

全球智库半月谈

高负债是否制约了货币政策？

去美元化：美元是否正在失去主导地位？

住房通胀将何去何从

制造业就业远未兴盛

美中脱钩：言论与现实

行尸走肉的崛起：论全球僵尸企业

本期编译

安怀雨

廖世伟

刘海桢

申劭婧

熊春婷

薛懿

杨茜

张丝雨

（按姓氏拼音排序）

中国社会科学院世界经济与政治研究所

全球宏观经济研究室

《全球智库半月谈》是由中国社会科学院世界经济与政治研究所的全球宏观经济研究室和国际战略研究组承担的编译项目，每半月定期发布。所有稿件均系网络公开文章，由项目组成员依据当前热点编译组稿。

中国社会科学院世界经济与政治研究所
全球宏观经济研究组

顾问	张宇燕			
首席专家	张斌		姚枝仲	
团队成员	曹永福	美国经济	陆婷	欧洲经济
	冯维江	日本经济	熊爱宗	新兴市场
	徐奇渊	中国经济	杨盼盼	东盟与韩国
	肖立晟	国际金融	李远芳	国际金融
	常殊昱	跨境资本流动	顾弦	大宗商品
	陈博	大宗商品	吴海英	对外贸易
	崔晓敏	对外贸易	熊婉婷	金融政策
	王地	宏观经济	张寒堤	科研助理

国际战略研究组

组长	张宇燕			
召集人	徐进		协调人	彭成义
团队成员	李东燕	全球治理	袁正清	国际组织
	邵峰	国际战略	徐进	国际安全
	薛力	能源安全	欧阳向英	俄罗斯政治
	黄薇	全球治理	冯维江	国际政治经济学
	王鸣鸣	外交决策	高华	北约组织
	卢国学	亚太政治	王雷	东亚安全
	彭成义	中外关系	徐秀军	全球治理
	田慧芳	气候变化	李燕	俄罗斯政治
	任琳	全球治理	丁工	发展中国家政治

联系人：王琬婷 邮箱：wangwanting@ucass.edu.cn

电话：(86)10-8519 5775 传真：(86)10-6512 6105

通讯地址：北京建国门内大街 5 号 1544 邮政编码：100732

免责声明：

《全球智库半月谈》所编译的文章，仅反映原文作者的观点，不代表编译者、版权所有人或所属机构的观点。

目 录

世界热点

去美元化：美元是否正在失去主导地位？ 6

导读：由于地缘政治和地缘战略的变化，包括持续的俄罗斯与乌克兰冲突危机，美元的霸权地位受到质疑。虽然美元保持了其交易主导地位，但外汇储备正在发生一些去美元化。美元在石油市场上也失去了一些影响力，现在更多的交易是以非美元货币进行的。然而，快速去美元化是不可能的，特别是美国有一个长期的全球联盟和伙伴关系网络。

美中脱钩：言论与现实 10

导读：美国和中国正在脱钩吗？本文使用 2017 年至 2022 年美国进口的详细数据来解释这个问题。结果表明，某些方面的脱钩是真实的：在被美国征收关税的产品中，美国从中国的进口增长明显低于美国从其他国家的进口增长。但没有一致的证据表明进口回流或多样化。事实上，供应链，特别是战略产品的供应链仍然与中国交织在一起。在美国市场上取代中国的出口商也增加了对中国的进口依赖。

美日韩三边合作预示着印度-太平洋地区经济安全伙伴关系的新时代 15

导读：8 月在戴维营举行的美国、日本和韩国三方领导人峰会开启了“新伙伴关系时代”，三国不仅在国家安全方面进行了讨论，而且在经济和技术合作方面也进行了相关探讨。该协议中不太受关注的部分涵盖了三国供应链、技术和经济安全的许多领域，这些领域的产值大致占全球 GDP 的 31.2%，并且在半导体、电动汽车和电池的关键供应链中也发挥着关键作用。

行尸走肉的崛起：论全球僵尸企业 18

导读：僵尸企业是指已停产、半停产、连年亏损、资不抵债，主要靠政府补贴和银行续贷维持生存和经营的企业。长期以来，企业僵尸化的加剧是全球多国面临的难题。一方面，包括信贷担保和宽限在内的公共支持对于在短期内减少破产可能非常重要。但另一方面，没有针对性的政策支持，破产框架不健全可能会推迟必要的创造性破坏，对长期生产力增长造成负面影响。本文记录了过去二十年来僵尸化的全球趋势，指出从僵尸企业到非僵尸企业的负面宏观金融溢出效应可以通过加强银行和改善破产框架来缓解。

经济理论

高负债是否制约了货币政策？——来自通胀预期的证据 25

导读：本文研究了高政府债务水平是否对遏制通货膨胀构成挑战。本文通过评估发达经济体和新兴市场经济体政府债务意外对通胀预期的影响来实现这一目标。研究发现，债务意外增加会持续提高新兴市场经济体的长期通胀预期，而发达经济体则不会。当初始债务水平已经很高时，当通胀水平最初很高时，以及当债务美元化显著时，这种影响会更大。相比之下，在实行通胀目标制的经济体中，债务意外只会产生有限的影响。对于初始债务水平高且债务美元化程度较高，以及货币政策框架较弱的新兴市场经济体，债务水平进一步增加可能会使其抗击通胀的斗争更加复杂化。

住房通胀将何去何从..... 40

导读：尽管通货膨胀的其他组成部分有所下降，但住房通货膨胀仍然居高不下。然而，包括房价和租金在内的各种市场指标表明，随着利率的上升，住房市场已经明显放缓。预测模型结合了当地住房和租金通胀等几项指标，可以帮助解释最近的趋势可能如何影响未来住房通胀的路径。这些模型表明，住房通胀在未来 18 个月内可能会显著放缓，这与加息对住房市场不断变化的影响相一致。

制造业就业远未兴盛..... 45

导读：美国通胀削减法案的实践表明，大规模补贴并没有创造大规模的制造业就业机会，且单个岗位创造的成本很高。这不是美国独有的问题。然而，这并不意味着一系列的政策没有意义，因为长远来看，他们将带领美国经济走向绿色之路。编译如下：

什么时候财政乘数高？四个经济周期阶段的比较..... 47

导读：本文比较了财政支出在商业周期不同阶段对经济活动的影响。我们发现，失业率上升时的财政乘数高于失业率下降时的财政乘数。相反，财政乘数并不取决于失业率是高于还是低于其长期趋势。这一结果既出现于美国国家层面的长期时间序列分析中，也出现于越战后美国各州的小组分析中。我们的研究结果综合考虑了此前关于财政乘数的国家依赖性证据（有时相互矛盾），并表明在经济衰退的早期进行财政干预对稳定产出最有效。

本期智库介绍..... 66

去美元化：美元是否正在失去主导地位？

J.P. Morgan/文 廖世伟/编译

导读：由于地缘政治和地缘战略的变化，包括持续的俄罗斯与乌克兰冲突危机，美元的霸权地位受到质疑。虽然美元保持了其交易主导地位，但外汇储备正在发生一些去美元化。美元在石油市场上也失去了一些影响力，现在更多的交易是以非美元货币进行的。然而，快速去美元化是不可能的，特别是美国有一个长期的全球联盟和伙伴关系网络。

美元的主导地位不再？看看当前的地缘政治氛围是否正在威胁世界储备货币的主导地位。

关键点

由于地缘政治和地缘战略的变化，包括持续的俄罗斯与乌克兰冲突危机，美元的霸权地位受到质疑。

虽然美元保持了其交易主导地位，但外汇储备正在发生一些去美元化。

美元在石油市场上也失去了一些影响力，现在更多的石油交易是以非美元货币进行的。

然而，快速去美元化是不可能的，特别是美国有一个长期的全球联盟和伙伴关系网络。

正文

美元是世界主要储备货币，也是贸易和其他国际交易中使用最广泛的货币。然而，它的霸权受到质疑，特别是考虑到持续的俄罗斯-乌克兰危机。摩根大通（J.P. Morgan）负责战略研究的亚历山大·怀斯（Alexander Wise）说：“去美元化的风险是战后历史上一个周期性出现的主题，由于地缘政治和地缘战略的变化，它再次成为人们关注的焦点。”

特别是，美国对俄罗斯的制裁使一些国家担心过于依赖美元。此外，在利率上升的背景下，美元走强对新兴国家来说变得更加昂贵，导致一些国家用其他货币进行交易。2023年7月，玻利维亚成为继巴西和阿根廷之后，最新一个使用人民币支付进出口的南美国家。

去美元化的潜在影响是什么？这对全球市场和贸易意味着什么？

什么是去美元化？

简言之，去美元化意味着在世界贸易和金融交易中大幅减少美元的使用，减少国家、机构和企业对美元的需求。这将削弱以美元计价的全球资本市场的主导地位，在这个市场中，世界各地的借款人和贷款人都以美元进行交易。

有两种情况可能会削弱美元的地位。第一类包括破坏美元的安全和稳定以及美国作为世界领先的经济、政治和军事大国的总体地位的负面事件。例如，美国日益加剧的两极分化可能会危及其治理的稳定性，而这种稳定性支撑着其作为全球避风港的角色。

第二个因素涉及美国以外地区的积极发展，这些发展提高了替代货币的可信度，例如中国的经济和政治改革。怀斯指出：“候选储备货币必须被认为是安全和稳定的，并且必须提供足以满足日益增长的全球需求的流动性来源。”

去美元化会带来什么影响？

从根本上说，去美元化将改变各国之间的力量平衡，进而可能重塑全球经济和市场。

受影响最大的将是美国，去美元化可能导致美国金融资产普遍贬值，表现逊于世界其他地区。怀斯表示：“就美国股票而言，直接回报和相对回报将受到从美国市场撤资或重新配置以及信心严重丧失的负面影响。由于投资者对美国固定收益的部分撤资，或国际储备配置的多样化或减少，实际收益率也可能面临上行压力。”

然而，去美元化对美国经济增长的影响是不确定的。虽然结构性低迷的美元可能会提高美国的竞争力，但也可能会直接降低外国对美国经济的投资。此外，美元走软理论上可能会提高进口商品和服务的成本，从而给美国带来通胀压力，尽管基准估计显示这些影响可能相对较小。

“尽管美国贸易份额长期下跌，但美元的交易主导地位仍然是领先的。另一方面，去美元化在外汇储备中很明显，美元的份额已降至 58% 的历史新低。”——Meera Chandan，摩根大通全球外汇策略联席主管

货币市场去美元化

随着时间的推移，去美元化可能会减少机构、投资者和企业对美元的需求，其需求减少的规模可能会导致美元贬值。如果有特定的催化剂，去美元化也可能导致汇率波动加剧，特别是在 60 多种货币与美元挂钩的情况下。

然而，尽管货币市场出现了一些去美元化的迹象，但美元迄今仍保持着主导地位。摩根大通（J. P. Morgan）全球外汇策略研究团队联席主管米拉·钱丹（Meera Chandan）表示：“美元的总体使用量有所下降，但在长期范围内，与其他货币相比，其份额仍然较高。”

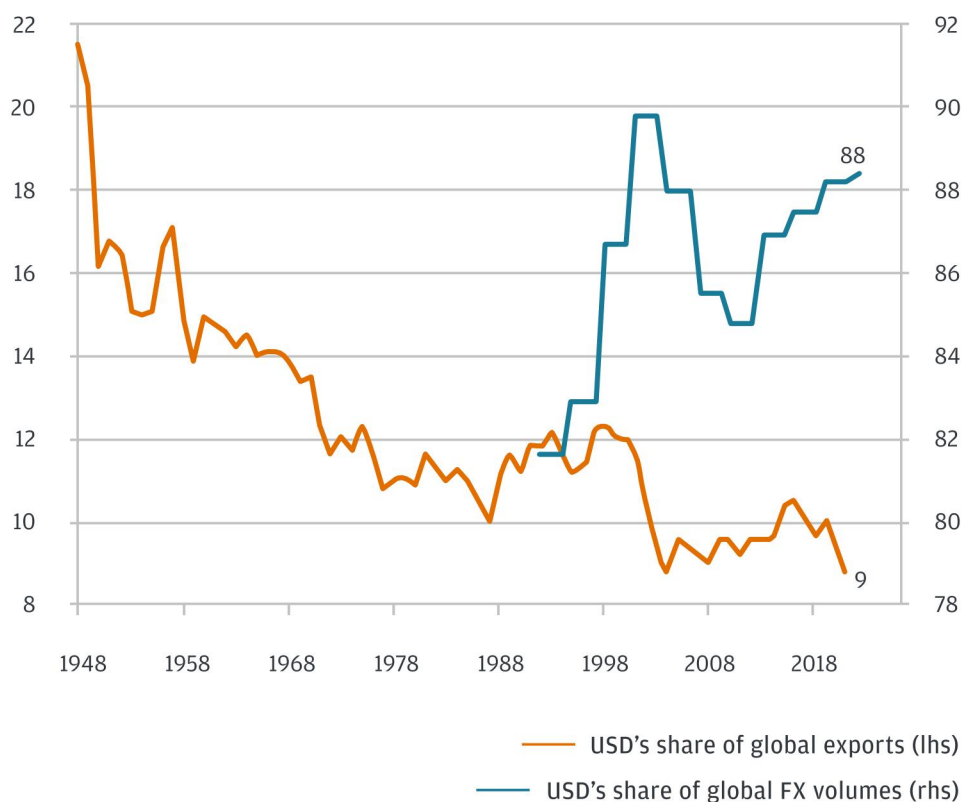
从外汇交易量来看，美元的占有份额为 88%，接近历史最高水平，而其在贸易发票、跨境负债和外币债务发行中的份额在过去二十年中一直保持稳定。Chandan 表示：“尽管美国贸易份额长期下降，但美元的交易主导地位仍然是领先的。另一方面，去美元化在外汇储备中很明显，其中美元的份额已降至 58% 的历史新低。”

哪种货币可以取代美元？Chandan 说：“在竞争对手方面，中国一直在尝试人民币国际化。然而，尽管人民币每年都在增长，但其全球足迹仍然很小，这将是一个需要改革的漫长过程。”例如，人民币仅占 SWIFT 支付的 2.3%，而美元占 43%，欧元占 32%。

怀斯补充说：“随着中国在全球商业中的中心地位日益增强，人们自然会期待人民币在全球经济中发挥更大的作用，但这种转变可能会在几十年内发生。”“放松资本管制，开放市场，实施促进市场流动性的措施，加强法治，减少拨款和监管风险，促进中国政府债券成为安全资产的替代品——这些都可以巩固中国和人民币作为美国 and 美元的可靠替代品的地位。”

美元截然不同的命运

美元在全球外汇交易量**和全球出口中的份额(%)



Source: BIS, UNCTAD, J.P. Morgan

**includes spot, forwards, swaps and options

石油市场的去美元化

石油市场也出现了一些去美元化的迹象。摩根大通（J.P. Morgan）全球大宗商品策略主管娜塔莎·卡内娃（Natasha Kaneva）表示：“美元作为全球油价的关键驱动因素之一，似乎正在失去其曾经强大的影响力。”

传统上，美元与石油价格呈负相关。当美元升值时，石油进口价格上升，需求随之下降，尤其是在新兴市场经济体。然而，目前更多的石油销售是以人民币等非美元货币进行交易的。卡内娃说：“至关重要的是，俄罗斯石油现在要么以买家的当地货币出售，要么以俄罗斯认为友好的国家的货币出售。”

例如，一些印度炼油商已经开始用迪拉姆支付通过迪拜交易商购买的俄罗斯石油，而其他炼油商则在考虑用人民币支付。据报道，沙特阿拉伯正在探索接受其他货币的付款。此外，俄罗斯主要商品生产商已开始发行人民币债券。

2022 年 9 月，俄罗斯国有石油公司（Rosneft）公开发行 100 亿元人民币债券，随后于 2023 年 3 月发行第二批 150 亿元人民币债券。

美元在石油市场的主导地位真的在减弱吗？摩根大通研究公司的数据显示，2005 年至 2013 年间，美国贸易加权美元（USNEER）每升值 1%，布伦特原油价格就会下跌约 3%。然而，在 2014 年至 2022 年期间，这一数字下降到仅为 0.2%，经合组织的石油库存现在在决定石油价格方面发挥着更大的主导作用。

摩根大通（J.P.Morgan）新兴市场经济研究主管贾汉吉尔·阿齐兹（Jahangir Aziz）表示：“总体而言，我们发现，我们发现美元的重要性从 2014 年到 2022 年大幅下降。”虽然这一转变可能受到大流行后通胀飙升和地缘政治导致的宏观经济波动性上升的过度影响，但很难完全忽视这一点。

去美元化迫在眉睫？

总体而言，虽然预计会出现边际去美元化，但快速去美元化是不可能的。怀斯说：“特别是考虑到无处不在的货币所带来的巨大优势，以及美国拥有长期的全球联盟和伙伴关系网络的事实。”

相反，特别是在战略竞争的背景下，更有可能出现部分去美元化，即人民币在不结盟国家和中国的贸易伙伴中承担美元当前的一些功能。随着时间的推移，这可能会产生区域主义，形成不同的经济和金融势力范围，不同的货币和市场在其中发挥核心作用。

本文原题为“De-dollarization: Is the US dollar losing its dominance?”，作者 J.P. Morgan(摩根大通)，摩根大通为客户提供广泛的金融服务，涵盖投资和企业银行、环球企业支付、市场业务、销售和研究、证券服务、商业银行以及资产管理等领域。本文于 2023 年 8 月 31 日刊于 J.P. Morgan 官网。[单击此处可以访问原文链接。](#)

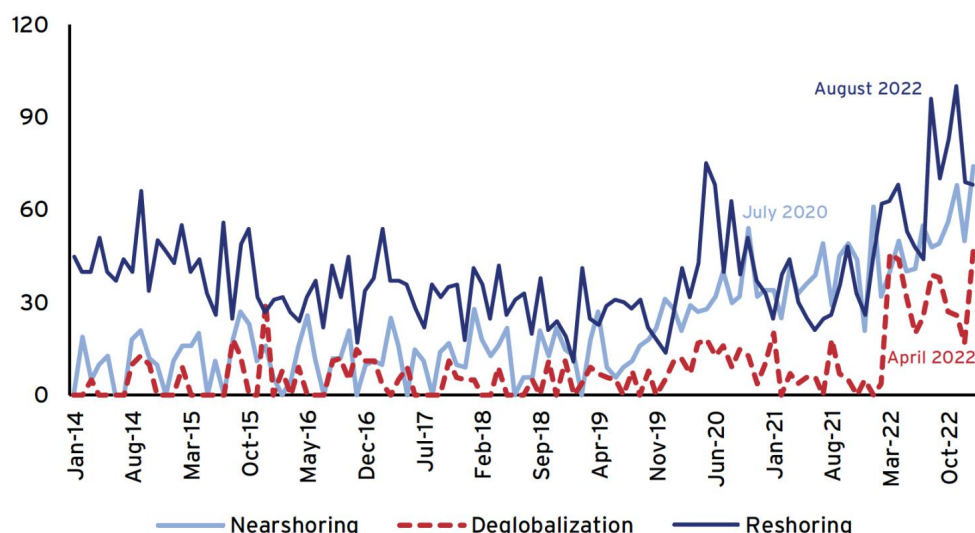
美中脱钩：言论与现实

Caroline Freund, Aaditya Mattoo, Alen Mulabdic 和 Michele Ruta /文 杨茜/编译

导读：美国和中国正在脱钩吗？本文使用 2017 年至 2022 年美国进口的详细数据来解释这个问题。结果表明，某些方面的脱钩是真实的：在被美国征收关税的产品中，美国从中国的进口增长明显低于美国从其他国家的进口增长。但没有一致的证据表明进口回流或多样化。事实上，供应链，特别是战略产品的供应链仍然与中国交织在一起。在美国市场上取代中国的出口商也增加了对中国的进口依赖。全文编译如下：

中美关系紧张之后，所谓的回流、近岸和去全球化现象频繁出现在新闻上。Google 搜索趋势显示，自 2020 年以来，这三个词都经历了高水平的搜索活动（图 1）。去全球化的经济后果是政策制定者日益关注的问题，（Aiyar 等 2023, Aiyar 和 Ilyina 2023, Ottaviano 等 2021），经济学家已经开始估算不同情景下的经济成本（Bolhuis 等 2023, Campos 等 2023, Cerdeiro 等 2021, Goes 和 Bekkers 2022, 国际货币基金组织 2023）。

图 1 Google 搜索“近岸”、“去全球化”和“回流”



去全球化似乎无处不在，除了在贸易统计中。在经历了多年的缓慢增长后，货物贸易在 2022 年达到了历史最高水平。美国 2022 年的进口比新冠疫情之前的水平高出近 40%，这一数字没有为回流提供支持。即使我们只关注美中双边贸易关系，2022 年美国从中国的商品进口也比 2017 年高出 30% 以上，尽管在特朗普政府期间出现了紧张局势和针锋相对的关税。

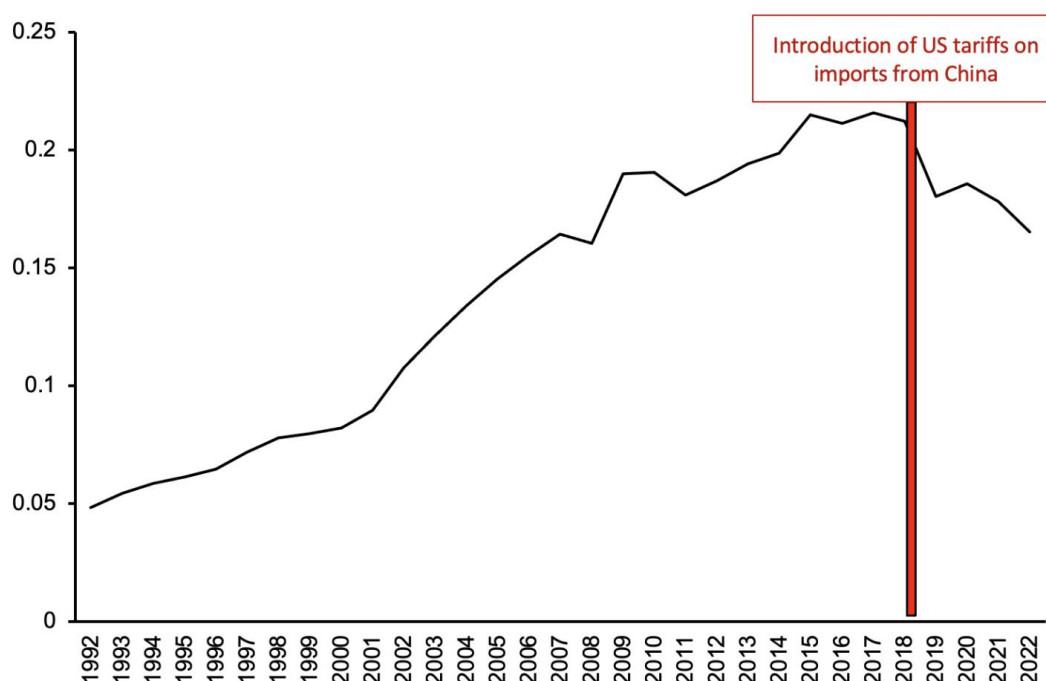
在最近的一篇论文（Freund 等 2023）中，我们研究了言论与现实之间的脱节，着重关注 2018 年和 2019 年美中贸易战的效应。在此期间，美国对来自中国的超过 60% 的进口产品征收关税，大部分在 25% 的水平（Bown 2023）。我们使用美国 2017 年至 2022 年（即贸易战前和后）的贸易数据进行研究，结果表明在上述总体趋势之下，贸易和全球供应链确实对政策做出响应。美中脱钩可能已经开始形成，但仔细观察数据就会发现，这一过程正以意想不到的方式展开。

美中脱钩，五个鲜为人知的事实

让我们从一组事实开始说明美国贸易政策如何影响贸易和全球供应链。

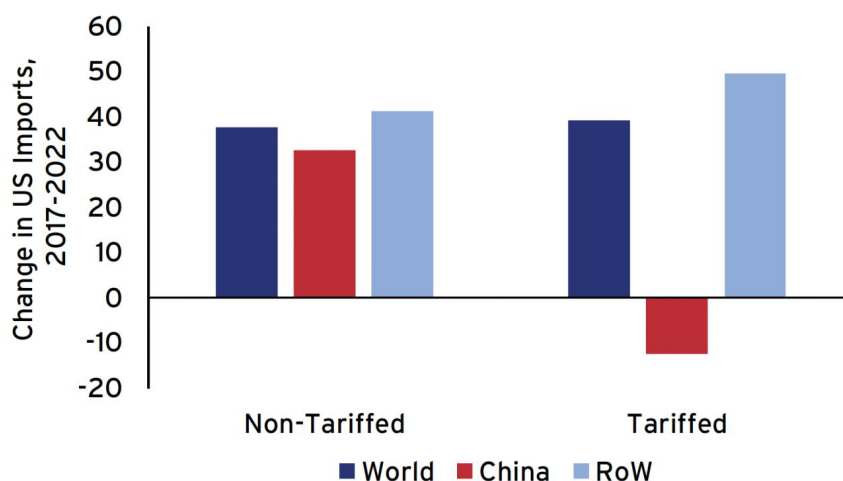
首先，随着中国在美国进口中的份额在 2018 年开始下降，美中脱钩正在发生（图 2）。2017 年至 2022 年，中国在美国进口中的份额从 21.6% 下降到 16.3%，现在又回到全球金融危机前的 2007 年的水平。对于战略货物（即美国政府列为先进技术产品的货物），这一下降幅度更大，从 2017 年的 36.8% 降至 2022 年的 23.1%，降幅超过 13 个百分点。

