



经济理论与经济管理

工作论文系列

Working Paper Series

技术进步、“反鲍莫尔成本病”与制造业占比

张培丽 徐奇舟

ETBMWP2024016

- * 本刊编辑部推出工作论文项目，将“拟用稿”而尚未发表的稿件，以工作论文的方式在官网呈现，旨在及时传播学术成果，传递学术动态。
本刊所展示的工作论文，与正式刊发版可能会存在差异。如若工作论文被发现存在问题，则仍有被退稿的可能。各位读者如有任何问题，请及时联系本刊编辑部，期待与您共同努力、改进完善。
联系人：李老师；联系电话：010-62511022

技术进步、“反鲍莫尔成本病” 与制造业占比^{*}

张培丽 徐奇舟

[提 要] 根据鲍莫尔的非均衡增长理论，技术进步会导致服务业占比上升，制造业占比下降，这就使得我国既要坚持创新驱动，又要保持制造业占比基本稳定面临理论上的悖论。本文立足于我国服务业全要素生产率增速已经高于制造业全要素生产率增速的新变化，指出我国存在着“反鲍莫尔成本病”现象，即制造业领域而不是服务业领域存在“鲍莫尔成本病”，修正了鲍莫尔理论模型，从技术进步角度找到了我国制造业占比下降的根本原因，为创新驱动和保持制造业占比基本稳定同步实现提出了逻辑一致的理论解释。论文借助 WIOD 数据库 2000—2014 年 17 个制造业细分行业数据进行实证研究结果显示，TFP 增速提高能显著提升制造业占比，制造业 TFP 增速每提高 1%，制造业占比将提高 2.3%，高技术制造业和低技术制造业的异质性分析进一步支持了该结论。TFP 影响制造业占比变动的机制是 TFP 水平提升会提高制造业国际竞争力，并得到了基于增加值相对比较优势（RCA_VAX）的实证检验。

[关键词] 技术进步；全要素生产率；鲍莫尔成本病；反鲍莫尔成本病；制造业占比

一、引言

党的二十大报告指出，坚持把发展经济的着力点放在实体经济上，推进新型工业化，加快建设制造强国、数字中国。实体经济发展制造业是关键，面对我国制造业占比从 2006 年的 32.5% 迅速下降到 2020 年的 26.29%， “十四五” 规划明确提出了“保持制造业比重基本稳定，增强制造业竞争优势，推动制造业高质量发展”，从而根据我国经济发展新阶段的新要求改变了“十三五” 规划中关于“进一步提高服务业比重” 的政策取向（黄群慧和杨虎涛，2022）。与此同时，党的二十大报告也强调，没有坚实的物质技术基础，就不可能全面建成社会主义现代化强国，要加快实施创新驱动发展战略，实现高水平科技自立自强和坚决打赢关键核心技术攻坚战。为此，保持制造业占比基本稳定作为制造强国的重要内容，就与创新驱动一起成为我国实现中国式现代化必须同时坚持的两大战略。

* 张培丽、徐奇舟，中国人民大学经济学院，邮政编码：100872，电子邮箱：zhangpl@126.com。本文得到国家社科基金项目“中小民营企业分类发展的精准扶持政策研究”（批准号 19BJL077）的资助。感谢匿名审稿人提出的修改建议，笔者已做了相应修改，本文文责自负。

保持制造业占比基本稳定事关产业结构变动，创新驱动尤其是技术创新是产业结构变化的主要供给侧影响因素，在当前发展阶段，加快技术进步是否能够实现制造业占比保持基本稳定目标，以及如何才能够确保双目标实现，需要从学理上予以分析和说明。从技术进步角度解释产业结构演进和对经济增长影响最经典的理论非鲍莫尔成本病莫属。然而，根据鲍莫尔的非均衡增长理论，当经济中存在着技术进步差异的不同部门时，在行业技术进步率差异持续存在的情况下，技术进步将导致服务业部门名义份额不断上升，制造业部门份额下降（Baumol, 1967）。依此推理，技术进步与制造业占比保持稳定或上升在鲍莫尔框架内是不可能实现的矛盾命题，我国制造业比重基本稳定目标在创新驱动发展战略中面临理论上的悖论。

本文根据我国社会主义现代化建设中的现实需求，尝试为打破技术进步和制造业占比保持基本稳定同时实现的理论悖论提供解释和实证验证。本文的边际贡献主要有：第一，对照鲍莫尔成本病成立的条件，结合信息技术快速发展带来的我国服务业技术进步速度快于制造业的新变化，提出我国实际存在“反鲍莫尔成本病”，“鲍莫尔成本病”出现在了制造业而非服务业，逆转了鲍莫尔模型的假定前提；第二，基于“反鲍莫尔成本病”修正了鲍莫尔模型，从技术进步率视角为合理阐释当前我国制造业占比非规律性下降，以及通过技术进步实现制造业占比稳定或提升构建了统一的解释框架；第三，立足制造业，根据中国经济发展事实，实证检验了近年来由于制造业全要素生产率增长率低于服务业全要素生产率增长率引发的制造业占比下降，并得出了随着信息通讯技术、数字技术等加快改造传统制造业，制造业全要素生产率增长率趋于提高，制造业占比将会逐步提升的结论。

本文的结构安排如下：第二部分对当前相关文献进行梳理和评述；第三部分根据当前服务业全要素生产率快速提高的事实进行理论分析，提出理论假设；第四部分是本文的研究设计和中国解释，包括样本与数据来源、变量的测算、说明和解释，以及使用的实证模型；第五部分是实证分析结果，包括基准回归、异质性检验、机制检验和内生性处理的稳健性检验；第六部分是研究结论和政策建议。

二、相关文献回顾与评述

学界对制造业占比的研究主要从产业结构角度展开，通过各国经济增长经验总结出产业结构演进的一般规律，并成为产业经济学的经典内容（Clark, 1940; Kuznets, 1971; Chenery and Taylor, 1968）。由于“制造业占工业总产值和劳动力的比重高于 6/10 左右”^①，大量研究均将制造业合并到工业中，探讨农业、工业和服务业的趋势性变动，其中最为著名的是工业的库兹涅茨倒 U 型变化（Kuznets, 1971）。后来学者才具体从制造业层面研究制造业占比变动，尤其是近年来我国制造业占比快速下降以及制造业占比目标提出，围绕制造业占比的研究逐渐增多。

（一）中国当前是否过早“去工业化”？

制造业占比会随着经济发展呈现出倒 U 型库兹涅茨曲线变动特征，即随着人均 GDP 水平提高，制造业产值占比先上升后下降（Kuznets, 1971），这已经成为广为接受的产业结构演进的一般规律。然而，制造业占比的转折点应该在哪里？中国制造业是否已经迈过该转折点进入下降阶段？学者们通过回答上述问题来判断我国是否存在过早“去工业化现象”。

根据库兹涅茨和钱纳里等的研究，制造业占比的转折点一般发生在一国进入发达国家的时候（张培丽，2019），蔡昉（2021）通过总结世界各国制造业占比变化规律将指标进行了具体化，即

^① [美] 西蒙·库兹涅茨，1989：《现代经济增长》（戴睿等译），北京：经济学院出版社。

一国发展水平至少要达到按 2020 年不变价计算的人均 GDP2 万美元时，制造业比重才达到转折点，此时进入相对稳定的高收入发展阶段，以此对照，我国制造业比重下降具有早熟性质。徐朝阳等（2021）将复合 CES 函数引入经典的 Baumol 效应模型中，假定农业与非农业之间、工业和服务业之间存在异质性替代弹性，判断中国工业部门还未明确进入“倒 U 型”产业结构变迁后半段。张辉（2019）对照跨越和陷入“中等收入陷阱”典型国家产业结构演进的经验也认为，中国在迈入转型升级之前可能过早地出现了“去工业化趋势”。魏后凯等（2019）基于制造业就业比重、国民收入发展水平对应的制造业占比转折点对照也认为，我国在国民收入水平较低时就出现工业产出和就业比重下降，是典型的过早“去工业化”。黄群慧等（2022）解释中国制造业存在国内制造业占比不断下降而国际制造业占比却不断上升的“内外差”现象产生的原因认为，与国外制造业统计相比中国制造业增加值相对被高估，但即使在制造业高估情况下我国制造业国内占比仍然持续下降，说明中国存在明显的“去工业化”。即使考虑服务业产出中有较大部分作为中间品投入制造业生产过程，闫冰倩等（2021）运用“修正的制造业增加值/GDP”指标重新审视“去工业化”问题认为，中国“制造业增加值/GDP”已经跨过“第一拐点”开始下降，“修正的制造业增加值/GDP”表示的“第二拐点”尚未到来，但也指出如果“制造业增加值/GDP”下降过快，服务业中间投入因素也难以从根本上扭转整体经济的去工业化势头，需要引起重视。

可见，学者们基本都认可我国尚未达到库兹涅茨拐点，理论上我国制造业占比不应进入下降通道，这就需要对我国制造业占比的非规律性下降引起高度关注，并找到制造业占比下降的根本原因。只有这样，才能更有针对性地解决过早去工业化问题，保持制造业占比基本稳定。

（二）保持制造业占比稳定的重要性和合理区间

在数字经济成为经济发展新形态，制造业和服务业日益融合发展的背景下，保持一定的制造业占比尤为重要。蔡昉（2021）认为，制造业同时是创新诱导型产业和诱导创新型产业，是提高全要素生产率和劳动生产率的中枢环节，也是激励人力资本积累、培育中等收入群体和构建新发展格局的产业依据，因而新的工业化阶段对制造业价值链攀升提出了更高要求。黄群慧等（2022）认为，“两业融合”过程中，制造业的引擎功能“下沉”，生产性服务业和新型服务业发展、技术创新、构建新发展格局，以及绿色发展，都需要以制造业为基础，而中国具有的制造业优势决定了我国经济发展完全可以发挥制造业的“引擎”功能，保持制造业比重基本稳定不仅必要，而且可能。

考虑到当前我国的经济发展阶段，学者们从不同角度估算了我国制造业占比可能和应该稳定的区间。黄群慧等（2022）认为，“十四五”时期，在重视制造业占比稳定的有效产业政策导向下，我国制造业占比将稳定在 27.8% 左右，长期制造业增速将逐步趋缓并低于 GDP 增速，到 2035 年预计比重将为 26% 左右。郭克莎等（2021）从经济高质量发展新阶段中制造业地位作用角度分析指出，在中等收入阶段，制造业增加值和 TFP 较快增长，促进 GDP 增长和整个经济 TFP 增长是大国经济顺利进入高收入阶段的重要原因，参照高收入大国的历史经验，中国在进入高收入阶段前后的一段时期，制造业占 GDP 比重应保持在 28% 至 30% 之间。张杰（2021）归纳总结各国制造业占比的变动规律发现，主要工业化强国在经济发展到高度发达水平后，均出现了制造业增加值占 GDP 比重基本稳定的特征。中国居民可支配收入的可持续增长对内需市场规模扩张和质量提升形成支撑作用的快慢，是决定今后一段时期内中国制造业增加值占 GDP 比重的变化趋势和合理水平的核心因素。中国未来 2021—2050 年前 20 年制造业占比应保持在 25% 以上，后 10 年保持在 20% 以上。

（三）技术进步对制造业占比的影响

“产业是一个反映生产决定供给和产出——需求因素的复杂体”^①，产业结构的变化是供给侧和需求侧因素共同作用的结果。由于我国当前社会主要矛盾已经转化为人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾，矛盾的主要方面在供给侧，因此当前供给侧因素对产业结构的影响更为重要。蔡昉（2021）从劳动力供给角度研究认为，制造业比重下降主要在于劳动力持续短缺导致单位劳动成本上升，使得制造业相对国民经济整体增速减慢。除此以外，国内较少研究其他供给侧因素对产业结构和制造业占比的影响。国外关于技术进步对产业结构影响的研究为我们研究技术进步对制造业占比的影响提供了很好的参考。

库兹涅茨等虽然明确提出技术进步是影响产业结构转变的重要原因，但是专门就技术进步对制造业和服务业占比影响进行研究最著名的是鲍莫尔（Baumol, 1967）。此后关于技术对产业结构影响的研究主要沿着两条路线展开：一是沿袭鲍莫尔的思路，运用全要素生产率增长率差异表征不同部门技术进步，从而解释产业结构的规律性变化，虽然有的学者认为鲍莫尔对增长的设想过于悲观（Ngai and Pissarides, 2007），但基于美国行业数据的研究基本都验证了鲍莫尔成本病（Nordhaus, 2006）及其导致的服务业占比上升而制造业占比下降的经济结构变化（Ngai & Pissarides, 2007; Nordhaus, 2006）。二是深入到不同资本密集度（Acemoglu & Guerrieri, 2008）或不同资本劳动要素替代弹性（Alvarez-Cuadrado et al., 2017; 2018）表征的技术类型研究技术对产业结构的影响，但他们要验证产业结构的库兹涅茨事实，需要极为苛刻的假设或条件（Acemoglu & Guerrieri, 2008; Alvarez-Cuadrado et al., 2017; 2018），从而难以解释各国产业结构变化的技术原因。可见，在技术对制造业占比影响的研究中，鲍莫尔的理论对制造业占比变化具有更强的解释力。

（四）技术进步对制造业和服务业生产率的影响

不同部门的技术进步率存在差异是鲍莫尔理论模型的基本前提，基于此，大量学者验证了服务业领域“鲍莫尔成本病”的存在及其对经济增长的影响（Nordhaus, 2006; Ngai & Pissarides, 2007），并被广泛运用于解释我国服务业占比上升（Acemoglu & Guerrieri, 2008; Herrendorf et al., 2015; 赵伟, 2021; 谭洪波和郑江淮, 2012）和2012年以来我国经济增速下行的原因（宋建和郑江淮, 2017）。

然而，随着数字技术的快速发展与应用，制造业和服务业内部都发生了深刻变革，鲍莫尔关于制造业技术进步快而服务业技术停滞的假设前提受到了现实挑战。生产性服务业的发展在促进生产率增长中起着重要作用（Bosworth & Triplett, 2007; Maroto & Rubalcaba, 2008; Sánchez & Roura, 2009），从而带动了服务业全要素生产率的提升。庞瑞芝等（2014）通过对方向距离函数的方向选择进行创新测算发现，传统全要素框架下服务业生产效率略高于工业，特别是在考虑环境污染的全要素绿色框架下，2011年和2012年服务业TFP的增长率都快于工业。王燕武（2019）利用A股上市公司的数据、基于LP等方法测算也表明，在2011年、2012年、2014年和2015年，服务业TFP增长速率都要高于制造业。韩朝亮等（2019）利用索洛残差法对全国和省级层面的制造业和服务业的TFP增长率进行测算也表明，服务业TFP增长率高于制造业TFP增长率。

数字技术提升服务业TFP增长率的原因主要体现在：第一，分工不断深化，越来越多的制造业将研发、设计、营销、批发、运输等生产环节通过外包方式从生产中分离出去，成为现代生产性服务业。其中研发、设计等都属于技术密集型产业，这在一定程度上拉低了制造业技术进步

^① [美] 西蒙·库兹涅茨, 1989:《现代经济增长》(戴睿等译), 北京: 经济学院出版社。

率却提高了服务业技术进步率。第二，信息通讯技术直接相关的很多行业如信息通讯业、软件开发业等，直接归属于服务业范畴，而这些恰恰是技术进步最快、知识最密集的产业。因此，一些现代生产性服务业的 TFP 要高于制造业，许多传统服务业经过现代技术的改造和提升之后，开始具备现代服务业的高技术、高智力化和高附加值特征。随着这些行业在服务业中所占比重的提升，服务业 TFP 就会超过制造业（Duernecker et al., 2017；张月友等，2018）。第三，服务业的一些行业可以更好地利用信息通讯技术，由此带来了生产率和绩效的大幅提高（Duernecker et al., 2017；张月友等，2018），这使得服务业内部的行业生产率发生分化，服务业不再单纯是技术停滞部门，而是包含了大量金融服务、物流和运输、科学研究等高生产率行业的部门（Baumol et al., 1985；Lavopa & Szirmai, 2018）。由于互联网技术的发展使得服务业能够大规模、远距离和极低成本地提供产品和服务，这使得服务业全行业生产率显著提高，有些甚至超出了现代制造业的水平（江小涓，2017）。

（五）评述

我国制造业占比下降问题受到广泛关注，实践中也已经开始实施保持制造业占比基本稳定的导向性政策，然而在我国当前发展阶段，仅仅依靠过去帮助制造业降低成本等措施对制造业占比提升来说只能是治标不治本，如何从根本上增强制造业国际竞争力，这就需要破解技术进步和提高制造业占比理论上的悖论，推动技术进步和制造业占比基本稳定双重目标同步实现，但当前已有研究在这方面仍然乏善可陈，主要体现在：第一，主要基于劳动力成本变化、比较优势丧失等传统视角而不是技术进步视角，对我国制造业尚未达到转折点之前就出现明显下降进行解释，容易将视野导向做大制造业规模的老路，违背经济高质量发展对创新驱动的内在要求；第二，鲍莫尔为研究技术进步和制造业占比提供了基本的模型基础，但直接用鲍莫尔成本病解释正处于加快经济发展方式转型期的产业结构变化，忽视了我国所处的经济发展阶段，也忽视了新一代技术革命对服务业和制造业影响的差异性，从而无法解释和解决技术进步和制造业占比提升的悖论；第三，仅仅关注数字经济条件下我国服务业和制造业全要素生产率增长率的变化差异，而未能立足现实对鲍莫尔模型假设前提的挑战进一步推进新技术对制造业占比的影响研究，一定程度上忽视了技术进步与产业结构演进之间的紧密联系。

为此，沿袭鲍莫尔的理论逻辑，基于数字经济条件下技术进步对制造业和服务业生产率影响的新变化对鲍莫尔模型进行修正，才能破解技术进步和保持制造业占比基本稳定之间的理论悖论，指导我国同步实现保持制造业占比基本稳定和创新驱动发展的双重目标。

三、“反鲍莫尔成本病”与鲍莫尔模型修正

（一）“反鲍莫尔成本病”

鲍莫尔的非均衡增长模型假定经济中存在着技术进步和技术停滞两个部门，其中制造业部门技术进步率更高，而服务业部门技术进步相对停滞，鲍莫尔理论认为，技术进步快的部门能够承担并更愿意支付更高水平工资，并带动社会工资上升，由于技术进步部门产出增长较快，单位成本将会下降并带动产品价格下降（鲍莫尔理论中假定成本和价格变动方向一致），相反，技术进步缓慢部门面对工资上涨，产出增长却基本停滞，从而使得该部门单位成本和产品价格不断上升，据此鲍莫尔提出了成本由技术进步快的部门决定的假设。制造业部门在技术进步的推动下，成本和价格相对于服务业部门下降更快，服务业部门则由于技术进步停滞成本高企，并决定了服务业产品的较高价格，但由于服务业价格需求弹性小（或表示为服务业替代弹性小），因而要维持原有的需要，就要有更多的资源（主要是劳动力）流向服务业，从而带动产业结构变化，服务

业占比提升，制造业占比下降，并减缓经济增速。根据鲍莫尔模型，学者们将服务业由于技术停滞导致的成本和价格不断上升的现象称作“鲍莫尔成本病”。这意味着“鲍莫尔成本病”成立至少需要两个条件：第一，服务业和制造业两部门间存在技术进步差异，服务业技术进步缓慢或停滞，生产率低于制造业，生产率的差异决定了社会生产成本由技术进步率更高的制造业决定，并使得服务业价格和成本不断上升；第二，服务业需求缺乏弹性，消费的刚性决定了即使服务业价格上升，消费也不会出现大幅下降，从而引导要素向服务业流动，服务业产值增加，占比上升。

