

数字经济所得税制改革进展与应对： 基于政治经济和竞争理论分析视角

The Progress and Response of the Reform for Taxation of Income of Digital Economy: Based on the Perspective of Political Economy and Competition Theory

崔虹

CUI Hong

[摘要] 所得税规则是规制跨境所得征税权分配的重要依据，构建规范、稳定的所得税制对激发跨境投资活力和稳定投资环境具有重要意义。然而当前数字经济发展势如破竹，传统所得税制征税权分配矛盾愈演愈烈，打破了国际税收原本的平衡状态，掀起了所得税制百年未有之大变革。作为现阶段数字经济所得税制改革的集大成者，BEPS框架下支柱一改革方案所形成的三层利润分配法看似结构清晰，实则是意图维护数字巨头阵营的税收利益，于平息征税权分配纠纷、摆脱传统制度桎梏而言助益无多。笔者认为，未来要想推动数字经济所得税制合理重构，理应摒弃片面供给学派观点，回溯价值创造本源，公正划分征税权范围，推出兼顾全局的国际共识方案。有鉴于此，笔者从政治经济和竞争理论视角，以支柱一改革方案为逻辑起点，通过对其固有问题和内源因素的分析，提出在不同利益阵营政治、经济力量角逐的背景下，中国应投身国际制度建制、坚持多边与双边两条路共生共长的政策思路和建议。

[关键词] 数字经济 所得税制改革 国家竞争 利益博弈

[中图分类号] F810.42 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2021) 10-0003-12

Abstract: The rules for taxation of income are an important basis for regulating the distribution of cross-border income taxation rights. Building a standardized and rules for taxation of income is of great significance to stimulating the vitality of cross-border investment and stabilizing the investment environment. However, the current digital economy is developing rapidly, and the contradiction in the distribution of taxation rights in the traditional rules for taxation of income has intensified, breaking the original balance of international taxation and setting off a major change in the rules for taxation of income that has not been seen in a century. As the culmination of the current digital economy's rules for taxation of income reform, the three-tier profit distribution method formed by the Pillar One reform plan seems to have a clear structure, but it is actually intended to protect the tax benefits of the digital giant camp, to settle disputes over the distribution of taxation rights, and to get rid of the traditional in terms of system shackles. It doesn't help much. The author believes that in the future, if we want to promote the rational reconstruction of the rules for taxation of income in a digital economy, we should abandon the one-sided supply theory, go back to the origin of value creation, divide the scope of taxation rights fairly and launch an international consensus plan that takes the overall situation into consideration. In view of this, from the perspective of political economy and competition theory, this article takes the Pillar One reform plan as a logical starting point, and through analysis of its inherent problems and internal factors. It puts forward the policy ideas and suggestions that China should participate in the establishment of an international system and adhere to the coexistence and co-existence of the two paths of multilateral and bilateral under the background of competing political and economic forces in different interest camps.

Key words: Digital economy Rules for taxation of income reform National competition Interest game

[收稿日期] 2021-06-08

[作者简介] 崔虹，女，1995年10月生，厦门大学法学院博士研究生，研究方向为国际税法，联系方式为18019091014@163.com。

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“推动构建更加公正合理的国际税收治理体系”（项目编号：20ZDA104）。

感谢匿名评审人提出的修改建议，笔者已做了相应修改，本文文责自负。

一、引言

以经济忠诚原则为基础的传统国际税收规则秉持着“供应为基础”的观点，以物理存在所构建的联结点作为居民国与来源国所得征税权分配的标准。然而数字经济的发展使得物理存在的重要性逐渐被淡化。以数据与信息技术、无形资产为核心要素的数字经济开辟了产业链与价值链整合运作的新纪元，实现了经济形态、产品与服务的突破与革新，而这些新发展使得国际税收规则的陈规旧章在应对新兴经济时漏洞百出，为此国际社会开启了国际税收规则所得税制改革的新征程。从2015年10月BEPS（Base Erosion and Profit Shifting, BEPS）一揽子行动计划至今五年多的时间内，数字经济所得税制的改革从未间断，但仍未达成一致意见。从最初是否对传统国际税收规则进行改革，到对国际税收规则如何改革，每一次共识的达成，每一步改革措施的推动，每一份方案的签署，看似平和的改革历程背后却是波涛汹涌的国家竞争与利益博弈。

最初OECD（Organization for Economic Co-operation and Development, OECD）所发布的BEPS行动计划和《2018中期报告：数字化带来的税收挑战》^[1]对所得税制的改革只停留在表面，强调通过价值创造理论解决数字经济所得税制问题。2019年1月发布的《应对数字经济税收挑战的政策说明》首次提出“双支柱”概念，并将“支柱一”定位为征税权分配问题解决方案，“支柱二”定位为税基侵蚀和利润转移问题解决方案。后续通过系列文件不断细化双支柱设计方案，并在2019年10月公布的《统一方法支柱一方案：公众咨询文件》^[2]中形成支柱一三层利润分配模式的架构，至此改革方案初具规模。2020年10月OECD发布《关于支柱一和支柱二蓝图报告的声明》^[3]（以下简称《蓝图声明》），对双支柱提案从思路到架构再到具体细节分别予以细化。但是《蓝图声明》对所得税制联结因素与利润归属方法的改革建议在推动各国达成共识的阶段再次遭遇阻碍。为了给共识方案的达成注入一剂“强心针”，2021年7月1日OECD再次联动包容性框架130个成员国（地

区）就国际税收规则改革共识达成协议发表声明^[4]（以下简称《协议》），但其中诸多细节仍未敲定。未来数字经济所得税制改革进展如何，或许可以从政治经济与国家竞争的视角窥视一二。

二、数字经济所得税制改革方案分析

（一）架构重塑：三层利润分配机制

支柱一改革方案提出了在不彻底摒弃独立交易原则的基础上，架构三个层级以明确跨境营业所得分配规则。

第一层结构：金额A。金额A的提出堪称本次改革的亮点。通过对联结因素、利润归属方法和课税规则进行大刀阔斧的改革，不仅实现了物理存在到显著经济存在联结因素和供应为基础到供应需求相结合的利润归属方法的转变，同时也实现了居民地/来源地课税与消费地/目的地课税规则的兼容。原本金额A项下分为两项利润归属类别，一类指向高度数字化经营业务的企业，另一类指向面向消费者业务的企业，后续《协议》建议取消行业细分范围限制，转向综合适用，将金额A适用范围扩及全球营业收入超过200亿欧元且税前利润率10%以上的跨国企业^①。结合修订的剩余利润分割法，将跨国企业视为整体，将其常规经营活动之外的非常规经营活动所获利润按照一定比例分割出来，以商定的分配因素与分配比例进行市场国划分^②。

第二层结构：金额B。金额B专门针对从事基础营销、分销活动的利润划分，旨在通过标准方式与既定回报比例确定可归属利润。

第三层结构：金额C（税收确定性）。金额C建立在金额A和B的基础上，对金额A之外的利润归属存在争议时，先通过现有规则协商，磋商不成则进入约束性争议解决机制。

（二）税制转型：利润归属方法的守成与创新

三层利润分配的形成并非一蹴而就，是在综合考量众参与国、大型跨国企业意见的基础上创设所得。然而这一方法的复杂性与实践操作的难度却成为推行并达成共识的阻碍。由于诸多不同的利益朝着不同的方向作用，决策阶段很难在某个方向达成一致。^[5]为

① 《协议》同时认可例外情况下的业务细分，即跨国企业所披露的财务账户进行了业务细分，且满足支柱一范围规则。此外，《协议》规定将采掘业和受监管的金融服务业排除在金额A范围之外。

② 《协议》中拟定的非常规利润范围为跨国企业销售利润10%以上的部分，从该部分非常规利润中折取20%~30%作为可分配于市场国的金额A范围。

了在最大程度上获得各利益集团的认可，所创设的往往是极其复杂的内容，以保证每一个重要的利益团体都能获得一份他们想要的利益。

为了寻求 OECD 成员国间达成共识，乃至在全球范围内获得最大程度的认可，三层利润分配法对所得税制的改革实则是守成与创新的糅合，这也是各国利益博弈的斗争与平衡。一方面尽可能保留传统所得税制中利润归属所遵循的原则，保有独立交易原则与物理存在因素；另一方面为了平衡数字经济下新兴市场经济体与数字经济发展大国之间的税收权益划分，三层利润分配法创设性地提出在原有联结因素之外，补充新的联结因素，以剩余利润分割法将部分剩余利润划归至市场国。

然而这种单纯叠加式的改革措施不仅在表面上变动了利润归属方法，而且在国际税收基础理论的底层逻辑方面也发生了翻天覆地的变革——单纯的供应因素为基础的利润归属融合了供需因素相结合的利润归属。

（三）利益博弈：国家竞争的外溢效应

在所得税制改革发展如火如荼却难以达成一致的局势下，为尽快抢夺税收资源，维护自身税收利益，一些国家率先实施单边措施。但是在国家竞争对抗的情势下，势必会在单边措施的实施过程中再次掀起新的斗争浪潮。以法国为例，其宣布对在法国经营的大型互联网企业所从事的数字经营业务、跨境数据流动等数字交易，追溯至 2019 年 1 月 1 日起征收数字服务税（Digital Service Tax, DST）。^①从该法案的内容来看，实施门槛集中于跨国企业应税活动全球年收入超过 7.5 亿欧元且在法国境内应税活动收入达到至少 2 500 万欧元，其适用对象具有明显的指向性，全球范围内符合这一门槛条件的大型互联网企业约 30 个，美国企业居多，^②尤其以谷歌（Google）、亚马逊（Amazon）、脸书（Facebook）、苹果（Apple）四大巨头为典型。这也是该法案被称为“GAFA 法案”的

缘由。

鉴于法案明显的针对性与指向性，自立法阶段就遭到了美国的强烈反对，并在法案于参议院通过前一天被美国贸易代表办公室依据《1974 年贸易法》（The Trade Act of 1974）第 301 条的规定，以“法国数字服务税指向性、歧视性地针对美国大型互联网络企业以及保护美国国际贸易权利”为由而发起“301 调查”。如此一来一往的大国举措使得美法两国间原本紧张的贸易局势更显剑拔弩张。面对美国疯狂的 301 调查与报复措施，法国 DST 不得不叫停。美国的反抗举措同时也遏制了不断蔓延的 DST 热潮——经济大国对全球制度推行、国际法制度构建与改革的影响力可见一斑。究其根本，国际法层面的制度架构与发展走势势必受到国家权力竞争与国际权力结构变化的影响，前者是后者的外在表现与固化。甚至可以说，大国决定了国际法的发展变化。^③同样国际税法领域中数字经济所得税制改革的推进自然也会受到国家竞争的影响。美国作为全球超级大国的影响力不仅体现在单边措施的推进进程，而且其制度的外溢效力，即对数字经济所得税制改革态度、政策、方案也会在更广泛的层次上左右最终定论。

此次支柱一改革方案内容多数源自 2019 年 2 月所发布的《应对数字经济税收挑战的公众咨询文件》^④。该文件结合众家所长，旨在对联结点规则、利润归属方法做出根本性变更，同时拓展用户和市场管辖地税收权益，但其毕竟是不同利益集团代表各自的改革方案，所涉根本利益维护存在本质差异。^⑤该文件的目的在于优选方案，虽然 OECD 极力称其方案的优选性侧重异同比较下的政策合理分析与可执行性分析，但从《蓝图声明》的内容可窥知，优选性不仅在于方案本身的比较，也体现了国家竞争的外溢性。也就是说，国家竞争势必会将其国内意志体现到全球治理层面，即基于自身意志与偏好，将符合利益因素的法律机制与政策方案的选择影响力渗透到国际

① 2019 年 7 月，法国参众两院通过、马克龙总统签署的一项针对数字服务业务的新法案——第 2019—759 号《建立数字服务税》于 10 月 1 日起正式生效。

② 提供在线广告服务且可能达到法国数字服务税课税门槛的 9 个大型跨国互联网企业中，美国公司数量达到 8 个，法国公司仅有 1 个；提供数字界面服务且可能达到法国数字服务税课税门槛的 21 个大型跨国互联网企业中，美国公司数量达到 12 个，法国公司数量为 0。

③ 《公众咨询文件》涉及三项改革提议。英国财政部提出“用户参与”方案，以用户的持续、积极参与对某些高度数字化经营业务进行税收征收，并通过非常规或修订的剩余利润分割法确定可归属于市场国的利润范围。美国则提出“营销型无形资产”提案，主张与市场营销相关的无形资产有助于用户推广与产品服务销售，是价值创造的关键，结合剩余利润分割法将因营销型无形资产而产生的非常规利润部分归属于市场管辖地。以印度为代表的 24 个发展中国家则采纳共同意见提出“显著经济存在”提案，强调通过定量或定性指标，如用户基础、数据传输、数字内容数量等构建数字化门槛，并搭配部分分配法在全球利润的基础上，按照某几类税基分配要素确定不同管辖区的可归属利润。

层面,以达到自身利益最大化。从《公众咨询文件》到《蓝图声明》逐渐形成了数字经济所得税制改革的整体方案,从方案内容可窥知前者为整个改革方案奠定了基调。其所含的三项提案中,OECD选择融合前两项,即以“用户参与”提案和“营销型无形资产”提案形成现行改革方案三层利润分配的雏形。

国家竞争外溢性不仅促使OECD在《公众咨询文件》的三项提案中采纳了英美意见,对印度等发展中国家所提出的显著经济存在方案以提出较迟为由,予以淡化处理^[8],而且在方案的进一步修订中不断加深对以美国为典型的数字经济巨头的利益维护。据国际税收会议美国财政部国际税收副部长助理哈特发言内容,美国对数字经济所得税制改革的两点意志:一是其接受范围有限,仅支持涉及非常规利润的改革;二是强调改革结果不能仅仅针对以美国大型跨国企业为主的高度数字化企业。为此,后续方案逐渐将可归属于市场国的利润范围局限于非常规利润^①,并将支柱一改革方案中金额B所涵盖的业务范围限缩至通过实体存在于市场地开展的基本营销、分销活动,以固定比例确定可归属利润,以此满足美国改革要求之一;同时再次融合美国新主张,提高全球营业额标准,附加利润率要求,压缩金额A囊括范围,以满足美国改革要求之二。虽然一些国家对市场国利润分配仅局限于非常规利润表示不满,但迫于国家竞争的压力和各国利益博弈的权衡,OECD并未一一响应,在随后的各类文件中自然也无一提及。

至此不得不承认支柱一改革方案的内容很大程度上体现了大国改革意志,尤其是美国主张体现得更是淋漓尽致,一如最初“富国俱乐部”一力主导下的国际税收规则。而这一现状实则是国家竞争外溢性的结果——一国经济体量越大、经济输出越发达,其税收政策与意志的外溢性效应越显著。^[9]随着各国经济发展的崛起,美国也意识到其在二战后期所主导建构的自由主义国际经济秩序的影响力下降,很难按照其意愿进一步改造^[6],不得不另辟蹊径,率先提出自我主张、深化自我意志,拓展新秩序构建的影响力,重塑全球规则的主导地位,在制度层面与价值层面深入肌理地输出其理念。

三、数字经济所得税制改革的思辨与再审视

支柱一改革方案相较于传统国际税收规则进行了大刀阔斧的改革,融入公式分配的思想,延伸市场国征税权范围,一定程度上有助于缓和数字经济时代市场国税收权益划分不公的纠纷。表面看来改革方案似乎能得到市场国支持,并如OECD所期盼的那样,于2021年年末达成全球共识。然而对改革方案进行深层次的思辨与再审视后不难发现,这一方案的前路可能无法如其所愿般顺利推行。

(一) 数字经济所得税制改革方案疑窦丛生

1. 改革方案内生原理不明。

支柱一改革方案中三层利润分配法看似条理清晰,实则内生矛盾重重,逻辑严密性不足,叠加各种测试、门槛、清单,补丁越来越多,新征税权下的新税制一开始似乎就不堪重负。^[8]

国际税收征税权规则所立足的理论基础源于《国联1923年报告》。该报告结合当时盛行的传统课税理论(受益理论和支付能力理论)提出经济忠诚原则,并以此为基本要素于营业利润征税权分配争议中肯定了“以供应为基础”(supply-based approach)的观点。彼时,各国就经济活动价值创造的源泉地达成共识,即利润的资源要素(资本和劳动)运作场所。^[10]随着数字经济发展,跨国经济活动发生革命性的变化,对传统理论形成严峻挑战。以数字经济市场国为主纷纷对传统利润归属规则提出质疑,并采取单边措施扩大本国税收权益。为定分止争,OECD以应对数字经济挑战为突破口,提出价值创造理论,强调税收与价值创造地相一致,并准备以此为理论基础推进后续改革方案。然而从OECD所发布的各项官方文件来看并未对价值创造的内涵做出清晰界定,甚至存在喊口号的嫌疑。

价值创造这一源于经济学的概念在界定中本身就存在供应方决定还是供应、需求方共同决定的差异,即使在传统物理经济中,价值创造落实到实际经济活动也会因跨国活动的协同性、整合性与多元性而难以准确划分到每一个环节与税收管辖区。遑论数字经济时代经济交融性强,新兴商业模式层出不穷、跨国企

① 在《公众咨询文件》中OECD并未否定市场国常规利润回报。OECD于2019年5月和10月分别发布的两项文件 *Programme of Work to Develop a Consensus Solution to the Tax Challenges Arising from the Digitalisation of the Economy* 和 *Public Consultation Document Secretariat Proposal for a “Unified Approach” under Pillar One*, 以修订的剩余利润分配法,逐步弱化市场国常规利润回报概念直至彻底否定高度自动化数字化服务企业和面向消费者的企业营业利润在市场国的常规回报。

业高度统一、协同效应外溢等众多因素加持。从经济学角度亦有许多国家因价值创造模糊不清的概念而发现国际税收征税权分配供需因素考量的新契机,主张除传统供应方的资源要素之外,需求方对价值的实现与增加作用不可小觑。如此各国均按照各自的方式认定价值创造以维护自身政治经济利益。长此以往,价值创造的模糊不清可能使得原本 OECD 引以为傲的观点成为未来方案实践的阿喀琉斯之踵。甚至有学者毫不留情地将价值创造称之为“实用主义的虚构”(pragmatic fudge)。^[11] 鉴于价值创造概念的模糊性和未来可能引发的冲突,支柱一改革方案悄然放弃了对这一术语的使用。但价值创造的理念并未因支柱一改革方案只字未提而消散,反而已然融入其中。相较于 OECD 各类文件中对价值创造的界定均偏向于供应为基础的理论^①,如今支柱一改革方案却将供应为基础与供应需求为基础的观点杂糅,前者适用于金额 B,后者有限地拓展至金额 A。究竟所得税制改革方案立足于何种理论基础? OECD 对此避而不谈。

2. 征税权分配改革陷阶重重。

支柱一改革方案旨在重新划分居民国与来源国征税权范围,实现各国税收利益的合理分配。但结合 OECD 数据预测分析^②可以发现其目的似乎并未得以有效落实,只是以复杂的利润分割方法掩盖对传统所得税制进行查漏补缺式的改革真相,最终市场国能实际获取的税收利益相比居民国仍寥寥无几。某种程度上支柱一改革方案堪称是“障眼法”式改革。双支柱方案的综合效益下将实现全球所得税收入多达 4% 的增加,换算成具体数额约为每年 1 000 亿美元。虽然支柱一改革方案将为大多数税收管辖区带来税收收益的增加,但不同经济体增幅各异:中、低收入经济体^③所能实现的税收收益增幅相对于发达经济体更大(但差异不足 1%);而投资中心(investment hubs)将遭遇税收收入下滑的风险。以金额 A 为例,假定剩余利润分配比例为 10%,高、中、低收入经济体在金额 A 项下所能实现的税收收入增加值约在 2% 以下,对应的实际数额至多 500 亿美元。中、低收入经

济体所能实现的税收收入增加值仅约为 0.75%。

之所以三层利润分配法在实践中并非如最初设想,对税收权益予以公平、合理的划分,使市场国能够获取应有的税收利益份额,原因在于支柱一改革方案掩人耳目式的改革本质,最终征税权的再分配只是其障眼法改革的托词。

一方面,市场国税收权益划分陷入非常规利润的藩篱。支柱一改革方案选择以非常规利润为征税权重新分割的基础。从着手实施到如今改革方案的形成,非常规利润一直与“复杂”“高价值”这类词挂钩。加之新征税权要求跨国企业年度销售额达 200 亿欧元的门槛条件,使得非常规利润价值不菲、必然占据企业利润大头成为贯穿方案始终的认识。但是非常规利润的独特性并不能掩饰其产生的实际剩余利润价值较少的事实。根据 IMF 的研究报告,全球最大的跨国公司常规利润占整体利润的 40%~50%^[12],而这类跨国企业是数字化业务最为发达、日常经营业务数字化渗透最深的一类。相比之下,其他数字化业务发展处于中低水平的跨国企业其非常规利润在全球总利润的占比远不及常规利润份额。再附加各类门槛条件,^④市场国可行使征税权的非常规利润范围将被一再压缩。

另一方面,市场国常规活动利润分配陷入政治博弈的漩涡。企业常规活动所产生的价值与收入更为客观,但对这部分利润的划分,支柱一改革方案是醉翁之意不在酒,旨在通过割裂式的方法,削弱市场国获取税收权益的范围。常规活动利润划分主要体现在金额 B,按照传统税收联结因素,贯彻独立交易原则确定课税权分配。金额 B 的形成源于跨国企业仅在市场国保留有限分销商以实现避税目的的模式,OECD 认为分销活动转让定价争议颇多,提出以固定比例划分基准营销分销活动产生的利润。这一缘由看似有理有据,然则却蕴藏更深层目的。

采取营销分销活动结合固定比例划分征税权益的方法源自澳大利亚、以色列等国家的实践经验。

① 如《跨国企业与税务机关转让定价指南》《对所得和资本避免双重征税的协定范本》。

② 2020年2月OECD发布*Tax Challenges Arising from the Digitalisation of the Economy Update on the Economic Analysis & Impact Assessment*,对双支柱改革方案的最终效果进行数据预测分析,从全球超过200个税收管辖区(其中包括包容性框架的所有成员国),以超过27000个跨国企业数据为基础,对双支柱方案的可能效果进行预测。

③ 高、中、低收入经济体以世界银行分类标准为依据。

④ 如市场国可参与分配的非常规利润应是跨国企业集团合并财务报表、弥补亏损的税前利润去除常规利润之后实现正盈利的部分;金额A非常规利润划分满足10%利润阈值且超过阈值部分20%~30%的再分配比例。

OECD 也声称借鉴该经验以促进营销活动税收权益划分的合理性、灵活性与可操作性。但方案落地后,金额 B 的范围却悄然限缩,将原本他国实践中分销活动利润划分的范围人为割裂,剔除了全风险营销分销活动,仅保有有限分销活动。即凡是通过对有形机构场所进行货物销售之外的营销分销活动,如远程营销等均不在金额 B 的范围内。如果市场国想要参与货物销售之外的营销分销利润划分则必须通过金额 C 项下所规定的争议解决方式^①主张课税权,对此 OECD 主推强制性仲裁的适用。如此环环相扣、层层推进的设计究其根本是 OECD 为打消各国疑虑,转移注意力,维护既得利益的曲线救国式改革措施。营销分销活动所占基数面广量大,所涉利益群体众多,能够令包括包容性框架范围内的众多发展经济体普遍获益,以此为砝码安抚各方,平息对金额 A 非常规利润划分不满的声音,在各国政治博弈的漩涡中争得谈判的筹码。

3. 数字巨头阵营利益维护的本相。

数字经济指数式发展、传统所得税制与经济形式罅隙膨胀且难以弥合,各国矛盾激化,单边改革措施前赴后继地出台,OECD 不得不加紧步伐推出改革方案,以防在新一轮全球所得税制改革浪潮中被边缘化。然而支柱一改革方案所流露出的传统来源规则失去了其重要性,居民管辖权可跟进并取代它们的地位^[13]这一潜台词,本质上仍是维护富国俱乐部的利益。只是如今传统意义上的富国俱乐部内部利益分化,取而代之的是以美国为代表的数字经济居民国和大型跨国企业为代表的数字企业巨擘所形成的数字巨头阵营。

一方面,支柱一改革方案从酝酿阶段起不断调整以符合美国意图,方案内容无不显露出对其主张的落实与贯彻。即使方案存在内在逻辑漏洞,为了规避对理论基础、政策合理性的解释,OECD 转而选择简化并转移视角至技术问题与政治支持。支柱一改革方案不仅在三项提案中以营销型无形资产方案为基础,而且在后续调整中将有实体存在的常规利润归属排除在金额 A 之外、将金额 B 限缩至有实体存在的有限风险分销活动,堵死了市场国参与远程营销活动利润划分之路。加之常规与非常规利润实际利润额差异迥然以及各种门槛、测试条件等的叠加,更使得市场国税

收权益获取范围一再受限。

另一方面,以数字企业巨头为代表的跨国企业阵营虽然身份是纳税人一方,看似只能沦为鱼肉,为主管当局就其营业利润征税。然则国际税法的调整对象——国际税收关系,在理论上人们固然可以根据主体法律地位的不同,将其分解为主权国家间的税收权益分配关系和国家与跨国纳税人间的税收征纳关系两个不同的侧面。但在国际税收法律现实中,这两种性质不同的关系实际是紧密相连、互为表里和互相依存的。^{[13][12]}也就是说,在国际税收权益分配的过程中离不开征纳关系的融合,而跨国企业更是连接征纳关系与分配关系的纽扣,遑论跨国企业对国家竞争与政治经济的影响。将跨国企业及其利益考量因素排除在外势必难以窥其全貌而无法如实反映改革方案的本相。三层利润分配机制中金额 A 与金额 B 的相互配合,很大程度上给予跨国企业规避税收的契机,不仅就市场国设立的远程营销活动所获利润无需于市场国承担纳税责任,而且激发了跨国企业通过集中管理,于市场国规避有限风险营销分销活动的潜在动机,从而实现远程操作与利润转移,造成跨国企业攫取与税收负担不成正比的经济利益。

(二) 数字经济所得税制改革方案的内源因素

三层利润分配机制所形成的对数字巨头阵营既得利益维护的格局,其背后暗含着更深层的国家政治、经济利益博弈。

1. 政治力量角逐的决定因素。

传统意义上公共财政和税收政策属于经济、法律、会计领域范畴;然而政府如何征税和安排财政支出、国际上如何在不同主权国之间分配征税权本质上是一个政治问题。税收制度制定一般可供使用的考量标准分为四类,即政治、经济、行政管理、伦理,但在税收制度决策中政治的考量才是决定性的。^[14]虽然经济和法律因素可以被用以发起税收制度的讨论,但是最终结果和法律框架的形成将取决于政治因素。事实上在税收制度实践中经济因素并不经常胜出。尽管在一定程度上经济学家在考量税收制度决策时处于主导地位,但是如果说某一项税收制度决策在经济学家方案中优先性也很高的话,这时似乎政治考量因素会迫使经济学家接受这一方案,即使这一方案对他们来说明显是次优方案。^[14]此外,税收领域中经济因素

^① 《蓝图报告》将争议预防与解决机制的范围扩大至金额 A 之外的税收权益划分争议。

的一个重要标准即税收中立，虽然在经济领域中是非常完美的，但大多数政治决策者并未将其视为一个必然条件。毕竟税收制度不仅被用来获取税收收入，同时也为了实现各种其他社会、政治目的。如果税收中性的标准被严格适用执行，那么大多数甚至全部已经融入税收法律制度中的税收优惠措施将被全盘推翻。

正因如此，多重政治因素左右下支柱一改革方案在内生原理层面存有很大的矛盾性：居民国与市场国征税权分配方案中的种种缺陷与倾向性都已表明其受到的政治因素影响已然超越了对渥太华框架下所确立的五项税收基本原则的贯彻，尤其是税收中性、税收公平等原则。这背后所体现的正是政治因素的决定性影响。毕竟税法是在真实世界中制定实施的，而不是在更抽象的经济教条世界中形成的。此外，由于分销活动之外的生产和研发等其他常规利润回报分配可能会激发各利益集团的更大纠纷，故而 OECD 未将其放在明面上商讨，而是放弃经济理论基础合理化的论述，转而寻求政治层面的共识，更加拉紧了政治因素与税收制度决策的共同纽带。

2. 经济实力输出的竞争因素。

税收再分配既是一个政治标准，也是一个经济标准。征税权划分被当做经济标准加以考量是因其与经济政策的制定相关。如果按照凯恩斯主义模式，在经济萧条时期，政府将通过操纵税收结构，让更多的钱流入到穷人手中；如果政府采纳供给学派的经济管理观点，政府将借助税收制度的设计使得财富更多地聚集在富人手中，让他们能够将财富投入到企业生产中，从而推动经济增长。^{[14](54)} 这两种迥然不同的理论模式作为经济管理的手段都将税收制度作为一种重要的政策工具。也就是说经济因素对税收制度决策具有重要的影响。从经济上考量，对企业施以沉重的税收负担，可能会阻碍经济发展，尤其会减少企业用于再投资的资本金。因此税收制度的设计更愿意让企业轻装上阵，以便激发经济增长的生机与韧劲。税收制度决策者正是基于此，在决策时才会在相对轻易地从企业那里获得财源的欲望与促进经济增长、增加就业所忌讳的杀鸡取卵的经济考量之间进行权衡。^{[14](3)} 这一点正解释了为何在改革方案中，不仅通过各种门槛条件和测试标准限制金额 A 的囊括范围，而且通过金额 B 的设计赋予跨国企业规避市场国远程营销活动的潜在契机，最终在整体上呈现出跨国企业税收负担节制的效果。

此外税收制度的制定与决策中，不同利益集团对决策者不同程度的影响力也将左右税收政策的倾向性。相比于其他领域，利益集团在税收领域影响力更为成功和深远，因为利益集团更容易通过法律和经济术语掩盖其真实影响力。^{[14](12)} 税收制度决策者在做出税收决策时，往往会避免同任何强大利益集团发生冲突。如果在税收制度决策过程中涉及众多利益集团且没有任一个占据支配性地位——即单一利益集团情形，那么税收制度决策者就有更多机会基于其自身价值取向做出最终决定。然而这一平衡状态往往存在于理论层面，实践中各方很难达成势均力敌。卷入税收制度制定过程中的利益集团竞争，势必会分化他们对制度决策的影响力，其中经济实力输出强势的利益集团处于最有利地位。反之如果制度决策者有能力去筛选，那么被选中的利益集团将获得最大利益。

这也是为何在 20 世纪 80 年代末期和 90 年代初期的税收改革风潮中，跨国企业为代表的利益集团相较于税收主权国家，对税收制度决策的影响力较低，在改革中被限制税收利益优惠与特权。如今这一情形却随着跨国企业实力壮大并在全球范围内均有触及而被颠覆。大型跨国企业为代表的数字企业巨擘作为全球税收利益这一大蛋糕分割的参与方，自然不会放弃对税收制度决策的影响，甚至与新兴经济体和发展中经济体的影响力不相上下。

现今的经济局势中数字巨头阵营显然处于利益集团的核心位置，属于势力最大的利益阵营。虽然美国为代表的数字经济居民国和大型跨国企业为代表的企业巨擘分属征纳关系的对立面，但在国际税收层面，美国作为企业居民国在一定程度上与其居民企业的利益呈现出统一性。是以，该二者所形成的数字巨头阵营在所得税制改革的制度决策中自然而然地成为分化决策制定的关键竞争体。相比之下，新兴经济体和发展中经济体虽然体量庞大，但经济实力输出不足，竞争能力较弱，内部利益并非完全一致。如此支柱一改革方案受到前者的影响颇深，政策倾向性明显。这在某种程度上也指明了政治、经济影响下一种新型利益集团的发展。

3. 分配机制搭建的互动因素。

所有的税收制度决策都是政策决定。但有时决策者选择税收政策的目的是为了产生其他政策的结果，而不仅仅是增加收入。各种政策目的的综合作用势必会使得最终税收制度呈现出复杂的格局。支柱一改革

方案形成的内源因素除政治经济的影响外,也受到另一层目的的影响,即借助三层利润分配法,地毯式地推行强制性争议解决机制。一方面,在三层利润分配机制下各种复杂的问题如费用、合并财务计算等已然在各国间的争议明显化;另一方面,金额 B 对有限风险营销活动的限制,使得超过基本营销活动的补偿争议可能性扩大,在通过传统转让定价规则难以平息止争的情况下,不得不进入争议解决环节。不经意间整个所得税制改革内容衔接紧密、层层嵌套,最终通过约束性税收争议解决机制贯穿始终。虽然《协议》允许发展中经济体选择“选择性约束性争议解决机制”,但终究只是缓冲方案,而这也是 OECD 改革进程中一以贯之的策略。在三层利润分配机制的互动之下,各国原本迟疑,甚至反对的约束性争议解决机制反而成为方案推行的利器法宝。

四、数字经济所得税制改革的中国应对

(一) 中国国情与改革方案的衔接断层

国际税收关系是国家间的财权利益分配关系和国家与纳税人税收征纳关系的融合体。对数字经济所得税制于一国影响的分析,势必要从国家与纳税人的双重视角出发,才能探析所得税制改革方案的根本症结所在。

1. 国家税收权益划分与改革方案的错配。

就经济局势而言,国内市场红利深度发展,行业红利期进入尾声,企业走出去拓展海外市场越来越成为一种发展共识。我国也逐渐从传统、单一的资本净输入国向资本输出与资本输入兼有的趋势发展。具体到数字经济领域,信息技术浪潮的席卷为我国数字经济发展打造了强劲引擎,在 2020 年我国数字经济规模达到 39.2 万亿元,占 GDP 比重 38.6%。虽然数字经济已然成为我国经济增长的重要力量,整体增长速度为 GDP 增速的 3 倍以上,远高于我国经济的宏观景气指数,但数字经济在国内市场的葳蕤蓬勃并不代表我国输出量在全球市场中有同样的抢眼发展。囿于经济金融安全、网络安全监管等因素,我国数字经济领域开放程度有限,数字经济发展具有更多的地域性。同时,在政策监管下,数字经济输入也相对较少,与之相关的域外数字业务更是凤毛麟角。可以说

国内市场我国既是数字经济的生产大国也是消费大国;而在国际市场的发展仍处于起步阶段。

就纳税人所属居民国身份而言,虽然我国数字经济企业通过商业扩张、海外并购、境外合作等多种形式布局海外市场,但总体境外市场占有率有限。结合 OECD 和 Forbes 就跨国企业全球营收所发布的最新数据,2021 年全球最盈利的 100 家跨国企业集团中,美国企业数量占 72%,中国与欧洲并列占 10%。然而,我国 10% 的比例中绝大多数是银行金融、保险、能源、房地产业务,从事数字经营业务的上榜企业屈指可数,前百位企业中仅有阿里巴巴集团、腾讯控股。^[15]而全球范围内前百位数字企业排名中仅 9 家中国企业入围(不含港澳台)。^①在全球经营范围内,我国实力较强的几类数字企业全球营业收入取得主要以国内市场为主,境外营业收入占集团全球收入比例基本不足 10%。相形之下美国数字企业巨头,如 Facebook、Alphabet、Amazon 等,海外营业收入均超过 50%。再加上海外市场纷纷收紧对数字经济的监管,加大市场进入壁垒,我国数字企业在海外市场拓展不得不面临市场国禁令危机或税收风险。相较于美国希冀借助数字经济所得税制改革方案实现限制市场国利益、缩减居民国税收抵免额的目的,并结合支柱二改革方案,进一步推进居民税收管辖权的地位和税收利益,我国在金额 A 项下所能获取的税收利益体量并不庞大。

就市场国身份而言,跨国企业巨头的主要经营市场以欧盟市场为主,我国对数字业务引进采取限度开放,数字经济提供商在网络安全监管、外汇管制、国内市场竞争尖锐的三重制约下进入中国市场的难度较大。因此,我国很难就数字业务行使市场国征税权。但是其他领域内,随着国内经济市场复苏,众多海外品牌在华业务领跑全球市场,海外品牌入驻国内市场的数量越来越多,借助数字销售平台拓展国内市场成为常态。我国成为包括数字企业巨头等海外各类企业、品牌销售市场国不言而喻。然而支柱一改革方案对金额 B 税收权益划分的设计,使得我国虽为实际意义上的销售市场国,却可能被跨国企业通过人为安排,规避金额 B 的适用,侵蚀我国作为市场国应享有的税收利益。

^① 该 9 家企业分别为:阿里巴巴、腾讯控股、中国电信、京东、百度、小米、中国铁塔、联想控股、网易。<https://www.forbes.com/top-digital-companies/list/>。

2. 企业纳税责任承担与改革方案的脱节。

国内市场数字经济的火热发展为企业迈向国际市场积攒了较多的资本与实力,但目前国内企业在数字经济输出方面仍处于起步阶段,走出国门的形式以信息技术工程、基站建设等基础设施为主,关乎数字信息技术等无形资产的输出体量不足以比肩国际数字企业巨擘。然而国内数字经济市场竞争激烈、流量成本日趋攀升、市场增长见顶,曾经能够在国内市场白手起家获取利润的红利期已成为历史。走出国门、扩张海外市场、布局全球战略成为国内数字经营企业发展的必选之路。但在走出去的过程中,异地经营的政治、经济、文化、法律制度等差异也是企业不得不迎接的挑战。不仅如此,鉴于我国对网络空间安全的监管和投资、审批等的管制,走出去企业在税收责任承担中也会陷入国家税收利益同数字经济所得税制改革方案冲突的漩涡中。

一方面,企业居民身份认定存疑。有别于国际数字企业巨头为了充分利用税制差异、实现税收套利而布局海外 VIE 架构,我国数字经营企业更多的是为了符合国内政策监管,同时利用境内经营实体业绩的汇总、并入境外实体,实现境外上市融资,拓展海外市场而采取 VIE 架构^①。一般由境外实体于境内设立的外商独资企业通过协议控股,对境内经营实体进行控制,实际从事企业经营管理、开展营业活动的是境内实体。^[16]

然而这一出于投资经营目的的企业架构却滋生了税收难题与冲突。由于承担集团合并财务报表的是境外实体,而开展实质经营活动却是境内实体,在此模式下会存在企业居民身份认定矛盾,前者是支柱一改革方案所认定的最终控制实体;后者是我国税法所认定的居民纳税人。如果境外实体被认定为企业最终实际控制人而被贴上境外居民纳税人的身份,则有损于我国税收利益,产生侵蚀国内税基的危害。而且支柱一改革方案对自下而上模式的改进,使得一切关乎征税权、利润归属、争议解决、重复征税消除等问题都贯穿着企业集团自上而下的信息申报与汇总,集团总部所在地税收信息的掌握尤为重要;如果认定为我国居民纳税人则可能不利于企业海外融资,对企业海外架构的存续可行性产生影响。如此两难境地无不昭示

着我国企业在 VIE 架构中的无奈与妥协。

另一方面,来源规则造成在线广告服务客户所在地与用户所在地的分离。我国数字经营企业出于拓展海外市场的刚需,提升企业知名度与普及度的最佳方法就是借助海外广告平台,通过海外实体购买广告服务或通过广告业务经营者于我国境内设立的广告经销商获取广告服务,比如设立在深圳的 Facebook 合作商 MeetSocial。而后者则是在我国网络安全监管政策下形成的一种特殊经营模式。鉴于政策限制,国外数字企业很难进入国内市场,但这并不代表其无法从国内市场获取利润。恰恰相反,仅在线广告服务就已使得这些数字企业从我国国内市场所获不菲。原 Pivotal Research Group 高级分析师布莱恩·维泽表示,仅在 2018 年 Facebook 于中国企业获取的广告收入额达到 50 亿~70 亿美元,占其全球总销售额至少 10%。而这一数字足以使得 Facebook 跻身于我国互联网广告公司前列。除此之外,字节跳动、阿里巴巴也在 Google 上投入了大量资金用于广告宣传,尤其是字节跳动 3 亿美元以上的广告支出成为 Google 最大的中国客户之一。类似这种藏匿于无形的在线广告费用按照传统来源规则,该笔收入的所得支付者是中国企业,所得来源地原则上应是中国。

然而支柱一改革方案将该类数字经营所得划归金额 A 项下,以广告浏览者的实时位置所在税收管辖地,即眼球所在地为来源认定规则。这一认定规则背后的依据在于企业购买广告服务,通过广告平台居间传送到广告浏览者的移动设备,从而获取与广告价值对等的用户浏览及企业产品或服务在用户群体中的认知度。广告平台获取的是企业支付的收入,收入对应的等价物是以数字化形式进行传递的用户浏览数据和企业认知拓展数据。也就是说,广告费用与用户浏览之间具有等价性。从数字经济所得税制对数据价值的分析来说,眼球所在地的来源规则本质上并不违背数据的价值理论。在对等或常态的资本流向中,这一规则并不会导致企业纳税义务与国家征税权的错配。但在各国国情差异的影响下,经济之外的政治、文化、安全等因素对这一规则的落实产生扭曲效应。尤其是我国数字经济服务限制性开放政策与国内企业希冀拓

① VIE 架构,即协议控股模式,由境外拟上市主体或其控制的子公司在中国境内设立外商独资企业,再由其与境内运营实体通过签订一揽子协议,实现外商独资企业对境内运营实体的控制,从而把境内运营实体的会计报表并入境外上市实体,进而以境内实体的业绩为卖点实现境外上市。

展海外市场迫切意愿之间的不匹配性,在眼球所在地与客户所在地间形成一道藩篱,隔绝了海外企业入驻中国市场、我国成为在线广告费用市场国的道路。

(二) 中国应对数字经济所得税制改革两条路的共生共长

国际税收治理由单边、双边和多边层面相互作用的不同因素构成。^[17]其中多边与双边互动影响,前者对后者具有补充作用,多边协定也是双边谈判的起始点。也就是说多边与双边两条路共同作用于国际税收治理与国际税制格局。要想对税制改革与国际税制局势作出合理、全面的应对,有必要延续多边与双边两条道路的共生共长,构建系统化的应对之路。

1. 多边层面的进路。

数字经济所得税制改革方案在促成各国协商共识的表面下暗流涌动,处处充斥着不同利益阵营的分配冲突。一方面,源于各国资本流向的不对称性,资本输出国维护居民国税收利益,资本输入国声援来源国税收利益。税收权益划分的多少和税收居民境外投资的税收负担成为分配冲突的两大核心内容。另一方面,国际税法有关协调居民国、来源国税收管辖权冲突的规则中,表面上借鉴了国际私法冲突规范的概念,实则区别甚大。国际私法中冲突规范具有明显的指向性、确定性和排斥性;而国际税法中税收协定冲突规范的作用在于分配税收事实,它们仅具有限制或保留缔约国一方征税权范围的消极作用效果。^{[13][12]}冲突规范分配协调作用的发挥很少完全排除一国征税权,更多的是限制来源国征税权,而居民国一般均享有就其居民纳税人全球所得征税的权力。也就是说,资本流向的不对称导致本质的差异与利益立场的对立,而税收冲突规范的局限性,使利益分配不均毫发毕现。

对此,应对数字经济所得税制改革方案存在的痼疾和同我国国情的衔接断层问题,在当前既有局势难以改变或改变缓慢的局面下,我国无需以对抗的方式,而应采取竞争态势谋求话语权并维护自身利益。

第一,明确理论根基。九层之台,起于累土。制度大厦奠基需要坚实的理论基础,如此才能确保其稳固性。国际税收制度改革的方式无非是两种选择:放弃原有体制,代之以全新制度的创新式改革;尝试弥补现有体制的增量式改革。^{[17][189]}很明显,支柱一改革方案选择了后者,保留原有制度的基础上,采取分层法,叠加新的制度,并对原有制度施以功能反转,

提出新的理解和适用方法。然而支柱一改革方案将焦点集中在少理论、多技术、少争议、加速度四个方面,对方案共识的达成单纯寄希望于利益博弈下政治层面的百虑一致,实则是游离于制度理论根基之外的倒行逆施。相较之,传统规则能够历经百年而不衰,甚至如今的改革也是建立在传统规则上查漏补缺式的休整,其制度背后的理论基础发挥着秉轴持钧的作用。对此,我国应对支柱一改革方案的第一要义即是诉求改革方案明确其理论基础,回溯与价值创造具有内在统一性的理论,为共识的达成浇筑坚实基础。

第二,坚持以实质重于形式确定居民身份认定。我国数字经济企业走出去进程的加快同企业居民身份认定存疑间的矛盾无不体现在VIE架构下境外上市主体年度财务报告中。对此,有必要在支柱一改革方案中提出我国境外企业走出去的独特架构,寻求承认架构存续性的认可,同时要求尽可能按实质重于形式原则,以境内实体的实质运营为企业总部所在地认定要素。

第三,厘清金额A项下来源规则认定争议。支柱一改革方案以一条清晰的脉络搭建起整个改革框架,闪光点即是金额A项下的新征税权与税收利益划分。其中针对在线广告的来源认定规则局限于眼球所在地,虽然认可了数据价值要素,但却忽视了等价交换公式中广告费用支付者一方的价值。来源认定规则理应明确价值创造转变为价值实现以及营业、劳务、投资等活动取得所得的来源。只局限于提供数据价值的眼球所在地,无疑是对提供现金价值的支付者所在地的不公平,形成对支付者所在地的变相税基侵蚀,尤其在我国国内政策的双重作用下更是雪上加霜。对此,建议诉求在线广告服务来源认定规则添加支付者所在地要素,由等价交换公式中的双方所在地共享市场国/来源国税收权益。

第四,拓展跨境货物服务贸易、劳务的税收利益再分配范围。除金额A的主线改革策略外,支柱一改革方案还搭建了对跨境货物服务贸易的税收利益再分配体系。如前所述,为保护西方国家在跨境货物服务的优势不因新征税权的实施而受阻,远程营销活动被划分为两类:金额A范畴和金额B基本营销分销活动。实则这两类活动具有整合性,只是OECD主张前者更多地通过数字手段同消费者互动,对客户数据的应用更充分而将其人为剥离。对此建议从两个层面入手:一是采取直接法,拓展跨境货物服务的税收利

益再分配范围，将金额 B 延伸至远程营销等全风险范畴。支柱一改革方案的核心在于新征税权税收权益划分，对这一核心共识或可使得金额 B 范围延伸有潜在可能。二是采取间接法。常规利润割裂式的划分而限制市场国税收权益是支柱一改革方案政治博弈下的重要筹码，也是方案的得意之作，既得利益集团不会轻易放弃这一既得利益蛋糕的占有。在难以达成金额 B 范围延伸共识时，退而求其次，或将共识的达成留置方案后续处理，只就金额 A 的内容先一步敲定共识；或设定相应的可保留选项，为市场国利益争取留有回转。

2. 双边层面的进路。

数字经济所得税制改革方案三层架构环环相扣的设定在对接不同利益阵营时，利益交割的复杂性使得改革方案成为典型的矛盾集合体。一方面，发达国家数字经济发展的差异致使传统富国俱乐部的统一立场分化为数字经济输出国与输入国的对立面，金额 A 项下利益分割冲突昭彰。另一方面，在跨境货物服务贸易中，阻断远程营销纳入金额 B 的可能，深化发达国家保护跨境货物服务贸易优势的共识。在不同利益阵营的几番博弈下，改革方案共识的达成寄希望于政治支持，多边道路的前景或未可知。而双边道路的发展则可能更适合于强有力税收制度的构建。而且多边共识的达成需要对各方利益立场差异予以调和，意味着协定内容更具有模糊性、灵活性和保留性；双边协定因利益立场分化较小而恰恰相反。因此在协商数字经济所得税制改革方案多边路径的同时，理应加紧双边方案的磋商。

第一，推进良性竞争合作关系，输出中国价值，兼顾竞争发展与税源稳定双趋向。新时代国际竞争格局中，双边税制改革方案磋商首要考量的就是价值观念的输出和价值共识的达成。共识的达成有赖于共同利益诉求的一致性与趋同性，贯彻我国一以贯之的合作共赢理念，以合理分配为主，兼容利益立场差异，突破建制局限，在既存的主要多边机制的“改制”^[6]之外有所造就。随着国际税收治理的核心领导力从 OECD 向 G20 的过渡，我国作为成员方之一享有一定话语权。然而数字经济所得税制改革方案虽是 G20 领导下推进的，实际谋划者仍是 OECD 所属数字经济工作组，基本的话语权仍把控在以欧美为代表的发达国家手中，其在核心利益上的一致行动人角色，警示我国不能忽视改革方案达成妥协共识的一切潜在性。

我国同发达国家甚至是新兴经济体间的价值差异大，建构竞争型合作方案，谨防“马太效应”，才是促成价值共识的优良战略。尤其是加紧对数据及税基估值的研究，估测未来市场开放的可行性，调和博弈关系，厘清实质利益冲突，发展友好型、合作型税收改革方案。

第二，吸纳企业意见，推出对应试点方案，争取利益共鸣，磋商数字经济所得税制改革的中国提议。数字经济所得税制改革方案的达成与落实势必对我国庞大的税收协定网络产生震动级的影响，在方案磋商中，我国有必要从被动参与者转向主动制定者。一方面，双边磋商前的第一要义是明确我国的实际资本流向。资本流向是确定国家税收利益立场的前提，不同立场下利益维护需求各异。国家不仅要敦促相关部门在信息整合和共享的基础上进行经济分析与评估，还应鼓励企业对自身经营、涉税信息做出自我测算。另一方面，针对不同经济体推出试点方案。发达经济体中美国数字经济的发展一骑绝尘，欧洲国家更多地处于数字经济市场国地位。除希冀分享数字经济市场国利益之外，欧洲国家对跨境货物服务贸易利益优势的维护力度更大。毕竟相比非常规利润，常规利润于国家税收利益的诱惑更大。我国可以此为砝码，压缩数字经济业务出口市场国税收权益划分的范围，为数字经济企业拓展欧洲市场节约成本。此外，发展中经济体在数字经济业务的现有输出价值较新兴经济体优势明显，但不可忽视后者未来的发展潜力。对二者均应坚守跨境货物服务输出国利益，均衡数字经济业务市场国税收利益共享。尤其搭载“一带一路”平台，以沿线国家为试点方案落实前线，磋商中国提议，循序渐进加以推广。

五、结语

作为一种兼顾普遍利益服务的社会控制机制和输送特殊利益的手段，税收政策的影响要素可谓数不胜数，最重要的当属经济与政治。经济因素关注税收政策对经济发展和资源利用效率的影响，强调减缓税收对经济的消极性，坚持税收中立，倾向于以最优制度减少对经济运行带来的扭曲。而这一标准看似完美，实际上却受到政治因素的制约，税收制度制定者反而会将其视为累赘。毕竟任何一种税收政策都会导致扭曲，完美的税收中立并不存在。也就是说影响税收制度决策的决定性因素是政治因素。这也是为何数字经

济所得税制改革方案极具倾向性的根源，却在不同利益集团的政治利益纠葛下维护数字巨头阵营的税收利益。而政治利益纠葛则是由于资本跨境流动和资本流向差异所造成的。

在全球税收利益的划分中，不同利益集团针锋相对，意在扩大自身税收分配范围。改革方案在不同利益冲突难以调和的情况下，更加彰显其糅合性与复杂性。政治力量的角逐使得改革方案更多地呈现出利益集合体的特点，既要保障数字巨头阵营的利益，压缩金额 A 纳入范围；又要调和西方国家利益矛盾，增加共识，拆分远程营销活动，限缩常规利润再分配范围。由此可见，数字经济所得税制改革方案通过三层架构，环环相扣，实质目的是维护数字巨头阵营既得利益。即使改革方案无法获得全方位的共识，只要守住核心利益，其余争议或采取保留方案，或留待后续

解决同样也能达到上述目的。

问题在于，即使一国政府通过改革方案获取了更大的征税权范围，也并不代表其同时也能必然实现征税权范围下应得的税收利益，毕竟纳税人一方总会想方设法规避税收。毕竟事实上的税收主权和法律上的税收主权并不必然统一，反而可能分道扬镳。很明显，税收主管当局在二者的取舍中倾向保有法律上的税收主权，无论是征税权划分还是税收合作都采取主权保留的形式，这也是国际税收法律制度一直贯彻的形式。然而，要想真正获得事实上的税收权益，税收主管当局势必不能单方面固守法律税收主权的名头，坚守虚有其表的税收主权，而应兼顾当前实际与未来发展，结合新时代国际竞争格局和国际权力结构的地位变化，寻求理性与公正最佳共识。

参考文献

- [1] OECD. Tax Challenges Arising from Digitalisation-Interim Report 2018 Inclusive Framework on BEPS [EB/OL]. (2018-03-16) [2020-10-30]. <https://www.oecd.org/tax/tax-challenges-arising-from-digitalisation-interim-report-9789264293083-en.htm>.
- [2] OECD. Public Consultation Document Secretariat Proposal for a “Unified Approach” under Pillar One [EB/OL]. (2019-10-09) [2020-12-30]. <http://www.oecd.org/tax/beps/public-consultation-document-secretariat-proposal-unified-approach-pillar-one.pdf>.
- [3] OECD. OECD/ G20 Inclusive Framework on BEPS Invites Public Input on the Reports on Pillar One and Pillar Two Blueprints [EB/OL]. (2020-10-12) [2021-01-07]. <http://www.oecd.org/tax/beps/oecd-g20-inclusive-framework-on-beps-invites-public-input-on-the-reports-on-pillar-one-and-pillar-two-blueprints.htm>.
- [4] OECD. Statement on a Two-Pillar Solution to Address the Tax Challenges Arising From the Digitalisation of the Economy [EB/OL]. [2021-07-01] [2021-07-05]. <https://www.oecd.org/tax/beps/statement-on-a-two-pillar-solution-to-address-the-tax-challenges-arising-from-the-digitalisation-of-the-economy-july-2021.htm>.
- [5] 维克多·瑟仁伊. 比较税法 [M]. 丁一, 译. 北京大学出版社, 2006: 21.
- [6] 刘志云. 新时代中国在“国际法竞争”中的大国进路 [J]. 法学评论 (双月刊), 2020 (5): 140-153.
- [7] OECD. Public Consultation Document: Addressing the Tax Challenges of the Digitalisation of the Economy [R/OL]. (2019-02-13) [2020. 12. 30]. www.oecd.org/tax/beps/public-consultation-document-addressing-tax-challenges-of-the-digitalisation-of-the-economy.pdf.
- [8] 姜跃生, 姜突然. 过程、要害及对策: 对 OECD 统一方法支柱一方案的分析与透视 (下) [J]. 国际税收, 2021 (2): 35-47.
- [9] An Z. Debate Over U. S. Corporate Tax Reform: How Should China Respond [J]. Bulletin for International Taxation, 2017, 71 (6a/Special Issue): 113-116.
- [10] 廖益新. 数字经济环境下营业利润课税权的分配 [J]. 厦门大学学报 (哲学社会科学版), 2017 (4): 92-101.
- [11] Herzfeld M. The Case against BEPS-Lessons for Coordination [J]. University of Florida Levin College of Law Research, 2017, 18 (3): 1-39.
- [12] Sebastian Beer, Ruud A. de Mooij, Shafik Hebous, et al. Exploring Residual Profit Allocation [EB/OL]. (2020-02-28) [2021-01-30]. <https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2020/02/28/Exploring-Residual-Profit-Allocation-48998>.
- [13] 廖益新. 国际税法 [M]. 北京: 高等教育出版社, 2008: 371-372.
- [14] Peters B G. The Politics Of Taxation A Comparative Perspective [M]. London: Blackwell Pub, 1991: 51.
- [15] Forbes. The List: 2021 GLOBAL 2000 [R/OL]. (2021-05-13) [2021-07-05]. <https://www.forbes.com/lists/global2000/#5e2d1e5b5ac0>.
- [16] 邱冬梅. 数字经济所得课税国际规则制定的最新进展及中国应对 [J]. 税务研究, 2020 (10): 63-72.
- [17] Thomas Rixen. The Political Economy of International Tax Governance [M]. Palgrave Macmillan Palgrave Macmillan, 2008: 155.

(责任编辑: 孙亦军 张安平)

结构性减税与地方财政可持续性

——基于“营改增”的实证研究

Structural Tax Reduction and Local Government Fiscal Sustainability:

An Empirical Research Based on the Value-added Tax Reform

邓晓兰 许晏君 刘若鸿

DENG Xiao-lan XU Yan-jun LIU Ruo-hong

[摘要] 结构性减税虽然有着拓宽税基和涵养税源的作用，但也给地方财政可持续发展带来严峻挑战。笔者选取2010—2014年全国285个地级市的面板数据，通过财政反应函数对地方财政可持续性指标进行量化，以“营改增”为准自然实验构建多期双重差分模型实证检验结构性减税对地方财政可持续性的影响效应。研究发现，“营改增”显著提升了地方财政可持续性，并且政策效应存在滞后性，在政策实施当期表现为微弱的促进作用，而后逐渐增强。异质性检验表明，“营改增”的政策效应在东部地区及第三产业占比较高的城市存在显著的促进作用，但对西部地区的城市存在抑制作用。进一步的分析发现，“营改增”主要通过企业生产激励效应和地方政府行为扭曲效应两种作用渠道影响地方财政可持续性。本文的研究结论为在推进减税政策过程中切实保障地方财政长期可持续性提供经验借鉴。

[关键词] 结构性减税 财政可持续性 营改增 双重差分模型

[中图分类号] F812.7 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2021) 10-0015-15

Abstract: Using the value-added tax reform as a quasi-natural experiment, this paper constructs a difference-in-difference model, and selects the 2010-2014 panel data from 285 prefecture-level cities to empirically test the impact of structural tax reduction on local government fiscal sustainability (LGFS) quantified through the fiscal response function. The results show that: Firstly, the value-added tax reform plays a weak role in promoting LGFS in the current period of policy implementation, and the effect is gradually obvious with a time lag. Secondly, the impact of the policy on LGFS is heterogeneous, which has a significant positive effect in the eastern region and a negative effect in the western region. Thirdly, the policy affects the LGFS mainly through stimulating the production of enterprises and distorting the behavior of local governments. Accordingly, the central government should promote modern-tax reform, and re-establish the local government tax system to ensure the long-term of LGFS.

Key words: Structural tax reduction Fiscal sustainability Value-added tax reform Difference-in-difference

[收稿日期] 2021-06-04

[作者简介] 邓晓兰，女，1958年2月生，西安交通大学经济与金融学院教授，博士生导师，研究方向为财税政策；许晏君，女，1995年12月生，西安交通大学经济与金融学院博士研究生，研究方向为财税政策；刘若鸿，男，1994年10月生，西安交通大学经济与金融学院博士研究生，研究方向为财税政策。本文通讯作者为许晏君，联系方式为xyxjtu@163.com。

[基金项目] 国家社会科学基金项目“减税降费与财政可持续研究”（项目编号：19XJY020）。

感谢匿名评审人提出的修改建议，笔者已做了相应修改，本文文责自负。

一、引言

世界正面临百年未有之大变局,新冠疫情给世界经济带来严重的不确定性,单边主义和贸易保护主义抬头正在加剧世界分化。结构性减税作为积极财政政策和供给侧结构性改革的重要工具,在推动中国经济结构转型、实现经济高质量发展和构建“双循环”的新发展格局中发挥着重要作用,尤其是近年来备受瞩目的“营改增”政策。据国家税务总局的统计资料显示,自2012年推行试点以来,中国“营改增”已累计减税近2万亿元^①,减负效应显著。不同于普惠性减税政策,“营改增”不仅推动企业创新和转型升级,还消除重复征税、促进社会分工协作(Lan等,2020^[1];郝晓薇和段义德,2014^[2];范子英和彭飞,2017^[3]),有利于充分发挥市场在资源配置中的决定性作用。因此,深化推进结构性减税是中国实现经济结构调整、完成增长模式转换的重要制度保障。

虽然“营改增”一方面促进了企业的研发投资和再生产,另一方面推动了产业分工优化、产业链延长和产业升级,在激发市场活力的同时改善了经济结构(孙晓华等,2020^[4]),既拓宽税基又涵养税源。但大规模结构性减税也给地方财政可持续性带来严峻挑战(张斌,2019^[5])。长期以来,作为地方税体系的重要税种,营业税一直是地方财政收入的主要来源。而在“营改增”以后,地方主体税种出现严重“缺位”,导致地方政府的财政收入状况持续恶化,激化了地方财政收支矛盾,加剧了地方财政面临的可持续发展风险(郭庆旺,2019^[6];闫坤和鲍曙光,2020^[7])。在此背景下,厘清“营改增”对地方财政可持续性的传导链条和作用方式对于权衡结构性减税政策的政策红利和政策成本、优化减税降费背景下保障地方财政可持续性的政策路径具有深刻的理论和现实意义。

相关研究文献主要涉及两方面内容。一方面,关于结构性减税政策效应的研究^②,现有文献大多聚焦于对微观企业与宏观财政的影响。在对微观企业影响的讨论中,大量研究证明了结构性减税政策能够

刺激企业增加固定资产投资和研发创新(聂辉华等,2009^[8];Liu和Lu,2015^[9];陈昭和刘映曼,2019^[10];张璇等,2019^[11])、提高资本和劳动生产率(申广军等,2016^[12])、改善债务期限结构(申广军等,2018^[13];Zou等,2019^[14])。就对宏观财政影响的研究而言,学术界普遍认为结构性减税会导致财政收入的下降(胡怡建和李天祥,2011^[15];田志伟和胡怡建,2014^[16]),但亦有文献研究发现结构性减税对财政收入的影响在不同层级政府和不同产业结构的地区间存在异质性(周彬和杜两省,2016^[17])。尽管结构性减税对财政收入存在着负面效应,但其促进了居民消费、总投资和社会福利,显著改善了全要素生产率(白彦锋和陈珊珊,2017^[18];刘磊和张永强,2019^[19];孙正等,2020^[20])。另一方面,关于财政可持续的研究,目前较为主流的研究思路是利用财政相关经济变量的内在关系和理论联系判断财政可持续性,且多着眼于公共债务的可持续性,如利用政府债务与财政赤字、财政收支等构造可持续性指标、基于跨期预算约束条件检验可持续性等(Domar,1944^[21];Buiter等,1985^[22];Blanchard,1990^[23];Mccallum,1984^[24];Hamilton和Flavin,1986^[25])。进一步地,Bohn(1998)^[26]放宽了公共债务满足政府跨期预算约束的条件,认为当基本盈余率对债务率变化有一个至少为线性的正向反应时公共债务即为可持续的。随后,Ghosh等(2013)^[27]考虑到政府财政调节能力有限,采用非线性形式的财政反应函数,借此测算出债务率的上限值,通过债务空间衡量财政的可持续性,并提出了“财政疲劳”概念^③。在此基础上,李丹等(2017)^[28]、陈宝东和邓晓兰(2018)^[29]、杜彤伟等(2019)^[30]相继运用财政反应函数测算我国的财政空间,判断财政可持续状态。也有学者通过运用DSGE模型等动态模型探究一些外生冲击对于财政可持续性的影响(梁琪和郝毅,2019^[31];谢承宏,2018^[32])。上述研究普遍认为虽然我国财政处于可持续性状态,但仍存在一定的风险。

现有文献为后续研究奠定了基础,但仍存在进一

① 数据来源于2018年全国税务工作会议,可在中国政府网(<http://www.gov.cn>)查询。

② 结构性减税是针对特定税种、基于特定目的而实行的税负水平消减,其既具备一般减税的特征,也存在特殊之处。代表性的结构性减税政策包括全面取消农业税、增值税改革东北试点、“营改增”等。

③ “财政疲劳”是指由于整顿财政存在成本,政府财政调节能力是有限的,所以政府无法一直通过改善财政盈余应对不断累积的债务,会导致债务负担率 and 基本盈余率之间出现关系转折。它表现为财政基本平衡对债务增长的反应慢于利率与经济增长率之差,即一个有限的债务上限。

步研究的空间：第一，目前探讨结构性减税影响财政可持续性的研究主要停留在理论经验层面，尚缺乏基于计量模型的实证检验（郭庆旺，2019^[6]）。第二，相关文献大多聚焦于减税对全国层面或省级层面财政状况的影响，缺乏深入到地级市层面的研究。鉴于此，本文选取2010—2014年全国285个地级市的面板数据，通过财政反应函数对地方财政可持续性指标进行量化，以“营改增”为准自然实验构建双重差分模型实证检验结构性减税对地方财政可持续性的影响效应。研究结果表明，“营改增”对地方财政可持续性的政策效应在实施当期表现为微弱的促进作用，而后逐渐增强，存在滞后性。同时，“营改增”的政策效应在不同地区和产业结构中存在显著的异质性，在东部地区及第三产业占比较高的城市表现为显著的促进作用，但在西部地区则表现为抑制作用。进一步地，本文从企业微观主体和地方政府行为两个维度，系统阐释了“营改增”影响地方财政可持续性的传导机制，研究发现“营改增”既通过刺激企业固定资产投资和创新研发投入的增加促进了地方财政的可持续性，也加剧了非税收入和隐性债务膨胀进而抑制地方财政可持续性。

本文的边际贡献在于：第一，不同于现有文献多运用理论经验层面的叙述性分析，本文通过构建多期双重差分模型进行实证检验，对结构性减税影响财政可持续性的文献是有益的补充，为评估结构性减税的宏观经济效应提供了经验证据。第二，本文利用285个地级市的相关数据进行实证分析，将结构性减税对财政可持续性的影响研究深入到地级市层面，以期得到更为精确的结论，同时丰富了结构性减税在不同层级政府间政策效应的相关研究。第三，基于企业微观主体和地方政府行为两个视角，本文阐释了结构性减税影响地方财政可持续性的传导机制，为在推进减税降费过程中权衡政策成本效益、保障地方财政长期可持续性提供经验借鉴和政策启示。

本文余下部分安排如下：第二部分介绍“营改增”的制度背景，分析理论机理并提出研究假设；第三部分交代研究设计、变量说明和数据来源；第四部分为实证分析，量化测度地方财政可持续性并评估“营改增”的政策效应，同时进行动态效应分析和稳

健性检验；第五部分进一步讨论“营改增”对地方财政可持续性影响的异质性和影响机制；第六部分为结论与政策建议。

二、制度背景与理论分析

1994年分税制改革后，我国形成了对制造业征收增值税而对服务业征收营业税的基本格局。按照税收分成的规定，增值税为中央与地方共享税，由中央和地方按照75：25的比例分享，而营业税则完全归属于地方。两税并存状况一方面造成了重复征税的问题，另一方面也阻碍了产业的分工协作。因此，2011年财政部发布《营业税改征增值税试点方案》（财税〔2011〕110号文），旨在推动地方税制改革。“营改增”经历了先试点后逐步在地区和行业上扩围的过程：2012年1月，“营改增”试点率先在上海的交通运输业和部分现代服务业开展。同年8月，国务院将营改增试点范围扩大至其他8省份，除上海外，后续加入的试点地区有北京、江苏、安徽、福建、广东、天津、浙江和湖北。2013年8月，“营改增”已推广到全国试行，并将广播影视服务业纳入试点范围。2014年1月，铁路运输和邮政服务业被纳入营业税改征增值税试点。至2016年5月，剩余征收营业税的建筑业、房地产业、金融业、生活服务业也全部纳入“营改增”范围，营业税正式退出历史舞台。

实际上，结构性减税的目的在于调整政企收入分配格局，旨在实现经济利益“蛋糕”分配从政府向企业倾斜，对于激发企业再生产和涵养潜在税源具有积极作用，但“营改增”用央地共享的增值税取代营业税，导致地方主体税种缺失和税源结构变动，加剧了地方政府事权与财权的错配程度，给地方财政收入带来严峻挑战^①。因此，结构性减税对地方财政可持续性的影响是多维度的。结构性减税的政策红利主要体现在减轻微观主体税负，而相应的政策成本则是短期内财政税费收入的减少。

一方面，基于企业微观主体的视角，结构性减税可以通过刺激微观企业主体增加固定资产投资、促进创新研发进而影响地方财政可持续性。结构性减税政策的核心是相对减少政府直接配置资源的规模，让市场主体在公平竞争的环境下获得更大的资源配置量和

① 尽管中央以期通过税收返还和将增值税分享比例改为五五分成来保持地方现有财力不变，但地方主体税种缺失和税源结构变动带来的减收压力仍不能被完全缓释（王庶等，2016^[33]）。

配置权(张斌, 2019^[5]), 以此调整地方政府和市场关系, 从而激发市场活力、促进经济发展。结构性减税通过降低企业的税费成本负担, 以增加企业利润, 提高企业经济效益, 从而达到增强企业投资动机和投资能力的目的, 尤其体现在对企业固定资产投资的刺激(杨灿明, 2017^[34])。此外, 结构性减税给企业带来的额外现金流能够缓解企业融资约束, 相应政策配套也会间接促进企业研发投入的增加, 激励企业创新(高正斌等, 2020^[35]), 提高企业全要素生产率。同时, 具有导向性的结构性减税政策能够提高企业专业化分工水平(陈钊和王昉, 2016^[36]), 进一步促进了产业结构的调整与转型升级, 通过稳定和优化经济结构正向影响地方财政可持续性。因此, 结构性减税政策的出发点是降低地方企业的税费负担, 刺激企业增加固定资产投资、提高创新能力, 通过刺激市场主体活力、促进企业生产以推动地方经济发展, 达到拓宽税基、提高地方财政收入的效果, 最终形成地方经济与财政的良性循环, 从而促进地方财政可持续性。

另一方面, 结构性减税通过扭曲地方收入结构、增加隐性债务负担进而影响地方财政可持续性。在中国式财政分权的背景下, 我国财权向中央政府集中, 而支出责任层层下放, 这导致中央与地方政府财权与事权的不匹配。在地方支出压力不减的情况下, 结构性减税造成地方财政相对减收, 进一步加剧这种纵向财政失衡, 导致财政收支缺口扩大, 促使地方政府寻求其他收入来源以满足支出需要(郭庆旺, 2019^[6]), 如非税收入、隐性债务等, 最终导致地方财政可持续性的降低。就“营改增”而言, 营业税本身是地方税种, 而增值税是中央地方共享税, 由营业税转向增值税的改革成本更多地由地方政府承担, 这加剧了地方政府事权与财权的不匹配。尽管适当的财权上移有利于加强中央对地方政府财权的有效管控, 推动宏观经济政策目标的实现和国家经济的良性增长(储德银等, 2019^[37]), 但地方事权财权不匹配所致的财政纵向失衡会扭曲地方政府行为, 并不利于地方财政可持续性(杜彤伟等, 2019^[30])。地方财政收支缺口压力会使得地方政府更依赖于中央转移支付与财政预算软约束, 甚至进一步降低自身的税收努力以获取更多中央转移支付资金抑或借助转移支付的“公共池”转嫁支出成本(郭玉清等, 2016^[38])。进一步地, 在税收收入空间收紧的前提下, 地方政府不管是出于防止自身财政状况恶化的目的, 还是为了继

续维持扩张性基础设施建设投资支出以在“晋升锦标赛”中胜出, 都有动机在预算内和预算外拓宽其他资金收入来源。基于此, 非税收入因具有更为显著的“自由裁量”特性及其在征管和监督方面所受的约束性有限而成为困境下的重要筹资渠道。已有研究表明, 减税政策所导致的税收收入的规模缩减与增速放缓会引起非税收入的规模上升和增速加快(谷成和潘小雨, 2020^[39])。而非税收入规模的膨胀意味着微观主体经济负担的增加, 所产生的地方财政收入结构的扭曲会削弱地方政府预算的约束, 阻滞财政收入体系的法制化程度, 损害地方财政可持续性。此外, 在结构性减税的背景下, 由于财政收入压力持续扩张, 地方政府存在运用地方投融资平台、PPP项目和影子银行等预算外融资渠道举借隐性债务的强烈动机, 导致地方政府隐性债务不断累积, 容易引发系统性财政金融风险、阻碍我国经济高质量发展, 给地方财政可持续性埋下隐患(毛捷和徐军伟, 2019^[40]; 徐军伟等, 2020^[41])。

基于上述分析, 本文提出如下假说:

假说 1a: 结构性减税会促进地方财政可持续性。

假说 1b: 结构性减税会抑制地方财政可持续性。

综上, 结构性减税对地方财政可持续性的影响机理可以概括如图 1。

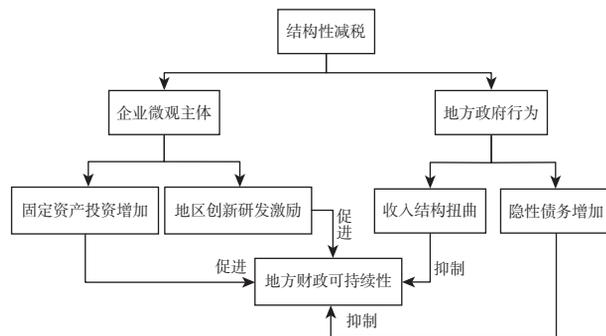


图 1 结构性减税对地方财政可持续性影响机理

三、研究设计与变量说明

(一) 研究设计

1. 地方财政可持续性的测度方法。

为实现结构性减税对地方财政可持续性影响的实证分析, 本文先对地方财政可持续性进行量化测度, 即通过构建财政反应函数, 测算财政空间以衡量地方财政可持续性。本文借鉴 Ghosh 等(2013)^[27]、杜彤伟等(2019)^[30]的研究思路, 考虑到地方基本盈余率存在一定的路径依赖, 会受到上一年基本盈余率的影

响,在原财政反应函数的基础上,引入基本盈余率的滞后一期。同时,考虑到财政收入增速放缓、财政支出刚性增加的矛盾,能够将有限的财政支出最大程度转换为产出的支出效率尤为关键,本文将财政支出效率指标纳入反应函数中,以此测度的财政空间不仅能反应地方政府财政可持续性的程度,更能体现财政可持续性的质量。模型设定如下:

$$bs_{i,t} = \alpha bs_{i,t-1} + f(debt_{i,t-1}) + \gamma fe_eff_{i,t} + \delta X_{i,t} + \mu_{i,t} \quad (1)$$

地方政府满足的预算约束为:

$$debt_{i,t} - debt_{i,t-1} = (r_{i,t} - g_{i,t}) debt_{i,t-1} - bs_{i,t} \quad (2)$$

其中,下标 i 和 t 分别表示地级市和年份, bs 是基本盈余率, $debt$ 为地方政府债务率, $f(debt)$ 是关于 $debt$ 的函数, fe_eff 表示地方财政支出效率, X 为其他控制变量, μ 为随机扰动项, r 表示实际利率, g 则是实际经济增长率。

当债务率达到上限,即 $debt_{i,t} - debt_{i,t-1} = (r_{i,t} - g_{i,t}) debt_{i,t-1} - bs_{i,t} = 0$ 时,由式(1)和式(2)可得方程:

$$f(debt_i) + (\alpha - 1)(r_i - g_i)debt_i + \gamma fe_eff_i + \delta X_i + \mu_i = 0 \quad (3)$$