图 2 中国占美国的进口份额



其次，中国在美国进口中所占份额的下降主要集中在关税商品上（图 3）。2022 年，美国从中国进口的关税商品比 2017 年减少了 12.5%，而从世界其他地区进口的关税商品则大幅增加。未受关税影响的产品没有发现类似的模式，从中国进口的变化似乎与从世界其他地区进口的变化没有显著不同。中国在关税产品中所占份额的大幅减少和美国总体进口的增加共同表明，关税已促使进口商转向新的供应来源。

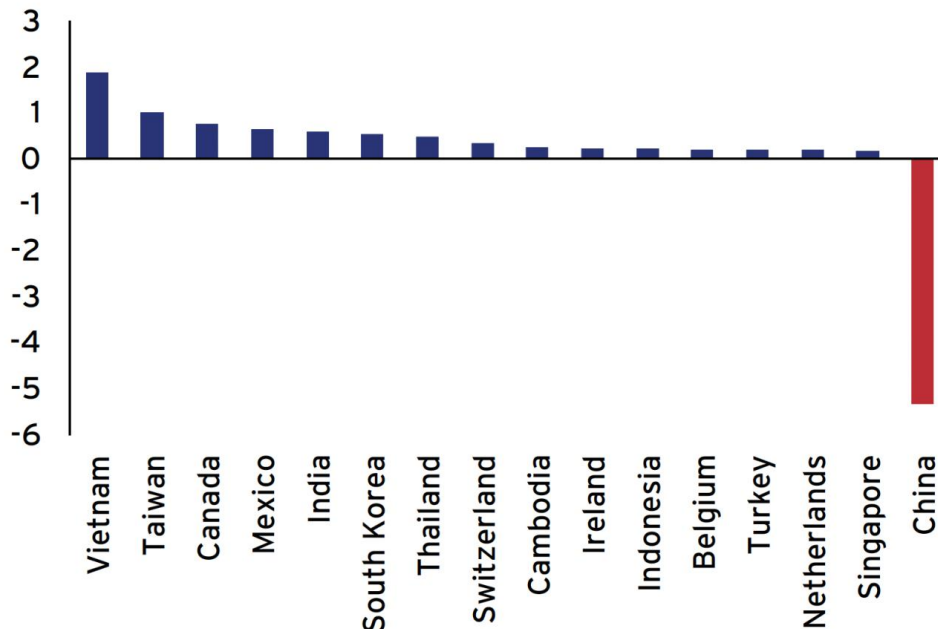
图 3 2017-2022 年美国进口、关税和非关税商品的变化



来源：美国海关。

第三，某些国家和地区在美国市场上明显取代了中国（图 4）。该图显示了 2017 年至 2022 年美国最大贸易伙伴重新洗牌的初步证据。从整体份额来看，市场份额增长最大的国家和地区是越南（1.9%）、台湾（1%）、加拿大（0.75%），墨西哥（0.64%）、印度（0.57%）和韩国（0.53%）。这六个国家和地区瓜分了中国下降的份额（5.3%）。战略物资方面，越南和台湾地区似乎在此期间获得了美国最大的市场份额。

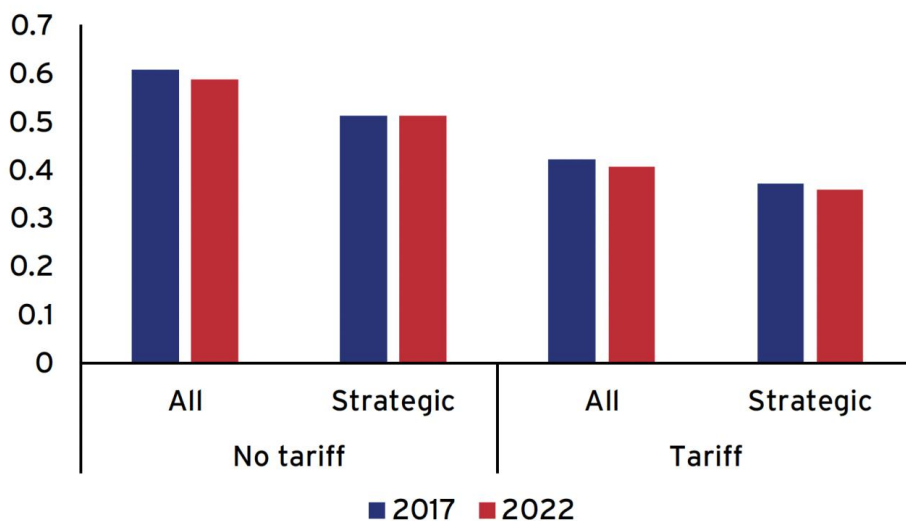
图 4 2017-2022 年美国进口变化（按伙伴国和地区）



第四，美国进口的重新洗牌与美国进口来源多样化的增加无关（图 5）。产品和时间的平均赫芬达尔-赫希曼指数（HHIs）几乎没有变化。征收关税的商品通常比不征收关税的商品拥有更多样化的供应商基础（这表明有限的多样化可能不是征收关税的关键原因）。但对于已征收关税和未征收关税的产品而

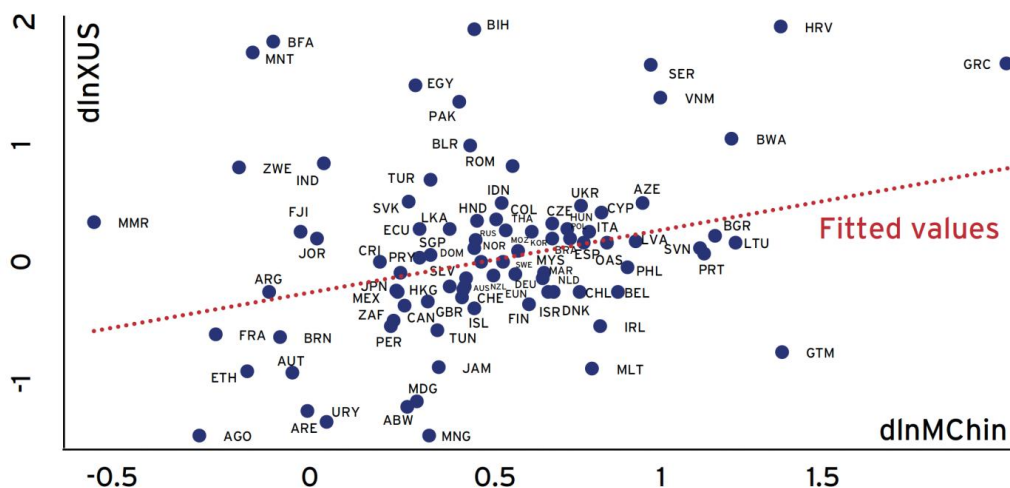
言，在此期间，赫芬达尔-赫希曼指数仅略有下降，这表明无论是否征收关税，进口多样化都保持相当稳定。

图 5 2017-2022 年平均赫芬达尔指数（关税和非关税商品）



第五，向美国出口更多的国家增加了与中国的联系（图 6）。尽管中国在美国市场上正被其他出口国所取代，但初步证据表明，美国对中国的依赖可能仍是一个问题。图 6 显示，对脱钩贡献最大且包含许多战略产品的电子行业，增加对美国出口的国家也增加了该行业从中国的进口。这种高度相关性表明，与中国的联系对于那些在美国市场上取代中国的企业来说尤其重要。换句话说，为了在出口方面取代中国，各国已经与中国建立了全行业供应链。

图 6 电子产品贸易 (HS85): 对美国出口和从中国进口的变化



关税正在导致脱钩，但并没有结束对中国的依赖

我们最近利用美国海关 2017 年和 2022 年的 10 位编码进口数据对这些问题进行调查。分析依赖于一个简单的识别策略。首先，我们关注关税商品和非关税商品贸易之间的差异，控制产品和市场特征。其次，我们考察了那些取代中

国的国家的特征，特别是在战略商品方面。除了从中国进口的变化，我们还调查了关税是否导致了进口的多样化、回流、近岸或友岸。

我们发现，关税导致了从中国进口的下降，并刺激了其他国家的出口增长。但美国进口关税商品的多样化，或从中国进口份额下降的商品的多样化，并没有显著增加。鉴于这些产品的总体进口增长速度与其他商品相似，也没有证据表明美国恢复生产。当我们聚焦于战略性行业时，我们发现美国对从中国进口产品征收关税的影响更大。战略性行业被定义为美国政府先进技术产品清单中的 11 个 2 位编码行业。尽管有微弱的证据表明进口多样化有所增加，但即使是这些产品也没有回岸的有力证据。

最后，我们调查了随着美国从中国的进口减少，哪些国家和地区填补了空缺。我们进行了双重差分分析，比较了中国进口份额显著下降的产品的贸易模式变化与其他产品的变化，同时控制了出口商和产品特定的时变冲击。我们发现，在某一产品上具有显性比较优势的国家提高了其市场份额。我们发现，有证据表明，在战略行业对美国出口增长较快的国家，与中国的产业内贸易也更加密集。这一发现与下述观点相一致，即美国并没有像进口数据所显示的那样减少对战略行业中国的依赖。这些国家从中国进口的快速增长（6 位编码商品）可能反映了转运或额外的供应链效应。其他（非战略性）商品更符合引力模型的预测，流向能够提供有竞争力工资的大型发展中国家。

结论

我们研究中的证据凸显了效率与脱钩之间的紧张关系。全球供应链的全面重组不仅是一个长期的过程，而且代价高昂，只能通过政府的长期明确干预才能实现。此外，直接贸易中的脱钩可能只会通过贸易伙伴的工业供应链加深美中之间的间接联系。

本文原题为“US-China decoupling: Rhetoric and reality”。本文作者 Caroline Freund 是加州大学圣地亚哥分校全球政策与战略学院院长，Aaditya Mattoo 是世界银行东亚及太平洋地区首席经济学家，Alen Mulabdic 是世界银行前景小组高级经济学家，Michele Ruta 是国际货币基金组织战略和政策审查部副司长。本文于 2023 年 8 月刊于 CEPR 官网。[单击此处可以访问原文链接。](#)

美日韩三边合作预示着印度-太平洋地区经济安全伙伴关系的新时代

Yeo Han-koo / 文 刘海楨 / 编译

导读：8月在戴维营举行的美国、日本和韩国三方领导人峰会开启了“新伙伴关系时代”，三国不仅在国家安全方面进行了讨论，而且在经济和技术合作方面也进行了相关探讨。该协议中不太受关注的部分涵盖了三国供应链、技术和经济安全的许多领域，这些领域的产值大致占全球 GDP 的 31.2%，并且在半导体、电动汽车和电池的关键供应链中也发挥着关键作用。编译如下：

三方协议的三大支柱包括戴维营原则（Camp David Principles）、戴维营声明精神（the Spirit of Camp David statement）和协商承诺（Commitment to Consult）。值得注意的是，这三个国家的国内生产总值总和大于该区域的竞争经济协定：《跨太平洋伙伴关系全面进步协定》（CPTPP）和《区域全面经济伙伴关系协定》（RCEP）。

三边伙伴关系的形成正值一个关键时刻，周期性和结构性力量都在发挥作用，将这些地区经济体从以前占主导地位中国经济中“剥离出来”。这种趋势在韩国最为明显，在这三个国家中，韩国对中国经济的开放性最强。

根据韩国国际贸易协会的数据，2018年，韩国对中国的出口占其对世界出口总额的 26.8%。但这一数字在 2023 年上半年降至 19.6%，近 20 年来首次降至 20% 以下。

在同一时期，韩国对美国的出口从 12% 增加到 18%，这一趋势是由几个因素造成的，如中国经济的停滞和美国经济的飙升，以及中国新技术自主研发的趋势导致韩国对中国的半导体/信息技术和中间产品出口下降。

这个新组织可能演变成一个强大的平台，推进美国在印度-太平洋地区的经济安全参与程度，同时加速韩国和日本的“去风险”和“再平衡”。从本质上说，停滞不前的中日韩三方自由贸易协定被搁置，有利于一个新兴的美韩日三边经济框架的形成。

美日韩协定的后续议程

为了加强他们的新伙伴关系，这三个国家应该采取几个后续步骤。供应链弹性及恢复能力是三方均十分关注的共同兴趣点。宣布启动三方供应链预警系统试点将是一个良好的开端。中国最近限制镓和锗这两种稀有金属出口的举措，使关键的矿产和材料行业成为进行试点政策的一个潜在候选对象。

当某一特定矿产的供应中断冲击一个国家时，这三个国家可以联合起来利用其他两个国家的供应，或者通过应急交易、政府采购或以“供应互换”的形式短期提取库存与第三方合作。三边合作可以支持 2022 年启动的 14 国集团印度-太平洋经济繁荣框架(IPEF)中供应链支柱政策的实施。IPEF 也可以通过额外的促进国力建设提升的内容条款来复现这三个伙伴国的最佳做法。

为了实现供应链弹性的共同目标，三国应深化产业政策协调。据《金融时报》报道，自一年前通过通胀削减法案(IRA)以来，韩国和日本一直是美国清洁技术领域的第一大和第三大外国投资者，分别投资了约 200 亿美元和 90 亿美元。很明显，韩国和日本的“友好支持”对于在高科技行业建立最先进、最复杂的供应链是必要的。不协调和歧视性的产业政策措施会造成不必要的贸易摩擦，浪费盟友和伙伴之间宝贵的政治资本，同时只能试图用临时方式解决问题。

应通过加强出口管制和投资审查方面来保护技术，同时坚持“小院子、高栅栏”的原则。让存储器芯片等商品化技术接受年度政府审查和批准对“小院子”来说并不合适，因为这一步骤会让相关企业在与中国竞争对手的竞争处于劣势。美国对中国对外投资的新限制，可能有助于韩国和日本成为美国风险资本和私人股本公司可行的替代投资伙伴。韩国和日本对中国风险资本和私人股本对外投资一直受限，因此更有意义的做法是，专注于寻找新的机会，填补中国留下的创新性的技术生态环境的空白。

液化天然气和民用核能发电领域的能源安全合作也大有可为。在戴维营(Camp David)，三方伙伴承诺加速减少对俄罗斯能源的依赖。韩国和日本是美国液化天然气的最大进口国。在从勘探和液化天然气终端基础设施到液化天然气贸易造船的整个液化天然气价值链上，三方之间的合作有着良好的扩张潜力。

另一个关键的战略合作领域是民用核能发电。在阿联酋，包括西屋公司在内的韩国电力公司牵头的财团成功建造了中东第一座核电站，开创了韩美民用核电合作成功的先例。两家公司之间正在进行的法律纠纷应该得到解决，这样它们就不会在来自中国和俄罗斯公司的日益激烈的竞争中错过潜在的机会。

最后，如何强调打击经济胁迫的重要性和紧迫性都不为过。中国对戴维营峰会的反应是高度批评的，引起了三国对于中国可能会进行经济报复的担忧。2010 年，在中国东部海域发生领土争端后，中国禁止向日本出口稀土；在韩国部署 THAAD 导弹后，中国对朝鲜实施了经济报复。当时，这些目标国家不得不独自应对这场危机。

戴维营峰会形成了一个系统的反胁迫框架，反对任何破坏经济安全和基于规则的国际秩序的胁迫性措施。“协商承诺”可以被解释为明确承诺不仅集体应对安全事件，而且集体应对经济胁迫和其他与经济安全有关的威胁。由参议员克里斯·库恩斯(D-DE)和托德·杨(R-IN)提出的两党和两院反经济胁迫法案旨在将有效的威慑制度化，以对抗专制国家的经济胁迫。日本和韩国应该考虑类似的新立法，以加强对任何可能的经济胁迫的集体威慑。

不利的一面是，尽管商业/工业部长会议和财政部长会议已经制度化，但戴维营首脑会议明显缺乏贸易内容。贸易措施，如临时提高/降低关税，将非正

式、不透明的强制措施确定为不合规的非关税壁垒，以及通过世界贸易组织（WTO）或 RCEP 解决争端，应成为有效反强制措施的一部分。如果这三个国家能够启动《信息技术协定 III》谈判以促进数字贸易，如果美国和韩国在日本的支持下加入 CPTPP，这将更加可取。

本文原题名为“US-Japan-Korea trilateral cooperation can herald a new era of economic security partnership in the Indo-Pacific region”。作者为 Yeo Han-koo。Yeo Han-koo 毕业于首尔国立大学，曾担任首尔国立大学商学院的客座教授，教授国际贸易，谈判和经济安全问题。Yeo 拥有哈佛商学院的 MBA 学位和哈佛肯尼迪学院的 MPA 学位。作为一名资深的国际贸易谈判代表，Yeo 参与了多项双边和多边贸易谈判，包括担任区域全面经济伙伴关系协定（RCEP）、韩英自由贸易协定、韩国-中美洲自由贸易协定、韩国-印度尼西亚全面经济伙伴关系协定和韩国-菲律宾自由贸易协定的首席谈判代表。他还是制定印太繁荣经济框架的最初参与者。[单击此处可以访问原文链接。](#)

行尸走肉的崛起：论全球僵尸企业

Bruno Albuquerque, Roshan Iyer /文 安怀雨 / 编译

导读：僵尸企业是指已停产、半停产、连年亏损、资不抵债，主要靠政府补贴和银行续贷维持生存和经营的企业。长期以来，企业僵尸化的加剧是全球多国面临的难题。一方面，包括信贷担保和宽限在内的公共支持对于在短期内减少破产可能非常重要。但另一方面，没有针对性的政策支持，破产框架不健全可能会推迟必要的创造性破坏，对长期生产力增长造成负面影响。本文记录了过去二十年来僵尸化的全球趋势，指出从僵尸企业到非僵尸企业的负面宏观金融溢出效应可以通过加强银行和改善破产框架来缓解。编译如下：

在全球各个国家，没有生产和生存能力的企业（称为“僵尸企业”）越多，对经济生产的增长率影响就越大。本专栏通过创建一个新的数据集，记录了过去二十年来全球僵尸化的趋势，包括上市企业和私营企业。尽管僵尸化普遍加剧，但研究结果却带来了一线希望：通过强化银行体系和改善破产框架，可以减轻“僵尸企业”对非“僵尸企业”的负面宏观金融溢出效应。

新冠疫情期间，僵尸企业的宏观经济影响再次成为公众辩论的焦点，因为人们担心，对企业前所未有的公共支持可能帮助僵尸企业苟延残喘，从而推迟了必要的创造性破坏过程。僵尸企业的存在并不是一个新现象，而是可以追溯到 20 世纪 80 年代开始的日本“失去的十年”，在这一时期，当政府向非生产性和不具生存能力的企业发放贷款，资本从最具生产力的企业流失向不具有生产力的企业，使得经济发展更加停滞不前（Peek and Rosengren 2005, Caballero et al. 2008, Giannetti and Simonov 2013）。在 2010 年代的欧洲主权债务危机中也存在类似的现象，当时实力较弱的银行通过不断发放僵尸贷款，“以拖字诀回避问题”（Storz et al. 2017, Acharya et al. 2020, Blattner et al. 2023）。

当前环境的特殊之处在于，随着时间的推移，特别是自全球危机和新冠疫情以来，企业僵尸化现象不断加剧。此外，当前迅速收紧的金融环境也为健康企业与僵尸企业竞争带来了更加严峻的挑战。在一篇新论文（Albuquerque and Iyer, 2023）中，我们建立了一个关于全球僵尸公司的新数据集，以评估和比较大量发达和新兴市场上市企业和私营企业之间的僵尸化率。尽管僵尸企业数量的增加给全球复苏带来了挑战，但我们发现，加强银行业、收紧宏观审慎政策和发展破产制度有助于减轻僵尸企业的拥堵效应。

全球非金融僵尸企业的崛起

在完全竞争市场中，没有生产和生存能力的僵尸企业将退出市场，让健康企业更有效地运营，同时促进新的生产力企业进入市场。但是，研究表明，贷款人（银行、投资者或政府）的不当激励常常阻止僵尸企业破产（Caballero et al. 2008）。

我们使用标准普尔提供的 2000-2021 年间 63 个国家（32 个新兴市场和 31 个发达经济体）上市公司的资产负债表数据，以及 Bureau van Dijk ORBIS 提供

的 1997-2020 年间 43 个国家（26 个发达经济体和 17 个新兴市场）私营企业的数据集。

虽然僵尸企业不能直接从数据中观察到，但文献中已经提出了几种定义，从贷方补贴利率的概念（Caballero et al. 2008, Acharya et al. 2019），没有产生足够的营业收入来满足其利息支付义务的老公司（McGowan et al. 2018），以及缺乏增长机会（Banerjee and Hofmann 2022），或销售负增长的困难企业（Favara et al. 2022）。

在本专栏中，我们用三个资产负债表指标来识别僵尸企业，这与 Favara 等人（2022 年）的研究类似，捕捉了最有可能陷入财务困境且持续不盈利的企业（Albuquerque and Iyer 2023）。僵尸企业的利息保障倍数（ICR）低于 1，杠杆率高于同行业企业的中位数，实际销售增长为负。这些指标需要至少连续两年存在，以尽量减少周期性波动造成的误分类。与文献中的其他定义相比，我们的定义既简单明了，易于在上市企业和私营企业中实施，又能作为僵尸企业范围的合理近似值，在两者之间取得了很好的平衡。

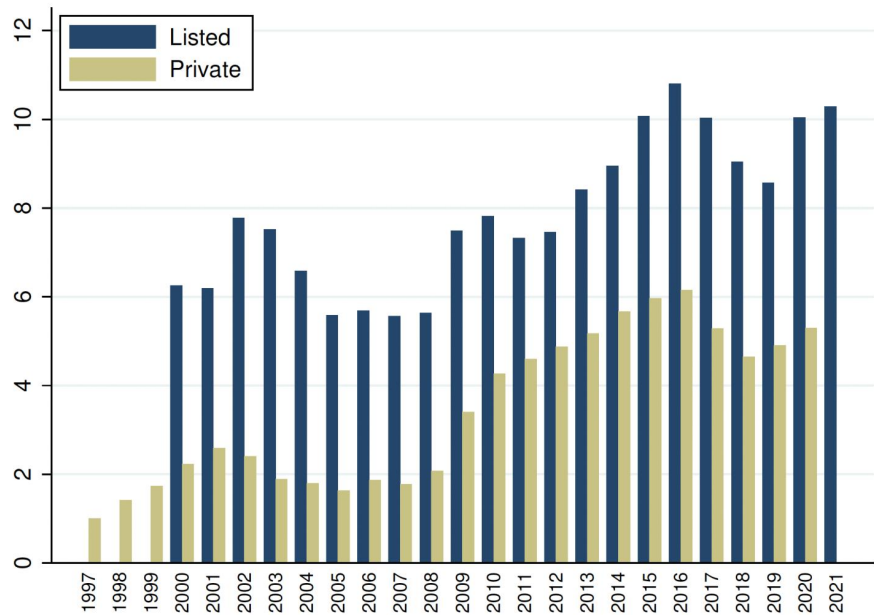
我们的定义并不局限于 Caballero 等人（2008）提出的补贴利率概念。虽然这可能适用于 80/90 年代的日本环境，但最近的文献认为，根据比高评级公司更有利的融资条件来识别僵尸公司可能存在漏洞，（Kulkarni et al. 2021, Banerjee and Hofmann 2022, Faria-e-Castro et al. 2022）：首先，低利率环境是过去二十年中大部分时期的典型特征，这意味着银行向僵尸公司收取零利率甚至负利率，这似乎不太可能，而其次，虽然银行向僵尸企业提供的利率可能低于银行信贷风险模型（基于僵尸企业的资产负债表）所建议的利率，但银行收取的利率仍有可能高于向高评级企业提供的利率。

我们发现，在同一行业和国家，僵尸企业的资产负债表通常比非僵尸企业薄弱得多。例如，僵尸企业表现出较低的全要素生产率（TFP），盈利能力较低，投资较少，持有的流动资产有限，往往规模较小，违约风险较高，并且更加依赖银行贷款。

图 1 显示了几种有趣的模式。首先，在过去二十年中，上市公司和私营企业中的僵尸企业比例一直在上升，在全球危机之后尤为明显。这可能是由长期的低利率、充足的流动性和“追求收益”行为所推动的。2021 年，僵尸企业占所有上市公司的 10% 以上，2020 年占所有私营企业的 5.3%。其次，在经历了 2016 年以来的暂时下降趋势后，僵尸企业的比例自新冠疫情以来再次回升，这大概是因为前所未有的政策支持和宽松的融资条件。第三，私营企业中僵尸化的发生率较低。这一令人惊讶的结果可能是因为与上市公司相比，私营公司的破产出清率要高得多（Albuquerque and Iyer 2023）。我们的推测是：（I）弱势民营企业比弱势上市企业更有可能退出市场；（II）民营僵尸企业倾向于以比