然而，随着新技术、新产业、新业态、新模式快速发展，制造业和服务业融合深化，两部门技术进步的现实情况已与鲍莫尔假定大为不同，这就使得“鲍莫尔成本病”成立的条件发生了重大改变，并引发制造业占比下降，这种情况在中国更为明显。第一，与服务业相比，我国制造业技术进步缓慢或停滞，服务业全要素生产率增长率高于制造业，根据鲍莫尔认为社会成本由技术进步部门快的部门决定的假设，制造业部门在面对服务业部门技术快速提升带动工资上涨的情况下，由于产出增长较慢，单位生产成本和价格将会不断上升；第二，与服务业需求价格弹性不同，制造业需求价格弹性较大，制造业成本和价格的上涨将会引起需求更大幅度的下降。尤其是在我国消费升级的新发展阶段，制造业成本和价格上升将会加剧资源流出。为此，按照“鲍莫尔成本病”成立的条件，当前我国“鲍莫尔成本病”发生在制造业而非服务业，表现为“反鲍莫尔成本病”。中国当前之所以出现明显的“反鲍莫尔成本病”现象，主要原因就在于近年来我国制造业国际竞争力下降，具体表现为传统制造业比重过高和在国际价值链中的位置偏低。第一，根据国家统计局数据，2021年底我国高技术制造业占规模以上工业增加值比重仅为15.1%，绝大多数制造业仍然属于依赖低成本才能构筑比较优势的传统产业；第二，在国际价值链分工中，我国制造业优势主要集中在加工制造环节，尤其是金属冶炼和压延加工业、化学品制造业、通用和专业设备制造业等低附加值领域，当面对新一轮科技革命冲击时，技术进步必然会顺应全球技术发展趋势，主要在软件、信息通讯技术、大数据技术等领域加快发展，表现为技术进步相关部门与制造业部门相对独立的发展状况，这就导致了现代服务业全要素生产率增长率的快速提升，加大了与制造业全要素生产率增长率的差距；第三，我国制造业在价值链国际分工中的低位次决定了要将新技术运用于传统制造业推动制造业生产率提升，或者推动基于制造业的创新，需要花费较长时间，制造业转型升级需要一个过程；第四，由于当前我国关键技术、核心技术大量依赖进口，传统制造业转型升级需要支付很高成本，在提高制造业生产率的同时却遭遇了制造业增加值的增长困境。

“反鲍莫尔成本病”为当前我国制造业占比的非规律性下降提供了很好的理论解释。一方面，制造业技术进步缓慢，全要素生产率增长率低，单位产品成本上升，当遭遇外部成本提高，大量缺乏竞争力的企业会因为无法承受成本上升压力退出制造业，且由于制造业比较优势弱化投资增量也相应减少，导致制造业占比下降（蔡昉，2021）。另一方面，制造业较高的需求价格弹性在相对价格上升情况下制造业实现的总产出和增加值较快下降，也会导致制造业占比下降。

为此，“反鲍莫尔成本”的消除，就必须推动技术进步更多运用到制造业以加快传统制造业转型升级，或者推动加快以制造业为基础的创新，并加快推动关键技术、核心技术取得突破。通过技术进步构建我国制造业竞争新优势，就可以实现保持制造业占比基本稳定甚至上升的制造强国发展目标，美国过去的半个世纪，由于其技术创新和应用，以实际增加值衡量的制造业实际产出等于或超过了GDP总量增长，制造业在经济中的比重基本保持不变（Baily and Bosworth, 2014）就是很好的经验验证。

（二）鲍莫尔模型的修正

本文参照 Ngai & Pissarides (2007) 建立的包含制造业和服务业两部门的产业结构变迁模

型，运用“反鲍莫尔成本病”对鲍莫尔模型进行修正。根据 Ngai & Pissarides (2007) 的假设，制造业部门生产消费品和资本品，服务业部门只生产消费品，生产函数在两部门之间是相同的，只有 TFP 增长率有所不同：

$$F_i = A_i k_i^\alpha n_i, i = m, s \quad (1)$$

其中下标 m, s 分别表示制造业部门和服务业部门， A_i 是部门 i 的全要素生产率，且 $A_i/A_i = \gamma_i$ ，并满足假设服务业 TFP 增长率高于制造业 TFP 增长率，即 $\gamma_m < \gamma_s$ 。 k_i 是部门 i 的人均资本存量， n_i 是部门 i 劳动力占总劳动力之比，满足：

$$n_m k_m + n_s k_s = k, n_m + n_s = 1 \quad (2)$$

由静态效率最优条件和资源约束式可以得到以下结论，一是两部门的人均资本相同，二是两部门产品的相对价格与相对 TFP 水平成反比。

$$k_i = k; p_i/p_m = A_m/A_i \quad (3)$$

代表性消费者效用函数在时间上的跨期替代弹性和对消费品的需求弹性都是固定的：

$$u(c_m, c_s) = \frac{\{\omega_m c_m^{\epsilon-1/\epsilon} + \omega_s c_s^{\epsilon-1/\epsilon}\}^{(1-\theta)\epsilon/(\epsilon-1)} - 1}{1-\theta} \quad (4)$$

其中 ω_s 和 ω_m 分别表示服务业和制造业产品在效用函数中的权重，且 $\omega_s + \omega_m = 1$ ， ϵ, θ 分别表示制造业需求价格弹性和跨期替代弹性。由式 (3) 和式 (4) 式得到的消费者效用最大化条件和静态效率最优条件有以下推论：

$$\frac{p_s c_s}{p_m c_m} = \left(\frac{\omega_s}{\omega_m}\right)^\epsilon \left(\frac{A_m}{A_s}\right)^{1-\epsilon} \equiv x \quad (5)$$

式 (5) 表明服务业消费支出与制造业消费支出与两种商品在效用函数中的权重有关，也与两者的相对价格有关。

根据不同部门生产函数及两部门产品的相对价格决定公式 (3) 可以将两部门产出进行加总：

$$p_m y_m + p_s y_s = p_m y, y = A_m k^\alpha \quad (6)$$

根据静态效率最优条件式 (3) 和式 (6) 式可得部门的名义产出占比与部门就业人数占比是相同的。因此可以由两部门间劳动力要素的流动来刻画以名义产出度量的产业结构变迁的事实：

$$n_s = p_s y_s / p_m y = \frac{p_s c_s}{p_m c_m} \frac{c_m}{y} \quad (7)$$

$$n_m = \frac{y_m}{y} = \frac{c_m + i}{y} \quad (8)$$

式 (7) 和式 (8) 式分别是 Ngai & Pissarides (2007) 模型基本结论的特殊化，式 (7) 表明服务业劳动力就业份额与消费者的消费结构以及服务业产出的实际占比有关。式 (8) 表明制造业劳动力的就业份额等于制造业实际产出占比，此时名义占比和实际占比相同。由式 (7) 和式 (8) 可以得到产业结构的动态变化，是由两部门 TFP 增长率之间的差异、需求替代弹性大小和投资—消费增长率之比决定的：

$$\frac{\dot{n}_s}{n_s} - \frac{\dot{n}_m}{n_m} = (1-\epsilon)(\gamma_m - \gamma_s) - \frac{\dot{v}}{v+1} \quad (9)$$

张培丽等：技术进步、“反鲍莫尔成本病”与制造业占比

其中 $v = i/c_m$ 表示制造业部门的投资和消费之比。从长期经济增长的视角来看，经济处于稳定增长路径之上，消费和投资的比例保持不变， $\dot{v}/(v+1) = 0$ 。产业结构的动态变迁式 (9) 可以表示成 $\frac{\dot{n}_s}{n_s} - \frac{\dot{n}_m}{n_m} = (1-\epsilon)(\gamma_m - \gamma_s)$ ，即制造业和服务业之间要素流动情况由部门之间相对技术进步水平和部门替代弹性大小决定。

与鲍莫尔关注的服务业不同，制造业的价格需求富有弹性，这就意味着，制造业商品的可替代性更强，无论低技术还是高技术领域，在当前技术条件下，都存在着较高的替代性。就低技术制造业而言，很容易被其他具有成本优势国家的产品所替代，以纺织服装业为例，近年来随着我国劳动力等成本上升，部分纺织品生产能力向东南亚国家转移，如越南纺织服装出口增速远远高于中国，以越南为代表的东南亚国家在纺织服装品国际贸易中已经对我国制造业产生了一定程度的替代。以 2021 年为例，中国纺织品服装出口 3155 亿美元，增长 8.4%，创历史新高，但越南纺织服装业出口同比增速则高达 15%，远远高于中国。其中，越南对美纺织品和服装出口同比增长 15%，而中国对美纺织服装出口增速仅为 5%。2022 年，越南纺织品服装出口更是大幅反弹式增长，1-4 月出口额同比增长 21.4%，而我国增速只有 8.65%。对高技术制造业而言，由于技术壁垒，其他国家替代的难度较大，但是在当前制造业和生产性服务业界限日益模糊的大背景下，制造业大量环节剥离出来，进入生产性服务业，制造业服务外包的快速发展就是很好说明。根据商务部中国服务外包研究中心发布的《中国制造业服务外包发展报告 2021》数据，2020 年中国制造业离岸服务外包支出 532.8 亿美元，同比增长 9%。这都表明当前条件下制造业的替代弹性较大，即 $\epsilon > 1$ 。

根据前面设定，制造业技术进步率 γ_m 小于服务业的 γ_s ，且 $\epsilon > 1$ 。由式 (9) 可知，要素将向技术进步快的服务业流动，导致服务业扩张，而制造业相对收缩。据此，我们可以提出命题 1。

命题 1：当 $\gamma_m < \gamma_s$ 时，由于制造业需求替代弹性大， $\epsilon > 1$ ，技术进步率更高的服务业吸引了更多生产要素，产出份额上升，制造业则出现生产要素流出和产出份额下降。

命题 1 说明，当制造业的全要素生产率增长率小于服务业时，制造业单位生产成本和产品价格迅速上升，出现“反鲍莫尔成本病”。由于制造业产品需求价格弹性高，制造业价格提高以后需求大幅减少，从而导致生产要素从制造业流出，产出占比随之下降。

对式 $S_c = \frac{\dot{n}_s}{n_s} - \frac{\dot{n}_m}{n_m} = (1-\epsilon)(\gamma_m - \gamma_s)$ 左右两端关于制造业技术进步率 γ_m 进行求导，可得：

$$\frac{\partial S_c}{\partial \gamma_m} = (1-\epsilon) < 0 \quad (10)$$

式 (10) 表明，随着制造业技术进步率提高，制造业名义产出会相对提高，制造业占比逐渐提升，直到制造业技术进步率等于服务业技术进步率时，两部门相对产出保持稳定，从而可以得出命题 2。

命题 2：当制造业运用先进技术进行改造提升，使得 γ_m 不断提高，制造业占比下降趋势将会逐渐缓解，当制造业进步率上升到 $\gamma_m \geq \gamma_s$ 时，制造业占比保持上升或基本稳定，同步实现技术进步和制造业比重保持不变目标。

四、实证研究设计和中国解释

(一) 样本与数据来源

本实证研究目的是检验 TFP 对产业结构变迁特别是制造业占比的影响。本研究数据来自

World Input-Output Database (WIOD 2016 release) 中的中国社会核算矩阵 SEA 账户, 删除缺失值后, 数据的时间范围和对象是 2000—2014 年期间 17 个制造业细分行业。^① 使用 WIOD 中的 SEA 账户而非省份——产业层面数据的好处是, 可以将所有省份相应的细分行业进行宏观加总, 避免因省份层面的异质性和遗漏控制变量对产业结构变迁产生影响, 因此大大减少了在实证研究中需要控制的变量个数。

(二) 部门生产率测算与比较

由于 WIOD 行业层面数据较少, 因此我们不对制造业中的细分行业进行加总, 而是以每年各行业为单独的样本点。一方面可以有更多的数据保证参数估计的大样本特性, 另一方面各细分行业在纵向和横向上可以有足够的变异度。

样本确定后, TFP 测算是本文研究的基础, 对生产函数非常重要。TFP 测算有非参数估计的 DEA 方法和参数估计的索洛余值法等, 而且 TFP 也会受到 FDI、R&D、人力资本、基础设施和气候等各因素影响 (Huang et al., 2017; 等)。考虑到更好体现制造业内部变化, 本文主要采用索洛余值法测算 TFP, 按照先估计产出弹性再估算 TFP 的通常做法 (郭庆旺、贾俊雪, 2005; 赵晓军、王开元, 2021), 根据估算的制造业产出弹性, 采用索洛余值的方法就可以计算出各行业 2000—2014 年 TFP 的平均增长率。计算方法为: $\ln A_{it} = \ln va_{it} - \alpha_i * \ln k_{it}$, 其中 $\ln va_{it}$ 为各行业人均增加值的对数, $\ln k_{it}$ 为人均资本存量的对数, α_i 为各行业资本产出弹性。

其中, 制造业各行业产出弹性的估算, 杨汝岱 (2015) 已经依托中国工业企业数据库利用各种方法进行了详细、可信地计算, 且由于产出弹性是深层参数, 一般不随时间变化, 所以我们沿用该测算结果。据此, 我们将中国国民经济行业分类与代码 (GB/T 4754—2011) 中的 2 位数编码与国际标准行业分类 (ISIC Rev 4.0) 中的 2 位数编码进行匹配, 得到 WIOD 编码下的制造业产出弹性和 TFP 平均增速。如表 1 所示。

以制造业细分行业的增加值占比为权重, 计算制造业整体的年度 TFP 增速, 可以得出其整体变化趋势。如图 1 所示, 制造业 TFP 平均增速约为 5.4%, 其中 2001—2010 年的平均增速为 7% 左右, 这与大部分估计制造业 TFP 增速的研究结果相近 (李丹和胡晓娟, 2008; Brandt et al., 2012; 赵晓军和王开元, 2021, 等)。与 2001—2010 年间制造业 TFP 增速围绕 7% 上下波动不同, 2011 年之后制造业 TFP 平均增速大幅下降, 仅为 1.3% 左右。

为了确保 TFP 测算结果稳健, 增强与服务业 TFP 对照的可比性, 我们进一步以 WIOD 中的制造业和服务业分行业数据为样本, 用 DEA—Malmquist 指数方法测算了制造业和服务业的 TFP 增长率。根据测算结果 (见图 1), DEA—Malmquist 指数法测算的制造业 TFP 增速略高于索洛余值法, 但得出的制造业 TFP 增长率变动趋势完全一致, 可见, 制造业 TFP 测算方法不影响与服务业 TFP 增长率的对比。与制造业 TFP 增长率变化趋势不同, 服务业自 2003 年以来 TFP 增长率不断上升, 并于 2006 年开始超越制造业 TFP 增长率, 2007 年服务业 TFP 加权增速甚至高达 21.84%, 超出制造业 10.3 个百分点, 虽然此后二者之间差距有所缩小, 但到 2014 年服务业 TFP 增长率仍然高出制造业约 1.2 个百分点。

制造业和服务业 TFP 增速变化的巨大差异, 原因很有可能来自于两部门在数字经济快速发展背景下, 技术运用程度存在差别。一方面, 服务业中与数字技术发展直接相关的软件和信息服务业发展迅速。2011 年以来, 软件业务收入、软件产品收入、信息技术服务收入、嵌入式系统软件收入和软件出口除个别年份外, 基本都处于高速增长状态, 2011—2020 年软件和信息服务业相关经济指标增速分别高达 38.71%、25.59%、46.76%、44.42% 和 29.49%, 2019

^① 由于制造业占比只有在国家层面才有意义, 因此选择宏观层面数据。

张培丽等：技术进步、“反鲍莫尔成本病”与制造业占比

年以来，信息安全收入也逐渐增长（见表2）。另一方面，我国制造业的数字技术等新技术运用却远远滞后于服务业，以各行业每百人使用的计算机数为例，制造业计算机使用普及程度低于所有行业平均水平，更远远低于各服务业行业。以2020年为例，全行业平均每百人使用计算机数量为34台，而制造业仅为30台，仅高于水利、环境和公共设施管理业的15台、居民服务、修理和其他服务业的14台，与住宿和餐饮业的26台、租赁和商务服务的27台接近，远远低于批发零售业的56台、交通运输、仓储和邮政业的38台、信息传输、软件和信息技术服务业的134台、房地产业的40台、科学研究和技术服务业的87台、教育的108台、卫生和社会工作的60台、文化、体育和娱乐业的73台（见表3）。

表1 TFP计算：制造业中各行业资本产出弹性和TFP平均增速

WIOD 编码 (ISIC Rev4)	中国国民经济行业代码 (GB/T 4754—2011)	行业名称	资本产出弹性 (杨汝岱, 2015)	TFP 平均 增速 (%)
c05 (C10—C12)	14、15、16	食品、饮料及烟草制品的制造	0.303	7.1
c06 (C13—C15)	17、18、19	纺织品、服装及皮革制品的制造	0.31	3.4
c07 (C16)	20	木材、木材制品及软木制品（家具除外）；草编制品及编织材料的制造	0.271	5.8
c08 (C17)	22	纸和纸制品的制造	0.342	2.1
c09 (C18)	23	记录媒介物的印制及复制	0.414	1.4
c10 (C19)	25	焦炭和精炼石油产品的制造	0.401	11.9
c11 (C20)	26	化学品及化学制品的制造	0.379	4.0
c12 (C21)	27	基本医药产品和医药制剂的制造	0.407	4.1
c13 (C22)	29、30	橡胶和塑料制品的制造	0.388	3.7
c14 (C23)	31	其他非金属矿物制品的制造	0.334	6.8
c15 (C24)	32	基本金属的制造	0.37	5.8
c16 (C25)	34	金属制品的制造，但机械设备除外	0.363	5.7
c17 (C26)	40	计算机、电子产品和光学产品的制造	0.387	3.2
c18 (C27)	39	电力设备的制造	0.332	3.2
c19 (C28)	35、36	未另分类的机械和设备的制造	0.313	4.9
c20 (C29)	37	汽车、挂车及半挂车的制造	0.338	7.7
c21 (C30)	37	其他运输设备的制造	0.338	7.7
c22 (C31 _ C33)	21、24、42	家具的制造和其他制造业	0.282	3.2

与制造业和服务业 TFP 变动相对应，我国制造业占比自 2006 年的 32.5% 高点持续下降，2011 年以来下降更为明显，从 2011 年的 32.06% 快速下降到 2020 年的 26.18%，服务业占比则从 44.3% 快速提高到 54.45%，以 2011 年为分界，制造业占比和服务业占比之间的“喇叭口”日益扩大（见图 2），制造业 TFP 增长滞后于服务业 TFP 增长为近年来我国制造业占比不断下降提供了有力解释，从实证上验证了命题 1。

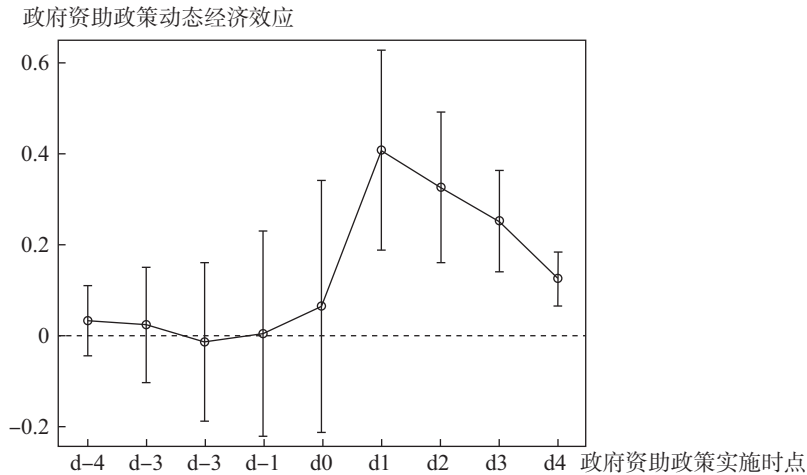


图 1 制造业和服务业加权 TFP 增速

表 2 软件和信息技术服务业发展速度 单位:%

指标	软件业务收入	软件产品收入	信息技术服务收入	信息安全收入	嵌入式系统软件收入	软件业务出口
2011 年	38.71	25.59	46.76	—	44.42	29.49
2012 年	31.54	26.89	35.08	—	29.86	13.88
2013 年	23.37	25.70	23.84	—	17.25	19.00
2014 年	21.05	23.51	16.72	—	30.70	3.74
2015 年	15.72	11.95	18.70	—	14.12	1.68
2016 年	12.57	10.04	17.47	—	1.91	0.93
2017 年	14.25	13.01	17.30	—	5.65	8.35
2018 年	12.35	2.33	22.74	—	-22.77	-5.64
2019 年	16.42	20.02	16.02	11.94	9.10	11.50
2020 年	13.20	0.90	20.67	-0.62	5.16	8.92