一般设定 $f(debt)$ 的形式为三次函数,式(3)解出的较大值即为债务率上限 $debt^*$,其与债务率实际值之差即为财政空间。因此,地方财政可持续性指标公式可写作:

$$fspace_{i,t} = debt_i^* - debt_{i,t} \quad (4)$$

2. 结构性减税影响地方财政可持续性的模型设定。

由于“营改增”政策在时间和地区两个维度上是动态变化的,这种先试点再全面推开的模式使得这次税制改革呈现出多阶段的特点,因此本文采用多期 DID 的方法评估政策效应。本文将在 2012 年改革的 8 个省份视为第一阶段,而在 2013 年改革的其余省份视为第二阶段^①。考虑到两阶段的改革均始于下半年,因此若是在 2012 年进行“营改增”试点的地区,将其改革起始年份视为 2013 年;同理,在 2013 年进行改革的地区,将改革起始年份设定为 2014 年。结构性减税影响地方财政可持续性的模型设定如下:

$$fspace_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 reform_{i,t} + \eta Z_{i,t} + \lambda_i + \varphi_t + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

其中,下标 i 和 t 分别表示地级市和年份, $fspace$ 为测算的地方财政可持续性指标, $reform$ 为政策变量, Z 为其他控制变量, λ 和 φ 分别表示个体效应和时间效应, ε 为随机扰动项。当该地级市 i 在 t 年实施了“营改增”,则 $reform_{i,t}$ 取值为 1,否则取值为 0。

为进一步单独评估不同阶段“营改增”对地方财政可持续性的政策效应,本文借鉴彭飞等(2018)^[42]的研究思路,在划分阶段的基础上定义了两个政策虚拟变量:即若该地区在第一阶段改革,政策变量 $reform_{2013}$ 取值为 1,否则取值为 0;同理,若在第二阶段改革,则政策变量 $reform_{2014}$ 取值为 1,否则取值为 0。阶段改革的模型形式如下:

$$fspace_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 reform_{2013_{i,t}} + \beta_2 reform_{2014_{i,t}} + \eta Z_{i,t} + \lambda_i + \varphi_t + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

3. 结构性减税对地方财政可持续性的影响机制。

为探索结构性减税影响地方财政可持续性的具体路径,在理论分析的基础上,本文选取企业固定资产投资 ($indinv$)、发明专利数 ($patent$)、非税收入 ($nontax$)、隐性债务 (im_debt) 四个机制变量代表结构性减税对地方财政可持续性存在的生产激励效应和行为扭曲效应。借鉴范子英等(2016)^[43]的研究思路,本文采用在式(5)的基础上将被解释变量地方财政可持续性 ($fspace$) 替换为机制变量的机制分析方法,若政策变量 ($reform$) 对机制变量有显著的影响,则证明结构性减税可以通过该路径影响地方财政可持续性,反之,则表明该路径不是结构性减税影响地方财政可持续性的主要渠道。

(二) 变量说明

1. 地方财政可持续性量化测度的相关变量。

(1) 被解释变量。基本盈余率 (bs),即基本盈余与 GDP 的比值,其中基本盈余为财政收入减去不包含利息支出的财政支出,利息支出既包括国债利息支出,也包括地方债务利息支出。在国债利息支出的计算中,由于地级市相关数据几乎无法获取,本文通过比例法,按照地级市财政支出占所在省份财政支出的比例分配该省份的国债还本付息支出进行估算;在地方债务利息的测算中,由于现有资料并未统计,而在 2014 年以前,由于新《预算法》尚未颁布,地方政府主要通过地方融资平台进行融资,本文借鉴陈宝

① 最先于 2012 年 1 月试点改革的上海市为直辖市,在后续计量分析中被剔除,因此不纳入改革的第一阶段。

东和邓晓兰(2018)^[29]的研究思路,以当年各地区发行的城投债发行平均利率乘以地方债务余额计算得到。

(2) 核心解释变量。地方政府债务率(*debt*),即地方政府债务余额与GDP之比。由于2014年之前地方债务准确数据难以获得,因此本文借鉴张忆东和李彦霖(2013)^[44]提出的地方债务估算方法,根据地方政府投资的现金平衡等式,即地方政府负债=市政领域固定资产投资-预算内资金投入-土地出让收入中用于投资-投资项目盈利现金流入^①,倒推估算出2014年及之前地方债务规模。

(3) 控制变量。在地方财政可持续性的测度模型中,借鉴已有文献,本文选取了四个控制变量,分别是财政支出效率(*fe_eff*)、财政支出缺口(*fe_gap*)、产业结构(*ins*)、贸易开放度(*open*)。在财政收入增速放缓、财政支出刚性增强的背景下,较高地方财政支出效率对于缓解财政压力、增大财政盈余是有积极作用的。本文运用DEA-Malmquist指数方法,选取财政科学支出、教育支出、社会保障和就业支出、医疗卫生与计划生育支出以及其他支出(数据来源CEIC数据库)作为投入指标,对应选取科学研究、技术服务和地质勘查业从业人员,发明专利个数(数据来源中外专利信息服务平台),每万人在校大学生数,每百人公共图书馆藏书,基本养老保险参保人数,基本医疗保险参保人数,失业保险参保人数,医院、卫生院床位数,医生数,年末邮局数,邮政业务收入,供水总量,全社会用电量,每万人拥有公共汽车,人均城市道路面积,绿地面积这16个指标进行人均化处理作为产出指标,测算得出财政支出效率(*fe_eff*)。财政支出的波动也会影响到地方财政盈余,可以通过HP滤波法计算得到财政支出缺口(*fe_gap*)来衡量。而地方财政也与地区的经济环境密切相关,可以通过产业结构(*ins*)和贸易开放度(*open*)进行控制,前者为第三产业生产总值与第二产业生产总值的比值,后者为进出口贸易额与GDP

之比。

2. 结构性减税影响地方财政可持续性的相关变量。

(1) 被解释变量。地方财政可持续性(*fspace*),可通过构建的财政反应函数,运用系统GMM方法对其进行估计得到相关系数,后将各变量的平均值代入式(3)并求解方程以得到地方债务率的上限值,并求其与地方债务率实际值的差值,差值即为地方财政空间,可以用以衡量地方财政可持续性。

(2) 核心解释变量。政策变量(*reform*),当该地级市*i*在*t*年实施了“营改增”,*reform_{it}*取值为1,否则取值为0。

(3) 机制变量。基于上文的理论分析,本文选取了四个机制变量代表四条影响路径。从企业角度,生产激励效应体现在企业固定资产投资和创新投入的增加。前者可用企业固定资产投资(*indinv*)衡量,该指标数据来源于工业企业数据库,通过加总地级市层面企业的固定资产规模得到。后者可通过创新投入的产出发明专利数(*patent*),即地级市层面发明专利的数量来表示,该数据来源于中外专利信息服务平台。就改革对地方政府行为的扭曲而言,主要体现在地方政府对税收收入以外的其他收入的增加。一方面,本文选用非税收入(*nontax*),即非税收入增速与GDP增速之比来衡量非税收入的变化;另一方面,则利用毛捷和徐军伟(2019)^[40]测算的地方投融资平台有息债务余额与GDP的比重即隐性债务(*im_debt*)表示地方政府的隐性债务负担。

(4) 控制变量。为缓解遗漏变量带来的内生性问题,本文选取如下控制变量:产出缺口(*gdp_gap*),通过HP滤波法计算得到,反映了产出的波动趋势,作为经济形势的体现会影响财政状况。地方固定资产投资(*inv*),即地级市固定资产投资额与GDP之比,较大的固定资产投资额,意味着较高财政支出,给财政可持续性造成一定压力。财政收入分权(*re_fd*),本文借鉴郭庆旺和贾俊雪(2010)^[45]、张

① a. 市政领域的固定资产投资:参照张忆东和李彦霖(2013)^[44]选取市政领域的七个行业,加总后计算其占总投资的比例,再乘以固定资产投资预算内资金中地方项目的比例,得到地方政府承担支出责任部分的投资投入比例,运用该比例估算地级市层面的固定资产投资中用于市政领域的部分,当年的固定资产投资为上一年折旧后的部分与本年度新增之和。b. 预算内资金投入:近似为资本性支出,由各地区预算内资金乘以资本性支出比例计算得到,设定地级市的资本性支出比例等同于该省份的资本性支出比例。c. 土地出让收入中用于投资:土地出让收入需要大量用于如征地及拆迁补偿支出等经常性支出后,再用地方政府的资本性支出,该比重确定为城市建设支出、农村基础设施建设占国有土地使用权出让金的比例。d. 投资项目盈利现金流入:地方政府的投资项目并非完全不盈利资产,根据张忆东和李彦霖(2013)^[44]的估算,政府投资项目维持零利润,因此地方政府项目的经营性现金流入仅来源于固定资产折旧,并设定固定资产折旧率为5%,与上年度固定资产投资额相乘,得到项目投资的盈利现金流入。

曙霄和戴永安(2012)^[46]的计算方法,将财政收入分权定义为地级市人均财政收入占地级市人均财政收入、省本级人均财政收入和中央人均财政收入之和的比值,财政收入分权越高,意味着地区的财政自主权越高,财政可持续性越好。土地出让收入(*land_inc*),土地出让收入金占地方财政预算内收入的比重,反映了地方政府对土地财政的依赖度,该指标较高时,财政情况是较不乐观的。

(三) 数据来源与描述性统计

由于2010年之前发生了金融危机并陆续出台了一些刺激经济政策,以及2014年新《预算法》颁布使得地方债纳入预算管理政策事件可能对评估“营改

增”政策效果产生干扰,因此本文采用2010—2014年我国285个地级市的面板数据分析结构性减税对地方财政可持续性的影响效应。需要说明的是,由于地方财政反应函数涉及滞后项,该模型相关变量样本跨度拓展为2009—2014年。本文的原始数据主要来源于《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》《中国国土资源年鉴》《中国城市(镇)生活与价格年鉴》、CS-MAR数据库、CEIC数据库、Wind数据库、中国工业企业数据库以及中外专利信息服务平台等。在数据处理过程中,本文对异常值和缺失值进行了修正和填补。各变量的说明与描述性统计见表1。

表1 变量说明与描述性统计

Panel ₁ : 地方财政可持续性的量化测度								
分类	变量名称	符号	指标说明	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	基本盈余率	<i>bs</i>	基本盈余/GDP	1 710	-0.081 6	0.087 8	0.014 6	-0.601 1
核心解释变量	地方政府债务率	<i>debt</i>	地方政府债务/GDP	1 710	0.299 4	0.173 7	0.032 2	0.945 7
控制变量	财政支出效率	<i>fe_eff</i>	财政支出效率值	1 710	0.981 2	0.402 5	0.168 0	3.613 0
	财政支出缺口	<i>fe_gap</i>	(财政支出实际值-财政支出潜在值)/潜在值	1 710	-0.006 8	0.060 5	-0.408 0	0.276 9
	产业结构	<i>ins</i>	第三产业生产总值/第二产业生产总值	1 710	0.782 1	0.394 5	0.194 2	3.129 2
	贸易开放度	<i>open</i>	进出口贸易额/GDP	1 710	0.193 8	0.319 8	0.001 0	2.024 7
Panel ₂ : 结构性减税影响地方财政可持续性								
分类	变量名称	符号	指标说明	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	地方财政可持续性	<i>fspace</i>	由财政反应函数估算	1 405	0.577 3	0.183 5	-0.111 1	0.918 8
核心解释变量	政策变量	<i>reform</i>	政策实施则取值为1,否则为0	1 405	0.258 3	0.437 9	0.000 0	1.000 0
机制变量	企业固定资产投资	<i>indinv</i>	企业固定资产投资规模(百亿元)	1 124	1.252 1	1.550 9	0.012 7	12.488 9
	发明专利数	<i>patent</i>	发明专利数量(千个)	1 405	1.223 0	3.430 2	0.000 0	39.892 0
	非税收入	<i>nontax</i>	非税收入增速/GDP增速	1 336	0.323 2	0.578 4	-0.965 2	8.818 1
	隐性债务	<i>im_debt</i>	城投债有息债务余额/GDP	1 340	0.089 1	0.094 6	0.000 0	0.705 2
控制变量	产出缺口	<i>gdp_gap</i>	(产出实际值-产出潜在值)/潜在值	1 405	0.001 8	0.031 1	-0.166 9	0.168 3
	地方固定资产投资	<i>inv</i>	地级市固定资产投资额/GDP	1 405	0.739 9	0.245 7	0.124 5	2.169 1
	财政收入分权	<i>re_fd</i>	地级市人均财政收入/(地级市人均财政收入+省本级人均财政收入+中央人均财政收入)	1 405	0.363 3	0.179 5	0.052 5	0.914 2
	土地出让收入	<i>land_inc</i>	土地出让金收入/地方财政预算内收入	1 405	0.691 8	0.416 0	0.016 1	3.494 5

注:在Panel₂中,本文剔除了4个直辖市数据,因此第一阶段改革包含84个地级市,第二阶段则包含197个地级市,并对样本进行了缩尾处理;由于工业企业数据库统计截止至2013年,企业固定资产投资(*indinv*)仅收集2010—2013年的数据;非税收入(*nontax*)和隐性债务(*im_debt*)中存在部分数据缺失的情况,本文对缺失数据做空值处理。

四、实证结果分析

(一) 地方财政可持续性的量化测度

借鉴 Ghosh 等(2013)^[27]、陈宝东和邓晓兰

(2018)^[29]的研究思路,本文通过估计包含三次项的非线性财政反应函数判断地方财政可持续性。所选样本回归结果如表2所示,其中,列(1)表示*f(debt)*的形式为线性函数的估计结果,列(2)、列(3)表

示 $f(debt)$ 的形式为非线性函数的估计结果。列 (1) 核心变量地方政府债务率 ($debt_1$) 的估计结果并不显著, 说明线性形式的财政反应函数并不符合我国地级市层面的财政情况。列 (2) 中, 地方政府债务率二次项 ($debt_2$) 系数在 10% 的水平上显著为正, 一次项 ($debt_1$) 系数为负但不显著, 即基本盈余率与地方政府债务率呈 U 形关系, 这表明地方政府处于“财政疲劳”的初始阶段 (李丹等, 2017^[28]), 但对于部分地方政府债务率水平较高的地区解释力不足。而列 (3) 中, 地方政府债务率三次项 ($debt_3$) 系数在 1% 的水平上显著为负, 一次项与二次项系数均在 1% 的水平上显著, 再一次表明地方政府存在“财政疲劳”现象, 且不限于地方政府债务率水平较低的初始阶段。不管是列 (2) 还是列 (3), 其估计结果中控制变量的系数也基本符合预期。财政支出效率 (fe_eff) 系数显著为正, 表明财政支出效率对基本盈余率有正向影响; 财政支出缺口 (fe_gap) 系数显著为负, 即当财政支出波动为正时, 基本盈余率会降低。由于产业结构 (ins) 与贸易开放度 ($open$) 的系数不显著且数值较小, 在此不对其进行讨论。基于以上分析, 在非线性的财政反应函数中, 三次函数即列 (3) 的估计结果要明显优于列 (2), 因此, 本文选取列 (3) 估计结果进行财政空间计算。将表 2 列 (3) 对应变量系数代入式 (3) 可整理得估计方程:

$$0.3555debt_i^3 - 0.5094debt_i^2 + [0.1907 + 0.0556(r_i - g_i)]debt_i - 0.0121fe_eff_i + 0.1254fe_gap_i + 0.0030ins_i - 0.0045open_i - 0.0029 = 0 \quad (7)$$

表 2 财政反应函数的估计结果

解释变量	被解释变量: 基本盈余率 (bs)		
	(1)	(2)	(3)
$L.bs$	0.9623*** (0.0175)	0.9512*** (0.0190)	0.9444*** (0.0188)
$debt_1$	0.0179 (0.0117)	-0.0352 (0.0335)	-0.1907*** (0.0621)
$debt_2$		0.0574* (0.0337)	0.5094*** (0.1494)
$debt_3$			-0.3555*** (0.1041)
fe_eff	0.0123*** (0.0023)	0.0120*** (0.0025)	0.0121*** (0.0024)
fe_gap	-0.1199*** (0.0122)	-0.1258*** (0.0129)	-0.1254*** (0.0127)

续前表

解释变量	被解释变量: 基本盈余率 (bs)		
	(1)	(2)	(3)
ins	0.0022 (0.0046)	-0.0002 (0.0055)	-0.0030 (0.0055)
$open$	0.0024 (0.0046)	-0.0004 (0.0052)	0.0045 (0.0051)
$_cons$	-0.0224*** (0.0055)	-0.0112 (0.0092)	0.0029 (0.0098)
N	1425	1425	1425
AR(2)	0.4378	0.4389	0.4003
Sargan 检验	0.0754	0.0846	0.1298
估计方法	SYS-GMM	SYS-GMM	SYS-GMM

注: 括号内为稳健标准误, ***, ** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著 (下同)。 $debt_1$ 为滞后一期的 $debt$, $debt_2$ 为滞后一期的 $debt$ 的平方, $debt_3$ 为滞后一期的 $debt$ 的立方。

将 2010—2014 年除地方政府债务率 ($debt$) 外其他变量均值代入式 (7), 可得关于 $debt$ 的一元三次方程, 求解该方程实数根解中较大值即为地方政府债务率上限值 $debt^*$ 。在此基础上, 利用式 (4) 可以计算出各地区的财政空间。地方政府财政空间的核密度分布图如图 2 所示, 可以看出, 在样本观察期间我国大部分地区的财政空间数值较高, 集中在 0.5~0.8 之间。较高的财政空间数值说明该地区的实际负债率与其上限值之间还有较大距离, 因此, 地方政府有充足的空间通过财政调整建立起正向的财政反馈机制、改善优化地方财政状况, 即地方财政具备较强的可持续性。

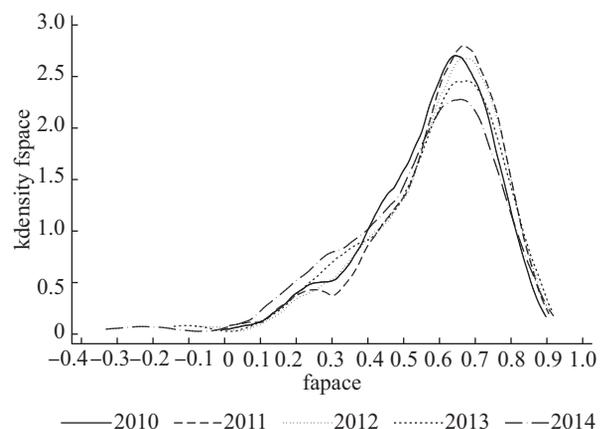


图 2 地方财政空间核密度分布图

(二) 基准回归分析

本文运用多期 DID 方法评估“营改增”试点为代表的结构性减税政策影响地方财政可持续性的净效应, 回归结果如表 3 所示。其中, 列 (1) 和列 (2)

为改革总体效应的估计结果，列（3）和列（4）为改革阶段效应的估计结果。列（1）和列（3）中不加入控制变量，而列（2）和列（4）为加入控制变量的估计结果，上述估计均控制个体效应和时间效应。在不加入控制变量时，核心变量（*reform*）系数在10%的水平上显著为正，在加入其他控制变量后，该系数仍为正，并从0.0061提高至0.0076，显著水平也提高至1%，但系数数值较小，说明“营改增”对地方财政可持续性有着微弱的促进作用，假说1a成立。列（2）的回归结果显示，“营改增”使得改革地区的地方财政可持续性水平较未改革时平均高出0.0076，大约为平均地方财政可持续性的1.32%（0.0076/0.5773）。

列（3）的估计结果表明，改革第一阶段的政策变量（*reform*₂₀₁₃）系数显著为正，但改革第二阶段的政策变量（*reform*₂₀₁₄）系数却显著为负。在加入控制变量后，*reform*₂₀₁₃的系数由0.0109提高至0.0118，大约为平均地方财政可持续性的2.04%（0.0118/0.5773），显著性水平也上升至1%；*reform*₂₀₁₄尽管

不显著，但仍为负数。从分阶段改革的估计结果来看，“营改增”逐步推开的模式使得改革的政策效应在先改革地区与后改革地区之间存在差异。这种差异可能是源于改革第一阶段的地区先享受到了政策红利，率先打通了增值税的抵扣链条，增强了该地区企业的核心竞争力，促进了当地的产业分工与升级，这种先发优势使得处于竞争地位的后改革地区的政策红利被削弱，而不能被政策红利覆盖的政策成本就体现为改革对于该地区的地方财政可持续性的效应是负面的。

控制变量的回归结果也基本符合本文预期。固定资产投资（*inv*）对地方财政可持续性存在负向影响。鉴于我国地方财政支出主要流向基建领域，固定资产投资水平较高意味着财政支出压力较大，因此抑制了财政可持续性。产出缺口（*gdp_gap*）与财政收入分权（*re_fd*）对财政可持续性都正相关。前者说明产出正向波动越大，则财政可持续性越强；后者表明当地区财政自主权越高时，财政可持续性越强。土地出让收入（*land_inc*）反映了地方政府对土地财政的依赖度，但在回归结果中并不显著。

表3 “营改增”对地方财政可持续性影响的基准回归分析

解释变量	被解释变量：财政可持续性 (<i>fspace</i>)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>reform</i>	0.0061* (0.0035)	0.0076** (0.0030)		
<i>reform</i> ₂₀₁₃			0.0109** (0.0050)	0.0118*** (0.0041)
<i>reform</i> ₂₀₁₄			-0.0085** (0.0041)	-0.0058 (0.0041)
<i>gdp_gap</i>		0.2585*** (0.0630)		0.2397*** (0.0642)
<i>inv</i>		-0.2124*** (0.0203)		-0.2134*** (0.0201)
<i>re_fd</i>		0.2522*** (0.0599)		0.2545*** (0.0599)
<i>land_inc</i>		0.0081 (0.0049)		0.0083* (0.0049)
<i>_cons</i>	0.5756*** (0.0026)	0.6445*** (0.0236)	0.5756*** (0.0026)	0.6438*** (0.0234)
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
Within R ²	0.1933	0.4732	0.2011	0.4794
N	1405	1405	1405	1405

注：括号内为聚类到地级市的稳健标准误，***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。下同。

(三) 动态效应分析

DID方法的前提是满足平行趋势假设,即控制组与实验组在没有政策干扰的情况下变动趋势一致。而随着改革的推进,增值税抵扣链条在样本后期趋于完善,减税逐步落实,“营改增”对于地方财政可持续性的影响也随着时间而不断变化。因此,本文对样本的平行趋势进行检验,并探讨“营改增”试点对地方财政可持续性是否存在动态效应。构建模型如下:

$$fspace_{i,t} = \alpha_0 + \sum_{j=-4}^1 \beta_j dummy_{i,j} + \eta Z_{i,t} + \lambda_i + \varphi_t + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

其中: *dummy* 是一系列虚拟变量,如果地区 *i* 在年份 *t* 距离“营改增”改革时点的期数为 *j*,那么该变量取1,否则取0;核心系数 β_j 对应改革前后不同期数的政策影响;其余变量定义与式(5)一致。基准年设为政策实施前一年,并为了避免多重共线性在实际回归中将其剔除。

式(8)的估计结果如图3所示。其中,改革前的估计系数均不显著,表明“营改增”前控制组与实验组的财政可持续性不存在明显差异,满足平行趋势检验。当政策实施后, $\hat{\beta}_0$ 即改革当年估计系数值显著不为0,表明政策在实施当年内对地方财政可持续性存在正向影响,而 $\hat{\beta}_1$ 即改革后第一年估计系数值不仅显著为正,并呈现逐渐增大的趋势。这说明“营改增”试点对地方财政可持续性的促进作用会随着时间的推移逐渐增强。也说明随着“营改增”的扩大试点、推行深入,增值税抵扣链条不断完善,一方面减税效果逐步增强,另一方面也促进了服务业与

制造业的产业融合与产业升级,“营改增”政策红利逐渐增强。

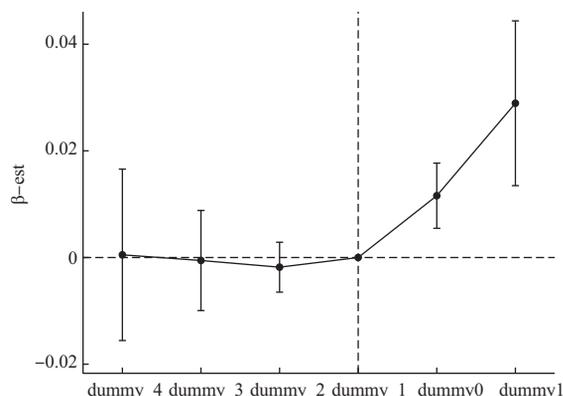


图3 “营改增”对地方财政可持续性的平行趋势与动态效应(置信区间为95%)

(四) 稳健性检验

1. 替换被解释变量。

为避免财政可持续性指标测算方法可能造成的偏差,本文对被解释变量的代理指标进行替换。本文引入财政压力的概念,对于一个地区而言,当其财政可持续性较强时,相应财政压力会较弱,反之亦然,因此,财政压力可以视为财政可持续性的一个反指标。本文借鉴曹婧等(2019)^[47]、储德银和迟淑娴(2018)^[48]的研究,用财政缺口与财政纵向失衡作为财政压力的代理指标^①。回归结果如表4列(1)和列(2)所示,“营改增”在5%的水平上显著抑制了地方财政压力,即促进了地方财政可持续性,验证了本文研究结论的稳健性。

表4 “营改增”影响地方财政可持续性的稳健性检验

解释变量	被解释变量			
	<i>fpress</i> ₁	<i>fpress</i> ₂	剔除副省级市	安慰剂检验
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>reform</i>	-0.016 1** (0.007 0)	-0.005 0** (0.002 0)	0.007 2** (0.003 2)	0.000 2 (0.003 8)
<i>gdp_gap</i>	0.113 8 (0.126 0)	-0.038 2** (0.017 6)	0.255 7*** (0.064 8)	—
<i>inv</i>	0.010 2 (0.025 7)	-0.012 1** (0.005 9)	-0.212 7*** (0.020 7)	—

① 财政缺口=(地方财政支出-地方财政收入)÷地方财政收入,其中,地方财政收入包括预算内和中央转移支付,中央转移支付由支出比例法计算得到。财政缺口越大,地方财政压力越大。财政纵向失衡=1-财政收入分权/财政支出分权×(1-财政收支缺口率),本文在原公式的基础上将财政支出分权定义为地级市人均财政支出占地级市人均财政支出、省本级人均财政支出和中央人均财政支出之和的比值;财政收入分权同上;而财政收支缺口率等于地方财政支出减去财政收入的差额与财政支出的比值。财政纵向失衡越大,地方财政压力越大。

续前表

解释变量	被解释变量			
	$fpress_1$	$fpress_2$	剔除副省级市	安慰剂检验
	(1)	(2)	(3)	(4)
re_fd	-1.038 3*** (0.136 4)	-1.166 5*** (0.035 1)	0.253 8*** (0.063 7)	—
$land_inc$	0.028 6 (0.021 9)	-0.001 6 (0.001 7)	0.007 4 (0.005 2)	—
$_cons$	0.316 5*** (0.069 2)	0.937 6*** (0.011 8)	0.645 5*** (0.023 9)	—
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
Within R^2	0.204 3	0.801 6	0.473 5	—
N	1 405	1 405	1 330	1 405

2. 剔除副省级市。

由于副省级市的经济政治情况与一般地级市相比较为不同，将其作为实验组进行回归可能产生偏误，本文剔除副省级市样本后进行相关稳健性检验，回归结果如表4中列(3)所示。在剔除副省级市的回归结果中，政策变量的系数在5%的水平上显著为正，表明“营改增”试点对地方财政可持续性存在显著正向影响的回归结果是较为稳健的。

3. 安慰剂检验。

尽管前文回归中已经控制了个体效应和时间效应，但仍可能存在一些未观测到的因素影响到检验结果，使得估计结果出现偏误。为进一步验证实证结果的稳健性，本文借鉴Chetty等(2007)^[49]、Cai等(2016)^[50]的设计思路^①，通过模拟随机选择试点地区进行安慰剂检验。检验过程如下：随机在样本中选取84个地级市作为实验组即改革第一阶段的地区^②，其他地级市为控制组，以此为依据生成一个虚假的政策变量，在表3列(2)的基础上替换原政策变量进行回归，最后将上述随机过程重复1000次。由于虚假政策变量的生成是完全随机，因此在理论上对被解释变量地方财政可持续性不存在影响。通过1000次随机试验，可得到虚假政策变量估计系数均值与分布，结果如图4所示。本文发现，随机试验得到的估

计系数的均值为0.0002，近似为0且分布集中在0附近，而估计系数对应的p值也大部分分布在 $p=0.1$ 线之上(图4)。表明本文的回归结果并未受到不可观测因素的影响而出现严重偏误，再一次验证了本文研究结论的稳健性。

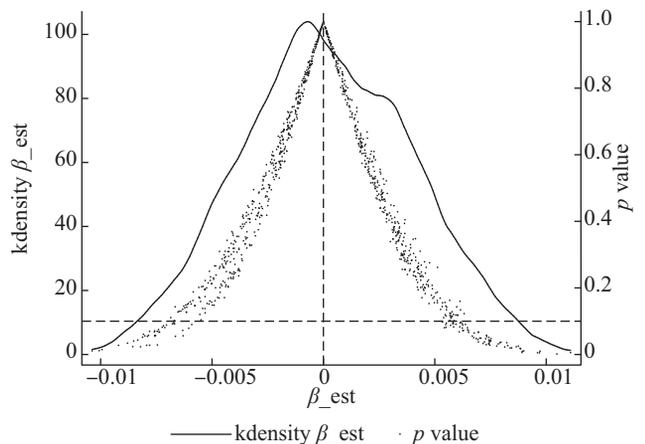


图4 随机试验相关统计量分布图

五、进一步的讨论

(一) 异质性分析

我国不同地区在社会经济等方面存在着较大差

① 具体设计思路如下：当回归存在遗漏变量，即未观测因素时，有 $\varepsilon = \beta\omega + \delta$ ， ε 为随机扰动项， δ 为随机扰动项估计值， ω 为遗漏变量。进而有 $\hat{\gamma} = \gamma + \beta(X^T X)^{-1}(X^T \omega)$ ， $\hat{\gamma}$ 为估计参数， γ 为待估参数， X 为解释变量。当 $\beta(X^T X)^{-1}(X^T \omega) \neq 0$ 时 $\hat{\gamma} \neq \gamma$ ，估计有偏。因此，构造一个随机的虚假解释变量，得到 $\gamma^{false} = 0$ ，若 $\hat{\gamma}^{false} = 0$ ，则 $\beta(X^T X)^{-1}(X^T \omega) = 0$ ，即不存在明显的遗漏变量。

② 一些文献将省份作为抽样对象，再令其下辖地级市为实验组，本文参考Chetty等(2009)^[49]的做法，将抽样对象设为观察个体，即地级市本身，以避免样本内部分省份下辖地级市数量过少所导致的偏误。

异,因此,“营改增”对于不同地区的财政可持续性影响可能有所不同。为验证这一点,本文对样本作地区分组处理并进行异质性分析,依据地理位置分为东中西三组,并分别进行计量回归,结果分别对应表5中的列(1)~列(3)。回归结果显示,“营改增”试点对于东部地区的财政可持续性有着明显的促进作用,对中部地区几乎没有影响,而对西部地区则存在一个显著的负向影响。可能的原因是,东部发达地区不仅拥有较好的财政状况足以承受转换改革带来政策成本,同时在产业集聚和产业融合方面具有较好的基础,而“营改增”政策顺应并激励了该地区制造业与服务业的融合发展,使得政策红利在这部分地区得到充分发挥,为地方财政的可持续性提供了内在动力。此外,改革在地区间存在异质性也说明了“营改增”可能会一定程度上恶化本就不平衡的地方财政状况,需要配套的其他均衡政策进行调节弥补,以实现地方财政的区域协同发展。

由于“营改增”主要集中在服务业,因此产业结构不同的地区受改革的影响可能也有所不同。本文以样本中2012的产业结构指标为划分依据,将样本分为第三产业占比较低与第三产业占比较高的两个子样本进行回归分析,结果如表5中列(4)和列(5)所示。列(4)为产业结构较低城市的回归结果,本文发现,政策变量的系数为正但不显著,表明“营改增”对第三产业占比较低的地区则没有明显影响。列(5)的回归结果显示,政策变量的系数在1%的水平上显著为正,表明“营改增”对于第三产业占比较高的地区的地方财政可持续性存在显著的正向影响。上述的回归结果表明,“营改增”可通过直接降低服务业税负对地方经济产生促进作用,进而影响了财政可持续性,但制造业间接享受的政策红利反映在财政上的最终效果却并不明显,这意味着在短期内政策的直接效应更为显著,间接效应或因存在滞后性而难以体现。

表5 “营改增”影响地方财政可持续性的异质性分析

解释变量	被解释变量: 财政可持续性 (<i>fspace</i>)				
	地区			产业结构	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>reform</i>	0.010 8*** (0.003 9)	-0.003 1 (0.003 7)	-0.040 5*** (0.012 4)	0.000 8 (0.004 1)	0.011 2*** (0.004 1)
<i>gdp_gap</i>	0.369 6*** (0.069 5)	0.221 8*** (0.065 9)	0.367 2** (0.164 1)	0.173 0** (0.068 7)	0.389 6*** (0.107 0)
<i>inv</i>	-0.155 8*** (0.029 5)	-0.225 5*** (0.024 1)	-0.232 5*** (0.033 0)	-0.182 1*** (0.022 7)	-0.243 3*** (0.032 6)
<i>re_fd</i>	0.191 8* (0.098 1)	0.275 4*** (0.057 6)	0.225 3 (0.213 1)	0.230 8*** (0.063 5)	0.326 5*** (0.112 1)
<i>land_inc</i>	0.006 8 (0.005 0)	0.013 1*** (0.004 1)	0.009 4 (0.012 1)	0.003 3 (0.005 4)	0.010 9 (0.006 7)
<i>_cons</i>	0.671 8*** (0.052 4)	0.704 5*** (0.022 2)	0.557 7*** (0.057 0)	0.629 9*** (0.026 2)	0.640 3*** (0.044 3)
个体固定效应	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
Within R^2	0.536 1	0.615 1	0.454 1	0.496 7	0.474 7
<i>N</i>	490	500	415	700	705

(二) 影响机制分析

上文分析发现,“营改增”试点对地方财政可持续性有着显著的正向影响,进一步地,“营改增”试

点是通过何种传导途径对地方财政可持续性产生影响?回答该问题有助于深入理解“营改增”影响地方财政可持续性的作用机制和约束条件。在机理分析

基础上,本文检验结构性减税可能影响地方财政可持续性的四条影响路径,分别是固定资产投资、地区创新研发、收入结构扭曲、隐性债务负担。本文在式(5)的基础上将被解释变量地方财政可持续性(*fspace*)替换为这四条路径对应的机制变量,即企业固定资产投资(*indinv*)、发明专利数(*patent*)、非税收入(*nontax*)与隐性债务(*im_debt*),以进行实证检验。

影响机制的回归结果如表6所示。其中,列(1)中被解释变量为企业固定资产投资,回归结果显示,政策变量的系数在1%的水平上显著为正,表明“营改增”对于企业固定资产投资(*indinv*)有着明显的正向作用。列(2)中被解释变量为发明专利数,用以衡量地区创新研发程度。结果显示,政策变量的回归系数在1%的水平上显著为正,表明“营改增”对于地区的创新研发有促进作用。列(3)和列(4)分别是非税收入与隐性债务的检验结

果。结果显示,政策变量的系数均显著为正,表明“营改增”带来的减收压力影响了地方政府行为,进一步造成了财政收入结构的扭曲和隐性债务负担的增加。

上述的回归结果表明:一方面,“营改增”会通过促进企业增加固定资产投资与创新研发激发微观企业主体活力,扩大潜在税基,充分利用政策红利为地方财政可持续性提供保障;另一方面,“营改增”带来的财政压力也会影响地方政府行为,导致地方收入结构的扭曲和隐性债务负担的增加,这些政策成本最终抑制地方财政可持续性。但总体来看,“营改增”的政策红利于地方财政可持续的积极效果是略胜于其成本所带来的负面作用,政策效应仍表现为当期期内的微弱促进作用。可以通过引导鼓励企业增加投资与创新投入持续发挥结构性减税政策红利,同时约束地方政府寻求预算外收入的行为进而逐步化解政策成本。

表6 “营改增”影响地方财政可持续性的机制分析

解释变量	被解释变量			
	<i>indinv</i>	<i>patent</i>	<i>nontax</i>	<i>im_debt</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>reform</i>	0.415 0*** (0.116 2)	0.673 3*** (0.255 3)	0.070 3* (0.040 5)	0.011 2*** (0.003 6)
<i>gdp_gap</i>	-0.988 2 (0.852 2)	2.669 5*** (1.016 8)	-1.098 1* (0.599 1)	0.066 8 (0.061 7)
<i>inv</i>	-0.326 4* (0.167 2)	-1.033 7*** (0.318 1)	0.367 8 (0.225 2)	-0.000 4 (0.012 9)
<i>re_fd</i>	-1.198 0 (1.064 4)	-3.706 4 (2.552 6)	2.955 6*** (0.799 5)	-0.054 9 (0.064 5)
<i>land_inc</i>	-0.232 8*** (0.083 2)	-0.358 4** (0.159 8)	-0.117 6 (0.095 5)	-0.003 7 (0.005 5)
<i>_cons</i>	1.601 3*** (0.409 3)	2.915 2*** (0.916 9)	-0.673 6** (0.316 2)	0.089 7*** (0.025 2)
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
Within R ²	0.318 7	0.145 3	0.103 0	0.415 3
N	1 124	1 405	1 336	1 340

六、结论与政策建议

作为积极财政政策和供给侧结构性改革的重要工

具,结构性减税的政策红利和政策成本如何是一个值得关注的问题,这对进一步推进减税政策落地有着重要意义。特别是在财政压力不容小觑的现实情况下,

其对地方财政可持续性的影响迫切需要评估。本文采用2010—2014年我国285个地级市的面板数据,先构建财政反应函数对地方财政可持续性进行量化评估,后利用“营改增”为准自然实验构建DID模型对结构性减税是否影响以及如何影响地方财政可持续性进行实证分析。实证结果显示,“营改增”对地方财政可持续性存在显著的正向作用并在实施后逐渐加强,存在政策滞后性。此外,“营改增”的政策影响还有明显的异质性效应,对东部地区的地方财政可持续性存在显著的积极影响,而对西部地区则有显著的负面作用,这说明“营改增”会加剧地方财政状况的横向失衡。进一步地,通过影响机制检验发现“营改增”试点既会通过刺激企业增加投资和创新研发的生产激励效应达到涵养税基、促进地方财政可持续性的目的,又对地方政府行为有着扭曲效应,通过扭曲地方财政收入结构与增加隐性债务负担对地方财政可持续性产生负面影响。以“营改增”为代表的结构性减税红利在政策实施后持续释放,但其政策成本也不容小觑。

因此,为促进地方财政的长期可持续性,在进一步推进减税政策的过程中,要着眼于政策红利的充分发挥与政策成本的合理控制。本文提出以下几点政策建议:

第一,适时调整减税政策,落实企业减负,改善税收营商环境,培植财源。通过直接调整相关税率的减税政策配合创新加速折旧、分期或延期纳税、增加亏损结转年限等间接优惠制度,多层次实现企业减

负,同时利用大数据和互联网等手段来加强税收征管,通过缴税方式多样化、税银信互动化等渠道实现办税成本降低,全面推进税收治理现代化。整合多方面政策改善税收营商环境,为企业发展注入活力,充分发挥减税政策的生产激励效应,在经济发展中培植财源,保证地方财政的可持续性。

第二,推进多税种改革,完善地方税收体系,实现税制优化。在“营改增”基础上,可进一步推进消费税征收环节后移,即征收环节由生产环节、加工环节后移至批发零售环节,激励生产的同时实现税制优化。此外,可稳妥推进房地产税立法,不仅确保地方政府拥有持续、稳定的收入来源,还能够实现减少税负转嫁、遏制两极分化、促进社会公平的目的。落实减税降费政策、配套推进其他税种改革是优化我国税制、探索地方财政合理的“增收”空间、保障地方财政的长期可持续性的必由之路。

第三,处理好减税红利与政策成本分摊关系,协调央地关系,缓解地方财政压力,改善政府间财政失衡状况。一方面,要调整中央和地方的财权与支出责任,避免地方政府的财政压力过大,进而在理顺各级政府事权与支出责任的基础上改革分税制财政收入分配体制。另一方面,中央要继续加大对地方均衡性转移支付力度,推动区域财力均衡带动基本公共服务均等化,以加快实现地方政府间协调发展的战略目标。在缓解央地间财政纵向失衡的同时,改善地方政府间财政横向失衡,以促进地方财政的可持续性。

参考文献

- [1] Lan F, Wang W, Cao Q. Tax Cuts and Enterprises' R&D Intensity: Evidence from a Natural Experiment in China [J]. *Economic Modelling*, 2020, 89 (6): 304-314.
- [2] 郝晓薇, 段义德. 基于宏观视角的“营改增”效应分析 [J]. *税务研究*, 2014 (5): 3-7.
- [3] 范子英, 彭飞. “营改增”的减税效应和分工效应: 基于产业互联的视角 [J]. *经济研究*, 2017 (2): 82-95.
- [4] 孙晓华, 张竣喆, 郑辉. “营改增”促进了制造业与服务业融合发展吗 [J]. *中国工业经济*, 2020 (8): 5-23.
- [5] 张斌. 减税降费的理论维度、政策框架与现实选择 [J]. *财政研究*, 2019 (5): 7-16, 76.
- [6] 郭庆旺. 减税降费的潜在财政影响与风险防范 [J]. *管理世界*, 2019 (6): 1-10, 194.
- [7] 闫坤, 鲍曙光. “十四五”时期我国财政可持续发展研究 [J]. *财贸经济*, 2020 (8): 5-18.
- [8] 聂辉华, 方明月, 李涛. 增值税转型对企业行为和绩效的影响——以东北地区为例 [J]. *管理世界*, 2009 (5): 17-24, 35.
- [9] Liu Q, Lu Y. Firm Investment and Exporting: Evidence from China's Value-added Tax Reform [J]. *Journal of International Economics*, 2015, 97 (2): 392-403.
- [10] 陈昭, 刘映曼. “营改增”政策对制造业上市公司经营行为和绩效的影响 [J]. *经济评论*, 2019 (5): 22-35.
- [11] 张璇, 张计宝, 闫续文, 李春涛. “营改增”与企业创新——基于企业税负的视角 [J]. *财政研究*, 2019 (3): 63-78.
- [12] 申广军, 陈斌开, 杨汝岱. 减税能否提振中国经济? ——基于中国增值税改革的实证研究 [J]. *经济研究*, 2016 (11): 70-82.

- [13] 申广军, 张延, 王荣. 结构性减税与企业去杠杆 [J]. 金融研究, 2018 (12): 105-122.
- [14] Zou J, Shen G, Gong Y. The Effect of Value-added Tax on Leverage: Evidence from China's Value-added Tax Reform [J]. China Economic Review, 2019, 54 (2): 135-146.
- [15] 胡怡建, 李天祥. 增值税扩围改革的财政收入影响分析——基于投入产出表的模拟估算 [J]. 财政研究, 2011 (9): 18-22.
- [16] 田志伟, 胡怡建. “营改增”对财政经济的动态影响: 基于 CGE 模型的分析 [J]. 财经研究, 2014 (2): 4-18.
- [17] 周彬, 杜两省. 营改增对财政收入的影响及财税体制改革应对 [J]. 当代财经, 2016 (6): 25-33.
- [18] 白彦锋, 陈珊珊. “营改增”的减税效应——基于 DSGE 模型的分析 [J]. 南京审计大学学报, 2017 (5): 1-9.
- [19] 刘磊, 张永强. 增值税减税政策对宏观经济的影响——基于可计算一般均衡模型的分析 [J]. 财政研究, 2019 (8): 99-110.
- [20] 孙正, 陈旭东, 雷鸣. “营改增”是否提升了全要素生产率? ——兼论中国经济高质量增长的制度红利 [J]. 南开经济研究, 2020 (1): 113-129.
- [21] Domar E D. The “Burden of the Debt” and the National Income [J]. The American Economic Review, 1944, 34 (4): 798-827.
- [22] Buiter W H, Persson T, Minford P. A Guide to Public Sector Debt and Deficits [J]. Economic Policy, 1985, 1 (1): 13-79.
- [23] Blanchard O J. Suggestions for a New Set of Fiscal Indicators [R]. OECD Working Paper, No. 79, 1990.
- [24] Mccallum B T. Are Bond-financed Deficits Inflationary? A Ricardian Analysis [J]. Journal of Political Economy, 1984, 92 (1): 123-135.
- [25] Hamilton J D, Flavin M A. On the Limitations of Government Borrowing: A Framework for Empirical Testing [J]. The American Economic Review, 1986, 76 (4): 808-819.
- [26] Bohn H. The Behavior of US Public Debt and Deficits [J]. The Quarterly Journal of Economics, 1998, 113 (3): 949-963.
- [27] Ghosh A R, Kim J I, Mendoza E G, Ostry J D, Qureshi M S. Fiscal Fatigue, Fiscal Space and Debt Sustainability in Advanced Economies [J]. The Economic Journal, 2013, 123 (566): 4-30.
- [28] 李丹, 庞晓波, 方红生. 财政空间与中国政府债务可持续性 [J]. 金融研究, 2017 (10): 1-17.
- [29] 陈宝东, 邓晓兰. 中国地方债务扩张对地方财政可持续性的影响分析 [J]. 经济学家, 2018 (10): 47-55.
- [30] 杜彤伟, 张屹山, 杨成荣. 财政纵向失衡、转移支付与地方财政可持续性 [J]. 财贸经济, 2019 (11): 5-19.
- [31] 梁琪, 郝毅. 地方政府债务置换与宏观经济风险缓释研究 [J]. 经济研究, 2019 (4): 18-32.
- [32] 谢承宏. 中国公共财政及债务的可持续性研究——基于跨期预算约束检验和 DSGE 模拟预测 [J]. 现代经济探讨, 2018 (2): 27-37, 52.
- [33] 王庶, 邵桂根, 岳希明. 营改增后中央地方分成方案及其影响分析 [J]. 税务研究, 2016 (9): 40-45.
- [34] 杨灿明. 减税降费: 成效、问题与路径选择 [J]. 财贸经济, 2017 (9): 5-17.
- [35] 高正斌, 张开志, 倪志良. 减税能促进企业创新吗? ——基于所得税分享改革的准自然实验 [J]. 财政研究, 2020 (8): 86-100.
- [36] 陈钊, 王旸. “营改增”是否促进了分工: 来自中国上市公司的证据 [J]. 管理世界, 2016 (3): 36-45, 59.
- [37] 储德银, 邵娇, 迟淑娴. 财政体制失衡抑制了地方政府税收努力吗? [J]. 经济研究, 2019 (10): 41-56.
- [38] 郭玉清, 何杨, 李龙. 救助预期、公共池激励与地方政府举债融资的大国治理 [J]. 经济研究, 2016 (3): 81-95.
- [39] 谷成, 潘小雨. 减税与财政收入结构——基于非税收入变动趋势的考察 [J]. 财政研究, 2020 (6): 19-34.
- [40] 毛捷, 徐军伟. 中国地方政府债务问题研究的现实基础——制度变迁、统计方法与重要事实 [J]. 财政研究, 2019 (1): 3-23.
- [41] 徐军伟, 毛捷, 管星华. 地方政府隐性债务再认识——基于融资平台公司的精准界定和金融势能的视角 [J]. 管理世界, 2020 (9): 37-59.
- [42] 彭飞, 许文立, 范美婷. “营改增”对城市发展的影响及其作用机制研究 [J]. 财政研究, 2018 (3): 99-111.
- [43] 范子英, 彭飞, 刘冲. 政治关联与经济增长——基于卫星灯光数据的研究 [J]. 经济研究, 2016 (1): 114-126.
- [44] 张忆东, 李彦霖. 地方债务清查及“排雷”风险 [R]. 兴业证券 A 股策略报告, 2013.
- [45] 郭庆旺, 贾俊雪. 财政分权、政府组织结构与地方政府支出规模 [J]. 经济研究, 2010 (11): 59-72, 87.
- [46] 张曙霄, 戴永安. 异质性、财政分权与城市经济增长——基于面板分位数回归模型的研究 [J]. 金融研究, 2012 (1): 103-115.
- [47] 曹婧, 毛捷, 薛熠. 城投债为何持续增长: 基于新口径的实证分析 [J]. 财贸经济, 2019 (5): 5-22.
- [48] 储德银, 迟淑娴. 转移支付降低了中国式财政纵向失衡吗 [J]. 财贸经济, 2018 (9): 23-38.
- [49] Chetty R, Looney A, Kroft K. Saliency and Taxation: Theory and Evidence [R]. NBER Working Paper, No. 13330, 2007.
- [50] Cai X, Lu Y, Wu M, Yu L. Does Environmental Regulation Drive Away Inbound Foreign Direct Investment? Evidence from A Quasi-natural Experiment in China [J]. Journal of Development Economics, 2016, 123 (6): 73-85.

(责任编辑: 孙亦军 张安平)

地方政府隐性债务与银行流动性创造

Local Government Implicit Debt and Bank Liquidity Creation

李 振 向 辉 赵奇锋

LI Zhen XIANG Hui ZHAO Qi-feng

[摘要] 目前大量文献研究政府债务对经济增长和资金需求方企业经营的影响,但缺乏对资金供给方银行行为影响的研究。本文使用2005—2017年中国147家地方银行数据,考察地方政府隐性债务与银行流动性创造之间的关系。结果表明:(1)地方政府隐性债务扩张会抑制银行流动性创造,对实体经济增长产生负面影响。一系列的稳健性检验和内生性分析均证明本文结论是可靠的。(2)中介效应表明,地方政府隐性债务通过信贷资源挤出效应对银行流动性创造产生抑制作用。(3)异质性分析发现,随着地方政府隐性债务规模的持续扩张,上市银行、农村商业银行均会增加流动性创造,政府部门作为大股东的银行会减少流动性创造。(4)调节效应表明,在地方政府隐性债务较低地区或产权制度环境较好地区的银行以及在地方债置换时期的银行,随着地方政府隐性债务扩张均会创造更多的流动性。

[关键词] 地方政府隐性债务 流动性创造 地方银行 经济增长

[中图分类号] F830 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2021) 10-0030-13

Abstract: A large literature exists on the impact of government debt on economic growth and enterprise operation, but there is a lack of literature on the impact on bank behavior. This paper examines the relationship between local government implicit debt and bank liquidity creation using the data of 147 local banks in China from 2005-2017. The results show that: (1) the expansion of local government implicit debt inhibits bank liquidity creation, and has a negative impact on the real economy growth. A series of robustness tests and endogeneity analyses prove that the findings of this paper are reliable. (2) The intermediation effect suggests that local government implicit debt has a dampening effect on bank liquidity creation by the crowding out effect of bank credit resources. (3) Heterogeneity analysis finds that with the continuous expansion of local government implicit debt, listed banks and rural commercial banks increase liquidity creation, and banks with government department as the top shareholder reduce liquidity creation. (4) The moderating effect suggests that banks in areas with lower government debt or better property rights system environment, as well as banks in the replacement period of local government implicit debt, create more liquidity with the expansion of local government implicit debt.

Key words: Local government implicit debt Liquidity creation Local bank Economic growth

[收稿日期] 2021-03-31

[作者简介] 李振,男,1989年5月生,复旦大学大数据学院/珠海复旦创新研究院博士后,中国人民大学国际货币研究所研究员,经济学博士,研究方向为商业银行、金融科技;向辉,男,1989年12月生,国务院发展研究中心企业研究所助理研究员,管理学博士,研究方向为政府债务、国企改革等;赵奇锋,男,1992年2月生,中国社会科学院数量经济与技术经济研究所助理研究员,经济学博士,研究方向为资本市场、技术创新、公司金融。本文通讯作者为向辉,联系方式为 philipxiang@126.com。

[基金项目] 中国博士后科学基金面上资助项目“金融科技与银行风险:理论与实证研究”(项目编号:2020M680048)。

感谢匿名评审人提出的修改建议,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

一、引言

长期以来,在财政分权下的地方政府竞争和官员政治晋升激励下,地方政府往往热衷于通过扩大公共投资来促进地区经济发展。除自身财政收入外,银行信贷是扩大公共投资重要的预算外资金来源。地方政府有动力介入信贷资源配置,依靠商业银行融资为地区经济发展提供资金(Cao等,1999^[1];王永钦等,2007^[2];钱先航等,2011^[3];牛霖琳等,2016^[4];祝继高等,2020^[5])。尤其是在2008年全球金融危机爆发对中国经济发展产生巨大冲击后,中央政府出台“四万亿”财政刺激计划,并相应放松地方政府融资约束,为大规模公共投资进行预算外融资。中国经济在全球率先实现复苏,但与此同时,地方政府投融资平台在数量和规模上迅速扩大,地方政府债务规模持续增长。2015年新《预算法》实施后,通过债务置换和一系列债务治理举措,预算内的地方政府债务风险得到有效控制,但防范化解地方政府隐性债务风险依旧是当前财政和金融工作的重点。此外,在2014年之前,由于旧《预算法》禁止地方政府举债的规定,地方政府债务事实上并未纳入预算管理,而是以预算外形式存在。新《预算法》实施之后,地方政府债务治理的难点——隐性债务同样也是相对显性债务而言,并非法理概念,同样是以预算外形式存在。本文所指的地方政府隐性债务主要是通过地方政府投融资平台模式形成的债务。

中国是银行主导型金融体系国家,银行体系发达,以银行间接融资方式配置金融资源为主,银行全面深入参与经济生活各个方面,促进经济健康发展。无论是城市商业银行还是农村商业银行,都要为地方经济发展服务,与地方政府保持着千丝万缕的联系,因此地方银行信贷成为地方政府推动经济发展的重要融资来源(钱先航等,2011^[3];徐忠,2018^[6];祝继高等,2020^[5])。根据现代金融中介理论,银行流动性创造是实体经济活动的核心功能之一(Bhattacharya和Thakor,1993^[7]),但目前很少有文献对银行流动性创造的影响因素进行研究。银行通过使用诸如活期存款的流动性负债,为比如商业贷款的非流动性资产提供资金,促使银行在资产负债表上创造流动性(Berger和Bouwman,2009^[8]),满足了存款人对流动性和企业对长期融资承诺的需求(Gatev和Strahan,2006^[9]),同时还通过提供贷款承诺实现

表外流动性创造,推动企业进行长期的投资规划(Kashyap等,2002^[10])。银行通过实现流动性创造功能,可以对资本配置进行优化,从而对经济增长产生正向影响(Berger和Sedunov,2017^[11])。本文试图考察地方政府隐性债务扩张与银行流动性创造之间的关系,具有重要的现实价值和理论意义。

地方政府隐性债务扩张带来的信贷资源的挤出效应和释放效应的相对强弱,决定了其对银行流动性创造的影响。一方面,地方政府隐性债务扩张可能通过信贷资源挤出效应抑制银行流动性创造,对实体经济增长产生负面影响。具体而言,地方政府隐性债务扩张通过信贷资源挤出效应,挤出区域内外企业居民贷款(伏润民等,2017^[12]),挤占有限的银行信贷资金,导致企业贷款成本上升和融资规模缩减,银行总体信贷减速(Albertazzi等,2014^[13])。同时,地方政府隐性债务风险加剧也会促使银行产生惜贷情绪。这些均会抑制银行流动性创造,对实体经济增长造成损害。另一方面,地方政府隐性债务扩张通过信贷资源释放效应对银行流动性创造产生促进作用,从而推动实体经济增长。具体而言,地方政府通过债务融资来提高基础设施服务质量(Lu和Sun,2013^[14]),能够有效提升资本边际收益率,带动企业加大投资力度(余海跃和康书隆,2020^[15])。银行将闲置的信贷资源投入到新增基础设施、产业园区及相关企业,从而提高银行流动性创造,推动地方经济快速发展。

本文使用2005—2017年中国147家城市商业银行和农村商业银行的非平衡面板数据,考察地方政府隐性债务对银行流动性创造的潜在影响,并分析这种影响在不同银行类型和不同外部环境条件下的差异性。本文研究发现,随着地方政府隐性债务扩张,地方银行主要受信贷资源挤出效应的影响会减少流动性创造,从而对地区经济增长产生负面影响。本文分别基于排除表外科目的流动性创造指标、删除银行时间效应、剔除宏观控制变量、使用自变量当期值、进行上下5%分位点缩尾、使用2009—2018年面板数据等进行稳健性检验。为解决可能存在的内生性问题,本文综合运用工具变量法、倾向得分匹配估计和自变量滞后一期等多种识别策略,缓解可能存在的反向因果问题。一系列的稳健性检验和内生性分析均表明本文所得结果是可靠和稳健的。中介效应检验表明,地方政府隐性债务扩张通过挤出信贷资源对银行流动性创造产生抑制作用。进一步研究发现,上市银行、农村

商业银行随着地方政府隐性债务扩张均会创造更多的流动性,政府部门作为大股东的银行会减少流动性创造。随着地方政府隐性债务扩张,在政府隐性债务较低地区或产权制度环境较好地区的银行以及在地方债置换时期的银行均会增加流动性创造。

相比已有文献,本文主要在四个方面进行了有益创新。第一,在经济金融文献方面,本文可能是首次考察地方政府隐性债务与银行流动性创造之间关系的研究,从金融中介视角分析地方政府隐性债务如何最终影响经济增长,丰富了相关理论与经验证据。第二,在中介效应检验方面,本文发现在地方政府隐性债务影响银行流动性创造的过程中,存在以银行信贷资源作为中介效应的机制渠道,弥补了已有机制渠道缺失的不足。第三,在异质性分析方面,本文拓展分析上市银行、农村商业银行和政府部门作为大股东的银行,地方政府隐性债务对银行流动性创造的影响是否存在异质性。关于不同银行分类视角的研究,进一步拓展了本文的经验证据。第四,在调节效应分析方面,本文进一步研究处在政府隐性债务较低地区或产权制度环境较强地区的银行、在地方债置换时期的银行,地方政府隐性债务对银行流动性创造的影响是否存在非对称性。基于不同经济制度环境视角的分析,本文扩展了相关研究的内涵。

二、文献综述、理论分析与研究假设

(一) 文献综述

一些文献表明,地方政府债务对经济增长具有推动作用。例如,范剑勇和莫家伟(2014)^[16]发现,作为地方政府获取和运作资金能力的表现,地方政府债务不仅通过直接投资促进经济增长,而且以公共投资的形式对地区工业增长起到杠杆作用。大多数研究表明,过高的地方政府债务为经济增长带来不利影响。吕健(2015)^[17]发现,在早期,地方政府债务的增加能够提高经济中的流动性,在投资规模扩张的情况下实现地方经济增长。但无论地区经济条件和禀赋如何,在长期依靠地方政府举债推动经济增长的做法是不可取的(吕健,2015^[17]),以政府债务推动工业增长的经济发展模式是不可持续的(范剑勇和莫家伟,2014^[16])。因此,大量研究认为,地方政府债务与经济增长之间的关系可能呈倒U型,即在最优平衡点之前,地方政府债务的增加将促进经济增长,但越过最优平衡点后,地方政府债务持续膨胀将抑制经济增

长(毛捷和黄春元,2018^[18])。例如,刁伟涛(2017)^[19]发现,地方政府债务存在明显的经济增长门限效应,即当地方政府债务率高于112%左右之后,原本促进经济增长的作用基本消失。彭方平和展凯(2018)^[20]表明,地方政府负债与投资增长具有倒U型关系。财政扩张政策具有一定的局限性,无法避免政府负债增加所带来的金融压力上升,也无法解决过度负债所带来的经济下滑风险。韩健和程宇丹(2019)^[21]发现,在不同区域,地方政府债务影响经济增长存在差异性,但均呈现倒U型的特征。

现有文献普遍认为,地方政府债务会对经济金融稳定产生影响,甚至可能引发系统性金融风险。根据龚刚等(2016)^[22]的观点,当贷款利率超过经济增长率时,随着债务的不断累积,高负债开始对经济运行产生负面影响,经济体面临着债务违约风险,违约风险的加大,可能会导致系统性金融风险乃至经济金融危机。随着地方政府债务规模的不断扩张,由于债务与资产期限错配带来的流动性风险日益突出,主要表现在地方政府债务期限以中短期为主,但资金投向回收期的期限普遍较长,土地收益难以满足偿还债务要求,地方政府需要“借新还旧”以缓解短期偿付压力(陈志勇等,2015^[23])。对于禀赋较差的城市,可能会由于土地出让金不足以偿还债务而出现偿付危机(范剑勇和莫家伟,2014^[16])。蒲丹琳和王善平(2014)^[24]表明,随着地方官员晋升激励强度的加大,地方官员进行融资的动力越充足,地方政府投融资平台将进行更多的融资,所面临的债务风险也越大。项后军等(2017)^[25]发现,由于政治周期性和产能过剩问题,地方政府债务波动会对区域经济稳定产生负面影响。徐忠(2018)^[6]认为,作为地方政府隐性负债的融资平台和国有企业,存在隐性担保和债务率过高的问题,金融风险隐患较为突出。地方政府债务快速飙升导致经济金融杠杆迅速上升,债务风险在金融系统中隐蔽传染和扩张,将可能导致全局性系统性金融风险(伏润民等,2017^[12];毛锐等,2018^[26])。

一些文献考察商业银行在地方政府债务影响经济金融稳定中的作用。地方政府债务快速扩张所引发的经济增长失速,可能会提高地方政府及其隐性担保机构的违约概率,进一步增大银行风险承担。例如,祝继高等(2020)^[5]发现,随着地方政府财政压力的加大,地方商业银行会将贷款投向地方国有经济部门,使得这些银行可能面对较高的不良贷款率和较差的经

营业绩。Lu 和 Sun (2013)^[14]表示,地方政府债务的快速扩张可能会给经济金融发展带来阻碍,导致政府债务风险和银行资产质量下降等问题,同时在更广泛的范围引发对经济金融稳定的担忧。由于地方银行是承载地方政府债务风险的主体,在外部冲击下,地方银行净值和杠杆率始终与地方政府债务风险和流动性风险同向变化(毛锐等,2018^[26])。地方政府投资冲动引发其债务顺周期,随着商业银行大量认购政府债务,政府债务规模的持续扩大将导致银行流动性风险加大从而加剧金融风险,金融风险的迭代累积最终可能引发系统性金融风险(毛锐等,2018^[26])。很多文献考察了地方官员晋升激励对银行风险承担和信贷资产配置的影响。例如,钱先航等(2011)^[3]发现,地方官员晋升压力通过增加中长期贷款和房地产贷款,提高贷款集中度,从而导致城市商业银行的不良贷款累积。李维安和钱先航(2012)^[27]表明,在来自外地晋升市委书记的辖区内,城市商业银行会扩张信贷规模;来自退居二线市委书记的辖区内,城市商业银行也会增加贷款投放。纪志宏等(2014)^[28]发现,晋升激励刺激地方官员利用自身行政权利扩张经济规模,城市商业银行成为信贷扩张的重要资金渠道,这种行政干预信贷资源配置的行为会导致银行贷款质量下降和资产风险上升。

(二) 理论分析与研究假设

流动性创造是银行在实体经济活动中扮演的最重要的角色之一(Bhattacharya 和 Thakor, 1993^[7]),其组成部分在理论上与经济增长存在直接关系。银行贷款通常被认为是经济增长的主要引擎(Levine 和 Zervos, 1998^[29]),在通过货币政策的银行贷款渠道影响经济产出方面具有重要作用(Bernanke 和 Blinder, 1998^[30]),特别是对于那些满足小企业信贷融资的小银行(Berger 和 Bouwman, 2017^[31])。交易存款是流动性创造的另一个关键组成部分,为经济良好运转提供至关重要的流动性和支付服务(Kashyap 等, 2002^[10])。诸如贷款承诺和备用信用证等银行表外信用承诺,能够在未来为客户计划中的投资和其他支出提供资金支持,从而有效帮助客户扩大经济活动规模(Boot 等, 1993^[32])。Berger 和 Bouwman (2009)^[8]提供了第一个全面衡量流动性创造的指标,该指标考虑到了银行资产、负债、权益和表外活动的贡献。因此,流动性创造被视为衡量银行总产出的最佳指标(Berger 和 Sedunov, 2017^[11]),有助于预测未来的经

济衰退(Chatterjee, 2015^[33])。本文研究地方政府隐性债务与银行流动性创造之间的关系,即考察地方政府隐性债务如何通过影响银行流动性创造最终作用于经济增长。

据审计署2013年6月的债务审计结果,地方政府债务的主要资金来源是银行贷款,占比达56.6%。2015年之后,随着中央政府对地方政府非标业务监管的加强,城投债券形式负债在新增地方政府投融资平台有息债务中的比例不断提高,但银行信贷仍占有较大比重。地方政府隐性债务扩张可能会挤出区域内企业居民贷款,同时也可能产生外溢影响,挤出区域外企业居民贷款(伏润民等,2017^[12])。对贷款集中度过高和可能的贷款质量变坏的担忧,商业银行不仅会控制投向地方政府债务的贷款规模,也会对区域内企业居民贷款持审慎态度,这些均直接造成银行信贷总量的下降,对银行流动性创造产生负向影响。其次,持续增长的政府债务可能与银行融资和借贷条件存在因果关系。地方政府债券的发行利率在一定程度上可以作为当地信贷成本的基准利率。随着地方政府债券发行规模的大幅扩大,地方政府债务通过挤占有限的银行信贷资金,引起利率提高和银行资金成本上升,导致企业贷款成本上升和债务融资规模缩减,银行总体信贷减速(Albertazzi 等, 2014^[13]),从而降低了银行流动性创造,抑制了经济长期增长潜力。此外,随着地方政府长期大规模举债,政府债务不断累积,同时前期地方政府债务陆续到期,地方政府用于清偿到期债务的流动性持续增加,在投资规模大量缩减的情况下维持地方经济高速增长难以为继(吕健, 2015^[17])。在此时,商业银行可能产生惜贷情绪,不断收紧贷款以避免政府债务违约带来的不利影响,这又将进一步降低实体经济中的流动性,对实体经济增长造成严重损害。据此本文提出假设1和假设2:

H1: 地方政府隐性债务扩张会抑制银行流动性创造,对实体经济增长造成损害。

H2: 地方政府隐性债务扩张通过信贷资源挤出效应抑制银行流动性创造。

凯恩斯的“赤字财政”理论为政府合理举债找到了充足的理由,政府采用赤字财政的方式扩大财政支出,能够弥补有效需求不足,促进实体经济发展和繁荣。鉴于地方政府有限的收入基础,以及无法从金融市场直接借款,地方政府大幅举债以缓解财政压力,为城市经济建设和基础设施建设提供资金(Lu

和 Sun, 2013^[14])。地方政府隐性债务为公共资本产品的积累提供资金, 会提高基础设施服务质量, 提升资本边际收益率, 促使企业加大投资 (余海跃和康书隆, 2020^[15])。由于企业投资的很大一部分资金来自本地商业银行的贷款, 这会促使本地银行发放贷款, 释放闲置的信贷资源, 从而提高银行流动性创造, 推动地方实体经济发展。

区域性商业银行为地方政府投融资平台提供债务融资, 这些银行大部分都是由国有企业、地方政府所参股或控股的地方银行, 因此与地方政府存在难以分割的联系。地方银行为地方政府投融资平台融资主要受两个方面的影响。一方面, 地方银行追求利润最大化原则, 从风险和收益的角度做出购买决定, 愿意为安全性较高、收益率也较好的地方政府债务相关项目融资。另一方面, 地方银行存在行政垄断问题, 其为地方政府债务融资的决定受到非市场的行政性因素影响, 这意味着地方政府债务存在软预算约束问题 (王洋和傅娟, 2015^[34]; 伏润民等, 2017^[12])。同时, 地方政府债务存在的软预算约束问题也体现在上级中央政府作为最后兜底人的角色, 在现行体制下中央对地方政府债务仍存在隐性担保和救助责任 (牛霖琳等, 2016^[4])。因此, 地方银行基于风险和收益的考虑, 会将闲置的信贷资源有效利用起来, 为地方政府发行债券提供资金支持, 从而提高银行流动性创造, 促进地区实体经济增长。据此本文提出假设 3 和假设 4:

H3: 地方政府隐性债务扩张会促进银行流动性创造, 对实体经济增长产生推动作用。

H4: 地方政府隐性债务扩张通过信贷资源释放效应促进银行流动性创造。

三、研究设计

(一) 模型设定

本文使用普通最小二乘估计方法, 考察地方政府隐性债务对银行流动性创造的影响, 基准模型设定如下:

$$LC_{ipt} = \alpha + \beta \times Debt_{ipt-1} + \gamma \times X_{ipt-1} + \theta_t + \theta_p + \varepsilon_{ipt} \quad (1)$$

其中, 被解释变量 LC_{ipt} 表示地方银行 i 的总部为省份 p 在第 t 年的流动性创造, 主要包括基于贷款类别且包括表外科目的流动性创造 ($LCCa$)、基于贷款期限且

包括表外科目的流动性创造 ($LCMa$)。为减轻反向因果关系可能导致的内生性问题, 本文对所有自变量均使用滞后一期项。核心解释变量 $Debt_{ipt-1}$ 表示地级市层面的地方政府隐性债务, 包括隐性负债率 ($Index_d1$)、人均隐性债务 ($Index_d2$)、隐性债务率 1 ($Index_d3$) 和隐性债务率 2 ($Index_d4$)。为避免可能的遗漏变量对回归结果产生影响, X_{ipt-1} 所代表的控制变量包括银行个体层面的资产规模 ($TotalAsset$)、权益资产比率 ($EqToAsset$)、存款资产比率 ($DeToAsset$)、贷款资产比率 ($LoToAsset$) 和资产利润率 (ROA), 以及地级市层面的土地出让收入占比 (XLB)、GDP 同比增长率 ($GDPG$)。基准模型所用变量的定义和说明详见表 1 所示。 α 是截距项, θ_t 是银行时间固定效应, θ_p 是银行所在省份固定效应, ε_{ipt} 是残差项。

(二) 主要变量说明

1. 银行流动性创造。

本文借鉴 Berger 和 Bouwman (2009)^[8] 的方法, 利用银行资产负债表和表外的科目数据, 按照三步程序构建流动性创造指标。第一步, 根据客户从银行提取流动资金所需的难易程度、成本和时间, 本文将资产、负债和权益分类为流动性、准流动性或非流动性, 银行需要履行其义务来满足这些流动性需求。所有表外项目均按照类似程序进行分类。第二步, 本文将权重分配给所有与流动性创造理论一致的银行活动, 正权重应用于非流动性资产和流动性负债, 当使用流动性负债为非流动性资产融资时则会创造流动性; 负权重应用于流动性资产、非流动性负债及权益, 当使用非流动性负债或权益为流动性资产融资时则会消灭流动性。第三步, 通过将每个科目乘以其各自的权重来构建流动性创造指标。本文根据贷款类别或期限、表外活动是否包含, 计算了四个不同的流动性创造变量, 全面反映银行的流动性创造情况, 包括用于基准模型分析的基于贷款类别且包括表外科目的流动性创造 ($LCCa$)、基于贷款期限且包括表外科目的流动性创造 ($LCMa$), 以及用作稳健性检验的基于贷款类别且排除表外科目的流动性创造 ($LCCaEx$)、基于贷款期限且排除表外科目的流动性创造 ($LCMaEx$)。银行流动性创造的具体计算方法详见表 1 所示。^①

2. 地方政府隐性债务。

目前政府部门、学术界和金融业界对地方政府隐

① 受篇幅所限, 文中无法列出银行活动的流动性及其权重, 感兴趣的读者可向作者索取。

性债务的认知不同，由于使用不同的统计口径或统计方法会造成对地方政府隐性债务规模统计的差异，本文参考 Huang 等（2019）^[35]、毛捷等（2019）^[36]、徐军伟等（2020）^[37]的做法，使用地方投融资平台有息负债作为地方政府隐性债务的代理变量。地方投融资平台的有息债务由其资产负债表中的短期借款、应付票据、应付账款、一年到期的非流动负债、其他流动负债、短期债券、长期借款和应付债券等科目加总得到。本文分年度将各地级市区域内投融资平台的有息负债加总得到地方政府隐性债务总量规模。本文主

要使用四个指标作为地方政府隐性债务水平的代理变量：地方政府隐性负债率（*Index_d1*），用地方政府隐性债务规模与 GDP 的比值来表示；人均地方政府隐性债务（*Index_d2*），用地方政府隐性债务规模与常住人口总量的比值来表示；地方政府隐性债务率 1（*Index_d3*），用地方政府隐性债务规模与一般公共预算收入加国有土地使用权出让收入的比值来表示；地方政府隐性债务率 2（*Index_d4*），用地方政府隐性债务规模与一般公共预算收入的比值来表示。具体计算方法详见表 1 所示。

表 1 主要变量定义

变量名称	具体说明
<i>LCCa</i>	流动性创造（基于贷款类别且包括表外科目）= 资产端流动性创造（基于贷款类别）+ 负债端流动性创造 + 表外流动性创造
<i>LCMa</i>	流动性创造（基于贷款期限且包括表外科目）= 资产端流动性创造（基于贷款期限）+ 负债端流动性创造 + 表外流动性创造
<i>LCCaEx</i>	流动性创造（基于贷款类别且排除表外项目）= 资产端流动性创造（基于贷款类别）+ 负债端流动性创造
<i>LCMaEx</i>	流动性创造（基于贷款期限且排除表外项目）= 资产端流动性创造（基于贷款期限）+ 负债端流动性创造
<i>LCAssetMa</i>	资产端流动性创造（基于贷款期限）= $(0.5 \times \sum \text{非流动性资产} - 0.5 \times \sum \text{流动性资产}) / \text{总资产}$ ，其中按照贷款期限对“发放贷款及垫款”科目进行分类
<i>LCAssetCa</i>	资产端流动性创造（基于贷款类别）= $(0.5 \times \sum \text{非流动性资产} - 0.5 \times \sum \text{流动性资产}) / \text{总资产}$ ，其中按照贷款类别对“发放贷款及垫款”科目进行分类
<i>LCLia</i>	负债端流动性创造 = $[0.5 \times \sum \text{流动性负债} - 0.5 \times \sum (\text{非流动性负债} + \text{权益})] / \text{总资产}$
<i>LCOff</i>	表外端流动性创造 = $[0.5 \times \sum \text{非流动性表外科目} - 0.5 \times \sum \text{流动性表外科目}] / \text{总资产}$
<i>Index_d1</i>	地方政府隐性负债率 = 地方政府隐性债务规模 / GDP
<i>Index_d2</i>	人均地方政府隐性债务 = 地方政府隐性债务规模 / 常住人口总量
<i>Index_d3</i>	地方政府隐性债务率 1 = 地方政府隐性债务规模 / (一般公共预算收入 + 国有土地使用权出让收入)
<i>Index_d4</i>	地方政府隐性债务率 2 = 地方政府隐性债务规模 / 一般公共预算收入
<i>TotalAsset</i>	资产规模 = $\ln(\text{总资产}(\text{百万元}))$
<i>EqToAsset</i>	权益资产比率 = 所有者权益 / 总资产
<i>DeToAsset</i>	存款资产比率 = 总存款 / 总资产
<i>LoToAsset</i>	贷款资产比率 = 总贷款 / 总资产
<i>ROA</i>	资产利润率 = 净利润 / 总资产年初年末均值
<i>XLB</i>	土地出让收入占比 = 国有土地使用权出让收入 / (一般公共预算收入 + 国有土地使用权出让收入)
<i>GDPG</i>	经济增速 = 所在地级市 GDP 同比增长率