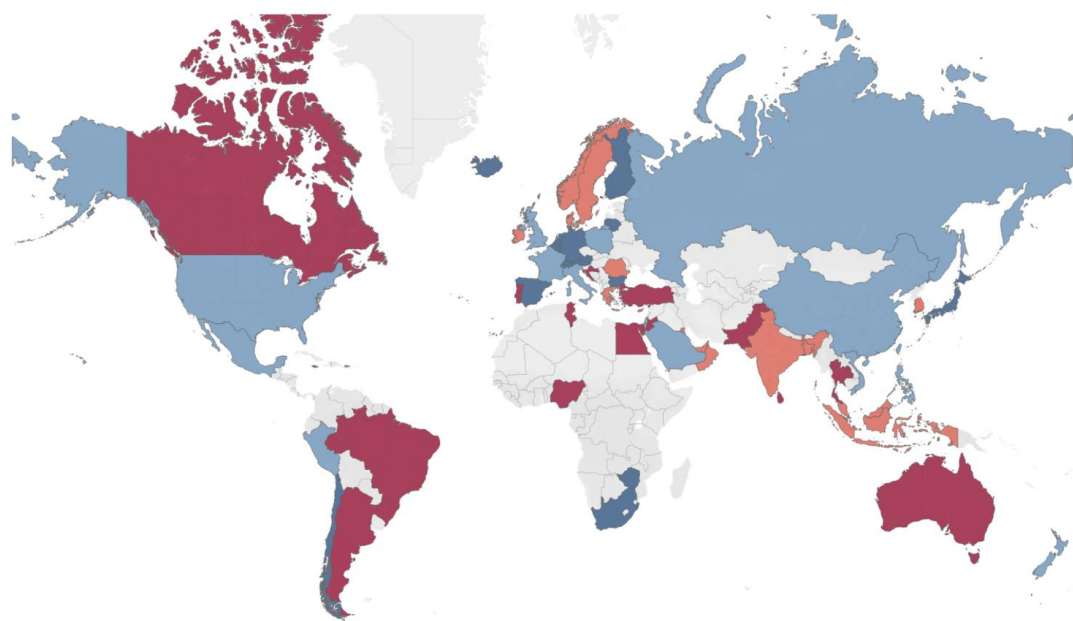
上市僵尸企业更快的速度退出市场。这两种力量导致私营企业整体僵尸化率较低。

图 1 上市公司和私营公司的僵尸企业份额



各国的僵尸企业比例差异很大（图 2）：我们在论文中指出，僵尸企业往往在宏观审慎立场较宽松、企业破产框架准备不足、GDP 增长较弱和利率较低的国家更为普遍。僵尸企业在非贸易行业更为普遍，如房地产、能源部门、信息技术、材料和非必需消费品，这些行业往往在财务上更脆弱，生产率更低，经历更多信贷推动的繁荣，更难寻找增长机会（Albuquerque 2023, Müller and Verner 2023）。

图 2 2021 年上市僵尸企业占比



注：深（浅）蓝色表示 2021 年国家僵尸企业的第一（第二）四分位数，橙色（红色）表示

第三（第四）四分位数。

僵尸企业通过广泛利润率和密集利润率影响健康企业的财务绩效

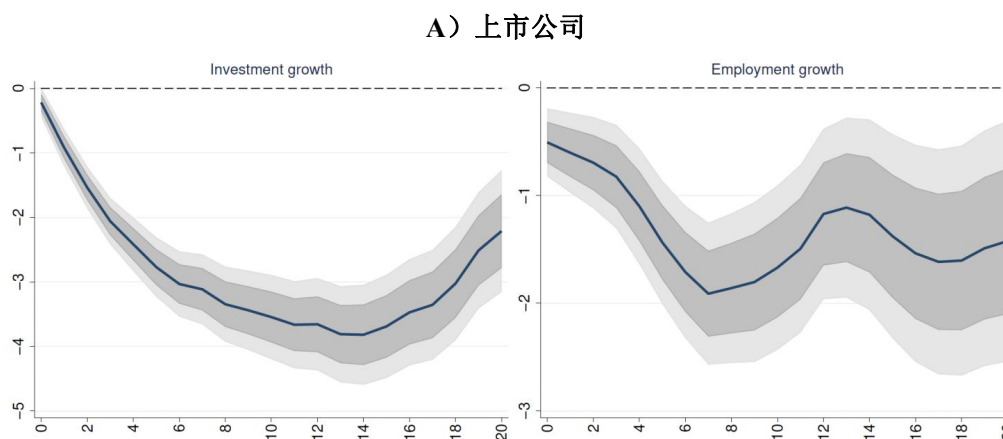
众所周知，僵尸企业的存在会对健康企业产生重要的负面拥堵效应，影响其生产率和增长（Peek and Rosengren 2005, Caballero et al. 2008, McGowan et al. 2018, Acharya et al. 2019, Banerjee and Hofmann 2022）。我们对这些文献进行了补充，首先追踪了拥堵效应随时间变化的动态，以评估中期效应，而非相关文献中的短期效应。其次，我们将拥堵效应的分析扩展到非僵尸企业的信贷条件。第三，我们还通过广延边际，即企业退出或进入僵尸企业聚集的部门的概率来探讨拥挤效应。

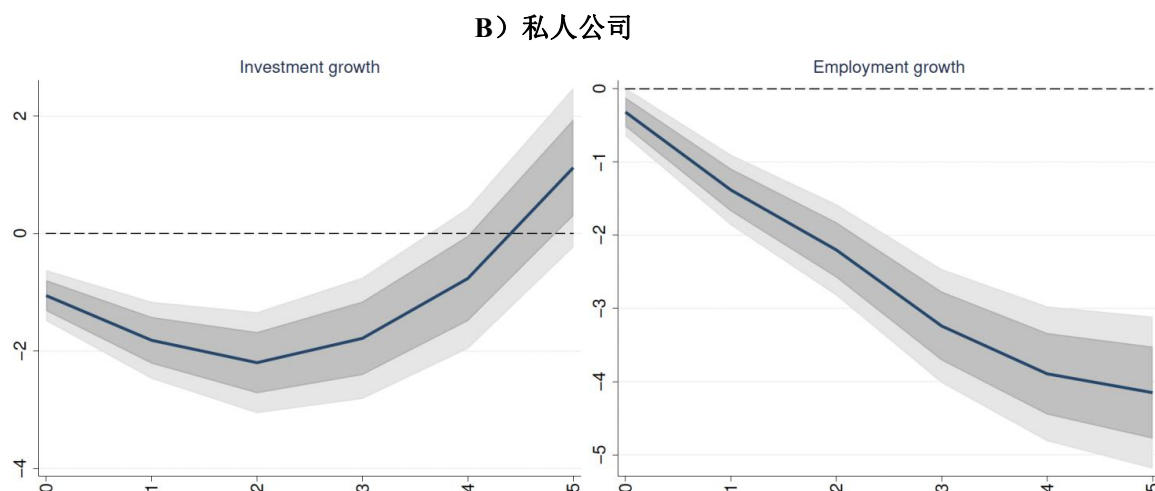
我们将企业的资产负债表指标与非僵尸企业虚拟变量和资产加权行业僵尸企业份额之间的交互项进行回归（Caballero et al. 2008）。该变量的系数表明，随着僵尸企业在每个国家-行业对中所占份额的增加，非僵尸企业相对于僵尸企业在特定指标上的表现会发生怎样的变化。我们加入了企业固定效应以控制企业间的永久性差异，并加入了国家-行业-时间固定效应以吸收所有可能对企业产生不同影响的国家-行业时变冲击。我们还加入了企业特有的控制变量。

我们的统计数据表明，上市企业和私营企业都会受到非僵尸企业的挤出效应的强烈影响。与同行业的僵尸企业相比，僵尸企业比例较高行业中的健康企业在投资增长、就业、销售和全要素生产率方面都有所下降。我们还发现，自全球危机以来，拥堵效应变得更加突出，这表明伴随着金融危机的深度衰退，以及大量的财政和货币支持，可能放大了负面拥堵效应（McGowan et al. 2018, Banerjee and Hofmann 2022）。

我们发现，随着时间的推移，拥堵效应是相当持久的：在僵尸企业比例高出一个标准差的行业中经营的健康企业，其投资增长在中期内平均会降低 4 个百分点，就业增长会降低 2 个百分点，这在经济上具有重要意义（图 3）。换言之，僵尸企业的存在会削弱健康企业的利润、投资和增长机会。

图 3 非僵尸企业在僵尸份额较高行业的投资和就业动态



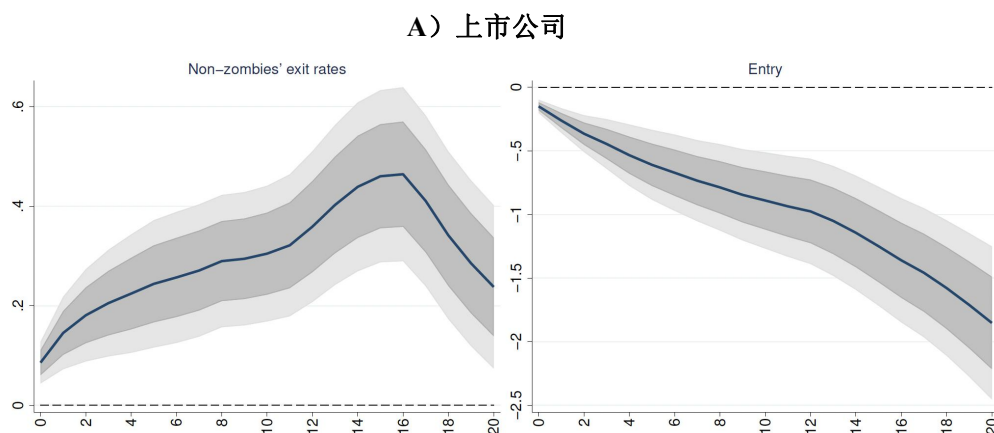


注：非僵尸企业的投资和就业增长在 20 个季度（图 A）和五年（图 B）内对僵尸企业的行业资产加权重增加一个标准差的累积脉冲响应。蓝线表示平均响应，深（浅）灰色区域表示相关的 68%（90%）置信区间。

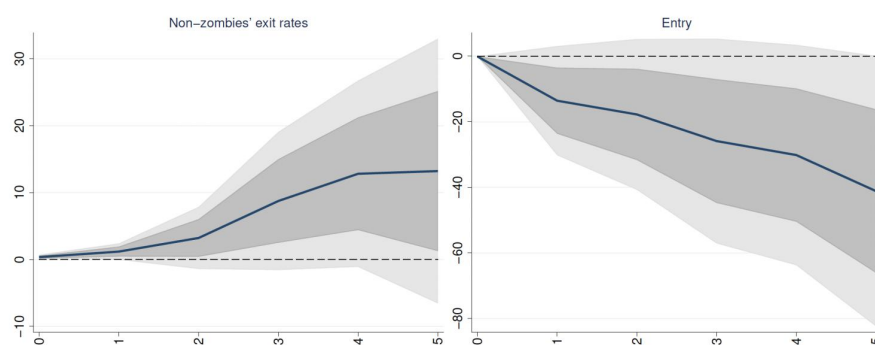
少有文献涉及僵尸企业对健康企业信贷状况的影响。其中一个例外是 Andrews 和 Petroulakis（2019），他们发现，在 2009 年至 2013 年期间，四个欧盟国家中，在僵尸企业比例较高的行业中运营的健康企业获得的信贷较少。在我们的样本中，我们利用实际债务存量的变化作为信贷增长的替代变量，发现拥堵效应也表现为健康上市企业和私营企业的信贷减少，这与银行常青僵尸贷款的动机是一致的。

虽然沿着密集边缘的这些效应是重要的，但我们也记录了通过广泛边缘的不可忽略的拥塞效应。通过汇总行业层面的数据，我们发现僵尸企业比例较高的行业往往会影响行业的创造性破产（图 4）。企业进入率往往较低，而健康企业退出率往往较高，因为非僵尸企业可能需要清除较高的生产率门槛，以弥补低迷的市场价格和高工资。

图 4 拥堵效应：行业和国家层面的退出率和进入率



B) 私人公司

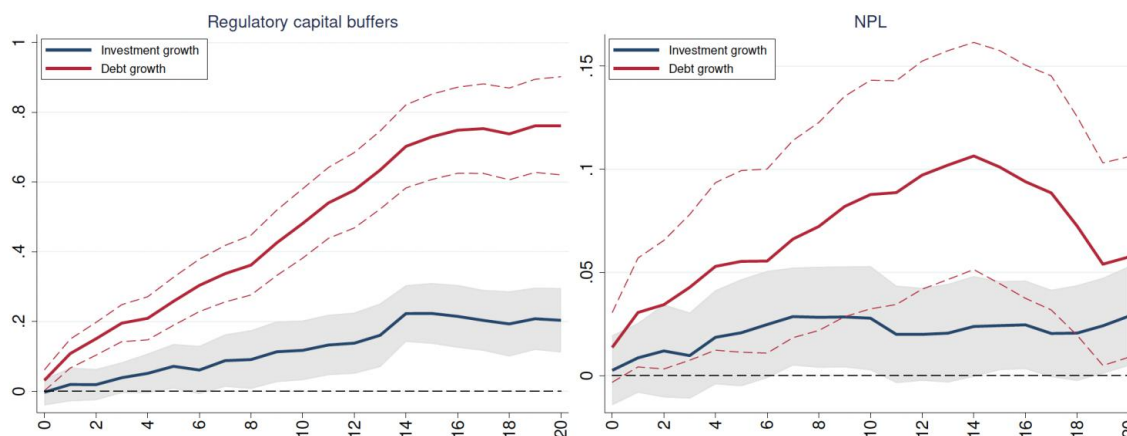


注：非僵尸企业的退出率和所有企业的进入率在 20 个季度（图 A）和五年（图 B）内对僵尸企业的行业资产加权份额增加一个标准差的累积脉冲响应。蓝线和深（浅）灰色区域是指退出和进入率的平均响应以及相关的 68%（90%）置信区间。

更强大的监管框架有助于减少“僵尸”行为

我们借鉴了主张加强银行监管以改善银行业健康状况的文献（Giannetti and Simonov 2013, Acharya et al. 2020, Blattner et al. 2023）的确，在监管资本缓冲较高、不良贷款率较低的国家经营的非僵尸企业，其投资和债务增长的下降幅度往往小于同一国家和行业的僵尸企业（图 5）。将银行的资本缓冲提高一个标准差，可在五年后将非僵尸国家投资增长的拥堵效应减轻 0.2 个百分点，约为图 3 中估计的拥堵效应的 10%。在新的结果中，我们还发现，更严格的宏观审慎政策，特别是侧重于限制信贷供应和改善银行资本的行动，会减少拥堵效应。

图 5 拥挤效应：选定银行健康指标改善后上市非僵尸企业投资和债务的动态

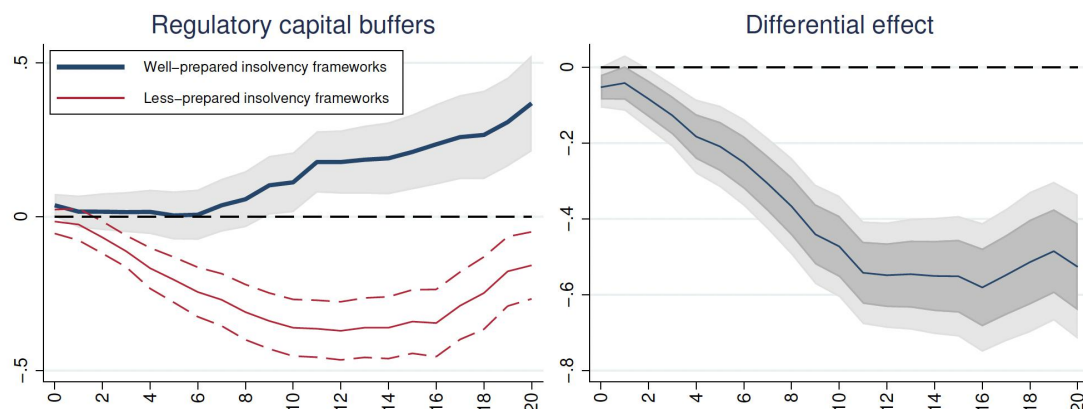


注：对于给定的僵尸产业份额，非僵尸企业的投资增长（蓝线）和债务增长（红线）对银行监管资本缓冲（NPLs）增加（减少）一个标准差的累积脉冲响应。灰色区域和红色虚线表示 90% 置信区间。

如果破产制度薄弱，贷方成本高昂，加强银行部门可能不足以减轻拥堵效应。为了说明破产制度的跨国差异，我们采用了 Araujo 等人的危机准备指标（2022）衡量各国应对大规模企业重组的准备程度。图 6 显示，当监管资本缓冲增加时，在框架准备不足的国家，健康企业的投资增长并没有改善，只有在

破产框架准备充分的国家才会改善。这一结果表明了银行面临的激励问题，因为银行对僵尸企业贷款的预期回收价值较低，有可能助长常青化激励。

图 6 拥挤效应：准备充分和准备不足的破产制度的资本缓冲改善后，非僵尸企业投资的动态



注：非僵尸企业投资增长对给定僵尸企业比例下银行监管资本缓冲增加一个标准差的累积脉冲响应。左图：蓝色（红色）实线和相应的 90%置信带是指准备充分（较少）的破产框架的平均反应，计算为高于（低于）Araujo 等人的中位数样本的国家。（2022）危机防备指标。右图：深（浅）灰色区域是指准备较少和准备充分的破产制度之间差异的 68%（90%）置信区间。

讨论

世界经济僵尸化的加剧与政策制定者的重要权衡有关。一方面，包括信贷担保和宽限在内的公共支持对于在短期内减少破产和遏制大规模金融冲击期间的总需求崩溃可能非常重要。但另一方面，没有针对性的政策支持，加上宏观审慎和监管措施不严以及破产框架不健全，可能会推迟必要的创造性破坏，对长期生产力增长造成负面影响。

本文原题为 “The rise of the walking dead: Zombie firms around the world”。作者为 Bruno Albuquerque 和 Roshan Iyer。Bruno Albuquerque 是国际货币基金组织（IMF）战略、政策和审查部（SPR）宏观金融部门的经济学家。在加入国际货币基金组织之前，布鲁诺是英格兰银行的高级研究经济学家，负责宏观金融问题。此前，他曾在欧洲中央银行担任美国经济主管经济学家。Roshan Iyer 是国际货币基金组织（IMF）宏观金融部门研究分析员。本文于 2023 年 8 月刊于 VOX 官网。[单击此处可以访问原文链接。](#)

高负债是否制约了货币政策？——来自通胀预期的证据

Luis Brandao-Marques, Marco Casiraghi, Gaston Gelos, Olamide Harrison & Gunes Kamber/文
薛懿/编译

导读：本文研究了高政府债务水平是否对遏制通货膨胀构成挑战。本文通过评估发达经济体和新兴市场经济体政府债务意外对通胀预期的影响来实现这一目标。研究发现，债务意外增加会持续提高新兴市场经济体的长期通胀预期，而发达经济体则不会。当初始债务水平已经很高时，当通胀水平最初很高时，以及当债务美元化显著时，这种影响会更大。相比之下，在实行通胀目标制的经济体中，债务意外只会产生有限的影响。对于初始债务水平高且债务美元化程度较高，以及货币政策框架较弱的新兴市场经济体，债务水平进一步增加可能会使其抗击通胀的斗争更加复杂化。编译如下：

1. 引言

Covid-19 危机将全球主权债务水平推至新高。2019 年至 2022 年，发达经济体的债务水平从占 GDP 的 103.9% 上升到 112.5%，同时新兴市场经济体的债务水平从占 GDP 的 55.1% 上升到 64.6%。预计未来几年主权债务水平仍将居高不下（IMF，2022），对财政政策的需求仍然很大。同时，较高的利率水平可能会在未来几年大幅增加偿债问题。

政府债务水平的上升会给货币政策带来问题吗？在各国央行努力应对通胀压力带来的重大挑战之际，这个问题尤为重要。原则上，高主权债务水平使货币决策复杂化的各种机制是可以想象的。出于对债务可持续性的担忧，央行可能（被视为）对提高利率以实现其通胀目标犹豫不决。他们可能还担心，如果他们对超额准备金进行补偿，利率上升会对他们自己的净收入产生影响，而当他们开始积极缩减资产负债表时，利率上升还会对他们的资产负债表产生影响。在一种财政主导的极端形式中，人们可能会认为央行可能会试图通过通胀消除部分债务，或者直接将未来赤字货币化，这反过来又会导致通胀预期飙升。价格水平的财政理论重新阐述了这些概念，其认为价格水平的调整使得政府债务的实际价值等于税收减去支出的现值（Cochrane，2023）。

从原则上讲，这些担忧与发达经济体和新兴市场经济体都是相关的。在许多新兴市场经济体中，直到 21 世纪初，这些问题一直非常突出。例如，Celasun, Gelos & Prati（2004）发现，财政变量是主要新兴市场经济体通胀预期的重要决定因素。在随后的几年里，财政整顿、采用更可信的宏观经济和货币框架以及给予中央银行自主权，减轻了这些经济体的担忧。然而，在一些新兴市场经济体中，中央银行的公信力仍未得到确立，这些经济体作为一个整体，通常更容易受到外部冲击的影响。尽管主权外汇风险有所下降，但私营部门的货币错配仍然普遍存在（BIS，2019），由此造成的脆弱性最终可能威胁到这些经济体的财政状况。鉴于这一历史背景和新兴市场经济体的结构特殊性，在本研究中，我们对发达市场经济体和新兴市场经济体进行了区分。

对于中央银行以通货膨胀为目标的经济体，一些文章采用实证方法探究了财政变量与通货膨胀预期之间的关系（Catão & Terrones, 2003; De Mendonça & Machado, 2013; Celasun, Gelos & Prati, 2004; Coibion, Gorodnichenko & Weber, 2021）。这些论文普遍发现，紧缩财政收支有助于降低通胀预期和观察到的通胀，并且在高通胀和持续通胀的经济体中效果更强。本文则采用一种略有不同的方法，同时涵盖了更长和更近的时期。

具体而言，我们通过考察主权债务对通胀预期的影响来研究其如何影响通胀动态。出于识别目的，我们重点关注债务意外。我们使用局部投影法来追踪通胀预期对主权债务意外增加的反应。由于我们关注的是债务和债务可持续性的影响，为了避免捕捉到与意外财政扩张相关的需求方面的影响，我们将重点放在长期预期（未来 5 年）上，前提是我们假设这种需求压力对通胀的影响是短期的。为了进一步减少需求效应（例如初始价格压力导致与长期债务问题无关的通胀预期脱锚），我们还以现有债务水平为条件。

我们发现，作为对债务意外的反应，新兴市场经济体的通胀预期显著上升，而发达经济体则没有。具体而言，对于新兴市场经济体而言，政府债务与 GDP 之比每上升 10 个百分点，其通胀预期就会在冲击后的第一年内上升 20 个基点，并在第二年内达到 70 个基点的峰值。与实行通货膨胀目标制的新兴市场经济体相比，不实行通胀目标制的新兴市场经济体所受的影响要大得多，因为这些制度通常与健全的货币框架和自主的央行相关联，而他们有助于控制财政主导的预期。这些结果与 Catão & Terrones（2005）的早期结果基本一致，他们发现高通胀国家和发展中国家的赤字与通胀之间存在很强的正相关关系，但在低通胀的发达经济体中并非如此。

我们的结果背后是对债务可持续性的担忧，与此一致的是，对于主权债务水平较低的新兴市场经济体，对通胀预期的影响并不存在。这些发现与 Kwon, McFarlane & Robinson（2009）的研究结果一致，他们报告的证据与债务-通胀陷阱的风险在高负债经济体中是显著的这一观点一致。

2. 理论机制

我们主要关注的是，政府债务和对主权国家偿付能力的担忧可能会在多大程度上影响货币政策以及央行实现其价格稳定目标的能力。大量理论文献证明了政府债务与价格水平之间的直接联系。其出发点是财政主导：央行为应对通胀上升收紧货币政策，但由于政府债务水平的原因，实际收紧幅度会小于原本的收紧幅度。

如果政府债务是以本币计价的，那么高额的政府债务可能会导致央行出于对政府偿付能力的担忧而限制政策利率的上升。反过来，经济主体预期到了这种反应，从而提高了他们的通胀预期。在极端情况下，企业和家庭可能会担心央行采取完全的债务货币化。这些机制中隐含的意思是，政府债务的某些部分

没有政府当前和未来基本盈余的支持。这些观点在 Sargent & Wallace (1981) 以及随后的通货膨胀前瞻性模型 (Aiyagari & Gertler, 1985; Calvo, 1988; Bohn, 1988 等) 中得到了很好的证实。尽管 Sargent & Wallace (1981) 从未讨论过财政立场或债务可持续性问题的关键点在于, 财政路径是预先确定的, 需要产生铸币税。这些观点的一个推论是, 紧缩的货币政策现在可能会降低通胀 (在极端情况下甚至不会), 但如果财政政策主导货币政策, 未来肯定会提高通胀。这是因为 (足够) 有远见的代理人预计到以后需要更宽松的货币政策来通过通胀消除公共债务。