资料来源：国家统计局。

表 3 不同行业每百人使用计算机数量 单位:台

指标	所有行业平均	制造业	批发和零售业	交通运输、仓储和邮政业	住宿和餐饮业	信息传输、软件和信息技术服务业	房地产业	租赁和商务服务业	科学研究和技术服务业	水利、环境和公共设施管理业	居民服务、修理和其他服务业	教育	卫生和社会工作	文化、体育和娱乐业
2013 年	20	17	38	24	19	115	37	34	69	19	13	76	42	60
2014 年	22	18	42	25	22	124	38	35	73	20	14	84	46	66
2015 年	23	19	43	27	23	128	38	35	72	19	14	93	47	65
2016 年	25	20	45	29	23	130	37	36	76	19	14	91	49	65
2017 年	26	22	47	30	23	128	38	33	79	19	14	93	51	61
2018 年	29	25	50	33	23	132	38	30	82	18	15	102	55	63
2019 年	32	28	53	36	24	131	40	28	86	17	14	108	57	67
2020 年	34	30	56	38	26	134	40	27	87	15	14	108	60	73

资料来源：国家统计局。

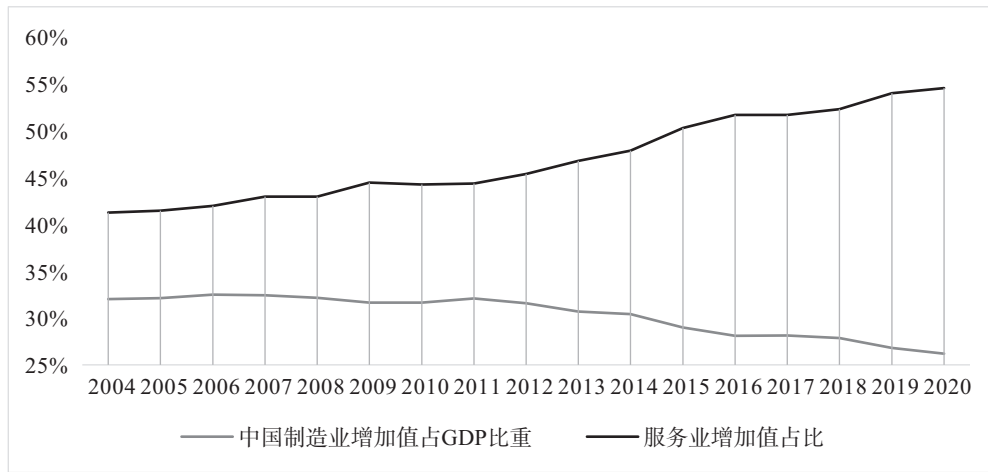


图 2 中国制造业和服务业占比变化

资料来源：国家统计局。

(三) 面板固定效应模型

为检验 TFP 对制造业占比的影响，本文以 $Post_2011$ 为指示变量，将制造业 TFP 增长率基本低于服务业增长率的 2000—2014 年进一步区分为，2000—2010 年的技术进步相对快速时期和 2011—2014 的技术进步缓慢时期，以进行异质性检验。为此，我们构建了含交互项的面板固定效应模型，记为模型 (1)：

$$\begin{aligned}
 Share_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 TFP_{i,t} \\
 & + \beta_2 TFP_{i,t} * Post_2011 + \gamma X_{i,t} \\
 & + \delta_i + \delta_{ind} + \epsilon_{it}
 \end{aligned} \tag{11}$$

其中， $Share_{i,t}$ 表示制造业的 i 行业在 t 年的增加值占比的增速，即行业增长值占总增加值比例的增速。 $TFP_{i,t}$ 为制造业的 i 行业在 t 年的 TFP 增速，之所以用增速而不用水平变量是因为增速变量可以剔除随时间变化的其他因素影响，比如劳动力和资本市场扭曲会影响 TFP 水平 (Buera & Kaboski, 2009)，但不会影响 TFP 增速。 $Post_2011$ 表示在 2011 年 (含) 之后变量取值为 1，并与 $TFP_{i,t}$ 进行交互。控制变量 $X_{i,t}$ 如下：用固定资本比就业人数的对数形式来表示资本密集度 $Cap_{i,t}$ ，以控制不同行业要素禀赋。规模效应会通过市场规模激励行业的研发投入，通过提高 TFP 影响增加值占比，因此为了控制制造业的规模经济效应，用制造业的总就业人数的对数形式^① $Scale_{i,t}$ 作为控制变量。劳动力成本的增速一方面会通过影响资本替代劳动的决策影响技术进步，另一方面也会通过挤压制造业利润影响制造业比重，因此用 $Wag_{i,t}$ 来控制行业劳动力成本。模型同时控制了行业固定效应 δ_{ind} 和年份固定效应 δ_t 。其中行业固定效应 δ_{ind} 控制各个行业之间不随时间变化的特征差异，年份固定效应 δ_t 控制了只随时间变化的外在因素和重要事件的影响，如总技术进步率水平、老龄化程度、2008 年国际金融危机和加入 WTO 等事件影响。我们假设各行业存在异方差性，因此将模型 (11) 的标准误聚类在行业层面。

本文主要关注交互项系数 β_2 的大小和方向，其反映了 TFP 增速在 2011 年前后技术进步差异对制造业占比的影响。

^① 为了保留 0 值，将制造各部门的总就业人数乘以 1000 再加 1，然后取对数形式。

(四) 变量描述性统计

表 4 报告了主要变量定义和行业一年度的描述性统计量, 其中对主要解释和被解释变量分时间段进行汇报。*Share* 的均值为 -0.1% , 最小值 -47.9% , 最大值为 50.8% , 说明制造业各行业占比增速存在明显的差异, 在 2011 年之后, 增速的差异性相对缩小。*TFPG* 的均值为 5.1% , 最小值为 -38.7% , 最大值为 58.4% , 说明各行业之间的 TFP 增速也存在巨大的差异, 在 2011 年之后, *TFPG* 均值明显下降, 反映了制造业技术进步的相对缓慢。

表 4 变量定义与描述性统计

变量	变量定义	观测量	均值	标准差	中位数	最小值	最大值
<i>Share</i>	制造业占比增速						
所有样本		252	-0.001	0.100	0.000	-0.479	0.508
2011 年之前		180	-0.003	0.112	-0.004	-0.479	0.508
2011 年之后		72	0.003	0.058	0.000	-0.258	0.141
<i>TFPG</i>	TFP 增速						
所有样本		252	0.051	0.094	0.045	-0.387	0.584
2011 年之前		180	0.064	0.106	0.063	-0.387	0.584
2011 年之后		72	0.018	0.040	0.019	-0.110	0.129
<i>RCA_VAX</i>	制造业相对比较优势增速						
所有样本		252	0.003	0.074	0.001	-0.290	0.219
2011 年之前		180	0.002	0.081	-0.002	-0.290	0.219
2011 年之后		72	0.005	0.056	0.006	-0.252	0.184
<i>WagG</i>	劳动力成本增速	252	0.101	0.099	0.094	-0.396	0.573
<i>Cap</i>	资本密集度	270	5.038	0.912	4.961	3.314	7.715
<i>Scale</i>	规模经济 (对数)	270	15.516	0.856	15.687	13.493	17.441
<i>Post_2011</i>	1=2011 年 (含) 之后	270	0.267	0.443	0.000	0.000	1.000
$\ln(\textit{Share})$	制造业占比 (对数)	270	-3.086	0.650	-3.090	-4.596	-2.000
$\ln(\textit{TFP})$	TFP 水平 (对数)	270	2.446	0.432	2.376	1.572	3.552
<i>RCA_VAX</i>	相对比较优势	270	0.999	0.487	0.964	0.210	2.798

三、实证分析结果

(一) 基准回归结果

表 5 报告了检验命题 1 和 2 的基准回归结果。其中列 (1) 表明, 在未加入控制变量时, 系数 β_1 在 1% 的显著性水平上显著, 说明制造业 TFP 增速越高, 制造业占比也会提高。列 (3) 说明, 在控制行业和年份固定效应之后, 加入劳动力成本增速、规模经济和资本密集度变量之后, 系数 β_1 从 0.95 上升到 1.734, 并且仍然在 1% 水平上显著。这表明, 在控制其他变量的影响之后, 在 2011 年之前, TFP 增速每上升 1%, 制造业占比增速上升 1.7%。根据列 (2) 的估计结果, 当不控制年份固定效应而在回归方程中加入指示变量 *Post_2011* 时, 系数不显著, 表明 β_2

张培丽等：技术进步、“反鲍莫尔成本病”与制造业占比

容易受到随时间变化的宏观因素影响。由此，当控制年份固定效应后，列（1）、（3）估计的结果表明 TFP 增速在 2011 年前后的影响作用有很大的差异性。具体来看，当加入控制变量后，列（3）中 β_2 系数大小仍保持在 0.56 左右不变，且十分显著。这表明，在 2011 年 TFP 增速大幅下滑之后，制造业的 TFP 增速提高 1%，制造业占比会提高 2.3%，比 2011 年之前提高了 0.56%，支持了命题 2。

表 5 TFP 增速与制造业占比

	(1)	(2)	(3)
	<i>Share</i>	<i>Share</i>	<i>Share</i>
<i>TFPG</i>	0.950*** (0.05)	1.317*** (0.15)	1.743*** (0.26)
<i>TFPG * Post_2011</i>	0.564* (0.29)	0.274 (0.17)	0.557** (0.21)
<i>Constant</i>	-0.053*** (0.01)	-1.481*** (0.41)	-1.342*** (0.45)
<i>Number of ind</i>	18	18	18
<i>Controls</i>	No	YES	YES
<i>Industry FE</i>	YES	YES	YES
<i>Year FE</i>	YES	No	YES
<i>Ajusted R2</i>	0.795	0.774	0.868
<i>N</i>	252	252	252

说明：Controls 表示控制实证模型（1）中所有控制变量。括号内为聚类到行业层面的标准误。***、**、* 分别表示回归系数在 1%、5% 和 10% 显著性水平上显著，下同。

（二）TFP 影响制造业占比的异质性检验

为进一步检验 TFP 对制造业占比的影响，我们根据制造业内部技术进步速度差异，即生产率，将制造业区分为高技术制造业和低技术制造业。从低技术制造业和高技术制造业，以及制造业加权 TFP 增速来看，高技术制造业加权 TFP 增速下降更快，尤其 2011 年以来，高技术制造业 TFP 下降更为明显，拉低了整体制造业 TFP（见图 3）。

按照 OECD 双边贸易数据库（OECD BTDIxE）将制造业分为高技术制造业和低技术制造业的分类^①，加入资本密集度、规模效应和劳动力成本增长率控制变量后，同时控制了时间固定效应和行业固定效应，分别对两类制造业 TFP 对制造业占比的影响进行异质性分析。

如表 6 所示，列（1）和（2）表明，对于高技术制造业来说，系数 β_1 在 1% 的显著性水平上显著，TFP 增速增加 1%，其制造业占比会提高 2.3%。对于低技术制造业来说，TFP 增速增加 1%，其制造业占比会提高 1.3%。这意味着，无论高技术制造业还是低技术制造业提高 TFP 水平都会带来制造业占比的提高，其中高技术制造业 TFP 水平提高对制造业占比提升效果更为明显，这为命题 2 提供了进一步证明，揭示了中国制造业通过增强技术创新能力，加快数字化转型，尤其是促进高技术制造业快速发展，是实现制造业占比上升的有效路径。

^① OECD BTDIxE 根据不同的技术水平将制造业各行业分为高技术、中高技术、中低技术、低技术制造业，我们将高技术和中高技术行业归类为高技术制造业，将中低技术和低技术归类为低技术制造业。

表 6 TFP 对制造业占比的影响——异质性分析

	(1)	(2)
	<i>Share</i> 高技术制造业	<i>Share</i> 低技术制造业
<i>TFPG</i>	2.300*** (0.34)	1.320*** (0.12)
<i>Constant</i>	-1.108 (1.53)	-0.713 (0.57)
<i>Number of ind</i>	7	11
<i>Controls</i>	YES	YES
<i>Industry FE</i>	YES	YES
<i>Year FE</i>	YES	YES
<i>Ajusted R2</i>	0.799	0.914
<i>N</i>	98	154

(三) TFP 影响制造业占比的机制检验

TFP 增长率水平提升之所以能够影响制造业占比，主要是因为 TFP 增速提升会带动制造业向产业链、价值链高端攀升，从而提高我国制造业的国际竞争力，推动制造业占比提高。其内在机制主要在于：第一，TFP 增长率提升有助于拓展国际市场。过去我国制造业的比较优势主要集中在依靠低成本优势的加工环节，以低附加值的加工贸易方式参与全球价值链分工，在技术进步不发生较大变化的情况下，成本优势逐渐丧失必然会降低产品国际竞争力，国际市场份额被其他具备低成本优势的地区所蚕食和替代，从而出现产能过剩，直接影响制造业规模。相反，如果制造业技术进步加速，TFP 保持较快增长，技术进步引发的效率提升就可以弥补成本提高对制造业带来的不利影响，保持较强国际竞争力和市场获利能力。第二，TFP 增长率提升可以使制造业获得更高的附加值。由于我国制造业自主创新能力不足，直接影响了我国全球价值链分工中的位置，也决定了制造业所获增加值较低，相关行业和企业利润率远远低于发达国家。以电子信息产业为例，2021 年我国电子信息百强企业利润总额同比增长 21.2%，平均利润率为 6%，远远低于苹果公司同年 20.9% 的利润率，2021 年苹果公司利润率进一步提高至 26%，显示了我国制造业大而不对强的典型事实。在现有国际定价体系下，技术进步带来的制造业 TFP 增长率加速，就可以通过提高国际价值链分工中的位置获得更高附加值。第三，TFP 增长率提升有助于实现国产替代。我国制造业在关键零配件与核心原材料方面严重依赖于发达国家，只能通过以“为出口而进口”策略来弥补“技术差距”（张杰，2017），这些高附加值中间产品大量依靠进口，不仅直接影响我国的产业安全和经济安全，而且需要支付高昂的费用，削弱制造业盈利能力。以芯片为例，2021 年我国芯片进口额近 4400 亿美元，约 2.8 万亿元，约占中国进口额的 16%，GDP 的 2.45%，是石油进口额的两倍多。随着部分关键零配件和核心原材料技术有所突破，就可以实现对国外产品的部分或完全替代，大大提高我国制造业的附加值。国际竞争力通过以上三种机制带动制造业增加值不断提高，占比不断提升。因此，国际竞争力是 TFP 提升制造业占比的中介变量。为此，我们分别从低技术制造业和高技术制造业角度检验 TFP 对制造业国际竞争力的影响。

根据李嘉图的比较优势贸易理论，生产技术的相对差别，以及由此产生的相对成本差异是国际贸易产生的基础，从而制造业部门的技术差异，以及由此带来的部门竞争力水平，往往可以由

基于出口的行业相对比较优势（RCA）指标来衡量。相对比较优势（RCA）测算标准最早由 Balassa（1965）提出。一般认为，当 RCA 大于 1 时，该国被认为在该部门具有明显的比较优势，当该指数小于 1 时，则被认为在该领域具有明显的相对劣势。传统的 RCA 指数使用出口额进行测算，忽略了投入产出结构中的生产性因素（Wang et al., 2013; Koopman et al., 2014），导致 RCA 指数会高估制造业特别是高技术制造业比较优势。这主要是因为制造业出口额不仅包含了新增价值，也包含了中间投入品价值，尤其当制造业中大量技术含量高的中间品需要进口时，根据出口额测算的 RCA 往往会高估其 TFP 水平，难以体现制造业的真实技术水平，从而影响 TFP 测算，导致测量误差和反向因果等内生性偏误。为此，本文借鉴 Liu et al.（2020）的方法和对外经贸大学 GVC 指数^①中的出口增加值（VAX）概念和数据，用出口增加值而不是出口总额修正传统的 RCA 指标，构建基于增加值的相对比较优势（RCA_VAX）指标，能够更准确地反映不同制造业部门技术水平，纠正传统总值核算法对中国制造业国际竞争力的误判（戴翔，2015）。

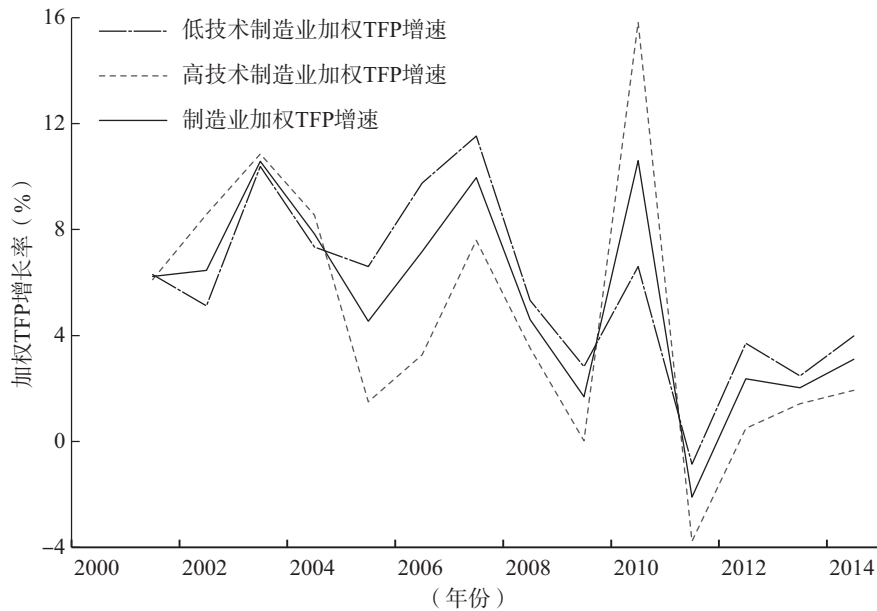


图 3 中国制造业加权 TFP 增速情况

基于增加值的相对比较优势（RCA_VAX）指标的计算方法如下：

$$RCA_VAX_s = \left(\frac{VAX_s}{\sum_{s=1}^N VAX_s} \right) / \left(\frac{\sum_{i=1}^G VAX_{is}}{\sum_{s=1}^N \sum_{i=1}^G VAX_{is}} \right) \quad (1)$$

其中， $s=1, 2, \dots, N$ 表示制造业中的各部门， $i=1, 2, \dots, G$ 表示世界上各个国家。我们以增加值为权重计算得到两类制造业基于增加值的加权相对比较优势（见图 4）。很显然，高技术制造业和低技术制造业基于增加值的相对比较优势变动和发展趋势表现出明显的差异，我们的测算结果与戴翔（2015）的研究基本一致。

^① VAX 的估计数据来自于 WIOD（2016），网址为 http://rigvc.uibe.edu.cn/english/D_E/database_database/index.htm

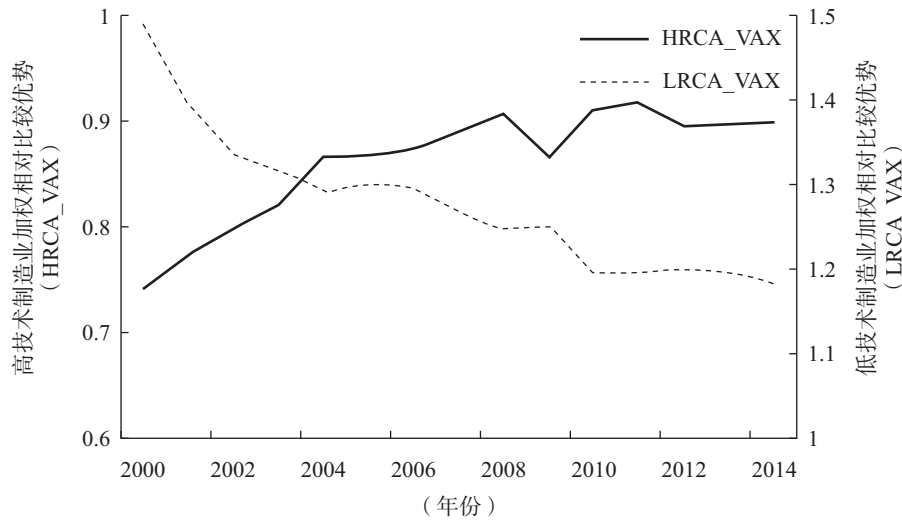


图 4 高一低技术制造业加权相对比较优势

根据测算结果, 2000 年以来, 我国低技术制造业基于增加值的相对比较优势 $LRCA_VAX$ 呈下降趋势, 但总体上一直大于 1, 相反, 高技术制造业基于增加值的相对比较优势 $HRCA_VAX$ 呈上升的趋势, 但却一直小于 1, 特别是 2004—2014 年间, 一直在 0.88 左右徘徊, 表现出明显的相对比较劣势和“技术停滞”。这表明: 第一, 当前我国制造业的国际竞争力仍然集中在主要依靠低成本优势的 low-tech 制造业中, 但随着劳动力成本、环境成本、土地成本等的迅速上升, 低技术制造业部门相对比较优势逐渐丧失, 2014 年基于增加值的相对比较优势已经下降至 1.2 以下, 过去拥有显著比较优势的 low-tech 制造业在世界范围内的产业竞争力显著下降。第二, 我国高技术制造业进入新世纪以来竞争力有所提升, 可能的原因在于随着我国加入国际贸易组织, 我国通过引进、消化、吸收、再创新等方式, 技术进步得到一定程度提升, 带动高技术制造业基于增加值的相对比较优势较快增长, 但始终没有构建起明显的相对比较优势, $HRCA_VAX$ 一直没能达到 1。2011 年以来, 高技术制造业相对比较优势增长趋势发生改变, 出现下降或相对稳定, 显示我国高技术制造业发展遭遇困境, 这主要是因为我国自主创新能力相对较低, 许多关键核心技术高度对外依赖, 从而使我国难以在全球产业链价值链分工中取得向上突破。