表 1 是本文主要变量的具体说明，表 2 是基准模型中变量的描述性统计结果。在表 2 列（1）~ 列（5）分别表示变量名称、观测值、平均值、中位数和标准差。同时，根据地方政府隐性负债率（*Index_d1*）对本文所用数据样本划分为高低两组子样本，进行组间均值差异检验。表 2 列（6）和列（7）的均值差异检验的结果表明，无论是基于贷款类别且包

括表外科目的流动性创造（*LCCa*），还是基于贷款期限且包括表外科目的流动性创造（*LCMa*），地方政府隐性债务较高的地区对应着较低的银行流动性创造，初步分析表明地方政府隐性债务的提高对银行流动性创造产生显著的负向影响。同时，均值差异检验也表明，基准模型中的控制变量均显著相关且分布较为离散，因此本文选择的控制变量在一定程度上是合理的。

表2 描述性统计

(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
样本	全样本				政府隐性债务高组 (N=502)	政府隐性债务低组 (N=533)
变量名称	观测值	平均值	中位数	标准差	平均值	平均值
<i>LCCa</i>	1 073	0.142	0.128	0.159	0.110	0.161***
<i>LCMa</i>	1 073	-0.040	-0.044	0.131	-0.052	-0.035**
<i>Index_d1</i>	1 499	0.367	0.235	0.396	0.700	0.113***
<i>Index_d2</i>	1 499	9.247	9.397	1.605	10.754	8.280***
<i>Index_d3</i>	1 494	2.354	1.568	2.588	4.126	0.914***
<i>Index_d4</i>	1 499	3.827	2.646	4.011	6.755	1.396***
<i>TotalAsset</i>	1 557	11.099	11.079	1.143	11.758	11.153***
<i>EqToAsset</i>	1 557	0.070	0.067	0.021	0.071	0.074**
<i>DeToAsset</i>	1 512	0.747	0.763	0.116	0.708	0.728***
<i>LoToAsset</i>	1 508	0.472	0.479	0.109	0.446	0.458*
<i>ROA</i>	1 397	0.011	0.011	0.004	0.010	0.011*
<i>XLB</i>	1 569	0.978	0.983	0.018	0.982	0.974***
<i>GDPG</i>	1 576	0.108	0.104	0.035	0.100	0.094***

(三) 样本选择

本文以2005—2017年中国188家地方银行作为初始研究样本银行，数据来自BankScope数据库和BankFocus数据库，使用Wind数据库、CNRDS数据库和各家地方银行年报填补少量缺失数据，同时也使用线性插值法处理个别缺失值。本文对初始地方银行样本进行如下处理：由于本文的研究对象是地方银行，因此只保留城市商业银行和农村商业银行；删除基准回归中所用变量的数据连续期少于3年的银行；为减轻样本离群值可能导致的估计偏误，对所用变量

均在1%和99%分布水平进行缩尾处理。表3是本文所用地方银行样本的历年数量。按照2017年年底原中国银监会的金融机构分类标准，样本地方银行共计147家，其中有101家城商行、46家农商行。在2017年年底，本文使用的样本城商行总资产占中国城商行总资产的80.65%，使用样本农商行总资产占中国农商行总资产的37.83%，因此本文使用的城商行样本十分具有代表性，使用的农商行样本由于数据可得性问题使得代表性可能有所欠缺。

表3 本文所用地方银行样本

年份	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	小计
城商行	32	67	75	86	92	94	97	99	98	99	99	99	97	1 134
农商行	9	18	20	24	26	36	41	43	44	45	46	45	45	442
小计	41	85	95	110	118	130	138	142	142	144	145	144	142	1 576

四、地方政府隐性债务影响银行流动性创造的实证结果与分析

(一) 基础回归分析

表4给出了基于方程(1)的回归结果，其中被解释变量是基于包括表外科目的流动性创造(*LCCa*、*LCMa*)，核心解释变量是地方政府隐性债务相关指标(*Index_d1*、*Index_d2*、*Index_d3*、*Index_d4*)的滞后

一期项。表4结果表明，在统计意义上，地方政府隐性债务扩张对银行流动性创造产生显著的负向影响。表4中估计系数表明，地方政府隐性债务对银行流动性创造的影响在经济意义上是很大的。例如，考虑核心解释变量的回归系数，当被解释变量为基于贷款类别且包括表外科目的流动性创造(*LCCa*)，地方政府隐性债务(*Index_d1*)的系数估计值(-0.068)表明，地方政府隐性债务每增加1个标准差(0.396)，

银行流动性创造随之降低约 0.027(=0.068×0.396)。对于本文研究样本中一家中等资产规模的地方银行,该银行的总资产是 1 237.61 亿元,由于地方政府隐性债务的改变产生了 0.027 的冲击, *LCCa* 将减少约 33.42 亿元。因此,无论是统计意义还是经济意义,地方政府隐性债务对银行流动性创造的负向影响均十分显著,假设 H1 成立。表 4 中控制变量的结果表

明,随着资产规模 (*TotalAsset*) 的增大以及贷款资产比率 (*LoToAsset*)、资产利润率 (*ROA*) 和经济增速 (*GDPG*) 的提高,银行流动性创造随之增大;随着权益资产比率 (*EqToAsset*)、存款资产比率 (*DeToAsset*) 和土地出让收入占比 (*XLB*) 的提高,银行均创造了较少的流动性。

表 4 基准模型:地方政府隐性债务与银行流动性创造

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>LCCa</i>				<i>LCMa</i>			
<i>L. Index_d1</i>	-0.068*** (0.016)				-0.037** (0.016)			
<i>L. Index_d2</i>		-0.016*** (0.004)				-0.012*** (0.004)		
<i>L. Index_d3</i>			-0.010*** (0.002)				-0.007*** (0.003)	
<i>L. Index_d4</i>				-0.006*** (0.002)				-0.004** (0.002)
<i>L. TotalAsset</i>	0.012** (0.006)	0.013** (0.006)	0.012* (0.006)	0.012* (0.006)	0.027*** (0.006)	0.030*** (0.006)	0.028*** (0.006)	0.027*** (0.006)
<i>L. EqToAsset</i>	-0.979*** (0.279)	-0.958*** (0.288)	-0.996*** (0.280)	-1.001*** (0.278)	-0.666** (0.266)	-0.622** (0.268)	-0.651** (0.265)	-0.673** (0.264)
<i>L. DeToAsset</i>	-0.262*** (0.059)	-0.237*** (0.061)	-0.258*** (0.060)	-0.260*** (0.059)	-0.273*** (0.058)	-0.252*** (0.059)	-0.267*** (0.058)	-0.271*** (0.058)
<i>L. LoToAsset</i>	0.707*** (0.065)	0.682*** (0.065)	0.706*** (0.064)	0.707*** (0.064)	0.345*** (0.060)	0.327*** (0.059)	0.345*** (0.059)	0.345*** (0.060)
<i>L. ROA</i>	1.194 (1.105)	1.458 (1.105)	1.240 (1.109)	1.241 (1.108)	1.752* (1.053)	1.818* (1.038)	1.670 (1.053)	1.754* (1.057)
<i>L. XLB</i>	-0.602** (0.295)	-0.692** (0.295)	-0.769*** (0.290)	-0.629** (0.292)	-0.365 (0.280)	-0.386 (0.275)	-0.443 (0.271)	-0.372 (0.277)
<i>L. GDPG</i>	0.490** (0.231)	0.466** (0.236)	0.447* (0.233)	0.451* (0.231)	0.550** (0.226)	0.544** (0.228)	0.531** (0.227)	0.529** (0.227)
常数项	0.669** (0.294)	0.866*** (0.286)	0.836*** (0.280)	0.698** (0.290)	0.175 (0.283)	0.254 (0.269)	0.235 (0.267)	0.179 (0.278)
时间效应	是	是	是	是	是	是	是	是
省份效应	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	973	973	973	973	973	973	973	973
调整 R ²	0.478	0.479	0.477	0.477	0.311	0.314	0.313	0.311

注:本表使用普通最小二乘估计进行基准回归,其中,表内数字是回归系数,括号内是稳健标准误。*表示在 10%的水平上显著,**表示在 5%的水平上显著,***表示在 1%的水平上显著。L. 表示滞后一期项。下同。

(二) 稳健性检验^①

本文针对基于排除表外科目的流动性创造 (*LC-CaEx*、*LCMaEx*) 分别进行稳健性检验。所得结果表明,从核心解释变量的符号方向来看,在所有情况下地方政府隐性债务与银行流动性创造保持负相关关

系。在统计意义上,地方政府隐性债务与基于贷款类别且排除表外科目的流动性创造 (*LCCaEx*) 均至少在 5%的水平上显著负相关,地方政府隐性债务与基于贷款期限且排除表外科目的流动性创造 (*LCMaEx*) 不存在显著的负相关关系。在经济意义

① 受篇幅所限,文中无法列出本部分的表格,感兴趣的读者可向作者索取。

上, 地方政府隐性债务每增加 1 个标准差 (0.396), *LCCaEx* 降低 0.013 (=0.034×0.396)。因此, 基于不同的被解释变量, 本文主要结论大体上保持稳健。

在上文基于不同银行流动性创造指标进行稳健性检验的基础上, 本文也进行了其他的一系列稳健性检验。(1) 在基准模型中在控制宏观经济变量的同时, 也控制银行时间固定效应, 这可能会产生多重共线性问题。本文在分别删除银行固定时间效应和宏观控制变量后, 所得回归结果与基准模型所得结果保持一致。(2) 使用当期自变量进行回归分析, 不再使用自变量的滞后一期项进行分析, 发现本文主要结论未发生改变。(3) 为在更大的范围消除离群值对回归结果的可能影响, 本文对基准模型所用变量均在 5% 和 95% 分布水平缩尾处理, 发现所得回归结果与基准模型所得结论保持一致。(4) 在国际金融危机爆发后, 2008 年年底中央和地方政府开始采取广泛的经济刺激政策, 地方政府大量举债以满足投资资金需求, 本文使用 2009—2018 年数据进行分析, 发现本文所得结论未发生改变。

(三) 内生性分析

银行流动性创造可能影响地方政府隐性债务, 而不仅仅是地方政府隐性债务变化影响银行流动性创造。本文采用了三种策略解决可能存在的内生性问题: 一是对基准模型中所有自变量均使用滞后一期项, 即评估上一年的地方政府隐性债务变化对当年银行流动性创造的影响; 二是采用工具变量两阶段最小二乘估计; 三是进行倾向得分匹配估计。

1. 工具变量两阶段最小二乘估计。

采用土地出让金收入 (万) 的自然对数 (*Rev_land*) 作为地方政府隐性债务的工具变量, 土地出让金收入与地方政府隐性债务均在 1% 的水平上显著正相关。地方政府隐性债务与基于贷款类别的银行流动性创造均在 1% 的水平上显著负相关, 所得结果与基准模型结论保持一致。从工具变量相关检验来看, 选择土地出让金收入作为工具变量是有效的。此外, 本文也使用基于贷款期限且包括表外科目的流动性创造作为流动性创造的代理变量, 所得结果未发生变化。

2. 倾向得分匹配估计。

本文使用地方政府隐性债务虚拟变量作为处理变量, 若当年地方政府隐性负债率 (*Index_d1*) 大于样本空间的中位数取值为 1, 否则取值为 0, 银行流动性创造变量作为结果变量, 控制变量、时间固定效

应、省份固定效应作为协变量, 考察基于贷款类型且包括表外科目的流动性创造 (*LCCa*) 作为结果变量的倾向得分匹配估计, 分别使用 8 种方法进行匹配估计, 在绝大部分情况下, 地方政府隐性债务扩张对银行流动性创造存在显著的负向影响。此外, 本文也使用基于贷款期限且包括表外科目的流动性创造 (*LCMa*) 作为结果变量, 所得分析结果也与基准模型基本保持一致。因此, 本文基准模型的结论得到验证, 同时也降低了对内生性问题的关注。

五、拓展讨论: 中介效应、异质影响和调节效应

(一) 中介效应检验

本文运用温忠麟等 (2004)^[38] 提出的中介效应三步法检验程序, 分析地方政府隐性债务是否可以通过银行信贷资源利用情况影响银行流动性创造。具体设定如方程 (1) 和如下方程 (2) 和方程 (3) 所示:

$$M_{ipt} = \alpha + \delta \times Debt_{ipt-1} + \gamma \times X_{ipt-1} + \theta_t + \theta_p + \varepsilon_{ipt} \quad (2)$$

$$LC_{ipt} = \alpha + \beta' \times Debt_{ipt-1} + \beta_1 \times M_{ipt-1} + \gamma \times X_{ipt-1} + \theta_t + \theta_p + \varepsilon_{ipt} \quad (3)$$

其中, *M* 代表银行信贷资源利用情况的中介效应变量, 在本文银行信贷资源利用情况使用贷款资产比率与当年本类型银行贷款资产比率的中位数之差来表示。根据图 1 中介效应检验程序, 方程 (1) 中的系数 β 度量在不考虑银行信贷资源利用情况时地方政府隐性债务与银行流动性创造之间的关系; 方程 (2) 中的系数 δ 度量地方政府隐性债务与银行信贷资源利用情况之间的关系; 方程 (3) 中的系数 β' 度量在考虑银行信贷资源利用情况时地方政府隐性债务与银行流动性创造之间的关系, 系数 β_1 度量在考虑地方政府隐性债务时银行信贷资源利用情况与流动性创造之间的关系。

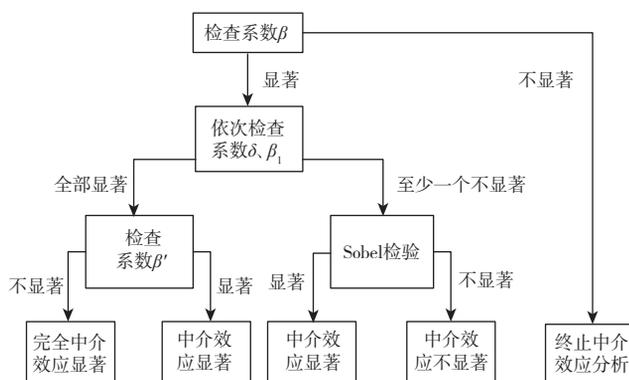


图 1 中介效应检验程序

在表5中,本文考察地方政府隐性债务是否可能通过银行信贷资源利用情况对银行流动性创造产生影响。第一步,由基准回归分析可知,地方政府隐性债务显著降低银行流动性创造。第二步,在列(1)~列(4)中,地方政府隐性债务(*Index_d1*、*Index_d2*)的回归系数显著为负,表明地方政府隐性债务对银行信贷资源利用具有抑制作用。第三步,在列(5)~列(8)中,银行信贷资源利用情况(*LoanResou*)的回归系数显著为正,表明银行信贷资源利用的增加会提高银行流动性创造,同时地方政府隐性债务的回归系数仍然显著为负。根据图1所示的中介效应检验程序可知,列(5)和列(6)中的中介效应显著;在列

(7)和列(8)中,Sobel检验统计量的绝对值均大于在5%显著性水平上的临界值0.97,因此中介效应也显著。这意味着银行信贷资源利用在地方政府隐性债务与银行流动性创造之间担当了部分中介效应的角色。从数值大小来看,中介效应占总效应比例的平均值约10%,说明在地方政府隐性债务影响银行流动性创造的过程中,存在显著的以银行信贷资源利用情况作为中介效应的机制渠道。此外,本文也使用基于贷款期限且包括表外科目的流动性创造(*LCMa*)进行稳健性检验,所得分析结果完全保持一致。总之,假设H2成立,即地方政府隐性债务通过挤出信贷资源对银行流动性创造产生抑制作用。

表5 中介效应检验:银行信贷资源利用情况

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>LoanResou</i>				<i>LCCa</i>			
<i>L. Index_d1</i>	-0.014* (0.008)				-0.061*** (0.016)			
<i>L. Index_d2</i>		-0.005*** (0.002)				-0.014*** (0.004)		
<i>L. Index_d3</i>			-0.002 (0.001)				-0.009*** (0.002)	
<i>L. Index_d4</i>				-0.001 (0.001)				-0.006*** (0.002)
<i>L. LoanResou</i>					0.474*** (0.093)	0.463*** (0.095)	0.479*** (0.094)	0.483*** (0.094)
<i>L. TotalAsset</i>	0.005* (0.003)	0.007** (0.003)	0.005* (0.003)	0.005* (0.003)	0.009 (0.006)	0.010 (0.006)	0.008 (0.006)	0.009 (0.006)
<i>L. EqToAsset</i>	-0.192* (0.113)	-0.178 (0.116)	-0.197* (0.113)	-0.202* (0.113)	-0.916*** (0.277)	-0.903*** (0.284)	-0.929*** (0.277)	-0.932*** (0.275)
<i>L. DeToAsset</i>	-0.031 (0.032)	-0.022 (0.032)	-0.031 (0.032)	-0.031 (0.032)	-0.236*** (0.061)	-0.216*** (0.062)	-0.232*** (0.061)	-0.234*** (0.061)
<i>L. LoToAsset</i>	0.686*** (0.038)	0.680*** (0.038)	0.686*** (0.037)	0.686*** (0.038)	0.285*** (0.101)	0.272*** (0.102)	0.280*** (0.101)	0.277*** (0.101)
<i>L. ROA</i>	-0.772* (0.458)	-0.803* (0.468)	-0.763* (0.461)	-0.745 (0.459)	1.645 (1.095)	1.882* (1.094)	1.686 (1.098)	1.680 (1.097)
<i>L. XLB</i>	-0.053 (0.122)	-0.049 (0.119)	-0.091 (0.119)	-0.066 (0.122)	-0.604** (0.294)	-0.689** (0.293)	-0.753*** (0.289)	-0.623** (0.291)
<i>L. GDPG</i>	0.167* (0.099)	0.150 (0.099)	0.158 (0.098)	0.156 (0.098)	0.469** (0.229)	0.447* (0.234)	0.431* (0.231)	0.434* (0.230)
常数项	-0.338*** (0.114)	-0.322*** (0.110)	-0.291*** (0.110)	-0.315*** (0.113)	0.948*** (0.298)	1.115*** (0.291)	1.111*** (0.285)	0.984*** (0.293)
Sobel 中介效应检验 (Z 值):					-2.208	-2.825	-2.024	-1.723
中介效应占总效应的比例:					0.102	0.121	0.096	0.081
时间效应	是	是	是	是	是	是	是	是
省份效应	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	1 195	1 195	1 195	1 195	973	973	973	973
调整 R ²	0.645	0.647	0.645	0.645	0.490	0.490	0.489	0.489

(二) 异质性分析^①

1. 上市银行。

地方政府隐性债务对上市银行流动性创造可能产生不同的反应。本文定义上市银行虚拟变量 (*DynaList*), 若地方银行在 A 股或 H 股上市, 则上市后各年份取值为 1, 其他年份为 0。在控制上市银行虚拟变量及其与地方政府隐性债务交乘项之后, 地方政府隐性债务对银行流动性创造的负向影响没有发生变化。交乘项与银行流动性创造在大部分情况下显著正相关, 表明随着地方政府隐性债务的增加, 上市银行可能会创造更多的流动性。原因可能是, 在地方银行上市以后, 地方政府对上市银行的控制力下降, 行政干预信贷资源配置的行为受到抑制, 同时政府监管部门和投资人要求上市银行的贷款投放更加审慎。考虑到地方政府隐性债务规模及其风险在不断积聚, 基于利润最大化和股东财富最大化的原则, 上市银行可能会严格控制向地方政府债务融资的规模, 避免为安全性较低、收益率也较差的地方政府投融资平台提供信贷支持。因此, 随着地方政府隐性债务扩张对上市银行信贷资源挤出效应的减弱, 上市银行可能会创造更多的流动性。

2. 农村商业银行。

地方政府隐性债务扩张对农村商业银行流动性创造功能的实现可能是非对称性的。农村商业银行虚拟变量 (*isRural*) 是指若地方银行是农村商业银行取值为 1, 否则取值为 0。在控制农村商业银行虚拟变量及其与地方政府隐性债务交乘项之后, 地方政府隐性债务对银行流动性创造产生负向影响的结论保持不变。交乘项与银行流动性创造在大部分情况下显著正相关, 表明随着地方政府隐性债务的扩张, 农村商业银行流动性创造增加。原因可能是, 在城市商业银行成立之初, 从法律上就明确了地方政府对城市商业银行的控制权, 因此地方政府的控股地位有助于其干预城市商业银行的经营活动 (钱先航等, 2011^[31])。农村商业银行主要由农民、农村工商户和企业等发起成立, 在一定程度上减弱了地方政府行政干预农村商业银行进行信贷资源配置的能力。同时, 农村商业银行从原来的农村信用社和农村合作银行改制而来, 起点较低、产品创新能力不足、人员素质不高、经营管理水平有限, 在风险控制方面十分薄弱。由于近年来地方政府隐性债务风险攀升且高度不透明, 农村商业银行为避免因地方政府偿付能力不足而破产, 可能会产生惜贷情绪, 收紧向地方政府投融资平台投放信贷资

金, 农村商业银行受地方政府债务挤出效应的作用更小, 相对带来更多的流动性创造。

3. 政府部门作为大股东的银行。

地方政府隐性债务对政府部门作为大股东银行的流动性创造可能具有不同的影响。本文定义政府部门作为大股东银行虚拟变量 (*GovFirst*), 若地方政府部门是地方银行的最大股东则该年取值为 1, 否则取值为 0。在控制政府部门作为大股东银行虚拟变量及其与地方政府隐性债务交乘项之后, 地方政府隐性债务对银行流动性创造的负向影响保持不变。当被解释变量为基于贷款期限且包括表外科目的流动性创造 (*LCMa*) 时, 交乘项与银行流动性创造在大部分情况下显著负相关, 表明随着地方政府隐性债务的增加, 政府部门作为大股东的银行可能会进一步降低流动性创造。原因可能是, 长期以来地方银行承担了为地方政府刺激经济提供资金的关键角色。地方政府对其是大股东的地方银行具有很强的控制力, 可以过多地干预地方银行的日常经营活动, 尤其是通过高管任免奖励等手段诱导地方银行加大对本地经济建设的资金支持。在地方政府的举债冲动下, 政府部门作为大股东的地方银行可能会成为地方政府融资的提款机, 突破自身风险管理的防火墙, 将过多的信贷投向地方政府投融资平台, 进一步增强地方政府隐性债务扩张带来的挤出效应, 从而减少地方银行所创造的流动性。

(三) 调节效应分析

1. 在政府隐性债务较低地区的银行。

地方政府隐性债务对不同政府隐性债务程度地区的银行可能产生不同的影响。本文定义在政府隐性债务较低地区银行虚拟变量 (*isLowID*), 若地方银行在低于地方政府隐性债务样本空间下四分之一分位数的地级市取值为 1, 否则取值为 0。在控制政府隐性债务较低地区银行虚拟变量及其与地方政府隐性债务交乘项之后, 地方政府隐性债务与银行流动性创造仍然存在显著的负相关关系。地方政府隐性债务与在政府隐性债务较低地区银行虚拟变量的交乘项对银行流动性创造正相关且在大部分情况下显著, 表明随着地方政府隐性债务的增加, 在政府隐性债务较低地区的银行创造了更多的流动性。原因可能是, 一方面, 在地方政府隐性债务率较低的地区, 隐性债务扩张对企业 and 居民贷款定价的影响较小, 同时政府隐性债务风险有限且可控, 因此地方政府隐性债务的信贷资源挤出效应较弱, 地方银行可以创造更多的流动性。另一方面, 在政府隐性债务率较低的地区,

^① 受篇幅所限, 文中无法列出本部分的表格, 感兴趣的读者可向作者索取。

地方政府的偿债能力较强。地方银行相信本地政府对地方投融资平台的救助能力和救助意愿,因而更愿意为地方投融资平台提供资金支持,从而扩大了银行贷款规模,创造了更多的流动性。

2. 在强产权制度地区的银行。

本文使用中国分省份市场化指数的分项指标“政府与市场关系”代表中国各省市产权制度发展的相对进程,所用数据来自樊纲等(2011)^[39]和王小鲁等(2019)^[40],其中2017年数据由线性插值外推法取得。本文对银行所在地区产权制度发展程度进行分组,当地方银行所在省市的“政府与市场关系”指数大于当年所有省市的中位数取值为1,否则取值为0,得到强产权制度地区银行虚拟变量(isGM)。在控制强产权制度地区银行虚拟变量及其与地方政府隐性债务的交乘项之后,地方政府隐性债务与银行流动性创造仍然存在显著的负相关关系。地方政府隐性债务与强产权制度地区银行虚拟变量的交乘项对基于贷款期限且包括表外科目的流动性创造(LCMA)均在1%的水平上显著正相关,表明随着地方政府隐性债务的增加,在强产权制度地区的银行创造更多的流动性。原因可能是,在产权制度较强的地区,地方政府会对自身的行政权力进行限制,不会毫无节制地要求地方银行提供贷款。由于地方银行受到较低的政治干预,这会减弱地方政府隐性债务扩张带来的信贷资源挤出效应。同时,在强产权制度地区的地方政府守信践诺,地方投融资平台的违约概率较低,地方银行愿意为安全性较高的地方政府提供融资支持。此外,健全的产权制度有助于地方银行降低交易成本和提高经营效率,地方银行拥有更强的能力为本地经济发展提供资金支持。这些均对银行流动性创造产生了促进作用。

3. 在地方债置换时期的银行。

为避免地方政府隐性债务大量累积引发系统性金融风险,2015年年初地方政府开始进行地方债置换,延长债务期限,降低存量债务成本。本文定义在地方债置换时期银行虚拟变量(Afteryear),若地方银行处在2015年及以后各年份取值为1,其他年份则取值为0。在控制处在地方债置换时期银行虚拟变量及其与地方政府隐性债务交乘项之后,地方政府隐性债务与银行流动性创造仍然存在显著的负相关关系。在大部分情况下,地方政府隐性债务与在地方债置换期银行虚拟变量的交乘项对银行流动性创造显著正相关,表明在地方债置换时期的银行,随着地方政府隐性债务的增加可能创造更多的流动性。总体上,从商业银行的资产负债表来看,地方政府债务置换的影响

体现在,部分贷款被置换为地方政府债券,部分贷款被提前偿还。对地方政府而言,债权人由以往的商业银行,变为公开市场的债券持有人(尽管仍以商业银行持有为主)。这会在两个方面影响商业银行的经营行为:首先是提前被偿还的贷款,商业银行需要进行再贷款,即由以往由政府基建领域向其他领域转移,这会提高银行流动性创造。其次,地方政府债务置换成债券后,降低了地方政府隐性债务资金成本,地方政府举债活动受到规范,可能会抑制地方政府隐性债务扩张带来的挤出效应,从而提高银行流动性创造。

六、主要结论与政策启示

近年来中国地方政府隐性债务规模及其风险在不断积聚,然而政府部门和学术界对地方政府隐性债务对银行流动性创造的影响仍缺乏充分的理解和认识。本文基于2005—2017年中国147家城市商业银行和农村商业银行的非平衡面板数据,考察地方政府隐性债务与银行流动性创造之间的关系。理论分析表明,地方政府隐性债务扩张可能通过信贷资源挤出效应抑制银行流动性创造,也可能通过信贷资源释放效应促进银行流动性创造。实证研究发现,由于受到信贷资源挤出效应的影响,地方政府隐性债务扩张抑制了银行流动性创造,对地区经济增长造成损害。大量稳健性检验和内生性分析均表明,本文主要结论是稳健和可靠的。中介效应检验发现,银行信贷资源在地方政府隐性债务与银行流动性创造之间担当了部分中介效应的角色,也就是说地方政府隐性债务通过挤出信贷资源抑制银行流动性创造。异质性分析表明,地方政府隐性债务扩张促使上市银行、农村商业银行创造更多的流动性,抑制政府部门作为大股东的地方银行的流动性创造。调节效应分析发现,对于在政府隐性债务较低地区银行、在强产权制度环境地区银行和在地方债置换时期银行,随着地方政府隐性债务扩张均会创造更多的流动性。

本文主要结论对于正确理解地方政府隐性债务与银行流动性创造之间的关系具有比较明确的政策启示。第一,地方政府要合理控制自身隐性债务规模及其风险,避免隐性债务扩张挤出信贷资源对银行流动性创造产生抑制作用,从而对长期经济增长潜力产生伤害。第二,商业银行是经营风险的金融机构,地方银行应在控制风险的前提下扩大信贷规模,主动创造更多的流动性,为地方经济健康可持续发展提供资金支持。第三,在政府隐性债务扩张的地区,监管部门应鼓励地方银行上市融资,收紧农村商业银行向地方政府投融资平台投放信贷资金,以及对政府部门作为

大股东的地方银行出台更加严格的信贷监管措施。第四, 监管部门应有效监督和约束地方政府的发债行为, 完善地方产权制度, 鼓励地方政府利用债务置换有利时期, 妥善处理隐性债务问题。

参考文献

- [1] Cao Y, Qian Y, Weingast B R. From Federalism, Chinese Style to Privatization, Chinese Style [J]. *Economics of Transition and Institutional Change*, 1999, 7 (1): 103-131.
- [2] 王永钦, 张晏, 章元, 陈钊, 陆铭. 中国的大国发展道路——论分权式改革的得失 [J]. *经济研究*, 2007 (1): 4-16.
- [3] 钱先航, 曹廷求, 李维安. 晋升压力、官员任期与城市商业银行的贷款行为 [J]. *经济研究*, 2011 (12): 72-85.
- [4] 牛霖琳, 洪智武, 陈国进. 地方政府债务隐忧及其风险传导——基于国债收益率与城投债利差的分析 [J]. *经济研究*, 2016 (11): 83-95.
- [5] 祝继高, 岳衡, 饶品贵. 地方政府财政压力与银行信贷资源配置效率——基于我国城市商业银行的研究证据 [J]. *金融研究*, 2020 (1): 88-109.
- [6] 徐忠. 新时代背景下中国金融体系与国家治理体系现代化 [J]. *经济研究*, 2018 (7): 4-20.
- [7] Bhattacharya S, Thakor A V. Contemporary Banking Theory [J]. *Journal of Financial Intermediation*, 1993, 3 (1): 2-50.
- [8] Berger A N, Udell M. Bank Liquidity Creation [J]. *Review of Financial Studies*, 2009, 22 (9): 3779-3837.
- [9] Gatev E, Strahan P E. Banks' Advantage in Hedging Liquidity Risk: Theory and Evidence from the Commercial Paper Market [J]. *Journal of Finance*, 2006, 61 (2): 867-892.
- [10] Kashyap A K, Rajan R, Stein J C. Banks as Liquidity Providers: An Explanation for the Coexistence of Lending and Deposit-taking [J]. *Journal of Finance*, 2002, 57 (1): 33-73.
- [11] Berger A N, Udell M. Bank Liquidity Creation and Real Economic Output [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2017, 81: 1-19.
- [12] 伏润民, 缪小林, 高跃光. 地方政府债务风险对金融系统的空间外溢效应 [J]. *财贸经济*, 2017 (9): 31-47.
- [13] Albertazzi U, Ropele T, Sene G, Signoretti F M. The Impact of the Sovereign Debt Crisis on the Activity of Italian Banks [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2014, 46 (9): 387-402.
- [14] Lu Y, Sun T. Local Government Financing Platforms in China: A Fortune or Misfortune? [Z]. IMF Working Paper No. 13/243, 2013.
- [15] 余海跃, 康书隆. 地方政府债务扩张、企业融资成本与投资挤出效应 [J]. *世界经济*, 2020 (7): 49-72.
- [16] 范剑勇, 莫家伟. 地方债务、土地市场与地区工业增长 [J]. *经济研究*, 2014 (1): 41-55.
- [17] 吕健. 地方债务对经济增长的影响分析——基于流动性的视角 [J]. *中国工业经济*, 2015 (11): 16-31.
- [18] 毛捷, 黄春元. 地方债务、区域差异与经济增长——基于中国地级市数据的验证 [J]. *金融研究*, 2018 (5): 1-19.
- [19] 刁伟涛. 债务率、偿债压力与地方债务的经济增长效应 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2017 (3): 59-77.
- [20] 彭方平, 展凯. 过度负债、金融压力与经济下滑: 理论与证据 [J]. *经济学 (季刊)*, 2018 (4): 1409-1426.
- [21] 韩健, 程宇丹. 地方政府性债务影响经济增长路径的区域异质性分析 [J]. *统计研究*, 2019 (3): 32-41.
- [22] 龚刚, 徐文舸, 杨光. 债务视角下的经济危机 [J]. *经济研究*, 2016 (6): 30-44.
- [23] 陈志勇, 毛晖, 张佳希. 地方政府性债务的期限错配: 风险特征与形成机理 [J]. *经济管理*, 2015 (5): 12-21.
- [24] 蒲丹琳, 王善平. 官员晋升激励、经济责任审计与地方政府投融资平台债务 [J]. *会计研究*, 2014 (5): 88-93.
- [25] 项后军, 巫姣, 谢杰. 地方债务影响经济波动吗 [J]. *中国工业经济*, 2017 (1): 43-61.
- [26] 毛锐, 刘楠楠, 刘蓉. 地方政府债务扩张与系统性金融风险的触发机制 [J]. *中国工业经济*, 2018 (4): 19-38.
- [27] 李维安, 钱先航. 地方官员治理与城市商业银行的信贷投放 [J]. *经济学 (季刊)*, 2012 (4): 1239-1260.
- [28] 纪志宏, 周黎安, 王鹏, 赵鹰妍. 地方官员晋升激励与银行信贷——来自中国城市商业银行的经验证据 [J]. *金融研究*, 2014 (1): 1-15.
- [29] Levine R, Zervos S. Stock Markets, Banks, and Economic Growth [J]. *American Economic Review*, 1998, 88 (3): 537-558.
- [30] Bernanke A, Blinder A S. Credit, Money and Aggregate Demand [J]. *American Economic Review*, 1988, 78 (2): 435-439.
- [31] Berger A N, Udell M. Bank Liquidity Creation, Monetary Policy, and Financial Crises [J]. *Journal of Financial Stability*, 2017, 30: 139-155.
- [32] Boot A, Greenbaum S I, Thakor A. Reputation and Discretion in Financial Contracting [J]. *American Economic Review*, 1993, 83 (5): 1165-1183.
- [33] Chatterjee U K. Bank Liquidity Creation and Recessions [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2018, 90: 64-75.
- [34] 王洋, 傅娟. 从允许地方政府发债看打破金融行业行政垄断 [J]. *财政研究*, 2015 (2): 54-58.
- [35] Huang Y, Pagano M, Panizza U. Local Crowding Out in China [Z]. CFS Working Paper, No. 632, 2019.
- [36] 毛捷, 刘潘, 吕冰洋. 地方公共债务增长的制度基础——兼顾财政和金融的视角 [J]. *中国社会科学*, 2019 (9): 45-67.
- [37] 徐军伟, 毛捷, 管星华. 地方政府隐性债务再认识——基于融资平台公司的精准界定和金融势能的视角 [J]. *管理世界*, 2020 (9): 37-59.
- [38] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 刘红云. 中介效应检验程序及其应用 [J]. *心理学报*, 2004 (5): 614-620.
- [39] 樊纲, 王小鲁, 朱恒鹏. 中国市场化指数: 各地区市场化相对进程 2011 年报告 [M]. 北京: 经济科学出版社, 2011.
- [40] 王小鲁, 樊纲, 胡李鹏. 中国分省份市场化指数报告 (2018) [M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2019.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

美国经济政策不确定性对中国金融市场的影响分析

The Impact Analysis of Uncertainty of American Economic Policy

on China's Financial Market

司颖华 李淑云

SI Ying-hua LI Shu-yun

[摘要] 本文首先基于贝叶斯时变 VAR 模型构建了中国金融市场状况指数 (Financial Conditions Index, 缩写为 FCI) 来表征金融市场的整体状况。进而选取美国经济政策不确定性 (Economic Policy Uncertainty, 缩写为 EPU) 指数来表征经济政策不确定性特征。最后, 基于互谱分析和小波分析, 在不同的周期上测度了美国 EPU 对中国具体的股票市场和外汇市场以及整个金融市场状况的影响。笔者通过分析发现: 从短期波动来看, 美国经济政策的变动对中国股票市场有一定的影响; 从中期波动来看, 美国经济政策的变动对中国整个金融市场状况也有一定的影响; 但从长期变动来看, 美国经济政策的变动对中国金融市场没有显著的影响。因此, 中国在应对中美贸易摩擦问题上只需更好地发展和完善自身外汇市场和股票市场在内的金融市场, 便可使中美贸易摩擦对中国金融市场的影响降到最小。

[关键词] 经济政策不确定性 中国 FCI 互谱分析 小波分析

[中图分类号] F832 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2021) 10-0043-09

Abstract: Firstly, based on Bayesian time-varying VAR model, the paper constructs the financial conditions index (FCI) to represent the overall situation of China's financial market. Then, the economic policy uncertainty index is selected to represent the uncertainty of economic policy. Finally, based on cross spectrum analysis and wavelet analysis, the influence of the U. S. EPU on the stock market and foreign exchange market and the overall financial market in China is measured in different periods. The author finds that, from the perspective of short-term fluctuation, the changes of American economic policy have a certain impact on China's stock market. From the perspective of medium-term fluctuation, the changes of American economic policies have a certain impact on the overall financial market situation of China. But from a long-term changes perspective, the changes of American economic policies have no significant impact on China's financial market. Therefore, China needs to develop and improve its own foreign exchange market and stock market in order to minimize the impact of Sino US trade friction on China's financial market.

Key words: Economic policy uncertainty FCI of China Cross spectral analysis Wavelet analysis

[收稿日期] 2021-03-04

[作者简介] 司颖华, 女, 1980年3月生, 兰州财经大学统计学院副教授, 研究方向为宏观经济计量方法及其应用; 李淑云, 女, 1973年5月生, 墨尔本大学经济系高级讲师, 博士生导师, 研究方向为经济学理论及其应用。本文通讯作者为李淑云, 联系方式为 shuyunl@unimelb.edu.au。

[基金项目] 国家自然科学基金“贝叶斯潜在阈值 TVP-FAVAR 模型的构建及其应用”(项目编号: 72063022); “基于混频 FASTVAR 模型的 FCI 构建及其应用”(项目编号: 71763016); 甘肃省自然科学基金项目“潜在阈值 TVP-FAVAR 模型的构建及其应用”(项目编号: 21JR1RA282); 甘肃省优秀博士基金项目“基于 TVP-FAVAR 模型的我国货币政策效应分析”(项目编号: 2021QB-087)。

感谢匿名评审人提出的修改建议, 笔者已做了相应修改, 本文文责自负。

一、引言

当前中美贸易摩擦问题成为社会各界关注的热点话题。从2018年3月起,伴随着中美贸易摩擦,人民币对美元汇率曾从最低点6.277变为最高点6.977,贬值幅度达11.152%;2018年中国股票市场也出现了较为频繁而且剧烈的股票价格波动,上证综合指数在6月跌至2813点,创2016年6月以来的新低。与此同时,美国金融市场也随着中美贸易摩擦出现波动。例如,在2018年7月6日、2018年8月23日、2019年5月10日以及2019年6月1日等中美贸易摩擦升级的时间节点,美国的道琼斯工业指数都出现了不同幅度的下跌。2018年9月中国政府发布《关于中美经贸摩擦的事实与中方立场》的白皮书中指出,美国政府所实施的极端贸易保护措施,必将引发全球金融市场等的剧烈波动,也将成为全球经济复苏的最大不确定性因素。美国的加征关税政策引起的中美贸易摩擦,在增加自身经济政策不确定的同时也增加了中国经济政策的不确定性。随之而来的问题就是,中美贸易摩擦带来的不确定性是否影响到了中国金融市场,尤其是外汇和股票市场等。事实证明,中美贸易摩擦对中国金融市场产生了明显影响,测度这种影响将有助于中国政府更全面、更有效地应对中美贸易摩擦造成的不利影响。

第一,关于对美国经济和中国金融市场之间关系进行分析的研究综述。方意等(2019)^[1]基于事件分析法分析了中美贸易摩擦对中国金融市场的溢出效应,认为中美贸易摩擦对中国股、债和汇三个金融市场均有显著的溢出效应。Baker等(2016)^[2]的经济政策不确定性指数(Economic Policy Uncertainty,缩写为EPU)被广泛地应用于经济和政策的相关研究领域。已有基于EPU指数所研究的问题,主要包括某个国家EPU指数对其自身经济社会等的影响分析,以及国家之间EPU指数对经济社会等领域的影响分析。例如,Kang和Ratti(2015)^[3]分析了中国经济不确定性与股票和原油价格之间的关联性。已有基于EPU指数的应用所采用的方法,包括利用VAR模型及其扩展模型的冲击分析,基于Granger因果检验的因果关系分析等。比如:金雪军等(2014)^[4]基于因子扩展的VAR模型,分析了中国EPU指数对宏观经济的冲击效应。陈守东等(2014)^[5]基于非线性的

VAR模型,测度了在不同经济政策状态下中国股票市场与宏观经济的非对称关联性。田磊等(2017)^[6]利用结构VAR模型进行了Granger因果检验。Sun等(2018)^[7]认为经济政策的不确定性与油价的关系短期内疲软但长期会逐步走强。Ftiti和Hadhri(2019)^[8]在不同时间尺度上,分析了经济政策不确定性、油价、投资者情绪与道琼斯指数的Granger因果关系。Chen等(2019)^[9]分别从长期和短期,分析了美国经济政策不确定性和企业层面资本投资的相互影响关系。基于回归模型,周方召和贾少卿(2019)^[10]认为中国经济政策的不确定性对股票市场的冲击通过散户的情绪进行传播。朱映惠和邵旭方(2019)^[11]认为随着宏观经济不确定性的上升,中国金融资源更多地流向国有企业,从而导致资源配置效率低下。司颖华(2020)^[12]基于平滑转移自回归模型测度核心CPI的非线性特征。

第二,关于中国金融市场状况的衡量即金融状况指数(FCI)的研究综述。已有大量研究表明,FCI可以作为货币政策的“指示器”,并且能够对宏观经济起到预警作用。因此,包括美国在内的许多发达国家和地区已编制和公布了包括全球FCI在内的众多FCI月度数据,这为政府当局准确测度当前金融市场状况提供了非常有用的工具。但是,中国政府当前并未公布中国FCI数据。自Goodhart和Hofmann(2001)^[13]最早提出FCI的概念以来,已有大量关于FCI构建和应用的文献(Hatzius等,2010^[14];Balcilar等,2018^[15];Juhro和Iyke,2019^[16]),这为中国FCI的构建提供了一定的科学依据。比如:肖强和司颖华(2015)^[17]、栾惠德和侯晓霞(2015)^[18]利用动态因子模型构建了中国FCI,尚玉皇和郑挺国(2018)^[19]基于混频动态因子模型构建了中国FCI。李婧和高明宇(2020)^[20]在不同的周期上,分析了几大经济体的非常规货币政策对中国FCI的影响。

综上所述,已有大量的文献利用EPU指数来测度经济政策不确定性,利用FCI测度金融市场的整体状况,并对其进行了广泛的应用。研究的大致趋势为,从单个国家和单个维度的研究,向多个国家和多个维度的研究发展。但较少有文献基于EPU和FCI分析美国经济政策不确定性对中国金融市场的影响。因此,论文在已有研究的基础上,基于互谱分析测度美国EPU对中国金融市场的影响。可能的创新之处

在于：第一，基于贝叶斯时变 VAR 模型的中国 FCI 测度；第二，从频域的视角测度了美国 EPU 对中国金融市场的影响。

余文结构安排如下：第二部分是理论分析；第三部分是所采用的研究方法简介；第四部分是基于贝叶斯时变 VAR 模型的中国 FCI 测度；第五部分是美国 EPU 对中国金融市场的影响分析；第六部分是主要结论与启示。

二、理论分析

已有研究提供了以下三个方面关于经济政策不确定性对金融市场的影响机制。

传导机制一，经济政策不确定通过影响中国市场基本面（包括微观结构、信息披露和投资者结构等）因素导致金融市场的波动（蔡庆丰和宋友勇，2010^[21]）。

传导机制二，经济政策不确定从投资者和企业投资层面导致金融市场波动（杨晓兰等，2016^[22]）。从投资者层面来看，当经济政策不确定性增加时，投资者因为风险感知和模糊性厌恶增强，产生悲观情绪，进而引起金融市场的波动。从企业投资层面来看，当经济政策不确定性增加时，企业因为资金成本上升和信贷供给减少，从而减少投资，也增加了企业的悲观情绪，进而引起整个金融市场的波动。

传导机制三，经济政策不确定通过个人投资者引起金融市场波动（金雪军和马国旗，2003^[23]）。鉴于个人投资者缺少专业的金融培训，其在股票市场上处于信息劣势，普遍存在抗风险能力差和“追涨杀跌”的交易行为。因此，当经济政策不确定发生变化时，个人投资者通常难以决策且易产生焦虑等负面情绪，从而导致金融市场的波动。

三、所采用的方法简介

论文首先利用贝叶斯时变 VAR 模型构建了中国 FCI，然后基于互谱分析来考察美国 EPU 对人民币汇率、中国股票市场和中国 FCI 的影响，最后利用小波分解在不同的周期上分析以上变量间的因果关系。现将具体采用的方法简介如下：

（一）互谱分析

魏武雄（2009）^[24]等假设时间序列 $\{x_t\}$ 和 $\{y_t\}$ 是联合平稳的，且有协方差函数 $\gamma_{xy}(k)$ ， $k=0$ ，

$\pm 1, \pm 2, \dots$ 。定义自协方差生成函数为 $r_{xy}(B) = \sum_{k=-\infty}^{\infty} \gamma_{xy}(k)B^k$ 。由自协方差生成函数定义 $\{x_t\}$ 和 $\{y_t\}$ 的互谱密度为：

$$f_{xy}(w) = \frac{1}{2\pi} \sum_{k=-\infty}^{\infty} \gamma_{xy}(k) e^{-iwk} = \frac{1}{2\pi} r_{xy}(e^{-iw}) \quad (1)$$

如果假设 $c_{xy}(w)$ 和 $-q_{xy}(w)$ 是 $f_{xy}(w)$ 的实部和虚部，即 $f_{xy}(w) = c_{xy}(w) - iq_{xy}(w)$ ，则 $c_{xy}(w)$ 叫做 x_t 和 y_t 的共谱， $q_{xy}(w)$ 叫做积分谱。引入极坐标，有 $f_{xy}(w) = A_{xy}(w) e^{i\phi_{xy}(w)}$ ，则

$$A_{xy}(w) = |f_{xy}(w)| = [c_{xy}^2(w) + q_{xy}^2(w)]^{1/2} \quad (2)$$

称为互振幅谱。进而，定义平方相干函数为

$$K_{xy}^2(w) = \frac{|f_{xy}(w)|^2}{f_x(w)f_y(w)} \quad (3)$$

$K_{xy}^2(w)$ 反映 $\{x_t\}$ 和 $\{y_t\}$ 的相关性。定义

$$\phi_{xy}(w) = \tan^{-1} \left[\frac{-q_{xy}(w)}{c_{xy}(w)} \right] \quad (4)$$

为相谱，其值域为 $[-\pi, \pi]$ 。进一步地其除以对应的频率得到时差。由时差的值及其对应的正负号可以确定变量间的超前或者滞后的关系及其具体的数值。

（二）小波分析

小波分析能够把时序变量分解在短周期、中周期和长周期上。因此，通过小波分析可以把时间序列分解在不同的周期上（比如，董直庆和王林辉，2008^[25]；司颖华，2015^[26]）。

已知时间序列 $f(n)$ ，将其分解在各子空间 V_j 的正交投影 $f_j(n)$ ，对应的 Mallat 分解为：

$$f_j(n) = \sum_l \bar{h}_{l-2n} f_{j-1}(l), c_{j,k} = \sum_l \bar{g}_{l-2k} f_{j-1}(l) \quad (5)$$

对应的 Mallat 重构为：

$$f(n) = \sum_{j=1}^J \sum_{k \in Z} c_{j,k} \bar{g}_{n-2k} + \sum_{k \in Z} f_j(k) \bar{h}_{n-2k} \quad (6)$$

因此，小波变换就把时间序列 $f(n)$ 分解成了 $c_{j,k}$ （高频信息）和 $f_j(n)$ （长周期信息）。

四、基于贝叶斯时变 VAR 模型的中国 FCI 测度

（一）变量的选取和预处理

基于 Goodhart 和 Hofmann（2001）^[13] 的做法构建

FCI的变量选取原则,借鉴尚玉皇和郑挺国(2018)^[19]等的研究,综合中国宏观经济与金融市场的实际情况,本文采用广义货币供应量(M2)、国房景气指数(RE)、上证综指(SM)以及GDP等变量,分别代表货币政策、房地产市场、股票市场和实体经济。样本区间为2004年1月至2020年12月,其中GDP为季度数据,M2、RE与SM均为月度数据,并消除了通货膨胀率的影响,数据均来源于中国国家统计局网站和中国人民银行网站,以上变量均进行平稳化和标准化处理。

(二) 中国月度GDP的测度

本文利用贝叶斯时变VAR模型构建中国FCI,由于所选取的变量中GDP为季度数据,其他都为月度数据,需要对形成的混频数据进行处理。本文借鉴了高华川和白仲林(2016)的处理方式,基于混频动态因子模型,利用季度GDP数据与影响其变化的月度宏观经济数据,对月度GDP进行测度。

综合已有文献,本文选取了与季度GDP相关的月度变量包括:制造业与非制造业采购经理人指数、进出口额、居民消费价格指数(CPI)、生产者物价指数(PPI)、货币供应量(M0、M1和M2)、金融机构各项存贷款余额当月增减额、工业增加值、固定资产投资完成额、房地产开发企业投资完成额、发电量、货运量、原油量、邮电总量和社会消费品零售总额等变量。具体地,采用了混频动态因子模型的EM算法,实现了对潜在月度GDP(GDP_Months)的预测。鉴于包含月度GDP所构建的FCI不仅包含了季度GDP的信息而且包含了大量宏观经济变量的信息,因此,本文所构建的FCI将更具有科学性。

(三) 结合月度GDP的中国FCI测度

在构建FCI之前,先给出以上变量的描述统计分析结果如表1所示。

表1 变量的描述统计结果

变量\统计量	最大值	最小值	均值	标准差
上证综指	5 954.80	1 060.74	2 503.11	898.04
国房景气指数	106.59	92.43	100.94	3.53
货币供应量	29.74	7.97	14.88	4.56
GDP	15.52	-6.80	8.65	2.92

表1给出了对应变量的最大值、最小值、均值和标准差,大致地反映了各个变量的基本特征。其中,GDP增长率为负主要出现在2020年疫情期间的2月至5月。为了去除变量量纲的影响,并与CPI构建VAR模型,本文对变量均进行了平稳化和标准化处理。进一步地,结合月度GDP、M2、RE、SM以及CPI构建时变VAR模型(罗煜等,2020^[27]),利用贝叶斯方法进行估计。基于已构建的时变VAR模型,在样本内的每一个时点上计算各个变量对CPI的6期脉冲响应函数值。选择6期是由于太短的期数反映不出冲击的效果,而太长的期数因为平均可能也掩盖冲击效果。具体计算GDP对CPI冲击效应的均值(GDPCPI)、M2对CPI冲击效应的均值(M2CPI)、RE对CPI冲击效应的均值(RECPI),以及SM对CPI冲击效应的均值(SMCPI)。图1给出了以上冲击效应均值在样本期内的分布特征。

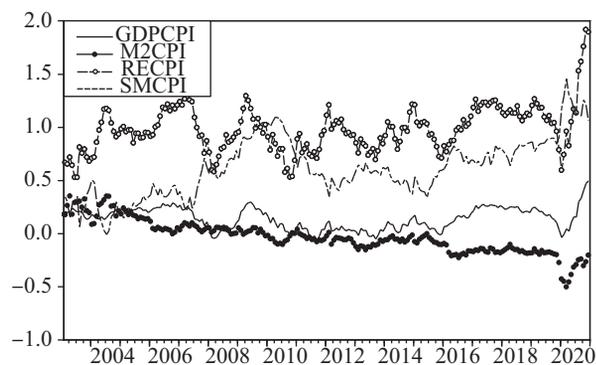


图1 各个时点上变量对CPI冲击效应的均值

由图1可知,各个变量对CPI脉冲响应函数值的均值在不同时点上存在显著差别。第一,从产出对CPI的冲击效应均值来看,大致分成2003年至2008年、2009年至2012年、2013年至2018年和2019年至2020年四个区间,其中2008年和2012年出现了等于0,这大致对应2008年的金融危机和2012年经济步入新常态的时点。相对而言,正冲击效应大于负冲击效应。第二,从货币供给量对CPI的冲击效应均值来看,大致分成2003年至2009年、2010年至2018年和2019年至2020年三个区间,前两个区间大多是大于0,后一个区间大多是小于0。整体来看,货币供给量对价格的影响程度不大,可能的主要原因是,中国一直以来采取极稳健的货币政策,以烫平价格波动为目的。第三,从房地产市场对CPI的冲击效应均值来看,大致趋势是从2004至2018年不断在

上升和下降之间循环变动。这相对充分地体现了房地产市场在CPI变动中的地位，也说明了中国经济从2003年主要依靠房地产市场，到逐步弱化房地产市场地位的历程，以及金融危机后和疫情后房地产市场的不断升温。第四，从股票市场对CPI的冲击效应均值来看，大致分成2004年至2007年、2008年至2016年、2017年至2018年和2019年至2020年四个区间。整体来看，股票市场对CPI的影响程度较大，而且也比较充分地体现了金融危机和新冠疫情等重大事件，影响了股票市场对CPI的影响程度。

进一步利用各个时点上的脉冲响应函数均值，计算不同变量在FCI中的权重，具体如图2所示。

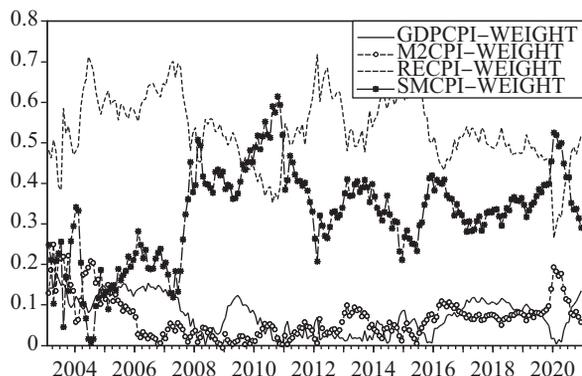


图2 各个变量在FCI中权重的分布

由图2可知，各个变量在FCI中的权重随着时间的变化而变化。GDP在FCI中的权重在0.00到0.20之间，2012年以前大多在0.10左右，而2017年以来变动幅度较大。货币供给量在FCI中的权重较小，在0.00到0.25之间，大多时间在0.10以下。房地产市场在FCI中的权重最大，在0.38到0.80之间。股票市场在FCI中的权重在0.00到0.65之间，其中2004年最小，2010年最大。总之，以上四个变量在FCI的构建中，权重随着时间的变化而变化。因此，相对已有常系数VAR模型所构建的FCI而言，本文所构建的FCI能从不同的时点上刻画中国金融市场状况的特征。

五、美国EPU对中国金融市场的影响分析

首先测度美国EPU对中国外汇市场和股票市场的影响关系，然后测度美国EPU对中国FCI的影响关系。

(一) 美国EPU对人民币汇率的影响分析

以下将测度人民币对美元汇率的上涨是否是由中美贸易摩擦所引起的。为了有效度量人民币对美元的汇率，论文采用由国际清算银行官方网站公布的由CPI调整后得到的实际有效汇率，记作REER。样本区间为2001年1月至2020年12月。以下数据的样本区间均相同。

首先，给出美国EPU指数(EPU_meigu)和人民币对美元的实际有效汇率(REER_zhongguo)的平方相干函数，如图3所示。

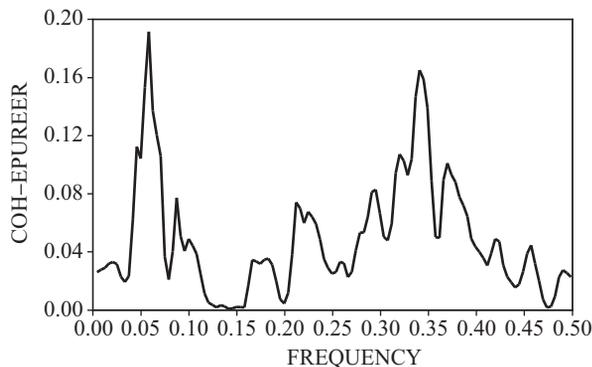


图3 EPU_meigu和REER_zhongguo的平方相干函数

由图3可知，以上变量的平方相干函数值随着频率的变化会有一些的变化，但是整体较小，在绝大多数频率上都小于0.200。对应的经济含义解释是，美国EPU的变动和中国汇率市场之间的相关性不高。即不管是从短期波动还是从长期变动来看，美国政府加征关税的措施导致美国经济政策的不确定，但这与中国外汇市场之间并没有必然的相关性。

为了进一步分析美国经济政策不确定性和中国外汇市场之间的因果关系。论文将小波分解的尺度取为 $2^3=8$ 个月。周期4个月以内的分量，将其定义为短周期；第三层尺度为 2^3 ，是周期5~8个月的分量，将其定义为中周期；小波分解后第三层尺度以外的分量即周期大于8个月的分量，将其定义为长周期。对应地，将美国EPU和人民币对美元的汇率变量分解在短周期、中周期和长周期上（注：对应短周期、中周期和长周期变量的表述，是在对应变量后面分别增加_S、_M和_L，以下变量的处理相同）。测度以上变量的Granger因果关系，结果如表2所示。

表2 美国经济政策和人民币汇率的格兰杰检验

H0	阶数	F 统计量	P 值
EPU_meiguo_S 不是 REER_zhongguo_S 的 Granger 因	4	1.178	0.321
REER_zhongguo_S 不是 EPU_meiguo_S 的 Granger 因	4	1.675	0.155
EPU_meiguo_M 不是 REER_zhongguo_M 的 Granger 因	8	0.116	0.990
REER_zhongguo_M 不是 EPU_meiguo_M 的 Granger 因	8	0.386	0.927
EPU_meiguo_L 不是 REER_zhongguo_L 的 Granger 因	12	0.630	0.815
REER_zhongguo_L 不是 EPU_meiguo_L 的 Granger 因	12	0.688	0.762

由表2可知,不管是从短周期波动、中周期波动还是长周期变动来看,美国经济政策不确定性的变动与中国外汇市场的变动之间均无Granger因果关系。对应的经济含义解释为,虽然美国经济政策的变化和中国外汇市场的变化之间存在一定的关系,但是,中国外汇市场的变动均不受美国经济政策不确定性的影响。因此,美国加征关税加剧贸易摩擦的举措对中国外汇市场并没有显著影响。即针对人民币对美元的贬值现象,有人认为是因为美国加征关税,美国政府认为是中国政府操纵汇率,甚至有人想套汇。以上说法和做法都是完全没有科学依据的。

(二) 美国 EPU 对中国股票市场的影响分析

2018年以来的中国股票市场有大量的外来资金进入,有人认为是因为美国加征关税导致美国经济政策的不确定性增加,相对而言,投资者更看好中国经济的发展。为了有效度量中国股票市场,本文采用上海证券交易所综合指数(记作SZZZ)来表征中国股票市场的整体变动。数据来自wind网。首先,给出美国EPU指数(EPU_meiguo)和上证综指(SZZZ_zhongguo)的平方相干函数,如图4所示。

由图4可知:第一,以上两个变量的平方相干函数值整体不是很高,在频率为0.480处取得最大值为0.470。第二,随着频率的不同,它们所对应的平方相干函数的值有所不同,大部分频率处的平方相干函数值小于0.100,只有在频率为0.450至0.500处的

平方相干函数值较大。对应的经济含义解释是,美国经济政策和股票市场之间的互动关系存在但不是很明显。尤其在短周期上,它们的相关关系比较显著,而且这种相关关系会随着周期的不同而有所变化。从短周期来看,美国政府加征关税等因素导致美国经济政策的不确定,这与中国股票市场之间存在一定的相关性;但是从中周期和长周期来看,它们之间的相关性很小。即中美贸易摩擦所引起的美国经济政策的不确定性与中国股票市场之间在短期具有一定的相关关系。

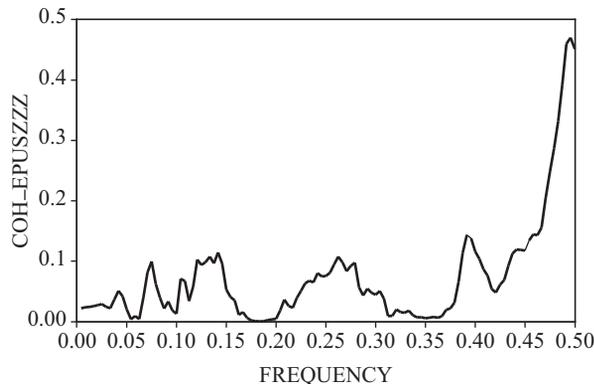


图4 EPU_meiguo 和 SZZZ_zhongguo 的相干函数

为了进一步分析美国经济政策不确定性和中国股票市场之间的因果关系。本文采用类似于之前的处理,检验美国EPU和中国股票市场在不同周期上的Granger因果关系,结果如表3所示。

表3 EPU_meiguo 和 SZZZ_zhongguo 的 Granger 因果检验

原假设	滞后阶数	F 统计量	P 值
EPU_meiguo_S 不是 SZZZ_zhongguo_S 的 Granger 因	4	3.287	0.012**
SZZZ_zhongguo_S 不是 EPU_meiguo_S 的 Granger 因	4	1.490	0.216
EPU_meiguo_M 不是 SZZZ_zhongguo_M 的 Granger 因	6	1.130	0.346

续前表

原假设	滞后阶数	F 统计量	P 值
SZZZ_zhongguo_M 不是 EPU_meiguo_M 的 Granger 因	6	0.656	0.685
EPU_meiguo_L 不是 SZZZ_zhongguo_L 的 Granger 因	12	0.852	0.597
SZZZ_zhongguo_L 不是 EPU_meiguo_L 的 Granger 因	12	1.534	0.113

注：“***”和“**”分别表示检验在0.01和0.05的显著性水平上显著，下同。

由表3可知，从短周期来看，美国经济政策不确定性波动是中国股票市场波动的 Granger 因。从中周期和长周期来看，中国金融市场的波动与美国经济政策不确定性波动均无 Granger 因果关系。经济含义解释为，在短周期上，美国经济政策不确定性的变动会导致中国股票市场的变动。但是，这种影响在中周期和长周期上并不存在。因此，美国加征关税加剧贸易摩擦的举措对中国股票市场有短期的影响。正如，当前出现的因为美国经济政策的不稳定，导致投资者对美国预期经济的不看好，从而将投资指向更有前景的中国股票市场。当然，中国 A 股市场中外资的比重只有 2%。所以，从中长期来看，美国经济政策的不稳定性对中国股票市场没有显著的影响。

(三) 美国 EPU 对中国 FCI 的影响分析

基于以上构建的中国 FCI (记作 FCI_zhongguo)，本文首先利用互谱分析测度美国经济政策不确定性指数和中国金融状况指数的相关性；然后利用小波变换将所要测度的美国经济政策不确定性指数和中国金融状况指数变量分解在短周期、中周期和长周期上；最后在不同的周期上测度它们的 Granger 因果关系。

首先利用谱分析方法，针对美国 EPU 和中国 FCI 进行互谱分析；然后将美国 EPU 和中国 FCI 分解在不同周期上，在不同的周期上，检验了对应变量的因果关系。得出美国 EPU 和中国 FCI 的平方相干函数，

如图5所示。

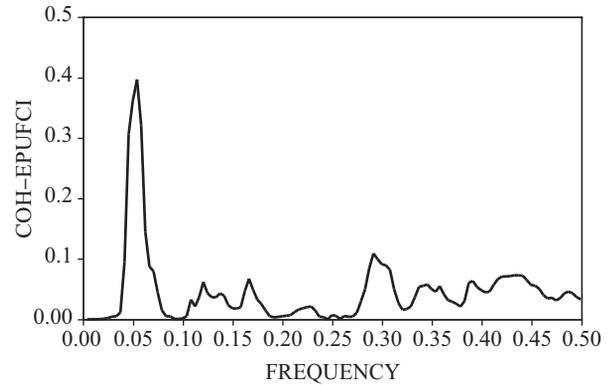


图5 EPU_meiguo 和 FCI_zhongguo 的相干函数

由图5可知：第一，美国经济政策不确定和中国金融市场的平方相干函数值整体不大，在绝大多数频域上都小于 0.100，最大值在 0.050 处为 0.410。第二，在不同的频率上，它们的相关程度不同。可能的经济含义解释是，只有在短周期上，美国经济政策和中国金融市场之间存在一定的相关性，但在中周期上和长周期上，它们的相关程度很低。所以说，虽然在短期内，美国政府加征关税的措施和中国金融市场之间存在一定的相关性，但是这种相关性只是短期的，在中长期两者是没有相关关系的。

在不同周期上，进一步分析美国经济政策不确定性和中国金融市场之间的因果关系，结果如表4所示。

表4 EPU_meiguo 和 FCI_zhongguo 的 Granger 因果检验结果

原假设	滞后阶数	F 统计量	P 值
EPU_meiguo_S 不是 FCI_zhongguo_S 的 Granger 因	6	1.405	0.214
FCI_zhongguo_S 不是 EPU_meiguo_S 的 Granger 因	6	3.410	0.003 ***
EPU_meiguo_M 不是 FCI_zhongguo_M 的 Granger 因	8	5.447	0.000 ***
FCI_zhongguo_M 不是 EPU_meiguo_M 的 Granger 因	8	2.697	0.008 **
EPU_meiguo_L 不是 FCI_zhongguo_L 的 Granger 因	12	0.619	0.797
FCI_zhongguo_L 不是 EPU_meiguo_L 的 Granger 因	12	0.549	0.854

由表4可知：在短周期上，中国 FCI 是美国 EPU 的 Granger 因；在中周期上，中国 FCI 与美国 EPU 互为 Granger 因；而在长周期上，中国 FCI 与美国 EPU 不存在 Granger 因果关系。可能的经济含义解释为，短期内，中国金融市场的波动会在短期内影响美国经济政策的变动；中期上，它们之间相互会有一定的影响；而长期上，它们之间都相互不影响。因此，美国加征关税加剧贸易摩擦的举措，对中国金融市场的整体状况虽然会在一定程度上有影响，但长期来看是没

有显著影响的。

(四) 稳健性检验

本文给出了相应的稳健性分析如下：首先，使用中国股票市场的深圳成指代替上证综指，也采用基于美国新闻的 EPU 指数代替已有的美国 EPU，继续检验美国 EPU 和中国金融市场的相关变量在不同周期上的 Granger 因果关系，得到了完全类似的结论。以基于美国新闻的 EPU 指数 (EPU_news) 和 FCI 的 Granger 因果检验为例，结果如表5所示。

表5 EPU_news 和 FCI_zhongguo 的 Granger 因果检验结果

原假设	滞后阶数	F 统计量	P 值
EPU_news_S 不是 FCI_zhongguo_S 的 Granger 因	6	1.405	0.214
FCI_zhongguo_S 不是 EPU_news_S 的 Granger 因	6	3.410	0.003 ***
EPU_news_M 不是 FCI_zhongguo_M 的 Granger 因	8	5.447	0.000 ***
FCI_zhongguo_M 不是 EPU_news_M 的 Granger 因	8	2.697	0.008 **
EPU_news_L 不是 FCI_zhongguo_L 的 Granger 因	12	0.619	0.797
FCI_zhongguo_L 不是 EPU_news_L 的 Granger 因	12	0.549	0.854

综上，所有稳健性分析证实以上分析结论是稳健的（限于篇幅正文中省略）。

六、主要结论与启示

(一) 主要结论

论文在已有研究的基础上，从中美贸易摩擦问题出发，首先利用美国 EPU 指数来表征美国的经济政策不确定性特征，基于动态因子模型构建了中国 FCI；然后基于频域分析方法详细测度了美国 EPU 与中国 FCI 的相关关系以及 Granger 因果关系。得到的实证结论如下：

第一，从美国经济政策不确定对中国金融市场状况的影响来看。虽然美国经济政策的变化和中国金融市场的变化之间存在一些相关关系，但是相关程度不高，而且这种相关关系会随着周期的不同而有所变化。也就是说，美国政府加征关税所引起的美国经济政策不确定与中国金融市场之间并没有必然的相关性，尤其是在中期和长期上。因此，美国加征关税加剧贸易摩擦的举措对中国金融市场的整体状况并没有显著影响。

第二，从美国经济政策不确定对中国外汇市场和股票市场的影响来看。针对中国外汇市场而言，不管是短期波动还是从长期变动来看，美国政府加征关

税的措施导致美国经济政策的不确定，但这与中国外汇市场之间并没有必然的相关性。针对股票市场而言，从短期波动来看美国政府加征关税的措施导致美国经济政策的不确定，这与中国股票市场之间存在一定的相关性，但是从中周期和长周期来看它们之间的相关性很小。从短期来看，美国经济政策不确定性会导致中国股票市场的波动，但是这种影响在中周期和长周期上并不存在。因此，美国加征关税加剧贸易摩擦的举措对中国股票市场有短期的影响，但从中长期来看美国经济政策的不确定性对中国股票市场没有显著的影响。

(二) 启示

结合以上实证结果，给出相应的政策启示如下：

第一，正确定位美国经济在全球经济的地位以及其对中国金融市场的影响程度。虽然美国经济在全球经济中处于霸主地位，但是美国经济政策的变动对中国金融市场的影响比较有限。因此，面对美国不断采取加征关税的政策，中国无需过度担心。需要做的是，不断完善外汇市场和股票市场在内的中国金融市场，使中美贸易摩擦对中国金融市场变动的影响越来越有限。

第二，中国政府当局可以通过扩大内需和加强多边贸易来减少中美贸易摩擦的影响。中美贸易摩擦必

然导致中国一些对美商品出口受阻。但是通过日益完善的中国消费市场扩张升级,能消化掉这些商品中的一大部分,再加上不断发展和完善的“一带一路”

多边贸易体制等,一定会使中美贸易摩擦对中国金融市场的影响越来越小。

参考文献

- [1] 方意, 和文佳, 荆中博. 中美贸易摩擦对中国金融市场的溢出效应研究 [J]. 财贸经济, 2019 (6): 55-69.
- [2] Baker S R, Bloom N, Davis S J. Measuring Economic Policy Uncertainty [J]. The Quarterly Journal of Economics, 2016, 131 (4): 1593-1636.
- [3] Kang W, Ratti R A. Oil Shocks, Policy Uncertainty and Stock Returns in China [J]. Economics of Transition, 2015, 23 (4): 1-11.
- [4] 金雪军, 钟意, 王义中. 政策不确定性的宏观经济后果 [J]. 经济理论与经济管理, 2014 (2): 17-26.
- [5] 陈守东, 易晓澔, 刘洋. 政策不确定下中国股市与宏观经济相关性的非对称效应研究 [J]. 当代财经, 2014 (1): 45-55.
- [6] 田磊, 林建浩, 张少华. 政策不确定性是中国经济波动的主要因素吗——基于混合识别法的创新实证研究 [J]. 财贸经济, 2017 (1): 5-20.
- [7] Sun X, Chen X, Wang J, et al. Multi-scale Interactions between Economic Policy Uncertainty and Oil Prices in Time-frequency Domains [J]. The North American Journal of Economics and Finance, 2018 (51): 1-15.
- [8] Fiti Z, Hadhri S. Can Economic Policy Uncertainty, Oil Prices, and Investor Sentiment Predict Islamic Stock Returns? A Multi-scale Perspective [J]. Pacific-Basin Finance Journal, 2019, 53: 40-55.
- [9] Chen P, Lee C, Zeng J. Economic Policy Uncertainty and Firm Investment: Evidence from the US Market [J]. Applied Economics, 2019: 1-13.
- [10] 周方召, 贾少卿. 经济政策不确定性、投资者情绪与中国股市波动 [J]. 金融监管研究, 2019 (8): 101-114.
- [11] 朱映惠, 邵旭方. 宏观经济不确定性视角下实体企业金融资产配置动机 [J]. 金融监管研究, 2019 (7): 34-52.
- [12] 司颖华, 卢媛. 中国核心 CPI 的测度及其动态特征分析 [J]. 统计与信息论坛, 2020 (8): 20-25.
- [13] Goodhart C, Hofmann B. Asset Prices, Financial Conditions, and the Transmission of Monetary Policy [Z]. Sveriges Risk Bank Working Paper No. 12, 2001.
- [14] Hatzius J, Hooper P, Mishkin F S, et al. Financial Conditions Indexes: A Fresh Look after the Financial Crisis [R]. National Bureau of Economic Research, No. 16150, 2010.
- [15] Balcilar M, Gupta R, Van Eyden R, et al. Comparing the Forecasting Ability of Financial Conditions Indices: The Case of South Africa [J]. The Quarterly Review of Economics and Finance, 2018, 69: 245-259.
- [16] Juhro S M, Iyke B N. Monetary Policy and Financial Conditions In Indonesia [J]. Buletin Ekonomi Moneter dan Perbankan, 2019, 21 (3): 283-302.
- [17] 肖强, 司颖华. 我国 FCI 的构建及对宏观经济变量影响的非对称性 [J]. 金融研究, 2015 (8): 95-107.
- [18] 栾惠德, 侯晓霞. 中国实时金融状况指数的构建 [J]. 数量经济技术经济研究, 2015 (4): 137-148.
- [19] 尚玉皇, 郑挺国. 中国金融形势指数混频测度及其预警行为研究 [J]. 金融研究, 2018 (3): 21-35.
- [20] 李婧, 高明宇. 发达经济体非常规货币政策对中国金融状况指数的时变影响 [J]. 社会科学战线, 2020 (6): 73-83.
- [21] 蔡庆丰, 宋友勇. 超常规发展的机构投资者能稳定市场吗? ——对我国基金业跨越式发展的反思 [J]. 经济研究, 2010 (1): 90-101.
- [22] 杨晓兰, 沈翰彬, 祝宇. 本地偏好、投资者情绪与股票收益率: 来自网络论坛的经验证据 [J]. 金融研究, 2016 (12): 143-158.
- [23] 金雪军, 马国旗. 证券市场中机构投资者与个人投资者信息不对称分析 [J]. 商业研究, 2003 (19): 76-79.
- [24] 魏武雄. 时间序列分析——单变量和多变量方法 [M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2009.
- [25] 董直庆, 王林辉. 我国证券市场与宏观经济波动关联性: 基于小波变换和互谱分析的对比检验 [J]. 金融研究, 2008 (8): 39-52.
- [26] 司颖华. 不同时期视角下 CCI 与 CPI 的关联性测度 [J]. 价格理论与实践, 2015 (5): 73-75.
- [27] 罗煜, 甘静芸, 何青. 中国金融形势的动态特征与演变机理分析: 1996—2016 [J]. 金融研究, 2020 (5): 21.