价格水平的财政决定理论 (the fiscal theory of the price level, FTPL) 也提出了类似机制, 但在理论上重要差异 (Leeper 1991, Sims 1994, Woodford 1994, Cochrane 2005 和 Benigno 2020)。FTPL 的核心机制是价格调整, 使政府债务的实际价值等于税收减去支出的现值 (Cochrane, 2023)。最近, Bianchi & Melosi (2022) 提出了一个理论框架, 在该框架中, 当财政失衡严重且财政可信度下降时, 货币政策与财政政策之间的交互作用会更加剧烈, 从而使货币当局更难将通胀稳定在其预期目标附近。在他们的框架中, 财政驱动的趋势通胀上升并不一定源于中央银行缺乏可信度, 而是源于中央银行的目标与财政当局在可信地稳定其债务方面的预期行为之间的不相容性。

Arellano 等 (2020) 最近提出的一个不同但相关的机制认为, 外部可违约政府债务的主权违约风险会影响通胀预期。在他们的模型中, 根据假设, 只要主权违约, 通胀就会很高 (并且消费很低), 因为生产率很低。具体来说, 他们认为全要素生产率取决于政府的信用状况。以预期为例, 当违约风险较高时, 预期通胀也较高。因此, 任何增加主权违约风险的冲击——例如, 生产率或贸易条件冲击——都会提高 (近期) 通胀预期。在本文中, 我们确定了债务冲击与影响通胀和产出的冲击似乎正交, 并发现这些冲击与新兴市场经济体长期预期错位所总结的货币政策行为相关。此外, 我们通过证明在高债务和高通胀的新兴市场经济体中, 通胀预期对债务意外具有更高的敏感性, 从而确定了非线性因素的存在。

3. 数据和实证方法

1) 计量经济学方法

我们的目标是评估债务可持续性问题如何影响货币政策及其锚定通胀预期的能力, 这一目标面临着各种实证挑战, 主要与内生性有关。首先, 在债务水平与通胀之间的关系中, 因果关系可能是双向的。例如, 决策者可能会收紧财政政策, 以应对通胀预期的上升, 这可能导致债务变化与通胀预期呈负相关 (Celasun, Gelos & Prati, 2004)。另一方面, 影响债务的财政政策行动也可能通过总需求效应直接影响通胀预期, 我们希望将其排除在外。其次, 债务水平和通胀之间的联动可能是虚假的, 而是由一个遗漏变量共同驱动的。特别是

在新兴市场经济体，对国内生产总值造成不利的冲击，比如全球风险厌恶程度的变化导致资本流动突然停止，往往伴随着汇率贬值，从而导致通胀预期上升。在这种情况下，我们会观察到债务与 GDP 比率和通胀预期同时上升，而这（不一定）是由我们试图捕捉的机制驱动的。此外，表现为正或负利率冲击的信息冲击——反映出央行传达令人惊讶的积极或消极的经济前景——可能导致更高/更低的名义债务以及更高或更低的通胀预期（Nunes 等，2022）。另外，对通胀预期的其他冲击会影响名义利率票据（从而影响债务可持续性），可能会对以本币（外币）计价的工具产生正向（负向）偏差（Celasun 等，2004）。

此外，由于我们对与政府的跨期预算约束有关的机制感兴趣，正如前面所讨论的，我们希望尽可能排除财政扩张产生的短期通胀需求效应。

为了解决这些问题，我们采取了三重战略。首先，我们使用国际货币基金组织（International Monetary Fund, IMF）的《世界经济展望》（World Economic Outlook, WEO）出版物中不同年份的预测误差来识别政府债务的非预期外生冲击（意外），这缓解了内生性问题。此外，债务意外可能会捕捉到不一定与预算赤字一一对应，也不太可能是由政府支出变化驱动的债务变化（Singh 等，2005）。例如，这种债务意外可能包括对隐性的或有负债的确认。其次，我们关注长期通胀预期（即未来 5 年的预期），它不太可能受到短期总需求效应的影响（假设对总价格黏性的合理估计）。第三，为了进一步减少总需求效应和同时性的影响，我们还将现有债务水平作为我们估计的条件。如果原有债务水平越高，债务意外对长期通胀预期的影响就越大，那么这不太可能源于此类需求效应或其他冲击。

债务冲击被定义为债务与 GDP 比率的实际年增长率与 IMF10 月份发布的相应预测之间的差异。换句话说，冲击是每年最后一个季度观察到的债务与 GDP 比率的意外变化。具体而言， i 国家在时间 t 的债务意外 $debt_{i,t}^{shock}$ 定义为：

$$debt_{i,t}^{shock} = \frac{Debt_{i,t}^{realized}}{GDP_{i,t-1}^{realized}} - \frac{Debt_{i,t}^{forecast}}{GDP_{i,t-1}^{realized}}$$

其中小写的债务变量表示债务与 GDP 的比率。

正如使用这种方法的文献中所讨论的（例如，Blanchard & Perotti, 2002; Auerbach & Gorodnichenko, 2012, 2013; Abiad & others, 2016; Furceri & Li, 2017），10 月份《世界经济展望》出版物中预测的债务水平可能反映了出版时的所有可用信息。

因此，实际名义债务水平与 10 月份《世界经济展望》预测之间的任何差异，更有可能反映出意料之外的政策变化或债务重估。

对政府债务预测误差的一个担忧是，它们可能并不代表真正的意外，因为它们可能是可预测的。为了验证我们的结果对这些问题的敏感性，我们考虑了文献中的两种方法。首先，我们遵循 2017 年 10 月 WEO 和 Magud &

Pienknagura（2022）中使用的方法，将债务预测误差与通货膨胀和实际 GDP 增长的预测误差进行回归，并使用该回归的残差作为我们的债务冲击。另一种方法是沿袭 Auerbach & Gorodnichenko（2013）的做法，将债务预测误差与预测误差可预测的滞后宏观经济变量（产出缺口、债务和基本收支）进行回归。然后将该回归的残差用作债务冲击。在这两种方法中，我们都包括了一组国家固定效应。下面讨论的结果和结论在数量上和质量上对这些替代冲击都是稳健的。

如前所述，政府债务冲击可以通过多种渠道影响通胀预期。这些冲击对长期预期的影响将取决于货币政策制度、中央银行的独立程度和其他制度特征，以及通胀预期的锚定。因此，分析长期通胀预期对政府债务意外变化的敏感性有助于揭示非总需求机制是否在起作用。

我们使用面板回归和 Jordà（2005）的局部投影法来估计长期通胀预期在不同时期对已确定的政府债务冲击的反应。正如 Auerbach & Gorodnichenko（2012）所指出的，局部投影法很容易适应脉冲响应函数中的非线性和误差项中的跨国相关性。

我们估计的基本范式由下式给出：

$$\pi(H)_{i,t+l}^e = a_i^h + v_t^h + \sum_{s=0}^S \beta_s^h u_{i,t-s}^d + \sum_{j=1}^J \gamma_j^h \pi(H)_{i,t-j}^e + X_{it}' \Gamma + \varepsilon_{i,t+h}, \quad l = 4, 10, 16, 22, 26, \text{ and } 34, \quad (1)$$

其中 $\pi(H)_{i,t-j}^e$ 表示在时间 $t+l$ 对国家 i 在水平 H 的通货膨胀预期的度量， $u_{i,t-s}^d$ 是债务意外， X_{it}' 是控制变量的向量（稍后将作为稳健性引入）， a_i^h 和 v_t^h 是国家和时间固定效应，而 $\varepsilon_{i,t+h}$ 是随机干扰。我们加入了债务冲击的滞后期 j ，以减少对冲击的动态是由于冲击的性质（即，冲击是持续的并且在一定程度上是可预测的）而非运行机制造成的担忧。 β_0^h 是通胀预期对债务意外的反应系数，使用每个预测周期的内部估计量来进行估计，标准误使用 Driscoll & Kraay（1998）的异方差和自相关一致估计量。

2) 数据

样本包括 2000 年至 2020 年间的 41 个新兴市场和发展中经济体、7 个低收入和发展中国家以及 34 个发达经济体。我们将新兴市场和发展中经济体放在一起。通胀预期数据是使用专业预测机构 Consensus Economics 报告的基于调查的未来五年通胀预测来获取的。通胀预期数据频率为半年，因为对于我们的大多数样本，在 Consensus Economics 预测中，长期通胀预测仅以半年一次的频率收集（在 4 月和 10 月）。我们选择专业预测机构的预期完全是因为各国通胀预期数据的一致可用性。政府债务、GDP、产出缺口和消费者价格通胀的数据来自 IMF 的 WEO 数据集，该数据集涵盖了 1995 年至 2019 年的所有经济体。在构建

债务冲击时，对每个国家在某一年的政府债务和 GDP 的预测均取自当年 10 月的 WEO 预测。这些变量的实际值则取自下一年 10 月的 WEO 数据库。

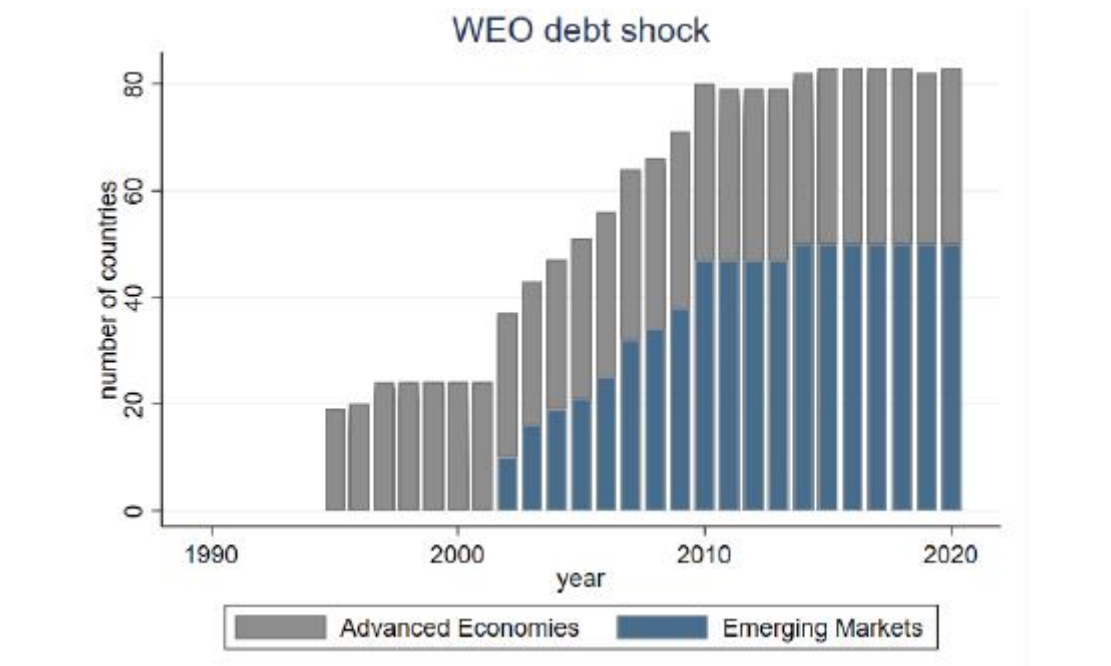
表 1 总体统计

	(Emerging)		(Advanced)		(Difference)	
	mean	s.d.	mean	s.d.	b	t
Inf. Expectations, 5-yr	3.91	1.92	2.04	0.44	1.87***	(17.92)
Debt Surprise	0.65	4.49	0.59	4.14	0.06	(0.19)
Debt to GDP	37.91	18.27	57.10	44.62	-19.19***	(-7.59)
CPI, y-o-y	5.62	7.33	1.69	11.71	3.93***	(9.56)
Observations	352		426		778	

我们效仿 Flores 等（2023）的做法，对数据进行清理，以最大限度地减少测量误差和数据年份之间的不一致性。图 1 显示了发达市场经济体和新兴市场经济体债务冲击数据的可得性。WEO 中的债务预测数据只适用于 2002 年之前的少数发达经济体，这也是本文实证分析的起始年份。图 2 总结了发达经济体和新兴市场经济体的债务冲击，按经济体分组列出了预测误差的四分位间距、均值和中值。债务与 GDP 预测误差的平均值和中位数在两组中是相似的。新兴市场经济体和发达经济体的预测误差中值分别为 0.15 和 0.05，均值分别为 0.65 和 0.59。它们彼此之间没有统计学差异（表 1）。

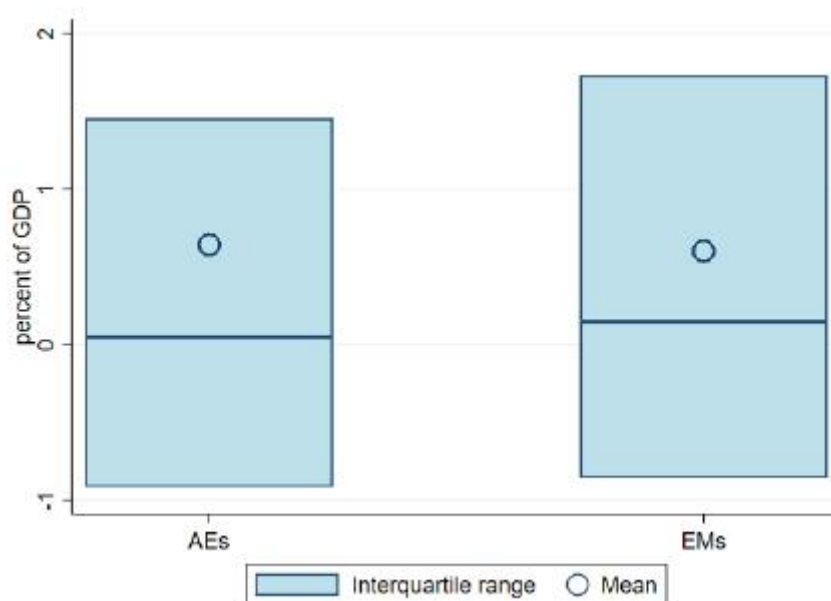
正偏态分布表明，IMF 的预测偏向乐观（IMF，2021），尽管预测时间越长，这种偏向越明显（Flores 等，2023）。图 3 描绘了预测误差大小随时间的演变。值得注意的是，在经济衰退期间，预测误差往往会变得很大且为正值，例如在全球金融危机（global financial crisis，GFC）期间。

图 1 数据可用性



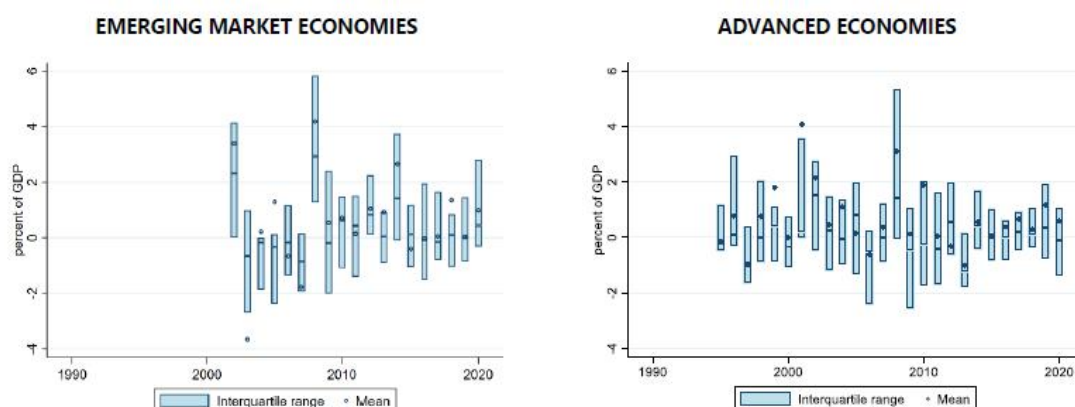
注：该图表显示了在 WEO 第二版（通常在 10 月发布）中有债务对 GDP 冲击数据的经济体数量。灰色条表示发达经济体的数量，而蓝色条表示新兴市场经济体的数量。

图 2 债务-GDP 意外的影响



注：该图表显示了整个样本在预测期开始时债务-GDP 冲击的四分位间距（阴影区域）、平均值（蓝点）和中位数（阴影框中的蓝线）。

图 3 WEO 债务意外



注：该图表显示了新兴市场经济体（左）和发达经济体（右）债务对 GDP 冲击的四分位间距（阴影区域）、均值（蓝点）和中值（阴影框中的蓝线）。

4. 结果

1) 主要结果——新兴市场与发达经济体

结果表明，债务意外确实会影响新兴市场经济体的通胀预期。图 4 和表 2、表 3 和表 4 显示了我们基准回归的结果。也就是说，它们显示了债务冲击对未来三年通胀预期的影响。当使用全样本时，结果表明，政府债务与 GDP 之比意外增加 10% 会导致长期通胀预期在大约两年后显著上升。然而，这一结果似乎主要由新兴市场经济体推动。当我们分别对新兴市场经济体和发达经济体重新估计时，债务冲击对通胀预期的影响显著不同。对于发达经济体来说，通胀预期对债务冲击的反应在所有时间范围内都是零。然而，对于新兴市场经济体而言，政府债务与 GDP 比率的意外上升与长期通胀预期的上升有关。具体而

言，政府债务与国内生产总值的比率意外增加 10%，将导致长期通胀预期在冲击后的第一年内大幅上升 20 个基点，并在第二年内达到 70 个基点的峰值。

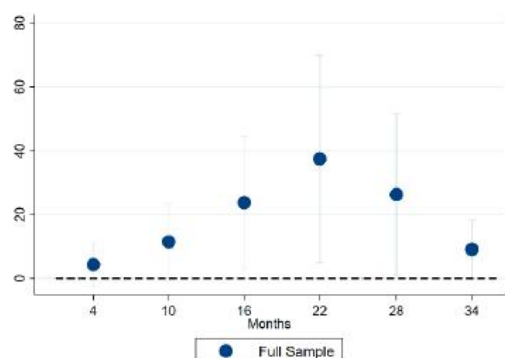
有趣的是，我们的研究结果表明，债务冲击对通胀预期的影响是延迟的，并随着时间的推移而增强。有几个因素可以解释这一发现。首先，公共财政和国民账户数据的获得存在滞后性，而且鉴于对长期通胀预期的第一次调查是在当年第一季度末进行的，预测者可能无法获得公共债务预测误差的全部范围，因此预测者在将这一信息完全纳入其新预测时可能会比较缓慢。其次，通胀预期的延迟反应可能与通胀预期更具滞后性或适应性有关，这与 Coibion & Gorodnichenko（2012）的通胀预期调查证据一致。例如，Chen 等（2022）最近的研究还发现，调查数据中个人预期预测的横截面平均值往往在初期对冲击反应不足，但在中期反应过度。

另一个可能的渠道是，今天的债务冲击可能预示着未来更高的赤字，这将支持更高的通胀预期。例如，坏的经济消息可能会促使财政政策在几年内转向刺激。这种解释与估计的无条件和有条件效应是一致的。虽然我们的研究试图控制同期需求冲击，但不包括前瞻性影响，检验也表明这一渠道并不重要。在我们的样本中，债务意外并不预示着持续更高的赤字。

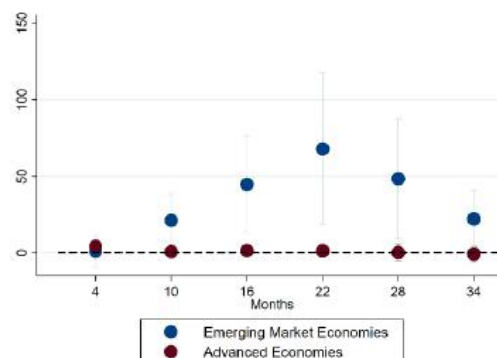
这些结果表明，与发达经济体相比，新兴市场经济体的通胀预期似乎对财政状况更为敏感。此外，财政冲击增加了长期通胀预期脱锚的风险。通胀预期对财政状况的高度敏感性可能表明，平均而言，新兴市场比发达经济体更有可能盛行财政主导，即财政当局的偿付能力约束决定通胀，这反映出新兴市场主权国家的财政能力更加有限。这一结果还可能引发更广泛的担忧，即新兴市场央行的独立性不如发达经济体的央行那么安全，因为其制度框架和保护措施较弱（Unsal 等，2022）。这些机制将在下文进一步探讨，我们将考察通胀目标制度和初始债务水平在形成债务意外对通胀预期的影响方面的作用。

图 4 5 年期通胀预期对政府债务冲击的反应，基准（基点，年率）

Full Sample



Emerging Market- vs Advanced Economies



注：t=0 是冲击发生的季度。该图描绘了未来 5 年通胀预期对债务与 GDP 比率意外上升

10%的反应。蓝点表示新兴市场经济体的通胀预期反应，而红点表示发达经济体的相应反应。箱线代表 90%的置信区间。左边的图表是全样本。

表 2 5 年期通胀预期的反应，基准（全样本）

	(1) h = 4	(2) h = 10	(3) h = 16	(4) h = 22	(5) h = 28	(6) h = 34
Debt Surprise	0.0042 (0.0042)	0.0114 (0.0072)	0.0237* (0.0126)	0.0374* (0.0196)	0.0262* (0.0153)	0.0090 (0.0056)
No. of Obs.	778	672	671	607	606	563
Adjusted R sq.	0.60	0.32	0.12	0.05	0.03	0.03

注：所有回归包含 5 年期通胀预期的 2 个月和 8 个月滞后期，债务冲击的 12 个月滞后期，以及国家和使劲按固定效应。括号中是 Driscoll-Kraay 标准误。

表 3 5 年期通胀预期的反应，基准（新兴市场经济体）

	(1) h = 4	(2) h = 10	(3) h = 16	(4) h = 22	(5) h = 28	(6) h = 34
Debt Surprise	0.0010 (0.0064)	0.0211** (0.0105)	0.0447** (0.0192)	0.0680** (0.0300)	0.0484** (0.0238)	0.0221* (0.0114)
No. of Obs.	352	280	279	252	251	232
Adjusted R sq.	0.63	0.40	0.17	0.12	0.05	0.03

注：所有回归包含 5 年期通胀预期的 2 个月和 8 个月滞后期，债务冲击的 12 个月滞后期，以及国家和使劲按固定效应。括号中是 Driscoll-Kraay 标准误。

表 4 5 年期通胀预期的反应，基准发达经济体）

	(1) h = 4	(2) h = 10	(3) h = 16	(4) h = 22	(5) h = 28	(6) h = 34
Debt Surprise	0.0042* (0.0025)	0.0008 (0.0028)	0.0015 (0.0021)	0.0013 (0.0021)	0.0002 (0.0033)	-0.0008 (0.0030)
No. of Obs.	426	392	392	355	355	331
Adjusted R sq.	0.32	0.11	-0.05	-0.08	-0.10	-0.13

注：所有回归包含 5 年期通胀预期的 2 个月和 8 个月滞后期，债务冲击的 12 个月滞后期，以及国家和使劲按固定效应。括号中是 Driscoll-Kraay 标准误。

2) 国家依赖性

鉴于本文的重点是评估财政政策在塑造通胀预期中的作用，我们特别关注财政缓冲和可持续性措施对财政冲击的影响是否重要。我们还探讨了通胀的事前水平在多大程度上影响了对冲击的反应动态。

政府债务水平

尽管到目前为止，我们的实证策略试图将财政政策变化所产生的短期需求压力的潜在影响降至最低，但我们的估计仍有可能受到这些影响的干扰。例如，在中央银行信誉薄弱的环境中，由财政扩张驱动的通胀上升可能会产生持续的影响，通过并非由债务问题直接驱动的机制来解除通胀预期的锚定。

因此，为了进一步识别我们最关注的影响，我们以初始债务水平作为估计的条件。如果债务意外对长期通胀预期的影响越大，初始债务存量越高，这就有力说明通胀预期的变化是由债务问题推动的。如果出现这种情况，这种效应很可能是非线性的。

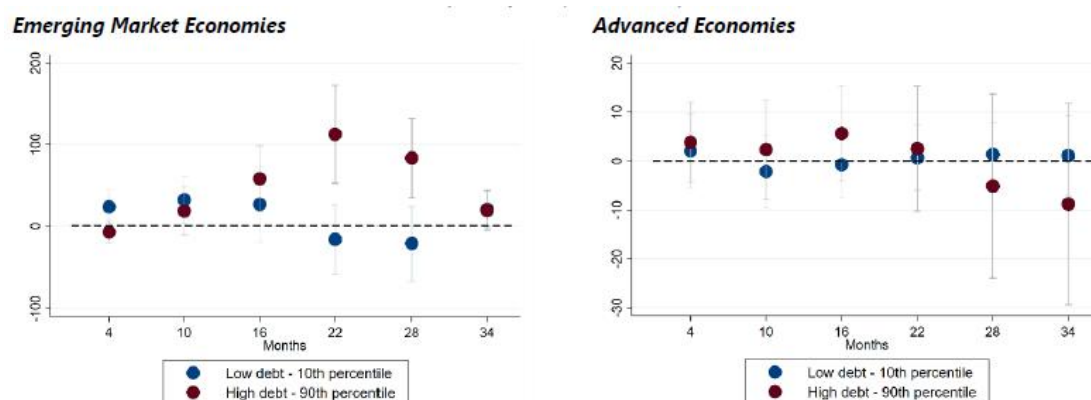
我们关注债务冲击对新兴市场经济体的影响在初始政府债务水平的第 10 百分位和第 90 百分位上的差异。我们将其分别称为低负债和高负债群体。修改后的实证模型包括债务冲击和初始债务水平之间的交互项：

$$\begin{aligned} \pi(H)_{i,t+l}^e = & a_i^h + v_i^h + \sum_{s=0}^S \beta_s^h u_{i,t-s}^d + \delta_0 debt_{i,t-1} \times u_{i,t}^d + \delta_1 debt_{i,t-1} \\ & + \sum_{j=1}^J \gamma_j^h \pi(H)_{i,t-j}^e + X_{it}' \Gamma + \varepsilon_{i,t+h} \end{aligned} \quad (2)$$