表 7 报告了基于增加值的低技术制造业和高技术制造业相对比较优势对制造业占比的实证结果。列 (2) 表明, 在加入控制变量之后, $TFPG * Post_2011$ 和 $TFPG$ 的系数依然显著为正, 其中 $TFPG$ 的系数为 0.812, 说明在 2011 年之前制造业 TFP 增速提高 1%, 制造业基于增加值的相对比较优势增速提高 0.812%。2011 年以后制造业的 TFP 增速每提高 1%, 制造业基于增加值的相对比较优势增速会提高 1.6%, 比 2011 年之前提高了近一倍, 这表明制造业 TFP 对制造业比较优势的形成作用效果日益显著, 尤其是 2011 年以来 TFP 提高对制造业比较优势影响的重要性进一步增强。从列 (3) 和列 (2) 的对比来看, 与整体制造业相比, 2011 年以后高技术制造业的 TFP 增速对基于增加值的比较优势影响更为突出, 且大幅提升, 从 2011 年前的 0.79%^① 上升到 2.1%, 程度几乎翻倍。从列 (3) 和列 (4) 的行业异质性效果对比来看, TFP 推动相对比较优势增长的效果在高、低技术制造业之间出现明显分化, 2011 年之后, TFP 增长每提高

① 高技术制造业 2011 年前 TFP 对基于增加值的比较优势影响低于整体制造业, 可能的原因是高技术制造业占比在整体制造业中比例低。

张培丽等：技术进步、“反鲍莫尔成本病”与制造业占比

1%，基于增加值的高技术制造业相对比较优势增速提高 2.1%，而低技术制造业基于增加值的相对比较优势增速只提高 0.682%，TFP 对高技术制造业的比较优势影响更为显著。

表 7 TFP 增速与制造业占比的相对比较优势机制

	(1)	(2)	(3)	(4)
	RCA_VAX	RCA_VAX	RCA_VAX	RCA_VAX
	全样本	全样本	高技术制造业	低技术制造业
TFPG	0.526*** (0.04)	0.812*** (0.17)	0.786** (0.28)	0.682*** (0.18)
TFPG * Post_2011	0.874*** (0.22)	0.812*** (0.26)	1.323** (0.37)	0.686 (0.44)
Constant	-0.037** (0.01)	0.597 (0.53)	0.662 (1.19)	0.815 (0.71)
Number of ind	18	18	7	11
Controls	No	YES	YES	YES
Industry FE	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES
Ajusted R2	0.515	0.534	0.323	0.637
N	252	252	98	154

制造业 TFP 对基于增加值的比较优势影响，为前面制造业 TFP 影响制造业占比提供了很好的传导机制解释，解释了通过提高制造业 TFP，增强制造业比较优势，从而提高制造业占比的可能渠道。

五、稳健性检验

(一) 内生性分析

上述用固定面板效应的基准回归分析中，可能存在两方面的内生性问题：一是反向因果。在 TFP 会引发产业结构演进的同时，产业结构也会带来社会整体 TFP 和经济增速变化。根据鲍莫尔模型，随着要素不断向技术停滞部门流动，会拉低整体 TFP 和经济增速 (Nordhaus, 2006)。在制造业内部，由于高技术制造业加权 TFP 增速下降更快，制造业内部结构变化将会拉低整体制造业 TFP 水平。二是测量误差问题，TFP 的计算方法纷繁复杂，不同的方法会对 TFP 的测算结果带来一定的影响。为了减轻这两方面的内生性偏误，我们用 IV 的方法重新估计了 (1) 式。借鉴 Griffith et al. (2004) 和 Costiont et al. (2012) 的方法，将技术进步作为 R&D 的结果，相关的识别假设是制造业各部门 R&D 支出主要通过 TFP 来影响制造业占比。根据 WIOD 投入产出表，用制造业各部门中使用的 R&D 中间投入增速作为 TFP 增速的工具变量。为了减轻弱工具变量对估计结果带来的偏误，我们将工具变量回归在高技术制造业上重新估计了参数大小。这是因为相比于主要依靠低要素成本的低技术制造业部门，R&D 增速是决定高技术制造业部门技术进步的更为重要的因素，R&D 增速与 TFP 增速的相关性更强。

表 8 展示了工具变量的估计结果，列 (1) 和 (3) 的第一阶段回归结果表明，GR&D 的系

数显著为正，与 $TFPG$ 的相关性很强，列 (2) 和 (4) 的第二阶段回归结果表明， $TFPG$ 的系数很大并且也显著为正，与表 5 中用面板回归模型估计的系数大小很接近。该结果说明，用 R&D 增速作为工具变量估计的结果很稳健。进一步地为了考察工具变量的可靠性，我们用 KP F 统计量检验弱工具变量的问题。对于全样本来说，KP F 统计量为 5.53，大于 25% 偏误的临界值，可以拒绝弱工具变量的原假设。对于高技术制造业来说，KP F 统计量为 13.03，大于 15% 偏误的临界值，更进一步地拒绝了弱工具变量的原假设。这也可以表明，对于技术水平越高的行业来说，R&D 增速作为工具变量的效果也更好，估计参数的结果也越稳健。因此，基于工具变量的稳健性分析也证明了制造业 TFP 增速提高，制造业占比将会提高，即验证了命题 2。

(二) 替换核心解释变量

为了减轻核心解释变量的选取对实证结果带来的影响，本文借鉴 Hsieh (2002) 和 Liu et al. (2020) 的方法，用劳动力价格平均增速 (工资的平均增速) g_w 和资本价格平均增速 g_r 的加权平均来对 WIOD 中的制造业各部门的 TFP 增速重新估算。其中权重分别为劳动力和资本获得的报酬比例 (s_L 和 s_K)， $TFP = s_K * g_r + s_L * g_w$ 。该方法因为在 TFP 中已经体现了劳动力价格的增速水平，因此将回归模型 (1) 式中的控制变量 $WagG$ 改为劳动力价格水平 Wag ，其他控制变量保持相同。回归结果如表 9 所示，列 (4) 中 $TFP * Post_2011$ 的系数显著为正，表明在 2011 年之后，TFP 增速提高 1%，对制造业占比份额多提升 0.41%。同理列 (5) 和列 (6) 说明了 TFP 影响机制的稳健性结果，即 TFP 增速 2011 年后对基于增加值的比较优势影响大幅提高，相比于 2011 年之前，TFP 增速提高 1%，对基于增加值的制造业相对比较优势多提升 0.67%，作用效果主要集中于高技术制造业部门。上述实证结果表明，无论从系数大小还是显著性水平上看，替换核心解释变量的实证结果与基准模型的主要结论一致。

表 8 稳健性检验—IV 估计

	(1)	(2)	(3)	(4)
	First Stage	Two Stage	First Stage	Two Stage
	$TFPG$ 全样本	$Share$ 全样本	$TFPG$ 高技术制造业	$Share$ 高技术制造业
$GR\&D$	0.191**	(0.08)	0.205**	(0.06)
$TFPG$	(0.60)	1.173***	(0.17)	1.678**
$Constant$	0.778	(0.59)	0.876	(0.97)
$Controls$	YES	YES	YES	YES
$Industry\ FE$	YES	YES	YES	YES
$Year\ FE$	YES	YES	YES	YES
$KP\ F-stat$	5.53	5.53	13.03	13.03
$Ajusted\ R^2$	0.229	0.770	0.455	0.0664
N	252	252	98	98

表 9 稳健性检验—替换核心解释变量

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Share</i> 全样本	<i>Share</i> 全样本	<i>Share</i> 全样本	<i>Share</i> 全样本	<i>RCA_VAX</i> 全样本	<i>RCA_VAX</i> 高技术制造业
<i>TFP</i>	0.989*** (0.03)	0.970*** (0.04)	0.922*** (0.04)	0.965*** (0.04)	0.551*** (0.06)	0.550*** (0.07)
<i>TFP * Post_2011</i>	0.330** (0.15)	0.371** (0.13)	0.342*** (0.10)	0.412*** (0.11)	0.668** (0.24)	0.619** (0.20)
<i>Constant</i>	-0.023*** (0.01)	-0.128* (0.07)	-0.950*** (0.32)	-0.624 (0.44)	0.386 (0.63)	0.335 (1.22)
<i>Number of ind</i>	18	18	18	18	18	7
<i>Controls</i>	No	No	YES	YES	YES	YES
<i>Industry FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Year FE</i>	YES	YES	No	YES	YES	YES
<i>Ajusted R2</i>	0.853	0.856	0.823	0.871	0.568	0.332
<i>N</i>	252	252	252	252	252	98

六、结论和政策建议

本文根据我国当前服务业全要素生产率增长率已经高于制造业全要素生产率增长率的基本事实，修正了鲍莫尔不平衡增长模型，理论和实证研究了服务业与制造业技术进步速度逆转鲍莫尔假定情况下的产业结构变动，得出了以下主要结论：

第一，随着数字技术特别是新一代信息通讯技术的快速发展，生产性服务业的发展带动了服务业全要素生产率提升，我国服务业 TFP 增长率已经高于制造业 TFP 增长率，逆转了鲍莫尔不平衡增长理论假定前提。根据鲍莫尔不平衡增长模型逻辑，由于制造业产品的替代弹性较高，制造业技术进步速度低于服务业技术进步速度会导致制造业占比下降，服务业占比上升，我国实际存在着“反鲍莫尔成本病”，即制造业中一定程度存在“鲍莫尔成本病”，这为我国尚处于库兹涅茨倒 U 曲线左侧但近年来制造业占比过早过快下降的反常现象，提供了技术进步角度的理论解释，也为我国创新驱动发展中保持制造业占比基本稳定提供了逻辑一致的理论分析框架。

第二，保持制造业占比基本稳定的关键在于，加快推动制造业技术进步。数字经济时代就是要加快传统制造业的数字化改造，提高制造业 TFP，带动我国制造业在国际产业链分工中位置攀升，提升国际竞争力。随着制造业技术进步和产业数字化，制造业相对 TFP 水平提高，制造业占比下降势头将会得到遏制并稳步提升，当制造业 TFP 增长率等于或高于服务业 TFP 增长率时，产业结构将达到新的均衡。

第三，借助 WOID 数据库，以 2000—2014 年 17 个制造业细分行业为研究对象，实证检验以制造业 TFP 为主导的技术进步对制造业占比的影响，结果显示，TFP 增速提高能显著地提升制造业占比，高技术制造业和低技术制造业的异质性分析进一步支持了该结论，且高技术制造业 TFP 增速提高，对制造业占比影响更大。机制检验的结果表明，制造业行业的 TFP 越高，其基于增加值的相对比较优势也越大，高技术制造业影响制造业占比的效果更为明显。用工具变量和替换核心解释变量的方法处理了实证研究中可能存在的内生性，验证了实证结果的稳健性。

本文关于技术进步、“反鲍莫尔成本病”和制造业占比的研究，对于同步实现创新驱动和制造业占比基本稳定双重目标具有以下政策含义。

第一，加快推进制造业技术进步是我国制造业占比保持基本稳定的根本出路。技术进步是制造业占比变动规律转化的基本前提，因此必须实施创新驱动战略，加快推进科技自立自强进程，尽快破解“卡脖子”关键核心技术，推进产业链供应链现代化，提升我国制造业的国际竞争力，才能实现我国确定的保持制造业占比基本稳定的发展目标。

第二，制造业技术进步有赖于抢占数字经济发展制高点和推动数字经济与实体经济深度融合。一是加大基础科学、基础工程领域研发投入，聚焦高端芯片、操作系统、人工智能关键算法等数字技术，加快推进关键数字技术的基础研究和应用研究，力争取得科学和工程的重大突破，加快实现关键核心技术国内替代，将高附加值留在国内。二是加快运用信息通讯技术、人工智能技术、大数据技术和云技术改造提升传统制造业，积极推进传统制造业数字化转型，发挥数字技术对经济发展的放大、叠加和倍增作用。

第三，发展壮大战略性新兴产业是制造业占比稳定的应有之义。创新驱动战略下，制造业占比保持基本稳定不应仅是制造业量的稳定和提升，重要的是制造业中战略性新兴产业尤其是先进制造业和高技术制造业的快速发展。这就需要充分发挥我国超大规模市场优势、海量数据优势和广阔的应用场景优势，加快数字技术的创新应用，推进新技术、新产业、新业态、新模式、新产品的快速发展，不断提高先进制造业和高技术制造业在工业增加值中的占比，塑造我国制造业国际竞争新优势。

参考文献

- 蔡昉，2021：《生产率、新动能与制造业——中国经济如何提高资源重新配置效率》，《中国工业经济》第5期。
- 程大中，2004：《中国服务业增长的特点、原因及影响——鲍莫尔—富克斯假说及其经验研究》，《中国社会科学》第2期。
- 戴翔，2015：《中国制造业国际竞争力——基于贸易附加值的测算》，《中国工业经济》第1期。
- 郭克莎、彭继宗，2021：《制造业在中国新发展阶段的战略地位和作用》，《中国社会科学》第5期。
- 郭庆旺、贾俊雪，2005：《中国全要素生产率的估算：1979—2004》，《经济研究》第6期。
- 韩朝亮、符建华，2019：《中国服务业增长与鲍莫尔—富克斯假说的再检验——基于省际面板数据的实证研究》，《哈尔滨商业大学学报（社会科学版）》第2期。
- 黄群慧、杨虎涛，2022：《中国制造业比重“内外差”现象及其“去工业化”涵义》，《中国工业经济》第3期。
- 江小涓，2017：《高度联通社会中的资源重组与服务业增长》，《经济研究》第3期。
- 李丹、胡小娟，2008：《中国制造业企业相对效率和全要素生产率增长研究——基于1999~2005年行业数据的实证分析》，《数量经济技术经济研究》第7期。
- 李毅中，2021：《“十四五”工业领域需关注的几个问题》，《中国国情国力》第5期。
- 庞瑞芝、邓忠奇，2014：《服务业生产率真的低吗？》，《经济研究》第12期。
- 宋建、郑江淮，2017：《产业结构、经济增长与服务业成本病——来自中国的经验证据》，《产业经济研究》第2期。
- 谭洪波、郑江淮，2012：《中国经济高速增长与服务业滞后并存之谜——基于部门全要素生产率的研究》，《中国工业经济》第9期。
- 王燕武、李文溥、张自然，2019：《对服务业劳动生产率下降的再解释——TFP还是劳动力异质性》，《经济学动态》第4期。
- 魏后凯、王颂吉，2019：《中国“过度去工业化”现象剖析与理论反思》，《中国工业经济》第1期。

张培丽等：技术进步、“反鲍莫尔成本病”与制造业占比

- 徐朝阳、王粹，2021：《部门异质性替代弹性与产业结构变迁》，《经济研究》第4期。
- 闫冰倩、冯明，2021：《服务业结构性扩张与去工业化问题再审视》，《数量经济技术经济研究》第4期。
- 杨汝岱，2015：《中国制造业企业全要素生产率研究》，《经济研究》第2期。
- 张辉、闫强明、黄昊，2019：《国际视野下中国结构转型的问题、影响与应对》，《中国工业经济》第6期。
- 张建华、程文，2019：《服务业供给侧结构性改革与跨越中等收入陷阱》，《中国社会科学》第3期。
- 张杰，2021：《中国制造业增加值占GDP比重的变化趋势与内在规律》，《探索与争鸣》第5期。
- 张培丽，2019：《不同经济发展阶段产业结构的合理性判断——基于各国发展经验的视角》，《教学与研究》第12期。
- 张月友、董启昌、倪敏，2018：《服务业发展与“结构性减速”辨析——兼论建设高质量发展的现代化经济体系》，《经济学动态》第2期。
- 赵伟，2021：《“十四五”期间中国经济发展不宜设定制造业占比指标》，《探索与争鸣》第1期。
- 赵晓军、王开元，2021：《全要素生产率、产业网络与经济发展》，《经济科学》第5期。
- 中国社会科学院工业经济研究所课题组，2022：《工业稳增长：国际经验、现实挑战与政策导向》，《中国工业经济》第2期。
- Acemoglu, D., and V. Guerrieri, 2008, “Capital deepening and nonbalanced economic growth”, *Journal of political Economy*, 116 (3): 467 - 498.
- Alvarez-Cuadrado, F., N. Van Long, and M. Poschke, 2017, “Capital-labor substitution, structural change, and growth”, *Theoretical Economics*, 12 (3): 1229 - 1266.
- Alvarez-Cuadrado, F., N. Van Long, and M. Poschke, 2018, “Capital-labor substitution, structural change and the labor income share”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 87: 206 - 231.
- Baily, M. N., and B. P. Bosworth, 2014, “US manufacturing: Understanding its past and its potential future”, *Journal of Economic Perspectives*, 28 (1): 3 - 26.
- Balassa, B., 1965, “Trade liberalisation and “Revealed” Comparative Advantage”, *The manchester School*, 33 (2): 99 - 123.
- Baumol, W. J., 1967, “Macroeconomics of unbalanced growth: the anatomy of urban crisis”, *The American economic Review*, 57 (3): 415 - 426.
- Baumol, W. J., S. A. B. Blackman, and E. N. Wolff, 1985, “Unbalanced growth revisited: asymptotic stagnancy and new evidence”, *The American Economic Review*, 806 - 817.
- Bosworth, B. P., and J. E. Triplett, 2007, “The early 21st century US productivity expansion is still in services”, *International Productivity Monitor*, 14: 3.
- Brandt, L., J. Van Biesebroeck, and Y. Zhang, 2012, “Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing”, *Journal of development Economics*, 97 (2): 339 - 351.
- Buera, F. J., and J. P. Kaboski, 2009, “Can traditional theories of structural change fit the data?”, *Journal of the European Economic Association*, 7 (2 - 3): 469 - 477.
- Chenery, H. B., and L. Taylor, 1968, “Development patterns: among countries and over time”, *The Review of Economics and Statistics*, 391 - 416.
- Clark, C., 1967, “The conditions of economic progress.”, *The conditions of economic Progress*.
- Costinot, A., D. Donaldson, and I. Komunjer, 2012, “What goods do countries trade? A quantitative exploration of Ricardo’s ideas”, *The Review of economic Studies*, 79 (2): 581 - 608.
- Curtis, D. C., and K. Murthy, 1998, “Economic growth and restructuring: a test of unbalanced growth models-1977 - 1992”, *Applied Economics Letters*, 5 (12): 777 - 780.
- Duernecker, G., B. Herrendorf, and A. Valentinyi, 2017, “Structural change within the service sector and the future of Baumol’s disease”CEPR Discussion Paper No. DP12467.
- Griffith, R., S. Redding, and J. V. Reenen, 2004, “Mapping the two faces of R&D: Productivity growth in a panel of OECD industries”, *Review of economics and Statistics*, 86 (4): 883 - 895.

