



山东工商学院图书馆

The Library Of Shandong Technology and Business University



2022

*Financial
Information*

财商信息

2022年第7期（总第33期）

山东工商学院图书馆

目 录

财富管理研究

从财富产品转型谈起.....	罗钢青 (1)
商业保险与家庭储蓄行为.....	刘 阳, 虞省银 (3)
多重医疗保险对家庭金融资产配置的影响 ——基于匹配权重方法的实证分析.....	黄丛洋, 胡苏云 (15)
户主外地生活经历与家庭风险金融资产投资	杨碧云, 杨雨佳, 易行健 (33)

证券与投资

证券投资基金规模适度性研究 ——基于中国市场的证据.....	张琳琳, 沈红波, 范剑青 (51)
基金业绩评价的一种新标准: 原理及应用	杨海生, 江颖臻 (67)

保险与金融

企业职工基本养老保险基金全国统筹管理模式研究	杨 洋 (83)
社会保险基金数字化管理问题研究.....	施文凯, 杨良初 (93)

专题：绿色发展

绿色财政政策的碳减排效应

——来自“节能减排财政政策综合示范城市”的证据.....薛 飞，陈 煦（104）

专题：数字经济

数字经济对区域创新效率的空间溢出效应研究

——基于要素市场化配置视角.....张 慧，易金彪，徐建新（120）

主办：山东工商学院图书馆

顾问、审核：沙淑欣

主编：董宁

责任编辑：王晓博

封面摄影：崔洪海

联系电话：（0535）6903615-8211

本刊网址：<https://lib.sdtbu.edu.cn/cfglxx.htm>



财富管理研究

从财富产品转型谈起

罗钢青

(中金财富证券有限公司)

【专 辑】经济与管理科学

【专 题】金融；证券；投资

【分类号】F832.51

【原文出处】《中国金融》，2022，（10）

（文中参考文献及注释详见原刊）

今年年初以来，权益市场持续调整，整个基金产品销售端不但没有“开门红”，反而迎来了近些年的冰点。作为财富领域的从业者，我们不得不思考当前所面临的机遇与挑战。

随着居民财富的积累以及中国金融体系制度安排的变化，当前的中国财富管理业务正在进行一场非常大而迅速的变革，在“房住不炒”“打破刚兑”“利率下行”的背景下，居民的财富从地产和存款转向了金融资产及产品。可以想见，未来十年，资产管理行业会发生巨大变革，这个变革最大的特征就是产品化、净值化、机构化、头部化。这个变革不以个人意志为转移，也不以客户习惯和机构战略为转移，这是时代大趋势。监管如果执行得严格一些，变革速度将会更快。这给资本市场以及相关净值化产品的行业尤其是财富管理行业提供了巨大的机遇。

财富管理机构准备好了吗？从商业模式链条来看，整个财富管理其实跟别的行业一样，也呈现出典型的“微笑曲线”特征：纯通道的业务毛利低，把握资产和把握客户的两端业务毛利则较高。在竞争加剧及毛利率逐渐下降的背景下，所有的财富管理机构肯定不满足于传统的低毛利交易通道业务，而是借着财富管理转型向“微笑曲线”两端渗透。因此，很多机构转向了产品业务，尤其是资本市场相关的净值化产品业务，借力形成“大财富业务”及“大PB/综收业务”的内循环。

那么,光卖产品是否足够呢?或者说卖产品能解决转型问题吗?回答肯定是不行的。财富管理行业存在一个普遍现象:单纯地卖单一产品,尤其是预期收益和风险较高的产品,客户和机构天然“追涨杀跌”,导致业务抗波动性、抗周期性差,往往会陷入过往“好卖不好管,好管不好卖”的怪圈。因此,如何在让客户享受一定收益的同时把波动性降下来?如何提高客户的持有体验和服务体验?这些都成为重要的命题。

产品端要提高客户体验,最显著的一点是应提高产品或者组合的夏普值,我们需要找到多元化的收益来源放进投资组合,但是多资产或者多策略的投资难度往往是比较大的,一个基金经理或者团队很难在多个领域样样精通。于是,FOF成为目前市场环境下解决上述问题的最优选择。

买方投顾虽然还没有独立立法,可能内嵌在销售和投资当中,但它也属于“信义业务”,因此类似于配置型的FOF是买方投顾服务模式下的良好产品表现形态。多资产多策略配置FOF不但本身能显著降低波动、提高客户体验,而且基于FOF形态下的账户服务本身就是一种有利的解决方案。每个客户都是自己的FOF管理人。FOF对于财富管理机构而言,不仅是一个产品,更是一个账户,一种买方投顾服务解决方案。基于账户服务模式下的客户产品配置及买方投顾服务,一方面能提高客户的持有周期和收益率,另一方面也能提高客户对资产的信任及认知。

FOF投资存在哪些挑战呢?市场上做FOF的各路人员风格各异,只要大家自己觉得逻辑自洽,客户也很满意即可。但是首先,不得不说的是,FOF的研究和投资里面存在追逐业绩动机和过度拟合问题。根据过去业绩来做投资,“追涨杀跌”现象很明显。其次,据笔者观察,FOF的专业投资者对过往业绩曲线过于关注,而对资产及策略本身理解不够。最后,除了业绩外,FOF管理人可能不得不重视商业模式问题,所有产品所要解决的终极问题都是提高客户体验感和获得感。大家都很想追逐高夏普值曲线,但是,本身夏普值高的产品上量后是很难持续的;而且,如果仅仅作为一种资管产品,FOF就一定能保证客户赚钱么?FOF相对于管理人的产品优势何在?这些问题更值得思考。可能对顾问端和投资者的教育需要嵌入整个服务链条。

展望未来,在财富管理大发展浪潮与转型机遇下,FOF的未来虽是星辰大海,但也不是风平浪静,需要深入思考并在实践中逐步改进。

商业保险与家庭储蓄行为

刘 阳，虞省银

（南京师范大学商学院）

【摘 要】本文采用中国家庭金融调查（CHFS）2015 年和 2017 年两期数据作为研究样本，使用双向固定效应模型，从微观层面研究了家庭参与商业保险对其储蓄行为的影响。研究发现，家庭购买商业保险对家庭储蓄存在显著的抑制效应，家庭参与商业保险程度越深，抑制效应越强。进一步研究表明，商业人寿保险的边际效用大于总的商业保险，而商业健康保险对家庭储蓄的影响并不显著。研究结果还显示，家庭幸福感在商业保险对家庭储蓄的抑制作用中发挥中介作用。异质性研究表明，商业保险对于家庭储蓄的抑制效应在东中部地区、农村地区、户主拥有中高等教育、偏好风险的家庭中作用更大。

【关键词】商业保险；预防性储蓄；家庭金融；幸福感

【原文出处】《调研世界》，2022，（05）

（文中参考文献及注释详见原刊）

一、引 言

我国居民“低消费、高储蓄”现象一直备受学术界的关注和讨论。几乎现有的研究均显示，我国居民储蓄率高于世界上绝大多数国家和地区。这种高储蓄、低消费的不平衡状态已在一定程度上阻碍我国经济的健康稳定增长。一般来说，完善的社会保障体系可以有效减少居民预防性储蓄^[1]。社会保险是社会保障体系的重要组成部分，因此也可以通过削弱家庭面临的未来不确定性风险降低居民的预防性储蓄水平。而在我国城乡发展不平衡和老龄化加剧的背景下，商业保险作为社会保险的补充，具有业务范围广、保障灵活的特点，能满足居民多样化高层次的保险需求，有效改善居民对未来的不确定性预期，增强居民消费信心。

二、文献综述和理论模型

（一）文献综述

长期以来，学者们从不同角度对我国“低消费、高储蓄”现象进行了解释。由于我国处于经济快速转型期，随着改革的推进，各方面的不确定性凸显，学术界更多地从预防性储蓄理论角度对此进行解释。Atella et al.（2005）对意大利的研

究表明,家庭在面对医疗支出的不确定性风险时会增加预防性储蓄^[2]。沈坤荣等(2012)研究发现,不确定性收入显著正向影响城镇居民储蓄率^[3]。宋明月等(2016)在缓冲存货模型框架下的研究发现,收入不确定性显著影响居民的储蓄行为,且对农村居民的影响要更大一些^[4]。

一般来说,完善的社会保障体系有利于降低居民的未来不确定性,减少居民预防性储蓄^[1]。保险可以作为家庭有效转换内外部风险的一种方式,家庭可以通过保险转移和补偿未来面临的不确定性风险。国外很多学者研究了各类社会保险对居民预防性储蓄动机的影响。部分学者研究发现,养老金对家庭储蓄具有显著的挤出作用^[5-6]。也有学者对我国新型农村养老保险影响储蓄进行了研究,实证结果表明,新型农村养老保险显著减少中等收入的家庭储蓄,医疗保健计划的实施可以降低储蓄,增加消费^[7]。

国内很多学者也对各类社会保险和居民预防性储蓄进行了研究。马光荣等(2014)研究发现,新型农村社会养老保险对60岁以上参保居民的储蓄率有显著挤出效应^[8]。黄学军等(2006)研究发现,社会医疗保险能有效缓解居民未来医疗支出的不确定风险,从而改变居民的储蓄决策,显著降低居民的预防性储蓄^[9]。白重恩等(2012)研究发现,社会医疗保险可以为居民承担部分医疗费用,缓解居民对未来医疗支出的担忧,显著减少其预防性储蓄^[10]。

不难发现,学者们对于社会保险影响家庭预防性储蓄的研究已趋于成熟,而有关商业保险与家庭储蓄方面的研究还相对较少。基于我国社会保险体系“低水平、广覆盖和保基本”的特征,需要业务范围更广、保障更灵活的商业保险对社会保险进行补充。一方面,不同于社会保险,商业保险由商业保险公司进行运作,个人自愿参保,地域户籍限制较小,承保范围更广,灵活度更高,被保险人缴纳的保费也相对较高。另一方面,商业保险作为社会保险的补充,同样具有降低风险的不确定性、进而降低居民预防性储蓄动机的作用。也有学者对商业保险的影响进行了研究,如国外学者研究发现,在英国虽然总体上私人医疗保险不能减少私人储蓄,但在医疗服务评价较低的地区,私人医疗保险对私人储蓄存在显著的挤出效应^[11]。也有国内学者研究发现,商业健康险显著提高家庭消费水平^[12],同时有研究表明,商业医疗保险对农民工家庭消费水平有显著的正相关关系^[13]。

综合来看,目前有关商业保险对于居民经济行为影响的研究主要集中在居民消费方面,研究商业保险与家庭储蓄行为的文献较少。本文使用中国家庭金融调查(CHFS)2015年和2017年两期面板数据,采用双向固定效应模型,研究分析商业保险对家庭储蓄行为的影响,进一步进行机制检验和异质性分析。

(二) 理论模型

参考 Leland (1968), 本文建立一个两期模型^①。模型中假定代表性家庭是理性的, 生命有两期, 即当期 (0 期) 和下期 (1 期)。在当期, 家庭不发生意外风险, 进入下期时, 家庭将面临概率为 p 、支出为 x 的风险。给定一个外生的财富禀赋 W (家庭有其他收入), 假定家庭所有的人力资本都包含在这个禀赋中。家庭在当期购买商业保险, 保费支出为 a , 一旦下期遭遇风险, 则保险机构会按 u 比例对家庭的意外支出进行赔付, 剩下的 $(1-u)$ 比例的费用支出则由家庭承担, 其中家庭未参保时, $u=0$, 参保后, $0 < u < 1$ 。

令 C_0 代表当期消费, C_1^0 和 C_1^1 分别代表下期未遭遇风险与遭遇风险下的两种消费, β 为时间贴现因子, 且效用函数的一阶导数 $U'(\cdot) > 0$, 二阶导数 $U''(\cdot) < 0$, 效用函数为凹函数。

假定代表性家庭追求预期效用最大, 其决策目标如下:

$$\max U(C_0) + \beta EU(C_1)$$

其中, $EU(C_1) = pU(C_1^1) + (1-p)U(C_1^0)$

约束条件为: $C_0 + S = W - a$; $C_1^1 = SR - (1-u)x$; $C_1^0 = SR$

其中, S 代表当期个人储蓄, $R = (1+r)$ 为回报率, r 为利率。此时, 最优储蓄决策一阶条件为:

$$U'(C_0) = \beta R[pU'(C_1^1) + (1-p)U'(C_1^0)] \quad (1)$$

式 (1) 表明, 在家庭理性并面临不确定性的消费环境和边际效用函数为凸函数的前提假定下, 家庭需要根据不确定性 p 的大小进行更多的储蓄, 降低现期消费支出来平滑消费, 这部分多余的储蓄即为预防性储蓄。家庭购买商业保险之后, 若遭遇风险, 则仅需承担部分支出。在其他条件保持不变的情况下, 商业保险对家庭当期消费和储蓄的影响分别为:

$$\frac{\partial C_0}{\partial u} = \frac{\beta R x p U''(C_1^1)}{U''(C_0)} > 0 \quad (2)$$

$$\frac{\partial S}{\partial u} = -\frac{\beta R x p U''(C_1^1)}{U''(C_0)} < 0 \quad (3)$$

式 (2) 和式 (3) 表明, 家庭在购买商业保险的情况下, 会增加当期消费, 并且减少储蓄。基于预防性储蓄理论, 家庭面临不确定性越大, 家庭用于抵抗未

来不确定风险的预防性储蓄越高。因此,家庭在面临不确定性风险下,购买商业保险抑制储蓄的影响为:

$$\frac{\partial^2 C_0}{\partial x \partial u} = \frac{\beta R p U''(C_1^1) - (1-u)\beta R x p U'''(C_1^1)}{U''(C_0)} \quad (4)$$

$$\frac{\partial^2 S}{\partial x \partial u} = -\frac{\beta R p U''(C_1^1) - (1-u)\beta R x p U'''(C_1^1)}{U''(C_0)} \quad (5)$$

根据 Leland (1968) 和 Kotlikoff (1986)^①, 预防性储蓄的必要条件为: 假设绝对风险厌恶系数是递减的, 则边际效用函数是凸函数, 即效用函数为非二次型, 三阶导数 $U'''(\cdot) > 0$ 。家庭存在预防性动机, 在考虑到未来不确定性风险的情况下, 家庭认为储蓄越多越好, 家庭预期未来的消费支出大于当期消费。因此, 家庭在考虑到不确定性风险的情况下, 会选择比在确定性情况下更加谨慎的储蓄策略, 即增加储蓄, 故可得 $\frac{\partial^2 C_0}{\partial x \partial u} > 0$ 、 $\frac{\partial^2 S}{\partial x \partial u} < 0$, 即家庭面临的意外风险支出越高, 在购买商业保险之后, 抑制的预防性储蓄越多。

根据上述推导, 本文认为家庭购买商业保险将有助于降低其储蓄水平。一方面, 购买商业保险能将家庭内部风险转移到家庭外部, 可以有效改善家庭风险感知, 缓解家庭对未来不确定性的担忧, 从而降低家庭的预防性心理并提高未来的生活预期。另一方面, 根据生命周期假说, 家庭处于不确定环境下, 会通过调整其生命周期内各期消费储蓄平滑一生总收入来实现终身效用最大化。家庭购买商业保险后, 会将当期的商业保险保费支出作为对未来风险支出的预先支付, 以此作为应对未来不确定性风险的保障, 从而改变其预防性储蓄动机和储蓄意愿, 降低家庭储蓄水平。同时, 基于家庭资产组合理论, 商业保险与家庭其他金融资产和实物资产存在某种程度的“替代关系”, 有助于促进家庭储蓄或实物资产向更高收益资产的转换。故此, 本文提出理论假说, 家庭参与商业保险会优化家庭储蓄行为, 降低家庭储蓄水平, 家庭参与商业保险程度越高, 其对家庭储蓄的抑制效应越大。

三、数据来源、变量说明与实证模型

(一) 数据来源

本文选用中国家庭金融调查 (CHFS) 2015 年和 2017 年的数据。2015 年调查共计 37289 户家庭, 2017 年调查扩充至 40011 户家庭。该调查由西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心开展, 收集了家庭资产和负债、收入和消费、社会保障和保险、家庭结构以及人口社会学特征等信息。

进行数据处理时, 首先将家庭参与商业保险信息缺失的样本和家庭收入、消

费支出缺失的样本进行排除；其次，为避免回归结果受到极端值的影响，对家庭收入、消费支出、资产和商业保险保费支出进行上下缩尾 1% 的处理，同时将储蓄率限定在 -200%~100% 范围内；最后剔除控制变量中的部分缺失值，最终将 2015 年和 2017 年两年数据进行匹配，合成符合研究要求的两期非平衡面板数据。数据包括 18132 户家庭，共计 36264 个数据样本。由于 CHFS 在进行数据处理时对部分变量的数值进行了插值处理，同时为保护受访者隐私，CHFS 还对收入和资产的极值进行截尾处理，因此本文使用 CHFS 处理后的家庭收入、资产等数据。

为剔除价格因素的影响，本文使用各省份消费者价格指数对样本家庭收入、消费、保费支出等变量进行处理。地区层面数据来源于相应年份的《中国统计年鉴》。

（二）变量说明

1. 被解释变量。

本文选用家庭储蓄率作为家庭储蓄行为的代理变量。定义为：家庭储蓄率 = (家庭可支配收入 - 家庭消费支出) / 家庭可支配收入。家庭消费支出包括日常支出，如食品、衣着、生活用品、交通通信、居住、医疗保健、教育等支出。

2. 核心解释变量。

家庭商业保险购买决策和家庭商业保险参与程度为核心解释变量。家庭商业保险购买决策即家庭是否购买商业保险，家庭中有任意一人购买了商业保险（包括商业人寿保险、商业健康保险及其他商业保险）则将该变量赋值为 1，否则为 0。本文选用商业保险保费支出比来衡量家庭商业保险参与程度，商业保险保费支出比为家庭全部成员缴纳的所有商业保险的年保费额占家庭总收入的比重。

3. 控制变量。

本文控制了一些可能与家庭储蓄或商业保险相关的变量。其中户主的个人特征变量包括：年龄；性别（男性赋值为 1，女性赋值为 0）；受教育年限^①；婚姻状况，1 为已婚，0 为未婚；健康状况^②；风险偏好^③。家庭特征变量包括：家庭财富水平，在回归中使用家庭总资产的对数和家庭总收入的对数来衡量家庭财富水平；创业，家庭有过创业经历该变量取值为 1，否则为 0；老年人口比，家庭中 65 岁以上人口比例；少儿人口比，家庭中 14 岁以下人口比例；不健康人口比，家庭中有慢性疾病的人口比例；社会保险，家庭有人参与社会基本养老保险、社会基本医疗保险、失业保险或住房公积金中任何一项取值为 1，否则为 0；户籍，所在区域为农村地区为 1，城市为 0。地区特征变量包括：各省人均收入；

地区, 1 为东部, 2 为中部, 3 为西部。

商业保险相关变量的描述性统计如表 1 所示, 从表中可以看出, 2017 年家庭商业保险参与率与保费投入均高于 2015 年。由于 2017 年家庭总收入均值比 2015 年增加 21.96%, 而商业保险自个人投保起各年保费相对固定, 故 2017 年商业保险保费支出比略小于 2015 年。

其他主要变量的描述性统计如表 2 所示, 从表中可看出, 大概有 18.14% 的家庭购买了商业保险, 购买商业保险的家庭储蓄率均值明显高于未购买商业保险的家庭。观察其他控制变量可以发现, 购买商业保险的家庭在受教育年限、健康状况、风险偏好、总收入、总资产等方面均优于未购买商业保险的家庭。购买商业保险的家庭中有创业经历的家庭数略高于未购买商业保险的群体。在社会保险方面, 不管是否购买商业保险, 家庭几乎都拥有社会保险。在户籍方面, 购买商业保险的群体中城镇家庭多于未购买商业保险的群体。

表 1 商业保险相关变量描述性统计

变量	2015 年					2017 年				
	均值	标准差	最小值	最大值	样本量	均值	标准差	最小值	最大值	样本量
商业保险	0.175	0.380	0	1	18132	0.188	0.390	0	1	18132
商业人寿保险	0.102	0.302	0	1	18132	0.093	0.290	0	1	18132
商业健康保险	0.057	0.231	0	1	18132	0.059	0.235	0	1	18132
商业保险保费支出	875.753	3197.080	0	21500	18132	965.765	3649.993	0	25000	18132
商业人寿保险保费支出	424.480	1898.040	0	13755	18132	422.672	2000.805	0	15000	18132
商业健康保险保费支出	188.725	1047.121	0	8000	18132	270.534	1456.647	0	11000	18132

表 2 主要变量描述性统计

变量	未购买商业保险			购买商业保险		
	样本量	均值	标准差	样本量	均值	标准差
储蓄率	29686	0.105	0.608	6578	0.184	0.558
年龄	29686	56.327	13.665	6578	49.978	12.175
性别	29686	0.793	0.405	6578	0.773	0.419
婚姻	29686	0.872	0.335	6578	0.907	0.291
受教育年限	29686	9.190	3.994	6578	11.142	3.802
健康状况	29686	3.370	0.960	6578	3.568	0.902
风险偏好	29686	0.171	0.377	6578	0.444	0.497
创业	29686	0.164	0.370	6578	0.287	0.452
不健康人口比	29686	0.251	0.332	6578	0.168	0.256
老年人口比	29686	0.247	0.375	6578	0.112	0.230
少儿人口比	29686	0.102	0.181	6578	0.147	0.184
社会保险	29686	0.988	0.108	6578	0.992	0.091
ln (家庭总收入)	29686	10.835	0.981	6578	11.422	0.855
ln (家庭总资产)	29686	12.649	1.683	6578	13.552	1.405
户籍	29686	0.320	0.467	6578	0.196	0.397
ln (省份人均收入)	29686	11.288	0.328	6578	11.368	0.320

（三）模型设定

考察家庭储蓄行为的主要难点之一，在于可能会遗漏储蓄习惯、收入预期等无法观测的因素，这些遗漏变量可能会引起内生性问题，造成估计结果偏差，故本文采用面板数据双向固定效应模型来分析商业保险对家庭储蓄行为的影响。首先构建如下模型：

$$save_{it} = \beta_0 + \beta_1 \times insure_{it} + \beta_2 \times X_{it} + \mu_i + \omega_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$save_{it}$ 表示家庭储蓄率； $insure_{it}$ 代表家庭拥有商业保险相关情况，包括商业保险购买决策和商业保险参与程度； X_{it} 是控制变量，包括户主的个人特征变量、家庭特征变量、地区特征变量；此外， μ_i 为个体固定效应， ω_t 为时间固定效应； ε_{it} 是随机误差项。

四、实证分析

（一）商业保险与家庭储蓄行为：基准回归分析

本文首先用面板双向固定效应模型检验家庭的商业保险决策对其储蓄行为的影响。考虑到同一区域的家庭收入水平、受教育水平等差距较小，同时在社会互动效应影响下家庭的经济决策可能会相互影响，方程估计标准误进行了社区层面聚类（Cluster）调整。基于面板双向固定效应的家庭商业保险决策对家庭储蓄率的实证结果如表3所示。考虑到各类商业保险业务针对性不同，且目前商业保险主要险种为商业人寿保险和商业健康保险，本文在研究家庭商业保险购买决策对家庭储蓄率影响的同时，还进一步考察了商业人寿保险和商业健康保险对家庭储蓄率的影响。第（1）列解释变量为家庭中任意一人购买商业保险（包括商业人寿保险、商业健康保险及其他商业保险），第（2）列解释变量为家庭中任意一人购买商业人寿保险，第（3）列解释变量为家庭中任意一人购买商业健康保险。

从表3中第（1）列可以看出，家庭购买商业保险的决策显著降低了家庭2.4%的储蓄率。商业保险分类中的人寿险、健康险、教育险对家庭面临的养老、健康、教育风险支出有很强的针对性，故家庭购买商业保险在一定程度上能有效降低家庭面临的不确定性，从而降低家庭的预防性储蓄。第（2）列结果显示，商业人寿保险显著降低家庭3.0%的储蓄率，对家庭预防性储蓄的抑制效应大于商业保险，这是由于商业人寿保险主要险种包括人身保险和生存保险，主要作用是转嫁被保险人的死亡风险，为被保险人提供规定期限内的生存保障，是兼具保险和储蓄双重功能的一类保险产品，在一定程度上类似于强制性的长期储蓄，从而对家庭储蓄存在挤出效应。从第（3）列结果可以看出，商业健康保险对储蓄率的影

响并不显著。可能的原因有以下两点：一是，我国基本医疗保险覆盖范围广，据2017年中国统计年鉴数据显示，截至2016年底，我国城镇基本医疗保险参保人数74391万余人。相较于费用较高的商业医疗保险，国家基本医疗保险缴费低，能满足居民的基本医疗需求。因此，一般家庭，特别是低收入家庭，在拥有基本医疗保险后考虑商业医疗保险的可能较小。从描述性统计中可看出，2015年和2017年商业医疗保险参保人数均不到6%。二是，考虑到商业医疗保险的费用及性质，一般来说，家庭健康状况越低，家庭越可能选择商业医疗保险。从描述性统计来看，家庭不健康人口比例平均为23%，通常来说老年人患病概率较高，家庭老年人口比均值为22%，故家庭对商业健康保险的需求较小，我国商业健康险的市场较小。

表3 商业保险决策对储蓄率的影响

变量	储蓄率		
	(1)	(2)	(3)
商业保险	-0.024***		
商业人寿保险		-0.030***	
商业健康保险			-0.014
年龄	0.002***	0.002***	0.002***
性别	-0.018*	-0.018*	-0.019*
健康状况	0.011***	0.011***	0.014***
风险偏好	-0.045***	-0.046***	-0.095***
ln(家庭总资产)	-0.022***	-0.022***	-0.037***
ln(家庭总收入)	0.678***	0.678***	0.655***
创业	-0.029***	-0.029***	-0.048***
老年人口比	-0.034*	-0.033*	-0.041*
少儿人口比	-0.0304	-0.0312	-0.126***
社会保险	-0.035	-0.035	-0.040
户籍	0.0519	0.0509	0.0718*
个体固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
R ²	0.581	0.581	0.392
样本量	36249	36249	36249

注：***、**、*分别表示系数在1%、5%、10%水平下显著，下同。

以总的商业保险回归结果为例，进一步分析其他控制变量对家庭储蓄率的影响。户主年龄对家庭储蓄率具有正向影响，且在1%水平上显著。户主为男性的家庭储蓄率相对较低。家庭的健康状况越好，家庭用于医疗保健方面的支出越少，进而提升家庭储蓄率。家庭风险偏好和创业经历对家庭储蓄率具有负向影响，这是由于偏好风险的家庭更愿意冒险投资而不是进行储蓄。家庭总资产显著降低家庭储蓄率，其原因可能是家庭资产越高，家庭未来的生存保障越高，家庭面临的不确定风险较小。家庭总收入对家庭储蓄率具有正向影响，且在1%水平上显著，家庭收入越高，家庭储蓄率越高。家庭老年人口比对家庭储蓄率具有负向影响，

且在10%水平上显著,这与熊焰等(2017)的研究发现一致^[15]。另外,社会保险对家庭储蓄率的影响是负的,但不显著。其可能的原因是,一方面,社会保险水平高的家庭一般拥有较好的工作单位和较高的收入水平,因此家庭储蓄率也更高;另一方面,社会保险可以帮助家庭抵御风险,故对家庭预防性储蓄存在一定的抑制效应,这两种相反的关系叠加导致了社会保险对家庭储蓄的影响不显著。商业人寿保险和商业健康保险对家庭储蓄率影响的回归结果与商业保险的回归结果类似,这里不再赘述。

本文进一步用面板双向固定效应模型检验了家庭商业保险参与程度对家庭储蓄行为的影响,回归结果如表4所示。其结果显示,商业保险保费支出比每增加10%,家庭储蓄率显著降低3.13%;商业人寿保险保费支出比每增加10%,家庭储蓄率显著降低4.85%;商业健康保险参与程度对家庭储蓄率没有显著影响。其他控制变量回归结果与家庭保险决策对家庭储蓄行为的影响回归结果相似,这里不再赘述。

表4 商业保险参与程度对储蓄率的影响

变量	储蓄率		
	(1)	(2)	(3)
商业保险保费支出比	-0.313***		
商业人寿保险保费支出比		-0.485***	
商业健康保险保费支出比			-0.221
其他控制变量	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
R^2	0.581	0.581	0.581
样本量	36249	36249	36249

(二) 商业保险与家庭储蓄行为：作用渠道分析

家庭购买商业保险来分散和转移家庭内部风险,降低家庭面临的未来不确定性,从而提高家庭生活的幸福感。情绪因素对个人经济决策有重要影响,幸福作为人们对自身生存状况的整体评价,反映了一种持久且稳定的正向情绪体验,家庭的主观幸福感可以通过减弱预防性储蓄动机促进家庭总体消费^[16],降低家庭储蓄。因此,本节考察了商业保险是否可以通过增加家庭幸福感进而降低家庭储蓄率。参照温忠麟等(2004)对于机制验证采用的方法^[17],检验家庭幸福感在商业保险影响家庭储蓄行为中发挥的中介效应,本文构建中介效应检验模型如下:

$$save_{it} = \beta_0 + \beta_1 \times insure_{it} + \beta_2 \times X_{it} + \mu_i + \omega_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$happiness_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \times insure_{it} + \gamma_2 \times X_{it} + \delta_i + \theta_t + \pi_{it} \quad (8)$$

$$save_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \times happiness_{it} + \alpha_2 \times insure_{it} + \alpha_3 \times X_{it} + \sigma_i + \tau_t + \varphi_{it} \quad (9)$$

其中 happiness 变量为家庭幸福感，用用户主的幸福感来衡量。幸福感是一种主观的心理感受，目前，学者在研究中主要采用各种幸福量表衡量幸福感。CHFS 中衡量幸福感的问题是：“总的来说，您现在觉得幸福吗？1.非常不幸福。2.不幸福。3.一般。4.幸福。5 非常幸福。”对应变量 happiness 分别赋值为 1~5 之间的离散整数，数值越大代表幸福感越高。

中介效应检验思路如下：首先估计方程（7）（设定与方程（6）一致），在变量 insure 系数 β_1 显著为正的基础上，进一步估计方程（8）和（9）。若方程（8）中系数 γ_1 显著为正，方程（9）中系数 α_1 显著为负，说明商业保险 insure 通过中介变量家庭幸福感 happiness 作用于家庭储蓄率 save，在此基础上，若方程（9）中系数 α_2 依然显著为负，则说明 happiness 发挥了部分中介效应。

表 5 的第 2 列结果显示，家庭购买商业保险会显著提高家庭幸福感，而在表 5 第 3 列中家庭幸福感、家庭购买商业保险决策系数均显著为负。结合前文提出的中介效应检验思路，家庭幸福感是商业保险降低家庭储蓄率的部分中介因子。因此，较高的家庭幸福感是商业保险影响家庭储蓄行为的重要机制，商业保险确实能提高家庭幸福感，进而影响家庭经济决策，减少家庭储蓄。

表 5 作用渠道验证

解释变量	被解释变量		
	储蓄率	家庭幸福感	储蓄率
	(1)	(2)	(3)
商业保险	-0.024***	0.032**	-0.023***
家庭幸福感			-0.006*
其他控制变量	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
R^2	0.581	0.610	0.440
样本量	36249	36249	36249

五、异质性分析

考虑到样本家庭特征存在差异，本文从教育、风险态度、户籍性质以及家庭所在区域的不同对商业保险影响家庭储蓄行为进行了异质性分析。表 6 的 A 部分是按照户主受教育程度进行的分组，初等教育为小学和初中，中等教育为高中和中专，高等教育为大专及以上，从回归结果可以看出，户主受教育程度越高，商业保险对家庭储蓄的抑制效应越高，结果越显著。户主受教育水平直接影响其对商业保险的接受程度，才会考虑丰富家庭经济决策行为。因此，商业保险对家庭储蓄的抑制效应随家庭受教育程度的提高而增加。B 部分是按家庭风险态度进行的分组，将样本分为风险偏好家庭和非风险偏好家庭，商业保险对于不同风险

态度家庭的储蓄均有显著的抑制效应,但是对于风险偏好家庭储蓄的抑制效应更大。C部分是按照户籍性质进行的分组,将样本分为城镇家庭和农村家庭,商业保险对于家庭储蓄的抑制作用在农村家庭中较为显著。D部分是按照家庭所在地区进行的分组,结果表明商业保险对家庭储蓄的抑制效应在东部和中部地区家庭中显著,而在西部地区家庭中不显著。

表 6 异质性分析

	储蓄率	样本量	R ²
A.按教育程度			
初等教育	-0.016	22850	0.618
中等教育	-0.029*	7584	0.662
高等教育	-0.046**	5815	0.355
B.按风险态度			
风险偏好	-0.0531***	7994	0.376
非风险偏好	-0.0275**	28255	0.621
C.按户籍性质			
农村地区	-0.048**	10783	0.620
城镇地区	-0.016*	25466	0.601
D.按区域			
东部地区	-0.042***	18096	0.384
中部地区	-0.067***	10010	0.407
西部地区	-0.016	8143	0.398

六、稳健性检验

(一) 变换变量测度指标

首先,本文对家庭储蓄率进行重新定义。教育与医疗支出会在经济转型中受到教育和医疗制度改革的影响,可以在某种程度上作为对人力资本的投资,参照何立新等(2008)将储蓄率重新定义为:家庭储蓄率(新)=(家庭可支配收入-除教育和医疗以外的消费)/家庭可支配收入^[18]。重新估计方程(6),回归结果显示商业保险显著降低家庭3.1%的储蓄。

表 7 变换变量测度指标稳健性检验

解释变量	家庭储蓄率(新)	储蓄率
	(1)	(2)
商业保险	-0.031***	-0.024***
其他控制变量	控制	控制
个体固定效应	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
R ²	0.296	0.393
样本量	36249	36249

其次,单个离散变量可能无法衡量户主受教育年限对家庭储蓄的影响差异,本文生成两个二元虚拟变量(educ1、educ2)来衡量户主受教育年限。具体来说,

定义初等教育为小学和初中,受过初等教育则将 $\text{educ1}=1$, $\text{educ2}=0$; 中等教育为高中和中专, $\text{educ1}=\text{educ2}=0$; 高等教育为大专及以上, $\text{educ2}=1$, $\text{educ1}=0$ 。重新估计方程(6),回归结果如表7所示,商业保险对家庭储蓄仍有显著的抑制效应。

(二) 变换回归样本

从事金融行业的家庭在知识水平、家庭财富、购买商业保险的便利性方面都强于普通家庭,同时这类家庭的储蓄行为与普通家庭相比更为复杂多样。因此,样本中包含从事金融行业的家庭可能会对实证结果造成一定的偏误。本文分别剔除了家庭中有任意一人从事金融行业和户主从事金融行业的家庭样本。重新估计方程(6),回归结果如表8所示,商业保险对家庭储蓄仍有显著的抑制效应。

表8 变换回归样本稳健性检验

解释变量	剔除家庭中有任意一人从事金融行业的家庭	剔除户主从事金融行业的家庭
	(1)	(2)
商业保险	-0.0384***	-0.042***
其他控制变量	控制	控制
个体固定效应	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
R^2	0.394	0.394
样本量	35245	35884

七、结 论

本文采用中国家庭金融调查(CHFS)2015年和2017年两期数据作为研究样本,从微观层面研究了商业保险对家庭储蓄行为的影响。研究结果表明,家庭参与商业保险对家庭储蓄率有显著的抑制效应;家庭参与商业保险程度越高,其对家庭储蓄的抑制效应越大;商业人寿保险对家庭储蓄的抑制效应大于总的商业保险。此外,户主为男性、受教育程度越高、风险偏好和有创业经历的家庭对家庭储蓄率也具有显著的负向影响。机制检验表明,商业保险不仅对家庭储蓄具有抑制作用,而且会通过提高家庭幸福感这一中介因素进一步降低家庭储蓄,对商业保险影响家庭储蓄行为的作用渠道有了更加透彻的理解。异质性分析表明,商业保险在东中部地区、农村地区、户主拥有中高等教育、偏好风险的家庭中影响更大。最后,在经过多种方法的稳健性检验后,结论仍然成立。

本文的研究结论为我国扩大内需、刺激消费提供了微观视角。基于上述研究结论,本文提出以下五点政策建议。

第一,加快商业保险市场发展,建立健全商业保险相关制度,推动保险业在城乡、不同地区、不同教育水平家庭之间均衡发展。充分利用商业保险的风险保障功能,构筑家庭风险抵御网络以降低家庭面临的未来不确定性,减少家庭预防

性储蓄,激发家庭消费意愿。

第二,进一步开发更具有针对性、多层次、个性化的商业保险产品和服务。家庭的商业保险选择是影响商业保险市场发展的重要因素之一,因此保险企业在推出保险服务时应考虑到各个家庭不同的社会特征和保险需求,利用大数据等技术,有针对性地进行保险产品的研发,提高商业保险服务的精准性。

第三,政府和商业保险企业应加强商业保险的宣传力度,帮助更多的家庭了解商业保险,提高家庭对商业保险的信任度,扩大商业保险的目标群体。商业保险企业还可以积极参与到普惠金融建设和精准扶贫中,发挥商业保险保障作用。

第四,稳步缩小居民收入差距,加快农村和西部地区经济发展,深化教育、卫生体制改革,提高社会福利水平,进一步降低城乡家庭面临的不确定性支出,增加家庭对未来生活信心,提高居民幸福度,使家庭对未来持有良好稳定的预期。

第五,深化社会保障体系改革,在完善社会保障体系的基础上发展商业保险,充分发挥商业保险对社会保险的互补作用,将商业保险与社会保险有机结合起来,形成政府与金融市场共同运转的保障体系,进一步加强商业保险对家庭储蓄行为的影响。

财商信息

多重医疗保险对家庭金融资产配置的影响 ——基于匹配权重方法的实证分析

黄丛洋¹, 胡苏云²

(1. 上海社会科学院经济研究所; 2. 上海社会科学院城市与人口发展研究所)

【摘要】医疗保险可以减少医疗风险带来的不确定性,增强家庭的风险承受能力,促使家庭优化资产结构。基于“中国家庭金融调查(CHFS)2019”截面数据,用匹配权重的方法研究多重医疗保险对家庭金融资产配置的影响,并分析城乡和地区异质性。结果表明,多重医疗保险能够显著促进家庭风险金融资产的持有和占比的提高,且存在城乡和地区差异,但与商业健康保险相比,无显著差异。同时发现,商业健康保险组对家庭金融资产配置中的作用显著大于补充医疗保险组。为促进家庭金融资产配置,需推进城乡二元医疗保险制度融合,扩大

商业健康保险的覆盖率，并提高居民的文化水平和增加居民收入。

【关键词】多重医疗保险；金融资产配置；城乡差异；地区差异；匹配权重

【原文出处】《云南财经大学学报》，2022，38（04）

【基金项目】上海市哲学社会科学规划课题“上海长护险全面试点调研和制度完善研究”（2018BSH002）

（文中参考文献及注释详见原刊）

一、引言及文献综述

近年来，中国家庭的财富水平随着中国经济的快速发展而急剧上升，作为经济活动中的基础，家庭正在中国金融市场的发展中发挥着不可忽视的作用。虽然中国的金融市场在不断趋于成熟，投资方式也在不断丰富，但在选择资产投资方式时，银行存款在家庭资产配置中仍占据了很大的比例，高储蓄率是中国家庭资产配置方式的一个明显特点。高储蓄率、低风险资产配置率问题的存在，一方面，不利于财富水平较低家庭的财富增值，从而导致财富差距的进一步扩大；另一方面，高储蓄率意味着家庭投入到风险性金融资产中的资本数额很小，这对资本市场的发展是极其不利的。中国家庭的资产投资方式呈现以上特点可能是由于中国家庭普遍存在着未雨绸缪的思想，对于风险主要持有厌恶的态度。中国家庭的高储蓄率是为了应对未来的风险，尤其随着医疗费用支出的占比逐年上升，未来医疗支出的不确定性成为中国家庭面临的重要风险。医疗或健康保险主要通过以下几个方面对家庭金融资产配置产生影响，首先，医疗或健康保险会在一定程度上补偿居民因疾病或意外造成的医疗费用，降低居民就医成本，从而减轻家庭经济负担，降低背景风险中的健康风险，促使家庭优化资产结构。^[1]其次，医疗或健康保险可以减轻医疗费用给家庭带来的经济负担，让原本无法承受的治疗费用可以接受，有利于患者尽快就医，从而减少疾病造成的误工损失，同时及时就医也可以降低患者的残疾风险，从而降低劳动收入风险。^[1]最后，替代效应是医疗保险对家庭金融资产配置影响的主要中介变量，即社会医疗保险主要通过降低家庭资产中安全资产（主要是房地产）的比例来增加家庭风险金融资产投资，但财富效应和预防性储蓄水平的中介效应不显著。^[2]

国内外关于医疗保险通过降低医疗费用支出的不确定性进而促进居民家庭金融资产配置已有较多文献研究。国外研究方面，Marco Angrisan 等^[3]分析了美国健康与退休研究项目（Health and Retirement Study，HRS）的数据库，得出老

年人医疗保健体系（美国政府为 65 岁以上人群提供的医疗保险）的应用可以促进这类人群股票的持有。Dimitris Christelis 等^[4]和 Ayyagari 等^[5~6]通过同样的分析发现了类似的影响。然而，Dimitris Christelis 等认为，医疗保险对风险投资的促进作用仅限于受过大学教育的人，而对受教育程度较低、参与股市成本较高的人则没有这种作用，并认为这种为受过大学教育的人促进风险投资的效果，并不取决于医疗保险对降低医疗费用的效果，因为医疗保险不影响人们持有债券。中国关于医疗保险对金融资产配置影响的研究很多。樊璇^[7]利用 2017 年的 CHFS 数据分析，认为持有社会医疗保险或商业医疗保险会显著增加风险资产投资的概率和比例，但商业医疗保险的边际影响更大。易行健等^[8]还基于 CHFS 2013 年的横截面数据，分析了商业医疗保险与家庭风险金融资产投资决策之间的关系，结论是，购买商业医疗保险的居民将显著增加投资风险金融资产的可能性和份额。Shi 等^[9]分析了 CHFS 的数据，得出参加医疗保险可以显著增加家庭参与股票市场的可能性，增加投资组合的股权份额。雷蕾^[10]基于 2015 年 CHFS 数据的分析表明，有重大疾病医疗保险的家庭参与股票和风险金融市场的概率更高，投资比例更大。李娜^[11]通过实证证明，医疗保险的存在总体上增加了家庭参与风险金融市场的可能性和比例，但参与医疗保险的家庭显著降低了流动金融资产在家庭总资产中的配置比例，医疗保险的存在增加了家庭配置非流动金融资产和实物资产的比例。Li 等^[12]通过对 2013—2017 年 CHFS 数据库分析得出，参加城乡居民基本医疗保险的家庭可以在风险资产和非风险资产之间作出理性选择。家庭风险态度更加谨慎理性。社会地位对家庭投资偏好的影响更大。胡颜^[13]利用包含 36074 个家庭样本的 2017 年 CHFS 数据库进行实证分析，认为社会医疗保险对家庭参与风险金融市场的概率和程度有显著的正向影响，可以降低家庭不确定性，改善投资结构，优化资产配置。商业医疗保险虽然也能减少家庭预防性储蓄，促进投资，但由于保险成本较高，对风险资产具有一定的替代性，综合效应使得影响无差异。Li 等^[14]分析了中国家庭调查的数据（Chinese household survey, CHS），发现参加更高保障水平医疗保险的家庭更能促进风险资产的持有。李洁^[15]利用 CHFS 进行实证分析，得出家庭享受社会医疗保险，保障程度越大，越能有效促进家庭参与风险金融市场，尤其是股票市场，并能提高风险金融资产与股票资产的投资比例。

综上所述，大量研究已经达成共识，基本医疗保险、补充医疗保险和商业健康保险对家庭金融资产配置有显著的正向影响。商业健康保险对家庭风险金融资产配置的促进作用强于社会基本医疗保险。但也有研究认为，社会医疗保险或商业健康保险对促进家庭风险金融资产配置没有作用，主要原因是参加社会保险或购买商业健康保险本身就是一种资产配置行为，对风险资产具有一定的替代性。

但是,以往这类研究主要集中在单水平、单层次的医疗或健康保险,目前,以基本医疗保险为主体,医疗救助为托底,补充医疗保险、商业健康保险、慈善捐赠、医疗互助等共同发展的多层次医疗保障制度框架在中国已经基本形成。那么,包括基本医疗保险、补充医疗保险和商业健康保险的多重医疗保险,作为多层次医疗保险的重要组成部分,对中国家庭金融资产配置有何影响?是不是医疗保险层次越多越能促进家庭金融资产配置?