其中， $debt_{i,t-1}$ 是冲击前一年年末的政府债务与 GDP 之比。系数 $\beta_0^h + \delta_0^h debt_{i,t-1}$ 取决于债务水平，边际效应为正值表明，在债务水平较高的新兴市场经济体，通胀预期对债务冲击更为敏感。

研究结果表明，通胀预期对债务意外的敏感性取决于债务水平。图 5 通过追踪新兴市场经济体中政府债务与 GDP 之比处于第 10 和 90 百分位数的经济体的通胀预期反应，说明了国家依赖性。该图显示，对于低债务组的国家，非预期债务增加对通胀预期的影响在统计上与零没有区别。相比之下，如果债务与 GDP 的比率意外上升 10%，高债务国家的长期通胀预期会在两年后上升多达 100 个基点。本文的解释是，对债务可持续性的担忧更多地出现在债务水平较高的新兴市场经济体，预测者预计这可能会对央行稳定物价的能力产生影响。

图 5 5 年期通胀预期对政府债务冲击的反应，按初始债务水平分类（基点，年率）



注：t=0 为冲击年份。图中描绘了相关国家组的通胀预期对债务与 GDP 比率意外上升 10% 的反应。蓝点表示债务水平在相关国家组样本第 10 百分位的经济体的通胀预期反应，红点表示债务水平在相关国家组样本第 90 百分位的经济体的相应反应。箱线代表 90% 的置信区间。

表 5 5 年期通胀预期的反应，按初始债务水平分类（新兴市场经济体）

	(1) h = 4	(2) h = 10	(3) h = 16	(4) h = 22	(5) h = 28	(6) h = 34
Debt Surprise	0.0334* (0.0178)	0.0364 (0.0267)	0.0165 (0.0412)	-0.0582 (0.0440)	-0.0552 (0.0425)	0.0207 (0.0168)
Debt to GDP	-0.0034 (0.0044)	0.0050 (0.0086)	0.0017 (0.0093)	-0.0097 (0.0071)	-0.0112 (0.0073)	-0.0179*** (0.0067)
Debt Surprise # Debt	-0.0006* (0.0004)	-0.0003 (0.0007)	0.0006 (0.0009)	0.0027** (0.0012)	0.0022** (0.0011)	-0.0000 (0.0003)
No. of Obs.	333	276	275	248	247	228
Adjusted R sq.	0.65	0.40	0.19	0.24	0.11	0.04

注：所有回归包含 5 年期通胀预期的 2 个月和 8 个月滞后期，债务冲击的 12 个月滞后期，以及国家和使劲按固定效应。括号中是 Driscoll-Kraay 标准误。

表 6 5 年期通胀预期的反应，按初始债务水平分类（发达经济体）

	(1) h = 4	(2) h = 10	(3) h = 16	(4) h = 22	(5) h = 28	(6) h = 34
Debt Surprise	0.0018 (0.0052)	-0.0028 (0.0053)	-0.0016 (0.0050)	0.0004 (0.0052)	0.0023 (0.0051)	0.0025 (0.0065)
Debt to GDP	0.0001 (0.0010)	-0.0004 (0.0014)	-0.0007 (0.0019)	0.0000 (0.0017)	-0.0008 (0.0021)	0.0003 (0.0019)
Debt Surprise # Debt	0.0000 (0.0001)	0.0000 (0.0001)	0.0001 (0.0001)	0.0000 (0.0001)	-0.0001 (0.0001)	-0.0001 (0.0001)
No. of Obs.	369	340	340	305	305	284
Adjusted R sq.	0.29	0.07	-0.09	-0.12	-0.13	-0.15

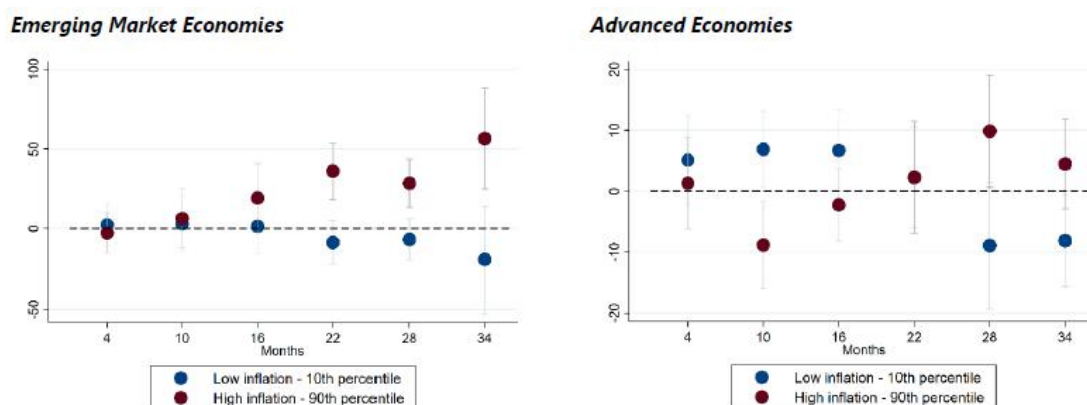
注：所有回归包含 5 年期通胀预期的 2 个月和 8 个月滞后期，债务冲击的 12 个月滞后期，以及国家和使劲按固定效应。括号中是 Driscoll-Kraay 标准误。

3) 通货膨胀水平

接下来，我们将探讨通胀水平对通胀预期对债务意外的敏感性的影响。为此，我们将新兴市场样本按初始通胀进行划分，并将冲击前的通胀水平作为债务冲击的条件。修改后的实证模型与（2）相同，只是将上一年的债务水平替换为初始通胀水平。债务的边际效应意外是 $\beta_0^h + \delta_0^h \pi_{i,t-1}$ ，取决于通货膨胀水平，正值表示在通胀水平较高的经济体，通胀预期对债务冲击更为敏感。

最初的通胀水平确实很重要。我们评估了债务冲击对低（第 10 百分位）和高（第 90 百分位）通胀水平的影响。对于初始通胀水平在新兴市场样本第 90 个百分位的国家，长期通胀预期在两年后上升约 40 个基点，三年后上升至 50 个基点（图 6 和表 7）。相比之下，对于最初通胀水平较低的国家，债务冲击的影响在统计上与零无差异。在 90% 的置信水平下，低通胀和高通胀之间的反应差异在统计上是显著的。当通胀已经很高时，央行（或财政当局）为应对债务意外而充分收紧的意愿和能力可能更加有限。而且，较高的通胀会降低政府债务的名义价值，从而增加主权国家的借贷能力，并提高预期的未来通胀。

图 6 5 年期通胀预期对政府债务冲击的反应，按初始通胀水平分类（基点，年率）



注：t=0 为冲击年份。图中描绘了相关国家组的通胀预期对债务与 GDP 比率意外上升 10% 的反应。蓝点表示初始通胀水平在相关国家组样本第 10 百分位的经济体的通胀预期反应，红点表示初始通胀水平在相关国家组样本第 90 百分位的经济体的相应反应。箱线代表 90% 的置信区间。

表 7 5 年期通胀预期的反应，按初始通胀水平分类（新兴市场经济体）

	(1) h = 4	(2) h = 10	(3) h = 16	(4) h = 22	(5) h = 28	(6) h = 34
Debt Surprise	0.0027 (0.0081)	0.0027 (0.0109)	0.0003 (0.0104)	-0.0116 (0.0082)	-0.0090 (0.0081)	-0.0240 (0.0224)
CPI, y-o-y	0.0162* (0.0094)	0.0429** (0.0209)	0.0580** (0.0277)	0.0320 (0.0346)	0.0358 (0.0405)	0.0151 (0.0349)
Debt Surprise # Inflation	-0.0005 (0.0004)	0.0003 (0.0007)	0.0018** (0.0007)	0.0045*** (0.0006)	0.0035*** (0.0008)	0.0076** (0.0036)
No. of Obs.	334	268	267	240	239	220
Adjusted R sq.	0.68	0.50	0.39	0.46	0.31	0.13

注：所有回归包含 5 年期通胀预期的 2 个月和 8 个月滞后期，债务冲击的 12 个月滞后期，以及国家和使劲按固定效应。括号中是 Driscoll-Kraay 标准误。

高通胀经济体对债务冲击的脉冲响应曲线似乎表明，在债务冲击后至少三年内，通胀预期仍处于偏离状态。这与债务冲击和初始债务水平之间相互作用的结果形成了鲜明对比——在这种情况下，中期通胀预期在大约三年后回到冲击前的水平。这两种情况之间的差异可能与长期高通胀经济体中通货膨胀的持续存在有关（Dornbusch, 1982; Rodriguez, 1982; Buiter & Grafe, 2001）。换句话说，对于这些类型的经济体来说，过去的通胀可能是当前通胀和通胀预期的驱动力。当债务冲击袭来时，冲击的同期效应加剧了滞后通胀的影响，这导致中期预期出现更持久的错位。

4) 债务美元化

到目前为止，我们已经探讨了通胀预期和债务意外之间的关系，而没有考虑政府债务的货币构成。这一构成如何影响中期预期对债务意外的敏感度？一方面，对债务货币化及其通胀影响的担忧只直接体现在政府债务的本币份额（Panizza & Tadei 2020; Sunder-Plassmann 2020）。这一直接机制应该意味着，外币债务份额越小，通胀预期的敏感度越高。另一方面，大量外币债务增加了主权国家对外部冲击的脆弱性，降低了债务的可持续性。巨大的负面冲击通常

伴随着大幅贬值，这会增加以外币计价的政府债务的实际价值，并造成通胀压力。此外，当政府面临财政危机时，本币债务份额减少意味着需要更高的通胀水平才能实现相同的实际债务价值总体减少。

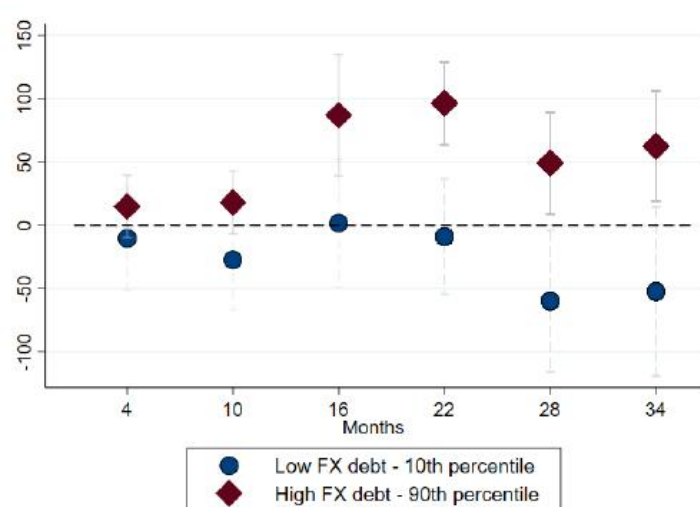
为了进一步探索这些机制，我们以债务意外前的初始外币债务份额为条件。本文还控制了债务规模及其与债务意外的相互作用，因为债务规模及其货币构成可能是相关的：由于担心价格稳定而无法发行大量债务的主权国家可能被迫发行大部分外币债务。如果债务较高的经济体对债务意外的反应程度较高，那么债务意外和外币债务份额的交互项产生向下的偏差。因此，将回归方程修改为：

$$\begin{aligned} \pi(H)_{i,t+l}^e = & a_i^h + v_t^h + \sum_{s=0}^S \beta_s^h u_{i,t-s}^d + \delta_0^h debt_{i,t-1} \times u_{i,t}^d + \delta_1^h debt_{i,t-1} \\ & + \delta_2^h fxshare_{i,t-1} \times u_{i,t}^d + \delta_3^h fxshare_{i,t-1} + \delta_4^h fxshare_{i,t-1} \quad (3) \\ & \times debt_{i,t-1} \times u_{i,t}^d + \sum_{j=1}^J \gamma_j^h \pi(H)_{i,t-j}^e + X_{it}' \Gamma + \varepsilon_{i,t+h}, \end{aligned}$$

债务冲击的边际效应 $\beta_0^h + \delta_0^h debt_{i,t-1} + \delta_2^h fxshare_{i,t-1} + \delta_4^h fxshare_{i,t-1} \times debt_{i,t-1}$ 不仅取决于政府债务的货币构成 $fxshare_{i,t-1}$ ，还取决于政府债务水平。

结果表明，外币债务水平、债务水平和 22 个月后债务意外之间的交互作用具有积极的统计意义。评估外币债务份额分布尾端的影响，可以对比中期通胀预期对较高和较低外币债务份额新兴市场经济体债务意外的敏感性。图 7 显示了积极的债务意外冲击对低（第 10 百分位数）和高（第 90 百分位数）外币债务份额经济体的影响，其中政府债务按估计样本中各经济体和各时期的平均值进行评估。结果表明，脆弱性效应——大量外币债务份额增加了主权国家对外部冲击的脆弱性——超过了对中央银行将债务货币化的能力的担忧降低所产生的缓解效应。

图 7 5 年期通胀预期对政府债务冲击的反应，新兴市场经济体，按初始政府债务外币份额分类（基点，年率）



注：t=0 为冲击年份。图中描绘了新兴市场经济体的通胀预期对债务与 GDP 比率意外上升 10% 的反应。蓝点表示初始政府债务中外币份额在第 10 百分位的经济体的通胀预期反应，红点表示初始政府债务中外币份额在第 90 百分位的经济体的相应反应。箱线代表 90% 的置信区间。根据样本中各经济体和各时期的平均政府债务进行估计。

表 8 5 年期通胀预期的反应，按初始政府债务外币份额分类（新兴市场经济体）

	(1) h = 4	(2) h = 10	(3) h = 16	(4) h = 22	(5) h = 28	(6) h = 34
Debt Surprise	0.0039 (0.0092)	0.0136 (0.0150)	0.0039 (0.0164)	-0.0234 (0.0162)	-0.0208 (0.0128)	-0.0011 (0.0153)
FX Debt Share	0.0078*** (0.0023)	0.0105*** (0.0037)	0.0163*** (0.0049)	0.0168*** (0.0056)	0.0193*** (0.0061)	0.0202*** (0.0068)
Debt Surprise # FX Debt Share	-0.0002 (0.0003)	0.0001 (0.0004)	0.0009 (0.0006)	0.0021*** (0.0008)	0.0017*** (0.0005)	0.0008** (0.0004)
No. of Obs.	321	261	260	236	235	217
Adjusted R sq.	0.65	0.43	0.24	0.26	0.18	0.07

注：所有回归包含 5 年期通胀预期的 2 个月和 8 个月滞后期，债务冲击的 12 个月滞后期，以及国家和使劲按固定效应。括号中是 Driscoll-Kraay 标准误。

5) 通货膨胀目标制

为了探索货币政策框架和可信度的作用，我们根据 IMF 的《汇兑安排与汇兑限制年报》（Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions），基于中央银行是否实行通货膨胀目标制（inflation targeting, IT）来划分新兴市场经济体样本，并对每个子样本重新估计式（1）。

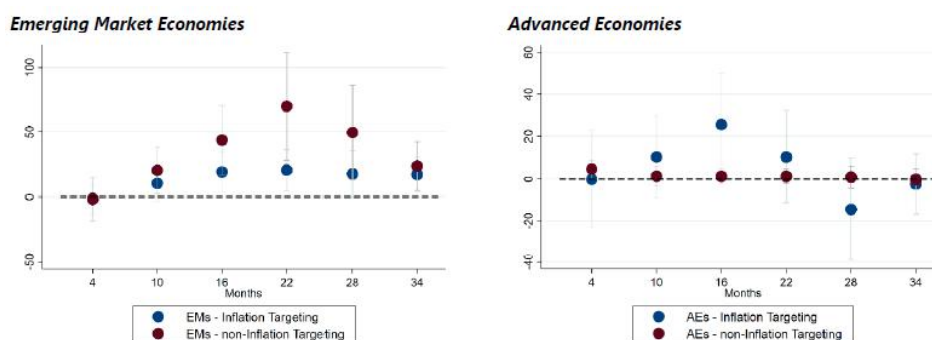
结果表明，央行不追求 IT 的经济体表现出相对较高的长期通胀预期对债务意外的敏感性——但与 IT 经济体的差异并不显著。尽管如此，非 IT 新兴市场经济体的脉冲响应情况与新兴市场经济体基线结果中显示的去锚定预期的延迟相吻合。这些结果表明，以通胀为目标的新兴市场央行在应对财政冲击时能够比非 IT 央行更好地锚定中期预期，这可能是由于非 IT 制度中存在更多的财政-货币协调。

这些结果并不直接支持 Bianchi & Melosi（2022）的实证研究结果，他们也认为，无资金准备的债务冲击通过财政-货币协调会导致更高的预期通胀。在他

们的方法中，识别无资金准备的债务冲击的限制之一是，由于货币政策适应了财政扩张，债务与 GDP 的比率将在冲击后的几年内下降。因此，债务与 GDP 比率的下降将与更高的预期通胀相关联，对更严格的财政-货币协调更加敏感。相反，我们的上述结果表明，债务与 GDP 比率越高，预期通胀越高，对收紧的财政-货币协调具有更大的敏感性。

最后，我们对发达经济体进行了同样的研究，发现这两种制度分类之间没有明显的区别。在预测期结束时，以通胀为目标的发达经济体央行的通胀预期对债务意外的敏感度似乎更高。

图 8 通胀预期对政府债务冲击的反应，按通胀目标制分类（基点，年率）



注：t=0 为冲击年份。图中描绘了相关国家组的通胀预期对债务与 GDP 比率意外上升 10% 的反应。蓝点表示相关国家组样本中央行实行通胀目标制的经济体的通胀预期反应，红点表示相关国家组中央行不实行通胀目标制的经济体的相应反应。箱线代表 90% 的置信区间。

5. 结论

基于政府债务的意外变化，本文探索了一种新的方法来评估对政府债务水平的担忧如何影响通胀预期。我们发现，债务意外会提高新兴市场经济体的长期通胀预期，特别是在初始债务水平已经很高、通胀已经高企以及货币政策框架较弱的情况下，这一发现具有重要的政策含义。

在政府债务水平较高的新兴市场经济体中，使其走上可持续的道路可能对遏制通胀非常重要。在 Covid-19 冲击前后，债务水平急剧上升，以及世界各地的通胀压力强劲而持续的情况下，这一点在当前的关键时刻尤其重要。从中期来看，采用通胀目标制等现代前瞻性货币政策框架可以减少与政府债务有关的通胀担忧，为货币和财政政策创造更多空间。

进一步的研究可以量化债务问题通过预期渠道对通胀过程本身的影响程度。此外，尽管在这项研究中我们关注的是专业预测者的预期，但调查家庭和企业的预期在多大程度上也受到政府债务水平的影响，或许也值得研究。

本文原题为 “Is High Debt Constraining Monetary Policy? Evidence from Inflation Expectations”。本文于 2023 年 6 月刊于 IMF 官网。[单击此处可以访问原文链接。](#)

住房通胀将何去何从

Augustus Kmetz, Schuyler Louie, and John Mondragon/文 熊春婷 / 编译

导读：尽管通货膨胀的其他组成部分有所下降，但住房通货膨胀仍然居高不下。然而，包括房价和租金在内的各种市场指标表明，随着利率的上升，住房市场已经明显放缓。预测模型结合了当地住房和租金通胀等几项指标，可以帮助解释最近的趋势可能如何影响未来住房通胀的路径。这些模型表明，住房通胀在未来 18 个月内可能会显著放缓，这与加息对住房市场不断变化的影响相一致。编译如下：

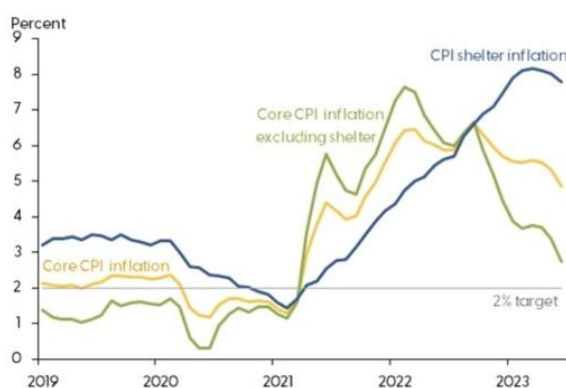
房价和房租经过了 2020 年初开始的一段超常增长期后，在 2023 年大幅放缓。然而，作为跟踪消费者价格指数（CPI）增的指标之一——住房通胀指标持续增长，尽管整体通胀率的其他一些组成因素已经降温。自 2022 年初以来，美联储一直致力于通过大幅提高利率来降低通胀。如果住房通胀持续保持在当前的高水平，可能会给美联储将整体通胀降至 2% 的长期目标带来挑战。

在这封经济信件中，我们通过综合衡量住房通胀和住房市场的各种市场指数的数据，预测了未来 18 个月 CPI 住房通胀的路径。我们的研究表明，尽管这些预测存在很大的不确定性，但近期房租和房价的增长放缓可能会在未来显著降低住房通胀。

1. 住房租金与住房价格上涨之间存在不明确关系

住房通胀在当前高水平的整体通胀中扮演着重要角色。图 1 描绘了核心 CPI 通胀的同比增长，其中不包括波动较大的食品和能源价格。金线包括住房通胀，而绿线则不包括住房通胀。CPI 通胀指标通常跟踪美联储的首选通胀指标，即个人消费支出价格指数（PCE 通胀），尽管在变化的水平和时间上有小的偏差。这些线条表明，通胀压力的缓和程度在很大程度上取决于住房通胀，自 2023 年初以来一直高于 8%（蓝线）。住房通胀是否居高不下，将对未来整体通胀走势产生重大影响，因为住房约占 CPI 消费篮子的 30%。

图 1：住房通货膨胀在全面通货膨胀中的作用



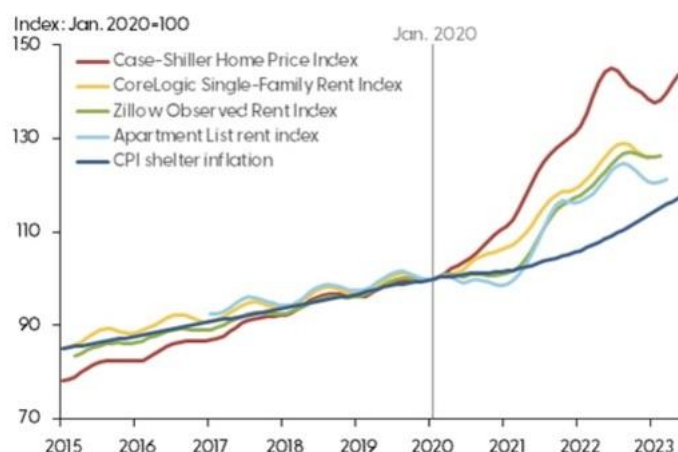
来源：劳工统计局数据

CPI 住房通胀指数旨在衡量消费者在整个住房服务存量市场上的支出变化。因此，该指数包括刚刚搬迁并支付现行房租的住户，以及最近没有搬迁并支付不同租金金额的住户。随着住户搬迁或房东更新租约，房租的持续变化逐渐被纳入总租金存量。因此，房租指数可以反映关于住房通胀未来路径变化（Adams et al.2022）。

然而，由于建筑类型和地理区域的差异，以及用于估计租金的方法的差异，如何在 CPI 住房通胀中解释具体的房租指数是复杂的。特定的房租指数并不一定代表整体市场，这意味着这些指数的变化可能不会一对一地传递给 CPI 住房指数，即使影响传递存在滞后性。例如，如果一个指数对郊区租金的权重高于 CPI 指数，那么该指数将偏离 CPI 指数，偏离程度相当于郊区租金偏离平均租金的程度。

图 2 绘制了房租和房价的几个指数，以及 CPI 住房通胀，为了便于比较，我们将其标准化：假定 2020 年 1 月房租和房价指数为 100。多种房租指数的结果说明了理解这些指数如何转化为 CPI 住房指数（深蓝线）的难度。图中显示，当房租和房价都上涨，住房指数最终也会上升。但现货市场指数和 CPI 之间仍存在巨大差距。如果我们假设这些指数最终会趋同，那么这个数字意味着住房价格指数需要进一步上升，或者房租需要进一步下降。但这些水平差异也可能意味着指数的基本结构差异很大，因此它们的结果不一定完全一致。

图 2：住房通货膨胀和市场指数



来源：Apartment List、CoreLogic、S&P/Case-Shiller via Fred 和 Zillow。

2.住房通胀可能会放缓

尽管理论和过去的的数据表明它们应该是相互关联的，但很难直接从房租指数中推断出住房通胀的路径。事实上，最近的研究表明，房租可以为预测住房通胀的路径提供相当多的信息（兰辛、奥利维拉和夏皮罗 2022 和科顿和奥谢 2023）。