(责任编辑: 李 晨 张安平)

战略规划流程与绩效指标因果链条 对预算目标设定的影响：一项实验研究

The Effect of Strategic Planning Procedure and Causal Chain of
Performance Measures on Budget Goal Setting: An Experimental Study

李鹤尊 安娜 刘俊勇

LI He-zun AN Na LIU Jun-yong

[摘要] 本文在平衡计分卡框架下运用实验研究的方法考察了战略规划流程和绩效指标因果链条对预算目标设定的影响。本文研究结果表明，当上级设定的财务目标值高于往年水平时，绩效指标因果链条能够促使下级管理者上报高于往年水平的目标值，以配合既定的财务目标，并且在规范化战略规划流程中应用绩效指标因果链条能够提高下级管理者的预算满意度。进一步分析显示，在规范化战略规划流程中应用绩效指标因果链条，可以加强下级管理者对绩效指标因果联系的认识，提高其对于预算编制程序的公平感，并最终提高预算满意度。

[关键词] 预算目标 预算满意度 战略规划流程 绩效指标因果链条

[中图分类号] F230 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2021) 10-0052-13

Abstract: This paper uses an experiment to examine the impact of strategic planning procedure and causal chain of performance measures on budget goal setting under the balanced scorecard framework. The experimental results show that when the financial target set by superiors is higher than that of previous years, the causal chain of performance measures can prompt subordinate managers to report a target higher than that of previous years in order to match the given financial target. The experiment also shows that using the causal chain of performance measures in a normalized strategic planning procedure can bring higher budget satisfaction to subordinate managers. The results of supplementary tests show that the combination of the normalized strategic planning procedure and causal chain of performance measures can enhance the subordinate manager's perception of causal linkage of performance measures, thereby improving their fairness perception of the budget planning process, and ultimately improving their budgetary satisfaction.

Key words: Budget goal Budget satisfaction Strategic planning procedure Causal chain of performance measures

[收稿日期] 2019-10-16

[作者简介] 李鹤尊，男，1992年6月生，北京邮电大学经济管理学院讲师，管理学博士，研究方向为管理会计、财务管理、公司治理；安娜，女，1994年10月生，中央财经大学会计学院博士研究生，研究方向为管理会计；刘俊勇，男，1970年10月生，中央财经大学会计学院教授，管理学博士，研究方向为管理会计、管理控制系统、战略执行。本文通讯作者为安娜，联系方式为 lanna121@163.com。

[基金项目] 北京邮电大学中央高校基本科研业务费专项资金资助新进教师人才项目“战略规划流程、绩效指标因果联系与预算行为”（项目编号：2020RC30）；国家自然科学基金项目“预算管理程序公平：决定因素与影响后果”（项目编号：71672208）。

感谢匿名评审人提出的修改建议，笔者已做了相应修改，本文文责自负。

一、引言

平衡计分卡的出现被誉为管理会计史上最重要的发展之一 (Tayler, 2010^[1]), 这项管理会计工具已开始在中国企事业单位中推广应用 (吴建南和郭雯菁, 2004^[2]; 乔均等, 2007^[3])。自问世以来, 平衡计分卡框架不断演变。早期版本的平衡计分卡聚焦于使用多个绩效指标来管理企业绩效 (Kaplan 和 Norton, 1992^[4]), 提供一种更加“平衡”的绩效观。Kaplan 和 Norton (2000)^[5]将战略地图与平衡计分卡结合, 向使用者揭示了绩效指标之间的因果链条。此后, Kaplan 和 Norton (2008)^[6]又提出了闭环战略管理体系^①, 将战略规划进一步分为战略目标设定、绩效指标选取、目标值设定、行动计划制定和预算编制五个步骤。其中战略与预算目标设定的关系长期以来受到研究者关注 (Baerdemaeker 和 Bruggeman, 2015^[7]; Van der Stede, 2001^[8])。尽管 Kaplan 和 Norton (2008)^[6]为战略地图和平衡计分卡提供了一个规范化的应用流程, 但是这种战略规划流程对平衡计分卡应用效果的影响有待进一步研究。鉴于此, 本文将深入探讨这种战略规划流程与绩效指标因果链条对企业预算目标设定的影响。为了便于叙述, 本文将这种五步骤战略规划流程简称为“规范化的战略规划流程”。

本文将采用 2 (是否存在规范化的战略规划流程)×2 (是否存在绩效指标因果链条) 的实验设计研究上述问题。被试者为商科硕士研究生, 在实验中被要求扮演下级管理者, 参与预算并向上级管理者填报预算目标。首先, 本文考察被试者在模拟的预算参与过程中上报的预算目标。实验结果显示, 当上级设定的财务目标值高于往年水平时, 绩效指标因果链条能够促使下级管理者上报高于往年水平的目标值, 以配合既定的财务目标。接下来, 本文考察当上级管理者在财务、客户、内部流程和学习成长四个层面均下达高于往年水平的预算目标后被试者对于既定预算目标的满意度。实验结果显示, 在战略规划流程中应用绩效指标因果链条能够提高下级管理者的预算满意度。补充测试的结果表明, 在战略规划流程中应用绩效指标因果链条, 可以加强下级管理者对绩效指标因果联系的感知, 进而提高他们对于预算编制程序的公平感, 并最终提高他们的预算满意度。

本文的研究贡献有以下几点: 第一, 拓展了战略地图和平衡计分卡的研究。以往的实验研究已表明战略地图所蕴含的绩效指标因果链条能够影响事后管理者绩效评价的判断以及决策绩效 (Tayler, 2010^[1]; Humphreys 等, 2016^[9])。本文的实验证据显示, 绩效指标因果链条在事前目标值设定的过程中同样发挥着重要的作用。第二, 为战略规划和预算目标设定的关系提供了新线索。以往文献显示下级管理者参与战略规划能够降低预算松弛 (Baerdemaeker 和 Bruggeman, 2015^[7])。本文的研究发现, Kaplan 和 Norton (2008)^[6]的战略规划流程和绩效指标因果链条为下级管理者参与战略规划构建了良好的机制, 有助于提高预算目标与战略目标的契合度。第三, 不仅关注了平衡计分卡的形态, 而且关注其应用过程。实验证据表明, 在战略规划流程中应用绩效指标因果链条能使平衡计分卡更充分地发挥作用。

二、文献回顾与研究假说

早期版本的平衡计分卡聚焦于使用多个绩效指标管理企业绩效 (Kaplan 和 Norton, 1992^[4]), Kaplan 和 Norton (2000)^[5]将其与战略地图相结合, 继而将企业战略目标分为财务、客户、内部流程及学习与成长四个层面, 并认为四个层面之间存在特定的因果联系: 学习成长层面战略目标的实现会影响内部流程层面战略目标的实现, 进而影响客户层面战略目标的实现, 并最终影响财务层面战略目标的实现。战略地图的一个重要特点在于, 它向使用者展示了绩效指标之间的因果链条, 进而揭示了绩效指标与战略目标的联系, 以及不同战略目标之间的联系。这种因果链条会对管理者的判断和决策产生重大影响 (刘俊勇等, 2011^[10]; 刘俊勇等, 2018^[11]; Tayler, 2010^[1]; Humphreys 等, 2016^[9])。然而, 以往对平衡计分卡绩效指标因果链条的研究往往聚焦于对管理者事后判断的影响, 鲜有讨论其对事前目标设定行为的影响。另外, Kaplan 和 Norton (2008)^[6]提出的五步骤战略规划流程为战略地图和平衡计分卡提供了一个规范化的应用流程, 但以往研究尚未充分讨论这种流程对平衡计分卡应用效果的影响。

下级管理者在参与预算的过程中能否设定合理的目标同样是一个重要的研究问题 (Baerdemaeker 和

① 该闭环战略管理体系包括: 制定战略; 规划战略; 分解战略; 规划运营; 回顾战略与运营计划执行情况; 检验与调整战略。

Bruggeman, 2015^[7]; Dunk, 1993^[12])。以往文献表明, 预算参与机制是影响预算松弛的重要因素 (Nouri 和 Parker, 1996^[13]; Onsi, 1973^[14])。然而, 关于预算参与和预算松弛关系的研究结果并不一致。一些研究发现预算参与和预算松弛负相关 (Baerdemaeker 和 Bruggeman, 2015^[7]; Dunk, 1993^[12]; Onsi, 1973^[14]), 另一些研究发现两者正相关 (Lowe 和 Shaw, 1968^[15]), 还有部分研究未发现显著关系 (Collins, 1978^[16])。而设定战略目标和编制预算都属于规划过程的一部分 (Cadez 和 Guilding, 2008^[17]; Frezattiet 等, 2011^[18]), 战略与预算目标设定的关系长期以来受到研究者的关注 (如: Baerdemaeker 和 Bruggeman, 2015^[7]; Van der Stede, 2001^[8])。因此, 战略规划流程和绩效指标因果链条对管理者目标设定行为的影响值得进一步讨论。

(一) 绩效指标因果链条、战略规划流程与预算目标设定行为

在目标设定决策中, 管理会计信息会影响其使用者如何在思想上描绘自己所在组织以及组织内存在的各类因果关系 (Markman 和 Gentner, 2001^[19]; Krishnan 等, 2005^[20])。当这种关系描绘越准确时, 决策绩效也会越高 (Gary 和 Wood, 2011^[21]; Humphreys 等, 2016^[9])。而绩效指标因果链条明确揭示了企业内不同职能的战略目标或绩效指标 (预算目标) 之间的关系 (Chenhall, 2005^[22]), 能够帮助管理者更准确地理解组织内部各项工作的因果关系 (Humphreys, 2016^[9]), 有助于下级管理者理解不同预算目标与战略目标的联系, 以及各职能预算目标之间的联系。根据企业管理的“鱼缸”法则 (孔庆林和杨晓华, 2011^[23]; 纪婧, 2018^[24]), 当上级增加规章制度和各项工作的透明度后, 其行为就置于下属的监督之中, 强化了上级的自我约束机制, 同时提升了下属的责任感, 增强其对组织行为的认同感。而绩效指标因果链条不仅明确列示了组织内所有的财务指标和非财务指标, 还展示了各项指标之间的联系, 提高了战略规划活动的透明度和合理性, 这有助于提升下属对战略规划活动的认同感, 加强参与战略规划的意见。

绩效指标因果链条揭示了各类非财务绩效指标与财务绩效指标在战略上的逻辑关系。企业中绩效指标的目标值往往与预算目标重叠或高度相关, 为某一指标设定目标值时, 绩效指标因果链条能够将预算目标设定与战略规划结合, 帮助下级管理者参与战略规

划, 增加指标及指标间因果联系的可理解性和透明度, 进而增强下级管理者的自主性预算动机 (Baerdemaeker 和 Bruggeman, 2015^[7]), 激发下级管理者参与制定组织战略目标和预算目标的积极性, 促使他们了解自己负责的绩效指标如何驱动财务绩效以及实现企业整体战略, 最终设定可以支持企业总体战略的预算目标。基于以上分析, 本文提出假说 1:

H1: 企业使用绩效指标因果链条描绘指标之间因果联系时, 下级管理者会倾向于设定能够支持企业总体战略的预算目标。

以往研究显示, 参与战略规划能够使管理者获得更多选择权 (Deci 等, 1989^[25]), 使他们认为可以掌控自己的环境 (Chenhall, 2003^[26]; Hutzschenreuter 和 Kleindienst, 2006^[27])、工作 (Shields 和 Shields, 1998^[28]) 和决策过程 (Locke 和 Latham, 1990^[29]), 并营造出一种共同努力的气氛 (Papadakis 等, 1998^[30])。根据自决理论 (self-determination theory), 这种自主权会使管理者产生自主性预算动机, 继而认识到制定合理预算并实现预算目标至关重要, 同时制造预算松弛的动机会被削弱 (Baerdemaeker 和 Bruggeman, 2015^[7]), 会更愿意深入思考, 制定合理的、有助于企业实现整体战略的预算目标。而 Kaplan 和 Norton (2008)^[6]提出的战略规划流程不仅向下级管理者展示了清晰的指标设定流程, 还要求企业选取的绩效指标能够反映并量化战略目标, 并且这些绩效指标会成为制定行动计划和编制预算的基础。因此, 若企业采用了这种规范化的战略规划流程, 那么当下级管理者参与预算目标设定和战略规划时, 更可能会激发其自主性预算动机, 制定有助于企业实现整体战略的预算目标。基于上述分析, 本文提出假说 2:

H2: 当企业存在规范化的战略规划流程时, 下级管理者会倾向于设定能够支持企业总体战略的预算目标。

需要强调的是, 本文讨论的规范化的战略规划流程专指 Kaplan 和 Norton (2008)^[6]的闭环战略管理体系中提到的战略规划五步骤: 制定战略目标、选定能够衡量战略目标的绩效指标、设定绩效指标目标值、设计具体的行动方案、编制预算。

鉴于上述两个假说, 绩效指标因果链条为下级管理者提供了指标间的因果联系, Kaplan 和 Norton (2008)^[6]提出的战略规划流程展示了从目标设定到预算编制的五大规范化步骤, 从而提高了指标、指标

间因果联系以及指标设定程序的透明度和科学性。规范化的战略规划流程包含了依据战略目标生成绩效指标的全过程,因此在战略规划流程中应用绩效指标因果链条将更有助于下级管理者了解绩效指标与财务、客户、内部流程、学习与成长层面战略目标的对应关系,并且能够使其了解各个层面的绩效指标如何驱动财务绩效以及帮助实现企业整体战略,进一步提高企业战略目标和预算目标制定流程的透明度和合理性,增强下级管理者自主性预算动机以及对组织预算行为的信心和信任感,最终在自主设定目标时更有意愿支持上级预算目标的提升。基于上述分析,本文提出假说3:

H3: 相比于不存在规范化的战略规划流程,当企业中存在规范化的战略规划流程时,使用绩效指标因果链条会更倾向于使下级管理者设定能够支持企业总体战略的预算目标。

(二) 绩效指标因果链条、战略规划流程与预算满意度

预算满意度是指个体面对预算过程和预算目标的舒适程度,而公平感是影响预算满意度的关键因素(Maiga, 2006^[31])。上级管理者下达较高难度的预算目标时,可能会引起下级管理者的不满。在平衡计分卡框架下,战略地图所蕴含的绩效指标因果链条能够使下级管理者认识到绩效指标之间的因果联系。这种因果链条能够揭示企业内不同战略目标或绩效指标(预算目标)之间的影响关系(Chenhall, 2005^[22]),显示下级管理者承担的绩效目标如何驱动财务绩效和企业的整体战略,从而使下级管理者理解预算目标的合理性。当个体遇到于己不利的决策时,决策者向个体就决策给出合理解释,将有助于消除个体对决策者动机与意图的负面解读(Bies, 1987^[32]),并且能够增加程序公平感(Bies和Shapiro, 1988^[33])。因此,绩效指标因果链条会使下级管理者认为,尽管上级下达的预算目标有难度,但自己承担的预算目标是根据因果链条由企业整体战略和财务绩效目标转化而来,并不带有管理者偏见。由于偏见抑制是影响程序公平的重要因素(Leventhal, 1980^[34]),所以当程序被认为能够抑制偏见时,则会带来较高的公平感,继而带来较高的预算满意度。基于上述分析,本文提出假说4:

H4: 企业使用绩效指标因果链条描绘指标之间因果联系会使下级管理者显示出较高的预算满意度。

Kaplan和Norton(2008)^[6]提出的战略规划流程中,每一个步骤都会为下一个步骤提供依据(例如:战略目标的设定会为绩效指标的选择提供依据;目标值的设定会为预算的编制提供依据)。因此,这种战略规划流程能够将预算与组织战略建立联系。在这种规范化的流程下,管理者需要根据战略目标确定绩效指标的目标值以及预算(Kaplan和Norton, 2008^[6]),这使得上级管理者在最终确定预算目标时,更难以根据自身偏好任意地设定预算目标,从而抑制了目标设定过程中的偏见。在下达预算目标并与下级管理者沟通时,上级管理者可以将战略目标作为设定预算目标的依据,使下级管理者相信预算目标的设定不具有偏见。因此,同理绩效指标因果链条,采用战略规划流程能够影响程序公平中“偏见抑制”维度。此外,作为企业内部的利益相关者,企业内部管理者群体的利益会受到战略的影响。预算目标关系到管理者的绩效评价和奖酬(Itner等, 1997^[35];邓传洲等, 2008^[36])。战略规划流程使管理者认识到他们所承担的预算目标与企业战略相关,进而认识到自身利益与企业的长期目标存在联系。因此,这种规范化的战略规划有助于形成战略合力,增加个体对既定预算目标的认同感和公平感,最终提高预算满意度。基于上述分析,本文提出假说5:

H5: 当企业存在规范化的战略规划流程时,下级管理者会显示出较高的预算满意度。

鉴于上述两个假说,绩效指标因果链条能够通过明确指标间的因果联系,影响程序公平的“偏见抑制”和“准确性”维度,引导下级管理者排除个人偏见,帮助其就“目标值是如何确定的”找出合理解释,做出客观判断,更加准确、合理地设定预算目标。而Kaplan和Norton(2008)^[6]提出的战略规划流程清楚地展示了一种规范化的设定过程,在该流程下,上级管理者最终确定并批复预算目标时,需要根据特定的步骤确定战略目标、绩效指标的目标值以及预算目标,这也会使下属相信上级管理者并非根据自身偏好任意地做出决策,且预算目标的设定是无偏见的。

那么,当在规范化的战略规划流程中应用绩效指标因果链条时,两者的结合对于下级管理者来说具有双重确认作用。根据“金鱼缸”法则(孔庆林和杨晓华, 2011^[23];纪婧, 2018^[24]),此时预算目标设定以及战略规划流程都更加透明。进一步地促使下级管理者相信自己已通过规范化的步骤充分参与战略规

划,并使他们注意到每个绩效指标(预算目标)是对特定战略目标的衡量,更好地感知绩效指标在战略上的因果联系,理解非财务指标如何驱动财务绩效,从而对组织的战略规划工作抱有较高的信心,并对预算目标设定产生较强的认同感和公平感,最终在得到上级预算批复数时满意度更高。基于上述分析,本文提出假说6:

H6: 相比于不存在规范化的战略规划流程,当企业中存在规范化的战略规划流程时,绩效指标因果链条对预算满意度的提升作用更为明显。

三、研究设计

(一) 实验被试者

本文实验被试者由172名在职商科硕士研究生担任。在进行实验之前,被试者通过课堂学习已经了解

战略地图、平衡计分卡、战略规划流程以及预算等基本概念^①,能够较好地理解实验中战略规划流程与平衡计分卡的不同展现形式,有助于实验顺利开展。在整个实验过程中,被试者没有被告知实验目的,直至他们完成此实验。本文被试者的平均年龄约为27.5岁,平均工作经验约为4.2年,男性(女性)占比约40.10%(59.90%)。由于采用了随机分组的方法,四组被试者的特征不存在显著差异。

(二) 实验设计

本实验主要研究战略规划流程与绩效指标因果链条对预算目标设定的影响,采用2(是否存在规范化的战略规划流程)×2(是否存在绩效指标因果链条)的实验设计(见表1),实验被试者被随机平均分配到四个组中。

表1 实验设计

	存在规范化的战略规划流程	不存在规范化的战略规划流程
存在绩效指标因果链条	存在规范化的战略规划流程 存在绩效指标因果链条	不存在规范化的战略规划流程 存在绩效指标因果链条
不存在绩效指标因果链条	存在规范化的战略规划流程 不存在绩效指标因果链条	不存在规范化的战略规划流程 不存在绩效指标因果链条

(三) 实验任务

本文设计的实验任务是让被试者扮演一名下级管理者的角色——一家虚构的医药商业企业(以下简称HRH医药)销售部门经理。实验任务是让被试者依据企业是否采用战略规划流程以及平衡计分卡的展现形式,完成企业预算目标设定的任务,并在完成预算设定后,对比企业最终确定的预算目标进行综合满意度打分。

我们提供给所有被试者的资料包含三个部分:一是战略地图与平衡计分卡的基础知识;二是HRH医药“规范化的战略规划流程”^②,包括企业采用的战略规划流程的具体步骤;三是HRH医药使用的平衡计分卡,根据不同分组而展现不同形式。

(四) 实验步骤

本次实验集中所有被试者在固定地点进行,耗时约30分钟。实验材料由实验助理逐一发放,确

保实验的可控性。在整个实验过程中,被试者不能透露真实姓名,全程使用唯一编号标记实验材料,保证了实验的信息不对称环境。本次实验的具体步骤如下:

步骤一:实验被试者被随机平均分配到四个组,通过事先设计的网页开始实验。

步骤二:在每一个分组中,被试者需要阅读资料,了解HRH医药的管理实践。在两个存在战略规划流程的分组中,文字资料会向被试者描述企业的战略规划流程(如图1);在另外两个分组中,将直接告知被试者企业“未采用规范化的战略规划流程”。在两个不存在绩效指标因果链条的分组中,图文资料会向被试者展示企业使用的不含绩效指标因果链条的平衡计分卡(如图2);在另外两组中,图文资料会向被试者展示企业使用的与战略地图结合,绘制了绩效指标因果链条的平衡计分卡(如图3)。

^① 在实验之前,我们并未向被试者展示绩效指标因果链条和战略规划流程结合使用的理念,已尽可能避免与课堂知识相悖。

^② 若被试者所在分组为企业没有采用规范化战略规划流程,则该部分资料不进行展示。

HRH医药采用了正式的战略规划流程，该流程依次包含以下五个步骤：

第一步，制定战略目标。
 为了加快企业成长，HRH医药在平衡计分卡的框架下制定了以下四个层面的战略目标：
 一、财务层面：加速价值创造，并在此基础上设定“开源”和“节流”两个目标
 二、客户层面：提高客户体验；扩大客户群
 三、内部流程层面：积极响应需求；高效运营
 四、学习成长层面：提高士气；高素质团队

第二步，选定能够衡量战略目标的绩效指标。
 基于上述战略目标，HRH医药选取了14个常用绩效指标：
 一、财务层面
 加速价值创造：（1）净资产收益率、（2）净利润
 开源：（3）销售收入增长率
 节流：（4）销售净利率
 二、客户层面
 提高客户体验：（5）客户满意度、（6）投诉次数
 扩大客户群：（7）市场占有率
 三、内部流程层面
 积极响应需求：（8）配送及时率
 高效运营：（9）平均回款天数、（10）积压库存占比
 四、学习成长层面
 提高士气：（11）员工满意度、（12）员工保有率
 高素质团队：（13）技能考评合格率、（14）内部突击检查合格率

第三步，设定绩效指标目标值。
 HRH医药会为上述绩效指标设定适当的目标值。

第四步，设计具体的行动方案。
 HRH医药会为实现目标值进一步具体设计行动方案。

第五步，编制预算。
 HRH医药会将上述绩效指标作为财务和业务预算的预算目标，编制具体预算。

图1 实验中战略规划流程页面

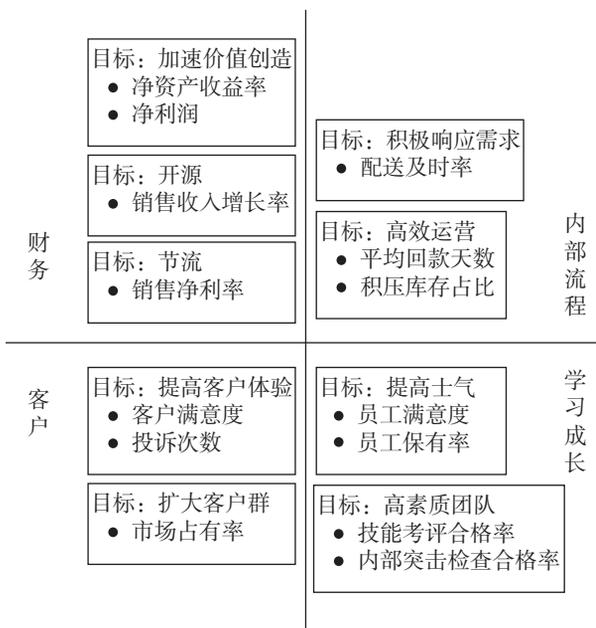


图2 无因果链条的平衡计分卡

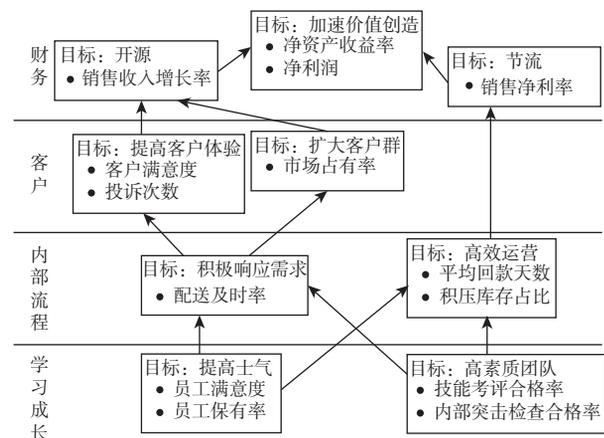


图3 有因果链条的平衡计分卡

步骤三：被试者会被要求扮演销售部门经理参与预算，填报2019年度自己负责的绩效指标目标值。在

实验中，表2展示了HRH医药的绩效指标体系以及近三年指标的实际值。企业的绩效指标体系按平衡计分卡的框架设定，包含14个绩效指标，其中4个绩效指标为财务指标，9个绩效指标为非财务指标。被试者扮演的下级管理者，只需要填报自己负责的5个绩效指标的2019年目标值。这5个绩效指标包含2

个财务指标——销售收入增长率、销售净利率，以及3个非财务指标——市场占有率、投诉次数、客户满

意度。被试者会被告知，目标值被确定后将构成对其2019年绩效考核的基础。

表2 平衡计分卡绩效指标近三年实际值及2019年目标值

层面	绩效指标	2016 实际值	2017 实际值	2018 实际值	2019 预算目标 (上报数)
财务层面	净资产收益率 (%)	18	22	20	23
	净利润 (亿元)	1.85	2.20	2.40	3.01
	* 销售收入增长率 (%)	11	13	12	由您填报
	* 销售净利率 (%)	4.0	4.2	4.1	由您填报
客户层面	* 市场占有率 (%)	15	17	16	由您填报
	* 投诉次数 (次)	19	10	16	由您填报
	* 客户满意度 (%)	83	97	90	由您填报
内部流程层面	配送及时率 (%)	80	90	85	其他人填报
	积压库存占比 (%)	6	4	5	其他人填报
	平均回款天数 (天)	115	125	120	其他人填报
学习成长层面	员工满意度 (%)	75	85	80	其他人填报
	员工保有率 (%)	73	87	80	其他人填报
	技能考评合格率 (%)	83	87	85	其他人填报
	内部突击检查合格率 (%)	95	99	97	其他人填报

* 表示由您负责上报，并将用于考核您的绩效的预算目标。

需要说明的是，为了观察被试者是否会通过设定预算目标支持企业总体战略，本文对实验进行了特殊设计。被试者在设定自己负责的绩效指标目标值之前，能够看到上级管理者已经确定了净资产收益率和净利润在2019年的目标值。与HRH医药“加速价值创造”的战略目标吻合，净资产收益率和净利润目标均略高于近三年实际值的最高水平。这一设计的目的是观察被试者是否会在战略目标的引导下，对自己负责的绩效指标设定略高于近三年最高水平的目标值。此外，在虚拟企业近三年绩效指标实际值中，除净利润在2016至2018年保持增长之外，其他指标在2017年达到最高或最低水平，2018年的绩效水平接近于前两年平均。这一设计的目的是防止绩效指标的实际值变化呈现明显趋势，影响被试者的判断。

步骤四：被试者在网页上填报目标值后会进入下一个页面。在这个页面中，被试者会被告知上级管理者在参考下级管理者的意见后，为14个绩效指标下达了最终确定的2019年目标值，具体数值如表3所示。此时，无论被试者在上一步如何填报目标值，都会收到同样的结果。表3中，所有目标值均略高出近三年的最高水平。在此基础上，被试者会被请求对预算的综合满意度打分（0~100分）。

表3 预算目标批复表

层面	绩效指标	2019 预算目标 (批复数)
财务层面	净资产收益率 (%)	23
	净利润 (亿元)	3.01
	销售收入增长率 (%)	17
	销售净利率 (%)	4.4
客户层面	市场占有率 (%)	19
	投诉次数 (次)	8
	客户满意度 (%)	98
内部流程层面	配送及时率 (%)	95
	积压库存占比 (%)	3.5
	平均回款天数 (天)	110
学习成长层面	员工满意度 (%)	90
	员工保有率 (%)	90
	技能考评合格率 (%)	90
	内部突击检查合格率 (%)	100

(五) 变量设计

1. 解释变量。

(1) 战略规划规范化。本文基于Kaplan和Norton(2008)^[6]战略规划流程的五大步骤设计了如图1所示的战略规划流程页面，在使用战略规划流程的分组中，该页面会向被试者展示。而在未使用战略规划流程的分组中，将直接告知被试者企业“未采用规范化的战略规划流程”。在此基础上，本文定义分组变

量 *SPP*，该变量对使用规范化战略规划的分组取 1，对未使用的分组取 0。

(2) 绩效指标因果链条的存在性。本文基于 Tayler (2010)^[1]的方法操控绩效指标因果链条的存在性。对于不存在绩效指标因果链条的分组，被试者会被展示 Kaplan 和 Norton (1992)^[4]提出的传统的四层面平衡计分卡。如图 2 所示，这种平衡计分卡仅将绩效指标分成 4 组，但并不表现指标之间的因果链条。对于存在绩效指标因果链条的分组，被试者会被展示 Kaplan 和 Norton (2000)^[5]提出的与战略地图结合并显示出明确的绩效指标因果链条的平衡计分卡。如图 3 所示，这种平衡计分卡能够显示其他层面的战略目标和绩效指标如何驱动财务层面的战略目标和绩效指标。在此基础上，本文定义变量 *CC*，该变量对使用绩效指标因果链条的分组取 1，对未使用的分组取 0。

2. 被解释变量。

(1) 支持性目标设定行为。被试者面对上级管理者设定的略高于近三年最高水平的财务目标值时，有可能会相应地对自己负责的 5 个绩效指标填报高于历史水平的目标值，以支持上级管理者的既定目标。为了便于叙述，本文将这种行为称作“支持性目标设定行为”。本文定义哑变量 *SUPPORT* 以捕捉被试者的支持性目标设定行为。该变量在 2 个财务指标（销售收入增长率、销售净利率）目标值中至少一个高于近三年最高水平，且 3 个非财务指标（市场占有率、投诉次数、客户满意度）目标值中至少一个高于近三年最高水平时取 1，否则取 0。上述变量的含义是，当被试者在至少一个财务指标上和至少一个非财务指标上设定高于历史水平的目标值，才能认定被试者找出了通过非财务指标驱动财务指标进而支持上级管理者设定的财务目标的途径。^①

由于实验无法完整地再现企业管理的真实情况，被试者填报的具体目标值可能会含有较大的噪声。鉴于此，虽然被试者会填报具体的目标值，本文并不使用这些具体数值捕捉被试者的目标设定行为，而仅考察被试者“是否”填报了高于近三年最高绩效水平的目标值。

(2) 预算满意度。本文采用打分的方式捕捉被

试者对预算的满意度。被试者在被告知上级管理者最终确定并批复的目标值后（如表 3），会被请求对预算的综合满意度打分（1~100 分）。本文将这一数值确定为变量 *SATISFACTION*，以捕捉被试者的预算满意度。Maiga (2006)^[31]在问卷调查中使用三个问题的 7 点 Likert 量表度量预算满意度，三个问题分别涉及“上下级合作”“上级给下级的支持”和“综合满意度”。与之不同的是，本文只向被试者询问“综合满意度”，其原因是“上下级合作”和“上级给下级的支持”与本实验的情景无关。此外，为了更充分地捕捉被试者预算满意度的差异，本文没有像 Maiga (2006)^[31]一样使用 7 点量表，而是请求被试者在 1~100 的区间内打分。

四、研究结果及分析

(一) 战略规划流程与绩效指标因果链条对预算目标设定的影响

表 4 展示了战略规划流程、绩效指标因果链条对预算目标设定行为的影响。本文使用战略规划规范化 (*SPP*) 和绩效指标因果链条的存在性 (*CC*) 对支持性目标设定行为 (*SUPPORT*) 进行 Logit 回归。列 (1) 的结果显示，*CC* 的估计系数为 0.661，在 5% 的水平上显著；*SPP* 的估计系数为正，但不显著异于 0。列 (2) 的结果显示，*CC* 的估计系数为 1.070，在 5% 的水平上显著；*SPP* 的估计系数为正但不显著异于 0，交乘项 *SPP*×*CC* 的估计系数为负但不显著异于 0。

表 4 预算目标设定行为

	(1)	(2)
被解释变量: <i>SUPPORT</i>		
<i>SPP</i>	0.236 (0.71)	0.620 (1.38)
<i>CC</i>	0.661** (1.97)	1.070** (2.28)
<i>SPP</i> × <i>CC</i>		-0.869 (-1.29)
<i>Constant</i>	0.360 (1.32)	0.182 (0.60)
<i>N</i>	172	172
<i>Pseudo R</i> ²	0.020 6	0.028 4

注：括号中为 *z* 值，*、**和*** 分别表示在 10%、5%和 1%的水平上双尾显著。

① 本文的实验并未采用张朝必等 (2004)^[42]的设计，仅仅包含让被试者设定预算目标的过程。这是因为期末指标实际值概率分布表会为被试者设定预算目标提供额外参考，这种参考作用会与绩效指标因果链条的作用混在一起，无法区分观察。

上述结果显示,在预算参与过程中,战略地图展示出的绩效指标因果链条能够促进管理者上报较高的绩效指标目标值,以支持上级管理者设定的较高的财务指标目标值。实验证据支持了假说 H1。然而,本文没有发现战略规划流程对下级管理者的预算目标设定行为产生显著的影响,也没有发现战略规划流程和绩效指标因果链条对目标设定行为的影响存在替代性或互补性。实验证据未能支持假说 H2 和 H3。

(二) 战略规划流程与绩效指标因果链条对预算满意度的影响

表 5 展示了四组被试者在面对上级最终确定的目标值预算后的综合满意度打分。当实验情景中存在规范化的战略规划流程,且使用战略地图明确展示了绩效指标因果链条时,预算满意度最高(平均值为 87.03)。如表 6 所示,若不按照绩效指标因果链条和战略规划流程交叉分组,存在战略规划流程与不存在战略规划流程时的预算满意度没有显著差别;存在绩效指标因果链条时与不存在绩效指标因果链条时的预算满意度也没有显著差别。若战略规划流程存在,那么存在绩效指标因果链条时的预算满意度显著高于不存在绩效指标因果链条时的预算满意度;相比之下,如果战略规划流程不存在,那么存在绩效指标因果链条时的预算满意度相比不存在绩效指标因果链条时没有显著差异。组间差异如图 4 所示。表 7 报告了方差分析的结果。与表 6 的结果一致,战略规划流程和绩效指标因果链条的交乘项 ($SPP \times CC$) 能带来显著的组间差异。

表 5 四组被试者的预算目标满意度——均值及方差

平衡计分卡中绩效指标因果链条			
战略规划规范化	不存在	存在	合计
不存在	$n=44$	$n=45$	$n=89$
	85.56	84.21	84.88
	(8.59)	(14.75)	(12.05)
存在	$n=42$	$n=41$	$n=83$
	82.12	87.03	84.54
	(10.82)	(8.90)	(10.16)
合计	$n=86$	$n=86$	$n=172$
	83.88	85.56	84.72
	(9.84)	(12.32)	(11.15)

注:每个分组中从上至下依次报告了观测值数、均值和标准差。

表 6 四组被试者的预算目标满意度——均值检验

(1)	(2)	(3)	(4)
分组均值		t 值(1)~(2)	p 值(单尾)
无流程	有流程		
84.88	84.54	0.195 2	0.422 7
无链条	有链条		
83.88	85.56	-0.986 9	0.162 6
无流程且无链条	有流程且无链条		
85.56	82.12	1.636 2	0.052 8*
无流程且有链条	有流程且有链条		
84.21	87.03	-1.059 1	0.146 3
无流程且无链条	无流程且有链条		
85.56	84.21	0.523 7	0.300 9
有流程且无链条	有流程且有链条		
82.12	87.03	-2.255 1	0.013 4**

注: *、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上单尾显著。

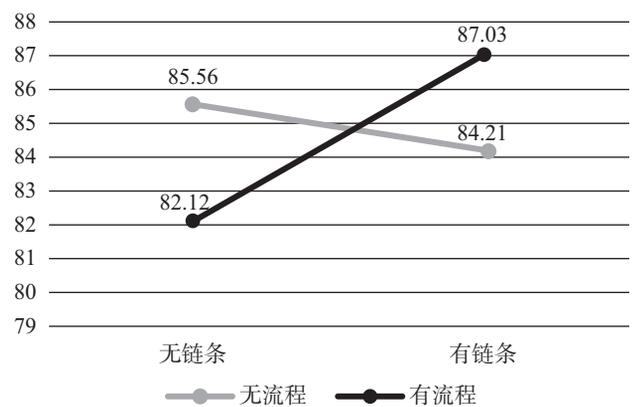


图 4 预算满意度均值的组间差异

表 7 预算满意度的方差分析

被解释变量: SATISFACTION	离差平方和	自由度	均方	F 值	p 值
组间	545.13	3	181.71	1.47	0.223 4
SPP	253.96	1	253.96	2.06	0.153 0
CC	40.16	1	40.16	0.33	0.568 9
SPP×CC	419.85	1	419.85	3.41	0.066 7*
组内	20 707.13	168	123.26		
总计	21 252.26	171	124.28		
N	172	172	172	172	172
Adj. R ² = 0.008 3	Root MSE = 11.10				

注: *、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。

上述结果显示,在战略规划流程中应用绩效指标因果链条能提高下级管理者的预算满意度。这一证据支持了假说 H6。实验证据未能支持假说 H4 和 H5。

此外,本文发现,规范化战略规划流程和绩效指标因果链条都不存在时的预算满意度(平均值 85.56)仅次于两者均存在的情况(平均值 87.03),并不存在显著差异,而且在 10%的水平上显著高于存在规范化战略规划流程但不存在绩效指标因果链条时的预算满意度。

针对以上发现的一种可能解释是,当绩效指标因果链条和战略规划流程都不存在时,被试者在前期参与预算目标设定时缺乏明确的逻辑依据,对自己制定的目标信心不足。而对自己缺乏信心的个体更倾向于与群体保持一致(Wijenayake, 2020^[37]),因此被试者更愿意接受上级统一下达的预算目标,那么对上级设定的预算目标(尤其是与自己预算目标不同时)感到不公平和不满的程度降低。此外,这两种特征均不存在的实验设定则与早期的平衡计分卡框架相似,能够为四个层面的绩效指标构建“平衡”的关系。在实验中,当被试者观察到上级管理者对四个层面的指标均确定了略高于往年水平的目标值,但是若单独使用规范化战略规划流程,被试者不能充分地感知绩效指标之间的因果联系。与此同时,战略规划流程中制定的战略目标在逻辑上存在关联,这又打破了四个层面绩效指标的平衡感。最终,被试者对预算目标设定程序的公平感被削弱,进而表现出较低的预算满意度。相反,若绩效指标因果链条和规范化战略规划流程同时存在,下级管理者会因参与设定预算目标对组织或上级产生更强烈的信心,所以对于上级提高预算目标感到不公平和不满的程度也会较低。因此,同时不具有规范化战略规划流程和绩效指标因果链条的实验设定和兼具这两种特征的特征的实验设定可能会通过不同的机制带来公平感,进而均导致较高的预算满意度。

结合表 4 中的发现可知,虽然战略规划流程和绩效指标因果链条均不存在时被试者也能显示出较高的预算满意度,但被试者在没有绩效指标因果链条的情况下不会倾向于上报高于往年水平的目标值。因此,若要使被试者既能自主上报高于往年水平的目标值,又能在面对上级确定的预算目标时表现出较高的预算满意度,则需要将绩效指标因果链条放入战略规划流

程中应用。

(三) 补充测试

1. 感知上的绩效指标因果联系。

为了考察实验中平衡计分卡的绩效指标因果链条能否真正促进被试者感知绩效指标因果联系,本文在实验结束后向四组被试者发放问卷,询问其对绩效指标因果联系的感知。本文参考 Chenhall (2005)^[22]、Gimbert 等 (2010)^[38]以及 Bisbe 和 Malagueño (2012)^[39]的方法,请求被试者使用 7 点 Likert 量表评价以下 3 个陈述与实验情景的符合程度(“1”代表最低程度,“7”代表最高程度):(1)企业的绩效目标和长期战略之间存在明确的因果联系;(2)企业的绩效评价指标体系考虑到了各类企业活动或各个职能之间的相互联系和因果关系;(3)企业的绩效评价指标体系能够帮助管理者认识到各类企业活动或各个职能之间的相互联系和因果关系。接下来,本文将上述三个项目对应的点数求平均,定义为变量 LINKAGE,以捕捉每个被试者对绩效指标因果联系的感知。

表 8 展示了四组被试者感知的绩效指标因果联系强弱。当实验情景中存在规范化的战略规划流程,且使用战略地图明确展示了绩效指标因果链条时,感知的绩效指标因果联系最强(平均值为 5.40)。表 9 展示了均值检验的结果。组间差异如图 5 所示。表 10 报告了方差分析的结果,与表 9 的结果一致,规范化战略规划流程和绩效指标因果链条同时存在时会产生显著的组间差异。

表 8 四组被试者感知到的绩效指标因果联系——均值及方差

平衡计分卡中的绩效指标因果链条			
战略规划规范化	不存在	存在	合计
不存在	<i>n</i> = 44	<i>n</i> = 45	<i>n</i> = 89
	4.89	4.90	4.90
	(1.13)	(1.29)	(1.20)
存在	<i>n</i> = 42	<i>n</i> = 41	<i>n</i> = 83
	4.79	5.40	5.09
	(1.12)	(0.96)	(1.08)
合计	<i>n</i> = 86	<i>n</i> = 86	<i>n</i> = 172
	4.84	5.14	4.99
	(1.12)	(1.16)	(1.15)

注:每个分组中从上至下依次报告了观测值数、均值和标准差。

表9 四组被试者感知到的绩效指标因果联系——均值检验

(1)	(2)	(3)	(4)
分组均值		<i>t</i> 值(1)~(2)	<i>p</i> 值(单尾)
无流程	有流程		
4.90	5.09	-1.128 9	0.130 3
无链条	有链条		
4.84	5.14	-1.717 6	0.043 8**
无流程且无链条	有流程且无链条		
4.89	4.79	0.383 0	0.351 3
无流程且有链条	有流程且有链条		
4.90	5.40	-2.006 6	0.024 0**
无流程且无链条	无流程且有链条		
4.89	4.90	-0.067 6	0.473 1
有流程且无链条	有流程且有链条		
4.79	5.40	-2.645 4	0.004 9***

注：*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上单尾显著。

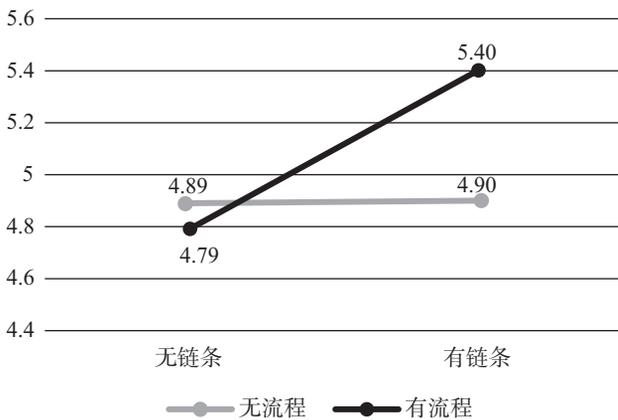


图5 被试者感知到的绩效指标因果联系均值的组间差异

表10 被试者感知到的绩效指标因果联系的分差分析

被解释变量:	离差平方和	自由度	均方	<i>F</i> 值	<i>p</i> 值
<i>LINKAGE</i>					
组间	9.26	3	3.088	2.41	0.068 8*
<i>SPP</i>	0.18	1	0.185	0.14	0.704 7
<i>CC</i>	0.01	1	0.007	0.01	0.942 5
<i>SPP</i> × <i>CC</i>	3.70	1	3.704	2.89	0.091 0*
组内	215.27	168	1.281		
总计	224.54	171	1.313		
<i>N</i>	172	172	172	172	172
<i>Adj. R</i> ² = 0.024 1	<i>Root MSE</i> = 1.132				

注：*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。

上述发现意味着，同时使用战略规划流程和绩效

指标因果链条能够强化被试者对绩效指标因果联系的感知，而单独使用战略规划流程或绩效指标因果链条则不能产生明显的效果。

2. 预算程序公平感的中介效应。

为了考察被试者感知上的绩效指标因果联系能否通过提高预算程序公平感提高预算满意度，本文使用Baron和Kenny(1986)^[40]的方法进行中介效应分析。类似地，实验结束后发放问卷请求被试者评价情景中预算目标设定程序的公平性。本文参考孙健等(2017)^[41]的研究，请求被试者基于实验情景，使用7点Likert量表评价对以下陈述的认同程度(“1”代表最低程度，“7”代表最高程度)：“我认为预算编制的过程是公平的”，定义变量*FAIRNESS*为该量表的点数。接下来，将*SATISFACTION*作为被解释变量，将*FAIRNESS*和*LINKAGE*作为解释变量，使用普通最小二乘法进行回归分析。表11展示了中介效应分析结果。列(1)至列(3)的结果显示，*FAIRNESS*和*LINKAGE*对*SATISFACTION*的影响显著为正。列(4)的结果显示，*LINKAGE*对*FAIRNESS*的影响显著为正。列(1)中*LINKAGE*的估计系数为2.537(*t* = 2.92)，显著小于列(3)中*LINKAGE*的估计系数3.717(*t* = 5.39)。这表明*FAIRNESS*对于*LINKAGE*和*SATISFACTION*的关系起到部分中介效应。

表11 预算程序公平的中介效应分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
被解释变量:	<i>SATISFACTION</i>			<i>FAIRNESS</i>
<i>FAIRNESS</i>	1.486** (2.20)	2.709*** (4.99)		
<i>LINKAGE</i>	2.537*** (2.92)		3.717*** (5.39)	0.794*** (10.26)
<i>Constant</i>	65.255*** (18.56)	72.322*** (27.73)	66.166*** (18.74)	0.613 (1.55)
<i>N</i>	172	172	172	172
<i>Adj. R</i> ²	0.160	0.123	0.141	0.379

注：括号中为*t*值，*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上双尾显著。

上述发现与本文的推断吻合：在平衡计分卡的框架下，战略规划流程和绩效指标因果链条的结合能够强化下级管理者对于绩效指标因果联系的认识。这种认识有助于提高下级管理者对于预算目标设定程序的公平感，进而提高预算满意度。

五、研究结论

本文采用实验研究方法,考察了战略规划流程和绩效指标因果链条对预算目标设定的影响。被试者在实验中被要求扮演下级管理者,参与预算并向上级管理者填报预算目标。首先,本文考察被试者在模拟的预算参与过程中上报的预算目标。实验结果显示,当上级设定的财务目标值高于往年水平时,绩效指标因果链条能够促使下级管理者上报高于往年水平的目标值,以配合既定的财务目标。接下来,本文考察上级管理者在财务、客户、内部流程和学习成长四个层面均下达高于往年水平的预算目标后,被试者对于既定预算目标的满意度。实验结果显示,搭配使用战略规划流程和绩效指标因果链条,相比于单独使用两者之一,能够带来更高的预算满意度。补充测试的结果表明,在战略规划流程中应用绩效指标因果链条,能加强下级管理者对绩效指标因果联系的认识,进而提高他们对于预算编制程序的公平感,并最终提高他们的预算满意度。

本文的研究结果对高级管理人员、员工、管理咨

询机构以及管理会计指引制定部门可能具有如下启示。第一,对于企业管理者,应尽量避免将战略规划流程和绩效指标因果链条单独使用,两者结合更能够使企业有效完成预算目标设定。另外,上级管理者应利用绩效指标因果链条引导下级管理者上报预算目标,以配合总体财务目标达成,并增加预算公平感与满意度。第二,对于组织下级管理者或员工,在参与上级安排的目标设定任务时,不可完全依照主观判断选取和决定目标值,应当遵循组织战略实际,结合绩效指标因果联系进行目标值填报,有助于后续工作开展和总体战略目标的完成。第三,对于管理咨询机构,在为企业制定战略规划流程的同时,应当帮助企业梳理绩效指标的因果联系,找寻目标之间的逻辑关系。第四,对于管理会计指引制定部门,在目前已发布的《管理会计应用指引第101号——战略地图》《管理会计应用指引第603号——平衡计分卡》以及相关应用指引中并未详细阐述绩效指标因果链条的内容,在推广指引时应强调绩效指标因果链条的作用,有助于企业更好地开展战略规划与目标设定工作。

参考文献

- [1] Tayler W B. The Balanced Scorecard as A Strategy-Evaluation Tool: The Effects of Implementation Involvement and A Causal-Chain Focus [J]. The Accounting Review, 2010, 85 (3): 1095-1117.
- [2] 吴建南, 郭雯菁. 绩效目标实现的因果分析: 平衡计分卡在地方政府绩效管理中的应用 [J]. 管理评论, 2004 (6): 22-27.
- [3] 乔均, 祁晓荔, 储俊松. 基于平衡计分卡模型的电信企业绩效评价研究——以中国网络通信集团江苏省公司为例 [J]. 中国工业经济, 2007 (2): 110-118.
- [4] Kaplan R S, Norton D P. The Balanced Scorecard: Measures That Drive Performance [J]. Harvard Business Review, 1992, 70 (1): 71-79.
- [5] Kaplan R S, Norton D P. Having Trouble with Your Strategy? Then Map It [J]. Harvard Business Review, 2000, 78 (5): 167-176.
- [6] Kaplan R S, Norton D P. The Execution Premium: Linking Strategy to Operations For Competitive Advantage [M]. Brighton, MA, US: Harvard Business Press, 2008.
- [7] Baerdemaeker J, Bruggeman W. The Impact of Participation in Strategic Planning on Managers' Creation of Budgetary Slack: The Mediating Role of Autonomous Motivation and Affective Organisational Commitment [J]. Management Accounting Research, 2015, 29: 1-12.
- [8] Van der Stede W A. The Effect of Corporate Diversification and Business Unit Strategy on the Presence of Slack in Business Unit Budgets [J]. Accounting, Auditing and Accountability Journal, 2001, 14 (1): 30-52.
- [9] Humphreys K A, Gary M S, Trotman K T. Dynamic Decision Making Using the Balanced Scorecard Framework [J]. The Accounting Review, 2016, 91 (5): 1441-1465.
- [10] 刘俊勇, 孟焰, 卢闯. 平衡计分卡的有用性: 一项实验研究 [J]. 会计研究, 2011 (5): 36-43.
- [11] 刘俊勇, 叶似剑, 余晶, 孙瑞琦. 自尊水平和参与程度对使用平衡计分卡评价战略的影响: 一项实验研究 [J]. 会计研究, 2018 (11): 63-69.
- [12] Dunk A S. The Effect of Budget Emphasis and Information Asymmetry on the Relation between Budgetary Participation and Slack [J]. Accounting Review, 1993, 68 (2): 400-410.
- [13] Nouri H, Parker R J. The Effect of Organizational Commitment on the Relation between Budgetary Participation and Budgetary Slack [J]. Behavioral Research in Accounting, 1996, 8: 74-90.

- [14] Onsi M. Factor Analysis of Behavioral Variables Affecting Budgetary Slack [J]. *The Accounting Review*, 1973, 48 (3): 535-548.
- [15] Lowe E A, Shaw R W. An Analysis of Managerial Biasing: Evidence from A Company's Budgeting Process [J]. *Journal of Management Studies*, 1968, 5 (3): 304-315.
- [16] Collins F. The Interaction of Budget Characteristics and Personality Variables with Budgetary Response Attitudes [J]. *The Accounting Review*, 1978, 53: 324-335.
- [17] Cadez S, Guilding C. An Exploratory Investigation of An Integrated Contingency Model of Strategic Management Accounting [J]. *Accounting, Organizations and Society*, 2008, 33 (7/8): 836-863.
- [18] Frezatti F, Aguiar, A B, Guerreiro, R, Gouvea M A. Does Management Accounting Play Role in Planning Process? [J]. *Journal of Business Research*, 2011, 64 (3): 242-249.
- [19] Markman A B, Gentner D. Thinking [J]. *Annual Review of Psychology*, 2001, 52 (1): 223-247.
- [20] Krishnan R, Luft J L, Shields M D. Effects of Accounting-method Choices on Subjective Performance-measure Weighting Decisions: Experimental Evidence on Precision and Error Covariance [J]. *The Accounting Review*, 2005, 80 (4): 1163-1192.
- [21] Gary M S, Wood R E. Mental Models, Decision Rules, and Performance Heterogeneity [J]. *Strategic Management Journal*, 2011, 32 (6): 569-594.
- [22] Chenhall R H. Integrative Strategic Performance Measurement Systems, Strategic Alignment of Manufacturing, Learning and Strategic Outcomes: An Exploratory Study [J]. *Accounting, Organizations and Society*, 2005, 30 (5): 395-422.
- [23] 孔庆林, 杨晓华. 金鱼缸效应在防止股指期货内幕交易中的应用 [J]. *财会通讯*, 2011 (14): 103.
- [24] 纪婧. “金鱼缸”法则与“走动式”管理 [J]. *中国安全生产科学技术*, 2018 (4): 193.
- [25] Deci E L, Connell J P, Ryan R M. Self-determination in a Work Organization [J]. *Journal of Applied Psychology*, 1989, 74 (4): 580-590.
- [26] Chenhall R H. Management Control Systems Design Within Its Organizational Context: Findings from Contingency-based Research and Directions for the Future [J]. *Accounting, Organizations and Society*, 2003, 28 (2/3): 127-168.
- [27] Hutzschenreuter T, Kleindienst I. Strategy-Process Research: What Have We Learned and What Is Still to Be Explored [J]. *Journal of Management*, 2006, 32 (5): 673-720.
- [28] Shields J F, Shields M D. Antecedents of Participative Budgeting [J]. *Accounting, Organizations and Society*, 1998, 23 (1): 49-76.
- [29] Locke E A, Latham G P. *A Theory of Goal Setting & Task Performance* [M]. Upper Saddle River, NJ, US: Prentice Hall, 1990.
- [30] Papadakis V M, Lioukas S, Chambers D. Strategic Decision-making Processes: The Role of Management and Context [J]. *Strategic Management Journal*, 1998, 19 (2): 115-147.
- [31] Maiga A S. Fairness, Budget Satisfaction, and Budget Performance: A Path Analytic Model of Their Relationships [J]. *Advances in Accounting Behavioral Research*, 2006, 9 (6): 87-111.
- [32] Bies R J. Beyond “Voice”: The Influence of Decision-maker Justification and Sincerity on Procedural Fairness Judgments [J]. *Representative Research in Social Psychology*, 1987, 17 (1): 3-14.
- [33] Bies R J, Shapiro D L, Cummings L L. Causal Accounts and Managing Organizational Conflict: Is It Enough to Say It's Not My Fault? [J]. *Communication Research*, 1988, 15 (4): 381-399.
- [34] Leventhal G S. *What Should Be Done with Equity Theory?* [M]. Boston, MA, 1980: 27-55.
- [35] Ittner C D, Larcker D F, Rajan M V. The Choice of Performance Measures in Annual Bonus Contracts [J]. *The Accounting Review*, 1997, 72 (2): 231-255.
- [36] 邓传洲, 刘峻勇, 赵春光. 基于预算的考核, 预算氛围和预算副效应 [J]. *会计研究*, 2008 (4): 32-34.
- [37] Wijenayake S, Berkel N V, Kostakos V, Goncalves J. Impact of Contextual and Personal Determinants on Online Social Conformity [J]. *Computers in Human Behavior*, 2020, 108: 106-302.
- [38] Gimbert X, Bisbe J, Mendoza X. The Role of Performance Measurement Systems in Strategy Formulation Processes [J]. *Long Range Planning*, 2010, 43 (4): 477-497.
- [39] Bisbe J, Malagueño R. Using Strategic Performance Measurement Systems for Strategy Formulation: Does It Work in Dynamic Environments? [J]. *Management Accounting Research*, 2012, 23 (4): 296-311.
- [40] Baron R M, Kenny D A. The Moderator-mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, And Statistical Considerations [J]. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1986, 51 (6): 1173-1182.
- [41] 孙健, 王百强, 袁蓉丽. 信息系统整合、预算程序公平与企业业绩——一项基于国有企业的调查研究 [J]. *管理世界*, 2017 (5): 131-143.
- [42] 张朝密, 卓毅, 董伟, 葛燕. 预算松弛行为的实验研究 [J]. *管理科学学报*, 2004 (5): 46-53.

(学术顾问: 梁上坤, 责任编辑: 王克方 张安平)

经济高质量发展会影响企业成本粘性吗？

Can High-quality Economic Development Affect Firm's Cost Stickiness?

韩岚岚 李百兴

HAN Lan-lan LI Bai-xing

[摘要] 十九大报告指出我国经济已由高速增长阶段进入高质量发展阶段，意味着中国经济已经进入提质增效时期。经济高质量发展最终会由企业来实现，经济高质量发展对企业的影响成为一个新的研究领域。本文利用2010—2018年中国沪深两市A股上市公司的数据，研究经济高质量发展对企业成本粘性的影响效应。实证研究发现：经济高质量发展会减少企业的成本粘性，内部控制质量对于经济高质量发展与企业成本粘性具有调节效应。进一步分析发现，经济高质量发展对成本粘性的抑制作用在民营企业、资产专用性弱及管理者自信程度较低时更为显著。本文的研究结论对于厘清经济高质量发展对企业成本粘性的影响以及完善企业的成本管理措施都具有重要的借鉴意义。

[关键词] 经济高质量发展 成本粘性 内部控制质量 调节效应

[中图分类号] F234.4 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2021) 10-0065-12

Abstract: The nineteen report pointed out that China's economy has shifted from a high speed growth stage to a high-quality development stage, which means that China's economy has entered a new era of improving quality and efficiency. High-quality economic development eventually completes by firms. The influence of high-quality economic development on firms has become a new research field. Using the sample of financial data of A-share listed companies in Shanghai and Shenzhen from 2010 to 2018, the paper analyzes the influence of high-quality economic development on firm's cost stickiness. The empirical result indicates that high-quality economic development can reduce cost stickiness of firms. Internal control quality has a moderating effect on high-quality economic development and firm's cost stickiness. Further analysis found that the restraint of high-quality economic development on cost stickiness is more significant when the company is private enterprises, asset specificity is weak, and entrepreneur confidence is low. The research conclusions of this paper have important reference significance for clarifying the influence of high-quality economic development on cost stickiness and improving firm cost management.

Key words: High-quality economic development Cost stickiness Internal control quality Moderating effect

[收稿日期] 2020-03-23

[作者简介] 韩岚岚，女，1981年6月生，山东工商学院会计学院讲师，管理学博士，研究方向为管理会计、企业创新等；李百兴，男，1976年5月生，首都经济贸易大学会计学院教授，博士生导师，管理学博士，研究方向为成本管理。本文通讯作者为李百兴，联系方式为 lbx@cueb.edu.cn。

[基金项目] 国家社会科学基金项目“基于价值链理论的企业质量成本管理与分担机制研究”（项目编号：18BGL077）；山东省社科规划研究项目“山东省企业创新持续性研究：测度、效应及提升策略”（项目编号：20CGLJ17）。

感谢匿名评审人提出的修改建议，笔者已做了相应修改，本文文责自负。

一、引言

2017年中央经济会议指出,“我国经济发展进入新时代,基本特征就是我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段”。2018年是中国经济高质量发展元年,高质量发展是新时代中国经济的鲜明特征。经济的高质量发展需要创新作为根本动力、协调作为内生特点、绿色成为普遍形态,更深入的开放是经济发展的必由之路、共享是经济发展的根本目的。在2019年的政府工作报告中,共有八处出现“高质量发展”这一概念,说明国家对高质量发展的重视以及高质量发展对于我国经济的重要性。企业作为推动社会经济发展的重要力量,经济的高质量发展需要通过企业来实现。企业高质量发展是企业追求高水平、高层次、高效率的经济价值和社会价值创造,以及塑造卓越的企业持续成长和持续价值创造素质能力的目标状态或发展范式(黄速建等,2018^[1])。企业的质量管理和其他管理一样,同样存在着一个成本与效益权衡的问题,高质量在一定程度上意味着使用新技术,打造工业互联网平台,拓展“互联网+”,需要企业加快技术改造和设备更新,以及引进高素质的人才。这必然会带来企业成本的变化。

成本粘性作为成本管理的重要内容,它是成本性态的重要特征。成本粘性认为成本的增减与收入的增减并不是对称的,Anderson等(2003)^[2]首次使用“成本粘性”来代表在收入增加时成本上升率大于收入减少时成本下降率的不对称现象。众多的研究深入分析了成本粘性成因和影响因素,成本粘性的成因主要归纳为调整成本、管理者乐观预期和代理问题三种观点(Anderson等,2003^[2];孙铮和刘浩,2004^[3];Banker等,2009^[4];Banker和Byzlov,2014^[5];Chen等,2012^[6];Kim等,2014^[7];梁上坤,2017^[8];王菁华和茅宁,2019^[9])。成本粘性的影响因素主要分为内部和外部因素,内部的影响因素主要有管理者自利动机和盈余管理行为、融资约束、高管薪酬、公司治理、产权性质、股东制衡、内部控制、交叉上市、公司战略等(梁上坤,2015^[10];罗宏等,2015^[11];Xue和Hong,2016^[12];周兵等,2016^[13];韩岚岚和马元驹,2017^[14];万寿义和田园,2017^[15];Banker等,2018^[16];梅丹,2019^[17])。外部影响因素主要有外部审计、金融危机、货币政策、经济不确定性、政府补贴、媒体关注、客户关系、供应商关系、行业竞

争、政治关联、劳动法保护、互联网+、机构投资者等(刘媛媛和刘斌,2014^[18];梁上坤和张梦婷,2015^[19];宋常等,2016^[20];王雄元和高开娟,2017^[21];江伟等,2017^[22];梁上坤,2017^[23];梁上坤,2018^[24];Li和Zheng,2017^[25];南晓莉和张敏,2018^[26];王菁华和茅宁,2019^[9];赵璨等,2020^[27])。

近年来,外部因素对成本粘性的影响成为学者们研究的热点问题,经济高质量发展的宏观要求需要对企业发展战略进行重构,这必然会对企业的成本管理产生影响。经济高质量发展如何影响企业成本管理,相关的研究还比较缺乏,本文提出并探索以下问题:经济高质量发展是否会影响企业的成本粘性?如果存在影响,企业的内部控制质量是否会对二者关系产生调节效应,在内部控制质量高和低时会出现怎样的差异?产权性质、资产专用性以及管理者的自信程度是否会对二者关系产生异质性的影响?本文利用2010—2018年沪深两市A股上市公司的财务数据,主要研究了经济高质量发展对企业成本粘性的影响效应。参照师傅和任保平(2018)^[28]、张煜晖和王钺(2020)^[29]的做法构建了经济高质量发展指数作为经济高质量发展的代理指标,该指数分为发展基本面和社会成果两大方面,共9个指标构成。由于该指标的构建具有一定的主观性,因此在稳健性检验中,参照陈诗一和陈登科(2018)^[30]的做法使用劳动生产率即人均产出作为经济发展质量的代理变量,该指标比较客观。另外,本文还进行了以下内容的研究:一方面,研究了公司内部控制质量对经济高质量发展与成本粘性关系的影响,深入研究内部控制质量对二者关系的调节效应。另一方面,深入研究了产权性质、资产专用性以及管理者自信程度对经济高质量发展影响成本粘性的异质性作用。

本文的主要贡献体现在:第一,以往对于经济高质量发展的研究主要集中在宏观的高质量发展的经济学解释、涵义、评价体系、实施措施等方面(金碚,2018^[31];文丰安,2018^[32];任保平和李禹墨,2018^[33];刘现伟和文丰安,2018^[34];师傅和张冰瑶,2018^[35];任保平,2018^[36]),较少关注经济高质量发展对微观企业的影响,本文深入分析经济高质量发展这一重大战略对微观企业成本管理的影响,拓宽了宏观经济政策对微观企业行为的研究领域。第二,深入研究企业的不同特征对经济高质量发展影响成本粘性的异质性,分别从产权性质、资产专用性以

及管理者自信程度等角度进行分析,为深入了解二者关系提供了不同情境。第三,丰富了成本粘性影响因素的研究内容。以往的关于成本粘性影响因素的研究主要集中在企业内部的调整成本、管理者特征和行为以及公司治理等因素,近期越来越多的学者开始关注外部因素对成本粘性的影响,本文从国家最近提出的经济高质量发展这一宏观战略出发,深入研究经济高质量发展对企业成本粘性的影响,拓宽了成本粘性影响因素的研究视角。

二、理论分析与研究假设

(一) 经济高质量发展与企业成本粘性

经济高质量发展要求践行新发展理念,即创新、协调、绿色、开放、共享的发展理念,这些要求决定了经济运行必须是效率和质量导向的,即体现质量第一、效率优先,以实现更高质量、更有效率、更加公平、更可持续发展(金碚,2018^[31])。经济的高质量发展需要依靠企业来完成,需要企业发展一种新状态,即处于高水平、高层次和卓越的发展状态(黄速建等,2018^[1]),需要企业进行全方位的改造。要引入新动能,打造创新型企业;进行战略改造,打造低成本战略企业;要进行能力改造,打造高技术含量企业;要进行形象改造,打造富有社会责任、绿色环保企业。在企业改造升级过程中,传统的产业必然会遭受一定的冲击,包括信用扩张带来的资产价格上涨以及环保、人工、合规等成本的提升,这些都会带来企业成本的深刻变化。成本粘性是在收入增加和减少时成本不对称的变化产生的,因此,成本粘性随着经济高质量发展的深刻变化也会发生一系列的改变。经济高质量发展会影响企业的调整成本、管理者乐观预期和代理问题,从而影响企业的成本粘性。

1. 经济高质量发展会降低企业的调整成本。

企业进行全方位的改造需要大力发展高新技术,“互联网+区块链+人工智能”是未来综合发力的高新科技代表。“互联网+”改变了整个经济的发展性态,提升了全要素生产率。区块链技术将对经济格局产生深刻影响,将对企业架构、互联网行业生态、社会秩序甚至生产关系产生深远的变革。人工智能作为一项创新技术,对智能制造升级和产业优化等方面有着不可替代的作用。一些企业如海尔、三一重工和富士康等都开始了“机器换人”的步伐,未来工厂将离不开人工智能的技术支撑。短期来看,购置设备和创新

投入需要增加一部分调整成本,但是从长远来看,智能化企业会逐步用机器替代人工。密集型企业会减少,创新型、轻资产型的企业会越来越多,这种类型企业调整成本较低。

经济高质量发展改变了企业的价值创造模式。在传统的经济模式下,企业为了不耽误生产进度,按时完成生产任务,往往需要购置大量的资源,从而造成资源闲置和浪费,加剧成本粘性的产生,而在经济高质量发展的驱动下,在“互联网+”、物联网等新技术、新业态下,收入下降时,企业可以基于网上平台,暂时让渡资产的使用权,合理控制成本,而在收入增加时,企业可以通过数据监控提前准备需要的资源或者通过共享的方式合理配置资源,满足生产需要(赵璨等,2020^[27]),这样减少了企业的调整成本,从而降低企业的成本粘性。

2. 经济高质量发展会降低管理者的乐观预期。

由于高质量发展需要企业购置设备、引进人才及落实生态环境补偿制度等,这些都需要耗费企业大量的资金。且固定资产、无形资产及其他长期投资项目的周期性较长,这种酌量性和约束性固定成本会挤占企业其他发展资金,使得企业管理者在进行成本决策时较为谨慎,降低管理者的乐观预期。在面对企业收入下降时,由于企业高质量的发展战略使得管理者会根据收入下降的情况及时地削减成本和费用,停止一些不赚钱的项目投入、削减一些不必要的开支,停产一些密集型制造业产品,将节约的资金用于企业的产品升级,增加产品的科技含量。这时企业的成本粘性就会得到控制,将有限的资金用于企业的全面改造中。

经济高质量发展使得企业可以获取更多准确的数据,从而为管理者精确预测销量打下基础。企业可以通过大数据、云计算等技术手段,根据经济发展、产业政策、国际形势等宏观因素并结合消费者收入情况、消费习惯等个体特征预测销量的变化趋势。这样会使得管理者在进行成本决策时比较客观,不会盲目乐观,根据收入的变化情况及时调整成本。在收入增加时,成本可以随之增加,但是在收入减少时,由于需要节约成本开支,践行企业的低成本战略,管理者会在收入下降时及时削减成本费用,减少企业的成本粘性。

3. 经济高质量发展会降低股东和管理者之间的代理问题。

随着经济的高质量发展,大数据、云计算、互联

网等新技术的应用,使得企业的信息披露、内部控制及公司治理更加智能化和科学化。股东可以根据各种新兴技术保障公司治理结构和治理机制的科学合理、引进先进的管理模式,从战略管理、职能管理及赋权赋能等方面构建一套合意的管理系统;建立完善规范的制度体系,保证对于管理者的激励约束功能充分地发挥。同时,“互联网+”及人工智能等技术的应用使得股东和管理者的沟通更加及时和畅通,随时可以根据大数据分析解决企业发展的相关问题,从而缓解公司的代理问题,为企业的健康持续发展提供保障。

总之,经济高质量发展降低了企业成本粘性的三大成因——调整成本、管理者乐观预期及代理问题,从而减少了成本粘性。因此,本文提出假设1:

H1: 经济高质量发展会减少企业的成本粘性,经济高质量发展越好,企业的成本粘性越低。

(二) 经济高质量发展、内部控制质量和企业成本粘性

宏观环境对企业成本管理的影响会受到企业内部控制的影响,经济高质量发展对成本粘性的影响会由于企业内部控制质量的高低而出现异质性的特征。内部控制作为现代组织管理框架中的重要组成部分,是一个企业持续发展的机制和重要保证(韩岚岚和马云驹,2015^[37])。内部控制对经济高质量发展与成本粘性的关系同时存在互补和替代两种影响。

我国当前经济受到新冠疫情的影响,环境不确定性较高,科学有效的内部控制制度可以保障企业生产经营的正常开展。内部控制制度贯穿于企业发展的各个环节,可以提高企业的生产经营效率,确保经济高质量发展中各项工作的有序进行,同时可以规避企业在创新、研发、人才引进等各方面的风险。内部控制制度可以保证会计信息质量。准确的会计信息有利于管理者进行成本决策,避免由于决策不当而产生高额的成本调整,不仅导致资源浪费,还会加剧成本粘性。同时高质量的会计信息会使得管理者正确预测销量,时刻保持谨慎的态度,避免管理者乐观预期而产生的成本粘性。内部控制需要建立内部监督和审计制度,这样可以减少管理者和股东之间的代理问题(牟韶红等,2015^[38]),从而有效抑制成本粘性的产生。总之,经济高质量发展与成本粘性的关系会受到

企业内部控制的影响,内部控制质量高有助于经济高质量发展对成本粘性的抑制作用。

经济高质量发展需要企业将资金持续应用于企业创新、设备购置、人才引进等方面,切实促进企业达到高水平发展状态,要作为企业一项长期的发展战略进行规划和执行,这会为企业带来资金紧张、战略调整和代理冲突等负面影响。较高的内部控制质量会使得企业具有良好的内部治理机制,有助于缓解融资成本高和资金短缺的压力。与内部控制质量高的企业相比,内部控制质量低的企业在实施高质量发展战略时,管理者必然要面对资金短缺、内部治理水平较低等情况,管理者会降低乐观预期,根据收入情况及时做出成本决策,避免不必要的资金支出。这样可以约束管理者行为,抑制由于管理者的自利行为而产生的成本粘性。同时,内部控制质量较低的企业为了尽快实现高质量发展,管理者会保障经营的合法合规,提高经营的效率和效果,主动与股东的利益保持一致,缓解代理问题,从而减轻成本粘性。总之,经济高质量发展与成本粘性的关系会受到企业内部控制的影响,内部控制质量低有助于经济高质量发展对成本粘性的抑制作用。

因此,基于以上的讨论,本文提出竞争性的假设2:

H2a: 与内部控制质量低的公司相比,经济高质量发展对成本粘性的抑制作用在内部控制质量高的公司中更显著。

H2b: 与内部控制质量高的公司相比,经济高质量发展对成本粘性的抑制作用在内部控制质量低的公司中更显著。

三、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

本文以2010—2018^①年深沪两市A股上市公司为样本,剔除了金融保险业,ST、PT企业以及数据不全的公司样本,最终获得12 752个样本。本文研究的财务数据主要来自CSMAR数据库,上市公司所在城市的经济发展指标数据主要来自《中国城市统计年鉴》。数据处理使用Stata15软件。本文对所有的连续性变量进行了1%的Winsorize处理。