本文以中国家庭金融调查数据为基础,运用匹配权重(Matching weights, MW)法来解决模型的内生问题,探讨和研究多重医疗保险对中国家庭金融资产配置的影响以及城乡和地区异质性,这有利于丰富预防性储蓄理论,有助于正确认识和理解中国家庭资产投资方式选择的问题,从而科学引导居民进行经济投资、合理利用资金。为解决中国高储蓄、低消费、金融市场参与率低等问题提供了方向,并为进一步完善多层次医疗保险制度提供决策依据,最终有助于提高中国居民的整体医疗保障水平。

二、理论分析与研究假设的提出

(一) 理论分析

金融资产配置的基础理论主要包括:(1)现代投资组合理论(modern portfolio theory, MPT)。它由美国著名经济学家马科维茨于1952年3月发表的《投资组合选择》一文中正式提出。其主要理论是,家庭应该合理分散资产以降低风险,从而实现投资收益最大化。托宾、Sharpe等在此基础上进行了发展和完善。(2)生命周期理论(life-cycle approach, LCA)。莫迪利安尼在1954年提出了生命周期理论,生命周期理论的主要思想是,理性的消费者应该考虑自己的长远消费和储蓄。也就是说理性的消费者应该根据自己在生命周期中的收入水平来安排自己在整个生命周期中的消费和储蓄,从而实现个人财富的效用最大化。(3)消费-储蓄理论(consumption-saving theory)。凯恩斯在《就业、利息与货币通论》一文中提出了消费和储蓄函数,这标志着储蓄理论的真正形成。该理论认为,居民的可支配收入由储蓄和消费构成。短期消费与收入相关,随着收入的增加,消费也会增加,但增加幅度低于收入增长幅度,即消费增量占收入增量的比例在降低,即边际消费倾向在降低。1949年,杜森贝利在《收入、储蓄与消费行为理论》中提出了相对收入假说,认为居民的储蓄和消费是由相对于过去和周围环境决定的。1956年,弗里德曼提出了持久收入假说,认为理性的消费者不会根据当前的暂时收入来决定自己的消费支出,而是根据永久收入水平来进行储蓄和消费决策,以达到效用最大化。(4)预防性储蓄理论(precautionary savings theory)。预防性

储蓄是指规避风险的消费者为防止未来不确定性导致消费水平下降而进行的额外储蓄。根据预防性储蓄理论,当消费者面临更大的收入不确定性时,他们会按照当前的收入进行消费。与此同时,未来的风险越大,他的预防性储蓄就越多。因此,个人之所以会储蓄,不仅是为了平稳消费使整个生命周期内的效用最大化,也是为了防止各种突发事件对个人生活的影响。然而,个人不但会通过增加储蓄金额进行预防性储蓄,还会通过调整资产风险水平进行预防性储蓄。

(二) 研究假设

通过对已有文献的分析得出,多重医疗保险的购买行为对风险金融资产的选择具有重要影响,购买包括商业健康保险在内的多重医疗保险本身是一种资产配置行为,能提高家庭风险金融资产占比,另一方面,拥有包括商业健康保险在内的多重医疗保险能降低家庭的预防性储蓄,促进家庭进行资产配置。基于以上分析,提出以下两个假设:

假设 1:多重医疗保险相对于单层次医疗保险会显著促进居民家庭风险金融资产持有和占比的提高。

假设 2:相较于农村或西部地区,多重医疗保险相对于单层次医疗保险更能显著促进城镇或东部地区居民家庭风险金融资产持有和占比的提高。

三、模型、数据和方法

(一) 实证模型的构建

本研究构建了以下线性回归模型进行实证分析。其中,要探讨的最重要的变量是医疗保险层次。以户主参加医疗保险层次的多元虚拟变量 Chi 为解释变量,被解释变量 Y 为家庭风险金融资产的持有和家庭风险金融资产占比。

$$Y = c + \alpha Chi + \beta X_i + u$$

其中, X_i 是除了“医疗保险层次”变量之外的家庭信息的集合,是解释变量,主要涵盖了户主的个人特征变量、健康状况相关变量、家庭经济相关变量等。 u 是随机扰动项。

考虑到是否购买医疗保险以及购买的医疗保险层次本质上是一种资产配置行为,不能排除“医疗保险层次”的变量 Chi 与影响居民家庭金融资产配置行为的随机扰动项相互关联的可能性。从理性思维中推断,本研究认为应该存在一些不可观察的变量或者不容易分离选择的变量,这些变量不仅与消费者资产配置行为有关,还会影响人们对购买哪种医疗保险的决策。拥有不同医疗保险的家庭在收

入、健康状况、受教育程度等方面可能存在显著差异,实证研究必然存在内生性问题。

本研究用一种倾向得分的分析——匹配权重(Matching weights, MW)法来解决模型的内生性问题。其基本原理是将多个混杂因素的影响用综合倾向得分来表示,降低了控制变量的纬度和自变量的数量,有效克服了层次分析和多因素调整分析中自变量数量不能过大的缺点。倾向得分是指被观察对象接受某种暴露/治疗因素/政策因素的可能性,是从0~1连续分布的概率值。倾向评分越接近1,个人接受某些暴露/治疗因素/政策因素的可能性越高;越接近0,个人不接受任何暴露/治疗因素/政策因素的可能性越大。趋势得分 e_i 的计算公式如下:

$$e_i = \frac{1}{1 + e^{-(\alpha + \beta X_i)}}$$

匹配权重的计算公式如下:

$$W_i = \frac{\min(e_i, 1 - e_i)}{Z_i e_i + (1 - Z_i)(1 - e_i)}$$

其中, e_i 为倾向性得分; Z_i 为分组变量; $\min(e_i, 1 - e_i)$ 是倾向性得分或 $1 - e_i$ 倾向性得分的最小值; $\frac{1}{Z_i e_i + (1 - Z_i)(1 - e_i)}$ 等于逆概率处理加权法(the inverse probability of treatment weighting, IPTW)的权重,该权重是指在给定的控制变量条件下,人群接受某种处理或政策的概率。即

$$IPTW = \frac{1}{Z_i e_i + (1 - Z_i)(1 - e_i)}$$

匹配权重方法以往多应用于医学研究^[16~17],主要用于双重或多重治疗效果评价中控制变量的平衡控制,但其在经济学领域的运用却鲜有研究。有研究用IPTW方法评价医疗健康保险对人体健康的影响^[18~19],在控制多组间控制变量平衡方面效果显著,但其受接受政策比例、控制变量一致性差和权重过大影响,特别是在该研究中,个别组样本量偏少,会导致结果差异较大。因此,本研究选择匹配权重的方法来控制组件变量。

(二) 数据来源

以中国家庭金融调查与研究中心的2019年“中国家庭金融调查(CHFS)”横截面数据库作为本文使用的微观数据。为保证样本源数据的科学性和准确性,采用分层、三阶段抽样方式,每段实行规模度量成比例(probability proportional to size, PPS)的抽样方法调查。2019年,第五轮调查样本分布在除新疆、西藏以外的全国29个省(自治区、直辖市)(不包括港澳台地区)、345个县(区、市),

调查样本规模为 31643 户。在剔除核心解释变量和被解释变量缺失的样本之后,最终得到 17768 个有效样本,其中,基本医疗保险组 12124 个,补充医疗保险组 4682 个,商业健康保险组 378 个,多重医疗保险组 584 个。

(三) 变量描述

解释变量。根据家庭户主参加的医疗保险层次进行分组,考虑到基本医疗保险的广覆盖,医疗保险层次以户主参加基本医疗保险为基础。户主仅参加基本医疗保险的,为基本医疗保险组,取值为 1;户主在参加基本医疗保险的基础上,还参加了补充医疗保险,为补充医疗保险组,取值为 2;户主在参加基本医疗保险的基础上,还参加了商业健康保险,为商业健康保险组,取值为 3;户主在参加基本医疗保险的基础上,还同时参加了补充医疗保险和商业健康保险,为多重医疗保险组,取值为 4。从 1~4 医疗保险水平逐渐提高,为等级变量。

被解释变量。(1)“风险金融资产持有”,现金、银行定期存款或活期存款以外的金融资产是风险金融资产,家庭持有任何风险金融资产为 1,否则为 0,使用优势比(odds ratio, OR),即家庭持有风险金融资产与不持有风险金融资产概率比的估计值,以更直观地获得解释变量的影响。(2)“风险金融资产占比”变量定义为“风险金融资产”占“金融总资产”的比例,为连续性变量,范围为 0~1。

控制变量。家庭金融资产配置受到多种因素的影响,为排除其他混淆因素对结果的干扰,将影响家庭金融资产配置的混淆因素作为控制变量加以控制。将控制变量归纳为户主人口统计及经济特征、家庭变量、一般变量三大类,并特别纳入投资风险态度作为控制变量^[20]。CHFS 问卷设计的投资风险偏好问题是“如果你有资产,你会选择哪个投资项目?”答案包括:“1.高风险高回报项目;2.风险略高、收益略高的项目;3.风险平均、收益平均的项目;4.风险略低、回报略低的项目;5.不愿冒任何风险”。根据风险等级赋值为:5, 4, 3, 2, 1, 它是一个等级变量。

所有变量具体如表 1 所示。

表1 变量的设置、定义和赋值

变量	取值及含义
被解释变量	
风险金融资产持有	现金、银行定期存款或活期存款以外的金融资产是风险金融资产,家庭持有任何风险金融资产为1,否则为0,使用优势比(odds ratio, OR),即家庭持有风险金融资产与不持有风险金融资产概率比的估计值表示,并计算其95%的置信区间(Confidence interval, CI)
风险金融资产占比	家庭“风险金融资产”占“金融总资产”的比例,为连续性变量,范围为0~1
解释变量	
医疗保险层次	为分类变量,户主仅参加基本医疗保险的,为基本医疗保险组,取值为1;户主在参加基本医疗保险的基础上,还参加了补充医疗保险,为补充医疗保险组,取值为2;户主在参加基本医疗保险的基础上,参加了商业健康保险,为商业健康保险组,取值为3;户主在参加基本医疗保险的基础上,还同时参加了补充医疗保险和商业健康保险,为多重医疗保险组,取值为4。从1~4医疗保险水平逐渐提高,为等级变量
控制变量	
户主个人人口统计及经济特征	
性别	男性=1;女性=0
年龄	连续性变量,取户主年龄范围为16~65岁
年龄的平方	连续性变量,取户主年龄范围为16~65岁
教育水平	初中及以下=1;高中/中专/职高=2;大专/高职及以上=3
婚姻状况	已婚或再婚=1;其他=0
工作状况	有工作(包含务农)=1;无工作=0
自营工商业	是=1;否=0
健康状况	一般/好/非常好=1;差/非常差=0
社会养老保险	无=0;城乡居民基本养老保险=1;城镇职工基本养老保险=2
补充医疗保险	有=1;无=0
商业健康保险	有=1;无=0
商业人寿保险	有=1;无=0
投资风险态度	不愿意承担任何风险=1;略低风险、略低回报的项目=2;平均风险、平均回报的项目=3;略高风险、略高回报的项目=4;高风险、高回报的项目=5
家庭变量	
家庭规模	为连续性变量,家庭成员数量
老年抚养比	指家庭中老年非劳动年龄人口数与劳动年龄人口数的比值,为连续性变量
少儿抚养比	指家庭中少年儿童人口数与劳动年龄人口数的比值,为连续性变量
户主家庭年总收入	为连续性变量,进行1%的截尾处理后取对数
户主家庭年人均收入	为连续性变量,进行1%的截尾处理后取对数
住房情况	是=1;否=0
家庭负债	负债=1;无负债=0
一般变量	
地区类型	西部地区(内蒙古/广西/重庆/四川/贵州/云南/陕西/甘肃/宁夏/新疆)=1;中部地区(山西/吉林/黑龙江/安徽/江西/河南/湖北/湖南)=2;东部地区(北京/天津/河北/辽宁/上海/江苏/浙江/福建/山东/广东/海南)=3
城乡类型	城镇=1;农村=0

四、实证分析

(一) 模型检验

为确保结果可靠性,在进行实证分析之前需检验模型是否通过平衡性检验。目的是考察匹配权重后组间是否存在显著的不平衡,主要通过考察各控制变量的标准均值差来判断模型是否通过检验。如表2所示,匹配权重前,20个控制变量中,只有3个变量(自有住房、婚姻和家庭规模)在四组间达到平衡,其余17个变量显著不平衡((Standardized Mean Difference, SMD) > 1)。匹配权重后,所有控制变量的SMD均小于0.1,匹配权重取得良好效果。匹配权重后,四组样本分别为338.0(基本医疗保险组)、341.7(补充医疗保险组)、335.7(商业健康

保险组)和337.7(多重医疗保险组),具体见表3和图1。

表2 控制变量的描述性统计分析

变量类别	基本医疗保险组 (n = 12124)	补充医疗保险组 (n = 4682)	商业健康保险组 (n = 378)	多重医疗保险组 (n = 584)	标准均值差 (SMD) ^a
基本养老保险(No. (%))					0.373
无(0)	3211 (26.5)	981 (21.0)	98 (25.9)	122 (20.9)	
城乡居民基本养老保险(1)	5988 (49.4)	1702 (36.4)	141 (37.3)	138 (23.6)	
城镇职工基本养老保险(2)	2925 (24.1)	1999 (42.7)	139 (36.8)	324 (55.5)	
商业人寿保险(No. (%))					0.301
有(1)	527 (4.3)	479 (10.2)	44 (11.6)	138 (23.6)	
无(0)	11597 (95.7)	4203 (89.8)	334 (88.4)	446 (76.4)	
家庭负债(No. (%))					0.152
是(1)	4495 (37.1)	1724 (36.8)	179 (47.4)	282 (48.3)	
否(0)	7629 (62.9)	2958 (63.2)	199 (52.6)	302 (51.7)	
自营工商业(No. (%))					0.187
是(1)	1716 (14.2)	610 (13.0)	94 (24.9)	129 (22.1)	
否(0)	10408 (85.8)	4072 (87.0)	284 (75.1)	455 (77.9)	
自有住房(No. (%))					0.040
是(1)	11105 (91.6)	4275 (91.3)	342 (90.5)	523 (89.6)	
否(0)	1019 (8.4)	407 (8.7)	36 (9.5)	61 (10.4)	
城乡类型(No. (%))					0.384
农村(0)	4428 (36.5)	1223 (26.1)	65 (17.2)	52 (8.9)	
城镇(1)	7696 (63.5)	3459 (73.9)	313 (82.8)	532 (91.1)	
地区类型(No. (%))					0.170
西部地区(1)	3554 (29.3)	1440 (30.8)	84 (22.2)	128 (21.9)	
中部地区(2)	3580 (29.5)	1336 (28.5)	113 (29.9)	147 (25.2)	
东部地区(3)	4990 (41.2)	1906 (40.7)	181 (47.9)	309 (52.9)	
学历(No. (%))					0.530
初中及以下(1)	7794 (64.3)	2257 (48.2)	131 (34.7)	308 (52.7)	
高中、中专/职高(2)	2675 (22.1)	1178 (25.2)	95 (25.1)	138 (23.6)	
大专/高职及以上(3)	1655 (13.7)	1247 (26.6)	152 (40.2)	138 (23.6)	
性别(No. (%))					0.179
男性(1)	9502 (78.4)	3475 (74.2)	261 (69.0)	374 (64.0)	
女性(0)	2622 (21.6)	1207 (25.8)	117 (31.0)	210 (36.0)	
婚姻状况(No. (%))					0.044
已婚(1)	10797 (89.1)	4084 (87.2)	328 (86.8)	504 (86.3)	
未婚及其他情况 (分居、离婚、丧偶等)(0)	1327 (10.9)	598 (12.8)	50 (13.2)	80 (13.7)	
健康状况(No. (%))					0.263
一般,好,非常好(1)	10103 (83.3)	4001 (85.5)	355 (93.9)	561 (96.1)	
差和非常差(0)	2021 (16.7)	681 (14.5)	23 (6.1)	23 (3.9)	

表2(续)

变量类别	基本医疗保险组 (n = 12124)	补充医疗保险组 (n = 4682)	商业健康保险组 (n = 378)	多重医疗保险组 (n = 584)	标准均值差 (SMD) ^a
工作状态(No. (%))					0.175
有工作(包含务农)(1)	9522 (78.5)	3580 (76.5)	325 (86.0)	510 (87.3)	
无工作(0)	2602 (21.5)	1102 (23.5)	53 (14.0)	74 (12.7)	
投资风险态度(No. (%))					0.423
不愿意承担任何风险(1)	1324 (60.4)	1393 (51.1)	145 (38.4)	159 (27.2)	
略低风险、略低回报的项目(2)	1024 (16.7)	929 (19.8)	84 (22.2)	145 (24.8)	
平均风险、平均回报的项目(3)	1001 (16.5)	965 (20.6)	112 (29.6)	185 (31.7)	
略高风险、略高回报的项目(4)	376 (3.1)	235 (5.0)	24 (6.3)	75 (12.8)	
高风险、高回报的项目(5)	399 (3.3)	160 (3.4)	13 (3.4)	20 (3.4)	
老年抚养比(Mean(SD))	0.11 (0.28)	0.12 (0.31)	0.07 (0.21)	0.07 (0.22)	0.129
少儿抚养比(Mean(SD))	0.20 (0.33)	0.20 (0.33)	0.25 (0.34)	0.28 (0.37)	0.136
年龄(Mean(SD))	50.27 (9.91)	49.71 (10.06)	45.01 (9.88)	43.75 (9.43)	0.413
年龄的平方(Mean(SD))	2625.18 (941.80)	2572.63 (955.54)	2123.31 (879.64)	2002.91 (833.93)	0.428
家庭规模(Mean(SD))	3.58 (1.59)	3.35 (1.48)	3.40 (1.41)	3.33 (1.28)	0.090
家庭年总收入的对数 (Mean(SD))	10.71 (1.42)	11.11 (1.29)	11.32 (1.35)	11.73 (1.23)	0.411
家庭年人均收入的对数 (Mean(SD))	9.54 (1.41)	9.99 (1.29)	10.17 (1.33)	10.58 (1.20)	0.422

注: No. (%) 表示样本量(百分比); Mean(SD) 表示均值(标准差); (SMD)^a 大于 0.1 通常被视为组间控制变量显著不平衡; 变量类别列括号内数值为分类变量赋值。

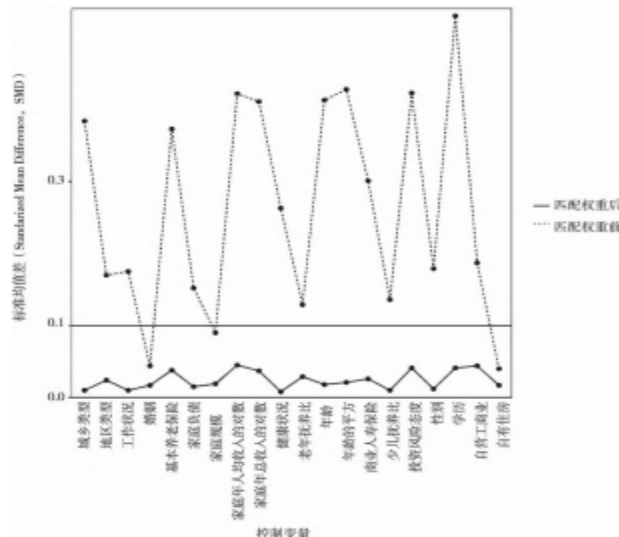


图1 医疗保险对家庭金融资产配置影响的平衡检验结果

注: 匹配权重前 20 个控制变量中有 17 个四组间标准均值差(SMD) 大于 0.1, 匹配权重后所有控制变量组间 SMD 小于 0.1, 说明匹配权重控制变量均衡性好。

表3 平衡检验结果

变量类别	基本医疗保险组 (n = 338.0)	补充医疗保险组 (n = 341.7)	商业健康保险组 (n = 335.7)	多重医疗保险组 (n = 337.7)	标准均值差 (SMD) ^a
基本养老保险(No. (%))					0.038
无(0)	82.8 (24.5)	94.3 (27.6)	85.2 (25.4)	85.4 (25.3)	
城乡居民基本养老保险(1)	115.3 (34.1)	111.3 (32.6)	111.8 (33.3)	114.4 (33.9)	
城镇职工基本养老保险(2)	139.9 (41.4)	136.1 (39.8)	138.7 (41.3)	138.0 (40.9)	
商业人寿保险(No. (%))					0.026
有(1)	41.8 (12.4)	48.1 (14.1)	44.0 (13.1)	44.0 (13.0)	
无(0)	296.2 (87.6)	293.6 (85.9)	291.7 (86.9)	293.7 (87.0)	
家庭负债(No. (%))					0.015
是(1)	158.0 (46.8)	163.2 (47.8)	157.1 (46.8)	156.4 (46.3)	
否(0)	180.0 (53.2)	178.5 (52.2)	178.6 (53.2)	181.3 (53.7)	
自营工商业(No. (%))					0.044
是(1)	83.9 (24.8)	82.0 (24.0)	77.4 (23.1)	89.7 (26.6)	
否(0)	254.1 (75.2)	259.7 (76.0)	258.3 (76.9)	248.0 (73.4)	
自有住房(No. (%))					0.017
是(1)	303.7 (89.8)	309.2 (90.5)	302.4 (90.1)	302.4 (89.5)	
否(0)	34.3 (10.2)	32.5 (9.5)	33.3 (9.9)	35.3 (10.5)	

表3(续)

变量类别	基本医疗保险组 (n = 338.0)	补充医疗保险组 (n = 341.7)	商业健康保险组 (n = 335.7)	多重医疗保险组 (n = 337.7)	标准均值差 (SMD) ^a
城乡类型(No. (%))					0.010
农村(0)	46.6(13.8)	46.2(13.5)	44.6(13.3)	46.8(13.9)	
城镇(1)	291.4(86.2)	295.5(86.5)	291.1(86.7)	290.9(86.1)	
地区类型(No. (%))					0.024
西部地区(1)	75.8(22.4)	74.4(21.8)	75.5(22.5)	77.4(22.9)	
中部地区(2)	94.8(28.1)	100.1(29.3)	92.9(27.7)	95.7(28.3)	
东部地区(3)	167.3(49.5)	167.2(48.9)	167.3(49.8)	164.6(48.7)	
学历(No. (%))					0.041
初中及以下(1)	120.6(35.7)	117.6(34.4)	120.6(35.9)	119.9(35.5)	
高中、中专/职高(2)	88.2(26.1)	89.7(26.3)	85.2(25.4)	94.5(28.0)	
大专/高职及以上(3)	129.3(38.2)	134.4(39.3)	129.9(38.7)	123.3(36.5)	
性别(No. (%))					0.012
男性(1)	228.6(67.6)	229.0(67.0)	225.6(67.2)	229.5(68.0)	
女性(0)	109.4(32.4)	112.7(33.0)	110.1(32.8)	108.2(32.0)	
婚姻状况(No. (%))					0.017
已婚(1)	292.5(86.5)	296.3(86.7)	291.2(86.8)	296.1(87.7)	
未婚及其他情况 (分居、离婚、丧偶等)(0)	45.5(13.5)	45.4(13.3)	44.5(13.2)	41.6(13.3)	
健康状况(No. (%))					0.008
一般,好,非常好(1)	320.3(94.8)	323.3(94.6)	317.6(94.6)	318.9(94.4)	
差和非常差(0)	17.7(5.2)	18.4(5.4)	18.1(5.4)	18.8(5.6)	
工作状况(No. (%))					0.010
有工作(包含务农)(1)	289.0(85.5)	293.7(85.9)	286.5(85.3)	290.1(85.9)	
无工作(0)	49.0(14.5)	48.0(14.1)	49.2(14.7)	47.6(14.1)	
投资风险态度(No. (%))					0.041
不愿意承担任何风险(1)	119.8(35.5)	119.1(34.9)	118.4(35.3)	120.3(35.6)	
略低风险、略低回报的项目(2)	79.2(23.4)	82.9(24.3)	77.8(23.2)	81.0(24.0)	
平均风险、平均回报的项目(3)	102.4(30.3)	103.1(30.2)	105.5(31.4)	105.3(31.2)	
略高风险、略高回报的项目(4)	24.9(7.4)	24.8(7.3)	24.0(7.1)	22.0(6.5)	
高风险、高回报的项目(5)	11.6(3.4)	11.8(3.4)	10.1(3.0)	9.1(2.7)	
老年抚养比(Mean(SD))	0.07(0.21)	0.07(0.22)	0.07(0.21)	0.06(0.20)	0.029
少儿抚养比(Mean(SD))	0.25(0.34)	0.25(0.34)	0.25(0.34)	0.26(0.36)	0.010
年龄(Mean(SD))	44.63(9.83)	44.56(9.79)	44.85(9.84)	44.52(9.59)	0.018
年龄的平方(Mean(SD))	1088.68 (871.23)	1081.12 (869.86)	1107.85 (877.75)	1073.45 (854.08)	0.021
家庭规模(Mean(SD))	3.40(1.40)	3.37(1.38)	3.40(1.40)	3.42(1.33)	0.019
家庭年总收入的对数 (Mean(SD))	11.44(1.09)	11.47(1.10)	11.50(1.17)	11.42(1.33)	0.037
家庭年人均收入的对数 (Mean(SD))	10.29(1.07)	10.34(1.10)	10.35(1.15)	10.26(1.31)	0.045

注: No. (%) 表示样本量(百分比); Mean(SD) 表示均值(标准差); (SMD)^a 大于 0.1 通常被视为组间控制变量显著不平衡; 变量类别列括号内数值为分类变量赋值。

(二) 实证结果

对匹配权重之后的家庭样本,通过模型方程 $Y = c + \alpha Chi + \beta X_i + u$ 的方法对医疗保险影响家庭金融资产配置进行实证检验。为了减少缺失变量的误差,将所有控制变量纳入多因素线性回归分析。结果表明,与基本医疗保险组相比,补充医疗保险组、商业健康保险组和多重医疗保险组能够显著促进家庭风险金融资产的持有(优势比分别为:1.214、2.016和1.917;显著性水平均为0.1%),并提高风险金融资产占比(提高水平分别为0.018、0.016和0.019;分别在1%、0.1%和0.1%的水平上显著)。补充医疗保险组在家庭金融资产配置中的作用显著小于商业健康

保险组,但商业健康保险组和多重医疗保险组在上述作用上没有显著差异,实证检验结果见表4。

表4 医疗保险对家庭金融资产配置的影响

解释变量	被解释变量: 风险金融资产持有 OR [95% CI]; P 值	被解释变量: 风险金融资产占比 回归系数 [95% CI]; P 值
以基本医疗保险组为对照		
补充医疗保险组	1.214 [1.115, 1.410]; P < 0.001	0.018 [0.015, 0.032]; P = 0.009
商业健康保险组	2.016 [1.517, 2.569]; P < 0.001	0.016 [0.015, 0.097]; P < 0.001
多重医疗保险组	1.917 [1.511, 2.433]; P < 0.001	0.019 [0.016, 0.088]; P < 0.001
控制变量	控制	控制
以商业健康保险组为对照		
补充医疗保险组	0.615 [0.416, 0.804]; P < 0.001	-0.018 [-0.010, -0.016]; P = 0.003
多重医疗保险组	0.910 [0.720, 1.335]; P = 0.900	-0.014 [-0.013, 0.035]; P = 0.834
控制变量	控制	控制

注: OR 表示优势比; CI 表示置信区间。

(三) 医疗保险对家庭金融资产配置影响的异质性分析

城乡异质性方面,从农村家庭来看,匹配权重法并不能平衡所有的控制变量,19个控制变量中仍有6个不均衡(年龄、年龄平方、学历、基本养老保险、地区类型、少儿抚养比)(见图2)。通过分析发现,与基本医疗保险组相比,只有多重医疗保险组能够显著提高农村居民家庭风险金融资产持有,提高水平为151.0%,在5%的水平上具有显著性。商业健康保险组和补充医疗保险组在促进农村居民家庭风险金融资产持有方面没有显著差异。多重医疗保险组在促进农村家庭风险金融资产持有方面比商业健康保险高231.7%,但显著性水平仅为10%。在提高风险金融资产占比方面,与基本医疗保险组相比,也只有多重医疗保险组能够显著提高农村居民家庭风险金融资产占比,提高幅度约为0.013,显著水平为5%。与商业健康保险组相比,多重医疗保险组可以增加风险金融资产占比0.016,但显著水平为10%。从城镇居民家庭来看,经匹配权重后,所有控制变量都平衡了。与基本医疗保险组相比,补充医疗保险组、商业健康保险组和多重医疗保险组可以显著增加家庭风险金融资产持有和比例(风险金融资产持有分别提高:21.3%、111.7%、81.1%,显著性水平均为0.1%;风险金融资产占比分别提高:0.018、0.018、0.010,分别在5%、0.1%、0.1%水平上具有显著性),关于城镇居民家庭上述作用,商业健康保险组要显著高于补充医疗保险组,其中,风险金融资产持有增加41.8%,风险金融资产占比增加0.020,均以0.1%水平显著。多重医疗保险组与商业健康保险组在上述作用方面仍没有显著差异,具体见表5和

表 6。

表 5 医疗保险对家庭风险金融资产持有影响的城乡异质性

解释变量	被解释变量: 风险金融资产持有 OR [95% CI]; P 值	
	农村地区	城镇地区
以基本医疗保险组为对照		
补充医疗保险组	0.916 [0.619, 1.564]; P=0.918	1.213 [1.020, 1.394]; P=0.001
商业健康保险组	0.712 [0.210, 2.478]; P=0.663	2.117 [1.618, 2.754]; P<0.001
多重医疗保险组	2.510 [1.114, 5.618]; P=0.016	1.811 [1.411, 2.278]; P<0.001
控制变量	控制	控制
以商业健康保险组为对照		
补充医疗保险组	1.214 [0.314, 4.389]; P=0.712	0.512 [0.415, 0.761]; P<0.001
多重医疗保险组	3.317 [0.811, 12.792]; P=0.076	0.815 [0.615, 1.196]; P=0.380
控制变量	控制	控制

注: OR 表示优势比; CI 表示置信区间。

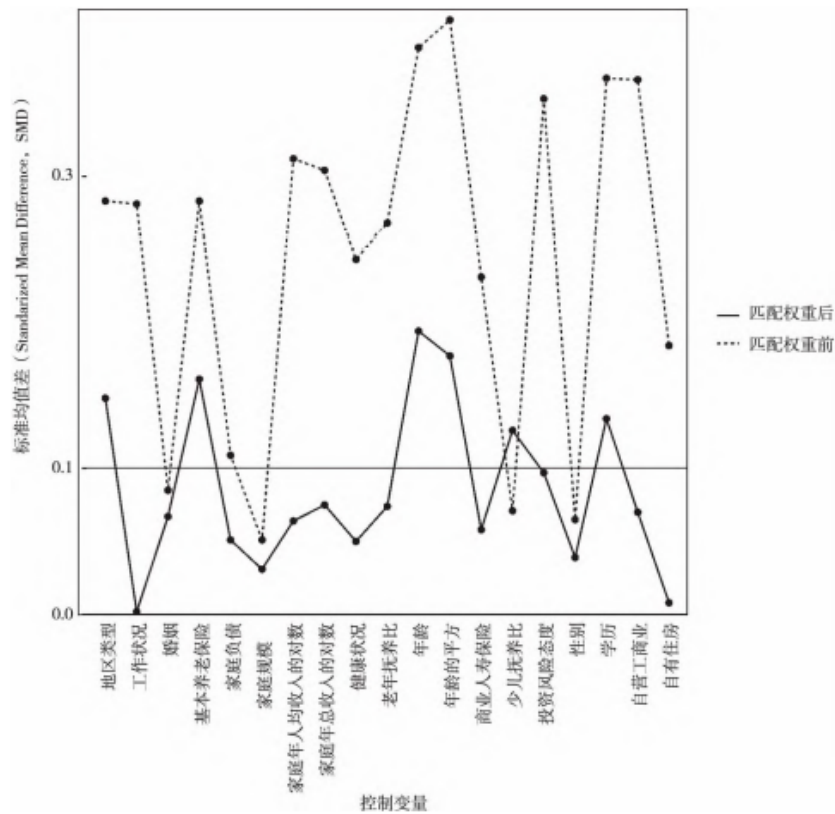


图 2 医疗保险对农村家庭金融资产配置影响的平衡检验结果

注: 匹配权重前 19 个控制变量中 15 个四组间标准均值差(SMD) 大于 0.1, 匹配权重后 13 个控制变量的组间 SMD 小于 0.1, 说明匹配权重后仍有 6 个控制变量不平衡, 控制变量总体平衡较好。

表6 医疗保险对家庭风险金融资产占比影响的城乡异质性

解释变量	被解释变量: 居民家庭风险金融资产占比 回归系数 [95% CI]; P 值	
	农村地区	城镇地区
以基本医疗保险组为对照		
补充医疗保险组	-0.012 [-0.013, 0.018]; P=0.830	0.018 [0.013, 0.033]; P=0.021
商业健康保险组	-0.012 [-0.015, 0.039]; P=0.907	0.018 [0.012, 0.114]; P<0.001
多重医疗保险组	0.013 [0.010, 0.107]; P=0.049	0.010 [0.011, 0.089]; P<0.001
控制变量	控制	控制
以商业健康保险组为对照		
补充医疗保险组	0.010 [-0.015, 0.045]; P=0.992	-0.020 [-0.016, -0.023]; P=0.001
多重医疗保险组	0.016 [-0.019, 0.121]; P=0.091	-0.018 [-0.012, 0.026]; P=0.429
控制变量	控制	控制

注: CI 表示置信区间。

就地区异质性而言,在东部地区,在匹配权重之后,所有控制变量都平衡了。研究发现,与基本医疗保险组相比,补充医疗保险组、商业健康保险组和多重医疗保险组能够促进家庭风险金融资产的持有,增加水平分别为:21.1%、84.8%、96.2%,分别在 5%、0.1%、0.1%的水平上显著。可以看出,补充医疗保险组的作用明显低于商业健康保险组 (OR[95%CI]; P:0.656[0.413, 0.929]; P=0.018),但商业健康保险组和多重医疗保险组在促进东部地区居民风险金融资产持有方面没有显著差异 (OR[95%CI]; P:1.062[0.612, 1.628]; P=0.784)。补充医疗保险组、商业健康保险组、多重医疗保险组也能显著提升东部地区家庭风险金融资产参与的深度,风险金融资产占比分别提高约 0.028、0.085、0.064,在 5%、0.1%、1%的水平上显著。同时可以看出,商业健康保险组和多重医疗保险组的作用明显高于补充医疗保险组,但商业健康保险组和多重医疗保险组在提高东部地区家庭风险金融资产参与的深度方面没有显著差异 (回归系数[95%CI]; P:-0.021[-0.011, 0.039]; P=0.497)。

在中部地区,研究发现商业健康保险组和多重医疗保险组在促进家庭风险金融资产持有方面优于基本医疗保险组,优势比分别为 2.85 和 1.58,显著性水平为 0.1%和 5%。与基本医疗保险组相比,补充医疗保险组在促进中部地区家庭风险金融资产持有方面没有明显优势。补充医疗保险组对中部地区家庭风险金融资产持有的促进作用显著低于商业健康保险组 (OR[95%CI]; P:0.448[0.211, 0.767]; P=0.003)。同时发现,多重医疗保险组在促进中部地区居民家庭风险金融资产方面在 10%的水平上高于商业健康保险组 (OR[95%CI]; P:0.555[0.213, 1.051]; P=0.071)。商业健康保险组和多重医疗保险组能够显著提高中部地区家庭风险金

融资产参与的深度,风险金融占比分别提高 0.082($P=0.004$)和 0.042($P=0.096$)。与补充医疗保险组相比,商业健康保险组更能提升风险金融资产的占比,提升水平为 0.067,差异显著($P=0.024$),但商业健康保险组与多重医疗保险组之间没有显著差异($P=0.274$)。

在西部地区,研究发现并非所有的控制变量都能通过匹配权重达到平衡(见图3)。研究发现,与基本医疗保险组相比,补充医疗保险组、商业健康保险组 and 多重医疗保险组对家庭风险金融资产持有的促进作用分别为:51.5%、95.5%、174.8%,分别在 0.1%、5%、0.1%的水平上显著。商业健康保险组与补充医疗保险组、多重医疗保险组在促进西部地区居民家庭风险金融资产持有方面没有显著差异。对比基本医疗保险组发现,补充医疗保险组和多重医疗保险组提高了西部地区家庭风险金融资产参与的深度,风险金融资产占比分别增加 0.023 和 0.096,显著水平为 5%和 0.1%。与基本医疗保险组相比,商业健康保险组并未发现其能够提升西部地区家庭风险金融资产参与的深度。商业健康保险组和补充医疗保险组在增加家庭风险金融资产占比方面没有显著差异($P=0.961$)。与商业健康保险组相比,多重医疗保险组能够提高家庭风险金融资产参与的深度,且差异显著(回归系数[95%CI]; $P:0.075[0.013, 0.147]$; $P=0.040$)。具体见表 7 和表 8。

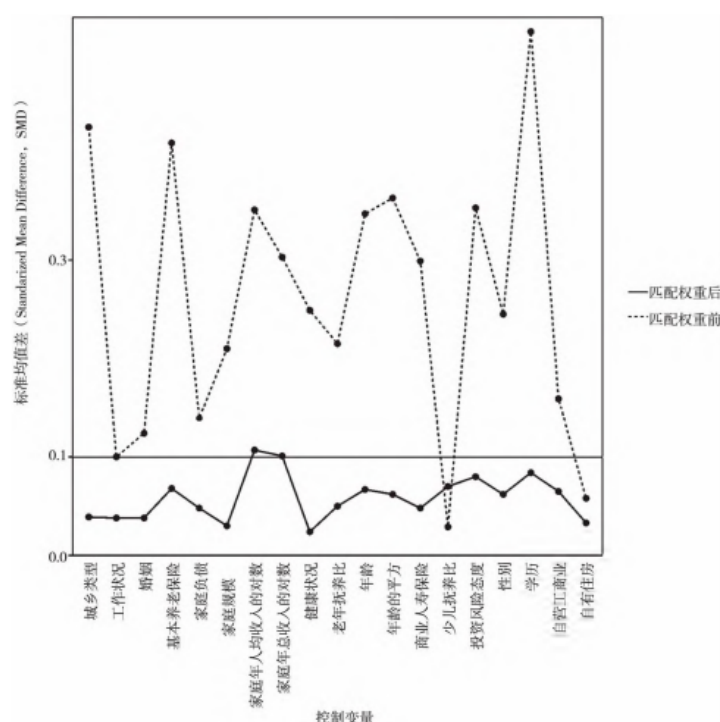


图3 多重医疗保险对西部地区家庭金融资产配置影响的平衡检验结果

注:匹配权重前 19 个控制变量中有 17 个四组间标准均值差(SMD)大于 0.1,匹配权重后 17 个控制变量组间 SMD 小于 0.1,说明匹配权重控制变量均衡性好。

表7 医疗保险对家庭风险金融资产持有影响的区域异质性

解释变量	被解释变量: 风险金融资产持有 OR [95% CI]; P 值		
	东部地区	中部地区	西部地区
以基本医疗保险组为对照			
补充医疗保险组	1.211 [0.017, 1.442]; P = 0.031	1.278 [0.912, 1.714]; P = 0.102	1.515 [0.114, 1.955]; P = 0.001
商业健康保险组	1.848 [0.315, 2.596]; P < 0.001	2.853 [0.614, 4.806]; P < 0.001	1.955 [0.112, 3.408]; P = 0.018
多重医疗保险组	1.962 [0.414, 2.647]; P < 0.001	1.585 [0.020, 2.488]; P = 0.045	2.748 [0.618, 4.500]; P < 0.001
控制变量	控制	控制	控制
以商业健康保险组为对照			
补充医疗保险组	0.656 [0.413, 0.929]; P = 0.018	0.448 [0.211, 0.767]; P = 0.003	0.775 [0.412, 1.357]; P = 0.372
多重医疗保险组	1.062 [0.612, 1.628]; P = 0.784	0.555 [0.213, 1.051]; P = 0.071	1.405 [0.711, 2.816]; P = 0.337
控制变量	控制	控制	控制

注: OR 表示优势比; CI 表示置信区间。

表8 医疗保险对家庭风险金融资产占比影响的区域异质性

解释变量	被解释变量: 居民家庭风险金融资产占比 回归系数 [95% CI]; P 值		
	东部地区	中部地区	西部地区
以基本医疗保险组为对照			
补充医疗保险组	0.028 [0.014, 0.053]; P = 0.022	0.015 [-0.019, 0.039]; P = 0.229	0.023 [0.011, 0.044]; P = 0.043
商业健康保险组	0.085 [0.015, 0.135]; P = 0.001	0.082 [0.016, 0.139]; P = 0.004	0.021 [-0.018, 0.071]; P = 0.398
多重医疗保险组	0.064 [0.014, 0.104]; P = 0.002	0.042 [-0.017, 0.091]; P = 0.096	0.096 [0.012, 0.151]; P = 0.001
控制变量	控制	控制	控制
以商业健康保险组为对照			
补充医疗保险组	-0.056 [-0.118, -0.005]; P = 0.031	-0.067 [-0.116, -0.009]; P = 0.024	0.001 [-0.019, 0.052]; P = 0.961
多重医疗保险组	-0.021 [-0.011, 0.039]; P = 0.497	-0.040 [-0.113, 0.032]; P = 0.274	0.075 [0.013, 0.147]; P = 0.040
控制变量	控制	控制	控制

注: CI 表示置信区间。

五、结论及政策建议

(一) 研究结论

总的来说,与基本医疗保险组相比,补充医疗保险组、商业健康保险组和多

重医疗保险组可以显著促进家庭风险金融资产的持有和占比的提高。然而,补充医疗保险组在提高家庭金融资产持有概率和比例方面作用较弱。主要原因可能是它是基本医疗保险的延伸,保基本的功能定位更强,但对于降低居民家庭预防性储蓄的作用较弱。商业健康保险和多重医疗保险可以大幅增加家庭风险金融资产的持有概率和占比,但两者并无显著差异。有两种解释。首先,医疗保障水平的提高可以在一定程度上促进家庭风险金融资产的持有和参与的深度的提升。但是,随着医疗保障水平的提高,这种作用不会无限提高。这与王稳、桑林的研究^[2]相吻合,即家庭风险金融资产配置的最优社会保障程度在60%左右。因为医疗保障水平的提高只能降低医疗支出的不确定性,而对养老、婚丧嫁娶等诸多其他支出不确定性没有显著影响。因此,随着医疗保障水平的进一步提高,降低预防性储蓄的效果不再明显。其次,补充医疗保险的医疗保障水平较弱。与商业健康保险相比,纳入补充医疗保险后,多重医疗保险组的医疗保障水平并没有明显提升,导致家庭金融资产配置的影响在商业健康保险组和多重医疗保险组之间没有显著差异。

异质性分析结果表明,在农村家庭中,只有多重的医疗保障组才能显著促进风险金融资产的持有,增强风险金融资产参与的深度。主要原因是农村家庭中,受教育程度低,家庭财富积累水平低,风险金融资产的参与度整体很低,对医疗费用支出的不确定性非常敏感。只有更高水平的医疗保险水平才能减少其预防性储蓄。从区域差异来看,在东部和西部地区,与基本医疗保险组相比,补充医疗保险组、商业健康保险组和多重医疗保险组均能够促进家庭风险金融资产的持有,促进作用在西部地区最强,主要原因是西部家庭对医疗支出的不确定性更为敏感。提高医疗保障水平可以明显减少其预防性储蓄,促进其参与持有风险金融资产。在东部地区,由于经济水平发达,家庭财富较多,对医疗消费支出的反应较小,因此,医疗保障水平提高对预防性储蓄的影响较小。而风险金融资产参与的深度与家庭财富的体量有关,东部地区商业健康保险的参与率和参与水平高于中西部地区,因此,东部地区居民参与风险金融资产的深度显著高于西部地区。

(二) 政策建议

目前,由于中国经济发展水平的原因,基本医疗保险的筹资保障水平还比较低,保障内容还比较有限,参保人的自付费用水平还比较高。以农民为主体的城乡居民基本医疗保险保障水平难以保障城乡居民基本医疗服务需求。补充医疗保险由于财政水平、地区差异、城乡差异等原因,补充医疗保险政策也存在一定的局限性。商业健康保险作为基本医疗保险的重要补充,但目前商业健康保险的覆盖率,特别是在农村或西部地区还比较低。医疗保险水平低已成为制约中国居民

金融资产配置的重要因素。因此,本文提出以下政策建议:

第一,加强中国医疗保障制度的顶层设计。主要是明确基本医疗保险、补充医疗保险、商业健康保险等的功能定位、覆盖范围、适应人群、职责边界和经办主体,处理好政府、社会组织和市场的关系,更好地运用市场机制,提高中国医疗保障制度的运行效率。重新定位基本医疗保险的功能,从初始的“保基本”转向现在的既要“保基本”又要“保大病”“保重病”。要优化基本医疗保障制度设计,实行个人责任封顶制,即按照适宜的治疗方案,患者及其家庭一定时间内承担的医药费用不超过一定数额,超过部分由基本医疗保障基金全额承担。同时为了防止过度医疗,按照保基本原则,制定一套清晰而可操作的“适宜治疗方案”规范。将来基本医疗保险不可能负责全部,补充医疗保险、商业健康保险、慈善捐赠、医疗互助和医疗救助等要协同发展。针对不同人群分类实施,既要多层次、公平性,又要体现差异性、倾向性,体现对弱势群体的倾斜。

第二,推进城乡二元医疗保险制度一体化,逐步提高基本医疗保险水平并使其可持续。政府要大力发展医疗保障事业,完善医疗保障体系,继续扩大医保覆盖面,特别是加大医疗保障补贴力度,在充分考虑医保资金和财政承受能力的基础上,逐步提高医保资金的筹资和保障水平。整合统一城乡分割的二元社会医疗保险制度。对于城乡居民医疗保险,要考虑从均等化支付、缴费转向比例筹资。同时按照“抑峰填谷”的原则^[21],稳步提高以老年农民为主体的城乡居民基本医疗保险待遇水平,稳定职工医疗保险待遇的适宜水平,严格控制 and 努力缩小群体间基本保障待遇差距,制定缩小这两类群体基本保障待遇差距的目标和行动方案,朝着全国统一基本医疗保障制度的目标奋进。

第三,统筹基本医疗保险、补充医疗保险和商业健康保险的协调发展。要坚持基本医疗保险的基础地位不动摇。统一城镇职工的补充医疗保险政策,全面落实城乡居民大病保险政策,出台相对一致的补充医疗保险相关政策,解决不同地区、城乡报销不一致的问题。同时提升覆盖率并努力提高补充医疗保险的保障水平。为了更好地降低居民的医疗支出不确定的风险负担,应充分发挥商业健康保险的补充保障作用,协调发展传统型商业健康保险和普惠型商业健康保险,从更全面的角度提升居民的医疗保障。