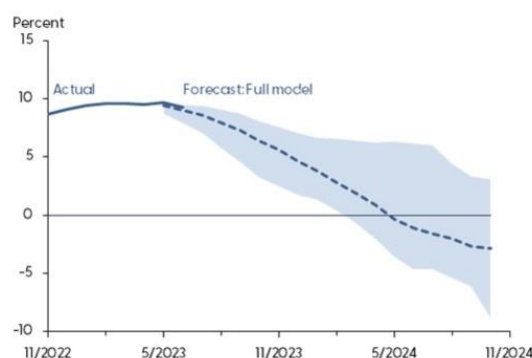
我们遵循这一方法，并开发了一个动态统计模型（Jordà2005）来预测未来 18 个月的累积核心统计区（CBSA）住房通胀。CBSA 是城市及周边社区，可以为思考住房市场提供一个有用的经济单位。这一框架使我们能够采取灵活的方法来估计住房市场指标和住房通货膨胀之间的关系。在我们的模型中，我们根据 Zillow 房屋价值指数、Zillow 观察到的租金指数、公寓列表全国租金指数、公寓列表空置指数、CoreLogic 单户租金指数、S&P/Case-Shiller 美国全国房价指数和过去的 CPI 住房通胀的滞后同比增长的月度数据，评估我们能在多大程度上预测住房成本的变化。具体来说，我们的结果是累积的住房通胀，即一段时间内价格水平的总增长。然后，我们将预测结果转换为年度住房通胀率。我们的样本涵盖 2018 年 3 月至 2023 年 4 月期间。

这种使用 CBSA 级别数据的分类方法可能比住房通货膨胀的总体模型具有更高的统计精度。我们使用的许多房地产市场指标都没有很长的历史数据，这限制了任何综合模型的精确度。然而，尽管数据周期很短，但在 18 个 CBSA 中使用广泛的住房市场指标和住房通胀增加了我们的统计能力。然后，我们汇总 CBSA 层面的住房通胀预测，以使用 CBSA 人口权重形成住房通胀总量的估计值。

我们使用从 2020 年 2 月开始的滚动估计值，根据累积样本外预测误差来评估潜在预测模型的准确性。具体来说，我们使用所有 2020 年 2 月以前的数据；然后，我们对未来 18 个月进行预测，并将结果与住房通胀的实际数据进行比较，以衡量模型的预测误差。接下来，我们将样本向前移动一个月，重新估计模型，并再次计算预测误差。最后，我们选择在所有范围内平均预测误差最小的模型，并在整个样本上估计该模型。

图 3 中的虚线显示了我们对未来 18 个月住房通胀的基线预测，该预测基于加拿大边境服务局（CBSA）层面的累计住房通胀预测的平均值。蓝色阴影显示中的区域 95% 的模型样本外预测误差落在哪里，表明了我们模型估计准确性的置信范围。实线表示住房实际年度通胀。

图 3：年度住房通货膨胀预测：完整模型



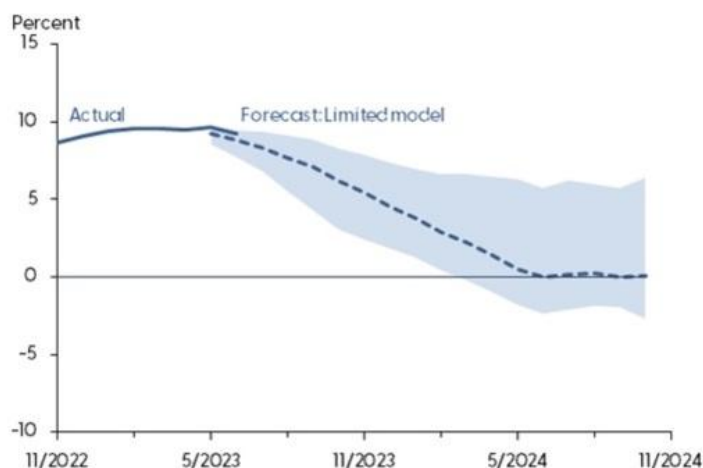
注：实线表示实际同比变化；虚线显示平均预测，带阴影 95% 置信带。

我们的基线预测表明，住房通胀将在 2024 年后期继续放缓，甚至可能在 2024 年中期转为负值。这将代表住房通胀的急剧转变，这一转变对整体通胀行为具有重要影响。

这一预测中的通缩部分将是自 2007-2009 年全球金融危机以来最严重的住房通胀收缩。因此，我们评估模型结果是否对最近住房成本的快速增长过于敏感。这一点很重要，因为住房价格在经济放缓时往往弹性较小，因此可能不会像上涨那样迅速下降。为了验证这一点，我们去掉了累积预测有最大负面影响的指数——结果是滞后的 CPI 通胀——然后重新估计模型。

在我们的样本外测试中，第二个有限模型的准确性仅略低于基线模型，但图 4 说明了两者之间存在一些重要差异。有限模型没有预测到 2024 年的通缩事件，尽管它确实表明住房通胀将在 2024 年夏季左右达到零。不过两个模型都认为住房通胀可能在未来 18 个月内显著放缓。

图 4：年度住房通货膨胀预测：有限模型



注：实线表示实际同比变化；虚线显示平均预测，带阴影 95%置信带

这些预测有几点重要的启示。首先，可能的预测误差范围相当大，在我们的基准模型中，2024 年末预计将下降约 -9% 至约 2%，在我们的有限模型中，预计将下降 -2% 至 5%。这表明预测存在很大的不确定性。然而，即使是估计范围的上限值所显示的较为温和的预测，也将代表住房通胀的放缓。

第二点启示是，这些模型主要是根据新冠疫情期间的数据估算的，当时房地产市场和通胀都出现了异常增长。因此，未来这些住房市场指标与住房通胀之间的关系可能会有所不同。这给我们的预测带来了额外的不确定性，超出了阴影置信区域所反映的范围。

最后，这些预测没有考虑到任何潜在的未来冲击。因此，经济中的重要变化可能导致房地产市场通胀加速或减速，而我们的预测无法预测这些变化。理想情况下，我们的预测误差的分布应该考虑到这种不确定性，但这将取决于未来的冲击是否与过去的冲击相似。因此，尽管我们的预测总结了当前关于住房

通胀路径的信号，但许多不可预见的因素可能会影响预测期内住房通胀的实际实现。

众所周知，货币政策具有“长期和可变的滞后”，我们的预测表明，在考虑住房市场和住房通胀时，这一指引是相关的。特别是，我们的预测表明，自 2022 年初以来利率的快速上升可能对放缓的房地产市场产生了重大影响，而且这种放缓可能会继续下去（Liu 和 Pepper 2023 以及 Gorea 等人。2023）。

3.结论

随着政策制定者继续面对高企的通胀，住房市场的变化表明，住房通胀的压力可能会大幅缓解。我们在这封经济信件中提出的预测表明，未来住房通胀可能会大幅下降，这反映了近期租赁市场放缓的信号。至少，我们的研究结果表明，自 2022 年初以来，随着利率的快速上升，住房通胀突发性上升的风险已显著降低。

本文原题为“Where Is Shelter Inflation Headed?”。作者为 Augustus Kmetz, Schuyler Louie, and John Mondragon, Augustus Kmetz 是旧金山联邦储备银行经济研究部副研究员。Schuyler Louie 旧金山联邦储备银行经济研究部副研究员。John Mondragon 是旧金山联邦储备银行经济研究部研究顾问。本文于 2023 年 8 月 7 日刊于联邦储备银行官网。[单击此处可以访问原文链接。](#)

制造业就业远未兴盛

Niclas Poitiers/文 申劭婧/编译

导读：美国通胀削减法案的实践表明，大规模补贴并没有创造大规模的制造业就业机会，且单个岗位创造的成本很高。这不是美国独有的问题。然而，这并不意味着一系列的政策没有意义，因为长远来看，他们将带领美国经济走向绿色之路。编译如下：

2023 年 8 月是美国《通货膨胀削减法案》（Inflation Reduction Act, IRA）颁布一周年纪念日。连同《芯片与科学法案》一起，构成了美国总统拜登推动工业发展的旗舰政策。支持者表示，这是一种应对气候变化、创造“良好”制造业就业机会（从而减少不平等和政治两极分化）以及遏制中国的工具。但因其所涉及的补贴规模过大，已在贸易伙伴中引发了对投资和就业向美国转移的担忧。

一年过去了，出现了一些鼓舞人心的结果。一些清洁能源生产和清洁技术制造领域的重要新投资已经被宣布，而其中的许多正位于由经常对气候持怀疑态度的共和党人主导的州。然而，美国和欧洲那些希望通过产业政策来重振中产阶级的人肯定会对到目前为止所宣布的新增就业岗位数量感到失望。

拜登政府表示，IRA 创造了 17 万个工作岗位，而《金融时报》分析发现，芯片法案和 IRA 相关项目公告中只发布了 10 万个新工作岗位。因此我们应谨慎看待这些数字。一些已宣布的项目在没有政府支持的前提下也可能得到实施，而另一些项目虽然规模较小，但仍会创造一些就业机会。一些新的工作岗位可能开放给经过再培训的工人，因此不会增加额外的制造业就业机会。不过这些工作中的大多数目前还不存在，而是预计随着项目的发展，将在未来几年内出现。

即使是从拜登政府宣传的 17 万个工作岗位的表面价值来看，也与大力鼓吹的美国制造业转型相差甚远。IRA 制造的新工作比起商业周期的作用来说，可以说相形见绌：去年，美国经济增长带来平均每月 31.2 万个工作岗位的增加。即使是最低水平的 2023 年 7 月数据，仍显示增加了 18.7 万个非农就业岗位。

IRA 宣布一年可以创造的工作机会，其实其中大部分需要几年才能实现，因此这甚至不及去年一个月全国的净就业增长。17 万个 IRA 工作岗位仅占美国 1.67 亿总劳动力的 0.1%——转型还远远谈不上。

从更狭隘的角度来看，制造业也是如此。许多，甚至可以说大多数新工作都将出现在绿色能源部署、建筑和相关服务领域。但即使慷慨地假设所有 17 万个就业岗位都是全新的岗位，相对较小的美国制造业劳动力也只会增长 1.3%。更多的项目将会被公布，但新项目公布的速度已经在下降。白宫引用了一些模型，声称到 2030 年，IRA 将在整个经济部门创造 150 万个新就业机会。但即使这样，预计也只会净增加 15 万个制造业就业机会，考虑到所需的时间成本，这并不是什么了不起的成就。

清洁技术和半导体补贴并没有带来大规模的制造业就业机会，这并不令人意外。芯片和电池生产是典型的资本密集型产业，但相对较少需要高度专业化的工人。此外，就业方面的糟糕状况并非美国独有。英特尔在德国的一家工厂将获得 100 亿欧元的补贴，只为创造 3000 个制造业岗位；加拿大的一家大众电池工厂将收获 90 亿欧元的补贴，只换取约 3000 个工作岗位的提供。在这两种情况下，每个新的制造业工作岗位的补贴高达 300 万欧元。

除了创造就业机会之外，还有其他希望增强对清洁技术和半导体制造业的投资的重要理由。中国在太阳能和电池供应链中的主导地位对很多人来说都是很大的顾虑，而半导体的地缘政治重要性保证了该行业的公共投资属性。此外，在碳定价被视为不可行的政治环境中，补贴可能是应对气候变化的唯一可行选择。它还可以通过创造有利的政治经济，在重要选区播下“绿色”经济利益的种子，为更有效的政策奠定基础。然而，如果政策制定者声称这些工业补贴将创造制造业就业繁荣，那他们注定要失败。同时，认为没有慷慨的施舍将导致灾难性的去工业化和大规模失业也是不严肃的观点。

这并不意味着 IRA 失败了，也不意味着绿色政策不能创造绿色就业机会。IRA 是美国历史上最大的气候一揽子计划，已经吸引了大量的制造业投资。除了制造业补贴，它还包括对电网和道路运输脱碳的重大激励措施。这将有助于美国走上绿色经济之路。

然而，它确实表明政策制定者必须对希望通过制造业补贴实现的目标抱有更加现实的态度。IRA 是一种环境的产物，而在这种环境中，气候政策是有争议的，补贴可能是唯一可行的选择。但在其他地方，可以找到更有效的工具来应对气候变化，同时确保社会公平。希望模仿美国政策的政府应该意识到自己的机会成本。

本文原题为“The Manufacturing Jobs Boom That Isn’t”，作者 Nicolas Poitiers 是 Bruegel 研究员。本文于 2023 年 8 月 29 日刊于 Bruegel 官网。[单击此处可以访问原文链接。](#)

什么时候财政乘数高？四个经济周期阶段的比较

Travis Berge, Maarten De Ridder, Damjan Pfajfar/文 张丝雨/编译

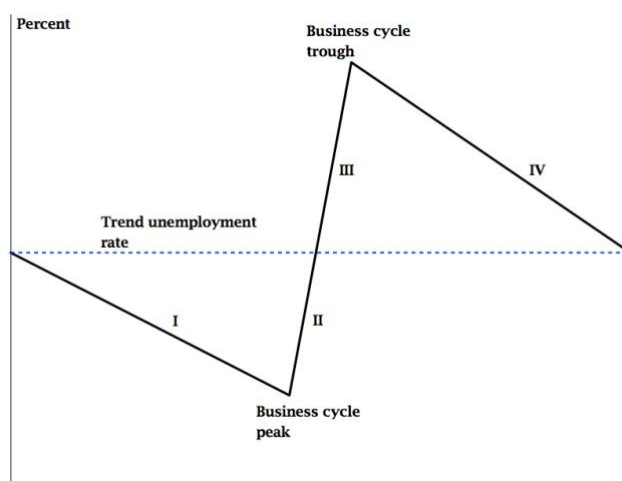
导读：本文比较了财政支出在商业周期不同阶段对经济活动的影响。我们发现，失业率上升时的财政乘数高于失业率下降时的财政乘数。相反，财政乘数并不取决于失业率是高于还是低于其长期趋势。这一结果既出现于美国国家层面的长期时间序列分析中，也出现于越战后美国各州的小组分析中。我们的研究结果综合考虑了此前关于财政乘数的国家依赖性证据（有时相互矛盾），并表明在经济衰退的早期进行财政干预对稳定产出最有效。编译如下：

1.前言

财政政策旨在平抑宏观经济波动。通过在经济衰退期间实施扩张性政策，财政决策者希望减少经济活动和失业的变化。然而，人们围绕这种反周期政策的有效性展开辩论，尤其是对于“财政乘数”的幅度和周期特性有着广泛的观点。“财政乘数”是指政府支出增加所带来的产出增加。如果乘数超过1，政府支出的增加会刺激私人支出，使其超过政府的原始支出；而乘数低于1则意味着政府支出会排挤私人支出，在刺激经济活动方面效果较差。最近的研究认为衰退期间乘数的大小可能取决于经济状况（Auerbach and Gorodnichenko, 2012b; Blanchard and Leigh, 2013; Nakamura and Steinsson, 2014）。如果是这样的话，即使平均乘数在商业周期中低于1，适时的财政政策也可以在衰退中刺激经济增长。然而，最近一项扩展历史分析表明，乘数低于1并且在商业周期内没有变化（Ramey and Zubairy, 2018）。这会限制反周期财政政策的空间。我们需要对这些结果进行核对，以便今后对财政刺激的益处进行评估。

本文表明，财政支出对产出的影响确实取决于经济状况。具体而言，我们发现失业率上升时财政乘数比失业率下降时更高。当失业率在大部分部门中上升时，我们估计乘数也大于1。相反，我们并没有发现失业率高于趋势水平时的财政乘数高于失业率低于趋势水平的乘数。为了证明结果，我们从有关财政支出有效性的文献中找出了两种既定方法，并表明现有的财政乘数指标与预测一致，即当失业率上升时，乘数更高。我们首先利用 Ramey 和 Zubay(2018)所提供的历史数据评估财政乘数的周期性特征，数据涵盖 1889-2015 年。乘数是衡量产出对财政支出变化的反应，而财政支出的变化是由国防支出的意外消息驱动的。与 Ramey 和 Zubay(2018)相反，我们对政府支出的衡量是去趋势化的，以消除其在这一时期的长期增长，这样我们对乘数的估计就能捕捉到财政支出中可自由支配变化的影响。评估结果的稳健性的方法主要参考了 Nakamura and Steinsson(2014)。我们使用 1976 年至 2015 年的美国州级数据来衡量州级产出对相对州级国防支出的外生变化的相对反应。该图包含时间固定效应，以控制例如货币政策的状态依赖响应。对于任何一种方法的使用、对经济状况的一系列广泛控制，以及对于使用不同的算法来确定失业率的波峰和波谷，我们的结果都是稳健的。

图 1 :经济周期中失业率的程式化路径



我们的主要创新在于强调财政支出在商业周期的四个阶段对产出有不同的影响。为了进一步说明，图 1 描述了商业周期中失业率的程式化路径。最初，由于失业率低于趋势水平并在下降，经济“走热”。在商业周期达到顶峰后，失业率仍低于趋势水平，但经济活动正在下降，失业率正在上升。经济活动的下降最终使失业率高于趋势水平。最后，经济活动正在扩张，失业率正在下降，尽管仍高于趋势水平。该图定义了商业周期的四个不同阶段：第一阶段和第二阶段代表着繁荣期，因为经济在其趋势之上运行，而第三阶段和第四阶段是衰退期。相反，第一和四阶段与第二和三阶段分别代表着商业周期扩张和衰退。

我们发现，繁荣/萧条和扩张/衰退之间的简单区别可以调和过去工作中相互矛盾的结果。我们发现，经济衰退（失业率上升）时，乘数高于经济扩张时的乘数。这与确实发现国家依赖财政乘数的论文中衡量衰退的方式一致(例如，Blanchard 和 Leigh, 2013; Auerbach and Gorodnichenko, 2012b; Nakamura 和 Steinsson, 2014)。我们没有发现经济衰退（失业率高於趋势水平）时的乘数与经济繁荣时的乘数不同，这是 Ramey 和 Zubay(2018)的比较。我们的结果表明，将商业周期分解图 1 所示的四个阶段可以调和过去工作中相互矛盾的结果。

我们的结果对财政政策对经济衰退的最优反应具有启示意义。因为我们发现，当失业率上升时，乘数更高。我们的结果表明，扩张性政策在衰退早期刺激经济活动时最有效。这一结论与最新宏观经济模型的政策建议形成了对比。通常，这些模型通过依赖总供给曲线的凸性来产生财政乘数的时间变化。在这种情况下，当经济运行低于其潜力时，财政乘数较大。例如，在 Michailat (2014) 中，供给曲线是凸的，因为当劳动力市场紧张时，雇佣劳动力的成本更高。或者，Canzoneri 等人(2016)假定，当产出缺口较小时，金融摩擦较小。Barnichon 等人(2021)将金融摩擦与工资下降刚性结合起来，解释了他们

论文中发现的不对称现象。虽然这些机制是直观的，但它们意味着，当产出缺口为负或失业率高而不是在失业率上升时，财政政策应该是扩张性的。

我们发现，当失业率上升时，财政乘数更高。为了与这一发现相匹配，未来的模型可以嵌入损失厌恶效用，我们以前一时期（外部习惯）的消费，如 Santoro 等人(2014)为参考。因此，当消费低于外部习惯时，代表代理人在效用函数的“收益”部分和效用函数的“损失”部分之间转换，这是在商业周期转折点附近。该模型表明，衰退期间跨期替代弹性较高，消费和休闲之间的期内边际替代率较高，导致劳动供给函数为凸函数。损失厌恶型家庭通过增加劳动力供给来防止衰退中的收入损失，这样扩张性政策就不会挤兑私人消费。此外，在经济衰退期间，由于休闲和消费机会之间较高的期内可替代性，该模型产生了内生下行的工资刚性。因此，在经济衰退中，工资不会（完全）向下调整（见 Abbritti 和 Fahr, 2013），导致需求改变因素——如货币和财政政策——对扩张和衰退的影响不对称。最近的几篇论文将工资刚性置于解释财政乘数异质性的中心。例如，Shen 和 Yang（2018）和 Broger 等人（2021）中可以找到关于财政乘数如何受到工资刚性影响的理论分析，而经验证据则可以在 Barnichon 等人（2020）和 Jo 和 Zubary（2021）中找到。

许多其他论文研究了财政乘数的状态依赖性。当利率处于零利率下限时 (Ramey 和 Zubairy, 2018)，金融危机期间(Bernardini 等人, 2020)，以及消费者债务或家庭杠杆较高时(Klein 等人, 2020; Demyanyk 等人, 2019)，财政乘数会更高。财政乘数还取决于支出的融资方式(Hagedorn 等人, 2019)。此外，直接转移到财政拮据家庭的乘数大于政府在零下限下购买的乘数，仅列举了文献中谈到的一些机制(Giambattista 和 Pennings, 2017)。最后，Barnichon 等人(2021)提供的证据表明，政府支出冲击的迹象是财政乘数的重要决定因素。负支出冲击与 1 以上的乘数相关，并且在经济萧条时期最大。相比之下，扩张性支出冲击的乘数低于 1，与商业周期的阶段无关。

我们的工作也与研究美国各州区域商业周期差异的文献有关。Carlino 和 Defina(1998)研究了美国各州和地区货币政策的差异影响，发现制造业地区对货币政策冲击的反应比工业多样化地区更大。此外，Blanchard 和 Katz(1992)研究了工资和就业在区域周期中的行为，Driscoll(2004)详细描述了银行贷款对美国各州产出的影响。Owyang 等人(2005)和 Francis 等人(2018)也使用州级数据来评估商业周期和反周期政策。

本文的其余部分进行如下。第 2 节描述了我们如何图 1 中确定了商业周期阶段，借鉴了美国州一级数据和州级数据。第 3 节对数据进行阐述。第 4 节提出了结果和稳健性检查，第 5 节得出结论。

确定商业周期阶段

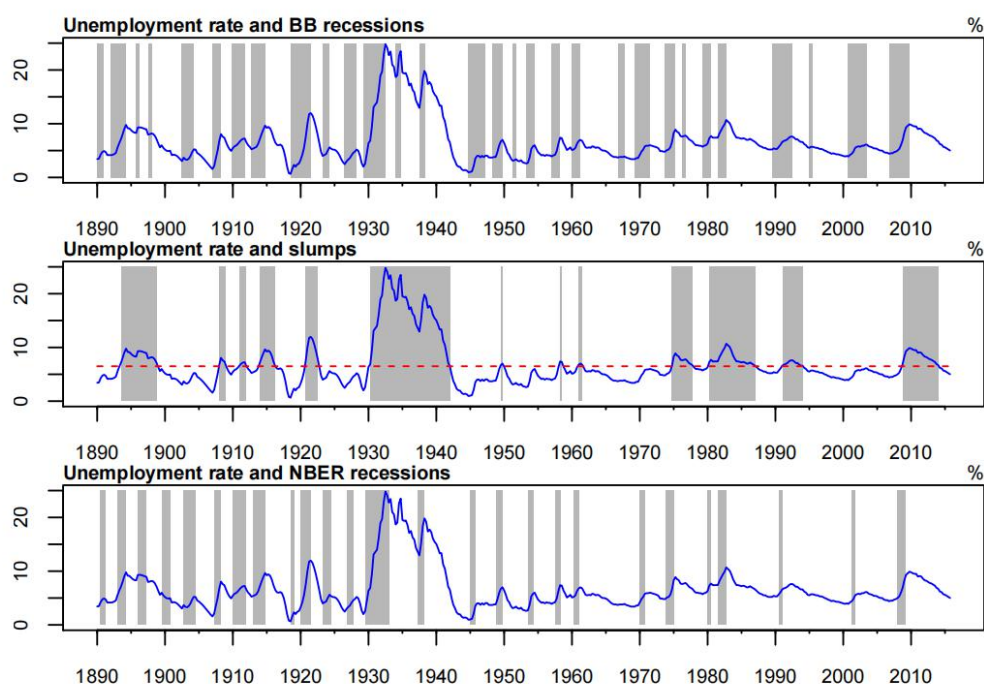
本节描述了我们将商业周期分解为图 1 所示的四个阶段。我们通过确定州或国家层面失业率的波峰和波谷来做到这一点。我们之所以使用失业率，是因为它是一个高度周期性的指标，而且最近的几篇论文表明，用劳动力市场变量确定商业周期的各个阶段是有意义的。使用失业率的另一个好处是，在国家和州层面上都有每月的估计数，因此我们可以使用相同的方法在不同的地理级别进行分析。

2.1. 国家层面的商业周期

经济衰退和经济扩张是由当地失业率的高峰和低谷来衡量的。为了识别这些波峰和波谷，我们使用 Bry 和 Boschan(1972)算法(BB 算法)，它可以识别给定序列中的局部波峰和波谷。我们对该算法的标准应用增加了一个限制：失业率在衰退期间至少上升 0.5 个百分点。这一限制对全国失业率来说并不重要，但可以确保州级失业率的小幅变动——可能是由于相对较大的抽样误差——不会在我们的州级分析中被错误地识别为转折点(劳工统计局，2017)。作为一个比较点，我们还使用 NBER (National Bureau of Economic Research) 定义的衰退年表进行分析。

为了识别衰退和繁荣，我们遵循 Ramey 和 Zubairy(2018)的定义，将失业率高于 6.5% 的时期定义为衰退，将失业率低于 6.5% 的时期定义为繁荣。图 2 的三个小图绘制了失业率和每个商业周期的年表：顶部的小图显示了 BB 算法，第二张小图显示了失业率高于 6.5% 的时期，而最后的小图显示了 NBER 的衰退日期进行比较。表一提供了三个年表中每个年表的周期数量和周期持续时间的汇总统计数据。