① 2018年的数据来自2019年的《中国城市统计年鉴》。

(二) 模型设计与变量定义

主要参考 Anderson 等 (2003)^[2]、Chen 等 (2012)^[6] 的做法构建本文需要检验的模型 (1)，研究经济高质量发展对企业成本粘性的影响。

$$\begin{aligned} \log\left(\frac{COST_{i,t}}{COST_{i,t-1}}\right) = & \beta_0 + \beta_1 \log\left(\frac{Sales_{i,t}}{Sales_{i,t-1}}\right) \\ & + \beta_2 DecDummy \times \log\left(\frac{Sales_{i,t}}{Sales_{i,t-1}}\right) \\ & + \beta_3 DecDummy \times \log\left(\frac{Sales_{i,t}}{Sales_{i,t-1}}\right) \\ & \times GZL + \beta_4 GZL + \sum \beta_m DecDummy \\ & \times \log\left(\frac{Sales_{i,t}}{Sales_{i,t-1}}\right) \times EconVar \\ & + \sum \beta_n EconVar + \sum \beta_d ConVar \\ & + Year\ Fixed\ Effect \\ & + Industry\ Fixed\ Effect + \varepsilon \end{aligned} \quad (1)$$

1. 被解释变量——成本粘性。

COST 表示营业成本，Sales 表示营业收入，Decdummy 表示营业收入减少的虚拟变量，这样可以单独计算出营业收入增加时和减少时成本的变化率，从而计算出成本粘性。当 $\beta_2 < 0$ 时说明企业存在成本粘性，如果想证明本文的假设 1 成立，即经济高质量发展会减少企业成本粘性的产生，则预测 $\beta_3 > 0$ 。

2. 解释变量——经济高质量发展。

经济高质量发展是一个宏观的抽象概念，本文参照傅博和任保平 (2018)^[28]、张煜晖和王钺 (2020)^[29] 的做法构建了经济高质量发展指数 (GZL)。习近平总书记在党的十九大报告中提出经济高质量发展概念，并指出中国经济的发展既要保证发展的基本面，实现经济的稳定增长，又要兼顾经济发展的社会成果，实现经济的可持续发展。因此，本文从发展基本面和社会

成果两大方面构建经济高质量发展指数。考虑到数据的可得性，本文从 9 个指标分别衡量发展基本面和社会成果。将发展基本面和社会成果的权重均设为 0.5，发展基本面 4 个指标权重都设为 0.25，社会成果 5 个指标权重都设为 0.2。具体的经济高质量发展指标构建如表 1 所示，本文利用《中国城市统计年鉴》中的城市数据将构建出的经济高质量发展数据取自然对数作为各地经济高质量发展的指标。

表 1 经济高质量发展指数 (GZL) 构建表

指数	子系统	准则层	具体指标	衡量方式	权重
经济高质量发展	发展基本面 0.5	强度	产出水平	人均 GDP	0.25
		稳定性	就业稳定性	城市登记就业率	0.25
		合理性	投资结构	第三产业投资比重	0.25
		开放性	外资开放度	实际利用 FDI/GDP	0.25
	社会成果 0.5	资本	物资资本	固定资产存量	0.20
		教育	教育支出	城市教育支出金额	0.20
		医疗	就医保障	医院、卫生院个数	0.20
		生态	绿化环保	城市园林绿化面积	0.20
		养老	养老保险	基本养老参保人数	0.20

3. 调节变量——内部控制质量。

采用迪博数据库中“中国上市公司内部控制指数”作为内部控制质量 (Control) 的代理变量。

4. 控制变量。

按照 Chen 等 (2012)^[6] 的做法在模型中加入文献中常用的经济变量 (EconVar)，包括资本密集度 (Asset Intensity)、员工密集度 (Employee Intensity)、连续两期营业收入变化 (Successive Decrease) 以及销售净利率 (ROS)^①。此外根据梁上坤 (2018)^[24] 的做法还要加入除了经济变量以外的其他控制变量 ConVar，主要包括公司规模 Size、财务杠杆 Lev、第一大股东持股比例 Top1、独董比例 Inde。具体的变量定义详见表 2。

表 2 变量定义

类型	变量符号	变量名称	变量含义
因变量	$\log(COST_{i,t}/COST_{i,t-1})$	营业成本变化率	营业成本变化率的自然对数
自变量	$\log(Sales_{i,t}/Sales_{i,t-1})$	营业收入变化率	营业收入变化率的自然对数
	DecDummy	营业收入下降指标	虚拟变量，营业收入比上年下降时取 1，否则取 0
	GZL	经济高质量发展	具体指数构建如表 1 所示

① 文献中一般会加入经济发展指标 GDP 作为经济变量，由于本文构建的高质量发展指数中包括各城市的人均 GDP，所以没有将 GDP 作为控制变量。

续前表

类型	变量符号	变量名称	变量含义
调节变量	<i>Control</i>	内部控制质量	迪博数据库中上市公司内部控制指数取对数
控制变量	<i>Asset Intensity</i>	资产密集度	年末资产总额与年末营业收入比值
	<i>Employee Intensity</i>	员工密集度	年末职工人数与年末营业收入(以百万元为单位)比值
	<i>Successive Decrease</i>	营业收入下降持续性指标	虚拟变量,当营业收入连续两年下降时取1,否则取0
	<i>ROS</i>	销售净利率	年末净利润与年末营业收入的比值
	<i>Size</i>	公司规模	年末总资产的自然对数
	<i>Lev</i>	公司杠杆	年末负债总额占年末资产总额的比例
	<i>Top1</i>	第一大股东持股比例	第一大股东持股数量/公司总股数
	<i>Inde</i>	独立董事占比	独立董事在董事会中的占比
	<i>Industry</i>	行业固定效应	行业虚拟变量
	<i>Year</i>	年度固定效应	年度虚拟变量

(三) 描述性统计

表3报告了主要变量的描述性统计情况。营业成本变化率 $COST_{i,t}/COST_{i,t-1}$ 均值为 1.205, 说明当年的成本都是高于上一年的, 结合收入来看, 营业收入变化率 $Sales_{i,t}/Sales_{i,t-1}$ 的均值为 1.196, 收入也是呈现逐年递增的状态, 说明我国上市公司的经济发展态势良好, 但是比较收入和成本增长率会发现, 收入增加率小于成本增长率, 这不利于企业的持续发展。另外, 也可以看到一般企业在收入增长时, 成本增长得

更多, 但是当收入下降时, 没有马上调整成本, 这说明企业成本粘性是普遍存在的, 研究经济高质量发展对企业成本粘性的影响具有实践意义。经济高质量发展 GZL 是一个综合指标, 均值为 14.440, 各年度呈现逐年增加的趋势, 这与近年来我国提出的精准扶贫、供给侧结构性改革、一带一路、创新驱动等发展战略密切相关, 但是经济发展不平衡, 最大值为 16.720, 最小值为 9.422, 相差较大。其他的控制变量数值都在合理的范围内。

表3 主要变量描述性统计表

变量名	变量符号	观测值	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
营业成本变化率	$COST_{i,t}/COST_{i,t-1}$	12 752	1.205	1.112	0.494	0.420	4.799
营业收入变化率	$Sales_{i,t}/Sales_{i,t-1}$	12 752	1.196	1.115	0.454	0.436	4.390
营业收入下降	<i>DecDummy</i>	12 752	0.263	0.000	0.440	0.000	1.000
经济高质量发展	<i>GZL</i>	12 752	14.440	14.720	1.314	9.422	16.720
资产密集度	<i>Asset Intensity</i>	12 752	2.451	1.913	2.013	0.396	16.030
员工密集度	<i>Employee Intensity</i>	12 752	1.400	1.155	1.059	0.069	6.679
营业收入下降持续性指标	<i>Successive Decrease</i>	12 752	0.101	0.000	0.301	0.000	1.000
销售净利率	<i>ROS</i>	12 752	0.080	0.067	0.131	-0.684	0.559
公司规模	<i>Size</i>	12 752	22.290	22.090	1.284	19.420	26.050
公司杠杆	<i>Lev</i>	12 752	0.420	0.412	0.200	0.047	0.936
第一大股东持股比例	<i>Top1</i>	12 752	0.346	0.328	0.149	0.087	0.755
独立董事占比	<i>Inde</i>	12 752	0.376	0.357	0.057	0.000	0.800
内部控制	<i>Control</i>	12 752	6.481	6.504	0.151	2.194	6.893
产权性质 [†]	<i>SOE</i>	12 752	0.451	0.000	0.486	0.000	1.000
资产专用性 [†]	<i>ASI</i>	12 752	0.318	0.290	0.191	0.004	0.834
企业家信心指数 [†]	<i>Conf</i>	12 752	119.000	120.000	4.935	110.200	124.700

注: † 产权性质、资产专用性、企业家信心指数是进一步分析时需要使用的变量, 具体的指标计算请详见第五部分相关内容。

四、实证检验与结果分析

表4列出了本文假设1的检验结果,在前两列中 $DecDummy \times SalesChange$ 都是负数,说明我国的上市公司普遍存在成本粘性的特性。成本粘性使得冗余的成本费用没有及时削减,会导致资源浪费、利润降低、所有者权益减少。本文假设1主要关注的是经济高质量发展与成本粘性交乘项 $DecDummy \times SalesChange \times GZL$ 的系数,研究经济高质量发展对成本粘性的作用。在列(2)中该系数是0.034,在1%的水平上显著,说明经济高质量发展可以减少成本粘性的产生,避免资源浪费现象的发生,因为在企业高质量发展中需要大量的资金去购置设备、招聘培养人才等,使得管理者对于成本费用的决策更加及时和谨慎,特别是在收入降低,可利用的现金流减少时,避免成本费用支出增加,降低了成本粘性发生的概率。因此本文的假设1得以证明。

表4的列(3)和列(4)列示了本文假设2的检验结果。假设2需要检验内部控制质量对经济高质

量发展与成本粘性关系的调节效应。按照内部控制的中间数将样本分为内部控制质量高和低二组。在内部控制质量高的列(3)中, $DecDummy \times SalesChange \times GZL$ 的系数为0.075,在1%的水平上显著,在内部控制质量低的列(4)中,该系数为0.020,但是并不显著。说明相比于内部控制质量低的公司,内部控制质量高的公司中经济高质量发展对成本粘性的影响更为显著。内部控制质量高的公司使得企业高质量发展的战略可以成为长久的公司战略实施下去,公司的会计信息质量高,会计信息系统完善,为管理者进行成本决策提供准确信息,避免企业成本粘性的产生。而在内部控制质量较低的公司,由于没有完善的内部控制制度,管理者在进行成本决策时没有准确的数据信息作为支撑,在收入下降时并不能快速地调整成本,经济高质量发展的战略对成本粘性的影响作用没有显现出来。因此,经济高质量发展对成本粘性的抑制作用在内部控制质量高的公司更明显,作用更显著。本文的假设2a得以证明。

表4 经济高质量发展与成本粘性

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	全样本	全样本	内部控制质量高	内部控制质量低
<i>SalesChange</i>	1.159*** (174.563)	1.159*** (174.571)	1.220*** (126.845)	1.080*** (119.967)
<i>DecDummy</i> × <i>SalesChange</i>	-0.151*** (-6.032)	-0.652*** (-4.505)	-0.973*** (-2.663)	-0.431*** (-2.977)
交乘项(变量× <i>DecDummy</i> × <i>SalesChange</i>)				
<i>GZL</i>		0.034*** (3.512)	0.075*** (3.041)	0.020 (1.074)
<i>AssetIntensity</i>	-0.018*** (-5.543)	-0.019*** (-5.795)	-0.006 (-0.749)	-0.024*** (-6.987)
<i>EmployeeIntensity</i>	-0.014 (-1.450)	-0.012 (-1.256)	-0.175*** (-7.459)	0.024** (2.523)
<i>SuccessiveDecrease</i>	0.134*** (4.531)	0.126*** (4.283)	0.323*** (4.249)	0.096*** (3.292)
<i>ROS</i>	-0.042 (-0.861)	-0.047 (-0.958)	-0.387** (-2.496)	0.044 (0.882)
单独变量				
<i>GZL</i>		0.001*** (2.894)	0.001*** (3.323)	0.003** (2.404)
<i>AssetIntensity</i>	0.006*** (6.349)	0.006*** (6.376)	0.005*** (2.908)	0.007*** (5.568)
<i>EmployeeIntensity</i>	0.001 (0.749)	0.001 (0.783)	0.003 (1.034)	-0.000 (-0.023)
<i>SuccessiveDecrease</i>	0.035*** (5.149)	0.035*** (5.167)	0.057*** (4.125)	0.023*** (3.092)
<i>ROS</i>	-0.218*** (-14.268)	-0.218*** (-14.267)	-0.201*** (-7.035)	-0.205*** (-11.903)

续前表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	全样本	全样本	内部控制质量高	内部控制质量低
<i>Size</i>	0.004 *** (2.881)	0.004 *** (2.877)	0.007 *** (3.036)	0.003 (1.529)
<i>Lev</i>	-0.042 *** (-4.232)	-0.042 *** (-4.221)	-0.032 * (-1.946)	-0.053 *** (-4.535)
<i>Top1</i>	0.022 ** (2.107)	0.022 ** (2.170)	0.018 (1.146)	0.025 * (1.929)
<i>Inde</i>	-0.002 (-0.077)	-0.002 (-0.065)	-0.059 (-1.534)	0.044 (1.374)
截距项	-0.107 *** (-2.937)	-0.130 *** (-2.992)	-0.201 *** (-3.027)	-0.094 * (-1.670)
行业效应	控制	控制	控制	控制
年度效应	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	12 752	12 752	6 376	6 376
<i>Adj-R²</i>	0.804	0.805	0.777	0.734

注：括号内为 *t* 统计量，***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。下同。

五、进一步分析

(一) 经济高质量发展、产权性质和成本粘性

经济高质量发展对成本粘性的影响还会由于企业产权性质而出现异质性的特征。首先，国有企业可以凭借天然的政治关联，更容易获取贷款等资源，而民营企业的发展资金较为薄弱，而且在申请贷款时一般会受到不公平的“金融歧视”，筹资难度大而且融资成本高，这使得民营企业在高质量发展时不会保留过多冗余的资源，成本粘性较低。其次，国有企业一般会承担稳定社会秩序、安排就业、支援受灾受损地区、慈善捐赠等社会责任，在经济高质量发展需要调配资源，削减成本时，需要考虑的因素比较多，不像民营企业主要以企业价值或股东权益为唯一考量因素，国有企业在进行成本调整时速度一般较慢，成本表现为“刚性”的特征。基于以上的分析，经济高质量发展对成本粘性的抑制作用在民营企业中更显著。本文按照产权性质将样本分为国有企业和民营企业两组，来检验产权性质对经济高质量发展与成本粘性的影响。检验结果见表 5。在列 (1) 国有企业中经济高质量发展与成本粘性 $DecDummy \times SalesChange \times GZL$ 的系数为 0.012，不显著，但是该系数在列 (2) 民营企业中为 0.063，在 1% 的水平上显著，说明相比于国有企业，经济高质量发展与成本粘性的负向关系在民营企业中更显著。

(二) 经济高质量发展、资产专用性与成本粘性

经济高质量发展对成本粘性的影响会因为企业本

身资产的专用性而发生异质性的特征。资产专用性是指为支持某项特殊交易而进行的耐用品投资 (Williamson, 1988^[39])。专用性较高的资产用途较为单一，不易变现或者变现时损失较大，退出成本高；而专用性较低的资产用途广泛，可以轻易地在经营和投资活动之间进行调配，调整成本较低。经济高质量发展要求企业根据经营情况、创新进展以及国家的宏观政策适时地调整成本战略，及时纠正资源错配等问题。如果企业的资产专用性较高，经济高质量发展对成本粘性的抑制作用就会受到影响，使得成本粘性下降得较慢。基于以上分析，经济高质量发展对成本粘性的抑制作用在资产专用性较低的企业中更显著。借鉴王竹泉等 (2017)^[40] 的做法，用固定资产净值、在建工程、无形资产与长期待摊费用之和占总资产的比例来衡量资产专用性。检验结果见表 5。按照资产专用性 *ASI* 的中位数将样本分为资产专用性强和弱两组，在列 (3) 资产专用性强的组中经济高质量发展与成本粘性的系数 $DecDummy \times SalesChange \times GZL$ 为 0.013，不显著，但是该系数在列 (4) 资产专用性弱的组中为 0.097，在 1% 的水平上显著，说明经济高质量发展对成本粘性的抑制作用在资产专用性弱的公司中更显著。

(三) 经济高质量发展、管理者自信程度与成本粘性

经济高质量发展对成本粘性的影响会因为管理者对经济发展的自信程度而发生异质性的特征。由于各

项经营决策都是管理者做出的，所以管理者对未来经济形势的预判直接影响成本决策。成本粘性的存在以及程度主要由管理者在面对收入下降时所做出的成本是否削减以及数额大小的决策。如果管理者对未来的经济形势充满信心，一旦收入下降，管理者并不会马上缩减业务规模，减少投入，裁减职工，处置资产，因为管理者对未来充满信心，他认为收入的下降只是暂时的，随着经济回暖，收入会上升。收入下降时没有马上削减资源是为了防止收入增加时重新增加投入而面临更大的损失和支出。基于以上分析，经济高质量发展对成本粘性的抑制作用在管理者自信程度低时更显著。借鉴余明桂等（2006）^[41]、梁上坤（2015）^[10]的做法用企业家信心指数代表管理者的

自信程度。企业家信心指数来自国家统计局网站公布的每个季度的数据，本文的企业家信心指数为每年四个季度的平均值。检验结果见表5。按照企业家信心指数 *Confi* 的中位数将样本分为企业家信心指数高和两组，在列（5）企业家信心指数高的组中经济高质量发展与成本粘性的系数 $DecDummy \times SalesChange \times GZL$ 为 0.044，在 5% 的水平上显著，该系数在列（6）企业家信心指数低的组中为 0.162，在 1% 的水平上显著，经过组间系数检验 *p* 值为 0.082，在 10% 的水平上显著，这两个系数存在显著差异。这说明经济高质量发展对成本粘性的抑制作用在管理者自信程度较低的公司中更显著。

表5 经济高质量发展、产权性质、资产专用性、管理者自信程度与成本粘性

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	国有企业	民营企业	资产专用性强	资产专用性弱	企业家信心指数高	企业家信心指数低
<i>SalesChange</i>	1.205*** (119.092)	1.136*** (130.617)	1.229*** (100.532)	1.163*** (104.742)	1.203*** (93.308)	1.183*** (112.287)
$DecDummy \times SalesChange$	-0.054*** (-3.263)	-1.043*** (-5.298)	-0.619** (-2.244)	-0.458*** (-4.744)	-0.770*** (-2.632)	-1.062*** (-7.132)
$DecDummy \times SalesChange \times GZL$	0.012 (0.838)	0.063*** (4.686)	0.013 (0.665)	0.097*** (4.742)	0.044** (2.064)	0.162*** (6.678)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年度效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	5 751	7 001	6 370	6 382	6 450	6 302
<i>Adj-R</i> ²	0.836	0.788	0.779	0.800	0.782	0.798
系数差异 (<i>P value</i>)	0.006***		0.000***		0.082*	

注：限于篇幅，未报告控制变量的回归结果，相关资料备索。下同。

六、稳健性检验

（一）利用人均 GDP 代表经济高质量发展

为了弥补本文构建的经济高质量发展指数的主观性，参照陈诗一和陈登科（2018）^[30]的做法，利用文献中通常使用的劳动生产率即人均产出作为经济发展质量的代理指标。该指标较为客观，具体而言，根据《中国城市统计年鉴》利用中国地级及以上城市人均 GDP 代表该地区经济发展水平，按照中国上市公司所在城市的人均 GDP 表示该上市公司所在地区经济发展水平，研究经济高质量发展这一宏观经济指标对微观企业成本粘性的影响。

表6列示了本文假设1和假设2的检验结果。在

这四列中 $DecDummy \times SalesChange$ 都是负数，证明我国的上市公司普遍存在成本粘性的特性。列（2）列出了经济高质量发展与企业成本粘性关系的检验结果，重点关注 $DecDummy \times SalesChange \times$ 人均 GDP 的系数，在列（2）中该系数为 0.009，在 1% 的水平上显著，说明经济高质量发展可以降低企业的成本粘性。假设 1 得以证明。列（3）和列（4）列出了内部控制质量对经济高质量发展与成本粘性二者关系的调节效应。在列（3）中， $DecDummy \times SalesChange \times$ 人均 GDP 的系数为 0.013，在 1% 的水平上显著，但是该系数在列（4）中不显著，说明经济高质量发展对成本粘性的抑制作用在内部控制质量高的组中更为显著。假设 2a 得以证明。

表 6 经济高质量发展与成本粘性

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	全样本	全样本	内部控制质量高	内部控制质量低
<i>SalesChange</i>	1.159*** (174.558)	1.161*** (171.291)	1.224*** (124.542)	1.080*** (118.083)
<i>DecDummy</i> × <i>SalesChange</i>	-0.151*** (-6.032)	-0.249*** (-6.114)	-0.213*** (-5.107)	-0.283*** (-6.682)
<i>DecDummy</i> × <i>SalesChange</i> ×人均GDP		0.009*** (3.120)	0.013*** (4.702)	0.011 (1.407)
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业效应	控制	控制	控制	控制
年度效应	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	12 752	12 752	6 376	6 376
<i>Adj-R</i> ²	0.804	0.813	0.775	0.721

表 7 的列 (1) 和列 (2) 列示的是产权性质对经济高质量发展与成本粘性二者关系影响的检验结果, 重点关注经济高质量发展与成本粘性的系数 *DecDummy*×*SalesChange*×人均GDP 在列 (1) 国有企业中该系数为正, 但是不显著, 在列 (2) 民营企业中该系数显著为正, 说明经济高质量发展对成本粘性的抑制作用在民营企业中更显著。列 (3) 和列 (4) 列示的是资产专用性对经济高质量发展与成本粘性二者关系影响的检验结果, 重点关注经济高质量发展与成本粘性的系数 *DecDummy*×*SalesChange*×人均GDP 在列 (3) 资产专用性强的组中该系数为正, 但不显

著, 在列 (4) 资产专用性弱的组中该系数显著为正, 说明经济高质量发展对成本粘性的抑制作用在资产专用性弱的公司中更显著。列 (5) 和列 (6) 列示的是管理者自信程度对经济高质量发展与成本粘性二者关系影响检验结果, 重点关注 *DecDummy*×*SalesChange*×人均GDP 的系数在列 (5) 企业家信心指数高的组中该系数为正, 但是不显著, 在列 (6) 企业家信心指数低的组中该系数显著为正, 说明经济高质量发展对成本粘性的抑制作用在管理者自信程度低的公司中更显著。

表 7 经济高质量发展、产权性质、资产专用性、管理者自信程度与成本粘性

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	国有企业	民营企业	资产专用性强	资产专用性弱	企业家信心指数高	企业家信心指数低
<i>SalesChange</i>	1.213*** (103.531)	1.172*** (98.082)	1.235*** (98.562)	1.166*** (102.478)	1.203*** (91.242)	1.189*** (109.611)
<i>DecDummy</i> × <i>SalesChange</i>	-0.152** (-2.020)	-0.302*** (-3.928)	-0.369*** (-5.303)	-0.189** (-2.301)	-0.179* (-1.836)	-0.240*** (-3.776)
<i>DecDummy</i> × <i>SalesChange</i> ×人均GDP	0.003 (0.742)	0.021*** (4.678)	0.007 (1.589)	0.014*** (2.604)	0.001 (0.130)	0.005*** (3.093)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年度效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	5 751	7 001	6 370	6 382	6 450	6 302
<i>Adj-R</i> ²	0.791	0.788	0.778	0.797	0.780	0.795

(二) 解决内生性问题

为了控制一些不随时间变化的变量对实证结果的影响, 本文利用面板固定效应模型对主要假设进行了重新回归, 回归结果见表 8。表 8 的列 (2) 列示的是假设 1 的检验结果。重点关注经济高质量发展与成本

粘性的交乘项 *DecDummy*×*SalesChange*×*GZL* 的系数, 该系数为 0.020, 并且在 1% 的水平上显著, 说明经济高质量发展会减少成本粘性的产生, 本文的假设 1 得以证明。表 8 的列 (3) 和列 (4) 列示的是假设 2 的检验结果。重点关注经济高质量发展与成本

粘性的交乘项 $DecDummy \times SalesChange \times GZL$ 的系数在列 (3) 和列 (4) 上的不同, 在内部控制质量高的组中该系数为 0.064, 在 5% 的水平上显著, 在内部控制质量低的组中, 该系数为 0.015, 但不显著。

说明相比于内部控制质量低的公司, 经济高质量发展对成本粘性的影响在内部控制质量高的公司中更显著, 本文的假设 2a 得以证明。

表 8 经济高质量发展与成本粘性: 固定效应模型

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	全样本	全样本	内部控制质量高	内部控制质量低
<i>SalesChange</i>	1.161*** (147.882)	1.161*** (147.601)	1.208*** (100.298)	1.076*** (90.302)
<i>DecDummy</i> × <i>SalesChange</i>	-0.195*** (-6.813)	-0.492*** (-3.013)	-0.950** (-2.258)	-0.361** (-1.973)
<i>DecDummy</i> × <i>SalesChange</i> × <i>GZL</i>		0.020*** (3.842)	0.064** (2.269)	0.015 (1.191)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年度效应	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	12 752	12 752	6 376	6 376
<i>Adj-R</i> ²	0.756	0.756	0.682	0.740

七、结论与建议

要实现经济的高质量发展, 必须强调科技创新, 重点解决创新能力和人力资本不足的问题, 把创新作为第一动力, 依靠科技创新不断增强经济的活力和竞争力, 进一步提高供给体系的质量。这些经济高质量发展的措施必然会对企业的发展产生深刻影响。本文利用 2010—2018 年沪深两市 A 股上市公司的财务数据, 实证分析了经济高质量发展对企业成本粘性的影响, 深入探究宏观的经济政策对微观企业成本管理的影响及异质性。研究结论如下: (1) 经济高质量发展会减少企业的成本粘性, 优化资源配置效率。经济高质量发展需要科技创新及发展各项高新技术, 逐步实现机器替代人工, 会减少企业的调整成本, 大智移云时代会精确预测出产品销量, 降低管理者的乐观预期, 公司治理效能的提升会减轻股东和管理者之间的代理问题, 这些都使得企业成本粘性减少。(2) 企业的内部控制质量对经济高质量发展与成本粘性的关系具有调节效应。研究发现内部控制质量高企业中, 经济高质量发展对成本粘性的抑制作用更为显著。(3) 深入研究产权性质、资产专用性以及管理者自信程度对经

济高质量发展影响成本粘性的异质性特征。实证研究发现, 经济高质量发展对成本粘性的抑制作用在民营企业、资产专用性弱以及管理者自信程度低时更显著。

本文的研究结论对于促进企业的高质量发展以及积极响应国家提出的经济高质量发展的重大战略都具有积极的意义。第一, 经济的高质量发展需要依靠企业这一微观实体来实现, 认清经济高质量发展对企业成本管理的影响对于实现经济高质量发展奠定了基础, 提供了保障。经济的高质量发展会减少企业的成本粘性, 改善企业的资源配置, 有效地抑制管理者的自利行为, 有利于企业的健康有序长远发展。第二, 从“降成本”的角度出发, 经济高质量发展可以作为深化供给侧结构性改革的重要手段和有力保障, 政府要通过实施和深化企业高质量发展战略, 促进供给侧结构性改革目标的实现。第三, 经济的高质量发展也需要政府的积极作为, 避免过度干预经济发展, 使市场在经济发展中起到决定性的作用, 继续深化“放管服”改革, 打破行政垄断和市场垄断, 营造一个风清气正的营商环境 (李东升等, 2020^[42])。通过有效的措施倒逼企业进行科技创新, 切实发挥创新这一经济发展强大动力, 促进经济的高质量发展。

参考文献

[1] 黄速建, 肖红军, 王欣. 论国有企业高质量发展 [J]. 中国工业经济, 2018 (10): 19-41.
 [2] Anderson M C, Banker R D, Janakiraman S N. Are Selling, General, and Administrative Costs “Sticky”? [J]. Journal of Accounting Research, 2003, 41 (1): 47-63.

- [3] 孙铮, 刘浩. 中国上市公司费用“粘性”行为研究 [J]. 经济研究, 2004 (12): 26-34.
- [4] Banker R D, Ciftci M, Mashruwala R. Managerial Optimism, Prior Period Sales Changes, and Sticky Cost Behavior [Z]. Working Paper, Temple University, 2009.
- [5] Banker R D, Byzalov D. Asymmetric Cost Behavior [J]. Journal of Management Accounting Research, 2014, 26 (2): 43-79.
- [6] Chen C X, Lu H, Sougiannis T. The Agency Problem, Corporate Governance, and the Asymmetrical Behavior of Selling, General, and Administrative Costs [J]. Contemporary Accounting Research, 2012, 29 (1): 252-282.
- [7] Kim J, Lee J J, Park J C. Internal Control Weakness and the Asymmetrical Behavior of Selling, General, and Administrative Costs [Z]. Working Paper, City University of Hong Kong, 2014.
- [8] 梁上坤. 媒体关注、信息环境与公司费用粘性 [J]. 中国工业经济, 2017 (2): 154-173.
- [9] 王菁华, 茅宁. 经济政策不确定性与企业成本粘性——基于中国 A 股上市企业的实证分析 [J]. 外国经济与管理, 2019 (6): 1-16.
- [10] 梁上坤. 管理者过度自信、债务约束与成本粘性 [J]. 南开管理评论, 2015 (3): 122-131.
- [11] 罗宏, 曾永良, 刘宝华. 国有企业高管薪酬、公司治理与费用粘性 [J]. 经济经纬, 2015 (2): 99-104.
- [12] Xue S, Hong Y. Earnings Management, Corporate Governance and Expense Stickiness [J]. China Journal of Accounting Research, 2016, 9 (1): 41-58.
- [13] 周兵, 钟廷勇, 徐辉, 任政亮. 企业战略、管理者预期与成本粘性——基于中国上市公司经验证据 [J]. 会计研究, 2016 (7): 58-65.
- [14] 韩岚岚, 马元驹. 内部控制对费用粘性影响机理研究——基于管理者自利行为的中介效应 [J]. 经济与管理研究, 2017 (1): 131-144.
- [15] 万寿义, 田园. 第一大股东控制权、大股东制衡与费用粘性差异 [J]. 财贸研究, 2017 (2): 100-110.
- [16] Banker R D, Byzalov D, Fang S, Liang Y. Cost Management Research [J]. Journal of Management Accounting Research, 2018, 30 (3): 187-209.
- [17] 梅丹. 融资约束与内部控制对成本粘性的交互效应研究——基于中国制造业上市公司 2011—2016 年的证据 [J]. 经济与管理评论, 2019 (5): 58-70.
- [18] 刘媛媛, 刘斌. 劳动保护、成本粘性与企业应对 [J]. 经济研究, 2014 (5): 63-76.
- [19] 梁上坤, 张梦婷. 货币政策、融资约束与公司成本粘性 [J]. 金融学季刊, 2015 (2): 26-60.
- [20] 宋常, 杨华领, 李沁洋. 审计师行业专长与企业费用粘性 [J]. 审计研究, 2016 (6): 72-79.
- [21] 王雄元, 高开娟. 客户关系与企业成本粘性 [J]. 南开管理评论, 2017 (1): 132-142.
- [22] 江伟, 底璐璐, 姚文韬. 客户集中度与企业成本粘性——来自中国制造业上市公司的经验证据 [J]. 金融研究, 2017 (9): 192-206.
- [23] 梁上坤. 媒体关注、信息环境与公司费用粘性 [J]. 中国工业经济, 2017 (2): 154-173.
- [24] 梁上坤. 机构投资者持股会影响公司费用粘性吗? [J]. 管理世界, 2018 (12): 133-148.
- [25] Li W, Zheng K. Product Market Competition and Cost Stickiness [J]. Review of Quantitative Finance and Accounting, 2017, 49 (2): 283-313.
- [26] 南晓莉, 张敏. 政府补助是否强化了战略性新兴产业的成本粘性? [J]. 财经研究, 2018 (8): 114-127.
- [27] 赵臻, 曹伟, 姚振晔, 等. “互联网+”有利于降低企业成本粘性吗? [J]. 财经研究, 2020 (4): 33-47.
- [28] 师博, 任保平. 中国省际经济高质量发展的测度与分析 [J]. 经济问题, 2018 (4): 1-6.
- [29] 张煜晖, 王钺. 雾霾污染与城市经济高质量发展 [J]. 经济问题探索, 2020 (7): 61-71.
- [30] 陈诗一, 陈登科. 雾霾污染、政府治理与经济高质量发展 [J]. 经济研究, 2018 (2): 20-34.
- [31] 金碚. 关于“高质量发展”的经济学研究 [J]. 中国工业经济, 2018 (4): 5-18.
- [32] 文丰安. 新时代中国高质量发展的判断标准、决定因素与实现途径 [J]. 改革, 2018 (4): 5-16.
- [33] 任保平, 李禹墨. 新时代我国高质量发展评判体系的构建及其转型路径 [J]. 陕西师范大学学报 (哲学社会科学版), 2018 (3): 105-113.
- [34] 刘现伟, 文丰安. 新时代民营经济高质量发展的难点与策略 [J]. 改革, 2018 (9): 5-14.
- [35] 师博, 张冰瑶. 新时代、新动能、新经济——当前中国经济高质量发展解析 [J]. 上海经济研究, 2018 (5): 25-33.
- [36] 任保平. 新时代中国经济从高速增长转向高质量发展: 理论阐释与实践取向 [J]. 学术月刊, 2018 (3): 66-74.
- [37] 韩岚岚, 马元驹. 内部控制对费用粘性的影响研究 [J]. 会计论坛, 2015 (2): 68-83.
- [38] 牟韶红, 李启航, 陈汉文. 内部控制能够抑制成本费用粘性吗——基于信息视角的理论分析与经验证据 [J]. 当代财经, 2015 (2): 118-129.
- [39] Williamson O. Corporate Finance and Corporate Governance [J]. The Journal of Finance, 1988 (43): 567-591.
- [40] 王竹泉, 段丙蕾, 王苑琢. 资本错配、资产专用性与公司价值——基于营业活动重新分类的视角 [J]. 中国工业经济, 2017 (3): 120-138.
- [41] 余明桂, 夏新平, 邹振松. 管理者过度自信与企业激进负债行为 [J]. 管理世界, 2006 (8): 104-125.
- [42] 李东升等. 我国大型国有企业混合所有制改革中的利益机制重构及其有效治理模式研究 [M]. 北京: 经济科学出版社, 2020: 178.

(学术顾问: 梁上坤, 责任编辑: 王克方 张安平)

中国货币政策框架转型下的多目标混合型规则研究

The Research on Multi-objective Hybrid Rule in the Transition of China's Monetary Policy Framework

龙少波 张梦雪 厉克奥博

LONG Shao-bo ZHANG Meng-xue LI Ke-aobo

[摘要] 中国货币政策框架正处于转型当中,表现出明显的“量价”结合及从“量”到“价”过渡的特点。基于此,考虑到中国货币政策调控的多目标性及时变非线性特征,本文构建开放条件下包含产出、通胀、汇率、房价及股价的多目标时变“混合型”货币政策规则,实证分析了1999年第1季度至2021年第1季度“混合型”货币政策对各目标缺口的时变反应特征及调控效果。结果表明:“混合型”货币政策规则较好地刻画了我国货币政策操作的动态轨迹,并对稳定产出、通胀、汇率、房价和股价起到了一定作用;2010年以来,“数量型”工具在货币政策调控中的权重不断下降,央行越来越注重发挥“价格型”工具的作用,我国货币政策调控框架表现出从“量”向“价”转型的特征;除盯住传统的产出和通胀以外,“混合型”货币政策在一定程度上对汇率、房价和股价波动作出了反应;我国货币政策调控具有时变特征,在不同时期对各目标缺口的反应存在明显差异。基于以上结论,本文提出了相应的政策建议。

[关键词] 混合型货币政策规则 货币政策框架 多目标 时变反应

[中图分类号] F822.0 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2021) 10-0077-17

Abstract: China's monetary policy framework is in the process of transformation, showing the obvious characteristics of the combination of “quantity and price” and the transition from “quantity” to “price”. Based on this, considering the multi-objective and time-varying non-linear characteristics of China's monetary policy regulation, we construct a multi-objective time-varying “hybrid” monetary policy rule that includes output, inflation, exchange rate, house prices and stock prices under open conditions, and empirically analyze the impact of the “hybrid” monetary policy on each target gap from the first quarter of 1999 to the first quarter of 2021. We find that the “hybrid” monetary policy rule well describes the dynamic trajectory of China's monetary policy operation, and can play a role in maintaining stability in output, inflation, exchange rates, house prices and stock prices. Since 2010, the weight of “quantitative” tools in the regulation of monetary policy has been decreasing, and the central bank is paying more attention to the “price-based” tools. In addition to focusing on the traditional output and inflation gaps, “hybrid” monetary policy responds to fluctuations in exchange rates, house prices and stock prices to a certain extent. Besides, China's monetary policy regulation has time-varying characteristics, and there are significant differences in the response to each target gap in different periods. Based on the above conclusions, we put forward corresponding policy suggestions.

Key words: Hybrid monetary policy rule Monetary policy framework transformation Multi-objective Time-varying response

[收稿日期] 2020-05-28

[作者简介] 龙少波,男,1984年3月生,重庆大学公共管理学院副教授,研究方向为宏观经济、宏观金融;张梦雪,女,1996年12月生,重庆大学公共管理学院硕士研究生,研究方向为宏观金融、宏观经济;厉克奥博,男,1985年2月生,清华大学中国经济思想与实践研究院研究员,研究方向为政府与市场经济学、宏观经济。本文通讯作者为龙少波,联系方式为 longshb@126.com。

[基金项目] 国家社会科学基金青年项目“多重机制非对称作用下的中国结构通缩及调控体系研究”(项目编号:16CJL007)。

感谢匿名评审人提出的修改建议,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

一、引言

货币政策是各国央行调节宏观经济的重要手段之一,按规则行事的货币政策不仅能为中央银行提供明晰的行动指南,而且能大大提高政策的透明度及可信度,从而提升政策调控效果。根据操作工具或中介目标的不同,货币政策规则可以划分为“数量型”规则与“价格型”规则。其中,“数量型”规则以基础货币等货币供应量指标为中介目标,而“价格型”规则以短期利率为中介目标。

一国货币政策调控方式的选择与其经济及金融市场的发展情况密切相关(伍戈和连飞,2016^[1];徐忠,2018^[2])。一般而言,主要发达国家的金融市场发育程度较高,利率等“价格型”货币政策工具的调控体系较为健全,因此,在这些国家的货币政策框架中,“价格型”工具居于主导地位。与主要发达国家的货币政策操作不同,作为从计划经济向市场经济转轨的新兴经济体,我国利率并未完全实现市场化,货币当局所面临的约束条件也更为复杂。从央行历年的货币政策操作实践来看,我国货币政策调控表现出明显的“量”“价”结合的特征。例如,在1999年的东南亚金融危机时期、2007年的经济过热时期以及2008年的金融危机时期,央行同时对存、贷款基准利率以及存款准备金率进行调整,以“量”“价”并行的方式稳定宏观经济^①。因而与单一的“数量型”规则及“价格型”规则相比,“混合型”规则更能刻画我国货币政策的操作实践,其调控效果也优于单一规则,在我国表现出了良好的适应性及有效性(Liu和Zhang,2010^[3];闫先东和张炎涛,2016^[4];王曦等,2017^[5];李宏瑾和苏乃芳,2020^[6])。

值得注意的是,受经济与金融发展水平、市场化程度等多种因素的影响,在不同时期,我国货币当局对数量与价格两种工具所赋予的权重是不同的。自1996年中国人民银行正式将货币供应量作为货币政策的中介目标以来,我国长期实行的都是以“数量型”为主的货币政策规则。在经济转轨初期,“数量型”为主的货币政策较好地适应了我国经济与金融发展的实际情况,因而在稳定物价与产出等方面发挥

了重要的积极作用。然而,一方面,随着我国金融市场改革深化与金融创新的发展,金融脱媒与影子银行不断涌现,直接融资比重不断增长,商业银行的表外业务不断增加,这使得“数量型”指标的可测性、可控性及其与最终目标的相关性不断下降,“数量型”工具的局限性日益凸显。另一方面,随着银行同业业务的不断发展,利率市场化改革的加快推进为货币政策调控从“数量型”向“价格型”转型创造了条件^②。近年来,央行对“数量型”指标的关注度明显下降,而与此同时越来越注重发挥“价格型”工具的作用。一方面,通过利率走廊稳定短期利率,另一方面,灵活运用SLO、SLF、MLF等创新型工具管理中期利率,我国货币政策操作表现出从“数量型”向“价格型”转轨的特征。然而,货币政策调控框架转型是一个渐进的过程,不可能一蹴而就。在我国利率调控体系尚未健全,价格信号存在“扭曲”(刘金全等,2017^[7])的背景下,“数量型”工具仍发挥着重要作用(贾俊雪等,2014^[8])。因此,受当前复杂的经济与金融环境制约,在未来较长时期内,我国在现实中仍将实施以“数量型”和“价格型”相结合的“混合型”货币政策规则,并逐步从以“数量型”调控为主转变为以“价格型”调控为主(盛松成和翟春,2015^[9])。

而且,货币政策是否应该盯住多个目标,尤其是是否应该对资产价格做出反应,亦是货币政策规则研究争论的一个焦点。一般而言,传统的货币政策规则以稳定物价与产出为目标。然而,历次金融危机表明,资本市场的溢出效应日渐凸显,资产价格波动的影响已经开始波及实体经济乃至整个宏观经济(Bernanke和Blinder,1988^[10];Ray和Chatterjee,2001^[11];李成等,2010^[12])。并且,资产价格波动大多出现在产出与通胀相对稳定的时期,资产价格波动可能独立于产出及通胀的变化,这给只盯住产出与通胀缺口的传统货币政策规则带来了极大挑战(陈继勇等,2013^[13])。就我国而言,中国人民银行采取的是多目标制的货币政策。近年来,我国汇率波动频繁、房价高企、股市动荡,急剧攀升的资产价格催生了严重的资产泡沫,使得金融系统风险加剧,去杠杆

① “数量型”工具主要包括存款准备金率、公开市场业务(正逆回购、央票、再贷款、再贴现)以及信贷规模,主要瞄准货币供应量作为中介工具。而“价格型”工具主要包括存贷款基准利率。例如,2007年经济过热时,央行通过10次提高法定存款准备金率收缩流动性,5次提高存贷款基准利率提高资金的价格,以“量”“价”结合的方式共同应对经济过热。

② 2013年7月贷款利率的下限取消,2015年10月存款利率上限管制放开,标志着我国利率市场化改革经历了一个逐渐放开并适应的过程。

防风险已成为央行的主要政策目标。并且,央行在货币政策执行报告中经常提及汇率、房价、股价问题,说明央行在制定货币政策时至少是关注资产价格的^①。因此,将汇率、房价、股价等资产价格作为独立的政策目标纳入货币政策规则,进而考察数量与价格相结合的“混合型”货币政策规则对产出、通胀及各类资产价格的时变反应特征,对于理解和优化货币政策的实施具有重要的意义。

此外,中国作为一个正向市场经济转型的新兴经济体,在不同阶段对于各个宏观经济目标亦有着不同的要求,也即货币政策在不同时期对于不同的调控目标可能有不同的反应程度。例如,供给侧结构性改革背景下,货币政策对经济增速下行的容忍度明显提高,更加注重经济增长的质量。也就是说货币政策对其盯住的各个目标的反应系数可能并不是恒定的,而是时变的。在这种情况下,传统的常系数货币政策规则可能并不能精确地描述央行货币政策对各目标真实的反应情况,而非线性时变的货币政策规则更为符合我国的货币政策操作实践(郑挺国和刘金全,2010^[14];陈创练等,2016^[15];金春雨和吴安兵,2017^[16])。因此,本文从中国货币政策调控的实际情况出发,构建多目标量价结合的“混合型”货币政策规则,并利用 TVP-VAR 模型对“混合型”规则的时变参数进行估计,研究中国货币政策的转型与实践。

余文安排如下:第二部分是文献综述;第三部分是模型构建与研究方法说明;第四部分是数据选取与处理说明;第五部分是实证分析;第六部分进一步分析了“混合型”规则的调控效果;第七部分是结论与建议。

二、文献综述

一般而言,以基础货币为操作工具的麦克勒姆规则(McCallum, 1984^[17])是“数量型”货币政策规则的代表,而以短期名义利率为操作工具的泰勒规则(Taylor, 1993^[18])则是“价格型”货币政策规则的代表。国内外关于中国货币政策规则的研究主要是从相应规则的适用性及其形式拓展等方面展开。

(一)“数量型”规则的适用性及其形式扩展

McCallum (1984)^[17]提出了通过基础货币调节名义收入的麦克勒姆规则,自此国内外学者在麦克勒姆规则的基础上对中国的“数量型”货币政策规则展开了深入研究。宋玉华和李泽祥(2007)^[19]基于不同的货币层次对麦克勒姆规则在中国的有效性进行了实证检验,发现 M0 在货币流通速度稳定、货币乘数提高的情况下,对宏观经济的影响将增强,麦克勒姆规则是适应中国国情的货币政策规则。Mehrotra 等(2008)^[20]评估了基于货币供应的麦克勒姆货币政策规则对维持中国物价稳定的效果,结果表明,麦克勒姆规则可以成为分析中国货币政策立场和提供中国经济通胀压力信息的有用工具。Burdekin 和 Siklos (2008)^[21]提出麦克勒姆规则在总体上能够稳定中国的宏观经济。Koivu 和 Mehrotra (2009)^[22]等也检验了麦克勒姆规则在中国的有效性,认为麦克勒姆规则对分析中国的货币政策以及提供通胀压力信息具有重要意义。此外,也有部分文献对传统的“数量型”规则进行了扩展研究。如傅强和沈雪鸿(2009)^[23]在原始的麦克勒姆规则中加入汇率和外汇储备两个因素,发现中国的基础货币对汇率及外汇储备的波动均作出了显著反应。

(二)“价格型”规则的适用性及其形式扩展

随着我国金融改革的深化及金融创新的发展,一些学者开始着眼考察不同形式的“价格型”货币政策规则在中国的适用性及有效性。杨英杰(2002)^[24]通过计算泰勒规则值与麦克勒姆规则值并与实际值对比后提出,基础货币不再适合作为中国货币政策的操作目标,而利率规则能为中国人民银行的货币政策操作提供一个较好的参考尺度。Zhang (2009)^[25]通过对两种规则的比较发现,“价格型”规则的调控效果更好。Zheng 等(2009)^[26]、郑挺国和刘金全(2010)^[14]、张小宇和刘金全(2013)^[27]、陈创练等(2016)^[15]将线性的“价格型”规则扩展为非线性的“价格型”规则,并发现我国“价格型”货币政策规则呈现出明显的时变特征及非对称特征。也有一些学者在传统的“价格型”规则中纳入了汇率、股价、房价等因素,进一步考察了“价格型”工具对资产价格的反应。

^① 例如,2016年4季度央行货币政策执行报告要求加强对房地产泡沫风险领域的风险监测分析,限制信贷流向投资投机性购房;2018年第1季度央行货币政策执行报告强调增强利率调控能力,保持人民币汇率在合理均衡水平上的基本稳定;2018年第3季度货币政策执行报告强调围绕资本市场改革,激发市场活力,促进资本市场长期健康发展。

Chadha 等 (2004)^[28]将资产价格及汇率纳入标准的利率规则并进行了实证检验; Akram 等 (2006)^[29]通过对比发现, 包含房价和 (或) 股价的利率规则能显著提高宏观经济的表现; 李成等 (2010)^[12]通过构建开放经济条件下包含多个资产价格的泰勒规则发现, 最优利率规则调控不仅需要产出与通胀做出反应, 还要对资产价格及汇率变动有相应的调整; 谭政勋和刘少波 (2015)^[30]从识别货币政策立场出发, 在克服了货币政策内生性的基础上, 考察了开放条件下货币政策对资产价格特别是房价波动的反应, 结果表明, 我国货币政策的确对房价波动作出了反应, 并且其对房价的调控效果较好。

(三) “混合型”规则的适用性及有效性

中国处于货币政策框架转型时期, 在“数量型”工具的局限性日益凸显, “价格型”工具的市场基础又不完善的情况下, 部分学者从中国货币政策操作实践出发, 构建数量与价格相结合的“混合型”货币政策规则, 并进行了理论分析与实证检验。Liu 和 Zhang (2010)^[3]通过比较发现, 数量与价格相结合的“混合型”货币政策规则要优于单一规则。岳超云和牛霖琳 (2014)^[31]提出, 在利率规则中纳入货币因素能更好地解释和预测央行的实际货币政策操作。闫先东和张炎涛 (2016)^[4]、伍戈和连飞 (2016)^[1]的实证研究也表明, 与单一规则相比, “混合型”规则的调控效果更好, 更有利于稳定宏观经济。王曦等 (2017)^[5]基于 DSGE 模型的三规则视角发现, 无论是在实证还是在规范的意义上, 数量与价格相结合的“混合型”规则均优于单一的“数量型”规则及“价格型”规则。

但是, 尽管数量与价格相结合的“混合型”货币政策规则在中国的适用性及有效性得到了比较广泛的认可, 但还存在以下不足: 一方面, “混合型”规则形式的构建还存在较大争议。部分文献在泰勒规则等式的右边简单地加入货币供应量以表示“混合型”货币政策规则, 但另一部分文献则认为该形式并不规范, 不能体现出数量和价格工具共同地针对调控目标的“混合型”货币政策的根本特征 (王曦等, 2017^[5])。另一方面, 已有文献只是对货币政策框架转型进行了事实阐述, 并未提供数据实证的支撑。此外, 现有的关于“混合型”货币政策规则的研究并未考虑我国货币政策规则的多目标性 (李成等, 2010^[12]) 及非线性特征 (刘金全和解姝瑶, 2016^[32])。为了弥

补已有文献的不足, 本文构建包括产出缺口、通胀缺口及汇率、房价、股价等资产价格缺口的“混合型”货币政策规则, 实证检验中国多目标时变“混合型”货币政策规则。

与以往的文献相比, 本文的创新之处主要有以下四点: 一是构建了与当前中国经济发展阶段相适应、兼具并行性与选择性的“混合型”货币政策规则, 以期更好地刻画我国货币政策的实际操作情况; 二是测算出了我国货币政策调控历程中, 央行对“数量型”工具及“价格型”工具赋予的时变权重, 从而为货币政策调控框架转型提供了有力的数据支撑。三是在只包含通胀及产出目标的“混合型”货币政策规则中, 纳入了汇率、房价及股价目标, 更为全面地考察了“混合型”货币政策规则对资产价格的反应; 四是考虑到我国货币政策对通胀缺口、产出缺口及其他资产价格缺口存在时变非线性偏好, 本文构建了带有随机波动项的时变参数向量自回归 (TVP-VAR-SV) 模型, 以便更好地捕捉央行在不同时期对各政策目标的时变反应特征。

三、模型构建与研究方法说明

(一) 多目标“价格型”货币政策规则

Taylor (1993)^[18]提出了通过调整名义利率对通胀缺口与产出缺口做出反应的“价格型”货币政策规则。借鉴 Svensson (1997)^[33]、Ball (1998)^[34]、Kntonikas 和 Montagnoli (2006)^[35]、李成等 (2010)^[12]以及朱培金 (2013)^[36]的做法, 拓展并建立了一个开放条件下的动态宏观经济模型框架, 得到包含汇率、房价及股价的最优“价格型”货币政策规则, 其中汇率、房价、股价等资产市场是非有效的:

$$\pi_{t+1} = \pi_t + \alpha_1 \hat{y}_t - \alpha_2 \Delta e_t + \eta_{1t+1} \quad (1)$$

$$\hat{y}_{t+1} = \beta_1 \hat{y}_t - \beta_2 (i_t - E_t \pi_{t+1}) + \beta_3 h_t + \beta_4 s_t + \beta_5 e_t + \eta_{2t+1} \quad (2)$$

$$h_t = h_t^* + b_1 \Delta h_{t-1} \quad (3)$$

$$h_t^* = -\lambda_1 (i_t - E_t \pi_{t+1}) + \lambda_2 E_t \hat{y}_{t+1} + \eta_{3t} \quad (4)$$

$$s_t = s_t^* + b_2 \Delta s_{t-1} \quad (5)$$

$$s_t^* = -\lambda_3 (i_t - E_t \pi_{t+1}) + \lambda_4 E_t \hat{y}_{t+1} + \eta_{4t} \quad (6)$$

$$e_t = e_t^* + b_3 \Delta e_{t-1} \quad (7)$$

$$e_t^* = \lambda_5 (i_t - E_t \pi_{t+1}) + \eta_{5t} \quad (8)$$

其中, π_t 表示通胀率缺口, 即通胀率对其目标值的偏离; \hat{y}_t 表示产出缺口, 即实际产出对其自然水平的偏离; h_t 、 s_t 、 e_t 分别表示房价、股价及实际有效汇率

(间接标价法); i_t 表示短期名义利率; $\eta_{it} (i=1, 2, 3, 4, 5)$ 分别表示服从标准正态分布的总供给冲击、总需求冲击、房价冲击、股价冲击以及实际有效汇率冲击。式(1)~式(8)中的结构参数具有以下性质:

$$\begin{aligned} &\alpha_1, \alpha_2, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \lambda_1, \lambda_3, \lambda_5 > 0 \\ &0 < \beta_1, b_1, b_2, b_3 < 1 \\ &\beta_5 < 0 \end{aligned}$$

式(1)为扩展的加速型菲利普斯曲线,也即总供给曲线。它概括了通货膨胀与产出缺口及实际有效汇率之间的关系。参数 α_1 与 α_2 分别表示通货膨胀对产出缺口及实际有效汇率的敏感程度。

式(2)为开放条件下的IS曲线,也即总需求曲线。该式包含了房价、股价及汇率因素对总需求的影响,其中房价、股价通过资产负债表效应及财富效应影响总需求,汇率通过作用于进出口进而影响总需求,与之相应的参数衡量了总需求对各变量变动的敏感程度。

式(3)与式(5)刻画了非有效资产市场条件下房价及股价的动态调整路径。资产价格并非恒等于其内在价值,而是遵循某种部分调节机制,当期的资产价格由其内在价值和前期资产价格的正向惯性作用共同决定(Kortian, 1995^[37]),当前期资产价格正向变动时,当期资产价格也会上升,反之则反。参数 b_1 和 b_2 分别表示房价及股价对其前期值变动的反应程度。

式(4)和式(6)描述了房价与股价内在价值的动态决定路径。其中房价与股价的内在价值与预期产出正相关,而与利率负相关。

式(7)刻画了实际有效汇率的动态变化过程。由于我国长期实行有管理的浮动汇率制,汇率尚未完全放开,因此其传导机制存在一定梗阻,其历史数据的变动也会影响当期的汇率。因此,与房价及股价类似,实际有效汇率由其内在价值与历史变动共同决定,参数 b_3 表示前期的实际有效汇率变动对当期实际有效汇率的影响程度。

式(8)刻画了实际有效汇率与利率之间的关系。该式表明当本国利率提高时会引起资本流入进而引起本币升值。

接着我们通过最小化央行的损失函数进而求解最优“价格型”货币政策规则。参照一般文献的做法,我们假定央行的损失函数 L 由产出缺口及通货膨胀的

方差组成:

$$L = \min \frac{1}{2} E_t \sum_{i=1}^{\infty} \theta^i [\pi_{t+i}^2 + \omega y_{t+i}^2] \quad (9)$$

其中, $\theta \in (0, 1)$ 为贴现因子; $\omega \geq 0$, 为产出缺口波动相对于通货膨胀的权重,表示央行在产出缺口与通货膨胀之间的权衡。

在式(1)~式(8)的约束条件下对式(9)进行求解可以得到如下最优“价格型”货币政策规则:

$$i_t^* = \bar{i}_0 + f_y^i \hat{y}_t + f_{\pi}^i \hat{\pi}_t + f_e^i \hat{e}_t + f_h^i \hat{h}_t + f_s^i \hat{s}_t \quad (10)$$

其中:

$$\begin{aligned} f_y^i &= \alpha_1 + \frac{\beta_1 + \alpha_1 c (\lambda_2 \beta_3 + \lambda_4 \beta_4 - 1)}{\beta_2 - \lambda_5 \beta_5 + \lambda_1 \beta_3 + \lambda_3 \beta_4} > 0 \\ f_{\pi}^i &= 1 - c \frac{1 - \lambda_2 \beta_3 - \lambda_4 \beta_4}{\beta_2 - \lambda_5 \beta_5 + \lambda_1 \beta_3 + \lambda_3 \beta_4} > 0 \\ f_e^i &= \frac{\lambda_5 \beta_5 - \beta_2 \alpha_2 + \frac{c \alpha_2}{b_3} - \left(1 + \frac{c \alpha_2}{b_3}\right) (\lambda_2 \beta_3 + \lambda_4 \beta_4)}{\beta_2 - \lambda_5 \beta_5 + \lambda_1 \beta_3 + \lambda_3 \beta_4} < 0 \\ f_h^i &= \frac{\beta_3}{\beta_2 - \lambda_5 \beta_5 + \lambda_1 \beta_3 + \lambda_3 \beta_4} > 0 \\ f_s^i &= \frac{\beta_4}{\beta_2 - \lambda_5 \beta_5 + \lambda_1 \beta_3 + \lambda_3 \beta_4} > 0 \\ c &= \frac{1}{2 \alpha_1 \theta \omega} (\omega - \omega \theta + \alpha_1^2 \theta - \sqrt{(\omega - \omega \theta + \alpha_1^2 \theta)^2 + 4 \alpha_1^2 \theta^2 \omega}) < 0 \end{aligned}$$

其中, i_t^* 表示“价格型”货币政策规则建议的最优短期名义利率; \hat{y}_t 、 $\hat{\pi}_t$ 、 \hat{e}_t 、 \hat{h}_t 、 \hat{s}_t 分别表示产出缺口、通胀缺口、股价缺口、实际有效汇率缺口、房价缺口与股价缺口; \bar{i}_0 表示长期均衡名义利率,即当各目标缺口为0时的名义利率。从式(10)可以看出,当产出缺口、通胀缺口、房价缺口、股价缺口上升时,央行会通过提高短期名义利率以防止经济过热、通胀恶化以及资产价格非理性上涨。而当实际有效汇率上升(本币升值)时,央行会降低短期名义利率以维持汇率稳定。

考虑到一次性大幅度调整货币政策可能会引起经济的剧烈波动、损害货币当局的信誉(Clarida 和 Gertler, 2000^[38]),货币当局通常是根据标准货币政策规则建议的目标值及中介目标的前期值进行部分调整,从而实现货币政策的调控。有鉴于此,本文设定央行对短期名义利率的动态调整过程遵循下式:

$$i_t = \rho_i i_{t-1} + (1 - \rho_i) i_t^* + u_t \quad (11)$$

其中, i_t 为短期名义利率; i_{t-1} 为上一期的短期名义利率; $\rho_i \in [0, 1]$ 为利率平滑参数。式 (11) 表示货币当局是根据短期名义利率的目标值及其前期值进行部分调整, 从而实现“价格型”货币政策的调控。

将式 (10) 代入式 (11) 可以得到带有平滑行为的多目标最优“价格型”货币政策规则:

$$i_t = \rho_i i_{t-1} + (1 - \rho_i) (\bar{i}_0 + f_y^i \hat{y}_t + f_\pi^i \hat{\pi}_t + f_e^i \hat{e}_t + f_h^i \hat{h}_t + f_s^i \hat{s}_t) + \mu_i \quad (12)$$

式 (12) 表示的是线性的“价格型”货币政策规则。其蕴含的经济含义是, 在任何时期, 利率对各目标缺口的调控方向和反应程度不存在任何差异。事实上, 由于宏观经济背景、政策作用时间及货币当局政策偏好的不同, 可能使货币政策规则表现出非线性及 (或) 非对称 (Nobay 和 Peel, 2010^[39]; Surico, 2007^[40]) 特征, 因此, 本文构建了如下形式的多目标时变“价格型”货币政策规则:

$$i_t = \rho_{i,t} i_{t-1} + (1 - \rho_{i,t}) (\bar{i}_{0,t} + f_{y,t}^i \hat{y}_t + f_{\pi,t}^i \hat{\pi}_t + f_{e,t}^i \hat{e}_t + f_{h,t}^i \hat{h}_t + f_{s,t}^i \hat{s}_t) + \mu_i \quad (13)$$

其中, $\rho_{i,t}$ 表示短期名义利率的时变平滑参数; $\bar{i}_{0,t}$ 为时变长期名义利率; $f_{y,t}^i$ 、 $f_{\pi,t}^i$ 、 $f_{e,t}^i$ 、 $f_{h,t}^i$ 、 $f_{s,t}^i$ 表示短期名义利率对各目标缺口的时变反应系数, 也就是说“价格型”货币政策规则是非线性的。

(二) 多目标“数量型”货币政策规则

麦克勒姆规则是典型的“数量型”货币政策规则。McCallum (1984)^[17] 认为中央银行应根据产出缺口来调节基础货币供应量, 之后 McCallum (1988)^[41]、Judd 和 Motley (1991)^[42] 修订并加入通胀目标。考虑到我国货币政策对 M2 指标的长期关注, 同时参考 Sargent 和 Surico (2011)^[43] 的做法, “数量型”货币政策工具用名义货币供给增速来表示。与最优“价格型”货币政策规则相似, 可以得到如下形式的包含资产价格的最优“数量型”货币政策规则^①:

$$m2_t^* = \bar{m}_0 + f_y^m \hat{y}_t + f_\pi^m \hat{\pi}_t + f_e^m \hat{e}_t + f_h^m \hat{h}_t + f_s^m \hat{s}_t \quad (14)$$

其中, $m2_t^*$ 表示“数量型”货币政策规则建议的广义货币供给增速的目标值; $f_{y,t}^m$ 、 $f_{\pi,t}^m$ 、 $f_{e,t}^m$ 、 $f_{h,t}^m$ 、 $f_{s,t}^m$ 分别表示广义货币供给增速对产出缺口、通胀缺口、实际有效汇率缺口、房价缺口及股价缺口的反应系数; \hat{y}_t 、 $\hat{\pi}_t$ 、 \hat{e}_t 、 \hat{h}_t 、 \hat{s}_t 的含义与上文一致; \bar{m}_0 表示广义

货币供给增速的长期均衡值, 即当各目标缺口为 0 时的广义货币供给增速。

同样地, 考虑到货币政策的平滑性, 设定广义货币供给增速的动态调整过程如下:

$$m2_t = \rho_m m2_{t-1} + (1 - \rho_m) m2_t^* + \varepsilon_t \quad (15)$$

其中, $m2_t$ 为广义货币供应量增长率; $m2_{t-1}$ 为上一期的广义货币供应量增长率; $\rho_m \in [0, 1]$ 为广义货币供应量增长率的平滑参数。

将式 (14) 代入式 (15) 可以得到带有平滑行为的多目标“数量型”货币政策规则:

$$m2_t = \rho_m m2_{t-1} + (1 - \rho_m) (\bar{m}_0 + f_y^m \hat{y}_t + f_\pi^m \hat{\pi}_t + f_e^m \hat{e}_t + f_h^m \hat{h}_t + f_s^m \hat{s}_t) + \varepsilon_t \quad (16)$$

与“价格型”规则相似, 考虑到货币政策的非线性反应特征, 构建多目标时变“数量型”货币政策规则:

$$m2_t = \rho_{m,t} m2_{t-1} + (1 - \rho_{m,t}) (\bar{m}_{0,t} + f_{y,t}^m \hat{y}_t + f_{\pi,t}^m \hat{\pi}_t + f_{e,t}^m \hat{e}_t + f_{h,t}^m \hat{h}_t + f_{s,t}^m \hat{s}_t) + \varepsilon_t \quad (17)$$

其中, $\rho_{m,t}$ 表示广义货币供应量增长率的时变平滑参数; $\bar{m}_{0,t}$ 为广义货币供给增速的时变长期均衡值; $f_{y,t}^m$ 、 $f_{\pi,t}^m$ 、 $f_{e,t}^m$ 、 $f_{h,t}^m$ 、 $f_{s,t}^m$ 表示广义货币供给增速对各目标缺口的时变反应系数, 表示“数量型”货币政策是非线性的, 货币供给增速对各目标缺口的反应存在时变特征。

(三) 数量与价格相结合的多目标“混合型”货币政策规则

现有研究关于“混合型”货币政策规则的构建尚未形成一致的观点。Liu 和 Zhang (2010)^[3]、岳超云和牛霖琳 (2014)^[31]、闫先东和张炎涛 (2016)^[4] 等在单一的“价格型” (或“数量型”) 规则中纳入货币供给因素 (利率因素), 但这样的“混合型”货币规则无法体现利率和货币供应两种工具并行操作的特征 (王曦等, 2017^[5])。有鉴于此, 参考王曦等 (2017)^[5]、李宏瑾和苏乃芳 (2020)^[6] 的“混合型”货币政策规则, 并考虑到货币政策的多目标性及非线性特征, 在式 (13) 和式 (17) 的基础上构建兼顾多种目标并带有时变反应特征的“混合型”货币政策规则:

① 类似地, Ducker 和 Fischer (1996) 等文献考察了包括汇率在内的多重目标麦克勒姆规则, 并且允许参数随时间变化而变化。

$$\begin{aligned}
 MP_t &= f(m2_t, i_t) = \gamma_t m2_t + (1-\gamma_t) i_t = \gamma_t (1-\rho_{m,t}) \bar{m}_{0,t} \\
 &\quad + (1-\gamma_t) (1-\rho_{i,t}) \bar{i}_{0,t} + \gamma_t \rho_{m,t} m2_{t-1} \\
 &\quad + (1-\gamma_t) \rho_{i,t} i_{t-1} + [\gamma_t (1-\rho_{m,t}) f_{y,t}^m \\
 &\quad + (1-\gamma_t) (1-\rho_{i,t}) f_{y,t}^i] \hat{y}_t + [\gamma_t (1-\rho_{m,t}) f_{\pi,t}^m \\
 &\quad + (1-\gamma_t) (1-\rho_{i,t}) f_{\pi,t}^i] \hat{\pi}_t + [\gamma_t (1-\rho_{m,t}) f_{e,t}^m \\
 &\quad + (1-\gamma_t) (1-\rho_{i,t}) f_{e,t}^i] \hat{e}_t + [\gamma_t (1-\rho_{m,t}) f_{h,t}^m \\
 &\quad + (1-\gamma_t) (1-\rho_{i,t}) f_{h,t}^i] \hat{h}_t + [\gamma_t (1-\rho_{m,t}) f_{s,t}^m \\
 &\quad + (1-\gamma_t) (1-\rho_{i,t}) f_{s,t}^i] \hat{s}_t + \xi_t \quad (18)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 &= \frac{\gamma_t \partial m2_t}{\partial \hat{e}_t} + \frac{(1-\gamma_t) \partial i_t}{\partial \hat{e}_t} = \alpha_{6,t} \quad (20) \\
 \frac{\partial MP_t}{\partial \hat{h}_t} &= \frac{\partial f_m(m2_t, i_t)}{\partial \hat{h}_t} + \frac{\partial f_i(m2_t, i_t)}{\partial \hat{h}_t} \\
 &= \frac{\gamma_t \partial m2_t}{\partial \hat{h}_t} + \frac{(1-\gamma_t) \partial i_t}{\partial \hat{h}_t} = \alpha_{7,t} \\
 \frac{\partial MP_t}{\partial \hat{s}_t} &= \frac{\partial f_m(m2_t, i_t)}{\partial \hat{s}_t} + \frac{\partial f_i(m2_t, i_t)}{\partial \hat{s}_t} \\
 &= \frac{\gamma_t \partial m2_t}{\partial \hat{s}_t} + \frac{(1-\gamma_t) \partial i_t}{\partial \hat{s}_t} = \alpha_{8,t}
 \end{aligned}$$

其中， MP_t 表示数量与价格相结合的“混合型”货币政策工具，为广义货币供给增速及短期名义利率的函数； $\gamma_t \in [0, 1]$ 表示“数量型”工具在“混合型”规则中的时变权重； $(1-\gamma_t)$ 则表示“价格型”工具在“混合型”规则中的时变权重。 γ_t 越大，表示“数量型”工具的权重越大，“价格型”工具的权重越小。特别地，当 $\gamma_t = 1$ 时，“混合型”规则转化为单一的“数量型”规则；当 $\gamma_t = 0$ ，“混合型”规则转化为单一的“价格型”规则。

令 $\gamma_t(1-\rho_{m,t}) = \alpha_{0,t}$ ； $(1-\gamma_t)(1-\rho_{i,t}) = \alpha_{1,t}$ ； $\gamma_t \rho_{m,t} = \alpha_{2,t}$ ； $(1-\gamma_t) \rho_{i,t} = \alpha_{3,t}$ ； $\gamma_t(1-\rho_{m,t}) f_{y,t}^m + (1-\gamma_t)(1-\rho_{i,t}) f_{y,t}^i = \alpha_{4,t}$ ； $\gamma_t(1-\rho_{m,t}) f_{\pi,t}^m + (1-\gamma_t)(1-\rho_{i,t}) f_{\pi,t}^i = \alpha_{5,t}$ ； $\gamma_t(1-\rho_{m,t}) f_{e,t}^m + (1-\gamma_t)(1-\rho_{i,t}) f_{e,t}^i = \alpha_{6,t}$ ； $\gamma_t(1-\rho_{m,t}) f_{h,t}^m + (1-\gamma_t)(1-\rho_{i,t}) f_{h,t}^i = \alpha_{7,t}$ ； $\gamma_t(1-\rho_{m,t}) f_{s,t}^m + (1-\gamma_t)(1-\rho_{i,t}) f_{s,t}^i = \alpha_{8,t}$ ，式 (9) 可以简写为如下形式：

$$\begin{aligned}
 MP_t &= f(m2_t, i_t) = \gamma_t m2_t + (1-\gamma_t) i_t \\
 &= \alpha_{0,t} \bar{m}_{0,t} + \alpha_{1,t} \bar{i}_{0,t} + \alpha_{2,t} m2_{t-1} + \alpha_{3,t} i_{t-1} + \alpha_{4,t} \hat{y}_t \\
 &\quad + \alpha_{5,t} \hat{\pi}_t + \alpha_{6,t} \hat{e}_t + \alpha_{7,t} \hat{h}_t + \alpha_{8,t} \hat{s}_t + \xi_t \quad (19)
 \end{aligned}$$

对式 (19) 求偏导，可以分别得到“混合型”货币政策对产出缺口、通胀缺口、实际有效汇率缺口、房价缺口及股价缺口的时变反应系数：

$$\begin{aligned}
 \frac{\partial MP_t}{\partial \hat{y}_t} &= \frac{\partial f_m(m2_t, i_t)}{\partial \hat{y}_t} + \frac{\partial f_i(m2_t, i_t)}{\partial \hat{y}_t} \\
 &= \frac{\gamma_t \partial m2_t}{\partial \hat{y}_t} + \frac{(1-\gamma_t) \partial i_t}{\partial \hat{y}_t} = \alpha_{4,t} \\
 \frac{\partial MP_t}{\partial \hat{\pi}_t} &= \frac{\partial f_m(m2_t, i_t)}{\partial \hat{\pi}_t} + \frac{\partial f_i(m2_t, i_t)}{\partial \hat{\pi}_t} \\
 &= \frac{\gamma_t \partial m2_t}{\partial \hat{\pi}_t} + \frac{(1-\gamma_t) \partial i_t}{\partial \hat{\pi}_t} = \alpha_{5,t} \\
 \frac{\partial MP_t}{\partial \hat{e}_t} &= \frac{\partial f_m(m2_t, i_t)}{\partial \hat{e}_t} + \frac{\partial f_i(m2_t, i_t)}{\partial \hat{e}_t}
 \end{aligned}$$

式 (20) 表明，“混合型”货币政策对各个目标的调控是通过“数量型”与“价格型”工具同时发力的。由于“混合型”规则是数量与价格工具同时实施而形成的合力，对于达到同样的调控目标，“混合型”规则中的数量（价格）工具的政策力度可以比纯粹的“数量型”（或“价格型”）单一规则的政策力度更小（李宏瑾和苏乃芳，2020^[6]）。

进一步地，为了考察央行货币政策框架所表现出的“数量型”向“价格型”转型的特征，可以测算不同时期“数量型”及“价格型”工具在央行货币政策操作中所占的权重。由 $MP_t = f(m2_t, i_t) = \gamma_t m2_t + (1-\gamma_t) i_t$ ，可以得到短期名义利率变动所引起的广义货币供给增速 $m2$ 的变动值：

$$\frac{\partial m2_t}{\partial i_t} = \frac{\partial f_i(m2_t, i_t) / \partial i_t}{\partial f_m(m2_t, i_t) / \partial m2_t} = -\frac{1-\gamma_t}{\gamma_t} \quad (21)$$

由式 (21) 的广义货币供给增速 $m2$ 对利率 i 的时变系数，可以计算出不同时期 γ_t 的数值，进而考察我国货币政策框架转型过程中“数量型”和“价格型”工具使用的比重。

(四) 研究方法

为了捕捉“混合型”货币政策规则的时变调控特征，参考 Primiceri (2005)^[44]、Nakajima (2011)^[45] 的有关研究，本文采用带随机波动项的时变参数向量自回归 (TVP-VAR-SV) 模型进行参数估计。首先，在传统的向量自回归 (VAR) 模型的基础上，引入结构向量自回归 (SVAR) 模型：

$$Ay_t = F_1 y_{t-1} + F_2 y_{t-2} + \dots + F_s y_{t-s} + \mu_t, \quad t = s+1, \dots, n \quad (22)$$

式 (22) 中， A ， F_1 ， F_2 ， \dots ， F_s 均为 $k \times k$ 阶的系数矩阵； y_t 为 $k \times 1$ 阶的向量矩阵； S 为模型的滞后

期; μ_t 为 $k \times 1$ 阶的结构性冲击, 且假定 $\mu_t \sim N(0, \Sigma)$ 。其中, 同期关系系数矩阵 A 与主对角矩阵 Σ 满足:

$$A = \begin{pmatrix} 1 & 0 & \cdots & 0 \\ \alpha_{2,1} & \ddots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ \alpha_{k,1} & \cdots & \alpha_{k,k-1} & 1 \end{pmatrix}, \Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \sigma_2 & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ 0 & \cdots & 0 & \sigma_k \end{pmatrix} \quad (23)$$

