜和于连超，2019）等视角研究；另一方面是融资约束对研发投入的影响研究（康志勇，2013；胡亚茹等，2018）。[5-8]对企业产出波动影响的文献研究主要集中在三方面：一是从国际贸易角度研究研发投入对产出波动的影响（Vannoorenberghe 等，2016；代智慧等，2019）；[9-10]二是认为金融市场的发展是企业产出波动的重要影响因素（Aghion 等，2012；王国静和田国强，2014）；[11-12]三是从研发创新角度研究企业产出波动。Griliches 和 Mairesse（1984）将研发投入纳入到其构建的生产函数中，通过比较方法从研发总回报率角度进行研究，但是没有使用数据进行实证论述。[13]此后国内外学者在此基础上进行了实证研究。Wakelin（2001）以英国制造业 170 家公司为研究对象，认为公司自身的研发投入对创新型公司的回报率比非创新型公司的回报率要高得多，研发投入对企业生产率增长是有积极和重要作用的。[14]Lin 等（2006）通过选取美国 258 家企业数据进行分析，提出研发投入与企业产出之间并不存在明显的相关性。[15]Falk（2012）认为企业研发投入对产出的影响存在滞后效应，通过对澳大利亚 1995- 2006 年的企业数据进行分析，发现研发与企业销售增长率正相关，但要滞后两个生产周期才能较好体现出来。[16]国内的相关研究近些年

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

也逐渐深入，杨治等（2015）从国有企业和民营企业角度分析，发现在产业集聚度高的行业或地区，国有企业研发投入对民营企业创新投入有强挤出效应；而在竞争度高的行业或地区，挤出效应明显减弱。[17]李卓和蒋银娟（2010）认为研发创新强的企业，企业产出的波动率就小。[18]蒋银娟（2010）的研究又进一步验证，企业的研发投入在工业企业与产出波动之间的关系是非线性的。[19]廖直东等（2019）在研究工业企业高质量发展过程中的创新驱动效应时，得出研发投入强度提升有助于新产品创新强度的变化，但没有涉及产出波动问题。[20]综上所述，我们发现已有的研究囿于国家、企业类型、产出变量等多方面因素的差异，对企业研发投入与产出波动的影响关系尚没有一个统一的结论。

（二）理论阐述

熊彼特的增长理论认为要推动技术进步和实现经济增长，起决定性作用的是研发创新这一内生因素，同时强调知识积累、研发和创新产生的效果。基于这一理论，经济增长可以通过两种机制实现：水平创新机制和垂直创新机制，这两个机制都可以通过产出波动表现出来。

1. 水平创新增长模型下的机制。水平创新增长模型是种类扩张模型，是企业通过研发增加产品生产的种类，推进专业化水平，实现企业的技术进步，提升产出水平。水平创新增长框架中，新产品的出现并没有替代旧产品，两类产品同时在市场中存在。模型中，针对新产品的应用部门不同，产品主要分为中间产品和最终产品，水平创新可以发生在这两类产品上。中间产品的创新作为生产要素影响最终产品，以 Grossman 和 Helpman（1991）[21]的研究为代表；最终产品的水平创新源于知识的积累和驱动，以 Romer（1990）[22]的研究为代表。

模型包括三个部门的经济体，分别是生产最终竞争产品的部门、生产中间非竞争产品的部门和企业内部研发部门，不考虑国际贸易部门。假设最终产品、劳动力和资本形成的市场都是完全竞争市场，中间产品形成的市场是垄断市场，企业的最终产品具有唯一性。Y_t是代表性企业的产出；A_t是技术水平在生产中的生产率；$H_t^{1-\alpha}$是企业劳动投入的流量，$0<\alpha<1$；$x_i(i)$是 t 时刻生产最终产品 Y 时投入的第 i 种中间产品的数量；N 是有效中间产品的种类；β 能够反映中间产品投入过程中产生的替代弹性（$0<\beta<1$），那么$\left[\int_0^N x_i(i)^{\beta} di\right]^{\frac{\alpha}{\beta}}$是企业创新下无本质差异的中间产品的技术参数，存在研发投入的某一代表性企业最终产品部门的 C-D 生产函数（t 时刻）为：$Y_t=A_t H_t^{1-\alpha}\left[\int_0^N x_i(i)^{\beta} di\right]^{\frac{\alpha}{\beta}}$。

不同的中间产品 $x_i(i)$对称地进入最终产品的生产过程，任何一种中间产品 i 的出现对旧产品不是排挤效果，而是彼此无关的，存在新产品与旧产品同时在市场上出现的情况。当企业的资源能够实现最优配置时，不同类型中间产品的投入都能够得到同样的最终产品。因此，对于任何 $i\in[0，N]$，都有 $x_i(i)=x_t$，将生产函数进行简化并取对数，得到：

$$InY_t=InA_t+(1-\alpha)InH_t+\frac{\alpha}{\beta}InN+\alpha InX \qquad (1)$$

此时考虑企业中间产品部门的研发创新，如果 $N(t)$ 是 t 时刻企业中间产品种类的数量；λ 表示研发效率；$RD(t)$ 是 t 时刻研发部门的投入，则 $N(t)=\lambda N(t-1)\cdot RD(N(t))$。可以看到，企业中间产品种类与上一期种类有关，并与研发投入正相关，即$\partial N(t)/\partial RD(t)>0$。由于研发部门的投入具有风险性，所形成的技术一旦失效，就不会在生产中间产品中发挥作用。假设研发投入形成的技术发挥作用的概率为 δ，n 是生产过程中技术发挥作用并正常使用的中间产品种类的数量，且 $n\in N$。考虑技术有效发挥下中间产品种类的增长率，设为 $In(n)$，对其进行泰勒一阶展开，得到：

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

$$In(n)=In(\delta N+n-\delta N)=In(\delta N)+In\left(1+\frac{n-\delta N}{\delta N}\right)\approx In(\delta N)+\frac{n-\delta N}{\delta N} \quad (2)$$

由式 (2) 可得：$\mathrm{Var}[In(n)]=\frac{1-\delta}{\delta N}$。可以看到，中间产品增长率 $In(n)$的波动与中间产品种类的数量 N 成反向变动关系，即代表性企业的中间产品种类数量增加，发挥技术作用的种类数量波动减少。对于企业的总产出函数来说，一定时间内，H_t和 X_t的投入是稳定的，则 $\mathrm{Var}(Y_t)\propto \mathrm{Var}[\ln(n_t)]=\frac{1-\delta}{\delta N}$，表明企业产出波动与中间产品种类的数量负相关。

因此，水平创新增长模型下的机制为：研发投入↑ →中间产品种类↑ →产出波动↓ 。如果企业研发投入引起的创新多数情形下沿水平方向进行，那么可以认为提升企业研发投入能够实现抑制企业产出波动的效果。

2. 垂直创新增长模型下的机制。垂直创新增长模型是质量阶梯模型，指企业在生产活动中通过研发投入等要素的投入来提高产品的质量，质量低的产品逐渐被质量高的产品替代而被挤出市场，推动并实现技术进步。企业在质量阶梯模型下的增长是一种具有“淘汰机制”的内生增长，在质量阶梯上每向前走一步都需要研发投入，高质量产品的出现会淘汰低质量的产品。

与前述分析不同，垂直创新增长机制下技术水平的生产率 A_t不是稳定的，而是随着质量的变化阶梯进步的，我们将其称为质量阶梯指数，且 $A_t=A_{t-1}kt$。其中，A_{t-1}是原有的中间产品或者原有的最终产品对应的质量阶梯指数；$k_1>1$，为初始值，是研发投入创新后的中间产品增加的技术水平生产率的倍数，即质量阶梯倍数，并且假设在技术的传递中不存在滞后性。创新增长条件下，质量阶梯用质量提升的概率 θ 来表示，$0<\theta<1$，且是研发投入的增函数 (Aghion 等，2012)。[23]则有：

$$A_t=\begin{cases}kA_{t-1}, & p=\theta\\ A_{t-1}, & p=1-\theta\end{cases} \quad (3)$$

通过式 (3) 可以算出质量阶梯指数对数的方差，得到质量阶梯指数的波动性：$\mathrm{Var}(\ln A_t)=[\theta(1-\theta)](\ln k)^2$。从质量提升的概率 θ 分析，$\frac{d[\mathrm{Var}(\ln A_t)]}{d\theta}=(1-2\theta)(\ln k)^2$。在企业实际研发创新过程中，存在着风险大、失败率高的情况，因此质量阶梯提升速度不会非常快，即 θ 会偏低。此处假定 $\theta<1/2$，即 $(1-2\theta)>0$，那么 $\frac{d[\mathrm{Var}(\ln A_t)]}{d\theta}>0$，表明 A_t与 θ 正相关。在垂直创新机制下，认为 A_t与中间产品的使用种类 N 是不相关的，即相关系数为 0。对式 (1) 两边取方差，因为一定时间内 H_t和 X_t的投入稳定，n 是生产过程中技术发挥作用并正常使用的中间产品种类的数量，且 $n\in N$，可以得到：$\mathrm{Var}(Y_t)\propto \mathrm{Var}(\ln A_t)+\mathrm{Var}[\ln(n_t)]=[\theta(1-\theta)](\ln k)^2+\frac{1-\delta}{\delta N}$。

因此，在垂直创新增长机制中，企业研发投入的增加促进产品质量提升的概率，形成质量阶梯，从而在提升质量的同时实现技术更新，出现熊彼特理论中的“创新性毁灭”过程，并最终通过企业的产出波动增强效应体现出来，其传导机制为：研发投入↑ →质量提升概率↑ →产出波动↓ 。

三、数据来源、模型设定及变量说明

(一) 数据来源

2007 年我国《企业会计准则》规定研发活动投入在满足特定条件下可以资本化，2008 年中国企业微观研发数据披露陆续开始。本文选择 2009—2018 年在沪、深上市的所有制造企业，剔除了没有

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

研发活动的、无研发数据记录的、连续 3 年无研发投入数据报告的企业，同时剔除了企业上市名称中包含有“ST”和“*ST”的企业，避免这类企业财务信息的异常性对研究结果产生影响。处理之后，保留最终样本数为 1003 家企业，其中包括 737 家深市企业和 266 家沪市企业。所有数据来自于上市公司年报中公开披露的数据、2009—2018 年的《中国统计年鉴》和《中国科技统计年鉴》、wind 数据库、同花顺数据库等，缺失数据采用插补法、5 年平均增长率法补充。

（二）模型设定

不论是水平创新增长机制，还是垂直创新增长机制，都可以通过研发投入对企业产出波动的影响传导呈现。因此，根据前文阐述的不同创新增长机制，参照 Comin 和 Philippo（2005）、蒋银娟（2016）的研究，[24,19]构建本文的回归模型：

$$\sigma_{it}=\alpha_0+\alpha_1 R\&D_{it}+\alpha_2 R\&D_{it}\times R\&D_{it}+\alpha_3 X_{it}+\mu_{it} \quad (1)$$

其中，σ_{it}是被解释变量，表示企业产出波动；$R\&D_{it}$是解释变量，表示企业的研发投入；考虑研发投入对企业产出波动的异质性影响，加入了二次项 $R\&D_{it}\times R\&D_{it}$来研究是否存在非线性关系；$X_{it}$是控制变量；$\mu_{it}$是随机误差项。

（三）变量的说明

1. 企业的产出波动。研究企业的产出波动多通过企业的微观指标，尤其是财务指标更为具体和清晰。已有研究主要使用两种方式测算，一种是把企业的相关指标增长率的 10 年滚动平均标准差设定为企业波动指标（Comin 和 Philippo，2005；Diego 和 Sunil，2007），[24-25]这一方法对数据的时间跨度要求较高，需要 10 年以上的数据量才能较清晰地看出企业产出的波动状况。本文获得数据的时间总跨度只有 10 年，故不宜使用该方法测算。另一种是使用企业某产出指标增长率的方差作为企业波动替代变量（蒋银娟，2016；代智慧等，2019）。[19,10]本文以这种方法为基础，通过计算主营业务收入的年增长率回归残差来测度企业产出波动性，同时借鉴 Mcconnell 和 Quiros（2000）的研究，[26]通过公式 $Vol=\sigma\approx\sqrt{\frac{\pi}{2}}\,|\varepsilon_{it}|$ 测算出每一个企业的产出波动指标作为被解释变量。

2. 企业的研发投入。企业研发投入若以总投入量为基础，因企业规模不同而造成的差异较大，因此已有文献中多使用以研发投入为核心变量的相关指标作为替代变量，有的使用“研发投入 / 销售收入”作为变量（蒋银娟，2016），[19]有的采用企业“研发投入 / 劳动人数”作为变量（李卓和蒋银娟，2016）。[18]通常认为研发活动多集中在企业的主营业务活动上，其产出为主营业务收入，因此本文选择通过“研发投入 / 营业收入”表示的研发强度作为替代变量。

3. 控制变量。创新驱动战略下，研发投入会成为引起企业产出波动的主要因素，但是企业的其他微观指标特征同样会对产出波动产生影响。控制变量主要有：（1）资产负债率 $RL\&A$，是总负债与总资产的比值。上市公司资本构成更偏重于权益资本融资，但是作为硬约束的债务资本融资会影响产出波动。（2）资本密集度 $\ln Cap$，即固定资产净额与企业从业人员比值的对数，通常能够体现出企业的资本能力和企业技术水平的复杂度。（3）企业规模 $\ln Asset$，用企业资产总额的对数衡量。（4）企业年龄 Age，即企业成立的年限，为样本采集年份与企业成立年份之差再加上 1。

4. 其他控制变量。（1）企业性质 $Nature$。不同性质的制造企业存在管理制度的差异性，对企业研发投入决策会产生影响，研究中将样本划分为国有制造企业和非国有制造企业两类衡量企业性质，国有制造企业为 1，非国有制造企业为 0。（2）行业 $Industry$。为了进一步考察不同制造业门类下不同大类行业（国民经济行业分类标准代码）研发投入的产出波动影响，将样本制造企业分为化学原料

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

和化学制品制造业（26）；医药制造业（27）；通用设备制造业（34）；专用设备制造业（35）；汽车制造业（36）；电气机械和器材制造业（38）；计算机、通信和其他电子设备制造业（39）七大行业和其他行业。（3）年份 *Year*。使用自然年。

四、实证结果及分析

（一）整体结果及分析

对模型（4）分别运用固定效应模型和随机效应模型进行回归，根据 Hausman 检验结果，因为 P 值小于 0.05，所以拒绝原假设，最终选取固定效应模型。表 1 是制造企业研发投入对产出波动影响的基本回归结果。

表 1 基本回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
R&D	0.821*** (0.068)	0.931*** (0.126)	0.917*** (0.127)	0.801*** (0.119)	0.792*** (0.119)
R&D×*R&D*		-0.230* (0.223)	-0.215 (0.224)	-0.082 (0.216)	-0.069 (0.216)
RL&A	0.054*** (0.013)	0.055*** (0.014)	0.048*** (0.013)	0.040*** (0.014)	0.043*** (0.014)
ln*Cap*	-0.063*** (0.008)	-0.063*** (0.008)	-0.063*** (0.008)	-0.060*** (0.007)	-0.059*** (0.007)
ln*Asset*	0.064*** (0.010)	0.065*** (0.009)	0.069*** (0.010)	0.042*** (0.008)	0.046*** (0.008)
Age	-0.002** (0.001)	-0.002** (0.001)	-0.003** (0.001)	-0.016*** (0.001)	-0.017*** (0.001)
常数项	-0.024 (0.081)	-0.009 (0.082)	-0.031 (0.083)	-0.005 (0.080)	-0.044 (0.081)
企业性质	否	否	否	是	是
年份	否	否	是	是	是
行业	否	否	否	否	是
R^2	0.028	0.028	0.029	0.028	0.029
样本数	10030	10030	10030	10030	10030

注：括号中为稳健性标准差，***、**、* 分别表示 1%、5%、10%的显著性水平。

表 1 中，从第 1、2 列的系数变化可以看到，制造企业研发投入与产出波动之间不是简单的线性关系。在 1%显著水平上，研发投入 *R&D* 的系数为 0.931，平方项 *R&D*×*R&D* 的系数为 -0.230，符号相反表明两者呈倒“U”型关系，即研发投入的增加会通过垂直创新传导机制提高企业产品质量提升的概率，不断形成产品质量阶梯以实现技术变革，可能会出现“创新性毁灭”过程，并加大企业的产出波动。但当研发投入到达一定水平后，质量提升的技术变革内化于企业的产品生产过程中，研发投入的继续增加反而会抑制企业的产出波动，增加其稳定性。这一结论与 Diego 和 Sunil（2007）对美国企业数据的研究一致。[25] 第 3、4、5 列依次加入了年份、企业性质和所属行业这三个其他控制变量，从回归结果来看，研发投入与产出波动之间的关系没有发生本质性变化，但这三个其他控制变量的依次加入逐渐削弱了研发投入对产出波动的影响程度。此外，控制变量的系数符号不同，其中资本密集度和企业年龄变量的回归系数为负，资产负债率和企业规模变量的回归系数为正。通常认为，高资产负债率提升了企业的经营风险，自然会加剧企业的产出波动；资本密集度的增加提升了资本的利用效率，对企业的产出波动有弱化作用；企业成立的时间越长，产出波动越小。一般认为企业规模越大产出越稳定，但是我国资产总额高的企业多集中在煤炭、有色金属、电力、汽车制造等传统行业上，企业多年积累的负担较重，无形中加大了企业的产出风险，加大了企业的产出波动。

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

企业进行研发投入如果能够给企业带来较好的经济效益，会正向激励企业进行研发创新，但研发投入过程中存在着不可预见性。中国国家统计局 2016 年发布的《中国国民经济核算体系》中已经允许企业将能够给其带来经济利益的研发支出进行资本化，从而降低企业的经营成本；但是一旦研发投入项目失败还是会对企业产生很大的影响，造成企业产出波动加大，这样可能会降低一些企业的研发创新热情。通过表 1 的分析发现，企业在研发投入时既要合理定位，又要避免“因噎废食”。研发投入虽然会加大制造企业的产出波动，但是在垂直创新增长机制过程中，企业研发投入的增加会提升产品质量，有助于实现企业的高质量发展。

为了确保稳健性，选择企业研发投入总量的对数值替代研发强度作为核心变量进行检验。从稳健性回归结果上看（数据作者留存备索），虽然存在着系数大小的差异，但是所有变量的符号与研发强度作为核心变量时的系数符号是一致的，因此可以认为研发投入或研发强度通过垂直创新传导过程影响企业质量提升的概率，最终对企业产出波动的影响机制也相同。

（二）异质性分析

创新是我国制造企业实现技术优化和升级的重要动力源，在创新驱动战略的引领下，企业该如何根据自身的状况进行适宜的研发投入是个值得进一步思考的问题。因此，研究不同企业的研发投入和同一企业不同时期研发投入的差异；或者不同资产规模企业的研发投入存在差异时，企业是否会出现创新传导机制异质的现象是有必要的。为了更好地研究这个问题，我们使用 Hansen 的面板门限模型进行异质性分析。

因为研发投入与产出波动之间存在非线性关系，构建模型之前，对是否有门限效应进行存在性检验。以研发投入和资产总额分别作为门限变量，通过 bootstrap 重复自抽样 500 次计算得到门限效应检验结果（见表 2），其中研发投入强度为门限变量的模型在 5%的显著性水平上存在一个门限值 0.0255，资产总额对数为门限变量的模型分别在 1%和 5%的显著性水平上存在 8.3669 和 10.5614 双重门限值，因此分别构建基于模型（1）的面板门限模型：

$$\sigma_{it}=\beta_0+\beta_1 R\&D_{it} I(R\&D_{it}\leq\gamma_1)+\beta_2 R\&D_{it} I(R\&D_{it}>\gamma_1)+\beta_3 R\&D_{it}\times R\&D_{it}+\beta_4 X_{it}+\varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$\sigma_{it}=\theta_0+\theta_1 R\&D_{it} I(\ln Cap_{it}\leq\lambda_1)+\theta_2 R\&D_{it} I(\lambda_1<\ln Cap_{it}\leq\lambda_2)+\theta_3 R\&D_{it} I(\ln Cap_{it}>\lambda_2)+\theta_4 R\&D_{it}\times R\&D_{it}+\theta_5 X_{it}+\xi_{it} \quad (4)$$

其中，γ_1，λ_1、λ_2为门限值；ε_{it}和ξ_{it}为随机误差项；其他变量的含义与式（1）一致。

表 2　门限效应检验结果

门限变量	门限	F 值	P 值	10%临界值	5%临界值	1%临界值	门限值
研发投入	单一门限	15.45**	0.023	12.277	14.248	18.858	0.0255
	双重门限	7.23	0.510	12.928	16.140	20.548	-
	三重门限	7.69	0.387	12.729	16.707	21.796	-
资产总额对数	单一门限	79.95***	0.003	14.780	18.359	39.292	-
	双重门限	45.17**	0.033	13.171	19.636	69.019	8.3669 10.5614
	三重门限	18.48	0.633	73.956	83.443	99.663	

注：***、** 分别表示 1%、5%的显著性水平。

将门限变量估计值放入模型（3）和（4）中，通过回归得到研发投入和资产总额门限值下对企业

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

产出波动影响的异质变化回归结果（见表 3）：

表 3 门限模型回归结果

	研发投入		资产总额		
	$R\&D \leq 0.0255$	$R\&D > 0.0255$	$\ln Cap \leq 8.3669$	$8.3669 < \ln Cap \leq 10.5614$	$\ln Cap > 10.5614$
$R\&D$	-0.212*（0.382）	0.893***（0.127）	-0.768**（0.374）	0.590***（0.121）	0.737**（0.329）
$R\&D \times R\&D$	0.843（0.817）	-0.498**（0.227）	0.358**（0.184）	-0.011（0.222）	0.629***（0.176）
$R_{L\&A}$	0.060***（0.029）	0.035**（0.017）	0.072（0.151）	0.041***（0.015）	0.205（0.162）
$\ln Cap$	-0.083***（0.014）	-0.040***（0.009）	-0.023（0.055）	-0.053***（0.007）	-0.050（0.043）
$\ln Asset$	0.021（0.016）	0.047***（0.011）	0.022*（0.153）	0.041***（0.009）	0.207**（0.083）
Age	0.020***（0.002）	0.017***（0.007）	0.034***（0.005）	0.018***（0.001）	-0.002（0.007）
常数项	0.285*（0.153）	-0.157（0.095）	-0.048**（0.218）	-0.026（0.087）	0.826（0.891）
企业性质	是	是	是	是	是
年份	是	是	是	是	是
行业	是	是	是	是	是
R^2	0.021	0.022	0.260	0.021	0.142
样本数	2737	7293	173	9558	299

注：括号中为稳健性标准差，***、**、* 分别表示 1%、5%、10%的显著性水平。

从表 3 中以研发投入 $R\&D$ 作为门限变量的两组估计结果看，以门限值 0.0255 为临界点，研发投入与企业产出波动之间的关系是完全相反的。当制造企业的研发强度低于门限值 0.0255 时，研发强度的增加能够较好地抑制企业产出波动，研发投入与企业产出波动之间呈“U”型关系，此时企业主要是通过研发投入增加企业的产品种类，推进专业化水平，通过水平创新增长机制抑制企业产出波动，使企业的产出变得相对平稳。当研发强度大于门限值 0.0255 时，研发强度的系数从 -0.212 转为 +0.893，表明企业研发强度提升，也就是在营业收入中用更多的资金投入到研发创新中时，会增加企业的产出波动，两者呈倒“U”型关系，垂直创新增长机制更加明显。因此，制造企业要从自身的创新目标出发，追求水平创新增长的企业可以适当保持较低的研发强度以维持企业产出的稳定；进行垂直创新增长的企业需要提升投入中用于研发创新资金的比例，通过技术创新提升产品质量，同时要承受企业产出波动带来的影响。

从资产总额对数 $\ln Cap$ 作为门限变量的三组估计结果看，制造企业研发投入与产出波动之间的影响方式变化较大。当企业的资产总额对数低于第一门限值 8.3669 时，企业研发投入与产出波动之间表现为“U”型关系，可以认为资产规模小的企业主要通过增加企业的产品种类进行创新，通过水平创新增长机制实现产出，此时企业的研发创新投入不仅不会加剧其产出波动，反而会因为水平创新增长而出现弱化产出波动性的效果。当资产总额对数位于 8.3669~10.5614 时，研发投入和产出波动之间保持倒“U”型关系，在 1%的显著性水平上明显表现为以质量概率提升为传导的垂直创新增长机制，表明企业营业收入中的资金投入到研发创新中时，并不满足于仅仅是产品种类扩大下的水平创新，而希望通过研发投入更好地改进企业产品的质量，实现熊彼特的“毁灭性创新”。这样研发投入创新的不确定性会增加，在获得质量提升概率的同时必然就加剧了企业产出的波动性。当资产总额对数大于

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

第二门限值 10.5614 的时候，企业研发投入与产出波动之间的非线性关系消失，表现为明显的线性关系，说明高资产规模企业的研发投入在更剧烈的产出波动中实现垂直创新增长。

由此可见，资产规模不同的企业在进行研发投入选择时应“因规模制宜”。资产规模小（小于表 3 中的第一门限值）的企业选择在产品多样化发展中进行研发投入，将企业生产经营的“盘子做大”，通过研发投入的水平创新过程实现产出增长。资产规模较大（大于表 3 中的第二门限值）的企业，不宜频繁变动研发投入，因为研发投入频繁变动会对企业产出波动形成更剧烈的影响，增加企业经营的风险性，从而可能会削弱研发投入的预期效果。资产规模适中（位于两门限值之间）的企业，应当客观认识研发投入提升会带来产出波动的增加，通过研发投入实现企业的技术创新，把企业生产经营的“盘子做精”，进入更高一层的质量阶梯，在实现高质量发展的进程中，跨越倒“U”型的拐点，未来给企业带来更加稳定的产出。当然，这个过程可能比较缓慢，风险也会产生，会出现“阵痛”，但这是制造企业在有效实施创新驱动，迈向高质量发展过程的必由之路。

五、结论与政策建议

本文从理论角度分析企业研发投入影响产出波动的水平创新增长模型和垂直创新增长模型的不同传导机制后，以 2009—2018 年中国有研发数据的 A 股制造企业数据为样本，使用多元回归模型研究研发投入对企业产出波动的整体影响，并进一步使用面板门限模型研究不同研发投入的企业以及不同资产规模企业的研发投入与产出波动之间影响的异质性。得到以下研究结论：第一，我国上市制造企业的研发投入与产出波动之间呈倒“U”型关系，在企业研发投入增加促进了企业质量提升的同时，也加大了企业的产出波动，与垂直创新增长模型的传导机制一致。第二，对于企业产出波动，研发投入有门限效应，以门限值 0.0255 为临界点，研发投入分别从水平创新方向和垂直创新方向影响企业的产出波动。要从自身的创新目标出发进行研发投入，追求水平创新增长的企业可以适当保持较低的研发强度以维持企业产出的稳定；寻求垂直创新增长的企业需要提升投入中用于研发创新资金的比例，通过技术创新提升产品质量，同时要承受企业产出波动带来的影响。第三，企业产出波动中，资产规模存在双重门限效应，资产规模小于第一门限值的企业应当在水平创新下进行研发投入，在提升产品质量的同时降低企业产出波动；资产规模大于第二门限值的企业不宜频繁变动研发投入强度，否则会给企业产出波动带来更大幅度的影响；资产规模位于两门限值之间的企业，应当不断提升研发投入，在实现高质量发展的过程中逐渐增强企业产出的稳定性。

基于上述研究结论，提出以下政策建议：第一，制造企业应当客观认识研发创新投入对产出波动的影响，更好地适应高质量发展的要求。企业的创新既能实现技术改进，也可以提升生产效率。企业生产过程中的每类产品都会遵循一个随机上升的质量阶梯，在质量阶梯上相应的研发投入产生的波动可能是暂时的，是在质量提升概率增加、产品质量改进过程中出现的不确定性增加引起的波动。制造业是易于产生规模经济并获得技术进步的产业（郑明波，2019），[3]目前我国的制造企业需要从生产的供给侧进行变革，通过不断提升研发投入实现垂直方向的创新，向市场提供更多高质量的产品，在顺应高质量发展要求的同时促进经济的持续增长。第二，制造企业研发创新活动在不同的环境和阶段会出现差异，应结合自身实际状况对研发投入进行合理定位，避免“追随式”研发资金投入。在世界经济发展速度逐渐放缓的状况下，我国制造企业的创新活动对经济发展的引擎作用更加突出，不同企业在通过研发进行创新的过程中可以进行不同的选择，规模小或研发强度小的企业要保持产出稳定性，应当以提升产品多样化的水平创新方式为主；规模大或研发强度大的企业在兼顾水平创新的同时，

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

要将研发投入更多运用到以质量提升概率为核心的垂直创新增长方式上，在质量提升的进程中实现高质量发展目标。为此，政府对积极进行研发创新投入的企业可以在研发投入加计扣除等方面给予支持，更好地激励企业参与研发创新，充分发挥创新作为高质量发展第一动力的作用，实现经济可持续增长。

参考文献：

[1]【美】罗伯特·J. 巴罗，夏威尔·萨拉 - 伊 - 马丁著，夏 俊，译. 经济增长 (第二版) [M]. 上海：上海人民出版社，2016.

[2]王展祥. 制造业还是经济增长的发动机吗[J]. 江西财经大学学报，2018， (6)：11-22.

[3]郑明波. 经济波动对企业研发投入的影响——来自中国上市公司的证据[J]. 江西财经大学学报，2019， (5)：104-117.

[4]Michele B.，David K. L.. Quality Ladders, Competition and Endogenous Growth[C]. Society for Economic Dynamics，2008 Meeting Papers, 277.

[5]张 辉，刘佳颖，何宗辉. 政府补贴对企业研发投入的影响——基于中国工业企业数据库的门槛分析[J]. 经济学动态，2016， (12)：28-38.

[6]毕 茜，于连超. 环境税与企业技术创新：促进还是抑制？[J]. 科研管理，2019， (12)：116-125.

[7]康志勇. 融资约束、政府支持与中国本土企业研发投入[J]. 南开管理评论，2013， (5)：61-70.

[8]胡亚茹，陈丹丹，刘 震. 融资约束、企业研发投入的周期性与平滑机制——基于企业所有制视角[J]. 产业经济研究，2018， (2)：78-90.

[9]Vannoorenberghe G.，Zheng W.，Zhihong Y.. Volatility and Diversification of Exports: Firm-level Theory and Evidence[J]. European Economic Review，2016，89(7)：216-247.

[10]代智慧，李小平，王蛟龙. 出口质量提升如何影响了企业产出波动——基于出口强度的视角[J]. 当代财经，2019， (11)：107-117.

[11]Aghion P.，Askenazy P.，Berman N.，Cette G.，Eymard L.. Credit Constraints and the Cyclicality of R&D Investments: Evidence from France[J]. Journal of the European Economic Association，2012，10(5)：1001-1024.

[12]王国静，田国强. 金融冲击和中国经济波动[J]. 经济研究，2014， (5)：20-34.

[13]Griliches Z.，Mairesse J.. Productivity and R&D at the Firm Level，in Z. Griliches(ed)，R&D，Patents and Productivity[M]. Chicago: University of Chicago Press，1984.

[14]Wakelin K.. Productivity Growth and R&D Expenditure in UK Manufacturing firms[J]. Research Policy，2001，30(7)：1079-1090.

[15]Lin B.，Lee Y.，Hung S.. R&D Intensity and Commercialization Orientation Effects on Financial Performance[J]. Journal of Business Research，2006，59(6)：679-685.

[16]Falk M.. Quantile Estimates of the Impact of R&D Intensity on Firm Performance[J]. Small Business Economics，2012，39(1)：19-37.

[17]杨 治，闫泽斌，余林徽，徐骏辉. 国有企业研发投入对民营企业创新行为的影响[J]. 科研管理，2015， (9)：82-90.

[18]李 卓，蒋银娟. 研发创新抑制波动机制分析——基于企业生产供给波动视角[J]. 经济理论与经济管理，2016，(6)：72-87.

[19]蒋银娟. 研发投入能否降低企业产出波动[J]. 南方经济，2016， (2)：13-27.

[20]廖直东，代法涛，荣 幸. 高质量发展的创新驱动路径——基于工业创新产出变化及其驱动效应的 LMDI 分解[J]. 产经评论，2019， (6)：131-143.

[21]Grossman G. M.，Helpman E.. Quality Ladders in the Theory of Growth[J]. The Review of Economic Studies，

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

1991，58（0）：43-61.

[22]Paul M. Romer.. Endogenous Technological Change[J]. The Journal of Political Economy，1990，98(5)： 71-102.

[23]Aghion P.，Askenazy P.，Berman N.，Cette G.，Eymard L.. Credit Constraints and the Cyclicality of R&D Investments：Evidence from France[J]. Journal of the European Economic Association，2012，10(5)：1001-1024.

[24]Comin D.，Philippon T.. The Rise in Firm-Level Volatility：Causes and Consequences[R]. NBER Working Paper No. 11388, 2005.

[25]Diego C.，Sunil M.. A Theory of Growth and Volatility at the Aggregate and Firm level?[R]. NBER Working Paper No.11503, 2007.

[26]Mcconnell M. M.，Quiros P. G.. Output Fluctuations in the United States: What Has Changed Since the Early 1980s?[J]. The American Economic Review，2000，90(5)：1464-1495.

[27]徐 珊. 区域知识溢出、产权性质与企业自主创新绩效——基于创新价值链的视角[J]. 当代财经，2019，（0）：85-97.

The Choice of R&D Investment of China's Manufacturing Enterprises under High-Quality Development: From the Perspective of Output Fluctuation

JIANG Yu-jie[1,2], CAO Jing-lin[1]

(1. Tianjin University of Finance and Economics, Tianjin 300222;
2. Tianjin University of Science and Technology, Tianjin 300222, China)

Abstract：Taking the transmission mechanism of horizontal and vertical innovation growth model as the theoretical basis, this paper makes use of the data of listed manufacturing enterprises and employs the multivariate statistical model and the panel threshold model to study the R&D investment choice of China's manufacturing enterprises during their high-quality development. The findings show that there is an inverted U-shape relationship between R&D investment and output fluctuation of all the sample manufacturing enterprises, which is consistent with the transmission mechanism of vertical innovation. There is a single threshold in R&D investment, the threshold value is regarded as the critical point, and the enterprises carry out their R&D investment on their horizontal and vertical innovation systems respectively, the output fluctuation is thus affected. The asset scale has double thresholds, the enterprises with a scale lower than the first threshold value may carry out their R&D investments according to their horizontal innovation mechanism. The enterprises with a scale higher than the second threshold value are not suitable to change their R&D investments frequently, so as to avoid sharper output fluctuations. The enterprises with a scale between the two threshold values should increase their R&D investment continuously, so as to enhance the stability of their output in the process of achieving high-quality development.

Key words：R&D investment; manufacturing enterprise; output fluctuation; vertical innovative growth; horizontal innovative growth

责任编校：史言信

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

创新驱动下我国R&D研究演化及热点主题分析

蒋玉洁[1,2]，曹景林[1]

（1.天津财经大学 统计学院；2.天津科技大学 经济与管理学院，天津 300222）

摘　要：无论是创新驱动战略实施还是科技创新能力提升都离不开R&D，通过R&D研究演化发现热点主题，可为后续研究提供参考借鉴。通过对我国1998－2018年以R&D为主题的文献进行梳理，借助文献计量学方法，运用信息可视化分析工具，对文献的关键词共现密度、关键词共现聚类和突变词等信息进行可视化图谱分析，研究R&D文献演化过程及热点主题。研究发现，20年来我国以R&D为主题的文献研究沿着“宏观面—微观面—宏观面”演化推进，并且政府补贴、融资约束、战略性新兴产业及创新效率与R&D的关系分析成为当前研究热点。

关键词：R&D；创新驱动；文献计量；共现聚类；热点主题；可视化分析

DOI：10.6049/kjjbydc.2018070409　　开放科学（资源服务）标识码（OSID）：

中图分类号：F124.3　　**文献标识码**：A　　**文章编号**：1001-7348(2019)07-0010-07

The Evolution and Hot Topics Analysis of R&D Research in China under the Innovation-Driven Strategy

Jiang Yujie[1,2], Cao Jinglin[1]

(1.School of Statistics, Tianjin University of Finance and Economics;
2.School of Economics and Management, Tianjin University of Science & Technology, Tianjin 300222, China)

Abstract: Whether it is the implementation of innovation-driven strategy or the improvement of scientific and technological innovation capacity, R&D cannot be ignored. After researching evolution of R&D subject, we found the hot topics that will provide reference for follow-up research. We collected and reviewed papers were published during the period from 1998 to 2018 in the Chinese academic journals about R&D subject. Based on bibliometrics methods, we used the information visualization analysis tools to analyze the information about keywords co-occurrence density, keywords co-occurrence clustering and mutation words. Then we got the evolution process and hot topics. We found that the research with R&D subject has been promoted along the evolution of" macro-micro-macro" in the past 20 years. Nowadays, there are four hot topics related to R&D subject: government subsidies, financing constraints, strategic emerging industries, and innovation efficiency.

Key Words: R&D; Innovation Driven; Bibliometrics; Co-occurrence Clustering; Hot Topics; Visualization Analysis

0　引言

随着我国经济发展方式转变、经济结构优化和经济增长动能转换，如何推进经济由高速度发展转向高质量发展成为非常重要的问题。现代化产业体系构建是实现经济高质量发展的有力保证，需要通过科技创新实现，而科技创新离不开科学研究与开发（R&D）活动，离不开科技成果转化。创新要素是经济发展的第一动力，尽快培育创新型企业，让这些企业拥有自主知识产权和核心竞争力，从而实现创新驱动发展，实现中国经济可持续增长。自1987年Romer[1]将R&D理论引入经济增长理论分析框架后，中外学者对R&D的研究不断深入，既包括理论上嵌入了R&D因素的经济增长模型，也包括学术上关于R&D活动对经济增长的影响。迄今为止，以R&D活动为研究内容的学术文献数量众多。为了更好地对这些文献进行汇集梳理，本文基于文献计量学方法，汇集CNKI数据库中1998－2018年发表的科技论文，通过聚类化的共词分析和可视化图谱分析，尝试探究与经济增长相关的R&D研究热点主题发展脉络[2]。这不仅有助于掌握R&D研究演化进程，还可以探寻该领域未来研究发展趋势，从而为研究人员进行理论分析、企业从事R&D活动，及政

收稿日期：2018-11-12
基金项目：教育部人文社科规划基金项目（17YJAGJW005）
作者简介：蒋玉洁（1974－），女，江苏仪征人，天津财经大学统计学院博士研究生，天津科技大学经济与管理学院副教授，研究方向为国民经济统计分析、产业金融学；曹景林（1963－），男，河北东光人，博士，天津财经大学统计学院党委书记、教授、博士生导师，研究方向为国民经济统计分析、公共经济理论与政策。

(C)1994-2019 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

府制定 R&D 投入相关政策提供参考。

1　数据来源与分析方法

1.1　数据来源

对“中国”问题的研究还是以中国学者为主体，以中文发表的 R&D 相关研究文献居主导地位，能够满足研究目的。本文选择的是汇集大量中文期刊的 CNKI 数据库，以论文发表量和被引用次数两个指标为依据，选择期刊杂志数据库，并且将文献选择范围框定在 CSSCI 期刊范围内。根据“主题＝R&D”检索出 1998－2018 年发表的共 4 782 篇文献（检索日期为 2018 年 5 月 29 日），然后对这些文献的关键词共现密度、关键词共现聚类和突变词等信息进行可视化图谱分析。

1.2　分析方法

借助 CiteSpace 和 VOSviewer 两个以科学知识图谱为基础的信息可视化软件，使用文献计量中的可视化图谱和聚类方法进行研究分析。CiteSpace 是一种信息可视化软件，以科学计量学、可视化数据为基础，基于共引分析理论，利用寻径网络算法，以可视化图谱方式沿时间维度探究某一学科知识领域发展脉络，通过大数据挖掘方式将学科热点主题、突变词和发展趋势展现出来[4]。本文使用 2018 年 3 月 26 日发布的 5.2.R2 版本。VOSviewer 软件能够根据网络数据创建可视化图谱，对知识单元聚类进行详细且清晰的展示，通过对文献共现、共同引用、关键词链接强度等关系数据矩阵进行聚类分析，以网络可视化图谱、密度可视化图谱和叠加可视化图谱反映文献关系[5]。文中使用的是 VOSviewer1.6.7 版本。

考虑到从 CNKI 中文数据库中查阅文献的时间跨度比较大，在汇总文献进行计量分析时可能会出现信息量过度堆砌现象，同时鉴于 2008 年爆发的金融危机对全球经济的影响及 2013 年习近平主席提出中国经济进入“新常态”后中国经济增长模式转变这两个标志性事件，预先依照时间序列对以 R&D 为主题查阅的文献进行区间划分（图 1），即初始期（1998－2007 年）、成长期（2008－2012 年）和深化期（2013－2018 年）。

2　R&D 研究可视化图谱分析

2.1　关键词共现密度分析

通过文献关键词可以了解文献主题内容，多篇文献中关键词共同出现次数能够体现 R&D 研究主题演进过程。使用 VOSviewer 软件，设置关键词共现最小值为 15，采用完全计算（full accounting）方法，得到 R&D 研究 3 个时期的关键词共现密度结果。关键词共现密度主要通过两个指标反映，即共现频数和总链接强度。两个关键词距离越近，其耦合程度越高，总链接强度也就越大，形成中心点的颜色饱和度就越深（图示较暗）；反之，中心点的颜色饱和度就越浅（图示较亮）[6]。此外，不同时间段研究区域的中心点各有差异。

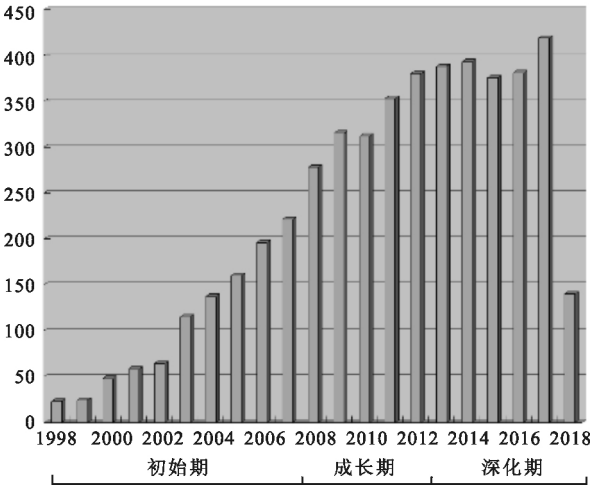


图 1　1998－2018 年以 R&D 为主题的文献数量

（1）研究初始期（1998－2007 年），时间跨度为 10 年，文献总数量为 1 046 篇，形成了“R&D”和“跨国公司”两个中心研究区域，如图 2 所示，R&D 和跨国公司的共现频数分别是 293 与 107，总链接强度分别是 127 和 80。与“R&D”类似的表述还有“研究与开发”、“研究与发展”、“研发”，若将这些关键词归为同一主题，其在该阶段占据绝对主导地位。此时中国的经济增长率总体呈上升趋势，劳动密集和资本密集两种外延式发展模式对我国经济增长作出了巨大贡献。企业主动进行研发创新的动力不强，创新研发在许多企业并未受到足够重视，从事 R&D 创新的企业尚处于初始阶段。因此，从关键词共现密度图谱来看，针对企业 R&D 的研究总体处于宏观层面，主要聚焦于研发活动较多的跨国公司层面[7-9]。

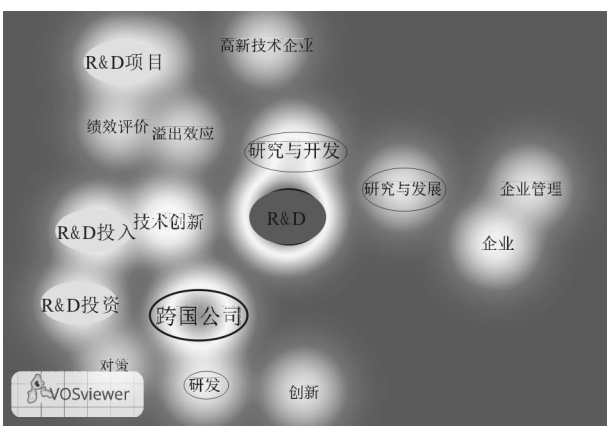


图 2　1998－2007 年关键词共现密度图谱（基于 VOSviewer）

（2）研究成长期（2008－2012 年），时间跨度虽然只有 5 年，但是文献发表数量出现了快速增长，共 1 638 篇。该阶段研究主要集中在两个中心区域，如图 3 所示，即“R&D”（共现频数 209，总链接强度 136）和“R&D 投入”（共现频数 112，总链接强度 66），研究主题逐渐变得微观化，“技术创新”、“高技术产业”与两个研究区域的耦合性增强，而“跨国公司”与研究中心的耦

(C)1994-2019 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

合度明显降低。许多学者开始利用我国企业，尤其是高新技术企业或高技术产业的微观层面数据研究企业研发问题[10-13]，“高新技术企业”和“高技术产业”两个关键词加总的共现频数为 64，总链接强度为 71。由数据可获得性可以看出，我国高新技术企业或高技术产业居于企业 R&D 的先导行列。

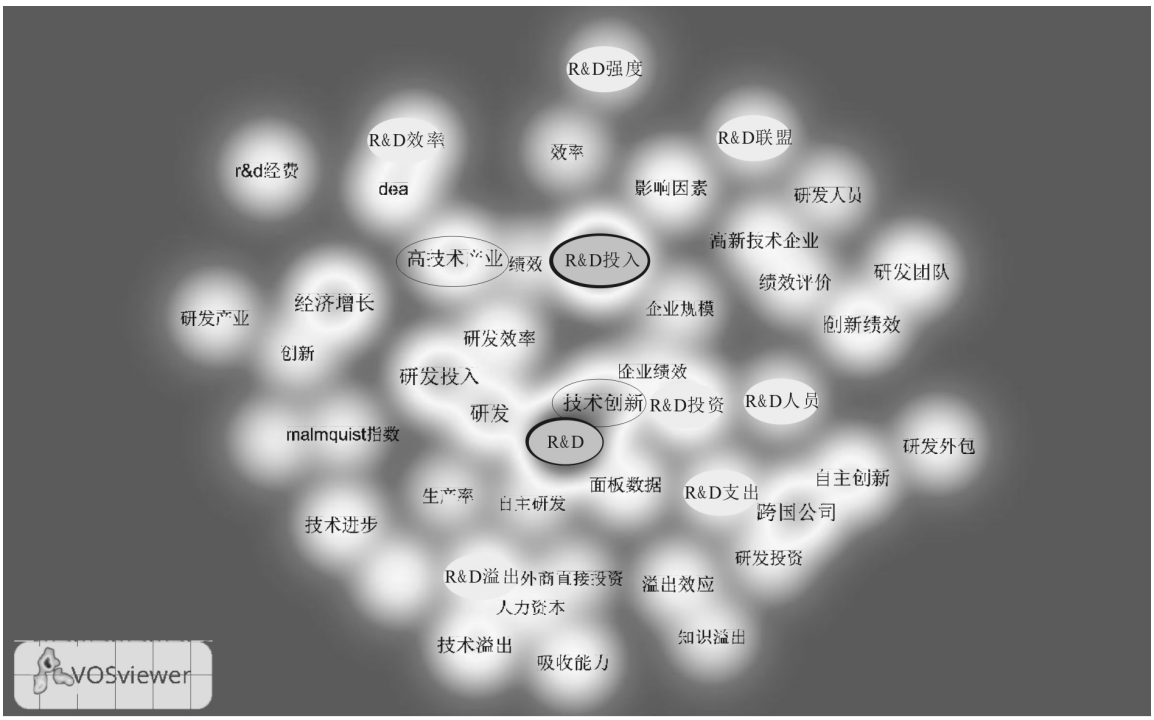


图 3 2008－2012 年关键词共现密度图谱(基于 VOSviewer)

(3)研究深化期(2013－2017 年)，文献研究数量继续保持递增趋势，但是增幅减缓。5 年的文献总量为 1 957篇，研究热点呈现多样化态势，如图 4 所示，出现 4 个明显的研究中心区域，即 R&D(共现频数 109，总链接强度 72)、R&D 投入(共现频数 147，总链接强度 81)、研发投入(共现频数 237，总链接强度 139)和研发投资(共现频数 91，总链接强度 40)。鉴于中英文表达以及词语使用的细微差异，研究发现，4 个研究中心集中在“R&D”和“研发投入/投资”上。表面上看，第三阶段与第二阶段的研究中心没有发生太大变化，但是此阶段与两个中心区域耦合的关键词发生了较大变化，进一步深化了与 R&D 活动有关的领域研究，出现了“融资约束”、“研发强度”、“战略性新兴产业”、“自主创新”、“创新能力”等与研究主题耦合度较高的关键词。同时，此阶段的研究视角也发生了变化，以“融资约束”为关键词的文献多使用企业层面微观数据[14-17]研究融资约束对企业研发及创新增长的影响，从宏观层面给出制定政府补贴政策和金融机构贷款政策的建议。“研发强度”文献涉及税收、环境规制、产业集聚等宏观层面分析。以“战略性新兴产业”为关键词的文献中 90%以上运用微观数据进行实证分析，多从公司治理[18-19]、企业价值[20]、政府补贴政策[21-22]等方面提出建议。深入研读后发现，许多文献的研究视角并不局限于利用企业数据研究企业 R&D，而是从宏观层面出发，使用企业微观数据分析论述，最后回到宏观面提出建议。因此，这是从第二阶段的微观层面研究转入利用微观数据进行宏观层面研究阶段。

2.2 关键词共现聚类群集分析

通过 VOSviewer 软件对 3 个区间段的文献关键词进行聚类分析，得到可视化共现网络图谱中由不同颜色区域形成的聚类代表了该时期不同研究主题，按照其重要程度汇总出每一时期群集主题(表 1)，可展现 R&D 研究主题演化。从表 1 中可以通过两个主题变化看到部分 R&D 研究演进：一是 R&D 与跨国公司，在初始期和成长期群集中均占据主要地位，但是进入深化期后该主题消失；二是 R&D 与创新，2016 年国家创新驱动战略的提出使其上升为深化期的首要研究主题。

(C)1994-2019 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

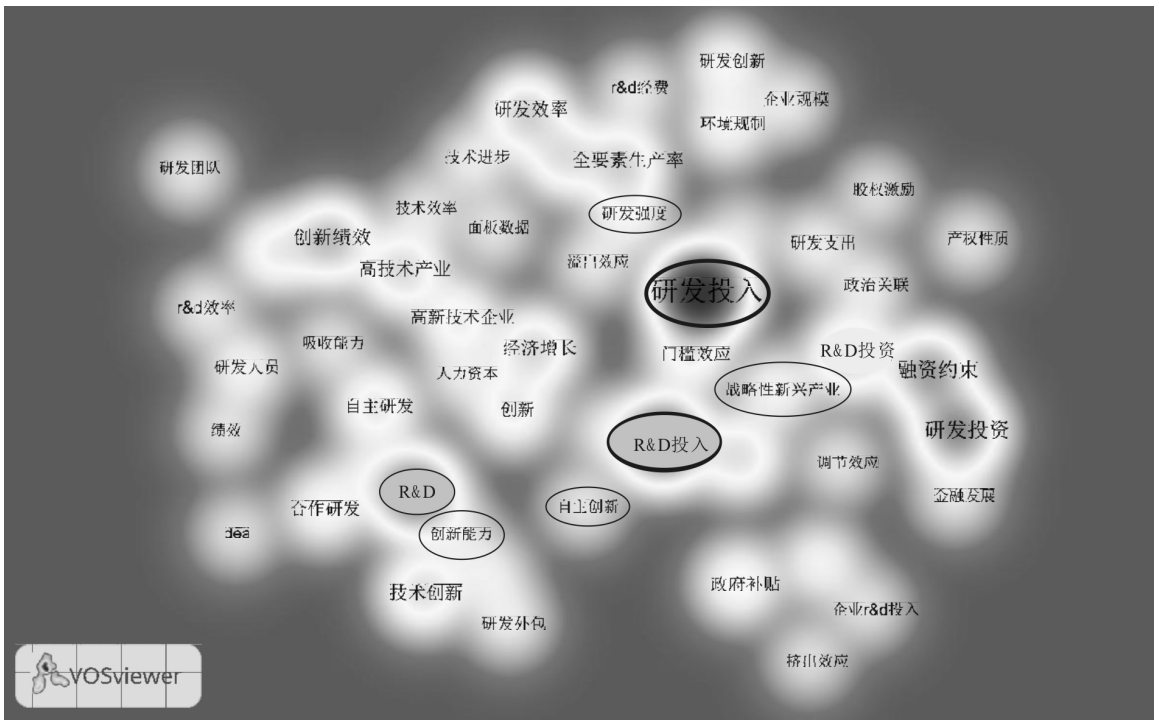


图 4　2013－2018 年关键词共现密度图谱(基于 VOSviewer)

关键词共现聚类下的群集分析显示，初始期是以企业宏观面为主的定性研究，成长期是以 R&D 投入为主的企业绩效与技术进步等关系的定量和定性综合研究，深化期则是以企业 R&D 投入与宏观因素关系为主的综合研究。从发展脉络看，该研究是沿着“宏观面—微观面—宏观面”进行的。显而易见，深化期 R&D 研究的宏观面与初始期的宏观面研究不能相提并论，深化期研究不仅体现了中国经济增长方式的转变、供给侧改革的推动力，而且体现出 R&D 投入效应评价不能仅停留在企业内部层面，还应从环境、知识产权保护等外围角度进行深层评价，形成更深入的 R&D 研究主题群集。

表 1　不同时期关键词共现聚类群集主题

群集	初始期（1998－2007 年）	成长期（2008－2012 年）	深化期（2013－2018 年）
1	R&D 溢出与高新技术企业绩效	R&D 投入强度与企业绩效	R&D 与创新
2	R&D 投资与跨国公司	R&D 溢出与全要素生产率	R&D 与技术进步
3	R&D 与企业管理	R&D 投资与跨国公司	R&D 与产权性质及融资约束
4	R&D 投入与企业创新	R&D 投入及效率	R&D 投入及强度与环境规制
5		R&D 投入效率与技术进步	R&D 投入与知识产权保护
6		R&D 与创新、经济增长	R&D 投入的挤出效应
7		R&D 支出与人力资源	

根据关键词共现群集图谱信息整理

2.3　突变词图谱分析

突变一般是指在不同时间序列下关键词或关键词组的出现频率发生非常明显的上升趋势或下降趋势。突变词出现频率变化体现在两个方面：一个是时期突变，一个是强度突变。通过突变词，可以从侧面预见某一领域研究前沿，并了解其发展趋势。这里利用具有 Kleinberg 突发检测算法的 CiteSpace 软件进行突变词检测，得到 R&D 研究中突变强度从高到低排列的前 25 个关键词，见图 5。结合前述关键词共现密度图，可以更加清晰地看出 R&D 研究热点的拐点。从 25 个突变词开始成为热点的年份（Begin）到结束年份（End），可以明显看出我国 R&D 研究主题的 3 个区间变化状况。“跨国公司”（34.312，2000－2008）和“R&D 国际化”（7.192 4，2003－2008）两个突变关键词充分反映了我国 R&D 研究初始期的主题，我国“企业”（10.781 1，1998－2004）在“企业管理”（9.972，1998－2004）中意识到研发的重要性，囿于当时中国从事研发的企业较少，学界研究焦点还是以跨国公司为主，为我国企业提供建议和意见。2007 年国务院颁布了《国家中长期科学和技术发展规划纲要》（2006－2020 年），为了更好地促进企业自主创新，财政部于 2007 年出台关于研发费用管理等相关文件，我国 R&D 研究进入成长期。“自主创新”（7.429 4，2008－2010）成为 2008 年的重要突变词之一，更多学者利用“面板数据”（7.911 5，2008－2011）对研发进行实证分析。该时期是在原有基础上的量化研究，研究主题的突破性不明显。2013－2017 年，财政部先后颁布了与“研究开发费用税前加计扣除”相关的一系列文件，正向激励有能力的企业加大研

(C)1994-2019 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

发投入力度。由此，R&D 研究步入了深化时代，“研发投资”(18.192 4，2013－2018)、“研发创新”(6.908 5，2013－2018)、“融资约束”(19.745 3，2014－2018)、“研发投入”(57.191 1，2015－2018)、“创新效率”(7.308 2，2015－2018)、“政府补贴”(8.691 4，2016－2018)等突变词出现，也相继成为研究热点，至今方兴未艾。学界通过不同视角得出的研究结论和政策建议，为我国创新驱动发展战略实施提供了理论框架和实证检验。

3 当前 R&D 研究热点主题

与 R&D 有关的学术研究在中国持续了 20 年，至今仍然被关注。前文的可视化图谱较客观全面展示了与 R&D 有关的研究演变进程，通过可视化图谱分析和相关文献阅读，尤其是图 5 的突变词图谱，显示出 2018 年研究频率较高的 10 个关键词，通过归类，如表 2 所示，可以认为，当前的 R&D 研究热点主要分为 4 个方面。

3.1 R&D 与政府补贴

创新是高质量发展的动力，是我国经济增长的重要驱动力。1990 年 Romer[1] 提出的新经济增长理论认为，科技进步驱动和创新推动直接来源于 R&D 投入。研发项目具有正向外部溢出性，可能会降低企业主动进行研发活动的积极性，造成很多企业宁愿“搭便车”，也不愿开展研发创新活动的现象。2012 年全国科技创新大会提出了建设具有中国特色国家创新体系的目标，创新的重要环节就是研发。如果仅以市场这只“看不见的手”为基础进行研发，可能出现“市场失灵”现象，因此需要政府“看得见的手”发挥积极影响[23]。政府补贴政策的合理制定能够有效激励企业研发热情，研发补贴战略的设立、政府补贴对象甄选机制的制定以及政府补贴支出数额的框定等都会影响政府研发补贴效果。

Top 25 Keywords with the Strongest Citation Bursts

Keywords	Year	Strength	Begin	End	1998-2018
研发投入	1998	57.1911	2015	2018	
R&D	1998	56.5034	1998	2006	
跨国公司	1998	34.312	2000	2008	
融资约束	1998	19.7453	2014	2018	
研究与开发	1998	19.1146	2000	2007	
研发投资	1998	18.1924	2013	2018	
R&D项目	1998	11.6702	2001	2007	
企业	1998	10.7811	1998	2004	
技术溢出	1998	10.5286	2009	2012	
DEA	1998	10.1083	2009	2013	
企业管理	1998	9.972	1998	2004	
门槛效应	1998	9.4036	2014	2018	
政府补贴	1998	8.6914	2016	2018	
研发强度	1998	8.4256	2013	2015	
战略性新兴产业	1998	8.0121	2014	2018	
面板数据	1998	7.9115	2008	2011	
实物期权	1998	7.8989	2004	2009	
政治关联	1998	7.74	2015	2018	
研发团队	1998	7.6899	2010	2012	
研究与发展	1998	7.6294	1998	2005	
自主创新	1998	7.4294	2008	2010	
创新效率	1998	7.3082	2015	2018	
R&D国际化	1998	7.1924	2003	2008	
产权性质	1998	7.0502	2016	2018	
研发创新	1998	6.9085	2013	2018	

图 5 基于 CiteSpace 的突变词图谱

政府进行研发补贴是以最大化社会福利为终极目标的。政府实施补贴政策主要分为两个方面：税收优惠与 R&D、财政补贴与 R&D。在学界已有研究中，税收优惠与 R&D 的关系在观点上更倾向于认为税收优惠或减免作为一项间接政府补贴政策，对企业从事研发活动产生积极作用，这是因为它是企业进行实际研发之后给予的，较大程度上避免了信息不对称下的逆向选择问题[24]。财政补贴(定量补贴或比率补贴)是政

(C)1994-2019 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

府的一种直接补贴政策，对企业研发究竟产生替代效应还是促进效应，或是无效应，观点上呈现百家争鸣，至今仍在讨论中（曾库，邬绮虹，2014）。无论是税收优惠方式还是财政补贴方式都支持企业研发，因此一定要保证补贴方向和项目与企业经营目标一致，避免企业寻租空间过大，这样才能够让政府补贴对企业研发产生正面效应。

3.2　R&D 与融资约束

研发项目无论大小，都需要前期资金投入，最终能否将研发项目应用到实际生产中则是不易预测的。研发项目具有自身风险大、缺乏有形抵押品等特性，容易出现项目评估时研发项目资金需求方与潜在资金供给方之间存在严重的信息不对称问题，所以研发项目的外部融资成本自然高于内部融资成本。由于外部投资者无法准确了解企业研发项目价值和成功概率，不愿意选择研发项目或者要求很高的投资风险溢价，因此融资约束成为研发项目顺利进行的一大障碍[14]。政府可以通过财政补贴方式在某种程度上缓解企业融资约束，但是政府资金并不能从根本上解决研发过程中的融资约束问题，企业内部融资、金融机构融资对于缓解研发中的融资约束问题也至关重要。

表 2　当前 R&D 研究热点主题及关键词

热点主题	重要关键词
R&D 与政府补贴研究	政府补贴
R&D 与融资约束研究	融资约束、政治关联
R&D 与战略性新兴产业研究	战略性新兴产业、产权性质
R&D 与创新效率研究	创新效率、产权性质、研发创新

注：①“研发投入”和“研发投资”两个关键词未列入表格中；②“门槛效应”是计量经济学中的一种非线性模型研究方法，未列入表格中

融资约束与金融市场发达程度、融资数额等都有着不可分割的联系，当前需要解决 3 个问题：①针对不同所有制、不同规模企业，解决政府补贴和金融机构资金支持政策、方式的差异性问题；②在基础研究阶段、应用研究阶段和试验开发阶段等不同时期，解决政府补贴和金融资金对不同研发阶段的差异性激励问题；③基于政府融资和金融机构融资的关联性，解决可能出现的政府企业研发支持会使企业进行金融机构融资更加便利的关联现象，以及政府补贴比率高的企业更容易获得金融机构融资的马太效应问题。这些问题的解决有助于研发资金优化配置，实现帕累托最优。

3.3　R&D 与战略性新兴产业

战略性新兴产业有助于构建现代产业新体系，实现产业升级，促进经济可持续发展和经济结构优化，提升经济增长动力。2016 年 11 月，国务院印发《“十三五”国家战略性新兴产业发展规划》，指出了我国新一轮科技革命和产业变革方向。战略性新兴产业发展需要以科技创新作为驱动力，需要创新能力和核心竞争力的提升，这些都不能离开研发与生产的结合，需要企业在研发上进行大量投入。根据国家发展与改革委员会 2017 年 1 月公布的《战略性新兴产业重点产品和服务指导目录》，战略性新兴产业主要包括九大类产业，九大产业各有其行业特点，因此研发项目类型和投入各异。

政府补贴已经成为世界上许多国家支持和发展战略性新兴产业的通用方式之一[25]。战略性新兴产业研发投入和研发强度存在差异，对不同产业研发进行支持时需要进一步细化，研究得出相对应的政府资金补贴率，从而提升政府资金杠杆作用，实现效益最大化和我国经济结构优化。此外，战略性新兴产业作为中国“十三五”时期大力发展的产业，为避免企业寻租行为对政府资金投入效果的负面影响，也应该作深入研究。

3.4　R&D 与创新效率

后金融危机时代，资源和环境的双重压力迫切要求实施创新驱动发展[26]，无论是基础研究还是应用研究，产学研用结合是中国创新驱动的重要内容之一。创新效率如果仅以研发投入和研发项目数量作为测定标准，就会重新走回以 GDP 衡量经济增长的时代。因此需要思考如何选择适当指标体系对研发质量进行评价，让研发真正为我国科技创新能力提升服务，增强我国产业核心技术创新力。

创新效率评价不建议绝对标准化。首先要考虑差异性。我国幅员辽阔，中部、东部和西部区域发展不平衡，产业结构建立在不同要素禀赋上，因此差异也比较大[27]。研发企业面临市场分割、制度环境等区域差异，因此在学界并没有形成统一的创新效率测定指标。综合这些因素，研究中应该将衡量指标按照区域差异进行科学分解，充分考虑区位优势，提升创新效率测定的客观性和适用性。其次要考虑开放包容性。无论是模仿创新研发，还是自主创新研发，均要在区位优势基础上提升研发项目转化效率，同时，还需要考虑区位间合作，以开放包容的态度进行区域合作，实现协同创新，共同提高研发投入要素的边际生产率，提升全要素生产率，实现创新驱动的经济发展模式，最终实现中国经济结构优化。

4　研究结论及启示

R&D 研究是一个经典且持续的过程。从微观角度看，R&D 活动能够提升企业绩效水平，提升员工福祉，增强员工生活幸福感；从宏观角度看，R&D 活动的持续开展能够提升我国企业科技创新能力，更好地进行原创性突破研究，实现经济创新性发展[28]。通过研究和分析文献可视化图谱，当前 R&D 研究热点主题体现在 4 个方面：R&D 与政府补贴关系研究、R&D 与融资约束关系研究、R&D 与战略性新兴产业关系研究、R&D 与创新效率关系研究。

通过前文对相关文献热点主题的分析，综合考虑中国面临的内外部环境变化，上述 R&D 研究热点主题

(C)1994-2019 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

会持续一段时间，并且可能出现新的集中点：一个是政府 R&D 补贴与企业 R&D 质量提升关系研究。已有文献研究主要集中于政府补贴能否促进企业 R&D 活动及企业创新，但是对于 R&D 质量提升与政府补贴的关系研究鲜见；二是随着网络嵌入度的提升，其对企业 R&D 活动的影响是挤出效应占优还是互补效应占优，应采取什么样的策略去应对以及可能产生的影响在现有文献中并未过多涉及。这些将成为未来研究中值得关注的问题。

综上所述，当引领中国经济高速增长的三要素边际效应呈现下降趋势时，创新驱动作为我国经济发展的重大战略被提出并实施。科技事业发展需要提升科技创新能力，要提高我国关键核心技术创新能力，无论是战略实施还是创新能力提升都不能离开 R&D，尤其是基础研究中需要大量研发人员和研发资金投入，真正实现我国经济高质量发展，实现重大原始性创新突破。

参考文献：

[1] 罗伯特·J·巴罗，夏威尔·萨拉-伊-马丁.经济增长(第二版)[M].上海：上海人民出版社，2016：13-17.