- Herrendorf, B., C. Herrington, and A. Valentinyi, 2015, "Sectoral technology and structural transformation", *American Economic Journal: Macroeconomics*, 7 (4): 104 - 133.
- Hsieh, C.-T., 2002, "What explains the industrial revolution in East Asia? Evidence from the factor markets", *American Economic Review*, 92 (3): 502 - 526.
- Huang, J., X. Cai, S. Huang, et al., 2019, "Technological factors and total factor productivity in China: Evidence based on a panel threshold model", *China Economic Review*, 54: 271 - 285.
- Johnson, R. C., and G. Noguera, 2012, "Accounting for intermediates: Production sharing and trade in value added", *Journal of International Economics*, 86 (2): 224 - 236.
- Koopman, R., Z. Wang, and S.-J. Wei, 2014, "Tracing value-added and double counting in gross exports", *American Economic Review*, 104 (2): 459 - 494.
- Kuznets, S., 1971, "Economic growth of nations: total output and production structure", *Cambridge (Mass.): Belknap Press of Harvard University Press*.
- Lavopa, A., and A. Szirmai, 2018, "Structural modernisation and development traps. An empirical approach", *World Development*, 112: 59 - 73.
- Liu, X., A. Mattoo, Z. Wang, et al., 2020, "Services development and comparative advantage in manufacturing", *Journal of Development Economics*, 144: 102438.
- Maroto, A., and L. Rubalcaba, 2008, "Services productivity revisited", *The Service Industries Journal*, 28 (3): 337 - 353.
- Maroto-Sánchez, A., and J.R. Cuadrado-Roura, 2009, "Is growth of services an obstacle to productivity growth? A comparative analysis", *Structural Change and Economic Dynamics*, 20 (4): 254 - 265.
- Ngai, L.R., and C.A. Pissarides, 2007, "Structural change in a multisector model of growth", *American Economic Review*, 97 (1): 429 - 443.
- Nordhaus, W.D., 2008, "Baumol's diseases: a macroeconomic perspective", *The BE Journal of Macroeconomics*, 8 (1) .
- Van Neuss, L., 2018, "Globalization and deindustrialization in advanced countries", *Structural Change and Economic Dynamics*, 45: 49 - 63.
- Wang, Z., S.-J. Wei, and K. Zhu, 2013, "Quantifying international production sharing at the bilateral and sector levels", National Bureau of Economic Research.

(责任编辑: 杨万东)

TECHNOLOGICAL PROGRESS, "ANTI-BAUMOL'S COST DISEASE" AND MANUFACTURING SHARE

ZHANG Peili XU Qizhou

(School of Economics, Renmin University of China)

Abstract: In the face of China's manufacturing share a rapid decline since 2006, the "14th Five-Year Plan" clearly put forward to maintain the basic stability of the proportion of manufacturing industry, while building a modernized industrial system must accelerate the implementation of the innovation-driven development strategy, to achieve a high level of scientific and technological self-reliance and self-improvement. To this end, to maintain the basic stability of the

proportion of manufacturing industry, and innovation-driven together must be adhered to at the same time. However, according to Baumol's theory of unbalanced growth, technological progress will lead to an increase in the proportion of the service industry and a decrease in the proportion of the manufacturing industry, which makes China's adherence to the innovation drive and maintaining the basic stability of the proportion of the manufacturing industry face a theoretical paradox. For this reason, this paper, based on the real needs in China's socialist modernization, tries to provide explanations and empirical verification for breaking the theoretical paradox of technological progress and maintaining the basic stability of the share of manufacturing industry at the same time.

This paper against the conditions of Baumol cost disease, combined with the rapid development of information technology brought about by China's service sector total factor productivity growth rate has been higher than the growth rate of total factor productivity in manufacturing industry, pointed out that there is an "anti-Baumol cost disease" phenomenon, that is, the manufacturing sector, rather than the service sector in the field of the existence of "Baumol cost disease", amended the Baumol theory model, from the perspective of technological progress to find the root cause of the decline in China's manufacturing industry, so as to conclude that only accelerate the technological progress of the manufacturing industry and technological transformation to improve the total factor productivity of manufacturing industry, in order to achieve the manufacturing industry share of the basic unchanged, for the innovation driven and to maintain a share of manufacturing industry It puts forward a logically consistent theoretical explanation for the synchronization of innovation drive and maintaining the basic stability of manufacturing ratio.

The results of empirical research with the help of WIOD database data from 2000-2014 for 17 manufacturing industry segments show that the increase of TFP growth rate can significantly improve the manufacturing industry share, and under the control of other variables, before 2011, the manufacturing industry TFP growth rate increased by 1%, the manufacturing industry share will rise by 1.7%, and the manufacturing industry share triggered by the increase of manufacturing industry TFP growth rate by 1% after 2011 will increase by 0.7% compared with that before 2011. 0.56 percent increase in the manufacturing share compared to pre-2011. Heterogeneity analysis of high-tech manufacturing and low tech manufacturing further supports this conclusion. A 1% increase in the TFP growth rate of high-tech manufacturing will increase the manufacturing share by 2.3%, while an increase in the TFP growth rate of low tech manufacturing will only bring about an increase in the manufacturing share by 1.35. The mechanism affecting the change in the manufacturing share is that an increase in the level of TFP improves the international competitiveness of the manufacturing industry, and is empirically tested based on the relative comparative advantage of value added (RCA_VAX).

Key words: technological progress; total factor productivity; Baumol's cost; anti-Baumol's cost disease; proportion of manufacturing industry



经济理论与经济管理

工作论文系列

Working Paper Series

结构性需求冲击、政策独立性与财政货币政策协调机制研究

张成思 田涵晖 王晨曦

ETBMWP2024017

- * 本刊编辑部推出工作论文项目，将“拟用稿”而尚未发表的稿件，以工作论文的方式在官网呈现，旨在及时传播学术成果，传递学术动态。
本刊所展示的工作论文，与正式刊发版可能会存在差异。如若工作论文被发现存在问题，则仍有被退稿的可能。各位读者如有任何问题，请及时联系本刊编辑部，期待与您共同努力、改进完善。
联系人：李老师；联系电话：010-62511022

结构性需求冲击、政策独立性与财政货币政策协调机制研究^{*}

张成思 田涵晖 王晨曦

[提 要] 结构性需求冲击非对称地影响不同生产部门产品需求。本文研究此类负向冲击下，财政货币政策如何实施及配合才能实现“稳就业、促消费”目标。本文建立了区分直接和未直接受冲击部门的 DSGE 模型，考察财政货币政策工具及政策协调机制的有效性。结果表明，政府消费和对企业补贴适用于稳定就业；对家庭转移支付和降低个人所得税适用于促进消费；利率工具比法定存准率工具更有效。保持货币政策独立性有利于财政货币政策组合发挥作用。

[关键词] 结构性需求冲击；财政货币政策协调；货币政策独立性

一、引言

2020—2022 年，我国宏观经济基本面受外生冲击影响颇为明显。从与民生福祉相关性最高的就业和消费现实情况看（图 1 左图），2019 年第 4 季度至 2022 年第 2 季度我国失业率和居民消费指标发生明显波动：城镇调查失业率从 2019 年末的 5% 左右升高至 2020 年初的接近 6%，经过一年左右的回落后，于 2022 年初又再次攀升至超过 6%。与此同时，真实社会消费品零售总额增长率（同比口径）呈现出相似的动态，在 2020 年初大幅下跌至 -22% 后保持了接近两年的缓慢恢复态势，但在 2022 年第 2 季度再度下滑至 -8%。这些数据的变化对比暗示出上述时期的负面宏观经济冲击对国计民生具有重大影响。

除了消费和就业等总量指标的波动，更加引人关注的是同一时期内不同生产部门产出动态的异质性。图 1 右图对比了 2019 年第 4 季度至 2022 年第 2 季度我国接触性产品和非接触性产品生产部门的真实 GDP 同比增长率的走势。接触性产品定义为消费时不可避免地出现雇员与顾客或顾客之间面对面接触的产品，如餐饮、旅游等行业对应的产品和服务。2019 年末，两类生产部门的产出增速几乎相同。负面冲击的发生使得 2020 年第 1 季度接触性部门 GDP 相比去年同期大幅下滑 20.3%，相比之下，虽然非接触性部门 GDP 同样明显下滑，但幅度仅为 6.9%，约为接触性部门的三分之一。从 2020 年至 2022 年的总体情况来看，接触性部门 GDP 增速的波动程度同样高于非接触性部门，二者的标准差分别为 13.8% 和 7.0%。接触性和非接触性部门产出在

^{*} 张成思，中国人民大学财政金融学院，中国财政金融政策研究中心，邮政编码：100872，电子信箱：zhangcs@ruc.edu.cn；田涵晖（通讯作者）、王晨曦，中国人民大学财政金融学院。本研究得到国家社科基金重大项目资助（项目批准号 20&ZD104）。作者感谢匿名评审人的建设性意见。文责自负。

2020 至 2021 年期间动态的差异还微妙地显示上述时期外生冲击对不同生产部门的影响具有非对称性特征。

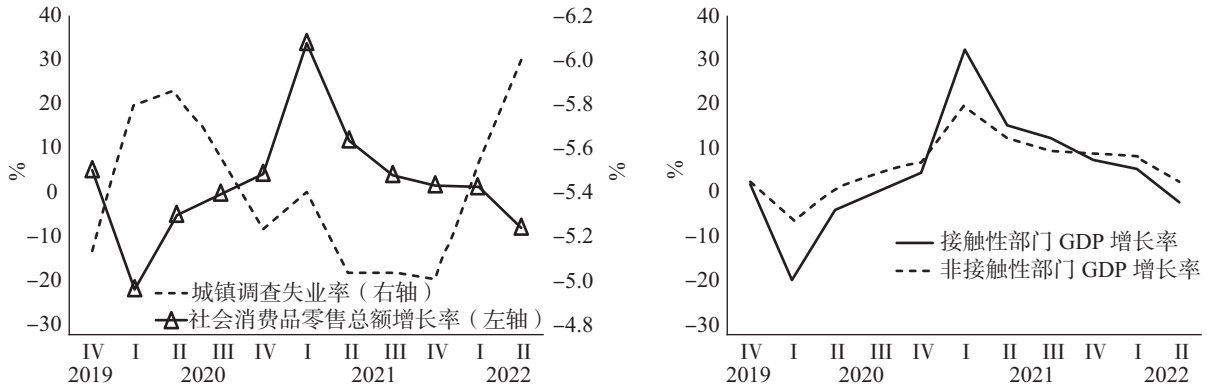


图 1 2020 至 2022 年期间中国就业、消费和产出变化

说明：资料来源：国家统计局，横轴上的罗马数字代表季度。

以上典型事实表明，2020 至 2021 年我国宏观经济受到的负面影响包含对接触性部门的结构性需求冲击。本文将（生产）部门结构性冲击定义为仅针对经济中一部分生产部门的外生波动。事实上，前述外生冲击使得公众自发减少对接触性产品的消费，但不会基于同样的原因减少对非接触性产品的消费。因此仅构成对接触性部门产品形成负面需求冲击，也就是对接触性部门的结构性需求冲击。

前述时期我国接触性部门受到的结构性需求冲击具备一般的经济学涵义，可能在更长的周期内以其他形式反复出现，如何运用宏观经济政策进行有效应对值得学界和政策部门关注。虽然财政政策和货币政策有各自侧重的最终目标，但是保障民生福祉是财政和货币政策共同的政策目标。从我国现实情况来看，就业和消费是关系国计民生的头等大事：就业是社会稳定和经济发展的基础；消费在国内生产总值（GDP）中占比超过 50%，经济结构特征决定了促进消费是负面冲击下提振经济的重要选项^①。在部门结构性需求冲击下，对于哪些政策以及政策组合能够更为有效地实现“稳就业、促消费”的目标，还需要细致深入的科学分析。

为此，本文建立了一个存在家庭和生产部门异质性的动态随机一般均衡（DSGE）模型。然后以接触性产品生产部门受到外部因素的影响作为部门结构性需求冲击的实例，基于 2020—2021 年我国财政货币政策工具和宏观经济指标的现实路径，识别出上述时期接触性部门受到的负向结构性需求冲击序列，进而分析财政货币政策工具如何选取及协调配合能够有效实现“稳就业、促消费”的政策目标。

本文首先与存在生产部门异质性时的宏观经济政策设计文献相关。已有文献对生产部门异质性的建模视角非常丰富，包括价格调整频率的异质性（Aoki, 2001; Eusepi *et al.*, 2011）、产品耐用性的异质性（Erceg & Levin, 2006）、产业链环节的异质性（Huang & Liu, 2005; 侯成琪等, 2018）、国有企业与私营企业的异质性（Chang *et al.*, 2019），等等。本文与这部分文献相比，最主要的区别本文所关注的部门异质性并不限定在于某一方面部门间事前特征的差异，而是在于是否受到的部门特定的外生需求冲击，以及是否存在随之卷入的企业退出和进入动态。因

^① 2019 年最终消费在我国 GDP 中占比 55.8%，其中居民消费占比 39%，与投资的 43% 相当，高于净出口的 1.2%。

此, 本文的研究结论适用于任何存在特定部门产品外生需求波动的情形, 而不必拘泥于某一种具体的生产部门划分方式。在本文之前, Faria-e-Castro (2021) 和 Guerrieri *et al.* (2022) 同样考虑了某一生产部门受结构性冲击的情形, 并考察了财政政策的应对策略。与他们的研究相比, 本文最主要的创新在于进一步考察了多种货币政策工具的效果以及合意的财政政策和货币政策的协调配合机制。

本文同时从属于财政货币政策协调配合机制相关文献, 尝试为我国财政货币政策协调配合机制提供新视角。财政货币政策协调配合问题的相关研究大多从以下三个角度出发: 其一, 探究如何组合不同财政政策工具和货币政策规则能够最有效地实现政策目标, 这方面研究数量最多, 代表性文献包括贾俊雪和郭庆旺 (2012)、陈小亮和马啸 (2016)、卞志村等 (2019)、杨兵等 (2020)、杨兵等 (2021)、张成思等 (2023) 等; 其二, 基于 Leeper (1991) 对主动和被动的财政货币政策的定义, 研究不同财政货币政策规则的稳定效应 (如杨源源等, 2019); 其三, 基于 Bodenstein *et al.* (2019) 的政策博弈分析框架, 研究财政部门 and 货币当局的博弈与合作时的政策效果, 这方面研究包括李建强等 (2018)、马勇和吕琳 (2022) 等。

与上述视角不同, 本文关于财政货币政策协调配合机制的研究聚焦于以下问题: 在面向中短期经济复苏的一揽子宏观经济政策组合中, 货币政策的独立性特征如何影响政策组合的效果? 研究发现, 即使不同协调机制下政策工具的实际路径完全相同, 最终实现的政策效果也可能存在明显差异。强调财政政策和货币政策同时独立发力的“货币独立”协调机制能够加强经济主体对经济复苏的预期, 从而更高效地实现政策目标。李戎和刘力菲 (2021) 也考察了类似“货币非独立”的财政货币政策协调机制, 但他们聚焦于评估货币政策协调对财政政策效果的影响, 也没有考虑与“货币独立”机制的对比, 研究出发点和侧重点与本文均有明显差异。

本文余下部分安排如下: 第二部分介绍 DSGE 模型设定内容; 第三部分参考 2020 至 2021 年期间我国宏观经济动态校准模型系统并识别相关冲击序列; 第四部分基于模型设定进行政策实验, 讨论不同财政货币政策工具与政策协调机制下“稳就业、促消费”目标的实现效果; 第五部分总结全文。

二、模型设定

本文模型基于 Faria-e-Castro (2021) 进行拓展。经济中存在五个部门: 生产部门、家庭部门、金融中介、中央银行和政府。家庭部门由借款家庭和储蓄家庭组成。生产部门进一步分为直接受结构性需求冲击的部门 (affected sector, 简记为受冲击部门, 或部门 a) 和未直接受冲击的部门 (non-affected sector, 简记为无冲击部门, 或部门 n)。

(一) 家庭部门

1. 借款家庭。借款家庭在家庭部门中的占比为 λ 。代表性借款家庭中包含连续统单位的成员 $i \in [0, 1]$ 。每期内, 各个家庭成员存在就业、停业和失业三种可能状态, 其中停业和失业统称未工作。就业和失业状态与文献中的标准设定一致: 就业成员在两类生产部门工作, 获得全额工资收入, 假设劳动力在两部门间可以自由转移; 失业成员未受雇于任何企业, 无工资收入, 但有资格领取失业保险。停业状态是本文特有的设定: 当企业预期负面冲击来源于暂时性因素时, 可能并不会直接退出市场或解雇员工, 而是暂时停业, 以期未来负面因素消失时能够迅速重启生产, 而不必额外付出市场进入成本或劳动力搜寻成本, 此时称这些企业的员工处于停业状态。Guerrieri *et al.* (2022) 和 Cardani *et al.* (2022) 也考虑了类似的企业“劳动力贮存” (labor hoarding) 现象。本文假设停业成员未从事生产工作, 但能够获得占全额工资一定比例的基本工

资收入。变量上标 b 表征借款家庭 (borrowers)，设 $N_t^{a,b}$ 和 $N_t^{n,b}$ 分别为在受冲击部门和无冲击部门工作的家庭成员数目， $oow_t^b \equiv 1 - N_t^{n,b} - N_t^{a,b}$ 为未工作成员数目， $unemp_t^b$ 为失业成员数目。

借款家庭通过单期名义贷款为消费融资。第 t 期初，每个借款家庭成员需偿还的债务真实余额为 b_{t-1}^b / Π_t 。假设无冲击部门产品为经济中的计价单位， $\Pi_t \equiv P_t / P_{t-1}$ 为无冲击部门产品价格的总通胀率， P_t 表示无冲击部门产品名义价格。贷款偿还的资金来源为真实全额工资收入 $w_t (1 - \tau_t^l)$ 、真实基本工资收入 $\gamma_w w_t (1 - \tau_t^l)$ 、真实失业保险 ui_t 以及政府对家庭的真实转移支付 T_t^b 。其中 w_t 表示税前真实工资， τ_t^l 表示个人所得税率， γ_w 表示基本工资占全额工资的比例。此外，每个借款家庭成员 i 均受到一个异质性的零均值正态分布的真实流动性冲击 $\varepsilon_t(i)$ ，对就业成员 (e)、停业成员 (o) 和失业成员 (u) 冲击的标准差分别为 σ_e 、 σ_o 和 σ_u 。观测到流动性冲击后，每位借款家庭成员评估真实可用资金 $M_t^b(i)$ ：

$$M_t^b(i) \equiv 1[i \in e]w_t(1 - \tau_t^l) + 1[i \in o]\gamma_w w_t(1 - \tau_t^l) + 1[i \in u]ui_t + T_t^b + \varepsilon_t(i) \quad (1)$$

与需偿还的真实债务余额 b_{t-1}^b / Π_t 之间的大小关系，其中 $i \in \{e, o, u\}$ ， $1[\cdot]$ 是示性函数。如果 $M_t^b(i) \geq b_{t-1}^b / \Pi_t$ 则全额偿还贷款；如果 $M_t^b(i) < b_{t-1}^b / \Pi_t$ 则意味该成员无力偿还贷款，贷款合同违约且偿还金额为 0。记 ε_t^i 为使得家庭成员 i 刚好能够偿还贷款的流动性冲击临界值，如果流动性冲击的实现值小于临界值，对应类别的家庭成员将违约，反之则履行贷款合同。借款家庭的总违约率 F_t^b 为：

$$F_t^b = (N_t^{n,b} + N_t^{a,b})F^e(\varepsilon_t^e) + (oow_t^b - unemp_t^b)F^o(\varepsilon_t^o) + unemp_t^b F^u(\varepsilon_t^u) \quad (2)$$

其中 F^e 、 F^o 和 F^u 分别为三类家庭成员面临流动性冲击的分布函数。

在家庭成员完成贷款合同履行决策后，代表性家庭统一进行消费和借贷决策，其优化问题为：

$$V_t^b = \max_{C_t^b, b_t^b} \log(C_t^b) + \beta^b E_t V_{t+1}^b \quad (3)$$

其中 V_t^b 是代表性借款家庭的价值函数， E_t 是第 t 期的期望算子， C_t^b 是借款家庭对无冲击部门产品的真实消费量， β^b 表示借款家庭效用的折现因子。借款家庭的预算约束为：

$$C_t^b + b_{t-1}^b(1 - F_t^b) / \Pi_t = [N_t^{n,b} + N_t^{a,b} + (oow_t^b - unemp_t^b)\gamma_w]w_t(1 - \tau_t^l) + unemp_t^b ui_t + Q_t^b b_t^b + T_t^b \quad (4)$$