图 2：美国不同的商业周期阶段



美国国家经济研究局定义的衰退持续时间最短，因为该委员会通过许多不同的指标来确定经济活动的波峰和波谷。Bry - Boschan 算法产生的商业周期峰值与 NBER 的峰值大致一致。然而，BB 衰退的持续时间比 NBER 确定的衰退要长一些，特别是在后大缓和时期和所谓的“无就业复苏”时期。相对于 NBER 的数据，BB 算法会产生几个与失业率小幅上升相关的短暂假阳性（例如，1934 年、1967 年、1977 年和 1995 年），以及一个假阴性（1900 年）。还有一段时期，NBER 将其确定为二次衰退，而 BB 算法将其确定为一次长期衰退，即 1918-1921 年。然而，总体而言，这两个衰退年表颇为相似。这一结果使我们相信，应用于州级失业率的 BB 算法产生了有意义的衰退年表。相比之下，经济衰退显然与两个衰退系列有很大不同，因为它们衡量的是经济疲软的存在，而不仅仅是经济是在扩张还是在收缩。经济衰退的开始大致与商业周期的高峰重合，但持续时间要长得多。事实上，经济衰退与 NBER 的衰退只有微弱的相关性，而 BB 衰退与 NBER 的衰退日期基本一致。

表 1:1890Q1-2015Q4 美国经济衰退汇总统计

	BB recession	Slump	NBER recession
N. obs	29	13	26
Duration (quarters)			
Mean	7.5	13.9	5.6
Median	7.0	10.0	5.0
Std dev	3.5	13.2	2.5
Min	3	2	3
Max	14	48	15

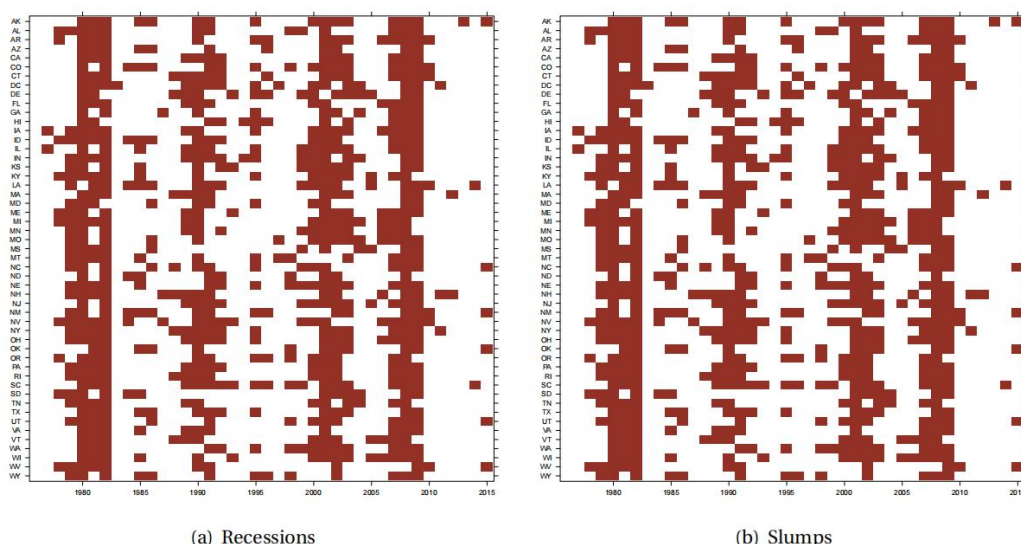
表 2 总结了每个阶段的失业率行为。虽然失业率在衰退和繁荣时期基本持平，但无论是 BB 算法还是 NBER 的定义，失业率在衰退期间明显上升，在扩张期间明显下降。值得注意的是，最低失业率出现在 1918 年第三季度，BB 算法和 NBER 都将该季度定义为商业周期峰值。它的最大值出现在经济大萧条最严重的 1932 年。

最后，由于 BB 算法产生了几十个非常短暂的假阳性衰退事件，我们计算了两个可供选择的 BB 年表。首先，我们规定完整周期的持续时间必须至少为 7 个季度。第二，我们假设完整的商业周期至少持续 16 个季度。我们将这两种选择表示为“延长（7）”和“延长（16）”周期。我们还通过将失业率与其 HP 滤波趋势进行比较，提供了另一种衡量衰退和繁荣的方法。这些年表见图 A.1，并被总结于表 A.2。

表 2：美国经济周期各阶段失业率统计摘要

	BB rec.	BB exp.	Slump	Boom	NBER rec.	NBER exp.
N. phases	29	28	13	12	26	25
Behavior of unemployment rate						
Mean change	0.5	-0.3	0.1	0.0	0.6	-0.3
Mean	6.4	6.8	10.3	4.6	7.1	6.4
Std dev	4.0	4.0	4.6	1.2	4.5	3.8
Min	0.6	0.8	6.5	0.6	0.6	0.8
Max	24.8	24.1	24.8	6.4	24.8	23.5

图 3：来自 BB 算法的州一级衰退年表和 HP 滤波趋势的州一级衰退。



2.2 州一级商业周期

上一节所述的方法也适用于州级失业率数据，以确定州级商业周期年表。然而，当我们使用月度数据来确定美国各州的年表时，我们的回归分析需要使用年度数据。如果一年中超过 6 个月被确定为经济衰退，我们将给定的州-年份定义为衰退。我们再次规定，商业周期的低谷与失业率较前一个峰值累计上升至少 0.5 个百分点相对应。图 3 的 (a) 显示了 Bry-Boschan 州一级衰退年表。在 (b) 中，我们展示了对衰退的衡量标准。因为我们不希望各州的自然失业率水平相同，所以我们将衰退定义为一个州的实际失业率高于其 HP 滤波趋势的时期。同样，如果一年内有超过 6 个月的经济衰退，我们将其定义为经济衰退。

3. 财政支出数据

我们使用美国国家历史数据和美国州级财政支出数据来计算财政乘数。Ramey 和 Zubairy(2018)收集了从 1889 年到 2015 年的长时间序列美国季度数据。这些数据包括名义 GDP、GDP 平减指数、政府采购、联邦政府收入、人口、失业率、利率和有关国防开支的新闻。新闻冲击是预期国防开支变化的现值除以名义 GDP 趋势。Ramey(2011b)详细介绍了一系列新闻冲击;我们使用 Ramey 和 Zubairy(2018)的扩展系列。数据如图 A.2 和 A.3 所示。Ramey 和 Zubairy(2018)详细介绍了这些数据的潜在来源，以及用于创建一致序列的处理方法。

至于州级数据，每年的州级实际 GDP 增长是由经济分析局(Bureau of Economic Analysis, BEA)获得的，并且是 1976 年以后的数据。我们从 Nakamura 和 Steinsson(2014)获得 2007 年的军费开支，并将他们的数据扩展到 2015 年，因此我们在州一级进行分析的样本是 1977-2015 年。我们的数据涵盖主要军事采购，包括价值超过 25 000 美元的所有合同。劳工统计局(Bureau of Labor Statistics, BLS)也提供州一级的失业率，我们用它来衡量商业周期阶段。

我们还能够在我们的州一级回归中包括大量的控制变量。为了控制劳动力市场中的国家异质性，我们增加了对劳动力市场动态、企业规模、工会权力和最低工资的控制。活力是通过重新分配率来衡量的，重新分配率被定义为就业机会破坏率和就业机会创造率的总和。公司规模是由每个公司的平均雇员人数来衡量的。我们用最低工资与中位工资的比率来解释各州最低工资的差异，该比率是使用劳工统计局的数据编制的。Collins(2014)提供了关于工会权力的数据，这是由一个州缺乏工作权利法来定义的。其他控制变量与经济结构有关。其他控制变量与经济结构有关。由于政府支出对冲击相对不敏感，因此政府雇用的工人比例也被包括在内。服务业雇佣工人的比例控制部门构成：某些行业可能更容易受到需求波动的影响。数据汇总如表 3。

表 3：州一级数据和控制的汇总统计

	Mean	SD	Obs.	Min.	Max.	Source
Biannual state GDP growth (%)	5.4	5.2	1,886	-13.8	36.2	BEA
Military spending shocks						
Growth in prime military exp. - state (% of GDP p.c.)	0.00	0.74	1,886	-7.5	8.0	NS
Growth in prime military exp. - national (% of GDP p.c.)	0.01	0.03	37	-0.5	0.7	NS
State control variables						
Labor market dynamism	27.9	4.63	1,886	17.6	53.2	BDS
Firm size	20.2	3.53	1,886	10.8	31.6	BDS
Minimum state wage/ median state wage	0.46	0.07	1,886	0.30	0.74	CPS/BLS
Union power	0.45	0.50	1,886	0.00	1.00	Collins
Share services (% employment)	0.70	0.05	1,733	0.55	0.83	CPS
Share government (% employment)	0.07	0.03	1,733	0.03	0.27	CPS

4. 重新审视财政乘数的国家依赖性

我们现在估计第 2 节中描述的商业周期各个阶段的财政乘数。我们有两种不同的方式。首先，我们使用地方预测工具变量(LP-IV)方法，使用 Ramey (2011b)和 Ramey 和 Zubairy(2018)的国家军事新闻冲击作为政府支出的工具。其次，我们按照 Nakamura 和 Steinsson(2014)的方法，使用美国州一级的数据方法估计财政乘数。本文依次介绍这两种方法。

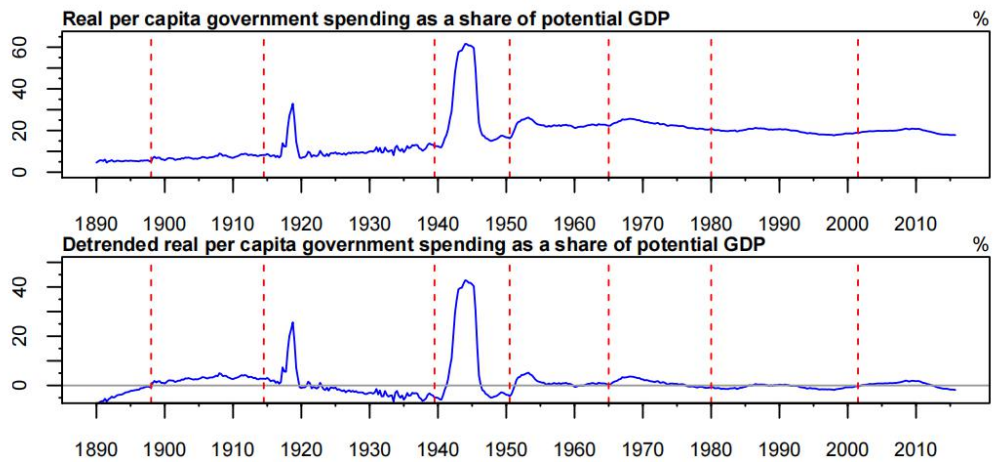
4.1 用历史时间序列估计财政乘数

4.1.1. 实证方法

设 y_{t+h} 表示 t 和 $t+h$ 之间 GDP 的累积变化，并按照 Gordon 和 Krenn(2010)的方法，将初始阶段的潜在 GDP 归一化： $y_{t+h} = Y_{t+h} / Y_t^p$ 。设 g_{t+h} 表示政府支出

的非趋势累积变化: $g_{t+h} = (G_{t+h} - G_{t+h}^p) / Y_t^p$, 其中 G^p 是政府支出的趋势, 通过对时间趋势进行回归 G 计算, 直至四次幂, 其中系数是通过排除第二次世界大战时期来估计的。我们注意到, 我们对 g 的定义与本文献中的其他论文有些不同, 因为我们减去了政府支出的趋势。我们这样做是因为政府支出与潜在 GDP 的比率具有长期趋势, 如果在计量经济学设定中不考虑这一趋势, 将会使财政乘数的最终估计产生偏差由我们的定义产生的乘数可以被认为是捕获了政府支出的可自由支配部分。图 4 显示了原始序列和去趋势序列之间的差异。

图 4: 控制长期趋势前后的实际政府支出



理解财政乘数要求我们追踪实际 GDP 和实际政府支出对已确定的财政政策冲击的反应。如果有一个外生财政政策冲击, 那么一组本地预测就会描绘出产出和政府支出的反应:

$$y_{t+h} = \alpha_{y,h} + \beta_{y,h} shock_t + \gamma_{y,h} z_{t-1} + \epsilon_{y,t+h} \quad (1)$$

$$g_{t+h} = \alpha_{g,h} + \beta_{g,h} shock_t + \gamma_{g,h} z_{t-1} + \epsilon_{g,t+h} \quad (2)$$

方程(1)、(2)中的系数 $\beta_{i,h}$ 给出了 $t+h$ 期间产出或政府支出对年财政支出冲击的平均反应。是一组控制变量。h 季度范围内的财政乘数 m 为:

$$m_h = \sum_{j=1}^h \beta_{y,j} / \sum_{j=1}^h \beta_{g,j} \quad (3)$$

当然, 该方法的有效性需要一个确定的外生财政支出冲击, 而这并没有被观察到。因此, 在我们下面的应用中, 我们将观察到的政府支出与财政政策的外生新闻冲击。此外, 在我们的回归中, 我们遵循 Ramey 和 Zubairy(2018), 并通过一组 LP-IV 回归而不是两组回归来估计财政乘数 m 。具体来说, 我们计算了政府在每个层面的累计支出 $\sum_{j=0}^h g_{t+j}$ 。为了估计经济周期阶段条件下的财政乘数, 我们进一步将政府支出与指示经济周期阶段的 $j=d0ummy$ 变量相互作用, 并从 LP-IV 回归集计算乘数:

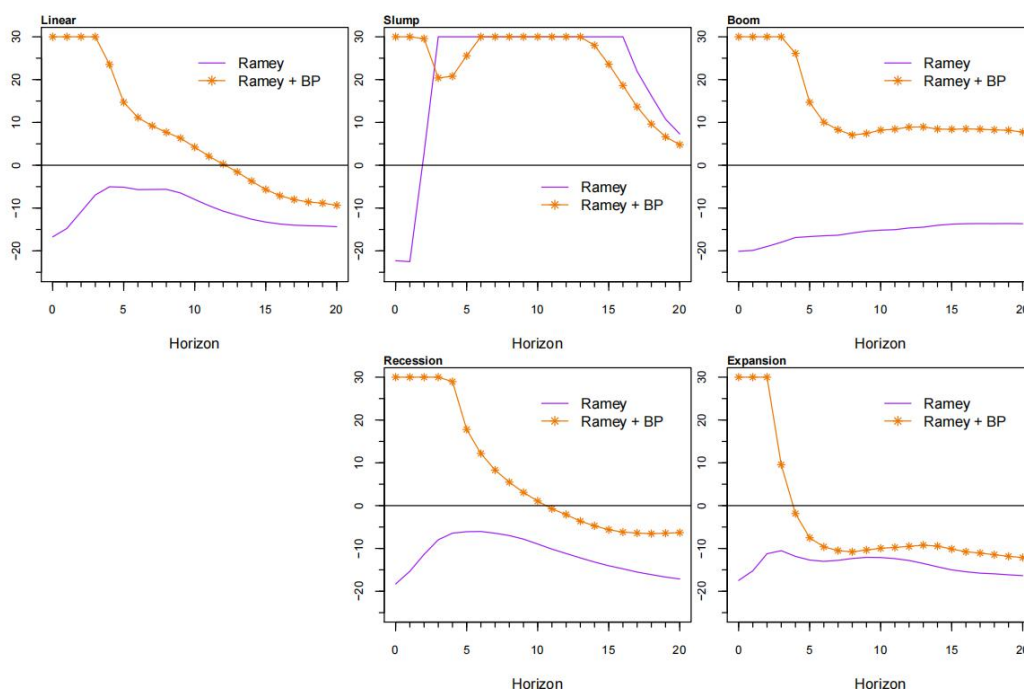
$$\sum_{j=0}^h y_{t+j} = I_{t-1}(\alpha_{1,h} + m_{1,h} \sum_{j=0}^h g_{t+j} + \gamma_{1,h} z_{t-1}) + (1 - I_{t-1})(\alpha_{0,h} + m_{0,h} \sum_{j=0}^h g_{t+j} + \gamma_{0,h} z_{t-1}) + \omega_{t+h}, \quad (4)$$

4.1.2. 结果

我们从检查工具相关性开始。我们的 LP-IV 回归的第一阶段将累积的实际政府支出 $\sum_{j=0}^h g_{t+j}$ 放到第 t 时期的工具上。我们考虑了两组工具:第 3 节中描述的拉米财政新闻冲击(Ramey, 2011b), 以及 Ramey 新闻冲击与 Blanchard 和 Perotti(2002)冲击我们的基准设定的控制集包括四个滞后:shock, y 和 z 。图 5 绘制了第一阶段有效 f 统计量与 Montiel Olea 和 Pflueger(2013)计算的阈值之间的差异这一数字表明, 军事新闻冲击只有在经济衰退期间才具有高度相关性。相反, 当我们使用这两种冲击来衡量政府支出时, 第一阶段的 f 统计量往往高于相关阈值, 特别是在冲击的前两到三年内。

表 4 给出了对财政乘数的估计。表中的小图给出了不同的回归设定, 对于每个小图, 我们统计了两年和四年期间的财政乘数。基准设定(第一区块), 使用与 Ramey 和 Zubairy(2018)相同的控制(但请记住, 我们对政府支出的转变是不同的)。设定 2 调整平均税率和通货膨胀的回归。在设定 3 和 4 中, 我们使用军事新闻冲击和 Blanchard and Perotti(2002)冲击作为财政支出的工具, 既适用于整个样本, 也适用于不包括二战的样本。

图 5: Montiel Olea 和 Pflueger 工具的相关性测试



当我们只使用军费开支冲击作为工具来比较衰退和繁荣时期的财政乘数时, 几乎没有证据表明存在国家依赖性, 但当我们同时使用这两种冲击作为工具时, 就会出现一些国家依赖性的迹象。在失业率高于 6.5% 的时期, 基准设定

中的两年累计乘数为.76，而在失业率较低的时期，其估计值为.57。不能使用任何标准阈值来拒绝两个估计相同的零假设。相对于 Ramey 和 Zubairy(2018)，我们在衰退期间的估计乘数和线性乘数略高，因为我们对政府支出的转变略有不同。当我们增加对税收和通货膨胀的额外控制时，估计的乘数会增加，特别是在经济衰退期间，但在统计上仍然无法与繁荣时期的乘数区分开来。最后，对财政乘数的估计低于 1；当我们排除二战时，出现了唯一一个特定于衰退的乘数大于 1 的设定。

表 4：财政乘数的历史时间序列估计

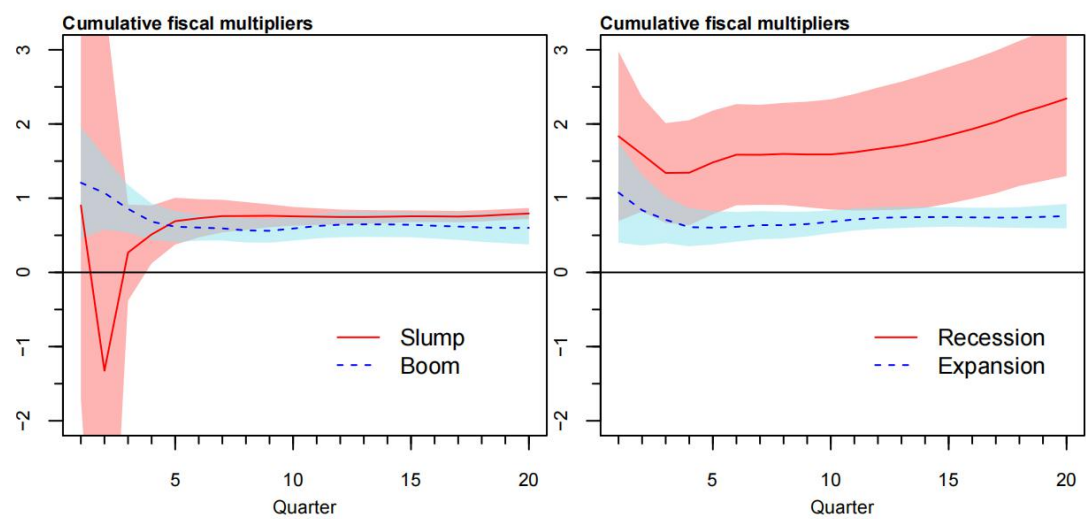
	Linear	Above/below trend		Peak to trough (BB alg)	
	All	Slump	Boom	Recession	Expansion
1. Military spending shock (baseline specification)					
2 year integral	0.72 (0.09)	0.76 (0.11)	0.57 (0.10)	1.60 (0.42)	0.64 [†] (0.11)
4 year integral	0.78 (0.06)	0.76 (0.05)	0.63 (0.10)	1.93 (0.57)	0.74 [†] (0.08)
2. Military spending shock, taxes and inflation as additional controls					
2 year integral	0.74 (0.09)	0.86 (0.17)	0.63 (0.10)	1.28 (0.33)	0.67 (0.09)
4 year integral	0.79 (0.07)	0.82 (0.08)	0.66 (0.12)	1.48 (0.46)	0.78 (0.06)
3. Military spending shock + BP shocks					
2 year integral	0.50 (0.08)	0.83 (0.18)	0.42 [†] (0.08)	0.88 (0.28)	0.54 (0.11)
4 year integral	0.71 (0.06)	0.75 (0.05)	0.56 [†] (0.08)	1.37 (0.41)	0.69 [†] (0.09)
4. Military spending shock + BP shocks, excluding WWII					
2 year integral	0.47 (0.16)	1.94 (0.83)	0.33 [†] (0.13)	0.57 (0.37)	0.42 (0.26)
4 year integral	0.77 (0.35)	1.67 (0.71)	0.59 (0.31)	1.20 (0.48)	0.59 (0.52)

我们确实看到了经济衰退和扩张时期乘数的一些差异。在基准设定中，两年累计乘数在衰退期为 1.6，但在扩张期为 0.6，在 5%的水平上存在统计相关差异。

在其他设定中，衰退与扩张的估计乘数之间的差异通常在统计上没有差异，尽管衰退中的估计乘数总是更高。事实上，衰退乘数的标准误差大于衰退/繁荣年表的标准误差，反映出数据相对匮乏。

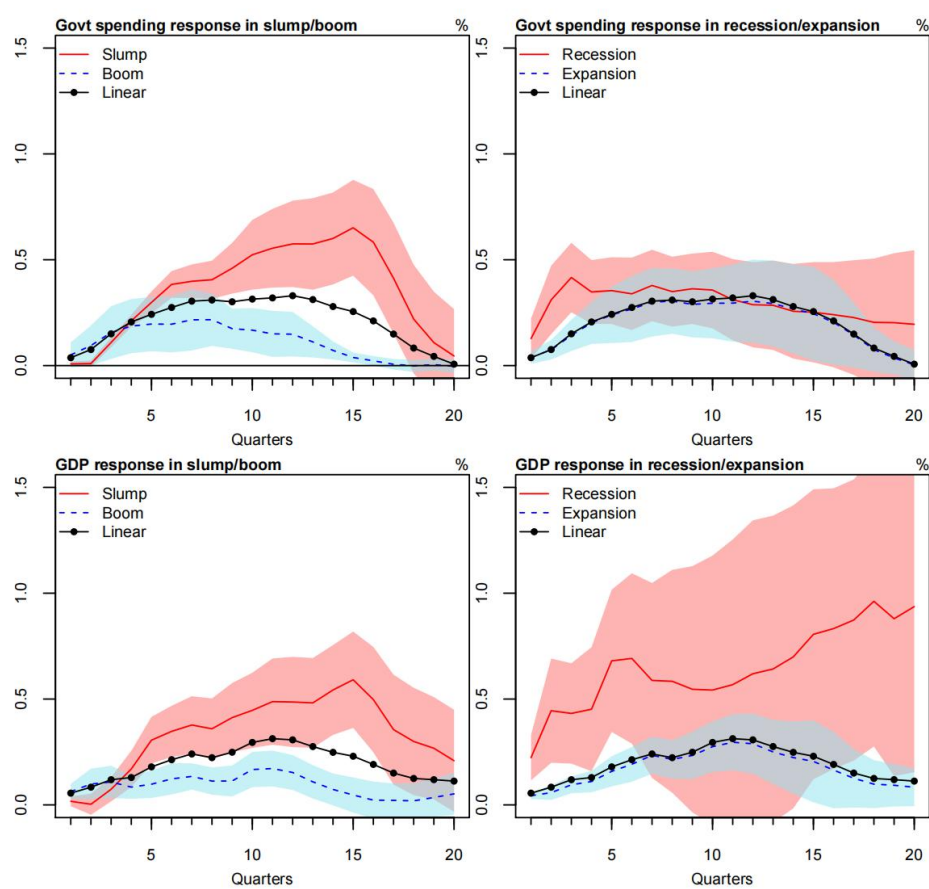
图 6 显示了基准设定的完整的局部投影乘数。左图比较繁荣与衰退，右图显示衰退与扩张。当比较衰退和扩张时，这个数字显示了乘数明显的国家依赖性：当衰退期间发生冲击时，乘数总是更高，这种差异在几个层面上都是显著的。相比之下，经济繁荣和衰退期间的乘数非常相似。