基于以上设定, 式 (23) 的 SVAR 模型可以进一步改写为如下的简化形式:

$$y_t = B_1 y_{t-1} + \cdots + B_s y_{t-s} + A^{-1} \sum \varepsilon_t \\ = X_t \beta + A^{-1} \sum \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0, I_k) \quad (24)$$

其中, $B_i = A^{-1} F_i (i = 1, 2, \dots, s)$; $X_t = I_k \otimes (y_{t-1}, \dots, y_{t-s})$ (\otimes 表示克罗内克乘积); β 为 $k^2 s \times 1$ 维的列向量, 由矩阵 B_i 中的元素重组变化而来。式 (24) 为一般 SVAR 模型的简化式, 其参数是不可变的, 不具有时变特征。

接下来在式 (24) 中引入时变参数 β_t, A_t, Σ_t , 可得到如下形式的带有随机波动项的时变参数向量自回归 (TVP-VAR) 模型:

$$y_t = X_t \beta_t + A_t^{-1} \sum \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0, I_k) \quad (25)$$

其中, A_t 为下三角矩阵。进一步地, 假定有关时变参数均服从一阶随机游走过程 (Nakajima, 2011^[44]):

$$\begin{pmatrix} \beta_{t+1} \\ \alpha_{t+1} \\ h_{t+1} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \beta_t \\ \alpha_t \\ h_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \mu_{\beta t} \\ \mu_{\alpha t} \\ \mu_{h t} \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ \mu_{\beta t} \\ \mu_{\alpha t} \\ \mu_{h t} \end{pmatrix} \sim N \left(0, \begin{pmatrix} I & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \Sigma_\beta & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \Sigma_\alpha & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \Sigma_h \end{pmatrix} \right) \quad (26)$$

其中, h_t 为随机波动率向量, 且满足 $h_t = (h_{1t}, \dots, h_{kt})'$, $h_{jt} = \log \delta_{jt}^2 (j = 1, \dots, k \text{ 且 } t = s+1, \dots, n)$; $\beta_{t+1} \sim N(\mu_{\beta 0}, \Sigma_{\beta 0})$; $\alpha_{t+1} \sim N(\mu_{\alpha 0}, \Sigma_{\alpha 0})$; $h_{t+1} \sim N(\mu_{h 0}, \Sigma_{h 0})$; ε_t 与扰动项 $\mu_{\beta t}, \mu_{\alpha t}, \mu_{h t}$ 不相关。随机波动项

(SV) 的引入可能带来过度参数化问题, 为了克服模型估计的困难, 参照 Nakajima 等 (2011)^[46], 本文采用马尔科夫链蒙特卡洛 (MCMC) 算法的贝叶斯估计方法对 TVP-VAR-SV 模型进行估计^①。

四、数据选取与处理说明

考虑到 1996 年中国人民银行才正式将货币供应量作为货币政策的中介目标, 1998 年城镇住房体制改革推行, 自此我国住房配置的货币化进程才不断推进。因此, 本文选取了 1999 年第 1 季度至 2021 年第 1 季度的货币供给、短期名义利率、产出缺口、通胀缺口、实际有效汇率缺口、房价缺口及股价缺口的季度数据开展实证分析, 各变量的选取及处理情况如下:

广义货币供给增速 ($m2$): 原始的“数量型”规则以基础货币供应量为中介目标, 但中国以广义货币供给作为中介目标, 参考 Sargent 和 Surico (2011)^[43]、刘金全和解姝瑶 (2016)^[32] 的做法, 将广义货币供给增速作为“数量型”工具的代理变量, 数据来源于中经网产业数据库。

短期名义利率 (i): 利率是衡量货币资金价格的指标。目前我国利率市场化体系尚未健全, 只有银行间同业拆借利率的市场化程度较高, 更能反映货币市场的资金供求状况及货币资金的真实价格。因此, 本文选取 7 日同业拆借利率作为“价格型”货币政策工具的代理变量。短期名义利率的季度数据通过对 7 日同业拆借利率的月度数据进行加权平均获得^②, 数据来源于中经网产业数据库。

产出缺口 (\hat{y}): 我国尚未公布产出缺口的相关统计数据, 因此本文首先将名义 GDP 的季度累计值转换为当季发生额, 并采用 X12 方法对其进行季节性调整, 然后除以 2010 年的 CPI 定基指数得到实际产出 y , 接着利用 HP 滤波方法测算出潜在产出 y^* , 最后根据公式 $\hat{y} = 100 \times (y - y^*) / y^*$ 计算出产出缺口, GDP 的有关数据来源于中经网产业数据库, 2010 年的 CPI 定基指数来源于 IMF 数据库。

① 时变参数和随机波动项的引入会使得 VAR 模型的估计参数大幅增加, 缩减法被认为是降低过度参数化问题的特别有效的方式, 而贝叶斯方法的先验信息则提供了一种逻辑和形式上一致的缩减技术方式并得到广泛的应用。

② 按照如下加权求和公式得到季度短期名义利率 i : $i = i_1 \frac{t_1}{\sum t} + i_2 \frac{t_2}{\sum t} + i_3 \frac{t_3}{\sum t}$ 。其中 t_1, t_2, t_3 分别表示 7 日同业拆借成交量的月度数据; i_1, i_2, i_3 分别表示银行间 7 日同业拆借利率月度数据。

通胀缺口 ($\hat{\pi}$): 本文通过消费者价格指数计算通胀率。由于我国仅公布了 CPI 的月度数据, 因此, 我们首先将季度内 3 个月 CPI 同比指数进行算数平均得到相应季度的 CPI 指数, 再根据公式 $\pi = (\text{季度 CPI} - 100) \times 100\%$ 得到季度通胀率 π , 最后根据公式 $\hat{\pi} = (\pi - \pi^*)$ 计算出通胀缺口。CPI 的有关数据来源于中经网产业数据库, 目标通胀率 π^* 来源于国家发展和改革委员会每年向人大提交的《关于某年国民经济和社会发展计划执行情况与下一年国民经济和社会发展计划草案的报告》。

实际有效汇率缺口 (\hat{e}): 对人民币实际有效汇率 e 进行 HP 滤波得到潜在均衡汇率 e^* , 然后根据公式 $\hat{e} = 100 \times (e - e^*) / e^*$ 得到实际有效汇率缺口。实际有效汇率上升意味着人民币升值, 反之则反, 数据来源于 IMF 数据库。

房价缺口 (\hat{h}): 用全国商品房销售额除以商品房销售面积, 得到全国商品房销售均价 h , 然后通过 X12 方法去除季节性趋势, 再通过 HP 滤波法获得房价潜在趋势 h^* , 房价缺口通过公式 $\hat{h} = 100 \times (h - h^*) / h^*$ 计算得出, 数据来源于 Wind 数据库。

股票价格缺口 (\hat{s}): 对上证综合指数采用 X12 方法去除季节性趋势, 再经过 HP 滤波法获得股价潜在趋势 s^* , 股价缺口通过公式 $\hat{s} = 100 \times (s - s^*) / s^*$ 计算得出, 数据来源于 Wind 数据库。

五、实证结果与分析

在进行模型回归前, 为了避免因数据序列不平稳而带来的伪回归问题, 我们首先对各序列进行了单位

根检验。表 1 的检验结果表明, 在 10% 的显著性水平下, 各序列均是平稳的。

表 1 ADF 检验结果

变量	检验类型 (c, t, k)	检验值	对应的 p 值
m2	(1, 1, 1)	-3.206 4*	0.090 0
i	(1, 1, 0)	-3.532 3**	0.042 1
\hat{y}	(0, 0, 0)	-4.346 0***	0.000 0
$\hat{\pi}$	(1, 0, 4)	-3.665 1***	0.006 4
\hat{e}	(0, 0, 1)	-4.513 8***	0.000 0
\hat{h}	(0, 0, 3)	-5.661 3***	0.000 0
\hat{s}	(0, 0, 1)	-4.056 0***	0.000 1

注: ADF 检验类型 (c, t, k) 中, c 表示单位根检验时是否带常数项, 若 c=1 表示带常数项, c=0 则表示不含常数项; t 表示是否带趋势项, 若 t=1 表示带趋势项, t=0 则表示不含趋势项; k 表示自回归的滞后阶数, 根据 AIC 和 SC 确定。***表示 1% 的显著水平, **表示 5% 的显著水平, *表示 10% 的显著水平。

(一) TVP-VAR-SV 模型的参数估计结果

在模型估计中, 参考 Nakajima 等 (2011)^[45] 对相关参数的设定, 本文令先验初始值 $\mu_{\beta 0} = \mu_{\alpha 0} = \mu_{h 0}$, $\Sigma_{\beta 0} = \Sigma_{\alpha 0} = \Sigma_{h 0} = 10 \times I$ 且 $(\Sigma_{\beta})_i^{-2} \sim \text{Gamma}(40, 0.02)$ 、 $(\Sigma_{\alpha})_i^{-2} \sim \text{Gamma}(4, 0.02)$ 、 $(\Sigma_h)_i^{-2} \sim \text{Gamma}(4, 0.02)$, 其中 $(\Sigma_{\beta})_i^{-2}$ 、 $(\Sigma_{\alpha})_i^{-2}$ 、 $(\Sigma_h)_i^{-2}$ 分别表示相应协方差矩阵的第 i 个对角元素。MCMC 的抽样次数设定为 20 000 次, 并舍去前 2 000 次预设值, 根据 SC 准则最优滞后期数设定为 1。混合型货币政策规则的具体参数估计结果与检验结果见表 2, 其中, Geweke 检验的零假设为收敛于后验分布, 无效影响因子用于检验 MCMC 随机抽样的有效性。

表 2 TVP-VAR-SV 模型的参数估计结果

参数	均值	标准差	置信区间	Geweke 检验值	无效影响因子
$(\Sigma_{\beta})_1$	0.022 8	0.002 6	[0.018 4, 0.028 7]	0.420	6.23
$(\Sigma_{\beta})_2$	0.022 7	0.002 6	[0.018 3, 0.028 5]	0.312	4.58
$(\Sigma_{\alpha})_1$	0.126 5	0.072 3	[0.049 4, 0.313 3]	0.173	59.84
$(\Sigma_{\alpha})_2$	0.120 3	0.066 8	[0.046 1, 0.299 8]	0.033	67.06
$(\Sigma_h)_1$	0.486 6	0.115 7	[0.273 2, 0.723 5]	0.811	138.16
$(\Sigma_h)_2$	0.330 1	0.124 6	[0.136 6, 0.622 0]	0.639	105.51

注: $(\Sigma_{\beta})_i$ 、 $(\Sigma_{\alpha})_j$ 、 $(\Sigma_h)_k$ ($i=1, 2; j=1, 2; k=1, 2$) 分别表示 Σ_{β} 、 Σ_{α} 及 Σ_h 的第 i、j、k 个对角元素, 且 $(\Sigma_{\beta})_i$ 、 $(\Sigma_{\alpha})_j$ 、 $(\Sigma_h)_k$ 的估计量和标准差都乘以 100。

从表 2 的 Geweke 检验结果来看, 在 5% 的显著性水平上, 所有参数均无法拒绝收敛于后验分布的零假设, 并且, 各参数的无效影响因子均没有超过 200, 其中最大值为 138.16, 因此至少可以获得约 144 (20 000/138.16) 个不相关样本, 这表明模型的抽样估计结果

是有效的, 能满足后验统计推断的需要。

(二) 混合型货币政策规则的平滑性

图 1 给出了“混合型”货币政策规则中, 广义货币供给增速 m2 及短期名义利率 i 的时变平滑参数。可以发现在不同时期, 无论是广义货币供给增速的平

滑参数还是短期名义利率的平滑参数均大于 0 小于 1。这表明,央行在根据“混合型”货币政策规则调整广义货币供应及短期名义利率时,并不是一次性地进行大幅度调整,而是根据相应中介工具的目标值及前期值进行部分调整,从而避免了引起宏观经济的剧

烈波动。广义货币供应量增速的平滑系数与利率的平滑系数总体呈现出下滑的态势,虽然近年来有所回升,但仍低于样本期的初始水平,说明了央行的货币政策调控更加注重当期的目标情况,实时地进行精准调控,使得经济目标稳定在合理的区间范围。

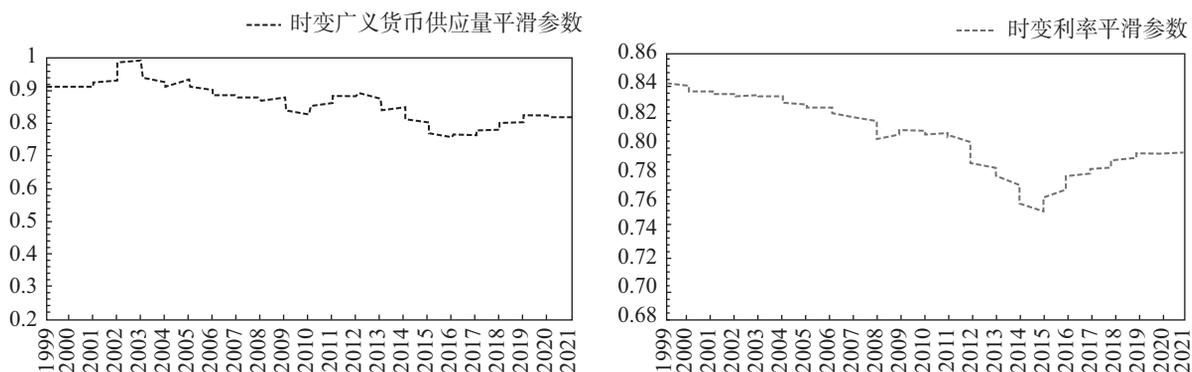


图1 混合型货币政策的时变平滑参数

(三) 货币政策框架转型下的“数量型”和“价格型”工具时变权重分析

通过广义货币供应量增长率 $m2$ 对短期名义利率 i 冲击的时变反应系数,结合式(21),我们测算出了“混合型”规则中,货币当局对“数量型”工具及“价格型”工具所赋予的时变权重(即 γ_i 与 $1-\gamma_i$)。

如图2所示(其中,左轴代表 γ 的数值,右轴代表 $m2$ 对 i 冲击的时变反应值),1999年第1季度至2021年第1季度,“数量型”工具在“混合型”规则中的权重从 0.74 下降至 0.65,而“价格型”工具在混合型规则中的权重从 0.26 上升至 0.35。尤其是2010年以来,“数量型”工具的权重不断下降,而“价格型”工具的权重不断上升。以上结果表明,我国货币政策调控框架确实正在从“数量型”向

“价格型”转变,但在当前经济及金融发展的特殊阶段,“数量型”货币政策仍居于主导地位。在经济转轨初期及之后的很长一段时间里,由于我国金融市场机制和体系尚未建立健全,货币政策调控主要依赖于“数量型”工具。然而,随着金融市场化改革的深入,金融脱媒与影子银行不断发展,商业银行的表外业务不断增加,使得“数量型”工具的调控效果逐渐下降。另一方面,随着利率市场化改革的加快推进及基本完成,我国货币政策调控已经具备了向“价格型”转型的条件(徐忠,2018^[2])。近年来,中国人民银行多次表示,货币供应量的影响因素日趋复杂,不应再过度关注“数量型”指标的变化,要推进货币政策调控从“数量型”向“价格型”转型。

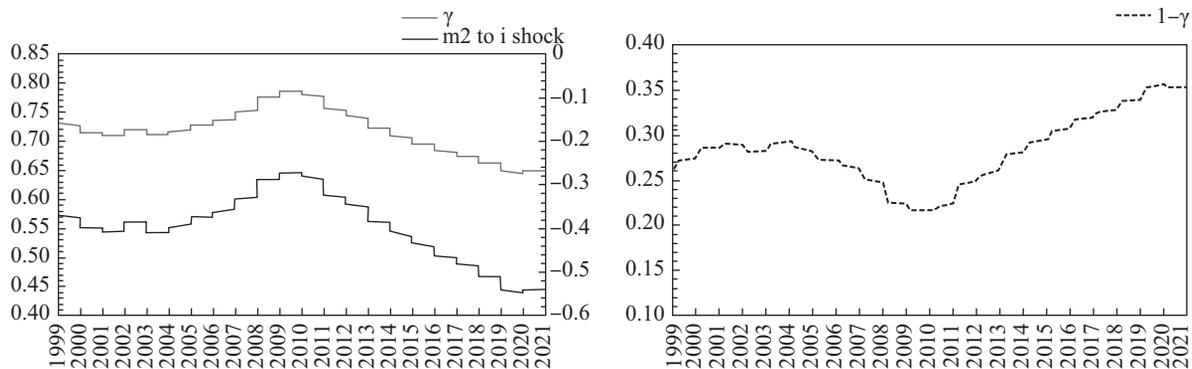


图2 数量及价格型工具在混合型规则中的时变权重

从货币政策的实践来看,2013年以来,央行积极推进利率走廊机制的构建,并灵活运用常备借贷便利(SLF)、中期借贷便利(MLF)等创新型货币政策工具增强市场利率的引导能力,为维持经济平稳增

长、物价稳定及经济结构转型营造了良好的货币政策环境。在“数量型”工具的运用方面,央行一改以往大水漫灌的作风,转而运用定向存款准备金率等结构性工具,以达到精准调控的目的。此外,2018年我

国不再公布 M2 等指标的有数据,进一步表明央行对“数量型”工具的关注度下降。但值得注意的是,货币政策转型并不是一蹴而就的,而是一个渐进的过程,在当前利率调控体系尚未健全的背景下,“数量型”工具仍然发挥着重要的作用,做好“量”与“价”的协调配合仍是当前货币政策操作的现实选择。

(四) 混合型货币政策规则对不同提前期目标缺口的时变反应

为了进一步捕捉“混合型”货币政策规则对产出缺口、通胀缺口、实际有效汇率缺口、房价缺口、股价缺口的时变反应特征,我们将分别考察样本期内“混合型”规则中“数量型”与“价格型”工具对各目标缺口的时变脉冲响应。

1. 混合型规则中数量与价格工具对不同提前期产出缺口的时变反应。

首先考察每个时点上“混合型”规则中“数量型”工具及“价格型”工具对不同提前期的产出缺口冲击的时变反应特征。图3分别给出了广义货币供给增速 $m2$ 与短期名义利率 i 对提前1个季度、半年及1年的产出缺口变化的时变反应。可以看出,广义货币供给增速对提前1个季度、半年及1年的产出冲击

击的反应总体为负,而短期名义利率对提前1个季度、半年及1年的产出冲击的反应均为正。这表明“混合型”货币政策能较好地盯住产出缺口,即当产出缺口扩大时,央行会降低广义货币供应量的增速并上调短期名义利率以进行逆周期调整,从而达到稳定产出的目的,这也与央行货币政策的实际调控行为相符。例如1999年,受亚洲东南亚金融危机的影响,国内外需求疲软,我国经济增速下滑并出现了负向的产出缺口,对此,央行在降息的同时下调存款准备金率以刺激经济复苏;2007年至2008年金融危机前,局部投资过快增长导致国内经济过热,对此,央行在2007年第1季度至2008年第3季度连续16次上调法定存款准备金率以减少货币投放数量,与此同时连续6次上调金融机构贷款基准利率,进而提高资金成本以抑制总需求过快增长。从图3也可以看出,在2008年第4季度,广义货币供给增速 $m2$ 及短期名义利率 i 对提前1个季度、半年及1年的产出缺口冲击的反应强度分别达到了一个谷值及峰值。这表明在百年一遇的金融危机特殊时期,央行严阵以待,积极运用降低利率、降低准备金率、公开市场操作等多种“量”“价”工具应对下滑的经济。

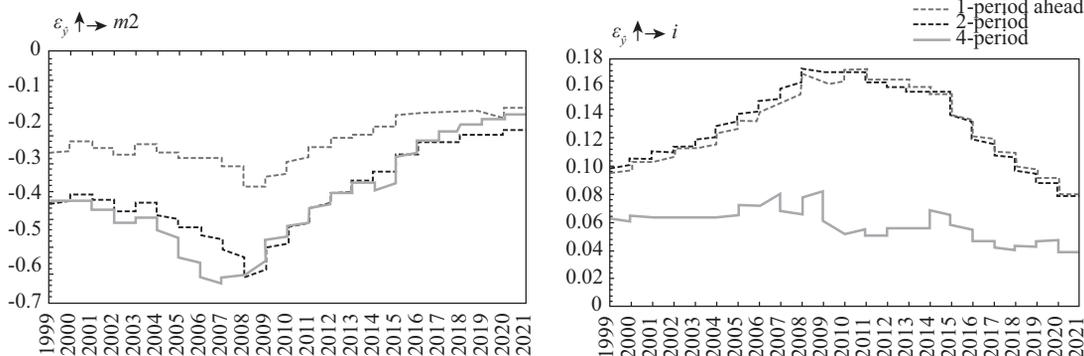


图3 $m2$ 及 i 受产出缺口冲击后的时变反应

但值得注意的是,“混合型”规则对产出缺口的反应在2008年达到一个峰值以后便转而呈现出下降的态势,表明央行对经济增速下滑的容忍度明显提高,而更加注重促进经济高质量发展。1978—2010年,我国年均经济增速高达10%,创造了“中国经济增长奇迹”。然而,近年来我国经济增速明显放缓并进入换挡期。党的十九大报告指出“我国经济已经由高速增长阶段转向高质量发展阶段”,并明确提出要“坚定实施创新驱动发展战略、加快建设创新型国家”。为此,我国央行积极创新宏观调控思路和调控方式,一改以往大水漫灌的作风,转而实施更加精准灵活、适度合理的货币政策,为助力经济结构转

型升级、推进经济高质量发展创造了良好且适宜的货币政策环境。

2. 混合型规则中数量与价格工具对不同提前期通胀缺口的时变反应。

接着考察“混合型”规则中“数量型”及“价格型”工具对通胀缺口的时变反应。从图4中“数量型”工具对通胀缺口的时变脉冲响应图可以看出,从1999年第1季度到2021年第3季度,广义货币供给增速对领先1个季度、半年及1年的单位通胀缺口正向冲击的反应均为负,这表明在“混合型”规则中广义货币供给增速能较好地盯住通胀缺口。也就是说,当通胀缺口扩大时,央行会放缓广义货币供应量

的增速以稳定物价，反之则反。例如，在2007年至2008年上半年，受石油、铁矿石、粮食等国际大宗商品价格上升的冲击以及国内需求过热的影响，我国通胀苗头凸显，而股价与房价的攀升进一步加剧了通胀压力。为了缓解通胀压力，央行连续15次上调存款准备金率，累计调整幅度高达8.5个百分点。而在

2008年下半年，受美国次贷危机的影响，我国通胀缺口由正转负，相应地，央行在此期间采取适度宽松的货币政策，通过多次降准以稳定物价。从三条曲线的走势来看， m_2 对通胀缺口冲击的反应呈现出一定的波动性，这体现了我国货币政策的灵活性和时变特征。

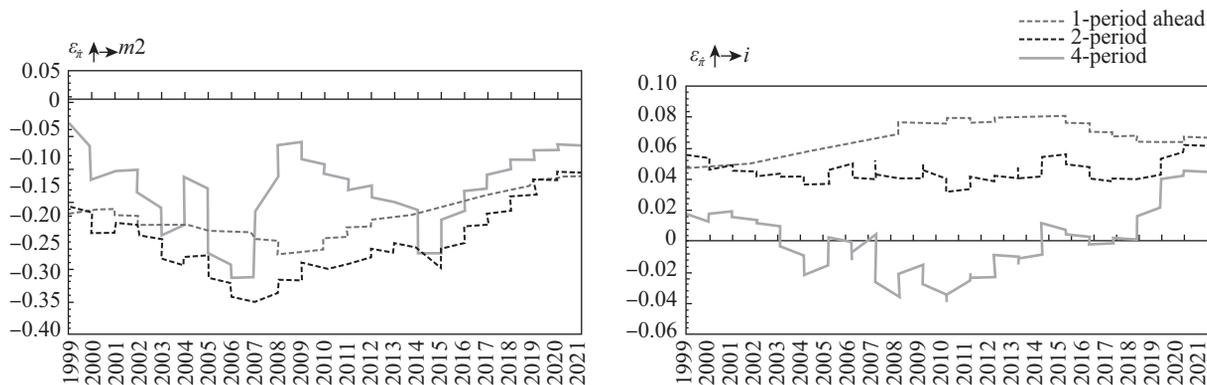


图4 m_2 及 i 受通胀缺口冲击后的时变反应

从“价格型”工具对通胀的调控来看，短期名义利率 i 对提前1个季度、半年的通胀缺口冲击的反应均为正。这种同向变动的关系表明，当通胀缺口增大时，央行能及时上调利率，通过降低总需求从而消化通胀压力。从我国央行历年的调控历程也可以发现“价格型”工具盯住通胀缺口的证据。例如，2007年的金融危机前的通胀时期，央行多次加息；而2008—2009年金融危机期间的通缩时期，央行多次降息；金融危机后的2010年至2011年间，政府“四万亿计划”造成的国内流动性过剩使得物价有抬头之势，央行综合运用“数量”和“价格”等多种货币政策工具，多次降准加息以收紧银根，发挥政策组合拳的作用，从“量”“价”两方面稳定物价水平。但是，利率对提前1年的通胀缺口冲击表现出明显的反向变动趋势，似乎有“顺周期”的趋势，这说明“价格型”工具并没有过度关注前1年的通胀，而是更加注重近期通胀（通缩）惯性的作用。横向对比“数量型”及“价格型”工具对通胀缺口的反应强度可以发现，广义货币供给增速 m_2 对通胀缺口冲击的反应程度显著大于短期名义利率 i ，说明我国“数量型”工具对通胀缺口的反应更为敏感，央行偏好于使用“数量型”工具稳定物价。此外，近年来，“数量型”工具对通胀缺口冲击的反应系数开始呈现出下降的态势，与之相反的是，“价格型”工具对通胀缺口的反应强度却有所增强，这也为我国货币政策调控框架向“价格型”转型提供了佐证。

3. 混合型规则中数量与价格工具对不同提前期汇率缺口的时变反应。

图5给出了广义货币供给增速 m_2 及利率 i 对人民币实际有效汇率缺口的时变脉冲反应。如图5所示，广义货币供给增速 m_2 对提前1个季度、半年及1年的实际有效汇率缺口的反应均为正，而利率 i 对领先1个季度、半年及1年的实际有效汇率缺口的反应均为负。这说明当人民币汇率有贬值趋势时，央行会通过降低货币供给速度和提高利率以保持汇率稳定和内外经济均衡，也表明“混合型”货币政策能较好地盯住实际有效汇率缺口。并且，利率 i 对汇率缺口冲击的反应总体表现出增强的趋势，而 m_2 对实际有效汇率缺口冲击的反应强度却不断弱化，这进一步印证了我国货币政策调控框架转型的事实。2005年7月，我国开始实行有管理的浮动汇率制度，形成了更富有弹性的汇率决定机制。自此，人民币汇率的改革进程不断加快，2012年至2014年间央行更是将人民币兑美元汇率的双向浮动区间由最初的0.5%扩大至3%，这一系列改革意味着人民币汇率的波动更为剧烈，外汇市场的溢出效应也会随着汇率浮动区间的扩大而加强，对此，央行开始更加注重运用“价格型”工具调节汇率波动，以市场化的手段引导外汇市场健康发展。同时，广义货币供给增速 m_2 与利率 i 对提前半年及1年的实际有效汇率缺口的反应强度均大于对提前1个季度的实际有效汇率缺口的反应强度，这说明，我国货币政策调控相对提高了对当期人民币汇率波动的容忍度，只有当前期的汇率过度偏离均衡值

时才采取更大力度的调控。并且，无论是“数量型”工具还是“价格型”工具，对实际有效汇率缺口的

反应均表现出一定的波动性，这体现了我国货币政策操作的时变特征。

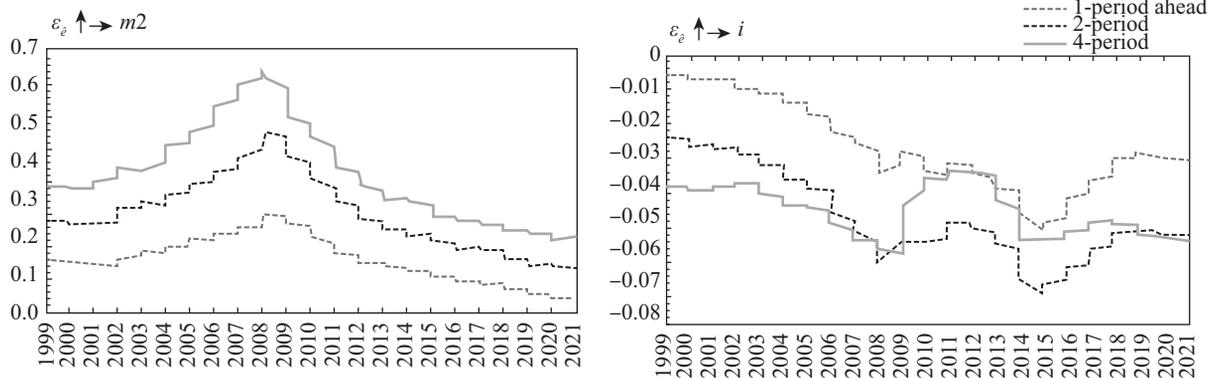


图5 m_2 及 i 受汇率缺口冲击后的时变反应

4. 混合型规则中数量与价格工具对不同提前期房价缺口的时变反应。

图6是广义货币供应增速 m_2 与利率 i 对房价缺口的时变脉冲响应图。具体来看，广义货币供给增速 m_2 对提前1个季度、半年及1年的房价缺口冲击的反应总体为负，短期名义利率 i 对提前1个季度、半年及1年的房价缺口冲击的反应总体为正，也就是说，“混合型”货币政策能正确应对房价波动作出逆向调控。从具体操作来看，为了降低1999年东南亚金融危机对国内需求的影响，政府通过减税、降息等手段支持房地产市场发展以刺激居民住房需求；然而到2005年左右，房地产市场又出现投资高速增长、杠杆率高企的现象，为了防止出现资产泡沫，政府相继出台了“国八条”“国六条”等房地产调控政策，

同时央行也配合加息，以引导房地产市场健康发展；2010年至2011年，我国经济已基本摆脱金融危机的影响并进入一个快速增长的阶段，受前期量化宽松的货币及财政政策的影响，我国房价缺口也由负向正转变，对此，政府出台了一系列严苛的房价调控措施。2010年第1季度，国务院出台“国十一条”，加强房地产贷款窗口指导，要求二套房的首付比例不得低于40%；从2010年第1季度至2011年第3季度，中国人民银行连续12次上调存款准备金率，累计上调6个百分点，以上措施从数量上收紧了房地产市场的资金供给。同时央行也积极配合使用“价格型”工具，连续6次上调金融机构人民币贷款基准利率，累计上调1.25个百分点，通过房贷等长期贷款利率大幅提升来抑制房价的过快上涨。

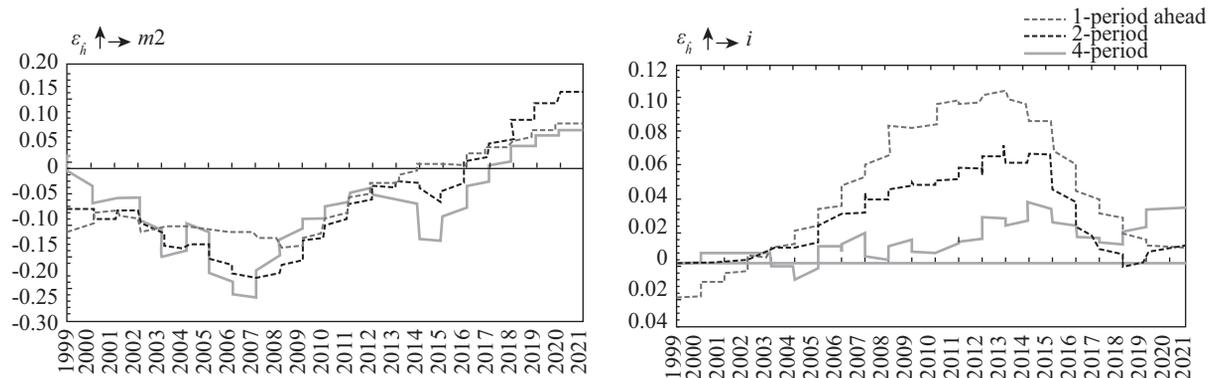


图6 m_2 及 i 受房价缺口冲击后的时变反应

值得注意的是，自2008年以来，“数量型”工具对房价缺口的反应系数不断下降，2014年至今，广义货币供给增速对领先1个季度、半年和领先1年的房价缺口表现出顺周期调控的特征，这说明了“数量型”工具应对房价短期过度上涨的容忍度有所提高；并且，2014年以来，利率对提前1季度和半

年的房价缺口冲击的反应也表现出有所下降的趋势，说明“价格型”工具对房价短期变动的容忍度也有所提高。事实上，2014年以来，中央更加注重房地产市场健康发展长效机制的构建，更多利用期限冻结在内的其他政策来稳定房价。以上分析表明，我国货币政策确实盯住了房价缺口。上述三条曲线均呈现出

较强的波动性，这意味着我国货币政策并不是一成不变的，而是具有非线性的时变特征。

5. 混合型规则中数量与价格工具对不同提前期股价缺口的时变反应。

最后，考察广义货币供应量增速 $m2$ 与利率 i 对股价缺口的时变脉冲反应。如图 7 所示，在“混合型”规则中，广义货币供给增速 $m2$ 对提前 1 个季度、半年及 1 年的股价缺口的反应呈现出明显的阶段性变化。具体而言，在 2006 年之前， $m2$ 对股价缺口的波动作出了负向的反应，即当股价缺口扩大时，广义货币供给增速会放缓，从而抑制股价非理性上涨，反之则反；而在 2006 年至 2007 年， $m2$ 未能较好地盯住股价缺口，而是与股价同向变动，这也是此阶段股价较快上涨的原因之一；随后在 2008 年至 2014 年， $m2$ 再次对

股价缺口的波动作出了负向反应，并且在 2008 年 $m2$ 对股价缺口的反应出现了一个阶段性的波谷后，其对股价缺口的反应程度不断减弱；2015 年至 2016 年第一季度，广义货币供给增速与股价缺口再次表现出同向变动的特征，“数量型”工具未能较好地盯住股价缺口，我国也出现了新一轮的牛市；而 2016 年后期以来，广义货币供给 $m2$ 表现出与股价缺口反向变动的趋势，央行再次盯住股价缺口以加强防范金融风险。对比来看，利率 i 对提前半年及 1 年的股价缺口冲击的反应总体为正，但 2012 年以后，对提前 1 年的股价缺口冲击的反应为负，表明近年来我国的“价格型”工具并未太关注一年以前的股价变化。同时，广义货币供给增速和利率对股价缺口的脉冲响应曲线的波动及转变也体现出了我国货币政策的非线性特征。

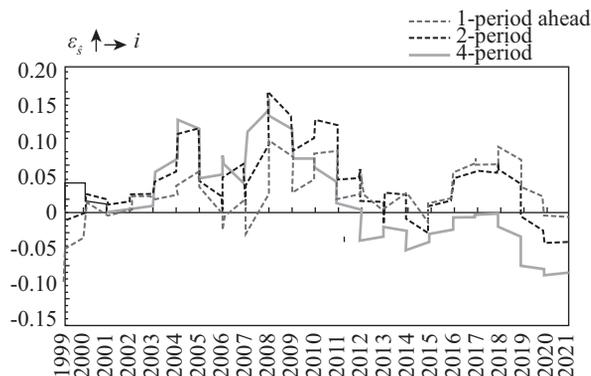
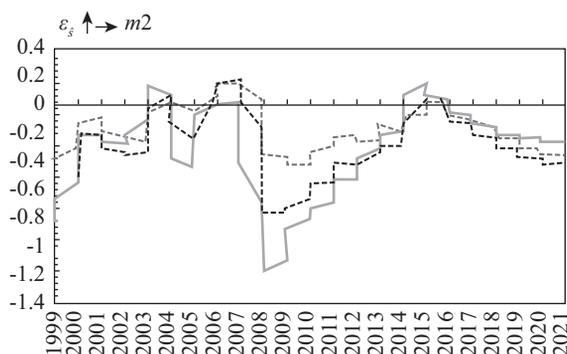


图 7 $m2$ 及 i 受股价缺口冲击后的时变反应

(五) 稳健性检验

为了检验估计结果的有效性及其可靠性，本文以实际房价缺口替代房价缺口、以实际股价缺口替代股价缺口再次进行估计，得出的结果^①与前文基本一致。

六、进一步分析：混合型货币政策规则的调控效果分析

为了进一步考察数量与价格相结合的“混合型”货币政策对目标的调控效果，本文对每一时点上产出缺口、通胀缺口对提前 1 年的“混合型”货币政策冲击的时变脉冲响应，以及实际有效汇率缺口、房价缺口和股价缺口等资产价格对提前 1 个季度的“混合型”货币政策冲击的时变脉冲响应进行分析^②。

图 8 (左) 给出了产出缺口和通胀缺口受到提前 1 年的广义货币供给增速与短期名义利率冲击后的时变脉冲响应。具体来看，“混合型”货币政策中，“数量型”工具对产出的拉动效应并不明显，仅在 2014 年第 2 季度至 2018 年第 2 季度，产出缺口与广义货币供给增速表现出同向变动特征，其余时期广义货币供给增速上升，但产出缺口仍然下降，也就是说“数量型”工具未能起到稳定产出的作用。一个可能的解释是，由于我国金融市场与投资者行为的不成熟，大量新增的流动性并没有注入实体经济，而是在其传导过程中发生了严重的“渗漏”，从而削弱了“数量型”工具对产出的调控作用（裴平和熊鹏，

① 受篇幅所限，文中无法列出稳健性检验的具体结果，感兴趣的读者可向作者索取。

② 一般而言，根据对货币政策的反应时滞长短，可以将经济变量分为“slow-moving”（慢速变化）和“fast-moving”（快速变化）变量，其中资产价格属于“快速变化”变量，而产出和工资以及一般物价水平属于慢速变化变量。由于价格粘性的作用，货币政策变动对产出、工资以及一般物价水平传导具有很长的时滞。但是，投机等因素使得房价、股价、汇率等资产价格对货币政策的反应速度却很快。货币当局制定货币政策后，要将货币政策信息通过资本与货币市场上的金融中介注入以生产、流通及消费为主要环节的实体经济进而影响投资和消费，最终引起产出变化（裴平和熊鹏，2003^[47]）。因此，对于产出和通胀我们选取了提前 1 年的货币政策对其冲击加以分析，而对汇率、房价及股价选取提前 1 个季度的货币政策对其冲击加以分析。

2003^[47])。与“数量型”工具相比,“价格型”工具对产出缺口的逆向调控效果更好,2005年第2季度至2018年第1季度,利率上升能通过提高(降低)资金成本以抑制(刺激)投资和消费进而降低(增加)产出,对稳定经济起到了十分重要的积极作用。

从通胀缺口对于受到广义货币供给增速和短期名

义利率调控冲击后的时变反应(图8右)来看,“混合型”货币政策对通胀(通缩)的治理效果较好,尤其是在应对2001年至2002年与2008年至2009年的通缩时,“混合型”货币政策中,“数量型”工具与“价格型”工具相辅相成,共同发力,对价格水平的回升起到了重要作用。

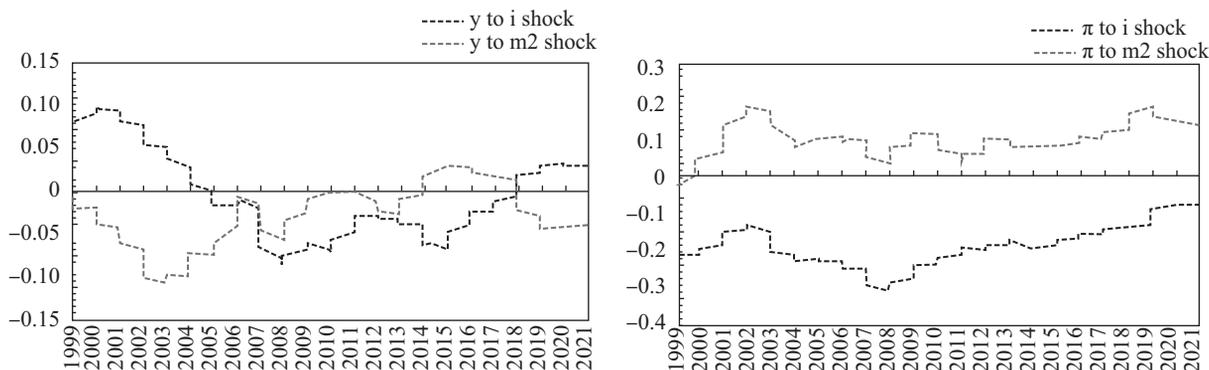


图8 混合型货币政策冲击对产出缺口和通胀缺口的时变影响

如图9(左)所示,“混合型”货币政策在维持人民币汇率稳定方面发挥了较好作用。具体来看,通过提高利率及降低货币供给增速,央行能有效地提升人民币币值,反之则反。从调控效果来看,相对于“数量型”工具而言,“价格型”工具对人民币汇率的调控效果更强。并且自2011年开始,随着利率市场化与汇率市场化进程的不断推进,利率对实际有效汇率缺口的正向影响也有所增强。与之相反的是,广义货币供给增速对人民币汇率的反向作用自2011年开始有所削弱。并且在整个样本期间,利率冲击对人民币实际有效汇率的影响始终强于广义货币供给增速对其影响,表明“价格型”工具对人民币汇率的引导作用更强,央行应该更加注重于发挥利率等市场化

手段的作用,通过利差的合理调节以维持外汇市场稳定。

从受到广义货币供给增速和利率冲击后房价缺口的反应情况来看(图9右),“混合型”货币政策在房价调控方面起着较好的积极作用。利率上升及货币供给增速下降能有效抑制房价过快增长,而利率下降及货币供给增速提高会释放流动性进而刺激房地产市场的投资与消费,最终拉动房价回升。与上文相似,“价格型”工具对房价的调控效果显著强于“数量型”工具的调控效果,较小的利率变动便足以对房价产生较大影响。因此,央行应该越来越注重于发挥利率等市场化手段的作用以引导房地产市场的健康发展。

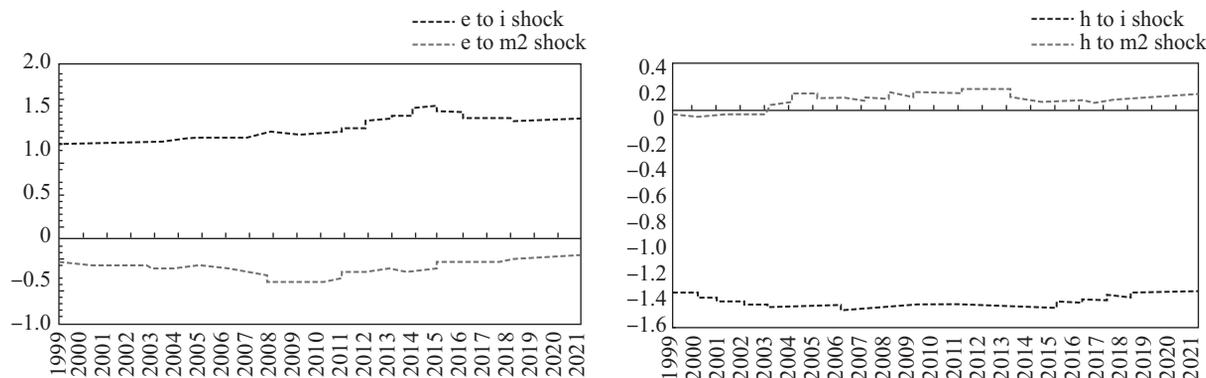


图9 混合型货币政策冲击对实际有效汇率缺口和房价缺口的时变影响

最后,我们考察“混合型”货币政策规则对股价的调控效果和影响。从图10可以看出,“混合型”货币政策中,“价格型”工具在应对股价波动方面发

挥着积极作用。具体来看,当受到正向利率调控时,股价缺口表现出明显的反向变动特征。但“数量型”工具未能起到维持股价稳定的作用,在面对正向的广

义货币供给增速调控时, 股价表现出明显的反向变动特征。因此, 随着利率的传导机制不断顺畅, 我国货币政策调控框架转型亟须加快从“数量型”向“价格型”转变的步伐。

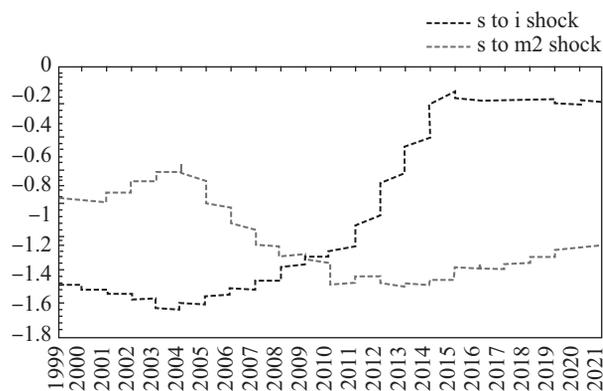


图 10 混合型货币政策冲击对股价缺口的时变影响

七、结论与建议

中国货币政策框架正处于转型当中。一方面, 与主要工业国家相比, 作为世界第一大新兴经济体及转型经济体, 我国货币政策调控面临的约束条件更为复杂, 央行的货币政策操作表现出明显的数量与价格相结合的特征。另一方面, 随着金融市场化改革的深化与金融创新的发展, “数量型”工具的调控受到了一定的掣肘, “价格型”工具在货币政策调控框架中发挥着越来越重要的作用, 我国货币政策调控正从“数量型”向“价格型”转型。此外, 改革开放以来, 中国社会主义市场经济体制处于不断完善过程当中, 宏观经济背景也处于不断变化之中, 所面临的宏观经济目标更是复杂多变, 随着市场在资源配置中的作用逐渐加强, 货币政策对各宏观目标的调控与反应敏感程度也时刻发生着变动。特别是近年来, 我国宏观经济形势发生了显著变化, 在经济增速放缓和通胀率走低的同时, 房价高企, 股市动荡, 汇率波动幅度扩大, 资产泡沫激增, 金融杠杆加剧, 经济形势错综复杂, 以盯住产出与通胀为目标的传统货币政策已无法适应中国经济形势的变化。在此背景下, 本文构建了包含产出缺口、通胀缺口、实际有效汇率缺口、房价缺口以及股价缺口的多目标时变“混合型”货币政策规则, 并运用带有随机波动项的时变参数向量自回归 (TVP-VAR-SV) 模型, 实证分析了 1999 年第 1 季度至 2021 年第 1 季度内, 我国“混合型”货币政策对各目标缺口的时变调控特征及调控效果。基于以

上模型的检验与分析, 我们得出了以下主要结论:

首先, 数量与价格相结合的“混合型”货币政策规则表现出良好的适应性, 能较好地刻画我国央行货币政策操作的动态轨迹。在经济转轨初期, 我国货币政策调控主要依赖于“数量型”工具。随着金融改革的深化与金融创新的发展, “数量型”工具在我国的局限性日益凸显, 利率市场化改革的加快推进为“价格型”工具的运用创造了条件, 货币当局越来越注重发挥“价格型”工具的作用, 我国货币政策调控框架明显地表现出从“数量型”向“价格型”转型的特征。但在当前利率调控体系尚未健全的背景下, “数量型”工具仍发挥着重要的作用。其次, 我国货币政策表现出了明显的多目标性, 除了盯住传统的产出缺口、通胀缺口以外, “混合型”货币政策在一定程度上对汇率、房价及股价等资产价格的波动作出了明确的反应。此外, “混合型”货币政策规则并不是线性的, 而是表现出一定的时变特征, “混合型”规则中“数量型”工具及“价格型”工具对各目标缺口的反应会随着时间的变化而变化。最后, 量价结合的“混合型”货币政策总体上能对产出、物价以及资产价格稳定发挥作用, 但“数量型”工具对产出、股价的调控效果不佳, 并且就对人民币汇率、房价的调控效果而言, “价格型”工具明显优于“数量型”工具。

基于以上研究结论, 本文提出以下建议以供参考: 其一, 在当前“数量型”工具的可控性及其与最终目标相关性有所下降、“价格型”工具的调控体系尚未健全的现实情况下, 货币当局应继续坚持数量与价格相结合的“混合型”货币政策规则, 注重货币“量”“价”调控的协调搭配, 综合运用多种货币政策工具实现宏观经济的稳定。其二, 价格机制是市场经济的核心, 随着我国经济转型的深化与市场经济的完善, 在“数量型”工具的调控效果不断弱化的背景下, 我国货币政策操作也亟须加快从“数量型”为主向“价格型”为主转型。对此, 有关当局应该继续深化金融改革, 着力于疏通“价格型”工具的传导机制, 健全利率调控体系, 为货币政策转型做好技术性的准备。其三, 在当前错综复杂的经济形势, 货币当局应该注意采取非线性的方式, 根据经济形势灵活运用多种定向的结构性调整措施, 增强货币政策的针对性及适应性, 以达到精准调控和稳定宏观经济的目的。

参考文献

- [1] 伍戈, 连飞. 中国货币政策转型研究: 基于数量与价格混合规则的探索 [J]. 世界经济, 2016 (3): 3-25.
- [2] 徐忠. 经济高质量发展阶段的中国货币调控方式转型 [J]. 金融研究, 2018 (4): 1-19.
- [3] Liu L G, Zhang W. A New Keynesian Model for Analysing Monetary Policy in Mainland China [J]. Journal of Asian Economics, 2010 (6): 540-551.
- [4] 闫先东, 张炎涛. 价格与数量型工具相互支撑的货币政策框架研究 [J]. 财贸经济, 2016 (10): 59-71.
- [5] 王曦, 汪玲, 彭玉磊, 宋晓飞. 中国货币政策规则的比较分析——基于 DSGE 模型的三规则视角 [J]. 经济研究, 2017 (9): 24-38.
- [6] 李宏瑾, 苏乃芳. 数量规则还是利率规则? ——我国转型时期量价混合型货币政策规则的理论基础 [J]. 金融研究, 2020 (10): 38-54.
- [7] 刘金全, 徐宁, 刘达禹. 资产价格错位与货币政策规则——基于修正 Q 理论的重新审视 [J]. 国际金融研究, 2017 (5): 25-35.
- [8] 贾俊雪, 秦聪, 张静. 财政政策、货币政策与资产价格稳定 [J]. 世界经济, 2014 (12): 3-26.
- [9] 盛松成, 翟春. 中央银行与货币供给 [M]. 北京: 中国金融出版社, 2015: 268.
- [10] Bernanke B S, Blinder A S. Credit, Money, and Aggregate Demand [J]. American Economic Review, 1988 (2): 435-439.
- [11] Ray P, Chatterjee S. The Role of Asset Prices in Indian Inflation in Recent Years: Some Conjectures [J]. Bis Papers Chapters, 2001 (13): 475-487.
- [12] 李成, 王彬, 马文涛. 资产价格、汇率波动与最优利率规则 [J]. 经济研究, 2010 (3): 91-103.
- [13] 陈继勇, 袁威, 肖卫国. 流动性、资产价格波动的隐含信息和货币政策选择——基于中国股票市场与房地产市场的实证分析 [J]. 经济研究, 2013 (11): 43-55.
- [14] 郑挺国, 刘金全. 区制转移形式的“泰勒规则”及其在中国货币政策中的应用 [J]. 经济研究, 2010 (3): 40-52.
- [15] 陈创练, 郑挺国, 姚树洁. 时变参数泰勒规则及央行货币政策取向研究 [J]. 经济研究, 2016 (8): 43-56.
- [16] 金春雨, 吴安兵. 开放经济条件下时变参数泰勒规则在我国货币政策中的适用性研究 [J]. 世界经济研究, 2017 (8): 84-97, 136-137.
- [17] McCallum B T. Monetarist Rules in the Light of Recent Experience [J]. The American Economic Review, 1984 (2): 388-391.
- [18] Taylor J B. Discretion Versus Policy Rules in Practice [J]. Carnegie-rochester Conference Series on Public Policy, 1993: 195-214.
- [19] 宋玉华, 李泽祥. 麦克勒姆规则有效性在中国的实证研究 [J]. 金融研究, 2007 (5): 49-61.
- [20] Mehrotra A N, Koivu T, Nuutilainen R. McCallum Rule and Chinese Monetary Policy [J]. Social Science Electronic Publishing, 2008.
- [21] Burdekin R C K, Siklos P L. What Has Driven Chinese Monetary Policy Since 1990? Investigating the People's Bank's Policy Rule [J]. Journal of International Money and Finance, 2008 (5): 847-859.
- [22] Koivu T, Mehrotra A, Nuutilainen R. An Analysis of Chinese Money and Prices Using a McCallum-type Rule [J]. Journal of Chinese Economic & Business Studies, 2009, 7 (2): 219-235.
- [23] 傅强, 沈雪鸿. 基于麦克勒姆规则模型的中国货币政策检验 [J]. 工业工程, 2009 (5): 95-99.
- [24] 杨英杰. 泰勒规则与麦克勒姆规则在中国货币政策中的检验 [J]. 数量经济技术经济研究, 2002 (12): 97-100.
- [25] Zhang W. China's Monetary Policy: Quantity Versus Price Rules [J]. Journal of Macroeconomics, 2009: 473-484.
- [26] Zheng T G, Wang X, Guo H. Estimating Forward-looking Rules for China's Monetary Policy: A Regime-switching Perspective [J]. China Economic Review, 2009, 20 (3): 47-59.
- [27] 张小宇, 刘金全. 规则型货币政策与经济周期的非线性关联机制研究 [J]. 世界经济, 2013 (11): 3-26.
- [28] Chadha J S, Sarno L, Valente G. Monetary Policy Rules, Asset Prices and Exchange Rates [J]. IMF Staff Papers, 2004, 51 (3): 529-552.
- [29] Akram Q F, Bardsen G, Eitheim O. Monetary Policy and Asset Prices: To Respond or Not? [J]. International Journal of Finance & Economics, 2006 (3): 279-292.
- [30] 谭政勋, 刘少波. 开放条件下我国房价波动、货币政策立场识别及其反应研究 [J]. 金融研究, 2015 (5): 50-66.
- [31] 岳超云, 牛霖琳. 中国货币政策规则的估计与比较 [J]. 数量经济技术经济研究, 2014 (3): 119-133.
- [32] 刘金全, 解瑶妹. “新常态”时期货币政策时变反应特征与调控模式选择 [J]. 金融研究, 2016 (9): 1-17.
- [33] Svensson L E O. Optimal Inflation Targets, “Conservative” Central Banks, and Linear Inflation Contracts [J]. American Economic Review, 1997 (1): 98-114.
- [34] Ball L. Policy Rules for Open Economies [J]. RBA Research Discussion Papers, 1998, 70 (209): 204-219.
- [35] Kontonikas A, Montagnoli A. Optimal Monetary Policy and Asset Price Misalignments [J]. Scottish Journal of Political Economy, 2006, 53 (5): 636-654.
- [36] 朱培金. 扩展的泰勒规则及其在中国的适用性研究 [D]. 长春: 吉林大学, 2013: 36-39.

(下转第 107 页)

地价熔断与货币政策

The Land Price Circuit Breaker Mechanism and the Monetary Policy

王建华 冯建花 张定胜

WANG Jian-hua FENG Jian-hua ZHANG Ding-sheng

[摘要] 本文基于中国特色的土地制度以及地方政府对土地交易市场的价格干预等特征事实,构建了一个包含房地产开发商和地方政府等多部门的 DSGE 模型,探讨了不同货币政策规则下地价熔断机制在宏观经济中的传导路径。研究表明,当经济体面临足够大的正向房地产需求冲击时,如果此时中央银行实施严格盯住通胀目标的货币政策,则地方政府在土地交易市场上实施的地价熔断机制会生效。其能够抑制土地价格上涨,并触发二手房交易,进而抑制房价上涨,尔后抑制公共投资上涨,使得公共资本对企业产出的正外部性相对变小,最终抑制国内生产总值上涨。反之,当中央银行实施通胀灵活变动的一大类货币政策时,即使正向房地产需求冲击足够大,地价熔断机制也不会生效,则前述经济变量的上涨幅度不受限制。

[关键词] 地价熔断 通货膨胀 经济波动 房产价格

[中图分类号] F812.2 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2021) 10-0094-14

Abstract: Based on the characteristics of Chinese land system and the price intervention of local governments on the land exchange market, this paper constructs a multi sector DSGE model which includes a real estate developer and local government. This paper discusses the transmission path of the land price circuit breaker mechanism in macro-economy under different monetary policy rules. The results show that the land price circuit breaker mechanism being implemented by the local government will take effect when the economy is facing a large enough positive housing demand shock and the central bank's monetary policy is strictly pegged on an inflation target. It can dampen down land prices rise, trigger off second-hand housing transaction, in turn, restrain the rise of housing prices, subsequently curb the rise of public investment, and cause public capital to create a smaller positive externality for business output, finally stifle the rise of GDP. Conversely, given the central bank implements a large class of monetary policy that is the flexible inflation, the land price circuit breaker mechanism will not work, even if the positive housing preference shock is large enough and the rise of the above economic variables is limitless.

Key words: The land price circuit breaker mechanism Inflation Economic fluctuation Housing price

[收稿日期] 2021-04-17

[作者简介] 王建华,男,1993年10月生,中央财经大学中国经济与管理研究院博士研究生,研究方向为宏观经济波动与货币政策;冯建花,女,1991年4月生,浙江理工大学经济管理学院讲师,经济学博士,研究方向为开放宏观、失业、货币政策与财政政策;张定胜,男,1967年12月生,中央财经大学中国经济与管理研究院教授,博士生导师,经济学博士,研究方向为国际经济学、发展经济学和福利经济学。本文通讯作者为冯建花,联系方式为 fjhema@163.com。

感谢匿名评审人提出的修改建议,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

一、引言

自从1999年中国住房分配市场化改革以来，中国的房地产价格一路攀升。为了抑制房价过快上涨，中央政府和地方政府不断出台一系列相关政策，用以调控房地产市场。但是，这些政策最后被证明对于房价的调控收效甚微，房地产价格甚至陷入了越调越涨的尴尬境地。与此同时，商住用地价格伴随房价的上涨也呈现出大幅上涨的趋势，以至于全国各地土地交易市场上“地王”频出。不断刷新的土地价格上限推动了房价的大幅上涨。因此，地方政府在限制房价的同时也在考虑如何调节地价。在2016年年初，中国股市引入熔断机制后，当年中国就有城市设计了土地市场的地价熔断机制，随后很多城市群起而效仿之。现今，从公开资料可知有如下城市：北京、天津、成都、南京、郑州、西安、武汉、济南、杭州、石家庄、苏州、昆明、合肥、贵阳、长沙、南昌、徐州、东莞和青岛等实行了土地价格熔断机制。土地价

格熔断机制的本质是土地限价，土地限价分为两大类：一类是土地价格上限，另一类是土地价格下限。基于中国土地交易市场的典型事实来看，大多数地方政府对土地交易市场的干预主要是为土地交易价格施加上限。基于上述分析，本文想要探究如下问题：土地价格熔断机制对抑制地价上涨进而抑制房价上涨是否起作用？与此同时，当中央银行实施不同类型的货币政策时，土地价格熔断机制是否一定会生效？

地方政府寄希望于通过调节地价的方式来限制房价的上涨，其内在逻辑是房价和地价波动存在显著的联动性，这一论点从图1可以获得证实。在图1中可以观察到地价和房价的涨跌近乎是同步的。那么“限地价”是否一定能够“控房价”？即限制地价的上涨是否能够抑制房价上涨？而房地产当期产值属于GDP核算的一部分，因此房价的上涨显然推动了GDP的上涨，那么“控房价”又是否会影

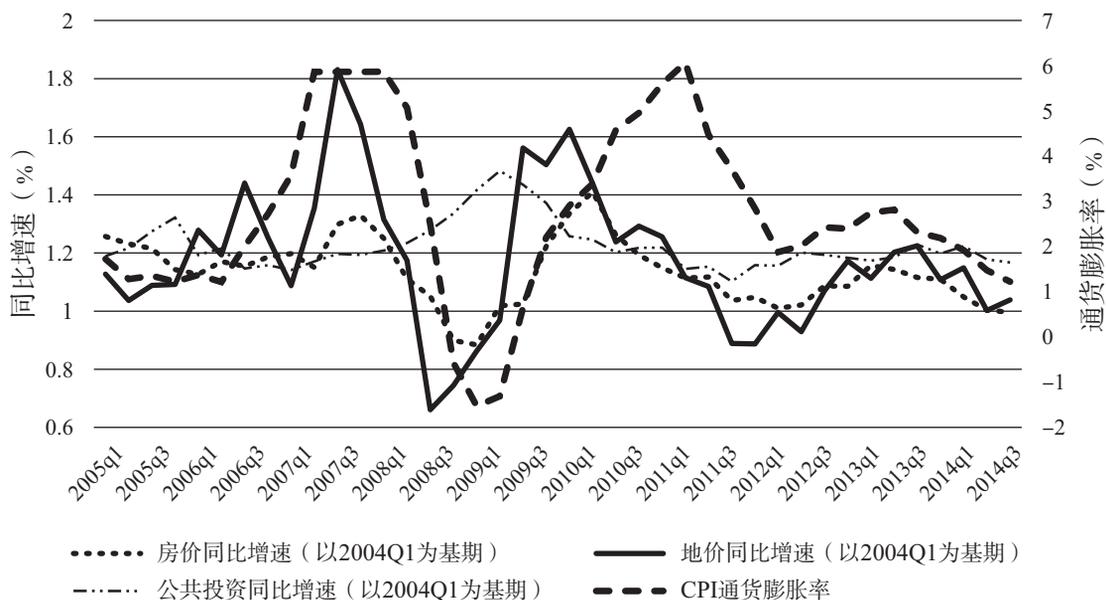


图1 2005Q1—2014Q4 相关变量同比增速与通货膨胀率

资料来源：通货膨胀率和公共投资数据源自美联储亚特兰大分行 CQER 中国宏观数据库；房价数据源自中国国家统计局与 WIND 数据库；地价数据源自清华大学恒隆房地产研究中心联合发布的“中国主要城市居住用地价格指数”。

从图1中可以看出，在2008年全球性金融危机发生之后公共投资波动与房价波动呈现显著的联动性。这表明在全球性金融危机发生后，中国各地方政府的财政收入和当地房地产行业的发展密切相关，地方政府从房地产行业蓬勃发展中获取了大量的财政收入，而其又将这些财政收入中很大一部分转化为公共投资，进而达到刺激地方经济增长的目的。因此，地方政府采取“限地价”借此“控房价”的策略必然会影

响其公共投资规模。但是本文的研究表明土地价格熔断机制这一策略想要发挥其作用，并不仅仅由地方政府决定，还依赖于中央银行所实行的货币政策。这就意味着中国的货币政策能够对土地价格产生影响。本文将中国的货币政策简化为中央银行是否盯住通货膨胀目标，因此下文中主要探讨通货膨胀和土地价格的关系。从图1中可以观察到通货膨胀率和地价之间的联动性，具体来看，在全球性金融危

机发生之前，土地价格和通胀呈现近似同步涨跌的趋势，而在全球性金融危机发生之后，土地价格和通货膨胀呈现反向变动的趋势。本文忽略工业用地的价格，仅考虑商住用地的价格，由于商住用地的价格在时间序列数据中差别较小，因此商住用地价格简化为同一价格，同理本文假设商业地产和住宅地产价格相同。

由于中外土地制度的差异化，国外学者在研究房地产和土地市场问题时和国内学者的研究有较大差异，尤其体现在中国地方政府对土地交易市场的干预问题。国外学者在研究房地产问题时侧重房地产在包含信贷约束的经济体中的抵押效应，如 Kiyotaki 和 Moore (1997)^[1]、Iacoviello (2005)^[2]、Liu 等 (2013)^[3]。这一类文章普遍强调土地或房地产充当抵押品，为企业的生产行为进行融资。Iacoviello (2005)^[2] 假设房地产供给是外生的，因此为了避免这种明显脱离中国房地产市场特征事实的假定，本文在多部门 DSGE 模型中引入了房地产开发部门，从而将房地产供给行为内生。中国特色的土地制度决定了我国土地市场的独特性。中国的城市土地归国家所有，农村与城郊土地除法律规属国家的以外为集体所有，中央政府在土地一级市场上具有强大的垄断能力 (刘凯, 2018^[4])。土地出让权力归中央政府所有，中央政府每年会制定各省土地利用指标，次一级地方政府在上级政府指标的限定下进行土地出让，出让土地所得的绝大部分收益都归地方政府所有。因此，地方政府就会存在最大化土地出让收入的激励，即形成所谓的土地财政问题 (谭明智, 2014^[5]；刘元春和陈金至, 2020^[6])。国内部分学者从理论模型的角度出发，基于 Kiyotaki 和 Moore (1997)^[1] 的企业信贷约束或 Bernanke 等 (1999)^[7] 的企业债务违约的设定探究土地财政动态机制对中国经济波动的影响 (赵扶扬等, 2017^[8]；梅冬州等, 2018^[9])。

学术界关于央行是否应该利用货币政策盯住资产价格存在争议。一部分学者认为，房地产价格的波动影响宏观经济的波动，那么央行就应该利用各种货币政策工具盯住房价，抑制其剧烈波动，稳定经济增长 (赵进文和高辉, 2009^[10]；侯成琪和龚六堂, 2014^[11]；徐淑一等, 2015^[12])。另有一部分学者认为，利用货币政策去盯住资产价格可能对经济增长造成负面影响，而且可能会使得通胀波动率飙升 (Bernanke 和 Gertler, 2000^[13], 2001^[14])。部分学者将资产价格具体为房产价格后，也发现了类似的负面影响，即如果货币政策严格盯住房价，反而会加剧经济波动，造成较高的通货膨胀率和名义利率，最终反而抑制了经济增长

(Giglio 等, 2016^[15]；周晖和王擎, 2009^[16])。本文将资产价格具体为土地价格，故而我们研究的核心问题是：中央银行是否能够利用不同的货币政策目标影响地方政府对土地市场的价格干预政策？即中央银行实施的货币政策是否会影响土地价格熔断机制发挥作用？以及地价熔断机制生效时如何影响经济系统中其他的主要宏观经济变量？本文与前述一系列文章所不同的地方在于开创性地讨论了土地价格熔断机制的有效性，即讨论了地方政府在土地交易市场上实施的土地价格管控措施是否有效的问题。

基于对前述特征事实的分析，本文刻画出正向的房地产需求冲击导致房价变动时，土地价格熔断机制如何发挥作用并最终影响国内生产总值的传导机制。具体分析见图 2。图 2 中从左到右，正向的房地产需求冲击导致房价上涨，使得房企拿地需求上升，由此导致地价抬升，此时会触发地方政府设定的土地价格熔断机制，但当中央银行实施两类不同的货币政策时会使得地价熔断机制发挥不同的作用。具体而言，当中央银行实施严格盯住通胀目标的货币政策时，地价熔断机制生效，抑制了土地价格的上涨，同时触发了二手房交易，进而抑制了房价的上涨，尔后抑制地方政府公共投资的上涨，导致其对企业产出的正外部性变小，最终使得国内生产总值的上涨幅度被抑制。而当中央银行放弃通胀目标，并遵循一大类通胀灵活变动的货币政策规则时，土地价格熔断机制失效，前述宏观经济变量上涨幅度变得更大。

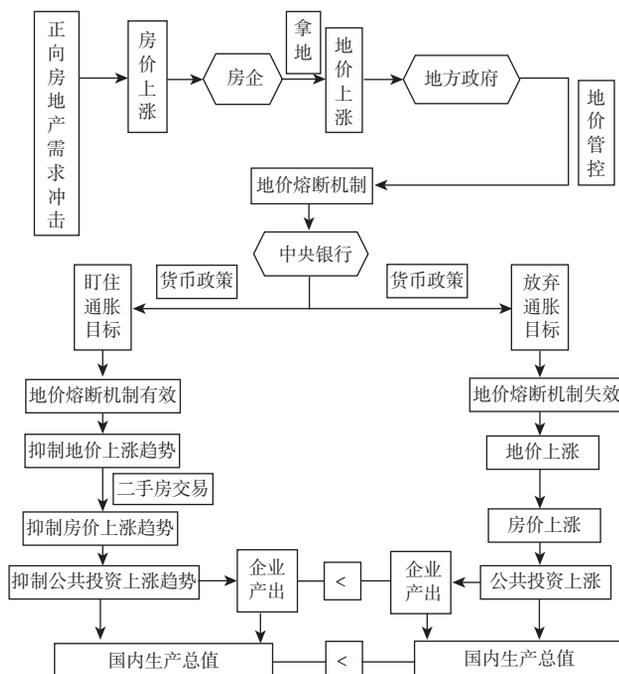


图 2 正向房地产需求冲击在宏观经济中的传导路径

余文结构如下：第二部分引入模型构建；第三部分讨论参数校准与估计；第四部分分析模型机制；第五部分是福利分析和波动率测度；第六部分为结论与政策建议。

二、模型构建

(一) 代表性家庭

代表性家庭效用函数的表达式为：

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta_t^t \left\{ \Gamma_h \log(c_{h,t} - \gamma_h c_{h,t-1}) + j_t \log h_t - \chi_t \frac{N_t^{1+\eta}}{1+\eta} \right\} \quad (1)$$

其中， E_0 表示期望算子， $\beta_h \in (0, 1)$ 是家庭的主观折现因子； $c_{h,t}$ 表示家庭部门的消费； h_t 表示家庭部门享受到当期的房地产服务，即住宅地产； N_t 表示家庭的劳动供给；规模因子的表示形式为 $\Gamma_h = (1 - \gamma_h) / (1 - \beta_h \gamma_h)$ ； γ_h 测度的是家庭的消费习惯持续性参数； j_t 表示房地产需求冲击； χ_t 表示劳动供给冲击； $1/\eta$ 表示劳动跨期替代弹性。假定房地产需求冲击以及劳动供给冲击都服从 AR(1) 过程：

$$\ln j_t = (1 - \rho_j) \ln \bar{j} + \rho_j \ln j_{t-1} + \sigma_j \varepsilon_{j,t} \quad (2)$$

$$\ln \chi_t = (1 - \rho_\chi) \ln \bar{\chi} + \rho_\chi \ln \chi_{t-1} + \sigma_\chi \varepsilon_{\chi,t} \quad (3)$$

其中， \bar{j} 和 $\bar{\chi}$ 分别表示房地产需求冲击的稳态值以及劳动供给冲击的稳态值； ρ_j 和 ρ_χ 表示 AR(1) 过程的持续性系数， $|\rho_j| < 1$ ， $|\rho_\chi| < 1$ ； σ_j 和 σ_χ 分别表示房地产需求冲击的标准差和劳动供给冲击的标准差； $\varepsilon_{j,t}$ 表示一系列独立同分布的标准正态过程； $\varepsilon_{\chi,t}$ 也表示一系列独立同分布的标准正态过程。

家庭部门的预算约束形式如式 (4) 所示：

$$P_t c_{h,t} + P_{h,t} [h_t - (1 - \delta_h) h_{t-1}] + P_t q_t^B S_t = W_t N_t + P_t S_{t-1} + F_t \quad (4)$$

其中，方程左侧 P_t 表示一般性消费品的名义价格，定义 $\pi_t = P_t / P_{t-1}$ 为通货膨胀； $P_{h,t}$ 表示房产的名义价格， q_t^B 表示债券的实际价格； S_t 表示家庭持有的无风险债券； W_t 表示名义工资； F_t 表示来自二手房交易市场的一次性利润； δ_h 表示房地产的折旧率。家庭的最优化问题是服从预算约束的条件下最大化终生期望效用。

(二) 代表性企业家

代表性企业家的效用函数表示为：

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta_e^t \left\{ \Gamma_e \log(c_{e,t} - \gamma_e c_{e,t-1}) + j_t \log h_{e,t} \right\} \quad (5)$$

其中， $c_{e,t}$ 表示企业家的消费； $h_{e,t}$ 表示企业家享受到的

当期的房产服务，即商业地产； $\beta_e \in (0, 1)$ 是企业家的主观折现因子，假设 $\beta_e < \beta_h$ ； $\Gamma_e = (1 - \gamma_e) / (1 - \beta_e \gamma_e)$ 表示企业家的规模因子； γ_e 测度的是企业家的消费习惯持续性参数。

代表性企业家使用资本以及雇佣劳动进行生产，生产函数形式如式 (6) 所示：

$$y_t = \tilde{A}_t K_{t-1}^\alpha N_t^{1-\alpha} \quad (6)$$

其中， K_{t-1} 和 N_t 分别表示企业家自有资本和劳动投入， y_t 表示产出。 $\alpha \in (0, 1)$ 表示自有资本在生产中所占份额， $1 - \alpha$ 表示劳动投入在生产中所占份额。 $\tilde{A}_t = A_t (K_{t-1}^C)^{\alpha_C}$ ， K_{t-1}^C 表示地方政府投入的公共资本存量，将这一变量引入企业的生产函数中有助于刻画地方政府公共投资对企业生产具有正外部性的特征； $\alpha_C \in (0, 1)$ 表示公共资本存量在生产中的重要程度； A_t 衡量的是企业的全要素生产率。假定 A_t 服从 AR (1) 过程：

$$\ln A_t = \rho_A \ln A_{t-1} + \sigma_A \varepsilon_{A,t} \quad (7)$$

此处， ρ_A 表示 AR(1) 过程的持续性系数， σ_A 表示冲击的标准差， $\varepsilon_{A,t}$ 是一列独立同分布的标准正态过程。

在经济的初始时刻，代表性企业家被赋予 K_{-1} 单位的资本禀赋，企业家的自有资本的积累方程设定为如下形式：

$$K_t = (1 - \delta_K) K_{t-1} + \left[1 - \frac{\Omega_K}{2} \left(\frac{i_t}{i_{t-1}} - 1 \right)^2 \right] i_t \quad (8)$$

其中， i_t 表示企业家的投资， $\Omega_K > 0$ 表示调整成本参数， δ_K 表示企业家的资本折旧率。

代表性企业家的预算约束形式如式 (9) 所示：

$$P_t c_{e,t} + P_{h,t} [h_{e,t} - (1 - \delta_h) h_{e,t-1}] + P_t i_t + P_t B_{t-1} = (1 - \tau) P_t y_t - W_t N_t + P_t q_t^B B_t \quad (9)$$