第四,深化教育体制改革,提高全民素质。通常认为,教育程度也是居民金融市场参与的重要影响因素,随着户主受教育程度的增加,持有风险金融资产的概率和比重会显著增加。文化水平越高,越容易学习和理解金融方面的投资知识,金融知识水平越高,有助于投资者更好地了解金融市场和金融产品,从而增加其

参与风险金融市场和投资股市的积极性,专业知识在家庭的资产配置决策中发挥着重要作用。为此,应强化居民的知识素养,提升全民的教育素质水平。教育文化水平提高所带来的高收入,也会进一步促进居民家庭风险性金融资产配置。

第五,加快收入分配制度改革,增加居民家庭收入。财富积累和收入是影响家庭金融资产配置的最基本因素。应深化收入分配改革,强化社会保障再分配功能和力度。主要途径是在共建、共享、互助共济的原则下促进公平、缩小待遇差距,整合相关制度安排,平衡筹资责任,提高统筹水平,破除户籍壁垒,统一待遇清单和标准。要增加居民收入,特别是促进农民和农民工收入稳定持续增长。

综上所述,包括医疗保险在内的社会保障制度是全体人民解除后顾之忧、共享国家发展成果的基本途径,是未来共同富裕的重要制度保障。要以习近平新时代中国特色社会主义思想为指导,着力践行以人民为中心的发展思想,通过顶层设计,分类实施,促进多层次医疗保险可持续发展。通过政策制度安排,努力提高居民收入水平,促进财富积累,缩小城乡、地区、群体之间的待遇差异,为实现经济发展和共同富裕贡献医保政策力量。

财商信息

户主外地生活经历与家庭风险金融资产投资

杨碧云¹, 杨雨佳¹, 易行健^{1,2}

(1. 广东外语外贸大学金融学院; 2. 广东金融学院金融与投资学院)

【摘要】当前,我国居民家庭存在风险金融市场有限参与的问题,这也是造成我国直接融资占比较低的客观原因。然而,学术界少有文献从户主经历角度分析其对家庭风险金融资产投资决策的影响。基于此,利用 CHFS2017 年数据,研究了户主的外地生活经历对家庭风险金融资产投资的影响及其作用机制。研究发现,户主有外地生活经历、户主外地生活经历时长增加均显著提升了家庭风险金融市场参与和风险金融资产投资占比。影响机制方面,户主外地生活经历会通过拓宽户主获取经济金融相关信息的渠道、增强家庭的社会互动进而提升家庭风险金融资产投资。异质性分析显示,上述促进作用仅在户主有社会医疗保险、不存在借贷约束的家庭中显著。因此,要积极完善就业政策和人才引进政策,建立健全外来人员的权益保障机制,加快普及社会医疗保险;同时,要大力发展普惠

金融,引导居民家庭合理利用信贷工具优化资产配置。

【关键词】外地生活经历;风险金融资产投资;信息渠道;社会互动;社会医疗保险;借贷约束

【原文出处】《北京工商大学学报(社会科学版)》,2022,37(04)

【基金项目】国家社会科学基金重大项目“数字金融有效支持实体经济高质量发展研究”(21&ZD113);国家自然科学基金项目“中国家庭的收入风险、消费保险与消费激励:基于不完全市场模型的理论、实证与政策分析”(72073036);广东省自然科学基金项目“双循环新发展格局下中国居民消费发展的驱动机制及其政策研究”(2021A1515012641)

(文中参考文献及注释详见原刊)

一、问题的提出

随着经济体制改革和金融开放的深入推进,以股市为代表的中国资本市场取得了较大发展。根据 Wind 数据,2021 年我国沪深两大交易所 A、B 股的股票流通市值合计 75.16 万亿元。同时,根据中国人民银行公布数据,我国 2021 年社会融资规模增量累计 31.34 万亿元,其中企业债券净融资为 3.29 万亿元,而非金融企业境内股票融资仅有 1.21 万亿元。可以看出,我国目前的直接融资占比仍然非常低。我国的直接融资占比低有很多原因,从需求角度而言这与我国居民家庭的风险金融市场有限参与有关。经典的风险金融资产配置模型认为,所有家庭均应该参与风险金融市场并持有一定比例的风险金融资产^[1-2]。然而,诸多经验研究却发现,现实情况与经典金融资产配置模型并不完全一致,许多家庭并不持有以股票为代表的风险金融资产,这一现象被称为“股市有限参与之谜”。“股市有限参与之谜”或可以扩展到“风险金融市场有限参与之谜”,国内外学者主要从市场摩擦与参与成本、背景风险、居民特质等角度进行研究^[3-5]。也有部分文献从经历的角度研究风险金融市场有限参与问题,例如 Knüpfer et al.^[6]、江静琳等^[7]、周广肃等^[8]分别从萧条期间的劳动力市场经历、农村成长经历、上山下乡经历的视角研究了家庭风险金融资产投资问题,但少有研究从户主外地生活经历的角度探究其对家庭风险金融资产投资的影响及其背后的机制。

改革开放以来,伴随着社会经济的迅速发展,中国流动人口也快速增加。根据 2020 年国家统计局公布的第七次全国人口普查数据,我国人户分离人口有 49276 万人,其中流动人口为 37582 万人。与 2010 年相比,人户分离人口增长

88.52%，流动人口增长 69.73%。我国人口流动的趋势日益明显，流动人口规模进一步扩大。但是由于户籍制度存在、就业市场不完善、保险体系不健全等原因，我国劳动力与人才流动目前还存在较多障碍。为深入贯彻落实党的十九大精神，促进劳动力和人才社会性流动体制机制改革，中共中央办公厅与国务院办公厅于 2019 年 12 月印发《关于促进劳动力和人才社会性流动体制机制改革的意见》，并于 2020 年 4 月 9 日发布了《关于构建更加完善的要素市场化配置体制机制的意见》。行为经济学的相关研究表明，过去的经历会对个体的决策与行为产生影响，那么个人外地生活经历是否会对家庭的金融行为产生影响呢？在有关外地生活经历的国内文献中，研究对象主要是国外留学群体和外出务工的农村劳动力，而且家庭行为很少涉及风险金融投资^[9-11]。然而，伴随着人口流动性的增大，外出学习、工作与生活经历均可能对家庭的风险金融投资产生影响。

因此，本文利用 2017 年中国家庭金融调查数据，具体研究了户主的外地生活经历（包括外地工作经历和外地学习经历）对家庭风险金融投资的影响及其作用机制。本文的主要贡献如下。基于目前国内风险金融市场有限参与和人口流动性逐步增强的客观事实，以及国内有关外地生活经历与家庭风险金融投资的研究文献较少的现状，利用中国家庭金融调查数据深入探讨户主的外地生活经历对家庭风险金融投资的影响，拓展了家庭风险金融投资影响因素的研究范围。从信息渠道、社会互动两个角度解释了为什么外地生活经历对风险金融市场的参与概率和参与程度均产生显著的正向影响，深化了对户主外地生活经历影响家庭风险金融投资的理解。

二、理论分析与研究假设

（一）外地生活经历对认知与行为的影响

行为经济学的相关研究表明，过去的社会经历会对个体的偏好和认知产生持久的影响，从而影响个体的决策与行为。部分研究指出，外地学习和生活经历会对个体的认知与行为产生重要影响，与没有此类经历的群体相比，有留学经历或海外进修经历的个体更加具有国际视野、更加注重研究开发投入，其中留学人才同时更具有员工培训和市场调研意识^[9]。还有一些研究发现，外地工作经历会对个体的创业行为产生显著影响，外出务工经历帮助农民工在非农业生产方面积累了经验和优势，他们返乡后更倾向于将自有土地转出并选择从事非农业活动，有外出务工经历的农民进行自主创业的概率会更高^[10-12]。此外，外地工作经历还会对个体的消费与储蓄行为产生显著影响，近年来随着我国农民工大量出现以及电视、手机、网络等信息技术工具的普及，我国农村居民的消费习惯发生了巨大变

化,城镇的示范性作用促进了农村消费水平的提高^[13]。农村劳动力外出打工提高了外出户的人均总消费和人均食品消费,从而显著降低了其贫困程度,而且随着外出时间越长,家庭的贫困发生率与加权贫困距下降得越显著^[14]。

目前,国内外已有的相关研究发现外地学习经历和外地工作经历会对个体的认知、创业行为、消费与储蓄行为等产生显著影响,但是极少有研究从外地工作、学习与生活经历的角度去探究居民家庭的风险金融资产投资行为。户主作为家庭的主要决策者,其在外地工作、学习和生活一段时间后,这种经历会对他的认知与投资决策产生深刻的影响,进而会影响整个家庭的风险金融资产投资行为。基于此,本文提出如下研究假设。

H1:户主的外地生活经历会显著促进家庭风险金融资产投资。

(二) 信息获取的中介效应

微观信息经济学从微观角度研究了信息的成本、价格与效用,并提出用不完全信息理论来修正传统理论模型中的完全信息假设。由于信息不对称问题的存在,信息的获取对于家庭金融决策而言具有重要意义。一些文献认为,外地学习经历和外地工作经历会显著提升个体的技能与能力。例如,Kang^[15]、Amendola & Restaino^[16]认为,留学经历有利于接触新文化、提高技能和能力、学习外语或增长知识。此外,短期的海外学习项目或旅行经历也有助于提升个体了解全球问题复杂性的能力、在全球背景下运用学科知识的能力、外语语言和文化能力、与来自其他文化背景的人合作的能力等^[17]。外出务工经历促进了农村劳动力的能力发展,具体体现在劳动力回流农村后的就业选择扩大、职业转换、农业生产效率提高、学习能力提高并积极采用新技术^[18]。当户主在外地工作、学习和生活一段时间后,见识有所增加,其搜集信息与分析信息的能力也随之提升,从而拓宽了该户主获取经济金融相关信息的渠道,为家庭的金融决策提供依据,促进了家庭的风险金融资产投资。在有关信息获取影响家庭投资决策的研究中,相关研究发现信息披露透明程度会对散户的交易产生显著的正向影响^[19],其中微博信息披露具有低成本、非重大的特点,使得其对个人投资者交易行为的影响比机构投资者更大^[20]。直接的信息披露和操作经验的积累有助于投资者甄别不同质量的项目,提升投资决策的理性程度,降低实际回报与投资预期偏离的概率^[21]。基于此,本文提出如下研究假设。

H2:户主的外地生活经历通过拓宽户主获取经济金融相关信息的渠道促进家庭的风险金融资产投资。

(三) 社会互动的中介效应

近年来,社会互动理论在经济学研究中得到广泛关注和应用,其通过引入社会互动因素将经济主体嵌入社会网络中,关注在特定的社会网络中个体间的互动、模仿如何影响个体的决策与行为。外地学习经历与外地工作经历均会对个体的社会互动产生重要影响。其中,外出务工有助于农村劳动力扩展社会网络,形成链接城乡信息流、物质流的社会纽带,从而改善农村劳动力的社会资本,为回流者在农村的发展带来更多的机会和更高的投资收益^[18]。此外,外地生活经历还有助于积累人力资本、技术以及外部社会网络,从而形成隐性担保,使个体更容易获得非正规信贷^[22]。社会互动与人际沟通所传递的信息会对投资者决策产生非常重要的影响。与此同时,同伴间的相互比较和模仿也会显著影响个体的投资行为。已有研究证明,社会互动会显著促进居民家庭的风险金融资产投资。与缺乏社会互动的家庭相比,积极的社会互动会显著提升居民的股市参与概率和参与程度^[23]。户主在外地工作、学习和生活时会接触到不同的人与新事物,这种经历有利于扩展社会网络,使得该户主的社会互动增多,从而导致该家庭的通信支出也会随着与外界联系的增加而增加。基于此,本文提出如下研究假设。

H3:户主的外地生活经历通过增强家庭的社会互动促进家庭的风险金融资产投资。

三、研究设计

(一) 样本选取与数据来源

本文使用的数据来自2017年的西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心在全国范围内开展的中国家庭金融调查(China Household Finance Survey, CHFS)。调查样本覆盖全国29个省(自治区、直辖市)355个县(区、县级市)1428个村(居)委会,样本规模为40011户。在数据处理方面,本文剔除了关键变量存在缺失值^①和异常值^②的样本。考虑到风险金融资产投资问题的特殊性^③,还剔除了户主年龄小于18岁或大于80岁的样本。此外,本文还对家庭收入和家庭净资产进行了上下万分之五的双边缩尾处理。本文使用的最终样本包括31520户家庭。

(二) 变量定义

1.被解释变量:风险金融资产投资

本文的被解释变量为家庭风险金融资产投资,共有两个代理变量:一是风险金融市场参与情况,以是否参与风险金融市场的虚拟变量表示;二是风险金融资产占比,以风险金融资产占家庭总金融资产的比重表示。同时,本文还设置了股

票市场参与概率和股票资产占比变量用于稳健性检验。根据 CHFS 的定义,本文中的家庭金融资产包括活期存款、定期存款、股票、基金、理财产品、债券、衍生品、非人民币资产、黄金、现金、借出款等。参照尹志超等^[24]的衡量口径,本文将股票、基金、金融债券、公司(企业)债券、金融衍生品、金融理财产品、黄金、非人民币资产划分为风险金融资产。

2. 解释变量:户主的外地生活经历

本文的核心解释变量为户主的外地生活经历(包括外地工作经历和外地学习经历),共有两个代理变量。一是“户主是否有外地生活经历”的虚拟变量,当该家庭的户主有外地生活经历时,对变量赋值为 1,否则对变量赋值为 0。具体包括两种情况,即户口所在地级市与常住地级市不一致时,现在仍居住在外地;户口所在地级市与常住地级市一致时,在户口所在省/市以外其他地方有半年以上生活或者工作的经历。二是“户主的外地生活经历时长”变量,单位为年。

3. 中介变量

本文主要考虑如下两个中介变量,其具体衡量方法如下:(1)信息渠道,本文以户主关注财经类新闻的渠道数量作为信息渠道机制的代理变量,具体包括财经类 App、互联网与手机等网页浏览、电视报纸等传统媒介、参加财经类名人讲座、课程培训或论坛等;(2)社会互动,本文参考郭士祺、梁平汉^[23]的做法,以通信支出作为社会互动的代理变量^④,具体根据问卷中“您家去年平均每个月使用电话、手机等通信费、有线电视费、上网费共有多少?”这一问项,计算得到家庭的年通信支出(单位:元),并取对数作为回归模型中的机制变量。

4. 控制变量

为缓解遗漏变量导致的内生性问题,本文在模型中加入尽可能多的控制变量。参照尹志超等^[25]的做法,本文主要控制以下变量:(1)家庭层面:收入^⑤、净资产^⑥、家庭人口规模、少儿占比、老年人占比、房产拥有情况、工商业经营情况、家庭所在地区。(2)户主个人层面:年龄、年龄的平方、性别、婚姻状况、风险态度、健康状况、受教育年限、金融知识^⑦等。其中风险态度以风险中性为基准组,设置风险厌恶和风险偏好两个虚拟变量。(3)城市层面:本文在模型中加入了表示地级市的虚拟变量,用以控制地级市层面的固定效应。

(三) 模型构建

1. 基准回归检验模型

本文的基准回归采用 Probit 模型和 Tobit 模型进行参数估计, 拟构建的模型如下:

$$risky_{ij} = \alpha_0 + \alpha_1 move_{ij} + \sum \varphi X_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

其中, 被解释变量 $risky_{ij}$ 表示 j 省份第 i 个家庭的风险金融资产投资情况, 当被解释变量为是否参与风险金融市场的虚拟变量时, 基准回归中采用 Probit 模型, 当被解释变量为家庭持有风险金融资产占比时, 基准回归中采用 Tobit 模型; 解释变量 $move_{ij}$ 是衡量户主外地生活经历的相关变量, 具体包括户主是否有外地生活经历的虚拟变量、户主的外地生活经历时长; X_{ij} 表示家庭层面以及户主个人层面的相关控制变量向量; 同时, 控制了地级市虚拟变量; ε_{ij} 为扰动项。此外, 本文在回归结果中报告了区县层面的聚类稳健标准误, 以克服扰动项可能存在的相关性问题。

2. 机制检验模型

为了检验户主外地生活经历对家庭风险金融资产投资产生影响的机制, 本文参考 Baron & Kenny^[26]的做法, 分三个阶段检验信息渠道和社会互动的中介效应。本文构建的中介效应模型如下:

$$information_{ij} = \beta_0 + \beta_1 move_{ij} + \sum w X_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (2)$$

$$risky_{ij} = \gamma_0 + \gamma_1 information_{ij} + \gamma_2 move_{ij} + \sum \rho X_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (3)$$

其中, $information_{ij}$ 表示户主关注财经类新闻的渠道数量以及家庭的社会互动情况, 其余变量的定义均与式 (1) 一致。首先, 检验户主外地生活经历是否会对家庭风险金融资产投资产生显著影响, 与式 (1) 的估计模型一致。式 (2) 检验的是户主外地生活经历是否会对家庭的信息渠道和社会互动产生显著影响。式 (3) 检验的是当控制了解释变量 $move_{ij}$ 时, 机制变量 $information_{ij}$ 是否会对家庭风险金融资产投资产生显著影响, 由此验证信息渠道和社会互动是否在户主外地生活经历影响家庭风险金融资产投资的过程中存在显著的中介效应。

四、实证结果及分析

(一) 描述性统计分析

全样本的描述性统计结果如表 1 所示。在 31520 个家庭样本中, 我国居民家庭的风险金融市场参与概率均值为 14%, 风险金融资产占家庭总金融资产的比重均值为 7%, 说明我国居民家庭在风险金融资产投资方面存在“有限参与”的现

象。从均值意义来看,户主有外地生活经历的家庭占比为27%,平均每个家庭户主的外地生活经历时长为2.32年,说明我国在劳动力与人才流动方面还存在较大的提升空间。此外,户主关注财经类新闻的渠道数量均值为0.44,家庭的通信支出均值为0.24万元。

表1 变量定义及描述性统计结果

变量名称	变量定义	均值	标准差	最小值	最大值
参与风险金融市场	若家庭参与风险金融市场赋值为1,否则为0	0.14	0.35	0	1
风险金融资产占比	家庭投资的风险金融资产占总金融资产比重	0.07	0.21	0	1
户主外地生活经历	若户主有外地生活经历赋值为1,否则为0	0.27	0.44	0	1
外地生活经历时长	户主在外地生活的时长,以年为单位	2.32	6.07	0	50
信息渠道数量	户主关注财经类新闻的渠道数量	0.44	0.73	0	4
家庭通信支出	家庭去年使用电话、手机等通信费、有线电视费、上网费,以万元为单位	0.24	0.29	0.00	6.00
家庭收入	家庭总收入减去投资性收入,以万元为单位	9.59	17.35	0.00	499.72
家庭净资产	家庭的净资产,以万元为单位	118.82	231.05	0.01	3 000.00
家庭人口规模	家庭的总人口数	3.20	1.49	1	10
少儿占比	家庭中16岁以下的少儿占家庭总人口数的比重	0.10	0.16	0.00	0.80
老年人占比	家庭中60岁以上的老年人占家庭总人口数的比重	0.31	0.39	0	1
房产拥有情况	若家庭拥有房产赋值为1,否则为0	0.91	0.29	0	1
工商业经营状况	若家庭从事工商业经营赋值为1,否则为0	0.15	0.36	0	1
家庭所在地区	若家庭位于农村地区赋值为1,否则为0	0.28	0.45	0	1
户主年龄	取户主的实际年龄	54.51	13.15	19	80
户主性别	若户主为男性赋值为1,否则为0	0.80	0.40	0	1
户主婚姻状况	若户主已婚赋值为1,否则为0	0.87	0.34	0	1
风险厌恶	若户主为风险厌恶型赋值为1,否则为0	0.65	0.48	0	1
风险偏好	若户主为风险偏好型赋值为1,否则为0	0.10	0.30	0	1
户主健康状况	若户主回答“非常好”“好”“一般”赋值为1;若户主回答“非常不好”“不好”赋值为0	0.84	0.37	0	1
户主受教育年限	根据户主回答的文化程度计算得到户主的受教育年限,以年为单位	9.81	4.01	0	22
金融知识	根据CHFS问卷中个人对利率问题、通货膨胀问题、投资风险问题的回答情况,当受访者每答对一个问题时计1分,然后对该个体的金融知识得分进行加总	0.48	0.62	0	3

(二) 基准回归分析

本文依次在Probit模型和Tobit模型中逐步加入家庭控制变量和户主控制变量,考察户主的外地生活经历对家庭风险金融资产投资行为的影响。表2的列(1)~列(4)显示,随着逐步加入家庭控制变量和户主控制变量,户主有外地生活经历对该家庭的风险金融市场参与概率和风险金融资产投资占比的影响均在1%的水平下显著为正,说明在所有其他因素保持不变的情况下,户主有外地

生活经历会显著促进家庭的风险金融资产投资。根据表2列(2)和列(4)报告的边际效应可知,与没有外地生活经历的家庭相比,户主有外地生活经历的家庭其参与风险金融市场的概率会提高1.65%,风险金融资产占家庭总金融资产的比重会增加0.66%。表2的列(5)~列(8)显示,随着逐步加入家庭控制变量和户主控制变量,户主的外地生活经历时长对该家庭的风险金融市场参与概率和风险金融资产投资占比的影响均在1%的水平下显著为正,说明当一个家庭的户主在外地工作、学习和生活的时间越长时,该家庭参与风险金融市场的可能性就越高,且对风险金融资产的投资比例也越高。根据表2列(6)和列(8)报告的边际效应可知,户主的外地生活经历时长每增加一年,该家庭参与风险金融市场的概率会提高0.09%,风险金融资产占家庭总金融资产的比重会增加0.04%。由此验证了H1,即户主的外地生活经历会显著促进家庭风险金融资产投资。

此外,大部分控制变量均显著地影响了家庭风险金融资产投资。其中家庭收入和家庭净资产都与家庭风险金融市场参与概率和风险金融资产投资占比显著正相关;而家庭控制变量中的家庭人口规模、拥有房产、从事工商业经营项目、农村家庭等对家庭风险金融市场参与概率和风险金融资产投资占比的影响均显著为负。从户主的特征变量可以看出,户主年龄对家庭风险金融市场参与概率和风险金融资产投资占比的影响均呈现出先升后降的倒“U”型关系,户主为男性、户主厌恶风险对家庭风险金融市场参与概率和风险金融资产投资占比均具有显著的负向影响,而户主偏好风险、户主的受教育年限、金融知识等对家庭风险金融市场参与概率和风险金融资产投资占比具有显著的正向影响。

(三) 内生性处理

以户主是否有外地生活经历、户主的外地生活经历时长作为解释变量可能会存在内生性问题。其一,去外地工作、学习和生活是自我选择行为,依赖自身特定的、不可观察的偏好,所以一些难以衡量的个体异质性(例如人格特征、个人能力等)可能会同时影响家庭风险金融资产投资与外地工作、学习和生活决策,从而产生遗漏变量问题。其二,户主是否有外地生活经历、户主的外地生活经历时长可能存在衡量偏误。在这些情况下,估计结果可能是有偏的。因此,本文采用工具变量法、剔除未返乡的子样本等尝试解决可能存在的内生性问题。

1. 工具变量法

本文参考尹志超等^[27]的做法,以社区外出生活氛围作为工具变量,具体包括同一社区内除该家庭以外的其他家庭有外地生活经历人数占比^⑧、同一社区内除该家庭以外的其他家庭的平均外地生活经历时长^⑨两个变量。本文所选的工具变

量基本满足相关性和外生性两个条件。一方面,社区中具有相似特征(如种族、受教育程度、土地禀赋等)的群体成员之间存在相互影响^[28],同一社区内除该家庭以外的其他家庭有外地生活经历人数占比、同一社区内除该家庭以外其他家庭的平均外地生活经历时长反映了整个社区的外出生活氛围,与单个家庭的外地工作、学习和生活决策密切相关。一般而言,社区中其他家庭有外地生活经历的人数越多,外地生活经历时长越长,那么受其他家庭的影响,本家庭户主也会选择去外地工作、学习和生活,并且其外地生活经历时长也会较长。另一方面,其他家庭的外地生活经历对本家庭的风险金融资产投资行为而言是外生的,与影响家庭风险金融资产投资的不可观测因素无关。综上所述,选用这两个变量作为本文的工具变量具备理论可行性。

表2 户主外地生活经历影响风险金融资产投资的回归结果

	是否参与风险金融市场		风险金融资产占比		是否参与风险金融市场		风险金融资产占比	
	(Probit)		(Tobit)		(Probit)		(Tobit)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
户主外地生活经历	0.0411 ^{***} (0.0061)	0.0165 ^{***} (0.0041)	0.0212 ^{***} (0.0038)	0.0066 ^{***} (0.0021)				
外地生活经历时长					0.0017 ^{***} (0.0004)	0.0009 ^{***} (0.0003)	0.0009 ^{***} (0.0002)	0.0004 ^{***} (0.0001)
Ln(家庭收入)		0.0189 ^{***} (0.0023)		0.0094 ^{***} (0.0012)		0.0191 ^{***} (0.0024)		0.0095 ^{***} (0.0012)
Ln(家庭净资产)		0.0557 ^{***} (0.0023)		0.0277 ^{***} (0.0013)		0.0558 ^{***} (0.0023)		0.0277 ^{***} (0.0013)
家庭人口规模		-0.0093 ^{***} (0.0020)		-0.0054 ^{***} (0.0010)		-0.0094 ^{***} (0.0020)		-0.0055 ^{***} (0.0010)
少儿占比		0.0094 (0.0145)		0.0058 (0.0069)		0.0104 (0.0145)		0.0061 (0.0069)
老年人占比		0.0132 [*] (0.0080)		0.0130 ^{***} (0.0038)		0.0136 [*] (0.0079)		0.0132 ^{***} (0.0038)
房产拥有情况		-0.1093 ^{***} (0.0080)		-0.0523 ^{***} (0.0039)		-0.1099 ^{***} (0.0081)		-0.0525 ^{***} (0.0039)
从事工商业经营状况		-0.0188 ^{***} (0.0056)		-0.0136 ^{***} (0.0027)		-0.0190 ^{***} (0.0056)		-0.0138 ^{***} (0.0027)
家庭所在地区		-0.0898 ^{***} (0.0091)		-0.0446 ^{***} (0.0044)		-0.0896 ^{***} (0.0091)		-0.0445 ^{***} (0.0044)
户主年龄		0.0101 ^{***} (0.0012)		0.0053 ^{***} (0.0006)		0.0097 ^{***} (0.0012)		0.0051 ^{***} (0.0006)
户主年龄 ² /100		-0.0087 ^{***} (0.0012)		-0.0044 ^{***} (0.0005)		-0.0083 ^{***} (0.0012)		-0.0043 ^{***} (0.0005)
户主性别		-0.0112 ^{***} (0.0043)		-0.0065 ^{***} (0.0020)		-0.0100 ^{***} (0.0044)		-0.0060 ^{***} (0.0021)
户主婚姻状况		0.0105 (0.0069)		0.0058 [*] (0.0032)		0.0098 (0.0069)		0.0055 [*] (0.0032)
风险厌恶		-0.0294 ^{***} (0.0041)		-0.0145 ^{***} (0.0021)		-0.0296 ^{***} (0.0041)		-0.0145 ^{***} (0.0021)
风险偏好		0.0548 ^{***} (0.0057)		0.0263 ^{***} (0.0028)		0.0551 ^{***} (0.0057)		0.0264 ^{***} (0.0028)
户主健康状况		0.0088 (0.0063)		0.0038 (0.0029)		0.0089 (0.0063)		0.0039 (0.0029)
户主受教育年限		0.0123 ^{***} (0.0007)		0.0058 ^{***} (0.0004)		0.0124 ^{***} (0.0007)		0.0059 ^{***} (0.0004)
金融知识		0.0326 ^{***} (0.0029)		0.0141 ^{***} (0.0015)		0.0326 ^{***} (0.0029)		0.0141 ^{***} (0.0015)
地级市固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	30156	30156	31520	31520	30156	30156	31520	31520
伪R ²	0.1282	0.3279	0.1306	0.3084	0.1259	0.3277	0.1292	0.3084

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著;括号内为区县层面的聚类稳健标准误;回归系数报告的是边际效应。

表3的列(1)和列(2)报告了工具变量第一阶段的估计结果,同一社区内除该家庭以外的其他家庭有外地生活经历人数占比、同一社区内除该家庭以外的其他家庭的平均外地生活经历时长与原内生解释变量显著正相关,而且根据弱工具变量检验的结果可知,第一阶段的F统计量10均大于10,说明这两个工具变量均不是弱工具变量,满足了相关性的条件。表3的列(3)~列(6)分别报告了以同一社区内除该家庭以外的其他家庭有外地生活经历人数占比、同一社区内除该家庭以外的其他家庭的平均外地生活经历时长作为工具变量的最大似然估计(MLE)¹¹结果。其中,列(3)和列(4)为IV Probit模型估计结果,列(5)和列(6)为IV Tobit模型估计结果。Wald检验表明,四个模型均强烈拒绝不存在内生性的原假设,说明原模型存在内生性问题。在使用工具变量后,户主是否有外地生活经历、户主的外地生活经历时长对风险金融市场参与概率和投资占比的影响依然显著为正,与基准分析结果一致。而且相对于基准分析的边际效应,使用工具变量后户主是否有外地生活经历、户主的外地生活经历时长的边际效应均有所增大。这可能是由于社区外出生活氛围对人们选择去外地工作、学习和生活的促进作用不是均质的,存在局部平均处理效应(LATE)。能力强(例如交际能力强、适应新环境的能力强)、对新鲜事物接受程度高的人,更倾向于去外地工作、学习和生活,并且从外地工作、学习和生活经历中获得的收益更大,因此这类人去外地生活的可能性更容易受到社区外出生活氛围的影响。本文用IV Probit模型和IV Tobit模型估计出来的边际效应所体现的是局部平均处理效应,是一个加权平均值,其中“能力强、对新鲜事物接受程度高”的家庭会占更大的权重,而不是基于样本的平均处理效应(ATE),因此工具变量估计得到的边际效应与基准回归的边际效应相比有所增大。

表3 工具变量回归结果

	户主有外地 生活经历	外地生活 经历时长	是否参与风险金融市场 (IV Probit)		风险金融资产占比 (IV Tobit)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
社区外出生活氛围	0.608 1 ^{***} (0.022 6)	0.236 5 ^{***} (0.010 7)				
户主外地生活经历			0.737 7 ^{***} (0.184 7)		0.063 2 ^{***} (0.017 8)	
外地生活经历时长				0.030 6 ^{**} (0.015 2)		0.003 2 ^{**} (0.001 3)
家庭控制变量	是	是	是	是	是	是
户主控制变量	是	是	是	是	是	是
地级市固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	31 520	31 520	30 156	30 156	31 520	31 520
R ²	0.162 9	0.102 3				
第一阶段F统计量	592.67	367.89				
Wald统计量			11.09	2.82	10.53	4.81
p值			0.000 9	0.093 1	0.001 2	0.028 3

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著,括号内为区县层面的聚类稳健标准误;该表格报告的是边际效应。

2.剔除未返乡样本

部分户主可能由于个人能力（例如交际能力、适应新环境的能力等）较强、对新鲜事物接受程度高，能够在新的城市长期立足，因此更倾向于选择去外地工作、学习和生活，而且在外地生活了一段时间后会继续留在外地，这些难以衡量的个体异质性可能会内生地导致户主选择去外地生活，并使其外地生活时间增长，而且能力强、对新鲜事物接受程度高的户主同时也更有可能参与风险金融市场并投资较大比例，从而产生遗漏变量问题。参考周广肃等^[10]的做法，本文剔除了户主还未从外地返回家乡的样本，并基于 Probit 模型和 Tobit 模型重新检验了户主是否有外地生活经历、户主的外地生活经历时长对家庭风险金融资产投资的影响，尝试从一定程度上缓解本文的内生性。如表 4 所示，列（1）和列（2）报告了 Probit 模型估计结果，列（3）和列（4）报告了 Tobit 模型估计结果。由回归结果可知，在剔除了未返乡的子样本后，户主是否有外地生活经历、户主的外地生活经历时长对其风险金融市场参与概率和风险金融资产投资占比仍具有显著的正向影响，与基准分析一致。

表 4 剔除未返乡样本后的子样本回归结果

	是否参与风险金融市场 (Probit)		风险金融资产占比 (Tobit)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
户主外地生活经历	0.026 5 ^{***} (0.004 3)		0.010 7 ^{***} (0.002 1)	
外地生活经历时长		0.001 6 ^{***} (0.000 3)		0.000 7 ^{***} (0.000 1)
家庭控制变量	是	是	是	是
户主控制变量	是	是	是	是
地级市固定效应	是	是	是	是
样本量	27 574	27 574	28 896	28 896
伪 R ²	0.340 6	0.340 2	0.318 5	0.318 4

注：^{***}、^{**}和^{*}分别表示在1%、5%和10%的水平下显著，括号内为区县层面的聚类稳健标准误；该表格报告的是边际效应。

（四）影响机制分析

1.信息渠道的影响机制

本文从信息渠道、社会互动两个角度来具体探究外地生活经历对风险金融资产投资产生正向影响的机制，参考 Baron & Kenny^[26]的做法，由于本文在表 2 和表 3 中已经报告了模型（1）的估计结果，因此在机制分析部分将着重探讨模型（2）和模型（3）的中介效应检验。考虑到一些难以衡量的个体异质性可能会同时影响户主的外地生活决策和户主关注财经类新闻的渠道，从而产生遗漏变量

问题,因此本文首先用“信息渠道数量”分别对户主是否有外地生活经历、户主的外地生活经历时长进行以同一社区内除该家庭以外的其他家庭有外地生活经历人数占比、同一社区内除该家庭以外其他家庭的平均外地生活经历时长作为工具变量的两阶段最小二乘法(2SLS)估计,结果如表5列(1)和列(2)所示。当控制了家庭特征变量、户主个人特征变量以及地级市固定效应时,户主有外地生活经历、户主的外地生活经历时长均对户主关注财经类新闻的渠道数量产生显著的正向影响。说明与没有外地生活经历的家庭相比,当一个家庭的户主去外地工作、学习和生活了一段时间后,该户主关注财经类新闻的渠道数量也会显著增加,并且随着该家庭户主在外地生活的时间越长,其关注财经类新闻的渠道数量也会越多。然后本文用被解释变量同时对“信息渠道数量”和解释变量进行IV Probit模型、IV Tobit模型回归,结果如表5列(3)~列(6)所示。当控制了户主是否有外地生活经历、户主的外地生活经历时长时,户主关注财经类新闻的渠道数量对家庭的风险金融市场参与概率和风险金融资产投资占比产生显著的正向影响。与表3的回归结果对比可知,当控制了“信息渠道数量”这一中介变量时,户主有外地生活经历、户主的外地生活经历时长对家庭风险金融资产投资的边际效应绝对值与没有控制“信息渠道数量”时的边际效应绝对值相比有所减小,其显著性也有所降低。该回归结果表明“信息渠道数量”的部分中介效应显著,即验证了H2的内容。户主在外地工作、学习和生活一段时间后,见识增加,其搜集信息与分析信息的能力也会随之提升,从而拓宽了该户主获取经济金融相关信息的渠道为家庭的金融决策提供依据,进而促进了家庭的风险金融资产投资。

2. 社会互动的影响机制

考虑到户主的外地生活经历和家庭社会互动之间可能存在反向因果关系,且原模型可能存在遗漏变量问题和衡量偏误,因此本文在表6的列(1)和列(2)报告了以同一社区内除该家庭以外的其他家庭有外地生活经历人数占比、同一社区内除该家庭以外的其他家庭的平均外地生活经历时长作为工具变量的两阶段最小二乘法(2SLS)估计结果。当控制了家庭特征变量、户主个人特征变量以及地级市固定效应时,户主有外地生活经历、户主的外地生活经历时长均对家庭的通信支出产生显著的正向影响。表6的列(3)~列(6)报告了IV Probit模型和IV Tobit模型估计结果,当控制了户主是否有外地生活经历、户主的外地生活经历时长时,家庭通信支出对家庭的风险金融市场参与概率和风险金融资产投资占比产生显著的正向影响。当控制了“家庭通信支出”这一中介变量时,户主有外地生活经历、户主的外地生活经历时长对家庭风险金融资产投资的边际效应绝对值以及显著性与表3的回归结果相比有所降低。该回归结果表明户主的外地生活

经历会通过增加家庭的通信支出、增强家庭的社会互动进而显著促进家庭的风险金融资产投资,即验证了H3的成立。

表5 信息渠道影响机制的回归结果

	信息渠道数量 (2SLS)		是否参与风险金融市场 (IV Probit)		风险金融资产占比 (IV Tobit)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
户主外地生活经历	0.183 5** (0.073 1)		0.695 0*** (0.184 4)		0.057 4*** (0.017 0)	
外地生活经历时长		0.017 7*** (0.005 5)		0.024 3 (0.015 1)		0.002 6** (0.001 2)
信息渠道数量			0.326 9*** (0.018 4)	0.345 9*** (0.016 9)	0.022 9*** (0.001 1)	0.023 1*** (0.001 1)
家庭控制变量	是	是	是	是	是	是
户主控制变量	是	是	是	是	是	是
地级市固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	31 520	31 520	30 156	30 156	31 520	31 520
R ²	0.143 9	0.134 2				
Wald 统计量			10.58	1.76	10.17	3.61
p 值			0.001 1	0.184 3	0.001 4	0.057 6

注:***、**和* 分别表示在1%、5%和10%的水平下显著,括号内为区县层面的聚类稳健标准误;该表格报告的是边际效应。

表6 社会互动影响机制的回归结果

	家庭通信支出 (2SLS)		是否参与风险金融市场 (IV Probit)		风险金融资产占比 (IV Tobit)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
户主外地生活经历	0.222 7** (0.095 5)		0.723 8*** (0.185 5)		0.062 3*** (0.017 7)	
外地生活经历时长		0.013 7* (0.007 2)		0.029 5* (0.015 2)		0.003 2** (0.001 3)
家庭通信支出			0.045 2*** (0.013 7)	0.051 9*** (0.013 8)	0.002 4** (0.001 1)	0.002 7** (0.001 1)
家庭控制变量	是	是	是	是	是	是
户主控制变量	是	是	是	是	是	是
地级市固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	31 520	31 520	30 156	30 156	31 520	31 520
R ²	0.332 0	0.331 6				
Wald 统计量			10.64	2.61	10.31	4.66
p 值			0.001 1	0.106 4	0.001 3	0.030 8

注:***、**和* 分别表示在1%、5%和10%的水平下显著,括号内为区县层面的聚类稳健标准误;该表格报告的是边际效应。

(五) 稳健性检验

1. 替换被解释变量

由于股票是目前我国居民家庭风险金融资产投资中最主要的一项资产,因此本文使用“是否参与股票市场”和“股票资产占家庭总金融资产的比重”替换原有的被解释变量,并以同一社区内除该家庭以外的其他家庭有外地生活经历人数占比、同一社区内除该家庭以外其他家庭的平均外地生活经历时长作为工具变量再次进行最大似然估计(MLE)。由表7的回归结果可知,在替换了被解释变量后,户主是否有外地生活经历、户主的外地生活经历时长均对家庭的股票市场参与概率和投资占比产生了显著的正向影响,与基准分析一致。

表7 基于股票资产投资稳健性检验的回归结果

	是否参与股票市场 (IV Probit)		股票资产占比 (IV Tobit)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
户主外地生活经历	0.7521*** (0.1943)		0.0469*** (0.0145)	
外地生活经历时长		0.0374** (0.0152)		0.0028*** (0.0010)
家庭控制变量	是	是	是	是
户主控制变量	是	是	是	是
地级市固定效应	是	是	是	是
样本量	28 552	28 552	31 520	31 520
Wald 统计量	11.46	5.12	9.74	7.00
p 值	0.0007	0.0237	0.0018	0.0082

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著,括号内为区县层面的聚类稳健标准误;该表格报告的是边际效应;控制变量与基准回归相同。

2.使用滞后一期的解释变量

考虑到在外地工作、学习和生活的经历对家庭风险金融资产投资产生影响的过程是缓慢的,因而可能会对家庭的上述金融资产配置行为产生滞后影响,为此本文进一步使用CHFS数据库中2019年的被解释变量家庭风险金融资产投资对2017年的核心解释变量以及2019年的控制变量进行回归,实证结果如表8所示。不难发现,滞后一期的户主外地生活经历对家庭是否参与风险金融市场的影响为正,但在统计意义上不显著,而滞后一期的户主外地生活经历会对家庭的风险金融资产投资占比产生显著的正向影响。上述结果说明,户主外地生活经历对家庭参与风险金融市场的概率的促进作用主要集中在当期,而户主的外地生活经历则会对家庭的风险金融资产投资占比产生滞后影响。

(六) 异质性分析

1.社会医疗保险的异质性

相关研究表明,拥有医疗保险会显著促进家庭的风险金融资产投资^[4]。本文

首先根据 2017 年 CHFS 问卷,将“社会医疗保险”定义为城镇职工基本医疗保险、城镇居民基本医疗保险、新型农村合作医疗保险、城乡居民基本医疗保险、公费医疗等 5 种情况。然后,根据户主是否有社会医疗保险进行分组回归,实证结果如表 9 所示。可以看到,户主有外地生活经历、户主的外地生活经历时长对家庭的风险金融市场参与概率和风险金融资产投资占比的促进作用只在户主有社会医疗保险的家庭样本中显著,而在户主没有社会医疗保险的家庭中不显著。本文认为,这可能是由于受到户籍制度的限制,流动人口在外地获得的社会保障相对有限,因此流动人口家庭将面临更高的收入不确定性和健康风险,参与社会医疗保险可以在较大程度上缓解家庭成员未来可能面临的健康风险,减少家庭因为患有重症疾病而造成的收入与财富冲击,从而促进家庭参与风险金融资产投资。

表 8 使用滞后一期解释变量的回归结果

	是否参与风险金融市场 (Probit)		风险金融资产占比 (Tobit)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
滞后一期户主外地生活经历	0.013 1 (0.009 7)		0.003 1 ^{***} (0.000 5)	
滞后一期外地生活经历时长		0.000 4 (0.000 7)		0.000 1 ^{***} (0.000 0)
家庭控制变量	是	是	是	是
户主控制变量	是	是	是	是
地级市固定效应	是	是	是	是
样本量	6 471	6 471	8 129	8 129
伪 R ²	0.359 8	0.359 5	0.387 7	0.387 5

注:***、**和* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平下显著,括号内为区县层面的聚类稳健标准误;该表格报告的是边际效应;控制变量与基准回归相同。

表 9 社会医疗保险异质性分析的回归结果

	是否参与风险金融市场 (IV Probit)		风险金融资产占比 (IV Tobit)		是否参与风险金融市场 (IV Probit)		风险金融资产占比 (IV Tobit)	
	有保险 (1)	无保险 (2)	有保险 (3)	无保险 (4)	有保险 (5)	无保险 (6)	有保险 (7)	无保险 (8)
户主外地生活经历	0.804 4 ^{***} (0.182 9)	-0.193 8 (0.455 5)	0.068 9 ^{***} (0.018 0)	-0.002 9 (0.000 0)				
外地生活经历时长					0.033 9 ^{**} (0.015 6)	0.002 3 (0.031 7)	0.003 5 ^{***} (0.001 4)	0.000 5 (0.000 0)
家庭控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
户主控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	28 279	1 361	29 590	1 930	28 279	1 361	29 590	1 930
Wald 统计量	13.41	3.33	12.18	5.45	0.30	0.00	0.02	0.14
p 值	0.000 2	0.068 2	0.000 5	0.019 5	0.584 5	0.966 5	0.890 1	0.710 0

注:***、**和* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平下显著,括号内为区县层面的聚类稳健标准误;该表格报告的是边际效应;控制变量与基准回归相同。

2. 借贷约束的异质性

已有研究表明,借贷约束的存在会抑制居民家庭的风险金融资产投资^[3]。本文参考 Jappelli et al.^[29]以及尹志超、张号栋^[30]的做法,将信贷约束定义为“需要资金,但没有从银行/信用社等正规融资渠道借入所需资金”,并根据2017年CHFS问卷构建家庭是否面临借贷约束的虚拟变量。然后,根据家庭是否面临借贷约束进行分组回归,实证结果如表10所示。IV Probit模型和IV Tobit模型的估计结果表明,户主有外地生活经历、户主的外地生活经历时长对家庭的风险金融市场参与概率和风险金融资产投资占比的促进作用只在没有面临借贷约束的家庭样本中显著,而在面临借贷约束的家庭中并不显著。本文认为,这可能是由于以下两点原因:其一,由于家庭面临借贷约束,所以即使该家庭户主在外地工作、学习和生活一段时间以后技能与能力得到提升、对家庭的人力资本投资增加、社会互动增多,进而想要参与风险金融资产投资,但是在该家庭有限的财富水平下无法利用贷款来实现其期望的投资。其二,借贷约束的存在使得家庭承受风险的能力显著下降,当家庭遭遇不利的突发事件冲击时,无法利用贷款来缓解所面临的不利冲击,因此该家庭会提高预防性储蓄,从而使得面临借贷约束的家庭其户主的外地生活经历对家庭风险金融资产投资的影响并不显著。

表10 借贷约束异质性分析的回归结果

	是否参与风险金融市场 (IV Probit)		风险金融资产占比 (IV Tobit)		是否参与风险金融市场 (IV Probit)		风险金融资产占比 (IV Tobit)	
	面临约束	无约束	面临约束	无约束	面临约束	无约束	面临约束	无约束
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
户主外地生活经历	-0.407 2 (0.397 9)	0.856 3 ^{***} (0.191 3)	0.000 9 (0.000 0)	0.069 1 ^{***} (0.018 9)				
外地生活经历时长					-0.029 2 (0.023 7)	0.038 3 ^{**} (0.016 9)	0.000 2 (0.000 0)	0.003 5 ^{**} (0.001 5)
家庭控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
户主控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	3 277	25 525	4 710	26 810	3 277	25 525	4 710	26 810
Wald 统计量	1.89	3.42	0.04	0.10	14.30	3.99	11.48	4.92
p 值	0.169 4	0.064 3	0.846 2	0.754 4	0.000 2	0.045 7	0.000 7	0.026 6