其中 Q_t^b 表示贷款的价格。假设借款家庭面临借贷约束，其负债的真实价值 $Q_t^b b_t^b$ 不能超过上限 Γ ，即：

$$Q_t^b b_t^b \leq \Gamma \quad (5)$$

2. 储蓄家庭。储蓄家庭是不受借贷约束的李嘉图式家庭，在家庭部门中的占比为 $1 - \lambda$ 。代表性储蓄家庭从两类产品的消费中获得效用，且能够通过银行存款和政府债券进行储蓄。类似地，储蓄家庭成员也存在就业、停业和失业的状态。储蓄家庭的优化问题为：

$$V_t^s = \max_{C_t^s, C_t^a, d_t, b_t^s} \log(C_t^s) + \alpha_t \log(C_t^a) + \beta^s E_t V_{t+1}^s \quad (6)$$

V_t^s 表示储蓄家庭的价值函数。部门结构性需求冲击反映为对储蓄家庭效用函数中部门 a 产品相对偏好过程 α_t 的外生冲击。假设 $\log \alpha_t$ 服从一阶自回归过程，平滑系数为 ρ_α 。外生冲击 ε_t^s 服从标准正态分布， s_α 是刻画冲击规模的参数：

$$\log(\alpha_t/\alpha) = \rho_\alpha \log(\alpha_{t-1}/\alpha) + s_\alpha \varepsilon_t^\alpha \quad (7)$$

储蓄家庭的预算约束为：

$$C_t^s + p_t^a C_t^a + Q_t (b_t^g + d_t) = [N_t^{n,s} + N_t^{a,s} + (oow_t^s - unemp_t^s) \gamma_w] \omega_t (1 - \tau_t^l) + unemp_t^s u_i + (b_{t-1}^g + d_{t-1}) / \Pi_t + (1 - \tau_t^k) T_t + T_t^o - T_t^a - \bar{\omega} \quad (8)$$

p_t^a 表示受冲击部门产品的相对价格。 C_t^s 和 C_t^a 分别表示储蓄家庭对无冲击部门和受冲击部门产品的真实消费量。 d_t 和 b_t^g 分别表示无风险单期名义存款和名义政府债券持有量。 T_t^o 表示政府以一次总付税形式征收的真实税费。 Q_t 是无风险资产的真实价格。 $N_t^{n,s}$ 、 $N_t^{a,s}$ 、 oow_t^s 和 $unemp_t^s$ 分别表示储蓄家庭在无冲击部门就业、在受冲击部门就业、未工作以及失业人数，上标 s 表征储蓄家庭 (savers)。 ω_t 表示企业和银行的总利润。 $\bar{\omega}$ 表示储蓄家庭每期为银行注入的真实资本。

真实工资 ω_t 由以下定价规则确定， ξ 为工资定价系数， ζ 为真实工资对劳动力供给的弹性：

$$\omega_t = \xi A (N_t^a + \omega N_t^n)^\zeta \quad (9)$$

N_t^n 和 N_t^a 分别为无冲击和受冲击部门就业人口总数。

(二) 金融中介部门

经济中存在连续统单位完全竞争的金融中介 (银行)。银行 $j \in [0, 1]$ 的真实资产负债平衡关系为：

$$Q_t^b b_t^b(j) + re_t(j) = lf_t(j) + Q_t d_t(j) + \theta \pi_t(j) \quad (10)$$

$re_t(j)$ 和 $lf_t(j)$ 分别表示银行持有的准备金和从中央银行借入的贷款工具的真实价值， $b_t^b(j)$ 和 $d_t(j)$ 分别是贷款和存款的真实数量。中央银行为准备金账户支付的名义利率为 R_t^r ，中央银行贷款工具的名义利率为 R_t^{lf} 。 $\pi_t(j)$ 是第 t 期初的真实经营利润，假设银行在每期初将经营利润的 $1-\theta$ 比例以分红形式发放给储蓄家庭。银行的经营目标是最大化其真实存续价值 $V_t^k(j)$ ，等于未来真实分红的折现和：

$$V_t^k(j) = \max_{d_t(j), b_t^b(j), re_t(j), lf_t(j)} (1 - \theta) \pi_t(j) + \beta^s E_t \Lambda_{t+1}^s V_{t+1}^k(j) \quad (11)$$

银行的授信活动受到与 Gertler & Karadi (2011) 相似的资本充足率约束：

$$\kappa Q_t^b b_t^b(j) \leq E_t \Lambda_{t+1}^s V_{t+1}^k(j) \quad (12)$$

κ 是刻画资本充足率约束程度的参数。银行还受到法定存准率约束，要求银行持有的准备金不能低于所吸收存款价值的一定比例，即：

$$re_t(j) \geq \varphi_t Q_t d_t(j) \quad (13)$$

φ_t 表示法定存准率。法定存准率约束要求银行必须维持一定的流动性水平，同时允许模型引入法定存准率政策。

(三) 生产部门

1. 无冲击部门。无冲击部门的设定与标准新凯恩斯主义模型对生产部门的设定相似。无冲击部门包含连续统单位的垄断竞争企业 $l \in [0, 1]$ 。企业通过线性生产函数生产中间产品：

$$Y_t^n(l) = A \omega N_t^n(l) \quad (14)$$

其中 A 是全要素生产率， ω 是无冲击部门的部门特定生产率； $N_t^n(l)$ 是生产中间产品的劳动投入， $Y_t^n(l)$ 是中间产品的真实产出。中间产品通过替代弹性为 η 的常替代弹性生产技术整合为无

冲击部门最终产品：

$$Y_t^n = \left(\int_0^1 Y_t^n(l) \frac{c-1}{c} \right)^{\frac{c}{c-1}} \quad (15)$$

Y_t^n 是无冲击部门最终产品的真实产出。可以证明，最终产品的生产函数具有与中间产品相似的线性形式：

$$Y_t^n = A\omega N_t^n \quad (16)$$

其中 N_t^n 表示无冲击部门就业人口总数。

无冲击部门产品的价格 P_t 具有名义刚性，其动态由新凯恩斯菲利普斯曲线刻画：

$$\pi_t - \pi = \beta^s E_t[\pi_{t+1} - \pi] + \eta \left[\log\left(\frac{\omega_t}{A\omega}\right) - \log\left(\frac{c-1}{c}\right) \right] + s_u \epsilon_t^u \quad (17)$$

其中 $\pi_t \equiv \log(\Pi_t)$ 为无冲击部门产品价格净通胀率，无下标变量表示稳态值（下同）。 $\eta = (1-\theta^p)(1-\beta^s\theta^p)/\theta^p$ 是新凯恩斯菲利普斯曲线的斜率， θ^p 是价格粘性参数。 ϵ_t^u 是服从标准正态分布的成本推动型冲击， s_u 是冲击规模参数。

2. 受冲击部门。受冲击部门存在连续统单位的完全竞争企业，价格具有完全弹性。受冲击部门直接受到结构性需求冲击影响，有更大可能性出现由市场主体退出导致的失业。因此对受冲击部门的建模重点刻画了企业的存在进入和退出机制。每期初，每个受冲击部门企业首先观测到服从对数正态分布的异质性真实成本冲击 c ， $\log c \sim N(-\sigma_c^2/2, \sigma_c)$ ，对应的分布函数记为 H ，然后可以选择继续经营或停止经营。如果继续经营，企业将雇佣 1 单位劳动力并生产 A 单位接触性产品否则企业将退出市场，存续价值为 0。第 t 期存续企业的真实存续价值 V_t^a 是：

$$V_t^a = p_t^a A - \omega_t + T_t^a \omega_t + E_t \Delta_{t+1}^a \int \max\{0, V_{t+1}^a - c\} dH(c) \quad (18)$$

$T_t^a \omega_t$ 表示政府对受冲击部门企业的真实补贴。可以证明，存在一个 c 的临界值 $\bar{c}_t = V_t^a$ ，当 $c > \bar{c}_t$ 时，企业选择退出市场，否则选择继续经营。

每期进入受冲击部门的企业数目为 v_t 。企业进入受冲击部门需要付出固定成本 $\zeta(v_t/v)^\psi$ ，其中 ζ 是规模参数， ψ 表示进入成本对进入企业数目的弹性。进入成本可以理解为企业招募劳动力所付出的成本，或者随行业拥挤程度而提高的进入成本。假设进入部门的企业当期不受成本冲击，且可以立即开始生产。可以证明，进入受冲击部门的企业数目会增加直至进入成本与企业存续价值相等，即 $V_t^a = \zeta(v_t/v)^\psi$ 。

给定企业的进入和退出机制，当期受冲击部门企业总数目 J_t 的动态为：

$$J_t = H(\bar{c}_t) J_{t-1} + v_t \quad (19)$$

假设企业采用线性生产函数完成生产，受冲击部门的真实总产出 Y_t^a 为：

$$Y_t^a = A J_t \quad (20)$$

(四) 中央银行

中央银行通过向金融中介提供贷款工具来实现准备金供应，其资产为贷款工具，负债为准备金。贷款工具对应中国人民银行向存款类金融机构发放的中期借贷便利（MLF）、再贷款等。中央银行资产与负债的平衡关系为：

$$lf_t = re_t \quad (21)$$

lf_t 和 re_t 分别表示名义贷款工具和名义准备金的真实价值总额。每期初，中央银行将贷款工具利息收入与准备金账户利息支出之差以净利润形式上缴财政部门，央行净利润的真实价值 T_t^{CB} 是：

$$T_t^{CB} = \Pi_t^{-1} [R_{t-1}^{lf} lf_{t-1} - R_{t-1}^{re} re_{t-1}] \quad (22)$$

假设准备金账户利率为常数，即 $R_t^{re} = R^{re}$ 。

中央银行的货币政策工具包括政策利率和法定存准率。政策利率是贷款工具利率。在基准设定中，贷款工具利率的调整遵循标准泰勒规则，对通胀率和失业率相对稳态的偏离做出逆周期反应：

$$\log\left(\frac{R_t^{lf}}{R^{lf}}\right) = \rho_{lf} \log\left(\frac{R_{t-1}^{lf}}{R^{lf}}\right) + (1 - \rho_{lf})(\varphi_{\pi}^{lf}(\pi_t - \pi) + \varphi_u^{lf}(unemp_t - unemp)) + s_{lf}\epsilon_t^{lf} \quad (23)$$

法定存准率的调整遵循类似规则：

$$\varphi_t - \varphi = \rho_{\varphi}(\varphi_{t-1} - \varphi) + (1 - \rho_{\varphi})(\varphi_{\pi}^{\varphi}(\pi_t - \pi) + \varphi_u^{\varphi}(unemp_t - unemp)) + s_{\varphi}\epsilon_t^{\varphi} \quad (24)$$

其中 $unemp_t$ 表示总失业率。 ρ_{lf} 和 ρ_{φ} 分别为政策利率和法定存准率规则的平滑系数， $\varphi_{\pi}^{lf} > 1$ 和 φ_{π}^{φ} 是对通胀率的反应系数， φ_u^{lf} 和 φ_u^{φ} 是对失业率的反应系数， ϵ_t^{lf} 和 ϵ_t^{φ} 分别为服从标准正态分布的外生政策利率冲击和法定存准率冲击， s_{lf} 和 s_{φ} 是对应的冲击规模参数。

(五) 政府部门

本文参考中央财政一般公共预算设定政府预算约束等式。财政支出项目包括政府（对无冲击部门产品）消费、对（受冲击部门）企业补贴、对家庭转移支付、失业保险、政府债务付息和其他财政支出。财政收入项目包括个人所得税、企业所得税、中央银行净利润和其他财政收入。政府可以通过发行单期名义政府债券融资。政府的跨期预算约束为：

$$G_t + T_t^b + T_t^a \omega_t J_t + unemp_t u_i + E_t^o + (1 - \chi) b_{t-1}^g / \Pi_t = [N_t^n + N_t^a + (oow_t - unemp_t) \gamma_w] \omega_t \tau_t^l + \tau_t^k + T_t^{CB} + T_t^o + (1 - \chi) Q_t b_t^g \quad (25)$$

其中 oow_t 为未工作人口总数。 G_t 表示真实政府消费量， E_t^o 表示真实其他财政支出。 τ_t^k 为企业所得税税率。

本文重点考察的财政政策工具包括政府对家庭转移支付、个人所得税税率、对无冲击部门产品消费和对受冲击部门企业补贴。其中前两者是针对家庭部门的政策工具，后两者是针对企业部门的政策工具。针对家庭部门的工具中，对家庭的转移支付政策在最近几年被世界各国财政部门普遍用于应对经济衰退（Romer, 2021），而降低个人所得税则是我国财政政策实践中经常采用的工具。

针对两个生产部门的财政政策工具侧重点有所不同：针对受冲击部门，本文重点考察对企业的补贴政策。这是因为此类企业直接受冲击影响，有更高概率退出市场，而政府对企业的阶段性补贴可能关键性地改变企业的退出决策，起到保护市场主体，稳定就业的效果。而部门需求冲击本身可能限制了对受冲击部门产品的消费的客观条件，此时政府对受冲击部门产品的消费政策就不具有现实可行性。相反，针对无冲击部门，本文重点考察对相应产品的政府消费政策。这是因为无冲击部门仅受冲击间接影响，造成部门结构性需求冲击的因素不会对无冲击部门开展生产的

客观条件造成干扰，因而考虑标准的政府消费政策比较合理。

假设上述财政政策工具相机抉择使用，服从外生的一阶自回归过程。外生冲击 ϵ_t^G 、 ϵ_t^l 、 ϵ_t^b 和 ϵ_t^a 服从标准正态分布， s_G 、 s_l 、 s_b 和 s_a 分别为对应的冲击规模参数：

$$\log(G_t/G) = \rho_G \log(G_{t-1}/G) + s_G \epsilon_t^G \quad (26)$$

$$\tau_t^l - \tau^l = \rho_l (\tau_{t-1}^l - \tau^l) + s_l \epsilon_t^l \quad (27)$$

$$T_t^b - T^b = \rho_b (T_{t-1}^b - T^b) + s_b \epsilon_t^b \quad (28)$$

$$T_t^a - T^a = \rho_a (T_{t-1}^a - T^a) + s_a \epsilon_t^a \quad (29)$$

假设其他财政收入以一次总付税形式征收，根据如下规则调整：

$$T_t^o - T^o = \varphi^\tau (b_{t-1}^g - b^g) \quad (30)$$

φ^τ 是其他财政收入对政府债务总额的反应系数、在参数校准中， φ^τ 的取值使财政政策为被动，即政府针对债务积累充分提高真实财政收入 (Leeper, 1991)。此外，假设其他财政支出、企业所得税税率和人均真实失业保险为常数，即 $E_t^o = E^o$ ， $\tau_t^k = \tau^k$ ， $u_t = u$ 。

(六) 政策独立性及财政货币政策协调配合机制

本文以财政货币政策的独立性为切入点建模两种政策的协调配合机制。政策独立性的含义在于财政或货币政策是否需要根据另一种政策的制定进行适应性调整，支持另一种政策的实施。例如，货币融资的财政刺激下中央银行根据财政部门自主制定的支出计划发行货币购买政府债券，为财政支出提供资金。此时财政政策独立，货币政策非独立。根据这一标准，在逻辑上可以划分出四种财政货币政策协调机制：财政货币均独立、财政独立货币非独立、财政非独立货币独立、财政货币均非独立。

从政策制定的现实情况来看，货币政策的制定和执行均比较灵活：中国人民银行以日度频率开展公开市场操作，以月度为频率调整中期借贷便利操作利率和法定存款准备金率。因而货币政策有能力配合财政政策进行适度调整。相比之下，财政政策的制定则需要遵循事前安排：与财政收入和支出相关的政策需要遵循当年度财政预算，政府债务的发行需遵循当季度发行计划。如果要求不够灵活的财政政策配合更加灵活的货币政策进行调整，就会不可避免地延长政策制定和执行的时滞，降低政策组合的有效性。况且，财政部门从货币政策配合（宽松）中获得的收益比较明确，即降低财政融资成本；而中央银行从财政政策的配合中是否能够获得收益则缺乏理论支撑。基于以上说明，本文重点考察财政和货币政策均独立，和财政政策独立货币政策非独立两种协调配合机制。前者简称为“货币独立”机制，后者简称为“货币非独立”机制。本文重点考察利率政策与财政政策的协调配合，考虑法定存准率政策的模型设定与利率政策完全类似。

“货币独立”协调机制下，财政和货币政策的制定互不以对方为前提。具体制度安排为：政府相机抉择地使用财政政策工具，中央银行在遵循逆周期调整规则的基础上还可以相机抉择地进行超预期的降息操作。基准设定下的式 (23) 和式 (26) 至式 (29) 即共同刻画了“货币独立”机制下的财政货币政策的调整规则。外生政策冲击 ϵ_t^G 、 ϵ_t^l 、 ϵ_t^a 和 ϵ_t^b 捕捉了政府独立、相机抉择地运用财政政策工具的情况，外生政策利率冲击 ϵ_t^{lf} 对应着名义利率独立于逆周期调节之外的超预期调整。无论政策当局选择哪种财政货币政策协调机制，都需要事先向公众明确财政和货币政策的调整模式才可能实现预期政策效果。如果政策当局遵循“货币独立”机制，政策公告中应当同时强调财政政策和货币政策的作用，可以表述为“财政政策和货币政策要同时发力”，“要实施积极的财政政策和适度宽松的货币政策”等。

“货币非独立”机制下，货币政策针对财政政策做出适应性调整，根据财政政策的变化同步

进行边际性货币宽松，降低财政部门融资成本。具体制度安排为：政府独立、相机抉择地使用财政政策工具，中央银行承诺在原本的逆周期调节的基础上额外根据财政赤字扩张的程度相应降低政策利率，但除此之外不再进行超预期的降息。“货币非独立”机制下的财政政策的调整规则仍由式（26）至式（29）刻画，政策利率反应方程变化为：

$$\log\left(\frac{R_t^{lf}}{R^{lf}}\right) = \rho_{lf} \log\left(\frac{R_{t-1}^{lf}}{R^{lf}}\right) + (1 - \rho_{lf})(\varphi_{\pi}^{lf}(\pi_t - \pi) + \varphi_u^{lf}(unemp_t - unemp) + \varphi_d^{lf}(def_t - def)) \quad (31)$$

其中基本财政赤字率 def_t 定义为政府除债务还本付息支出以外的基本财政支出 fs_t 与除债务收入外的基本财政收入 fr_t 的差值占 GDP 的比例：

$$def_t \equiv \frac{fs_t - fr_t}{GDP_t} \quad (32)$$

式（31）与基准利率政策式（23）存在两方面区别：一方面，式（31）的规则性成分中增加了针对财政赤字的反应 $\varphi_d^{lf}(def_t - def)$ ，其中 $\varphi_d^{lf} < 0$ 是政策利率对财政赤字的反应系数，意味着中央银行将在财政赤字扩大时边际降低政策利率以支持财政政策的实施；另一方面，式（31）中未出现货币政策冲击项 ϵ_t^{lf} ，意味着货币当局不进行独立于财政政策变动之外的超预期宽松操作。采用“货币非独立”协调机制的政策当局发布的政策预告应当强调货币政策对财政政策的配合倾向，可能包含“财政政策要积极发力，货币政策要配合财政政策适度宽松”，“实施积极的财政政策，同时运用货币政策工具降低财政融资成本”等表述。

三、模型校准和冲击识别

本部分将 2020 至 2021 年期间外生因素对接触性产品生产部门的负面影响作为部门结构性需求冲击的实例，据此校准模型参数和稳态，然后根据相关现实数据识别对接触性部门的需求冲击序列，以便后续直观评估财政货币政策工具和协调配合机制的效果。

（一）参数设定

本文将接触性部门需求冲击发生前夕的 2019 年第 4 季度经济状态视为模型稳态，除非另有说明，模型参考此时点我国现实数据校准模型参数和稳态，数据来源于国家统计局、中国人民银行、财政部、人力资源和社会保障部。数据来源于国家统计局、中国人民银行、财政部、人力资源和社会保障部。部分主要参数校准结果报告于表 1，表中未提及的外生冲击规模参数均标准化为 1，平滑系数设定为 0。完整参数校准结果和依据备案。

（二）接触性部门结构性需求冲击的识别

本部分对接触性部门结构性需求冲击序列进行识别。冲击序列识别问题的含义是在给定现实财政和货币政策反应的前提下，寻找一个接触性产品偏好冲击序列 $\{\alpha_t\}_{t=0}^T$ ，使得在此冲击（以及给定现实政策及其他冲击）下模型产生的经济动态能够复刻研究区间内我国现实经济指标的变化情况。本文选择 2020 年第 1 季度至 2021 年第 4 季度作为研究区间。