其中， B_t 表示企业家的借款量， $\tau \in (0, 1)$ 是地方政府对企业收入征税的税率。

代表性企业家面临的信贷约束由式 (10) 表示：

$$B_t \leq \theta E_t (p_{t+1}^h h_{e,t} + q_{k,t+1} K_t) \quad (10)$$

其中， $p_t^h = P_{h,t} / P_t$ 表示房地产的实际价格。 $q_{k,t} = Q_{k,t} / P_t$ 表示代表性企业家的资本相对于消费品的实际影子价格，而 $Q_{k,t}$ 表示名义影子价格。在此约束下，企业家的借款能力受到了抵押资产价值的限制。当企业家无法偿还贷款时，代表性家庭就可以从企业家这里得到作为抵押的资产，以弥补企业家未偿还的

贷款。 $\theta \in (0, 1)$ 表示贷款价值比率，因为贷款者获取非流动性资产需要一定成本，因此其小于1。同时，贷款价值率也反映了企业家在信贷市场中借款的难易程度，当其越大时，意味着同等条件下企业家可以借更多的债。

(三) 房地产开发部门

1. 新房建造。

假定房地产开发部门具有将土地转变为房屋的技术。给定房地产开发部门的生产函数形式为：

$$y_t^h = A_t^h (l_t)^{\alpha_h} \quad (11)$$

其中， y_t^h 为当期房地产开发量， A_t^h 为房地产开发部门的全要素生产率， l_t 为房地产开发部门当期的房地产建设需求用地， $\alpha_h \in (0, 1)$ 测量的是房地产开发中的土地投入份额。假定 A_t^h 服从如下 AR(1) 过程：

$$\ln A_t^h = \rho_{Ah} \ln A_{t-1}^h + \sigma_{Ah} \varepsilon_{Ah,t} \quad (12)$$

其中， ρ_{Ah} 衡量 AR(1) 过程的持续性， σ_{Ah} 是冲击的标准差， $\varepsilon_{Ah,t}$ 是一系列独立同分布的标准正态过程。

房地产开发部门的目标函数形式如式 (13) 所示：

$$\psi_t = \max_{l_t} (P_{h,t} y_t^h - Q_t^h l_t) \quad (13)$$

其中， ψ_t 表示房地产开发部门获得的利润， Q_t^h 为房地产开发部门支付给地方政府的一单位土地的名义价格。

2. 二手房供给。

假定经济体在每一期都存在二手房供给 $y_{r,t}^{hs}$ ，本文将二手房供给函数设定为 $y_{r,t}^{hs} = \delta_r (l_t - l_{s,t})$ ， $\delta_r > 1$ 为该供给函数的敏感系数。本文仅关注房地产提供的居住服务，因此假定二手房和房地产开发商当期开发的房地产在提供居住服务角度看是同质的，进而两者的价格也是相同。

(四) 地方政府

地方政府的收入有三个来源：其一，向代表性企业家征收的收入所得税；其二，向房地产开发商出让土地所得的收入；其三，地方政府向房地产开发部门征收的所得税。假设地方政府的收入全部用来进行公共资本投资。 ϕ_t 为地方政府对房地产开发部门实际所得利润征收的税。因此地方政府的公共资本投资方程为：

$$g_t = \tau y_t + \phi_t / P_t + q_t^h l_{s,t} \quad (14)$$

其中， $q_t^h = Q_t^h / P_t$ 为房地产开发部门支付给地方政府

的一单位土地的实际价格。 $l_{s,t}$ 是地方政府的土地出让量，假定地方政府的土地供给函数为 $l_{s,t} = (j_t / \bar{j})^{\omega_j} \bar{l}$ ， $\omega_j > 0$ 表示土地供给对房地产需求冲击的敏感系数， \bar{l} 表示稳态时的土地供给量，且该供给函数为地方政府的私有信息，即在土地交易市场上土地需求方房地产开发商仅观察到土地供给量，但其无法知晓地方政府的土地供给函数的具体形式。地方政府在土地交易市场上具有很强的垄断能力，因此，地方政府会对土地价格实施管控，具体而言，地方政府对土地价格实施熔断机制，也即地方政府将土地价格限制在一定区间内进行土地交易。假定 $\sum_{n=1}^N \xi_n < 1 < \sum_{n=1}^N v_n$ ， n 表示所处的历史时期，如 $n=1$ 表示之前一期； N 表示总共的历史时期，如 $N=4$ 则表示地方政府设定土地价格熔断区间时总共需要考虑当期之前的四个时期的土地往期价格， N 越大则意味着地方政府在限制土地价格时要考虑更长时期的土地往期价格； ξ_n 表示当期之前第 n 期的土地价格的对应权重，如 ξ_2 表示在当期之前两期（即 $t-2$ 期）的土地价格的对应权重； v_n 的含义与 ξ_n 相同，则土地价格的熔断区间形式如方程 (15) 所示：

$$\sum_{n=1}^N \xi_n Q_{t-n}^h \leq Q_t^h \leq \sum_{n=1}^N v_n Q_{t-n}^h \quad (15)$$

假设存在外生冲击时，土地市场中的土地价格、房地产开发部门的土地需求量以及地方政府的土地出让量满足下列两个互补松弛条件：

$$(l_{s,t} - l_t) \left(Q_t^h - \sum_{n=1}^N \xi_n Q_{t-n}^h \right) = 0 \quad (16)$$

$$(l_t - l_{s,t}) \left(\sum_{n=1}^N v_n Q_{t-n}^h - Q_t^h \right) = 0 \quad (17)$$

方程 (16) 的经济学含义是指当经济处于负向房地产需求冲击使得当期土地价格下跌至熔断区间的下界时，土地市场中房地产开发商的土地需求量则小于地方政府的土地出让量。同理，方程 (17) 的经济学含义是指当经济处于正向房地产需求冲击使得当期土地价格上涨至熔断区间的上界时，土地市场中房地产开发商的土地需求量则大于地方政府的土地出让量。

假设地方政府在每一期都会进行公共资本投资，公共资本的累积方程形式为：

$$K_t^G = (1 - \delta_c) K_{t-1}^G + \left[1 - \frac{\Omega_c}{2} \left(\frac{g_t}{g_{t-1}} - 1 \right)^2 \right] g_t \quad (18)$$

其中， δ_c 表示公共资本的折旧率， $\Omega_c > 0$ 表示公共资本的调整成本参数。

(五) 市场出清与均衡定义

1. 市场出清。

(1) 产品市场的出清条件。

产品市场的出清条件表示为：

$$c_t + i_t + g_t = y_t \tag{19}$$

其中 $c_t = c_{h,t} + c_{e,t}$ 定义为经济体中的加总消费。

(2) 房地产市场的出清条件。

房地产市场的出清条件由式 (20) 和式 (21) 表示：

$$H_t - (1 - \delta_h) H_{t-1} = y_{s,t}^h + I_t y_{r,t}^{hs} \tag{20}$$

$$H_t = h_t + h_{e,t} \tag{21}$$

式 (20) 中, $y_{s,t}^h$ 表示房地产开发商当期的房地产实际开发量, I_t 为示性函数, $y_{r,t}^{hs}$ 表示二手房的供给量。当地价熔断机制生效时, 示性函数 $I_t = 1$; 反之, 当地价熔断机制失效时, 示性函数 $I_t = 0$ 。简而言之, 式 (20) 表明地价熔断机制生效与否影响当期房地产的总供给量。同时, 式 (20) 也表明二手房市场总是存在的, 但是二手房市场交易与否取决于地价熔断机制是否生效。式 (21) 中, $h_t = h_{t-1} = \bar{h}$, 这意味着家庭的房地产需求为刚性需求, 该假定与 Justiniano 等 (2019)^[17] 中的有关假定相同。家庭刚性的房地产需求假定有两方面的合理性: 其一, 现实世界中, 房地产市场中确实存在一部分房屋刚性需求者, 这一类群体的典型特征是房价在一定范围内无论如何变动, 这一类人总是有购买房产的刚性需求。其二, 房地产市场是高度分割的, 富人更有倾向购买昂贵房产, 而穷人则更倾向于以自己的储蓄额度买入房产, 穷人相对于富人来讲更重视房屋的价格而非住宅的质量, 因此房地产的再分配效应非常微弱, 这在实证上也与 Liu 等 (2013)^[3] 的发现相吻合, 因此假定家庭为房地产刚性需求者等同于关闭了企业家和家庭之间房产再分配的渠道。在这一假定下, 代表性家庭不再对房屋需求做优化决策, 而是直接享受刚性房产量提供的服务, 不做任何房屋需求的变动。所以, 代表性企业家此时就成为房地产市场需求方唯一的决策者, 与此同时, 房地产的价格与代表性企业家的房产需求决策密切相关。

(3) 债券市场出清条件。

债券市场的出清条件为：

$$S_t = B_t \tag{22}$$

实际国内生产总值定义为 $y_{gdp,t}$, 其由两部分组成: 代表性企业家的产出和房地产部门的当期产值, 即

$$y_{gdp,t} = y_t + P_t y_{s,t}^h \tag{23}$$

2. 竞争均衡的定义。

给定价格序列 $\{P_{h,t}, q_t^B, W_t, Q_{K,t}, Q_t^h\}_{t=0}^{\infty}$, 外生冲击过程 $\{j_t, \chi_t, A_t, A_t^h\}_{t=0}^{\infty}$, 以及初始条件 $\{Q_{-1}^h, K_{-1}, K_{-1}^C, h_{e,-1}, B_{-1}, S_{-1}\}_{t=0}^{\infty}$, 配置过程 $\{c_{h,t}, c_{e,t}, i_t, N_t, h_{e,t}, S_t, B_t, K_t, y_t, y_{s,t}^h, y_{r,t}^{hs}, l_t\}_{t=0}^{\infty}$, 满足约束条件和市场出清条件式 (19) ~ 式 (23), 分别使得代表性家庭、代表性企业家效用最大化和房地产开发部门的利润最大化则为模型的竞争均衡。

(六) 土地价格熔断机制的有效性与货币政策

命题 1: 当经济体面临一定程度的房地产需求冲击时, 假设中央银行的货币政策具有时间一致性, 则中央银行实施严格盯住通胀目标 (目标通胀率定义为 $\bar{\pi}$, 假设 $\bar{\pi} = 1$) 的货币政策可能会触发地价熔断机制, 这意味着土地价格熔断机制在此情形下是有效的。

证明:

$$\begin{aligned} \frac{1}{P_t} \sum_{n=1}^N v_n Q_{t-n}^h &= \sum_{n=1}^N v_n \frac{Q_{t-n}^h}{P_t} \left(\prod_{i=1}^n \frac{P_{t-i}}{P_{t-i}} \right) \\ &= \sum_{n=1}^N v_n \frac{Q_{t-n}^h}{P_{t-n}} \left(\prod_{i=1}^n \pi_{t-i+1} \right)^{-1} \end{aligned} \tag{24}$$

中央银行的货币政策实施具有时间一致性, 其货币政策目标是严格盯住通货膨胀率, 故

$$\pi_t = \pi_{t-1} = \bar{\pi} \tag{25}$$

则有

$$\begin{aligned} \sum_{n=1}^N v_n \frac{Q_{t-n}^h}{P_{t-n}} \left(\prod_{i=1}^n \pi_{t-(i-1)} \right)^{-1} \\ = \sum_{n=1}^N v_n q_{t-n}^h \left(\frac{1}{(\bar{\pi})^n} \right) = \sum_{n=1}^N v_n q_{t-n}^h \geq \frac{Q_t^h}{P_t} = q_t^h \end{aligned} \tag{26}$$

同理可证:

$$q_t^h \geq \sum_{n=1}^N \xi_n q_{t-n}^h \tag{27}$$

综上所述, $\sum_{n=1}^N \xi_n q_{t-n}^h \leq q_t^h \leq \sum_{n=1}^N v_n q_{t-n}^h$, 这意味着即使中央银行的货币政策目标严格盯住通胀率, 土地的实际价格仍然受到熔断机制的影响。

命题 2: 无论经济体面临多大程度的房地产需求冲击, 当中央银行放弃盯住通胀目标时, 则存在一大类通胀规则使得地方政府在土地市场上实施的土地价格熔断机制失效。

证明：土地价格熔断机制失效意味着土地价格不可能达到熔断区间的边界，这就意味着熔断机制永远不会被触发。由前述条件可知

$$\begin{aligned} q_i^h &< \sum_{n=1}^N v_n q_i^h \leq \sum_{n=1}^N v_n \left(\frac{1}{q_i^h} \frac{q_{i-1}^h}{(1+\lambda_1)q_{i-1}^h} \dots \frac{q_{i-n}^h}{(1+\lambda_n)q_{i-n}^h} \right)^{-1} \\ &= \sum_{n=1}^N v_n q_{i-n}^h \left(\frac{q_{i-1}^h}{(1+\lambda_1)q_{i-1}^h} \dots \frac{q_{i-n}^h}{(1+\lambda_n)q_{i-n}^h} \right)^{-1} \\ &= \sum_{n=1}^N v_n q_{i-n}^h \left(\prod_{i=1}^n \pi_{i-(i-1)} \right)^{-1} \end{aligned} \quad (28)$$

所以，当宏观经济体面临正向的房地产需求冲击时，则此宏观经济体中的通货膨胀规则如下：

$$\pi_{i-(i-1)} = \frac{q_{i-i}^h}{(1+\lambda_i)q_{i-(i-1)}^h}, \lambda_i \geq 0 \quad (29)$$

如上证明过程，可知当宏观经济体面临负向的房地产需求冲击时，宏观经济体遵循的通货膨胀规则如下：

$$\pi_{i-(i-1)} = \frac{q_{i-i}^h}{(1-\varepsilon_i)q_{i-(i-1)}^h}, \varepsilon_i \in [0, 1) \quad (30)$$

综上所述，当宏观经济体面临不同向的房地产需求冲击时，只要遵循相应的通货膨胀规则就会使得 $\sum_{n=1}^N \xi_n q_i^h < q_i^h < \sum_{n=1}^N v_n q_i^h$ 恒成立，即 q_i^h 始终不会达到熔断区间的上下界，这就证明了无论房地产需求冲击多大，土地价格熔断机制永远不会被触发。

命题 3：土地价格熔断机制失效的情形下，中央银行实施的货币政策类型取决于宏观经济体面临的房地产需求冲击的方向。当宏观经济体面临正向的房地产需求冲击时，中央银行放弃严格盯住通胀目标的货币政策，转而实行紧缩型的货币政策；反之，当宏观经济体面临负向的房地产需求冲击时，中央银行实施扩张型的货币政策。

证明：如命题 2 中所证，当宏观经济体面临正向的房地产需求冲击时，则此宏观经济体中的通货膨胀规则如下：

$$\pi_{i-(i-1)} = \frac{q_{i-i}^h}{(1+\lambda_i)q_{i-(i-1)}^h}, \lambda_i \geq 0 \quad (31)$$

由上可得

$$\pi_{i-(i-1)} = \frac{q_{i-i}^h}{(1+\lambda_i)q_{i-(i-1)}^h} = \frac{P_{i-(i-1)}}{P_{i-i}}, \lambda_i \geq 0 \quad (32)$$

依据定义进一步可得

$$\frac{Q_{i-(i-1)}^h}{Q_{i-i}^h} = \frac{1}{1+\lambda_i} \leq 1 \quad (33)$$

由此可知此时中央银行实施的是紧缩型的货币政策。

同理可知，当宏观经济体面临负向的房地产需求冲击时，中央银行实施扩张型的货币政策。其形式如下：

$$\frac{Q_{i-(i-1)}^h}{Q_{i-i}^h} = \frac{1}{1-\varepsilon_i} \geq 1 \quad (34)$$

三、参数校准与估计

本文将模型参数划分为三个集合。 $\{\beta_h, \eta, \delta_h, \alpha, \alpha_c, \delta_k, \Omega_k, \theta, \alpha_h, \Omega_c, \delta_c\}$ 包含在集合 1 中。依据经典文献结合中国经济的特征事实进行参数校准，参数是以季度频率校准。其中， $\beta_h = 0.995$ ，这意味着稳态的季度实际利率是 0.5%。Dong 等 (2019)^[18] 通过计算 2000—2016 年的年度名义储蓄利率剔除 CPI 后的时间序列数据取得实际利率数值，每年的稳态实际利率为 2%，本文实际利率与其相一致。 $\alpha = 0.5$ ，这是依据 Song 等 (2011)^[19] 校准所得，这一取值反映了实体企业为劳动密集型行业。 $\alpha_c = 0.25$ ，这是根据 Baxter 和 King (1993)^[20] 的方法测算得到。企业贷款价值比率 θ 取值参照 Liu 等 (2013)^[3] 确定为 0.75。借鉴 Iacoviello 和 Neri (2010)^[21] 设定 $\delta_k = 0.025$ ，这意味着年度的企业家资本折旧率为 10%；同时 $\delta_h = 0.01$ ，由此可知年度的房地产折旧率为 4%。在 Baxter 和 King (1993)^[20] 中设定公共资本的折旧率和企业家的资本折旧率相同，本文沿用这个设定，因此 $\delta_c = 0.025$ 。依据 Iacoviello (2005)^[2]，设定 $\eta = 1$ 。 Ω_k 和 Ω_c 依据 Christiano 等 (2005)^[22] 取值为 2.48。 $\alpha_h = 0.245$ ，这一取值源自 Dong 等 (2019)^[18]，其文中依据国家统计局的数据，测算出我国一线城市中房地产开发商在土地购置上的支出份额为 24.5%。

集合 2 中盯住了三个目标稳态值：其一是 i/y_{gdp} ，表示稳态时投资占国内生产总值的份额；其二是 $p^h y^h / y_{gdp}$ ，表示稳态时房地产投资占国内生产总值的份额；其三是劳动供给的稳态值。投资占国内生产总值的份额依据国家统计局数据，本文测算为 30%。根据梅冬州等 (2018)^[9] 研究设定房地产投资占国内生产总值的份额为 14%。劳动供给的稳态值依据 Liu 等 (2013)^[3]，设定为 0.25，即为每天平均工作时间为 6 小时。通过这三个目标稳态值反推模型中与之密切相关的三个深层结构参数 $\{\tau, \bar{j}, \bar{x}\}$ ，这三个参数分别为地方政府对实体企业征税的税率，房地产需求冲击的稳态值和劳动供给冲击的稳态值。

表1 参数取值

参数	描述	取值	来源
β_h	家庭主观折现因子	0.995	Dong等(2019) ^[18]
α	企业家的资本产出弹性	0.500	Song等(2011) ^[19]
α_C	公共资本产出弹性	0.250	Baxter和King(1993) ^[20]
θ	贷款价值比率	0.750	Liu等(2013) ^[3]
δ_K	企业家的资本折旧率	0.025	Iacoviello和Neri(2010) ^[21]
δ_h	房地产的折旧率	0.010	Iacoviello和Neri(2010) ^[21]
δ_C	公共资本的折旧率	0.025	Baxter和King(1993) ^[20]
$1/\eta$	劳动跨期替代弹性	1.000	Iacoviello(2005) ^[2]
Ω_K	投资调整成本系数	2.480	Christiano等(2005) ^[22]
Ω_C	公共投资调整成本系数	2.480	Christiano等(2005) ^[22]
α_h	土地占房屋产值份额	0.245	Dong等(2019) ^[18]

集合3包括 $\{\beta_e, \gamma_h, \gamma_e, \rho_j, \rho_x, \rho_A, \rho_{Ah}, \sigma_j, \sigma_x, \sigma_A, \sigma_{Ah}\}$ 。本文用四列中国季度时间序列数据基于贝叶斯方法估计这些参数。这四列可观测的宏观经济数据包括：(1) 实际居民住宅价格；(2) 实际住房建设用地地价；(3) 实际人均GDP；(4) 实际工资率。样本涵盖的区间是2005年第一季度到2014年第四季度。这些数据作季节调整后再作对数变换，然后用单侧HP滤波剔除趋势后取得波动成分。

表2 稳态目标值和反推参数取值

稳态目标	描述	取值	来源	反推参数	取值
i/y_{gdp}	投资占GDP比重	0.30	国家统计局数据	τ	0.126
$p^h y^h / y_{gdp}$	房地产投资占GDP比重	0.14	梅冬州等(2018) ^[9]	\bar{j}	0.675
N	劳动供给稳态值	0.25	Liu等(2013) ^[5]	$\bar{\chi}$	20.590

表3中贝叶斯估计的参数先验分布的设定主要参

表4 方差分解结果 (百分比)

	ε_j	ε_x	ε_A	ε_{Ah}		ε_j	ε_x	ε_A	ε_{Ah}
第4期					第8期				
房价	49.29	13.98	2.01	34.72	房价	61.85	10.30	1.29	26.56
地价	54.38	25.59	3.67	16.36	地价	64.60	17.67	2.21	15.51
公共投资	58.67	29.74	3.68	7.91	公共投资	65.40	24.35	2.28	7.97
第16期					第20期				
房价	68.20	9.00	0.82	21.98	房价	68.91	9.31	0.72	21.07
地价	66.17	14.44	1.32	18.07	地价	65.40	14.68	1.14	18.78
公共投资	65.43	23.63	1.37	9.56	公共投资	64.31	24.59	1.17	9.93

注：方差分解是基于估计参数的后验均值得到。

四、地价熔断机制的脉冲响应与事件分析

(一) 地价熔断机制的脉冲响应

为了简化分析，本文假定 $N=4$ ，这一假定意味

考了Smets和Wouters(2007)^[23]以及Iacoviello和Neri(2010)^[21]中相关参数的先验分布。在表4方差分解中，可以观察到房地产需求冲击是模型中最重要的冲击，这一结论与Liu等(2013)^[3]及赵扶扬等(2017)^[8]的方差分解的结论是相同的。在表4中可以发现房地产需求冲击对房地产价格、土地价格和公共投资等变量的影响是持续并且显著的。房地产需求冲击对于房地产价格波动的贡献率达到49%以上，对土地价格的波动贡献率达到了54%以上，对公共投资波动的贡献率达到了58%以上。其他冲击也影响了经济周期波动，但是它们对于本文着重关注的土地价格和房地产价格波动的影响相对较小，因此在下文的模型机制分析中，本文将外生冲击限定在房地产需求冲击。

表3 参数估计结果

参数	先验分布 [均值, 标准差]	后验分布		
		5%	均值	95%
β_e	Beta [0.985, 0.005]	0.975 7	0.983 3	0.991 0
γ_h	Beta [0.7, 0.1]	0.565 7	0.688 5	0.827 9
γ_e	Beta [0.7, 0.1]	0.577 5	0.678 1	0.779 3
ρ_j	Beta [0.85, 0.05]	0.788 2	0.842 4	0.930 4
ρ_x	Beta [0.5, 0.05]	0.398 4	0.500 6	0.545 8
ρ_A	Beta [0.5, 0.05]	0.422 4	0.490 0	0.568 1
ρ_{Ah}	Beta [0.5, 0.05]	0.437 2	0.515 0	0.578 5
σ_j	invgam [0.01, 1]	0.257 5	0.341 7	0.391 0
σ_x	invgam [0.01, 1]	0.165 1	0.197 0	0.222 9
σ_A	invgam [0.01, 1]	0.020 7	0.024 3	0.027 9
σ_{Ah}	invgam [0.01, 1]	0.206 8	0.238 5	0.283 4

资料来源：实际人均GDP和实际工资率数据源自美联储亚特兰大分行CQER中国宏观数据库；房价数据源自中国国家统计局与WIND数据库；地价数据源自清华大学恒隆房地产研究中心联合发布的“中国主要城市居住用地价格指数”。

着地方政府在制定当期土地价格熔断区间时仅考虑当期之前的四期的历史土地价格。当然地方政府也可以考虑更多时期的历史土地价格，但是，考虑到较为久远的历史土地价格对当期土地价格的影响微弱，故而

本文只选取当期之前的四期的土地价格。在现实中,我国房地产市场面临的主要问题是房价上涨速度过快,因而此处分析只考虑了正向房地产需求冲击下地价熔断区间的上界是否生效的问题。同时依据经济学经典文献中常用的“拇指规则”,本文进一步假定之前四期历史土地价格的权重为 $v_n = \omega/N$, $\omega > 1$ 。借鉴Guerrieri和Iacoviello(2017)^[24]的做法,地价熔断机制的脉冲分析中设定宏观经济系统从第5期到第7期持续面临超出稳态水平10%的正向房地产需求冲击,之所以施加这一程度的冲击是因为如果外生房地产正向需求冲击太小,则无法触发土地价格熔断机制。

在图3中,从第5期到第7期施加偏离房地产需求冲击稳态10%的正向冲击,此时房地产市场中房地产需求上升同时推动房价大涨,房价大涨传导至土地交易市场,进而抬高了房地产开发商的土地需求,土

地需求的上涨进一步刺激土地价格上涨,如前文命题2中所述,此时存在一大类通胀规则使得地方政府在土地交易市场上实施的土地价格熔断机制失效。所以,如果此时中央银行如命题3中所述,选择实施紧缩的货币政策会使得地价熔断机制失效,这就意味着土地价格的上涨不会再受到地价熔断区间上界的约束,所以土地价格的上涨幅度能够使得土地交易市场出清。总而言之,房地产市场的繁荣引致了土地市场的繁荣,进而显著增加了地方政府的财政收入。地方政府财政收入的增加产生的正向财富效应刺激了地方政府公共投资的上涨,依据公共资本演化规则可知,这一行为使得公共资本存量增加,则公共资本对实体企业产出的正外部性增强,由此增加了实体企业的产出。最终,房地产市场的繁荣与实体企业产出的增加共同推升了国内生产总值。

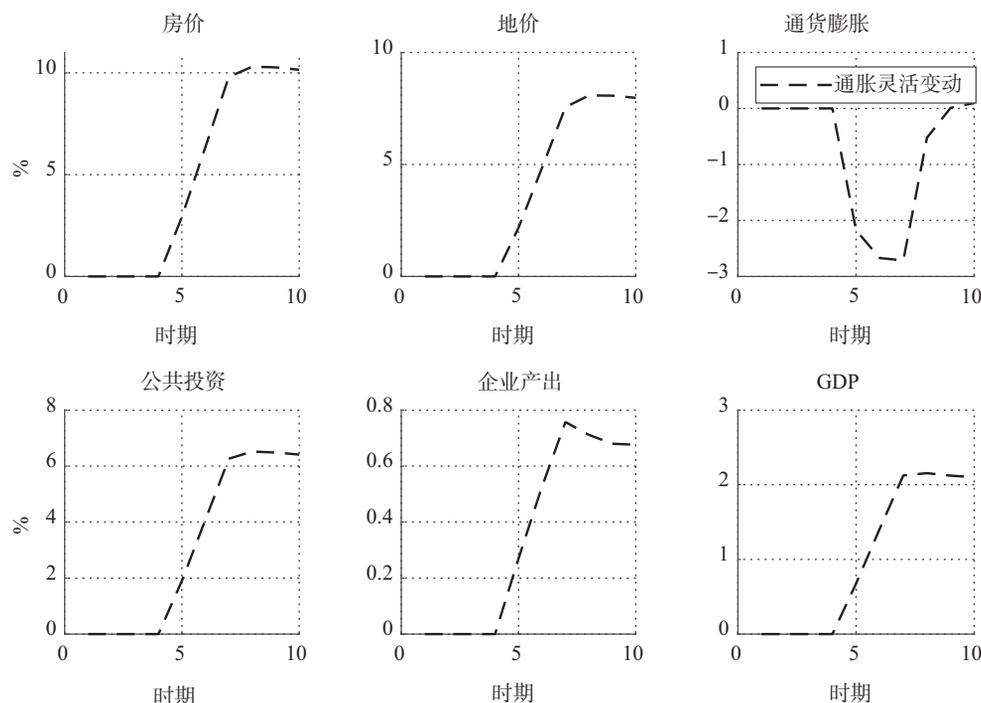


图3 通胀灵活变动时的脉冲响应

图4着重对比了在不同的货币政策目标下地价熔断机制生效与否在宏观经济体中的内生传导机制。在图4中,从第5期到第7期依然施加偏离房地产需求冲击稳态10%的正向冲击。首先,观察图4中两种情形下通货膨胀的差异,当具有固定承诺的中央银行严格盯住通货膨胀目标时(实线),此时通货膨胀不会产生任何偏离。而当中央银行放弃盯住通胀目标时(虚线),此时存在一大类通胀规则使得土地价格熔断机制失效。从图4中显然可以观察到通货膨胀的脉冲响应在盯住通胀目标时没有偏离稳态,而当放弃通胀目标时,通货膨胀的脉冲响应显著偏离稳态。其

次,如同图3中的传导机制,正向房地产需求冲击刺激房地产需求变大以及抬升房价,从而使得房地产建造商的土地需求大涨,进一步刺激土地价格上升,但是与图3中传导机制有所不同的是,此时如果中央银行严格盯住通胀目标,就会使得地价熔断机制生效,进而使得土地价格的上涨幅度变小(相对于图3中地价的涨幅,下同),这一结论与前文命题1中的表述结论是一致的。地价熔断机制生效后,会触发房地产市场上的二手房交易,因此房地产市场中的供给上升,此时房地产市场的需求不变,所以房价涨幅会相对变小。在地价受限与房产涨幅变小等多种因素的共

同作用下，地方政府的财政收入涨幅相对变小。地方政府财政收入增加产生的财富效应对公共投资的刺激作用也随之变弱，故而地方政府公共投资的上涨幅度

变小，则公共资本对实体企业产出的正外部性亦随之变小。而房价涨幅变小及实体企业的产出涨幅变小合力使得国内生产总值的增加幅度相对变小。

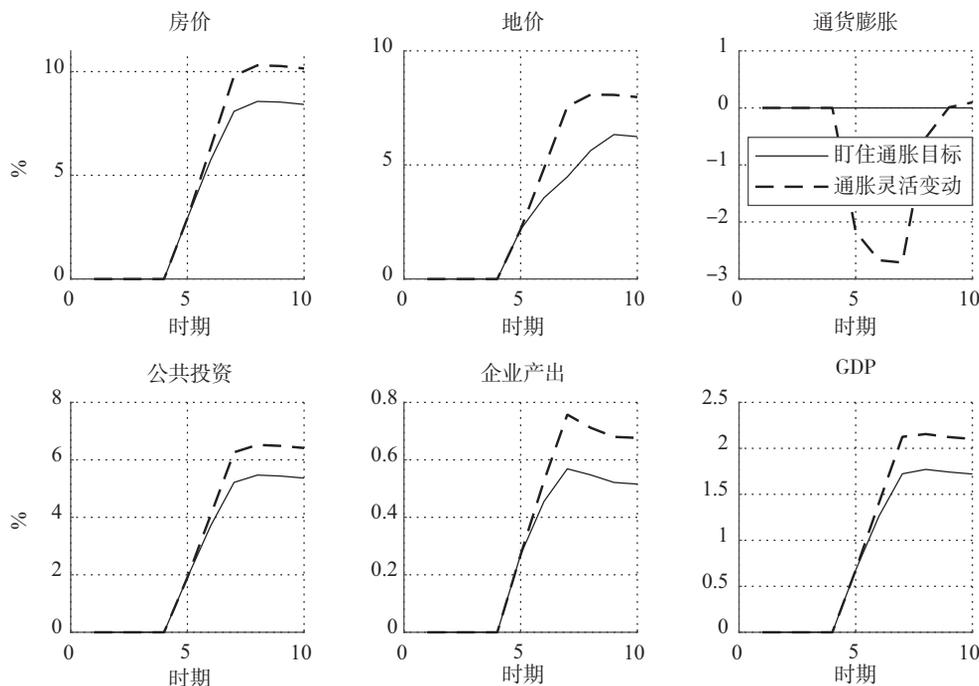


图4 不同货币政策目标的脉冲响应

最后，当中央银行放弃盯住通货膨胀目标时，如命题2和命题3所述，在面临正向的房地产需求冲击时，中央银行实施紧缩型货币政策，导致地价熔断机制失效，因此土地价格的上涨幅度相较于严格盯住通胀目标时的土地价格差额达2.4%（该数字以第8期为基准进行比较得到，下同）。换言之，土地价格熔断机制生效时可以抑制多达2.4%的土地价格上涨幅度。同理从图4可以观察到其抑制房价上涨的幅度达到1.7%，抑制公共投资上涨的幅度达到1%，抑制企业产出上涨的幅度达到0.15%，最终抑制国内生产总值上涨的幅度达到0.4%。

(二) 地价熔断机制的事件分析

为了与我国的特征事实相对应，在本部分我们仍然只考虑地价熔断机制的上界是否生效的问题，在模型模拟中剔除地价熔断机制的下界。本部分所指地价熔断机制生效（模型处于盯住通胀目标的情形）表示地价熔断机制的生效是偶然性的，并非是在所有模拟时期地价熔断机制始终生效，即方程 $Q_t^h = \sum_{n=1}^N v_n Q_{t-n}^h$ 并非在所有模拟时期始终成立。与此对应，地价熔断机制失效（模型处于通胀灵活变动的情形）则是在所有模拟时期都是成立的，即在所有模拟时期中， $Q_t^h < \sum_{n=1}^N v_n Q_{t-n}^h$ 恒成立。

首先，笔者对模型进行11 000期模拟（仅考虑房地产需求冲击），同时为了避免对初始条件的依赖性去除前1 000期的模拟时期。在模型模拟中利用HP滤波将变量的长期趋势和短期波动部分分离开，同时，模型校准以季度为单位，所以设定HP滤波的平滑参数为1 600。其次，定义一个5期的地价熔断机制的事件分析窗口。在-2期至-1期， $Q_t^h < \sum_{n=1}^N v_n Q_{t-n}^h$ 即地价熔断机制此时未生效；在1期至2期，不对地价熔断机制的状态施加限制；在0期，地价熔断机制生效，即 $Q_t^h = \sum_{n=1}^N v_n Q_{t-n}^h$ 。最后识别出模拟的经济系统中所有满足地价熔断机制事件窗口定义的时期。

图5中展示了地价熔断机制生效（盯住通胀目标）与地价熔断机制失效（通胀灵活变动）两种情形下相关宏观经济变量的分布。图5中在同一个外生房地产需求冲击序列下，地价的分布（实线）在地价熔断机制生效时相对地价熔断机制失效时（点线）靠左，这就表明了地价熔断机制生效时，总体上抑制了土地价格上涨，在地价熔断机制生效时，土地价格的中位值（点实线）是5.48；而在地价熔断机制失效时，土地价格的中位值（虚线）是5.62，对比两

种情形下地价分布的中位值更加明显地验证了地价熔断机制对土地价格上涨产生抑制作用的事实。在图5中，房价、公共投资、企业产出与国内生产总值等宏观经济变量在地价熔断机制生效时的中位值（点实线）显然低于地价熔断机制失效时的中位值（虚线），同时，在地价熔断机制生效的情形中，上述宏观经济变量的分布（实线）仍然相对靠左。总之，地价熔断机制的生效对地价、房价、公共投资、企业产出与国内生产总值等宏观经济变量的上涨产生了抑

制效应，这一抑制效应的大小取决于地价熔断机制生效时期在整个模拟时期中所占比例，该比例越大，则抑制效应越大。依据方程 $Pr(Q_t^h = \sum_{n=1}^N v_n Q_{t-n}^h)$ (Pr 表示集合对应概率)，在地价熔断机制偶然性生效的模型（盯住通胀目标）中测算地价熔断机制在整个模拟时期（去除前1000期）中生效的概率，结果为5.22%。这一结果表明在10000期模拟中，有522期地价熔断机制会生效，而其余时期则不会生效。

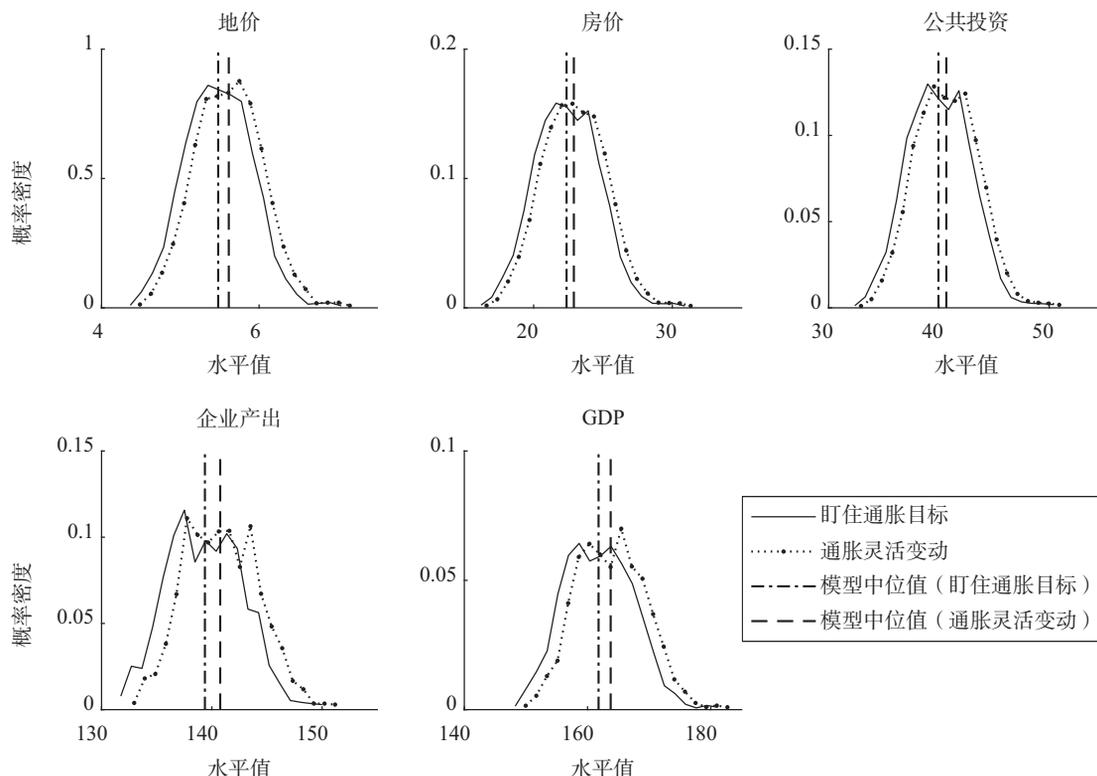


图5 主要变量的分布

在图6中，当模型处于通胀灵活变动的情形时， $Q_t^h < \sum_{n=1}^N v_n Q_{t-n}^h$ 恒成立，即地价熔断机制始终不会生效，所以无法定义事件。故本文首先识别模型处于盯住通胀目标情形时符合事件窗口定义的时期，据此找到模型处于通胀灵活变动情形中的对应时期。这一方法既避免了模型处于通胀灵活变动情形时无法识别事件的问题，又可以保证事件窗口中的房地产需求冲击在两种情形下是完全一致的。

图6从整体上看，在第0期房价上涨，进而拉动地价上涨，推动公共投资增加，公共投资的上升增强了公共资本对企业产出的正外部性，企业产出增加，最后房产新增投资的增加与企业产出的上升推高了国内生产总值。具体来看，在第0期，此时地价熔断机制生效（实线），观察图6中地价明显低于通胀灵活

变动时的地价上涨幅度（点虚线）。在第0期，地价熔断机制生效，触发了二手房交易，二手房交易增加了房地产供给，进而导致房价相对（模型处于通胀灵活变动的情形）下跌，所以图6中，在第0期及随后的1期与2期，房价的涨幅在地价熔断机制生效时明显更低。地方政府财政收入的涨幅随之变小，进而降低了地价熔断机制生效时公共投资的涨幅，最终降低了企业产出与国内生产总值的涨幅。

地价熔断机制的事件分析法与脉冲响应的不同之处：第一，从外生冲击的角度而言，在脉冲响应中只有第5期到第7期施加了偏离稳态10%的正向房地产需求冲击。而在事件分析中，除了第1期到第4期处于稳态以外，经济体每一期都面临一个外生的房地产需求冲击，且冲击服从正态分布 $N(0, 1)$ ，故冲击的规模和方向在每一期都是随机的。现实世界中，每

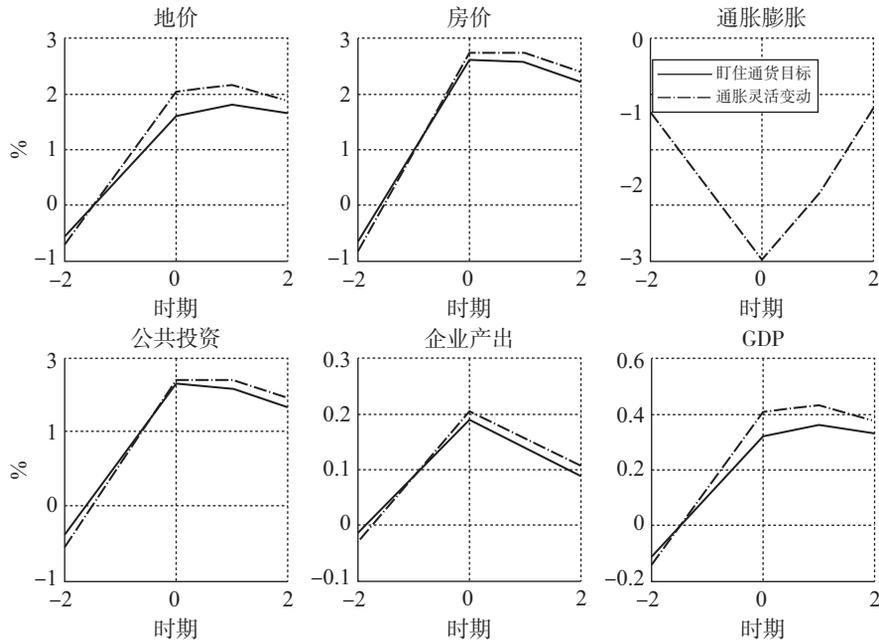


图6 事件分析

一期都是存在房地产需求冲击的，而且冲击的规模和方向大概率是不同的，因此从这一角度而言，事件分析中的冲击设定更符合现实。第二，企业家的信贷约束应为偶然性束紧的，即信贷约束方程并不总是取等号，对应的信贷约束方程的拉氏乘子并不总是大于0，但在脉冲响应中，由于仅有第5期到第7期施加了冲击，所以冲击的力度不足以使得信贷约束方程取不等号；而在事件分析中，由于每一期（除模拟时期的第1期到第4期以外）都存在随机冲击，因此冲击的规模足够使得企业家的信贷约束处于非紧状态，即信贷约束方程取不等号的情形存在。所以，此时模拟中需要考虑信贷约束偶然性束紧的情形。

五、福利所得与波动率测度

本部分将比较不同货币政策规则下经济体的福利水平与主要宏观经济变量的波动率。本文将代表性家庭的福利函数 Wel_h 定义为：

$$Wel_h^T = E_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta_t^h \left[\log(\tilde{c}_{h,t}^{NT}(1+\kappa_h)) + j_t \log h_{t,t}^{NT} - \chi_t \frac{(N_t^{NT})^{1+\eta}}{1+\eta} \right] \right\} \quad (35)$$

其中 NT 表示通胀灵活变动的情形，经济体面临正向房地产需求冲击时，中央银行实施紧缩型的货币政策。 T 表示钉住通胀目标的情形。其中 $\tilde{c}_{h,t}^{NT} = c_{h,t}^{NT} - \gamma_h c_{h,t-1}^{NT}$ 。福利所得是通过不同货币政策目标下有效消费的确定性等价测度的。具体而言，福利所得测度的

是不同货币政策目标下消费的百分比变动，测算福利所得时代表性个体在不同货币政策目标下的效用是无差异的。 κ_h 即为代表性家庭处于货币政策目标 T （钉住通胀目标的情形）时相对于货币政策目标 NT （通胀灵活变动的情形）时的福利所得。

代表性企业家的福利函数 Wel_e 定义为：

$$Wel_e^T = E_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta_e^t [\log(\tilde{c}_{e,t}^{NT}(1+\kappa_e)) + j_t \log h_{e,t}^{NT}] \right\} \quad (36)$$

其中， κ_e 即为代表性企业家处于货币政策目标 T （钉住通胀目标的情形）时相对于货币政策目标 NT （通胀灵活变动的情形）时的福利所得。假设经济系统总体的社会福利所得为代表性家庭和代表性企业家的福利所得的加总，即 $\kappa_{EW} = \kappa_h + \kappa_e$ ， κ_{EW} 为整个经济体处于货币政策目标 T （钉住通胀目标的情形）时相对于货币政策目标 NT （通胀灵活变动的情形）时的福利所得。 $\tilde{c}_{e,t}^{NT} = c_{e,t}^{NT} - \gamma_e c_{e,t-1}^{NT}$ 。

表5中 σ_q 、 σ_p 、 σ_g 、 σ_y 、 σ_{gdp} 、 σ_{π} 分别表示实际土地价格的波动率、实际房地产价格的波动率、公共投资的波动率、企业实际产出的波动率、实际国内生产总值的波动率、通货膨胀的波动率。从中可以观察到在正向的房地产需求冲击下，中央银行钉住通胀目标的货币政策使得地方政府实行的土地价格熔断机制生效，最终使得主要宏观经济变量的波动率相对于货币政策目标 NT （通胀灵活变动的情形）下的主要宏观经济变量的波动率变得更小。这就说明土地价格熔断机制配合中央银行实施的严格钉住通货膨胀目标

的货币政策可以抑制宏观经济变量波动,尤其是对于实际土地价格、实际房价以及公共投资的波动抑制作用非常明显。在表5中进一步观察到在货币政策目标 T (盯住通胀目标的情形)下,总体的社会福利所得变大,全社会的总体福利之所以变大源于房价的涨幅相对货币政策目标 NT (通胀灵活变动的情形)时的房价涨幅更小,家庭与企业家在享受房地产服务方面的支出相对变小,转而相对增加了一般性的消费支出,所以二者的社会福利增加最终使得全社会的福利所得上升。

表5 主要宏观经济变量的波动率和福利所得

波动率/福利	NT (通胀灵活变动)	T (盯住通胀目标)
σ_q	0.028 7	0.021 5
σ_p	0.036 7	0.029 9
σ_g	0.023 4	0.019 2
σ_y	0.003 0	0.002 2
σ_{gdp}	0.008 0	0.006 4
σ_π	0.008 9	0.000 0
福利所得 (%)	—	0.638 1

六、结论与政策建议

本文构建了一个包含房地产开发商和地方政府等多部门的DSGE模型,同时结合中国的时间序列数据,讨论了在中央银行实施不同的货币政策规则时,地方政府在土地交易市场上设定的地价熔断机制是否能够生效的问题,以及地价熔断机制生效时如何影响模型中其他宏观经济变量的波动程度。文中利用贝叶斯估计方法推断了有关参数的合理取值范围,并利用方差分解展示了模型中最重要的波动源泉,即房地产需求冲击是整个模型最为重要的外生冲击。脉冲响应和事件分析的结果均表明,在足够大的正向房地产需

求冲击下,当中央银行实施严格盯住通胀目标的货币政策时,地价熔断机制生效,则其会抑制土地价格的上涨,并触发二手房交易,进而抑制房价的上涨,尔后抑制地方政府公共投资的上涨,使其对企业产出的正外部性相对变小,最终抑制了国内生产总值的上涨幅度。同时本文也对模型做了福利分析以及波动率测度,结果表明地价熔断机制生效后提升了全社会的整体福利水平,同时抑制了相关经济变量的波动幅度。

结合文中的机制分析可见政策制定者实际上面临一个“保增长”还是“稳房价”的两难决策:进若“保增长”,地方政府的土地财政依赖势必更加严重,土地价格必然高涨,从而使得当地房价高涨,最终对居民生活质量产生负面影响;退若“稳房价”,地方政府在大兴基建之时势必导致财政赤字加重,从而难以顾及地方经济增长,最后拖累全国经济发展。故而本文给出如下建议:首先,地方财政要逐步摆脱对土地财政的依赖,这就要求地方政府要“开源节流”,地方政府可以选择发行地方专项债进行“开源”;节流一端要求地方政府精准投资,坚决避免投资“面子工程”。其次,健全二手房交易市场,严厉打击炒房行为,严格监控房地产部门的贷款流向,坚定不移贯彻“房住不炒”的政策理念。最后,改变土地供给模式,地方政府在土地市场上实行顺周期土地弹性供给制度,同时地方政府应建立土地动态储备库,依据房地产市场的现实需求进行土地供给。从货币政策执行的事实来看,仅仅依靠土地价格熔断机制抑制地价进而抑制房价的方法可行性不高,因为中央银行的货币政策在现实中很难完全仅盯住通货膨胀一个目标,因此,改变土地供给模式,让房地产与地方经济发展松绑才是抑制房价飞涨的根本之策。

参考文献

- [1] Kiyotaki N, Moore J. Credit Cycles [J]. Journal of Political Economy, 1997, 105 (2): 211-248.
- [2] Iacoviello M. House Prices, Borrowing Constraints and Monetary Policy in the Business Cycle [J]. The American Economic Review, 2005, 95 (3): 739-764.
- [3] Liu Z, Wang P, Zha T. Land-Price Dynamics and Macroeconomic Fluctuations [J]. Econometrica, 2013, 81 (3): 1147-1184.
- [4] 刘凯. 中国特色的土地制度如何影响中国经济增长——基于多部门动态一般均衡框架的分析 [J]. 中国工业经济, 2018 (10): 80-98.
- [5] 谭明智. 严控与激励并存: 土地增减挂钩的政策脉络及地方实施 [J]. 中国社会科学, 2014 (7): 125-142, 207.
- [6] 刘元春, 陈金至. 土地制度、融资模式与中国特色工业化 [J]. 中国工业经济, 2020 (3): 5-23.
- [7] Bernanke B S, Gertler M, Gilchrist S. The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework [M] // Handbook of Macroeconomics. Amsterdam: Elsevier Science, 1999: 1341-1393.
- [8] 赵扶扬, 王仟, 龚六堂. 土地财政与中国经济波动 [J]. 经济研究, 2017 (12): 46-61.
- [9] 梅冬州, 崔小勇, 吴娱. 房价变动、土地财政与中国经济波动 [J]. 经济研究, 2018 (1): 35-49.

- [10] 赵进文, 高辉. 资产价格波动对中国货币政策的影响——基于1994—2006年季度数据的实证分析 [J]. 中国社会科学, 2009 (2): 98-114, 206.
- [11] 侯成琪, 龚六堂. 货币政策应该对住房价格波动作出反应吗——基于两部门动态随机一般均衡模型的分析 [J]. 金融研究, 2014 (10): 15-33.
- [12] 徐淑一, 殷明明, 陈平. 央行货币政策工具调控房地产价格的可行性 [J]. 国际金融研究, 2015 (2): 35-44.
- [13] Bernanke B, Gertler M. Monetary Policy and Asset Price Volatility [Z]. NBER Working Paper, 2000.
- [14] Bernanke B, Gertler M. Should Central Banks Respond to Movements in Asset Prices [J]. American Economic Review, 2001, 91 (2): 253-257.
- [15] Giglio S, Maggiori M, Stroebel J. No-Bubble Condition: Model-Free Tests in Housing Markets [J]. Econometrica, 2016, 84 (3): 1047-1091.
- [16] 周晖, 王擎. 货币政策与资产价格波动: 理论模型与中国的经验分析 [J]. 经济研究, 2009 (10): 61-74.
- [17] Justiniano A, Primiceri G E, Tambalotti A. Credit Supply and the Housing Boom [J]. Journal of Political Economy, 2019, 127 (3): 1317-1350.
- [18] Dong F, Liu J, Xu Z, Zhao B. Flight to Housing in China [EB/OL] (2019-12-26) [2021-04-15]. <https://ssrn.com/abstract=3355406> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3355406>.
- [19] Song Z M, Storesletten K, Zilibotti F. Growing Like China [J]. The American Economic Review, 2011, 101 (1): 196-233.
- [20] Baxter M, King R G. Fiscal Policy in General Equilibrium [J]. The American Economic Review, 1993, 83 (3): 315-334.
- [21] Iacoviello M, Neri S. Housing Market Spillovers: Evidence from an Estimated DSGE Model [J]. American Economic Journal: Macroeconomics, 2010, 2 (2): 125-164.
- [22] Christiano L J, Eichenbaum M, Evans C L. Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy [J]. Journal of Political Economy, 2005, 113 (1): 1-45.
- [23] Smets F, Wouters R. Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach [J]. American Economic Review, 2007, 97 (3): 586-606.
- [24] Guerrieri L, Iacoviello M. Collateral Constraints and Macroeconomic Asymmetries [J]. Journal of Monetary Economics, 2017, 90 (1082): 28-49.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

(上接第93页)

- [37] Kortian T. Modern Approaches to Asset Price Formation: A Survey of Recent Theoretical Literature [Z]. Research Discussion Paper, Reserve Bank of Australia, No. 9501, 1995.
- [38] Clarida R, Gertler G M. Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory [J]. The Quarterly Journal of Economics, 2000 (1): 147-180.
- [39] Nobay A, Peel D A. Optimal Discretionary Monetary Policy in a Model of Asymmetric Central Bank Preferences [J]. Economic Journal, 2010 (6): 657-665.
- [40] Surico P. The Fed's Monetary Policy Rule and U. S. Inflation: The Case of Asymmetric Preferences [J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 2007: 305-324.
- [41] McCallum B T. Robustness Properties of a Rule for Monetary Policy [C]//Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, North-Holland, 1988, 29: 173-203.
- [42] Judd J P, Motley B. Nominal Feedback Rules for Monetary Policy [J]. Economic Review, 1991 (3): 3-17.
- [43] Sargent T J, Surico P. Two Illustrations of the Quantity Theory of Money: Breakdowns and Revivals [J]. American Economic Review, 2011 (1): 109-128.
- [44] Primiceri G E. Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy [J]. The Review of Economic Studies, 2005, 72 (3): 821-852.
- [45] Nakajima J. Time-varying Parameter VAR Model with Stochastic Volatility: An Over-view of Methodology and Empirical Applications [J]. Monetary and Economic Studies, 2011: 107-142.
- [46] Nakajima J, Kasuya M, Watanabe T. Bayesian Analysis of Time-varying Parameter Vector Autoregressive Model for the Japanese Economy and Monetary Policy [J]. Journal of the Japanese and International Economies, 2011, 25 (3): 225-245.
- [47] 裴平和熊鹏. 我国货币政策传导过程中的“渗漏”效应 [J]. 经济研究, 2003 (8): 21-27, 91.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

双元创新对国际代工企业出口绩效影响机理研究

——从 OEM 到 ODM 功能升级的中介效应

The Influence Mechanism of Innovation Ambidexterity on International
Subcontracting Enterprises' Exporting Performance:
The Meditating Effect of Function Upgrade from OEM to ODM

王生辉 张京红

WANG Sheng-hui ZHANG Jing-hong

[摘要] 近些年随着国内外市场经济环境的变化,国际代工企业提高出口绩效与双元创新之间的关联日益明显。现有文献尚无有关双元创新与国际代工企业出口绩效之间内在关系及影响机理方面的研究成果。笔者基于动态能力理论和组织学习理论,构建了双元创新、从 OEM 到 ODM 功能升级对国际代工企业出口绩效影响的研究模型,采用问卷调查获取的数据,利用层次回归分析方法,实证双元创新对国际代工企业出口绩效的影响和功能升级的中介效应。研究结果表明:双元创新中的探索性创新、利用性创新及二者的平衡对国际代工企业的出口绩效均有正向影响,且功能升级部分中介了探索性创新和两种创新平衡对出口绩效的影响。本研究基于动态能力理论和组织学习理论,通过学术探讨双元创新如何影响国际代工企业出口绩效,从理论上揭示出二者内在联系的机理,丰富了有关跨国经营、创新管理等方面的现有文献,为国际代工企业通过双元创新提升出口绩效提供了理论依据。

[关键词] 国际代工企业 双元创新 出口绩效 功能升级

[中图分类号] F270 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2021) 10-0108-10

Abstract: In recent years, along with the changes in domestic and international business environments, the connection between international subcontracting enterprises' exporting performance improvement and innovation ambidexterity is envisaged. Nevertheless the extant literature provides no studies on this phenomenon. Drawing upon dynamic capability theory and organization learning theory, this paper developed a research model concerning the influence of innovation ambidexterity and function upgrade from OEM to ODM on international subcontracting enterprises' exporting performance, and employed questionnaire data to test the model by performing hierarchical multiple regression. The results show that: exploratory innovation, exploitative innovation and their balance have positive impacts on exporting performance, meanwhile function upgrade partly mediate the relationship between explorative innovation, the balance and exporting performance. This study is an initiative to explore the impact of innovation ambidexterity on international subcontracting enterprises' exporting performance. It reveals the relationship mechanism between these two constructs conceptually and empirically. It enriches the extant literature on transnational business and innovation management, and provides a theoretical implications to how international subcontracting enterprise improve exporting performance by embracing innovation ambidexterity.

Key words: International subcontracting enterprise Innovation ambidexterity Exporting performance Function upgrade

[收稿日期] 2021-06-12

[作者简介] 王生辉,男,1972年8月生,新疆财经大学国际经贸学院、中央财经大学商学院副教授,管理学博士,主要研究方向为跨国经营与创新管理、国际市场营销等;张京红,女,1975年7月生,北京语言大学汉语学院副教授,主要研究方向为国际贸易与投资、跨国公司管理等。本文通讯作者为王生辉,联系方式为 njuwsh@163.com。

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目“光鲜背后的艰辛:创业者健康的理论建构与实证研究”(项目编号:72072192);北京语言大学科研项目“经济发展新常态下我国优化利用外资的路径探析”(项目编号:16YJ080111)。

感谢匿名评审人提出的修改建议,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

一、引言

随着中国大陆劳动力、原材料等生产要素成本的上升,其他发展中国家新竞争对手不断加入以及部分发达国家所推动的“产业回归”和“再工业化”(江小涓和孟丽君,2021^[1]),众多中国国际代工企业在面临原有OEM(Original Equipment Manufacturing,原始设备制造)业务模式下利润水平不断降低(Jean,2014^[2])、市场空间日益受到挤压、贫困式增长特征逐渐显现(Kaplinsky等,2002^[3])等困境,迫切需要寻找提高出口绩效的新来源。所谓出口绩效,指的是通过向海外市场出口,企业在多大程度上可以实现经济和战略上的目标(Zou等,1998^[4])。出口绩效一方面表现为经济指标,主要是销售与利润方面的指标,另一方面表现为非经济指标,如适应性,即组织对国内外环境变化的适应程度(Chen等,2016^[5])。良好的出口绩效有助于国际代工企业改善财务状况、增强竞争优势、实现组织成长并确保企业在动荡的全球市场上生存和发展(Katsikeas等,2000^[6])。

创新管理理论认为,成功的企业应该开展二元创新,它们既要有效利用现有能力、进行改进式的利用性创新,同时又要探索新的能力和技术、开展突破式的探索性创新,并在这一过程中保持二者的平衡(Gibson和Birkinshaw,2004^[7];Fourne等,2019^[8])。二元创新有利于企业在有效应对当前竞争的同时获得对未来环境变化的适应性,带来高于平均水平的绩效(O'Reilly和Tushman,2013^[9];Solís-Molina等,2018^[10])。围绕利用性创新和探索性创新对国际代工企业出口绩效的影响,Vahlne和Jonsson(2017)^[11]以及Bustinza等(2020)^[12]研究发现,探索性创新能够促进出口绩效的改善。Hortinha等(2011)^[13]的研究发现,利用性创新对出口绩效有显著的正向影响。不过,他们的研究所涉及的只是二元创新的单个维度对出口绩效的影响,并未将利用性创新、探索性创新及二者的平衡同时纳入分析框架,探讨二元创新作为一种整体创新战略对于国际代工企业出口绩效的效应。此外,已有研究成果中也未曾涉及二元创新影响出口绩效的内在机理。有观点认为,在动态能力和组织学习的基础上实现从OEM到ODM(Original Design Manufacturing,原始设计与制造)的功能升级(黄新焕和王文平,2014^[14];康淑娟,2018^[15]),可以使国际代工企业获取更多的租金和更高的绩效水平(Jean,2014^[2]),而动态能力和组织学习又与二元创

新存在紧密的关系(March,1991^[16];Eisenhardt和Martin,2000^[17])。那么,功能升级是否在二元创新与出口绩效之间发挥中介效应呢?对于这一问题,目前还缺乏充分的理论分析和相应的实证研究。鉴于此,本文基于动态能力理论和组织学习理论,将二元创新作为自变量,将功能升级作为二元创新与出口绩效之间的中介变量,在构建二元创新对国际代工企业出口绩效影响机理研究模型的基础上,采用问卷调查所获取的数据,通过层次回归分析,实证二元创新影响国际代工企业出口绩效内在关系的机理。

二、文献综述与研究假设

(一) 二元创新对出口绩效的影响

二元创新指的是企业同时开展探索性创新和利用性创新,并努力保持二者的平衡(He和Wong,2004^[18])。利用性创新着眼于企业当前的业务,通过更新既有知识而改善现有能力;探索性创新则聚焦于未来的发展,通过获取新知识而培养新能力(Fourne等,2019^[8])。保持这两种创新的平衡,企业能够将已有知识和新知识有效整合和重构成动态能力,实现效率和灵活、延续性与适应性的统一(Lee等,2018^[19];Ferreira等,2020^[20])。从组织学习的视角来看,探索性创新表现为探索性学习,亦即企业通过寻求变化、实施有计划的实验和活动而进行学习;利用性创新表现为利用性学习,指的是企业通过当地搜寻、经验性改进及已有惯例的选择和重复使用而学习(March,1991^[16])。Levinthal和March(1993)^[21]、Wei等(2014)^[22]认为,同时开展并保持这两种学习的平衡对于企业的生存和发展至关重要。

探索性创新是对新知识、新资源和新技能的探寻,需要较长时间才能获得回报(Raisch和Birkinshaw,2008^[23]),但能够对国际代工企业的出口绩效产生积极影响。从动态能力的视角来看,通过探索性创新,国际代工企业会形成新的能力,获得市场和技术方面的领先(Teece,2007^[24])。特别是当面临外部环境的剧烈变化时,现有产品和服务很快就会过时,新能力的探索可以使国际代工企业对海外市场保持良好的适应性(Koryak等,2018^[25])。Vahlne和Jonsson(2017)^[11]针对沃尔沃和宜家家居所做的案例研究以及Bustinza等(2020)^[12]针对五个国家的样本所进行的实证研究,都发现探索性创新对出口绩效具有促进作用。

利用性创新是对原有流程或产品的持续改进,会提高国际代工企业的运营效率和生产率,强化企业既

有能力和竞争优势 (Koryak 等, 2018^[25])。通过利用性创新, 企业无需付出与探索性创新有关的高成本就能更好地迎合现有顾客的需要, 培育顾客忠诚, 获取更多来自海外市场的订单, 提高在出口市场中的绩效表现 (Lumpkin 和 Dess, 1996^[26])。此外, 利用性创新有利于国际代工企业高效地将探索性创新所获取的知识进行商业化应用、进而提高企业的长期绩效水平。Hortinha 等 (2011)^[13]所做的实证研究也发现, 利用性创新对企业出口绩效有显著的正向影响。

组织学习理论认为, 同时开展探索性和利用性学习, 在获取新知识的同时对已有知识加以改进和利用, 对企业竞争力增强和绩效提升具有积极影响 (Wei 等, 2014^[22])。根据动态能力理论, 在实施二元创新的过程中, 保持探索性和利用性创新的平衡, 能够将现有资源和新资源重构、合并和转化为复杂的组合, 培育起动态能力, 帮助企业形成难以被竞争对手所识别和模仿的竞争优势 (O'Reilly 和 Tushman, 2013^[9])。过度强调利用性创新虽然会改善短期绩效, 但容易导致国际代工企业的能力僵化 (Dasi 等, 2015^[27]), 使其难以对出口市场的变化及时做出反应; 反之, 过度强调探索性创新虽然会带来更多的新知识, 却可能因为缺乏利用这些知识的能力而无法从中获得收益 (Volberda 和 Lewin, 2003^[28])。同时开展探索性创新和利用性创新, 已有知识和新知识可以被有效整合, 形成独特的和有价值的的能力 (O'Reilly 和 Tushman, 2013^[9]), 进而带来更优的出口绩效。综上, 本文提出以下假设:

H1: 二元创新正向影响国际代工企业出口绩效。

H1a: 探索性创新正向影响国际代工企业出口绩效。

H1b: 利用性创新正向影响国际代工企业出口绩效。

H1c: 探索性创新与利用性创新的平衡正向影响国际代工企业出口绩效。

(二) 功能升级的中介效应

1. 二元创新对功能升级的影响。

在传统的 OEM 业务模式下, 国际代工企业从海外获得订单, 根据购买者的技术标准和生产流程进行产品的制造, 组织学习主要是对生产加工知识进行利用、提炼和延伸, 竞争优势在于制造效率和制造能力 (Plambeck 和 Taylor, 2005^[29])。从 OEM 进入到 ODM 业务模式, 标志着国际代工企业实现了功能升级, 它们能够进行产品研发和设计、提出规格说明并为客户制造这些产品; 组织学习主要是通过研发、实验获得

有关产品设计和市场等方面的新知识 (杨桂菊等, 2016^[30])。

功能升级意味着国际代工企业不仅为海外购买者提供生产能力, 而且还提供技术诀窍和产品设计 (尚涛, 2016^[31]), 后者需要培育 OEM 活动之外的新知识与新能力, 而二元创新中的探索性创新, 其核心就是通过实验和发现获得新知识和有创意的观点 (Raisch 和 Birkinshaw, 2008^[23]), 所产出的知识能够转化为产品的开发与设计能力。从组织学习的视角来看, 在探索性创新中, 国际代工企业的知识搜寻从原有的生产效率提高、产品改进等领域拓展至市场机会发现 (Carter 和 Findley, 2012^[32])、客户需求感知 (Paeleman 等, 2017^[33]) 等新领域, 可以满足功能升级对新知识和新能力的需求。此外, 功能升级具有潜在的风险 (Morrison 等, 2008^[34]), 主要表现为研发活动可能不会带来预计的知识产出、产品设计有可能不为客户所接受等, 而探索性创新具有内在的风险承担倾向, 开展这种创新国际代工企业更愿意将资源配置到研发和设计活动。

在 ODM 模式下, 由于国际代工企业还同时承担着为客户生产、制造所设计产品的职能, 因此, 围绕降低生产成本、提高生产效率而开展的利用性创新依然是必需的。从组织学习的视角来看, 与利用性创新相伴的利用性学习对于新知识的产生和机会获取起着促进作用 (Koryak, 2018^[24])。在利用性学习过程中对已有知识、资源和能力进行重构, 并与有关产品设计和顾客需求等方面的知识组合起来, 可以创造出新的知识, 有利于功能升级的实现。此外, 利用性创新能够提高国际代工企业对新知识的吸收能力, 因为吸收能力通常是建立在对现有知识使用和改进的基础上 (Khan 等, 2019^[35])。缺乏利用性创新, 吸收能力薄弱, 不利于新获取的知识和资源被现有的知识和资源充分吸收和处理, 会阻碍国际代工企业产品设计能力的形成。

需要注意的是, 过度追求利用性创新虽然能够带来生产效率的提高, 但却会使企业的能力局限于全球价值链的生产环节, 带来能力僵化和对 OEM 模式的路径依赖 (Dasi 等, 2015^[27])。而过度追求探索性创新虽然会使企业获得大量有关顾客需求、产品设计及研发等方面的新知识, 却会由于缺乏必要的生产能力去吸收和利用这些知识而导致“失败陷阱” (Levinthal 和 March, 1993^[21])。保持利用性创新和探索性创新的平衡, 在推动国际代工企业产品研发、设计能力形成的同时, 也可以带来生产能力和生产效

率的提高，有利于功能升级的实现。综上，本文提出以下假设：

H2： 二元创新正向影响国际代工企业功能升级。

H2a： 探索性创新正向影响国际代工企业功能升级。

H2b： 利用性创新正向影响国际代工企业功能升级。

H2c： 探索性创新和利用性创新的平衡正向影响国际代工企业功能升级。

2. 功能升级对出口绩效的影响。

在 OEM 模式下，国际代工企业处于全球价值链低端，只是从事简单的加工、装配等业务，活动的附加值低，只能获取微薄的加工费用（Glückler 和 Panitz, 2016^[36]）。实现从 OEM 到 ODM 的功能升级，代工企业在生产能力增强的同时还开展产品的研发和设计活动，进入到增值能力更高的全球价值链环节（龚锋和曾爱玲, 2016^[37]），具备获取更多租金的可能，有助于产生更优的出口绩效。

同时，已有研究指出，全球价值链中国际代工企业的出口绩效除了取决于所开展的价值创造活动，还受与海外购买方围绕收益分配进行议价的能力影响（Sharma 等, 2018^[38]）。根据资源依赖理论，如果国际代工企业只是从事简单的加工、装配活动，对购买者的研发和设计能力依赖程度高、双方之间的权力关系会呈现严重的不对等，在收益分配的谈判中将处于明显的弱势（Lavie, 2016^[39]），这也是国际代工企业陷入比较优势陷阱的重要原因（马述忠等, 2017^[40]）。随着功能升级的实现、所从事的活动向知识和技术密集的价值链环节拓展，国际代工企业对客户研发和设计能力的依赖就会减弱、与后者之间的权力差距也会缩小（马海燕和李世祥, 2015^[41]），围绕收益分配进行议价的能力将随之增强，可以获取更大的收益份额和更好的出口绩效。综上，本文提出以下假设。

H3： 功能升级正向影响国际代工企业出口绩效。

3. 功能升级的中介效应。

如上所述，利用性创新和探索性创新分别通过现有知识的使用和提炼、研发与设计等新知识和技能的获取，推动国际代工企业功能升级的实现。同时开展这两种创新活动，避免过度追求利用性创新所带来的能力僵化和过度追求探索性创新所带来的“失败陷阱”，也是国际代工企业功能升级的内在要求。通过功能升级，国际代工企业摆脱了在全球价值链中被低端锁定的困境，进入增值更高的环节，围绕收益分配

进行议价的能力也相应提高，因而能够获得更好的出口绩效。综上，本文提出以下假设：

H4： 功能升级在二元创新与国际代工企业出口绩效之间发挥中介效应。

H4a： 功能升级在探索性创新与国际代工企业出口绩效之间发挥中介效应。

H4b： 功能升级在利用性创新与国际代工企业出口绩效之间发挥中介效应。

H4c： 功能升级在探索性创新和利用性创新的平衡与国际代工企业出口绩效之间发挥中介效应。

根据上述研究假设，构建本文的研究模型，如图 1 所示。

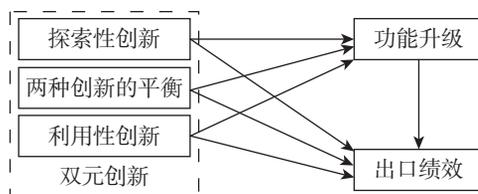


图 1 理论模型

三、研究设计

(一) 数据与样本

本研究通过问卷调查的方式获取数据。在调查的过程中，本文遵循 Zhao 等（2006）^[42] 提出的原则，即“在中国的抽样应该集中于最适合研究目的的产业或地理区域”，选取中国东部沿海地区国际代工企业聚集的山东、江苏等地，通过当地政府发放和回收问卷 212 份，剔除无效问卷后，回收有效问卷共计 176 份，有效回收率为 83.02%。问卷的填写者均为对企业业务及运营情况非常熟悉的高层管理者和技术、生产及出口业务部门的中层管理人员。样本的构成如表 1 所示。

(二) 变量测量

1. 自变量。

二元创新中探索性创新和利用性创新的测度主要以 Mammassis 和 Kostopoulos（2019）^[43] 所采用的量表为基础，并根据国际代工业务的特点进行了调整，分别采用 4 个和 5 个题项，并使用李克特七点计分法设计，从 1 到 7 分别表示从“非常不同意”到“非常同意”。探索性创新和利用性创新的平衡指的是二者在活动水平上的匹配与均衡，本文采用 He 和 Wong（2004）^[18] 的方法，先计算探索性创新与利用性创新之差的绝对值，之后，用 7 减去这一绝对值，更大的值意味着更高层次的两种创新平衡。

表1 样本构成

所有制类型	数量	比重 (%)	年限 (年)	数量	比重 (%)	人数 (人)	数量	比重 (%)	产业 [†]	数量	比重 (%)
国有/集体	22	12.50	0~5	26	14.77	100 以下	44	25.00	传统产业	90	51.14
民营	79	44.89	5~10	41	23.30	100~500	68	38.64	高新技术产业	86	48.86
外资	75	42.61	10~15	60	34.09	500~1 000	39	22.16	—	—	—
—	—	—	15 以上	49	27.84	1 000 以上	25	14.20	—	—	—
合计	176	100	—	176	100	—	176	100	—	176	100

注：† 传统产业包括纺织服装、木材及工艺品、橡胶及化学、机械及专用设备；高新技术产业包括电子信息、电器及仪器等。

2. 因变量。

对出口绩效的测度，在 Sinkovics 等 (2018)^[44] 所使用量表的基础上，选取 4 个题项进行测度。这四个题项均采用李克特七点计分法设计，从 1 到 7 分别表示从“非常不同意”到“非常同意”。

3. 中介变量。

功能升级采用虚拟变量进行测度。如果企业在进行生产加工的同时，还承担为客户设计产品的职能，亦即从 OEM 升级到 ODM，取值为 1；如果只开展生产和装配业务，也就是停留在 OEM，则取值为 0。

4. 控制变量。

本文采用了企业年限、规模、所属产业和所有制类型等 4 个控制变量。企业的年限和规模不同，会表现出不同的特征，进而可能影响到企业的功能升级与出口绩效。其中，企业年限指的是企业成立时间的长短，采用 1 到 4 分别表示企业成立时间在 0~5 年、5~10 年、10~15 年和 15 年以上。企业规模用员工数量加以度量，从 1 到 4 分别表示员工数量在 100 人以下、100 到 500 人、500~1 000 人及 1 000 人以上。考虑到不同所有制企业在国际代工业务模式及出口绩效方面可能存在差异，本文也引入了两个虚拟变量：一是国有/集体企业，当国际代工企业为国有及集体企业时取值为 1，否则取值为 0；二是民营企业，当国际代工企业为民营企业时取值为 1，否则取值为 0。