注:***、**和* 分别表示在1%、5%和10%的水平下显著,括号内为区县层面的聚类稳健标准误;该表格报告的是边际效应;控制变量与基准回归相同。

五、结论与政策建议

本文利用 CHFS2017 年数据实证检验了户主外地生活经历对家庭风险金融

资产投资的影响,研究发现:(1)户主有外地生活经历、户主的外地生活经历时长均对家庭的风险金融市场参与概率和投资占比产生显著的正向影响。通过工具变量法、剔除未返乡的子样本以及替换被解释变量、使用滞后一期的解释变量估计等进行内生性讨论与稳健性检验后该结果仍具有稳健性。(2)中介效应检验表明户主的外地生活经历会通过拓宽户主获取经济金融相关信息的渠道、增强家庭的社会互动进而显著促进家庭的风险金融资产投资。(3)通过异质性分析发现,户主的外地生活经历对风险金融资产投资的促进作用仅在户主有社会医疗保险、家庭没有借贷约束的样本中显著。

基于以上研究结论,本文从三个方面提出政策建议。第一,要积极完善就业政策,增加就业岗位,拓宽就业渠道,为人口流动创造机会,同时大力发展教育,根据实际发展需要制定人才培养和引进政策,畅通人才有序流动渠道,吸引外地居民的跨区域流动。第二,要建立健全外来人员的权益保障机制,加快推进户籍制度改革,同时加快普及社会医疗保险,切实解决外来人员的住房、医疗、子女教育、保险等问题,降低区域间人口流动所面临的收入波动、失业、健康与医疗等不确定性风险。第三,要加快推进信息化建设与信息技术工具的普及,鼓励居民家庭更好地利用金融科技进行财富管理,同时大力发展普惠金融,降低家庭所面临的借贷约束,积极引导居民家庭合理利用贷款进行风险金融资产投资。

证券与投资

证券投资基金规模适度性研究 ——基于中国市场的证据

张琳琳¹, 沈红波², 范剑青³

(1.复旦大学社会发展与公共政策学院; 2.复旦大学经济学院; 3.普林斯顿大学金融工程系)

【摘要】随着社保、养老金等中长期资金的大规模入市, 中国公募基金规模面临更快扩张, 那么基金规模究竟是可以无限扩张还是存在制约? 本文研究发现, 基金规模扩张会受到基金经理与投资者之间的委托代理冲突、边际规模报酬递减、投资者大规模赎回的制约。基于此, 本文提出了基金管理规模适度区间的概念及其相应计量模型, 并借此对 2011—2019 年间中国公募基金市场规模的适度性进行实证判断和检验, 结果显示: (1) 中国公募基金的平均管理规模在 2015 年之前过大, 2016 年之后趋向适度, 而在 2019 年出现偏小现象。(2) 中国基金市场规模适度区间的上、下限呈现逐年减小趋势, 但二者的差值, 即适度性区间的宽度却逐年增加。(3) 规模适度基金的业绩表现远好于规模不足和规模过大两类基金, 但市场上的规模适度基金占比则小于另外两类基金。最后, 本文就如何提升公募基金, 尤其是对安全性和盈利性要求更高的养老保险基金的规模适度性提出了相应对策建议。

【关键词】基金规模适度性; 最优规模; 基金业绩

【原文出处】《金融研究》, 2022, (03)

【基金项目】国家自然科学基金面上项目(批准号:71771056); 国家自然科学基金委重大项目(批准号:7191470、7191471)的资助

(文中参考文献及注释详见原刊)

一、问题提出与文献综述

在短短 20 年间, 中国公募基金市场得到了快速发展:截至 2021 年 11 月, 开放式基金数量达 7971 只, 以人民币计的基金总规模和平均规模分别达到 22.26 万亿元和 27.93 亿元。与发展历史近 50 年的美国共同基金市场相比, 我国公募

基金数量直逼美国在 2019 年底的水平;从规模指标上来看,尽管仍低于美国,但差距在逐年急剧减小¹。此外,银保监会 2020 年 1 月发布《中国银保监会关于推动银行业和保险业高质量发展的指导意见》称:“大力发展企业年金、职业年金、各类健康和养老保险业务,多渠道促进居民储蓄有效转化为资本市场长期资金”,而上述资金的流入必将促进公募基金市场更快发展,从长远看基金规模还将呈扩张之势。那么,公募基金管理规模究竟是可以无限扩张还是存在制约?要回答上述问题,首先需要梳理基金市场的一些规律性特征:

第一,基金经理和基金投资者之间存在委托-代理冲突(刘静,2000;Yin,2016)²。基金投资者(即委托人)出于对基金经理(即代理人)的信任,将自有资金委托给基金经理代为管理。但这种信任关系并不完美:Ross(1973)指出,占有信息优势和控制权的代理人有动机、有机会谋求自身利益最大,并损害委托人利益,从而产生委托-代理冲突。此外,基金经理和基金投资者获取投资回报的方式不同:基金投资者回报取决于基金的超额收益率;而在固定费率制度下,基金经理回报则直接取决于基金规模。因此,基金经理往往有动机凭借自身优势通过不断扩张基金规模谋取更大回报,从而引发委托-代理冲突(Yin,2016)。

第二,证券投资基金业绩具有边际规模报酬递减效应。Chen et al.(2004)、Brown and Wu(2016)、Pástor and Stambaugh(2012)分别从单个基金、基金家族和整个基金产业层面论证了上述效应的存在。此外,Chen et al.(2004)进一步指出,当基金规模超过最优值时该基金的边际规模收益为负。

第三,当净超额收益率(设为 r)低于一定水平时,基金市场有可能出现大规模净赎回。Sirri and Tufano(1998)等很早就指出,基金的资金流量与历史 r 值是一种正相关但非对称的关系,即业绩优良的资金流入量会高于业绩不佳的资金流出量。李志冰和刘晓宇(2019)、李金龙(2020)分别采用CAPM以及Fama-French三因子和五因子模型得到更加具体的结论:投资者会根据历史 r 确定是否投入资金,而根据当期 r 确定是否撤出资金。此外,Chen et al.(2010)发现,持续的业绩不佳和资金流出会形成恶性循环,并对基金持有者的心理预期造成不良影响,特别当 r 下降到一定程度时,可能导致基金持有者进行大规模净赎回,使基金公司和投资者双方利益皆受损。因此,基金经理必须确保基金扩张规模不超过某个阈值(Zhu,2018)。

综上所述,委托-代理冲突、边际规模报酬递减以及基金投资者大规模净赎回三大规律性特征对基金规模有着或正向推动、或负向牵制的交叉作用,从而使得公募基金管理规模的扩张受限。假设存在这样的规模或规模区间,可以使

得上述多方交叉的“推动或牵制”实现相对平衡,而且在该规模或规模区间下,既能让基金经理获得可以接受的投资回报,又能保证基金业绩不低于引发基金投资者大规模净赎回的水平,本文就将其称为适度规模或规模适度区间。于是,本文探究的核心问题即成为如何确定适度规模以及规模适度区间。

目前,有关基金管理规模的研究主要集中于两方面:一是对基金管理最优规模的确定。Chen et al. (2004)认为,基金市场存在边际规模报酬递减效应,从而决定了基金管理最优规模的存在性。基金管理最优规模主要包括使得基金经理收益最大的规模和使得基金投资者收益最大的规模,下文分别称为基金经理最优规模和投资者最优规模。Yin (2016)对美国对冲基金的实证检验发现,基金经理最优规模通常大于投资者最优规模,这也是导致基金经理和基金投资者之间利益冲突的根本原因。二是对基金规模与基金业绩、基金经理能力等因素之间关系的研究。梁珊等 (2016)发现,中国开放式股票型基金管理规模与基金选股能力、基金平均风格收益、基金业绩之间皆存在倒U形关系;Zhu (2018)则进一步证明了基金经理能力和基金规模之间呈现倒U形关系。

上述研究对了解基金市场、开展本文探索具有重要价值,同时也存在一些问题:首先,已给出的基金管理最优规模大多是投资者最优规模,但这并不符合基金经理利益;此外,少数有关基金经理最优规模的研究,则没有考虑基金规模的不断扩张会因为边际规模报酬递减效应而引发投资者大规模赎回,进而使得基金经理最优规模在现实市场中无法实现。其次,前文分析表明,委托-代理冲突、边际报酬递减和大规模净赎回等现象在基金市场中客观存在,并对基金管理规模同时起着或正向推动或负向牵制的作用,但到目前为止,在确定基金管理最优规模时,尚未见有文献考察过上述“推动或牵制”的影响。为此,本文提出了基金管理适度规模和规模适度区间的概念及其确定方法;然后,本文论证了当基金经理将基金管理规模保持在该适度区间时,可使得委托-代理冲突、边际规模报酬递减以及基金投资者大规模净赎回的“推动或牵制”实现相对平衡,这是本文最重要的创新和特色。此外,本文还具有以下特点:一是与Yin (2016)、Zhu (2018)等给出的具有唯一性的基金管理最优规模相比,运用本文方法确定的基金管理规模适度区间具有更大的实际操作空间和弹性。二是本文构建的基金管理规模适度性评判指标,可以对基金规模不足、规模适度 and 规模扩张过度三类情况进行有效辨识和判断。

下文内容主要包括:第二部分将构建基金管理规模适度性评判模型;第三部分对中国证券投资基金市场的基本特征进行检验;第四部分是对基金管理规模适度区间与适度性评价指标的计量与趋势分析;第五部分是对中国基金规模适度性的

实证判断与可靠性检验;最后是本文结论。

二、基金管理规模适度性评判模型的构建

首先,借鉴 Berk and Green (2004)、Yin (2016)、Song (2020) 等理论与方法,构建了基金投资者和基金经理的最优规模确定模型;借此对基金规模适度区间进行计量;再根据基金管理规模适度区间对基金规模的适度性和基金经理能力进行评判分析。

(一) 基金管理最优规模确定模型的构建

本文假定基金相对于无风险收益率和被动管理基金所产生的总超额收益率 R_t 为:

$$R_t = \alpha_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中, α_t 代表基金经理真实能力; ε_t 为随机误差项。本文借鉴 Berk and Green (2004), 用 $C(q_t)$ 表示基金交易成本, q_t 表示基金管理规模, 且对于所有 $q_t \geq 0$, $C(0) = 0$, $C(q_t) \geq 0$, $C'(q_t) > 0$, $C''(q_t) > 0$ ¹。另外, 基金投资者需要向基金经理支付固定管理费率 f 作为资金管理服务补偿, r_t 代表基金投资者实际获得的净超额收益率, 那么基金投资者在 $t+1$ 时刻获得的总超额收益 TP_{t+1} 为:

$$TP_{t+1} = q_t r_{t+1} = q_t R_{t+1} - C(q_t) - q_t f \quad (2)$$

根据每期观察到的基金净超额收益率情况, 基金投资者对基金经理能力的认识会不断更新, 并对基金的未来表现做出预判, 然后重新配置他们的资金。根据式 (1), 上述过程可以用下式描述:

$$\alpha_t^E = E(R_{t+1} | R_t, \dots, R_1) = E(\alpha_{t+1} | R_t, \dots, R_1) \quad (3)$$

其中, α_t^E 代表基金投资者在 t 时对基金做出的后验判断。当 R_t 服从 Markov 和鞅过程时, 由式 (3) 知 α_t^E 依次满足下面公式:

$$\alpha_t^E = E(\alpha_{t+1} | R_t), \alpha_t^E = \alpha_t \quad (4)$$

1. 基金投资者最优规模的确定模型与计算

根据式 (2)、式 (3) 可以建立基金投资者最优规模确定模型如下:

$$\max_{q_t} E(TP_{t+1} | R_t, \dots, R_1) = \max_{q_t} [\alpha_t^E q_t - C(q_t) - q_t f] \quad (5)$$

对式 (5) 求解易知, 基金投资者最优规模 q_t^* 满足:

$$C'(q_t^*) = \alpha_t^E - f \quad (6)$$

2. 基金经理最优规模的确定模型与计算

前文的第三个特征表明,当净超额收益率低于一定水平时,基金市场有可能出现大规模净赎回现象,所以基金经理扩张基金规模时必须确保基金市场的净超额收益率不低于某个阈值(Zhu, 2018)。那么,如何确定上述阈值?

一方面,Berk and Green (2004)通过建立经典的BG模型发现,在投资者完全理性的基金市场,基金投资者对基金业绩表现会做出充分反应,并摊薄自身的预期收益,最终导致基金的预期净超额收益率趋于零。目前的主流观点普遍认为,市场上仅有极少部分基金具有超额收益(Barras et al., 2010; Fama and French, 2010)。

另一方面,当基金的预期净超额收益率持续小于零时,会招致基金投资者对基金业绩预期的强烈不良反应,进而触发大规模净赎回;而与此形成鲜明对比的是,当基金的预期净超额收益率持续不小于零时,发生大规模净赎回的概率则很低(Chevalier and Ellison, 1997; 杨坤等, 2013)。因此,前文所言的“阈值”为0,亦即“基金的预期超额收益率不小于零”,是确保基金不发生大规模赎回的前提。

于是,根据式(2)、式(3)可得

$$E_t(r_{t+1} | R_t, \dots, R_1) = E_t(R_{t+1} - c(q_t) - \hat{f} | R_t, \dots, R_1) \geq 0 \quad (7)$$

其中, $C(q_t)$ 表示基金管理规模为 q_t 时基金交易的单位成本。根据式(2)容易推证:满足式(7)且使得基金经理收益最大的基金管理规模、亦即基金经理最优规模确定模型为:

$$\max_{q_t} f_{q_t} = \max_{q_t} [\alpha_t^E q_t - C(q_t)] \quad (8)$$

其中, f_{q_t} 表示基金经理收益。对式(8)求导易知,基金经理最优规模 q_m^* 满足:

$$C'(q_m^*) = \alpha_t^E \quad (9)$$

(二) 基金管理规模适度区间的合理性论证与确定

由于 $C'(q_t) > 0$,所以根据式(6)、式(9)容易推知 $q_t^* < q_m^*$,从而 $[q_t^*, q_m^*]$ 可构成一个规模区间。下面分三步证明 $[q_t^*, q_m^*]$ 为基金管理规模适度区间的合理

性:

首先,根据投资者预期收益最大确定的基金管理规模 q_I^* ,是基金公司按照中国《证券投资基金法》相关规定履行对基金投资者承诺而应遵循的规模确定原则。如果基金管理规模低于 q_I^* ,通常有以下三种可能情况:一是该基金初设不久,客观上需要一定时间才能达到最优规模 q_I^* ;二是可能基金公司管理不善,此时对投资者和基金公司而言都不是最优选择(Collins and Mack, 1997);三是为打造明星基金经理、创立公司品牌,基金公司通过申购限制等手段将旗下基金规模人为控制在低于 q_I^* 的某个水平上,以谋求该基金在行业内的高收益排名,但此种情况在整个基金市场上占比较小¹,因而不具普遍性。综上所述,适度的基金管理规模不应低于 q_I^* 。

其次,根据现行的固定管理费用提取制度,基金经理总有扩大基金规模、获取更多报酬的冲动。此外,式(6)与式(9)意味着基金经理最优规模 q_M^* 一定大于投资者最优规模 q_I^* 。不过,由于基金业绩存在边际规模报酬递减效应,因而当基金管理规模扩张到一定程度时基金业绩会不可避免地下降,当进一步下降到阈值0时就可能导致基金投资者进行大规模净赎回,所以基金经理扩张基金规模的最优选择是在基金业绩不小于零的前提下实现自身预期利益最大。显然,将模型(7)与(8)的解 q_M^* 作为基金管理规模适度区间上限具有合理性。

最后,当基金规模位于 (q_I^*, q_M^*) 区内时,尽管基金经理和投资者都不能实现各自的最优回报,但此时基金的预期净超额收益率不小于零,不会引起投资者出现大规模净赎回;而基金经理也不可能在现实市场操作中将基金管理规模总保持在对自己最有利的 q_M^* 位置,所以将规模控制在 (q_I^*, q_M^*) 中应是基金经理最可能也最可行的选择。根据前述论证以及规模适度性的定义可知, $[q_I^*, q_M^*]$ 为基金管理规模的适度区间,其中 q_I^* 、 q_M^* 分别由式(6)和式(9)确定。

(三) 基金管理规模适度区间的市场含义与作用剖析

根据式(6)、式(9)易知:①借助基金管理规模适度区间,可以评判基金经理能力水平。决定基金规模适度区间的基金投资者和基金经理最优规模 q_I^* 、 q_M^* ,皆受制于基金经理能力的预期值 α_i^E ,这与Chen et al. (2004)认为的基金管理规模归根到底决定于基金经理能力的结论不谋而合,因此,在基金管理费率 f 一定的情况下,适度区间的下限 q_I^* 或上限 q_M^* 越大的基金,对应的基金经理能力就越强。②借助规模适度区间可以发现,基金管理费率 f 会产生两方面影响:一是 f 决定着适度区间的宽度,即 $q_M^* - q_I^*$ 的大小;二是在基金经理能力一定的情况下,高费率 f 会挤压投资者收益。③借助规模适度区间,可以对基金规模的适度性

以及基金经理能力的发挥情况进行判断:若基金经理实际管理规模 q_t 小于该基金的最优规模 q_l^* , 说明该基金管理规模不足, 对应的基金经理能力没有得到充分发挥;若 $q_t \in [q_l^*, q_M^*]$, 说明该基金管理规模适度, 对应的基金经理能力发挥充分且适度, 亦即此时的基金经理能力与基金管理规模相匹配;若 $q_t > q_M^*$, 说明该基金管理规模相对于基金经理能力而言扩张过度, 此时该基金经理凭借自身能力将难以应对。

(四) 平均管理规模适度区间的确定与规模适度性评判公式的构建

假设基金市场在 t 时刻存在 n_t 只基金, $\alpha_{i,t}^E$ 表示 t 时刻第 i 只基金的基金经理能力, 根据式 (3) 即可获得基金市场在 t 时刻的基金经理能力平均水平 $\bar{\alpha}_t^E$

$$\bar{\alpha}_t^E = \frac{1}{n_t} \sum_{i=1}^{n_t} \alpha_{i,t}^E \quad (10)$$

将式 (6) 与式 (9) 中的基金经理能力预期值 α_t^E 替换为 $\bar{\alpha}_t^E$, 并设 $\bar{q}_l^*$ 、 $\bar{q}_M^*$ 分别为 t 时刻对应于基金经理能力平均水平且使得基金投资者和基金经理预期收益最大的最优规模, 则有

$$C'(\bar{q}_l^*) = \bar{\alpha}_t^E - f, C'(\bar{q}_M^*) = \bar{\alpha}_t^E \quad (11)$$

于是, 得到基金市场在 t 时刻的平均管理规模适度区间 $[\bar{q}_l^*, \bar{q}_M^*]$ 。根据基金真实规模 q_t 与最优规模 q_l^* 、 q_M^* 或平均最优规模 $\bar{q}_{l,t}^*$ 、 $\bar{q}_{M,t}^*$ 的对比, 可以对基金管理状况进行评判。为了能更加直观反映基金状况, 本文构建基金管理规模适度性评判公式为:

$$I_t = \frac{q_t - \bar{q}_l^*}{\bar{q}_M^* - \bar{q}_l^*} \quad (12)$$

(五) 对基金规模适度性及基金经理能力的评判

1. 基于平均管理规模适度区间对基金经理能力的评判与分析

根据式 (6)、式 (9)、式 (11) 以及最优规模 q_l^* 、 q_M^* 与市场平均最优规模 $\bar{q}_{l,t}^*$ 、 $\bar{q}_{M,t}^*$ 对比, 可以推知该基金经理能力与市场平均水平的关系: ① 若 $\alpha_{i,t}^E < \bar{\alpha}_t^E$, 说明该基金经理能力低于市场平均水平, 该基金经理不具有市场竞争优势。② 若 $\alpha_{i,t}^E > \bar{\alpha}_t^E$, 说明该基金经理能力高于市场平均水平, 该基金经理具有市场竞争优势。

2. 基于适度性评判公式对基金规模适度性及基金经理能力的评判与成因分析

根据前文分析、式(12)和对应基金的 $E_t(r_{t+1})$ 取值情况,容易得到如下判断:

① 若 $q_t < q_t^*$, 即 $I_t < 0$, 表明该基金管理规模不足, 基金经理能力没有得到充分发挥。

② 若 $q_t^* \leq q_t \leq q_M^*$, 即 $0 \leq I_t \leq 1$ 且 $E_t(r_{t+1}) \geq 0$, 表明基金管理规模适度, 对应的基金经理能力发挥充分。此时意味着基金经理能力与基金管理规模相匹配, 基金投资者和基金公司的利益博弈相对均衡, 不会出现大规模基金净赎回, 基金公司运行较为平稳。

③ 若 $q_M^* < q_t$, 即 $I_t > 1$ 且 $E_t(r_{t+1}) < 0$, 表明基金规模相对于基金经理能力扩张过度, 单凭基金经理自身能力难以应对。根据 q_M^* 的确定方式, 此时有可能触发大规模基金净赎回, 对基金投资者和基金公司都将形成损害。导致上述状况的原因主要有两方面:一是对于其中的初创基金来说, 可能由于所属的基金家族或基金经理声誉较高, 很容易吸引投资者关注, 导致该基金在成立初期就获得了大量资金投入, 但快速扩张的基金规模却超出了基金经理能力, 使得该基金业绩不佳;当然也有另外一种可能, 即该基金经理尚需时间才能充分施展自己的才能, 最终会解决业绩不佳的困境。二是对于非初创基金而言, 可能主要由于基金规模过大所形成的市场冲击成本过高以及投资渠道不畅等因素, 使得边际规模收益为负效应快速放大, 而基金经理能力有限, 难以有效应对, 从而导致基金业绩持续低下, 并可能引发大规模基金净赎回。

三、中国基金市场的基本特征检验

(一) 样本选取、描述以及净超额收益率、资金净流量的计算

本文选择2011年1月至2019年12月中国开放式基金中股票型和混合型主动管理基金作为研究样本。本文对样本进行如下处理:(1)剔除ETF、LOF等交易所交易基金;(2)剔除被动管理基金和QDII基金;(3)剔除伞形基金和分级基金;(4)剔除信息不完整的基金。最终,本文选择了样本期内共计1262只基金,其中也包含样本期内被清盘、但符合要求的所有基金。本文的基金样本和数据均来自国泰安数据库(CSMAR)。

本文采用Berk and Green(2004)的做法,将主动管理基金的净超额收益率取为该基金的净收益率与基准收益率的差值,而基准收益率设定为被动管理指数型基金的规模加权净收益率。因此,基金*i*在季度*t*时的净超额收益率 $r_{i,t}$ 为:

$$r_{i,t} = FundReturn_{i,t} - RiskfreeReturn_t - \sum_{j=1}^n \omega_{j,t} \times FundReturn_{j,t} \quad (13)$$

其中, $FundReturn_{i,t}$ 、 $FundReturn_{j,t}$ 分别为 t 季度主动管理基金 i 和被动管理基金 j 的原始收益率; $\omega_{j,t}$ 是被动管理基金 j 的规模权重, $j=1, 2, \dots, n$; $RiskfreeReturn_t$ 为 t 季度无风险收益率, 用银行三个月定期存款利率计算所得。本文在相同的样本期内筛选出 128 只开放式股票型和混合型指数基金作为基准组合, 相关数据也均来自 CSMAR 数据库。

借鉴 Sirri and Tufano (1998)、Yin (2016) 等文献普遍采用的方法, 基金的资金净流量 $Flow_{i,t}$ 用如下公式计算:

$$Flow_{i,t} = \frac{q_{i,t} - q_{i,t-1} \times (1 + FundReturn_{i,t})}{q_{i,t-1}} \quad (14)$$

其中, $FundReturn_{i,t}$ 是基金 i 在 t 季度的原始收益率, $q_{i,t}$ 为基金 i 在 t 季度的资产净值。

(二) 样本期内中国基金市场的基本特征检验

为确保规模适度区间和适度性指标计量的准确可靠性, 本文首先对样本期内基金业绩的变化趋势、基金市场基本特征进行检验。

1. 基金净超额收益率的变化趋势——对基金净超额收益率趋于零的检验

表 1 展示了所有样本基金的平均业绩在 2011—2019 年之间的变化趋势, 可以发现基金的平均净超额收益率¹在 2016 年之前波动幅度较大, 之后波动幅度变小并逐渐趋近于零。此外, 表 1 还给出了对“基金的平均净超额收益率趋于零”的实证检验结果: 各个年份的 p 值均远远高于 5%, 说明在常用的 10% 显著性水平下, 无法拒绝“净超额收益率为零”的原假设; 而且, p 值在 2016 年之前波动性较大, 2016 年之后则比较平稳并皆超过 0.73%, 说明在中国市场“基金的净超额收益率趋于零”的结论大概率成立²。

表 1 净超额收益率趋于零的 P 值检验

年份	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	均值	标准差
净超额收益率	-0.0230	-0.0076	-0.1243	-0.0039	-0.0669	-0.0073	-0.0138	0.0098	0.0089	-0.0253	0.0410
p 值	0.6832	0.9042	0.1302	0.9051	0.2485	0.8819	0.7308	0.7668	0.8730	0.6804	0.2744

注: 第 2 行为基金当年的平均净超额收益率; 第 3 行展示了双边假设检验的 p 值, 其中原假设净超额收益率为零。数据来源于 CSMAR 公募基金数据库, 下同。

2.净超额收益率与大规模赎回的关系检验——由式(7)确定 q_M^* 的合理性检验

根据2012年修订的《证券投资基金运作管理办法》，大规模赎回的定义为开放式基金在单个开放日净赎回申请超过基金总份额的10%³。但由于单个开放日的基金流入、流出数据不可得，而且截至目前学术界对大规模赎回并无权威界定，本文只能采用以下定义方式，将季度资金净流出量超过基金总份额10%的基金设定为大规模赎回基金。该方法的合理性在于：本文设定至少包含了单个开放日在内所有可能的大规模赎回样本；此外，本文定义大规模赎回的目的是为了确定基金规模适度区间的上限，所以只有不漏掉样本期内每个大规模赎回样本数据，才能确保设定规模适度区间上限的准确可靠性。

表2 净超额收益率与大规模赎回关系的差异性比较

年份	发生大规模赎回的比率		平均净流量	
	$\bar{r}_{t-1} \geq 0$	$\bar{r}_{t-1} < 0$	$\bar{r}_{t-1} \geq 0$	$\bar{r}_{t-1} < 0$
2011	0.0000%	15.8700%	0.0000	-0.3551
2012	3.4500%	4.9500%	-0.2239	-0.2200
2013	4.4800%	8.8600%	-0.2020	-0.2399
2014	0.0000%	3.1400%	0.0000	-0.1988
2015	0.0000%	5.6900%	0.0000	-0.1864
2016	1.4900%	4.7600%	-0.1715	-0.2945
2017	0.0000%	2.8700%	0.0000	-0.2562
2018	0.0000%	3.8700%	0.0000	-0.6284
2019	5.4700%	26.6400%	-0.1953	-0.1960
均值	1.6500%	8.5200%	-0.0881	-0.2861
标准差	0.0389	0.0745	0.0993	0.1313
t统计量	2.45		3.61	

注：第2、3列为基金发生大规模赎回的比率，其中 $\bar{r}_{t-1} \geq 0$ 和 $\bar{r}_{t-1} < 0$ 分别代表上一年平均净超额收益率不小于零和小于零的基金的情况，第4、5列类似，反映了基金平均净流量的情况；最后一行t统计量反映了均值比较统计检验结果。

表2给出了样本期内各年度在上一期净超额收益率不小于零或小于零时发生大规模赎回比率和平均净流量的计算值，可以发现：首先，净超额收益率不小于零时各年份的大规模赎回比率，皆远远低于净超额收益率小于零时的对应年份值，而且整个样本期内的平均大规模赎回比率更低；此外，本文还对两个样本在整个样本期内大规模赎回比率的均值差异性进行了t值统计检验：t统计量为2.45，在5%水平下显著，说明二者存在显著差异¹。其次，当净超额收益率不小于零时，各个年份的基金平均净流出量大多低于同时期净超额收益率小于零的情况，而且整个样本期内的基金平均净流出量更是少3.2倍以上，对两者均值差异进行

统计检验所得的 t 统计量为 3.61, 在 1% 水平下显著。综上所述, 与净超额收益率小于零的情况相比, 在样本期内, 当净超额收益率不小于零时, 不仅基金平均净流出量非常小, 而且平均大规模赎回比率仅为 1.65%, 说明此时大规模赎回发生的概率极小。因此, 从实证检验结果看, 基于式 (7) 确定中国基金市场的规模适度区间上限是合理的。

3. 样本期内边际规模报酬递减效应的回归检验与分析

本文借鉴 Chen et al. (2004)、Yin (2016) 等已有研究, 依次通过以下方程进行回归检验:

$$r_t = \alpha_1 + \beta_1 \ln(q_{t-1}) + \gamma_1 X_{t-1} \quad (15)$$

$$r_t = \alpha_2 + \beta_2 \ln(q_{t-1}) + \gamma_2 [\ln(q_{t-1})]^2 + \gamma_3 X_{t-1} \quad (16)$$

其中, X_{t-1} 代表一系列控制变量, 包括基金家族规模 (FamilySize)、管理费用 (f)、基金存续期限 (FundAge)、基金的资金流量 (Flow), 以及基金风格和基金年份的固定效应等。表 3 中的部分 I 和部分 II 分别是基于式 (15) 和式 (16) 获得的回归检验结果, 将二者进行比较容易发现: 基于式 (16) 比基于式 (15) 的回归检验结果更加显著, 表明基金业绩与管理规模呈现显著的非线性倒 U 形关系, 从而边际规模报酬递减效应在中国基金市场成立。

表 3 基金业绩和管理规模之间关系的回归检验结果

	部分 I		部分 II	
	估计值	标准差	估计值	标准差
<i>Intercept</i>	0.0252	0.0207	0.9961 ***	0.1406
$\ln(q_{t-1})$	-0.0013 **	0.0006	0.1028 ***	0.0142
$[\ln(q_{t-1})]^2$			-0.0026 ***	0.0004
f	0.0001	0.0030	0.0003	0.0029
<i>Flow</i>	0.0000	0.0000	0.0000	0.0001
$\ln(\text{FundAge}_{t-1})$	-0.0004	0.0003	-0.0003	0.0003
$\ln(\text{FamilySize}_{t-1})$	-0.0036 ***	0.0007	-0.0033 ***	0.0007
基金类型	Yes		Yes	
基金风格	Yes		Yes	
年份	Yes		Yes	
数据量	21,196		21,196	
R^2	0.1802		0.1822	

注: ***和 ** 分别表示 1%、5% 的水平下显著。

四、中国基金市场规模适度区间、评价指标的计量与趋势分析

根据上文第二节的最优规模确定模型,要计量基金规模适度区间和相应的评价指标,需要先确定基金成本函数。

(一) 基金成本函数及其参数的确定与特征分析

本文通过扩展 BerkandGreen (2004) 的做法将总成本函数设定为¹:

$$C(q_t) = q_t(a + bq_t) \quad (17)$$

其中, $a + bq_t$ 代表基金单位交易成本,由直接和间接两部分成本组成,具体分析如下:参数 a 反映了市场上的直接成本。具体到中国市场上,直接成本主要包括印花税、券商交易佣金和分仓佣金三部分:印花税经历了多次下调,2008年4月将印花税调整为千分之一,并于同年9月将印花税的征收由双边改为单边,该征收方式一直延续至今;券商交易佣金最高为成交金额的千分之三,最低5元起,单笔交易佣金不满5元的按照5元收取,本文直接按照千分之三计算;中国公募基金的分仓佣金一般在万分之八左右。

成本函数的另一部分 bq_t 表示间接成本,亦即价格冲击成本,其中参数 b 为价格冲击敏感系数。本文采用 Amihud (2002) 的价格冲击指标计算方法如下:

$$b = \text{Average}\left(\frac{| \text{StockReturn}_t |}{\text{Volume}_t}\right) \quad (18)$$

其中, StockReturn_t 表示 t 时的股票收益率, Volume_t 代表 t 时的股票交易额。本文之所以选取该指标主要基于以下考量:第一,由式(17)可知, bq_t 表示由交易额 q_t 引起的单位价格冲击成本,因此 b 代表每单位交易量所导致的价格冲击波动比率,该定义与 Amihud 指标的含义相符;第二,Amihud 指标同时考虑了价格变动和交易量的影响, Goyenko et al. (2009) 对多个流动性代理变量进行实证检验后发现, Amihud 指标可以对价格冲击进行有效测度,并且计算简单,该指标也广泛应用于我国 A 股市场,见吴俣立和常峰源 (2021)。

表4 2011—2019年间交易成本的估计值与统计特征

年份	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	平均值	标准差
b	0.0026	0.0025	0.0024	0.0023	0.0022	0.0022	0.0021	0.0021	0.0020	0.0024	0.0003
q_t	42.1653	40.4217	34.1764	24.1733	17.9828	13.4381	10.4238	9.2163	8.0625	22.2289	12.8221
bq_t	0.1096	0.1011	0.0820	0.0556	0.0396	0.0296	0.0219	0.0194	0.0161	0.0528	0.0342

注:年度平均管理规模 q_t 的单位为亿元。

表4显示,系数 b 逐年递减,说明价格冲击对股市的影响逐年减少,即中国股市的流动性越来越好,使得基金经理进行股市操作的交易成本越来越低^[1]。与此同时,市场的平均基金规模也逐年递减。随之,基金的单位价格冲击成本 bq_t 也逐年减少。

(二) 管理规模适度区间的上下限及其参数的确定

1. 管理规模适度区间的上下限的确定

将式(17)代入式(6)和式(9)中可得:

$$q_I^* = \frac{\alpha_t^E - a - f}{2b}, q_M^* = \frac{\alpha_t^E - a}{2b} \quad (19)$$

2. 反映基金经理能力平均水平的参数值 α_t^E 的计量与分析

运用式(2)、式(10)和式(17),计算得到2011—2019年期间可反映基金经理能力平均水平的参数值 α_t^E ,以及每年基金经理能力 α_t^E 大于平均水平 α_t^E 、位于区间 $[\alpha_t^E - \delta_{\alpha F}, \alpha_t^E + \delta_{\alpha F}]$ 之内以及落于左/右尾的占比情况,其中 $\delta_{\alpha F}$ 表示用于反映基金经理能力的参数 α_t^E 的标准差结果,结果见表5。可以发现:第一,样本期内 α_t^E 的均值为0.02,表明中国基金经理具有一定的投资管理能力。第二,大约73.20%的基金经理能力水平 α_t^E 位于 α_t^E 左右一个标准差的范围内,这意味着市场上大多数基金经理能力趋于市场平均水平,总体来看基金经理能力的区分度不高。第三,从基金经理能力的尾部表现来看,除了2018年以外,左尾的每年度占比大都远高于右尾,表明低能力基金经理数量高于高能力基金经理。

表5 2011—2019年间基金经理能力的平均水平 α_t^E 及其分层占比

年份	α_t^E	基金经理能力的分层占比			
		$> \alpha_t^E$	$[\alpha_t^E - \delta_{\alpha F}, \alpha_t^E + \delta_{\alpha F}]$	左尾	右尾
2011	0.0196	27.0270%	56.7568%	35.1351%	8.1081%
2012 ¹	0.0185	46.9231%	75.3846%	23.0769%	1.5385%
2013	0.0152	11.6438%	59.5890%	39.0411%	1.3699%
2014	0.0141	46.2428%	73.9884%	14.4509%	11.5607%
2015	0.0122	9.9502%	77.1144%	19.9005%	2.9851%
2016	0.0113	50.0000%	78.5156%	14.4531%	7.0313%
2017	0.0117	35.4396%	74.4505%	17.8571%	7.6923%
2018	0.0119	43.9441%	82.1429%	6.0559%	11.8012%
2019	0.0122	39.6878%	80.8250%	10.0334%	9.1416%
平均值	0.0196	34.5398%	73.1964%	20.0005%	6.8032%
标准差	0.0185	0.1426	0.0846	0.1033	0.0376

注:基金经理能力的分层占比,分别给出了基金经理能力水平 α_t^E 高于市场平均水平 α_t^E 、位于区间 $[\alpha_t^E - \delta_{\alpha F}, \alpha_t^E + \delta_{\alpha F}]$ 、位于左尾(低于 $\alpha_t^E - \delta_{\alpha F}$)以及右尾(高于 $\alpha_t^E + \delta_{\alpha F}$)的占比。

(三) 中国基金规模适度性在样本期内的变化趋势分析

为确保计算结果的可靠性,本文又对考察期样本中一些异常值进行了剔除:第一,将仅占 1.3%的超大规模基金样本剔除。虽然这些基金样本只占极小比例,却容易导致平均规模值失真。第二,将初创基金样本剔除。因为初创基金的业绩和规模往往并不反映真实情况。第三,将中国股市中类似于 2012 年出现的一些极端值剔除。因为这些极端值主要由于不可抗拒的市场外力所致,与基金经理能力无关。第四,采用三年移动平滑方法对数据进行降噪,以减少统计偏误。表 6 是根据式(12)和式(19)计算所得,从中可以发现:

第一,与中国基金市场总规模逐年增加的趋势不同,基金的平均管理规模逐年减少,而且使得基金经理和投资者的最优规模、亦即基金规模适度区间上下限 q_M^* 、 q_I^* 也在减小,但二者的差值、即适度性区间的宽度却逐年增加。主要原因如下:由于中国公募基金的管理费用一直稳定在 1.5%附近,所以根据式(19), q_M^* 、 q_I^* 主要受基金经理能力的正向作用和市场冲击成本的负向作用的影响,而 q_M^* 与 q_I^* 的差值仅受市场冲击成本的负向作用的影响。表 4 显示中国市场冲击成本呈变小趋势,这是适度区间宽度逐年扩大的原因。根据表 6,从 2011 年到 2019 年期间,随着中国非初创基金数量扩大了 8 倍多,基金经理队伍也迅猛扩张,但基金经理的整体能力却很难在短时间内得到同步提升。最后,对比表 4 和表 5 可以发现:基金经理能力平均水平逐年大幅下降的程度远高于市场冲击成本逐年减少的幅度,这是基金规模适度区间上下限 q_M^* 、 q_I^* 逐年减小的成因。

表 6 2011—2019 中国公募基金适度区间和适度性评价指标及其变化趋势(单位:亿元)

年份	q_t	q_I^*	q_M^*	$q_M^* - q_I^*$	I_t
2011	42.1653	21.2557	28.4673	7.2115	2.8995
2012	40.4217	19.8108	27.3108	7.5000	2.7481
2013	34.1764	13.7549	21.5674	7.8125	2.6140
2014	24.1733	12.0867	20.2388	8.1522	1.4826
2015	17.9828	8.3096	16.8323	8.5227	1.1350
2016	13.4381	6.2645	14.7872	8.5227	0.8417
2017	10.4238	7.5928	16.5214	8.9286	0.3171
2018	9.2163	7.9415	16.8700	8.9286	0.1428
2019	8.0625	9.0313	18.4063	9.3750	-0.1033
均值	22.2289	11.7831	20.1113	8.3282	1.3419
标准差	12.8221	5.1701	4.5849	0.6768	1.1011

注:表 6 中第 2 列 q_t 为基金在 t 年的平均规模,由于小数点保留的不同,对应数值与表 4 有稍微差异;第 3、4 列分别展示了 t 年的最优管理规模 q_I^* 和 q_M^* ;第 6 列 I_t 展示的是 t 年的适度性评价指标值。

第二,从平均意义看,2015 年之前中国公募基金市场一直处于基金规模过大状态,2016 年后开始趋向规模适度状态,而在 2019 年出现规模过小状态。根

据表6,样本期内中国基金的平均规模为22.23亿元,而平均适度区间为[11.78, 20.11]。可见,相对于基金经理能力而言基金规模过大,这是基金经理为谋取自身利益不断扩张基金规模的结果。

五、基于适度性评判公式对中国基金规模适度性的实证判断与可靠性检验

本节根据表6的适度性评判指标 I_t 值,将所有样本基金分为 $I_t < 0$ 、 $0 \leq I_t \leq 1$ 、 $I_t > 1$ 三类(见表7),再结合表6对非初创基金的规模适度性进行计量判断,并对本文提出的适度性评判指标公式的可靠性进行检验,见表8。

表7 2011—2019年非初创基金的适度性水平和业绩状况

年份	基金数量	$I_t < 0$		$0 \leq I_t \leq 1$		$I_t > 1$	
		基金占比	$\bar{r}_t$	基金占比	$\bar{r}_t$	基金占比	$\bar{r}_t$
2011	111	40.5405%	0.0034	3.6036%	0.0062	55.8559%	-0.0387
2012	130	43.0769%	0.0083	6.9231%	0.0082	50.0000%	-0.0322
2013	146	42.4658%	0.0075	8.9041%	0.0040	48.6301%	-0.1536
2014	173	50.2890%	0.0034	9.2486%	0.0058	40.4624%	-0.0139
2015	201	56.2189%	0.0012	6.4677%	0.0049	37.3134%	-0.0730
2016	256	50.7813%	0.0054	13.6719%	0.0152	35.5469%	-0.0211
2017	364	53.0220%	0.0005	14.2857%	0.0002	32.6923%	-0.0225
2018	644	55.9006%	0.0172	21.8944%	0.0215	22.2050%	0.0055
2019	897	74.1360%	0.0078	14.2698%	0.0283	11.5942%	-0.0038
平均值	—	51.8257%	0.0061	11.0299%	0.0105	37.1445%	-0.0393

注:表7的第3、5、7列展示的是三类基金在当年非创新样本基金中的占比;第4、6、8列展示的是各类基金的平均超额收益率 $\bar{r}_t$ 。

表8 2011—2019年中国偏股型基金的规模适度性分析

年份	$I_t < 0$		$0 \leq I_t \leq 1$		$I_t > 1$		总失效率
	明星基金占比	其他基金占比	满足 $r_t \geq 0$ 的占比	失效率	满足 $r_t < 0$ 的占比	失效率	
2011	28.5714%	71.4286%	100.0000%	0.0000%	90.3226%	9.6774%	4.8387%
2012	24.6914%	75.3086%	100.0000%	0.0000%	81.5385%	18.4615%	9.2308%
2013	22.6190%	77.3810%	92.3077%	7.6923%	94.3662%	5.6338%	6.6631%
2014	26.0417%	73.9583%	87.5000%	12.5000%	85.7143%	14.2857%	13.3929%
2015	25.5102%	74.4898%	76.9231%	23.0769%	96.0000%	4.0000%	13.5385%
2016	29.4118%	70.5882%	94.2857%	5.7143%	84.4444%	15.5556%	10.6349%
2017	27.2251%	72.7749%	73.0769%	26.9231%	85.7143%	14.2857%	20.6044%
2018	32.7869%	67.2131%	85.1064%	14.8936%	79.0210%	20.9790%	17.9363%
2019	25.0379%	74.9621%	85.9375%	14.0625%	79.8077%	20.1923%	17.1274%
平均值	26.8773%	73.1227%	88.3486%	11.6514%	86.3254%	13.6746%	12.6630%

注1. 满足 $I_t < 0$ 的基金占比,是指当年该类基金数量占 $I_t < 0$ 类基金总数量的比例,具体见第2、3列;

2. 失效率已在正文中说明,总失效率是 $0 \leq I_t \leq 1$ 和 $I_t > 1$ 两类基金失效率的平均值。

首先,如表7所示,满足 $I_t < 0$ 的规模不足基金的数量占比一直最高,且逐年递增;每年“基金净超额收益率”皆为正,仅次于规模适度基金。然后,该类基金的实际规模 q_t 小于最优规模 q_t^* ,说明基金经理能力要么没有得到充分发挥,要么基金规模被基金经理人为控制。此外,有高达55.30%¹的初创基金处于非最佳运行状态,还有26.88%的明星基金业绩排名靠前,余下基金的业绩则差异极大。因此,对此类基金无法、也无须进行可靠性分析。

其次,满足 $0 \leq I_t \leq 1$ 的规模适度基金的数量占比最低,但呈逐年递增趋势;基金业绩表现平稳且远高于另两类基金。此外,表8表明,平均88.35%的该类基金净超额收益率 r_t 满足 $r_t \geq 0$,余下11.65%的基金不满足,即失效率为11.65%。失效原因是由于该类基金的管理规模相对于该基金经理能力而言扩张过度。

最后,满足 $I_t > 1$ 的规模过大基金的平均占比为37.14%,而且呈逐年递减态势;由于基金管理规模超出了该类基金经理能力,导致该类基金的净超额收益率最低。此外,表8显示,平均86.33%的该类基金净超额收益率 r_t 满足 $r_t < 0$,余下13.67%的基金不满足,即失效率为13.67%。失效的主要原因是可能低估了基金经理或基金公司的实力。

总体来看,应用本文适度性评判公式对各类基金进行评判的可靠性或有效性平均达到了87.34%,相对较高。

六、基本结论

针对已有研究的局限性,本文通过考察基金经理和基金投资者之间的委托—代理冲突、基金市场的边际规模报酬递减以及基金投资者大规模净赎回等因素对基金规模的影响,提出了基金规模适度性和适度区间的概念,然后借鉴经典的BG模型构建了基金管理规模适度区间计量模型以及规模适度性评判公式。借助于上述模型和公式,选取2011—2019年中国股票型和混合型主动管理基金作为研究样本,对样本期内中国基金市场管理规模的适度性、基金经理能力进行计量评判,主要结论如下:

中国公募基金市场具有以下特征:第一,中国公募基金的平均管理规模,在2015年之前过大,2016年之后逐渐趋向规模适度,2019年出现管理规模过小现象;基金市场存在着明显的边际规模报酬递减效应;从长期来看,基金平均净超额收益率趋于零。第二,中国基金市场规模适度区间上下限 q_M^* 、 q_I^* 皆呈现出逐年减小的趋势,但二者的差值、即适度性区间的宽度却逐年增加。第三,在样本期内,规模适度基金的平均净超额收益率皆为正,远高于规模不足基金和规模过大基金。第四,相对于基金经理能力而言,管理规模不足基金占比最大,管理规模

过大基金占比次之，而管理规模适度基金占比则最小，但规模适度基金总体呈现逐年递增趋势。

本文研究表明，与其他类型基金相比，规模适度基金不仅在业绩和业绩稳健性方面市场表现最好，而且与监管部门要求的“不得以短期的基金管理规模、盈利增长等为主要考核标准”的长期投资理念相吻合。因此，对监管者、基金经理以及基金投资者的期望而言，都应该大力提高基金经理能力以及与基金经理能力相匹配的规模适度基金的市场占比。

财商信息

基金业绩评价的一种新标准：原理及应用

杨海生¹，江颖臻²

(1. 中山大学岭南学院；2. 香港大学经济及工商管理学院)

【摘要】传统以市场为标准的基金业绩评价方法可能受私有信息影响导致业绩被高估。本文利用 FamaMacbeth 两阶段回归的方法，分别采用传统市场标准和新基金投资组合标准考察我国基金的“整体”业绩是否达到市场基准要求。结论表明，以基金投资组合作为新业绩比较基准更能准确、严苛地评估基金的业绩表现；并进一步在业绩导向型套利框架下考察影响基金业绩的因素，表明委托代理问题、投资者能力、资金和杠杆约束等限制了基金的业绩良好表现。

【关键词】基金业绩；投资组合标准；业绩导向型套利

【原文出处】《中山大学学报(社会科学版)》，2022，62（04）

【基金项目】国家自然科学基金面上项目“互联网金融冲击下系统流动性风险的传染机制及其监管对策研究：基于匹配博弈模型”（72173141）；广东省自然科学基金项目“粤港澳大湾区系统性金融风险的测度、传染与防范研究”（2019A1515012018）

（文中参考文献及注释详见原刊）

一、引言

积极培育公开透明的资本市场,有利于虚拟经济反哺实体经济,解决实体经济低迷和虚拟经济过热之间的畸形矛盾。2019年2月22日,习近平总书记在中共中央政治局第十三次集体学习中强调,我国金融业的市場结构、经营理念、创新能力等还不适应经济高质量发展的要求,诸多矛盾和问题仍然突出。深化金融供给侧结构性改革是一个循序渐进的过程,其中关键的一步在于正确认识金融的本质,推进重点金融领域的发展。基金市場作为金融市場中的重要组成部分,证券投资基金的投资决策不仅影响我国证券市場整体的投资理念,而且对稳定股票市場具有重要作用。一方面,证券投资基金被认为是最具代表性的资产管理人,且近年来呈现出迅猛的发展态势。截至2020年12月31日,我国公募开放式基金规模达到2.81万亿美元,基金总规模首次位居亚太首位。另一方面,证券投资基金相比中小投资散户更具有信息优势,从基金市場切入有利于从局部到整体地提高证券市場的效率。证券投资基金作为理性的机构投资者,以其专业知识技能管理来自投资人的资金,促进资金的融通并有效地活跃資本市場,并有利于树立正确投资理念,推动证券市場乃至金融体系的健康发展。

客观认识基金中存在的问题,对准确评价基金业绩提出了更高要求。一直以来,业界和学界就如何建立高效的基金绩效评估体系进行广泛的探讨和研究,主流的评估方法可以分为两类。第一类关注基金个体的能力,具体回答特定的基金是否存在 α 或者在某些风险因子上具有突出的业绩表现(王聪,2001;王守法,2005)。第二类重点关注基金市場的整体表现,回答整体上基金是否击败业绩基准,评价基金的整体业绩表现(Patton & Weller, 2020; Giglio et al., 2021)。研究证券投资基金在引导社会投资者的投资理念发展方向、稳定整体金融市場的作用,应该全面客观评估基金的业绩表现,正确认识基金中存在的总体问题。因此,本文利用 Fama Macbeth 二阶段回归方法,首先考察 2004—2020 年中国开放式基金整体的业绩表现是否击败了市場基准。

日益扩大的资金管理规模、多样化的投资风格和策略,为健全和完善基金业绩和风险评价管理体系带来全新挑战。不同的基金有着各式各样的因子投资策略,首先提出的问题是怎样检验新挖掘的因子对模型解释能力的贡献。根据 Harvey & Liu (2021) 的搜集统计,已有资产定价因子多达 316 个。如此多的定价因子已经构成“新因子动物园”,那么怎样高效且准确地评估不同因子投资策略的效果呢?另一方面,特定的实证回归结果是否能准确地对基金业绩表现做出判断?以往的实证研究通常以 t 统计量衡量因子的显著性以判断基金是否具备显著的业绩,但运气成分亦会带来显著的绩效。因此,在金融实证研究中不乏学者强调数据探测的重要性(White, 2000)。本文参考 White (2000) 对基金整体业绩表现进行

非参数检验,以判断业绩受到何种程度的运气影响。

虽然我国证券投资基金发展迅猛,但是学界关于基金业绩评估体系的新近研究较少。因此本文以 **Rolling** 的方法检验市场基准在评价基金业绩作用的时效性。结果表明,随着基金投资多样化的发展,市场作为衡量基金业绩的基准越来越宽松,基金经理在满足市场回报要求后可能缺乏继续提升业绩的动力。另一方面,我国证券投资市场是否有效仍然是个备受争议的话题。陈梦根和毛小元(2007)发现我国股票价格中反映公司基本面信息的比例平均为 52%左右,中国股票市场上的交易者可能大多是噪声交易者,同时也可能存在着内幕交易等市场乱象。市场上可获得的公开信息对证券价格的解释能力较低,我国基金业绩的主要贡献可能来源于私有信息。因此,本文提出以基金自身投资组合作为业绩评价的新标准,能够较大程度地降低私有信息对基金业绩的影响,而且一个更为严苛的业绩基准亦能激发基金进行有效投资的动力。

证券投资基金所用的资本金并非完全是自有资金,其来源于富余的个人、银行和其他投资者。所有权和管理权的分离便引发了委托代理问题,进而影响基金的业绩表现。**Shleifer & Vishny (1997)** 指出理论和实际套利交易存在差异,并把这种套利模式定义为业绩导向型套利。本文继而沿袭 **Shleifer & Vishny (1997)** 关于业绩导向型套利理论框架的讨论,从委托代理问题、投资者局限的两个角度考察不同因素对基金业绩的影响。当资金的所有者和管理者因代理关系而分离时,基金的业绩便受到委托代理问题的制约(**Shleifer & Vishny, 1997**)。本文选择从基金自由流量以及基金决策权分配两个方面研究委托代理问题对基金业绩的影响。另一方面,由于在真实世界中不同的基金和基金经理的专业技能存在差异(能力约束),而且其他约束限制亦是真实存在的(如资金约束、杠杆约束等),本文进而研究这些投资者的局限对基金的业绩表现的限制作用。

本文的研究贡献主要体现在如下几个方面:第一,我们系统地检验中国开放式基金整体的业绩达标情况,结果表明基金业绩在传统因子模型中都有优于市场的表现,且市场基准作为衡量基金业绩标准的时效性呈现下降的趋势。本文提出以基金的投资组合收益表现作为业绩标准,一方面排除私有信息对基金投资带来的附加价值,将绩效关注点放在基金的专业技能水平上。另一方面,开放式基金的股票、债券种类和配比是公开可获得的信息,外部投资者能较为容易地复制基金的投组。基金资产配置的公告意味着基金收益的可预见性和可回溯性。因此基金的投资组合是一个更加合适的业绩基准。第二,我们提出对基金业绩的运气成分的甄别方法。由于现有的大部分基金业绩分析方法中无法排除运气的影响,从而导致以传统的显著性检验得到的统计结论会有失偏颇。因此本文强调需要通过

bootstrap方法来模拟基金业绩的真实分布,从而得到稳健可靠的统计结论。第三,我们系统地考察影响基金业绩的因素,检验国外研究发现在中国基金市场的适用性。另外,本文创新地提出“经理基金”以关注经理的个人业绩。“经理基金”不仅能更好地测度经理个人特征与旗下基金平均风险偏好的直接关系,而且在评价经理个人业绩时能弱化同属一个经理的不同基金之间的利益输送、牺牲其他基金来“打造明星”以及“业绩锦标赛”等问题(肖继辉和彭文平,2015)。

二、文献回顾与本文的模型设定

(一) 以市场组合为基准的基金业绩考核:存在的问题

新时期下我国证券投资基金蓬勃发展,但基金绩效的评价体系之研究仍然相对滞后。目前基金的收益风险评价指标更多地关注基金的个体能力,强调不同基金之间的个体差异或者同一基金不同时期的业绩差异。事实上,学者们开始将研究重点从基金的个体特征逐步转移到整体特征上,尝试以一个总体的视角回应基金业绩是否达到基准。Patton & Weller (2020)以“看得见摸不着”的概念描述基金整体上因子策略的实际回报与理论回报存在的差异。“看得见”衡量给定一个交易策略的市场基准收益,而“摸得着”指现实世界中资产管理人的实际业绩表现,当基金的实际业绩不能满足市场基准收益率时,便表现出“看得见摸不着”现象。本文借鉴Patton & Weller (2020)和Giglio et al. (2021)中采用Fama-Macbeth二阶段回归的方法测度市场的基准要求和基金的实际业绩,具体的模型设定如下:

第一步,假设第*i*个投资组合在*t*期的回报率表示为 $R_{i,t}$,估算投资组合的因子系数:

$$R_{i,t} - R_{\beta} = \alpha_i + \beta_{i,F1}(R_{mt} - R_{\beta}) + \beta_{i,F2}SMB_t + \beta_{i,F3}HML_t + \beta_{i,F4}MOM_t + \beta_{i,F5}(R_{Bt} - R_{\beta}) + e_{i,t} \quad (1)$$

其中, $(R_{mt} - R_{\beta})$ 和 $(R_{Bt} - R_{\beta})$ 分别表示股票市场和债券市场因子。 SMB_t 和 HML_t 为规模因子和价值因子, MOM_t 表示动量因子。第二步进行如下回归:

$$R_{i,t} - R_{\beta} = \sum_k \gamma_{kt}^S \hat{\beta}_{ik} I_{i \in S} + \sum_k \gamma_{kt}^{MF} \hat{\beta}_{ik} I_{i \in MF} + \varepsilon_{it}, t = 1, \dots, T \quad (2)$$

其中,每个时间点下截面对应因子的系数估计 $\hat{\beta}_{ik}$ 是相同的, γ_{kt}^S 和 γ_{kt}^{MF} 分别表示在*t*时刻因子*k*的市场和基金回报的风险价格(其中*k*=1, 2, 3, 4, 5,代表对应的市场因子、规模因子、价值因子、动量因子和债券因子)。I为示性函数,表示分别估算市场和基金的业绩表现。本文以 $\gamma_{kt}^{\Delta} = \gamma_{kt}^S - \gamma_{kt}^{MF}$ 计算基金的业绩表现与市场基准回报的差异,衡量基金的业绩是否达到标准。当 γ_{kt}^{Δ} 为正时,意味着基金承担风

险却获得比市场更低的回报,说明基金的业绩表现不能满足市场基准的要求,反之当 γ_{kt}^A 为负时,则表明基金业绩跑赢了市场。在后文中当市场基准 γ_{kt}^S 替换为新基准时,则为检验基金较于新业绩基准的达标情况。

Giglio et al. (2021) 提出,在对基金业绩进行多重检验的过程中不容忽视的一个核心问题是数据探测。统计学上简单的 t 检验也被大部分研究基金业绩的文章所诟病。另一方面, Fama-Macbeth 二阶段回归方法存在着回报率序列数据重复使用的问题。White (2000) 指出当出现数据重复使用的情形时,任何实证结果都可能是偶然得到的,需要使用 bootstrap 抽样方法增强结果的可靠性。鉴于此,本文参考 White (2000) 采用基于 optimal block 的 stationary bootstrap 抽样方法以保留数据一定的时序性,同时可以减轻偶然的运气问题对结果的干扰。

(二) 基金业绩考核的新标准:以基金投资组合为基准

内幕交易、题材炒作等乱象一直是我国证券投资市场挥之不去的阴影,在研究中国证券投资市场时,有效市场假说的前提在很大程度上是不成立的(陈梦根和毛小元, 2007)。市场上可获得的公开信息对证券价格的解释能力较低,因此我国基金业绩的主要贡献可能来源于私有信息。Cullen et al. (2010) 区分了“公共信息”和“私有信息”,研究表明共同基金通过使用与公共信息相悖的私有信息赢得了优异的平均业绩。因此,基金具体的资产配置是经私有信息调整的结果,资产在不同股票和债券的配置至少在实践意义上比理论投资组合更有效,在承担相同风险的情况下基金投资组合的回报会比市场组合高,于是本文提出假说:

假说 1: 基金的股票和债券组合存在一定的私有信息,基金投资组合的风险回报更高。

本文以窗口期为 36 个月的 Rolling 方法检验市场业绩指标的时效性,模型如下:

$$R_{k, [t-35, t]} - R_{f, [t-35, t]} = \sum_K \gamma_{k, [t-35, t]}^S \hat{\beta}_{ikt} I_{i \in S} + \sum_K \gamma_{k, [t-35, t]}^{MF} \hat{\beta}_{ikt} I_{i \in MF} + \varepsilon_{i[t-35, t]} \quad (3)$$

$$\bar{\gamma}_{k[t-35, t]}^A = \frac{1}{36} \sum (\gamma_{k[t-35, t]}^S - \gamma_{k[t-35, t]}^{MF}), t = 36, \dots, T \quad (4)$$

当我们以滚动的时间 t 计算上述模型时便得到了基金业绩达标情况的时序特征。通过业绩比较的时序图观察随着时间的推移,市场基准作为基金业绩评价标准的效果是否变差。倘若市场基准的时效性降低,我们认为提出一个新业绩标准是非常有必要的。为了检验假说 1, 本文继而以基金投资组合模拟基金自身的业绩基准,并对比市场基准考察基金投资组合是否有更高的风险回报。

(三) 新标准的应用:基金业绩的影响因素

证券投资基金所用的资本金并非完全是自有资金,资金拥有者为投资知识水平较低、资金闲置的个人或机构,而资金的管理者为专业的基金经理。在 Shleifer & Vishny (1997) 有限套利框架下影响基金业绩表现的两个最重要因素为: 资金所有权和决策权引发的委托代理问题以及投资者面临的约束问题, 本文就这两个大方面研究基金业绩的影响因素。

1. 委托代理问题

基金经理受到来自投资人的委托后, 代替投资人管理资产和达成盈利目标。但基金经理和投资人的利益并非完全一致, 投资人的利益所得为资产的投资收益, 而基金经理的主要收益为佣金报酬。在投资人处于信息劣势、不能完全监督的情况下, 基金经理可能有意或无意地做出有损于投资人利益的行为。本文选择从基金自由流量和决策权分配两个角度研究委托代理问题对基金业绩表现的影响。

(1) 基金自由流量。自由现金流假说是关于公司资本管理结构的委托代理理论解释 (Jensen, 1986), 当企业拥有大量闲置资金时, 代理人有滥用公司资源的倾向。本文参考 Patton & Weller (2020) 构造了基金自由流量 (freeflow) 变量, 即基金在满足投资者回报要求后可自由掌控的资金, 如下:

$$free\ flow_{it} = \frac{TNA_{it}}{TNA_{it-1}} - (1 + R_{it}) \quad (5)$$

等式右端的第一项衡量了基金净值的增长率, 第二项衡量了投资者所要求的回报率, 二者的差额即为基金满足了投资者要求报酬后可自由控制的部分。本文以自由流量符号的正负将基金区分为委托代理问题强和弱两个时间段, 比较两个时间段内的业绩表现, 并提出假说:

假说 2: 基金自由流量增加的情况下加剧了委托代理问题, 降低了基金提升业绩的动机。

(2) 基金决策权。集权和分权是激励约束机制问题讨论的热点之一, 建立有效的激励约束机制是降低代理人成本的关键。基金决策权的分配也影响了基金的投资策略和业绩表现 (Dass et al., 2013)。Dass et al. (2013) 指出, 由于协调成本的存在, 团队管理型基金调整资产组合配置的频率更低, 调整的幅度更小。团队管理型基金中可能存在搭便车行为, 真正的决策权往往在最出色的基金经理手里。而搭便车的经理在团队中的贡献较低, 甚至可能由于协调成本给整个团队带来利益的损失。本文提出假说:

假说 3: 团队管理型基金的业绩表现比单经理管理型更差。

本文将各个基金分为单经理管理和团队管理两个时间段以研究其业绩表现。进一步地,本文通过计算同属一个经理管理基金的加权回报率,以“经理基金”研究经理个体的业绩表现。

2.投资者约束

传统的金融学理论假设资产管理人都是理性的,有充足的能力捕捉市场机会,且不会受到各种约束限制。但在真实世界中不同的基金和基金经理的专业技能存在差异,而且约束限制亦是真实存在的。本文选择能力约束、资金约束、杠杆约束、时间约束四个投资者局限进行研究。

(1) 管理者技能(能力约束)。Hens et al. (2006) 认为市场参与限制是有限套利的另外一种形式,投资者需要同时关注所有金融市场才能做出最有效的投资决策。但事实上基金管理者计算和分析信息的能力是有限的,而且关注的信息是不全面的。因此本文提出假说:

假说 4: 技能型投资者比运气型投资者的业绩表现更好。

Kosowski et al. (2006) 和 Fama & French (2010) 的两种新近方法均基于 bootstrap 抽样进行基金绩效评价,是目前区分基金运气抑或技能的主要方法。在此基础上,本文通过沿用王建秀等(2021)改进的 bootstrap 抽样方法,区分出技能型和运气型投资者(基金和基金经理),考察技能型投资者在整体上是否有更为出色的业绩表现。

(2) 资金约束。当投资者蒙受损失时会引致部分投资人撤资,资金减少时便产生资金约束。即使基金能有效捕捉市场上的套利机会,也会由于资金问题限制了有效的投资活动。本文以基金每季度的申购和赎回衡量投资者扩大或撤回投资时的资金约束,并提出假说:

假说 5: 基金在现实投资中会面临资金约束,当资金越充裕时基金的业绩表现更佳。

(3) 杠杆约束。Boguth & Simutin (2018) 提出了共同基金面临杠杆约束,更低因子敞口的基金的年度表现比高因子敞口基金高 5%。当基金股票投资组合的杠杆较高时便限制了进一步的风险投资,基金经理也因此错失了可能的最佳投资时机和有效资产配置。本文以基金持有的股票组合计算基金的 beta 值衡量基金面临的杠杆约束,并提出假说:

假说 6: 高因子敞口限制基金进行有效投资,因此其业绩表现更差。

(4) 时间约束。在经典投资理论背景下, 偏离的证券价格会瞬间回归基础价值, 因此传统基金业绩考核缺乏对时间跨度的考量。从直观上, 当基金经理可考虑的时间越长时, 资产组合的配置更为合理。但实际上, 在基金经理考虑的过程中可能错失最优的行动时点, 当投资时间跨度越长时, 面临的不确定性更大。而且由于可能存在的投资人短视行为和机构投资者的短期机会主义(刘京军和徐浩萍, 2012), 使得基金可能更为看重短期的业绩表现。Ekström & Lindberg (2013) 通过考察动量交易下持有长头寸资产的机构, 提出在动量交易策略下存在最优的边界, 因此本文提出:

假说 7: 基金的动量因子交易存在最优的时间边界。

三、数据来源、样本描述与基本模型

本文研究对象为积极管理型基金, 即股票型基金和混合型基金, 但剔除定期开放基金的样本。本文选取成立三年以上的中国开放式基金的月度数据作为初始研究样本。对于混合型基金, 其投资组合构成中包含一定比例的债券, 因此需要加入债券市场因子的 Carhart 四因子^①作为回归模型。数据主要来源于国泰安(CSMAR)基金市场数据库和锐思数据库。通过选择基金的可赎回日而非成立日作为该基金的初始时间, 能够有效减轻孵化期偏误问题(Fama & French, 2010)。由于实证模型的设计原因和后续的分组要求, 最终的样本选择时间为 2004 年 1 月至 2020 年 12 月^②。回归模型中所用因子序列的统计描述如表 1 所示。市场组合的构造参考 FamaFrench 的方法, 按照因子策略^①构造市场投资组合, 以计算股票市场组合的风险溢价。基准股票组合包括 25 个 size-value 组合、25 个 size-beta 组合、25 个 sizeprior return 组合、25 个 size-Amihud illiquidity 组合、25 个 size-operating profitability 组合、25 个 size-investment 组合、10 个 BE-ME ratio-sorted 组合、10 个 beta-sorted 组合、10 个 prior return-sorted 组合、10 个 Amihud illiquidity-sorted 组合、10 个 operating profitability-sorted 组合、10 个 investment-sorted 组合以及 58 个行业组合, 共 268 个基准的股票市场组合。本文同时考虑在债券市场的资产配置, 分别以债券占总资产比例=0、0.2、0.4、0.6、0.8 等五个比例构造理论的“股票+债券”投资组合^②, 即 1340 个投资组合。基金的收益率以研究样本基金的实际月度收益率衡量, 符合筛选条件的基金共 1625 支。在后续研究中加入基金自身投资组合作为业绩的基准, 具体以基金半年报和年报中公布的详细的股票明细、各股票比例构造出归属于该基金的股票组合回报, 债券组合回报以中债综合指数衡量^③, 最后以自身股权债权资产配比模拟基金的基准投资组合回报。

表1 因子序列的统计描述

	均值	标准差	偏度	峰度
RMRF	0.0096	0.0849	-0.1368	1.3760
SMB	0.0070	0.0440	0.0575	2.1219
HML	-0.0013	0.0329	0.1578	3.0255
11-MOM	-0.0053	0.0451	-0.0810	1.5986
RBRF	-0.0004	0.0066	0.1557	0.8654
3-MOM	-0.0044	0.0610	0.0596	0.9341
6-MOM	-0.0004	0.0467	-0.0554	1.1003
9-MOM	0.0031	0.0460	-0.3503	1.8709

四、实证结果分析

（一）市场组合为基准的基金业绩考核结果

表2报告了Fama-Macbeth二阶段回归后总体上市场组合和基金的收益率计算的beta系数均值及t值、因子的风险溢价（年化）均值及t值。 $\gamma_{it}^A = \gamma_{it}^S - \gamma_{it}^{MF}$ 衡量了基金与市场基准的差额，表2“业绩达标”行报告了该差额的时序均值，该变量为一个负向指标，当该数值为正时说明基金的业绩并没有达到基准的要求。本文以“业绩达标”序列和常数项1序列进行OLS回归，得到常数项的系数作为业绩达标的均值，且系数标准误以Newey & West（1987）取3阶滞后进行调整。

从beta的估计值来看，结果与现有文献和资产定价理论较为吻合。另外，在中国证券市场中市场组合的价值因子和动量因子的风险溢价为负，与国内以往的文献吻合（郑振龙和汤文玉，2011）。从“业绩达标”指标来看，总体上，市场溢价和实际溢价的差额为正的因子只有规模因子和债券因子，而市场因子、价值因子和动量因子的差额均为负，且差额在1%的显著性水平下显著，这意味着基金的业绩满足了市场的业绩标准。基金业绩之所以得到优于市场的表现，一方面是得益于基金经理专业的投资技能，而另一方面，来源于基金本身的信息优势。私有信息优势为基金的投资决策带来附加价值，文章后续研究中引入基金的资产配置组合作为业绩标准，以弱化私有信息优势的作用。

“运气成分”的具体构造做法是，通过10000次bootstrap抽样获得 $\{\gamma_{it}^{S, b1}\}$ ，和 $\{\gamma_{it}^{MF, b2}\}$ ，上标b1，b2分别表示对市场 and 基金的第b1和b2次抽样，以对应抽样次序的因子溢价相减得到基金业绩达标情况的 $\{\gamma_{it}^{A, b}\}$ ，模拟基金业绩的运气分布。 $\%<Act.$ 报告基金业绩10000次模拟达标中小于真实达标的占比。当该数值越接近0时，真实值处在模拟分布的左尾，且由于业绩达标是一个负向指标，意味着基金实际达标情况接近于模拟的最佳运气。据此发现，基金在价值和动量策略上有优于市场的表现，且该优异的表现非运气使然的结果（ $\%<Act.$ 均小于0.01）。综上所述，构成基金的业绩达标评价体系主要有两个

步骤:第一,基金业绩需要有优于业绩基准的表现,体现在业绩达标的系数为负值。第二,基金的业绩达标是能力使然的结果,体现在“运气”指标小于给定的0.01 阈值^①。

表2 市场基准和基金业绩达标情况

		RMRF	SMB	HML	11-MOM	RBRF
市场基准	beta	0.6230*** (45.6065)	0.4460*** (14.8019)	-0.0347 (-0.7661)	-0.0229 (-0.6225)	0.4893*** (5.1550)
	$\bar{\gamma}_{it}^{SI}$	12.5686 (1.4342)	8.6111** (2.0320)	-16.8460*** (-3.6965)	-20.2749** (-2.3865)	0.6075 (0.5261)
基金业绩	beta	0.5929*** (12.4041)	-0.0921 (-0.9661)	-0.3211** (-2.3270)	0.1241 (1.4166)	0.0131 (0.1304)
	$\bar{\gamma}_{it}^{MF}$	18.6502** (2.0102)	-5.4149 (-0.8288)	1.3393 (0.3103)	11.6862 (1.6410)	0.1393 (0.0824)
业绩达标	$\bar{\gamma}_{it}^{SI} - \bar{\gamma}_{it}^{MF}$	-6.0816*** (-2.8495)	14.0260*** (2.8085)	-18.1853*** (-3.2861)	-31.9612*** (-3.4824)	0.4681 (0.2906)
运气	%<Act.	0.4995	0.3902	0.0031	0.0073	0.1086

注:***、**、*分别表示显著性水平为1%、5%以及10%。系数标准误以Newey & West (1987)取3阶滞后进行调整。

(二) 市场基准的时效性与基金投资组合的基准

图1显示了以市场基准衡量基金达标情况的时序特征,黑色实线为“业绩达标”变量的滚动均值,阴影部分为均值的95%置信区间。红色实线为“滚动模拟业绩达标”分布的均值。可以看出,虽然在样本期早期基金业绩没有达到市场标准,但随着时间的推移,市场因子、规模因子和价值因子的基金业绩达标情况越来越好,并出现超额达标的情况。动量因子在大部分时间都有优于市场基准的表现(体现在大部分时间内业绩达标均为负值)。在价值和动量策略中出现能力达标的情况。这一趋势一部分归因于证券投资基金行业的蓬勃发展使得基金整体有较好的业绩表现,但我们不得不怀疑继续使用市场基准以衡量基金业绩的效果。

表3报告了基金投资组合的beta系数及t值、因子的风险溢价及t值,并在最后一行添加了表1中的市场基准来辅助对比。可以发现,基金投资组合的业绩衡量标准在市场因子、价值因子、动量因子都有优于市场基准的表现,假说1成立。此外,Fama & MacBeth (1973)提出,二阶段回归中计算投资组合的风险价格时,组合的构造可以是任意的。理论上基金投资组合与市场组合得到的风险价格是无差异的,但表3的经验结果表明并非如此。基金股票和债券的选择可看作基金利用信息优势精选后的小市场,基金投资组合的风险收益优于市场基准很大程度上是私有信息作用的结果。表3的研究结果表明以基金投资组合作为业绩衡量标准,将会比传统的市场基准更为严苛,因此新基准“基金投资组合”的提出能有效解决图1中市场基准时效性低的问题。



图1 以市场基准衡量基金达标情况的时间特征(除债券因子)

表3 基金投资组合的业绩基准

		RMRF	SMB	HML	11-MOM	RBRF	
基金的混合组合	beta	0.6881*** (13.7850)	0.0415 (0.2597)	-0.3049** (-2.1817)	0.0786 (0.8096)	0.3142 (1.2603)	
	$\bar{\gamma}_{kt}^{S2}$	35.9853*** (4.1646)	1.4578 (0.3222)	-4.5435 (-1.5024)	27.2525*** (5.9109)	-1.6602* (-1.9479)	
	市场基准	$\bar{\gamma}_{kt}^{S1}$	12.5686	8.6111	-16.8460	-20.2749	0.6075

注：***、**、*分别表示显著性水平为1%、5%以及10%。系数标准误以Newey & West (1987) 取3阶滞后进行调整。

(三) 选择基金投资组合作为业绩基准的评价结果

表4考察了以基金投资组合作为新基准的基金业绩达标情况，表4、表2均为检验基金业绩的达标情况，区别在于表2使用市场基准而表4使用新基准——基金混合组合。相对于市场基准，业绩达标反而在市场因子和动量因子上出现了业绩不达标的情形。表4的结果说明基金投资组合是一个比市场基准更为严格的基准。

表4 基金投资组合和基金业绩达标情况

基金业绩		RMRF	SMB	HML	11-MOM	RBRF
新基准-基金混合组合	$\bar{\gamma}_{kt}^{S2}$	35.9853*** (4.1646)	1.4578 (0.3222)	-4.5435 (-1.5024)	27.2525*** (5.9109)	-1.6602* (-1.9479)
	$\bar{\gamma}_{kt}^{MF}$	18.6502** (2.0102)	-5.4149 (-0.8288)	1.3393 (0.3103)	11.6862 (1.6410)	0.1393 (0.0824)
业绩达标	$\bar{\gamma}_{kt}^{S2} - \bar{\gamma}_{kt}^{MF}$	17.3352*** (7.7742)	6.8727 (1.5856)	-5.8828* (-1.6886)	15.5663*** (3.0184)	-1.7995 (-1.2009)
	运气	%<Act.	0.4989	0.0010	0.0000	0.2491

注：***、**、*分别表示显著性水平为1%、5%以及10%。系数标准误以Newey & West (1987) 取3阶滞后进行调整。

五、新标准的应用:基金业绩的影响因素

(一) 激励约束机制对基金业绩的影响:自由流量和管理结构

本文按照自由流量符号的正负将各个基金分为两个时间段^①:正自由流量和负自由流量。当自由流量为正时,基金在满足投资者回报要求后有闲瑕的资金,可能会引致委托代理问题降低基金的业绩表现。表5显示,无论以市场基准抑或基金投资组合基准,当基金自由流量为负时,委托代理问题得到缓解,但基金业绩达标情况更差,假说2不成立。本文认为基金正自由流量会加剧委托代理问题,但会缓解基金的资金约束问题。因此基金自由流量变化对基金业绩的影响取决于委托代理问题和资金约束问题的权衡,而后续的研究结果亦表明当基金的资金约束得到缓解时,其业绩表现更优。

表5 在自由流量为正(负)时的基金业绩表现

		RMRF	SMB	HML	11-MOM	RBRF
正自由流量	$\bar{\gamma}_{it}^{SI} - \bar{\gamma}_{it}^{IN}$	-7.6398**	14.4686**	-21.9874***	-34.9769***	1.4446
		(-2.1767)	(2.0460)	(-3.6372)	(-2.7789)	(1.0808)
	%<Act.	0.5108	0.3092	0.0015	0.0292	0.0444
	$\bar{\gamma}_{it}^{SI} - \bar{\gamma}_{it}^{IN}$	16.3080***	5.9470	-9.1463*	14.0393	-1.1965
		(4.5540)	(0.9347)	(-1.9237)	(1.5042)	(-0.9468)
负自由流量	%<Act.	0.5040	0.0008	0.0000	0.2376	0.0000
	$\bar{\gamma}_{it}^{SI} - \bar{\gamma}_{it}^{OUT}$	-6.9177*	14.2909**	-21.0723***	-30.9698***	0.3235
		(-1.6586)	(2.5672)	(-2.7827)	(-3.3697)	(0.1243)
	%<Act.	0.5038	0.4308	0.0186	0.0142	0.1634
	$\bar{\gamma}_{it}^{SI} - \bar{\gamma}_{it}^{OUT}$	16.5680***	8.9766*	-7.6395	21.8980***	-1.1343
		(3.9053)	(1.7610)	(-1.2745)	(2.7347)	(-0.4722)
	%<Act.	0.4978	0.0075	0.0019	0.3643	0.0000

注:***、**、*分别表示显著性水平为1%、5%以及10%。系数标准误参考Patton & Weller(2020)的做法,以Newey & West(1987)取3阶滞后进行调整。

本文以相似的方法将各个基金分为单经理管理时间段和团队管理时间段。由于基金变更管理结构的时间点并非完全在自然月月末,因此只有一直受两个或以上经理管理的自然月才纳入团队管理时间段,单经理管理时间段同理。表6汇报单经理(团队)管理时基金的业绩表现,结果显示在市场因子中,单经理管理的基金有显著优于市场业绩的表现,而团队管理型基金没有表现出与市场基准的显著差异。当激励约束机制不健全时,在团队中基金经理的积极性更弱,而单经理管理基金中基金的业绩是归属于个人所有,基金经理的投资积极性更高,表现出更为优异的业绩表现。

表6 单经理(团队)管理时基金的业绩表现

		RMRF	SMB	HML	11-MOM	RBRF
单经理管理	$\bar{\gamma}_{it}^{S1} - \bar{\gamma}_{it}^{SINGLE}$	-5.9877*** (-2.8226)	12.9331** (2.5521)	-16.1972*** (-3.1701)	-26.9107*** (-2.9800)	1.0326 (0.5983)
	%<Act.	0.4924	0.3933	0.0010	0.0053	0.1125
	$\bar{\gamma}_{it}^{S2} - \bar{\gamma}_{it}^{SINGLE}$	17.4432*** (7.7689)	5.9245 (1.3139)	-3.1155 (-1.0580)	22.0500*** (4.2523)	-1.1691 (-0.7390)
	%<Act.	0.4897	0.0016	0.0000	0.2612	0.0000
	$\bar{\gamma}_{it}^{S1} - \bar{\gamma}_{it}^{TEAM}$	-0.7754 (-0.1622)	27.3032*** (2.8582)	-27.3328*** (-3.3222)	-47.8053*** (-3.4881)	-1.5051 (-0.5576)
	%<Act.	0.4972	0.4119	0.0046	0.0498	0.0967
团队管理	$\bar{\gamma}_{it}^{S2} - \bar{\gamma}_{it}^{TEAM}$	22.7887*** (4.8347)	20.3815** (2.1979)	-13.4628* (-1.8794)	2.2385 (0.1885)	-3.6507 (-1.3283)
	%<Act.	0.4915	0.0095	0.0003	0.3007	0.0000

注:***、**、*分别表示显著性水平为1%、5%以及10%。系数标准误以Newey & West (1987)取3阶滞后进行调整。

进一步地,本文通过提取同属一个经理管理的所有基金,以旗下基金的市值加权构造“经理基金”。“经理基金”的样本为1625支开放式基金中工作时长一年以上的经理,得到样本数为1636个。表7报告了“经理基金”的业绩表现。总体上“经理基金”都能满足市场基准的业绩要求,且大部分的因子策略表现都有略优于基金自身的表现。表7的结果也回应基金业绩受到管理结构限制的研究发现,在团队管理型基金中出色经理的业绩表现被管理团队平均了。因此在突出经理个人特征的情况下,“经理基金”比实际基金自身的业绩表现更好。

表7 “经理基金”的业绩表现

	RMRF	SMB	HML	11-MOM	RBRF
$\bar{\gamma}_{it}^{S1} - \bar{\gamma}_{it}^{MAN}$	-9.3926*** (-3.4678)	5.0977 (1.2060)	-21.0147*** (-3.9948)	-20.3797*** (-2.8144)	0.7670 (0.6086)
%<Act.	0.4988	0.4604	0.0020	0.0001	0.1042
$\bar{\gamma}_{it}^{S2} - \bar{\gamma}_{it}^{MAN}$	15.2073*** (4.5647)	-2.2570 (-0.5529)	-7.3912* (-1.8619)	31.2121*** (9.6593)	-1.2109* (-1.7647)
%<Act.	0.4936	0.0011	0.0001	0.1102	0.0000

注:***、**、*分别表示显著性水平为1%、5%以及10%。系数标准误以Newey & West (1987)取3阶滞后进行调整。

(二) 投资者局限对基金业绩的影响:能力、杠杆、资金和时间约束

本节通过沿用王建秀等(2021)方法,区分出技能型和运气型投资者(基金经理),分别考察他们之间业绩表现差异,如表8.1和8.2所示。综合表8.1和8.2的结果印证了假说4,技能型投资者(基金和基金经理)在市场因子有良好的业绩表现^①。表9—10报告了资金约束和杠杆约束对基金业绩的影响。

表 8.1 技能型和运气型基金的业绩表现

		RMRF	SMB	HML	11-MOM	RBRF
运气基金	$\bar{\gamma}_{it}^{S1} - \bar{\gamma}_{it}^{LUCK}$	1.9724 (0.3319)	40.9919 (1.4407)	-43.6288** (-2.1310)	-53.5304** (-2.4721)	-16.8480 (-1.4168)
	%<Act.	0.5058	0.4876	0.0962	0.0865	0.2214
	$\bar{\gamma}_{it}^{S2} - \bar{\gamma}_{it}^{LUCK}$	25.5312 (1.1756)	33.8640 (1.4571)	-29.9575 (-0.1960)	-4.0479 (-1.5890)	-19.0440* (-1.7328)
	%<Act.	0.4940	0.1266	0.0507	0.3247	0.0220
	$\bar{\gamma}_{it}^{S1} - \bar{\gamma}_{it}^{SKILL}$	-9.5897*** (-4.3179)	9.2624* (1.9184)	-17.0005*** (-3.0679)	-28.9347*** (-3.2292)	-0.1665 (-0.0970)
技能基金	%<Act.	0.5001	0.3976	0.0015	0.0069	0.1058
	$\bar{\gamma}_{it}^{S2} - \bar{\gamma}_{it}^{SKILL}$	13.8270*** (5.9020)	2.1091 (0.4892)	-4.6980 (-1.3549)	18.5927*** (3.5722)	-2.4341 (-1.5491)
	%<Act.	0.4920	0.0003	0.0001	0.2573	0.0000

注：***、**、*分别表示显著性水平为1%、5%以及10%。系数标准误以Newey & West (1987)取3阶滞后进行调整。

表 8.2 技能型和运气型基金经理的业绩表现

		RMRF	SMB	HML	11-MOM	RBRF
运气经理	$\bar{\gamma}_{it}^{S1} - \bar{\gamma}_{it}^{LUCK}$	-10.4191*** (-3.6608)	6.6252 (1.4587)	-20.3129*** (-4.0340)	-20.9909** (-2.3627)	1.3743 (1.2335)
	%<Act.	0.4877	0.3439	0.0006	0.0000	0.0852
	$\bar{\gamma}_{it}^{S2} - \bar{\gamma}_{it}^{LUCK}$	13.2106*** (3.7458)	-0.4992 (-0.1183)	-6.3238* (-1.7657)	28.8295*** (5.1938)	-0.7955 (-0.8617)
	%<Act.	0.4724	0.0004	0.0000	0.1769	0.0000
	$\bar{\gamma}_{it}^{S1} - \bar{\gamma}_{it}^{SKILL}$	-13.5862*** (-3.7872)	2.7514 (0.3772)	-23.2493*** (-3.9170)	-17.1027* (-1.6803)	1.9123 (1.5502)
技能经理	%<Act.	0.4888	0.3467	0.0023	0.0006	0.0820
	$\bar{\gamma}_{it}^{S2} - \bar{\gamma}_{it}^{SKILL}$	10.0434** (2.4017)	-4.3731 (-0.6033)	-9.2601** (-2.1059)	32.7178*** (4.8131)	-0.2575 (-0.2533)
	%<Act.	0.4893	0.0019	0.0000	0.2071	0.0000

注：***、**、*分别表示显著性水平为1%、5%以及10%。系数标准误以Newey & West (1987)取3阶滞后进行调整。

在研究资金约束时,以基金每季度的申购和赎回衡量投资者扩大或撤回投资时面临的资金压力(当赎回份额大于申购份额时,基金面临资金压力,反之亦然)。在研究杠杆约束时,参考 Boguth & Simutin (2018) 的方法提取基金持有股票的市场因子 β 值(每半年提取,以半年内股票的日度交易数据计算股票的 β 值),以基金持有各股票的比例加权计算基金的 β 值衡量基金面临的杠杆约束,具体以 70%和 30%的分位数将 1625 支基金分为杠杆约束较高和较低的两组。表 9 的结果显示,当基金赎回份额大于申购份额、面临撤资压力时市场因子策略的表现比基金净申购时期更差,假说 5 成立。这首先说明资金约束限制中国证券投资基金的业绩表现。其次,当基金申购份额增加时,虽然会导致基金自由流量的

增加,引发的委托代理问题制约基金的业绩表现,但份额的增加减轻资金的约束限制,给基金业绩带来提升的空间,当资金约束缓解的正向作用大于委托代理问题的负向作用时,资金的流入将带来基金业绩的提升。表10的结果表明,受杠杆约束限制较大的基金持有更多的风险资产,因此在作进一步调整资产组合配置的过程中便不得不加强对投资风险因素的考量,某些有效的高风险投资行为受到一定的限制。因此,更低因子敞口的基金的业绩表现优于高因子敞口基金,假说6成立。至于时间约束,通过考察不同时期的动量因子对基金业绩表现的影响,在中国证券市场中,动量因子决策的最优时点在6个月左右,此时基金业绩的达标情况更好,限于篇幅,动量因子的达标情况不在正文中赘述。

表9 资金约束下的基金业绩表现

		RMRF	SMB	HML	11-MOM	RBRF
基金净申购	$\bar{\gamma}_{it}^{S1} - \bar{\gamma}_{it}^{IN}$	-13.4423*** (-3.8961)	1.9270 (0.3286)	-16.5446*** (-3.0217)	-28.3208** (-2.5814)	2.0711 (0.8755)
	%<Act.	0.4871	0.4211	0.0012	0.0075	0.1135
	$\bar{\gamma}_{it}^{S2} - \bar{\gamma}_{it}^{IN}$	10.4355*** (3.0154)	-5.1841 (-0.9701)	-3.3303 (-0.9670)	20.9011*** (2.7025)	-0.0761 (-0.0322)
	%<Act.	0.4902	0.0010	0.0000	0.2882	0.0000
	$\bar{\gamma}_{it}^{S1} - \bar{\gamma}_{it}^{OUT}$	-4.4622** (-2.1654)	16.1674*** (2.7982)	-17.9622*** (-3.1708)	-27.0375*** (-2.8997)	0.0477 (0.0274)
基金净赎回	%<Act.	0.4938	0.4096	0.0028	0.0088	0.1253
	$\bar{\gamma}_{it}^{S2} - \bar{\gamma}_{it}^{OUT}$	19.0066*** (8.1034)	9.1678* (1.7628)	-5.1065 (-1.4530)	21.7576*** (3.9279)	-2.1238 (-1.3929)
	%<Act.	0.5021	0.0018	0.0001	0.2898	0.0000

注:***、**、*分别表示显著性水平为1%、5%以及10%。系数标准误以Newey & West (1987)取3阶滞后进行调整。

表10 杠杆约束下的基金业绩表现

		RMRF	SMB	HML	11-MOM	RBRF
高 beta_mkt (>70%)	$\bar{\gamma}_{it}^{S1} - \bar{\gamma}_{it}^{HIGH}$	-4.3100* (-1.8330)	8.4330*** (2.8965)	-14.0276*** (-3.2010)	-20.0158*** (-2.7408)	-0.0386 (-0.0273)
	%<Act.	0.5040	0.3723	0.0004	0.0016	0.1097
	$\bar{\gamma}_{it}^{S2} - \bar{\gamma}_{it}^{HIGH}$	19.1067*** (7.5872)	1.2798 (0.4347)	-1.7251 (-0.5508)	27.5117*** (5.6835)	-2.3063** (-2.0743)
	%<Act.	0.4977	0.0001	0.0000	0.2241	0.0000
	$\bar{\gamma}_{it}^{S1} - \bar{\gamma}_{it}^{LOW}$	-6.7851*** (-2.6558)	8.2619** (2.1431)	-11.1635** (-2.1071)	-13.8722* (-1.8893)	0.8734 (1.0045)
低 beta_mkt (<30%)	%<Act.	0.4966	0.3782	0.0015	0.0011	0.1047
	$\bar{\gamma}_{it}^{S2} - \bar{\gamma}_{it}^{LOW}$	16.6316*** (6.0835)	1.1086 (0.3119)	1.1390 (0.3058)	33.6553*** (6.7374)	-1.3942* (-1.9722)
	%<Act.	0.4964	0.0001	0.0000	0.2219	0.0000

注:***、**、*分别表示显著性水平为1%、5%以及10%。系数标准误以Newey & West (1987)取3阶滞后进行调整。

六、结 论

本文参考 Patton & Weller (2020) 以及 Giglio et al. (2021), 利用 Fama Macbeth 二阶段回归首先考察 2004—2020 年中国开放式基金整体的业绩表现与市场基准的差异, 回归结果表明基金整体上是优于市场的。本文同时对基金的业绩达标表现进行非参检验以排除运气成分对结果的干扰。但本文怀疑, 基金优于市场的业绩表现是私有信息作用的结果, 单纯以市场基准衡量基金的业绩将不适应基金市场高速、高质量的发展要求。本文提出一个新的业绩比较基准——基金自身的投资组合, 能更准确、严格地考察基金的业绩表现。其次, 本文从基金自由流量和管理结构考察 Shleifer & Vishny (1997) 的业绩导向型套利中委托代理问题, 结果表明不健全的激励约束机制限制基金的业绩表现。在这基础上, 本文创新地提出“经理基金”强调经理的个人特征, 且经理的业绩表现比基金样本好。最后, 基金业绩的效果受到投资者的能力约束、资金约束、杠杆约束和时间约束。