[2] 侯海燕，黄福，等.政府研发投入对科学学热点研究方向的影响[J].科学与管理，2017，34(8)：35-43.

[3] 周超峰.文献计量常用软件比较研究[D].武汉：华中师范大学，2017：12-13.

[4] CHAOMEI CHEN.Citespace II：detecting and visualizing emerging trends and transient patterns in scientific literature [J].Journal of the American Society for Information Science and Technology，2006，57(3)：359-377.

[5] 宋秀芳，迟培娟.Vosviewer 与 Citespace 应用比较研究[J].情报科学，2016，34(7)：108-112，146.

[6] NEES JAN VAN ECK，LUDO WALTMAN. Vosviewer manual[EB/OL]. http：//www.vosviewer.com/.2018，(2).

[7] 冼国明，葛顺奇.跨国公司 R&D 的国际化战略[J].世界经济，2000(10)：3-11.

[8] 刘辉群，白玲.跨国公司研发投资对我国国家创新体系的影响[J].中国软科学，2007(1)：101-106.

[9] 元利兴，宣国良.跨国公司全球 R&D 活动中的知识流动机制研究[J].科技进步与对策，2003(9)：34-35.

[10] 孙玮，成力为，刘栋.不同主体 R&D 投入与技术创新绩效变动差异——基于中国高技术产业的实证研究[J].山西财经大学学报，2009，31(10)：64-70.

[11] 刘振，宋献中.CEO 激励与投资偏好分析——基于中国上市高技术企业的数据[J].科技进步与对策，2010，27(1)：88-92.

[12] 李向东，李南，等.高技术产业研发创新效率分析[J].中国软科学，2011(2)：52-61.

[13] 戴魁早.垂直专业化与研发投入——来自中国高技术产业的经验证据[J].财经研究，2012，38(5)：38-48.

[14] 唐清泉，巫岑.银行业结构与企业创新活动的融资约束[J].金融研究，2015(7)：116-134.

[15] 吴丹.融资约束对企业 R&D 投资影响的实证研究——基于产权与产业视角[J].科研管理研究，2016(22)：102-108.

[16] 成力为，王昱.金融发展、R&D 投入门槛与权益资本跨国流动[J].管理工程学报，2017，31(1)：16-23.

[17] 郑妍妍，戴晓慧，魏倩.融资约束与企业研发投资——来自中国工业企业的微观证据[J].中央财经大学学报，2017(5)：58-66.

[18] 肖利平.公司治理如何影响企业研发投入——来自中国战略性新兴产业的经验考察[J].产业经济研究，2016 (1)：60-70.

[19] 孙莹.战略性新兴产业公司治理、研发投入延迟效应与企业绩效关系研究[J].科技进步与对策，2017，34(5)：66-72.

[20] 董明放，韩先锋.研发投入强度与战略性新兴产业绩效[J].统计研究，2016，33(1)：45-53.

[21] 任优生，邱晓东.政府补贴和企业 R&D 投入会促进战略性新兴产业生产率提升吗 [J].山西财经大学学报，2017，39(1)：55-69.

[22] 徐宝达，赵树宽.政府补贴对 R&D 投入的诱导效应和挤出效应[J].科技管理研究，2017(9)：29-35.

[23] 王晓珍，叶靖雅，等.政府补贴对企业 R&D 投入影响的研究评述与展望[J].研究与发展管理，2017，29(1)：139-148.

[24] 郭炬，叶阿忠，陈泓.是财政补贴还是税收优惠——政府政策对技术创新的影响[J].科技管理研究，2015(17)：25-31+46.

[25] 巫强，刘蓓.政府研发补贴方式对战略性新兴产业创新的影响机制研究[J].产业经济研究，2014，73(6)：41-49.

[26] 黄永春，石秋平.中国区域环境效率与环境全要素的研究——基于包含 R&D 投入的 SBM 模型的分析[J].中国人口·资源与环境，2015，25(12)：25-34.

[27] 程慧平，万莉，等.中国省际 R&D 创新与转化效率实证研究[J].管理评论，2015，27(4)：29-37.

[28] 任国良，蔡宏波，郭界秀.政府 R&D 政策评价研究的实证沿革与最新进展——综述与评价[J].世界经济文汇，2013(6)：55-88.

(责任编辑：胡俊健)

(C)1994-2019 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

徐荣贞　何婷婷　王 森

数字普惠金融发展对降低农户家庭金融脆弱性的影响研究

——基于Ordered Probit模型的分析

内容提要:降低金融脆弱性对宏观金融体系平稳运行具有重要意义。本文利用北京大学数字普惠金融指数和中国家庭追踪调查(CFPS)数据,在构建农户家庭金融脆弱性指标的基础上,实证分析了数字普惠金融发展对农户家庭金融脆弱性的影响及作用机制,并进一步运用工具变量法(IV Ordered Probit)进行内生性处理。结果表明:数字普惠金融发展可以显著降低农户家庭金融脆弱性;进一步研究发现覆盖广度和使用深度可以发挥更大的积极作用;根据中介效应和调节效应分析表明:农户金融素养发挥了显著的中介和调节作用。研究结论对继续推进数字普惠金融发展和深化农村金融服务有重要现实意义。

关键词:数字普惠金融　农户家庭金融脆弱性　边际效应　金融素养

DOI:10.19851/j.cnki.CN11-1010/F.2021.11.371

习近平总书记在党的十九大报告中提出:“健全金融监管体系,守住不发生系统性金融风险的底线”。近年来,我国家庭部门杠杆率显著攀升,从2007年12月的18.8%上升至2020年12月的62.2%①,有效降低家庭部门的金融脆弱性已经成为防范金融风险的重要一环。值得注意的是:与城镇地区相比,农村金融排斥性较强,农户难以综合运用金融工具实现财富积累和风险应对,这导致农村居民家庭金融脆弱性水平比城镇居民高。然而,随着数字普惠金融的推广,拓宽了金融服务的广度,有利于低收入者、农户等弱势群体通过使用金融工具减少流动性约束、提升风险管理能力,对缓解农村地区金融排斥,降低农户家庭金融脆弱性水平至关重要。

一、相关研究文献评述

(一)家庭金融脆弱性概念及测度研究

家庭金融脆弱性通常是指某一家庭未来陷入财务困境的可能性,大部分学者从偿付能力角度对其进行研究。Anderloni et al.(2012)认为,家庭资产负债表中的高杠杆会使家庭不能完全履约,从而造成家庭金融脆弱性。Michelangeli and Pietrunti(2014)将研究样本限定在收入低于中位数的家庭,研究发现:债务收入比高于30%的家庭偿付能力较差,难以应对收入或利率变动带来的不利影响。孟德锋等(2019)从过度负债和应急储蓄水平两个角度对家庭金融脆弱性进行定义与度量,过度负债考察了家庭信用风险暴露程度,应急储蓄水平反映家庭缓冲收入冲击的能力,在综合考虑这两个方面后合成量化指标进行后续的研究分析。李波和朱太辉(2020)将家庭金融脆弱性定义为在支付当期必要的生活成本和债务义务后的资金剩余状态,用非预期财务支出义务的“财务保证金”表示,而这种资金剩余状态也决定了家庭在面临不确定冲击时的应对能力。但是,较少有文献考虑到现金流渠道,面对负向冲击时很多家庭出现的暂时性现金流缺口使其难以及时履行生活成本、子女教育等预期财务支出义务,进一步增加信用风险,这也意味着家庭部门存在金融脆弱性。因此,本文通过流动性和偿付能力两个维度综合考量家庭金融脆弱性。

(二)家庭金融脆弱性影响因素的研究

在已有研究中,Kim et al.(2014)研究提出:户主离婚、单身或丧偶均会提高家庭金融脆弱性水平;Yusof(2018)发现:受教育水平较低的家庭难以在收入和就业等方面取得较好保障,应对风险能力较差。杨伟明等(2020)基于北京大学数字普惠金融指数实证研究发现:数字普惠金融的不断发展为居民提供了多样化的金融服务,不仅提高了居民家庭的整体财富水平,还增加了居民的经济安全。此外,作为一种特殊的人力资本,金融素养对家庭金融脆弱性的积极影响已被诸多学者证明。例如Daud et al.(2019)认为,居民金融素养是影响家庭金融脆弱性的关键因素,金融素养可以影响居民在资产配置、风险感知等方面发挥重大作用,而提高消费者金融素养有利于保持家庭良好的财务状况和风险应对能力,从而降低家庭金融脆弱性。因此,金融素养可能在二者影响中扮演重要的中介或调节作用。

综上,本文研究数字普惠金融发展对农户家庭金融脆弱性的影响,并进一步分析农户金融素养的

本文系天津市哲学社会科学规划项目“双创视角下网络借贷的区域集群化发展模式研究”(项目编号TJGL17-018)。

本文通讯作者:何婷婷。①数据来源:国家金融与发展实验室网站http://www.nifd.cn/。

(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

作用机制。本文的主要贡献在于:从流动性和偿付能力两个维度对家庭金融脆弱性进行度量，并在偿付能力中引入农户对外借贷抵偿能力，改进家庭金融脆弱性的测度方法;跳出以往研究范式,基于宏观金融环境视角探讨数字普惠金融发展对农户家庭金融脆弱性的作用机制。

二、数字普惠金融发展对农户家庭金融脆弱性影响的理论分析

近年来,我国数字普惠金融得到快速发展。数字普惠金融的发展提高了农户金融可得性，为农户提供避险或风险共担的服务机制，进而降低了农户家庭金融脆弱性水平。一方面，数字普惠金融的发展降低了农户获得金融服务的成本，数字普惠金融的发展使农户可以进行远程开户、远程转账等金融活动,不仅降低了数字普惠金融的供给成本,而且简化了金融业务办理交易流程和操作程序，降低了用户的使用成本;另一方面,数字普惠金融的发展降低了农户享受金融服务的门槛，使农户可以通过数字金融渠道及时恰当地处置风险，有效改善其家庭金融脆弱性状况。因此,提出假设 1:

H1:数字普惠金融的发展提高了农户金融可得性,可以降低农户家庭金融脆弱性。

数字普惠金融在对农户家庭金融脆弱性产生直接影响的同时,也在提供金融服务的过程中影响农户金融素养,进而间接影响其家庭金融脆弱性水平。张晓玫等(2020)认为,数字普惠金融发展有助于农户及时、全面地获取金融信息,从而提高农户的金融素养。刘波等(2020)提出:金融素养的提高能够有效降低过度负债、优化资产配置,是影响家庭金融脆弱性的关键因素。如前所述,数字普惠金融发展对农户金融素养产生积极作用，而农户金融素养的提高又会降低家庭金融脆弱性。对此,提出假设 2:

H2:农户金融素养在数字普惠金融发展中对降低家庭金融脆弱性发挥重要的中介作用。

此外,金融素养在家庭金融决策行为中发挥重要作用。金融素养较高的家庭能够优化金融风险资产的配置、提升家庭正规信贷需求等。一方面,金融素养较高的农户能通过优化资产组合实现收入增加,保持良好的资金流动性;另一方面,具有较高的金融素养的农户能够及时感知风险并捕捉到合适的金融产品来转移或化解风险（李媛媛等,2020)。金融素养不同,农户对金融产品的了解及利用程度也会存在差异。因此,导致数字普惠金融发展对农户家庭金融脆弱性的影响存在差异。对此,提出假设 3:

H3：农户金融素养在数字普惠金融发展影响家庭金融脆弱性过程中存在显著的调节作用。

三、数字普惠金融发展对农户家庭金融脆弱性影响的模型构建

(一)数据来源

本文使用的数据包括(1)北京大学中国社会科学调查中心发布的中国家庭追踪调查(CFPS)2018年度的数据,主要变量来源于成人库和家庭经济库。(2)北京大学数字金融研究中心公布的《数字普惠金融发展指数(2011-2018)》。

将 CFPS 数据集剔除缺失值及异常值后,选取农村户籍且有户主信息的家庭，最终得到有效观测值 5073 个，然后将滞后一期①的数字普惠金融发展指数匹配到 CFPS 数据中。

(二)变量选取

1.被解释变量。被解释变量为农户家庭金融脆弱性,从流动性和偿付能力两个维度进行衡量。

流动性主要反映当前的家庭财务状况，使用收支差额这一客观流量指标来衡量，包含两个方面的因素,分别是家庭总收入与总支出,将农户收支差额数据在全样本下进行排序,根据排序进行三等分,赋值在 0-2 之间,取值越大,说明财务状况越差,违约概率越高。

偿付能力主要指农户家庭应对风险冲击的能力，这种风险冲击往往带有非预期性。通过梳理现有文献发现，多数学者对风险应对能力的估计仅限定于家庭自身内部的财务状态，比如，应急储蓄(Loke,2017),虽然张冀等(2020)提到家庭可以通过借款的方式尽快弥补资金缺口，这种借贷能力也反映了单个家庭的风险抵抗能力，但并未在构建指标时进行具体区分。为此,本文进一步将偿付能力细分为两种：自身资产抵偿能力和对外借贷抵偿能力。Ampudia et al.(2016)提出:为维护金融稳定,对债务资产比大于 1 的家庭进行监控是非常有必要的。因此，本文将农户家庭债务资产比超过阈值 1 的自身资产抵偿能力设定为 1,反之,设定为 0。此外,将 CFPS2018 问卷中“借款被拒经历”用来衡量对外借贷抵偿能力,若农户家庭回答“有”,这意味着农户家庭难以借助外在力量缓解家庭自身财务艰难状态,对风险抵抗能力较差,赋值为 1,反之赋值为 0。

本文从流动性和偿付能力两个维度分析，并在进一步区分偿付能力的基础上，综合考察了家庭金融脆弱性状况,对家庭金融脆弱性指标取值 0-4,取值与农户家庭金融脆弱性程度成反比。

2.核心解释变量。核心解释变量是滞后一期的“数字普惠金融发展程度”。将“数字普惠金融发展程度”进一步细化为三个维度,分别为“覆盖广度”“使用深度”和“数字化服务程度”,将这三个指标的滞后一期分别作为解释变量。

①采用滞后一期的数字普惠金融指数是因为 CFPS 调查主要集中在年中的 7 至 8 月份,对家庭询问的是过去半年的状况,采用滞后期的数字普惠金融指数更能体现数字普惠金融发展对农户家庭金融脆弱性影响的先后顺序。

(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

3.中介变量。中介变量为农户金融素养。本文从金融知识、金融态度及金融行为三个维度出发对农户金融素养进行衡量，根据9个变量采用迭代主因子法[①]进行分析(详见表1)。

表1 金融素养指标构建

		指标名称	赋值
金融素养	金融知识	利率问题是否回答正确	答对=1，答错或不知道=0
		利率问题是否直接回答	答对或答错=1，不知道==0
		通货膨胀率问题是否回答正确	答对=1，答错或不知道==0
		通货膨胀率问题是否直接回答	答对或答错=1，不知道==0
		投资风险选择是否回答正确	答对=1，答错、不知道==0
		投资风险选择是否直接回答	答对、答错=1，不知道==0
	金融态度	风险偏好	“直接获得100元”=0，“扔硬币，如果结果是正面数字得200元，结果是反面花则什么也得不到”=1
	金融行为	存款、股票、国债、基金、信托产品、外汇产品等金融产品购买情况	没有购买=0，购买任意一种及以上=1
		消费模式	完全不符合=5，不太符合=4，一般=3，比较符合=2，完全符合=1

4.控制变量。控制变量选取了两个维度：一是户主特征，包含性别、年龄、受教育程度、婚姻状况及工作状态等。二是家庭特征，包括家庭房产数量、家庭人口规模及是否购买保险。变量的描述性统计如表2所示：

表2 变量描述性统计

变量	变量描述	样本	均值	标准差	最小值	最大值
FM	农户家庭金融脆弱性，取值0~4，数值越大代表家庭金融脆弱性程度越高	5073	2.111	1.308	0	4
ifinance	滞后一期的数字普惠金融发展程度，以数字普惠金融发展总指数/100表示	5073	2.654	0.173	2.438	3.367
breath	滞后一期的覆盖广度，以覆盖广度指数/100表示	5073	2.403	0.166	2.235	3.059
depth	滞后一期的使用深度，以使用深度指数/100表示	5073	2.825	0.302	2.404	3.960
digital	滞后一期的数字化服务程度，以数字化服务指数/100表示	5073	3.169	0.087	3.041	3.311
finl	农户金融素养，数值越大，金融素养越高	5073	-2.65e-09	0.487	-0.720	6.414
gender	户主性别（1=男 0=女）	5073	0.549	0.498	0	1
edu	户主受教育程度（小学以下=1 小学=2 初中=3 高中/中专/职高/技校=4 大专=5 本科=6 硕上及以上=7）	5073	2.217	1.069	1	7
age	户主实际年龄	5073	53.395	12.906	24	81
age2	户主实际年龄的平方项，用age^2/100表示	5073	30.176	13.714	5.760	65.610
status	户主在本地的社会地位，数值越大，社会地位越高	5073	3.381	1.172	1	5
health	户主健康状况（非常健康=1 很健康=2 比较健康=3 一般=4 不健康=5）	5073	3.223	1.280	1	5
marry	户主婚姻状态（未婚=1 在婚=2 同居=3 离婚=4 丧偶=5）	5073	2.266	0.894	1	5
employ	当前工作状态（失业或退出劳动力市场=0 有工作=1）	5073	0.561	0.496	0	1
fmlcount	家庭人口规模	5073	3.673	1.867	1	9
house	拥有的房产数量	5073	1.157	0.409	1	3
insurance	是否拥有商业保险（否=0 是=1）	5073	0.235	0.424	0	1

(三)模型设定

1.基准模型。鉴于被解释变量“农户家庭金融脆弱性”是离散有序变量，因此采用Ordered Probit模型(下称Oprobit)，基本模型如下：

$$FM_j = H[\alpha_0 + \alpha_i ifinance_i + \alpha_2 X_j + \theta_r + \eta_j] \quad (1)$$

其中，FM_j表示农户j的金融脆弱性，$ifinance_i$表示j农户所在省份i滞后一期的数字普惠金融发展程度，X_j表示控制变量，包括户主个人特征和家庭特征，θ_r表示地区虚拟变量。α_1、α_2表示影响参数，η_j表示随机误差项。

$H(\cdot)$为某非线性函数，具体形式为：

$$H(FM_j^*) = \begin{cases} 1 & FM_j^* < \tau_1 \\ 2 & \tau_1 \le FM_j^* \le \tau_2 \\ \cdots & \\ N & \tau_{N-1} \le FM_j^* \end{cases} \quad (2)$$

其中，FM_j^*是潜在的家庭金融脆弱性，满足：

$$FM_j^* = \alpha_0 + \alpha_1 ifinance_i + \alpha_2 X_j + \theta_r + \eta_j \quad (3)$$

$\tau_i(i=1,2\cdots,N-1)$是潜变量FM_j^*的不同阈值。

2.中介效应检验模型。经上文理论分析，农户金融素养可能在数字普惠金融发展与农户家庭金融脆弱性之间发挥显著中介作用。据此，我们将中介模型设立如下：

$$FM_j = \alpha_0 + \alpha_1 ifinance_i + \alpha_2 X_j + \theta_r + \eta_j \quad (4)$$

$$finl_j = \varphi_0 + \varphi_1 ifinance_i + \varphi_2 X_i + \theta_r + \eta_i \quad (5)$$

$$FM_j = \beta_0 + \beta_1 ifinance_i + \beta_2 finl_j + \beta_3 X_j + \theta_r + \eta_j \quad (6)$$

其中，$finl_j$代表中介变量j农户的金融素养，式(4)-(6)中其他变量的定义与前文一致。

3.调节效应检验模型。为验证农户金融素养可能存在的调节作用，本文构建以下回归模型：

$$FM_j = \gamma_0 + \gamma_1 ifinance_i + \gamma_2 finl_j + \gamma_3 ifinance_i * finl_j + \gamma_4 X_j + \theta_r + \eta_j \quad (7)$$

四、数字普惠金融发展对农户家庭金融脆弱性影响的实证结果分析

(一)基准回归

由表3的Oprobit模型可知，数字普惠金融发展程度系数在1%水平下显著为负，说明数字普惠金融发展会降低农户家庭金融脆弱性水平，H1得以验证。依据边际效应估计结果，数字普惠金融发展水平每提升1%，农户家庭金融脆弱性水平取0的概率上升18.5%，取1的概率上升11.6%，取2的概率上升0.7%，取3的概率下降10.5%，取4的概率下降20.3%。这说明数字普惠金融发展能够有力改善农户家庭金融脆弱性水平，且对处于家庭金融脆弱性两极的农户作用效果最为明显。

表3 基准回归结果

	Oprobit	Ologit	Oprobit边际效应/%				
	FM	FM	FM=0	FM=1	FM=2	FM=3	FM=4
ifinance	-1.014***	-1.728***	0.185***	0.116***	0.007***	-0.105***	-0.203***
gender	-0.102***	-0.163***	0.019***	0.012***	0.001**	-0.011***	-0.020***
edu	-0.069***	-0.115***	0.013***	0.008***	0.000**	-0.007***	-0.014***
age	0.077***	0.149***	-0.014***	-0.009***	-0.001***	0.008***	0.015***
age2	-0.097***	-0.185***	0.018***	0.011***	0.001***	-0.010***	-0.019***
status	-0.142***	-0.240***	0.026***	0.016***	0.001***	-0.015***	-0.028***
health	0.059***	0.100***	-0.011***	-0.007***	-0.000***	0.006***	0.012***
marry	0.110***	0.197***	-0.020***	-0.013***	-0.001***	0.011***	0.022***
employ	-1.606***	-2.864***	0.293***	0.184***	0.011***	-0.167***	-0.321***
fmlcount	0.103***	0.168***	-0.019***	-0.012***	-0.001***	0.011***	0.021***
house	-0.219***	-0.372***	0.040***	0.025***	0.001***	-0.023***	-0.044***
insurance	-0.338***	-0.586***	0.062***	0.039***	0.002***	-0.035***	-0.068***
地区虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	5073	5073	5073	5073	5073	5073	5073
Pseudo R^2	0.137	0.134					

注：(1)*、**、***分别表示在10%、5%和1%的显著性水平，下同

本文选取的控制变量大多对农户家庭金融脆弱性产生显著影响。由回归结果可知，受教育水平较高的农户对金融知识的接受度和利用度更高，可以降低财务风险，进而其家庭金融脆弱性水平更低；健

①受篇幅所限，金融素养因子分析过程、结果及因子载荷不再列出，备索。

(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

康状况较好的农户可以快速获取相关金融信息，利用金融工具降低家庭金融脆弱性；相比没有保险的农户，有保险的农户在遭遇、疾病等时可以有效分散或转移不确定性风险，使家庭金融脆弱性水平取 3、4 的概率分别降低 3.5%和 6.8%。

最后，由表 3 中的 Ologit 模型回归结果可知，Oprobit 估计结果是稳健的。

（二）内生性检验

由于本文中家庭金融脆弱性是微观层面的，数字普惠金融发展程度则是宏观层面的，数据本身来源于两个数据库，且本文在实证过程中采用滞后一期的数字普惠金融发展程度，所以，可以几乎忽略反向因果关系，但仍有一些不可观察的遗漏变量可能导致内生性问题，比如，家庭融资偏好等可能会同时影响数字普惠金融发展和家庭金融脆弱性。为此，本文使用“该地与浙江省的距离”作为“数字普惠金融发展程度”的工具变量，来进一步解决可能存在的内生性问题。

表 4 IV-Oprobit 及边际效应回归结果

	IV-Oprobit	IV-Oprobit边际效应(%)				
	FM	FM=0	FM=1	FM=2	FM=3	FM=4
ifinance	-1.547***	0.282***	0.172***	0.012***	-0.155***	-0.311***
gender	-0.113***	0.021***	0.013***	0.001**	-0.011***	-0.023***
edu	-0.062***	0.011***	0.007***	0.000***	-0.006***	-0.012***
age	0.075***	-0.014***	-0.008***	-0.001***	0.008***	0.015***
age2	-0.094***	0.017***	0.010***	0.001***	-0.009***	-0.019***
status	-0.147***	0.027***	0.016***	0.001***	-0.015***	-0.030***
health	0.057***	-0.010***	-0.006***	-0.000***	0.006***	0.011***
marry	0.106***	-0.019***	-0.012***	-0.001***	0.011***	0.021***
employ	-1.589***	0.290***	0.177***	0.012***	-0.160***	-0.319***
fmlcount	0.097***	-0.018***	-0.011***	-0.001***	0.010***	0.020***
house	-0.206***	0.038***	0.023***	0.002***	-0.021***	-0.041***
insurance	-0.324***	0.059***	0.036***	0.002***	-0.033***	-0.065***
地区虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	5073	5073	5073	5073	5073	5073
lnsig_2	-2.053***					
atanhrho_12	0.117***					

表 4 为运用 IV-Oprobit 模型对数字普惠金融发展影响农户家庭金融脆弱性再检验的结果，并给出了工具变量回归对应的边际效应估计结果。由 lnsig_2 值可知模型二阶段估计显著，且模型通过了 atanhrho_12 检验，综上，该工具变量的选择是合适的。此外，表 5 弱工具变量检验结果进一步显示本文使用的工具变量并不存在弱工具变量问题。

表 5 弱工具变量检验

	F 统计量	最小特征值统计量	10%临界值	15%临界值
IV-Oprobit 模型第一阶段	170.11***	1843.738	16.38	8.96

依据表 4，数字普惠金融发展对农户家庭金融脆弱性的影响在方向和显著性上均与基准回归结果相似，进一步验证了 H1。但从数量上来看，在控制内生性问题后，数字普惠金融发展每提高 1 个单位，农户家庭金融脆弱性取 0 的概率提高 28.2%；未控制内生性问题前，这一比例为 18.5%，这表明潜在的内生性问题导致低估了数字普惠金融发展对农户家庭金融脆弱性的影响。

（三）基于数字普惠金融多维度指标的回归分析

数字普惠金融的发展体现在覆盖广度、使用深度及数字化服务程度三个维度。三个维度的侧重点不同，对家庭经济活动产生的影响也会不同。因此，进一步将这三个维度作为主要解释变量加入模型进行回归，结果见表 6①。总体来说，三者均在 1%的水平下对农户家庭金融脆弱性产生显著的积极作用。但在影响力度上，覆盖广度和使用深度对农户家庭金融脆弱性的影响大于数字化服务程度。可能的原因在于：覆盖广度的提升扩大了金融服务的供给范围，能够切实反映“普惠”的概念。同时，在使用深度方面，农户对货币基金、保险等金融服务的充分利用可以显著提升其福利水平和经济安全。这表明数字普惠金融的发展需要“量”和“质”并重。

表 6 数字普惠金融多维度指标回归结果

	Oprobit	边际效应/%		Oprobit	边际效应/%		Oprobit	边际效应/%	
	FM	FM=0	FM=4	FM	FM=0	FM=4	FM	FM=0	FM=4
breadth	-0.899***	0.165***	-0.180***						
depth				-1.015***	0.188***	-0.204***			
digital							-0.559***	0.102***	-0.112***
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	5073	5073	5073	5073	5073	5073	5073	5073	5073
Pseudo R^2	0.135			0.131			0.137		

（四）农户金融素养的中介及调节效应检验

首先，由表 7 第(1)列可知数字普惠金融系数显著为负，说明数字普惠金融发展水平的提高的确可以改善农户家庭金融脆弱性。进一步地，表 7 第(2)列结果显示：数字普惠金融估计系数显著为正，表明数字普惠金融发展提高了农户金融素养。最后，表 7 第(3)列显示：数字普惠金融和农户金融素养的系数分别为 -0.998、-0.019，均在 1%水平上显著，表明此时农户金融素养起到部分中介效应的作用。因此，H2 得以验证。

表 7 中介效应和调节效应检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	FM	finl	FM	FM
ifinance	-1.014***	0.806***	-0.998***	-0.974***
finl			-0.019***	-0.020***
ifinance*finl				-0.087***
控制变量	控制	控制	控制	控制
地区虚拟变量	控制	控制	控制	控制
N	5073	5073	5073	5073

本文引入了数字普惠金融与农户金融素养的交互项，如表 7 第(4)列显示：数字普惠金融发展、农户金融素养、二者交互项对农户家庭金融脆弱性的估计系数均显著为负。这说明随着农户金融素养的提高，数字普惠金融发展对农户家庭金融脆弱性的降低作用增强。因此，H3 得以验证。

五、结论与建议

本文研究发现：数字普惠金融发展可以显著降低农户家庭金融脆弱性。在控制内生性问题后，数字

①需要说明的是：在前文分析中可知数字普惠金融发展对处在家庭金融脆弱性两极的农户影响较大，因此，在后续分析中我们仅报告农户家庭金融脆弱性取 0 和 4 的边际效应估计。

(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

普惠金融发展每提高1个单位，农户家庭金融脆弱性取0的概率增加28.2%，取4的概率降低31.1%；分维度来讲，覆盖广度和使用深度对农户家庭金融脆弱性的积极作用较大。此外，机制分析显示：农户金融素养在数字普惠金融发展对其家庭金融脆弱性的影响中发挥显著的中介和调节作用。基于上述研究结论，提出以下建议：

1.继续推进农村地区数字普惠金融发展。要加大对农村地区数字普惠金融发展的财政支持力度，积极构建并完善农村数据共享平台和基础信息建设，而金融机构可以依托大数据、人工智能等科学技术深度分析农户的收入状况、消费水平等数据，提供金融服务提高农村居民收入。此外，要加强农村征信体系建设，发挥征信在农村数字普惠金融发展中的作用。

2.全面提升农户金融素养。可以结合真实案例不断普及信贷、反诈骗等基本金融知识，深入农户进行金融教育指导，积极通过电视、网络、报纸等途径介绍数字普惠金融的特点与优势，广泛普及基本金融知识，加强金融宣传，使农户能够正确恰当地使用金融工具。同时，也需进一步加强农户的信息保护意识、维权意识和风险意识，提高风险识别能力。

3.加强对数字普惠金融各环节的监管力度。一方面，在数字普惠金融发展过程中，要明确金融监管机构的职责范围，完善信贷方面的法律法规条例，做到有法可依；另一方面，也要进一步完善与隐私权相关的法律法规，确保用户个人信息、家庭金融信息等隐私数据的安全，进而有助于拓展农户对数字普惠金融的使用深度。

参考文献：

[1]孟德锋,严伟祥,刘志友.金融素养与家庭金融脆弱性[J].上海金融,2019(8):1-13.

[2]李波,朱太辉.债务杠杆、金融素养与家庭金融脆弱性——基于中国家庭追踪调查CFPS 2014的实证分析[J].国际金融研究,2020(7):25-34.

[3]杨伟明,粟麟,王明伟.数字普惠金融与城乡居民收入——基于经济增长与创业行为的中介效应分析[J].上海财经大学学报,2020(4):83-94.

[4]张晓玫,董文奎,韩科飞.普惠金融对家庭金融资产选择的影响及机制分析[J].当代财经,2020(1):65-76.

[5]刘波,王修华,胡宗义.金融素养是否降低了家庭金融脆弱性?[J].南方经济,2020(10):76-91.

[6]李媛媛,张春蕾,随力瑞.居民金融素养对防范金融诈骗风险研究——兼析风险偏好的中介效应[J].价格理论与实践,2020(08):92-95.

[7]张冀,于梦迪,曹杨.金融素养与中国家庭金融脆弱性[J].吉林大学社会科学学报,2020(4):140-150+238.

[8]Anderloni L, Bacchiocch E, Vandone D. Household Financial Vulnerability: An Empirical Analysis[J]. Research in Economics, 2012(3).

[9]Michelangeli V, Pietrunti M A. Microsimulation Model to Evaluate Italian Households' Financial Vulnerability[J]. International Journal of Microsimulation,2014(3).

[10]Kim H J, Lee D, Son J C, et al. Household Indebtedness in Korea:Its Causes and Sustainability[J]. Japan and the World Economy, 2014(29).

[11]Yusof S A. Ethnic Disparity in Financial Fragility in Malaysia [J]. International Journal of Social Economics, 2018(1).

[12]Daud S N M, Arzuki A M, Ahmad N, et al. Financial Vulnerability and Its Determinants: Survey Evidence from Malaysian Households [J]. Emerging Markets Finance and Trade, 2019(9).

[13]Loke Y J. Financial Vulnerability of Working Adults in Malaysia[J]. Contemporary Economics,2017(2).

[14]Ampudia M, Vlokhoven H, Zochowski D. Financial Fragility of Euro Area Household [J]. Journal of Financial Stability,2016(c).

（作者单位：天津科技大学经济与管理学院）

Research on the Impact of Digital Financial Inclusion Development on Reducing Farmers' Household Financial Vulnerability

——An Analysis Based on Ordered Probit Model

Abstract:Reducing financial fragility is of great significance to the smooth operation of macro-financial system. Based on the data of the Peking University Digital Financial Inclusion Index and the China Family Panel Studies (CFPS), this paper empirically analyzes the impact and mechanism of digital financial inclusion development on the farmers' household financial vulnerability by constructing the financial vulnerability index of rural households. Furthermore, utilizing the IV Ordered Probit model to deal with endogeneity issues. The research results show that digital financial inclusion development could reduce the farmers' household financial vulnerability and further research finds that the coverage and depth have a greater impact on the farmers' household financial vulnerability. The analysis of mediating effect and moderating effect show that farmers' financial literacy plays a significant mediating and moderating role. The research conclusions are of great practical significance for continuing to promote digital financial inclusion development and deepen rural financial services.

Keywords: digital financial inclusion; farmers' household financial vulnerability; marginal effect; financial literacy

（李云滨英文翻译）

Study on the properties of the pollution rights and its classification disposal

——Analysis based on emission transactions and enforcement perspectives

Abstract:Sewage Profit by the use of environmental capacity resources, the benefit is the main content, the right attribute is the right to use favors, is a private rights for public law. On the one hand, the prolocity transaction helps protect the ecological environment, optimize the industrial structure, avoiding administrative means to solve the lack of environmental problems; on the other hand, the pollutic rights have property attributes, which is the responsible property of the executive, is not exempt. Property, can be included in the scope of the people's court. In my country, the prolocity transactions and mandatory implementation have improved significant progress, but it also faces some challenges. In this regard, it should be started from the institutional level. By introducing the national laws and regulations as soon as possible, strengthen the basic information service, focus on the role of the assistance of environmental protection department, etc., improve my country's royal deal transactions and enforcement systems.

Keywords: emission right; use of beneficial rights; essay transactions; mandatory implementation

(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

绿色供应链金融视角下中小企业可持续发展的动力机制研究

徐荣贞，王　森，何婷婷
（天津科技大学 经济管理学院，天津 300322）

摘要：为探索新常态下我国中小企业可持续发展路径，梳理了当前企业面临的绿色生产资金约束问题，以绿色供应链金融为创新发展视角，构建企业绿色供应链管理、供应链金融、环境保护一体化的协调发展模式。通过系统动力学模型，对绿色生产、资金支持、信息反馈等进行研究，分析不同因素对于中小企业可持续发展的影响，得出结论：绿色自主创新能力是企业长期获取高质量环境经济绩效的内部动力；同时，政府环境监督是实现企业绿色生产的外部动力；企业绿色自主创新、政府环境监督、核心企业信用担保融资及有利的金融工具共同发挥作用，有助于推动中小企业可持续发展。

关键词：绿色供应链金融；可持续发展；系统动力学模型；绩效提升路径
文章编号：1003-4625(2022)01-0076-11　**中图分类号：**F832　**文献标识码：**A

Abstract: In order to explore the sustainable development path of China's small and medium-sized enterprises under the new normal, this paper sorts out the problems of green production funds constraints faced by enterprises at present, and constructs a coordinated development model of enterprise green supply chain management, supply chain finance and environmental protection integration from the perspective of innovative development. Through the system dynamics model, this paper studies the internal path of practical elements such as green production, financial support and information feedback, analyzes the influence of different factors on the sustainable development of small and medium-sized enterprises, and draws the conclusion that green independent innovation capability is for enterprises to obtain higher and higher environment. At the same time, the government's environmental supervision and regulation are the external conditions to promote the green production operation of enterprises. Finally, the investment of green production funds and more favorable financial support are important guarantees for enterprises' green sustainable production.

Key words: green supply chain finance; sustainable development; system dynamics model; path of performance improvement

一、引言

在可持续发展战略的背景下，我国已将保护人民健康、保护环境、协调生态发展作为经济社会发展的重要任务。2017年，《国务院办公厅关于积极推进供应链创新与应用的指导意见》指出供应链具有创新、协同、共赢、开放、绿色等特征，推进供应链创

收稿日期：2021-11-30
基金项目：本文为天津市哲学社会科学规划项目“双创视角下网络借贷的区域集群化发展模式研究”(TJGL17-018)的阶段性成果。

作者简介：徐荣贞(1970—)，男，江苏淮阴人，博士，教授，硕士生导师，研究方向为金融分析与信息管理；王森(1996—)，女，河北定州人，硕士研究生，研究方向为金融分析与信息管理；何婷婷(1997—)，女，山东滨州人，硕士研究生，研究方向为金融分析与信息管理。

(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

新发展，有利于建立覆盖设计、生产、流通、消费、回收等各环节的绿色产业体系。环境保护观念被引入供应链之中，绿色供应链管理作为全新的环境管理理念和管理模式，是现代企业实现可持续发展的有效途径。

绿色供应链管理通过关注供应链各环节对环境的影响，可以减少污染物排放和资源消耗，实现生产方式绿色化与节能化转变。但是，在实际营运中，仍存在很多制约因素，由于绿色供应链涉及采购、设计、生产、包装加工、运输、回收等多个环节，企业会面临各环节成本支出过多的问题，容易带来财务负效应，加之供应链上下游大多是中小企业，规模小、资金有限，企业很容易因为资金约束导致其参与绿色生产实践活动的动力不足。如果中小企业频频发生环境污染问题，会直接面临经营风险，甚至因污染问题而被关停整改，从而难以实现企业可持续经营和供应链稳定运行。为解决上述难题，我国通过绿色金融推动金融机构支持节能环保项目融资，借助绿色信贷、绿色基金、绿色债券、绿色保险等融资工具，通过财政补贴政策引导企业开展绿色创新、绿色设计等生产实践活动。但金融机构在专业领域内技术识别能力不强等问题使中小企业参与绿色实践的融资再次遇到瓶颈，绿色生产的动力不足，企业或难改善其环境表现。因此，亟须改进现有的供应链融资模式，以实现供应链中小企业绿色发展和可持续发展。

本文通过构建绿色生产实践、供应链金融、环境保护三者为一体的系统动力学模型，研究了供应链中小企业绿色发展动力机制和可持续发展实现模式。一方面，本文聚焦于模型中的反馈环，构建了企业利用绿色供应链金融提高环境和经济绩效的实现路径，并通过实证检验和分析系统各参数变量之间的相互作用与影响，为企业绿色可持续生产提供了优化方案和决策性建议；另一方面，契合而有效的融资模式是帮助企业顺利实现绿色转型的关键，本文以“绿色供应链+供应链金融”组合为视角，打破了“企业绿色生产动力不足—引发环境污染—融资难度增加—供应链绿色实践效果削弱”的恶性循环，为中小企业绿色转型的融资问题提供新思路，对我国绿色供应链的协调发展具有现实指导意义。

二、文献综述

绿色供应链是在综合考虑环境影响和资源效率的基础上，将“绿色”和“环境意识”融入供应链管理中的一种现代制造模式（王丽杰和郑艳丽，2014）[1]。绿色供应链涵盖产品设计、采购、制造、组装、包装、物流和回收分配等多个环节，表现为产品制造、产品交付、产品使用后处置的一种全过程生命周期管理方式（Srivastava，2007）[2]。国内外学者对企业参与绿色供应链管理，关注各个环节对环境的影响以实现自身可持续发展方面做出了众多研究。如：企业可以通过绿色采购从源头上把控原材料质量，降低在生产制造中的环境风险（George等，2001）[3]；可以通过优化产品设计和注重绿色设计，从而达到生产绿色化的目的（Gunasekaran和Spalanzani，2012）[4]；可以通过开展绿色自主创新活动，并依托合作关系向上下游企业扩展，最终实现整条供应链的绿色协同创新（张德海，2010）[5]；可以通过凭借现代信息技术的发展，构建绿色物流的生产运作体系（姜彤彤和吴修国，2011）[6]；可以通过提高对产品使用后的拆解、循环再利用水平，注重绿色处置的全过程管理（刘从虎等，2012）[7]。由于绿色生产周期较长，无法在短期内给予企业超额收益，且绿色生产的投资量大，因此企业长期囿于绿色生产的资金难题。为弥补企业绿色发展的资金缺口，国内外学者给出了不同的解决方案，比如作为产业升级自然演化而成的一种全新融资工具——供应链金融，将可持续发展理念融入其中，不仅提高了企业融资绩效，而且提升了企业可持续发展能力（操群和许骞，2019）[8]；再如利用政府补贴和政策性补助促进企业绿色创新（Chen和Nie，2016）[9]；利用低碳信贷（张璐阳，2010）[10]、绿色金融工具（Sachs等，2019）[11]破除绿色资金瓶颈，促进企业绿色生产的有效性；核心企业对进行绿色实践的供应商提供经济奖励，用于激励其提高可持续性绩效（Fenger等，2016）[12]。

随着环境管理和供应链的发展，供应链融资和环境保护的结合，促进企业形成一种可持续发展的方式，绿色供应链金融应运而生。Kayser和Dirk（2016）[13]认为绿色供应链金融以缓解企业减排活动的资金难题为目的，在供应链金融基础上，要求中小企业提交关于污染排放的相关许可证明或排污权质押权，商业银行对其进行审核，满足条件后才将资金贷出。牟伟明（2016）[14]认为绿色供应链金融是为了实现环境管理战略的目标，在充分利用核心企业信用优势的基础上，商业银行优先向有绿色生产意向的中小企业提供资金支持，从而使供应链管理过程中所消耗的资源和造成的环境污染降到最低。关于

(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

绿色供应链金融促进企业可持续发展的理论内涵方面，Narasimhan等（2015）[15]认为绿色供应链融资是商业银行投资供应链，并且能够促进供应链可持续发展的一种全新方法。宋华（2019）[16]认为绿色供应链金融是实现再循环产业链、提升产业竞争力、保障中小微企业持续健康发展的重要推动力。崔志芳（2011）[17]认为鉴于中小企业对环境造成的破坏日益严重，防治环境污染的资金筹集较为困难，非银行金融机构利用绿色供应链金融这一方式为企业提供绿色发展资金，有利于转变经济发展方式。关于绿色供应链金融推动企业可持续发展的实践方面，Duhigg和David（2012）认为苹果公司对供应链企业进行绿色投资，解决了供应商因环境污染支付大量赔偿金的问题，同时为促进中小企业供应商开展低碳活动，核心企业可尝试与银行共同开展绿色供应链融资方面的合作，从而推动绿色供应链的可持续发展。Wang和Berman（2014）[18]建立了一个框架并收集数据，研究政府的保护性融资政策以减轻经济活动的环境压力，并表示绿色供应链金融促进企业的可持续生产活动也可以依靠政府的保护性融资得以顺利开展。宋平等（2017）[19]以绿色供应链金融中的电子订单融资模式为例，研究发现基于供应链各方主体的战略合作和信任关系，电子订单融资是缓解中小企业融资难，实现其可持续发展的重要措施。钟琴（2019）[20]从理论上分析了绿色供应链金融与中小企业转型升级的互动关系，并建立了中小企业通过绿色供应链金融完成转型升级的架构。

梳理已有文献可知，学者从单一角度关注中小企业可持续发展的研究较多，关于多种因素组合影响及影响效果如何还需深入研究。因此，本文提出一个融合绿色生产实践、供应链金融、环境保护三者为一体的系统分析框架，即通过多因素之间相互作用，研究中小企业可持续发展的内在机制。学术界虽然从理论、内涵和实践上探讨了绿色供应链金融对中小企业可持续发展的推动作用，但中小企业如何通过绿色供应链金融获取资金支持，特别是通过绿色供应链金融这一模式优化环境经济绩效的实现路径还缺乏理论阐述和实证检验。因此，本文借助系统动力学这一科学方法刻画多个变量彼此交互影响的作用机理与反馈关系，利用Vensim软件构建系统变量之间的因果关系图和结构流程图，通过动态仿真和情景模拟得出相关结论，并对供应链企业资源整合、金融创新、企业绿色转型等方面进行有益探索。

三、绿色供应链金融的生态结构与内在机制

绿色供应链金融基于绿色发展理念构建供应链生态圈、凝聚金融资源，通过绿色生产和供应链金融的有机融合提高企业可持续经营能力，对生态文明建设和产业升级具有推动作用。“绿色供应链+供应链金融”不仅以供应链金融产品为载体，帮助企业获得高效、低成本的融资，而且通过供应链更大限度地惠及上下游企业，形成开放的绿色生态可持续发展系统。基于此，本文构建三个子系统来分析绿色供应链管理与供应链金融相结合的内在运行机制，分别是绿色生产子系统、资金支持子系统、信息反馈子系统。

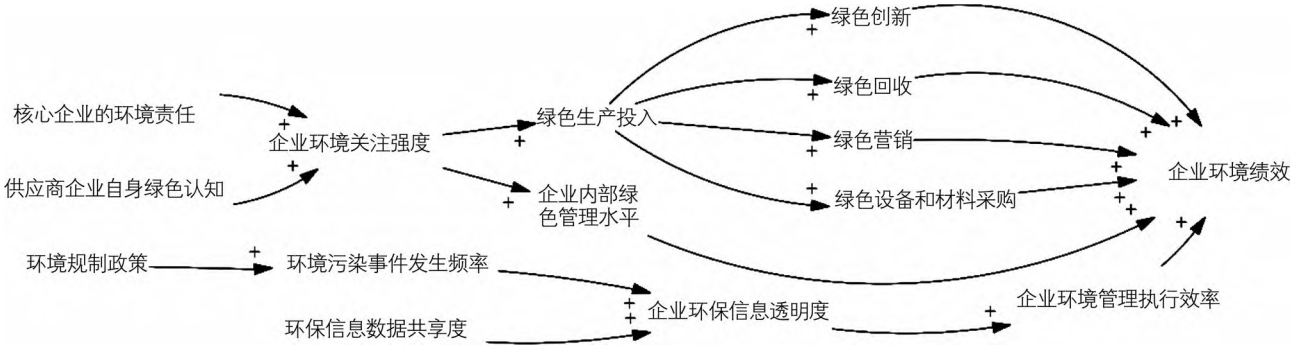


图1 绿色生产子系统

（一）绿色生产子系统

绿色生产管理将生态环保观念和保护消费者身心健康理念融入企业生产经营活动，以节能、降污为目标，从而达到企业生态效益、经济效益和社会效益的统一。完善企业绿色生产机制，有助于推动整个经济社会的可持续发展。企业绿色项目开展、绿色产品生产以及绿色转型升级需要内外部因素共同发挥作用，从而实现企业自身环境管理。如图1所示，

(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

企业通过加大绿色生产投入，从材料选购、绿色设备使用、研发设计创新，到最后的回收处理等一系列绿色供应链实践，提高了产品的质量，拓宽了产品销路，提升了经济绩效，完成了转型升级，提高了环境管理水平。经济利益和环境绩效又进一步对企业的绿色供应链管理起反馈作用，从而形成良性循环。

（二）信息反馈子系统

为进一步增强企业的环保意识，落实环境规制政策，全力做好企业环境友好发展的要素保障，离不开社会各方的有效监督。如图2所示，政府和环保机构及时监督和规制企业的环境污染行为，金融机构在评估企业财务、经营风险时，还需要根据企业环境许可和环保部门出具的环境评价报告评估其环境风险。企业环境信息的及时公开、环保机构评估和银行审核之间信息的高效传递规范了企业自身绿色生产，提高了供应链金融的融资效率。流程参与者权责更明确，沟通更及时，横向和纵向数据获取更快捷，体现了目标透明化、信息透明化、考核透明化的要求。

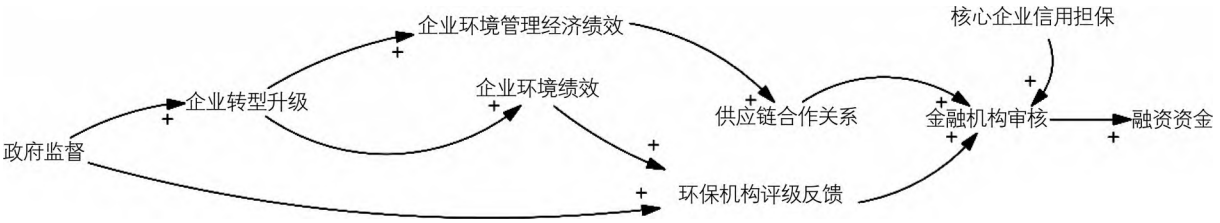


图2 信息反馈子系统

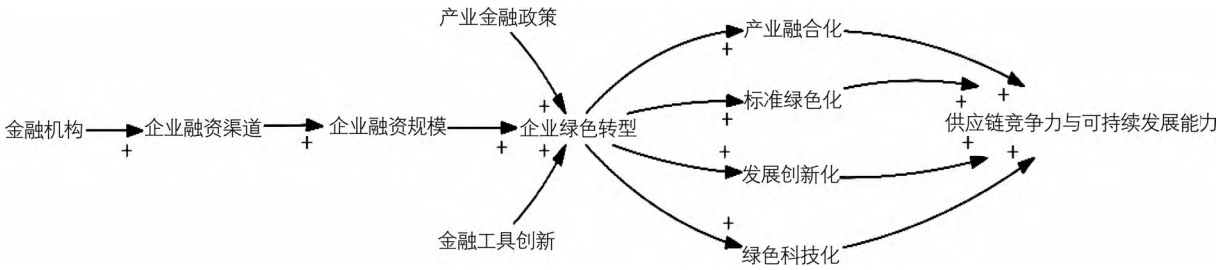


图3 资金支持子系统

（三）资金支持子系统

持续稳定的资金流对企业可持续发展具有深刻影响，推动供应链制造商绿色生产实践，就必须关注企业现实的融资困境，才能从绿色资金需求方面引导企业实现高质量发展。如图3所示，企业通过自身环保绩效获取金融机构的低利率贷款，打开了融资通道，产业金融政策和金融工具创新扩大了融资规模，绿色发展资金运作的良性循环使企业通过转型升级实现标准绿色化、发展创新化、绿色科技化、产业融合化，从而有利于提高整个供应链的竞争力和可持续发展能力。

四、绿色供应链金融的系统动力学仿真

（一）系统流图模型建立

通过对绿色供应链管理和供应链金融内在机制的因果关系及其反馈回路进行分析，结合系统中各变量的不同作用，构建了绿色供应链金融的系统流图。如图4所示，模型中状态变量包括产品绿色创新能力、回收产品价值、绿色生产投入、企业内部绿色管理实践水平、订单量、企业现金流、贷款总额；速率变量包括绿色创新能力增加速度、回收产品增加速度、绿色生产投入增加速度、企业内部绿色管理能力增加速度等9个；其他变量为辅助变量和常量，共43个。

（二）模型方程构建

本文利用系统动力学方法对以上内容进行系统分析，根据模型的系统流程图构建系统动力学模型方程，方程设定对后期的情景模拟至关重要，通过不断地调试、报错与修改，最终确定了较好的方程式。主要方程形式如下：

（1）供应商环境管理关注=政策因子*核心企业环境责任*管理人员绿色认知

（2）绿色生产投入增加速度=IF THEN ELSE（供应商环境管理关注>0.55，生产资金投入*0.15*供应商环境管理关注*0.734，生产资金投入*0.03*供应商环境管理关注*0.734）

（3）管理人员绿色认知=IF THEN ELSE{[企业

(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

环境管理的经济绩效-DELAY1(企业环境管理的经济绩效,24)]/DELAY1(企业环境管理的经济绩效,24)>0.28,RANDOM UNIFORM(0.5,0.9,0.01),0.3}

(4)绿色生产投入=INTEG(绿色生产投入增加速度)

(5)绿色创新能力增加速度=(绿色研发投入*自主研发绿色产品率)/4

(6)绿色创新能力=INTEG(绿色创新能力增加速度)

(7)回收产品增加值=回收产品数量*(绿色改造能力+拆解技术水平)

(8)回收产品价值=INTEG(回收产品价值)

(9)企业绿色文化水平=供应商环境管理关注*0.266

(10)企业内部绿色管理能力增加速度=企业绿色文化水平

(11)企业内部绿色管理实践水平=INTEG(企业内部绿色管理能力)

(12)供应商环境绩效=(企业内部绿色管理实践水平+绿色生产投入)*供应商环保信息透明度*环境污染事件发生频率

(13)环保机构绿色评级反馈=1-1/供应商环境绩效

(14)买家满意度=1-1/绿色产品设计水平

(15)订单增加速度=买家满意度

(16)订单量=INTEG(订单增加速度)

(17)供应链合作关系=核心企业信用担保

(18)融资金额=IF THEN ELSE[环保机构绿色评级反馈>=0,(核心企业信用担保+环保机构绿色评级反馈)*50,核心企业信用担保*50]

(19)新增融资=IF THEN ELSE(Time>=1,融资金额,0)

(20)偿还借款=IF THEN ELSE[Time>=1,IF THEN ELSE(借款期限+1,融资金额/借款期限,0),0]

(21)资金流入=新增融资+产品销售收入

(22)资金流出=绿色生产投入+其他生产成本和费用

(23)企业现金流=INTEG(资金流入-资金流出,0)

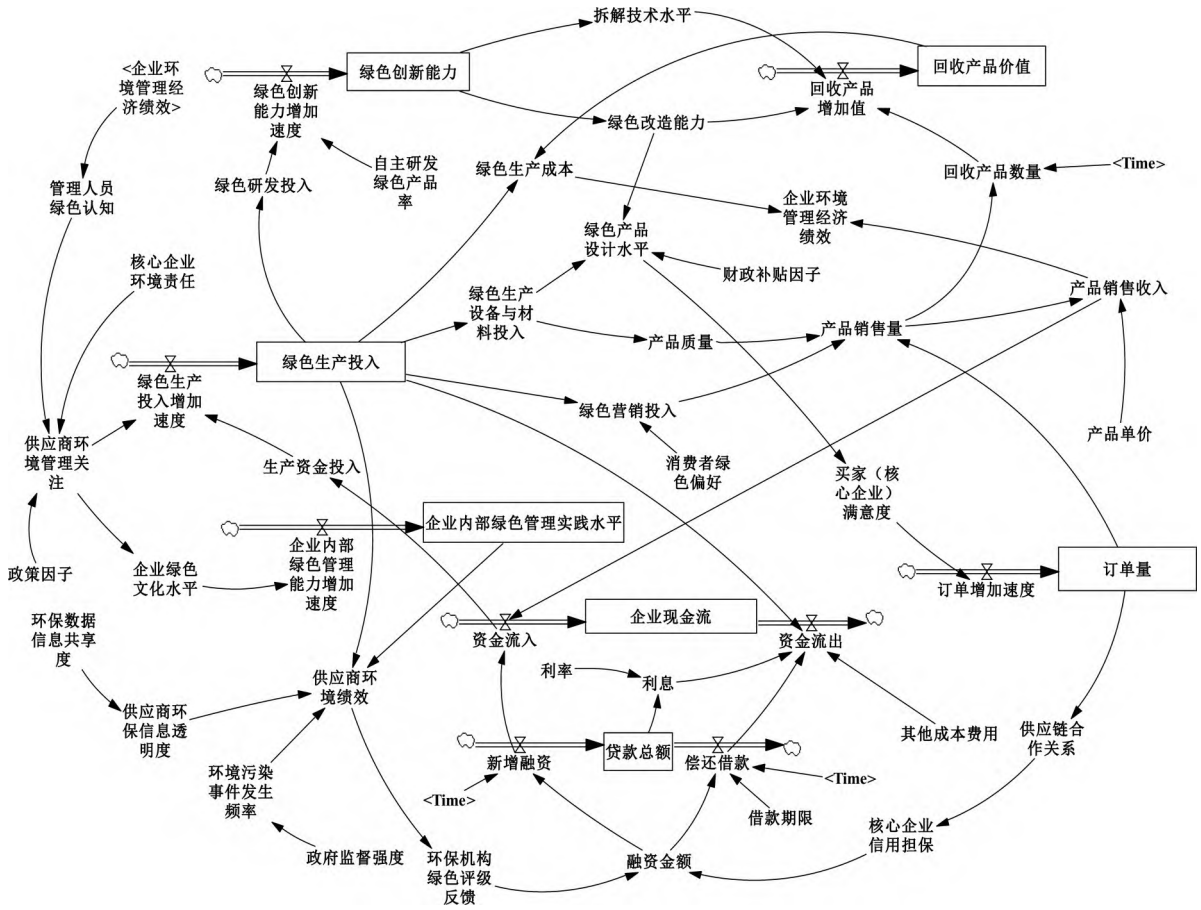


图4 绿色供应链金融系统结构流程图

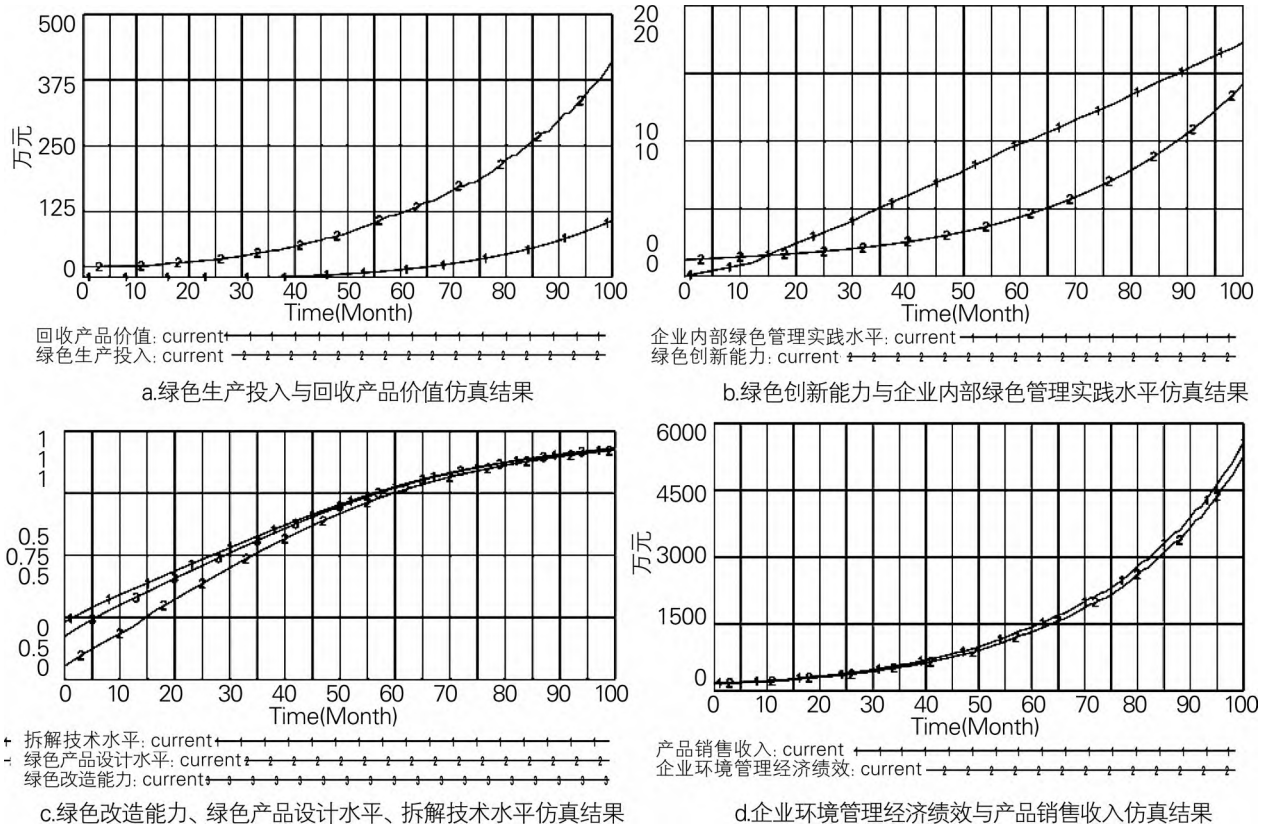
(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

（三）模型的检验

系统动力学模型建立完成后须进行一系列测试、模拟、结果观察和数据分析。根据模型内部需要，调整相关系数和比例观察某一变量的变动情况。为验证建立模型的有效性，本文进行了检验和测试。首先为模型的一致性检验，系统的主要反馈结构、状态变量和速率变量能够描述实际系统的主要特性，部分参数采用回归分析法确定，由于某些参数难以估计，则采用可能值进行仿真测试直至模型稳定。描述真实系统的参数本身可辨识，并且具有相应的含义，因此模型通过了Vensim PLE软件check model功能的检验。其次是模型结构验证测试，在进行系统分析与构建系统动态结构模型时，通过参考大量相关文献资料，并向相关专业人员咨询，通过了模型实效性检验。

（四）系统模型有效性仿真

本文运用Vensim PLE软件，借助系统动力学方法进行仿真研究，仿真时间为100个月，仿真结果如图5。



a.绿色生产投入与回收产品价值仿真结果　b.绿色创新能力与企业内部绿色管理实践水平仿真结果

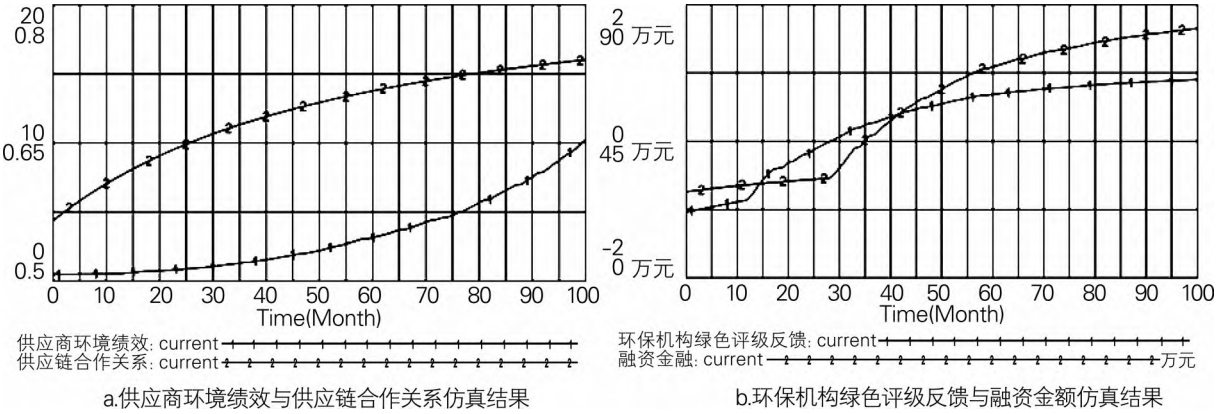
c.绿色改造能力、绿色产品设计水平、拆解技术水平仿真结果　d.企业环境管理经济绩效与产品销售收入仿真结果

图5　绿色生产子系统仿真运行结果图

由图5可知，随着时间推移，企业绿色生产投入增加，企业的绿色创新能力、企业内部的绿色管理实践水平、产品回收的价值、绿色改造能力和绿色产品设计水平均呈现上升趋势。其中产品回收价值[图5(a)中曲线1]由于产品使用周期过长，会在周期过后随着拆解技术和绿色改造能力的提升缓慢产生。绿色创新能力[图5(b)中曲线2]在前期增长缓慢，一是因为企业前期绿色生产投入的速度较慢，由于资金匮乏，企业在短时间内无法将大量财务资源投放在绿色生产制造中；二是技术创新具有明显的积累延迟特性，因此，企业的绿色创新水平在时间轴上呈现前期缓慢抬升，后期有所加快的特点。图5(c)展示了绿色改造能力、绿色产品设计水平和拆解技术水平前期缓慢上升，最后趋于稳定，说明企业内部绿色生产能力水平上升的有限性。绿色产品设计水平[图5(c)中曲线2]之所以开始比其他两者低，是因为企业参与绿色设计的热情不高，与普通产品相比，绿色设计产品的生产需要企业开展绿色设计、绿色改造、绿色采购等工作，势必会增加企业额外的资金投入，因此财政政策需对此类主体进行正向激励，