此外，本文还考虑了产业的异质性，当国际代工企业属于传统产业时取值为 1，否则取值为 0。

四、数据分析与假设检验

(一) 共同方法偏差控制

为了控制共同方法偏差可能产生的影响，我们采取了如下措施：第一，在问卷调查的过程中向参与者保证为其保密，并反复强调答案没有对错之分，要求其尽可能诚实地回答问题。第二，探索性单因子分析结果显示有 3 个特征值大于 1 的因子被提取出来，总共解释了 74.45% 的方差，第一个因子解释的方差为 37.62%，低于 50% 的临界点。第三，单因子模型验证性因子分析拟合情况 ($\chi^2/df = 10.536$ 、 $GFI = 0.532$ 、 $IFI = 0.628$ 、 $CFI = 0.625$ 、 $RMSEA = 0.233$) 与三因子模型验证性因子分析拟合情况 ($\chi^2/df = 2.039$ 、 $GFI = 0.897$ 、 $IFI = 0.961$ 、 $CFI = 0.961$ 、 $RMSEA = 0.077$) 相比较，前者明显很不理想。第四，分析了各构念的相关系数，最高值为 0.521，远低于 0.9 的门槛值。总体来看，本研究并不存在严重的共同方法偏差问题。

(二) 信度和效度检验

对探索性创新、利用性创新及出口绩效三个构念进行信度和效度检验的结果如表 2 所示。

表2 量表的信度和效度检验

构念	题项	标准化载荷	Cronbach's α	CR	AVE
探索性创新	1. 本企业积极创造对于企业来说具有创新性的产品	0.769	0.754	0.858	0.599
	2. 本企业积极进入新的细分市场	0.803			
	3. 本企业搜集在我们现有市场和技术经验之外的各种信息和创意	0.808			
	4. 本企业寻找具有试验性和风险性的产品知识	0.712			
利用性创新	1. 本企业致力于提高质量、降低成本	0.832	0.917	0.897	0.636
	2. 本企业致力于更深入地服务现有客户	0.834			
	3. 本企业致力于提高运营效率	0.719			
	4. 本企业重视对产品进行细微调整，以保持现有客户的满意度	0.827			
	5. 本企业重视充分利用自己在现有产品或市场方面的知识和经验	0.771			

续前表

构念	题项	标准化载荷	Cronbach's α	CR	AVE
出口绩效	1. 本企业的出口盈利能力很强	0.801	0.875	0.857	0.637
	2. 本企业出口销售额很大	0.803			
	3. 本企业的出口实现了快速增长	0.846			
	4. 总体来看,本企业的出口绩效很好	0.740			

注:验证性因子分析模型的主要拟合指标为: $\chi^2/df=2.039$ 、 $GFI=0.897$ 、 $IFI=0.961$ 、 $CFI=0.961$ 、 $RMSEA=0.077$ 。

1. 信度检验。

所有构念的 Cronbach's α 介于 0.754 到 0.917 之间,组合信度 (CR) 介于 0.857 到 0.897 之间,两个指标均高于 0.7 的门槛值,表明量表具有良好的信度。

2. 收敛效度。

验证性因子分析的结果显示,所有题项在对应构念上的标准化因子载荷均高于 0.7,且均在 0.001 的水平上显著。同时,各构念的平均提取方差 (AVE) 在 0.599 至 0.637 之间,均大于 0.5 的临界值,表明所有

题项与对应的理论构念均显著相关,收敛效度良好。

3. 判别效度检验。

各构念平均提取方差 (AVE) 的算术平方根均大于该构念与其他构念之间的相关系数 (如表 3 所示),表明各构念所使用的量表具有较好的判别效度。此外,对三个构念两两配对,分别进行验证性因子分析,每对构念设定两个模型,一个模型中的相关系数自由估计,另一个模型中的相关系数则设定为 1。结果显示,每对构念两个模型之间卡方差异大于 3.94,进一步证明了量表具有较好的判别效度。

表 3 主要变量描述性统计与相关系数

	均值	标准差	1	2	3	4	5
1. 探索性创新	5.141	1.311	0.799				
2. 利用性创新	5.641	0.904	0.489**	0.774			
3. 两种创新的平衡	6.385	0.610	0.388**	0.224**	—		
4. 功能升级	0.483	0.501	0.392**	0.198**	0.295**	—	
5. 出口绩效	4.953	0.937	0.521**	0.470**	0.338**	0.430**	0.798

注: *、** 分别表示在 0.1 和 0.05 的水平 (双侧) 上显著相关; 对角线上的数字为 AVE 的算术平方根。

(三) 描述性统计和相关分析

主要变量的描述性统计及相关系数如表 3 所示。国际代工企业探索性创新、利用性创新及两种创新的平衡与出口绩效均显著相关,相关系数分别为 0.521 ($p < 0.01$)、0.470 ($p < 0.01$) 和 0.338 ($p < 0.01$)。同时,这三个变量与功能升级也都显著相关,相关系数分别为 0.392 ($p < 0.01$)、0.198 ($p < 0.01$) 和 0.295 ($p < 0.01$)。此外,功能升级与出口绩效也显著相关,相关系数为 0.430 ($p < 0.01$)。上述变量之间显著相关,为假设验证提供了初步的证据。

(四) 假设检验

1. 直接效应检验。

对于假设 H1、H2 和 H3,本研究分别以国际代工企业出口绩效和功能升级为因变量,采用层次回归分析法进行检验。以出口绩效为因变量的回归采用普通线性回归,以功能升级为因变量的回归则采用

Logit 回归,结果如表 4 所示。其中,模型 1 和模型 3 为基准模型,只包括企业年限、规模、所有制类型和产业类型等控制变量。为检验普通线性回归中的共线性问题,本研究计算了模型 1 到模型 4 的 VIF 值,最大值为 2.171,远低于 10 的阈值,可以认为本研究不存在共线性问题。

在模型 3 的基础上,以出口绩效为因变量的模型 4 放入了探索性创新、利用性创新及两种创新的平衡三个自变量,结果显示,这三个自变量对国际代工企业出口绩效的回归系数依次为 0.303 ($p < 0.01$)、0.227 ($p < 0.01$) 和 0.193 ($p < 0.05$)。因此,包括 H1a、H1b 和 H1c 在内的假设 H1 得到支持,探索性创新、利用性创新与这两种创新的平衡都对国际代工企业的出口绩效存在显著的正向影响。模型 5 放入了功能升级这一变量,回归结果显示,该变量对国际代工企业出口绩效的回归系数为 0.397 ($p < 0.01$)。因

此,假设 H3 也得到支持,即功能升级对国际代工企业的出口绩效存在显著的正向影响。

在模型 1 的基础上,以功能升级为因变量的模型 2 放入了探索性创新、利用性创新及两种创新的平衡三个自变量。对于模型 2, Hosmer 和 Lemeshow 检验的 p 值为 0.264, 在可接受的范围之内; Cox 和 Snell 的 R^2 为 0.215, 模型的预测准确率为 70.5%。拟合优度指标和预测准确率都表明,模型 2 可以合理地解释国际代工企业的功能升级。在该模型中,探索性创新、两种创新的平衡的回归系数显著,分别为 0.605

($p < 0.01$)、0.856($p < 0.05$), 但利用性创新的系数不显著 ($p = 0.799$)。因此,假设 H2a 和假设 H2c 得到支持,即探索性创新和两种创新的平衡对国际代工企业的功能升级有显著的正向影响;但假设 H2b 没有得到支持,即仅仅开展利用性创新无助于国际代工企业从 OEM 到 ODM 的升级。可能的原因在于,仅仅开展利用性创新只能带来生产效率的提高,并不会直接为国际代工企业带来功能升级所必需的产品研发、设计等方面的能力,因而不能直接影响国际代工企业的功能升级。

表 4 回归分析结果

变量/指标	因变量: 功能升级		因变量: 出口绩效			
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
企业年限	0.093	0.096	-0.053	-0.091	-0.067	-0.096
企业规模	-0.091	-0.102	0.205 **	0.173 **	0.201 **	0.175 **
国有/集体企业	0.674	1.024	0.436	0.103	0.088	0.112
民营企业	0.672	0.599 **	0.393 **	0.133 *	0.112	0.082
传统产业	0.397	0.573	-0.323	-0.105	-0.182	-0.127
探索性创新		0.605 ***		0.320 ***		0.259 ***
利用性创新		0.063		0.229 ***		0.227 ***
两种创新的平衡		0.856 **		0.195 ***		0.158 **
功能升级					0.397 ***	0.202 ***
Hosmer 和 Lemeshow 检验 (p)	0.929	0.264				
Cox 和 Snell 的 R^2	0.039	0.215				
F 值			3.486 ***	14.956 ***	9.113 ***	15.067 ***
R^2			0.093	0.417	0.244	0.450
ΔR^2				0.324 ***	0.151 ***	0.347 ***

注: *、**、*** 分别表示在 0.1、0.05 和 0.01 的水平上显著。

2. 中介效应检验。

将探索性创新、利用性创新、两种创新的平衡以及功能升级同时引入模型 6, 回归系数分别为 0.259 ($p < 0.01$)、0.227 ($p < 0.01$)、0.158 ($p < 0.05$)、0.202 ($p < 0.01$), 结合模型 2、模型 4 和模型 5 的回归结果, 可以认为功能升级在探索性创新与出口绩效、两种创新的平衡与出口绩效之间发挥部分中介效应。但是这种中介效应是否显著还需要检验。同时, 虽然在模型 2 中, 利用性创新对功能升级的影响不显著, 但并不意味着功能升级在利用性创新与出口绩效之间不存在中介效应, 同样需要做进一步检验。

本研究中的功能升级作为中介变量是分类变量, 而出口绩效作为因变量是连续变量。当中介变量为分类变量时, 自变量对中介变量的 logit 回归假设模型

是异方差的, 但中介变量对连续型因变量的普通线性回归假设模型是同方差的, 因此, 不能使用这两个模型中所得到的回归系数及其标准差采用近年来被普遍采用的 bootstrap 方法对中介路径的显著性进行有效检验。对此, Iacobucci (2012)^[45] 提出了如下的检验方法。

首先, 依次建立如下三个回归模型, 根据因变量(中介变量)为连续变量或分类变量选择普通线性回归或 logit 回归。

$$Y = i + cX + e_1 \quad (1)$$

$$M = i + aX + e_2 \quad (2)$$

$$Y = i + c'X + bM + e_3 \quad (3)$$

其次, 利用上述回归模型得到的参数, 依次计算出下列数值:

$$z_a = \hat{a}/\hat{s}_a, z_b = \hat{b}/\hat{s}_b, z_{a \cdot b} = z_a \cdot z_b, \hat{\sigma}_{z_{ab}} = \sqrt{z_a^2 + z_b^2 + 1}$$

最后, 根据下面的公式计算 $z_{mediation}$, 依据 $z_{mediation}$ 属于正态分布检验中介效应的显著性。在 0.05 显著性水平上, 若 $z_{mediation} > 1.96$, 则表明中介路径显著。

$$z_{mediation} = \frac{z_{a \cdot b}}{\hat{\sigma}_{z_{ab}}} = \frac{z_a \cdot z_b}{\sqrt{z_a^2 + z_b^2 + 1}}$$

本文采用上述方法, 利用各步回归所得的参数, 分别计算出功能升级在探索性创新、利用性创新、两种创新的平衡与出口绩效之间中介效应的 $z_{mediation}$ 统计量, 三者分别为 3.686、0.009 和 2.326。其中, 探索性创新和两种创新平衡的 $z_{mediation}$ 统计量均大于 1.96, 而利用性创新的 $z_{mediation}$ 统计量远小于 1.96。由此可见, 功能升级在探索性创新与出口绩效之间、两种创新的平衡与出口绩效之间均存在显著的中介效应, 在利用性创新与出口绩效之间不存在中介效应。因此, 假设 H4a 和假设 H4c 得到支持, 假设 H4b 没有得到支持。而假设 H4b 之所以没有得到支持, 原因如前所述, 在于仅仅开展利用性创新并不能带来国际代工企业的功能升级, 也就不能通过推动功能升级带来出口绩效的改善。总体来看, 假设 H4 部分得到支持。

五、研究结论与展望

(一) 研究结论

本文以动态能力理论和组织学习理论为基础, 在构建的双元创新影响国际代工企业出口绩效的研究模型框架内, 探究了国际代工企业利用性创新、探索性创新以及这两种创新的平衡影响其出口绩效的机理, 得出如下主要研究结论。

第一, 国际代工企业采取双元创新方式能够有效改善其出口绩效。通过探索性创新, 国际代工企业可以实现自身知识的丰富化、多样化, 更好地适应国际市场变化所带来的挑战, 赢得市场和技术的领先。通过利用性创新, 国际代工企业可以获得生产技术的渐进性改进, 有利于降低生产成本、提高产品质量、加快交货速度, 更好地满足现有客户的需求。上述两种创新均有助于改善国际代工企业的出口绩效。在开展利用性创新与探索性创新的过程中, 保持二者的适当平衡, 一方面可以避免过度开展利用性创新所带来的能力僵化, 另一方面也可以避免过度开展探索性创新所带来的“失败陷阱”, 使得国际代工企业在

提高生产加工业务竞争力的同时, 也能探索并有效运用新的知识和能力更好地适应环境变化, 对出口绩效的改善发挥积极作用。

第二, 探索性创新和两种创新的平衡能够推动国际代工企业功能升级, 进而产生更好的出口绩效。功能升级意味着国际代工企业从“微笑曲线”最低端的生产加工环节延伸至增值能力更高的产品研发、设计环节, 同时也增强了面对海外客户的议价能力, 其出口绩效会得以提高。而功能升级的实现, 一方面要求代工企业通过探索性创新, 获得研发与设计等新知识和技能, 另一方面也需要代工企业同时实施利用性创新并保持与探索性创新的平衡, 通过加强对现有知识和能力的提炼与改进, 更好地吸收、应用探索性创新的成果。需要强调的是, 本文发现, 仅仅开展利用性创新虽然可以带来更好的出口绩效, 但却并不会推动国际代工企业的功能升级。换言之, 功能升级在利用性创新与出口绩效之间不存在中介效应。

(二) 管理启示

通过本研究及其结论, 我们从中得到以下主要管理启示。

第一, 国际代工企业应积极开展双元创新以促进出口绩效的改善。开展双元创新对国际代工企业的资金、人力等资源都具有很高的要求。国际代工企业一方面要利用多种渠道广泛筹集资金、招揽人才, 另一方面也要加强与高校和科研院所的联系, 建立多种形式的产学研联盟, 借助外部网络资源提高双元创新活动的效率。此外, 为了缓解探索性创新和利用性创新之间存在的张力和矛盾 (Mammassis 和 Kostopoulos, 2019^[43]), 国际代工企业应灵活调整组织结构, 创造适宜的组织情境并发挥领导者的支持和协调作用 (Chang 和 Hughes, 2012^[46])。

第二, 国际代工企业应重视功能升级对出口绩效产生的影响。功能升级对于国际代工企业摆脱在全球价值链中被低端锁定、降低对海外客户资源依赖、获得更优出口绩效发挥着重要的作用。为了实现功能升级, 国际代工企业一方面要努力克服全球价值链治理机制对探索性创新的束缚 (尚涛, 2016^[31]), 加大研发投入力度, 拓宽知识搜寻的来源和广度, 培育产品设计和研发能力; 另一方面还要同时开展利用性创新并保持探索性创新与利用性创新的平衡, 使企业在为客户进行产品研发、设计的同时能够利用更加优良的制造能力高效地生产所研发和设计的产品。

第三,国际代工企业应注意仅仅开展利用性创新的局限。由于生产要素成本上升所带来的压力及应对激烈市场竞争的现实需要,大量采用OEM模式的国际代工企业往往仅仅围绕生产进行工艺流程的改进和优化,这种单一的利用性创新虽然有利于改善短期出口绩效,但却无助于从OEM到ODM功能升级的实现和长期绩效的提高。这一局限性必须引起国际代工企业的高度警惕。

(三) 研究局限与展望

本研究存在一定的局限,尚有待未来做进一步的分析 and 探讨。一是每家企业只有一位被调查对象填写问卷,未来可以采用非同源数据,有关探索性创新和利用性创新的选项由技术或生产部门的负责人填写,

而出口绩效的选项由出口部门负责人或企业高层管理者填写,以尽可能降低数据的同源误差问题。二是仅考虑了功能升级的中介效应,未来有必要丰富和扩展中介变量的类型,探讨对国际代工企业具有战略意义的制造竞争优先权(competitive priorities of manufacturing)和组织柔性等变量在二元创新与出口绩效之间可能的中介效应。三是二元创新与出口绩效之间的关系可能会受环境动态性和竞争性等因素的调节,在环境相对稳定、竞争激烈程度低与环境相对动荡、竞争激烈程度高这两种不同情境下,二元创新的各个维度对出口绩效的影响可能会有所不同,未来有必要探讨这些因素的调节效应,更加深入地揭示二元创新对国际代工企业出口绩效的影响机理。

参考文献

- [1] 江小涓,孟丽君.内循环为主、外循环赋能与更高水平双循环——国际经验与中国实践[J].管理世界,2021(1):1-18.
- [2] Jean R J B. What Makes Export Manufacturers Pursue Functional Upgrading in an Emerging Market? A Study of Chinese Technology New Ventures [J]. International Business Review, 2014, 23 (4): 741-749.
- [3] Kaplinsky R, Morris M, Readman J. The Globalization of Product Markets and Immersing Growth Lessons from South African Furniture Industry [J]. World Development, 2002, 30 (7): 1159-1177.
- [4] Zou S, Taylor C R, Osland G E. The EXPERF Scale: A Cross-national Generalized Export Performance Measure [J]. Journal of International Marketing, 1998, 6 (3): 37-58.
- [5] Chen J, Sousa C M P, He X. The Determinants of Export Performance: A Review of the Literature 2006-2014 [J]. International Marketing Review, 2016, 33 (5): 626-670.
- [6] Katsikeas C S, Leonidou L C, Morgan N A. Firm-level Export Performance Assessment: Review, Evaluation, and Development [J]. Journal of the Academy of Marketing Science, 2000, 28 (4): 493-511.
- [7] Gibson C B, Birkinshaw J. The Antecedents, Consequences, and Mediating Role of Organizational Ambidexterity [J]. Academy of Management Journal, 2004, 47 (2): 209-226.
- [8] Fourne S P L, Rosenbusch N, Mariano L M, et al. Structural and Contextual Approaches to Ambidexterity: A Meta-analysis of Organizational and Environmental Contingencies [J]. European Management Journal, 2019, 37: 564-576.
- [9] O'Reilly C A, Tushman M L. Organizational Ambidexterity: Past, Present, and Future [J]. Academy of Management Perspectives, 2013, 27 (4): 324-338.
- [10] Solís-Molina M, Hernández-Espallardo M, Rodríguez-Orejuela A. Performance Implications of Organizational Ambidexterity Versus Specialization in Exploitation or Exploration: The Role of Absorptive Capacity [J]. Journal of Business Research, 2018, 91: 181-194.
- [11] Vahlne J E, Jonsson A. Ambidexterity as a Dynamic Capability in the Globalization of the Multinational Business Enterprise (MBE): Case Studies of AB Volvo and IKEA [J]. International Business Review, 2017, 26 (1): 57-70.
- [12] Bustinza O F, Vendrell-Herrero F, Gomes E. Unpacking the Effect of Strategic Ambidexterity on Performance: A Cross-country Comparison of MNEs Developing Product-service Innovation [J]. International Business Review, 2020, 29 (6), 101569.
- [13] Hortinha P, Lages C, Lages L F. The Trade-off between Customer and Technology Orientations: Impact on Innovation Capabilities and Export Performance [J]. Journal of International Marketing, 2011, 19 (3): 36-58.
- [14] 黄新焕,王文平.动态能力、价值活动演化与代工企业转型[J].大连理工大学学报(社会科学版),2014(4):57-62.
- [15] 康淑娟.知识创造、自主创新能力与代工企业价值链升级[J].技术经济与管理研究,2018(2):80-84.
- [16] March J G. Exploration and Exploitation in Organizational Learning [J]. Organization Science, 1991, 2 (1): 71-87.
- [17] Eisenhardt K M, Martin J A. Dynamic Capabilities: What Are They? [J]. Strategic Management Journal, 2000, 21, (10/11): 1105-1121.
- [18] He Z L, Wong P K. Exploration vs. Exploitation: An Empirical Test of the Ambidexterity Hypothesis [J]. Organization Science, 2004, 15 (4): 481-494.

- [19] Lee S U, Park G, Kang J. The Double-edged Effects of the Corporate Venture Capital Unit's Structural Autonomy on Corporate Investors' Explorative and Exploitative Innovation [J]. *Journal of Business Research*, 2018, 88: 141-149.
- [20] Ferreira J, Coelho A, Moutinho L. Dynamic Capabilities, Creativity and Innovation Capability and Their Impact on Competitive Advantage and Firm Performance: The Moderating Role of Entrepreneurial Orientation [J]. *Technovation*, 2020, 92-93, 102061.
- [21] Levinthal D A, March J G. The Myopia of Learning [J]. *Strategic Management Journal*, 1993, 14 (S2): 95-112.
- [22] Wei Z, Yi Y, Guo H. Organizational Learning Ambidexterity, Strategic Flexibility, and New Product Development [J]. *Journal of Product Innovation Management*, 2014, 31 (4): 832-847.
- [23] Raisch S, Birkinshaw J. Organizational Ambidexterity: Antecedents, Outcomes, and Moderators [J]. *Journal of Management*, 2008, 34 (3): 375-409.
- [24] Teece D. Explicating Dynamic Capabilities: The Nature and Microfoundations of (Sustainable) Enterprise Performance [J]. *Strategic Management Journal*, 2007, 28: 1319-1350.
- [25] Koryak O, Lockett A, Hayton J. Disentangling the Antecedents of Ambidexterity: Exploration and Exploitation [J]. *Research Policy*, 2018, 47 (2): 413-427.
- [26] Lumpkin G T, Dess G G. Clarifying the Entrepreneurial Orientation Construct and Linking It to Performance [J]. *Academy of Management Review*, 1996, 21 (1): 135-172.
- [27] Dasi A, Iborra M, Safón V. Beyond Path Dependence: Explorative Orientation, Slack Resources, and Managerial Intentionality to Internationalize in SMEs [J]. *International Business Review*, 2015, 24 (1): 77-88.
- [28] Volberda H W, Lewin A Y. Co-evolutionary Dynamics within and Between Firms: From Evolution to Co-evolution [J]. *Journal of Management Studies*, 2003, 40 (8): 2111-2136.
- [29] Plambeck E L, Taylor T A. Sell the Plant? The Impact of Contract Manufacturing on Innovation, Capacity, and Profitability [J]. *Management Science*, 2005, 51 (1): 133-150.
- [30] 杨桂菊, 李斌, 夏冰. 从 OEM 到 ODM: 代工企业技术创新能力突破过程的黑箱 [J]. *中国科技论坛*, 2016 (1): 83-87.
- [31] 尚涛. 全球价值链中代工企业能力转型、持续升级与支撑机制构建 [J]. *中国科技论坛*, 2016 (6): 55-61.
- [32] Carter M Z, Findley H. A Study of Original Equipment Manufacturing in China: Current and Future Trends [J]. *Journal of Management Policy and Practice*, 2012, 13 (4): 102-116.
- [33] Paeleman I, Fuss C, Vanacker T. Untangling the Multiple Effects of Slack Resources on Firms' Exporting Behavior [J]. *Journal of World Business*, 2017, 52 (6): 769-781.
- [34] Morrison A, Pietrobelli C, Rabellotti R. Global Value Chains and Technological Capabilities: A Framework to Study Learning and Innovation in Developing Countries [J]. *Oxford Development Studies*, 2008, 36 (1): 39-58.
- [35] Khan Z, Lew Y K, Marinova S. Exploitative and Exploratory Innovations in Emerging Economies: The Role of Realized Absorptive Capacity and Learning Intent [J]. *International Business Review*, 2019, 28 (3): 499-512.
- [36] Glückler J, Panitz R. Relational Upgrading in Global Value Networks [J]. *Journal of Economic Geography*, 2016, 16 (6): 1161-1185.
- [37] 龚锋, 曾爱玲. 我国代工企业的功能升级: 基于模块化的二重性 [J]. *管理世界*, 2016 (1): 184-185.
- [38] Sharma R R, Nguyen T K, Crick D. Exploitation Strategy and Performance of Contract Manufacturing Exporters: The Mediating Roles of Exploration Strategy and Marketing Capability [J]. *Journal of International Management*, 2018, 24 (3): 271-283.
- [39] Lavie D. The Competitive Advantage of Interconnected Firms: An Extension of the Resource-based View [J]. *Academy of Management Review*, 2006, 31 (3): 638-658.
- [40] 马述忠, 张洪胜, 王笑笑. 融资约束与全球价值链地位提升——来自中国加工贸易企业的理论与证据 [J]. *中国社会科学*, 2017 (1): 83-107.
- [41] 马海燕, 李世祥. 代工企业和国际品牌客户相互依赖性的实证研究 [J]. *管理学报*, 2015 (10): 1562-1570.
- [42] Zhao X, Flynn B B, Roth A V. Decision Sciences Research in China: A Critical Review and Research Agenda-foundations and Overview [J]. *Decision Sciences*, 2006, 37 (4): 451-496.
- [43] Mammassic C S, Kostopoulos K C. CEO Goal Orientations, Environmental Dynamism and Organizational Ambidexterity: An Investigation in SMEs [J]. *European management journal*, 2019, 37 (5): 577-588.
- [44] Sinkovics R R, Kurt Y, Sinkovics N. The Effect of Matching on Perceived Export Barriers and Performance in an Era of Globalization Discontents: Empirical Evidence from UK SMEs [J]. *International Business Review*, 2018, 27 (5): 1065-1079.
- [45] Iacobucci D. Mediation Analysis and Categorical Variables: The Final Frontier [J]. *Journal of Consumer Psychology*, 2012, 22 (4): 582-594.
- [46] Chang Y Y, Hughes M. Drivers of Innovation Ambidexterity in Small-to Medium-sized Firms [J]. *European Management Journal*, 2012, 30 (1): 1-17.

股利分配效率的驱动因素研究

——委托代理与议价能力

Dividend Distribution Effectiveness: Agency by Agreement and Bargaining Power

郑晓亚 刘 飞 陈 华

ZHENG Xiao-ya LIU Fei CHEN Hua

[摘要] 笔者以委托代理理论为研究基础,结合中国大陆A股市场中小板上市公司在行业、规模、治理结构等方面客观上存在的差异,采用双边随机前沿方法进行量化分析,拓展股利分配领域研究的维度与深度,揭示传统方法无法归因或解释的现象,进一步丰富相关领域研究成果,为应用实践提供参考。研究发现:当前中国大陆A股市场中小板上市公司股利分配效率偏低,实际分配水平低于最优分配水平;委托代理双方议价能力对中小上市企业股利分配政策具有重要影响;进一步地以行业、规模和时间作为结构性分析维度研究后发现,样本企业股利分配效率存在值得关注的异质性。未来股利分配相关法律与政策可考虑以本文研究为参考,充分结合我国国情,围绕委托代理双方的权责利与议价过程制定更具针对性的规制方案与执行手段,以兼顾各方合理利益诉求为基础性前提,切实发挥监督主体的治理作用,为权益类直接融资市场的长期稳定健康发展提供坚实保障。

[关键词] 股票市场 中小企业 股利分配 委托代理 议价能力 双边随机前沿

[中图分类号] F832.5 O212 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2021) 10-0118-11

Abstract: Based on the principal-agent theory, this paper combines the differences in the industry, scale and governance structure of the small and medium sized listed companies in the Chinese mainland A share market, and adopts the two-tier stochastic frontier to imply quantitative analyses, and expands the dimensions and depth of the relevant research areas of dividend distribution, and reveals the phenomenon that traditional methods may not be able to attribute or interpret. The study finds that the dividend distribution efficiency of the small and medium listed companies in the Chinese mainland A share market is low. The actual dividend distribution level of sample enterprises is lower than the optimal dividend distribution level; the bargaining power of principal and agent has an important impact on the dividend distribution policy of small and medium-sized listed enterprises. In addition, taking industry, scale and time as structural analysis dimensions, we find that there is significant heterogeneity with dividend distribution efficiency among sample enterprises. In the future, the relevant laws and policies of dividend distribution can be considered as a reference, fully integrate China's national conditions, and formulate more targeted regulatory programs and implementation means around the rights, responsibilities, interests and bargaining process of the principal and agent parties, so as to give full play to the governance role of the supervision subject, To provide a solid guarantee for the long-term, stable and healthy development of the equity direct financing market.

Key words: Stock market Small and medium enterprises (SMEs) Dividend distribution Agency of agreement Bargaining power Two-tier stochastic frontier

[收稿日期] 2021-05-16

[作者简介] 郑晓亚,男,1982年1月生,复旦大学管理科学与工程博士后流动站在站博士后,经济学博士,高级经济师,主要研究方向为货币政策、投资基金、公司金融、商业银行经营与管理;刘飞,男,1981年4月生,红塔红土基金管理有限公司部门总经理,经济学博士,主要研究方向为金融计量、资产配置;陈华,男,1984年11月生,中国证券登记结算公司副研究员,经济学博士,主要研究方向为货币政策、数字货币、科技监管。本文通讯作者为郑晓亚,联系方式为978983644@qq.com。

感谢匿名评审人提出的修改建议,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

一、引言

学界对股利政策相关问题研究过程中涌现出很多经典理论,较具代表性的包括:“手中鸟理论”(Lintner, 1956^[1]; Walter, 1956^[2]; Gordon, 1959^[3])、“股利无关论”(也称MM定理)(Miller和Modigliani, 1961^[4])、“税差理论”(Deangelo和Masulis, 1980^[5])、“信号理论”(Miller和Rock, 1985^[7])、“股利代理成本理论”(Rozeff, 1982^[8]; Jensen, 1986^[9])、基于实验心理学和行为学的“迎合理论”(Baker和Wurgler, 2004^[10])等。总体而言,各类股利分配经典理论对现实都具备一定解释力,其中影响最大当属股利代理成本理论,国内外学界围绕该理论展开大量实证研究。

国外研究中, Easterbrook (1984)^[12]研究发现, 股东通过要求提高股利分配水平, 在降低经理人所控制的现金流量的同时, 也在增加经理人任意支配资源的难度, 从而避免了经理人机会主义行为所导致的股东利益损失。Jensen等(1992)^[13]围绕负债比例、内部持股比例、股利分配之间的关系展开经验分析, 研究发现股利发放能够减少股东与经理人之间的冲突。此外, 股利分配率同负债比例和经理人持股比例成显著的负相关关系。最后, 随着经理人和股东双方利益趋向一致, 股利在解决自由现金流量方面的作用力出现减弱。Agrawal和Jayaraman(1994)^[14]将公司划分为权益筹资和负债筹资两组进行研究, 发现如股利政策的目的是为了控制经理人过度投资, 则前者发放的股利高于后者。在权益筹资公司中按经理人持股比例高低进行分组的研究中发现, 经理人持股比例高的公司代理问题比较小, 因而预期这类公司发放的股利比较高。

国内学界以中国股票市场为样本的研究基本沿用国外同类研究方法。如:吕长江和王克敏(1999)^[15]认为中国上市公司的股利分配政策主要受到公司规模、股东权益、盈利能力、流动能力、代理成本、法人控股程度以及负债率等因素的影响, 研究结论支持詹森的代理成本理论。李礼等(2006)^[16]采用结构方程模型, 以中国非国有上市企业为样本, 研究公司股利分配及股利政策的选择动因, 研究表明股利代理成本理论能够较好地解释样本企业的股利政策, 其中大股东比管理人对股利政策存在更大影响。李小军等(2007)^[17]的研究则表明, 增加现金股利公告的市场反应与企业第一大股东持股比例存在正相关关系, 而

与公司监督质量存在负相关关系, 从而为现金股利存在降低代理成本的作用提供了新的研究事证。唐雪松等(2007)^[18]利用上市公司2000—2002年的数据研究了上市公司是否存在过度投资行为以及相关制约机制是否有效, 结果显示中国上市公司存在过度投资行为; 文献进一步指出, 企业过度投资与现金流量存在显著的正相关关系, 而发放现金股利对企业过度投资存在缓释效应。王化成等(2007)^[19]以最终控制人为视角分析企业控股股东对现金股利的分配倾向及程度的影响, 研究发现显著影响企业现金股利分配倾向和分配力度的三大要素。胡国柳等(2011)^[20]利用中国上市公司经验数据, 从代理冲突和博弈的角度分析利益相关者与股利分配政策间的关系, 指出中国上市公司利益相关者在股利分配上存在政策博弈现象。

回顾已有文献, 可发现学者们从不同角度对股利分配行为做出了多样化的解释。国内已有研究多从定性角度考察中国上市公司是否存在低现金股利支付的情况, 部分采用定量分析方法的研究以描述统计结果比较分析为主, 受研究方法的制约, 研究结论的维度和深度存在一定局限。在既有研究基础上, 本文旨在从以下两个方面入手进一步优化相关研究: 其一, 笔者认为, 建立一个合理的量化比较基准是定量测算实际股利分配与最优股利分配水平的偏离程度、考察现金股利是否偏低、研究股利分配效率的合理的逻辑出发点。本文拟以基准比较为主要研究逻辑, 更为客观地衡量股利分配效率。其二, 考虑上市公司所在行业、治理结构等方面存在的显性差异, 简单定量分析方法难以揭示现象背后的成因。针对前期部分研究在定量测度方法和结论上存在的局限, 本研究拟以定性研判上市企业现金股利支付行为为基础, 采用较为先进的定量研究方法, 围绕股利分配效率进行多维度的量化研究, 从更多角度出发更为全面地展示问题本质。

二、实证模型与数据处理

(一) 模型设定

假定公司股利分配决定过程中经理人与股东均具有一定议价能力。显然, 议价能力对股利分配的影响是双向的。由前文分析可知, 因立场不同, 经理人议价能力对实际股利分配具有负效应, 股东议价能力对实际股利分配具备正效应。由此, 实际股利分配水平可表示为:

$$DPR_{it} = DPR_{op_{it}} - u_{it} + w_{it} \quad (1)$$

其中, DPR_{it} 为实际股利分配水平, DPR_{op} 为公司的前沿股利分配水平, u_{it} 反映经理人议价能力所导致的实际股利分配水平低于前沿水平的程度, w_{it} 反映股东议价能力带来的实际股利分配与前沿水平相比存在的偏离程度。

对于决定上市公司最优股利分配水平的影响因素而言, 本文参考吕长江和王克敏 (2002)^[22]、原红旗 (2004)^[23] 以及黄娟娟 (2012)^[11] 的研究, 认为公司的最优股利分配水平受到投资机会 (V_{it}/A_{it})、负债率 (Lev_{it})、净资产收益率 (ROE_{it})、企业规模 ($Size_{it}$) 等因素的影响。此外, 考虑到各年度宏观因素和行业因素对股利分配水平的影响, 我们还引入行业与年度虚拟变量。据此, $DPR_{op_{it}}$ 的表达式可写为:

$$\begin{aligned} DPR_{op_{it}} = & \beta_0 + \beta_1 DPR_{it-1} + \beta_2 (V_{it}/A_{it}) \\ & + \beta_3 Lev_{it} + \beta_4 ROE_{it} \\ & + \beta_5 Size_{it} + \sum industry + \sum year + v_{it} \quad (2) \end{aligned}$$

选取税后每股现金股利 DPS_{it} 作为衡量公司实际股利分配水平的指标, 综合式 (1) 与式 (2), 可将实际股利分配模型 (1) 重新表示为:

$$\begin{aligned} DPS_{it} = & \beta_0 + \beta_1 DPS_{it-1} + \beta_2 (V_{it}/A_{it}) + \beta_3 Lev_{it} + \beta_4 ROE_{it} \\ & + \beta_5 Size_{it} + \sum industry + \sum year + \eta_{it} \quad (3) \\ \eta_{it} = & v_{it} - u_{it} + w_{it} \quad (4) \end{aligned}$$

与 Kumbhakar 和 Parmeter (2009)^[24] 提出的双边随机前沿相比, 式 (3)、式 (4) 代表的股利分配效率测度模型具有相似的形式。由此, 与郑兵云和陈圻 (2010)^[25]、胡晶等 (2011)^[26] 采用的方法不同, 本文测度中小板上市公司股利分配效率的方法可归为双边随机前沿。为便于后续实证研究的展开, 这里简要介绍该方法相关的模型设定、参数估计、假设检验及其相应的经济含义。

由前述分析可知, v_{it} 代表随机误差项, 代表在确定性前沿上, 不可预测的因素对股利分配水平带来的随机偏离程度, 也即分配水平决定过程中经理人和股东议价能力所导致的实际股利分配相对于前沿股利分配不同方向的偏离水平。同时, 假定三个随机误差项相互独立, 均与解释变量 x_{it} 不相关。

在上述随机误差项假设前提下, 应用最小二乘法即可得到斜率系数 β 的无偏估计。但是, 由于 u_{it} 与 w_{it} 为单侧分布, 故即使 $E(v_{it})$ 为零, $E(\eta_{it})$ 也存在

不等于零的可能性。所以, 采用最小二乘法得到的截距项将存在有偏性。由于本文关注的重点不仅包括参数 β , 更重要的研究工作是从复合误差项 η_{it} 中将 u_{it} 与 w_{it} 分离出来, 即分别测算出经理人的议价能力与股东的议价能力, 因此, 本文参数估计的方法采用极大似然法。

根据如上的变量分布假设, 进一步推导复合误差项的概率密度函数 (PDF):

$$\begin{aligned} f(\eta_{it}) = & \frac{\exp(a_{it})}{\sigma_u + \sigma_w} \Phi(b_{it}) + \frac{\exp(d_{it})}{\sigma_u + \sigma_w} \int_{-e_{it}}^{\infty} \phi(z_{it}) dz_{it} \\ = & \frac{\exp(a_{it})}{\sigma_u + \sigma_w} \Phi(b_{it}) + \frac{\exp(d_{it})}{\sigma_u + \sigma_w} \Phi(e_{it}) \quad (5) \end{aligned}$$

其中, $\phi(\cdot)$ 与 $\Phi(\cdot)$ 分别代表正态分布的概率密度函数与累计分布函数, 其他参数设定如式 (6):

$$\begin{aligned} a_{it} = & \frac{\eta_{it} + \sigma_v^2}{\sigma_u + 2\sigma_u^2}, \quad b_{it} = -\left(\frac{\eta_{it} + \sigma_v}{\sigma_v + \sigma_u}\right), \quad d_{it} = \frac{\sigma_v^2 - \eta_{it}}{2\sigma_w^2 - \sigma_w}, \\ e_{it} = & \frac{\eta_{it} - \sigma_v}{\sigma_v - \sigma_w} \quad (6) \end{aligned}$$

在推算出复合误差项 η_{it} 的 PDF 后, 包含 NT 个观测值的样本的对数似然函数可按式 (7) 表述如下:

$$\begin{aligned} \ln L(x_{it}; \theta) = & -n \ln(\sigma_u + \sigma_w) + \sum_{i=1, t=1}^{N, T} \ln(\exp(a_{it}) \Phi(b_{it}) \\ & + \exp(d_{it}) \Phi(e_{it})) \quad (7) \end{aligned}$$

式中 $\theta = (\beta, \sigma_v, \sigma_u, \sigma_w)$ 即为待估参数, 通过对数似然函数求最大化, 可得到参数估计结果。此外, 因 σ_u 仅在 a_{it} 和 b_{it} 方程中出现, 同时 σ_w 仅在 d_{it} 和 e_{it} 方程中出现, 故模型中涉及三个标准差参数均可识别。

进一步地, 根据双边随机前沿复合误差项设定推导 u_{it} 和 w_{it} 的条件密度函数 $f(u_{it} | \eta_{it})$ 和 $f(w_{it} | \eta_{it})$, 如式 (8) 与式 (9) 所示:

$$f(u_{it} | \eta_{it}) = \frac{c_{it} \exp(-c_{it} u_{it}) \Phi(u_{it}/\sigma_v + e_{it})}{\chi_{1, it}} \quad (8)$$

$$f(w_{it} | \eta_{it}) = \frac{c_{it} \exp(-c_{it} w_{it}) \Phi(w_{it}/\sigma_w + e_{it})}{\chi_{2, it}} \quad (9)$$

其中, $c_{it} = \frac{1}{\sigma_u} + \frac{1}{\sigma_w}$, $\chi_{1, it} = \Phi(e_{it}) + \exp(a_{it} - d_{it}) \Phi(b_{it})$, $\chi_{2, it} = \Phi(b_{it}) + \exp(d_{it} - a_{it}) \Phi(e_{it})$ 。

以上述条件密度函数为基础, 可得到 u_{it} 与 w_{it} 的

条件期望,进而得到样本企业在进行股利分配时的反映经理人议价能力的变量 u_{it} 和反映股东议价能力的 w_{it} 的点估计值。

$$E(u_{it} | \eta_{it}) = \frac{1}{c_{it}} + \frac{\sigma_v [\phi(-b_{it}) + b_{it} \phi(b_{it})]}{\chi_{1,it}} \quad (10)$$

$$E(w_{it} | \eta_{it}) = \frac{1}{c_{it}} + \frac{\sigma_v [\phi(-e_{it}) + e_{it} \phi(e_{it})]}{\chi_{2,it}} \quad (11)$$

由于因变量为对数形式,如 u_{it} 与 w_{it} 比较小,式(10)、式(11)可代表为样本企业实际股利分配水平偏离最优股利水平(即前沿水平)一个单位所带来的百分比变化。如 u_{it} 与 w_{it} 比较大,模型解释的偏差会变大。故为得到精确的百分比变化,本文参照随机前沿分析的常用处理方式,对上述两式进行调整,得到 $E(\exp(-u_{it}) | \eta_{it})$ 和 $E(\exp(-w_{it}) | \eta_{it})$, 并进一步得到相对偏离百分比的表达式 $E(1-\exp(-u_{it}) | \eta_{it})$ 和 $E(1-\exp(-w_{it}) | \eta_{it})$:

$$E(1-\exp(-u_{it}) | \eta_{it}) = 1 - \frac{c_{it}}{\chi_{1,it}(1+c_{it})} [\Phi(e_{it}) + e^{a_{it}-d_{it}+0.5\sigma_v^2-\sigma_v b_{it}} \Phi(b_{it}-\sigma_v)] \quad (12)$$

$$E(1-\exp(-w_{it}) | \eta_{it}) = 1 - \frac{c_{it}}{\chi_{2,it}(1+c_{it})} [\Phi(e_{it}) + e^{d_{it}-a_{it}+0.5\sigma_v^2-\sigma_v e_{it}} \Phi(e_{it}-\sigma_v)] \quad (13)$$

具体到本文所研究的公司股利分配问题, $E(1-\exp(-u_{it}) | \eta_{it})$ 用于衡量经理人的议价能力使得实际股利分配水平低于前沿股利分配水平的百分比; $E(1-\exp(-w_{it}) | \eta_{it})$ 用于衡量股东的议价能力使得实际股利分配水平高于前沿股利分配水平的百分比。而两者净效应指标 (NEI) 则可以表示为:

$$NEI = E(1-\exp(-u_{it}) | \eta_{it}) - E(1-\exp(-w_{it}) | \eta_{it}) \quad (14)$$

NEI 反映了经理人与股东讨价还价最终结果使得实际股利分配水平偏离前沿股利分配水平的程度。若经理人的议价能力大于股东议价能力,此时 NEI 为负,表明公司支付较低的现金股利;反之相反。实际上,从经济意义角度理解,由于本文构建的 NEI 指标衡量了样本企业实际股利分配水平与最优水平之间的偏离程度,因此可将 NEI 的估算结果作为评价公司的股利分配效率指标,其绝对值越大,表明股利分配效

率越低,反之则越高。为了后续表述的方便,分别将经理人和股东议价能力指标记为 MBI 、 SBI 。

在估算了上市公司经理人议价能力、股东议价能力以及股利分配效率之后,就单边误差项 u_{it} 和 w_{it} 对因变量的影响是否统计显著性进行检验。对此,本文采用似然比方法进行检验,其检验统计量为:

$$LR = 2[L(H_1) - L(H_0)] \quad (15)$$

其中, $L(H_0)$ 和 $L(H_1)$ 为对数似然函数值,渐进服从 χ^2 分布,自由度为参数约束条件的个数,分别与原假设及备择假设相对应。根据检验结果,本文模型分为如下四种分析方式:

如 $\sigma_u = \sigma_w = 0$, 经理人与股东议价能力均没有对实际股利分配水平产生显著影响,此时可运用最小二乘法进行分析。

如 $\sigma_u = 0, \sigma_w \neq 0$, 代表股利分配讨价还价决定过程中公司支付了较高的现金股利,此时可运用单边随机成本前沿模型来测度公司股东议价能力。

如 $\sigma_u \neq 0, \sigma_w = 0$, 即代表股利分配讨价还价决定过程中公司支付了较低的现金股利,此时可运用单边随机生产前沿模型来测算经理人议价能力。

$\sigma_u \neq 0, \sigma_w \neq 0$, 即经理人与股东议价能力对实际股利分配均存在显著影响,此时采用双边随机前沿方法进行分析。

(二) 数据来源与样本处理

研究样本选取深圳证券交易所的中小板上市企业,数据区间为2016年至2020年,数据来源包括万得与国泰安数据库。数据处理与参数估计用 stata12 计量软件完成。在数据处理过程中,一是综合考虑幸存者偏差、样本完整性、股东性质进行第一次筛选;二是剔除财务数据中存在缺失值的样本;三是企业样本如果在分析期出现兼并或重组且对本文造成了影响,便通过设置样本选择阈值,剔除资产成长率大于500%,或负债率大于100%的样本;四是考虑因变量对数化处理的需要,将每股现金股利(DPS)观察值为0的数值替换成0.01;五是设置阈值,剔除部分总经理持股比例大于5%的样本;六是剔除分析区间为ST、*ST和PT类上市企业的样本;七是异常值对参数估计的稳健性将带来负面影响,对模型中所涉变量在1%水平上进行缩尾处理。经过以上数据处理程序,最终得到96家上市企业样本,观测值576个。样本企业的行业分布情况如表1所示。

表1 样本数据行业门类分布

行业门类	企业数	观测值	百分比 (%)	累计百分比 (%)
电力、煤气及水的生产和供应业	1	6	1.04	1.04
房地产业	1	6	1.04	2.08
建筑业	4	24	4.17	6.25
交通运输、仓储业	2	12	2.08	8.33
农、林、牧、渔业	3	18	3.26	10.87
批发和零售贸易	2	12	2.08	13.54
社会服务业	2	12	2.08	15.63
信息技术业	8	48	8.33	23.96
制造业	72	432	75.00	98.96
综合类	1	6	1.04	100.00
合计	92	552	100	

注：上表采用证监会2001年4月发布的上市公司行业分类指引中的标准，将上市公司归入农、林、牧、渔业，采掘业，制造业，电力、煤气及水的生产和供应业，建筑业，交通运输、仓储，信息技术业，批发和零售贸易，金融保险业，房地产业，社会服务业，传播与文化产业，综合类13个大类行业。样本涉及10个行业门类，有3个行业门类样本没有包含上市公司。

从上市公司所属行业的分类结果来看（详见表1），第一产业上市公司数量少，第二产业最多，第三产业处于中间水平。以制造业为代表的第二产业上市公司数量最多，其中，制造业行业占比高达75%，该行业往往成长性低，产品市场饱和、竞争比较激烈；在第三产业中信息技术类企业数量最多。而从样本数据的地区分布来看（详见表2），呈现典型的“东多西少”特征，在经过筛选的样本区间内，全国累计有96家企业在中小企业板上市，浙江、广东、江苏位列前3名，而诸如广西、甘肃等西部省份则没有相应的公司入样。

（三）指标定义与描述性统计

首先，明确各变量的经济含义与计算方法。

1. 每股现金股利 (DPS_{it})。

考虑到最常见的股利分配形式是现金股利，本文的研究对象选择为中国大陆A股中小板上市公司的现金股利。虽然股票股利也是支付形式，但是对于上市公司而言并没有现金流出，不能算做真正意义上的股利。如没有特别指出，本文所说的股利均指现金股利。由于现金股利需要付税，因此，本文模型的因变量选择为税后的每股现金股利。

2. 投资机会 (V_{it}/A_{it})。

公司的投资机会等于公司的市场价值除以公司总资产的账面价值。总资产的账面价值衡量了公司当前的资产的价值，而其市场价值则衡量了当前资产潜在成长能力的价值。较高的投资机会 (V_{it}/A_{it}) 意味着公司拥有较多的投资机会、较强预期收益能力，在此情形下，公司通常会增加投资而减少股利分配，因此，可以预期股利分配与投资机会之间存在负相关关系。

3. 负债率 (Lev_{it})。

资产负债率可用于反映公司负债总额占资产总额的比率，也可用于反映总资产中债权人提供的资金比例以及公司资产对债权人权益的保障程度。资产负债率低，表明上市公司需要偿还债务较少，此时公司对于股利分配行为应该比较积极，反之相反。因此，可以预期股利分配与负债率呈负相关关系。

4. 净资产收益率 (ROE_{it})。

净利润除以报告期期末股东权益净资产等于净资产收益率。该指标一方面反映了股东投入资金的获利能力，另一方面反映企业筹资、投资、资产运营等活动的效率。故指标值越高，公司净利润会越高，因此，预期净资产收益率与公司股利分配之间呈现正向相关关系。

5. 企业规模 ($Size_{it}$)。

直观认为，企业规模对股利分配存在影响。经验观察显示，规模越大的企业可用于抵押的有形资产产量越大，融资约束程度越低，相应公司的股利分配也会较高。因此，预期企业规模与股利分配正相关。常用的企业规模代理变量有总资产、销售收入等，将企业总资产自然对数设定为企业规模的代理变量。

表2 样本数据所在省份分布

公司所在省份	企业数	观测值	百分比 (%)	累计百分比 (%)
安徽	4	24	4.17	4.17
北京	4	24	4.17	8.33
福建	4	24	4.17	12.50
广东	18	108	18.75	31.25
贵州	3	18	3.13	34.38
河北	1	6	1.04	35.42
河南	3	18	3.13	38.54
湖北	1	6	1.04	39.58

续前表

公司所在省份	企业数	观测值	百分比(%)	累计百分比(%)
湖南	2	12	2.08	41.67
江苏	14	84	14.58	56.25
江西	1	6	1.04	57.29
辽宁	1	6	1.04	58.33
山东	8	48	8.33	66.67
上海	3	18	3.13	69.79
四川	1	6	1.04	70.83
新疆	2	12	2.08	72.92
云南	3	18	3.13	76.04
浙江	22	132	22.92	98.96
重庆	1	6	1.04	100.00
合计	96	576	100	—

上述变量的样本数据描述统计结果如表3所示。在2016年至2020年期间，每股税后股利平均为0.09元，最小值为0元，而最大值仅为0.54元，直观地显示了中小板上市公司所存在的低水平现金股利分配状况。接下来，本文进一步根据股利分配效率测度模型来估算实际股利分配偏低于前沿股利分配水平的程度。

表3 变量的描述统计

变量	均值	标准差	中位数	最小值	最大值
每股现金股利 (DPS)	0.09	0.11	0.07	0.00	0.54
投资机会 (V/A)	2.51	1.99	2.01	0.31	11.56
负债率 (Lev)	0.41	0.17	0.41	0.06	0.80
净资产收益率 (ROE)	0.12	0.09	0.11	-0.13	0.38
企业规模 (Size)	21.05	0.83	20.97	19.36	23.49

三、实证分析

(一) 模型估计结果与分析

股利分配效率测度模型的估计结果和似然比检验结果如表4所示。可发现：模型1的所有参数均在1%的水平上显著，调整后 R^2 为0.363，表明本文所选取变量能够较好地解释公司最优股利分配水平。模型2与线性模型1相同，但其参数估计是运用极大似然估计所得到的。之所以对同一模型采用两种不同估计方法，主要是因为使用最小二乘回归是为了得到调

整后 R^2 ，以便于评估所选择的解释变量能否较好地拟合企业的前沿股利分配水平。而采用极大似然估计则是为了得到对数似然函数值，以便于后续使用似然比检定来选择最优的拟合模型。模型3是假定经理人议价能力和股东议价能力为零时的双边随机前沿模型，而模型4则假定经理人议价能力和股东议价能力为常数，不受外生变量的影响，可认为是同质性的股利分配效率测度模型。 $LR1$ 行所对应的似然比检验是以模型4为基础，其原假设为“模型2、模型3与模型4无差异”，最终检验的结果发现模型4在1%的水平上显著拒绝原假设，即模型4要好于模型2和模型3。因此，本文选择模型4作为基准模型，随后的分析均是在模型4的基础上进行。

模型4呈现的结果显示：第一，对于前沿方程而言，所有的参数与我们预期一致且均在5%的水平上显著，这也再次证实了上述指标较好地反映了最优股利支付水平。第二，对经理人议价能力而言，参数估计值为-0.192，在10%的水平上统计显著。第三，对于股东议价能力而言，参数估计值为-3.796，在10%的水平上统计不显著，其中可能的原因是股东议价能力影响较为微弱以致未通过显著性水平检验。这在后文的两种效应测算时，我们可以再次证实这一点。

表4 股利分配效率测度模型估计及其似然比检验

$\ln DPS_{it}$	模型1	模型2	模型3	模型4
	OLS	MLE	$\sigma_u = 0$ $\sigma_w = 0$	$\sigma_u = \alpha_0$ $\sigma_w = \beta_0$
$\ln DPS_{it-1}$	0.331 *** (8.860)	0.331 *** (8.916)	0.500 *** (263.736)	0.319 *** (9.385)
V_{it}/A_{it}	-0.127 *** (-3.963)	-0.127 *** (-3.988)	-0.107 *** (-139.166)	-0.124 *** (-4.407)
Lev_{it}	-1.761 *** (-4.925)	-1.761 *** (-4.956)	-1.853 *** (-144.138)	-1.874 *** (-5.767)
ROE_{it}	5.338 *** (7.886)	5.338 *** (7.936)	5.031 *** (291.524)	5.973 *** (9.563)
$Size_{it}$	0.197 *** (2.618)	0.197 *** (2.634)	0.100 *** (62.771)	0.170 ** (2.532)
Cons	-5.787 *** (-3.738)	-5.787 *** (-3.762)	-3.078 *** (-84.162)	-4.500 *** (-3.261)
σ_u				-0.192 * (-1.891)
σ_w				-3.796 (-1.514)
σ_v		1.046 *** (30.984)	-22.650 (-0.393)	-0.388 *** (-4.678)

续前表

lnDPS _{it}	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
	OLS	MLE	$\sigma_u = 0$ $\sigma_w = 0$	$\sigma_u = \alpha_0$ $\sigma_w = \beta_0$
N	480	480	480	480
Adj. R ²	0.363			
对数似然值		-702.487	-713.749	-686.716
LR1		31.541	54.027	
概率 P 值		0.000	0.000	

注：(1) 单元格的上半部分为估计参数值，下半部分括号中的结果为 t 检验结果，***、**、* 分别代表估计出的参数在 1%、5%、10% 的置信水平上显著。(2) LR1 为针对模型 4 进行似然比检验得到的卡方值。(3) 在双边随机前沿模型估计过程中，为了保证 σ_v 、 σ_u 和 σ_w 的估计值为正数，我们在估计过程中先对其取了对数。而对于线性模型 2 采用极大似然估计时，随机成分 σ_v 则是按照通常方式计算的。(4) 为了因变量对数化处理的需要，将每股现金股利 (DPS) 观察值为 0 的数值替换成 0.01。

(二) 经理人与股东议价能力贡献度测度

表 5 展示针对经理人与股东议价能力贡献度的估计结果。其中， $E(w-u) = \sigma_w - \sigma_u$ 为 -0.803，表明双方讨价还价结果形成了一个相对最优股利分配水平更低的股利分配水平。同时，因变量 lnDPS_{it} 中无法解释部分 ($\sigma_v^2 + \sigma_u^2 + \sigma_w^2$) 的总方差为 1.142，这其中 59.697% 由经理人与股东议价能力这两种因素所贡献，表明经理人与股东议价能力对股利分配的形成

表 6 股东议价能力、经理人议价能力及二者净效应变量统计结果

变量	均值	标准差	Q ₁	Q ₂	Q ₃	Min	Max
经理人议价能力 (MBEI)	45.31	19.79	29.92	39.51	56.49	15.09	97.52
股东议价能力 (SBEI)	2.20	0.05	2.15	2.19	2.23	2.14	2.41
净效应 (NEI)	43.11	19.83	27.69	37.33	54.34	12.68	95.38

注：Q₁、Q₂、Q₃ 代表对应指标在 1、2、3 四分位水平上的均值，即第 25、50、75 百分位，表 7、8、9 同。表中的数值均为百分比形式。

平均而言，经理人议价能力使得实际股利分配水平低于前沿股利分配水平 45.31%；而股东议价能力则仅使得实际股利分配水平高于前沿股利分配水平 2.20%，两者的净效应则为 43.11%，表明讨价还价双方议价能力的巨大差异，使得实际股利分配水平低于最优股利分配水平 43.11% 个百分点。换言之，由于经理人与股东双方的讨价还价能力差异，对于应该支付 1 元的现金股利，而实际仅支付了 0.568 9 元，这意味着中小板上市公司股利分配效率较低，仅达到最优水平的 56.89%。

在具体分布特征上，经理人和股东议价能力具有

具有重要的影响。而在两者议价能力对实际股利分配的总影响中，经理人议价能力占比高达 99.93%，而股东议价能力则仅为 0.07%，前者占据绝对优势地位，即上市公司的最终股利分配水平基本由经理人决定。

表 5 经理人与股东议价能力贡献度统计

	变量含义	计算公式	测算值
议价能力	经理人议价能力	σ_u	0.825
	股东议价能力	σ_w	0.023
	随机误差项	σ_v	0.679
	随机总方差	$\sigma_v^2 + \sigma_u^2 + \sigma_w^2$	1.142
贡献度	总方差中系统因素影响比重	$(\sigma_u^2 + \sigma_w^2) / (\sigma_v^2 + \sigma_u^2 + \sigma_w^2)$	0.597
	经理人议价能力影响比重	$(\sigma_u^2) / (\sigma_u^2 + \sigma_w^2)$	0.999
	股东议价能力影响比重	$(\sigma_w^2) / (\sigma_u^2 + \sigma_w^2)$	0.001

(三) 经理人、股东议价能力以及二者净效应的测度

对于经理人与股东议价能力以及两者净效应大小，可根据式 (12)、(13) 和 (14) 进行测度。为了更为详细呈现三种效应的分布特征，本文还给出了其标准差、第 1、2、3 四分位上的均值、最小值和最大值，详见表 6。

较强的异质性，净效应在不同分位点上均呈现出经理人议价能力大于股东议价能力的特征。具体而言，由 Q₁ 的统计结果可知，有 1/4 的公司，经理人议价能力使得实际股利分配水平低于前沿股利分配水平 29.92%，股东议价能力使得实际股利分配水平高于前沿股利分配水平 2.15%，两者的净效应使得实际股利分配水平低于前沿股利分配水平 27.69%。然而，从 Q₃ 的统计结果来看，另有 1/4 的企业，两者的净效应使得实际股利分配水平低于前沿股利分配水平 54.34%。最小值和最大值的结果显示，实际股利分配水平低于最优股利分配水平程度，最小为

12.68%，最大为95.38%。上述分析表明：整体而言，在股利分配决定过程中，由于经理人相对于股东而言拥有绝对占优的讨价还价能力，从而使得中小板所有上市公司在支付现金股利时相对偏低，但不同分位上，表现出较强的异质性。

为了更直观地呈现经理人、股东议价能力以及两者净效应的分布特征，本文绘制三者的直方图，详见图1至图3。由图1和图2可知，经理人议价能力与股东议价能力的分布形态均呈现出较为显著的右偏特征。进一步观察发现经理人议价能力指数大约在15%至97%之间，分布较为分散，而股东议价能力指数则在2.14%至2.41%之间，分布相对集中。图3中，两者净效应分布特征显示其分布较为分散，但均

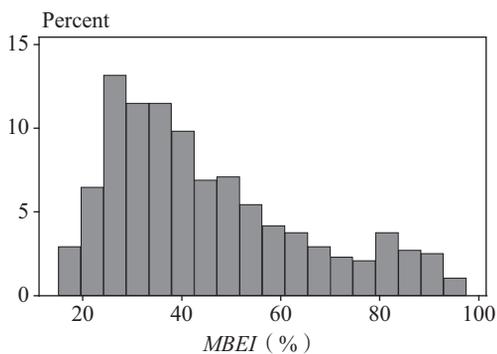


图1 经理人议价能力的频率分布

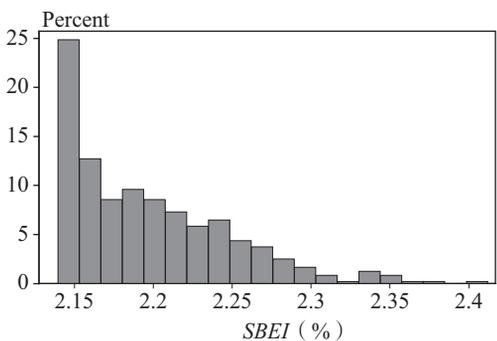


图2 股东议价能力的频率分布

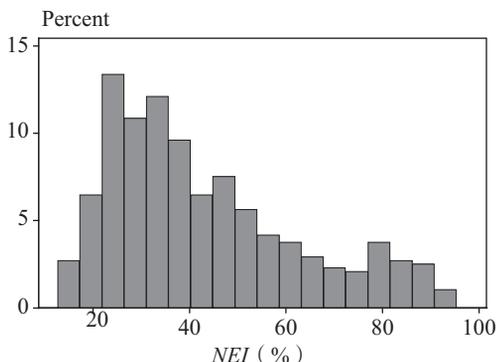


图3 净效应的频率分布

大于零，这意味着所有的上市公司均为经理人议价能力大于股东议价能力，同时绝大多数公司实际股利分配水平相对于最优股利分配水平的偏离程度较高且波动幅度较大。上述结论说明，经理人凭借占主导地位的议价能力使得中小板所有上市公司支付了较少的现金股利，股利分配效率低下。

(四) 经理人、股东议价能力以及二者净效应的差异特征

为了深入考察经理人、股东议价能力和两者净效应的差异特征，进一步从年度、规模、地区三个方面进行分析。

1. 年度差异特征。

近年来，股利分配制度已成为证监会完善证券市场制度建设，引导市场健康发展的重要工作内容。对此，证监会出台了一系列旨在促进上市公司完善股利分配的政策文件，特别是2001年在《上市公司新股发行管理办法》和《关于做好上市公司新股发行工作的通知》中，明确将分红派息列入上市公司再筹资的必要条件。2008年证监会进一步发布《关于修改上市公司现金分红若干规定的决定》，完善相关股利分配政策规章制度。那我们不禁试问，上述政策措施的实施是否有效降低了经理人与股东之间的议价能力不对等问题？中小企业板上市公司现金股利分配效率是否有了一定改善呢？针对这些问题，本文分年度统计了经理人、股东议价能力以及两者净效应的分布特征，详见表7。二者净效应从2016年的45.66%下降到2020年的41.06%。此外，3/4分位数统计也显示净效应呈明显下降特征，表明中小板上市公司现金股利分配水平有了一定程度的改善。监管部门出台旨在促进股利分配政策措施发挥一定积极作用，特别是对于现金股利分配较低的公司，改善幅度较大。

表7 净效应的年度分布特征

年份	均值	标准差	Q ₁	Q ₂	Q ₃
2016	45.66	23.89	25.29	36.94	74.16
2017	43.02	20.67	27.51	36.68	55.19
2018	44.15	19.37	28.15	38.40	54.49
2019	41.70	17.97	28.08	37.32	53.89
2020	41.06	16.59	29.80	37.60	49.85
总体	43.11	19.83	27.69	37.33	54.34

2. 规模差异特征。

为进一步揭示规模差异特征的本质，以规模为维

度将企业样本分为三组，其中，介于0至33百分位点的为小规模企业，位于33至66百分位点的为中等规模企业，规模在66至100百分位点之间为大规模企业。以此为基础，表8给出不同规模企业的研究指标分布特征，可发现不同规模企业的经理人、股东议

价能力以及两者净效应没有显著差异。经理人议价能力在三种规模下均大于股东议价能力，即在股利分配决定过程中，不同规模的企业经理人均有绝对占优的议价能力，以至于所有规模的企业均表现出较低的股利分配水平。

表8 经理人、股东议价能力以及两者净效应的规模分布特征

变量	均值	标准差	Q_1	Q_2	Q_3
小规模					
经理人议价能力 (MBEI)	44.45	20.33	29.97	37.43	52.46
股东议价能力 (SBEI)	2.20	0.05	2.16	2.19	2.23
净效应 (NEI)	42.25	20.37	27.74	35.24	50.30
中等规模					
经理人议价能力 (MBEI)	45.88	19.29	29.94	41.13	58.03
股东议价能力 (SBEI)	2.19	0.05	2.15	2.18	2.23
净效应 (NEI)	43.68	19.33	27.72	38.95	55.88
大规模					
经理人议价能力 (MBEI)	45.61	19.82	29.29	39.94	57.45
股东议价能力 (SBEI)	2.20	0.05	2.15	2.18	2.23
净效应 (NEI)	43.41	19.87	27.06	37.76	55.30

3. 地区差异特征。

按照地区分布将本文样本单元划分为东、中、西部三组，用表9展示对不同地区上市企业样本研究指标的分布特征进行统计描述的结果。可发现，中西部地区上市公司经理人议价能力与净效应略高于东部地区，而股东议价能力则没有显著差异。代表东部地区中小板上市公司股利分配水平要略高于西部地区，中部地区介于两者之间。主要原因可能是，经济发展水

平的差异使得不同地区的上市公司对股利分配方式的选择存在不同偏好。东部地区中小板上市公司“数量多、规模大、市值高、综合竞争力强”，中西部地区则“数量少、规模小、市值低、综合竞争力弱”。相较而言，东部地区经济发展较快，该地区中小板上市公司对经济贡献度处相对较高水平，有效地在经济活动中发挥了重要作用，预期未来盈利能力较强，由此，公司有能力和支付相对较高的现金股利。

表9 经理人、股东议价能力以及两者净效应的地区分布特征

变量	均值	标准差	Q_1	Q_2	Q_3	N
东部						
经理人议价能力 (MBEI)	44.97	19.77	29.95	38.80	56.15	374.00
股东议价能力 (SBEI)	2.20	0.05	2.15	2.19	2.23	374.00
净效应 (NEI)	42.78	19.81	27.72	36.61	54.00	374.00
中部						
经理人议价能力 (MBEI)	45.81	16.89	32.31	44.39	57.14	55.00
股东议价能力 (SBEI)	2.19	0.04	2.15	2.17	2.21	55.00

续前表

变量	均值	标准差	Q ₁	Q ₂	Q ₃	N
净效应 (NEI)	43.62	16.92	30.10	42.22	54.99	55.00
西部						
经理人议价能力 (MBEI)	47.28	22.95	26.12	40.67	66.51	50.00
股东议价能力 (SBEI)	2.20	0.06	2.14	2.18	2.25	50.00
净效应 (NEI)	45.08	23.00	23.87	38.49	64.37	50.00

四、研究结论与展望

(一) 研究结论

本文研究通过实证分析发现：

从整体上看，中国 A 股中小板上市企业的股利分配程度低于最优水平，这与前期诸多学界与业界的经验判断一致。究其原因，作为上市企业治理结构中的重要决策主体，股东和经理人对公司股利分配水平的议价过程与其带来的结果，是上市公司股利分配效率偏低的诱因。具体从经理人与股东二者的议价能力上看，经理人在议价过程中占绝对的主导地位。相关监管政策可围绕这一议价过程，针对委托代理双方中居主导地位的决策主体制定更具针对性的方案。

从结构上看，不同地区、不同地域的中小板上市企业在现金股利支付水平上存在不同程度的异质性。其中，不同地区中小板上市企业的股利分配水平差异较大，东部地区中小板上市公司股利分配水平高于西部地区，中部地区介于两者之间。由此可发现，经济发展水平、中小板上市公司在不同区域间对经济贡献度水平等因素，同样是决定上市企业股利分配水平的决定性因素之一。未来相关监管政策可针对这一发现，充分考虑地域因素制定差别化监管政策。

(二) 管理建议

如何采取有效手段规范上市公司股利分配行为，应作为市场管理部门促进直接融资市场长期、稳定、健康发展持续加以关注的重点。基于如上研究结论，我们做出以下几点主要建议。

一是着力改善上市公司股权结构，维护中小投资者利益。市场监管主体应牵头打造上市企业中小股东团体的维权文化，建立更为完善的股东代表诉讼制度和民事赔偿制度；不断提高中小股东的持股比例，逐步形成有利于遏制企业内部人侵害中小股东利益的股

权结构。通过公司股权结构的创新与完善、建立类似于累积投票权等制度安排、实施利益冲突交易的表决权排除制度、完善独立董事制度等手段，提升对中小投资者权益的保护能力。

二是进一步规范上市企业的股利分配与信息披露制度。市场监管主体应多种手段并举，明确上市公司股利分配界限，抑制过度进行盈余留存的行为，进一步规范上市公司股利分配方案的制定与信息披露机制。并以更加完善的上市公司信息披露制度为基础，不断增加市场的透明度和有效性，充分保护中小股东的知情权，降低经理人的代理成本，进而降低委托人与代理人在股利分配议价能力上存在的不对称问题。

三是提高投资者素质，增强股东议价能力。扩大机构投资者队伍，有助于提高股东议价能力，进而抑制股利分配偏低的现状。此外，从微观主体出发，提高中小投资者素质，有助于培养投资者队伍的正确投资心态，使其在投资决策时真正关心上市企业的收益能力与企业价值，倒逼上市公司采用更为符合股东利益的股利分配政策。

(三) 研究展望

有别于过往研究，本文不仅通过建立客观的比较基准评估股利分配水平的高低，优化了部分过往研究比较对象不明确的问题，还以委托代理双方议价能力强弱作为公司股利分配政策的诱因，在过往研究基础上采用较新的研究思路和量化研究方法进一步拓展了股利分配相关领域研究的深度与广度。从应用角度看，方法深化带来的多样性结论，为优化资本市场管理政策与方案提供了新的研究参考与事证；就学术角度而言，不仅为围绕股利分配问题展开的后续研究提供了一种可供参考的新方法，也丰富了信息经济学与激励经济学相关领域的研究文献。

对致力于围绕股利分配相关问题进行更深层次探索的研究而言，因本文研究对象及数据样本来自资本

市场,可考虑将本文结论作为研究基础与例证,紧跟西方学界前沿,以实验心理学和行为学为理论基础和研究方法,拓展微观市场主体的样本数据维度与颗粒

度,深入研究委托代理主体议价能力差异背后的内在动因。

参考文献

- [1] Linter J. Distribution of Income of Corporations among Dividends, Retained Earnings, and Taxes [J]. American Economic Review, 1956, 46 (2): 97-113.
- [2] Walter J E. Dividend Policies and Common Stock Prices [J]. Journal of Finance, 1956, 11 (1): 29-41.
- [3] Gordon M J. Dividends, Earnings and Stock Prices [J]. Review of Economics and Statistics, 1959, 41 (2): 99-105.
- [4] Miller M H, Modigliani F. Dividend Policy, Growth, and the Valuation of Shares [J]. Journal of Business, 1961, 34 (4): 411-433.
- [5] DeAngelo H, Masulis R W. Optimal Capital Structure under Corporate and Personal Taxation [J]. Journal of Financial Economics, 1980, 8 (1): 3-29.
- [6] Miller M H. Behavioral Rationality in Finance: The Case of Dividends [J]. Journal of Business, 1986, 59 (4): 451-468.
- [7] Miller M H, Rock K. Dividend Policy under Asymmetric Information [J]. Journal of Finance, 1985, 40 (4): 1031-1051.
- [8] Rozeff M. Growth, Beta and Agency Costs as Determinants of Dividend Payout Ratio [J]. Journal of Financial Research, 1982, 5 (3): 249-259.
- [9] Jensen M C. Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers [J]. American Economic Review, 1986, 76 (2): 323-329.
- [10] Baker M, Wurgler J. A Catering Theory of Dividends [J]. Journal of Finance, 2004, 59 (3): 1125-1165.
- [11] 黄娟娟. 行为股利政策 [M]. 厦门大学出版社, 2012.
- [12] Easterbrook F H. Two Agency-cost Explanations of Dividends [J]. American Economic Review, 1984, 74 (4): 650-659.
- [13] Jensen G, Solberg D, Zorn T. Simultaneous Determination of Insider Ownership, Debt, and Dividend Policies [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 1992, 27 (2): 247-263.
- [14] Agrawal A, Jayaraman N. The Dividend Policies of All-equity Firms: A Direct Test of the Free Cash Flow Theory [J]. Managerial Decision Economics, 1994, 15 (2): 139-148.
- [15] 吕长江, 王克敏. 上市公司股利政策的实证分析 [J]. 经济研究, 1999 (12): 31-39.
- [16] 李礼, 王曼舒, 齐寅峰. 股利政策由谁决定及其选择动因——基于中国非国有上市公司的问卷调查分析 [J]. 金融研究, 2006 (1): 74-85.
- [17] 李小军, 王平心, 陶旖旎. 公司监督与现金股利代理理论实证研究 [J]. 北京工商大学学报 (社会科学版), 2007 (11): 27-31.
- [18] 唐雪松, 周晓苏, 马如静. 上市公司过度投资行为及其制约机制的实证研究 [J]. 会计研究, 2007 (7): 44-52.
- [19] 王化成, 李春玲, 卢闯. 控股股东对上市公司现金股利政策影响的实证研究 [J]. 管理世界, 2007 (1): 122-136.
- [20] 胡国柳, 李伟铭, 蒋顺才. 利益相关者与股利政策: 代理冲突与博弈 [J]. 财经科学, 2011 (6): 72-80.
- [21] Jensen M C, Meckling W H. Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure [J]. Journal of Financial Economics, 1976, 3 (4): 305-360.
- [22] 吕长江, 王克敏. 上市公司资本结构、股利分配及管理股权比例相互作用机制研究 [J]. 会计研究, 2002 (3): 39-48.
- [23] 原红旗. 中国上市公司股利政策分析 [M]. 北京: 中国财政经济出版社, 2004.
- [24] Kumbhakar S C, Parmeter C F. The Effects of Bargaining on Market Outcomes: Evidence from Buyer and Seller Specific Estimates [J]. Journal Productivity Analysis, 2009, 31 (1): 1-14.
- [25] 郑兵云, 陈圻. 转型期中国工业全要素生产率与效率——基于细分行业的随机前沿模型分析 [J]. 数理统计与管理, 2010 (3): 480-489.
- [26] 胡晶, 魏传华, 吴喜之. 基于空间滞后随机前沿模型技术效率的估计 [J]. 数理统计与管理, 2011 (5): 831-839.

(责任编辑: 邵霖 张安平)