基于上述讨论, 我们尝试提出如下政策建议。第一, 完善的市场机制是首要条件, 要求我们创新和完善金融调控, 健全现代金融市场体系, 为广大投资者提供一个良好的投资氛围, 促进经济和金融良性循环和健康发展。第二, 委托代理问题在业绩导向型套利理论中扮演重要角色, 推进构建现代金融监管框架, 刺激基金管理者进行有效投资。基金的业绩表现主要受到自身能力的局限, 对基金经理的专业知识水平和信息分析处理能力提出更高要求。

金融与保险

企业职工基本养老保险基金全国统筹管理模式研究

杨 洋

(人力资源和社会保障部中国劳动和社会保障科学研究院)

【摘 要】“实现基本养老保险全国统筹”是“十四五”时期我国养老保险制度改革的重任之一。但目前关于基本养老保险基金全国统筹的管理模式和实现路径尚未明确。本文基于对中央调剂金制度和省级统筹制度实施情况的深入了解,提出了2022年启动实施全国统筹时采取的起步模式和经过3~5年过渡后最终应实现的目标模式,并对两种模式的目标、主要制度设计、优缺点和实现路径等进行了论述。由此,对下一步推进实施全国统筹提出如下政策建议:明确原则,同步推进养老保险政策的统一规范;建立全国“垂直管理”的信息系统;增强基金预算的准确性和科学性;建立责任分担机制和激励约束相容的考核奖惩机制;进一步完善统一的社会保险公共服务平台建设等。

【关键词】企业职工基本养老保险;全国统筹;基金管理模式

【原文出处】《社会保障研究》,2021,(06)

(文中参考文献及注释详见原刊)

中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》明确提出“实现基本养老保险全国统筹”。中央调剂金制度和规范省级统筹制度的实践经验表明,养老保险基金全国统筹管理模式的选择取决于制度的发展阶段和各项基础性条件的成熟情况,包括养老保险政策、养老保险经办管理和信息系统、基金预算管理、养老保险基金与财政资金的关系、不同层级政府之间的权责划分等。在当前制度发展阶段和条件下,企业职工基本养老保险全国统筹会经历一段相对较为漫长的改革前进过程。在这个过程中,应当建立适应不同的发展阶段的各类基金管理模式。

一、明确实施企业职工基本养老保险全国统筹的目标

养老保险实施全国统筹是我国养老保险制度的重大改革,牵一发而动全身。

因此,在研究推动实施全国统筹时,应首先明确改革的目标和方向,并以此为前提,提出不同模式、选择起步模式、制定实现路径。

从国外经验和我国养老保险自下而上改革的历史实践看,养老保险实施全国统筹的必要性或者目标主要体现在四个方面:第一,基于社会保险的大数法则,在更大范围的代际和人群间分散风险;第二,适应跨地区流动人员对养老保险关系顺畅转移接续的需求;第三,实现不同经济社会发展程度、不同人口抚养结构地区间的基金统筹使用;第四,基本养老保险作为一项影响人数众多的社会政策,公平统一、预期稳定是这项社会契约的根本遵循,也只有这样,社会成员才会尽力履行契约而非逃避契约责任。

基于当今中国的经济发展阶段、人口形势变化趋势以及区域发展不均衡格局,这些目标的实现更为急迫。因此,本文认为,与这些目标相一致的养老保险全国统筹应是全国统收统支。在这一目标明确的前提下,可根据实际情况提出阶段性适用的基金全国统筹管理模式,但改革的前进路径和方向应是清晰的,体现在具体制度设计上也应是统一目标下的递进式实现过程。

(一) 统一目标下不同阶段的基金收支管理

在基金收支管理上,不论具体哪种模式,在统收统支目标下应明确两大问题:

第一,应以建立全国统一基金预算管理为目标,在不同阶段实现递进式发展。例如,从全国统一核定当期基金收支缺口转变到全国统一编制基金预算。在这个实现过程中,不断推进基金预算编制基础数据、完善指标设计、编制方法等,使基金预算编制一方面尽可能贴合真实情况,另一方面又能依此向地方传导压力。

第二,应建立全国统筹基金,明确内涵,核实基数,掌握动态。全国统筹基金应包括全国各项基金收入,包括中央级基金收入和各省基金收入,当期基金收入和累计基金结余。但在不同阶段,对各地当期基金收入和累计结余的处理方式应同时考虑阶段性制度目标的实现及可行性(减小改革阻力),适时嵌入逐步消耗各地累计结余的政策设计,为实现最终全国统收统支创造条件。同时,在全国统筹启动之前,应对各省基金累计结余情况进行统一摸底核定,并建立信息库,掌握未来动态。

(二) 统一目标下不同阶段的责任分担问题

在责任分担上,从当前的省级政府主体责任到未来全国统收统支模式下的中央政府主体责任,伴随全国统筹过程始终的是央地财政事权和支出责任的调整变化。

我国养老保险制度的责任划分涉及横向和纵向两个维度。横向责任划分,需明确的是财政与养老保险基金的支付责任;而纵向责任分担需明确的是中央财政与地方财政的支付责任。

从基本养老保险基金与财政的横向责任划分看,首先,基金的责任主要是基本养老保险制度的内部动态收支平衡,实现应收尽收、依法依规支出,而财政作为我国养老保险的投入责任主体之一,其支付责任主要体现在两个方面:一是基金缺口的兜底保障责任;二是由基本养老保险制度外政策性和管理性因素导致的基金收支缺口的支付责任。理论虽如是,但在我国养老保险制度改革过程中,基本养老保险基金多次承担了制度外政策性调整产生的支出责任,如巨大的制度转轨成本、配合国企改革出台的 unit 缴费挂账核销和提前退休等优惠政策、应对特殊困难(金融危机、新冠肺炎疫情等)时期政府出台的对冲性政策(如减免缓政策)等,即财政未履行其应承担的支付责任,而这是导致我国当前基金出现缺口的主要原因之一。由于各种历史问题,这些应付资金的规模已难以明确,且各方亦难以达成共识。因此,当今应由基金累计结余和财政共同承担基金缺口的保障责任。由于我国基金当期支出具有支付规模大、支付期刚性强等特征,财政对养老保险基金缺口的保障责任不应出现在累计结余即将耗尽之时,而是应建立养老保险基金缺口财政投入机制,由基金累计结余与财政共同分担缺口的支付责任。

纵向责任分担需明确的是中央财政与地方财政的支付责任。中央财政的投入责任主要体现在国家统一出台政策的支付责任和缺口分担责任(部分或全部);地方财政的投入责任主要体现在地方自行出台违规性政策的支付责任,执行政策不规范、预算执行不到位的管理性责任(部分或者全部),以及缺口分担责任(部分或全部)。无论哪种模式下,都需考虑上述这些央地政府财政的投入责任,并基于统一原则进行合理界定、量化并动态调整。

二、企业职工基本养老保险基金全国统筹管理的起步模式

本文认为,养老保险基金全国统收统支是全国统筹的最终目标,但基于当前我国企业职工基本养老保险制度的发展阶段和现实基础,特别是中央调剂金制度和省级统收统支制度的实施情况,建议在 2022 年推动全国统筹时采用核定缺口调剂模式。

(一) 目标和主要制度设计

核定缺口调剂模式是指按照我国人力资源和社会保障部、财政部(以下简称两部)核定的当期基金收不抵支省份的缺口总额,以支定收,从核定的当期有结余省份按比例筹集养老保险全国统筹调拨金,由中央统一调拨管理,定期上解和

下拨全国统筹调拨金，对核定缺口地区的缺口进行调剂。

1.目标

核定缺口调剂模式的目标主要有三个:第一，以缺口为导向调剂使用全国当期基金结余，解决基金当期支付缺口问题，确保待遇发放;第二，建立基金收支全国统一核算制度，这也是迈向全国统筹的重要标志，为下一步实现全国统收统支打下基础;第三，建立责任分担机制，在以省级政府为保发放责任主体的前提下，逐步明确划分并量化央地事权和支出责任。

2.主要制度设计

第一，建立基金收支全国统一核算制度。由两部统一核算各省份当期基金的应收和应支，统一核定各省份当期基金缺口或当期基金结余，中央财政补助资金在核定缺口时计入各省份基金收入。

第二，建立全国统筹调拨金。它由核定当期基金结余省份上解的资金构成，中央统一对其管理，并授权地方管理当地在实施全国统筹之前的累计结余基金和留在当地的当期收入，未经中央同意地方不得自行动用该资金。

第三，以支定收，等比例调拨。具体而言，以中央核定缺口总额为导向从核定结余省份的当期结余中等比例调拨资金，形成全国统筹调拨金。考虑到基金周转周期可能发生的滞后性和各地月度养老金待遇发放的时间刚性，应在全国统筹启动时筹集一部分启动资金。因此，全国统筹调拨金总额包括两部分:一是中央应承担的基金当期缺口总额，它以核定缺口省份的缺口总额为依据确定;二是全国统筹启动资金，它以全国养老保险基金支出1~2个月备付金的规模确定。核定当期有结余的省份，以核定的当期结余为基数等比例上解;核定当期有缺口的省份，按照核定的当期缺口中中央应承担部分全部下拨。具体计算方面，上解调拨金比例=（核定缺口省份的当期收支缺口总额×中央分担缺口比例+全国统筹启动金）/核定结余省份的当期结余总额×100%。

第四，建立责任分担机制。继续实行省级政府扩面征缴和确保发放责任制。将养老保险责任分为政策责任、管理责任和缺口责任三类。政策责任指中央统一出台政策（如年度待遇调整政策）和地方自行出台政策造成的基金减收增支，由中央财政与地方财政共同承担;管理责任指地方政策执行、预算执行等管理工作责任不到位造成的基金短收超支，原则上由地方政府承担，由两部核定;缺口责任指经两部核定的收支缺口，由中央和地方共担。中央与地方的具体分担比例应与事权上升程度和基金上解规模有关。总体上应是中央承担较大比重，具体视测

算情况而定,应充分考虑中央和地方两个积极性的问题以及地方财力可负担能力的问题。

中央担负资金的渠道包括全国统筹调拨金和中央财政补助资金;各省份负担资金的渠道包括核算收入超额完成部分(允许超收部分的一定比例用于抵扣缺口)、当地历年基金结余(可允许其抵扣全部应分担缺口,也可只允许其抵扣一定比例的应分担缺口)、财政预算安排(需考虑财力因素)。

(二) 优势与局限性

该模式虽然仍是调剂使用资金,但制度设计与中央调剂金有根本性区别,主要体现在三个方面。第一,目标发生根本性变化。从以收定支变为以支定收,一字之差,目标截然不同。前者是在所能筹集资金规模既定的前提下,适当均衡省级压力,补缺口效果有限;而后者则是以解决当期缺口为根本目标,以缺口需求为导向筹集资金,补缺口效果显著增强。第二,基金上解下拨方式发生重大转变。中央调剂金制度是在同一规则下均摊式地对所有省份上解下拨,对各省份基金可支付能力考虑有限;而该模式则是以解决问题为导向,从核定结余地方筹集资金再拨付给核定缺口地区,真正体现了在全国范围内对资金的统筹调拨。第三,建立了全国基金当期收支缺口统一核定制度,为下一步实施全国统一基金预算管理奠定基础。这也是该模式最突出的制度优势。除此之外,在执行层面该模式还有两方面的优点:一是继续以省级政府为保发放的责任主体有助于在监督机制和信息系统尚不健全的情况下压实地方责任;二是累计结余暂存地方且中央财政补助政策不变,对地方利益调整小,改革阻力小。

显然,该模式并不是实施全国统筹的终点,作为阶段性政策安排,其局限性有以下三点:第一,补缺口的能力受全国当前基金收支结余的限制,当全国当期基金收不抵支时该模式将难以运行;第二,缺口统一核算制度的数据基础尚不牢固,从避免道德风险的角度考虑,所核定的缺口当是相对小口径的缺口;第三,在全国当前总基金收支仍有结余的情况下,该模式下部分省份的累计结余将会继续增加,这会导致下一步实施全国统收统支的难度相应增加。

(三) 起步模式的可行性和适应性

本文认为当前阶段需要建立一种过渡性的全国统筹制度,在中央调剂金制度和未来的全国统收统支之间发挥承上启下的作用。

第一,起步模式应符合“适当提高中央事权”的定位和要求。十九届四中全会提出“适当提高中央在养老保险……等方面事权”。从事权与支出责任相对应的权

责关系看,当前阶段的全国统筹虽强调适当增加中央事权,但显然并不是中央大包大揽,也不是中央兜底保障,而是更着重于政策制定权限的集中上收和基金的调剂使用权限。因此,当前的起步模式不应是全国统收统支。

第二,起步模式应与当前的制度发展阶段相适应。一方面,统筹层次上升后的道德风险问题难以解决。统筹层次的提高意味着事权和支出责任的上升。在全国统一的政策、经办服务、信息系统等各项基础性工作尚不扎实而又缺乏有效监督体制的情况下,过快提高统筹层次,即一步到位实现全国统收统支,会将各种历史遗留问题、矛盾和责任集中上升至中央。另一方面,省级统收统支运行尚未平稳。实现规范的省级统筹是下一步推动全国统筹的重要基础,但从全国看,绝大多数省份是在2019—2020年刚刚实施省级统收统支。尽管到2021年第二季度末所有省份基本全部完成验收工作,但从调研情况看,仍有许多需要逐步消化的矛盾和问题。因此,本文认为,当前阶段的工作重点应是继续推动省级统收统支的平稳运行,并同时建立以全额调剂为起步和过渡的全国统筹基金管理模式。

第三,核定缺口调剂模式可更好发挥承上启下的作用,有利于改革平稳推进。从省级统筹的历史延续性发展经验看,当前,在全国统收统支不具现实可行性而中央调剂金制度对于解决硬缺口问题又杯水车薪的情况下,需要一种过渡性的全国统筹方案,以发挥衔接前后、承上启下的作用,从而平稳推进全国统筹的实施。本文所提出的这种起步模式既能与现行中央调剂金制度较好衔接,在资金调拨方式、缺口核定等方面借力完善,也可在建立统一核算制度、责任分担机制等方面为全国统收统支的实现打下基础。

三、企业职工基本养老保险基金全国统筹管理的目标模式

本文认为,在核定缺口全额调剂模式实施一段时间之后,随着各项制度的完善,应在合适时机推动实现全国统收统支。

(一) 目标和主要制度设计

本文认为实现养老保险基金中央统收统支是全国统筹的目标,即建立由中央统一集中管理的全国统筹基金,中央统一编制基金收支预算,基金实行“收支两条线”全额缴拨,各项基金收入、待遇支出均由中央实行统一收入和支出。主要制度设计如下:

第一,建立全国统一基金预算管理制度。由中央统一编制预算,其中明确中央和省级财政应承担的投入责任。报人大批准后,两部将预算按省份分解,制定并下达预算执行计划。

第二,建立由中央统一集中管理的全国统筹基金,以全国预算收支为准,“收支两条线”全额缴拨。一是收入由中央统收。各省份基金收入和中央级基金收入按期全额归集至社会保障基金中央级财政专户,形成全国统筹基金,由中央统一集中管理。其中,各省份基金征缴收入直接在征收环节由省级国库上解至中央国库,并被划入中央级财政专户;地方财政补助收入、利息收入、转移收入及其他项目收入定期上解至中央级财政专户;中央财政补助划入全国统筹基金,与基金合并使用,由中央统一调度和使用。二是待遇由中央统支。各省份按月向中央级社保经办机构上报基金支出计划,中央级社保经办机构汇总并将计划报两部审核,各省份按照两部核定的支出计划支付待遇。

第三,建立缺口分担机制。从责任主体看,根据国务院将基本养老保险作为中央与地方共同财政事权范围的定位^①,应由中央和省级政府共同分担缺口支付责任,确保待遇按时足额发放。从责任划分类型及分担看,该模式基本与前文起步模式相同。

(二) 实现路径

从起步模式如何过渡到目标模式主要涉及两个方面:一是过渡期时间;二是实施目标模式需满足的制度条件,即过渡期内需不断完善的各项制度内容。

1. 过渡期时间的确定

决定提高统筹层次进程的因素主要有三个:一是基金支付压力;二是改革阻力;三是各项制度的统一完善程度。这三个因素中,第一个因素时间刚性最强,第三个因素最弱。从省级统筹实践看,基金支付压力的不断增大是推动统筹层次提高的直接动因,而当时的制度基础条件并不一定完全具备,有些地方甚至是倒逼制度改革。

由此,从起步模式过渡到目标模式的节奏和时间主要取决于未来全国范围内的基金支付压力。2020年底出版的“十四五规划建议”《学习辅导百问》中首次公布的预测结果显示,2029年我国养老保险将出现当期收不抵支,2036年累计结余将耗尽,此后每年出现缺口。如此看来,2029年当是实施全国统收统支的最晚时间。考虑到风险波动和不确定性,以及在全国统筹预期下各省份有较大的动力减收增支,建议过渡期不宜太长,以3~5年为宜,即在2025—2027年实现全国统收统支,并以此为目标时间倒排计划表,对过渡期内应推动完成的主要工作和时间周期做出妥善安排。

2. 过渡期内各项基础条件的不断完善

第一，逐步消耗各省份基金累计结余存量，减少改革阻力。对于各省份基金累计结余，在过渡期内，应根据实施全国统收统支的时间倒排，针对核定各省份缺口应由地方承担的部分，合理确定允许各省份从其累计结余中支付的比例，以逐步消耗累计结余的方式减小改革阻力。

第二，不断完善实现全国统收统支所需要的各项制度。主要包括五个方面：一是养老保险主要政策实现全国统一，处理各省份历史形成的地方性政策的原则基本得到明确；二是不断完善数据基础，通过预缴拨和后结算模式，对起步模式采取的统一核算制度逐年纠偏，显著提高基金预算编制的科学性、准确性和约束力，使全国统一编制基金预算的基础条件初步具备，确保应收尽收；三是经办管理服务和集中信息系统实现标准统一，为全国统收统支提供业务数据和全流程监管支持；四是激励约束相容的考核奖惩机制形成，为全国统收统支后有效压实地方和部门责任提供保障；五是养老保险央地事权和支出责任划分逐渐清晰，缺口分担机制基本形成。

四、对企业职工基本养老保险基金全国统筹的政策建议

政策统一规范、信息系统统一是统筹层次提高的基础保证，是缺口核定以及建立责任分担机制的基本依据。而统筹层次提高后能否有效应对道德风险问题，将直接影响我国养老保险制度的长期稳定性和可持续性，而这需要通过责任分担和考核奖惩双机制的建立来压实地方和部门工作责任。同时，在加大力气推动全国统筹解决基金结构失衡问题的同时，全国统筹对于参保人而言的获得感也应成为政策关注的重点问题之一。

（一）明确原则，同步推进养老保险政策的统一规范

2019年以来，通过降费综合方案的发布实施以及规范的省级统筹制度的推动建立，各省份养老保险的基本政策已逐步实现全国统一，具体包括统一覆盖范围、缴费率、缴费基数、待遇计发办法等，部分尚未完全统一的省份也已按照要求制定了过渡办法，到2022年过渡到位，这为全国统筹工作的启动提供了重要基础。但距离基本养老保险政策在全国范围内的完全统一仍有较长的路要走。笔者通过调研了解到，各省份在推动省级统收统支的过程中发现，省（自治区、直辖市）内市县多有大大小小的“土政策”，即便是对于省（自治区、直辖市）内已出台的统一政策，市县在执行中也会因对政策的理解和把握不同而导致现实中出现差异，统一标准和清理规范的难度大。据不完全了解，有些省份已完全实现了省级区域内政策的规范统一，但多数省份尚未实现这一目标。

因此，从全国范围看，下一步养老保险政策统一的重点和难点将是待遇支出

项目、标准和对象的规范统一，即对各省份历史形成的各种特殊性政策的规范清理。因涉及历史既成事实的权益保障及中央与地方责任的划分，故在全国范围内规范政策所面临的问题和矛盾具有普遍性和特殊性，且影响重大。对于此类问题的处理，本文认为应遵循承认历史、分类处理和逐步过渡、同步推进的原则。

1.承认历史

“土政策”的问题在全国范围内普遍存在，这与我国养老保险制度发展历程的四大特点“改革自下而上”“覆盖群体自少至全”“长时间市县级统筹”“以问题为导向的补丁式政策体系”直接相关，其中很多政策具有历史客观性和必要性。因此，本文建议，应本着尊重历史、承认历史的态度，将某一时点之前的问题均作为历史性问题进行处理，根据情况使地方适当承担责任；而在该时点之后，地方则必须完全按中央统一要求执行，违规者自行承担全部责任。

2.分类处理、逐步过渡

对于全国一定范围内普遍存在的问题，建议明确统一的基本处理原则，并允许各地在规定时限内平稳过渡。对于各省份的特殊性问题，建议以可追溯的上级法律法规和规范性政策文件为准，有依据的视情况由央地共担责任，无依据的由地方自行承担。无论哪种情况，在具体问题的支出责任尚未明确之前，建议在核算当地基金收支时将此类情况剔除在外。

3.同步推进

省级统收统支的经验表明，政策完全统一难度大、耗时长、矛盾多。因此，在推动全国统筹时，能在实施统收统支前完成政策的统一规范清理工作固然更好，但若该任务难以完成，也可以边推进全国统筹，边清理规范，将缺口核定限定在事权和支出责任均已明确的范围之内，允许各省份结合实际处理特殊性问题，限期实现平稳过渡。

（二）建立全国“垂直管理”的信息系统

从各地省级统筹的实现路径和经验看，统一规范的政策、垂直管理的经办体系和信息系统是全国统筹的重要基础，特别是在短期内政策难以完全统一的情况下，后两者（也被称作“管人”和“管数”）成为各地推动实现省级统收统支的重要抓手。二者可以并行，也可其中一步先行。

本文认为，在实施全国统筹迫在眉睫之际，实现垂直管理的经办队伍或者垂直管理的信息系统都存在“远水难解近渴”的问题。相比较而言，当务之急，应让

信息系统建设走在前面。通过实现全国数据归集和联网,既可为建立全国统一的经办服务提供技术支持,也可为提高预算编制的准确度提供数据支持。以数据为依托,加强管控、压实地方责任。与此同时,应同步研究论证建立全国垂直管理的经办系统和垂直管理的信息系统的可行性,将其作为下一步实现全国统收统支的重要基础保障进行规划建设,有效解决统筹层次提高后的道德风险问题,加强业务管控和风险防控,确保基金应收尽收。

(三) 依托全民参保数据,增强基金预算的准确性和科学性

在企业职工养老保险全国统筹后,涉及基金上解下拨、缺口分担、目标考核奖惩等央地政府间博弈的问题会越来越多,这些博弈都须以科学的目标设定和精确的统计数据为支撑。因此,一方面,应苦练“内功”,依托全民参保登记数据库,规范口径和标准,解决存量数据的精准性问题;另一方面,应建立跨部门合作机制,解决增量数据问题。进一步健全社保与就业、财政、税务、工商等部门间的合作机制,通过数据相互比对和佐证,提升数据质量,并对扩面增收继续挖潜。同时,还应建立科学合理的基金预算指标体系和模型,为强化基金预算管理、健全责任分担机制提供可靠依据。

(四) 建立责任分担机制和激励约束相容的考核奖惩机制

明确统筹基金与财政的支付责任范围,明确央地事权和支出责任。将各省份养老保险扩面征缴、确保基本养老金发放、严格基金管理、地方政府责任分担落实等情况列入省级政府目标责任制考核内容,建立定量可评估、合理有效的考核指标体系,将考核结果纳入缺口分担因素,并制定奖励和惩罚性措施。例如,对基金实际收入超过预算收入的省份,允许其按照一定比例冲抵次年地方财政应承担的部分;对考核结果评分排名靠前者给予奖励或降低地方财政应承担部分的比例;对考核结果评分排名靠后者进行约谈问责,或相应降低中央分担缺口的比例等。

(五) 进一步完善统一的社会保险公共服务平台建设

实现全国统筹意味着我国基本养老保险制度改革进入新阶段,这一发展目标已被列入“十四五”规划,广为人知,备受关注。对于数亿参保人而言,“获得感”主要体现在待遇的确保发放和公共服务的体验感。因此,在推动建立全国统筹制度时,应进一步完善全国统一的社会保险公共服务平台建设,聚焦“跨省通办”和就业形式不断变化带来的社会保险服务需求,优化公共服务平台的服务事项和流程,实现全国经办服务一体化,明确全国统一的业务规程、经办流程、管控规则和服务标准,使参保人能获得标准化的便捷服务。

（六）设立全国统筹办公室，统筹推进各项工作

实施企业职工养老保险制度全国统筹是我国当前及未来一段时间内着力推动的一项重大系统性改革，涉及多项配套制度和机制的建立和完善，既需要部门之间通力合作，也需要各省份间建立高效沟通机制。从各省份的实践经验看，统筹层次提高到省级之后，政策制定、风险评估、基金支付压力、管理负担、监督责任、信息系统维护等均相应向省级集中，这对省级行政和经办管理的力量保障提出更高的要求。因此，建议在当前全国统筹协调机制下成立全国统筹办公室，负责政策、经办、信息系统、基金监管、风险防控等各项工作的具体推动和落实，并在一段时间内作为常设机构，为实施全国统筹提供有力的组织和机制保障。

财商信息

社会保险基金数字化管理问题研究

施文凯，杨良初

（中国财政科学研究院）

【摘要】社会保险基金管理是促进社会保险基金收支稳定持续、运营管理安全高效的重要保障。人类社会正在进入数字时代，数字经济正在推动生产方式、生活方式和治理方式发生深刻变革。社会保险基金管理是数字化改革和应用的重要制度场域，实现社会保险基金数字化管理是防范化解基金风险、促进制度改革完善的必然选择。当前，应以数字化赋能社会保险基金管理为重点，在推动参保扩面、做实缴费基数、助力投资运营、核定待遇发放、完善预算制度、加强审计监管和优化经办服务等方面加强数字技术应用，同时要保障数据安全、营造数字生态和构建决策机制。

【关键词】社会保险基金；数字化管理；治理流程

【原文出处】《财政科学》，2022，（03）

（文中参考文献及注释详见原刊）

一、引言

人类社会正在进入数字时代，数字经济正在推动生产方式、生活方式和治理方式发生深刻变革。政府服务和公共服务是数字化应用的重要领域。面向政府，数字技术有利于推动政府治理流程再造和模式优化，提高决策科学性和服务效率；面向公众，数字技术有利于促进公共服务和社会运行方式创新，构筑全民畅享的数字生活。社会保险作为连接政府和公众的公共服务，是数字化改革和应用的一个重要制度场域。社会保险基金是社会保险制度正常运行的财力基础和资金保障，只有确保社会保险基金收支稳定持续、运营管理安全高效，才能使社会保险制度运行的基础更加牢固。现代社会是一个充满各种风险和不确定性的风险社会，在推进数字政府建设的过程中，系统研究当前我国社会保险基金管理存在的问题和困境，探索数字技术在社会保险参保缴费、投资运营、待遇发放、预算管理、审计监管和经办服务等方面的有效运用，实现社会保险基金数字化管理，既是提高基金运行效率、防范化解基金风险、促进制度改革完善的重要工具，又是提升社会保险领域的政府服务和公共服务能力与水平的重要支撑。

二、我国社会保险基金的运行现状

我国社会保险制度由基本养老保险、基本医疗保险、失业保险、工伤保险和生育保险组成，是社会保障制度的主体和重要组成部分，是党和国家发展改善民生事业、致力促进共同富裕的制度基础之一。我国社会保险基金主要包括基本养老保险基金、基本医疗保险基金^①、工伤保险基金和失业保险基金。为减轻企业负担、优化营商环境，2019年国务院办公厅印发《降低社会保险费率综合方案》，降低了养老保险、失业保险和工伤保险的单位缴费比例，并调整了社保缴费基数。2020年防控新冠肺炎疫情期间，社会保险制度采取阶段性的“免、减、缓、返、降”政策，成为减税降费的重要政策抓手，帮助企业渡过难关，有效地保障了市场主体活力。但是这些政策也导致了社会保险费用减收较多。由表1可以看出，2020年全国社会保险基金收入75863.50亿元，较2019年下降8.77%，首次出现基金收入下降的情况；其中，保险费收入49224.65亿元，较2019年下降17.95%。同时，在民生保障和福利支出刚性的要求下，全国社会保险基金支出78372.17亿元，较2019年增长4.86%。基金收入端减收但支出端增长，二者叠加对全国社会保险基金平衡形成较大冲击。2020年全国社会保险基金当年收支结余为-2008.67亿元，首次出现当年负结余情况；年末滚存结余94536.64亿元，较2019年减少2.08%，开始出现基金累计结余减少的情况。

表1 2018-2020年度全国社会保险基金收支和结余情况

单位:亿元

年度	基金收入						基金支出	本年收支结余	年末滚存结余
	保险费收入	财政补贴收入	利息收入	委托投资收益	其他收入	合计			
2018	57545.00	17654.83	1844.76	701.66	1256.33	79002.58	67380.69	11621.89	89377.51
2019	59991.47	19103.12	2209.35	539.52	1308.67	83152.13	74740.78	8411.35	96545.31
2020	49224.65	21015.52	2166.78	1620.48	1836.07	75863.50	78372.17	-2008.67	94536.64

资料来源:根据2018-2020年“全国财政决算”数据整理得到。

具体来看,减税降费政策主要面向针对企业职工的社会保险险种,对企业职工基本养老保险、工伤保险、失业保险的影响较大,但不涉及面向城乡居民的社会保险险种。由表2可以看出,2020年度,企业职工基本养老保险基金减收最多,基金收入30706.45亿元,相较2019年下降19.56%;其中,保费收入20886.65亿元,相较2019年下降30.40%;基金当年结余-6494.37亿元,累计结余相较2019年下降12.61%。工伤保险基金收入485.22亿元,相较2019年下降39.70%;其中,保费收入410.48亿元,相较2019年下降44.88%;基金当年结余-325.04亿元,累计结余相较2019年下降18.32%。失业保险基金收入952.79亿元,相较2019年下降23.70%;其中,保费收入786.49亿元,相较2019年下降25.79%;基金当年结余-1156.71亿元,累计结余相较2019年下降25.65%。

表2 2018-2020年度职工社会保险基金收入与结余情况

单位:亿元

险种	项目	年 度		
		2018	2019	2020
企业职工基本养老保险基金	保险费收入	29507.15	30008.75	20886.65
	总收入	37520.97	38174.79	30706.45
	当年结余	5953.69	3455.02	-6494.37
	累计结余	48034.4	51482.67	44988.30
机关事业单位基本养老保险基金	保险费收入	9306.27	9506.18	8081.18
	总收入	13444.82	14456.25	13926.97
	当年结余	763.88	429.36	578.40
	累计结余	2538.33	2965.47	3543.87
城镇职工基本医疗保险基金	保险费收入	13516.61	14898.45	14749.04
	总收入	14136.65	15638.36	15654.00
	当年结余	2852.36	3148.58	2913.53
	累计结余	19140.94	22315.96	25229.49
工伤保险基金	保险费收入	832.05	744.73	410.48
	总收入	891.19	804.68	485.22
	当年结余	166.16	4.02	-325.04
	累计结余	1769.60	1774.58	1449.54
失业保险基金	保险费收入	1014.75	1059.88	786.49
	总收入	1171.19	1248.77	952.79
	当年结余	255.88	-35.55	-1156.71
	累计结余	5817.49	4510.16	3353.45

资料来源:根据2018-2020年“全国财政决算”数据整理得到。

面对经济新常态的发展形势,以及财政收入增长放缓、支出继续刚性增长的趋势性变化,叠加统筹疫情防控和社会经济发展的压力,社会保险基金收支形势日益严峻,财政补贴规模和占比逐年提高。在此背景下,推动实现社会保险基金数字化管理,探索数字技术在参保缴费、投资运营、待遇发放、预算管理、审计监管和经办服务等方面的运用,对于实现社会保险基金收支稳定、安全有效,以及完善财政政策都具有重要意义。

三、我国社会保险基金管理存在的问题

(一) 参保登记:社会保险覆盖面有待提高

第一,社会保险人群全覆盖尚未实现。由表3可以看出,我国社会保险制度在覆盖范围方面已经取得了显著进步,基本养老保险和基本医疗保险两项制度已经基本实现“制度全覆盖”。但是,目前两项制度尚未实现“人群全覆盖”,尤其是以保障公民健康权为目的的基本医疗保险还存在制度遗漏人群。对比来看,失业保险、工伤保险和生育保险参保人群全覆盖问题同样突出。同时,由于全国统一的信息联网系统尚未完全建立,社会保险参保统计中还存在一定的重复参保问题。

表3 2011-2020年度我国社会保险参保人数情况

单位:万人

年度	基本养老保险			基本医疗保险			失业保险	工伤保险	生育保险
	合计	城镇职工 养老保险	城乡居民 养老保险	合计	城镇职工 医疗保险	城乡居民 养老保险			
2011	61573.3	28391.3	33182.0	47343.2	25227.1	22116.1	14317.1	17695.9	13892.0
2012	78796.3	30426.8	48369.5	53641.3	26485.6	27155.7	15224.7	19010.1	15428.7
2013	81968.4	32218.4	49750.1	57072.6	27443.1	29629.4	16416.8	19917.2	16392.0
2014	84231.9	34124.4	50107.5	59746.9	28296.0	31450.9	17042.6	20639.2	17038.7
2015	85833.4	35361.2	50472.2	66581.6	28893.1	37688.5	17326.0	21432.5	17771.0
2016	88776.8	37929.7	50847.1	74391.6	29531.5	44860.0	18088.8	21889.3	18451.0
2017	91548.3	40293.3	51255.0	117681.4	30322.7	87358.7	18784.2	22723.7	19300.2
2018	94293.3	41901.6	52391.7	134458.6	31680.8	102777.8	19643.5	23874.4	20434.1
2019	96753.9	43487.9	53266.0	135407.4	32924.7	102482.7	20542.7	25478.4	21417.3
2020	99864.9	45621.1	54243.8	136131.1	34455.1	101676.0	21689.5	26763.4	23567.3

资料来源:根据《中国统计年鉴2021》整理得到。

第二,社会保险险种覆盖面有待提高。按照《社会保险法》要求,城镇职工应当参加五项社会保险项目,由职工和用人单位共同缴费。当前,机关事业单位基本实现险种全覆盖,但企业距离险种全覆盖尚有差距。《中国企业社保白皮书2021》(以下简称“《白皮书》”)数据显示,2021年企业的社会保险险种覆盖率为83.1%,其中,中小企业和三四线城市企业社会保险种覆盖率相对更低。同时,采取派遣外包用工形式的企业中有74.1%的企业会为派遣外包员工购买各项社

会保险,有 24.6%的企业会为派遣外包员工购买单一工伤保险,7.4%的企业没有为派遣外包员工配置任何保障。

第三,社会保险参保及时性有待提高。根据《社会保险法》规定,“用人单位应当自用工之日起三十日内为其职工向社会保险经办机构申请办理社会保险登记”。当前,机关事业单位社保参保及时性较高,但企业社保参保及时性相对较差。《白皮书》数据显示,在被调研企业中,2021年在入职当月或次月为员工缴纳社保的企业占比仅为 64.2%,相比 2020 年有明显下滑;在试用期结束后为员工缴纳社保的企业占比从 2020 年的 17.3%上升至 28.8%,在一定程度上表明在外部经济环境不确定和疫情冲击之下,企业在用工和社保方面采取了相对谨慎的策略;另外,仍有 1.2%的企业一直未缴纳社保。

(二) 缴费征收:社保缴费稽核问题未解决

第一,征收体制改革仍需推进。2018 年中共中央印发的《深化党和国家机构改革方案》中明确提出“将基本养老保险费、基本医疗保险费、失业保险费等各项社会保险费交由税务部门统一征收”。该项改革措施甫一出台即引发强烈的社会舆论,“社保入税将增加企业用工成本”的相关报道大量涌现。此时正值我国经济发展进入新常态,在做好“六稳”“六保”、推动经济稳中有进的要求下,征缴体制改革完成了征收主体从社保部门向税务部门的转变,但部分地区基数核定权仍归社保部门,税务部门只是“照单征收”,无法发挥税务部门在基数核定和社保征缴方面的优势。

第二,缴费基数不实仍然存在。缴费基数不实是我国社会保险基金征缴长期以来面临的难点和痛点问题(董克用和施文凯,2019),对实现基金收支平衡影响较大(李春根和夏珺,2019)。根据相关规定,单位职工本人缴纳社会保险费的基数原则上以上一年度本人月平均工资为基础进行核定。但现实中缴费基数不实问题依旧十分突出,尤其是企业按照当地缴费基数下限为员工缴纳社保的现象较为突出。《白皮书》数据显示,2021 年社保基数完全合规的企业仅占 29.9%,回落到 2019 年的水平,基数合规形势十分严峻。基数不合规主要表现为统一按当地最低缴费基数缴费、按固定工资(不算奖金)缴费、按内部分档缴费等形式,其中统一按当地最低缴费基数缴费占比为 24%,仍是基数不合规的最主要方式。

(三) 待遇支付:存在不规范发放和骗取基金问题

第一,部分地区社会保险基金使用不规范,存在违规发放问题。在基本养老保险方面,部分地区在国家规定待遇发放项目之外,违规列支养老金发放项目,例如采暖补贴和高龄津贴等;此外还存在违规办理提前退休等行为。在基本医疗

保险方面,根据2017年《医疗保险基金审计结果》,部分地区医保基金支出使用不够规范。其中,9个市级和24个县将医保基金1.20亿元挪用于对外借款等支出;8个省、64个市和186个县将医保基金22.86亿元扩大范围用于其他社会保障等支出;1.4亿元医保个人账户资金被提取现金或用于购买日用品等支出,涉及539家药店。

第二,部分地区社会保险基金管理不严格,存在骗取挪用问题。根据2017年《医疗保险基金审计结果》,923家定点医疗机构和定点零售药店涉嫌通过虚假就医和分解住院等方式,骗取套取医疗保险基金2.07亿元作为本单位收入核算,也有少数自然人涉嫌通过虚假异地发票等方式骗取医疗保险基金1007.11万元。根据2016年《工伤保险基金审计结果》,在工伤保险审计中发现骗取冒领、挤占挪用、管理不规范等问题,涉及金额3.86亿元。其中,有17个医疗康复机构、131人编造虚假资料骗取基金6489.55万元;310名不再符合条件的人员冒领待遇358.21万元;29个财政保障经费的工伤保险行政部门和经办机构等单位挪用工伤保险基金5596.71万元,用于本单位的人员经费和办公经费等;37个经办机构向809人违规发放待遇1662.08万元;部分财政部门 and 经办机构少计基金收入、少报单位欠费等17406.51万元。

(四) 基金管理:社会保险基金管理强度有待加强

第一,社会保险基金预算制度有待完善。社会保险基金预算是规范社会保险基金收支活动、保证社会保险基金收支安全、维护广大群众社会保险利益的重要保障(杨良初,2019)。社会保险基金最初以收支计划的形式进行管理,有决算而无预算。尽管我国在1993年就提出要“根据需要建立社会保障预算”,但直到2010年才开始试行编制社会保险基金预算。2018年中共中央、国务院印发《关于全面实施预算绩效管理的意见》,要求各级政府要将社会保险基金预算纳入绩效管理,重点关注各类社会保险基金收支政策效果、基金管理、精算平衡、地区结构、运行风险等情况。实行预算管理是社会保险基金管理的巨大进步,对于提高社会保险基金使用效率、实现社会保险基金可持续具有重要意义。目前,社会保险基金预算管理存在的主要问题在于:一是预算编制方法有待改进。传统的“以上年决算为基数,结合本年度增长率确定预算指标”的编制方式,一定程度上影响预算编制的系统性和科学性。二是预算执行力度有待加强。由于社会保险险种较多且统筹层次不一,管理环节和涉及部门较多,预算在基金管理中的作用发挥不强。三是激励约束机制有待完善。部分地区只重资金拨付、不重预算管理,且尚未建立完善的激励约束和监管机制予以规范。

第二,基金稽核审计力度有待加强。社会保险基金稽核审计是确保资金安全的重要制度保障。1994年我国颁布《中华人民共和国审计法》,明确了社会保险基金审计范畴和职责。当前,我国社会保险基金稽核审计中存在的问题在于:一是基金稽核力度不强。在抽查稽核方式下,受限于人力条件等因素,社保经办机构对用人单位和参保个人的缴费基数稽核不到位,无法有效处理和解决缴费基数不实的问题,也无法对基数不合规问题进行规范和惩罚,对用人单位和参保个人难以起到有效的约束作用,增加了社会保险基金的风险发生概率。二是基金审计力度仍需加强。当前,社会保险基金审计环境日益复杂,数据舞弊和泄密风险增加(张永杰,2017),权威且便于操作的社会保险基金审计指南尚未形成,各地开展基金审计工作时缺少系统规范的操作流程;社会保险基金审计涉及部门较多,业务量较大,地方审计部门在社会保险基金项目管理上难以做到资源整合和业务同步;各类社会保险基金相互独立且以层级不同的地区为单位进行管理,缺乏纵向融合的审计机制来提高审计结果的系统性和整体性(祝梅桂,2020)。

第三,管理信息系统建设仍需推进。统一且高效的管理信息系统建设是加强社会保险基金管理的重要技术保障。当前,我国社会保险管理信息系统建设中存在的问题主要在于:一是管理体制尚未完善。目前系统建设主要是由中央相关部门提出基本原则和方案,由地方政府负责具体筹建,尚未建立一套由中央政府主导的、全国统一使用的管理信息系统,因此在统计相关数据和关键信息时,主要采取地方上报、中央稽核的方式,数据和信息的质量有待提高(施文凯和董克用,2021)。二是统筹层次偏低。社会保险险种的统筹层次较低,养老保险正在省级统筹的基础上向全国统筹推进,医疗保险还主要停留在市级统筹的层次,相关数据由统筹地区管理和上报。三是数据统计不适配。各地社会保险基金管理所使用的信息系统和财务软件差异较大,没有严格实行归口统一管理,在数据采集、转换、分析、统计和归口等环节存在障碍。

四、数字时代的社会保险基金管理:数字化赋能

(一) 数字化赋能政府管理服务:流程再造与模式优化

随着信息技术的迅猛发展,人类社会正在进入一个以数字化为表征的新时代。我国高度重视数字经济发展,2015年国务院印发《促进大数据发展行动纲要》,提出大数据是提升政府治理能力的新途径,要推动大数据在构建以人为本、惠及全民的民生服务新体系中发挥作用。2021年发布的《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》中提出要“加快数字化发展,建设数字中国”,通过激活数据要素潜能,加快建设数字经济、数字社会、

数字政府，以数字化转型整体驱动生产方式、生活方式和治理方式变革。2021年12月，国务院印发《“十四五”数字经济发展规划》，提出“十四五”期间，我国数字经济将转向深化应用、规范发展、普惠共享的新阶段。

数字革命改变了人类的生产生活方式，也推进了政府自身组织方式的变革。数字化催生了生产、交换、分配和消费的新模式，给政府治理带来新的挑战（刘尚希，2020）。构建数字政府成为实现政府事务数字化的一种现代行政管理模式（王志刚，2020），有助于政府改善公共服务和提高行政管理效率（国际货币基金组织，2021）。数字政府治理更加强调数据融通和以人民为中心的“智慧服务”（戴长征和鲍静，2017）。将数字技术应用于政府管理服务，是推动政府治理流程再造和模式优化的重要支撑，在加强公共数据开放共享、推动政务信息化共建共用、提高数字化政务服务效能等方面发挥强大作用，有利于提高决策的科学性和服务效率。

（二）数字化赋能社会保险基金管理：制度场域的重要实践

在持续推进国家治理体系和治理能力现代化的要求下，社会保险是数字化改革和应用的一个重要制度场域，社会保险基金管理与人数字化的关联和融合也变得更加紧密。通过将数字技术融入社会保险基金管理之中，加强原始数据生产能力、数据开发挖掘能力和数据分析利用能力，进而促进公共服务和社会运行方式创新。

在数字时代，数字化的赋能将提高社会保险基金管理和运行效率，并对社会保险制度改革产生重要影响。具体来看，一是数字化赋能提高社会保险基金管理的“实时性”。借助数字化对数据获取的能力，社会保险基金相关数据的获取将更为及时，在报表统计、汇总上报的传统模式上实现数据的实时动态传输。二是数字化赋能提高社会保险基金管理的“准确性”。在确保数字安全的前提下，数字化能够促使社保数据生产、传输、使用、管理的全流程实现精准化。三是数字化赋能提高社会保险基金管理的“可及性”。数字化促进了治理和社保透明度的改善，通过加大开放共享力度，公民能够更加容易地获取有关社会保险基金运行和自身社会保险基金的相关信息。四是数字化赋能提高社会保险基金管理的“便捷性”。相对于现行的录入、上报和稽核的传统数据管理模式而言，数字技术使得社会保险基金的管理更加便捷，实现数据和信息的实时生成与动态传输。五是数字化赋能提高社会保险基金管理的“高效性”。在数字化时代，政府收集、处理和传播数据的能力大幅提高，通过挖掘和分析数据可有效改善管理效率，同时电子纳税申报降低了纳税人的遵从成本和政府的行政管理成本。六是数字化赋能提高社会保险基金管理的“系统性”。数字技术能够整合碎片化的社保数据和信息，加强统筹

规划和整体设计,促进公共数据跨部门、跨层级、跨地区汇聚融合和深度利用;同时,数字化管理在政府机构与其他组织和个人之间建立了多重联系,有利于扩大社会保险的覆盖面。

五、数字化赋能社会保险基金管理:对策与建议

(一) 通过数字化推动参保扩面,提高参保质量

一是充分利用全国联网的全民参保数据库,依靠居民身份证号码准确登记参保人的各项信息,实现参保信息实时动态的运行和维护;二是实时掌握参保人准确的参保状态,既可识别“应保未保”人群和中断参保人群,也可识别重复参保人群,在扩大覆盖面和提高参保质量方面有所贡献。