图 6：累积财政乘数



为了进一步阐明这些财政乘数，图 7 显示了在基线估计下，实际政府支出和 GDP 对相当于 GDP 1%的新闻冲击的脉冲响应。上面一行显示了政府支出对新闻冲击的估计反应，而产生的反应则在下面的面板中。左边的两个图比较了繁荣和衰退，而右图显示了比较扩张和衰退的结果。将相同的线性乘数添加到每个图形中作为参考。

图 7：政府支出和 GDP 对新闻历史时间序列的阶段响应



这些数字表明，政府支出对军费新闻冲击的反应存在巨大差异。在经济衰退期间，政府支出对新闻冲击的反应是滞后的——实际政府支出在冲击发生四年后达到峰值。此外，在新闻冲击后的头两年，标准误差相当小。这些结果与 Ramey (2011a) 和 Ramey and Zubairy (2018) 的案例研究相反，他们指出 的反应存在显著的异质性。相比之下，在经济衰退期间，支出峰值仅在三个季度后出现。Ramey (2011a) 详细研究了冲击的时间，她认为，在军费开支消息发布后的几个季度，军费开支才真正成为现实，尽管 Ramey 和 Zubairy (2018) 提出了一些案例研究，其中反应进一步推迟，在一到两年之间。我们在衰退期间发现的三个季度的峰值与朝鲜战争和越南战争的事件研究一致。在第一次和第二次世界大战期间，政府支出在新闻冲击之后立即增加，并在六到八个季度后达到峰值。此外，在经济衰退期间，政府支出会连续数年保持在较高水平。这与上面提到的几场战争的案例研究一致。总而言之，虽然在新闻发布后政府支出的反应存在很大的异质性，但我们认为，在经济衰退期间的反应与上述事件研究相比，在经济衰退期间的反应更为一致。

将政府支出和产出的反应放在一起，人们可以通过心理应用公式(3)来调和图 6 中的乘数。在衰退中，政府支出的反应是前置性的，峰值水平比衰退期间的反应要小。与此同时，在衰退中，产出的反应累积起来比在扩张中更大，尤其是在冲击后的头两年。由于在我们确定的衰退期间几乎没有新闻冲击，政府支出和产出的反应都非常不确定。相比之下，正如我们在经济衰退期间政府支出的反应所看到的那样，大部分政府支出被新闻冲击本身所推迟。考虑到我们样本中的平均衰退持续时间仅超过 1.5 年，在严重的经济困境期间，政府支出实际上不太可能发生。产出本身的响应最终也会变小。总的来说，我们认为这些结果支持财政乘数在经济不景气时期更大的观点，但强调乘数相对较大的时期可能相当短。

4.1.3. 两两与四阶段乘数估计比较

到目前为止，我们已经展示了商业周期阶段的两两比较;也就是说，我们将繁荣与衰退，或扩张与衰退进行比较。表 5 给出了我们在图 1 中确定的商业周期的四个阶段的结果。大多数指标表明，在商业周期的第二和第四阶段乘数较高——尽管这种差别在统计上并不总是有意义——而在第一阶段乘数往往较小。在第三阶段，失业率正在上升并高于其趋势，这是非常不精确的估计。在附录图 A.4 中，我们绘制了商业周期每个阶段的新闻冲击图中显示，第三阶段只有 6 次冲击，震级也较小。此外，其他阶段的识别往往依赖于几个较大的冲击，这些冲击在第二阶段大多是积极的，在第四阶段大多是消极的(见 Barnichon 等人，2021)。由于国家层面的数据在每个阶段包含的政府支出冲击不足，我们首选的结果是两两比较，而不是对每个阶段进行单独估计。

4.1.4 稳健性

接下来，我们执行一系列检查，以评估上述结果的稳健性。我们首先测试结果是否对使用图 A.1 中详述的替代商业周期年表具有稳健性。我们测试了繁荣/萧条系列的另一种年表，我们通过将失业率与其 HP 趋势进行比较来定义繁荣和萧条。与该年表相关的乘数列于附录表 A.6 的前两列。这一结果在性质上与基于 6.5% 的固定阈值的衰退和繁荣的结果相似。据估计，衰退时期的乘数总是高于繁荣时期的乘数，但和以前一样，差异很小，没有统计意义。

表 5：财政乘数的历史时间序列估计：商业周期的四个阶段

	Linear	(1)		(2)	
	All	Phase I	Other phases	Phase II	Other phases
1. Military spending shock (baseline specification)					
2 year integral	0.72 (0.09)	0.51 (0.11)	0.84 (0.14)	1.02 (0.33)	0.63 (0.10)
4 year integral	0.78 (0.06)	0.57 (0.12)	0.83 (0.10)	1.58 (0.55)	0.73 (0.06)
2. Military spending shock, taxes and spending as additional controls					
2 year integral	0.74 (0.09)	0.53 (0.07)	0.89 [†] (0.14)	1.00 (0.35)	0.65 (0.09)
4 year integral	0.79 (0.07)	0.66 (0.11)	0.86 (0.09)	1.43 (0.52)	0.76 (0.06)
3. Military spending shock + BP shocks					
2 year integral	0.50 (0.08)	0.12 (0.04)	0.79 (0.12)	0.63 (0.25)	0.56 (0.09)
4 year integral	0.71 (0.06)	0.16 (0.10)	0.85 (0.12)	1.23 (0.34)	0.71 (0.07)
4. Military spending shock + BP shocks, excluding WWII					
2 year integral	0.47 (0.16)	0.30 (0.18)	0.88 (0.38)	0.31 (0.37)	0.58 (0.29)
4 year integral	0.77 (0.35)	0.28 (0.41)	1.43 [†] (0.46)	1.06 (0.35)	0.83 (0.41)
	Linear	(3)		(4)	
	All	Phase III	Other phases	Phase IV	Other phases
1. Military spending shock (baseline specification)					
2 year integral	0.72 (0.09)	-0.24 (1.45)	0.69 (0.09)	0.86 (0.09)	0.76 (0.16)
4 year integral	0.78 (0.06)	0.49 (2.27)	0.76 (0.07)	0.81 (0.03)	0.87 (0.17)
2. Military spending shock, taxes and spending as additional controls					
2 year integral	0.74 (0.09)	-1.37 (1.99)	0.75 (0.09)	1.20 (0.17)	0.79 [†] (0.19)
4 year integral	0.79 (0.07)	-1.32 (3.51)	0.79 (0.07)	0.94 (0.04)	0.86 (0.18)
3. Military spending shock + BP shocks					
2 year integral	0.50 (0.08)	1.60 (1.43)	0.49 (0.10)	0.91 (0.14)	0.41 [†] (0.08)
4 year integral	0.71 (0.06)	1.82 (1.24)	0.69 (0.06)	0.76 (0.05)	0.60 (0.10)
4. Military spending shock + BP shocks, excluding WWII					
2 year integral	0.47 (0.16)	1.60 (1.43)	0.36 (0.14)	2.76 (1.01)	0.43 [†] (0.16)
4 year integral	0.77 (0.35)	1.19 (2.03)	0.61 (0.30)	1.46 (0.43)	0.76 (0.31)

接下来，我们评估了衰退/扩张的三个备选定义：NBER 年表，以及最小周期持续时间为 7 个季度（“延长 7”）和 16 个季度（“延长 16”）的 BB 算法年表。由此得出的估计数列于表 A.6 的其余各栏。我们的结果总体上对另一种衰退/扩张年表是稳健的。对于每个年表和回归设定，我们发现衰退中的乘数高于扩张中的乘数，尽管这种差异并不总是具有统计相关性。扩张中的估计乘数通常在 0.5 左右，而在衰退中，估计乘数通常（但不总是）超过 1。由于美国国家经济研究局商业周期年表与基于 Bry - Boschan 算法的年表非常相似，因此使用美国国家经济研究局年表的结果与已经提出的结果大体相似也就不足为奇了。两个延长的 BB 年表的结果也与原始结果相似，如果有的话，显示出扩张和衰退之间更明显的差异。

我们还评估了降低政府支出趋势的替代方法的效果。回想一下，我们根据政府支出变量 g_{t+h} 计算财政乘数，其定义如下：

$$g_{t+h} = (G_{t+h} - G_{t+h}^p) / Y_t^p$$

其中 G_{t+h}^p 是政府支出水平的趋势，通过在四次时间多项式上对政府支出进行回归的拟合值来计算，其中我们从估计中排除了第二次世界大战时期。为了确保我们的结果对去趋势方法具有稳健性，我们使用 Hodrick-Prescott (HP) 滤波器以及 Christiano and Fitzgerald (2003)(CF) 带通滤波器对政府支出系列进行了去趋势化。在这些不同的政府支出定义下对财政乘数的估计载于附录表 A.7 和 A.8，其质量与表 4 的主要结果相似。经济衰退时期的财政乘数高于经济扩张时期，但证明经济衰退时期的财政乘数高于经济繁荣时期的证据仍然不足。衡量财政支出在周期内的平均影响的线性乘数的点估计通常在表 4 中估计的小数范围内，进一步表明我们的结果对于政府支出的不同趋势测量是稳健的。

接下来，我们评估我们的结果在排除不同历史时期的情况下是否稳健。上述分析的一个严重局限是它依赖于大规模战争前后的冲击。Hall(2009)指出，任何根据军事开支的历史数据对财政乘数的估计“都会受到低估乘数的怀疑，因为大部分证据来自第二次世界大战的指令经济。”“我们之前的估计表明，我们的结果在排除第二次世界大战的情况下相当稳健，但我们的结果仍然严重依赖于重大军事事件周围的冲击。事实上，附录图 A.4 显示，最大的消费冲击发生在第一次世界大战和第二次世界大战期间。为了突出这些大事件对我们结果的重要性，我们重新估计了滚动观测窗口上的乘数。考虑到大量的控制变量和相对较少的冲击，我们使用 50 年的窗口来获得足够数量的观察结果，所有这些都与经济的状态变量相互作用。结果见附录图 A.5。总而言之，与 Hall(2009)一致，我们发现结果强烈依赖于战争事件的纳入。特别是，只要包括第一次世界大战或第二次世界大战，我们估计的衰退和扩张的乘数相当稳定。如果样本包括第二次世界大战，则扩张和衰退的估计是稳定的，这与衰退期间的冲击主要发生在那些年份的事实相一致(图 A.4)。

我们的结果对战争抽样的敏感性并不妨碍我们的论文协调依赖于历史数据的文献中关于状态依赖性的证据。然而，它确实限制了对乘数的现代状态依赖性的推断程度。然而，我们将证明，历史数据中国国家层面的结果与现代数据中美国各州层面的结果有很强的相似之处，并且州级结果对子样本的分析是稳健的。我们将在下一节中介绍这一分析。

4.2. 利用军费开支冲击进行国家一级分析

接下来，我们表明，当我们遵循 Nakamura 和 Steinsson(2014)的方法时，我们也发现了财政乘数在整个经济周期中变化的证据。Nakamura 和 Steinsson 通过假设联邦政府不会根据美国各州的相对表现改变国家支出来确定州一级财政政策的外生变化这种方法的优点是，它在数据中引入了一些元素，这可能提高财政乘数估计的精度。通过考虑时间固定效应，面板结构进一步使我们能够控制货币政策的潜在国家依赖反应。由于我们在州一级生成了商业周期年表，我们现在可以更可靠地测试乘数在四个商业周期阶段之间是否不同。

Nakamura 和 Steinsson(2014)估计了两阶段工具变量回归。在第一阶段，将州一级军费开支的变化回归到国家军费开支和控制的变化：

$$\Delta\mu_{s,t} = \beta_s \Delta\mu_{nat,t} + I_{s,t-1}(\alpha_{1,s} + \xi_{1,s}(L)z_t) + (1 - I_{s,t-1})(\alpha_{0,s} + \xi_{0,s}(L)z_t) + \Phi'_s c_{s,t} + \epsilon_{s,t}, \quad (5)$$

其中， μ_s 和 μ_{nat} 是州和联邦军费开支占 GDP 百分比的两年变化， z 是控制矢量， c 是固定效应。 $I_{s,t}$ 是虚拟变量，表示时段状态中的业务周期状态。第二阶段回归将第一阶段的拟合值回归到州一级 GDP：

$$\Delta y_{s,t} = I_{s,t-1}(\alpha_{0,s} + \psi_{0,s}(L)z_t + \gamma_0 \Delta\hat{\mu}_{s,t}) + (1 - I_{s,t-1})(\alpha_{1,s} + \psi_{1,s}(L)z_t + \gamma_1 \Delta\hat{\mu}_{s,t}) + \phi'_s c_{s,t} + \eta_{s,t}, \quad (6)$$

其中 Δy 表示国家 GDP 的两年增长，而 $\hat{\mu}$ 表示公式(5)的拟合值。参数 γ_0 和 γ_1 捕获相位相关乘法器。值得强调的是，这些方程估计了联邦支出的开放经济相对乘数，它量化了军费支出增加后各州 GDP 相对于其他国家的增长。因此，在将这些乘数与第 4.1 节中计算的乘数进行比较时，应谨慎使用。

4.2.1. 结果

表 6 给出了对开放经济乘数的估计。表的第一行给出了只包括时间固定效应的回归估计。同样，随后的每一行都表示不同的设定。表 6 中的第 2-5 行表明，结果对各种回归设定具有广泛的稳健性。第 2 行中的回归控制了军费开支占州 GDP 的百分比，因为周期性敏感行业可能对国防开支特别敏感。第 3 行调整具有状态固定效果的回归。在第 4 行，我们增加了对国家劳动力市场机构和部门构成的控制。最后，最后一个设定对滞后的因变量进行调整。

表 6:经济周期阶段的开放经济财政乘数:来自美国的证据

	Linear	Above/below trend		Peak to trough (BB alg)	
	All	Slump	Boom	Recession	Expansion
1. Baseline (year fixed effects only)					
Two year integral	2.01 (0.83)	2.07 (0.76)	1.94 (0.97)	2.68 (0.91)	1.31 (0.93)
2. Year fixed effects; size of military					
Two year integral	0.29 (0.80)	0.31 (0.71)	0.29 (1.00)	1.20 (0.88)	-0.59† (1.02)
3. Year and state fixed effects					
Two year integral	3.05 (1.51)	2.13 (0.86)	1.92 (1.05)	2.79 (0.91)	0.84† (1.05)
4. Year and state fixed effects; size of military; labor market/industry					
Two year integral	1.58 (0.73)	1.56 (0.64)	1.35 (1.31)	2.20 (0.84)	0.68 (0.94)
5. Year and state fixed effects; size of military; labor market/industry; lagged dep. var.					
Two year integral	1.55 (0.73)	1.64 (0.54)	0.99 (1.00)	2.13 (0.68)	0.80 (0.85)

线性回归估计财政乘数在 0.3 和 3.0 之间。这些数值意味着，相对军费开支占国家国内生产总值的百分比每增加 1%，在开支增加的两年内，其国内生产总值相对于其他国家增加 0.3-3%。转向与阶段相关的估计，我们发现几乎没有证据表明开放经济的财政乘数在衰退和繁荣时期存在差异。相反，我们发现一些证据表明，乘数的变化取决于国家是处于衰退还是扩张。在衰退中，财政乘数的估算点明显较高，在 1.2 至 2.8 之间，而在扩张中，乘数往往低于 1。然而，这些估计的标准误差往往很大，因此我们通常不能拒绝在商业周期的两个阶段中乘数相同的零假设。

表 7 报告了图 1 中描述的每个商业周期阶段的结果。我们发现，在周期的第二和第三阶段(失业率上升的时期)，财政乘数的点估计值总是高于其他阶段，尽管这种差异并不总是具有统计意义。该表还显示了为什么乘数在衰退和繁荣之间没有区别，因为每个时期都由失业率上升或下降的时期组成，因此乘数有高有低。

表 7:按经济周期阶段估计的开放经济财政乘数:来自美国的证据

	Linear	(1)		(2)	
	All	Stage I	Other stages	Stage II	Other stages
1. Baseline (year fixed effects only)					
Two year integral	2.01 (0.83)	1.64 (1.16)	2.10 (0.84)	3.43 (1.23)	1.71 (0.81)
2. Year fixed effects; size of military					
Two year integral	0.29 (0.80)	-0.56 (1.35)	0.49 (0.75)	1.78 (1.09)	-0.05† (0.81)
3. Year and state fixed effects					
Two year integral	3.05 (1.51)	1.41 (1.16)	2.16 (0.91)	3.64 (1.35)	1.54† (0.92)
4. Year and state fixed effects; size of military; labor market/industry					
Two year integral	1.58 (0.73)	0.70 (1.36)	1.73 (0.75)	2.76 (1.76)	1.35 (0.71)
5. Year and state fixed effects; size of military; labor market/industry; lagged dep. var.					
Two year integral	1.55 (0.73)	0.65 (1.20)	1.73 (0.57)	1.99 (1.39)	1.44 (0.58)
	Linear	(3)		(4)	
	All	Stage III	Other stages	Stage IV	Other stages
1. Baseline (year fixed effects only)					
Two year integral	2.01 (0.83)	2.93 (0.84)	1.57 (0.89)	2.17 (0.85)	2.00 (0.78)
2. Year fixed effects; size of military					
Two year integral	0.29 (0.80)	1.25 (0.98)	-0.09 (0.88)	0.01 (0.79)	0.46 (0.87)
3. Year and state fixed effects; size of military					
Two year integral	3.05 (1.51)	3.04 (0.79)	1.44† (1.02)	2.11 (1.09)	2.02 (0.94)
4. Year and state fixed effects; size of military; labor market/industry					
Two year integral	1.58 (0.73)	1.95 (0.64)	1.16 (0.95)	1.51 (0.84)	1.48 (0.88)
5. Year and state fixed effects; size of military; labor market/industry; lagged dep. var.					
Two year integral	1.55 (0.73)	1.94 (0.54)	1.11 (0.77)	1.45 (0.73)	1.48 (0.67)

4.2.2. 稳健性检查

和以前一样，我们使用不同的衰退定义来检验稳健性。由于我们使用 HP 滤波器来定义我们的基准衰退和繁荣，因此我们没有提供可供选择的衰退/繁荣年表的结果。表 A.9 报告了使用其他衰退年表(NBER 和两个延长的 Bry-Boschan 年表)的结果。对于国家层面的 NBER 年表，我们发现在一些回归设定中，乘数在衰退中较小。这与使用国家数据的结果不一致(表 A.6)，其中 NBER 衰退具有更高的乘数。这一结果表明，国家层面的乘数只有在地方经济衰退时才会更高，而不是在全国经济衰退时。相比之下，替代的 BB 算法再次显示，乘数在衰退和扩张期间有所不同。事实上，在这些不同的年表下，衰退和扩张之间的差异往往更为明显，在标准水平上也更为显著。

至于第二个稳健性检查，我们重复分析了国家层面的时间子样本。鉴于我们的完整样本从 1977 年持续到 2015 年，我们在子样本分析中使用了 25 年的时间窗口。结果见附录图 A.6。该图显示，州级结果对子样本分析的稳健性明显

高于州一级结果。对于衰退和繁荣，我们总是发现类似的乘数。衰退时期的乘数始终高于扩张时期的乘数，尽管从 2014 年底开始，差异的幅度变小。

至于第三个稳健性检验，我们估计了作为替代因变量的财政支出对就业的状态依赖效应。对于历史分析，这是不可能的，因为没有前几年的高质量数据。我们重复了州一级的主要分析，使用就业率的两年百分比变化作为因变量。A.附录表 10 给出了结果，这有力地支持了我们之前的结果。平均而言，一个州的支出相对于 GDP 每增加一个百分点，两年后该州的就业率就会增加大约 0.35 个百分点。和以前一样，我们发现衰退和繁荣时期的乘数之间没有显著差异。相反，我们发现财政支出对就业率的影响在经济上和统计上都显著大于经济扩张时期。例如，具有时间和状态固定效应的首选设定中的估计乘数（第 3 行）表明，扩张期间财政支出对就业的影响为零，而在衰退期间，支出占 GDP 的比例每增加一个百分点，就业率就会提高 0.8 个百分点。

至于第三个稳健性检验，我们估计财政支出对就业的国家依赖效应作为一个替代因变量。对于历史分析来说，这是不可能的，因为没有早期的高质量数据。我们在州一级重复主要分析，使用两年就业率的百分比变化作为因变量。附录表 A.10 给出的结果有力地支持了我们以前的结果。平均而言，一个州的支出相对于 GDP 每增加一个百分点，两年后该州的就业率就会增加大约 0.35 个百分点。和以前一样，我们发现经济衰退和繁荣时期的乘数没有显著差异。相比之下，我们发现财政支出对就业率的影响在经济和统计上都比在经济扩张中显著更大。例如，考虑时间和国家固定效应的首选设定中的估计乘数(第 3 行)表明，经济扩张期间财政支出对就业的影响为零，而在经济衰退期间，支出占 GDP 的比例每增加 1 个百分点，就业率就会提高 0.8 个百分点。

5.结论

本文重新讨论了财政乘数在衰退中是否比在扩张中更大的问题。通过将商业周期分为四个阶段，我们能够协调以前论文中相互矛盾的结果。我们认为，大部分证据都支持这样一种观点，即财政支出乘数在衰退中比在扩张中更大。相反，当失业率高于或低于其趋势时，很少有证据表明乘数会发生变化。我们将这些结果解释为文献中发现的经常相互矛盾的结果的综合。

我们的研究结果表明，旨在减少经济活动和失业波动的政策在以失业增加为特征的衰退中最为有效。即使在失业率较低、产出缺口为正的情况下，财政政策也有能力导致产出不成比例的增长。然而，当失业率下降时，财政政策就不那么有效了。即使在失业率居高不下的情况下，乘数也低于 1。我们的结果对支出的最佳时机有影响，因为政策制定者应该根据变化的方向而不是失业率的水平来决定扩张性政策。这意味着，在衰退开始时的早期干预可能比失业率已经开始回升时的干预更有效。

本文原题为 “When is the fiscal multiplier high? A comparison of four business cycle phases”，作者是 Travis Berge, Maarten De Ridder, Damjan Pfajfar。Travis Berge 为加利福尼亚大学经济学博士，现任联邦储备委员会首席经济学家。Maarten De Ridder 为伦敦经济学院助理教授。Damjan Pfajfar 现任项目经理兼联邦储备委员会首席经济学家。本文于 2023 年 7 月 26 日刊于 ScienceDirect 官网。[单击此处可以访问原文链接。](#)

本期智库介绍

Brussels European and Global Economic Laboratory (Bruegel) 布鲁塞尔欧洲与全球经济实验室

简介：布鲁塞尔欧洲与全球经济实验室成立于 2005 年，是主要研究国际经济的独立、非理论（non-doctrinal）的智库。致力于通过开放、基于事实并且与政策有关的研究、分析和讨论，对欧洲及全球经济政策制定作出贡献。Bruegel 的成员包括欧盟各国政府以及一些领先的国际公司。在《2011 年全球智库报告》（The Global Go To Think Tanks 2011）中，Bruegel 在全球（含美国）30 大智库中列第 16 名，全球 30 大国内经济政策智库中列第 9 名，全球 30 大国际经济政策智库中列第 3 名。

网址：<http://www.bruegel.org/>

The Center for Economic Policy Research (CEPR) 经济政策研究中心

简介：经济政策研究中心成立于 1983 年。它包括七百多位研究人员，分布于 28 个国家的 237 家机构中（主要是欧洲高校）。其特点是提供政策相关的学术研究、并关注欧洲。Voxeu.org 是 CEPR 的门户网站，受众为政府部门的经济学家、国际组织等。它的文章多为与政策相关的工作论文初稿，比财经报纸专栏更为深入，同时比专业学术文章更加易懂。

网址：<http://www.voxeu.org/>

Peter G. Peterson Institute for International Economics (PIIE) 彼得森国际经济研究所

简介：由伯格斯坦（C. Fred Bergsten）成立于 1981 年，是非牟利、无党派在美国智库。2006 年，为了纪念其共同创始人彼得·乔治·彼得森（Peter G. Peterson），更名为“彼得·乔治·彼得森国际经济研究所”。在《2011 年全球智库报告》（The Global Go To Think Tanks 2011）中，PIIE 在全球（含美国）30 大智库中列第 10 名，全球 30 大国内经济政策智库中列第 4 名，全球 30 大国际经济政策智库第 1 名。

网址：<http://www.piie.com/>

International Monetary Fund (IMF) 国际货币基金组织

简介：IMF 于 1945 年 12 月 27 日成立，为世界两大金融机构之一，职责是监察货币汇率和各国贸易情况、提供技术和资金协助，确保全球金融制度运作正常，其总部设在华盛顿。IMF 主要通过监督、贷款以及技术援助和培训三大职能来促成国际金融体系的稳定。IMF 的工作论文及其他出版物在全球宏观经济政策研究方面拥有巨大影响。

网址：<http://www.imf.org/>

Federal Reserve Bank of San Francisco (FRBSF) 旧金山联邦储备银行

简介：旧金山联邦储备银行是美国第十二区的联邦储备银行。第十二区由 9 个西部州份组成，包括阿拉斯加州、亚利桑那州、加利福尼亚州、夏威夷州、爱达荷州、内华达州、俄勒冈州、犹他州和华盛顿州，加上北马里亚纳群岛、美属萨摩亚和关岛。

网址：<https://www.frbsf.org>