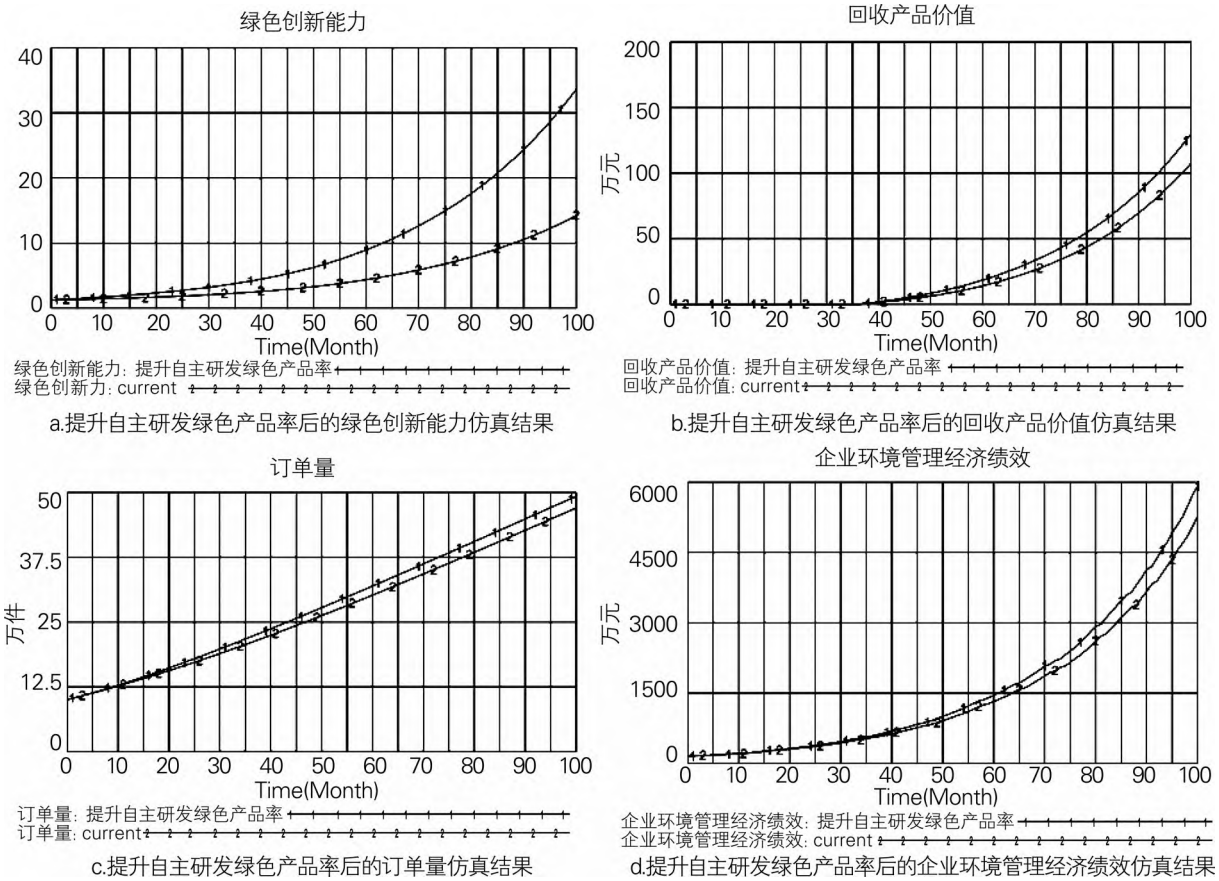
(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

给予一定的财政补贴，企业才会加大绿色产品设计的意愿。图5(d)表示企业在绿色生产制造时，短时间内无法看到投入所带来的回报，随着绿色生产投入不断加大，产品质量水平会越来越高，市场占有率会不断扩大，企业产品销量和产量不断提升，企业产品收入不断增加，企业环境管理的经济绩效增速也越来越快。



a.供应商环境绩效与供应链合作关系仿真结果　　b.环保机构绿色评级反馈与融资金额仿真结果

图6　信息反馈与资金支持子系统系统仿真运行图



a.提升自主研发绿色产品率后的绿色创新能力仿真结果　　b.提升自主研发绿色产品率后的回收产品价值仿真结果

c.提升自主研发绿色产品率后的订单量仿真结果　　d.提升自主研发绿色产品率后的企业环境管理经济绩效仿真结果

图7　提升自主研发绿色产品率仿真效果图

由图6(a)可知，供应商企业的环境绩效和供应链合作关系呈不断上升的趋势。在前期，企业环境绩效上升缓慢，随着时间推移和企业自身努力，环保机构对企业的绿色评级反馈也由负转正[见图6(b)曲线1]。由于供应商产品设计和质量使买家满意度不断提高，订单量也不断增加，加之供应链上的供应商和核心企业本就存在合作关系，因此，在供应商环境管理绩效不断提升的过程中，供应链合作关系

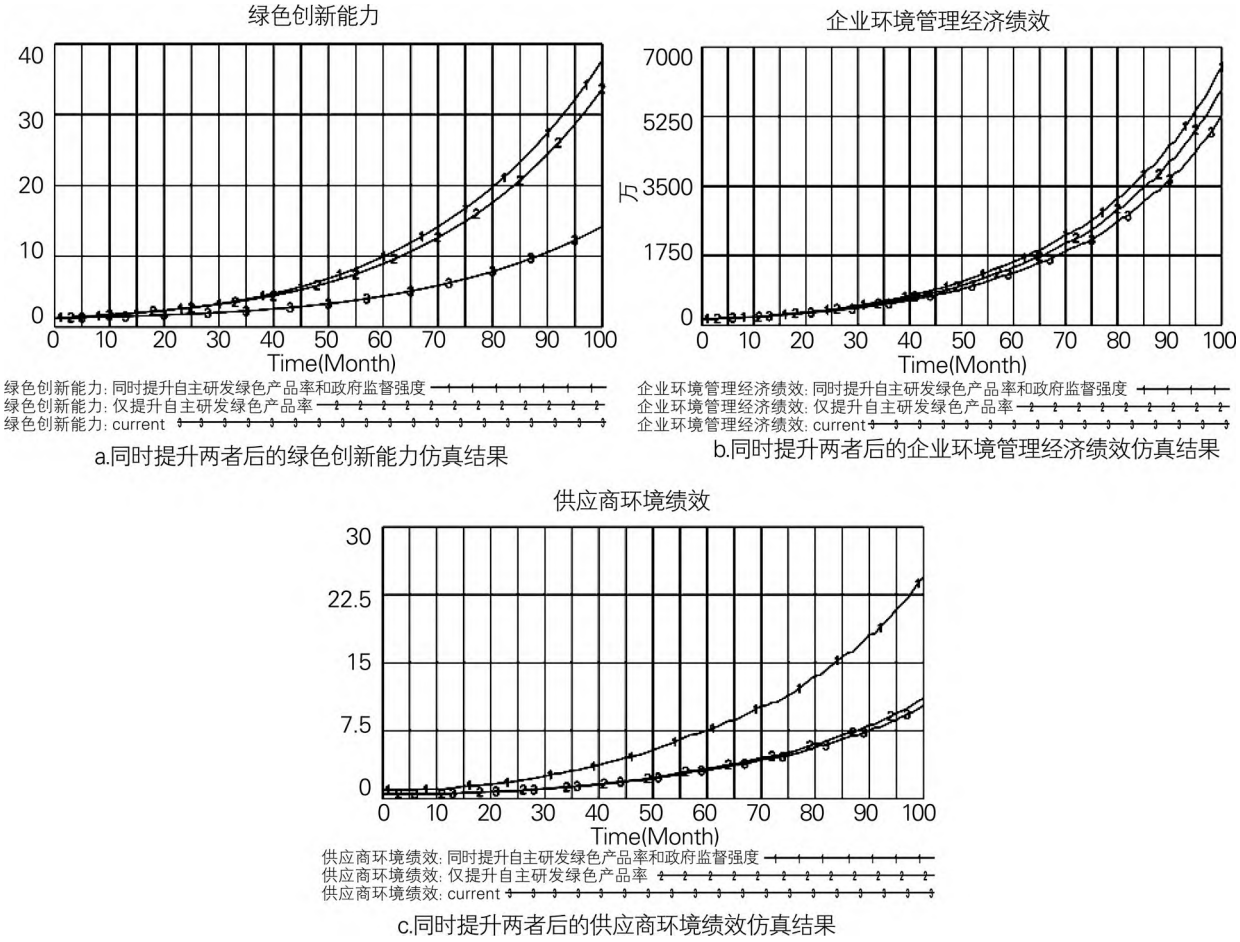
(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

上升非常缓慢且有限[见图6(a)曲线2]。在融资金额方面,由于前期缺少环保机构给予的正向反馈,因此仅仅表现为供应链金融方面的融资。环保部门向金融机构递送符合标准的中小企业环保评估报告,环保机构绿色评级反馈[图6(b)曲线1]跨过0轴,对应的融资金额(曲线2)才会表现出非常明显的上升形态,即金融机构根据核心企业的信用担保和环境报告使企业融资效果具有了显著的扩大效应。这样一来,不仅能够解决供应商企业的融资问题,也可以降低银行因企业环境整改问题带来的坏账风险,从而形成供应商、核心企业和银行三者共赢的局面。

(五)策略模拟与情景仿真分析

通过对模型整体结构的测试、合理性检验以及系统的有效性仿真,模型较为真实地反映了实际系统的结构和功能,这表明本文构建的绿色供应链金融系统动力学模型结构行为合理。通过针对上述仿真结果的分析,可以得出在绿色供应链金融系统中,多种变量之间相互作用与影响对中小企业可持续发展具有有效性的结论。模型进行有效性验证后,通过改变子系统内一些变量参数进行情景仿真并再次运行模型,发现企业内部自主创新提高、外部的政府环境监督加强、核心企业信用担保融资等便利的金融手段和工具共同发挥作用,能够更好推动中小企业可持续发展。

以下内容均为调整上述参数后的仿真结果分析。



a.同时提升两者后的绿色创新能力仿真结果

b.同时提升两者后的企业环境管理经济绩效仿真结果

c.同时提升两者后的供应商环境绩效仿真结果

图8 同时提升自主研发绿色产品率和政府监督强度的仿真效果图

1.绿色自主创新研发能力在企业可持续发展中的内部推动作用

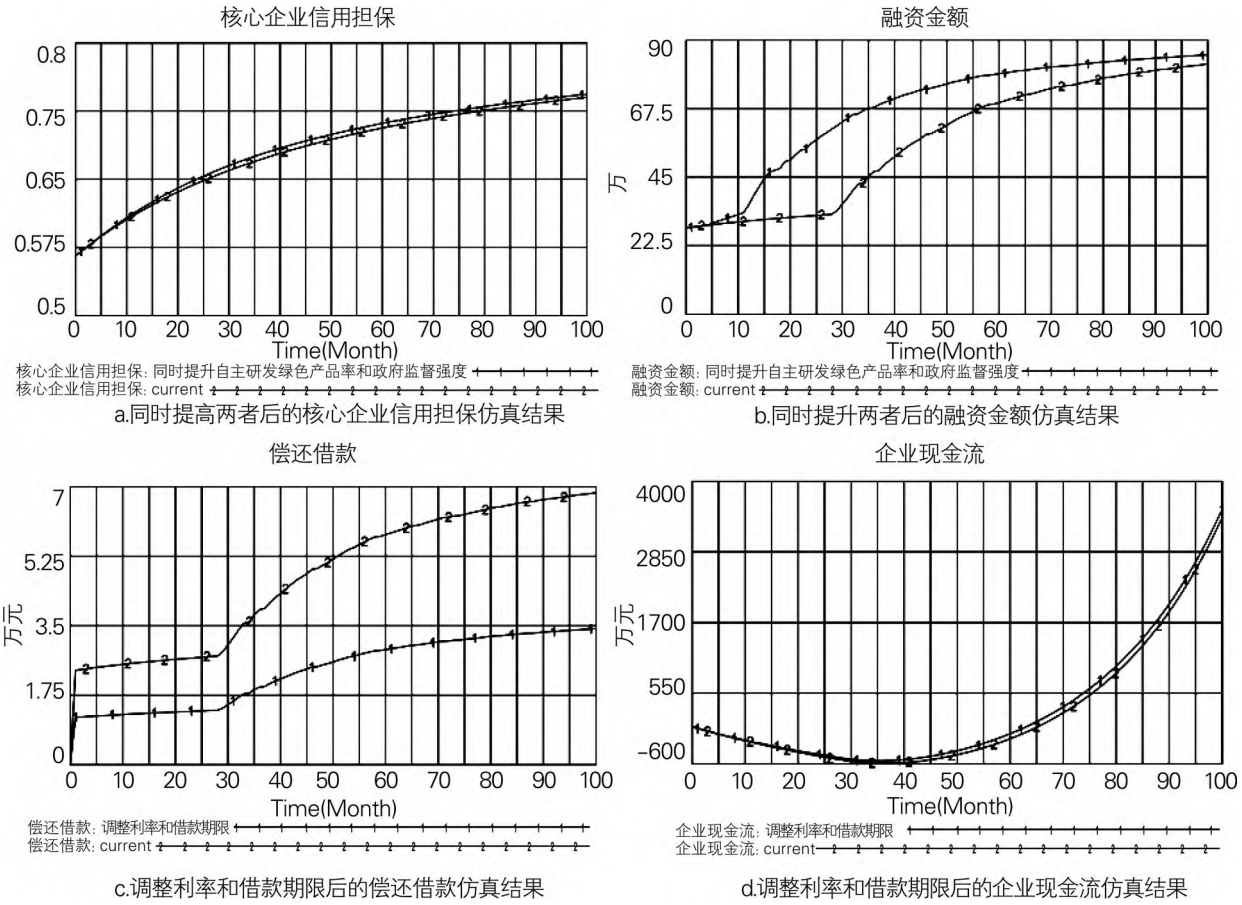
开发绿色产品是企业进行绿色技术创新的根本目的,企业提升自主研发绿色产品率是绿色化管理的要求,也是在保护环境的基础上实现企业市场价值最大化的意义所在。在其他变量保持不变的情况下,将自主研发绿色产品率由原来的0.128提升至0.3,如图7所示,曲线变动较为平缓,自主研发绿色产品率不断提升,对绿色创新能力、回收产品价值、订单量以及企业环境管理经济绩效的影响始终表现

(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

为正向，且上述四者在一定时期内变化并不明显，经过一段时间积累，才会在模拟周期内呈缓慢上升趋势。其中，绿色创新能力[见图7(a)曲线1]提升幅度较大，原因在于自主研发绿色产品率直接影响了企业的绿色创新能力，且此影响会逐渐扩大。由此说明，绿色创新能力在企业可持续发展过程中的作用举足轻重，是企业长期获取高质量环境经济绩效的内部动力。

2.政府环境监督与绿色自主创新互为补充的仿真结果分析

由上文可知，在企业可持续发展中，绿色创新能力可作为企业长期发展绿色生产事业的动力支撑，是企业主动承担社会责任的行为。然而，在实际情况中，并非所有企业都具备充分的环境责任意识与绿色认知，因此，政府监督企业环境污染行为和引导企业自主承担环境责任这一外部条件不可或缺。如图8所示，在提高自主研发绿色产品率的基础上，将政府监督强度由原来的0.4也提高到0.8，仿真结果表明：绿色创新能力[见图8(a)曲线1]实现了一定程度的提升，企业环境管理经济绩效[见图8(b)曲线1]在政府监督和绿色创新能力的共同作用下明显上升，证明政府监督与绿色自主创新互为补充，可以更好地发挥对企业环境经济绩效的正向影响。由于政府监督可以在环境形势严峻复杂、环境监管任务繁重的情况下，通过监管实现对污染企业的精细化和专业化管理，因此也直接作用于企业的环保成绩。如图8(c)所示，供应商环境绩效在同时提高两者数值后大幅提升，表明政府环境监督和规制对企业参与绿色生产实践带来的环保成效明显。由此得出，政府监督是企业实现可持续绿色生产的外部动力，同时，绿色创新和政府监督互为补充，对企业取得高经济绩效和环境绩效的作用更为显著。



a.同时提高两者后的核心企业信用担保仿真结果　　b.同时提升两者后的融资金额仿真结果

c.调整利率和借款期限后的偿还借款仿真结果　　d.调整利率和借款期限后的企业现金流仿真结果

图9　资金支持和保障中小企业可持续发展的仿真效果图

3.有利资金支持在中小企业可持续发展中的保障作用

由上述分析可知，企业内部的绿色创新能力和外部的政府环境监督共同作用可以推动企业的可持续发展。但对于中小企业而言，绿色生产的资金难题和便利的金融支持不足成为其转型升级的巨大障

(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

碍。在供应链金融系统中，核心企业的信用担保对中小企业融资发挥着关键作用，是有效解决中小企业资金约束问题的重要手段。如图9(a)所示，同时提高政府监督强度与自主研发绿色产品率后，核心企业信用担保能力在一定程度得以提升，在上述三者共同的作用下，中小企业不仅可以获取足够的融资资金，还可以通过绿色生产带来的环保成绩，更快地实现融资扩大效应[见图9(b)中曲线1]。在企业获取融资贷款后，金融机构还可以通过延长借款期限的方式给予中小企业更有利的资金支持。将利率和借款期限分别从0.069、12个月调整至0.05、24个月，如图9(c)和(d)所示，适当降低利率，延长借款期限，企业每月偿还贷款金额变少[见图9(c)曲线1]，企业现金流[见图9(d)曲线1]也会相应提高，有利于企业降低融资成本，缓解还款压力，这表明有利的金融支持是保障中小企业可持续生产的重要手段。综上所述，中小企业在拥有足够和便利的金融支持后，便于开展绿色自主创新活动，同时在政府环境监督管理下，提高资源利用效率和精益化生产水平，实现经济效益、环境效益、再融资效益之间的良性循环。

五、结论与建议

本文运用系统动力学的相关理论方法建立了绿色供应链金融的系统动力学模型，通过构建三个子系统分析绿色供应链与供应链金融相结合的内在运行机制，并在此基础上形成方程，利用Vensim PLE软件进行模型与仿真分析，探寻中小企业绿色生产资金、环境友好实践、自身可持续发展之间的关系。研究得出以下结论。

第一，企业的绿色管理实践有效地促进了其绿色化转型与升级，提高了其环境管理的经济绩效水平。其中，绿色自主创新能力在企业可持续经营中会不断发挥作用，且作用越来越显著，说明绿色自主创新能力是企业长期获取高质量环境经济绩效的内部动力。

第二，政府的环境监管从外部提高了企业环境违法的成本，有利于企业履行社会环境责任，优化整个供应链的生态环境。同时，政府环境监管和企业绿色创新能力互为补充，扩大了企业环境管理的经济绩效，表明政府环境监督是实现企业绿色生产的外部动力。

第三，绿色供应链金融可在供应链金融基础上，通过更有利的金融工具强化中小企业获资后的绿色供应链管理，达到环境、经济绩效趋同，并以环保成绩作为再融资的评估参考，实现其可持续经营。因此，中小企业借助绿色供应链金融这一模式减轻了绿色转型的融资压力，加强了绿色转型的执行力度，有利于实现企业环境效益和经济效益协同发展。

综上，本文提出以下政策建议。

第一，积极发挥企业绿色创新的内部作用与政府环境监督的外部作用。从内部而言，绿色创新作为绿色发展中的核心概念，是企业提升自身竞争优势的关键，企业应加强自身绿色创新意识，重视绿色技术的革新，学习先进的专业知识，提高自身研发创新能力，变革和改善现有的生产技术与流程，降低企业生产成本，开发差异性产品以满足市场需求[21]。从外部而言，政府应制定中小企业环境守法政策，加大环境执法力度、规范执法行为、营造公平的竞争环境。发挥公众媒体在环境治理中的监督作用，引导企业参与绿色管理培训实现自我约束，帮助企业树立保护环境的主体意识，促使企业积极履行环境责任的主动性行为[22]。绿色创新能力和政府环境监督互相辅助、紧密结合，企业才能获得可持续经济收益与环境收益。

第二，中小企业实现可持续发展的前提。一是拥有足够和便利的金融支持，二是能够真正将资金用于绿色供应链的实践活动。因此，要发挥核心企业在供应链金融绿色转型中的引领和传导作用。一方面，可通过供应链生态优秀企业名单推荐、绿色专项贷款利息减免等方式为中小企业拓宽融资渠道和降低资金成本，促使资金流向绿色生产领域；另一方面，除了发挥政府的环境监督作用之外，核心企业也要将环保理念贯穿于上下游企业，同时监督其绿色供应链管理实施情况，积极推进整个链式网络参与绿色生产实践活动[23]。

第三，在绿色供应链金融模式中，环境绩效是商业银行对中小企业授信审查和贷后管理的重要评价因素，也是中小企业获取更有利金融服务的重要依据[24]。因此，银行可以依据中小企业的环境绩效完善绿色供应链金融的融资支持机制，如创新贷款产品和组合贷款，实施累进递减式的利率贷款设计，阶段性对战略性客户公司给予一定比例的利率折扣，适当提高优质公司授信额度的上限等。

第四，我国应积极推进绿色供应链金融战略实施，完善相关法律法规，明确绿色供应链金融系统中利益可得者的权利和责任，以政策为导向调动绿色

(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

供应链金融系统中各方参与者的积极性。只有在宏观政策的正确引领下，才能深入解决中小企业环境效益和经济效益的背离问题，将环境保护的外部性内化为企业的融资优势和经济回报率，有力地推动其可持续发展[25]。

参考文献：

[1]王丽杰，郑艳丽．绿色供应链管理中对供应商激励机制的构建研究[J]．管理世界，2014(8)：184-185.

[2]Srivastava S K. Green Supply-Chain Management: A State-of-the-Art Literature Review [J]. International Journal of Management Reviews, 2007, 9(1): 53-80.

[3]George A, Zsidisin, Sue, et al. Environmental Purchasing: A Framework for Theory Development [J]. European Journal of Purchasing & Supply Management, 2001, 7(1): 61-73.

[4]Gunasekaran A, Spalanzani A. Sustainability of Manufacturing and Services: Investigations Research and Applications [J]. International Journal of Production Economics, 2012, 140(1): 35-47.

[5]张德海．绿色供应链的多代理人合作创新机制研究[J]．科技管理研究，2010，30(5)：106-126.

[6]姜彤彤，吴修国．低碳物流探析[J]．经济与管理，2011，25(7)：79-83.

[7]刘从虎，王志国，费志敏，唐娟，程幼明．基于ASP网络化汽车废旧零部件绿色回收模式研究[J]．中国科技论坛，2012(1)：49-54.

[8]操群，许骞．金融"环境、社会和治理"(ESG)体系构建研究[J]．金融监管研究，2019(4)：95-111.

[9]Chen Z Y, Nie P Y. Effects of Earbon Tax on Social Welfare: A Case Study of China [J]. Applied Energy, 2016(183): 1607-1615.

[10]张璐阳．低碳信贷：我国商业银行绿色信贷创新性研究[J]．金融管理与研究，2010(6)：24-27.

[11]Sachs J D, Woo W T, Yoshino N, et al. Why is Green Finance Important? [J]. ADBI Working Papers, 2019, (917): 5-7.

[12]Fenger N A, Bosselmann A S, Asare R, et al. The Impact of Certification on the Natural and Financial Capitals of Ghanaian Cocoa Farmers [J]. Journal of Sustainable Agriculture, 2016, 41(2): 143-166.

[13]Kayser, Dirk. Solar Photovoltaic Projects in China: High Investment Risks and the Need for Institutional Response [J]. Applied Energy, 2016(174): 144-152.

[14]牟伟明．中小企业绿色供应链金融及其风险控制研究[J]．会计之友，2016(13)：94-98.

[15]Narasimhan R, Schoenherr T, Jacobs B W, et al. The Financial Impact of FSC Certification in the United States: A Contingency Perspective [J]. Decision Sciences, 2015, 46(3): 527-563.

[16]宋华．中国供应链金融的发展趋势[J]．中国流通经济，2019，33(3)：3-9.

[17]崔志芳．BOT模式在我国中小企业环保融资中的应用研究[D]．重庆：重庆大学经济与工商管理学院，2011.

[18]Wang X H, Berman E. Financing Conservation: Some Empirical Evidence from Florida Local Government [J]. Journal of Environmental Planning and Management, 2014, 57(5): 733-750.

[19]宋平，药志秀，杨琦峰．绿色供应链电子订单融资模式信任机制研究：基于声誉视角[J]．财会月刊，2017(23)：3-9.

[20]钟琴．中小企业转型的绿色供应链金融体系的构建[J]．管理观察，2019(22)：173-177.

[21]杨国忠，席雨婷．企业绿色技术创新活动的融资约束实证研究[J]．工业技术经济，2019，38(11)：70-76.

[22]唐松，施文，孙安其．环境污染曝光与公司价值：理论机制与实证检验[J]．金融研究，2019(8)：133-150.

[23]Carter C R, Jennings M. Social Responsibility and Supply Chain Relationships [J]. Transportation Research Part E Logistics and Transportation Review, 2002, 38(1): 37-52.

[24]陈幸幸，史亚雅，宋献中．绿色信贷约束、商业信用与企业环境治理[J]．国际金融研究，2019(12)：13-22.

[25]Fu Jia, Tianyu Zhang, Lujie Chen. Sustainable Supply Chain Finance: Towards a Research Agenda[J]. Journal of Cleaner Production, 2020, 243(C):118680.1-118680.14.

（责任编辑：王淑云　黄　琦）

(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

doi:10.3969/j.issn.1000-7695.2019.19.026

科技服务业与制造业知识融合协同创新研究

——基于知识正逆转移视角

慕　静，李　爽，马　丽

（天津科技大学经济与管理学院，天津　300222）

摘要：通过知识转移和知识融合实现创新价值共享已成为科技服务业与制造业协同发展的新途径。以知识转移理论与协同创新理论为基础，基于系统动力学视角构建两业协同创新的动力学模型，利用 Vensim DSS 软件仿真分析随着知识融合的不断推进，两业协同创新的实现路径及其知识势能、知识创新率和知识转移率的变化态势，并就融合创新因子和政策因子，即制造企业知识需求、知识吸收能力、政府激励机制、财政投入、人才建设共 5 个因子对两业创新率进行灵敏度分析。研究结果表明，两业知识势能呈指数增长，知识创新率及知识转移率不断增加，融合创新因子和政策因子对两业创新率存在显著正向影响。

关键词：知识转移；知识融合；协同创新；系统动力学

中图分类号：F063.1；G301　　文献标志码：A　　文章编号：1000-7695（2019）19-0200-06

Collaborative Innovation Research on the Integration of Knowledge Between Science and Technology Service Industry and Manufacturing Industry: Based on the Perspective of Positive and Inverse Transfer of Knowledge

Mu Jing, Li Shuang, Ma li

(Tianjin University of Science & Technology, Tianjin 300222, China)

Abstract: The innovation value sharing through knowledge transfer and knowledge integration has become a new way for cooperative development of scientific & technological services industry and the manufacturing industry. Based on knowledge transfer theory and cooperative innovation theory, the cooperative innovation dynamic model of both industries is constructed from the system dynamics perspectives, the Vensim DSS software is engaged to analyze the realization path of the cooperative innovation in both industries when the knowledge integration continuously advances, as well as the variation trends of the knowledge potential energy, the knowledge innovation rate and the knowledge transfer rate in both industries. Based on these studies, the integration innovation factors and the policy factors, including the knowledge demand and knowledge absorption ability of the manufacturing industry, and the incentive mechanism, financial input and talent construction of the government, are considered to analyze the sensitivity of the innovation rate in both industries. The results show that, when the knowledge integration continuously advances, the knowledge potential energy grows exponentially, the knowledge innovation rate and the knowledge transfer rate increase continuously, and the integration innovation factors and the policy factors have striking positive influences on the innovation rate.

Key words: knowledge transfer; knowledge integration; collaborative innovation; system dynamics

1　研究综述

创新是引领发展的第一动力，是建设现代化经济体系的战略支撑。党的十九大报告中指出，要加强国家创新体系建设，强化战略科技力量，建立以企业为主体、市场为导向、产学研深度融合的技术创新体系，加强对中小企业创新的支持，促进科技成果转化。“中国制造 2025”战略背景下，我国制造企业意识到仅依靠自身能力及同行间的合作来提

收稿日期：2018-11-17，修回日期：2019-01-24

基金项目：天津市科委科技发展战略计划重点项目“天津市科技服务业制造服务模式研究”（16ZLZDZF00160）；天津市哲学社会科学规划项目“工匠技艺在天津市制造业产业集群传播研究——基于隐性知识视角”（TJGL16-021）

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

高创新能力远远不够。赵立龙等[1]认为，制造企业仅靠自身的知识与经验难以增强其核心竞争力；张文红等[2]指出，企业通过跨越内部的知识边界获取并整合新知识，能够丰富知识的多样性，调整知识结构，增强知识创新能力；Cohen 等[3]也指出，企业开发外部知识是提高企业创新绩效的重要组成部分。因此，与外部知识的融合成为了企业突破自身知识资源不足，提高企业创新能力及增强核心竞争力的重要途径。科技服务业作为以促进知识的生产、转移、创新为使命的新兴行业，成为制造企业获取外部知识、提高创新能力的重要来源。

国内外关于科技服务业与制造业之间知识转移的研究，局限于制造业通过获取来源于科技服务业的知识转移增强了知识创新，即正向转移，而忽视了制造业的知识创新反作用于科技服务业对其知识势能及创新的影响，即逆向转移。知识转移中，制造业知识存量的提高会促进其对知识结构的调整，增强创新动机和创新能力；同时制造企业知识存量的增加和对知识的创新也会激发科技服务业的创新动机，科技服务业将制造业创新的知识与原有知识进行融合能够提高自身的知识创新率。具有代表性的研究有：陈宪等[4]的研究证实了科技服务业与制造业的产业协同是科技服务业发展的主要推动力，知识融合是协同创新的前提。Hu 等[5]认为，知识融合是将找到的相关信息进行合并进行知识创造。Smirnov 等[6]认为，知识融合的目标是产生新的知识，是对松耦合来源中的知识进行集成，构成一个合成的资源，用来补充不完全的知识和获取新知识。陆小成[7]认为，知识融合是提升产业持续竞争力、提高知识创新能力和优化产业结构的重要途径。张忻等[8]指出，知识融合是协同创新的基础，实现了内外部分知识的有机结合，实现了创新价值共享。

综上，基于知识融合的协同创新是一个复杂的系统工程，目前已经取得了丰富的研究成果，研究历程从对知识创新的概念、特征、影响要素等研究，过渡到对两业知识融合与协同创新的内在机制机理的研究[9-10]。本文主要探讨科技服务业与制造业知识融合与协同创新发展机制，分析了影响两业知识融合以及协同创新的影响因素，提出促进两业协同发展的对策与建议，具有一定的现实意义。

2　两业知识融合的协同创新系统描述

2.1　两业知识融合过程

两业知识融合的过程表现为两方面：一方面，制造企业对知识的融合主要是通过科技服务业的知识转移促进了制造企业知识势能的提高，制造企业将转移来的知识与自身知识进行整合，能够提高企业的知识创新率；另一方面，制造企业创新的知识可为科技服务业参考和利用，将企业创新的知识与自身的知识融合有利于对知识进行再创新。苏敬勤等[11]指出，知识融合能够实现整体功能大于各成员功能之和，二者之间合作的本质是新知识系统的构建。因此，通过知识转移，两业的知识能够得到相互融合，促进了两业知识创新率的良性循环，实现了协同创新。

2.2　两业知识融合的协同创新主体

协同创新系统中，创新主体是核心，直接影响着创新协同效应的实现，其他子系统对创新协同效应的影响以创新主体行为要素为媒介来实现，创新主体的行为会对协同创新的结果产生重大影响[12]。本文中，创新主体为科技服务业与制造企业，两业创新行为是协同创新系统的主体要素，协同创新基于两业协同合作，因此可通过激励两业之间进行知识共享和资源协同利用，促进协同创新发展。

2.3　两业知识融合的协同创新系统边界

系统动力学是根据系统内部的信息反馈机制研究问题，需要划定系统的边界。在参考大量文献的基础上，本文从系统外部环境要素、创新主体要素和政府要素 3 个方面出发，确定两业知识融合创新系统的边界，在分别研究各个子系统内部动态信息反馈关系的同时，研究子系统之间的相互作用关系以及两业协同创新效应实现的动态机制。

3　两业知识融合的协同创新系统动力学模型

3.1　两业协同创新的因果关系分析

本文结合已有的研究成果，建立了科技服务业与制造企业知识融合创新的反馈机制，提出由“科技服务业创新系统 – 制造企业创新系统 – 外部环境系统”三大子系统相互耦合形成的，具有多变量、多回路的复杂开放系统。科技服务业创新系统与制造企业创新系统之间既相互独立又存在相互联系，形成往复循环的反馈回路；两系统又存在于社会和市场环境中，受到政府政策以及知识市场需求的影响，政府的支持对知识创造效率和知识转移具有促进作用[13]。在借鉴相关研究成果基础上，建立两业协同创新的因果关系如图 1 所示。图 1 中左半部分表示科技服务业知识创新的子系统，右半部分表示制造企业知识创新的子系统，知识势能差和转移阈值是影响知识转移能否继续进行的界值。

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

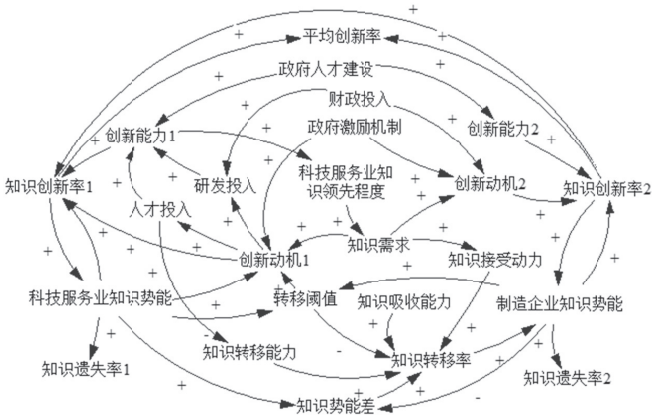


图 1　科技服务业与制造业协同创新的因果关系

图 1 中科技服务业与制造业知识融合的协同创新实现路径如表 1 所示，可知通过知识转移，两业的知识能够得到相互融合，促进两业知识创新率的良性循环，实现协同创新。

表 1　科技服务业与制造企业知识融合的协同创新路径

回路	含义
科技服务业协同创新回路：知识创新率 1—科技服务业知识势能—知识势能差—知识转移率—制造企业知识势能—创新动机 1—研发投入—创新能力 1—知识创新率 1；知识创新率 1—科技服务业知识势能—知识势能差—知识转移率—制造企业知识势能—知识创新率 2—知识创新率 1	知识转移后相对于制造企业知识创新优势不足，为了保持市场的经济地位，提高核心竞争力促使其进行创新；制造企业创新的知识能够被科技服务业所利用，将创新的知识与科技服务业自身的知识实现融合，有利于对知识的再创新
制造企业协同创新回路：知识创新率 2—制造企业知识势能—创新动机 1—研发投入—创新能力 1—知识创新率 1—科技服务业知识势能—转移阈值—知识转移率—制造业的知识势能—创新能力 2；知识创新率 2—制造企业知识势能—创新动机 1—人才投入—创新能力 1—知识创新率 1—科技服务业知识势能—转移阈值—知识转移率—制造业的知识势能—创新能力 2	通过科技服务业的知识转移促进了制造企业知识势能的提高，制造企业可将转移来的知识与自身知识进行融合，有助于提高企业的知识创新率

3.2　两业协同创新的系统流程图

基于图 1，引入状态变量、速率变量、辅助变量以及常量构建了科技服务业与制造业知识融合协同创新的系统流图，如图 2 所示。该系统中共有 2 个状态变量、5 个速率变量、5 个常量以及 12 个辅助变量。

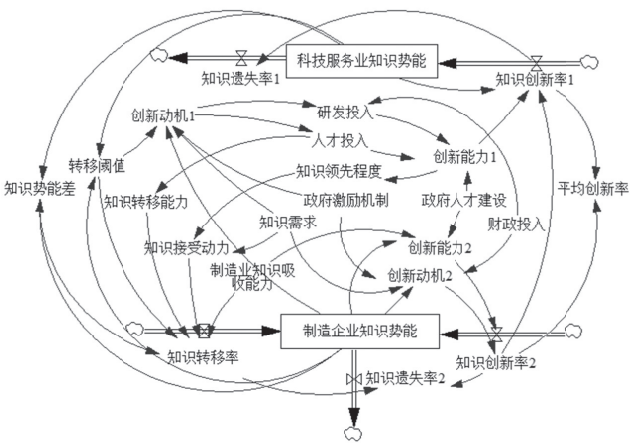


图 2　科技服务业与制造企业知识融合协同创新系统流

3.3　两业协同创新的系统动力学方程

根据以上分析，本文构建的系统动力学方程如下：

（1）PESTS=INTEG（KIR1−KLR1，80）。科技服务业的知识势能与知识创新率和知识遗失率有关，其值为创新率和遗失率差值的积分，初始值为 80。

（2）PEME=INTEG（KIR2+KTR−KLR2，30）。制造企业的知识势能不仅受到知识创新率和知识遗失率的影响，还与科技服务业的知识转移率有关，其值为三者差值的积分，设定初始值为 30。

（3）KLR1=STEP（0.1 × KIR1+0.3，8）；KLR2=STEP(0.1 × KIR2+0.2 × KTR+0.15 , 8)。知识遗失率是关于知识转移率和知识创新率的阶跃函数，阶跃发生时刻设定为 8。

（4）IA1=TI × RI × CGT。创新能力受到人才投入、研发投入以及政府人才建设的影响。

（5）TT=PEME/PESTS。转移阈值为制造企业与科技服务业知识势能的比值。

（6）IA2=CGT × PEME × MKAC。制造企业的创新能力受到政府人才建设、企业知识势能以及知识吸收能力的影响。

（7）KTR=DELAY1I(IF THEN ELSE(TT<0.8, MKAC × KTC × KRC × KPD, 0) , 2 ,0)。知识转移率是知识势能差的增函数，但当知识势能差超过转移阈值时，制造企业将难以吸收待转移的知识，知识转

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

移过程将会停止。采用一阶延迟函数模拟知识转移率，并利用转移阈值来作为知识转移过程的阀门，设定延迟时间为 2，初始值为 0。

4　两业知识融合的协同创新模拟仿真分析

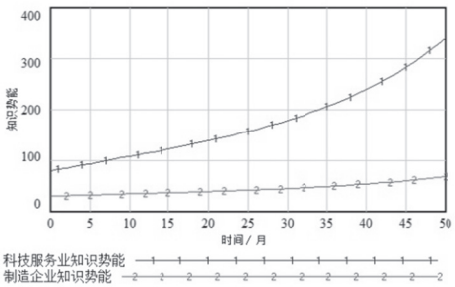
4.1　初始值与参数设置

本文参考 2016—2017 年《天津统计年鉴》《天津科技统计年鉴》以及天津市科技服务业和制造企业协同创新的整体发展情况，对天津市两业知识融合的协同创新状态变量初始值和参数设置如下：制造业知识吸收能力（MKAC）=0.20；知识需求（KD）=0.13；政府激励机制（GEM）=0.25；政府人才建设（CGT）=0.20；财政投入（FI）=0.25。

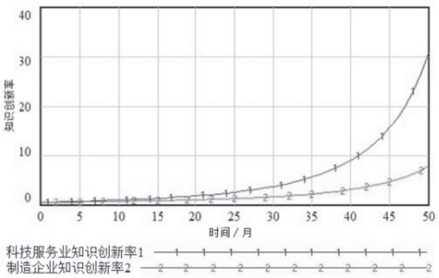
4.2　模拟与仿真分析

运用 Vensim 软件进行模拟仿真，系统动力学模型内部是按照时间序列顺序进行计算的，进行仿真前需要设定系统的仿真时间[14]。设模型仿真时间为 50 个月，2016—2017 年天津市科技服务业与制造企业知识势能、知识创新率以及知识转移率的模拟仿真结果如图 3 所示。

（1）两业知识势能、创新率变化态势及比较。图 3（a）、图 3（b）显示了科技服务业的知识转移，提高了制造企业的知识势能，企业将转移来的知识与自身原有的知识进行融合会提高自身的知识创新能力和知识创新率，因此，随着知识势能的增加，企业的创新率也不断升高。制造企业知识势能的增加和对知识的创新，激发科技服务业的创新动机，为了维持和提高自身的知识优势和竞争地位，科技服务业会增大研发和人才投入，提高其创新能力和创新率，进而提高其知识势能，因此随着知识创新率的提高，科技服务业的知识势能也不断增加。图 3（a）、图 3（b）还显示了科技服务业的知识势能和知识创新率高于制造企业，且增长速度也高于制造企业，体现了科技服务业作为知识生产主体的优势。由于科技服务业本身就是靠创新增加知识来维持竞争地位，而制造企业重在对产品的生产，以知识转移增加知识势能为主，少部分通过知识创新增加知识势能，因此科技服务业的知识势能和知识创新率呈现出比企业高的特征，这是符合实际认知的。



（a）知识势能



（b）知识创新率

图 3　天津市科技服务业与制造企业知识势能、创新率的变化态势

（2）科技服务业向制造业知识转移率的变化态势。如图 4 所示，随着知识转移的进行，科技服务业对制造企业的知识转移率不断增加，科技服务业知识势能和创新率的增长速度高于制造企业将会增大两业知识势能差，促进知识转移的进行，因此知识转移率也会不断增大，形成了一个良性循环，实现了两业的协同创新发展。

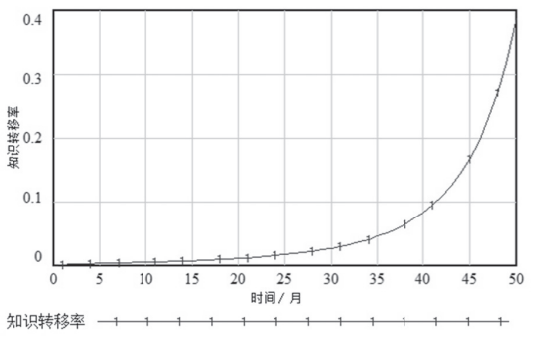


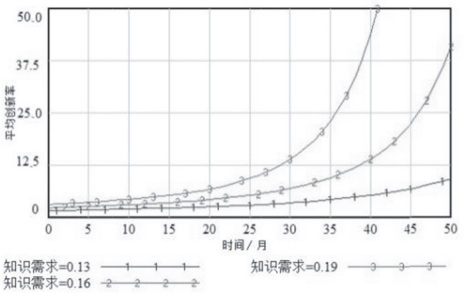
图 4　天津市科技服务业知识转移率的变化态势

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

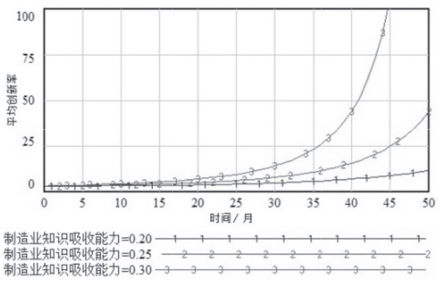
5　灵敏度分析与策略建议

5.1　知识融合创新因子的灵敏度分析

知识融合创新因子主要指的是知识需求因子和制造企业知识吸收能力因子，本文仿真分析中知识需求因子分别取 0.13、0.16、0.19，知识吸收能力因子分别取 0.25、0.30、0.35，模拟观察天津市科技服务业与制造企业平均创新率的变化，仿真结果如图 5 所示。从图 5（a）、图 5（b）可以看出，不论知识需求因子取何值，平均创新率的走势都保持不变，随着知识需求的提高，两业的平均创新率也在增加，说明系统对知识需求具有较高灵敏度，制造企业对知识的需求越大，越能够激发两业的知识创新动机，进而提高两业的平均创新率；随着制造业知识吸收能力的提高，制造企业和科技服务业的平均知识创新率明显提高。由此可得出结论：制造企业的知识吸收能力越高，对知识的转移效果越有利，其平均知识转移率越高。



（a）知识需求因子

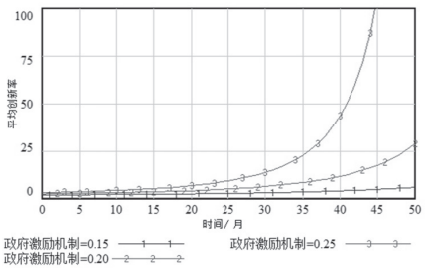


（b）制造企业知识吸收能力因子

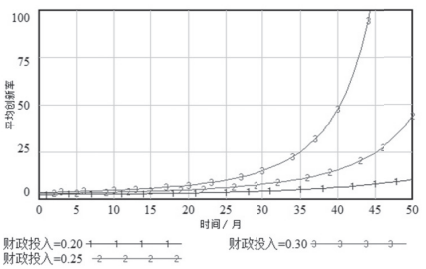
图 5　知识融合因子对天津市科技服务业与制造企业平均创新率的灵敏度分析

5.2　政策因子的灵敏度分析

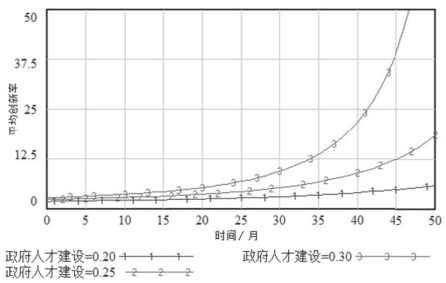
政策因子主要指的是政府激励机制、财政投入和人才建设 3 个因子，在保持系统中其他参数不变的情况下，本文的仿真分析中将政府激励机制因子依次设置为 0.15、0.20、0.25，将人才建设因子和财政投入因子都设置为 0.20、0.25、0.30，可分别得到 3 个因子对天津市科技服务业与制造企业平均知识创新率的灵敏度仿真分析结果。如图 6 所示，随着激励机制、人才建设和财政投入的提高，两业的平均创新率越来越高、增加速度也越来越快，平均创新率呈指数增长。由此可得出结论：系统对激励机制、人才建设和财政投入具有较高的灵敏度。



（a）政府激励机制因子



（b）财政投入因子



（c）政府人才建设因子

图 6　政府因子对天津市科技服务业与制造企业平均创新率的灵敏度分析

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

综上，协同创新系统对制造企业的知识需求、知识吸收能力以及政府的激励机制、财政投入、人才建设具有较高的灵敏度，这些变量与科技服务业和制造企业的知识创新正相关：知识需求可刺激两业的创新动机，知识吸收能力增强知识间的融合，增强企业的创新能力，进而激发科技服务业的创新动机；政府的支持可激发两业的知识创新能力。

5.3　策略建议

（1）增加制造企业的知识吸收能力并激发制造企业的知识需求。制造企业的知识吸收能力是影响知识转移效果的重要因素，知识吸收能力的好坏直接决定其知识获取与创新的成败，也会降低科技服务业的创新动机和两业创新效率。企业的知识需求直接影响两业间的知识转移，市场和政府可以通过刺激和鼓励制造企业的科技创新来加大其对先进知识的需求量，促进企业的知识转移与创新。

（2）完善政府激励机制。政府应大力倡导两业科技和知识创新，鼓励两业间知识资源的合作与共享，这一激励机制将会促进制造企业对知识的需求，同时又能激发科技服务业的知识创新能力，促进两业知识转移，实现两业协同发展。

（3）政府加大财政投入。政府财力支持是提高知识创造与知识转移效率的根本保障，财政投入增加将会使两业能够分配更多的资金对知识进行研发投入；研发投入的增加一方面能够使高素质人才的能力得以施展，另一方面也能激发人才的创新行为，从而促进人才知识创新能力的提高。

（4）政府加强人才建设。高素质人才是科技服务业和制造企业提高创新能力的重要资源，政府应重视培育本土化高素质领军人才或吸引外地高素质领军人才，注重科技创新团队建设，保证科技创新队伍的稳定性和可持续发展。

6　结论

科技服务业与制造企业知识转移的过程也是知识不断融合和创新的过程，通过知识转移，增加了制造企业的知识势能与知识创新能力，也同时增加了科技服务业的创新动机和创新能力。知识融合创新应该以增强企业知识吸收能力、激发制造企业的知识需求、加强政府激励机制、加大财政投入和注重人才建设为突破口，实现科技服务业与制造企业的知识融合协同创新发展。本研究可为科技服务业与制造企业提高知识创新能力，更好地利用知识资源以实现协同创新提供理论依据。而现实中，两业之间的知识转移是一个比本文更为复杂和抽象的过程，影响因素众多且情况多变，构建模型时难以将影响因素完全考虑进去，因此本模型存在一定的局限性，有待今后加以优化完善。

参考文献：

[1] 赵立龙，魏江，郑小勇 . 制造企业服务创新战略的内涵界定、类型划分与研究框架构建 [J]. 外国经济与管理，2012(9):59-65.

[2] 张文红，张骁，翁智明 . 制造企业如何获得服务创新的知识？：服务中介机构的作用 [J]. 管理世界，2010，22(10):122-134.

[3] COHEN W M, LEVINTHAL D A. Absorptive capacity: a new perspective on learning and innovation [J].Administrative Science Quarterly, 1990,35(1):128-152.

[4] 陈宪 , 黄建锋 . 分工、互动与融合 : 服务业与制造业关系演进的实证研究 [J]. 中国软科学 , 2004(10):65-71.

[5] HU X, HU J, SEKHARI A, et al. A fuzzy knowledge fusion framework for terms conflict resolution in concurrent engineering [J]. Concurrent Engineering,2016, 19(1):71-84.

[6] SMIRNOV A, PASHKIN M, CHILOV N, et al. Multi-agent architecture for knowledge fusion from distributed sources [C] // CEEMAS.From theory to practice in multi-agent systems. Second international workshop of central and eastern Europe on multi-agent systems, CEEMAS 2001 Cracow, Poland, September 26-29, 2001 Revised Papers.Berlin: Springer-Verlag, 2001:293-302.

[7] 陆小成 . 生产性服务业与制造业融合的知识链模型研究 [J]. 情报杂志 ,2009(2):117-120.

[8] 张忻 , 王克勤 , 韩争胜 . 产学研协同创新中的知识融合影响因素研究 [J]. 西北工业大学学报 (社会科学版),2015,35(3):37-43.

[9] 龙跃 . 知识创新研究综述与评析 [J]. 情报杂志 ,2013(2):88-92.

[10] 吴杨 , 苏竣 . 科研团队知识创新系统的复杂特性及其协同机制作用机理研究 [J]. 科学学与科学技术管理 ,2012,33(1):156-165.

[11] 苏敬勤 , 喻国伟 . 多学科视角中的生产性服务业研究述评 [J]. 工业技术经济 ,2008, 27(5):37-40.

[12] HURMELINNA-LAUKKANEN P. Enabling collaborative innovation:knowledge protection for knowledge sharing [J]. European Journal of Innovation Management, 2011,14(3):303-321.

[13] 原长弘 , 孙会娟 , 王涛 . 存在双元 : 政府支持与高校知识创造转移效率 [J]. 科学学研究 ,2012,30(9):1397-1404.

[14] LIN C H, LIN T. Service innovation and competitive advantage with the perspective of system dynamics: using China Mobile as an example [J].International Journal of Services Technology & Management, 2012,18(3/4):245-265.

作者简介：慕静 (1966—)，女，山西大同人，教授，博士、硕士研究生导师，主要研究方向为知识管理、系统创新；李爽 (1995—)，女，河南开封人，硕士研究生，主要研究方向为知识管理、系统创新；马丽 (1992—)，安徽安庆人，硕士，主要研究方向为知识管理、创新理论。

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

“干中学”、生产现场创新与技术进步
——以装备制造业为例

Learning by Doing, Production Sites Innovation and Technological Progress: Based on Equipment Manufacturing Industry

张慧毅
ZHANG Hui-yi
（天津科技大学经济与管理学院　天津　300222）

[摘　要] 自主研发和“干中学”是技术进步的两种根本来源途径。“技术后发优势”使发展中国家可以通过“干中学”加强对引进技术的学习模仿，促进技术进步。“干中学”使得生产现场成为提升技术能力的重要来源地，也为企业从工资竞争转向长久竞争提供了有效途径。笔者以装备制造业为例，分析了我国企业“干中学”的路径偏差；在此基础上指出：要想通过“干中学”促进技术进步，必须进行广泛而持续的渐进式创新；渐进式创新来源于生产现场，一套可行体制的建立：隐性知识内部化、熟练工人在部门之间迅速进行转换的能力、建议机制、小团队活动、质量圈等有助于保障生产现场技术能力的提升。

[关键词] 干中学　生产现场创新　技术进步　装备制造业
[中图分类号] F062.9　[文献标识码] A　[文章编号] 1000－1549（2014）07－0100－07

现代经济增长理论认为，技术进步是经济增长和产业发展的根本源动力。改革开放以来，中国经济取得了快速增长，但经济的增长方式受到了决策层和学者的重点关注，并对此进行了大量研究。研究大多认为中国经济增长主要依赖高储蓄和高投资的要素累积，而不是技术进步（克鲁格曼，1999[1]；吴敬琏，2005[2]；张平、刘霞辉，2010[3]）。因此，如何获得技术进步成为目前我国工业化进程中需要解决的一个关键问题。本文结合中国作为发展中国家所具备的“技术后发优势”，从“干中学”促进生产现场创新继而促进技术进步的角度展开研究。

一、技术进步的两种根本来源途径

在开放经济背景下，随着经济开放度的提高，一国技术水平的提高由仅仅取决于本国内部因素逐步让位于由内部因素和外部因素共同决定。技术进步的源泉是技术创新，有创新才会有进步；技术创新包括基础创新和次级创新：基础创新就是研发，是通过有意识的研发投入进行模仿性或自主性技术创新；次级创新就是“干中学”，是指在生产过程中通过经验积累获得渐进性技术创新。基础创新打开了新的机会窗口或新的生产线，“干中学”使这些机会成为现实（图 1）。

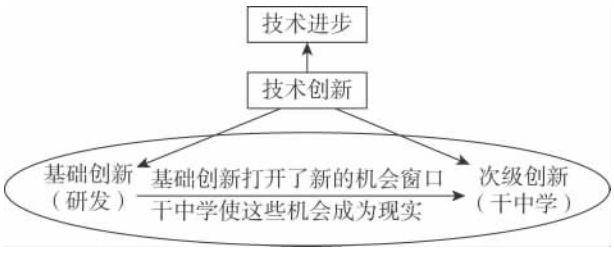


图 1　技术进步的来源途径——研究开发和“干中学”

[收稿日期]　2014－03－16
[作者简介]　张慧毅，女，河北人，天津科技大学经济与管理学院副教授，博士研究生，主要研究方向为产业发展与投融资。
[基金项目]　天津市哲学社会科学规划课题“天津滨海新区发展高水平现代制造业对策研究”（TJZDWT130304）；天津市哲学社会科学规划课题“我市科技小巨人企业发展中面临的困难及对策研究”（TJZDWT130317）。
感谢匿名评审人提出的修改建议，笔者已做了相应修改，本文文责自负。

(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

因此，开放经济环境下，发展中国家实现技术进步就有了两种根本来源途径——研究开发（Research and Development）和“干中学”（Learning by Doing）。基础创新是 R&D 生产部门的活动，而“干中学”则是产品生产部门的活动，基础创新最终是要由产品的生产完成作为其成功的标志，两者有着必然的联系。

（一）技术进步来源途径一：自主研究与开发（R&D）

技术进步实现的一个重要途径就是依靠本土研发（R&D）。研发有两方面的作用（图 2）：一是研发的创新作用；二是研发的学习效应。即 R&D 不仅可以产生新的知识和信息，从而对技术进步有促进作用；而且可以增强企业吸收现有知识和信息的能力，促进知识和技术的外溢效应的产生，从而间接影响技术进步。

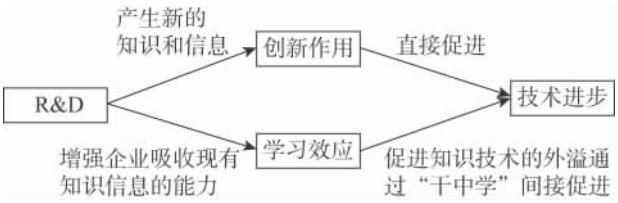


图 2 技术进步的来源途径一 ——R&D

也就是说，R&D 具有创新能力和吸收能力两面性（Cohen and Levinthal，1989）[4]。一国产业的创新能力会影响到吸收能力，如果一国 R&D 投入较少或研发投入产出较低，会使得其创新能力基础薄弱，从而阻碍其模仿、消化和吸收国内外先进技术。也就是说，加大研发投入力度、优化研发投入结构，不仅有助于直接促进技术进步，而且有助于增强研发的技术吸收能力从而间接促进技术进步。

（二）技术进步来源途径二：“干中学”（LBD）

“干中学”又被称为“边干边学”或“用中学”，是技术进步的另一种重要源泉，指的是发展中国家在生产过程中通过经验积累获得渐进性技术创新，在此我们也理解为“生产现场创新”。研发会产生基础知识，“干中学”正是把这些知识运用到实践中去，以便解决未来在生产现场运用可能遇到的问题，同时开创那些只有通过实践才能利用的机会。

“干中学”模式使得一项技术得到改进的可能性伴随技术的频繁使用而概率大增。“技术的频繁使用”使得大量的无名氏带来了渐增的、几乎察觉不到的变化，从而将技术持续不断地堆积起来。几乎所有发明都包含了这种“技术堆积”。“技术堆积”主要包括匿名的、细小的、累进的改进（Rosenberg，1982）[5]。这种累积式的改进对生产力的增长起了决定性作用。研究表明，小改进、小发明来自探索和创造性的努力，大多数成本的节约是通过细小的、无形的、累积的改进实现的（图 3）。

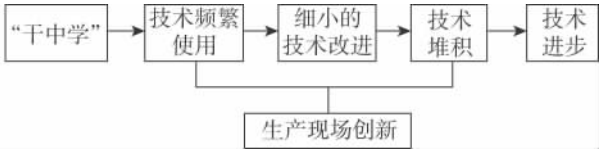


图 3 技术进步的来源途径二——LBD

“干中学”带来的这种细小的、无形的以及细微的改进，逐渐累积的结果就会产生内生性的技术变革。这种技术变革是反复试验、经验的副产品，它或多或少是自动发生的，对促进一国产业的技术进步起着无可替代的作用。如果说源于研发的创新中包含一个潜在的新产品，而源于边干边学的创新则能提高已发明产品的质量。

二、“技术后发优势”决定了“干中学”的技术进步模式

发展经济学认为，发展中国家实现工业化具有一定的后发优势（advantages of backwardness）①。后起国家可以通过不同于先进国家的方式或途径，以较少的资源和较短的时间达到先进国家的工业化水平或状态，这就是后发优势；后发优势包括技术引进、经验借鉴，以及后起国家对摆脱经济落后和寻求工业化的强烈社会意识等（Gerschenkron，1962）[6]。

① 著名经济史学家 Gerschenkron（1962）在对 19 世纪德国和后来俄罗斯钢铁企业追赶的实证分析基础上，提出了“后发优势”理论。

(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

其他一些学者也认为对于技术相对落后、研发资源相对不足的发展中国家而言，通过对发达国家的先进技术的引进和模仿，就能够缩小发展中国家与发达国家之间经济的差距（Grossman，Helpman，1991[7]；Keller，2004[8]）。研究发现，开放经济对后起国家的后发优势具有一定的促进作用，这主要是因为“蛙跳”效应（Brezis et al.，1993）[9]、后发优势（林毅夫等，2005，2006）[10][11][12]与创新成本相比，更为低廉的模仿成本（Mansfield et al.，1981[13]；Chuang，1998[14]）以及产业的国际转移有利于发展中国家（Vernon，1966[15]；Elkan，1996[16]；Xu，2000[17]），这些都有可能加速发展中国家的技术进步。具体来看，技术后发优势对发展中国家工业化经济发展的促进作用主要表现在以下几个方面：

1. 发达国家在提升其强大制造技术能力过程中，在技术进步的实现机制、技术结构的设计及政府作用等方面的成功经验和失败教训，为发展中国家提供了可以学习的对象。发展中国家可以从发达国家技术能力提升的发展轨迹中找到自己可以借鉴的部分，降低其工业化过程中高昂的试错成本。从而帮助其制定具有战略性和前瞻性的工业化发展战略，确保产业安全和工业化的顺利推进。

2. 发展中国家技术能力的提升除了依赖于自身的研发之外，在很大程度上依赖于它对发达国家拥有的新技术的采纳和应用。引进适宜的先进技术和设备，可以降低发展中国家技术学习成本，缩短技术研发创新的周期，能够比较迅速地提高本国工业的技术水平。

3. 对于发展中国家而言，技术和设备的引进不是终结，而是一个开始。技术和设备的引进目的不仅仅是为了“用”，还应该是为了“学”。大量的技术进步隐含在资本投资中，发展中国家应该学会从进口机器设备中学习新技术，扩大技术扩散和技术外溢效果，形成“干中学”的良好效应。

当然，每个国家的追赶环境是不同的，如 20 世纪末的追赶环境与 19 世纪末和 20 世纪初的情况有所不同。Viotti（1997）[18]指出，美国和德国的追赶是通过新产业的激进创新而不是棉纺织工业的渐进创新来实现的。今天，发展中国家除了模仿和学习外，可能在新产业中已经没有激进创新的选择了。不过，如果追赶型国家实行了“适宜的”社会、工业和技术政策，那么获取和吸收技术的“机会窗口”（Window of Opportunity）是存在的，积极的学习态度和体系对于模仿创新非常重要，这在克服后发劣势和发挥后发优势方面是非常必要的。

三、“干中学”是技术消化与吸收的方法和途径

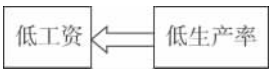
在加强技术消化吸收能力的过程中，应重视“干中学”。阿尔文·扬（Alwyn Young，1991）[19]指出，在一个经济体系中，将过多的资源用于研究而忽视“干中学”可能会产生双城效应（Twins Effect），最终会减缓经济的长期增长速度。

（一）超越工资竞争力——通过“干中学”提升生产现场技术能力

目前，在开放经济环境下，发展中国家进入国际市场参与竞争的基本手段就是实施“低工资”策略。这种策略的基本逻辑思路是：工资是竞争力的来源，要想在国际市场具备占据一席之地并且获利，必须压低成本，而工资是成本的一部分，因此，必须压低工资，才能增大企业的获利空间。即：



如果低工资代表低成本，那么按照上述逻辑，低工资代表了较强的国际竞争力，则世界上最贫穷的国家将主导国际贸易。但事实并非如此，因为工资与生产率之间保持着密切关系，工资来源于生产率，生产率决定了工资水平。低工资的主要原因就是低生产率造成的。即：



将以上两个逻辑思路结合在一起，可以得出一个结论：制造业国际竞争力来源于低工资，低工资源于低生产率，即生产率越低其国际竞争力越高。通过我国与发达国家制造业劳动生产率的对比（详见表 1），可以看出，与美、日、德、法几个发达国家相比，我国生产率最低，而且我国产业整体国际竞争力与这几个国家相比较也是较弱的，因此，“生产率越低其国际竞争力越高”这个观点显然是错误的。

(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

表 1 中国与发达国家的劳动生产率

单位：美元/小时

国家/年份	中国	美国	日本	德国	法国
2003	4.85	43.33	33.47	32.32	31.75
2004	5.72	47.60	37.18	37.46	35.10
2005	5.88	51.28	36.30	38.55	35.69
2006	6.80	52.24	33.96	40.57	35.97
2007	8.89	54.48	34.92	45.02	40.98
2008	9.68	53.80	39.14	46.09	43.78
2009	10.41	58.19	41.42	39.91	39.84

资料来源：国际劳工组织 LABORSTA 数据库和中国统计局官方网站。

因此，从长期来看，一国企业通过压低工资继而压低成本提升竞争力的发展模式是不科学的，也是不能持久的；而且随着经济的发展，提升工资水平也已是必然趋势。在这种情况下，我国企业必须提高生产率或人均附加值才能在国际市场立足。

提高生产率或人均附加值的方式主要有两种：一是通过进口更先进的设备或生产线生产产品；二是通过“干中学”实现生产现场创新，使得每人在一定时间内生产出更多产品，提升现有产业的附加值。前者会影响到产业安全而且也会在一定程度上加大生产成本；后者往往被我国企业所忽视，这也成为企业在“低工资”政策失效的情况下可以尝试的一种方法。

（二）“干中学”的路径偏差分析——以我国装备制造业为例

开放经济环境下，对处于工业化中期的我国而言，技术能力的提升是一个学习过程，它与我国学习国外的技术相关。而学习国外的技术媒介，也就是购买国外的技术资料、设备等方面的投入。

从数据来看，我国技术引进力度很大，但对消化吸收重视不够。引进往往是为了“用”，而不是为了“学”。以装备制造业为例，2010 年，我国电子及通信设备制造业企业用于技术引进的经费支出为 474 667 万元，同期用于消化吸收的经费支出只有 39 048 万元，引进技术的花费是消化吸收支出的 12 倍，也就是说，花费 11 元引进技术，而仅花 1 元钱用于消化吸收（详见表 2）。电子计算机及办公设备制造业和医疗设备及仪器仪表制造业的状况略好一些，引进技术费用支出达到消化吸收费用的四倍、五倍之多。

表 2 我国主要装备制造业技术引进与消化吸收费用支出（2010 年） 单位：万元

行 业	技术引进费用	消化吸收费用	引进：吸收
电子及通信设备制造业	474 667	39 048	11：1
1. 通信设备制造	171 859	4 910	35：1
2. 雷达及配套设备制造	547	108	5：1
3. 广播电视设备制造	532	/	/
4. 电子器件制造	148 097	10 875	14：1
5. 电子元件制造	75 149	8 377	9：1
6. 家用视听设备制造	77 984	14 325	5：1
7. 其他电子设备制造	499	454	1：1
电子计算机及办公设备制造业	36 594	9 264	4：1
1. 电子计算机整机制造	3 753	4 563	1：1
2. 电子计算机外部设备制造	10 245	3 764	3：1
3. 办公设备制造	16 657	662	25：1
医疗设备及仪器仪表制造业	63 195	12 862	5：1
1. 医疗设备及器械制造	27 636	423	65：1
2. 仪器仪表制造	35 559	12 440	3：1

资料来源：根据《中国统计年鉴 2012》的数据整理而得。

从提升我国产业竞争力生成能力的角度，应将“拿来用”转化为“拿来学”、“干中学”。“干中学”能够加强对引进技术的消化吸收，减少在技术进步扩散方面的模仿——套利机制。如果没有很好的消化吸收，带来的一个问题是：某企业通过引进先进设备，生产出一种新产品，由于这种产品的独特性和新颖性，往往能够在市场获利丰厚；此时，会有大量的后行企业跟进模仿，通过引进该种设备或更先进设备，挖走先行企业里的技能人才，大量模仿者进入就形成套利扩散机制（中国经济增长与宏观稳定课题组，2009）[20]。而先行企业避免后行企业“搭便车”的措施之一，就是对引进的技术设备通过“干中学”加强消化吸收，加入自己的思想和特色，增加后行企业的模仿成本，减少后行企业的套利收益。

(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

“干中学”使得学习者可以通过设备投资和生产现场创新学习到大量新技术。按学习过程的一般规律，一国技术进步增长率与该国同发达国家的技术差距有关。当国内现有技术与发达国家技术水平差距较大时，此时若投入大量资金引进国外技术设备时，学习者能很快通过使用该设备掌握国内不存在的新技术，产出效率会不断提高，国内产业的技术进步水平呈加速增长趋势。经过一段学习之后，随着国内产业技术装备水平的提高，该国与发达国家之间的技术差距变小，学习效应下降，这时由“干中学”带来的技术进步速度将进入规模递减阶段，国内技术进步会减速增长并最终停止，学习过程完成了（图 4）。

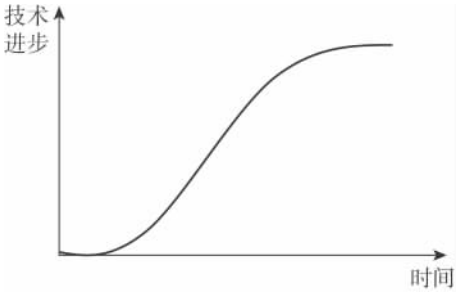


图 4　通过设备投资和生产现场创新带来的“干中学”技术进步

“干中学”使得生产现场成为提升技术能力的重要来源地，也为企业从工资竞争转向长久竞争提供了有效途径。这种“干中学”的技术进步模式是建立在技术或设备投资的基础上，因此也被称为“投资中学”（learning by investment）。这也是后发国家的优势所在。

四、“干中学”促进技术进步的实现机制

“干中学”来源于生产现场，“干中学”的主要目的旨在从生产现场持续改进中获取技术能力，生产现场的技术能力问题就是要求解决“干中学”中“学什么”的问题，主要包括三个方面的内容：生产能力、投资能力和创新能力（详见表 3）。

事实证明，在发达国家工业化发展的演变过程中，重大的技术创新并不是唯一的、或许也不是主要的提升技术能力的来源。生产现场某些技术的较小改进，是发达国家的工业产业提升技术能力的关键所在，也应成为我国产业提升技术能力应遵循的路径之一。要想获得技术进步，就必须进行广泛而持续的渐进式创新，渐进式创新来源于生产现场，要使渐进式创新得到企业每个员工的重视，就必须建议一套可行的体制来保障上述能力的实现。

表 3　生产现场技术能力包括的主要内容

生产能力	设备使用能力	对设备正确操作以及在日常生产中对设备进行维修、保养的能力。
	设备改进能力	在日常生产积累的经验基础上，改进已有生产技术和生产能力，获取隐性知识。
投资能力	人力投资	向本企业职工传授知识和技能，定期对技术人员进行培训。
	新设备投资	扩大生产和建立新的生产设备。在对投资进行可行性分析的基础上扩大投资，实施项目。
创新能力	重大技术创新	重大技术创新是重要的，但却是不常出现的。
	渐进式创新	从生产现场着手，对设备、技术和产品进行细微的改进。对追随企业而言，生产现场较小的创新就是一次大的飞跃，这种创新对于追随企业而言是一种突破，也应被看作是一种新的技术范式。

资料来源：根据资料整理而得。

（一）隐性知识内部化

目前，我国许多高端装备依赖于进口，进口的设备技术往往只需要组装即可使用。在组装过程中，工程师所吸收的只是成套技术，忽略了装备的隐性知识。

到设备生产基地接受培训或者对装备进行反复拆装是获取隐性知识的有效途径。韩国现代公司在 1967 年刚成立时，只是美国福特公司的一家装配厂，由于韩国政府鼓励、提倡发展本国汽车工业，现代公司制订了获取基本生产能力的目标任务。1968 年现代公司与福特公司签订了“海外装配协议”，现代公司负责装配已完成部分组装的福特小型汽车。为了获取技术，现代公司的工程师在福特公司的生产基地接受技术和技能培训，获取成套的技

(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

术。而且，现代公司的工程师们还有意识地尝试对汽车进行反复拆装，这对获取隐性知识起了很大作用。

工作时间的“干中学”，还需要伴随着项目组业余时间工作的辅助。例如：查阅获取相关文献资料，深入学习机器设备的操作系统，综合学习相关软件包，以及其他一切可以学习的知识。从每个相关部门抽出两个或三个代表加入到项目组中，小组成员所获取的知识就可以被“社会化”。

（二）工人在部门间的转换

技术工人从生产旧产品的生产线转移到生产新产品的生产线、从生产部门转移到研发部门以及从研发部门转移到生产部门，这些过程的转移速度越高，越有助于提升“干中学”的正效应，从而提升生产现场的创新能力。一些新兴工业化国家制造业成功的关键就在于其熟练工人在部门之间迅速进行转换的能力。

（三）建议机制

使装备制造业员工参与生产现场创新的系统性方法主要包括：建议机制（suggestion schemes）和小团队活动（small group activity）。

建议机制主要包括组织内建议机制和组织外建议机制。对于一般制造业企业而言，应用较广的是组织内建议机制，企业内所有成员对其工作领域以内或以外的改进主动提出改进意见。员工可以分享其建议而带来的节约及物质奖励，也可通过企业公开授予证书来获得认同和精神奖励。

对于装备制造业企业而言，因其肩负着生产“制造机器的机器”的重任，生产的产品不是最终消费品而是中间产品，因此下游企业的组织外建议机制也尤为重要。下游企业在使用设备过程中发现问题及改进的建议及时通知上游装备制造业，装备制造业及时改进完善。装备企业在设备采购中给予提出有效建议的下游企业一定优惠额度。

建议机制主要是基于个人的创新，而小团队活动则是基于集体建议和改进。质量圈就是自愿聚集在一起，运用系统性的办法解决问题的一个小团队。例如：工程师、技术人员和技能工人经常一起吃饭、在工厂集体住宿，增加一起讨论交流的机会和时间，这样的安排不但加强员工之间的交流，还会促使各个层次的知识转化呈螺旋式地增长。

（四）质量圈

在美国，质量圈是培养员工参与精神的一种方式；在日本，质量圈被称为“质量控制圈”，意指在失败后重新面对自身工作领域中的问题，对刚刚学到的知识进行实践。美、日等先进国家的这些经验，对于促进我国装备制造业的技术能力的提升而言具有重要的借鉴意义，因为我们的装备制造业还未吸取这些经验和教训。

质量圈可以与生产现场管理进行有效结合。小团队活动依据未经管理层级过滤的准确而完整的信息，团队中每个人自行承担责任，这样可以有助于组织的反应能力，快速设计出解决问题的技巧和方案，因而它是一种重要的学习工具。

就目前实施质量圈的企业来看，虽然企业承认实施质量圈的重要性，但管理层却往往把它放在次要的地位，因为他们认为它所解决的问题并不是组织优先考虑的问题。

（五）员工激励

通过制度设计激励和控制员工，调动员工积极性和参与生产现场创新的热情。需要注意的是，在企业员工中，与“干中学”结合最紧密却又往往被忽视的一类群体就是技术工人。技术工人的累积存量和技能水平，影响着一国/地区对新技术的吸收能力。针对这类人群的激励是一个需要认真研究的课题。

五、结论

在开放经济条件下，一国技术进步由本土研发和“干中学”共同决定。我国在工业化进程中应充分利用后发优势。后发优势既是发展中国家工业化可以依赖的一个基础因素，也是其竞争力赖以形成的一个先天条件。“后发优势”的存在使得我国可以通过“干中学”，加强对技术的消化与吸收。“干中学”使得生产现场成为提升技术能力的重要来源地，也为企业提供从工资竞争优势转向长久竞争优势提供了有效途径。我国装备制造业要想获得竞争力，就必须进行广泛而持续的渐进式创新，渐进式创新来源于生产现场，要使它得到企业每个员工的重视，就必须建设一套可行的体制：隐性知识内部化、熟练工人在部门之间迅速进行转换的能

(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

力、建议机制、小团队活动、质量圈等来保障上述　　能力的实现。

参考文献：

[1] 保罗·克鲁格曼著，朱文晖，王玉清译. 萧条经济学的回归 [M]. 北京：中国人民大学出版社，1999.