(二) 通过数字化做实缴费基数,提高征缴能力

一是通过建立社保和税务的联网机制,实时动态掌握参保个人和用人单位真实的工资收入和缴费基数情况;二是打通税务、人社、医保、住建等部门之间的数据壁垒,提升跨部门协同治理能力,实现参保数据的实时比对和稽核;三是适时推动税务部门全责征收社保费改革,实现“核征一体”,借助税务部门全国统一的金税系统,充分发挥税务部门征缴优势,提高资金征缴能力和效率。

(三) 通过数字化助力投资运营,提高投资效率

当前社会保险基金中开展投资运营的主要是基本养老保险基金,面向数字时代,应着力依托数字技术实现养老金革命。通过大数据技术加强数据分析和预测能力,通过数字技术辅助政府相关部门进行决策,促进社会保险基金投资运营更加符合市场投资规律,在保障安全性的前提下提高资金投资收益率。

(四) 通过数字化核定待遇发放,提高管理能力

在基本养老保险制度中,通过全国统一的数据库能够实时、准确、连续地记录参保人的缴费权益,并根据计发办法和经济社会相关参数变化自动计算参保人的养老金待遇额度,防范违规办理提前退休、违规列支养老待遇项目等行为。在基本医疗保险制度中,基于医疗保险待遇支付频次高、涉及主体多等特点,以数字化手段加强医疗费用支付管理,优化医保和医院之间的结算方式,建立起针对每笔支出的实时比对和监控机制。

(五) 通过数字化完善预算制度,提高统筹能力

在基本养老保险制度中,可在现行预算制度的基础上,结合经济社会发展情况,在编制基金预算时充分挖掘、分析和利用数据库中已有的数据和信息,增强

地方政府编制预算的准确性；同时加强中央政府对地方政府的约束力度，以预算管理作为推进养老保险全国统筹的重要抓手。在基本医疗保险制度中，基于医疗保险业务特点，通过数字化深度挖掘和分析相关业务数据，建立财政、税务、医保、卫生等部门之间的联网系统，促进部门之间信息畅通，在编制预算时综合考虑医保待遇支出、转移性支出等因素，提高预算编制的准确性。同时，应加强社会保险全面预算绩效管理，基于受益群体范围来改进支出结构（刘尚希，2019）。

（六）通过数字化加强审计，提高风险防控水平

在健全完善社会保险基金审计制度、加快基金审计规范化建设基础上，加快推进相关信息系统间的互联互通和跨部门、跨区域共享，基于数字技术开展相关数据和信息的总体趋势分析、关联对比分析、数据挖掘分析，构建起事前预警、事中管控和事后治理的审计风险监控系統，增强主管部门对社会保险基金的行政监督能力，实现实时预警、智能管控和有效治理（张永杰，2019）。在推进数据标准和信息接口统一的基础上，加快全国统一联网的管理信息系统和数据库建设，加强原始数据生产能力，提高风险防控水平。

（七）通过数字化优化经办服务，提高服务能力

数字化服务是满足人民美好生活需要的重要途径。当前，应通过提高数据库和管理信息系统能力建设，积极打造面向公众的社保经办服务网站和APP应用，提高群众网上办理社保业务、查询社保数据的便捷程度，提高数字服务的普惠化水平，满足群众多样化和个性化的需要。同时，全国联网数据库和管理信息系统的建立，还可避免因社保关系转移接续带来的异地业务办理问题。通过在经办服务领域推动数字化服务的普惠应用，提高社保经办服务能力，持续提升群众获得感。

六、社会保险基金数字化管理需要注意的问题

（一）数字革命意味着政府自身组织方式变革，数字技术需与其能力相适应

数字革命对政府组织和管理服务方式带来挑战，倒逼政府通过自身组织方式变革来回应数字革命的要求，并提高在制度、人力、物力、财力等方面的调动能力。就社会保险基金数字化管理而言，一是政府要对社会保险制度及其细节设计进行调整，及时解决执行过程中因数字化所限而带来的“政策让位管理”的问题；二是政府在推进社会保险基金数字化管理过程中需要加强相关能力建设，尤其在组织治理方式和资金财力投入方面，应以加强社会保险现代化和数字化治理为目标，系统推进、统筹改革。

（二）保障数据和信息安全是社会保险基金数字化管理的首要任务

在数据时代，警惕数字破坏、保障数据安全是摆在首位的要求。在推进社会保险基金数字化管理的进程中，应将保障各项各类社保数据和信息的安全放在首位，确保社会保险基金数字化管理全流程、全周期的封闭管理，定期监督和反馈，持续提高数据和信息的安全性。

（三）社会保险基金管理数字化的实现需要营造良好的数字生态和顺畅的决策机制

我国数字化发展仍处于起步阶段，其与社会保险基金管理的融合发展也需要时间。为顺利实现社会保险基金数字化管理，当前应大力营造良好的数字生态，构建数字规则，构建起与数字化相适应的政策法规体系。同时，要建立顺畅的决策机制，促进数字技术在社会保险基金管理全流程中的有效利用和辅助决策。

（四）数字化的作用是有限的，相应的制度和政策改革仍需继续

数字化在赋能社会保险基金管理方面具有前瞻性和支持性作用，但这并不意味着数字化是万能的。应该认识到，数字化是保障制度顺畅运行、推进组织变革的重要推力，但其作用也是有限的，不能指望数字化解决一切管理和发展的问題。对于社会保险基金管理而言，根据经济社会发展的实际情况推进制度改革、加强社会保险基金管理的相关制度建设仍是最基础和最根本的任务。

专题：绿色发展

绿色财政政策的碳减排效应 ——来自“节能减排财政政策综合示范城市”的证据

薛飞¹, 陈煦²

(1. 中国社会科学院大学工业经济系; 2. 西北大学经济管理学院)

【摘要】实施有效的绿色财政政策是推动节能减排,确保实现“碳达峰、碳中和”的重要手段。文章以“节能减排财政政策综合示范城市”为切入点,借助双重差分法评估了绿色财政政策的碳减排效应。研究发现:(1)节能减排财政政策综合示范城市建设显著降低了示范城市的碳排放水平,其碳减排效应在示范城市建设后的第二年后开始逐年显现,并随着年份的推移逐渐增强。(2)机制分析表明,示范城市建设的碳减排效应主要是通过减少能源消耗、降低单位GDP能耗、推动产业低碳化和提升绿色技术创新等途径实现的。(3)异质性分析表明,示范城市建设对非老工业基地城市的碳减排效应大于老工业基地城市,对非资源型城市的碳减排效应大于资源型城市。(4)成本与收益分析表明,开展示范城市建设虽付出了一定的财政成本,但其在促进非碳指标减排和经济增长方面发挥了积极作用。文章为中国未来实施更加有效的绿色财政政策,顺利实现“碳达峰、碳中和”目标提供了重要的经验证据与政策启示。

【关键词】碳减排; 绿色财政政策; “节能减排财政政策综合示范城市”; 双重差分法

【原文出处】《财经研究》, 2022, 48(07)

【基金项目】国家社会科学基金项目(21ZDA063); 中国社会科学院京津冀协同发展智库基础研究项目(2020G02); 中国社会科学院学科建设“登峰战略”重点学科区域经济学项目

(文中参考文献及注释详见原刊)

一、引言

气候变化是当今人类面临的重大全球性挑战,严重威胁着人类健康和社会可持续发展。作为世界上重要的二氧化碳排放国和能源消费国,中国在取得突出经

济成就的同时,也面临着巨大的国际碳减排压力。根据国际能源署(International Energy Agency, IEA)公布的数据显示,2019年中国碳排放总量达到98.258亿吨,占全球碳排放总量的28.8%。党和政府历来高度重视气候变化问题,并将应对气候变化作为生态文明建设、实现“美丽中国”目标的重要内容。2020年9月,习近平主席在第七十五届联合国大会一般性辩论上发表重要讲话,承诺“中国将提高国家自主贡献力度,采取更加有力的政策和措施,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”(以下称“碳达峰、碳中和”)。随后,在党的十九届五中全会、中央经济工作会议、2021年全国两会以及中央财经委员会第九次会议等重要场合,党中央均对“碳达峰、碳中和”工作进行了相应部署。在此背景下,如何实现“碳达峰、碳中和”目标成为当前我国社会各界所面临的重大课题,这不仅事关新时期我国经济实现向绿色、低碳的成功转型,更事关人民的福祉和经济长远发展。

事实上,学术界很早就关注到了碳排放这一重大研究主题。众多学者从经济增长(鲁万波等,2013;朱欢等,2020)、产业结构(张伟和王韶华,2015)、贸易开放(李锴和齐绍洲,2011;蔡礼辉等,2020)、科技研发(林伯强和徐斌,2020)等不同视角开展了广泛深入的研究。随着政策分析理论和工具的不断发展,政府相关政策的碳减排效应也逐渐引起学者们的关注。例如,黄向岚等(2018)利用双重差分法对碳交易试点的环境红利进行分析,研究发现碳交易显著降低了试点地区的二氧化碳减排,实现了环境红利;薛飞和周民良(2021)进一步对碳交易市场规模的碳减排效应展开分析,发现碳交易市场规模的扩大有助于实现碳减排;张华(2020)则评估了低碳城市建设对碳排放的影响,研究发现低碳城市建设显著降低了碳排放水平,同时碳减排主要是通过降低电力能源消耗与提升技术创新水平而实现的。

作为推进节能减排、应对气候变化的重要工具,绿色财政政策也随着全球气候持续恶化而越发受到人们的重视,并逐步成为各国环境经济学、公共经济学领域的热点研究问题(洪源等,2018)。理论上,绿色财政政策能够利用“收入导向”的惩罚性环境税费矫正企业的排污成本,实现排污单位环境外部成本的内部化(盛丽颖,2011;郭俊杰等,2019);此外,政府还可以通过“支出导向”的环境治理直接投资来约束企业的排污行为,激励企业提升绿色生产技术,促进节能减排(朱小会和陆远权,2017)。近年来,更有一大批文献利用财政试点和示范政策,借助因果推断方法考察环保财政政策的环境效应。例如,熊艳等(2021)利用双重差分法对“煤改气、电”政策的空气污染治理效应进行考察,并发现在中央财政的支持下,“煤改气、电”政策能够有效降低试点城市的空气污染。Lin和Zhu(2019a,

b) 对节能减排财政政策的污染减排效应以及可持续发展效应进行评估, 研究发现节能减排财政政策的实施不仅降低了示范城市污染排放, 还提高了生态效率。然而, 部分学者则持有相反的观点, 认为环境税政策在实践中并未起到有效的激励作用 (Goldar 和 Banerjee, 2004)。特别是在一些发展中国家, 地区经济发展不均衡、地方保护主义以及环保财政制度自身的不完善等使得绿色财政政策的实践效果受到较为广泛的质疑 (李国平和李潇, 2017)。

综上所述, 不难发现既有文献还普遍存在以下几方面的不足: (1) 在研究内容上, 主要从碳交易、低碳城市等政策切入而展开研究, 但鲜有文献从绿色财政政策的视角考虑其对碳排放的影响。此外, 虽然部分文献对节能减排财政政策综合示范的实施效果进行评估, 但并没有直接关注示范城市建设对碳排放的影响。

(2) 在研究方法上, 由于环保财政支出与环境质量之间存在反向因果关系, 既有文献普遍面临着内生性问题。(3) 在指标选取上, 由于数据可得性的限制, 既有文献在测算城市层面碳排放时存在测算偏误问题。(4) 绿色财政政策的碳减排效应不仅取决于其环境收益, 而且还与财政成本有关。但既有文献主要关注相关政策的收益, 而鲜有文献对其成本与收益情况进行综合评估。

可见, 有关绿色财政政策的有效性结论还有待进一步的考察与评估。为此, 本文以中国 2011 年开始实施的“节能减排财政政策综合示范城市”政策 (以下简称“示范城市”) 为切入点, 借助夜间灯光数据反向演算出城市层面的碳排放数据, 系统探讨了中国绿色财政政策的碳减排效应。本文试图通过严谨的实证分析来回答如下问题: 示范城市建设是否有助于降低碳排放? 其影响碳排放的机制是什么? 这一效应是否存在区域异质性? 更进一步地, 示范城市建设的成本收益情况如何? 能否实现经济增长和碳减排的“双赢”? 研究表明: 首先, 示范城市建设显著降低了示范城市的碳排放水平, 其碳减排效应在示范城市建设后的第二年后开始逐年显现, 并随着年份的推移逐渐增强。其次, 示范城市建设主要通过减少能源消耗、降低单位 GDP 能耗、推动产业低碳化和提升绿色技术创新等途径实现碳减排。同时, 这种碳减排效应存在明显的区域异质性, 绿色财政政策对非老工业基地城市的碳减排效应大于老工业基地城市, 对非资源型城市的碳减排效应大于资源型城市。最后, 成本与收益分析表明, 示范城市建设虽然需要付出一定的财政成本, 但其在实现碳减排的同时, 还能够降低包括二氧化硫排放和工业废水等非碳指标的排放, 并带动地方经济增长。本文的研究将为中国未来实施更加有效的绿色财政政策, 顺利实现“碳达峰、碳中和”目标提供了重要的经验证据与政策启示。

相比于以往的研究, 本文可能的边际贡献在于: 第一, 就研究视角而言, 本文对绿色财政政策的环境效应方面的文献进行了补充。虽然已有少数文献对示范城

市建设的政策效应进行了分析,但并未涉及碳减排效应评估。第二,就数据和研究方法而言,本文利用夜间灯光数据,构建了2003—2017年“城市—年度”层面的碳排放数据,并以“节能减排财政政策示范城市”为政策冲击,利用双重差分法对其碳减排效应进行评估,较好地缓解了既有文献中存在的内生性问题和数据限制问题。第三,就研究内容而言,本文不仅评估了示范城市建设的碳减排效应,还对其经济效应和财政支出成本进行比较,从而较为系统地考察其成本收益情况,并对实现“减碳”和“增长”双赢的机制进行深入的考察。

二、政策背景与理论假说

(一) 政策背景

《BP世界能源统计年鉴》的数据显示,中国碳排放总量从1978年的14.30亿吨增加至2010年的81.45亿吨,年均增长5.59%。面对节能减排压力,中国政府首次在“十一五”规划中将能源强度下降目标纳为约束性指标。在“十二五”规划中,中国政府在能源强度目标的基础上,进一步将碳排放强度下降目标列为约束性指标,并确定2015年中国单位能源消耗和单位GDP碳排放分别比2010年下降16%和17%的目标。在此背景下,为顺利实现能耗和碳强度下降目标,2011年起,财政部、国家发展改革委(以下简称“两部委”)分三批共计选择30个城市,开展节能减排财政政策综合示范工作。2011年6月22日,两部委联合发布《关于开展节能减排财政政策综合示范工作的通知》,确定北京、深圳、重庆、杭州、长沙、贵阳、吉林、新余等8个城市率先启动示范城市建设工作;2013年10月18日,两部委确定了第二批示范城市,石家庄、唐山、铁岭、齐齐哈尔、铜陵、南平、荆门、韶关、东莞、铜川等10个城市入选;2014年,两部委又新增天津、临汾、包头、徐州、聊城、鹤壁、梅州、南宁、德阳、兰州、海东、乌鲁木齐等12个城市为示范城市。我们通过梳理三批示范城市名单发现,示范城市范围覆盖全国27个省(直辖市和自治区),东、中、西部地区皆有分布。同时,这些城市在城市规模、经济发展水平方面存在明显差异,具有较强的代表性、典型性、示范性(刘昆,2015)。

(二) 理论假说

示范城市建设通过财政激励与目标约束相结合的方式影响示范城市的碳排放。一方面,示范城市建设通过资金激励的方式推动节能减排。示范城市建设的示范期为三年。在示范期内,中央财政将对示范城市申报备案的典型示范项目给予资金奖励。其中,奖励资金规模根据示范城市性质分档确定,直辖市和城市群、计划单列市和省会城市以及其他城市每年分别奖励6亿元、5亿元和4亿元。综

合奖励资金由示范城市自行决定如何使用,中央仅负责对相关项目进行备案管理,这也有利于激发地方政府节能减排的积极性。另一方面,中央政府还对示范城市进行目标考核,以此保障节能减排工作的成效。中央政府要求示范城市的地方政府制定实施方案,设置年度和总体节能减排目标,并依据相关综合示范绩效考核办法对其进行考核。综合示范绩效考核分为年度绩效考核和总体绩效考核。其中,年度考核结果与下一年的奖励资金挂钩,对于考核结果为优秀的城市,中央财政将给予额外 20% 的综合奖励资金;反之,对于考核结果为不合格的城市,将扣回 20% 的综合奖励资金。总体考核结果与示范城市称号和奖励资金挂钩。对于未完成总体节能减排目标或其有其他严重情节的城市,^①将取消其示范资格并扣回全部综合奖励资金。由此可见,示范城市建设工作通过财政激励与目标约束两个方面共同推动示范城市的碳减排。据此,本文提出如下假设:

假设 1:示范城市建设有利于降低示范城市的碳排放水平。

梳理示范城市的相关文件可知,示范城市的主要任务包括实现产业低碳化、交通清洁化、建筑绿色化、服务业集约化、主要污染物减量化、可再生能源利用规模化等六个方面。据此,上述示范城市政策将从节能提效、优化产业结构以及提升技术创新三个途径降低碳排放量。图 1 为示范城市建设影响碳排放的理论分析框架。

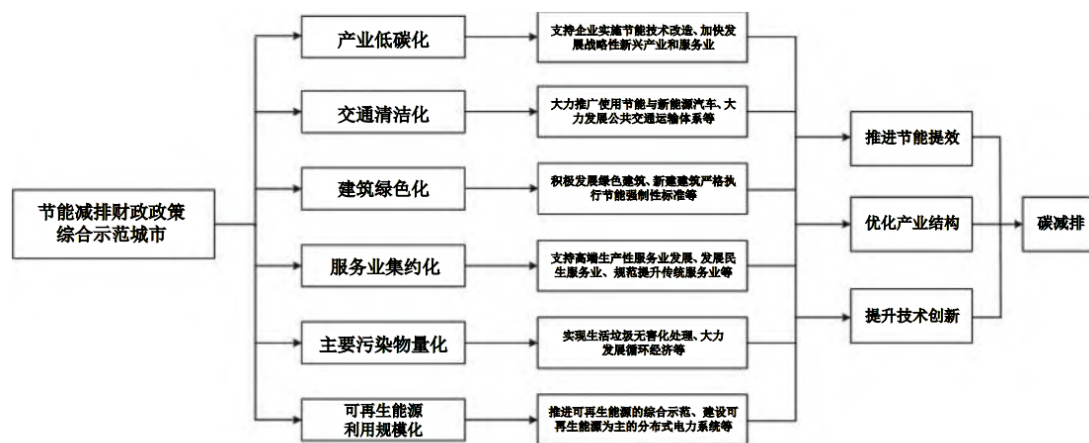


图 1 示范城市建设影响碳排放的作用机制

第一,示范城市建设可能通过推动节能提效来降低碳排放水平。强化节能和提高能效是实现碳减排最直接也是最重要的途径。示范城市建设可以通过促进节能技术改造、机制创新以及加强节能减排宣传等途径降低能源消费量和提高能源利用效率。首先,示范城市可以通过支持传统行业实施节能技术改造,加快先进节能环保技术装备工艺推广应用,鼓励发展循环经济,促进产业低碳化转型,从而降低能源消耗和减少碳排放。其次,示范城市还可以不断寻求机制创新,采用

能源合同管理、节能资源协议等市场化机制和实施产品能耗限额管理、“能源领跑者”等手段，倒逼企业提高能源利用效率。最后，示范城市还可加大全社会节能减排宣传力度。通过报纸、电视等媒体进行宣传，倡导低碳生活、建立低碳消费模式，推动企业、学校、社会民众全面参与到节能减排工作中。

第二，示范城市建设可能通过优化产业结构来降低碳排放水平。优化产业结构是碳减排的关键路径。向其凤和王文举（2014）、孙振清等（2020）均验证了产业结构调整对碳减排的积极影响。而在节能减排财政政策综合示范的激励和约束下，示范城市建设有利于推动产业低碳化转型和战略性新兴产业和服务业发展。一方面，示范城市利用财政手段加快推动淘汰落后产能，同时加大对“两高一资”企业准入审查力度，严控高耗能、高排放行业过快增长，从而推动产业低碳化转型。另一方面，根据本地区的要素禀赋和比较优势，示范城市培育和发展各具特色的战略性新兴产业和服务业。围绕风电、光伏、太阳能、动力与储能电池、节能减排设备制造等新能源和可再生能源产业，示范城市大力发展战略性新兴产业。同时，通过打造服务业聚集区，支持现代物流、金融、科技等现代服务业和社区服务、家政服务、再生资源回收利用等民生服务业集约化发展。

第三，示范城市建设可能通过提升技术创新来降低碳排放水平。技术创新是引领低碳经济发展的动力源泉。既有研究表明，环境规制政策可能存在“波特效应”，从而促进绿色低碳技术创新（Porter 和 Van Der Linde，1995）。在示范城市建设过程中，示范城市会通过制定严格的环境规制政策以确保节能减排目标的顺利实现。在环境规制约束下，企业会增加技术研发投入，加强绿色低碳技术创新。同时，示范城市设立节能减排专项资金，通过资金配套、直接奖励等途径支持和鼓励生产企业进行低碳技术研发和改造。根据以上三点，本文提出如下假设：

假设 2:示范城市建设通过降低能源消费、提升能源利用效率、优化产业结构、提高绿色技术创新等途径降低示范城市的碳排放水平。

三、研究设计

（一）模型设定

在本文 285 个样本中，共有 29 个城市入选示范城市。^①这提供了一个良好的“准自然实验”，利用双重差分法来评估示范城市建设的碳减排效应。根据财政部和国家发展改革委公布的示范城市名单，设置处理组与控制组。具体来说，将 29 个示范城市视为处理组，其余未入选的城市构成控制组。需要指出的是，由于示范城市的批复并非一次性的，而是分期批复的，因此处理组城市在入选示范城市的具体年份上存在明显的差异，而这种渐进式批复的方式也使得我们无法按照

传统双重差分法那样对样本设置统一的开设时间点虚拟变量。因此,本文借鉴刘瑞明和赵仁杰(2015)的处理方法,将研究重点放在处理组别虚拟变量与政策时间虚拟变量的交互项的符号和显著程度上。另外,考虑到遗漏变量所带来的内生性问题,本文还进一步控制城市虚拟变量和年份虚拟变量。具体的模型设定如下:

$$\ln ce_{it} = \alpha_0 + \beta eser_{it} + \delta X_{it} + v_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $\ln ce_{it}$ 为被解释变量,表示 i 城市第 t 年的碳排放水平。 v_t 代表时间固定效应, μ_i 代表各城市的个体固定效应, ε_{it} 为随机误差项。 X_{it} 为控制变量,包括经济发展水平、政府规模等可能对碳排放产生影响的变量。 $eser_{it}$ 为核心解释变量,表示示范城市建设虚拟变量,其系数 β 衡量示范城市建设对碳排放的政策效应,若 β 为负且显著,则表示示范城市建设有利于降低碳排放。

(二) 变量选取与数据说明

本文的研究聚焦于示范城市建设的碳减排效应。此外,考虑到遗漏变量可能造成的内生性问题,还纳入了经济发展水平、产业结构、城市科研投入、外资投入、政府规模等一系列控制变量。具体的变量设置如下:

1.碳排放水平。本文采用碳排放总量衡量碳排放水平。已有文献主要基于天然气、液化石油气、电能和热能等能源消耗来估算城市层面的碳排放水平(吴建新和郭智勇,2016;张华,2020),但利用该方法所计算的碳排放量往往与实际值之间存在较大的偏差。近年来,利用夜间灯光指数估算碳排放的方法得到广泛应用。一般地,由于夜间灯光亮度和碳排放关系密切,因此夜间灯光亮度越高,则该地区经济活动强度越高,相应的碳排放量也越多(史丹和李少林,2020)。因此,本文借鉴苏泳娴等(2013)的做法,利用 DMSP/OLS 和 NPP/VIIRS 两套夜间灯光数据,反向演算出 2003—2017 年 285 个城市的碳排放量。具体地,本文基于 DMSP/OLS 和 NPP/VIIRS 两套夜间灯光影像,获得地级市的建设用地夜间灯光,并统计出各省市的夜间灯光总值,然后构建夜间灯光数值与省级碳排放量的关系方程。在此基础上,我们利用拟合的系数以及地级市的夜间灯光指数估算出地级市的碳排放量。此外,本文还采用人均碳排放量作为碳排放效率进行稳健性检验。

2.节能减排财政政策综合示范城市虚拟变量。本文根据财政部和国家发展改革委批复的示范城市名单,对各城市进行赋值。若某一城市在当年入选或已入选示范城市名单,则赋值为 1;否则为 0。

3.控制变量。为了控制其他潜在影响因素的干扰,本文参照黄向岚等(2018)、

张华(2020)的做法,还纳入了一系列控制变量,具体包括:经济发展水平,用地区生产总值除以年末总人口计算得到的人均地区生产总值衡量;政府规模,利用公共财政支出占GDP比重衡量;外商投资水平,采用外商实际投资额占GDP的比重衡量;财政科技支出,采用财政科技支出占财政支出的比重衡量;金融发展水平,采用金融机构贷款余额占GDP的比重衡量;城镇化水平,采用城市建设用地占市区面积比重进行衡量;人口密度,以单位行政区域面积上的人口数量进行衡量。

考虑到部分城市行政区划的调整以及数据的缺失,本文剔除了拉萨、铜仁、毕节、海东等城市,最终采用我国285个地级市2003—2017年的面板数据作为研究样本。在所有变量中,示范城市虚拟变量由作者手工整理得到;DMSP/OLS和NPP/VIIRS数据来自美国国家地球物理数据中心,省域层面的碳排放数据来自中国碳核算数据库;其他数据均来自《中国城市统计年鉴》《中国区域统计年鉴》。表1报告了各变量的描述性统计结果。

表1 主要变量描述性统计结果

变量名称	变量符号	观测值	均值	标准误	最小值	最大值
碳排放总量	$\ln co_2$	4275	7.492	0.817	5.030	10.046
人均碳排放量	$\ln pc o_2$	4272	10.849	0.720	8.155	13.545
节能减排财政政策综合示范城市	$eser$	4275	0.035	0.183	0.000	1.000
经济发展水平	$\ln pgrp$	4272	9.906	0.854	7.546	12.910
政府规模	gov	4270	16.040	9.445	3.128	148.516
外商投资水平	fdi	4164	2.060	2.280	0.000	32.309
金融发展水平	$finance$	4270	82.724	50.395	7.532	745.078
财政科技支出	rd	4269	1.160	1.311	0.000	20.684
城镇化水平	$urban$	4225	8.301	9.480	0.000	97.180
人口密度	$\ln pd$	4271	5.721	0.912	1.548	7.887

四、实证分析

(一) 基准回归

表2汇报了示范城市建设影响碳排放的基准回归结果。其中,列(1)是未加入控制变量的回归结果,列(2)是加入控制变量后的回归结果。从中可以发现,无论是否加入控制变量,示范城市建设的估计系数均为负,且通过了5%的显著性检验,表明示范城市建设有利于降低碳排放水平。上述结果初步验证了本文提出的假设1,即示范城市建设发挥了预期的碳减排效应。进一步分析列(2)的估计结果可以发现,示范城市建设的估计系数为-0.054,即与非示范城市相比,示范城市的碳排放总量降低了5.4%。这一结论与Lin和Zhu(2019a, b)的结论较为一致,均肯定了示范城市建设在节能减排和推动城市可持续发展方面的积极

作用。

关于控制变量的回归结果,以表2中列(2)的估计结果为基准进行解释。其中,经济发展水平的回归系数在1%的水平上显著为正,说明碳排放会随着经济发展水平的提高而增加;政府规模的回归系数为在1%的水平上显著为正,说明政府对于经济的过度干预不利于实现碳减排;外商直接投资占比的回归系数虽然未能通过显著性检验,但其回归系数为负,这在一定程度上说明外资的流入能够降低碳排放水平,即说明“污染天堂”假说并不成立;金融发展对碳排放的影响为正,且通过5%显著性检验,这在一定程度上说明金融发展水平的提升显著增加了碳排放量,这与赵军等(2020)的研究结论相似;人口密度的回归系数显著为正,说明人口集聚不利于实现碳减排。

表2 基准回归结果

	lnco ₂		lnpco ₂	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>eser</i>	-0.079*** (0.027)	-0.054** (0.023)	-0.110*** (0.037)	-0.073*** (0.024)
常数项	6.898*** (0.008)	3.284*** (0.850)	10.310*** (0.009)	4.369*** (0.755)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	4 275	4 097	4 272	4 097
R ²	0.904	0.918	0.866	0.907

注:括号内为聚类到城市层面的稳健标准误;“*”、“**”和“***”分别表示在10%、5%和1%的水平上显著;控制变量包括经济发展水平、政府规模、外商投资水平、金融发展水平、财政科技水平、城镇化水平和人口密度。下同。

在分析地区碳排放水平时,碳排放总量不仅与地区的能源消费和能源利用效率有关,而且受到地区人口规模等因素的影响(范子英和赵仁杰,2019)。为了进一步验证示范城市建设的碳减排效应是否稳健,本文将人均碳排放量作为被解释变量重新进行回归。回归结果如表2列(3)与列(4)所示。从中不难发现,无论是否加入控制变量,示范城市建设仍然能够有效降低人均碳排放量,即示范城市建设不仅能够降低碳排放总量,而且能提升示范城市碳排放效率。

(二) 平行趋势检验

双重差分法进行政策评估的有效性是建立在平行趋势假设的基础上的,即假设未开展节能减排财政政策示范城市建设,那么示范城市与非示范城市碳排放应该具有共同的变化趋势。为了检验这一假设,本文借鉴Beck等(2010)的做法,采用动态双重差分法来进行平行趋势检验。具体而言,在公式(1)的基础上,构建如下模型:

$$\ln ce_{it} = \alpha_0 + \beta_k \sum_{k=-8}^{k=6} D_{it}^k + \delta X_{it} + v_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, D_{it}^k 为一系列虚拟变量, 表示示范城市建设这一事件。具体来说, D_{it}^k 表示城市 i 实施示范城市建设的第 k 年。本文样本数据的时间区间为 2003—2017 年, 因此覆盖了政策实施前的 8 年与政策实施后的 6 年。同时, 本文还将示范城市建设实施的上一年作为基准年份, 即上式中未纳入的 D_{it}^{-1} 。本文所关注的参数是 β_k , 其反映了示范城市建设开展前与开展后该政策对城市碳排放水平的影响。如果 β_k 在 $k < 0$ 期间不显著异于 0, 则说明本文样本满足平行趋势假设; 反之, 则说明不满足平行趋势假设。此外, 当 $k \geq 0$ 时, β_k 还能刻画示范城市建设的动态效应。

为了更加直观地检验是否满足平行趋势假设以及示范城市建设对碳排放的动态影响, 图 2 和图 3 分别绘制了碳排放量和人均碳排放量两类方程中参数 β_k 的回归系数和 90% 的置信区间。由图可知, 无论是以碳排放量还是以人均碳排放量指标为被解释变量, 当 $k < 0$ 时, β_k 的值相对平缓, 且在 10% 的水平上均不显著, 表明示范城市与非示范城市在试点前两类碳排放指标并无显著差异, 即本文样本满足平行趋势假设; 当 $k \geq 0$ 时, 除了 β_0 外, 其余系数均通过了 10% 的显著性检验, 且系数的绝对值逐年变大, 这说明示范城市建设的碳减排效应具有一定滞后性, 政策效应在示范城市建设后第二年才开始逐步显现, 且具有一定持续性, 但在政策实施的第六年政策效应有所降低。之所以政策效应的滞后性和持续性并存, 一个可能的原因是节能减排示范项目的建设往往需要经历审批、报备、建设与运营, 而随着越来越多的项目投入到运营中, 示范城市建设的政策效应才能得以充分发挥。

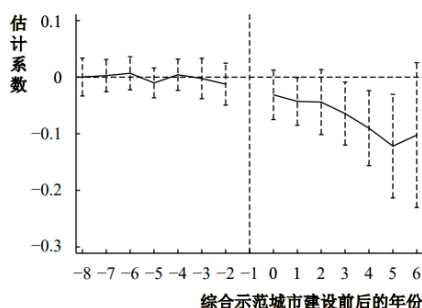


图 2 碳排放量在示范城市建设前后的差异

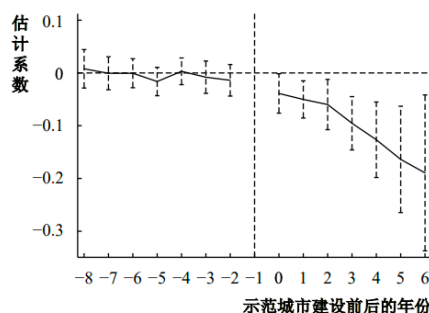


图 3 人均碳排放量在示范城市建设前后的差异

(三) 非随机选择讨论

采用双重差分法评估示范城市建设的碳减排效应的理想状况是, 示范城市和非示范城市都是随机选择的。但在现实中, 示范城市的选择往往是基于城市的政府财政能力、资源禀赋等因素进行的。这些城市固有的差异会随着时间的推移对城市碳排放产生不同影响, 从而导致估计偏误。为了控制上述因素可能对示范城市建设造成的影响, 本文借鉴 Li 等 (2016) 的做法, 在基准回归的基础上加入

示范城市选择标准变量、控制变量与时间趋势的交互项,构建如下模型:

$$\ln ce_{it} = \alpha_0 + \beta eser_{it} + \delta X_{it} \times Trend_t + Z_{it} \times Trend_t + v_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, Z_{it} 表示城市固有属性和政府财政能力等潜在的示范城市选择标准变量。具体来说,选取是否为1998年“两控区”城市、是否为省会城市、是否为副省级城市、是否为较大城市作为示范城市选择的标准变量; $Trend_t$ 为时间趋势项。因此,通过加入 $X_{it} \times Trend_t$ 和 $Z_{it} \times Trend_t$ 控制了控制变量和示范城市选择标准因素随时间推移对碳排放的影响,在一定程度上缓解了示范城市和非示范城市非随机选择造成的估计偏误。

表3汇报了示范城市非随机选择的回归结果。由列(1)结果可知,在加入示范城市选择标准变量与时间趋势的交互项后,示范城市建设的回归系数依旧为负,并通过了1%的显著性检验。同时,与基准结果相比,估计系数的大小相差不多,这无疑印证了基准结果的可靠性。此外,本文还以人均碳排放量为被解释变量展开了非随机选择讨论,回归结果如表3列(2)所示。从中不难发现,在以人均碳排放量为被解释变量时,上述结论依旧成立。

表3 非随机选择讨论

	$\ln co_2$	$\ln pco_2$
	(1)	(2)
<i>eser</i>	-0.047** (0.023)	-0.052** (0.025)
控制变量×时间趋势	控制	控制
选择标准变量×时间趋势	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
城市固定效应	控制	控制
观测值	4 163	4 163
R^2	0.919	0.892

(四) 剔除其他节能减排政策的影响

在中国改革进程中,针对某一经济目标,经常会出台多个政策,形成政策交叉或并行。因此,除示范城市建设外,其他节能减排政策也可能对碳排放造成影响,从而对估计结果产生影响。在本文样本期间,为了控制和降低碳排放量,中央政府于2010年开展了低碳城市试点,于2011年开展了碳排放权交易试点。为剔除其他节能减排政策的影响,本文在基准回归方程的基础上加入了这两项政策的虚拟变量。回归结果如表4所示。从中不难发现,在考虑到其他节能减排政策的影响后,示范城市建设的回归系数依旧显著为负,表明示范城市建设有助于降低碳排放水平,这与上文结果相一致。但与基准回归相比,系数绝对值有所降低,这也说明示范城市建设的政策效应受到了其他低碳政策的干扰,即验证了政策叠

加效应的存在。

表 4 剔除其他政策影响

	lnco ₂	lnpco ₂
	(1)	(2)
<i>eser</i>	-0.045** (0.021)	-0.063*** (0.022)
<i>ets</i>	-0.097*** (0.014)	-0.109*** (0.013)
<i>lcc</i>	0.013 (0.019)	0.012 (0.017)
控制变量	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
城市固定效应	控制	控制
观测值	4097	4097
R ²	0.921	0.911

注: *ets*和*lcc*分别表示碳排放权交易和低碳城市试点的虚拟变量。

(五) 稳健性检验

首先,为了避免极端值对回归结果的干扰,本文对被解释变量进行上下1%缩尾处理并进行重新回归。其次,考虑到示范城市建设的碳减排效应并非立即产生影响,本文对示范城市建设的虚拟变量进行滞后一期处理;同时,为了避免联立方程偏误,本文对所有控制变量也进行了滞后一期的处理。再次,考虑到不同城市的碳排放可能会随着时间的推移表现出不同的变化趋势,因此本文在基准模型的基础上引入各省份虚拟变量与各年度虚拟变量的交互固定效应,从而识别出更为干净的计量结果。最后,前文中利用省级层面夜间灯光数据与碳排放量对碳排放量进行估算,但这一处理方式是假设样本期间内各地级市不存在结构效应或者技术效应的变化。为此,本文通过更替碳排放量的估算方法进一步增强本文回归结果的可信性。具体策略如下:第一,本文借鉴张华(2020)的做法,基于天然气、液化石油气、电能和热能等能源消耗对碳排放重新估算,并以此作为被解释变量进行回归;第二,本文利用截面数据构建方程得出拟合值对碳排放量进行估算,从而在时间维度上缓解样本期间内夜间灯光数值与排放量关系不变的假设。上述稳健性检验结果表明,示范城市建设存在碳减排效应。^①

五、拓展性分析

(一) 机制检验

根据示范城市的政策实施总体任务,本文将从节能降耗、产业结构以及绿色技术创新三个方面来综合考察示范城市建设降低碳排放的具体机制。本文借鉴宋弘等(2019)的做法,通过设置如下模型来考察示范城市建设的碳减排效应:

$$M_{it} = \alpha_0 + \beta eser_{it} + \delta X_{it} + v_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, M_u 为机制变量, 包括: (1) 节能降耗, 采用城市层面的能源消费总量和单位 GDP 能耗来衡量, 相关数据直接来源于史丹和李少林 (2020) 的研究成果。

(2) 结构效应, 采用第一产业占 GDP 比重、第二产业占 GDP 比重以及第三产业占 GDP 比重来衡量。(3) 绿色技术创新, 采用每万人绿色发明专利申请量来衡量。

表 5 汇报了示范城市建设影响碳排放的机制检验结果。其中, 由列 (1) 和列 (2) 可知, 示范城市建设对能源消耗总量和单位 GDP 能耗的回归系数均在 5% 的水平上显著为负, 说明示范城市建设有利于推动节能提效。由列 (3)~列 (5) 可知, 示范城市建设对二产比重具有显著的负向影响, 对一产比重具有显著的正向影响, 说明示范城市建设能够促进城市产业转型升级, 推动产业低碳化发展。由列 (6) 可知, 示范城市建设对绿色技术创新的影响系数在 1% 的水平上显著为正, 说明示范城市建设能够促进绿色技术创新。综上所述, 示范城市建设能够通过降低能源消费、提升能源利用效率、优化产业结构和提高绿色技术创新等途径降低碳排放。

表 5 机制分析

	能源消耗 总量	单位GDP 能耗	第一产业 GDP占比	第二产业 GDP占比	第三产业 GDP占比	每万人绿色发 明专利申请量
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>eser</i>	-0.079*** (0.029)	-0.047*** (0.014)	0.857*** (0.268)	-1.280*** (0.440)	0.423 (0.355)	0.319*** (0.044)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	4 020	4 020	4 095	4 095	4 095	4 056
R^2	0.636	0.755	0.526	0.403	0.502	0.390

为了进一步量化上述机制的效应大小, 本文借鉴 Heckman 等 (2013)、Gelbach (2016) 和宋弘等 (2019) 的做法, 对其进行机制量化分解, 具体的量化分解结果如表 6 所示。从中可以发现, 示范城市建设通过推动节能降耗解释了 18.77% 的政策效应, 其中, 降低能源消耗总量能够解释 11.91% 的政策效应, 而降低单位 GDP 能耗能够解释 6.86% 的政策效应; 示范城市建设通过促进产业结构升级解释了 15% 的政策效应; 此外, 示范城市建设通过推动绿色技术创新解释了 5.68% 的政策效应。上述机制一共解释了 39.45% 的政策效果, 这一结果进一步增强了本文分析的可信度和解释力。

表 6 机制量化分解

	能源消费	单位GDP能耗	产业结构	绿色技术创新
$\ln co_2$	11.91%	6.86%	15.00%	5.68%
$\ln pco_2$	6.39%	11.63%	6.29%	10.88%

(二) 异质性分析

上文分析了示范城市建设对碳排放的总体影响,然而这种基于样本总体的分析可能掩盖了潜在的地区间存在的差异,即示范城市建设对碳排放影响在不同城市可能存在差异。由于各个城市在资源禀赋、产业基础等方面存在巨大差异,各个城市的碳排放水平也差异明显,因此本文进一步检验示范城市建设对碳排放是否存在的异质性影响。本文按照两种不同的思路进行考察:第一,将样本城市按照产业基础划分为老工业基地和非老工业基地两个子样本;第二,根据资源禀赋将样本城市划分为资源型城市和非资源型城市。具体的回归结果如表7所示。

表7 异质性分析

Panel A	lnco ₂		lnpco ₂	
	老工业基地	非老工业基地	老工业基地	非老工业基地
	(1)	(2)	(3)	(4)
eser	-0.020 (0.013)	-0.056*** (0.013)	-0.006 (0.013)	-0.094*** (0.012)
观测值	1380	2717	1380	2717
R ²	0.932	0.922	0.917	0.912
x ² 值	3.20*		16.87***	
Panel B	资源型城市	非资源型城市	资源型城市	非资源型城市
	(1)	(2)	(3)	(4)
	(1)	(2)	(3)	(4)
eser	-0.014 (0.016)	-0.082*** (0.012)	-0.040** (0.016)	-0.093*** (0.012)
观测值	1645	2452	1645	2452
R ²	0.915	0.922	0.904	0.911
x ² 值	11.14***		5.59**	
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制

注: x²值为基于似无相关模型检验的估计量。

表7中的Panel A汇报了按照产业基础分组的回归结果。可以发现,示范城市建设对老工业基地城市的碳排放量和人均碳排放的影响在10%的水平上并不显著;对非老工业基地城市的碳排放量和人均碳排放量的影响在1%的水平上均显著为负,系数绝对值也高于老工业基地城市。同时,基于似无相关模型的检验结果发现,组间系数存在显著的差异。这表明示范城市建设对非老工业基地城市的影响效应更大。可能的原因在于,重工业和传统制造业在老工业基地城市的经济结构中占据主导地位,在调整转型过程中往往存在路径依赖,从而导致老工业基地的碳减排效应相对较小。表7中的Panel B汇报了按照资源禀赋分组的回归结果。可以发现,示范城市建设对非资源型城市的碳排放和人均碳排放均存在显著的抑制作用,但仅对资源型城市的人均碳排放量具有显著的负向影响,非资源型城市回归系数的绝对值高于资源型城市。同时,基于似无相关模型的检验结果发现,组间系数存在显著的差异。这表明示范城市建设对非资源型城市的影响效应更大。可能的原因在于,资源型城市对资源开发依赖性强,且其经济发展以资源开采及其相关产业等为主,导致碳排放水平长期居高不下,碳减排实现难度较大,从而导致资源型城市的碳减排效应相对较小。

（三）成本与收益分析

作为一项重要的绿色财政政策，示范城市建设虽然有利于节能减排，但其公共支出也是昂贵的。因此，本部分基于成本与收益框架，进一步考察示范城市建设的有效性。

从收益的角度来看，示范城市建设的收益来自多个方面。首先，最直接的收益是示范城市建设所实现的碳减排效应。其次，化学需氧量、氨氮、二氧化硫、氮氧化物等四项污染物以及单位 GDP 能耗等非碳指标都被作为节能减排的重点指标列入示范城市建设的工作重点。因此，示范城市建设对其他非碳污染物可能存在减排效应。最后，示范城市建设的收益还体现在其经济效益上。在政策的激励下，地方政府利用财政手段，撬动地方大型环保项目投资，促进相关产业发展，从而推动地方经济的持续增长。例如，2015 年梅州市利用中央财政综合奖励资金，撬动 136.65 亿元的环保投资。因此，为了验证示范城市建设所带来的非碳减排与经济收益，本文采用工业二氧化硫排放量和工业废水排放量的对数值作为其他污染物减排的代理变量，采用实际 GDP 作为经济效益的代理变量进行回归，回归结果如表 8 所示。列（1）和列（2）汇报了示范城市建设的非碳减排效应。从中可以发现，相较于非示范城市，示范城市建设使得示范城市的工业二氧化硫排放量和工业废水排放量分别显著下降了 23.1% 和 11.6%，这进一步验证了示范城市建设的绿色效应。列（3）则汇报了示范城市建设的经济效应。从中不难发现，示范城市建设对地区生产总值的影响显著为正，具体来说，示范城市建设的估计系数为 0.019，说明示范城市建设使得示范城市的地区生产总值增长了 1.9%。

表 8 成本与收益分析

	lnso ₂	lnwater	lngdp
	(1)	(2)	(3)
<i>eser</i>	-0.231** (0.106)	-0.116* (0.065)	0.019*** (0.004)
时间固定效应	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制
观测值	4040	4036	4097
<i>R</i> ²	0.389	0.183	0.994