识别研究区间内的部门结构性冲击序列的前提是确定同一时间内货币政策和财政政策采取了哪些措施，并将其量化为模型外生冲击或参数设定。货币政策在研究区间内的变化路径相对明确且容易量化。作者通过调整货币政策反应规则的参数使得研究区间内模型产生的政策利率和法定存款准备金率模拟序列与现实序列基本匹配，模拟序列与现实序列的对比绘制在图 2 中。本文参考 2020 年和 2021 年国务院中央决算报告（以下简称《报告》）中关于积极财政政策的表述测算当年度

张成思等：结构性需求冲击、政策独立性与财政货币政策协调机制研究

财政政策工具运用总规模。测算获得 2020 年各季度政府消费较稳态增加 0.1 万亿元，对企业补贴增加 0.65 万亿元；2021 年各季度对企业补贴增加 0.25 亿元^①。

给定货币政策规则的参数和现实财政政策冲击序列，就可以实现接触性部门结构性需求冲击序列的识别。首先按照前文校准的参数对模型进行一阶求解，并设定研究区间内的财政政策冲击序列 $\{\epsilon_t^a\}_{2020Q1}^{2021Q4}$ 和 $\{\epsilon_t^g\}_{2020Q1}^{2021Q4}$ 。然后同时寻找接触性产品的偏好冲击序列 $\{\epsilon_t^c\}_{2020Q1}^{2021Q4}$ 和通胀成本推动型冲击序列 $\{\epsilon_t^u\}_{2020Q1}^{2021Q4}$ ，使得模型产生的模拟失业率和通胀率序列能够完全复制现实序列，此时获得的 $\{\epsilon_t^a\}_{2020Q1}^{2021Q4}$ 即为对接触性部门的结构性需求冲击序列。最后，假设模型中所有外生冲击均为未预期到的，反映了冲击的不确定性特征。图 2 报告了按照以上方法识别的接触性部门结构性需求冲击序列和模拟经济动态。模拟经济动态与现实数据走势同样十分接近，这意味着模型所考虑的冲击对研究区间内的经济动态具有较强的解释能力。

表 1 部分模型参数和稳态校准值

参数	描述	数值	校准依据
β^s	储蓄家庭折现因子	0.996	1 年期 MLF 操作利率，核心 CPI 通胀率
β^b	借款家庭折现因子	$0.98\beta^s$	借款家庭相对不耐心
$\frac{N^a}{N^a + N^n}$	接触性部门就业占比	0.35	接触性部门就业/生产部门就业
χ	借款家庭占比	0.82	张翼（2016）业主阶层+新中产阶层占比
Γ	借款家庭贷款价值上限	0.19	家庭债务偿还额/家庭收入=0.26
θ^p	价格粘性参数	0.75	平均价格调整频率=1 年
ω	无冲击部门特定生产率	2.43	生存类产品边际消费倾向：借款家庭/储蓄家庭=2，张翼（2016）
ψ	受冲击部门进入成本弹性	1	Blanchard & Galí（2010）
κ	资本充足率约束参数	0.22	个人住房贷款利率=5.6%
τ^k	企业所得税税率	0.25	企业所得税法
φ^r	一次总付税的调整系数	0.05	财政收入针对政府债务适度调整
σ^e	就业成员流动性冲击标准差	0.322	商业银行不良贷款率=2%，停业或失业成员违约概率是就业成员的 5 倍
σ^o	停业成员流动性冲击标准差	0.025	
σ^u	失业成员流动性冲击标准差	0.027	
σ_k	受冲击企业成本冲击标准差	3.11	企业存续率=0.92

说明：接触性部门包括住宿和餐饮业，文化、体育和娱乐业，居民服务和其他服务业行业大类和批发和零售业下属的零售业，交通运输、仓储和邮政业下属的铁路运输业、道路运输业、水上运输业和航空运输业。

^① 2020 年《报告》中有关表述是：“实施阶段性大规模减税降费。……加大对……困难行业企业的支持。全年为市场主体减负超过 2.6 万亿元。”，“各级财政……资金投入超过 4000 亿元”。2021 年《报告》中有关表述是：“加强对……企业……的支持。……全年新增减税降费超过 1 万亿元”。其中针对企业的减税降费政策对应于模型中对受冲击部门企业的补贴，专项经费投入政策对应于模型中的政府对无冲击部门企业产品消费。假设年内各季度财政政策工具运用规模相等。

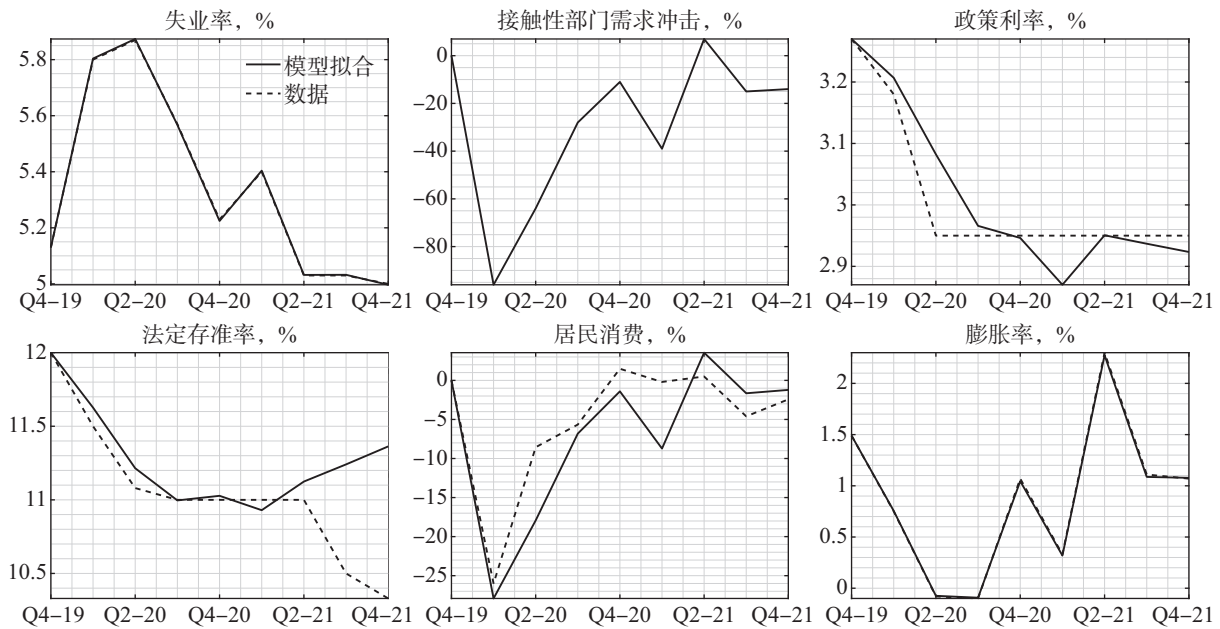


图 2 接触性部门需求冲击序列和经济动态

说明：居民消费和接触性部门需求冲击图像纵坐标表示是偏离稳态水平的百分比，其余图像纵坐标为对应变量的水平值。Q4-19 表示 2019 年第 4 季度，下同。

四、政策实验

(一) 财政货币政策工具

本部分通过数值模拟定量考察模型中涉及的财政货币政策工具应对接触性部门结构性需求冲击，实现降低失业率、促进居民消费目标的有效性。各项政策实验的比较基准是仅受到现实结构性需求冲击和政策冲击的基准情形。财政政策工具调整的单位是 2020 年第 1 季度至 2021 年第 1 季度（对应负面冲击较为严重的时期）政府预算赤字相比基准模型增加稳态季度 GDP 的 1%，并将增加的预算赤字全部用于所考察的政策工具。政策利率调整的单位是 2020 年第 1 季度 0.1% 的降息冲击。法定存准率调整的单位是 2020 年第 1 季度 0.5% 的降准冲击。图 3 至图 6 对比了基准模型生成的序列与存在各项政策时经济变量的模拟序列，各图左轴对应经济变量的路径，右轴对应存在政策的模型与基准模型模拟路径的差值。

图 3 报告了政府对无冲击部门产品消费增加政策（简称政府消费）的效果。政府消费增加对居民消费和就业均存在比较显著的促进效果，一单位政府消费增加使得研究区间内失业率下降 0.13%，居民消费增加稳态的 0.58%。由于政府消费的对象是无冲击部门产品，政策对就业的拉动主要在于提高无冲击部门工作率。政府消费增加同时提高了借款家庭和储蓄家庭的消费水平，且对借款家庭消费的促进作用更加明显。这一特征的经济机制在于：

政府消费通过增加公共需求提升就业水平，进而提高家庭部门的工资收入。借款家庭不存在储蓄行为，从而将增加的工资收入全部用于消费；储蓄家庭则仅将部分额外收入用于消费，其余部分通过买入银行存款和政府债券进行储蓄。以 Galí *et al.* (2007) 为代表的异质性家庭模型同样强调了相似的机制。

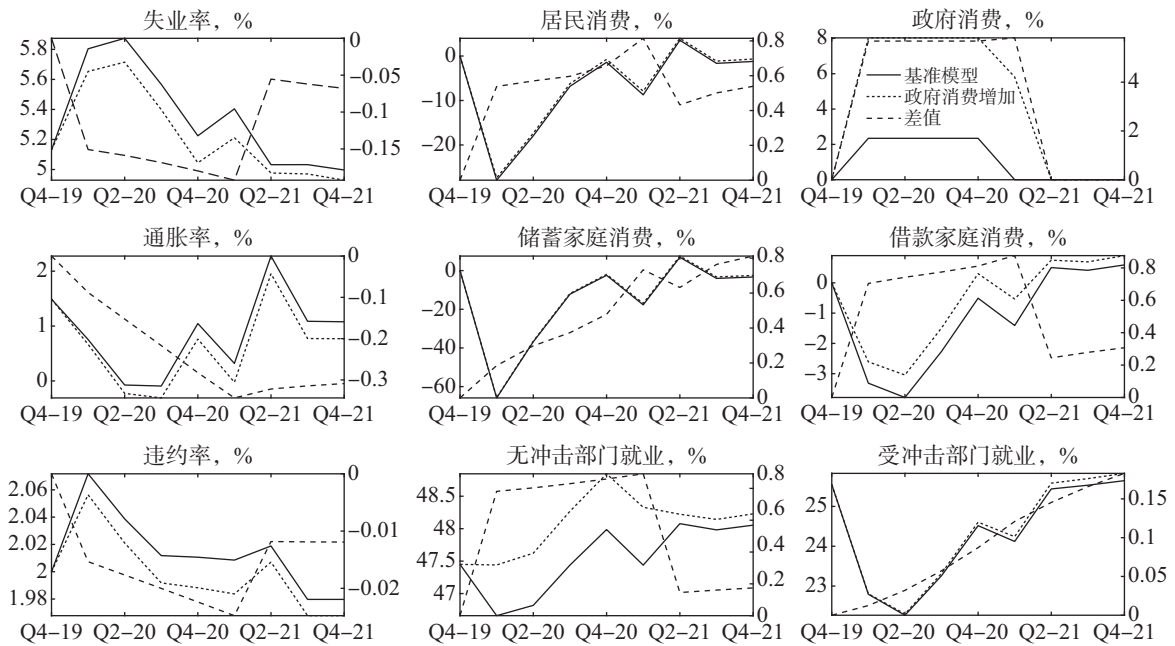


图3 政府对无冲击部门产品消费政策的效果

说明：基准情形和运用政策工具时产生的模拟路径对应左纵轴，两种情形的差值（运用政策－基准情形）对应右纵轴。政府消费、居民消费、储蓄家庭消费和借款家庭消费的单位是偏离稳态水平的百分比，无冲击部门就业和受冲击部门就业的单位是部门就业人数占全体劳动力百分比，其余变量对应各自水平值，下同。

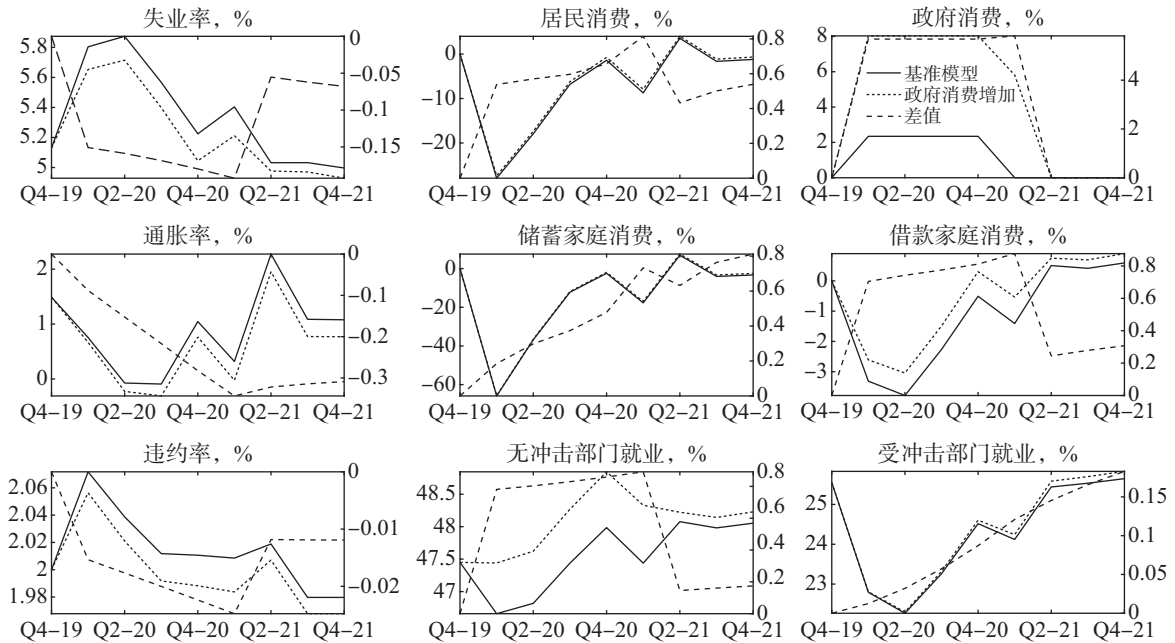


图4 对受冲击部门企业补贴政策的效果

图4 报告的是对受冲击部门企业补贴增加政策（简称企业补贴）的效果。一单位企业补贴政策使得政府对受冲击部门企业的补贴增加稳态 GDP 的 1%，约为受冲击部门企业稳态工资总额的 5.6%。政策使得研究区间平均失业率下降 0.12%，居民消费提高 0.63%。企业补贴和政府消费

政策对就业和居民消费的总体促进效应比较接近，但是在内部结构上差异明显。企业补贴政策的对象是受冲击直接影响的企业，因而政策促进就业的主要渠道是提高受冲击部门工作率。居民收入随无冲击部门工作率的提高同步上升，同时带动了对无冲击部门产品的需求和无冲击部门就业。居民消费方面，由于只有储蓄家庭是政策直接针对的受冲击部门产品的消费者，因此企业补贴政策对储蓄家庭消费的促进作用效果（0.71%）大于对借款家庭消费的促进效果（0.56%）。

图 5 对比了存在对家庭转移支付政策的模型与基准模型产生的经济动态。转移支付政策对居民消费的拉动效果尤为明显，对就业也有相当促进作用。对家庭一单位转移支付使得研究区间内居民消费平均提高 1.27%，是政府消费和企业补贴政策的 2 倍以上；失业率平均下降 0.12%，与政府消费和企业补贴政策相当。转移支付政策对消费显著的促进效果主要来源于借款家庭消费的提高。借款家庭受金融约束的特征是转移支付政策起效的关键。转移支付政策通过发行债券从储蓄家庭处筹措资金，并将资金无条件地发放给储蓄家庭和借款家庭。因此，转移支付政策的本质是将收入从储蓄家庭向借款家庭转移。借款家庭需求的增加改善了企业部门的就业情况，又反过来提升了储蓄家庭的收入和消费，形成良性循环。个人所得税税率政策的效果和作用机制与对家庭转移支付政策非常相似，政策发行债务为减税政策融资，通过提高借款家庭可支配收入水平来实现拉动总需求，改善就业的目的。

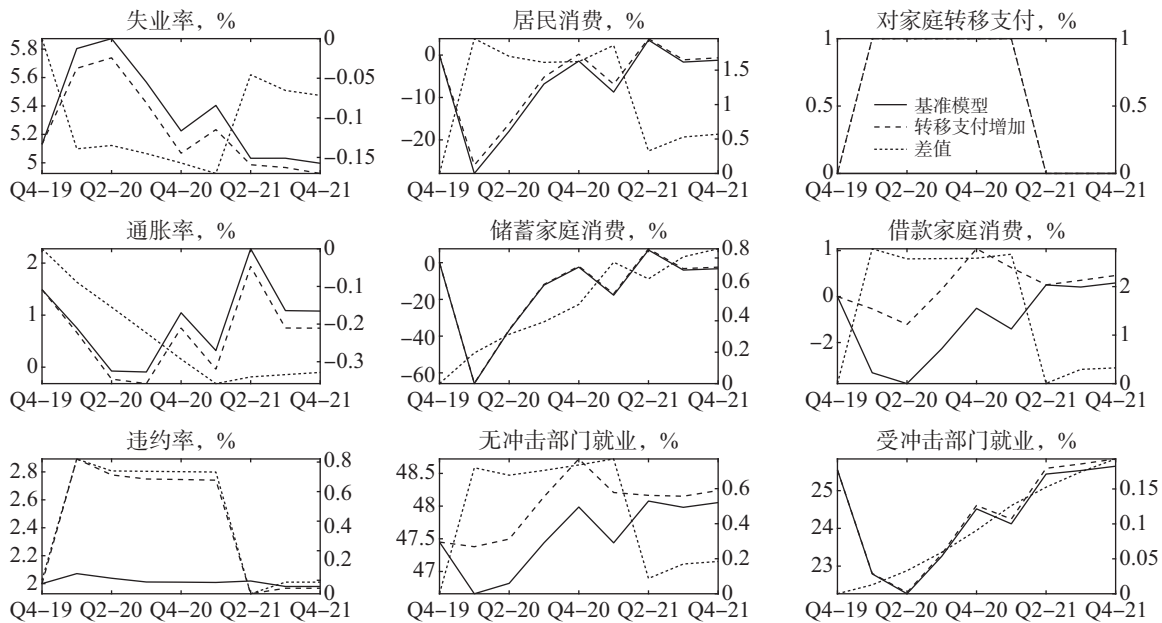


图 5 对家庭转移支付政策的效果

货币政策工具方面，图 6 报告了政策利率降低政策（简称降息）的效果。2020 年第 1 季度 0.1% 降息冲击使得研究区间内政策利率平均下降 0.29%，基本符合研究区间内 1 年期 MLF 利率较冲击发生前水平下降的幅度。降息政策使得均衡失业率平均下降 0.07%，约为四种财政政策工具效果的一半；居民消费上升 0.68%。降息政策促进就业的效果约为四种财政政策工具效果的一半，提振消费的效果与政府消费和企业补贴政策效果相当。政策利率的超预期下降能够推动通胀预期上升，真实利率下降，一方面提高储蓄家庭的边际消费倾向，提升储蓄家庭总需求；另一方面改善了金融机构的资产负债表，促使信用利差收窄，降低借款家庭贷款偿还压力，最终提高借款家庭的消费需求。