[2] 吴敬琏. 中国增长模式抉择 [M]. 上海：上海远东出版社，2005.

[3] 中国经济增长与宏观稳定课题组，张平，刘霞辉等. 资本化扩张与赶超型经济的技术进步 [J]. 经济研究，2010 (5)：4 - 20，122.

[4] Cohen W.，D. Levinthal. Innovation and Learning：Two Faces of R&D [J]. Economic Journal，1989 (99)：569 - 596.

[5] Rosenberg N. Inside the Black Box：Technology and Economics [M]. Cambridge，NewYork，NY：Cambridge University Press. 1982.

[6] Gerschenkron A. Economic Backwardness in Historical Perspective [M]. Harvard University Press，1962.

[7] Grossman，G. M.，E. Helpman. Innovation and Growth in the Global Economy [M]. Cambridge：The MIT Press，1991.

[8] Keller W. International Technology Diffusion [J]. Journal of Economic Literature，2004，42 (3)：752 - 782.

[9] Brezis，E. S.，Krugman P. and D. Tsiddon. Leapfrogging in International Competition [J]. American Economic Review，1993 (12)：11 - 19.

[10] 林毅夫，张鹏飞. 后发优势、技术引进和落后国家的经济增长 [J]. 经济学季刊，2005 (1)：53 - 74.

[11] 林毅夫，潘士远，刘明兴. 技术选择、制度与经济发展 [J]. 经济学季刊，2006 (3)：695 - 714.

[12] 林毅夫，张鹏飞. 适宜技术、技术选择和发展中国家的经济增长 [J]. 经济学季刊，2006 (4)：985 - 1006.

[13] Mansfield E.，M. Schwartz and S. Wargner. Imitation Cost and Patents：An Empirical Study [J]. Economic Journal，1981，91 (12)：907 - 918.

[14] Chuang Y. Learning by Doing，Technology Gap，and Growth [J]. International Economic Review，1998，39 (3)：697 - 721.

[15] Vernon R. International Investment and International Trade in the Product Cycle [J]. Quarterly Journalof Economics，1966，80 (1)：197 - 207.

[16] Elkan R. V. Catching up and Slowing down：Learning and Growth Patterns in an Open Economy [J]. Journal of International Economics，1996，41 (1)：95 - 111.

[17] Xu B. Multinational Enterprise，Technology Diffusion and Host Country Productivity Growth [J]. Journal of Development Economics，2000，62 (2)：477 - 493.

[18] Viotti E. B. Passive and Active National learning Systems [D]. PhD. Dissertation. New School for Social Research. 1997.

[19] Young Alwyn. Learning by Doing and the Dynamic Effects of International Trade [J]. Quarterly Journal of Economics，1991 (106)：369 - 405.

[20] 中国经济增长与宏观稳定课题组. 干中学、低成本竞争和增长路径转变 [J]. 经济研究，2006 (4)：4 - 14.

Abstrct： Research and development (R&D) and learning by doing (LBD) is the fundamental sources of technological progress. "The advantages of backwardness" make developing countries strengthen learning and imitation for the technology of introduction by LBD，and then promote technological progress. LBD makes the production sites become an important source place of promoting the technical capacity. Meanwhile LBD provides effective changing ways for enterprises from wage competition to long-term competition. Based on the equipment manufacturing industry，this paper analyses Chinese enterprises´ path deviation of LBD. This paper points out：the incremental innovation is from the production site，and China must carry on widespread and sustained incremental innovation by LBD to promote technological progress. The viable systems should be established to help enhance the technical capacity，such as the internalization of tacit knowledge，the quick converting-ability between departments，the proposed mechanism，small group activities and the quality circles etc.

Keywords： LBD　Production sites innovation　Technological progress　Equipment manufacturing industry

（责任编辑：郜　霖）

(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

DOI:10.16339/j.cnki.hdxbskb.2021.02.018

我国商业秘密专门立法探讨*

陈灿平[1]，李 妍[2,3]
(1.天津财经大学 法学院,天津 300222;2.天津财经大学 经济学院,天津 300222;
3.天津科技大学 经济与管理学院,天津 300457)

[摘 要]对商业秘密立法现状进行梳理研究,论证我国商业秘密专门立法的必要性及可行性。在知识产权强国背景下,商业秘密的法理价值应系统发掘,即其属性为信息领域的无形财产权、权利边界中公共领域具有他限性、主体客体具有特殊性及排他效力具有相对性,并提出了商业秘密专门立法的整体构想。

[关键词]商业秘密;商业秘密专门立法;商业秘密权利属性
[中图分类号]D924.3 [文献标识码]A [文章编号]1008—1763(2021)02—0138—07

A Study on the Secialized Legislation of Trade Secret in Our Country

CHEN Can-ping[1], LI Yan[2,3]
(1. Law School of Tianjin University of Finance and Economics, Tianjin 300222, China;
2. Economics School of Tianjin University of Finance and Economics, Tianjin 300222, China;
3. Institute of Economics and Management, Tianjin University of Science and Technology, Tianjin 300457, China)

Abstract: This paper firstly sorts out the research status of trade secret legislation in existing literature and demonstrates the necessity and feasibility of making special legislation for trade secret protection in China. On the basis of elaborating on its legal value as an important content of intellectual property, this puts forward some systematic suggestions on special legislation of trade secrets.

Key words: trade secrets; specialized legislation on trade secrets; attributes of right on trade secrets

一 引 言

在知识经济与创新经济时代,知识产权已经成为一个国家或地区重要的战略资源,以及国际竞争力的核心力量。[1]商业秘密作为知识产权客体,更是关涉产业安全乃至国家安全。[2]近年来,云计算、移动互联网、大数据、人工智能等新型技术的迅猛发展与应用,使得新型侵犯商业秘密行为层出不穷,侵权纠纷不断增多。欧美发达国家和经济体通过专门立法不断改革和完善商业秘密保护。我国现行的商业秘密保护立法和司法水平相较于其他知识产权类型发展较为落后,与改革开放的现实需要还存在一定差距。2018年中美贸易战全面爆发,美国不断指责中国企业大量窃取美国企业商业秘密。“内需外压”倒逼我国将商业秘密专门立法提上日程。

已有文献对于商业秘密保护立法研究主要体现在三个方面:一是在商业秘密立法的国际比较研究方面,学者们详细介绍了发达国家及国际组织商业秘密专门立法的主要内容及趋势。郑友德等指出,在贸易全球化的影响下,美、欧、日等发达国家和地

* [收稿日期]2020—07—17
[基金项目]天津市哲学社会科学规划课题:创新生态环境下的装备制造业竞争力转型升级与综合评价研究(TJGL18-027)
[作者简介]陈灿平(1970—),男,湖南新邵人,天津财经大学法学院教授,博士生导师,博士,研究方向:民刑交叉、知识产权保护、司法改革及其法律经济学分析。

(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

区更加重视制定商业秘密单行法，加强对侵害商业秘密行为的法律制裁。在 2015 年公布的《跨太平洋伙伴关系协定》(TPP)和《APEC 经济体的商业秘密保护》报告中都对商业秘密的法律要素进行阐述，并指出在全球强化商业秘密保护的新趋势下，美欧率先形成融合。[3]刘迪等指出，美国、墨西哥和加拿大通过制定贸易协定的方式，规定了对商业秘密的民事、行政和刑事保护。[4]二是学者们基于大数据时代商业秘密保护不足等法律疑难问题，探讨了我国商业秘密立法方面相应的完善对策。吴丽萍等指出，“互联网＋”背景下，企业的用户数据、客户信息等商业秘密对企业发展的影响日益加大，但我国在商业秘密的认定、保护范围、方式、惩罚力度等方面存在明显缺陷，加快实体及程序立法成为必然。[5]张怀印指出，区块链技术是一种基于分布式账本、加密技术、时间戳技术的组合，运用于商业秘密保护，能有效解决企业在数字环境下遇到的保密措施难以实施、电子证据的证明难度大等问题。[6]三是在商业秘密立法的理论基础研究方面，郑友德等指出，保护商业秘密的理论依据主要为效率论或道德论。效率论认为，商业秘密法可促进秘密信息有效披露机制的完善，减少商业秘密所有方的保护开支。对商业秘密提供法律保护能增加社会福利，提高大于边际成本的社会边际效益。道德论则认为，商业秘密法有助于维护“商业道德标准”。[3]赵需要等认为，商业秘密涉及商事私权的利益、社会公共利益、个人知情权三者之间的利害关系。在政府数据开放等领域中涉及的商业秘密适用“财产理论”更为适宜。[7]

这些研究对加强商业秘密的法律保护具有建设性的意义，但尚存在以下不足：第一，文献较多关注了国外的商业秘密法条设计及立法趋势，缺乏深层次地分析立法与经济发展和政治方向的匹配问题，也没有从我国的现实发展需求角度给出相应的借鉴方案。第二，现有文献从商业秘密的概念界定、主体认定、保护范围、侵害商业秘密的行为划分、适用除外与豁免，以及民刑司法程序优选等方面进行学理性分析，缺乏对商业秘密条款进行可操作性的具体化设计，也没有整合现行法律中有关商业秘密的规定以形成系统化的法律规范，从而构建有效的实施机制，最终形成完备的商业秘密法律体系。第三，仅有少量文献简略提及商业秘密立法的法理依据，深入探析法理基础不足，没能充分从知识产权属性出发进行理论分析。

二　我国商业秘密专门立法的必要性和可行性分析

(一)我国商业秘密专门立法的必要性

1. 专门立法是建立统一、完善、有效的商业秘密保护制度的重要路径

立法模式方面，英美法系国家多采取专门、集中立法模式，通过制定专门法对商业秘密进行法律保护。大陆法系采取分散立法模式，对商业秘密的定义、范围、法律责任等通过不同的单行法加以规定[8]。这种立法模式的形成主要是由于在 19 世纪末，人们对于商业秘密的财产价值认识还不清晰，其知识产权属性没有得到普遍认可，但随着学者们对商业秘密的法理研究日渐深入，以及欧盟内部市场共同发展的需求，2016 年 5 月欧盟通过商业秘密保护专门法《商业秘密保护指令》(第 2016/943 号)，并要求转化为欧盟成员国家的国内法。

我国沿用大陆法系的立法模式，以《反不正当竞争法》为核心，结合其他法律法规和司法解释的分散立法模式。[9]这种立法模式，无论是从实体法还是程序法的整体架构，在系统全面性方面存在不足，难以真正实现商业秘密保护的立法目标。现有商业秘密立法在诉前财产、适用程序、证据保全措施等方面也缺乏全面设计。立法的不足造成司法机关对于商业秘密事实认定和法律适用标准不统一，在一定程度上影响了司法公正和司法公信力。《民法典》第 123 条将商业秘密纳入知识产权客体范围，确认了其知识产权属性，这意味着商业秘密专门立法的理论基础已初步形成，专门立法已成趋势且顺理成章。

2. 商业秘密专门立法是回归权利法本位的需要

任何法律均有其自身的法律属性。《反不正当竞争法》属于竞争法，但其独特历史和现实交集使它与知识产权法相互交织。《反不正当竞争法》起源于欧洲，因涉及工业元素，与知识产权保护产生关联，被纳入《保护工业产权巴黎公约》(以下简称《巴黎公约》)，目的是在没有专有权保护的情况下，制止知识产权侵权行为。TRIPS 修订有关反不正当竞争条款的初衷是在知识产权专有权之外加以辅助、兜底保护，使工业产权的保护更周延。[10]我国《反不正当竞争法》是在《巴黎公约》与 TRIPS 协定的基础上制定的，延续了竞争法的法律属性及知识产权的辅助保护性，这就使得它对商业秘密提供的保护具有一定限度。[11]法律属性上，两者差异较大。商业秘密

(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

法属于私法、权利法,以权利为核心规定专用权与禁用权,对商业秘密进行直接、积极的法律保护;而《反不正当竞争法》属于行为法,主要规制与侵犯商业秘密相关的不正当竞争行为,侧重社会公共利益保护,对商业秘密仅发挥间接保护作用。因此,《反不正当竞争法》只能在拾遗补缺的意义上保护商业秘密权利人的合法权益免遭侵害,无法替代商业秘密专门立法。

3.突破欧美合围攻势,应对国际竞争新形势的必然要求

近年来,在我国与美国、欧盟的贸易争端和谈判中,商业秘密保护一直是一个焦点问题。2019年,美国贸易代表办公室将我国列入"优先观察国"名单,并发布"特别301报告",指出我国商业秘密立法的不足,敦促尽快制定一部独立的商业秘密法。欧盟内部部分国家与美国联手围攻我国,释放"中国威胁论"和"中国影响力渗透论",企图制约我国科技创新和经济发展。同时,我国现已成为国际经济间谍窥探、窃取的集聚地和重灾区。包含跨国公司在内的多方商业秘密权利人对于建立商业秘密法律规制、打击侵害商业秘密行为的呼声此起彼伏。面对内忧外患,或许只有加强商业秘密专门立法,系统解决商业秘密保护在立法、司法、执法中的问题,才能不再受制于西方国家,保证我国经济社会的健康发展。

(二)我国商业秘密专门立法的可行性

1.商业秘密法律保护体系初具规模

我国在知识产权保护方面已经形成了囊括民事、行政和刑事及专门法等多领域、多位阶的完整法律系统,这为商业秘密专门立法的制定搭建了清晰的法律体系框架。

我国宪法中关于公民合法的私有财产不受侵犯的规定已成为商业秘密权利的合法性基础。在实体法中,新修订的《反不正当竞争法》发挥着核心作用,第9条、第17条、第21条、第32条就商业秘密的范围、侵权行为种类、惩罚性赔偿制度、侵权主体、行政处罚、举证责任等进行了细化规定;《民法典》第123条提纲挈领地明确商业秘密为知识产权客体,在"第3编合同"中从合同关系视角对合同约定保密条款、附随保密义务及技术秘密等做了专门的规定,在"第7编侵权责任"中确定了知识产权领域的惩罚性赔偿。《刑法》第219条从不同层次对侵犯商业秘密犯罪进行了打击和治理。我国《劳动合同法》的第23条、第24条就劳动合同中关于保密事项的约定,以及竞业限制对用人单位和劳动者进行了专门规定。《公司法》第24条、第61条、第123条、第215条从公司治理角度规定了非专利技术出资、公司董事、监事、经理竞业禁止和不得泄露公司商业秘密的禁止性规定及法律责任。在程序法中,《民事诉讼法》第68条、第134条、第156条等条款分别规定了公开质证的例外、不公开审理、查阅法律文书的限制等内容。以上制度从单行法视角进行了专门细化,提高了商业秘密保护的适当性和可操作性。此外,还有一系列行政法规、司法解释、部门规章和我国政府签订的国际条约都对商业秘密进行了规范。上述法律规范为我国商业秘密专门立法奠定了制度基础。

2.国际商业秘密保护的专门立法实践为我国提供了宝贵经验

商业秘密专门立法已成为国际商业秘密保护法律的立法趋势。美国近年来出台了旨在保护权利人商业秘密的一系列法律制度。2016年,奥巴马总统签署了《保护商业秘密法案》,建立了一套完整的诉讼程序,并对权利人救济方式有所创新,其与修订后的《经济间谍法》一起成为保护商业秘密的联邦"统一战线"。同年,欧盟通过《商业秘密保护指令》响应了企业对于保护商业秘密的强烈呼声,为欧盟内部市场成员提供了统一的法律标准,也促进了欧盟经济发展和市场竞争的有序进行。美国与欧盟在同一年颁布商业秘密专门立法绝非巧合,而是一种战略上的不谋而合,[12]凸显了美欧对商业秘密保护的重视程度。我国台湾地区将商业秘密称为"营业秘密",早在1996年就颁布了《营业秘密法》,并在2013年经过修订增加了刑事责任条款,这有效遏制了商业秘密非法流向境外,提升了高技术产业国际竞争力。上述国家及地区的立法经验为我国商业秘密专门立法提供了有益借鉴。

三 商业秘密专门立法的法理基础

商业秘密的法理基础决定了商业秘密保护的程度与方式,只有廓清法理逻辑,才能为商业秘密专门立法提供理论支撑。

(一)权利属性

有关商业秘密权的权利属性主要有"道德论""契约关系论"和"财产论"。持"道德论"的学者认为,商业秘密权是不以当事人之间签订保密协议为必要条件,当事人履行保密义务是社会责任与职业道德的要求。[13]153持"契约关系论"的学者主张,商

(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

业秘密保护义务源于当事人之间签订的保密协议，侵犯商业秘密的行为被看作是一种违约行为。上述两种观点主要侧重当事人之间是否存在雇佣或契约关系，未从根本上辨析商业秘密权的本质属性。“财产论”为世界上多数国家所接受，也被国际公约所采用。[14]“财产论”观点提出权利人对其所有的商业秘密享有占有权、使用权、收益权和处分权，能给权利人带来一定的经济利益且具有合法性，符合财产的基本要件。[15]侵犯商业秘密就意味着对权利人财产的侵害。为了与国际接轨，我国《反不正当竞争法》(2017 年修订版)将商业秘密的定义进行了修改，用“商业价值”替换“能为权利人带来经济利益、具有实用性”。《反不正当竞争法》(2019 年修订版)对其继续予以确认。这种“商业价值”意味着权利人对商业秘密的使用可以获得经济利益，也可以带来预期的积极效果，使权利人比其他竞争者处于更有利的地位或拥有更大的竞争优势，他人无权妨碍或干涉。因此，商业秘密具有商业价值性，这与财产权性质无异。

美国对于商业秘密的性质认定主要有两种学说，即财产权说和信赖利益说。财产权说认为，商业秘密在性质上与有形财产，以及专利权、版权等无形财产在财产法和知识产权法中所应受到的保护一样。信赖利益说认为，商业秘密保护是基于一方对另一方的信赖关系所产生。[16]从目前美国的立法和司法实践来看，商业秘密的“财产”地位得到更大程度的认可，美国的《统一商业秘密法》《税法》等法律都将商业秘密作为财产对待。联邦最高法院也认可财产权说的观点，各州的大量判例也以该学说为理论根源。[17]52财产以客体本身是否具有物质形态，分为有形财产和无形财产。知识产权是从财产权中独立出来的一种权利，它保护的客体是一种处于秘密状态下的智力成果，属于无形财产。[18]87《民法典》第 123 条明确商业秘密属于知识产权的客体之一，在认定商业秘密权属于财产权的基础上，将其认定为知识产权是水到渠成的。

(二)权利边界

商业秘密权作为一种知识产权，其权利边界在何处完结，以及公共领域在何处开始是保护商业秘密的基础。在企业经营过程中，员工会接触到大量信息，有些信息具有商业价值。从经济角度看，如果“适当”允许这些信息在不同企业之间传播，会激发创新，会促进竞争和企业发展。这种“适当”性就要求明确商业秘密权的权利边界。

对于公共领域的判断，并不完全取决于权利人与义务人的协议约定，因为保密协议往往是由权利人事先拟定，特别是在雇佣关系中，企业为了利益最大化极易将公共领域的内容纳入其中，从而过度扩大保密范围，影响信息的流动。目前，国内外学者并没有就公共领域给予明确的界定，笔者提出“公共领域具有他限性”的观点，认为可以客观地与相关行业内普遍知晓的信息进行比较，不管权利人主观上是否认为它是“机密的”，如果该信息被证明在其他地方公益性可用，就可能属于公共领域，不宜作为商业秘密进行保护。这样有助于防止商业秘密的权利滥用，并保障义务人特别是离职员工使用一般技能、知识和经验的权利，从而使企业利益和员工利益两者之间达到平衡，具体操作上，可以从以下几个方面加以判断：1)保密信息在权利人的业务之外被了解的程度；2)被从业人员和其他业务人员知悉的程度；3)保密信息对权利人及竞争对手的商业价值；4)采取措施保守信息秘密的程度；5)保密信息的开发成本；6)保密信息被他人采用手段直接或间接获取的难易程度。

(三)权利特征

商业秘密权作为一种特殊的知识产权具有独特性。[19]其一，商业秘密权具有排他效力的相对性，即商业秘密权不具有绝对的排他性。相同的商业秘密可以被不同的主体所开发和保护，不同的主体可以对相同的商业秘密独立、合法地同时享有。无论开发商业秘密的时间是否存在差异，只要这些同样的信息中包含持有人独立的劳动付出或者经过持有人合法承继获得，并由持有人采取了适当的保护措施，不同的持有人便可能对这些同样的信息独立享有商业秘密权，这些不同主体的商业秘密权彼此不具有对抗效力，因此，也衍生出了“反向工程”“独立研发”等非侵权抗辩事由。其二，商业秘密权客体具有保密性和价值性。商业秘密权的客体是商业秘密，但并非任何秘密都可以作为商业秘密，只有采取了适当的保密措施并使其处于秘密状态的商业信息才可归入其列。对于单项商业秘密来说，对权利人所带来的经济利益或竞争优势二者未必兼备，存在其一即可体现商业秘密的价值性。商业秘密无法公开其具体内容，不能借助公示制度明确其商业秘密的范围。它是一种以秘密性的存在为其价值依据的特殊信息[20]。其三，商业秘密权的保护期限具有不确定性。其保护期并非法定，而具体取决于权利人所实施的保密措施，以及相关保护信息的公开时间。

(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

如果权利人采取了适当的保密措施或基于信息自身的应用价值,可能会使商业秘密持续很长时间,受保护的期限甚至可以超过其他知识产权。

四 我国商业秘密法律保护专门立法建议

鉴于法理上的正当性和实践中的必要性,制定符合我国国情的商业秘密专门法已是大势所趋,因此我国有必要在现行商业秘密法律保护制度的基础上,借鉴国外先进的立法经验,制定商业秘密保护的单行法。

(一)商业秘密专门立法的整体性考量

1.立法框架的指导思路

其一,商业秘密法律制度既要符合国际惯例,又要针对我国经济发展的现实需求,在制度安排上力求明确、宽严适度,便于掌握和运用,有助于改进技术,实现我国的创新驱动战略;其二,专门立法应保障我国经济社会平稳、健康运行和长远发展,这也是世界各国公认的基本原则。鉴于此,专门立法在确立商业秘密保护的基本定义、基本原则、基本制度、权利界限的基础上,可分7章:第1章总则;第2章商业秘密的权利归属、转让与许可;第3章侵权形态;第4章相对人的义务;第5章救济措施与程序;第6章法律责任和第7章附则。

2.法律真空地带的填补

在实体法层面,界定其权利归属是商业秘密保护立法的核心问题。商业秘密权与其他传统知识产权的共性之一是都属于无形财产,可以进行市场交易。专门立法还应根据开发方式,即独立开发、职务开发、共同开发三种情况进行条款设计。此外,商业秘密专门立法不仅仅是创制和赋予权利的过程,同时也应是合理限制权利的过程。我国加入的TRIPS协议中第39条和第40条分别规定了各成员国有权给予许可权和强制许可,强制许可的目的在于防止行使商业秘密权利而可能导致的权利滥用,为了做好与TRIPS协议的接轨,应在专门立法中设计商业秘密权的许可与强制许可制度。

在程序法层面,诉讼保全,特别是诉前保全是防止损害继续扩大的重要法律救济途径。在欧美发达国家的司法实践中,这一救济途径被广泛运用于商业秘密保护领域。TRIPS协议第44条、第50条也规定,缔约国必须将其作为停止侵害的救济措施。从我国现有法律来看,只规定了对侵犯著作权、商标权、专利权的行为可以申请诉前保全[①],但对于侵犯商业秘密的行为并没有充分的相关规定。商业秘密一旦被泄露即会失去商业价值,给权利人带来严重损失,所以对于侵犯商业秘密的诉前保全是必要的。专门立法应设立专门条款列举法院裁定诉前保全需要考虑的主要因素,即:不采取诉前保全措施是否会造成难以弥补的损害、双方当事人利益是否明显失衡、申请是否具有紧迫性、诉前保全是否违反公共利益。

(二)商业秘密专门立法的统一性考量

商业秘密专门立法应达到统一立法目的、价值取向目的,避免现有分散条款之间的冲突与遗漏。

1.统一商业秘密定义

美国商业秘密法律保护体系之中,《统一商业秘密法》和《美国反不正当竞争法(第三次重述)》起到了重要作用。前者规定商业秘密是已尽合理保密努力,非他人所公知和非采取不正当手段不能获得,拥有独立的经济价值。[12]2016年的《保护商业秘密法案》沿用了这一定义。后者对商业秘密的界定与前者相似。由于美国属于联邦制国家,在法律适用上各州拥有自主权,对于商业秘密的各个要件的内涵仍有分歧,比如对于客户名单是否属于商业秘密,各州法院的判决尺度不一,有的州不保护客户名单,有的州认为已经破产的客户所组成的名单不具备商业价值,有的州认为即使是教区信教者的名单也能产生商业价值。欧盟《商业秘密保护指令》对商业秘密的定义与TRIPS和美国当前适用的定义基本一致。

对于商业秘密的定义,我国2017年修订的《反不正当竞争法》中明确了商业秘密的商业价值属性,2019年新修订的《反不正当竞争法》较2017年修订版又扩大了其保护范围。我国商业秘密专门立法中宜采用《反不正当竞争法》的规定,这也符合国际上的通行做法。在司法实践中,关于秘密性的证明往往是商业秘密案件中核心的争议焦点。2020年9月,最高人民法院《关于审理侵犯商业秘密纠纷民事案件适用法律若干问题的规定》第四条第三款的最新规则是:对为公众所知悉的信息进行整理、改进后形成的新信息可具有秘密性。该条对"非公知性"的认定标准较低,也即传递出了对"非公知性"认定"从宽"的信号和趋势。

① 《最高人民法院关于对诉前停止侵犯专利权行为适用法律问题的若干规定》《最高人民法院关于诉前停止侵犯注册商标专用权行为和保全证据适用法律问题的解释》中对诉前保全有规定。

2. 科学界定合理保密措施

欧美发达国家制定的商业秘密法都规定了权利人采取合理保密措施的义务。何谓“合理”，才能达到法律的要求，我国存在标准不一的情况。按照 TRIPS 协定第 39 条第 2 款规定，由该信息的合法控制人在当时的情况下采取了合理的步骤以保持其秘密。[21]最高人民法院《关于审理不正当竞争民事案件应用法律若干问题的解释》第 11 条①明确了法院在认定权利人是否采取保密措施应考虑的主要因素，同时还规定了 7 种具体情形，对于商业秘密案件的审理具有一定的指导意义。但是，由于司法实践中商业秘密案件错综复杂，不同的商业秘密，其重要程度不同，如何与所列情形进行对应考量，各地法院的理解仍存在较大差异。

譬如，客户信息在何种保密措施下属于商业秘密的认定上，浙江省杭州市余杭区人民法院审理的(2019)浙 0110 民初 9776 号杭州朔也装饰工程有限公司诉郑骏飙不正当竞争纠纷一案中，原被告就客户名单签订了保密协议，但未被认定属于商业秘密。又如，在山东省临沂市河东区人民法院审理的(2020)鲁 1312 民初 645 号山东新凯越电炉有限公司诉冯尧顺侵权责任纠纷案中却有不同的结果，因此，为了避免对于权利主体保护过度，特别要注意防止权利主体对于商业秘密保护行为的随意性，有必要提出保密措施具体化要求。总之，专门立法，有必要对于“合理”的认定以明确保护客体为前提，即权利人要就保密对象进行特定化，并使义务人知晓商业秘密的具体内容或范围，并要求义务人做出明确的保密意思表示。

(三)商业秘密专门立法的国情考量

1. 回归商业秘密本源，明确民刑边界

结合我国现有的法律体系，商业秘密立法应以明确民刑法律边界为宜。侵犯商业秘密罪在我国 1997 年《刑法》中就已设立，司法实践中对本罪也采取态度比较强硬的刑事政策，但其有关商业秘密侵权行为的规定与 1993 年《反不正当竞争法》第 10 条几乎完全相同，曾增加“造成权利人重大损失”的要件，以及明确入罪标准仅在于“情节严重”。这就造成了对于个人法益的过强保护，与商业秘密罪的打击本意“侵犯知识产权方面的国家与社会的经济管理秩序”不符。随着我国《民法典》明确了商业秘密属于知识产权客体，也就肯定了商业秘密本质上是属于私权范畴，权利人寻求私法保护的根据更加充分，因此刑法对于个人或企业财产法益方面的次要客体之保护不应过分突出，能通过民法或行政法来规制的，应优先以民事法或行政法保护为主，再以刑事保护为补充、后盾。

目前，日本、美国等多个国家已有相关立法探索。日本在 2015 年新修的《反不正当竞争法》中，细化了有关侵犯商业秘密的民事程序，同时明确区分了处罚更为严厉的刑事措施。美国在 1996 年颁布的《经济间谍法》中就对侵犯商业秘密的犯罪行为进行了专门化规定，分别确立了经济间谍罪②和盗窃商业秘密罪③。这主要基于侵犯美国国家安全理念而制定的，有别于民法中对商业秘密民商经济性保护的视角。

我国亦应结合本国国情，明确民刑边界。商业秘密专门法有必要在尊重民法契约精神和意思自治原则的基础上，从维护刑法谦抑性和刑法在法律体系中的保障法地位方面加以把握。[22]专门立法中，或许有必要提高刑事入罪门槛，将侵犯商业秘密行为确实危害到知识产权方面主要法益的经济秩序作为必要条件。

2. 注重个人利益与社会利益的平衡

我国加强商业秘密保护不是一味地追求私权保护，不能因为商业秘密权利人的特定利益而损害社会利益，而应立足于私人利益与公共利益的平衡，这就需要设立权利限制制度。除了国际上早已通行的“反向工程”“独立创造”等方式获取或使用的商业秘密应视为合理使用外，还应考虑基于维护公共利益之目的。2016 年美国通过的《保护商业秘密法案》与欧盟的《商业秘密保护指令》均设立了告密人免责规则，即商业秘密持有人基于商业秘密的非公开性和保密性要求，存在可能危害公共安全、环境保护、

① 该条规定，权利人为防止信息泄漏所采取的与其商业价值等具体情况相适应的合理保护措施，应当认定为《反不正当竞争法》第 10 条第三款规定的“保密措施”。人民法院应当根据所涉信息载体的特性、权利人保密的意愿、保密措施的可识别程度、他人通过正当方式获得的难易程度等因素，认定权利人是否采取了保密措施。具有下列情形之一，在正常情况下足以防止涉密信息泄漏的，应当认定权利人采取了保密措施：1) 限定涉密信息的知悉范围，只对必须知悉的相关人员告知其内容；2) 对于涉密信息载体采取加锁等防范措施；3) 在涉密信息的载体上标有保密标志；4) 对于涉密信息采用密码或者代码等；5) 签订保密协议；6) 对于涉密的机器、厂房、车间等场所限制来访者或者提出保密要求；7)确保信息秘密的其他合理措施。

② U. S. C. § 1831 (as amended by the Foreign and Economic Espionage Penalty Enhancement Act), Pub. L. No. 112－269, § 3, 126 Stat. 2442 (2013).

③ U. S. C. § 1832 (as amended by the Theft of Trade Secrets Clarification Act), Pub. L. No. 112－236, § 2, 126 Stat. 1627 (2012).

(c)1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

公共财政等公共利益,或者将违反公序良俗的信息混同于商业秘密加以保护时,允许商业秘密持有者的雇员和合作方举报违法信息,并予以豁免法律责任。该制度值得我国关注并移植于我国。此外,我国经济高质量发展离不开鼓励创新,在加强商业秘密保护的同时,更要关注累积创新问题,以增加社会利益。现实中,公司的商业秘密可能会存在某种缺陷,掌握该商业秘密的员工在离职后通过研发,开发出更加有效,甚至完全弥补原商业秘密缺陷的产品时,即使其用于新的产品生产或经营,这种对于商业秘密的"改进"也应当考虑予以适当豁免。因此,专门立法有必要对上述问题予以创新设计,旨在使商业秘密权利人的垄断利益与激励创新需求的社会利益之间实现平衡。

五 结 语

制定专门法保护商业秘密已成为强化商业秘密保护的国际化主要潮流,我国现行商业秘密保护立法与贸易全球化及大数据、人工智能等新兴技术的发展需求之间存在的巨大差距,使商业秘密的专门立法价值愈显重要。作为世界第二大经济体和新兴经济国家中的领跑者,我国适时制定商业秘密专门法,构建符合我国国情的、科学系统的知识产权法律保护体系,并不是来自欧美的压力,而是遵循保护商业秘密的国际惯例,并顺应商业秘密保护的国际化潮流,消除贸易障碍,优化营商环境,最大限度地激发我国企业参与全球竞争的内生动力。

[参 考 文 献]

[1] 单晓光.中美贸易战中的知识产权问题分析[J].人民论坛·学术前沿,2018(9):18-26.

[2] 李剑,廖继博.国家层面知识产权案件上诉审理机制:历史、现状与展望[J].法律适用,2019(1):71-75.

[3] 郑友德,钱向阳.论我国商业秘密保护专门法的制定[J].电子知识产权,2018(10):34-88.

[4] 刘迪,阮开欣.美国-墨西哥-加拿大协定知识产权章节评介之专利、商业秘密条款[J].中国发明与专利,2019(3):10-16.

[5] 吴丽萍,李华东.论大数据和"互联网+"背景下的商业秘密保护[J].前沿,2018(4):77-81.

[6] 张怀印.区块链技术与数字环境下的商业秘密保护[J].电子知识产权,2019(3):71-78.

[7] 赵需要,侯晓丽,彭婧.政府数据开放中商业秘密的泄露风险与保护策略[J].情报理论与实践,2017(7):11-16.

[8] 宋世勇,邢玉霞.美国《特别301报告》商业秘密问题综述与中国对策分析[J].法学杂志,2019(5):85-93.

[9] 郑淑凤.美国商业秘密保护最新立法阐释及其对中国的启示[J].电子知识产权,2016(10):44-52.

[10] 易继明.司法体制改革中的知识产权法庭[J].法律适用,2019(2):28-38.

[11] 孔祥俊.当前我国知识产权司法保护几个问题的探讨——关于知识产权司法政策及其走向的再思考[J].知识产权,2015(1):3-15.

[12] 李薇薇,郑友德.欧盟商业秘密保护立法新进展及对我国的启示[J].法学,2017(7):137-152.

[13] 孔祥俊.商业秘密保护法原理[M].北京:中国法制出版社,1999.

[14] 王天僚.美国起诉3名"中国黑客"窃商业机密外媒:很不寻常[N].参考消息,2017-11-29(3).

[15] 蒋红莲.商业秘密法律救济制度研究——以美、德、日及TRIPS相关法律为参照[D].上海:华东政法大学,2009.

[16] 付慧姝,陈奇伟.论商业秘密权的性质[J].南昌大学学报(人文社会科学版),2005(3):77-80.

[17] 唐海滨.美国是如何保护商业秘密的[M].北京:法律出版社.1999.

[18] 江平.民法学[M].北京:中国政法大学出版社,1999.

[19] 孙智.商业秘密单独立法保护的正当性浅论——以商业秘密的特殊性及其与专利的制度互补性为视角[J].贵州师范大学学报(社会科学版),2020(2):141-148.

[20] 王骏.商业秘密权利边界之廓清[J].知识产权,2013(10):76-82.

[21] 袁荷刚.反思与重构:我国商业秘密立法之完善[J].法学杂志,2012(1):152-155.

[22] 杨兴培,朱可人.论商业秘密保护的民刑界限——以跳槽后使用原单位的图纸进行营利行为的性质认定为视角[J].法治研究,2013(1):42-48.

(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

从不完全契约路径融通知识产权保护与协同创新*

陈灿平[1]　李　妍[2,3]

（1.天津财经大学 法学院；2.天津财经大学 经济学院；3.天津科技大学 经济与管理学院，天津 300222）

摘　要：企业间进行知识产权保护和协同创新存在理论和实践的双重冲突与矛盾，其实质在于：协同创新中参与主体的有限理性、交易成本的存在和信息不对称，导致作为治理核心和法律核心的契约在企业协同创新以及相关知识产权保护中具有明显的局限性。动态知识产权保护策略下协同创新模式具有明显的差异性，完善不完全契约自我履约机制和第三方履约机制是解决知识产权保护和协同创新之间悖论的有效途径。不完全契约自我履约机制方面，应关注显性契约全要素、激发创新活力；应重视隐性契约、促进协同创新可持续发展。不完全契约第三方履约机制方面，应完善《专利法》、化解知识产权保护与共享冲突，同时赋予协同创新主体以更明确的法律地位和再协商权等。

关键词：不完全契约；知识产权保护；协同创新

作者简介：陈灿平（1970—　），男，湖南新邵人，天津财经大学法学院教授、博士研究生导师，主要从事经济刑法、知识产权保护及司法改革研究；李妍（1978—　），女，天津人，天津财经大学博士研究生，天津科技大学经济与管理学院副教授，主要从事知识产权保护与技术创新研究。

基金项目：天津市哲学社会科学规划课题“创新生态环境下的装备制造业竞争力转型升级与综合评价研究”（项目编号：TJGL18-027）的阶段性成果。

中图分类号：D923.4　**文献标识码**：A　**文章编号**：1001-4403(2020)06-0066-08　**收稿日期**：2020-09-10

DOI：10.19563/j.cnki.sdzs.2020.06.009

一、引言

协同创新是以企业的思维开放性、理念创新性和机制融合性为一体的运行机制。它以开放组织边界为中心，利用和重组内外部知识资源，有效集成创新资源和创新要素，显著提升创新能力和效率。其已成为一个国家或地区科技创新优势和竞争优势的主要方式。企业作为协同创新的重要主体和载体，为了从这种新的创新范式中获益，就需要运用和调整知识产权保护策略，与不同的外部组织进行知识交流与共享。但如何进行适度的知识产权保护，以实现企业发展的帕累托最优，是企业面临的最大困惑。而不完全契约理论是法经济学提供前述困惑的有力的分析框架和解决路

* 通讯作者：李妍，E-mail：liyan2005@tust.edu.cn。

(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

径：其可以揭示和解决企业间如何在进行知识产权保护与共享的同时，避免参与主体的机会主义行为[1]，完善契约履约机制，实现企业间的协同创新。

已有文献中对不完全契约、知识产权保护与协同创新的研究，主要体现在三个方面：一是在协同创新的法律风险防控方面，学者们主要关注了协同创新面临的三大风险：知识产权风险、竞争风险和组织风险，其中，知识产权风险排在首位。[2]学者们通过厘清各主体在知识产权归属和相关利益分配方面存在的冲突，依据《专利法》等法律法规给出解决相应问题的对策建议。[3]也有学者在考察知识产权相关法律政策基础上提出构建“章程化”知识产权保护模式。[4]二是在协同创新的模式方面，学者们从宏观、中观和微观角度进行研究。有的学者将协同创新模式分为产业链整合模式、科技成果产业化模式、产业联盟合作模式[5]；有的学者从协同创新主体因素出发，提出“官产学研用”五重螺旋模型，通过机制保障实现协同发展[6]；有的学者从协同要素角度将协同创新模式分为战略协同、知识协同和组织协同三种模式[7]；还有的学者基于协同创新不同路径划分为：技术创新主导型、制度创新主导型以及技术创新与制度创新共同主导型三种模式，并且分析了协同创新模式的演化过程。[8]三是在协同创新战略方面，学者们强调知识产权合作的重要性。企业通过与多方主体合作有助于提升自己的创新能力，以便获取更多的知识产权，保持自身的持续发展能力和竞争优势。企业在对潜在合作伙伴的资源、实力和信誉等方面进行综合评估后，选择匹配对象，确定共赢合作关系。[9]在合作的生命周期中，合作主体与各环节均需与协同创新环境密切联系并相互作用，互动程度会直接影响合作的进度与成效，通过协同关系重建与持续循环给企业带来更大效益。[10]然而，知识产权所具有的独占性、排他性等基本属性[11]与协同创新所要求的知识共享与协作等特征之间存在冲突，需要借助知识产权所固有的财产属性、商品属性和可交易属性对知识产权加以管理，为协同创新工作顺利进行提供保障。[12]

这些研究对加强企业间知识产权保护和协同创新有建设性的意义，但明显存在以下问题：第一，文献较多地关注了对知识产权的强制性保护或标准化规范研究，缺乏对如何克服法律和标准范本的固化缺陷使其与协同创新的灵活性进行匹配的深层次分析，也没有从契约治理角度寻求解决方案。第二，现有文献从不同的视角对协同创新模式加以研究，缺乏从知识产权保护策略的视角研究协同创新模式，也没有关注到知识产权保护策略是动态变化的，它引致企业外部边界开放程度的改变和协同创新模式的差异。第三，文献要么单方面地强调知识产权的共享，要么基于知识产权的特有属性强调与协同创新的冲突，缺乏分析在协同创新过程中企业不同的知识产权保护策略背后的理论逻辑以及企业在解决有关共享与冲突矛盾中的应对策略。

二、不完全契约理论对协同创新的影响机理分析

从20世纪70年代末开始，随着社会分工的逐渐精细化，企业间通过合作来削减成本，寻求利润最大化，同时依靠合作来获得协同创新提升竞争优势，于是合作成为企业的一种必然选择。技术创新和非技术创新的协同，形成创新驱动的支持体系，这其中，技术的协同创新是创新驱动的根本性决定因素。[13]技术创新离不开知识产权保护，但现有知识产权保护的法律滞后性突出了契约在这种协同过程中的重要性。可以说，有效的协同创新是建立在契约对合作主体彼此间行为的约束上。因此，契约承载着对企业与其他市场主体合作关系的治理责任，在整合和优化社会资源，调控企业的资源能力中就会更加突出其作用。技术创新是协同创新的主要内容，契约也承载着推动技术创新的使命。技术创新所产生的知识产权作为一种无形资产，在协同过程中，被作为商品参与到交易中，有的是通过合作创造出新的知识产权，有的是作为协同的基础被合作对象所知悉。这意味着，在协同创新过程中，围绕新产生的知识产权协同成果就产生很多利益主体，这些主体需要将自身的优势资源和技术秘密进行共享，做到优势互补。于是，契约成为企业协同创新和知识产权保护的法律核心点。然而，棘手的问题是，契约该如何进行治理。复杂与灵活是协同创新的起点。由于技术创新属于无形创新，难以量化，合作各方很难具体说明其合作结果，合作所产生的费用和创造的利润具有不确定性，这些都拉高了契约治理成本，使契约治理极具挑战性，于是，制定一个完美无缺的契约是不现实的，契约只能是不完全的。契约不完全的主要原因可以概括为协同主体的有限理性、交易成本的存在以及信息的不对称。

(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

（一）协同主体的有限理性

切斯特·巴纳德指出，人的理性是有限的，是没有能力获得全部复杂信息并据此指导自己的行动。[14]也就是说，有限理性的人即被认为在主观上追求理性但只是在有限程度上做到这一点。[15]这种有限理性在企业合作中尤其在突破企业组织边界的协同创新中更加明显。

协同主体在语言和行动上具有局限性。首先在语言方面，单个主体受自身专业能力和语言表达能力的限制，很难清晰地将己方和对方的诉求完整地表述出来。在行动方面，无法了解和获取合作主体的全部情况，对协同的结果也无法进行预判。在合作时，协同主体常面临对合作主体能力的错误认识以及对合作前景产生误判；鉴于受到诸多约束条件的限制，不能达到最佳的协同状态和效果。[16]由于协同创新内外部环境的复杂性、技术研发以及产品商业化的不确定性，协同创新主体各方无法清楚地定义他们的目标，更无法做出详尽的行动规划和方案。企业无法在事先对各种不确定的事项进行充分谈判，契约条款很难完备。协同创新主体投入的知识就可能超出企业或合作主体的预期，不恰当地突破产权边界限制进行扩散，导致知识投入方的核心知识产权流失，进而失去竞争优势。因而，机会主义行为自然难以避免。

（二）协同创新中交易成本的存在

协同创新中的交易成本主要包括以下几项：第一，在协同创新过程中，基于企业组织边界被打破而应对无法预料的意外事件所付出的成本；第二，为达成协同创新契约，运用准确的语言记载各协同主体的权责所付出的成本；第三，履行已经签订的契约所付出的成本，但是即使签约各方能对未来计划达成一致，也很难在契约中表述清楚；第四，贯彻实施契约条款所要付出的成本，如协同创新中证实成本；另外，协同主体对已经签订的契约在履行过程中也可能因为外部环境的变化、不确定事件的发生与合作伙伴重新协商并变更契约，这期间也会产生大量成本。

由于交易成本的存在，契约内容注定是不完全的。[17]无论不确定事件是否被预测到，缔约各方都会理性地漏掉很多不确定情况，否则他们投入的成本可能会远远大于协同收益。

（三）协同主体间信息不对称

企业的协同创新是依赖于不同主体间的利益互惠、特权性信息的传递与共享以及协同合作。[18]这三者彼此独立的同时也相辅相成。协同合作与利益互惠需要特权性信息的传递与共享。因此，各主体就要坦诚分享技术知识和创意。但是，不同主体协同目标的差异、知识产权垄断以及竞争优势的抢占都诱导协同主体对特权信息进行部分甚至全部保留，不予分享。于是就产生了企业之间的信息不对称。此外，企业对于其他协同主体的信任程度的高低也直接制约着信息的共享量，企业对其他协同主体的信任度越高，企业越愿意放弃采取机会主义行为，通过信息共享特别是特权性信息共享加深合作，实现共赢。

可见，契约虽然起到使这种协同过程制度化的作用，但是，不完全契约的客观存在，无法从根本上消除潜在的交易风险。因此，契约对协同主体的约束作用被减弱，机会主义甚至“敲竹杠”成为可能，协同主体无法达成新的一致而导致知识产权保护目的落空，阻碍协同创新发展。

三、动态知识产权保护策略下的协同创新模式选择

对大多数企业来说，实施协同创新具有挑战性，不仅因为它需要观念上的改变，而且还因为涉及专利和商业秘密等知识产权属于一种垄断权利。这种垄断属性与协同创新所要求的主体间的深入融合、知识共享间存在强烈的冲突。从这个意义上讲，能否在创新主体间实现真正的协同，关键取决于能否解决知识产权保护与协同创新之间的冲突问题。这就要求企业必须在开放性与知识产权保护间找到平衡点。协同创新参与者可以是企业、个人、政府、银行、大学、科研院所、中介机构、行业协会等。主体的多样性使其具有不同的利益诉求，它们在价值链中扮演的角色各异，对知识产权的创造、运用和管理的意愿和能力也存在差别。企业在对内外部资源、环境、制度等因素进行综合考量后，进行知识产权保护策略的优选，进而适用协同创新的要求。从创新的角度来说，对知识产权保护过度或不足都会阻碍协同创新。[19]保护过度，会使协同创新流于形式，各主体间无法深入开展合作研究；保护不足，就会造成协同创新中的“公地悲剧”，挫伤创新热情，使创新收入减少，维权成本增加，最终导致产权争议不断，协同体瓦解。因此，企业知识产权保护策略的选择至关重要，而且它直接反映了企业边界开放程度的大小和创新协同度的强弱。

(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

（一）排他式知识产权保护策略下的协同创新模式

协同创新要求企业开放组织边界，但当企业对其他主体已经拥有的创新成果的市场需求情况不甚了解，或者市场对创新成果的消极反应以及与其他主体合作技术创新的不确定性因素的客观存在，都会造成企业缺乏协同创新的动力。于是企业往往采用排他式的知识产权保护策略：企业拒绝技术上的协同创新，而由企业内部或企业集团内部的研发人员自行进行技术研发，并以商业秘密或申请专利的方式保护知识产权。采取这种知识产权保护策略的企业参与协同创新的主要目的是为了获得政府资助、项目或优惠政策，因此，协同创新只是表面化的协同。当然，也有企业会选择在非技术领域的企业文化、营销服务、监督管理等方面进行合作。

（二）半开敞式知识产权保护策略下的协同创新模式

当企业为了快速实现利润而进行协同创新时，企业会战略性地调整组织边界的开放程度，使协同创新与知识产权保护的一般运作具有互操作性。对于知识产权采取单向输入或输出的交流策略。协同创新处于半开敞状态。创新交流常是利用一方已有创新成果进行交易，协同主体的数量一般并不多。输入式交流意味着企业从其他参与者那里购买创新知识，被授权许可。[20] 通常在这种交流中，知识被明确定义为知识产权或专有技术。在输出式交流中，合作主体出售或者授权其所持有的知识产权。由于知识的核心将被定义为知识产权，交易这些类型的知识产权，权责相对清晰。在这种单向交流中，知识产权往往被事先确定，在合同签订前就提供了确切的知识特权信息，可以将协同交易风险减弱，交易成本降至最低。[21] 因此，当以知识产权的形式通过契约规范对核心知识的所有权有更明确的约定时，企业就会积极参与协同创新以获取利润。这也是目前国内协同创新主体多采用这一形式的原因所在。

当企业具有更加强烈获取边界外的知识来源意愿或伴随着企业与其他主体间合作逐渐深入，企业自身的创新资源以及知识产权保护能力的日趋增强，主体间的信任程度加深，于是企业的知识产权保护策略可能会发生变化，组织边界开放程度继续加大，选择实践更大程度的协同创新。这时，采取半开敞式的知识产权双向互动策略，它相较于前述单向交流策略，参与主体数量可能会增加，企业继续打破原有组织边界，将保密信息或排他性的专利与其他主体进行共享。在这种模式下共同研发或交叉授权普遍存在。参与主体通过将资本、人员、技术等资源协同整合，共同进行技术研发，或者免费、低成本使用彼此的知识与技术，相互交叉许可各自的知识产权。在这个过程中，各创新主体需要贡献其所有的特权信息，包括专业技能、商业秘密和个人经验，这是最为复杂的一种协同创新模式，因此必须对知识产权进行有效管理。在这种协同创新模式下，企业对知识产权管理的愿景也更迫切，有效的契约安排是保证协同创新可持续发展的必然要求。

（三）开敞式知识产权保护策略下的协同创新模式

“互联网+”时代的到来，使企业在互联网思维的影响下不断调整知识产权战略。有的企业借助互联网，采用开敞式的知识产权保护策略，参与主体成为不确定的大众。这类企业往往想要探索某种全新的商业模式或市场。他们通过互联网单方面发布创新任务并进行任务分配。利用其他参与者透露的或公开发布的知识参与创新。如美国宝洁公司在互联网用户多元化的背景下，从 2000 年开始改变知识产权保护战略，从封闭式创新转变为开放式协同创新，通过“C&D”模式（Connect and Develop）进行网络开放，充分利用数以万计具有复杂、多元化的文化、教育、地域背景的互联网用户来进行科技创新，联合各种外部创新资源的同时，在线创新平台设计了合理运营流程，在企业与供应商、销售商、终端消费者、中介服务公司等不同主体间搭建桥梁，创新协同模式。宝洁公司还在给定的产品（市场）中探索用户知识，以最终用户为导向，开展有针对性的创新活动。借助在线创新平台，在全世界范围内筛选有效的创新提案，建立跨国界的协同合作。这种协同创新模式，彼此交流更依赖契约治理。

当企业在协同创新过程中由于知识产权管理能力的缺乏、合作伙伴的机会主义行为或监管环境的缺失等原因，导致彼此冲突不断，尤其核心知识产权的归属和利益分配出现争议时，当无法借助重新协商继续开展合作时，企业往往选择解除或撤销与合作者的契约，重新筛选合作伙伴或调整知识产权保护战略，从而改变原有的协同创新模式，因此，不同时期，不同的知识产权保护策略的转变会使企业选择不同的协同创新模式，且在上述不同的协同创新模式中相互转换（图 1）。

(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

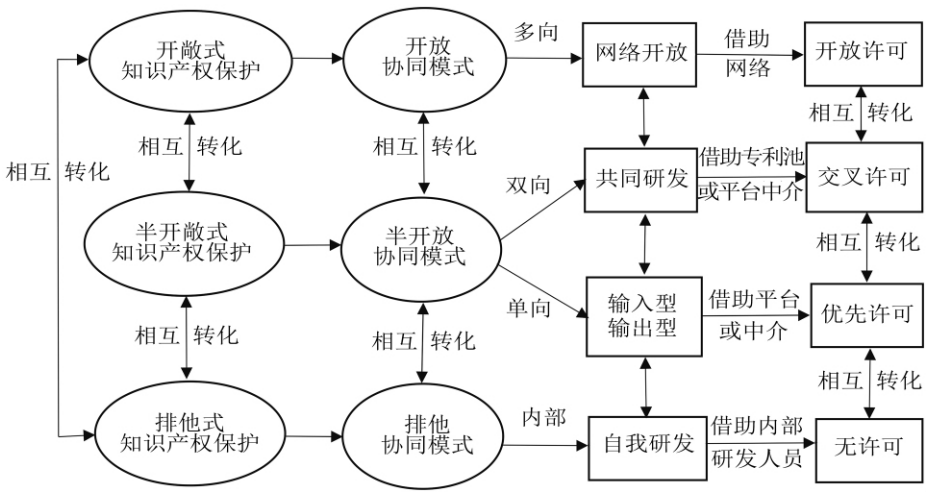


图 1　动态知识产权保护策略下的协同创新模式

四、解决知识产权保护和协同创新之间悖论的途径

契约作为企业在协同创新时进行知识产权保护的一个重要工具，它以提供灵活的协调手段和对无形资产的有效管理，被广泛使用。[22] 契约具有相对性，各签约方通过自我履行的形式来实施契约，但是契约的不完全导致自我履约机制的先天不足，还需要依赖契约外部力量的行为介入而强制实施，于是，不完全契约的自我履约机制和第三方履约机制共同搭建出知识产权保护与协同创新间的桥梁。

（一）不完全契约自我履约机制

促进协同创新的基本思路是设计一种机制，通过各协同主体签订激励相容性契约来调动各自的积极性，在追求自身效用最大化的同时实现协同体的整体利益最大化，有效克制协同创新中的机会主义问题。在自我履约机制中，激励相容性契约主要有两种形式：显性契约与隐性契约。两者相辅相成才能有效降低履约成本，提高创新效率。

1.关注显性契约全要素，激发创新活力

学者们对于显性契约的研究多着眼于创设标准化许可条款或合作范本。他们通常希望借助契约的条款设计实现权责明晰。[23] 如前文所述，高昂的信息搜寻成本、谈判成本、执行和监督成本等使契约不可能完全。订立者为了降低成本需要具备更高更专业的契约订立能力和事后谈判能力。而且协同创新契约需要对包括有形资产和无形资产在内的所有共享资源加以规范，其中可能同时涉及不同主体之间的不同法律关系的多个合同的交叉，因此，追求协同创新契约的模板化只能是徒然的。

在实践中，由于合作各方的异质性，对创新成果的产生、技术的工业化以及产品的商业化存在诸多不确定性，创新主体常常面临签约后再协商，因此，协同创新契约必须不断演变，合作创新的规则也应该灵活多样。契约不应仅仅被看作保护双方利益和投资的静态文件，而是指导协同主体如何合作的指南。从这个意义上说，契约既是法律保障，也是管理工具。协同主体对于契约的关注应贯穿从协同伙伴的甄别筛选、显性契约的订立、履约执行直至再协商的全过程。尤其为知识产权保护策略的调整预留空间，把握不确定因素的主动权，控制机会主义和纠纷解决（图 2）。

2.重视隐性契约，促进协同创新可持续发展

如前所述，由于契约的不完全，显性契约无法彻底解决不同主体在协同中的所有问题。对于显性契约治理中的不完备空间，需要其他的治理方式予以弥补，隐性契约就起到了这样的作用，即在契约不完全的情况下，非正式的社会规则，有助于合作者选择不采取机会主义行动的决策和违约行为。因此，公司应在关注显性契约的同时重视隐性契约，如与合作伙伴建立信任，它是一种有价值的、可持续的无形资产，是实现战略性竞争优势的有用工具。因为信任消除对机会主义行为的担心，帮助所有的协同主体建立期望认同相统一的认知、评价和情感联系。这会大大降低相关交易成本。同时在信息传递迅速的当下，企业不得不承受一种社会压力，即不遵守不成文的社会规范会