从成本的角度来看，通过梳理相关文件可以发现，示范城市的建设周期为 3 年，而节能减排示范综合奖励资金规模根据示范城市性质分档确定。其中，直辖市和城市群、计划单列市和省会城市以及其他城市每年的奖励资金分别为 6 亿元、5 亿元和 4 亿元。此外，在中央奖励资金的基础上，示范城市所在省级政府和本级政府还会安排一定资金用于专项配套。据此估计，示范城市建设资金总支出在 708 亿元。综上可知，示范城市建设在实现节能减排的同时，需要付出高额的财政成本，当然，示范城市建设还能通过促进环保投资带动经济增长，从而抵

消一部分财政成本。这在一定程度上说明,示范城市建设能够实现节能减排与经济增长的“双赢”。

六、研究结论与政策启示

实施有效的绿色财政政策是实现“碳达峰、碳中和”目标的重要手段。本文将“节能减排财政政策综合示范城市”的实施视为准自然实验,利用2003—2017年中国285个城市的面板数据,借助双重差分法系统考察了示范城市建设对碳排放的影响及其机制。主要结论如下:第一,示范城市建设显著降低了示范城市的碳排放水平,节能减排财政政策使得示范城市的碳排放量下降了5.4%;第二,示范城市建设的碳减排效应存在滞后性,示范工作开展后的第二年起政策效应开始显现,且随着年份的推移,政策效应逐渐增强;第三,机制分析表明,示范城市建设的碳减排效应主要是通过减少能源消耗、降低单位GDP能耗、推动产业低碳化和提升绿色技术创新等途径实现的;第四,示范城市建设对碳排放的影响存在异质性,示范城市建设对非老工业基地城市的碳减排效应大于老工业基地城市,对非资源型城市的碳减排效应大于资源型城市;第五,成本与收益分析结果表明,示范城市建设虽然需要付出一定的财政成本,但其在实现碳减排的同时,还能够降低包括二氧化硫和工业废水等非碳指标的排放,并带动地方经济增长。

本文的政策启示包括以下几个方面:第一,由于示范城市建设显著降低了城市碳排放水平,因此中央政府和省级政府需要及时总结示范试点经验,形成可复制、可推广的经验模式;同时,应进一步扩大节能减排财政政策示范工作的范围和领域,积极整合各级政府节能减排资金,突破重点环节、重点领域。第二,由于示范城市建设对碳排放存在异质性影响,因此各地在开展节能减排财政示范工作时,应因地制宜打造富有自身特色的低碳产业体系,尤其是老工业基地城市和资源型城市,应将示范工作重点放在传统产业低碳转型上,避免一哄而上、盲目跟风发展战略性新兴产业。第三,由于示范城市建设的资金支出小于其可能带来的收益,因此在开展相关示范试点工作,应完善相应考核机制,加强财政绩效管理,提高财政资金的使用效益。第四,由于示范城市建设的碳减排效果主要来自降低能源消耗和促进产业结构调整,而绿色技术创新的作用比较有限,因此其他非示范城市可以整合节能减排资金,并将降低能源消耗和促进产业结构调整作为工作重点,扎实推动节能减排工作。此外,在开展示范工作时,应加大对绿色技术创新的支持力度,鼓励和支持非基础性绿色技术研发项目和市场导向明确的绿色技术创新项目。

专题：数字经济

数字经济对区域创新效率的空间溢出效应研究 ——基于要素市场化配置视角

张 慧，易金彪，徐建新

（杭州电子科技大学管理学院）

【摘 要】本文基于 2010-2019 年我国 30 个省份面板数据，利用面板熵权法、三阶段 DEA 方法以及空间计量模型，考察了空间关联视角下数字经济发展与要素市场化配置对区域创新效率的影响效应与传导机制。研究发现：各省份数字经济发展与要素市场化配置均存在正向的空间相关性和空间溢出效应；数字经济发展能够对区域创新效率产生显著的正向影响；从全国层面看，数字经济发展通过完善要素市场化配置、提升要素配置效率以带动区域创新效率提升；从区域层面看，数字经济发展能够有效畅通东中部地区要素配置和循环通道，形成“集聚-优化-再集聚”的良性循环，但对西部地区要素市场化配置有负向影响，进而导致区域创新效率差距不断扩大。本文建议，充分利用数字经济发展带来的要素市场活力与空间溢出效应，加强区域间创新合作，构建数字创新生态体系，因地制宜采取区域差异化发展战略。

【关键词】数字经济；要素市场化配置；区域创新效率；空间计量模型

【原文出处】《证券市场导报》，2022，（07）

【基金项目】国家社会科学基金项目“价值共创视角下区块链产业生态系统的构建机制与演化路径研究”（20BGL293）

（文中参考文献及注释详见原刊）

一、引言

随着大数据、人工智能等新兴数字技术与传统经济深度交融，数字经济日益成为推动世界经济发展和社会变革的关键引擎之一。数据资源已成为促进数字经济与区域创新发展的重要生产要素，并通过对经济社会各领域的渗透改造，实现对传统生产要素的赋能升级，极大地促进了要素质量与流动效率的提升（蔡跃洲

和马文君, 2021)^[15], 为跨区域要素利用下创新效率的提升创造了良好条件。然而, 由于中国市场化改革的渐进性, 相较于日益成熟完善的产品市场, 要素市场发育仍然相对滞后(张杰等, 2011)^[32], 资源错配、效益损失、结构失调等深层次、系统性问题突出, 制约了要素配置效率的进一步提升。2020年3月, 中共中央国务院发布《关于构建更加完善的要素市场化配置体制机制的意见》明确指出, 要充分发挥市场配置资源的决定性作用, 加强数据资源整合, 充分培育和发挥数字经济所蕴含的创新潜力与发展动能。因此, 在全球新冠肺炎疫情局势和国内外经济环境存在诸多不确定因素的背景下, 明确数字经济、要素市场化配置与区域创新效率之间的内在联系, 对于发展数字经济、深入实施创新驱动发展战略具有重要的理论价值与现实意义。

学者们从多个角度对数字经济影响创新活动的内在机理进行了有益探索, 为其发展的现实路径提供了理论支持。如 Teece (2018)^[9]指出, 数字经济的持续渗透, 能够协助在企业间创造出横向和纵向的互补性资产, 表现出强大的整合效应, 实现对企业原有创新价值识别机制的重塑; Bosler et al. (2021)^[2]通过案例研究探寻了数字设施如何影响企业创新活动中的价值创造机制, 指出数字化转型能够提升企业价值创造网络的开放程度, 进而在短时间内弥补现有资源和技能的差距; 康瑾和陈凯华 (2021)^[19]发现, 在数据赋能下形成泛在互联的要素网络, 有效提升了创新活动中资源的联接与利用效率; Räisänen and Tuovinen (2020)^[7]、韩璐等 (2021)^[17]结合创新扩散理论分析指出, 数字经济的发展加大了城乡地区的“数字鸿沟”, 但同时能够通过促进创新知识扩散使地区创新效率提升。此外, 一些研究还分析了数字技术 (Usai et al., 2021)^[10]、数字平台 (De Falco et al., 2017)^[5]对企业创新的影响机理, 结论均肯定了数字经济发展的积极影响。

梳理相关文献发现:其一, 现有研究多以微观企业为研究对象, 从数字经济活动本身出发考察其对创新活动的直接影响, 但忽略了数字经济影响创新活动过程中可能存在的间接作用机制和空间传导机制。其二, 当前有关数字经济与创新效率的研究均是建立在区域要素市场化配置均衡完善的基础上。事实上, 由于信贷配给、融资约束、利率把控、资源垄断供应等要素市场扭曲现象的存在(白俊红和卞元超, 2016; 罗德明等, 2012)^{[12][22]}, 各地区要素市场化配置水平存在明显的区域差异(卢现祥和王素素, 2021)^[21], 这导致数字经济发展带来的要素市场活力未能在市场化机制下实现最优, 进而影响区域创新效率(毛其淋, 2013)^[23]。

本文可能的边际贡献在于:第一, 以往研究普遍忽略了要素市场化配置对区域创新效率的潜在影响, 本文则以要素市场化配置为着力点, 探讨数字经济影响

区域创新效率的内在机理,从理论上拓展了区域创新效率的研究视角;第二,考虑到区域经济活动的空间关联特征,本文从空间溢出视角系统分析并检验了数字经济对区域创新效率的影响效应与空间传导机制,为深入理解数字经济与区域创新效率的内在联系提供经验参考;第三,本文遵循“现象-机制-效应”的分析路径,从极化效应和扩散效应两方面对数字经济影响创新效率的区域异质性进行探讨,有利于客观、全面地把握数字经济发展的一般规律,为统筹区域协调创新发展提供政策启示。

二、理论分析与研究假设

(一) 数字经济与区域创新效率

数字经济正推动技术范式和创新范式前所未有的变革升级,为资源的跨区域整合以及创新效率的整体提升创造了良好的外部条件。首先,新兴数字技术与传统产业的深度融合,催生出平台经济、共享经济等新业态、新模式,推动创新主体与创新过程向多元化、网络化演变(张昕蔚,2019)^[34]，“平台+数据+开发者+产品(服务)”的创新模式带来创新思维的大规模生产与碰撞,使处于不同环节的主体得以更深、更优地融入区域创新体系中,通过持续的创新,满足用户多样化与异质化需求,在提高创新潜在收益的同时,强化区域各主体的创新动力与效率。其次,依靠数字化网络强大的联接效应,数字经济能够促进市场中相对分散的知识、信息在不同主体间的水平扩散和垂直整合(Teece,2018)^[9],这使得市场竞争比以往更加强调“靠实力说话”,为区域创新效率的整体提升创造良好的外部环境。在数字经济背景下,产业竞争形态高度不确定,使企业必须突破原有信息壁垒,通过加强数据资源的整合与应用、整合碎片化信息价值,创造出新的技术路径,倒逼创新效率提升。最后,有学者指出,地区的技术结构应与要素投入结构相匹配,才能更好地促进效益的提升(Acemoglu and Zilibotti,2001)^[1]。数据要素对传统要素的赋能升级逐步带动经济形态、生产流程的数字化变革,使数字信息得以渗透于社会经济活动的各个环节,加速创新知识与技术在经济主体间的融合交互,进而推动实现创新资源的高效配置与创新价值链的整体跃迁,有力促进数字经济红利释放以及创新动力提升(Carriere-Swallow and Haksar,2019)^[3],在改善供需错配、推动供给侧改革的同时激励区域创新效率的普遍提升。

此外,创新活动与知识溢出相伴而生,创新要素的空间流动使区域创新网络形成动态联动机制,数字经济的规模效应与范围效应则会进一步对区域创新活动产生重要空间影响。一方面,数字基础设施的普及和完善使各创新主体之间具有高度的数字连通性,促进了创新主体间的跨区域合作(薛成等,2020)^[29],加速

了创新知识的空间溢出扩散,也极大地提升了区域主体间资源匹配、融合协同水平,进而带动区域创新效率的整体提升。另一方面,数字经济还能加速人才、知识、技术等创新资源的跨时空整合,推动区域创新范式的数字化转型(康瑾和陈凯华,2021)^[19]。数字技术的广泛应用则进一步强化了区域创新网络的虚拟集聚以及各创新主体对创新要素的配置效率,在增强创新知识正外部性与普惠性的同时,也弱化了技术溢出的地理距离衰减特征,放大了创新集聚带来的知识溢出效应,有助于区域创新效率的提升。基于此,本文提出以下研究假设:

H1:数字经济能够促进区域创新效率的提升且存在显著的空间溢出效应。

(二) 数字经济、要素市场化配置与区域创新效率

数字经济在对传统要素渗透、改造和增值的同时,还能促进劳动力、资本、数据等各类要素的融合协同(黄鹏和陈靓,2021)^[18],降低要素市场匹配的扭曲,推动生产要素市场化配置,从而带动区域创新效率的提升。数字经济环境下信息不对称问题的有效解决,进一步强化了要素市场以及要素本身的甄别能力,优化了要素市场化配置的制度机制(王宏鸣等,2022)^[25],增强要素市场的包容性与协调性。要素质量与要素流动动能的双重提升使各类要素表现出更强烈的流动意愿,进一步强化了区域间创新活动的空间关联程度。一方面,要素市场化配置通过“无形的手”合理引导要素资源的有效配置,推动各类要素向先进生产力集聚,由此带来的要素流出危机会在一定程度上倒逼低效企业积极推行数字化改造,并通过数字技术、数字平台加强与区域内各主体的交流学习,进而实现要素收益及创新效率的共同提升。另一方面,数字经济赋能下的要素市场化高效配置使创新主体能够突破时空壁垒,彼此联接进行更为深入的交互合作,实现技术、信息、资源等要素的优势互补,突破既有技术创新路径(Zhao et al., 2015)^[11],激励知识空间溢出水平,提高区域创新效率。

在数字技术和市场化机制的双重赋能下,数字经济能够通过强化要素区际流动、示范与模仿机制、协同研发机制产生知识溢出效应,推动要素流向升级与创新效率的持续优化(蔡跃洲和马文君,2021)^[15],实现区域要素配置效率在现行环境下的最优水平。而出于自身的逐利性,在完善、高效的要素市场内,所有要素都倾向于向生产效益高的企业(地区)流动。由于资本、技术、劳动力等初始要素的非均衡分布,创新能力强的区域拥有更好的市场效益和更完善的市场化机制,对要素的市场化流动有更大的吸引力(戴魁早和刘友金,2016)^[16]。数字经济信息网络则能进一步强化要素集聚效应,加快知识、技术等高端要素在相邻区域间的空间溢出与吸收利用,实现“集聚-优化-再集聚”的发展,使区域内要素质

量和创新效率得以持续提升;而创新能力弱的地区受制于较薄弱的数据处理应用能力与较低的生产创新效益,数字经济环境下要素时空关联限制的放宽则可能会加剧这些区域的要素流出危机,抑制创新知识在区域内的渗透交流,形成发达地区对欠发达地区的虹吸效应,使有益因素不断趋向增长极,导致区域创新效率出现极化效应。

同时,数字经济的高渗透性和规模效应,以及伴随其发展所内生的开放高效的交互式网络(Raphael and Xu, 2017)^[8],为各类要素的流动、增值和融合提供了良好的外部环境,这也可能促使创新活动在区域间产生扩散效应。一方面,伴随数字经济发展而激增的各类新兴基础设施,具有极强的“赋能特性”,能够实现虚拟空间和现实空间的高效链接,刺激地区创新知识更大规模的空间溢出(Constantinides et al., 2018)^[4],使得区域创新效率的整体提升成为可能。另一方面,数据作为一种新型要素同时也是一种使能技术,能够推动初始生产要素的数字化整合以及区际流动(许恒等, 2020)^[28],邻近地区通过示范模仿效应与交流协作等渠道进一步融入区域创新网络,强化地区间创新活动的相互渗透与依赖。创新活动具有正外部性和知识的溢出效应,使落后地区能够加速对先进生产力的追赶(张勋和乔坤元, 2016)^[35]。从该角度看,数字经济反而可能对初始创新效率低的地区产生更明显的赋能效应。基于上述分析,本文提出以下竞争性假设:

H2a:数字经济能够完善地区要素市场化配置进而间接促进区域创新效率的提升,但可能会导致有利因素不断向优势地区集聚,使得区域创新效率出现极化效应。

H2b:数字经济能够完善地区要素市场化配置进而间接促进区域创新效率的提升,并可能存在扩散效应,从而缩小区域间的创新效率差距。

三、模型设定与变量说明

(一) 计量模型设定

地区间的社会经济活动通常伴随着明显的空间相关性,空间计量模型能够有效地将空间关联特征考虑在内,排除空间相关性对实证结果可能造成的估计偏差(白俊红等, 2017)^[13]。而不同的空间计量模型往往体现着不同的空间作用机制,所表示的现实含义也不尽相同,出于对实证拟合效果的考量,本文同时构建了未考虑空间相关性的 OLS 模型以及考虑不同空间关联特征的四类空间计量模型,并于后文经过一系列统计检验以选取本文最优计量模型。具体设定如下:

$$Effi_{it} = \rho WEff_{it} + \beta_1 Digital_{it} + \beta_2 Controls_{it} + \theta_1 W Digital_{it} + \theta_2 W Controls_{it} + \mu_i + \varphi_t + \varepsilon_{it}, \quad \varepsilon_{it} = \lambda W \varepsilon_{it} + \tau_{it} \quad (1)$$

此外,为了检验数字经济发展影响区域创新的传导机制及影响效应,本文在以上空间计量模型的基础上,进一步将要素市场化配置纳入相应的中介效应模型。构建中介效应模型如下:

$$Market_{it} = \rho WEff_{it} + \beta_1 Digital_{it} + \beta_2 Controls_{it} + \theta_1 W Digital_{it} + \theta_2 W Controls_{it} + \mu_i + \varphi_t + \varepsilon_{it}, \quad \varepsilon_{it} = \lambda W \varepsilon_{it} + \tau_{it} \quad (2)$$

$$Effi_{it} = \rho WEff_{it} + \beta_1 Digital_{it} + \beta_2 Market_{it} + \beta_3 Controls_{it} + \theta_1 W Digital_{it} + \theta_2 W Market_{it} + \theta_3 W Controls_{it} + \mu_i + \varphi_t + \varepsilon_{it}, \quad \varepsilon_{it} = \lambda W \varepsilon_{it} + \tau_{it} \quad (3)$$

模型中 $Effi_{it}$ 代表区域创新效率, $Digital_{it}$ 代表数字经济水平, $Market_{it}$ 代表要素市场化配置, $Controls_{it}$ 为一系列控制变量, W 为空间权重矩阵, ε_{it} 和 τ_{it} 满足 $\varepsilon_{it} \sim iid(0, \sigma^2)$ 、 $\tau_{it} \sim iid(0, \sigma^2)$ 。在式(1)~(3)中, μ_i 和 φ_t 分别表示时间和地区固定效应, λ 、 θ_1 、 θ_2 、 ρ 为空间项系数,当上述空间项系数均为 0 时,模型即为传统的 OLS 模型;当 $\lambda=0$ 时,模型为空间杜宾模型(SDM),当 $\theta_1=\theta_2=0$ 时,模型为广义空间自回归模型;当 $\theta_1=\theta_2=\lambda=0$ 时,模型为空间自回归模型(SAR);当 $\rho=\theta_1=\theta_2=0$ 时,模型为空间误差模型(SEM)。中介效应检验过程中,第一,式(1)中 β_1 体现了数字经济对区域创新效率的总效应;第二,若式(2)中 β_1 显著为正,则表明数字经济能够促进要素市场化配置;第三,若式(3)中 β_2 显著为正,则表明要素市场化配置在数字经济影响区域创新效率的路径中发挥着中介作用,当式(3)中 β_1 系数显著时为部分中介效应,不显著则为完全中介效应。

(二) 空间权重矩阵

关于空间权重矩阵 W 的设定,本文从地区间的地理联系与社会经济联系两个角度出发分别构建了空间地理距离权重矩阵和空间经济距离权重矩阵,以准确把握不同空间关联下区域创新效率的空间溢出效应,同时检验空间计量模型结果的稳健性。其中,空间地理距离权重矩阵是根据各省份地理中心经纬度距离 d_{ij} 平方的倒数进行构建,空间经济距离矩阵则根据各地区 2010—2019 年人均 GDP 差额 c_{ij} 平方的倒数加以构建。

(三) 变量与数据说明

1. 区域创新效率 ($Effi$)

当前对于创新效率的测度方法多采用传统 DEA 模型或随机前沿法(SFA),

但这两种方法都存在一定局限性,可能导致测度结果出现偏误。因此,本文参考余泳泽和刘大勇(2013)^[31]的研究,引入结合了DEA与SFA方法的三阶段DEA模型,通过剔除环境效应、随机因素的影响,以期得到中国各省份更真实准确的创新效率。其简要运算过程为:第一阶段,将投入产出数据代入一般的DEA模型中得到各地区的初始效率值;第二阶段,引入SFA对第一阶段得到的投入变量松弛值加以分解,剔除环境因素和随机干扰的影响,并据此调整投入值;第三阶段,将调整后的投入值替代原始投入代入DEA模型,再次运算得出各地区调整后的创新效率值。

本文选取的投入产出变量以及环境变量如表1所示,考虑到创新活动的滞后性,对投入变量和环境变量均做滞后一期处理。本文选取我国30个省份(不含西藏以及港澳台地区)作为研究样本。DEA与SFA运算分别使用DEAP2.1软件及Frontier4.0软件。

对比2010年与2019年我国各省份调整后的创新效率水平分布情况(如图1所示),可以发现,10年间我国各省份创新效率水平普遍得到了较大幅度的提升。2010年,我国各地区创新效率空间相关性并不明显,而到2019年,各地区创新效率具有明显的空间相关性。这一定程度上表明,随着各地区社会经济联系的日益密切,创新活动的空间溢出效应得到了较充分的释放。此外,高创新效率地区普遍集中在东中部,通过与邻近省份的交流合作带动了区域创新效率的整体提升,使东中部地区与西部地区的创新效率水平差距存在扩大的倾向,这可能初步预示着我国区域创新效率的确存在极化效应,后文将对此进行验证。

2.数字经济发展水平(Digital)

目前学界关于数字经济发展水平的衡量并未形成统一标准。参考王军等(2021)^[26]、杨慧梅和江璐(2021)^[30]的研究,本文构建了包括数字基础设施、数字产业化、产业数字化三大维度17个分指标的数字经济发展水平综合指标体系。为便于直观比较各省份不同年份的数字经济发展水平,本文首先对各项指标进行标准化处理以消除量纲影响,然后采用面板熵权法,参考杨丽和孙之淳(2015)^[24]的处理步骤,对各指标进行加权综合,得到各省份数字经济发展水平指数,各项细分指标及对应权重如表2所示。

表1 三阶段 DEA 变量选取

投入变量	产出变量	环境变量
研发人员全时当量	有效专利数量	区域发展水平
研发资本存量	新产品销售收入	区域竞争程度
新产品开发经费投入	技术市场成交额	外资支持程度
		政府支持力度

注：区域发展水平以地区人均 GDP 衡量；区域竞争程度以地区企业数量衡量；外资支持程度以外商直接投资占 GDP 比重衡量；政府支持力度以地区科研投入中政府资金占比衡量。

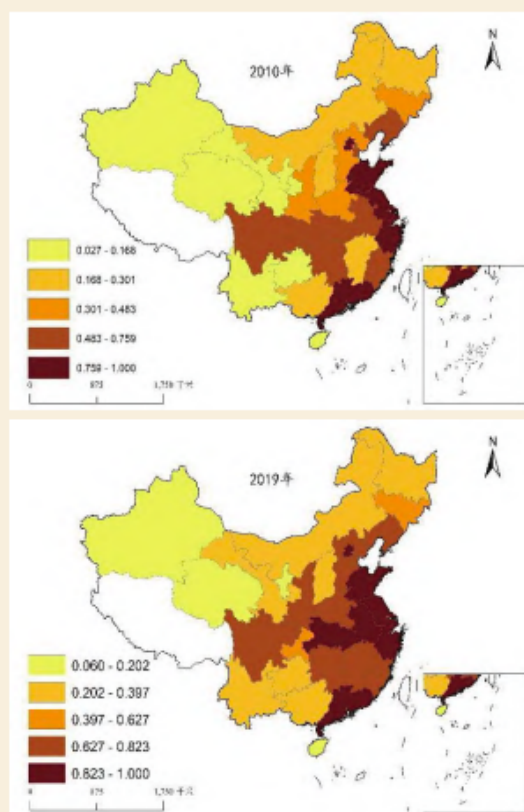


图1 2010年与2019年全国各省份创新效率分布

表2 数字经济发展水平综合指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	权重 (%)
数字经济发展水平	数字基础设施	互联网普及率 (%)	11.03
		电话普及率 (%)	6.79
		光缆密度 (km/m3)	7.36
		域名数 (万个)	8.62
		移动电话交换机容量 (万户)	2.41
	数字产业化	互联网宽带接入端口 (万个)	3.62
		信息传输、计算机服务和软件业就业人员数 (万人)	5.82
		电信业务总量 (亿元)	5.68
		软件业务收入 (亿元)	9.67
		有线电视普及率 (%)	2.74
		信息传输、计算机服务和软件业法人单位数 (个)	6.06
		电信产业资产总额 (亿元)	3.43
		有电子商务销售的企业数 (个)	6.42
	产业数字化	电子商务销售额 (亿元)	7.64
		数字普惠金融指数	2.74
		企业网站数 (万个)	4.91
		企业期末使用计算机数 (台)	5.06

3.要素市场化配置 (Market)

关于要素市场化配置的定量研究并不多见,已有研究多采用王小鲁等人测算的市场化指数(2021)^[27],或选取土地、资本、劳动等单一要素维度指标对要素市场化配置加以衡量(张琳等,2018;李明珊等,2019)^{[33][20]}。但就侧重点而言,王小鲁等人测算的市场化指数更多是对地区整体市场化水平的度量,缺乏对要素市场化的聚焦;单一维度指标则信息量包含相对偏少,以此衡量要素市场化配置可能存在一定的片面性。针对以上局限,卢现祥和王素素(2021)^[21]在研究中从产权保护、区域协调、竞争中性等多个微观层面构建了包含52个细分指标的要素市场化配置综合评价指标体系。本文以该指标体系为基础,利用熵权法计算得到2010—2019年各地区要素市场化配置水平指数。

4.控制变量

本文还选取了一系列控制变量加入计量模型:(1)地区发展水平(*Gdpp*),以地区人均GDP来衡量;(2)城镇化程度(*Urban*),用各地区城镇人口数与地区年末总人口数的比值来衡量;(3)贸易开放度(*Open*),以各地区进出口总额与GDP总量的比值来衡量;(4)人力资源水平(*Human*),用各地区每万人高校在校学生数的对数值衡量;(5)科技支出(*Tech*),以各省市科技支出占政府总支出的比重衡量;(6)产业结构水平(*Struct*),以产业结构水平指数(第一产业比重 $\times 1$ +第二产业比重 $\times 2$ +第三产业 $\times 3$)加以衡量。本文数据主要来源于EPS数据平台、《中国统计年鉴》《中国第三产业统计年鉴》以及《各省份统计年鉴》。表3给出了主要变量的描述性统计结果。

表3 变量描述性统计结果						
类型	名称	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	<i>Effi</i>	300	0.555	0.320	0.027	1.000
解释变量	<i>Digital</i>	300	0.120	0.112	0.005	0.722
中介变量	<i>Market</i>	300	0.137	0.072	0.061	0.600
控制变量	<i>Gdpp</i>	300	10.763	0.458	9.482	12.009
	<i>Urban</i>	300	0.571	0.125	0.338	0.896
	<i>Open</i>	300	0.284	0.307	0.013	1.464
	<i>Human</i>	300	4.218	0.803	1.504	5.447
	<i>Tech</i>	300	0.020	0.015	0.004	0.067
	<i>Struct</i>	300	2.362	0.144	2.127	3.445

四、实证结果与分析

(一)被解释变量的空间相关性检验

本文采用Moran'I指数对不同空间权重矩阵下的区域创新效率、要素市场化

配置程度进行全局空间自相关检验,结果如表4所示。无论是在经济权重矩阵还是地理权重矩阵下,区域创新效率与要素市场化配置程度均存在显著的空间正相关性,这也说明随着我国各省份间交流合作的密切深入,数字经济发展与要素市场化配置表现出明显的空间依赖性。因此,如果采用普通的面板 OLS 回归,可能会使模型估计产生偏误,有必要引入空间计量模型作更深入的实证考察。

表4 区域创新效率与要素市场化配置的全局 Moran'I 指数				
Moran'I 指数	空间经济距离权重矩阵		空间地理距离权重矩阵	
	区域创新效率	要素市场化配置	区域创新效率	要素市场化配置
2010	0.356***	0.490***	0.303***	0.224***
2011	0.314***	0.448***	0.302***	0.215***
2012	0.330***	0.452***	0.334***	0.219***
2013	0.265***	0.455***	0.337***	0.238***
2014	0.240***	0.457***	0.329***	0.237***
2015	0.223***	0.479***	0.320***	0.233***
2016	0.241***	0.324***	0.341***	0.102**
2017	0.198**	0.446***	0.322***	0.204***
2018	0.187**	0.383***	0.348***	0.183**
2019	0.206***	0.364***	0.348***	0.174**

注: *, **, *** 分别表示在 10%、5%、1% 水平下显著。下表同。

(二) 数字经济发展对区域创新效率的影响

为了进一步确保回归结果的稳健性,本文分别选用普通面板 OLS 以及考虑了创新活动空间效应的四类空间计量模型对变量进行估计,尝试对影响效应做出判断,并对各模型拟合效果进行初步对比。各计量模型在两类空间权重矩阵下的回归结果如表5所示,所有计量模型的空间项系数都为正数且在 1%水平下显著,说明本省的创新活动在一定程度上会对邻近省份的创新效率产生正向影响。而在模型的拟合效果和变量系数的正负关系上,各模型并未出现明显差异,因此需要对各模型作进一步检验以对模型的适用性做出准确判断。

表5 各计量模型全样本回归结果									
变量	Panel A: 空间地理距离权重矩阵					Panel B: 空间经济距离权重矩阵			
	OLS	SEM	SAR	SDM	SAC	SEM	SAR	SDM	SAC
ρ/λ		0.404*** (4.223)	0.407*** (5.193)	0.271*** (2.978)	0.641*** (7.046)	0.306*** (3.077)	0.339*** (4.012)	0.230** (2.410)	0.461*** (3.988)
Digital	0.536** (2.434)	0.452** (2.132)	0.449** (2.290)	0.520** (2.293)	0.389** (2.271)	0.521** (2.387)	0.513** (2.576)	0.501** (2.050)	0.504*** (2.722)
Gdpp	0.166* (1.852)	0.164* (1.861)	0.180** (2.256)	0.149 (1.451)	0.185*** (2.750)	0.167* (1.868)	0.176** (2.163)	0.190* (1.871)	0.179** (2.372)
Urban	0.019*** (3.004)	0.015** (2.396)	0.016*** (2.815)	0.020*** (2.924)	0.018*** (3.492)	0.019*** (2.980)	0.018*** (3.022)	0.016** (2.095)	0.017*** (3.048)
Struct	-0.003*** (-2.968)	-0.003** (-2.485)	-0.003*** (-2.781)	-0.002* (-1.856)	-0.003*** (-2.608)	-0.003*** (-3.098)	-0.003*** (-3.090)	-0.003*** (-2.670)	-0.003*** (-3.058)
Open	-0.760*** (-4.915)	-0.411** (-2.246)	-0.487*** (-3.320)	-0.285* (-1.746)	-0.433*** (-3.407)	-0.547*** (-3.159)	-0.569*** (-3.848)	-0.454*** (-2.708)	-0.549*** (-3.903)
Human	-0.264* (-1.909)	-0.125 (-0.953)	-0.181 (-1.470)	-0.081 (-0.631)	-0.262** (-2.285)	-0.276** (-2.109)	-0.271** (-2.173)	-0.254* (-1.804)	-0.264** (-2.212)
Tech	3.536* (1.880)	3.265* (1.893)	3.307** (1.983)	1.683 (0.957)	3.093** (2.051)	2.841 (1.598)	3.256* (1.912)	2.918 (1.558)	3.485** (2.124)
地区固定	是	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是	是	是	是
R^2	0.163	0.210	0.235	0.153	0.266	0.185	0.216	0.158	0.193
Log-L		225.448	228.361	220.781	237.607	221.023	225.929	217.909	221.706
样本量	300	300	300	300	300	300	300	300	300

注: Log-L 表示对数似然函数值;括号内为 Z 值。下表同。

本文选用 Wald 检验、LR 检验、LM 检验对模型加以检验,结果如表 6 所示。在两类空间权重矩阵下,Wald 检验和 LR 检验普遍显著接受原假设,说明能够将 SDM 模型进一步弱化为 SAR 或 SEM 模型,因此需要继续作 LM 检验对 SAR 模型和 SEM 模型的适用性进行选择。结果显示,在地理距离矩阵下,除稳健 LM-lag 检验外均显著拒绝原假设,表明 SEM 模型的拟合效果为最优。而在经济距离矩阵下 LM-error 比 LM-lag 显著,即空间效应主要表现为空间误差相关性,这同样表明 SEM 模型的拟合效果相对更优。因此,后文将依据 SEM 模型结果对数字经济影响区域创新效率的机制效应加以分析,并作进一步的中介效应检验,同时列出其他几类空间计量模型估计结果作对比。

由表 5 中 SEM 估计结果可知,无论是在地理特征矩阵和经济特征矩阵下,模型的空间项系数 λ 均在 1%水平下显著为正,分别为 0.404 和 0.306,表明地区创新效率水平具有正向的空间溢出效应。此外,数字经济项系数显著为正,表明数字经济发展能够显著促进区域创新效率的提升,假设 1 得以验证。而相较于地理联系的影响,地区间的社会经济联系对区域创新效率影响要更大,其空间溢出效应也更强烈。这可能是因为:在地理特征矩阵下,由于区域间的邻近关系,数字经济发展带来的市场活力突破了要素流动壁垒,同时提升了各地区对现有要素的利用能力,使得高创新效率地区的经验知识得以高效溢出,也加速了落后地区对技术成果的承接与吸收,进而导致创新效率存在显著的空间溢出效应。而在经济特征矩阵下,考虑到创新活动可能的效益,经济水平相近的地区彼此之间通常存在更广泛和密切的创新合作,高创新效率地区具有更先进的初始技术水平和更完善的要素市场化机制,使与之社会经济联系紧密的区域能够更有效地培育和利用数字经济发展带来的创新潜能,形成区域间数字经济发展红利释放与创新动能提升的良性循环,刺激创新效率更大规模的溢出效应。

表 6 空间计量模型适用性检验结果

检验方法	Wald-lag	Wald-error	LR-lag	LR-error	LM-error	LM-error (Robust)	LM-lag	LM-lag (Robust)
空间地理距离权重矩阵	10.794* (0.0951)	9.126 (0.104)	94.96*** (0.000)	5.167 (0.641)	18.769*** (0.000)	5.114** (0.024)	14.021*** (0.000)	0.366 (0.545)
空间经济距离权重矩阵	5.284 (0.508)	7.182 (0.208)	9.992 (0.189)	9.012 (0.251)	23.802*** (0.000)	18.489*** (0.000)	5.407** (0.020)	3.892** (0.048)

注:括号内为 p 值,上为检验统计量值。

(三) 要素市场化配置的中介效应检验

本文对要素市场化配置可能发挥的中介效应进行验证,仅报告地理距离权重矩阵下的检验结果。首先,检验数字经济对要素市场化配置的影响,由表 7Panel A 结果可知,各模型中的空间滞后项 ρ 与空间误差项 λ 均显著为正,说明要素市场

化配置存在着正向空间溢出效应,地区间的地理和经济活动联系不仅能促进要素的跨区域、高质量流动,更能在数字技术的赋能下带动地区间对市场化机制的学习与完善;数字经济发展的系数值在 SEM 模型中及其他计量模型中均显著为正,表明数字经济发展在样本期内对要素市场化配置有显著的正向影响,且结果是稳健的。

表 7 要素市场化配置的中介效应检验结果

变量	Panel A: 要素市场化配置					Panel B: 区域创新效率				
	OLS	SEM	SAR	SDM	SAC	OLS	SEM	SAR	SDM	SAC
ρ/λ		0.264*** (3.160)	0.335*** (5.689)	0.216*** (3.008)	0.837*** (25.520)		0.397*** (4.198)	0.404*** (5.156)	0.265*** (2.910)	0.636*** (6.799)
Digital	0.529*** (10.638)	0.509*** (12.427)	0.453*** (11.520)	0.401*** (9.243)	0.229*** (8.786)	0.718** (2.592)	0.623** (2.451)	0.601** (2.443)	0.487* (1.922)	0.490** (2.151)
Market						0.368** (2.183)	0.380** (2.220)	0.308** (2.423)	0.029* (1.890)	0.185** (2.279)
地区固定	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
R^2	0.672	0.698	0.692	0.670	0.725	0.167	0.231	0.271	0.158	0.208
LOG-L		743.278	786.543	733.341	758.268		228.594	238.043	221.525	225.971
样本量	300	300	300	300	300	300	300	300	300	300

其次,根据模型(3)检验数字经济发展与要素市场化配置对区域创新效率的影响。由表 7PanelB 结果可知,数字经济与要素市场化配置的系数值在所有模型中均显著为正,说明在考虑要素市场化配置的情况下,数字经济发展对区域创新效率仍存在显著的正向影响。因此,结合中介效应检验可知,无论在一般的 OLS 回归还是在考虑了空间相关性的 SEM 模型中,数字经济发展与要素市场化配置在中介效应检验的各步骤中均显著为正。因此可以判断,要素市场化配置在数字经济发展影响区域创新效率的过程中起到了中介作用。这一结果证实了要素市场化配置对创新活动的重要影响,也明晰了数字经济与创新发展的内在联系。

(四) 极化效应还是扩散效应?

为了探究要素市场化配置的中介效应是会促进区域创新效率形成扩散效应还是进一步刺激产生极化效应,本文进一步对数字经济影响地区要素市场化配置的区域异质性进行检验。由表 8 可知,在两类不同的空间权重矩阵下,数字经济对东部、中部和西部的要素市场化配置水平都产生了显著影响,并且在经济距离矩阵下区域间存在更大的空间溢出效应。具体来看,数字经济发展在 1%的显著性水平下对东部和中部地区要素市场化配置程度产生显著正向影响,其中对中部地区要素市场化配置程度的提升影响最大,但对西部地区要素市场化配置水平为显著的负向影响。

表8 数字经济对要素市场化配置的分区域回归结果

变量	Panel A: 地理距离权重矩阵			Panel B: 经济距离权重矩阵		
	东部	中部	西部	东部	中部	西部
ρ/λ	0.523*** (5.846)	0.627*** (6.538)	0.834*** (15.024)	0.489*** (7.895)	0.852*** (18.851)	0.824*** (17.601)
Digital	0.287*** (7.867)	0.354*** (2.461)	-0.142*** (-2.965)	0.281*** (8.136)	0.288*** (2.692)	-0.116*** (-2.190)
Gdpp	0.021 (1.236)	0.013 (0.968)	0.011 (0.631)	0.026 (1.605)	0.016 (1.356)	0.018 (1.214)
Urban	-0.002** (-2.253)	0.001* (1.815)	0.003*** (3.475)	-0.002** (-2.406)	0.001** (2.295)	0.003*** (3.637)
Struct	0.004*** (7.801)	0.000 (0.187)	-0.000 (-0.086)	0.004*** (7.859)	-0.000 (-1.284)	0.000 (0.209)
Open	0.089 (1.602)	0.001 (0.016)	0.038* (1.733)	0.104** (2.090)	-0.024 (-0.991)	0.037 (1.537)
Human	-0.012* (-1.918)	0.013 (1.195)	0.018*** (5.128)	-0.011* (-1.815)	0.016* (1.812)	0.016*** (5.268)
Tech	-0.218 (-0.500)	0.007 (0.027)	0.867** (2.388)	-0.276 (-0.660)	-0.110 (-0.501)	0.968** (2.554)
地区固定	是	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是
R ²	0.654	0.684	0.752	0.612	0.574	0.758
LOG-L	246.540	265.527	289.140	241.01	280.175	293.268

结合上述分析,东中部地区更为优化完善的市场化环境为其吸引了更多的高质量要素,数字经济的高速发展进一步促进了该地区对市场要素的合理配置与利用。尽管数字经济的发展能够有效消除要素流动壁垒,增强要素市场活力,但由于资源基础薄弱、市场化机制体制不完善等问题,原本数字处理应用能力相对较弱的西部地区无法有效利用数字经济发展带来的要素市场动能,反而加剧了地区要素的流出危机,给要素市场化配置带来负向影响。总体来说,要素市场化配置在数字经济发展影响区域创新效率的过程中发挥着中介作用,但数字经济发展通过对区域要素市场化配置程度的不同影响进一步扩大了区域间创新效率的差距,形成了极化效应。

(五) 内生性处理

各类模型的回归结果都表明数字经济能够显著促进区域创新效率的提升。而地区创新效率也可能对数字经济发展产生重要影响,导致模型存在互为因果的问题,使估计结果产生偏误。为此,本文尝试选取合适的工具变量来识别数字经济发展对区域创新效率的净效应。

借鉴已有研究构建随时间与地区双维度变动工具变量的思路(Nunn and Qian, 2014)^[6],本文以省份层面的能源消耗强度来体现地区层面的变动,同时借鉴柏培文和张云(2021)^[14]的思路,以2009—2019年全国数字经济企业存量数来体现工具变量的时变性特征。一方面,由于数据中心数量和机架数量的增多,大数据综合试验区建设伴随巨大的能耗增长。据中国数据中心工作组(CDCC)统计,2020年全国数据中心用电量占全社会用电总量的比重达到2.7%,预计到2030年这一比例将提升至3.7%。2019年工信部出台的《关于加强绿色数据中心建设的

指导意见》明确要求,到2022年中国数据中心平均能耗基本达到国际先进水平。能源消耗的约束会对地区数字经济发展产生重要影响,满足相关性条件;而能源消耗与地区创新活动之间并不存在直接关联,满足工具变量的外生性要求。另一方面,数字企业作为数字化发展的基本单位,能够较好地反映地区数字发展水平,而全国数字经济企业数量不会对地区创新活动产生直接影响,同样满足“严外生”和“强相关”条件。为此,本文利用各省能源消耗总量的对数($Energy$)与全国数字经济企业存量的对数(Num)的交互项($Energy \times Num$)作为第一个工具变量。此外,数字基础设施建设对数字经济发展起到重要支撑作用,考虑到地形因素对数字基建的潜在影响,本文还进一步从地理特征角度出发,将地区能源消耗强度($Energy$)与各省份地形起伏度($Rdls$)的交乘项($Energy \times Rdls$)作为第二个工具变量。

如表9所示,K-Prk LM统计量值为23.959, p 值为0.000,显著拒绝了工具变量识别不足的原假设;Cragg-Donald Wald F 统计量值明显大于Stock-Yogo弱工具变量检验的临界值,说明不存在弱工具变量问题。Hansen J 统计量值同样表明不存在过度识别问题。因此,本文选取的工具变量有效。根据工具变量结果可知,无论是采用2SLS、LIML还是GMM估计,各变量估计系数的方向和显著性水平均未出现根本性变化。本文的研究结果依然稳健。

表9 工具变量回归结果

变量	第一阶段	第二阶段		
		2SLS	LIML	GMM
$Digital$		1.517*** (3.849)	1.531*** (4.184)	1.495*** (3.429)
$Energy \times Num$	0.069*** (7.602)			
$Energy \times Rdls$	-0.001** (-2.584)			
R^2	0.787	0.083	0.079	0.089
识别不足检验		23.959*** (0.000)	23.959*** (0.000)	23.959*** (0.000)
弱工具变量检验		37.502 [19.93]	37.502 [19.93]	37.502 [19.93]
过度识别检验		1.437 (0.231)	1.437 (0.231)	1.437 (0.231)
控制变量	是	是	是	是
地区固定	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是
样本量	300	300	300	300

五、结论与建议

考虑到我国区域要素市场化改革的渐进性与差异性,本文将要素市场化配置纳入数字经济发展对区域创新效率影响的分析框架中,梳理了三者之间作用的内在机理。结合2010—2019年中国30个省份面板数据,本文测算了各省份创新效

率和数字经济发展水平,运用空间计量模型和中介效应模型,对上述理论机制和研究假设进行了实证检验,主要结论如下:第一,数字经济显著促进了区域创新效率的提升,同时也加强了要素市场化配置的空间溢出水平。区域创新效率和要素市场化配置的空间溢出效应随着数字经济发展水平的提升而愈发明显。第二,中国各省份创新效率与要素市场化配置水平均存在显著的空间正相关性和空间溢出效应。各省份创新效率与要素市场化配置会受本区域和邻近区域的加权影响。相较于地理联系,区域间的经济活动联系能够激发地区创新效率更大规模的空间溢出效应。第三,要素市场化配置水平在数字经济影响区域创新效率的过程中起到了部分中介作用,但其中介效应对不同地区的影响存在异质性。数字经济发展能够有效促进东中部地区要素市场活力,形成“集聚-优化-再集聚”的良性循环,但却降低了西部地区要素市场化配置水平,进而造成有利因素不断趋向优势极,导致出现区域创新效率差距不断扩大的极化效应。

基于上述结论,本文建议:

第一,充分利用数字经济发展带来的要素市场活力与空间溢出效应,加强区域间创新合作。各地区应以数字经济发展为契机,积极搭建区域协作平台,形成布局合理、紧密协同的区域创新链、产业链,调动市场要素高效流动以更好地发挥出数字经济发展带来的创新潜能。

第二,加强多主体、多环节的协同创新网络构建,促进形成主体互联互通、要素流通顺畅、流程高度赋能的数字创新生态体系。各地区应加速推动数字技术的广泛普及,通过新兴技术激发传统产业革新,构建并完善以数据流为主导的新型要素应用体系,促进创新要素的精准和高效配置,实现区域创新效率的整体提升。

第三,推进数字经济与实体经济深度融合,充分发挥数据在要素市场化配置中的赋能效应、渗透效应,因地制宜采取差异化发展战略。在完善区域间要素市场化配置机制的同时,也要认识到现阶段各地区要素市场化配置和数字经济发展存在的差异性,因地制宜逐步部署数字经济发展与要素市场化改革战略。东中部地区在推进创新发展战略的同时,要积极引导数字化技术的应用发展,发挥其向西部地区的辐射作用,形成“涓滴效应”;而西部地区则应重点加强基础设施和平台建设,消除区域间“数字鸿沟”,通过数字化变革赋能实体经济发展,增进区域间协作交流及体制机制完善,提升地区要素市场活力。



图书馆主页: <http://lib.sdtbu.edu.cn>

扫一扫, 关注我!