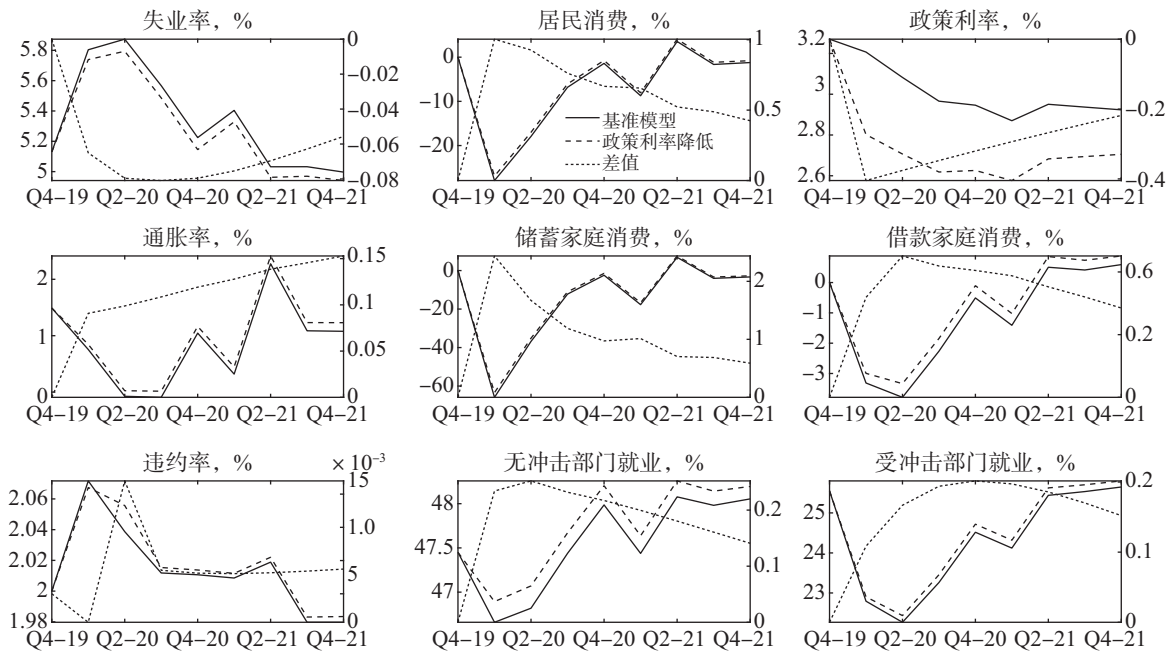


图6 下调政策利率的政策效果

2020年第1季度0.5%降准冲击使得研究区间内法定存准率平均下降0.37%。与前文讨论的所有政策工具均不同，降准政策不仅无法推动民生复苏，反而表现出对就业和消费微弱的抑制效果。法定存准率的下降使金融机构的法定存准率约束更加松弛，金融机构持有准备金的意愿下降，进而造成存款准备金利率与无风险利率之间的利差扩大，均衡无风险利率将上升，形成了类似于政策利率意外上升的效果，抑制就业和消费活动。

综合来看，以“稳就业、促消费”为主要政策目标时，模型主要考察的四种财政政策工具均比较有效，而降低政策利率是比较有效的货币政策工具。这些政策工具各有其侧重点：从总体效果上看，政府对无冲击部门产品消费是最有效的稳就业工具，对家庭转移支付和个人所得税税率是最有效的促消费工具。在行业维度上，如果政策当局希望重点保障受直接受负面冲击影响部门的市场主体存续和就业，则可以侧重针对受冲击部门企业实施补贴和减税降费，并降低政策利率；反之，如果政策当局倾向于同时稳住的无冲击部门企业的经营，则可以考虑扩张对无冲击部门企业的消费、对家庭转移支付或降低个人所得税税率。在家庭维度上，如果政策当局侧重保障占人口绝大多数的中产以下阶层家庭的消费和民生，则可以考虑对家庭的无条件转移支付并降低个人所得税税率；如果希望兼顾各个阶层居民的生活质量，则可以选用政府消费和企业补贴等效果比较均衡的工具。

(二) 财政货币政策协调配合机制

政策实验的第一部分对每种政策工具稳定就业、促进消费的有效性进行了分别考察。不过，现实中政策当局对这些工具的使用却不是割裂的。特别是财政政策与货币政策工具之间的合理协调配合对于最大化政策效果尤为关键。在不同的政策协调机制安排下，即使政策变量表现出相同的均衡路径，也可能产生迥然不同的政策效果。根据模型设定部分的说明，本文对比“货币独立”和“货币非独立”两种财政货币政策协调配合机制的实现“稳就业、促消费”目标的有效性。

数值实验中，假设2020年第1季度至2021年第1季度政府预算赤字相比基准模型增加稳态

季度 GDP 的 1%，并将增加的预算赤字平均分配于四种财政政策工具。“货币非独立”机制下，设定政策利率对财政赤字缺口的反应系数 $\varphi_d^{lf} = -0.125$ ，政策利率的均衡路径 $\{R_t^{lf,md}\}_{2020Q1}^{2021Q4}$ 由货币政策反应方程式 (23) 决定。“货币独立”机制下，设定货币政策冲击序列 $\{\epsilon_t^{lf}\}_{2020Q1}^{2021Q4}$ ，使得政策利率均衡路径 $\{R_t^{lf,mi}\}_{2020Q1}^{2021Q4}$ 与“货币非独立”下的路径 $\{R_t^{lf,md}\}_{2020Q1}^{2021Q4}$ 相同，从而保证两种协调机制下财政和货币政策工具具有相同的均衡路径。随后根据模拟经济动态比较哪种协调机制能够更有效地实现“稳就业、促消费”的政策目标。

图 7 对比了两种财政货币政策协调机制与基准模型下经济变量的模拟路径。两种协调机制下政策利率较基准模型平均下降了 0.5%，赤字率在前六个季度内上升了 1%。“货币独立”协调机制下，中央银行相机抉择的宽松政策使得政策利率在冲击发生初期发生了 0.22% 的超预期下调，且研究区间内一直存在超预期降息。在稳定就业和促进消费的各个方面，“货币独立”机制的政策效果都明显优于“货币非独立”机制。进一步观察其他经济变量的动态发现，“货币独立”机制下通胀率平均比“货币非独立”机制高 0.14%，真实利率平均低 0.15%，货币政策宽松效果更加显著。真实利率和通胀率动态的差异是导致“货币独立”机制政策效果优于“货币非独立”机制的直接原因。

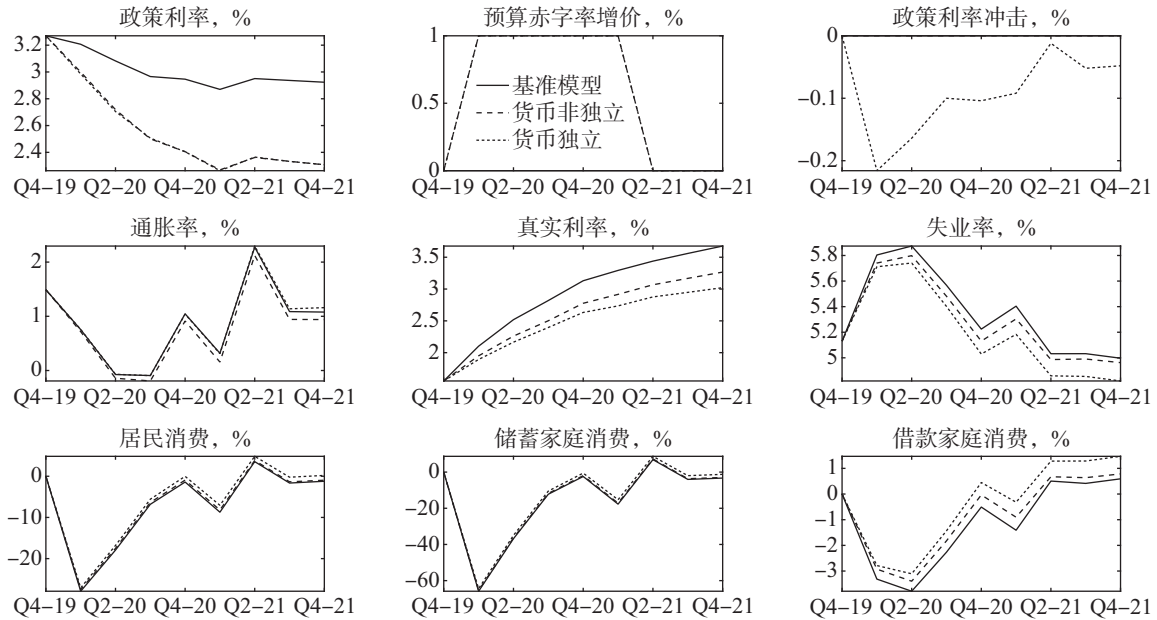


图 7 不同财政和货币政策协调机制下的政策效果

两种协调机制下通胀率和真实利率动态存在区别的深层次原因是通胀预期形成机理的差别。式 (33) 和式 (34) 分别刻画了“货币独立”（上标为 mi ）和“货币非独立”（上标为 md ）协调机制下第 t 期对第 $t+1$ 期通胀预期的表达式：

$$E_t \pi_{t+1}^{mi} = \frac{1}{\varphi_{\pi}^{lf}} \left\{ E_t \left[\frac{1}{1 - \rho_{lf}} \log \left(\frac{R_{t+1}^{lf,mi}}{R_t^{lf}} \right) - \frac{\rho_{lf}}{1 - \rho_{lf}} \log \left(\frac{R_t^{lf,mi}}{R_t^{lf}} \right) - \varphi_u^{lf} unemp_{t+1}^{mi} \right] + ss^{mi} \right\} \quad (33)$$

$$E_t \pi_{t+1}^{md} = \frac{1}{\varphi_{\pi}^{lf}} \left\{ E_t \left[\frac{1}{1 - \rho_{lf}} \log \left(\frac{R_{t+1}^{lf,md}}{R_t^{lf}} \right) - \frac{\rho_{lf}}{1 - \rho_{lf}} \log \left(\frac{R_t^{lf,md}}{R_t^{lf}} \right) - \varphi_u^{lf} unemp_{t+1}^{md} - \varphi_d^{lf} def_{t+1}^{md} \right] + ss^{md} \right\} \quad (34)$$

其中 $ss^{dd} \equiv \varphi_{\pi}^{lf} \pi + \varphi_u^{lf} unemp$ 与 $ss^{fd} \equiv ss^{dd} + \varphi_d^{lf} def$ 汇总了和稳态相关的常数项。两种协调机

制下通胀预期形成机理最主要的差异在于“货币非独立”机制下的通胀预期受预期赤字率影响，影响大小为 $E_t[-\varphi_d^f def_{t+1}^d]$ 。由于 $\varphi_d^f < 0$ ，预期赤字率对预期通胀率造成的影响是同向的：预期赤字率越低，预期通胀率也就越低。而“货币独立”机制下不存在这一影响渠道。

政策当局实施的扩张性政策促进经济复苏，因税基减少而损失的财政收入将逐渐回升，赤字率随之不断减小。因此，经济主体存在对未来赤字率的下降预期。在“货币非独立”机制下，货币政策的宽松程度与财政赤字的大小相关，如果赤字率减小，货币政策也将随之边际收紧。因此，对赤字率的下降预期就意味着对货币政策的紧缩预期，这会导致更低的预期通胀率和更高的真实利率。相比之下，“货币独立”机制下预期赤字率不直接参与通胀预期的形成，因而不存在上述导致预期通胀率下降的渠道，最终更有效地实现“稳就业、促消费”的政策目标。

五、结论

2020至2022年接触性产品生产部门受到的结构性需求冲击具有一般的经济学含义。本文在一个多生产部门DSGE模型中分析部门结构性需求冲击下财政货币政策工具如何选取以及如何配合能够更好实现“稳就业、促消费”的政策目标。

研究表明，各种财政政策工具均能在研究区间内降低失业率并提高居民消费，不过不同工具的侧重点有所不同：扩张政府对无冲击部门产品消费和增加对受冲击部门企业补贴在稳定就业方面更有效，对家庭转移支付和降低个人所得税税率在促进居民消费方面更加有效。从两种货币政策工具的比较来看，降低政策利率能够促进就业和居民消费，而降低法定存准率不是“稳就业、促消费”目标的理想工具。同时，在财政货币政策协调机制方面，强调财政和货币政策同时独立发力的“货币独立”机制相比使货币政策依附于财政政策的“货币非独立”机制能够更高效地实现改善就业、提高消费的目标。

本文的研究结论至少在两方面对未来财政货币政策的制定具有启示意义。首先，本文关于财政货币协调配合的结果微妙地显示，货币政策的独立性特征关键性地影响财政货币政策组合的效果。独立的货币政策相比非独立的货币政策能够更有效地管理通胀预期。即使财政货币政策工具的路径完全相同，财政政策与独立货币政策的组合降低真实利率，进而促进消费、稳定就业的效果也更加突出。因此，未来财政货币政策同时扩张以应对外生冲击或经济衰退时，货币政策应当保持其独立性。直接“配合”财政政策做出适应性调整的货币政策反而不利于两种政策协同发挥作用。

其次，本文关于财政货币政策工具效果的讨论针对的是一般性的部门结构性需求冲击，相关政策建议对任何具体形式的此类冲击均具有普遍适用性。例如，禽畜流行病（如猪流感、禽流感等）的爆发可能诱发公众对食品安全的担忧甚至恐慌，减少对肉蛋奶类产品的需求，进而造成对畜牧业、食品制造业和餐饮服务业等行业的结构性需求冲击；又如，房地产工程进度拖延和违约事件的集中爆发可能导致公众对房地产行业信心下降，减少对新房尤其是期房的需求，转向二手房市场或租房市场，引发对房地产、工程建设等多个行业的结构性需求冲击。如果冲击达到一定幅度，财政货币政策就可以参考本文的政策建议合理运用和组合各类工具，更有效地实现平抑经济波动，保障民生福祉的效果。

参考文献

卞志村、赵亮、丁慧，2019：《货币政策调控框架转型、财政乘数非线性变动与新时代财政工具选择》，《经济研究》第9期。

- 陈小亮、马啸, 2016: 《“债务—通缩”风险与货币政策财政政策协调》, 《经济研究》第8期。
- 侯成琪、罗青天、吴桐, 2018: 《PPI和CPI: 持续背离与货币政策的选择》, 《世界经济》第7期。
- 贾俊雪、郭庆旺, 2012: 《财政支出类型、财政政策作用机理与最优财政货币政策规则》, 《世界经济》第11期。
- 李建强、张淑翠、秦海林, 2018: 《货币政策、宏观审慎与财政政策协调配合——基于DSGE策略博弈分析与福利评价》, 《财政研究》第12期。
- 李戎、刘力菲, 2021: 《制度优势、货币政策协调与财政拉动效应》, 《中国工业经济》第10期。
- 马勇、吕琳, 2022: 《货币、财政和宏观审慎政策的协调搭配研究》, 《金融研究》第1期。
- 潘敏、张新平, 2021: 《新冠疫情、宏观经济稳定与财政政策选择——基于动态随机一般均衡模型的研究》, 《财政研究》第5期。
- 杨兵、杨杨、杜剑, 2021: 《财政支出类型和货币政策规则的组合效应及稳定性研究》, 《国际金融研究》第8期。
- 杨兵、杨杨、李峰, 2020: 《货币政策与减税政策的组合效应研究》, 《财政研究》第7期。
- 杨源源、于津平、尹雷, 2019: 《中国财政货币政策协调配合范式选择》, 《财贸经济》第1期。
- 张成思、刘瑶璐、王芳, 2023: 《国债流动性效应与财政货币政策配合机制》, 《管理世界》第5期。
- 张翼, 2016: 《当前中国社会各阶层的消费倾向——从生存性消费到发展性消费》, 《社会学研究》第4期。
- Aoki, K., 2001, “Optimal Monetary Policy Responses to Relative-Price Changes”, *Journal of Monetary Economics*, 48 (1): 55–80.
- Blanchard, O., and J. Galí, 2010, “Labor Markets and Monetary Policy: A New Keynesian Model with Unemployment”, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2 (2): 1–30.
- Bodenstein, M., L. Guerrieri, and J. LaBriola, 2019, “Macroeconomic Policy Games”, *Journal of Monetary Economics*, 101 (1): 64–81.
- Cardani, R., O. Croitorov, M. Giovannini, P. Pfeiffer, M. Ratto, and L. Vogel, 2022, “The Euro Area’s pandemic recession: A DSGE-based interpretation”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 143 (104512): 1–33.
- Chang, C., Z. Liu, M. Spiegel, and J. Zhang, 2019, “Reserve requirements and optimal Chinese stabilization policy”, *Journal of Monetary Economics*, 103 (1): 33–51.
- Erceg, C. and Levin, A., 2006, “Optimal monetary policy with durable consumption goods”, *Journal of Monetary Economics*, 53 (7): 1341–1359.
- Eusepi, S., B. Hobbijn, and A. Tambalotti, 2011, “CONDI: A Cost-of-Nominal-Distortions Index”, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 3 (3): 53–91.
- Faria-e-Castro, M., 2021, “Fiscal Policy During a Pandemic”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 125 (104088): 1–31.
- Galí, J., D. Lopez-Salido, and J. Valles, 2007, “Understanding the Effects of Government Spending on Consumption”, *Journal of the European Economic Association*, 5 (1): 227–270.
- Gertler, M., and P. Karadi, 2011, “A Model of Unconventional Monetary Policy”, *Journal of Monetary Economics*, 58 (1): 17–34.
- Guerrieri, V., G. Lorenzoni, L. Straub, and I. Werning, 2022, “Macroeconomic Implications of Covid-19: Can Negative Supply Shocks Cause Demand Shortages?”, *American Economic Review*, 112 (5): 1437–1474.
- Huang, K. and Zheng, L., 2005, “Inflation targeting: What inflation rate to target?”, *Journal of Monetary Economics*, 52 (8): 1435–1462.
- Leeper, E., 1991, “Equilibria under ‘Active’ and ‘Passive’ Monetary and Fiscal Policies”, *Journal of Monetary Economics*, 27 (1): 129–147.
- Romer, C. D., 2021, “The Fiscal Policy Response to the Pandemic”, *Brookings Papers on Economic Activity*, 2021 (SPRING): 89–110.

STRUCTURAL DEMAND SHOCK, POLICY INDEPENDENCE, AND MONETARY-FISCAL POLICY COORDINATION

Chengsi Zhang, Hanhui Tian, Chenxi Wang

School of Finance, Renmin University of China

Summary: From 2020 to 2022, China’s macroeconomy was significantly impacted by exogenous shocks, with noticeable fluctuations in unemployment rates and consumption. Besides the aggregate indicators’ volatility, the differences in output between contact-intensive and non-contact-intensive production sectors subtly revealed the asymmetric nature of the impact of exogenous shocks on different production sectors during this period. This paper defines sectoral structural shocks as exogenous fluctuations affecting only a portion of production sectors in the economy. The negative impact on China’s macroeconomy during the mentioned period includes structural demand shocks to contact-intensive sectors. Such shocks have general economic implications and may repetitively manifest in different forms over longer periods. The effective use of macroeconomic policies to address these challenges is a matter of concern for academia and policy authorities.

The paper establishes a dynamic stochastic general equilibrium (DSGE) model with heterogeneity in household and production sectors. We investigate how fiscal and monetary policies should be implemented and coordinated to effectively achieve the policy goals of “stabilizing employment and promoting consumption” under sectoral structural demand shocks. We identify the negative sequences of structural demand shocks experienced by contact-intensive sectors during the mentioned period and subsequently utilize the model to analyze the effectiveness of different fiscal and monetary policy tools and coordination mechanisms.

The fiscal policy tools examined in the paper include government consumption of products from sectors not directly affected, subsidies to enterprises in affected sectors, transfer payments to households, and reductions in personal income tax rates. Monetary policy tools include the central bank’s policy rate and required reserve ratio. We find that various fiscal policy tools can effectively reduce unemployment rates and increase consumption during the sample period. The emphasis of different tools varies: government consumption and enterprise subsidy policies are more effective in stabilizing employment, while transfer payments to households and personal income tax rate policies are more effective in promoting consumption. Among the two monetary policy tools, lowering policy rate can promote employment and consumption, while required reserve ratio is not an effective policy tool.

The paper also examines the “monetary independence” and “non-monetary independence” fiscal-monetary policy coordination mechanisms. Results show that the “monetary independence” mechanism, where fiscal and monetary policy do not depend on each other, is more efficient in reducing real interest rates compared to the “non-monetary independence” mechanism, where

monetary policy adjusts adaptively to fiscal policy.

The research conclusions have at least two implications for the future design of fiscal and monetary policies. Firstly, the findings are applicable to general sectoral structural demand shocks, providing policy suggestions for future similar shocks, such as structural demand shocks to live-stock and food industries caused by animal diseases. Secondly, the results subtly suggest that enhancing the independence of monetary policy can improve the effectiveness of the monetary-fiscal policy mix. When future fiscal and monetary policies simultaneously expand to cope with exogenous shocks or economic downturns, monetary policy should maintain its independence. Direct monetary accommodation to fiscal policy can subdue the effectiveness of policy mix.

Keywords: Structural demand shock, monetary-fiscal policy coordination, monetary policy independence