(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

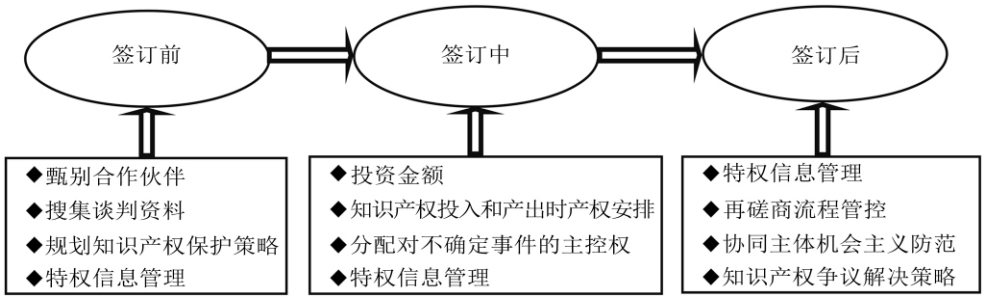


图 2　显性契约全要素

损害自身声誉，在未来的市场竞争中丧失商业优势。对协同主体来说，信任的前提是自身形象的树立和声誉构建。它将促进协同主体间建立长期合作伙伴关系，也会给企业乃至整个协同体带来长久而难以超越的创新活力和竞争优势。[24]

因此，这种隐性契约与显性契约不是隔离开来的，而是相互加强的。良好的信任关系有助于合作的建立从而顺利签订显性契约和缓解对知识产权风险的担忧。同时，显性契约的订立和履行又会增强彼此的信任，使隐性契约更加牢固，从一次性的、短期的协同合作发展为长期可持续协同关系。

（二）不完全契约第三方履约机制

契约不完全会造成协同创新的无效率，除了借助不完全契约的自我履约机制，各个国家或地区还会通过立法或者司法程序进行干预。纵观我国有关知识产权的法律制度，不难发现，还是以强调保护知识产权权利人利益为宗旨的[25]，但对协同创新这种新的资源共享方式显得规范不足。法律规范作为不完全契约的第三方履约机制由于具有强制性，是影响协同创新的重要工具。知识产权所具有的独占性和排他性的基本属性使知识产权主体理所当然地认为权利人独占、专有或垄断知识产权受到保护，不容他人侵犯，通过垄断权获得垄断利润。这与协同创新所要求的知识共享、协同合作等特征存在冲突。[12] 我国知识产权法律不仅为创新提供激励，并将创新成果作为财产加以保护，协调了知识产权与法律的交流方式。由于开放创新涉及企业边界之外的资源和能力，企业需要将它们与企业内部资源和能力进行整合，大大增加了企业对其合理配置的难度。这就需要建立一个法律框架，在不完全契约中加强法定条款，在契约的不确定性中寻找确定性，对不同主体，不同资源与能力间潜在的矛盾和冲突进行有效的协调，在激励和保护之间权衡取舍。

1.完善《专利法》，化解知识产权保护与共享冲突

协同创新成果多以专利的形式呈现，平衡专利保护与专利共享的重要方式就是制定并实施专门性法律规范，也就是《专利法》。在协同创新框架下《专利法》要克服创新价值的背离和《专利法》自身缺陷所造成的对创新的阻碍。

首先，我国《专利法》涉及协同创新法律关系的规范较少，已有条款规定较为笼统，如《专利法》第 8 条规定了合作、委托完成的发明创造申请专利的权利以及专利权归属。采用约定优先的原则，在没有约定的条件下提供“默示规则”，即实行完成方优先原则，也就是由完成方或者共同完成方享有申请专利的权利。其次，《专利法》第 14 条第 1 款规定了专利申请权或者专利权的共有人未对共有权利的行使做出约定的，应当按照共同共有的规则行使。但在现实中，共有专利权人在研发创新中的贡献大小是有差异的，往往存在主次关系，也就是说，当存在主专利权人和从专利权人之分时，“按份共有”更能激发创新主体的创新活力。而且在适用《专利法》第 14 条第 2 款的规定时，仅仅是因为从专利权人的反对而使专利不能得到使用，既损害了主专利权人的利益，又损害了社会的利益，显然也不合理。再次，同世界上的很多国家一样，我国《专利法》只对侵权行为规定了违约责任和禁令。然而效率违约理论①的盛行使这

①效率违约理论是西方经济分析法学派的经典理论之一，其鼓励违约方以“效率”为目标，以支付违约损害赔偿代替合同的实际履行。违约之所以可以成就“效率”，究其根源在于违约损害赔偿责任：一方面守约方获得的违约损害赔偿金等于履行利益；另一方面违约方承担的违约损害赔偿责任小于其所支付的履行成本。违约并没有使任何一方的利益受到损害，所以违约是效率的。按照违约损害赔偿的目的：使守约方处于合同得到履行的状态。但由于存在众多限制赔偿规则，可获赔偿损失的范围大大缩小，违约

(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

种事后补救的救济方式不能有效调动主体参与协同积极性。确保知识产权人能有效拥有和使用自己的权利才是应有之意。[26] 因此，可以适度引入特殊的限制条款或例外条款。当然，宽限期的设定有利于促进主体间开放与分享。我国《专利法》第24条就发明创造的新颖性问题规定了6个月的宽限期的三种情形，但其中并没有将协同创新考虑在内。然而，不同主体共同研究开发直至申请专利的时间可能非常漫长而对知识和技术的分享过程中发明创造已经产生并逐渐成熟。为了防止“机会主义”的发生，我们赞同：在获得专利以前通过设计更长的宽限期以保持发明的新颖性，才能打消合作者的种种顾虑。①

2.其他相关法律制度的几点修改意见

除《专利法》以外，《促进科技成果转化法》《科学技术进步法》《民法典》等法律制度也就创新行为做出了规范，但同样存在很多真空地带。《促进科技成果转化法》第40条第3款和第41条粗线条地规定对合作转化中产生的科技成果，各方都有实施该项科技成果的权利，转让该科技成果应经合作各方同意；合作各方承担保守商业秘密的义务。《科学技术进步法》也只是在其第6条中原则性地规定了鼓励科学技术研究开发与高等教育、产业发展相结合[27]，加强跨地区、跨行业和跨领域的科学技术合作，以及军用与民用科学技术计划的衔接与协调。我国《民法典》第2条确立了自然人、法人和非法人组织的民事主体地位。《最高人民法院关于适用〈中华人民共和国民事诉讼法〉若干问题的意见》中进一步明确其他非法人组织是指合法成立、有一定的组织机构和财产，但又不具备法人资格的组织。而协同创新模式催生的新的主体形式，如团队、合伙等，是一种新型的民事主体类型，很难归入上述三种民事主体中的任何一种，因此也无法享有应有的权利或收益。《民法典》合同编相较于前述法律制度的规定要细致得多，其第20章将技术合同分为四种类型并分别规定了相应的权利和义务，但它们既不属于自然人和法人，也不属于非法人组织。这种合同关系比较单一，与其他相关活动的法律关联性不强。而在协同创新过程中，诸多技术开发、技术转让、技术咨询和技术服务关系不断交叉出现，并非四种技术合同的简单集合，且协同创新过程中合作各方的法律关系非常复杂，其法律外延远远大于技术合同法律关系。

应对协同创新这种新型的创新形式，当以现有法律法规、国际公约和商业惯例为基点，从更大的视角上构架新型的知识产权合作关系，充分发挥法律的兜底作用。一方面，将协同创新主体作为一个整体对待，基于创新合作的一种独立的民事组织，对其赋予其应有的民事主体法律地位，使其享有相应的权利并承担相应的义务。可以对我国相关法典法规进行修订，增加协同创新的统一适用法律条款，明确协同整体及不同协同主体的权利义务，从而避免当法律权利义务的关系不明确所带来的协同创新过程中交易成本增加；法律的明确化也能够给协同主体合理的预期，提高协同契约的稳定性，在此基础上更加充分发挥意思自治的作用。另一方面，在利益分配和风险分担领域通过“默示规制”减少协同创新的复杂性和不确定性因素，填补不完全契约自我履约机制的漏洞。在协同主体间缺乏契约约定的情况下，根据不同主体在协同创新中做出贡献的大小按比例进行利益分配，考虑的因素包括资金的投入比例，知识、技术的投入量和风险的分担水平，突出以贡献排序法为基本内容的利益分配法律制度，激发协同主体间的创新积极性，促进协同创新良性运转。同时，制定协同创新主体的利益和风险共担制度，使利益分配与风险承担成正相关关系，进而有效约束各主体的行为，保证契约的有效性和协同创新的可持续发展。此外，还应赋予不同参与主体更多的选择权以及契约订立后的再协商权，增加

损害赔偿责任反而成为效率违约的激励机制。（参见陈凌云：《效率违约遏制论——以完善违约损害赔偿责任为线索》，载《当代法学》2011年第1期，第85页）我国知识产权案件中损害赔偿金额较低，使知识产权人的利益无法得到有效保障。

①各国《专利法》对于宽限期的规定不同，主要不同点涉及时间、允许的披露主体、允许披露的发明来源、披露方式、对宽限期内他人相关发明专利申请的法律效力。欧洲没有宽限期的规定，发表的发明摘要将被认为是随后提出的专利申请的现有技术。日本、韩国规定的宽限期是6个月。我国《专利法》第24条规定的宽限期也是6个月。加拿大、巴西、澳大利亚、墨西哥和美国规定的宽限期是12个月。在美国，已发表的摘要可能对公开发表日后递交的专利申请有利。美国《发明法案》提供了一个独特变异：宽限期内豁免，即在发明人专利申请日之前，公开其发明可能抵御其后他人在该发明人专利申请日之前的专利申请。实际上，美国已经创造了一个“第一次披露”制度。加拿大与美国不同。加拿大的宽限期只针对发明人直接或间接对其发明的披露，即宽限期内，自己披露自己的发明，不影响其后自己的专利申请的新颖性。例如，发明人在出版物上，公开了自己发明摘要，该出版物不视为其后发明人申请专利的现有技术。但是，该发明人专利申请日前他人相同发明的公开，将作为现有技术。

(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

法官的自由裁量权也是重要的解决路径。

五、结论

协同创新是实施创新驱动发展战略，实现科技高质量发展的关键。协同创新的本质是知识产权的创造、应用和推广，而知识产权的垄断性和协同创新的开放性使两者成为天然的矛盾体，它已经成为协同创新深入发展的梗阻。不完全契约理论提供了有关前述困惑的非常有力的分析框架和解决路径。它要求企业具有特定的创新能力，通过契约来适度保护知识产权和管理开放，伴随着企业动态的知识产权保护策略以及与之相对应的创新模式的灵活变化，需要有相一致的契约策略提供保障。提出完善不完全契约自我履约机制和第三方履约机制的对策建议，可以有效解决协同创新与知识产权保护悖论。

参考文献

[1]李俊青，苗二森.不完全契约条件下的知识产权保护与企业出口技术复杂度[J].中国工业经济，2018，(12).

[2]郭永辉，郭会梅.设计链协同创新与知识产权的矛盾探析[J].科技进步与对策，2011，(3).

[3]耿磊.协同创新成果知识产权法律界定与创新激励[J].科学管理研究，2014，(6).

[4]李伟，董玉鹏.协同创新过程中知识产权归属原则——从契约走向章程[J].科学学研究.2014，(7).

[5]BROEKEL T，FORNAHL D，MORRISO A.Another cluster premium: innovation subsidies and R&D collaboration networks[J].Research Policy，2015，44(8).

[6]吴姮，于丽英.基于多重螺旋理论探索“官产学研用”协同创新途径[J].科技和产业，2013，(3).

[7]何郁冰.产学研协同创新的理论模式[J].科学学研究，2012，(2).

[8]许庆瑞，谢章澍.企业创新协同及其演化模型研究[J].科学学研究，2004，(3).

[9]兰艳，李朝明.基于协同创新的企业知识产权合作问题与对策研究[J].科学管理研究，2017，(18).

[10]邱君，李朝明.基于协同创新的企业知识产权合作体系研究[J].管理现代化，2015，(2).

[11]吴汉东.民法法典化运动中的知识产权法[J].中国法学，2016，(4).

[12]张丽娜，谭章禄.协同创新与知识产权的冲突分析[J].科技管理研究，2013，(6).

[13]吴翌琳.技术创新与非技术创新的协同发展——中国工业企业协同创新的微观实证[J].求是学刊，2019，(1).

[14]切斯特·巴纳德.经理人员的职能[M].李丹，译.北京：电子工业出版社，2016.

[15]NEWELL A，SIMON H A.A program that simulates human thought[M].Defense Technical Information Center，1961.

[16]符加林.企业声誉效应对联盟伙伴机会主义行为约束研究[D].杭州：浙江大学，2007.

[17]徐树.国际投资条约下知识产权保护的困境及其应对[J].法学，2019，(5).

[18]朱琪，王柳清，王满四.不完全契约的行为逻辑和动态阐释[J].经济学动态，2018，(1).

[19]郭韧，程小刚，李朝明.企业协同创新知识产权合作的动力学研究[J].科研管理，2018，(11).

[20]罗瑾琏，等.迷雾中的抉择：创新背景下企业管理者悖论应对策略与路径研究[J].管理世界，2018，(11).

[21]FURUKAWA Y.Intellectual property protection and innovation: an inverted-U relationship[J].Economics Letters，2010，(2).

[22]MARIA A R.Incomplete contracts，intellectual property and institutional complementarities[J].European Journal of Law and Economics，2004，(18).

[23]齐爱民，马春晖.协同创新下我国知识产权利益分享的法律构建[J].江西社会科学，2017，(9).

[24]吕朝凤，陈汉鹏.社会信任、不完全契约与长期经济增长[J].经济研究，2019，(3).

[25]杨红军.理性人标准在知识产权法中的规范性适用[J].法律科学(西北政法大学学报)，2017，(3).

[26]杨涛.论知识产权法中停止侵害救济方式的适用——以财产规则与责任规则为分析视角[J].2018，(1).

[27]胡冬雪，陈强.促进我国产学研合作的法律对策研究[J].中国软科学，2013，(2).

[责任编辑：一　凡]

(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

The Postmodern Predicament of Man and History: the metaphor and significance of Heller's A Philosophy of History in Fragments

ZHAO Hai-feng WANG Xiao-qiong

Abstract: Heller, a representative of Eastern European Neo-Marxism, expresses her philosophical thoughts on history after the collapse of the grand narrative in her book A Philosophy of History in Fragments. In this book she makes extensive use of metaphor to express the historical choices of human beings in contingent situations in a "non-theoretical" way. She dispels metaphysical myths and rejects the view of history as homogenous and rational. One of the aims of her philosophy of history is to create a microcosmic "cultural utopia" in the postmodern context, trying to achieve a coexistence of utopia and chance. In a sense, Heller's philosophy of history inherits the spirit of Marxist theory of history, showing concern for human destiny, resistance to alienation, and criticism of modern ideology, echoing the trend of the 20th century from the macro-to the micro-philosophy of history, and representing a possibility for Marxist philosophy in a new era. Heller's theoretical reflections help to further enrich our understanding of the Marxist view of history.

Key words: Postmodernism; philosophy of history; Eastern European Neo-Marxism; Heller

Normative Modeling of "Cultured China": Take "Domestic Discipline", "Rural Treaty" and "Regulations" in the Civil Law of the Qing Dynasty as Examples

XIE Hui

Abstract: Adhering to the direction of "cultured China" is the key to the endless growth and continuity of Chinese civilization, and also the basis of Chinese identity construction for people from scholar-bureaucrats to ordinary people. However, the creation, maintenance and development of "cultured China" cannot be achieved without the support of the technique of standardization. Vice-versa, the ideology of "cultured China" must be supported, standardized, guaranteed and shaped by the technical "normative (legal) China", in order to create the sustainable conditions to guide, revise and shape the "cultured China". Among them, folk law, as an informal system, forms the foundation of "cultured China" in the grass-roots society. In the Qing Dynasty, the mission of "cultural China" was put forward, standardized and shaped in its "domestic disciplines", "rural treaty" or "regulations". Although the traditional content of "cultured China" cannot be restored, we are facing the mission of rebuilding a "cultured China". This process of reconstruction mutually forms the exterior as well as interior meaning with the "normative (legal) China". Therefore, through the "cultured republic" of folk law and official law, it has its own unique significance to promote the reconstruction of "cultured China".

Key words: Cultured China; Folk Law of Qing Dynasty; Normative(Legal) China; Reconstruction of Cultured China

Integrating IP protection and Collaborative Innovation from the Incomplete Contractual Route

CHEN Can-ping LI Yan

Abstract: There are both theoretical and practical conflicts and contradictions in intellectual property protection and collaborative innovation among enterprises, the essence of which lies in the limited rationality of participants in collaborative innovation, the existence of transaction costs, and information asymmetry, all of which result in the obvious limitations of the contract as the core of governance and legal core in collaborative innovation and related intellectual property protection of enterprises. The paradox between IPR protection and collaborative innovation can be effectively resolved by improving the mechanism of the incomplete contractual self-consummation and third-party compliance. As for the mechanism of incomplete contractual self-consummation, it should pay attention to all the elements of the explicit contract to stimulate innovation vitality; it should pay attention to the implicit contract to promote the sustainable development of collaborative innovation. As for the third-party compliance mechanism for incomplete contracts, the Patent Law should be improved, the conflict between IP protection and sharing should be resolved, and the subjects of collaborative innovation should be given a clearer legal status and the right of renegotiation.

Key words: incomplete contract; intellectual property protection; collaborative innovation

(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

文章编号：2095－6835（2020）10－0077－02

中国装备制造业发展问题研究*

李 妍，浩玉钊，常昭坡
（天津科技大学 经济与管理学院，天津 300222）

摘 要：近年来，中国装备制造业优势产业集群快速发展，产业发展生态体系不断完善，绿色制造培育出新动能，但同时也存在发展模式落后、创新成果转换率较低、子产业发展差距较大等一系列发展瓶颈，其主要由发展规划不清晰、创新生态系统管理不足、各主体间联动性较弱所致，促进中国装备制造业发展就要深入强化绿色发展理念，加强产学研联动，提高创新转换能力，适时调整发展战略，增强外部抗风险能力。

关键词：装备制造业；竞争力；创新能力；技术装备
中图分类号：F426.4 **文献标识码**：A DOI：10.15913/j.cnki.kjycx.2020.10.032

1 中国装备制造业发展现状

装备制造业是为国民经济和国防建设提供技术装备的基础性、战略性产业，是推进经济高质量发展的主战场，是实现人民对美好生活向往的重要支撑。中国装备制造业经过新中国成立以来 70 年的发展，目前已经基本形成了完整的工业体系，竞争力得到了大幅度的提升。

1.1 优势产业集群快速发展

以大型企业集团为龙头，以重大技术装备产业链为纽带，中国培育了一批产业特色鲜明、发展水平和规模效益领先的优势产业集群。中国打造了一批万亿级、千亿级产业集群，如北京、上海、河南、西安等省市推进装备制造业向高端化、智能化、服务化发展，打造万亿级装备制造产业集群；黑龙江省推进百千万工程建设，集中打造包括电力装备、交通运输装备、汽车及零部件、机器人及智能装备等在内的 15 个千亿级产业，推进装备制造向集群化发展。

1.2 产业发展生态体系不断完善

中国立足于高质量发展需求，以供给侧结构性改革为主线，紧扣国民经济和国防建设迫切需求，从研发、工程化、产业化三个环节协同发力，补齐重大短板，夯实发展基础，提升创新能力，着力打造更具活力的产业生态体系，加快推动中国装备制造业向全球产业链中高端迈进。目前重大技术装备领域已建设 21 家国家重点实验室、70 家国家工程（技术）研究中心。基本形成了以大型企业带动中小企业、整机带动关键零部件和原材料，门类齐全、具有相当规模和一定水平的产业体系，是全世界唯一拥有联合国产业分类中全部工业门类的国家。

1.3 绿色制造培育新动能

改革开放 40 年来，中国工业发展取得长足进步，随之而来的大量资源能源消耗给生态环境保护带来巨大压力。当前，越来越多的装备制造企业正努力向绿色化转型，积极探索将绿色发展理念注入设计、生产等各个环节，将“能源消耗低”“资源节约”等作为发展目标。全国规模以上企业单位工业增加值能耗呈现逐年下降趋势，通过绿色制造培育发展新动能，构建科技含量高、资源消耗低、环境污染少的产业结构和生产方式。

2 中国装备制造业发展瓶颈及成因

2.1 中国装备制造业发展存在的问题

经过多年发展，中国装备制造业竞争力已经得到了很大的提升，但是不可忽视的是也存在一些发展问题，这些问题成为了装备制造业转型升级的重要阻碍因素。

2.1.1 发展模式落后

综上所述，中国装备制造业在规模以上工业企业数、利润总额和平均用工人数等方面都占据了工业的相当大的比例，但是中国装备制造业主要依靠廉价劳动力为代价来换取规模生产，中国发展装备制造业的主要优势是具有大量的劳动力，而且十分廉价。虽然有越来越多的装备制造业企业重视绿色发展，但仍有部分地区选择破坏自然资源和污染环境的方式换取经济的快速发展。

2.1.2 创新成果转换率较低

随着信息化和科技化的快速发展，中国装备制造业也越来越重视产业创新能力的发展，但是起步低、发展模式固化等导致其创新成果转换效率低下，主要体现在高投入的研发经费不能有效转换成新产品销售利润的高回报，产业内的创新仍然以“引进”为主，创新技术和工艺不能更好地吸收和消化，使得中国装备制造业自主品牌和知识产权较少。创新成果不能及时转换成产业利润导致产业创新动能不足，创新

*［基金项目］天津市哲学社会科学规划课题“创新生态环境下的装备制造业竞争力转型升级与综合评价研究”（编号：TJGL18-027）的阶段性研究成果

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

发展不能实现良性循环。

2.1.3 子产业发展差距较大

首先从区域布局看，东南沿海地区装备制造业发展势头强劲，综合创新力处于全国龙头地位；中部处于中等和相对较强位置；西部各省区的创新力均较弱或弱；东北三省装备制造业综合创新力优势已被东部地区所取代。从细分行业来看，子产业利润总额无论是发展速度还是体量均存在较大的差距，并且差距有逐渐加大的趋势；计算机等高技术行业发展速度也明显高于金属制品业等传统的资源型产业。装备制造业区域间和子行业间发展差距成为了该产业竞争力提升的重要“短板”。

2.2 中国装备制造业发展瓶颈成因分析

装备制造业竞争力发展存在的问题本质上是该产业创新生态系统发展问题，主要体现在系统发展规划不清晰、系统管理不足和各主体间联动性较弱等方面。

2.2.1 发展规划不清晰

创新是企业和产业发展不可或缺的动力。长期以来，由于主要以技术引进为指导思想，靠加工获得利润相对容易，也相对轻松，但容易滋生坐享其成的思想，投入自主研发动力不足，核心技术还是掌握在外商手中，利润率不高。装备制造业创新生态系统一直没有把基础研究、应用基础研究同市场需求紧密联系在一起，科研院所的技术成果往往不是面向市场的一线企业所需要的。当今世界，技术发展日新月异，不科学规划可能很快就会落后，如果无法提供与时俱进的参考与指引，其结果必然是造成要素投入的浪费，且无法有效促进技术进步和装备制造业竞争力的提升。

2.2.2 创新生态系统管理不足

政府作为创新生态系统的主体，在宏观方面可有效发挥宏观调控、法规监控、政策引导、财政支持、服务保障等功能，对创新生态系统中的创新活动进行扶持与推动，引导创新生态系统中的其他创新主体和创新活动。在创新生态系统中政府承担着管理者的角色，由于其在管理中出现的一些不到位情况导致创新生态系统整体发展受阻，进而影响装备制造业竞争力，比如在知识产权保护、科技成果转化、财税优惠等方面的政策还不够健全，政策的突破性和创新性还不够显著等。因此，如果要形成有利于装备制造业发展的环境，需要在国家层面形成一致的管理协调机制。

2.2.3 各主体间联动性较弱

从装备制造业不同地域的企业地理布局来看，有些相对集中，有些相对分散，专门的管理委员会和专业管理人员还较为缺乏。有些区域的产业特色较为集中和突出，但有些同产业下的各企业分布相对分散，使得各主体的协同创新受到影响。对于合作，企业与上下游产业链的互动多自发进行，缺乏深度和广度。

此外，科技服务机构多处于独立提供服务的模式，对于部分孵化器和众创空间缺乏统一规划。现有中介服务机构服务范围和服务水平有限，创新生态服务链接机制有待完善，未打造完整的创新创业链条；创新核心主体企业种群的创新动力不足，其自主创新的内生动力机制缺失，现有创新型企业的核心竞争力和持续发展能力不足。

3 中国装备制造业发展对策

3.1 深入强化绿色发展理念

“绿水青山就是金山银山”，绿色发展观点的宣传和落实需要政府引导、企业配合、员工实践三方共同合作。首先，政府需引导装备制造业企业树立绿色制造的生产理念，对于绿色制造标准、规范等制订一个统一衡量体系，使员工对绿色制造的概念和内容有一个统一认识和理解，同时加强对绿色制造过程的关注，促进该制造技术的共享和实践应用。鼓励企业将绿色发展作为长续发展和长期利润的出发点和关键之处，将企业利润与社会责任联系起来，积极推动绿色制造工艺的研发和施行，加强相关工作人员的专业素质和技能培训，以企业利润反哺研发创新，注重清洁能源对传统能源的替代，推动企业绿色制造。积极推动装备制造业的转型升级，发展过程中减少能源消耗和提高能源使用率，寻求新能源的替换使用，以电、气、风等新型能源来代替煤炭、石油等传统能源，减少废气物的排放；寻求循环发展，注重产业垃圾的再利用，提升固体废弃物的使用率。

3.2 加强产学研联动，提高创新转换能力

中国装备制造业在创新方面存在的问题是轻长远、重眼前，具体表现为新产品的研发均取得了不错的收益，但是对于自主品牌、原创技术等长期影响产业发展的方面重视程度不足。所以，企业管理者在制订发展战略时，应加强对自主知识产权、自主品牌的重视，在这方面投入更多的资金，同时加大对科研人员的保护力度，通过人才引进政策吸引更多的研发人员投入到研发工作中去。政府也应发挥其作用，比如对企业创新活动进行奖励、加强高校与科研机构与企业之间的协作，营造创新至上的良好创新氛围。

3.3 适时调整发展战略，增强外部抗风险能力

装备制造业本身就是一个深受外部环境影响的产业，无论是企业，还是政府都应该成立专门针对外部风险进行分析的部门或组织，时刻关注产业环境的变化，并针对不同的外部环境风险制订及时、有效的应对策略，以使外部风险对自身的破坏尽可能降低。比如应对席卷全球的新冠肺炎疫情，中国装备制造业中的外向型企业应及时调整企业发展战略，更多考虑拓展国内市场，积极进行技术研发以减少国外相关技术的遏制影响。“打铁仍需自身硬”，必须进行产业结构的调整和优化升级，依靠研发创新等方式占领产业发展高地。

（下转第 80 页）

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

传统的教学观念和教学设计思路，更多以现代化的教学理念设计教学过程。远程在线学习这种教育形式，不是简单地将课堂教学复制到线上教学中，而是多种学习方式和教学方法的融合。教学需要以学生为中心，采用信息化的教学手段，遵循内心不焦虑、身心更健康的原则，引导学生在家也能够自我规划、自我管理、自主学习。可以看到，信息化建设的推广，使广大教师在熟悉网络教学平台和借助网络搭建“线上课堂”后，不仅有效解决了因防控不能返校在教室中上课的问题，还能推动教师研究探索新的教学模式、教学方法。

教育信息化手段的应用，促使全国各地可以在疫情防控期间实现网络教学，虽然在科技发达的今天，医学领域、科技领域、航天领域、交通领域等都得到很快发展，但是课堂教育依旧依赖粉笔讲课，信息技术在教育中的影响并不大于其他领域。此次“停课不停教”的线上教学给信息技术进入教育领域提供了一个良好的机遇。尽管在尝试初期，出现教学平台不稳定、信息技术操作不熟练、网络崩溃等问题，但是人们依然看到了希望，必将深入研究教育信息化的各个环节，考虑什么样的学习方法更佳，信息化技术与学习应该怎样融合才能使学习效果更好，这不仅是教育领域的研究，也是计算机技术研究的重要内容。

3 推动教育信息化建设的对策分析

3.1 加强计算机网络的建设，各部门协调合作

信息化建设离不开各部门之间的相互配合。各部门之间要做好沟通协调工作，及时掌握学校网络资源建设情况，保持网络运行通畅，为教学管理部门组织学校在线教学平台搭建和测试服务，开通教学管理平台的外网访问服务，由专人负责跟踪收集数据，及时满足在线教学的网络资源需求，第一时间为线上教学提供各项支持工作。

3.2 加大对教师现代教育技术的培训力度

在各个地区普及计算机网络技术，为信息化技术的全面发展奠定基础。教师作为教育信息化的主要推广者，需要掌握数字化设备与计算机网络等相关信息化技术。加强师资的教学信息化培训，提高教师操作水平，鼓励教师利用信息化资源为课堂服务，设计优化学生学习过程，整合教学设计与信息技术来提高教学质量。

3.3 完善学校的奖励机制和考核机制

提升教师的信息能力与教学能力，建立具有现代化教育特征的认证制度，鼓励教师与技术人员联合开发具有学科特色的教学信息资源，提升教师队伍的信息素养与信息技术开发能力。

3.4 加大对教育信息化的投入，推广教育技术的应用

要推动教育信息化的发展，尤其要重视对信息技术设施环境建设和软件资源开发的经费投入，保障信息技术建设的各个环节能够持续发展。针对偏远地区的信息化普及，还需要国家精准扶贫政策支持，为更多偏远地区的学校普及信息化知识，配备相应的硬件设备。

4 结束语

高校教育信息化建设是一个长期、持续、动态的过程，对推进教育教学质量工作有重要的作用。尤其是在特殊时期，更加体现其不可替代的重要作用。人们必须跟上时代的潮流，勇于开拓进取，深化高校与教学改革，为提高人才培养质量做出努力。

参考文献：

[1] 林鑌，陈龙.高校教学信息化建设实践和思考[J].实验室研究与探索，2019(8)：236-239.
[2] 刘喜东，于丰.高校教育信息化建设的意义及对策[J].沈阳建筑大学学报(社会科学版)，2005(3)：212-214.
[3] 张亮.高校教育信息化建设方法及对策研究[J].信息技术与信息化，2020(1)：145-146.

作者简介：杨皓(1984—)，女，本科，助教，研究方向为项目化教学。任刚(1986—)，男，本科，助教，研究方向为项目化教学。

〔编辑：张思楠〕

(上接第 78 页)

参考文献：

[1] 张华明，王晓林，张聪聪，等.中国装备制造业阶段竞争力研究[J].贵州财经大学学报，2016(6)：62-72.
[2] 刘兰剑，张田，牟兰紫薇.高端装备制造业创新政策评估实证研究[J].科研管理，2020(1)：48-59.
[3] 杨瑾，王雪娇.模块化、知识流动与装备制造业集群企业创新绩效[J].软科学，2019(12)：47-52.

作者简介：李妍(1978—)，女，天津人，副教授，主要从事技术创新与绿色发展研究。浩玉钊(2002—)，男，山西长治人，本科在读，主要从事公共政策与技术创新研究。常昭坡(1992—)，男，河北邢台人，硕士研究生在读，主要从事企业组织与竞争力研究。

〔编辑：张思楠〕

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

DOI:10.13833/j.cnki.is.2014.08.009

复杂网络上的网络舆情演化模型研究述评

任立肖,张　亮,杜子平,李　杨

(天津科技大学 经济与管理学院,天津 300222)

摘　要:小世界和无标度特性的发现成为复杂网络兴起的标志,之后的网络舆情演化模型大多是基于复杂网络构建的。本文梳理了Ising模型、元胞自动机模型、投票者模型、多数决定模型、Sznajd模型、有界信任模型、CODA模型等重要模型的发展历程,阐述复杂网络如何推动这些模型的进展。随后对模型进行了类型划分,并分析模型的内在联系,对目前的研究进行总结并推测研究未来的发展趋势。

关键词:网络舆情;复杂网络;演化模型

中图分类号:G206;G250.2　　**文献标识码**:A　　**文章编号**:1007-7634(2014)08-148-09

A Review of Evolutionary Model of Network Public Opinion Based on Complex Network

REN Li-xiao, ZHANG Liang, DU Zi-ping, LI Yang

(School of Economics and Management, Tianjin University of Science & Technology, Tianjin 300222*, China)*

Abstract: After discovery of small-world and scale-free network, most of the evolutionary models of network public opinion are based on complex network. This paper hackles the development process of network public opinion evolutionary models, including Ising model, Cellular Automaton Model, Voter Model, Majority Rule Model, Sznajd Model, Bounded Confidence Model and CODA Model, explains complex network how to promote the progress of these models and analyze the intrinsic links between the important models. Summarizes the current research and speculates on future trends.

Key words: network public opinion; complex network; evolution model

1　复杂网络舆情演化研究

1.1　复杂网络的兴起

上世纪末,小世界网络和无标度网络的发现让网络科学摆脱了传统图论的长期束缚,成为一项里程碑式贡献[1]。首先是1998年Watts和Strogatz借助"六度分离"的科学假设提出了小世界网络模型[2]。他们发现,看似不同的各种复杂系统,例如互联网、万维网和食物网等都具有某些相同的拓扑结构属性。在这些属性中,一个节点只需经过少数几个节点即可到达另一个节点的属性可能是最显著的,即"六度分离"或者"小世界特性"。Watts和Strogatz通过对环状规则网络的随机化重连,构建了经典的WS小世界模型[3]。为降低对网络连通性的破坏,

收稿日期:2014-02-20

基金项目:教育部人文社会科学研究项目(12JYC860056);天津市高等学校人文社会科学研究项目(20132155);天津市高等学校人文社会科学研究项目(20112107);天津市科技计划项目(13ZLZLZF06500);天津科技大学重点学科资助项目

作者简介:任立肖(1982-),女,河北人,硕士研究生,讲师,主要从事网络舆情研究.

(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

Newman 和 Watts 又将模型的随机化重连改为随机化加边，提出了 NW 小世界模型[4]。除了这两个经典模型以外，学者通过边和点的不同形式的加减以及网络形成过程的不同设置，提出一些相近的小世界模型，如有向小世界网络、动态小世界网络、确定性小世界网络等相关网络结构。

而无标度性质是继小世界效应之后的另一重要发现，Barabási 和 Albert 提出一个无标度网络模型[5]，后被成为 BA 无标度网络模型，指出在复杂网络中节点的度分布具有幂指数函数的规律。模型建立在对互联网等复杂系统网络的实证研究上，发现了复杂网络中的“无标度”(scale-free)特性，即“增长”和“优先连接”，从而突破了传统随机网络模型不能反映动态演化系统的局限。研究发现，大多数真实世界中的网络，如 Internet、电子邮件网络、流行病传染网络等都有类似的特性，很多学者利用无标度网络构建了社会关系模型。

但相对现实网络，BA 无标度网络模型仍然过于理想化，于是很多学者创建了一些相关模型。加权无标度网络[6]就是其中之一，可以描述边的异质性。Barrat、Barthélemy 和 Vespignani[7]等将加权网络应用到实际网络，统计国际航空网的结构数据，提出了著名的 BBV 网络结构模型。为了清楚的说明网络中的模块性，Ravasz 和 Barabási 提出了等级网络结构[8]，它同时具有无标度和高度聚类的特性，更能反应人类社区的真实情况[9]。因随机 BA 网络在直观性上较差，且其网络特性不便于解析，有学者尝试构建确定性无标度网络，其中阿波罗网络最为完美，与真实网络最为相似[10]。

1.2 复杂网络对网络舆情研究的促进

随着社会系统的复杂化和信息技术的快速发展，网络舆情的形成、传播与演化的机理成为研究热点。国内学者多从社会科学角度对于网络舆情的概念、特点、引导和管控等有较多研究成果[11-14]。网络舆情基于复杂的社会人际关系网络，信息具有交互性，观点动态变化、系统自组织、自适应等特点，尤其在 web2.0 的环境下，网民观点传播和演化更加复杂多变，所以网络舆情演化是典型的复杂巨系统，具有复杂系统的特征。

而复杂网络理论的逐步发展，提供了比以往其他方法都更有效的表达社会网络结构及关系的方法[15]。复杂网络理论的引入，极大促进了舆论传播研究的进展，网络结构特性（从最初的规则网络、随机网络到后来的小世界网络和无标度网络）对舆论传播和演化的过程和结果都具有重要的影响[16-17]。并且复杂网络的自组织、自适应的特点使得舆论演化过程作用于网络拓扑结构并产生合作演化的结果[18-19]。

复杂网络中的个体行为传播与集体活动的演化等引发了学者们的关注，比照“系统动力学”的名称，形成了“社会动力学”的研究领域，而结合网络舆情，形成了“舆情动力学”、“舆论演化动力学”或称“观点动力学”研究领域。观点动力学基于多 agent 建模，每个个体存在一种状态叫做观点，且通过和其相邻节点交互完成状态的修正。观点动力学模型被广泛应用到网络舆情传播演化分析[20-21]。

2 复杂网络舆情演化模型进展

在网络舆情演化方面，研究者们利用统计物理学、社会动力学、社会心理学等领域的方法，着重描述个体之间意见交互和观点形成的过程，进而得出群体的宏观舆论涌现，得出了多个经典的理论模型，为后续研究储存了深厚的积淀并产生了深远的影响。网络舆情演化模型的构建主要尝试解决两个问题：一是意见演化过程如何导致舆论的最终形成，二是在交互群体中的意见形成过程何时会导致舆论产生、意见极化或分裂等[22]。而复杂网络的兴起极大激发了研究者对经典模型的改进和修正[23]，以便于更加适合网络舆情的真实状况。下文将按照模型的提出时间对其发展脉络进行梳理。

2.1 Ising 模型

Ising 模型，又称伊辛模型，物理学家 Ernst Ising 创建于 19 世纪 20 年代，最早是用来解释铁磁物质相变的模型。模型用离散变量(+1 或-1)代表磁性的两极来进行物理的相变研究。该模型同时具备简单的表述和丰富的内涵两种特质，因此应用非常广泛，仅在社会科学领域中，已经应用于股票市场、种族隔离、政治选举等方面。

由于在舆论事件中，个体的观点也可以是二值观点，例如+1 代表支持，-1 代表反对，个体观点修正受到相邻个体及整个社会趋势的影响，所以将 Ising 模型引入了舆论研究中[24]。Pekalski 模拟了 Ising 模型在 NW 小世界网络上的有限温度相变[25]，Hong 等在他们的研究基础上，确定该模型的临界现象[26]。Bartolozzi 应用 Ising 模型研究无标度网络上的观点

(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

动力学,认为系统舆情对应于时间序列的分布函数接近于高斯分布[27]。波兰学者Grabowski基于Ising模型,在无标度网络结构中,考虑个体的空间位置和人际交往的双层等级结构,构建了人际交往的观点形成模型。该模型认为个体对其他个体的影响程度取决于他们的权威度[28]。Bonzom等分析了Ising模型和三维或更高维度的随机晶格的耦合[29]。

Ising模型是舆论演化研究的发端,虽然直接用于表示舆论演化存在很多局限,但很多学者基于该模型进行深入研究,演化出Sznajd、Galam等模型。

2.2 元胞自动机模型

元胞自动机(CA),又称细胞自动机,是一种离散的数学模型,由空间离散的元胞组成,每一个元胞的取值决定其状态,并且根据一定的规则同步更新。该模型最早用来研究生物繁殖。Sakoda最早将其应用在了社会科学领域,研究二战后日本人在美国被疏散时,某个搬迁中心人员的交互过程,借以研究群体的形成过程[29]。Alves建立了民主投票过程的随机元胞自动机计算机模拟模型[30],在该模型中,选民会根据自己的意识形态和社会影响来更新自己的投票意向,社会影响主要包括选民之间的交互、维持原有选择的坚定程度和媒体广播的影响。国内的刘慕仁研究团队于2002年最早提出了舆论传播的元胞自动机模型[31],方薇团队考虑元胞坚定性特点设计了元胞移动遍历的舆情传播模型[32],曾祥平等增加了网络个体数量变化和突发事件两个因素,建立了基于元胞自动机的网络舆论激励模型[33]。

元胞自动机的特性为个体状态明确,交互规则简单,这一特性使其成为理论发展初期最受研究者青睐的研究模型,但正是这一特性使其不能更加深入的探讨复杂状态下的个体交互,所以与复杂网络的交叉大多是用该模型来检验网络结构特性。Tomassini等比较标准点阵元胞自动机模型和小世界网络元胞自动机模型,发现差异显著,小世界网络更有效率而且具有较强鲁棒性,受随机噪声的影响较小[17]。Chen研究了基于有向网络结构的网络舆情演化的模糊元胞自动机模型[34],模拟结果揭示了网民意见集中和极化过程,结果显示了网民的四个特点(自我情感倾向、自信度、影响度、周围网民的情感倾向)对于个体和群体都有一定的影响,邻居特征的改变也会影响网民的行为。Yao等使用元胞自动机模型仿真了互联网络舆情的进化[35]。

2.3 投票者模型

投票者模型(Voter Model,简称VM),20世纪70年代由Clifford和Sudbury等提出。模型研究处于特定空间内的个体对于某问题观点的演化过程,假设个体观点受相邻个体影响,并且随机从相邻节点中选择一个作为自己的观点(如图1)。个体观点不受外部因素影响,大多数个体意见也不能直接影响个体观点。它是一个加概率的元胞自动机模型,而在一维晶格中,投票者模型等同于一维Ising模型。

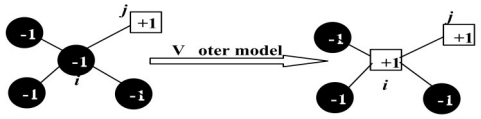


图1 投票者模型示意图

注:个体i从邻居个体中随机选择了j,用j的观点+1代替了自己的观点-1

在复杂网络理论逐渐兴起之后,针对各类不同网络结构的投票者模型成为研究的热点。Stellano将投票者模型应用在WS小世界网络中,结果显示对于有限人口群体,WS网络完成意见交互排序所需的时间比一维晶格更小,另一方面,存活率调查显示选民动力学不会引致系统有序[36]。Suchecki还将该模型应用在BA无标度网络中[37]。

2.4 多数决定模型

多数决定模型(Majority Rule Model),来源于心理学的"从众现象",基本规则是局部内的少数服从多数。在该模型中,每步迭代选择一个小组,被选中的小组参与者采取此组中的大多数意见作为自己的意见,即个体在迭代时选择某观点的概率和其持有该观点的邻居数目成正比。该模型通常适用于小组讨论或辩论时的意见传播,可以揭示多数规则下舆论的传播演化状态。

在使用多数决定规则的模型中,尤以Galam模型最为著名。Galam将Ising模型用于模拟选举过程中的局部多数原则(Local Majority Rule)而提出了Galam模型[38]。模型结果表明,初始状态的公共偏好对群体最终观点具有方向性影响。若将这种选举机制引入舆情动力学研究中,则可模拟二值观点的演化过程。Stauffer对Galam模型中的个体观点传播从随机渗透改变为点阵扩散,模拟了观点的演变过程[39]。陈福集等在该模型基础上引入表示网民观点变化的动态变量来模拟网络舆情演化[40]。

(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

2.5 Sznajd模型

Sznajd-Weron于2000年提出一个反映观点交互的模型[41],后被命名为Sznajd模型。在该模型中,个体观点只有两种取值(+1或-1),并且只和最近邻(左右邻居)交互,每个个体的观点变化根据"团结生存,分化消亡(United we Stand, Divided we Fall)"的规则由其邻居的状态决定,通过交互某些个体会放弃自身观点而采用其邻居的观点,交互的基本思想是"个体观点受周围环境的影响,且两个人一起更容易说服一个人"。$Agent_i$(其观点用S_i表示,其他同理)和$Agent_{i+1}$决定其邻居$Agent_{i-1}$和$Agent_{i+2}$的观点,演化规则可表述为:若$S_i=S_{i+1}$,则$S_{i-1}=S_i=S_{i+1}=S_{i+2}$,若$S_i\neq S_{i+1}$,则$S_{i-1}=S_{i+1}$且$S_{i+2}=S_i$。作者发现通过模拟个体观点交互,最终系统会出现两种稳定态,所有个体观点相同或持两种观点的个体以相同比例共存。

Sznajd最初是在一维环中定义的,后也被扩展到二维和三位晶格,以及复杂网络和其他拓扑结构。Behera认为在一维链中,Sznajd模型就是一维的投票者模型[42]。而Sznajd-Weron本人认为,与投票者模型或Ising模型不同的是,Sznajd模型的信息是向外流的。尽管存在如此的争论,Sznajd模型仍然是近年来最受学者关注的观点动力学模型,在政治、金融、市场等不同领域都有应用[43]。Stauffer将一维Sznajd模型与Galam模型进行了比较,并将Sznajd模型推广到了二维正方晶格中,这种二维结构更加适合描述社会交互活动[44]。

Bonnekoh在无标度网络的生长过程中应用了Sznajd模型的演化规则,仿真发现,如果舆论演化机制已经开始启动,新活动体的加入不会对现有舆情系统产生很大影响[45]。Sousa考察在无标度网络增长过程中,Sznajd模型的个体观点的演化,证明个体的有界信任阈值对网络舆情的总体演化有决定性影响[46],当有限信任阈值大于0.5,系统演化结果为全体观点一致;当有限信任阈值小于0.5,系统将产生多个不同的观点群体。Stauffer等也曾将Sznajd模型应用到无标度网络[47]结构中。该模型在小世界网络中也有许多应用[48-49]。

尽管Sznajd模型有了较多应用,但是考虑社会特性的不多。真实世界的社会动力学有大量细节被理论模型忽视,Crokidakis在Sznajd模型中引入说服力机制来限制agent的劝说能力[50],随后又加入局部多数意见影响的机制来模拟意见扩散过程[51]。Crokidakis还运用二维Sznajd模型来考察大众媒体对于意见传播的影响[52],引进大众媒体影响这一外部域指标,认为个体会以一定概率跟随媒体的意见,并考察了不同网络规模的概率临界值。Galam从社会物理学的角度,提出了一个能够再现社会现实复杂性的模型,模型表明,舆情形成过程中,本应由民主辩论驱动的舆情固有极化效应的方向,因人口共同信仰而导致偏离[53]。

2.6 有界信任模型

有界信任模型(Bounded Confidence Model)是一类模型的总称。因为二元变量模型适用于只有两种选项时的舆论传播,然而现实中个人意见并非总是极端情况,可能会存在多重选项。根据个体交流的实际情形,只有状态互相接近的个体才能引发共鸣并发生交互,因此引入置信区间的概念,对个体观点的交互范围做出限制,建立连续态度模型,称为有界信任模型[54-56]。其中,最为经典的是2002年对Sznajd模型进行改进而提出的两个模型,分为是Hegselmann和Krause提出的Hegselmann-Krause模型(HK模型)[57]、Deffuant提出的Deffuant模型(D模型)[58],他们将个体观点扩展为实数形式,建立了二维晶格上的观点进化模型。D模型将晶格上的个体态度规定为0到1之间的实数,每个步长随机选择一个邻居,若和该邻居的意见差异大于阈值,则不发生交互,若在阈值范围内,则按照既定规则交互。HK模型则考虑个体意见通常受到多个个体意见的影响,个体在遍历了所有相邻节点之后选择满足阈值范围的个体交互[59]。

在复杂网络上,Stauffer等将Deffuant模型应用在BA无标度网络[60]上。Hegselmann-Krause因其算法时间复杂度较大而应用没有Deffuant模型广泛,Fortunato将其应用在BA无标度网络上分析网络舆论演化中阈值与网络规模的作用,结果表明阈值越大,越有利于舆论的充分演化[61]。由于互联网络用户规模巨大,限于时间和精力,个体不能逐一比较其他个体与自身观点的距离,也就不能完成与其他用户观点的交互,所以陈桂茸等对有界信任模型进行了改进,综合考虑用户之间的影响力、信任的阈值和个体策略的坚持度等因素,建立了高影响力优先的连续的网络舆论演化模型[62]。Koulouris在内部个体平衡和有界信任的理论基础上,提出了多重均衡调节模型(Multiple Equilibria Regulation model,简称MER模型),基于agent来模拟社会网络中的观

(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

点动力学的模型，结论是观点的一致、极化或分裂都可能出现[63]。

2.7 CODA模型

Martins假定agents的邻居的观点的正确性使用贝叶斯法则来确定，提出了连续观点和离散行为模型（Continuous Opinions and Discrete Actions，简称CODA模型），并分别在投票者模型和Sznajd模型上进行了实施应用。该模型的理论基础是尽管在离散观点模型中，个体只能选择二进制中的某一选项（离散行为），但是其所持有的真实观点可能是连续的（连续观点），个体会与相邻个体进行交互（次数不定）并调整自己的观点倾向，从而改变自身的行为[64]。

Martins本人对该模型进行大量的后续研究。基于CODA模型探讨了社会网络中极端主义的出现以及不同观点的个体加强交互有助于消减极端主义[65]。然后分别基于不同网络结构、个体异质性、纯粹连续观点、增加变量（agent考虑对邻居的影响）方面对CODA模型进行进一步的探讨[66-67]。2013年，Martins和Galam合作运用了CODA模型和GUF（Galam Unifying Frame）模型，将agent赋予顽固性的初始特性，探讨公共争论的演化过程和结果[68]。

另外，国外还有学者提出社会影响理论[69]、舆论形成综合模型[70]、文化传播模型[71]等相关舆情演化模型，国内的李青[72]和吴渝[73]等也分别设置不同条件，构建了网络舆情演化模型。

3 网络舆情模型的分类与发展脉络

3.1 模型的分类

通过发展过程的梳理，将模型进行分类可以更加清晰的理解模型的本质及其内在联系。

3.1.1 离散观点模型与连续观点模型

由以上的论述可见，网络舆情演化模型可以分类两个大类，一类是离散观点模型，此类模型将所有人的意见限制在二元观点内，即支持（+1）或反对（-1），非黑即白或非左即右，Ising模型是首个此类模型，投票者模型和Sznajd模型等也都是此类模型。离散模型擅长于代表二进制选项能够描述的问题，且个体不需要存储以前的观点。

由于在现实中，观点倾向性并非如此简单，人的观点可能介于两者之间，存在着很多中间值，所以出现了连续观点模型，以有界信任模型为代表，其中的D模型[74]和HK模型[57]都是此种类型。有界信任的限定agents之间的观点差距在某个阈值范围内才会互相影响。此类模型更适合于多数的观点交互过程。

3.1.2 自上而下模型与自下而上模型

网络舆情演化是典型的群体性行为，根据关注的层面不同可以分为自上而下建模和自下而上建模两种方式。

自上而下建模重点关注网络舆情宏观的演变及群体整体的观点变化。这类模型将研究对象看成一个系统，在不同层次研究系统的整体。最典型就是利用传染病模型模拟谣言传播过程进而反映网络舆论的传播过程。本文中的模型都是自下而上建模方式，通过调查微观的、个体的、简单的、局部的、非线性的相互作用来考察涌现出异常复杂的、群体的宏观行为。这类模型是学界研究的重点，从Ising模型到元胞自动机模、Sznajd模型及后期演化出的大多都是此类模型，这类模型通过设定个体状态和交互规则来反应网络舆论的发展演化。

3.1.3 自然科学领域模型和社会科学领域模型

在网络舆情建模研究上，有来自物理学、数学、计算机与信息科学、情报学、传播学、心理学、社会学等多学科的学者分别在自己的研究视域内开展。在数学、物理学和复杂性科学等自然科学领域，众多学者建立了舆论的演化分析模型，使得演化分析更加客观，趋势更加明显和可判，本文提及的模型大多来源于自然科学领域。在社会科学领域，也有研究者提出如社会影响理论模型等，重点强调社会因素的作用。虽有自然科学和社会科学之分，但是由于网络结构是典型的复杂巨系统，而舆情本身是多方面因素共同作用而成，所以网络舆情模型研究必然是多学科交叉结合，才能对其进行深入的探究。

3.2 发展脉络图

尽管以上模型的初始状态、演化规则和适用情况等各异，但是其内在也存在着明显的联系。

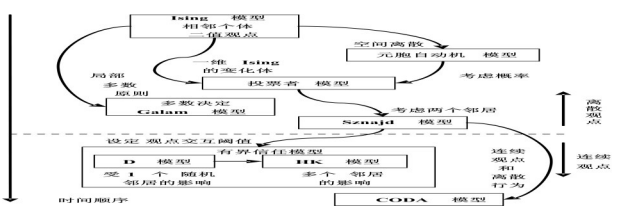


图2 网络舆情演化模型发展脉络图

(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

根据时间顺序及模型的类别变化，可以将模型的发展脉络用树状结构图来表示，见图2所示。

4 网络舆情研究发展趋势

4.1 理论模型与现实情况的匹配度尚待加强

网路舆情演化模型研究，一是将已有经典模型为理论基础，利用计算机模拟，修正已有模型或构建新的模型，二是利用问卷调查、数据爬虫等方式从真实网络中获取数据，利用真实数据验证已有模型的正确和合理性。尽管目前已有大型可靠的网络数据库能够实现大量数据的存储，但是业界的行业壁垒、数据使用者与拥有者的对接等问题，使得目前的研究中的真实数据获取仍然是瓶颈问题。所以能否有机的结合这两个过程，构建更加符合真实状况的模型是目前的一大难点和重点问题。

未来的研究应注重理论研究和实证分析相互促进，从理论上深入探讨网络舆情演化的数学或物理模型，建立清晰准确的理论框架，同时在大数据的背景上，借助数据仓库和数据挖掘等先进信息技术获取大量实证数据，验证理论模型的有效性。

4.2 统计物理学模型的相对简单性与网络舆情的复杂性仍需协调

将统计物理学模型应用到社会科学中，将多层级的人工交互简化为一系列的数学规则，可以洞察微观（心理、个体）之间的关系变化过程和出现的宏观（社会的、文化的）属性。而网络舆情中的个体观点交互可以与物理学领域中的粒子交互为基础，人际关系网络也符合复杂网络的小世界和无标度网络特性，所以利用统计物理学模型来模拟网络舆情演化，可以较好的反应其微观生成机制。

另一方面，社会系统的具体结构复杂，和自然系统有较大不同。在微观层面的物理或化学领域，元素之间的交互会直接导致状态的变化，而社会成员之间的交互通常是间接的，有很多环境要素参与，个人决策风格也有较大差异。尽管在网络舆论系统中也存在微观层面的交互要素（如人，观点）等，宏观层面存在协同和合作现象，但是和物理学相比，社会系统不能直接获得微观层面的运动方程。物理学领域研究侧重点通常在舆情现象背后的机理研究，通常结果较抽象，对于真实网络尤其是社交网络来说仍然过于简化[75]。

未来的研究应更加注重学科之间的交叉并进，充分结合自然系统和社会系统，将网络舆情的演化机理和真实的舆情事件紧密结合，考虑社会人文因素，在现实世界的网络中印证物理模型的合理性，并协助监控和引导网络舆情的发展。

4.3 外部舆论场对于网络舆情演化的影响重视程度不够

已有文献的研究均建立在网络舆情系统是一个封闭系统的基础上，即系统中的个体根据自身属性和行为方式相互影响，最终系统内部通过自我调节达到稳定态。但在Web2.0环境下，网络舆情信息生成和演化都不是在封闭系统内进行的，控制者角色和网络舆情媒介等对于信息传播起重要作用，这种以自我调节方式为主的系统不能真实反应网络舆情的环境。Web2.0下网络舆情存在一个内部舆论场，一个外部舆论场，使得网络舆情的传播演化具有网状和弥散性的特点。因此将网络舆情演化模型简单的处理成一个封闭系统，显得过于简化而无法准确反映网络舆情传播状况。

未来的研究可引入超网络[76]的概念，充分考虑心理、环境（媒体、信息、政策）等因素，可通过构建多层次子网模型来分析网络舆情的演化。

4.4 网络拓扑结构动态变化与网络舆情的合作演化需深入研究

复杂网络拓扑结构存在着多种演化类型：网络构成部件的演化（点演化、边变化、点和边共同演化）、网络权重的变化（无权网络演化还是加权网络演化）、不同网络演化机制（单一演化机制、多种演化机制共存）、网络形态是否变化（静态网络演化模型、动态网络演化模型），这些发展演化都可能对舆情演化起到影响作用。

在网络结构演化方面，有向网络和加权网络目前已有一些研究成果。正如万维网、论文引用关系网等许多网络一样，网络舆情的传播和演化也是有向的。而目前的演化模型大多忽略了网络的有向性，如何设计有向网络的演化模型是未来值得努力的研究方向[77]。网络舆情中，个体之间的影响和依赖程度会影响交互，也就是说连接的强弱对观点的影响程度起到至关重要的作用，只考虑节点之间是否存在连接而考虑连接的权重不能反映实际网络差异度。而加权网络能够反映网络拓扑结构，还可以反映真实网络上的动力学特征，虽然已有一些代

(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

表性模型如DM模型[78]、BBV网络模型[7]等,但未来仍将是重点研究方向之一[79-81]。而在现实世界中,权值的决定因素很多,而且也是动态变化的,所以加权网络的研究是一项复杂艰巨的任务。

网络结构会影响模型的演化结果,而利用模型也能验证网络结构的正确和合理性,促进网络结构研发进而更接近实际网络。虽然借助观点动力学来模拟网络舆情演化的模型本身都是动态模型,考察每一时间步长系统或个体的变化,但目前多基于静态复杂网络结构模型,网络结构随着时间步进的动态变化机制尚待进一步研究,同时考虑网络拓扑结构和观点改变的合作演化模型更有待深入。

参考文献

1 汪小帆,李 翔,陈关荣. 复杂网络理论及其应用[M]. 北京:清华大学出版社,2006:77.
2 Watts D J, Strogatz S H. Collective dynamics of 'small-world' networks[J]. Nature, 1998, 393(6684): 440-442.
3 Watts D J. Networks, dynamics, and the small-world phenomenon[J]. American Journal of Sociology, 1999, 105(2): 493-527.
4 Newman M E J, Watts D J. Scaling and percolation in the small-world network model[J]. Physical Review E, 1999, 60(6): 7332.
5 Barabási A L, Albert R. Emergence of scaling in random networks[J]. Science, 1999, 286(5439): 509-512.
6 Yook S H, Jeong H, Barabási A L, et al. Weighted evolving networks[J]. Physical Review Letters, 2001, 86(25): 5835.
7 Barrat A, Barthélemy M, Vespignani A. Weighted evolving networks: coupling topology and weight dynamics[J]. Physical review letters, 2004, 92(22): 228-701.
8 Ravasz E, Barabási A L. Hierarchical organization in complex networks[J]. Physical Review E, 2003, 67(2): 112.
9 Watts D J, Dodds P S, Newman M E J. Identity and search in social networks[J].Science,2002, 296(5571): 1302-1305.
10 Andrade Jr J S, Herrmann H J, Andrade R F S, et al. Apollonian networks: Simultaneously scale-free, small world, Euclidean, space filling, and with matching graphs[J]. Physical Review Letters, 2005, 94(1): 702.
11 王来华.对舆情、民意和舆论三概念异同的初步辨析[J].新视野,2004,(5):64-66.
12 刘 毅.网络舆情研究概论[M].天津:天津人民出版社,2007:143.
13 曾润喜. 网络舆情管控工作机制研究[J].图书情报工作,2009,53(18):79-82.
14 许 鑫,章成志,李雯静.国内网络舆情研究的回顾与展望[J].情报理论与实践,2009,32(3):115-120.
15 Strogatz S H. Exploring complex networks[J]. Nature, 2001, 410(6825): 268-276.
16 Newman M E J. The structure and function of complex networks[J]. SIAM review, 2003, 45(2): 167-256.
17 Tomassini M, Giacobini M, Darabos C. Evolution and dynamics of small-world cellular automata[J]. Complex Systems, 2005, 15(4): 261-284.
18 Yoo J, Lee J S, Kahng B. Disease spreading on fitness-rewired complex networks[J]. Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, 2011, 390(23): 4571-4576.
19 Schwartz I B, Shaw L B. Rewiring for adaptation[J]. Physics, 2010, 3(17):241-243.
20 Castellano C. Social influence and the dynamics of opinions: the approach of statistical physics[J]. Managerial and Decision Economics, 2012, 33(5-6): 311-321.
21 Pacheco A T, Evans T S. Social Dynamics Models on Complex Networks[J]. Springer-Verlag,2013,(7):79-82.
22 朱国东.关于网络舆论演进的若干问题研究[D].北京:北京交通大学,2009.
23 王 龙,伏 锋,陈小杰,等.复杂网络上的群体决策[J].智能系统学报, 2008, 3(2): 95-108.
24 Grabowski A, Kosiński R A. Ising-based model of opinion formation in a complex network of interpersonal interactions [J]. Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, 2006, 361(2): 651-664.
25 Pekalski A. Ising model on a small world network[J]. Physical Review E, 2001, 64(5): 57-104.
26 Hong H, Kim B J, Choi M Y. Comment on "Ising model on a small world network" [J]. Physical Review E, 2002, 66(1): 101.
27 Bartolozzi M, Leinweber D B, Thomas A W. Stochastic opinion formation in scale-free networks[J]. Physical Review E, 2005, 72(4): 46-113.
28 Bonzom V, Gurau R, Rivasseau V. The Ising model on random lattices in arbitrary dimensions[J]. Physics Letters B, 2012, 711(1): 88-96.
29 Sakoda J M. The checkerboard model of social interaction[J]. The Journal of Mathematical Sociology, 1971, 1(1): 119-132.
30 Alves S G, Oliveira Neto N M, Martins M L. Electoral surveys´ influence on the voting processes: a cellular automata model[J]. Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, 2002, 316(1): 601-614.
31 刘慕仁,邓敏艺, 孔令江舆论传播的元胞自动机模型(1)[J].广西师范大学学报(自然科学版),2002,20(6):1-4.
32 方 薇,等.采用元胞自动机的网络舆情传播模型研究[J].

(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

计算机应用.2010,30(3):751-755.
33 曾祥平,等.基于元胞自动机的网络舆论激励模型[J].计算机应用,2007,27(11):2686-2688.
34 Tao Chen and Jie Lin.A Novel Model for the Evolution of Online Public Opinion Based on Fuzzy Cellular Automata Rules in Directed World Networks[J].Applied Mathematics & Information Sciences,2013,7(6):2335-2343.
35 Yao C Y. The Application Study of Simulation Model Based on Cellular Automata in the Evolution of Internet Public Opinion[J]. Applied Mechanics and Materials, 2012, 198: 828-832.
36 Castellano C, Vilone D, Vespignani A. Incomplete ordering of the voter model on small-world networks[J]. EPL (Europhysics Letters), 2003, 63(1): 153.
37 Suchecki K, Eguíluz V M, San Miguel M. Voter model dynamics in complex networks: Role of dimensionality, disorder, and degree distribution[J]. Physical Review E, 2005, 72 (3): 36132.
38 Galam S. Sociophysics: A review of Galam models[J]. International Journal of Modern Physics C, 2008, 19(03): 409-440.
39 Stauffer D, Sá Martins J S. Simulation of Galam´s contrarian opinions on percolative lattices[J]. Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, 2004, 334(3): 558-565.
40 陈福集,李林斌.G(Galam) 模型在网络舆情演化中的应用[J].计算机应用,2011,(31)12:3411-3413.
41 Sznajd-Weron K, Sznajd J. Opinion evolution in closed community[J]. International Journal of Modern Physics C, 2000, 11(6): 1157-1165.
42 Behera L, Schweitzer F. On spatial consensus formation: Is the Sznajd model different from a voter model?[J]. International Journal of Modern Physics C, 2003, 14(10): 1331-1354.
43 Sznajd-Weron K. Sznajd model and its applications[Z]. arXiv preprint physics/0503239, 2005.
44 Stauffer D, Sousa A O, de Oliveira S M. Generalization to square lattice of SZNAJD sociophysics model[J]. International Journal of Modern Physics C, 2000, 11(6): 1239-1245.
45 Bonnekoh J. Monte Carlo simulations of the Ising and the Sznajd model on growing Barabasi-Albert networks[J]. International Journal of Modern Physics C, 2003, 14(9): 1231-1235.
46 Sousa A O. Consensus formation on a triad scale-free network[J]. Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, 2005, (348): 701-710.
47 Bernardes A T, Stauffer D, Kertész J. Election results and the Sznajd model on Barabasi network[J]. The European Physical Journal B-Condensed Matter and Complex Systems, 2002, 25(1): 123-127.
48 Elgazzar A S. Application of the Sznajd sociophysics model to small-world networks[J]. International Journal of Modern Physics C, 2001, 12(10): 1537-1544.
49 Rybak M, Kulakowski K. Competing of Sznajd and voter dynamics in the Watts-Strogatz network[Z]. arXiv preprint arXiv:1301.2944, 2013.
50 Crokidakis N, Forgerini F L. Consequence of reputation in the Sznajd consensus model[J]. Physics Letters A, 2010, 374 (34): 3380-3383.
51 Crokidakis N. The influence of local majority opinions on the dynamics of the Sznajd model[J]. preprint ,2013,(12):2550.
52 Crokidakis N. Effects of mass media on opinion spreading in the Sznajd sociophysics model[J]. Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, 2012, 391(4): 1729-1734.
53 Galam S. Modeling the Forming of Public Opinion: An approach from Sociophysics[J]. Global Economics and Management Review, 2013, 18(1): 2-11.
54 Lorenz J. Continuous opinion dynamics under bounded confidence: A survey[J]. International Journal of Modern Physics C, 2007, 18(12): 1819-1838.
55 Fortunato S, Latora V, Pluchino A, et al. Vector opinion dynamics in a bounded confidence consensus model[J]. International Journal of Modern Physics C, 2005, 16(10): 1535-1551.
56 Weisbuch G. Bounded confidence and social networks[J]. The European Physical Journal B-Condensed Matter and Complex Systems, 2004, 38(2): 339-343.
57 Hegselmann R, Krause U. Opinion dynamics and bounded confidence models, analysis, and simulation[J]. Journal of Artificial Societies and Social Simulation, 2002, 5(3): 96-104.
58 G.Weisbuch,G.Deffaunt,F.Amblard and T.Faure[J]. Journal of Artificial Societies and Social Simulation ,2002,5(4):1.
59 Lorenz J. Consensus strikes back in the Hegselmann-Krause model of continuous opinion dynamics under bounded confidence[J]. Journal of Artificial Societies and Social Simulation, 2006, 9(1):78.
60 Stauffer D, Sousa A, Schulz C. Discretized opinion dynamics of the Deffuant model on scale-free networks[J]. Journal of Artificial Societies and Social Simulation, 2004, 7(3):43-47.
61 Fortunato S. Damage spreading and opinion dynamics on scale-free networks[J]. Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, 2005, (348): 683-690.
62 陈桂茸,等.网络舆论演化的高影响力优先有限信任模型[J].上海交通大学学报,2013,47(1):155-160.
63 Koulouris A, Katerelos I, Tsekeris T. Multi-Equilibria Regulation Agent-Based Model of Opinion Dynamics in Social Networks[J]. Interdisciplinary Description of Complex Systems, 2013, 11(1): 51-70.

(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

64 Martins A C R. Continuous opinions and discrete actions in opinion dynamics problems [J]. International Journal of Modern Physics C, 2008, 19(4): 617-624.
65 Martins A C R. Mobility and social network effects on extremist opinions[J]. Physical Review E, 2008, 78(3): 036104.
66 Martins A C R, Kuba C D. The importance of disagreeing: Contrarians and extremism in the coda model[J]. Advances in Complex Systems, 2010, 13(5): 621-634.
67 Martins A C R. Discrete opinion models as a limit case of the CODA model[J]. arXiv preprint arXiv,2012,12(1):45-65, .
68 Martins A C R, Galam S. Building up of individual inflexibility in opinion dynamics[J]. Physical Review E, 2013, 87(4): 042807.
69 Latane B. The psychology of social impact[J]. American psychologist, 1981, 36(4): 343.
70 Ohnishi T. A collective model for the formation of public opinion: An application to nuclear public acceptance[J]. Mathematical and computer modelling, 1994, 19(11): 95-111.
71 Axelrod R. The dissemination of culture a model with local convergence and global polarization[J]. Journal of conflict resolution, 1997, 41(2): 203-226.
72 李 青,朱恒民.基于BA网络的互联网舆情观点演化模型研究[J].情报杂志,2012,31(3):6-9.
73 吴 渝,杨艳蓉,吴焕政.基于两层可变聚类系数无标度网络的即时信息传播建模和仿真[J].重庆邮电大学学报(自然科学版),2009,21(6):785-789.
74 Deffuant G, Neau D, Amblard F, et al. Mixing beliefs among interacting agents[J]. Advances in Complex Systems, 2000, 3 (4): 87-98.
75 Sobkowicz P. Modelling opinion formation with physics tools: Call for closer link with reality[J]. Journal of Artificial Societies and Social Simulation, 2009, 12(1): 11.
76 Nagurney A, Dong J. Supernetworks: decision-making for the information age[M]. USA: Edward Publishing, Incorporated, 2002:76.
77 Jiang L L, Hua D Y,Zhu J F,et al.Opinion dynamics on directed small world networks[J]. Eur.Phys.J.B, 2008,(65): 251-255.
78 Dorogovtsev S N, Mendes J F F. Minimal models of weighted scale-free networks[J]. preprint,2004,(3):43.
79 周 涛,汪秉宏,等.复杂网络上传播动力学研究综述[J].自然科学进展,2005,(15):513-518.
80 Gandica Y, del Castillo-Mussot M, Vázquez G J, et al. Continuous opinion model in small-world directed networks[J]. Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, 2010, 389(24): 5864-5870.
81 Baronchelli A, Castellano C, Pastor-Satorras R. Voter models on weighted networks[J]. Physical Review E, 2011, 83 (6): 66-117.

(责任编辑:赵红颖)

(上接第147页)

尤其是重大专项组的科研人员的专利知识培训,提升科研人员的意识,提高他们对专利知识与技术应用的有效结合能力。

参考文献

1 教育部科技发展中心.中国高校知识产权报告(2010)[R]. 北京: 清华大学出版社, 2012.
2 彭爱东,朱小聪. 基于专利地图的专利分析实证研究——以6所农业类高校申请专利为例[J]. 江西农业学报,2010,(6):188-193.
3 穆丽红,韩 滨,陈晓毅. 基于专利分析的河北省高校技术创新能力研究[J]. 科技情报开发与经济,2008,(20): 168-169.
4 赵丽红. 基于专利分析的浙江省高校科技创新能力研究[J]. 科技情报开发与经济,2011,(18):163-164.
5 Advanced Analysis[EB/OL].http://www.innography.com/,2012-05-20.

(责任编辑:赵红颖)

(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

Energy 135 (2017) 249–256

Contents lists available at ScienceDirect

Energy

journal homepage: www.elsevier.com/locate/energy

Co-movements among the stock prices of new energy, high-technology and fossil fuel companies in China

Guofu Zhang [a, *], Ziping Du [b]

[a] College of Economics and Management, Tianjin University of Science and Technology, Tianjin, China
[b] Center for Financial Engineering and Risk Management, Tianjin University of Science and Technology, Tianjin, China

ARTICLE INFO

Article history:
Received 17 November 2016
Received in revised form
18 May 2017
Accepted 18 June 2017
Available online 21 June 2017

JEL classification:
C22
C51
C58
Q42
Q48

Keywords:
New energy
Fossil fuel
High technology
Stock prices
TVP-SV-VAR model

ABSTRACT

In this paper, a three-variable TVP-SV-VAR model is developed and estimated to investigate the dynamic relationships among the stock prices of new energy, high-technology and fossil fuel companies. The results show that the stock prices of new energy companies correlate more highly with high-technology stock prices than with coal and oil stock prices. We also find empirical evidence of Chinese stock market turbulence in 2015 through our analyses of stochastic volatilities and dynamic correlations. Moreover, the impulse responses of all three of our variables to all three of the shocks have meaningful shapes, indicating that the Chinese government is faced with the double pressure of economic development and environmental protection.

© 2017 Elsevier Ltd. All rights reserved.

1. Introduction

Massive consumption of fossil fuel energy has contributed to China's rapid economic growth. As of September 2013, China has supplanted the US as the largest net importer of crude oil and other liquids [1]. However, with the energy shortage and environmental pollution becoming more severe, the Chinese government has managed to develop its economy through sustainable development. Because cutting energy consumption and carbon emissions at the cost of economic growth is not an option, new energy[1] is the most important alternative in determining whether China can successfully reduce its reliance on fossil fuels and thus cut carbon emissions. According to the National Bureau of Statistics, China's official wind installations in 2015 reached an all-time global record of 32.5 GW, and the 18.3 GW of grid-connected solar installations in 2015 also beat the previous annual world record of 12.9 GW set by China in 2013 [2]. In addition, the further promotion and development of new energy technologies are also critical for dampening the effect of finite fossil fuel resources on the economy [3]. Therefore, questions of interest to policymakers typically involve the relationships among new energy, high-technology and fossil fuel energy. Consistent with this energy policy interest, investors have begun to pay considerable attention to the co-movements among the stock prices of new energy, high-technology and fossil fuel companies. After all, good estimates of correlation and volatility are needed for derivative pricing, portfolio optimization, risk management, and hedging [4].

Although an extensive and high-profile body of literature focuses on the relationship between fossil fuel prices and the returns of new energy companies, there is no consensus among economists

* Corresponding author.
E-mail address: zhangguofudufe@163.com (G. Zhang).

[1] According to Wikipedia, the term "new energy", which is used in this paper, refers to (1) alternative energy, meaning any energy source other than fuel and (2) renewable energy, meaning energy from resources that are naturally replenished on a human timescale, including sunlight, wind, rain, tides, waves, and geothermal heat. Sadorsky [4] recognized that the terms renewable energy and clean energy tended to be used interchangeably, especially with respect to tracking indices or investment products.

http://dx.doi.org/10.1016/j.energy.2017.06.103
0360-5442/© 2017 Elsevier Ltd. All rights reserved.

about this relationship. Henriques and Sadorsky [5] found that shocks to oil prices had a very limited effect on clean energy stock prices. In contrast, Mangi and Okimoto [6] revealed that the stock prices of alternative energy companies had been positively and significantly influenced by shocks to oil prices because of a structural change in late 2007. Similar conclusions were drawn by Kumar et al. [7]. The reason they cited for the relationship was that rising oil prices stimulated the substitution of alternative energy sources for conventional energy sources. Bondia et al. [8] showed the existence of a long-run relationship between the stock prices of alternative energy companies and oil prices with two endogenous structural breaks.

Extensive research on the relationship between changes in the price of energy and the pricing of energy stocks has demonstrated that energy price developments are determinants of the pricing of energy corporations' stocks [9–17]. Ewing et al. [18] recognized that new energy and fossil fuel company performance could be effectively measured by capturing movements between stock prices.

Stock price co-movements are an important topic in stock market volatility studies. Sadorsky [4] used multivariate GARCH[2] and dynamic conditional correlation models to investigate the volatility dynamics of alternative energy stocks and volatility spillover effects among oil prices, technology stocks and clean energy companies. Reboredo [19] demonstrated how fossil fuel prices co-moved with clean energy stock prices by using copula models and explained the implications of these co-movements for the systemic risk of oil prices on renewable energy stock prices by using the CoVaR measure. Wen et al. [20] explored the asymmetric BEKK model to study the volatility spillover effects between the stock prices of new energy and fossil fuel companies in China. Ewing et al. [18] investigated volatility transmission in the oil and natural gas markets by examining the univariate and bivariate time-series properties of oil and natural gas index returns. Phan et al. [21] looked at how differently energy price shocks can affect company returns. Choi and Hammoudeh [22] studied the dynamic volatility behaviour of oil and stock markets in a regime-switching environment.

Many methodologies are frequently employed in exploring the relationship between oil prices and the returns of new energy companies, such as vector autoregressive models [5,7], Markov-switching vector autoregressive models [6], multi-factor asset pricing models [23,24] and multivariate GARCH models [4,20]. This paper complements this line of research using a different model with time-varying coefficients and time-varying stochastic volatilities, called the TVP-SV-VAR model. This model was introduced by Primiceri [25] and used by Gali and Gambetti [26], Benati [27] and Cogley and Sargent [28], although none of these papers applied the model to the equity returns of energy companies.

A recent research trend is to study the dynamic character of the relationship between oil prices and stock markets. Filis et al. [29] and Antonakakis and Filis [30] employed a DCC-GARCH model to examine the dynamic correlation between stock markets and oil prices for oil-exporting and oil-importing countries. The results showed that the correlation changed with the status of the economy, the global business cycle and global turmoil. Broadstock et al. [31] estimated time-varying conditional correlations between oil prices and energy-related stocks in China based on a diagonal BEKK model. The results provided evidence that correlations increased dramatically during the 2008 financial crisis. Choi and Hammoudeh [22] investigated dynamic correlations between strategic commodity prices (oil, copper, gold, silver) and the S&P 500 index. The findings from the DCC framework showed evidence of increasing correlations between all commodities since 2003 but decreasing correlations with the stock index. Broadstock and Filis [32] used a scalar-BEKK model to examine the time-varying correlations between oil price shocks of different types and stock market returns. The evidence suggested that the stock market response to oil price shocks changed over time, and the US stock market was more responsive than the Chinese stock market to oil price shocks. Managi and Okimoto [6] employed a Markov-switching VAR model to examine the dynamic relationships among oil prices, clean energy stock prices and technology stock prices. The results found a structural break in late 2007 followed by a positive relationship between oil prices and clean energy prices. The time-varying nature of the relationship between oil prices and renewable energy stocks was also evidenced by the time-varying correlation structure suggested by Sadorsky [4].

Recently, some papers have begun to concentrate on the relationship between oil prices and stock market behaviour in China. Cong et al. [33] used a VAR model to study the complexities of the dynamic relationships between oil price shocks and stock prices. The results indicated that oil price shocks did not have a statistically significant impact on the real stock returns of most Chinese stock market indices, except for the manufacturing index and certain oil companies. Broadstock et al. [31] adopted BEKK and CAPM models to investigate the relationship between international oil prices and energy-related stock returns in China. The results illustrated a sharp increase in the conditional correlation after the financial tsunami occurred in 2008 and showed that investors in energy-related stocks were more sensitive to oil shocks. Zhu et al. [34] used a quantile regression methodology to examine the heterogeneous characteristics of dependence between oil price changes and industry stock market returns in China. They found that the structure and degree of dependence varied from industry to industry and that this dependence changed as a result of the onset of structural breaks. Furthermore, positive dependence existed only in bearish markets with low expected returns.

The stock prices of technology companies appear to be highly correlated with those of alternative energy companies and the price of fossil fuel [5–8,23,24]. This correlation suggests that investors might view renewable energy companies as similar to other high-technology companies, which can be explained by the two types of companies competing for the same resources, such as research facilities, prominent engineers and researchers, thermoelectric materials, and integrated circuits.

This paper is related to the study of Wen et al. [20], who used the daily closing prices of China's new energy index and coal and oil index to investigate the relationship between the stock prices of new energy and fossil fuel companies. However, this paper is different from theirs in three respects. First, we focus on the dynamic character of the relationship between the stock prices of new energy and fossil fuel companies based on the TVP-SV-VAR model, whereas Wen et al. [20] studied the asymmetric nature using a BEKK model framework. Second, we introduce a technology variable to investigate the interaction among the stock prices of new energy, fossil fuel and technology companies, whereas Wen et al. [20] examined only the correlation between new energy and fossil fuel companies. Third, we extend the time period considered in Wen et al. [20] by using a dataset up to the end of 2015 that includes observations for the period of the Chinese stock market crash of June 2015 and beyond.

This paper is structured as follows. A data description and stationary tests are presented in Section 2. Section 3 explains the methodology. The empirical analysis is provided in Section 4. The last section concludes.

[2] A list of abbreviations is given in the Appendix.

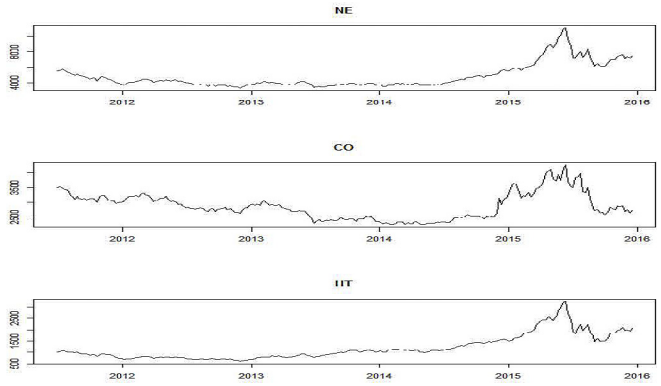


Fig. 1. Weekly closing price dynamics of NE, CO and HT indices.

2. Data and stationary tests

2.1. Data

In this paper, we use weekly closing prices of three China's stock market indices: (a) the new energy index (NE index), which consists of 284 companies engaged in the new energy industry; (b) the SSE high and new technology enterprises index (HT index), a weighted index that includes 50 companies related to high technology; and (c) the coal and oil index (CO index), which includes 62 companies engaged in oil and coal exploitation, fuel oil refining, coking and other activities. None of the companies are included in all three indices. The series for the three indices are obtained using Great Wisdom market software. We have a sample period of 230 observations from July 1, 2011 to December 18, 2015, with the start of the sampling period determined by data availability for the HT index. Fig. 1 presents the price development of the NE, CO and HT indices. The three indices exhibit a relatively stable price trend from the beginning date of the full sample to the end of 2014 and, subsequently rise significantly in the first half of 2015 before dropping sharply as a result of the Chinese stock market crash in June 2015.

2.2. Stationarity test

Whether the time-series data are stationary has an important influence on the results of the empirical analysis. For non-stationary time series, the stochastic laws change over time; thus, it is difficult to identify global randomness through the available information. For this reason, we carry out unit root tests to examine the stationarity of the three indices.

The most popular unit root tests (e.g., the ADF and PP tests) often suffer from size distortions [35] and low power [36]. Based on GLS detrending, Ng and Perron [37] presented new test statistics to enhance the power of several traditional tests that have been shown to have small size distributions. Therefore, to ensure the reliability of the results, we adopt Ng and Perron's tests to investigate the unit root properties of the natural logarithms of the indices. The null hypothesis for Ng and Perron's tests is that there exists a unit root in data. The results of the Ng and Perron's unit root tests,[3] which are listed in Table 1, confirm that each data series has a unit root in levels and is stationary in the first differences, suggesting that all series are integrated of order 1 or I (1) processes.

Once the stationary property of the underlying series has been examined, we proceed to test for cointegration using the Johansen and Juselius test [38].[4] Table 2 presents the results using the trace and the maximum eigenvalue. We conclude that one cointegrating relationship exists when we consider the max-eigen statistic (at a 10% significance level).

Table 1
Unit root tests.

	MZ_a	MZ_t	MSB	MP_T
NE	−2.477	−1.004	0.405	32.613
HT	−4.434	−1.447	0.326	20.212
CO	−4.625	−1.514	0.327	19.658
10% critical values	−14.200	−2.620	0.185	6.670
ΔNE	−106.565***	−7.285***	0.068***	0.909***
ΔHT	−104.758***	−7.216***	0.069***	0.948***
ΔCO	−113.917***	−7.538***	0.066***	0.833***
1% critical values	−23.800	−3.420	0.143	4.030

Notes. (1) △is the first-difference operator. (2) All the unit root test regressions include an intercept and a linear trend. (3) The optimal lag lengths are selected via the modified Akaike information criterion (MAIC). (4) Critical values come from Ng and Perron [37]. (5) MZ_a, MZ_t, MSB, and MP_T are the four statistics of Ng and Perron's test. (6) ***, **, *, denote a test statistic that is statistically significant at the 1%, 5% or 10% levels of significance, respectively.

Table 2
Johansen and Juselius cointegration tests.

	$r = 0$		$r \leq 1$		$r \leq 2$	
	(i)	(ii)	(i)	(ii)	(i)	(ii)
Trace statistic	30.55	47.19*	9.78	20.10	2.26	6.42
Max-eigen statistic	20.77*	27.08*	7.53	13.68	2.26	6.42

Notes. (1) r denotes the number of cointegrating vectors. (2) * denotes rejection of the null hypothesis at the 10% level of significance. (3) (i) and (ii) indicate exclusion or inclusion of a linear trend in the test equation, respectively. (4) In column 2 ($r = 0$), we test the null hypothesis of no cointegration against the alternative of cointegration; in column 3 ($r \leq 1$), we test the null hypothesis of 0 or 1 cointegrating vector against the alternative of $r = 2$. (5) The AIC is used for the lag determination.

3. Methodology

An ordinary VAR(p) model can be presented as follows

$$y_t = c_0 + B_1 y_{t-1} + \ldots + B_k y_{t-k} + u_t \quad t = 1, \cdots, T. \tag{1}$$

where y_t is an M × 1 vector of M observed endogenous variables, c_0 is an M × 1 vector of intercepts, $B_i, i = 1, \cdots, k$, are M × M matrices of coefficients and u_t is an M × 1 vector of errors that is assumed to be i.i.d. $N(0, \Omega)$.

To reflect both time variations of the simultaneous relations between the variables of the model and the heteroskedasticity of the innovations, Primiceri [25] extended model (1) and proposed a multivariate time series model with both time-varying coefficients and a time-varying variance-covariance matrix of the additive innovations. Primiceri's TVP-SV-VAR model is given by

$$y_t = c_t + B_{1,t} y_{t-1} + \cdots + B_{k,t} y_{t-k} + u_t \quad t = 1, \cdots, T. \tag{2}$$

where c_t is an M × 1 vector of time-varying intercepts,

[3] We also apply ADF and PP tests to each data series, indicating that all series are integrated of order 1 (I (1)). Unit root test results are available on request.

[4] The standard VAR models discussed earlier can be estimated only when the variables are stationary. As we know, the conventional way to remove unit root models is to first differentiate the series; however, in the case of cointegrated series, this would lead to losing information conveyed by the long-term co-movement of variable levels. Sims et al. [39] recognized that the original cointegrating non-stationary variables can be directly used to build up VAR models when they are integrated of the same order; they do not create identification problems.

$B_{i,t}, i = 1, \cdots, k$, are $M \times M$ matrices of time-varying coefficients, and u_t are heteroskedastic errors with a variance-covariance matrix Ω_t. Some researchers, such as Cogley and Sargent [28], allow for non-zero Ω_t in a simple way by writing

$$A_t \Omega_t A_t' = \sum_t \sum_t' \tag{3}$$

where A_t is the lower triangular matrix, which changes over time and indicates that an innovation to the i-th variable has a time-variant effect on the j-th variable

$$A_t = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \cdots & 0 \\ a_{21,t} & 1 & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ a_{M1,t} & \cdots & a_{M(M-1),t} & 1 \end{bmatrix}$$

and Σ_t is a diagonal matrix with diagonal elements as the error standard deviations

$$\sum_t = \begin{bmatrix} \sigma_{1,t} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \sigma_{2,t} & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ 0 & \cdots & 0 & \sigma_{M,t} \end{bmatrix}$$

Therefore, (2) can be rewritten as

$$y_t = c_t + B_{1,t} y_{t-1} + \cdots + B_{k,t} y_{t-k} + A_t^{-1} \sum_t \varepsilon_t \quad t = 1, \cdots, T. \tag{4}$$

where $\varepsilon_t \sim N(0, I_K)$, I_K is a K-dimensional identity matrix. Stacking all the VAR coefficients and intercepts into a vector B_t, (4) can be written as

$$\begin{aligned} y_t &= X_t' B_t + A_t^{-1} \sum_t \varepsilon_t, \\ X_t' &= I_M \otimes [1, y_{t-1}', \cdots, y_{t-k}'] \end{aligned} \tag{5}$$

where operator $\otimes$ denotes the Kronecker product.

Let $a_t = (a_{21,t}, a_{31,t}, a_{32,t}, a_{41,t} \cdots, a_{M(M-1),t})'$ and $\sigma_t = (\sigma_{1,t}, \sigma_{2,t}, \cdots \sigma_{M,t})'$, and assume B_t, a_t and σ_t to evolve according to the following three state equations

$$B_t = B_{t-1} + \nu_t \tag{6}$$

$$a_t = a_{t-1} + \zeta_t \tag{7}$$

$$\log \sigma_t = \log \sigma_{t-1} + \eta_t \tag{8}$$

where $\nu_t \sim N(0, Q)$, $\zeta_t \sim N(0, S)$, $\eta_t \sim N(0, W)$, Q, S and W are positive definite matrices. From (6), (7), and (8) we can observe that B_t and a_t are modelled as random walks, whereas σ_t is assumed to evolve as a geometric random walk belonging to the class of models known as stochastic volatility.

To reduce over-parameterized problems, MCMC methods are required to carry out Bayesian inference in evaluating the posterior distributions of the parameters and hyperparameters of the above models.

4. Empirical analysis

In theory, the empirical results could be sensitive to how the variables are ordered. Therefore, we order the three variables as NE, CO and HT indices. Throughout the paper, we present the results with two lags in the VAR and an intercept. The results below are based on 10000 MCMC draws, for which the first 3000 are discarded as burn-in draws.

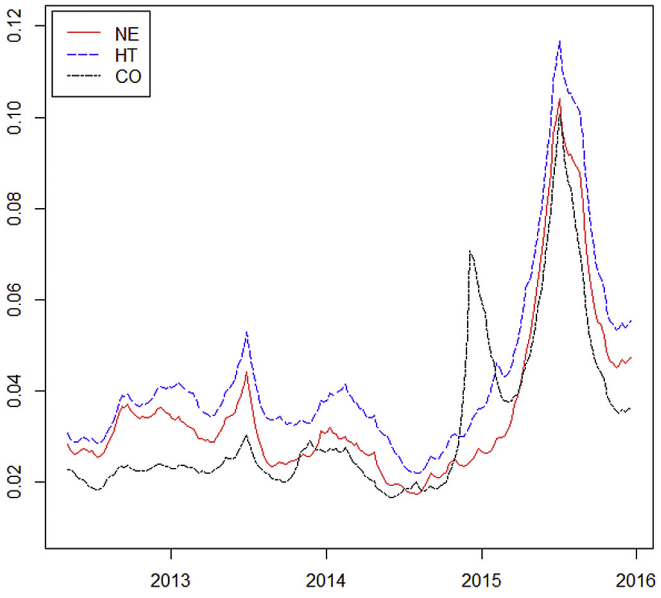


Fig. 2. Time-varying stochastic volatilities of three indices.

4.1. Analysis of the stochastic volatilities

Fig. 2 reports the time-varying stochastic volatilities of the three indices. Overall, a similar tendency can be observed. The amplitude of fluctuation remains relatively small and stable until the end of 2014 and then experiences rapid growth and reaches its maximum on July 3, 2015. These results are also in line with Fig. 1, in which the price levels of the three indices suffer a huge drop in July 2015 because of the stock market crash.

Contrasting the three index volatilities at a fixed time point reveals that most of the time, the HT index has the highest volatility, followed by the NE and CO indices. This finding indicates that HT index stock investment carries the most risk, and CO index stock investment carries the least. One likely reason is that coal and oil remain the most important energy resources. Their prices remain stable under government intervention. For example, the government has made many adjustments since introducing a mechanism in December 2008 that allows the NDRC to revise fuel prices when crude costs change more than 4 percent over 22 working days. The last revision was made on December 15, 2015, when the NDRC declared that it would defer the adjustment of domestic fuel prices to keep oil prices steady, although international oil prices plummeted. The special mechanism for setting prices in China gave investors at least one reason to believe that oil and coal prices would remain steady. Therefore, the CO index shows a minor fluctuation. Compared with the CO index, the NE and HT indices exhibit larger swings. One plausible explanation may be that China's new energy technology is still a fledgling industry that has not yet entered the stage of overall profit. Some new energy companies have even declared bankruptcy. For example, Wuxi Suntech declared bankruptcy reorganization on March 20, 2013, and in 2015 almost twelve major Internet companies consummated a merger valued at more than $100 billion.

4.2. Analysis of time-varying correlations

Fig. 3 exhibits the time-varying correlations estimated by the TVP-SV-VAR model among the NE, HT and CO index stock prices. A

similar tendency can be observed across the three correlations: they all show a downward-sloping trend in a relatively flat market until the end of 2014 and then rise sharply because of a very volatile period for the Chinese stock market after January 2015. The correlations remain positive for the entire period, indicating that the NE, HT and CO indices are unsuitable for composing a diversified portfolio. One plausible method of averting investment risk might be hedging.

Fig. 3 illustrates that the values of the correlations between the NE and HT indices are higher than those of the other two pairs of series for most of the sample period. This finding indicates that new energy companies might have more in common with high-technology companies than they do with coal and oil companies. As a result, investors might regard new energy companies as being in a class similar to that of other high-technology companies.

4.3. Impulse response analysis in the TVP-SV-VAR model

Two different kinds of impulse response functions are described in Figs. 4 and 5. Fig. 4 shows impulse response functions at three specified dates chosen arbitrarily: March 15, 2013, April 11, 2014, and June 19, 2015. Fig. 5 presents the time-varying impulse responses for three specified future periods: 2 periods ahead, 4 periods ahead and 6 periods ahead.

4.3.1. Impulse responses in three specified dates

Fig. 4(a) shows a similar tendency of impulse response functions at three different dates in the sample. When the NE index is subject to a unit positive shock from the outside, it can be transmitted to the HT index through the market and influence the HT index positively and significantly at least 21 weeks into the future. This implies that the NE shock has a significant and persistent impact on promoting high technology. In Fig. 4(b), the impulse responses of the NE index shock to the CO index show an upward sloping trend after a sudden upturn in the second week and then trend downward after nine weeks. This finding indicates that the impulse responses of the NE index shock to the CO index will gradually diminish in the future, implying that the extensive use of new energy might not have a strong impact on coal and oil demand in the long term.

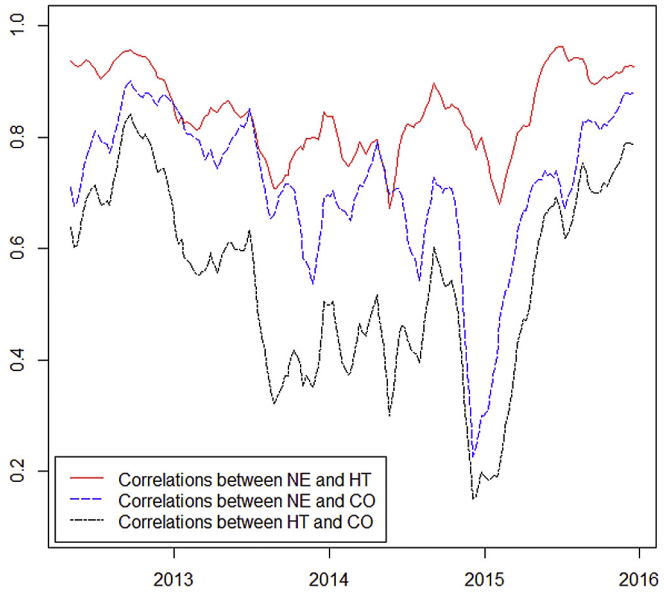


Fig. 3. Time-varying correlations among the three indices.

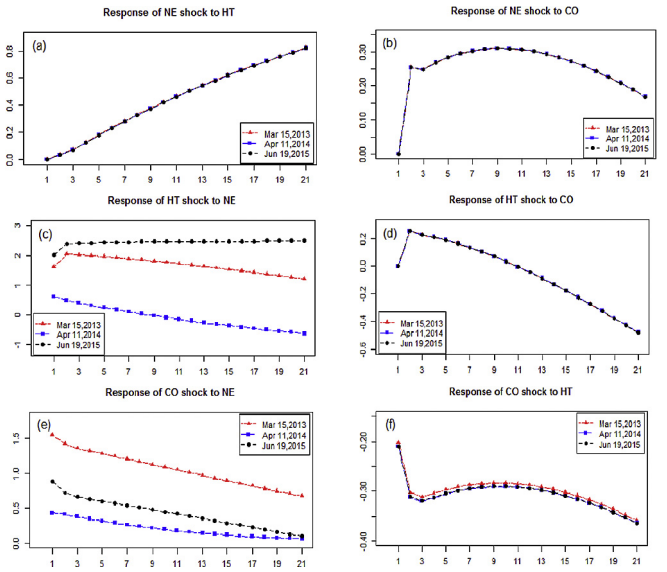


Fig. 4. Impulse responses for three specified dates.

The responses of the NE index to the HT index shock vary in the different ways on our three representative dates (Fig. 4(c)). A unit positive HT index shock on June 19, 2015, has a positive and significant effect on the NE index for at least 21 weeks into the future. This effect rises sharply for a period of three weeks and then exhibits a slow and steady growth. The responses of the HT index shock to the NE index on Apr 11, 2014, trend downward over at least a 21-week time horizon. The responses remain positive for eight weeks and then remain negative at least 21 weeks into the future. A unit positive HT index shock on Mar 15, 2013, has a positive and significant effect on the NE index over at least a 21-week time horizon. This effect rises sharply for a period of three weeks and then shows a downward-sloping trend.

The response of the HT index shock to the CO index (see Fig. 4(d)) is very nearly the same on every specified date. A unit positive shock to the HT index has a positive influence on the CO index for a period of eight weeks. After eight weeks, however, this influence remains negative at least 21 weeks into the future. This implies that the HT index shock has a negative effect on the CO index in the long term.

The impulse responses of the NE index to the CO index shock remain positive for three specified times and show a similar downward trend in Fig. 4(e), indicating that a unit CO index shock effect on the NE index will weaken in the future. A negative and downward effect of the CO shock on the HT index can be observed at all three dates in Fig. 4(f).

4.3.2. Impulse responses for three specified future periods

From Fig. 5(a), we can observe that the impulsive response series of the NE index shock to the HT index show a slight downward trend and low volatility until August 2013 and then exhibit high volatility up to the end of the sample period. This finding implies that information about the stock price volatility of new energy companies can affect investors' expectations about the HT index, but the effect is very uncertain.

In Fig. 5(c), the impulse responses of the HT index shock to the NE index reach the maximum on August 24, 2013 and then drop significantly and begin to recover gradually after July 3, 2015. The responses remain positive throughout the period, indicating that the success of new energy companies probably depends on the application of specific technology, in contrast with traditional energy companies.

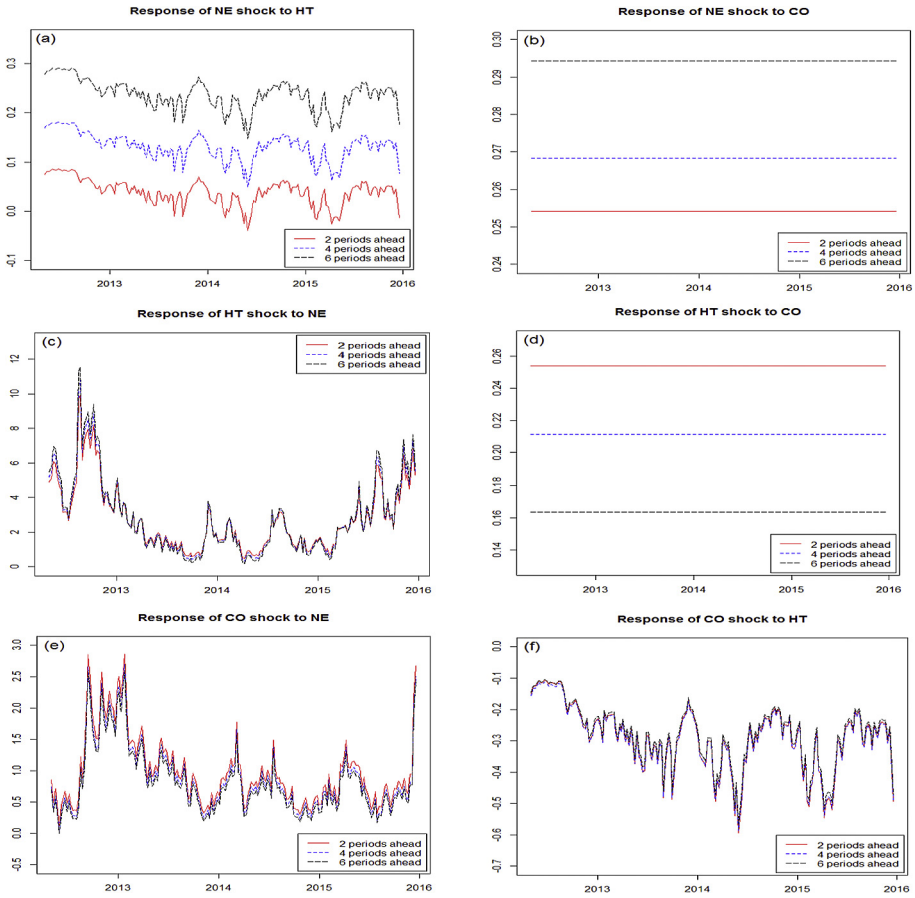


Fig. 5. Impulse responses for three different periods ahead.

Fig. 5(b) and (d) illustrate that the response values of the NE and HT index shocks to the CO index do not change over time. This suggests that the stock price volatilities of the NE and HT indices have no effect on investors' expectations of the CO index stock prices. They believe that China's coal and oil-based energy structure is difficult to change over an extended time period. To a certain extent, this reflects the pressure of economic growth that government faces: With such a large population, China must maintain a relatively high economic growth speed to prevent people's living standard from decreasing. To ensure sustainable growth rates, the government has sought to vigorously improve the rate of urbanization, to stimulate the automobile industry, and to speed up domestic high-speed rail infrastructure construction. These policy changes increase the demand for energy in China; consequently, the CO index price expectations of investors have remained stable.

Comparing Fig. 5(c) with Fig. 5(d), we observe that the response values of the HT index shock to the NE index are higher than those of the HT index shock to the CO index for the entire sample period. (The average response values of the HT index shock to the NE index for the three specified future periods are 2.73, 2.79 and 2.83, whereas the average response values of the HT index shock to the CO index are 0.25, 0.21 and 0.16.) Our results are similar to those reported in Henriques and Sadorsky [5], Kumar et al. [7] and Sadorsky [4] and indicate that shocks to high technology have a larger impact on the stock prices of new energy companies than on the stock prices of coal and oil companies.

As shown in Fig. 5(e), the response series of the CO index shock to the NE index spike in September 14, 2012, and suffer a sharp drop on January 25, 2013. After a long relatively steady phase, the response series reach another peak at the end of the sample period. The response values are positive throughout the sample period. One possible explanation is that the widespread use of oil and coal, which is the primary driver of performance of fossil fuel company stock prices, results in serious environment pollution. One example of this pollution is the frequent hazy weather that has been observed in recent years, which has led the government to establish a growing number of policies to encourage new energy development. As a result, investors are brimming with expectations regarding NE index prices.

In Fig. 5(f), a unit positive CO shock has a negative effect on the HT index. This result is consistent with the findings of Henriques and Sadorsky [5] and Sadorsky [11]. One possible explanation is that an increase in coal and oil prices decreases the cash flow of technology-oriented companies.

5. Conclusions

To facilitate China's objectives for a cleaner energy and industrial system, the government has recently adopted ambitious anti-pollution measures to motivate the further exploration of new energy as an alternative to fossil fuel. As a result, China's new energy companies appear to have good prospects for growth, and investors are paying more attention to the relationships among the stock prices of new energy, fossil fuel and high-technology companies.

The novelty of our approach is the use of the TVP-SV-VAR model which provides important insights into the dynamic nature of the relationships among the new NE index, the HT index and the CO

index. By capturing co-movements in stock prices, these indices effectively measure the performance of the corresponding company.

We contribute to the literature by updating recent data, including observations for the period starting with the Chinese stock market crash of June 2015 and beyond. This study finds that the time-varying stochastic volatilities of the three index shocks reached their maximum on July 3, 2015, the period of the greatest slump in the past 25 years. Furthermore, dynamic correlations for each pair of series rose sharply after January 2015 as a result of the most volatile stock market in 2015.

Our study finds that the CO index exhibits less volatility than the HT and NE indices. The results indicate that coal and oil remain the most important energy sources, and their prices are stable under government intervention. This special mechanism for setting prices in China gave investors at least one reason to believe that oil and coal prices would remain steady. Moreover, the values of the correlations between the NE and HT indices are higher than the other two pairs of series for most of the sample period. This finding indicates that the success or failure of new energy companies often depends on the success or failure of specific technologies [4]. As a result, new energy stocks often have more in common (correlate more closely) with high-technology stocks than they do with fossil fuel-based stocks. These results have potential implications for energy policymakers and investors. Policymakers should encourage new energy companies to develop new energy by dramatically improving high technology. For investors, a higher level of correlation implies that the benefits of market-portfolio diversification diminish and that holding a portfolio with new energy and high-technology stocks is subject to higher systematic risk than holding a portfolio with new energy and coal and oil stocks. Therefore, including new energy stocks and high-technology stocks in a single asset portfolio is unwise because these two data series are very highly positively correlated.

The impulse responses of three of our variables to three of the shocks all have sensible shapes. The response values of the NE and HT index shocks to the CO index do not change over time, which implies that China's government is experiencing the dual pressures of economic development and environmental protection. The impulse responses of the HT and CO index shocks to the NE index remain positive throughout the period. These results indicate that the success of new energy companies, in contrast to that of traditional energy companies, likely depends on the application of specific technology. In addition, increasingly serious environmental pollution caused by the widespread use of oil and coal has prompted the government to actively develop the new energy industry. The response values of the HT index shock to the NE index are higher than those of the HT index shock to the CO index for the entire sample period, implying that shocks to high technology have a larger impact on the stock prices of new energy companies than on the stock prices of coal and oil companies. A special case occurs in the impulse responses of the CO index shock to the HT index, whose values are negative for the entire sample period, indicating that the rise in coal and oil prices reduces the cash flow of technology-oriented companies.

The results of this paper in regard to time-varying correlations and response functions show that the stock prices of new energy companies are relatively highly correlated with the stock prices of high-technology companies. Similar results can be found in Sadorsky [4], Inchauspe et al. [23], Henriques and Sadorsky [5], Managi and Okimoto [6] and Kumar et al. [7]. They suggest that investors may think of new energy stocks and the stocks of other high-technology companies similarly. This may create a dilemma for investors when they choose which stocks to purchase [4].

Numerous topics emerged as possible avenues for future research while writing this paper. First, it is worthwhile to compare the dynamic character of the relationships among the stock prices of new energy, high-technology and fossil fuel companies in China and the US, the two biggest energy consumers in the world. By contrast, we may explore whether the stock prices of two countries exhibit a somewhat different price pattern. Second, the conditional volatilities from the TVP-SV-VAR model may be used to construct dynamic hedge ratios and optimal portfolio weights.

Acknowledgements

The authors would like to thank the anonymous referees and the editor for their helpful comments. The financial support provided by the Tianjin Social Science Fund Planning Project (No. TJYY16-018) is gratefully acknowledged.

Appendix A

List of abbreviations

ADF	Augmented Dickey-Fuller
AIC	Akaike Information Criteria
BEKK	Baba-Engle-Kraft-Kroner
CAPM	Capital Asset Pricing Model
CO index	coal and oil index
CoVaR	Conditional Value-at-Risk
DCC	Dynamic Conditional Correlation
EIA	Energy Information Administration
GARCH	Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
GLS	Generalized Least Square
HT index	SSE high and new technology enterprises
Max-eigen statistic	Maximum eigenvalue statistic
MCMC	Markov Chain Monte Carlo
NDRC	National Development and Reform Commission
NE index	new energy index
PP	Phillips-Perron
SSE	Shanghai Stock Exchange
TVP-SV-VAR	Time-varying Parameter-Stochastic Volatility-Vector Autoregressive

References

[1] Annual energy outlook. Energy Information Administration; 2013. Available from: https://www.eia.gov/outlooks/archive/aeo13/.
[2] Taking energy in the right direction. China Daily; 2016. Available from: http://www.chinadailyasia.com/asiaweekly/2016-04/08/content_15413055.html.
[3] Leggett LMW, Ball DA. The implication for climate change and peak fossil fuel of the continuation of the current trend in wind and solar energy production. Energy Policy 2012;41:610–7.
[4] Sadorsky P. Correlations and volatility spillovers between oil prices and the stock prices of clean energy and technology companies. Energy Econ 2012;34:248–55.
[5] Henriques I, Sadorsky P. Oil prices and the stock prices of alternative energy companies. Energy Econ 2008;30:998–1010.
[6] Managi S, Okimoto T. Does the price of oil interact with clean energy prices in the stock market? Jpn World Econ 2013;27:1–9.
[7] Kumar S, Managi S, Matsuda A. Stock prices of clean energy firms, oil and carbon markets: a vector autoregressive analysis. Energy Econ 2012;34:215–26.
[8] Bondia R, Ghosh S, Kanjilal K. International crude oil prices and the stock prices of clean energy and technology companies: evidence from non-linear cointegration tests with unknown structural breaks. Energy 2016;101:558–65.
[9] Manning N. The UK oil industry: some inferences from the efficient market hypothesis. Scot J Polit Econ 1991;38:324–34.
[10] Faff RW, Brailsford TJ. Oil price risk and the Australian stock market. J Energ Financ Dev 1999;4:69–87.
[11] Sadorsky P. Risk factors in stock returns of Canadian oil and gas companies. Energy Econ 2001;23:17–28.
[12] Boyer MM, Filion D. Common and fundamental factors in stock returns of

Canadian oil and gas companies. Energy Econ 2007;29:428–53.
[13] Oberndorfer U. Energy prices, volatility, and the stock market: evidence from the Eurozone. Energy Policy 2009;37:5787–95.
[14] Arouri MEH. Does crude oil move sock markets in Europe? A sector investigation. Econ Model 2011;28:1716–25.
[15] Elyasiani E, Mansur I, Odusami B. Oil price shocks and industry stock returns. Energy Econ 2011;33:966–74.
[16] Scholtens B, Yurtsever C. Oil shocks and European industries. Energy Econ 2012;34:1187–95.
[17] Zhuang X, Wei Y, Ma F. Multifractality, efficiency analysis of Chinese stock market and its cross-correlation with WTI crude oil price. Phys A 2015;430:101–13.
[18] Ewing BT, Malik F, Ozfidan O. Volatility transmission in the oil and natural gas markets. Energy Econ 2002;24:525–38.
[19] Reboredo JC. Is there dependence and systemic risk between oil and renewable energy stock prices? Energy Econ 2015;48:32–45.
[20] Wen X, Guo Y, Wei Y, Huang D. How do the stock prices of new energy and fossil fuel companies correlate? Evidence from China. Energy Econ 2014;41:63–75.
[21] Phan DHB, Sharma SS, Narayan PK. Oil price and stock returns of consumers and producers of oil. J Int Financ Mark I 2015;34:245–62.
[22] Choi K, Hammoudeh S. Volatility behavior of oil, industrial commodity and stock markets in a regime-switching environment. Energy Policy 2010;38:4388–99.
[23] Inchauspe J, Ripple RD, Trück S. The dynamics of returns on renewable energy companies: a state-space approach. Energy Econ 2015;48:325–35.
[24] Bohl M, Kaufmann P, Stephan P. From hero to zero: evidence of performance reversal and speculative bubbles in German renewable energy stocks. Energy Econ 2013;37:40–51.
[25] Primiceri GE. Time varying structural vector autoregressions and monetary policy. Rev Econ Stud 2005;72:821–52.
[26] Galí J, Gambetti L. On the sources of the great moderation. Am Econ J Macro Econ 2009;1:26–57.
[27] Benati L. The “great moderation” in the United Kingdom. J Money Credit Bank 2008;40:121–47.
[28] Cogley T, Sargent TJ. Drifts and volatilities: monetary policies and outcomes in the post WWII US. Rev Econ Dynam 2005;8:262–302.
[29] Filis G. Macro economy, stock market and oil prices: do meaningful relationships exist among their cyclical fluctuations? Energy Econ 2010;32:877–86.
[30] Antonakakis N, Filis G. Oil prices and stock market correlation: a time-varying approach. Int J Energy Stat 2013;1(01):17–29.
[31] Broadstock DC, Cao H, Zhang D. Oil shocks and their impact on energy related stocks in China. Energy Econ 2012;34:1888–95.
[32] Broadstock DC, Filis G. Oil price shocks and stock market returns: new evidence from the United States and China. J Int Financ Mark I 2014;33:417–33.
[33] Cong RG, Wei YM, Jiao JL, Fan Y. Relationships between oil price shocks and stock market: an empirical analysis from China. Energy Policy 2008;36:3544–53.
[34] Zhu H, Guo Y, You W, Xu Y. The heterogeneity dependence between crude oil price changes and industry stock market returns in China: evidence from a quantile regression approach. Energy Econ 2016;55:30–41.
[35] Perron P, Ng S. Useful modifications to some unit root tests with dependent errors and their local asymptotic properties. Rev Econ Stud 1996;63:435–65.
[36] DeJong DN, Nankervis JC, Savin NE, Whiteman CH. Integration versus trend stationary in time series. Econometrica 1992;60:423–33.
[37] Ng S, Perron P. Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. Econometrica 2001;69:1519–54.
[38] Johansen S, Juselius K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration –with applications to demand for money. Oxf B Econ Stat 1990;52(2):169–210.
[39] Sims CA, Stock JH, Watson MW. Inference in linear time series models with some unit roots. Econometrica 1990;58(1):113–44.

Energy 165 (2018) 469–486

Contents lists available at ScienceDirect

Energy

journal homepage: www.elsevier.com/locate/energy

Analysis of the international propagation of contagion between oil and stock markets

Guofu Zhang [a, *], Wei Liu [b]

[a] College of Economics and Management, Tianjin University of Science and Technology, Tianjin, China
[b] School of Management Science and Engineering, Dongbei University of Finance and Economics, Dalian, China

ARTICLE INFO

Article history:
Received 3 March 2018
Received in revised form
28 July 2018
Accepted 4 September 2018
Available online 12 September 2018

JEL classification:
C22
C58
P36
G11
Q41

Keywords:
Oil prices
Stock markets
Contagion
International propagation

ABSTRACT

In this paper, we use time-varying copula and VAR-DAG models to investigate oil-stock contagion and its propagation among seven countries with different levels of economic development. Our results present evidence of positive lower tail dependence between oil and stock markets of the seven countries, which is indicative of contagion in the sense of Okimoto [1]. Evolution patterns of contagion are similar in the developed countries but different in the developing ones. Moreover, contagion is significantly affected by the 2008 financial crisis, and the contagious magnitude in China and India is considerably smaller than in the other five countries. The empirical evidence also suggests that oil-stock contagion is propagated from developed countries to developing ones, and Brazil is the most affected by the developed countries' contagion.

© 2018 Elsevier Ltd. All rights reserved.

1. Introduction

The global financial market is dominated by stock markets in the major developed countries, such as the US, Germany, France and the UK [2], and the demand for oil by developed countries is not decreasing despite the vigorous search for an alternative fuel. At the same time, the role of stock markets in developing/emerging economies, such as China, India and Brazil, has become more important since the global financial crisis, and their economies are becoming more involved in the international oil market. Therefore, further understanding of oil-stock market linkages and their interactions across countries in different stages of economic development is of vital importance to investors in international investment markets and is an indispensable consideration of policy makers since financial and commodities markets worldwide have become more and more integrated.

The theoretical foundation of the oil-stock relationship stems from the oil price effect diffusing to macroeconomic variables, which in return influence the liquidity of the financial market. On the supply side, increased oil prices increase cost of production, thereby adversely impacting the profits of companies. On the demand side, oil price rise may result in an increase in inflation, which may deter investment in the stock market due to increasing interest in the bond market [3,4]. Furthermore, oil prices have gradually shown characteristics that are similar to those of financial products, so it is no longer true that oil prices are independent from changes in financial markets [1].

Extensive research on the oil-stock market relationship has provided evidence of a negative link [5,6], a positive link [7,8] and no link [9,10]. Research on the oil-stock nexus has also focused on the non-linearity of market correlation [11,12].

Studies on the relationship between oil prices and stock markets in the existing literature are mainly country-specific. In terms of development, some papers focus on the oil-stock nexus in developed countries [6,13], while other scholars extend the country-level analysis for developed economies to developing/emerging economies [3,14]. Recently, the inclusion of various countries with

* Corresponding author.
E-mail address: zhangguofudufe@163.com (G. Zhang).

https://doi.org/10.1016/j.energy.2018.09.024
0360-5442/© 2018 Elsevier Ltd. All rights reserved.

different levels of economic development has been explored [2,10,15]. Moreover, a strand of the literature has differentiated between the oil-exporting and oil-importing countries [11,16].

Many methodologies are employed in exploring the relationship between oil prices and stock markets, such as vector autoregression (VAR) or cointegrated vector error-correction (VEC) models [14,17], the wavelet method [15,18], and panel data approaches [7,16]. Recently, many papers have focused on the dynamic properties of the relationship between the oil and stock markets. Broadstock and Filis [19] adopted a scalar-BEKK model to identify the time-varying correlations between oil price shocks of different types and stock market returns in the United States and China. Reboredo and Rivera-Castro [20] used wavelet multiresolution analysis to explore the oil-stock price relationship at different time scales. Empirical results showed no interdependence between oil and stock markets before the 2008 crisis. However, from the onset of the 2008 crisis, they found a positive relationship between two markets at either the aggregate or sector level. Lu et al. [21] utilized a VAR model to examine the time-varying causal relations between the West Texas Intermediate (WTI) crude oil and the US Standard and Poor's 500 (S&P 500) stock markets. The results revealed that their causal relations evolved with time and displayed complex characters. Wen et al. [22] investigated the existence of contagion effects between oil and stock markets during the 2008 financial crisis based on time-varying copula models. The results reported a significantly increasing dependence between oil and stock markets after the failure of Lehman Brothers. Aloui et al. [23] provided evidence of positive dependence between the oil and stock markets in the six central and eastern European (CEE) countries, which was indicative of a contagion between these markets.

There is no consensus about what exactly contagion is. Forbes and Rigobon [24] defined contagion as a significant increase in the cross-market correlation during the period of crisis. Because correlation measure is not the appropriate method to assess the impact of extreme returns in the volatile period, Vo [25] adopted a broader definition of contagion: the propagation of extreme negative returns from a specific market to others, especially during turbulent periods. Furthermore, Okimoto [1] thought that lower tail dependence was closely related to the concept of contagion in the sense that the existence of contagion effects naturally implied positive lower tail dependence. With this consideration in mind, we apply a time-varying copula method to model the lower tail dependence and thus the contagion between oil and stock markets.

The primary aim of this study is to investigate contagion between the oil and stock markets and its international propagation. Motivated by this aim, the paper attempts to answer the following questions: Does contagion between the oil and stock markets truly exist? If so, how does it differ among countries? Do oil and stock markets have time-varying relationships? What is the spread direction of the contagion? Was there any influence from the 2008 financial crisis and euro debt crisis on the contagion?

This paper is related to the studies of Wen et al. [22] and Aloui et al. [23], who used the conditional copulas to investigate contagion between the oil and stock markets. However, this paper is different from theirs and contributes to the literature in four aspects. First, to capture the characteristics of volatility clustering and the leverage effect, we compare three GARCH-type models and select the most adequate model to filter the oil and stock markets' returns, whereas Wen et al. [22] and Aloui et al. [23] only consider one kind of GARCH model without comparing the model fit. Second, we use Creal et al. [26] time-varying copula model to investigate the dynamic dependence between the oil and stock markets instead of a Patton [27] model. Third, to explore the international propagation of contagion between the oil and stock markets, we employ a VAR-DAG approach to find the origination of contagion and its international propagation direction. Fourth, we extend the time period considered in Wen et al. [22] and Aloui et al. [23] by using a dataset up to September 2017 that includes observations for the period of the 2008 financial crisis as well as the euro debt crisis.

The remainder of this paper is structured as follows. Section 2 presents a data description. Section 3 introduces the methodology. The empirical analysis is provided in Section 4. The last section concludes.

2. Data

The data in this paper are in daily frequency from January 5, 2000 to September 25, 2017. For crude oil price data, the West Texas Intermediate (WTI) spot prices are extracted from the Energy Information Administration (EIA). For stock markets, we choose composite stock indices to represent corresponding countries' stock markets: the Dow Jones Industrial Average (DJIA) for the US, the FCHI for France, the GDAXI for Germany, the FTSE100 for the United Kingdom (UK), the Shanghai Stock Exchange Composite Index (SS) for China, the BSESN for India, and the BVSP for Brazil. The daily closing prices of these indices are from Yahoo Finance. We eliminate those observations where data are unavailable for at least one market because of holidays or other reasons. All price data are converted to returns by taking log differences.

Fig. 1, which presents the return development of WTI crude oil and different stock market indices, shows a noticeable clustering of greater return volatility emerging as soon as the financial crisis began. The descriptive statistics are given in Table 1. The maximum, minimum and standard deviation (Std. dev. in Table 1) indicate the presence of outliers. The sample skewness and kurtosis indicate non-normal distribution of the returns, which is also supported by the Jarque-Bera test. The Ljung-Box Q test and autoregressive conditional heteroskedasticity (ARCH) tests detect the presence of serial correlation in both the mean and volatility of the return series. In addition, the Pearson correlation coefficients show that all the stock market indices are positively correlated with the oil price returns.

3. Methodology

3.1. Model for marginal distribution

On dealing with the returns of oil price and stock indices, one should take into account certain characteristics and stylized facts of the data that include non-Gaussianity, skewness and fat tails in the return distribution, as well as volatility clustering and the leverage effect. To capture these characteristics, we filter the returns using three GARCH-type models respectively, and then select the best one based on the Bayesian Information Criterion (BIC). The three GARCH-type models are (1) an ordinary GARCH model with leverage of the Glosten et al. [28] type, sometimes referred to as the GJR-GARCH; (2) a Beta-Skew-*t*-EGARCH model; and (3) a two-component model of Engle and Lee [29]. To better capture the outliers of financial series, all three models above are coupled with a standardized skewed t conditional density.

The GJR-GARCH model coupled with a standardized skewed t conditional density is given by

$$yt = \sigma_t \varepsilon_t \tag{1}$$

$$\varepsilon_t \sim st(0, 1, \nu, \gamma), \nu > 2, \gamma \in (0, \infty) \tag{2}$$

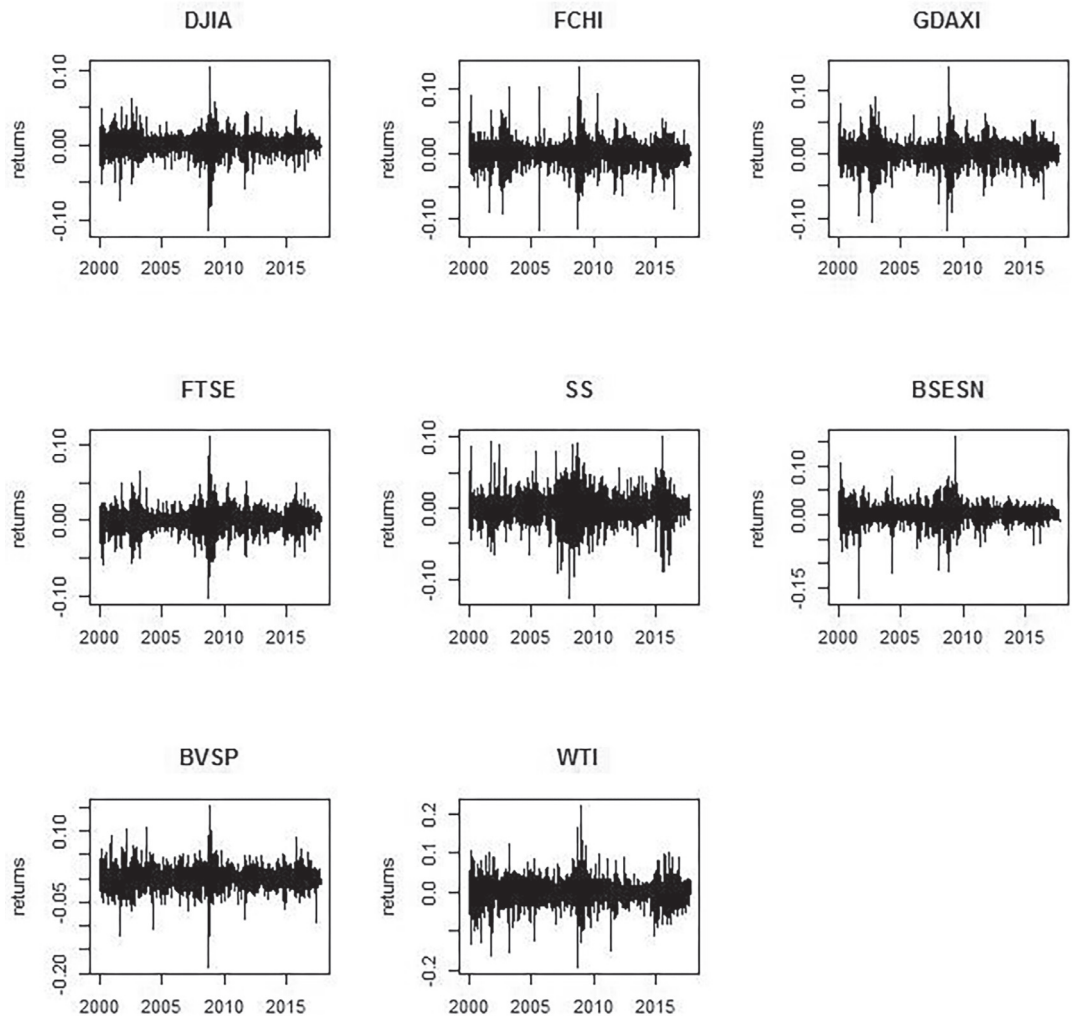


Fig. 1. Daily returns of oil price and stock indices.

$$\sigma_t^2 = \omega + \varphi_1\sigma_{t-1}^2 + \kappa_1 y_{t-1}^2 + \kappa^* I_{\{y_{t-1}<0\}} y_{t-1}^2. \tag{3}$$

where y_t is the financial return at time t, and σ_t is the conditional scale or volatility. ε_t is a conditional error with zero mean and unit variance that follows a Hansen's [30] skewed t density distribution, ν and γ are the degrees of freedom parameter $(2<\nu<\infty)$ and symmetric parameter $(-1<\gamma<1)$, respectively. ω is the log-scale intercept and can be interpreted as the long-term log-volatility. φ_1 is the persistence parameter, κ_1 is the ARCH parameter, and κ^* is the leverage parameter. $\omega \geq 0$, $\varphi_1 \geq 0$, $\kappa_1 \geq 0$, $\varphi_1 + \kappa_1 \geq 0$, $\varphi_1 + \kappa_1 + \frac{1}{2}\kappa^* < 1$. The indicator function $I_{\{y_{t-1}<0\}}$ is equal to one if $y_{t-1}<0$ and 0 otherwise.

According to Harvey and Sucarrat [31], the first order one-component Beta-Skew-*t*-EGARCH model is given by

$$y_t = \exp(\lambda_t)\varepsilon_t = \sigma_t\varepsilon_t, \varepsilon_t \sim st\left(0, \sigma_\varepsilon^2, \nu, \gamma\right), \nu > 2, \gamma \in (0,\infty). \tag{4}$$

$$\lambda_t = \omega + \lambda_t^+ \tag{5}$$

$$\lambda_t^+ = \varphi_1\lambda_{t-1}^+ + \kappa_1 u_{t-1} + \kappa^*\text{sgn}(-y_{t-1})(u_{t-1}+1), |\varphi_1|<1 \tag{6}$$

$$\varepsilon_t = \varepsilon_t^* - \mu_{\varepsilon^*} \tag{7}$$

where λ_t is the logarithm of the scale, and σ_ε^2 is the variance of ε_t (implying that ε_t is not standardized to have variance one). ε_t is distributed as a skewed t with zero mean, scale σ_ε^2, ν degrees of freedom and skewness parameter γ. u_t is the conditional score, and ε_t^* is an uncentred skewed t variable with ν degrees of freedom and skewness parameter γ and mean μ_{ε^*}. Other parameters are as previously defined.

The first order two-component Beta-Skew-*t*-EGARCH model in Harvey and Sucarrat [31] is given by

$$y_t = \exp(\lambda_t)\varepsilon_t = \sigma_t\varepsilon_t, \varepsilon_t \sim st\left(0, \sigma_\varepsilon^2, \nu, \gamma\right), \nu, \gamma \in (0,\infty) \tag{8}$$

$$\lambda_t = \omega + \lambda_{1,t}^+ + \lambda_{2,t}^+ \tag{9}$$

$$\lambda_{1,t}^+ = \varphi_1\lambda_{1,t-1}^+ + \kappa_1 u_{t-1}, |\varphi_1|<1 \tag{10}$$

$$\lambda_{2,t}^+ = \varphi_2\lambda_{2,t-1}^+ + \kappa_2 u_{t-1} + \kappa^*\text{sgn}(-y_{t-1}) \times (u_{t-1}+1), |\varphi_2|<1, \varphi_1 \neq \varphi_2 \tag{11}$$

where $\lambda_{1,t}^+$ and $\lambda_{2,t}^+$ can be interpreted as the time-varying long-term

Table 1
Descriptive statistics.

	DJIA	FCHI	GDAXI	FTSE
Mean (%)	0.019	−0.001	0.018	0.003
Std.dev.	0.012	0.0165	0.017	0.013
Max	0.103	0.133	0.135	0.111
Min	−0.113	−0.116	−0.118	−0.103
Skewness	−0.287	0.011	−0.134	−0.099
Kurtosis	11.397	9.826	8.809	10.451
J-B	10817.28***	7114.886***	5164.238***	8483.322***
Q (20)	71.163***	77.004***	56.393***	92.417***
ARCH	734.908***	496.960***	504.945***	853.265***
Corr.WTI	0.171***	0.227***	0.189***	0.252***
	SS	BSESN	BVSP	WTI
Mean	0.024	0.048	0.041	0.020
Std.dev.	0.018	0.017	0.019	0.027
Max	0.100	0.159	0.154	0.221
Min	−0.128	−0.172	−0.187	−0.191
Skewness	−0.253	−0.455	−0.124	−0.115
Kurtosis	7.892	12.783	9.285	8.891
J-B	3693.371***	14741.52***	6041.930***	5309.518***
Q (20)	46.915***	67.481***	40.123***	52.114***
ARCH	215.812***	192.725***	511.039***	468.747***
Corr.WTI	0.073***	0.099***	0.247***	1.000***

Notes: (1) J-B is the Jarque-Bera statistic tests for the null hypothesis of normality based on skewness and excess kurtosis. (2) Q(20) is the Ljung-Box Q test of serial correlation of up to 20 lags in the returns. (3) ARCH is the Lagrange multiplier test for autoregressive conditional heteroskedasticity at order 5. (4) Corr. WTI refers to Pearson' s correlation coefficient. (5) *** denotes 1% level of significance.

and short-term components of log-volatility, respectively. The model is not identifiable if $\varphi_2 = \varphi_1$. The conditional score u_t drives both the long-run and short-run components, but the leverage appears only in the short-term component. This is in line with the view that the shocks only matter for short-term volatility [29].

The first order two-component model of Engle and Lee [29] coupled with a standardized skewed t conditional density is given by

$$y_t = \sigma_t \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim st(0, 1, \nu, \gamma) \tag{12}$$

$$\sigma_t^2 = q_t + \varphi_1\left(\sigma_{t-1}^2 - q_{t-1}\right) + \kappa_1\left(y_{t-1}^2 - \sigma_{t-1}^2\right) \tag{13}$$

$$q_t^2 = \omega + \varphi_2 q_{t-1}^2 + \kappa_1\left(y_{t-1}^2 - \sigma_{t-1}^2\right) \tag{14}$$

3.2. Time-varying copula

Sklar's [32] theorem states that every two-dimensional joint distribution $F(x,y)$ of two continuous random variables X and Y with marginal functions $F_1(x)$ and $F_2(y)$ can be written as $F(x,y) = C(F_1(x), F_2(y))$ for some appropriate two-dimensional copula C. Assuming the C is differentiable, the joint density of the variables X and Y is then given by $f(x,y) = c(u,v)f_1(x)f_2(y)$, where $u = F_1(x)$, $v = F_2(x)$, $c(u, v) = \partial^2 C(u, v)/\partial u \partial v$, $f_1(x)$ and $f_2(y)$ are the marginal densities of the variables X and Y. Hence, the bivariate density function can be represented by the product of two marginal distributions and a copula density. Then, the log-likelihood function is:

$$\log f = \log c + \log f_1 + \log f_2 \tag{15}$$

According to (15), we can use a two-step procedure to estimate the parameters of f [33]. In the first stage, we estimate the parameters of the marginal distributions separately by maximum likelihood. In the second stage, we estimate the parameters of the copula by solving the following problem: $\delta = \text{argmax} \sum \ln c(\widehat{u}_t, \widehat{v}_t; \delta)$, where δ are the copula parameters, and $\widehat{u}_t$ and $\widehat{v}_t$ are pseudo-sample observations from the copula. One advantage of a copula is that it allows for tail dependence, which measures the probability that two variables experience joint extreme upward or downward movements. The coefficient of upper and lower tail dependence is derived from the copula as

$$\lambda_U = \lim_{u\to 1} \Pr\left[X \geq F_1^{-1}(u) | Y \geq F_2^{-1}(u)\right] = \lim_{u\to 1} \frac{1 - 2u + C(u,u)}{1-u} \tag{16}$$

$$\lambda_L = \lim_{u\to 0} \Pr\left[X \leq F_1^{-1}(u) | Y \leq F_2^{-1}(u)\right] = \lim_{u\to 1} \frac{C(u,u)}{u} \tag{17}$$

where $\lambda_U, \lambda_L \in [0,1]$. If $\lambda_L > 0$ ($\lambda_U > 0$), we have lower (upper) tail dependence, that is, a non-zero probability of observing an extremely small (large) value for one series together with an extremely small (large) value for another series.

Patton [27] sets the foundations for time-varying copulas by proving Sklar's theorem for conditional distributions. This paper allows the generic copula dependence parameter δ_t to evolve in the GAS (1,1) specification of Creal et al. [26] as follows

$$\delta_t = h(f_t) \tag{18}$$

$$f_{t+1} = \omega + \beta f_t + \alpha I_t^{-1/2} s_t \tag{19}$$

$$s_t = \frac{\partial}{\partial \delta} \log c(u, v; \delta_t) \tag{20}$$

$$I_t = E_{t-1}[s_t s_t'] = I(\delta_t) \tag{21}$$

The expression of function h depends on the kinds of copulas. For example, the Gumbel copula parameter is required to be greater than one, and the function $\delta_t = 1 + \exp(f_t)$ is used to ensure this. For Student's t copula, we will assume that the degrees of freedom parameter is constant and that only the dependence parameter is time-varying. As usual, this dependence parameter must lie in (−1, 1), and the function $\delta_t = (1 - \exp\{-f_t\})/(1 + \exp\{-f_t\})$ is used to ensure this.

3.3. Vector auto-regression model (VAR) and directed acyclic graphs (DAGs)

Consider a vector auto-regression model of order p (or simply, *VAR*(p))

$$y_t = A_0 + \sum_{t=1}^{p} B_i y_{t-i} + \varepsilon_t \tag{22}$$

where y_t is a $(n \times 1)$ vector of endogenous variables, A_0 is a $(n \times 1)$ intercept vector of the *VAR*, B_i is the ith $(n \times n)$ matrix of autoregressive coefficients for $i = 1, 2, \ldots, p$, and $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \ldots, \varepsilon_{nt})'$ is the $(n \times 1)$ generalization of a white-noise process. That is, the innovations (errors) ε_t and ε_s are independent for $s \neq t$. Although the innovations are serially uncorrelated, contemporaneous correlation among the elements of ε_t is possible. Therefore, we employ a DAG method to analyse the contemporaneous causal path of the VAR innovations.

A directed graph is a picture representing the causal flow among a set of variables that contains no directed cycles. The DAG is a data-determined method that identifies contemporaneous causal relations among variables by analysing correlations and partial

correlations involving a set of VAR innovations. The most used algorithm in the DAG case is the PC algorithm [34]. The software TETRAD IV is employed to process the PC algorithm and its extensions. To achieve an unambiguous causal structure of the variables in contemporaneous time, we consider a directed acyclic graph at 10% level of significance [34].

4. Empirical analysis

4.1. Marginal models

We filter the daily returns of the crude oil prices and stock market indices using the first order two-component model of Engle and Lee [29], the GJR-GARCH (1,1), the one-component Beta-Skew-*t*-EGARCH (1,1), and the two-component Beta-Skew-*t*-EGARCH (1,1) model respectively, and then select the best fit according to the Bayesian Information Criterion (BIC) in Table 2.

According to Table 2, we select the one-component Beta-Skew-*t*-EGARCH (1,1) to filter the GDAXI returns, the two-component Beta-Skew-*t*-EGARCH (1,1) to filter the SS and BSESN returns, and the GJR-GARCH (1,1) to filter the DJIA, FCHI, FTSE, BVSP and WTI returns. The results are listed in Table 3.

The Ljung-Box and ARCH statistics indicate that neither autocorrelation nor ARCH effects remain in the standardized residuals of the marginal models.[1] Before moving on to modelling the copula, we transform the standardized marginal model residuals for each series into the uniform marginal via the probability integral transform such that $u_t = F(x_t)$, where F is the estimated skewed Student's t distribution, and x_t is the standardized residual. Fig. A1 in Appendix A presents the fitted parametric estimates of the skewed Student's t distribution. The upper panel shows that the fitted skewed Student's t density appears to provide a reasonable fit to the empirical histogram. The lower panel presents a QQ plot and reveals that most of the observations can be captured by the models for each series except for, at most, twenty extreme tail observations.

4.2. Time-varying lower tail dependence

Fig. 2 depicts the temporal evolution of lower tail dependence implied by the time-varying Student's t GAS copula model.[2] The dashed line indicates September 15, 2008, the date when Lehman Brothers declared bankruptcy. It is clearly shown that the lower tail dependence coefficients between the WTI and stock market returns are relatively stable before 2008 but start to increase and peak during the financial crisis,[3] dropping sharply afterward. This provides the evidence of contagion effects in the sense of Forbes and Rigobon [24] between the WTI and seven stock market returns during the 2008 financial crisis. There are two reasons for the significant rise in the lower tail dependence coefficients during the financial crisis. One is that macroeconomic fundamentals became more uncertain when the financial crisis occurred, so oil demand, supply and prices became more volatile. Such a demand-supply situation for oil prices reflected the uncertain economic expectations of the time, and stock prices responded accordingly. Another reason is that oil and stock markets were more sensitive to news and were not as rational as in tranquil times [22]. Moreover, the lower tail dependence coefficients between the WTI and seven stock market returns are positive during the full sample period, implying that there exist contagion effects in the sense of Okimoto [1] between the WTI and seven stock markets. One plausible explanation is that the rapid process of financialization in the oil market increased the exposure of oil prices to financial shock and made them more susceptible to the mood of the financial market [22]. For example, Broadstock and Filis [19] recognized that financial speculation in the oil market had also been driving oil-market specific shocks. The increased speculation in the oil market, due to the increased participation of hedge funds, had created an increased correlation between the oil prices and stock returns. Therefore, such financialization of the oil market justifies the positive lower tail dependence between the oil and stock markets.

Table 2
BIC values of Beta-Skew-*t*-EGARCH, GJR-GARCH and Engle and Lee model.

	DJIA	FCHI	GDAXI	FTSE
one-component Beta-Skew-*t*-EGARCH	−3.257	−2.878	**−5.779**	−3.215
two-component Beta-Skew-*t*-EGARCH	−2.189	−1.707	−2.857	−6.304
GJR-GARCH	**−6.471**	**−5.800**	−5.775	**−6.308**
Engle-Lee	–	−5.762	−5.734	−6.266
	SS	BSESN	BVSP	OIL
one-component Beta-Skew-*t*-EGARCH	−5.617	−2.692	−2.204	−1.521
two-component Beta-Skew-*t*-EGARCH	**−5.621**	**−5.774**	−0.929	−0.205
GJR-GARCH	−5.613	−5.770	**−5.210**	**−4.660**
Engle-Lee	−5.610	−5.759	−5.196	−4.655

Notes: The largest values of the BIC are presented in boldface.

Fig. 2(a)–(d) illustrate that the lower tail dependence coefficients between the WTI and stock market returns exhibit a similar tendency in the four developed countries, implying that there exist co-movements of the contagion effects between the WTI and four stock markets. Many factors are with reference to the co-movements: the increasing convergence in market structures, the lowering of financial barriers and the economic integration of the US and Europe. Another important factor may be political cooperation. Political cooperation can play an important role in terms of exchanging ideas, sharing technological innovations and financial resources, and identifying common problems and seeking the appropriate solutions for them. In addition, we observe two peaks during the period from September 2008 to October 2012. This period covers the 2008 financial crisis as well as the euro debt crisis. Both events caused significant contagion effects between the WTI and stock market returns in the four developed countries. This is not surprising: unlike the period of 1997–1999 that witnessed the emerging market crises of Southeast Asia, Russia and Brazil, recent financial instability has mainly come from developed markets.

Significantly different trends can be observed in Fig. 2(e)–(g). This difference might be triggered by the fact that Brazil has been a net oil exporter since 2015, whereas China and India heavily depend on oil imports. Another reason is that three developing countries have varying economic and financial structures, and thus stock markets are very likely to exhibit heterogeneous behaviours. A special shape can be seen in Fig. 2(e), the volatilities of the lower tail dependence coefficients between the WTI and China's stock market returns remain relatively stable during the whole sample period. The results are consistent with Wen et al. [22], who concluded that China was among those nations that were least

[1] The Ljung-Box and ARCH test results are available on request.

[2] There are many copula models available in Joe [33]. In this paper, we consider the normal copula, the Clayton copula, the Plackett copula, the Frank copula, the Gumbel copula, the symmetrized Joe-Clayton (SJC) copula and Student's t copula. Student's t copula is found to fit the data the best according to the log-likelihood values. The results are available on request.

[3] We also use Wen et al. [22]'s regression method to test whether there is a significant increase in the lower tail dependence after the failure of Lehman Brothers. The results provide evidence that there is a significant rise in the lower tail dependence coefficients between the WTI and stock market returns during the crisis period. They are available upon request.

Table 3
Marginal distribution model estimates.

	DJIA	FCHI	GDAXI	FTSE
omega	1.906×10^{-06} (0.000)	4.042×10^{-06} (0.000)	−4.295 (0.061)	2.405×10^{-06} (0.000)
phi1	0.892 (0.010)	0.887 (0.011)	0.980 (0.003)	0.887 (0.010)
phi2	–	–	–	–
kappa1	5.051×10^{-02} (0.011)	0.064 (0.012)	0.039 (0.004)	0.048 (0.010)
kappa2	–	–	–	–
kappastar	0.995 (0.198)	0.753 (0.139)	0.047 (0.004)	0.998 (0.189)
df	6.302 (0.662)	6.434 (0.603)	6.847 (0.693)	8.387 (1.063)
skew	0.883 (0.018)	0.887 (0.020)	0.881 (0.018)	0.868 (0.019)
log-likelihood	11883.53	10653.52	10615.74	11584.17
	SS	BSESN	BVSP	OIL
omega	−4.423 (0.120)	−4.376 (0.063)	6.713×10^{-06} (0.000)	4.040×10^{-06} (0.000)
phi1	0.991 (0.003)	0.414 (0.198)	0.930 (0.010)	0.948 (0.006)
phi2	0.704 (0.091)	0.971 (0.006)	–	–
kappa1	0.049 (0.007)	−0.050 (0.014)	0.043 (0.008)	0.044 (0.006)
kappa2	−0.016 (0.013)	0.069 (0.009)	–	–
kappastar	0.043 (0.009)	0.035 (0.004)	0.459 (0.106)	0.2377 (0.075)
df	4.134 (0.303)	5.221 (0.424)	7.293 (0.791)	5.574 (0.494)
skew	0.960 (0.017)	0.930 (0.019)	0.952 (0.021)	0.931 (0.019)
log-likelihood	10333.33	10614.38	9573.33	8564.73

Notes: Value in parentheses denotes standard error.

affected by the global recession.

In terms of the magnitude of contagion, the values of lower tail dependence between the WTI and stock market returns in China and India are considerably smaller than those in the other five countries. One plausible explanation is that the two countries' economies experienced persistent high growth during the considered sample period, enabling China and India to be relatively less influenced by oil price changes. That is, the effects of oil price changes are absorbed by economic growth in the two countries [19]. Another reason is that China and India are the top 2 largest coal-consuming countries in the world. For example, in 2015, coal was responsible for 68% of energy consumption in China, and coal's share in overall energy consumption in India was 49% [35]. This, to a large extent, shields economic growth from fluctuations in oil prices [36]. Finally, the retail price of petroleum products in China and India is mostly under the government control. In India, public sector oil marketing companies are forced to sell their products at prices below the costs of procurement at the refinery gate and are not allowed to modify the price of petroleum products based on the fluctuation of international crude market [3]. In China, the national development and reform commission (NDRC) controls the frequency and quantity of the adjustment. For example, the Chinese refined oil price was adjusted only 34 times from 2005 to 2012, whereas the world crude oil price changed every day [37]. The special refined oil price mechanisms in China and India lead to the fact that the retail price of refined oil does not closely follow the world crude oil price changes. Thus, the co-movements between the oil and stock markets in China and India are weaker than other five countries.

Of three developing countries, the dynamic evolution of the WTI-BVSP contagion effects (Fig. 2(g)) is most similar to the patterns in the four developed countries (Fig. 2(a)–(d)). This finding means that Brazil's contagion effects between the WTI and stock market returns are more affected by the oil-stock contagion effects from the four developed countries than the other two developing countries. However, there is also a difference between Brazil and the four developed countries. As opposed to two peaks in Fig. 2(a)–(d), only one peak can be observed in Fig. 2(g) after the financial crisis. This indicates that contagion effects between the WTI and Brazil stock market returns were affected only by the 2008 financial crisis, and not affected by the euro debt crisis. The results imply that the 2008 financial crisis had a global influence, whereas the euro debt crisis had a local influence. Some developing countries, such as Brazil, were not significantly affected by the euro debt crisis.

4.3. International propagation of contagion

To ensure that all the VAR components are stationary, the ADF (Augmented Dickey-Fuller), DF-GLS (Dickey-Fuller Generalized Linear Square), PP (Phillips-Perron) and ZA (Zivot-Andrews) tests are conducted, and the results, listed in Table 4, support that all return series show a stationary characteristic at the 1% significant level or higher. Moreover, these results are robust to a possible endogenous structural break, as we apply the ZA unit root test. Accordingly, a seven-variable VAR is estimated.[4] The optimal lag length is chosen using the Schwarz information criterion (SIC).[5] We

[4] In the VAR framework, the empirical results are sensitive to the order of the variables. Therefore, we order the seven variables as time-varying lower tail dependence for WTI-DJIA, WTI-FCHI, WTI-GDAXI, WTI-FTSE, WTI-SS, WTI-BSESN, and WTI-BVSP pairs.

[5] The optimal choice is set to be 2.

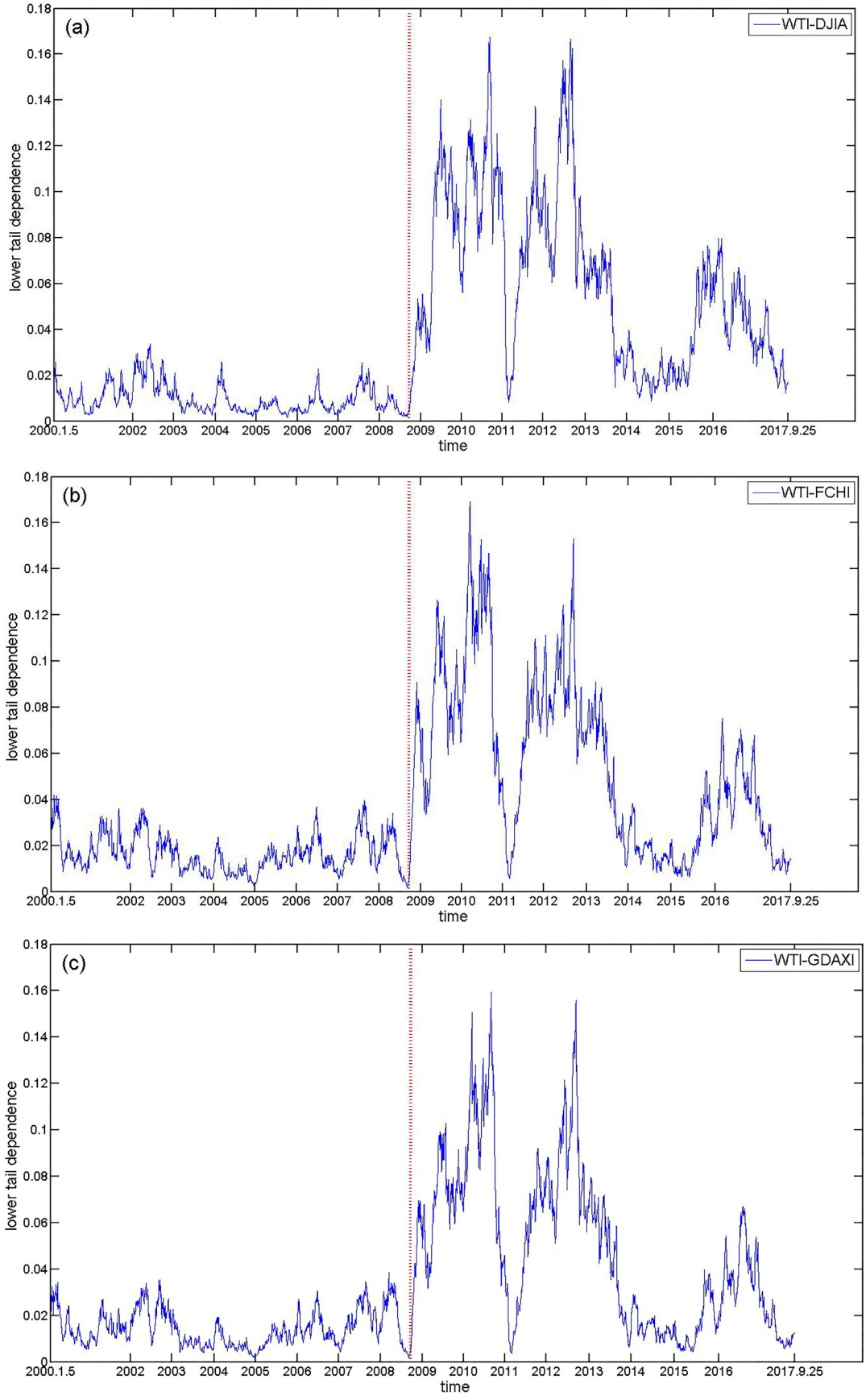
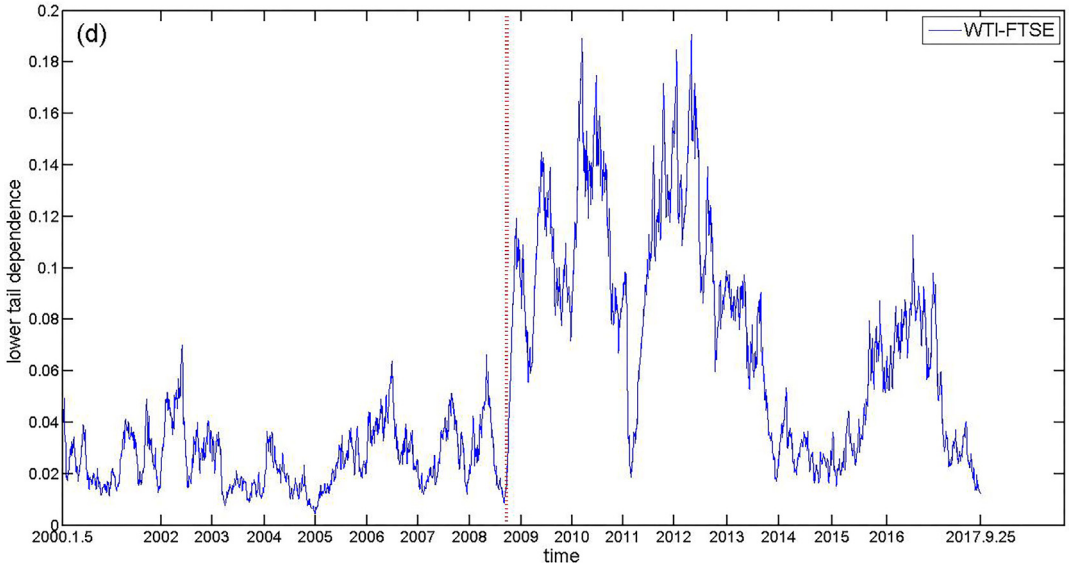
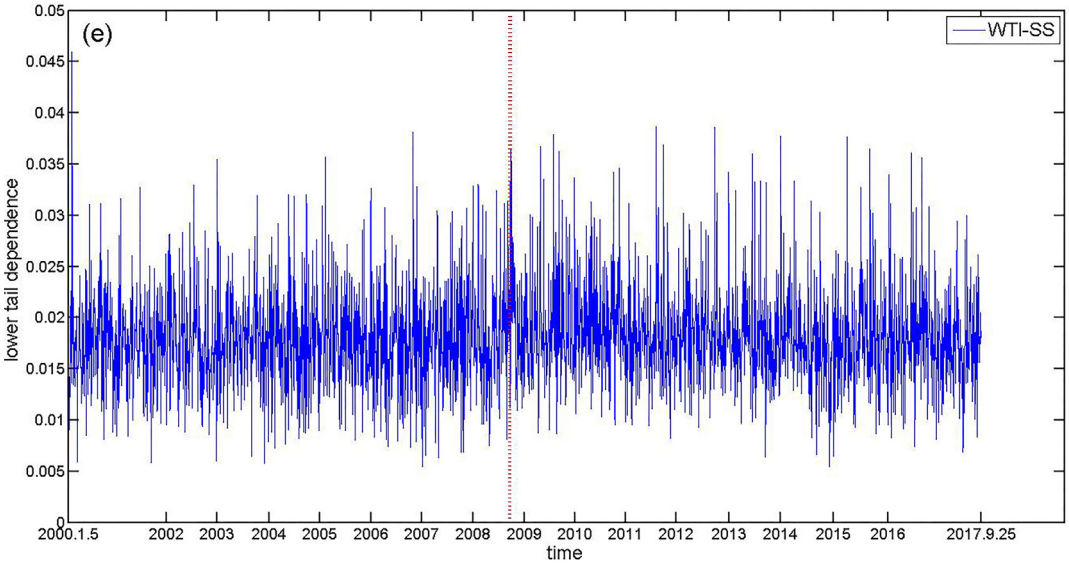


Fig. 2. Time-varying lower tail dependence between the WTI and stock market returns.





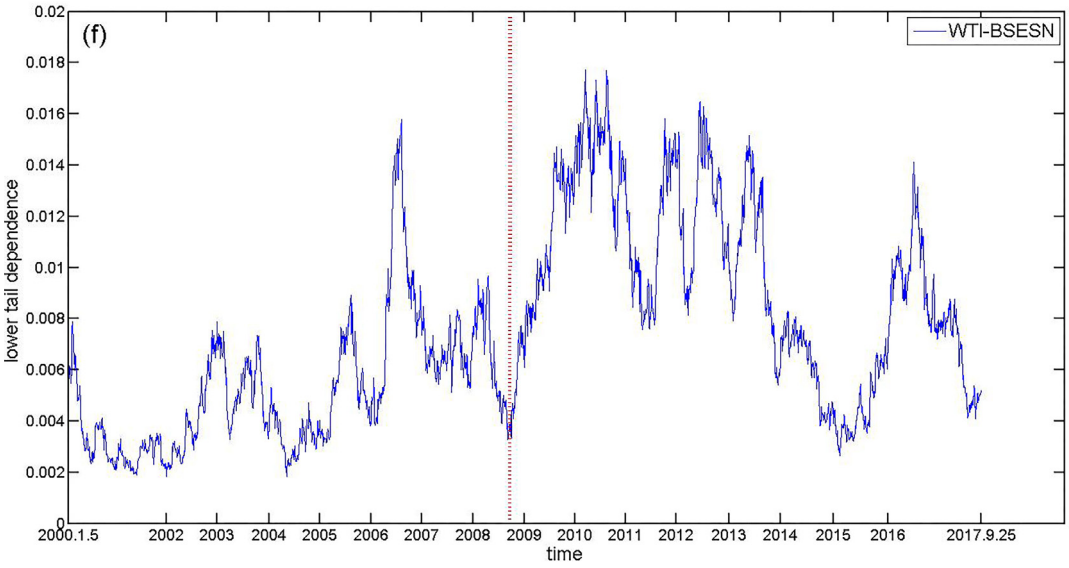


Fig. 2. (*continued*).

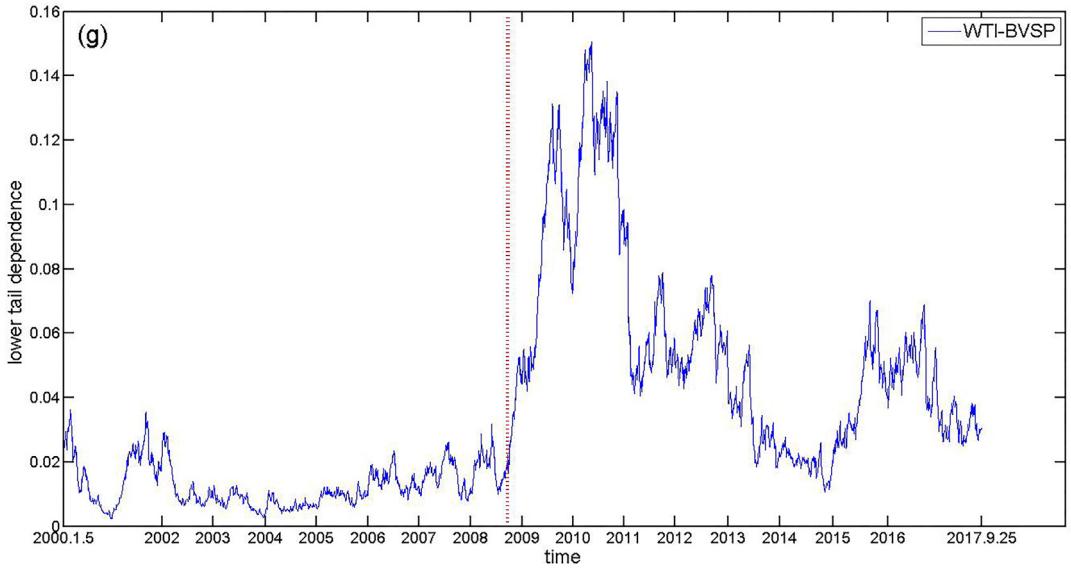


Fig. 2. (*continued*).

Table 4
Unit root tests.

	WTI-DJIA	WTI-FCHI	WTI-GDAXI	WTI-FTSE	WTI-SS	WTI-BSESN	WTI-BVSP
ADF	−2.704*	−3.017**	−2.891**	−2.883**	−48.691***	−2.780*	−2.662*
DF-GLS	−2.536**	−2.913***	−2.787***	−2.828***	−48.108***	−2.694**	−1.809*
PP	−2.849*	−3.058**	−2.940**	−2.931**	−48.878***	−2.669*	−2.705*
ZA	−5.406**	−5.611***	−5.155**	−5.542**	−32.121***	−5.071*	−4.963*

Notes: (1) All the unit root test regressions include an intercept. (2) The null hypothesis is that the series has a unit root in the ADF, DF-GLS, PP and ZA tests. (3) ***, **, *, denote a test statistic that is statistically significant at the 1%, 5% or 10% levels of significance, respectively.

then apply a DAG method based on the residuals derived from the VAR model to investigate the international propagation of contagion between the WTI and stock market returns. Fig. 3 plots the contemporaneous causal relationships among lower tail dependence coefficients between the WTI and stock market returns.[6] The main findings from Fig. 3 can be summarized as follows:

(1) The countries in the graph are distinctly grouped into developed and developing countries. The developed countries are ordered as a block ahead of the developing countries, implying that the contagion effects between the WTI and stock market returns are propagated from developed countries to developing ones. This result can be explained by the negative shocks that originated in the US and Europe and transmitted worldwide, especially the US subprime crisis between 2007 and 2008.
(2) Four developed countries are connected by six edges, whereas three developing countries are connected by three edges. This indicates that the inter-state linkages in developed countries are much closer than those in developing countries. The reasons behind this are that four developed countries are located in the North American and European regions; they have many similarities in terms of market structure and history and have strong direct linkages through trade and finance [24]. The closer relationships among the four developed countries expose these countries to the risk of volatility transmission. Increasing correlation and

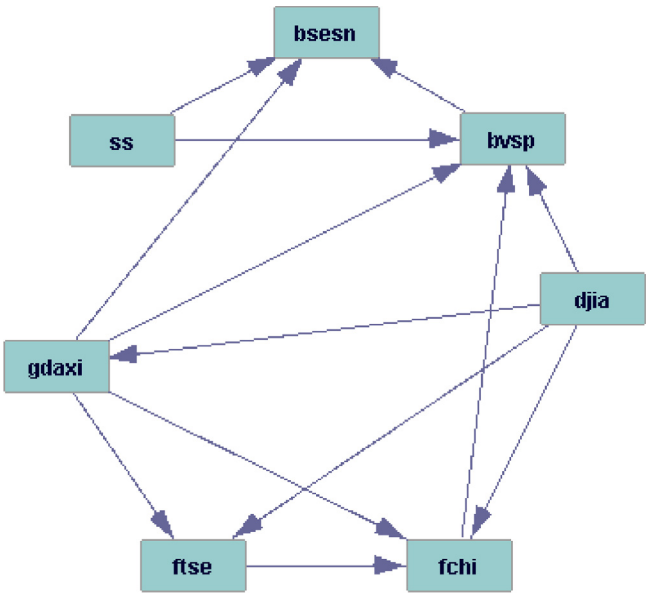


Fig. 3. Contemporaneous causal relationships (at the 10% significant level). Notes: djia, fchi, gdaxi, ftse, ss, bsesn, and bvsp denote contagion for the WTI-DJIA, WTI-FCHI, WTI-GDAXI, WTI-FTSE, WTI-SS, WTI-BSESN, and WTI-BVSP pairs, respectively.

[6] The PC algorithm sometimes outputs graphs with cycles and bidirected edges. In this paper, there is a bidirected edge gdaxi↔bsesn, we remove the edge gdaxi↔bsesn under the assumption that the WTI-GDAXI contagion is not affected by the WTI-BSESN contagion.

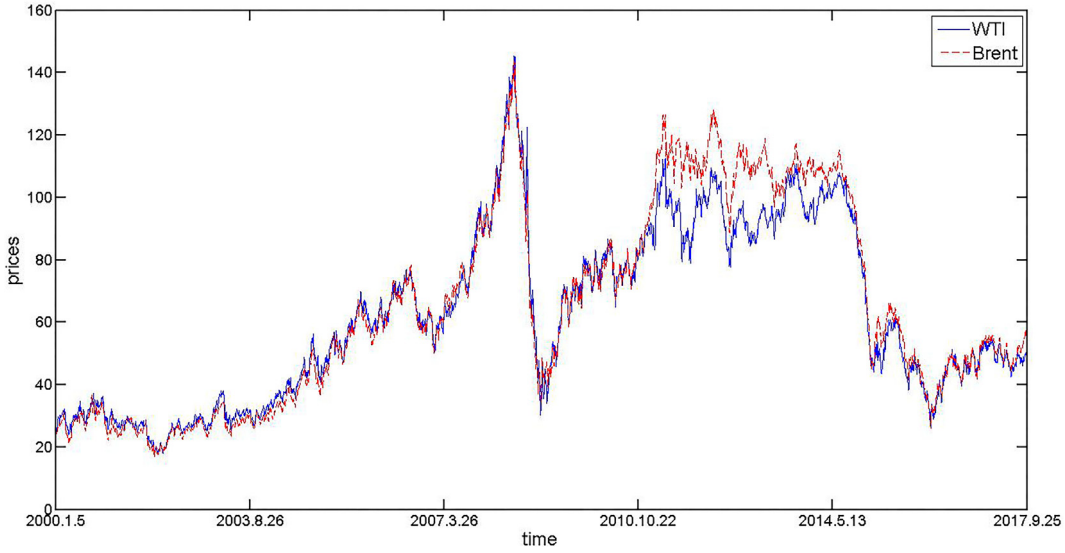


Fig. 4. Crude oil prices: WTI price vs. Brent price.

volatility transmission would naturally go hand-in-hand with higher probability of the propagation of contagion.

(3) Contagion effects between the WTI and the US stock market returns directly influence the other five countries' contagions without being affected by them, indicating that the US is the origin of the contagion effects between the WTI and stock market returns. This is in line with the reality: the US is currently the world's sole superpower, and its leadership on global oil and financial markets remains unchallenged.

(4) Among developing countries, Brazil is the most affected by developed countries' contagion between the WTI and stock market returns. Contagion effects in the US, German and France are directly propagated to Brazil. The results are consistent with what is observed in Fig. 2, where the trend of WTI-Brazil lower tail dependence (Fig. 2(g)) is most similar to the trends exhibited in developed countries (Fig. 2(a)–(d)). There are at least two reasons to explain the results. First, Brazil, which is commodity export-oriented markets, is found to have higher co-movements with the developed market (especially the US) than with the manufactured product exporting emerging markets such as India and China [38]. Second, Brazil is the largest stock market of the Latin American region, and the Latin American countries are strongly linked to the developed countries by trade and capital flows, cultural proximity, time zone, and macroeconomic effects [39].

(5) Oil-stock contagion effects in China are not affected by any other countries. This finding is consistent with what is shown in Fig. 2(e), where contagion effects remain relatively stable ranging from 0.005 to 0.035 during the whole sample periods. We can explain the results from two perspectives. First, in terms of oil prices, the government has made many adjustments since introducing a mechanism that allows the national development and reform commission (NDRC) to revise oil prices when crude costs change more than 4% over 10 working days. For example, a revision was made on December 15, 2015, when the NDRC declared that it would defer the adjustment of domestic fuel prices to keep oil prices steady, although international oil prices plummeted [40]. The special mechanism for setting oil prices in China shields them from international changes in oil prices. Second, in terms of the stock market, China's stock market is a policy market; the government always minimizes the damage of financial crises by taking active measures to rescue the market.[7] Excessive regulation can safeguard the market against damage from a financial turbulence in the short term [41].

4.4. Robustness check

Although most empirical studies in the literature employ the WTI price to calculate oil returns, the Brent price[8] is also quite frequently used. These two prices are generally consistent (see Fig. 4), except between 2011 and 2014 (the WTI was generally lower during this period). Therefore, the Brent price is used as a robustness check to verify the results found above .[9]

Figs. 2 and 5 show similar time series patterns. That is, the results we get from Fig. 5 are similar to the ones derived from Fig. 2. For example, the contagion effects between the Brent/WTI and stock market returns have been significantly affected by the 2008 financial crisis; the evolution of the lower tail dependence coefficients between the Brent/WTI and China's stock market returns remain relatively stable during the full sample period. In addition, the DAG graph for the Brent is essentially the same as in Fig. 3. This further confirms that the main empirical findings are stable.

5. Conclusions

Contagion between the oil and stock markets is still an open question, and the inclusion of various countries with different levels of economic development is not well explored. Using returns

[7] For example, China's stock market is regulated to allow prices to vary only within a 10% window on any given day.

[8] Brent crude oil spot prices are collected from the Energy Information Administration (EIA).

[9] We also use gasoline spot prices, heating oil spot prices and propane spot prices in place of the WTI prices to repeat our estimation procedure. The obtained results for these price series are very similar to the one derived from the WTI prices, showing that our findings are robust to different type price series. To save space, these results are not listed here; all these results are available upon request to the authors. The gasoline spot prices, heating oil spot prices and propane spot prices are collected from the Energy Information Administration (EIA).

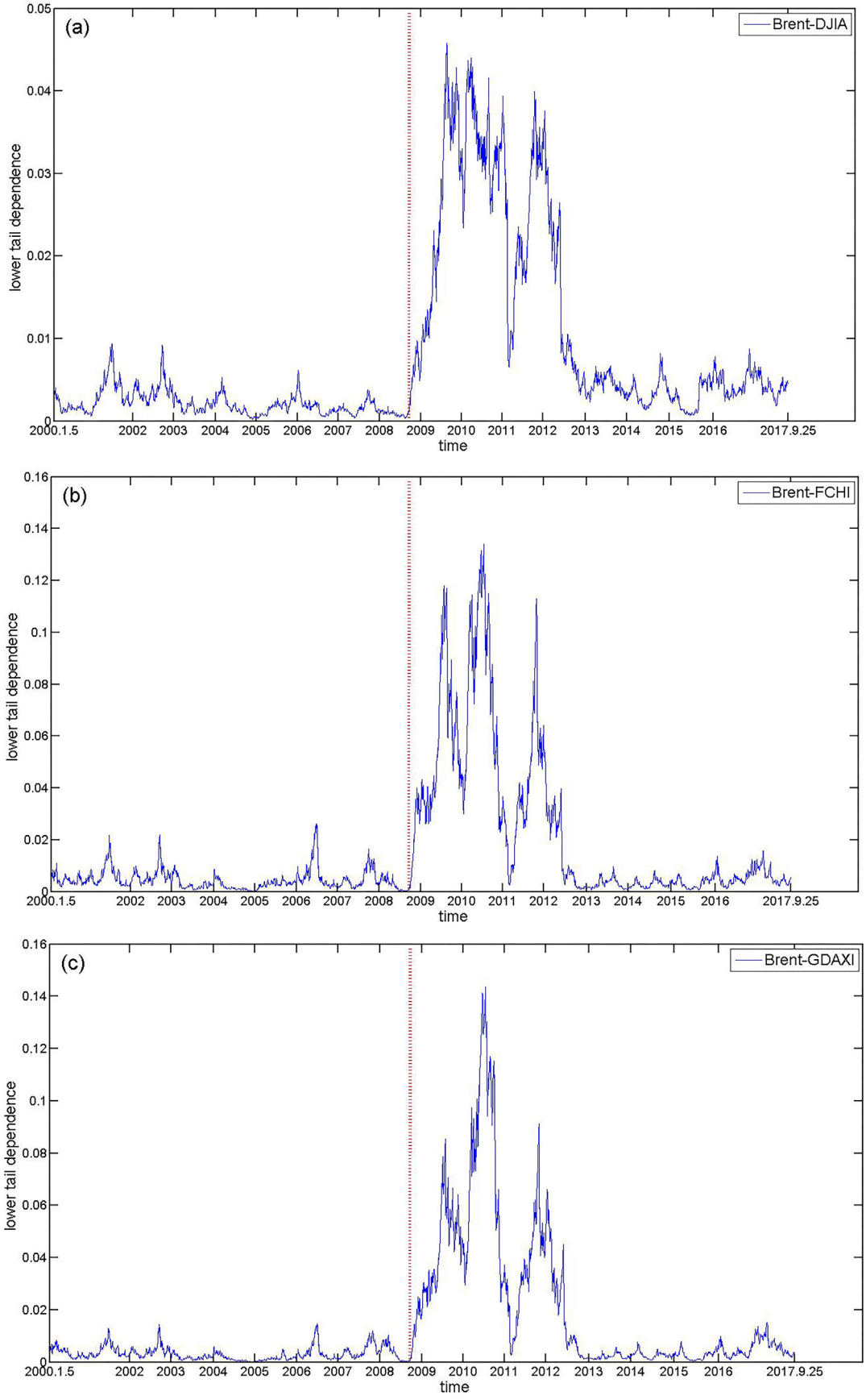


Fig. 5. Time-varying lower tail dependence between the Brent and stock market returns.

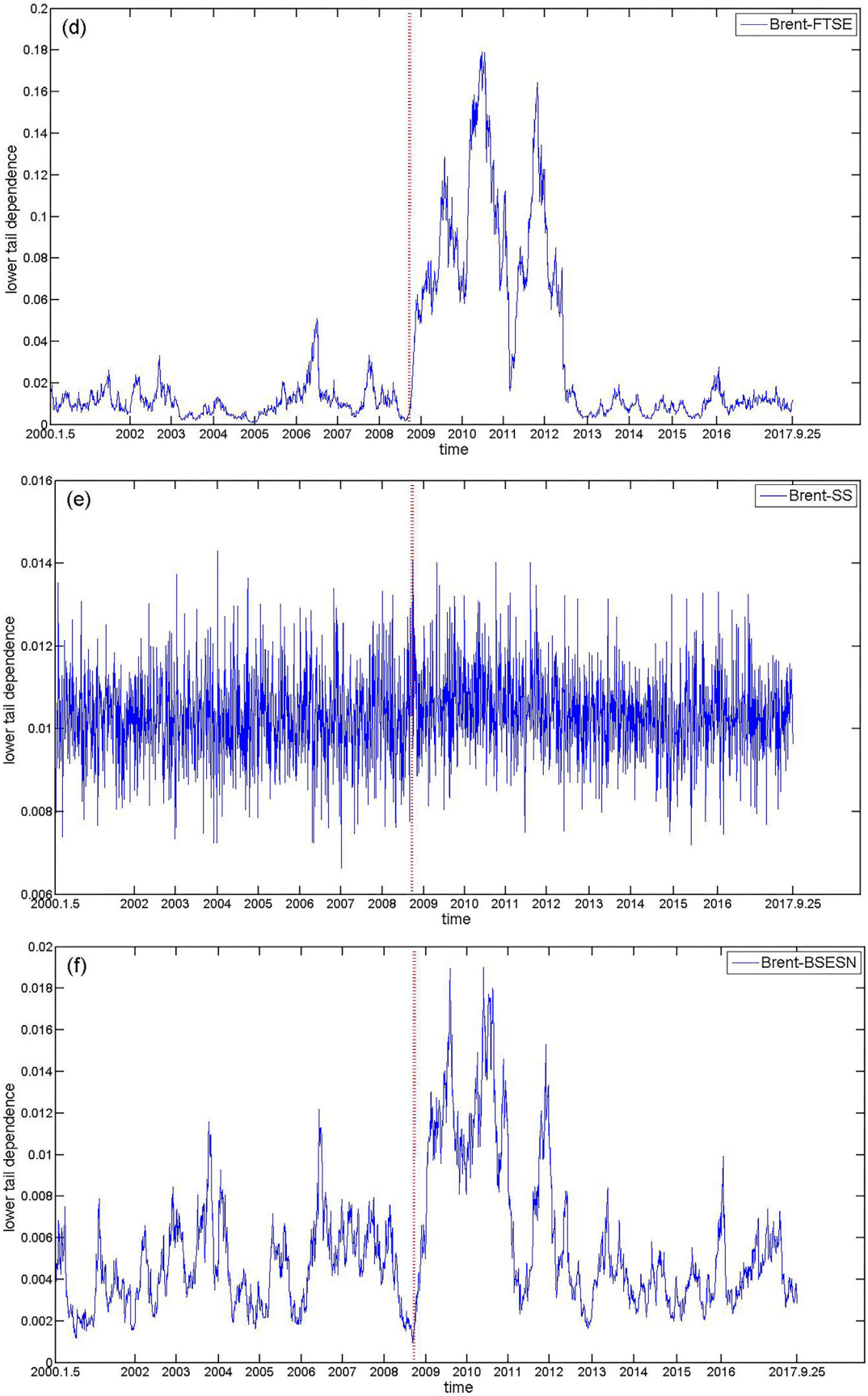


Fig. 5. (*continued*).

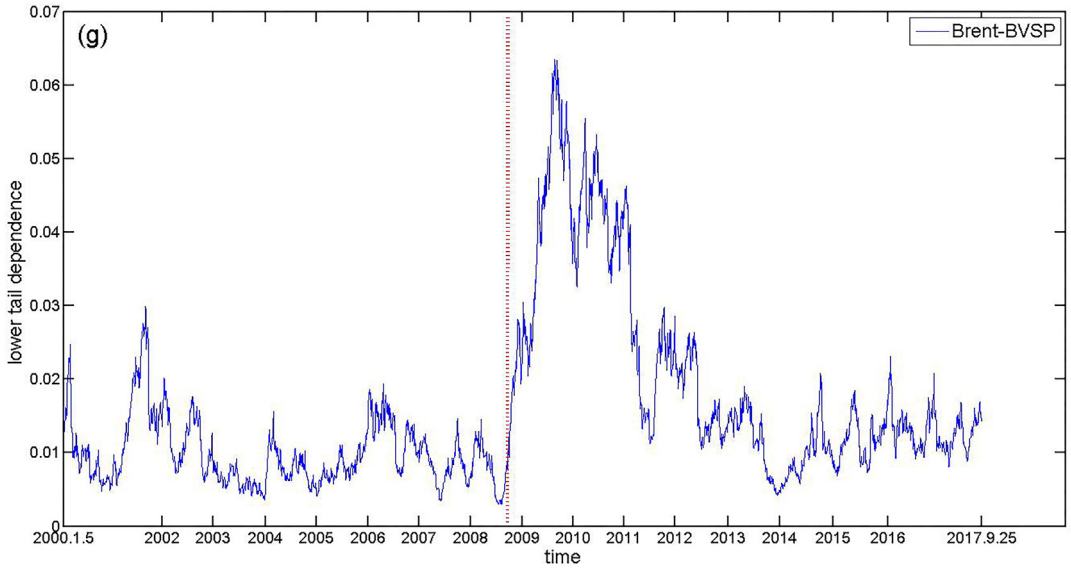


Fig. 5. (*continued*).

data for seven stock market indices and WTI oil prices, this paper investigates the differences of the oil-stock contagion between the developed and developing countries and explores its international propagation.

A main difference between the developed and developing countries is the evolution patterns of contagion. The lower tail dependence coefficients between the WTI and stock market returns in four developed countries exhibit a similar tendency, while distinctly different trends can be observed in three developing countries. Many factors can be connected with the co-movements among the four developed countries: the increasing convergence in market structures, the lowering of financial barriers and the economic integration of the US and Europe. In contrast, the three developing countries have varying economic and financial structures, and therefore, markets are very likely to exhibit heterogeneous behaviours. Another important factor is that political cooperation in developed countries is stronger than in developing countries. Political cooperation can play an important role in terms of exchanging ideas, sharing technological innovations and financial resources, and identifying common problems and seeking the appropriate solutions for them.

Another difference is that the contagious magnitude in developing countries, especially in China and India, is considerably smaller than in developed countries. There are some potential reasons to explain the empirical results. One is that the two countries' economies experienced persistent high growth during the considered sample period enabling China and India to be relatively less influenced by oil price changes. That is, the effects of oil price changes are absorbed by economic growth in the two countries [19]. Another reason is that China and India are the top 2 largest coal-consuming countries in the world. This, to a large extent, shields economic growth from fluctuations in oil prices [36]. Finally, the retail price of petroleum products in China and India is mostly under government control. The special mechanism for setting oil prices in China and India gave people at least one reason to believe that oil prices would remain steady. Thus, oil prices in China and India show a minor fluctuation and its co-movement with stock market returns is weaker than in developed countries. This has important implications for policy makers and investors. For China and India, the policy makers could partly relax their vigilance regarding the oil price impact on financial markets, and the investors could utilize the oil or stock as a hedge against the other. For the other five countries, the policy makers should adjust the economic structure and reduce the dependence on crude oil. This would be an effective means to resist the uncertainty related to international crude oil markets. The investors could use the highly close relation to design an arbitrage portfolio [42].

In terms of propagation, the results derived from the DAG uncover that the contagion effects between the WTI and stock market returns are propagated from the developed countries to the developing ones. The finding indicates that changes from developed countries could be used to predict the following changes in the developing countries. By using the changing information in the developed countries, policy makers could take precautions against the following changes in the developing countries.

Of the three developing countries, Brazil is the most affected by the developed countries' contagion between the WTI and stock market returns. There are at least two reasons to explain the results. First, Brazil, which is commodity export-oriented markets, is found to have higher co-movements with the developed market (especially the US) than with manufactured product exporting emerging markets such as India and China [38]. Second, Brazil is the largest stock market of the Latin American region, and the Latin American countries are strongly linked to the developed countries by trade and capital flows, cultural proximity, time zone, and macroeconomic effects [39].

Numerous topics emerged as possible avenues for future research while writing this paper. First, more countries, such as Japan and Russia, should be involved. Second, we should measure how much the contagion effects exist among these countries using methods such as connectedness proposed by Diebold and Yilmaz [43]. Finally, we could also explore the channels through which the oil-stock contagion in one country affects that in another.

Acknowledgements

The authors would like to thank the anonymous referees and the editor for their helpful comments. The financial support provided by the Tianjin Social Science Fund Planning Project (No. TJYY16-018) and the Academic Achievements Research Team Funds for the Tianjin University of Science and Technology (No. 10014) is gratefully acknowledged.

Appendix A

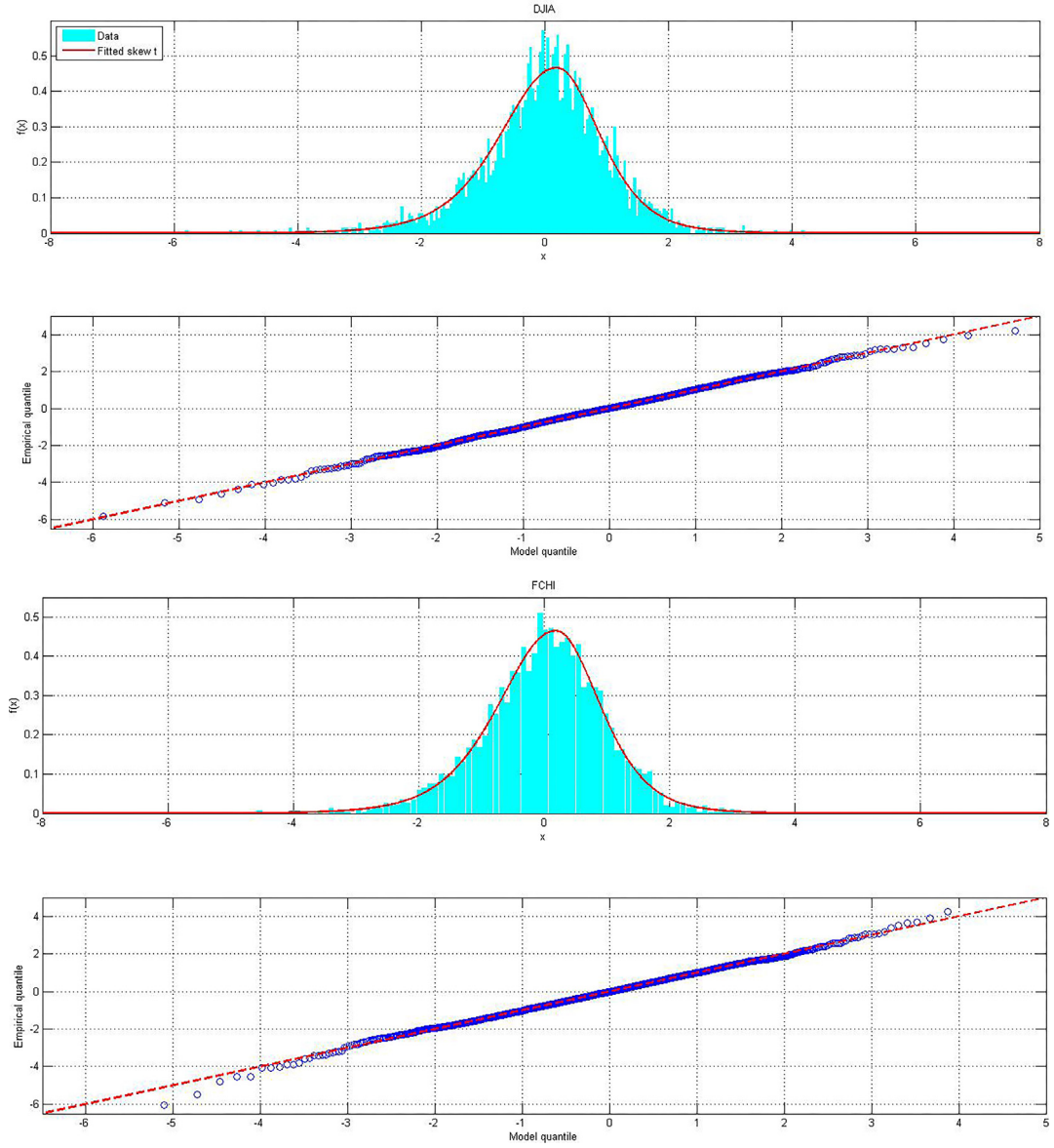


Fig. A1. The fitted skewed Student' t density and QQ plot.

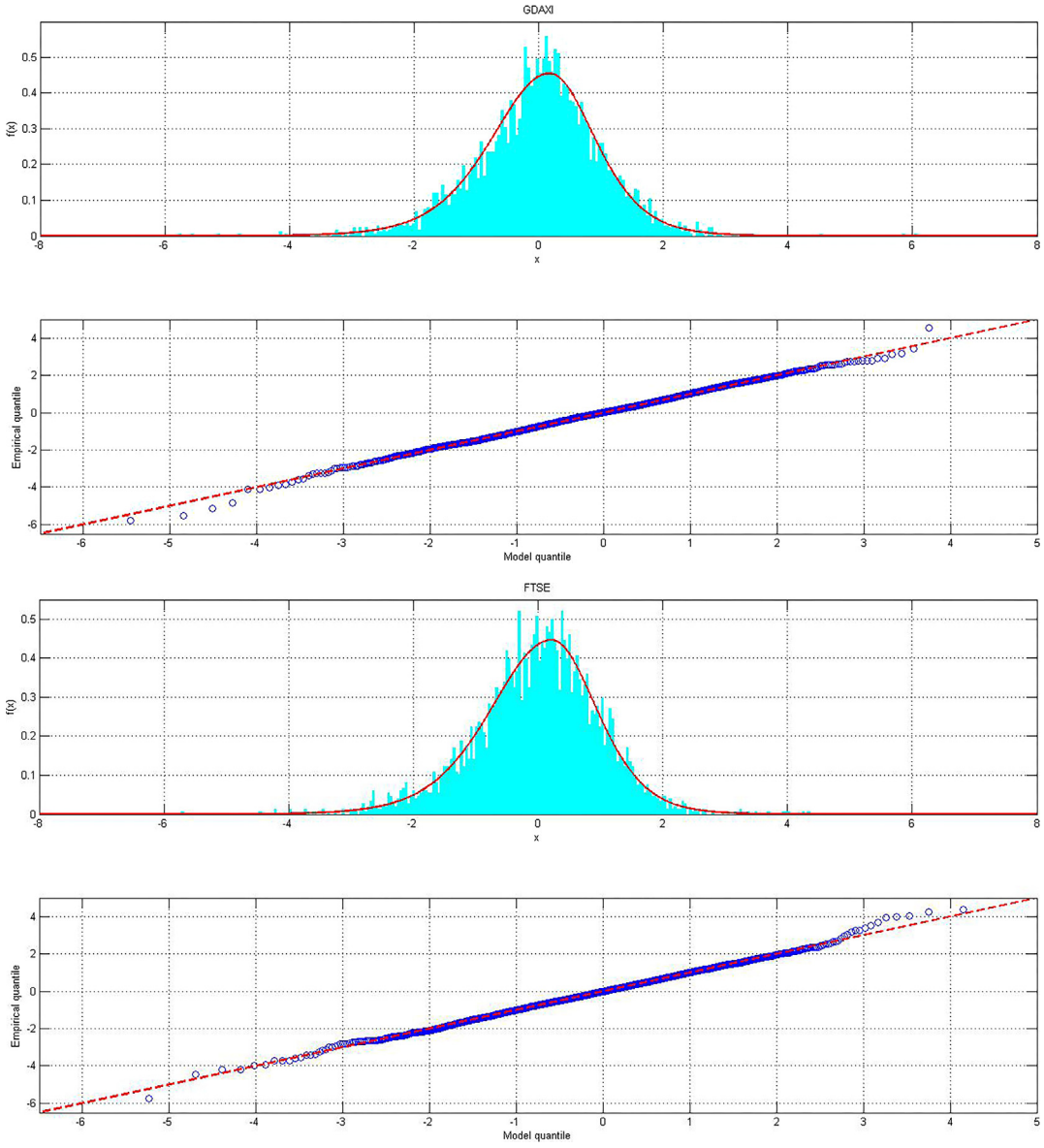


Fig. A1. (*continued*).

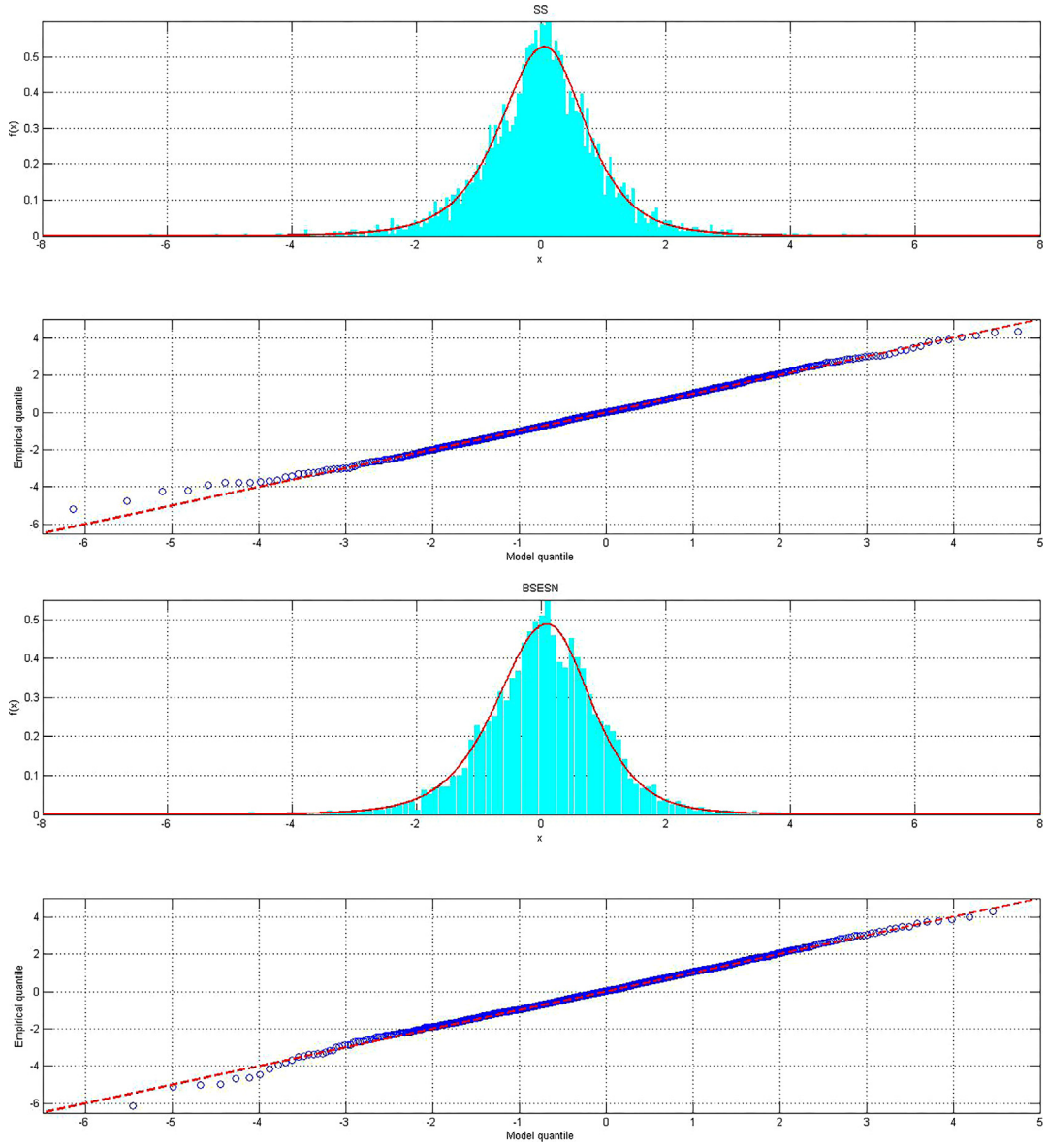


Fig. A1. (*continued*).

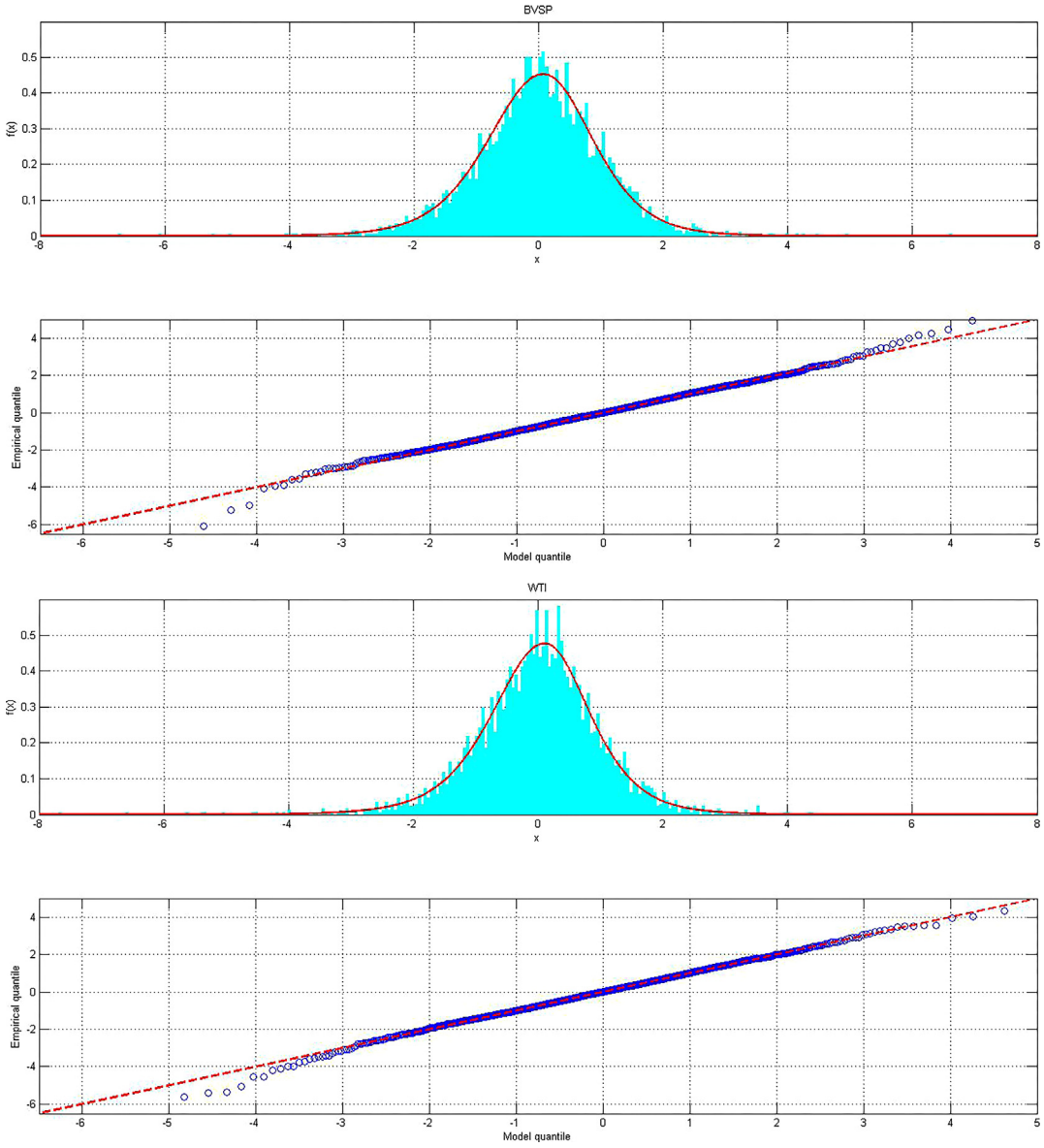


Fig. A1. (*continued*).

References

[1] Okimoto T. New evidence of asymmetric dependence structures in international equity markets. J Financ Quant Anal 2008;43:787–815.
[2] Zhang D. Oil shocks and stock markets revisited: measuring connectedness from a global perspective. Energy Econ 2017;62:323–33.
[3] Ghosh S, Kanjilal K. Co-movement of international crude oil price and Indian stock market: evidences from nonlinear cointegration tests. Energy Econ 2016;53:111–7.
[4] Jones DW, Leiby PN, Pail IK. Oil price shocks and the macroeconomy: what has been learned since 1996. Energy J 2004;25:1–32.
[5] Jones CM, Kaul G. Oil and the stock markets. J Finance 1996;51:463–91.
[6] Kilian L, Park C. The impact of oil price shocks on the US stock market. Int Econ Rev 2009;50:1267–87.
[7] Arouri MEH, Rault C. Oil prices and stock markets in GCC countries: empirical evidence from panel analysis. Int J Financ Econ 2012;17:242–53.
[8] Narayan PK, Narayan S. Modelling the impact of oil prices on Vietnam's stock prices. Appl Energy 2010;87:356–61.
[9] Apergis N, Miller SM. Do structural oil-market shocks affect stock prices? Energy Econ 2009;31:569–75.
[10] Sukcharoen K, Zohrabyan T, Leathman D, Wu X. Interdependence of oil prices and stock market indices: a copula approach. Energy Econ 2014;44:331–9.
[11] Park J, Ratti RA. Oil price shocks and stock markets in the U.S. and 13 European countries. Energy Econ 2008;30:2587–608.
[12] Balcilar M, Gupta R, Miller SM. Regime switching model of US crude oil and stock market prices: 1859 to 2013. Energy Econ 2015;49:317–27.
[13] Fang L, Chen B, Yu H, Xiong C. The effect of economic policy uncertainty on the long-run correlation between crude oil and the U.S. stock markets. Finance Res Lett 2018;3:56–63.
[14] Cong RG, Wei YM, Jiao JL, Fan Y. Relationships between oil price shocks and stock market: an empirical analysis from China. Energy Pol 2008;36:3544–53.
[15] Cai XJ, Tian S, Yuan N, Hamori S. Interdependence between oil and East Asian stock markets: evidence from wavelet coherence analysis. J Int Financ Mark I 2017;48:206–23.
[16] Silvapulle P, Smyth R, Zhang X, Fenech JP. Nonparametric panel data model for crude oil and stock market prices in net oil importing countries. Energy Econ 2017;67:255–67.
[17] Filis G, Chatziantoniou I. Financial and monetary policy responses to oil price shocks: evidence from oil-importing and oil-exporting countries. Rev Quant Finance Account 2014;42:709–29.
[18] Khalfaoui R, Boutahar M, Boubaker H. Analyzing volatility spillovers and hedging between oil and stock markets: evidence from wavelet analysis. Energy Econ 2015;49:540–9.
[19] Broadstock DC, Filis G. Oil price shocks and stock market returns: new evidence from the United States and China. J Int Financ Mark I 2014;33:417–33.
[20] Reboredo JC, Rivera-Castro MA. Wavelet-based evidence of the impact of oil prices on stock returns. Int Rev Econ Finance 2014;29:145–76.
[21] Lu F, Qiao H, Wang S, Lai KK, Li Y. Time-varying coefficient vector autoregressions model based on dynamic correlation with an application to crude oil and stock markets. Environ Res 2017;152:351–9.
[22] Wen X, Wei Y, Huang D. Measuring contagion between energy market and stock market during financial crisis: a copula approach. Energy Econ 2012;34:1435–46.
[23] Aloui R, Hammoudeh S, Nguyen DK. A time-varying copula approach to oil and stock market dependence: the case of transition economies. Energy Econ 2013;39:208–21.
[24] Forbes KJ, Rigobon R. No contagion, only interdependence: measuring stock market comovements. J Finance 2002;57:2223–61.
[25] Vo DV. A Coexceedance approach on financial contagion. available at: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2329693, 2014.
[26] Creal D, Koopman SJ, Lucas A. Generalized autoregressive score models with applications. J Appl Econom 2013;28:777–95.
[27] Patton AJ. Modelling asymmetric exchange rate dependence. Int Econ Rev 2006;47:527–56.
[28] Glosten LR, Jagannathan R, Runkle DE. On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. J Finance 1993;48:1779–801.
[29] Engle RF, Lee GG. A long-run and a short-run component model of stock return volatility. Oxford: Oxford University Press; 1999.
[30] Hansen BE. Autoregressive conditional density estimation. Int Econ Rev 1994;35:705–30.
[31] Harvey AC, Sucarrat G. EGARCH models with fat tails, skewness and leverage. Comput Stat Data Anal 2014;76:320–38.
[32] Sklar M. Fonctions de repartition an dimensions et leurs marges. Publ Inst Statist Univ Paris 1959; 8: 229–231.
[33] Joe H. Multivariate models and dependence concepts. London: Chapman & Hall; 1997.
[34] Spirtes P, Glymour CN, Scheines R. Causation, prediction, and search. Cambridge: MIT Press; 2000.
[35] Energy Information Administration. International energy outlook 2017. Available from: : https://www.eia.gov/ieo.
[36] World bank. Global economic prospects, January. Washington DC: World Bank; 2015.
[37] Chen Q, Lv X. The extreme-value dependence between the crude oil price and Chinese stock markets. Int Rev Econ Finance 2015;39:121–32.
[38] Kocaarslan B, Sari R, Gormus A, Soytas U. Dynamic correlations between BRIC and U.S. stock markets: the asymmetric impact of volatility expectations in oil, gold and financial markets. J Commod Mark 2017;7:41–56.
[39] Cardona L, Gutierrez M, Agudelo DA. Volatility transmission between US and Latin American stock markets: testing the decoupling hypothesis. Res Int Bus Finance 2017;39:115–27.
[40] Zhang G, Du Z. Co-movements among the stock prices of new energy, high-technology and fossil fuel companies in China. Inside Energy 2017;135:249–56.
[41] Zhu H, Guo Y, You W, Xu Y. The heterogeneity dependence between crude oil price changes and industry stock market returns in China: evidence from a quantile regression approach. Energy Econ 2016;55:30–41.
[42] Huang S, An H, Gao X, Sun X. Do oil price asymmetric effects on the stock market persist in multiple time horizons? Appl Energy 2017;185:1799–808.
[43] Diebold FX, Yilmaz K. Measuring financial asset return and volatility spillovers, with application to global equity markets. Econ J 2009;119:158–71.

Physica A 503 (2018) 611–622

Contents lists available at ScienceDirect

Physica A

journal homepage: www.elsevier.com/locate/physa

Multifractal analysis of Shanghai and Hong Kong stock markets before and after the connect program

Guofu Zhang *, Jingjing Li

College of Economics and Management, Tianjin University of Science and Technology, Tianjin, China

HIGHLIGHTS

- Two stock returns are multifractal before and after the SHSCP.
- Multifractality exists in cross-correlations between the two stock markets.
- The multifractal degrees become larger after the SHSCP than before.
- Long-range correlation and fat-tailed distribution are the sources of multifractality.
- The multifractal degrees are not significantly affected by the stock market crash.

ARTICLE INFO

Article history:
Received 3 September 2017
Received in revised form 9 January 2018
Available online 9 March 2018

JEL classification:
C22
C51
E44
G14

Keywords:
Stock markets
SHSCP
MF-DFA
MF-DCCA
Sliding window

ABSTRACT

In this paper, we study the multifractal scaling behaviour in Shanghai and Hong Kong stock markets by means of multifractal detrended fluctuation analysis (MF-DFA) and multifractal detrended cross-correlation analysis (MF-DCCA). The results show that the multifractal degrees of each stock market are larger after the Shanghai–Hong Kong Stock Connect Program (SHSCP) than before. Scaling analysis demonstrates that multifractality exists in cross-correlations, and the cross-correlation coefficients after the SHSCP are larger than those before the SHSCP. Moreover, an analysis of the origin of multifractality indicates that long-range correlation and fat-tailed distribution play important roles in the contributions of multifractality. Finally, the results via the sliding window procedure indicate that the multifractal degrees after the SHSCP are not significantly affected by the stock market turbulence in 2015.

© 2018 Elsevier B.V. All rights reserved.

1. Introduction

Shanghai–Hong Kong Stock Connect Program (SHSCP), officially launched on November 17, 2014, is a strategic movement of the China's financial markets opening up to the rest of world, which has milestone implications for the development of China's financial markets [1]. For the first time, Shanghai–Hong Kong Stock Connect is able to provide a feasible, controllable and expandable channel for mutual markets access between mainland China (Shanghai) and Hong Kong for a broad range of investors, paving the way for further opening up of the China's financial markets and RMB internationalization [2,3]. However, the impact of external funds after the interconnection of the two stock markets may lead to further increase in the stock market fluctuations. Furthermore, with the further opening up China's financial markets, they may be increasingly

* Corresponding author.
E-mail address: zhangguofudufe@163.com (G. Zhang).

https://doi.org/10.1016/j.physa.2018.02.139
0378-4371/© 2018 Elsevier B.V. All rights reserved.

affected by the financial crisis originated from other countries. Therefore, investigating multifractal behaviour embedded in each of the two stock markets and in the cross-correlation between the two stock markets becomes important to avert risk and to promote the internationalization of China's financial markets.

Calvet and Fisher [4] recognized that the financial time series always exhibit multifractal and long-term dependent characteristics in volatilities, and multiscaling behaviour in returns. Multifractal detrended fluctuation analysis (MF-DFA) proposed by Kantelhardt et al. [5], as a generalization of detrended fluctuation analysis (DFA) of Peng et al. [6,7], is widely used to reveal the existence of multifractality in the financial markets which again highlights the fact of market inefficiency [8]. Dewandaru et al. [9] used the multifractal detrended fluctuation analysis to capture both persistence and anti-persistence in Islamic stock prices. The empirical evidence revealed that the MF-DFA strategy produced monthly excess returns of 6.12%, outperforming various other momentum and contrarian strategies. Rizvi et al. [10] carried out a comparative study between Islamic countries' stock markets and the stock markets of developed countries. The findings showed that the developed countries/regions' markets were more efficient than most of the Islamic countries' markets. Tiwari et al. [11] investigated the financial market efficiency by applying the MF-DFA method to the Dow Jones sector Exchange-Traded Fund (ETF) indices. Their results provided clear evidence that the ETF markets were multifractal in nature, and the ETF market efficiency was considerably diminished after the global financial crisis. Chen and Wang [7] found the strong multifractal characterization of excess returns of portfolios formed by size and book-to-market rules through the MF-DFA. Zunino et al. [12] used the MF-DFA approach and a binary dependent variable model to investigate the relationship between the multifractality degree and the stock market development. The results showed that the relationship was negative, and higher multifractality was associated with a less developed market.

Podobnik and Stanley [13] extended the DFA into the detrended cross-correlation analysis (DCCA). Subsequently, Zhou [14] proposed multifractal detrended cross-correlation analysis (MF-DCCA) which combined the MF-DFA and DCCA methods to unveil the multifractal characteristics of two non-stationary signals. Hasan and Salim [15] found the long-range cross-correlations between the price and volume of Indian stocks were anti-persistent based on the MF-DCCA method. Wang and Xie [16] adopted the MF-DCCA to find that the cross-correlated behaviour between the WTI crude oil market and the stock market was nonlinear and multifractal. With the MF-DCCA approach, Alaoui [17] uncovered that the cross-correlations between the price and volume of the Moroccan stock market were multifractal. Dutta et al. [18] used the MF-DXA method to reveal that the cross-correlations between the US gold price and SENSEX index of Mumbai Stock Exchange were multifractal. Podobnik et al. [19] found the power-law cross-correlations between the logarithmic price and the logarithmic volume of SP500 index through the MF-DCCA method. Ruan and Yang [20] used the MF-DCCA to provide the empirical evidence that the cross-correlations between the return series of Fama–French three factors and American industries were strongly multifractal.

Many empirical financial studies focus on identifying the changes (if any) in the market dynamics and complexity before and after major events (crashes, crises, etc.). Drozdz et al. [21] found that the drawups and drawdowns of the Deutsche Aktienindex (DAX) were governed by dynamics of significantly distinct nature. The drawdowns were accompanied by a sizable separation of one strong collective eigenstate of the correlation matrix. Whereas for the drawups, the dynamics spread more uniformly over the eigenstates, resulting in an increase of the information entropy. Schmitt et al. [22] uncovered that the introduction of Euro had no influence on the multifractal behaviour of the Euro–Yuan exchange rate. Oh et al. [23] estimated the multifractal spectra of daily foreign exchange rates for Japan, Hong Kong, Korea, and Thailand with respect to the United States before and after the Asian currency crisis. The results showed that the Korean and Thai foreign exchange markets experienced a significant increase in multifractality compared to Hong Kong and Japan. Siokis [24] investigated the multifractal properties of daily returns of Dow Jones Industrial Average (DJIA) before and after the crisis. The results found that the crash changed the multifractality, which was increased significantly after the crash. Stosic et al. [25] used MF-DFA method to compare multifractal behaviour of exchange rates during the periods of managed and independent float regimes. The results showed that the transition from a managed float to independent float exchange rate regime was followed by an increase in market efficiency. Siokis [26] employed the MF-DFA approach to investigate the multifractal character and nonlinear properties of four stock market indices during three distinct financial crises. The results indicated that the stock market indices exhibited increments of multifractality after the crises.

Recently, some papers have begun to concentrate on the multifractal behaviour in China's stock markets. Yang et al. [27] found that both returns and volatilities of China's energy industry index displayed significantly multifractal behaviour based on the MF-DFA; and oil market was an important source of multifractality in energy stocks index. Zhuang et al. [28] evaluated the multifractality of ten China's sectoral indices through the MF-DFA. The results demonstrated that all the sectoral indices of China's stock market existed different degrees of multifractality. Gu et al. [29] adopted the MF-DFA and MF-DCCA method to provide evidence that the multifractal degree and the efficiency in Shanghai stock market were negatively correlated in the short-term and positively correlated in the long-term after the equity division reforms, whereas they were negatively correlated before the equity division reforms. Cao et al. [30] proposed an asymmetric MF-DCCA method based on different directions of transmission to investigate the asymmetric cross-correlations between Chinese and foreign stock markets. The results found bidirectional conduction effect and bidirectional nonlinear Granger causality relationship between domestic and foreign stock markets. Wang et al. [31] used the MF-DCCA to show that the cross-correlations between China's A-share and B-share markets were strongly multifractal in the short-term, but weakly multifractal in the long-term.

Although an extensive body of literature focuses on the multifractal analysis of the China's stock markets, the impacts of the SHSCP on the multifractal behaviour of the China's stock markets have not been very widely studied. In this paper, we investigate and compare the multifractal properties of the two stock markets before and after the SHSCP.

This study is organized as follows. The MF-DFA and MF-DCCA methodology are proposed in Section 2. Section 3 describes the basic statistical properties of the data. The empirical analysis is presented in Sections 4 and 5. The last section concludes.

2. Methodology

This paper employs the MF-DFA and MF-DCCA methods to study the multifractal properties of the Shanghai and Hong Kong stock markets before and after the SHSCP. The benefit of the MF-DFA and MF-DCCA over other approaches is that they scale with multiple rules allowing for a more rigorous analysis of the data [6]. Another benefit of scaling behaviour tools is that they can deduct long-range correlations based on high-frequency data as the calculations are extrapolated across different time scales [32]. In addition, two techniques are standardly used in the local (time-dependent) Hurst exponent literature [33–37].

2.1. MF-DFA

Let x_t, $t = 1, 2, \ldots, N$ be a time series, where N is the length of the series. The MF-DFA procedure can be summarized with the following steps.

First of all, we calculate the profile as

$$X_i = \sum_{t=1}^{i}(x_t - \bar{x}) \tag{1}$$

where $\bar{x} = \frac{1}{N}\sum_{t=1}^{N} x_t$.

Next, we divide the profile X_i into $N_s = \mathrm{int}(N/s)$ non-overlapping segments of equal length s. Because the length N of the profile is often not a multiple of the considered time scale s, a short part at the end of the series may remain. To retain this part of the series, the same procedure is carried out again starting from the opposite end. Thereby, $2N_s$ segments are obtained for each s value. Following previous works [38–40], we set $10 < s < N/4$.

Then, we calculate the variance

$$F_X^2(s, v) = \frac{1}{s}\sum_{j=1}^{s}[X_{(v-1)s+j} - \hat{X}_j^v]^2 \tag{2}$$

for each segment v, $v = 1, 2, \ldots, N_s$ and

$$F_X^2(s, v) = \frac{1}{s}\sum_{j=1}^{s}[X_{N-(v-N_s)s+j} - \hat{X}_j^v]^2 \tag{3}$$

for each segment v, $v = N_s + 1, N_s + 2, \ldots, 2N_s$. Here, $\hat{X}_j^v$ is the fitting polynomial with order m in segment v. In this paper, we set $m = 1$.

In the following step, the fluctuation function $F_X^q(s)$ can be calculated by averaging over all the segments

$$F_X^q(s) = \left\{\frac{1}{2N_s}\sum_{v=1}^{2N_s}[F_X^2(s, v)]^{q/2}\right\}^{1/q} \tag{4}$$

for any $q \neq 0$, and

$$F_X^0(s) = \exp\left\{\frac{1}{4N_s}\sum_{v=1}^{2N_s}[F_X^2(s, v)]\right\} \tag{5}$$

for $q = 0$.

We repeat the procedure described above for several scales s. The scaling behaviour of the fluctuation functions is determined by analysing log–log plots of $F_X^q(s)$ versus s for each value of q. If the series are long-range correlated, $F_X^q(s)$ will increase for large values of s as a power-law expression

$$F_X^q(s) \sim s^{h(q)} \tag{6}$$

The scaling exponent $h(q)$ is known as the generalized Hurst exponent, representing the power-law auto-correlation of the series. The time series is multifractal if $h(q)$ depends on q, whereas it is monofractal if $h(q)$ is independent of q. For positive values of q, $h(q)$ describes the scaling behaviour of the segments with large fluctuations; for negative values of q, $h(q)$ describes the scaling behaviour of the segments with small fluctuations. Hence, the bigger the spread domain of generalized Hurst exponent $h(q)$ is, the more complicated the structure of the series is. For $q = 2$, $h(2)$ is identical to the Hurst exponent [4]. When $h(2) > 0.5$, the time series has a persistent (long-range dependent) structure, an increase (decrease) is more likely followed by another increase (decrease). When $h(2) < 0.5$, the time series has an anti-persistent structure, an increase (decrease) is more likely followed by another decrease (increase). However, if $h(2) = 0.5$, the time series has an independent or short-range dependent structure, and the market is weakly efficient [4,41,42].

Another way to qualify a multifractal series is the multifractal spectrum, which can be obtained by a Legendre transform

$$\alpha(q) = h(q) + qh'(q) \tag{7}$$

$$f(\alpha) = q[\alpha(q) - h(q)] + 1 \tag{8}$$

where $h'(q)$ represents the derivative of $h(q)$ with respect to q, $\alpha(q)$ is the Holder exponent which characterizes the strength of the singularity, and $f(\alpha)$ is the singularity spectrum which describes the Hausdorff dimension of the fractal subset with the exponent $\alpha(q)$.

2.2. MF-DCCA

The MF-DCCA method, based on the MF-DFA and DCCA, is used to examine the multifractal characteristics of two cross-correlated time series. Assume that there are two time series x_t and y_t, $t = 1, 2, \ldots, N$. The MF-DCCA procedure can be introduced as follows.

First of all, we construct the profile as

$$X_i = \sum_{t=1}^{i}(x_i - \bar{x}), Y_i = \sum_{t=1}^{i}(y_i - \bar{y}), i = 1, 2, \ldots, N \tag{9}$$

where $\bar{x} = \frac{1}{N}\sum_{t=1}^{N} x_t$, $\bar{y} = \frac{1}{N}\sum_{t=1}^{N} y_t$. As in the MF-DFA case, we divide the two profiles X_i and Y_i into $2N_s$ segments respectively.

Next, we calculate the covariance

$$F^2_{XY}(s, v) = \frac{1}{s}\sum_{j=1}^{s}\left|X_{(v-1)s+j} - \hat{X}^v_j\right|\left|Y_{(v-1)s+j} - \hat{Y}^v_j\right| \tag{10}$$

for each segment v, $v = 1, 2, \ldots, N_s$ and

$$F^2_{XY}(s, v) = \frac{1}{s}\sum_{j=1}^{s}\left|X_{N-(v-N_s)s+j} - \hat{X}^v_j\right|\left|Y_{N-(v-N_s)s+j} - \hat{Y}^v_j\right| \tag{11}$$

for each segment v, $v = N_s + 1, N_s + 2, \ldots, 2N_s$.

Then, the fluctuation function $F^q_{XY}(s)$ can be calculated by averaging over all the segments

$$F^q_{XY}(s) = \left\{\frac{1}{2N_s}\sum_{v=1}^{2N_s}[F^2_{XY}(s, v)]^{q/2}\right\}^{1/q} \tag{12}$$

for any $q \neq 0$, and

$$F^0_{XY}(s) = \exp\left\{\frac{1}{4N_s}\sum_{v=1}^{2N_s}[F^2_{XY}(s, v)]\right\} \tag{13}$$

for any $q = 0$, where the index variable q can take any real value. For $q = 2$, the standard DCCA procedure is retrieved.

If the two series are long-range cross-correlated, $F^q_{XY}(s)$ will increase for large values of s as a power-law expression

$$F^q_{XY}(s) \sim s^{h_{XY}(q)} \tag{14}$$

The scaling exponent $h_{XY}(q)$ is called the generalized cross-correlation exponent describing the power-law relationship between the two series. The cross-correlations between the two series are multifractal if scaling exponent $h_{XY}(q)$ depends on q, whereas the cross-correlations between two series are monofractal if scaling exponent $h_{XY}(q)$ is independent of q. When $h_{XY}(2) > 0.5$, the cross-correlations between the two time series are persistent, implying an increase of one price is likely to be followed by an increase of the other one. When $h_{XY}(2) < 0.5$, the cross-correlations between the two time series are anti-persistent, implying an increase of one price is likely to be followed by a decrease of the other one. When $h_{XY}(2) = 0.5$, the two time series are not cross-correlated with each other, which indicates the change of one price cannot affect the behaviour of the other one [31,43].

The multifractal spectrum $f_{XY}(\alpha)$ can be obtained through the Legendre transform

$$\alpha_{XY}(q) = h_{XY}(q) + qh'_{XY}(q) \tag{15}$$

$$f_{XY}(\alpha) = q[\alpha_{XY}(q) - h_{XY}(q)] + 1 \tag{16}$$

where $h'_{XY}(q)$ represents the derivative of $h_{XY}(q)$ with respect to q, $\alpha_{XY}(q)$ is the Holder exponent which characterizes the strength of the singularity.

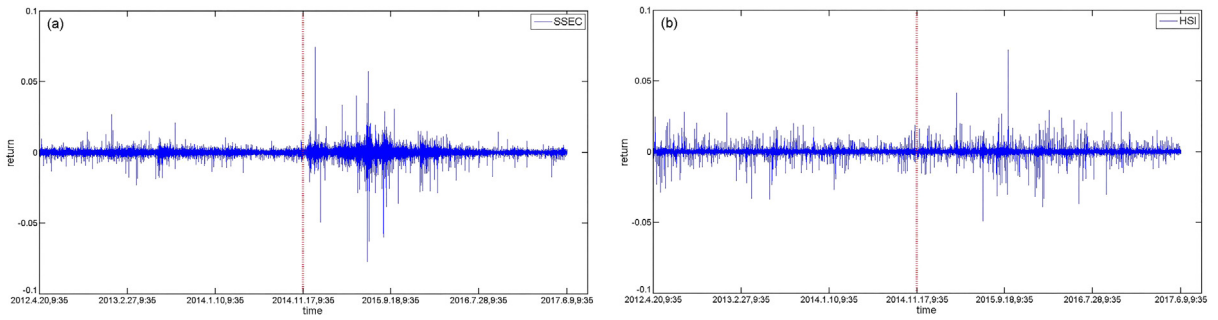


Fig. 1. Returns of SSEC and HSI.

Table 1
Descriptive statistics.

	Mean($\times 10^{-4}$)	Std. dev.	Skewness	Kurtosis	J–B	$Q(20)$	$Q2(20)$
Before the SHSCP							
SSEC	0.014	0.001	−0.418	28.589	788568.8***	176.496***	392.439***
HSI	0.048	0.001	−1.399	109.479	13648804***	8.358	38.652**
After the SHSCP							
SSEC	0.083	0.003	−1.593	95.909	10398209***	135.506***	501.255***
HSI	0.026	0.002	1.131	215.755	54467148***	38.292**	57.436***

Note: J–B is the Jarque–Bera statistic tests for the null hypothesis of normality in the sample returns distribution. $Q(20)$ is the Ljung–Box Q test of serial correlation of up to 20 lags in the returns. $Q2(20)$ is the Ljung–Box Q test of serial correlation of up to 20 lags in the squared of returns. ***, **, *, denote a test statistic statistically significant at the 1%, 5% or 10% levels of significance.

Finally, we calculate the cross-correlation coefficient proposed by Zebende [44] to quantify the level of cross-correlation between the two financial time series with different time scales.

$$\rho_{DCCA} = \frac{(F^q_{XY}(s))^2}{F^q_X(s)F^q_Y(s)} \tag{17}$$

The coefficient ρ_{DCCA} ranges between -1 and 1. A value of $\rho_{DCCA} = 0$ means there is no cross-correlation between the two series.

3. Data

In this study, we choose the Shanghai Stock Exchange Composite Index (SSEC) and Hang Seng Index (HSI) to represent the Shanghai and Hong Kong stock markets, respectively. The 5 min high-frequency closing prices of the two indices are derived from the Great Wisdom market software. We have a sample period of 57 748 observations from April 20, 2012 to June 9, 2017. We use the date November 17, 2014 to break the sample into two sub-periods: 28 872 observations before the SHSCP and 28 876 observations after the SHSCP. We eliminate those observations where data are unavailable for at least one market because of the trading hours within a trading day, holidays or other reasons. Returns are defined as the first difference in the natural logarithm of the 5 min high-frequency closing prices. Fig. 1 describes the returns of the SSEC and HSI. The dashed lines indicate the day when the SHSCP was officially announced. Noticeable clustering emerged as soon as the SHSCP began, especially for the SSEC returns.

Table 1 presents the summary statistics of the returns of the SSEC and HSI for the two sub-periods. Comparing the statistics of the two sub-periods, we find that for the HSI returns, the mean is lower and the standard deviation (Std. dev. in Table 1) is higher after the SHSCP; whereas for the SSEC returns, the mean and the standard deviation are both higher after the SHSCP. In addition, the stylized facts of financial returns, such as skewness, leptokurtosis, and significant Jarque–Bera statistics, are observed in the data, indicating that the distributions of returns are asymmetric, fat-tailed and non-Gaussian. Furthermore, volatility clustering can be seen from significant serial correlations in the squared returns for the two sub-periods based on the Ljung–Box tests.

4. Empirical results

4.1. MF-DFA analysis

We perform the MF-DFA over the SSEC and HSI returns. The log–log plots of the fluctuation function $F^q_X(s)$ versus s for the SSEC and HSI returns before and after the SHSCP are shown in Fig. 2. Fig. 3 presents the generalized Hurst exponents and

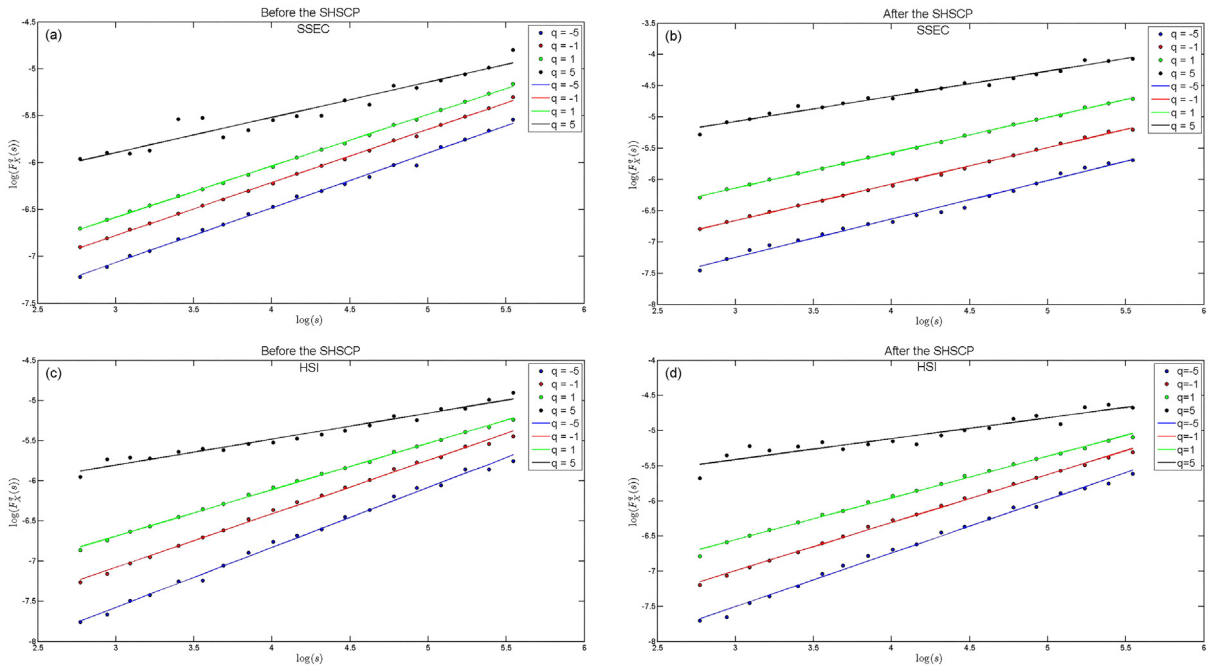


Fig. 2. Log–log plots of $F_X^q(s)$ versus s for the two sub-periods.

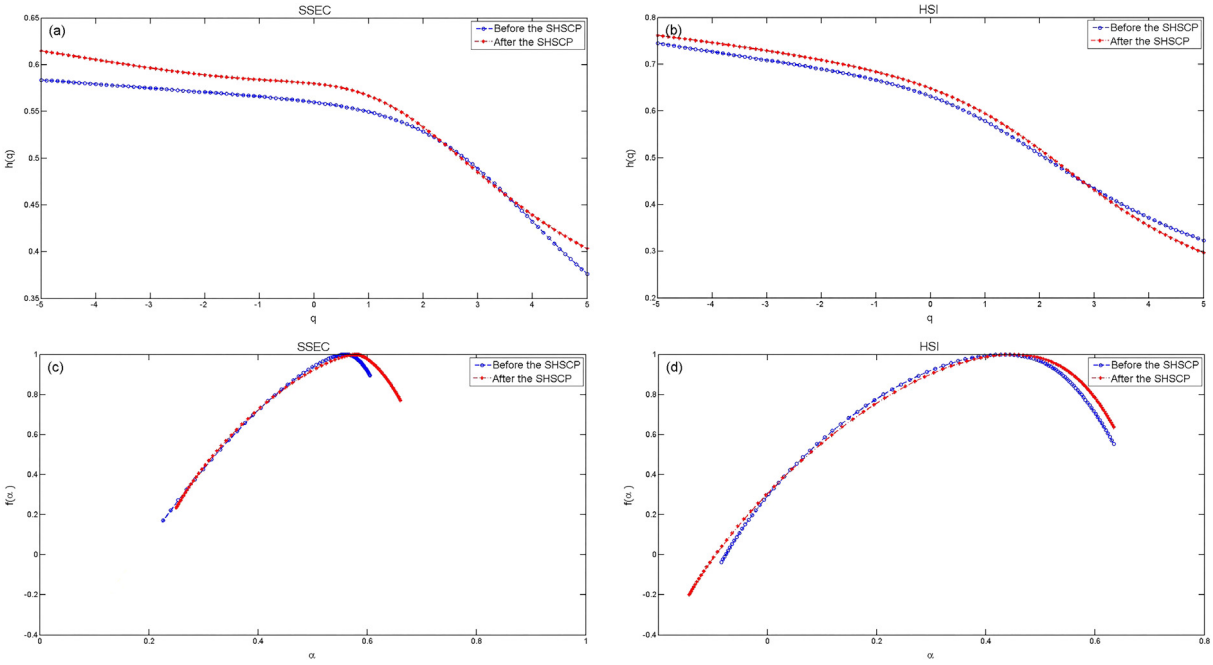


Fig. 3. Generalized Hurst exponents and multifractal spectra of the SSEC and HSI returns for the two sub-periods.

the multifractal spectra of the two returns. Table 2 shows the values of the two parameters Δh and $\Delta\alpha$ which are defined by $\Delta h = h(q)_{\max} - h(q)_{\min}$, $\Delta\alpha = \alpha_{\max} - \alpha_{\min}$. The two parameters are used to quantify the degree of multifractality, the bigger Δh and $\Delta\alpha$, the stronger the multifractality in time series.

On large scales s, we observe the expected power law scaling behaviour based on Eq. (6), which corresponds to straight lines in Fig. 2. The values of the generalized Hurst exponents $h(q)$ for different values of q are obtained by doing linear

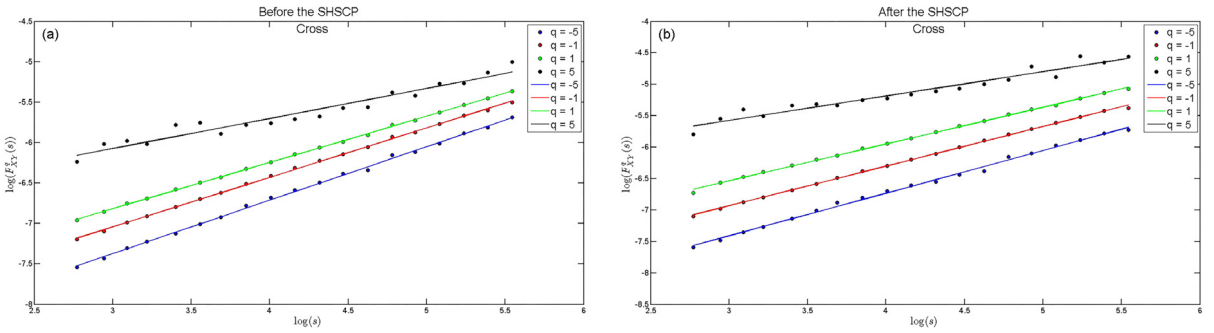


Fig. 4. Log–log plots of $F^q_{XY}(s)$ versus (s) for the two sub-periods.

Table 2
Multifractal degrees of the SSEC and HSI returns for two sub-periods.

	Δh		$\Delta\alpha$	
	Before the SHSCP	After the SHSCP	Before the SHSCP	After the SHSCP
SSEC	0.207	0.211	0.410	0.413
HSI	0.421	0.465	0.718	0.777

Table 3
The value of ρ_{DCCA} for a given time scale s.

s	16	32	64	128	256
Before the SHSCP	0.612	0.628	0.635	0.654	0.682
After the SHSCP	0.645	0.660	0.674	0.693	0.711

regressions in the linear regions of $\log(F^q_X(s))$ vs. $\log(s)$ plots [45–47]. From Fig. 3(a) and (b), we can observe that $h(q)$ decreases with the q varying from -5 to 5, implying that the SSEC and HSI returns are multifractal. For most $q's$, $h(q)$ after the SHSCP is larger than that before the SHSCP. This finding indicates that both small and large fluctuations become higher after the introduction of the SHSCP. We can find Hurst exponents $h(2) > 0.5$ of all those series (SSEC and HSI returns before and after the SHSCP), which indicates that a price increase in the past is more likely to be followed by an additional price increase than a price decrease. Hence, all those series are persistent and subject to trends.

In Fig. 3(c) and (d), multifractal spectra are convex parabolas, which confirm the multifractal behaviour of the returns of the SSEC and HSI. A quantitative characterization of the multifractal spectrum can be done by fitting it to a quadratic equation around the position of the maximum α_0 of the spectrum [48]. We observe that all $\alpha_0's$ in Fig. 3(c) and (d) are larger than 0.5, indicating the presence of persistent long-range correlations in the return series of the SSEC and HSI [15]. Furthermore, the shift of the peak of the multifractal spectrum from $\alpha = 0.5$ is larger for the return series after the SHSCP than before for both stock markets, implying that there exist stronger persistent long-range correlations in the return series of the SSEC and HSI after the SHSCP. In addition, the SSEC spectrum has a longer right tail after the SHSCP than before, which evinces greater heterogeneity in the distribution of low-return fluctuations; whereas HSI spectrum has a longer left tail after the SHSCP than before, which means greater heterogeneity in the distribution of high-return fluctuations [49].

As shown in Table 2, the SSEC and HSI returns possess greater multifractal degrees after the SHCSP than before, implying that there are more complexity and risks in the Shanghai and Hong Kong stock markets after the introduction of the SHCSP.

4.2. MF-DCCA analysis

In this section, we apply the MF-DCCA to investigate the multifractality of the cross-correlations between the SSEC and HSI returns. Fig. 4 describes the relation between $\log(F^q_{XY}(s))$ and $\log(s)$ for several moments of q. Fig. 5 exhibits the generalized cross-correlation exponents and multifractal spectra between the SSEC and HSI returns for the two sub-periods, Table 3 presents the results of cross-correlation coefficients.

On large values of s, we find the power law scaling behaviour according to Eq. (14), which corresponds to straight lines in Fig. 4. The values of the generalized Hurst exponents $H_{XY}(q)$ for different values of q are obtained by doing linear regressions in the linear regions of $\log(F^q_{XY}(s))$ vs. $\log(s)$ plots. From Fig. 5(a), we observe that $H_{XY}(q)$ decreases with the increasing of q, indicating that the cross-correlations between the SSEC and HSI returns exist multifractal features before and after the SHSCP. $H_{XY}(q)$ before the SHSCP is smaller than that after the SHSCP for most $q's$, which indicates that the cross-correlated behaviour of both small and large fluctuations becomes higher after the introduction of the SHSCP. The values of $H_{XY}(2)$ before and after the SHSCP are larger than 0.5, implying that the SSEC-HSI cross-correlated series has a persistent structure.

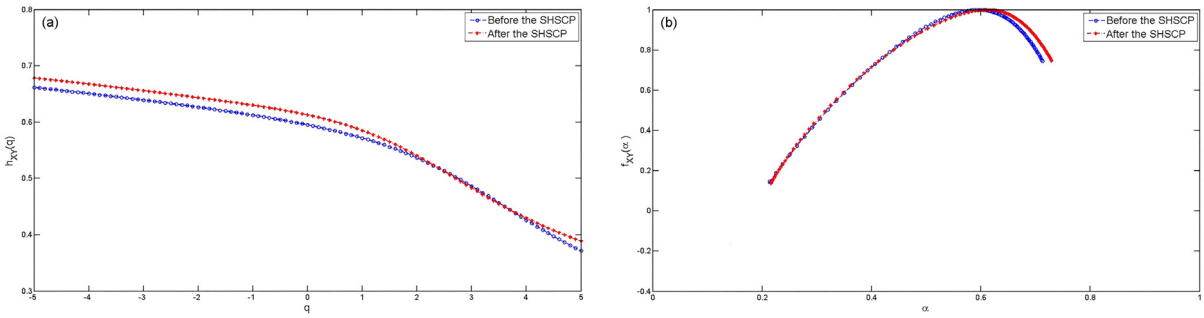


Fig. 5. Generalized cross-correlation exponents and multifractal spectra between the SSEC and HSI returns for the two sub-periods.

Table 4
Multifractal degrees of the shuffled and surrogated series before and after the SHSCP.

	SSEC			HSI			Cross		
	shuf	surr	orig	shuf	surr	orig	shuf	surr	orig
	Δh								
Before the SHSCP	0.162	0.010	0.207	0.338	0.023	0.421	0.107	0.008	0.287
After the SHSCP	0.205	0.013	0.211	0.376	0.024	0.465	0.153	0.015	0.290
	$\Delta\alpha$								
Before the SHSCP	0.399	0.029	0.410	0.526	0.061	0.718	0.201	0.024	0.513
After the SHSCP	0.407	0.036	0.413	0.607	0.066	0.777	0.308	0.032	0.584

Note: Cross denotes cross-correlations between the SSEC and HSI return series. shuf, surr, orig denote shuffled return series, surrogated return series and original return series, respectively.

Convex parabolic shapes of the spectra observed in Fig. 5(b) confirm that the cross-correlations between the SSEC and HSI returns exhibit multifractal features. We find that all $\alpha_0's$ in Fig. 5(b) are larger than 0.5, indicating the presence of persistent long-range correlations in the SSEC-HSI cross-correlated series. The shift of the peak of the multifractal spectrum from $\alpha = 0.5$ after the SHSCP is larger than that before the SHSCP, indicating that there exist stronger persistent long-range correlations in the SSEC-HSI cross-correlated series after the SHSCP. Moreover, the width of the multifractal spectrum can be used to estimate the strength of multifractality. In Fig. 5(b), we can see that the multifractal strength between the SSEC and HSI returns after the SHSCP ($\Delta\alpha = 0.513$) is stronger than that before the SHSCP($\Delta\alpha = 0.497$).

In Table 3, cross-correlation coefficients between the SSEC and HSI returns after the SHSCP are larger than that before the SHSCP, indicating that the SHSCP do strengthen the linkage between the Shanghai and Hong Kong stock markets.

5. Discussion

5.1. Origin of multifractality

In the previous section, we have confirmed that the SSEC returns, HSI returns and cross-correlations between them possess multifractality. Furthermore, we investigate the origin of multifractality in this section. It is usually recognized that the fat-tailed distribution and long-range correlation are two major sources of multifractality. Shuffling and phase randomization are two classic methods to quantify the contributions of these two sources. On the one hand, we can quantify the contribution of the long-range correlation by comparing the multifractal degrees between the original series and randomly shuffled series. The shuffling procedure can destroy all correlations of time series, whereas the distributions remain unchanged [50]. On the other hand, we can obtain the contribution of the fat-tailed distribution through comparing the multifractality between the original series and the surrogated series which can be created by the phase randomization. The phase randomization can eliminate the fat-tailed distribution, while the linear properties are preserved [51,52]. Figs. 6 and 7 present the scaling exponents and multifractal spectra for the shuffled and surrogated return series in each of the two stock markets and in the cross-correlations between the two stock markets. Combining Figs. 3, 6 and 7, the corresponding multifractal degrees of the original, shuffled, and surrogated return series are provided in Table 4.

In Table 4, the fact that $\Delta\alpha_{surr} < \Delta\alpha_{shuf} < \Delta\alpha_{orig}$, $\Delta h_{surr} < \Delta h_{shuf} < \Delta h_{orig}$, means that the multifractality in either separately analysed (the Shanghai and Hong Kong) stock markets, or cross-correlated ones is caused not only by long-range correlation but also by fat-tailed distribution. Furthermore, the values of Δh_{shuf} and $\Delta\alpha_{shuf}$ are larger than those of Δh_{surr} and $\Delta\alpha_{surr}$, implying that the multifractal scaling behaviour embedded in each of the two stock markets and in the cross-correlations between the two stock markets is more attributed to fat-tailed distribution before and after the SHSCP.

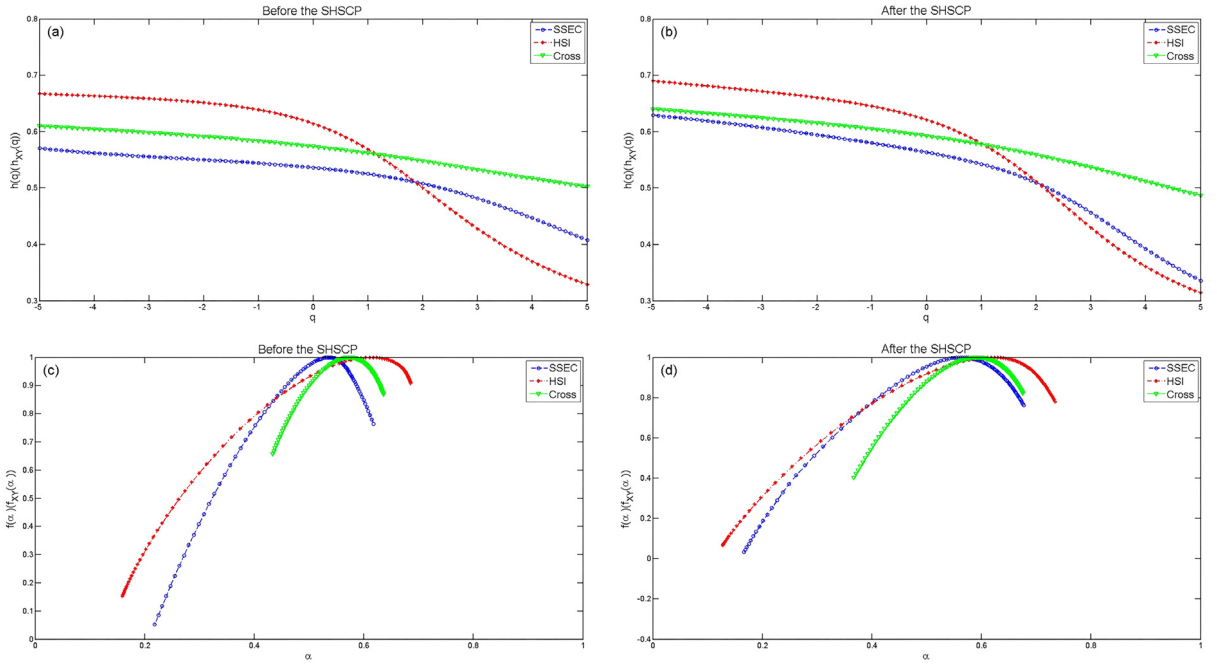


Fig. 6. Scaling exponents and multifractal spectra of shuffled return series for the two sub-periods.

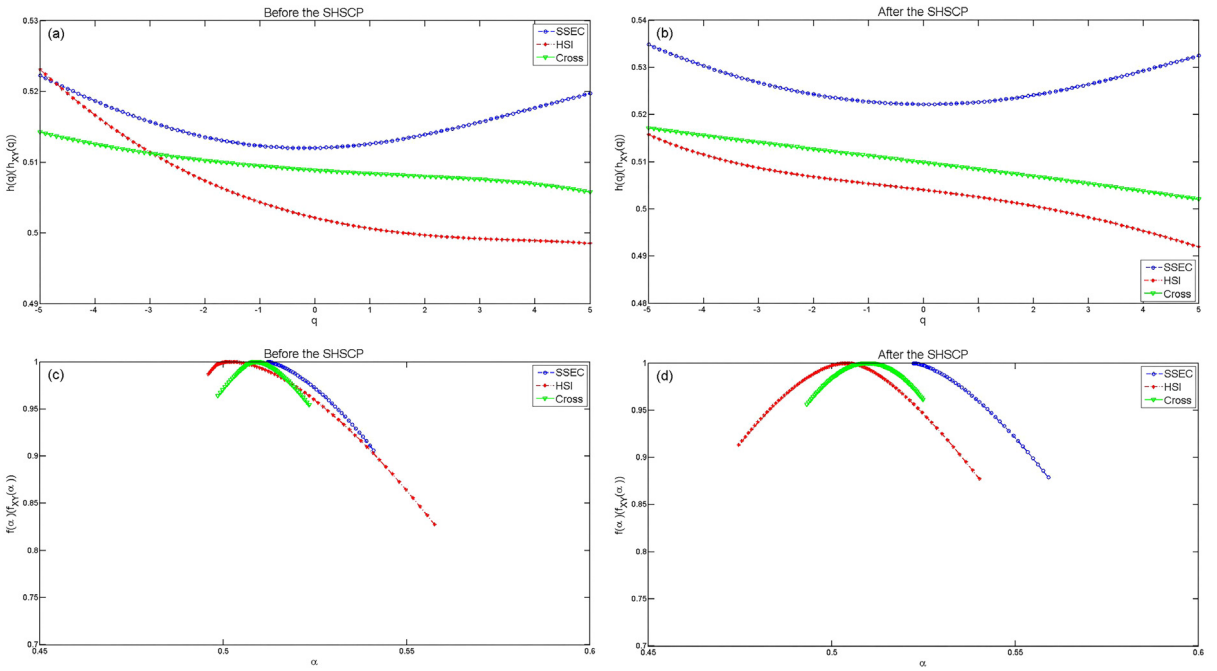


Fig. 7. Scaling exponents and multifractal spectra of surrogated return series for the two sub-periods.

5.2. Time-varying feature of multifractality

As highlighted in Section 4, the multifractal degrees of each stock market are larger than those before the SHSCP. However, after the SHSCP, a major financial disruption took place in the Shanghai stock markets in early June 2015. A natural question which needs to be answered is to what extent the Shanghai 2015 stock market crash affects the scaling behaviour of the two

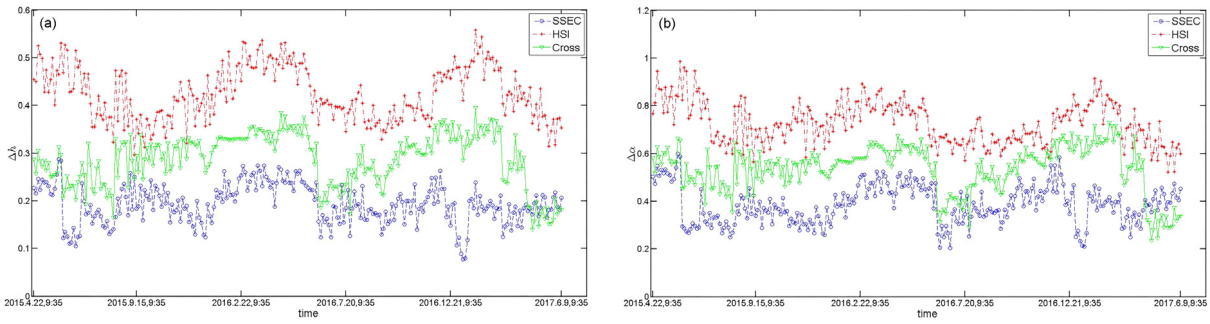


Fig. 8. Time evolution of the multifractal degrees after the SHSCP.

stock markets. In this section, we utilize a sliding (moving) window procedure to investigate the dynamics of the multifractal characters of the two stock markets after the SHSCP. The ultimate goal is to explore the effect of the Shanghai 2015 stock market crash on the temporal evolution of the multifractal characters of the two stock markets. A sliding window of 4800 high-frequency data in 100 trading days is chosen, a large enough set to engage in multifractal analysis; the shift between two successive windows is set to 96 high-frequency data in two trading days, so that 253 time windows are obtained.

Fig. 8 displays the Δh and $\Delta\alpha$ dynamics for the Shanghai and Hong Kong stock markets. The graphical evidence indicates that the magnitude of volatility changes during the Shanghai 2015 stock market crash period is similar to the one exhibited in other periods, which remains relatively stable at 0.2 level. That is to say, there are not extreme upward or downward movements in Δh and $\Delta\alpha$ series during the Shanghai 2015 stock market crash period. This finding indicates that there is no special contribution of Δh and $\Delta\alpha$ movements during the 2015 turbulent periods to the multifractal degrees after the SHSCP.

6. Conclusions

In this paper, we conduct a multifractal analysis of the Shanghai and Hong Kong stock markets based on the MF-DFA. The results show that there exist multifractal characters in both Shanghai and Hong Kong stock markets before and after the SHSCP. This finding implies that each of the two stock markets is a multifractal system characterized by non-linearity, autocorrelation and long memory (long-range dependence or persistence); the traditional efficient markets hypothesis (EMH) characterized by linearity and normal distribution is not suitable to the two stock markets.

The findings demonstrate that the SSEC and HSI returns possess greater multifractal degrees after the SHCSP than before, implying that there are more complexity and risks in the Shanghai and Hong Kong stock markets after the introduction of the SHCSP. Meanwhile, cross-correlation coefficients between the SSEC and HSI returns after the SHSCP are larger than that before the SHSCP, indicating that the SHSCP do strengthen the linkage between the Shanghai and Hong Kong stock markets. The empirical results have potential implications for stock investorsąŕ asset allocations and financial risk management. On the one hand, investors have more options for portfolio investment because of the international financial market integration; on the other hand, investors should pay attention to the larger risks accompanying the greater complexity in the two stock markets after the SHSCP.

For $q = 2$, values of Hurst exponents before and after the SHSCP are all larger than 0.5 for SSEC return series, HSI return series and SSEC-HSI cross-correlated series, indicating that all those series are persistent. Similar results can be derived from the position of the maximum α_0 before and after the SHSCP. We observe that all $\alpha_0{}'s$ are larger than 0.5 for SSEC return series, HSI return series and SSEC-HSI cross-correlated series, indicating the presence of persistent long-range correlations in those series. Persistent series are visually trending, and yet still remain stationary [37]. Therefore, under some time span, we can predict price volatility and market behaviour based on more historical information. In contrast, the EMH postulates that all information is instantaneously reflected in prices and it is not possible to structurally beat the market. The consequence is that prices should follow a random walk ($h(2) = 0.5$) and markets cannot be predicted [32].

The results from shuffling and phase randomization procedures show that the multifractality in either separately analysed stock markets, or cross-correlated ones is caused not only by long-range correlation but also by fat-tailed distribution. The findings suggest that the Shanghai and Hong Kong stock markets are not so-called efficient markets where drastic fluctuations (or extreme events) should have never happened [53]. In fact, information and events may not die out quickly because of the presence of long-range correlation. Large amount of information accumulated on the markets may lead to fat-tailed phenomenon. Furthermore, persistent arriving of new information creates the likelihood of an overreaction for investors. In the end, drastic fluctuations may take place on the stock markets.

To observe how the Shanghai 2015 stock market crash influences the stock market complexity, we study dynamic properties of the multifractal degrees of the two stock markets after the SHSCP. The results via the sliding window length of 4800 observations indicate that the multifractal degrees after the SHSCP are not significantly affected by the stock market

turbulence in 2015. One plausible explanation may be that China's stock market is a policy market, the government always takes active measures to control risk and minimize complexity when the crash occurs. Excessive regulation can safeguard the market against damage of a financial turbulence in the short term. However, such a strategy may hinder long-term development of China's economy. Therefore, policymakers should implement policy on a relatively loose level [54].

A further direction for prospective investigations could be the changes of the asymmetric structure in the cross-correlation scaling behaviour of the Shanghai and Hong Kong stock markets before and after the SHSCP. This might provide interesting insights about the dynamics between the two stock markets.

Acknowledgements

The authors would like to thank the anonymous referees and the editor for their helpful comments. The financial support provided by the Tianjin Social Science Fund, China Planning Project (No. TJYY16-018) is gratefully acknowledged. We also express thanks to the Academic Achievements Research Team of the Tianjin University of Science and Technology for the research assistance.

References

[1] Q. Zhang, S.A. Jaffry, High frequency volatility spillover effect based on the Shanghai-Hong Kong Stock Connect Program, Invest. Manag. Financ. Innovat. 12 (1) (2015) 8–15.
[2] HKEX, Shanghai-Hong Kong Stock Connect Information Book for Investors, 2014, available: http://www.hkex.com.hk/eng/market/sec_tradinfra/chinaconnect/Documents/Investor%20Book%20En%20(20140926)_vF.pdf.
[3] R. Huo, A.D. Ahmed, Return and volatility spillovers effects: Evaluating the impact of Shanghai-Hong Kong Stock Connect, Econ. Model. 61 (2017) 260–272.
[4] L. Calvet, A. Fisher, Multifractality in asset returns: theory and evidence, Rev. Econ. Stat. 84 (2002) 381–406.
[5] J.W. Kantelhardt, S.A. Zschiegner, E. Koscielny-Bunde, S. Havlin, A. Bunde, H.E. Stanley, Multifractal detrended fluctuation analysis of nonstationary time series, Physica A 316 (2002) 87–114.
[6] C.-K. Peng, S.V. Buldyrev, A.L. Goldberger, S. Havlin, M. Simons, H.E. Stanley, Finite-size effects on long-range correlations: implications for analyzing DNA sequences, Phys. Rev. E 47 (5) (1993) 3730–3733.
[7] C.-K. Peng, S.V. Buldyrev, S. Havlin, M. Simons, H.E. Stanley, A.L. Goldberger, Mosaic organization of DNA nucleotides, Phys. Rev. E 49 (2) (1994) 1685–1689.
[8] C. Chen, Y. Wang, Understanding the multifractality in portfolio excess returns, Physica A 466 (2017) 346–355.
[9] G. Dewandaru, R. Masih, O.I. Bacha, A.M.M. Masih, Developing trading strategies based on fractal finance: An application of MF-DFA in the context of Islamic equities, Physica A 438 (2015) 223–235.
[10] S.A.R. Rizvi, G. Dewandaru, O.I. Bacha, M. Masih, An analysis of stock market efficiency: Developed vs Islamic stock markets using MF-DFA, Physica A 407 (2014) 86–99.
[11] A.K. Tiwari, C.T. Albulescu, S.-M. Yoon, A multifractal detrended fluctuation analysis of financial market efficiency: Comparison using Dow Jones sector ETF indices, Physica A 483 (2017) 182–192.
[12] L. Zunino, B.M. Tabak, A. Figliola, D.G. Perez, M. Garavagla, O.A. Rosso, A multifractal approach for stock market inefficiency, Physica A 387 (2008) 6558–6566.
[13] B. Podobnik, H.E. Stanley, Detrended cross-correlation analysis: A new method for analyzing two nonstationary time series, Phys. Rev. Lett. 100 (8) (2008) 084102.
[14] W.X. Zhou, Multifractal detrended cross-correlation analysis for two nonstationary signals, Phys. Rev. E 77 (2008) 066211.
[15] R. Hasan, M.M. Salim, Power law cross-correlations between price change and volume change of Indian stocks, Physica A 473 (2017) 620–631.
[16] G.J. Wang, C. Xie, Cross-correlations between WTI crude oil market and US stock market: a perspective from econophysics, Acta. Phys. Pol. B 43 (2012) 2021–2036.
[17] M.El. Alaoui, Price-volume multifractal analysis of the Moroccan stock market, Physica A 486 (2017) 473–485.
[18] S. Dutta, D. Ghosh, S. Samanta, Multifractal detrended cross-correlation analysis of gold price and SENSEX, Physica A 413 (2014) 195–204.
[19] B. Podobnik, D. Horvatic, A.M. Petersen, H.E. Stanley, Cross-correlations between volume change and price change, Proc. Natl. Acad. Sci. 106 (2009) 22079–22084.
[20] Q. Ruan, B. Yang, The effects of common risk factors on stock returns: A detrended cross-correlation analysis, Physica A 483 (2017) 362–374.
[21] S. Drozdz, F. Grumer, R. Ruf, J. Speth, Dynamics of competition between collectivity and noise in the stock market, Physica A 287 (2000) 440–449.
[22] F.G. Schmitt, L. Ma, T. Angounou, Multifractal analysis of the dollar-yuan and euro-yuan exchange rates before and after the reform of the peg, Quant. Finance 11 (2011) 505–513.
[23] G. Oh, C. Eom, S. Havlin, W. Jung, F. Wang, H.E. Stanley, S. Kim, A multifractal analysis of Asian foreign exchange markets, Eur. Phys. J. B 85 (2012) 214.
[24] F.M. Siokis, Multifractal analysis of stock exchange crashes, Physica A 392 (2013) 1164–1171.
[25] D. Stosic, D. Stosic, T. Stosic, H.E. Stanley, Multifractal analysis of managed and independent float exchange rates, Physica A 428 (2015) 13–18.
[26] F.M. Siokis, Financial markets during highly anxious time: multifractal fluctuations in asset returns, Fractals 25 (2017) 1750032.
[27] L. Yang, Y. Zhu, Y. Wang, Multifractal characterization of energy stocks in China: A multifractal detrended fluctuation analysis, Physica A 451 (2016) 457–465.
[28] X. Zhuang, Y. Wei, F. Ma, Multifractality, efficiency analysis of Chinese stock market and its cross-correlation with WTI crude oil price, Physica A 430 (2015) 101–113.
[29] R. Gu, Y. Shao, Q. Wang, Is the efficiency of stock market correlated with multifractality? An evidence from the Shanghai stock market, Physica A 392 (2013) 361–370.
[30] G. Cao, Y. Han, Q. Li, W. Xu, Asymmetric MF-DCCA method based on risk conduction and its application in the Chinese and foreign stock markets, Physica A 468 (2017) 119–130.
[31] Y. Wang, Y. Wei, C. Wu, Cross-correlations between Chinese A-share and B-share markets, Physica A 389 (2010) 5468–5478.
[32] S. Engelen, P. Norouzzadeh, W. Dullaert, B. Rahmani, Multifractal features of spot rates in the liquid petroleum gas shipping market, Energy Econ. 33 (2011) 88–98.
[33] T.D. Matteo, T. Aste, M. Dacorogna, Long-term memories of developed and emerging markets: Using the scaling analysis to characterize their stage of development, J. Bank. Financ. 29 (2005) 827–851.
[34] T.D. Matteo, Multi-scaling in finance, Quant. Finance 7 (1) (2007) 21–36.

[35] J. Barunik, L. Kristoufek, On Hurst exponent estimation under heavy-tailed distributions, Physica A 389 (18) (2010) 3844–3855.
[36] L. Kristoufek, Local scaling properties and market turning points at Prague stock exchange, Acta Phys. Polon. B 41 (2010) 1223–1336.
[37] L. Kristoufek, Fractal markets hypothesis and the global financial crisis: scaling, investment horizons and liquidity, Adv. Complex Syst. 15 (2012) 1250065.
[38] F. Ma, Y. Wei, D.S. Huang, Multifractal detrended cross-correlation analysis between the Chinese stock market and surrounding stock markets, Physics A 392 (2013) 1659–1670.
[39] Y. Yuan, X.T. Zhuang, X. Jin, Measuring multifractality of stock price fluctuation using multifractal detrended fluctuation analysis, Physica A 388 (2009) 2189–2197.
[40] G. Cao, L. Xu, J. Cao, Multifractal detrended cross-correlations between the Chinese exchange market and stock market, Physic A 391 (2012) 4855–4866.
[41] J. Alvarez-Ramirez, M. Cisneros, C. Ibarra-Valdez, A. Soriano, Multifractal Hurst analysis of crude oil prices, Physica A 313 (2002) 651–670.
[42] J. Alvarez-Ramirez, J. Alvarez, E. Rodriguez, Short-term predictability of crude oil markets: a detrended fluctuation analysis approach, Energ. Econ. 30 (2008) 2645–2656.
[43] G. Cao, J. Cao, L. Xu, L. He, Detrended cross-correlation analysis approach for assessing asymmetric multifractal detrended cross-correlations and their application to the Chinese financial market, Physica A 393 (2014) 460–469.
[44] G.F. Zebende, DCCA cross-correlation coefficient: quantifying level of cross-correlation, Physica A 390 (2011) 614–618.
[45] D. Grech, Z. Mazur, On the scaling renges of detrended fluctuation analysis for long term memory correlated short series data, Physica A 392 (2013) 2384–2397.
[46] D. Gulich, L. Zunino, A criterion for the determination of optional scaling ranges in DFA and MF-DFA, Physica A 397 (2014) 17–30.
[47] H. Rashid, S.M. Mohammed, Power law cross-correlations between price change and volume change of indian stocks, Physica A 473 (2017) 620–631.
[48] Y. Shimizu, S. Thurner, K. Ehrenberger, Multifractal spectra as a measure of complexity in human posture, Fractals 10 (2002) 103–116.
[49] P. Pavon-Dominguez, S. Serrano, F.J. Jimenez-Hornero, J.E. Jimenez-Hornero, E. Gutierrez de Rave, A.B. Ariza-Villaverde, Multifractal detrended fluctuation analysis of sheep livestock prices in origin, Physica A 392 (2013) 4466–4476.
[50] K. Matia, Y. Ashkenazy, H.E. Stanley, Multifractal properties of price fluctuations of stock and commodities, Europhys. Lett. 61 (2003) 422–428.
[51] J. Theiler, S. Eubank, A. Longtin, B. Galdrikian, J.D. Farmer, Testing for nonlinearity in time series: the method of surrogate data, Physica D 58 (1992) 77–94.
[52] P. Norouzzadeh, W. Dullaert, B. Rahmani, Anti-correlation and multifractal features of spain electricity spot market, Physica A 380 (2007) 333–342.
[53] H.E. Stanley, Statistical physics and economic fluctuations: do outliers exist? Physica A 318 (2003) 279–292.
[54] H. Zhu, Y. Guo, W. You, Y. Xu, The heterogeneity dependence between crude oil price changes and industry stock market returns in china: evidence from a quantile regression approach, Energy Econ. 55 (2016) 30–41.